

土壤液化潛勢區公布對房價之影響¹

呂哲源²、江穎慧³、張金鶚⁴

論文投稿日期：107年05月15日
第一次修正日期：107年09月10日
第二次修正日期：107年11月28日
論文接受日期：107年12月20日

摘要

2016年2月6日的美濃大地震，使國人開始意識到土壤液化對於居住安全的威脅。其後，政府公布八個縣市的土壤液化潛勢區查詢系統，將土地劃分為高、中、低三等級潛勢區，提高民眾對土壤液化的風險意識及居住安全的重視。然此舉卻引發市場熱議，土壤液化與房價之間的關係出現兩種討論：部分認為查詢系統之公布將衝擊房屋市場，使潛勢區內之房價下跌、成交量萎縮；另一方則考量建築技術上可以克服以及資訊透明化後的資訊疲乏，認為土壤液化於房價的影響有限。過去國內外有不少文獻針對突發事件對於特定市場的衝擊進行評估，但很少針對土壤液化對於不動產市場做相關的研究。

本研究採用2015年3月至2017年2月之不動產實價登錄交易資料，及中央地質調查所土壤液化潛勢查詢系統之圖資進行實證分析。應用特徵價格理論和差異中之差異配對分析法（DID with Matching），研究臺北市潛勢地區內之房屋交易價格是否存在差異，以及比較公布前後之價格變化。實證結果顯示，政府揭露液化潛勢區之資訊，確實造成臺北市高潛勢區內之房屋價格下跌3.34%，中、低潛勢區內之房屋價格則無顯著影響，而此影響效果在公布半年後有淡化的現象。

關鍵詞：土壤液化、房價、特徵價格法、差異中之差異法、傾向分數配對法

DOI: 10.6128/CP.201903_46(1).0002

1. 本文感謝主審與兩位匿名審查委員，提供許多寶貴意見，使本文更臻完善，惟文責仍由作者自負。此外，本文亦感謝科技部（計畫編號：MOST 105-2410-H-004 -145 -MY3）的經費補助。
2. 國立政治大學地政學系碩士。Email：105257025@nccu.edu.tw。
3. 國立政治大學地政學系助理教授。Email：yinghui@nccu.edu.tw。
4. 國立政治大學地政學系特聘教授，通訊作者。Email：jachang@nccu.edu.tw。

The Impact of Disclosing Soil Liquefaction Information on Housing Price

Zhe-Yuan Lu, Ying-Hui Chiang and Chin-Oh Chang

Department of Land Economics, National Chengchi University

Taipei, Taiwan 11605

ABSTRACT

In Taiwan, public awareness of soil liquefaction and its ensuing hazard has increased since the Meinung earthquake in 2016. After this event, the government established a Soil Liquefaction Potential Inquiry System for eight countries. Such an announcement has raised the public's perceived risk of soil liquefaction and their attention to the safety of living. Some believe that the announcement will cause home prices and real estate transaction volume to decrease in the affected areas. However, taking the modern construction techniques and the symptoms of information fatigue into account, others argue that the effect on the housing market will be limited. Several previous empirical studies have assessed the impact of the hazard on specific markets but seldom did they focus on the relationship between soil liquefaction and housing prices.

This study aims to examine the effect of different potential levels of soil liquefaction on housing prices, and probes into the change before and after the disclosure of Soil Liquefaction Inquiry System. Hedonic price theory and difference-in-differences (DID) method with matching were used to analyze sales prices in a sample of real estate sold in Taipei City from March, 2015 to February, 2017. The statistical result shows that the disclosure of information on soil liquefaction potential has decreased housing prices in the high-potential areas of Taipei by 3.34%; whereas, this effect became weaker half a year after the announcement. In areas with medium and low potential, the disclosure did not significantly affect housing prices.

Keywords: Soil liquefaction, Housing price, Difference-in-Differences, Propensity Score Matching

一、前言

2016年2月6日芮氏規模6.6的美濃大地震，造成臺南市地區多數樓房傾斜、下陷及倒塌等災情，其中最為嚴重的是永康區維冠金龍大樓，16樓層高的大樓在劇烈搖晃後應聲倒塌，造成115人死亡、96人受傷，為臺灣史上因單一建築物倒塌而造成傷亡最嚴重的災難事件，震驚當時的臺灣社會。事後外界不斷的分析倒塌的主要原因，在諸多檢討聲浪當中，除了有偷工減料、一案建商、設計不良和一樓拆牆等之外，另有一說法則指向土壤液化的問題，因此土壤液化成為媒體熱烈討論的話題，也喚醒民眾對於土壤液化的風險意識⁵。

當國人開始意識到土壤液化潛在的威脅後，對於居住安全的重視大幅增加，公布「土壤液化潛勢地區」頓時成為民眾的首要訴求，過去政府擔憂會打擊房價引發反彈，或是造成社會過度的恐慌，因此不願公開土壤液化區資訊。然而，在面對這次災害引發的社會壓力之下，政府在災害發生後一個月內，於2016年3月13日由經濟部中央地質調查所公布第一批的「土壤液化潛勢區查詢系統」（經濟部中央地質調查所，2016b），依據可能發生土壤液化的輕重程度，將土地劃分為高、中、低三等級潛勢區，供民眾查詢房屋坐落土地潛在的液化風險。

在政府決定公開資訊之後，最備受議論的便是對不動產市場的衝擊。土壤液化潛勢地區與房價之間的關係出現兩種不同的看法，部分認為揭露潛勢區資訊將嚴重衝擊整體房屋市場，消費者顧慮到居住安全的風險而不敢購買潛勢區內之房屋，導致房屋價格下跌、成交量萎縮和賣壓加重等情況（林信男，2016）；另一方則考量土壤液化在現行建築技術上已可克服，透過多種作法如置換土壤、採用樁基礎地基或灌漿地盤改良等方法，皆可防治建築物基地土壤液化的情形，且資訊透明化後產生的資訊疲乏效應，往往隨著時間流逝、議題淡忘而漸漸不具影響，因此認為對於房價的影響程度仍是有限。至今市場上對於這議題依舊存在著許多的猜疑及討論。

臺灣受地理條件、氣候水文等因素影響，面臨著洪災、地震、颱風和土石流等天災的威脅，損害著社會大眾的財產及生命安全。政府在秉持著對災害防患未然的想法，及保障民眾「知」的權利，以符合政府資訊透明化的思潮之下，這次土壤液化潛勢地區僅是首次公開全國性大規模的災害資訊，其公開的與否便引起許多的爭議，未來仍然有機會面臨到相同的抉擇。因此，揭露災害潛勢區資訊對於不動產價格的影響程度以及時間長短，將影響政府對於公開資訊的態度，以及了解公開後相關配套措施的重要性。

過去有不少文獻針對突發災害對特定市場的衝擊進行評估，例如地震（Murdoch *et al.*,

5. 經臺南地檢署偵查報告證實，臺南維冠大樓倒塌原因為建築設計圖不當、建商偷工減料、結構分析與設計錯誤、非法借牌自行營造和興建過程未有合法監造等。參見2016年4月7日「臺南地檢署偵辦維冠金龍大樓倒塌相關案件偵結新聞稿」。

1993; Beron *et al.*, 1997; Naoi *et al.*, 2009)、洪水 (MacDonald *et al.*, 1987; 楊重信, 2008) 和火山 (Bernknopf *et al.*, 1990) 等, 多數研究結果皆認為政府發布特定區域地震潛勢區將對房屋價值造成負向的影響 (Brookshire *et al.*, 1982), 消費者會依據對災害的認知風險和恐懼調整對不動產的保留價格, 造成交易價格之差異。但無論國內或者是國外同樣具有土壤液化威脅的美國、日本或澳洲等, 在其學術期刊上少有針對土壤液化對不動產市場的影響進行實證分析, 且其他探討的災害潛勢區多數也不似土壤液化潛勢區具有風險等級的差異。另外, 此部分研究多以傳統迴歸模型進行實證分析, 會遇到房屋樣本的內生性問題, 無法有效控制遺漏變數 (Greenstone and Gayer, 2009; Hallstrom and Smith, 2005; Kuminoff *et al.*, 2010); 或是利用差異中之差異法以解決此問題, 卻可能遇到實驗組與對照組之樣本差異太大, 導致所得之實證結果不夠嚴謹等問題。

基此, 本文選取2015年3月至2017年2月之內政部不動產交易實價登錄資料為研究樣本, 利用地理資訊系統與土壤液化潛勢區進行套疊後, 以特徵價格理論傳統迴歸模型, 將土壤液化潛勢區列為外部環境特徵變數, 針對公布後的交易樣本, 分析土壤液化對於臺北市住宅價格的影響效果, 探討坐落在潛勢地區內之房屋價格是否存在差異; 接著有別於過去相關之研究, 在方法上利用差異中之差異法 (Difference-in-Differences, DID) 並且結合傾向分數配對法 (Propensity Score Matching, PSM), 以更細緻化的分析方式觀察公布前後住宅價格的差異, 了解政府揭露潛勢區資訊之行爲, 是否造成房屋價格的下降, 並同時探討在不同風險程度與時間上其影響的差異, 獲得全面性的分析結果, 作為未來相關災害資訊公開之評估依據。

