

國立成功大學
交通管理科學研究所
碩士論文

沿海國家定期航運表現之外溢效應

**The Spillover Effect of the Liner Shipping Performance for
Coastal Countries**



研究生：黃柏元

指導教授：林珮琚 博士

中華民國一零八年六月

國立成功大學

碩士論文

沿海國家定期航運表現之外溢效應

The Spillover Effect of the Liner Shipping
Performance for Coastal Countries

研究生：黃柏元

本論文業經審查及口試合格特此證明

論文考試委員：郭佩棻
沈宗緯
林洞琨

指導教授：林洞琨

系(所)主管：陳勁甫

中華民國 108 年 6 月 6 日

摘要

海洋運輸是國際貿易最常使用的貨物運送方式，其中定期航運運送的貨物價值占所有海運貨物的 70%，對以國際貿易為經濟成長動力的國家來說，定期航運是相當重要的運輸產業，因此掌握市場動態與發展趨勢成為政府與航商的重要課題。貨櫃吞吐量是衡量各國定期航運產業規模與表現的主要指標之一，且能進一步反映國際貿易對運輸服務需求的變化；定期航運連通性則是指國家對外的運輸連結能力與效率，代表航商針對市場的需求所提供的服務規模。本研究假設，當國家的連通性增加時，能有效減少貿易障礙並提高競爭力，進而帶來更多潛在的貿易機會，增加該國的貨櫃吞吐量，且連通性或吞吐量的增加所帶來的效益，可能會透過與其他國家的連結而向外傳遞。本研究使用空間計量經濟模型實證貨櫃吞吐量與定期航運連通性之間的關係為正相關，且模型中存在顯著的正向空間外溢效應，表示各國的貨櫃吞吐量會受到其他國家的吞吐量與連通性的影響，其中以雙邊航運連通性為空間關聯的模型具有最佳的配適度，即一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其航運高度連結國家的貨櫃吞吐量自然對數會增加 0.0201 個單位，相當於 14,939 個 20 呎標準貨櫃。本研究亦針對臺灣、韓國、中國與美國的外溢效應分布情形做個別探討，並發現臺灣與韓國因產業型態與經濟結構相似，皆以出口貿易為主，因此在航運的外溢效應的強度與傳遞對象具有相似的分佈；中國與美國做為全球經濟與貨物進出口的兩大核心，彼此之間透過貿易所建立的航運連結，使兩國間的交互作用程度高於其他國家的雙邊關係。本研究的結果可作為政府、航商或港埠管理單位檢視本國的定期航運產業與其他國家的發展關係，並成為制定未來產業發展策略與基礎設施投資規劃的重要參考資訊。

關鍵字：定期航運、貨櫃吞吐量、定期航運連通性、空間計量模型、外溢效應

The Spillover Effect of the Liner Shipping Performance for Coastal Countries

Po-Yuan Huang

Pei-Chun Lin

Department of transportation and communication management science

National Cheng Kung University

SUMMARY

This paper aims to assess and empirically analyze the effect of spatial interaction on liner shipping performance of coastal countries in order to detect how a country's liner shipping industry interacts with that of others. We use a spatial data analysis approach to explore the spatial dependence of port container throughput and liner shipping connectivity of 138 coastal countries in 2010 to 2017 as well as build spatial econometrics models to estimate the spillover effect and verify the relationship between throughput and connectivity. The data were collected from the UNCTAD database. The results show that connectivity is a significant explanatory variable for throughput, and there are positive spillover effects. The container throughput of a coastal country will be affected by neighboring countries. In the context of globalization, the country's marine freight transportation will be affected by other countries, and this impact will vary according to different relationships between countries. This is important information for the related authority, including port management units, governments, and carriers. They can predict the future trend of freight volume based on the results of this study and focus on those countries that may be affected. Finally, policies for the liner shipping industry should also be beneficial to the country.

Key words: Spillover effect, Liner shipping, Container throughput, Liner shipping connectivity index

INTRODUCTION

The importance of maritime transport for trade and economic development cannot be overemphasized (Hoffmann & Sirimanne, 2018). Liner shipping plays an important role in the global supply chain. The scale and capacity of the shipping industry are also important factors affecting a country's competitiveness. Container throughput is a common indicator used to evaluate the performance of liner shipping industry in countries. The Liner Shipping Connectivity Index (LSCI) can be defined as the ability to transport cargo to other countries.

Lun and Hoffmann (2016) pointed out that characteristics of economies with excellent shipping connectivity include high throughput. We assume that the level of the LSCI is related to the amount of container throughput. The rise of spatial econometric analysis has placed additional emphasis on the effects of spillover, especially in the area of transportation involving spatial movement and connectivity. Previous studies have investigated the impact of spillover effects on transport infrastructure, economic growth, and trade, but the spillover effect on freight volume is less discussed. Thus, the first purpose of this study is to examine the relationship between container throughput and LSCI; the second is to prove the spillover effect on throughput and LSCI as significant factors affecting the spatial interaction between liner shipping performance of coastal countries. The scope of this study includes 138 coastal countries with both throughput and LSCI data in 2017.

METHODOLOGY

Spatial data analysis is used to handle data with spatial elements, which includes (1) processing spatial data of 138 coastal countries; (2) the spatial relationships between observations must be quantified and presented in the form of a spatial weight matrix in order to transfer the abstract spatial concept into the mathematical model; (3) inferring the spatial autocorrelation and distribution patterns of container throughput and LSCI by inferential statistics and confirm the variables have spatial dependency; and (4) building econometrics models to find out the relationship between countries of throughput and verify positive spatial spillover effects.

RESULTS AND DISCUSSION

According to the Moran's I to test the container throughput and LSCI whether they have spatial dependence in four kinds of spatial relationships. Moran's I test result (Table 1. and Table 2.) shows that the throughput and LSCI showed clustered distribution, which can be seen throughput and LSCI expressed clustered phenomenon.

Table 1. The result of throughput's Spatial Autocorrelation Global Moran's I

Model	I	II	III	IV
Variable	ln TEU	ln TEU	ln TEU	ln TEU
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Moran's I	0.478946	0.118566	0.322691	0.167509
Z score	9.962963	3.959969	12.695892	6.43666
p-value	0.000000	0.000075	0.000000	0.000000
Distribution	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Table 2. The result of LSCI's Spatial Autocorrelation Global Moran's I

Model	V	VI	VII	VIII
Variable	LSCI	LSCI	LSCI	LSCI
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Moran's I	0.357614	0.157771	0.435971	0.059626
Z score	7.565307	5.222165	17.188773	2.492913
p-value	0.000000	0.000000	0.000000	0.01267
Distribution	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

After confirming the throughput and LSCI has spatial dependency. Next step is building spatial econometrics model to find out the spatial characteristic of container throughput. This study will focus on SLM, SLX and SDM with panel data in order to increase sample number. Through the above models, we can infer the spatial interaction between countries' liner shipping industry. Analysis results such as Table 3. First, the result of SDM with W_{SD} shows the throughput of country i is positively related to the throughput of its neighboring countries. Second, the result of SLM with W_{TV} shows the throughput of country i is positively related to the throughput of its trade partners. Third, the result of SDM with W_{LSBCI} shows the throughput of country i is positively related to the throughput of its highly shipping-connected countries. The last one is the result of SLX with W_{BFTA} shows the throughput of country i is positively related to the throughput of its trade agreement partners.

Table 3. Spatial regression model results

Model	SDM	SLM	SDM	SLX
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
β	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
ρ	0.246*** (0.047)	0.636*** (0.058)	0.512*** (0.102)	
λ	0.013*** (0.002)		0.007*** (0.002)	0.019*** (0.002)
N	1104	1104	1104	1104
Wald statistic	229.21***	235.57***	242.51***	199.57***
Hausman statistic	2954.78***	285.27***	1114.21***	255.4***
R ²	0.546	0.633	0.71	0.457
LIK	266.623	264.279	271.706	255.853
AIC	-525.247	-522.558	-535.413	-505.705
SC	-505.22	-507.538	-515.386	-490.685

We calculate the spillover effect for four models with different spatial weight matrices (Table 4.), and all effects are significant. According to the results, when a country's connectivity increases by 1-unit, the throughput of this country increases by 0.044~0.053. This is a direct effect. In terms of the indirect effect, when a country's connectivity increases by 1-unit, the throughput of other countries increases by 0.023~0.11. We determine that the spillover effect in the LSBCI matrix is the highest, while the sea distance matrix is the lowest.

Table 4. Direct and indirect effect

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	\mathbf{W}_{SD}	\mathbf{W}_{SD}	\mathbf{W}_{SD}
LSCI	0.007752*** (0.001227)	0.01872*** (0.002464)	0.026482*** (0.002529)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	\mathbf{W}_{TV}	\mathbf{W}_{TV}	\mathbf{W}_{TV}
LSCI	0.007385*** (0.001246)	0.012541*** (0.003068)	0.019926*** (0.003669)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	\mathbf{W}_{LSBCI}	\mathbf{W}_{LSBCI}	\mathbf{W}_{LSBCI}
LSCI	0.006374*** (0.001287)	0.020063*** (0.003357)	0.026437*** (0.00355)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	\mathbf{W}_{BFTA}	\mathbf{W}_{BFTA}	\mathbf{W}_{BFTA}
LSCI	0.00748*** (0.001277)	0.018824*** (0.002033)	0.026304*** (0.001899)

CONCLUSION

Our research through empirical research inferred concluded as follow: We find that a coastal country's liner shipping performance is at the same level as its neighboring countries, trade partners and highly shipping-connected countries. We also proved the existence of a positive spillover effect in the liner shipping industry. The changes in a country's connectivity will affect other countries, and this impact is greater than the influence on the country itself. What's important is the degree of spatial interaction between two countries, which is more related to shipping connectivity than geographic distance. Our study uses more spatial relationships. It is helpful to analyze the impact of spillover effect from different viewpoints. The results are important information for encouraging carriers to explore potential markets and reminding governments to track the expansion of business, investments and developments of port infrastructure in other countries.



誌謝

吾十有五而志於學，如今十個年頭轉眼即逝。回首求學生涯的表現，始終與優秀有一小段差距，用平穩來形容或許更貼切一些。成大交管曾是我高中時的第一志願，然而當時付出的心力，還不足以讓我達成目標，因此錯失四年在交管系學習的時間。儘管如此，我最大的成就仍然與交管系息息相關，一是靠著自己的毅力與努力考上交管所，填補了多年前的遺憾；二是在交管所的兩年中，順利的完成學業，以及人生中第一篇，也是最後一篇的學術論文。站在成大校園生活盡頭的我，除了肯定自己值得這份學歷，內心亦充滿著感謝。

首先我要感謝我的父母，在十多年來的求學道路上，給予我最大的支持與資源，讓我能勇敢去闖，並專心於課業，不必為了生活開銷與學費而煩惱。感謝我的指導教授珮琄老師，在研究的指導上不遺餘力，總是鉅細靡遺的審視論文中的一字一句。您的期待與信任，讓我充滿動力去追求更卓越的表現。感謝我的最佳夥伴，珏亨、騏鈞、柏翔、揖安、博鈞與迎哲，有你們的陪伴何其幸運，不論在課業上、生活中還有其他娛樂，都有你們的身影，讓辛苦的研究所生活充滿歡笑。感謝 405 的大家，芳仔、世芸、和臻、黃薔、宸賢、晏如與家宜，雖然只相處了一年的時間，但你們的出現填補了 Lab 的空虛，讓我感受到一間研究室該有的溫度。謝謝你們讓我學會如何當一個領袖，而不是只會一意孤行。還有在求學的道路上，曾經幫助過我的所有人。因為遇見了你們，認識了你們，才成就了更好的我。

最後要感謝在這六百多個日子裡，始終堅持不懈的自己。我已經做好準備，帶著過去兩年的收穫與成長，勇敢去面對職場的挑戰與人生的酸甜苦辣，同時也希望能不枉費所學，並對這個國家與社會有所貢獻。

黃柏元 謹誌

中華民國一零八年六月 于成大交管系 405

目錄

第一章	緒論	1
1.1	研究背景	1
1.2	研究動機	5
1.3	研究目的	6
1.4	研究範圍	7
1.5	研究架構	7
第二章	文獻回顧	9
2.1	貨櫃吞吐量	9
2.2	海洋運輸連通性	11
2.3	吞吐量與連通性之相關性	12
2.4	空間權重矩陣	13
2.5	空間外溢效應	15
2.6	空間資料分析工具	17
第三章	研究方法	19
3.1	研究資料	19
3.2	空間權重矩陣	21
3.2.1	雙邊海上航行距離權重矩陣	23
3.2.2	雙邊商品貿易額權重矩陣	24
3.2.3	雙邊定期航運連通性權重矩陣	24
3.2.4	雙邊貿易協定權重矩陣	25
3.3	空間資料分析	25
3.3.1	全域型空間自相關	26
3.3.2	區域型空間自相關	29

3.4	空間計量經濟模型	32
3.4.1	固定效果與隨機效果(Fixed Effect & Random Effect)	34
3.4.2	簡單線性迴歸模型	35
3.4.3	空間落遲模型(Spatial Lag Model).....	36
3.4.4	空間自變數落遲模型(Spatial Lag of X Model).....	37
3.4.5	空間 Durbin 模型(Spatial Durbin Model)	39
3.5	模型配適度檢定	42
3.6	空間外溢效應	43
第四章	結果分析	45
4.1	空間相依性測量	45
4.1.1	全域型空間自相關	45
4.1.2	區域型空間自相關	47
4.2	空間計量分析	53
4.2.1	簡單線性迴歸模型	53
4.2.2	空間落遲模型	55
4.2.3	空間自變數落遲模型	57
4.2.4	空間 Durbin 模型	59
4.2.5	空間追蹤資料模型	61
4.3	模型選擇與比較	67
4.4	空間外溢效應	70
4.4.1	個案探討－臺灣	74
4.4.2	個案探討－韓國	77
4.4.3	個案探討－中國	80
4.4.4	個案探討－美國	83

第五章 結論與建議	86
5.1 結論	86
5.2 研究貢獻	88
5.2.1 學術貢獻	89
5.2.2 實務貢獻	90
5.3 研究限制	92
5.4 未來研究方向	93
參考文獻	95
中文部分	95
英文部分	95
網路資源	102



表目錄

表 3-1、各項數據來源與使用目的	19
表 3-2、Moran's I 結果判讀說明	28
表 3-3、Moran's I 檢定結果說明	28
表 3-4、LISA 指標結果說明	31
表 3-5、空間落遲效果示意圖	41
表 4-1、全域型空間自相關檢定結果	46
表 4-2、定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之簡單線性迴歸模型分析結果 ..	54
表 4-3、簡單線性迴歸模型殘差項之全域型空間自相關分析結果	54
表 4-4、橫截面資料之空間落遲模型分析結果	56
表 4-5、橫截面資料之空間自變數落遲模型分析結果	58
表 4-6、橫截面資料之空間 Durbin 模型分析結果	60
表 4-7、追縱資料之空間落遲模型分析結果	62
表 4-8、追縱資料之空間自變數落遲模型分析結果	64
表 4-9、追蹤資料之空間 Durbin 模型分析結果	66
表 4-10、簡單線性迴歸模型與橫截面資料之空間計量經濟模型 LR 檢定結	67
表 4-11、橫截面資料與追蹤資料的空間計量經濟模型配適度比較	69
表 4-12、直接效果與間接效果	71

圖目錄

圖 1-1、2017 年五大洲貨櫃吞吐量百分比	2
圖 1-2、2017 年世界各國貨櫃吞吐量	3
圖 1-3、2017 年世界各國定期航運連通性指數	4
圖 1-4、研究流程圖	8
圖 2-1、相鄰基準之空間單元相鄰類型	13
圖 2-2、距離基準之空間單元相鄰類型	14
圖 2-3、2017 年世界各國貿易依存度與各百分比之國家數	15
圖 3-1、空間分布模式示意圖	28
圖 3-2、空間散佈圖示意圖	30
圖 3-3、空間計量經濟模型選擇流程	33
圖 3-4、追蹤資料模型選擇流程	33
圖 4-1、雙邊海上航行距離權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model I)	48
圖 4-2、雙邊海上航行距離權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標 (Model V).....	48
圖 4-3、雙邊商品貿易額權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model II)	49
圖 4-4、雙邊商品貿易額權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標 (Model VI).....	50
圖 4-5、雙邊定期航運連通性權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model III)	50
圖 4-6、雙邊定期航運連通性權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標 (Model VII).....	51
圖 4-7、雙邊貿易協定權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model IV)	52
圖 4-8、雙邊貿易協定權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標 (Model VIII).....	52
圖 4-9、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－臺灣	74
圖 4-10、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－臺灣	75
圖 4-11、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－臺灣	76

圖 4-12、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－韓國	77
圖 4-13、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－韓國	78
圖 4-14、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－韓國	78
圖 4-15、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應－韓國	79
圖 4-16、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－中國	80
圖 4-17、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－中國	81
圖 4-18、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－中國	82
圖 4-19、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應－中國	82
圖 4-20、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－美國	83
圖 4-21、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－美國	84
圖 4-22、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－美國	84
圖 4-23、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應－美國	85



第一章 緒論

1.1 研究背景

海洋運輸是國際貿易中最主要的貨物運送方式，在 2017 年約有 107 億噸的貨物是以海運的方式來運送，占整體國際貿易貨物總重量的 90% 以上，其商品價值亦高達整體貨物的 70%。聯合國貿易和發展會議(United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD)也預估未來五年海運的貨運量會以 3.8% 的年平均成長率持續增加(Hoffmann & Sirimanne, 2018)。雖然大型船舶的航速遠低於其他交通工具，但仍具有低燃料消耗、龐大的載貨能力、高續航力與單位運輸成本低廉等優點，適合運送體積較為龐大的貨物，或較不具有時效性且不易損壞的工業製品(林光 & 張志清, 2014)。海洋運輸的全球網路是由東亞—歐洲(跨印度洋)、東亞—北美(跨太平洋)以及北美—歐洲(跨大西洋)等三條東西向越洋航線，加上各地區的區域型航線所組成。海運的業務可區分為定期航運與不定期航運，前者有固定的船期、航線與費率，運送貨物以裝載工業製品的貨櫃為大宗；後者須由貨主與航運公司另外協定運送時間、目的地與費率等相關事宜，運送貨物以原物料等散裝貨物或超大型貨物為主。若以貨物的重量計算，不定期航運的貨物占了整體海運的 2/3，但另外 1/3 的定期航運貨物，其商品價值卻高達整體貨物的 70%。由此可知，相較於不定期航運，定期航運為全球商品供應鏈創造了更大的價值，也是促進國際貿易的重要運輸產業，在全球供應鏈中扮演非常重要的角色(張有恆, 2013；Lee & Lam, 2015)。此外運輸物流能力亦是影響國家競爭力的重要因素，良好的運輸物流能力能夠為國家創造更多元的經濟成長機會(Arvis et al., 2014)。因此不論是政府規劃貿易政策、投資運輸基礎設施，或是航商評估產業未來前景與制定經營策略，甚至是學術研究相關議題，相關的統計數據都是非常重要的參考資料，可以顯著提升研究

和預測的結果(Hoffmann & Sirimanne, 2017)。

貨櫃吞吐量是定期航運產業中最常見的一項統計指標，指一段固定的時間內，進出港口的船舶所裝載與卸載的貨櫃總數，可作為評估定期航運產業規模或港口繁忙程度的重要指標。在經歷 1960 年代的貨櫃化，以及近年的船舶大型化與港口裝卸設備升級等運輸科技革新後，定期航運的運能與效率得到了大幅提升，進而使全球貨櫃吞吐量持續快速成長。根據 UNCTAD 的統計，2017 年全球的貨櫃吞吐量達 7.52 億個二十呎標準櫃(Twenty-foot Equivalent Unit, TEU)，相較於 2015 年與 2016 年的成長率分別是 1.1%與 3.1%，2017 年的成長率來到 6.4%，主要是反映全球經濟的復甦帶動商品的供給與需求增加，使國際貿易更加熱絡，進而使吞吐量成長率提高。從圖 1-1 與圖 1-2 中可看出 2017 年全球定期航運的重心是以亞洲為主，貨櫃吞吐量佔比超過 60%，主因是身為世界出口第一大國與進口第二大國的中國就有超過兩億 TEU 的吞吐量，再加上作為轉運中心的香港與新加坡，以及臺灣、南韓與日本等出口大國，還有出口導向且經濟快速成長的東協國家，使得亞洲地區的吞吐量遠多於其他區域。

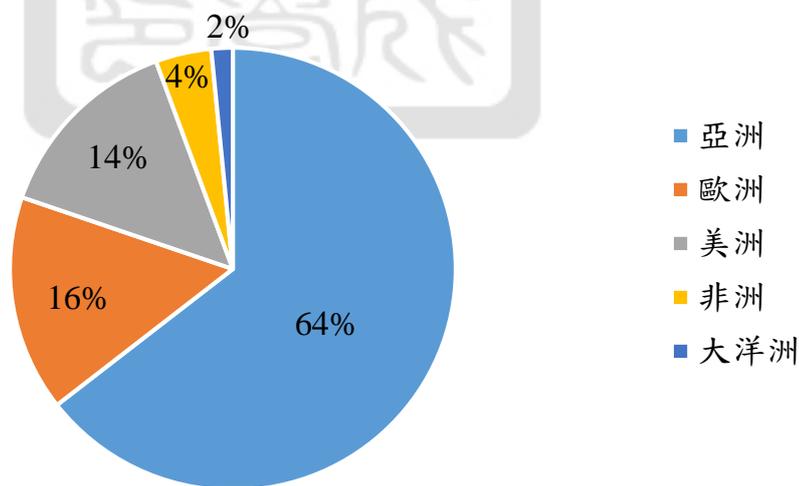


圖 1-1、2017 年五大洲貨櫃吞吐量百分比

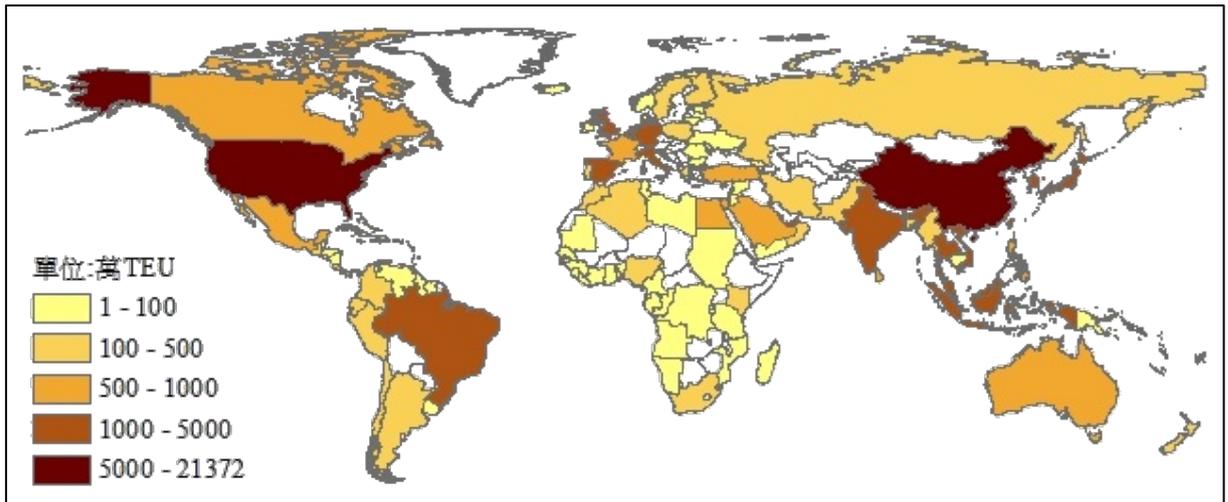


圖 1-2、2017 年世界各國貨櫃吞吐量

相較於貨櫃吞吐量長期以來廣泛的應用，連通性(Connectivity)是另一種較新的定期航運產業競爭力評估方式。定期航運連通性是指航運網路中的任一節點與其他節點的連結程度，即一國透過定期航運服務運送貨物到其他國家的能力(Jiang, Lee, Chew & Gan, 2015)。Jan Hoffmann 於 2005 年發表的定期航運連通性指數(Liner Shipping Connectivity Index, LSCI)資料完整性相對較高，且已被廣泛使用於研究分析，並公布於 UNCTAD 的資料庫且每年更新數據。Hoffmann 蒐集全球 159 個沿海國家與地區的定期航運產業營運相關數據並計算出 LSCI，包含在該國經營定期航運事業的公司數量、停靠港口的最大船舶運能(TEU)、對外連結的航線數量、停靠港口的船舶總數與所有靠港船舶的運能總和。LSCI 能代表一國在全球定期航運網路中的重要程度，亦可評估該國定期航運產業的發展程度與提供的服務規模大小(Hoffmann, 2012)。圖 1-3 為 2017 年世界各國的 LSCI，LSCI 較高的國家主要集中在已開發國家、出口導向的開發中國家以及重要航道與運河周圍。

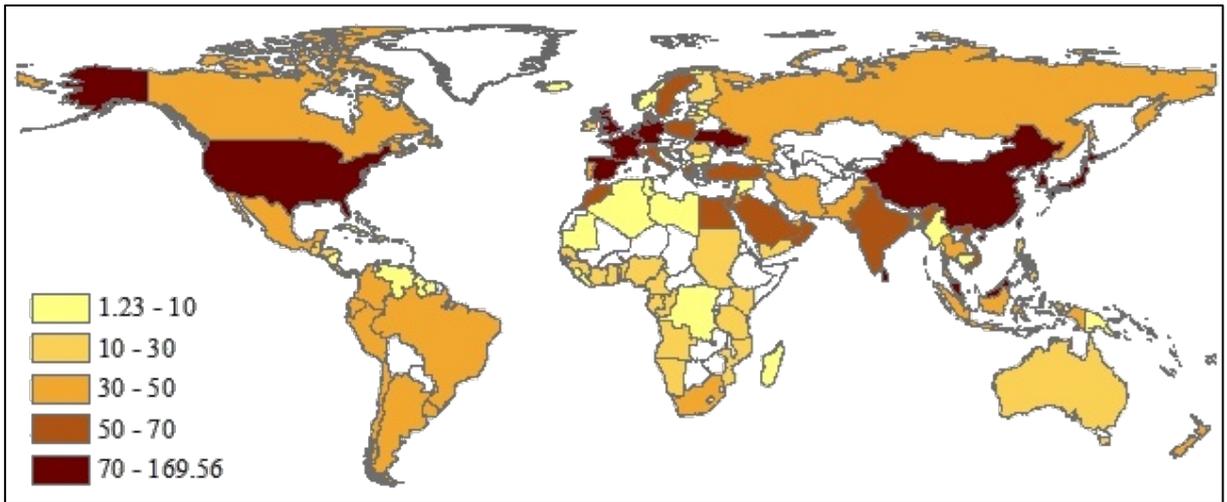


圖 1-3、2017 年世界各國定期航運連通性指數

運輸服務是為了完成經濟活動所產生的衍生性需求(Rodrigue, Comtois & Slack, 2016)。定期航運服務即是國際貿易的一種衍生性需求，且貿易興盛能使相關運輸產業受益(Surugiu & Surugiu, 2015)。定期航運作為國際貿易中最重要的一环之一，其市場需求的波動勢必會受到貿易的熱絡程度與全球經濟景氣的直接影響。因此貨櫃吞吐量作為定期航運的貨物統計指標，除了代表貨物的流通量，也能進一步反映國際貿易對運輸服務需求的變化。定期航運連通性指數則著重在衡量國家的航運產業對外的服務能力、規模與效率。連通性的高低除了代表對外連結的程度，同時也間接表示航商針對市場的需求變化，調整經營策略與服務供給量(Hoffmann & Sirimanne, 2018)。Jiang et al. (2015)指出，當一國對外連結的程度越強，表示該國在全球航運網路上具有樞紐地位，能促進貨物運輸量的增加並減少運輸成本、時間，使其更具貿易競爭力，顯示定期航運連通性指數的高低，與貨櫃吞吐量的多寡存在相關性，較高的連通性代表航商預期市場有更多的需求而擴大服務規模，進而帶來更多的吞吐量。從圖 1-2 與圖 1-3 亦可看出貨櫃吞吐量較高的國家，通常也有較高的連通性。因此探討貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數之間的相關性，成為本研究欲探討的問題之一。

