

國立政治大學商學院 財務管理系

碩士論文

美國貨幣政策衝擊對股價橫斷面報酬之影響
(U.S Monetary Policy and Cross-section Stock Returns)

指導教授：岳夢蘭 博士

研究生：朱家玄 撰

中華民國一〇七年六月

摘要

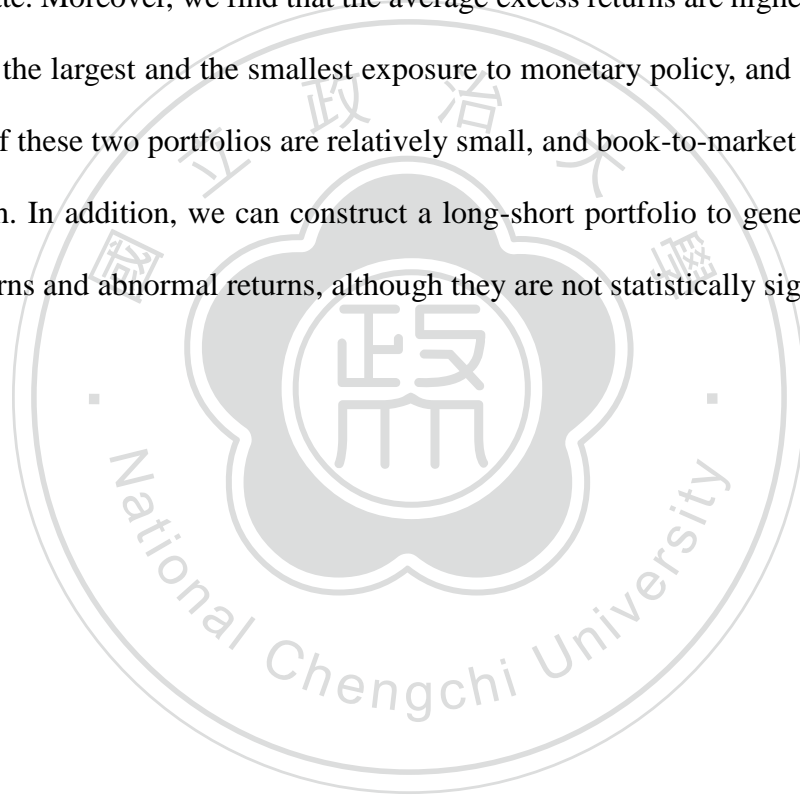
本研究探討美國貨幣政策衝擊，對美國股價橫斷面報酬率的影響。我們首先將樣本分成(1)FOMC 有開會的日期；(2)FOMC 開會日的利率決策產生預期到的衝擊；(3)FOMC 開會日產生非預期到的升息以及非預期到的降息等樣本期間，探討不同樣本期間下，公司特性對股價報酬率的影響。接著我們將股票依排序前 beta 以及不同的公司特性分組，觀察在不同樣本期間下，各投資組合的平均日超額報酬是否相同。並觀察建立的 long-short 投資組合在不同期間下是否有超額報酬存在。最後，我們將個股依其對貨幣政策衝擊之曝險 beta 值進行分組，觀察各組平均超額報酬。此外，我們也會建立一個 long-short 投資組合，觀察此 long-short 投資組合之(i)平均超額報酬；(ii)經過 CAPM、三因子及四因子模型調整後，是否存在異常報酬(α)。

本篇研究的實證結果發現：(i)公司市值大小與帳面市值比在有正向貨幣政策衝擊期間下，對股價報酬皆有正向且顯著之影響，而在負向貨幣政策衝擊期間下，兩者對股價報酬則為負向顯著之關係，反映小公司溢酬僅存在於負向貨幣政策衝擊期間；(ii)在美國聯準會開會日下，存在正向且顯著的平均超額報酬。而這樣正向且顯著的平均超額報酬更集中存在於美國聯準會開會日且降息超過預期之樣本期間；(iii)平均超額報酬在對貨幣政策曝險最大及最小之投資組合下較高，而此極端兩組合之公司市值較小、帳面市值比較高。雖然所建立的 long-short 投資組合有正向的平均超額報酬及異常報酬，但在統計上是不顯著的。

關鍵字：美國貨幣政策衝擊、股價橫斷面報酬

Abstract

This paper studies how US monetary policy affects cross-section stock returns. We find that small firm premium exists in negative shock periods, and premium on high book-to-market stocks exists in positive shock periods. We also find that on FOMC meeting days, there is statistically significant excess return between highest and lowest beta portfolios, and this result is concentrated on FOMC meeting days with surprise cut in Fed fund rate. Moreover, we find that the average excess returns are higher in the portfolios with the largest and the smallest exposure to monetary policy, and market capitalization of these two portfolios are relatively small, and book-to-market ratio are relatively high. In addition, we can construct a long-short portfolio to generate positive excess returns and abnormal returns, although they are not statistically significant.



目錄

摘要.....	II
Abstract.....	III
第一章、 緒論.....	1
第一節、 研究背景與動機.....	1
第二節、 研究目的.....	2
第三節、 研究架構.....	3
第二章、 文獻回顧.....	4
第一節、 衡量貨幣政策衝擊之相關文獻.....	4
第二節、 貨幣政策對股價報酬之影響相關文獻.....	6
第三章、 研究方法.....	8
第一節、 樣本來源及選取.....	8
第二節、 貨幣政策衝擊衡量與研究設計.....	8
第四章、 實證分析與結果.....	10
第五章、 結論與建議.....	24
參考文獻.....	26

表目錄

表 1：各樣本期間天數及公司特性之敘述統計	11
表 2：不同樣本期間下，公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬	12
表 3：正面衝擊及負面衝擊期間下，公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬	13
表 4：公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬 - 在考慮貨幣政策及交乘項後 之影響.....	14
表 5：不同期間下，依排序前 beta 分組之投資組合平均日超額報酬(%)	15
表 6：FOMC 開會日之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司市值大小、排序前 beta 雙重分組	16
表 7：FOMC 開會日之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司帳面市值比、排序 前 beta 雙重分組.....	17
表 8：FOMC 開會日且降息超過預期時之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司 市值大小、排序前 beta 雙重分組.....	18
表 9：FOMC 開會日且降息超過預期時之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司 帳面市值比、排序前 beta 雙重分組.....	19
表 10：依個股對貨幣政策 beta 分組之投資組合之超額報酬、異常報酬、因子 負荷量及投資組合特性 - 等權重加權法(equal-weighted).....	20
表 11：依個股對貨幣政策 beta 分組之投資組合之超額報酬、異常報酬、因子 負荷量及投資組合特性 - 價值加權法(value-weighted).....	21

第一章、緒論

本論文主旨在探討美國的貨幣政策是否會影響股票市場，並進而改變股價的超額報酬。我們將個股分組後，再建立一個買進一個賣出(long-short)的投資組合，並檢驗這個 long-short 投資組合在美國貨幣政策所帶來之衝擊期間，是否會產生顯著的報酬。以下為本篇論文的研究背景與動機、研究目的及論文架構。

第一節、研究背景與動機

自 2008 年金融海嘯以來，由於美國聯邦基金利率幾乎為零，傳統貨幣政策已無法有效改善經濟問題，因此美國聯準會透過量化寬鬆政策，以增加資金的流動性及刺激經濟。主要的操作方式為美國央行透過公開市場購買政府公債、政府機構債及抵押擔保債券，藉以降低短期利率，使企業及民間能以較低成本借款，增加消費及投資，並使通膨及就業水準達到目標水準，進而刺激經濟成長。由於美國貨幣政策不僅會影響美國國內經濟情勢及股匯市走向，更牽動著全球經濟的脈動，且因全球主要大宗商品皆以美元作為主要計價貨幣，當美國貨幣政策改變或超出市場預期時，全球金融市場、商品市場亦將受到影響。此外，由於美國聯邦基金利率的調降或調升，美國與他國利差之波動亦會使匯率產生變化，進而影響著全球資金的流動及海外投資活動，故世界各國亦將美國相關的貨幣政策及財政政策，作為制定國內相關經濟政策的一項重要參考指標。過去數十年來，美國聯準會如何透過貨幣政策因應經濟變化，已是投資人及學者所關注的議題。此外，貨幣政策如何影響金融市場及資產定價也是學界有興趣探討之主題。無論是觀察聯準會官員的相關發言、聯準會成員鴿派、鷹派之佔比，亦或是會議記錄所描述及指示未來可能採行的措施與政策方向，都是投資人辨認及預期未來政策走勢的參考要點。

