

行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書

(出國類別：其他)

參加「SEACEN-BOJ 國際總體經濟：理論、議題與應用」  
課程出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：黃惠君、賴翰群/專員

派赴國家：馬來西亞

出國期間：民國 107 年 3 月 25 日至 3 月 31 日

報告日期：民國 107 年 6 月 21 日

## 目 錄

壹、前言.....	1
貳、衡量資本移動之常用指標.....	1
一、國際金融統計.....	1
二、資本管制.....	12
三、金融市場發展程度.....	15
參、資本移動之主要議題.....	17
一、驅動資本移動之因素.....	17
二、資本移動的影響.....	20
肆、外匯干預相關議題.....	22
一、新加坡之貨幣政策.....	23
二、外匯市場干預有效性分析.....	25
伍、心得與建議.....	31
一、心得.....	31
二、建議.....	31
參考資料.....	33

## 壹、前言

職奉准參加東南亞中央銀行研訓中心(SEACEN Centre)於本(2018)年 3 月 26 日至 3 月 30 日舉辦之「SEACEN-BOJ 國際總體經濟：理論、議題與應用」課程，本次參加成員共 28 人，除本行外，尚包括日本、南韓、泰國、新加坡、馬來西亞、菲律賓、印尼、寮國、柬埔寨、斯里蘭卡及斐濟等 12 國代表，與 SEACEN 講師等共約 30 餘人與會。

近年 SEACEN 經濟體開放程度逐漸提高，與國際市場密切整合下，外部衝擊對會員國經濟的影響更為顯著，造成各國中央銀行在貨幣政策管理困難度增加，因此，「SEACEN-BOJ 國際總體經濟：理論、議題與應用」授課內容聚焦國際資本移動、匯率與競爭力的衡量、總體經濟關聯性與國外資產與負債之衡量等議題，有助於學員對於相關議題的瞭解。

本報告分為五個部分，除此前言外，第貳節為資本移動常見的衡量指標，第參節為資本移動主要議題，例如：驅動資本移動的因素與影響效果，第肆節探討外匯干預相關議題，包括小型開放經濟體—新加坡的貨幣政策，並分析日本央行外匯干預有效性，第伍節則為心得與建議。

## 貳、衡量資本移動之常用指標

本節介紹分析全球資本移動時，常用的資本移動指標包括資本移動、資本管制與金融市場發展程度，各有其優缺點，使用上須依研究目的取捨。

### 一、國際金融統計

衡量資本移動常見的指標如國際收支統計(BOP)金融帳、國際投資部位(IIP)統計與國際清算銀行(BIS)公布之國際金融統計(international banking statistics)。BOP 記載某一期間，一經濟體的居民與非居民間一切經濟交易活動的統計；IIP 則為存量統計，記錄某特定時點居民對非居民金融資產與負債以市場價值衡量之餘額，與 BOP 構成整套對外交易的國際帳戶。BOP 與 IIP 資料具有跨國一致的統計標準及比較基礎，由於常見於資本移動之分析，

使用頻率較高，本報告不再贅述。惟 BOP 與 IIP 以居民基礎(residency basis)列帳，與國民經濟活動的相關性較高，但不易呈現金融資產負債最終風險的歸屬情形，例如：位於免稅天堂之海外特殊目的公司(Special Purpose Entity, SPE)與他國金融交易的風險歸屬國別應為集團母公司所在國，而非免稅天堂。

BIS 國際金融統計則是唯一有關全球金融體系結構的公開資料，提供政策決策者跨國風險的重要訊息，有助於金融穩定、國際貨幣外溢效果、全球流動性等議題之分析。在全球金融體系委員會(CGFS)的支持下，BIS 彙集地區性金融統計(Locational banking statistics, LBS)與合併性金融統計(Consolidated banking statistics, CBS，又稱「國家風險統計」)，以下分別說明其定義、應用與全球銀行體系之債權債務現況。

## (一) LBS 與 CBS 之簡介

### 1. 定義與內容

LBS 係衡量一經濟體居民銀行因跨足國際金融活動而產生之債權債務部位，與 BOP 概念相似，皆以居民基礎編製。由於各銀行以未合併基礎(unconsolidated basis)申報，故資料包括同一銀行集團內(intergroup)債權債務部位。LBS 可涵蓋全球銀行跨境活動 95% 的交易，且細分幣別與交易對手地區別(200 個以上)資訊，由於債權債務部位會受價值變動、申報國差異、非美元交易日匯率與季平均匯率差異、計算方法改變等因素影響，另公布調整變動項。

一般而言，銀行關鍵性的決策通常由總行決定，為銀行資金運用及跨國移動重要的驅動因素，對於金融穩定分析而言，銀行總行的國籍比銀行所在位置更適合分析銀行體系之系統性風險，因此，相對於 LBS 以居民基礎編製，CBS 則衡量國籍銀行涉及國際金融活動產生的債權債務(表 1)，即以合併基礎申報，不含集團內部位。CBS 不分幣別，全數折合美元填報，且無調整項，故會受匯率波動的影響，例如：一國貨幣相對美元貶值，將

導致以美元表示之原幣債權減少。

表 1 BIS 國際金融統計(LBS 及 CBS 比較)

相異點	地區性金融統計(LBS)	國家風險統計(CBS)
統計目的	地區內銀行業務產生之債權債務	國家信用風險、信用暴險對象、銀行融資型態
資料內容	債權、債務	債權、債務及權益等其他項目
填報者	國內總分支機構	全行合併資料
期限別	有	直接風險：有；最終風險：無
部門別	銀行、非銀行	銀行、政府部門、非銀行之私部門
幣別	區分本國幣及美元、歐元、日圓、英鎊等外幣，再折合美元填報	不分幣別，全數折合美元填報
調整項	有	無
風險移轉	無	有

資料來源：金檢處(2017年1月修訂)「本國銀行國家風險統計填報說明」、Mercado (2018), “Trends and Policy Issues on Cross-Border Banking” 講義，作者整理。

CBS 有兩種統計方式：直接風險與最終風險，前者係指銀行放款或投資之直接交易對手，後者考量信用風險的移轉，若銀行債權徵有具信用風險抵減效果之十足合格擔保品或保證，則意謂銀行債權暴險將移轉到另一方。舉例而言，德國銀行放款給墨西哥公司，惟該放款係由美國銀行保證，在直接風險基礎，德國銀行對墨西哥有放款債權；在最終風險基礎，若墨西哥公司無法償還債務，德國銀行最終將對該放款被保證的來源—美國銀行有暴險部位，更能反映實際的暴險對象。

## 2. 銀行債權類型

銀行債權類型根據債權人及債務人之身分，以及申報幣別等細分(表2)，除了國內債權外，尚包括國內總分支機構之跨境債權、國外分支機構對非當地居民之所有幣別債權及國外分支機構對當地居民之外幣債權等國際債權(international claim)，以及國外分支機構對當地居民之當地幣別債權。國際債權及國外分支機構對當地居民之當地幣別債權合計則為銀行之外國債權(foreign claim)。

表 2 銀行債權類型

(A)國內總分支機構(含 OBU)對居民之所有幣別債權
(B)國內總分支機構(含 OBU)對非居民之所有幣別債權，又稱跨境債權(cross-border claim)
(C)國外分支機構對非當地居民之所有幣別之所有幣別債權
(D)國外分支機構對當地居民之外幣債權(local claims in foreign currencies)
(E)國外分支機構對當地居民之當地幣別債權(local claims in local currencies)
國際債權(International claims)：B + C + D
外國債權(Foreign claims)：B + C + D + E

資料來源：金檢處(2017年1月修訂)「本國銀行國家風險統計填報說明」。

表 3 主要區分不同情境之債權釋例，以及於 LBS 與 CBS 的歸屬，值得注意的是，集團內部位不列入 CBS 統計。

表 3 債權類型釋例

	債權人(所在地)	債務人(所在地)	債權幣別	地區性金融統計	國家風險統計
例 1	銀行總行(A 國)	公司(B 國)	A 國貨幣	A 國之跨境債權	A 國之跨境債權
例 2	銀行總行(A 國)	A 國銀行國外分行(B 國)	A 國貨幣	A 國之跨境債權	集團內部位，不列入統計
例 3	A 國銀行國外子/分行(B 國)	公司(B 國)	B 國貨幣	B 國之「國內」當地幣債權	A 國對 B 國居民之當地幣債權

資料來源：Mercado (2018), “Trends and Policy Issues on Cross-Border Banking” 講義

### 3. 申報經濟體

截至本年 6 月，LBS 申報經濟體共有 47 個，CBS 申報經濟體有 31 個，SEACEN 會員中，僅台灣、香港、印度、南韓、新加坡同時申報 LBS 與 CBS。近年來，馬來西亞(2007 年第 4 季)、印尼(2010 年第 4 季)、中國大陸(2015 年第 4 季)、菲律賓(2016 年第 4 季)陸續加入 LBS 之申報，但未申報 CBS(表 4)，且部分國家基於機敏因素，BIS 並未揭露其個別國家資料。

表 4 LBS 及 CBS 申報經濟體

			國家數	國名
LBS 申報 經濟 體	有申報	有申報直接風險與最終風險	26	澳大利亞、奧地利、比利時、加拿大、智利、 <b>台灣</b> 、芬蘭、法國、德國、希臘、 <b>香港</b> 、 <b>南韓</b> 、 <b>印度</b> 、愛爾蘭、義大利、 <b>日本</b> 、荷蘭、挪威、葡萄牙、 <b>新加坡</b> 、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英國、美國
	CBS	僅申報直接風險	5	巴西、丹麥、盧森堡、墨西哥、巴拿馬
	未申報CBS		16	巴哈馬、巴林、百慕達、開曼群島、 <b>中國大陸</b> 、古拉索、賽普勒斯、根西、 <b>印尼</b> 、曼島、澤西、澳門、 <b>馬來西亞</b> 、 <b>菲律賓</b> 、俄羅斯、南非
合計：LBS申報經濟體共47國，CBS申報經濟體共31國。				

資料來源：BIS(截至2018年6月)

#### 4. 國際金融統計的演進

BIS 為因應國際金融情勢及增進資料完整性，2011 年 3 月擬訂國際金融統計的兩階段改善計畫：第一階段自 2012 年第 2 季起，LBS 增列國內銀行對居民本國幣之債權債務統計；第二階段自 2013 年第 4 季起，非銀行業 (non-banks) 之債權債務統計細分為非銀行之金融業 (non-bank financial institutions)、政府部門 (general government)、企業組織 (non-financial corporations)、家戶單位及非營利組織 (households including NPISHs) 之債權債務統計。

