

投资基金、资本市场及其因果分析

黄国平

《经济理论与经济管理》2012年第4期

一、前言

证券投资基金业发展是构成层次清晰,功能完善,形式多样,服务高效和竞争有序的资本市场的重要内容。目前,关于证券投资基金与资本市场关系的研究,主要集中于从金融市场微观结构的角度分析机构投资者(基金经理)的投资行为对资本市场(主要是股票市场)的影响和作用。主要观点和假说包括以下几个方面:一是所谓的羊群效应(Herd Behavior),认为市场参与者在投资过程中存在着对他人的模仿和跟从行为,从而产生了非理性波动^[1];二是所谓的惯性反转投资效应(Momentum and Contrarian Strategy),认为投资者以证券过去表现作为判断买卖的基础,要么买入近来强势股,卖出近来弱势股(即惯性策略),或者采取相反的策略(反转策略),这两种行为都可能会导致本来已经脱离基础价值的股票价格与基础价值差异进一步扩大,增加了股票市场的风险,降低了稳定性。^[2]另外,价格压力假说(Price Pressure Hypothesis: PPH)认为投资基金流量的变动会导致基金的超额需求和超额供给,迫使基金被动的调整其投资组合,从而也会引起股票市场波动。^{[3][4]}至于国内,施东辉(2001),吴福龙、曾勇和唐小我(2004)研究结果表明,中国证券投资基金存在着较为严重的不利于市场稳定的羊群行为。^{[5][6]}方军雄(2002),徐捷、肖峻(2006),谢赤、禹湘、周晖(2006)等人认为中国证券投资基金的惯性反转行为较为普遍。^{[7][8][9]}

亦有研究认为,作为机构投资者的证券投资基金具有较强的研发和信息优势,相对于中小投资者而言,更能评估证券的市场价值,因而有助于市场稳定或提高市场效率。爱德华兹和张新(Edwardz, Zhang, 1998)认为当股票价值低估时,具有信息优势的基金会及时发现这种低估而买进,而当股票价格出现高估时,基金会卖出股票。^[10]投资基金采取的这种相反交易策略,在一定程度上降低了股票市场的波动水平。布赫和柯利(Boehmer, Kelley, 2007)利用1983-2004年纽约证券交易所数据检验机构投资者持股及其交易行为对证券市场影响和作用,发现机构持股集中的股票信息效率更高且股价更接近于随机游走。^[11]姚颀、刘志远(2008)针对中国股市研究发现,中国证券投资基金对股票市场的稳定作用从短期而言有助于降低当日市场震荡,但从长期趋势看,效果不彰。^[12]何佳、何基报(2007)

利用 2003-2005 年数据所进行的实证结果表明,证券投资基金等机构投资者对国内证券市场的稳定作用没有一致性结论,表现为一定时期内具有稳定市场作用,而在另一时期加剧市场波动。^[13]

目前,也有越来越多的文献从宏观和市场发展的层面上,分析和探讨证券投资基金与资本市场的互动关系。维塔斯(Vittas, 1999)指出机构投资者在促进竞争,推动创新,增加透明、提高效率等方面发挥重要作用,机构投资者中的养老基金、保险资金应独立于资本市场优先发展,而共同基金的兴旺和繁荣前提在于资本市场的发达和完善。^[14]阿罗斯和穆斯洛莫夫(Aras, Muslumov, 2003)根据经合组织(OECD) 23 个国家 1982-2000 年数据的研究和实证结果,认为机构投资者应当优先发展,政府应该采取必要改革措施促进机构投资者发展,从而促进证券市场提高和完善。^[15]国内关于证券投资基金宏观层面上的早期研究,主要集中在理论与政策方面。^{[16][17][18]}王国刚(2000)最早从宏观角度研究了证券投资基金对中国股市稳定性的影响,认为证券投资基金不仅不具有稳定股市的功能,而且是以股市的波动性为生存基本条件。^[19]谢赤、张太原、禹湘(2008)从宏观角度实证分析和研究结果表明中国证券投资基金采取与股票市场同向波动的交易策略,从而在一定程度上加剧了资本市场的波动。^[20]许辉、祝立宏(2010)通过构建资本市场与证券投资基金互动机制及约束条件,分析中国资本市场与证券投资基金互动关系,结果表明资本市场能促进证券投资基金的发展,但证券投资基金并没有有效地促进资本市场发展。^[21]

本文试图以宏观视角在市场发展层面上,在运用格兰杰(Grange)因果分析方法分析证券投资基金与资本市场时间上的因果关系基础上,利用有向非循环图(Directed Acyclic Graphs, DAG)技术进一步分析证券投资基金与资本市场的同期因果关系,探索投资基金与包括股票、债券、居民存款和广义货币 M2 在内的金融市场之间因果联系及其互动关系。

