



2019年第 12 期 / 总第 184 期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review

陈雨露/主编

货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

基于因子模型的商品房住宅价格机制研究

刚健华 杜涣程 刘鹏程 张劲帆

董事高管责任保险能够有效降低上市公司违规行为吗？

——基于保险机构公司治理职能发挥的视角

许荣 李从刚

基于因子模型的商品房住宅价格机制研究¹

刚健华

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

杜涣程

(普林斯顿大学当代中国研究中心)

刘鹏程

(香港中文大学(深圳)经济管理学院)

张劲帆

(香港中文大学(深圳)经济管理学院)

内容提要: 本文根据中国四个一线城市商品房住宅市场 2007 年至 2017 年不同小区不同户型住宅的月度房价和房租的数据样本, 着重研究了一线城市住宅的投资收益率性质。研究发现, 住宅的月度收益率存在显著的价值效应, 户型效应, 中短期动量效应, 以及长期反转效应。基于这些发现, 本研究提出了包含市场因子, 房价房租比因子, 以及动量因子在内, 用以解释我国住宅房地产收益率的三因子模型。实证结果显示, 本文提出的三因子模型能够很好地解释商品房住宅市场上不同类型住宅的收益率, 对理解商品房住宅市场中的价格形成机制具有参考意义。

关键词: 商品房住宅市场 房价房租比因子 动量因子

一、引言

房地产市场是影响中国宏观经济运行的重要因素, 一直是中国城镇居民、学者所关注的重点领域, 也是政府政策最重要的调控对象之一。早在 2016 年中央经济工作会议上以习近平同志为核心的党中央指出, 要坚持“房子是用来住的、不是用来炒的”的定位。2017 年第十二届全国人民代表大会第五次会议上的《政府工作报告》明确指出: 要加快建立和完善促

¹刚健华, 中国人民大学财政金融学院, 邮政编码: 100872, 电子邮箱 jhgang@ruc.edu.cn; 杜涣程, 普林斯顿大学当代中国研究中心, 邮政编码: 08544; 刘鹏程, 香港中文大学(深圳)经济管理学院, 邮政编码: 518172, 电子邮箱: 218020016@link.cuhk.edu.cn; 张劲帆(通讯作者), 香港中文大学(深圳)经济管理学院, 邮政编码: 518172, 电子邮箱: zhangjinfan@cuhk.edu.cn.

进房地产市场平稳健康发展的长效机制,健全购租并举的住房制度,以市场为主满足多层次需求,遏制热点城市房价过快上涨。中国商品房住宅市场自 90 年代开始的、在 2005 年之后加速的价格跃升引发了中国广大城镇居民对于住宅市场价格泡沫的担忧。结合历次美国经济危机的经验和中国住宅用地商业化的进程,部分学者早已意识到房地产价格(特别是土地价格和商品房住宅价格)的稳健对于国民经济和金融系统的健康发展具有重大意义。因此,很多学者将此视为经济现象,从宏观和制度层面来分析背后的驱动因素,包括利率和汇率政策、货币政策、外资流入、地方政府政绩要求等(张晓晶和孙涛,2006;朱孟楠、刘林和倪玉娟,2011;陈创练和戴晓明,2018;王立平,2013)。何青(2015)、沈悦(2004)和梁云芳等(2006、2007)分别对于房地产周期与经济周期之间的互动和价格的地区性差异进行研究,发现房地产投资的冲击对经济增长具有长期影响,同时房价的波动具有明显的地区不平衡性。从市场有效性的角度分析,由于高昂的交易成本和对冲价格下跌风险机制的缺乏,当前的中国住宅市场远非有效市场(Wu and Deng, 2012)。况伟大(2010)实证研究表明,预期及其投资对于中国城市房价波动都具有较强的解释力,王频和侯成琪(2017)也通过构建 DSGE 模型发现,如果预期未来住房价格会大幅上涨,家庭的住房使用者成本会下降,从而出现越涨越买的现象。因此,中国商品房住宅的价格变化往往是序列自相关的,外部冲击会使价格周期被放大(Cho et al., 2012)。

然而,由于持续十多年的商品房住宅市场的高额投资收益率,中国的房地产市场,特别是一线城市商品房住宅的投资性特征越来越明显。陈彦斌(2011)研究发现,房价的高速增长会引致富裕家庭投资性住房需求的增加,而根据甘犁等(2013)的研究,每年对于房地产新增的需求仅仅是房地产产能的 1/3,持续性的住宅价格和交易量的不合理上涨,则只能来自住宅的投资性需求,因此,近些年的相关文献开始从金融资产定价的视角,通过改良相关方法论来分析商品房住宅收益率的影响因素。在以往的对于房地产收益率的研究中,研究者一直着力于寻找一个在房地产投资领域类似的有效模型,早期的研究(Geltner,1989; Chanet al., 1990)尝试利用传统的 CAPM 模型来解释房地产投资信托的收益收益率,并取得了较好的效果,在此基础上,Chenet al.(1998)发现房地产投资信托的横截面收益率可以被信托异质性因子所解释,而且在这些信托异质性因子之中,规模因子是解释房地产投资信托横截面收益率最稳健的因子。与此结果类似, Peterson and Hsieh (1997)发现房地产投资信托的收益率在 CAPM 模型下仍可以获得正的超额收益,而在传统 Fama-French 三因子模型下则不会获得超额收益,这说明股票市场上的传统的三因子模型同样适用于房地产投资信托的研究。除此之外, Chui et al. (2003)发现过去房地产投资信托的收益率是目前收益率的一个重要驱动因素,即房地产投资信托收益率存在着动量效应,而这一效应无法被传统的三因子模型所解释。我国的房地产投资信托起步较晚,类似研究很少。朱佳俊,覃朝勇(2015)发现中国的房地产投资信托受发行期限和地区影响较大,与信托规模关系不明显。

根据以往研究,可归纳出以下两个结论:首先,在房地产投资信托领域,经典 CAPM 和三因子模型可以较好地解释房地产投资信托的收益率,这一现象与股票市场类似,房地产市场整体走势和投资信托的异质性因子都会对其收益率有显著的影响。其次,尽管借助因子定价模型解释房地产投资信托收益率取得了较大的成功,但是到目前为止还缺少关于借助传统因子定价模型直接解释微观房产收益率的系统研究。造成这一现象的主要原因在于相较于房地产投资信托,单个房产投资标的不会频繁在市场进行交易,从而对于研究较高频率的收

益率造成了困难。以往的房地产研究更多地从投资组合的角度去考虑,无法对不同房地产投资标的收益率差异进行深入研究。实际上,房屋的户型、地段、小区附属设施等因素对于房产最终的售价影响很大,这些因素不应当被忽略。因此,总体来看,对于房地产投资信托收益收益率的影响因素已经研究的较为充分,但是对于微观层面上不同类型的房地产之间存在的收益率差异仍需要做进一步深入研究。

本文借助样本颗粒度达到小区户型级别的房地产租售月度数据,从商品房住宅的金融资产属性出发,借助传统资产定价理论从微观层面探讨商品房住宅收益率的基本影响因素。本文的创新点主要体现在以下两个方面:首先,本文采用了中国房地产业协会收集的房地产交易价格和租金数据。这一数据提供了以小区和户型为单位的月度单位平米平均房价和房租信息。我国一线城市的居民住宅以小区单元房为主要形态,规模较大的小区一般具有大量存量单元房。而且同小区同户型单元房由于具备相同地理位置,享受相同周边配套设,同质性较好,这一特点甚至优于英美主要城市以联排式住宅和独栋住宅为主的居住区房价、租金样本。这种以小区户型为单位的平均租售数据,一方面解决了更高颗粒度的单套住宅数据所缺少的高频次交易,另一方面解决了低颗粒度房地产指数所掩盖的房屋异质性问题,为研究不同房地产投资标的收益率的差异提供了高质量的连续月度交易数据。

基于高质量月频数据,我们发现了价值效应,即当前房价房租比较低的住宅,在未来具有相对更高的收益率。另外,我们发现不同户型的平均收益率确实不同,但是收益率并不是随户型呈线性关系,而是呈现 U 形,其中 1 室和 4 室的收益率最高,3 室的收益率最低。进一步,我们发现了中国房地产市场投资收益率具有强烈的中短期动量效应,具体来说,在过去 1 到 9 个月内相对收益率高的住宅,在未来 1 到 9 个月内仍然有相对较高的收益率。与此同时,我们也发现了收益率的长期反转效应,即在过去 3 年内收益率较相对较高的住宅在未来 3 年内收益率相对较低。

根据这些收益率效应,本文构建了用以解释中国房地产收益率的三因子模型,其中包括房价房租比因子,动量因子,以及市场收益率因子。Fama-Macbeth 分析表明,当前房价房租比,近期收益率,以及住宅的贝塔值都能够显著预测未来房地产的横截面收益率,从而为使用三因子模型提供了有力的理论支撑,也说明三个因子之间不存在冗余性。参考 Fama and French (1993)的经典方法,我们进一步发现本文构建的三因子模型对于房地产横截面收益率有着优异的解释能力。综合以上发现,本文提出的结合中国房地产实际的三因子定价模型对于更好地理解微观房地产市场结构,管理房地产市场价格具有积极作用。

本文的结构如下:第二部分为数据描述;第三部分为收益率效应检验;第四部分为三因子模型构建与比较分析;第五部分为结论。

二、数据处理与变量构造

本研究使用了我国四个一线城市(北京、上海、广州和深圳)的商品房住宅交易价格数据。这四个一线城市的常住人口总数超过七千万,拥有全国范围内最发达的商品房住宅市场以及最活跃的房地产交易,能够为本研究提供数量最多,连续性最好的商品房住宅交易数据样本。

在上述四个城市中,绝大多数居民居住在划分好的各个小区。一个小区往往由多栋楼房或建筑组成,每栋楼房又包含多套单元住房。小区内的住房是高度同质化的,因为它们具有相同的建筑质量,共享相同的基础设施、公共设施、物业,还包括医院,学校,购物中心和公共交通设施等。因此,考虑同小区之内,将具备相同尺寸或居室数量的住宅视为同类型的资产是合理的。虽然每个单独的住房不会每个月都出售或者出租,但是本文所应用的数据库,会计算出每种住宅类型(相同的小区 and 相同的大小)的月平均出租和交易价格。

本文使用的数据来源于禧泰数据库,该数据库是国内领先的房地产数据库,其中的中国房价行情平台由中国房地产业协会主办,提供的房地产交易数据以存量房挂牌为主、兼顾新房和成交数据,具有较高的准确性和可信性。我们使用的数据包含中国四个一线城市中超过 2000 个小区的从一居室到九居室类型的住宅房产月度平均出租和交易价格的时间序列,单位为人民币/每平方米,时间跨度为 2007 年 4 月至 2017 年 4 月。

在深入分析前,我们先对数据进行了如下处理:一、剔除掉占样本数量不足 1%的六间及以上特大户型的住宅;二、因为五居室住宅交易数量较少,我们将其与四居室住宅合并,合并之后的住宅类型仍称为四居室住宅,如果一个小区内同时含有四居室和五居室类型的住宅,我们取这两者的平均价格和租金作为合并之后的价格和租金;三、剔除掉房价为负的数据;四、根据处理后的数据计算每个小区每种户型的月度收益率 R_t ,计算方式如下:

$$R_{i,j,t} = \frac{P_{i,j,t} - P_{i,j,t-1}}{P_{i,j,t-1}} \quad (1)$$

式(1)中 $P_{i,j,t}$ 和 $P_{i,j,t-1}$ 分别代表在第 t 月和 $t-1$ 月的 i 小区 j 户型的样本住宅平均销售价格²。特别的,本文所报告的收益率没有加入当期的租金收入,一方面社会关注的焦点是房价的升值造成的资本升水,而非房租收益所导致的收益率;另一方面,房租产生的月度收益率平均仅为月度房价收益率的十分之一,我们在稳健型分析中也计算了考虑房租的收益率,得到的结果和本文报告的后续结果类似,因此没有在正文中汇报。

