

# 传染的资金：基于网络结构的基金资金流量及业绩影响研究<sup>\*</sup>

□刘京军 苏楚林

**摘要：**资本市场的传染性是金融市场关注的重要问题之一。本文通过建立基金网络、利用空间计量方法考察了基金资金流量的网络溢出效应以及对基金业绩的影响。具体而言，以2005~2014年中国开放式基金数据为样本，通过基金重仓持股数据建立基金网络，借助于空间计量模型检验了基金网络之间的资金流量溢出效应。结果显示：基于基金网络，基金之间的资金流量具有显著的溢出效应，基金网络带来的资金流量与基金的超额收益率显著正相关，零成本组合交易策略的年超额收益率达到6%。这些发现意味着，基金网络结构对基金的资金流量具有重要影响，同时也可以给基金带来显著的业绩增长。结果表明，基于重仓持股的网络结构促进了机构行为的一致性，本文的研究有助于对机构羊群行为的理解，也有利于加深对资本市场的认识。

**关键词：**基金网络 资金流 机构投资者

## 一、引言

金融市场上存在广泛的网络联系如社会网络(Hong et al. 2005; Cohen et al., 2008; Pool et al., 2012, 2014)、投资者网络(Pareek, 2012; Blocher, 2014; 肖欣荣等, 2012)以及供应链网络关系(Cohen and Frazzini, 2008),个人或者机构不仅可以通过网络参与市场、传递信息以及相互观察和学习,而且通过不同的网络渠道传递信息和交换资本。投资者网络的存在使得风险或者资产价格直接或者间接传染。例如2011年12月,重庆啤酒的乙肝疫苗试验失败,股价暴跌,重仓持有该股票的大成基金管理公司旗下基金出现大量赎回。2011年12月重庆啤酒事件中相关基金如重仓持股的大成核心双动力基金赎回50%,同时不持有重庆啤酒的大成策略回报出现了23%的净赎回。即使对于非同一基金公司不持有该股票,但是与大成核心动力资产组合相似的基金万家精选也出现5%的净赎回,而同期股票开放型基金净申购率约3%。这个案例说明因为持仓相似在资产价格遭遇风险时候导致基金资金流量存在传染。

由于金融机构面临共同的基本因素如资产价格、产品供给与需求等,因此如果发生危机或者面临风险的金融机构影响资产价格变化以及产品供求关系等因素时,将会使得其他机构的资产价值下降,从而使得传染蔓延(Kiyotashi and Moore, 1997)。以网络结构考察资本的传染目前集中研究见于系统性风险以及银行间市场的研究,如基于资金流向表考察系统性风险对宏观经济的冲击(Allen et al., 2008; Allen et al., 2010, 宫晓琳、汴江, 2010),然而鲜有学者基于网络分析机构投资者之间的传染行为。研究发现机构投资者对资本市场如股票同涨同跌现象(王亚平等, 2009)、股价崩盘(许年行等, 2013)等现象均有显著影响,这种行为是如何产生的目前缺乏相关文献研究。本文认为,理论上由于机构投资者之间存在

<sup>\*</sup>本文得到国家自然科学基金(No.71231008、No.71501050、No.71571195)、广东省自然科学基金杰出青年基金项目(2015A030306040)的资助。

某种联系如信息共享以及基金管理者的社会属性网络,基金或者其管理者通过网络可以共享信息,而且在投资行为上相互模仿或者在投资策略上相互借鉴,从而在资本市场上产生正反馈作用,导致基金之间的行为一致。作为理解和分析经济和社会现象的主要工具,基于网络结构考察基金资金流量及其影响具有重要的理论和现实意义。

基于上述考虑,本文以2005~2014年中国开放式基金季度持股数据,构造了重仓股持股网络以及持股相似性基金网络矩阵,借助于空间计量模型考察基金资金流量的传染效应。研究结果表明,处于网络结构中的基金之间的资金流量存在显著的正溢出效应。进一步的分析表明,这种溢出效应可以显著的影响基金业绩,结果表明基于重仓股的投资者网络是资金传染的重要渠道。本文的研究有助于加深对机构行为一致性如羊群行为、拥挤交易以及与机构投资者相关的股市崩盘行为、股市同步性的理解。

本文基于网络结构考察我国基金资金之间的传染性,研究贡献主要体现在:第一,现有关于资本传染主要关注系统风险如银行间的传染模型,本文以基金资金流量考察微观个体之间的传染途径问题,为研究机构投资者的行为一致性提供了一个新的视角。本文借助于网络结构考察资本的传染性,丰富了对风险传染以及资本市场的认识。第二,目前关于机构投资者的研究文献对其网络结构的关注不足。本文基于网络结构视角研究机构投资者的网络关系拓展了机构投资者领域的研究,并且本文不同于以往单独考察基金业绩与基金资金流量的关系研究,而是从资本传染渠道分析基金资金流量的相互影响,有助于进一步认识机构投资者的交易行为。第三,在研究方法上借鉴空间计量模型考察金融市场网络结构的机制与影响,将空间计量方法扩展到金融领域的应用,极大地拓广了空间计量这种模型的适用性。需要强调的是本文构造的网络结构是动态变化的,因此在空间矩阵的构造上是动态变化的,不同于以往经济计量中的固定加权矩阵,扩展了空间计量模型的应用范围。第四,本文扩展了国内外关于基金历史业绩与资金流量的关系。国内外文献在考察业绩—资金流动时候,较少考察投资者

的网络位置带来的网络溢出性以及业绩影响。本文的研究发现基于网络结构资金流量具有网络外部性,这种资金流量的网络外部性可以导致基金业绩增长,为智钱效应再次提供新的注解,这一发现丰富了基金研究中基金业绩与资金流量以及机构投资者行为等领域的文献。

本文的以下结构如下:第二部分为文献综述与研究假设,分别从机构投资者网络结构的组成、网络结构的作用以及与本文相关的机构投资者的文献进行了综述;第三部分是研究设计,提出了本文构造的网络结构矩阵以及相关模型、估计方法以及主要变量;第四部分考察了实证研究结果;第五部分为稳健性检验;第六部分为研究总结。

## 二、文献综述与研究假设

社会网络学说的基本假设是经济体中的单位体是相互依存的,处于彼此关联的网络中(李培馨等,2013)。与此相一致,Tirole(1986)指出,组织其实是各种合同及其彼此关联关系的网络集合,机构投资者或者基金作为经济体中的单位组织也有其网络集合,与机构投资者相关的网络结构主要有概括为3种类型。

第一种网络结构为市场参与者的社会性质属性构造的网络,即社会网络。例如Cohen等(2008)考察了基金经理与上市公司董事会成员的校友关系的影响,发现基金经理与董事会成员之间如果存在校友关系,基金经理的投资组合中对于该公司的资产配置较多。Hong等(2005)发现,相比异地的基金经理,同城的基金经理更倾向于买入或卖出同样的股票,地理因素的背后反映了基金经理之间更倾向于面对面“口语相传”的交流方式,这也证明了投资者网络的存在性。Pool等(2012)以基金经理的居住地考察基金经理在资产配置方面的影响,发现基金经理对本地的资产配置较高。进一步他们以同城的基金经理的资产组合交易发现,同城的基金经理在资产配置、买卖行为上具有高度的一致性(Pool et al.,2014)。

第二种网络集合是业务关系上的网络。例如投资银行和投资者之间的关系、金融市场上买方与卖方的关系(Cohen et al.,2010)。Reuter(2006)考察IPO配售中投资银行与基金公司结成利益联

