

分析师共同覆盖与关联公司动量溢出效应

熊和平 李婉睿 邱 成*

摘要: 本文利用 2008—2018 年间沪深 A 股数据对基于分析师共同覆盖所识别出的关联公司动量溢出效应的表现与其对以行业、地理为代表的其他动量溢出效应的解释力进行了研究,进一步分析了分析师覆盖对关联公司动量溢出效应的影响。研究表明:我国股市中存在显著的关联公司动量溢出效应与行业溢出效应,且后者很大部分能够被前者所解释,地理溢出效应则不显著。与此同时,我国股票市场中高分析师覆盖的公司往往有着更强的关联公司动量溢出效应,并且分析师覆盖自身也能够对关联公司动量溢出效应造成正向影响。本文的研究结果既能够为国内股票市场的投资策略提供新的思路,也能够为未来对关联公司动量溢出效应的研究提供一定的参考价值。

关键词: 动量溢出效应;关联公司;分析师覆盖;共享分析师覆盖

中图分类号: F830.91

一、引言

动量溢出效应(momentum spillover effects),也称为超前滞后效应(lead-lag effects),是由动量效应和溢出效应形成的一种综合效应。由外部信息冲击所带来的股票价格波动通常被称为溢出效应(spillover effects);而股票价格对外部信息冲击的反应滞后性则是动量溢出效应。由于各上市公司的盈余公告并非同时发布,当两家公司受到相同基本面因子的冲击时,首先公布盈余的公司所反映出的这些基本面冲击将影响到与之相关联的其他公司,叠加投资者注意力有限造成价格对信息延迟反应,共同形成动量溢出效应。

国外文献从股票市场中挖掘出了多种动量溢出效应,如同行业、同地区、供应链相关公司之间可能存在动量溢出效应。Ali 和 Hirshleifer 于 2020 年提出了关联公司动量溢出效应,他们发现由于分析师会优先关注基本面具有相似特征的公司,因此通过共享分析师覆盖(或称分析师共同覆盖)识别出来的关联公司动量溢出效应对先前文献中所挖掘的其他动量溢

* 熊和平,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:hepingxiong@126.com;李婉睿,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:wanrui998@126.com;邱成,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:331839247@qq.com。

本文得到国家自然科学基金项目“基于互联网环境的投资者股利情绪指数构建及应用研究”(批准号:72273099)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

出效应都具有很好的解释能力,能够对其他各种动量溢出效应进行统一。

近年来,我国股票市场不断深化发展,卖方分析师在其中扮演了重要角色。国内研究动量溢出效应的文献主要关注的是不同市场之间的动量溢出效应,如王茵田和文志瑛(2010)发现我国股票市场和债券市场流动性之间存在显著的超前滞后现象;陈红等(2012)发现沪深300股指期货的价格对现货的价格存在单向因果关系。而国内学者对股票市场内部动量溢出效应的研究比较少,因此探索动量溢出效应在中国股票市场上的实证表现具有特殊的意义。

本文以关联公司动量溢出效应为主要研究内容,探索由共享分析师覆盖所识别出的关联公司动量溢出效应在我国股票市场的表现及其能否解释其他动量溢出效应,同时将分析师覆盖纳入关联公司动量溢出效应的影响因素。为研究关联公司动量溢出效应对其他效应的解释能力,本文根据分析师在中观层面的分析维度选择了行业动量溢出效应和地理动量溢出效应。基于我国股票市场数据,本文测试了关联公司、行业以及地理动量溢出效应在我国股票市场上的表现,发现我国股票市场存在显著的关联公司与行业动量溢出效应,而地理动量溢出效应并不显著。进而本文探究关联公司动量溢出效应与另外两个动量溢出效应之间的解释力,发现关联公司动量溢出效应可以对其他效应进行部分解释。在此基础上,本文基于共享分析师的相关性、分析师覆盖重叠程度和分析师盈利预测相关性三个维度重新构建关联公司动量溢出效应的度量因子,对Ali和Hirshleifer(2020)发现的关联公司动量溢出效应的影响因素进行了进一步的分析,对分析师覆盖与共享分析师覆盖的相关性进行了剥离,从而发现分析师覆盖程度本身也可以增强动量溢出效应。

本文的研究贡献主要为:(1)检验了行业、地理以及关联公司动量溢出效应在我国股票市场中的表现,为我国股票投资策略研究提供新的思路;(2)检验了关联公司动量溢出效应在我国股票市场上对行业、地理动量因子的解释力度,为相关理论提供了中国市场上的实证结果;(3)构造了三个全新的关联公司分析师覆盖度的代理变量,对关联公司动量溢出效应的影响进行识别与剥离,为区分分析师覆盖与共享分析师覆盖提供指标构建上的新思路。

二、相关文献综述

Atchison等(1987)是最早考虑超前滞后效应的研究者,他们研究了该效应如何导致投资组合收益率中的序列相关性。Lo和MacKinlay(1990)首次将超前滞后效应与策略的盈利性联系起来,并证实了大公司收益率对小公司收益率具有引导作用。Jegadeesh和Titman(1995)发现对公共因子的迟钝反应导致了股票收益率中存在与规模有关的超前滞后效应。Hou(2007)认为先前文献中大公司和小公司之间的超前滞后效应主要是一种同行业内部的效应。同时,众多动量溢出效应被陆续挖掘,如Moskowitz和Grinblatt(1999)发现了同行业股票中存在动量溢出效应;Cohen和Frazzini(2008)、Menzly和Ozbas(2010)发现通过供应链相联系的公司股票之间存在动量溢出效应;Parsons等(2020)发现有着相同地理位置的公司股票之间存在动量溢出效应。

随着各种动量溢出效应的挖掘,学者们开始探索是否能够找到更简洁的单一变量来解

释这些现象,并由此揭示了共享分析师覆盖(shared analyst coverage)在基本面关联中扮演的角色。共享分析师覆盖是指不同股票之间分析师覆盖的重叠程度。Ali 和 Hirshleifer(2020)首次提出:共享分析师覆盖应该作为唯一变量来识别动量溢出效应,原因有三点:第一,分析师更有可能去覆盖那些基本面相关的公司;第二,对分析师群体来说,绝大部分上市公司数据的可获得性很高;第三,共享分析师数量相比是否属于同行业、是否属于同区域等二元变量而言,能够更精细地衡量关联程度。因此,Ali 和 Hirshleifer 将存在共享分析师覆盖的一对公司称为关联公司(connected firm, CF),并且将通过共享分析师覆盖识别出来的动量溢出效应称为关联公司动量溢出效应。实证结果表明,共享分析师覆盖所识别的关联公司的确具有动量溢出效应,并且对先前文献中所识别的各种动量溢出效应都有着很不错的解释能力。

动量溢出效应的理论基础主要包含有限关注假说和分析师信息传递假说。Hirshleifer 和 Teoh(2003)基于投资者有限关注与处理能力的背景,认为投资者有时候会忽视他们所面临的经济环境。Hirshleifer 等(2011)构建了一个只有单一心理学约束(即有限关注)的模型,解释了对不同的盈利组成部分的反应不足和过度反应。吕鑫(2019)发现投资者有限关注在全样本、牛市以及震荡市中能够显著降低股价同步性,在熊市当中却不能。陆蓉和杨康(2019)检验了有限关注对特质波动率定价的影响,发现关注度显著降低了特质波动率的定价作用。这些研究证明了投资者有限关注现象的存在以及它可能产生的影响。

分析师共同覆盖能够带来的溢出效应可以由分析师有限关注假说进行解释:分析师无法在短时间内处理掉所有与其所关注公司有关的信息,为了尽可能将更多的信息整合进其报告中,就会尽量选择在基本上存在关联的公司进行关注,而基本面关联往往意味着公司之间在股票价格、收益率等各方面存在着同期相关性,即溢出效应。Corwin 和 Coughenour(2008)指出专家们在市场更活跃时期会将更多的精力分配给最活跃的股票。Cohen 和 Lou(2012)则发现卖方分析师对简单公司的预测修正能够预测其对更复杂公司的未来预测修正,从而证实了分析师有限关注现象的存在。刘会芹等(2018)发现繁忙分析师发布盈余预测的时效性较差但质量较高,并能够用有限关注和信息溢价解释这一现象。

分析师信息传递假说将分析师在股票市场上所传递的信息分为两类:一类是不会对其他股票产生冲击的特质信息;一类是普遍信息,可用来解释溢出效应。Chan 和 Hameed(2006)发现普通股票指数能够解释分析师覆盖程度更高的股票收益率,意味着分析师主要传递的是普遍信息。Liu(2011)则发现分析师对其投资建议的修改主要传递了股票自身的特质信息。Crawford 等(2012)发现分析师主要为已经被其他分析师所覆盖了的股票传递股票自身的特质信息,为还没有被其他分析师所覆盖的股票传递普遍信息。伊志宏等(2019)则研究了我国 A 股市场的分析师报告中特质信息含量与股票价格同步性之间的关系,结果发现分析师报告中公司特质信息含量越高,所关注公司的股价同步性也就越低。这说明我国股票市场也会受到分析师行为的影响,为本文的研究提供现实基础。

