國立政治大學社會科學院經濟學研究所

碩士論文

台灣房價與所得分配不均關係之研究

A Study on the Relationship of Income Inequality and Housing Price in Taiwan.

指導教授：林祖嘉 博士

研究生：王建文 撰

中華民國一零七年七月

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

中文摘要

從 1989 年的無殼蝸牛運動到 2014 年的巢運，房價高漲及所得分配不均的問題是現在很重要的問題，在過往國內研究中對於住宅市場主要是以房價、房屋異質性作為探討，在有關所得分配不均的部分相對討論還沒有這麼多，這也是此篇研究的促成動機。

本研究資料自 1991Q1 至 2016Q4，以信義房價指數、Gini 係數、營建工程物價指數、失業率、通貨膨脹率、加權股價指數來觀察臺灣的房價聯動關係。其中信義房價指數為臺灣全地區的指數；本研究使用時間序列模型進行 CUSUM 結構性檢定、單根檢定、共整合檢定、向量誤差修正模型(VECM)、Granger 因果檢定、衝擊反應函數分析及變異數分解來分析變數間的解釋能力。實證結果顯示，信義房價指數、營建工程物價指數及失業率有結構性改變問題，信義房價指數與 Gini 係數、失業率、通貨膨脹率長期下有正向關係，短期則有負向關係，與股價指數長期下有負向關係，但短期下則有正向關係，因果關係檢定下，營建工程物價指數、Gini 係數、失業率有領先影響信義房價指數的關係，通貨膨脹有領先影響加權股價指數關係，失業率有領先影響通貨膨脹率的關係。

在衝擊反應的部分，吉尼係數產生衝擊時，在初期與房價有些微的負向影響，在第五期後有正向影響，約第十五期後達到長期均衡；也就是說，當所得分配惡化時，長期下反而會造成房價上漲。營建價格指數對房價一開始會有負向影響，但在第六期以後轉成正向的影響，約二十期後達到長期均衡；通貨膨脹在短期下則是負向影響，第三期之後轉為正向影響，約在二十期後達到長期均衡；加權股價指數則是一開始會與房價有些微的正向影響，但第二期以後就轉為負向影響，在越遠期數影響越大，有發散的趨勢；失業率則是一開始有負向的效果，一期後轉為正向影響，約在二十期後達到均衡。

本研究也綜合以上的實證研究，做出對於控制房價應該控制所得分配及失業率，並減少股市及房市的可操作性的建議以及股市與房市短期有財富效果，但長期可能會有替代關係的結論。

關鍵字：房價、所得分配不均、向量誤差修正模型、Granger 因果檢定、CUSUM 檢定、衝擊反應函數分析、變異數分解

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

目錄

中文摘要 i

目錄 ii

圖目錄 iv

表目錄 v

第一章　緒論 1

1.1　研究背景及目的 1

1.2　研究流程 2

第二章　房價及所得不均之相關文獻回顧 3

2.1　住宅屬性 3

2.2　房價及泡沫 4

2.3　財富及所得分配不均 6

第三章　理論模型及研究方法 8

3.1　理論模型 8

3.2　研究方法 9

3.2.1　CUSUM 檢定 9

3.2.2　單根檢定 9

3.2.3　共整合檢定 10

3.2.4　VAR 向量自我迴歸模型 11

3.2.5　Granger 因果檢定 11

3.2.6　衝擊反應函數模型 13

3.2.7　預測誤差變異數分解 13

第四章　房價決定因素與實證分析 14

4.1　房價決定因素之資料說明及期間結構改變分析 14

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.1.1 房價指數 14
4.1.2 所得分配 16
4.1.3 營造工程物價指數 18
4.1.4 加權股價指數 19
4.1.5 失業率 20
4.1.6 通貨膨漲率 21
4.2 房價指數關聯性之實證結果分析 22
4.2.1 基本敘述統計 22
4.2.2 單根檢定 23
4.2.3 共整合檢定 24
4.2.4 誤差修正模型分析 27
4.2.5 Granger 因果檢定分析 28
4.2.6 衝擊反應函數分析 32
4.2.7 變異數分解 33
第五章 結論與建議 34
5.1 結論與政策建議 34
5.2 研究限制與未來研究方向 35
參考文獻 36

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

圖目錄

圖 1.1　研究流程設計……...2

圖 4.1　信義房價指數趨勢圖……15

圖 4.2　Housing CUSUM 結構性檢定……15

圖 4.3　Gini 係數趨勢圖……17

圖 4.4　Gini 係數 CUSUM 結構性檢定……17

圖 4.5　營建工程物價指數趨勢圖……18

圖 4.6　HP CUSUM 結構性檢定……18

圖 4.7　加權股價指數趨勢圖……19

圖 4.8　STK CUSUM 結構性檢定……19

圖 4.9　失業率指數趨勢圖……20

圖 4.10　UNE CUSUM 結構性檢定……20

圖 4.11　通貨膨脹指數趨勢圖……21

圖 4.12　INF CUSUM 結構性檢定……21

圖 4.13　Granger 因果關係圖……31

圖 4.14　衝擊反應函數分析圖……32

圖 4.15　變異數分析圖……33

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

表目錄

表 4.1　基本敘述統計…….....22
表 4.2　單根檢定表…….....23
表 4.3　最適落後期數表……24
表 4.4　共整合檢定表…….....24
表 4.5　共整合關係式表…….....25
表 4.6　Granger 因果檢定表……29

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

第一章　緒論

1.1　研究背景及目的

房市是一個社會經濟繁榮與否的指標，因為非常容易受外在政治因素影響，因此也一直都是政府極為關注的項目，從李同榮(2013)，台灣房市在 1968 年由農業社會轉為工業社會，購屋需求強烈，1974 年的石油危機造成房價高漲，政府頒布四樓以上建築禁建的政策限制房市的新屋供給面來抑制房價，1975 年末解除禁令並推動十大建設。在 1981 年時央行提高存款準備率來緊縮貸款銀根，讓持有者恐慌性的拋售，但房價依然在 1989 年達到高峰，也造成了當時的無殼蝸牛運動，萬人夜宿忠孝東路，當時政府也為了整頓地下金融亂象，大幅提高銀行重貼現率與存款準備率，讓股市房市都雙雙反轉；1996 年李登輝前總統發表兩國論的台海危機也讓房市有一陣波動；2003 年的 SARS 風暴，讓房市連續兩季下挫。2008 年的金融海嘯更是讓股市房市雙雙重錯；在近年來的房市不斷攀升，讓青年世代的被剝奪感不斷加深，2011 年設立了奢侈稅，2012 年的豪宅限貸令、內政部實價登入的上線等等，都對於房價的攀升無顯著的幫助。在「有土斯有財」的華人社會中，在近年來台北市動輒一坪達到 80 萬，總價達到上千萬的房價，對於祖上無留房產的年輕人來說擁有一棟房子似乎是遙不可及的夢想。薛立敏、林佶賢、顏志龍(2009)中就提到了出生世代對於住宅租擁選擇跟消費選擇性影響。根據 1111 在 2018/03/29 的調查顯示，35 歲以下的勞工，有 72%的人薪水未滿 4 萬，這也解釋為何近年來年輕世代對於未來如此徬徨；也因此在 2014 年，巢運團體於仁愛路三段(帝寶)舉辦「夜宿仁愛路」的運動，此篇研究也是在這樣的背景下所撰寫的，目的是想要了解造成現今房價高漲原因以及期望提出對未來控制房價的政策建議。

在過往國內的許多研究都是針對房屋之間的異質性、家庭組成來看房價的影響，對於所得不均與房價之間的因果及長短期關係較少討論到，因此此篇研究也將會著重在這部分。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

1.2 研究流程

圖 1.1 研究流程設計

資料來源：本研究自行整理。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

第二章　房價及所得不均之相關文獻回顧

對於不動產的研究中，過往主要是討論住宅屬性與房價之間的關係，而本研究在這部分將會分類成三項：住宅屬性、房價及泡沫、財富及所得分配不均做回顧。

2.1　住宅屬性

亞洲地區受「有土斯有財」的觀念影響，對於買房一事看得非常重，張金鶚「不動產學術研究之現況與趨勢」演講中提到，除了自住之外房屋常是投資的一個標的，而不論是投資或是使用層面上都脫離不了「住」的範疇，因此更看重不動產的品質、居住人的特性。在國內對於這方面的學術研究也有許多，薛立敏、林佶賢、顏志龍(2009)，將出生世代、年齡及普查年對擁屋機率和每人平均居住面積的影響放入討論，探討是否愈早出生世代擁屋機率越高、世代財富分配公平性的問題，這也是首篇考慮到出生世代的影響的研究。

陳建良、張郁鶴(2000)探討了家計的儲蓄行為和住宅價格、不動產價值及租擁選擇之間的關係；在研究住宅領域時候，過去的研究大多是放入了居住人的性別、年齡、婚姻狀況、就業、教育、戶長甚至是鄰里等等因素。Hsu, Chang and Yip(2017)使用多階級模型來分析香港居民的個人生活滿意度與個人、家計、鄰里的研究。張慈佳(2013)研究中是直接對於女性作為研究對象，也發現在 1992 年時對於女性受到刻板印象因素，相較男性會更積極的往高工資、低居住成本的地方遷移，而在 2007 年時兩性對於地區屬性的影響則成為不顯著。

陳建良、李巧琳(2013)對台灣社會現象分配不均惡化有更細節的討論，研究指出家戶人均建坪會隨經濟發展程度而增加，分配也會更離散，但並沒有明顯的 M 型化。張清和、李巧琳、陳建良(2016)對於台灣經濟成長的三十年中所得與住宅不均的現象做分析，研究指出戶長的教育年數、房貸、租屋及城市家戶對所得貧窮及住宅貧窮的影響不同，老人族群為貧窮弱勢，房貸負擔的住宅貧窮則是對高、低所得的家庭都有影響。李佳霖、謝文真(2017)則是將地區、恆常所得、配偶存在、公部門任職及對兩性戶長擁屋機率影響，並以兩階段 probit 模型分析，得到了女性擁

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

屋受到配偶、退休年齡、居住地區而有更大的影響，男性受到的影響相對較少，且在財富及所得對於擁屋也有更好的優勢，也在結論提出國泰房地產指數顯示 2014 臺北市的每坪成交價格達 82.4 萬，遠高於全國的均價 29.2 萬，居住正義的問題也需要更多的重視。

2.2 房價及泡沫

在探討房價是否有過高及房屋是否有妥善使用時，學術上會放入空屋及餘屋的討論，空屋的定義為「調查時無人使用的房屋」，而無人居住該怎麼定義呢？實務上使用用電度數、用水量等方式推估，彭建文、張金鶚(1995)中就是第一個使用台灣電力公司用電不足戶數來推估全台的空屋數量，並且發現台灣的空屋率是已開發國家的將近三倍，也發現都市化程度較高的地區空屋率越高。林韋宏、彭建文、林子欽(2003)對於住宅的異質性、遷移性、投資性三種觀點探討不同的地區住宅屬性對於空屋的形成機率造成的影響，使用 Logit 模型發現住宅屬性越異於一般典型住宅、遷移性越高、越受投資者偏愛的住宅，空屋形成機率越高。