二、分析方法与技术

考虑一个 p 阶(简化式) VAR(p) 平稳过程 $\{Y_t, t = 0, 1, 2, \dots, K\}$ ^①, 对于任意时间 t, 有

$$Y_t = C + \Theta_1 Y_{t-1} + L + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中: C 为 $k \times 1$ 的常数向量, $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$, Θ_1, L, Θ_p 为 $k \times k$ 阶矩阵。 ε_t 为扰动项。均值 $E(\varepsilon_t) = 0$, 协方差阵 $V = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$

^①VAR(p) 模型的一般表达形式为 $Y_t = \Theta_1 Y_{t-1} + L + \Theta_p Y_{t-p} + HX_t + \varepsilon_t$ 其中 X_t 为外生向量列, H 为相应系数矩阵。这一般形式 Y_t 对 X_t 进行回归转化为式(1)形式。本文在不失一般性的条件下,为了分析上的方便直接采用式(1)形式。

根据格兰杰 (Granger, 1969) 和西姆斯 (Sims, 1972) 提出的因果分析思想, 在式 (1) 所示的 $VAR(p)$ 模型中不存在 y_{jt} 到 y_{it} 的格兰杰的意义下的因果关系的必要条件是 $\theta_{ij}^{(q)} = 0, i \neq j, q = 1, 2, \dots, p$ (其中 $\theta_{ij}^{(q)}$ 为 Θ_q 第 i 行, 第 j 列元素)。^{[22][23]}

进一步假定 VAR 模型中的变量可 Y_t 分为两组, 分别为 $(n_1 \times 1)$ 维向量 Y_{1t} 和 $(n_2 \times 1)$ 维向量 Y_{2t} , 且 $n_1 + n_2 = k$, 则向量自回归方程可写成:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= c_1 + A_1' X_{1t} + A_2' X_{2t} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= c_2 + B_1' X_{1t} + B_2' X_{2t} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中: X_{1t} 为包含 Y_{1t} 的滞后项的 $(n_1 p \times 1)$ 维向量, 即 $X_{1t} = [Y_{1(t-1)}, Y_{1(t-2)} \dots Y_{1(t-p)}]'$ 。 X_{2t} 为包含 Y_{2t} 滞后项的 $(n_2 p \times 1)$ 维向量, 即 $X_{2t} = [Y_{2(t-1)}, Y_{2(t-2)} \dots Y_{2(t-p)}]'$ 。 c_1 与 c_2 分别为 $n_1 \times 1$ 和 $n_2 \times 1$ 维常数向量, ε_{1t} 和 ε_{2t} 为相应扰动项。 A_1, A_2 分别为 $n_1 p \times n_1$ 和 $n_2 p \times n_1$ 回归系数矩阵, B_1, B_2 分别为 $n_1 p \times n_2$ 和 $n_2 p \times n_2$ 回归系数矩阵, A_1', A_2', B_1', B_2' 分别为相应的转置矩阵。如果 Y_2 元素不能改善 Y_1 基于自身的预测 (即 $A_2 = 0$), 则称 Y_1 表示的变量组在时间序列意义上是块外生的, 即 Y_2 中的元素不是共同引起 Y_1 的格兰杰原因。

格兰杰因果关系在本质上反映的是一种时间上的先后顺序, 并不能描述和分析通常意义上没有时间次序的“原因导致结果”的因果效应。近年来, 因果图模型的发展为因果效应的可识别问题以及利用观察数据直接计算因果效应的可能提供了因果推断的基本分析框架。^{[24][25]} 利用有向非循环图 (Directed Acyclic Graphs, DAG) 技术分析变量间的同期因果效应, 进行结构识别已成为自然科学和社会科学研究领域分析和研究变量间的因果关系的重要工具。^{[26][27][28][29]}

有向非循环图 (Directed Acyclic Graphs, DAG) 是用图形的形式来表示变量间同期因果关系的依赖性和指向性。它是由代表变量的节点以及连接这些节点“有向边”构成的。如果两个节点间有“有向边”相连, 则表明变量之间存在着同期因果关系, 反之如果两者之间没有“有向边”连接, 则表示变量之间相互独立。“ $Y \rightarrow X$ ”表示当其它变量保持不变, Y 的变化将直接导致 X 的变化, 即存在着由 Y 到 X 的单向因果关系; “ $Y \leftrightarrow X$ ”则表示两者存在着双向的因果关系; “ $Y - X$ ”表示 Y 与 X 之间的存在着同期因果关系, 但因果关系的指向性尚未明确; 而非循环图则表示图形中不会出现有向回路。