本文主要围绕 Ali 和 Hirshleifer(2020)提出的关联公司动量溢出效应展开研究,基于分析师在中观研究中常选择的行业与地理指标,选择 Moskowitz 和 Grinblatt(1999)中的行业动量溢出效应、Parsons 等(2020)中的地理动量溢出效应来研究关联公司动量溢出效应是否对其他效应具有解释力。

三、研究假设

带来动量效应的核心原因在于投资者的有限关注:投资者由于精力有限或者信息处理能力不足,并不能在短时间内吸收所有出现的新信息并将其融入到股票价格中,导致股票价格对信息的反应具有滞后性,产生动量效应,即上一期价格对当期价格具有预测能力的这种现象。基于有限关注假说,学者认为:既然分析师有限关注会导致其选取基本面相关联的公司,那么两家公司的共享分析师覆盖越高,意味着有更多的分析师认为这两家公司之间的基本面是相关联的,与关联公司相关的信息也会更多且更加重要,投资者有限关注所导致投资者忽视的相关信息也就越多,基本面相关联公司之间的动量溢出效应也就越强。Ali 和 Hirshleifer(2020)基于分析师有限关注假说以及分析师信息传递假说,认为通过共享分析师覆盖识别的关联公司之间应该具有动量溢出效应。

与之相反的情况则是,由于分析师有可能会加速信息流动,降低信息不对称性,或者由于许多分析师联系是随机的,不能识别公司之间的基本关系,所以效果会减弱。在美股市场中的实证结果支持前者,而基于中国市场情况,分析师信息传递假说在中国股票市场中具有一定现实基础,而国内也有文献证实了中国股票市场中的确存在分析师有限关注现象。基于此,我们提出假设 1 与备择假设 2:

假设 1:我国股票市场中存在关联公司动量溢出效应。

假设 2:我国股票市场中不存在关联公司动量溢出效应。

Ali 和 Hirshleifer(2020)认为共享分析师覆盖能够作为单独的变量,对于其他动量溢出效应具有整合统一的作用。他们认为,由于分析师的工作是整合信息,因此通过共享分析师覆盖所识别的关联公司动量溢出效应对先前文献中所识别的各种动量溢出效应应该具有解释能力。实证结果表明共享分析师覆盖所识别的关联公司动量溢出效应对先前文献中所识别的各种动量溢出效应都有着很不错的解释能力。因此,如果上述假设 1 实证成立,在此基础上我们提出假设 3:

假设 3:我国股票市场中的关联公司动量溢出效应在一定程度上包含了其他的动量溢出效应。

结合我国股票市场的特性和数据的可获得性,本文选择的动量溢出效应是行业动量溢出效应、地理动量溢出效应和基于共享分析师覆盖的关联公司(后文简称关联公司)动量溢出效应。假设 3 的任务是检验第三种溢出效应是否能够统一前两者,而且第三种动量溢出效应采用的是 Ali 和 Hirshleifer(2020)的方法,该方法在构建代理变量时只关注共同覆盖的数量而忽略了各目标公司的分析师所拥有的分析师覆盖。如果假设 3 成立,我们希望进一步分析第三种动量溢出效应的特征和产生的机理。

理论上,动量溢出效应的产生是由于公司受到相同的基本面因子影响,共同分析师覆盖对动量溢出效应的影响正是来自分析师能够更好地识别出基本面存在关联的公司,因而对其他效应具有一定解释力。由于基本面关联是导致动量溢出效应的重要因素,因此我们希望对其进行检验,并提出假设 4:

假设 4:存在动量溢出效应的公司基本面存在关联关系。

Parsons 等(2020)发现在超前滞后关系中,超前公司与滞后公司之间的共享分析师覆盖对二者之间的超前滞后关系有着重要的影响,但是各自所拥有的分析师覆盖却没有显著的

影响。也有学者得出过与 Parsons 等(2020)所不同的实证结果,Hong 等(2000)就发现当分析师覆盖增加时,动量效应会显著弱化。并且这一点尚未在中国股票市场上得到过验证。

分析师覆盖一方面可能会对关联公司动量溢出效应造成影响;另一方面,一个公司的分析师覆盖程度较高,说明该公司受到市场的关注较多,有更高概率与其他公司被同样分析师所共同分析,即有更高概率存在因共同覆盖而形成关联公司。如果分析师覆盖与共享分析师覆盖存在相关关系,分析师覆盖对关联公司动量溢出效应的影响有可能是分析师覆盖与共享分析师覆盖的相关性所导致的。但由于分析师覆盖与共享分析师覆盖并不能实现完全相关,这就意味着分析师覆盖与共享分析师覆盖的相关性很有可能只是部分解释了分析师覆盖对关联公司动量溢出效应的影响,即分析师覆盖自身也能够影响关联公司动量溢出效应。

从方向性来看,公司分析师覆盖的增加不可能导致其与其他公司的共享分析师覆盖出现减少的情况,即分析师覆盖与共享分析师覆盖之间如果存在相关性的话,也只可能是正相关关系。这意味着分析师覆盖对关联公司动量溢出效应的影响很有可能也是正向的。

基于以上的理论分析,本文继续提出假设 5 和假设 6:

假设 5:我国股票市场中高分析师覆盖的公司往往有着更强的关联公司动量溢出效应。

假设 6:我国股票市场中分析师覆盖与共享分析师覆盖之间存在的正相关关系部分解释了假设 5,并且分析师覆盖自身也存在对关联公司动量溢出效应的影响。

四、研究设计

(一)数据来源和样本选择

为了保证数据的可靠性和完整性,本文选择国泰安数据库(CSMAR)作为分析师覆盖的数据来源。

图 1 是自 2001 年以来 CSMAR 分析师预测数据库中各年份的分析师报告记录总数。从图中可以看出,2008 年是我国金融分析师职业迅速发展成熟的一个关键时点,所以 2008 年以后的分析师报告对本文的研究来说具有很好的参考价值。

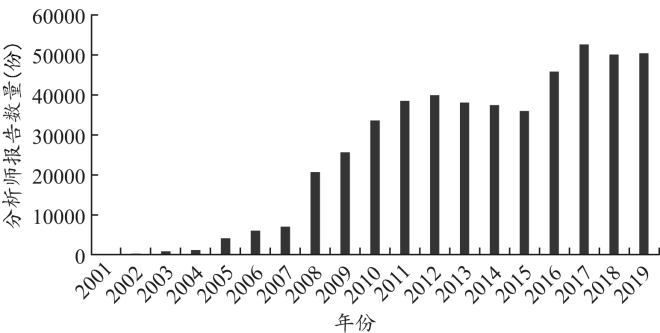


图 1 CSMAR 分析师预测数据库各年份的分析师报告记录总数

图 2 展示了以 2008 年 1 月为样本起点到 2018 年 12 月结束的我国分析师报告预测准确度情况。结果表明:我国分析师报告在 2009—2011 年期间存在较大的预测误差,但是从 2012 年开始,我国分析师的预测误差迅速下降,并且从 2013 年至今保持着稳定的低水平。因此,本文所研究的关联公司动量溢出效应应该以 2012 年年初作为起点。

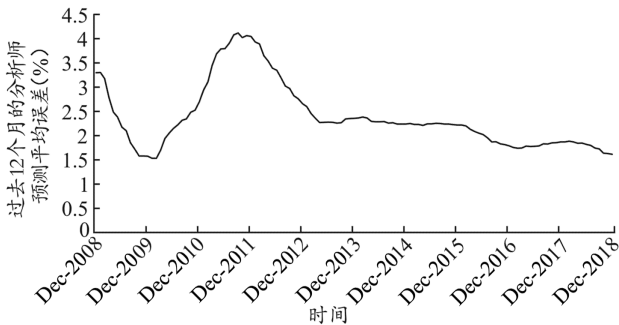


图2 我国分析师报告的预测误差

本文的股票样本选取沪深两股市中所有非ST的A股。除此以外,本文所涉及的股票行情、股票财务数据、地理位置、所属行业、Fama-French三因子以及Carhart四因子模型数据均来自国泰安数据库(CSMAR)和万得数据库(Wind)。在构建数据样本的过程中,本文剔除了数据缺失和主要财务数据缺失的股票样本。此外,为了控制实证回归中极端值可能造成的偏差,本文在每个月份对所有的解释变量在1%和99%分位上的数据进行了横截面上的Winsorize缩尾处理。

最终,为了保证实证结果不会受到数据质量的影响,本文将分析师数据的样本期间定为2011年3月—2018年12月,因此关联公司动量溢出效应的研究区间为2012年2月—2018年12月。其他数据的样本期间则定为2008年1月—2018年12月。

