

# 影響我國商品出口變動之因素

## －考量匯率對進口中間財之影響\*

林依伶\*\*

### 摘要

我國為一小型開放經濟體，出口成長深受國外景氣、匯率等因素之影響，惟實證文獻上，匯率或國外所得對我國出口之估計結果，常有不符理論預期之情況，此可能係因我國出口產品所需之原料或中間財具仰賴國外進口之特色，故匯率變動對出口可能帶來正反兩面影響，惟過去國內文獻尚未對此進行研究，故本文嘗試將匯率對廠商進口成本之影響代入出口函數中，使得實證模型除了符合台灣出口模式外，亦具有理論基礎。

本文實證結果顯示：(1) 國外所得變動對我國總出口之影響最大；實質匯率變動對我國出口之正負向效果可能部分抵銷，致其對出口之影響將因此縮小。(2) 影響我國出口變動來源，因出口地區或產品別之不同而有所差異。(3) 我國出口至大陸部分，受大陸及已開發國家景氣波動之影響程度較大，出口至美國則受生產力之影響最大。

\* 本文初稿完成於民國103年3月，103年7月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳局長一端、林副處長淑華、吳副處長懿娟、程研究員玉秀、彭研究員德明、廖副研究員俊男、劉副研究員淑敏、許副研究員碧純與三位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，在此亦一併致謝。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

\*\* 作者為中央銀行經濟研究處四等專員。

## 壹、前言

台灣為小型開放經濟體，經濟成長主要仰賴出口成長，因此建立一適合描述我國商品出口變動之模型具有一定重要性。惟台灣受制於國內資源有限，出口產品所需之原料或中間財亦極仰賴國外進口，致實證文獻上，匯率或國外所得對我國出口之估計結果，常有不符理論預期之情況(如本國貨幣實質貶值對出口之影響為負向)，因此如何建構一個合適的台灣出口模型有其難度。

文獻上對出口變動之分析多半著重於匯率及國外所得對出口值之影響，亦即由出口之需求面來估計出口函數(如方文碩等人(2005))。惟此估計方法對我國或其他出口生產亦多仰賴進口之國家，匯率彈性之估計值可能存在偏誤，或甚不符理論預期。理由為一國貨幣升(貶)值時，除了使本國出口品價格相對他國之產品價格上升(下降)，而使本國出口下降(增加)外；另一方面亦可能造成進口品價格下降(上升)，使本國廠商生產成本降低(提高)，故而提高(降低)出口品的價格競爭力，促使出口增加(減少)。因此匯率對我國出口之影響除了經由需求面外，亦可能透過供給面之管道來影響，且兩者對出口之影響呈相反方向。

以Thorbecke and Komoto(2010)為例，該文估計8個國家之總出口的國外所得及匯率彈性，其中台灣、菲律賓、馬來西亞及泰國

的實質有效匯率估計係數皆顯示，貨幣實質貶值將使各國出口顯著下降，此與美國、日本等國之貨幣實質貶值將帶動出口上升的情況不同。該文對此結果提出兩種主要解釋，首先，多數亞洲國家之進口品多為出口所需的中間財或原料，因此貨幣貶值將導致廠商對進口品需求下降，進而造成出口下滑。其次，因不同出口產品別或地區別的匯率及國外所得彈性可能不同，導致以總合出口估計而得之彈性值有所偏誤。

根據財政部統計，2012年台灣進口品中，約僅9%屬消費品，其餘則為資本設備(約13%)及農工原料(約77%)，顯示我國進口品多為廠商生產所需。故為將影響出口之供給面因素，包括與匯率有關之進口成本及生產力，納入出口函數中，本文參考Abeyasinghe and Choy(2005)對同屬小型開放經濟體之新加坡，所建立之出口模型，延伸成為適合台灣的出口模型。

此外，若將我國對不同地區(包括中國大陸(含香港，以下簡稱大陸)、東協六國、美國、日本、南韓及德國<sup>註1</sup>)，以及不同產品別(包括機械及電機設備、基本金屬及其製品、塑橡膠及其製品、精密儀器、化學品<sup>註2</sup>)之出口年增率，以及世界所得<sup>註3</sup>年增率繪於圖1及圖2，則我國對美國、日本及德國之出口年增率波動性相較於對大陸、東協六國

及南韓出口不僅較低，且與世界所得年增率之相關性不如後三者強烈。而若以圖2不同出口產品別之走勢來看，則我國機械及電機設備與塑橡膠及其製品之出口年增率，與世界所得年增率之相關性略高於其他三項出口品，且波動性較低。

顯見我國對不同地區以及不同產品別之

出口走勢有所差異，故為避免以總出口估計而得之各變數係數估計值有所偏誤，本文另針對不同地區別及產品別之出口模型進行分析，同時鑒於大陸及美國為我國兩大出口國註4，因此亦特別針對我國出口至此兩國之產品別進行實證分析。

圖1 台灣對主要國家之出口及世界所得年增率

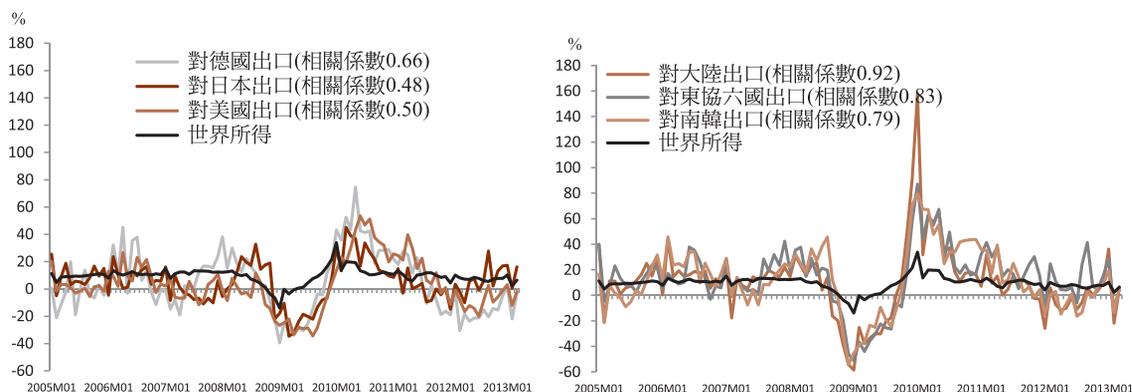
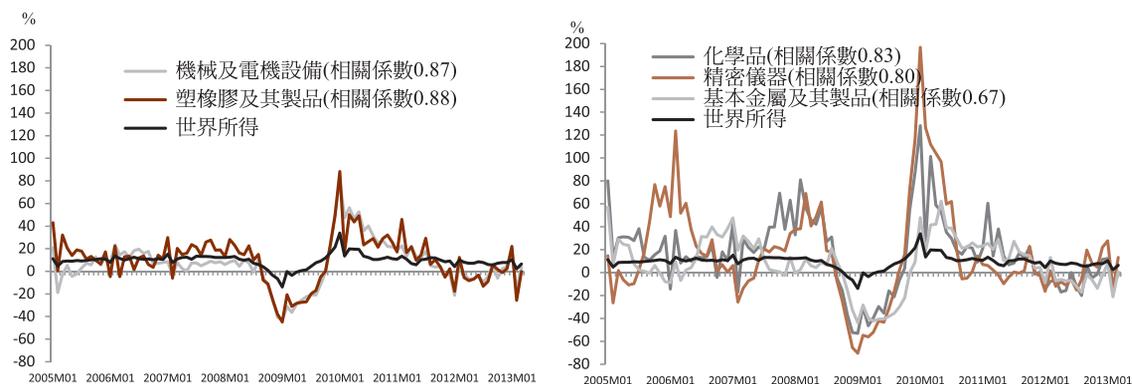


圖2 台灣主要商品出口及世界所得年增率



說明：相關係數為各項出口年增率與世界所得年增率之相關係數。

資料來源：Global Insight及財政部通關統計

本文共分為五個部分，除前言外，第貳部分為文獻回顧，介紹國內外文獻對出口函數之設定方式及估計結果；第參部分為台灣

商品出口模型設定及資料處理；第肆部分為出口模型之實證分析，以共整合分析法估計我國出口之國外所得、實質有效匯率及生產

力之彈性；第五部分則為結論。

## 貳、文獻回顧

有關開放經濟體之出口函數設定，或者出口之國外所得及匯率彈性的估計方法<sup>註5</sup>，目前文獻上多從需求面著手，即將實質出口( $rex$ )設為匯率( $e$ )及國外所得( $y^f$ )之函數，故  $rex = f(e, y^f)$ ，例如Thorbecke and Komoto(2010)、Gruber, *et. al* (2011)、徐千婷(2006)<sup>註6</sup> 等不勝枚舉。惟此估計方式，易忽

略供給面因素對出口的影響，例如貨幣升貶造成生產成本變動，以及廠商增加資本累積或技術進步等，皆屬供給面因素。上述因素將導致各文獻估得之匯率及國外所得的係數值可能不符理論預期。我們將國內外文獻對我國出口產品與匯率，以及國外所得之實證關係列於表1。

表1 國內外文獻對我國出口函數估計結果

文獻	樣本期間	國外所得係數	匯率係數	說明
方文碩等人(2005)	1981年1月－2004年2月之月資料	0.41**	-0.49*	採ARCH-M模型估計；此為落後2期之所得及匯率變動對總商品出口變動之影響。
王泓仁(2005)	1989年5月－2003年12月之月資料	--	-0.999*	以VAR模型估計；此為落後2期之匯率變動對總商品出口之影響，雖作者在模型中有加入國外所得變數，惟未列估計結果。
柯勝揮與江朝宗(2011)	1990年－2009年之季資料	1.848***	0.512 (美)	以VAR分析我國對「美國」商品出口之貿易彈性；此分別為落後5期及6期的商品出口所得及匯率彈性。
Chen, H.C.(2001)	1981年第1季－1998年第1季之季資料	2.60*** (1.15***)	0.13 (美) (-1.48***)(日)	採最小平方方法，此為台灣對「美國」商品出口之所得及匯率彈性，括弧內則為對「日本」商品出口之相關彈性。
Chen, H.C.(2004)	1981年第1季－2003年第3季之季資料	4.592*** (-5.502***)	-1.018*** (美) (-6.143***)(日)	採Johansen共整合分析法，此為台灣對「美國」商品出口之所得及匯率彈性，括弧內則為對「日本」商品出口之相關彈性。
Thorbecke and Komoto(2010)	1981年第1季－2008年第3季之季資料	1.75***	1.12***	採動態最小平方(Dynamic-OLS)之共整合分析法；此為總出口之長期所得及匯率彈性。

