

企业涉房投资与员工薪酬差距



谢申祥 初虹 刘金东*

摘要: 本文基于 2007—2019 年上市公司数据实证检验了企业涉房投资行为对内部员工薪酬差距的影响,其结果显示:其一,企业涉房投资显著加大了高管人员和普通员工之间的薪酬差距,降低了普通员工的平均薪酬水平,提高了高管人员的平均薪酬水平,多种稳健性检验和控制内生性后的工具变量回归均支持这一结论。其二,进一步的机制分析显示,企业涉房投资扩大薪酬差距是由议价能力效应、代理成本效应和资源挤占效应的联合作用所致。其三,企业涉房投资对薪酬差距的影响更多集中在货币紧缩时期和企业成长期、衰退期,对作为实体经济核心部门的制造业的影响要大于对非制造业的影响,其对不同所有制企业的薪酬差距影响方式也不尽相同,国有企业主要是通过提高高管薪酬水平来实现,而非国有企业主要是通过降低普通员工薪酬水平来实现。其四,涉房投资对薪酬差距的影响具有较强的可逆性,未来能够通过抑制企业涉房投资倾向有效调控薪酬差距。本文的研究对引导企业“脱虚向实”以及优化企业薪酬安排具有一定的参考意义。

关键词: 涉房投资; 不动产; 薪酬差距; 共同富裕

一、引言和文献综述

党的十九届五中全会强调“扎实推动共同富裕”,在描绘 2035 年基本实现社会主义现代化远景目标时,明确提出“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。共同富裕理念的提出,既是社会主义本质的必然要求,也关乎人民群众的获得感。改革开放以后,伴随中国经济几十年的高速发展进程,出现了收入差距不断扩大的趋势。我国居民人均可支配收入基尼系数于 2000 年超过了 0.4 的国际警戒线,于 2008 年达到了历史最高点(0.491),随后连续 7 年下降,2015 年跌至近 20 年来的最低点(0.462),此后出现温和上涨,至 2018 年开始企稳回落(见图 1)。对比我国上市公司统计的历年高管人员和普通员工的内部薪酬比值,其波动趋势与基尼系数基本保持一致,但在 2015 年、2016 年开始出现背离,基尼系数整体平稳下降,而内部薪酬比值却出现触底反弹和连续上升的势头,到 2019 年比值达到了 6.374 倍,已经接近 2010—2012 年的峰值水平。2022 年 5 月,中新经纬根据已经披露的近 5000 家 A 股上市公司年报统计发现,有

* 谢申祥,山东财经大学经济学院(邮编:250014),E-mail: xieshx@sdufe.edu.cn; 初虹,山东财经大学经济学院(邮编:250014),E-mail: ch2099058972@163.com; 刘金东,山东财经大学经济研究中心(邮编:250014),E-mail: kuangzhu1990@163.com。本文是国家社科基金一般项目“要素流动视角下房价对制造业投资影响机制研究(19BJL095)”的阶段性成果。感谢两位匿名审稿人的评论和建议,文责自负。

5 家上市公司管理层薪酬总额过亿元, 29 位上市公司董事长年薪超千万(排名第一位的更是高达 2500 万元), 且 29 位千万年薪董事长所在的公司中有 6 家处于净亏损状态, 这更加剧了公众对高管薪酬的舆论争议。一定程度的相对收入差距能够通过锦标赛效应给全体成员施加工作激励(李成友等, 2018; 刘元春等, 2022), 但当收入差距达到一定程度后, 相对收入差距扩大将给个体带来未来收入预期的不确定性, 使其产生被剥夺感, 严重挫伤劳动者的生产积极性, 也容易衍生出社会诸多不和谐和不稳定因素(Oshio 和 Kobayashi, 2011; 李树和陈刚, 2015 等)。与此同时, Song 等(2019)基于美国大规模雇员-雇主数据库得出, 大约有 1/3 的薪酬差距来自企业内部, 而当企业内部薪酬差距达到一定程度以后, 继续扩大薪酬差距将对创新产生负面影响(孔东民等, 2017)。因此, 要满足人民日益增长的美好生活需要, 调整社会经济不平衡不充分的发展, 就要求我们必须控制收入差距、促进共同富裕。

