國立政治大學經濟學系碩士論文

指導教授: 徐士勛博士

以階層式因子模型探討主權信用違約交換

研究生: 陳宗棋

中華民國105年6月

謝辭

兩年的碩士生涯即將接近尾聲, 論文能順利完成, 首先, 最感謝我的指導教授徐士勛教授, 在論文上悉心教導與建議, 每次 meeting 完, 老師總是不斷的鼓勵我們, 給我們滿滿的信心, 讓我們有動力繼續往下做, 很慶幸能成爲老師的學生。感謝論文口試委員徐之強教授與黃裕烈教授提供寶貴的意見, 使論文能夠更完整。

感謝碩士班同學們, 與一起寫論文和 meeting 的夥伴亭翰、芷筠、佳磬, 在碩一面臨大大小小考試時, 大家總能一起讀書, 互相幫忙, 最後順利通過考試。頓時懷念起, 與大家一起待過的綜圖、總圖、十二樓與系圖, 那些無數的夜晚, 因爲有你們的陪伴, 而不在乏味。

謝謝我還在求學時, 曾經跟我加油打氣與請我吃飯的朋友們。最後感謝我的家人, 從小到大, 無論我選擇做什麼, 你們總是在背後默默的支持我, 讓我沒有後顧之憂, 因爲有你們的栽培, 才有現在的我。

陳宗棋

中華民國 105 年 6 月

國立政治大學 National Chengchi University

摘要

本文應用階層式因子模型探討全球主權信用違約交換報酬率波動的來源, 我們使用 2008 – 2016 年全球 7 個區域 67 個國家的主權信用違約交換日資料做分析。實證結果顯示: 全球主權信用違約交換報酬率的波動平均 20.9% 可由全球因子解釋; 平均 23.54% 可由區域因子解釋; 平均 55.56% 可由特徵成分解釋, 此顯示主權信用違約交換市場間存在一定程度的連動性。另外, 我們更透過遞迴估計法與滾動式窗估計法描繪主權信用違約交換報酬率波動來源的動態行爲, 結果發現在歐債危機期間, 全球因子平均解釋比例有上升的趨勢, 顯示歐債危機可能影響全球主權信用違約交換市場。

關鍵詞: 階層因子模型、主成分分析、主權信用違約交換、變異數分解

國立政治大學
National Chengchi University

目錄

1 緒論 **1**

1.1 研究動機與目的 1

1.2 研究架構 2

2 文線回顧 **4**

2.1 信用違約交換介紹 4

2.2 信用違約交換相關文獻 6

2.3 因子模型 8

3 實證模型 **10**

3.1 二階層因子模型 10

4 研究方法 **12**

4.1 單根檢定 12

4.2 因子個數選擇 13

4.3 兩階段主成分分析 14

4.4 連續最小平方法 14

4.5 變異數分解 16

5 實證結果 **18**

5.1 資料來源 18

國立政治大學 National Chengchi University

5.2 敘述統計分析 18

5.3 ADF 單根檢定結果 19

5.4 資料處理 20

5.5 因子個數選擇結果 20

5.6 變異數分解靜態分析 21

5.7 變異數分解動態分析 23

5.7.1 遞迴估計法 23

5.7.2 滾動視窗估計法 26

6 結論 **31**

附錄 **36**

國立政治大學 National Chengchi University

表目錄

表 1　對外債務占 GDP 比例 2
表 2　區域與國家資料樣本 36
表 3　敘述統計(一) 37
表 4　敘述統計(二) 38
表 5　敘述統計(三) 39
表 6　ADF 單根檢定結果 (一) 40
表 7　ADF 單根檢定結果 (二) 41
表 8　因子數量 42
表 9　靜態分析–變異數分解 42
表 10　靜態分析–變異數分解(一) 43
表 11　靜態分析–變異數分解(二) 44

國立政治大學 National Chengchi University

圖目錄

圖 1　CDS 交易示意圖 5

圖 2　信用違約交換流通在外名目金額 7

圖 3　全球與區域平均變異數分解(遞迴估計法) 25

圖 4　國家變異數分解(遞迴估計法) 27

圖 5　全球與區域平均變異數分解(滾動視窗 1050 天) 30

國立政治大學
National Chengchi University

1 緒論

1.1 研究動機與目的

近年來, 許多國家因爲政府赤字和負債水平不斷上升, 當景氣好時, 這些國家都有足夠的收入來源可以償還債務, 然而, 一旦經濟增長前景疲軟, 收入銳減致使這些國家償債能力受到質疑, 將可能引發主權債務危機, 且如果該國政府的外債比例較高, 更可能波及到其他國家。根據表1美國中央情報局 (簡稱中情局, Central Intelligence Agency) 出版之《世界概況》(The World Factbook) 調查報告,[1] 2014 年全世界平均對外債務占 GDP 比重爲72%, 顯示全世界各國平均對外債務相當高。

2008 年由美國次級房貸 (Subprime Mortgage Loan) 風暴所引發的金融海嘯導致全球景氣衰退, 引發 2010 年的歐洲主權債務危機 (European Sovereign Debt Crisis), 其源頭是來自希臘、愛爾蘭、義大利、西班牙和葡萄牙, (合稱歐豬五國) 。根據表1, 2014 年歐豬五國對外債務占 GDP 比重偏高, 其中希臘、葡萄牙與愛爾蘭的對外債比分別高達 181%、174% 與 821%。一旦一國政府無法履行, 勢必將影響其他國家而引起全球債信市場恐慌。因此, 投資人開始擔憂財政赤字占 GDP 比例偏高的國家, 是否也會引發主權債務危機, 由希臘開始的主權債務危機已演變成一場席捲整個歐洲的主權債務危機。

另一方面, 隨著資料收集與整合的技術進步, 研究者可以輕易取得相當豐富的資料進行實證研究, 龐大的數據量也帶動經濟學家開始發展新的研究方法, 如 Stock and Watson (2002) 提出的擴散指標 (diffusion index) 模型, 即透過主成分分析法

[1]中情局《世界概況》https://www.cia.gov/library/publications/resources/the-world-factbook/

表 1: 對外債務占 GDP 比例

	全球	美國	希臘	葡萄牙	西班牙	義大利	愛爾蘭
GDP	110400	17520	284.3	284.1	1588	2156	238.7
對外債務	79120	17260	514.4	493.7	2064	2459	1960
對外債務占 GDP 比例	72%	99%	181%	174%	130%	114%	821%

註 1: 資料來源: 世界概況。

註 2: 對外債務包含公部門與私部門之債務。

註 3: 單位: 十億美元。

從衆多總體變數萃取 (extract) 出主要因子 (factor) 作爲代表性變數, 此因子比原本的變數還要少, 但因子蘊含原本豐富的資訊量, 達到資料維度縮減 (dimension reduction) 的目的後, 再利用這些因子進行預測。

本研究主要目的是估算影響全球主權信用違約交換 (Sovereign Credit Default Swaps, SCDS) 波動背後的潛在因子 (latent factor)。本文使用階層式因子模型 (Hierachical Factor Model) 來分析主權信用違約交換, 將其潛在因子區分成三種層次, 分別爲全球因子 (global factor)、區域因子 (regional factor) 與特徵成份 (idiosyncratic component)。我們選取 2008–2016 年 7 個區域 67 國家的主權信用違約交換日資料做分析。本研究的結果顯示: 首先, 主權信用違約交換不只受到本身國家經濟因素影響, 也與主權信用違約交換市場有相當程度的連動性 (co-movement) 。其次, 美國的主權信用違約交換最不受其他國家的影響。最後, 在歐債危機期間, 全球因子平均解釋比例有上升的趨勢, 顯示歐洲主權債務危機對全球主權信用違約交換市場有一定程度的影響力。

1.2 研究架構

本文共分 6 章, 架構如下: 第 1 章爲緒論, 提出本文的研究動機、目的與研究架構。

第 2 章爲介紹信用違約交換與回顧過去信用違約交換和階層因子模型相關研究文獻。第 3 章建立本文所採用的的模型。第 4 章是研究方法, 介紹本文所採用的研究方法, 包括因子數量選擇、兩階段主成分分析、連續最小平方法與變異數分解。第 5 章呈現本研究的實證結果, 包括資料處理的方式, 以及進行實證結果分析。第 6 章則是結論, 爲本研究做出總結。

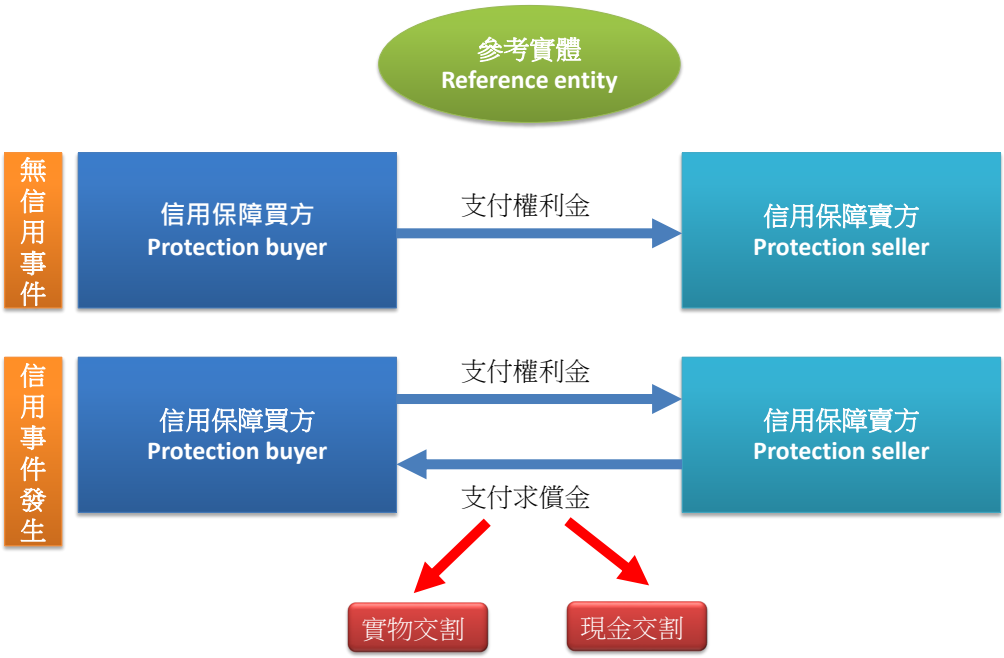
國立政治大學
National Chengchi University

2 文線回顧

2.1 信用違約交換介紹

信用違約交換 (Credit Default Swaps, CDS) 是國外債券市場中最常用來移轉信用風險的信用衍生性金融商品, 其由來是 1994 年摩根大通 (J.P. Morgan) 欲貸款給因原油外漏, 而面臨巨額懲罰性賠償的艾克森公司 (Exxon), 摩根大通爲了減少因爲艾克森公司可能違約而必須提列的法定準備金額度。任職於摩根大通的 Blythe Masters 開發出一種金融商品, 把艾克森的違約風險移轉給「歐洲重建和發展銀行」(European Bank of Reconstruction and Development) 。若艾克森倒債, 則由該銀行承擔, 而摩根大通需支付一筆權利金, 做爲該銀行承擔風險的代價。因此大大減低自有風險, 也減少摩根大通所需提列的準備金額度, 摩根大通順利將錢貸給艾克森。