(二) 研究思路与指标构建

动量溢出效应的研究思路为:首先依据能反映两公司相同信息的特征(如行业相同、地理位置相同甚至是被分析师共同覆盖等)构造动量因子,然后利用动量因子检验是否存在动量溢出效应。因此,动量因子的构建十分关键,该动量因子通常是与特定公司*i*相关联的上市公司的股票组合的收益率。Ali和Hirshleifer(2020)构建的反映行业、地理和由共同覆盖所识别的关联公司的动量溢出效应的因子如下:

$$RET_{it}^{IND} = Industrialweight_{ij,t} \times ReT_{jt} \tag{1}$$

$$RET_{it}^{GEO} = Geographicweight_{ij,t} \times ReT_{jt} \tag{2}$$

$$RET_{it}^{CF} = CFweight_{ij,t} \times ReT_{jt} \tag{3}$$

(1)—(3)式中: ReT_{jt} 为股票*j*在月份*t*的收益率; $Industryweight_{ij,t}$ 是指在*t*时期且公司*i*作为目标公司时,其同行业内的公司*j*的行业动量权重因子; $Geographicweight_{ij,t}$ 是指在*t*时期且公司*i*为目标公司时,其同地理位置内的公司*j*的地理动量权重因子; $CFweight_{ij,t}$ 是指在*t*时期且公司*i*作为目标公司时,其关联公司*j*的关联公司动量权重因子。显然,这里权重因子是核心,整理Ali和Hirshleifer(2020)的权重因子为:

$$Industrialweight_{ij,t} = \frac{IMV_{j,t}}{\sum_{j=1 \text{ and } j \neq i}^N IMV_{j,t}} \tag{4}$$

$$Geographicweight_{ij,t} = \frac{GMV_{j,t}}{\sum_{j=1 \text{ and } j \neq i}^N GMV_{j,t}} \tag{5}$$

$$CFweight_{ij,t} = \frac{n_{ij,t}}{\sum_{j=1}^N n_{ij,t}} \quad (6)$$

(4) — (6) 式中: $IMV_{j,t}$ 是指在 t 时期同行业内公司 j 的市场价值; $GMV_{j,t}$ 是指在 t 时期同地理区域内公司 j 的市场价值; N 是 t 时期与公司 i 通过所处行业相同、所处地理位置相同或分析师共同覆盖等相关联的所有上市公司总数, 理论上讲, (4) — (6) 式中的 N 可能彼此不相同; 关联公司是指 12 个月以内有相同的分析师为双方都发表过分析师报告的两家公司, 所以 $n_{ij,t}$ 是指在 t 时期过去的 12 个月以内同时为公司 i 和公司 j 发布分析师报告的分析师数量, 即 i 和 j 的共享分析师数量。本文在计算上述变量时, 行业按照中国证监会《上市公司行业分类指引》(2012 年修订) 中的大类进行划分, 地理位置按照上市公司总部所处的地级行政区进行划分。显然, 三个权重分别度量了与股票 i “行业相似度”、“地理接近度”和“分析师共同覆盖度”, 其目的是在构建动量因子时对那些高度关联的股票收益率赋以高权重。

我们采用与上述相同的方法构建动量因子, 首先计算出每个上市公司的相关联公司以及同行业、同地理位置的每个月的加权收益率 RET_{it}^{CF} 、 RET_{it}^{ND} 以及 RET_{it}^{GEO} , 然后分别依据三种组合收益率的大小对股票进行十等份和五等分分组, 并计算下一期各组合的市值加权收益率, 由组合分析法和截面回归法实证检验相应的动量溢出效应, 同时对假设 3 进行实证检验。

以上的步骤基本上检验了 Ali 和 Hirshleifer (2020) 的结论在我国股票市场上的表现。在检验基于分析师覆盖水平对关联公司动量溢出效应时, 采用的是方程 (6) 构造的权重因子, 该因子只考虑了共享分析师数量 $n_{ij,t}$, 没有考虑单个公司的分析师关注度 $n_{i,t}$ 和 $n_{j,t}$ 。Israelsen (2016) 认为个体分析师的预测误差在不同股票之间往往是相关联的, 因此其构建了一个代表分析师预测误差相关性的代理变量:

$$\frac{n_{ij,t}}{\sqrt{n_{i,t}n_{j,t}}} \quad (7)$$

该变量类似于概率论里的相关系数, 反映了股票 i 和 j 被分析师关注的相关性, 它取值于 $(0, 1]$, 值越大表明相关性越强, 取值为 1 时则表明关注股票 i 和 j 的分析师完全相同。在此基础上我们重新构建关联公司动量权重因子, 并命名为:

$$IsraelsenCFweight_{ij,t} = \frac{\frac{n_{ij,t}}{\sqrt{n_{i,t}n_{j,t}}}}{\sum_{j=1}^N \frac{n_{ij,t}}{\sqrt{n_{i,t}n_{j,t}}}} \quad (8)$$

类似地, Sørensen (1948) 也曾提出过一个用来衡量分析师覆盖重叠程度的系数:

$$\frac{2n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t})} \quad (9)$$

该变量反映了股票 i 和 j 被分析师覆盖的重叠程度, 它也取值于 $(0, 1]$, 值越大表明两股票的分析师关注高度重叠, 取值为 1 时则表明关注股票 i 和 j 的分析师完全重叠。基于这一测度, 我们重新构建第二个关联公司动量权重因子:

$$S\ddot{o}rensenCFweight_{ij,t} = \frac{\frac{2n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t})}}{\sum_{j=1}^N \frac{2n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t})}} \quad (10)$$

Muslu 等(2014)基于覆盖特质溢出效应假说提出成对分析师覆盖(pair coverage)的概念,并认为成对分析师覆盖是分析师盈利预测相关性的主要来源。成对分析师覆盖的定义为:

$$\frac{n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t} - n_{ij,t})} \quad (11)$$

该变量从另一个角度反映分析师盈利预测相关性,它同样取值于(0,1],值越大表明分析师对两股票预测越相同,取值为1时则表明关注股票*i*和*j*的分析师完全重叠。我们重新构建第三个关联公司动量权重因子:

$$MusluCFweight_{ij,t} = \frac{\frac{n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t} - n_{ij,t})}}{\sum_{j=1}^N \frac{n_{ij,t}}{(n_{i,t} + n_{j,t} - n_{ij,t})}} \quad (12)$$

Israelsen 和 Sørensen 关联公司动量权重因子将公司的分析师覆盖平均值作为新权重中的分母。因此,Israelsen 和 Sørensen 这两个新的关联公司动量权重因子都必定为自身分析师覆盖水平更高的关联公司赋予了更低的权重。如果假设 5 成立,即分析师覆盖更高的公司存在更强的动量溢出效应的话,那么这两个新的关联公司动量权重因子都为这些公司赋予更低的权重,从而减弱了关联公司动量溢出效应。相反,如果假设 5 不成立,即分析师覆盖更高的公司反而有着更弱的动量溢出效应的话,那么这两个新的关联公司动量权重因子都为这些公司赋予更低的权重,从而增强了关联公司动量溢出效应。

Muslu 关联公司动量权重因子相较于前两个新的关联公司动量权重因子而言并没有直接将公司的分析师覆盖平均值作为分母,而是将两公司的分析师覆盖总量作为新权重中的分母部分。这一做法意味着分析师覆盖更高的关联公司并不一定会被赋予更低的权重。分析师覆盖程度越高,共享分析师覆盖自然而然也会越高,但二者之间的正相关程度则是影响 Muslu 关联公司动量权重因子实证表现的关键。如果假设 6 成立,即二者之间存在正相关关系,那么 Muslu 关联公司动量权重因子 $n_{ij,t}/(n_{i,t} + n_{j,t} - n_{ij,t})$ 分母中公司自身分析师覆盖对 $CFweight_{ij,t}$ 的降低效应就会被共享分析师覆盖这一项所中和,并且这种正相关关系越强,中和效应就越强。而当分析师覆盖与共享分析师覆盖之间相关系数达到 1 时, Muslu 关联公司动量权重因子中分析师覆盖这一元素就会完全失去对 $CFweight_{ij,t}$ 的降低效应,分析师覆盖此时也就完全失去了自身对关联公司动量溢出效应的影响,因为此时分析师覆盖完全是通过共享分析师覆盖来影响关联公司动量溢出效应的,这也就导致 Muslu 关联公司动量权重因子与 Ali 和 Hirshleifer(2020)中的关联公司动量权重因子实际上是完全一致的。

因此,Israelsen、Sørensen 以及 Muslu 这三个新的关联公司动量权重因子在我国股票市场中的实证表现能够直接反映出我国股票市场中分析师覆盖水平对关联公司动量溢出效应的影响以及分析师覆盖与共享分析师覆盖之间的正相关程度,从而验证本文所提出的假设 5 与假设 6 是否成立。

五、实证结果分析

(一) 样本描述性统计

表 1 提供了本文样本数据中分析师覆盖程度以及关联公司的一些描述性统计。参考 Ali 和 Hirshleifer(2020)的定义,分析师覆盖(Analyst Coverage)是指过去的 12 个月以内为公司发布过分析师报告的分析师数量,而关联公司(Connected Firm)是指过去 12 个月以内有相同的分析师为双方都发布过分析师报告的两家公司。表 1 的 Panel A 展示了样本中公司的分析师覆盖数量及关联公司数量月度的截面平均值等指标在时间序列上的平均水平,以及存在分析师覆盖或存在关联公司的上市公司数量与市值比重在时间序列上的描述性统计;Panel B 展示了各证监会大类行业下公司数量、各地区公司数量以及四因子模型月度收益率的时间序列上的描述性统计。

