

中國貨幣供應量與股票收益之間的格蘭傑因果關係分析

湯曉雷，李欣然*

(澳門科技大學商學院)

摘要：本文選取2005年1月至2021年10月作為樣本期限，著重分析中國貨幣供應量增長率與上證綜合指數、深證成分指數和滬深300指數收益率之間的線性和非線性格蘭傑因果關係。實證結果表明各個層次的貨幣供應量增長率都不是SSEC和SZI和CSI300這三大指數收益率的線性或非線性格蘭傑原因，而反過來，SSEC和SZI和CSI300都是各層次貨幣供應量增長率的線性或（和）非線性格蘭傑原因。

關鍵詞：貨幣供應量；股票收益率；線性格蘭傑因果關係；非線性格蘭傑因果關係

A Granger Causality Analysis between Money Supply and Stock Returns in China

Xiaolei TANG, Xinran LI*

(School of Business, Macau University of Science and Technology)

Abstract: This paper selects January 2005 to 2021 as the sample period, and investigates the linear and nonlinear Granger causality between money supply growth rates (M0GR, M1GR and M2GR) and return rates of the Shanghai Securities Composite Index (SSEC) and Shenzhen Securities Component Index (SZI) and Shanghai-Shenzhen 300 Index (CSI300) in China. The results show that money supply growth rates are not the linear or nonlinear Granger causes of the SSEC, SZI and CSI300, but SSEC, SZI and CSI300 are all linear or (and) non-linear Granger causes of money supply growth rates..

Keywords: Money Supply; Stock Returns; Linear Granger Causality; Non-linear Granger Causality

0 引言

股票市場是反映國民經濟發展狀況的晴雨錶，也是貨幣政策向實體經濟傳導的管道之一。貨幣政策的實施與股票市場之間的相互關係一直是學術界和實務界共同關注的重要課題之一。貨幣當局試圖通過改變和調節貨幣供應量來調節市場上

的流動性，進而影響各類市場主體的行為，從而實現其政策目標。股票市場作為傳道管道之一對調節貨幣供應量的政策效果是否具有重要影響？反過來，貨幣當局在進行貨幣政策決策時是否參考當時股票市場的表現？都是非常值得探討的問題。由於我國利率還沒有完全市場化，貨幣供應量仍然是主要的貨幣政策工具，因此本文只考察

收稿日期：2022年4月11日；通過日期：2022年8月17日。

*通訊作者：李欣然，女，澳門科技大學商學院管理學博士研究生，研究方向：綠色金融，產業經濟學。

電子郵件：Joycelee727@163.com。

貨幣供應量與股市收益之間的關係，而沒有把利率納入分析範圍。由於兩個時間序列之間可能存在非線性格蘭傑因果關係，而已有的研究文獻只分析過貨幣供應量和股市收益之間的線性格蘭傑因果關係，而沒有考察可能存在的非線性格蘭傑因果關係。並且由於研究方法不同和選擇的視角存在差異，已有研究得出的結論各不相同。因此為了保證結論的穩健性和全面性，本文在分析貨幣供應量增長率與滬深兩市股票收益率之間的線性格蘭傑因果關係的基礎上，還進行了非線性格蘭傑因果關係檢驗，這也是對已有相關研究文獻的重要補充。

1 文獻綜述

國外關於貨幣供應量對股票市場收益影響的研究比較早也比較多。Homa & Jaffe 1971^[1] 運用線性回歸模型，得到貨幣供應水準、貨幣供應量增速與股票價格之間的線性關係，其結論認為貨幣供應量增加會致使股票價格上升，並且貨幣供應量的變化總是領先於股票市場指數變化一定時期，因此滯後的貨幣供應量和聯邦基準利率可以用來預測未來的股票收益。Keran (1971)^[2] 在 Homa & Jaffe (1971)^[1] 的模型基礎上，將利率變量加入模型中，更充分地分析了貨幣政策變化對股票價格的影響，通過對美國 1956 年至 1970 年間季度數據進行實證分析得出結論，貨幣供應量的變化領先 S&P500 指數兩個季度。Lastrapes (1998)^[3] 假設貨幣在長期是中性的，使用 VAR 模型分析了戰後八個工業化國家貨幣供給衝擊對產出和資產價格的影響，其實證結果表明，對所選取的大多數樣本國家，貨幣供給衝擊對股票市場和債券市場的流動性都具有實際影響。Black (2002)^[4] 選取 17 個國家 1975 年至 2000 年的數據，採用 ARCH 模型分析貨幣供應量對股票價格的影響，結論表明這種影響效果具有不對稱性。