盟关系,发现与投资银行商业关系紧密的基金公司获得的IPO配额较高。Firth等(2013)以基金公司在证券公司的交易费用作为买方对卖方的商业联系,考察了证券公司分析师对于基金公司持股的荐股的影响。另外基于供应链网络,Cohen和Frazzini(2008)考察客户一供应商之间的股票收益率之间的联系,发现基于这种联系的信息在市场上的消息并不能充分反应,基于此构造的交易策略能够获得显著的超额收益。

第三种网络关系体现为基于投资标的联系,如共同持有股票或者债券构成的投资网络。例如2008年金融危机期间,机构投资者持有大量的次级债务而导致金融市场上相关债务被抛售。中国国内的如重庆啤酒疫苗事件、酒鬼酒的塑化剂问题导致的被抛售事件引发的股价崩盘案例都与机构投资者之间的传染性有联系。许年行等(2013)的研究表明,机构投资者的羊群行为可能导致股价崩盘,这种效应同样体现为基于重仓股机构投资者之间的网络传染行为。肖欣荣等(2012)根据投资者网络分析机构投资者行为的传染,研究基金经理的行为传染是否与来自基金经理网络中的私人信息有关,还是受公开信息影响,并利用重仓股票的网络密度研究基金的网络结构是否影响股票的动量或反转效应,然而他们发现机构投资者的重仓股并未显示出明显的动量或反转效应。

社会网络学说也认为,处于网络结构中的任何行动者会对决策产生影响,其他行动者的态度信念、行为等都会影响此行动者的决策。理论模型上也证明其行动不是完全独立自主的选择,而是通过各种正式的和非正式的、直接的或间接的社会网络关系互相影响和传播。金融市场中网络的作用如何体现呢?

首先网络具有信息获取或者传播的作用。社会网络是投资者之间信息交流的常见途径。对于机构投资者而言,私有信息是影响其持仓行为主要原因(Bushee and Goodman, 2007; Kacperczyk et al., 2005, 2007; 申宇等, 2013);同时机构投资者存在社会关系或者投资者网络,他们彼此之间会存在信息传递,例如受到同一分析师的影响或者明星基金经理的投资组合决策信息的影响,因此重仓持有相同股票的基金经理之间彼此存在联系

(Pareek, 2012; 肖欣荣等, 2012)。Han和Yang(2013)也认为网络结构是传递信息的主要途径,他们发现,如果信息是外生的,这种信息传导会使得市场更有效率;如果信息是内生的,资本成本、交易量以及财富都显著与信息外生程度高度敏感。在实证研究方面,基于调查问卷的研究发现基金经理倾向于与持有相同股票的其他基金经理进行交流,并且其投资决策受到他们的影响(Shiller and Pound, 1986)。Ivkovic和Weisbenner(2007)研究了家庭购买股票的行为,发现居民与其邻居购买股票之间存在显著的正相关关系,这说明邻里之间的信息交流对家庭投资行为产生积极的影响。从基金经理的个人特征如地域特征出发,Hong等(2005)发现同城的基金经理之间也存在信息交流方式。

其次网络会影响投资者的投资行为。Pareek(2012)检验了信息网络对共同基金的交易行为和股票回报的影响,发现网络中的基金经理羊群行为明显,并且这与他们的投资风格无关。Colla和Mele(2010)的研究发现,在网络中关联比较紧密的投资者,他们之间的投资行为是显著正相关的,而网络中比较分散的投资者之间有负相关的交易行为。Pool等(2012, 2014)进一步发现同城基金经理在股票持仓以及交易方式上具有相似性。这些研究都表明网络关系往往会强化或者导致机构投资者的交易策略行为一致性。

最后网络结构会影响资产价格。Ozsoylev和Walden(2011)研究发现信息通过股票市场上的投资者网络扩散从而影响股票价格。如果投资者网络是相对稳定的,并且投资者能在网络中其他人交易之前有所行动,他们一般都会获取较高收益。实证研究中Ozsoylev等(2014)也发现了网络结构会影响资产价格。近些年的研究逐渐开始考察传染对于资产价格的影响。Giesecke和Weber(2004)认为,由于金融机构持有相同的资产,因此如果处于危机或者发生风险的金融机构影响抛售资产价格时,将会使得其他机构的资产价值下降,从而使得传染蔓延。Kodres和Pritsker(2002)提出了跨市场投资再平衡效应,这种效应指如果某个市场受到外部冲击,投资者会调整其他市场上的投资组合,在调整投资组合时会冲击其他资产,造



成其他资产价值下降从而使得危机蔓延。对于机构投资者而言,他们的交易行为会对资产价格产生影响(Yan and Zhang, 2009; 刘京军、徐浩萍, 2012; 史永东、王谨乐, 2014), 而且 Pollet 和 Wilson (2008) 发现, 当共同基金面临资金流入或流出的时候, 倾向于按比例扩张或者收缩其现有的持仓组合资产(刘京军、吴英杰, 2011), 从而影响到资产价格变化, 如果处于网络结构中的基金行为一致, 自然这种行为一致性会影响资产价格。

另外与本文相关的文献是关于基金资金流量的文献。长期以来考察基金业绩与资金流量的关系一直是这方面的研究主题(肖峻、石劲, 2011; 申宇等, 2013)。国内研究这方面的文献集中考察基金赎回与业绩之间的关系研究。然而这些研究在考察业绩资金流量时并没有考察基金之间的相互影响行为, 本文引入基金网络通过空间计量模型进一步扩展了这方面的研究。

从文献综述看来, 基于社会网络或者投资者网络考察机构投资者仍然是金融学中的热点问题, 这主要因为网络结构是分析社会和经济现象的重要手段。同时由于网络结构具有自然的内生性问题, 如何构造工具变量以及适当的估计方法进行检验策略一直是经济学和金融学中的难点和热点问题。本文采用标准的空间计量经济学模型考察此问题, 空间计量模型在税收竞争、政府支出竞争上得到普遍应用(Brueckner, 2003; 郭杰、李涛, 2009; 龙小宁等, 2014), 然而鲜见于金融学领域研究。为此, 本文主要待验证的假设如下。

H1: 基于投资者网络, 基金之间的资金流量具有传染性, 即正的溢出效应。

H2: 基于投资者网络的资金流量对资金的业绩具有显著的正的影响。

### 三、数据、变量以及研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文采用数据来自于 WIND 数据库中开放式基金的数据, 样本期间 2005 年 1 月~2014 年 12 月。根据本文的研究特点, 对样本进行了如下处理: (1) 以股票型开放式基金和偏股型开放式基金作为研究对象, 并且只考察主动型基金, 删除指数型、增强指数型基金等被动型投资基金。(2) 剔除

掉成立年限不足一年的基金; 这样本文最终得到 11243 季度观测值的有效非平衡面板数据。(3) 在考察基金的业绩影响时候, 根据研究惯例, 本文要求样本基金至少有 24 个月以上的历史净值数据, 这样在收益率分析中的有效样本数据共计 25743 个月度数据。基金的净值数据来源于 CSMAR 数据库。(4) 同时, 由于我国少数基金存在“停止申购”、“停止赎回”的现象, 在稳健性检验中将这部分基金删除, 得到的结果并没有实质性改变。另外, 本文采用空间计量方法基于基金网络估计传染效应, 在稳健性检验中, 将部分“孤岛”基金<sup>①</sup>删除, 得到的结果并没有实质性改变。

#### (二) 基金网络定义与度量

根据 Pareek (2012) 和肖欣荣等 (2012) 的研究, 基金通过其持有的股票存在联系。因此本文假设两只基金重仓持有相同的股票则它们之间存在关联。首先定义重仓持股网络矩阵  $W_t$  如下:

$$W_1 = \begin{pmatrix} W_{2005} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & W_{2006} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W_{2013} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & W_{2014} \end{pmatrix}$$