其一，假设存在着 X、Y 和 Z 三个变量，变量 X 是引起 Y 发生的原因，同时变量 X 也是引起 Z 生的原因，即 $Y \leftarrow X \rightarrow Z$ 。由于 X 是 Y 和 Z 发生的共同原因，因此，Y 和 Z 的无条件相关系数不为 0，而当以 X 为条件变量，Y 和 Z 两者的偏相关系数(条件相关系数)则为 0。

其二，假设变量 Y 是引起 X 发生的原因，同时 Z 也是引起 X 发生的原因，即 $Y \rightarrow X \leftarrow Z$ ，这样，Y 和 Z 无条件相关系数为 0，而当以 X 为条件变量，Y 和 Z 两者的偏相关系数(条件相关系数)不为 0。

其三，假设变量 Y 是引起 X 发生的原因，而 X 是引起 Z 发生的原因，即 $Y \rightarrow X \rightarrow Z$ ，那么 Y 和 Z 的无条件相关系数不为 0，而当以 X 为条件变量，Y 和 Z 两者的偏相关系数(条件相关系数)则为 0。

在实际工作中，可以根据斯匹瑞茨 (Spirites *et al*, 2000) 提出的 PC 算法对变量间的同期因果关系进行分析和判别，具体方法和步骤可概括如下：

其一，假设需要分析的变量为 k 个。建立这 k 个变量之间可能存在同期因果关系的无向边，称之为无向完全图 (Complete Undirected Graph, CUG)，通过分析变量间无条件相关系数和 1 至 $k-2$ 阶条件相关系数，移除其中条件和无条件相关系数为零的变量之间的无向边，据此得到变量的条件独立图 (Conditional Independence Graph, CIG)。

其二，在相关系数分析的基础上，利用“相邻”(Adjacent)和“隔离集”(Supset)^①两个概念对条件独立图 (Conditional Independence Graph, CIG) 的边进行定向，识别变量间的因果关系，获得变量的有向非循环图 (DAG)。

三、数据说明和处理

(一) 数据说明

本文实证分析所涉及的原始数据包括基金总市值(用 FUND 表示)、股票总市值(用 STOCK 表示)、广义货币(用 M2 表示)、债券总市值(用 BOND 表示)和居民存款(用 DEPOSIT 表示)月度数据。

1. 2001 年 9 月，随着第一支开放式基金的面世，中国证券投资基金业的发展进入了以开放式基金为发展重点的多元化市场成长阶段。其间，机构投资者的发展和金融混业经营趋势加强，基金市场化程度及其与资本市场的联动性显著提高，鉴于此，本文实证分析采用的样本数据长度为 2002 年 1 月至 2010 年 12 月。

2. 在实证分析中，对原始数据进行对数化处理(用相应原始指标加前缀“LN_”表示)，

^① 所谓“相邻”是指在完全图中变量 X 与 Y 有边相连时，称 X 与 Y 是相邻的；X 与 Y 的“隔离集”是指使条件相关系数为零的条件变量集合。本文在后边结合实证分析进一步说明，在此不作赘述。

为此，一阶差分数据实质上就是相应指标的以对数形式表示的增长率（或收益率）（加前缀“D_”表示）。

3. 在原始数据来源方面，股票市值月度数据中国证监会统计公报整理得出，居民存款和M2根据中国人民银行网站统计数据整理得出，债券市值数据根据中国债券信息网整理得出，基金数据根据万得资讯（wind）数据库整理得出。

（二）稳定性检验

为保证原始数据稳定性检验的结论可靠性，本文单位根检验采用 ADF 检验和 Ng 与 Perron 检验两种方法（参见表 1）。检验结果表明 LN_STOCK、LN_BOND、LN_DEPOSIT、LN_M2 和 LN_FUND 不能拒绝存在单位根的假设，而 D_LN_STOCK、D_LN_BOND、D_LN_M2、D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_FUND 则显著的拒绝“存在单位根”的原假设。为此，我们可以断定 LN_STOCK_P、LN_BOND、LN_DEPOSIT、LN_M2 和 D_LN_FUND 为非平稳的 I(1)过程，D_LN_STOCK、D_LN_BOND、D_LN_DEPOSIT、D_LN_M2 和 D_LN_FUND 则是平稳过程。

