

兩岸房價指數長期關係之研究--以上海、台北為例

An Empirical Study on the Long-run Relationship of Cross-strait Housing price index—Take Shanghai , Taipei for Example

李政峯¹

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

劉美惠²

國立高雄應用科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

nina.liu88@ymail.com

摘要

房地產除了提供居民住的需求，也常被用來做為投資的標的或保值的財貨。上海與台北在亞洲同樣是指標型城市，分屬兩岸標竿大都會，對於兩岸人民起著重要的引領作用，未來兩岸多元交流下將創造的經濟效益尚無法預估，兩岸兩市(上海、台北)房價指數是否具有長期關係？值得探究。

本研究以共整合檢定的方法，探討上海與台北房價指數的長期關係。採用 2000 年第一季至 2014 年第四季資料，首先進行單根檢定確定為非恒定數列，接著透過 Johansen 共整合檢定觀察到兩數列具有一個共整合關係，隱含兩市(上海、台北)房價長期具有均衡關係，最後進行 Granger 因果關係檢定，結果顯示，台北房價對上海房價不具領先效果，而上海房價則有領先台北房價的效果。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、Granger 因果關係。

Key words: Unit Root Test, Co-integration test, Granger Causality.

1. 緒論

1.1 研究背景及動機

2010 年 5 月 1 日以「城市、讓生活更美好」「Better City , Better Life」為主題，41 屆世界博覽會在上海舉辦，共有 256 個國家、地區及組織共襄勝舉，參觀者約有 7,300 萬人，中國在上海世博會總投資金額約 450 億美元，創世博會有史以來最大規模。世博會會場沿著上海市黃浦江兩岸，使得上海的建設成為創新建築的典範，上海市可謂煥然一新，霎那間上海成為全球矚目的城市。繼上海世博會，2010 年 11 月 6 日台北馬上以「彩花、流水、新世界」「River、Flower、New Horizon」為主題，舉辦了台北國際花卉博覽會，展期約有 896 萬多人參觀，總經費達 135.91 億新台幣，展區沿著台北市基隆河岸公園，展期結束部分展區也改為常設參觀園區。此外，本次會展，同時以台北中華民國及北京中國大陸名義參展，並同時懸掛雙方的國旗，為兩岸經濟繁榮創造了美好的發展空間。

兩岸一級城市上海、台北，在同一個年度先後主辦了國際性大型活動，並在同一會展參展，且大力行銷，使城市在國際間能見度大幅提升，兩岸兩市(上海、台北)是亞洲華人地區指標性的大都會，也是經貿往來重要商業匯集區。台灣在 1987 年開放人民赴大陸探親及觀光以來，兩岸人民互動愈來愈頻繁，城市間的交流合作也愈來愈多元。2003 年春節期間台灣航空公司包機直航共計 16 個班次，因為探親、觀光及商貿往來頻繁，兩岸直航市場仍有待開發。

在全球化的熱潮下，經貿漸無國界，尤其兩岸自 1993 年“辜汪會談”後，台灣已逐漸開放大陸投資，兩岸經貿愈來愈密切，據國貿局 2014 年上半年統計資料顯示，台灣進出口貿易大陸都排名第一位(表 1-1)，顯示兩岸經

貿熱絡。2015年東盟自由貿易區將實施，區內至少擁有19億人口，是全球人口最多的自由貿易區，產值預估5.8萬美元（表1-2），繼歐洲、北美後，將成為全球第三大自由貿易區。台商為亞太佈局，是否會到對岸置產，令人好奇？

根據2013年9月中央銀行資料，台灣的房貸及建築貸款餘額再創新高，台北房價仍然居高不下。檢視台灣未來，如人口老化、出生率偏低、年輕族群購屋需求小等因素，房地產市場實無漲價空間。然而，台北市房地產市場從2009年微幅上升之後五都齊揚，政策性如奢移稅、實價登錄課稅等使房價微幅回穩，但多頭仍然存在。由市場總體經濟面觀察台灣此波房地產大漲的可能原因：首先是2007年美國發生次貸危機，造成全球股市及房市崩盤，台灣資金外流趨緩；二是美國發生次貸危機後，持續推出刺激經濟的貨幣量化寬鬆政策，國際熱錢湧向亞洲進入台灣；三是2008年大選後台灣大幅調降遺贈稅從40%降至10%，導致資金回流台灣；四是2008年修正大陸人民來台購買不動產，導致陸資進入；五是台商近年來在大陸投資獲利了結，資金回流；最後可能是台灣經濟一直以出口為導向，長期入超加上國民所得分配不均，財富極中在少數人的手上。如此，資金擁有着把房地產當投資標的，一般民眾又存在預期疑慮，於是，一波一波推升，導致台北房價屢創新高。

大陸自1979年改革開放以來，政策性的促進房地產市場發展，一方面減輕政府分房福利的經濟負擔，一方面藉由地租創造源源不絕的財政收入並帶動經濟成長，因此房價不斷推升。2003年長江流域房價快速升高，在政策性宏觀調控下提高存款準備率8個月內連調3次，至今房價仍居高不下。因此，同樣具有房地產題材的上海市與台北市，一直是兩岸令人矚目的焦點。台北、上海這兩個華人深具情誼的城市，經濟發展在全國一向具領頭羊指標，房市是否持續熱絡？值得探討。

房地產除了提供居住的需求，也常被用來做為投資的標的或保值的財貨，甚至是政策性的經濟策略。鑑於大陸幅員遼闊，為有效觀察兩岸房價長期關係，擬選擇台商經常往返的上海市與台北市為研究標的。且上海與台北在亞洲同樣是指標型城市，分屬兩岸標竿大都會，對於兩岸人民起著重要的引領作用，未來兩岸多元交流下將創造的經濟效益尚無法預估，兩市（上海、台北）房價指數是否具有長期關係？是本研究主要動機。

表 1-1 中華民國進出口貿易國家（地區）名次表

2014/01 - 2014/07

單位：美元

代碼	中文名稱	貿易總額(含復運資料)		
		名次	金額	比重(%)
總計	全球_國別	---	341,477,766,206	100
CN	中國大陸	1	74,735,884,235	21.886
US	美國	2	36,003,548,585	10.543
JP	日本	3	35,727,726,298	10.463
HK	香港	4	24,797,795,040	7.262
SG	新加坡	5	16,504,346,503	4.833
KR	韓國	6	15,757,084,192	4.614
代碼	中文名稱	出口+復出		
		名次	金額	比重(%)
總計	全球_國別	---	180,110,362,217	100
CN	中國大陸	1	47,362,853,953	26.297
US	美國	3	19,799,988,961	10.993
JP	日本	5	11,201,413,358	6.219
HK	香港	2	23,895,616,411	13.267
SG	新加坡	4	11,596,041,777	6.438
KR	韓國	6	7,108,128,809	3.947
代碼	中文名稱	進口+復進		
		名次	金額	比重(%)
總計	全球_國別	---	161,367,403,989	100
CN	中國大陸	1	27,373,030,282	16.963
US	美國	3	16,203,559,624	10.041
JP	日本	2	24,526,312,940	15.199
HK	香港	29	902,178,629	0.559
SG	新加坡	8	4,908,304,726	3.042
KR	韓國	4	8,648,955,383	5.36

資料來源：經濟部國貿局

圖表製作：本研究

表 1-2 中國-東盟自由貿易區簽約國 (2008)