二、文獻回顧

(一) 土壤液化潛勢地區與居住安全

土壤液化現象屬於地震災害之一, 是在「砂質土壤」結合「高地下水位」的狀況下, 遇到震度大、持續時間長的地震, 導致土壤失去承載建築物重量的力量, 造成建築物下陷、傾斜、地下管線破裂及噴砂現象 (國家災害防救科技中心, 2016)。土壤液化較容易出現在高地下水位且土壤以疏鬆細砂為主的地區, 如臺灣沿海的平原地區、沖積平原、河道附近以及海埔新生地, 都為土壤液化發生的高風險區域。

土壤液化相關之研究, 是在1964年日本新潟地震與同年美國阿拉斯加地震發生大規模的土壤液化災害後, 才開始引起相關研究人員的重視。在臺灣的地震歷史上亦有多次土壤液化的現象被記載, 而1999年發生的九二一大地震, 則是臺灣歷史上規模最大的土壤液化事件, 造成南臺灣多數房屋傾斜下陷、地下管線破裂等嚴重問題 (林美聆, 1999), 但長久以來相對於其他地震所產生的災害, 土壤液化引致的災害並未受到國人的重視 (陳銘鴻, 2002), 直至美濃大地震後, 社會大眾開始關注土壤液化對自身居住安全的威脅。

在發生美濃大地震後，政府為澄清民眾對於土壤液化的疑慮，並增加社會對土壤液化的抗災能力，由經濟部中央地質調查所於 2016 年 3 月 13 日首度公開第一批土壤液化潛勢區圖，並分階段公布圖資。土壤液化潛勢區圖依據地質鑽探等資料，分析在發生約 5 到 6 級地震震度下，土壤發生液化的機率及嚴重程度，並區分為高、中、低三個潛勢區及不具潛勢影響地區。依據經濟部中央地質調查所（2016a）表示，高潛勢區為主要發生土壤液化的風險區域，在強烈地震發生時，較可能出現明顯的液化現象，對建物地基產生嚴重的影響；中、低潛勢區則僅可能發生輕微的損害，中短期內並無需太多顧慮。

土壤液化的災害風險與建築結構有重要關係，以現行建築技術已經可克服液化發生時對建築物造成的傷害，就內政部營建署所公布的「建築物簡易自主檢查表」顯示（內政部營建署，2017），當房屋具備下列條件時，不易受到土壤液化而產生損害：（1）具有地下三層（含）以上的地下室。（2）地基採深樁結構，支撐在堅固的地盤上。（3）地基為筏式或版式構造，且樓高不超過三層。（4）於 921 地震後，符合 1999 年 12 月 29 日公告修正之『建築物耐震設計規範』所設計建造之房屋。因此，就算建築物坐落在高潛勢區內，若建築結構符合以上之條件，也無需太過顧慮土壤液化造成損害的問題。

（二）自然災害與不動產價格

大部分研究認為這些災害對於不動產價格造成負向的影響。以地震災害為例，Murdoch and Thayer（1993）與 Beron *et al.*（1997）先後針對 1989 年美國 Loma Priet 大地震發生後的加州地區交易資料，一致發現地震潛勢區內之住宅價格有下跌的情形；Nakagawa *et al.*（2007）與 Naoi *et al.*（2009）分別分析日本東京都地震風險圖對於住宅租金與交易價格的影響，以及 Keskin *et al.*（2017）利用 2011 年土耳其東部地震對伊斯坦堡的房價資料進行分析，三者同樣得到地震的發生對災害潛勢區內造成價格下降的影響。國內的部分，李世錡、陳彥仲（2002）發現臺中縣大里市（今臺中市大里區）在 921 地震後一年內的住宅實際成交價格低於預測價格，認為地震對於獨棟式與非獨棟式的住宅交易單價造成衝擊；林元興等人（2006）則以臺灣中部地區在 921 地震前後的房地產交易資料，發現地震使土地價格有稍微下降，但衝擊並不大。其他災害如洪災（MacDonald *et al.*, 1987; Tobin and Montz, 1988; Donnelly, 1989; Eves and Wilkinson, 2014；楊重信，2008）、颶風（Graham and Hall, 2001）和火山（Bernknopf *et al.*, 1990）等皆同樣有相似之實證結論，但無論國內或者是國外同樣具有土壤液化威脅的美國、日本或澳洲等，在其學術期刊上少有針對土壤液化對不動產市場的影響做相關的研究。

關於災害資訊與不動產價格之間的關係，多數研究認為政府公布災害潛勢區將對房屋價值造成負向的影響（Brookshire *et al.*, 1982），並且以實證分析得到位在災害潛勢區內之房屋價格下降的幅度（MacDonald *et al.*, 1987; Murdoch *et al.*, 1993），是影響不動產價格的重要因素之一。消費者會依據對災害主觀的認知風險和恐懼調整對於不動產的保留價格（McCluskey and Rausser, 2001），因此潛勢區內的房屋價格包含因承受災害風險所產生顯著的風險貼水，且房屋結構的堅固性會是消費者評估災害風險的主要特徵（Nakagawa *et al.*, 2007）。另外，在資訊不充足下，消費者僅能利用有限的資訊對災害產生主觀的風險評估，因此當災害再次

發生時或是相關資訊的揭露 (disclosure)，人們的主觀認知便容易隨著接收的資訊而改變，使不動產價格產生變化 (Beron *et al.*, 1997; Pope, 2008; Naoi *et al.*, 2009)。

至於這些災害造成之影響的持續期間則可能不同，如 Tobin and Montz (1988) 對加州進行為期 13 年之研究，發現洪災會立即造成災區房屋交易價格的下降，部分災情最為嚴重的地區跌幅較為嚴重，且回復期將超過十年，主要原因是由於一些災害後遭遺棄房屋成為災後視覺的提醒，使得民眾的認知風險持續存在，相對災情較為輕微的地區，跌價幅度較小、復原期為四年左右。較近期研究如 Zhang (2016) 發現，2009 年發生於美國 Fargo-Moorhead 都會區的水災，對於房價的影響期間大約一年，持續時間相較之下大幅縮短；在人為造成的災害部分，Tanaka and Zabel (2017) 認為 2011 年日本福島核災事件會對於美國核電廠周遭的房價造成負向影響，並在半年後達到高峰，直到約一年後影響才逐漸淡化。

另外，回顧上述自然災害對於不動產價格影響的相關文獻，可依據使用方法及探討的影響效果歸納成兩個方向。第一是探討消費者對於災害產生的認知風險 (perceived risk) 及風險規避 (risk aversion)，是否造成房屋價格的變化，通常引用特徵價格理論作為理論基礎，利用傳統迴歸模型評估這類環境變數的邊際影響效果，是觀察資訊公布後的現象；第二是探討災害資訊改變及揭露，是否造成不動產價格的波動，將災害的發生或資訊的公布作為準實驗 (quasi-Experiment)，觀察事件前後的價格是否存在差異。然而，因為房屋樣本潛在的內生性問題，若利用傳統迴歸模型進行分析時無法控制遺漏變數的影響，可能無法準確取得這類環境特徵與不動產價值之間的因果關係 (Hidano *et al.*, 2015)，因此，透過準實驗設計如 DID、RDD 或工具變數等方法，可以有效排除此問題，已成為近年來盛行使用的實證分析方法之一 (Greenstone and Gayer, 2009; Hallstrom and Smith, 2005; Kuminoff *et al.*, 2010)。

綜上，過去許多研究探討不同自然災害對不動產價格的影響，卻缺少針對土壤液化進行實證的分析，思量各自然災害與其潛勢區在特性上仍存在差異，故本文參考過往文獻，將土壤液化潛勢區影響變數納入特徵價格模型中進行分析，並依其特性探討高、中、低三者不同風險等級間的影響差異，以釐清社會大眾之疑慮及補足過往研究之缺乏。此外，有別於過去之研究，本文在實證方法上將採以更細緻化的方式，除了以差異中之差異法分析公布前後住宅價格的差異，排除遺漏變數導致的偏誤之外，進一步的結合傾向分數配對法，降低實驗組與對照組間的差異，獲得更嚴謹的結果，並同時探討此影響效果在時間上的變化，觀察是否隨著時間而產生淡化的現象，以提供更完整的實證結果，作為未來相關災害資訊公開之評估依據。