DA Hargen(2010)則是研究租屋市場的自然空屋率假說，發現自然空屋率隨時間及網際網路的發展而下降，在實證結果上面也顯示出不同地區的自然空屋率有顯著差異，但對於不同的公寓型態不會有顯著的差異。Zhang, Jia and Yang(2016)則是探討了在過去十年中國房價劇烈變動，雖然隨著收入增長而導致的房價增長是可以接受的，但是「鬼城」的現象凸顯出房價泡沫的問題，主因是為收入不平等導致的所得分配惡化會導致有很多房子的家計單位可以加速他們的收入，因而導致更高的空屋率，實證結果也顯示家計單位的所得上升，擁有多公寓的機率也上升。

相對來說，在對於有關房價的研究時，空屋帶來的資訊並沒有餘屋精準，空屋如前面所述是住宅存量中，可居住但未使用或低度使用的住宅單位，而餘屋的定義則是指在建設公司手中要售出但未售出的房屋，國內對於餘屋相關的研究資料常常因為資料的取得限制，做的並不是相當完善。林祖嘉(2002)是林祖嘉 (2000)在接受土地銀行的計畫時得到的資料，在研究中使用Heckman二階段估計法，估計建商可能出現餘屋的機率，再分析產生餘屋的原因；在實證研究中發現推案量、推案城

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

市、市場狀況、餘屋型態、預售方式皆為影響餘屋的顯著因素。邱妙如(2010)在研究中使用房價、空屋數、餘屋數進行三階段最小平方法，在餘屋、家戶、地價、國民所得、地價皆會造成房價顯著影響，但空屋及台股則不會。張金鶚、高國峰、林秋瑾(2001)則是對於北市的房價從需求面來分析，且發現流通住宅與家戶所得在價格與數量的分配是不平等的。林素菁(2002)使用特徵性房價函數來估計，且也提到除了考慮品質的控制之外，係數的穩定性意識更是不可忽略的因素，研究也在實證結果中顯示出兩中情況：以23縣市別區分的話，坪數、住宅、自有浴室、住宅狀況滿意度會隨時間或區域改變而變化，若以北中南東四區來看，會受時間及地區影響的則有住宅結構、類型、自有浴室、住宅狀況滿意度等。對於房價的決定因素，李春長、游熟滿、張維倫(2012)對於公共設施及環境品質與景氣來討論，實證指出屋齡越高房價越低，但這幅度會越來越小，越高樓層的價格也會比低樓層的價格來的高，公設越多也會使房屋價格更高。在房價的估計上面，也有文獻討論房價調整的速度不對稱情況，蔡怡淳、陳明吉(2013)對於調整現象不一致主因為兩項不動產投資的兩個特性：(1)市場交易者非理性(2)市場流動性在景氣與不景氣的變化，並在研究中使用了線性與非線性整合分析來觀察房價對均衡狀態是否有調整上下不對稱情況以及使用門檻共整合不對稱門檻誤差修正模型，發現到房價的修正有向上級向下整合差異情況，證實了房價追漲不追跌的現象。

對於國內房價泡沫，張金鶚、陳明吉、鄭筱蓉、楊智元(2009)以租金收益及家戶所得兩種角度來建立房價基質模型來分析泡沫的現象，並且使用狀態空間模型來推估泡沫價格，在研究結果中也發現在 1988~1990 年間，用所得與租金推估的泡沫規模達到高峰，泡沫價格分別佔兩項因子的 47%及 54%的高比例。在 2008 年房價上漲下，兩者泡沫價格也有同步上漲情況，分別佔了 38%與 27%，也就是說當時房價有泡沫的現象。在後續的研究中，張金鶚、陳明吉、楊智元(2010)中研究發現台北市房價的泡沫現象更趨嚴重，在 1988~1990 年間的泡沫價格佔房價的 57%，隨著房價泡沫的破裂房價也隨之向下修正，在 2010 年時泡沫價格已經達到了 43%。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

2.3 財富及所得分配不均

房價過高導致年輕族群買不起房的議題一直都是社會上重視的議題，從 1989 年的無殼蝸牛運動到 2014 的巢運，象徵著房價的不合理炒作以及財富、所得分配不均的問題，國內像是朱敬一與康廷嶽(2015)中提出薪資凍漲、所得分配、居住正義、子女教育、階級流動的五個面向，而這五項中各自的成因變異不同，但卻是息息相關，並以 Akamatsu (1956), (1962)、Chow(1990)、陳宏易與黃登興(2009)幾篇論文中提到的雁行理論來說明亞洲等新興國家的經濟發展型態，近年來更是結束了單雁領頭的情況，形成多雁競逐，而在邁入創新發展國家中，社會分配不均的現象尤微明顯。陳芷玲(2008)則是對於台灣的各縣市的財富分配不均對社會福利的影響，此研究使用二階段最小平方模型，第一階段所估計出的各縣市吉尼係數為第二階段的自變數之一。也有文獻在討論實質薪資與實質產出發生脫勾的現象，像是林依伶、楊子霆(2018)中探討了實質薪資停滯的因素為台灣貿易條件的惡化，使用主計處提供之勞動報酬份額下降資料，說明勞工沒有分享到應有的利潤而此結果會造成勞動階級的不公平感。張清和、李巧琳、陳建良(2016)提出戶長的差異影響貧窮機率以及房貸負擔所造成的住宅貧窮問題，國外的文獻則有 Lusardi, Michaud and Mitchell(2017)研究中提出了受過高等教育及具備金融常識將導致財富不均加劇的情況。

近來對房價及所得分配不均的議題引起國內外相當多的研究，但國內對於同時檢驗房價及分配不均的研究卻是相對較少的。翁柏揚(2012)使用統計迴歸及時間序列建立台灣總體計量模型，評估三種情境影響：1.房價大幅上漲或下跌，2.放款利率調升或調降，3.吉尼係數的上升及下降。實證結果顯示，房價的飆漲會使國內生產毛額上升，但也會導致物價上漲、失業率攀升、薪資指數下降與貧富差距擴大的問題；使用低利打房政策可能成功抑制房價，但卻也可能引發經濟衰退的惡果；吉尼係數與經濟成長呈現正相關，表示說貧富差距的擴大會使台灣經濟成長，但也會讓失業上升、薪資指數下降，造成社會的動盪不安。吳承曄(2016)則是使用五等分位所得倍數，來探討房價的變動是否會造成所得分配不均，使用 Panel data、Panel data VAR 與衝擊反應函數來分析變數間的跨期變動效果，實證結果也如預期的顯

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

示高房價問題導致財富分配的惡化，且在跨期下有交互影響關係。劉忠諭(2016)則是對各國及都市的所得不均擴大是否會對房價造成影響，結果顯示除了倫敦、美國、紐約之外，皆不具有影響。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

第三章　理論模型及研究方法

3.1　理論模型

此篇研究以 Zhang, Jia and Yang (2016)作為理論基礎，此研究使用傳統的 OLS 分析，其探討所得不均對於房價的影響模型如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta * inequal_{it} + X_{\gamma t} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \lambda_{it} + v_{it}$$

當中Y_{it}為t期的房價所得比；$inequal$的項目則使用Gini 係數；$X_{\gamma t}$為控制變數，包含少數民族比例、男性比例及年輕、老年比例、人口密度以及每人 GDP；μ_{it}為誤差項，其中包含城市i的固定效果λ_{it}。

在 Zhang, Jia and Yang(2016)的研究中，最後實證結果顯示 Gini 係數與房價所得比以及空屋率有正向關係，即所得分配不均對房價產生上漲的效果。本篇研究也是建立在此項研究基礎上，想看台灣的房屋市場是否與所得分配不均會有因果關係，惟因台灣房市資料相當不齊全，故使用信義房價指數來做為房價指標，房屋異質性的部分也沒有加入作為控制變數。除此之外，因為傳統 OLS 模型中在處理非定態資料時，可能會有假性迴歸問題，故本篇研究改採時間序列的研究方法。本篇研究因為想要多加探討失業以及通膨等等民生現象，多增添了營造工程物價指數、通貨膨脹率、加權股價指數以及失業率等變數作為探討。

此節綜合上面的文獻回顧以及自行整理，建立下列幾項假設：

假說一：所得不均與房價部分為反饋因果關係，長期下會形成惡性循環。

假說二：當營造工程物價指數上升，預期會直接帶動房價的上升，長期下應為正向影響。

假說三：房價與股價指數之間的關係預期在長期下有正向的關係。

假說四：失業率的上升在短期會導致房市的價格下降，長期會使得房價崩跌更嚴重。

假說五：通膨會與房市及股市長期下有正向的關係。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

3.2 研究方法

3.2.1 CUSUM 檢定

Brown, Durbin and Evans(1975)中提出 CUSUM test 和 CUSUM of square test 來檢驗時間序列未知結構轉變點檢驗是否存在結構性變化的方法，此文亦使用此種方法，並參考劉金全、金春雨與鄭挺國(2006)中對通貨膨脹泡沫的檢驗。

CUSUM 檢定統計量如下：

$$W_t = \sum_{r=k+1}^{t} \frac{w_r}{\hat{\sigma}}, \qquad t = k+1, \dots, n$$

其中w_r為遞迴殘差，$\hat{\sigma}^2$=$(n-k)^{-1}\sum_{r=k+1}^{n}(w_r-\overline{w})^2$；隨時間推移，若是模型具穩定性，E($W_t$)=0；若是參數不穩定，會離開均值線。在殘差圖中用 5%顯著曲線來評價W_t的偏離，若是到了 5%顯著性曲線之外，則表示模型的迴歸參數不穩定。

3.2.2 單根檢定

時間序列變數資料有兩種：定態與非定態，定態資料為外生衝擊對時間序列資料會因為時間的經過而減少，資料會重新回到長期的平均水準；而非定態的資料則是因隨機衝擊而會使時間序列資料發生持續且長期性的改變。在傳統實證中普遍使用最小平方法（OLS）及一般最小平方法（GLS），而 Granger and Newbold(1974)表示若是資料屬於非定態的資料，直接做傳統迴歸分析的估計檢定會產生假性迴歸的問題，亦即是判定係數 R2 過高，變數統計量 t 值非常顯著，也就是自變數與因變數之間無真正的因果關係，模型無實質的經濟意義。在實證研究中，常用的檢定中主要有 ADF 檢定與 PP 檢定，此研究會使用 ADF 做為方法；ADF 檢定有三種基本的檢定模型：

模型一：無截距，無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

模型二：有截距項，無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

模型三：有截距及時間項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1}\alpha_1 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中，Δ為一階差分；α_0為截距項；Y_t為因變數；β為自我迴歸係數；$\alpha_1 t$為時間趨勢項；$\sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Y_{t-i+1}$為被解釋變數的落後項目；$p$為使$\varepsilon_t$服從白噪音之落後期數；$\varepsilon_t$為殘差項，符合白噪音。

3.2.3 共整合檢定

時間序列經過單根檢定後，若是對非定態數列直接進行差分，在探討相關性可能喪失長期均衡關係。共整合現象為 Engle&Granger(1987)對共整合定義成將一組非定態的時間序列變數的線性組合變成定態，意味著這些變數是具有「均衡方向調整」的特性。因為 Engle&Granger(1987)所提出的二階段共整合檢定只適用於假設變數之間只有一組共整合關係，無法處理多個共整合存在，因此實證上通常使用 Johansen(1988)提出之檢定，統計量分別說明如下：