这里  $W_{2005}, \dots, W_{2014}$  表示样本中 2005~2014 年之间基于每季度重仓持股构造的投资者网络, 其基本元素  $w_{ij}$  定义为:

$$w_{ij,t} = \begin{cases} 1 & \text{基金 } i \text{ 与基金 } j \text{ 在 } t-1 \text{ 期至少同时持有} \\ & \text{一只或以上的股票但是不属于} \\ & \text{同一家基金公司} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

需要说明的是矩阵  $W_{2005}, \dots, W_{2014}$  的对角线上的元素均为 0。由于每季度基金的持仓总是不断变化的, 因此这样定义的矩阵  $W_t$  是随着时间变化的非平衡矩阵, 按照通常做法对矩阵行标准化。

虽然基于重仓持股的持股网络矩阵  $W_t$  能够描述基金之间的网络关系, 但是简单的 0-1 描述关系说明网络中基金的对其他基金的权重影响是一致的, 这样有失偏颇, 同时可能导致估计存在偏差, 因此本文基于重仓股持股比重考察持股相似性矩阵 (Blocher, 2014)。为避免内生性问题, 持股相似性矩阵网络基于前期的持仓数据构造<sup>②</sup>。假定  $h_{it-1}$  为基金  $i$  在第  $t-1$  季度的重仓股持仓市值占基金资产净值的比例向量, 维数为  $k_{t-1} \times 1$ ,  $k_{t-1}$  为  $t-1$  期股票

的个数。 $h_{jt-1}$ 中第 $j$ 个元素为基金 $i$ 在第 $t-1$ 季度中持有股票 $j$ 的市值占基金总净值比例。定义在第 $t$ 季度,基金 $i$ 和基金 $j$ 之间持股的相似程度定义为:

$$s_{ijt} = \frac{h_{it-1}h_{jt-1}}{|h_{it-1}||h_{jt-1}|}$$

其中, $|h_{it}| = \sqrt{\sum_{m=1}^{k_i} h_{im}^2}$ 。从以上公式可以看出,基

金 $i$ 和基金 $j$ 的持股相似性实质上就是两者的持仓向量的夹角,将矩阵按行标准化,得到第 $t$ 期的权重矩阵 $W_t$ ,即 $w_{ij,t} = s_{ij,t} / \sum_{k \neq j} s_{ik,t}$ ,因此得到刻画重仓股相似性结构的空网加权矩阵 $W_2$ ,同样对角线上的元素仍然为0。同样类似于 $W_1$ ,由于基金持股是季度变化的,因此相应的每一期的空网加权矩阵 $W_t$ 也是变化的。与文献中常用的平衡面板固定空网加权矩阵不同,此处的空网加权矩阵不但是动态变化的,而且数据是非平衡的。动态变化的空网加权矩阵能够更好反映基金之间随时间变化的网络结构,更好地刻画了基金之间相互影响程度的动态变化,但也增加了矩阵构造和模型估计的难度。

### (三)模型设计和估计方法

基于如上构造的基金网络矩阵 $W_1$ 和 $W_2$ ,下面借鉴空网计量模型的方法建立模型如考察基金之间通过网络结构的传染效应,模型如(1)所示:

$$flow_{it} = \rho \sum_k W_t(k, i) flow_{kt} + X_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $flow_{it}$ 为第 $t$ 期的基金流量, $W_t(k, i)$ 是对角线为0的网络矩阵, $X$ 为控制变量, $\mu_i$ 表示不随时间变化的个体效应, $\varepsilon_{it}$ 为扰动项, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。另外本文控制住基金类型<sup>③</sup>和时间效应,这种模型在空网计量中归类为空网滞后模型(SAR),广泛应用于地方政府竞争、政策互动等描述个体相互影响或者相互竞争等关系的研究。模型参数 $\rho$ 为空间滞后项的回归系数,空间滞后变量以及空网权重能够反映处于网络结构中的基金之间的资金流量的传染性。空网滞后项系数 $\rho$ 是本文关心的核心参数,进行实证研究的主要目的是估计 $\rho$ 以及检验其是否大于零。

如何估计该模型是本文面临的问题,这里借鉴空网计量模型方法考察该模型的估计问题。根据Anselin(1988),引入空网滞后项的固定效应模型在估计上存在两个问题。首先, $W_{flow_t}$ 违反了古典

模型的外生性假定,即误差项与空网滞后项存在内生性问题,其次样本之间的空网相关可能会影响固定效应的估计。因此本文以Elhorst(2014)给出最大似然估计方法对模型(1)进行估计,模型(1)在固定效应下对应的对数最大似然函数为:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & -\frac{NT}{2} \log \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (flow_{it} - \rho W_i flow_t - X_{it} \beta - \mu_i)^2 \end{aligned}$$

考虑了 $W_{flow_t}$ 内生性,对似然函数关于 $\mu_i$ 求偏导得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Log}L}{\partial \mu_i} = & \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (flow_{it} - \rho W_i flow_t - X_{it} \beta - \mu_i) \\ = & 0, \quad i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

由此可以解出:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (flow_{it} - \rho W_i flow_t - X_{it} \beta), \quad i = 1, \dots, N$$

将上式代入对数似然函数,整理后可得到中心化的对数似然函数:

$$\begin{aligned} \text{Log}L^c = & -\frac{NT}{2} \log \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (flow_{it}^* - \rho W_i flow_t^* - X_{it}^* \beta)^2 \end{aligned}$$

上式中星号的含义是对变量进行去时间均值处理,即:

$$flow_{it}^* = flow_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T flow_{it}, \quad X_{it}^* = X_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \quad (2)$$

然后将 $flow^*$ 和 $(I_T \otimes W) flow^*$ 分别对 $X^*$ 普通最小二乘法回归,从而得到各自对应的回归系数 $b_0$ 和 $b_1$ ,以及各自的残差 $e_0^*$ 和 $e_1^*$ ,其解析形式为:

$$\begin{aligned} e_0^* &= (I - X^* (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T}) flow^* \\ e_1^* &= (I - X^* (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T}) (I_T \otimes W) flow^* \end{aligned}$$

同时 $\rho$ 的最大似然估计量可以通过最大化中心化的如下对数似然函数计算得到:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & C - \frac{NT}{2} \log \log \left( (e_0^* - \rho e_1^*)^T (e_0^* - \rho e_1^*) \right) \\ & + T \log |I_N - \rho W| \end{aligned}$$

其中 $C$ 为与 $\rho$ 无关的常数。这个最大化问题只能通过数值方式求解,无法得到 $\rho$ 的解析解,不过中心化的对数似然函数关于 $\rho$ 是凹函数,因此数值解是唯一的。在得到 $\rho$ 的估计量 $\hat{\rho}$ 之后, $\beta$ 和 $\sigma^2$ 的估计量可以通过如下公式计算得到<sup>④</sup>:

$$\hat{\beta} = b_0 - \hat{\rho} b_1$$

$$= (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} (flow^* - \hat{\rho}(I_T \otimes W) flow^*)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* - \hat{\rho} e_1^*)^T (e_0^* - \hat{\rho} e_1^*)$$