圖 1 爲信用違約交換交易示意圖, CDS 一般是透過店頭市場 (over the counter) 交易, 其運作機制是: 信用保障買方 (protection buyer) 與信用保障賣方 (protection seller) 簽訂契約, CDS 契約一般是參考國際交換暨衍生性商品協會 (International Swaps and Derivatives Association, ISDA) 訂定的標準, 雙方根據參考實體 (reference entity) , 通常爲政府或公司所發行的債券, 約定買方定期支付權利金 (premium) 給信用保障賣方, 按年或按季給付, 持續到契約結束或信用事件 (credit event) 發生。權利金計算原則是標的資產面額乘以信用違約交換價差 (CDS spread) , 當違約發生的機率變高時, 其 CDS 價差也會隨之升高。CDS 價差以基點 (basis point, bp) 表示, $1bp = 0.01\%$ 。



註 1: 資料來源: 本研究作者整理。

圖 1: CDS 交易示意圖

倘若合約參考實體發生違約時, 信用保障賣方會賠償信用保障買方的損失, 賠償金額可以選擇「實物交割」或「現金交割」。前者, 信用保障賣方支付名目本金, 與買方交換已違約的參考實體; 後者, 信用保障賣方支付名目本金與該參考實體違約時市值之差額給買方, 約定標的債務仍爲買方持有, 並不移轉給賣方。由信用保障賣方負責承擔這當中的損失, 違約風險由原本的買方轉移給賣方, 故稱爲「信用違約交換」。

信用事件爲整個交易中最核心的部分, 其攸關買賣雙方的權利與義務。根據 2003 年國際交換交易暨衍生性商品協會對於信用衍生性商品的定義, 將以下 6 項情形定義爲「信用事件」:

(1) 破產 (Bankruptcy)

(2) 未能付款 (Failure to Pay)

(3) 債務提前到期 (Obligation Acceleration)

(4) 債務違約 (Obligation Default)

(5) 債務重整 (Restructuring)

(6) 拒付/延期償付 (Repudiation/Moratorium)

CDS 爲目前市場上用來監控國家主權違約風險及銀行信用違約風險的主要金融工具, 一般而言, 大多採用 5 年期公債或公司債的 CDS 價差做爲衡量的標準。其能就市場當下或近期的事件, 反映投資人對風險的看法及態度, 當一個國家或公司的 CDS 價差愈高, 表示該國或公司的信用違約風險愈高。由於 CDS 對信用風險的敏感程度較信用評等爲高, 因此常做爲信評公司評等報告之外衡量主權信用風險高低的重要指標。

國際交換與衍生性金融商品協會每年會公布信用衍生性商品的名目發行總額, 從圖2可以看出信用違約交換流通在外名目金額 2004 年爲 6.4 兆美元, 到2007年底達到高峰 58.2 兆美元, 短短 4 年時間市場規模增長近 9 倍。但歷經金融風暴與歐債危機之後, 監管單位開始管制, 導致市場規模逐漸萎縮, 2010 年與 2012 年分別爲 29.8 兆美元與 25 兆美元, 截至去年底流通在外承作名目金額只剩 14.5 兆美元。

2.2 信用違約交換相關文獻

隨著 CDS 交易日漸熱絡, 學者們開始比較 CDS 價差、債券利差與股票價格對訊息反應能力, 如 Blanco et al. (2005)、Zhu (2006)、Norden and Weber (2009) 與

註 1: 資料來源: 國際交換與衍生性金融商品協會。

圖 2: 信用違約交換流通在外名目金額

Gyntelberg et al. (2013) 實證結果皆指出 CDS 市場的價格發現 (price discovery) 功能較債券市場佳, CDS 的價差比債券利差更快速且正確地反應信用風險的變動。此外在金融危機時, 投資人的投資行爲會有奔向品質 (fight to quality) 的傾向, 投資人會著重投資商品的流動性與信用風險, 提高持有較高品質公債的部位, 此舉會導致債券殖利率在面對危機時不升反降, 然而信用違約交換價差能正確地反映危機發生時交易對手風險 (counterparty risk) 。Zhang (2009) 研究發現 CDS 價差比股票價格更能精準反映資訊, 一旦投資者有訊息而影響對市場的預期, 此將能迅速反映在價格上。綜合以上研究結果, 本文採用信用違約交換衡量信用風險對市場波動的影響。

關於信用違約交換, 文獻上常以向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR) 模型衡量主權信用違約交換之間的金融傳導 (Contagion) 效果, 如 Kalbaska and Gatkowski (2012) 採用 SCDS 價格波動探討歐洲主權債務危機的傳導效果, 研究發現希臘、義大利、愛爾蘭、西班牙及葡萄牙的 SCDS 價差與其他歐洲國家 (如英

國、法國及德國等) SCDS 價差有明顯的正相關, 而與美國 SCDS 價差卻幾乎毫無關係, 顯示歐洲國家信用違約的風險只會在歐洲國家內部蔓延, 並不會影響到美國或者其他地方。徐詩涵 (2013) 探討歐債危機在歐洲國家之間是否有蔓延的現象, 其實證結果證實歐債危機只是一個區域性的現象, 對歐洲以外的區域影響不大; 其次, 美國主權信用違約交換市場較不易受其他國家影響。此研究結果與 Kalbaska and Gatkowski (2012) 相同。Alter and Beyer (2014) 使用歐元區 12 個國家與銀行五年期信用違約交換價差的日資料, 採用加外生變數的向量自我迴歸模型, 捕捉歐債危機時, 歐元區主權信用市場與銀行間動態的關係, 實證結果發現債務危機發生時銀行與國家之間的連結更密切。

上述文獻都是探討國家之間相互影響關係, 但較少討論主權信用違約交換價差的波動來源, 如哪些是來自於全球衝擊、哪些是來自於區域或是國家自己的因素等, 此外, 如何量化波動來源, 也沒有被清楚探究, 這些都是本論文的研究重點。

2.3 因子模型

因子模型目的是要找到變數之間背後受到哪些看不到的共同原因所影響, 以少數幾個因子來解釋一群相互有關係存在的變數, 而又能到保有原來最多的資訊, 達到資料維度縮減的目的。假設所觀察的變數分別爲一組彼此獨立之共同因子 (common factor) 和各變數的獨特因子 (unique factor) 的線性組合, 然而此模型有個缺點, 共同因子無法清楚賦予經濟意義。爲解決此問題, 本文採用階層式因子模型將因子分成全球因子與區域因子, 利用兩種不同層次的因子解決原本共同因子無法賦予經濟意義的問題。此方法在實證分析上廣泛的被運用。

國立政治大學 National Chengchi University

Kose et al. (2003) 使用動態因子模型 (dynamic factor model) , 利用貝氏估計法 (Bayesian estimation) 估計其因子, 探討全球 7 個區域 60 個國家的景氣循環波動來源, 將因子區分成全球因子 (common world factor) 、區域因子 (region-specific factors) 和國家因子。實證結果顯示全球因子爲主要的波動來源, 證實跨國景氣波動循環的存在。

Beck et al. (2009) 使用兩階段主成分分析方法, 探討歐元區 6 個國家 (奧地利、德國、西班牙、芬蘭、義大利與葡萄牙) 70 個區域通貨膨脹率的波動來源, 將因子區分成全區域因子 (area-wide factors)、國家因子與地區特徵成分。實證結果發現, 50% 的區域通貨膨脹率波動可由全區域因子解釋, 其次國家因子解釋約 32% 的波動來源, 地區特徵成分則解釋約 18% 的波動來源。

Breitung and Eickmeier (2016) 提出若採用兩階段主成分分析法估計階層因子模型, 在一般實證上, 因子估計結果非爲一致估計量, 因爲其不滿足 Bai (2003) 爲了得到因子一致估計量, 所提出的假設條件, 即區域數量要接近無限大, 但實證資料的區域通常爲有限的數量, 其違反了假設條件。因此, 他們提出新的估計階層因子模型的方法, 採用典型相關分析 (Canonical correlation analysis) 萃取因子, 並利用連續最小平方法 (sequential least-squares method) 獲得一致估計量。同時也針對現有估計階層因子模型的方法進行比較, 其結果顯示典型相關分析與連續最小平方法較貝式估計法簡單, 估計速度也較快。若採用兩階段主成分分析法配合連續最小平方法估計階層因子模型, 一樣可以與典型相關分析法得到相同的估計結果。

3 實證模型

3.1 二階層因子模型

令 $x_{r,it}$ 爲在第 r 區域的第 i 個國家在 t 期的觀測值, 其中 $r = 1, ..., R$ 代表區域, $i = 1, ..., n_r$ 代表第 r 區域的第 i 個國家, $t = 1, ..., T$ 爲時間。本文使用二階層因子模型 (two-level factor model) 模型設定如下:

$$x_{r,it} = \gamma'_{r,i} G_t + \lambda'_{r,i} F_{r,t} + e_{r,it},$$

其中 $G_t = (G_{1,t}, G_{2,t}, ..., G_{m_0,t})'$ 爲不隨變數改變的因子向量, 代表全球因子影響所有國家, m_0 爲全球因子的個數。$F_{r,t} = (F_{1,t}, F_{2,t}, ..., F_{m_r,t})'$ 爲隨區域改變的因子向量, 代表第 r 區域的區域因子影響特定區域的國家, m_r 爲第 r 個區域因子的個數。全球因子對每個國家有不同的影響, 以全球因子負載 (factor loading) 衡量, 其中 $\gamma'_{r,i}$ 爲第 r 區域第 i 個國家的全球因子負載。區域因子對區域內的國家也有不一樣的影響, 以區域因子負載衡量, $\lambda'_{r,i}$ 爲第 r 區域第 i 個變數的區域因子負載。$e_{r,it}$ 爲特徵成份, 因子與因子負載爲不可觀察的參數。將第 r 區域 n_r 個變數與因子之間關係綜合起來, 即可得到:

$$\begin{aligned} x_{r,\cdot t} &= \Gamma_{r,t} G_t + \Lambda_r F_{r,t} + e_{r,\cdot t}, \\ &= \begin{pmatrix} \Gamma_r & \Lambda_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G_t \\ F_{r,t} \end{pmatrix} + e_{r,\cdot t}, \end{aligned}$$