1.軌跡檢定(trace test)：

H_0: rank(π)< r，變數中具有 r 個共整合向量

H_a: rank(π)≥r，變數中至少具有 r+1 個共整合向量

統計量：$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=t+1}^{n} \ln(1-\lambda_j)$

2.最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

H_0 : rank(π)=r，變數中具有 r 個共整合向量

H_a : rank(π)=r+1，變數中至少具有 r+1 個共整合向量

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

3.2.4 VAR 向量自我迴歸模型

Sims(1980)提出 VAR 向量自我迴歸模型，所有的變數都是內生化變數，可以解決自變數與因變數的先行認定問題，VAR 的模型如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t) = 0, \qquad E(\varepsilon_t, \Delta Y_{t-1}) = 0, \qquad t \neq s, \qquad i = 1,2,3 \ldots\ldots n$$

在模型中，Y_t為(nx1)的內生變數向量；Y_{t-1}為Y_t向量第 i 個遞延項所組成的(nx1)向量；α_i為(nxn)的係數矩陣；ε_t為(nx1)向量所組成的預測誤差，可視為隨機誤差項。

而 VAR 的模型當中所有的變數必須為定態數列，當資料非定態數列，對資料做差分會失去長期資訊。Engle and Granger(1987)提出之「Granger 表現定理」中提到共整合與 VECM 模型互為充要條件，故可以使用 VECM 模型來解釋變數間的長短期趨勢。

誤差修正模型的模型如下：

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i X_{t-i} + \alpha\beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中Δ：取一階差分；X_t：m x 1 的隨機向量時間序列；Γ_i：m x m 的參數矩陣，i=1,2…p-1；α：共整合關係中的權重矩陣，值若越大，在非均衡狀態下，調整到均衡水準的速度越快；β：共整合矩陣，能夠使非定態的X_t透過βX_t的線性組合轉換後變成定態序列；ε_t：誤差項向量。

3.2.5 Granger 因果檢定

Granger(1969)因果關係檢定法使用 F-Test 檢定時間序列變數間是否有因果關係的存在，例如說在對於變數 x,y 時，加入 y 或是 y 的前一期或同期觀察值，可以降低預測變數 x 時的誤差；同樣的，在預測變數 y 時，加入 x 前一期或同期觀察值可以減少預測變數 y 的誤差，此種互相影響結果代表說 x 與 y 之間具有因果關係。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

X,Y 的訊息集合如下所述：

Y：Y_{t-1}, Y_{t-2} ...包含 Y 所有過去資訊

X：X_{t-1}, X_{t-2} ...包含 X 所有過去資訊

$\bar{Y}$：Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2} ...包含 Y 當期以及所有過去資訊

$\bar{X}$：X_t, X_{t-1}, X_{t-2} ...包含 X 當期以及所有過去資訊

Granger 認為因果關係有四種型態：

（一）單向因果關係(Causuality)

若$\sigma^2(X_t|X,Y) < \sigma^2(X_t|X)$，表示預測 Y 時，除了 Y 的過去訊息之外，同時加入 X 的過去訊息能夠降低誤差的標準差，能夠對於預測 Y 有幫助，這種情況下就會認為 X 具有影響 Y 的能力。

（二）及時因果關係(Instantaneous causuality)

若$\sigma^2(Y_t|X,\bar{Y}) < \sigma^2(X_t|X)$，表示除了將 Y 之前的資料納入考量外，若是加入變數 Y 的當期資料後能夠降低預測誤差的標準差，稱為 X 瞬間影響 Y。

（三）反饋因果關係(feedback)

若是$\sigma^2(X_t|X,\bar{Y}) < \sigma^2(X_t|X)$且$\sigma^2(Y_t|\bar{X},Y) < \sigma^2(Y_t|Y)$，表示變數 X 對變數 Y 之間能夠互相影響。

（四）獨立關係(independent)

若$\sigma^2(X_t|X,\bar{Y}) = \sigma^2(X_t|X,Y) = \sigma^2(X_t|X)$且$\sigma^2(Y_t|\bar{X},Y) = \sigma^2(Y_t|X,Y) = \sigma^2(Y_t|Y)$，則表示變數間互相獨立，無因果關係。

因果檢定關係的模型如下所示：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \cdots = \beta_m = 0$$

$$H_a: H_0\text{不為真}$$

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

$$H_0': \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \cdots = \gamma_m = 0$$

$$H_a': H_0' \text{不為真}$$

若是拒絕H_0且拒絕H_0'，則代表兩變數間具有反饋因果關係，而若不拒絕H_0但拒絕H_0'，代表 X 變數對 Y 變數有 Granger 影響，若拒絕H_0不拒絕H_0'，代表 Y 變數對 X 變數有 Granger 影響，若不拒絕H_0且也不拒絕H_0'，代表 X 與 Y 變數之間獨立無因果關係。

3.2.6 衝擊反應函數模型

衝擊反應函數模型是用來分析一個 VAR 的模型中各結構干擾項隨時間的變動而對各變數影響的互動關係，當其中的變數受到一個外生衝擊時，其他變數對此衝擊的動態反應模式。

$$y_t = \propto_0 + \sum_{i=1}^{p} T_i \varepsilon_{t-1} \text{ , T=I , i=1,2,.....,}\infty$$

$$\frac{\partial Y_t}{\partial \varepsilon_{t-1}} = T_{j,k,z}$$

第 j 行，第 k 列的係數因子，其隨著時間所構成的連續函數，稱為衝擊反應函數。

3.2.7 預測誤差變異數分解

假設預測誤差為：

$$Y_{T+h} - E_T(y_{T+h})$$

變異數分解是將向量自迴歸模型中的變數視為內生變數，並以移動平均(Moving Average)表示，以正交化的過程來消除衝擊項交叉相關的部分，以此計算預測誤差變異數分解的百分比來判斷變數間的解釋力，以此了解模型中的動態相關性。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

第四章　　房價決定因素與實證分析

4.1　房價決定因素之資料說明及期間結構改變分析

本篇使用 EVIEWS 計量軟體來分析資料，資料期間取自 1991Q1 至 2016Q4，取此期間的資料原因為台灣房價資料的受限，房價指數資料只有從 1991 起才開始有完整的數據，且在 1991 至 2016 期間經歷了房地產的高低起落，期間有 SARS 風暴、金融海嘯等等對房市有重大影響的事件發生，本研究認為取此資料期間於所得分配對於房價的影響有足夠代表性。在資料的部分使用了政大信義不動產研究中心所提供的信義房價指數資料、TEJ 整理的營造工程物價指數及主計處所揭露的失業率、Gini 係數以及透過主計處提供的 CPI 平減指數而自行計算出的通貨膨脹率，其中 Gini 係數因為是屬於年資料，故使用 EVIEWS 的內建功能來轉換成季資料，在 26 年份的季資料中共有 104 筆資料。[1]

4.1.1　房價指數

房價指數是國際的共通語言，而國內現行的主要的房價指數有幾種：信義房價指數、國泰房價指數、內政部營建署推出的各縣市房價指數等等，其中信義房價指數的樣本為純住市場的產品，而非預售屋、偏差樣本之成交物件，國泰房價指數的樣本則是預售屋，並非本研究想要探討的市場，且因信義房價指數的資料期間足夠長，故選用信義房價指數。

此指數使用既有的特徵價格函數理論（hedonic price method）基礎，資料基期為 1991 年，以拉氏公式來進行編制作業，基本分區有台北、新北、台中、高雄及台灣等共四項，此資料也在 2009 年與政大信義不動產研究中心合作計算，在 2001 年有修訂，將基期調為 2001 年第一季，並新增桃園、新竹兩地。

[1] EVIEWS 之內建功能為使用 Quadratic-match average 方法，此方法適用於有明顯趨勢變動的市場現象時間序列的預測。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

從圖 4.1 可以看到房價從 1991 年到 2002 年之間的趨勢，都是處在整頓期的階段，這主要是因為在 1981 年以來，政府為了整頓地下金融以及抑制房價，提高了銀行重貼現率以及存款準備率，也因次在 2000 年以前無利多因素的情況下，房市都處於整頓期；但這種情況在 2000 年政黨輪替後開始有了轉變，圖 4.2 為房價指數在 95%信心水準下的結構性檢定，可以從當中看到 2000 年到 2004 年的房市出現了結構性的改變，也在這段期間建立了 Dummy 變數來處理這些資料，而會發生結構性改變的主因是當時的總統大選政黨輪替出現了房市利空的訊息，但在 2003 年的 SARS 危機之後，房市也轉而向上，在 2008 時也遇上金融海嘯有過一波跌幅，但在經濟復甦後開始一路攀升，也因為在短期的大幅上升，造成年輕世代的被剝奪感，繼 1989 的無殼蝸牛運動之後，2014 年也發起了「巢運」，這也是促使這篇研究開始的動機。

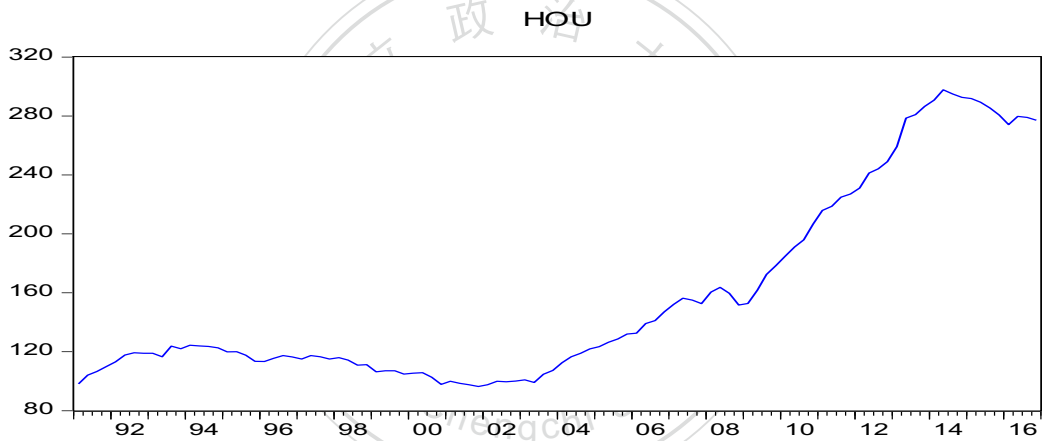

圖 4.1　信義房價指數趨勢圖

資料來源：政大信義不動產研究中心。

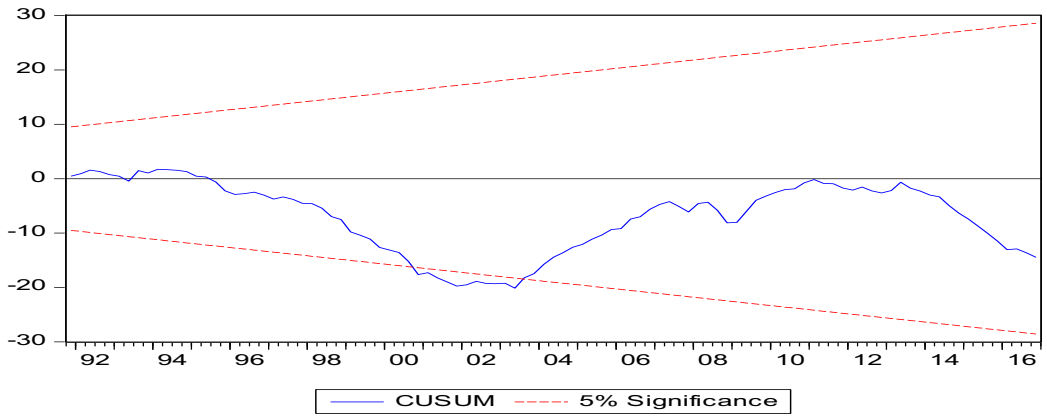

圖 4.2　Housing CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.1.2 所得分配

一般在討論所得分配時，都會使用 Gini 係數以及五等分位所得倍數法，而此篇研究使用 Gini 係數來作為計算，但因主計處提供的數據為年資料，此研究為使資料長度相同，使用 Eviews 內建之資料轉換功能，將年資料轉換成季資料。[2]