國家	國土面積	人口	國內生產總值
中國	9,640,821	1,338,612,968	43,274
越南	331,690	88,069,000	898
寮國	236,800	6,320,000	54
緬甸	676,578	50,020,000	262
泰國	513,115	63,389,730	2,733
柬埔寨	181,035	13,388,910	113
新加坡	707.1	4,839,400	1,819
馬來西亞	329,847	28,200,000	2,216
菲律賓	300,000	92,226,600	1,669
印尼	1,904,569	230,130,000	5,118
汶萊	5,765	490,000	197
合計		1,915,686,608	58,353
備註	1、國土面積單位：平方千尺。 2、人口統計菲律賓、新加坡為 2007 年，泰國為 2003 年， 中國為 2009 年。 3、國內生產總值單位：億美元，資料年度 2008IMF。		

資料來源：中國國家統計局，中國自由貿易區服務網

圖表製作：本研究

1.2 研究目的

房地產常被喻為「經濟的火車頭」，可帶動內需相關產業的發展，促進經濟成長。隨著兩岸經貿日趨頻繁，資金流動程度漸增，使兩岸經濟連結性程度升高。根據鄭美幸、康信鴻(2002)的研究，台商赴大陸投資對我國房地產景氣為正向影響。基於前述背景與動機，本研究計畫主要目的如下：

- (1)以時間序列模型，分析兩岸(上海市、台北市)房價指數是否具長期關係。
- (2)探討兩岸房價變動因素的相關議題。
- (3)透過實證分析，提供投資或自用者做為置產決策前的參考與投資組合相關配置。

1.3 研究架構

本研究共分五章，內容架構說明如下：

- (1)緒論：旨在說明本研究之背景與動機，並延伸出本研究的目的。
- (2)文獻回顧：將回顧房地產相關文獻包括經貿環境、經濟指標、景氣指標、房價所得比、貨幣與利率等等。
- (3)研究方法：以房地產的相關資料建構實證模型，並說明資料及檢定方法。
- (4)實證分析：將蒐集的房價資料進行實證分析，並對分析結果加以比較。
- (5)結論建議：依據本研究結果提出結論及建議，提供相關單位、投資者或需求者做為參考。

2. 文獻回顧

2.1 房地產變動因素

2.1.1 經貿環境

1991 年台灣成立海基會及陸委會，大陸則成立海協會，做為兩岸協商事務及行政業務窗口，1993 年兩岸兩會首次會談，2002 年兩岸皆加入 WTO 組織，使得台灣對大陸投資與貿易金額快速成長。2010 年 6 月兩岸簽署了「經濟合作架構協議 (Economic Cooperation Framework Agreement, ECFA)」，是未來兩岸經貿合作基礎。

2.1.2 經濟指標

中國國家統計局發布，中國 2013 年國內生產總值約為 568,845 億人民幣，年增率為 7.7%，比上一年度增加約 4.9 萬億人民幣，增加數相當於 1994 年中國全年的國內生產總值。

Feng et al(2010)採用 VECM 模型來分析中國房市循環與經濟因素之間的關係，實證結果發現，房價與經濟變數間具有長期均衡關係，且影響房價因素是取決於近期的經濟變動。

謝煜鴻(2006)，探討影響中國房地產市場價格與總體經濟變數，採用 VAR、ARMA 模型及 ARMAX 模型等進行分析，實證結果發現，前一期的工業增加值年增率會對房價年增率造成影響，且為正向影響，代表景氣上升階段，房價將隨之上漲，房價上漲將刺激景氣向上。

中國經濟持續熱絡，房地產市場從 2000 年實施零首付政策以來，也跟著水漲高，根據上海市統計局統計發布資料顯示 2014 年 8 月房地產開發投資金額比去年同期增長 7%，總金額達到人民幣 1,875.03 億元。2014 年全球景氣持續復甦，台灣也相對受惠，台灣 8 月整體出口與去年 8 月比較成長約 9.63%，進口方面與去年 8 月比較進口成長約 14.07%。

林秋瑾、王健安、張金鶚 (1996)利用因果關係檢定，探討台灣總體經濟對房地產景氣影響之研究，結果發現總體經濟景氣領先房地產景氣。說明了總體經濟與房地產市場可能存在著緊密之關聯性，當經濟蓬勃發展，同時也會增加民間的消費、產業投資等進而促進房地產市場發展。

2.1.3 景氣指標

亞洲銀行預估東盟未來五年經濟將維持 5.5%的成長率，東盟各國也擁有良好的經濟基本面，如擁有 19 億的人口紅利、工資低、沒有國債等，根據亞銀報告，2014 年東盟各國的經濟增長速度將略為回升，主要是因為歐美景氣回溫，東盟各國也都積極改善投資環境，使其經濟成長評比得以提升。台北與上海同屬亞洲華人地區指標城市，未來經濟景氣亦呈現繁榮景象。Gordon de Brouwer(2004)分析 1955-2003 年日本房地產價格及總體經濟季資料結果，日本房地產價格可作為預測景氣循環和民間投資指標，進行 Granger 因果關係測試，房價對落後三期的景氣指標、民間投資和 CPI 等變數的測試結果為顯著。

2.1.4 房價所得比

高房價令一般具住宅需求者望而怯步，然而房價高低會因個人所得及購屋負擔能力不同而有所差別。通常是以房價所得比做為衡量房價是否偏高的基礎，房價所得比(Price and Income Ratio, PIR 值)是指購買一棟房子所需要的年所得，也就是房屋總價，除以家庭年所得；一般都會區的 PIR 值是 3-6 倍，而數值愈高表示購屋痛苦指數愈高。

陳慧敏(1992)研究住宅需求的影響因素，指出住宅價格和家庭所得是二個重要因素，因此，對這二個關係做探討，而發展出衡量「住宅可負擔能力」的研究，即房價與所得比值(PIR)。

陳明吉、蔡怡純、張金鶚(2003)，Hui and Yue(2006)，Chen, Tsai and Chang(2007)於所得與房價的相關研究，雖採不同方法，但都發現房價與所得具有顯著關聯性，並存在長期均衡關係。

Capozza, Hendershott and Mayer (2002)透過房價動態行為的觀察，指出房價會隨著城市發展的不同、所得的差異、人口成長率的快慢和建築成本的高低等而變動，但仍然存在長期均衡的關係。

2.1.5 貨幣與利率

2014 年第 2 季中央銀行公布五大銀行平均放款利率為 2.883%，從 2009 年起銀行基本放款率就一直維持 2.5% 左右的水準，長期低利率，不但給予投資者財務槓桿操作機會，也可能是助長房價不斷推升的原因之一。

Muellbauer and Murphy(1997)針對 1957-1994 之英國房地產房價年資料進行研究，造成 1960 和 1980 年代當地房價及房地產快速成長的原因，結果發現影響當地房價主要因素是所得效果和實質利率的變化，認為 1980 年代英國金融自由化對於當地房地產價格產生推波助瀾的效果。

Schiller (2006)指出芝加哥官員 Richer Rosen 估計如果貸款利率上升一個百分點，下個年度內實質房價將下跌百分之六，若上升約兩個百分點衝擊影響將會是兩倍以上，也就是在一年內房價的下跌幅度將達百分之十五以上。

謝煜鴻(2006)發現，大陸總體經濟變數當中會對房價年增率造成影響的變數之一，有前一期的貨幣供給量年增率，影響方向為負向，代表貨幣供給量增加對房價可能造成負面影響。

洪淑娟、雷立芬(2010)研究台灣中古屋房價、預售屋/新成屋房價和總體經濟的互動關係，實證顯示，貨幣供給額和中古屋房價指數間具有雙向回饋關係。政策性的調降貸款利率或增加貨幣供給量將使投資者可用資金增加，而影響房地產市場