三、研究設計

(一) 土壤液化潛勢區與房價樣本資料

為探討災害資訊公布最初的影響效果，本文採用經濟部中央地質調查所於 2016 年 3 月第一批公布之土壤液化潛勢區圖（經濟部中央地質調查所，2016b），研究範圍為臺北市。臺北市高潛勢區主要分布中山區、松山區、大安森林公園北側及 101 世貿中心等，占臺北市總面積 6.20%；中潛勢區主要分布在大安區及中正區，占臺北市總面積 11.92%；低潛勢區主要分布在北投區、文山區及萬華區，占臺北市總面積 25.80%；非潛勢區則主要分布在大屯火山群地區，地盤屬於固結岩盤，不具有液化的風險（見圖一）。

而本文使用的住宅交易樣本取自於內政部不動產交易實價登錄之資料，並剔除資料不全、含備註欄⁶、非住宅、透天產品⁷及具異常值等資料，以降低因資料偏誤造成之估計誤差，使交易樣本接近正常交易之狀況。為分別探討土壤液化區內外住宅價格是否具有差異，以及政府揭露潛勢區資訊對住宅價格的影響，故將住宅交易樣本分為 2 組研究時間。

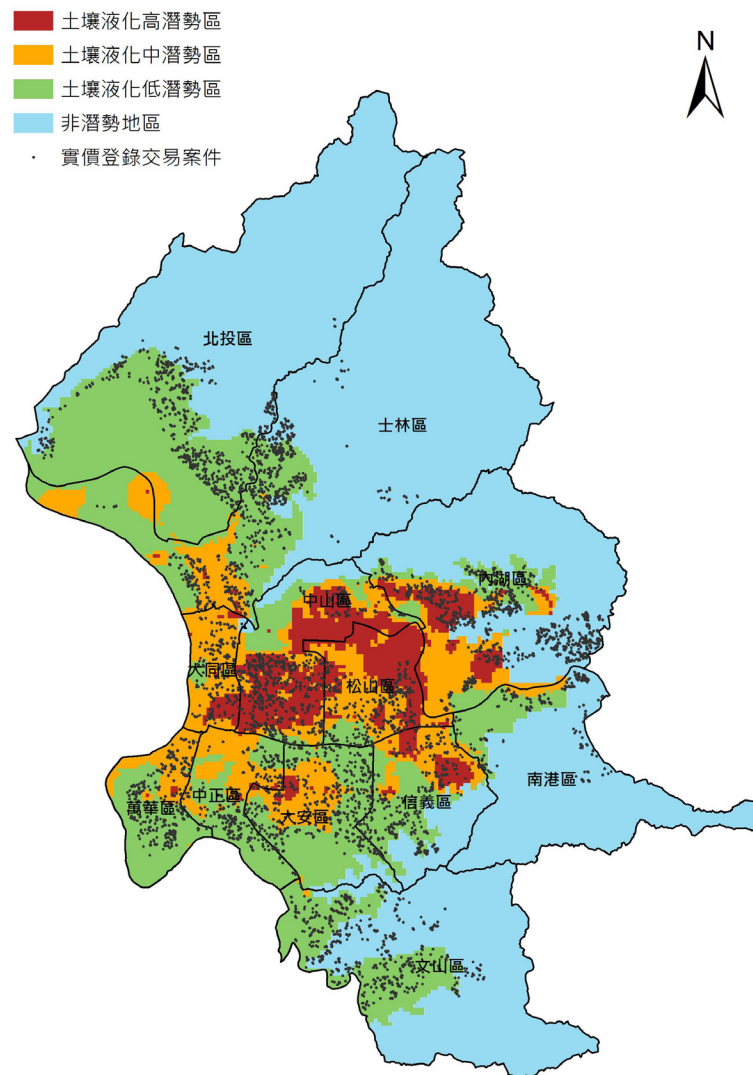
1. 樣本一：土壤液化潛勢區公布（2016 年 3 月）後，2016 年 3 月至 2017 年 2 月臺北市住宅交易樣本，共計 3,379 筆。
2. 樣本二：土壤液化潛勢區公布（2016 年 3 月）前後各一年⁸，2015 年 3 月至 2017 年 2 月臺北市住宅交易樣本，共計 7,371 筆。

在研究時間的選取上，本文以政府公布土壤液化資訊時間（2016 年 3 月）為事件分界點，分析出的政策揭露效果將可能受到時間與資訊落差的影响，然而考量此議題在社會上存在著高度關注與議論，資訊公開當日曾經一度因民眾踴躍的查詢造成系統的癱瘓，根據地質調查所公布之數據顯示，當日使用量便超過 172 萬 5 千人次，至當週則估計超過 360 萬人次查詢，約為超過全國 1/7 人口數量。由此可知，政策揭露效果受到時間與資訊落差的影响程度相較其他災害事件或政策要來得低。

此樣本資料時間內，雖遇到房地合一實價課稅的實施（2016 年 1 月 1 日），且 2016 年臺北市房價呈現下跌的趨勢，同時亦有「蛋黃區」跌幅較大的現象。考量本研究高潛勢區包

-
6. 考量實價登錄資料之備註多包含親友交易、增建等情形，其價格與市場價格有較大的落差，故不納入估計樣本。
 7. 考量透天型態之產品較具特殊性，其交易價格的計算條件較不相同，故本文另外針對透天住宅樣本建立單獨之實證模型。然而受限於臺北市全體透天樣本數不足下，無法得到穩定的分析結果。
 8. 考量使用的差異中之差異模型，若時間範圍選取過長，將容易使欲分析的政策介入影響效果產生偏誤，故本文選擇土壤液化公布前後各一年的時間，作為研究時間範圍。

含中山區、松山區和大安區等，屬於臺北房市蛋黃區，故本文針對公布前後房屋樣本的平均總價進行比較，觀察各潛勢區前後房價差異，其漲跌幅度並未相差太大，其中高潛勢區雖包含部分臺北市「蛋黃區」，其價格並未下跌反而上漲，漲跌幅 5.45%，其上升幅度與低潛勢區亦極為相近，故本文實證分析應不會受到不動產稅制改革與 2016 年房地產市場景氣與的影響。



圖一 臺北市土壤液化潛勢區與房價交易資料分布

(二) 實證模型

本文為探討土壤液化與房屋價格之關係，除分析社會大眾對土壤液化認知風險是否造成住宅價格降低，亦關注政府對土壤液化潛勢區的「資訊揭露」是否對住宅價格產生衝擊。因此，本文實證部分分為兩部分，首先利用特徵價格理論傳統迴歸模型，將土壤液化潛勢區納入環境特徵變數，觀察土壤液化對住宅價格的影響效果；接著進一步利用差異中之差異配對分析法，觀察房屋價格在土壤液化潛勢區公布前後的變化，以分析政府「公布」災害資訊對住宅價格的影響效果，同時解決傳統迴歸模型可能產生遺漏變數及內生性問題。

1. 特徵價格理論

該理論由 Rosen (1974) 依據 Lancaster (1966) 的新消費者理論基礎，結合效用與競價理論所提出。其意義為當市場上供需達到均衡時，消費者在追求效用最大化之過程下，評估各項屬性每增加一單位所願意支付的額外費用，即為該屬性的特徵價格。每個特徵都存在著其個別隱含價格，當個別特徵之價格加總，便可得到該產品之總價。

由於不動產相較其他財貨具有異質性，組成特徵對於價格的形成效果更為顯著，故在國內外不動產價格相關實證研究，皆廣泛運用此理論建立迴歸模型，而傳統以最小平方求得住宅特徵之係數，即表示該特徵之隱含價格。不動產價格與特徵間關係由式 (1) 表示：

$$P = \alpha + \sum \beta X + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

其中 P 為住宅價格； X 為住宅特徵變數， β 為住宅特徵變數係數值； α 為截距項， ε 為殘差項。

2. 差異中之差異法 (Difference-in-Differences, DID)

差異中之差異法屬準實驗研究的因果關係推論，分析實驗、政策或事件之影響效果。此分析法將研究資料分為四組 (Wooldridge, 2012)：受政策介入影響的「實驗組」與不受政策介入影響的「對照組」，實驗組及對照組僅受政策事件之影響而有所不同，其他皆為共同存在的影響因素；另外，分別再依政策實施時間，分為政策「介入前」及政策「介入後」，以控制兩組間系統性的差異，透過時間差異與組間差異互相對照，如此可排除其他無法觀察到的遺漏干擾因素，以及經濟體系隨時間經過產生的系統性變動，而估計出真實屬於政策介入影響的效果 (Wooldridge, 2012)。其迴歸模型方程式如式 (2) 所示：

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 After_t + \beta_3 Treat_i \times After_t + \sum \beta X + \varepsilon \dots\dots\dots (2)$$

其中 P 為住宅價格； X 為住宅特徵變數， β 為住宅特徵變數係數值； $Treat$ 為實驗組與否之虛擬變數 (實驗組 $i=1$ ，對照組 $i=0$)， $After$ 為政策介入前後之虛擬變數 (公布後為 $t=1$ ，公布前 $t=0$)； α 為截距項， ε 為殘差項。