根據彭雅蘭等(2017)，截至 2016 年第 3 季為止，46 個<sup>1</sup>LBS 申報經濟體中分別有 38 個及 32 個申報經濟體達成第一階段及第二階段改善計畫的要求；31 個 CBS 申報經濟體中則有 27 個申報經濟體符合兩階段改善計畫之要求。我國皆符合兩階段改善計畫之規定<sup>2</sup>。

<sup>1</sup> 菲律賓於 2016 年第 4 季起加入申報 LBS，惟未申報 CBS (表 4)。

<sup>2</sup> 參考中央銀行外匯局「地區性金融統計編製說明」與金檢處「本國銀行國家風險統計填報說明」。

## (二) 在政策分析之應用

### 1. 地區性金融統計(LBS)

1960 年代，LBS 被用以追蹤歐洲美元存款成長對貨幣政策可能產生的影響，時至今日，LBS 的應用著重於擴增的放款總和(credit aggregates)與對外債務。當國際金融危機發生時，對海外銀行債權波動為國內銀行全體債權變化的主要來源，此時，LBS 則可提供對金融系統有用的潛在脆弱性指標，尤其是監測跨境與銀行外幣債權的脆弱性。例如：Avdjiev et al (2012) 和 Borio et al (2011)研究顯示，金融擴張期間，銀行跨境債權增額大於全體債權增額，且國際債權通常是國內債權快速增加的推動力。其次，區分幣別可分析貨幣政策的外溢效果，且作為衡量境外美元的主要資料。第三，LBS 可用於分析對外資負潛在的幣別錯配和部門別議題。

### 2. 國家風險統計(CBS)

CBS 被廣泛應用於申報銀行對不同國家和部門的暴險，例如：分析全球金融危機前夕(2007 至 2009 年)，國外銀行對美國的暴險，或比較歐元區和其他國家銀行持有主權有價證券暴險的變化。

從借款者角度，CBS 提供銀行主要債權人國別的資訊，直接風險可分析個別借款國家與外籍銀行債權人之間的關係，Avdjiev et al (2012)發現，2011 年銀行對新興經濟體的跨國放款大幅緊縮，推論與歐元區銀行體系健全度惡化有關。此外，CBS 亦可研究全球金融危機期間，反向流動性衝擊從銀行體系傳遞到新興經濟體的方式(Cetorelli and Goldberg (2011))，直接風險的期限別可作為衡量新興經濟體面臨銀行體系突發性資本撤出的脆弱性指標<sup>3</sup>。

---

<sup>3</sup> 最終風險未區分期限別。



### (三) 全球國際債權債務概況

#### 1. 地區性金融統計(LBS)

儘管國內當地幣債權債務遠超過跨境部位，LBS 的分析著重跨境債權為主。2017 年以來，全球跨境債權持續攀升，截至 12 月底達 29.2 兆美元，為自 2014 年 6 月底 29.6 兆美元以來次高，主要來自集團內部位及對非銀行部門之債權增加。

就交易對手部門別而言，無論是跨境債權或債務，銀行部門皆占一半以上，非銀行部門之跨境債權及債務則分別占 45.2% 與 33.3%。就工具別而言，以跨境放款為大宗，比重達 6 成以上，遠超過債務證券投資(表 5)。

就地區別而言，已開發經濟體占全體跨境債權債務 6 至 7 成，2017 年 12 月底與 9 月底相較，以對美國的債權增加近 5% 為最高；而對新興經濟體的債權增加迅速，成長達 9%，主要來自對非洲與中東(如：印度、南非)以及新興亞洲(如：中國大陸、俄羅斯)的債權增加(圖 1)。近年來，境外金融中心為跨境債權成長最快的地區之一，在全球金融危機時達到最高點，2008 年 3 月底為 4.3 兆美元，惟 2017 年 12 月底再創新高，為 4.6 兆美元。

就交易幣別而言，銀行跨境交易以主要國際通貨為主，美元占跨境債權近 5 成，歐元則占近 3 成；債務部分，除了美元比重過半以外，其他幣別較為分散，約 2 至 5%。

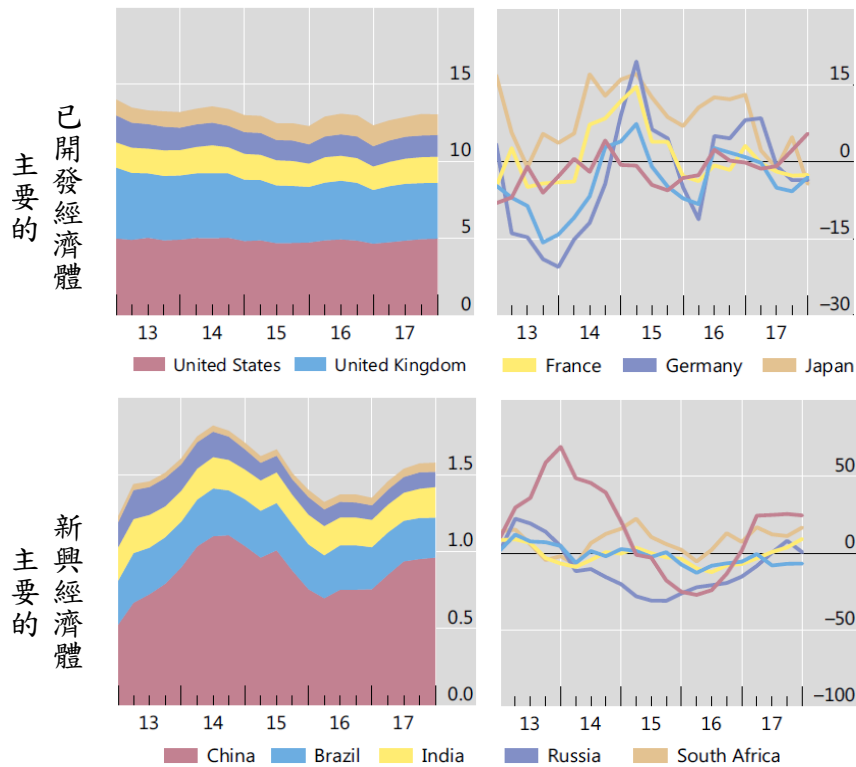
表 5 2017 年 12 月底全球外國債權債務—工具別與交易對手居民別(LBS)

單位：兆美元；%

	所有部門									
	金額 比重		銀行部門				非銀行部門		未分類	
			集團內部位							
	金額	比重	金額	比重	金額	比重	金額	比重	金額	比重
<b>跨境債權部位</b>	<b>29.2</b>	<b>100.0</b>	<b>15.4</b>	<b>52.8</b>	<b>9.9</b>	<b>34.0</b>	<b>13.2</b>	<b>45.2</b>	<b>0.6</b>	<b>2.1</b>
<b>工具別</b>										
放款	19.8	67.9	12.1	41.6	7.6	26.2	7.6	26.1	0.0	0.1
債權證券	6.1	20.9	1.6	5.5	0.1	0.4	4.3	14.8	0.2	0.5
其他工具	3.1	10.7	1.5	5.1	0.7	2.3	1.2	4.2	0.4	1.4
未分類	0.2	0.6	0.2	0.6	0.6	2.0	0.0	0.0	0.0	0.0
<b>交易對手居民別</b>										
已開發國家	20.2	69.3	11.3	38.6	6.4	22.1	8.5	29.1	0.4	1.5
歐元區	7.8	26.6	4.4	15.0	2.5	8.7	3.3	11.3	0.1	0.4
境外中心	4.6	15.6	2.0	6.9	1.4	4.9	2.5	8.7	0.0	0.1
開發中國家-亞洲	2.0	6.9	1.1	3.9	0.5	1.7	0.1	0.3	0.1	0.2
其他	1.7	5.7	0.7	2.3	1.5	5.0	1.6	5.6	0.1	0.2
<b>幣別</b>										
美元	14.3	48.8	7.5	25.6	5.1	17.5	6.6	22.7	0.2	0.5
歐元	8.4	28.9	4.7	16.0	2.6	8.9	3.5	11.9	0.3	1.0
日圓	1.6	5.7	0.6	2.1	0.4	1.3	1.0	3.5	0.0	0.1
其他幣別	4.8	16.6	2.6	9.1	1.8	6.3	2.1	7.1	0.1	0.5
<b>國內外幣部位</b>	<b>4.4</b>		<b>1.7</b>		<b>0.5</b>		<b>2.6</b>		<b>0.1</b>	
<b>國內當地幣部位</b>	<b>68.0</b>		<b>12.6</b>		<b>2.9</b>		<b>35.7</b>		<b>19.7</b>	
<b>未分類</b>	<b>0.2</b>		<b>0.0</b>		<b>0.0</b>		<b>0.0</b>		<b>0.1</b>	
<b>跨境債務部位</b>	<b>26.3</b>	<b>100.0</b>	<b>14.2</b>	<b>54.1</b>	<b>8.7</b>	<b>33.2</b>	<b>8.7</b>	<b>33.3</b>	<b>3.3</b>	<b>12.6</b>
<b>工具別</b>										
放款	20.5	78.2	12.8	48.6	7.0	26.7	7.6	29.1	0.1	0.5
債權證券	3.5	13.2	0.4	1.6	0.0	0.1	0.4	1.4	2.7	10.3
其他工具	2.1	8.0	1.0	3.9	0.4	1.6	0.6	2.3	0.5	1.8
未分類	0.1	0.5	0.0	0.0	0.8	3.0	0.1	0.5	0.0	0.0
<b>交易對手居民別</b>										
已開發國家	16.4	62.4	9.8	37.3	5.8	22.2	5.0	19.1	1.6	6.0
歐元區	6.1	23.2	3.6	13.6	2.1	7.9	1.8	6.8	0.8	2.9
境外中心	4.7	17.8	2.4	9.0	1.6	6.0	2.3	8.7	0.0	0.2
開發中國家-亞洲	1.5	5.8	1.0	3.7	0.4	1.6	0.5	2.1	0.0	0.0
其他	2.7	10.3	0.5	2.0	0.8	3.1	0.5	2.0	1.7	6.4
<b>幣別</b>										
美元	13.3	50.6	7.6	28.9	4.7	17.9	4.6	17.7	1.1	4.1
歐元	0.6	2.2	3.8	14.5	2.4	9.1	2.1	7.8	1.7	6.6
日圓	0.8	3.0	0.5	1.9	0.3	1.1	0.2	0.8	0.1	0.3
英鎊	1.3	5.1	0.7	2.6	0.5	1.8	0.5	1.8	0.2	0.8
其他幣別	10.3	39.1	1.7	6.3	0.9	3.3	1.4	5.2	0.2	0.9
<b>國內外幣部位</b>	<b>6.0</b>		<b>1.9</b>		<b>0.5</b>		<b>3.7</b>		<b>0.5</b>	
<b>國內當地幣部位</b>	<b>63.3</b>		<b>8.5</b>		<b>2.9</b>		<b>29.0</b>		<b>25.7</b>	
<b>未分類</b>	<b>2.8</b>		<b>0.2</b>		<b>0.0</b>		<b>0.0</b>		<b>2.6</b>	

