

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

權證發行方之避險操作對現貨股價的影響

— 台灣市場實證研究

The hedging impact of warrants' issuers on stock prices

— Evidence from Taiwan market

指導教授：陳昭君 博士

研究生：劉開明

中華民國 107 年 7 月

東海大學碩士學位論文

學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士班 劉開明 君

所提之論文(中文)： 權證發行方之避險操作對現貨股價的影響
— 台灣市場實證研究

(英文)： The hedging impact of warrants' issuers on
stock prices — Evidence from Taiwan market

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

謝孟芬

考試委員

陳昭君

(指導教授)

謝孟芬

陳啟瑋

系所主任

陳啟瑋

中華民國 107 年 7 月 18 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 劉開明 (學號: 605440031) 已完全了解學術倫理之定義。僅此聲明，本人呈交之碩士論文絕無抄襲或由他人代筆之情事。若被揭露具有違背學術倫理之事實或可能，本人願自行擔負所有之法律責任。對於碩士學位因違背學術倫理而被取消之後果，本人也願一併概括承受。

立證人： 劉開明 (簽名)

中華民國 107 年 8 月 8 日

謝辭

本篇論文得以完成，須歸功於我身邊的老師、朋友以及家人。他們對於我的協助除了在學術研究方面的討論，也於我迷惘困惑時有意無意地為我指引方向。故特撰此文以表對眾貴人之感謝。

首先，感謝指導教授陳昭君博士，於論文撰寫上的種種指導，讓我從一名自負且固執的學生漸漸學會，在討論時應把精神放在聆聽與捕捉問題的重點，而非一股腦地雄辯。除此之外，更感謝老師以循循善誘的方式，讓我了解自己在學習與研究能力方面的極限，並且在論文撰寫接近尾聲時，肯定我在未來職涯方向上的選擇。

再者，感謝口試委員謝孟芬教授，以及陳庭萱教授於口試審查時，細心審閱此篇論文，且惠賜許多寶貴的意見讓我著實受益良多。

最後，感謝同為東海研究所碩士二年級的同袍們，以及我的家人與伴侶，讓我在面對各項考試與畢業壓力的兩年中，無後顧之憂地盡情探索這片無涯的學海。

劉開明 謹致

中華民國 107 年 7 月

摘要

本研究以 Chung et al. (2014) 之研究方法為基礎，進一步考量流通在外權證數量變化對權證發行方避險操作的影響，探討券商發行權證後的避險操作對標的股股價以及報酬波動度所產生之影響。進而對此一相關議題進行不同面向之探討。

券商的權證避險操作對標的股票市場之影響，可區分為權證到期前以及權證到期後。因此，本文分別探討券商於權證存在期間之避險行為，以及券商於權證到期後將避險持股部位反向平倉操作，對標的股票市場的影響。本文研究期間為 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日，並以流通在外權證數量及 delta 值估算標的個股受發行券商避險的影響程度，據以篩選出受發行券商避險影響最大的 20 檔標的個股，接著將該 20 檔個股所有的股票型權證作為本研究之樣本。

研究結果發現，券商避險行為對標的股價以及標的股報酬波動度，皆存在正向影響，顯示當權證發行券商對標的股票之避險需求增加，會導致標的股股價與報酬波動度上升。反之，當避險需求減少，則導致標的股股價與報酬波動度下降。此外，本文研究結果亦發現，券商於權證到期日持有之避險部位，對標的股不存在顯著之價格效果。此一結果顯示券商將避險部位平倉之買賣壓，不足以對標的股價造成影響。

關鍵字：單一股票型權證、delta 避險、價格影響、到期效果

Abstract

This research follows the method of Chung et al. (2014) to examine the hedging impact of warrant issuers on the prices and volatility of warrants' underlying stocks by taking changes in the outstanding amount of warrants into consideration.

The impact of hedging activities executed by warrant issuers during the life of a warrant is different from the hedging impact around the expiration date. Accordingly, this research investigates the hedging impact to the prices and volatility of the underlying stocks during the life of a warrant. We further examine the influence upon underlying stock prices when warrant issuers unwind the delta-hedging position after the expiration date. Our sample period is January 2016 through June 2017. The data utilized in this research contains all warrants on stocks that rank as the top 20 most frequently traded stocks in terms of hedging activities of warrant issuers.

The empirical evidence supports that the hedging activities executed by warrant issuers have positive impacts on prices and volatility of warrants' underlying stocks during the life of warrants. However, no significant relationship between the delta-hedging position and the price of underlying stock is found after the expiration date, implying that unwinding the delta-hedging position after the expiration date of warrants do not affect the underlying stock price.

Keywords: Individual stock warrants, Delta hedging, Price impact, Expiration effect

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 權證市場介紹.....	1
第二節 權證避險簡介.....	6
第三節 研究目的.....	8
第二章 文獻探討.....	11
第三章 變數與假說.....	13
第一節 Delta 值特性介紹與中立避險策略.....	13
第二節 權證發行方避險之價格效果.....	16
第三節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響.....	21
第四節 權證到期日效果.....	22
第四章 模型建立.....	23
第一節 權證發行方避險之價格效果.....	23
第二節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響.....	25
第三節 權證到期日效果.....	27
第五章 資料說明.....	28
第一節 研究樣本篩選.....	28
第二節 主要變數介紹.....	30
第六章 實證分析.....	34
第一節 權證發行方避險之價格效果.....	34
第二節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響.....	36
第三節 權證到期日效果.....	39
第七章 結論.....	41
參考資料.....	43

圖目錄

圖 1.1 台灣市場權證類型結構.....	3
圖 1.2 2016 年富邦 EF 每日流通在外數量與公告發行數量.....	10
圖 3.1 券商避險持股比較.....	17

表目錄

表 1.1 熱門標的股分析.....	5
表 3.1 認購與認售權證 delta 值特性.....	15
表 5.1 篩選後樣本特徵.....	29
表 5.2 主要變數之計算公式.....	32
表 5.3 主要變數之敘述統計量.....	33
表 6.1 權證發行方避險對標的股異常報酬之影響.....	35
表 6.2 權證發行方避險對標的股報酬波動度之影響.....	37
表 6.3 權證發行方避險對標的股成交量之影響.....	38
表 6.4 權證發行方避險對到期後標的股累積異常報酬之影響.....	40

第一章 緒論

第一節 權證市場介紹

權證相較於其他投資工具有著投資成本低廉，以及高槓桿操作之特性，使其在現今衍生性金融商品交易市場中，有著舉足輕重之地位。舉例而言，歐式股票型權證即為給予投資人，以特定價格於到期日買進或賣出特定張數標的股之權利。其中特定價格即為權證履約價，特定張數則為權證行使比例。若上述權利是以履約價買進標的股票，稱為認購權證；反之則為認售權證。權證之主要發行方為券商，意即投資人於權證市場中，僅能以權證買方之角色，向券商買進權證。

台灣權證市場於 1997 年開放至今，已有 20 年之歷史，其低廉的資金需求，以及反映市場行情之特性，使權證商品早已成為台灣投資人眼中重要之投資標的。根據世界交易所聯合會 (WFE) 之統計，台灣權證市場於 2017 年以年成交金額 5,844 億元，位居全世界第五大權證交易市場，若聚焦於亞洲地區，可發現台灣權證市場之規模，僅落後於香港市場，為亞洲地區第二大權證交易市場，故我們認為台灣權證市場之研究，有其代表性與重要性。

權證商品根據其種類以及特徵，可分為認購權證、認售權證；歐式權證、美式權證；一般型權證、重設型權證；單一型權證、組合型權證以及指數型權證等。探討券商發行權證之類型分佈，可了解該權證市場之特性以及買賣雙方對於權證商品之好惡。本研究以下列權證種類與特徵為分類，介紹並分析台灣權證市場之特性：

1. 認購權證與認售權證

於圖 1.1 中可知，台灣權證市場以認購權證為大宗，於研究期間內共發行 118,855 檔，佔權證發行總數之 92.14%。投資人購買權證之動機可分為以下幾點，其一，權證具有高槓桿與低投資成本之特性；其二，認售權證相較於放空個股較不受限制。

2. 美式權證與歐式權證

若以履約之時點對權證進行分類，可將其分為美式權證與歐式權證。美式權證

代表其可於發行後任何時點進行履約，歐式權證則僅可於到期日履約，此差異導致了美式權證於價格上高於對應的歐式權證。由圖 1.1 可知，台灣之權證市場以美式權證佔大多數，於研究期間內共發行 96,813 檔美式權證，共佔權證發行總數之 75.02%。以權證賣方而言，發行高價之美式權證有助於提高權利金收入。以權證買方而言，因考量到權證之時間價值，即使持有美式權證於實務上也較不會將權證提早履約。上述原因即導致台灣券商相較於歐式權證，更傾向發行美式權證。

3. 重設型權證與一般型權證

重設型權證代表履約價會根據標的股價之變動而調整，其餘不具此特性之權證皆屬於一般型權證。如圖 1.1 所示，重設型權證於本研究期間僅佔權證發行總數之 27.61%，可知較複雜之權證商品較不受投資人所青睞。

4. 單一型權證、組合型權證與指數型權證

權證商品所對應標的資產，可分為單一個股、複數標的股之組合，以及台灣證券交易所編製之各類指數。若權證以單一個股為標的，稱為單一型權證，以此類推，組合型權證即以複數個股組合為標的，指數型權證以指數為標的。以圖 1.1 可知，於本研究期間台灣券商共發行 119,008 檔單一型權證，共佔權證發行總數之 92.26%。此特性呼應一般型權證與重設型權證之分佈，即相對單純之標的資產較易受投資人喜愛。