Laopodis (2013)^[5] 分析了美國二十世紀 70 年代以來分別由伯恩斯、沃爾克和格林斯潘掌管的三

種不同貨幣體制下貨幣政策與股市之間的動態關聯性，發現二十世紀 90 年代美聯儲執行的貨幣政策（調整聯邦基金利率）與股市之間缺少聯動性；在每一個貨幣體制下貨幣政策都存在顯著的非對稱效應，這種效應在熊市中比在牛市中更為突出。這些結果意味著貨幣政策與股市之間沒有一致的動態關係，在三種貨幣體制中這種動態關係顯示出不同的特徵。Hung & Ma (2016)^[6] 分析了在不同股市行情下投資者對股價變動的預期對貨幣當局進行貨幣政策決策的影響，結果發現在股市危機期間市場上技術分析投資者比重的上升會影響隨後的利率政策的決策，作者認為這主要是因為貨幣當局意識到非正常的股價變動率會對整個市場造成影響。而政策制定者在牛市和熊市中對利率的調整可能加劇股價的波動。Fausch and Sigonius (2018)^[7] 分析了歐洲央行貨幣政策衝擊對德國股票超額收益的影響。發現德國股票超額收益的變動主要反映了市場對未來股息預期的調整，貨幣政策衝擊下股票市場的反映依賴於利率所處的狀態，具體而言，實際利率為負時意外的緊縮性貨幣政策會導致股票超額收益的下降。Azad and Serletis (2020)^[8] 對英國過去一個半世紀的基礎貨幣供應量和股市的關係進行了實證分析，發現貨幣增長率的波動率上升會對股票市場產生顯著負面影響。未預期到的基礎貨幣增長率上升會導致失業率和利率的下降，而導致股價上升。Juhro, Iyke & Narayan (2021)^[9] 分析了東南亞聯盟五個國家的貨幣政策和資產價格之間的相互依賴關係，運用 VAR 模型和脈衝回應函數分析，發現在緊縮性貨幣政策衝擊下利率上升時實際股價下降，而在實際股價衝擊下，實際股價上升後的幾個月內利率會相應上升。

國內一批學者結合我國具體情況，對我國貨幣供應量與股票收益率的關係問題進行了分析研究。易綱與王召 (2002)^[10] 通過構建實證模型，分析認為貨幣政策對金融資產的價格，尤其對股票的價格具有影響作用。貨幣供應量的增加並未完全轉化為普通商品的價格上漲，其中相當一部分在股票市場溢出：當投資擴張引起要素市場的價

格上升時，未被預測到的貨幣供應擴張使股票價格發生超調，隨後股價將向長期穩定的方向收斂，和最初的均衡點相比，最終均衡商品價格和股市價格水準同時上升。因此，中央銀行在制定貨幣政策時應將股市價格的反應考慮在內。胡援成和程建偉（2003）^[11]以貨幣供應量、名義利率和真實利率作為解釋變量，以滬深兩市股票流通總市值為被解釋變量，採用協整和格蘭傑因果檢驗方法進行了實證分析。發現相對於利率而言，貨幣供應量對股票市場有較大影響，貨幣供應量對股票市場存在著正向的因果關係。

孫華好與馬躍（2003）^[12]構建了包含廣義貨幣供應量、央行利率、股市值、股價、真實 GDP、消費價格指數的 VAR 模型，發現貨幣數量對股市沒有影響，排除了央行一貫用貨幣數量影響股市的可能，但是央行利率對股價存在影響，但影響很小。楊新松和龍革生（2006）^[13]選取 1996 年第一季度至 2004 年第四季度為樣本期限，運用協整檢驗、格蘭傑因果關係核對總和 VAR 模型等計量方法分析了貨幣供應量與股市流通市值之間的關係，其實證結果顯示，狹義和廣義貨幣供應量與股市流通市值之間存在雙向格蘭傑因果關係，而名義利率和實際利率是股市流通市值的單向格蘭傑原因；並認為中央銀行可以通過貨幣供應量和利率兩種方式影響股票市場，其中利率更有效。王曦和鄒文理（2011）^[14]採用結構向量自回歸（SVAR）方法分析我國貨幣政策對股票市場的衝擊。結果表明我國貨幣增長率對滬市和深市股價存在顯著影響；貨幣政策的暫態影響在第 3 個月時最大，第 6 個月之後基本消失；其累計影響具有持續性。余澳和李恆（2012）^[15]採用 2002—2010 年的月度數據，運用協整方法和 VAR 模型及格蘭傑因果關係檢驗等方法研究了貨幣政策對股票市場的影響。發現股價、貨幣供應量、利率和物價之間存在長期均衡關係；貨幣供應量的變化與股價變化同方向，而利率變化與股價變化反方向；貨幣供應量和利率雖然都能解釋股價的變動，但其作用相對於股價本身來說顯得微乎其微；貨幣供應量與股