資料來源：BIS 網站 LBS 表 1。

圖 1 2017 年 12 月底全球跨境債權－主要國家別(LBS)

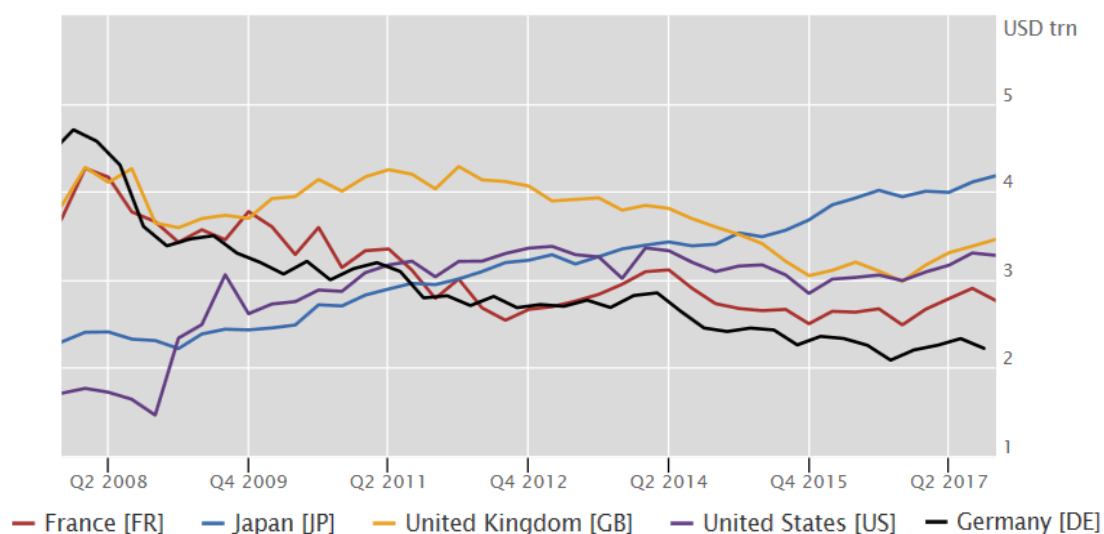


資料來源：BIS 2017Q4 國際金融統計新聞稿

## 2. 國家風險統計(CBS)

2017 年 12 月底，全球外國債權部位為 28.5 兆美元，前五大國之部位合計占全體 31 個申報經濟體的 55.9%，其中，日本籍銀行外國債權自 2009 年起漸趨成長，於 2011 年超過法國與德國籍銀行，2013 年超過美國籍銀行，2015 年超過英國籍銀行，成為全球最大的外國放款者，其外國債權部位約 4.2 兆美元(圖 2)。值得注意的是，中國大陸籍銀行在國際金融的重要性日益提高，惟未申報 CBS，因此，須留意此數據在應用上的限制。

圖 2 2017 年 12 月底全球前五大外國債權申報經濟體(LBS)



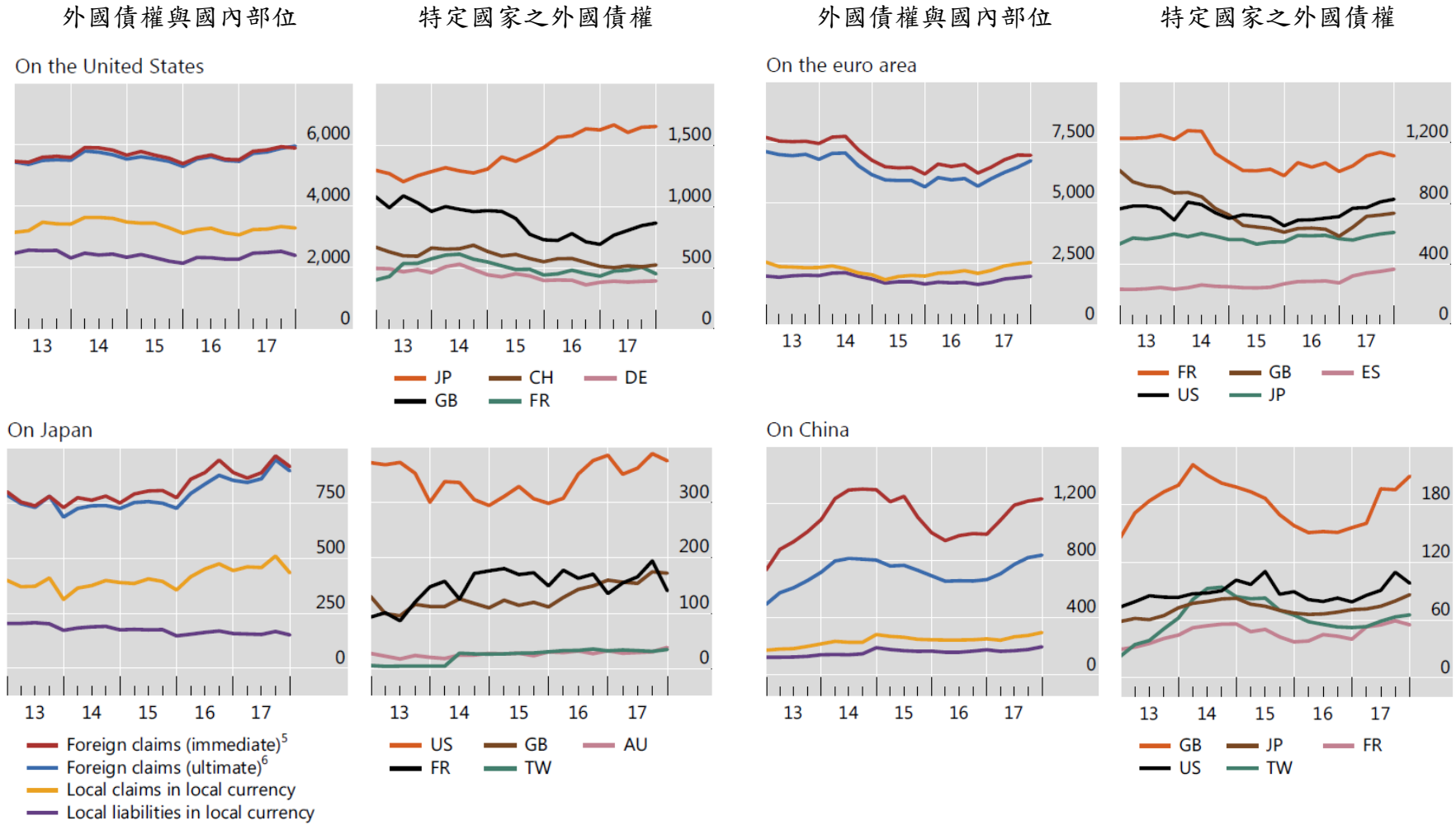
資料來源：BIS 2017Q4 國際金融統計新聞稿

圖 3 摘錄全球申報銀行對先進經濟體如美國、歐元區、日本，以及對新興經濟體如中國大陸之外國債權暴險部位，發現直接風險皆大於最終風險，且兩者差距不大，惟對中國大陸直接風險較最終風險高出近 0.4 兆美元，推測是因各國雖直接對中國大陸有債權，但多數會透過擔保等方式將風險移出到他國。2017 年以來，前五大債權國如英國、美國、日本、台灣、法國等對中國大陸暴險部位均明顯增加。

2017 年 12 月底，全球對美國的外國債權暴險約 5.8 兆美元，其中以日本對美國暴險的部位最高，為 1.5 兆美元且持續攀升，約占四分之一；近年來，英國對美國之暴險雖略降至 0.7 兆美元，2017 年底則回升至 0.9 兆美元。全球對歐元區的暴險部位約 7.0 兆美元，其中以法國對歐元區的暴險最高 (1.1 兆美元)，約占 16%，其次依序為美國、德國、日本的暴險。全球對日本暴險 0.9 兆美元中，以美國對日本的暴險 0.4 兆美元最高，約占 4 成，遠高於英國與法國對日本暴險的部位。

圖 3 全球外國債權對主要經濟體之暴險部位(CBS)

單位：十億美元



資料來源：BIS 2017Q4 國際金融統計新聞稿。

#### (四) 小結

國際金融統計內容豐富，為分析跨國銀行交易、金融穩定相當重要的統計資料，由於具有鏡像資料(mirror data)的特性，即 A 國申報對 B 國的債權，可視為 B 對 A 的債務。對申報者而言，鏡像資料可用以檢核自身資料的估計，並釐清與交易對手國間資料的誤差，但若交易對手不屬於國際金融統計的申報者，或受限於機密訊息，可能限制鏡像資料的運用。未來隨著申報的國家數增加，以及各國編製方式的改進，相信國際金融統計會漸趨成熟，更具參考價值。

## 二、資本管制

衡量資本管制程度的指標主要為 Chinn-Ito 金融開放指數(Financial Openness Index)及 Fernandez et al. (2015)，兩者皆參考國際貨幣基金(IMF)公布之外匯制度與外匯管制年報(Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, AREAER)，透過主觀定義及判斷，將一國或地區的管理當局對跨國金融交易之限制量化，方便進行跨國比較。

### (一) Chinn-Ito 金融開放指數(KAOPEN)

Chinn-Ito 建構的金融開放指數(KAOPEN)，最初由 Chinn and Ito (2006) 提出，其根據 AREAER 進行組合與分類，將管制措施的程度量化。最新資料於 2017 年 7 月 20 日更新，涵蓋 1970 至 2015 年 182 個國家的指數變化，該指數隨著 AREAER 每年更新，當一國新增或修正資料時，該國指數之時間數列就會修正，故不同年份發布的指數無法相互比較。編製 Chinn-Ito 指數可分為三個步驟：