#### (四)主要变量以及控制变量

参照国内外文献通常的做法(Sirri and Tufano, 1998; Zheng, 1999; Kempf and Ruenzi, 2008; 肖峻和石劲, 2011), 本文根据以下公式计算基金流量 $flow_{it}$ 。

$$flow_{it} = (TNA_{it} - TNA_{i,t-1} \times (1 + R_{it})) / TNA_{i,t-1}$$

其中,  $TNA_{it}$  为第  $t$  季度基金  $i$  的净资产总额,  $R_{it}$  为第  $t$  季度基金  $i$  的原始回报率。与基金资金流入量或资金流出量相比, 通过这种方式定义的  $flow_{it}$  能够剔除了基金规模对于资金流动的影响。需要指出的是, 这里剔除了由于投资收益带来的净值增长, 并且假定资金流入全部发生在季末。另外根据构造的投资者网络矩阵  $W_1$  和  $W_2$ , 分别构造基于网络的资金流量变量  $W_1 \times flow$  和  $W_2 \times flow$ , 即:

$$W_1 \times flow_{i,t} = \sum_k w_{1,ikt} flow_{kt}$$

$$W_2 \times flow_{i,t} = \sum_k w_{2,ikt} flow_{kt}$$

基金网络  $W$  与各基金之间的资金流量的乘积向量  $W \times flow$  称为基金资金流量的空间滞后变量, 反映了通过基金网络的其他基金资金流量的加权平均。

在控制变量方面, 已有研究成果(Sirri and Tufano, 1998; Kacperczyk et al., 2007; 肖峻、石劲, 2011)都表明, 基金的资金流量与历史业绩之间总体上存在显著的正相关关系, 基金投资者存在着“追逐业绩”的现象。本文采用滞后一期的季度原始收益率( $Ret$ )做为历史业绩的代替变量。Chevalier 和 Ellison (1997)、Chen 等 (2004) 均发现上期的基金规模( $Size$ )与下期资金净流量负相关。Sirri 和 Tufano (1998)、Massa (2003) 等研究发现大型基金家族旗下基金( $Famsize$ )能够吸引更多的资金流入。为了避免潜在的多重共线性, 本文参考了Kempf 和 Ruenzi (2008) 的做法, 在计算家族规模时减去本基金的净值规模。另外资产风险也影响投资者的投资行为, 为了衡量基金投资风险, 本文以基金过去3个月回报率的标准差做为基金风险的代替变量( $Vol$ )。相关文献也发现基金的历史分红会影响到基金的资金流量, 同时投资者可能更愿

意选择分红率高的基金(Chen et al., 2004)。因此本文也将基金前期分红( $Divid$ )纳入控制变量。考虑到我国股票市场波动性较高的特点, 不同年份市场行情存在的差异很大, 可能影响基金的资金流量, 例如, 牛市年份基金可能出现较多资金流入而熊市年份则相反, 因此有必要加入年度虚变量来控制年度固定效应的影响。

## 四、实证结果分析

### (一)描述性统计结果

表1报告了主要变量的描述性统计。表1的第一部分描述了主要变量的基本统计量, 总体上看基金表现出资金净流入, 但资金流量的最大最小值相差非常大, 说明基金之间的资金流动差异较大。基金季度原始收益率平均达到1.024%, 基金规模均值为36亿元, 基金规模最小为0.067亿元, 最高达到447亿元, 基金家族最大规模超过1800亿元, 说明基金家族之间的规模比较不平衡。同时根据构造的网络矩阵  $W_1$  和  $W_2$ , 与相关主要变量相乘后得到基于网络结构的相关变量, 主要描述性统计结果分别列示在表1的Panel B 和 Panel C 中。基本描述性结果表明, 基于网络结构的  $W_1 \times flow$  和  $W_2 \times flow$  最大值与最小值之间表现出较大的

表1 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 主要变量				
$flow$	0.029	1.149	-2.331	66.632
$Size$ (亿元)	36.161	44.079	0.067	447.354
$Age$ (年)	4.429	2.522	1.000	13.285
$Ret$ (%)	1.024	4.056	-14.083	18.490
$Divid$	0.087	0.261	0.000	3.100
$Vol$	0.062	0.022	0.004	0.156
$Famsize$ (亿元)	292.433	273.537	0.105	1803.142
Panel B 基于网络矩阵 $W_1$ 的主要变量				
$W_1 \times Flow$	0.011	0.680	-1.789	42.332
$W_1 \times Size$ (亿元)	35.723	33.351	0.000	375.008
$W_1 \times Age$	4.323	1.849	0.000	13.285
$W_1 \times Ret$ (%)	0.892	3.700	-9.780	15.660
$W_1 \times Vol$	0.060	0.024	0.000	0.156
$W_1 \times Divid$	0.082	0.199	0.000	2.350
$W_1 \times Famsize$ (亿元)	288.255	274.657	0.000	1803.12
Panel C 基于网络矩阵 $W_2$ 的主要变量				
$W_2 \times flow$	0.016	0.248	-0.545	4.612
$W_2 \times Size$ (亿元)	39.260	21.792	0.000	145.670
$W_2 \times Age$	4.545	1.177	0.000	8.572
$W_2 \times Ret$ (%)	0.976	3.747	-7.891	11.993
$W_2 \times Vol$	0.062	0.019	0.000	0.120
$W_2 \times Divid$	0.087	0.162	0.000	1.133
$W_2 \times Famsize$ (亿元)	306.028	106.954	0.000	878.61



差异,说明基于网络结构资金的溢出具有差异性,因此对于基金业绩的影响需要进一步深入研究。

## (二)基金资金流量的传染性检验

### 1. 空间相关性检验以及模型检验

在利用空间计量模型考察基金资金流量的传染性之前,首先进行 Moran's I 空间相关性检验和 LM 空间误差相关性检验。Moran's I 指数能够从空间网络整体上刻画观测值的集聚情况。由于本文的数据特征是动态的,因此采用面板数据情形下的 Moran's I 统计量:

$$I = e'W_e/e'e$$

其中,  $e = (I_{NT} - X(X'X)^{-1}X')Y = MY$ ,  $I$  的均值为:

$$E(I) = \text{trace}(MW)/(NT-k)$$

$I$  的方差为:

$$V(I) = [\text{trace}(MWMW) + \text{trace}(MWMW) + (\text{trace}(MW))^2]/(NT-k)(NT-k+2) - (E(I))^2$$

因此,在大样本情形下,

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \sim N(0, 1)$$

根据以上公式,当选取根据重仓股持仓网络  $W_1$  得到的  $Z$  值为 3.4。当选择基金持股相似矩阵  $W_2$  得到  $Z$  值为 12.90。因此不存在空间相关性的原假设被拒绝,基金流量之间存在着空间相关性,这也说明了引入空间计量模型的必要性,同时表明本文构造的网络结构的确是存在的。另外空间计量模型经常面临空间滞后模型(SAR)和空间误差自回归模型(SEM)的选择,Burridge(1980)提出了检验空间误差相关性的截面 LM 统计量  $LM_E$ ,而 Anselin(1988)提出了检验空间滞后项的截面 LM 统计量  $LM_L$ ,分别将其扩展到空间面板模型就可以得到:

$$LM_E = \frac{(e'W_e/(e'e/NT))^2}{\text{tr}(W^2 + W'W)}$$

$$LM_L = \frac{(e'WY/(e'e/NT))^2}{\frac{(W\hat{Y})'M(W\hat{Y})}{\sigma^2} + \text{tr}(W^2 + W'W)}$$

其中  $e$  为不带空间效应的回归残差,  $\hat{Y}$  为对应的拟合值,  $W$  为空间加权矩阵,而  $M = I_{NT} - X(X'X)^{-1}X'$ ,这两个统计量都渐进服从  $\chi^2(1)$ 。同样对于网络矩阵  $W_1$ ,其  $LM_E=23.97$ ,而  $LM_L=19.77$ ,SAR

的对数似然函数值为-7106.2915,而 SEM 的对数似然函数值为-7691.9926。而对基于基金持股相似性矩阵  $W_2$  其  $LM_E=364.97$ ,而  $LM_L=314.47$ ,SAR 的对数似然函数值为-6266.3899,而 SEM 的对数似然函数值为-6846.5932。无论从 LM 统计量的显著性水平还是从对数似然函数值看,应该选择 SAR 模型。