說明：1. 表內匯率皆以間接報價表示，即匯率上升(下降)代表新台幣升值(貶值)。估若匯率係數估計值為負數，方符合理論預期。

2. 「\*」表示該估計係數在顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

表1結果顯示，柯勝揮與江朝宗(2011)、Chen(2001)與Chen(2004)在匯率或國外所得估計係數上皆出現不符理論預期的情況。另外，各文獻在估計出口函數時，並未針對我國不同出口產品別進行分析。

為考量供給面因素，早期國外文獻如Goldstein and Khan(1978)與Riedel (1988)等，嘗試將出口之供給及需求函數進行聯合估計，以得到出口的相關彈性值。其中Riedel將出口供給設定為進口原料價格、勞工薪資，以及產能成長和技術進步(以趨勢項作為兩者的代理變數)之函數。惟此作法通常不適合小型開放經濟體，因為在廠商為價格

接受者(price-taker)的情況下，僅能由供給面或需求面擇一估計出口函數，否則將有過度認定的問題。

因此，為了將供給面及需求面變數同時加入至出口函數中，且又可達到與個體理論具一致性的要求，Abeyasinghe and Choy (2005)將廠商於生產時，會考量未來需求的多寡進而調整其產能(以資本存量之變動衡量)的概念導入模型中。最後在出口廠商追求利潤極大化的假設下，可得到不同於傳統的出口供給函數，因該函數的解釋變數包含需求面要素，如國外需求及出口價格等。

## 參、台灣商品出口模型設定及資料處理

為分析近年來影響我國出口變動之主要因素，本文參考Abeyasinghe and Choy (2005)乙文，嘗試設定適合我國之出口函數，並採用共整合分析法，藉以估計我國出口之國外所得及匯率等相關彈性值<sup>註7</sup>。

### 一、出口模型設定

國內外文獻對於出口函數的估計多以需求面為主，如Thorbecke and Komoto (2010)，即將實質總合出口之對數值( $rex$ )設定為實質有效匯率( $reer$ )及主要出口國所得( $y^f$ )對數值之函數，如(1)式：

$$rex_t = \beta_0 + \beta_1 reer_t + \beta_2 y_t^f, \quad (1)$$

其中，理論上  $\beta_1$  應小於0，即本國貨幣升值(即  $reer$  上升)將使出口下降；且  $\beta_2$  應大於0，其表示國外所得上升，將帶動外國對本國商品之需求。

然而，台灣係屬小型開放經濟體，出口商品多仰賴進口之原料或中間財，匯率的變動不僅直接影響國外對本國出口商品之需求，亦可能透過進口原料價格間接影響出口。因此，將匯率對進口價格之影響引入台灣出口模型具有一定重要性。故而，本文參考Abeyasinghe and Choy (2005)，假設出口廠商為產品及原料價格之接受者外，另外加入廠商於生產時將考慮未來需求之假設。因

此，在廠商追求終身利潤極大化下，可將出口估計式擴增為同時含有需求面及供給面之變數（有關Abeyasinghe and Choy對廠商出口供給式之推導過程詳見附錄一），亦即：

$$\begin{aligned} rex_t = & \beta_0 + \beta_1 y_t^f + \beta_2 \Delta k_t + \beta_3 p_t^x \\ & + \beta_4 p_t^m + \beta_5 p_t^d + u_t, \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $\beta_i$  為待估參數， $i=0, \dots, 5$ ； $\Delta k$  為資本存量之變動，用以反映廠商對未來需求量之預期； $p^x$  為以本國幣表示之出口價格之對數值； $p^m$  為以本國幣表示之進口原料價格之對數值； $p^d$  為國內投入要素價格之對數值； $u$  則為一服從常態分配的隨機變數。

此外，透過  $p_t^m = p_t^{mf} - e_t^m$  且  $p_t^x = p_t^{xf} - e_t^x$ ，可將匯率變數引入(2)式中。其中， $p^{mf}$  及  $p^{xf}$  分別為以外國幣表示之進口原料價格及出口價格對數值， $e^m$  與  $e^x$  皆為採間接報價之匯率對數值（即1單位本國貨幣可兌換多少外國貨幣），惟前者為本國幣相對進口國貨幣之名目匯率，後者為本國幣相對出口國貨幣之名目匯率。

故而，若將(2)式的  $p^m$  及  $p^x$  改以外國幣表示，並同Abeyasinghe and Choy (2005)，假設  $\beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 0$ ，則可將估計式調整如下：

$$\begin{aligned} x_t = & \beta_0 + \beta_1 y_t^f + \beta_2 \Delta k_t + \gamma_0 (e_t^x \\ & + p_t^d - p_t^{xf}) + \gamma_1 (e_t^m + p_t^d \\ & - p_t^{mf}) + u_t, \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $\gamma_0 = -\beta_3$ ， $\gamma_1 = -\beta_4$  若將我

國對各國貨幣價格及國外物價，以出口值作為權數進行加權平均，則  $e^x + p^d - p^{xf}$  可由以出口加權之實質有效匯率指數 ( $ex\_reer$ ) 替代，同樣若以進口值作為權數則  $e^m + p^d - p^{mf}$  可由  $im\_reer$  替代。故而，可將(3)式進一步化簡如下，以作為本文實證時所採用之估計式：

$$\begin{aligned} rex_t = & \delta_0 + \delta_1 ex\_reer_t + \delta_2 im\_reer_t \\ & + \delta_3 y_t^f + \delta_4 \Delta k_t + z_t. \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $z$  同樣一服從常態分配的隨機變數。理論上我們可預期  $\delta_1 < 0$ ，即以出口加權之實質有效匯率指數上升，將減少外國對本國商品之需求，進而使出口降低； $\delta_2 > 0$ ，即以進口加權之實質有效匯率指數上升，廠商生產成本下降，提高出口品的價格競爭力，進而帶動出口； $\delta_3 > 0$ ，因國外所得增加時，外國對本國商品需求增加，進而促使出口增加； $\delta_4 > 0$ ，即廠商產能上升亦可帶動出口。由於(4)式將進口成本納入模型估計式中，故相對於(1)式，(4)式應較適合描述台灣的出口模式（仰賴原物料等之進口）。

此模型結構與Greenaway, *et al.* (2010) 乙文有類似之處，皆同時編製以出口加權及進口加權之實質有效匯率於同一估計式中，惟Greenaway, *et al.* 係探討實質匯率對英國各業別廠商於出口決策及出口銷售額的影響<sup>註8</sup>。

本文於實證時，主要針對(4)式進行估

計，即探討本國出口與以進、出口加權之實質有效匯率、國外所得及產能之關係。惟因產能( $k$ )指標之月資料取得不易，本文另以勞動生產力( $tfp$ ，以下以生產力稱之)作為產能之代理變數，因生產力之提升與因應未來需求之上升應仍具正相關<sup>註9</sup>。

此外，根據Thorbecke and Komoto (2010) 指出，估計一國總合出口函數所得之係數估計值可能存在偏誤，因其忽略不同出口類別的國外所得彈性或匯率彈性存在差異性。據此，本文亦對我國不同地區別及產品別出口進行估計。

## 二、資料來源與說明

本文主要採用財政部海關統計之出口值進行實證；在編製實質有效匯率指數時所採用之物價指數，包括  $p^d$ 、 $p^{xf}$ 、及  $p^{mf}$ ，係

分別以國內、主要進口國及出口國之季調後消費者物價指數<sup>註10</sup> 作為代理變數；國外所得係以各國季調後工業生產指數作為代理變數，包括：大陸、東協六國、美國、日本、南韓及德國；生產力部分則以不同業別之勞動生產力作為代理變數。估計之樣本期間為2004年1月至2013年3月<sup>註11</sup>，資料型態為月資料。

以下分別詳細說明模型中使用變數之處理方法及資料來源：

### (一) 實質出口

為取得實質總出口，以及不同產品或地區別之實質出口，本文先對各項名目出口值及對應之出口物價指數(兩者皆採美元計價)以X-12-ARIMRA進行季調，而後再將兩者相除以得到實質值<sup>註12</sup>。各類實質出口之處理方式列於表2。

表2 各類實質出口之處理方式

變數代碼	各類實質出口	變數說明	資料來源
$rex$	總出口	以季調後之「出口物價指數」對季調後之出口總額進行平減，並取對數。	財部通關統計－國家與貨品交叉分類表(出口額)、主計總處(物價指數)
$rex_{ch}$	對中國大陸(含香港)出口	以季調後之「出口物價指數」對各國季調後之出口額進行平減，並取對數。	
$rex_{asean}$	對東協六國出口		
$rex_{us}$	對美國出口		
$rex_{jp}$	對日本出口		
$rex_{sk}$	對南韓出口		
$rex_{gm}$	對德國出口		
$rex_{capital}$	機械及電機設備出口 (含電子產品、機械、電機產品、資訊與通信產品及家用電器)	以季調後「機器、電機、電視等設備(第16類)」之出口物價指數進行平減，並取對數。	

$rex_{metal}$	基本金屬及其製品出口	以季調後「基本金屬製工具及其零件」之出口物價指數平減，並取對數。
$rex_{tool}$	精密儀器、鐘錶、樂器出口 (文中簡稱為精密儀器)	以季調後「光學、計量、醫療儀器、樂器及其零件(第18類)」之出口物價指數平減，並取對數。
$rex_{plastic}$	塑、橡膠及其製品出口	以季調後「塑、橡膠及其製品(第7類)」之出口物價指數平減，並取對數。
$rex_{chemical}$	化學品出口	以季調後「化學或有關工業產品(第6類)」之出口物價指數平減，並取對數。