其中 $x_{r,\cdot t} = (x_{r,1t}, ..., x_{r,n_{rt}t})'$。整個模型以矩陣形式表示:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} x_{1,\cdot t} \\ \vdots \\ x_{R,\cdot t} \end{pmatrix}}_{x_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \Gamma_1 & \Lambda_1 & 0 & \cdots & 0 \\ \Gamma_2 & 0 & \Lambda_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_R & 0 & 0 & \cdots & \Lambda_R \end{pmatrix}}_{\Lambda} \underbrace{\begin{pmatrix} G_t \\ F_{1,t} \\ F_{2,t} \\ \vdots \\ F_{R,t} \end{pmatrix}}_{F_t^*} + \underbrace{\begin{pmatrix} e_{1,\cdot t} \\ e_{2,\cdot t} \\ \vdots \\ e_{R,\cdot t} \end{pmatrix}}_{e_t} \tag{1}$$

$$x_t = \Lambda F_t^* + e_t,$$

其中$F_t^* = (G_t', F_{1,t}', ..., F_{R,t}')'$。與傳統的因子模型不同, 爲了區分全球與區域的影響, 以及認定所有參數, 我們參考 Wang (2010) 在 (1) 式中對因子與因子負載加入限制, 其認定條件如下:

(i) $T^{-1}\sum_{t=1}^{T} G_t G_t' = I_{m_0}$ 和 $T^{-1}\sum_{t=1}^{T} F_{r,t} F_{r,t}' = I_{m_r}, r = 1, 2, ..., R$。

(ii) $N^{-1}\Gamma_r'\Gamma_r$ 和 $N^{-1}\Lambda_r'\Lambda_r$ 皆爲對角矩陣 (diagonal matrix)。

(iii) $T^{-1}\sum_{t=1}^{T} F_{r,t} G_t' = 0, r = 1, 2, ..., R$。

(i) 與 (ii) 目的是要認定因子與因子負載之間的關係, 且由於主成分分析的解非唯一, 需要加入限制式才可得到唯一解, 若全球因子 G_t 與區域因子 $F_{r,t}$ 滿足標準化條件, 則可得到唯一解。(iii) 爲了辨別波動影響是來自於全球因子 G_t 或區域因子 $F_{r,t}$, 必須假設兩者無相關。透過上述的認定條件, 我們即可辨識這些未知參數, 了解變數的變異來源。

國立政治大學 National Chengchi University

4 研究方法

4.1 單根檢定

時間序列資列可分爲定態 (stationary) 序列與非定態 (non-stationary) 兩種類型。由於階層因子模型限制每個變數必須爲定態序列, 因此在進行實證分析之前, 我們先針對各變數進行單根檢定 (unit root test), 待確認資料符合定態後, 再進行因子萃取。本研究採用 ADF 檢定 (Augmented Dickey–Fuller test), 其檢定模型包含三種, 如下:

模型一 不含截距項與趨勢項之模型

$$\triangle y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i} + u_t$$

模型二 含截距項但不含趨勢項之模型

$$\triangle y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i} + u_t$$

模型三 含截距項與趨勢項之模型

$$\triangle y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i} + u_t$$

其中, α_0 爲截距項, y_t 爲時間序列資料, β 爲自我迴歸係數, p 爲最適落後期, u_t 爲干擾項, t 爲時間趨勢, $\sum_{i=1}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i}$ 爲 ADF 檢定的增廣項 (augmented part)。增廣項的最適落後期數 p 可利用 AIC (Akaike information criterion) 或 BIC (Bayesian Information Criterion) 準則決定之。虛無假設爲時間序列資料具有單根 ($H_0 : \gamma = 0$) ; 對立假設爲時間序列資料爲定態, 若拒絕虛無假設, 則表示變數 y_t 爲定態。

4.2 因子個數選擇

由於未知的因子個數對因子模型的估計結果具有相當大的影響。因此, 如何決定適當的因子個數, 在文獻上是個相當重要的議題。一般因子模型文獻多採用 Bai and Ng (2002) 所提出的資訊評選準則 (information criteria) 估計因子個數, 然而, 若採用此方法估計階層式因子模型的因子個數, 在估計區域因子個數時從個別區域萃取區域因子, 此區域因子會包含影響全區域的全球因子, 因混和全球因子的影響, 此個別分析區域因子的方法, 將造成無法完全區別爲全球因子和區域因子, 會有因子個數估計不一致的問題。

Wang (2010) 提出的兩階段選取準則估算全球因子與區域因子個數。首先, 利用 Bai and Ng (2002) 提出的資訊評選準則, 計算每一區域的區域因子個數。由於目前每個區域尚未去除全球因子的影響, 所以利用此區域變數計算因子個數時, 其影響可能來自於全球和區域, 令其因子個數估計爲 $(\widehat{m_0 + m_r})$, $r = 1, ..., R$。接著, 每兩個區域結合成一個區域 (例如將區域 1 與區域 j 結合, 再利用資訊準則計算其因子個數), 則合併區域的因子個數的估計爲 $(\widehat{m_0 + m_r + m_j})$, r、$j = 1, ..., R$, $r \neq j$, 此時合併區域的因子個數共享共同因子 m_0 。

其次, 利用以下的方程式計算全球因子的個數:

$$\hat{m}_0 = \min_{\substack{r, j = 1, ..., R \\ r \neq j}} \{\widehat{m_0 + m_r} + \widehat{m_0 + m_j} - \widehat{m_0 + m_r + m_j}\}. \tag{2}$$

其所得到全球因子個數爲 $\hat{m}_0$ 。之後, 再利用 $\hat{m}_r = \widehat{m_0 + m_r} - \hat{m}_0$ 即可得到區域因子個數, Wang (2010) 證明在樣本夠大時, 此方法可以找出正確的因子個數。

4.3 兩階段主成分分析

由於因子與因子負載爲無法觀察的參數, Beck et al. (2009) 提出的兩階段主成分分析 (two-step principal component analysis, PCA) 估計全球因子與區域因子。主成份分析是利用原有變數做線性組合成幾個彼此互相獨立的新變數, 新變數數量通常會比原變數數量少, 以達到資料簡化 (data reduction) 的目的, 而新變數也盡可能要求可以解釋原來資料大部分的變異。

兩階段主成分分析假設區域因子 $F_{r,t}$ 與全球因子 G_t 無關, 區域因子當作特徵成分, 兩階段主成分分析模型設定如下:

$$x_{r,it} = \gamma'_{r,i} G_t + u_{r,it}.$$

其中 $u_{r,it} = \lambda'_{r,i} F_{r,t} + e_{r,it}$。

在實際操作中, 第一步先估計全球因子, 利用主成分分析法估計 m_0 個全球因子。之後, 第二步再將 $x_{r,it}$ 對第一步估計的 G_t 估計迴歸模型, 得到迴歸殘差, 此時的殘差項估計值爲全球因子無法解釋的部分。接下來, 用主成分分析法從各區域殘差萃取出區域因子, 每個區域得到 m_r 個區域因子。這種先估計全球因子, 再估計區域因子的方法, 又稱爲「由上至下主成分估計」(top-down PC estimator)。然而, Breitung and Eickmeier (2016) 證明此方法所得到估計結果非爲一致估計量。

4.4 連續最小平方法

由於採用兩階段主成分估計會有非一致估計量的問題, Breitung and Eickmeier (2016) 提出透過連續最小平方法來解決此問題。假設特徵成份爲相同且獨立的常態分配

(independently identical normal distribution) 和同質變異 (homoskedasticity) $E(e_{r,it}^2) = \sigma^2$。模型中未知參數 (unknown parameters) 因子負載 Λ 和因子 F_t 可由最大概似估計法 (method of maximum likelihood) 求得, 其對數概似函數 (log-likelihood function) 爲:

$$\mathcal{L}(F, \Lambda, \sigma^2) = c - \frac{T}{2}(\sum_{r=1}^{R} n_r)\log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(x_t - \Lambda F_t)^2.$$

其中 c 爲常數及 $F = (F_1, ..., F_T)'$, 此極大化最大概似函數問題等同於極小化殘差平方和 (sum of squared residuals, SSR), 其目標函數爲:

$$\begin{aligned} min Q(F, \Lambda) &= \sum_{t=1}^{T}(x_t - \Lambda F_t)^2 \\ &= \sum_{r=1}^{R}\sum_{i=1}^{n_r}\sum_{t=1}^{T}(x_{r,it} - \gamma_{r,i}' G_t + \lambda_{r,i}' F_{r,t})^2. \end{aligned}$$

利用兩階段主成分分析估計全球因子 $\widehat{G}^{(0)}$ 與區域因子 $\widehat{F}_r^{(0)}$ 作爲初始值, 其中 $\widehat{G}^{(0)} = (\widehat{G}_1^{(0)}, \widehat{G}_2^{(0)}, ..., \widehat{G}_T^{0})'$ 和 $\widehat{F}_r^{(0)} = (\widehat{F}_{r,1}^{0}, \widehat{F}_{r,2}^{0}, ...\widehat{F}_{r,T}^{0})'$, 因子負載係數 $\gamma_{r,i}$ 與 $\lambda_{r,i}$, 可由以下迴歸式求得:

$$x_{r,it} = \gamma_{r,i}'\widehat{G}_t^{(0)} + \lambda_{r,i}'\widehat{F}_{r,t}^{(0)} + \tilde{e}_{r,it}. \tag{3}$$

利用普通最小平方法 (Ordinary Least Squares, OLS) 估計 $\sum_{r=1}^{R} n_r$ 條迴歸式即可, 全球因子負載 $\widehat{\gamma}_{r,i}^{(0)}$ 與區域因子負載 $\widehat{\lambda}_{r,i}^{(0)}$ 以矩陣形式表示: $\widehat{\Gamma}_r^{(0)} = (\widehat{\gamma}_{r,1}^{(0)}, \widehat{\gamma}_{r,2}^{(0)}, ..., \widehat{\gamma}_{r,n_r}^{(0)})'$ 和 $\widehat{\Lambda}_r^{(0)} = (\widehat{\lambda}_{r,1}^{(0)}, \widehat{\lambda}_{r,2}^{(0)}, ..., \widehat{\lambda}_{r,n_r}^{(0)})'$, 整個模型的因子負載矩陣爲:

$$\widehat{\Lambda}_{(0)}^{*} = \begin{pmatrix} \Gamma_1^{(0)} & \Lambda_1^{(0)} & 0 & \cdots & 0 \\ \Gamma_2^{(0)} & 0 & \Lambda_2^{(0)} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_R^{(0)} & 0 & 0 & \cdots & \Lambda_R^{(0)} \end{pmatrix}.$$

利用因子負載矩陣 $\widehat{\Lambda}^*_{(0)}$ 更新因子估計量, 將 x_t 對 $\widehat{\Lambda}^*_{(0)}$ 估計迴歸模型, 更新後的因子爲:

$$\widehat{F}^*_{t,(1)} = \begin{pmatrix} \widehat{G}^{(1)}_t \\ \widehat{F}^{(1)}_{1,t} \\ \vdots \\ \widehat{F}^{(1)}_{R,t} \end{pmatrix} = (\widehat{\Lambda}^{*\prime}_{(0)}\widehat{\Lambda}^*_{(0)})^{-1}\widehat{\Lambda}^{*\prime}_{(0)}x_t.$$