價之間存在雙向格蘭傑因果關係，利率與股價之間不存在格蘭傑因果關係。因此得出貨幣政策難以有效影響股票市場的結論。

鄒昆侖（2013）^[16]以 2005 年 2 月至 2012 年 12 月的數據為研究樣本，從行業和企業規模的視角利用 VAR 模型來研究貨幣政策對股票市場的非對稱性影響。其研究結果顯示，廣義貨幣供應量和利率對股票市場不同行業指數和不同板塊指數的影響方向一致，但是影響幅度和持續時間不一致。從對貨幣供應量的響應來看，電信行業、金融行業和能源行業等資金密集型行業指數的峰值回應最大，公用行業等非資金密集型行業指數對貨幣供應的回應最為微弱；而對於貨幣供應量 M2GR 的衝擊，滬深 300 指數和中小板指數沒有表現出明顯的差異。胡璨璨 劉恭懿（2013）^[17]以上證綜合指數和各層次貨幣供應量的月度數據為樣本，在 VAR 模型的基礎上，進行格蘭傑因果核對總和預測方差分析。發現貨幣供應量對股市價格波動的影響具有滯後性，並且各個層次貨幣供應量對股市價格影響程度不同，M1 對股市價格的影響最大，其次是 M0，而 M2 沒有顯著影響。鄧瑪和姜翔程（2015）^[18]基於 2001 年 1 月到 2013 年 10 月間的樣本數據，運用 VAR 模型分析了貨幣供應量和股票價格之間的相互關係，實證結果表明股票市場價格的波動是貨幣供應量 M1 變化的格蘭傑原因，但是貨幣供應量 M1 變化並不是股票價格波動的格蘭傑原因。而 M2 與股票價格之間沒有格蘭傑因果關係。

賈盾、孫溪和郭瑞（2019）^[19]選取 2011—2017 年間 A 股市場數據，分析了中國股票市場在貨幣供應量（M2）指標公告和貨幣政策執行報告發佈前後幾天內的市場反應。結果表明，股市指數在發佈貨幣供應量指標公告和貨幣政策執行報告前幾天內都會出現顯著為正的風險溢價，即所謂的貨幣政策公告的「預公告溢價效應」，而在指標發佈後溢價並不顯著。他們認為預公告溢價的產生並非由於市場提前預期到貨幣政策走向，而是由於投資者預先獲得了對政策不確定性的溢

價補償。方燕與安興琪 (2019)^[20] 選取 2001 年 1 月 -2019 年 3 月為樣本時段，運用 VAR 模型和 BEKK-GARCH 模型分析了貨幣供應量 (M2) 和銀行間同業拆借利率對上證指數的影響，其實證結論認為貨幣政策對股票市場有顯著的均值溢出效應，但貨幣政策只會在短期內對股票市場產生影響；而且貨幣政策對股票市場具有波動溢出效應，其中貨幣供給量對股市具有單向波動溢出效應，同業拆借利率與股市之間存在雙向波動溢出效應。

從以上綜述可以看出，已有研究只是針對貨幣供應量和股市收益之間的線性關係，而忽視了可能存在的非線性關係，並且實證結果也各不相同。本文的動機正是想全面探索這兩者之間的線性和非線性關係，作為對已有文獻的有益補充。

2 實證方法

2.1 VAR 模型和線性格蘭傑因果關係檢驗

對於兩個時間序列變量 y_{1t} 和 y_{2t} ，其二元 k 階 VAR 模型可表示如下：

$$y_{1t} = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{2t-i} + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} y_{2t-i} + \mu_{2t} \quad (2)$$