理論上，貨幣政策影響經濟可能經由貨幣市場及信貸市場，透過信貸市場以

增加銀行放款意願，使民眾願意借款消費、投資，進而影響最終實質產出；亦可能透過貨幣供給之增減，致使利率及匯率產生變動，進而影響最終實質產出。而貨幣政策衝擊對於股價的影響則可能透過未來現金流之改變，或影響折現率之增減作為傳遞管道。對利率較敏感之公司，一方面可能因利率下降而使其資金成本降低，進而增加投資活動以使公司成長。另一方面，利率下降也可使公司外部融資成本降低，進而減少公司風險溢酬(Bernanke and Kuttner(2005), Maio(2014))。此外，貨幣政策衝擊之效果亦會隨著經濟及市場狀況不同而有所差異，Chen(2007), Jensen and Tsai(2010)發現貨幣政策衝擊對股價報酬之影響具有不對稱性，貨幣政策衝擊對股價報酬影響之效果在熊市時顯著大於牛市。由Basistha and Kurov(2008)之研究結果發現，貨幣政策對股價報酬之衝擊會隨著經濟週期及信貸市場狀況而有所不同。當信貸緊縮、經濟面臨衰退時，股價報酬受到貨幣政策衝擊之影響較經濟成長時期顯著。綜合上述，本研究將探討貨幣政策衝擊對股價報酬之影響是否在聯準會開會日較顯著。此外，本研究也將探討貨幣政策衝擊在不同公司特性下，對股價報酬是否有差異。

第二節、研究目的

本研究首先探討美國貨幣政策衝擊，對不同公司特性之個股是否有顯著影響。我們也探討在不同樣本期間下，個股平均日超額報酬是否不同。接著建立一個 long-short 投資組合，觀察此 long-short 投資組合在不同期間下是否有超額報酬存在。最後，透過個股對貨幣政策衝擊之曝險進行分組，觀察各組平均超額報酬。接著建立一個 long-short 投資組合，觀察此 long-short 投資組合之(i)平均超額報酬；(ii)經過 CAPM、三因子及四因子模型調整後，是否存在異常報酬(α)。

第三節、研究架構

本研究共有五個章節，章節描述分別如下：第一章的緒論說明研究背景與動機，並闡述本研究之目的和研究架構。第二章的文獻回顧分別探討衡量貨幣政策衝擊以及貨幣政策衝擊對股價報酬影響之文獻。我們將參考過去文獻，作為本篇論文樣本選取及研究方法之基礎。在第三章的研究方法中，我們首先說明本研究樣本來源及樣本期間，再敘述本研究衡量貨幣政策衝擊之方法，以及個股分組的方式與相關的研究模型。第四章實證分析與結果則利用本研究找尋之樣本進行迴歸分析，並驗證本研究之結果是否與過去文獻相似。在第五章的結論與建議中，我們總結本篇論文的研究結果，並探討其中之意涵。此外，我們也會說明本研究在樣本選取及實證模型方法上的限制。最後，我們將提出一些未來相關研究的建議，對未來研究可能的方向做簡單地說明。

第二章、文獻回顧

本章針對過去相關文獻進行探討，分為衡量貨幣政策衝擊之相關文獻，以及貨幣政策對股價報酬影響之相關文獻兩個部分。我們以過去文獻之樣本及方法作為本篇論文研究模型設計之參考，以下首先回顧衡量貨幣政策衝擊之文獻。

第一節、衡量貨幣政策衝擊之相關文獻

由於美國聯準會貨幣政策走向不易預期，過去有許多文獻探討如何衡量貨幣政策所帶來之衝擊，然而，在衡量的方法上並沒有一致的作法。自 1980 年代末至金融海嘯時期，美國聯準會實施貨幣政策的方法，主要是透過公開市場操作，以達到所設定之聯邦基金利率水準。Bernanke and Blinder(1992)透過聯邦基金利率之變動來預測未來實質總經變數之走勢，文中提到聯邦基金利率能反映央行準備金之供給，因此建議以聯邦基金利率作為貨幣政策影響之指標。

Cook and Hahn(1989), Patelis(1997), Thorbecke(1997), Goto and Valkanov(2002)等文獻主張利用美國聯準會聯邦基金目標利率水準之變動作為衡量。Cochrane and Piazzesi(2002)使用一個月之歐洲美元利率衡量貨幣政策衝擊，然而 Rigobon and Sack(2003)則是使用三個月之歐洲美元期貨價格的變動來衡量貨幣政策衝擊。另一方面，Kuttner(2001), Basista and Kurov(2008), Jansen and Tsai(2010), Chuliá et al.(2010)等學者建議使用美國聯邦基金利率期貨之價格，捕捉貨幣政策所帶來之衝擊，這些作者認為美國聯邦基金利率期貨之價格為一中立且能反映美國聯邦基金利率變化之標的。Gürkayana et al.(2007)除了比較上述四種衡量貨幣政策衝擊的工具外，亦加入了美國國庫券利率及商業本票利率作為衡量貨幣政策衝擊的工具。研究結果發現，在未來一至六個月之預期期間下，聯邦基金利率期貨在捕捉未來聯邦基金利率上有最好的效果，而預期期間若為六個月至一年，歐洲美元利率及歐洲美元期貨則有較好之效果。此外，研究結果亦指出，美國國庫券利率及商業本票利率對貨幣政策之解釋力及對未來之預期效果較低，作者將此結果歸因於這兩項工具內含有反映其安全

性及流動性的便利收益率。

Bernanke and Kuttner(2005)亦使用聯邦基金利率期貨的價格之月變動來衡量貨幣政策之衝擊，研究結果發現貨幣政策衝擊與整體市場股價指數呈現負向顯著之關係。Gürkayana et al.(2007)則強調聯邦基金利率之變動並非一衡量貨幣政策對股價之影響的有效工具，因為聯邦基金利率是由美國聯準會透過公開市場操作而影響控制，且無法有效衡量貨幣政策所帶來之未預期效果。不同於聯邦基金利率，過去文獻所提出之其他三種衡量貨幣政策的工具，皆由市場供需所決定價格，且能反映未來。因此，其他三種衡量工具較能更有效捕捉到貨幣政策所帶來之衝擊。舉例來說，當市場預期美國聯準會將升息，聯邦基金利率期貨價格將高於聯邦基金利率；而若美國聯準會不採取任何措施而維持利率水準不變，聯邦基金利率期貨價格將反映此現象所帶來之影響。Velikov(2017)再次比較了上述四種衡量貨幣政策衝擊之工具，研究結果發現四種衡量方法下所計算出之衝擊為平均每月下降 2.5 個基點，其中聯邦基金利率之波動度較其他三種衡量工具高。此外，文中也使用一個月美元之隔夜拆款利率，作為衡量歐洲美元利率之工具，並指出一個月美元隔夜拆款利率在資料上較易取得，且比其他衡量工具有較長之歷史。此結果也再次驗證了 Kuttner(2001), Gürkayana et al.(2007)之論述，認為相較於聯邦基金利率水準之變動，一個月美元之隔夜拆款利率、歐洲美元期貨以及聯邦基金利率期貨之變動，在捕捉貨幣政策所帶來之未預期衝擊上有較好的效果。綜合而言，這三項工具之價格由市場供需決定，且能反映未來市場需求，因此更能反映美國聯準會所採取之措施，且更能清楚區分美國貨幣政策所帶來之衝擊。

第二節、貨幣政策對股價報酬之影響相關文獻

壹、貨幣政策對不同公司特性之股價影響

Thorbecke(1997)透過事件研究法及向量自我迴歸(VAR)之方法，檢驗貨幣政策衝擊對股價報酬是否有影響，以探討貨幣政策的中立性。實證結果發現，貨幣政策對於股票之事前、事後報酬皆有顯著影響。此外，文中亦將公司樣本依市值拆分為大公司、小公司，以檢驗貨幣政策衝擊影響公司股價，是否會因公司市值大小而有差異。研究結果發現，貨幣政策對於小公司之衝擊較大公司來的強烈。

Jensen and Mercer(2002)重新檢驗股價報酬與市場 beta、公司市值及帳面市值比之關係，並觀察各因子之風險溢酬，是否會隨著貨幣政策的不同而有所變化。文中也將樣本期間拆分為擴張性貨幣政策及緊縮性貨幣政策兩個部分。研究結果發現，市場 beta 在擴張性貨幣政策期間會有正向且顯著之風險溢酬；在緊縮性貨幣政策期間中則相反。而從公司市值來看，負向且顯著之風險溢酬僅存在於擴張性貨幣政策期間。

Ozdagli and Veikov(2016)使用不同公司的特性(融資限制、短期投資、現金存續期間、現金流波動度、營業獲利性等)建立了一個對貨幣政策曝險之指數(MPE)，並藉由各公司對此指數之曝險，來檢驗貨幣政策如何影響股價之報酬。研究結果發現，對貨幣政策曝險較小之公司，其平均股價報酬顯著高於對貨幣政策曝險較大之公司。

Velikov(2017)以 FOMC 開會日當天的利率決策為一指標，將決策的利率產生未預期到之降息作為一事件日，計算個股開會日前一天至開會日後一天之累積異常報酬(CAR)，並在 FOMC 開會日當天將個股依 CAR 值之高低分成五組，持有各組股票 31 個交易日或是直到下一個出現超出預期之降息之開會日，取兩個期間較小者作為持有期間，以計算投資組合的持有期間報酬率。研究結果發現，原先表現較差之股票(即在 FOMC 開會日前後累積異常報酬較低之股票)，將在往後的持有期間帶來較高之報酬。