经过上述的数据处理之后,最终在北京保留了 665 个小区的数据样本,在上海保留了 323 个小区的数据样本,在广州保留了 489 个小区的数据样本,以及在深圳保留了 596 个小区的数据样本。表 1 分城市总结了本文所使用的样本中房型为一居室至四居室的住宅数量。表 1 清晰显示出:小区内更多的是两居和三居室房型的住宅,而一居和四居室的房型数量相对较少。表 2 报告了样本中一线城市住宅的月度收益率和房价房租比的相关描述性统计。可以看出,一线城市房产的月度收益率平均高达 1.66%,折合年化约为 21.84%。月度收益率的标准差也达到 11.30%,由此体现出不同小区不同房型住宅价格收益率在时间和空间上的较高异质性。解释这种收益率的异质性恰恰是本文建立因子模型的意义所在。另外,表 2 中的收益率分布呈现出右偏态势,且峰度值高达 37,这一统计现象也与一线城市房地产市场往往短期出现下跌,而长期快速升值,价格不断创出新高的现象相符合;房价房租比方面,均值为 555 倍,换算成年份大概为 46 年,即年化租金收益率平均仅为 2.2%。

²对于每个小区内的每种户型的房产,剔除掉距离均值三倍标准差之外的月度收益率数据。

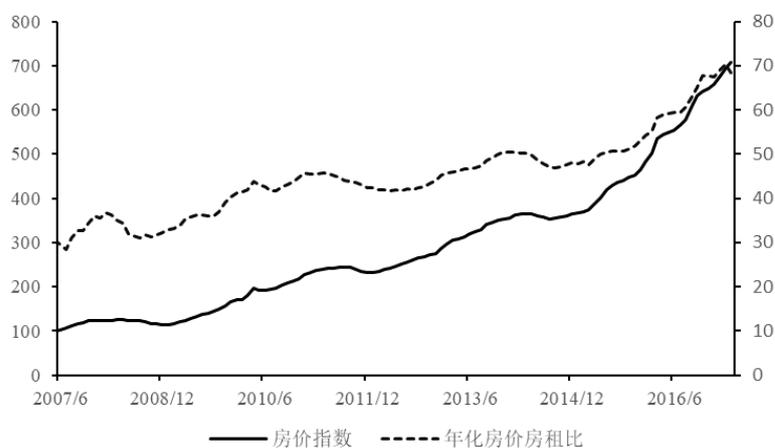
表 1 小区数据统计 (单位: 个或套)

城市	北京	上海	广州	深圳
小区数量	665	323	489	596
一居室	581	193	282	279
二居室	645	310	476	569
三居室	647	316	484	539
四居室	361	225	293	428

表 2 收益率与房价房租比的描述性统计

统计特征	收益率	房价房租比
均值	1.66%	555.02
标准差	11.30%	198.87
中值	1.23%	528.01
25%分位数	-3.49%	426.40
75%分位数	6.31%	648.24
偏度	1.67	4.02
峰度	37.25	116.53
数据量	625,110	615,315

图 1 是使用全样本数据计算的从 2007 年 5 月到 2017 年 4 月的等权重平均房价指数(初始值设为 100)和年化后的市场平均房价房租比。虽然等权重平均值在衡量市场表现方面可能没有价值加权平均值理想,但存量住宅的相关信息以及房产面积信息的缺失,导致我们无法计算价值加权平均值。值得一提的是,当我们使用价格加权的平均房价指数时,得到的结果与等权重平均房价指数类似。从图中可以看出,中国一线城市商品房住宅市场的价格指数(图 1 中实线所示)在过去十年间保持着稳定的上升趋势,从初始的 100 点上涨到 700 点左右,平均年化增长率约为 21.5%。通过观察图 1 中的市场平均房价房租比(虚线所示)可得:尽管房价房租比有过几次较明显的下降,但是这一比率自 2007 年 5 月起,基本保持了不断上升的整体趋势,这一证据也佐证了中国一线城市住宅销售价格和租金价格出现了脱节的现象。



注：图中实线表示等权重的平均房价指数（起始值为 100，参考左纵轴）；虚线表示年化后的市场平均房价房租比（参考右纵轴）；图中横轴表示时间，主纵坐标轴（左轴）为平均房价指数；副纵坐标轴（右轴）为平均房价房租比。

图 1 等权重平均住宅价格指数与平均房价房租比

三、住宅收益率效应检验

在商品房住宅市场的实际交易中，标的住宅的地段、朝向、面积、户型等特性会显著影响住宅的当前价格和未来收益，借鉴股票市场，本节重点探索商品房住宅市场中可能存在价值效应，户型效应，以及动量效应。

1. 价值效应 (Price/rent)

我们采用前文引入的房价房租比 (Price/rent) 来度量不同小区户型的市场估值。按照每年（不妨设为第 t 年）6 月份³的房价房租比（房价/房租）将所有小区的所有户型住宅从低到高排序分为 3 组，构建 3 个资产组合，这些资产组合从第 t 年 7 月至第 $t+1$ 年 6 月保持不变，我们可以计算每个资产组合在此期间的月度平均收益率。在第 $t+1$ 年 6 月从新按照房价房租比进行排序，确定 3 个资产组合的新组成并重复以上操作。由此我们可以得到 3 个资产组合从 2007 年到 2017 年每一个月的月度收益率。

表 3 展示了一线城市商品房住宅市场收益率的价值效应。为了保证结果的稳健性，我们在进行全样本研究的基础上，也将研究区间分为前后两段分别进行统计。从表 3（第一行）可以看出，在 2007 年至 2017 年期间，由房价房租比最低的住宅构建的资产组合平均月度收益率为 1.98%，次低的资产组合平均月度收益率为 1.69%，最高的资产组合的平均月度收益率为 1.35%。收益率随房价房租比明显呈单调下降趋势。仿照股票市场因子构建，我们利用房价房租比最小的第一组资产组合和最大的第三组资产组合构建房价房租比因子，即每一个月第一组资产组合收益率减去第三组资产组合的收益率即为当月的房价房租比因子收益率。房价房租比因子的平均月度收益率为 0.63%， t 检验的 t 值为 4.79，在 1% 的水平上显著。这些结果都说明在过去十年内，中国一线城市商品房住宅市场确实存在着显著的价值效应。也就是说，房价房租比较低的住宅相对于其他住宅未来实现了更高的收益率。我们进一步把时间区间以 2012 年为分界线分为前后两段（表 3 中第二、第三行），结果表明在这两段时间里，价值效应均在 1% 的置信水平下显著且随时间没有大幅度的变动（表 3 中第五列的收益率之差符号不变且数值变动极其有限），这表明价值效应在中国一线城市商品房住宅市场上长期存在且具有稳健性。

表 3 房价房租比因子 (Price/rent) 平均月度收益率

	R1(低)	R2	R3(高)	R1-R3
2007.5-2017.4	1.98*** (10.49)	1.69*** (8.73)	1.35*** (7.09)	0.63*** (4.79)

³使用其它月份并不会显著影响结果。本文选择 6 月是因为每年 6 月的住房市场销售和出租旺盛，市场流动性较好。

2007.5-2012.5	1.87*** (5.88)	1.57*** (4.78)	1.26*** (3.96)	0.61*** (3.18)
2012.6-2017.4	2.08*** (10.23)	1.82*** (8.68)	1.44*** (6.79)	0.64*** (3.58)

注：上表中，R1, R2, R3 列分别代表不同房价房租比水平的住宅所构成的资产组合在 2007 年至 2017 年十年间的平均月度收益率，其中 R1 为房价房租比水平最低的住宅构成的资产组合，R3 为房价房租比水平最高的住宅构成的资产组合，两者之差(R1-R3)即为房价房租比因子的平均月度收益率。表中二、三、四行则分别展示了在不同时间区间下，不同资产组合和房价房租比因子的平均月度收益率。括号内的数值为 t 检验统计量的观测值，*代表显著水平为 10%，**代表显著水平为 5%，***代表显著水平为 1%。

2. 户型效应 (Type)

将所有小区的住宅按照其居室的数量进行分组，分为一房、二房、三房、四房共 4 组。进而构建等权的资产组合，然后分别计算这 4 组资产在 2007 年到 2017 年每个月的月度收益率。在实际研究中，我们发现不同户型资产组合的平均月度收益率并不具有单调性，一居室住宅（即第一组资产组合）和四居室住宅（即第四组资产组合）的平均月度收益率最大，分别为 1.78% 和 1.73%，三居室住宅的平均月度收益率最小仅为 1.56%，不同户型住宅收益率呈现出 U 形。一居室住宅构建的资产组合和四居室住宅构建的资产组合的月度收益率差别并不明显，但一居室住宅构建资产组合的月度收益率减去三居室住宅构建资产组合的月度收益率之差平均为每月 0.22%，t 值为 2.87，也就是 t 检验在 1% 的水平上显著。这一特性具有稳健型，在不同的子样本中都有所体现。由于户型和收益率不具备单调性，我们没有构造相应的户型因子，但是这种 U 形结构背后的原因值得在今后的研究中进一步探索。

表 4 户型因子 (Type) 平均月度收益率

	R1	R2	R3	R4	R1-R3
2007.5-2017.4	1.78** * (9.02)	1.60** * (9.17)	1.56** * (9.17)	1.73** * (10.30)	0.22*** (2.87)
2007.5-2012.5	1.62** * (4.95)	1.47** * (5.19)	1.41** * (4.97)	1.56** * (5.50)	0.21* (1.70)
2012.6-2017.4	1.94** * (8.91)	1.74** * (8.52)	1.70** * (9.22)	1.91** * (10.69)	0.23** (2.52)

注：上表中，R1, R2, R3, R4 列分别代表户型为一居室、二居室、三居室、四居室的住宅所构成的资产组合在 2007 年至 2017 年十年间的平均月度收益率，表中最后一列，(R1-R3)，为户型因子的平均月度收益率。表中二、三、四行则分别展示了在不同时间区间下，不同资产组合和户型因子的平均月度收益率。括号内的数值为 t 检验统计量的观测值，*代表显著水平为 10%，**代表显著水平为 5%，***代表显著水平为 1%。

3. 动量效应 (Momentum)

本文研究住宅市场动量效应参考了经典的 Jegadeesh and Titman (1993) 构建动量因子研究美国股票市场动量效应的方法。具体方法如下：首先，在每一个月(不妨设为第 t 月)按照

所有住宅在前 n 个月（即第 $t-n$ 月至第 $t-1$ 月）的累计收益率从低到高排序，分为 3 组，构建 3 个等权的资产组合。随后，将上述资产组合持有 m 个月（从第 $t+1$ 月持有至第 $t+m$ 月）。对于每一类资产组合而言，每一个月都有在之前构建的尚未到期的 m 个资产组合，计算这 m 个不同生成月份的资产组合在当月收益率的平均值就得到该类资产组合在该月份的月度收益率。利用过去收益率最高的第三组资产组合和过去收益率最低的第一组资产组合收益率之差来构造动量因子。

表 5A 展示了一线城市商品房住宅市场上的动量因子在 2007 至 2017 年间的表现，为了更好地检验动量因子的收益率是否显著并具备稳健性，我们分别控制了不同的形成期和持有期来计算多种时间跨度下的因子收益率。其中，形成期和持有期参数 n 和 m 分别在 1,3,6,9 中选取，本文因此总共研究了 16 种不同形成期和持有期搭配的动量因子。从表 5 中可以看出，总体来说，一线城市商品房住宅市场存在显著的动量效应，大部分动量因子的平均月度收益率（即过去收益率最高的住宅构建的资产组合的月度收益率和过去收益率最低的住宅构建的资产组合的月度收益率之差）在 5% 的显著性水平上显著，特别是当形成期为 6 个月，持有期为 1 个月时，动量因子的平均月度收益率最高，达到月度 0.72% 的水平，且 t 检验的 t 值为 3.27，在 1% 的显著水平下显著。继续观察表 5 可以发现，当资产组合的形成期小于等于 6 个月时，只要资产组合的持有期小于等于 9 个月，根据上文方法所构建的动量因子的月度收益率都显著为正，这说明，在前 6 个月收益率较高的住宅在之后的 9 个月内的月度收益率仍会显著高于之前收益较低的住宅。特别值得一提的是，表 5 中显示当形成期或持有期扩大到 6 个月以上时，结果的显著性开始下降并最终变为不显著，也就是说动量效应是有一定期限的，当形成期 n 和持有期 m 之和大于 12 个月，动量效应就趋于消失。当我们进一步增加形成期和持有期，发现当 $n=m=36$ 时，也就是形成期和持有期都为 3 年的时候，出现了一定的反转效应。如表 5B 所示，平均来看过去三年累计收益率最低的小区户型未来 3 年收益率要超过过去三年收益率最大的小区户型未来三年收益率。可以看到两者的月度平均收益率之差为 0.29%， t 值为 1.82，也就是说在 10% 的水平上显著，这一结果说明了温和反转效应的存在。