从表 1 可以看出,在我国股票市场上,样本期内分析师覆盖了平均 84%的上市公司数量,其市值平均占到总市值的 96%,存在关联公司的公司比例有着相同特征,因此存在分析师覆盖或者存在关联公司的上市公司往往有着更高的市值,这也就意味着我国股票市场中存在以下两个现象:第一,高市值公司可能更容易吸引分析师的关注;第二,高市值公司更有可能存在关联公司。基于此,本文在后续研究中将市值作为控制变量。

表 1 描述性统计

	Panel A				
	最小值	中位数	平均值	最大值	标准差
Analyst Coverage(份)	0.00	2.21	10.92	163.43	18.84
数量比重	0.38	0.85	0.84	0.97	0.09
市值比重	0.84	0.95	0.96	0.99	0.02
Connected Firm(家)	0.00	43.42	89.69	554.22	108.22
数量比重	0.34	0.85	0.83	0.92	0.08
市值比重	0.80	0.95	0.96	0.98	0.02
	Panel B				
	最小值	中位数	平均值	最大值	标准差
各地区公司数量(家)	0.030	2.840	8.01	126.32	16.07
各证监会大类行业公司数量(家)	0.240	7.280	18.56	165.76	29.22
MKT 因子月收益率(%)	-0.307	0.003	-0.001	0.409	0.083
SMB 因子月收益率(%)	-0.235	0.006	0.010	0.265	0.051
HML 因子月收益率(%)	-0.147	-0.001	0.000	0.159	0.035
UMD 因子月收益率(%)	-0.199	0.007	0.005	0.247	0.049

(二) 对动量溢出效应的检验

我们用组合分析法对动量溢出效应的存在性进行检验。组合分析法是指在每个月月末,将股票样本按照某一标准进行排序并分组,对排序最高与最低的股票组合下个月收益率之差进行显著性分析。收益率之差如果显著,则意味着持有该标准下的多空投资组合能够带来显著的投资收益,从而能够验证相应的动量溢出效应是否存在。

本文分别将行业、地理以及关联公司动量权重因子下的股票当月动量加权收益率作为分组标准,检验我国股票市场是否存在显著的动量溢出效应。我们将超额收益率(*Excess ret*)、Fama-French 三因子模型超额收益率(3-*factor* α)以及 Carhart 四因子模型超额收益率

(4-*factor* α)作为组合分析中所考虑的收益率。其中超额收益率是指股票组合收益率与无风险收益率之差,如 Fama-French 三因子模型超额收益率是指股票组合超额收益率中 Fama-French 三因子所无法解释的部分,亦为 Fama-French 三因子对股票组合超额收益率回归中的截距项 α ,收益率单位均用百分比表示。

1. 关联公司动量溢出效应

表 2 报告了关联公司动量溢出效应十等分与五等分组合分析下的超额收益率等结果。

表 2 关联公司动量溢出效应的组合分析

Panel A: 十等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	Mkt-Rf	SMB	HML	MOM
Q1	1.46 *	1.15 **	1.11 **	0.82 ***	0.14	-0.33 *	0.14 *
	(1.76)	(2.57)	(2.51)	(13.14)	(1.00)	(-1.69)	(1.67)
Q2	0.63	0.42	0.41	1.00 ***	-0.09	-0.22	0.06
	(0.75)	(1.19)	(1.15)	(19.74)	(-0.80)	(-1.42)	(0.85)
Q3	0.69	0.68 **	0.68 **	0.87 ***	-0.15	-0.47 ***	-0.01
	(0.91)	(2.15)	(2.14)	(19.43)	(-1.52)	(-3.35)	(-0.09)
Q4	1.43 *	1.16 ***	1.16 ***	0.95 ***	0.08	-0.34 ***	0.00
	(1.70)	(4.10)	(4.07)	(23.58)	(0.90)	(-2.72)	(-0.06)
Q5	1.17	0.96 ***	0.95 ***	0.95 ***	0.01	-0.36 ***	0.04
	(1.44)	(3.89)	(3.83)	(27.11)	(0.07)	(-3.30)	(0.93)
Q6	0.99	0.66 **	0.64 *	0.98 ***	0.06	-0.18	0.07
	(1.17)	(1.98)	(1.92)	(20.86)	(0.54)	(-1.23)	(1.17)
Q7	1.98 **	1.69 ***	1.66 ***	1.02 ***	0.07	-0.39 ***	0.09
	(2.18)	(5.02)	(4.98)	(21.48)	(0.72)	(-2.62)	(1.47)
Q8	1.82 **	1.42 ***	1.40 ***	1.05 ***	0.11	-0.16	0.06
	(2.00)	(4.10)	(4.04)	(21.46)	(1.07)	(-1.03)	(0.94)
Q9	2.26 **	1.81 ***	1.82 ***	1.16 ***	0.13	-0.08	-0.05
	(2.18)	(3.58)	(3.59)	(16.11)	(0.81)	(-0.34)	(-0.49)
Q10	3.59 ***	2.64 ***	2.65 ***	1.23 ***	0.61 **	0.18	-0.03
	(2.60)	(2.82)	(2.81)	(9.21)	(2.09)	(0.42)	(-0.19)
Q10-Q1	2.13 **	1.50	1.54	0.41 ***	0.47	0.51	-0.18
	(1.99)	(1.44)	(1.48)	(2.76)	(1.47)	(1.10)	(-0.88)
Panel B: 五等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	Mkt-Rf	SMB	HML	MOM
Q1	1.06	0.84 **	0.81 **	0.92 ***	-0.02	-0.25	0.09
	(1.33)	(2.38)	(2.32)	(18.50)	(-0.19)	(-1.62)	(1.29)
Q2	1.01	0.89 ***	0.89 ***	0.91 ***	-0.07	-0.40 ***	-0.01
	(1.30)	(3.41)	(3.39)	(24.29)	(-0.82)	(-3.42)	(-0.12)
Q3	1.01	0.78 ***	0.76 ***	0.96 ***	-0.01	-0.30 ***	0.07
	(1.25)	(3.15)	(3.10)	(27.64)	(-0.10)	(-2.77)	(1.53)
Q4	1.83 **	1.51 ***	1.50 ***	1.04 ***	0.06	-0.29 **	0.07
	(2.06)	(5.16)	(5.11)	(24.97)	(0.67)	(-2.21)	(1.25)
Q5	2.91 **	2.26 ***	2.28 ***	1.21 ***	0.31	0.01	-0.05
	(2.46)	(3.29)	(3.28)	(12.31)	(1.47)	(0.02)	(-0.36)
Q5-Q1	1.84 **	1.43 *	1.46 *	0.29 ***	0.33	0.26	-0.13
	(2.26)	(1.85)	(1.88)	(2.65)	(1.40)	(0.74)	(-0.90)

注:括号中为 *t* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

Panel A 显示,十等分背景下,关联公司动量加权收益率最高与最低的股票组合下一个月超额收益率之差为 2.13%,相应的 *t* 统计量为 1.99,说明关联公司动量溢出效应显著。Panel B 显示,五等分背景下,关联公司动量加权收益率最高与最低股票组合超额收益率之

差为1.84%，相应的 t 统计量为 2.26，同样能够带来显著的多空投资收益。因此，关联公司效应在两种分组方式下均能得出显著的超额收益率之差，该结果支持本文提出的假设 1。此外，表中还列出了市场因子 ($Mkt-Rf$)、规模因子 (SMB)、账市比因子 (HML) 以及动量因子 (MOM) 的回归结果，用于下文分析。

2.行业动量溢出效应

表 3 报告了行业动量溢出效应相应结果。Panel A 显示，十等分背景下， $Q10$ 与 $Q1$ 的下一个 月超额收益率之差为 1.30%，相应的 t 统计量为 2.27，表明存在显著的行业动量溢出效应。Panel B 显示， $Q5$ 与 $Q1$ 的下一个 月超额收益率之差 t 统计量为 1.73，亦能够带来显著的多空投资收益。