2.2 兩岸房地產發展

2.2.1 台灣

回顧台灣經濟從1966年設立全球第一座加工出口區，1971年起出口貿易蓬勃發展，民間累積了相當的資金，期間遭遇二次石油危機分別是1972年-1974年及1978年-1980年造成人民購屋保值心態，促使房價上漲。1987年-1989年因為巨額貿易順差、外匯管制開放、民間貨幣供給過剩，使得投資風潮興起，俗稱「台灣錢淹腳目」，台灣房地產短期內連漲3倍。之後政府持續打壓房地產，如提高土地公告現值，全面實施容積率等，造成建商搶建，房市供過於求，導致房地產市場長期處於低迷狀態。隨著經濟成長，國民所得增加，金融市場的開放，房地產已從提供居住的需求，逐漸轉為投資標的。因此，房地產市場可能已產生結構性的改變。台灣研究房地產的學者們也可能預見了此一現象，如彭建文、林秋謹、楊雅婷(2004)運用誤差修正模型與結構性改變虛擬變數亦證明國內住宅價格存在結構性轉變。

1997年亞洲金融風暴，2003年全球爆發SARS疫情，2007年又發生美國次貸危機，台灣也受重創，房地產原本就低迷不振此時更是雪上加霜，故政府陸續推動多項房地產利多措施，如1998年1,500億振興建築投資業措施，2000年3,200億優惠房貸及青年購屋貸款，2008年修正大陸人民來台購買不動產辦法，2009年調降遺贈稅、土地贈值稅減半等。直至美國實施貨幣寬鬆政策2010年經濟好轉，加上亞洲經濟表現相較於全球亮眼，兩岸經貿關係也持續改善，因此，熱錢不斷湧入亞洲，台灣房地產又開始持續熱絡，造成台灣房地產的第四波大漲。根據張金鶚(2013)，第四次景氣循環自2003年至2012年之間。(表2-1)

表 2-1 台灣歷年房地產景氣狀況表

期間(年)	事件起源	造成影響	造成結果	政府措施
1972-1974	經濟成長 石油危機	購屋保值 搶購不動產	房價上漲	高樓禁建 融資管制
1978-1780	經濟成長 石油危機	購屋保值 搶購不動產	房價上漲	提高空地稅，台 北市空地限建
1987-1989	經濟熱絡， 貨幣供多， 外匯開放， 熱錢湧入	房地產成 投資標的	房價飆漲 連漲3倍	貸款緊縮，調升 利率，課特別 稅，大量建國宅
1990-1996	提高土地公告現值，全 面實施容積率	建商搶建 成屋供給 過剩	房價下跌	
1997-2007	1997年金融風暴， 2003年SARS 全球疫情，2007年美 國次貸危機	景氣低迷 房市不振	房價下跌景 氣低迷	振興建築投資業 措施，優惠房 貸，青年購屋貸 款
2010-2014	美國經濟好轉，亞洲經 濟亮眼，兩岸關係友好	台資、陸資、外 資湧入， 資金充沛	房價上漲	課徵奢侈稅，實 價登錄，房地合 一

資料來源：國家發展委員會、國泰建設
圖表製作：本研究

2.2.2 大陸

大陸改革開放以前，土地制度採無償、無期限、無流通及行政劃撥，不允許轉讓。住房是由政府無償劃撥土地，投入建造，經行政分配給職工只收取極低租金。1979年改革開放以後，住房制度改革試點實施，確定了住房商品化政策。1980年鄧小平提出房改核心問題一是住宅可商品化，二是租金逐步提高。從此大陸住房政策開始有了極大的轉變，由長期以來住房供給制改為商品房，之後便開始一連串住房商品化改革措施。1998年停止福利分房制度，並且大量興建經濟適用房，刺激許多住房需求。2000年實施零首付政策，使大陸房地產開始高速發展。

2000年大陸房地產開發投資完成金額是4,985.05億元，到2013年大陸房地產開發投資完成金額為86,013.38億元，13年來大陸房地產開發投資完成金額增加超過16倍，2000年房地產竣工面積由25,104.86平方公尺提高到2013年的101,434.99平方公尺，經過13年房地產竣工面積增加了約3倍。大幅改善居民住的問題與住的品質。2009年是大陸房地產興旺的一年，過於熱絡的房市，後續便發佈一連串宏觀調控政策，如國四條，國十一條，新國四條，新國十一條，國十條，新國八條，新國五條等。(表2-2)

表2-2 大陸歷年房地產政策回顧

年度	改革主軸	改革內容	備註
1979	1. 住房建設	採自建公助	國家、企業、個人可共同投資
	2. 房地產開發	可成立綜合開發公司	統一規劃、合理佈局、綜合開發、配套建設
	3. 房地產行政	a. 第一次全國房屋普查 b. 城鎮所有權登記 c. 住房制度試點改革	
1980	住房改革	A. 實施住宅商品化政策 b. 逐步提高租金	
1982	住房改革	補貼出售試點 333售房制度	政府、單位、個人各付1/3
1988	1. 土地有償使用	a. 土地使用權商品化 b. 城鎮土地使用權合法轉讓	發佈土地使用稅
	2. 房地產綜合開發	住宅建設優惠政策	
	3. 住房商品化	確立住房商品化方向	
	4. 房地產行政	a. 訂定房地產法令 b. 加強城市房地產管理 c. 維護房地產市場秩序 d. 保障權利人合法權益 e. 促進房地產健全發展 f. 實物分配轉貨幣分配	土地有償使用視同土地租賃 居住用地70年 工業用地50年 商業用地40年
1994	住房改革	公房出售，調整租金， 住房公積金，住房逐步私有化，土地有期限出讓	
1998	住房改革	停止福利分房制度	刺激民眾住房需求
2000	住房改革	實施零首付	房市高速發展
2005	住房改革	住房結構調整，鼓勵自住， 保障性住房	房市持續熱絡
2009	房市宏觀調控	國四條，國十一條，新國四條， 新國十一條 14個城市限購令	遏制部分城市房價上漲過快
2010	房市宏觀調控	國十條	促進房地產 平穩健康發展
2011	市宏觀調控	新國八條	房市調控
2013	房市宏觀調控	新國五條	繼續房市調控

資料來源：中國國務院

圖表製作：本研究

2.3 城市發展

2.3.1 台北市

民國 34 年(1945)台灣光復，明定台北市為省轄市，成立市政府。民國 38 年(1949)中央政府遷台，民國 39 年實施地方自治，台北市成為政軍、文化及經濟發展中心，民國 56 年(1967)台北市升格為直轄市。1970 年至 1980 年，是台灣經濟快速發展期，台北市也進行許多城市發展計畫，商業重心漸向東移，1990 年後建設陸續完成，信義計畫區也快速發展，而成為台北市的政經中心。

21 世紀後，台北市積極爭取許多國際大型活動主辦權，如 21 屆夏季聽障奧運會、2010 年國際花卉博覽會、2011 年世界設計大會等，使台北市的能見度在國際上增色，101 大樓興建啟用也有強化台北市地標的作用，2016 年世界設計之都及 2017 年夏季世界大學生運動會等也將由台北主辦。

2.3.2 上海市

1930 年上海是遠東最大都會區，商貿金融十分發達，被譽為「十里洋場」和「冒險家的樂園」。1932 年 1 月 28 日，日軍在上海發動戰爭，1945 年抗戰勝利，1949 年 5 月解放軍在上海成立上海市人民政府，之後上海成為大陸最重要的工商業及製造業中心，並於 1958 年將江蘇省 10 個縣劃歸上海市。

1990 年起大陸啟動上海浦東開發政策後，上海經濟快速發展，也開始承辦許多國際會議和大型比賽，如 1993 年第一屆東亞運動會，2001 年的亞太經合組織(APEC)第九次領導人非正式會議，2006 年的上海合作組織成員國元首理事會議，及 2010 年上海世界博覽會等，上海與國際間的交流愈來愈密切。