表 5A 动量因子 (Momentum) 平均月度收益率

单位：%	m=1 (持有期)	m=3 月	m=6 月	m=9 月
n=1 月 (形成期)	0.37** (2.54)	0.33*** (3.56)	0.30*** (3.42)	0.22*** (3.44)
n=3 月	0.49*** (2.82)	0.50*** (3.14)	0.45*** (3.24)	0.28** (2.47)
n=6 月	0.72*** (3.27)	0.60*** (3.05)	0.40** (2.29)	0.19 (1.08)
n=9 月	0.57** (2.56)	0.42** (2.03)	0.21 (0.99)	0.04 (0.17)

注：上表中，第一列中参数 n 代表动量因子在构建时所采用的不同形成期；第一行中参数 m 代表不同的持有期；表格内的数值表示了在不同的形成期和持有期搭配下，动量因子在 2007 年至 2017 年的平均月度收益率。括号内的数值为采用了 Newey-west t 检验统计量的观测值，*代表显著水平为 10%，**代表显著水平

为 5%，***代表显著水平为 1%。

表 5B 反转效应 (Reversal) 平均月度收益率

	R1(低)	R2	R3(高)	R1-R3
2007.5-2017.4	1.85*** (4.45)	1.87*** (4.75)	1.56*** (4.92)	0.29* (1.82)

注：上表中，R1，R2，R3 列分别代表在形成期和持有期均为 36 个月的情况下，不同形成期累计收益率水平的住宅所构成的资产组合在 2007 年至 2017 年十年间的平均月度收益率，其中 R1 为形成期累计收益率水平最低的住宅构成的资产组合，R3 为形成期累计收益率水平最高的住宅构成的资产组合，两者之差 (R1-R3)即为反转因子的平均月度收益率。括号内的数值为采用了 Newey-west t 检验统计量的观测值，*代表显著水平为 10%，**代表显著水平为 5%，***代表显著水平为 1%。

四、因子模型

上节我们研究了商品住宅市场价值效应，动量效应，反转效应，以及户型效应，并据此构造房租房价比因子和动量因子。参考股票市场，我们进一步可以构造市场因子。市场因子的具体计算方法如下：对于 2007 年至 2017 年每一个月，我们计算一线城市商品房住宅市场上所有不同类型住宅的月度收益率的平均值并减去短期无风险利率⁴。本节我们正式提出包括市场因子，房价房租比因子和动量因子在内的三因子定价模型。这个模型可以用来有效解释中国住宅房地产市场收益率。

评价三因子模型效果主要包含两个方面：一个是因子之间的冗余性，也就是说是否有某个因子能被其它因子所解释，如果是的话，说明这个因子冗余，可以去除而不显著影响模型解释力；另一个是模型对于商品住宅收益率的解释能力。

(一) 三因子模型冗余检验

参考 Fama and Macbeth (1973)，我们采用经典的 Fama-Macbeth 回归方法来研究模型的冗余性。这一方法本质上是利用 2007 年到 2017 年所有住宅月度收益率进行横截面回归分析。对于 2007 年至 2017 年的数据观测值，我们在每一个月都进行了如下横截面回归：

$$R_{i,j,t} = \alpha_{0,t} + \sum_{k=1}^3 \alpha_{k,t} X_{i,j,k,t-1} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中， $R_{i,j,t}$ 代表在第 t 月时 i 小区 j 户型的样本住宅平均销售计算的收益率； $X_{i,j,k,t-1}$ 表示在第 $t-1$ 月时 i 小区 j 户型的样本住宅的第 k 个指标 ($k=1,2,3$)，这些指标反映了样本住宅自身的性质。具体来说， $X_{i,j,k,t-1}$ 随着 k 的取值不同，包含与三类因子相对应的样本住宅的房价房租比、过去 6 个月的累计收益率之外，以及参考 Fama and French (1992)而计算的样本住宅对于整体商品房住宅市场的贝塔值， $\alpha_{k,t}$ 代表不同指标的系数， $\varepsilon_{i,j,t}$ 是回归的残差。仿照 Fama and French (1992)的计算方法，本文在计算样本住宅贝塔值时，采用过去 3 年的月度数据来进行回归，最终生成了不同小区不同类型住宅在过去 83 个月的每一个月的贝塔值。所以，上述 2007 年到 2017 年的横截面回归总共产生了 83 个月的回归结果，这些回归结果将会进一步计算出每一个系数 $\alpha_{k,t}$ 的平均值与所对应的 t 检验的观测值。

表 6 展示了横截面回归的最终结果，从结果可以看出，对于商品房住宅而言，其自身的

⁴我们使用 1 个月到期 Shibor 利率做为无风险利率，事实上使用其它可能的无风险利率对于结果影响非常小。

贝塔值、房价房租比、和过去 6 个月的累计收益率这三项指标均对收益率有显著的预测能力。这一证据说明商品房住宅市场上的市场因子，房价房租比因子、动量因子之间并没有冗余，它们都对商品房住宅的收益率有显著的解释力。

表 6 横截面回归模型结果

变量	住宅月度收益率
贝塔值 ($X_{i,j,1,t-1}$)	0.0015* (1.76)
房价房租比 ($X_{i,j,2,t-1}$)	-0.0001*** (-28.61)
过去 6 个月累计收益率 ($X_{i,j,3,t-1}$)	0.0167*** (3.57)
截距 ($\alpha_{0,t}$)	0.0739*** (31.04)

注：上表中，第二、三、四列分别为不同时间范围内横截面回归的结果；表格内数字为不同变量所对应的回归系数；括号内的值为 t 检验的观测值；*代表显著水平为 10%，**代表显著水平为 5%，***代表显著水平为 1%。

结合表 6 的结果，分指标具体来看，贝塔值的系数显著为正，说明类似于股票市场 CAPM 理论，住宅贝塔值对于解释住宅个体收益率具有显著作用；房价房租比的系数显著为负，这和我们前面计算的房价房租比因子结果相符，即当前房价房租比较低的住宅，在之后会有更高的收益率；过去 6 个月的累计收益率的系数显著为正，这一结果符合之前对于动量因子的分析，即短期内收益率较高的住宅在接下来的短时间内也会保持一个较高的收益率。

（二）三因子模型解释能力

为了进一步检验这些因子对于解释一线城市商品住宅不同收益率的有效性，我们使用 Fama, French (1993) 检验股票市场三因子模型有效性的方法，将一线城市的住宅按照不同的指标划分为多个资产组合，通过对于这些资产组合收益率的回归来分析市场因子，房价房租比因子和动量因子的解释力。

我们根据房价房租比和居室数量将一线城市的所有住宅分为 20 组。其中房价房租比按照大小排序划分为 5 类，居室数量与之前相同，共分为 4 类，根据两种指标交叉组合共得到 20 组。与之前构建因子的方式类似，我们根据第 t 年六月份的平均房价房租比大小将所有住宅按照分为 5 组，在每一组内部又根据居室数量进一步分为 4 组，总共构建持有期为第 t 年七月至第 t+1 年六月的 20 组等权资产组合，t+1 年六月根据最新的数据更新这 20 组的具体资产组合，最终可以得到 20 组资产组合在 2007 年至 2017 年间每一个月的月度收益率。在回归模型中，每一个资产组合的月度收益率都是被解释变量，与因变量时间相匹配的房价房租比因子，动量因子，以及市场因子是解释变量。

回归分为两步：第一步，只采用市场因子作为自变量来进行回归；第二步，同时采用市场因子、房价房租比因子和动量因子这三个因子作为自变量来进行回归。为了比较简单因子模型和我们提出的三因子模型之间的区别，我们同时报告了这两种模型回归后经过调整的 R^2 和残差标准差，具体的回归结果见表 7 和表 8。

表 7 报告了 20 个不同资产组合的收益率对于市场因子分别回归得到的 R^2 和残差标准差 $s(e)$ 。综合这些回归结果可以发现, 平均的 R^2 为 0.56, 平均残差标准差 $s(e)$ 为 0.019。特别的, 从表 7 可以发现, 外围的资产组合 (即房价房租比为最高类或者最低类的资产组合以及户型为一居室或者四居室的资产组合) R^2 水平基本都较低, 比如房价房租比最低组和 4 居室的交叉组的 R^2 仅为 0.1947。由此说明市场因子在解释住宅收益率方面还有进一步提升的空间。

在采用了三个因子作为自变量的表 8 中, 经过调整的平均 R^2 有明显的上升, 达到 0.71, 平均的残差标准差显著下降为 0.013。平均 R^2 和残差标准差 $s(e)$ 的改善主要得益于三因子模型对于外围资产组合解释力的改进, 比如同样是房价房租比最低组和 4 居室的交叉组的 R^2 明显提高到 0.4617。这一结果证明, 三因子模型能够更有效的解释不同资产组合的收益率, 是一个简捷有效的因子定价模型。

表 7 单因子模型回归结果

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}R_{market,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	1 (低)	2	3	4	5 (高)
R^2					
1	0.5895	0.8042	0.6052	0.4600	0.1599
2	0.5389	0.8121	0.9114	0.8829	0.6814
3	0.4324	0.7179	0.7815	0.8975	0.7143
4	0.1947	0.1862	0.3311	0.2084	0.2829
$s(e)$					
1	0.0156	0.0123	0.0181	0.0205	0.0409
2	0.0141	0.0093	0.0068	0.0079	0.0130
3	0.0176	0.0116	0.0103	0.0068	0.0122
4	0.0466	0.0302	0.0270	0.0305	0.0305

注: 回归结果根据方程 $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}R_{market,t} + \varepsilon_{i,t}$ 得到, 其中, $R_{i,t}$ 为第 t 月时投资组合 i 的月度收益率, $R_{market,t}$ 为第 t 月时整个一线城市商品房住宅市场的平均月度收益率。其中, 投资组合根据自身居室数量和房价房租比分别分组, 然后进行交叉组合获得, 共 20 组。上表中, 第一列的参数代表住宅的居室数量, 第一行的参数代表房价房租比的数值, 按照由小到大的顺序从 1 到 5 进行排序分类。我们选取了 R^2 和残差标准差来展示回归模型的有效性, 两者均已按照自由度进行了调整。

表 8 三因子模型回归结果

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}R_{market,t} + \beta_{2,i}R_{price/rent,t} + \beta_{3,i}R_{momentum,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	1 (低)	2	3	4	5 (高)
R^2					
1	0.7482	0.8115	0.6912	0.6038	0.3475
2	0.7354	0.8540	0.9172	0.9244	0.8075
3	0.6247	0.8042	0.8849	0.9434	0.8417
4	0.4617	0.5913	0.5845	0.2714	0.4694
$s(e)$					
1	0.0121	0.0120	0.0160	0.0172	0.0325

2	0.0102	0.0081	0.0065	0.0063	0.0100
3	0.0139	0.0091	0.0072	0.0050	0.0087
4	0.0235	0.0150	0.0157	0.0228	0.0193