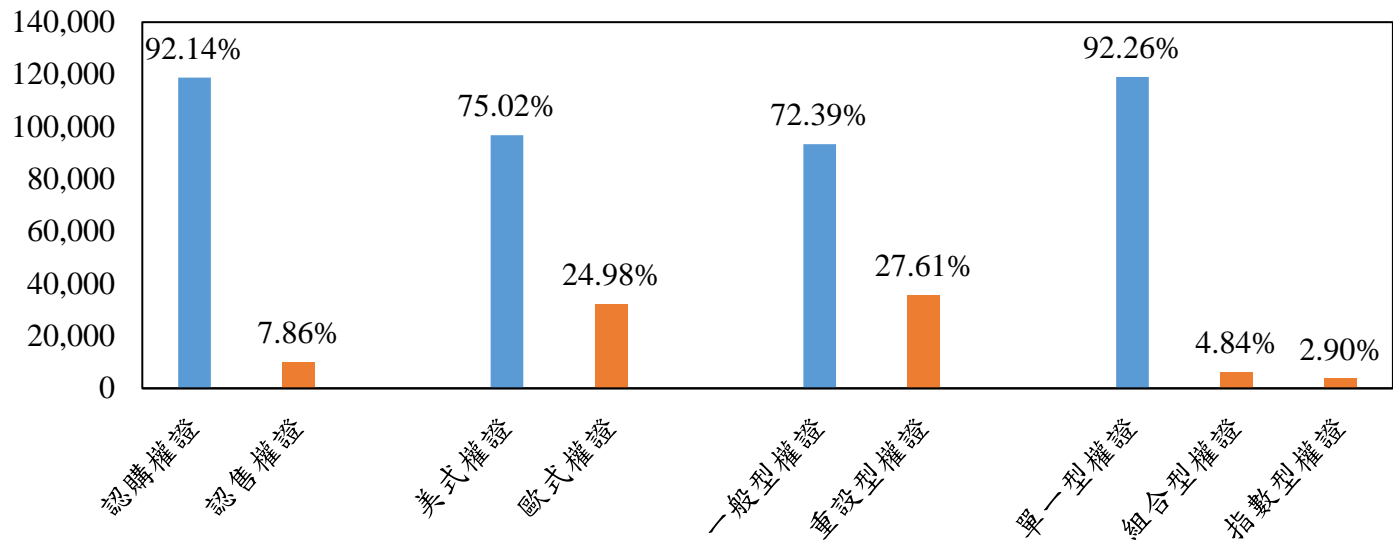


圖 1.1 台灣市場權證類型結構

註：該資料期間為 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日。以上之資料分類皆來自台灣經濟新報 TEJ 所紀錄之台灣權證種類。

券商作為權證商品的發行方，通常會於單一標的股發行複數之權證，舉例而言，以大立光電、聯發科技以及鴻海精密為標的之單一個股型權證，於本研究期間內即發行超過 2,000 檔。券商常以過去銷售經驗與熱門產業題材為根據，選擇權證發行時所對應之標的股，故從標的股權證發行量之多寡可看出券商對該標的股之重視程度。本研究為探討券商認定之熱門標的所存在之共通點與特性，選取市場中權證發行量前十大之標的股，並對其產業別與隱含波動率進行分析：

1. 熱門標的之產業別分佈

由表 1.1 可知，熱門標的股九成來自於科技產業。科技類股具有高股價、高交易量、高波動度與高成長預期等特性，其恰巧對應權證低投資成本與高槓桿之優點。故以科技類股作為標的股，理當對促進投資人之購買意願有正面影響。

2. 熱門標的股之隱含波動度

隱含波動度之定義為，由權證市價反推之標的股價波動度，而反推之公式來自 Black and Scholes (1973) 提出之選擇權定價模型。隱含波動度之功能為比較不同履約價、權利性質、存續期間及行使比例之權證，其價格相對昂貴或便宜之標準。直觀而言，判斷權證價格高低估之方法，可根據隱含波動度與歷史波動度之比較。舉例來說，若隱含波動度高於歷史波動度，可知該權證之價格相較理論價較為昂貴，反之，若隱含波動度低於歷史波動度則該權證之價格低於理論價值。由表 1.1 隱含波動度與歷史波動度之比較中可知，以熱門標的股發行之權證其隱含波動度大幅度高於標的股之歷史波動度。

綜合上述，台灣權證市場多以買權與美式權證為主，且結構上較為簡單之權證較受台灣權證投資人所青睞，如一般型權證或單一型權證。由權證發行數量前十大之標的股可知，台灣權證之標的股多集中於科技產業。

表 1.1 熱門標的分析

標的股	產業別	權證檔數	隱含波動度	歷史波動度
大立光電 (3008)	光電產業	2,559	0.6952	0.4377
聯發科技 (2454)	半導體產業	2,308	0.5248	0.3422
鴻海精密 (2317)	其他電子產業	2,056	0.3667	0.2316
可成科技 (2474)	其他電子產業	1,834	0.5948	0.3841
台灣積體電路製造 (2330)	半導體產業	1,816	0.3677	0.2283
宏達國際電子 (2498)	通信網路產業	1,728	0.7902	0.4693
群創光電 (3481)	光電產業	1,102	0.5778	0.3649
TPK-KY (3673)	光電產業	1,084	0.9258	0.5407
友達光電 (2409)	光電產業	1,060	0.5611	0.3556
儒鴻企業 (1476)	紡織纖維產業	1,007	0.7351	0.4596

註：該資料期間為 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日。本研究根據台灣證券交易所編製之產業分類，羅列標的股之產業別。隱含波動度採每日每檔權證之簡單平均計算而來；歷史波動度代表標的股於研究期間內之一年股價波動度。權證發行檔數與隱含波動度等資料皆來自台灣經濟新報 TEJ。

第二節 權證發行方避險簡介

券商發行權證，如同販售予投資人於到期日時，以履約價格購買或賣出標的股之權力，而券商也存在履行該權力之義務。以認購權證為例，若標的股股價於權證到期時，上漲超過權證之履約價，身為有權力以固定履約價買進標的資產之投資人，可獲得標的股價格與履約價差額之報酬；反之券商有義務支付此差額予投資人。由此可知，券商於發行權證後，暴露於標的股股價漲跌波動之風險甚大。以元大證券發行之認購權證-旺宏元大 77 購 07 為例，其行使比例為 0.1、履約價為 38 元，發行於 2018 年 1 月 3 日、到期於 2018 年 7 月 2 日，於到期日旺宏之股價為 41.5 元。綜合上述可知，每買進 1 張旺宏元大 77 購 07，投資人於到期日時，即可用 38 元之價格買進 0.1 張股價為 41.5 的旺宏現股。若我們假設元大證券自該檔權證發行至到期期間，皆未進行任何避險操作，且不計出售權證之收入，以該權證於到期日 2018 年 7 月 2 日之銷售額 14,835 張，可預期元大證券將承受高達 5,192,250 元之損失。由上述範例可知，券商若於發行權證後未進行避險操作，則須承擔標的股價漲跌波動之風險。此外由台灣證券交易所訂定之認購(售)權證上市審查準則中也提到，因目前台灣之權證屬於備兌型權證，故發行人於權證發行時，必須買入(賣出)適當之避險工具進行避險。綜合以上論述可知，不論為規避價格風險亦或受法令規範，券商皆會於發行權證後積極進行避險。

券商於發行權證後，為規避標的股漲跌之風險，及遵守台灣證券交易所訂定之準則，將會於現貨市場進行避險，其避險方法主要參照該檔權證之 delta 值。delta 值代表當標的股股價上漲 1 單位時，權證價格上升之幅度。以 delta 值為 0.5、行使比例為 0.1 之認購權證為例，當標的股股價上升 1 元，由此權證之 delta 值可知，該檔權證之價格隨之上升 0.05 元 ($=0.5 \times 0.1$)。券商作為權證之賣方，於賣出該檔認購權證後，若標的股股價上升 1 元，則券商將立即損失 0.05 元。為此 delta 避險策略要求券商每 1 張上述 delta 值為 0.5、行使比例為 0.1 之認購權證，應立即於現貨市場買進 0.05 張標的現股。若此時標的股股價上升 1 元，標的股現股部位之收入與權證部位之損失會相互抵消，執行 delta

避險策略的權證發行方因此可不受標的股票價格波動的影響。值得注意的是，delta 避險策略屬於動態避險，由於 delta 值會受標的股股價、履約價、利率以及歷史波動度影響而變動，權證發行方為了讓其持有的避險現股部位反應當下的 delta 值，需隨時於現貨市場追加買進或賣出標的股票。由此可知，不論在權證初始發行、出售，或是流通在外期間，權證發行方的避險操作皆可能影響標的股價。

第三節 研究目的

為探討券商發行權證後，其避險行為對標的股之影響，我們分別從權證存在期間及權證到期後等兩個面向進行探討。

於權證存在期間內，券商須依照該檔權證之銷售數量、行使比例，以及 delta 值建立該檔權證之避險部位。以認購權證為例，若投資人增加對權證之購買，使流通在外權證數量上升，則券商須買進標的現股以持有足夠的避險持股，此舉將使標的股股價隨之上漲；反之，若投資人回售該檔權證，以致流通在外權證數量減少、券商需持有之避險股票張數下降，標的股價亦可能隨券商出售避險持股而下跌。除了流通在外權證數量變化會對於避險部位造成影響外，delta 值隨標的股價波動而變動的特性，同樣會影響避險應持有的標的股票張數。簡而言之，當認購權證之 delta 值下降時其避險部位也將隨之減少，以致券商須賣出標的股造成標的股票下跌的壓力；同理，delta 值之上升將使避險部位隨之增加形成推升標的股價的助力。綜合上述可發現，delta 避險策略有追高殺低之特性，故券商之避險行為，對標的股報酬波動度以及成交量應有正向影響。有鑑於此，本研究探討券商發行權證後之避險行為，對標的股價與報酬波動度所造成之影響。

當權證到期時，以股價與履約價之間的關係可以分為價內、價外以及價平三種情形。價內表示權證到期時具有履約價值，以認購權證為例，代表其履約價小於到期時標的股價；價外則表示到期時權證不存在履約價值，若同樣以認購權證為例，代表其履約價大於到期時標的股價；價平時不管認購或認售權證，皆代表履約價等於到期時標的股價。根據選擇權評價理論，若認購權證於價內到期，其 delta 值於到期時將等於 1；若認售權證於價內到期，其 delta 值於到期時等於-1；若於價外到期，不論認購或認售，其 delta 值皆等於 0。以價內到期且行使比例為 0.1、流通在外權證數量為 200,000 張之認購權證為例，執行避險的券商於到期日應持有 20,000 ($=200,000 \times 0.1 \times 1$) 張以避險為目的之標的現股。若券商於權證到期後繼續持有現股部位，當標的股價下跌 1 元，券商則需負擔 20,000,000 元之損失；同理可知，當行使比例為 0.1、流通在外權證數量為 200,000

張之認售權證價內到期時，執行避險的券商於到期日會有 20,000 ($=200,000 \times 0.1 \times -1$) 張標的現股的放空部位。若券商於權證到期後繼續持有此一現股空頭部位，則標的股價每上漲 1 元，券商需負擔 2,000,000 元之損失。綜合上述可知，券商於權證到期日後繼續持有避險部位，將導致其暴露於標的股漲跌波動之風險中。故券商於到期日後應盡速將手中因避險目的持有之現股部位平倉，而此操作亦可能對於標的股價造成影響，此即為到期日價格效果。有鑑於此，本研究探討券商於權證到期時持有之避險部位，對標的股價所造成之影響。