表3 各類實質匯率之編製方式

變數代碼	各類實質匯率	變數說明	資料來源
$ex_{reer}$	以「出口」加權之實質有效匯率指數	以對大陸、東協六國、美國、日本、南韓及德國(共6個地區且包含11國)之出口值作為權數，將各國實質匯率加權平均，並取對數。實質匯率則為名目匯率及本國季調後CPI相對各國季調後CPI之乘積。	財政部通關統計(進、出口)、中央銀行(各國匯率)、Global Insight(各國消費者物價指數)
$im_{reer}$	以「進口」加權之實質有效匯率指數	以對日本、大陸、美國、沙烏地阿拉伯、南韓、澳大利亞、新加坡、馬來西亞及德國(共9國) <sup>註13</sup> 之進口值作為權數，將各國實質匯率加權平均，並取對數。	
$rer_j$	我國與各主要出口地區之雙邊實質匯率指數	以我國對出口地區 $j$ 之匯率(間接報價)經相對季調後CPI平減而得，並取對數。 $j=ch, asean, us, jp, sk, gm$ 。	

## (二) 實質有效匯率及雙邊匯率

為分析匯率變動對我國總出口，以及不同地區與產品別出口的影響，本文編製不同的匯率指數，共可歸類為3種(詳見表3)，其編製步驟詳見附錄二。

1. 以出口加權之實質有效匯率指數(即  $ex_{reer}$ )：此係依我國對主要國家之出口值作為權數，並將我國對各國之實質雙邊匯率(採間接報價)加權平均後而得。

2. 以進口加權之實質有效匯率指數(即  $im_{reer}$ )：編製方式與  $ex_{reer}$  相同，惟

權數部分係以對主要進口國之進口值計算而得，如此得藉由我國對各進口國之匯率變動來反映進口原料成本之變化(我國進口品中將近8成屬農工原料)。Greenaway, *et al*(2010)在編製進口加權之實質有效匯率時，尚參考產業關聯表以納入進口中間財之投入係數(Imported Intermediate Inputs Ratio)<sup>註14</sup>，此為與本文在編製方法之主要不同處(詳見附錄二)。

3. 對主要出口地區之雙邊實質匯率(即  $rer_j$ )：為分析我國對6個地區之出口變動情

況，故編製我國對各地區之雙邊匯率，並以相對物價指數進行平減而得。

### (三) 國外所得

為編製國外所得變數，本文將主要國家之季調後工業生產指數經加權平均後而得，其權數為我國對各國之出口值(見表4)。

表4 國外所得之編製方式

變數代碼	外國所得	變數說明	資料來源
$y^f$	國外所得	以「出口值」作為權數，將各國經季調之工業生產指數加權平均，並取對數。包括大陸、東協六國、美國、日本、南韓及德國。	Global Insight(各國季調後工業生產指數)、財政部通關統計
$y_j^f$	各地區所得	將 $j$ 地區季調後之工業生產指數取對數。 $j = ch, asean, us, jp, sk, gm.$	

### (四) 生產力

由於廠商生產不同產品之生產力可能有所差異，故如同實質匯率編製方法，本文編製不同類別的生產力指數，包括：

1. 不同產品別之生產力指數，係選取對應業別之勞動生產力指數編製而成<sup>註15</sup>。

2. 不同地區別之生產力指數。係因我國對不同地區出口之各類產品比重可能有差異，故將各類產品在該區之出口值作為權數，以編製不同地區別之生產力指數。最後同樣以X-12-ARIMRA進行季調(見表5)。

表5 各類生產力之編製方式

變數代碼	各類生產力	變數說明	資料來源
$tfp$	總生產力	將季調後「製造業」勞動生產力指數取對數。	主計總處「薪資及生產力」統計月報、財政部通關統計
$tfp_{capital}$	<i>capital</i> 之生產力	以季調後「電子零組件」、「電腦、電子產品及光學製品」、「電力設備」及「機械設備」各類製造業之勞動生產力指數加權平均後，取對數。	
$tfp_{metal}$	<i>metal</i> 之生產力	將季調後「基本金屬製造業」之勞動生產力指數取對數。	
$tfp_{tool}$	<i>tool</i> 之生產力	將季調後「其他製造業 <sup>註16</sup> 」之勞動生產力指數取對數。	
$tfp_{plastic}$	<i>plastic</i> 之生產力	將季調後「塑膠製品製造業」之勞動生產力指數取對數。	
$tfp_{chemical}$	<i>chemical</i> 之生產力	將季調後「化學製品」製造業之勞動生產力指數取對數。	
$tfp_j$	依「地區別」編製之生產力	將我國對 $j$ 地區出口之各類產品的生產力加權平均而得，權數係根據各類產品在 $j$ 地區之出口值計算，並取對數。 $j = ch, asean, us, jp, sk, gm.$	

## 肆、出口模型之實證分析－採共整合分析法

### 一、總出口模型實證結果

為探討加入進口加權之實質有效匯率 ( $im\_reer$ )及生產力( $tfp$ )指數，對出口模型實證結果的影響，本文以不同模型設定方式進行比較，估計方法與Abeyasinghe and Choy (2005)相同，皆採Johansen(1988)共整合分析法。若以加入 $im\_reer$ 之模型為例，則可將總出口( $rex$ )之共整合估計式描述如下：

$$\begin{aligned} \Delta rex_t = & \rho(rex_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 ex\_reer_{t-1} \\ & - \theta_2 im\_reer_{t-1} - \theta_3 y_{t-1}^f - \theta_4 tfp_{t-1}) \\ & + D_0 + \sum_{i=1}^q D_i \Delta x_{t-i} + \eta_t \quad , \quad (5) \end{aligned}$$

其中， $x_t$  為內生變數向量，即 $x_t = [rex_t, ex\_reer_t, im\_reer_t, y_t^f, tfp_t]$ ， $D_0$  為常數項， $D_i (i = 1, \dots, q)$  矩陣衡量短期

間各變數變動對  $rex$  變動的影響，而落後期數  $q$  的選取則由BIC(Bayesian Information Criterion；BIC)檢定量選出。 $\rho$  為誤差修正項之調整係數， $\theta_i (i = 0, \dots, 4)$  為共整合係數，用以解釋各變數的長期均衡關係。 $\eta_t$  則為服從常態分配之殘差值。

本文主要關心各變數之長期共整合關係，藉以估計總出口之國外所得及匯率等彈性值，故於後文實證結果中，將該長期關係式轉換為：

$$\begin{aligned} rex_t = & \delta_0 + \delta_1 ex\_reer_t + \delta_2 im\_reer_t \\ & + \delta_3 y_t^f + \delta_4 tfp_t \quad , \quad (6) \end{aligned}$$

而在進行共整合估計前，我們須對相關變數進行單根檢定，其檢定結果列於表6。

表6 ADF單根檢定

變數	水準值	一階差分
$rex$	-1.50	-11.47***
$ex\_reer$	-0.80	-8.78***
$im\_reer$	-1.47	-9.34***
$y^f$	-0.35	-14.43***
$tfp$	-1.17	-5.62***

說明：「\*」表示該估計係數在顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

根據各變數水準值的ADF單根檢定結果顯示，各變數皆具有單根之情形，且將其進行一階差分後，所有變數皆不具單根。據此

我們可針對相關變數進行共整合檢定及估計(詳表7與表8)。

表7 出口模型之共整合檢定

	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	trace	$\lambda$ -Max	trace	$\lambda$ -Max	trace	$\lambda$ -Max	trace	$\lambda$ -Max
r = 0	54.67*	28.78*	92.06**	38.17*	56.06	33.47**	43.68**	27.03**
r ≤ 1	25.89	11.60	53.89	21.80	22.59	11.67	16.65	13.17
r ≤ 2	14.29	10.58	32.09	17.36	10.91	7.57	3.48	3.48
r ≤ 3	3.72	3.72	14.74	9.08	3.34	3.34	--	--
r ≤ 4	--	--	5.66	5.66	--	--	--	--

說明：1. 模型(1)之共整合關係式為： $rex_t = \delta_0 + \delta_1 ex\_reer_t + \delta_2 y_t^f + \delta_3 tfp_t$ 。  
 模型(2)為 $rex_t = \delta_0 + \delta_1 ex\_reer_t + \delta_2 im\_reer_t + \delta_3 y_t^f + \delta_4 tfp_t$ ；  
 模型(3)為 $rex_t = \delta_0 + \delta_1 (ex\_reer_t - im\_reer_t) + \delta_2 y_t^f + \delta_3 tfp_t$ ；  
 模型(4)為 $rex_t = \delta_0 + \delta_1 (ex\_reer_t - im\_reer_t) + \delta_2 y_t^f$ 。  
 2. 若trace檢定與 $\lambda$ -Max檢定的結果不一致時，依照Johansen與Juselius (1990)的建議，採用最大特性根檢定。  
 3. r代表相異的共整合向量之個數，顯著性同表6說明。

表8 總出口模型之共整合關係

被解釋變數 解釋變數	實質總出口(rex)			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
以出口加權實質有效匯率 ( <i>ex_reer</i> )	0.689*** (2.555)	-1.134*** (-2.696)	--	--
以進口加權實質有效匯率 ( <i>im_reer</i> )	--	1.230*** (2.824)	--	--
調整後實質有效匯率 ( <i>ex_reer - im_reer</i> )	--	--	-0.911** (-2.059)	-0.251 (-0.521)
國外所得( $y^f$ )	2.040*** (4.855)	1.173*** (3.236)	1.323*** (3.496)	2.969*** (13.477)
生產力( <i>tfp</i> )	0.657*** (2.862)	1.095*** (5.933)	1.020*** (5.221)	--
調整係數	-0.257*** (-2.490)	-0.223** (-2.142)	-0.353*** (-2.944)	-0.320*** (-2.928)