在該 VAR 模型的基礎上，可以檢驗 y_{1t} 與 y_{2t} 之間的格蘭傑因果關係。檢驗變量 y_{2t} 是否是變量 y_{1t} 的格蘭傑原因的零假設為 $H_0: \beta_{1i} = 0, (i=1, 2, \dots, k)$ 。若方程 (1) 中 y_{2t} 的任何一階滯後變量的係數估計值是顯著的，則拒絕上述假設，說明變量 y_{2t} 是 y_{1t} 的格蘭傑原因；反之，如果 y_{2t} 滯後變量的係數全部都不顯著，說明 y_{2t} 不是 y_{1t} 的格蘭傑原因。同樣地，檢驗變量 y_{1t} 是否是 y_{2t} 的格蘭傑原因的零假設為 $H_0: \beta_{2i} = 0, (i=1, 2, \dots, k)$ 。在方程 (2) 中，如果 y_{1t} 的任何一階滯後變量的係數估計值顯著，則說明 y_{1t} 是 y_{2t} 的格蘭傑原因，而如果 y_{1t} 各階滯後變量的係數全部都不顯著，則說明 y_{1t} 不是 y_{2t} 的格蘭傑原因。如果變量 y_{2t} 是 y_{1t} 的格蘭傑原因，並且 y_{1t} 是 y_{2t} 的格蘭傑原因，則稱 y_{1t} 與

y_{2t} 之間存在雙向格蘭傑因果關係。由於以上 VAR 模型是線性的，這種格蘭傑因果關係被稱為線性格蘭傑因果關係。

2.2 非線性格蘭傑因果關係檢驗

兩個時間序列之間可能非線性相關，例如，在上述 VAR 模型中， y_{1t} 和 y_{2t} 可能以非線性的形式存在相關性，因此在實證中有必要檢驗是否存在非線性的格蘭傑因果關係。前一節所示 VAR 模型中的兩個殘差序列，是已經過濾掉線性格蘭傑因果關係的序列，接下來需要檢驗和兩個殘差序列之間是否存在非線性格蘭傑因果關係。Baek and Brock (1992)^[21] 提出了檢驗非線性格蘭傑因果關係的非參數統計方法，Hiemstra and Jones (1994)^[22] 對這種方法進行了改進。Diks and Panchenko (2005)^[23] 發現經過 Hiemstra and Jones (1994)^[22] 改進的 Baek and Brock (1994)^[21] 方法可能嚴重過度拒絕不存在非線性因果關係這一零假設，而事實上這個零假設是正確的。為了克服這一問題，Diks and Panchenko (2006)^[24] 提出一個新的檢驗統計量來檢驗非線性因果關係，為簡便起見，在下文中我們稱這種檢驗非線性格蘭傑因果關係的方法為 DP 檢驗。

DP 檢驗設 $X_t^x = (X_{t-\ell_x+1}, \dots, X_t)$ 和 $Y_t^y = (Y_{t-\ell_y+1}, \dots, Y_t)$ $\ell_x, \ell_y \geq 1$ 那麼 X_t 不是 Y_t 的非線性格蘭傑原因這個原假設可以表示為：

$$H_0: Y_{t+1} | (X_t^x; Y_t^y) \sim Y_{t+1} | Y_t^y \quad (3)$$

對於嚴格平穩的時間序列 X_t 和 Y_t ，讓 $W_t = (X_t^x, Y_t^y, Z_t)$ ，其中 $Z_t = Y_{t+1}$ 。原假設 (9) 則以上原假設實際上是關於向量 W_t 的不變分布的一個描述，因此為了簡便起見，可以先將時間下標省略。不失一般性，我們假設 $\ell_x = \ell_y = 1$ 。這樣原假設就可以表述為：在給定 $(X, Y) = (x, y)$ 的條件下 Z 的條件分布與給定 $Y=y$ 的 Z 的條件分布是相同的。也就是說，聯合概率密度函數 $f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)$ 與其邊緣分布滿足如下關係：

$$\frac{f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)}{f_Y(Y)} = \frac{f_{X,Y}(X, Y)}{f_Y(Y)} \cdot \frac{f_{Y,Z}(Y, Z)}{f_Y(Y)} \quad (4)$$