貳、貨幣政策對不同產業特性之股價影響

Ehrmann and Fratzscher(2004)之研究結果顯示，貨幣政策衝擊對景氣循環性產業及資本密集產業之影響，較非循環性產業多兩到三倍。研究結果亦指出具有較高 Tobin' s q 比率之公司，受貨幣政策衝擊影響更顯著。沿用 Kuttner(2001)之觀點及方法，Bernanke and Kuttner(2005)將美國聯邦基金目標利率拆分為可預期及不可預期兩個部分。研究結果顯示，當美國聯邦基金目標利率未預期地調降 25 個基點，將使 CRSP 價值加權股價指數增加 1%。文中亦將樣本以不同產業區分，探討貨幣政策對於不同產業之衝擊是否有不對稱性。實證結果發現，高科技、通訊產業受到之影響約為 CRSP 價值加權股價指數之一半，而貨幣政策衝擊對其他產業如能源、公用事業，所帶來之影響效果則不顯著。在一項跨國研究中，Laeven and Tong(2012)考量產業對外部融資之依賴度，以及各國貨幣政策與美國貨幣政策態度是否一致，探討他國股價是否會受美國貨幣政策影響。研究結果發現，股票價格與美國貨幣政策衝擊呈負向顯著之關係，且此效果主要是透過影響當地利率來傳遞。此外，對外部融資較依賴之產業及國內貨幣政策與美國貨幣政策態度較一致之國家，美國貨幣政策衝擊對股價造成之影響更顯著。

第三章、研究方法

本章首先針對本研究之樣本選取及來源進行說明，接著說明衡量貨幣政策衝擊之工具與方法，最後則說明投資組合的分組方式及貨幣政策衝擊對股價報酬影響之衡量方法。

第一節、樣本來源及選取

本研究之樣本期間為 1991 年至 2017 年，個股資料由 CRSP 取得，樣本為有在紐約證交所(NYSE)、美國證交所(AMEX)及納斯達克交易所(NASDAQ)上市之股票。公司財務資料則由 Compustat 資料庫取得。衡量貨幣政策衝擊之工具為聯邦基金利率期貨價格及一個月美元隔夜拆款利率，這兩項資料分別由芝加哥期貨交易所與 FRED 取得。

第二節、貨幣政策衝擊衡量與研究設計

本研究使用 Kuttner(2001), Bernanke and Kuttner(2005)所提出之方法來衡量貨幣政策的衝擊。我們定義 $Shock_d$ 為各開會日 d 的未預期的利率改變， $Shock_d$ 的計算公式如下：

$$Shock_d = \frac{D}{D-d} (f_d - f_{d-1}) \quad (1)$$

其中 D 為開會日的當月總天數， d 為開會當日之日期， f_d 則是開會日該月的聯邦基金利率期貨，在開會日當天的價格。此方法能有效捕捉未預期的利率變動，進而衡量貨幣政策衝擊。因此，多數的過去文獻衡量貨幣政策衝擊使用此方法。

但在衡量個股對貨幣政策衝擊曝險(shock beta)時，因為此計算方法僅在美國聯準會開會日時才能計算，在其他期間則無法使用，因此在滾動過去 60 個月的報酬以估計 beta 時，會有過多的遺漏值，導致估計出的個股對貨幣政策衝擊之 beta 較小，造成結果偏誤。因此在衡量個股貨幣政策衝擊之曝險時，我們使用 Velikov(2017)之方法，以一個月美元隔夜拆款利率之月變動，作為衡量貨幣政策之變數，進一步滾動過去 60 個月個股報酬，以計算對貨幣政策衝擊之曝險。

我們將估計個股 i 對貨幣政策衝擊的曝險迴歸式列於(2)式：

$$R_t^i = \alpha + \beta_{\Delta r_{LIBOR1M}} \times \Delta r_{LIBOR,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 Δr_{LIBOR} 為一個月美元隔夜拆款利率之月變動， R_t^i 為股票 i 在 t 時的超額報酬率。我們利用(2)式衡量貨幣政策對個股 i 的衝擊，迴歸係數 $\beta_{\Delta r_{LIBOR1M}}$ 即為個股對貨幣政策之曝險(shock beta)。

本研究首先探討美國貨幣政策衝擊，對不同公司特性之個股報酬是否有顯著影響，我們先將個股依排序前 beta(pre-ranking beta)分成五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，並將各組內的股票依公司市值大小分五組，爾後再將這 25 組內的股票，依帳面市值比再分成五組，形成共 125 個投資組合。我們在美國聯準會有開會的月份中，衡量貨幣政策是否對不同公司特性之股價報酬有影響。

接著我們探討在不同樣本期間下，個股平均日超額報酬是否相同。我們先將個股依其排序前 beta 進行分組，分別觀察各組在整個樣本期間、美國聯準會開會日、非開會日、開會日且降息超過預期、開會日且利率無變動及開會日且升息超過預期等六種狀況下，各組之平均超額報酬是否相同。接著建立一個 long-short 投資組合，買入高 CAPM beta 之投資組合並放空低 CAPM beta 之投資組合，探討此 long-short 投資組合在不同期間下，是否有超額報酬存在。此外，我們也透過雙重分類之方法，將各投資組合再分別以公司市值(size)、帳面市值比(book-to-market ratio)進行分組，最後依 CAPM beta 進行分組，觀察在美國聯準會開會日及開會日且有降息超過預期時，不同特性的投資組合之平均超額報酬變化。

最後，我們以一個月美元隔夜拆款利率作為衡量貨幣政策衝擊之變數，透過一個月美元隔夜拆款利率之月變動量與個股月報酬，計算個股對貨幣政策衝擊之 beta(shock beta)。我們將個股依其對貨幣政策衝擊之 beta 分組，觀察各組平均超額報酬，接著建立一個 long-short 投資組合，買入低 shock beta 之投資組合並放空高 shock beta 之投資組合，觀察其平均超額報酬與異常報酬(α)。

第四章、實證分析與結果

本章將探討(i)貨幣政策衝擊對不同公司特性之個股報酬的影響，(ii)在不同樣本期間下，個股平均超額報酬是否不同。分析兩部分之實證結果，並與過去文獻之實證結果比較異同。

一、貨幣政策衝擊對不同公司特性之個股報酬的影響

我們首先將個股依排序前 beta(pre-ranking beta)分成五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，並將各組內的股票再依公司市值大小分成五組，爾後再將這 25 組內的股票依帳面市值比再分成五組，形成共 125 個投資組合。我們在樣本期間 1991/7 至 2017/12 美國聯準會有開會的月份中，利用迴歸式(3)衡量貨幣政策是否對不同公司特性之股價報酬有影響。

$$R_{pt} = \alpha + \beta_1(\ln(ME)_{pt}) + \beta_2(\ln(BE/ME)_{pt}) + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

其中 ME 為公司市值，BE/ME 為公司帳面市值比。表 2 之結果發現，在美國聯準會有開會之月份下，公司市值大小及帳面市值比之迴歸係數估計皆與 Fama and French(1992), Jensen and Mercer(2002)之研究結果相近。公司市值大小之迴歸係數為負向且顯著；而帳面市值比則與股價報酬為正向顯著之關係。我們接著將樣本期間拆分為美國聯準會開會日且有貨幣政策衝擊與美國聯準會開會日但無貨幣政策衝擊期間兩個部分，公司市值大小及帳面市值比之影響方向皆與之前相同，在顯著性上面則有所差異。相較於無貨幣政策衝擊期間，在美國聯準會開會日且有貨幣政策衝擊期間下，公司市值大小對股價報酬影響雖仍為負向關係，但在統計上之顯著性則不明顯(-0,003, t 值=-0.97)，而帳面市值比則與先前結果相似。

我們接著將美國聯準會開會日且有貨幣政策衝擊之樣本期間拆分為有正向衝擊(升息超過預期)與負向衝擊(降息超過預期)兩部分，將分別估計(3)式後的結果列於表 3 中。表 3 結果顯示，當單獨看公司市值大小及帳面市值比之迴歸係

表 1：各樣本期間天數及公司特性之敘述統計

本表呈現不同樣本期間之天數以及公司市值大小、帳面市值比之敘述統計，Panel A 為整個樣本期間、美國聯準會開會日、非開會日、開會日且降息超過預期、開會日且利率無變動及開會日且升息超過預期之天數。Panel B 為不同樣本期間下，公司市值之敘述統計。Panel C 為不同樣本期間下，公司帳面市值比之敘述統計。

Panel A: Number of days in different sample periods

	Number of days
All days	7053
FOMC days	216
Non-FOMC days	6837
Surprise hike days	78
No surprise days	60
Surprise cut days	78

Panel B: Descriptive statistics of size in different sample periods (x10⁶)

	Mean	SD	Max	min
All days	2.62	14.41	515.13	0.0001
FOMC days	2.73	14.84	479.76	0.0002
Non-FOMC days	2.61	14.39	515.13	0.0001
Surprise hike days	3.11	15.98	479.76	0.0003
No surprise days	2.79	14.1	464.64	0.0006
Surprise cut days	2.31	14.24	464.64	0.0002

Panel B: Descriptive statistics of book-to-market ratio in different sample periods