2.3.3 城市的未來

上海市以信息(資訊)、商貿、金融、製造等為重點產業，是大陸鐵路和航空樞紐，擁有世界最大的貨櫃港，1994 年上海就開始構思 21 世紀城市規劃，上海的發展可牽動整個長江三角洲，未來上海將扮演什麼角色？上海的內陸腹地大包括江蘇、浙江、安徽，可做為上海發展的基礎。目前上海正朝向建設成國際四大中心而努力，包括：國際經濟中心、國際金融中心、國際貿易中心和國際航運中心，這個目標引領著上海繼續前進。

台北市有書香人文及均衡財富，有便捷交通及天然景緻，和諧安樂縮短了人和人、人和地的距離，是一個生活機能和生活品質兼具的城市，台北市未來計畫舉辦的國際性活動包括 2015 年亞洲廣告會議、2016 年世界設計之都、2017 年夏季世界大學生運動會。

在全球化的趨勢下，城市間的競爭已逐漸改變，從過去重視人口、地理位置及資源等，轉變成強調具高服務品質、具高技能人才及優質生活環境等為主。全球化的經濟趨勢造成國與國之間的距離逐漸淡化，反而是具有特色的城市不斷浮現，城市間的競爭評比也相繼出爐，中國社科院於 2012 年針對 294 個城市進行調查；同年英國經濟學人資訊社(EIU)針對 120 個城市進行全球最具競爭力城市指標(The Global City Competitiveness Index)，全球城市評比，台北、上海都有亮麗成果，兩個城市都各具獨特性及未來性。

3. 研究方法

本研究主要探討兩岸房價指數長期關係之研究--以上海、台北為例，採用上海、台北 2000 年第一季至 2014 年第四季房價指數季資料進行實證分析，首先進行單根檢定(unit root test)，確定數列呈現非恆定(non-stationary)，接著以共整合檢定(cointegration test)變數間是否具有長期均衡關係，再進行向量誤差修正模型(VECM)檢定，觀察變數間的短期關係，最後進行 Granger 因果關係檢定，看變數間是否具有領先、落後效果。

3.1 單根檢定

Nelson and Plosser (1982) 指出，大多數的總體時間數列是非恆定數列。因此，使用時間序列進行實證分析時，需確定數列性質，其性質可分為恆定(stationary)和非恆定(non-stationary)。Granger and Newbold (1974) 提出，若將非恆定數列進行分析，可能產生「虛假迴歸」(spurious regression)現象。其次，若變數為非恆定的時間數列，則傳統檢定量(如 t 檢定、F 檢定等)的分配均為非恆定(non-stationary)，已不符合常態分配或卡方分配理論。再者，數列是否為恆定(stationary)將會影響數列的行為，若時間數列為非恆定(non-stationary)，則當外生衝擊(exogenous shocks)發生時，對於該變數的影響具恆久性(permanent)，即隨時間經過，即使衝

擊消失，數列也不會回到原來的平均值；若數列為恆定 (stationary)，則外生衝擊 (exogenous shocks) 發生時，對於該變數的影響僅具短暫效果，一段時間後將逐漸回到原來水準，最終會消失。因此，在進行時間序列分析前，必須先以單根檢定 (unit root test) 確定資料是否為恆定時間數列。

本研究擬採用 ADF 單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller) 與 PP 單根檢定法 (Phillips-Perron)，做為研究實證檢定方法。

3.1.1 ADF 單根檢定法

Dickey and Fuller (1979) 為檢驗時間序列是否是恆定數列，設計了三種模型，考慮截距項 (drift term)、時間趨勢項 (time trend)，以 OLS 配適三種迴歸模型，稱為 Dickey-Fuller Test (DF 檢定)，其重要假設是誤差項要符合白噪音 (white noise) $u_t \sim^{iid}(0, \sigma^2)$ ，定義為：(1) 期望值為 0；(2) 變異數為固定常數；(3) 自我共變數 (autocovariance) 等於零。

但實際上迴歸模型殘差項數列，可能存有自我相關現象，而違反誤差項需符合白噪音 (white noise) $u_t \sim^{iid}(0, \sigma^2)$ 的假設，尤其是非恆定變數若不是 DF 檢定所設定的 AR(1) 時，其檢定力將受限制。因此，Said and Dickey (1984) 提出 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定，允許誤差項是恆定、可逆 (invertible) 的，主要作法是在 DF 單根檢定的迴歸式中納入應變數的 Δy_t 差分落後項，將 AR(1) 修正為 AR(p)，使誤差項符合白噪音 (white noise) $u_t \sim^{iid}(0, \sigma^2)$ ，消除誤差項序列相關 (serial correlation) 現象。

ADF 單根檢定，迴歸模型有下列三種：

模型一：無截距項 (drift term)、無時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型二：僅有截距項 (drift term)、無時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型三：有截距項 (drift term)、有時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \times t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， Δ 為一階差分、 α 為截距項、 p 為最適落後期數、 t 為時間趨勢項、 $\sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i}$ 為最適落後項， ε 為誤差項。

ADF 檢定模型假設如下：

$$H_0: \rho = 0 \quad (\text{有單根, 非恆定})$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (\text{無單根, 恆定})$$

單根檢定前，需對模型設定最適落後期數，可採 AIC、SIC 準則挑選，誤差項通過白噪音 (white noise) $u_t \sim^{iid}(0, \sigma^2)$ 檢定，再對其 ρ 值進行檢定。若 ρ 值顯著異於零，則拒絕虛無假設，表示序列不具單根，變數是恆定數列；反之，無法拒絕虛無假設，表示有單根，變數是非恆定數列。Engle & Yoo(1987) 指出，接受虛無假設 H_0 時，時間數列是非恆定數列時，需對該數列進行差分後再作單根檢定，直到數列達恆定為止。

3.1.2 PP 單根檢定

DF 檢定隱含了殘差項需無自我相關，而 ADF 則有同質變異 (heteroskedasticity) 問題，因此可用 Phillips and Perron(1988) 提出的 PP 單根檢定做為輔助。因 PP 檢定透過修正檢定統計量，並選擇適配的落後期數，放寬了 DF 檢定模型中殘差項要符合無自我相關並具同質變異性的條件，並以無母數法 (non-parametric)，來修正 DF 檢定中 γ 的估計式，允許檢定迴歸式中殘差項需具自我相關及同質變異性問題，使其與原來 DF 檢定值具有相同的漸進分

配，故其臨界值也相通，因此，可根據 Dickey-Fuller 檢定表值檢定。

PP 單根檢定，其檢定模型有下列三種：

模型一：無截距項 (drift term)、無時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

模型二：僅有截距項 (drift term)、無時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

模型三：有截距項 (drift term)、有時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + a2t + \varepsilon_t \quad (6)$$

PP 檢定模型假設如下：

$$H_0: \rho = 0 \quad (\text{有單根, 非恆定})$$

$$H_1: \rho \neq 0 \quad (\text{無單根, 恆定})$$

與 ADF 檢定一樣，若 ρ 值顯著異於零，則拒絕虛無假設，表示序列不具單根；反之，無法拒絕虛無假設，表示序列有單根。

3.2 共整合檢定

如前所述，許多總體時間數列是非恆定數列，而共整合關係正是用來描述一群非恆定數列經線性組合後使其線性關係變成恆定數列的這種特殊現象。Engle and Granger (1987) 提出共整合(Cointegration)理論，定義為「一組非恆定時間序列變數的線性組合變成恆定」，則這些變數稱為有「共整合」(Cointegration)現象。而此現象在經濟意義上，隱含了變數長期是有往「均衡方向調整」的性質，故「共整合」被解讀為「變數間具有長期均衡關係」。

