

匯率對進出口價量的影響及脫鉤現象之探討

汪建南·吳俊毅

中央銀行經濟研究處

2017年8月15日

摘要

匯率是貨幣政策的重要傳遞管道及可用工具，其不論對貿易價格之直接效果或透過價格對貿易數量的影響是各國，特別是開放經濟體，關切的重點。上述兩種影響管道，各國有其差異與特色，且近年來整體有弱化的跡象。後者在文獻上常以全球價值鏈的深化，以及出口廠商市場定價行為作為可能解釋。本文針對台灣及南韓、日本與新加坡等主要貿易對手國，均具有貿易比重高(或大幅增長)及深入參與(或明顯拓展)全球價值鏈(global value chains, 以下簡稱 GVC)的特色，進行進出口價量與匯率關係的實證研究，包括長短期關係及其是否脫鉤(即關係弱化(IMF, 2015))，樣本期間為 1994 年第 1 季至 2014 年第 4 季。

以上研究在是否脫鉤問題上，採取動態估計出目標彈性之時間序列，並測試結構的改變，而可加以評估。至於長短期關係則分價格與數量兩段剖析匯率的影響管道，並估計整體的影響效果。以下為四項主要結果與對台灣的涵義，主要發現為動態估計與測試顯示台、韓、日、星四國有廣泛的脫鉤現象，並值得注意計量上的長期關係與近年關係的演變並不一致：

一、滾動估測

以 10 年滾動視窗估計結果觀察貿易關係的穩定性，近年四國進出口數量與價格均有脫鉤現象(南韓出口數量除外)；日本與南韓之出口價格與匯率的關係趨於弱化；台灣進口價格之匯率彈性的可能範圍靠近零軸，日本此一彈性降低。總計 16 個滾動估測中，11 個顯示有脫鉤現象。

二、穩定性檢定

透過統計涵蓋性及檢定力高的 EM 檢定結果顯示，除日本的出

口價格之匯率彈性及出口數量之價格彈性與新加坡的進口數量之價格彈性外，均有顯著的結構變動，且新加坡進口數量的價格彈性幾乎始終不顯著異於零。總計 16 個穩定性檢定中，13 個顯示有結構性改變，支持滾動估測的脫鉤現象。

三、長期關係

1. 台灣進出口價格的匯率彈性明顯高於全球水準，轉嫁程度高，顯示台灣進出口市場競爭性高，台商欠缺壟斷力與定價策略。進口數量的價格彈性亦高。南韓匯率轉嫁出口價格程度頗高，除出口市場競爭性高外，可能顯示韓國廠商在出口不好(匯率貶值)下較明顯的削價競爭。日本出口數量的價格彈性頗低，這可能肇因於日本擴大參與 GVC，以及日圓升值與能源供給不確定性造成的廠商外移。日本匯率對出口價格的轉嫁較低，這與日本廠商採目的地市場訂價及日本出口商品以日圓報價比重達 40% 有關。新加坡出口數量的價格彈性頗高，可能因新加坡為轉口港，出口匯集各方產品，其相關性使出口價格對數量影響程度增高。轉出口占進口 60%，進口主要為轉出口，故進口數量的價格彈性頗低。
2. 四國皆滿足 Marshall-Lerner condition，即名目匯率貶值會增加貿易餘額，升值反之。四國實質匯率貶值可改善實質貿易餘額。

四、短期關係

匯率對出口價格與進口價格的長期影響多已在短期(第一季)實現，四國短期影響係數介於 33% 至 109%。出進口價格對數量的短期影響係數多不顯著，僅新加坡短期出口係數為 59% 且顯著及日本短期進口係數為 -24% 且顯著。

小結

滾動估測加上穩定性檢定顯示匯率與貿易價量的脫鉤現象，而長期估測卻有顯著影響效果。這指出長期估測展現長期趨勢，卻難以反映近期結構與環境的改變，提醒吾人對匯率與貿易價量關係要有更新與動態的看法。

五、對台灣的涵義

1. 台灣四種彈性的穩定性檢定均顯示有結構性變動，滾動估測顯示僅出口價格的匯率彈性沒有脫鉤現象，故而近期貶值對貿易餘額的改善效果明顯弱化。
2. 估計長期台灣匯率對進出口價量的影響，不論是分段管道或整體(貿易餘額)管道均顯著，且大於國際水準，但未能反映近期環境與結構的變化。

目 錄

壹、前言.....	1
貳、匯率與貿易關係之設定	4
參、資料說明	6
肆、匯率與貿易關係之估計	7
一、長期貿易關係.....	7
二、短期貿易關係.....	14
伍、匯率與貿易動態關係及穩定性分析	16
一、滾動視窗估計與圖示.....	16
二、穩定度的統計測試.....	21
三、與 IMF(2015)結果之比較.....	22
陸、結論.....	22
參考文獻.....	25

匯率對進出口價量的影響及脫鉤現象之探討

汪建南、吳俊毅/2016.8.15

壹、前言

匯率是貨幣政策的一個重要傳遞管道及可用工具，其係透過改變進出口相對價格而影響進出口數量¹；通常貨幣貶值將降低以外幣表示的出口價格並增加以本國貨幣表示的進口價格，導致出口增加與進口減少。綜觀亞洲，台灣、南韓與新加坡之貿易(進口+出口)占國內生產毛額(gross domestic product, 以下簡稱 GDP)比重較全球平均水準為高，而日本此比重近年來大幅增加，突顯「匯率與進出口關係」研究對這些國家之重要性(表 1)。而從台灣本身的角度，瞭解主要貿易對手²匯率與貿易之關係有其必要性。

表 1 台、韓、日、星四國與全球貿易/GDP 比率

國家\時期	1994	1999	2004	2009	2014
台灣	70.2	77.2	100.8	96.4	110.9
南韓	46.5	54.2	62.5	76.1	77.9
日本	13.9	16.4	21.9	22.5	32.7
新加坡	270.4	261.6	326	268	252.1
全球	31.5	35.9	43.1	42.3	48.8

單位：%

資料來源：2015 World Development Indicators, World Bank

近年來已開發國家如美國、日本與歐元區，以及新興市場/開發中國家如中國大陸、印度與巴西等，其匯率均有異常大幅的波動；但有些國家(或區域)之匯率波動對貿易影響程度縮小(如日本)，引發對匯率變動有效性的爭議，此現象稱為匯率與貿易脫鉤(disconnect)現象

¹ 匯率變動會影響進出口價量，但匯率水準常決定於金融性交易，全球商品貿易相對外匯交易量的比重約 3%，台灣的商品貿易相對外匯交易量比重約 10%，比重均不高。

² 中國大陸及香港則因貿易價格資料的欠缺無法納入。

³。如 Engle(2002)以工業化國家為研究對象，發現名目匯率對於進口價格的轉嫁效果偏低且緩慢。Campa and Goldberg(2005)以 OECD 國家與美國進行匯率對於進口價格轉嫁效果分析，結果發現美國的彈性小於 OECD 國家。Frankel et al. (2012)則針對開發中國家進行研究，認為匯率及貿易關係的弱化不僅出現於已開發國家，開發中國家亦面臨相同狀況。Amiti et al. (2014)發現進口密集型出口商的匯率轉嫁效果顯著偏低。除了實證文獻外，亦有學者透過理論模型建構與透過不完全市場設定(如產品異質、勞動市場工資僵固性與商品市場價格僵固性)分析此現象，如 Devereux and Yetman (2010)、Rodríguez-López (2011)、Chen and Juvenal (2016)等。

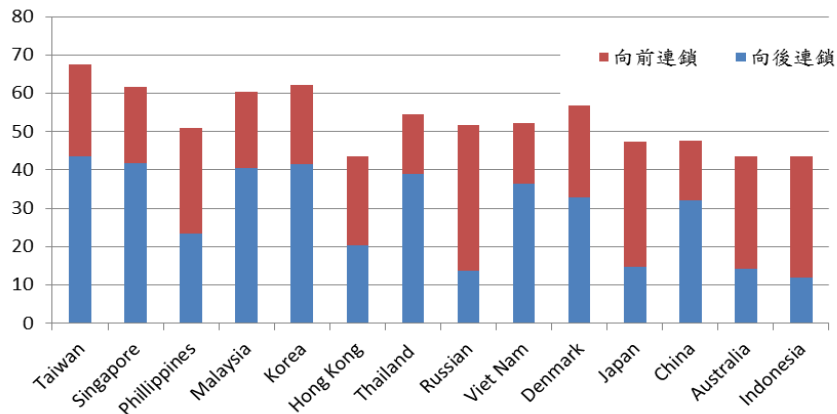
對於匯率與貿易脫鉤的主要可能解釋是全球價值鏈(global value chains, 以下簡稱 GVC)的發展。首先，貨幣貶值改善出口所含國內附加價值的競爭力，但亦提高所含進口原物料/零組件等成本。其次，內含國內附加價值的出口中間財，經由加工可出口到第三國，貶值可使下游的生產者更有競爭力，減弱支出移轉效果(Ahmed, Appendino and Ruta, 2015，以下簡稱 AAR(2015))。