	Mean	SD	Max	min
All days	1.27	2.06	79.70	0.00
FOMC days	1.25	1.99	72.03	0.00
Non-FOMC days	1.27	2.07	79.70	0.00
Surprise hike days	1.32	2.11	72.03	0.00
No surprise days	1.13	1.64	53.14	0.00
Surprise cut days	1.28	2.11	72.03	0.00

數可以發現，小公司之溢酬僅存在於美國聯準會開會日且有負向衝擊期間(-0.0014, t 值=-3.84)；而高帳面市值比之溢酬僅存在於美國聯準會開會日且有正向衝擊期間(0.0088, t 值=8.32)。接著我們探討公司特性對股價報酬的影響，是否會因有無貨幣政策的衝擊而有差異。我們利用所有的樣本期間估計(4)式：

表 2：不同樣本期間下，公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬

本表先將個股資料依排序前 beta 分五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，再將各組依其市值大小分五組，最後再依帳面市值大小分五組，組成共 125 個投資組合。迴歸係數及 t 統計量主要由下列迴歸式所求： $R_{pt} = \alpha + \beta_1(\ln(ME)_{pt}) + \beta_2(\ln(BE/ME)_{pt}) + \varepsilon_{pt}$ ，其中應變數 R_{pt} 為投資組合之平均月報酬，自變數為投資組合取自然對數後之市值及取自然對數後之帳面市值比。並將樣本期間拆分成有衝擊(升息或降息超過預期)及無衝擊兩部分。其中有貨幣政策衝擊共 144 個月，無貨幣政策衝擊共 59 個月。

Panel A: All meeting days

	ln(ME)	ln(BE/ME)
(1)	-0.001*** (-4.81)	
(2)		0.0046*** (7.80)
(3)	-0.0004* (-1.78)	0.0041*** (6.39)

Panel B: Shock periods vs. Non-shocked periods

Shocked Periods

	ln(ME)	ln(BE/ME)
(1)	-0.0009*** (-3.38)	
(2)		0.0044*** (5.94)
(3)	-0.0003 (-0.97)	0.004*** (4.98)

Non-shocked Periods

	ln(ME)	ln(BE/ME)
(1)	-0.001*** (-4.37)	
(2)		0.0053*** (5.95)
(3)	-0.0008** (-2.33)	0.0045*** (4.66)

顯著水準表示：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

$$R_{pt} = \alpha + \beta_1 D_t + \beta_2 (\ln(ME)_{pt}) + \beta_3 (D_t \times (\ln(ME))_{pt}) + \beta_4 (\ln(BE/ME)_{pt}) + \beta_5 (D_t \times \ln(BE/ME)_{pt}) + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

表 3：正面衝擊及負面衝擊期間下，公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬
本表先將個股資料依排序前 beta 分五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，再將各組依其市值大小分五組，最後再依帳面市值大小分五組，組成共 125 個投資組合。迴歸係數及 t 統計量主要由下列迴歸式所求： $R_{pt} = \alpha + \beta_1(\ln(ME)_{pt}) + \beta_2(\ln(BE/ME)_{pt}) + \varepsilon_{pt}$ ，其中應變數 R_{pt} 為投資組合之平均月報酬，自變數為投資組合取自然對數後之市值及取自然對數後之帳面市值比。並將有貨幣政策衝擊之樣本期間拆分成有正面衝擊(升息超過預期)及有負面衝擊(降息超過預期)兩組。其中有正面貨幣政策衝擊共 76 個月，有負面貨幣政策衝擊共 68 個月。

	Positive Shocked Periods		Negative Shocked Periods	
	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(ME)	ln(BE/ME)
(1)	-0.0003 (-0.89)		-0.0014*** (-3.84)	
(2)		0.0088*** (8.32)		-0.0003 (-0.30)
(3)	0.001*** (2.74)	0.010*** (8.72)	-0.0018*** (-4.42)	-0.0026** (-2.20)

顯著水準表示：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

其中 D 為貨幣政策衝擊的虛擬變數(有貨幣政策衝擊，虛擬變數為 1，反之則為 0)。我們將(4)式的估計結果列在表 4 中。從表 4 之結果發現，可以看出公司市值大小與股價報酬仍為負向顯著關係；而帳面市值比與股價報酬仍為正向顯著關係。然而，由貨幣政策衝擊虛擬變數與公司特性之交乘項顯示，無論是公司市值大小或帳面市值比之交乘項係數皆不顯著，這樣的結果表示公司市值大小與帳面市值比對股價報酬之影響，並不會因有無貨幣政策衝擊而有所差異，與表 2 之結果相符合。總結上述，在美國聯準會開會日的月份下，無論有無貨幣政策衝擊，公司市值大小與帳面市值比對股價報酬之影響並無顯著差異，而將美國聯準會開會日且有貨幣政策衝擊之期間拆分為正向貨幣政策衝擊與負向貨幣政策衝擊時，公司市值大小與帳面市值比在有正向貨幣政策衝擊期間下，對股價報酬皆有正向且顯著之影響，而在負向貨幣政策衝擊期間下，兩者對股價報酬則為負向顯著之關係，反映小公司溢酬僅存在於負向貨幣政策衝擊期間，此部分結果與 Jensen and Mercer(2002)之實證分析相似。此外，Gertler and Gilchrist(1994)，

表 4：公司市值、帳面市值比與橫斷面股票報酬 - 在考慮貨幣政策及交乘項後之影響

本表先將個股資料依排序前 beta 分五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，再將各組依其市值大小分五組，最後再依帳面市值大小分五組，組成共 125 個投資組合。迴歸係數及 t 統計量主要由下列迴歸式所求： $R_{pt} = \alpha + \beta_1 D_t + \beta_2 (\ln(ME)_{pt}) + \beta_3 (D_t \times (\ln(ME)_{pt})) + \beta_4 (\ln(BE/ME)_{pt}) + \beta_5 (D_t \times \ln(BE/ME)_{pt}) + \varepsilon_{pt}$ ，其中應變數 R_{pt} 為投資組合之平均月報酬，自變數為投資組合取自然對數後之市值、取自然對數後之帳面市值比，虛擬變數為 1 時，則為有貨幣政策衝擊期間；為 0 時，則為無貨幣政策衝擊期間，及其交乘項。

	D	ln(ME)	D*ln(ME)	ln(BE/ME)	D*ln(BE/ME)
(1)	-0.0076 (-1.24)	-0.0013*** (-3.39)	0.0004 (0.95)		
(2)	-0.0025* (-1.90)			0.0053*** (4.61)	-0.00092 (-0.64)
(3)	-0.0085 (-1.34)	-0.0008* (-1.80)	0.0005 (0.96)	0.0045*** (3.61)	-0.0004 (-0.25)

顯著水準表示：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

Thorbecke(1997)之研究結果亦說明小公司溢酬會隨著貨幣政策更迭而有所不同，主要是因為小公司在緊縮貨幣政策期間時，較易受到融資上的限制，因此小公司更容易受到貨幣政策所帶來的影響。

二、在不同樣本期間下，個股平均超額報酬是否相同

先將個股依其排序前 beta 進行分組(其中排序前 beta 估計期間為 12 個月)，分別觀察各組在整個樣本期間(7053 天)、美國聯準會開會日(216 天)、非開會日(6837 天)、開會日且降息超過預期(78 天)、開會日且利率無變動(60 天)及開會日且升息超過預期(78 天)下之平均超額報酬是否相同，我們也建立一個 long-short 投資組合，持有高 CAPM beta 之多頭部位及低 CAPM beta 之空頭部位，探討此投資組合在不同期間下是否有超額報酬存在。此外，透過雙重分類之方法，將各組分別以公司市值、帳面市值比進行分組，再依 CAPM beta 進行分組，探討在美國聯準會開會日及開會日且有超過預期之降息的情況下，不同特性的投

表 5：不同期間下，依排序前 beta 分組之投資組合平均日超額報酬(%)

本表主要呈現在不同期間下，按照 CAPM beta 所分組之各組平均超額報酬，其中 Beta 是透過滾動過去十二個月之日報酬估計。Panel A 為整個樣本期間之 beta，透過已實現之投資組合報酬估計。Panel B 則呈現在美國聯準會開會日(216 天)、非開會日(6837 天)、美國聯準會開會日且升息超過預期(78 天)、美國聯準會開會日但無衝擊(60 天)及美國聯準會開會日且降息超過預期(78 天)，各投資組合分別之平均日超額報酬及 t 統計量