Tobler (1970)發表的地理學第一定律(Tobler's First Law of Geography)指出，任何事物皆與其他事物相關，但相較於距離較遠的事物，距離越近的事物，彼此之間的關聯更加緊密。在區域科學理論中也強調，國家可能會根據其他地區的市場條件和區位，以及地區之間的距離來改變其貿易決策(Anselin & Hudak, 1992)。定期航運在運送貨物的過程中涉及了空間上的移動，使距離與透過運輸所傳遞的外溢效應(Spillover Effect)成為不可忽略的影響因素。外溢效應是指一個地區的經濟事件透過特定的空間關聯，將其影響傳遞至其他區域，並帶來正向或負向的效果(Baumont, Ertur & Le Gallo, 2001)。以貨櫃吞吐量為例，當一國的吞吐量越高時，表示有越多的貨櫃從本國運往國外或從國外運至本國，兩個端點之間流量的增加即是一種正向效益。若以連通性的層面來看，本國對外連通性增加，表示對其他國家的運輸規模擴張，而目的地國家也會因為來自本國更加密集的船期與更大的運能，間接提升對外連通性，可視為本國對外傳遞的正向效益。OECD (2017)亦指出，當鄰近國家改進基礎設施與貿易便利程度時，將使鄰國與本國的價值鏈正向連結更強。因此本研究除了探討貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數之間的關係，也將考量國家之間的空間關聯所造成的影響。

1.2 研究動機

Yu, De Jong, Storm & Mi (2013)與 Tong, Yu, Cho, Jensen & Ugarte (2013)指出增加運輸基礎設施能刺激本地的經濟成長，且成長的效益會傳遞至鄰近區域，顯示運輸能力的增加存在外溢效應。在這樣的情況之下，定期航運作為國際貿易最主要的貨物運輸方式，各國的定期航運表現是否也存在外溢效應，使其他國家的吞吐量成長?若存在顯著的外溢效應，以鄰近國家或貿易夥伴為傳遞對象，外溢程度是否會有所差異?上述的疑問促成了本研究之動機，本研究將使用空間資料分析方法與空間計量經濟模型，測量各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數是否存在顯著的外溢效應。

1.3 研究目的

本研究首先探討全球各沿海國家與地區的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數在空間上的分布是否有群聚現象。接著實證定期航運連通性指數對貨櫃吞吐量的影響，並測量其外溢效應是否顯著。最後比較傳遞至鄰近國家、主要貿易夥伴或航運高度連結國家的外溢程度是否有所差異。本研究期望分析結果能作為政府或航商檢視本國與其他國家的定期航運產業發展關係，與未來經營策略制定或調整的重要參考資訊。具體研究目的分述如下：

1. 實證各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數是否分別存在顯著的空間相依性，並測量相關程度，探討分布相依群聚的原因。
2. 衡量定期航運連通性指數對貨櫃吞吐量的影響，並檢定是否存在顯著的外溢效應，了解各國的定期航運產業是否會透過空間上的關聯而受到其他國家的影響，使相關單位掌握未來的運輸流量變化趨勢，與各國間定期航運產業表現之連動關係。
3. 分析貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的外溢效應，在使用國家之間的雙邊海上航行距離、雙邊貿易額、雙邊定期航運連通性指數與雙邊貿易協定等數據建立的四種外溢效應傳遞路徑下，比較其效應強度的差異，以了解各國的定期航運產業表現會因何種關聯而被其他國家影響。

1.4 研究範圍

UNCTAD 每年皆會更新 139 個沿海國家與地區的貨櫃吞吐量數據與 159 個國家的定期航運連通性指數。自 2010 年至 2017 年，中國在上述兩項數據中皆有全球最好的表現，其餘已開發國家或以國際貿易為經濟命脈的開發中國家也有較好的表現，但若只考慮貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數表現較好的國家，對於探討全球定期航運網路的外溢效應而言是不足的。因此本研究從 159 個具有定期航運連通性指數的沿海國家與地區中，剔除因定期航運不興盛或是其他因素，以至於資料庫缺少貨櫃吞吐量數據的國家，篩選出 138 個沿海國家與地區作為研究對象。除了橫截面的資料，本研究亦將考慮時間序列對吞吐量與連通性所產生的影響，並蒐集 2010 年至 2017 年的數據，觀察自金融海嘯以來的全球經濟復甦期間，定期航運連通性指數對貨櫃吞吐量的影響與相關程度，並進一步測量其外溢效應。

1.5 研究架構

本研究之研究流程如圖 1-4 所示。第一章介紹貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數作為國家定期航運產業指標的代表性以及研究動機，同時界定研究目的與範圍。第二章回顧有關貨櫃吞吐量、定期航運連通性與空間資料分析方法之相關文獻。第三章說明如何建立空間權重矩陣，測量空間相依性與空間外溢效應的方法，以及空間計量經濟模型的建置流程與模型配適度的測量。第四章呈現空間相依性的測量與模型的係數估計結果，並透過比較模型的配適度選擇適合的模型係數計算空間外溢效應。第五章則根據分析結果提供結論與建議以做為未來相關研究發展之借鏡。

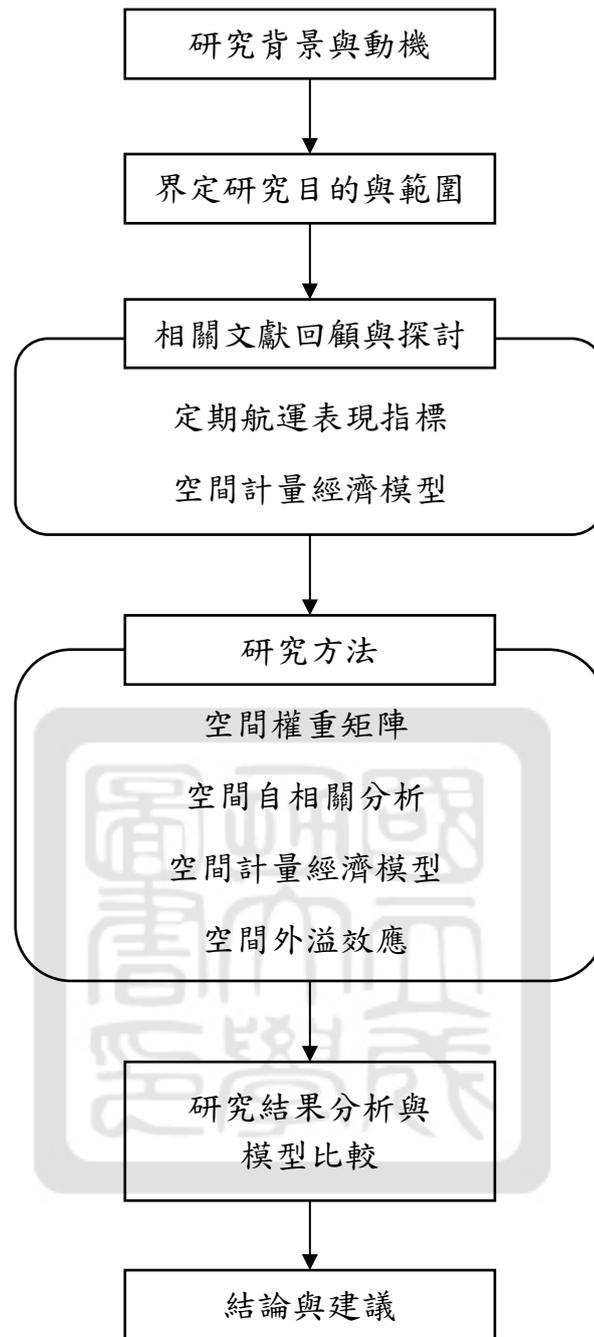


圖 1-4、研究流程圖

第二章 文獻回顧

本章首先回顧貨櫃吞吐量與海洋運輸連通性的相關文獻，參考先前研究所使用的分析方法與成果，並探討兩者之間的關係。接著介紹建立空間權重矩陣時常用的空間關聯定義方式，參考各種空間權重矩陣的使用方法與分析結果。之後回顧運輸領域使用空間計量模型測量空間外溢效應的文獻。最後介紹可進行空間資料分析的相關工具，並參考使用空間分析軟體進行研究的相關文獻。

2.1 貨櫃吞吐量

對於與海洋運輸相關的單位，包含港口管理組織、政府或航商，皆需要對貨櫃吞吐量進行預測，作為經營決策與投資的重要依據。掌握未來的貨櫃吞吐量變化趨勢，可以讓政府檢視現有的港埠設施是否足夠，為現有的資源做最佳化的配置，以及為未來海運產業的長期投資與整體政策規劃做調整(Gosasang, Chandraprakaikul & Kiattisin, 2011)。在政府運輸部門層面，貨櫃吞吐量的預測為規劃興建新碼頭提供了基礎，吞吐量的預測準確性是決定是否建造新碼頭的重要因素。是否建造新的碼頭在各國皆是一個有爭議的問題，因為興建碼頭與相關基礎設施是一項巨額且不可逆的投資，且預測貨櫃吞吐量的方法有所不同，導致產生不同的結論(Chou, Chu & Liang, 2008)。

Chou et al. (2008)提出改良的迴歸模型，用於預測臺灣進口貨櫃的吞吐量，並比較傳統迴歸模型和修正迴歸模型的預測準確性。研究結果顯示，修正迴歸模型具有較高的預測精度。Seabrooke, Hui, Lam & Wong (2003)使用單自變數的迴歸模型預測香港的港口貨物吞吐量。研究結果顯示，大部分的模型都有較高的解釋力，且係數具有統計上的顯著意義。該研究亦使用此模型的預測結果與2000年及2001年的實際數據進行比對，平均低估約3%。Syafi'i & Takebayashi (2005)建立多變量自迴歸模型預測印尼的貨櫃吞吐量。分析結果表示，估計的

模型提供了良好的配適度和預測潛力，大部分的模型估計結果都與實際數據的長期發展密切相關。Lam, Ng, Seabrooke & Hui (2004)指出，影響貨運流量的因素可能會隨著時間或經濟環境的變化而有所改變。另外也必須考慮周邊國家的相關變數對本國貨櫃流量的影響，將這些活動納入預測模型可能會產生更準確且更具代表性的預測結果。

貨櫃吞吐量除了作為相關單位制定決策的重要參考數據，同時也能代表地區或港口的競爭力指標，可進一步建立模型來實證海洋運輸網路中各端點間的競爭與互補關係。Merkel (2017)利用歐洲地區 92 個港口的貨櫃吞吐量數據，建立空間計量經濟模型分析港口間的關係是屬於競爭或互補。使用空間計量經濟模型來模擬港口間的競爭關係是較新的做法，使得空間計量分析在應用經濟學中獲得越來越多的關注(Anselin, 2001)。由於港口間的關係可能很複雜，並不總是以競爭為主。Merkel 假設，若港口 A 較低的使用成本導致在港口 A 與 B 停靠船舶的總成本較低，進而增加對港口 A 與 B 的需求，這種現象可以被稱為正向的外溢效應，且這樣的假設亦可推廣到更大型的網路關係。簡單來說，一個端點的使用成本變化將影響網路上的其他端點，並且該效果的大小與端點間的連結強度有關。因此港口間的競爭與互補被視為吞吐量的外溢效應，當空間計量經濟模型所測量出的空間相依性為負，代表港口向其鄰近港口傳遞負向的外溢效應，即港口本身的吞吐量較高，鄰近港口吞吐量較低，屬於競爭關係；當空間相依性為正時，代表港口向其鄰近港口傳遞正向的外溢效應，即港口本身的吞吐量較高，鄰近港口吞吐量亦高，屬於互補關係。

總結上述研究，貨櫃吞吐量在海洋運輸的相關研究中的應用相當豐富。空間資料分析的興起使空間效應的影響受到重視，尤其是在涉及空間上移動與連結的運輸領域。以本研究為例，使用空間計量經濟模型除了能夠探討吞吐量與連通性的關係，進而預測未來的變化趨勢，亦能改善傳統迴歸模型沒有考慮鄰近地區影響的不足，利用其處理個體間空間效應的優勢，測量在全球定期航運

網路中各個節點的空間相依性，並進一步分析外溢效應是否顯著，了解國家與國家之間的定期航運產業關聯。

2.2 海洋運輸連通性

關於連通性作為國際貿易貨物流動決定因素的研究越來越受到學術界和政策制定者的關注(Calatayud, Mangan & Palacin, 2017)。Arvis & Shepherd (2016)指出，在全球化的背景下，生產活動的非本地化和全球價值鏈的概念，使增強運輸連通性成為克服國際貿易障礙和提高競爭力的一種方式。其中運輸成本即是貿易障礙的一種，Zarzoso & Hoffmann (2007)與 Arvis, Shepherd, Duval & Utoktham (2013)皆認為海洋運輸連通性是運輸成本的重要決定因素，其影響程度與地理距離相當，因此改善連通性對於控制運輸成本來說十分重要。Niebuhr (2006)的研究亦表示，更高的連通性及可達性(Accessibility)與更低的運輸成本有助於提高不同地點的市場潛力。Behar & Manners (2008)針對運輸與出口間的討論加入了距離的考量，發現距離確實會造成兩國間的貿易引力下降，但是良好的物流績效表現，能有效的減少兩國間因距離造成的阻礙。

改善連通性除了能有效消除貿易障礙，對於提升國家的競爭力也有所幫助，一國的經濟發展與海運物流指標的強弱有高度相關(APEC, 2010)。Lee, Wan, Shi & Li (2014)表示顯著的連通性有助於提高港口的競爭力。Lun & Hoffmann (2016)指出低落的物流和運輸效率對貿易活動會產生負面的影響，因會導致航行時間更長，處理和交付貨物的成本更高。從實際的管理和政策角度來看，了解航運連通性與貿易商品流動之間的關係非常重要，可以為經營管理者提供重要的參考資訊，以便做出決策並選定適合的國家開拓新航線，政策制定者亦可提出增強連通性的措施。Hoffmann, Wilmsmeier & Lun (2017)針對如何改善海運連通性提出三項策略，分別是提高與腹地的連結與鄰國貨物轉口的方便性、減少海運服務的限制、裝載貨物高效化和港口現代化以減少運送的延遲或其他不確定性。

2.3 吞吐量與連通性之相關性

由上一小節所歸納出的結論可得知，海洋運輸連通性能夠減少貿易的阻礙並提高競爭力，進一步驗證連通性是解釋貿易流量的重要因素(Guerrero, Grasland & Ducruet, 2015)。近年亦有其他學者的研究支持定期航運連通性指數與貿易流量間的關聯性。Fugazza & Hoffmann (2017)實證定期航運連通性與貨櫃化貨物出口表現相關，提高連通性能夠促進貿易成長。另外該研究也強調，若忽略連通性，可能會高估距離對貿易活動的影響。Lun & Hoffmann (2016)說明由於國際貿易流量反映對運輸服務的需求，因此與提供服務的海洋運輸高度相關，有必要研究海運連通性與國際貿易之間的關係。

貨櫃化的貨物量是國際貿易的主要衡量指標(Jones et al., 2011)。雖然由貨櫃所裝載的貨物在重量上的佔比不高，但其高貨物價值仍使貨櫃化貨物具有重要的影響力，因此在衡量一國的國際貿易商品流量時，代表貨櫃進出口流量的吞吐量數據與貿易流量是存在關聯性的。而這樣的關聯性亦將涉及吞吐量與連通性之間的相關性，Lun & Hoffmann (2016)指出具有良好航運連通性的經濟體，除了有大量的船舶停靠，大量的航運公司提供全面的服務，以及完善的港口基礎設施以便協助大型船舶的停靠與貨物裝卸，高貨櫃吞吐量也是常見的特徵。Veldman & Bückmann (2003)認為貨櫃運輸量的增加會導致部署的船舶規模和服務頻率增加，進而刺激交通流量的成長。Bartholdi, Jarumaneeroj & Ramudhin (2016)也認為代表運輸能力的定期航運連通性指數能反映實際的貨櫃吞吐量。

本研究統計 2010 年至 2017 年間，138 個沿海國家與地區的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數之皮爾森相關係數(Pearson Correlation Coefficient)，計算結果為 0.67，接近高度相關的門檻，再結合上述文獻的推論，顯示兩者在探討各國的定期航運產業的議題時確實具有其代表性與實用性。本研究將實證櫃吞吐量與定期航運連通性指數之間的關聯，並進一步探討其外溢效應。

2.4 空間權重矩陣

空間權重矩陣是空間資料分析中最重要的要素之一，藉由矩陣的形式能將抽象的空間關聯量化，明確定義任兩個不同的空間單元的相對位置與關係 (Getis & Aldstadt, 2004)。目前常用的空間相對關係定義方法有相鄰基準 (Contiguity Based)、距離基準 (Distance Based)、社經關聯基準 (Socio-economic Based) 等三種方式 (Anselin & Rey, 2008)。

相鄰基準可分為三種類型，分別是 Rook 型、Bishop 型、Queen 型，如圖 2-1 所示。Rook 型以目標單元為中心，將其上、下、左、右的空間單元視為相鄰；Bishop 型將左上、左下、右上、右下的空間單元視為相鄰；Queen 型結合 Rook 型與 Bishop 型的規則，將周圍所有的空間單元皆視為相鄰。

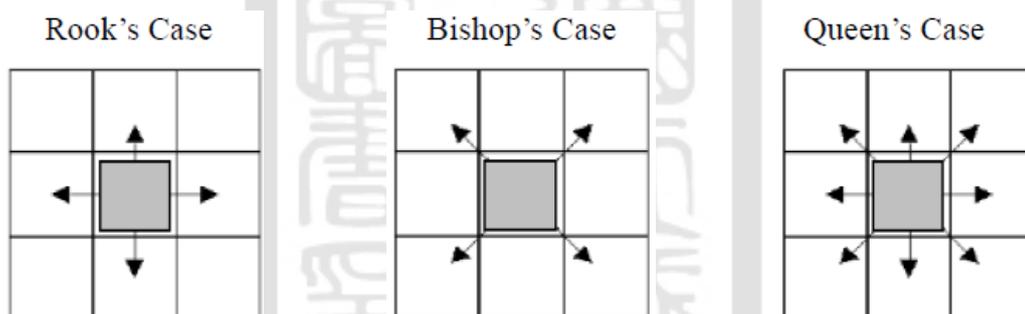


圖 2-1、相鄰基準之空間單元相鄰類型

距離基準可分為三種類型，分別是最鄰近目標數目法 (K-Nearest Neighbors)、距離門檻值法 (Threshold Distance)、距離倒數法 (Inverse Distance)，如圖 2-2 所示。最鄰近目標數目法以設定的數值 K ，將最鄰近目標單元的 K 個空間單元視為相鄰；距離門檻值法以設定的距離 D ，將距離目標單元 D 以內的空間單元視為相鄰；距離倒數法使用與目標單元的距離倒數作為權重值。

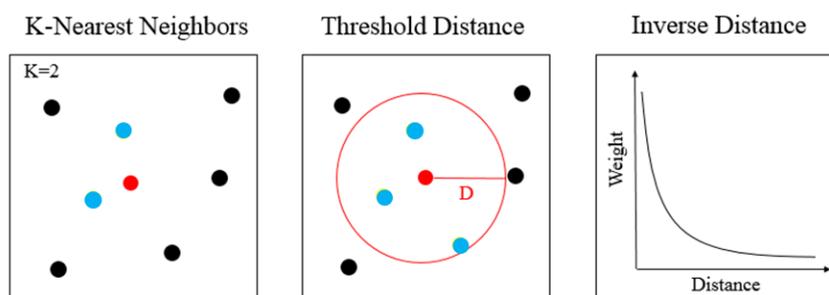


圖 2-2、距離基準之空間單元相鄰類型

社經關聯基準採用兩個空間單元之間的連結程度與流量來定義矩陣的權重值，不同於上述兩種使用具體的空間相對關係來定義相鄰的方法。兩地之間的連結與流量可以是人員、商品或金錢的流動，甚至是交通工具的往來。此種非空間上的實質相鄰關係，可能會比距離的遠近對空間單元本身帶來更大的影響。以美國與臺灣為例，兩國分處太平洋的東西兩端，相距遙遠，但美國是臺灣第二大的貿易夥伴，兩國 2017 年的雙邊貿易總額高達 682 億美元。臺灣與距離較近的日本，貿易總額反而少於距離較遠的美國。Anselin, Le Gallo & Jayet (2008)也指出空間結構的相依關係，除了地理上的距離，也與經濟或社會網路中的區位有關，且經濟距離的概念也越來越常被使用(Case, Rosen & Hines Jr, 1993; Conley & Ligon, 2002; Conley & Topa, 2002)。由此可知，實際距離的遠近不一定是造成事物影響力大小的絕對因素。

試驗多種型態的空間權重矩陣可以比較其外溢效應的不同，了解何種空間相對關係對事物的群聚效果有較大的影響，進而探究影響事物本身的主要原因。Aten(1997)分析各國的貿易商品價格、非貿易商品價格、人均所得與貿易依存度的空間群聚現象，分別使用相鄰基準的 Queen 型態、距離基準的距離倒數法、社經關聯基準的雙邊貿易額等三種空間權重矩陣來定義國家間的相對關係，最終得到的 12 個判別係數中，有 9 個具有統計上顯著的意義。因此本研究除了使用各國間的雙邊海上航行距離，亦將考慮國家間的貿易往來關係與雙邊定期航運連通性等關聯，期望透過使用多元的空間權重矩陣得到更佳的模式表現。

2.5 空間外溢效應

Ho, Wang & Yu (2013)指出國家之間的經濟並非彼此獨立，而是會透過國際貿易連結並互相影響。該研究實證國家的經濟成長存在正向且顯著的外溢效應，經濟成長的效益會透過國際貿易傳遞給其貿易夥伴。Singh (2010)亦表示國際貿易的增加對於經濟的成長有顯著的影響。圖 2-3 為 2017 年世界各國貿易依存度，即進出口總額占 GDP 的比例，貿易依存度的平均數為 62.94%，中位數為 52.97%。由此可知，國際貿易對於許多國家來說是重要的經濟命脈，兩者之間的關係相當緊密。

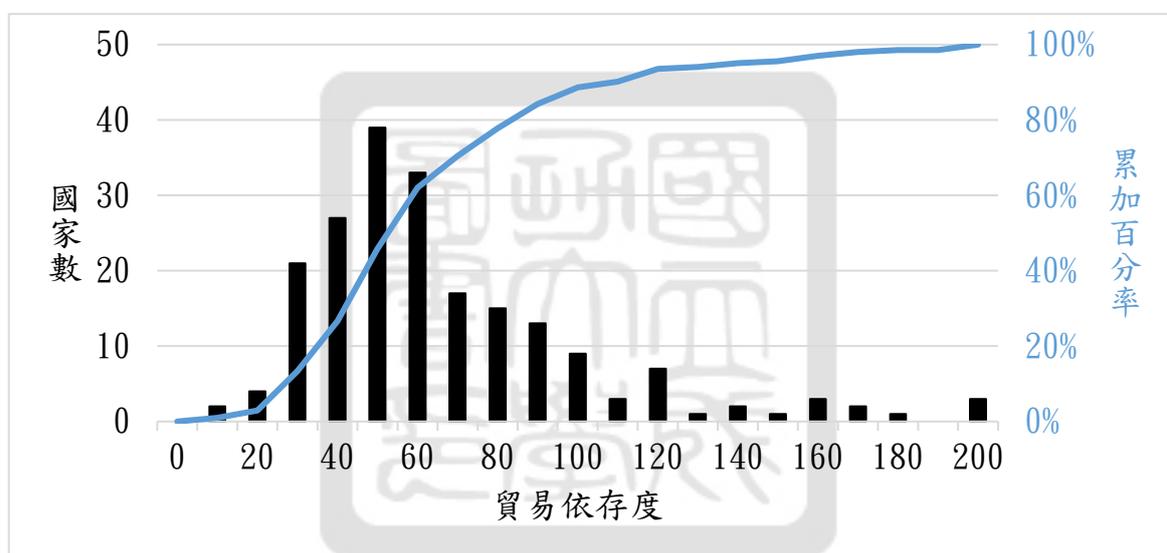


圖 2-3、2017 年世界各國貿易依存度與各百分比之國家數

如第一章所述，海洋運輸是為了完成國際貿易所產生的一種衍生性需求，海運與國家的經濟發展及貿易活動息息相關。因此先前有許多探討外溢效應的相關研究，都致力於探討運輸活動或基礎設施的外溢效應對經濟與商業活動的影響。Bottasso, Conti, Ferrari & Tei (2014)實證歐洲前 150 大港口的貿易活動對其所在地區的經濟影響。研究結果顯示，港口活動存在正向的外溢效應，每當港口增加 10% 的吞吐量，會使當地 GDP 成長 0.01-0.03%，外圍區域 GDP 成長

0.06-0.2%，且當港口外圍區域的經濟擴張時，會對港口的服務產生更多的需求，形成正向的經濟循環。Cohen & Monaco (2008)分析港口基礎設施的增加對製造業生產成本與就業的影響，發現增加港口基礎設施能降低製造業的生產成本，但會對鄰近區域傳遞負向的外溢效應，使其製造成本升高，因人力資源可能被吸引至基礎設施增加的地區。Márquez-Ramos (2016)探討西班牙各一級行政區對其他 45 個國家的出口貿易表現，是否會受到鄰近行政區的港口基礎設施影響，發現港口基礎設施除了對本地的貿易活動相當重要，同時也存在外溢效應，進而影響鄰近行政區的出口表現。

本研究欲探討的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數，亦間接涉及運輸基礎設施的多寡，因為當一國的港口需處理更多的貨櫃，停靠數量越多或載貨量越大的船舶，皆須仰賴足夠的港口基礎設施。Cohen & Paul (2004)提及交通系統的發展使區域間的連通性越來越高，使研究人員開始分析外溢效應是否存在。Merkel (2017)的研究亦指出港口之間可能透過傳遞外溢效應而產生互利的關係，即一港口的吞吐量會受到其他港口吞吐量成長所帶來的正面影響。因此本研究將在過去文獻的基礎上，進一步實證貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的外溢效應，並將運輸活動的外溢影響從經濟成長收斂至貨物運輸量的變化，了解連通性的外溢效應是否能增加本國與其他相關國家的吞吐量，驗證各國的定期航運產業存在互補的現象。

2.6 空間資料分析工具

空間資料是在原有數值資料的基礎上賦予每個觀察值空間位置的資訊，因此進行空間資料分析所使用的軟體必須具備讀取空間資料的功能，方能處理複雜度較高的空間資料。本小節將介紹 ArcGIS、GeoDa 與 STATA 三種分析軟體，比較其功能與操作方式，並依據本研究之需求選取合適的工具軟體(Fischer & Getis, 2009)。