注：回归结果根据方程 $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}R_{market,t} + \beta_{2,i}R_{price/rent,t} + \beta_{3,i}R_{momentum,t} + \varepsilon_{i,t}$ 得到，其中， $R_{i,t}$ 为第 t 月时投资组合 i 的月度收益率， $R_{market,t}$ 为第 t 月时整个一线城市商品房住宅市场的平均月度收益率， $R_{price/rent,t}$ 为第 t 月时房价房租比因子的月度收益率， $R_{momentum,t}$ 为第 t 月时动量因子的月度收益率。其中，投资组合根据自身居室数量和房价房租比分别分组，然后进行交叉组合获得，共 20 组。上表中，第一列的参数代表住宅的居室数量，第一行的参数代表房价房租比的数值，按照由小到大的顺序从 1 到 5 进行排序分类。我们选取了 R^2 和残差标准差来展示回归模型的有效性，两者均已按照自由度进行了调整。

五、结论

本文利用中国一线城市商品住宅市场从 2007 年至 2017 年的月度房价与房租数据，深入探讨了收益率的价值效应，户型效应，中短期动量效应，以及长期反转效应。结果表明：第一，中国一线城市商品房住宅市场存在显著的价值效应，房价房租比较低的住宅在未来具有更高的收益率；第二，不同户型具有不同的收益率，这种收益率随户型的变化呈现 U 形，一居室和四居室的住宅的收益率显著高于二居室和三居室的住宅；第三，住宅市场还存在显著的动量效应，即在中短期过去收益率较高的住宅在接下来的中短期内的收益率也会更高；第四，长期来看住宅市场存在温和的反转效应，过去三年收益率高的住宅在未来三年相对收益率偏低。

根据这些效应，我们构建了商品住宅市场上的房价房租比因子和动量因子，并结合市场因子构建了解释住宅收益率的三因子模型。本文探讨了三因子模型对于不同住宅收益率的有效性。具体来说，我们通过 Fama-MacBeth 方法证明了因子之间并不存在冗余性，每个因子都对模型的解释力有显著贡献。另外，相比于单因子模型，我们发现本文提出的三因子模型在对于商品住宅收益率的解释能力方面有显著的提高。

本文对于更好理解中国商品住宅市场价格演化规律，更有效市场监管，乃至更合理的房地产投资都具有重要意义

参考文献

- 陈创练、戴明晓，2018：《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》，经济研究，第 9 期。
- 陈彦斌、邱哲圣，2011：《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》，经济研究，第 10 期。
- 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双，2013：《中国家庭资产状况及住房需求分析》，金融研究，第 4 期。
- 何青、钱宗鑫、郭俊杰，2015：《房地产驱动了中国经济周期吗》，经济研究，第 12 期。
- 况伟大，2010：《预期、投机与中国城市房价波动》，经济研究，第 9 期。

梁云芳、高铁梅, 2007:《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》, 经济研究, 第 8 期。

梁云芳、高铁梅、贺书平, 2006:《房地产市场与国民经济协调发展的实证分析》, 中国社会科学, 第 3 期。

刘莉亚, 2008:《境外“热钱”是否推动了股市、房市的上涨? ——来自中国市场的证据》, 金融研究, 第 10 期。

沈悦、刘洪玉, 2004:《住宅价格与经济基本面: 1995-2002 年中国 14 城市的实证分析》, 经济研究, 第 3 期。

王立平, 2013:《我国房地产价格“稳健性”影响因素实证研究》, 管理世界(月刊), 第 10 期。

王频、侯成琪, 2017:《预期冲击、房价波动与经济波动》, 经济研究, 第 4 期。

张涛、龚六堂、卜永祥, 2006:《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》, 金融研究, 第 2 期。

张晓晶、孙涛, 2006:《中国房地产周期与金融稳定》, 经济研究, 第 1 期。

朱佳俊、覃朝勇, 2015:《中国房地产信托产品风险溢价的影响因素——基于 CAPM 的分析》, 技术经济, 第 34 期。

朱孟楠、刘林、倪玉娟, 2011:《人民币汇率与我国房地产价格——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证研究》, 金融研究, 第 5 期。

邹至庄、牛霖琳, 2010:《中国城镇居民住房的需求与供给》, 金融研究, 第 1 期。

Bond, S. A., and Patel, K., 2003, “The conditional distribution of real estate returns: are higher moments time varying?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 26(2-3), 319-339.

Bond, S. A., Karolyi, G. A., and Sanders, A. B., 2003, “International real estate returns: a multifactor, multicountry approach”, *Real Estate Economics*, 31(3), 481-500.

Carhart, M. M., 1997, “On persistence in mutual fund performance”, *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.

Case, K. E., and Shiller, R. J., 1990, “Forecasting prices and excess returns in the housing market”, *Real Estate Economics*, 18(3), 253-273.

Chan, K. C., Hendershott, P. H., and Sanders, A. B., 1990, “Risk and return on real estate: evidence from equity REITs”, *Real Estate Economics*, 18(4), 431-452.

Chen, S. J., Hsieh, C., Vines, T., and Chiou, S. N., 1998, “Macroeconomic variables, firm-specific variables and returns to REITs”, *Journal of Real Estate Research*, 16(3), 269-278.

Chui, A. C., Titman, S., and Wei, K. J., 2003, “The cross section of expected REIT returns”, *Real Estate Economics*, 31(3), 451-479.

Damodaran, A., and Liu, C. H., 1993, “Insider trading as a signal of private information”, *The Review of Financial Studies*, 6(1), 79-119.

Derwall, J., Huij, J., Brounen, D., and Marquering, W., 2009, “REIT momentum and the performance of real estate mutual funds”, *Financial Analysts Journal*, 65(5), 24-34.

Eichholtz, P., Huisman, R., Koedijk, K., and Schuin, L., 1998, “Continental factors in international real estate returns”, *Real Estate Economics*, 26(3), 493-509.

Fama, E. F., and French, K. R., 1992, “The cross - section of expected stock returns”,

Journal of Finance, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., and French, K. R., 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Fama, E. F., and MacBeth, J. D., 1973, "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

Geltner, D., 1989, "Estimating real estate's systematic risk from aggregate level appraisal - based returns", *Real Estate Economics*, 17(4), 463-481.

Geltner, D., and Fisher, J., 2007, "Pricing and index considerations in commercial real estate derivatives", *Journal of Portfolio Management*, 34(1), 99.

Graff, R., and Young, M., 1997, "Serial persistence in equity REIT returns", *Journal of Real Estate Research*, 14(3), 183-214.

Huang, D. J., Leung, C. K., and Qu, B., 2015, "Do bank loans and local amenities explain Chinese urban house prices?", *China Economic Review*, 34, 19-38.

Jegadeesh, N., and Titman, S., 1993, "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Kallberg, J. G., Liu, C. L., and Trzcinka, C., 2000, "The value added from investment managers: An examination of funds of REITs", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 387-408.

Karolyi, G. A., and Sanders, A. B., 1998, "The variation of economic risk premiums in real estate returns", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(3), 245-262.

Lee, M. L., Lee, M. T., and Chiang, K. C., 2008, "Real estate risk exposure of equity real estate investment trusts", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 36(2), 165.

Pai, A., and Geltner, D., 2007, "Stocks are from mars, real estate is from venus", *Journal of Portfolio Management*, 134.

Peterson, J. D., and Hsieh, C. H., 1997, "Do common risk factors in the returns on stocks and bonds explain returns on REITs?", *Real Estate Economics*, 25(2), 321-345.

Piazzesi, M., and Schneider, M., 2009, "Momentum traders in the housing market: survey evidence and a search model", *American Economic Review*, 99(2), 406-11.

Ren, Y., Xiong, C., and Yuan, Y., 2012, "House price bubbles in China", *China Economic Review*, 23(4), 786-800.

Wu, J., Gyourko, J., and Deng Y. H., 2012, "Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets", *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 531-543..

董事高管责任保险能够有效降低上市公司违规行为吗？ ——基于保险机构公司治理职能发挥的视角

许荣

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融研究中心, 100872)

李从刚

(中国人民大学国际学院, 100872)

摘要: 公司治理机制被认为是影响公司违规的重要因素, 然而董事高管责任保险作为一种重要的外部治理机制, 是否会影响公司违规尚未得到充分研究。本文发现董责险显著降低公司违规的概率, 从而符合监督效应假说。在通过工具变量法、Heckman 两阶段模型和倾向得分匹配法 (PSM) 等做进一步稳健性检验后上述结论依然成立。影响机制分析发现, 董责险显著降低了公司违规倾向同时显著增加了违规后被稽查的概率, 并主要降低了上市公司的第一类代理成本。对董责险的监督职能做进一步分析发现: (1) 董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著, 但对信息披露违规的治理作用并不显著; (2) 董责险发挥的监督职能与股权属性和保险机构股东治理存在替代效应, 与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应; (3) 分组检验结果表明, 董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。本文既提供了保险合同通过公司治理渠道影响公司违规的证据, 同时也表明保险机构通过董责险为中国资本市场提供了一种较为有效的公司治理机制。

关键词: 董事高管责任保险; 公司违规; 外部监督; 公司治理

JEL 分类号: G32, G38, G22 **文献标识码:** A **文章编号:**

作者简介: 李从刚, 博士研究生, 中国人民大学国际学院, E-mail: liconggang@ruc.edu.cn.

许荣 (通讯作者), 经济学博士, 教授, 中国人民大学财政金融学院, E-mail: xurong@ruc.edu.cn.

* 本文感谢中国人民大学科学研究基金 (中央高校基本科研业务费专项资金资助) 项目 (18XN1006) 资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

一、引言

机构投资者尤其是金融机构对公司治理的重要影响在研究中受到越来越多的重视(李维安和李滨, 2008), 已有研究集中于讨论银行贷款的监督效应(Ahn and Choi, 2009)、对冲基金的积极干预(Brav et al., 2008)、以及共同基金、养老金等机构投资者通过取得董事席位甚至威胁退出(McCahey et al., 2016)等治理机制发挥作用。然而, 不同于上述机构因为持有股权和债权具有经济激励因而施加治理影响, 保险机构通过为上市公司提供董事高管责任保险, 因而直接承担了上市公司治理缺陷可能导致的治理风险。因此, 保险机构有可能具有更加直接的激励发挥公司治理的监督功能。

公司违规严重打击了投资者信心, 降低了资本市场效率, 因此防范和治理上市公司违规行为对切实保护投资者的合法利益和资本市场的健康发展至关重要。已有研究发现, 公司的股权结构安排(Byun et al., 2019)、独立董事(周泽将和刘中燕, 2017)、董事与高管的关联(Khanna et al., 2015)等公司内部治理机制, 以及机构投资者(Shi et al., 2017)、媒体(Dyck et al., 2010)和审计师(Lennox and Pittman, 2010)等外部治理机制由于直接影响高管违规成本, 因而被认为是公司违规的重要影响因素。然而, 董事高管责任保险作为一种重要的公司治理机制, 是否会影响公司违规尚未得到充分研究。

董事高管责任保险(以下简称“董责险”), 即对被保险董事及高级管理人员在参与公司经营过程中, 因行为不当或工作疏忽受到指控并追究其个人赔偿责任时, 由保险机构代为赔付该董事高管在责任抗辩过程中支付的相关法律费用并负责赔偿其应该承担的民事赔偿责任的保险。2002年1月15日最高人民法院发出《关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事侵权纠纷案件有关问题的通知》之后, 平安、中国人保、美国美亚、华泰财产保险公司等先后推出董责险险种。2002年1月24日, 万科与平安保险签订首份保单, 成为董责险的第一买主。据统计, 截止到2016年底, 共有194家上市公司的公告宣布购买董责险, 占上市公司总数的6.36%。已有研究表明董责险既有可能通过保险机构积极有效的外部监督提高管理层违规成本, 进而约束公司违规行为(凌士显和白锐锋, 2017; Yuan et al., 2016), 也有可能通过转嫁董事高管承担的潜在诉讼风险, 减弱法律机制的约束和威慑作用, 激发董事高管的道德风险和机会主义行为(Chalmers et al., 2002; Weng et al., 2017), 进而诱发公司违规行为。因此, 董责险对于公司违规的实际作用同时也是一个重要的实证研究课题。