步驟一：取得四個二元變數，分別為是否存在複式匯率( $k_1$ )<sup>4</sup>、是否限制經常帳交易( $k_2$ )、是否限制金融帳交易( $k_3$ )及是否有繳交出口外匯要求( $k_4$ )，0 表示有管制，1 則表示未管制，其中，金融帳交易的管制

<sup>4</sup> 複式匯率(multiple exchange rate)係指一經濟體同時存在固定和浮動匯率，對不同的進口品採用不同的匯率，常用於進口特定且重要商品時，Chinn 和 Ito 將有複式匯率的經濟體視為有管制。

程度以 5 年移動平均計算如式(1)，即第  $t$  年的金融帳交易的限制為第  $t$  年及前 4 年  $k_3$  之平均。

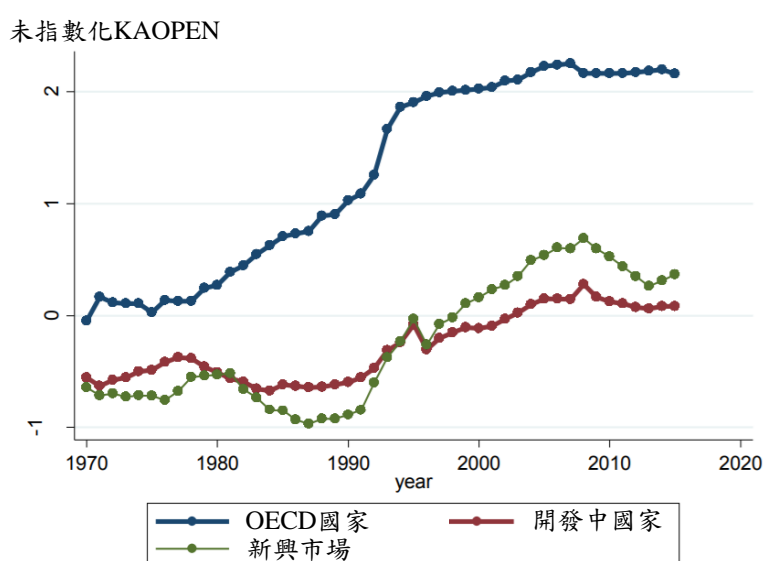
$$SHAREk_{3,t} = (k_{3,t} + k_{3,t-1} + k_{3,t-2} + k_{3,t-3} + k_{3,t-4})/5 \quad (1)$$

步驟二：由於金融開放程度不僅與  $k_3$  有關，也可能透過  $k_1$ 、 $k_2$  及  $k_4$  等限制資金的移出入，因此，將  $k_1$ 、 $k_2$ 、 $SHAREk_3$  及  $k_4$  之原始數列標準化，以主成分分析方法(Principal Component Analysis, PCA)，萃取出第一主成分<sup>5</sup>稱為未指數化前的 KAOPEN，此時，KAOPEN 值可能為正數或負數。

步驟三：將步驟二的值予以指數化後，KAOPEN 值範圍即設定在 0 跟 1 之間，數值愈靠近 1，表示金融開放程度愈高；愈靠近 0，表示金融開放程度愈低。

圖 4 顯示，1970 年以來，無論是已開發國家、新興市場或開發中國家之金融開放程度均有顯著進展，僅新興市場的開放程度在金融海嘯後快速下滑，惟近兩年(2014 至 2015 年)逐步回升，說明主管機關對資本管理之態度由保守轉為開放，相關法規有逐步鬆綁的趨勢。

圖 4 不同所得水準的金融開放指數



資料來源：Notes on The Chinn-Ito Financial Openness Index 2015 Update

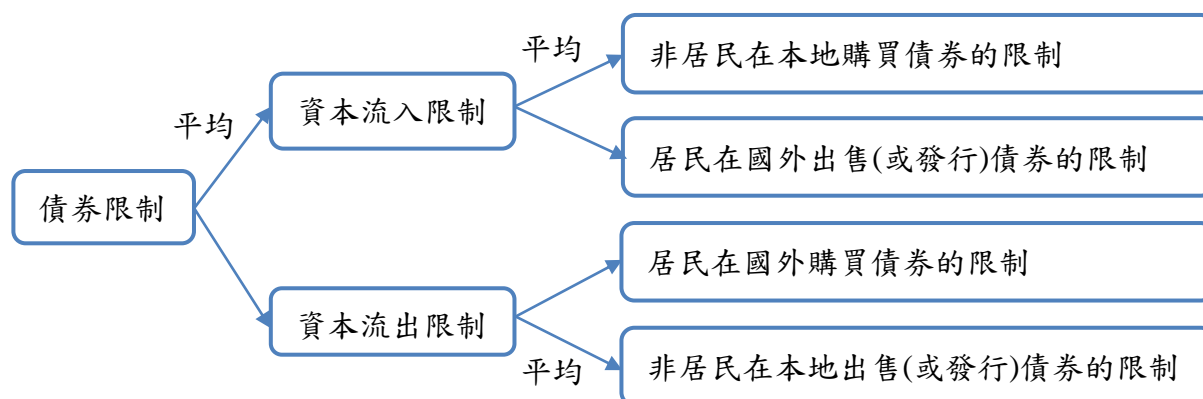
<sup>5</sup> 主成分分析，係透過正交變換，將一組可能存在相關性的原始變數，轉換為一組線性互不相關的新變數；新變數組合中，變異數最大者，表示其包含的資訊愈多，稱為第一主成分。

## (二) Fernandez et al. (2015)

Fernandez et al. (2015) 蒐集 1995 至 2013 年 100 個國家在 10 項金融工具資本管制與否的資料，包括：貨幣市場工具、債務證券、股權證券、共同投資計畫(如：投資基金)、衍生金融商品、不動產交易、金融信用、商業信用、保證及直接投資，各項皆以二元變數表示，其中，1 表示有管制，0 則表示未管制，並區分資本移動的方向是屬於流入或流出的管制措施。

以債務證券為例，可由四個項目來分析管制程度：(1)非居民在本地購買債券；(2)居民在國外出售(或發行)債券；(3)居民在國外購買債券；(4)非居民在本地出售(或發行)債券(圖 5)，前兩項屬資本流入，後兩項屬資本流出，四個項目的平均分數即為整體債務證券投資管制程度，數值介於 0 至 1 之間，愈靠近 1，管制程度愈高；愈靠近 0，則管制程度愈低。

圖 5 債務證券管制程度的計算方法

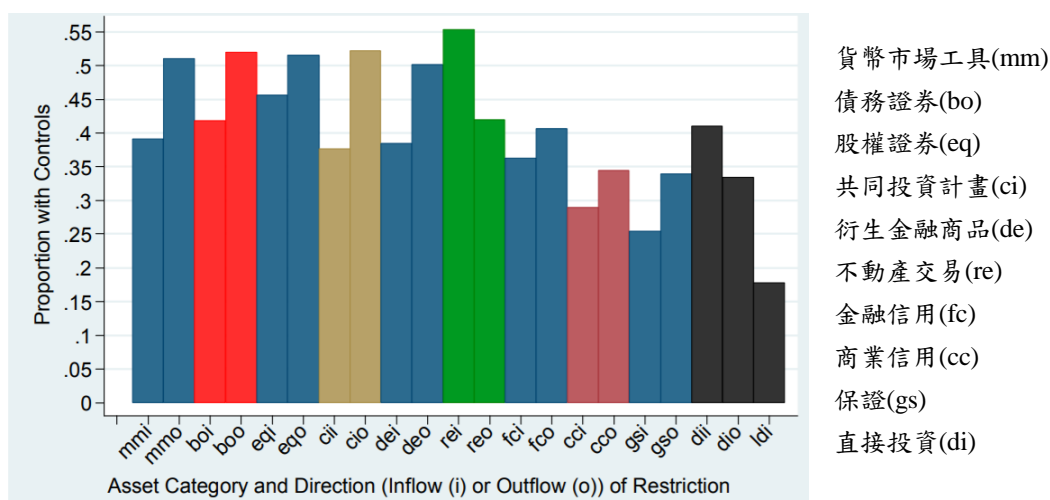


資料來源：Nishimura (2018), “Data Sources to Analyze Global Capital Flows” 講義。

圖 6 為所有國家各類金融交易之流入及流出管制措施的比重。一般而言，主管機關對於資本流出的審核較資本流入嚴格，惟在不動產(綠色)及直接投資(黑色)方面，資本流入的管制高於資本流出。



圖 6 各類金融交易之資本流出與流入管制措施的比重  
(1995 至 2013 平均)



註：直接投資(di)除了資本流入(dii)及流出(dio)管制程度外，另衡量直接投資清算階段的管理措施(ldi)。資料來源：Fernandez et al. (2015)

### (三) 小結

Chinn-Ito 金融開放指數及 Fernandez et al. (2015)在使用上各有其優缺點。Chinn-Ito 金融開放指數涵蓋的國家數及期間較廣，且數據定期更新、公開，為多數金融開放研究的首選，惟未提供不同資產的金融開放程度；Fernandez et al. (2015)則將資產細分為 10 項，可進一步檢視各細項的管制情形，惟國家數較少，且資料期間較短。值得注意的是，兩者在解釋金融開放程度高低之二元變數的定義剛好相反，使用上必須格外留意。

## 三、金融市場發展程度

全球金融發展資料庫(Global Financial Development Database, GFDD)由世界銀行(World Bank)提供，內含 111 個指標，大致可分為四大類：深度(Depth)<sup>6</sup>、可取得性(Access)<sup>7</sup>、效率(Efficiency)及穩定度(Stability)；依衡量標的不同，又可分為金融機構(Financial institutions)及金融市場(Financial Market)兩大類。該資料按年發布，涵蓋 203 個經濟體，期間橫跨 1960 至 2015 年，是目前較為完整的金融市場發展程度指標資料庫。

<sup>6</sup> 衡量金融市場與金融機構的規模。

<sup>7</sup> 衡量個人可取得金融服務的程度。

由於指標細項多達百餘項，最新的全球金融發展報告在深度、可取得性、效率及穩定度等四大類中各取常用的一項指標為例，2015年已開發國家之金融發展程度均優於開發中國家、利差較低，惟兩者穩定性之分數相當；地區別中，東亞及太平洋地區的金融深度與可取得性較佳(表6)。