表 3 行业动量溢出效应的组合分析

Panel A:十等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	$Mkt-Rf$	SMB	HML	MOM
$Q1$	0.40	0.69**	0.68**	1.00***	-0.20***	-0.25**	0.02
	(0.54)	(2.40)	(2.34)	(27.26)	(-2.66)	(-2.19)	(0.43)
$Q2$	1.10	0.98***	0.96***	0.89***	0.19**	-0.22*	0.05
	(1.51)	(3.10)	(3.01)	(22.03)	(2.38)	(-1.80)	(0.76)
$Q3$	0.97	0.79***	0.78***	0.96***	0.25***	0.05	0.02
	(1.28)	(2.72)	(2.67)	(25.85)	(3.37)	(0.46)	(0.33)
$Q4$	1.17	0.66*	0.63*	0.98***	0.58***	-0.22	0.06
	(1.32)	(1.86)	(1.77)	(21.66)	(6.38)	(-1.59)	(0.85)
$Q5$	0.96	0.74**	0.73**	1.02***	0.30***	-0.25**	0.01
	(1.15)	(2.47)	(2.43)	(26.73)	(3.89)	(-2.12)	(0.19)
$Q6$	1.16	0.95***	0.93***	1.02***	0.29***	-0.08	0.04
	(1.46)	(3.93)	(3.82)	(33.03)	(4.62)	(-0.79)	(0.89)
$Q7$	1.70*	1.27***	1.26***	1.09***	0.51***	0.03	0.01
	(1.84)	(3.32)	(3.28)	(22.42)	(5.16)	(0.19)	(0.16)
$Q8$	1.26	1.12***	1.15***	1.04***	0.21**	-0.23*	-0.06
	(1.50)	(3.46)	(3.53)	(25.08)	(2.53)	(-1.76)	(-0.97)
$Q9$	1.64**	1.48***	1.40***	1.01***	0.25***	0.13	0.15***
	(2.13)	(5.16)	(5.01)	(28.47)	(3.56)	(1.22)	(2.78)
$Q10$	1.71*	1.73***	1.78***	1.14***	0.07	0.01	-0.11
	(1.90)	(4.11)	(4.23)	(21.28)	(0.63)	(0.04)	(-1.35)
$Q10-Q1$	1.30**	1.04**	1.11**	0.14**	0.26**	0.26	-0.14
	(2.27)	(2.05)	(2.17)	(2.14)	(2.02)	(1.27)	(-1.36)
Panel B:五等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	$Mkt-Rf$	SMB	HML	MOM
$Q1$	0.78	0.12	0.09	0.95***	0.77***	-0.09	0.04
	(0.89)	(0.57)	(0.47)	(36.59)	(14.79)	(-1.09)	(1.11)
$Q2$	0.94	0.11	0.13	0.96***	0.84***	-0.02	-0.03
	(1.06)	(0.61)	(0.69)	(41.29)	(17.98)	(-0.31)	(-0.90)
$Q3$	0.83	0.11	0.11	0.99***	0.80***	-0.11*	-0.01
	(0.94)	(0.73)	(0.74)	(51.17)	(20.55)	(-1.87)	(-0.25)
$Q4$	1.16	0.43**	0.44**	1.03***	0.83***	0.01	-0.03
	(1.27)	(1.98)	(2.03)	(37.20)	(14.92)	(0.12)	(-0.63)
$Q5$	1.31	0.64***	0.65***	1.03***	0.75***	-0.09	-0.03
	(1.45)	(2.96)	(3.02)	(37.25)	(13.60)	(-1.08)	(-0.81)
$Q5-Q1$	0.53*	0.52*	0.56*	0.08**	-0.02	0.00	-0.08
	(1.73)	(1.76)	(1.88)	(2.06)	(-0.23)	(-0.04)	(-1.35)

3.地理动量溢出效应

表 4 报告了地理动量溢出效应相应结果。Panel A 显示,在十等分分组的背景下,Q10 与 Q1 的下一个 月超额收益率之差为 0.56%,相应的 *t* 统计量为 1.56,表明 Q10 与 Q1 的下一个 月市值加权超额收益率之差在统计上是不显著的。而从 Panel B 五等分分组背景下,Q5 与 Q1 的下一个 月超额收益率之差为 0.82%,相应的 *t* 统计量为 2.52,能够带来较为显著的多空投资收益。

表 4 地理动量溢出效应的组合分析

Panel A:十等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	Mkt-Rf	SMB	HML	MOM
Q1	0.84	0.76 ***	0.72 ***	0.99 ***	0.17 **	-0.21 **	0.08
	(1.09)	(2.84)	(2.69)	(29.18)	(2.51)	(-1.99)	(1.55)
Q2	0.68	0.63 **	0.66 **	0.96 ***	0.13 *	-0.12	-0.06
	(0.92)	(2.39)	(2.49)	(28.55)	(1.90)	(-1.15)	(-1.15)
Q3	0.86	0.70 ***	0.68 ***	0.99 ***	0.25 ***	-0.12	0.04
	(1.12)	(2.93)	(2.83)	(32.57)	(4.02)	(-1.27)	(0.88)
Q4	1.00	0.78 ***	0.78 ***	0.97 ***	0.30 ***	-0.05	0.00
	(1.33)	(3.56)	(3.52)	(34.23)	(5.22)	(-0.62)	(0.05)
Q5	0.76	0.62 **	0.65 ***	0.99 ***	0.23 ***	0.01	-0.06
	(1.01)	(2.46)	(2.58)	(30.85)	(3.52)	(0.05)	(-1.30)
Q6	1.39 *	1.39 ***	1.44 ***	1.11 ***	0.10	0.15	-0.10 *
	(1.71)	(4.92)	(5.11)	(30.84)	(1.35)	(1.31)	(-1.76)
Q7	1.36 *	1.42 ***	1.40 ***	1.09 ***	0.04	-0.02	0.03
	(1.72)	(5.64)	(5.54)	(33.89)	(0.68)	(-0.20)	(0.65)
Q8	0.71	0.60 **	0.65 ***	1.04 ***	0.20 ***	0.19 *	-0.10 **
	(0.92)	(2.43)	(2.64)	(33.40)	(3.25)	(1.94)	(-2.02)
Q9	1.54 *	1.42 ***	1.47 ***	1.05 ***	0.20 ***	-0.04	-0.09 *
	(1.93)	(5.68)	(5.88)	(33.11)	(3.19)	(-0.40)	(-1.84)
Q10	1.40 *	1.29 ***	1.28 ***	1.05 ***	0.21 ***	-0.11	0.00
	(1.77)	(5.70)	(5.64)	(36.25)	(3.53)	(-1.18)	(0.10)
Panel B:五等分							
Quintile	Excess ret	3-factor α	4-factor α	Mkt-Rf	SMB	HML	MOM
Q1	0.74	0.70 ***	0.70 ***	0.96 ***	0.12 **	-0.15 *	0.00
	(1.02)	(3.14)	(3.11)	(33.55)	(2.15)	(-1.72)	(-0.03)
Q2	0.87	0.71 ***	0.69 ***	0.98 ***	0.25 ***	-0.08	0.03
	(1.17)	(3.56)	(3.47)	(38.51)	(4.82)	(-1.02)	(0.66)
Q3	1.06	1.07 ***	1.11 ***	1.05 ***	0.08	0.09	-0.09 **
	(1.39)	(4.83)	(5.05)	(37.61)	(1.39)	(1.00)	(-1.98)
Q4	1.10	1.13 ***	1.14 ***	1.06 ***	0.06	0.06	-0.01
	(1.44)	(5.70)	(5.68)	(41.74)	(1.21)	(0.82)	(-0.28)
Q5	1.56 **	1.48 ***	1.50 ***	1.05 ***	0.17 ***	-0.07	-0.05
	(2.01)	(7.42)	(7.54)	(41.29)	(3.42)	(-0.88)	(-1.31)
Q5-Q1	0.82 **	0.78 ***	0.80 ***	0.09 **	0.05	0.08	-0.05
	(2.52)	(2.60)	(2.66)	(2.24)	(0.66)	(0.70)	(-0.85)

(三) 关联公司动量溢出效应的解释能力

1. 张成检验

由于分析师作为信息中介具有信息整合能力,因此由共享分析师覆盖能够捕捉到基本
面相关联的公司动量溢出效应,应该能够对单纯通过行业、地理所识别出的传统动量溢出效
应具有解释能力,即本文的假设 3。

我们按照组合排序法构建动量因子,检验我国股票市场上关联公司、行业及地理这三大
动量溢出效应与传统的 Fama-French 三因子、Carhart 四因子之间的具体关系以及关联公司
动量溢出效应与行业和地理这两个动量溢出效应的关系。关联公司、行业、地理动量溢出因
子分别记为 R^{CF} 、 R^{IND} 、 R^{GEO} ,构造方法如下:

$$R = \frac{1}{2}(RET_{small}^q + RET_{large}^q) - \frac{1}{2}(RET_{small}^l + RET_{small}^l) \tag{13}$$

(13)式中: RET_{small}^q 是在 q 等分下 $t+1$ 月第 q 区间中小市值股票的市值加权平均收益率,
 RET_{large}^q 则是 $t+1$ 月第 q 区间中大市值股票的市值加权平均收益率。动量溢出效应越显著,对
解释力的说明越有效,因此根据三大动量溢出效应在不同等分组合时超额收益的显著性不同,
行业动量溢出效应以五等分构建因子,地理与关联公司动量溢出效应以十等分构建因子。