### 2. 回归分析结果

为了考察基于网络结构考察资金的传染性。本文分别在模型(1)以重仓股矩阵  $W_1$  以及持股相似矩阵  $W_2$  估计模型结果。表 2 给出了估计结果,分别是对应两个不同的矩阵,模型(1)~模型(2)没有控制时间效应和投资类型效应。模型(3)~(4)在估计系数时控制了时间效应和投资类型效应。从估计结果上看,模型(1)~(4)估计得到的资金流的空间滞后项反应系数  $\rho$  为正数而且在均在 1% 的置信水平上显著。具体而言,基于基金重仓股  $W_1$  的模型(3)的资金溢出估计系数为 0.051( $t=4.37$ ),基于基金持仓相似矩阵  $W_2$  的模型(4)估计得到反应估计系数 0.305( $t=6.35$ )。从估计系数上比较,基于简单的重仓持股矩阵  $W_1$  得到的估计反应系数小于基于重仓持股相似矩阵  $W_2$  的反应系数,说明基于简单的 0-1 关系得到的投资者网络矩阵可能低估了溢出程度。

表 2 的结果说明基金流量之间存在着正的溢

表 2 基金资金流量的网络溢出效应

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	$W_1$	$W_2$	$W_1$	$W_2$
$Ret$	0.011*** (4.38)	0.009*** (3.68)	0.018*** (5.26)	0.017*** (4.88)
$Age$	-0.015*** (-3.22)	-0.009** (-2.04)	0.004 (0.71)	0.004 (0.68)
$Size$	-0.060*** (-6.79)	-0.067*** (-7.62)	-0.091*** (-9.16)	-0.089*** (-9.01)
$Famsize$	0.023** (2.26)	0.026*** (2.63)	0.031*** (2.80)	0.030*** (2.73)
$Divid$	0.265*** (6.44)	0.117*** (2.76)	-0.046 (-0.97)	-0.055 (-1.16)
$Vol$	2.020*** (3.77)	1.764*** (3.32)	2.476*** (3.28)	2.093*** (2.76)
$Constant$	-0.052 (-0.90)	-0.039 (-0.68)	-0.060 (-0.54)	-0.028 (-0.25)
时间	No	No	Yes	Yes
类型	No	No	Yes	Yes
$\rho$	0.074*** (6.35)	0.537*** (14.34)	0.051*** (4.37)	0.305*** (6.35)
$\sigma^2$	1.191*** (74.93)	1.174*** (74.92)	1.168*** (74.95)	1.166*** (74.96)
N	11243	11243	11243	11243
Log-似然值	-16944.9	-16875.2	-16830.0	-16820.4

注: 括号中为稳健性的  $t$  值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。

出效应,即通过重仓股网络,基金的资金流向具有典型的溢出特征,即本文的假设(H1)成立。换言之,通过持有相同的资产或者相似的资产,基金能够通过持仓股之间的网络效应带来更多的资金流入。其机制可能在于基金资金流入后,基金通过在相同的资产组合上继续买入原有资产,从而持有相同或者类似资产组合的基金的业绩也能够增加,在基金业绩—资金的作用下,基金的资金流量得到增加。

其他控制变量方面,在控制时间效应和投资类型效应后,发现基金上季度的回报率(*Ret*)越高,基金资金流量 $flow$ 越大,这结果间接也证明基金业绩与资金流量向之间并没有逆向选择现象存在。基金规模(*Size*)与基金流量之间存在着显著为负的关系,这与国外的研究结果(Chen et al., 2004)是一致的。这可能反映了随着基金规模的增大,基金难以取得较好的业绩,因此导致流入资金下降。

### (三)基金网络的资金流量对收益的影响

表2的结果表明,基于重仓股构造得到的基金网络的资金流量具有显著的网络外部性,即存在显著的溢出效应,自然的问题是这种传染或者溢出效应如何影响基金业绩呢?下面利用传统的金融学方法如时间序列超额收益分析以及横截面分析方法进行分析对假设(H2)检验,这里仅考察基金持仓相似矩阵 $W_2$ 的空间滞后项 $W_2 \times flow_{i,t-1}$ 对业绩的影响<sup>⑤</sup>。

#### 1. 时间序列超额收益分析

首先按照季度计算空间滞后项 $W_2 \times flow_{i,t-1}$ ,然后以该指标按从小到大进行排序,将总体样本分为10个组合,同时构建零成本的基金的资产组合10-1,零成本组合具体构建方式买入为资金溢出最高的组合10,卖出资金溢出最低的组合1,以此比较网络资金溢出最高与最低组合之间的业绩差异,计算每个组合的平均收益率,并采用Carhart(1997)四因子模型对组合收益率进行风险调整。经典的资产定价理论认为资产收益可以完全被四因子模型解释,因此截距项( $\alpha$ )反映了风险因子不能解释的超额收益率。四因子模型如下:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_1(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_2SMB_{it}$$

这里 $r_{pt}$ 表示基金组合的月平均收益; $r_{mt}$ 表示以

流通市值加权的现金红利再投资的综合月市场收益率, $r_{ft}$ 表示无风险月利率, $SMB$ 、 $HML$ 表示Fama和French(1993)的规模因子、账面市值比因子, $MOM$ 表示Carhart(1997)构造的动量因子,回归结果和采用Newey-West调整的t值报告在表3中。

由于基金矩阵 $W_2$ 和 $flow$ 都是前季度末的数据,因此这种方法可以避免内生性问题。表3的结果显示,四因子模型回归的调整可决系数( $Adj.R^2$ )均超过80%,且风险因子的系数在统计上基本都显著,说明四因子模型对收益数据的拟合效果很好,模型具有较强的解释力。本文发现基金网络带来的资金流量的所有基金组合的超额收益率都显著为正,说明控制系统性风险后,这些组合能获得显著的超额收益率。同时从表3可以看出随着通过重仓股网络的资金流入的增加,风险调整后的超额收益率呈上升趋势,并且在1%的水平下显著。资金流入最高的组合10,其月超额收益率为0.896%,年化收益率为10%,这意味着如果投资者买入10组合,每年可以获得10%的风险调整后的超额收益率。零成本套利组合10-1的年化超额收益达到5%,而且在1%的水平显著。其经济含义是如果允许卖空,资金流入最高的组合,卖空资金流入最低的组合,每年有5%左右的超额收益率。表3的结果说明,基于重仓股建立的基金网络的资金流对基金业绩有显著影响,可以获得显著的超额

表3 基于网络资金流量的超额收益率分析

组别	Alpha	$r_m - r_f$	SMB	HML	MOM	Adj.R <sup>2</sup>
1	0.480** (2.52)	0.685*** (27.27)	-0.079 (-1.17)	-0.223** (-2.07)	0.007** (2.44)	0.894
2	0.485*** (2.84)	0.697*** (30.29)	-0.193*** (-4.6)	-0.386*** (-5.68)	0.008** (2.36)	0.928
3	0.649*** (3.34)	0.696*** (25.8)	-0.233*** (-4.42)	-0.396*** (-4.99)	0.009** (2.14)	0.909
4	0.642*** (3.37)	0.700*** (30.55)	-0.236*** (-4.72)	-0.450*** (-6.46)	0.001 (0.18)	0.915
5	0.598*** (3.02)	0.715*** (25.87)	-0.190*** (-3.73)	-0.418*** (-5.45)	0.008* (1.91)	0.907
6	0.608*** (2.87)	0.748*** (26.37)	-0.125** (-2.22)	-0.408*** (-5.1)	0.015** (2.48)	0.894
7	0.669*** (3.47)	0.751*** (29.91)	-0.213*** (-4.65)	-0.473*** (-7.67)	0.012*** (2.81)	0.915
8	0.746*** (3.63)	0.728*** (27.64)	-0.228*** (-4.15)	-0.508*** (-6.14)	0.011** (2.18)	0.903
9	0.781*** (3.16)	0.698*** (26.48)	-0.206*** (-3.61)	-0.354*** (-3.09)	0.012*** (2.76)	0.841
10	0.896*** (3.95)	0.768*** (27.18)	-0.251*** (-4.21)	-0.455*** (-6.17)	0.012** (2.06)	0.896
10-1	0.416*** (2.91)	0.083*** (3.94)	-0.172** (-2.25)	-0.232** (-2.13)	0.005 (1.04)	0.204