說明：1. 最適落後項的選取係依據各BIC(Bayesian Information Criterion；BIC)檢定量，模型(1)與(3)選取之落後期數為3，模型(2)與(4)之落後期數為2。  
 2. 調整係數為負表示實質總出口偏離長期均衡時，其會自動調整回復至長期均衡關係。  
 3. 各模型皆有放置常數項但非本文重點故未列出。括弧內為t值，顯著性同表6說明。

首先，若不加入 *im\_reer*，即不考慮匯率對進口原料成本之影響時，模型(1)之共整合檢定結果顯示，不論以Johansen提出的跡(trace)檢定或最大特性根(max-eigenvalue，簡稱  $\lambda$ -Max)檢定，各變數皆只存在一組共

整合關係。惟根據表8之共整合關係估計顯示，實質有效匯率對我國出口影響顯著為正，且匯率上升1個百分點(新台幣升值)將促使出口上升0.689個百分點。此結果與Thorbecke and Komoto(2010)之估計結果相

同，皆不符理論預期。除此之外，國外所得及生產力上升時，對我國出口之影響則皆顯著為正。

其次，相較於模型(1)，加入 *im\_reer* 後之模型(2)共整合檢定結果，仍顯示各變數間只存在一組共整合關係。然而其估計結果則為，*ex\_reer* 對出口之影響不僅轉為符合理論預期的負向(-1.134)，且呈顯著。而 *im\_reer* 對出口之影響則顯著為正，其隱含當新台幣升值帶動進口原料成本下跌時，將

使我國出口上升1.230個百分點。顯示新台幣升值對我國總出口具有正反兩面之影響，且兩者係數之絕對值大小相近。此外，國外所得及生產力上升對出口之影響仍呈顯著為正。

為分析 *ex\_reer* 與 *im\_reer* 對出口之正反面效果是否顯著不同，我們以最大概似比 (Likelihood Ratio, LR) 統計量檢定(6)式中的  $-\delta_1$  與  $\delta_2$  兩者係數是否相等，惟檢定結果(見表9)顯示兩者效果並無顯著不同。

表9 LR檢定， $H_0: -\delta_1 = \delta_2$

$$(rex_t = \delta_0 + \delta_1 ex\_reer_t + \delta_2 im\_reer_t + \delta_3 y_t^f + \delta_4 tftp_t)$$

LR	p-值
0.08	0.78

說明：同表6說明。

因此本文於表8中，另以模型(3)估計我國總出口函數，將匯率變數改為調整後實質有效匯率(即 *ex\_reer* - *im\_reer*)<sup>註17</sup>，且模型中各變數亦只存在一組共整合關係。故根據共整合分析結果，在其他條件不變下，若新台幣相對出口國之貨幣(*ex\_reer*)實質升值1個百分點，將使我國出口下降0.911個百分點；反之在其他條件不變下，若新台幣相對進口國貨幣(*im\_reer*)升值時，將使廠商進口原料成本下降，促使出口上升0.911個百分點。惟因大陸、日本、美國、南韓及新加坡等同時為我國主要出口國及進口國，故此亦隱含實質匯率變動對我國出口之正負向效

果可能相互抵銷，亦即實質匯率對出口之影響將因此縮小。而國外所得之估計係數仍呈顯著，且出口之國外所得彈性值達1.323，影響最大，其次則為生產力，彈性值為1.020。

最後，若不考慮生產力對出口之影響，則模型(4)中的各變數雖仍只存在一組共整合關係，惟估計結果顯示，不僅國外所得對出口之影響明顯大於模型(3)，且實質有效匯率對出口之影響轉為不顯著。此結果與Cheung *et al.*(2010)類似，該文發現若去除供給面因素，可能使國外所得之係數估計值過大而與預期不符。

根據上述分析結果，模型(2)、模型(3)

及模型(4)中各變數雖皆具一組共整合關係，且係數估計值亦大致符合理論預期。惟經LR檢定後，以模型(3)衡量我國總出口函數較模型(2)為合宜，且剔除生產力變數之模型(4)，其國外所得彈性估計值可能過高。因此以下依地區別及產品別區分之出口函數，係皆以模型(3)為基本架構，即以扣除  $im\_reer$  之調整後實質有效匯率、生產力及國外所得作為各類出口之解釋變數。

## 二、地區別出口模型

我國對不同出口地區之商品出口( $rex_j$ )

函數可表示為：

$$rex_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1(rer_{j,t} - im\_reer_t) + \gamma_2 y_{j,t}^f + \gamma_3 tfpj_t, \quad (7)$$

其中， $j$  表示我國主要出口地區，包括大陸<sup>註18</sup>、東協六國、美國、日本、南韓及德國，故  $rer_j$  為新台幣對  $j$  地區貨幣之實質雙邊匯率指數。而我國對  $j$  地區出口所需之進口原料，係來自所有主要進口國，故仍須加入  $im\_reer$ ，以反映匯率變動對進口原料成本之影響，其餘變數之解釋參見表2至表5。地區別之出口模型估計結果參見表10。

表10 出口模型之共整合關係－不同地區別

被解釋變數 解釋變數	大陸 ( $rex_{ch}$ )	東協六國 ( $rex_{asean}$ )	美國 ( $rex_{us}$ )	日本 <sup>註19</sup> ( $rex_{jp}$ )	南韓 ( $rex_{sk}$ )	德國 ( $rex_{gm}$ )
調整後雙邊實質匯率 ( $rer_j - im\_reer$ )	-2.320 (-0.854)	-0.228 (-0.615)	-1.307*** (-5.414)	0.274 (0.374)	-0.019 (-0.236)	-4.298*** (-4.451)
各地區所得 ( $y_{j,t}^f$ )	0.635*** (3.556)	1.515*** (7.561)	-0.124 (-0.440)	0.978*** (2.986)	1.562*** (13.323)	-1.186 (-1.023)
生產力 ( $tfpj$ )	0.826 (1.166)	0.163 (0.970)	2.004*** (8.574)	2.077*** (6.641)	0.091 (0.535)	6.304*** (5.943)
調整係數	-0.002 (-0.161)	-0.383*** (-2.986)	-0.170*** (-2.548)	0.016 (0.287)	-0.556*** (-4.771)	-0.005*** (-0.258)
出口比重(%)	39.94	15.31	12.56	6.75	3.55	2.21
共整合檢定	0	0	0	0	0	0

說明：1. 出口比重為2004年1月至2013年3月我國對各國出口占總出口之平均比重。

2. 括弧內為t值，顯著性同表6說明。

3. 共整合檢定中，「O」表示根據跡檢定或最大特性根檢定結果為只有一組共整合關係，「X」則表示無共整合關係，或有大於一組以上之共整合關係<sup>註20</sup>。

根據表10之結果顯示：

(一) 新台幣相對他國貨幣之調整後實質匯率變動 ( $rer_j - im\_reer$ )，對我

國出口至美國及德國具顯著的負向影響，且匯率彈性值皆大於1。惟對大陸、東協六國、南韓，以及日

本出口之匯率係數則不顯著，尤其匯率對我國出口至日本之影響為正向。此可能係因日本為我國最大進口國，故當新台幣相對日圓升值( $rer_{jp}$ 上升)時，將帶動原料及中間財之進口價格下跌，降低廠商生產出口品之成本，進而促使出口上升。

(二) 國外所得部分，我國對美國及德國出口之國外所得係數皆不顯著，且為負向。可能原因為，兩國所得走勢與生產力具有一定程度的共線性<sup>註21</sup>，導致國外所得之估計係數不顯著。除此之外，我國對大陸、東協六國，以及南韓之出口變動，則主要受各國所得變動之影響，顯示我國對大陸、東協六國及南韓之出口，受該國景氣波動影響甚為明顯(此亦與圖1具一致性)。

(三) 生產力提升對於我國出口至美、日、德的影響最為顯著，此可能因過去已開發國家對高階商品需求成長快速，故生產力亦為影響我國出口變動之重要因素。

### 三、產品別出口模型

依不同產品別區分之商品出口函數( $rex_i$ )可表示為：

$$rex_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(ex\_reer_t - im\_reer_t) + \gamma_3 y_t^f + \gamma_4 tfp_{i,t}, \quad (8)$$

其中， $i$ 表示不同產品別，本文選取出口比重前五大之產品，依序為機械及電機設備、基本金屬及其製品、精密儀器、塑橡膠及其製品，以及化學品。而 $tfp_i$ 則為 $i$ 類商品所對應之生產力。表11為以產品別區分而得之出口模型實證結果。

表11 出口模型之共整合關係—不同產品別

被解釋變數	機械及電機設備 ( $rex_{capital}$ )	基本金屬及其製品 ( $rex_{metal}$ )	精密儀器 ( $rex_{tool}$ )	塑橡膠及其製品 ( $rex_{plastic}$ )	化學品 ( $rex_{chemical}$ )
調整後實質有效匯率 ( $ex\_reer - im\_reer$ )	-0.991 (-1.408)	-4.559 (-0.593)	-1.812 (-0.112)	-1.896*** (-2.985)	-0.040 (-0.012)
國外所得 ( $y^f$ )	1.558*** (2.971)	1.229** (2.366)	0.626 (0.767)	0.364*** (10.882)	0.463** (2.108)
生產力 ( $tfp_i$ )	1.215*** (5.439)	2.436* (1.675)	2.607*** (3.059)	1.001*** (5.538)	2.656*** (11.635)
調整係數	-0.289*** (-3.652)	-0.003 (-0.280)	-0.005 (-0.460)	-0.475** (2.452)	-0.079*** (-2.862)
出口比重(%)	57.57	10.11	7.92	7.76	6.32
共整合檢定	0	0	0	0	0

說明：1. 出口比重為2004年1月至2013年3月對各類產品出口占總出口之平均比重。  
2. 括弧內為t值，其餘同表10之說明。

根據表11結果顯示：

- (一) 實質有效匯率的變動，對塑橡膠及其製品之出口影響為負向且顯著。除此之外，匯率對其他產品皆無顯著影響。
- (二) 機械及電機設備、基本金屬及其製品、塑橡膠及其製品，以及化學品之國外所得係數皆顯著為正，且前兩項產品之彈性值高於1，顯示這兩類產品之出口變動，深受我國主要出口國之經濟成長變化所影響。
- (三) 生產力為前五大產品出口之主要影響因素，且彈性值皆大於1，亦驗證提升生產力對促進我國商品之出口具有一定重要性。