我们用行业动量因子、地理动量因子、关联公司动量因子对三因子、四因子模型进行回
归以说明其超额收益率位于传统因子模型所无法解释的 α 部分;进而在控制三因子、四因子
模型的基础上,用关联公司动量因子与行业、地理因子相互回归,来验证其是否依然存在无
法解释的超额收益率,以此判断因子之间是否具有相互的解释力度,回归式如下:

$$R_t^{CF} = \alpha_i + \beta_{IND,i} R_t^{IND} + \beta_{GEO,i} R_t^{GEO} + \beta_{MKT,i} R_t^{MKT} + \beta_{SMB,i} R_t^{SMB} + \beta_{HML,i} R_t^{HML} + \beta_{UMD,i} R_t^{UMD} + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

$$R_t^{IND} = \alpha_i + \beta_{CF,i} R_t^{CF} + \beta_{MKT,i} R_t^{MKT} + \beta_{SMB,i} R_t^{SMB} + \beta_{HML,i} R_t^{HML} + \beta_{UMD,i} R_t^{UMD} + \varepsilon_{it} \tag{15}$$

$$R_t^{GEO} = \alpha_i + \beta_{CF,i} R_t^{CF} + \beta_{MKT,i} R_t^{MKT} + \beta_{SMB,i} R_t^{SMB} + \beta_{HML,i} R_t^{HML} + \beta_{UMD,i} R_t^{UMD} + \varepsilon_{it} \tag{16}$$

(14) — (16) 式中: R^{MKT} 、 R^{SMB} 和 R^{HML} 分别是市场因子、规模因子和账市比因子的收益率;
 R^{UMD} 是 Carhart 动量因子 UMD 的收益率,由高 MOM 减低 MOM 形成。表 5 展示了行业、地理
以及关联公司动量因子及其与传统收益率因子的比较结果。

表 5 行业、地理以及关联公司动量因子及其与传统收益率因子的比较

Panel A		CF/行业/地理动量因子分别对三因子/四因子回归+行业/地理因子回归			
因变量/自变量	平均收益率	三因子 α	四因子 α	三因子+ CF 动量因子 α	四因子+ CF 动量因子 α
CF 动量因子	1.90 ** (2.38)	1.49 * (1.79)	1.54 * (1.85)		
行业动量因子	0.99 ** (2.17)	1.22 *** (6.62)	1.22 *** (6.55)	1.44 *** (6.46)	1.43 *** (6.38)
地理动量因子	0.45 ** (2.28)	0.37 * (1.86)	0.37 * (1.83)	0.22 (1.06)	0.24 (1.19)
Panel B		CF 因子对行业/地理动量因子+三/四因子回归的 α			
因变量/自变量	行业动量因子+ 三因子	行业动量因子+ 四因子	地理动量因子+ 三因子	地理动量因子+ 四因子	
CF 动量因子	2.28 ** (2.21)	2.29 ** (2.22)	1.52 * (1.81)	1.59 * (1.89)	

在 Panel A 中,三因子+CF 动量因子 α 和四因子+CF 动量因子 α 均为 $MKT(R^{MKT})$ 、 $SMB(R^{SMB})$ 、 $HML(R^{HML})$ 和 CF 动量因子 (R^{CF}) 对投资组合收益率的时间序列回归截距项。Panel B 中展示了 CF 动量因子对行业及地理动量因子+三因子、四因子模型回归的 α ,这些 α 越显著则说明因变量因子中存在无法由自变量因子所解释的部分。

从表 5 可以看出,利用我国股票市场中的行业动量溢出效应所构建的行业动量因子中传统收益率因子所无法解释的部分是十分显著的,而关联公司动量因子和地理动量因子中传统收益率因子所无法解释的部分却并不是很显著。因此,我国股票市场中的行业动量溢出效应相较于关联公司动量溢出效应以及地理动量溢出效应而言有着更为显著的传统因子模型所无法解释的部分。与此同时,关联公司动量溢出效应与行业动量溢出效应互相都无法解释对方的三因子 α 以及四因子 α 部分,这意味着关联公司动量溢出效应与行业动量溢出效应之间只能通过各自与传统收益率因子模型的关系而产生联系。

2.Fama-MacBeth 回归

为了更加全面地研究我国股票市场中是否存在关联公司、行业和地理这三大动量溢出效应以及这三大动量溢出效应之间的关系,本文将股票月度收益率对上一个月的关联公司、行业以及地理动量权重因子加权月度收益率进行 Fama-MacBeth 截面回归,回归表达式如下:

$$Ret_{it} = \alpha_i + \beta_{CF,i} R_{t-1}^{CF} + \beta_{IND,i} R_{t-1}^{IND} + \beta_{GEO,i} R_{t-1}^{GEO} + \varepsilon_{it} \tag{17}$$

表 6 展示了 Fama-MacBeth 回归结果。从列(1)—(3)可以看出,我国股票市场中存在显著的关联公司和行业动量溢出效应,而地理动量溢出效应并不显著。与学界研究的差异可能和中美社会情况有关,如美国的各州政策独立性较强,因此区域间企业受到同地区企业新信息冲击导致的动量溢出效应可能更显著,而在我国各地流通性较强,上市公司业务遍布全国的情况较多,因此地理效应显著性降低。而从列(4) — (7)可以看出,我国股票市场中的关联公司动量溢出效应要强于行业动量溢出效应,并且关联公司动量溢出效应在一定程度上包含了行业动量溢出效应。以上实证结果证实了假设 1 与假设 3,即我国股票市场中存在显著的关联公司动量溢出效应,且关联公司动量溢出效应在一定程度上包含了其他的动量溢出效应。

表 6 Fama-MacBeth 回归结果

	股票收益率						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CF 动量权重因子加权收益率	0.2040 *** (2.96)			0.1680 *** (2.63)	0.1576 *** (2.58)		0.1229 ** (2.27)
行业动量权重因子加权收益率		0.0556 ** (2.30)		0.0416 * (1.73)		0.0520 ** (2.15)	0.0398 * (1.67)
地理动量权重因子加权收益率			-0.0013 (-0.14)		-0.0115 (-1.1)	-0.0042 (-0.47)	-0.0126 (-1.21)
Avg R ²	0.016	0.009	0.001	0.019	0.019	0.011	0.022
平均股票数	1 634	1 633	1 575	1 594	1 542	1 521	1 505

(四) 分析师覆盖与关联公司动量溢出效应

1. 基本面分析

本文的假设 4 认为,共享分析师能捕捉到基本面相关联的公司,且共同覆盖程度越高说明越多分析师认为其基本面具有相关性,投资者有限关注所导致其忽视的相关信息也就越多,从而动量溢出效应越强。与此同时,行业、地理动量溢出效应等一系列传统的动量溢出效应也都是以公司之间存在关联作为基础的。因而,本文对行业、地理以及关联公司动量溢

出效应的基本面背景进行研究,检验通过这三个指标寻找出的公司与基准公司的基本面是否存在关联。

参照 Ali 和 Hirshleifer(2020)的方法,我们将基本每股收益增长率以及营业收入增长率作为公司基本面的代理变量,以行业、地理以及关联公司动量权重因子进行加权,分别求出同行业公司、同地理位置公司以及关联公司的基本面情况,然后分别将基准公司基本面对当期以及上一期的同行业、同地理位置以及关联公司的基本面情况进行回归,从而对我国股票市场上这三大动量溢出效应进行基本面分析。回归中均考虑了时间固定效应与个体固定效应,并以规模作为控制变量。基本每股收益增长率为本期与去年同期基本每股收益之差与去年同期基本每股收益的比值,而营业收入增长率则为本期与去年同期营业收入之差与去年同期营业收入的比值。

$Growth_t = \alpha_i + \beta_{CF,i} Growth_t^{CF} + \beta_{IND,i} Growth_t^{IND} + \beta_{GEO,i} Growth_t^{GEO} + Controls + \varepsilon_{it}$ (18)

$Growth_{t+1} = \alpha_i + \beta_{CF,i} Growth_t^{CF} + \beta_{IND,i} Growth_t^{IND} + \beta_{GEO,i} Growth_t^{GEO} + Controls + \varepsilon_{it}$ (19)

(18)、(19)式中: $Growth_t$ 表示 t 期基本每股收益增长率(表 7)或营业收入增长率(表 8), $Growth_t^{CF}$ 、 $Growth_t^{IND}$ 和 $Growth_t^{GEO}$ 分别表示 CF、行业和地理基本每股收益增长率, $Controls$ 表示控制变量。表 7 和表 8 分别报告了以基本每股收益增长率和营业收入增长率作为公司基本面的代理变量时的分析结果。可以看出,两种代理变量下关联公司、同行业公司的基本面与基准公司的基本面始终具有即期相关性以及跨期预测性,本文的假设 4 得以验证。另一方面,同地理位置公司的基本面与基准公司基本面相关性和预测性要弱得多,并且在考虑了关联公司与同行业公司的基本面之后,同地理位置公司与本公司基本面的相关性和预测性减弱甚至消失了。