Gini 係數的公式為：

$$G = \sum_{i=1}^{n} W_i Y_i + 2\sum_{i=1}^{n-1} W_i(1 - V_i) - 1$$

其中W_i為收入分組後的各組人數占總人數的比例；Y_i為按收入分組後，各組人口所擁有的收入占收入總額的比重；V_i是Y_i從 i=1 到 i 的累計數，如$V_i = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \cdots + Y_i$。

圖 4.3 為自 1991Q1 到 2016Q4 的 Gini 趨勢圖，圖 4.4 則是 Gini 在 95%信心水準下的結構性檢定，可以從圖 4.4 中得知在過去的 26 年間並沒有發生結構性的轉變；在過去台灣的所得分配大都是在 0.325 至 0.35 的區間中變動，在 2000 年時，從近年來的最低點急遽拉升到近年最高的水準，主因是國際的景氣急速下滑以及美國九一一恐怖攻擊影響，我國對外貿易雪上加霜，國內股市表現不佳下廠商投資劇幅衰退，全年經濟的負成長達到 2.18%，受產業結構調整因素，勞動參與率下降 57.23%，失業率上升至 4.57%，使得無業家庭持續增加；因為低階層工作受景氣影響幅度較大，這也讓所得分配更加的惡化；除此之外，也因為民國 90 年開始退休離職人數增多，高所得家庭的退休金及勞工保險受益增加，讓財富分配更加惡化。[3]

[2] 同前註，本篇論文第 15 頁。

[3] 為行政院主計處(2002)發行的中華民國臺灣地區家庭收支調查報告 pp.9 所提到。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

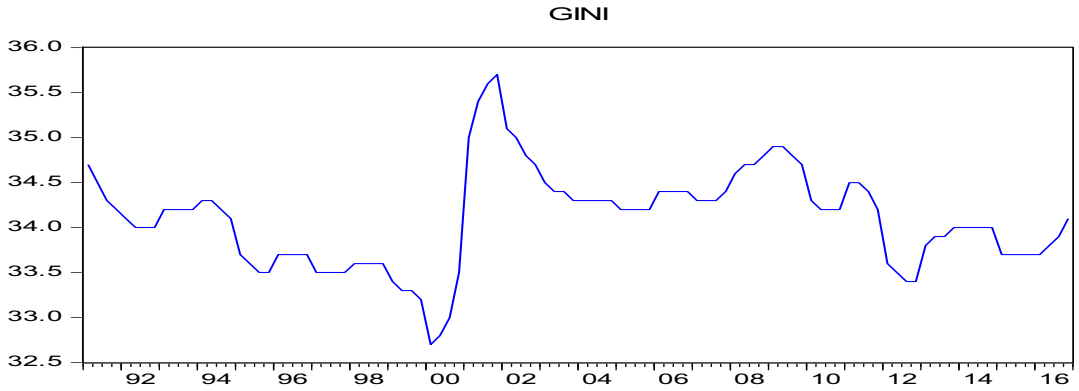

圖 4.3　Gini 係數趨勢圖

資料來源：主計處。

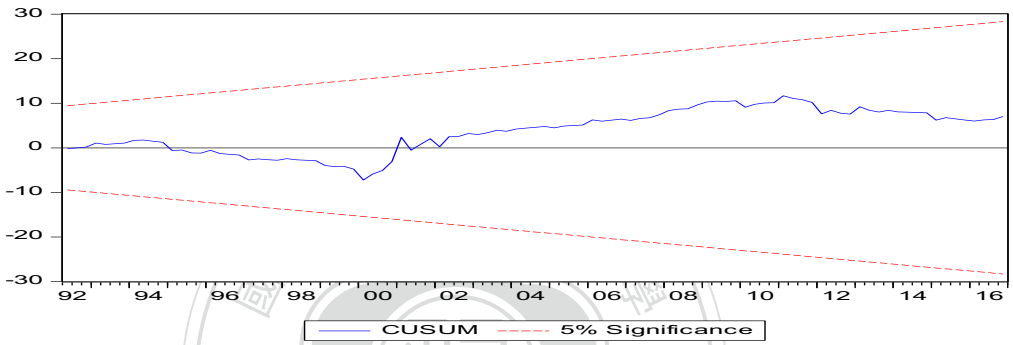

圖 4.4　Gini CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.1.3 營造工程物價指數

營造工程物價指數(CCI)自 1991 年開始調查，反映營造工程投入材料及勞務價格變化，而此指數時常為兩造協議作為調整合約價款所使用。

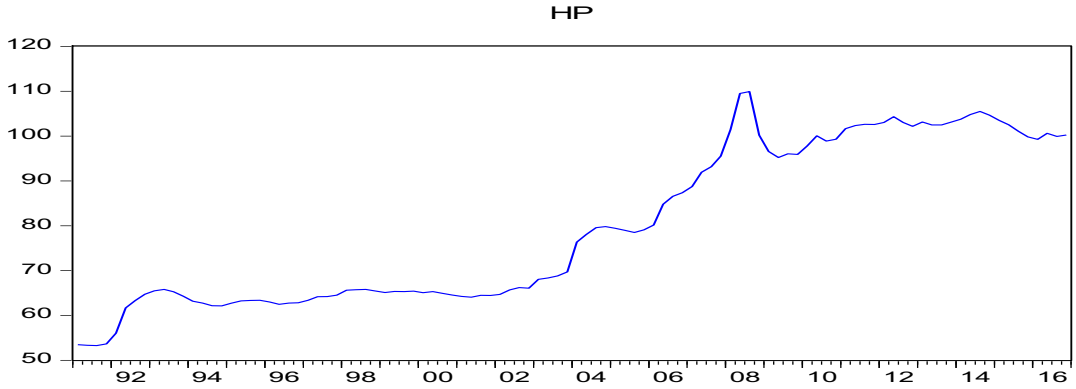

圖 4.5　營造工程物價指數趨勢圖

資料來源：營建署。

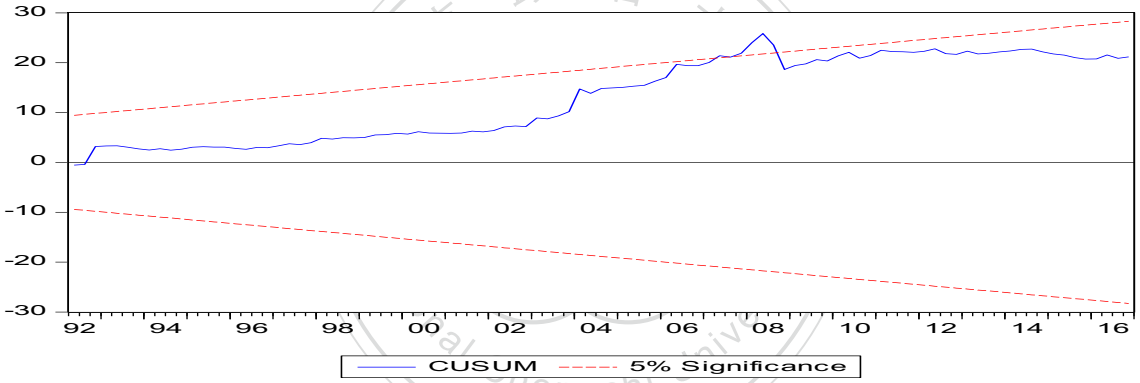

圖 4.6　營造工程物價指數 CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

圖 4.5 為自 1991Q1 到 2016Q4 的營造工程物價指數趨勢圖，圖 4.6 則是營造工程物價指數在 95%信心水準下的結構性檢定，可以得知在 95%信心水準下，在 2008 年時有結構性改變；從圖 4.5 中得知營造工程物價指數在 2007 至 2008 年時有大幅的上升，主因為受當時的國際原物料及油價的影響，使得國內建材如鋼筋、H 型鋼、預拌混凝土、瀝青混凝土、砂石等都大幅上漲；而 2008 年末至 2009 年時，因為金融風暴的影響，國際、國內情勢蕭條，因此營建工程指數下降，也在此時發生結構性改變，本研究也在這期段期間建立 Dummy 變數，處理結構性改變問題。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.1.4 加權股價指數

加權股價指數是由台灣證券交易所編制的股價指數，也時常被視為台灣經濟的代表指標，此指數使用柏謝加權算式，與 S&P500 相同；本研究使用 TEJ 所彙整的資料，匯出 1991M1 至 2016M12 的資料，為使資料長度相同，再將資料每三個月做算數平均，處理成季資料。