ArcGIS 是由美國環境系統研究所公司(Environmental Systems Research Institute, Inc, ESRI)所開發的地理資訊系統(Geographic Information System, GIS)套裝軟體，是目前市面上最廣泛應用的 GIS 軟體。ArcGIS 具備讀取、修改與建立空間資料與圖層的功能，並可搭配豐富的工具套件，進行空間資料的視覺化與分析作業。ArcGIS 的工具套件可支援空間統計的分析，包含全域型空間自相關、區域型空間自相關與熱點分析等功能。在空間權重矩陣的設定方面，除了內建的相鄰基準與距離基準，亦可匯入自定義關係矩陣進行分析。Wang, Tsai & Lin (2016)曾使用 ArcGIS 進行臺北市公共自型車的租借情況之空間自相關分析，發現自行車短缺的站點與停靠車架短缺的站點都存在空間上群聚的現象。

相較於版權費用昂貴的 ArcGIS，GeoDa 是一款免費的簡易 GIS 套裝軟體，但功能的完整性相對不足，操作方式也比 ArcGIS 更加容易。GeoDa 可進行空間自相關的分析，並自動匯出空間自相關係數的散佈圖協助結果判讀，ArcGIS 並無提供此項功能。GeoDa 亦可建立空間計量經濟模型進行分析，但 GeoDa 在支援自定義關係矩陣的設定只允許二元權重矩陣，使空間資料的關聯多元性受到限制。Jing & Cai (2010)曾使用 GeoDa 與 ArcGIS 共同分析中國東部地區的物流業就業人口與人均 GDP 的空間分布模式，該研究使用 GeoDa 產生空間自相關分析結果的散佈圖，補足 ArcGIS 功能上的缺陷，並發現人均 GDP 的空間群聚現象更甚於物流業就業人口。

STATA 是一套整合性的套裝統計軟體，相較於 SPSS 的介面為下拉式選單，STATA 亦提供編程的功能，讓高階使用者能夠編寫以指令構成的執行檔，一鍵執行分析的所有步驟。兩者之間最大的差異，在於 STATA 的套件包含空間計量經濟模型的分析工具，甚至可以讀取空間資料的圖層，並具備強大的數據管理與繪圖能力。在使用說明方面，STATA 官方提供詳細的教學文件與編程範例，使初學者可以有效且正確地進行分析。

總結上述三種空間資料分析工具，ArcGIS 具備最完整的空間資料編輯功能，亦可使用自定義的社經關聯基準空間權重矩陣進行空間自相關分析，因此本研究將使用 ArcGIS 作為空間資料的編輯工具，包含研究對象的空間與屬性資料建置，以及地圖的繪製，另透過其完整的空間統計工具套件進行空間自相關分析。GeoDa 因其本身功能上的限制，無法達到本研究之研究目的，故不予採用。STATA 提供完整的空間計量經濟模型建置功能，並在學術研究中被廣泛使用，網路上亦有眾多開放資源提供編程的範本與教學文件，因此本研究將使用 STATA 作為空間計量經濟模型建置、係數估計與結果分析的主要工具。

第三章 研究方法

本章首先介紹本研究所使用的各項數據資料，再根據各國間的雙邊海上航行距離、雙邊貿易額、雙邊定期航運連通性指數與雙邊自由貿易協定等四種關係，分別建立空間權重矩陣，代表國家之間量化的空間關聯。接著使用空間自相關的 Moran's I 方法，分析各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數是否呈現群聚的分布模式。確認上述變數存在空間上的群聚現象後，即可建立空間計量經濟模型，對各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數進行分析。最後在四種空間權重矩陣的設定下，選擇配試度較佳的模型測量其空間外溢效應。

3.1 研究資料

本研究將使用貨櫃吞吐量作為模型的依變數，定期航運連通性指數作為自變數，並以各國間的海上航行距離、雙邊貿易額、雙邊定期航運連通性指數與雙邊自由貿易協定等四種數據作為空間權重矩陣的設定依據。表 3-1 介紹各項資料的定義與來源。

表 3-1、各項數據來源與使用目的

資料項目	使用目的	資料說明	資料來源
貨櫃吞吐量 (TEU)	依變數	$\text{吞吐量} = \text{裝載數} + \text{卸載數} \quad (3.1)$ 原始數值尺度過大，不利於推論統計之結果解釋，因此本研究分析將對其取自然對數。	UNCTAD Stat (2018)
雙邊貿易額 (美元)	空間矩陣 權重值	$\text{貿易額} = i \rightarrow j \text{出口額} + j \rightarrow i \text{出口額} \quad (3.2)$	

<p>定期航運連通性指數</p>	<p>自變數</p>	$LSCI_i = \frac{I_i}{MAX \{I_{i,2004}\}} \times 100 \quad (3.3)$ $I_i = \frac{\sum_{k=1}^5 x_{ik} / MAX \{x_{ik,2004}\}}{5} \quad (3.4)$ <p>x_{ik} : 國家<i>i</i>的第<i>k</i>要素數值</p> <p>$i = 1, 2, 3, \dots \dots 136, 137, 138$</p> <p>$k = 1, 2, 3, 4, 5$</p> <p>1: 經營定期航運事業的公司數量</p> <p>2: 停靠港口的最大船舶規模</p> <p>3: 對外連結的航線數量</p> <p>4: 停靠港口的船舶總數</p> <p>5: 所有靠港船舶的運能總和</p>	<p>UNCTAD</p>
<p>雙邊定期航運連通性指數</p>	<p>空間矩陣 權重值</p>	$LSBCI_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^5 X_{ijk}}{5} \quad (3.5)$ $X_{ijk} = \frac{a_{ijk} - MIN \{a_{ijk}\}}{MAX \{a_{ijk}\} - MIN \{a_{ijk}\}} \quad (3.6)$ <p>a_{ijk} : 國家<i>i</i>與<i>j</i>的第<i>k</i>要素數值</p> <p>$i = j = 1, 2, 3, \dots \dots 136, 137, 138$</p> <p>$k = 1, 2, 3, 4, 5$</p> <p>1: <i>i-j</i>所需的轉運次數</p> <p>2: <i>i-j</i>共同的直航國家數量</p> <p>3: <i>i-j</i>直航國家數量的幾何平均數</p> <p>4: 經營<i>i-j</i>之間航線的航運公司數量</p> <p>5: <i>i-j</i>之間載貨量最大的船隻</p>	<p>Stat (2018)</p>

雙邊自由貿易 協定	空間矩陣 權重值	根據 WTO 登記在案且具有效力的各國協定簽署關係。	WTO (2018)
海上航行距離 (公里)	空間矩陣 權重值	以 100 平方公里的網格劃分各沿海國家領土，並挑選出各國有港口且國際航線最多的網格作為該國的端點，再以空間分析軟體計算任兩個端點的海上最短路徑作為兩國間的航行距離。針對美國、加拿大與俄羅斯等領土連接不同海域之國家，以東西岸各自的吞吐量做為權重，分別乘上其他國家至上述三國東西岸的距離，計算出加權平均距離。	Bertoli, Goujon & Santoni (2016)

3.2 空間權重矩陣

空間權重矩陣是一個行與列皆為 N 個空間單元的方形矩陣，矩陣的對角線代表相同空間單元的權重，但同一個空間單元之間並不存在空間關聯，所以矩陣的對角線設為 0。空間權重矩陣 \mathbf{W} 可表示如下：

$$\mathbf{W} = [W_{ij}] = \begin{pmatrix} 0 & \dots & W_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & \dots & 0 \end{pmatrix} \quad (3.7)$$

$$W_{ij} \begin{cases} = 0, & \text{國家 } i \text{ 與 } j \text{ 不存在空間關聯} \\ \neq 0, & \text{國家 } i \text{ 與 } j \text{ 存在空間關聯} \end{cases}$$

其中 W_{ij} 為國家 i 與 j 的權重值。

當任兩個空間單元之間的關聯性越強，權重值將越高。空間權重矩陣亦可是權重值為 1 或 0 的二元權重矩陣，1 代表任兩個空間單元間存在空間關聯；0 代表任兩個空間單元間不存在空間關聯。在空間分析的實際操作上，較少使

用空間權重矩陣的原始結構，因為在使用不同的矩陣進行分析時，每個矩陣的權重值尺度可能會有所差異，若使用原始權重值進行分析，將會導致使用不同矩陣的模型，其係數估計結果無法共同比較。因此需要對矩陣進行列標準化 (Row-standardize) 的轉換，藉此消除不同權重值尺度的不齊性(溫在弘, 2015)。列標準化的具體作法是將原始權重值 W_{ij} 除以第 i 列所有原始權重值的總和，使矩陣每一列的權重總和等於 1，標準化後的權重值記為 W_{ij}^* ，轉換方式如公式 3.8 與 3.9 所示：

$$W_{ij}^* = \frac{W_{ij}}{\sum_{j=1}^N W_{ij}} \quad (3.8)$$

$$\sum_{j=1}^N W_{ij}^* = 1, i = j = 1, \dots, N \quad (3.9)$$

針對空間權重矩陣的設計，Griffith (1995) 提出三個原則，矩陣所使用的空間關聯定義必須與分析對象有合理的關聯性；基於大數法則，矩陣中的空間單元必須大於 60 個；矩陣的密度不宜過高，也就是矩陣中每一列大於 0 的權重值數量必須在一個合理的範圍內，原因是過高的矩陣密度會降低檢定的效力 (Florax and Rey, 1995)。而矩陣密度合理範圍的決定方式以最大化空間相依性與模型的解釋力為主 (Kooijman, 1976; Openshaw, 1977)。

為驗證距離對運輸與貿易的影響是否逐漸減少，本研究除了使用各國間的雙邊海上航行距離定義國家間的絕對位置關係，亦使用國家間的貿易與運輸連結指標作為相對位置關係的定義，包含雙邊貿易額、雙邊定期航運連通性指數與雙邊貿易協定關係，期望透過比較不同的空間關聯，確認貨櫃吞吐量與連通性會如何影響其他國家。其中使用雙邊海上航行距離、雙邊貿易額與雙邊定期航運連通性指數製作的空間矩陣皆面臨矩陣密度過高的問題，須進行矩陣設計的修正。

3.2.1 雙邊海上航行距離權重矩陣

本研究引用 Tobler (1970)的地理學第一定律，假設距離越遠的事物影響力越小，並使用距離基準的距離倒數法，建立以雙邊海上航行距離(Sea Distance, SD)為權重的非對稱空間權重矩陣 \mathbf{W}_{SD} 。當任兩個國家的雙邊海上航行距離越短時，彼此之間的關聯越強，權重越高。矩陣將以列標準化的形式代入模型，如公式 3.10 與 3.11 所示：

$$W_{ij} = d_{ij}^{-1} \quad (3.10)$$

$$W_{ij}^* = \frac{d_{ij}^{-1}}{\sum_{j=1}^N d_{ij}^{-1}} \quad (3.11)$$

其中 d_{ij}^{-1} 為國家 i 與 j 的雙邊海上航行距離的倒數。由於所有國家之間的海上距離皆可取得，導致 \mathbf{W}_{SD} 成為除了對角線外，所有權重值皆大於0的高密度矩陣。經本研究使用最鄰近目標數目法(KNN)測試，當 $K=10$ ，變數的空間相依性與模性表現為最佳，即選取距離國家 i 最鄰近的10國家，做為 \mathbf{W}_{SD} 中的有效權重值。

3.2.2 雙邊商品貿易額權重矩陣

本研究假設兩國間的貿易額越高，彼此之間的關聯越強，並使用社經關聯基準，建立以雙邊貿易額(Trade Value, TV)為權重的非對稱空間權重矩陣 \mathbf{W}_{TV} 。矩陣將以列標準化的形式代入模型，如公式 3.12 與 3.13 所示：

$$W_{ij} = v_{ij} \quad (3.12)$$

$$W_{ij}^* = \frac{v_{ij}}{\sum_{j=1}^N v_{ij}} \quad (3.13)$$

其中 v_{ij} 為國家 i 與 j 的雙邊商品貿易額。 \mathbf{W}_{TV} 的矩陣密度亦高達 92%，經 KNN 測試後， $K=10$ 為最佳解，即選取與國家 i 的雙邊貿易額前 10 高的國家，做為有效權重值。

3.2.3 雙邊定期航運連通性權重矩陣

本研究假設兩國間的連通性越高，彼此之間的關聯越強，並使用社經關聯基準，建立以雙邊定期航運連通性指數(Liner Shipping Bilateral Connectivity Index, LSBCI)為權重的非對稱空間權重矩陣 \mathbf{W}_{LSBCI} 。矩陣將以列標準化的形式代入模型，如公式 3.14 與 3.15 所示：

$$W_{ij} = LSBCI_{ij} \quad (3.14)$$

$$W_{ij}^* = \frac{LSBCI_{ij}}{\sum_{j=1}^N LSBCI_{ij}} \quad (3.15)$$

其中 $LSBCI_{ij}$ 為國家 i 與 j 的雙邊定期航運連通性指數。 \mathbf{W}_{LSBCI} 的矩陣密度為 93%，經 KNN 測試後， $K=10$ 為最佳解，即選取與國家 i 的雙邊連通性前 10 高的國家，做為有效權重值。

3.2.4 雙邊貿易協定權重矩陣

本研究假設兩國間若有簽署雙邊貿易協定(Bilateral Free Trade Agreements, BFTA)，彼此之間的關聯較強，並使用社經關聯基準，建立以各國間的雙邊貿易協定關係為權重的對稱空間權重矩陣 \mathbf{W}_{BFTA} ，並以二元權重的形式表現。矩陣將以列標準化的形式代入模型，如公式 3.16 所示：

$$W_{ij}^* = \frac{W_{ij}}{\sum_{j=1}^N W_{ij}} \quad (3.16)$$

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{國家 } i \text{ 與 } j \text{ 簽署 BFTA} \\ 0, & \text{國家 } i \text{ 與 } j \text{ 未簽署 BFTA} \end{cases}$$

\mathbf{W}_{BFTA} 的矩陣密度為 25%，相較於其他矩陣的高密度， \mathbf{W}_{BFTA} 中大於 0 的權重值數量為相對合理範圍，且執行貿易協定所帶來的效益，不若距離或貿易額等數值可以量化比較，若隨意刪減可能導致分析結果的偏誤，因此本研究將不對 \mathbf{W}_{BFTA} 進行調整。

3.3 空間資料分析

空間資料分析是一種新興的數據分析方法，其範疇包含使用敘述統計的方法分析資料的特性，並利用推論統計的方法推論資料間的關聯與散佈模式，並檢定其顯著性(O'sullivan & Unwin, 2010)。空間資料之間的關聯程度稱為空間相依性(Spatial Dependency)，表示空間中較鄰近的事物存在相似的屬性，可能是因為其所在環境相似，或是同性質的事物本身就具有相互吸引的效應(Cliff & Ord, 1973)。空間自相關分析(Spatial Autocorrelation Analysis)則是空間資料分析中，最常用來測量空間相依性的方法，可以分析空間單元的屬性分布是否存在群聚現象。空間自相關又可區分為全域型(Global Spatial Autocorrelation)及區域型(Local Spatial Association)兩種，本研究將使用 ArcGIS 進行空間自相關分析。

3.3.1 全域型空間自相關

全域型空間自相關分析的主要目的是利用推論統計的原理，檢定資料是否存在空間相依性。透過分析每個空間單元的屬性值與其周圍空間單元的屬性值是否有顯著的相關性，進而推論整體空間單元的屬性值是呈現群聚、隨機或離散何種分布型態。目前空間自相關分析有三種主要的具體計算方式，分別是 Moran's I (Moran, 1950)、Geary's C (Geary, 1954)與 General G (Getis & Ord, 1992)。Moran's I 與 Geary's C 的概念相似，但 Moran's I 是計算每一個空間單元屬性與所有空間單元屬性的平均之間的差值；Geary's C 是直接計算空間單元與空間權重矩陣中定義之相鄰空間單元的差值；General G 則是可以推論出分析範圍內是否存在高屬性值(熱點)或低屬性值(冷點)的集中。以上三種方法皆需要空間權重矩陣來定義空間資料的位置關聯。因本研究後續將進行的區域型空間自相關分析方法屬於 Moran's I 的延伸，為達成研究方法的一致性，因此本研究使用 Moran's I 方法進行全域型空間自相關分析，測量各沿海國家與地區的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的空間相依性。Moran's I 的具體計算方式如下所示：

$$I = \frac{N}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (3.17)$$

$$E(I) = \frac{-1}{N-1} \quad (3.18)$$

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (3.19)$$

$$\text{Var}(I) = \frac{1}{(N^2 - 1) \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \right)^2} \times \left[N^2 S_1 - N S_2 + 3 \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \right)^2 \right] - \frac{1}{(N-1)^2} \quad (3.20)$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (W_{ij} + W_{ji})^2 \quad (3.21)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (W_i + W_j)^2 \quad (3.22)$$

公式變數說明如下：

I ：Moran's I 指數，

X_i ：國家*i*之屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)，

X_j ：國家*j*之屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)，

\bar{X} ：國家屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)之平均值，

W_{ij} ：國家*i*與國家*j*的空間權重值(\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA})，

N ：國家的總數， $N = 138$ ，

S_0 ：空間權重之加總，可表示為 $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}$ ，

$E(I)$ ：Moran's I 指數之期望值，

Z ：Moran's I 指數之 Z 分數，

$\text{Var}(I)$ ：Moran's I 指數之變異值。

使用公式 3.17 計算出 I 值後，可以透過比較 I 值與 I 值的期望值來判斷空間資料的分布模式，表 3-2 為 Moran's I 結果判讀說明。同時也可利用期望值與變異數計算出 Z 分數，進一步做顯著性檢定，表 3-3 為 Moran's I 檢定結果說明，圖 3-1 為空間分布模式示意圖。Moran's I 之假設檢定如下所示：

H_0 ：各國的屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)無空間自相關。

H_1 ：各國的屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)有空間自相關。

表 3-2、Moran's I 結果判讀說明

I 值大小	結果說明
I 值 > 期望值	資料呈現群聚的分布 I 值越接近 1 表示群聚程度越高
I 值 < 期望值	資料呈現離散的分布 I 值越接近 -1 表示離散程度越高
I 值 = 0	資料呈現隨機分布

表 3-3、Moran's I 檢定結果說明

檢定結果	結果說明
P 值 > 顯著水準	不拒絕虛無假設 判斷資料的空間分布為隨機模式
P 值 < 顯著水準 Z 分數為正值	拒絕虛無假設 判斷資料的空間分布為群聚模式
P 值 < 顯著水準 Z 分數為負值	拒絕虛無假設 判斷資料的空間分布為離散模式

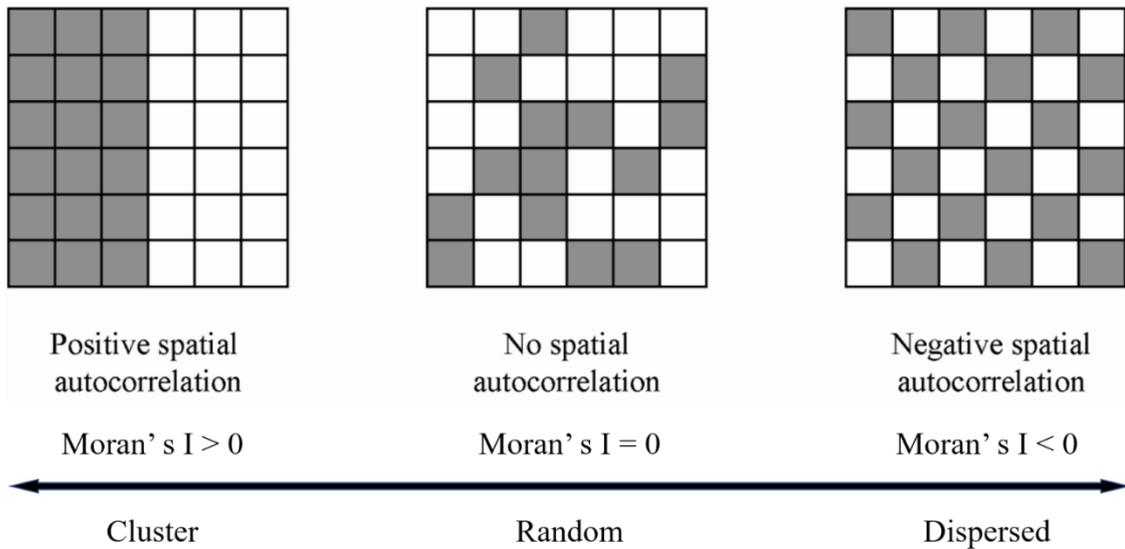


圖 3-1、空間分布模式示意圖

3.3.2 區域型空間自相關

全域型空間自相關分析的結果只能觀測資料整體的分布模式，並無法得知聚集或離散的情形發生在分析範圍內的位置，區域型空間自相關分析的功能即是建立在已知空間資料存在顯著空間群聚現象的前提下，進一步尋找群聚的區域，並進行統計上的檢定，確認是否具有顯著性。Anselin(1995)提出的區域型空間關聯指標(Local Indicators of Spatial Association, LISA)是建立在 Moran's I 的基礎上所延伸出來的區域型空間自相關分析方法，具體作法是將 Moran's I 拆解，因此所有空間單元的 LISA 指標平均值等於 Moran's I(公式 3.24)。LISA 針對每一個空間單元計算其與鄰近空間單元的相關性，並檢定是否具有統計上的顯著性。LISA 的具體計算方式如公式 3.23 所示：

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad (3.23)$$

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N I_i}{N} \quad (3.24)$$

公式變數說明如下：

I_i ：國家*i*的 Local Moran's I 指數，

X_i ：國家*i*之屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)，

X_j ：國家*j*之屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)，

\bar{X} ：國家屬性值(貨櫃吞吐量、定期航運連通性指數)之平均值，

W_{ij} ：國家*i*與國家*j*的空間權重值(W_{SD} 、 W_{TV} 、 W_{LSBCI} 、 W_{BFTA})，

N ：國家的總數， $N = 138$ 。

透過 LISA 分析，每個空間單元皆會得到一個 Local Moran's I 指數，並進行顯著性的統計檢定，找出有顯著群聚現象的區域。區域型空間自相關分析的結果亦可透過空間散佈圖(Moran's Scatter Plot)的形式呈現。空間散佈圖是二維座標系統，橫軸座標為空間單元的屬性值；縱軸座標為相鄰空間單元屬性值參考空間權重矩陣後計算的加權平均值，通常兩軸數值皆以標準化的形式呈現。在散佈圖上的點即代表空間單元。簡而言之，每個點的座標代表的就是空間單元自身的屬性表現與相鄰空間單元的平均屬性表現，因此圖型的趨勢線斜率即為 Moran's I。空間散佈圖分為四個象限，各象限代表空間單元與其相鄰空間單元的局部空間關聯特性(LISA 指標)，分別是高屬性值空間群聚(HH)、低屬性值空間群聚(LL)、高屬性值空間離散(HL)、低屬性值空間離散(LH)。圖 3-2 為空間散佈圖示意圖。表 3-4 為局部空間關聯特性的定義。

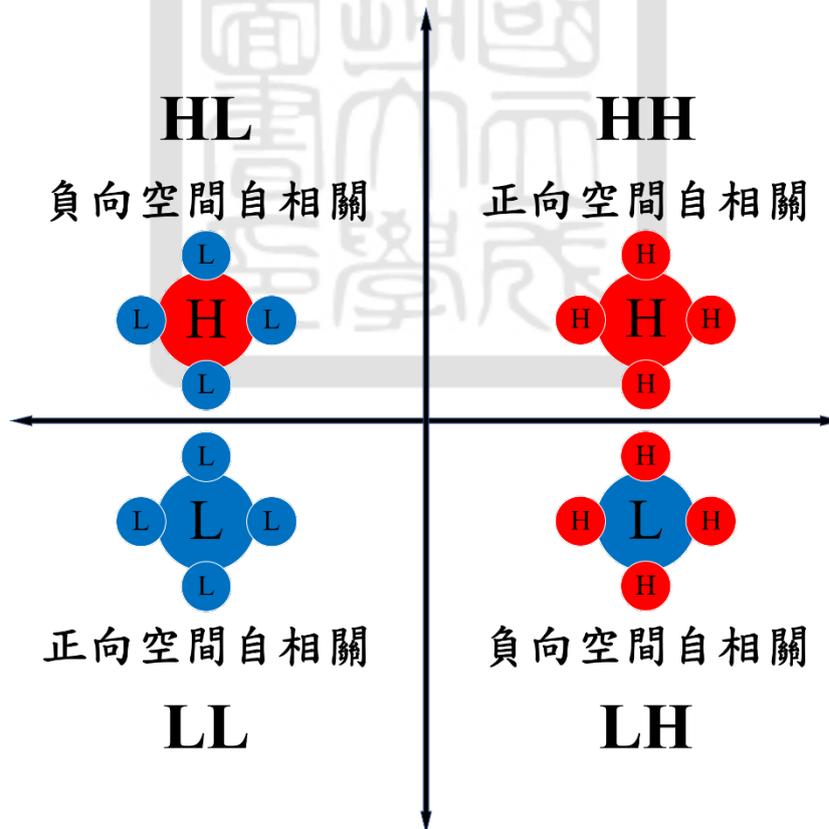


圖 3-2、空間散佈圖示意圖

表 3-4、LISA 指標結果說明

象限	解釋說明
<p>第一象限(HH) 高屬性值空間群聚</p>	<p>空間單元本身的屬性值高，相鄰空間單元的屬性值亦高，形成高值的群聚現象。</p>
<p>第二象限(HL) 高屬性值空間離散</p>	<p>空間單元本身的屬性值高，相鄰空間單元的屬性值偏低，形成高值的離散現象。</p>
<p>第三象限(LL) 低屬性值空間群聚</p>	<p>空間單元本身的屬性值低，相鄰空間單元的屬性值亦低，形成低值的群聚現象。</p>
<p>第四象限(LH) 低屬性值空間離散</p>	<p>空間單元本身的屬性值低，相鄰空間單元的屬性值偏高，形成低值的離散現象。</p>

3.4 空間計量經濟模型

空間計量經濟學是計量經濟學中的一個子領域，它涉及在計量經濟模型中以量化的方式納入個體間的空間關聯，並探討空間效應對個體的屬性造成的交互作用(Anselin, 2013)。空間效應可分為空間相依性與空間異質性，表示個體間的特殊關係。空間計量經濟學最早被應用在區域科學與經濟地理的研究領域，近年來已經成為計量經濟的主流，在理論發展或實際應用都得到了很大的關注。

計量經濟學中所使用的資料型態可分為橫截面資料、時間序列資料與追蹤資料。橫截面資料是多個對象在單一時間點的數據；時間序列是單一對象在多個時間點的數據；追蹤資料則是結合橫截面與時間序列，呈現多個對象在多個時間點的數據。相較於單維的橫截面與時間序列，追蹤資料提供更多的資料樣本，使模型有更大的自由度與較低程度的共線性，且可以控制個體或時間的異質性，進而擴展模型的變化，提出更複雜的假設與達到更高的估計效率(Hsiao, 2005)。

本研究將在計量經濟模型的框架下，使用橫截面與追蹤資料等兩種資料型態，建立簡單線性迴歸模型與空間計量經濟模型，並驗證空間計量模型是否具有比簡單線性迴歸模型更高的解釋效力。空間計量經濟模型可依測量空間相依性的對象分成空間落遲模型、空間自變數落遲模型與空間 Durbin 模型，如圖 3-3 所示。使用追蹤資料的模型，除了可分成上述三種模型，亦可依處理資料中個體或時間異質的方式分成固定效果與隨機效果，如圖 3-4 所示。以下小節將介紹如何處理追蹤資料的異質性與空間資料的空間相依性，以及建立空間計量經濟模型的方法。