最主要的解釋變數為實驗組與否及公布前後之交乘項係數，政策介入的平均影響效果大小及顯著性由交乘項係數 β_3 估計，其關係如表一。

表一 差異中之差異法係數關係表

	實驗組(3)	控制組(4)	差異 = (3) - (4)
公布前 (1)	$\alpha + \beta_1$	α	β_1
公布後 (2)	$\alpha + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\alpha + \beta_2$	$\beta_1 + \beta_3$
差異 = (2) - (1)	$\beta_2 + \beta_3$	β_2	β_3

資料來源：Wooldridge (2012)

另外，為觀察資訊揭露對房價的影響隨時間變化，本文另針對公布後之交易樣本分為兩階段做探討⁹，設定 D_i^{T1} 及 D_i^{T2} 兩虛擬變數，分別表示此筆交易時間是否位於 T1 期間（公布後半年間：2016 年 3 月～2016 年 8 月）及 T2 期間（公布後半年至一年間：2016 年 9 月～2017 年 2 月），交易時間屬於該階段內者其值為 1，否則為 0，其模型結構如式（3）：

$$P_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Treat}_i + \beta_2 D_i^{T1} + \beta_3 D_i^{T2} + \beta_4 \text{Treat}_i \times D_i^{T1} + \beta_5 \text{Treat}_i \times D_i^{T2} + \sum \beta X + \varepsilon \dots \dots \dots (3)$$

3. 差異中之差異法結合配對法（DID with Matching）

利用差異中之差異法，可以解決因不可觀測之遺漏變數所導致的選擇性偏差 (selection bias)，避免求得之因果效果產生偏誤的情況。然而，在使用差異中之差異法時，控制組之樣本特性必須與實驗組之樣本相近，但在探討房屋價格的這種觀察性研究 (observational study)，非以實驗研究所得之資料進行分析，就算加入其他特徵變數進行調整，亦不容易完全控制實驗組與對照組屬性特徵之間的差異。

參考過去災害相關文獻，Bovan *et al.* (2018) 利用傾向分數配對模型 (PSM)，探討洪水對於選舉的影響；Tanaka (2015) 使用最近相鄰配對法 (Nearest Neighbor Matching) 結合 DID 模型，觀察植物生長率於阪神大地震前後的變化。因此，根據部分文獻之討論，本文採用傾向分數配對模型，根據實驗組樣本之部分特性，挑選出與其特性最相似之控制組樣本，縮小兩組樣本之間的差異。

依據 Heckman *et al.* (1997) 所提出差異中之差異配對法模型，首先利用 PSM 的核心配對法 (Kernel-based Matching)，以無母數 (nonparametric) 函數將實驗組與對照組進行配對，即利用 Probit 模型估計機率函數求出各樣本的傾向分數後，接著在預定之帶寬參數 (bandwidth) 下，決定出配對範圍的大小，以 kernel 函數進行樣本的配對，排除未被匹配之樣本後，再進行差異中之差異法分析，其建構的 DID 模型估計為式（4）：

$$\text{DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left\{ \left(Y_{it}^{\text{After}} - Y_{it}^{\text{before}} \right) - \sum_{j \in I_0} W(p_i, p_j) \left(Y_{0i}^{\text{After}} - Y_{0i}^{\text{before}} \right) \right\} \dots \dots \dots (4)$$

9. 本文曾經測試過時間間隔較短、間隔數較多的設計，然而發現在時間間隔劃分較短時，各時段內之樣本數較少，會影響分析結果的穩健性。故在測試多種狀況下，為保持時間區間內樣本數的充足，本文最終採用「半年」為時間間隔，分析影響效果隨時間的變化。

其中， n_1 為配對後實驗組樣本數， $i \in I_1$ 為實驗組之樣本， $j \in I_0$ 為對照組之樣本； Y_{1i} 與 Y_{0j} 分別為實驗組與對照組的住宅交易價格； $W(\cdot)$ 為配對後對照組樣本的權數， P_i 與 P_j 分別為實驗組樣本 i 與對照組樣本 j 的傾向分數，權數計算方式為式 (5)：

$$W(p_i, p_j) = \frac{G\left(\frac{p_i - p_j}{h}\right)}{\sum_{j \in I_0} G\left(\frac{p_i - p_j}{h}\right)} \dots\dots\dots (5)$$

其中， h 為帶寬參數，用來確定選入配對樣本的觀察個數； $G(\cdot)$ 為 kernel 函數，有許多種函數形式¹⁰，每一種配對運算方法所估算出來的效果會略有不同，最好分別使用並比較其差異 (Morgan and Harding, 2006)。本文在測試後及參考過去文獻，以最常用的三次方核心函數 (tricube) 作為模型設定，其所得之權數較趨近於常態分配 (Guo and Fraser, 2010)。

此方法同時使用 PSM 與 DID 可分別排除可觀察變項與不可觀察變項所導致的選擇性偏差，且相較傳統配對法能較有效率進行配對，解決屬性維度過多的問題 (Heckman *et al.*, 1997)。

(三) 變數選取

1. 應變數

本文欲探討土壤液化潛勢區對住宅價格之影響效果，故被解釋變數為住宅交易價格。價格有分總價與單價之分，考量特徵價格理論強調不動產價格具有不可分割的特性，且實務上房屋交易亦以總價附加車位價格計算，然而在實價登錄的車位相關欄位又多登載錯誤、缺漏等情形，故本文將車位價格由住宅交易總價中扣除。另外，考量不動產價格與多數特徵為非線性之關係以及降低變異數不齊一的問題 (Malpezzi, 2003)，故本研究將以「不含車位之住宅總價取自然對數」為實證模型的應變數。

2. 自變數

(1) 位於土壤液化潛勢區內

依據經濟部中央地質調查所公布之土壤液化潛勢區地圖，將各縣市之土地依液化發生機率及危害程度分高、中、低三等級，以及無液化發生可能性 (或無鑽孔數據) 的非土壤液化區域，為觀察各潛勢區域相較非潛勢區的價格變化，故本文以非土壤液化區域為參照組，設置高、中、低三個虛擬變數進行分析，由於消費者會依據公開的災害訊息產生的主觀認知風險，調整對於不動產的保留價格，造成交易價格之差異 (McCluskey and Rausser, 2001)，故預期潛勢區對住宅價格產生「負向影響」。

10. 其他 kernel 函數形式包含指數核心函數 (epanechnikov)、高斯核心函數 (Gaussian)、雙權核心函數 (biweight) 與矩形核心函數 (rectangular) 等。

另外，房屋結構的堅固性會是消費者評估災害風險的主要特徵（Nakagawa *et al.*, 2007），爲了進一步劃分出主要受到液化威脅之對象，以獲得更準確的影響效果，本文參考營建署「建築物簡易自主檢查表」（2017）列出不受影響之建物特徵進行研究設計。然而，其特徵皆與建築物的地基結構（深樁結構、筏式或版式構造等）和地下樓層數有關，此部份在實價登錄交易資料中無記載。因此在資料條件缺乏下，本文僅設置「1999年建築物耐震設計規範修訂前所建造之房屋」的虛擬變數，並將此變數與各潛勢區虛擬變數做交乘討論，試圖劃分出受到土壤液化主要威脅的交易樣本。

(2) 於土壤液化潛勢區資訊公布後交易（DID 模型）

此變數爲使用差異中之差異法時，判定住宅交易樣本是否發生於「事件介入後」的虛擬變數。爲分析土壤液化潛勢區公布對於住宅價格是否造成衝擊，故將住宅交易樣本分爲公布前後兩組，於公布後交易者設爲1，公布前交易者爲0。

(3) 位於土壤液化潛勢區內，且於資訊公布後交易（DID 模型）

此變數爲差異中之差異法最主要之解釋變數，爲「政策後實驗組與對照組相減之結果」與「政策前實驗組與對照組相減之結果」兩部分之差異結果，即「位於土壤液化潛勢區內」與「公布後交易」兩項虛擬變數的交乘項，表示真實公布土壤液化潛勢區資訊對住宅價格產生的影響效果。人們對於風險的主觀認知隨著相關災害資訊的公開而改變，使不動產價格產生變化（Beron *et al.*, 1997；Pope, 2008；Naoi *et al.*, 2009），故預期此變數爲「負向影響」。

(4) 其他影響住宅價格之特徵變數

除上述土壤液化相關之解釋變數外，本文依據實價登錄登載之項目，在參考過去研究後，選取其他影響住宅價格的特徵做爲解釋變數，以控制住宅價格影響因素，其中包含所在樓層、建物面積、屋齡、建物類型、行政區、是否鄰近捷運站及學校和與商業市中心距離¹¹。變數詳細說明及敘述統計詳見表二、表三。