共整合檢定主要有兩種，一是 Engle-Granger (1987) 提出的兩階段分析法，假設變數最多只存在一個共整合關係。一是由 Johansen (1988) 提出 Johansen 共整合檢定，利用聯立方程式同時檢定 n 個變數是否存在共整合關係，故允許有多個共整合關係。

Johansen (1988) 提出，以 VAR 模型確定變數落後期，並考慮變數間的互動關係，用來修正 Engle - Granger 提出的兩階段共整合檢定法的缺失，而發展出最大概似法，Johansen 共整合檢定是利用矩陣與特徵根同時檢定 n 個變數，提供了兩種檢定方法：跡檢定 (trace test) 及最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test)。若兩種方法產生不同結果，則以最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test) 進行。

最大特徵根檢定是假設誤差項在常態分配下，考慮所有可能影響變數的因素，以最大特徵函數找出共整合向量，同時檢定 n 個變數之間存在的共整合關係，並且檢定最大共整合關係間每個個數，用來驗證受限制下的共整合向量值。

Johansen and Juselius (1990) 提出了兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：包括跡檢定 (trace test) 及最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test)。

1. 跡檢定 (trace test)

跡檢定(trace test)統計量：

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

其中 r ：共整合向量個數、 T ：觀察值的個數、 $\hat{\lambda}_i$ ：特徵根的估計值

跡檢定(trace test)假設：

H_0 ：rank(Π) $\leq r$ 最大共整合階次為 r (最多有 r 個共整合)

H_1 ：rank(Π) $> r$ 最大共整合階次為 $r+1$ (最少有 $r+1$ 個共整合)

若 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_p$ 都會接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test)

最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test)統計量：

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test)假設：

H_0 ：rank(Π)= r 最大共整合階次為 r (有 r 個共整合)

H_1 ：rank(Π)= $r+1$ 最大共整合階次為 $r+1$ (有 $r+1$ 個共整合)

若 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會接近零，最大特徵根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小。

本研究擬使用 Johansen 的最大概似估計法檢定兩岸上海、台北房價指數是否具有共整合的現象，以避免 Engle Granger 兩階段共整合檢定法的缺失。

3.3 向量誤差修正模型(VECM)

為瞭解各數列間互相影響效果，可採向量自我迴歸(VAR)模型估計，估計前要先確定數列是否為單根(非恒定)，若是沒有單根(恒定)數列可直接使用 VAR(p)估計；確定是單根(非恒定)，則必需進一步確定有無共整合，若無共整合可用差分後 VAR(p-1)估計；而有共整合則需用向量誤差修正模型(VECM)估計。

使用 VAR(p)數列屬非恒定時，透過一次差分可使非恒定數列成為恒定，但缺點是數列的長期訊息會消失，可能誤導實證結果。因此，Granger(1981)利用線性組合，不透過差分即可成為恒定數列，且可保留長期訊息，此修正過程就稱為共整合。

Engle and Granger (1987)提出的二階段分析法，只能產生一個共整合關係，如有二個以上則不適用。Johansen(1988)是以 VAR 為基礎，將 VAR(p)模型轉換成 VECM 模型，如此得以保留數列的長、短期訊息。

VECM 模型如下：

$$\Delta SHSS_t = \alpha_E + \beta_E ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_{Et} \quad (9)$$

$$\Delta TPSS_t = \alpha_R + \beta_R ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_{Rt} \quad (10)$$

其中： α_E 、 α_R 為截距項

β_E 、 β_R 為誤差修正項的調整係數

ECT_{t-1} 為誤差修正項

p 為最適落後期數

b_i 、 c_i 、 d_i 、 e_i 為短期的動態調整

ε_{Et} 、 ε_{Rt} 為白噪音

誤差修正項 (ECT)，已將實際值與長期均衡值的失衡狀態調整，令短期動態模型亦具長期訊息。

3.4 Granger 因果關係檢定

Granger (1969) 提出因果關係，以變數預測角度(Predicatability)衡量變數的因果關係。利用變數的預測值與實際值之間的差異，衡量預測誤差變異數能否被降低為判定標準。往後Granger 因果關係就被廣泛運用於「領先-落後」概念上。

設有 X 與 Y 兩個相關變數，當預測 Y 時，除利用 Y 的過去數據外，若同時加入另一個相關變數 X 的過去數據，因而使 Y 的預測更為準確，而降低原來的預測誤差，如此則稱 X 是 Y 的因，表示 X 領先 Y (X Granger Causes Y)；反之，則表示 Y 領先 X (Y Granger Causes X)， Y 是 X 的前因。當兩者同時存在時，表示兩變數互相影響， X 和 Y 具有「回饋關係」(Feedback)；反之，則 X 和 Y 互相「獨立」(Independent)。

本研究主要以前一節VECM模型 (9)、(10)，來探討上海房價指數與台北房價指數變動的因果關係。

虛無假設如下：

$$H_0 : c_1 = c_2 = \dots = c_p = 0 \quad (\text{台北房價指數不會「Granger Causes」上海房價指數})$$

$$H_0 : e_1 = e_2 = \dots = e_p = 0 \quad (\text{上海房價指數不會「Granger Causes」台北房價指數})$$

檢定統計量：卡方統計量

檢定結果有四種情況：

(1) 檢定結果顯著拒絕虛無假設 $H_0 : c_1 = c_2 = \dots = c_p = 0$ ，而無法拒絕另一虛無假設，

表示台北房價指數領先上海房價指數。

(2) 檢定結果顯著拒絕虛無假設 $H_0 : e_1 = e_2 = \dots = e_p = 0$ ，而無法拒絕另一虛無假設，

表示上海房價指數領先台北房價指數。

(3) 檢定結果同時拒絕兩項虛無假設，表示台北房價指數與上海房價指數互為影響，具有雙向回饋關係。

(4) 檢定結果無法同時拒絕這兩項虛無假設，表示變數間相互獨立，即上海房價指數無助於台北房價指數的預測；反之，則台北房價指數無助於上海房價指數的預測。

4. 實證分析

本章將說明本研究數據來源，並依前章所述之研究理論模型及方法，對兩岸一級城市上海、台北房價指數長期關係進行實證結果分析。首先說明研究資料及初步分析，然後針對數列進行單根檢定與Johansen共整合檢定，最後分析其因果關係。

4.1 研究資料說明及初步分析

房價指數主要是指房子資產組合加權平均值，表示在不同時期、不同地段房子的實際價值變動狀況。本研究以過去研究文獻為基礎及資料取得因素等，擬分別以中國國家統計局統計之上海房價指數，及台灣政治大學商學院信義不動產研究發展中心之台北房價指數，做為研究數據。本研究樣本期間為2000年第一季至2014年第四季，為求房價指數基期一致，將兩數列基期調整為2001年第一季。(樣本數據資料來源參閱表4-1)

表 4-1 上海房價指數與台北房價指數研究數據來源

數據	房價指數	資料來源	樣本期間
shss	上海房價指數	中國國家統計局	2000Q1 ~ 2014Q4
tpss	台北房價指數	台灣政治大學商學院信義不動產 研究發展中心	2000Q1 ~ 2014Q4

圖表製作：本研究

台北的房價指數平均數為175.7848、中位數為164.077皆高於上海的房價指數平均數116.6383、中位數114.45；而台北的房價指數標準差為71.2813也高於上海12.4544，顯示台北房價指數的離散程度比上海還要大，相形之下台北的房價指數要比上海的房價指數波動區間更大；台北及上海的偏態係數，分別為0.4979及0.5939皆大於零呈現右偏分配；峰態係數台北與上海分別為1.848及2.2919皆小於3，呈現低闊峰型態；Jarque-Bera檢定結果皆無法拒絕數列為常態分配的虛無假設，表示母體符合常態分配。（參閱表4-2）