接下來利用 (3) 式, $x_{r,it}$ 對 $\widehat{G}^{(1)}_t$ 與 $\widehat{F}^{(1)}_{r,t}$ 估計迴歸模型, 更新因子負載 $\widehat{\Lambda}^*_1$, 再利用新的因子負載 $\widehat{\Lambda}^*_{(1)}$ 更新因子 $\widehat{F}^*_{t,(2)}$。重複上述步驟數次, 我們可以發現:

$$Q(\widehat{F}^*_{(0)}, \widehat{\Lambda}^*_{(0)}) \geq Q(\widehat{F}^*_{(1)}, \widehat{\Lambda}^*_{(0)}) \geq Q(\widehat{F}^*_{(1)}, \widehat{\Lambda}^*_{(1)}) \geq \cdots$$

亦即, 透過疊代方式不斷更新因子與因子負載, 殘差平方和也會越來越小, 最後會收斂到一個最小值。因此, 我們可藉由此方法快速且正確的求出一致的估計值。

4.5 變異數分解

爲了衡量因子對變數波動 (volatility) 的解釋能力, 文獻中最常使用的是變異數分解 (Variance Decompositions), 例如: Kose et al. (2003) 與 Hirata et al. (2013) 利用變異數分解計算全球景氣循環波動來源, Beck et al. (2009) 則利用變異數分解估算歐元區通貨膨脹波動來源是來自於全球、國家或區域因子。變異數分解是將變數的變異拆解成自己或不同因子所造成的比率, 亦即衡量變數波動被特定因子所解釋的比例 (或貢獻度多少)。本文採用變異數分解求得全球因子、區域因子與特徵成份對變數波動的解釋比例, 每個國家的總變異爲:

$$var(x_{r,it}) = (\gamma'_{r,i})^2 var(G_t) + (\lambda'_{r,i})^2 var(F_{r,t}) + var(e_{r,it}). \tag{4}$$

據此, 全球因子、區域因子與特徵成份變異數解釋比例分別爲:

$$\frac{(\gamma'_{r,i})^2 var(G_t)}{var(x_{r,it})}, \frac{(\lambda'_{r,i})^2 var(F_{r,t})}{var(x_{r,it})}, \frac{var(e_{r,it})}{var(x_{r,it})}. \tag{5}$$

我們可以透過式(5)清楚了解變數波動的來源是來自於全球因子、區域因子或特徵成份。

國立政治大學
National Chengchi University

5 實證結果

5.1 資料來源

爲探討主權信用違約交換報酬率的波動來源, 我們蒐集 67 個國家的五年期主權信用違約交換, 五年期合約爲主權信用違約交換市場中交易量最大的合約, 也是多數文獻常用來分析的資料, 故本研究的分析以五年期 SCDS 美金報價爲主,[2] 資料來源爲 Thomson Datastream 資料庫。本文之資料期間爲 2008 年 12 月 4 日至 2016 年 3 月 1 日, 共有 1889 個日資料樣本點。

本文參考 Kose et al. (2003) 對變數分類的處理方式, 對 67 個樣本國家進行分類, 北美 2 國、非洲 3 國、中東 5 國、亞洲 (已開發國家) 7 國、亞洲 (發展中國家) 4 國、拉丁美洲 13 國、歐洲 33 國, 詳細樣本國家分類清單可以參考表 2。

本研究旨在探討各國 SCDS 報酬率的波動, 其中報酬率的計算爲將 SCDS 取自然對數後進行一階差分; 如第 i 個 SCDS 價差在第 t 日的對數變動率爲:

$$y_{i,t} = ln(SCDS_{i,t}) - ln(SCDS_{i,t-1}),$$

其中 $SCDS_{i,t}$ 代表 t 期 SCDS 價差、$y_{i,t}$ 代表 t 期 SCDS 報酬率。

5.2 敘述統計分析

爲了瞭解不同國家 SCDS 的基本特性, 我們首先對資料進行敘述統計分析。其中偏態係數是衡量序列其平均數分配的偏態, 當估計值爲 0 時爲常態分配; 其值爲正

[2]由於參考實體的名目本金貨幣單位會影響該國清償債務的能力, 進而影響主權信用違約交換價差, 因此本研究統一貨幣單位。

表示此分配有一個長的右尾; 爲負則表這個分配有一個長的左尾。峰態係數是衡量序列其平均數分配的峰態, 當估計值爲 3 時爲常態峰; 其值大於 3 則這個分配爲高狹峰; 小於 3 則爲低闊峰。Jarque-Bera (JB) 檢定, 目的在於檢定序列是否爲常態分配, 虛無假設爲資料服從常態分佈; 對立假設爲資料服從常態分佈。

表3、表4、表5呈現 67 個國家 2008 年 12 月 5 日至 2016 年 3 月 1 日的 SCDS 報酬率的敘述統計結果。雖然大部分國家 SCDS 報酬率平均數皆接近 0, 但仍然可看出有債務危機的國家, 其報酬率平均數爲正且較其他國家爲大, 例如：委內瑞拉、希臘、葡萄牙、賽普勒斯與烏克蘭。而債務品質變好的國家其報酬率平均數爲負且較其他國家小, 像是美國、韓國、丹麥、瑞典、立陶宛、愛沙尼亞、拉脫維亞、冰島。除了哥倫比亞報酬率中位數爲 -0.0001 , 其他皆爲 0 。報酬率最大值中, 最大的爲烏克蘭 0.7823 ; 報酬率最小值中, 最小的爲希臘 -3.9701。報酬率標準差中, 最大的爲希臘 0.1013 , 顯示其波動程度最大, 最小的爲新加坡 0.0098。觀察報酬率的偏態係數, 可發現大部分國家偏態係數接近 0, 突尼西亞、阿根廷、烏克蘭偏態係數大於 0 爲右偏分配, 摩洛哥、多明尼加、新加坡、希臘、塞爾維亞偏態係數小於 0 爲左偏分配。再者峰態係數, 所有 SCDS 報酬率的峰態係數皆大於 3 , 爲高狹峰。經由 Jarque-Bera 常態性檢定發現, 各觀察資料均拒絕常態性假設。

5.3 ADF 單根檢定結果

爲了確定變數是否滿足定態的性質, 我們對每個國家的 SCDS 報酬率進行 ADF 單根檢定。其單根檢定模型有不含截距項與趨勢項模型、含截距項但不含趨勢項模型和含截距項與趨勢項模型, 共計三種模型。本研究以 BIC 準則判斷模型的最適落

後期數。表6、表7爲變數單根檢定之結果, 經由檢定結果發現, 所有序列皆拒絕存在單根的虛無假設, 顯示 SCDS 報酬率皆爲定態序列, 變數皆滿足定態性質的限制, 因此我們可以繼續接下來的估計。

5.4 資料處理

若變數具有不同的變異, 主成分方向會受變異大的變數所決定。如欲排除這個影響, 我們將在進行主成分分析之前, 將每一變數予以標準化 (standardized), 其公式如下:

$$x_{i,t} = \frac{y_{i,t} - \overline{y_i}}{s_i}.$$

其中, $\overline{y_i}$ 爲第 i 個變數的樣本平均數, s_i 是第 i 個變數的樣本標準差。

5.5 因子個數選擇結果

我們以全部資料爲分析對象, 採用 Wang (2010) 提出的兩階段選取準則, 估計階層因子模型的因子個數, 作爲全球因子與區域因子萃取個數的評判依據。

首先, 利用 Bai and Ng (2002) 提出的資訊評選準則, 計算每一區域的區域因子個數。其因子個數估計結果可參考表8, 此估計結果受到全球因子與區域因子兩種影響, 因此不能作爲區域因子個數。接著, 每兩個區域結合成一個區域, 估計其因子數量, 其因子數量受到全球因子與兩個區域因子共同的影響, 合併區域的因子個數結果可參考表8。

其次, 利用式(2)計算全球因子的個數, 其所得到全球因子個數 $\hat{m}_0 = 1$ 。之後, 再利用第一階段所得到的每一區域因子個數個別扣除全球因子個數, 即可得到

不受全球因子影響的區域因子個數。北美洲與拉丁美洲區域因子爲 0 個, 非洲、中東、亞洲 (開發中) 與歐洲區域因子爲 1 個, 亞洲 (已開發) 區域因子爲 2 個, 詳細估計結果可參考表8, 此方法估計的全球因子個數與區域因子個數爲一致估計量。

5.6 變異數分解靜態分析

在分析全球因子與區域因子面對金融事件如何演變之前, 我們先以全期間的樣本衡量全球因子與區域因子對 SCDS 報酬率波動的解釋比例, 採用式(4)變異數分解計算每個國家 SCDS 報酬率的波動來源。

由於本文分析的國家樣本衆多, 我們先討論全球與各區域的狀況。首先, 探討全球因子對全球 SCDS 報酬率波動來源的平均貢獻, 由表9可知全球因子平均佔每個國家 SCDS 報酬率波動來源的 20.9% , 顯示全球因子對波動具有一定的貢獻。其中, 北美洲與拉丁美洲的全球因子比例較高, 分別是 36.77% 與 33.45%; 亞洲 (已開發) 與中東的全球因子比例較低, 分別是 10.48% 與 8.4%。其次, 探討區域因子對報酬率波動來源的貢獻, 區域因子平均佔每個國家報酬率波動來源的 23.54%, 與全球因子相比, 區域因子更重要些, 但差距不大。其中, 區域因子對亞洲 (已開發) 報酬率波動平均解釋爲 58.71%, 爲所有區域中比例最高的, 其原因可能是因爲有 2 個區域因子, 所以相較於其他區域高, 而北美洲與拉丁美洲區域因爲區域因子數量爲 0 , 所以沒有區域因子的影響。

由於全球平均與各區域平均可能易受極端值影響, 我們接下來討論個別國家的波動來源。表10和表11爲個別國家變異拆解結果。首先, 探討北美洲區域國家, 北美洲區域因子數量爲 0。因此, 在報酬率變異數分解中, 美國與墨西哥皆不受到區

域因子影響。墨西哥主要是受全球因子所影響, 其比例爲 0.7287, 而美國變異來源絕大部份比例來自本身的變異 (99.32%), 顯示美國的 SCDS 幾乎不受他國市場的影響, 其結果與 Kalbaska and Gatkowski (2012) 和徐詩涵 (2013) 實證結果相同。非洲地區國家中, 南非主要波動來源爲全球因子, 其值爲 60.4%, 而摩洛哥 (2.33%) 與突尼西亞 (0.97%) 幾乎不受全球因子影響, 其主要是由區域因子解釋分別爲 59.1% 與 62.65%, 而南非幾乎不受到區域因子影響 (0.01%)。中東地區除了以色列與卡達之外, 幾乎不受全球因子影響, 且伊拉克也幾乎不受區域因子影響, 只受到本身所影響。拉丁美洲中, 巴西、智利、哥倫比亞、巴拿馬與秘魯主要波動來源爲全球因子, 且拉丁美洲沒有區域因子, 所以剩下國家的報酬率波動變異來源, 絕大部份來自本身的變異。亞洲已開發國家中, 除了日本與香港之外整體波動來源主要爲區域因子。亞洲發展中國家, 哈薩克主要受到全球因子影響, 其餘國家報酬率波動變異來源主要來自區域因子。