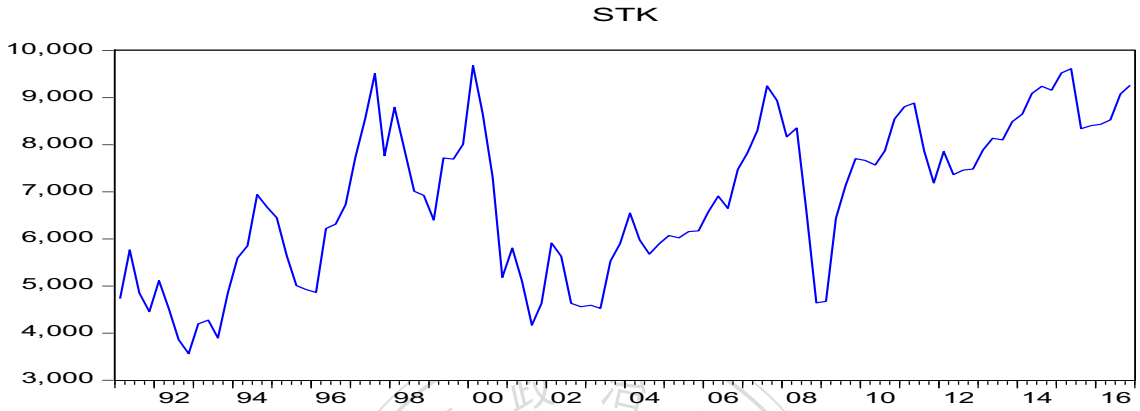

圖 4.7　加權股價指數趨勢圖

資料來源：TEJ 與本研究整理。

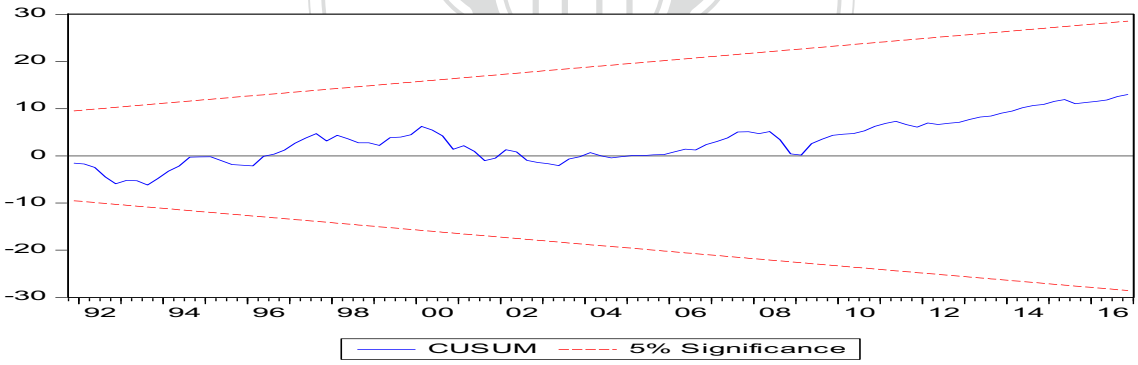

圖 4.8　STK CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

圖 4.7 為股市近年來的趨勢，圖 4.8 為股價指數在 95%信心水準下的結構性檢定，可以得知在這幾年間並無結構性的改變。在 1994 年代時，科技產業發展，成為股市領頭羊的角色，但在 1998 年時發生亞洲金融風暴，以及 2000 年科技泡沫破裂導致股市狂瀉；從 2001 年至 2008 年時則是股市多頭的趨勢，在 2008 年時則是發生了金融風暴、雷曼兄弟倒閉，股市一瀉千里；透過王泰堯(2013)得知美股會對台股有顯著性影響，可以推得知美國實行 QE 政策及全球採行低利率政策，使台

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

股維持著多頭的情勢。

4.1.5 失業率

此研究使用的是主計處所揭露的 1991Q1 至 2016Q4 的資料，失業率為失業者占勞動力的比率，計算方式如下：

失業率(%)=(失業者/勞動力)*100%

=［失業者/(失業者+就業者)］*100%

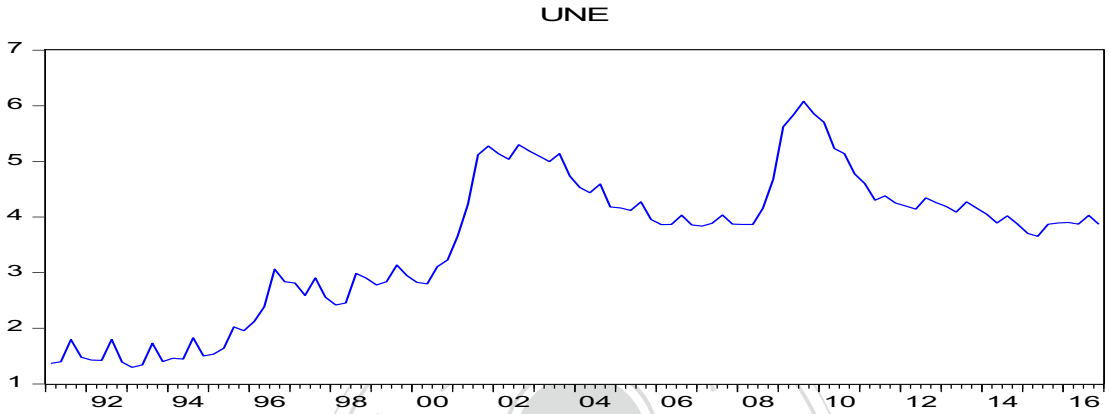

圖 4.9　失業率指數趨勢圖

資料來源：主計處。

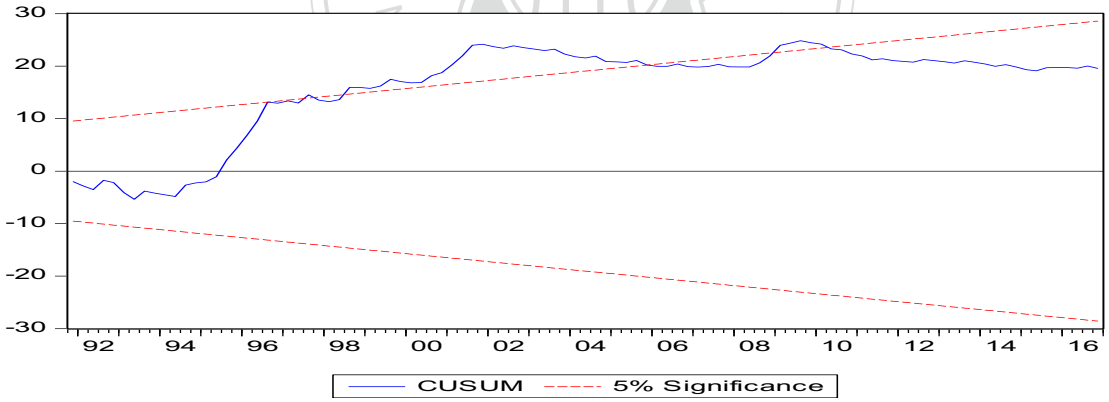

圖 4.10　失業率 CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

圖 4.9 為近年來失業率的趨勢圖，而圖 4.10 則為在 95%信心水準下，失業率的結構性改變檢定，可以圖 4.9 中看到 1991 年來失業率都有上升的趨勢，在 1996 年時後的台海危機為起點，台灣的失業率結構開始有改變的情況，期間經歷了 1997 的科技泡沫，2000 年的九二一大地震，震壞了許多廠房設備導致許多工廠停工造成失業率大幅提升以及 2008 的金融風暴，而此資料也對上述提到的資料期間建立

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

Dummy 變數，來處理結構性改變的問題。

4.1.6 通貨膨漲率

我國物價指數計算方式以基期交易量(Q_0)為權數之拉氏(Laspeyres)公式計算，公式如下：

$$L_{t,0} = \frac{\sum P_t Q_0}{\sum P_0 Q_0} \times 100 = \sum \frac{P_t}{P_0} \times \frac{P_0 Q_0}{\sum P_0 Q_0} \times 100$$

其中$\frac{P_t}{P_0}$為某項目的第 t 期與第 0 期之價格比例，$\frac{P_0 Q_0}{\sum P_0 Q_0}$為某項目在基期之消費支出比例；此研究之通貨膨脹率是由主計處提供之物價指數自行計算得之。

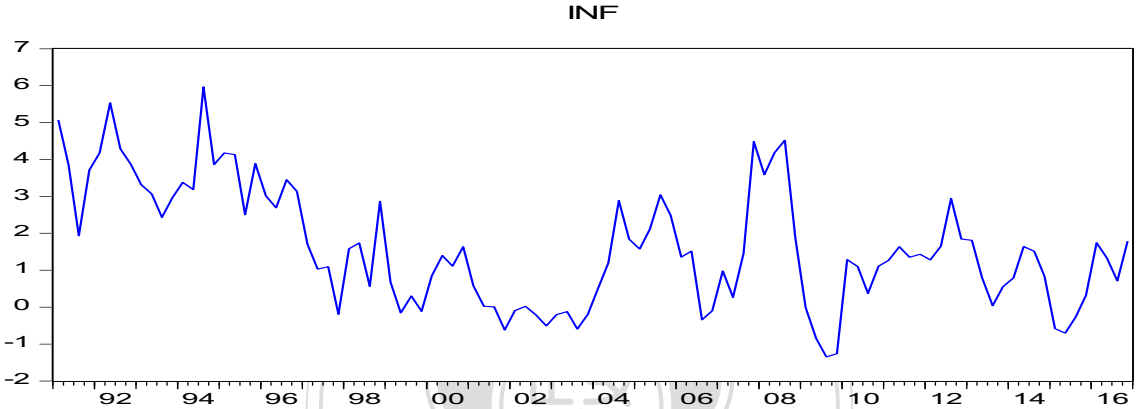

圖 4.11　通貨膨脹趨勢圖

資料來源：主計處資料與本研究整理。

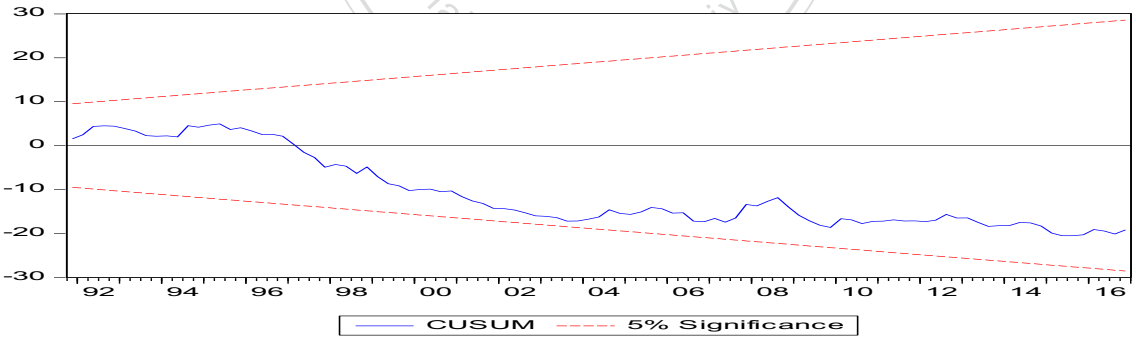

圖 4.12　INF CUSUM 結構性檢定

資料來源：本研究自行整理。

通貨膨脹如圖 4.11 所示，在 1991Q1 至 2016Q4 之間在 6%以內波動，而其中在 2009 年時有最為嚴重的通縮情況，主因為當時的金融風暴所導致。圖 4.12 則是通貨膨脹在 95%信心水準下的結構性檢驗，此資料並沒有結構性改變的情況。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.2 房價指數關聯性之實證結果分析

在此節為各項資料改變簡稱，HOU 為信義房價指數，INF 為通貨膨脹率，Gini 為 Gini 係數，UNE 為失業率，HP 為營造工程物價指數，STK 為加權股價指數；如前一節所示，因為時代背景的因素，UNE、HOU、HP 都有結構性的改變，故設定 Dummy 變數來移除結構性改變效果；也因為資料之間數值差距過大，對除了通貨膨脹之外的變數取對數來做分析。

4.2.1 基本敘述統計

表 4.1 基本敘述統計[4]

變數	樣本數	平均數	標準誤	峰度	偏態	最大值	最小值
房價指數(HOU)	104	157.513	65.115	2.605	1.0619	297.78	96.39
通貨膨脹率(INF)	104	1.61	1.619	2.539	0.477	5.964	-1.348
所得分配(Gini)	104	34.1	0.546	3.455	0.223	35.7	32.7
失業率(UNE)	104	3.558	1.27	2.155	-0.279	6.08	1.297
營建工程物價指數(HP)	104	79.865	17.79	1.398	0.255	109.923	53.28
加權股價指數(STK)	104	6824.397	1629.613	1.888	-0.114	9678.590	3561.27