表 7 以基本每股收益增长率为代理变量的基本面关联

Panel A	因变量:基本每股收益增长率(t)						
CF 基本每股收益增长率	0.180 *** (24.40)			0.124 *** (15.56)	0.179 *** (24.36)		0.124 *** (15.53)
行业基本每股收益增长率		0.175 *** (25.60)		0.137 *** (17.72)		0.175 *** (25.54)	0.137 *** (17.70)
地理基本每股收益增长率			0.023 *** (3.48)		0.0135 (1.91)	0.020 ** (3.05)	0.012 (1.71)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Panel B	因变量:基本每股收益增长率($t+1$)						
CF 基本每股收益增长率	0.173 *** (23.06)			0.123 *** (15.05)	0.173 *** (23.02)		0.123 *** (15.03)
行业基本每股收益增长率		0.162 *** (23.89)		0.120 *** (15.34)		0.162 *** (23.84)	0.120 *** (15.31)
地理基本每股收益增长率			0.0214 ** (3.19)		0.0152 * (2.13)	0.018 ** (2.74)	0.0137 (1.92)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是

表 8 以营业收入增长率为代理变量的基本面关联

Panel A	因变量:营业收入增长率(t)						
CF 营业收入增长率	0.056 ^{***} (27.38)			0.036 ^{***} (15.96)	0.056 ^{***} (27.24)		0.035 ^{***} (15.86)
行业营业收入增长率		0.056 ^{***} (33.71)		0.045 ^{***} (22.10)		0.056 ^{***} (33.55)	0.045 ^{***} (22.06)
地理营业收入增长率			0.0092 ^{***} (5.72)		0.0081 ^{***} (4.38)	0.0075 ^{***} (4.70)	0.0077 ^{***} (4.16)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Panel B	因变量:营业收入增长率($t+1$)						
CF 营业收入增长率	0.0530 ^{***} (25.52)			0.0374 ^{***} (16.39)	0.0528 ^{***} (25.43)		0.0372 ^{***} (16.33)
行业营业收入增长率		0.0461 ^{***} (16.31)		0.0336 ^{***} (16.31)		0.046 ^{***} (27.47)	0.0336 ^{***} (16.28)
地理营业收入增长率			0.0074 ^{***} (4.59)		0.00460 [*] (2.45)	0.0059 ^{***} (3.73)	0.00427 [*] (2.28)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是

以上结果表明我国股票市场中的关联公司与行业动量溢出效应存在明显的基本面关联,而地理动量溢出效应在基本面上的表现的确不尽人意,为组合分析中地理动量溢出效应的糟糕表现提供了一定的解释,即由于我国各省市流动性较大、上市公司业务范围大多较广,同区域公司受到相同基本面因素冲击较小。此外,地理动量溢出效应在加入行业因素后显著性的消失也可能说明我国的部分行业与地理位置分布间存在一定的相关性,即存在一定程度上的产业聚集效应。

2. 分析师覆盖对关联公司动量溢出效应的影响

为进一步研究公司的分析师覆盖水平对关联公司动量溢出效应的影响以及其背后的原理,对本文提出的假设 5、假设 6 进行验证,我们使用 Israelsen、Sørensen 以及 Muslu 这三个新的关联公司动量权重因子来替代 Ali 和 Hirshleifer (2020) 中所使用的初始关联公司动量权重因子,进行相应的组合分析以及 Fama-MacBeth 回归,并将结果与初始关联公司动量权重因子进行比较。我们将 Ali 和 Hirshleifer (2020) 中所使用的初始关联公司动量权重因子记为 Hirshleifer 关联公司动量权重因子。由于在之前的组合分析法中,五等分分组的市值加权超额收益率能够更好地表现我国股票市场上关联公司动量溢出效应,所以本文这里选择采取五等分分组的市值加权超额收益率来进行组合分析。

表 9 和表 10 展示了 Hirshleifer、Israelsen、Sørensen 以及 Muslu 这四个关联公司动量权重因子下的关联公司动量溢出效应五等分组合分析和 Fama-MacBeth 回归。从表 9 和表 10 可以看出,在我国股票市场上,Israelsen 和 Sørensen 关联公司动量权重因子所表现的关联公司动量溢出效应是要弱于 Hirshleifer 关联公司动量权重因子所表现的关联公司动量溢出效应的。回忆 Israelsen 和 Sørensen 指标的构建过程可以发现,分析师覆盖程度越高,赋予关联公

司的权重则越低,而这样捕捉到的动量溢出效应越弱,这就证实了本文所提出的假设 5,即我国股票市场中高分析师覆盖的公司往往有着更强的关联公司动量溢出效应。

表 9 初始权重与新权重下的关联公司动量溢出效应五等分组合分析

价值加权超额收益				
Quintile	Hirshleifer	Israelsen	Sørensen	Muslu
Q1	1.06	1.08	0.97	0.94
	(1.33)	(1.37)	(1.24)	(1.22)
Q2	1.01	0.90	0.93	0.98
	(1.30)	(1.14)	(1.16)	(1.21)
Q3	1.01	1.23	1.22	1.27
	(1.25)	(1.50)	(1.48)	(1.51)
Q4	1.83 **	1.64 *	1.68 **	1.57 *
	(2.06)	(1.89)	(1.96)	(1.83)
Q5	2.91 **	2.93 **	3.00 **	2.99 **
	(2.46)	(2.48)	(2.53)	(2.57)
Q5-Q1	1.84 **	1.84 **	2.04 **	2.05 **
	(2.26)	(2.08)	(2.19)	(2.25)

表 10 初始权重与新权重下的 Fama-MacBeth 回归

	股票收益率			
	Hirshleifer	Israelsen	Sørensen	Muslu
关联公司动量权重因子加权收益率	0.2040 *** (2.96)	0.1885 *** (2.66)	0.1912 *** (2.80)	0.1824 *** (2.81)
Avg R ²	0.016	0.016	0.016	0.016
平均股票数	1 634	1 634	1 634	1 634

与此同时, Muslu 关联公司动量权重因子所表现的关联公司动量溢出效应弱于 Hirshleifer 关联公司动量权重因子所表现的关联公司动量溢出效应,但是却强于 Israelsen 和 Sørensen 关联公司动量权重因子所表现的关联公司动量溢出效应。由于 Muslu 权重因子将两公司的分析师覆盖总量作为分母部分,同时考虑了分析师覆盖水平与分析师覆盖及共享分析师覆盖的相关性,因此这一实证结果证实了本文所提出的假设 6,即我国股票市场中分析师覆盖与共享分析师覆盖之间存在的正相关关系部分解释了假设 5,并且分析师覆盖自身也能够对关联公司动量溢出效应造成影响。

(五) 稳健性检验

本文首先在《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)行业划分标准以外,额外选取了证监会门类行业、Wind 一级行业以及 Wind 二级行业,并进行了组合分析。

表 11 展示了证监会门类行业、Wind 一级行业以及 Wind 二级行业这三个行业划分标准下的行业动量溢出效应组合分析。从表中可以看出,证监会门类行业和 Wind 一级行业划分标准下的超额收益率之差仍然显著,而 Wind 二级行业划分标准下的超额收益率之差不再显著,但是这可能是由于划分行业过多导致组内容容易出现不同行业的下一期收益率互相对冲的现象,进而导致组与组之间的组合收益率之差不再显著。总体而言,本文关于行业动量溢出效应的结论对行业划分标准的选择来说是稳健的。

表 11 新的三个行业划分标准下的行业动量溢出效应的组合分析

价值加权超额收益			
Quintile	证监会门类行业划分	Wind 一级行业划分	Wind 二级行业划分
Q1	0.54 (0.78)	0.88 (1.26)	0.96 (1.30)
Q2	0.35 (0.50)	1.07 (1.37)	0.65 (0.88)
Q3	0.85 (1.05)	0.61 (0.75)	0.90 (1.13)
Q4	1.82 (1.46)	1.51 * (1.77)	1.34 * (1.66)
Q5	2.45 *** (2.61)	1.56 (1.62)	1.19 (1.36)
Q6	2.48 *** (2.77)	1.23 (1.49)	1.58 * (1.80)
Q7	2.23 ** (2.51)	1.90 ** (2.04)	1.11 (1.27)
Q8	1.39 * (1.65)	1.41 * (1.65)	1.64 (1.59)
Q9	0.85 (1.09)	1.45 * (1.69)	1.53 * (1.78)
Q10	1.84 ** (2.04)	2.28 *** (2.61)	1.81 ** (2.05)
Q10-Q1	1.30 ** (2.11)	1.40 ** (2.36)	0.85 (1.24)

除了考虑行业划分标准的稳健性以外,本文还在 Ali 和 Hirshleifer (2020) 的基础上额外挑选了利润总额增长率和营业利润增长率作为公司基本面的代理变量,并进行了相应的基本面分析。表 12 和表 13 展示了基本面层面的稳健性分析,结果表明本文实证部分中基本面分析的结论对不同的公司基本面代理变量也是稳健的。