歐洲地區, 主要受到全球因子影響的國家爲波蘭 (47.54%) 與土耳其 (60.94%); 而主要都是受到區域因子影響的國家則爲德國 (45.90%)、法國 (50.66%)、比利時 (51.74%) 、丹麥 (51.05%)、英國 (44.17%)、荷蘭 (48.64%)、...等國家, 這幾個大部分都是歐洲地區經濟較好的國家; 主要都是受到自己本身影響的國家爲希臘 (94.52%)、愛爾蘭 (50.43%)、義大利 (44.36%)、葡萄牙 (53.27%)、賽普勒斯 (96.49%)、馬爾他 (96.66%)、冰島 (94.81%)、塞爾維亞 (98.60%)、烏克蘭 (88.12%), 這幾個國家大部分都曾是有債務危機的國家, 如 2009 年金融風暴引發冰島的債務危機, 歐債危機中的歐豬國家 (希臘、愛爾蘭、義大利與葡萄牙), 剩下的如賽普勒斯與希臘往來關係密切, 受希臘債務危機拖累, 經濟形勢日益惡化。2012 年 6 月, 賽

普勒斯向歐盟申請資金援助, 以控制經濟風險, 並拯救其銀行業。

5.7 變異數分解動態分析

以往有關階層因子模型的文獻, 大多是一次估計全部期間的樣本, 屬於靜態分析, 而較少探討因子隨著時間如何變化。爲了進一步探討國家 SCDS 波動來源是否因國際金融市場發生重大事件而呈現不同的特性, 本文更透過遞迴估計法 (recursive estimation) 與滾動視窗估計法 (rolling window estimation) 兩種樣本選取方法, 捕捉 SCDS 報酬率波動來源的動態趨勢。

5.7.1 遞迴估計法

遞迴估計法係指一開始固定樣本觀察區間, 但逐期往後增加一期的樣本選取方法, 同時保留原樣本觀察區間。例如以 $\{y_{i,1}, y_{i,2}, ..., y_{i,t}\}$ 估計出第一個參數 $\hat{\beta}^{(1)}$, 接下來用 $\{y_{i,1}, y_{i,2}, ..., y_{i,t+1}\}$ 估計出第二個參數 $\hat{\beta}^{(2)}$,..., 依此類推, 重複上述過程直到樣本結束, 遞迴估計法所估計的樣本區間會不斷增加。

本文起初以 2008 年 12 月 5 日至 2009 年 11 月 5 日期間 (共計 240 天) 進行第 1 次的階層因子模型估計, 隨後仍以 2008 年 12 月 5 日爲估計的起點, 但估計期間的終點是每一次估計皆往後移一日, 第 2 次的估計期間是 2008 年 12 月 5 日至 2009 年 11 月 6日, 第 3 次的估計期間是 2008 年 12 月 5 日至 2009 年 11 月7日,..., 依此類推, 重複這樣過程直到樣本結束, 共計有 1649 個估計區間。

圖3呈現的是採用遞迴估計法, 全球與區域的變異數分解結果。整體而言, 全球報酬率波動來源主要是來自國家本身的變異 (約 50% 以上)。一開始區域因子解釋波動來源比例平均大於全球因子, 但隨著時間推進, 全球報酬率波動來源平均來自

於全球因子的百分比也逐漸上升, 在 2010 年 5 月超越區域因子, 全球因子解釋比例在 2012 年 9 月達到最高點 (26.51%), 之後隨著時間呈現逐漸降低的趨勢, 在 2014 年 12 月全球因子波動來源比例又低於區域因子。隨著歐洲主權債務危機日益嚴重, 全球因子的重要性逐漸上升, 從 17.97% 到 26.51%, 之後經過歐盟的協商與援救, 歐洲地區逐漸走出債務危機的陰霾, 全球報酬率波動來源平均來自於全球因子的比例也出現下降的走勢。雖然全球因子變化幅度不是非常大, 但顯示歐債危機影響可能不只在歐洲地區, 也擴及到其他地區的國家。

接著我們看個別區域採用遞迴估計法變異數分解結果, 我們可以發現北美洲與拉丁美洲變異波動來源幾乎沒什麼變化, 且報酬率波動來源主要來自本身的變異; 中東地區與亞洲已開發國家全球因子隨時間推移有些微上升的趨勢, 然而中東主要波動來源是自己本身, 亞洲已開發地區則是來自區域因子; 相對地, 非洲、亞洲發展中地區與歐洲的全球因子則有明顯的上升趨勢。此外, 一個有趣的發現是, 除了北美洲之外, 其他地區在接近 2010 年 5 月, 波動來源來全球因子比例有明顯增加, 此時剛好也是歐債危機最嚴重的時候。接著我們比較歐洲幾個國家變異數分解動態結果, 其中包括債務最嚴重的希臘, 與債務品質相對較良好的德國, 圖 4 呈現這兩個國家的估計結果。我們可以發現期初兩國的因子解釋比例差異不大, 依序爲區域因子、特徵因子與全球因子。然而, 隨著歐債危機逐漸擴散, 我們可以發現在 2010 年兩者全球因子解釋比例顯著的上升, 區域因子則有下降的趨勢, 兩者呈現抵換的關係, 隨時間推移, 我們可以觀察到希臘特徵因子解釋比例逐漸上升, 甚至超越區域因子, 尤其在 2014 年特徵因子解釋高達 9 成, 其原因可能來自於希臘當局政治與經濟情勢的不穩定, 如: 2010 年 5 月 2 日, 歐元區國家與國際貨幣基金會同意

圖 3: 全球與區域平均變異數分解(遞迴估計法)

向希臘提供總值 1,100 億歐元貸款; 2011 年 5 月, 債務危機因爲希臘再度在支付到期公債方面出現問題而重新湧現, 不少希臘國民因反對該國政府計劃推出的緊縮政策而發起上街示威; 2011 年 6 月底, 希臘政府勉強通過新一輪的緊縮開支方案, 從而獲得歐盟領袖承諾提供援助支持希臘經濟; 2012 年傳出希臘可能退出歐元區; 2015 年 1 月 25 日, 希臘國會大選, 反撙節派當選總理; 2015年 7 月, 希臘就是否接受國際債權人救助方案舉行公投, 公投結果對債權機構交給希臘的改革紓困案予以否決。由於上述種種事件, 使得希臘主權信用違約交換報酬率的波動, 主要由自己國家的因素所解釋, 其波動來源解釋比例的結構也相對完全改變。相較於希臘, 隨著歐債危機落幕, 德國主權信用違約交換報酬率波動的解釋比例漸漸回到一開始的水準。

5.7.2 滾動視窗估計法

滾動視窗估計法係指固定樣本視窗長度, 但樣本觀察區間逐期移動的樣本選取方法, 即每增加一筆新樣本點同時刪除一筆最舊樣本點。例如首先以 $\{y_{i,1}, y_{i,2}, \ldots, y_{i,t}\}$, 估計出第一個參數 $\hat{\beta}^{(1)}$, 接下來用 $\{y_{i,2}, y_{i,2}, \ldots, y_{i,t+1}\}$, 估計出第一個參數 $\hat{\beta}^{(2)}$,... 依此類推, 重複這樣過程直到樣本結束, 滾動視窗估計法樣本數爲固定。

本文固定樣本長度爲 1050 天的方式向前滾動進行階層因子模型估計, 即設定 2008 年 12 月 5 日至 2012 年 12 月 13 日爲第 1 個區間, 而後每次將區間向後平移 1 期, 2008 年 12 月 6 日至 2012 年 12 月 14 日爲第 2 個區間, 2008 年 12 月 7 日至 2012 年 12 月 15 日爲第 3 個區間,... 依此類推, 估計至最後一個觀察區間爲止, 共計有 839 個估計區間。

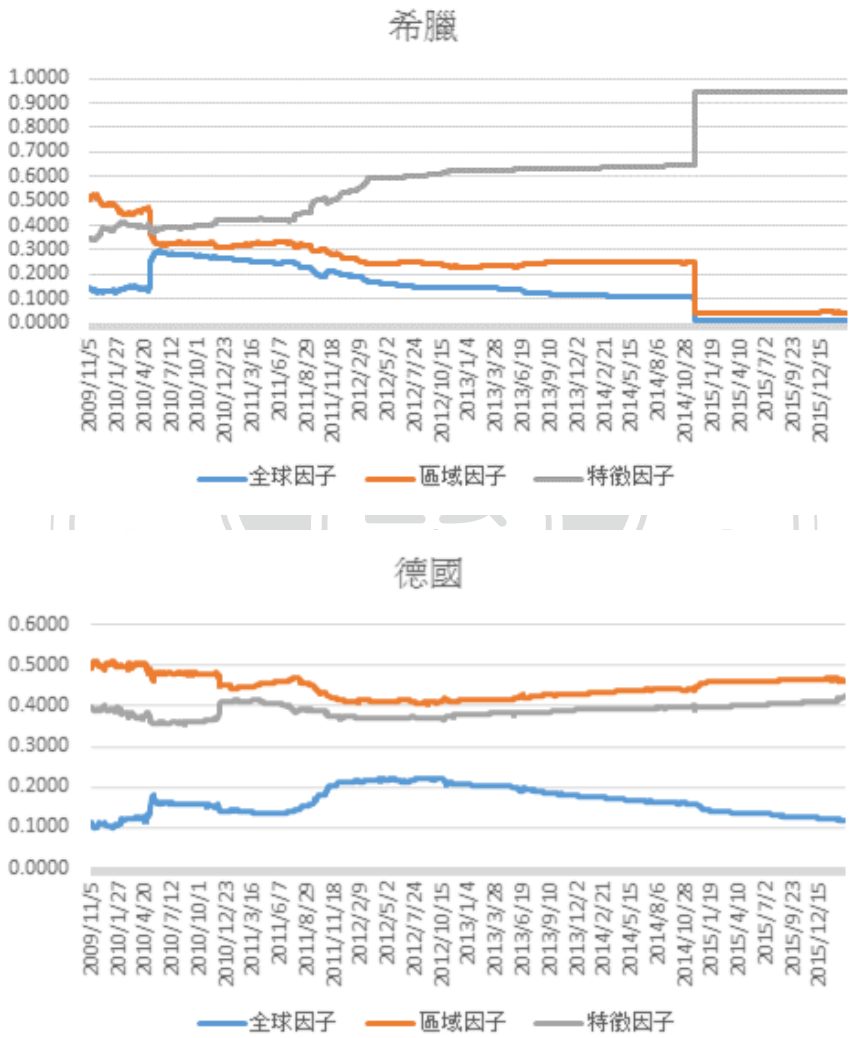


圖 4: 國家變異數分解(遞迴估計法)