在權證發行方避險行為對標的股價的影響方面，Chung et al. (2014) 發現，以權證公告發行數量為基礎計算的券商避險持股，於權證宣告發行以及到期時，皆會對標的股價有顯著影響。實務上，券商須每日於現貨市場對避險部位進行調整，故除了權證宣告發行及權證到期等兩個時點外，券商避險對標的股價之影響應涵蓋完整權證存在期間。有鑑於此，本文以 Chung et al. (2014) 之架構為基礎，深入探討券商日常避險行為對標的股所造成之價格影響。為了衡量權證避險部位之變動，本研究使用流通在外權證數量計算券商避險應持有/放空之股數，而非權證的公告發行數量。如前所述，權證發行方避險需持有/放空之股票部位除了受 delta 值影響外，亦受流通在外權證數量影響。有此可鑑，以權證流通在外張數為基礎估算券商避險應持有之股數，有助於反應券商日常應進行的避險操作，此亦為本研究的貢獻之一。

為比較權證公告發行數量與流通在外數量於權證存在期間內之差異，本研究以認購權證富邦 EF 為例，將其於 2015 年 11 月 2 日發行至 2016 年 5 月 30 日到期的每日流通在外數量與公告發行數量繪圖於圖 1.2。圖 1.2 顯示富邦 EF 在上市一段時間後才有較高的市場流通數量，事實上，多數權證的銷售狀況都與此例相似。由於極少權證在一上市便銷售完畢，故權證公告發行數量無法反應券商日常避險操作。

從圖 1.2 中我們可以明顯發現，流通在外權證數量於期間內存在顯著之增減變化，代表券商於特定日大量賣出/買進所發行之權證。由前文之論述可知，權證銷售數量對避險部位之份額影響甚大，故當券商大量賣出權證時須於現貨市場大量購入標的現股進行

避險，此舉將使標的股價隨之上漲；反之當券商大量買回權證時須大量賣出標的現股，並導致標的股價下跌。綜合上述可知，相較於權證公告發行數量，以流通在外權證數量估計券商避險持股，較能反應日常避險行為對標的股價所造成之影響。過去以台灣權證市場為樣本之研究，鮮少使用流通在外權證數量估計券商之避險持股，其原因在於，台灣證券交易所規定須呈報之權證日交易資料中，並未包括流通在外權證數量，故無法直接以流通在外權證數量進行券商避險行為之探討。為此本研究將每日自營商對權證之淨賣超張數進行累加，作為流通在外權證數量之代理變數，以估計券商避險持股之份額。

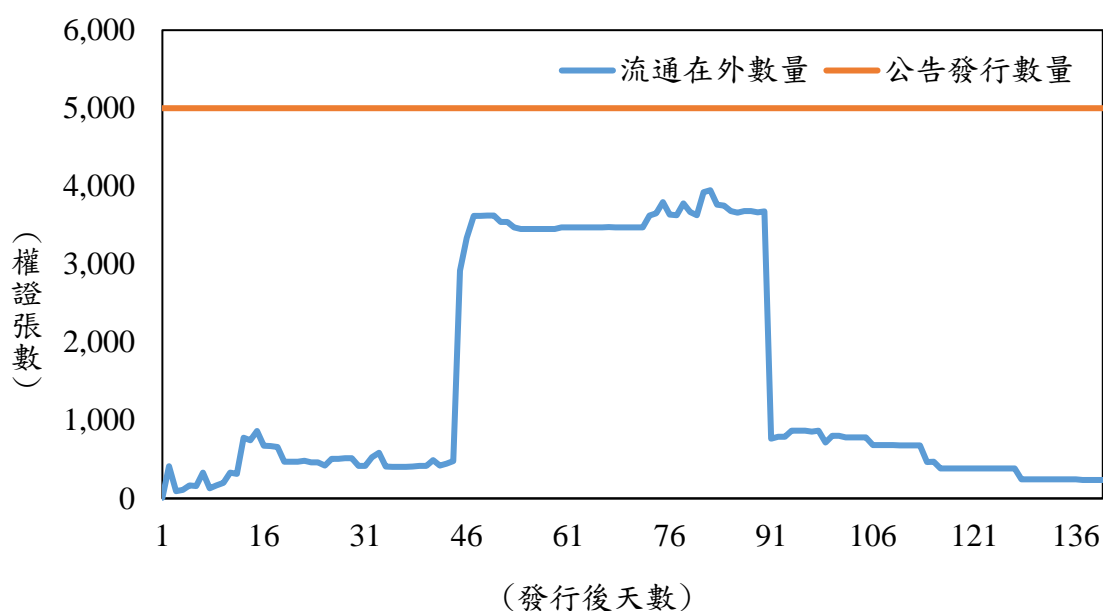


圖 1.2 2016 年富邦 EF 每日流通在外數量與公告發行數量

註：富邦 EF 為認購權證，其行使比例為 0.12、履約價為 43、對應之標的股為致伸科技。縱座標之單位為張數，橫座標代表權證發行後之天數，其中 1 代表該權證發行日，即為 2015 年 11 月 2 日；136 代表該權證之到期日，即為 2016 年 5 月 30 日。公告發行數量以台灣證券交易所公告之數值為準；流通在外數量以每日自營商淨賣超累加作為代理變數。

第二章 文獻探討

過去已有許多相關之研究，探討衍生性金融商品與現貨市場之間的關係，其中，Hakansson (1982)、Detemple (1990)、Detemple and Selden (1991)、Bansal et al. (1989)、Conrad (1989)、Detemple and Jorion (1990)、Bollen (1998)以及 Sorescu (2000)皆證實，交易衍生性金融商品會導致現貨市場股價之變化，然而當時之研究尚未與券商避險行為，進行實證上之連結。

近期研究開始重視權證發行方之避險交易對標的股價的影響 Ni et al. (2005)、Pearson et al. (2008)、Henderson and Pearson (2010)以及 Chung et al. (2014)皆證實，券商避險行為對現貨市場存在顯著之影響。本研究以此為延伸，探討券商於發行權證後之避險行為，於權證存在時與到期後對標的股股價所造成之影響。

Pearson et al. (2008) 探討股票選擇權於存在期間，對標的股價所造成之影響。該研究使用自 1990 年至 2001 年之股票選擇權資料，探討股票選擇權發行方之避險行為，對標的股所造成之影響。於該研究中，以發行方依據 delta 值所建立之避險部位每日淨變動，代表券商之每日避險行為。Pearson et al. (2008) 為捕捉避險部位之淨變動，以選擇權風險因子中 gamma 值等於 delta 值變動程度之特性，建立代表 gamma 淨部位之變數，以衡量券商每日避險部位淨變動。Pearson et al. (2008) 實證結果發現，避險部位淨變動對標的股價，存在經濟意義與統計意義之顯著關係。

關於權證或選擇權於到期日後對標的股所造成之價格效果，過去已有許多研究進行此領域之探討，Klemkosky (1978)、Officer and Trennepohl (1981)、Ni et al. (2005)以及 Chung et al. (2014)皆證實權證到期時會對標的股產生價格效果。Chung et al. (2014) 使用台灣市場於 1997 年至 2011 年之權證資料，證實券商於權證價內到期時因避險目的而持有的現股部位，對到期日後標的股價具有負向影響。該研究以券商於權證到期時之避險需求作為解釋變數；以標的股於權證到期後累積異常報酬作為被解釋變數，得出以下結論。標的股於權證到期日後之累積異常報酬，與券商將手中因權證避險目的持有/放空的

股票部位平倉之操作有關。除此之外 Chung et al. (2014) 亦探討券商公告權證發行時對標的股所產生之價格效果。其結論為，券商宣告權證發行時對標的股價有正向效果。

過去許多文章指出，券商避險行為對標的股所造成之影響，除了價格效果以外，對標的股票報酬波動度亦存在顯著之相關性。Frey and Stremme (1997)、Platen and Schweizer (1998)、Schönbucher and Wilmott (2000)、Pearson et al. (2008)以及 Chung et al. (2014) 皆使用避險需求彈性衡量權證存在期間內，券商避險行為對標的股報酬波動度所產生之影響。由過去文獻可知，避險需求彈性對標的股報酬波動度呈現正向關係，意即標的股股價上升 1%，需增加或減少避險部位幅度越大者，其標的股報酬波動度越大。Chung et al. (2014) 以標的股每日避險需求總合除以標的股價變化百分比，計算該標的股之避險需求彈性作為解釋變數；並以未來標的股報酬實際波動度作為被解釋變數。實證結果發現，避險需求彈性對標的股報酬波動度存在顯著之正向關係。值得一提的是，Chung et al. (2014) 提出與避險行為以及標的股報酬率相關之變數，於迴歸模型時容易受時間與公司別之群集影響，使其產生標準誤高估之序列相關情形。故於計算 T 統計量時，需引入 Cameron et al. (2008)、Petersen (2009) 以及 Thompson (2011) 所提出之計算方法，以修正標準誤之錯估。

過往之研究尚未對以下兩點進行探討，其一，研究日常避險行為對標的股票價格所造成之影響；其二，使用流通在外權證數量建立券商避險部位。故本研究以流通在外權證數量、權證 delta 值以及權證行使比例，建立每日避險需求與避險總需求，探討券商於權證發行後之日常避險行為，對標的股票價格所造成之影響為何。

第三章 變數與假說

第一節 Delta 值特性介紹與中立避險策略

學術上多以希臘字母表示權證與選擇權之風險，包括 delta 值、gamma 值、theta 值、vega 值、rho 值等，其中 delta 值主要用於衡量權證價格與標的價格間之關係。Delta 值可以解釋為當標的股價格變動 1 單位時，權證價格隨之變動幅度。以認購權證為例，當 delta 值為 0.5 時，代表標的股價每上升 1 元，權證價格將隨之上升 0.5 元。換言之，不管權證之投資者，或著權證之發行者，皆可從該比率中觀察自身於價格風險之曝險程度，故 delta 比率又有著避險比率之稱呼。

歐式權證之 delta 值可利用 Black and Scholes (1973) 所提出之模型估算，其公式如下：

$$Delta_{call} = N\left(\frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right) \times T}{\sigma \times \sqrt{T}}\right) \quad (1)$$

$$Delta_{put} = -N\left(-\frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right) \times T}{\sigma \times \sqrt{T}}\right) \quad (2)$$