注:括号中为经Newey-West标准误调整后的t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%上显著。



收益率。这个事实进一步表明,通过投资者网络持股相似的基金可以强化其交易,这种网络关系使得机构之间的行为具有一致性,从而可以增加收益。

## 2. 截面数据分析

基于网络的基金资金溢出效应对基金业绩的影响关系有待于进一步的检验。根据相关研究,如基金规模(Chevalier et al., 1997; Chen et al., 2004),基金家族的“明星效应”(Massa, 2003),基金年龄(Age),基金红利(Divid)以及基金的收益率的波动性都会影响基金业绩,因此本文建立多元回归模型控制这些因素后考察基于网络的资金溢出对基金业绩的影响,模型如下:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 W \times flow_{i,T-1} + \beta_2 flow_{i,T-1} + \beta_3 Size_{i,T-1} + \beta_4 Age_{i,T-1} + \beta_5 Famsize_{i,T-1} + \beta_6 Divid_{i,T-1} + \beta_7 Vol_{i,T-1} + \epsilon_{it}$$

其 $\beta_t$ 表示月度, $T$ 表示季度, $R_{it}$ 为基金 $T-1$ 季度至 $T$ 季度之间的月度业绩,本文分别采用相对收益率( $Exret$ ),即基金业绩与其业绩基准的差值、CAPM模型以及Carhart四因子模型来计算风险调整后的收益率( $Capmalpha$ 、 $Fouralpha$ )进行估计。 $W \times flow_{i,T-1}$ 表示季度 $T-1$ 通过投资者网络的基金资金流量,由于基金的 $W \times flow_{i,T-1}$ 是季度数据,基金的业绩和部分变量是月度数据,因此采用Fama-MacBeth(1973)的横截面回归方法进行估计,这种回归即先将每个月度的数据进行回归,

表4 基金网络与基金收益的横截面分析  
(Fama-MacBeth回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>Exret</i>	<i>Capmalpha</i>	<i>Fouralpha</i>	<i>Exret</i>	<i>Capmalpha</i>	<i>Fouralpha</i>
$W \times Flow$	0.442*** (9.87)	0.005*** (2.84)	0.004*** (2.68)			
$W_2 \times Flow$				0.126*** (3.53)	0.002 (1.52)	0.003** (2.05)
<i>flow</i>	0.092** (2.17)	0.007** (2.06)	0.006 (1.20)	0.248*** (4.14)	0.005 (1.36)	0.004 (1.00)
<i>Size</i>	-0.020 (-0.37)	0.004 (1.11)	-0.006 (-1.24)	0.140** (2.16)	0.003 (1.08)	-0.005 (-1.16)
<i>Age</i>	0.077** (2.02)	0.001 (0.31)	-0.008 (-1.47)	0.159*** (3.24)	-0.001 (-0.43)	-0.007 (-1.63)
<i>Famsize</i>	-0.001** (-2.52)	0.000 (0.20)	-0.000 (-0.19)	-0.002*** (-5.95)	-0.000 (-0.39)	-0.000 (-0.93)
<i>Divid</i>	-0.069 (-1.27)	-0.007* (-1.78)	-0.001 (-0.26)	-0.177** (-2.02)	-0.009* (-1.67)	-0.008 (-0.84)
<i>Vol</i>	-0.490 (-1.63)	0.003 (0.17)	-0.062 (-1.50)	-0.385 (-1.18)	-0.001 (-0.05)	-0.045 (-1.56)
<i>Constant</i>	0.029 (0.26)	0.005 (0.54)	0.019 (1.22)	-0.314** (-2.28)	0.000 (0.07)	0.014 (1.31)
N	25743	25743	25743	25743	25743	25743
R <sup>2</sup>	0.907	0.803	0.743	0.878	0.801	0.742
F	14.683	9.049	8.971	6.697	3.070	4.623

注:括号中为经Newey-West标准误差调整后的t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%上显著。

然后得到2005~2014年120个月度的回归系数,再计算系数的平均值和t值,其中误差采用Newey-West方法修正。

表4报告了横截面回归结果,控制其他变量后, $W_1 \times Flow$ 和 $W_2 \times Flow$ 对基金业绩( $Exret$ 、 $Capmalpha$ 以及 $Fouralpha$ )在5%的水平下均显著为正(模型5除外),这一发现证实了基金网络之间的资金传染对基金未来业绩增长有显著的影响。以结果(2)为例,其经济含义是基于投资者网络带来的资金溢出每增加1%,基金未来超额收益率显著增加0.5%。控制变量中,资金流动( $flow$ )的系数符号并非一致,而且部分结果统计上并不显著。这个原因可能是在考虑基于网络溢出的资金流动以后,资金流动对未来业绩的影响就不明显了。基金规模、基金家族规模对收益率的影响并不一致。表4的结果进一步表明,基金网络带来的资金流入会显著影响基金的收益率,即假设(H2)成立。

## 五、稳健性检验

### (一)传染效应的稳健性检验

由于本文采用重仓持股或者重仓持仓相似程度构造空间加权矩阵,这使得估计结果很可能反映了基金受到共同的因素影响。为了进一步排除这种可能性,借鉴固定效应估计中去时间趋势均值的做法,将每只基金资金流减去对应时间点上所有基金资金流的均值,这样可以消除对于全部股票型基金或者某类型基金的外生冲击造成的影响,例如不同市场态势(牛市或者熊市)市场因素的相关影响。

表5中,模型(1)和模型(2)是资金流去均值以后的估计结果,结果发现在自变量去均值后,资金流的空间滞后项的回归系数 $\rho$ 有所减小,这说明空间滞后项的确反映了部分市场整体冲击的影响。结果发现系数仍旧是显著为正,说明资金流的空间滞后项反映的并不是对于全体基金的共同冲击,而更有可能是基金网络之间的溢出效应或者是传染效应。

### (二)估计方法的稳健性检验

对于形如模型(1)的空间计量模型的估计,在稳健性检验上运用广义空间两阶段最小二乘法(Generalized Spatial Two Stage Least Squares, GS2SLS)进行检验。GS2SLS方法(Kelejian and Prucha, 1998)的特点是不对随机误差作任何分布假定,因而对潜在的数据过程保持稳健。表5的(3)和(4)报告了基于GS2SLS的