綜合言之，我國出口之實質匯率、國外所得及生產力彈性值，將因出口地區別或產品別之不同而有所差異。

#### 四、總出口及各類出口實證之穩健性分析－DOLS共整合估計法

根據前文之總出口、地區別，以及產品別分類之各類出口產品的共整合檢定結果，皆顯示僅有一組共整合關係。因此，本文另嘗試以動態最小平方 (Dynamic Ordinary Least Squares，以下簡稱DOLS<sup>註22</sup>)估計法，估計上述總出口及各類出口與實質有效匯率、國外所得及生產力之長期關係，以作為採VECM<sup>註23</sup> 估計結果之穩健性分析。以表

8總出口模型(3)為例，可將其估計式描述如下：

$$rex_t = \sigma_0 + \sigma_1(ex\_reer_t - im\_reer_t) + \sigma_2 y_t^f + \sigma_3 tfp_t + \sum_{i=-q}^q D_i \Delta x_{t-i} + u_t, \quad (9)$$

其中  $\sigma_i, i=0, \dots, 3$  及  $D_i$  皆為待估參數， $q$  為落後期數(故  $-q$  為領先期數)， $x_t = [ex\_reer_t - im\_reer_t, y_t^f, tfp_t]$ ，估計結果則列於附錄三中。

結果顯示，採用DOLS估計法所得之總出口實證結果，大致與採VECM之結果一致(詳附錄三之附表1)。即在不加入  $im\_reer$  的情況下(模型A(1))， $ex\_reer$  對出口的影響將呈不合理論預期之正向。惟若加入  $im\_reer$ ，將使  $ex\_reer$  係數估計值轉為顯著為負(模型A(2))。若以模型A(3)來看，出口的國外所得彈性值達1.074，仍高於生產力的0.980及實質有效匯率的0.799(取絕對值)。而若去除生產力對出口之影響(模型A(4))，則同樣可能出現國外所得彈性值高估之情況。

至於地區別之出口模型部分(詳附錄三之附表2)，主要影響我國對大陸、東協六國及南韓出口變動之因素，仍為各國之經濟情況；而影響我國對美國及德國出口之變數，仍以生產力為主(因估計係數絕對值最大)，惟對日本出口之各項變數的係數值轉呈不顯著。產品別部分(詳附錄三之附表3)，機械及電機設備，以及基本金屬及其製品之國外所

得彈性值仍呈最大，且生產力仍為影響我國化學品出口變動之主要因素，塑橡膠及其製品，以及精密儀器則受匯率之影響較大。

故而除了對日本出口，以及基本金屬及

其製品之出口實證結果與採VECM之估計結果差異較大外，總出口及其餘各類出口之估計結果皆具實證上的穩健性。

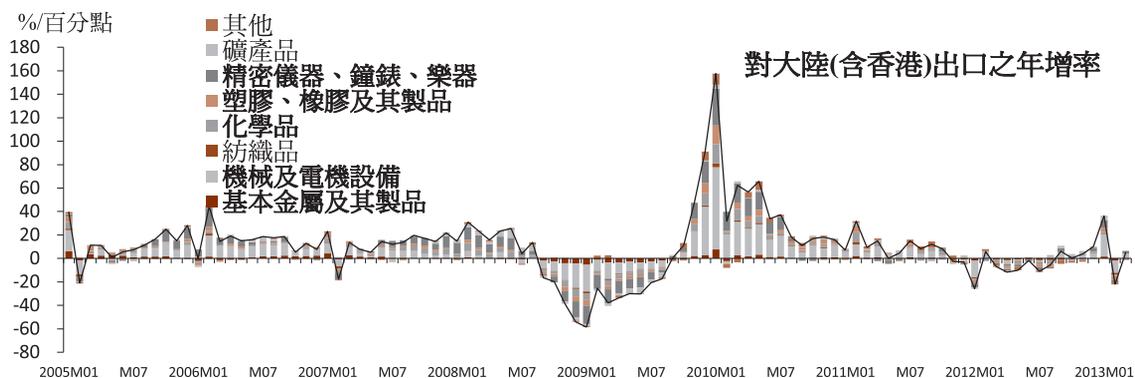
## 伍、我國對大陸及美國產品別出口函數之實證分析

由於我國對大陸及美國之出口占總出口比重各約40%及13%，兩者合計超過總出口之半，因此分析我國對大陸及美國出口之變動因素有其重要性。依據表10，本文已初步估得對大陸、美國等主要國家之出口函數，故於本節，將針對我國對兩國出口之不同產品別進行實證分析(採Johansen共整合分析法)。此外，考量我國對大陸之出口亦可能受美國、日本、歐洲等已開發國景氣波動之影響，故亦嘗試擴充對大陸出口之模型設定。

### 一、對大陸產品別實證分析

根據圖3，近年來影響我國對大陸出口變動之主要商品來源為，機械及電機設備、精密儀器、化學品、塑橡膠與基本金屬及其製品，合計占對大陸出口之比重約為9成。以2010年為例，我國對大陸出口年成長(美元計價)達37.10%，其中上述五種商品即分別各貢獻了17.49、7.63、3.69、3.57、及1.42個百分點(合計達33.79個百分點)。

圖3 我國對大陸出口年增率及各組成商品之貢獻度



資料來源：財政部通關統計

另根據Thorbecke and Komoto (2010)指出，過去我國生產之電子產品多屬技術密集之中間財，主要銷往大陸及東協國家，隨後再由大陸及東協各國進行組裝後，再出口至歐、美、日等已開發國家。因此我國出口至大陸之商品需求變動來源，除了來自大陸本身的景氣波動外，也可能受到最終商品出口國(如美、歐、日等已開發國家)的景氣波動所影響。故而，我國對大陸各類商品出口模

型之設定，可擴充如下式：

$$rex_{ch,i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(rex_{ch,t} - im\_reer_t) + \gamma_2 y_{ch,t}^f + \gamma_3 y_{dep,t}^f + \gamma_4 tfp_{i,t} \quad (10)$$

其中， $y_{dep}^f$  為已開發國所得<sup>註24</sup>， $i$  為不同出口產品別，故  $rex_{ch,i}$  為我國對大陸之  $i$  類商品實質出口， $rex_{ch}$  為新台幣相對人民幣之實質雙邊匯率，其餘變數說明與(8)式相同。將(10)式估計結果列於表12。

表12 對大陸主要出口產品別之共整合關係

被解釋變數 解釋變數	對大陸總出口	機械及 電機設備	精密儀器	塑橡膠及 其製品	化學品	基本金屬及 其製品
實質匯率 ( $rer_{ch}-im\_reer$ )	-0.158 (-0.310)	-0.124 (-0.279)	-2.959 (-0.469)	-1.179** (-2.133)	1.239 (1.351)	0.068 (0.078)
大陸所得 ( $y_{ch}^f$ )	1.301*** (3.069)	0.343*** (2.989)	1.867** (2.291)	1.084*** (2.703)	1.959** (2.222)	2.991*** (3.869)
已開發國家所得 ( $y_{dep}^f$ )	0.979*** (3.925)	1.072*** (6.482)	1.089 (0.379)	0.222 (0.996)	-0.445 (-0.890)	0.876 (1.285)
生產力 ( $tfp_i$ )	-0.009* (-1.901)	0.631*** (3.831)	-0.617 (-0.168)	1.033*** (4.292)	1.595*** (2.835)	0.527 (1.189)
調整係數	-0.280*** (-3.029)	-0.644*** (-4.694)	-0.051* (-1.958)	-0.216 (-1.031)	-0.723*** (-4.268)	-0.222 (-1.516)
占我國對大陸總出口 比重(%)	100	47.03	15.37	9.54	8.53	7.99
共整合檢定	o	o	o	o	o	o

說明：1. 各產品別之實質出口取得方式如同表2之說明。

2. 括弧內為 t 值，其餘同表10之說明。

根據表12顯示：

(一) 根據對大陸總出口之估計結果，已開發國家之所得彈性值(0.979)雖略低於大陸本身所得彈性(1.301)，惟其係

數估計值仍呈顯著，顯示已開發國家之景氣波動對我國出口至大陸具一定影響。此外，加入已開發國所得後，實質匯率對出口之影響仍維

持不顯著，然而生產力雖轉為顯著為負，惟其彈性值接近於零<sup>註25</sup>。

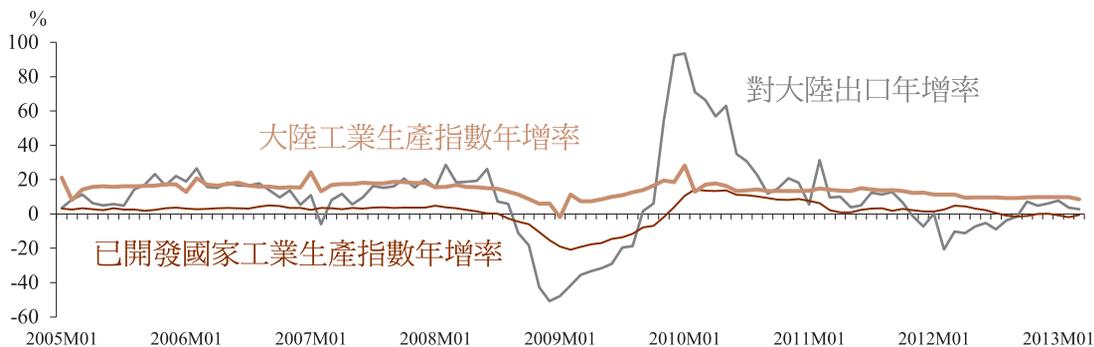
(二) 若進一步按產品別區分，對大陸之機械及電機設備出口變動，除明顯受已開發國家景氣波動影響外，亦顯著受大陸所得及生產力影響，惟後兩者影響力相對較小，實質匯率係數則不顯著。