Panel A: Realized portfolio betas											
	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(H)-(L)
Betas	-0.17	0.26	0.47	0.60	0.69	0.79	0.92	1.06	1.23	1.68	
Panel B: Average daily excess returns for sample periods											
All days	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.05	-0.05	-0.03
	(-2.23)	(-3.70)	(-2.37)	(-1.47)	(-1.79)	(-2.18)	(-1.89)	(-1.88)	(-2.40)	(-1.94)	(-1.02)
FOMC days	-0.12	0.00	0.08	0.13	0.19	0.20	0.24	0.25	0.32	0.40	0.52
	(-1.97)	(-0.04)	(1.42)	(2.07)	(2.52)	(2.50)	(2.56)	(2.35)	(2.58)	(2.43)	(2.77)
Non-FOMC days	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.03	-0.04	-0.04	-0.04	-0.06	-0.06	-0.05
	(-1.89)	(-3.75)	(-2.69)	(-1.88)	(-2.32)	(-2.69)	(-2.42)	(-2.37)	(-2.97)	(-2.47)	(-1.62)
Surprise hike	-0.06	0.03	0.08	0.14	0.19	0.21	0.25	0.25	0.30	0.37	0.43
	(-0.72)	(0.40)	(0.87)	(1.20)	(1.49)	(1.43)	(1.54)	(1.35)	(1.42)	(1.36)	(1.42)
No Surprise	0.00	-0.01	0.02	0.04	0.03	0.06	0.02	0.06	0.03	0.03	0.04
	(-0.04)	(-0.12)	(0.26)	(0.40)	(0.27)	(0.49)	(0.17)	(0.40)	(0.16)	(0.16)	(0.20)
Surprise cut	-0.26	-0.03	0.12	0.20	0.31	0.31	0.39	0.39	0.58	0.72	0.98
	(-2.02)	(-0.33)	(1.22)	(1.80)	(2.30)	(2.15)	(2.27)	(1.99)	(2.35)	(2.16)	(2.48)

表 6：FOMC 開會日之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司市值大小、排序前 beta 雙重分組

本表主要呈現在美國聯準會開會日，各投資組合之平均超額報酬。將個股先按照其市值大小分十組，之後再將各組依其排序前 beta 分十組(其中 Beta 是透過滾動過去十二個月之日報酬估計)，再計算在美國聯準會開會日下(216 天)，各投資組合分別之平均日超額報酬及 t 統計量。最後建立一個 long-short 投資組合，觀察其平均日超額報酬及 t 統計量。

Average daily excess return on FOMC days (%)												
	Beta	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(H)-(L)
Size												
(L)	-0.37	-0.31	-0.22	-0.20	0.04	0.14	0.01	0.07	0.35	0.35	0.72	
	(-3.19)	(-3.39)	(2.40)	(-2.53)	(0.48)	(-1.64)	(0.15)	(0.77)	(3.42)	(3.26)	(4.55)	
(2)	-0.20	-0.15	-0.13	-0.05	0.02	0.05	0.00	0.06	0.17	0.34	0.54	
	(-2.81)	(-2.59)	(-2.46)	(-0.91)	(0.37)	(0.96)	(-0.00)	(1.00)	(2.31)	(4.43)	(5.16)	
(3)	-0.10	-0.08	-0.06	-0.02	0.09	0.07	0.03	0.01	0.23	0.20	0.30	
	(-1.80)	(1.70)	(-1.48)	(-0.58)	(2.03)	(1.30)	(0.61)	(0.23)	(3.35)	(2.96)	(3.42)	
(4)	0.01	0.03	0.06	0.14	0.11	0.09	0.20	0.15	0.31	0.35	0.34	
	(0.17)	(0.63)	(1.52)	(3.30)	(2.56)	(1.87)	(3.94)	(2.70)	(5.77)	(5.11)	(3.85)	
(5)	0.06	0.16	0.12	0.18	0.27	0.27	0.24	0.30	0.33	0.47	0.41	
	(1.30)	(4.10)	(2.98)	(4.54)	(5.67)	(6.39)	(5.25)	(5.95)	(5.93)	(7.42)	(5.13)	
(6)	0.01	0.16	0.22	0.2	0.29	0.26	0.27	0.26	0.31	0.36	0.35	
	(0.24)	(4.52)	(6.32)	(5.86)	(6.93)	(6.43)	(6.39)	(5.67)	(5.88)	(6.19)	(4.79)	
(7)	0.12	0.15	0.18	0.25	0.31	0.30	0.28	0.31	0.32	0.42	0.30	
	(3.15)	(4.89)	(5.40)	(6.93)	(9.05)	(8.00)	(6.61)	(6.82)	(6.17)	(7.47)	(4.46)	
(8)	0.11	0.21	0.23	0.29	0.23	0.31	0.41	0.39	0.34	0.46	0.35	
	(3.04)	(7.65)	(7.46)	(9.13)	(6.79)	(8.56)	(10.92)	(9.46)	(6.86)	(8.01)	(5.24)	
(9)	0.15	0.15	0.19	0.27	0.31	0.33	0.43	0.44	0.48	0.50	0.35	
	(5.51)	(6.17)	(5.89)	(9.38)	(11.29)	(10.90)	(11.96)	(11.07)	(11.82)	(9.14)	(5.78)	
(H)	0.08	0.2	0.21	0.22	0.24	0.26	0.34	0.34	0.45	0.57	0.49	
	(2.61)	(7.67)	(7.81)	(7.76)	(8.66)	(8.59)	(10.61)	(8.69)	(11.25)	(11.62)	(8.49)	

資組合之平均超額報酬變化。我們將實證結果列於表 5 中。表 5 的 Panel A 顯示整個樣本期間之 beta，這些 beta 值是透過已實現之投資組合報酬估計而得。Panel B 則為在不同樣本期間下，依照排序前 beta 建構之投資組合的平均日超額報酬。觀察表 5 中最後一欄的 long-short 投資組合之數據顯示，在美國聯準會開會日下，存在正向且顯著的平均超額報酬，實證結果與 Savor and

表 7：FOMC 開會日之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司帳面市值比、排序前 beta 雙重分組

本表主要呈現在美國聯準會開會日，各投資組合之平均超額報酬。將個股先按照其帳面市值比大小分十組，之後再將各組依其排序前 beta 分十組(其中 Beta 是透過滾動過去十二個月之日報酬估計)，再計算在美國聯準會開會日下(216 天)，各投資組合分別之平均日超額報酬及 t 統計量。最後建立一個 long-short 投資組合，觀察其平均日超額報酬及 t 統計量。

Average daily excess return on FOMC days (%)												
Beta	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(H)-(L)	
B/M ratio												
(L)	-0.24	0.07	0.04	0.20	0.18	0.19	0.30	0.22	0.29	0.47	0.72	
	(-3.04)	(1.31)	(0.75)	(3.52)	(3.34)	(3.59)	(5.49)	(3.56)	(5.04)	(6.73)	(6.71)	
(2)	-0.14	0.08	0.18	0.24	0.28	0.27	0.25	0.26	0.34	0.47	0.61	
	(-2.32)	(1.51)	(3.78)	(5.05)	(5.97)	(5.75)	(4.84)	(4.86)	(5.68)	(6.80)	(6.59)	
(3)	-0.09	0.08	0.10	0.24	0.18	0.21	0.29	0.35	0.23	0.45	0.54	
	(-1.47)	(1.80)	(2.46)	(5.76)	(3.96)	(4.45)	(6.47)	(7.84)	(4.24)	(7.54)	(6.25)	
(4)	-0.04	0.14	0.08	0.15	0.10	0.22	0.26	0.29	0.36	0.41	0.46	
	(-0.66)	(2.99)	(1.78)	(3.25)	(2.21)	(5.11)	(6.06)	(6.32)	(6.78)	(6.57)	(4.96)	
(5)	0.04	0.02	0.12	0.17	0.17	0.31	0.27	0.30	0.39	0.44	0.40	
	(0.74)	(0.60)	(3.33)	(3.84)	(4.32)	(7.05)	(5.71)	(6.32)	(7.29)	(6.71)	(4.50)	
(6)	-0.03	0.07	0.15	0.12	0.19	0.17	0.25	0.31	0.28	0.40	0.43	
	(-0.59)	(1.75)	(3.57)	(3.13)	(4.80)	(4.12)	(6.33)	(7.17)	(5.87)	(6.54)	(5.16)	
(7)	-0.17	0.00	0.02	0.12	0.19	0.23	0.28	0.29	0.33	0.41	0.58	
	(-3.12)	(-0.02)	(0.59)	(3.25)	(5.10)	(5.73)	(6.88)	(7.11)	(7.13)	(6.61)	(7.01)	
(8)	-0.17	-0.01	0.06	0.12	0.19	0.12	0.28	0.29	0.30	0.40	0.56	
	(-2.87)	(-0.25)	(1.53)	(2.77)	(4.88)	(2.78)	(6.27)	(6.48)	(5.83)	(6.29)	(6.58)	
(9)	-0.19	-0.05	0.03	0.10	0.18	0.15	0.14	0.36	0.28	0.36	0.55	
	(-2.33)	(-1.11)	(0.66)	(2.45)	(3.76)	(3.22)	(3.07)	(6.93)	(5.29)	(5.69)	(5.34)	
(H)	-0.23	-0.11	0.01	0.06	0.21	0.22	0.26	0.17	0.37	0.61	0.83	
	(-2.27)	(-1.59)	(0.21)	(1.09)	(3.82)	(3.18)	(4.43)	(2.62)	(4.95)	(7.01)	(6.31)	

Wilson(2014)之研究結果一致。此外，這樣正向且顯著的平均超額報酬(0.52%, t 值=2.77)，更集中存在於美國聯準會開會日且降息超過預期下之樣本期間(0.98%, t 值=2.48)，且隨著投資組合 CAPM beta 的提升，平均超額報酬呈現單調遞增之情形。在高 CAPM beta 投資組合中，平均日超額報酬為 72 個基點(t 值=2.16)；long-short 投資組合之平均日超額報酬則有 98 個基點(t 值=2.48)，且