表5 稳健性检验

模型 变量	去时间均值flow		GS2SLS 估计	
	(1) $W_1$	(2) $W_2$	(3) $W_1$	(4) $W_2$
Ret	0.012*** (3.50)	0.008*** (2.65)	0.019*** (5.15)	0.025*** (5.77)
Age	0.013** (2.25)	0.012** (2.14)	0.004 (0.63)	0.003 (0.55)
Size	-0.085*** (-8.66)	-0.084*** (-8.61)	-0.090*** (-9.13)	-0.089*** (-8.93)
Famsize	0.025*** (2.26)	0.026*** (2.44)	0.029*** (2.55)	0.027*** (2.47)
Divid	-0.072 (-1.47)	-0.066 (-1.38)	-0.025 (-0.51)	-0.043 (-0.87)
Vol	1.469* (1.93)	1.459** (2.09)	2.525*** (3.25)	2.014** (2.45)
Constant	0.076 (0.68)	0.061 (0.60)	-0.061 (-0.54)	-0.031 (-0.23)
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
类型	Yes	Yes	Yes	Yes
$\rho$	0.045** (2.38)	0.238*** (2.97)	0.087*** (3.97)	0.288*** (7.73)
$\sigma^2$	1.153*** (74.98)	1.152*** (74.96)		
N	11243	11243	11243	11243

注:括号中为稳健性的t值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%上显著。

表6 内生性检验

模型 变量	(1) exret	(2) capmalpha	(3) fouralpha	(4) exret	(5) capmalpha	(6) fouralpha
$W_1 \times Flow$	0.105*** (8.76)	0.020*** (4.73)	0.012*** (3.21)			
$W_2 \times Flow$				0.125*** (2.67)	0.002** (1.98)	0.010*** (3.74)
Divid	0.030*** (5.21)	0.002*** (8.90)	0.002*** (9.35)	0.012*** (3.10)	0.002*** (11.73)	0.002*** (7.06)
Size	0.002*** (2.39)	0.001*** (16.82)	0.001*** (26.15)	0.004*** (7.02)	0.001*** (16.43)	0.001*** (23.18)
Age	-0.005* (-1.75)	-0.003*** (-23.31)	-0.001*** (-11.19)	-0.007*** (-3.95)	-0.003*** (-23.63)	-0.001*** (-9.47)
flow	-0.003* (-1.85)	-0.000 (-0.73)	-0.000*** (-5.35)	-0.007*** (-4.85)	-0.000 (-0.50)	-0.000*** (-2.50)
Famsize	-0.001*** (-4.93)	0.000 (0.78)	-0.000*** (-5.60)	-0.000*** (-3.62)	0.000 (0.67)	-0.000*** (-3.10)
Vol	2.240*** (10.62)	0.012 (1.44)	0.013* (1.69)	0.282*** (3.94)	0.044*** (10.84)	-0.021*** (-3.95)
Constant	-0.104*** (-5.06)	0.016*** (24.69)	0.008*** (12.14)	0.016 (1.55)	0.013*** (31.37)	0.010*** (17.53)
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
类型	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.367	0.268	0.317	0.422	0.523	0.224
N	25743	25743	25743	25743	25743	25743
内生性检验						
Shea Partial R <sup>2</sup>	0.007	0.007	0.007	0.003	0.003	0.003
Cragg-Donald Wald	93.92	93.92	93.92	35.23	35.23	35.23
Sargan Chi	2.652	1.091	2.321	0.903	0.321	0.201

注:括号中为稳健性的t值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%上显著。

估计结果。同样发现资金流的空间滞后项的回归系数 $\rho$ 是显著为正的,与表2的估计结果相比较,资金流的空间滞后项的回归系数 $\rho$ 有所减少,稳健性结果进一步说明基于投资者网络基金资金确实存在溢出效应。

### (三)关于内生性分析

前文时间序列和横截面分析的结果显示,基金网络的资金流入与基金未来业绩呈显著正相关关系。然而,这种内生性问题不可忽略。有两方面的因素可能造成内生性问题:一是由于资金流入与基金业绩之间存在双向决定关系,因此产生同时互为因果的内生性问题。尽管本文在基金网络的矩阵的构造采用滞后一期的资产组合作为矩阵可以减轻这种问题。基于网络结构的资金流入也会影响业绩。第二种内生性问题可能源于无法观察到的个体特征,也可能影响基金未来业绩,由此产生遗漏变量的内生性问题。因此,为了减轻内生性问题,本文采用工具变量法,进一步考察基金网络资金流入对基金未来业绩的影响。工具变量的选择基于社会网络中估计从众效应中的经典估计方法,本文采用二阶资金流入以及前期规模即 $W^2 \times flow = W^2 \times flow$ 和 $W^2 \times Size = W^2 \times Size$ 为工具变量,其中 $W^2 = W \times W$ 表示相似矩阵或者重仓股矩阵的乘积。

表6给出了内生性方法的估计结果。本文首先对工具变量进行了相关检验,包括模型的内生性检验、工具变量的合理性检验等。在相关性检验中Shea Partial R<sup>2</sup>分别为0.007和0.003,最小特征值统计量Cragg-Donald Wald分别为93.92和35.23,统计检验表明拒绝存在弱工具变量的原假设,并且说明工具变量满足相关性。其次在外生性检验中,Sargan检验卡方值均在10%水平上不显著,所以不能拒绝所有外生的原假设,说明工具变量符合外生的要求。表6的结果说明,在控制内生性问题之后, $W_1 \times Flow$ 和 $W_2 \times Flow$ 与基金业绩仍然显著正相关,这一发现进一步证实了基金网络之间的资金传染对基金未来业绩增长有显著的影响。

## 六、研究结论

本文根据基金重仓持股构造了基金的投资网络,考察基金网络结构下的基金资金的溢出现象以及对基金收益率的影响。选取2005~2014年间相关基金的数据,采用空间计量模型SAR模型首先考察基于该网络基金之间的资金传染关系;然后根据基金的网络资金流入考察资金流量对基金业绩的影响,根据四因子模型计算风险调整后的基金组合收益,研究发现基于网络的基金资金流入最高的基金每年可以获得6%的超额收益率。同时横截面分析结果也显示,网络结构中的带来的资金与基金未来业绩呈显著的正相关关系。进一步地,在考虑了相关内生性问题以后,本文通过两阶段面板数据工具变量回归,证实了网络结构带来的资金流量对基金业绩具有显著的正向作用。

本文的研究为资本市场的传染现象提供了一个新的角度,由于基金网络的存在,网络中新增资金的流入使得基金在原有资产组合中进行配置,从而提高了基金的未来业绩,进一步导致基金的资金流量流入。本文的研究具有重要的理论贡献和现实意义,在理论上,本文借助空间计量方法,构建基金网络考察基金资金流量的传染途径,揭示了网络结构在资本市场的重要作用,丰富了基金资金流量的文献研究;同时本文的研究为考察机构投资者的行为一致性如羊群行为、相关交易以及拥挤交易开拓了一个新的视野。

(作者单位:刘京军,中山大学岭南学院、中山大学中国转型与开放经济研究所;苏楚林,中山大学岭南学院;责任编辑:蒋东生)

### 注释

①所谓孤岛基金指在网络结构中与其他任何基金之间没有关联的基金。这样的样本在本文中仅有389个,相对整体样本而言,是比较少的。因此在稳健性检验中本文删除此类基金。

②基于前期的持仓数据构造基金网络,同样也是基于基金在资产配置方面倾向于在原有资产组合上进行配置,从而可以影响业绩,这方面的研究如Pollet和Wilson(2008)、刘京军等(2011)都有论述。