圖 1 顯示多國的 2009 年與 2011 年 GVC 參與指標(Toh, 2015 及 WTO, 2015)。此指標由出口中外國投入的比率(向後連鎖)與本國投入用在第三國出口的比率(向前連鎖)所構成。台灣、新加坡與南韓的參與指標皆偏高(超過 60%)，日本的參與指標在中位數附近，但其具有較高的向前連鎖關係，且常為文獻上探討匯率與貿易脫鉤之標竿國家。

圖 2 顯示 GVC 指標在 1995 年至 2011 年間的變化：已開發國家參與加深 8%，開發中國家加深 13.1%，韓、台、星與日分別加深

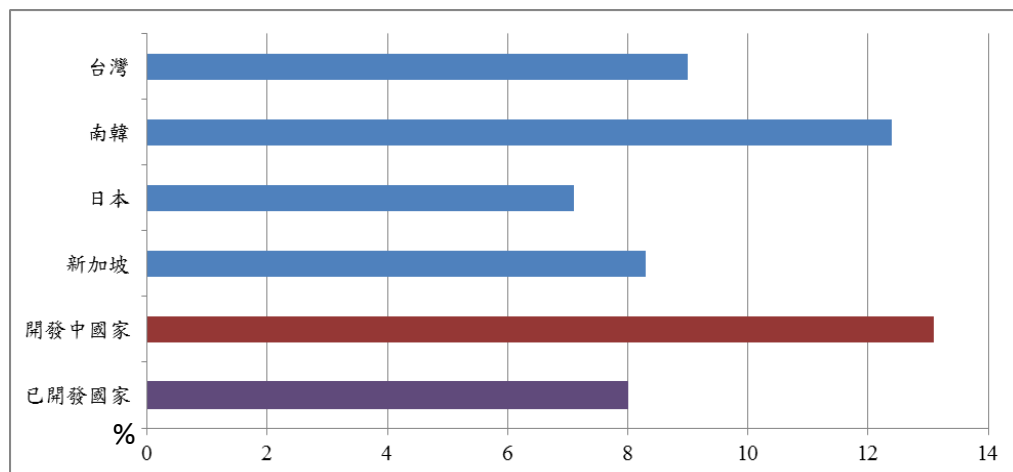
³ 本文所探討之脫鉤現象總指匯率與進出口數量關係，但分段分析包含匯率與進出口價格關係以及進出口價格與數量關係，理論預期關係之估計係數在統計上不顯著異於零或影響程度縮小，均可稱之脫鉤；請參見 IMF(2015)。

圖 1 選擇性經濟體 2011 年的 GVC 參與指標



資料來源：WTO Trade in Value Added and Global Value Chains Databank, 2015.

圖 2 1995-2011 年間 GVC 參與指標的變動百分率



資料來源：WTO Trade in Value Added and Global Value Chains Databank, 2015.

12.4%、9%、8.3%以及 7.1%。各國均加深 GVC 參與，開發中國家可能基期較低故加深率較高，本文研究四國中以南韓與台灣增幅較大。

IMF(2015)採用 60 國(包括已開發、新興市場及開發中國家)1980-2014 年追蹤資料，實證研究匯率與貿易是否有脫鉤現象，文中發現整體而言此現象並不顯著。本文以類似架構，針對較有可能脫鉤的台、韓、日、星等四國為對象，以 1994-2014 季資料進行匯率

與貿易關係個別國家之實證分析⁴。

本文先針對四國進出口價格及數量方程式進行估計長期價格與所得彈性；再以誤差修正模型估計短期彈性。實證結果顯示，台灣與南韓貿易價格均高度反映匯率的變動，出口數量對出口價格反應以台灣與新加坡居高，日本則不顯著。其次，以滾動視窗及更改採用 EM 檢定進行穩定性估測，整體而言，四國匯率與貿易關係多有脫鉤現象。

章節安排依序如下，第貳節為選擇性文獻回顧與比較；第參節為匯率與貿易關係，設定出口與進口方程式；第肆節介紹本文之實證資料；第伍節為動態估測與穩定性檢定之結果與說明；長短期實證分析則於第陸節進行；第柒節為結論。

貳、匯率與貿易關係之設定

匯率對貿易的長期影響可分別對出口價量與進口價量說明，此顯示於(1)-(4)式。首先是出口價格方程式的設定：

$$\ln\left(\frac{eP^X}{P^*}\right)_t = \alpha + \beta \ln\left(\frac{eP}{P^*}\right)_t + \gamma \ln\left(\frac{ULC}{P}\right)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中下標 t 表時點， $\left(\frac{eP^X}{P^*}\right)$ 為以外幣表示的相對出口價格， e 為名目有效匯率， P^X 為以本國貨幣表示的出口價格， P^* 為貿易加權之國外消費者物價指數(consumer price index, 以下簡稱 CPI)⁵ (Eichengreen and Gupta, 2013; Freund and Pierola, 2012; IMF, 2015)， $\left(\frac{eP}{P^*}\right)$ 為基於 CPI 的

⁴ IMF(2015)尋求跨國平均結果，因新加坡為轉口港之特異性而未將之納入實證樣本國。本文則發現新加坡實證結果與其轉口港特性密切相關，適合作國別分析，且 IMF(2015a)亦探討新加坡的貿易彈性，故納入新加坡為實證對象國。此外，IMF(2015)以年資料作 10 年滾動視窗動態估計時，因樣本不足而無法作國別分析，本文則採季資料而不受此限制。

⁵ 若使用貿易加權國外出口價格為相對出口價格之平減指數(deflator)有兩個缺點，即出口商品價格之變異度大且雜訊多(AAR(2015))。而出口價格若用為實質有效匯率(real effective exchange rate, 以下簡稱 REER)之平減指數則非 REER 設計的本意。

實質有效匯率(REER)， P 為 CPI， ULC 為單位勞動成本。

出口數量方程式的設定為：

$$\ln X_t = \alpha + \beta \ln \left(\frac{eP^X}{P^*} \right)_t + \gamma \ln Y_t^* + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 X 表出口量， Y^* 表國外實質 GDP。

進口價格方程式的設定為：

$$\ln \left(\frac{P^M}{P} \right)_t = \alpha + \beta \ln \left(\frac{eP}{P^*} \right)_t + \gamma \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 Y 為本國實質 GDP， P 為本國 CPI。

進口數量方程式的設定為：

$$\ln M_t = \alpha + \beta \ln \left(\frac{P^M}{P} \right)_t + \gamma \ln (DD)_t + \delta \ln (X_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 M 為進口量， DD 表示對國內商品的國內需求($Y - X$)。

為控制全球金融危機對於進出口之影響，所有方程式都包括 2008-2009 年金融海嘯期間之虛擬變數(以下以 Dummy 代表)，亦包括此虛擬變數與國外所得(在出口方程式)或國內所得(在進口方程式)的交乘項，以捕捉危機期間貿易對需求特別強烈的反應(如見 Bussiere, et al, 2014)。此外，進出口價格方程式納入國際油價(取 log，以下以 Fuel 代表)指標以控制其對國內外出口廠商成本的影響。

估計(1)-(4)式的長期關係步驟說明如下，首先，以 Phillips and Ouliaris (1990)測試檢定殘差項是否為 $I(0)$ 。在確定存在共整合關係(即為 $I(0)$)後，再以最小平方法(ordinary least square, 以下簡稱 OLS)估計其長期關係。每條方程式估計的 $\hat{\beta}$ 值代表長期效果估計值⁶。

⁶ 本文未使用基於 VAR 的 Johansen (1991,1995)系統估測方式，因為本文主要考慮匯率、進出口價、量單向關係，其他變數間關係(cross correlation)並無理論與實務探討。

短期效果則由第二階段估計誤差修正模型(error correction model, 以下簡稱 ECM)而得。譬如出口價格方程式的 ECM：

$$\Delta \ln \left(\frac{eP^X}{P^*} \right)_t = \alpha + \rho \Delta \ln \left(\frac{eP^X}{P^*} \right)_{t-1} + \sum_{j=0}^2 \beta_j \Delta \ln \left(\frac{eP}{P^*} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \gamma_j \Delta \ln \left(\frac{ULC}{P} \right)_{t-j} + \varphi EC_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 $\hat{\beta}_0$ 為短期效果之估計值，表示相對出口價格在一期內的調整速度； EC 表誤差修正項(水準值方程式的殘差項)， φ 表誤差調整速度，若 φ 為負，表示有均值回歸(mean reversion)性質，且 φ 之絕對值愈大，表調整速度愈快。四條短期 ECM 均有金融危機虛擬變數及交乘項，落後期數根據 Schwarz Information Criteria (以下簡稱 SIC) 決定。