本文以2000-2016年沪深A股上市公司为研究样本, 实证检验董责险对公司违规行为的影响。基本分析表明, 董责险显著降低了公司违规的概率, 从而符合监督效应假说。在通过工具变量法、Heckman两阶段模型和倾向得分匹配法(PSM)等做进一步稳健性检验后上述结论依然成立。影响机制分析发现, 董责险显著降低了公司违规倾向, 同时增加了违规

后被稽查的概率，并主要降低了上市公司的第一类代理成本。进一步分析发现：（1）董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著，但对信息披露违规的治理作用并不显著；（2）董责险发挥的监督职能与股权属性和保险机构股东治理存在替代效应，与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应；（3）分组检验结果表明，董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。

与以往文献相比，本文的潜在贡献有：首先，我们的研究提供了保险合同通过公司治理机制的渠道影响公司违规的证据，从而进一步拓展了公司违规影响因素的研究边界。第二，本文从公司违规的视角切入，进一步提供了董责险在中国资本市场中仍然是一种较为有效的公司治理机制的经验证据，从而对如何通过改善公司治理约束公司违规行为提供了相关政策参考。第三，尽管中国的董责险市场在过去十年有了快速发展，然而和发达市场相比保险覆盖率仍然较低。因此，本文的研究有可能促使理论界、立法机构和监管当局重新思考公司的董责险决策如何影响公司的治理水平并进一步影响公司违规，从而为监管部门推动董责险市场发展的决策提供参考。

本文主要内容组织如下。第二节在回顾相关文献的基础上提出董责险影响公司违规的研究假设；第三节介绍研究设计以及样本和相关变量的统计描述；第四节报告基本的实证结果及进行稳健性检验；第五节进行影响机制分析；第六节展开进一步研究；最后总结全文。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 影响公司违规行为的公司治理因素

上市公司是否违规在很大程度上是成本收益权衡的结果，而公司治理机制由于直接影响高管违规的成本因而被认为是公司违规的重要影响因素。根据治理主体的不同，公司治理又可以进一步分为内部治理和外部治理两个方面。公司内部治理主要包括股权结构安排和董事会治理等。例如，Byun et al.(2019)发现公司的股权结构安排对兼并收购过程中的违规行为具有重要影响。周泽将和刘中燕(2017)发现在本地任职的独立董事可以显著降低公司违规的倾向和严重程度，发挥了有效的治理作用。陆瑶和李茶(2016)发现 CEO 对董事会施加的影响力对公司违规的概率具有显著的正向影响，影响力越大，董事会发挥的治理作用就越差，公司违规的可能性越大。Khanna et al.(2015)发现 CEO 和董事通过任命决定建立关联会弱化公司治理机制，恶化委托代理问题，显著增加了公司舞弊的可能性。逯东等(2017)发现政府官员独董的寻租行为会导致监督失效，因而显著增加了公司违规概率。而高校官员独董则依靠其行业专长，可以显著抑制公司的违规行为。

在外部治理方面，媒体、证券分析师、机构投资者、外部审计和监管机构等外部利益相

关者由于会显著影响公司违规被发现的可能性和违规成本,因而被认为是影响公司违规行为的重要外部治理因素。例如, Dyck et al.(2010)发现媒体和行业监管机构在信息获取、货币和声誉激励机制的作用下可以有效识别和发现企业欺诈行为,从而发挥有效的外部监督作用。Shi et al.(2017)发现来自机构投资者、公司控制权市场和证券分析师的外部压力显著增加了公司高管财务欺诈的可能性。曹春方等(2017)发现司法独立性提高之后,公司违规得到查处的概率得到了显著增加,同时,公司违规公告发布时的负面市场反应也有显著增强。周开国等(2016)发现媒体监督对公司违规的频率有着显著的负向影响,表明媒体监督能够发挥有效的外部监督作用。Lennox and Pittman(2010)发现聘请五大会计师事务所的公司从事虚假财务报告的倾向显著更低,表明外部审计师可以发挥有效的治理作用。

2.董责险与公司治理

关于董责险与公司治理的关系,学术界有两种截然相反的观点:有效监督假说和机会主义假说。前者认为,董责险通过引入保险机构积极有效的监督,抑制了董事高管的机会主义行为,降低了代理成本,因而发挥着重要的外部治理作用(Yuan et al., 2016; 许荣和王杰, 2012)。例如,胡国柳和胡珺(2017)发现董责险的“激励效应”显著增加了企业的风险承担。Yuan et al.(2016)、凌士显和白锐锋(2017)以及袁蓉丽等(2018)分别发现董责险显著减少了投保公司的股价崩盘风险、资金占用率和财务重述行为,从而表明董责险可以缓解上市公司的委托代理问题,是一个有效的外部治理机制。然而,机会主义假说则认为,董责险的购买使得保险机构代为承担了公司高管面临的潜在诉讼风险,风险的转嫁会大大弱化法律的约束机制和威慑效果,进而降低了董事高管的职业责任并激发道德风险和机会主义行为(Chalmers et al., 2002)。例如, Weng et al.(2017)发现当较高的董责险投保率减少了董事高管面临的诉讼风险和法律责任时,公司财务政策的激进程度会显著增加,进而导致公司误报盈余和财务重述行为的概率显著提高。Chen et al.(2016)和 Lin et al.(2013)发现董责险显著提高了投保公司的股权成本和向银行贷款的利差,而 Lin et al.(2011)则发现投保公司在兼并收购事件中的市场反应显著更差。

综上所述,已有研究发现公司的股权结构安排(Byun et al., 2019)、独立董事(周泽将和刘中燕, 2017)、董事与高管的关联(Khanna et al., 2015)等公司内部治理机制,以及机构投资者(Shi et al., 2017)、媒体(Dyck et al., 2010)和审计师(Lennox and Pittman, 2010)等外部治理机制由于直接影响高管违规成本,因而被认为是公司违规的重要影响因素。然而,董责险作为一种重要的公司治理机制,是否会影响公司违规却还未得到充分研究。

(二) 研究假设的提出

1.监督效应假说

保险机构可以通过提高违规成本来发挥监督职能。公司高管是否选择违规在很大程度上是成本收益权衡的结果,如果违规收益大于违规成本,高管将更可能选择违规,反之则不会。因此,在违规收益不变的情况下,增加违规成本将有助于抑制高管的违规行为。具体而言,

董责险主要通过以下两个渠道提高了违规成本：（1）财务成本增加。作为专业的风险管理机构，保险机构能够准确评估和定价上市公司的经营前景(Boyer and Stern, 2014)和公司治理风险(Boyer and Stern, 2012)，能根据投保公司的公司治理水平调整保费中包含的风险溢价。因此，公司违规将会大大增加保险机构对投保公司的风险评估和收取保费的风险溢价，从而增加公司财务成本；（2）违规被稽查的概率增加。为了控制风险和降低成本，保险机构有很大的激励对投保公司的风险状况进行持续的事中和事后监督，发挥其专业的外部治理职能(凌士显和白锐锋，2017)，从而增加了公司违规被稽查的概率。

以上分析我们可以通过一个具体案例，即中国平安财产保险股份有限公司设计的《董事、监事和高级管理人员责任保险条款》（以下简称《条款》）来进一步理解。《条款》规定，被保险人具有“如实告知义务”（如第十八条规定，保险人就保险标的或者被保险人的有关情况提出询问的，投保人应当如实告知；第二十八条至第三十二条规定，投保公司发生兼并收购、股东变动、证券发行交易等重大事项变更时，被保险公司有义务在上述行为作出后的 30 日内书面告知保险人）。除了如实告知义务，《条款》第二十一条还规定，“在保险合同有效期内，保险标的的危险程度显著增加的，被保险人应当及时通知保险人，保险人可以根据费率表的规定增加保险费或者解除合同。”基于此，董责险的如实告知义务缓解了保险机构与投保公司之间的信息不对称，有助于保险机构获取必要的信息并遏制董事高管事前及事后的信息隐藏，使得公司违规行为尽早曝光，从而提高了违规被稽查的概率。与此同时，保险机构若是发现上市公司的潜在赔偿风险剧增时，会提出修改方案督促上市公司进行调整，并会通过提高保费给上市公司施加压力，从而提高了公司违规的财务成本。因此，这些保险合同中权利义务的规定是保险机构发挥监督职能的重要机制和保证。

基于以上分析，我们提出以下假设：

H1-A：如董责险符合“监督效应假说”，则董责险与公司违规概率显著负相关。

2.机会主义假说

董责险也有可能降低高管违规成本进而诱发公司违规行为。董责险使得董事高管在参与公司经营管理过程中，因行为不当或工作疏忽受到指控并追究其个人赔偿责任时，由保险机构代为赔付该董事高管在责任抗辩过程中支付的相关法律费用并负责赔偿其应该承担的民事赔偿责任。诉讼风险和财务成本的转嫁会大大弱化法律的约束机制和威慑效果，降低了高管违规的成本，从而可能诱发公司违规行为。因此，基于以上分析，我们提出以下竞争性的假设：

H1-B：如董责险符合“机会主义假说”，则董责险与公司违规概率显著正相关。

三、研究设计

(一) 研究样本与数据来源

考虑到我国上市公司最早引入董责险是在 2002 年, 为了更好地捕捉董责险引入前后公司违规行为的变化, 本文以 2000-2016 年 A 股上市公司为初始样本, 在此基础上删除:

(1) 金融保险行业公司样本; (2) ST、PT 公司样本; (3) 相关变量缺失的公司样本, 最终得到 18779 个公司-年度观测值。

参考已有研究(Yuan et al., 2016; Zou et al., 2008; 许荣和王杰, 2012), 购买董责险的上市公司名单以及首次购买年份是我们在 Wind 金融数据库中的股东大会和董事会公告以及 CSMAR 数据库中的股东大会决议公告中根据“董责险”、“责任险”、“责任保险”等关键词进行检索, 手工搜集整理得到, 如果公告中未明确提出停止董责险的购买, 则假定在以后年度持续购买。上市公司违规数据来自锐思金融数据库中的“重大事项违规处罚”统计表, 借鉴陆瑶和李茶(2016)的研究, 本文将公司违规行为定义为公司在信息披露、公司经营及领导人行为等方面存在违法违规, 受到中国证监会、公安机关和司法部门等机构谴责、批评和立案调查等处罚的行为。本文的公司治理数据和公司财务数据来自 CSMAR 数据库和 Wind 金融数据库。为消除极端值的影响, 对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

首次购买董责险和被稽查出违规行为的上市公司年度分布情况见表 1。可以看出, 2002 年是我国董责险市场的元年, 共 31 家上市公司在这一年首次购买董责险, 占比近 16%。在最近几年, 新增引入董责险的上市公司数量平均每年有 12 家左右。从违规上市公司分布来看, 被稽查出违规行为的上市公司数目总体呈现不断上升的趋势, 2000 年违规公司总数最少, 占比仅为 1.11%, 而到 2015 年时, 违规上市公司总数高达 624 家, 占比 20.98%。

表 1 首次购买董责险和稽查出违规行为的上市公司年度分布情况

年份	首次购买董责险公司数目	占比 (%)	稽查出违规公司数目	占比 (%)
2000	0	0.00	33	1.11
2001	0	0.00	67	2.25
2002	31	15.98	75	2.52
2003	13	6.70	45	1.51
2004	5	2.58	81	2.72
2005	10	5.15	108	3.63
2006	5	2.58	80	2.69
2007	15	7.73	91	3.06

2008	26	13.40	51	1.71
2009	9	4.64	59	1.98
2010	8	4.12	53	1.78
2011	6	3.09	203	6.83
2012	20	10.31	320	10.76
2013	11	5.67	352	11.84
2014	10	5.15	329	11.06
2015	13	6.70	624	20.98
2016	12	6.19	403	13.55
合计	194	100.00	2974	100.00

(二) 模型设定、变量定义与描述性统计

为了检验董责险对上市公司违规行为的影响，我们设定如下模型：

$$Fraud_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Doins_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