表 6 2015 年金融發展程度各指標之表現

		深度		可取得性		有效性		穩定性		
指標		存款貨幣機構私人放款相對GDP比例		15歲以上在金融機構開戶比例		銀行存放款利差		銀行Z分數		
		國家數	平均值	國家數	平均值	國家數	平均值	國家數	平均值	
金融機構	全球	185	51.4	157	49.8	170	6.7	192	12.9	
	以已開發與開發中國家區分									
		已開發國家	56	<b>89.6</b>	48	<b>87.1</b>	53	4.1	63	<b>14.4</b>
		開發中國家	129	34.9	109	33.4	117	7.9	129	12.1
	以地區別區分									
		高所得：OECD	33	97.5	32	91.8	32	3.3	33	13.0
		高所得：非OECD	23	78.3	16	77.7	21	5.3	30	16.0
		東亞及太平洋地區	18	<b>52.0</b>	10	<b>45.8</b>	17	7.0	17	11.9
		歐洲與中亞地區	19	40.1	21	42.6	15	7.2	21	7.6
		拉丁美洲與加勒比海地區	25	42.2	19	39.7	25	8.7	26	14.6
	中東與北非	13	38.2	12	29.5	11	4.7	12	23.2	
	南亞	8	33.2	7	34.1	6	4.9	8	14.7	
	薩哈拉以南非洲	46	21.3	40	23.4	43	9.1	45	9.5	
指標		股票市值相對GDP比例		前10大以外股票市值相對總市值比重		股市週轉率		股價波動度		
		國家數	平均值	國家數	平均值	國家數	平均值	國家數	平均值	
金融市場	全球	117	72.4	53	45.7	116	30.6	92	15.5	
	以已開發與開發中國家區分									
		已開發國家	49	<b>110.8</b>	31	43.8	52	42.2	46	<b>15.6</b>
		開發中國家	68	4.8	22	<b>48.2</b>	64	<b>21.3</b>	46	15.4
	以地區別區分									
		高所得：OECD	33	102.3	21	44.6	33	57.3	33	16.1
		高所得：非OECD	16	128.5	10	42.2	19	15.8	13	14.3
		東亞及太平洋地區	9	<b>73.2</b>	5	<b>64.5</b>	9	58.8	8	16.6
		歐洲與中亞地區	15	16.6	3	36.0	14	26.4	10	17.5
		拉丁美洲與加勒比海地區	17	63.1	5	37.4	15	9.5	10	19.6
	中東與北非	7	36.0	4	41.8	7	13.1	6	10.9	
	南亞	6	26.3	2	65.7	5	31.7	4	13.5	
	薩哈拉以南非洲	14	46.7	3	48.5	14	5.0	8	10.9	

註：Z分數係用以衡量銀行無力清償之可能性，分數越高，無法清償之機率愈低。

資料來源：全球金融發展報告(2017/2018)。

### 參、資本移動之主要議題

本節主要探討資本移動之主要議題，包括影響資本移動的因素、對資本流入經濟體之影響，以及資本移動與貨幣政策的關係。

#### 一、驅動資本移動之因素

##### (一) 循環性因素常為短期，結構性因素為長期

Koepke(2015)從循環性因素與結構性因素探討影響新興市場資本移動的原因。循環性因素通常為短期，例如：經濟成長率、利率，會隨著不同經濟循環階段而不同；結構性因素則較為長期，通常與一經濟體的基礎建設、政策與法規有關，惟結構性因素突然改變(例如：新興經濟體金融帳開放)亦會對短期效果產生重大影響。若進一步考量推拉因素，可從四個面向觀察影響資本移動的因素，主要衡量變數如表 7。

表 7 資本移動之驅動因素

	推動因素	拉動因素
循環性因素 (短期)	全球風險趨避程度 成熟經濟體利率水準 成熟經濟體經濟成長	國內經濟成長 資產報酬指標 國家風險指標
結構性因素 (長期)	機構投資人增加 投資組合分散 資訊及通訊科技	金融機構品質 金融帳開放程度 金融發展程度






資料來源：Koepke (2015)

資本移動對新興經濟體的影響，通常著眼於循環性因素，尤其在 2008 年全球金融危機後，循環性因素更加受到關注。Koepke(2015)檢視過去 40 餘篇的實證研究結果，將循環性之推動及拉動因素歸納於表 8，若該因素與資本流入呈正(負)相關時，以綠(紅)色表示；若無法確定影響方向或實證上並無顯著相關時，則以灰色表示。

表 8 非居民資本流入新興市場經濟體之循環性推動及拉動因素探討

驅動因素		有價證券		銀行間跨境 資本移動	直接投資
		股權證券	債務證券		
推動因素	全球風險趨避程度				
	成熟經濟體利率				
	成熟經濟體經濟成長				
拉動因素	國內經濟成長				
	資產報酬指標				
	國家風險指標				

	非常顯著正相關		部分顯著負相關
	部分顯著正相關		非常顯著負相關
	顯著性方向不一，或無顯著相關		

資料來源：Koepke (2015)

研究發現，推動因素對證券投資的影響較為明顯，對銀行資本移動為部分顯著，對直接投資則無顯著影響；拉動因素則對上述三項皆具顯著性，尤其對於銀行資金移動特別顯著。以下分別針對各工具別說明。

## (二) 股權及債務證券投資

### 1. 推動因素：

- (1) 全球風險趨避程度<sup>8</sup>與非居民股權及債務證券投資呈負相關，即風險趨避程度愈高，愈易造成資本撤出新興市場有價證券投資。
- (2) 成熟經濟體利率水準提高，常導致非居民資金從新興市場撤出，兩者多呈負相關，而債務證券對利率的敏感度又高於股權證券。
- (3) 成熟經濟體經濟成長率與新興市場資本流入呈正相關，表示成熟經濟體經濟成長，會帶動資本流入新興市場股票與債券投資，惟部分研究認為效果並不顯著，或僅特定經濟體有顯著影響。

### 2. 拉動因素：

- (1) 多數文獻指出，國內經濟表現與有價證券資本流入呈正相關，惟實證上常因資料頻率不同而得到不一致的結果。

<sup>8</sup> 通常以芝加哥選擇權交易所波動率指數(VIX)或美國 BBB 等級公司債與國庫券間的利差衡量。

- (2) 國內資產報酬率愈高，非居民愈有意願匯入資金投資新興經濟體股票與債券，惟當資產報酬率的波動度加劇時，則會降低非居民資本流入的意願。
- (3) 國家風險指標與非居民的資本流入呈負相關，例如：外債相對 GDP 比率上升或主權債務評等下降，均會使非居民資本流入減少。

### (三) 銀行間跨境資本移動

#### 1. 推動因素：

- (1) 文獻一致顯示，全球風險趨避程度愈高，將使銀行體系資金從新興市場流出。
- (2) 一般而言，成熟經濟體利率提高會導致非居民資金從新興市場撤出，惟部分文獻如 Jeanneau & Micu (2002)指出，成熟經濟體升息表示經濟好轉，提高銀行跨境貸款的信心，使得資本流入新興市場。
- (3) 實證上對於成熟經濟體經濟成長率與資本移動間的關係並無一致的定論。

- #### 2. 拉動因素：
- 國內經濟表現與國內資產報酬率，皆與銀行資本流入呈顯著正相關，無論是股票市場(特別是銀行類股)報酬率提高或本幣升值，均能吸引國外銀行資本流入。國內風險指標與銀行資本流入則呈顯著負相關。

### (四) 直接投資

1. 推動因素：實證上，三項推動因素與直接投資的關係並無定論，說明新興市場所有資產項目中，直接投資受全球循環性因素的影響最小。
2. 拉動因素：
  - (1) 所有拉動因素中，國內經濟表現是驅動外資直接投資的主要原因，實證研究亦顯示兩者呈顯著正相關。
  - (2) 直接投資屬於長期資本移動，投資決策不易因新興市場的短期資產報酬率提高而有大幅度的變化；惟有研究指出，資產報酬率的波動

程度提高，外資直接投資金額會減少。此外，部分文獻發現，本國貨幣貶值或採行固定匯率，將有助外資直接投資增加。

- (3) 國家風險提高，反映經濟體在面臨危機時就愈脆弱，故有研究發現其與外資直接投資流入呈負相關。

## 二、資本移動的影響

國際風險因子控制良好時，資本淨流入相對 GDP 比率應呈現平穩走勢，因此，當市場動盪引發極端情形發生時，例如資本淨流入遽增(surges)或驟然停止(sudden stops)<sup>9</sup>，需特別關注其對經濟體的影響。資本淨流入遽增通常肇因於全球利率水準過低、高速的經濟成長、商品價格飆漲及低度的風險趨避程度，之後可能伴隨金融危機的發生；資本淨流入驟然停止通常透過資產負債表效果傳導，當一國面臨風險衝擊時，本國貨幣實質貶值，擁有較多外幣計價負債之企業的負擔加重，銀行信貸緊縮，進而造成本國經濟衰退。

### (一) 資本移動程度的界定

為避免遺漏驅動資本移動的重要資訊，觀察一國資本移動，除檢視淨額(資本流入減去資本流出)變動外，亦須分別探究毛額(資本流入及資本流出)的變動。

Calvo et al. (2008)及 Reinhart and Reinhart (2008) 以「經常帳餘額減準備資產的變動」作為「資本淨流入」。前者將驟然停止的開始時點定義為「最近 12 個月資本淨流入的移動加總( $K_t$ )較上年同期( $K_{t-1}$ )減少達到歷史均值的 1 個標準差」，結束時點定義為「 $K_t$ 較  $K_{t-1}$  減少小於歷史均值的 1 個標準差」，且期間必須至少有一個觀察值之減額小於歷史均值的 2 個標準差；後者將遽增定義為「資本淨流入位於歷史水準的前 20 百分位」。

相對的，Forbes and Warnock (2012) 則以「資本移動毛額」為衡量指標。將資本流入遽增(surge)開始時點定義為「最近 4 季資本流入的移動加總( $C_t$ )較上年同期( $C_{t-4}$ )增加達到近 5 年均值的 1 個標準差」，資本流入遽增結束時