11. 市中心開發程度高、交通便捷且生活機能高，故距離市中心愈近住宅價格通長愈高，因此本文參考黃怡潔等人（2017）利用 Local G-statistic 中的 Getis-Ord G* 熱區分析之結果，將價格最高之群聚處，且爲臺北市最繁榮街區及捷運重點轉乘車站之一的捷運忠孝復興站設爲市中心，計算住宅樣本與其空間上的直線距離。

表二 變數說明表

	變數名稱	變數說明	預期符號
應變數	住宅價格	連續變數，不含車位之總價取自然對數	
自變數	土壤液化潛勢區	虛擬變數，住宅位在土壤液化高、中、低潛勢範圍	-
	所在樓層	連續變數，住宅所在樓層	+
	總樓層數	連續變數，住宅總樓層數	+
	建物面積	連續變數，建物移轉面積，以平方公尺計	+
	屋齡	連續變數，房屋年齡，以年計	-
	建物類型	虛擬變數，共分住宅大樓、華廈、公寓；參照組為公寓	+
	行政區	虛擬變數，分士林、大同、中山、中正、信義、松山、南港、內湖、文山、大安區、萬華區；參照組為萬華區	+
	是否鄰近捷運站	虛擬變數，住宅交易案例直線距離 500 公尺內有捷運站者為 1，無為 0	+
	是否鄰近學校	虛擬變數，住宅交易案例直線距離 500 公尺內有學校者為 1，無為 0	+
	與商業市中心距離	連續變數，住宅交易案例至忠孝復興捷運站空間上的直線距離，單位為公尺	-
舊建築耐震設計規範	虛擬變數，於 1999 年『建築物耐震設計規範』修訂前所建造之房屋為 1，其餘為 0	-	

表三 變數敘述統計表

虛擬變數名稱	變數內容	次數	百分比(%)	
土壤液化潛勢區	高潛勢區	1,137	15.43	
	中潛勢區	1,566	21.25	
	低潛勢區	3,326	45.12	
	非潛勢區	1,342	18.21	
建物類型	住宅大樓	3,069	41.64	
	華廈	2,123	28.80	
	公寓	2,179	29.56	
公共建設	鄰近學校	6,528	88.56	
	鄰近捷運站	3,259	44.21	
舊建築耐震設計規範	規範修訂前之建物	4,333	58.78	
連續變數名稱	平均數	標準差	最小值	最大值
住宅總價(萬元)	2,460	2,020	245	25,300
所在樓層	5.70	3.98	1	27
總樓層數	9.77	5.34	3	42
建物面積(m ²)	123.96	60.47	33.06	497.52
屋齡(年)	20.73	14.91	0.01	53.46
與商業市中心距離(m)	5188.35	2746.57	76.66	12734.65

四、實證結果

(一) 土壤液化潛勢區對住宅價格之影響效果

此部分採用土壤液化潛勢區公布後（2016年3月~2017年2月）臺北市住宅交易為樣本，總計共3,379筆。同時亦依據建物類型的不同，分別以住宅大樓、華廈及公寓的樣本進行實證分析。傳統迴歸模型的實證結果顯示，各模型除了公寓以外調整後 R^2 皆大於0.80，顯示模型配適度良好，變異數膨脹因子（VIF）檢定值由1.44到8.33，皆小於10，顯示各自變數間並未產生明顯的共線性問題。控制變數方面，除文山區、大同區與總樓層數等變數於各模型中普遍較不顯著之外，在三個實證模型中，大部分自變數係數值皆有達到1%的顯著水準，且符號與預期方向相符。詳細估計結果見附錄一。

重點變數方面（見表四），土壤液化高、中、低潛勢區之變數，在全體樣本、住宅大樓與公寓三個模型中係數皆呈現不顯著，僅華廈樣本的潛勢區變數達10%顯著水準，然其係數值為正向影響，與預期方向不同。觀察臺北市的潛勢區圖，可發現中潛勢區範圍多分布在市區（見圖一），相較對照組的非潛勢區多分布在山區及山坡地等郊區，其樣本平均總價本身便較高（見表五）；另外，根據內政部營建署之表示，中、低潛勢區實際發生液化災害的機率相當低，在可見的未來並無液化之疑慮，因此在風險相對不高，且其分布範圍廣泛並多位於臺北市高價位地區，故本研究認為，在華廈樣本中潛勢區呈現顯著正向影響的結果，應該是有限的資料屬性下無法有效控制區位對價格的影響，而造成結果有所偏誤。交乘項的部分，代表在舊建築耐震規則下潛勢區的邊際影響效果，實證結果顯示四種模型皆不具統計上之顯著性，其係數有正亦有負。

表四 傳統迴歸模型實證結果

變數名稱	全體樣本	住宅大樓	華廈	公寓
低潛勢區	0.024	0.026	0.030	-0.016
中潛勢區	0.026	-0.023	0.056*	-0.044
高潛勢區	0.017	0.028	-0.044	-0.009
低潛勢區 × 舊建築耐震規範	0.023	0.074	0.002	-
中潛勢區 × 舊建築耐震規範	-0.022	0.126	-0.061	-
高潛勢區 × 舊建築耐震規範	-0.009	-0.040	0.018	-
Adjust- R^2	0.88	0.90	0.83	0.71
樣本數	3,379	1,477	948	954

註：1. **、*、* 分別代表在1%、5%與10%顯著水準下，該變數顯著異於零。

2. 因臺北市的公寓交易樣本，絕大部分皆為「建築物耐震設計規範」修正前的舊耐震制度建物，故無法與「舊建築耐震規則」變數相交乘。

表五 各潛勢區內樣本平均總價

	樣本數量	樣本平均總價（萬）
低潛勢區	3,326	2,466
中潛勢區	1,566	2,685
高潛勢區	1,137	2,563
非潛勢區	1,342	2,081
總計	7,371	2,454

就此階段的實證結果顯示，坐落在土壤液化潛勢區內之住宅價格未顯著低於非土壤液化潛勢區內之住宅價格。本文推測原因主要受模型限制影響，其一，房屋的建築與地基結構影響土壤液化的損害程度及風險，然而，在現行的住宅交易樣本資料屬性缺乏下，無法依據房屋地基的結構，有效針對實際受到土壤液化潛在危害的樣本進行分析，使得無法被觀測到的遺漏變數，造成分析結果的偏誤。另外，觀察臺北市的土壤液化潛勢區分布，發現與價格區位相當類似，即高、中潛勢區多分布在市中心住宅價格較高之地方，非潛勢區則多分布在都市外圍地區及山區等價格較低之區域。因此，不同程度潛勢區變數、舊建築耐震規則變數與行政區、屋齡變數可能有潛在的內生性問題，稀釋對房價的影響程度，導致傳統 OLS 模型無法準確估計出土壤液化的影響效果（Hidano *et al.*, 2015）。

(二) 公布土壤液化潛勢區對住宅價格之影響效果

1. 差異中之差異法（DID）

此部分採用土壤液化潛勢區公布前後各一年（2015 年 3 月~2017 年 2 月）臺北市住宅交易為樣本，總計共 7,371 筆，利用差異中之差異模型進行分析。其中分別將實驗組設為高潛勢區、高中潛勢區以及高中低潛勢區，相對的對照組為非高潛勢區、非高中潛勢區及非潛勢區，漸進的測試各潛勢區的影響效果¹²。

依差異中之差異法的實證結果顯示（見表六、附錄二），調整後 R^2 同樣皆大於 0.85，顯示模型配適度良好。重點變數部分，由「公布後」與「高、中、低潛勢區」的交乘項可發現，當實驗組設定為高、中、低潛勢區與高、中潛勢區（模型 1、2）時，位在潛勢區內且於公布後交易之變數皆不具顯著；當實驗組設定為高潛勢區（模型 3）時，位在高潛勢區內且於公布後交易之變數達 10% 顯著水準，統計上呈現顯著的負向影響，其係數值為 -0.027，顯示坐落在高潛勢區內的房屋總價相較其他區域下降約達 2.63%（約 65 萬元¹³）。

12. 本文同樣將「舊建築耐震設計規範」虛擬變數納入差異中之差異法模型中，惟實證結果呈現不顯著，此部分可能是因為民眾對於此資訊的掌握與體認並不足夠，故並未實際反應在消費者的行為上。

13. Log-linear 半對數模型之邊際效果 = $(e^{\text{係數值}} - 1) * \text{住宅樣本平均總價} = (e^{-0.027} - 1) * 2,457 \text{萬元} = -2.63\% * 2,457 \text{萬元} = -64.74 \text{萬元}$ 。

表六 差異中之差異法實證結果

模型	[1]	[2]	[3]
實驗組	高、中、低潛勢區	高、中潛勢區	高潛勢區
公布後	-0.032**	-0.027***	-0.023***
低潛勢區	0.030	-	-
中潛勢區	-0.005	-0.030**	-
高潛勢區	0.008	-0.015	-2.72E-4
公布後×低潛勢區	0.006	-	-
公布後×中潛勢區	0.021	0.016	-
公布後×高潛勢區	-0.018	-0.023	-0.027*
Adjust-R ²	0.86	0.86	0.86
樣本數	7,371	7,371	7,371