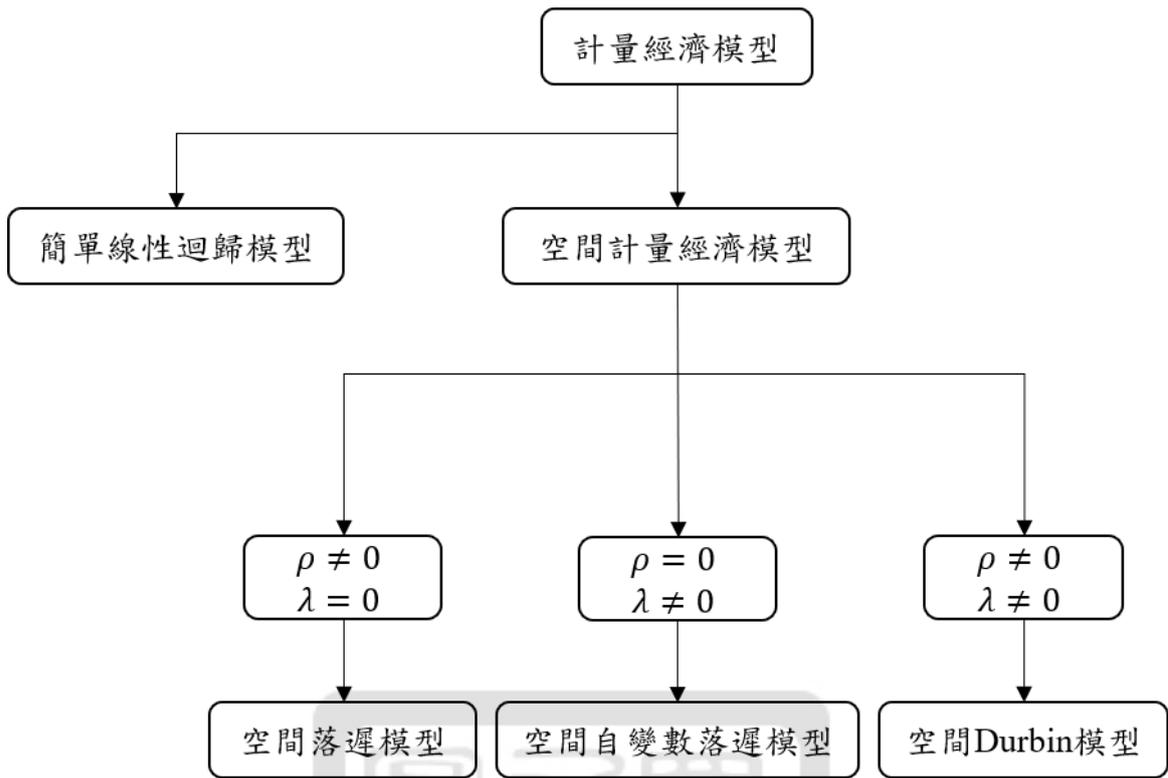


圖 3-3、空間計量經濟模型選擇流程

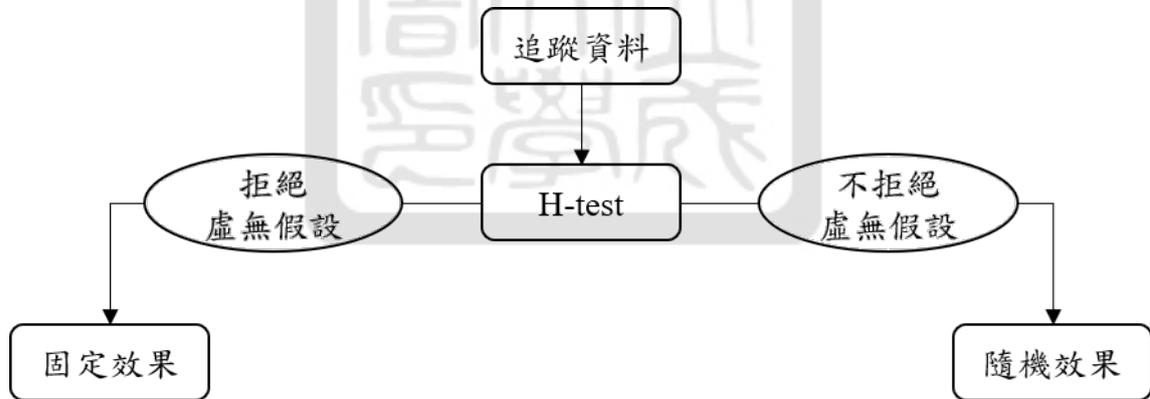


圖 3-4、追蹤資料模型選擇流程

3.4.1 固定效果與隨機效果(Fixed Effect & Random Effect)

在使用追蹤資料的空間計量經濟模型中，每個空間單元或時間點可能存在異質性，這些異質性對自變數的影響難以測量，若不考慮這些差異，將會增加估計偏差的風險。具體的解決辦法是將異質性從誤差項中抽出，型成新的截距項 μ ，代表空間單元或時間點的異質性(Elhorst, 2003)。

處理異質性的方法可分為固定效果與隨機效果，固定效果代表截距項 μ 與自變數相關，並允許不同的空間單元或時間點可以透過截距項 μ 來表示差異，並以虛擬變數的方式來估計空間單元或時間點的固定效果。隨機效果代表截距項 μ 與自變數的關係是隨機的，即截距項 μ 是一相同且獨立分布(Independent and Identically Distributed, IID)，平均數為 0 且變異數為 σ_{μ}^2 的隨機變數，並以最大概似法來估計空間單元或時間點的異質性，適用於隨機樣本的資料。然而在空間資料分析中，不常有隨機樣本的情形，通常採用的空間單元樣本即為母體，因此使用追蹤資料的模型較不適合使用隨機效果。固定效果與隨機效果的選擇亦可參考 Hausman 檢定(H-test)的結果，H-test 的統計量是卡方分配，自由度 K 為模型中自變數的個數，不包含截距項。若接受虛無假設，代表支持隨機效果；若拒絕虛無假設，則代表支持固定效果(Elhorst, 2014)。其假設如下所示：

H_0 ：隨機效果的估計較有效率。

H_1 ：隨機效果的估計較無效率。

3.4.2 簡單線性迴歸模型

迴歸分析(Regression Analysis)是一種統計學上分析數據的方法，目的在於了解兩個或多個變數間是否相關，以及相關的方向與強度，並透過建立數學模型來估計係數，藉此預測變數的變化與關聯，而空間計量經濟模型即是在簡單線性迴歸模型的基礎上進行延伸。除了透過空間自相關分析變數的空間相依性做為是否建立空間計量模型的依據，亦可測量簡單迴歸模型的殘差值是否有空間自相關的現象，若殘差存在顯著的空間相依性，表示違反殘差項隨機分配的假設，因此建議建立空間迴歸模型，消除殘差項的空間相依性。空間迴歸模型的估計結果可與簡單線性迴歸模型進行比較，驗證加入空間交互作用能提升模型的表現。簡單線性迴歸模型設定如下所示：

$$Y_i = \beta X_i + \mu + \varepsilon_i \quad (3.25)$$

公式變數說明如下：

Y_i ：國家*i*的貨櫃吞吐量，

X_i ：國家*i*的定期航運連通性指數，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ ：截距項，

ε_i ：隨機誤差。

3.4.3 空間落遲模型(Spatial Lag Model)

空間落遲模型的功能為測量鄰近的空間單元之間的空間交互作用。具體的做法是在簡單線性迴歸模型的右側加入空間權重矩陣與依變數向量的乘積，即空間落遲變數 \mathbf{WY} ，將鄰近空間單元依變數的加權平均數作為自變數，並估計空間落遲係數 ρ ，藉此衡量鄰近區域的依變數對空間單元本身的影響程度。因此空間落遲模型表現的是一種實質性的空間相依關係，可用來驗證一地的活動影響鄰近地區的活動，同時也受鄰近地區活動的影響。以本研究為例，若空間落遲模型的 ρ 估計結果不為 0 且具有統計上顯著的意義，表示各國的貨櫃吞吐量的表現，會受到鄰近國家的吞吐量影響。其模型設定如下所示：

(1) 橫截面模型

$$Y_i = \rho \mathbf{WY} + \beta X_i + \mu + \varepsilon_i \quad (3.26)$$

公式變數說明如下：

Y_i ：國家 i 的貨櫃吞吐量，

X_i ：國家 i 的定期航運連通性指數，

ρ ：貨櫃吞吐量的空間落遲係數，

\mathbf{W} ：空間權重矩陣(\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA} 、 \mathbf{W}_C)，

\mathbf{Y} ：貨櫃吞吐量的列向量，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ ：截距項，

ε_i ：隨機誤差。

(2) 追蹤資料模型

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.27)$$

公式變數說明如下：

Y_{it} ：國家*i*在*t*年的貨櫃吞吐量，

X_{it} ：國家*i*在*t*年的定期航運連通性指數，

ρ ：貨櫃吞吐量的空間落遲係數，

W_{ij} ：國家*i*與國家*j*的空間權重值(W_{SD} 、 W_{TV} 、 W_{LSBCI} 、 W_{BFTA} 、 W_C)，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ_{it} ：截距項，

ε_{it} ：隨機誤差。

3.4.4 空間自變數落遲模型(Spatial Lag of X Model)

空間自變數落遲模型的功能與空間落遲模型類似，但做為自變數的空間落遲變數 WX 為空間權重矩陣與自變數向量的乘積，即鄰近空間單元自變數的加權平均數。Lesage & Pace (2009)指出，透過空間落遲模型只能處理依變數的空間落遲效果，自變數亦可能存在空間落遲的特性，若忽略自變數的效果，可能會導致模型的估計出現偏誤，因此必須衡量空間落遲係數 λ ，考慮鄰近區域的自變數對空間單元本身依變數的影響程度。以本研究為例，若空間自變數落遲模型的 λ 估計結果不為 0 且具有統計上顯著的意義，表示各國的貨櫃吞吐量的表現，會受到鄰近國家的定期航運連通性指數影響。其模型設定如下所示：

(1) 橫截面模型

$$Y_i = \lambda \mathbf{W}\mathbf{X} + \beta X_i + \mu + \varepsilon_i \quad (3.28)$$

公式變數說明如下：

Y_i ：國家*i*的貨櫃吞吐量，

X_i ：國家*i*的定期航運連通性指數，

λ ：定期航運連通性指數的空間落遲係數，

\mathbf{W} ：空間權重矩陣(\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA} 、 \mathbf{W}_C)，

\mathbf{X} ：定期航運連通性指數的列向量，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ ：截距項，

ε_i ：隨機誤差。

(2) 追蹤資料模型

$$Y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \beta X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.29)$$

公式變數說明如下：

Y_{it} ：國家*i*在*t*年的貨櫃吞吐量，

X_{it} ：國家*i*在*t*年的定期航運連通性指數，

λ ：定期航運連通性指數的空間落遲係數，

W_{ij} ：國家*i*與國家*j*的空間權重值(\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA} 、 \mathbf{W}_C)，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ_{it} ：截距項，

ε_{it} ：隨機誤差。

3.4.5 空間 Durbin 模型(Spatial Durbin Model)

空間 Durbin 模型為空間落遲模型與空間自變數落遲模型的結合，同時加入空間落遲變數 \mathbf{WY} 與 \mathbf{WX} 做為自變數，估計空間落遲係數 ρ 與 λ ，藉此探討鄰近區域的依變數與自變數對空間單元本身依變數的影響程度，彌補空間落遲模型與空間自變數落遲模型只能探討單一空間落遲效果的缺點。以本研究為例，若空間 Durbin 模型的 ρ 與 λ 估計結果皆不為 0 且具有統計上顯著的意義，表示各國的貨櫃吞吐量的表現，會同時受到鄰近國家的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的影響。三種空間計量經濟模型的空間落遲效果比較如表 3-5 所示，使用橫截面資料與追蹤資料的空間 Durbin 模型設定分別如公式 3.30 與 3.31 所示：

(1) 橫截面模型

$$Y_i = \rho \mathbf{WY} + \lambda \mathbf{WX} + \beta X_i + \mu + \varepsilon_i \quad (3.30)$$

公式變數說明如下：

Y_i ：國家 i 的貨櫃吞吐量，

X_i ：國家 i 的定期航運連通性指數，

ρ ：貨櫃吞吐量的空間落遲係數，

λ ：定期航運連通性指數的空間落遲係數，

\mathbf{W} ：空間權重矩陣 (\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA} 、 \mathbf{W}_C)，

\mathbf{Y} ：貨櫃吞吐量的列向量，

\mathbf{X} ：定期航運連通性指數的列向量，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ ：截距項，

ε_i ：隨機誤差。

(2) 追蹤資料模型

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} + \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \beta X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.31)$$

公式變數說明如下：

Y_{it} ：國家*i*在*t*年的貨櫃吞吐量，

X_{it} ：國家*i*在*t*年的定期航運連通性指數，

ρ ：貨櫃吞吐量的空間落遲係數，

λ ：定期航運連通性指數的空間落遲係數，

W_{ij} ：國家*i*與國家*j*的空間權重值(W_{SD} 、 W_{TV} 、 W_{LSBCI} 、 W_{BFTA} 、 W_C)，

β ：定期航運連通性指數的相關係數，

μ_{it} ：截距項，

ε_{it} ：隨機誤差。



表 3-5、空間落遲效果示意圖

模型	示意圖
空間落遲模型 (SLM)	<p>The diagram for the Spatial Lag Model (SLM) shows two columns of variables. The top row contains X_i and X_j. The middle row contains Y_i and Y_j. The bottom row contains ε_i and ε_j. Arrows point from X_i to Y_i and from X_j to Y_j. Horizontal double-headed arrows connect Y_i and Y_j, and ε_i and ε_j.</p>
空間自變數落遲模型 (SLX)	<p>The diagram for the Spatial Autoregressive Lag Model (SLX) shows two columns of variables. The top row contains X_i and X_j. The middle row contains Y_i and Y_j. The bottom row contains ε_i and ε_j. Arrows point from X_i to Y_i and from X_j to Y_j. Additionally, arrows point from X_j to Y_i and from X_i to Y_j. Arrows also point from ε_i to Y_i and from ε_j to Y_j.</p>
空間 Durbin 模型 (SDM)	<p>The diagram for the Spatial Durbin Model (SDM) shows two columns of variables. The top row contains X_i and X_j. The middle row contains Y_i and Y_j. The bottom row contains ε_i and ε_j. Arrows point from X_i to Y_i and from X_j to Y_j. Additionally, arrows point from X_j to Y_i and from X_i to Y_j. Horizontal double-headed arrows connect Y_i and Y_j, and ε_i and ε_j. Arrows also point from ε_i to Y_i and from ε_j to Y_j.</p>

3.5 模型配適度檢定

本研究使用最大概似法作為模型的估計方法，其原理是估計參數必須使得概似函數 L 極大化。概似函數 L 的自然對數值(Log Likelihood, LIK)可用於比較模型的配適度，當 LIK 越大代表概似程度越高，表示該模型有較佳的配適度。概似比檢定(Likelihood Ratio Test, LR-test)是一種利用 LIK 值計算統計量的配適度檢定，藉由檢定兩個模型的 LIK 值差異來推論複雜模型相較於簡單模型具有較佳的配適度，其計算方式與假設如下所示：

$$LR = 2(LIK_1 - LIK_2) \quad (3.32)$$

H_0 ：模型一與模型二的 LIK 差異等於 0。

H_1 ：模型一與模型二的 LIK 差異不等於 0

若拒絕虛無假設，表示複雜模型有較佳的模型配適度。LR 檢定只能比較兩個參數數量不同且觀察值數量相同的模型，因此只適用於比較本研究的簡單線性迴歸模型與空間計量經濟模型的配適度。欲比較參數數量相同且觀察值數量不同的模型，可利用藉由 LIK 值計算而得的赤池資訊量準則(Akaike Information Criterion, AIC)與施瓦茨準則(Schwarz Criterion, SC)，兩者皆是針對非線性原則的配適度指標，適合用來檢定空間計量經濟模型之配適度。AIC 在 LIK 的基礎上進一步考慮自由度的問題，當使用較少的自變數個數 K 達到較高的概似程度，會使 AIC 值越小，也就是較佳的配適度。SC 值則是加入了觀察值個數 N 的考量，判讀方式與 AIC 值相同，即 SC 值越小配適度越佳，適合比較自變數個數與觀察值個數皆不同的模型。其公式如下所示：

$$AIC = -2\ln L + 2K \quad (3.33)$$

$$SC = -2\ln L + K \times \ln N \quad (3.34)$$

3.6 空間外溢效應

空間外溢效應是指單一空間單元對鄰近的空間單元傳遞正向或負向效益的程度，而空間乘數效果則是外溢效應在空間計量經濟模型中的具體形式。完成空間計量經濟模型的係數估計與模型選擇後，可藉由模型中的參數移項推導出空間乘數矩陣(Spatial Multiplier Matrix) \mathbf{W}_{SM} ，其過程如下所示：

(1) 空間落遲模型

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} + \beta \mathbf{X} \quad (3.35)$$

$$\mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} = \beta \mathbf{X} \quad (3.36)$$

$$(\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}) \mathbf{Y} = \beta \mathbf{X} \quad (3.37)$$

$$\mathbf{Y} = (\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W})^{-1} \beta \mathbf{X} \quad (3.38)$$

$$\mathbf{W}_{SM} = [W_{ij}] = (\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W})^{-1} \beta \quad (3.39)$$

(2) 空間自變數落遲模型

$$\mathbf{Y} = \lambda \mathbf{W} \mathbf{X} + \beta \mathbf{X} \quad (3.40)$$

$$\mathbf{Y} = (\lambda \mathbf{W} + \beta \mathbf{I}_n) \mathbf{X} \quad (3.41)$$

$$\mathbf{W}_{SM} = [W_{ij}] = \lambda \mathbf{W} + \beta \mathbf{I}_n \quad (3.42)$$

(3) 空間 Durbin 模型

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} + \lambda \mathbf{W} \mathbf{X} + \beta \mathbf{X} \quad (3.43)$$

$$\mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} = \lambda \mathbf{W} \mathbf{X} + \beta \mathbf{X} \quad (3.44)$$

$$(\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}) \mathbf{Y} = (\lambda \mathbf{W} + \beta \mathbf{I}_n) \mathbf{X} \quad (3.45)$$

$$\mathbf{Y} = (\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W})^{-1} (\lambda \mathbf{W} + \beta \mathbf{I}_n) \mathbf{X} \quad (3.46)$$

$$\mathbf{W}_{SM} = [W_{ij}] = (\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{W})^{-1}(\lambda\mathbf{W} + \beta\mathbf{I}_n) \quad (3.47)$$

公式變數說明如下：

\mathbf{I}_n ：單位矩陣， $N = 138$ ，

ρ ：貨櫃吞吐量的空間落遲係數，

λ ：LSCI 的空間落遲係數，

\mathbf{W} ：空間權重矩陣(\mathbf{W}_{SD} 、 \mathbf{W}_{TV} 、 \mathbf{W}_{LSBCI} 、 \mathbf{W}_{BFTA})，

\mathbf{Y} ：貨櫃吞吐量的列向量，

\mathbf{X} ：定期航運連通性指數的列向量。

\mathbf{W}_{SM} 的權重值 W_{ij} 代表國家 j 對 i 的空間外溢效應，當國家 j 的自變數增加一個單位時，國家 i 的依變數會增加 W_{ij} 。空間乘數矩陣 \mathbf{W}_{SM} 除了可以呈現任兩個國家之間的外溢效應，亦可進一步計算空間計量經濟模型的直接效果與間接效果。直接效果是 \mathbf{W}_{SM} 中對角線上所有權重值的平均數，代表所有國家的自變數變動時，對本國的應變數所引起的變化總和的平均值。間接效果是 \mathbf{W}_{SM} 中扣除對角線上的權重值後，各行(Column)總和的平均值，代表所有國家自變數的變動時，對其他國家依變數所引起的變化總和的平均值，即作用於研究範圍內的平均空間外溢效應。直接效果與間接效果的總和即為總效果。透過檢定間接效果，可以再一次確認空間外溢效應是否顯著，驗證外溢效應的存在。

第四章 結果分析

本章首先利用空間資料分析方法，檢定 138 個沿海國家的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的空間相依性，探討變數的分布與群聚特性。接著進行簡單線性迴歸模型與空間計量經濟模型的建立並估計係數，實證吞吐量與連通性之間的關係，以及各國定期航運產業之間的空間交互作用強度。最後透過模型的配適度指標，實證使用追蹤資料的空間計量經濟模型具有較佳的解釋力，再以空間落遲係數計算模型的空間外溢效應。該結果將有助於各國了解自身的定期航運產業受其他國家影響的程度，並衡量各國在全球定期航運網路中屬於競爭或互補的關係。

4.1 空間相依性測量

在建立空間計量經濟模型前，必須先使用空間資料分析的方法，檢定變數是否存在顯著的空間相依性。本研究使用 Moran (1950) 提出的全域型空間自相關方法進行分析，確認各國的定期航運表現指標存在顯著的空間相依性後，再進一步利用 Anselin (1995) 提出的區域型空間自相關方法，分析個別國家的群聚型態。

4.1.1 全域型空間自相關

本研究在使用雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣的設定下，對 138 個沿海國家 2017 年的貨櫃吞吐量(ln TEU)與定期航運連通性指數(LSCI)的分布情形進行檢定，其假設如下：

H_0 ：沿海國家的定期航運表現指標(ln TEU, LSCI)之分布屬於隨機模式。

H_1 ：沿海國家的定期航運表現指標(ln TEU, LSCI)之分布屬於群聚或離散模式。

本研究將 138 個國家之空間資料與屬性資料匯入 ArcGIS 後，使用工具套件 Spatial Autocorrelation (Morans I)進行檢定，其結果如表 4-1 所示。

表 4-1、全域型空間自相關檢定結果

Model	I	II	III	IV
Variable	ln TEU	ln TEU	ln TEU	ln TEU
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Moran's I	0.478946	0.118566	0.322691	0.167509
Z score	9.962963	3.959969	12.695892	6.43666
p-value	0.000000	0.000075	0.000000	0.000000
Distribution	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Model	V	VI	VII	VIII
Variable	LSCI	LSCI	LSCI	LSCI
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Moran's I	0.357614	0.157771	0.435971	0.059626
Z score	7.565307	5.222165	17.188773	2.492913
p-value	0.000000	0.000000	0.000000	0.01267
Distribution	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

表 4-1 的結果顯示，所有的模式皆在 0.05 或 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設 H_0 ，且 I 值與 Z 值皆大於 0，表示 2017 年各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數具有顯著的空間相依性，且分布型態為群聚的現象。由此可知，各國的定期航運產業表現指標，與其鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的表現為正相關。這樣的結果亦證實，欲建立計量模型探討國家的吞吐量或連通性的變化，以及分析吞吐量與連通性的關係，除了要考量國家內部的經濟因素，亦需加入來自其他國家的外部影響。

4.1.2 區域型空間自相關

區域型空間自相關的分析必須建立在全域型空間自相關分析結果顯著的前提下，因此本研究根據表 4-1 的結果，選擇 Model I 到 VIII 共八種模式，並使用 ArcGIS 的工具套件 Cluster and Outlier Analysis (Anselin Local Morans I) 進行檢定，分析各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數屬於哪一種 LISA 指標。

Model I 與 V 分析所得到的 LISA 指標如圖 4-1 與圖 4-2 所示，兩者的 HH 分佈型態相近，集中於東亞與西歐地區。主因為東亞與西歐分別位於跨印度洋航線的兩端，而這些國家大多為區域內的貨物集散地或航運樞紐，且與區域內的其他國家具有相似的經濟發展程度與型態，尤其是東亞國家皆有高度仰賴國際貿易的現象，因此能進一步推論這些國家通常有相近且較高水準的貨運量與航運產業發展。LL 則集中於加勒比海地區與南美洲且彼此相鄰，這些國家大多為中低度開發的國家，定期航運產業發展也較為落後，因此形成一個吞吐量與連通性皆為低值的群聚。LH 的國家大多鄰近貿易相對較興盛的國家，例如靠近印度並以觀光業為主的馬爾地夫，以及出口石油為主的東協成員汶萊，因此定期航運產業的規模相較於鄰近國家為相對低值。

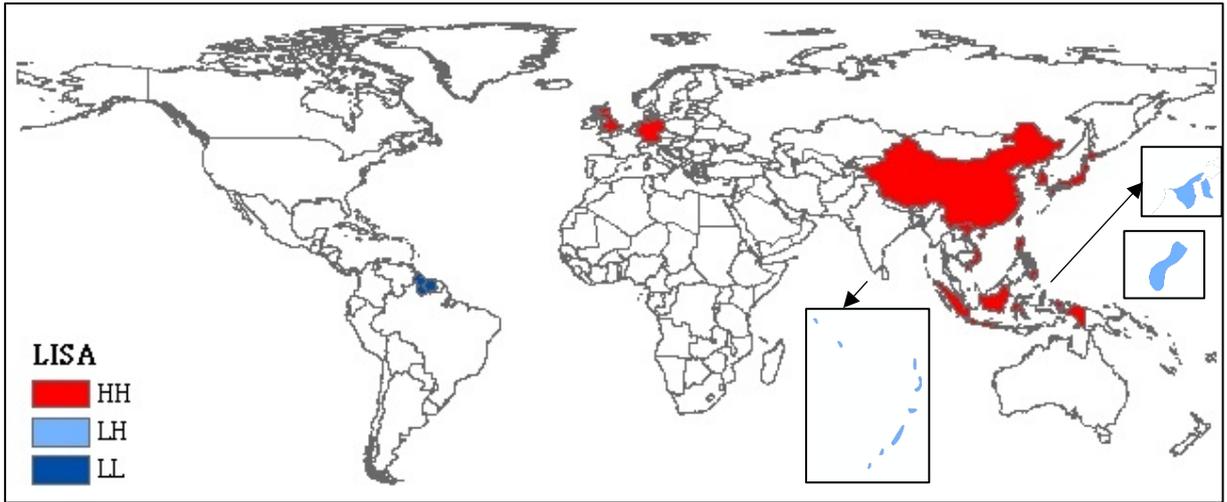


圖 4-1、雙邊海上航行距離權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model I)



圖 4-2、雙邊海上航行距離權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標
(Model V)

Model II、III、VI、VII分析所得到的 LISA 指標分布極為相似，如圖 4-3 到圖 4-6 所示，主因為國際貿易與定期航運產業之間的高度相關，使大部分的國家與其主要貿易夥伴有較高程度的雙邊定期航運連結，導致雙邊商品貿易額權重(W_{TV})與雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})有相似的結構，即各國的前十大貿易夥伴與前十大航運連結國家重疊性高。上述四種模型的 LISA 指標只有 HH 或 LH 兩種，其中指標為 HH 的國家佔多數，主要為已開發國家，或以出口為導向的開發中國家。根據此結果，可推論這些國家與其主要貿易夥伴(W_{TV})以及航運高度連結國家(W_{LSBCI})的定期航運產業規模與吞吐量，屬於相對高值的群聚。而 LH 多各區域內經濟發展較差或工業化程度偏低的國家，其中以非洲與南美洲為多數，且這些國家的主要貿易夥伴通常包含數個經濟發展與海運表現較佳的國家，並向其進口國內未生產的商品。亦有部份國家因產業結構以非製造業為主，且內需商品有限，使其貨櫃吞吐量較少或定期航運產業規模較小，因此與其主要貿易夥伴形成相對低值的現象，如冰島、馬爾地夫等以觀光業為主的國家。