表 1 单位根检验

变量	Ng 与 Perron				ADF 值
	MZa	MZt	MSB	MPT	
LN_FUND	0.3877	0.2690	0.6940	33.1108	-0.9740
LN_STOCK	-6.0968	-1.7283	0.2835	14.9344	-2.6506
LN_M2	-5.2543	-1.3847	0.2635	16.5342	-1.2206
LN_BOND	-3.8706	-1.1612	0.3000	20.7543	-0.9358
LN_DEPOSIT	-10.4615	-2.2824	0.2182	8.7335	-2.3490
D_LN_FUND	-8.8478 **	-2.0009 **	0.2261 **	3.1640 **	-3.1026 **
D_LN_STOCK	-21.8197 ***	-3.3030 ***	0.1514 ***	1.1230 ***	-4.2597 ***
D_LN_M2	-13.4058 ***	-2.4880 ***	0.1856 ***	2.2177 ***	-9.3938 ***
D_LN_BOND	-37.9989 ***	-4.3574 ***	0.1147 ***	0.6490 ***	-10.6081 ***
D_LN_DEPOSIT	-17.7640 ***	-2.9789 ***	0.1677 ***	1.3842 ***	-7.9588 ***

注：(1)水平变量 LN_BOND, LN_DEPOSIT, LN_STOCK, LN_M2 检验形式采用趋势项加常数项，水平变量 LN_FUND 采用只加常数项（采用趋势项加常数项检验 Ng 和 Perron 检验与 ADF 检验出现不一致），差分变量检验形式采用只带常数项。(2)***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平上拒绝存在单位根原假设。

指标LN_STOCK、 LN_BOND 、 LN_M2、LN_DEPOSIT和LN_FUND为非平稳的I（1）过程，为此，我们进一步分析和检验基金市值与股票市值、广义货币M2、债券市值和居民存款之间的可能存在的长期协整关系。根据Johansen协整检验结果，指标之间可能存在一个协整方程（参见表2）。

表2 协整关系

协整方程及标准化系数（括号内为标准差，方括号内为 t 值）					对数似然值：1074.6194
LN_FUND	LN_STOCK	LN_M2	LN_BOND	LN_DEPOSIT	常数项
1	4.8196 (0.9001) [5.3545]	-89.2385 (15.1623) [-5.8855]	-3.8416 (1.85) [-2.0765]	93.9697 (15.2612) [6.1574]	-8.1437

从表 2 所表示的协整关系看，基金的市值与广义货币 M2 及债券之间存在着稳定的互补关系。同时，基金市值与股票市值、居民存款之间则存在着此消彼长的替代关系。

四、实证结果与分析

（一）格兰杰因果分析

由于原始水平系列皆为非平稳的 I（1）过程，直接进行 Grange 因果检验可能会存在伪回归 (Spurious Regressions) 问题。为保证检验结果的可靠性，只对水平系列的对数一阶差分系列进行 Granger 因果检验（检验结果参见表 3）。

表 3 格兰杰因果关系检验

因变量	原假设	χ^2 -值	P-值.	结论
D_LN_FUND	D_LN_STOCK 不能 Granger 引起 D_LN_FUND	19.03	0.00	拒绝原假设
	D_LN_M2 不能 Granger 引起 D_LN_FUND	3.07	0.55	不能拒绝原假设
	D_LN_BOND 不能 Granger 引起 D_LN_FUND	5.39	0.25	不能拒绝原假设
	D_LN_DEPOSIT 不能 Granger 引起 D_LN_FUND	4.20	0.38	不能拒绝原假设
	以上变量不能同时 Granger 引起 D_LN_FUND	32.82	0.01	拒绝原假设
D_LN_STOCK	D_LN_FUND 不能 Granger 引起 D_LN_STOCK	2.96	0.56	不能拒绝原假设
	D_LN_M2 不能 Granger 引起 D_LN_STOCK	5.79	0.22	不能拒绝原假设
	D_LN_BOND 不能 Granger 引起 D_LN_STOCK	7.48	0.11	不能拒绝原假设
	D_LN_DEPOSIT 不能 Granger 引起 D_LN_STOCK	7.95	0.09	拒绝原假设
	以上变量不能同时 Granger 引起 D_LN_STOCK	19.40	0.25	不能拒绝原假设

D_LN_M2	D_LN_FUND 不能 Granger 引起 D_LN_M2	1.95	0.74	不能拒绝原假设
	D_LN_STOCK 不能 Granger 引起 D_LN_M2	4.71	0.32	不能拒绝原假设
	D_LN_BOND 不能 Granger 引起 D_LN_M2	3.91	0.42	不能拒绝原假设
	D_LN_DEPOSIT 不能 Granger 引起 D_LN_M2	3.08	0.54	不能拒绝原假设
	以上变量不能同时 Granger 引起 D_LN_M2	15.97	0.45	不能拒绝原假设
D_LN_BOND	D_LN_FUND 不能 Granger 引起 D_LN_BOND	3.96	0.41	不能拒绝原假设
	D_LN_STOCK 不能 Granger 引起 D_LN_BOND	4.81	0.31	不能拒绝原假设
	D_LN_M2 不能 Granger 引起 D_LN_BOND	5.10	0.28	不能拒绝原假设
	D_LN_DEPOSIT 不能 Granger 引起 D_LN_BOND	8.42	0.08	不能拒绝原假设
	以上变量不能同时 Granger 引起 D_LN_BOND	20.35	0.20	不能拒绝原假设
D_LN_DEPOSIT	D_LN_FUND 不能 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT	7.92	0.09	拒绝原假设
	D_LN_STOCK 不能 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT	7.54	0.11	不能拒绝原假设
	D_LN_M2 不能 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT	19.79	0.00	拒绝原假设
	D_LN_BOND 不能 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT	7.36	0.12	不能拒绝原假设
	以上变量不能同时 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT	54.13	0.00	拒绝原假设