參、資料說明

本文使用之資料來源為主計總處、財政部、新加坡統計局、IMF、OECD 及 Bank of International Settlement (以下簡稱 BIS)。因採用 BIS 之 REER Broad Index，本文配合其數據期間採 1994 第 1 季至 2014 第 4 季之季資料，表 2 說明資料來源及處理方式。台、韓、日與星四國之實質有效匯率($\frac{eP}{P^*}$)係採 BIS 之 Broad Index， P^* 採貿易對手之貿易加權 CPI， P 採本國 CPI。若為月資料，則以 3 個月平均轉成季資料。加權指數納入之貿易對手國為每季與本國貿易量為前十五大者，採每季更新。國外 GDP(Y^*)採出口加權。

表 2 數據來源及整理方式

變數	中文名稱	資料來源	是否季調
P^X	出口價格指數	主計總處、SGP ^s 、IMF	Y
P^M	進口價格指數	主計總處、SGP、IMF	Y
PPI	生產者物價指數	主計總處、SGP、IMF	Y
CPI	消費者物價指數	主計總處、SGP、IMF	Y
ULC	單位勞動成本指數	主計總處、SGP、OECD	Y
X_t	出口數量指數	財政部、IMF	Y

M_t	進口數量指數	財政部、IMF	Y
P^*	貿易加權指數_CPI	BIS、自行計算	Y
Dummy	金融海嘯虛擬變數	自行計算	N
Y^*	出口加權國外實質 GDP	自行計算	Y
REER	實質有效匯率指數	BIS	N
e	名目有效匯率指數	BIS	N
Y	國內實質 GDP	主計總處	Y
X	國內實質出口	主計總處	Y
DD	國內需求(Y-X)	主計總處	Y
Fuel	油品價格	IMF	Y

說明： Dummy 在 2008 年第 1 季至 2009 年第 4 季為 1，其他時段為 0。 Y^* 採貿易對手貿易加權 GDP。REER 採 BIS 之 Broad Index，以進出口貿易加權。 e 即 NEER，亦採 Broad Index。各變數除虛擬變數及匯率外，均有作季節調整。

[§]SGP 為新加坡統計局(因 IMF 的新加坡資料不齊)。

肆、匯率與貿易關係之估計

一、長期貿易關係

表 3 為長期出口價格方程式((1)式)的估計結果。其中 REER 係數反映匯率變動對出口價格的轉嫁效果。此效果的高低受眾多因素的影響，如出口市場需求的價格彈性、本國進口成本⁷、調整價格的菜單成本(menu cost)、市場的競爭狀況以及廠商的定價行為(如採目的地市場定價(Pricing to Market, 以下簡稱 PTM)⁸的程度)等。

在控制勞動成本、油價、金融危機對出口價格影響下，表 3 顯示南韓與台灣有頗高的匯率轉嫁效果(1.78 與 1.02)，日本及新加坡則相對較低(0.48 與 0.39)。南韓廠商在匯率貶值下，除完全轉嫁外，可能有較明顯的削價競爭以維護市場的行為；台灣匯率變動則完全轉嫁到出口價格。日本可能有較高的 PTM 傾向，亦即可能在日圓貶值時，

⁷ 如本國貨幣升值時，因進口商品成本下滑進而降低出口價格，使匯率轉嫁程度降低。

⁸ 根據 Krugman(1987)及 Marston(1991)，能反映廠商定價行為的「目的地市場價格定價」(PTM)為對目的出口市場的以本國貨幣計價出口價格，與相同商品在本國市場及其他國家市場之以本國貨幣計價之價格，產生差異而降低匯率轉嫁的現象。

日商藉由不完全的外幣價格轉嫁，造成利潤增加而可進行投資與研發，以提升競爭力；而在日圓升值時，較高 PTM 可維持市場佔有率(Ree, Hong and Choi, 2015)。此外，日本出口商品中，以日圓報價比重大約

表 3 長期出口價格方程式估計結果

	台灣	南韓	日本	新加坡
Constant term	0.32 (0.47)	-1.87*** (-3.79)	2.42*** (14.54)	2.87*** (8.25)
REER	1.02***, ‡ (6.65)	1.78*** (14.63)	0.48*** (13.41)	0.39*** (5.08)
ULC	0.29** (2.59)	-0.19 (-0.82)	1.34*** (11.09)	0.47*** (5.24)
Fuel	-0.09** (-2.88)	-0.35*** (-10.96)	0.00 (-0.14)	0.10** (7.10)
Dummy	-0.79 (-0.32)	-6.97** (2.46)	1.54*** (2.72)	0.22 (1.40)
Dummy×Y*	0.05 (0.32)	0.05** (-2.22)	-0.10*** (-2.90)	-2.51 (1.50)
Tau-statistic	-3.57*	-2.79	-3.65*	-2.74
\bar{R}^2	0.96	0.95	0.98	0.96

註 1：括弧中數字為 t-ratio，***、**、* 分表 1%、5%、10% 之顯著水準。

註 2：‡ 不顯著異於 1 (100% 轉嫁)。

註 2：Dummy 在 2008 年第 1 季至 2009 年第 4 季取 1，其他時點取 0。

註 3：Tau-statistic 之統計顯著臨界值依 Phillips and Ouliaris (1990)，在 1%、5%、10% 的顯著水準分為 -4.31、-3.77 及 -3.45。

註 4： \bar{R}^2 為調整後 R^2 。

40%，此出口價格並不受匯率影響。新加坡則因轉口港性質⁹，出口價格由其他國家界定，與新加坡匯率關係不大。單位勞動成本(ULC)對相對出口價格的影響，除韓國估計係數不顯著外¹⁰，其餘均顯著為正。油價除日本外，均為顯著，顯示台、韓與星出口石油製品占比均高。

⁹ 新加坡 2012 年非轉口之出口占總出口 56%，非轉口之進口占總進口 40%。本文未作新加坡本地出進口實證因缺出進口價格數據。

¹⁰ 不顯著的一個原因是，南韓積極布建機器人與自動化，根據國際機器人聯盟(International Federation of Robotics)調查資料顯示，2012 年南韓機器人密度已達全球第一(蘇宇庭, 2014)。

表 4 為長期出口數量方程式((2)式)估計結果。出口價格增加造成出口數量的減少，此價格彈性絕對值以新加坡最高而日本最低(且不顯著異於 0)。四國之國外主要貿易對手國 GDP 增加均造成出口數量的顯著增加，則以新加坡幅度最大而日本幅度最小。新加坡轉口各國

表 4 長期出口數量方程式估計結果

	台灣	南韓	日本	新加坡
Export Price	-0.39*** (-10.20)	-1.32*** (-24.87)	-0.03 (0.88)	-1.66*** (-20.06)
Foreign GDP	0.42*** (33.04)	0.63*** (38.97)	0.27*** (27.79)	0.85*** (30.04)
Dummy	4.31 (0.86)	-6.88*** (-3.57)	26.64*** (5.83)	-20.51* (-1.69)
Dummy* Y*	-0.29 (-0.85)	116.90*** (3.57)	-1.58*** (-5.82)	1.44* (1.70)
Tau-statistic	-3.45*	-3.44	-2.73	-3.71*
\bar{R}^2	0.71	0.90	0.62	0.88

說明：全表 3。

出口品，出口價格變動可匯集對各國出口商品的影響，較單一國家出口品有侷限性所受之影響為大。同理新加坡匯集各國各種出口，對這些出口的需求較易受出口目標國經濟狀況的影響。至於日本出口以高品質商品或關鍵零組件居多，此區塊有價格之外的競爭力，且需求亦相對有限，加以其向前連鎖程度頗高，可解釋其較低之價格與國外所得彈性。

表 5 為長期進口價格方程式((3)式)估計結果。匯率對本地價格的轉嫁效果約六至八成，台灣較高為 79%，表示若實質有效匯率貶值 10%，將使進口價格上升 7.9%；日本略低，約上升 57%，一個原因是日本進口商品以日圓報價比重約 25%¹¹；四國平均匯率轉嫁到進口

¹¹日本匯率對進出口價格轉嫁較低還有一個可能原因，即日本企業的國際化程度高，且多數為大

價格約 70%。台灣、南韓與日本進口價格的 GDP 彈性均顯著為正，符合預期。新加坡之 GDP 彈性則顯著為負，部分可能反映新加坡之轉口港性質，大部分進口為轉出口，而非為國內市場。油價在四國方程式均為顯著，顯示四國之石油進口占比均高。