這明確表明對於 y 的每一固定取值，基於 $Y = y$ 的條件下， X 和 Z 是相互獨立的。Diks and Panchenko (2006) 證明 (4) 意味著：

$$q \equiv E[f_{X,Y,Z}(X,Y,Z)f_Y(Y) - f_{X,Y}(X,Y)f_{Y,Z}(Y,Z)] = 0 \quad (5)$$

讓 $\hat{f}_w(W_i)$ 表示 d_w 元隨機向量 W 在 W_i 的一個局部密度估計量，它可以被定義為

$\hat{f}_w(W_i) \equiv \frac{(2\varepsilon_n)^{-dw}}{n-1} \sum_{j,j \neq i} I_{ij}^w$ 其中， $I_{ij}^w = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon_n)$ ， $I(x)$ 表示指示函數（當 x 為真時等於 1，否則為零）， ε_n 是在給定 $\hat{f}_w(W_i)$ 的條件下依賴於樣本大小 n 的帶寬。Diks and Panchenko (2006) 提出如下檢驗統計量，即方程 (5) 的簡化版：

$$T_n(\varepsilon_n) = \frac{n-1}{n(n-2)} \bullet \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i))$$

對於 $\ell_X = \ell_Y = 1$ ，Diks and Panchenko(2006) 證明，如果 $\varepsilon_n = Cn^{-\beta}$ ($C > 0, \frac{1}{4} < \beta < \frac{1}{3}$)，統計量 $T_n(\varepsilon_n)$ 滿足：

$$\sqrt{n} \bullet \frac{T_n(\varepsilon_n) - q}{S_n} \xrightarrow{D} N(0,1)$$

其中 D 表示分布收斂， S_n 是 $T_n(\bullet)$ 的漸近方差的估計量。

3 貨幣供應量和股票收益之間格蘭傑因果關係的實證分析

3.1 變量的選取

我國參照國際貨幣基金組織的劃分口徑，將貨幣供給層次劃分如下： $M0$ = 流通中的現金；狹義貨幣 ($M1$) = $M0$ + 企業活期存款；廣義貨幣 ($M2$) = $M1$ + 准貨幣（定期存款 + 居民儲蓄存款 + 其他存款）。本文選取這三個層次的貨幣供應量的月度環比增長率作為衡量貨幣供應量變化的變量。本文選取 A 股市場的上證綜合指數、深證成分指數和滬深 300 指數的月末收盤指數值，依據公式 $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$ 其中 p_t 表示第 t 月末的股指）計算月度對數指數收益率，作為我國股票市場收益的變量。由於滬深 300 指數於 2005 年 1 月才開始發佈，因此本文選取相應的樣本期限是從 2005 年 1 月至 2021 年 10 月。本文採用的數據為月度數據，

所有變量數據均來源於 CSMAR 數據庫（變量的描述性統計詳見附錄）。

3.2 單位根檢驗

本文採用 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 檢驗方法對變量進行單位根檢驗，對各序列的單位根檢驗結果見表 1。由 ADF 檢驗結果可知本文考察的所有時間序列均為平穩過程，因而可以建立 VAR 模型並在此基礎上檢驗變量間的格蘭傑因果關係。

表 1 ADF 單位根檢驗結果

模型	檢驗形式 (c,t)	t-Statistic	Critical value (1%)	P 值
M0GR	(C,0)	-13.47130	-3.463405	0.0000
M1GR	(C,0)	-4.610865	-3.463576	0.0002
M2GR	(C,0)	-4.817469	-3.463405	0.0001
CSI300	(0,0)	-11.86196	-2.576576	0.0000
SSEC	(0,0)	-12.16620	-2.576576	0.0000
SZI	(0,0)	-11.64335	-2.576576	0.0000

註：① c 為常數項， t 為趨勢項。② 滯後階數 k 根據 AIC 準則確定。

3.3 格蘭傑因果關係檢驗

本文檢驗格蘭傑因果關係分如下兩步完成：第一步建立貨幣供應量與股指收益率之間的 VAR 模型並進行線性格蘭傑因果關係檢驗，然後第二步對 VAR 模型中兩個殘差序列進行 DP 非線性格蘭傑因果關係檢驗。

更具體地說，本文先對三個層次貨幣供應量增長率 ($M0GR$ 、 $M1GR$ 和 $M2GR$) 和 A 股三大指數收益率 ($SSEC$ 和 SZI 和 $CSI300$) 之間建立二元 VAR 模型。本文根據 AIC 和 FPE 兩個準則來確定 VAR 模型的最佳滯後階數，結果表明所有 VAR 模型都是穩定的 (VAR 模型估計結果見附錄)。此基礎上本文接著進行線性格蘭傑因果關係檢驗，