Grangge 因果检验表明：其一，D_LN_STOCK 是 D_LN_FUND 的 Grange 原因。同时也是与 D_LN_M2、D_LN_BOND、D_LN_DEPOSIT 变量一起成为同时 Granger 引起 D_LN_FUND 的共同因素。

其二，D_LN_DEPOSIT 是 D_LN_STOCK 的 Granger 原因，D_LN_FUND 和 D_LN_M2 则是 D_LN_DEPOSIT 的 Granger 原因。

其三，D_LN_M2、D_LN_BOND、D_LN_STOCK 与 D_LN_FUND 成为同时 Granger 引起 D_LN_DEPOSIT 的共同因素。

股票市值增长率对证券投资基金存在着单向因果影响。同时，证券投资基金增长率也仅对居民存款存增长率存在单向格兰杰因果关系。这可能说明目前我国证券投资基金的投资效率较低，远非承担起其应有的保值增值功能。

（二）DAG 同期因果分析

根据斯匹瑞茨 (Spirtes et al, 2000) 提出的 PC 算法，我们首先绘出变量间的无向完全图 (Complete Undirected Graph, CUG) (参见图 1(a))，然后逐一分析变量间的无条件相关系数、一阶偏相关系数、二阶偏相关系数和三阶偏相关系数，并利用 Fisher's Z 统计量检验相关系数和偏相关系数在 10% 显著性水平下是否为 0。最终，我们得到如表 4 所示的变量间的相关 (偏相关) 系数。

表 4 存在相关性的变量间相关系数

无条件相关系数			
变量		相关系数	P 值
D_LN_FUND 与 D_LN_STOCK		0.3033	0.0028
D_LN_M2 与 D_LN_BOND		-0.2231	0.0298
D_LN_M2 与 D_LN_DEPOSIT		0.3929	0.0001
一阶条件相关系数			
D_LN_FUND 与 D_LN_STOCK	以 D_LN_BOND 为条件	0.3032	0.0028
	以 D_LN_DEPOSIT 为条件	0.3005	0.0031
	以 D_LN_M2 为条件	0.2875	0.0047
D_LN_M2 与 D_LN_BOND	以 D_LN_FUND 为条件	-0.2245	0.0287
	以 D_LN_DEPOSIT 为条件	-0.1945	0.0589
	以 D_LN_STOCK 为条件	-0.2210	0.0314
D_LN_M2 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_FUND 为条件	0.4281	0.0000
	以 D_LN_BOND 为条件	0.3792	0.0002
	以 D_LN_STOCK 为条件	0.4038	0.0000
D_LN_FUND 与 D_LN_M2	以 D_LN_DEPOSIT 为条件	0.2386	0.0199
D_LN_FUND 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_M2 为条件	-0.2431	0.0176
D_LN_M2 与 D_LN_STOCK	以 D_LN_DEPOSIT 为条件	0.1758	0.0883
二阶条件相关系数			
D_LN_FUND 与 D_LN_STOCK	以 D_LN_M2 和 D_LN_DEPOSIT 为条件	0.2705	0.0080
	以 D_LN_M2 和 D_LN_BOND 为条件	0.2876	0.0047
	以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_BOND 为条件	0.2999	0.0032
D_LN_M2 与 D_LN_BOND	以 D_LN_STOCK 和 D_LN_DEPOSIT 为条件	-0.1912	0.0634
	以 D_LN_STOCK 和 D_LN_FUND 为条件	-0.2227	0.0301
	以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_FUND 为条件	-0.1937	0.0599
D_LN_M2 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_STOCK 和 D_LN_BOND 为条件	0.3902	0.0001
	以 D_LN_STOCK 和 D_LN_FUND 为条件	0.4298	0.0000
	以 D_LN_BOND 和 D_LN_FUND 为条件	0.4150	0.0000
D_LN_FUND 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_M2 和 D_LN_STOCK 为条件	-0.2223	0.0304
	以 D_LN_M2 和 D_LN_BOND 为条件	-0.2425	0.0179
D_LN_M2 与 D_LN_STOCK	以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_BOND 为条件	0.1722	0.0953
D_LN_FUND 与 D_LN_M2	以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_BOND 为条件	0.2379	0.0202
	以 D_LN_STOCK 和 D_LN_DEPOSIT 为条件	0.1978	0.0547
三阶条件相关系数			
D_LN_FUND 与 D_LN_STOCK	以 D_LN_DEPOSIT、D_LN_BOND 和 D_LN_M2 为条件	0.2706	0.0080
D_LN_FUND 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_M2、D_LN_STOCK 和 D_LN_BOND 为条件	-0.2216	0.0309
D_LN_FUND 与 D_LN_M2	以 D_LN_DEPOSIT、D_LN_STOCK 和 D_LN_BOND 为条件	0.1983	0.0541
D_LN_M2 与 D_LN_BOND	以 D_LN_STOCK、D_LN_FUND 和 D_LN_DEPOSIT 为条件	-0.1917	0.0627
D_LN_M2 与 D_LN_DEPOSIT	以 D_LN_STOCK、D_LN_FUND 和 D_LN_BOND 为条件	0.4168	0.0000