圖 5 呈現的是採用滾動視窗估計法, 全球與區域的變異數分解結果。從圖 5 可知, 整體而言, 我們可清楚觀察到全球平均波動來源主要來自特徵成份, 約 50% 以上, 大致隨時間推移呈現先些微遞減後上升的趨勢。全球因子與區域因子兩者解釋波動來源的比例差距不大, 一開始全球因子解釋波動來源比例較高, 但隨著時間推進, 最後在 2015 年 3 月低於區域因子。全球因子解釋比例介於 18% 至 30% 之間, 其呈現先上升後下降的趨勢; 區域因子解釋比例介於 21% 至 23% 之間, 呈現些微震盪。從上述結果來看, 2008 年至 2015 年這段區間, 全球因子解釋比例變動, 可能來自於歐債危機的影響。

接著我們觀察各區域波動來源的變化過程。北美洲與拉丁美洲主要波動來源, 都是自於本身的因素, 且比例皆約 60%, 其次是全球因子, 約 40%, 由於北美洲與拉丁美洲皆沒有區域因子, 因此區域因子的解釋比例爲 0%。有趣的是, 隨著時間推移, 北美洲與拉丁美洲解釋波動來源的組成比例幾乎沒有變化, 顯示這兩洲沒有因爲歐債危機事件, 而對其波動來源有太大的影響。中東地區主要波動來源爲本身的變異, 約爲 60% 以上, 其次爲區域因子, 約爲 30%, 而全球因子最小, 約佔 10%。我們可以發現中東地區全球因子的解釋比例, 也是呈現先上升後下降的趨勢。非洲地區主要波動來源, 一開始區域因子解釋比例大於特徵成份, 但後來低於特徵成份。非洲地區全球因子的解釋比例, 也是呈現先上升後下降的走勢。亞洲已開發國家波動來源組成比例沒有大幅度變化, 全球因子保持在約 60% 的水準, 區域因子約爲 30%, 特徵成份約爲 10%。顯示亞洲已開發國家整體而言沒有因爲歐債危機事件, 而對其波動來源有太大的影響。亞洲發展中國家主要波動來源爲區域因子, 約爲 40% 至 50%, 其次, 一開始全球因子解釋比例大於特徵成份, 而在 2015 年

11 月全球因子低於特徵成份。全球因子的解釋比例呈現先上升後下降的趨勢。歐洲地區主要波動來源爲自己本身的變異, 約爲 50% 以上, 特徵成份的解釋比例有上升的趨勢。其次, 起初全球因子解釋比例大於區域因子, 而後來在 2015 年 7 月全球因子低於區域因子的解釋比例。

整體而言, 其結果與遞迴估計法的結果非常類似, 差別在滾動視窗估計法與遞迴估計法的樣本區間不同。遞迴估計法是從第 1 期到第 240 期開始估計, 之後每次增加一期; 滾動視窗估計法是每次固定估計 1050 期。因此, 相較於滾動視窗估計法的估計結果, 我們可以觀察到採用遞迴估計法, 2009 年至 2010 年全球因子平均解釋波動來源的比例, 有較明顯的上升趨勢, 此結果驗證了歐債危機對全球主權信用違約交換市場可能有一定程度的影響, 才會導致全球因子日漸重要。

國立政治大學 National Chengchi University

圖 5: 全球與區域平均變異數分解(滾動視窗 1050 天)

6 結論

本文應用階層式因子模型分析全球因子、區域因子與特徵成份在主權信用違約交換報酬率波動中扮演的角色。我們採用 Beck et al. (2009) 提出的兩階段主成份分析方法, 再利用 Breitung and Eickmerier (2016) 所提出的連續最小平方法對估計結果進行修正。

實證結果顯示, 全球因子平均解釋 SCDS 報酬率 20.9% 的波動; 區域因子平均解釋 SCDS 報酬率 23.54% 的波動; 特徵成分平均解釋 SCDS 報酬率 55.56% 的波動。全球因子加區域因子平均貢獻約 44.44% 的波動來源, 此顯示主權債務不只受到本國經濟因素影響, 也與主權債務市場具有相當程度的連動性。

美國 SCDS 報酬率波動來源主要是由自己特徵成份所解釋, 其值高達 99.32%, 爲所有國家中最高的, 顯示美國主權信用違約交換最不易受其他國家的影響。

本研究亦呈現各國主權信用違約交換報酬率波動來源變化的動態行爲, 以分析在歐洲債務危機期間是否對各國主權信用違約交換造成影響。由實證結果發現, 在歐洲主權債務危機期間, 全球因子對 SCDS 波動的平均貢獻有明顯的上升趨勢, 此結果顯示歐債危機對整體的主權信用違約交換市場可能有一定程度的影響, 才會導致全球因子日漸重要。以個別區域來看, 北美洲與拉丁美洲波動來源變化幅度較小, 顯示這兩個區域沒有因爲歐債危機, 而明顯改變其波動來源結構。歐洲與亞洲發展中國家其波動來源結構變化較大, 顯示歐債危機對這兩個區域影響可能較大。

由於本研究著重於量化各國主權信用違約交換的波動來源, 對於主權信用違約交換的波動來源變化的可能成因, 只能提供可能之臆測, 而無法進行精確的分析,

此可視爲本研究研究限制之一。

國立政治大學
National Chengchi University

參考文獻

徐詩涵 (1995), 歐洲主權債務危機及其蔓延: 以信用違約交換市場爲例, 交通大學經營管理研究所學位論文.

Alter, Adrian and Beyer, Andreas (2014), The dynamics of spillover effects during the European sovereign debt turmoil, *Journal of Banking and Finance*, **42(1)**, 134–153.

Bai, J. and S. Ng (2002), Determining the number of factors in approximate factor models, *Econometrica*, **70(1)**, 191–221.

Bai, J. (2003), Inferential theory for factor models of large dimensions, *Econometrica*, **71(1)**, 135–172.

Beck, Guenter W, Hubrich, Kirstin, and Marcellino, Massimiliano (2009), Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States, *Economic Policy*, **(57)**, 143–184.

Blanco, Roberto, Brennan, Simon, and Marsh, Ian W. (2005), An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps, *Journal of Finance*, **60(5)**, 1–277.

Bostanci, Görkem and Yilmaz, Kamil (2015), How Connected is the Global Sovereign Credit Risk Network? (August 21, 2015).

國立政治大學 National Chengchi University

Breitung, Jrg and Eickmeier, Sandra (2016), Analyzing International Business and Financial Cycles using Multi-Level Factor Models: A Comparison of Alternative Approaches, Dynamic Factor Models (Advances in Econometrics), Volume 35, Emerald Group Publishing Limited, 177 - 214.

C. Broto, G. Pérez-Quirós (2014), Disentangling contagion among sovereign CDS spreads during the European debt crisis, *Journal of Empirical Finance*, **32**, 165–179.

Gyntelberg, Jacob, Hrdahl, Peter, Ters, Kristyna, and Urban, Jrg (2013), Intraday Dynamics of Euro Area Sovereign CDS and Bonds, *BIS Working Paper*, No.423 .

Hirata, Hideaki, Kose, M. Ayhan, and Otrok, Christopher Mark (2013), Regionalization vs. Globalization, *SSRN Electronic Journal*.

Kalbaska, A. and Gatkowski, M. (2012), Eurozone sovereign contagion: Evidence from the CDS market (2005-2010), *Journal of Economic Behavior and Organization*, **83(3)**, 657–673.

Kose, M. A., C. Otrok, and C. Whiteman (2003), International business cycles: World, region, and country-specific factors, *American Economic Review*, **93(4)**, 1216–1239.

Norden, Lars and Weber, Martin (2009), The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: An empirical analysis, *European Financial Man-*

國立政治大學 National Chengchi University

agement, **15(3)**, 529–562.

Stock, J. H., and Watson, M. W. (1999), Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes, *Journal of Business and Economic statistics*, **20(0)**, 147–162.

Wang, P (2010), Large Dimensional Factor Models with a Multi-Level Factor Structure Identification, Estimation and Inference, *Working paper*.

Zhang, Gaiyan (2009), Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Adverse Credit Events, *International Review of Accounting, Banking and Finance*, **1**.

Zhu, Haibin (2006), An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market, *Journal of Financial Services Research*, **29(3)**, 211–235.

國立政治大學
National Chengchi University

附錄

表 2: 區域與國家資料樣本

區域	國家				
北美	美國	墨西哥			
非洲	摩洛哥	南非	突尼西亞		
中東	黎巴嫩	巴林	伊拉克	以色列	卡達
亞洲–已開發	日本 韓國	泰國 香港	馬來西亞	中國	新加坡
亞洲–開發中	印尼	菲律賓	越南	哈薩克	
拉丁美洲	阿根廷 哥斯大黎加 巴拿馬	多明尼加 薩爾瓦多 秘魯	巴西 瓜地馬拉 委內瑞拉	牙買加 智利	烏拉圭 哥倫比亞
歐洲	捷克 愛爾蘭 立陶宛 克羅埃西亞 馬爾他 英國 烏克蘭	德國 比利時 奧地利 保加利亞 波蘭 荷蘭 土耳其	法國 丹麥 芬蘭 賽普勒斯 斯洛維尼亞 挪威 俄羅斯	希臘 西班牙 義大利 愛沙尼亞 羅馬尼亞 冰島	匈牙利 瑞典 葡萄牙 拉脫維亞 斯洛伐克 塞爾維亞

註 1: 地區分類依據 Kose et al. (2003)。

國立政治大學 National Chengchi University

表 3: 敘述統計(一)