表 4-2 上海、台北房價指數敘述統計量

變數	上海房價指數	台北房價指價
平均數	116.6383	175.7848
中位數	114.4500	164.0770
最大值	144.7000	310.2000
最小值	99.9000	93.4800
標準差	12.4544	71.2813
偏態係數	0.5939	0.4979
峰態係數	2.2919	1.8480
Jarque-Bera	4.7802	5.7963
P-值	0.0916	0.0551
觀察值	60	60

註：**代表在5%的顯著水準下，拒絕常態分配的虛無假設。

圖表製作：本研究

4.2 單根檢定實證分析

探討兩岸一級城市上海、台北房價指數是否具有長期趨勢，這種時間序列的實證研究，最需確定數列是否為非恒定數列，以免因誤用而產生「虛假迴歸」。本研究以ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定法及PP(Phillips-Perron)檢定法，對數列進行單根檢定。

觀察上海與台北的房價指數時間序列趨勢圖，數列可能含有截距項及持續上升的時間趨勢項，也可能僅含截距項，因此，擬採用模型Ⅱ及模型Ⅲ分別檢定。（參閱圖4-1）

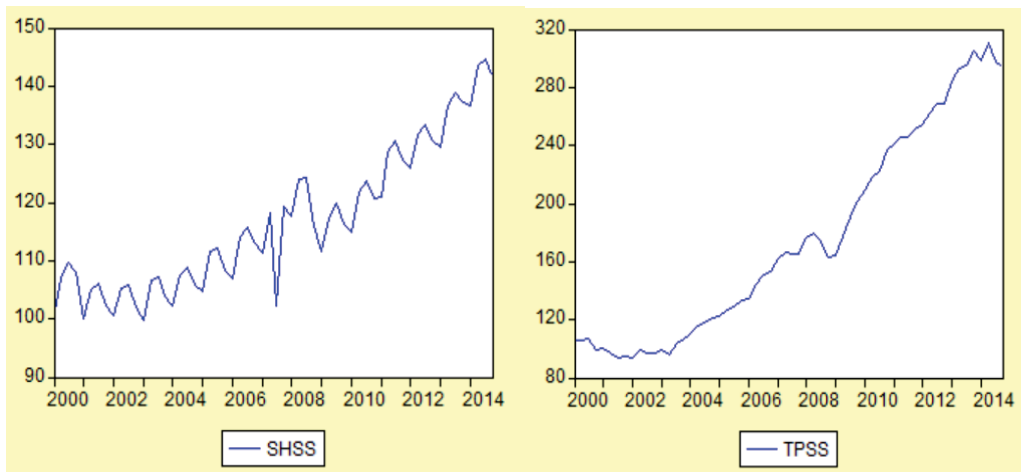


圖 4-1 上海與台北房價指數時間序列趨勢圖
圖表製作：本研究

模型 II，上海房價指數 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定 p 值為 0.9997 與 0.8785，台北房價指數 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定 p 值為 0.9977 與 0.9958，兩數列在 5% 的顯著水準下，皆無法拒絕有單根的虛無假設，表示上海房價指數與台北房價指數兩數列在模型 II 檢定下是具有單根的非恒定數列。(參閱表 4-3)

表 4-3 模型 II 水準值單根檢定結果

	單根檢定法	t-值	5% 臨界值	10% 臨界值	p-值
上海	ADF	1.856	-2.915	-2.595	0.9997
房價指數	PP	-0.524	-2.912	-2.594	0.8785
台北	ADF	1.182	-2.912	-2.594	0.9977
房價指數	PP	0.971	-2.912	-2.594	0.9958

註：1. **代表在 5% 顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設。

2. ADF 單根檢定最適落後期數依 AIC 準則選取。

圖表製作：本研究

使用模型 III 時，台北房價指數 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定 p 值皆為 0.2065，數列在 5% 的顯著水準下，無法拒絕有單根的虛無假設，表示台北房價指數在模型 III 檢定下，數列是具有單根的非恒定數列。而上海房價指數在模型 III 下，ADF 單根檢定 p 值為 0.5703，數列在 5% 的顯著水準下，無法拒絕有單根的虛無假設，表示上海房價指數 ADF 單根檢定在模型 III 是具有單根的非恒定數列，但 PP 單根檢定 p 值為 0.024，數列在 5% 的顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設，表示上海房價指數 PP 單根檢定在模型 III 是不具單根的恒定數列。(參閱表 4-4)

上海房價指數在模型 II，pp 單根檢定結果指出有單根；但模型 III，PP 單根檢定則拒絕有單根。實證文獻指出，在具有結構改變的可能下，pp 單根檢定會過度拒絕有單根的虛無假設。

表 4-4 模型 III 水準值單根檢定結果

變數	單根檢定法	t-值	5% 臨界值	10% 臨界值	p-值
上海	ADF	-2.034	-3.492	-3.175	0.5703
房價指數	PP	-3.790**	-3.488	-3.172	0.024**
台北	ADF	-2.791	-3.488	-3.172	0.2065
房價指數	PP	-2.791	-3.488	-3.172	0.2065

註：1. **代表在 5%顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設。

2. ADF 單根檢定最適落後期數依 AIC 準則選取。

圖表製作：本研究

4.3 Johansen 共整合檢定實證分析

研究數列經單根檢定，確定數列是具有單根性質的非恒定數列後，將繼續進行共整合檢定，以瞭解上海房價指數與台北房價指數間是否具有長期關係。共整合檢定結果若數列存在共整合關係，則表示上海房價指數與台北房價指數間存在著線性關係，隱含了兩數列長期有往均衡方向調整的趨勢。

進行 Johansen 共整合檢定前，先以 VAR(p) 向量自我迴歸模型估計最大階次，本研究以 AIC 選定落後期數，然後以跡檢定 (trace test) 及最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test) 兩數列是否具有共整合關係。

共整合檢定結果兩數列的跡檢定 (λ -trace) 虛無假設 $H_0: r=0$ ，無共整合關係的統計量為 26.491，最大特徵根檢定 (λ -max) 的統計量為 26.442，皆大於 1% 的臨界值，表示在 1% 的統計顯著水準下，拒絕 H_0 無共整合的虛無假設；而跡檢定 (λ -trace) 及最大特徵根檢定 (λ -max) 的虛無假設 $H_0: r \leq 1$ ，有一個共整合關係的統計量皆為 0.049，均小於 5% 的臨界值，表示在 5% 的統計顯著水準下，無法拒絕 H_0 有共整合的虛無假設。共整合檢定結果表示，上海房價指數與台北房價指數有一個共整合的關係存在，隱含著兩數列具有長期穩定的均衡關係。(參閱表 4-5)

表 4-5 Johansen 共整合檢定結果

變數	H_0	跡檢定			最大特徵根檢定		
		統計量	5% 臨界值	1% 臨界值	統計量	5% 臨界值	1% 臨界值
上海 房價指數 與 台北 房價指數	$r=0$	26.491***	15.41	20.04	26.442***	14.07	18.63
	$r \leq 1$	0.049	3.76	6.65	0.049	3.76	6.65

註：1. **、***代表在 5% 及 1% 顯著水準下，拒絕 H_0 的虛無假設。

2. 本研究依據 AIC 準則選取落後期為 2 期。

圖表製作：本研究

4.4 向量誤差修正模型 VECM 實證分析

經由共整合檢定結果，確定上海房價指數與台北房價指數，兩數列間具有一個共整合關係，表示兩數列具有長期穩定的均衡關係，然而，短期確也可能存在偏離現象。為進一步瞭解其短期與長期關係，擬以向量誤差修正模型 VECM，觀察短期失衡下變數間的調整。