从无向完全图（CUG）中移去无条件相关系数、一阶偏相关系数和二阶偏相关系数为 0 变量间的连线，则我们可得到如图 1(b)所示的条件独立图（CIG）。在相关系数分析基础上，通过进一步分析变量间的“相邻”（Adjacent）和“隔离”（Supset）关系，就可以通过对条件独立图中的变量间的同期因果关系进行定向得到有向非循环图（DAG）。

首先，由表 5 可知，在 10%的显著性水平下，D_LN_FUND 与 D_LN_M2 以及 D_LN_STOCK 与 D_LN_M2 的无条件相关系数为 0，它们以 D_LN_DEPOSIT 为条件偏相关系数在 10%显著性水平下不为 0，D_LN_DEPOSIT 不属于这两组变量的隔离集，由此我们可断定，存在着从 D_LN_M2→D_LN_DEPOSIT 的同期因果关系。同理，D_LN_FUND 和 D_LN_DEPOSIT 无条件相关系数为 0，以 D_LN_M2 为条件的条件偏相关系数不为 0，则我们可知又存在着从 D_LN_DEPOSIT→D_LN_M2 的同期因果关系。因此，变量 D_LN_M2 与 D_LN_DEPOSIT 之间存在着 D_LN_DEPOSIT←→D_LN_M2 的双向因果关系。

其二，在 10%的显著性水平下，D_LN_FUND 与 D_LN_M2 之间的无条件相关系数为 0，以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_STOCK 为条件的二阶偏相关系数不为 0，则我们可推知存在着 D_LN_FUND→D_LN_STOCK 和 D_LN_M2→D_LN_DEPOSIT 的同期因果关系（D_LN_M2→D_LN_DEPOSIT 属于冗余信息，此后，凡涉及到变量间的冗余信息问题不再赘述）。

其三，在 10%的显著性水平下，D_LN_FUND 与 D_LN_M2 之间的无条件相关系数为 0，以 D_LN_DEPOSIT 和 D_LN_BOND 为条件的二阶偏相关系数不为 0，则我们可推断存在 D_LN_M2→D_LN_BOND 的同期因果关系。