表 8：FOMC 開會日且降息超過預期時之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司
 市值大小、排序前 beta 雙重分組

本表主要呈現在美國聯準會開會日且降息超過預期下，各投資組合之平均超額報酬。將個股先按照其公司市值大小分十組，之後再將各組依其排序前 beta 分十組(其中 Beta 是透過滾動過去十二個月之日報酬估計)，再計算在美國聯準會開會日且降息超過預期下(78 天)，各投資組合分別之平均日超額報酬及 t 統計量。最後建立一個 long-short 投資組合，觀察其平均日超額報酬及 t 統計量。

Average daily excess return on Surprise cut days (%)												
	Beta	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(H)-(L)
Size												
(L)	-0.73	-0.61	-0.29	-0.31	0.01	0.23	0.18	0.18	0.49	0.74	1.48	
	(-2.97)	(-3.79)	(-1.77)	(-2.00)	(0.08)	(1.49)	(1.16)	(1.04)	(2.58)	(3.68)	(4.62)	
(2)	-0.48	-0.11	-0.22	-0.02	0.01	0.19	0.21	0.07	0.48	0.59	1.07	
	(-3.32)	(-1.08)	(-2.11)	(-0.27)	(0.12)	(1.75)	(1.40)	(0.62)	(4.12)	(4.20)	(5.30)	
(3)	-0.18	-0.11	0.00	-0.02	0.15	0.10	0.26	0.20	0.44	0.54	0.73	
	(-1.63)	(-1.33)	(0.00)	(-0.24)	(1.78)	(1.16)	(2.82)	(2.14)	(3.92)	(4.75)	(4.52)	
(4)	0.02	0.02	0.09	0.29	0.20	0.19	0.28	0.28	0.37	0.61	0.59	
	(0.22)	(0.23)	(1.10)	(3.84)	(2.80)	(2.17)	(3.13)	(2.81)	(3.91)	(4.42)	(3.68)	
(5)	0.11	0.18	0.23	0.30	0.34	0.28	0.43	0.42	0.59	0.74	0.63	
	(1.37)	(2.56)	(3.26)	(4.33)	(4.89)	(3.78)	(5.42)	(5.07)	(5.96)	(6.32)	(4.43)	
(6)	-0.06	0.18	0.23	0.35	0.45	0.44	0.40	0.50	0.57	0.55	0.61	
	(-0.70)	(3.08)	(3.64)	(5.76)	(7.00)	(5.94)	(5.56)	(6.42)	(6.39)	(5.15)	(4.55)	
(7)	0.13	0.22	0.22	0.36	0.38	0.46	0.42	0.63	0.66	0.75	0.62	
	(1.95)	(4.42)	(3.57)	(5.74)	(6.13)	(6.89)	(5.44)	(8.13)	(7.01)	(7.27)	(5.09)	
(8)	0.05	0.27	0.36	0.34	0.44	0.46	0.57	0.64	0.71	0.93	0.88	
	(0.75)	(5.69)	(6.67)	(5.73)	(8.40)	(7.16)	(8.46)	(8.62)	(8.64)	(8.85)	(6.92)	
(9)	0.15	0.21	0.30	0.40	0.49	0.51	0.67	0.84	0.89	1.07	0.92	
	(3.09)	(4.50)	(6.59)	(7.74)	(9.88)	(9.17)	(9.37)	(11.75)	(11.60)	(11.12)	(8.49)	
(H)	0.11	0.23	0.29	0.35	0.37	0.49	0.58	0.60	1.05	1.26	1.15	
	(1.83)	(4.19)	(5.43)	(6.29)	(8.01)	(7.77)	(9.21)	(6.96)	(14.32)	(13.22)	(10.29)	

在統計上為顯著的。而在美國聯準會開會日且無利率變動及升息超過預期之樣本期間下，雖然 long-short 投資組合之平均日超額報酬仍皆為正，但在統計上則較不顯著。實證分析結果與 Velikov(2017)之研究結果一致，亦即在美國聯準會開會日下，持有高 CAPM beta 之多頭部位及低 CAPM beta 之空頭部位的平均超額報酬較高，而這樣的效果又集中於開會日且降息超過預期之樣本期間。

表 9：FOMC 開會日且降息超過預期時之投資組合平均日超額報酬(%) - 依公司帳面市值比、排序前 beta 雙重分組

本表主要呈現在美國聯準會開會日且降息超過預期下，各投資組合之平均超額報酬。將個股先按照其公司帳面市值比分十組，之後再將各組依其排序前 beta 分十組(其中 Beta 是透過滾動過去十二個月之日報酬估計)，再計算在美國聯準會開會日且降息超過預期下(78 天)，各投資組合分別之平均日超額報酬及 t 統計量。最後建立一個 long-short 投資組合，觀察其平均日超額報酬及 t 統計量。

Average daily excess return on Surprise cut days (%)												
Beta	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(H)-(L)	
B/M ratio												
(L)	-0.47 (3.73)	0.11 (1.09)	0.15 (1.54)	0.42 (4.62)	0.57 (6.07)	0.45 (4.51)	0.63 (6.34)	0.77 (6.79)	0.72 (6.46)	1.21 (9.66)	1.68 (9.43)	
(2)	-0.2 (-1.73)	0.04 (0.45)	0.32 (3.77)	0.33 (3.96)	0.50 (5.92)	0.46 (5.59)	0.54 (5.93)	0.61 (6.65)	0.64 (6.02)	1.06 (8.85)	1.26 (7.50)	
(3)	-0.22 (-1.90)	0.15 (1.91)	0.21 (2.93)	0.37 (4.77)	0.26 (3.27)	0.28 (3.19)	0.52 (6.45)	0.61 (7.62)	0.6 (6.01)	0.85 (7.96)	1.07 (6.83)	
(4)	-0.09 (-0.83)	0.1 (1.12)	0.16 (2.08)	0.35 (4.53)	0.2 (2.51)	0.45 (5.30)	0.55 (7.35)	0.43 (5.31)	0.68 (7.64)	0.81 (6.93)	0.90 (5.73)	
(5)	-0.07 (-0.67)	0.04 (0.50)	0.17 (2.45)	0.24 (3.67)	0.23 (2.92)	0.38 (5.13)	0.41 (6.01)	0.43 (5.47)	0.53 (6.03)	0.95 (7.20)	1.02 (6.00)	
(6)	-0.06 (-0.55)	0.01 (0.10)	0.22 (2.74)	0.23 (2.98)	0.28 (4.32)	0.28 (4.00)	0.30 (4.18)	0.43 (5.64)	0.44 (4.86)	0.68 (5.74)	0.75 (4.48)	
(7)	-0.22 (-2.07)	0.08 (1.00)	-0.08 (1.33)	0.19 (2.93)	0.26 (3.87)	0.41 (5.46)	0.34 (4.75)	0.44 (5.97)	0.47 (5.33)	0.67 (5.96)	0.88 (5.76)	
(8)	-0.27 (-2.43)	0.05 (0.65)	0.12 (1.58)	0.12 (1.57)	0.15 (2.25)	0.16 (2.19)	0.47 (5.40)	0.35 (4.39)	0.48 (4.95)	0.60 (5.03)	0.87 (5.33)	
(9)	-0.24 (-1.33)	-0.07 (-0.80)	0.05 (0.70)	0.19 (2.61)	0.25 (2.92)	0.26 (3.05)	0.21 (2.57)	0.48 (5.03)	0.49 (5.30)	0.39 (3.40)	0.63 (2.95)	
(H)	-0.53 (-2.77)	-0.16 (-1.15)	-0.06 (-0.54)	0.00 (-0.00)	0.37 (3.43)	0.36 (2.41)	0.55 (4.88)	0.35 (3.04)	0.67 (4.84)	0.83 (5.26)	1.37 (5.47)	

根據表 5 的結果，我們接著針對在美國聯準會開會日及開會日且降息超過預期之樣本期間下，加入公司市值大小、帳面市值比作為分組依據。表 6 為在美國聯準會開會日下之樣本期間，將個股先按照其市值大小分十組，之後再將各組依其排序前 beta 分十組，結果發現無論公司市值之大小，long-short 投資組合之平均超額報酬仍為正向且顯著，且隨著公司市值的增加，long-short

表 10：依個股對貨幣政策 beta 分組之投資組合之超額報酬、異常報酬、因子負荷量及投資組合特性 - 等權重加權法(equal-weighted)

本表先透過個股前 60 個月之報酬計算對貨幣政策衝擊之曝險，迴歸式如下：

$R_t^i = \alpha + \beta_{\Delta r_{LIBOR1M}} \times \Delta r_{LIBOR,t} + \varepsilon_t$ ，其中 Δr_{LIBOR} 為一個月美元隔夜拆款利率之月變動。Panel A 為整個樣本期間內，投資組合內股票對貨幣政策 beta 之平均值，Panel B 為各組等權重以及 long-short 投資組合之月超額報酬(r^e)及異常報酬，括弧內為 t 統計量。觀察各投資組合平均超額報酬及是否有異常報酬存在，其中異常報酬(α)分別透過 CAPM, Fama and French(1993)三因子模型, Carhart(1997)四因子模型估計。Panel C 則呈現各投資組合在四因子模型下，對各因子之迴歸係數及 t 統計量。Panel D 為各投資組合之特性，包含其市值大小、帳面市值比。