於上述公式中， $Delta_{call}$ 代表歐式認購權證之 delta 值； $Delta_{put}$ 代表歐式認售權證之 delta 值； S 代表標的股股價； K 代表權證之履約價； r 代表無風險利率； σ 代表標的股歷史波動度； T 代表權證距到期日剩餘時間； $N(x)$ 為標準常態分配的累積機率密度函數，代表隨機變數小於 x 的累積機率總和。歐式權證之特性為僅可於到期時進行履約。

由上述 delta 值計算公式可知，股票型權證之 delta 值具備以下之特性：

一、delta 值與權證性質之關係

由公式 (1) 與公式 (2) 可知，認購權證之 delta 值必為正數；認售權證之 delta 則為負數。Delta 值的經濟意義可分別由認購權證及認售權說明。認購權證賦予投

資人，以特定價格買進標的股之權利，若標的股價上漲可預見該權利之價格應隨之上升，認購權證 delta 值大於零即反應此特性；認售權證則賦予投資人，以特定價格賣出標的股之權利，當標的股持續下跌投資人仍得以較高價格賣出標的股，故此時該權利之價格將隨之上升，認售權證 delta 值小於零即反應此特性。

二、delta 值之可相加性

delta 值代表持有權證之價格風險，且不同部位之 delta 值具備可相加性。舉例而言，當投資人購買兩張 delta 為 0.5、行使比例為 1 之認購權證時，應承擔 delta 值為 1 (=0.5+0.5) 之價格風險。

三、價內到期之權證 delta 值

由公式 (1) 與公式 (2) 可知，當行使比例為 1 的認購權證以價內到期時 delta 等於 1；行使比例為 1 的認售權證以價內到期時 delta 則等於-1。其中所含蓋之經濟意義可解釋為，認購權證於價內到期時，權證持有人有權力以履約價買進標的股，若標的股價格於到期日上升 1 元將使履約價值同樣上升 1 元，又因履約價值可於當日收回，故導致權證價格隨之上漲 1 元；同理，認售權證於價內到期時，權證持有人有權力以履約價賣出標的股，若標的股價格於到期日下降 1 元將使履約價值同幅上升，最終導致權證價格隨之上漲 1 元。

四、價外到期之權證 delta 值：

由公式 (1) 與公式 (2) 可知，認購及認售權證於價外到期時其 delta 值皆等於 0。以認購權證為例，價外到期代表權證之履約價大於標的股到期時價格，權證買方不會以較高之履約價買進標的股，故而放棄執行該權證所賦予投資人之權利，因此標的股價之變動不影響權證之價格。價外到期之權證 delta 值為 0 即反應上述特性。

下表彙總上述 delta 值之特性：

表 3.1 認購與認售權證 delta 值特性

	到期日前	到期時	
		價內	價外
認購權證	[0, 1]	1	0
認售權證	[-1, 0]	-1	0

Delta 值之特性可捕捉標的股與權證間之價格風險，故於實務上常將其作為避險之依據。delta 中立避險策略即是持有 delta 值總和為 0 的資產部位，以規避價格波動的風險。以券商為規避權證發行所造成之價格風險為例，當多賣出 1 單位 delta 值為 0.5、行使比例為 1 之認購權證時，其部位之 delta 總合為-0.5，此時為達 delta 中立券商須買進 0.5 張標的現股。當該認購權證之 delta 值由 0.5 上升至 0.6 時，持有部位之 delta 值總和將變為-0.1(=-0.6-(-0.5))，此時券商為達 delta 中立須再買進 0.1 張標的現股；若以 delta 為-0.5、行使比例為 1 之認售權證為例，當多賣出 1 單位上述之認售權證，券商須賣出 0.5 張標的現股。當該認售權證之 delta 值由-0.5 下降至-0.6，券商持有部位之 delta 值總和將變為 0.1 (=-0.5-(-0.6))，此時券商須再賣出 0.1 張之標的股。

第二節 權證發行方避險之價格效果

券商為避免曝險於市場，一般會於發行權證後依 delta 值建立避險部位。我們以權證之 delta 值、行使比例，以及流通在外數量之乘積，表示券商於單一權證之避險總持有股數。變數 $DHP_{j,i,t}$ (Delta Hedging Position) 代表券商於權證 j 發行後，應持有標的股 i 之股數，其公式如下：

$$DHP_{j,i,t} = \Delta_{j,i,t} \times size_{j,i,t} \times CBS_{j,i,t} \quad (3)$$

上式中，變數 $\Delta_{j,i,t}$ 為權證 j 之 delta 值，表示當標的股 i 股價上升 1 單位時，權證 j 之價格隨之改變的幅度；變數 $size_{j,i,t}$ 為權證 j 之行使比例。以認購權證為例，若 $size_{j,i,t}$ 等於 0.1 代表於到期時，持有人可用一張權證換得 0.1 張標的股票；變數 $CBS_{j,i,t}$ 表示權證 j 流通在外數量。值得注意的是，我們有別於過去研究使用公告發行數量，作為流通在外權證數量之代理變數，本研究將每日自營商對權證 j 之淨賣超張數進行加總，作為流通在外權證數量之代理變數，本研究預期此作法可更加詳實反映券商之避險操作。

我們以富邦 EF 為例，比較以流通在外權證數量與權證公告發行數量所估計之券商避險持股，兩者在反映券商日常避險行為上存在何種差異性，並將其呈現於圖 3.1 中。由圖 3.1 中可知，使用流通在外權證數量所估計之券商避險持股, DHP ，可反應權證銷售數量上升/下降時券商須增加/減少的避險持股；反之以權證公告發行數量所計算之券商避險持股, $DHP-ann$ ，不論權證銷售量如何變動，券商避險持股份額仍然只會反應 delta 值的升降。綜合上述可知，以流通在外權證數量估計之券商避險持股，相較於使用公告發行數量，更能呈現每日權證銷售對避險持股之影響，即更公允表達券商於權證發行後，所須進行之日常避險買賣操作。

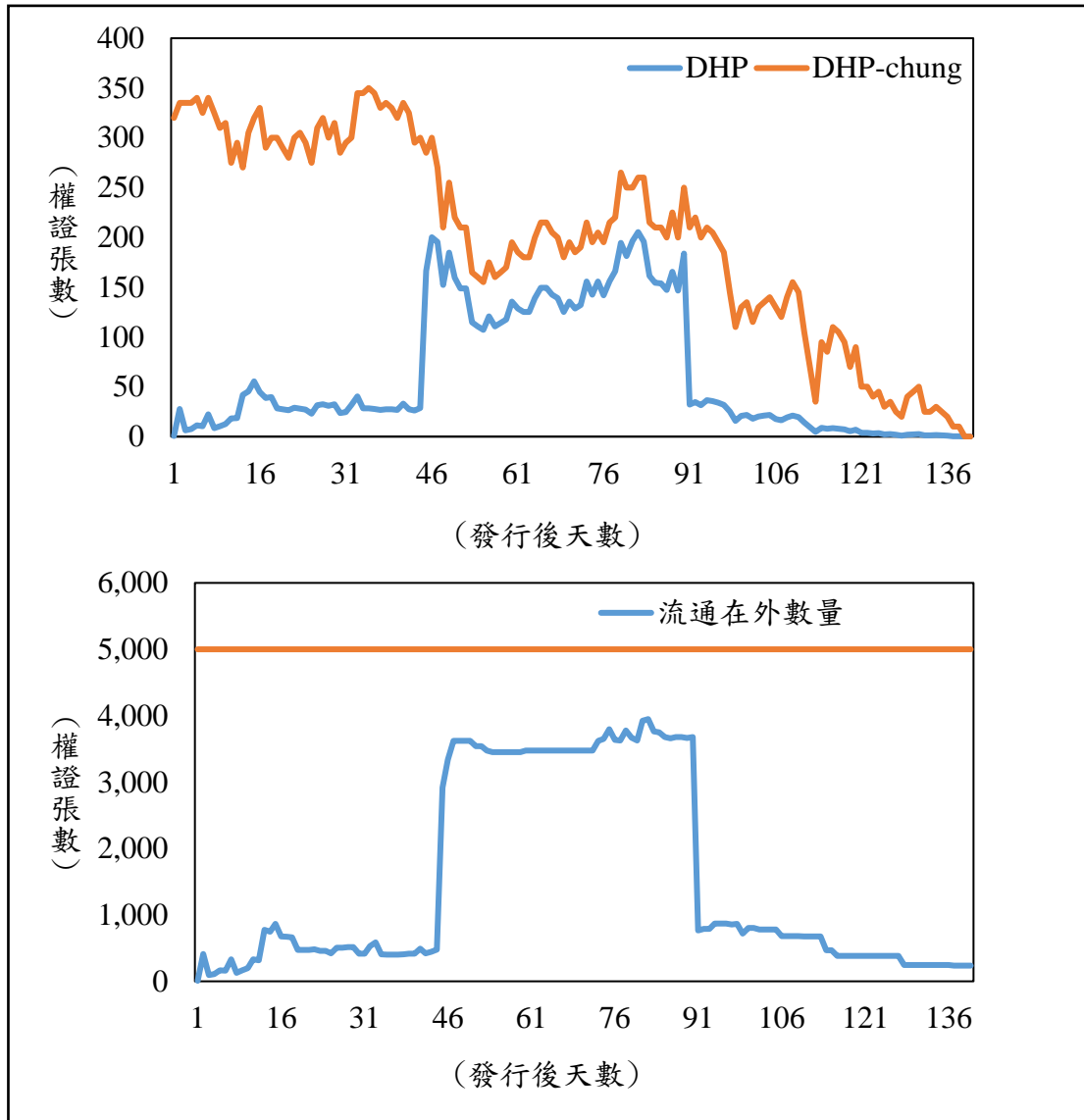


圖 3.1 券商避險持股比較

註：圖中 DHP 表示券商發行富邦 EF 所須持有之避險部位，其計算可參照公式 (3)；

$DHP-ann$ 表示以公告發行數量估計之券商避險持股，其計算公式為如下：

$$DHP-ann = \Delta \times size \times \text{公告發行數量}$$

縱座標之單位為張數，橫座標代表權證發行後之天數，其中 1 代表該權證發行日，即為 2015 年 11 月 2 日；136 代表該權證之到期日，即為 2016 年 5 月 30 日。公告發行數量以台灣證券交易所公告之數值為準；流通在外數量以每日自營商淨賣超累加作為代理變數。