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

相較前述的傳統迴歸分析結果，透過差異中之差異法，確實有效排除其他無法觀測到的遺漏干擾因素，以及經濟體系隨時間經過產生的系統性變動（Wooldridge, 2012），而估計出土壤液化潛勢區對於住宅價格的影響，亦證明前一節之推論，單透過傳統迴歸模型恐將無法有效估計出影響效果。

2. 差異中之差異配對法（DID with Propensity Score Matching）

延續上一部分的差異中之差異法，此部分針對相同的住宅樣本，利用 Heckman *et al.*（1997）提出的差異中之差異法結合配對法的模型，試圖減少實驗組與對照組樣本之間的特徵差異，並同時排除可觀察變項與不可觀察變項所導致的選擇性偏差，以更嚴謹且細緻的方式，進一步的分析坐落在土壤液化高潛勢區內之房屋交易價格，在政策介入後所受到的影響效果。

實證模型以高潛勢區內之樣本作為實驗組，非高潛勢地區之樣本為對照組。首先，透過 T 檢定方法檢驗配對前兩組樣本的總價、屋齡、所在樓層、總樓層數及建物面積四種特徵變數，是否存在統計上顯著的差異。結果顯示，只有建物面積和總樓層數不具統計上之顯著性，其他特徵變數皆具有顯著的差異。

接著，利用 Probit 機率函數模型，以屋齡、所在樓層、建物面積、建物類型（華廈、大樓）以及與商業市中心距離等變數計算出樣本的傾向分數後，將帶寬參數設定為 0.8 進行配對¹⁴。配對後樣本數由 7,371 個減少至 6,280 個，而各特徵變數差異減少的程度，由表七可發現，除屋齡之外各變數在配對後差異數均有下降，屋齡配對後差異數雖不降反升，但其上升幅度並

14. 本研究參考 Guo and Fraser（2010）之建議，帶寬設定值由小測試到大，以檢驗實證結果的穩定性，故本研究在測試 0.05 和 0.8 後，考慮配對的成果後決定採用帶寬值為 0.8。

不大，且整體差異降低程度平均值為 33.8，代表配對後確實有效降低差異程度。

根據配對後之樣本進行差異中之差異法分析，由表八呈現的實證結果可發現 DID 模型估計達 5% 顯著水準，統計上呈現顯著的負向影響，其係數值為 -0.034，顯示坐落在高潛勢區內的房屋總價相較其他區域下降約達 3.34%（約 83 萬元¹⁵），詳細估計結果見附錄三。

綜合上述之實證結果，此部分於進行差異中之差異法分析前，利用傾向分數配對法將實驗組與對照組之樣本進行配對，並排除部分未能配對到的樣本，降低實驗組與對照組間特徵變數的差異後，所得到之結果與前述的差異中之差異法結果一致，且 DID 模型估計顯著性提升，由 10% 顯著水準達到 5% 顯著水準，表示所得之分析結果又更為嚴謹。

表七 配對前、後特徵變數差異減少程度（實驗組 = 高潛勢地區）

		帶寬參數 (bandwidth) = 0.8		
		差異數	差異百分比	差異降低程度
屋齡	配對前	2.30	15.3***	-
	配對後	2.45	16.3***	-6.5
所在樓層	配對前	0.43	11.0***	-
	配對後	0.29	7.3*	34.0
總樓層數	配對前	0.17	3.3	-
	配對後	0.03	0.6	80.8
建物面積	配對前	-7.00	-11.1***	-
	配對後	-5.13	-8.2*	26.8
平均數				33.8

註：1. ***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

2. 差異數為實驗組與對照組平均差異值；差異百分比為實驗組和對照組平均數差異百分比；差異降低程度為配對後實驗組與對照組平均數差異降低程度，正向表示配對後差異下降，負向表示配對後差異上升。

表八 差異中之差異配對法實證結果

模型	[1]
實驗組	高潛勢區
公布後	-0.016*
高潛勢區	0.022**
公布後×高潛勢區	-0.034**
Adjust-R ²	0.86
樣本數（配對後）	6,280

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

15. Log-linear 半對數模型之邊際效果 = $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均總價} = (e^{-0.034} - 1) \times 2,497 \text{ 萬元} = -3.34\% \times 2,497 \text{ 萬元} = -83.46 \text{ 萬元}$ 。

3. 資訊揭露對住宅價格影響的持續期間

為觀察資訊揭露對房價的影響隨時間的變化，本文針對公布後之交易樣本分為兩階段做探討，設定 D^{T1} 及 D^{T2} 兩虛擬變數，分別表示此筆交易時間是否位於 T1 期間（公布後半年內：2016 年 3 月～2016 年 8 月）及 T2 期間（公布後半年至一年間：2016 年 9 月～2017 年 2 月），觀察兩階段影響效果的差異。此部分實證模型參照前述的結果，以高潛勢區內的樣本作為實驗組，非高潛勢區的樣本為對照組，利用配對篩選後之樣本，進行差異中之差異法分析。

依表九差異中之差異法的實證結果顯示，模型調整後 R^2 同樣大於 0.80（模型完整估計結果見附錄四），顯示模型配適度良好。控制變數部分，除所在樓層與文山區在各模型中不顯著之外，大部分自變數係數值皆達到 1% 顯著水準，且符號與預期方向相符；主要解釋變數的部分，由 D^{T1} （位於 T1 期間）、 D^{T2} （位於 T2 期間）與「高潛勢區」的交乘項可發現，位在高潛勢區內且於「公布後半年內」（T1）交易之變數達 5% 顯著水準，統計上呈現顯著的負向影響，其係數值為 -0.045，而於「公布後半年至一年間」（T2）交易之變數則不具統計上之顯著性。

綜合上述實證結果，發現揭露土壤液化潛勢區資訊的半年內，對於高潛勢區內之住宅交易價格有減價的影響，下降約達 4.54%（約 113 萬元¹⁶），然而在半年之後，隨著時間的流逝、民眾對於資訊產生的疲乏效果，其影響程度將減少並漸漸不具統計上之顯著性。

表九 差異中之差異法實證結果（持續時間檢驗）

模型	[1]
實驗組	高潛勢區
D^{T1} (2016.03~2016.08)	-0.007
D^{T2} (2016.09~2017.02)	-0.035***
高潛勢區	0.002
$D^{T1} \times$ 高潛勢區	-0.045**
$D^{T2} \times$ 高潛勢區	-0.016
Adjust- R^2	0.86
樣本數	6,280

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

16. Log-linear 半對數模型之邊際效果 = $(e^{\text{係數值}} - 1) \times$ 住宅樣本平均總價 = $(e^{-0.046} - 1) \times 2,497$ 萬元 = $-4.54\% \times 2,497$ 萬元 = -113.36 萬元。

五、結論

為探討土壤液化與房屋價格之間的關係，除了分析社會大眾為維持居住的安全性，對土壤液化形成的認知風險是否造成住宅價格降低之外，亦關注政府對土壤液化潛勢區的「資訊揭露」是否對住宅價格產生衝擊。因此，本文首先利用特徵價格理論傳統迴歸模型，將土壤液化潛勢區納入環境特徵變數，觀察土壤液化對住宅價格的影響效果；接著進一步利用差異中之差異法，觀察房屋價格在土壤液化潛勢區公布前後的變化，以分析政府「公布」災害資訊對住宅價格的影響效果。主要結論分別說明如下：

(一) 利用差異中之差異法結合配對法(DID with Matching)可精準估計土壤液化對房價之影響，改善傳統迴歸模型之不足。

採用傳統迴歸模型之估計結果未有明顯差異，顯示住宅價格未因為坐落在土壤液化潛勢區內而較低。然本研究採用差異中之差異法結合配對法，可根據實驗組樣本之部分特性，挑選出與其特性最相似之控制組樣本，在縮小兩組樣本之間的差異後，始能估計出土壤液化對房價的影響效果。傳統迴歸模型雖是探討不動產價格模型影響因素的主要方法，但對於個別特徵的細部分析，需要採用更嚴謹方法才能探究。

(二) 政府揭露土壤液化資訊之行爲，對於高潛勢區內之住宅價格產生顯著負向影響。

差異中之差異法估計結果顯示，當實驗組設定為高潛勢地區、對照組為非高潛勢區時，位在高潛勢區內且於資訊公布後交易之住宅價格顯著下跌約 2.63%，其餘情況則未有顯著影響。當進一步利用差異中之差異法結合配對法，以更嚴謹且細緻的方法分析時，也同樣獲得一致的實證結果，並達到統計上最佳的顯著性，顯示高潛勢區內之價格下跌約 3.34%，代表政府公布潛勢區災害資訊，對於高潛勢地區內的住宅價格產生顯著負向影響。政府公布潛勢區災害資訊依據風險的高低對住宅價格有不同的結果，實證結果發現較有可能產生明顯液化且為政府主要進行改善措施目標¹⁷的高潛勢區有顯著的負向影響，但空間分布較為廣泛、並經政府不斷宣導中短期無發生液化之疑慮的中、低潛勢區，則無顯著的影響。