通过以上的综合分析，我们可从如图 1（b）条件独立图上得到如图 1（c）所示反映变量间同期因果关系的有向非循环图（DAG）。

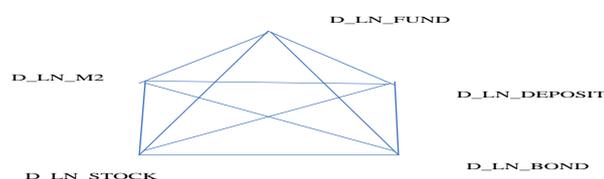


图1(a) 无向完全图

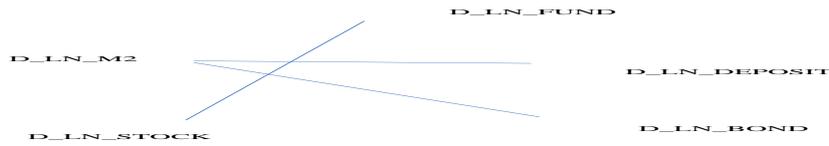


图1(b) 条件独立图

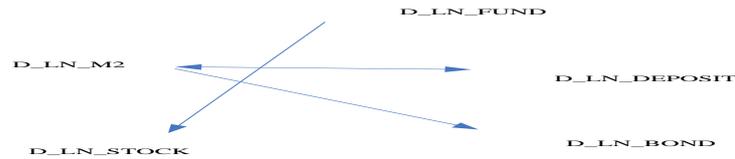


图1(c) 有向非循环图

(三) 结果说明与分析

因果分析表明：第一，在格兰杰因果关系上，投资基金、股票和居民存款之间存在 $D_LN_STOCK \rightarrow D_LN_FUND$ 、 $D_LN_FUND \rightarrow D_LN_DEPOSIT$ 、 $D_LN_DEPOSIT \rightarrow D_LN_STOCK$ 单向因果循环关系。股票市值的历史表现影响着投资基金的当前价值增长，投资基金的历史表现则对居民存款增长存在影响，而居民存款增长状况则影响股市未来发展。

第二，在同期因果关系上，投资基金只与股票之间存在着 $D_LN_FUND \rightarrow D_LN_STOCK$ 单向因果联系。在统计学意义上，投资基金市值增长率与居民存款增长率、M2增长率以及债券市值增长率之间不存在相关性。

第三，股票市值增长率是基金市值增长率的Granger原因。同时，DAG分析结果也显示，两者还存在着从基金市值增长率到股票市值增长率（即 $D_LN_FUND \rightarrow D_LN_STOCK$ ）同期因果关系。这意味股市历史表现对投资基金市值当前表现具有实质影响，同时，投资基金当前表现对股市则产生即时直接影响。

相对于M2、居民存款和债券而言，证券投资基金与股市相互影响更加显著。格兰杰因果分析和DAG分析所显示的二者之间的内生性影响关系，不仅说明投资基金在股市的投资行为是以股市过去表现为参考依据的，也表明基金市值规模的变化直接影响着股市价值变动。究其原因，一种可能是金融市场的分割状态加剧了信息的不对称，导致中小投资者对投资基金的行为盲目跟风，即“羊群行为”。如果基金经理预期到中小投资者的这种羊群行为，则会进一步加强其惯性投资行为，从而会产生多轮跟风，致使投资基金的投资行为对股票市场产生显著影响。另一种可能是股市发展相对缓慢，导致基金可选择的股票范围缩小，基金重仓股集中，降低股票流动性。一旦市场受到外部信息冲击，出现下跌的趋势，作为同类机构的

证券投资基金具有完全相同的利益取向，从而可能导致市场的流动性风险凸现，造成股市价值剧烈波动。这也意味着规范和完善投资基金的投资行为，对促进资本市场健康发展，防范金融风险，维护金融稳定具有重要作用。

鉴于当前我国债券市场的种类主要是国债及公共项目融资债等事实，债券市场在一定程度上反映了财政政策取向。将M2、债券和存款看作是反应资本市场（以股票市场代表）的货币、财政和居民收入水平的政策和环境变量，投资基金看作是连接股市与其政策环境的“桥梁”及优化和提高市场和投资者金融资产配置效率的手段和工具。结果显示股票市值增长率与其政策环境变量之间没有严格意义上的显著相关性，这既说明货币、财政等宏观政策对股票市场调控的非效率性，同时，也意味着股票市场作为货币和财政政策传递渠道是不畅通的，股市与政策环境之间没有形成相互协调和促进的良性互动局面，证券投资基金也没有发挥其相应的连接通道和资产优化配置的功能。

总体而言，中国金融体系发展还不完善，可供证券投资基金选择的投资渠道狭窄，盈利空间更多的指望和扎堆于高风险的波动性很大的股票类资本市场，致使中国证券投资基金明显存在着放大市场风险的“羊群行为”和“惯性行为”。一定程度上讲，证券投资基金中普遍存在的“羊群行为”和“惯性行为”正是因为投资基金规模偏小，在资本市场上不能起到引领和示范正确投资而被迫采取被动性适应策略的结果所致。

五、结语

本文结合Grange因果检验和有向非循环图（DAG）技术，对我国 2002 年以来投资基金与股票、M2、债券和居民存款之间的互动关系进行分析研究。格兰杰因果分析表明，存在股票市值增长率至基金市值增长率，基金市值增长率至存款增长率，存款增长率至股票市值增长率，M2 增长率至存款增长率四个单向格兰杰因果联系。同时，DAG同期因果关系分析表明不仅存在着投资基金市值增长率到股票市值增长率、M2 增长率至债券市值增长率两个同期单向因果关系，还存在着M2 增长率与居民存款增长率之间的双向因果联系。五个变量的有向非循环图(DAG)显示，我国金融市场还仍然处于分割状态，这在一定程度上可能来源于目前的分业监管格局。我国证券投资基金存在着导致资本市场风险波动的羊群行为和惯性行为，在很大程度上是对发展不完善的资本市场被动性的适应性反应^①。目前，我国证券投资基金规模偏小，其在制度和功能方面的优势难以显现，积极发展证券投资基金，优化金融资