借鉴现有研究(Khanna et al., 2015; 陆瑶和李茶, 2016), 本文使用虚拟变量 *Fraud* 来衡量公司违规行为, 若公司在当年被稽查出有违规行为, 则取值为 1, 否则为 0。在解释变量中, 参考 Zou et al.(2008)、许荣和王杰(2012)的研究, 我们用虚拟变量 *Doins* 衡量公司当年是否购买了董责险, 定义为公司首次购买董责险之后的年度样本取值为 1, 否则为 0。系数 β_1 衡量了董责险对上市公司违规行为的影响, 如果 β_1 显著为正, 则表明董责险与上市公司违规的概率正相关。如果 β_1 显著为负, 则表明董责险与上市公司违规的概率负相关。同时借鉴现有文献(曹春方等, 2017; 周开国等, 2016), 我们在模型中控制了以下可能影响公司违规行为的公司财务特征变量和公司治理变量: 公司规模 (*Size*), 年末总资产的自然对数; 资产负债率 (*Lev*), 负债总额与资产总额的比值; 成长能力 (*Gasset*), 总资产增长率; 盈利能力 (*ROA*), 总资产收益率; 股权属性 (*SOE*), 当公司控股股东为中央或地方国有企业时为 1, 否则为 0; 股权集中度 (*Cr1*), 第一大股东持股比例; 两职合一 (*Dual*), 当董事长和总经理是同一人时取值为 1, 否则为 0; 董事会规模 (*Boardsize*), 董事会人数; 独立董事比例 (*Indratio*), 独立董事人数占董事会人数比例。此外, 本文还控制了年度固定效应和行业固定效应。

主要变量的定义和描述性统计结果见表 2。由表可知, *Fraud* 的均值为 0.103, 表明公司违规的样本占比略大于 10%。*Doins* 的均值为 0.053, 表明购买董责险的上市公司样本占比略大于 5%。*SOE* 的均值为 0.414, 表明国有企业样本略少于非国有企业样本。*Cr1* 的均值为 35.930%, 表明平均而言上市公司处于相对控股状态。从 *Cr1* 的最小值 (8.794%) 和最大值 (75.000%) 来看, 我国上市公司的股权集中度水平差异较大。

表 2 主要变量的定义与描述性统计

变量	符号	定义	均值	最小值	最大值	样本数
公司违规	<i>Fraud</i>	当年被稽查出有违规行为为 1, 否则为 0	0.103	0	1	18779
购买董责险	<i>Doins</i>	购买董责险之后的年度样本为 1, 否则为 0	0.053	0	1	18779
股权属性	<i>SOE</i>	控股股东为中央或地方国企为 1, 否则为 0	0.414	0	1	18779
股权集中度	<i>CrI</i>	第一大股东持股比例	35.930	8.794	75.000	18779
公司规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数	12.640	10.100	16.500	18779
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额	43.010	4.846	108.100	18779
成长能力	<i>Gasset</i>	总资产增长率	23.970	-33.780	254.500	18779
盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率, 净利润/资产总额	6.382	-19.070	41.020	18779
两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理是同一人时为 1, 否则为 0。	0.246	0	1	18779
董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会人数	8.880	5	15	18779
独立董事比例	<i>Indratio</i>	独立董事人数/董事会人数	0.368	0.000	0.556	18779

四、基本实证分析

(一) 单变量统计分析

为了比较是否购买董责险的两组样本在违规行为和其他公司特征方面的区别, 我们分别统计了两组样本中主要变量的均值, 以及两组均值在统计上是否存在显著差别, 结果见表 3。从公司违规来看, *Fraud* 在没有购买董责险的样本组中均值为 0.107, 是购买组(均值为 0.053)的两倍, 且在 1% 的统计水平上存在显著差别, 表明没有购买董责险公司的平均违规概率要显著高于购买董责险的公司。从股权属性来看, *SOE* 在没有购买董责险组的均值 (0.390) 在 1% 的统计水平上显著低于购买组 (0.723), 表明在购买董责险的样本中国有企业占比更多。此外, 从其他变量的均值比较结果还可以看出, 购买董责险公司的股权集中度更高、规模更大、负债水平更高、成长性更低。

表 3 单变量统计分析结果

主要变量	(1) 没有购买董责险样本组		(2) 购买董责险样本组		(1) - (2)
	均值	样本	均值	样本	均值差
<i>Fraud</i>	0.107	17409	0.053	1370	0.054***

<i>SOE</i>	0.390	17409	0.723	1370	-0.334***
<i>Cr1</i>	35.630	17409	39.700	1370	-4.067***
<i>Size</i>	12.570	17409	13.620	1370	-1.056***
<i>Lev</i>	42.150	17409	53.970	1370	-11.825***
<i>Gasset</i>	24.580	17409	16.120	1370	8.465***
<i>ROA</i>	6.407	17409	6.072	1370	0.334*
<i>Dual</i>	0.255	17409	0.139	1370	0.116***
<i>Boardsize</i>	8.823	17409	9.604	1370	-0.781***
<i>Indratio</i>	0.368	17409	0.369	1370	-0.001

(二) 多变量回归分析

模型(1)的 Probit 回归结果见表 4。在前两列中,我们只控制了年度和行业固定效应,可以看出 *Doins* 的回归系数为-0.293, *t* 值为-4.18, 在 1%的水平上显著。在后两列中,我们进一步加入了一系列控制变量, *Doins* 的回归系数变为-0.270, *t* 值变为-3.68, 仍然在 1%的水平上显著。以上结果表明董责险显著降低了上市公司违规行为的概率,符合监督效应假说,支持了假设 H1-A。因此,保险机构作为积极有效的外部监督者,可以在很大程度上增加高管违规成本,进而约束公司违规行为。我们的实证结果支持了 Yuan et al.(2016)和袁蓉丽等(2018)的研究结论,表明在中国情境下保险机构有可能通过董责险发挥监督职能,改善上市公司的治理水平。然而,基于发达国家数据的研究却大多得到了相反的结论。例如, Weng et al.(2017)发现当较高的董责险投保率减少了董事高管面临的诉讼风险和法律责任时,公司财务政策的激进程度会显著增加,进而导致公司误报盈余和财务重述行为的概率显著提高。Chen et al.(2016)、Lin et al.(2012)和 Lin et al.(2013)的研究结论也都支持了董责险的机会主义假说。我们认为可能的原因是,董责险发挥作用的国别差异与所在国的法制环境和公司购买董责险的真正需求有很大关系。在法治相对完善的发达国家,上市公司购买董责险的主要目的是应付股东的诉讼,特别是高管决策失败时,可由保险机构代偿诉讼损失。但在我国,因为高管决策失败而引发个人财产损失的情形并不多见。可能正是这种法治环境和股东诉讼风险的不同,导致了我国购买董责险的上市公司数量要远低于西方发达国家(我国购买董责险的上市公司占比约为 5%,而美国和加拿大已经超过 90%)。同时也导致了董责险发挥的作用存在差异,在发达国家,董责险解决了高管股东诉讼的后顾之忧,那么高管的决策可能会更倾向于机会主义情形,加大代理冲突。而在我国,董责险则更有可能发挥保险机构的专业监督职能,降低代理成本。

在控制变量中, *SOE*、*Cr1*、*Size*、*Gasset* 和 *ROA* 的回归系数均显著为负,表明国有企业、股权集中度越高、公司规模越大、公司成长性越好、公司盈利能力越强,上市公司违规的概率越小。*Lev* 的回归系数显著为正,表明资产负债率越高,上市公司违规的概率越大。

表 4 多变量回归结果

变量	<i>Fraud</i>			
	系数	t 值	系数	t 值
<i>Doins</i>	-0.293***	(-4.18)	-0.270***	(-3.68)
<i>SOE</i>			-0.248***	(-7.24)
<i>Cr1</i>			-0.004***	(-3.80)
<i>Size</i>			-0.035**	(-2.34)
<i>Lev</i>			0.004***	(4.81)
<i>Gasset</i>			-0.001***	(-3.02)
<i>ROA</i>			-0.018***	(-6.81)
<i>Dual</i>			-0.003	(-0.10)
<i>Boardsize</i>			-0.011	(-1.14)
<i>Indratio</i>			-0.091	(-0.31)
<i>_cons</i>	-1.710***	(-6.77)	-0.979***	(-3.02)
<i>Year and Industry FE</i>	YES		YES	
N	18720		18720	
Pseudo-R2	0.085		0.105	

注：括号中为 Huber-White sandwich t-statistic。*，**，***分别为在 10%、5%和 1%的水平上显著，下同。

（三）内生性控制与稳健性检验

如何区分保险机构的事后监督效应与事前选择效应是理论与实证研究中的重要难题。从投保公司视角看，是否购买董责险存在两个方向的选择性。既有可能是股东诉讼风险和代理冲突较大的公司更倾向于购买董责险(Zou et al., 2008)(逆向选择)，也有可能是具有优秀的、有风险厌恶特质董事高管的公司更倾向于购买董责险(正向选择⁵)。从保险机构的视角来看，由于运营成本和经营风险受到投保公司治理水平和诉讼风险的影响，保险机构有可能通过收取较高的董责险保费“挤出”一部分公司治理风险较高的上市公司，在极端情况下则有可能直接拒绝为高风险公司提供保险服务。

因此，董责险与公司违规行为之间的负相关关系既有可能是保险机构发挥了相应的监督职能，也有可能受到上市公司与保险机构复杂选择效应的影响。为了控制这一潜在的内生性问题，下面我们将综合采用工具变量法、Heckman 两阶段模型和倾向得分匹配法(PSM)等做进一步稳健性检验。

⁵具有风险厌恶特质的人往往具有较低的风险，同时他们也更倾向于购买更多的保险。详见“许荣，张俊岩与彭飞，正向选择理论与实证研究进展. 经济动态, 2015(09): 第 107-118 页。”

1. 基于工具变量法的检验

工具变量法的关键是找到合适的工具变量。首先，我们选择同一行业上市公司购买董责险的均值 (*IndustryMean*) 作为 *Doins* 的工具变量(Lin et al., 2011)。处于相同行业的公司可能同一经理人市场上争夺企业家人才，为了能吸引到优秀的经理人，公司是否购买董责险需要参考同行业竞争对手的选择。此外，同行业公司有着相似的经营风险和经济周期，面临的股东诉讼风险也往往表现出相似的特征。因此，同行业其他公司购买董责险的情况可能影响本公司的购买选择，但并无明显证据表明会对本公司违规行为产生直接影响，因而满足相关性和外生性的要求。其次，借鉴袁蓉丽等(2018)的研究，我们选择独立董事的海外工作背景 (*ForeignExperience*) 作为第二个工具变量，定义为上市公司中具有国外工作经验的独立董事人数。董责险在发达国家资本市场非常普遍（如美国和加拿大超过 90% 的上市公司购买了董责险）。已有文献表明，独立董事在受聘进入董事会之前往往会要求上市公司购买董责险以提前对冲潜在的诉讼风险并保护个人财产(Boyer and Stern, 2012)。拥有国外工作背景的独立董事对国外公司的管理经验和运行模式有着更为深入的理解，也更加懂得利用董责险的保护机制对履职过程中面临的潜在诉讼风险进行提前防范。因此预期公司董事会中具有国外工作背景的独立董事越多，购买董责险的概率就越大。同时，独立董事的国外工作背景并不会直接影响上市公司的违规行为。最后，我们选择上市公司的股权性质是否为外资 (*ForeignOwned*) 作为第三个工具变量。外资控股下的上市公司能更好地吸收和引进国外公司的管理经验和运营模式，并将董责险作为应对诉讼风险和公司风险管理战略的重要组成部分。因此可以预期外资控股的上市公司更有可能购买董责险，但并无明显证据表明外资控股与公司违规行为有直接关联。

考虑到模型的被解释变量为 0-1 变量，因此借鉴张号栋和尹志超(2016)的研究，运用 IVprobit 模型进行极大似然估计。作为参照，我们同时汇报了 2SLS 回归的结果，详见表 5。