表 5 長期進口價格方程式估計結果

	台灣	南韓	日本	新加坡
Constant term	1.07 (1.42)	-2.57 (-1.41)	-5.06* (-1.81)	5.43*** (7.47)
REER	-0.79*** (-6.79)	-0.74*** (-15.52)	-0.57*** (-10.47)	-0.71*** (-21.04)
Y	0.12 (1.23)	0.37** (2.30)	0.49** (2.40)	-0.23*** (-2.91)
Fuel	0.27*** (7.18)	0.35*** (8.29)	0.26*** (11.57)	0.15*** (12.16)
Dummy	-2.96* (1.65)	6.25 (0.61)	-19.71*** (-3.63)	0.13 (0.59)
Dummy $\times Y$	0.26* (1.66)	-0.49 (-0.60)	1.50*** (3.63)	1.50 (-0.61)
Tau-statistic	-4.07*	-3.66*	-4.07**	-3.80*
\bar{R}^2	0.95	0.90	0.96	0.90

說明：全表 3。

表 6 為長期進口數量方程式((4)式)估計結果。台、韓、日與星四國的進口價格均會明顯導致進口數量的減少，而以台灣的幅度較大。日和星兩國對國內產品的國內需求(DD)增加，會顯著引申對進口需求的增加，台灣則相反。四國出口增加，則均會造成對進口需求的增加，而以台灣增加最多(100%)。這反映對全球生產鏈的參與，即中下游產品的輸出，需要中上游材料及零組件的輸入之投入(input)，而台灣此種向後連鎖相對最高。

企業，出對象與進口來源屬於同一企業集團，匯率轉嫁策略可以互為支援。

表 6 長期進口數量方程式估計結果

	台灣	南韓	日本	新加坡
Constant term	8.80*** (6.10)	-5.95*** (-2.89)	-32.47*** (-6.54)	2.16*** (10.07)
Import price	-0.62*** (-4.20)	-0.33*** (-2.86)	-0.40*** (-6.75)	-0.22*** (-2.90)
DD	-1.53*** (-11.66)	0.12 (1.22)	2.28*** (5.76)	0.11*** (2.71)
X	1.00*** (14.88)	0.22* (1.87)	0.66*** (16.05)	0.81*** (13.44)
Dummy	-0.07 (-0.16)	-0.56 (-0.31)	-2.07 (-0.35)	-3.91 (-0.60)
Dummy×Y	0.78 (0.17)	7.10 (0.31)	0.16 (0.35)	0.35 (0.61)
Tau-statistic	-3.94*	-3.84*	-6.26*	-3.45*
\bar{R}^2	0.92	0.94	0.94	0.98

說明：全表 3。

以下表 7 彙整台、韓、日及星四國之匯率轉嫁彈性及進出口數量之價格彈性，並與 IMF(2015)之 60 國資料平均結果加以比較。IMF(2015)有兩套結果，分別基於生產者物價指數(PPI)及消費者物價指數(CPI)編制之 REER 及相對價格。並由表 7 之 4 種彈性，可據以檢視 ML 條件(Marshall-Lerner condition)是否滿足？

匯率政策常希藉由貨幣貶值以增加貿易盈餘與促進經濟成長，符合 ML 條件可使名目有效匯率(e)貶值會造成名目貿易餘額(nominal trade balance, 以下簡稱 TB)增加，亦即 $\partial TB / \partial e < 0$ 。可證明 ML 條件在不完全轉嫁下為(Annex 3.3, IMF(2015))：

$$ERPT^X(1 - |\eta^X|) - ERPT^M(1 - |\eta^M|) < 1,$$

此處 $ERPT^X$ 為出口價格式的匯率彈性； η^X 為出口數量式的價格彈性； $ERPT^M$ 為進口價格式的匯率彈性； η^M 為進口數量式的價格彈性。

表 7 長期匯率轉嫁與價格彈性估計結果

	貿易價格之匯率彈性		貿易數量之價格彈性		Marshall-Lerner 條件
	出口價格	進口價格	出口數量	進口數量	
IMF(2015)					
基於 PPI	0.552	-0.605	-0.321	-0.298	Yes
基於 CPI	0.457	-0.608	-0.328	-0.333	Yes
本文估計					
台灣	1.02	-0.79	-0.39	-0.62	Yes
南韓	1.78	-0.74	-1.32	-0.33	Yes
日本	0.48	-0.57	-0.03	-0.40	Yes
新加坡	0.39	-0.71	-1.66	-0.22	Yes

說明：IMF(2015)係基於 60 個經濟體(23 個已開發經濟體，37 個新興市場及開發中經濟體)，1980-2014 年資料的平均估計。本文估計係基於 4 個經濟體 1994-2014 年之季資料的個別國家估計。

表 7 之的台灣、韓國、日本及新加坡結果則可與 IMF(2015)之基於 CPI 結果比較。台灣出口價格的匯率轉嫁彈性明顯高於全球水準，且出口價格之匯率彈性在統計上不顯著異於 1¹²，屬於完全轉嫁或生產者貨幣定價(producer currency pricing, 以下簡稱 PCP)，顯示台灣出口市場為競爭性高且少價格調整障礙。此外，台灣進口數量的價格彈性較高。韓國出口價格的匯率彈性及出口數量的價格彈性相對全球水準均頗高，顯示韓元貶值可有效增加其出口市占率。日本出口數量之價格彈性相對全球水準則頗低，且與 0 無法在統計上區分，可能原因 2008-2011 年日圓大幅升值及 2011 年強震核洩導致能源供應的不確定性而造成日本廠商外移，另外一個可能原因是日本在 GVC 參與的深化¹³。

新加坡出口數量的價格彈性相對全球水準為頗高，除因出口價格

¹²本文透過 Wald 檢定進行係數診斷檢定。

¹³IMF(2015)指出，由 OECD-WTO 資料庫，1995 年至 2009 年間，日本參與 GVC 的向後連鎖及向前連鎖，分別由 6%及 22%增至 11%及 33%。

變動可匯集對各國出口商品的影響，較單一國家出口品有侷限性所受之影響為大。另一可能原因是新加坡作為轉口港之轉口費用面臨激烈價格競爭¹⁴，故出口價格上升對出口數量影響頗大。台、韓、日及星四國均符合 ML 條件，與 IMF(2015)之國際資料估計平均結果相同，亦即名目匯率貶值會造成貿易餘額的增加。

實質有效匯率對貿易餘額之 GDP 占比的長期影響彈性可定義如下(IMF, 2015)：

$$ERPT^X \eta^X (X/Y) - ERPT^M \eta^M (M/Y),$$

此處 X/Y 與 M/Y 為出、進口之 GDP 占比。

圖 3 顯示台、韓、日及星四國此一影響之時間路徑(1994-2014 年)。日本頗低，且變化不大；南韓與台灣之路徑類似，惟台灣影響較大；新加坡於 2008 年達到(絕對值)最大，現又回復接近 1994 年水準，但仍覺日、韓、台之影響程度為大。

圖 3 實質貿易餘額之 GDP 占比的實質匯率彈性

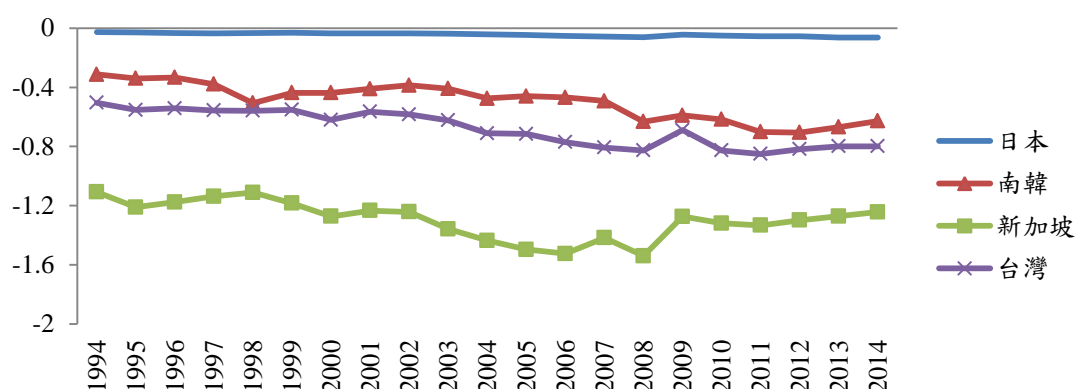


表 8 列示 2012 年此一影響的國際平均值(IMF, 2015)及台、韓、日與星四國水準值。此彈性除日本明顯小於國際水準外，台、韓與星

¹⁴馬來西亞丹絨港的轉口服務價格不到新加坡港務集團的一半，曾造成在 2001 年及 2008 年，全面移轉全球最大海運公司-丹麥馬士基海事公司及長榮海運的新加坡轉口業務。