實務上，一檔股票常是多檔權證之標的資產，尤其是大立光電以及聯發科技等熱門標的股。舉例而言，假設一券商發行兩檔權證，分別為權證 $j1$ 與權證 $j2$ ，且皆以個股 i 為標的。當權證 $j1$ 之避險需求總持有股數， $DHP_{j,i,t}$ 上升 10 張，且 $j2$ 之 $DHP_{j,i,t}$ 下降 10 張時，此權證發行方將不會對標的股 i 進行現股之買賣，其股價自然也不受券商避險行為之影響。由上述例子可知，透過券商的避險操作，所有個股 i 的股票型權證之 delta 避險需求股數， $DHP_{j,i,t}$ ，皆可能對標的股 i 之股價造成影響。綜合上述，我們將個股 i 所有的股票型權證之 delta 避險需求股數， $DHP_{j,i,t}$ ，加總為所有權證發行方對標的股 i 之避險持股總合 (Net Delta Hedging Position), $NDHP_{i,t}$ ，其計算方式如下：

$$NDHP_{i,t} = \sum_j DHP_{j,i,t} \quad (4)$$

標的股票流通在外股數之多寡，會對券商避險操作之價格效果造成影響。舉例而言，標的股 A 與標的股 B 之流通在外股票張數，分別為 10 萬張與 1,000 萬張，當券商因避險需求而買進 5000 張標的股 A 與標的股 B 現股，對流通在外股票張數較少之標的股 A 而言，其影響勢必大於流通在外股票張數較多之標的股 B。為控制股票規模之影響，本研究將股票 i 避險需求總合， $NDHP_{i,t}$ ，除以流通在外股數， $M_{i,t}$ ，求算標準化後避險持股總合， $SNDHP_{i,t}$ (Standardized Net Delta Hedging Position)，以去除標的股股本規模不一的影響。 $SNDHP_{i,t}$ 也可稱為避險持股總合佔流通在外標的股數之比例，其計算公式如下：

$$SNDHP_{i,t} = \frac{NDHP_{i,t}}{M_{i,t}} \quad (5)$$

於公式 (5) 中，標準化後避險持股總合， $SNDHP_{i,t}$ ，衡量所有權證發行方因避險目的應持有的股票 i 總數量。當避險應持有的股票 i 總數量， $SNDHP_{i,t}$ ，變動時，券商為平

衡避險部位需至現股市場買賣標的股票 i ，此即券商日常的避險操作。因此，本文以標準化後之避險應持有的股票 i 總數量, $SNDHP_{i,t}$ ，的變動，衡量所有權證發行方因避險目的對個股 i 的買賣需求，計算方式如下：

$$\Delta SNDHP_{i,t} = SNDHP_{i,t} - SNDHP_{i,t-1} \quad (6)$$

本研究相較於 Chung et al. (2014)，在探討避險行為對標的股所產生價格效果上，共有下列兩點不同，其一，不同於 Chung et al. (2014) 探討權證公告發行數量以及權證到期時所產生之價格效果，本研究主要探討權證發行方日常避險行為對標的股產生之價格效果。換言之，本研究將券商每日為調整避險部位而進行之標的股買賣，作為影響標的股價之主要因素。由於尚未有相關文獻針對此一議題進行探討，此議題之研究結果為本研究的貢獻之一；其二，不同於過去之研究使用權證宣告發行張數，本研究逐日加總自營商於權證之淨賣超張數，以衡量流通在外權證數量及券商每日避險持股總數, $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，預期此一做法能更詳實衡量券商於發行權證後之避險操作。

綜合以上所述，認購權證於存在期間內，不論流通在外數量增加亦或 delta 值之上升，皆會導致券商因避險目的所須持有之標的股數隨之增加，使 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 呈現正數。 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 為正代表券商須於現貨市場買進標的股，此新增之買進需求有助於推升股價。反之當流通在外權證數量及 delta 值下降時，delta 避險策略將使券商減少避險部位之持股，此時 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 呈現負數。 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 為負代表券商須於現貨市場賣出標的股，此賣壓將導致標的股價下跌；若以認售權證為例，流通在外數量之上升以及 delta 值之下降，皆會導致券商因避險目的所須放空之標的股數隨之增加，使 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 呈現負數。 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 小於零代表券商須於現貨市場放空標的股，此新增之放空需求將使股價走跌。反之當流通在外權證數量減少或 delta 值上升時，delta 避險策略將使券商買回先前放空之標的股部位，此時 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 呈現正數。 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 大於零代表券商須於現貨市場買回

標的股，此買壓將導致標的股價上漲。根據上文之論述，我們可提出假說一：

假說一：權證發行方對個股 i 的避險買賣需求, $\Delta SNDHP_{i,t}$, 對標的股價有正向影響。

第三節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響

執行 delta 避險策略之券商須於股價上漲時增加持股，且於股價下跌時出售持股，才得以使避險持股部位與權證部位之 delta 值總合保持中立，而此追高殺低之避險操作將提高標的股價之波動度。為捕捉此效果，本文根據 Chung et al. (2014) 建立避險需求彈性變數(Hedging Demand Elasticity), $E_{HD}(i,t)$ ，該變數之數值代表標的股價每上漲 1 個百分比，標準化後的每日避險買賣需求增加之幅度。舉例而言，若標的股之 $E_{HD}(i,t)$ 為 0.01，表示當標的股上漲 1%，則標準化後的每日避險買賣需求增加 0.01。該變數以標準化後的每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，除以標的股價當日變動百分比， $\Delta St/St$ ，計算而來，其公式如下：

$$E_{HD}(i,t) = \frac{\Delta SNDHP_{i,t}}{\Delta St/St} \quad (7)$$

標的股價上升時，券商為調整避險部位將買入標的現股，此買壓將使標的股價再次上漲；同理可知，標的股股價下降時，券商將賣出標的現股，此賣壓會使標的股股價再次下降。避險需求彈性代表標的股價格改變時，以其為標的之權證避險需買賣之份額，故避險需求彈性之大小可影響避險行為對標的股所造成之漲跌幅度。換言之，當避險需求彈性越大，代表券商需買賣之標的股份額越多，標的股價變動幅度越大；反之，避險需求彈性越小，代表券商需買賣進之標的股份額越少，標的股價變動幅度越小。綜合上文論述，本研究建立以下假說二：

假說二：避險需求彈性對標的股股價波動度有正向影響。

第四節 權證到期日效果

權證於價內到期後，因避險需求已消失，券商需儘快將手中因避險目的持有之現股平倉，否則會曝露於標的股漲跌波動風險中。以認購權證為例，券商於權證價內到期時會持有以避險為目的之標的現股，在權證到期避險需求消失後，券商需賣出該現股部位，此舉所形成之賣壓將使標的股價下跌；同理，當認售權證於價內到期時，執行避險策略之券商必然持有標的現股之空頭部位，當券商在權證到期日後將放空之現股回補，此舉將導致標的股價上漲。為衡量券商於權證到期日後平倉避險持股之買賣操作，本文以前述公式 (5) 所計算之標準化避險持股總合， $SNDHP_{i,t}$ ，去除未到期與價外到期之樣本後，算得權證價內到期時為避險持有之標的股總數， $SNDHP_i(t_e)$ ，其中 t_e 代表到期日。

綜合上述可知，權證於價內到期時，當券商為避險而持有之標的股 i 總數， $SNDHP_i(t_e)$ ，為正數，代表標的股價將於券商後續的平倉操作中，受賣壓影響而下跌；當到期時避險需求總合， $SNDHP_i(t_e)$ ，小於零，代表標的股價將於券商後續的平倉操作中出現買壓。綜合上文論述，以下建立本研究之假說三。

假說三： 券商於權證價內到期後將避險持股平倉之買賣操作規模， $SNDHP_i(t_e)$ ，對標的股股價有著負向影響。

第四章 模型建立

第一節 權證發行方避險之價格效果

本研究探討權證發行券商之日常避險操作，對標的股價所造成之影響。為因應 delta 值以及流通在外權證數量之變化，券商須頻繁買賣標的現股，而此操作將對標的股價產生立即之影響。本文以公式 (6) 所計算之標準化後每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，衡量所有權證發行方於時點 t 因權證避險所衍生對標的股 i 之買賣壓。為探討權證發行方避險造成的價格效果，迴歸模型設定如下：

$$AR_{i,t} = \alpha + \beta \times \Delta SNDHP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

該模型中， $AR_{i,t}$ 代表標的股 i 之異常報酬； $\Delta SNDHP_{i,t}$ 代表標準化後每日避險買賣需求； β 代表迴歸式之係數，可解釋為標準化後每日避險買賣需求變動 1 單位，對標的股異常報酬所造成之影響。公式 (8) 中，為控制市場因素對標的股價所造成之影響，本研究以標的股異常報酬， $AR_{i,t}$ ，(Abnormal Return) 作為被解釋變數，其計算公式如下：

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - ER_{i,t} \quad (9)$$

其中， $AR_{i,t}$ 為標的股股票之異常報酬、 $R_{i,t}$ 為標的股實際報酬率、 $ER_{i,t}$ (Expect Return) 為標的股之預期報酬率。為求標的股之異常報酬， $AR_{i,t}$ ，本研究使用市場模型計算標的股預期報酬率， $ER_{i,t}$ 。所謂市場模型，即是以標的股報酬率作為被解釋變數，以市場報酬率為解釋變數進行迴歸分析，迴歸式如下：

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_{i,t} + \hat{\beta}_{i,t} \times R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad t=t-1, t-2 \dots t-256 \quad (10)$$

上式中， $R_{m,t}$ 為市場報酬率。透過公式 (10) 之市場迴歸模型估計出係數值 $\hat{\alpha}_{i,t}$ 與 $\hat{\beta}_{i,t}$ 後，便可利用下列公式計算標的股之預期報酬率， $ER_{i,t}$ ：

$$ER_{i,t} = \hat{\alpha}_{i,t} + \hat{\beta}_{i,t} \times R_{m,t} \quad (11)$$

本研究以公式 (8) 所列之迴歸模型探討權證發行方避險對標的股票造成的價格效果，我們預期公式 (8) 的迴歸係數 β 為正數，即標準化後每日避險買賣需求對標的股異常報酬有正向影響。

第二節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響

本小節探討券商依據 delta 中立避險策略所執行之避險行為，對標的股報酬波動度所造成之影響。標的股價之漲跌造成權證 delta 值隨之增減，券商為了因應 delta 值之變化需買賣標的股票以平衡避險持股部位，此舉將導致標的股價再次上漲或下跌。為探討避險需求彈性與標的股報酬波動度之關係，我們參考 Pearson et al. (2008) 建立以下迴歸式：