(三) 對大陸之精密儀器、化學品、基本金屬及其製品之出口，則主要受大陸所得變動影響(彈性值最大)；塑

橡膠及其製品之實質匯率、大陸所得與生產力彈性值皆略高於1，且顯著。

故而，相較於大陸經濟多呈快速且穩定之成長，然而本國對大陸出口波動大，原因之一可能與出口至大陸之商品多屬中間財，因此出口多寡亦受歐、美、日等先進經濟體之景氣波動所影響。此情形除了可由本模型實證結果來佐證外，亦可藉由圖4來說明，即我國對大陸出口年增率與已開發國家及大陸所得同樣具一定相關性<sup>註26</sup>。

圖4 我國對大陸出口與各國景氣波動情況



說明：各變數皆為季調後資料。

資料來源：Global Insight及財政部通關統計

## 二、對美國產品別實證分析

根據圖5，近年來我國對美國出口變動較大之主要商品為，機械及電機設備、基本金屬及其製品、塑橡膠及其製品、車輛、船舶等有關運輸設備，以及化學品，合計占出口比重約為8成。以2010年為例，我國對美國出口年成長(美元計價)達33.60%，其

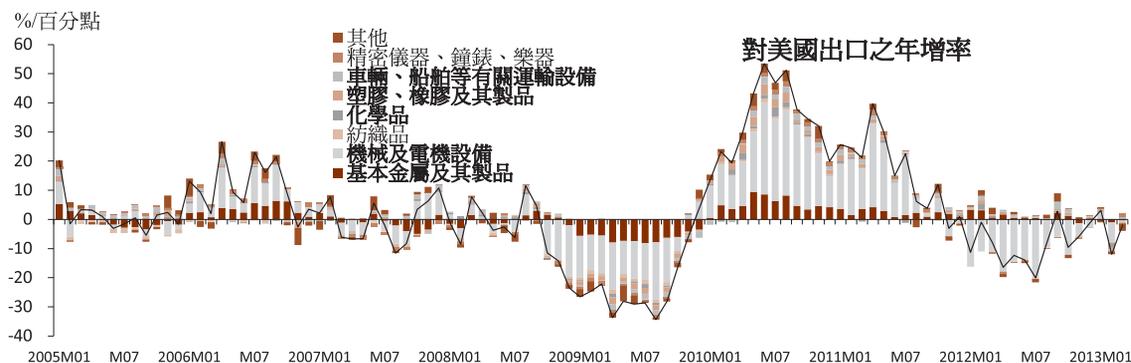
中上述五種商品分別各貢獻20.17、5.18、2.19、1.12及1.12個百分點(合計達29.78個百分點)。我國對美國出口模型之設定，可由下式說明：

$$rex_{us,i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(rer_{us,t} - im\_reer_t) + \gamma_2 y_{us,t} + \gamma_3 t f p_{i,t} \quad (11)$$

其中， $rex_{us,i}$  表示我國對美國  $i$  類商品

之實質出口， $rer_{us}$  為新台幣對美元之實質雙邊匯率。由於對美國總出口之實證結果已於表10中說明，故將我國對美國各類商品之出口模型實證結果列於表13。

圖5 我國對美國出口年增率及各組成商品之貢獻度



資料來源：財政部通關統計

表13 對美國主要出口商品類別之共整合關係

被解釋變數 變數	機械及電機設備	基本金屬及其製品	車輛、船舶等有關運輸設備	塑膠、橡膠及其製品	化學品
實質匯率 ( $rer_{us-im\_reer}$ )	-1.724*** (-2.810)	0.351 (-1.261)	0.199 (0.582)	-0.081 (-0.321)	-0.750 (-0.804)
美國所得 ( $y_{us}^f$ )	-0.674 (-1.656)	2.042*** (3.553)	0.692** (2.268)	1.430*** (4.747)	-0.301 (-0.496)
生產力 ( $tfp_i$ )	2.725*** (8.427)	0.625 (1.515)	1.083*** (4.145)	1.191*** (3.983)	1.048*** (2.747)
調整係數	-0.319*** (-3.573)	-0.394*** (-3.701)	-0.719*** (-4.786)	-0.302*** (-3.962)	-0.444*** (-4.520)
占我國對美國總出口比重(%)	53.36	14.03	7.40	5.71	2.10
共整合檢定	o	x	o	o	o

說明：1. 實質運輸設備之取得，係以季調後「運輸工具」之物價指數平減後取對數。其餘各產品別之實質出口取得方式與表2相同。

2. 實質運輸設備之生產力，係採「運輸工具製造業」之勞動生產力，作為代理變數。

3. 括弧內為t值，其餘同表10之說明。

其結果顯示：

(一) 我國對美國之機械及電機設備出口，受該類商品之生產力與實質匯率變動所影響，且皆具顯著性。若以彈性值來看，以生產力之影響最

大。顯示廠商藉由強化產品之生產技術或產能以提高生產力，將有助於提升我國對美國出口之成長動能。

(二) 其餘商品出口部分，車輛、船舶等

有關運輸設備，以及塑橡膠及其製品明顯受美國所得及生產力影響；化學品則主要受生產力影響；而基本金屬及其製品之出口僅受美國所得影響，惟其與各解釋變數間的整合關係不顯著。

故若依產品別比較我國對大陸及美國出口之估計結果，以同屬兩國之最大宗出口商品—機械及電機設備<sup>註27</sup>來看，先進經濟體之景氣波動為影響我國對大陸出口之主要因

素，彈性值達1.072，生產力對其影響雖顯著，惟彈性值小於1。此可能係因，我國出口至大陸商品之機械及電機設備，多屬電子零組件，故其出口變動受各國景氣波動影響程度較大。然而，對美國之機械及電機設備出口，則以生產力為主要影響因素，且彈性值達2.725，推測可能原因為我國出口至美國商品部分，資通訊產品比重亦高，導致生產力為影響出口變動之主因。

## 陸、結論

鑒於我國出口極須仰賴進口原料之特色，本文參考Abeyasinghe and Choy (2005)乙文之設定，將匯率對廠商進口成本之影響代入出口函數中，促使實證模型除了符合台灣出口模式外，亦具有理論基礎。同時，為避免以總出口估計之各項彈性值有所偏誤，我們亦針對不同出口產品別及地區別進行實證，尤其深入探討我國兩大出口國—大陸及美國之出口變動因素。謹將本文實證結果簡述如下：

一、實質匯率變動對我國總出口具正反兩面影響，且我國總出口變動受國外所得及生產力影響較大：根據實證結果顯示，新台幣相對進口國貨幣升值，將使廠商進口原料成本下降，帶動出口上升；反之，新台幣相對出口國貨幣升值時，將

使國外對我國出口需求下降。故實質匯率變動對我國出口具正反兩面影響，且兩者效果無顯著差異，彈性值(取絕對值後)皆為0.911。此外，實質總出口之國外所得及生產力彈性值則分別為1.323及1.020。

二、影響我國出口變動來源，因出口地區或產品別之不同而有所差異。就出口地區別而言，生產力提升對我國出口至美國、日本及德國之影響最為明顯；對大陸、東協六國及南韓之出口則主要受各國經濟成長所影響。就產品別而言，機械及電機設備，以及基本金屬及其製品之出口主要受生產力及國外所得影響；塑橡膠及其製品則受實質匯率影響較大；精密儀器與化學品之出口成長，則

主要由生產力提升所驅動。

三、我國出口至大陸之商品部分，電子零組件等中上游產品比重高，故主要商品出口變動受大陸及已開發國家景氣波動之影響程度，較實質匯率或生產力為大。

至於出口至美國之商品部分，資訊與通信等過去需求快速成長之高階產品比重亦高，故而生產力為影響對美國出口變動之主因。

## 附 註

- (註1) 以2012年為例，我國對大陸出口占總出口比重為39.4%，對東協六國為18.5%，對美國為11.0%，對日本為6.3%，對南韓為3.9%，對德國則為1.9%，合計達81.0%。
- (註2) 以2012年為例，我國對5類商品出口占總出口比重依序為46.1%，9.3%，8.0%，7.8%及6.9%，合計達78.1%。
- (註3) 本文係以我國對主要國家之出口值作為權數，將各國季調後工業生產指數加權而得，詳見本文第參章的資料說明。
- (註4) 自2007年以來，我國對東協六國(包括泰國、馬來西亞、印尼、菲律賓、新加坡及越南)之年出口值超過對美國之出口值。惟因我國對東協出口產品特性與大陸類似，故對大陸之實證結果應亦可多少反映我國對東協出口之變動因素。故本文挑選美國而非東協六國，進行細項出口產品別之實證分析。
- (註5) 國內外文獻亦常探討匯率波動對出口的影響，且匯率波動帶來風險可能降低廠商生產意願，故應屬於供給面因素，惟本文主要著重於出口之國外所得、匯率及生產力彈性的估計，故匯率波動對出口之影響非本文主要討論範疇。
- (註6) 惟徐千婷(2006)並未對出口之國外所得及匯率彈性進行估計，而僅進行衝擊反應函數之分析。
- (註7) 本文所指之彈性值係皆為估計係數之絕對值，以利比較國外所得、匯率及生產力對出口影響之大小。
- (註8) 其實證結果指出，考量進口加權之匯率變動後，匯率對英國各類廠商不論在出口決策或出口銷售額之影響，與以出口加權之匯率變動之影響，幾乎抵銷，導致匯率對英國廠商出口幾無影響。
- (註9) Abeyasinghe and Choy (2005)乙文係以資本存量之變動作為衡量生產能力之代理變數，然因本文係採月資料關係，故以勞動生產力作為代理變數，其中勞動生產力的成長來源一般可分為，資本累積及技術進步，故生產力變動與資本存量之變動具有正相關。
- (註10) 相關文獻上，Thorbecke and Komoto (2010)及方文碩等人(2005)，亦皆採用以CPI編製而成的實質有效匯率指數進行實證。惟Abeyasinghe and Choy (2005)係以新加坡出口物價指數、進口原料價格指數、製造業成本指數分別作為以星幣表示之出口物價( $p^x$ )、進口物價( $p^m$ )及國內物價( $p^d$ )之代理變數。然而，一方面，因本文實質出口係以出口物價指數進行平減，故為避免共線性問題，皆以季調後消費者物價指數(CPI)編製實質有效匯率指數。而Abeyasinghe and Choy之實質出口資料來源，係直接採取新加坡統計局公布之固定基期計價之非石油類的國產品出口(NODX)值，故與 $p^x$ 之共線性問題較小。另一方面，係因大部分國家皆有公布季調後CPI，反之如生產者物價指數等季調後資料則未公布。
- (註11) 因財政部公布之地區別及產品別(國家與貨品交叉分類表)資料起始點為2004年1月，且前述資料皆僅有美元計價，故本文所採之各類出口值資料亦皆為美元計價。
- (註12) 本文不採新台幣計價之出口與物價指數，係因財政部僅公布以美元計價之國家與出口貨品交叉分類資料，故採美元計價之出口物價平減美元計價之出口值，以得到實質出口。另一方面，又因財政部僅公布近期之季調後總進、出口資料，故本文以X-12-ARIMA處理各類出口之季節因子及農曆春節等移動節日因子。