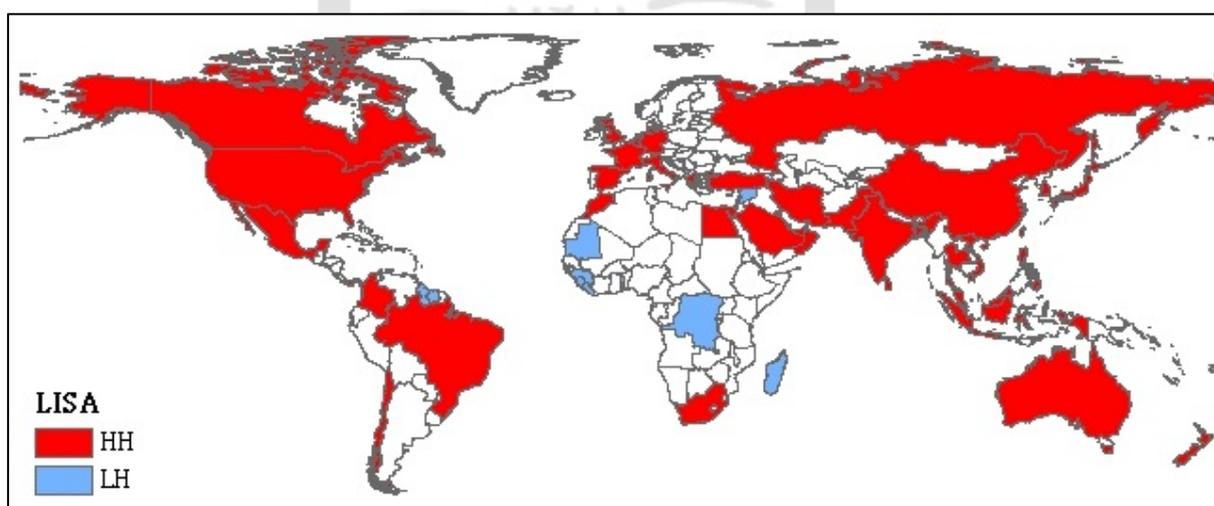


圖 4-3、雙邊商品貿易額權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model II)

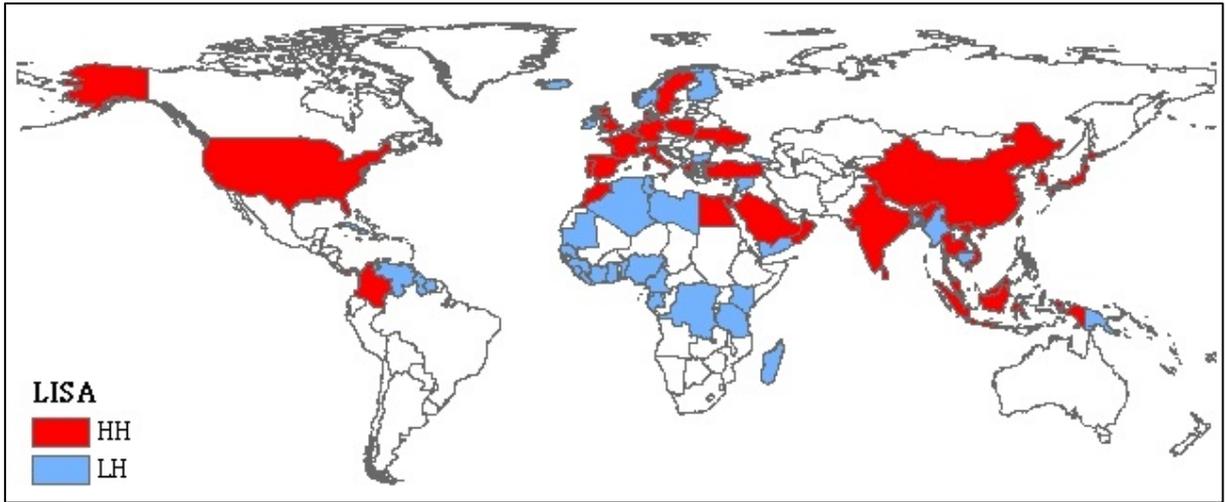


圖 4-4、雙邊商品貿易額權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標
(Model VI)

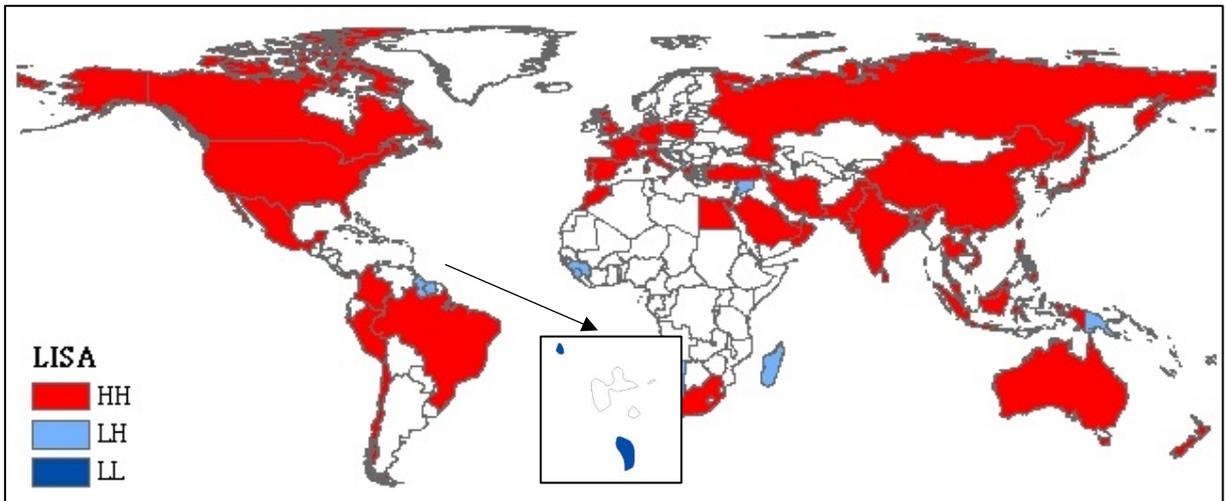


圖 4-5、雙邊定期航運連通性權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model III)

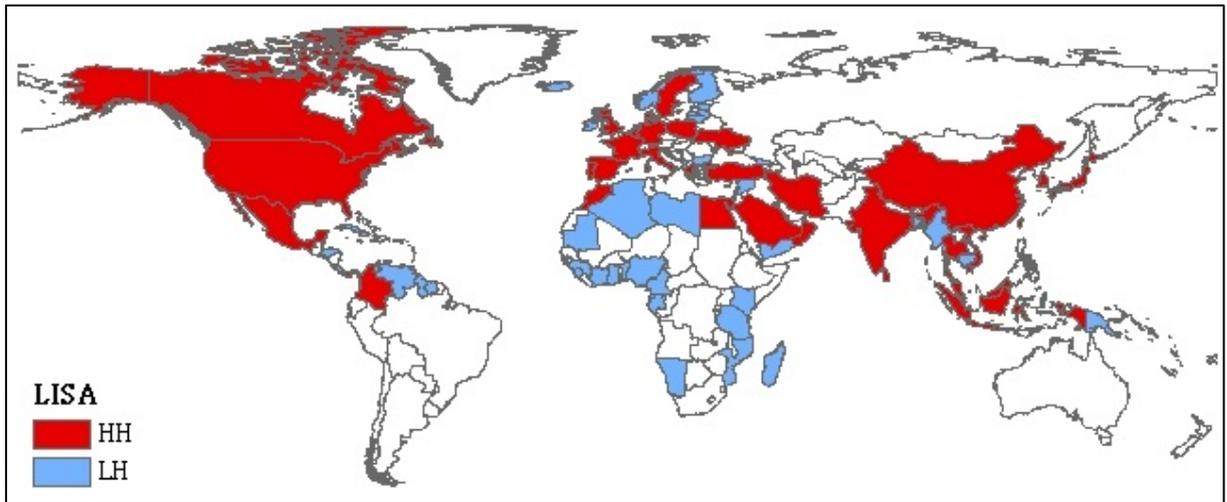


圖 4-6、雙邊定期航運連通性權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標
(Model VII)

在 Model IV 與 VIII 分析所得到的 LISA 指標如圖 4-7 與圖 4-8 所示，其中 HH 的國家多為區域經濟體的核心，或是位於重要航線樞紐，其簽署貿易協定的夥伴通常涵蓋其他貿易大國，進而形成定期航運表現指標高值群聚的情形。HL 指標皆出現在歐盟國家，歐盟做為一個整合經濟體，本研究將歐盟與他國簽定之貿易協定視為所有歐盟成員國皆具有同等效力。歐盟除了與各區域的主要經濟體簽定協定，亦與諸多開發中國家簽約，歐盟國家因擁有相對較高的經貿發展程度與發達的定期航運產業，因此與其貿易協定夥伴的定期運表現指標比較之下為相對高值。LL 指標分布在加勒比海地區，該區域經濟發展相對落後，定期航運產業規模亦不大，因皆屬加勒比共同體(CARICOM)，導致此區形成低值的群聚。LH 則多為區域邊陲的國家，因經濟發展程度相對較差，或是產業結構的差異等原因，導致這些國家相較於其他貿易協定夥伴而言，定期航運的規模與表現較差。

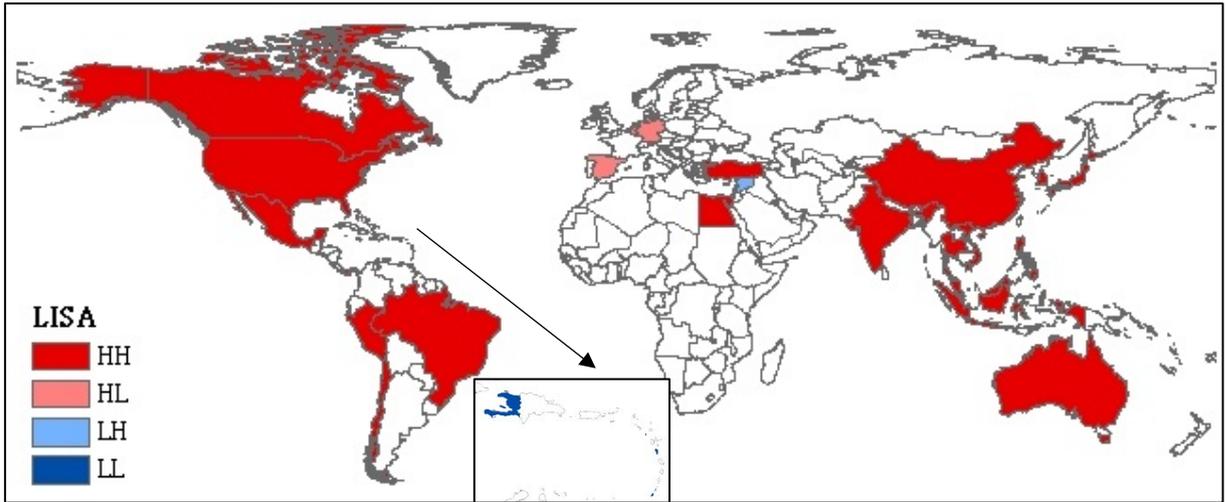


圖 4-7、雙邊貿易協定權重之各國貨櫃吞吐量 LISA 指標(Model IV)

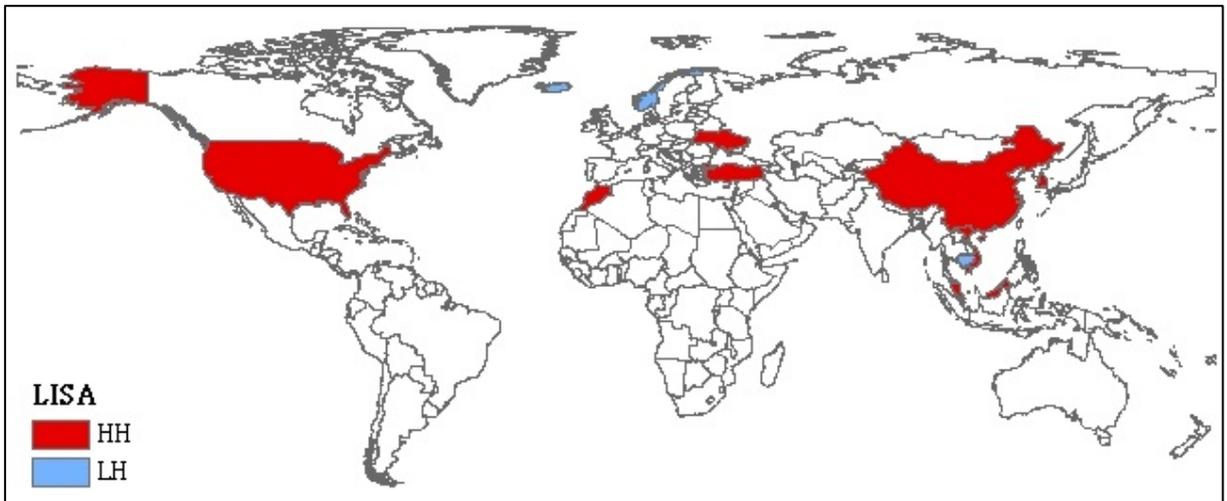


圖 4-8、雙邊貿易協定權重之各國定期航運連通性指數 LISA 指標(Model VIII)

4.2 空間計量分析

在空間自相關的分析中，本研究得到的結果支持建立空間計量經濟模型以探討空間效應對一國貨櫃吞吐量的影響。然而空間計量經濟模型是簡單線性迴歸模型的延伸，儘管有統計上合理的推論建議使用空間計量經濟模型，仍需先估計出簡單線性迴歸模型的係數與模型配適度，並與空間計量經濟模型的估計結果進行比較，實證空間計量經濟模型有更佳解釋力。空間計量經濟模型可藉由探討不同變數的落遲效果而衍伸成依變數落遲(SLM)、自變數落遲(SLX)與雙變數落遲(SDM)等三種型態，本研究亦同時使用橫截面資料與追蹤資料進行模型的估計，並期望使用追蹤資料的模型能夠有更好的模型配適度。

4.2.1 簡單線性迴歸模型

本小節使用最大概似法估計定期航運連通性指數(LSCI)對貨櫃吞吐量的迴歸係數，結果如表 4-2 所示。其中常數項與 LSCI 的係數皆具有統計上顯著的意義，而 LSCI 的迴歸係數為 0.056，表示 2017 年的定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之間存在正相關的關係，每當 LSCI 增加一個單位，貨櫃吞吐量的自然對數將提升約 0.056。在模型診斷的部分，用於檢定自變數顯著性的 Wald 統計量為 250.3，且其 p -value 小於顯著水準 0.01，表示定期航運連通性指數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。使用最大概似法估計的模型仍可模擬出 R^2 來評估模型的解釋力，但無法表示能解釋模型中多少百分比的變異。相較之下對數概似值(LIK)、赤池資訊量(AIC)、施瓦茨量(SC)才是真正具有參考價值的模型配適度指標，並可與其他模型的配適度進行比較，做為評估模型表現的重要資訊。值得注意的是，檢驗殘差項是否具有符合常態分配的偏度和峰度的 JB 統計量為 8.96 且 p -value 小於顯著水準 0.05，表示模型的殘差項並未符合常態分配。本研究進一步使用空間自相關方法分析模型的殘差項，其結果如表 4-3 所

示。在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})與雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})的設定下，Moran's I 值皆大於 0 且具有統計上顯著的意義，表示模型的殘差項存在正向的空間相依性，即各國的殘差值與其鄰近國家(W_{SD})或貿易協定夥伴(W_{BFTA})存在正相關的特性。這樣的結果加強了本研究建立空間計量經濟模型的正當性，在模型中加入空間落遲變數，能夠有效消除存在於殘差項中的空間相依性，藉此提高模型的最大概似函數，改善模型的表現，並探討國家之間的空間交互作用對於吞吐量與連通性的關係是否具有顯著的影響。

表 4-2、定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之簡單線性迴歸模型分析結果

Variable	Coefficient	Std. Err.	Z	p-value	95% conf. interval	
Intercept	11.891	0.153	77.54	0.000	11.59	12.192
LSCI	0.056	0.004	15.82	0.000	0.049	0.063

Parameters	Value	p-value
Wald statistic	250.3	0.0000
JB statistic	8.96	0.0113

$R^2=0.645$; $LIK=-226.759$; $AIC=459.518$; $SC=468.299$

表 4-3、簡單線性迴歸模型殘差項之全域型空間自相關分析結果

Weight	Moran's I	Z score	p-value
W_{SD}	0.258765	5.472919	0.000000
W_{TV}	-0.04015	-1.03559	0.300395
W_{LSBCI}	-0.02056	-0.51136	0.609099
W_{BFTA}	0.108462	4.278896	0.000019

4.2.2 空間落遲模型

本小節利用空間計量經濟模型可探討國家之間空間交互作用的特性，在模型中加入貨櫃吞吐量的落遲項做為解釋變數，形成空間落遲模型，在測量定期航運連通性指數對貨櫃吞吐量影響的同時，亦考慮其他國家的吞吐量對本國吞吐量的外溢效應。本小節使用 2017 年的橫截面資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間權重矩陣來定義國家之間的空間關聯，建立 Model 1 到 4，並使用最大概似法進行係數的估計，其結果如表 4-4 所示。在四個模型中的常數項、LSCI 的迴歸係數 β 與貨櫃吞吐量的空間落遲係數 ρ ，僅 Model 2 與 3 的常數項不具有統計上顯著的意義，其餘的係數皆在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設，因此可推論係數不等於 0。其中四個模型的 LSCI 迴歸係數 β 分別為 0.047、0.053、0.044 與 0.053，方向性與簡單線性迴歸模型相同，表示 2017 年的定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之間仍存在正相關的關係。而四個模型的空間落遲係數 ρ 則為 0.348、0.549、0.732 與 0.399，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的貨櫃吞吐量，與本國的貨櫃吞吐量為正相關，當這些國家的吞吐量提升時，本國的吞吐量也會接收其外溢效應而得到增加。其中以 W_{LSBCI} 為權重的 Model 3 有最高的空間落遲係數 ρ ，接著依序為 Model 2 與 4，使用 W_{SD} 為權重的 Model 1 的落遲係數則為最低，表示傳遞至航運高度連結國家與主要貿易夥伴的外溢效應強度高於鄰近國家。

在模型診斷的部分，Model 1 到 4 的 Wald 統計量分別為 335.82、288.66、401.65 與 292.9，並且在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。相較於簡單線性迴歸模型的配適度指標 AIC 為 459.518，四個空間落遲模型的 AIC

指標皆有小幅的下降，分別為 436.333、449.652、418.386 與 447.971，表示使用橫截面資料的空間落遲模型表現優於簡單線性迴歸模型。四個空間落遲模型之間的表現比較，則以 Model 3 為最佳，依序為 Model 1、4 與 2，顯示在 W_{LSBCI} 為權重設定下的空間落遲模型，其係數能使概似函數最大化，也就是擁有較高的機率使模型接近真實情況。

表 4-4、橫截面資料之空間落遲模型分析結果

Model	1	2	3	4
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Intercept	7.484*** (0.833)	2.727 (2.521)	0.442 (1.539)	6.381*** (1.448)
β	0.047*** (0.004)	0.053*** (0.003)	0.044*** (0.003)	0.053*** (0.003)
ρ	0.348*** (0.065)	0.549*** (0.151)	0.732*** (0.098)	0.399*** (0.104)
N	138	138	138	138
Wald statistic	335.82***	288.66***	401.65***	292.9***
R^2	0.677	0.667	0.752	0.67
LIK	-214.167	-220.826	-205.193	-219.986
AIC	436.333	449.652	418.386	447.971
SC	448.042	461.36	430.095	459.68

*** p -value<0.01，括號內為標準誤。

4.2.3 空間自變數落遲模型

空間自變數落遲模型加入定期航運連通性指數的落遲項做為解釋變數，能夠同時測量本國與其他國家的 LSCI 對本國貨櫃吞吐量影響程度。本小節使用 2017 年的橫截面資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣建立 Model 5 到 8，使用最大概似法進行係數估計的結果如表 4-5 所示。在四個模型中，所有的常數項、LSCI 的迴歸係數 β 與 LSCI 的空間落遲係數 λ ，皆在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設，因此可推論所有係數皆不等於 0。Model 5 到 8 的 LSCI 迴歸係數 β 分別為 0.048、0.052、0.039 與 0.055，與空間落遲模型的結果非常接近，表示 2017 年的定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之間的關係為正相關。空間落遲係數 λ 則依序為 0.022、0.024、0.04 與 0.024，皆屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的定期航運連通性指數，與本國的貨櫃吞吐量為正相關，當這些國家的連通性提升時，本國的吞吐量也會因其外溢效應而成長。在外溢效應強度的部分，仍然是以 W_{LSBCI} 為權重的 Model 7 有最高的空間落遲係數 λ ，Model 6 與 8 的係數值相同，使用 W_{SD} 為權重的 Model 5 落遲係數值最低，該結果與空間落遲模型相同，再次強調傳遞至航運高度連結國家與主要貿易夥伴的外溢效應強度高於鄰近國家。值得注意的是，在相同的空間權重矩陣設定下，SLX 的落遲係數 λ 明顯小於 SLM 的落遲係數 ρ 。從兩者的外溢效應強度差異可以發現，其他國家的吞吐量相較於他國的連通性，對本國的吞吐量有更為直接的影響。

在模型診斷的部分，Model 5 到 8 的 Wald 統計量分別為 286.46、283.98、396.31 與 271.99，並且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論 LSCI 與 LSCI 的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。Model 5 到 8 的配適

度指標 AIC 分別為 449.23、450.039、417.467 與 454.016，皆小於簡單線性迴歸模型的 AIC 指標，但相較於空間落遲模型，只有 Model 7 的配適度有所改善，顯示 SLM 的表現大致上優於 SLX。在四個空間自變數落遲模型之間的表現比較，仍然是以 W_{LSBCI} 為權重設定的 Model 7 為最佳，依序為 Model 5、6 與 8。

表 4-5、橫截面資料之空間自變數落遲模型分析結果

Model	5	6	7	8
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Intercept	11.447*** (0.192)	9.867*** (0.603)	9.206*** (0.395)	11.065*** (0.333)
β	0.048*** (0.004)	0.052*** (0.004)	0.039*** (0.004)	0.055*** (0.003)
λ	0.022*** (0.006)	0.024*** (0.007)	0.04*** (0.006)	0.024*** (0.009)
N	138	138	138	138
Wald statistic	286.46***	283.98***	396.31***	271.99***
R ²	0.675	0.673	0.742	0.663
LIK	-220.615	-221.019	-204.733	-223.008
AIC	449.23	450.039	417.467	454.016
SC	460.939	461.748	429.176	465.725

*** p -value<0.01，括號內為標準誤。

4.2.4 空間 Durbin 模型

空間 Durbin 模型是 SLM 與 SLX 的結合，在模型中同時加入貨櫃吞吐量的落遲項與定期航運連通性指數的落遲項做為解釋變數，其優點是外溢效應的組成不再是吞吐量或連通性其中一個單一要素，而是同時考慮兩者的影響。本小節使用 2017 年的橫截面資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣建立 Model 9 到 12，使用最大概似法進行係數估計的結果如表 4-6 所示。在四個模型中的常數項部分，僅 Model 9 與 12 有顯著意義。四個模型的 LSCI 迴歸係數 β 皆在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設，分別為 0.048、0.052、0.04 與 0.053，與 SLM、SLX 的結果相似，表示 2017 年的定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量之間的關係為正相關。空間落遲係數的部分，僅 Model 9 與 12 的貨櫃吞吐量空間落遲係數 ρ 顯著，分別為 0.418 與 0.512，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})與貿易協定簽署夥伴(W_{BFTA})的貨櫃吞吐量，與本國的貨櫃吞吐量為正相關；LSCI 的空間落遲係數 λ 皆不顯著不為 0，無法拒絕其空間外溢效應等於 0 的虛無假設。

Model 9 到 12 的 Wald 統計量分別為 342.45、288.79、404.37 與 296.76，並且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論定期航運連通性指數、貨櫃吞吐量的空間落遲變數與 LSCI 的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。配適度指標 AIC 分別為 437.65、450.8、417.619 與 449.467，雖然皆小於簡單線性迴歸模型的 AIC 指標，且接近 SLM 與 SLX 的配適度指標表現，但 SDM 在係數估計上的表現並不理想，尤其是 Model 10 與 11，僅 LSCI 的迴歸係數 β 有顯著意義，這樣的結果並不利於進一步計算空間外溢效應。

表 4-6、橫截面資料之空間 Durbin 模型分析結果

Model	9	10	11	12
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
Intercept	6.749*** (1.194)	5.325 (3.991)	4.697 (3.25)	5.194** (2.149)
β	0.048*** (0.004)	0.052*** (0.004)	0.04*** (0.004)	0.053*** (0.003)
ρ	0.418*** (0.105)	0.335 (0.291)	0.365 (0.261)	0.512*** (0.185)
λ	-0.008 (0.009)	0.011 (0.013)	0.022 (0.014)	-0.011 (0.015)
N	138	138	138	138
Wald statistic	342.45***	288.79***	404.37***	296.76***
R ²	0.677	0.67	0.748	0.671
LIK	-213.825	-220.4	-203.809	-219.734
AIC	437.65	450.8	417.619	449.467
SC	452.287	465.436	432.255	464.104

*** p -value<0.01，** p -value<0.05，括號內為標準誤。

4.2.5 空間追蹤資料模型

使用橫截面資料的空間迴歸模型雖然具有比簡單迴歸模型更好的模型配適度，但改善的幅度有限，且橫截面資料只考慮單一年份的資料，無法反映出各個國家在不同時間產生的差異，因此本研究將使用 2010 年至 2017 年 138 個沿海國家與地區的追蹤資料進行空間計量經濟模型的建立，透過提高樣本數量的方式提高模型的估計效率與配適度。

本小節首先使用追蹤資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣建立空間落遲模型 Model 13 到 16，使用最大概似法進行係數估計的結果如表 4-7 所示。在四個模型中，決定使用固定效果或隨機效果進行估計的 Hausman 統計量分別為 551.61、285.27、153.22 與 471.49，且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，表示使用固定效果進行估計較有效率。Model 13 到 16 的 LSCI 迴歸係數 β 與貨櫃吞吐量的空間落遲係數 ρ ，皆在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設，因此可推論係數不等於 0。其中四個模型的 LSCI 迴歸係數 β 分別為 0.009、0.007、0.007 與 0.008，表示定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量為正相關。而空間落遲係數 ρ 則為 0.365、0.636、0.707 與 0.473，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的貨櫃吞吐量，與本國的貨櫃吞吐量為正相關。外溢效應強度的排序與橫截面的空間落遲模型相同，依序為 Model 15、14、16 與 13。

Model 13 到 16 的 Wald 統計量分別為 196.71、235.57、254.43 與 195.61，並且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論定期航運連通性指數、貨櫃吞吐量的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。配適度指標 AIC 分別為 -495.898、-522.558、-529.146 與 -497.212，對比使用橫截面資料的簡單線性

迴歸模型與空間計量經濟模型，AIC 指標皆大幅的下降，顯示使用追蹤資料的空間落遲模型具有較高的配適度。在四個模型之間的配適度表現比較，依序為 Model 15、14、16 與 13。

表 4-7、追蹤資料之空間落遲模型分析結果

Model	13	14	15	16
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
β	0.009*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)
ρ	0.365*** (0.04)	0.636*** (0.058)	0.707*** (0.061)	0.473*** (0.052)
N	1104	1104	1104	1104
Wald statistic	196.71***	235.57***	254.43***	195.61***
Hausman statistic	551.61***	285.27***	153.22***	471.49***
R ²	0.665	0.633	0.721	0.66
LIK	250.949	264.279	267.573	251.606
AIC	-495.898	-522.558	-529.146	-497.212
SC	-480.877	-507.538	-514.126	-482.192