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t+1} = & a + bE_{HD}(i,t) + c\sigma_{i,t} + d\sigma_{i,t-1} + e\sigma_{i,t-2} + f\sigma_{i,t-3} + g\sigma_{i,t-4} + h\sigma_{i,t-5} \\ & + i\sigma_{i,t-6} + j\sigma_{i,t-7} + k\sigma_{i,t-8} + l\sigma_{i,t-9} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

式中， σ_{t+1} 為標的股在時點 $t+1$ 之報酬波動度，本文根據 Blair (2001) 所提出之實際波動度概念，以個股日內五分鐘之報酬率平方後加總估算 σ_{t+1} 。 $E_{HD}(i,t)$ 表示券商避險需求彈性，其計算如公式 (7) 所示； $\sigma_{i,t}$ 、 $\sigma_{i,t-1}$ 、...、和 $\sigma_{i,t-9}$ 分別代表時點 t 、 $t-1$ 、...、和 $t-9$ 之標的股報酬率波動度，本研究根據 Pearson et al. (2008) 以其作為控制變數以確保避險需求彈性與標的股股價波動度之間之關係，不受到過去標的股股價波動度之影響。綜合上文敘述與假說，本文預期 $E_{HD}(i,t)$ 與 $\sigma_{i,t+1}$ 之迴歸係數 b 應顯著大於 0。

避險行為對標的股報酬波動度所產生之影響，亦會反映在標的股之成交量上。為探討避險交易之成交量對標的股成交量所造成之影響，本研究依循 Chung et al. (2014) 做法，以每日避險買賣需求之絕對值， $|\Delta NDHP_{i,t}|$ ，衡量權證避險導致之標的股成交量，上述變數 $NDHP_{i,t}$ 之計算依公式 (4) 所示。迴歸模型設定如下：

$$\begin{aligned} volume_{i,t} = & a + b \cdot |\Delta NDHP_{i,t}| + c \cdot volume_{i,t-1} + d \cdot volume_{i,t-2} + e \cdot volume_{i,t-3} \\ & + f \cdot volume_{i,t-4} + g \cdot volume_{i,t-5} + h \cdot \sigma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (13)$$

式中 $volume_{i,t}$ 表示標的股票在時點 t 之成交量； $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 表示標的股 i 之每日避險買賣需求總合絕對值，亦即以個股 i 為標的之權證在時點 t 之避險成交量總合，變數 $NDHP_{i,t}$ 之計算則依公式 (4) 所示；我們根據 Chung et al. (2014) 以時點 $t-1, t-2, \dots, t-5$ 之標的股成交量以及時點 t 的標的股波動度作為控制變數。本研究預期上述迴歸係數 b 應為顯著正值，意即每日避險需求總合之絕對值， $|\Delta NDHP_{i,t}|$ ，對標的股成交量， $volume_{i,t}$ ，存在正向影響。

第三節 權證到期日效果

券商於權證到期後須將持有之避險部位反向平倉，此舉會對標的股價造成影響。若不對避險部位進行平倉，將會導致券商暴露於標的股之價格風險之中。為探討券商將避險部位平倉對標的股價之影響，本研究依循 Chung et al. (2014) 做法設定下列迴歸模型：

$$CAR_i(t_e, t_l) = \alpha + \beta \times SNDHP_i(t_e) + \varepsilon_i \quad (14)$$

其中， $CAR_i(t_e, t_l)$ 為累積異常報酬(Cumulative Abnormal Return)， $SNDHP_i(t_e)$ 則為券商為避險目的應持有的標的股總數，其計算詳列於公式 (5)，可用於衡量券商於權證價內到期日後，須平倉之避險持股份額。值得一提的是，價外到期之權證，因其 $SNDHP_i(t_e)$ 數值為 0，對標的股價無任何影響，故本研究僅以價內到期之權證做為樣本，探討權證之到期效果。

模型 (14) 中，累積異常報酬， $CAR_i(t_e, t_l)$ ，的計算公式如下：

$$CAR_i(t_e, t_l) = AR_{t_e} + AR_{t_e+1} + \dots + AR_{t_l} \quad (15)$$

其中， $CAR_i(t_e, t_l)$ 代表到期日 t_e 至 t_l 日之累積異常報酬，亦即異常報酬 AR_t 之加總。本文分別探討權證到期後，券商平倉避險持股對到期後一日、三日、五日及七日標的股票累積異常報酬的影響，因此模型 (14) 中的時點 t_l 分別代表到期日後一日、三日、五日和七日 ($t_l = t_e + 1$ or 3 or 5 or 7)。

根據假說三，本研究預期模型 (14) 之迴歸係數， β ，顯著小於 0，代表券商於權證到期日後須平倉之避險持股份額， $SNDHP_i(t_e)$ ，對到期日後的股票累積異常報酬，存在負向影響。

第五章 資料說明

第一節 研究樣本篩選

本研究主要分析台灣股票市場，以及以台灣股票為標的之權證市場。於台灣市場發行之權證具有主管機關對於避險之要求，以及規避價格風險之動機，券商於權證發行後大多依循 delta 避險策略進行風險規避，使我們得以據以量化券商之避險部位，此為我們選擇台灣市場進行研究之主要原因。本研究使用從 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日之權證資料以及標的股價資料，探討券商避險行為對標的股之影響。

對於研究券商發行權證之避險行為對標的股之影響，我們並非使用全市場權證及標的股資料。原因在於，權證若於發行後銷售量甚低，使標的股每日避險需求與避險需求總和甚小，將導致我們不易觀察避險行為與標的股價之關係。為篩選避險交易熱絡之標的股作為樣本，本研究將各標的股之標準化後每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，之絕對值加總後取每日平均，以建立每日平均標準化避險成交量， $DSHV_i$ ，(Daily Average Standardized Hedging Volume) 公式如下：

$$DSHV_i = \frac{\sum_t |\Delta SNDHP_{i,t}|}{365}$$

其中 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 之計算公式列於公式(6)。本研究使用每日平均避險成交量， $DSHV_i$ ，最大之前 20 檔標的股，作為本研究使用之樣本。該 20 檔標的股名稱為：5478 智冠、5351 鈺創、3105 穩懋、8383 千附、4915 致伸、3234 光環、2498 鴻達電、2313 華通、6274 台耀、3552 同致、3293 鈦象、2439 美律、3691 碩禾、4966 譜瑞、6223 旺矽、3498 陽程、3227 原相、3665 貿聯、4947 昂寶-KY、3673 TPK-KY。

本研究建立表 5.1，表示篩選後樣本於研究期間內權證檔數、平均標準化避險成交量以及隱含波動度之變動。篩選後樣本研究期間內共有 8,496 檔權證，且於 2014 年開始以該 20 檔為標的之權證數量有明顯上升之趨勢；由表 5.1 可知，篩選後樣本之平均標準

化避險成交量於研究期間內，大約介於 0.07% 至 0.1% 之間。其四年之平均值為 0.0925%，代表每日避險買賣成交量平均占標的股流通在外股數 0.0925%。以流通在外 121,810 千股、平均日成交量 640 張之標的股智冠為例，券商每日平均避險買賣之成交量約為 113 張 ($=121,810 \times 0.1039\%$)，佔智冠平均日成交量之 17.67%。避險目的之成交量佔日成交量比率越大，可預期避險行為對標的股所造成之影響越大；由表 5.3 可知，篩選後樣本之平均隱含波動度明顯大於平均歷史波動度，換言之，篩選後權證樣本之價格平均而言較為昂貴，且價格之高估也隨著時間逐漸嚴重。

表 5.1 篩選後樣本特徵

	權證檔數	平均標準化避險成交量 (%)	平均隱含波動度	平均歷史波動度
2014	1,323	0.1036	0.5693	0.4523
2015	1,993	0.1116	0.6607	0.4975
2016	2,047	0.0807	0.7641	0.4370
2017.6.30	3,133	0.0739	0.6207	0.4007
總合	8,496			

註：該資料期間為 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日。權證檔數與隱含波動度皆來自台灣經濟新報 TEJ。權證檔數為，以該 20 檔個股為標的之權證數量。平均標準化避險成交量， $DSHV_i$ ，(Daily Average Standardized Hedging Volume)，其公式為：

$$DSHV_i = \frac{\sum_t |\Delta \text{SNDHP}_{i,t}|}{365}$$

平均隱含波動度為每日各檔權證隱含波動度之簡單平均。平均歷史波動度為二十檔標的股於該年度報酬波動度之簡單平均。

第二節 主要變數介紹

本研究所使用之資料皆由台灣經濟新報 TEJ 上取得，其中包括 delta 值、履約價、行使比例、自營商於權證買賣超、標的股報酬率、標的股在外流通股數等。值得一提的是，本研究以每日自營商於權證買賣超之加總，作為流通在外權證數量之代理變數。其原因在於，券商自營商不似經紀商代理客戶進行買賣，而是銷售亦或買回發行之權證。

本研究為探討權證避險行為對標的股所造成之影響，建立之變數包括每日避險需求總和、異常報酬、避險需求彈性、每日避險需求總和之絕對值、標的股報酬波動度、標的股成交量以及累積異常報酬。上述變數之計算公式與變數說明如下：

1. 標準化後每日避險買賣需求

標準化後避險買賣總需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，之計算方法為，使用所有權證發行方避險持股總合， $NDHP_{i,t}$ ，除以標的股流通在外股數算得標準化避險持股總合， $SNDHP_{i,t}$ ，並以當期之 $SNDHP_{i,t}$ 減去上一期之 $SNDHP_{i,t-1}$ 便可算得 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 。該變數除了衡量每日避險需求之變動，亦可表示避險買賣總需求佔流通在外股數之百分比。此外，上述變數之詳細計算列於公式 (4)、公式 (5)、公式 (6)。

2. 標的股異常報酬

異常報酬， $AR_{i,t}$ ，等於標的股實際報酬率， $R_{i,t}$ ，減去標的股預期報酬率， $ER_{i,t}$ ，意即標的股除去市場因素之股價報酬。

3. 避險需求彈性

避險需求總合， $E_{HD}(i,t)$ ，其計算方法為，將 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 除以當天股價變動百分比，代表每日標的股價變動對避險行為所造成之影響。

4. 避險買賣總需求之絕對值

避險買賣總需求之絕對值， $|\Delta NDHP_{i,t}|$ ，之計算方法為，當期之避險需求總合， $NDHP_{i,t}$ ，減去上一期之避險需求總合， $NDHP_{i,t-1}$ ，可得每日避險需求總合， $\Delta NDHP_{i,t}$ ，將其取絕對值後可得 $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 。此變數即代表每日避險買賣之成交量。