<sup>9</sup> 驟然停止(sudden stops)係以淨資本流入的減幅定義，故包含資本淨流出的可能性。

點定義為「 $C_t$ 較 $C_{t-4}$ 增加小於近5年均值的1個標準差」，且期間必須至少有一個觀察值，其較上年同期增額大於近5年均值的2個標準差。依相同的概念，即可分別定義資本流入停止(stops)、資本流出遽增(flight)及資本流出停止(retrenchment)。使用「資本移動毛額」為衡量指標的優點在於能清楚判別造成資本移動的主體為何，資本流入遽增或停止係由非居民驅動，資本流出遽增或停止則由居民驅動。

## (二) 資本移動對經濟及金融的影響

Reinhart and Reinhart (2008)探討資本流入鴻運<sup>10</sup>(capital inflows bonanzas)，實證結果發現，資本淨流入遽增確實造成金融風險發生機率提高，且資本淨流入遽增前4年、遽增當期及遽增後4年，均對一國經濟及金融帶來若干衝擊：

1. 經常帳相對GDP比率在資本淨流入遽增發生前即開始下滑，於當期降至最低，其後隨即改善。
2. 資本淨流入遽增次年，高所得及低所得國家的經濟成長率顯著下滑，而中低所得國家經濟成長率約在2至4年後回升，惟高所得國家則維持在低水準。
3. 通膨率與貨幣當局引導民眾預期較為攸關，未受資本淨流入遽增影響。
4. 資本淨流入遽增後，實質匯率貶值，改善經常帳餘額，然而，進口物價水準上揚，導致通膨率提高，不利於實質產出；2年後，隨著利率提高，實質匯率升值。
5. 中等(含以下)所得國家基於預防動機需求，無論在資本淨流入遽增前、遽增當期及遽增後，外匯存底均持續增加；高所得國家則無明顯變化。
6. 資本淨流入遽增時，財政盈餘明顯惡化，且驟增後仍無法回復到驟增前的水準。

---

<sup>10</sup> 資本流入鴻運一詞，係描述許多國家在經濟榮景期間，資本流入持續大幅增加的現象，可能會造成資產價格的榮景與泡沫，進而成為日後引發金融危機的重要因子(黃大祐等(2017))。

7. 資產價格在資本淨流入遽增前即開始高漲，於前 1 年達高峰後開始下降，並持續探底。

Forbes and Warnock (2012)實證結果發現，較低(高)的風險趨避程度會導致資本流入遽增(停止)；當區域內部分國家面臨資本流入停止時，其他國家將難以倖免，傳染效果顯著；資本管制只有在資本流出趨緩時有效，其他狀況均無效。

講師 Rogelio Mercado 採用 probit 迴歸模型，針對資本流入遽增，而後導致回到正常水準或資本流入停止的條件進行分析，研究發現，當資本流入遽增時，有一半以上機率會回到正常水準，但有 4 至 5 成的機率面臨資本流入停止，不利國內經濟穩定(表 9)，且當全球商品價格高漲、風險趨避程度降低及國內產出缺口擴大，均會使資本流入停止的機率提高，故政府當局於適當時機採行資本管制措施有其必要性。

表 9 資本流入遽增後回復正常水準及資本流入停止(或反轉)的結果統計

	All Surges	Surges Leading to Normal	Surges Leading to Stops	Leading to Normal (%)	Leading to Stops (%)
At least four normal quarters following the last surge quarter					
All Economies	194	121	73	62.37	37.63
Advanced Economies	92	57	35	61.96	38.04
Emerging Economies	102	64	38	62.75	37.25
At least eight normal quarters following the last surge quarter					
All Economies	194	99	95	51.03	48.97
Advanced Economies	92	46	46	50.00	50.00
Emerging Economies	102	53	49	51.96	48.04

資料來源：Mercado (2018)

## 肆、外匯干預相關議題

貨幣當局根據經濟特性選擇適合的貨幣政策，對開放經濟體而言，金融自由化程度較高，國際資金短期內頻繁且大量進出時，容易造成本國幣值劇烈波動，因此，貨幣政策目標的選擇相當重要。新加坡與香港同為亞洲地區主要的小型開放經濟體，且皆以匯率作為貨幣政策目標，但香港採聯繫匯率制度維持港幣穩定，新加坡則以採釘住一籃子貨幣之「有管理的浮動匯率機



制」。本節著重於外匯干預相關議題，故以新加坡為例，探討其選擇匯率目標機制的原因與操作方式，並以日本財務省公布外匯干預數為例，分析干預的有效性。

## 一、新加坡之貨幣政策

### (一) 新加坡以匯率作為貨幣政策目標

貨幣政策的執行到最終目標的實現，會產生時間落差，若貨幣當局待政策效果完全顯現後，才決定是否採取新措施，可能緩不濟急或錯失先機。因此，必須選取若干變數做為中間目標，藉以預估貨幣政策效果。

新加坡金融管理局(Monetary Authority of Singapore, MAS)貨幣政策的最終目標為追求物價穩定，確保經濟成長，並選擇匯率作為貨幣政策中間目標，參考徐千婷(2005)與 Tee (2013)，主要原因為：

1. 新加坡缺乏天然資源，對外貿易依賴度高，每一元國內消費，就有 0.4 元用於進口品，匯率不僅影響出口及總需求，利用匯率的操控，恰可以抵銷國外物價對國內物價的影響，進而有助於穩定國內物價。
2. 新加坡為國際金融中心，資本具高度移動的特性，境外銀行體系以美元、歐元、日圓計價的資產遠大於新加坡銀行體系，在資本自由移動下，很小的利差會導致快速且劇烈的資本移動，不易以利率做為中間目標，抑制資金的流出入。
3. 經濟體的開放隱含匯率和物價穩定間的關係具有可預期性，且匯率資料的頻率高、具時效性，且統計品質佳，在外匯市場上的操作亦相對容易控制。

實務上，MAS 於外匯市場直接干預，藉由引導新加坡幣的升值或貶值，來調整新加坡幣的購買力；惟以匯率做為貨幣政策工具時，會降低其對國內利率水準及貨幣供給量的自主權，根據利率平價理論(Interest Rate Parity, IRP)，新加坡本國的利率會由外國的利率及新加坡幣遠期匯率(投資人對新加坡幣未來的預期)決定，故 MAS 亦對此兩變數進行監控，以確保金融體系充足的

流動性。過往經驗認為，此舉在施行上不但容易，且自 1981 年採行以來，均能有效地維持新加坡低而穩定的物價。

## (二) 新加坡調控貨幣政策的參數

MAS 採管理浮動匯率制度，每半年(4 月及 10 月) 舉行貨幣政策會議，以新加坡名目有效匯率指數(Singapore dollar nominal effective exchange rates, S\$NEER)作為調控指標，允許 S\$NEER 在一定的區間範圍內浮動，若浮動超過特定區間，則進行外匯市場干預，惟 MAS 並未公布一籃子通貨的幣別<sup>11</sup>及權重。

MAS 調控貨幣政策的參數，依其影響程度不同，可分為 S\$NEER 斜率、區間中間值與區間寬度三種，其中，調整 S\$NEER 斜率的使用頻率最高(表 10)，正斜率表示欲引導新加坡幣升值，即緊縮貨幣政策；反之，降低斜率表示欲引導新加坡幣貶值，即寬鬆貨幣政策。S\$NEER 斜率自 2001 年以來總共調整 12 次，最近一次是在本年 4 月 13 日，MAS 宣布將 S\$NEER 斜率由原本的水平調整為正斜率，緊縮的貨幣政策立場為 2012 年 4 月以來首見，主要係預期本年新加坡經濟將維持穩步擴張，適時地讓景氣降溫以達到平抑物價的目標，惟新聞稿中也承認美中貿易緊張關係可能會帶來下行風險。

表 10 MAS 貨幣政策參數

政策參數	2001 年至今的調整次數	最近一次調整內容
斜率	12	2018/4(水平調整為正斜率)
區間中間值	6	2011/4(上調)
區間寬度	4	2012/4(收窄)

資料來源：Kondo (2018)。

除斜率外，浮動區間的中間值及寬度亦是可著力的政策調整參數。修正中間值的效果最為顯著且快速，例如：2008 年金融海嘯後，MAS 隨即在 2009 年 4 月宣告下調中間值，目的是希望引導新加坡幣一次性(one-off)貶值到位。區間寬度調整的使用頻率最低，2001 年迄今僅改變過 4 次，而官方並未公布

<sup>11</sup> 澳盛銀行分析師估計權重最大的幣別應為美元、馬來西亞幣、人民幣、歐元及日圓。

實際範圍。

## 二、外匯市場干預有效性分析

對小型開放經濟體而言，維持對內及對外幣值的穩定為重要的貨幣政策目標，當匯率波動過大或失序時，將促使貨幣當局穩定匯價，避免投機交易造成金融體系動盪而損害實質經濟，惟外匯干預是否有效，取決於干預後是否能驅使匯率變動朝向貨幣當局希望引導的方向。本小節介紹講師 Victor Pontines 衡量日本外匯市場干預有效性的模型。

### (一) 日本外匯干預有效性

#### 1. 傾向分數配對(propensity score matching, PSM)的簡介

受限於機敏資料取得較為困難，目前在衡量干預有效性方面，仍缺乏較為完整、有系統性的實證研究。一般線性迴歸模型分析外匯市場干預有效性時，須先蒐集所有影響貨幣當局干預外匯市場與否的因素，惟實務上並不容易。若干研究採行固定效果模型或工具變數來克服前述困難，近期則有 Fatum and Hutchison (2010)及 Kitamura (2017)以傾向分數配對法(propensity score matching, PSM)進行分析，提高外匯市場干預有效性相關研究的參考價值。

一國匯率政策並非隨機決定，貨幣當局通常根據總體經濟環境及外匯市場狀況，選擇調節的時點及程度，這種非隨機指派、係根據自身特性選擇制度或政策的情形，被稱為自我選擇現象。若實證上無法排除這種自我選擇現象時，會導致內生性偏誤(endogenous bias)而得到不具一致性的估計結果，稱為選擇偏誤(selection bias) (毛治文等(2016))。

Rosenbaum and Rubin (1983)提出傾向分數配對法，能夠在一定程度上，控制不同組間基準線差異及遺漏重要變數所造成的估計偏誤，解決選擇偏誤的問題，已廣泛被應用在各領域的實證研究。

二元變數  $D$  係用以判斷在每個樣本交易日，貨幣當局是否進場調節外匯供需，若應進場調節，則  $D$  等於 1(實驗組)；若不應進場調節，則  $D$  等於 0(控