- (註13) 我國自東協六國之進口主要集中於新加坡、馬來西亞及印尼(惟印尼之進口額低於德國)，不似對東協六國之出口，除對新加坡出口較多外，對其餘5國之出口相對較平均，故在計算 $im\_reer$ 時，僅列計新加坡及馬來西亞。
- (註14) Greenaway, et al(2010)實證樣本期間為1989年至2004年，採年資料，且在實證時係假設各年的進口中間財投入係數為「固定常數」，以使匯率為影響 $im\_reer$ 變動之唯一來源。而本文因採月資料，且我國產業關聯表最新資料目前僅為2006年，加以本文出口係按產品別而非業別區分，故未考量進口中間財之投入係數。
- (註15) 由於主計總處僅公布不同業別之勞動生產力(月資料)，故本文以此作為衡量各類產品別生產力之代理變數。
- (註16) 根據經濟部資料，其他製造業係包含樂器、眼鏡、醫療器材及用品及其他未分類製造業等。
- (註17) 根據Abeyasinghe and Choy (2005)之實證結果顯示，以星幣表示之出口物價對數值( $p^*$ )與進口原物料價格之對數值( $p^m$ )，對新加坡非石油類之出口影響大小相近，惟方向相反，故於後續估計時，亦以 $p^m - p^*$ 作為出口之解釋變數。而 $p^*$ 又為外國幣表示之出口物價對數值( $p^{*f}$ )及匯率對數值( $e$ )之差(即 $p^* = p^{*f} - e$ )，同樣的 $p^m = p^{mf} - e$ ，故其結果亦隱含 $ex\_reer$ 與 $im\_reer$ 對新加坡非石油類之出口影響係數，於取絕對值後相近。
- (註18) 由於香港占台灣出口比重約達20%，為我國重要的出口貿易地區，惟其缺乏工業生產指數月資料。然考量香港具轉口貿易(即對曾輸入香港之商品不經加工等直接出口至其他地區)之特色，以2012年全年為例，其轉口貿易占總進口額達86%，且轉口之目的地多為中國大陸(占轉口總額的62%)，故本文將我國對中國大陸及香港之出口合計進行估計，所得編製上雖僅考量中國大陸的工業生產指數，惟應仍可捕捉國外景氣波動對我國出口至香港的影響(資料來源:香港統計月刊(2013年6月))。
- (註19) 本文估計對日本出口之調整係數不顯著異於0，其隱含該出口偏離長期均衡時，對出口之短期變動並無顯著影響。
- (註20) 根據Johansen and Juselius (1990)指出，當共整合檢定結果顯示僅有一組共整合關係時，則可直接將此一組估計係數認定為變數間的長期關係，惟若檢定結果有大於一組以上共整合關係時，則難以對此2組以上共整合向量賦予經濟意義上的解釋。
- (註21) Cheung et al.(2009)及Thorbecke and Komoto(2010)皆發現加入供給面因素(以資本存量作為代理變數)後，可能使國外所得係數呈不顯著，或甚至顯著為負的情況。此可能係因資本存量變動或勞動生產力之變動與本國經濟情況具明顯正相關，而小型開放經濟體之景氣波動又深受國外景氣所影響，故導致供給面因素與國外所得具共線性。惟Cheung et al. 考量不加入供給面變數，將使國外所得係數高估，故而認為仍需加入供給面因素。
- (註22) DOLS係在迴歸式加入各變數的領先與落後的差分項來解決殘差項的序列相關與內生性。
- (註23) VECM為共整合估計法，係針對「系統性(system)」估計式採用最大似法進行估計。而DOLS則僅針對單一方程式估計主要變數間的長期關係(故使用此方法之前提假設為各變數僅存在一組共整合關係)，屬共整合估計法之一。
- (註24) 係以Global Insight 發布之先進國家(Advanced Economies)的季調後工業生產指數作為代理變數。
- (註25) 此可能係因生產力與大陸所得或已開發國所得之間存在共線性，致估計係數不符理論預期。
- (註26) 對大陸出口年增率與已開發國所得年增率之相關係數為0.68，與大陸所得年增率相關係數則為0.69。
- (註27) 根據財政部資料，機械及電機設備項下又包含5種項目，包括電子產品，機械、電機產品、資訊與通信產品，以及家用電器。

## 參考文獻

### 中文文獻

- 王泓仁 (2005), 「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」, 《中央銀行季刊》, 27卷1期, 頁13-45。
- 方文碩、張倉耀和葉志權 (2005), 「匯率貶值及其風險與出口」, 《經濟研究》, 41卷1期, 頁105-139。
- 徐千婷(2006), 「匯率與總體經濟變數之關係：台灣實證分析」, 《中央銀行季刊》, 28卷4期, 頁13-42。
- 柯勝揮與江朝宗(2011), 「實質所得、相對價格、匯率與國際貿易之動態關聯分析－以台灣對美日貿易為例」, 《貿易調查叢刊》22: 2 (2011), 75-100。

### 英文文獻

- Abeyasinghe, T., and K. M. Choy (2005) “Modelling Small Economy Exports: The Case of Singapore”, SCAPE Working Paper 2005/01.
- Chen, H. C. (2001), “Taiwan’s Exports and Trade Imbalance Against US and Japan: An Empirical Analysis”, *Applied Economics*, 33, pp. 1283-1287.
- Chen, H. C. (2004), “Taiwan's Trade Imbalance: an Empirical Investigation”, International Symposium on Foreign Trade, FDI, and Industrial Development.
- Cheung, Y.-W., M. Chinn, and E. Fujii (2009) “China’s Current Account and Exchange Rate”, *National Bureau of Economic Research (NBER) Working paper* 14673. Cambridge, MA: NBER.
- Goldstein, M. and M. S. Khan (1978) “The Supply and Demand for Exports a Simultaneous Approach”, *Review of Economics and Statistics*, 60, pp. 275-286.
- Greenaway, D., Kneller, R., Zhang, X. (2010), “The Effect of Exchange Rates on Firm Exports: The Role of Imported Intermediate Inputs”, *The World Economy*, 33(8), 961-986.
- Gruber, J.W., Filippo di M., Mauro, B. S. and Z. Nico (2011) “Where are Global and U.S. Trade Heading in the Aftermath of The Trade Collapse: Issues and Alternative Scenarios”, *International Finance Discussion Paper*, Board of Governors of the Federal Reserve System, March 2011.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Riedel, J.(1988), “The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong”, *The Economic Journal*, 98, pp. 138-148.
- Thorbecke, W. and G. Komoto (2010), “Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on Transpacific Rebalancing”, ADBI Working Paper Series No.247.

## 附錄一 引入進口成本之出口函數推導

Abeyasinghe and Choy(2005)乙文假定一國廠商所面對的利潤極大化問題及限制式如下：

$$\sum_{i=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-i} \{P_{t+i}Q_{t+i} - c_1Q_{t+i}^2 - c_2(U_{t+i} - c_3N_{t+i})^2\}, \quad (A.1)$$

s.t

$$U_t = U_{t-1} + N_t - Q_t.$$

其中， $\rho$  為折現率； $P$  為產品價格； $Q$  為生產量； $N$  為產品之訂單量； $U$  則為實際產量與訂單量之差距。故限制式主要說明，本期  $U$  等於上一期末滿足之訂單量( $U_{t-1}$ )，加上本期的新的訂單量( $N_t$ )與實際

生產量( $Q_t$ )之差距。 $c_1$  及  $c_2$  為生產成本之參數，此參數值分別與投入要素價格與勞工薪資等，以及廠商未滿足訂單要求所延伸之成本有關。 $U_{t+i} - c_3N_{t+i}$  為實際未滿足訂單量( $U_{t+i}$ )與廠商目標量( $U_{t+i}^*$ )之差距，且  $U_{t+i}^* = c_3N_{t+i}$ ，此隱含受國外需求波動( $N_{t+i}$ )的影響，實際未滿足訂單量可能小於目標量，導致廠商之收益減少或商譽受損等，故此為廠商需面對的生產成本之一，且  $c_3$  為一固定常數值。

為求得每一期最適的 $Q$ 及 $U$ ，於限制式下極大化式(A.1)，可得下列的關係式(詳細推導過程見Abeyasinghe and Choy乙文)：

$$\begin{aligned} Q_t = & \lambda Q_{t-1} + \frac{P_t}{2(c_1 + c_2)} + \frac{\lambda P_{t-1}}{2(c_1 + c_2)} \\ & + \frac{c_2 \{1 - c_3 - \lambda(1 - \rho)^{-1} [1 + \lambda(1 + c_2 c_3 / c_1)]\}}{c_1 + c_2} N_t \\ & + \frac{\lambda c_2 c_3 (1 + c_2 / c_1)}{c_1 + c_2} N_{t-1} \\ & + \frac{c_2 \left[ \lambda \left( 1 + \frac{c_2 c_3}{c_1} \right) - 1 \right]}{c_1 + c_2} \sum_{i=0}^{\infty} [\lambda(1 + \rho)^{-i}]^{i+1} N_{t+i} \quad \circ (A.2) \end{aligned}$$