檢驗結果見表 2。

如表 2 所示，各層次的貨幣供應量增長率都不是 A 股三大指數的線性格蘭傑原因，相反地，SSEC 和 SZI 和 CSI300 都是 M0GR 和 M1GR 的線性格蘭傑原因，但不是 M2GR 的線性格蘭傑原因。在檢驗變量間的線性格蘭傑因果關係之後，本文對估計 VAR 模型所得的各個殘差序列進一步進行非線性格蘭傑因果關係檢驗，結果如表 3 所示。從表 3 可以看出，三個層次的貨幣供應量增長率都不是 SSEC 和 SZI 和 CSI300 這三大指數的非線性格蘭傑原因；而 SSEC 和 SZI 和 CSI300 都是 M0GR 和 M2GR 的非線性格蘭傑原因，但有趣的是 SSEC 和 SZI 和 CSI300 都不是 M1GR 的非線性格蘭傑原因。概括起來，三個層次的貨幣供應量增長率都不是 SSEC 和 SZI 和 CSI300 這三大指數的線性或非線性格蘭傑原因，而 SSEC 和 SZI 和 CSI300 都是貨幣供應量增長率的線性或（和）非線性格蘭傑原因。

至於為何貨幣供應量增長率不是 SSEC 和 SZI 和 CSI300 這三大指數的線性或非線性格蘭傑原因，應該是由於貨幣當局進行貨幣政策決策時，考慮的是整個實體經濟是否需要通過貨幣政策進行調節，而不是將調節目標直接針對股市，除非在股市危機這種特殊情況下才會考慮動用貨幣政策來穩定股市，因此貨幣供應量增長率的變動並不一定出現在股市收益率變動之前，我們難以從貨幣供應量增長率的變化去預測 A 股指數的變動趨勢。反過來，SSEC 和 SZI 和 CSI300 都是貨幣供應量增長率的線性或（和）非線性格蘭傑原因，說明統計上我國貨幣供應量增長率的變動一般滯後於 A 股三大指數收益率的變動，股市收益率的變動包含預測貨幣供應量增長率變動的重要資訊。這一結果與 Hung & Ma (2016)^[6] 分析線性格蘭傑因果關係所得結果類似。其更深層次的原因應該是，貨幣當局進行貨幣政策決策時，在考慮實體經濟發展狀況的同時，也會參考近期股市的表現進行相機決策。

更具體地說，股票等金融資產價格的變化會產生財富效應和資產替代效應，從而會改變市場投資者的消費和對各類資產的需求。股市變動的

財富效應表現為：股市平均價格上漲意味著財富增加，投資者可能相應提高消費，反之，股市行情變差意味著財富的縮減，投資者可能相應減少消費。而股市變動的資產替代效應體現在，股票市場處於牛市時，股票平均價格上漲，股票投資的風險溢價上升，投資者會增加股票投資，減少貨幣持有量，減少對其他資產的投資；反之，在熊市中投資者會減少股票投資，增加對其他資產的投資，或是持有更多貨幣，市場上各類金融資產的結構也會發生相應變動。因此股市收益率的變動會對各類市場主體對貨幣的需求產生一定影響。另一方面，股票市場作為經濟發展的晴雨錶，一般具有前瞻性，能反映市場對未來經濟狀態的預期，因此貨幣當局會密切關注股票市場的發展變化，收集相關資訊，以便制訂相應的貨幣政策來調節經濟。

表 2 線性格蘭傑因果關係檢驗結果

原假設	P 值
M0GR 不是 CSI300 的線性格蘭傑原因	0.3184
CSI300 不是 M0GR 的線性格蘭傑原因	0.0625*
M0GR 不是 SSEC 的線性格蘭傑原因	0.4487
SSEC 不是 M0GR 的線性格蘭傑原因	0.0441**
M0GR 不是 SZI 的線性格蘭傑原因	0.4528
SZI 不是 M0GR 的線性格蘭傑原因	0.0766*
M1GR 不是 CSI300 的線性格蘭傑原因	0.4630
CSI300 不是 M1GR 的線性格蘭傑原因	0.0156**
M1GR 不是 SSEC 的線性格蘭傑原因	0.4104
SSEC 不是 M1GR 的線性格蘭傑原因	0.0098***
M1GR 不是 SZI 的線性格蘭傑原因	0.2806
SZI 不是 M1GR 的線性格蘭傑原因	0.0066***
M2GR 不是 CSI300 的線性格蘭傑原因	0.6807
CSI300 不是 M2GR 的線性格蘭傑原因	0.7909
M2GR 不是 SSEC 的線性格蘭傑原因	0.5839
SSEC 不是 M2GR 的線性格蘭傑原因	0.8076
M2GR 不是 SZI 的線性格蘭傑原因	0.4485
SZI 不是 M2GR 的線性格蘭傑原因	0.5650