均明顯高於國際水準，尤以新加坡為最。故而匯率可為星、台及韓影響經常帳乃至實質經濟之有效政策工具，日本匯率政策則幾無影響。

表 8 實質貿易餘額之 GDP 占比受實質匯率影響之估計值(2012 年)

影響/國家	國際平均**	台灣	韓國	日本	新加坡
影響 GDP 占比	-0.15	-0.82	-0.71	-0.05	-1.30

資料來源：自行估計與 IMF(2015)

**IMF(2015)之國際平均值。

但如前所述，日圓匯率影響程度較低可能來自 PTM 效果，使日本廠商在日圓貶值時增加獲利，用於投資或研發投入，有助提升生產力。

二、短期貿易關係

表 9 彙整四個貿易方程式短期效果之估計結果(根據(5)式)，依據 SIC 標準，均有落後 1 期項，但為精簡，表 9 僅列出當期差分項，以顯示短期效果。常數項、虛擬變數及交乘項亦未於表格內列出， φ 為誤差調整速度。

以出口價格方程式而言，南韓之匯率變化在短期(1 季)完全統計顯著反映到相對出口價格的變化，新加坡、台灣及日本亦顯著反應，分為 52%、37%與 34%。南韓及日本之單位勞動成本短期顯著反映到相對出口價格，分為-17%及 13%，台灣及新加坡則不顯著。整個方程式調整速度以台灣最快為-13%(且統計顯著)。

出口數量方程式的出口價格短期影響係數在台灣、南韓與日本均不顯著。新加坡係數顯著但符號與長期影響相反(見表 4)。短期台灣、南韓與新加坡受國外 GDP 的影響均不顯著，日本顯著但影響方向與長期相反。整體出口數量方程式的調整速度均統計顯著，介於-6%~-21%，以台灣調整速度最快。

表 9 短期貿易關係式估計結果

出口價格方程式	台灣	南韓	日本	新加坡
d(REER)	0.37*** (3.58)	1.09*** (31.22)	0.35*** (15.17)	0.52*** (2.67)
d(ULC)	0.001 (0.02)	-0.17* (-1.85)	0.13** (1.72)	0.03 (0.26)
φ	-0.13*** (-3.20)	-0.06** (-2.64)	-0.03 (-0.77)	-0.11** (-2.26)
\bar{R}^2	0.24	0.94	0.79	0.24
出口數量方程式				
d(Export price)	-0.10 (-0.42)	0.18 (1.34)	-0.21 (-0.58)	0.59*** (3.08)
d(Y*)	0.07 (1.58)	0.07 (0.34)	-0.17*** (-2.71)	0.14 (1.63)
φ	-0.21*** (-3.54)	-0.06** (-1.65)	-0.17** (-2.06)	-0.06*** (-2.84)
\bar{R}^2	0.30	0.43	0.09	0.23
進口價格方程式				
d(REER)	-0.88*** (-25.57)	-0.75*** (-10.29)	-0.82*** (-11.52)	-0.33* (-1.69)
d(Y)	0.35*** (4.19)	0.83*** (2.56)	0.62* (1.85)	0.15 (0.81)
φ	-0.10** (-2.04)	-0.29*** (-3.49)	-0.08* (-1.89)	-0.08 (1.49)
\bar{R}^2	0.34	0.64	0.69	0.06
進口數量方程式				
d(Import price)	0.02 (0.15)	-0.09 (-0.59)	-0.24*** (-2.92)	-0.08 (-0.43)
d(DD)	-0.63*** (-7.32)	1.33*** (3.61)	1.52*** (3.36)	-0.24*** (-3.13)
d(X)	1.02*** (8.68)	0.61*** (3.08)	0.46*** (5.10)	0.28** (2.26)
φ	-0.18*** (-2.92)	-0.20** (-2.37)	-0.54*** (-5.12)	-0.22*** (-2.68)
\bar{R}^2	0.64	0.30	0.46	0.45

說明：d(.)表示對該變數採一階差分。括弧中數字為 t-ratio，***、**、*分別代表 1%、5%、10%之顯著水準。

進口價格方程式估計結果顯示，短期台灣、南韓與日本之匯率對相對進口價格的影響效果均顯著且高(-75%~-88%)，以台灣最高，僅新加坡略低(-33%)。短期本國 GDP 的影響為 15%~83%，以韓國最高。誤差調整速度以韓國最快(-29%)。

進口數量方程式估計結果顯示，短期進口價格對進口數量的影響以日本最高且顯著(-24%)。短期出口對進口的引申性需求介於 28%~102%，以台灣最高，顯示台灣在全球價值鏈向後連鎖的程度頗高(圖 1)。整體方程式誤差調整速度顯著，介於-18%~-54%，以日本調整速度最快。

伍、匯率與貿易動態關係及穩定性分析

如前言所述，貿易關係的穩定性遭受質疑，一個主要原因是 GVC 的發展造成匯率與貿易有脫鉤的疑慮。就四個主要貿易彈性而言：(1) 出口所具有之國外進口內涵愈高，愈會抵消匯率對出口價格之轉嫁效果；(2) GVC 對匯率轉嫁進口價格的影響較不明顯；(3) 出口數量之價格彈性因出口對象國非 GVC 的最終消費者而產生度量誤差，有可能使彈性趨於零；(4) 進口數量之價格彈性因匯率變動造成出進口價格反向變動，由之出口變動引申的進口變動會減弱進口價格彈性。除 GVC 的發展，全球化的發展可能增加貿易彈性的敏感度，而 PTM 及通膨率的穩定政策會降低貿易價格的匯率彈性。

一、滾動視窗估計與圖示

以下用動態估計圖示及統計測試兩種方式探討四種貿易彈性的穩定性。圖示的方式是採滾動視窗估計法(rolling window estimation)¹⁵估計 1994 第 1 季-2014 第 4 季間四個國家的四種彈性。表 3 至表 6

¹⁵ 本文採連續滾動法，且視窗大小為的 10 年；舉例而言，第一個視窗期間為 1994 年第 1 季至 2003 年第 4 季，第二個視窗期間為 1994 年第 2 季至 2004 年第 1 季，以此類推。

之 Tau-statistic 顯示，四國 16 個價格及數量方程式有 12 式具單一方程式(OLS)共整合關係。對不具備 OLS 共整合關係的南韓及新加坡出口價格方程式、日本及南韓出口數量方程式，若改採基於自我向量迴歸(vector autoregression, 以下簡稱 VAR)的 Johansen 方法估計，則分別在 5%¹⁶、10%、10%及 5%顯著水準下，存在一個共整合關係，且其估計係數與運用 OLS 方法得到的結果近似。為求一致與簡便，故 16 條方程式的滾動視窗均以 OLS 估計之。

圖 4 至圖 19 顯示估計結果，虛線部分表示 95%信賴區間。貿易彈性的脫鉤現象(估計值不顯著異於零或影響程度逐漸縮小)普遍發生在四國進出口數量的價格彈性，符合在 GVC 下愈來愈多進口為出口之投入的發展，也與圖 1 中四國明顯向後連鎖的狀況一致。

圖 6 顯示日本出口價格的匯率彈性低且穩定，並在 10 年估計視窗末端為 2009 年及以後有趨於 0 的現象，此種 PTM 現象也成為對日本定價行為的共同印象(IMF, 2015)。新加坡有相當時段出口價格的匯率彈性不顯著異於零(見圖 7)，顯示其轉口港性質，對最終價格影響力薄弱。