表 12 以利润总额增长率为代理变量的基本面关联

Panel A	因变量:利润总额增长率(t)						
CF 利润总额增长率	0.213 *** (27.61)			0.157 *** (18.65)	0.213 *** (27.61)		0.157 *** (18.64)
行业利润总额增长率		0.188 *** (27.08)		0.131 *** (16.18)		0.188 *** (27.06)	0.131 *** (16.18)
地理利润总额增长率			0.0106 (1.57)		0.00129 (0.18)	0.00783 (1.17)	0.000235 (0.03)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Panel B	因变量:利润总额增长率($t+1$)						
CF 利润总额增长率	0.188 *** (23.97)			0.139 *** (16.10)	0.188 *** (23.98)		0.139 *** (16.11)
行业利润总额增长率		0.167 *** (24.19)		0.113 *** (13.79)		0.167 *** (24.16)	0.113 *** (13.80)
地理利润总额增长率			0.0123 (1.80)		-0.00441 (-0.59)	0.00904 (1.33)	-0.00564 (-0.75)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是

表 13 以营业利润增长率为代理变量的基本面关联

Panel A	因变量: 营业利润增长率(t)						
CF 营业利润增长率	0.220 *** (24.13)			0.175 *** (17.87)	0.219 *** (24.11)		0.174 *** (17.85)
行业营业利润增长率		0.176 *** (21.42)		0.118 *** (12.46)		0.176 *** (21.38)	0.118 *** (12.45)
地理营业利润增长率			0.0213 ** (2.69)		0.0126 (1.46)	0.0190 (2.41)	0.0117 (1.35)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
Panel B	因变量: 营业利润增长率($t+1$)						
CF 营业利润增长率	0.195 *** (20.90)			0.151 *** (15.07)	0.195 *** (20.89)		0.151 *** (15.06)
行业营业利润增长率		0.165 *** (19.96)		0.112 *** (11.58)		0.1643 *** (19.92)	0.112 *** (11.58)
地理营业利润增长率			0.0161 * (1.98)		0.00427 (0.48)	0.0132 (1.63)	0.003 (0.34)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是

六、结论

本文对我国股票市场中的动量溢出效应进行了深入的研究,并得出了以下几点结论:

第一,我国股票市场中存在显著的关联公司动量溢出效应和行业动量溢出效应,而地理动量溢出效应并不显著,上市公司基本面关联能够被分析师的研究所识别,同时上市公司在行业间的基本面关联相较区域间更为显著。

第二,我国股票市场中的行业动量溢出效应很大程度能够被关联公司动量溢出效应所解释。与此同时,关联公司动量溢出效应与行业动量溢出效应互相都无法解释对方的三因子 α 以及四因子 α 部分。因此说明我国股票市场中的关联公司动量溢出效应是通过传统的收益率因子模型来实现对行业动量溢出效应的解释的。

第三,基于本文所构建的 Israelsen、Sørensen 以及 Muslu 这三个新的关联公司动量权重因子,本文剥离了分析师覆盖与共享分析师覆盖间相关性所带来的影响,发现我国股票市场中分析师覆盖程度能够对关联公司动量溢出效应造成影响。这为国内股票市场的动量溢出效应相关研究提供了可供参考的实证结果,也为国内股票市场投资策略提供了新的思路。

在分析师覆盖方面,本文重点通过提出了新的权重因子来探讨分析师覆盖自身规模与关联公司动量溢出效应之间的关系,之后的研究可以从公司分析师覆盖自身出发,研究分析师覆盖自身对关联公司动量溢出效应的影响机制。我国股票市场中关联公司与行业动量溢

出效应的存在,意味着投资者可以据此构造全新的投资策略。此外,公司自身的分析师覆盖不仅能够通过其与共享分析师覆盖之间的正相关关系影响关联公司动量溢出效应,在剔除相关性影响后其仍能对关联公司动量溢出效应造成影响,意味着在今后对我国股票市场中关联公司动量溢出效应的研究中,各公司特有分析师覆盖以及互相之间的分析师共同覆盖均应考虑进来。

参考文献:

1.陈红、周奋、张磊,2012:《我国股指期货市场与股票现货市场的价格关系——来自中国资本市场的经验证据》,《中南财经政法大学学报》第6期。

2.刘会芹、贾晓莉、施先旺,2018:《分析师繁忙影响分析师预测行为吗?》,《会计论坛》第1期。

3.陆蓉、杨康,2019:《有限关注与特质波动率之谜:来自行为金融学新证据》,《统计研究》第6期。

4.吕鑫,2019:《投资者有限关注对股价同步性的影响研究》,兰州大学硕士学位论文。

5.王茵田、文志瑛,2010:《股票市场和债券市场的流动性溢出效应研究》,《金融研究》第3期。

6.伊志宏、杨圣之、陈钦源,2019:《分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究》,《中国工业经济》第1期。

7.Ali, U., and D. Hirshleifer. 2020. "Shared Analyst Coverage: Unifying Momentum Spillover Effects." *Journal of Financial Economics* 136(3): 649-675.

8.Atchison, M. D., K. C. Butler, and R. R. Simonds. 1987. "Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation." *The Journal of Finance* 42(1): 111-118.

9.Carhart, M. M. 1997. "On Persistence in Mutual Fund Performance." *The Journal of Finance* 52(1): 57-82.

10.Chan, K., and A. Hameed. 2006. "Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets." *Journal of Financial Economics* 80(1): 115-147.

11.Cohen, L., and A. Frazzini. 2008. "Economic Links and Predictable Returns." *The Journal of Finance* 63(4): 1977-2011.

12.Cohen, L., and D. Lou. 2012. "Complicated Firms." *Journal of Financial Economics* 104(2): 383-400.

13.Corwin, S. A., and J. F. Coughenour. 2008. "Limited Attention and the Allocation of Effort in Securities Trading." *The Journal of Finance* 63(6): 3031-3067.

14.Crawford, S. S., D. T. Roulstone, and E. C. So. 2012. "Analyst Initiations of Coverage and Stock Return Synchronicity." *The Accounting Review* 87(5): 1527-1553.

15.Hirshleifer, D., and S. H. Teoh. 2003. "Limited Attention, Information Disclosure, and Financial Reporting." *Journal of Accounting and Economics* 36(1): 337-386.

16.Hirshleifer, D., S. H. Teoh, and S. S. Lim. 2011. "Limited Investor Attention and Stock Market Misreactions to Accounting Information." *Review of Asset Pricing Studies* 1(1): 35-73.

17.Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein. 2000. "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies." *The Journal of Finance* 55(1): 265-295.

18.Hou, K. W. 2007. "Industry Information Diffusion and the Lead-lag Effect in Stock Returns." *The Review of Financial Studies* 20(4): 1113-1138.

19.Israelsen, R. D. 2016. "Does Common Analyst Coverage Explain Excess Comovement?" *The Journal of*

142

- Financial and Quantitative Analysis* 51(4) : 1193–1229.
20. Jegadeesh, N., and S. Titman. 1995. “Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits.” *The Review of Financial Studies* 8(4) : 973–993.
21. Liu, M. H. 2011. “Analysts’ Incentives to Produce Industry–Level versus Firm–Specific Information.” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(3) : 757–784.
22. Lo, A. W., and A. C. MacKinlay. 1990. “When Are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction?” *The Review of Financial Studies* 3(2) : 175–205.
23. Menzly, L., and O. Ozbas. 2010. “Market Segmentation and Cross–predictability of Returns.” *The Journal of Finance* 65(4) : 1555–1580.
24. Moskowitz, T. J., and M. Grinblatt. 1999. “Do Industries Explain Momentum?” *The Journal of Finance* 54(4) : 1249–1290.
25. Muslu, V., M. Rebello, and Y. X. Xu. 2014. “Sell–Side Analyst Research and Stock Comovement.” *Journal of Accounting Research* 52(4) : 911–954.
26. Parsons, C. A., R. Sabbatucci, and S. Titman. 2020. “Geographic Lead–Lag Effects.” *Review of Financial Studies* 33(10) : 4721–4770.
27. Sørensen, T. 1948. “A Method of Establishing Groups of Equal Amplitude in Plant Sociology Based on Similarity of Species and Its Application to Analyses of the Vegetation on Danish Commons.” *Biologiske Skrifter/Kongelige Danske Videnskabernes Selskab* 5: 1–34.

Shared Analyst Coverage and Connected–firm Momentum Spillover Effect

Xiong Heping, Li Wanrui and Qiu Cheng

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: We investigate the performance of the connected–firm (CF) momentum spillover effect based on shared analyst coverage and its explanatory power on other momentum spillover effects represented by industrial effect and geographical effect using the data of Shanghai and Shenzhen A–share companies during 2008–2018. Further, we analyze the impact of analyst coverage on the CF momentum spillover effect. The results show that there are significant CF momentum spillover and industrial spillover effects in Chinese stock market, and the latter is largely explained by the former, while the geographic spillover effect is insignificant. At the same time, companies with high analyst coverage in the Chinese stock market tend to have stronger CF momentum spillover effects, and after considering shared analyst coverage, analyst coverage itself can also influence CF momentum spillover effects. Our findings can provide new insights into the investment strategy of the domestic stock market, and also contribute to future research on the CF momentum spillover effect.

Keywords: Momentum Spillover Effect, Connected–firm, Analyst Coverage, Shared Analyst Coverage

JEL Classification: G12

(责任编辑:陈永清)