17. 在公布液化潛勢地區後，內政部研擬「安家固園計畫」，補助直轄市、縣（市）政府對於高度土壤液化潛勢地區，規劃「土壤液化改善示範計畫」，以整體辦理區域性或社區性的改善，避免土壤液化造成建築物危害。未來也會將把高度土壤液化潛勢地區，納入全國國土計畫妥予考量，研訂國土防災策略，並且由地方政府優先納入都市更新地區規劃。

(三) 揭露土壤液化潛勢區資訊對住宅價格產生的影響效果，將隨時間經過而產生淡化的情況。

政府公布土壤液化潛勢區後的半年內（2016年3月~2016年8月），對於高潛勢區內之住宅交易價格有減價的影響，然而在公布後半年至一年間，其影響效果便不具統計上之顯著性。顯示隨著時間的流逝，土壤液化潛勢區議題的討論度逐漸下滑，民眾在資訊透明化後亦產生疲乏效果，造成資訊揭露對住宅價格的影響效果在半年後出現淡化的現象，對訊息公布存在著曇花一現的重視程度。

臺灣面臨著地震、颱風和土石流等天災的威脅，未來同樣會面臨公開災害資訊的抉擇，故本文透過實證研究，釐清社會大眾和市場上之疑問，證實政府公布土壤液化潛勢區資訊的行為，確實會衝擊到潛勢區內之房屋價格，民眾會考量到居住的安全性，降低購買此區房屋的願付價格。然而，思量到政府公布土壤液化發生風險的目的，其一是讓民眾了解所處土地潛在的災害風險，並能夠進一步做預防及改善措施，藉此增加社會對於土壤液化的抗災能力；其二，不動產潛在的自然災害風險本是決定不動產價格的重要因素，公開土壤液化潛勢區的資訊，乃是使房屋的資訊更加完整，提升買賣交易時的資訊透明度。而就本研究之結果顯示，此影響效果僅會發生在相對嚴重的高潛勢地區，表示民眾對於公開後的災害資訊為理性的反應，並未如同媒體質疑會過度反應產生整體性的市場衝擊，其影響的存續時間亦因資訊疲乏效果，於公布後半年內有較明顯的反應，半年至一年後便有逐漸淡化的情形，不會對住宅價格造成長期性的影響，就整體性角度而言，是有利於臺灣社會與不動產市場長期性的發展，此可作為後續政策執行的參考依據。

臺灣都市的住宅普遍屋齡較高，依據內政部截至2014年底普查全國老舊房屋統計，全國平均屋齡高達27.65年，超過30年的老舊住宅比重高達43%，這些老舊房屋不僅耐震強度堪慮，亦為土壤液化威脅的主要對象之一。而人口與建物最為密集的臺北市，災害對公共安全潛在的危害更甚於其他都市，以土壤液化潛勢區而言，高潛勢區便是多位在老舊住宅聚集的市中心。然而，就本文研究結果顯示，資訊揭露對高潛勢區內住宅價格的影響效果，在半年後便開始出現淡化的現象，除了代表社會對於居住安全的危機意識已不如初期強烈之外，同時也反應出民眾對於這些位在市中心高價區的高危險住宅，房價的認知又高於災害的負面影響。政府公布土壤液化潛勢區資訊，便是希望能提高社會對災害的抗災能力；因此，本文認為除了公布後執行相關預防的配套措施、落實房屋安全檢測外，應對社會大眾持續性的教育與宣傳，使得民眾對自身居住安全的關注更勝於對價格的重視；此外，規範買賣交易時，必須於不動產說明書中揭示土壤液化潛勢風險，並主動告知「建築物簡易自主檢查」結果，使得買方再次注重到防範土壤液化的重要性，避免產生資訊疲乏的現象，以達到最初的政策目的。

參考文獻

1. 內政部營建署（2017），土壤液化防治專區，「內政部營建署全球資訊網站」，<http://www.cpami.gov.tw>，2017年7月3日。
2. 李世錡、陳彥仲（2002），地震災害影響住宅市場之價格衝擊分析，「2002年住宅學會年會論文集」，臺北，第278-299頁。
3. 林元興、黃淑惠、蔡吉源（2006），臺灣地區九二一地震對地價影響之研究，「農業經濟半年刊」，第80期，第1-22頁。DOI: 10.7086/JAE.200612.0001。
4. 林信男（2016），臺北市16個土壤液化潛勢區房價跌幅恐加大，「東森新聞」，<https://www.ettoday.net/news/20160219/650040.htm>，2016年9月10日。
5. 林美聆（1999），「九二一集集大地震全面勘災報告—大地工程」，臺北：國家地震工程研究中心。
6. 國家災害防救科技中心（2016），災害潛勢地圖網站—斷層與土壤液化，「國家災害防救科技中心」，<https://dmap.ncdr.nat.gov.tw/>，2016年9月10日。
7. 陳銘鴻（2002），土壤液化成因、災害與復建，「臺灣之活動斷層與地震災害研討會論文集」，臺中，第107-123頁。
8. 黃怡潔、江穎慧、張金鶚（2017），臺北市公共住宅對周圍住宅價格之影響，「都市與計劃」，第44卷，第3期，第277-302頁。DOI: 10.6128/CP.44.3.277。
9. 楊重信（2008），洪災防治之效益—以基隆河整治為例，「臺灣經濟預測與政策」，第39卷，第1期，第33-67頁。DOI: 10.29629/TEFP.200810.0002。
10. 經濟部中央地質調查所（2016a），土壤液化問與答，「中央地質調查所全球資訊網」，<https://www.liquid.net.tw/CGSSL/QA.html>，2016年9月10日。
11. 經濟部中央地質調查所（2016b），土壤液化潛勢查詢系統，「中央地質調查所全球資訊網」，<https://www.moeacgs.gov.tw/2016.htm>，2016年9月10日。
12. Bernknopf, R. L., Brookshire, D. S., and Thayer, M. A. (1990). Earthquake and volcano hazard notices: An economic evaluation of changes in risk perceptions, *Journal of Environmental Economics and Management*, 18(1): 35-49. DOI: 10.1016/0095-0696(90)90050-9.
13. Beron, K. J., Murdoch, J. C., Thayer, M. A., and Vijverberg, W. P. W. (1997). An analysis of the housing market before and after the 1989 Loma Prieta earthquake, *Land Economics*, 73(1): 101-113. DOI: 10.2307/3147080.
14. Bovan, K., Banai, B., and Banai, I. P. (2018). Do natural disasters affect voting behavior? Evidence from Croatian floods, *PLoS Currents*, 10.
15. Brookshire, D. S., Thayer, M. A., Schulze, W. D., and d' Arge, R. C. (1982). Valuing public

- goods: A comparison of survey and hedonic approaches, *The American Economic Review*, 72(1): 165-177.
16. Donnelly, W. A. (1989). Hedonic price analysis of the effect of a floodplain on property values, *Journal of the American Water Resources Association*, 25(3): 581-586. DOI: 10.1111/j.1752-1688.1989.tb03095.x.
 17. Eves, C. and Wilkinson, S. (2014). Assessing the immediate and short-term impact of flooding on residential property participant behavior, *Natural Hazards*, 71(3): 1519-1536. DOI: 10.1007/s11069-013-0961-y.
 18. Graham, J. E. and Hall, W. W. (2001). Hurricanes, housing market activity, and coastal real estate values, *The Appraisal Journal*, 69(4): 379-387.
 19. Greenstone, M. and Gayer, T. (2009). Quasi-experimental and experimental approaches to environmental economics, *Journal of Environmental Economics and Management*, 57(1): 21-44. DOI: 10.1016/j.jeem.2008.02.004.
 20. Guo, S. and Fraser, M. W. (2010). *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Analysis*, Thousand Oaks: SAGE Publications.
 21. Hallstrom, D. G. and Smith, V. K. (2005). Market responses to hurricanes, *Journal of Environmental Economics and Management*, 50(3): 541-561. DOI: 10.1016/j.jeem.2005.05.002.
 22. Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme, *The Review of Economic Studies*, 64(4): 605-654. DOI: 10.2307/2971733.
 23. Hidano, N., Hoshino, T., and Sugiura, A. (2015). The effect of seismic hazard risk information on property prices: Evidence from a spatial regression discontinuity design, *Regional Science and Urban Economics*, 53: 113-122. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2015.05.005.
 24. Keskin, B., Dunning, R., and Watkins, C. (2017). Modelling the impact of earthquake activity on real estate values: A multi-level approach, *Journal of European Real Estate Research*, 10(1): 73-90. DOI: 10.1108/JERER-03-2016-0014.
 25. Kuminoff, N. V., Parmeter, C. F., and Pope, J. C. (2010). Which hedonic models can we trust to recover the marginal willingness to pay for environmental amenities?, *Journal of Environmental Economics and Management*, 60(3): 145-160. DOI: 10.1016/j.jeem.2010.06.001.
 26. Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157. DOI: 10.1086/259131.
 27. MacDonald, D. N., Murdoch, J. C., and White, H. L. (1987). Uncertain hazards, insurance, and consumer choice: Evidence from housing markets, *Land Economics*, 63(4): 361-371. DOI: 10.2307/3146293.
 28. Malpezzi, S. (2003). Hedonic pricing models: A selective and applied review, *Housing*