註：*、** 和 *** 分別表示在 10%、5% 和 1% 顯著性水準上顯著。

表 3 非線性格蘭傑因果關係檢驗結果

原假設	P 值
M0GR 不是 CSI300 的非線性格蘭傑原因	0.9879
CSI300 不是 M0GR 的非線性格蘭傑原因	0.0842*
M0GR 不是 SSEC 的非線性格蘭傑原因	0.9159
SSEC 不是 M0GR 的非線性格蘭傑原因	0.0351**
M0GR 不是 SZI 的非線性格蘭傑原因	0.6841
SZI 不是 M0GR 的非線性格蘭傑原因	0.0556*
M1GR 不是 CSI300 的非線性格蘭傑原因	0.6895
CSI300 不是 M1GR 的非線性格蘭傑原因	0.4003
M1GR 不是 SSEC 的非線性格蘭傑原因	0.9258
SSEC 不是 M1GR 的非線性格蘭傑原因	0.5411
M1GR 不是 SZI 的非線性格蘭傑原因	0.8789
SZI 不是 M1GR 的非線性格蘭傑原因	0.6252
M2GR 不是 CSI300 的非線性格蘭傑原因	0.2974
CSI300 不是 M2GR 的非線性格蘭傑原因	0.0998*
M2GR 不是 SSEC 的非線性格蘭傑原因	0.2811
SSEC 不是 M2GR 的非線性格蘭傑原因	0.0909
M2GR 不是 SZI 的非線性格蘭傑原因	0.6594
SZI 不是 M2GR 的非線性格蘭傑原因	0.0367**

註：*、** 和 *** 分別表示在 10%、5% 和 1% 顯著性水準上顯著。

4 結論與建議

本文研究結果表明，各個層次的貨幣供應量增長率都不是 CSI300、SSEC 和 SZI 這三大指數的線性或非線性格蘭傑原因，而反過來，CSI300、SSEC 和 SZI 都是各層次貨幣供應量增長率的線性或（和）非線性格蘭傑原因。這說明貨幣供應量增長率和股市收益率之間的格蘭傑因果關係是複雜的，首先表現為只存在股市收益率對貨幣供應量增長率的單向格蘭傑因果關係，其次表現為這一單向格蘭傑因果關係有線性和非線性兩種可能：有時只存在線性格蘭傑因果關係，有時只存在非線性格蘭傑因果關係，有時線性和非線性格蘭傑因果關係同時存在。

本文的啟示就是，貨幣當局在進行政策決策和投資者進行投資決策時，應該考慮到貨幣供應

量與股市之間存在的複雜關係，不能忽視經濟變量之間可能存在的非線性關係。隨著金融創新和貨幣替代的程度不斷加強，中央銀行運用貨幣供應量這一政策工具來調控宏觀經濟時面臨的不確定性增加，因而對中央銀行執行貨幣政策的能力是一個巨大的考驗，因此未來值得進一步研究的課堂是，貨幣政策工具與股市表現之間不斷發展變化的動態關係。

致謝

作者感謝審稿人作出的評價和提出的寶貴建議，使得本文更加完善，本文文責自負。

參考文獻

- [1] Homa K E, Jaffee D M. "The Supply of Money and Common Stock Prices." *The Journal of Finance*, 26.5 (1971): 1045-1066.
- [2] Keran M.W. "Expectations, Money, and Stock Market." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 01 (1971): 16-31.
- [3] Lastrapes W D. "International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money." *Journal of international money and finance*, 17.3 (1998): 377-406.
- [4] Black A J. "The Impact of Monetary Policy on Value and Growth Stocks: An International Evaluation." *Journal of Asset Management*, 3.2 (2002): 142-172.
- [5] Laopodis N T. "Monetary Policy and Stock Market Dynamics Across Monetary Regimes." *Journal of International Money and Finance*, 33 (2013): 381-406.
- [6] Hung K C, Ma T. "Does Monetary Policy Have Any Relationship With the Expectations of Stock Market Participants?" *Journal of Multinational Financial Management*, 39 (2017): 100-117.
- [7] Fausch J, Sigonius M. "The Impact of ECB Monetary Policy Surprises on The German Stock Market." *Journal of Macroeconomics*, 55 (2018): 46-63.
- [8] Azad N.F, Serletis A. "A Century and a Half of the Monetary Base-stock Market Relationship." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.11.002>, in press.
- [9] Juhro S M, Iyke B N, Narayan P K. "Interdependence between Monetary Policy and Asset Prices in ASEAN-5 Countries." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 75 (2021): 101448.
- [10] 易綱，王召，〈貨幣政策與金融資產價格〉，《經濟研究》，第3期1卷（2002），13-20。
- [11] 胡援成，程建偉，〈中國資本市場貨幣政策傳導機制的實證研究〉，《數量經濟技術經濟研究》第5期（2003），15-18。
- [12] 孫華好，馬躍，〈中國貨幣政策與股票市場的關係〉，《經濟研究》，第7期2卷（2003），44-53。
- [13] 楊新松，龍革生，〈貨幣政策是否影響股票市場：基於中國股市的實證分析〉，《中央財經大學學報》，第3期（2006），39-