Panel A: Portfolio shock betas											
	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(L)-(H)
Betas	-0.30	-0.15	-0.10	-0.06	-0.04	-0.02	0.01	0.04	0.07	0.19	
Panel B: Average excess returns and alphas (%)											
r^e	1.86	1.19	1.17	1.02	1.01	1.04	0.98	0.91	0.96	1.27	0.59
	(3.43)	(3.42)	(4.01)	(3.98)	(4.23)	(4.42)	(4.10)	(3.56)	(3.31)	(2.87)	(0.97)
α_{CAPM}	0.86	0.39	0.46	0.39	0.41	0.46	0.40	0.31	0.35	0.53	0.33
	(2.04)	(1.82)	(2.88)	(2.88)	(3.42)	(3.75)	(3.03)	(2.06)	(1.73)	(1.45)	(0.55)
α_{FF3}	0.78	0.24	0.30	0.21	0.24	0.28	0.23	0.13	0.15	0.36	0.43
	(2.08)	(1.35)	(2.42)	(2.31)	(3.19)	(3.51)	(2.63)	(1.19)	(0.94)	(1.11)	(0.70)
α_{FF4}	1.20	0.48	0.47	0.34	0.34	0.37	0.30	0.21	0.23	0.46	0.74
	(3.35)	(3.00)	(4.16)	(4.07)	(4.71)	(4.76)	(3.62)	(1.91)	(1.49)	(1.41)	(1.22)
Panel C: Loadings on 4-factor model											
β_{MKT}	1.12	1.01	0.93	0.86	0.83	0.82	0.80	0.81	0.82	0.93	0.19
	(12.55)	(25.33)	(33.31)	(41.57)	(46.92)	(42.67)	(38.46)	(29.74)	(21.18)	(11.48)	(1.27)
β_{SMB}	1.20	0.73	0.56	0.49	0.45	0.42	0.51	0.52	0.68	1.05	0.14
	(10.57)	(14.43)	(15.90)	(18.65)	(20.08)	(17.2)	(19.33)	(15.09)	(13.82)	(10.31)	(0.73)
β_{HML}	-0.10	0.24	0.33	0.39	0.39	0.41	0.42	0.42	0.45	0.32	-0.42
	(-0.84)	(4.40)	(8.52)	(13.77)	(16.03)	(15.81)	(14.73)	(11.19)	(8.49)	(2.87)	(-2.02)
β_{UMD}	-0.51	-0.30	-0.21	-0.16	-0.11	-0.10	-0.09	-0.10	-0.10	-0.12	-0.39
	(-6.69)	(-8.67)	(-8.62)	(-8.80)	(7.49)	(-6.27)	(-5.30)	(-4.07)	(-3.13)	(-1.75)	(-3.00)
Panel D: Portfolio average characteristics											
Size ($\times 10^6$)	1.41	2.77	4.26	5.25	4.93	5.39	5.32	4.78	3.00	1.31	
BM ratio	0.85	0.79	0.75	0.73	0.72	0.73	0.74	0.76	0.80	0.89	

投資組合之平均超額報酬呈現下降的趨勢，小公司之 long-short 投資組合之平均超額日報酬為 0.72%(t 值=4.55)，大公司之 long-short 投資組合之平均超額日報酬為 0.49%(t 值=8.49)。表 7 則將個股先按照其帳面市值比大小分十組，之

表 11：依個股對貨幣政策 beta 分組之投資組合之超額報酬、異常報酬、因子負荷量及投資組合特性 - 價值加權法(value-weighted)

本表先透過個股前 60 個月之報酬計算對貨幣政策衝擊之曝險，迴歸式如下：

$R_t^i = \alpha + \beta_{\Delta r_{LIBOR1M}} \times \Delta r_{LIBOR,t} + \varepsilon_t$ ，其中 Δr_{LIBOR} 為一個月美元隔夜拆款利率之月變動。Panel A 為整個樣本期間內，投資組合內股票對貨幣政策 beta 之平均值，Panel B 為各組依價值加權及 long-short 投資組合之月超額報酬(r^e)及異常報酬，括弧內為 t 統計量。觀察各投資組合平均超額報酬及是否有異常報酬存在，其中異常報酬(α)分別透過 CAPM, Fama and French(1993)三因子模型, Carhart(1997)四因子模型估計。Panel C 則呈現各組在四因子模型下，對各因子之迴歸係數及 t 統計量。Panel D 為各投資組合之特性，包含其市值大小、帳面市值比。

Panel A: Portfolio shock betas											
	(L)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(H)	(L)-(H)
Betas	-0.30	-0.15	-0.10	-0.06	-0.04	-0.02	0.01	0.04	0.07	0.19	
Panel B: Average excess returns and alphas (%)											
r^e	1.03	0.76	0.83	0.76	0.69	0.71	0.64	0.80	0.63	0.85	0.18
	(2.25)	(2.34)	(3.05)	(3.05)	(3.16)	(3.27)	(2.83)	(3.42)	(2.29)	(1.91)	(0.34)
α_{CAPM}	0.03	-0.04	0.14	0.10	0.11	0.14	0.05	0.26	0.02	0.01	0.02
	(0.10)	(-0.26)	(1.05)	(1.00)	(1.26)	(1.55)	(0.52)	(1.81)	(0.13)	(0.04)	(0.03)
α_{FF3}	0.06	-0.02	0.13	0.07	0.10	0.13	0.02	0.19	-0.08	-0.10	0.16
	(0.20)	(-0.13)	(1.02)	(0.73)	(1.18)	(1.54)	(0.23)	(1.36)	(-0.46)	(-0.29)	(0.28)
α_{FF4}	0.32	0.06	0.23	0.12	0.14	0.12	0.02	0.16	-0.07	-0.14	0.45
	(1.11)	(0.34)	(1.83)	(1.15)	(1.67)	(1.39)	(0.24)	(1.14)	(-0.40)	(-0.39)	(0.82)
Panel C: Loadings on 4-factor model											
β_{MKT}	1.29	1.14	1.01	0.97	0.87	0.88	0.90	0.85	0.94	1.23	0.06
	(18.10)	(26.65)	(31.95)	(38.77)	(42.27)	(42.24)	(36.52)	(24.42)	(21.29)	(14.35)	(0.44)
β_{SMB}	0.50	0.04	-0.13	-0.07	-0.15	-0.15	-0.09	-0.03	-0.04	0.37	0.14
	(5.58)	(0.70)	(-3.21)	(-2.10)	(-5.85)	(-5.81)	(-2.97)	(-0.77)	(-0.76)	(3.37)	(0.79)
β_{HML}	-0.26	-0.11	0.00	0.07	0.04	0.05	0.10	0.22	0.31	0.28	-0.54
	(-2.69)	(-1.81)	(-0.11)	(2.19)	(1.56)	(1.71)	(2.89)	(4.56)	(5.12)	(2.43)	(-2.92)
β_{UMD}	-0.32	-0.10	-0.12	-0.05	-0.05	0.01	0.00	0.03	-0.01	0.05	-0.36
	(-5.19)	(-2.67)	(-4.55)	(-2.39)	(-2.84)	(0.71)	(-0.07)	(1.13)	(-0.30)	(0.61)	(-3.08)
Panel D: Portfolio average characteristics											
Size ($\div 10^6$)	1.41	2.77	4.26	5.25	4.93	5.39	5.32	4.78	3.00	1.31	
BM ratio	0.85	0.79	0.75	0.73	0.72	0.73	0.74	0.76	0.80	0.89	

後再將各組依其排序前 beta 分十組，結果發現無論帳面市值比之大小，long-short 投資組合之平均超額報酬亦為正向且顯著。雖然在高帳面市值比之投資組合下，long-short 投資組合平均超額報酬最高(0.83%，t 值=6.31)，但隨著帳面

市值比的增加，投資組合平均超額報酬並無遞增的趨勢。

而表 8 和表 9 則重複表 6 和表 7 的作法，但是將樣本期間縮小為美國聯準會開會日且降息超過預期的樣本資料。表 8 的結果顯示，在公司市值最大及最小的兩組樣本下，long-short 投資組合之平均超額報酬較高，而由表 9 結果顯示，在帳面市值比最大及最小之兩組樣本下，long-short 投資組合亦有較高的平均超額報酬。

綜合上述，我們發現在美國聯準會開會日及開會日且降息超過預期之樣本期間下，持有高 CAPM beta 之多頭部位及低 CAPM beta 之空頭部位的平均超額報酬較高，進一步從投資組合特性來看，可以發現此現象集中在公司市值最大與最小的投資組合中，以及帳面市值比最大與最小的投資組合中。