制組)。由於有效的外匯市場干預定義為「匯率有較大的機率會朝著貨幣當局期望的方向移動，且變動率顯著與未進場干預時不同」， $Y^1$  為進場調節後的匯率變動率， $Y^0$  為未進場調節的匯率變動率。因此，第  $i$  個交易日外匯市場干預效果可以式(1)衡量：

$$\delta_i = Y_i^1 - Y_i^0 \quad (1)$$

此兩項組成項目中，總有一項是無法觀察或無法被直接估計，例如：當進場干預時，僅可得知  $Y_i^1$ ，無法得知  $Y_i^0$ ；反之，若未進場干預，可得知  $Y_i^0$ ，卻無法得知  $Y_i^1$ ，這些無法觀察到的部分，稱為反事實(counterfactual) (表 11)。

表 11 反事實分析架構

	潛在結果 Y (匯率變動率)	
	$Y^1$	$Y^0$
實驗組 (應干預, $D = 1$ )	觀察值	反事實
控制組 (應干預, $D = 0$ )	反事實	觀察值

由於研究並非只針對特定交易日，而是想探討所有具備進場干預條件的交易日，其貨幣當局干預及未干預的結果是否有差異，故以「平均處理效果」(average treatment effects on the treated, ATT)(如式 2)來估計政策實施效果：

$$ATT = E[Y^1 | D = 1] - E[Y^0 | D = 1] \quad (2)$$

假設實驗組及對照組兩組樣本的差異能夠被特性變數完美解釋，在此前提下，透過傾向分數配對方法，就可配對出與實驗組樣本具有相同或類似特徵的控制組樣本(稱為反事實樣本)，而實驗組樣本與反事實樣本的匯率報酬率差異，即能完全歸因於貨幣當局的干預。

傾向分數配對法分為兩部分：傾向分數估算及配對。(1)傾向分數估算：實務上通常會選擇多個特性變數來進行配對，卻易造成因為太多共變數而無

法配對的情況發生，透過邏輯迴歸(Logistic Regression)<sup>12</sup>，藉由線性組合的方式，即可成功將多維度資料降維(林怡諄(2017))。傾向分數是一種發生機率的觀念，範圍介於 0 至 1 之間，當兩個個體發生事件的機率相似時，則兩個個體的特徵較可能趨於類似；反之，相似的機會愈低。(2)配對方法部分，單純傳統的傾向分數配對已初具效率，學者亦紛紛提出改良版本的傾向分數配對法，此處使用最近相鄰配對法(Nearest Neighbor Matching)。

最近相鄰配對法為 PSM 模型中最常用的方法，配對方法係從控制組( $I_0$ )中找出樣本  $j(j \in I_0)$ ，其與實驗組( $I_1$ )樣本  $i(i \in I_1)$  之間傾向分數差距的絕對值最小者，將之選入樣本集合  $C(p_i)$  內為配對樣本：

$$C(p_i) = \min_j |p_i - p_j| \quad (3)$$

其中， $p_i$  與  $p_j$  分別為實驗組樣本  $i$  與控制組樣本  $j$  的傾向分數。在最近鄰居法配對方法中，僅要求控制組樣本  $j$  的傾向分數與實驗組樣本  $i$  最接近即可，對  $p_i$  及  $p_j$  間的距離並未加以限制<sup>13</sup>，故若採取放回抽樣(matching with replacement)<sup>14</sup>，將可配對出與實驗組樣本數量相同的控制組樣本。

## 2. 實證結果

資料來源與期間為 2010 年 8 月 31 日至 2011 年 12 月 30 日<sup>15</sup>日本財務省公布的外匯干預日資料，該段期間日圓呈升值走勢，官方總共進行 7 次外匯市場干預，單日最大干預金額是 2011 年 10 月 31 日的 8 兆 722 億日圓(圖 7)，干預方向均為賣出日圓、買進美元。

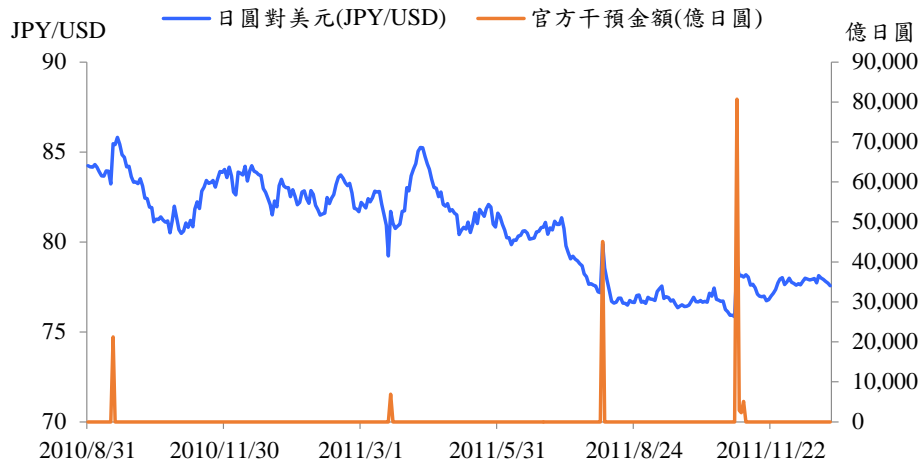
<sup>12</sup> Johnson et al. (2009)指出，亦可應用簡單線性迴歸、Probit 迴歸、判別分析(discriminant analysis)、分類與迴歸樹演算法(classification and regression trees)、神經網絡(neural networks)等方法分析。

<sup>13</sup> 為避免部分差距很大的控制組樣本被選為配對樣本，可採用 caliper matching 或 radius matching，加入可容許的最大距離限制( $\gamma$ )，只有距離在  $\gamma$  內，且與實驗組樣本  $i$  最接近的控制組樣本  $j$  才會被選取。

<sup>14</sup> Dehejia and Wahba(2002) 指出，採用放回抽樣配對方法有助於降低偏誤，並避免配對結果對樣本排序十分敏感的問題。

<sup>15</sup> 2012 年至今，日本財務省皆未干預。

圖 7 日圓對美元走勢及官方干預金額



資料來源：日本財務省及日本央行。

實證迴歸式如式(3)，其中， $INTV_t$ 為二元變數，1 表示當期貨幣當局進場調節，0 表示未進場調節。方程式右邊的變數為用於配對的特性變數： $EXR_{t-1}$ 為前一期的日圓對美元匯率(JPY/USD)變動率； $MA21_{t-1}$ 為前一期的21天移動平均匯率對數值； $YEARMA_{t-1}$ 為前一期的年移動平均匯率對數值； $AINTV_{t-1}$ 為前一期日本官方的干預金額。

$$INTV_t = \beta_0 + \beta_1 EXR_{t-1} + \beta_2 MA21_{t-1} + \beta_3 YEARMA_{t-1} + \beta_4 AINTV_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

傾向分數函數估計結果如表 12，Logistic 迴歸估計結果發現，前期匯率變動率係數顯著為負，說明前一期日圓升值時，會使當期日本財務省干預的機率提高，而前期干預金額愈大，再度進行干預的機率提高；前期的 21 天移動平均匯率對干預機率的影響則不顯著。

表 12 傾向分數邏輯迴歸估計式

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
截距項	92.722	65.677	1.412	0.158
$EXR_{t-1}$	-2.534	0.760	-3.336	0.000***
$MA21_{t-1}$	-22.281	15.045	-1.481	0.139
$AINTV_{t-1}$	0.190	0.076	2.512	0.012*

註：「\*」表示該估計係數在顯著水準 5% 下顯著，「\*\*」為顯著水準 1% 下顯著，「\*\*\*」為顯著水準 0.1% 下顯著。

資料來源：本報告自行整理

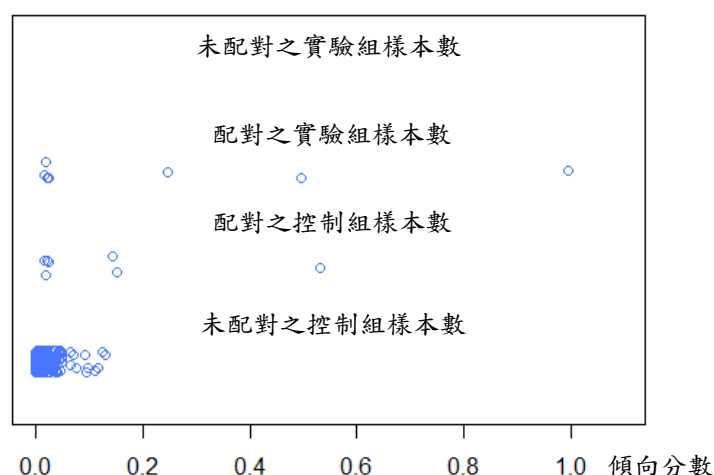
配對前後的樣本如表 13，傾向分數的分布情形如圖 8 所示，透過邏輯迴歸估計的傾向分數均介於 0 至 1 之間，透過放回抽樣的最近相鄰配對法，可分別找到與進場干預(實驗組)傾向分數最接近未進場干預(控制組)交易日作為配對樣本。進場干預(實驗組)的交易日仍為 7 天，而未進場干預(控制組)的交易日減少為 7 天，其餘的 293 天則為未配對成功的控制組樣本。

表 13 樣本配對結果

	有干預 (實驗組)	未干預 (控制組)
全部樣本	7	300
<b>配對樣本</b>	<b>7</b>	<b>7</b>
未配對樣本	0	293

資料來源：本報告自行整理

圖 8 傾向分數分布圖



註：傾向分數愈高，表示進場干預的機率愈大。

資料來源：本報告自行整理

樣本配對完成後，可分別計算有干預及未干預的平均效應，有效的匯率市場干預之定義為「匯率有較大的機率會朝著貨幣當局期望的方向移動，且變動率顯著與未進場干預時不同」。透過獨立樣本 t 檢定可檢驗兩組相互獨立樣本平均數是否有顯著差異，而兩組樣本除需符合常態分配外，變異數亦需符合同質性，若變異數不具同質性時，則必須對 t 檢定的自由度做修正，採修正版的 Welch's t-test。