$NDHP_{i,t}$ 之計算方法列於公式 (4)。

5. 標的股報酬波動度

本研究根據 Blair (2001) 所提出之實際波動度，計算標的股報酬波動度， $\sigma_{i,t}$ ，其方法為加總標的股每日每五分鐘之報酬率平方。

6. 標的股成交量

標的股成交量， $volume_{i,t}$ ，為每日標的股買賣成交之總張數。

7. 累積異常報酬

累積異常報酬， $CAR_i(t_e, t_l)$ ，即加總權證到期日 t_e 至 t_l 之異常報酬， $AR_{i,t}$ 。時點 t_l 分別代表到期日後一日、三日、五日和七日 ($t_l = t_e + 1$ or 3 or 5 or 7)。其計算方法列於公式 (12)。

為清楚表達個變數之名稱、單位、使用符號以及計算公式，本研究建立表 5.2 主要變數統整與計算公式。

表 5.3 為本研究中各主要變數之敘述統計量，包括標的股異常報酬， $AR_{i,t}$ 、標準化後每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ 、避險需求總合， $E_{HD}(i,t)$ 、避險買賣總需求之絕對值， $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 、標的股報酬波動度， $\sigma_{i,t}$ 、標的股成交量， $volume_{i,t}$ 、價內到期時標準化後避險持股總數， $SNDHP_i(t_e)$ 、累積異常報酬， $CAR_i(t_e, t_l)$ 。由表 5.3 可知， $\Delta SNDHP_{i,t}$ 於研究期間內最大值為 1.19%，代表當天因避險目的而買進之標的現股，佔了該個股流通在外股數之 1.19%。變數 $E_{HD}(i,t)$ 之平均數為 0.08，由此可知當標的股價增加 1%，每日標準化避險需求總合平均將增加 0.08%。由變數 $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 之平均數可知，權證避險行為每日平均對標的股貢獻 196 千股之成交量。 $SNDHP_i(t_e)$ 代表當權證到期時券商須平倉之避險部位，由該變數之最小值可知，券商於本研究期間內須平倉之最大避險部位，佔了標的股在外流通股數之 0.48%。

表 5.2 主要變數之計算公式

變數名	符號	單位	計算公式
標準化後每日避險買賣需求 (Standardized Net Delta Hedging Position change)	$\Delta SNDHP_{i,t}$	百分比	$\Delta SNDHP_{i,t} = \frac{NDHP_{i,t}}{M_{i,t}} - \frac{NDHP_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$
標的股異常報酬 (Abnormal Return)	$AR_{i,t}$	百分比	$AR_{i,t} = R_{i,t} - ER_{i,t}$
避險需求彈性 (Hedging demand elasticity)	$E_{HD}(i,t)$	N/A	$E_{HD}(i,t) = \frac{\Delta SNDHP_{i,t}}{\Delta St/St}$
避險買賣總需求之絕對值 (Absolute value of Net Delta Hedging Position change)	$ \Delta NDHP_{i,t} $	千股	$ \Delta NDHP_{i,t} = NDHP_{i,t} - NDHP_{i,t-1} $
標的股報酬波動度 (Return volatility)	$\sigma_{i,t}$	百分比	$\sigma_t = \sum_{54}^1 (R_{i,5min})^2$
標的股成交量 (Trading volume)	$volume_{i,t}$	千股	N/A
價內到期時標準化後避險持股總數 (Standardized Net Delta Hedging Position)	$SNDHP_i(t_e)$	百分比	$SNDHP_i(t_e) = \frac{NDHP_{i,t}}{M_{i,t}}$
累積異常報酬 (Cumulative Abnormal Return)	$CAR_i(t_e, t_1)$	百分比	$CAR_i(t_e, t_1) = AR_{t_e} + \dots + AR_{t_1}$

註： $NDHP_{i,t} = \sum_j Delta_{i,j,t} \times CBS_{i,j,t} \times Size_{i,j,t}$ 代表權證 j 之 Delta 值、流通在外權證數量以及行使比例之乘積加總。

表 5.3 主要變數之敘述統計量

	$\Delta SNDHP_{i,t}$	$AR_{i,t}$	$E_{HD}(i,t)$	$ \Delta NDHP _{i,t}$	$\sigma_{i,t}$	$volume_{i,t}$	$SNDHP_i(t_e)$	$CAR_i(t_e, t_l)$
	(%)	(%)		(千股)	(%)	(千股)	(%)	(%)
平均數	0.00	-0.01	0.08	196	0.02	4,800	-0.00	-0.29
中位數	0.00	-0.16	0.03	63	1.82	2,509	-0.00	-0.49
標準差	0.11	2.59	0.03	423	1.32	6,562	0.02	6.70
最大值	1.19	11.96	7.73	14,154	5.88	111,479	0.21	33.88
最小值	-0.92	-11.91	0.00	0	0.01	58	-0.48	-36.24

註：該資料期間為 2014 年 1 月 1 日至 2017 年 6 月 30 日。樣本為使用每日平均避險成交量篩選之標的股。 $AR_{i,t}$ 為標的股異常報酬，其計算公式列於公式 (9)； $\Delta SNDHP_{i,t}$ 為標準化後每日避險買賣需求，其計算公式列於公式 (6)； $\sigma_{i,t}$ 為標的股報酬率波動度，其計算公式列於表 5.4； $E_{HD}(i,t)$ 為避險需求彈性，其計算公式列於公式 (7)； $volume_{i,t}$ 為標的股成交量； $|\Delta NDHP|_{i,t}$ 為每日避險需求總合之絕對值，其公式列於公式 (4)； $CAR_i(t_e, t_l)$ 為累積異常報酬，其計算公式列於公式 (15)； $SNDHP$ 為價內到期時標準化後避險持股總數，其計算公式列於公式(5)。

第六章 實證分析

第一節 權證發行方避險之價格效果

根據本研究所提出之假說一，標準化後每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，應與標的股價間存在正向關係。當 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 受流通在外數量或 delta 增加而為正時，券商須於現貨市場買進標的股，此買壓有助於標的股價上漲。反之當流通在外權證數量及 delta 值下降時，券商將減少避險部位之持股。此時呈現負數之 $\Delta SNDHP_{i,t}$ 使券商須於賣出標的股，此賣壓將導致標的股價下跌。本研究以模型 (10) 探討券商避險需求對標的股異常報酬所造成之影響，其實證結果呈現於表 6.1。由表 6.1 中迴歸係數與 T 統計量可知，每日標準化避險需求總合， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，對標的股異常報酬， $AR_{i,t}$ ，存在顯著之正向影響。此結果證實了本研究先前提出之假說一，顯示券商為平衡避險部位所買賣之標的股，確實對標的股價造成顯著之正向影響。由迴歸係數估計值可知， $\Delta SNDHP_{i,t}$ 變動 1 單位則 $AR_{i,t}$ 也應同向變動 12.8541 單位。舉例而言，當標準化後每日避險買賣需求， $\Delta SNDHP_{i,t}$ ，增加 0.1%，亦即，券商對標的股 i 之避險需求總合佔標的股流通在外股數比例增加 0.1%，則當日標的股異常報酬將增加 1.29%。

表 6.1 權證發行方避險對標的股異常報酬之影響

Variable	coefficient	t-statistic
Intercept	-0.0002	-0.5823
$\Delta SNDHP_{i,t}$	12.8541***	24.9626

註：本表迴歸結果來自迴歸式：

$$AR_{i,t} = \alpha + \beta \times \Delta SNDHP_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中， $\Delta SNDHP_{i,t}$ 代表所有權證發行方因避險目的對標的股*i*之買賣需求，其計算方法列於公式(6)； $AR_{i,t}$ 代表標的股*i*之異常報酬，其計算方法列於公式(9)。本研究根據 Thompson(2011)研究中所發表之方法，將標的股以及時間組成集群以建算標準誤，藉此穩定 *T* 統計量。“*”、“**”、“***”分別表示 10%、5%、1%之顯著程度。

第二節 權證發行方避險對標的股票波動度之影響

本研究假說二提出，避險需求彈性對標的股報酬波動度應有正向影響。當標的股價上升時券商須買入標的現股，此買壓將使標的股價再次上漲；同理可知，標的股價下降時券商賣出標的現股，將會使標的股價再次下降。本研究以模型 (10) 探討避險需求彈性對標的股波動度存在之影響，並將實證之結果列於表 6.2。由表 6.2 中主要變數 $E_{HD}(i,t)$ 之迴歸係數與 T 統計量可知，避險需求彈性， $E_{HD}(i,t)$ ，對標的股未來報酬波動度， $\sigma_{i,t+1}$ ，存在顯著正向之影響。如前所述，避險需求彈性可視為，避險持股部位因標的股價變動，需重新平衡的幅度相對於標的股價變動的敏感度。當避險需求彈性越高，代表標的股價上漲時券商須買進越多標的現股，以重新平衡避險部位。而買進之標的股份額越多，代表股價再次上漲之幅度也越高，即標的股報酬波動度越大。由 $E_{HD}(i,t)$ 之迴歸係數估計值可知，當避險需求彈性上升 1 單位，標的股報酬波動度將隨之上升 0.0002 單位。值得一提的是，迴歸模型中所有落後期波動度， $\sigma_{i,t}$ 、 $\sigma_{i,t-1}$...、 $\sigma_{i,t-9}$ 之係數估計值均顯著為正。根據 Gallant et al. (1992) 以及 Campbell et al. (1993)，此一實證結果代表標的股報酬波動度， $\sigma_{i,t+1}$ ，有高度自我相關且具有一致性。

由表 6.3 中主要變數 $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 之迴歸係數與 T 統計量可知，所有權證發行方每日避險買賣之絕對值， $|\Delta NDHP_{i,t}|$ ，對標的股成交量， $volume_{i,t}$ ，存在顯著之正向影響。換言之，標的股的日成交量明顯受權證發行方避險操作的影響。除此之外，迴歸模型中所有落後期成交量， $volume_{i,t-1}$ 、 $volume_{i,t-2}$...、 $volume_{i,t-5}$ 之係數估計值均顯著為正。根據 Gallant et al. (1992) 以及 Campbell et al. (1993)，此一實證結果代表標的股成交量， $volume_{i,t}$ ，有高度自我相關且具有一致性。

表 6.2 權證發行方避險對標的股報酬波動度之影響

Variable	coefficient	t-statistic
Intercept	0.0006***	20.51
$E_{HD}(i,t)$	0.0002**	2.32
σ_t	0.0666***	7.13
σ_{t-1}	0.0422***	4.51
σ_{t-2}	0.0288***	3.08
σ_{t-3}	0.0263***	2.82
σ_{t-4}	0.0454***	4.82
σ_{t-5}	0.0223**	2.38
σ_{t-6}	0.0226**	2.42
σ_{t-7}	0.0195**	2.07
σ_{t-8}	0.0197**	2.10
σ_{t-9}	0.0280**	2.99