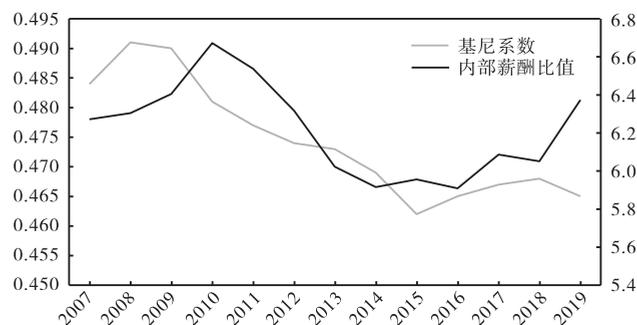


图 1 2007—2019 年基尼系数与内部薪酬比值历年变化趋势

与此同时, 我们也发现, 近年来企业涉房投资趋势越来越明显。非房地产企业通过持有土地使用权、投资性房地产和不动产类固定资产来获取不动产增值收益(袁从帅等, 2015; 贾国强和曹煦, 2017; 刘金东和管星华, 2019; 蔡庆丰等, 2020 等)。以投机特征最为明显的投资性房地产为例, 我们统计了 2007—2019 年非房地产上市公司中持有投资性房地产的企业占比和平均持有的期末余额后发现, 我国持有投资性房地产的企业占比自 2011 年以来逐年升高, 从 36.42% 一路上升至 50.66%, 意味着一半以上企业都或多或少地持有投资性房地产, 平均持有规模连年攀升, 在 2019 年达到了峰值(3.927 亿元)。国内也出现了很多典型的涉房投资案例。例如, 联想集团 2016 年公布的第一财季净利润为 1.73 亿美元, 其中有 1.32 亿美元来自出售北京办公楼所得收益, 约占第一财季净利润的 76%。再如, 2019 年 7 月, 主营业务投资在中国连续亏损 15 个季度的 LG 公司通过出售北京办公大厦一次性获利 60 亿人民币, 从而使其从中国市场全身而退。这些典型案例都表明, 当前经济形势下企业涉房投资会引发经济进一步的“脱实向虚”趋势, 造成产业空心化, 损害宏观经济增长的内生动力。

已有研究涉及了非金融企业金融化行为对企业内部收入分配和劳动收入份额的影响, 如 Lin 和 Tomaskovic-Devey(2013)、安磊等(2019)、罗明津和铁瑛(2021), 而作为“脱实向虚”的另一条重要路径, 非房地产企业的涉房投资行为对企业内部收入分配的影响却始终处于研究空白, 这与不断增加的企业涉房投资形成鲜明对比。研究企业

涉房投资对企业内部薪酬安排的影响具有多重意义。一方面,企业涉房投资具有一定的隐蔽性,如果是以土地使用权和不动产类固定资产形式投资,很容易被认为是企业正常生产经营的需要(罗时空和周亚虹,2013),这严重高估了企业的实体经济投资,也忽视了企业此类投资对内部薪酬差距等多方面的影响。另一方面,企业涉房投资作为与金融化相并列的另一条“脱实向虚”的路径,由于其变现能力较差和投资时期偏长(刘金东和管星华,2019),故而对薪酬差距的影响可能有所不同且更加深远,这些都形成了本文研究的理论和现实意义。