¹⁶南韓出口價格式採 Johansen 方法估計，若加入時間趨勢項得到非單一解，其中一共整合解與 OLS 共整合解近似。

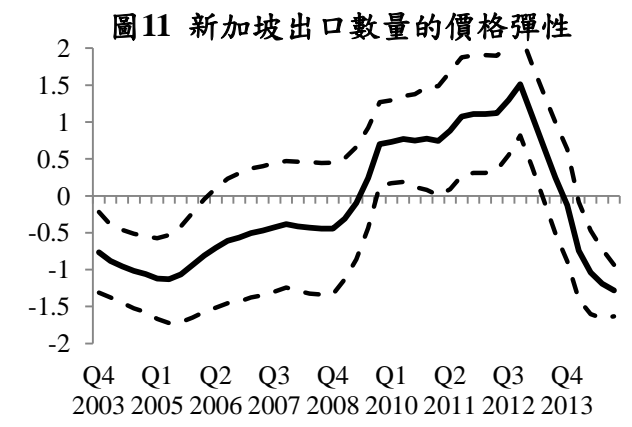
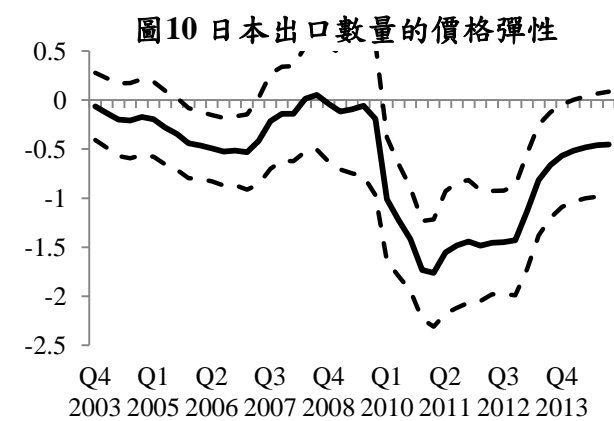
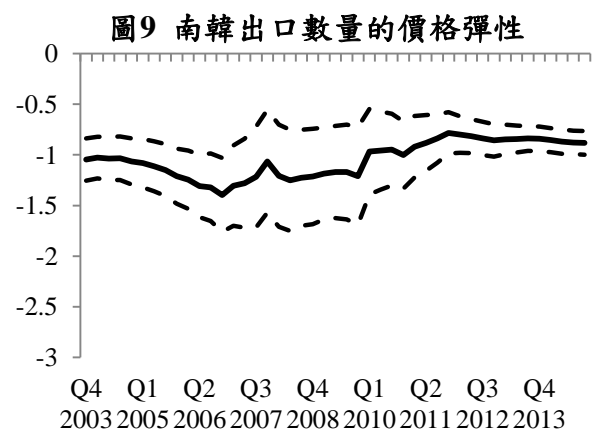
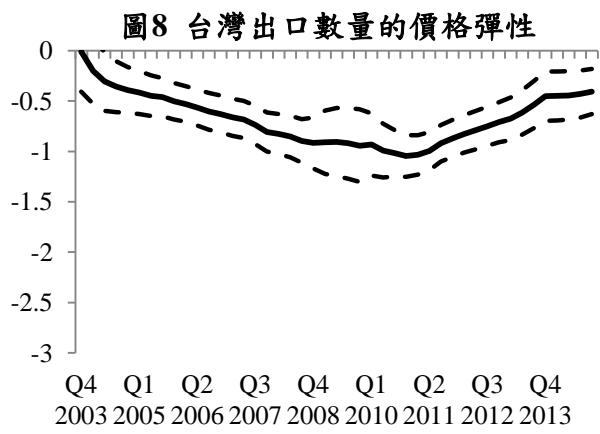
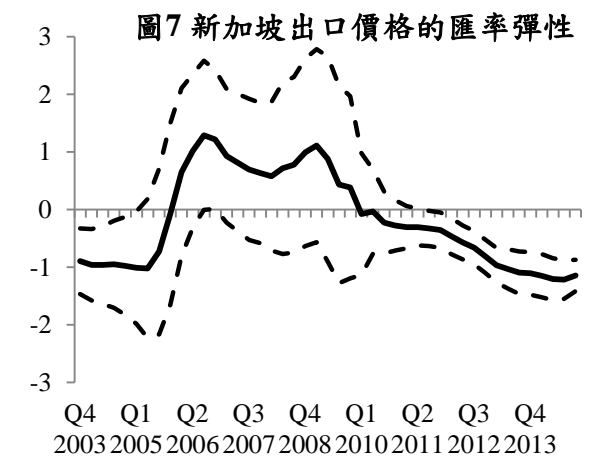
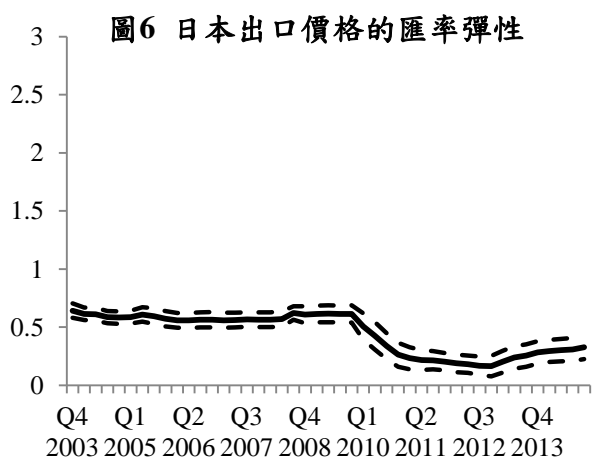
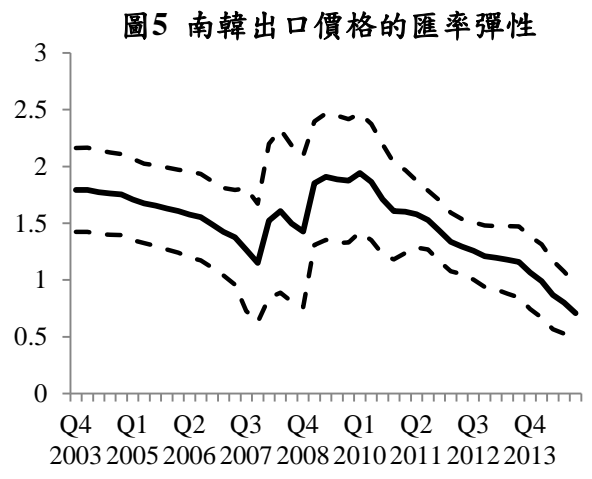
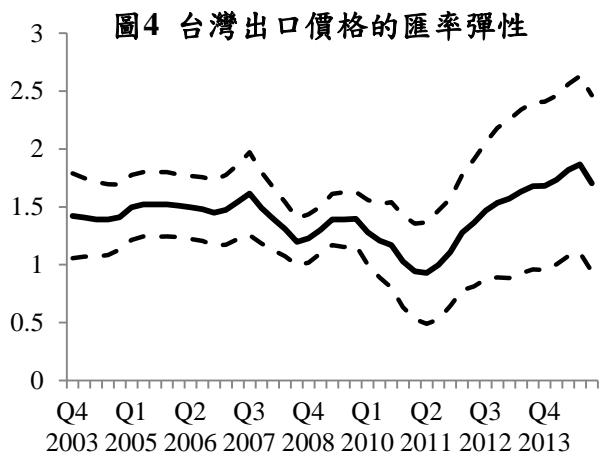