*** p -value<0.01，括號內為標準誤。

表 4-8 為使用追蹤資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣建立的空間自變數落遲模型估計結果。Model 17 到 20 的 Hausman 統計量分別為 682.48、310.74、1017.18 與 255.4，皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，表示使用固定效果進行估計較有效率。Model 17 到 20 的 LSCI 迴歸係數 β 與 LSCI 的空間落遲係數 λ ，皆在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設，因此可推論係數不等於 0。其中四個模型的定期航運連通性指數的迴歸係數 β 分別為 0.008、0.008、0.006 與 0.007，表示定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量為正相關。而空間落遲係數 λ 則為 0.019、0.011、0.016 與 0.019，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的定期航運連通性指數，與本國的貨櫃吞吐量為正相關。在外溢效應強度的排序上與使用橫截面資料的空間自變數落遲模型有所差異，以 W_{SD} 為權重的 Model 17 與 W_{BFTA} 的 Model 20 有最高的空間落遲係數 λ ，接著才是 Model 19 與 18，表示在加入了時間變動因素後，傳遞至鄰近國家的外溢效應不再低於傳遞至航運高度連結國家與主要貿易夥伴的外溢效應。使用追蹤資料的 SLX 與 SLM 相比，在相同的矩陣設定下，落遲係數 λ 依舊明顯小於落遲係數 ρ ，來自其他國家連通性的外溢效應，對本國的吞吐量影響較弱。

Model 17 到 20 的 Wald 統計量分別為 194.61、171.56、211.45 與 199.57，並且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論定期航運連通性指數、LSCI 的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。配適度指標 AIC 分別為 -501.581、-482.209、-515.504 與 -505.705，對比使用追蹤資料的 SLM，AIC 指標在 Model 17 與 20 有所下降。在四個模型之間的配適度表現比較，依序為 Model 19、20、17 與 18。

表 4-8、追縱資料之空間自變數落遲模型分析結果

Model	17	18	19	20
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
β	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
λ	0.019*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.016*** (0.002)	0.019*** (0.002)
N	1104	1104	1104	1104
Wald statistic	194.61***	171.56***	211.45***	199.57***
Hausman statistic	682.48***	310.74***	1017.18***	255.4***
R ²	0.546	0.613	0.707	0.457
LIK	253.791	244.105	260.752	255.853
AIC	-501.581	-482.209	-515.504	-505.705
SC	-486.561	-467.189	-500.483	-490.685

*** p -value<0.01，括號內為標準誤。

表 4-9 為使用追蹤資料，以及雙邊海上航行距離權重(W_{SD})、雙邊商品貿易額權重(W_{TV})、雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})、雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})等四個空間關聯矩陣建立的空間 Durbin 模型估計結果。Model 21 到 24 的 Hausman 統計量分別為 2954.78、270.95、1114.21 與 283.17，皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，表示使用固定效果進行估計較有效率。Model 21 到 24 的 LSCI 迴歸係數 β 、貨櫃吞吐量的空間落遲係數 ρ 與 LSCI 的空間落遲係數 λ ，僅 Model 22 的空間落遲係數 λ 未顯著，其餘皆在 0.05 的顯著水準下拒絕虛無假設，因此可推論係數不等於 0。其中四個模型的 LSCI 迴歸係數 β 分別為 0.007、0.007、0.006 與 0.007，表示定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量為正相關。空間落遲係數 ρ 為 0.246、0.617、0.512 與 0.221，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的貨櫃吞吐量，與本國的貨櫃吞吐量為正相關。其中以 Model 22 的外溢效應強度最高，依序為 Model 23、24 與 21。Model 21、23 與 24 的空間落遲係數 λ 則為 0.013、0.007 與 0.012，屬於正向的空間外溢效應，顯示鄰近國家、航運高度連結國家與貿易協定簽署夥伴的定期航運連通性指數，與本國的貨櫃吞吐量為正相關。在外溢效應強度的排序上與使用追蹤資料的 SLX 相同，以 W_{SD} 為權重的 Model 21 為最高，接著是 Model 24 與 23。

Model 21 到 24 的 Wald 統計量分別為 229.21、233.36、242.51 與 207.42，並且皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，推論定期航運連通性指數、貨櫃吞吐量的空間落遲變數與 LSCI 的空間落遲變數對貨櫃吞吐量的影響是顯著的。配適度指標 AIC 分別為-525.247、-520.648、-535.413 與-509.639，對比使用追蹤資料的 SLM 與 SLX，除了 Model 22，其餘模型的 AIC 指標皆有下降。在四個模型之間的配適度表現比較，依序為 Model 23、21、22 與 24。

表 4-9、追蹤資料之空間 Durbin 模型分析結果

Model	21	22	23	24
Weight	W_{SD}	W_{TV}	W_{LSBCI}	W_{BFTA}
β	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
ρ	0.246*** (0.047)	0.617*** (0.085)	0.512*** (0.102)	0.221** (0.089)
λ	0.013*** (0.002)	0.001 (0.002)	0.007*** (0.002)	0.012*** (0.003)
N	1104	1104	1104	1104
Wald statistic	229.21***	233.36***	242.51***	207.42***
Hausman statistic	2954.78***	270.95***	1114.21***	283.17***
R ²	0.546	0.629	0.71	0.517
LIK	266.623	264.324	271.706	258.82
AIC	-525.247	-520.648	-535.413	-509.639
SC	-505.22	-500.621	-515.386	-489.612

*** p -value<0.01，** p -value<0.05，括號內為標準誤。

4.3 模型選擇與比較

本小節首先使用概似比檢定比較簡單線性迴歸模型與使用橫截面資料的空間計量經濟模型，結果如表 4-10 所示。根據 Model 1 到 12 的 p -value，所有的卡方統計量皆在 0.01 的顯著水準設定下拒絕虛無假設，顯示使用橫截面資料建立的空間計量經濟模型比簡單線性迴歸模型有更好的配適度，也確認了未考慮國家之間空間交互作用的簡單線性迴歸模型，忽略了各國貨櫃吞吐量或定期航運連通性的空間相依性造成誤差，導致簡單線性迴歸模型可能產生較無效率的估計量。而在加入變數的空間相依性的考量後，模型的配適度比起簡單線性迴歸模型也有明顯的提升。本研究使用四種空間關聯矩陣進行空間計量經濟模型的估計，也進一步說明國家之間空間交互作用的傳遞不僅限於地理距離，也可能與其貿易活動或是定期航運網路連結的程度有關。

表 4-10、簡單線性迴歸模型與橫截面資料之空間計量經濟模型 LR 檢定結果

Model	1	2	3	4
Type	SLM	SLM	SLM	SLM
Weight	\mathbf{W}_{SD}	\mathbf{W}_{TV}	\mathbf{W}_{LSBCI}	\mathbf{W}_{BFTA}
χ^2	25.18	11.87	43.13	13.55

Model	5	6	7	8
Type	SLX	SLX	SLX	SLX
Weight	\mathbf{W}_{SD}	\mathbf{W}_{TV}	\mathbf{W}_{LSBCI}	\mathbf{W}_{BFTA}
χ^2	12.29	11.48	44.05	7.5

Model	9	10	11	12
Type	SDM	SDM	SDM	SDM
Weight	\mathbf{W}_{SD}	\mathbf{W}_{TV}	\mathbf{W}_{LSBCI}	\mathbf{W}_{BFTA}
χ^2	25.87	12.72	45.9	14.05

由於使用橫截面資料與追蹤資料的空間計量經濟模型樣本數不同，無法使用 LR 檢定比較模型的配適度，因此本研究使用配適度指標 AIC 與 SC 做為比較使用不同資料的空間計量經濟模型差異。AIC 與 SC 皆可由 LIK 值換算，AIC 能夠考慮模型參數數量的差異，SC 則是在 AIC 的基礎上納入模型使用的樣本數。Model 1 到 24 的 AIC 與 SC 配適度指標如表 4-11 所示。不論是何種空間計量經濟模型與空間權重矩陣的組合，使用追蹤資料的模型，其配適度相較於使用橫截面資料的模型皆有大幅的改善，這樣的結果能進一步證實，欲建立探討貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的迴歸模型時，除了要考慮國家之間的空間交互作用，同時也必須將時間變動的因素納入模型中，使模型的估計更有效率。

為了計算透過四種空間關聯矩陣所傳遞的空間外溢效應，本小節進一步比較使用相同矩陣的空間落遲模型、空間自變數落遲模型與空間 Durbin 模型，何者具有較高的配適度，並採用其空間落遲係數的估計結果進行外溢效應的計算。在使用雙邊海上航行距離權重(W_{SD})的所有追蹤資料模型中，空間 Durbin 模型的 Model 21 有最低的 AIC 與 SC 值，分別為-525.247 與-505.22；使用雙邊商品貿易額權重(W_{TV})的追蹤資料模型中，空間落遲模型的 Model 14 有最低的 AIC 與 SC 值，分別為-522.558 與-507.538；使用雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})的追蹤資料模型中，空間 Durbin 模型的 Model 23 有最低的 AIC 與 SC 值，分別為-535.413 與-515.386；使用雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})的追蹤資料模型中，空間 Durbin 模型的 Model 24 有最低的 AIC 值-509.639，空間自變數落遲模型的 Model 20 有最低的 SC 值-490.685。由此可知，在 W_{SD} 與 W_{LSBCI} 的設定下，同時考慮貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的空間落遲變數可以達到較高的配適度；在 W_{TV} 的設定下只考慮貨櫃吞吐量的空間落遲變數會有較高的解釋力；使用 W_{BFTA} 的模型則是考慮貨櫃定期航運連通性指數的空間落遲變數更接近真實的情況。

表 4-11、橫截面資料與追蹤資料的空間計量經濟模型配適度比較

Model	1	13	5	17	9	21
Type	SLM	SLM	SLX	SLX	SDM	SDM
Data	Cross section	Panel	Cross section	Panel	Cross section	Panel
Weight	W_{SD}	W_{SD}	W_{SD}	W_{SD}	W_{SD}	W_{SD}
AIC	436.333	-495.898	449.23	-501.581	437.65	-525.247
SC	448.042	-480.877	460.939	-486.561	452.287	-505.22

Model	2	14	6	18	10	22
Type	SLM	SLM	SLX	SLX	SDM	SDM
Data	Cross section	Panel	Cross section	Panel	Cross section	Panel
Weight	W_{TV}	W_{TV}	W_{TV}	W_{TV}	W_{TV}	W_{TV}
AIC	449.652	-522.558	450.039	-482.209	450.8	-520.648
SC	461.36	-507.538	461.748	-467.189	465.436	-500.621

Model	3	15	7	19	11	23
Type	SLM	SLM	SLX	SLX	SDM	SDM
Data	Cross section	Panel	Cross section	Panel	Cross section	Panel
Weight	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}
AIC	418.386	-529.146	417.467	-515.504	417.619	-535.413
SC	430.095	-514.126	429.176	-500.483	432.255	-515.386

Model	4	16	8	20	12	24
Type	SLM	SLM	SLX	SLX	SDM	SDM
Data	Cross section	Panel	Cross section	Panel	Cross section	Panel
Weight	W_{BFTA}	W_{BFTA}	W_{BFTA}	W_{BFTA}	W_{BFTA}	W_{BFTA}
AIC	447.971	-497.212	454.016	-505.705	449.467	-509.639
SC	459.68	-482.192	465.725	-490.685	464.104	-489.612

4.4 空間外溢效應

本小節根據空間計量經濟模型的估計結果，並在雙邊海上航行距離、雙邊商品貿易額、雙邊定期航運連通性與雙邊貿易協定等四種空間權重矩陣的設定下，進一步計算出各種空間關聯的空間乘數矩陣，藉此得到空間計量經濟模型的直接效果與間接效果，量化並檢定各國定期航運產業的空間交互作用所造成的空間外溢效應，了解一國的定期航運產業變化將多大程度的影響其他國家。直接效果與間接效果的計算結果如表 4-12 所示。

首先是在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})與 0.01 的顯著水準設定下，直接效果、間接效果與總效果皆具有統計上顯著的意義，顯示空間外溢效應顯著存在於雙邊海上航行距離的空間關聯。其中，直接效果為 0.0078，表示一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其貨櫃吞吐量平均會增加約 5,762 個 TEU；間接效果為 0.0187，亦即當一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其鄰近國家(W_{SD})的貨櫃吞吐量平均會增加約 13,889 個 TEU。

接著是在雙邊商品貿易額權重(W_{TV})與 0.01 的顯著水準設定下，直接效果、間接效果與總效果皆具有統計上顯著的意義，顯示空間外溢效應顯著存在於雙邊商品貿易額的空間關聯。其中，直接效果為 0.0074，表示一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其貨櫃吞吐量平均會增加約 5,465 個 TEU；間接效果為 0.0125，亦即當一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其主要貿易夥伴(W_{TV})的貨櫃吞吐量平均會增加約 9,255 個 TEU。

在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})與 0.01 的顯著水準設定下，直接效果、間接效果與總效果皆具有統計上顯著的意義，顯示空間外溢效應顯著存在於雙邊定期航運連通性的空間關聯。其中，直接效果為 0.0064，表示一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其貨櫃吞吐量平均會增加約 4,724 個

TEU; 間接效果為 0.0201, 亦即當一國的定期航運連通性指數提升一個單位時, 與其航運高度連結國家(W_{LSBCI})的貨櫃吞吐量平均會增加約 14,939 個 TEU。

表 4-12、直接效果與間接效果

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	W_{SD}	W_{SD}	W_{SD}
LSCI	0.007752*** (0.001227)	0.01872*** (0.002464)	0.026482*** (0.002529)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	W_{TV}	W_{TV}	W_{TV}
LSCI	0.007385*** (0.001246)	0.012541*** (0.003068)	0.019926*** (0.003669)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}	W_{LSBCI}
LSCI	0.006374*** (0.001287)	0.020063*** (0.003357)	0.026437*** (0.00355)

Effect	Direct	Indirect	Total
Weight	W_{BFTA}	W_{BFTA}	W_{BFTA}
LSCI	0.00748*** (0.001277)	0.018824*** (0.002033)	0.026304*** (0.001899)

最後在雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})與 0.01 的顯著水準設定下，直接效果、間接效果與總效果皆具有統計上顯著的意義，顯示空間外溢效應顯著存在於雙邊貿易協定的空間關聯。其中，直接效果為 0.0075，表示一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其貨櫃吞吐量平均會增加約 5,539 個 TEU；間接效果為 0.0188，亦即當一國的定期航運連通性指數提升一個單位時，與其簽定貿易協定的國家(W_{BFTA})的貨櫃吞吐量平均會增加約 13,964 個 TEU。

透過比較不同空間關聯的間接效果，可以發現四個空間權重矩陣的間接效果差異甚小，以在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})的設定下具有最高的外溢效應，顯示兩國之間具有較高的航運連結程度時，彼此的定期航運產業的關係也更加緊密，更容易互相影響；其次是雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})，簽訂自由貿易協定可以有效的減少雙邊的貿易阻礙，進而提升雙邊貿易往來的熱絡程度，創造更多的貨物流動。因此透過比較間接效果的估計結果，可以發現若兩國之間有簽立貿易協定，彼此的定期航運產業的交互作用程度，會略大於與鄰國的交互作用；在地理學第一定律中所強調的距離作為影響事物的原因之一，在本研究中亦得到證實，但雙邊海上航行距離權重(W_{SD})的間接效果僅排在第三位，顯示在探討兩國間航運產業的交互作用程度時，距離不會是首要考量的因素，因為兩國間可以透過加強航運連結與貿易關係來重新建構在定期航運網路中的相對位置，減少實際地理距離所造成的阻礙；而雙邊商品貿易額權重(W_{TV})的間接效果則為最小，該結果與本研究的預期並不相同，主因為計算間接效果的方式與其他權重不同。本研究根據模型配適度指標，選擇使用追蹤資料的空間落遲模型，計算在 W_{TV} 設定下的間接效果，而空間乘數矩陣的計算公式 3.40 與 3.41 則是差異產生的原因，只考慮單一個空間落遲係數，使 W_{TV} 的間接效果明顯小於其他權重。

在空間計量經濟模型中的直接效果，相當於簡單線性迴歸模型中的 β ，也就是自變數的變動對應變數的影響。透過比較四個空間權重矩陣的直接效果與

簡單線性迴歸模型的迴歸係數 $\beta(0.056)$ ，可以發現所有模式的直接效果皆小於迴歸係數 β ，顯示簡單線性迴歸模型高估了自變數(定期航運連通性指數)對應變數(貨櫃吞吐量)的影響，且其中的差異藉由導入空間落遲變數產生的空間外溢效應而得到了顯著的下降，強調使用空間計量經濟模型的合理性。

表 4-12 的結果再次驗證一國的定期航運連通性指數提升時，與貨櫃吞吐量之間存在顯著的正向關係，而間接效果也強調了這樣的關係是透過空間交互作用而造成影響的外溢效應。在四種空間關聯設定下，間接效果皆大於直接效果，顯示當一國的定期航運連通性指數變動時，對其他國家的貨櫃吞吐量的影響總和大於對本國吞吐量的影響。間接效果大於直接效果的原因可分別從計算方式與分析對象進行探討，由於直接效果是空間乘數矩陣中 138 個對角線上的數值之平均數，而矩陣中每一欄最大的數值必定為對角線位置上的元素；間接效果則是 138 個欄總和(不包含對角線上的數值)之平均數。因此欄總和(137 個元素)大於對角線上的數值(1 個元素)在本研究的矩陣設計中會是高機率發生的情況。本研究探討的對象為全球沿海國家的定期航運產業，作為一個跨國運輸的交通系統，一國的連通性提升時，其航運服務的擴張可能會導致該國至多個國家的船班與運能增加，在本國吞吐量成長的同時，帶動其他國家吞吐量的提升。以中國與美國而言，這兩個國家作為全球定期航運網路中的核心據點，當其國內需求的增加或出口的增長，都會帶動多個國家的航運活動。一個國家的連通性或定期航運服務規模的擴張，對單一個國家的外溢效應或許不大，但透過各種不同的空間關聯傳遞至多個國家所累積的外溢效應總合，將會大於直接效果對本國的作用。

4.4.1 個案探討－臺灣

直接效果與間接效果表現的是所有國家的平均情況，但仍可透過空間乘數矩陣中的元素分析單一國家的外溢效應，本小節將以臺灣為例。圖 4-9 為臺灣在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})設定下的外溢效應，其中以對香港、菲律賓與中國等鄰近國家與地區的外溢效應為最高，分別為 0.0041、0.0035 與 0.0028。經換算後，當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述兩地的貨櫃吞吐量會分別增加約 89,471、22,222 與 503,784 個 TEU，對其他國家的外溢效應則隨著距離的增加逐漸遞減。

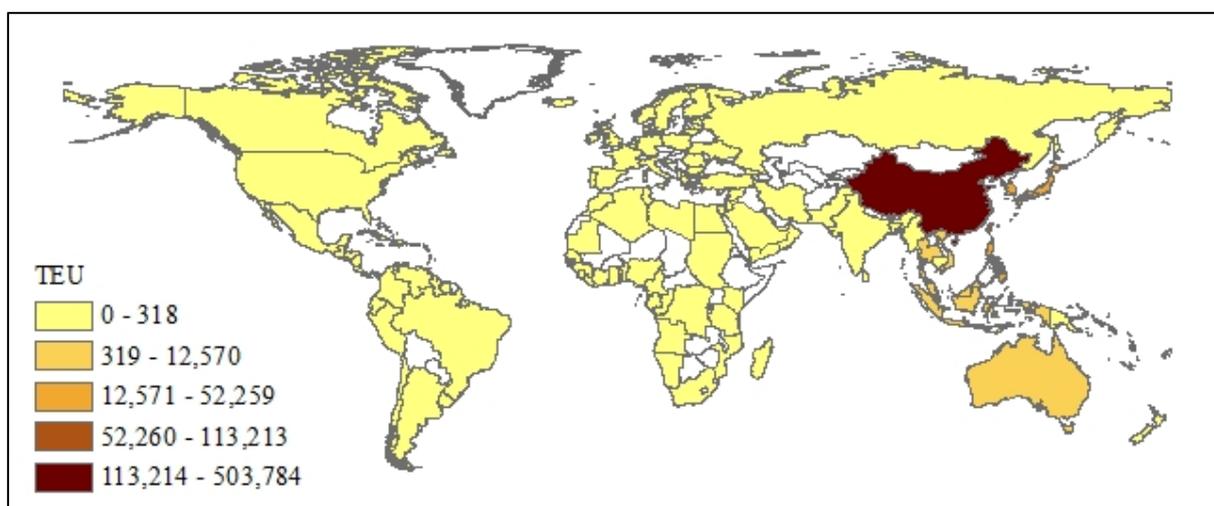


圖 4-9、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－臺灣

圖 4-10 為臺灣在雙邊商品貿易額權重(W_{TV})設定下的外溢效應，其中以對新加坡與香港的外溢效應為最高，分別為 0.0007 與 0.0006，主因為臺灣與這兩個地區互為重要的貿易夥伴，彼此之間藉由貿易關係所建立的連結較強。當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，新加坡與香港的貨櫃吞吐量會分別增加約 22,851 與 13,663 個 TEU。其他臺灣主要貿易夥伴，如中國、日本與美國也有相對較高的外溢效應，當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，貨櫃吞吐量會分別增加約 107,277、12,714 與 16,095 個 TEU。

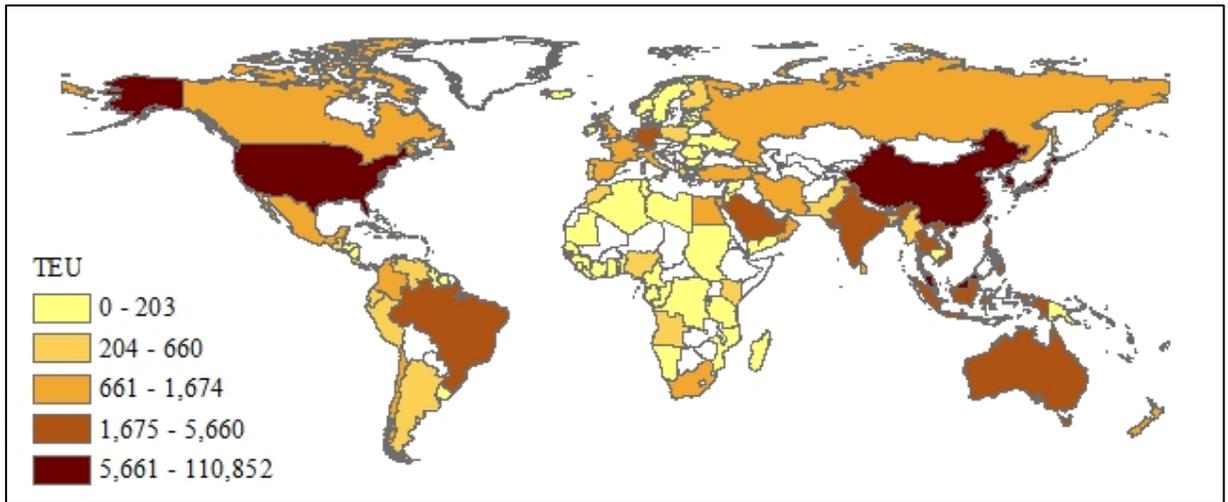


圖 4-10、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－臺灣

圖 4-11 為臺灣在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})設定下的外溢效應，其中以薩摩亞、紐西蘭等大洋洲國家的外溢效應為最高，分別為 0.0015 與 0.0014。雖這些國家並未與臺灣有密切的定期航運連結，但臺灣對於這些國家來說是已經是連通性相對較高的地區，導致臺灣的連通性增加，會使這些國家的吞吐量有較大程度的影響。當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述兩國的貨櫃吞吐量會分別增加約 38 與 4,204 個 TEU。其他與臺灣有高度連結的國家，如中國、美國、日本、韓國與澳洲等，外溢效應約為 0.001，根據各國貨櫃吞吐量的多寡，當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，各國的貨櫃吞吐量會增加約 8,903 至 203,322 個 TEU。

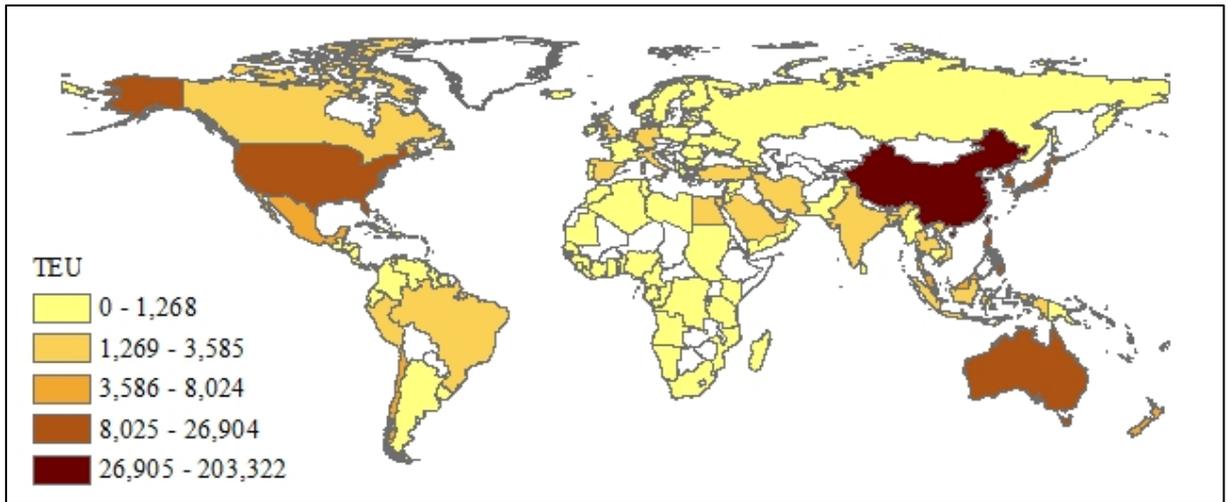


圖 4-11、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－臺灣

臺灣因受到在國際政治舞台的限制，導致簽署的貿易協定甚少，僅有紐西蘭、新加坡、尼加拉瓜、瓜地馬拉、薩爾瓦多、宏都拉斯、巴拿馬等國。在雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})設定下的外溢效應，以紐西蘭與新加坡為最高，分別為 0.0009 與 0.0006，當臺灣的定期航運連通性指數提升一個單位時，貨櫃吞吐量會分別增加約 2,892 與 19,578 個 TEU。

4.4.2 個案探討－韓國

韓國的產業型態與臺灣相近，近年來一直被當作與臺灣比較的對象，因此本研究針對韓國的外溢效應做個別探討。圖 4-12 為韓國在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})設定下的外溢效應，其中以對中國與日本等國家的外溢效應為最高，分別為 0.004、0.0033。當韓國的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述中國與日本的貨櫃吞吐量會分別增加約 709,367 與 68,316 個 TEU。由此可知臺灣與韓國在地理距離的空間關聯下，皆與中國透過航線而產生緊密的連結。