資料來源：本研究自行整理。

資料期間為 1991Q1 到 2016Q4，樣本數共有 104 筆，房價指數平均而言在 157.513 左右，標準誤為 65.115，最大值達到 297.78，最小值則是 96.39；通貨膨脹率則是平均大概有 1.61%，標準誤為 1.619，通膨最大的時候達到 5.964%，最小則有負成長的-1.348%；Gini 係數則是平均在 34.1%，標準誤為 0.546，最大值在 2010

[4]其中 Gini、INF、UNE 皆以%來表示。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

年時有 35.7%左右，最小值則是 32.7%；失業率部分平均則有 3.558%，標準誤為 1.27，最大時達到 6.08%，最小時則是在 1993 年時的 1.297%；營建工程物價指數平均在 79.865，標準誤為 17.79，最大值為 109.923，最小值為 53.28；加權股價指數則是平均在 6824.397 點，標準誤為 1.888，最大值為 9678.59，最小值則是 3561.27。

4.2.2 單根檢定

在處理資料時，為了要避免 Granger(1974)所提到的假性迴歸問題，本研究使用 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定 ，在一開始對各變數先做單根檢定，如表二所示，各變數都具有單根，在進行一階差分之後，各變數為 I(1)序列。

表 4.2 單根檢定表[5]

Variable	Level	1st difference
LHOU	-1.187	−7.115***
LGini	-2.643	−4.879***
LHP	-2.301	−6.105***
LUNE	-0.899	−5.855***
INF	−2.859*	−7.374***
LSTK	−2.612	−8.975***

資料來源：本研究自行整理。

國立政治大學 National Chengchi University

[5] *** 表示在 99%信心水準下顯著　* 表示在 90%信心水準下顯著

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.2.3 共整合檢定

在確定各變數是否具有單根後，需先進行最適落後期數的選擇，以建構 VAR 模型的最適落後期數，而此研究使用最大落後 8 期及 BIC 準則設定，如下表所示，選定落後一期為最適落後期數。

表 4.3 VAR 模型最適落後期數表

Lag	0	1	2	3	4	5
SC	5.856	−17.314*	-16.579	-15.451	-14.656	-14.877

資料來源：本研究自行整理。

在共整合部分，我們需要先檢視是否有時間趨勢及截距項，接著建構 VAR 模型，最終本研究如表 4.4 中所示選擇使用 BIC 的無截距及時間項模型來得到的共整合關係有兩組。

表 4.4 共整合檢定表

Data Trend	**None**	**None**	**Linear**	**Linear**	**Quadratic**
Test type	**No intercept No trend**	**Intercept No trend**	**Intercept No trend**	**Intercept Trend**	**Intercept Trend**
Tace	2	3	4	2	2
Max-Eig	0	1	1	1	1
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Models (columns)					
0	−17.0604*	−17.063	−16.861	−16.86	−16.705
1	−16.859	−16.888	−16.717	−16.744	−16.605
2	−16.597	−16.595	−16.453	−16.435	−16.34
3	−16.266	−16.22	−16.768	−16.0718	−16.0172
4	−15.831	−15.823	−15.768	−15.693	−15.656
5	−15.331	−15.342	−15.321	−15.228	−15.218
6	−14.787	−14.795	−14.795	−14.695	−14.695

資料來源：本研究自行整理。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

再使用表 4.3 中的 VAR 模型所檢測出的落後期數 1 期以及表 4.4 得到的共整合數目建構出共整合關係式，本篇研究中以 BIC 準則來整理出表 4.5 的共整合關係式，經過整理後可以整理成如下的式子：

Eq1:

$$\mathrm{LHOU}_{t-1} = 155.2\mathrm{LGini}_{t-1} + 3.484\mathrm{INF}_{t-1} + 48.639\mathrm{LUNE}_{t-1} - 67.945\mathrm{LSTK}_{t-1}$$

Eq2:

$$\mathrm{LHP}_{t-1} = 45.912\mathrm{LGini}_{t-1} + 0.885\mathrm{INF}_{t-1} - 20.341\mathrm{LSTK}_{t-1} + 13.965\mathrm{LUNE}_{t-1}$$

表 4.5 共整合關係式[6]

Cointegrating Eq	CointEq1	CointEq2
LHOU(-1)	1	0
LHP(-1)	0	1
LGini(-1)	155.2 (34.87) [4.451]	45.912 (10.313) [4.452]
LSTK(-1)	-67.945 (13.96) [-4.867]	-20.341 (4.128) [-4.927]
LUNE(-1)	48.639 (11.518) [4.223]	13.965 (3.406) [4.1]
INF(-1)	3.484 (3.218) [1.0827]	0.885 (0.952) [0.929]

資料來源：本研究自行整理。

從上列的共整合關係式中，Eq1 的LHOU_{t-1}的係數標準化為 1，LGini_{t-1}的係數則為 155.2，INF_{t-1}的係數為3.484，LUNE_{t-1}的係數為 48.639，LSTK_{t-1}的係數則為

[6] 其中( )內為 t-value，[ ]內為標準誤。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

-67.945，Eq2 的LHP_{t-1}的係數標準化為 1，$LGini_{t-1}$的係數則為 45.912，INF_{t-1}的係數為0.884，$LSTK_{t-1}$的係數為-20.341，$LUNE_{t-1}$的係數則為13.965，這些係數代表的是各項落後期數的解釋變數與被解釋變數的長期關係，我們可以透過上面的整理得知：信義房價指數與營建工程物價指數在長期關係下與 Gini 係數、通貨膨脹、失業率都有正向關係，與股價指數有反向關係。

在本研究的實證結果中，與 Zhang, Jia, Yang(2016)中提到所得分配不平等的惡化會使擁有很多房子的家計單位加速他們的收入，導致更高空屋率的觀點相同。上列 eq1 中的$LGini_{t-1}$的係數為 155.2，為正向關係，表示所得分配與房價的長期關係為正向的，房地產商品原先就屬於高單價產品，因此持有房子的人也屬於高收入族群，當房價的價格上漲時，受益的也會是原先手上就有房子的人，進一步導致貧富差距擴大；失業率與房價的關係與陳章喜、黃准(2010)研究中的實證結果相同，係數為 48.639，在長期均衡下會有正向的關係；股價指數則是與房價指數呈現反向關係，係數為-67.945，代表當股價指數高時，房價會下降，反之亦然；這顯示的是房市可能成為投機工具之一，當股市熱時，投資人會將現有資金都轉往股市；房市熱時，就會把資金轉往房市，這也代表當股、房市之間的可操作性高之時，兩方市場之間很可能具有替代關係。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.2.4 誤差修正模型分析

共整合關係能夠得知變數間的長期均衡狀態，而短期下的動態調整關係則需使用誤差修正模型來分析；透過上一節的運算步驟，透過 Eviews 軟體所運算出的 VECM 模型如下[7]：

$$\begin{aligned}\Delta\mathrm{LHOU} = &-0.005\mathrm{CointEq1} + 0.02\mathrm{CointEq2} + 0.214HOU_{t-1}^{**} - 0.073LHP_{t-1}\\ &- 0.418LGINI_{t-1} + 0.0451LSTK_{t-1}^{**} - 0.042LUNE_{t-1}^{*}\\ &- 0.0002INF_{t-1}\end{aligned}$$

從上述模型中可以得知，共整合項 CointEq1 係數為-0.005 及 CointEq2 係數為 0.02，皆呈現不顯著的情況，表示在短期下，誤差修正項並不會透過特定速度來調整至長期均衡狀態，但在長期下，變數依然會回到長期均衡值；也可以從上列 VECM 模型中得知，在短期下，前一季的房價在 95%信心水準下顯著且係數為 0.214，此結果與預期相同，過去一季的高房價會影響下一季的房價，而加權股價指數在 95%信心水準下顯著且係數為 0.0451，代表的是在 95%的信心水準下，前一季的房價與加權股價指數會對於當季的房價有正向影響，此結果與王玟婷(2010)所做的研究相同，房市與股市之間財富效果傳遞較快，在一季後股市會影響房市。失業率在 90%信心水準下顯著且係數為-0.042，表示前一季的失業率在 90%信心水準下會對房價有負向影響，此結果也與陳章喜、黃准(2010)中的實證結果相同。前一季的營建工程物價指數係數為-0.073，Gini 係數為-0.418，通貨膨漲率係數為-0.0002，但皆為不顯著，表示前一期的營建工程物價指數、Gini 係數、通貨膨脹率對於當期房價並沒有顯著影響。

[7] **表示 95%信心水準下顯著 *表示 90%信心水準下顯著

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.2.5 Granger 因果檢定分析

前面實證得到的共整合關係可以得知變數之間具有的長期關係影響，但無法藉由共整合關係式及向量修正誤差模型來得知他們之間的領先落後關係，因此本研究繼續使用 Granger 因果檢定來看變數之間的因果關係。

表 4.6 中，可以得知營建工程物價指數與信義房價指數的 Granger 檢定中，F 值為 3.592，p-value 為 0.0609，表示說在 10%的顯著水準下，營建工程物價指數會 Granger 影響信義房價指數，而營建工程物價指數具有領先關係的結果並不意外，因為營建物價指數為建造房屋的成本，成本上升自然使得房價上升。Gini 係數與信義房價指數的 Granger 檢定中，F 值為 9.0235，p-value 為 0.0034，表示在 1%顯著水準下，Gini 係數會 Granger 影響信義房價指數，但信義房價指數並不會 Granger 影響 Gini 係數，此結果與本研究最一開始所做的假說結果不吻合，且與劉忠諭(2016)所得到的結果不同，劉忠諭(2016)使用的資料為 1991~2014 的年資料，此情況可能因為資料筆數不夠多而不夠具解釋力，而本研究資料期間為 1991Q1~2016Q4，資料筆數較多，應較具有解釋力。加權股價指數與信義房價指數的 Granger 檢定中，股價指數 Granger 影響房價指數的檢定 F 值為 4.116，p-value 為 0.0338，房價指數 Granger 影響股價指數的檢定 F 值為 4.0805，p-value 為 0.0461，這代表在 5%顯著水準下，股價指數與房價指數具有反饋的因果關係，此結果也與陳政偉(2010)所得到的結果一致，房價股價會互相影響。失業率與信義房價指數的 Granger 檢定中，失業率 Granger 影響房價指數的 F 值為 4.116，p-value 為 0.0451，表示在 5%顯著水準下失業率會 Granger 影響房價指數，此結果與江幸芬(2014)得到的結果一致，本研究認為失業率領先房價指數的原因為當失業率上升，表示所得收入會下降，而家計單位在經濟壓力下也可能出售房屋，連帶會影響房價的下降。失業率與通貨膨脹率的因果檢定中，失業率 Granger 影響通貨膨脹率的 F 值為 8.252，p-value 為 0.005，表示在 1%顯著水準下失業率會 Granger 影響通貨膨脹率。通貨膨脹率 Granger 影響股價指數的 F 值為 8.748，p-value 為 0.0039，表示在 1%顯著水準下通貨膨脹率會 Granger 影響股價指數。

綜合上述，可以整理得圖 4.13 的形式，得到結論如下：失業率、營建工程價格指數對房價指數有解釋力，Gini 係數對信義房價指數有高度解釋力，加權股價

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

指數與房價指數之間有雙向的解釋效果，失業率對通貨膨脹率有高度解釋力，通貨膨脹率對加權股價指數有高度影響。

表 4.6 Granger 因果檢定[8]