圖12 台灣進口價格的匯率彈性

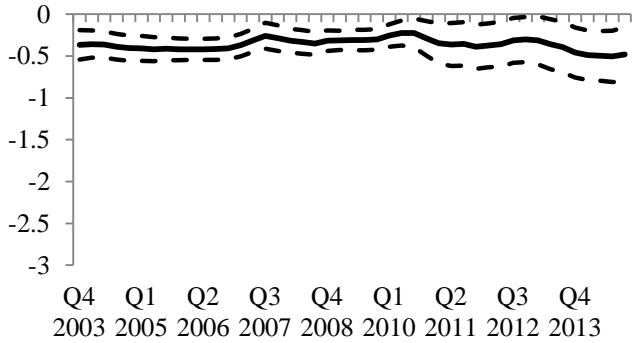


圖13 南韓進口價格的匯率彈性

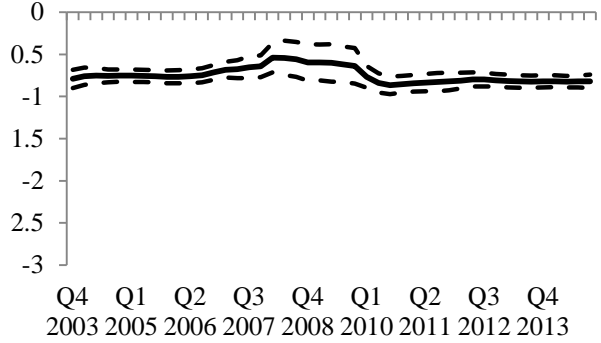


圖14 日本進口價格的匯率彈性

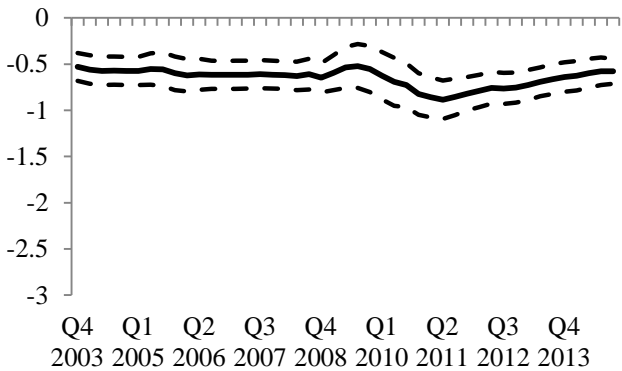


圖15 新加坡進口價格的匯率彈性

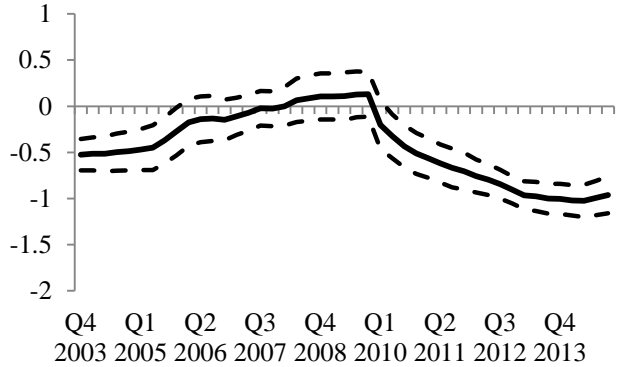


圖16 台灣進口數量的價格彈性

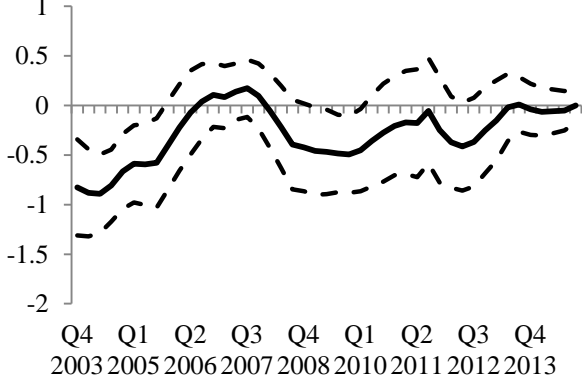


圖17 南韓進口數量的價格彈性

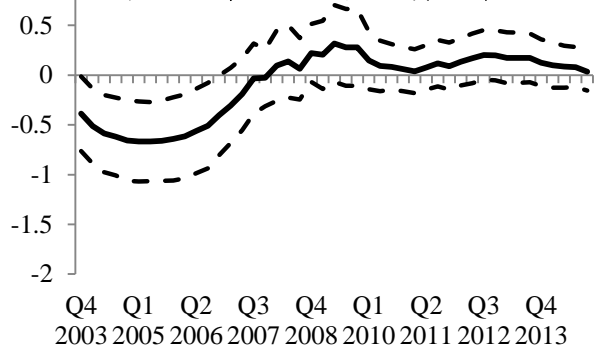


圖18 日本進口數量的價格彈性

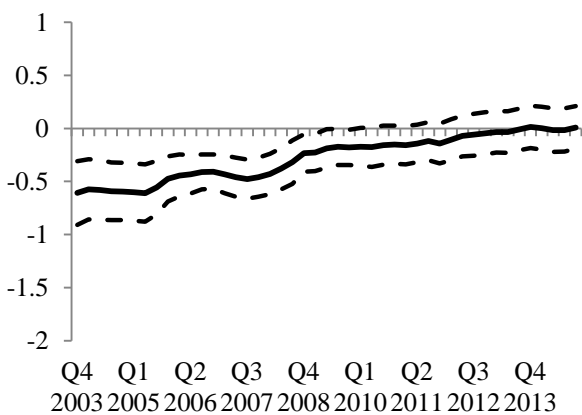
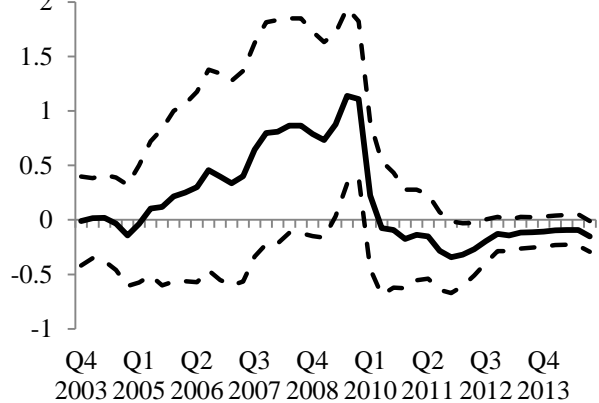


圖19 新加坡進口數量價格彈性



台灣出口數量的價格彈性(見圖 4)，其 10 年估計視窗末端在 2003 年至 2010 年間者，趨於下跌；但在 2011 年起有遞增現象，且其近期水準值頗高(約 1.5)，這可能關聯於台灣長時間深入參與 GVC(見圖 1)，但金融海嘯與歐債危機使 GVC 弱化所致。由圖 10 所示，在大部分期間及在樣本末期，日本出口價格顯示有與出口數量脫鉤現象(價格彈性不顯著異於零)，如前述這可能與日本積極參與 GVC 和日圓升值及 2011 年地震有關。故日本匯率變動對出口的影響程度逐漸弱化。新加坡出口數量的價格彈性亦在相當多動態估計時段，呈現不顯著異於 0 的現象(見圖 11)。

滾動估計顯示台灣、南韓及日本之進口價格的匯率彈性呈現低而穩定，近來台灣接近零而日本有弱化現象；新加坡則波動較大且有相當時段不顯著異於 0。

台灣、南韓、日本與新加坡之進口數量的價格彈性，在大部分時段其滾動估計結果均不顯著異於 0。此結果可能顯示進口消費品需求之消費偏好較強，而進口生產投入(原材料及零組件等)以出口需求考量為主(四國參與 GVC 所致)。

長期彈性與滾動視窗估計結果的對照，指出後者有更適切的資訊內涵。如表 7 顯示台灣有明顯高於國際水準的進口數量之價格彈性，但圖 16 顯示在 10 年估計視窗末端為 2006 年以後便呈現脫鉤現象，高長期價格彈性可能為早年資料所致¹⁷。同樣狀況發生在南韓出口價格的匯率彈性，表 7 顯示其長期彈性遠高於國際水準，但圖 5 顯示其在近年視窗估計有明顯下跌現象。此外，韓、星長期進口數量的價格彈性估計值不低，但滾動估計大部分時段不異於 0。故要掌握動態發展，特別是近期狀況，滾動視窗估計似比長期估計可提供更為適切的

¹⁷本圖之起點為 2003 年第 4 季(對應 1994 年第 1 季至 2003 年第 4 季視窗)之估計值-0.83，終點為 2014 年第 4 季(對應 2005 年第 1 季至 2014 年第 4 季視窗)之估計值 0.00，而圖中靠近 2003 年第 4 季視窗估值(絕對值)亦較高，可能為造成高長期價格彈性的原因。

資訊。

注意與IMF(2015)對照，因其採年資料，10年滾動視窗樣本不足，只能採追蹤資料估計，無法作國別分析。本文則採季資料，故可作個別國家滾動視窗估計與分析。

二、穩定度的統計測試

本文之四種彈性係數穩定度的統計測試採 EM 檢定(Elliot and Muller, 2006)，異於IMF(2015)採用的定點結構變動測試，EM 檢定透過參數穩定性與否來判斷是否存在結構性改變¹⁸，容許多點變動，不受變動程序的限制而損失統計檢定力，檢定結果列於表 10¹⁹。

表 10 貿易彈性的穩定性測試

EM 檢定/國家	台灣	南韓	日本	新加坡
出口價格之匯率彈性	-7.86*	-16.57**	-12.34	-27.08***
出口數量之價格彈性	-31.65***	-33.78***	-3.11	-23.05***
匯率轉嫁進口價格	-21.65***	-32.37***	-20.52**	-23.67***
進口數量之價格彈性	-25.94***	-15.38**	-22.37***	-9.65

說明：***、**、*分表 1%、5%、10%之顯著水準，EM 檢定漸近臨界值請見 Elliot and Muller (2006)。

以 EM 檢定之結果為多數彈性有顯著結構變動，除日本的出口價格之匯率彈性與出口數量之價格彈性，以及新加坡的進口數量之價格彈性外，均有顯著結構改變。此結果可能係因貿易在四國的重要性(表 1)，以及四國在 GVC 參與的深度(見圖 1)。但 IMF(2015)發現大多數貿易彈性項目沒有顯著結構變動，差異之處可能係其樣本的廣泛性，以及其採用 Chow test 測試固定時點前後結構變動的全球與區域趨勢所致。