托马斯·皮凯蒂(2014)在其经典著作《21世纪资本论》中通过梳理历史数据提出了两个经济事实:一是资本收益率始终高于经济增长率,甚至达到了产出增长率的10倍~20倍;二是高管薪酬骤增现象似乎脱离了产出增长而独立发生。皮凯蒂对前者指出,“正是基于这一点,有产阶层才可致力于发展除谋生以外的各种事务”,其认为后者可以通过讨价还价模型来解释,但与假设的管理层生产率提升没有多少关系。本文的研究恰恰显示,这两个独立的经济事实之间可能存在某种必然的关联。本文研究了企业涉房投资行为对内部薪酬安排的影响,检验了企业涉房投资对高管-员工薪酬差距的显著正向影响,对劳动收入份额的影响则并不突出,验证了议价能力效应、代理成本效应和资源挤占效应在其中发挥的作用,同时还探讨了不同货币政策时期、企业不同生命周期、不同所有制企业、制造业和非制造业、涉房投资上升期和下行期的影响差异化特征。本文可能的边际贡献在于:其一,相比已有文献,聚焦于从金融化视角探讨“脱实向虚”对收入分配的影响,本文是国内首次基于企业涉房投资视角研究了企业虚拟经济部门投资对薪酬差距的影响,并得出了与企业金融化行为有所不同的研究结论,拓展了企业虚拟经济部门投资研究的视角。其二,基于Chaney等(2012)的测算方法,测算了企业持有不动产的真实市场价值,该方法的估算原理类似于移动份额法,以此作为企业涉房投资的准Bartik工具变量,为解决内生性问题提供了一种崭新的思路。其三,本文详细分析了企业涉房投资影响内部薪酬差距的异质性、可逆性以及内在作用机制,构建了一个相对全面的分析框架。

其余安排如下:第二部分是理论分析与研究假说,梳理相关文献并提出本文待检验的研究假说;第三部分介绍研究设计与数据说明;第四部分为实证结果及分析,得出基准回归结果,并进行多种必要的稳健性检验;第五部分是拓展性研究,进行了作用机制检验,并实证分析企业涉房投资影响薪酬差距的非对称性(可逆性)特征;最后得出本文结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

(一) 企业涉房投资与收入差距

对虚拟经济投资的探讨最早可以追溯到马克思(1894)在《资本论》中对虚拟资本的阐释,他认为货币有可能通过金融资产、不动产等特殊价值贮存媒介实现从货币到货币的流通模式,在此过程中不会出现商品交易环节,完全脱离生产劳动过程,按

照实现预期增值的方式在市场中参与零和博弈,获取投机收益。作为最典型的虚拟经济投资方式,已有学者探究了金融化对薪酬安排的影响:第一批文献主要从宏观层面探讨了经济金融化对收入分配的负面影响。此方面的学者认为经济金融化通过提升股东权力迫使非金融部门降低工资投入,增加金融资产投入,以拉高利润,这将导致国民收入分配朝着有利于金融部门和金融资产持有者的方向倾斜(Lin 和 Tomaskovic-Devey, 2013)。一方面,经济金融化程度的加深,使得金融部门能够凭借资本跨期配置提前抽取其他部门的未来价值,从而扩大金融和非金融部门之间的外部收入差距(张甜迪, 2015)。另一方面,经济金融化不断增加企业股东权力,促使企业更加追求股东价值最大化,这一导向将弱化普通劳动者阶层的议价能力,食利者阶层的财产性收入增加必然会挤压劳动收入份额,从而扩大了内部收入差距(Hein, 2015)。第二批文献则从微观层面探讨了企业金融化对收入分配的影响。这类学者基于微观企业面板数据得到了更具有思辨性的研究结论。例如,安磊等(2019)基于上市公司数据的实证分析认为,企业金融化确实会挤出实体经济投资,造成劳动力需求和劳动力议价能力水平下降,挤出了普通员工劳动收入份额,同时提高了高管收入份额和资本要素收入份额,这一问题在非国有企业中更为突出,所有制对企业内部收入份额差距发挥了负向调节作用。与安磊等(2019)站在金融部门和非金融部门相互独立的视角不同,罗明津和铁瑛(2021)考察了两个部门之间溢出效应的可能性。他们认为,企业金融化能够在短期内发挥“盈利溢出效应”,来自金融化的收益能够用来提升劳动力工资水平,从而正向提高劳动收入份额,但这种短期投机带来的生产率提升以及劳动收入份额提高并不能持久,反而会因为“技术抑制”对劳动收入份额在长期内带来负面影响。相比宏观层面的金融化研究,微观研究能考虑到委托代理问题在其中发挥的作用,由于金融化能够成为短期内修饰利润的盈余管理工具,而且在外部因素的干扰下很容易被股东委托人看作是个人专业能力的体现,高管更便于获得业绩补偿(万旭仙等, 2019)。