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
營建工程物價指數 does not Granger Cause 房價指數	103	3.592	0.0609*
房價指數 does not Granger Cause 營建工程物價指數		0.249	0.619
Gini 係數 does not Granger Cause 房價指數	103	9.0235	0.0034***
房價指數 does not Granger Cause Gini 係數		0.198	0.658
股價指數 does not Granger Cause 房價指數	103	4.63	0.0338**
房價指數 does not Granger Cause 股價指數		4.08	0.0461**
失業率 does not Granger Cause 房價指數	103	4.116	0.0451**
房價指數 does not Granger Cause 失業率		0.487	0.487
通貨膨脹 does not Granger Cause 房價指數	103	1.178	0.280
房價指數 does not Granger Cause 通貨膨脹		0.0285	0.866
Gini 係數 does not Granger Cause 營建工程物價指數	103	1.255	0.265
營建工程物價指數 does not Granger Cause Gini 係數		0.197	0.658
股價指數 does not Granger Cause 營建工程物價指數	103	0.904	0.344
營建工程物價指數 does not Granger Cause 股價指數		2.235	0.138

[8] ***表示在 99%信心水準下顯著 **表示在 95%信心水準下顯著 *表示在 90%信心水準下顯著

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

失業率 does not Granger Cause 營建工程物價指數	103	1.0669	0.304
營建工程物價指數 does not Granger Cause 失業率		0.0422	0.838
通貨膨脹率 does not Granger Cause 營建工程物價指數	103	0.0449	0.833
營建工程物價指數 does not Granger Cause 通貨膨脹率		0.739	0.392
股價指數 does not Granger Cause Gini 係數	103	1.138	0.289
Gini 係數 does not Granger Cause 股價指數		0.00504	0.944
失業率 does not Granger Cause Gini 係數	103	0.679	0.412
Gini 係數 does not Granger Cause 失業率		0.97	0.327
通貨膨脹率 does not Granger Cause Gini 係數	103	0.151	0.698
Gini 係數 does not Granger Cause 通貨膨脹率		0.771	0.382
失業率 does not Granger Cause 股價指數	103	2.0912	0.151
股價指數 does not Granger Cause 失業率		0.0562	0.813
通貨膨脹率 does not Granger Cause 股價指數	103	8.748	0.0039***
股價指數 does not Granger Cause 通貨膨脹率		0.12	0.73
通貨膨脹 does not Granger Cause 失業率	103	0.0142	0.906
失業率 does not Granger Cause 通貨膨脹		8.252	0.005***

資料來源：本研究自行整理。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

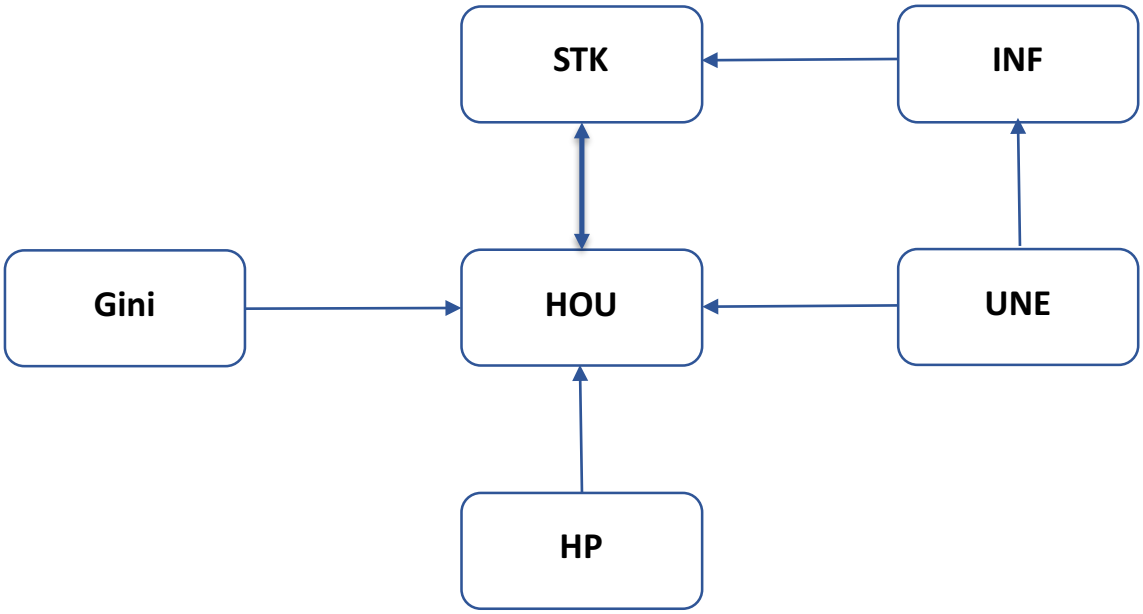

圖 4.13 Granger 因果關係圖

資料來源：本研究自行整理。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

4.2.6 衝擊反應函數分析

透過 Granger 因果檢定，我們可以得到變數之間的互相領先落後的關係，但我們無法得到某一變數發生外生衝擊時，其它變數的反應狀況，因此我們透過衝擊反應函數模型來分析模型內的內生變數當期與未來的動態過程。

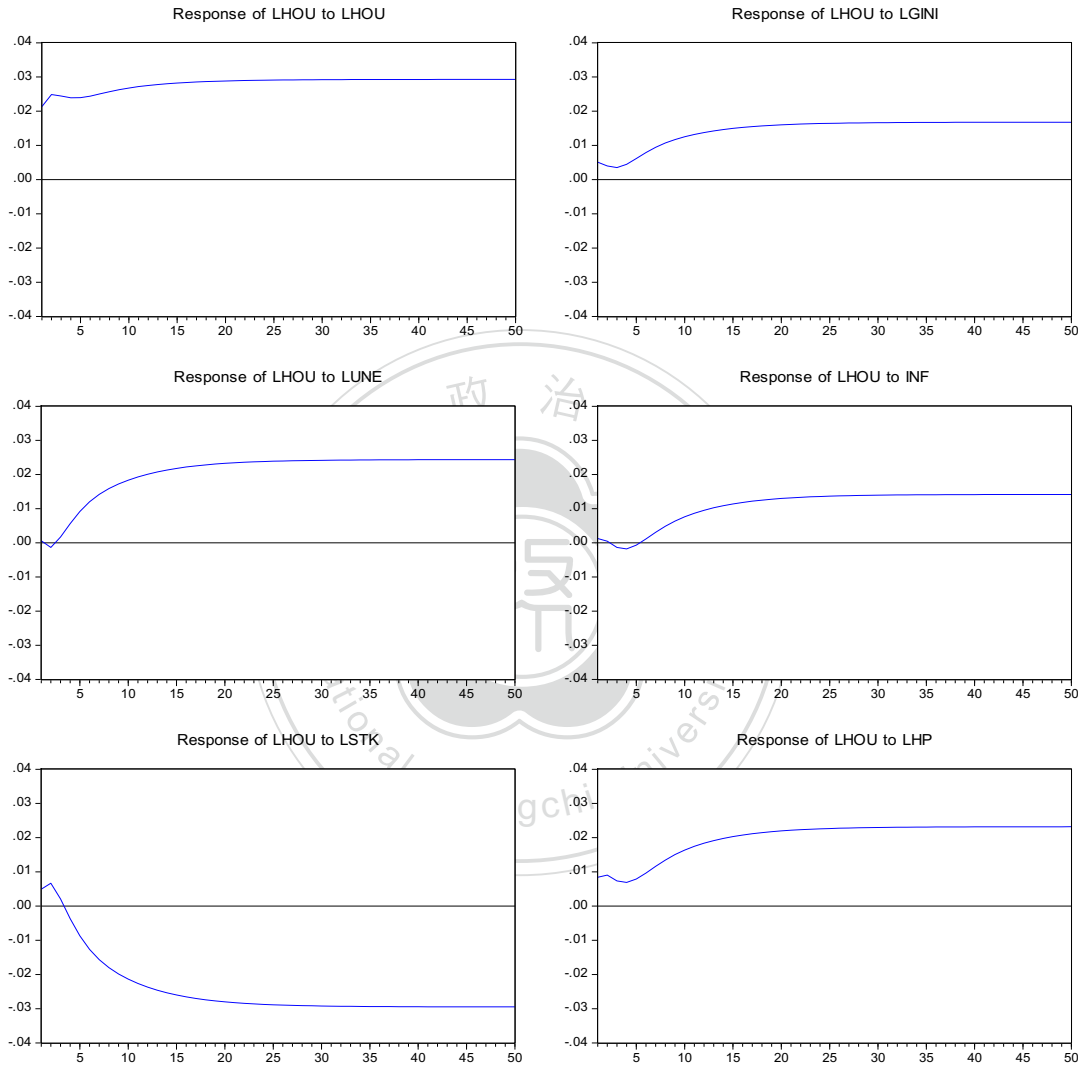

圖 4.14　　衝擊反應分析圖

資料來源：本研究自行整理。

透過圖 4.14 可以得知：房價的衝擊反應的一般化過程中，吉尼係數產生衝擊時，在初期會有與房價在短期下的負向影響，在第五期後有正向影響，約第十五期後達到長期均衡；營建價格指數對房價一開始會有負向影響，但在第六期以後轉成正向的影響，約二十期後達到長期均衡；通貨膨脹在短期下則是負向影響，第三期之後轉為正向影響，約在二十期後達到長期均衡；加權股價指數則是一開始會與房

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

價有些微的正向影響，但第二期以後就轉為負向影響，在越遠期數影響越大，有發散的趨勢；失業率則是一開始有負向的效果，一期後轉為正向影響，約在二十期後達到均衡。

4.2.7 變異數分解

在變異數分解的部分，如圖 4.15 所示，房價對自身有高度解釋的變異比重，但會隨時間過去而慢慢下降，通貨膨脹率及 Gini 係數對於房價而言變動所占比重不大，失業率及營建工程物價指數對於房價而言從第五期之後就有逐漸上升的情形，股價指數對於房價指數的影響程度大，且在第三期後有越來越大的趨勢。