^① 此处所谓的被动适应性反应主要是指在市场不完善，信息不充分的条件下，证券投资基金面临市场巨大风险和不确定性，为保持在业绩上不输给同行，往往采取集体性的消极、跟风的投资策略，导致证券投资基金的整体投资行为表现出严重的“羊群效应”和“惯性行为”。诚然，在一些实际案例中，某些机构投资者利用市场不完善的现实情况“打擦边球”，通过自身优势谋取暴利，这也正使得自己成为同行和中小投资者的跟风对象，加剧了资本市场波动和风险集中。

产配置效率,促进资本市场健康发展是我国建设和完善金融体系,健全多层次资本市场体系重要措施。

参考文献

- [1] D. S. Scharf., J. C. Stein. Herd Behavior and Investment [J]. American Economic Reviews, 1990, 80, 465-479.
- [2] J. Lakonishok, A. Sldeifer, R. W. Vishny. The Impact of Institutional Trading on Stock Prices[J]. Journal of Financial Economics, 1992, 32, 23-43.
- [3] R. Wermers. Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices [J]. Journal of Finance, 1999, 54, 581-622.
- [4] N. Jegadeesh, S. Titman. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, Journal of Finance, 1993, 48(1), 65-91.
- [5] 施东辉. 证券投资基金交易行为及其市场影响[J]. 世界经济, 2001, (10)。
- [6] 吴福龙, 曾勇, 唐小我. 中国证券投资基金羊群行为的进一步研究[J]. 中国管理科学, 2004, (4).
- [7] 方军雄. 我国证券投资基金投资策略及绩效的实证研究[J], 经济研究, 2002, (4).
- [8] 徐捷, 肖峻. 证券投资基金动量交易行为的检验研究[J]. 金融研究, 2006, (7).
- [9] 谢赤, 禹湘, 周晖. 证券投资基金惯性反转投资行为实证研究[J]. 财经研究, 2006, (10).
- [10] F. R. Edwards, X. Zhang. Mutual Funds and Stock and Bond Markets Stability [J]. Journal of Financial Service Research, 1998, 13, 275-282.
- [11] E. Boehmer, E. Kelley. Institutional Investors and Informational Efficiency of Price [R], SSRN Working Paper, 2007.
- [12] 姚颐, 刘知远. 震荡股市、机构投资者与市场稳定[R]. 中国金融评论(国际研讨会会议论文), 2008.
- [13] 何佳, 何基报等. 机构投资者一定能够稳定股市吗? 来自中国的经验证据[J], 管理世界, 2007, (8).
- [14] Vittas. Institutional Investors and Securities Markets: Which Come First? [R], The World Bank Working Paper, 1999.
- [15] G. A. Aras. Muslumov. Institutional Investors and Stock Market Development: A Causality Study [R], OECD Working Paper, 2003.
- [16] 罗松山. 投资基金与金融体制改革[M]. 北京: 经济管理出版社, 2003.
- [17] 何德旭. 中国投资基金制度变迁分析[M], 成都: 西南财经大学出版社, 2003.
- [18] 姚凤阁. 中国投资基金市场运行和发展研究[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2005.
- [19] 王国刚. 四问证券投资基金[N]. 中国证券报, 2000-8-14.
- [20] 谢赤, 张太原, 禹湘. 证券投资基金投资行为对中国股市波动性影响研究[J]. 中国社会科学, 2008, (3).
- [21] 许辉, 祝立宏. 我国资本市场与证券投资基金互动关系研究[J]. 技术经济与管理研究, 2010, (2).
- [22] C. W. J. Grange. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Method [J]. Econometrica, 1969, 37, 424-438.

- [23] C. A. Sims. Money, Income, and Causality[J]. American Economic Review, 1972 62, 540-552.
- [24] J. Pearl. Causal Diagrams for Empirical Research[J]. Biometrika, 1995, 82(4):669-710.
- [25] J. Pearl. Causality: Models, Reasoning, and Inference [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [26] N. R. Swanson, C. W. J. Granger. Impulse Response Function Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions [J], Journal of the American Statistical Association, 1997, 92(437): 357-367.
- [27] P. Spirtes, C. Glymour, R. Scheines. Causation, Predication, and Search [M]. Cambridge, MA: MIT press, 2000.
- [28] 郑忠国, 张艳艳, 童行伟. 因果模型中因果效应的可识别研究[J]. 中国科学 (A 辑), 2001, (12).
- [29] 杨子晖. 财政政策和货币政策对私人投资的影响研究—基于有向无环图的应用分析[J]. 经济研究, 2008, (5).