(1) 列为第一阶段回归结果，*IndustryMean*、*ForeignExperience* 和 *ForeignOwned* 的回归系数均显著为正，且第一阶段的 F 值为 60.303，超过 F 值等于 10 的经验值，说明我们选择的工具变量通过了弱工具变量检验。(2) 列为运用 IVprobit 模型进行估计的结果，wald 检验值为 3.08，对应的 P 值为 0.0793，说明工具变量选择合理。在控制了内生性后，*Doins* 的系数依然在 5% 的水平上显著为负。(3) 列为 2SLS 的估计结果，Score chi2 统计值表明通过了过度识别检验。同时 *Doins* 的系数在 10% 的水平上显著为负。综上，在通过工具变量法控制内生性问题后，我们可以更为稳健地得出保险机构通过董责险发挥监督职能，抑制了公司违规行为。

表 5 基于工具变量法的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	第一阶段回归	IVprobit回归	2SLS回归

	<i>Doins</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>IndustryMean</i>	0.906***		
	(9.20)		
<i>ForeignExperience</i>	0.043***		
	(9.72)		
<i>ForeignOwned</i>	0.018*		
	(1.86)		
<i>Doins</i>		-1.099**	-0.116*
		(-2.39)	(-1.79)
第一阶段F值 (P值)	60.303 (0.000)		
Wald chi2 (P值)		3.080 (0.079)	
Score chi2 (P值)			2.157 (0.340)
<i>N</i>	18583	18524	18583

注：wald 检验是对 IVprobit 模型工具变量是否外生的检验。所有检验结果均控制了行业和年度固定效应，限于篇幅，未报告固定效应、常数项和控制变量的回归结果。

2.其他稳健性检验⁶

(1) 采用 Heckman 两阶段处理效应模型

借鉴现有文献(Yuan et al., 2016; 凌士显和白锐锋, 2017), 使用 Heckman 两阶段处理效应模型进一步控制自选择带来的内生性问题, 主要结论不变。

(2) 采用倾向得分匹配法 (PSM)

借鉴 Yuan et al.(2016)、凌士显和白锐锋(2017)的做法, 本文采用倾向得分匹配法(PSM)为购买董责险的样本构建匹配样本进行回归, 主要结论不变。

(3) 分行业、年度构建配对样本

借鉴 Yuan et al.(2016)和 Zou et al. (2008)的研究, 我们为每一个购买董责险的样本, 在没有购买董责险的同行业、同年度样本中, 挑选出一个规模最相近的配对样本。基于配对后的样本进行回归, 主要结论不变。

(4) 进一步控制董事高管的其他特征

考虑到高管的其他特征既有可能影响上市公司是否购买董责险也有可能同时影响公司违规的概率, 从而导致遗漏变量偏误。因此我们进一步控制了董事高管的其他特征变量, 包括平均学历、平均年龄、是否有学术背景高管、是否有海归高管以及是否有女性高管。

⁶ 限于篇幅, 此处结果均未报告, 留存备索。

五、影响机制分析

上文实证结果表明,董责险显著降低了上市公司违规行为的概率,但背后的机制不一定是保险机构有效发挥了监督职能,也有可能是保险机构和投保公司合谋的结果⁷。保险机构为了自身利益有动力帮助投保公司隐藏违规行为,避免违规后被稽查,因而董责险可能仅仅降低了投保公司违规后被稽查的概率,却并没有真正影响投保公司的违规倾向⁸。如果合谋假说成立,那么董责险不仅没有发挥监督职能,反而进一步助长了公司高管的侥幸心理和机会主义行为,提高了代理成本。为了进一步厘清董责险影响公司违规的具体机制,下面我们将对监督假说和合谋假说做进一步分析和检验。

监督假说认为,在违规收益不变的情况下,保险机构的有效监督可以通过提高投保公司的财务成本和违规被稽查的概率,来抑制高管的违规倾向和违规行为。因此我们可以合理预期,如果监督假说成立,那么董责险将对公司违规倾向有着负向的影响,但对违规后被稽查的概率却有着正向的影响。而如果合谋假说成立,那么董责险对违规被稽查的概率有着负向的影响,但对公司违规倾向并没有直接的影响。

为了检验以上假说,我们进一步考察了董责险分别对上市公司违规倾向和违规后被监管稽查的影响。具体而言,我们将上文中的公司违规变量(*Fraud*)分解为违规倾向(*Inclination*)和违规稽查(*Detect*)。公司具有违规倾向且被监管稽查后才定义为发生了违规行为(*Fraud*),因此违规倾向和违规稽查的联合概率分布决定了公司发生违规行为的概率。借鉴陆瑶和胡江燕(2016)、滕飞等(2016)的研究,我们使用部分可观测的 Bivariate Probit 模型进行估计。该模型需要区分不同的控制变量来分别解释公司违规倾向和违规稽查。现有文献表明,公司治理水平是影响上市公司违规倾向的主要因素,而公司业绩的变化则会引起投资者和监管部门的注意进而会影响被稽查的可能性。因此,对于违规倾向,我们控制了以下变量:股权属性、股权集中度、公司规模、是否两职合一、董事会规模、独立董事比例、股票收益率、机构投资者持股比例。而违规稽查的另一组控制变量为:公司成长性、总资产收益率、杠杆率、托宾 Q、股票换手率、股票波动率和行业中违规公司数目占比。此外,我们均控制了年份固定效应。

部分可观测的 Bivariate Probit 模型的回归结果见表 6,可以看出,(1)列中 *Doins* 的系数显著为负,而(2)列中 *Doins* 的系数却显著为正。表明董责险与上市公司的违规倾向显著负相关,与违规稽查的概率显著正相关。由于董责险对违规倾向的负向效应(回归系数大

⁷ 非常感谢匿名审稿专家提供的宝贵建议。

⁸ 上文中用到的公司违规变量是上市公司发生违规且被稽查出来的结果,因此董责险引入后违规倾向的降低或者违规后被稽查概率的降低都会造成最终的负相关关系。

小为-0.713, t 值为-2.47) 要大于对违规稽查的正向效应(系数大小为 0.563, t 值为 1.72), 因此总体来看, 董责险显著降低了公司违规行为发生的概率, 与主回归结果一致。以上实证结果支持了监督假说, 合谋假说不成立。

表 6 基于部分可观测 Bivariate Probit 模型的估计结果

	(1)	(2)
	<i>Inclination</i> (违规倾向)	<i>Detect</i> (违规稽查)
<i>Doins</i>	-0.713**	0.563*
	(-2.47)	(1.72)
控制变量	影响违规倾向的控制变量	影响违规稽查的控制变量
Year FE	Yes	
<i>N</i>	17049	

注: 限于篇幅, 未报告常数项和控制变量的回归结果。

除了以上证据, 我们还进一步考察了董责险对上市公司代理成本的影响。模型设定如下:

$$AgencyCost_{i,t} | AgencyCost_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Doins_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \theta_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(2)中, 被解释变量分别为第一类代理成本和第二类代理成本的当期和未来一期值。借鉴凌士显和白锐锋(2017)的研究, 分别用总资产周转率(主营业务收入/总资产)和资金占用率((应收账款+长期应收账款+其他应收账款)/总资产)来衡量第一类代理成本和第二类代理成本。在解释变量中我们控制了一系列可能影响公司代理成本的公司治理变量和财务变量。此外, 我们还控制了年度固定效应(θ_t)和企业个体效应(α_i), 用来控制宏观层面经济环境的时间趋势以及企业层面不可观测且不随时间变化的个体异质性。回归结果见表 7, 可以看出, 在(1)、(2)两列中, *Doins* 的系数大小均为负(-0.083 和-0.109), 且分别在 10%和 5%的水平上显著。在(3)、(4)两列中, *Doins* 的系数大小也均为负(-0.010 和-0.005), 但并不显著。表明董责险发挥的公司治理作用以降低第一类代理成本为主, 显著抑制了管理层的机会主义行为, 进一步支持了监督效应假说。

表 7 董责险对上市公司代理成本影响的回归结果

	第一类代理成本		第二类代理成本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	T 期	T+1 期	T 期	T+1 期
<i>Doins</i>	-0.083*	-0.109**	-0.010	-0.005

	(-1.74)	(-2.25)	(-1.23)	(-0.69)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10739	10739	10739	10739
Adj_R2	0.207	0.119	0.107	0.051

注：限于篇幅，未报告常数项和控制变量的回归结果。

六、董责险监督职能的进一步分析

（一）董责险对不同公司违规类型的影响

根据锐思金融数据库对公司违规行为的分类，借鉴陆瑶等(2012)和滕飞等(2016)的研究，我们将公司违规进一步细分为信息披露违规、经营违规和领导人违规三类。其中，信息披露违规包括发行上市、定期报告、临时公告信息的虚假、遗漏和延误披露，经营违规包括违规发行、违规担保和违规投资证券等，领导人违规包括领导人的违规持股、涉嫌犯罪和失踪等。我们根据 3 种违规类别分别设置了 3 个虚拟变量作为被解释变量，定义为当该年度公司被稽查出有对应类别的违规行为时取值为 1，否则为 0。带入模型（1）的回归结果见表 8，可以看出，在（1）列中，*Doins* 的回归系数为-0.120，但并不显著。在（2）列中，*Doins* 的系数为-0.664，在 1%的水平上显著。在（3）列中，*Doins* 的系数为-0.308，在 10%的水平上显著。比较三列结果中 *Doins* 回归系数的大小和 t 值，我们发现董责险对经营违规的回归系数无论是在经济意义上还是在统计意义上均是最显著的，领导人违规其次，信息披露违规最不显著。以上结果表明，董责险对上市公司经营违规的监督效应最为显著，对领导人违规的监督效应其次，但对信息披露违规的监督效应并不显著。这可能是由以下两个原因造成的：第一，不同于机构投资者更加重视公司的会计信息和财务活动，而对公司的经营行为缺少关注，因此对上市公司信息披露违规的治理作用相对更强(陆瑶等，2012)。考虑到公司经营违规和领导人违规会对公司的运营产生直接的影响，并可能大幅提高公司的潜在风险，从而增大保险机构未来大额赔付的可能性和运营成本，因此保险机构会更加关注公司的经营违规和领导人违规，并发挥积极有效的监督作用；第二，相对于公司经营行为和领导人行为，公司信息披露的监督成本相对较小，投资者和监管部门可能会更多地关注公司的信息披露行为，从而公司信息披露已经面临较大的约束，因此董责险对信息披露违规监督的边际效应不大，而对经营违规则能发挥更大的边际治理作用(滕飞等，2016)。

表 8 董责险对不同公司违规类型的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	信息披露违规	经营违规	领导人违规
<i>Doins</i>	-0.120	-0.664***	-0.308*
	(-1.34)	(-2.82)	(-1.90)
<i>N</i>	18688	17547	17693
Pseudo-R2	0.108	0.081	0.087