註：本表實證結果之迴歸模型為：

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t+1} = & a + bE_{HD}(i,t) + c\sigma_{i,t} + d\sigma_{i,t-1} + e\sigma_{i,t-2} + f\sigma_{i,t-3} + g\sigma_{i,t-4} + h\sigma_{i,t-5} \\ & + i\sigma_{i,t-6} + j\sigma_{i,t-7} + k\sigma_{i,t-8} + l\sigma_{i,t-9} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (11)$$

上式中， $E_{HD}(i,t)$ 表示標的股 i 之避險需求彈性； $\sigma_{i,t+1}$ 為標的股未來報酬波動度，其計算來自於 Blair(2001)提出之實際波動度。本研究根據 Thompson(2011)研究中所發表之方法，將標的股以及時間組成集群以建算標準誤，藉此穩定 T 統計量。“*”、“**”、“***”分別表示 10%、5%、1%之顯著程度。

表 6.3 權證發行方避險對標的股成交量之影響

Variable	coefficient	t-statistic
Intercept	118.57	0.73
$ \Delta NDHP_{i,t} $	4.53***	15.09
$volume_{t-1}$	0.39***	24.57
$volume_{t-2}$	0.06***	6.74
$volume_{t-3}$	0.15***	9.01
$volume_{t-4}$	0.07***	4.99
$volume_{t-5}$	0.09***	5.28
σ_t	201255.90***	12.61

註：本表迴歸結果來自下列模型：

$$\begin{aligned}
 volume_{i,t} = & a + b \cdot |\Delta NDHP_{i,t}| + c \cdot volume_{i,t-1} + d \cdot volume_{i,t-2} + e \cdot volume_{i,t-3} \\
 & + f \cdot volume_{i,t-4} + g \cdot volume_{i,t-5} + h \cdot \sigma_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

其中，解釋變數為 $|\Delta NDHP_{i,t}|$ 表示標的股 i 之每日避險需求總合絕對值；被解釋變數為 $volume_t$ 表示標的股於時點 t 之成交量。本研究根據 Thompson(2011) 研究中所發表之方法，將標的股以及時間組成集群以建算標準誤，藉此穩定 T 統計量。“*”、“**”、“***”分別表示 10%、5%、1% 之顯著程度。

第三節 權證到期日效果

根據本研究所提出之假說三，權證價內到期時，發行券商因避險目的持有之現股總部位， $SNDHP_i(t_e)$ ，對標的股股價有著負向影響。若權證到期時券商為避險而持有的股票份額， $SNDHP_i(t_e)$ ，為正數，代表到期後須賣出避險持股部位，並對標的股價產生負向之價格效果；反之，若到期時券商持有的避險股票份額， $SNDHP_i(t_e)$ ，為負數時，代表到期後存在回補避險部位之買壓，因此推升標的股價上漲。本文分別探討權證到期後，券商平倉避險持股對到期後一日、三日、五日及七日標的股票累積異常報酬的影響。由表 6.4 之迴歸結果中可知，到期時避險需求總合， $SNDHP_i(t_e)$ ，與到期後累積異常報酬， $CAR_i(t_e, t_l)$ ，不存在顯著之相關性，即無法證實假說三成立

表 6.4 權證發行方避險對到期後標的股票累積異常報酬之影響

	$CAR_i(t_e, 1)$	t-statistic	$CAR_i(t_e, 3)$	t-statistic	$CAR_i(t_e, 5)$	t-statistic	$CAR_i(t_e, 7)$	t-statistic
Intercept	0.0004	0.48	-0.0004	-0.29	-0.0030	1.57	-4.1083**	-2.35
$SNDHP_i(t_e^j)$	2.7541	0.67	-2.6110	-0.50	-5.8594	-0.95	-0.0052	-0.67

註：本表迴歸結果來自下列迴歸模型：

$$CAR_i(t_e, t_1) = \alpha + \beta \times SNDHP_i(t_e) + \varepsilon_i \quad (14)$$

其中， $SNDHP_i(t_e)$ 代表權證到期時，標準化避險持股總合； $CAR_i(t_e, t_1)$ 為標的股 i 於到期日 t_e 累積至 t_1 之異常報酬。本研究根據Thompson(2011)研究中所發表之方法，將標的股以及時間組成集群以建算標準誤，藉此穩定 T 統計量。“*”、“**”、“***”分別表示 10%、5%、1% 之顯著程度。

第七章 結論

當券商避險部位因在外流通權證數量及 δ 值而改變時，券商為平衡避險部位須買賣標的現股，此舉將導致標的股價上漲或下跌。這也是本研究探討的第一個議題，即券商於權證存在期間之避險行為，對標的股產生之價格效果。

根據 δ 值所建立之券商避險部位，券商須於標的股價變化時保持避險部位之 δ 值中立。此時若標的股價上漲，券商將於現貨市場買進標的現股，此舉將造成標的股價再次上漲。綜合上述可知，券商避險行為對標的股將產生助漲助跌之效果，即增加標的股報酬之波動度。因此，本研究探討的第二個議題，為券商對發行之權證進行避險，對標的股票波動度之影響。

實務上，若權證於價內到期，券商手中將持有足額之避險部位，以對應權證持有人履行其以履約價買進/賣出標的股之權力。券商為避免於權證到期後暴露於價格風險中，會在到期日後盡速平倉避險部位，而此舉將對標的股價造成價格效果。上述的權證到期效果即為本研究探討的第三個議題。

本研究以 Chung et al. (2014) 為基礎，進一步以不同面向探討券商之避險行為對標的股之影響。其中與過去研究相異之處可分為以下兩點，其一，本研究主要探討券商每日調整避險部位而進行之標的股買賣對標的股產生之價格效果，而非 Chung et al. (2014) 所探討權證公告發行時與到期時等兩時點所產生之價格效果。其二，本文以流通在外權證數量計算避險持有之總股數，藉此舉能更詳盡詮釋券商於發行權證後之避險行為。

由研究結果可知，標準化後每日避險買賣需求對標的股異常報酬呈現正向影響。此現象也驗證了本文提出之假說一，即避險部位因流通在外權證數量或 δ 值而變動時，券商須於現貨市場對標的股進行買賣以平衡避險部位，此舉將對標的股價將造成顯著之價格效果。本研究實證結果亦發現，避險需求彈性對標的股報酬波動度有正向影響，代表當標的股價上漲時，避險需求增加幅度越多，標的股報酬波動度越大。此外，每日避險成交量對標的股成交量亦有正向影響。上述之結果驗證了先前提出之假說二，即券商

避險行為對標的股報酬波動度有正向影響。根據本文實證結果，到期時避險部位對標的股累積異常報酬不存在顯著之影響。其原因在於權證持有人鮮少將價內權證持有至到期日，使券商須平倉之避險部位份額不足，故對標的股價所造成之影響不顯著。由上述結果與推論可知，本研究無法證實假說三成立。

未來若欲延伸本研究主題之廣泛性與應用性，可於下列兩種方向中進行延伸，其一，採用不同的條件篩選出樣本進行研究。不同條件篩選之樣本所得出之研究結果可互相比較與分析。其二，以本研究之結果為基礎，進一步藉由權證避險對標的股價的影響，建構標的股之交易策略。將權證發行方避險操作之價格影響的學術發現，貢獻予交易實務之應用。

參考文獻

- Bansal, V. K., Pruitt, S. W., & Wei, K. C. (1989). An empirical reexamination of the impact of CBOE option initiation on the volatility and trading volume of the underlying equities: 1973–1986. *Financial Review*, 24(1), 19-29.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Blair, B. J., Poon, S. H., & Taylor, S. J. (2010). Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high-frequency index returns. In *Handbook of Quantitative Finance and Risk Management* (pp. 1333-1344). Springer, Boston, MA.
- Bollen, N. P. (1998). A note on the impact of options on stock return volatility *Journal of Banking & Finance*, 22(9), 1181-1191.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.
- Chung, S. L., Liu, W. R., & Tsai, W. C. (2014). The impact of derivatives hedging on the stock market: Evidence from Taiwan's covered warrants market. *Journal of Banking & Finance*, 42(1), 123-133.
- Conrad, J. (1989). The price effect of option introduction. *Journal of Finance*, 44(2), 487-498.
- Detemple, J. B. (1990). Financial innovation, values and volatilities when markets are incomplete. *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 15(1), 47-53.
- Detemple, J., & Jorion, P. (1990). Option listing and stock returns: An empirical analysis. *Journal of Banking & Finance*, 14(4), 781-801.

- Detemple, J., & Selden, L. (1991). A general equilibrium analysis of option and stock market interactions. *International Economic Review*, 32(2), 279-303.
- Frey, R., & Stremme, A. (1997). Market volatility and feedback effects from dynamic hedging. *Mathematical Finance*, 7(4), 351-374.
- Hakansson, N. H. (1982). Changes in the financial market: Welfare and price effects and the basic theorems of value conservation. *Journal of Finance*, 37(4), 977-1004.
- Jarrow, R. A. (1994). Derivative security markets, market manipulation and option pricing theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(2), 241-261.
- Ni, S. X., Pearson, N. D., & Poteshman, A. M. (2005). Stock price clustering on option expiration dates. *Journal of Financial Economics*, 78(1), 49-87.
- Officer, D. T., & Trennepohl, G. L. (1981). Price behavior of corporate equities near option expiration dates. *Financial Management*, 10(3), 75-80.
- Pearson, N. D., Poteshman, A. M., & White, J. S. (2007). Does option trading have a pervasive impact on underlying stock prices?. *AFA 2008 New Orleans Meetings Paper*.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- Platen, E., & Schweizer, M. (1998). On feedback effects from hedging derivatives. *Mathematical Finance*, 8(1), 67-84.
- Klemkosky, R. C. (1978). The impact of option expirations on stock prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(3), 507-518.
- Ronnie Sircar, K., & Papanicolaou, G. (1998). General Black-Scholes models accounting for increased market volatility from hedging strategies. *Applied Mathematical Finance*, 5(1), 45-82.
- Sorescu, S. M. (2000). The effect of options on stock prices: 1973 to 1995. *Journal of Finance*, 55(1), 487-514.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 1-10.

Wilmott, P., & Schönbucher, P. J. (2000). The feedback effect of hedging in illiquid markets. *SIAM Journal on Applied Mathematics*, 61(1), 232-272.