三、貨幣政策衝擊是否存在風險溢酬

我們接著將個股依其對貨幣政策衝擊之曝險進行分組，並探討其平均超額報酬及是否能建立一個存在異常報酬的 long-short 投資組合。然而在衡量個股對貨幣政策衝擊之曝險(shock beta)時，因為 Kuttner(2001), Bernanke and Kuttner(2005)所提出衡量貨幣政策衝擊之方法，僅在美國聯準會開會日時才能計算，在其他期間則無法使用，因此在估計個股對貨幣政策衝擊的 beta 時，會有過多的遺漏值，導致估計出的個股對貨幣政策衝擊之 beta 較小，造成結果偏誤。因此在衡量個股對貨幣政策衝擊之曝險時，我們使用 Velikov(2017)之方法，以一個月美元隔夜拆款利率之月變動，作為衡量貨幣政策之變數，並透過個股前 60 個月之報酬計算其對貨幣政策衝擊之曝險，我們用(2)式估計個股對貨幣政策衝擊之 beta 值。表 10 Panel A 為整個樣本期間中，各投資組合的貨幣政策之 beta；Panel B 為各組等權重之月超額報酬及異常報酬；Panel C 則呈現各組在四因子模型下，對各因子之迴歸係數及 t 統計量；Panel D 為各投資組合之特性，包含其市值大小、帳面市值比。表 10 的結果顯示，平均超額報酬在貨幣政策曝險最大及最小之投資組合中較高，然而由 long-short 投資組合的結果來看，平均超

額報酬及異常報酬雖然皆為正，但在統計上不顯著(0.59%, t 值=0.97)，此結果與 Velikov(2017)之實證分析結果不一致。進一步探討各投資組合之特性，以推論產生此結果之原因，由表 10 Panel C 及 Panel D 可以發現，極端兩組的 CAPM beta 皆較高，而從公司市值及帳面市值比之數據可以發現，極端兩組之公司市值相較其他投資組合來的低，而帳面市值比相較其他投資組合也較高。此結果也與表 6-表 9 之結果一致，無論在公司市值或帳面市值比，極端兩組之平均超額報酬皆較高。此外，表 11 亦將計算投資組合報酬方式由等權重改為價值加權，檢驗平均超額報酬及異常報酬，是否會因報酬率的計算方式不同而有所差異，由表 11 結果顯示，當投資組合報酬率改由價值加權計算時，平均超額報酬及異常報酬雖仍為正，但較等權重加權之方式來的低，而 long-short 投資組合之平均超額報酬及異常報酬雖亦為正，然而在統計上仍不顯著。總結上述，平均超額報酬在對貨幣政策曝險最大及最小之投資組合下較高，而此極端兩組合之公司市值較小、帳面市值比較高，且能建立一個 long-short 投資組合而有正向的平均超額報酬及異常報酬，雖然在統計上是不顯著的。

第五章、結論與建議

本研究首先探討美國貨幣政策衝擊對不同公司特性之個股報酬是否有顯著影響，將個股先依排序前 beta 分五組(其中排序前 beta 值之估計期間為 60 個月)，在各組內依公司市值大小分五組，爾後再將各組依帳面市值比分五組，形成共 125 個投資組合。在美國聯準會有開會的月份中，衡量貨幣政策是否對不同公司特性之股價報酬有影響。結果發現在美國聯準會有開會之月份下，公司市值大小及帳面市值比之迴歸係數估計皆與 Fama and French(1992), Jensen and Mercer(2002)之研究結果相近。此外，公司市值大小與帳面市值比在有正向貨幣政策衝擊期間下，對股價報酬皆有正向且顯著之影響，而在負向貨幣政策衝擊期間下，兩者對股價報酬則為負向顯著之關係，反映小公司溢酬僅存在於負向貨幣政策衝擊期間，此部分結果與 Jensen and Mercer(2002)之實證分析相似，此外，Gertler and Gilchrist(1994), Thorbecke(1997)之研究結果亦說明小公司溢酬會隨著貨幣政策更迭而有所不同。

其次，本研究亦探討在不同期間下，個股平均日超額報酬是否不同。先將個股依其排序前 beta 進行分組，分別觀察各組在整個樣本期間、美國聯準會開會日、非開會日、開會日且降息超過預期、開會日且利率無變動及開會日且升息超過預期下之平均超額報酬是否不同，並建立一個 long-short 投資組合，持有高 CAPM beta 之多頭部位及低 CAPM beta 之空頭部位，探討此投資組合在不同期間下是否有超額報酬存在。由 long-short 投資組合之結果顯示，可以看出在美國聯準會開會日下，存在正向且顯著的平均超額報酬，實證結果與 Savor and Wilson(2014), Velikov(2017)之研究結果一致。此外，這樣正向且顯著的平均超額報酬更集中存在於美國聯準會開會日且降息超過預期下之樣本期間，且隨著投資組合 CAPM beta 的提升，平均超額報酬呈現單調遞增之情形。此外，透過雙重分類之方法將各組再分別以市值、帳面市值比進行分組，再依 CAPM beta 進行分組，觀察在美國聯準會開會日及開會日且有降息超過預期的情況下，各組在不同

投資組合特性下之平均超額報酬變化。結果發現，平均超額報酬在公司市值最大與最小的投資組合及帳面市值比最大與最小的組合中較高。

最後，以一個月美元隔夜拆款利率作為衡量貨幣政策衝擊之變數，透過一個月美元隔夜拆款利率之月變動量與個股月報酬，計算個股對貨幣政策衝擊之 beta，再將個股依其對貨幣政策衝擊之 beta 分組，觀察各組平均超額報酬。接著我們建立一個 long-short 投資組合，買進低 shock beta 之投資組合並放空高 shock beta 之投資組合，觀察其平均超額報酬與在 CAPM、三因子及四因子模型下，是否有異常報酬(α)存在。研究結果發現，平均超額報酬在對貨幣政策曝險最大及最小之投資組合下較高，而此極端兩組合之公司市值較小、帳面市值比較高。雖然所建立的 long-short 投資組合有正向的平均超額報酬及異常報酬，但在統計上是不顯著的。

關於本篇論文的研究限制，由於股價變動對於貨幣政策之反應可能在很短暫的時間內發生，而在無法取得短暫時間內(例如日內資料(intraday data))股價之資料之限制下，我們僅能以開會日前後股價變動衡量貨幣政策衝擊對股價報酬之影響，因而可能無法準確捕捉到貨幣政策對股價的細微變動。再者，未來可使用其他過去文獻所提到之工具來衡量貨幣政策的變動，並比較在各個不同衡量工具下，是否會對股價報酬之影響有顯著差異。

參考文獻

- Basistha, A. and Kurov, A., 2008. Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance* 32, P2606–P2616.
- Bernanke, B. and Blinder, A. 1992. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 901-921.
- Bernanke, B. and Kuttner, K. 2005. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *Journal of Finance*, 60, 1221–1257.
- Chen, S. 2007. Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns? *Journal of Money, Credit and Banking* 39(2-3), 667-688.
- Chuliá, H., Martens, M. and Dijk, D. 2010. Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. *Journal of Banking and Finance* 34 (2010) 834–839.
- Cochrane, J. H. and Piazzesi, M. 2002. The Fed and interest rates: A high-frequency identification. *American Economic Review*, 92, 90–95.
- Cook, T and Hahn, T. 1989. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*.
- Ehrmann, M. and Fratzcher, M. 2004. Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 719–738.
- Fama, E. F. and French, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Gertler, M. and Gilchrist, S. 1994. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*. 109, 309 -340.
- Goto, S. and Valkanov, R. 2002. The Fed's Effect on Excess Returns and Inflation is Bigger Than you Think, Manuscript, Anderson School of Management, UCLA.
- Gürkayanak, R., Sack, B. and Swanson, E. 2007. Market-based measures of monetary policy expectations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 201–212.
- Jansen, D.W. and Tsai, C. 2010. Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets. *Journal of Empirical Finance* 17(5), 981-990.
- Jensen, G. and Mercer, J. 2002. Monetary policy and the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Financial Research*. Voi. XXV No. 1. Pages 125-139.
- Kurov, A. 2010. Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance* 34(1), 139-149.

- Kuttner, K. 2001. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47, 523–544.
- Laeven, L. and Tong, H. 2012. US monetary shocks and global stock prices. *J. Finan. Intermediation* 21. 530–547.
- Maio, P. 2014. Another look at the stock return response to monetary policy actions. *Review of Finance*, 18, 1–51.
- Novy-Marx, R. and Velikov, M. 2016. A taxonomy of anomalies and their cost of trading. *Review of Financial Studies*, 26, 104–147.
- Ozdagli, A. K. and Velikov, M. 2016. Show me the money: The monetary policy risk premium. Working paper.
- Patelis, A. 1997. Stock return predictability and the role of monetary policy. *Journal of Finance*, 52, 1951–1972
- Rigobon, R. and Sack, B. 2003. Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *Quarterly Journal of Economics*, 118, 639–669.
- Savor, P. and Wilson, M. 2014. Asset pricing: A tale of two days. *Journal of Financial Economics*, 113, 171–201.
- Thorbecke, W. 1997. On stock market returns and monetary policy. *Journal of Finance*, 52, 635–654.
- Velikov, M. 2017. FOMC Announcements and Predictable Returns. University of Rochester.