44。

第469期7卷（2019），76-95。

- [14] 王曦，鄒文理，〈貨幣政策對股票市場的衝擊〉，《統計研究》，第28期12卷（2011），55-65。
- [15] 余漢，李恒，〈我國貨幣政策對股票市場影響的有效性分析〉，《四川大學學報（哲學社會科學版）》第3期（2012），154-159。
- [16] 鄒昆倫，〈貨幣政策對股票市場的非對稱性影響研究—基於行業和企業規模的視角〉，《宏觀經濟研究》，第11期（2013），130-135。
- [17] 胡璨璨，劉恭懿，〈貨幣供應量對中國股市價格影響的實證研究〉，《中國商論》，第9X期（2013），107-109。
- [18] 鄧瑪，姜翔程，〈我國貨幣供應量與上證綜指關係的實證研究〉，《世界科技研究與發展》，第37期6卷（2015），746-752。
- [19] 賈盾，孫溪，郭瑞，〈貨幣政策公告，政策不確定性及股票市場的預告公告溢價效應—來自中國市場的證據〉，《金融研究》，第469期7卷（2019），76-95。
- [20] 方燕，安興琪，〈貨幣供應量及利率對股票市場影響研究—基於數量型和價格型貨幣政策的實證分析〉，《價格理論與實踐》，第5期（2019），96-99。
- [21] Baek E, Brock W. "A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model." *Iowa State University and University of Wisconsin at Madison Working Paper*, 1992.
- [22] Hiemstra C, Jones J D. "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in The Stock Price - Volume Relation." *The Journal of Finance*, 49.5 (1994): 1639-1664.
- [23] Diks C, Panchenko V. "A Note on The Hiemstra-Jones Test for Granger Non-causality." *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9.2 (2005), article 4.
- [24] Diks C, Panchenko V. "A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30.9-10 (2006): 1647-1669.

附 錄

1、變量描述性統計表

	HS300	SSEC	SZI	M0GR	M1GR	M2GR
Mean	1.166111	0.844458	1.162317	0.869723	0.956891	1.107774
Median	1.0777	0.6783	1.0623	0.575209	1.123256	1.025799
Maximum	27.9292	27.4464	27.0982	30.58356	6.254321	4.720397
Minimum	-25.8506	-24.6314	-25.6353	-18.5893	-6.84404	-1.26803
Std. Dev.	8.344015	7.714946	8.778615	6.990992	2.24917	1.010481
Skewness	-0.06425	-0.19356	-0.03512	1.106417	-0.76758	0.634707
Kurtosis	4.315039	4.690179	3.746344	7.820165	4.214524	3.968859
Observations	201	201	201	201	201	201

2、HS300 與 M1GR 的 VAR 模型估計結果表

	HS300	M1GR
HS300(-1)	0.134578 (0.07117)	0.042473 (0.01214)
HS300(-2)	0.091395 (0.07386)	-0.002104 (0.01260)
HS300(-3)	0.022412 (0.07351)	0.001023 (0.01254)
HS300(-4)	0.206386 (0.07268)	-0.004246 (0.01240)
M1GR(-1)	-0.643074 (0.42523)	-0.161385 (0.07256)
M1GR(-2)	0.031023 (0.42108)	0.119309 (0.07185)
M1GR(-3)	0.327367 (0.41979)	0.230195 (0.07163)
M1GR(-4)	0.527169 (0.41545)	0.158380 (0.07089)
C	0.455514 (0.95045)	0.592446 (0.16218)

註：小括弧裡的數值為標準誤差。其它相關 VAR 模型估計結果可以應要求提供。