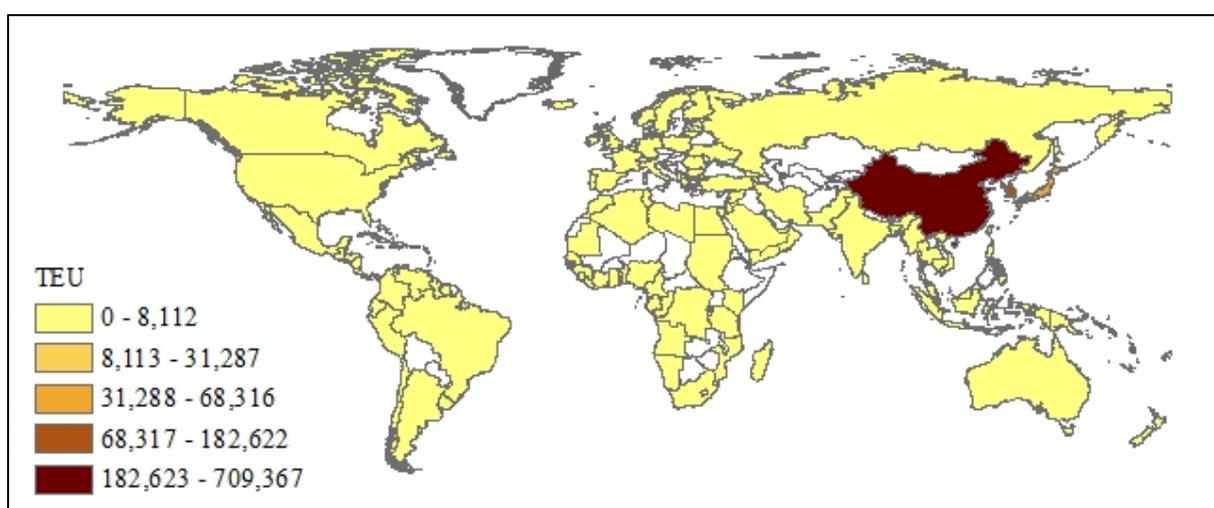


圖 4-12、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－韓國

圖 4-13 為韓國在雙邊商品貿易額權重(W_{TV})設定下的外溢效應，其分布與圖 4-10 相似度極高，顯示韓國與臺灣在貿易對象上有高度的重疊。韓國對新加坡與香港的外溢效應為皆為 0.0008，與臺灣的情形相近，當韓國的定期航運連通性指數提升一個單位時，新加坡與香港的貨櫃吞吐量會分別增加約 25,021 與 17,445 個 TEU。其他韓國的主要貿易夥伴，如中國、日本與美國也有相對較高的外溢效應，當韓國的定期航運連通性指數提升一個單位時，貨櫃吞吐量會分別增加約 173,128、18,868 與 28,242 個 TEU。整體而言增加的幅度稍高於臺灣，代表韓國的定期航運產業在對外的交互作用中與臺灣接近但略勝一籌。

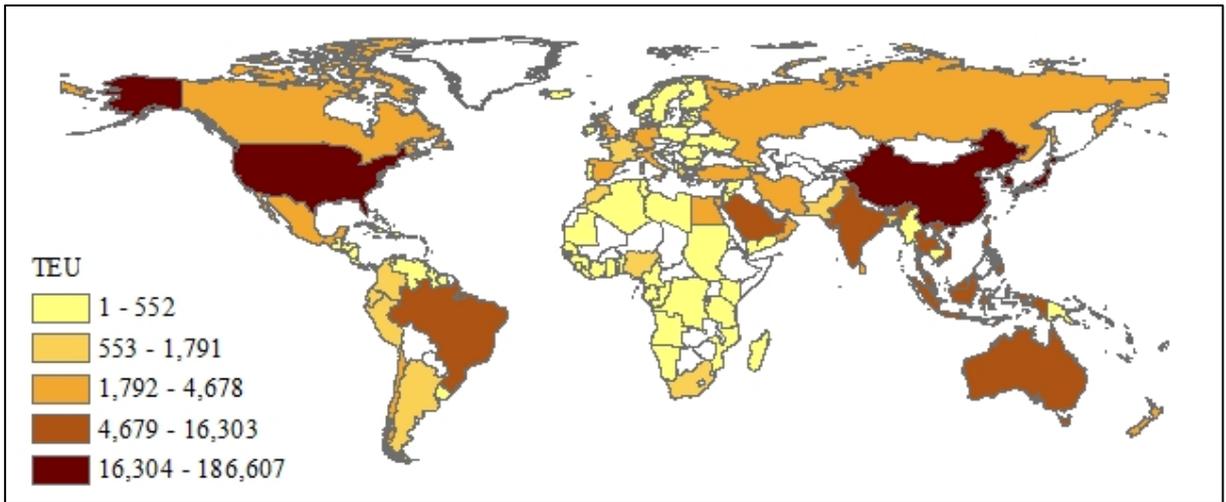


圖 4-13、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－韓國

圖 4-14 為韓國在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})設定下的外溢效應，韓國除了因與其主要貿易夥伴中國、美國與日本有密集的航運連結而產生較高外溢效應，與臺灣的高科技產業在關鍵零組件有互補的作用，以及與德國在汽車產業與機電製品的貿易熱絡，因此對臺灣與德國也有較高的外溢效應。當韓國的定期航運連通性指數提升一個單位時，臺灣與德國的貨櫃吞吐量會增加約 27,895 至 31,446 個 TEU。

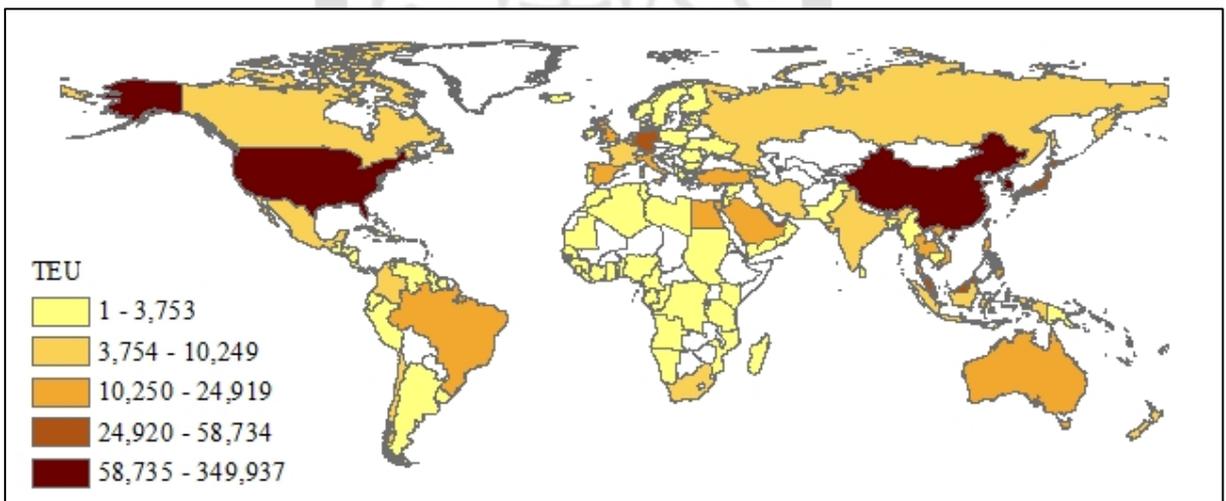


圖 4-14、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－韓國

圖 4-15 為韓國在雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})設定下的外溢效應，韓國簽訂的貿易協定數量與臺灣有很大的差異，且其協定夥伴涵蓋歐盟、北美自由貿易區與東協等經濟核心地區，在貿易上的自由度與優惠明顯優於臺灣。其中韓國對東協的外溢效應為 0.0011；對北美自由貿易區為 0.0006；對歐盟為 0.0002。當韓國的定期航運連通性指數提升一個單位時，東協國家的貨櫃吞吐量平均會增加約 13,552 個 TEU；北美自由貿易區的吞吐量平均會增加約 16,064 個 TEU；歐盟的吞吐量平均會增加約 927 個 TEU。

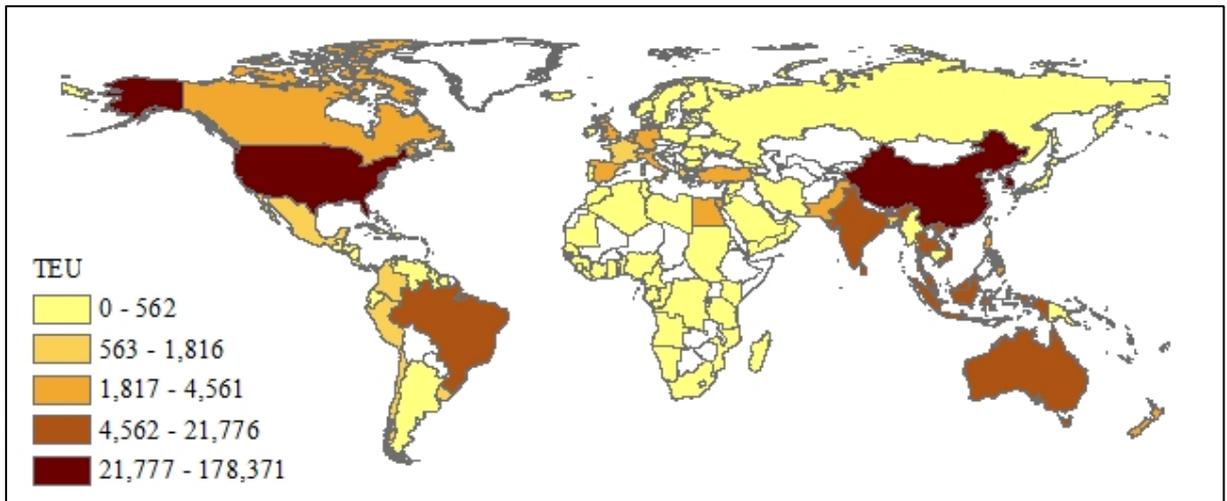


圖 4-15、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應－韓國

4.4.3 個案探討－中國

中國作為 2018 年世界出口第一大國與進口第二大國，其貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數皆為全球第一高，其出口導向的性質值得進一步的探討。圖 4-16 為中國在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})設定下的外溢效應，其中以對韓國、日本與臺灣等鄰近的高度經濟發展國家與地區的外溢效應為最高，分別為 0.0043、0.0024、0.0023。當中國的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述三國的貨櫃吞吐量會分別增加約 103,296、49,150 與 32,977 個 TEU，對其他國家的外溢效應大致隨著距離的增加逐漸遞減。

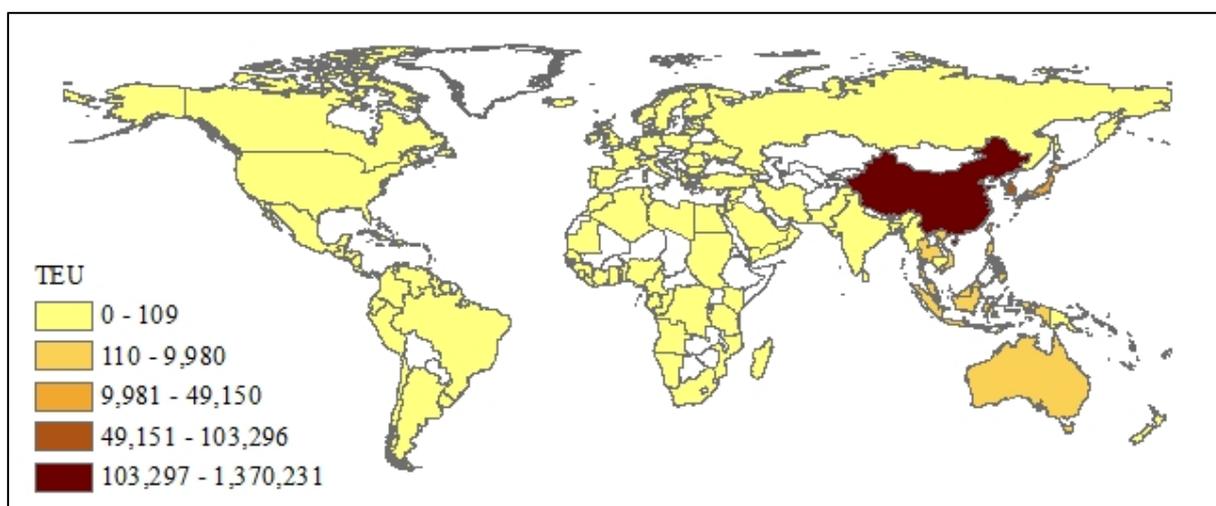


圖 4-16、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－中國

圖 4-17 為中國在雙邊商品貿易額權重(W_{TV})設定下的外溢效應，值得注意的是，中國對剛果民主共和國、安哥拉、剛果共和國、吉布地與甘比亞等非洲國家有較高的外溢效應，約為 0.0035 至 0.0037，主因是中國作為非洲國家最大的貿易夥伴，近年來對非洲的大量投資與經濟合作，促使中非兩地的貿易活動越來越頻繁且成長快速，直接導致兩個地區之間藉由因貿易關係建立較為緊密的連結。由於這些非洲國家的貨櫃吞吐量相對較小，因此當中國的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述非洲國家的貨櫃吞吐量只會分別會增加約 227

至 2,975 個 TEU。另外中國的最大貿易夥伴美國也有相對較高的外溢效應，當中國的定期航運連通性指數提升一個單位時，美國的貨櫃吞吐量分別會增加約為 113,119 個 TEU。

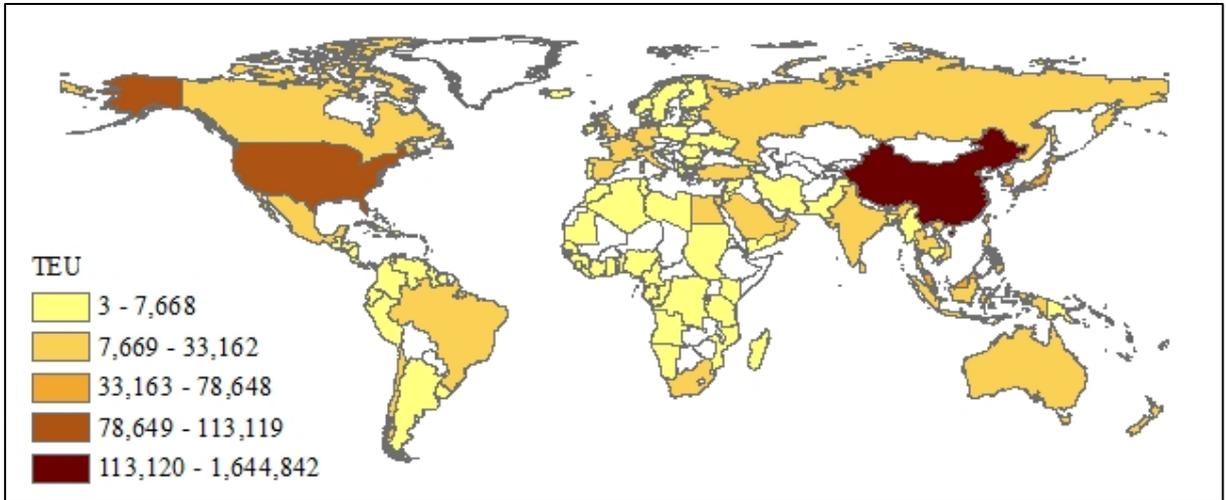


圖 4-17、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應－中國

圖 4-18 為中國在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})設定下的外溢效應，由於中國是全球定期航運產業規模最大的國家，因此對於世界各國的外溢效應普遍呈現較高的分布，顯示中國在全球定期航運產業中的巨大影響力，其中以對東協、臺灣、日本、韓國、香港與美國等主要貿易夥伴的外溢效應為最高，約為 0.002。當中國的定期航運連通性指數提升一個單位時，上述國家的貨櫃吞吐量會增加約 30,665 至 93,005 個 TEU。

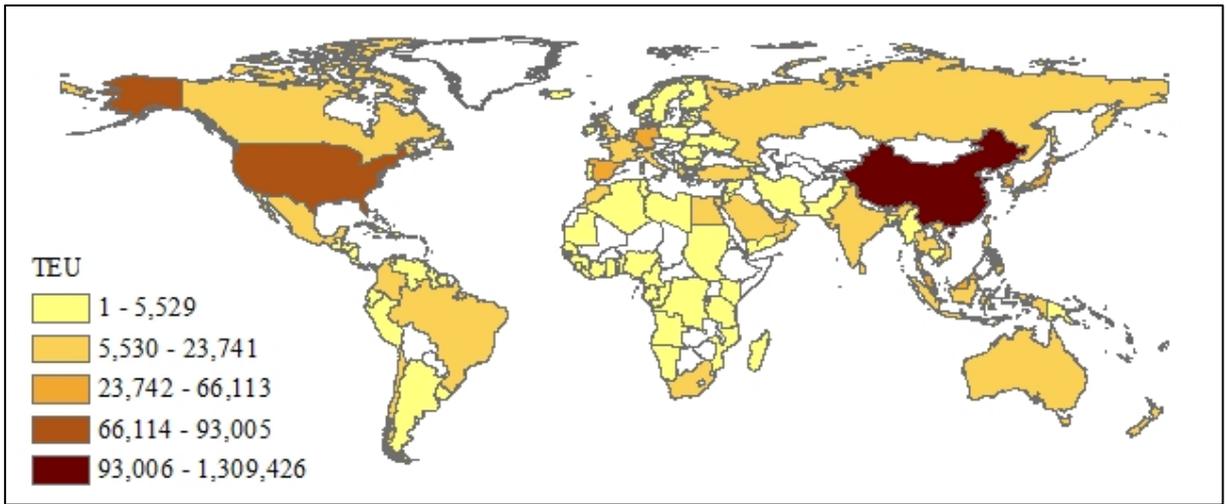


圖 4-18、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應－中國

圖 4-19 為中國在雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})設定下的外溢效應，中國的貿易協定夥伴主要以東協、印度與澳洲為主，其中與東協十國的自由貿易區於 2010 年生效，加強了雙邊的貿易合作。中國對東協國家的外溢效應平均為 0.001，當中國的定期航運連通性指數提升一個單位時，東協國家的貨櫃吞吐量平均會增加約 12,389 個 TEU。

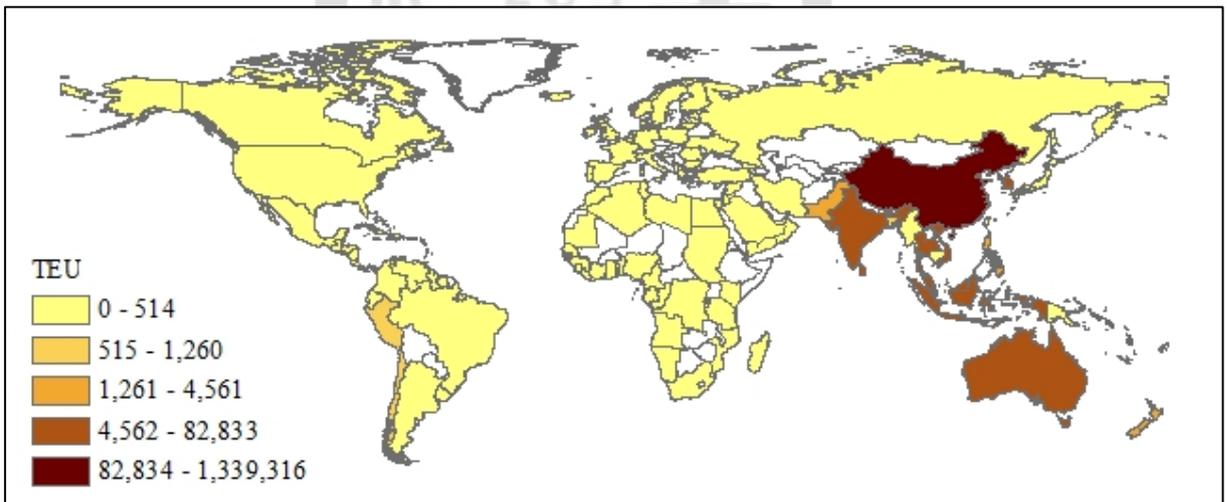


圖 4-19、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應－中國

4.4.4 個案探討－美國

美國與中國在進出口的排名恰好相反，美國在 2018 年是世界出口第二大國與進口第一大國，其貨櫃吞吐量為全球第二高，是美洲地區定期航運服務供需最大的國家。圖 4-20 為美國在雙邊海上航行距離權重(W_{SD})設定下的外溢效應，由於其特殊的地理位置，導致其外溢效應僅傳遞至加拿大；南方的墨西哥並非不會受到美國的影響，而是相較於美國而言，中南美洲的國家與其距離更近，影響也更為顯著。美國對加拿大的外溢效應為 0.005，當美國的定期航運連通性指數提升一個單位時，加拿大的貨櫃吞吐量會增加約 27,057 個 TEU。

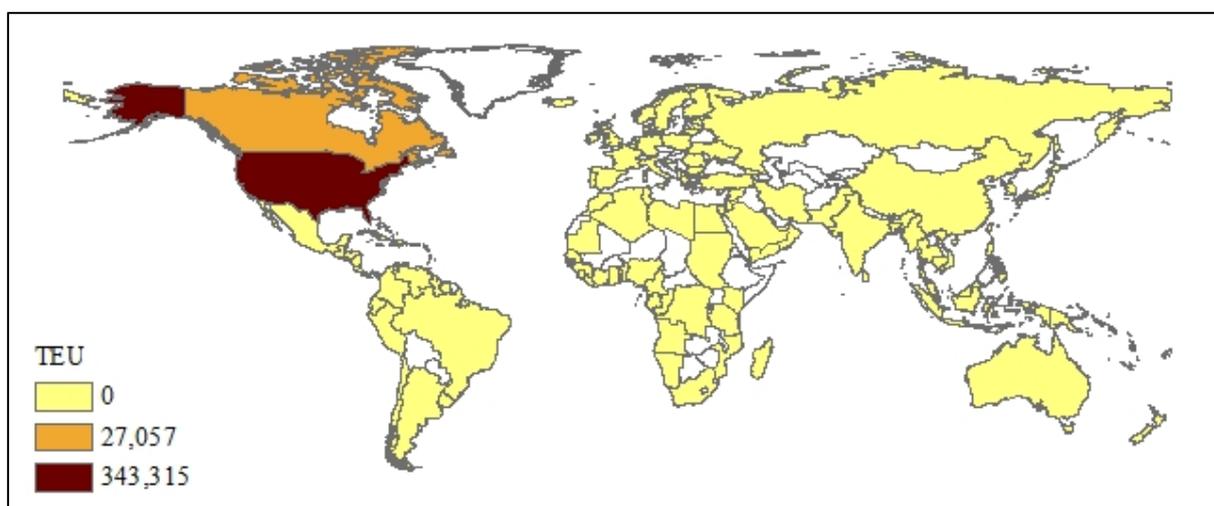


圖 4-20、雙邊海上航行距離矩陣的空間外溢效應－美國

圖 4-21 為美國在雙邊商品貿易額權重(W_{TV})設定下的外溢效應，其中較高的外溢效應主要聚集在美洲地區，尤其是同樣屬於北美自由貿易區(NAFTA)的加拿大與墨西哥，外溢效應分別為 0.005 與 0.0049，當美國的定期航運連通性指數提升一個單位時，加拿大與墨西哥的貨櫃吞吐量分別會增加約 26,908 與 24,188 個 TEU；其餘的中南美洲國家亦與美國有較為緊密的貿易關係，貨櫃吞吐量平均會增加約 8,733 個 TEU；而美國的最大貿易夥伴中國則會增加約 456,961 個 TEU。

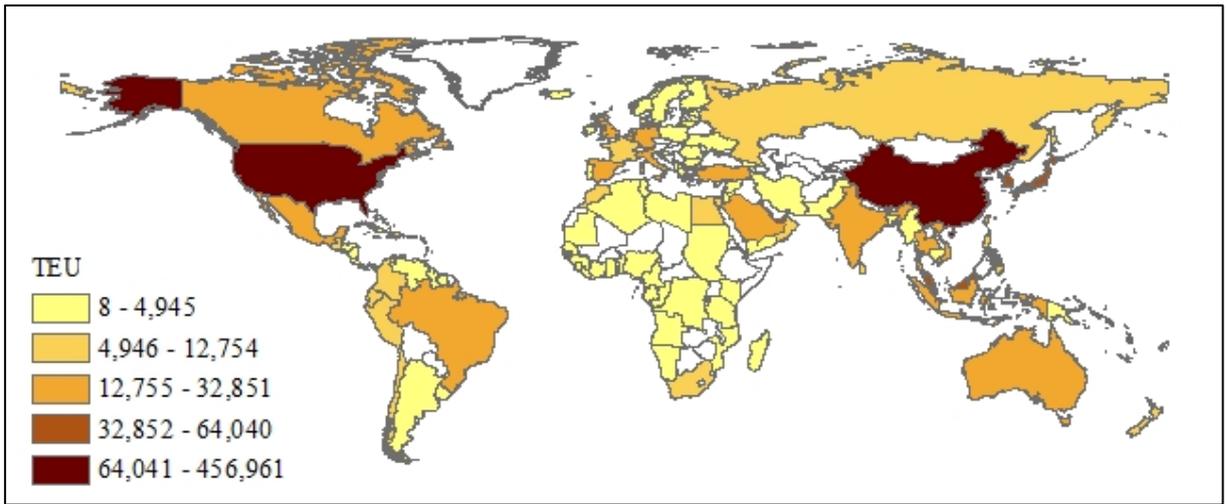


圖 4-21、雙邊商品貿易額矩陣的空間外溢效應—美國

圖 4-22 為美國在雙邊定期航運連通性權重矩陣(W_{LSBCI})設定下的外溢效應，其分布大致與圖 4-21 相似，美國主要的貿易對象以北美自由貿易區、西歐與東亞為主，導致這些國家與美國的航運連接相對密集。美國作為世界第一進口大國，當美國的需求產生波動時，這些地區受到的影響也較為直接。當美國的定期航運連通性指數提升一個單位時，歐洲國家的貨櫃吞吐量平均會增加約 9,213 個 TEU；亞洲國家平均會增加約 28,491 個 TEU；北美國家平均會增加約 7,846 個 TEU。

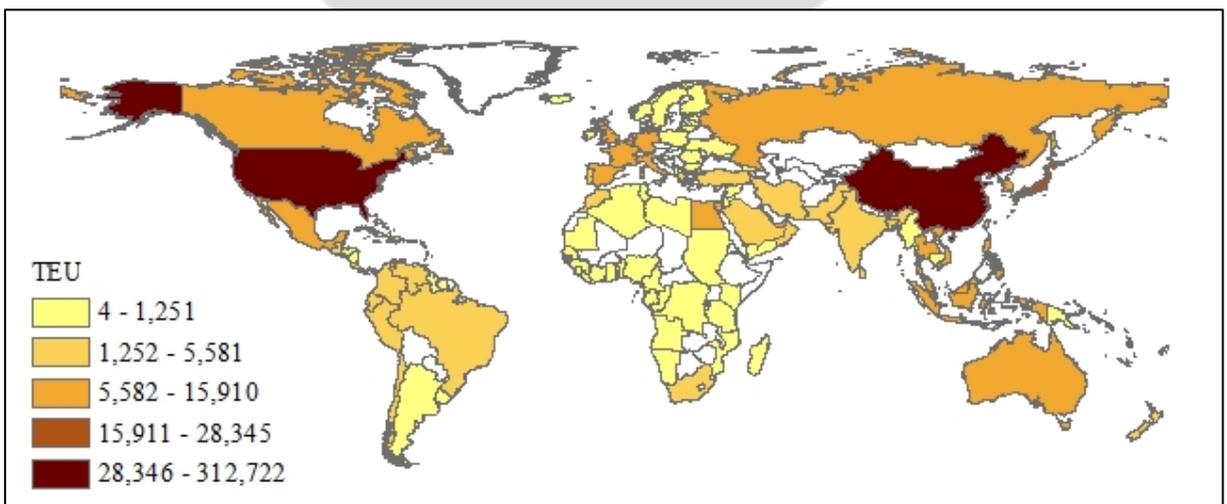


圖 4-22、雙邊定期航運連通性矩陣的空間外溢效應—美國

圖 4-23 為美國在雙邊貿易協定權重(W_{BFTA})設定下的外溢效應，美國的貿易協定夥伴主要以美洲國家為主，另外在 2004 年與美國簽訂自由貿易協定的澳洲也具有較高的外溢效應。美國對其貿易協定夥伴的外溢效應平均為 0.0006，當美國的定期航運連通性指數提升一個單位時，其貿易協定夥伴的貨櫃吞吐量平均會增加約 2,807 個 TEU。