注：所有检验结果均控制了行业和年度固定效应，限于篇幅，未报告固定效应、常数项和控制变量的回归结果，下同。

（二）董责险与公司治理变量的交叉项对公司违规的影响

已有研究发现，公司的内外部治理机制对公司违规行为有着重要影响(Byun et al., 2019; 周泽将和刘中燕, 2017; Khanna et al., 2015; Shi et al., 2017; Lennox and Pittman, 2010)，那么保险机构发挥的监督职能与其他治理机制到底是相互补充还是相互替代呢？为此，我们进一步在模型（1）中加入了董责险与公司治理变量的交叉项，回归结果见表 9。在（1）列中，我们检验了董责险与股权属性的交叉项（*Doins*×*SOE*）对公司违规的影响，发现交叉项的系数在 10%的水平上显著为负，表明在国有企业中，董责险对公司违规的治理效果更好。国有企业所有者缺位可能导致较为严重的治理缺失，我们的结果表明保险机构发挥的监督职能是国有企业治理缺陷的有效替代机制。在（2）列中，我们检验了董责险与保险机构持股比例的交叉项（*Doins*×*Insurer*）对公司违规的影响，发现交叉项的系数在 10%的水平上显著为正，表明当上市公司同时拥有保险机构股东且持股比例越高时，董责险对公司违规的边际治理效应越弱。表明保险机构持股与董责险合约同是保险机构发挥监督职能的重要机制，具有相互替代的效应。原因可能是：一方面，拥有保险机构股东的上市公司已经面临了来自保险机构的约束，从而董责险发挥的边际治理效应将有所减弱；另一方面，对上市公司的监督需要成本，因此保险机构股东和董责险合约保险机构之间可能会存在相互依赖的“搭便车”现象，从而减弱了董责险的治理效果。在（3）列中，我们检验了董责险与审计师是否来自四大会计师事务所的交叉项（*Doins*×*Big4*）对公司违规的影响，发现交叉项的系数在 10%的水平上显著为负，表明当公司审计师来自四大会计师事务所时董责险对公司违规的抑制效果更好。以上结果表明，保险机构发挥的监督职能与外部审计师治理存在互补效应，这可能是因为严格的外部审计带来的公司信息的准确披露能够降低保险机构的监督成本，从而提高了监督有效性。在（4）列中，我们检验了董责险与是否两职合一的交叉项（*Doins*×*Dual*）对公司违规的影响，交叉项的系数在 5%的水平上显著为正，表明当董事长和总经理两职分离时董责险对公司违规的治理效果更好。陆瑶和李茶(2016)发现董事对高管的制约是重要的治理机制，可以显著降低公司违规的概率。我们的研究表明，董事的治理机制和保险机构的

监督职能存在互补效应, 当公司高管面临来自董事长的强有力监督时, 董责险可以更为有效的发挥监督作用。

表 9 董责险与公司治理变量的交叉项对公司违规的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
交叉项	<i>Doins</i> × <i>SOE</i>	<i>Doins</i> × <i>Insurer</i>	<i>Doins</i> × <i>Big4</i>	<i>Doins</i> × <i>Dual</i>
估计结果	-0.283*	6.535*	-0.404*	0.477**
	(-1.92)	(1.82)	(-1.68)	(2.50)
<i>N</i>	18715	18715	18715	18715
Pseudo-R2	0.106	0.106	0.108	0.106

(三) 董责险监督职能在不同环境下的分组检验

一方面, 由于目前的法律制度不完善和执法水平较低, 法律监管对于上市公司违规的威慑力和约束作用较小(李新春和陈斌, 2013), 那么董责险能否作为薄弱法律监管环境下的有效替代治理机制呢? 为此我们考察了在不同监管环境下董责险对公司违规影响的差异; 另一方面, 公司内部的信息透明度由于直接影响了外部利益相关者监督公司的成本因而对外部治理效果有着重要影响, 为此我们进一步检验了在不同的公司内部信息环境下, 董责险对公司违规的影响效果是否存在差异。

不同法律环境下董责险对公司违规影响的分组检验结果见表 10 的前两列。借鉴滕飞等(2016)的做法, 我们用王小鲁等(2017)编制的分省份市场化指数的子指标“中介组织发育和法律环境”指数作为公司所处监管环境的质量指标, 我们根据公司所处地区法律环境指数是否大于同一年度所有样本的中值, 将所有样本划分为法律环境指数高和低两组。由表可知, 在法律环境指数低的一组中, *Doins* 的回归系数在 5% 的水平上显著为负, 而在法律环境指数高的一组中, *Doins* 的回归系数不再显著, 表明在监管环境较差的情况下, 董责险可以发挥更为有效的监督治理作用, 是薄弱法律监管环境的有效替代机制。不同公司信息环境下董责险对公司违规影响的分组检验结果见表 10 后两列, 深圳证券交易所发布的《上市公司信息披露工作考核办法》将上市公司信息披露质量从高到低划分为 A、B、C、D 四个等级, 我们将等级为 A 和 B 的样本划分为信息透明度高的一组, 将等级 C 和 D 的样本划分为信息透明度低的一组。由表可知, 在信息透明度低的一组中, *Doins* 的回归系数为负, 但并不显著。而在信息透明度高的一组中, *Doins* 的回归系数在 5% 的水平上显著为负, 表明董责险对公司违规的监督作用在信息透明度较高的情况下更为有效。

表 10 不同环境下的分组检验结果

<i>Fraud</i>	外部法律环境		内部信息环境	
	法律环境指数低	法律环境指数高	信息透明度低	信息透明度高
<i>Doins</i>	-0.325**	-0.116	-0.344	-0.288**
	(-2.27)	(-0.85)	(-1.50)	(-2.40)
<i>N</i>	5300	5691	1549	9470
Pseudo-R2	0.104	0.105	0.170	0.098

七、研究结论与政策建议

本文以 2000-2016 年沪深 A 股上市公司为研究样本，实证发现董责险显著降低了公司违规的概率，从而发挥了有效的外部治理作用。具体而言，董责险显著降低了公司违规倾向同时显著增加了违规后被稽查的概率，并主要降低了上市公司的第一类代理成本。对董责险的监督职能做进一步分析发现：（1）董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著，但对信息披露违规的治理作用并不显著；（2）董责险发挥的监督职能与股权属性和保险机构股东治理存在替代效应，与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应；（3）分组检验结果表明，董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。

我们的研究提供了保险合同通过公司治理机制的渠道影响公司违规的证据，从而进一步拓展了公司违规影响因素的研究边界。第二，本文从公司违规的视角切入，进一步提供了董责险在中国资本市场中仍然是一种较为有效的公司治理机制的经验证据，从而对如何通过改善公司治理约束公司违规行为提供了相关政策参考。第三，尽管中国的董责险市场在过去十年有了快速发展，然而和发达市场相比保险覆盖率仍然较低。因此，本文的研究有可能促使理论界、立法机构和监管当局重新思考公司的董责险决策如何影响公司的治理水平并进一步影响公司违规，从而为监管部门推动董责险市场发展的决策提供参考。

参考文献

- [1] 曹春方、陈露兰和张婷婷，2017，《“法律的名义”：司法独立性提升与公司违规》，《金融研究》第 5 期，第191~206页。
- [2] 胡国柳和胡珺，2017，《董事高管责任保险与企业风险承担：理论路径与经验证据》，《会计研究》第 5 期，第32~38+88页。

- [3] 李维安和李滨, 2008, 《机构投资者介入公司治理效果的实证研究》, 《南开管理评论》第 1 期, 第4~14页。
- [4] 李新春和陈斌, 2013, 《企业群体性败德行为与管制失效——对产品质量安全与监管的制度分析》, 《经济研究》第 10 期, 第98~111+123页。
- [5] 凌士显和白锐锋, 2017, 《董事高管责任保险的公司治理作用——基于双重代理成本的视角》, 《财贸经济》第 12 期, 第95~110页。
- [6] 逯东、谢璇和杨丹, 2017, 《独立董事官员背景类型与上市公司违规研究》, 《会计研究》第 8 期, 第55~61+95页。
- [7] 陆瑶和胡江燕, 2016, 《CEO与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究》, 《南开管理评论》第 2 期, 第52~62页。
- [8] 陆瑶和李茶, 2016, 《CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪》, 《金融研究》第 1 期, 第176~191页。
- [9] 陆瑶、朱玉杰和胡晓元, 2012, 《机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究》, 《南开管理评论》第 1 期, 第13~23页。
- [10] 滕飞、辛宇和顾小龙, 2016, 《产品市场竞争与上市公司违规》, 《会计研究》第 9 期, 第32~40页。
- [11] 王小鲁、樊纲和余静文, 2017, 《中国分省份市场化指数报告(2016)》, 《社会科学文献出版社》。
- [12] 许荣和王杰, 2012, 《董事责任保险与公司治理机制的互动影响研究——来自中国A股上市公司的证据》, 《保险研究》第 3 期, 第68~78页。
- [13] 袁蓉丽、文雯和谢志华, 2018, 《董事高管责任保险和财务报表重述》, 《会计研究》第 5 期, 第21~27页。
- [14] 张号栋和尹志超, 2016, 《金融知识和中国家庭的金融排斥——基于CHFS数据的实证研究》, 《金融研究》第 7 期, 第80~95页。
- [15] 周开国、应千伟和钟畅, 2016, 《媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据》, 《金融研究》第 6 期, 第193~206页。
- [16] 周泽将和刘中燕, 2017, 《独立董事本地任职对上市公司违规行为之影响研究——基于政治关联与产权性质视角的经验证据》, 《中国软科学》第 7 期, 第116~125页。
- [17] Ahn, S. and Choi, W. 2009. “The Role of Bank Monitoring in Corporate Governance: Evidence from Borrowers’ Earnings Management Behavior” *Journal of Banking & Finance*, 33(2): 425~434.
- [18] Boyer, M. M. and Stern, L. H. 2012. “Is Corporate Governance Risk Valued? Evidence from Directors’ and Officers’ Insurance” *Journal of Corporate Finance*, 18(2): 349~372.
- [19] Boyer, M. M. and Stern, L. H. 2014. “D&O Insurance and IPO Performance: What Can We

- Learn from Insurers?” *Journal of Financial Intermediation*, 23(4): 504~540.
- [20] Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F. and Thomas, R. 2008. “Hedge Fund Activism, Corporate Governance, and Firm Performance” *The Journal of Finance*, 63(4): 1729~1775.
- [21] Byun, H. S., Kim, W., Lee, E. J. and Park, K. S. 2019. “When and Why Do Takeovers Lead to Fraud?” *Financial Management*, 48(1): 45~76.
- [22] Chalmers, J. M. R., Dann, L. Y. and Harford, J. 2002. “Managerial Opportunism? Evidence from Directors’ and Officers’ Insurance Purchases” *The Journal of Finance*, 57(2): 609~636.
- [23] Chen, Z., Li, O. Z. and Zou, H. 2016. “Directors’ and Officers’ Liability Insurance and the Cost of Equity” *Journal of Accounting and Economics*, 61(1): 100~120.
- [24] Dyck, A., Morse, A. and Zingales, L. 2010. “Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?” *Journal of Finance*, 65(6): 2213~2253.
- [25] Khanna, V., Kim, E. H. and Yao, L. U. 2015. “CEO Connectedness and Corporate Fraud” *Journal of Finance*, 70(3): 1203~1252.
- [26] Lennox, C. and Pittman, J. A. 2010. “Big Five Audits and Accounting Fraud” *Contemporary Accounting Research*, 27(1): 209~247.
- [27] Lin, C., Officer, M. S., Wang, R. and Zou, H. 2013. “Directors’ and Officers’ Liability Insurance and Loan Spreads” *Journal of Financial Economics*, 110(1): 37~60.
- [28] Lin, C., Officer, M. S. and Zou, H. 2011. “Directors’ and Officers’ Liability Insurance and Acquisition Outcomes” *Journal of Financial Economics*, 102(3): 507~525.
- [29] Mccahery, J. A., Sautner, Z. and Starks, L. T. 2016. “Behind the Scenes: The Corporate Governance Preferences of Institutional Investors” *The Journal of Finance*, 71(6): 2905~2932.
- [30] Shi, W., Connelly, B. L. and Hoskisson, R. E. 2017. “External Corporate Governance and Financial Fraud: Cognitive Evaluation Theory Insights on Agency Theory Prescriptions” *Strategic Management Journal*, 38(6): 1268~1286.
- [31] Weng, T. C., Chen, G. Z. and Chi, H. Y. 2017. “Effects of Directors and Officers Liability Insurance on Accounting Restatements” *International Review of Economics & Finance*, 49(3): 437~452.
- [32] Yuan, R., Sun, J. and Cao, F. 2016. “Directors’ and Officers’ Liability Insurance and Stock Price Crash Risk” *Journal of Corporate Finance*, 37(2): 173~192.
- [33] Zou, H., Wong, S., Shum, C., Xiong, J. and Yan, J. 2008. “Controlling-Minority Shareholder Incentive Conflicts and Directors’ and Officers’ Liability Insurance: Evidence from China” *Journal of Banking & Finance*, 32(12): 2636~2645.