其中， $N_{t+i}$  可由產能( $K_t$ )作為代理變數，因廠商需預期未來需求量以決定產能的擴張程度。若假設  $c_2 / (c_1 + c_2)$  近似常態，則根據式(A.2)可將  $Q_t$  表示為  $Q_{t-1}$ 、 $P_t / C_t$ 、 $P_{t-1} / C_{t-1}$ 、 $N_t$ 、 $N_{t-1}$  及  $K_t$  之函數，其中  $C_t = c_1 + c_2$ ，故  $C_t$  為一複合式

成本參數。此外，若考慮國外需求( $y^w$ )變動將使該產品之需求線左移，導致  $P_t$  及  $N_t$  下滑，因而影響到廠商的決策，則可將廠商的供給函數設為  $Q_t = f(P_t, C_t, Y_t^w, K_t)$ 。於實證時，取對後之出口函數( $x$ )之估計式可設定如下(取對數後之變數代號皆改以小寫表

示)：

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 y_t^w + \beta_2 \Delta k_t + \beta_3 p_t^x + \beta_4 p_t^m + \beta_5 p_t^d + u_t, \quad (A.3)$$

Abeyasinghe and Choy將  $k_t$  改由  $\Delta k_t$  係為實證所需； $p_t^m$  為取對數後進口原料價格； $p_t^d$  為取對數後國內投入要素價格； $p_t^x$

為取對數後出口價格； $u_t$  為一服從常態分配的隨機變數。此外， $p_t^m = p_t^{mf} + e'$  且  $p_t^x = p_t^{xf} + e'$ ， $p_t^{mf}$  及  $p_t^{xf}$  分別為以外國貨幣表示之進口原料價格及出口價格對數值， $e'$  為採直接報價之匯率對數值(即1單位國外貨幣可兌換多少本國貨幣)。

## 附錄二 實質有效匯率之編製步驟

本文參考方文碩等人(2005)，以下分別說明以出口加權之實質有效匯率指數( $ex\_reer$ )，以及進口加權之實質有效匯率指數( $im\_reer$ )的編製步驟及方法。

### 一、以出口加權之實質有效匯率指數

編製步驟如下：

#### 1. 轉換名目匯率為實質匯率( $RX^j$ )

$$RX_t^j = \frac{E_t^j \times CPI_{sa,t}^d}{CPI_{sa,t}^j}, \quad (A.4)$$

其中， $RX_t^j$  為  $t$  期以外國貨幣  $j$  表示之1單位本國貨幣價格的實質匯率； $E_t^j$  為以外國貨幣  $j$  表示本國貨幣的名目匯率； $CPI_{sa,t}^j$  與  $CPI_{sa,t}^d$  分別表示  $j$  國之季調後消費者物價指數及本國季調後消費物價指數。各國季調後CPI皆以2010年為基期。

#### 2. 轉換實質匯率為匯率指數( $IRX^j$ )

$$IRX_t^j = \frac{RX_t^j}{RX_{2010}^j} \cdot 100$$

$IRX_t^j$  為  $t$  期  $j$  國之實質匯率指數，本文係以各國2010年的實質匯率為基期，計算其各別實質匯率指數。

#### 3. 計算出口權重( $W_x^j$ )

$$W_{x,t}^j = \frac{X_t^j}{\sum_{j=1}^6 X_t^j}, \quad j=1,2,3..6, \quad \sum_{j=1}^6 W_t^j = 1, \quad (A.5)$$

$W_{x,t}^j$  為  $t$  期我國主要出口地區  $j$  (分別為大陸、東協六國、美國、日本、南韓及德國)的出口權重， $X_t^j$  為我國對  $j$  地區的出口值， $\sum_{j=1}^6 X_t^j$  為我國對6個地區之出口總值。以2012年為例，我國對上述各地區出口額占總出口額之比重分別為，39.39%、18.50%、10.95%、6.30%、3.93%、1.87%，合計共占80.95%。

#### 4. 計算出口加權實質有效匯率指數

$EX\_REER$

$$EX\_REER_t = \sum_{j=1}^6 W_t^j \cdot IRX_t^j, \quad (A.6)$$

$EX\_REER_t$  為  $t$  期以出口加權之實質有

效匯率指數，為各國出口權重  $W_t^j$  乘上實質匯率指數  $IRX_t^j$  之加總。

5. 取對數後即可得到  $ex\_reer_t$  之值。

至於  $im\_reer$  的編製方法大抵與  $ex\_reer$  相同，僅在權數( $W$ )的計算上稍有不同，以下說明其不同之處。

## 二、以進口加權之實質有效匯率指數

本文之主要進口國，分別為日本、大陸、美國、南韓、沙烏地阿拉伯、澳大利亞、新加坡、馬來西亞、德國共9國，以2012年為例，我國對上述各國進口額占總進口額之比重分別為，17.59%、16.11%、8.73%、5.57%、5.47%、3.43%、3.00%、2.90%及2.87%，合計共占65.66%。惟在計算進口值時，因沙烏地阿拉伯為我國主要的石油進口國，加以石油交易多採美元計價，基於此，本文在計算各國之進口權數( $W_m^j$ )時，係將石油進口值納入美國進口部分，以調整權數。即  $W_{m,t}^j = \frac{M_t^j}{\sum_{j=1}^8 M_t^j + Oil_t}$ ，若  $j$  為日本、大陸、南韓、德國、澳大利亞、馬來西亞及新加坡； $W_{m,t}^j = \frac{M_t^j + Oil_t}{\sum_{j=1}^8 M_t^j + Oil_t}$ ，若  $j$  為美國。其中  $M^j$  為我國對  $j$  國之進口值， $\sum_{j=1}^8 M_t^j + Oil_t$  則為我國對8國之進口總額及石油進口值(進口自沙烏地阿拉伯)之加總。

## 三、Greenaway, et al. (2010)實質有效匯率之編製方式

Greenaway, et al.(2010)針對英國各業別廠商之出口決策及銷售額建立實證模型，實證期間為1989–2004年，其解釋變數包含以出口加權之實質有效匯率(Export REER)及進口加權之實質有效匯率(II REER)，其中Export REER編製方式與本文相同，而II REER編製方式則尚考慮進口之中間財投入係數(Imported Intermediate Inputs Ratio)，即進口中間財占所有中間財之比重。將II REER之編製方式簡述如下：

$$II REER_f = \sum_h H_{hf} \cdot \sum_k w_h^k \cdot \frac{e_h^k p_h^0}{e_h^0 p_h^k}, (A.7)$$

其中， $f$  為生產最終財之產業； $h$  則為生產中間財 產業； $H_{hf}$  為  $h$  產業進口之中間財用於  $f$  產業，且占  $f$  產業所有中間財投入之比重。故  $H_f$  為  $f$  產業的進口中間財投入係數。 $w_h^k$  為  $h$  產業自  $k$  國進口占其總進口之比重。 $e_h^k$  為  $k$  國貨幣相對SDR(Special Drawing Right,簡稱SDR)之年平均匯率； $e_h^0$  為英磅相對SDR之年平均匯率； $p_h^0$  為英國物價指數  $p_h^k$  為  $k$  國物價指數。

由於  $f$  產業所需的中間財，部分係來自國內，故  $\sum_h H_{hf}$  之值小於1。此外，因英國產出投入係數表僅有1990、1995及1998年，故Greenaway, et al.以直線差補方式，估計其餘各年的  $H_{hf}$  值。惟於進行實質匯率對出口銷售額之影響等實證時，Greenaway, et al.將各年  $H_{hf}$  值設定為一固定常數，以控

制 II  $REER_f$  的唯一變動來源係來自各國匯率。

### 附錄三 各類出口函數實證－採DOLS共整合分析法

本文另依據Thorbecke and Komoto 合分析法之實證結果進行比較。實證樣本期(2010)，嘗試以DOLS估計法來檢視各變數間 間仍為2004年1月至2013年3月，估計結果見的共整合關係，並與內文中採Johansen共整 附表。

附表1 總出口函數實證結果

解釋變數 \ 被解釋變數	實質總出口(rex)			
	模型A(1)	模型A(2)	模型A(3)	模型A(4)
以出口加權實質有效匯率 ( $ex\_reer$ )	0.263	-0.736**	--	--
以進口加權實質有效匯率 ( $im\_reer$ )	--	1.049***	--	--
調整後實質有效匯率 ( $ex\_reer - im\_reer$ )	--	--	-0.799**	-0.121
國外所得( $y^f$ )	1.780***	1.312***	1.074***	2.649***
生產力( $tfp$ )	0.449***	0.778***	0.980***	--

說明：「\*」表示該估計係數在顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

附表2 地區別出口函數實證結果

解釋變數 \ 被解釋變數	大陸	東協六國	美國	日本	南韓	德國
調整後雙邊實質有效匯率 ( $rer_j - im\_reer$ )	-1.159***	-0.916***	-0.680***	0.118	0.110	-0.639**
各國所得( $y_j^f$ )	2.558***	1.002***	0.221	0.141	1.851***	-0.121
生產力( $tfp_j$ )	1.219***	0.670***	1.222***	0.211	0.211	0.840**

說明：同附表1。

附表3 產品別出口函數實證結果

解釋變數 \ 被解釋變數	機械及 電機設備	基本金屬及 其製品	精密儀器	塑橡膠及 其製品	化學品
調整後實質有效匯率 ( $ex\_reer - im\_reer$ )	-0.548	-0.873	-3.412*	-1.872*	0.719
國外所得( $y^f$ )	1.651***	4.303***	0.796***	0.382***	0.714***
生產力( $tfp_i$ )	0.961***	0.175	2.248***	0.956***	2.353**

說明：同附表1。