尽管围绕金融化对企业收入分配的影响已有较为丰富的研究,但作为另一条“脱实向虚”的重要路径——涉房投资如何影响企业薪酬差距仍处于研究空白。已有研究大多将金融资产作为虚拟经济和无价值创造的典型,而房地产往往被看作是泛金融化的一个部分而存在(如张成思和张步昙, 2016; 张成思和郑宁, 2019; 刘贯春等, 2019)。不可否认的是,不动产的市场价值容易脱离实用性价值而独立运行,造成价格虚高、投机炒作的金融化问题,但从金融资产和不动产的资产形态、变现能力、融资用途等方面来看,两者依然存在较大差别,对企业的影响有所不同(刘金东和管星华, 2019)。本文将企业涉房投资看作是与企业金融化并列的概念,企业金融化是非金融企业进行金融资产投资,而企业涉房投资则是非房地产企业进行房地产相关投资,二者构成了企业“脱实向虚”的两大路径。就本文的研究主题来看,不动产变现能力差的特征使其在实际运转过程中给企业薪酬安排带来的负面影响可能比单纯的金融化更加深刻。与此同时,涉房投资是以实体形态存在,其对应的办公楼、住宅楼等不动产形式能够满足管理层“帝国构建”的需求,为管理层提供更为奢侈的不动产在职消费服务,同时也能通过居住使用起到收买员工、邀约人心的作用(Gibler 和 Lindholm, 2012; Du 等, 2014),这

将比金融化行为有更为显著的高管代理成本和代理风险。因此,有必要在尊重并借鉴金融化研究范式的前提下,单独针对企业涉房投资如何影响薪酬安排进行体系性的框架构建和挖掘研究,有必要基于涉房投资视角深入探讨企业“脱实向虚”行为对内部收入分配的影响。

企业涉房投资无论是出于正常持有的生产经营需求,还是出于过度持有的投机需求,都属于广义资本的一部分,其在生产要素报酬分配中所需要占据的份额也必然随着涉房投资程度的提高而提高,这也符合欧拉产量分配净尽定理。在生产要素的报酬分配中,我们重点关注资本投入、以管理层为主的企业家才能投入和以普通员工为主的劳动力投入三种代表性生产要素。基于 Miao 和 Wang (2014) 构建的资本品-商品两部门内生增长模型来看,两类部门均有管理层投入企业家才能,涉房投资可以被看作是企业家才能和资本联合投入以获取收益的过程(Shi, 2017),而普通员工只投身于商品生产部门以换取劳动报酬,故而涉房投资规模的扩大会促使最终分配朝着有利于管理层而不利普通员工的方向演进。普通员工在此过程中蒙受了双重损失:一是单纯部门内资源配置效率降低而导致的部门产出水平下降;二是部门间资源低效配置造成生产率下降(Shi, 2017)。由此,我们提出本文待检验的第一个研究假说。