¹⁸ Hansen 檢定(Hansen, 1992)則不能測試單一係數之穩定性，而為測試整個估計式係數穩定性。

¹⁹ Bussiere et al. (2014)亦採此測試。

整體而言，近 20 年來四國貿易關係有相當程度的改變，而大部分彈性在滾動測試顯示有脫鉤現象，特別是進出口數量之價格彈性。

三、與 IMF(2015)結果之比較

經由上述分析，了解本研究之主要研究後，本小節將概述說明與 IMF(2015)不同之處，以凸顯本研究之貢獻，主要不同之處有兩處，分述如下。第一，在 10 年滾動視窗檢驗彈性係數穩定度時，IMF(2015)因採年資料樣本太短，只能用追蹤資料得到全球或區域趨勢；本文則因採季資料，可檢視個別國家視窗與對應的結構穩定測試；且本文所採用的 Elliot and Muller(2006) 檢定為針對個別係數變動，並涵蓋多種結構轉變(structural break)且更具統計效率；而 IMF(2015)採用的 Chow test 為考量整體關係式的變動，並未能測試個別係數的穩定性而不符合測試標的。

第二，本文實證結果較 IMF(2015)存在更明顯廣泛脫鉤與結構變動現象，此差異主要來源可能是貿易對四國的重要性(或大幅增長)以及四國對於 GVC 的深入參與(或明顯拓展)。

陸、結論

本文採取經調整的 IMF(2015)架構，但在資料屬性、分析對象與內容及結構穩定測試方法上有所差異。本文針對台灣及重要貿易對手國南韓、日本及新加坡之匯率與貿易價量長短期關係與其是否脫鉤進行實證研究。依實證結果歸納成四項，並指出政策涵義：

(一)滾動估測

滾動估測較長期彈性估測有更恰當的資訊內涵，特別是動態與近期資訊。若以 10 年滾動視窗觀察貿易關係的穩定性，除韓國出口外，四國進出口數量與價格有**明顯**脫鉤(不相關)現象。此外，

- 1.台灣：進口價格之匯率彈性接近零軸，顯示有脫鉤現象；
- 2.南韓：出口價格與匯率關係不斷弱化，顯示有脫鉤現象；
- 3.日本：進出口價格與匯率的關係趨於弱化，顯示有脫鉤現象；
- 4.新加坡：貿易價格與匯率過去曾完全脫鉤但近年關係強化。

綜合上述，從動態角度，近期台韓日星四國匯率對進出口價量影響不顯著。

(二) EM 檢定

分析貿易關係的穩定性，除日本的出口價格之匯率彈性與出口數量之價格彈性，以及新加坡的進口數量之價格彈性外，均顯示有顯著的結構變動。

(三) 長期關係

- 1.台灣：比較本文四國及 IMF(2015)之估計結果，台灣匯率變動完全轉嫁到出口價格，轉嫁到進口價格也近八成，在本文四國居高，更明顯高於國際平均水準。這顯示台灣之進出口市場競爭性高，且台灣廠商缺乏 PTM 壟斷力與策略。台灣進口數量的價格彈性在四國中亦居高，且高於國際平均水準，顯示台灣進口需求受價格導向，市場競爭性高。
- 2.南韓：南韓出口價格的匯率彈性頗高，匯率轉嫁到進口價格也約七成半，顯示進出口市場均乏壟斷現象。
- 3.日本：日本貿易關係較特別的是出口數量的價格彈性較低，這可能肇因於日本參與 GVC 之深化，以及日圓升值與能源供給不確定性造成的廠商外移。
- 4.新加坡：其貿易關係的特點為出口數量的價格彈性頗高，這可能因新加坡轉口各國出口品，出口價格變動可匯集對各國出

口商品的影響，且轉出口產品之轉口費用面臨激烈國際競爭，故轉出口量對出口價格變動更為敏感所致。

5. Marshall-Lerner 條件：在 GVC 影響下，四國皆滿足，即名目匯率貶值會增加貿易餘額，升值則反之，即一般關注的名目匯率政策對名目出進口乃至名目所得成長，確能發揮預期的影響。

6. 實質貿易餘額：實質匯率變動亦會改變實質經常帳，改變程度以新加坡最高，台灣次之，南韓第三(三國均遠高於國際平均)，日本則最低。指出星、台與韓匯率政策均對實質貿易乃至實質所得有高度影響力。

(四) 短期關係

四國在進出口價格對匯率之反應均很迅速，一季反應絕對值在 33%~109%，新加坡出口數量對出口價格的反應，一季也達 59%。進口數量對進口價格之反應則慢且不顯著，僅日本 -24% 且顯著為例外。整體方程式反應以日本進口數量最快，一季達 54%。

(五) 政策涵義

綜合滾動視窗估測及穩定度測試之發現，顯示台、日、韓與星均存在匯率與貿易價量關係脫鉤現象。雖然四國匯率政策就長期言效果顯著(惟日本較差)，但近期普遍有弱化現象，顯示結構性的改變。故對匯率政策有效性的評估，宜採更為動態與即期的估計。

就台灣而言，長期匯率干預之影響管道多通暢。但近年參與全球生產鏈的深化，特別是向後連鎖，弱化了進出口數量的價格彈性等關係。故匯率政策的效力，亦宜作動態與即期的評估。特別是僅出口價格的匯率彈性沒有脫鉤下，會明顯弱化貶值對貿易餘額的改善效果。

參考文獻

- 蘇宇庭(2014),〈智慧自動化風潮興 工業機器人商機全面引爆〉,新電子網站, http://www.mem.com.tw/article_print.asp?sn=1405020012
- Ahmed, S., M. Appendino, and M. Ruta (2015), “Depreciations without Exports,” *World Bank Policy Research Working Paper* 7390, World Bank, Washington.
- Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings (2014), “Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect,” *American Economic Review*, 104, 1942–1978.
- Bussiere, M., S. D. Chiaie, and T. A. Peltonen (2014), “Exchange Rate Pass-Through in the Global Economy: The Role of Emerging Market Economies,” *IMF Economic Review* 62, 146-78.
- Campa, J. M., and L. S. Goldberg (2005), “Exchange Rate Pass-through into Import Prices,” *Review of Economics and Statistics* 87(4), 679-90.
- Chen, N, and L. Juvenal (2016), “Quality, Trade, and Exchange Rate Pass-through,” *Journal of International Economics*, 100, 61–80.
- Devereux, M. B., and J. Yetman (2010), “Price Adjustment and Exchange Rate Pass-through,” *Journal of International Money and Finance*, 29, 181–200.
- Eichengreen, B., and G. Poonam (2013), “The Real Exchange Rate and Export Growth: Are Service Different?” *Policy Research Working Paper* 6629, World Bank, Washington.
- Elliot, G., and U. K. Muller (2006), “Efficient Tests for General Persistent Time Variation in Regression Coefficients,” *Review of Economic Studies* 73, 907-940.
- Engle, C (2002), “Expenditure Switching and Exchange-Rate Policy,”

- NBER Macroeconomics Annual*, 17, 231–272.
- Frankel, J., D. Parsely, and S. J. Wei (2012), “Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?” *Open Economies Review*, 23, 213-251.
- Freund, C., and P. M. Denisse (2012), “Export Surges,” *Journal of Development Economics* 97(2), 387-95.
- Hansen, B. E. (1992), “Tests for Parameter Instability in Regressions with $I(1)$ Processes,” *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 321-335.
- International Monetary Fund (2015), “Exchange Rates and Trade Flows: Disconnected?” *World Economic Outlook*, Chapter 3, International Monetary Fund, Washington.
- International Monetary Fund (2015a), “Singapore’s Trade Elasticities: A Disaggregated Look into the Role of Global Value Chains and Complexity,” *IMF Country Report* No. 15/200, International Monetary Fund, Washington.
- Johansen, Søren (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, Søren (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Krugman, P. (1987), “Pricing to Market When Exchange Rate Changes,” in Arndt, S. W. and Richardson, J. D., eds., *Real Financial Linkages among Open Economies*, Cambridge, MIT Press.
- Marston, R. C. (1991), “Price Behavior in Japanese and U.S. Manufacturing,” in National Bureau of Economic Research, *Trade in Japan: Has the Door Opened Wider?* University of Chicago Press,

January.

- Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris (1990), “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica* 58(1), 165-193.
- Ree, J., G. H. Hong and S. Choi (2015), “Should Korea Worry about a Permanently Weak Yen?” *IMF Working Paper* 15/158, International Monetary Fund, Washington.
- Rodríguez-López, J.A. (2011), “Prices and Exchange Rates: A Theory of Disconnect”, *Review of Economic Studies*, 78, 1135-1177.
- Toh, M. H. (2015), “Singapore’s Participation in Global Value Chains: Perspectives of Trade in Value-Added,” *ERIA Discussion Paper*, National University of Singapore, July.
- World Trade Organization (2015), *Trade in Value Added and Global Value Chains Databank*. Geneva: World Trade Organization.