③基金类型本文分为灵活配置型、偏股混合型、平衡混合型以及普通股票型基金4种类型。

④对于这类空间模型的估计,本文采用软件STATA 13.1版本下的SPREG模块估计得到。

⑤以W1得到的空间滞后项对基金业绩的影响与W2类似。这里本文省略其结果,如果有兴趣,可以来信索取。

### 参考文献

- (1)宫小琳、卞江:《中国宏观金融中的国民经济部门间传染机制》,《经济研究》,2010年第7期。
- (2)郭杰、李涛:《中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》,2009年第11期。
- (3)李培馨、陈运森、王宝链:《社会网络及其在金融研究中的应用:最新研究述评》,《南方经济》,2013年第9期。
- (4)刘京军、吴英杰:《开放式基金资金流、资产配置特征及其收益影响》,《金融学季刊》,2011年第1期。
- (5)刘京军、徐浩萍:《机构投资者:长期投资者还是短期机会主义者?》,《金融研究》,2012年第9期。
- (6)龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民:《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》,《经济研究》,2014年第8期。
- (7)申宇、赵静梅、何欣:《基金未公开的信息:隐形交易与投资业绩》,《管理世界》,2013年第8期。
- (8)史永东、王谨乐:《中国机构投资者真的稳定市场了吗?》,《经济研究》,2014年第12期。
- (9)王亚平、刘慧龙、吴联生:《信息透明度、机构投资者与股价同步性》,《金融研究》,2009年第12期。
- (10)肖峻、石劲:《基金业绩与资金流量:我国基金市场存在“赎回异象”吗?》,《经济研究》,2011年第1期。
- (11)肖欣荣、刘健、赵海健:《机构投资者行为的传染——基于投资者网络视角》,《管理世界》,2012年第12期。
- (12)许年行、于上尧、伊志宏:《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》,《管理世界》,2013年第7期。
- (13)Allen F. and Babus A., 2008, “Networks in Finance”, Working Paper.
- (14)Allen F., Babus A. and Carletti E., 2010, “Financial Connections and Systemic Risk”, *National Bureau of Economic Research*.
- (15)Anselin L., 1988, “Spatial Econometrics: Methods and Models”, *Springer Science & Business Media*.
- (16)Blocher J., 2014, “Network Externalities in Mutual Funds”, Working Paper.
- (17)Brueckner, J. K., 2003, “Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies”, *International Regional Science Review*, Vol. 26, pp.175~188.
- (18)Burridge, P. 1980, “On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.42, pp.107~108.
- (19)Bushee B. and Goodman T., 2007, “Which Institutional Investors Trade Based on Private Information About Earnings and Returns?” *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, pp. 289~321.
- (20)Carhart M. M., 1997, “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *The Journal of Finance*, Vol. 52, pp.57~82.
- (21)Chen J., Hong H., Huang M. and Kubik J. D., 2004, “Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization”, *American Economic Review*, Vol.94, pp.1276~1302.
- (22)Chevalier J. and Ellison G., 1997, “Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives”, *Journal of Political Eco-*



nomics, Vol.105, pp.1167~1200.

(23) Cohen L. and Frazzini A., 2008, "Economic Links and Predictable Returns", *The Journal of Finance*, Vol.63, pp.1977~2011.

(24) Cohen L. and Frazzini A. and Malloy C., 2008, "The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns", *Journal of Political Economics*, Vol.116, pp.951~979.

(25) Cohen L., Frazzini A. and Malloy C., 2010, "Sell-Side School Ties", *The Journal of Finance*, Vol. 65, pp.1409~1437.

(26) Colla P. and Mele A., 2010, "Information Linkages and Correlated Trading", *Review of Financial Studies*, Vol. 23, pp.203~246.

(27) Elhorst J. P., 2014, *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer.

(28) Fama E. F. and MacBeth J. D., 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *The Journal of Political Economy*, Vol.88, pp.607~636.

(29) Fama E. F. and French K., 1993, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, Vol.47, pp.427~465.

(30) Firth M., Lin C., Liu P. and Xuan Y., 2013, "The Client is King: Do Mutual Fund Relationships Bias Analyst Recommendations?", *Journal of Accounting Research*, Vol.51, pp.165~200.

(31) Giesecke K. and Weber S., 2004, "Cyclical Correlations, Credit Contagion and Portfolio Losses", *Journal of Banking Finance*, Vol.28, pp.3009~3036.

(32) Han B. and Yang L., 2013, "Social Networks, Information Acquisition and Asset Prices", *Management Science*, Vol.59, pp.1444~1457.

(33) Hong H., Kubik J. D. and Stein J. C., 2005, "Thy Neighbor's Portfolio: Word of Mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers", *The Journal of Finance*, Vol. 60, pp.2801~2824.

(34) Ivkovic Z. and Weisbenner S., 2007, "Information Diffusion Effects in Individual Investors' Common Stock Purchases: Covet Thy Neighbors' Investment Choices", *Review of Financial Studies*, Vol.20, pp.1327~1357.

(35) Kacperczyk M. and Seru A., 2007, "Fund Manager Use of Public Information: New Evidence On Managerial Skills", *The Journal of Finance*, Vol.62, pp.485~528.

(36) Kacperczyk M., Sialm C. and Zheng L., 2005, "On the Industry Concentration of Actively Managed Equity Mutual Funds", *The Journal of Finance*, Vol.60, pp.1983~2011.

(37) Kelejian, H. H. and Prucha I. R., 1998, "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedures for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17, pp.99~121.

(38) Kempf A. and Ruenzi S., 2008, "Tournaments in Mutual Fund Families", *Review of Financial Studies*, Vol. 21, pp.1013~1036.

(39) Kempf A., Ruenzi S. and Thiele T., 2009, "Employment Risk, Compensation Incentives and Managerial Risk Taking: Evidence From the Mutual Fund Industry", *Journal of Financial Economics*, Vol.92, pp.92~108.

(40) Kiyotaki N. and Moore J., 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol.105, pp. 211~248.

(41) Kodres E. L. and Pritsker M., 2002, "A Rational Expectations Model of Financial Contagion", *The Journal of Finance*, Vol. 57, pp.769~799.

(42) Massa M., 2003, "How Do Family Strategies Affect Fund Performance? When Performance-Maximization is Not the Only Game in Town", *Journal of Financial Economics*, Vol.67, pp.249~304.

(43) Ozsoylev H. N. and Walden J., 2011, "Asset Pricing in Large Information Networks", *Journal of Economic Theory*, Vol. 146, pp.2252~2280.

(44) Ozsoylev H. N., Walden J., Yavuz, M. D. and Bildik R., 2014, "Investor Networks in the Stock Market", *Review of Financial Studies*, Vol.27, pp.1323~1366.

(45) Pareek A., 2012, "Information Networks: Implications for Mutual Fund Trading Behavior and Stock Returns", Working Paper.

(46) Pollet J. M. and Wilson M., 2008, "How Does Size Affect Mutual Fund Behavior?", *The Journal of Finance*, Vol. 63, pp.2941~2969.

(47) Pool V. K., Stoffman N. and Yonker S. E., 2012, "No Place Like Home: Familiarity in Mutual Fund Manager Portfolio Choice", *Review of Financial Studies*, 25(8), pp.2563~2599.

(48) Pool V. K., Stoffman N. and Yonker S. E., 2014, "The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutual Fund Portfolios", *The Journal of Finance*, Forthcoming.

(49) Retuer J., 2006, "Are IPO Allocations for Sale? Evidence from Mutual Funds", *The Journal of Finance*, Vol. 61, pp.2289~2324.

(50) Shiller R. J. and Pound J., 1986, "Survey Evidence On Diffusion of Interest Among Institutional Investors", *Cowles Foundation for Research in Economics*, Yale University.

(51) Sirri, E. and Tufano, P., 1998, "Costly Search and Mutual Fund Flows", *The Journal of Finance*, Vol.53, pp.1589~1622.

(52) Tirole J., 1986, "Hierarchies and Bureaucracies: On the Role of Collusion in Organizations", *Journal of Law, Economics & Organization*, Vol.2, pp.181~214.

(53) Yan X. S. and Zhang Z., 2009, "Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed?", *Review of Financial Studies*, Vol. 22, pp.893~924.

(54) Zheng L., 1999, "Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability", *The Journal of Finance*, Vol.54, pp.901~933.