區域	國家	樣本個數	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	JB 統計量	P-value
北美洲	美國	1888	-0.0009	0.0000	0.4279	-0.4698	0.0764	0.1711	10.9747	5012.058	0.00
	墨西哥	1888	-0.0004	0.0000	0.1991	-0.1791	0.0329	0.0356	6.4341	928.1277	0.00
非洲	摩洛哥	1888	-0.0001	0.0000	0.2841	-0.3567	0.0199	-1.8370	97.9334	710033.6	0.00
	南非	1888	-0.0001	0.0000	0.1942	-0.2880	0.0320	-0.1131	10.0428	3905.968	0.00
	突尼西亞	1888	0.0002	0.0000	0.4418	-0.3747	0.0284	2.0811	71.9756	375630.1	0.00
中東	黎巴嫩	1888	-0.0001	0.0000	0.1109	-0.1388	0.0134	-0.1228	31.7875	65197.31	0.00
	巴林	1888	-0.0001	0.0000	0.2441	-0.2513	0.0254	-0.6384	40.8303	112710.8	0.00
	伊拉克	1888	-0.0003	0.0000	0.4066	-0.3693	0.0425	0.6593	34.6024	78702.34	0.00
	以色列	1888	-0.0004	0.0000	0.1989	-0.1671	0.0214	0.2044	17.1511	15766.53	0.00
	卡達	1888	-0.0004	0.0000	0.1978	-0.1823	0.0258	-0.2810	15.6948	12702.52	0.00
拉丁美洲	阿根廷	1888	-0.0002	0.0000	0.5824	-0.5528	0.0453	1.0545	52.5734	193675.2	0.00
	多明尼加	1888	-0.0007	0.0000	0.2454	-0.3470	0.0255	-3.8613	67.5541	332513.9	0.00
	巴西	1888	0.0001	0.0000	0.1731	-0.1973	0.0314	-0.0355	6.4897	958.3917	0.00
	牙買加	1888	-0.0005	0.0000	0.2734	-0.5021	0.0260	-5.8629	146.9507	1640933	0.00
	烏拉圭	1888	-0.0004	0.0000	0.5499	-0.5837	0.0609	-0.1860	25.4353	39607.23	0.00
	哥斯大黎加	1888	0.0001	0.0000	0.3892	-0.4162	0.0449	-0.0678	22.2265	29081.16	0.00
	薩爾瓦多	1888	-0.0001	0.0000	0.3724	-0.2035	0.0329	0.7718	22.6340	30512.94	0.00
	瓜地馬拉	1888	-0.0001	0.0000	0.2926	-0.3356	0.0355	-0.4710	24.6015	36777.59	0.00
	智利	1888	-0.0004	0.0000	0.2634	-0.3404	0.0373	-0.1211	12.7075	7417.761	0.00
	哥倫比亞	1888	-0.0002	-0.0001	0.1786	-0.2098	0.0321	0.0042	6.5190	974.1881	0.00
	巴拿馬	1888	-0.0004	0.0000	0.1785	-0.1988	0.0308	0.0340	6.8487	1165.634	0.00
	秘魯	1888	-0.0003	0.0000	0.1930	-0.1990	0.0318	0.0923	7.0867	1316.496	0.00
	委內瑞拉	1888	0.0006	0.0000	0.2342	-0.4205	0.0353	-0.4719	17.4460	16486.77	0.00

註 1: 資料來源本研究整理

表 4: 敘述統計(二)

區域	國家	樣本個數	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	JB 統計量	P-value
亞洲–已開發	日本	1888	0.0000	0.0000	0.3629	-0.3185	0.0343	0.3213	19.3145	20970.58	0.00
	泰國	1888	-0.0004	0.0000	0.1942	-0.2059	0.0309	0.2309	9.6178	3461.994	0.00
	馬來西亞	1888	-0.0003	0.0000	0.1846	-0.1967	0.0344	0.1876	7.7155	1760.302	0.00
	中國	1888	-0.0003	0.0000	0.2207	-0.2231	0.0339	0.2031	7.6097	1684.623	0.00
	新加坡	1888	0.0003	0.0000	0.1335	-0.2513	0.0098	-5.5320	285.7710	6299774	0.00
	韓國	1888	-0.0009	0.0000	0.1759	-0.1919	0.0359	0.2269	6.5066	983.4953	0.00
	香港	1888	-0.0002	0.0000	0.3677	-0.3567	0.0359	-0.9038	42.2032	121158.9	0.00
亞洲–開發中	印尼	1888	-0.0007	0.0000	0.2029	-0.2231	0.0326	0.0477	8.6893	2546.964	0.00
	菲律賓	1888	-0.0007	0.0000	0.1814	-0.1996	0.0310	0.0290	8.0023	1968.748	0.00
	越南	1888	-0.0004	0.0000	0.2377	-0.1625	0.0223	0.4549	15.5812	12517.01	0.00
	哈薩克	1888	-0.0004	0.0000	0.1864	-0.2614	0.0285	0.0192	10.7556	4731.812	0.00
歐洲	捷克	1888	-0.0007	0.0000	0.5724	-0.5019	0.0361	0.6338	71.4575	368791.8	0.00
	德國	1888	-0.0004	0.0000	0.2692	-0.2750	0.0355	-0.0362	13.8654	9287.551	0.00
	法國	1888	-0.0003	0.0000	0.2394	-0.2300	0.0337	0.0748	9.8712	3715.857	0.00
	希臘	1888	0.0009	0.0000	0.3632	-3.9701	0.1013	-31.8911	1252.2030	1.23E+08	0.00
	匈牙利	1888	-0.0006	0.0000	0.3309	-0.2557	0.0277	0.7297	22.6107	30421.15	0.00
	愛爾蘭	1888	-0.0007	0.0000	0.2788	-0.4233	0.0347	-0.8211	27.2054	46303.05	0.00
	比利時	1888	-0.0004	0.0000	0.2198	-0.2394	0.0352	0.2509	10.2228	4123.706	0.00
	丹麥	1888	-0.0010	0.0000	0.1616	-0.2657	0.0304	-0.2391	11.7117	5988.222	0.00
	西班牙	1888	-0.0001	0.0000	0.2891	-0.3661	0.0423	-0.0103	10.8879	4894.528	0.00
	瑞典	1888	-0.0011	0.0000	0.2016	-0.1979	0.0318	0.0178	10.4314	4344.544	0.00
	立陶宛	1888	-0.0010	0.0000	0.1974	-0.1974	0.0240	-0.6061	21.7606	27803.24	0.00
	奧地利	1888	-0.0009	0.0000	0.1937	-0.1869	0.0340	0.2136	8.8191	2678.145	0.00

註 1: 資料來源本研究整理

表 5: 敘述統計(三)

區域	國家	樣本個數	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	JB 統計量	P-value
歐洲	芬蘭	1888	-0.0005	0.0000	0.2225	-0.3365	0.0337	-0.9784	21.4706	27139.29	0.00
	義大利	1888	-0.0002	0.0000	0.2493	-0.4161	0.0425	-0.4735	13.4249	8619.971	0.00
	葡萄牙	1888	0.0005	0.0000	0.2615	-0.5595	0.0414	-0.8711	24.4022	36272.53	0.00
	克羅埃西亞	1888	-0.0002	0.0000	0.1673	-0.2505	0.0242	-0.6176	16.9911	15519.04	0.00
	保加利亞	1888	-0.0006	0.0000	0.1704	-0.2119	0.0263	-0.1176	13.9988	9520.881	0.00
	賽普勒斯	1888	0.0006	0.0000	0.4063	-0.3365	0.0332	1.8886	47.2702	155297.5	0.00
	愛沙尼亞	1888	-0.0012	0.0000	0.2007	-0.2250	0.0253	-0.2541	21.7751	27750.7	0.00
	拉脫維亞	1888	-0.0013	0.0000	0.2910	-0.3484	0.0262	-0.8404	43.6656	130312.4	0.00
	馬爾他	1888	0.0003	0.0000	0.4664	-0.4340	0.0236	2.0891	172.3206	2256704	0.00
	波蘭	1888	-0.0006	0.0000	0.2075	-0.3166	0.0322	-0.1058	15.3596	12020.52	0.00
	斯洛維尼亞	1888	-0.0001	0.0000	0.3202	-0.2489	0.0312	0.7545	29.6269	55953.09	0.00
	羅馬尼亞	1888	-0.0009	0.0000	0.2253	-0.2229	0.0250	-0.5484	18.6490	19359.31	0.00
	斯洛伐克	1888	-0.0007	0.0000	0.2624	-0.2621	0.0292	-0.1058	23.9289	34460.95	0.00
	英國	1888	-0.0006	0.0000	0.1911	-0.2287	0.0294	-0.2569	10.3044	4217.987	0.00
	荷蘭	1888	-0.0007	0.0000	0.1911	-0.2567	0.0322	-0.2464	11.4558	5643.823	0.00
	挪威	1888	-0.0003	0.0000	0.2895	-0.1967	0.0311	0.6593	16.7543	15019.02	0.00
	冰島	1888	-0.0012	0.0000	0.1858	-0.1849	0.0190	0.3854	27.5062	47290.17	0.00
	塞爾維亞	1888	-0.0004	0.0000	0.2366	-0.3421	0.0203	-5.1959	119.4305	1074905	0.00
	烏克蘭	1888	0.0009	0.0000	0.7823	-0.3329	0.0420	4.3975	91.1822	617805.3	0.00
	土耳其	1888	-0.0003	0.0000	0.2097	-0.2227	0.0304	0.0999	8.1622	2099.447	0.00
	俄羅斯	1888	-0.0005	0.0000	0.3580	-0.4396	0.0463	-0.4753	17.7821	17260.61	0.00

註 1: 資料來源本研究整理

表 6: ADF 單根檢定結果 (一)

	模型一		模型二		模型二	
國家	t 值	(P-Value)	t 值	(P-Value)	t 值	(P-Value)
美國	-38.0400	(0.00)	-38.0415	(0.00)	-38.0340	(0.00)
墨西哥	-38.8531	(0.00)	-38.8474	(0.00)	-38.9047	(0.00)
摩洛哥	-41.7881	(0.00)	-41.7782	(0.00)	-41.8111	(0.00)
南非	-38.2966	(0.00)	-38.2868	(0.00)	-38.3391	(0.00)
突尼西亞	-50.2392	(0.00)	-50.2290	(0.00)	-50.2411	(0.00)
黎巴嫩	-25.5021	(0.00)	-25.4964	(0.00)	-25.5768	(0.00)
巴林	-43.8335	(0.00)	-43.8221	(0.00)	-43.8576	(0.00)
伊拉克	-29.1010	(0.00)	-29.1022	(0.00)	-29.1227	(0.00)
以色列	-40.3711	(0.00)	-40.3746	(0.00)	-40.3645	(0.00)
卡達	-40.5478	(0.00)	-40.5451	(0.00)	-40.6160	(0.00)
阿根廷	-23.0165	(0.00)	-23.0115	(0.00)	-23.0551	(0.00)
多明尼加	-46.6683	(0.00)	-46.6940	(0.00)	-46.7271	(0.00)
巴西	-38.7629	(0.00)	-38.7526	(0.00)	-38.8489	(0.00)
牙買加	-44.4928	(0.00)	-44.4991	(0.00)	-44.4892	(0.00)
烏拉圭	-33.0057	(0.00)	-33.0026	(0.00)	-33.0564	(0.00)
哥斯大黎加	-36.0803	(0.00)	-36.0712	(0.00)	-36.1327	(0.00)
薩爾瓦多	-26.4594	(0.00)	-26.4526	(0.00)	-26.4787	(0.00)
瓜地馬拉	-35.6564	(0.00)	-35.6475	(0.00)	-35.7197	(0.00)
智利	-42.8120	(0.00)	-42.8046	(0.00)	-42.8300	(0.00)
哥倫比亞	-38.0077	(0.00)	-37.9992	(0.00)	-38.0740	(0.00)
巴拿馬	-38.7101	(0.00)	-38.7049	(0.00)	-38.7643	(0.00)
秘魯	-37.9137	(0.00)	-37.9077	(0.00)	37.9504	(0.00)
委內瑞拉	-33.8212	(0.00)	-33.8185	(0.00)	-33.8770	(0.00)
日本	-40.3893	(0.00)	-40.3858	(0.00)	-40.4301	(0.00)
泰國	-40.3893	(0.00)	-40.3858	(0.00)	-40.4301	(0.00)
馬來西亞	-41.0963	(0.00)	-41.0883	(0.00)	-41.1411	(0.00)
中國	-41.3830	(0.00)	-41.3749	(0.00)	-41.4155	(0.00)
新加坡	-46.4979	(0.00)	-46.5407	(0.00)	-46.5352	(0.00)
韓國	41.9094	(0.00)	-41.9268	(0.00)	-41.9562	(0.00)
香港	-44.5428	(0.00)	-44.5322	(0.00)	-44.5335	(0.00)
印尼	-41.3140	(0.00)	-41.3190	(0.00)	-41.3931	(0.00)
菲律賓	-44.0176	(0.00)	-44.0304	(0.00)	-44.0696	(0.00)
越南	-28.6435	(0.00)	-28.6500	(0.00)	-28.6870	(0.00)
哈薩克	-36.9196	(0.00)	-36.9148	(0.00)	-36.9503	(0.00)