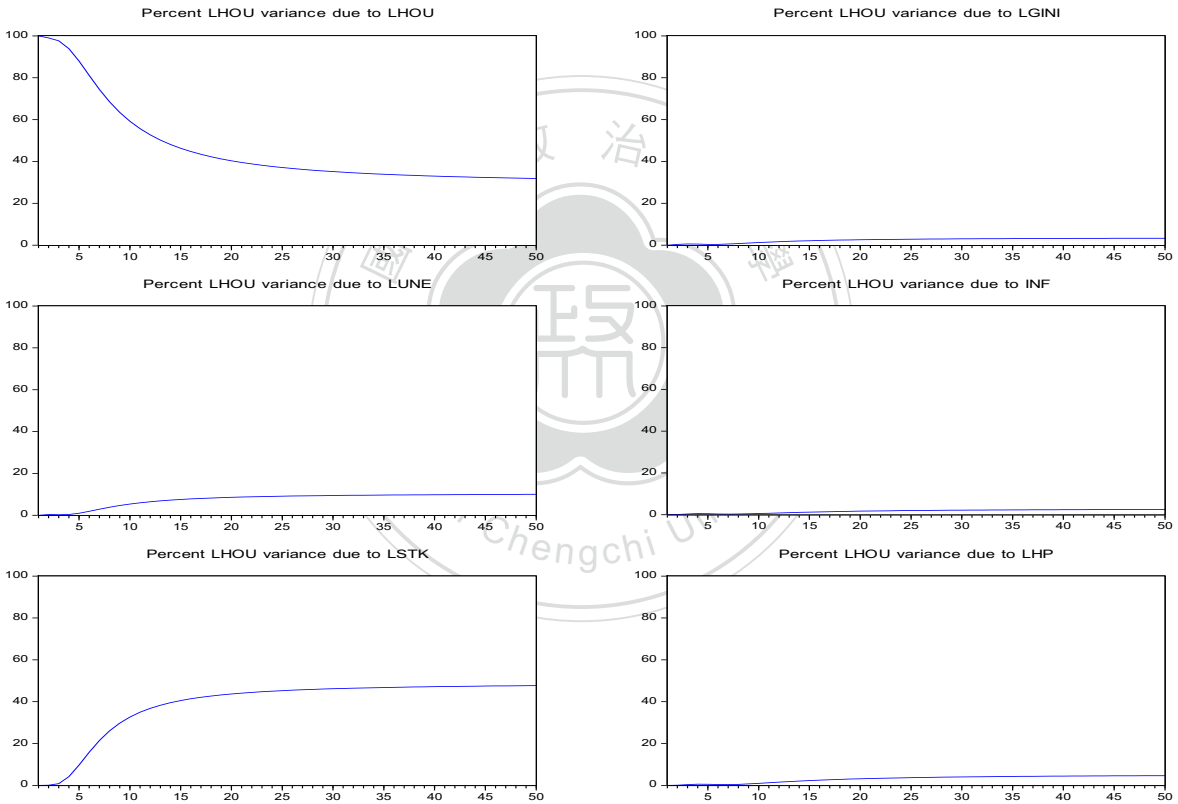

圖 4.15　　變異數分解圖

資料來源：本研究自行整理。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

第五章　　結論與建議

5.1 結論與政策建議

綜合前述的實證結果分析，可以整理成幾個結果及政策建議，首先是房價與吉尼係數部分與本研究先前建立的假說有些不符，實證顯示 Gini 係數有領先房價的關係，且在短期下有負向影響，長期則是有正向影響，這說明政府對於收入分配不均的部分若是能夠控制得好，雖然短期下可能會造成房價有些微上漲，可能原因為原先買不起房子的族群能夠購買得房子會帶動房市的需求，進一步讓房價上漲；但在長期而言，房市、收入健康的情況下將讓房價能夠受到控制。失業率與房價的實證結果與先建立的假說不符，失業率對於房價而言有領先的關係，短期下有負向效果，但長期下有正向效果，結果與陳章喜、黃准(2010)中的實證結果相同；也就是說政府若是想要控制近年來不斷上升的房價，透過抑制失業率，將會對於房價有控制的效果。股價與房價之間具有互相影響的關係，短期會有正向效果，長期會有負向效果，此結果與原先設立的假設預期不同，王玟婷（2010）提出股市之間的財富效果傳遞較快，大概在一季後即會影響房市，此結果與本研究實證結果推得結果相同；短期下會有財富效果影響，但長期而言的負向效果，本研究認為原因為兩市場在長期下，當一方的市場獲益較高時，兩方市場會有排擠效果。通貨膨漲與房價之間在短期下有負向影響，長期則會有正向影響，與原先建立的假說預期相同。營建工程物價指數領先影響房價，短期下有負向效果，長期有正向效果，與預期結果相同，營建工程物價指數的上漲將會帶動房價的上升。

隨著近年來的所得不均、年輕人買不起房的剝奪感等等議題，從上述的結論整理中，本篇研究認為若是政府對於建商的成本面提供協助以控制營造成本、維持低失業率以及減少所得分配不均，將能夠有效控制房價。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

5.2 研究限制與未來研究方向

本篇研究在所得分配的資料部分選擇吉尼係數，雖吉尼係數在於衡量每個百分點的家庭所得分配狀況較全面，但或許能加入如五等分差距倍數、家庭可支配所得等等指標來放入多加討論，另外本篇研究所著重的點在於所得分配不均對於房價的影響，但世代分配不均以及窮者恆窮，富者恆富的情況也是現在面臨的問題，而此篇較少討論到「繼承」的議題，因此在未來的研究方向部份，本研究建議未來能夠加入財富分配及世代繼承的討論。除此之外，因為此研究受資料期數限制的因素，並沒有將房屋異質性的因子、購屋動機、空屋、餘屋、放貸利率等等因素放入研究中，也建議若是未來資料期數夠長，能夠加入這些變因來做更細部的討論。除了上述所說之限制之外，本研究是以台灣整體房價來做研究，因此若是未來研究能夠針對台灣各地區域各別做研究，也能夠對於台灣整體房屋市場情況能夠有更細膩的分析。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

參考文獻

王玟婷(2010)，「房市與股市之相關性探討」，國立高雄大學金融管理學系碩士論文。

王泰堯(2013)，「美國量化寬鬆政策前後股價與因子關聯性之探討-以台灣加權股價為例」，國立成功大學企業管理學系學位論文。

朱敬一、康廷嶽（2015），「經濟社會中的社會不公平」，*臺灣經濟預測與政策*，45(2)，pp.1-22。

江幸芬(2016)，「台灣家庭部門在金融機構借款與房價指數、利率、失業率之關聯性研究」，國立中正大學國際經濟研究所碩士學位論文。

行政院主計處(2002)，「中華民國臺灣地區九十年家庭收支調查報告」，中華民國臺灣地區九十年家庭收支調查報告年刊，pp.9。

吳承曄(2016)，「臺灣房價與所得分配關聯性之研究」，國立政治大學地政學系碩士論文。

林祖嘉(2000)，「台灣地區空屋與餘屋問題及對策之研究」，台灣土地銀行委託研究計畫期末報告。

林祖嘉(2002)，「台灣地區餘屋存量影響因素之分析」，*住宅學報*，11(1)，pp.23-34。

林韋宏、彭建文、林子欽(2003)，「住宅屬性對空屋形成機率影響之研究—以台北市為例」，*住宅學報*，12(2)，pp.91-107。

林素菁(2002)，「台灣地區特徵性房價函數估計係數不一致性問題之探討」，*中華民國住宅學會第十一屆年會論文集*，pp.268-277。

林依伶、楊子霆(2018)，「經濟成長、薪資停滯？初探台灣實質薪資與勞動生產力成長脫鉤之成因」，中國科學院經濟研究所。

李春長、游淑滿、張維倫(2012)，「公共設施、環境品質與不動產景氣對住宅價格影響之研究-兼論不動產景氣之調節效果」，*住宅學報*，21(2)，pp.67-87。

李佳霖、謝文真(2017)，「台灣家庭擁屋決定因素分析：性別和地區差異」，*住宅學報*，26(1)，pp.31-53。

李同榮(2013)，「由景氣循環看台灣房市，45 年間五次循環」，樂屋網。

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

張金鶚、彭建文(1995)，「台灣地區空屋現象與原因分析」，*住宅學報*，3，pp.45-71。

張金鶚、高國峰、林秋瑾(2001)，「台北市合理房價-需求面分析」，*住宅學報*，10(1)，pp.51-66。

張金鶚、陳明吉、楊智元、鄭筱蓉(2009)，「台北市房價泡沫知多少？—房價 vs.租金、房價 vs.所得」，*住宅學報*，18(2)，pp.1-22。

張金鶚、陳明吉、楊智元(2010)，「台北市房價泡沫之再驗」，政治大學房地產研究中心。

張慈佳(2013)，「遷移與居住地點的性別選擇性」，*住宅學報*，22(1)，pp.1-24。

張清和、李巧琳、陳建良(2016)，「住宅不均與所得不均」，*住宅學報*，25(2)，pp.1-29。

陳建良、張郁鶴(2000)，「住宅租擁，世代組成與家計儲蓄間關係之探討-以台灣家計收支調查為對象的分析」，*住宅學報*，9(2)，pp.99-124。

陳建良、李巧琳(2013)，「台灣家戶住宅面積需求變化：條件分配觀點之分析」，*住宅學報*，22(2)，pp.1-34。

陳芷菱(2008)，「台灣各縣市所得分配不均對社會福利支出的影響」，國立政治大學財政學研究所碩士論文。

陳宏易、黃登興(2009)，「亞洲地區產業競爭優勢的更迭：雁行理論的再驗證」，*經濟論文叢刊*，37(2)，pp.185-211。

陳章喜、黃准(2010)，「城市房價與失業率的關聯性研究」，*中國人口科學*，2010(4)，pp.96-103。

陳政偉(2010)，「新屋房價、中古屋房價與台灣加權股價、營建類股價之關連性分析」，國立屏當商業技術學院不動產經營所碩士學位論文。

邱妙如(2000)，「房價與空屋、餘屋之關係分析—以台灣地區為例」，國立政治大學經濟學系碩士學位論文。

翁柏揚(2012)，「台灣房價變動與所得分配不均之研究」，國立台灣大學經濟學系碩士學位論文。

廖茂成(2001)，「資產市場關聯性與財富效果—台灣股票市場與不動產市場之

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06

分析」，國立中山大學財務管理學系研究所。

蔡怡淳、陳明吉(2013)，「房價之不對稱均衡調整：門檻誤差修正模型應用」，*台灣土地研究*，16(1)，pp.37-58。

劉金全、金春雨、鄭挺國(2006)，「我國通貨膨脹率動態波動路徑的結構性轉變特徵與統計檢驗」，*中國管理科學*，14(1)，pp.1-6。

劉忠諭(2016)，「房價與所得不均」，逢甲大學財政學系碩士論文。

薛立敏、林佶賢、顏志龍(2009)，「台灣地區男性出生世代對住宅租擁選擇與住宅消費之影響—兼論住宅消費的世代公平性」，*住宅學報*，18(2)，pp.69-92。

Hagen, D.A. and J. L. Hausen(2010)," Rental Housing and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Real Estate Research*, 32(4), pp. 413-434.

Hsu C. Y., S. S. Chang, and P. Yip(2017),"Individual-, Household- and Neighborhood-Level Characteristics Associated with Life Satisfaction- A Multilevel Analysis of a population-based Sample from Hong Kong," *Urban Studies*, 54(16), pp.3700-3717.

Lusardi, P. M., and O. S. Mitchell(2017), "Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality," *Journal of Political Economy*, 125(2),pp.431-477.

Mussa A., U.G. Nwaogu, and S. Pozo(2016)," Immigration and Housing: A Spatial Econometric Analysis," *Journal of housing Economics*, 35, pp.13-25.

Patacchini, E., and T. Arduini(2016),"Residential Choices of Young Americans," *Journal of Housing Economics*, 34, pp.69-81.

Zhang C. C., S. Jia , R. Yang(2016), "Housing Affordability and Housing Vacancy in China: The Role of Income Inequality ," *Journal of housing Economics*, 33, pp.4-14.

DOI:10.6814/THE.NCCU.ECONO.005.2018.F06