VECM 模型加入誤差修正項，其誤差修正係數可觀察短期失衡下變數的調整速度及消除偏離的強弱。若變數前一期偏離長期均衡之調整係數為正，則短期有被低估現象；反之，變數前一期偏離長期均衡之調整係數為負，表示短

期有被高估現象。當前期調整係數顯著時，透過向量誤差修正模型VECM的調整，前期誤差得以在本期修正，使變數回到長期均衡值；若前期調整係數不顯著時，就長期而言，變數仍會回到長期均衡值。

本研究VECM實證結果(參閱表4-6)，首先：從共整合方程式誤差修正項ECT估計式中得知，上海房價指數與台北房價指數係數為-0.170536，t值為-34.1902，已達5%的顯著水準，此實證結果顯示，上海房價指數與台北房價指數長期關係密切，呈同步關係，可能隱含台商長期在兩岸投資房地產有關。

其次，觀察前一期上海房價指數偏離長期均衡值時，其ECT估計值為-1.181684，修正方向正確，t值為-6.34808，已達5%的顯著水準，結果顯示，前一期上海房價指數偏離長期均衡值時，短期內ECT將以特定速度調整回復；另外，觀察前一期台北房價指數偏離長期均衡值時，其ECT估計值為-0.927397，修正方向不正確，但t值為-3.30353，已達5%的顯著水準，結果顯示，前一期台北房價指數偏離長期均衡值時，短期可能不會以特定速度調整，但變數長期仍會回復均衡值。

本研究VECM實證結果顯示，上海房價修正誤差速度將比台北房價修正誤差速度快，亦即當上海房價及台北房價偏離長期均衡時，上海房價短期內即能調整回復，上海房價調整速度相較於台北房價要快。

表 4-6 上海房價指數與台北房價指數之 VECM 估計結果

共整合方程式	ECT	
上海房價指數 $t-1$	1	
台北房價指數 $t-1$	-0.170536 (0.00499) [-34.1902**]	
C	-86.63178	
誤差修正模型	Δ 上海房價指數 t	Δ 台北房價指數 t
誤差修正項	-1.181684 (0.18615) [-6.34808**]	-0.927397 (0.28073) [-3.30353**]
Δ 上海房價指數 $t-1$	0.259890 (0.13475) [1.92870]	0.449001 (0.20321) [2.20950**]
Δ 台北房價指數 $t-1$	-0.123762 (0.09901) [-1.24995]	-0.102713 (0.14932) [-0.68787]
C	0.816351 (0.55621) [1.46771]	3.259521 (0.83881) [3.885881]

註：1. () 為係數估計值的標準差。

2. [] 為係數估計值 t 統計量，**代表在 5% 的顯著水準。

圖表製作：本研究

4.5 Granger因果關係檢定實證分析

共整合關係檢定結果表明，上海房價指數與台北房價指數間具有顯著的長期穩定均衡關係，本節進一步採用Granger因果關係檢定，探討上海房價指數與台北房價指數兩變數間是否具有因果關係(領先-落後關係)。

Granger因果關係檢定，是從「預測能力」角度來定義變數的因果關係，即對變數落後項係數做卡方檢定決定變數間的因果關係，檢定虛無假設 H_0 : X不為Y之因，檢定結果不拒絕，表示X不為Y之因；反之，拒絕則表示X為Y之因；皆顯著表示X、Y兩變數有雙向因果關係。

實證結果(參閱表4-7)，台北房價指數不影響上海房價指數的p值為0.2113，無法拒絕虛無假設，表示台北房價指數不影響上海房價指數，台北房價不為上海房價的前因，即台北房價對上海房價不具領先效果；上海房價指數不影響台北房價指數的p值為0.0271，在5%的顯著水準下，拒絕虛無假設 H_0 ，表示上海房價指數會影響台北房價指數，上海房價是台北房價的前因，台北房價是上海房價的後果，上海房價對台北房價具有領先效果。

Granger因果關係檢定實證結果顯示，台北房價對上海房價沒有短期的因果關係，但上海房價對台北房價則有短期的因果關係。此結果與表4-6一致， Δ 上海房價指數 $t-1$ 對 Δ 台北房價指數方程式中，誤差修正係數t值為2.2095，已達5%顯著水準，表示前一期上海房價指數變動會顯著影響當期台北房價指數變動；而 Δ 台北房價指數 $t-1$ 對 Δ 上海房價指數方程式中，誤差修正係數t值為1.9287，未達5%顯著水準，表示前一期台北房價指數變動不會影響當期上海房價指數變動。(參閱表4-6)

從表4-6，VECM向量誤差修正模型實證結果得知，台北落後一期房價對上海當期房價沒有影響，而上海落後一期房價對台北當期房價則有顯著影響。與表4-7, Granger因果關係檢定，台北房價短期不影響上海房價，而上海房價短期則會影響台北房價，結果一致。此實證結果表示有可能是台商長期投資大陸，經商有成，在上海房市獲利了結後，回鄉轉而投資台北房市。

表 4-7 Granger 因果關係檢定表

虛無假設 H_0	檢定值	p-值
台北房價指數不影響上海房價指數	1.56239	0.2113
上海房價指數不影響台北房價指數	4.88189	0.0271**

註：**代表在5%顯著水準下，拒絕沒有因果關係的虛無假設。

圖表製作：本研究

5. 結論

5.1 結論

隨著整體環境、社會發展和經貿變遷等總總因素，對於房地產這一被喻為「經濟火車頭」的產業其供需和景氣循環會產生什麼影響？對房地產而言其影響因素實在不勝枚舉，然而就過去房地產的相關研究做一歸納整理，或許也能對房地產的過去及未來的發展方向有些許幫助。本研究第二章針對過去房地產研究文獻，歸納出影響房地產的一些因素，對大陸與台灣過去房地產發展概況做了一些整理，也針對本研究選擇的研究標的上海、台北兩個城市做了基本分析，更對兩城市的相關性和未來發展可能性做了比較，確認這兩個城市做為樣本進行比較分析的可行性。以下是本研究的實證分析結果：

由前一章實證分析結果，首先：在單根檢定部分，本研究以ADF與pp二種單根檢定法，使用模型II及模型III檢定，確定上海房價指數與台北房價指數均為有單根的時間數列，雖然上海房價指數在模型II的pp單根檢定結果指出

有單根，而模型Ⅲ的pp單根檢定則拒絕有單根，產生不同檢定結果。但有實證文獻指出，在具有結構性改變的可能下，pp單根檢定會過度拒絕有單根的虛無假設，因此不影響本研究對上海房價指數與台北房價指數認定為有單根的非恒定時間數列。

其次，在共整合檢定部分，本研究以Johansen最大似估計法進行，由跡檢定與最大特徵根檢定結果顯示，上海房價指數與台北房價指數存在一個共整合關係，表示上海房價指數與台北房價指數就長期而言是處於均衡狀態，隱含上海與台北兩市房價關係長期存在均數復歸現象。

再者，從Granger因果關係檢定結果顯示，短期內台北房價不影響上海房價，而上海房價則會影響台北房價。此實證分析結果明顯表示，短期內資金從上海轉移到台北，這有可能隱含了台商長期投資大陸，擁有閒置資金或在上海房市獲利了結後，回鄉轉而投資台北房市。

5.2 投資建議

上海市是屬於大陸型特色的房地產產業，由於腹地廣大，土地面積可隨城市發展而不斷向外環擴展，較不受城市成長限制，且大陸地區包括上海市的房地產皆有使用期限限制，缺乏長期持有的增值性，然因大陸經濟持續熱絡，上海市租金投報率也相對高，較適合中短期投資收租，但隨著浦東開發，至今一直是上海市的新地標，房價也相對高漲，投資者宜審慎評估。