- Economics and Public Policy*, Sullivan, T. O. and Gibbs, K. (ed.), Oxford: Blackwell Science Ltd, 67-89. DOI: 10.1002/9780470690680.ch5.
29. McCluskey, J. J. and Rausser, G. C. (2001). Estimation of perceived risk and its effect on property values, *Land Economics*, 77(1): 42-55. DOI: 10.2307/3146979.
 30. Morgan, S. L. and Harding, D. J. (2006). Matching estimators of causal effects: Prospects and pitfalls in theory and practice, *Sociological Methods and Research*, 35(1): 3-60. DOI: 10.1177/0049124106289164.
 31. Murdoch, J. C., Singh, H., and Thayer, M. (1993). The impact of natural hazards on housing values: The Loma Prieta earthquake, *Real Estate Economics*, 21(2): 167-184. DOI: 10.1111/1540-6229.00606.
 32. Nakagawa, M., Saito, M., and Yamaga, H. (2007). Earthquake risk and housing rents: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area, *Regional Science and Urban Economics*, 37(1): 87-99. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2006.06.009.
 33. Naoi, M., Seko, M., and Sumita, K. (2009). Earthquake risk and housing prices in Japan: Evidence before and after massive earthquakes, *Regional Science and Urban Economics*, 39(6): 658-669. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2009.08.002.
 34. Pope, J. C. (2008). Do seller disclosures affect property values? Buyer information and the hedonic model, *Land Economics*, 84(4): 551-572. DOI: 10.3368/le.84.4.551.
 35. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.
 36. Tanaka, A. (2015). The impacts of natural disasters on plants' growth: Evidence from the Great Hanshin-Awaji (Kobe) earthquake, *Regional Science and Urban Economics*, 50: 31-41. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2014.11.002.
 37. Tanaka, S. and Zabel, J. (2017). Valuing nuclear energy risk: Evidence from the impact of the Fukushima crisis on U.S. house prices, *Journal of Environmental Economics and Management*, 88: 411-426. DOI: 10.1016/j.jeem.2017.12.005.
 38. Tobin, G. A. and Montz, B. E. (1988). Catastrophic flooding and the response of the real estate market, *The Social Science Journal*, 25(2): 167-177. DOI: 10.1016/0362-3319(88)90004-3.
 39. Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th Edition)*, Mason: South Western College Publications.
 40. Zhang, L. (2016). Flood hazards impact on neighborhood house prices: A spatial quantile regression analysis, *Regional Science and Urban Economics*, 60: 12-19. DOI: 10.1016/j.regsciurbeco.2016.06.005.

附錄一 傳統迴歸模型實證結果

變數名稱	全體樣本	住宅大樓	華廈	公寓
屋齡	-0.008***	-0.011***	-0.007***	-0.007***
所在樓層	0.002	0.005***	0.002	-0.048***
總樓層數	0.005**	0.005**	-0.008	-0.024
建物面積	0.008***	0.007***	0.009***	0.010***
住宅大樓	0.035***	-	-	-
華廈	0.069***	-	-	-
商業市中心距離	-4.09E-5***	-2.42E-5***	-4.59E-5***	-6.02E-5***
是否鄰近捷運站	0.057***	0.043***	0.047**	0.0857***
是否鄰近學校	0.092***	0.036	0.094***	0.100***
士林區	0.298***	0.213***	0.346***	0.392***
大同區	0.045*	0.093**	0.030	0.092*
大安區	0.420***	0.432***	0.439***	0.398***
中山區	0.122***	0.120***	0.141**	0.294***
中正區	0.335***	0.265***	0.388***	0.321***
內湖區	0.194***	0.187***	0.166***	0.287***
文山區	0.014	-0.047*	0.056	0.088**
北投區	0.214***	0.100**	0.218***	0.356***
松山區	0.332***	0.310***	0.332***	0.429***
信義區	0.239***	0.354***	0.203***	0.251***
南港區	0.195***	0.149***	0.153**	0.292***
低潛勢區	0.024	0.026	0.030	-0.016
中潛勢區	0.026	-0.023	0.056*	-0.044
高潛勢區	0.017	0.028	-0.044	-0.009
低潛勢區 × 舊建築耐震規則	0.023	0.074	0.002	-
中潛勢區 × 舊建築耐震規則	-0.022	0.126	-0.061	-
高潛勢區 × 舊建築耐震規則	-0.009	-0.040	0.018	-
截距項	15.79***	16.00***	15.87***	15.84***
Adjust-R ²	0.88	0.90	0.83	0.71
樣本數	3,379	1,477	948	954

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

附錄二 差異中之差異法實證結果

模型	[1]	[2]	[3]
實驗組	高、中、低潛勢區	高、中潛勢區	高潛勢區
屋齡	-0.007***	-0.007***	-0.007***
所在樓層	3.03E-5	1.08E-4	1.02E-4
總樓層數	0.004***	0.004***	0.004***
建物面積	0.008***	0.008***	0.008***
住宅大樓	0.060***	0.058***	0.060***
華廈	0.080***	0.079***	0.079***
商業市中心距離	-4.29E-5***	-4.60E-5***	-4.38E-5***
是否鄰近捷運站	0.074***	0.072***	0.073***
是否鄰近學校	0.093***	0.096***	0.097***
士林區	0.312***	0.317***	0.314***
大同區	0.043**	0.039**	0.030
大安區	0.424***	0.416***	0.424***
中山區	0.150***	0.141***	0.139***
中正區	0.271***	0.267***	0.274***
內湖區	0.207***	0.200***	0.199***
文山區	0.020	0.015	0.021
北投區	0.231***	0.245***	0.241***
松山區	0.339***	0.329***	0.327***
信義區	0.275***	0.270***	0.275***
南港區	0.205***	0.195***	0.198***
公布後	-0.032**	-0.027***	-0.023***
低潛勢區	0.030	-	-
中潛勢區	-0.005	-0.030**	-
高潛勢區	0.008	-0.015	-2.72E-4
公布後 × 低潛勢區	0.006	-	-
公布後 × 中潛勢區	0.021	0.016	-
公布後 × 高潛勢區	-0.018	-0.023	-0.027*
截距項	15.79***	15.83***	15.82***
Adjust-R ²	0.86	0.86	0.86
樣本數	7,371	7,371	7,371

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

附錄三 差異中之差異配對法實證結果

模型	[1]
實驗組	高潛勢區
屋齡	-0.008***
所在樓層	5.24E-4
總樓層數	0.007***
建物面積	0.008***
住宅大樓	0.024
華廈	0.014
商業市中心距離	-2.54E-5***
是否鄰近捷運站	0.072***
是否鄰近學校	0.076***
士林區	0.222***
大同區	0.077***
大安區	0.162***
中山區	0.496***
中正區	0.326***
內湖區	0.170***
文山區	0.015
北投區	0.258***
松山區	0.359***
信義區	0.341***
南港區	0.194***
高潛勢區	0.022**
公布後	-0.016*
公布後 × 高潛勢區	-0.034**
截距項	15.74***
Adjust-R ²	0.86
樣本數	6,280

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

附錄四 差異中之差異法實證結果（持續時間檢驗）

模型	[1]
實驗組	高潛勢區
屋齡	-0.007***
所在樓層	2.64E-4
總樓層數	0.006***
建物面積	0.008***
住宅大樓	0.042***
華廈	0.067***
商業市中心距離	-2.87E-5***
是否鄰近捷運站	0.074***
是否鄰近學校	0.117***
士林區	0.237***
大同區	0.046**
大安區	0.471***
中山區	0.175***
中正區	0.305***
內湖區	0.189***
文山區	0.014
北投區	0.275***
松山區	0.368***
信義區	0.305***
南港區	0.200***
高潛勢區	0.002
D^{T1} (2016.03~2016.08)	-0.007
D^{T2} (2016.09~2017.02)	-0.035***
$D^{T1} \times$ 高潛勢區	-0.045**
$D^{T2} \times$ 高潛勢區	-0.016
截距項	15.69***
Adjust-R ²	0.86
樣本數	6,280

註：***、**、* 分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。