註 1: 模型一爲不含截距項與趨勢項; 模型二爲含截距項; 模型三爲含截距項與趨勢項。

表 7: ADF 單根檢定結果 (二)

	模型一		模型二		模型二	
國家	t 值	(P-Value)	t 值	(P-Value)	t 值	(P-Value)
捷克	-16.7552	(0.00)	-16.7861	(0.00)	-16.7882	(0.00)
德國	-37.3164	(0.00)	-37.3110	(0.00)	-37.3012	(0.00)
法國	-34.3983	(0.00)	-34.3923	(0.00)	-34.3922	(0.00)
希臘	-42.3955	(0.00)	-42.3877	(0.00)	-42.4211	(0.00)
匈牙利	-37.4304	(0.00)	-37.4352	(0.00)	-37.4253	(0.00)
愛爾蘭	-38.3174	(0.00)	-38.3203	(0.00)	-38.3225	(0.00)
比利時	-36.0657	(0.00)	-36.0606	(0.00)	-36.0534	(0.00)
丹麥	-35.0051	(0.00)	-35.0262	(0.00)	-35.0374	(0.00)
西班牙	-38.0631	(0.00)	-38.0533	(0.00)	-38.0513	(0.00)
瑞典	-39.5604	(0.00)	-39.5972	(0.00)	-39.6344	(0.00)
立陶宛	-28.5879	(0.00)	-28.6636	(0.00)	-28.6669	(0.00)
奧地利	-37.1199	(0.00)	-37.1348	(0.00)	-37.1295	(0.00)
芬蘭	-27.7809	(0.00)	-27.7854	(0.00)	-27.7879	(0.00)
義大利	-39.1101	(0.00)	-39.1005	(0.00)	-39.0905	(0.00)
葡萄牙	24.7702	(0.00)	-24.7697	(0.00)	-24.7793	(0.00)
克羅埃西亞	-25.6993	(0.00)	-25.6956	(0.00)	-25.6949	(0.00)
保加利亞	-36.1029	(0.00)	-36.1107	(0.00)	-36.1287	(0.00)
賽普勒斯	-43.3770	(0.00)	-43.3747	(0.00)	-43.4112	(0.00)
愛沙尼亞	-42.3858	(0.00)	-42.4643	(0.00)	-42.5460	(0.00)
拉脫維亞	-30.4463	(0.00)	-30.5782	(0.00)	-30.5938	(0.00)
馬爾他	-42.3617	(0.00)	-42.3552	(0.00)	-42.3520	(0.00)
波蘭	-37.4830	(0.00)	-37.4828	(0.00)	-37.4817	(0.00)
斯洛維尼亞	-38.8126	(0.00)	-38.8030	(0.00)	-38.7965	(0.00)
羅馬尼亞	-36.5539	(0.00)	-36.5845	(0.00)	-36.5856	(0.00)
斯洛伐克	-39.9723	(0.00)	-39.9832	(0.00)	-39.9725	(0.00)
英國	-37.8892	(0.00)	-37.8925	(0.00)	-37.9045	(0.00)
荷蘭	-35.9274	(0.00)	-35.9338	(0.00)	-35.9262	(0.00)
挪威	-42.3754	(0.00)	-42.3679	(0.00)	-42.3697	(0.00)
冰島	-45.8240	(0.00)	-45.9948	(0.00)	-46.0481	(0.00)
塞爾維亞	-43.6591	(0.00)	-43.6608	(0.00)	-43.6551	(0.00)
烏克蘭	-21.6031	(0.00)	-21.6114	(0.00)	-21.8025	(0.00)
土耳其	-39.7206	(0.00)	-39.7130	(0.00)	-39.7553	(0.00)
俄羅斯	-49.0388	(0.00)	-49.0316	(0.00)	-49.0765	(0.00)

註 1: 模型一爲不含截距項與趨勢項; 模型二爲含截距項; 模型三爲含截距項與趨勢項。

國立政治大學 National Chengchi University

表 8: 因子數量

階段一							
單一區域因子數量							
區域	北美洲	非洲	中東	拉丁美洲	亞洲–已開發	亞洲–開發中	歐洲
因子數量	1	2	2	1	3	2	2
區域合併因子數量							
區域	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
北美洲 (1)							
非洲 (2)	1						
中東 (3)	1	1					
拉丁美洲 (4)	1	1	1				
亞洲–已開發 (5)	3	3	1	2			
亞洲–開發中 (6)	2	3	3	2	3		
歐洲 (7)	2	2	2	2	3	2	
階段二							
單一區域因子數量							
區域	北美洲	非洲	中東	拉丁美洲	亞洲–已開發	亞洲–開發中	歐洲
因子數量	0	1	1	0	2	1	1

註 1: 階段一 區域因子數量 $= (\widehat{m_0 + m_r}), r = 1, ..., R$。

註 2: 階段一 兩兩合併因子數量 $= (\widehat{m_0 + m_r + m_j}), r、j = 1, ..., R,\ r \neq j$。

註 3: 階段二 區域因子數量 $\hat{m}_r = \widehat{m_0 + m_r} - \hat{m}_0, r = 1, ..., R$

表 9: 靜態分析–變異數分解

	因子			
區域	全球	區域	全球+ 區域	特徵
全球	0.2090	0.2354	0.4444	0.5556
北美洲	0.3677	0.0000	0.3677	0.6323
非洲	0.2124	0.4058	0.6182	0.3818
中東	0.0840	0.2703	0.3544	0.6456
拉丁美洲	0.3345	0.0000	0.3345	0.6655
亞洲–已開發	0.1048	0.5871	0.6919	0.3081
亞洲–發展中	0.2524	0.4695	0.7218	0.2782
歐洲	0.1854	0.2187	0.4041	0.5959

註 1: 估計每個國家的變異數分解, 模型樣本爲全區間 (2009/12/5-2016/3/1) 。

註 2: 每個區域的變異數波動來源比例是該區域每個國家因子的平均。

國立政治大學 National Chengchi University

表 10: 靜態分析–變異數分解(一)

		因子		
		全球	區域	特徵
北美洲	美國	0.0068	0.0000	0.9932
	墨西哥	0.7287	0.0000	0.2713
非洲	摩洛哥	0.0233	0.5910	0.3857
	南非	0.6041	0.0001	0.3958
	突尼西亞	0.0097	0.6265	0.3638
中東	黎巴嫩	0.0510	0.2832	0.6657
	巴林	0.0108	0.4969	0.4923
	伊拉克	0.0000	0.0149	0.9851
	以色列	0.1763	0.2304	0.5933
	卡達	0.1819	0.3263	0.4918
拉丁美洲	阿根廷	0.1070	0.0000	0.8930
	多明尼加	0.1247	0.0000	0.8753
	巴西	0.6977	0.0000	0.3023
	牙買加	0.0171	0.0000	0.9829
	烏拉圭	0.0604	0.0000	0.9396
	哥斯大黎加	0.0989	0.0000	0.9011
	薩爾瓦多	0.0347	0.0000	0.9653
	瓜地馬拉	0.1212	0.0000	0.8788
	智利	0.5234	0.0000	0.4766
	哥倫比亞	0.7694	0.0000	0.2306
	巴拿馬	0.7913	0.0000	0.2087
	秘魯	0.7274	0.0000	0.2726
	委內瑞拉	0.2752	0.0000	0.7248
亞洲–已開發	日本	0.0477	0.2787	0.6736
	泰國	0.1491	0.6494	0.2015
	馬來西亞	0.1638	0.6674	0.1688
	中國	0.1909	0.6371	0.1720
	新加坡	0.0000	0.9782	0.0218
	韓國	0.1754	0.6575	0.1672
	香港	0.0067	0.2412	0.7521
亞洲–發展中	印尼	0.2026	0.6448	0.1525
	菲律賓	0.1877	0.6070	0.2053
	越南	0.1095	0.5973	0.2933
	哈薩克	0.5096	0.0287	0.4617

國立政治大學 National Chengchi University

表 11: 靜態分析–變異數分解(二)

		因子		
		全球	區域	特徵
歐洲	捷克	0.2441	0.0844	0.6715
	德國	0.1169	0.4590	0.4241
	法國	0.1538	0.5066	0.3397
	希臘	0.0095	0.0453	0.9452
	匈牙利	0.4061	0.1031	0.4908
	愛爾蘭	0.1072	0.3885	0.5043
	比利時	0.1693	0.5174	0.3133
	丹麥	0.0900	0.5105	0.3995
	西班牙	0.1522	0.4244	0.4234
	瑞典	0.0821	0.3813	0.5366
	立陶宛	0.3066	0.0636	0.6298
	奧地利	0.1386	0.4936	0.3678
	芬蘭	0.0695	0.3373	0.5932
	義大利	0.1530	0.4034	0.4436
	葡萄牙	0.1385	0.3288	0.5327
	克羅埃西亞	0.3848	0.1132	0.5021
	保加利亞	0.4176	0.1136	0.4688
	賽普勒斯	0.0008	0.0343	0.9649
	愛沙尼亞	0.1557	0.0553	0.7890
	拉脫維亞	0.1818	0.0501	0.7681
	馬爾他	0.0003	0.0332	0.9666
	波蘭	0.4754	0.1269	0.3977
	斯洛維尼亞	0.1646	0.0533	0.7821
	羅馬尼亞	0.4124	0.1175	0.4701
	斯洛伐克	0.2118	0.0915	0.6967
	英國	0.1182	0.4417	0.4401
	荷蘭	0.0943	0.4864	0.4193
	挪威	0.0439	0.3671	0.5890
	冰島	0.0128	0.0390	0.9481
	塞爾維亞	0.0139	0.0001	0.9860
	烏克蘭	0.1005	0.0183	0.8812
	土耳其	0.6094	0.0190	0.3716
	俄羅斯	0.3834	0.0086	0.6080

國立政治大學 National Chengchi University