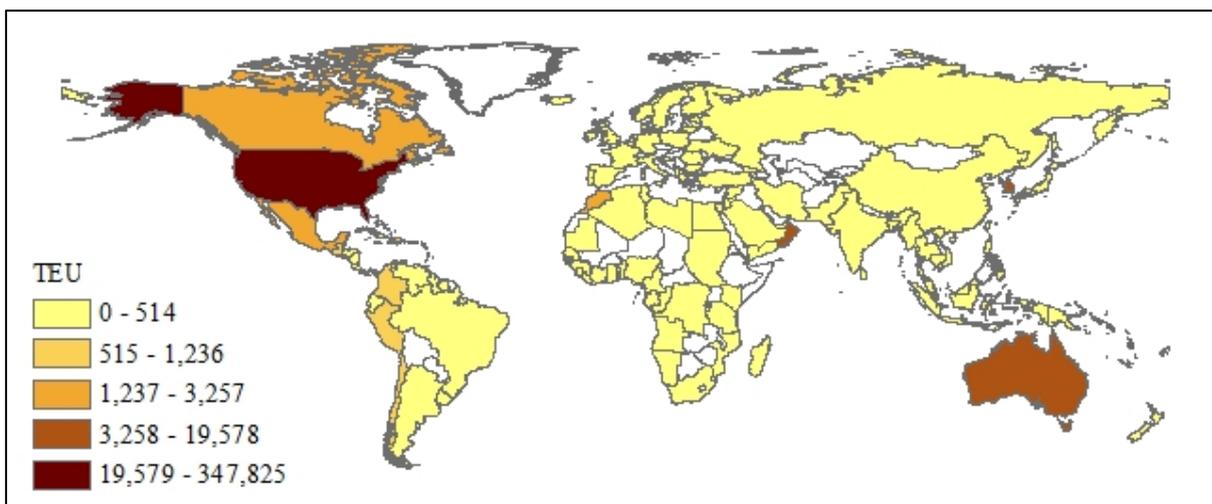


圖 4-23、雙邊貿易協定矩陣的空間外溢效應—美國

第五章 結論與建議

本研究認為定期航運作為國際貨物運輸的主要方式，造就國家之間的密集連結，因此探索國與國之間的空間交互作用對於產業發展而言是一項重要的課題。藉由測量空間相依性與空間外溢效應，可以有效量化兩國之間相互影響的程度，將原本抽象的空間關聯概念以數學模型的方式具體呈現。本研究發現透過分析一國定期航運產業的表現，可以發展出貿易與運輸未來的開發趨勢。

5.1 結論

本研究應用 UNCTAD 每年更新的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數做為國家定期航運產業的表現。之後分別對吞吐量與連通性進行空間資料分析，驗證兩者皆具有空間相依性，之後建立空間計量經濟模型進一步探討空間交互作用與空間外溢效應，歸納出以下結論：

藉由全域型空間自相關的 Moran's I 檢定方法，發現各沿海國家的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數在雙邊海上航行距離(W_{SD})、雙邊貿易額(W_{TV})、雙邊定期航運連通性指數(W_{LSBCI})與雙邊自由貿易協定(W_{BFTA})等空間關聯的設定下呈現聚集的分佈形態，表示各國的定期航運產業指標與其鄰近國家、主要貿易夥伴、航運高度連結國家與貿易協定夥伴具有相同的水平。進一步使用區域型空間自相關的方法檢定群聚所在的區位，可以發現北美洲、西歐與東亞地區在各種空間關聯的設定下皆為高定期航運產業表現水平的聚集區域(HH)，相對的非洲與中南美洲地區則屬於低水平的空間離散型態(LH)，由此可知定期航運產業表現的群聚分佈與各國的經濟發展情況息息相關。當定期航運表現水平高的國家在區域上群聚時可被視為未來區域繁榮的必要條件，因為此時將產生一種正向回饋循環(Positive Feedback Loop)，當越多國家形成區域上的群聚，表

示該區域有更多的貨物流通，這將會使政府與航商致力於提供充足的運輸與港口服務並提升效率，作為持續帶動區域經濟發展的動力。

透過建立簡單線性迴歸進行貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數的迴歸分析，結果說明吞吐量與連通性之間存在顯著的正相關，模型的配適度指標 SC 值為 468.299。然而模型的誤差項經空間自相關檢驗後證實存在空間相依性，須藉由能夠處理空間效應的空間計量經濟模型加以消除。本研究建立使用橫截面資料與雙邊海上航行距離(W_{SD})、雙邊貿易額(W_{TV})、雙邊定期航運連通性指數(W_{LSBCI})與雙邊自由貿易協定(W_{BFTA})等空間矩陣設定的空間落遲模型、空間自變數落遲模型與空間 Durbin 模型，藉由在模型中加入貨櫃吞吐量或定期航運連通性指數的空間落遲變數，考量各國定期航運產業之間的空間效應，得到比簡單線性迴歸模型更佳的模型配適度，並發現模型中存在顯著的正向外溢效應，表示鄰近國家(W_{SD})、主要貿易夥伴(W_{TV})、航運高度連結國家(W_{LSBCI})與貿易協定夥伴(W_{BFTA})的定期航運表現與本國的表現為正相關，呈現各國產業互利的現象。藉由使用追蹤資料進行空間計量經濟模型的校估，本研究在四種空間矩陣設定下的空間落遲模型、空間自變數落遲模型與空間 Durbin 模型皆得到比使用橫截面資料的模型更佳的模型配適度，顯示在加入空間落遲變數考量空間交互作用的同時，時間變動的因素也是影響模型分析結果的重要因素。

在使用追蹤資料的空間計量經濟模型估計結果中，顯著且正向的空間落遲係數 ρ 與 λ 對於空間外溢效應的計算相當有利，本研究根據模型的配適度，選擇在各種空間權重矩陣的設定下表現最佳的模型分別計算直接效果與間接效果。在四個矩陣的設定下，四個模型的直接效果區間約為 0.006 至 0.007，彼此的差距極小，顯示當本國的定期航運連通性指數增加一個單位時，本國的貨櫃吞吐量之自然對數會增加 0.006 至 0.007 個單位；而四個模型的間接效果區間則為 0.012 至 0.02，顯示當本國的定期航運連通性指數增加一個單位時，其鄰近國家、主要貿易夥伴、航運高度連結國家與貿易協定夥伴的貨櫃吞吐量之自然對

數會增加 0.018 至 0.02 個單位。間接效果的數值明顯大於直接效果，表示本國定期航運連通性指數的變動，對他國的影響大於對本國的影響。這樣的結果將促使定期航運產業的經營者更多的去關注那些對本國傳遞外溢效應的國家以及連通性的變化。而在四個模型中的間接效果以 W_{LSBCI} 矩陣的模型為最高，說明了在 Tobler 的地理學第一定律中所強調的距離影響因素並非影響貨櫃吞吐量的絕對原因，在本研究設定的空間關聯中，當兩國間的航運高度連結時所傳遞的影響更甚於距離。最後本研究使用 2018 年臺灣的貨櫃吞吐量對模型的估計精確度進行驗證，使用雙邊海上航行距離 (W_{SD}) 的模型可解釋約 48.14% 的變異量；雙邊貿易額 (W_{TV}) 的模型可解釋約 46.06%；雙邊定期航運連通性指數 (W_{LSBCI}) 的模型可解釋約 36.09%；雙邊自由貿易協定 (W_{BFTA}) 的模型可解釋約 28.5%。然而臺灣只是 138 個分析的國家之一，因此模型的估計精確度尚有可討論與加強之處。

5.2 研究貢獻

針對本研究對 138 個沿海國家與地區的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數進行空間相依性的分析結果，學術之貢獻主要為使用多種不同的空間權重矩陣定義空間關聯，以及建立同時考慮空間與時間的空間追蹤資料迴歸模型；實務貢獻則為將研究分析結果與國家發展定期航運策略的實際狀況進行結合。

5.2.1 學術貢獻

本研究相較於先前計算空間外溢效應的文獻，更多的使用不同的空間權重矩陣，尤其是社經關聯基準的矩陣。在全球化的背景下距離的影響已逐漸降低，進而更加重視兩地之間的經濟活動連結。透過比較在不同的空間關聯中的空間相依性與外溢效應程度，亦可從各種不同的觀點去分析變數的群聚現象與外溢效應所造成的影響，避免過分強調單一關聯對事物本身的影響。

本研究同時使用橫截面資料與追蹤資料建立空間計量經濟模型，並透過配適度指標證實使用追蹤資料的模型相較於使用橫截面資料的模型有較好的配適度，且改善幅度相當顯著。根據本研究的分析結果，可以發現在進行計量分析時，除了要考慮個體之間的空間交互作用，納入時間的變動所造成的影響也能夠提升模型的估計效率。若使用追蹤資料的模型有較好的估計結果，也能間接表示分析的資料在採用的時間範圍內的變異是相對平穩的，當每個橫截面在不同的時間序列上的變異過大或是資料缺值過多時，有可能會造成追蹤資料模型的配適度低於橫截面模型的情況。

在空間資料分析的流程中，最常見的做法是先進行簡單線性迴歸模型的估計，接著進行空間自相關分析確認變數存在顯著的空間相依性，再建立空間計量經濟模型並檢定模型的配適度是否優於簡單線性迴歸模型。本研究在這樣的基本流程下多加入一個步驟，即在簡單線性迴歸模型的估計後檢定其殘差項是否存在顯著的空間相依性，當模型的誤差項存在空間相依性時，可以藉由空間計量經濟模型在模型中加入空間落遲變數的方式來加以消除。因此除了檢定變數的空間相依性，檢定模型誤差項的步驟亦可作為是否建立空間計量經濟模型的重要依據之一。

5.2.2 實務貢獻

本研究透過空間資料分析方法與空間計量經濟模型實證國家的定期航運產業之間存在顯著的正向外溢效應，並參考 Merkel (2017) 指出正向的外溢效應可視為個體之間互補作用的論述，本研究的分析結果可應用至定期航運產業的實務分析與策略制定。在各國的港口以貨櫃吞吐量的多寡競爭港口的全球排名順位時，藉由外溢效應的傳遞，各國的定期航運產業其實也存在一定程度的互補與互利關係。貨物的流動涉及至少兩個以上的地點之間的交流，因此單一國家的貨物成長必定與其他國家存在相關性，且在全球貨櫃吞吐量持續穩定成長的大環境下，各國的定期航運產業整體而言仍是朝向共榮共存的方向前進。本研究在各種不同的空間關聯下，皆證實各國的定期航運產業存在顯著的正相關，再次強調了全球定期航運產業存在互利的發展趨勢。

藉由測量不同空間關聯設定下的外溢效應，本研究得到的結果可以明確指出任兩個國家的定期航運產業之間會多大程度的互相影響。該結果可以作為政府或航商的重要參考資訊，檢視現階段的市場情況以及與他國的互動關係，掌握哪些國家對本國有較大程度的影響。例如近期全球經濟最大的潛在危機—中美貿易戰，使全球的貿易動態存在許多的不確定性，本研究的結果可模擬若因提高關稅導致的貿易流量變動，可能會對特定國家航運市場帶來的波動；亦可找尋出口替代商品的潛在合作對象，制定策略加強與該國的合作，透過提升與他國的連通性達到增加貨物流動、開拓新市場與滿足國內需求等目的。

本研究透過空間計量經濟模型的分析得知定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量為正相關，且鄰近國家的連通性亦會影響本國的吞吐量。連通性的高低取決於航商在該國的經營規模與該國的港埠設施的質量(Hoffmann et al., 2017)，因此港埠管理單位有必要檢視現有資源的配置情形，並且關注與本國相關的其他國家在港口建設與航線布局的相關動態，創造可能的合作機會，並制定長期

的發展與投資策略。例如中國近年積極推行的一帶一路政策，若不考量其背後的政治因素，透過加強貿易路線上的港口基礎設施，除了有助於提高港口間的連通性，亦可使沿線國家形成緊密聯繫的自由貿易區域，使貿易與貨物流通更有效率。臺灣近期推動的新南向政策也涵蓋了港口間的合作，與越南的航運公司簽署合作備忘錄，計畫在碼頭營運、國際物流倉儲與航運等層面密切合作，共同開創雙邊的貿易商機。因此以本研究的結果與觀點而言，未來港口間的關係往合作的方向發展是維持航運業持續成長的關鍵。

另外針對航運市場的供給，近年來持續往海運聯盟的方向發展，不利於小型航運公司的生存。而臺灣擁有數家具有國際競爭力的國籍航運公司，政府應依據其在國際貨運市場的表現而提供適當的輔助，以保障本國的定期航運產業有足夠的發展空間，使本土企業成為帶動連通性提升的主要動力，而非依賴外資航運公司支撐國內的貨櫃運輸需求。



5.3 研究限制

本研究透過 UNCTAD 調查公佈的各國貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數，以及運用 ArcGIS 和 STATA 建立空間權重矩陣與空間計量經濟模型，最終實證貨櫃吞吐量計算出各國定期航運產業表現的外溢效應。然而進行定量研究最困難的過程即在於資料的蒐集與整理，UNCTAD 作為聯合國下轄的組織之一，其所公布的數據具有一定程度的公信力與品質，但在各國貨櫃吞吐量數據的部分，難免會遭遇部分國家提供的資料不完全甚至是未提供資料，導致必須使用估計的方式來產生數據，同時也間接導致貨櫃吞吐量的資料完整性與定期航運連通性指數的資料數量有所差異，使研究範圍必須進行調整；而定期航運連通性指數則是屬於第二手資料，其中藉由估計所產生的數值亦不為少數，因此由 UNCTAD 所提供的定期航運產業表現數據具有估計成分為本研究的限制之一。

在空間權重矩陣的設計中，被選取作為空間關聯依據的資料必須具有雙邊性質，因此可以使用的數據相當有限，本研究曾計畫使用國家之間的雙邊貨櫃流量設計空間權重矩陣，但礙於資料取得的困難而難以實行。另外針對雙邊海上距離的空間權重矩陣的設計，由於部分國家的領土廣闊，例如北美洲與俄羅斯等東西兩岸鄰接不同海域的國家，但權重值必須是兩點之間的距離，導致某些國家的海上距離的計算必須進行折衷的調整。而雙邊貿易協定權重的限制在於無法量化協定的效益，因此本研究將每份貿易協定的效益視為相同，此為本研究針對空間權重矩陣的限制。

5.4 未來研究方向

本小節根據本研究對各國的貨櫃吞吐量與定期航運連通性指數進行空間相依性的探討，以及空間計量經濟模型的分析結果，提出未來相關研究可發展之方向做為後續研究者進行參考。

本研究在模型參數的設計上，除了空間落遲變數外，只採用定期航運連通性指數作為單一的自變數，雖然不論在使用橫截面資料或追蹤資料的情況下，由三種空間計量經濟模型與四個空間權重矩陣產生的各種模型組合，所有的分析結果皆顯示定期航運連通性指數與貨櫃吞吐量為正相關，但並不代表連通性是唯一影響吞吐量且具有空間相依性的因素，可能還存在其他也具有空間相依性的變數與吞吐量相關，例如第二級產業 GDP 可以代表該國製造業與工業的發達程度與規模，也能間接反映工業製品的生產數量與貨物出口的多寡；或是將各國的貿易依存度作為自變數，當一國對國際貿易的依賴程度越高時，表示更多的商品進出口數量，與貨櫃吞吐量之間的關係可以被預期為正相關。本研究建議未來可以嘗試比較多個單自變數的空間計量經濟模型的表現，藉此分析不同的變數對於貨櫃吞吐量的影響程度與外溢效應，亦或是建立多變量的模型，藉此提高模型的解釋效力，使估計結果更接近真實的情況。

空間權重矩陣的設計以及被選取作為空間關聯依據的資料很大程度的影響空間資料分析的結果，透過使用多種空間權重矩陣進行分析可以比較不同的空間關聯所產生的外溢效應程度，然而在每個模型中只使用單一的空間關聯有可能會忽略其他空間關聯造成的影響，因此 Case (1991) 提出組合空間權重矩陣的概念，透過逐步法測試各個矩陣在組合矩陣中的佔比，找到一個可以使模型配適度最高的矩陣組合比例。使用組合矩陣雖可提升模型的配適度，但將無法比較不同矩陣的外溢效應。因此使用多個單矩陣的模型進行比較或是使用組合矩陣模型，將取決於該研究動機與目的。

根據先前文獻的論述，運輸連通性的概念已經得到很大的關注，也被視為影響運輸流量、時間與成本的重要因素。除了本研究所使用的定期航運連通性，Arvis (2011)也在航空運輸領域引入連通性的概念，考量到航空貨物運輸在近年持續的成長，且運送的貨物大多具有較高的商品價值，在未來的研究中若能結合多種跨國貨物運輸方式的連通性，形成複合的國際貿易貨物運輸連通性，此時分析的對象將不再侷限於單一運輸方式的貨物，而是可以更大程度的涵蓋所有的國際貿易貨物，這樣的分析結果對於各國的貿易發展策略會是具有參考價值的重要資訊。



參考文獻

中文部分

1. 張有恆(2013)。現代運輸學(三版)。臺北市：華泰文化。
2. 林光、張志清(2014)。航業經營與管理(八版)。臺北市：航貿文化。
3. 溫在弘(2015)。空間分析：方法與應用。臺北市：雙葉書廊。

英文部分

1. Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
2. Anselin, L. (2001). Spatial econometrics. *A Companion to Theoretical Econometrics* (pp. 310-330). John Wiley & Sons.
3. Anselin, L. (2013). *Spatial econometrics: Methods and models* (vol. 4). Springer Science & Business Media.
4. Anselin, L., & Hudak, S. (1992). Spatial econometrics in practice: A review of software options. *Regional Science and Urban Economics*, 22(3), 509-536.
5. Anselin, L., Le Gallo, J., & Jayet, H. (2008). Spatial panel econometrics. *The Econometrics of Panel Data* (pp. 625-660). Springer.
6. Anselin, L., & Rey, S. (2008). *Spatial econometrics: Foundations*. Unpublished manuscript.
7. APEC. (2010). *The economic impact of enhanced multimodal connectivity in the APEC region*.
8. Arvis, J. F., & Shepherd, B. (2011). *The air connectivity index: measuring integration in the global air transport network*. World Bank.

9. Arvis, J. F., Saslavsky, D., Ojala, L., Shepherd, B., Busch, C., & Raj, A. (2014). *Connecting to compete 2014: Trade logistics in the global economy*. World Bank.
10. Arvis, J. F., Shepherd, B., Duval, Y., & Utoktham, C. (2013). *Trade costs and development: A new data set*. World Bank.
11. Arvis, J. F., & Shepherd, B. (2016). Measuring connectivity in a globally networked industry: The case of air transport. *The World Economy*, 39(3), 369-385.
12. Aten, B. H. (1997). Does space matter? International comparisons of the prices of tradables and nontradables. *International Regional Science Review*, 20(1-2), 35-52.
13. Bartholdi, J. J., Jarumaneeroj, P., & Ramudhin, A. (2016). A new connectivity index for container ports. *Maritime Economics & Logistics*, 18(3), 231-249.
14. Baumont, C., Ertur, C., & Le Gallo, J. (2001). *A spatial econometric analysis of geographic spillovers and growth for european regions, 1980-1995*.
15. Behar, A., & Manners, P. (2008). *Logistics and exports*. Oxford University.
16. Bertoli, S., Goujon, M., & Santoni, O. (2016). *The CERDI-seadistance database*. CERDI.
17. Bottasso, A., Conti, M., Ferrari, C., & Tei, A. (2014). Ports and regional development: a spatial analysis on a panel of European regions. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 65, 44-55.
18. Calatayud, A., Mangan, J., & Palacin, R. (2017). Connectivity to international markets: A multi-layered network approach. *Journal of Transport Geography*, 61, 61-71.
19. Case, A. C. (1991). Spatial patterns in household demand. *Journal of the Econometric Society*, 953-965.

20. Case, A. C., Rosen, H. S., & Hines Jr, J. R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52(3), 285-307.
21. Chou, C. C., Chu, C. W., & Liang, G. S. (2008). A modified regression model for forecasting the volumes of Taiwan's import containers. *Mathematical and Computer Modelling*, 47(9-10), 797-807.
22. Cliff, A. D. & Ord, J. K. (1973). *Spatial autocorrelation*. Pion.
23. Cohen, J., & Monaco, K. (2008). Ports and highways infrastructure: An analysis of intra-and interstate spillovers. *International Regional Science Review*, 31(3), 257-274.
24. Cohen, J. P., & Paul, C. J. M. (2004). Public infrastructure investment, interstate spatial spillovers, and manufacturing costs. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 551-560.
25. Conley, T. G., & Ligon, E. (2002). Economic distance and cross-country spillovers. *Journal of Economic Growth*, 7(2), 157-187.
26. Conley, T. G., & Topa, G. (2002). Socio-economic distance and spatial patterns in unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, 17(4), 303-327.
27. Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
28. Elhorst, J. P. (2014). Spatial panel data models. *Spatial Econometrics* (pp. 37-93). Springer.
29. Fischer, M. M., & Getis, A. (2009). *Handbook of applied spatial analysis: Software tools, methods and applications*. Springer Science & Business Media.

30. Florax, R. J., & Rey, S. (1995). The impacts of misspecified spatial interaction in linear regression models. *New Directions in Spatial Econometrics* (pp. 111-135). Springer.
31. Fugazza, M., & Hoffmann, J. (2017). Liner shipping connectivity as determinant of trade. *Journal of Shipping and Trade*, 2(1).
32. Geary, R. C. (1954). The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician*, 5(3), 115-146.
33. Getis, A., & Aldstadt, J. (2004). Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geographical Analysis*, 36(2), 90-104.
34. Getis, A., & Ord, J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*, 24(3), 189-206.
35. Gosasang, V., Chandraprakaikul, W., & Kiattisin, S. (2011). A comparison of traditional and neural networks forecasting techniques for container throughput at Bangkok port. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 27(3), 463-482.
36. Griffith, D. A. (1995). Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models. *Practical Handbook of Spatial Statistics*. CRC Press.
37. Guerrero, D., Grasland, C., & Ducruet, C. (2015). Explaining international trade flows with shipping-based distances. *Maritime Networks: Spatial Structures and Time Dynamics* (pp. 303-321).
38. Ho, C. Y., Wang, W., & Yu, J. (2013). Growth spillover through trade: A spatial dynamic panel data approach. *Economics Letters*, 120(3), 450-453.
39. Hoffmann, J. (2012). Corridors of the Sea: An investigation into liner shipping connectivity. *Les Corridors De Transport* (pp. 263-276).
40. Hoffmann, J., & Sirimanne, S. N. (2017). *Review of maritime transport 2017*. UN.

41. Hoffmann, J., & Sirimanne, S. N. (2018). *Review of maritime transport 2018*. UN.
42. Hoffmann, J., Wilmsmeier, G., & Lun, Y. V. (2017). Connecting the world through global shipping networks. *Journal of Shipping and Trade*, 2(2).
43. Hsiao, C. (2005). Why panel data? *The Singapore Economic Review*, 50(2), 143-154.
44. Jiang, J., Lee, L. H., Chew, E. P., & Gan, C. C. (2015). Port connectivity study: An analysis framework from a global container liner shipping network perspective. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 73, 47-64.
45. Jing, N., & Cai, W. (2010). Analysis on the spatial distribution of logistics industry in the developed East coast area in China. *The Annals of Regional Science*, 45(2), 331-350.
46. Jones, D. A., Farkas, J. L., Bernstein, O., Davis, C. E., Turk, A., Turnquist, M. A., . . . Ostrowski, S. D. (2011). US import/export container flow modeling and disruption analysis. *Research in Transportation Economics*, 32(1), 3-14.
47. Kooijman, S. A. L. M. (1976). Some remarks on the statistical analysis of grids especially with respect to ecology. *Annals of Systems Research* (pp. 113-132). Springer.
48. Lam, W. H., Ng, P. L., Seabrooke, W., & Hui, E. C. (2004). Forecasts and reliability analysis of port cargo throughput in Hong Kong. *Journal of Urban Planning and Development*, 130(3), 133-144.
49. Lee, C. B., Wan, J., Shi, W., & Li, K. (2014). A cross-country study of competitiveness of the shipping industry. *Transport Policy*, 35, 366-376.
50. Lee, T. W., & Lam, S. L. (2015). Container port competition and competitiveness analysis: Asian major ports. *Handbook of Ocean Container Transport Logistics* (pp. 97-136): Springer.

51. LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.
52. Lun, Y. V., & Hoffmann, J. (2016). Connectivity and trade relativity: the case of ASEAN. *Journal of Shipping and Trade*, 1(1).
53. Merkel, A. (2017). Spatial competition and complementarity in European port regions. *Journal of Transport Geography*, 61, 40-47.
54. Márquez – Ramos, L. (2016). Port facilities, regional spillovers and exports: Empirical evidence from Spain. *Papers in Regional Science*, 95(2), 329-351.
55. Moran, P. A. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.
56. Niebuhr, A. (2006). Market access and regional disparities. *The Annals of Regional Science*, 40(2), 313-334.
57. O’Sullivan, D., & Unwin, D. J. (2010). Geographic information analysis and spatial data. *Geographic Information Analysis* (pp. 1-32).
58. OECD. (2017). *Digital connectivity and trade logistics - Getting goods shipped, across the border and delivered*.
59. Openshaw, S. (1977). Optimal zoning systems for spatial interaction models. *Environment and Planning A*, 9(2), 169-184.
60. Rodrigue, J. P., Comtois, C., & Slack, B. (2016). *The geography of transport systems*. Routledge.
61. Seabrooke, W., Hui, E. C., Lam, W. H., & Wong, G. K. (2003). Forecasting cargo growth and regional role of the port of Hong Kong. *Cities*, 20(1), 51-64.
62. Singh, T. (2010). Does international trade cause economic growth? A survey. *The World Economy*, 33(11), 1517-1564.

63. Surugiu, M. R., & Surugiu, C. (2015). International trade, globalization and economic interdependence between European countries: Implications for businesses and marketing framework. *Procedia Economics and Finance*, 32, 131-138.
64. Syafi'i, K. K., & Takebayashi, M. (2005). Forecasting the demand of container throughput in Indonesia. *Memoirs of Construction Engineering Research Institute*, 47.
65. Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(1), 234-240.
66. Tong, T., Yu, T. H. E., Cho, S. H., Jensen, K., & Ugarte, D. D. L. T. (2013). Evaluating the spatial spillover effects of transportation infrastructure on agricultural output across the United States. *Journal of Transport Geography*, 30, 47-55.
67. Veldman, S. J., & Bückmann, E. H. (2003). A model on container port competition: An application for the West European container hub - ports. *Maritime Economics & Logistics*, 5(1), 3-22.
68. Wang, J., Tsai, C. H., & Lin, P. C. (2016). Applying spatial-temporal analysis and retail location theory to public bikes site selection in Taipei. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 94, 45-61.
69. Yu, N., De Jong, M., Storm, S., & Mi, J. (2013). Spatial spillover effects of transport infrastructure: evidence from Chinese regions. *Journal of Transport Geography*, 28, 56-66.
70. Zarzoso, I. M., & Hoffmann, J. (2007). Costes de transporte y conectividad en el comercio internacional entre la Unión Europea y Latinoamérica. *ICE, Revista de Economía*, 834.

網路資源

1. UNCTAD Stat, (2018)
<http://unctadstat.unctad.org/EN/Index.html>
2. WTO Regional Trade Agreements Information System, (2018)
<http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>
3. Excel2Earth 與空間分析，(2018)
<http://excel2earth.blogspot.com/>