台灣是屬於島國型的房地產產業，土地面積有限，城市發展受到極大限制，舊社區只能透過都更、改造及重塑方式給予新的生命力，如華山文化園區等就是很好的改造重塑案例。台北市房地產雖然價位較高，但擁有長期產權的增值性，都市生命力也不斷被創新和活化，因此，對於資金擁有者而言，仍然是很好的投資標的。然而，這一波房地合一實價課稅的打房政策，台灣房地產產業至今也受到極大影響，投資者或可再觀望觀望。

5.3 公部門建議

從台灣房地產發展的文獻回顧，1990年起台灣房地產就一直處於低迷狀態，相關單位花費許多振興房地產方案，直到2010年至2014年台灣房地產才又進入多頭市場，期間相隔了20年之久，但好景不常，才短短4年的榮景，奢侈稅、實價登錄、房地合一實價課稅等打房政策相繼出現，經此次打房後又不知要再花多少時間及振興房地產方案，才能去除這波房地產興建熱潮，成屋供給過剩的問題。

俗語說：「錢四腳、人二腳」，資金流動的速度遠比想像的要快，房地產處於多頭時市場經濟就相對活絡，難怪房地產產業會被喻為「經濟的火車頭」。因此，一味的防堵房地產的飆漲，不如創造良好投資環境，疏導資金流向最佳的投資方向。建議公部門設立房地產專責機構，對於台灣房地產做通盤考量，讓房地產產業回歸市場機制，不要一直陷入打房及振興房地產的惡性循環之中，而影響台灣總體經濟動能及投資意願。為顧及年青族群，公部門應規劃政策性的單人房、雙人房及小家庭等小坪數套房只租不售，或只售使用期限，讓住者有其屋，保障人民基本住的需要，不要因為房地產政策搖擺不定而影響投資者的信心。房地產住宅市場本來就具有多元性，大坪數小坪數本就各取所需，留住資金可活絡台灣經濟帶動內需，增加稅收，為台灣經濟創造繁榮景象。

參考文獻

一、中文文獻

1. 林秋瑾、王健安、張金鶚(1996)，房地產景氣與總體經濟景氣於時間上領先、同時、落後關係之研究，國家科學委員會人文及社會科學類研究彙刊。
2. 王怡馨(2014)，兩岸房價之探討，天主教輔仁大學金融與國際企業學系金融碩士在職專班碩士論文。
3. 王俊傑(2012)，房價與所得是否存在長期關係？分量單根檢定之應用，國立高雄應用科技大學金融資訊研究所碩士論文。
4. 李政峯(2009)，高級財務計量課程講義，國立高雄應用科技大學財務金融研究所高級財務計量課程。
5. 李淑惠(2013)，台灣全民健保保費收入與醫療費用支出之長期關係研究兼論二代健保意涵，國立高雄應用科技大學企業管理系在職專班碩士論文。

6. 李鈺瑩(2014)，高雄市財政收入與支出長期均衡關係之研究，國立高雄應用科技大學企業管理系在職專班碩士論文。
7. 林佳慶(2001)，大陸買房Easy Go 錢進中國三大作戰計畫，台北，商智文化。
8. 金立強(2001)，透視大陸房地產，台北，愛迪生出版。
9. 洪淑娟、雷立芬(2010)，中古屋、預售屋/新成屋房價總體經濟變數互動關係之研究，台灣銀行季刊，61-1，155-167。
10. 洪懿研(2001)，台北，均衡的市民城市，天下雜誌，243，158-166。
11. 張金鶚(2013)，房地產是一輩子的事，台北，原富傳媒股份有限公司。
12. 陳旭昇(2009)，時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用，台北，東華書局。
13. 陳明吉、蔡怡純、張金鶚(2003)，住宅負擔能力惡化之再檢視-台北市住宅市場分析，台大管理論叢，23-2，1-28。
14. 陳崢詒(2013)，亞洲新舞台磁吸人才、錢財，天下雜誌，513，158-160。
15. 陳慧敏(1992)，由住宅負擔能力與補貼公平探討我國購屋貸款制度，國立政治大學地政系碩士論文。
16. 彭建文、林秋瑾、楊雅婷(2004)，房價結構性改變影響因素分析—以台北市、台北縣房價為例，台灣土地研究，7-2，27-46。
17. 楊奕農(2009)，時間序列分析-經濟與財務上之應用-第二版，台北，雙葉書廊。
18. 楊瑪利(2001)，上海，重回世界中心，天下雜誌，243，122-135。
19. 蔡鎮宇(2004)，兩岸不動產經營投資管理決策之比較研究-以上海、台北為例，國立臺灣大學國際企業學研究所碩士論文。
20. 鄭美幸、康信鴻(2002)，台商赴大陸投資與重大非經濟事件對我國房地產景氣的影響，國立政治大學經濟系碩士論文，住宅學報，11-2，101-119。
21. 戴肇洋(2013)，兩岸經濟關係的往昔、現今與未來之研究，台灣經濟金融月刊，49-3，1-15。
22. 謝煜鴻(2006)，影響中國房地產價格之總體經濟變數分析，國立臺灣大學經濟研究所在職專班碩士論文。

二、英文文獻

1. Chen, M. C., Tsai, I., and Chang, C. O., (2007). "House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan", *Habitat International*, Vol. 31, No. 2, 243-256.
2. Capozza, D. R., Hendershott, C. M., and Mayer, C. J. (2002). "Determinants of real house price dynamics". *NBER working paper*, No. 9262.
3. Feng, L., Lu, W., Hu, W., and Liu, K (2010) "Macroeconomic Factors and Housing Market Cycle: An empirical analysis using national and city level data in China" *Social Science Research*, Vol -2, 1088-1092.
4. Gordon de Brouwer(2004), Asset Price in Japan, Comment on "It Takes More than a Bubble to Become Japan" by Adam Posen.
5. Hui, E. C. M., and Yue, S., (2006). "Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A comparative study", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 33, No. 4, 299-327.
6. Muellbauer, N. John and Anthony Murphy(1997), Booms and Busts in the Uk Housing Market, *The Economic Journal*, 1701-27, November 1997.
7. Schiller, T., (2006). "Housing: boom or bubble?", *Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia)*, Q4, 2006, 9-18.

三、其他

1. 中央銀行全球資訊網 <http://www.cbc.gov.tw/ct.asp?xItem=43602&ctNode=671&mp=1>
2. 內政院營建署 <http://www.cpami.gov.tw/chinese/>

3. 內政部戶政司 <http://www.ris.gov.tw/>
4. 台北市政府主計處 http://163.29.37.101/pxweb2007-tp/dialog/statfile9_uc.asp
5. 台北市政府網站 <http://fun.taipei.gov.tw/>
6. 台灣綜合研究院 <http://www.tri.org.tw/index.html>
7. 信義房屋 <http://www.sinyi.com.tw/>
8. 財團法人國家政策研究基金會 <http://www.npf.org.tw/>
9. 國家發展委員會 <http://www.ndc.gov.tw/>
10. 國泰建設 http://www.cathay-red.com.tw/about_house.asp
11. 國道高速公路局 http://www.freeway.gov.tw/way_net.aspx
12. 經濟部全球台商服務網 <http://twbusiness.nat.gov.tw/home.do>
13. 經濟部國貿局 <http://www.trade.gov.tw/>
14. 維基百科 <http://zh.wikipedia.org/wiki/>
15. 上海市政府 <http://www.shanghai.gov.cn/>
16. 上海市統計局 <http://www.stats-sh.gov.cn/index.html>
17. 上海搜房網 <http://sh.fang.com/>
18. 中共國家統計局 <http://www.stats.gov.cn/>
19. 中共國務院 <http://www.gov.cn/guowuyuan/>
20. 中國自由貿易區服務網 <http://fta.mofcom.gov.cn/index.shtml>