2010 年 8 月 31 日至 2011 年 12 月 30 日期間，當日本財務省進場干預時，日圓匯率平均貶值 1.723%；未進場干預時，日圓匯率平均升值 0.209%。Welch's t-test 檢定結果，t 值為-2.543，在 5%的顯著水準下，拒絕外匯市場干預無效的虛無假設，且 95%的信賴區間範圍亦不包含 0，證實該段期間的單邊干預能有效減緩日圓升勢 (表 14)。

表 14 樣本配對結果

H<sub>0</sub>: 匯率變動率相等(外匯市場干預無效)

H<sub>1</sub>: 匯率變動率不相等(外匯市場干預有效)

$$E(Y^1) = 1.723 \quad E(Y^0) = -0.209$$

$$t = -2.543 \quad df = 6.506 \quad p\text{-value} = 0.041$$

95%的信賴區間：[-3.757, -0.107]

資料來源：本報告自行整理

## (二) 外匯干預的方法多元，在特定情況下有效

Fratzscher et al (2017)根據 33 個經濟體<sup>16</sup>外匯干預的日資料<sup>17</sup>，探討干預有效性，研究發現外匯干預在各國相當常見<sup>18</sup>，且以買匯居多。一國央行干預期間約持續 5 天，日平均干預金額約 5 千萬美元以內，通常可使匯率走勢反轉，屬於逆風操作的模式之一。

儘管未必每次外匯干預都能讓匯率朝向預期的方向變動，但是在特定情況或條件下，是相當有效的政策工具，例如：大規模且非持續性的干預較能改變匯率走勢，對於採行較為浮動之匯率制度經濟體，透過與外界的溝通，將政策立場強而有力的傳遞給大眾，能使外匯市場干預更有效率，此種口頭干預在全球風險偏高時期特別有效。

<sup>16</sup> 包括阿根廷、澳洲、亞塞拜然、玻利維亞、智利、哥斯大黎加、丹麥、歐盟、喬治亞、香港、冰島、以色列、日本、加拿大、肯亞、吉爾吉斯、哥倫比亞、克羅埃西亞、墨西哥、摩爾多瓦、紐西蘭、挪威、祕魯、波蘭、斯洛伐克、南非、瑞典、瑞士、捷克、土耳其、委內瑞拉、英國與美國。

<sup>17</sup> 其中，21 個經濟體之干預數為機敏性資料，12 個經濟體為公開資料。

<sup>18</sup> 超過 13% 交易日有進行干預的動作。



## 伍、心得與建議

### 一、心得

亞洲金融危機之後，IIP 逐漸受到重視，加上編製資料可取得性提高，各國開始公布 IIP，分析對外資產、負債及淨債權(NIIP)變化，以及價格效果，為國際聯貸、國家信評的參考指標之一，也是 IMF 用來監測支付能力與金融穩定的重要指標。課程期間安排 2 至 3 個國家學員一組，計算該國 IIP 相關指標、分析與經常帳的關係及經濟現況；本行代表亦向全體參加會員簡報分享台灣經驗，並對提問予以深入說明。

台灣由於儲蓄率偏高、經常帳長期順差，經常帳相對 GDP 比率超過 10%，使得 NIIP 部位較大，2017 年底台灣 NIIP 近 1.2 兆美元，為全球第 5 大淨債權國，僅次於日本(2.9 兆美元)、德國(2.3 兆美元)、中國大陸(1.8 兆美元)與香港(1.4 兆美元)。2017 年台灣流動性風險指標(準備資產相對短期外債的比率)為 2.7，顯示準備資產足以支應短期外債的償付，流動性風險極低。

此外，台灣 BOP 誤差與遺漏相對 GDP 的比率較低(年均約 0.5%)，隱含台灣 BOP 統計掌握多數對外交易，統計品質受到 SEACEN 專家的肯定，希望未來能有機會多與他國交流及汲取經驗。

### 二、建議

#### (一) 貨幣政策宜考量納入匯率與他國利率

歷經全球金融海嘯及歐債危機後，先進國家相繼採行大規模量化寬鬆貨幣政策，惟各國經濟受衝擊及復原的程度不同，貨幣政策效果及目標不一，故相互協調困難。央行貨幣政策立場動見觀瞻，是投資決策的重要參考指標，隨著金融市場國際化程度漸深，跨境資本快速且大規模地頻繁移動，資產價格及匯率波動加劇，造成全球經濟金融環境不穩定因素增加，浮動恐懼(fear of floating)、利差交易(carry trade)及匯率轉嫁(exchange rate pass-through)均助長貨幣政策的外溢效果。

就泰勒法則而言，大國的匯率變動會反映在國內通貨膨脹，故可忽略匯率變數，惟對小型開放經濟體而言，受他國貨幣政策的變化較敏感，一國的名目利率水準不僅須視本國經濟表現而定，亦須將匯率與他國的利率納入貨幣政策決定因素。

## **(二) 金融國際化與資本迅速移動之下，對外交易統計宜持續與國際接軌**

### **1. 金融開放程度提高，使得央行決策及對外交易統計之編製具挑戰性**

由於金融國際化、先進經濟體貨幣政策正常化，導致國際資本大量且快速移動，以台灣為例，全球金融危機後，金融開放比率(即對外資產與負債部位相對 GDP 比率)由 2009 年的 3.5 升至 2017 年的 4.9，金融開放程度大幅提高，不僅提高央行決策的困難度，亦使得對外交易統計之編製與資料蒐集更具挑戰性。

### **2. 政府統計宜持續與國際接軌，俾利相關監管機制及貨幣政策之擬訂**

BOP 及 IIP 等對外交易統計為政策分析的基礎，統計資料的蒐集與編製的正確性相當重要，因此，開放新種金融工具與相關政策的同時，須搭配符合國際統計規範之資料建置系統，持續與 IMF 等國際監理機構之規範接軌，企業亦須善盡資料揭露責任，協助資料的提供，以利政府主管機關擬定妥善的監管機制及經濟金融政策。

## **(三) 宜持續關注銀行境外暴險，適度控管風險，強化金融穩定**

隨著金融業經營及投資範圍陸續開放，以及支應實質經濟活動所需，國內銀行業與中國大陸高度的連結，包含授信、投資、同業拆放及轉存中國大陸等項目在內的直接及間接暴險部位快速攀升。根據本國銀行國家風險統計，2017 年 12 月底，無論是直接風險餘額或最終風險淨額計算，中國大陸均為我國銀行業第二大債務國(僅次於美國)。企業在追求利潤的同時，亦須徹底落實內部稽核制度控管風險，強化金融體系穩定。

## 參考資料

- 中央銀行外匯局，「地區性金融統計編製說明」。
- 中央銀行金檢處(2017)，「本國銀行國家風險統計填報說明」。
- 毛治文、吳文傑(2016)，「以差異中差異配對分析法檢驗雙元所得稅制度對經濟成長的影響」，*經濟研究*，52(2)，169-205。
- 林怡諄(2017)，「傾向分數配對－淺談馬哈蘭距離之應用」，臺北醫學大學生物統計研究中心 eNews，第 17 期。
- 徐千婷(2005)，「台灣的匯率管理與匯率反應函數－兼論新加坡的匯率政策」，*中央銀行季刊*，第27卷第3期，79-96。
- 彭雅蘭、藍彥奇(2017)，「參加Meeting of Central Bank Experts on BIS International Banking and Financial Statistics心得報告」，中央銀行未公開報告。
- 黃大祐、葉國俊(2017)，「資本流動、金融管制與不動產價格：新興經濟體實證分析」，*應用經濟論叢*，第102期，149-184。
- Avdjiev, S, R. McCauley and P. McGuire (2012), “Rapid credit growth and international credit: challenges for Asia”, *BIS Working Papers*, No 377, April.
- Avdjiev, S, Z. Kuti and E. Takáts (2012), “The euro area crisis and cross-border bank lending to emerging markets”, *BIS Quarterly Review*, December, pp 37-47.
- BIS Monetary and Economic Department (2015), “Introduction to BIS statistics”, *BIS Quarterly Review*, September.
- Borio, C and P Disyatat (2011), “Global imbalances and the financial crisis: link or no link?”, *BIS Working Papers*, No 346, May.
- “Statistical release: BIS international banking statistics at end-December 2017”, Press Release.
- Calvo, G. A., A. Izquierdo and L. F. Mejía (2008), “Systemic sudden stops: the relevance of balance-sheet effects and financial integration,” *National Bureau of Economic Research*, No. w14026.
- Cetorelli, N. and L. Goldberg (2011), “Global banks and international shock transmission: evidence from the crisis”, *IMF Economic Review*, vol 59(1), April, pp 41-76.
- Chong Tee, O. (2013), “An exchange-rate-centred monetary policy system: Singapore's experience,” *BIS Paper*, No. 73w.
- Fatum, R., M.M. Hutchison (2010), “Evaluating Foreign Exchange Market Intervention: Self-Selection, Counterfactuals, and Average Treatment Effects,” *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 570-584.

- Fernández, A., M. W. Klein, A. Rebucci, M. Schindler and M. Uribe (2015), “Capital control measures: A new dataset,” *National Bureau of Economic Research*, No. w20970.
- Forbes, K. J. and F. E. Warnock (2012), “Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment,” *Journal of International Economics*, 88(2), 235-251.
- Fratzscher, M., O. Gloede, L. Mekhuff, L. Sarnoy and T. Stohr (2017), “When is Foreign Exchange Intervention Effective? Evidence from 33 Countries,” *CEPR Discussion Paper*, No. 1518.
- Kitamura, Y. (2017), “A stopping time approach to assessing the effectiveness of foreign exchange intervention: An application to Japanese data,” *Journal of International Money and Finance*, 75, 32-46.
- Koepke, R. (2015), “What drives capital flows to emerging markets? A survey of the empirical literature,” *MPRA Paper*, No. 75887.
- Kondo, Masaki (2018), “Why Singapore’s Central Bank Has No Key Rate,” Bloomberg.
- Mercado Jr, R. V. (2018), “Not all surges of gross capital inflows are alike,” *Journal of Economic Studies*, 45(2), 326-347.
- Monetary Authority of Singapore (2001), Singapore's Exchange Rate Policy.
- Pontines, V. (2018), “Self-selection and Treatment Effects in Macroeconomics: Revisiting the Effectiveness of Foreign Exchange Intervention”. South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre.
- Reinhart, C. M. and V. R. Reinhart (2008), “Capital flow bonanzas: an encompassing view of the past and present,” *National Bureau of Economic Research*, No. w14321.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects,” *Biometrika*, 70(1), 41-55.