研究假说 1: 企业涉房投资将会显著扩大高管-员工薪酬差距。

(二) 作用机制: 三种效应的联合作用

从上文的文献梳理可以看到,企业涉房投资将与企业实体经济部门展开内部竞争。Stein (1997)、Scharfstein 和 Stein (2000) 等学者的内部资本市场理论表明,企业形成的总部和分部门形态将形成部门间横向竞争,总部作为决策部门在受到金融约束的情况下决定如何将资源配置到不同部门。随着房价不断上涨,涉房投资带来的收益率显著高于实体经济部门,故而造成涉房投资剧增,不动产持有和金融资产持有,都是要占用大量资本(刘金东和管星华, 2019)。企业不仅仅从行为上将更多资本用于虚拟经济部门而非生产经营活动,从结果来看,企业利润也更多地依赖于资本收益而非生产经营活动(肖忠意和林琳, 2019),这就形成了一个脱离实体经济运行而存在的闭环,在这个闭环上占用的资本和企业家才能越多,在劳动力聚集的实体经济部门所能投入的资源就越少,从而挤占了普通员工所能参与分配的产出成果,扩大了高管-员工薪酬差距,我们将其称为“资源挤占效应”。内部资本市场理论是给定资源一定的预算约束,但实际经济活动中,要素资源的投入存在灵活调整的空间,随着企业涉房投资规模的扩大,对实体经济部门的资源挤占不仅表现在资金等要素的减少,还会促使企业降低劳动力需求水平,在供给不变的情况下造成员工均衡薪酬水平下降,从而在员工数量和员工均薪上产生双向负面影响(Lin 和 Tomaskovic-Devey, 2013; 安磊等, 2019),这种议价能力的差距在高管和普通员工之间对比强烈,高管不仅具有更多参与决策的权力,从而有助于维护自身薪酬利益,而且在企业决策者看来,员工规模远大于高管,对员工群体薪酬水平的边际调整所带来的总体效果更为明显(韩晓梅等, 2016),从而会进一步拉大高管-员工薪酬差距,我们将其称为“议价能力效应”。企业过度购建不动产还可能出自管理层的自利动机,信息不对称和委托代理问题都可能影响企业涉房

投资决策,管理层能够利用信息优势实施掏空行为,通过无效投资进行盈余管理(张瑞丽等,2014)和“帝国构建”(米旭明等,2019),进攻型的公司战略更容易让高管兑现收入补偿,从而拉大内部薪酬差距(吴昊旻等,2018)。例如,企业通过购建不动产能够扩大企业可见规模并显示其强大形象,增加管理可视性(management visibility),置办更大的办公场地、更豪华的居住场所能够让管理层享受更优越的在职消费,也能让员工有更加满意的工作环境,从而偏离了股东利益最大化原则(Du等,2014)。即使以长期保值增值为目的的涉房资产持有也没有带来企业经济增加值和市场增加值水平的提升。亚洲地区上市公司依然不断增加不动产持有规模,也从一定程度上反映出涉房投资背后存在的管理层代理风险(Hiang和Ooi,2004),而高管薪酬溢价本身就是管理层代理成本的重要体现(吕峻,2019),故而涉房投资所反映的代理成本问题可能是扩大高管-员工薪酬差距的另一条路径,我们将其称为“代理成本效应”。据此,我们提出本文待检验的第二个研究假说。

研究假说 2: 企业涉房投资扩大高管-员工薪酬差距可能是资源挤占效应、议价能力效应、代理成本效应综合作用的结果。

三、研究设计与数据说明

(一) 样本选取和数据来源

考虑到 2020 年开始受到新冠肺炎疫情影响,部分行业处于非正常经营状态,财务指标易出现离群值,因此本文选取沪深两市 A 股上市公司 2007—2019 年数据进行实证研究,若无特殊说明,其数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。本文根据研究需要对受测样本进行如下筛选:①剔除受 ST 或 PT 等处理的上市公司;②删除财务指标特殊性的金融业和不动产持有行为相对特殊的房地产行业;③为尽可能减少异常值对研究结果的干扰,本文对除企业年龄(age)、企业年龄的平方(age2)和所有制类型(ownership)之外的所有连续变量进行上下 1% 逐年缩尾(winsorize)处理。这样,我们最终得到 21247 个公司-年度样本观测值。

(二) 模型设定

为检验企业涉房投资行为对内部薪酬差距的影响,本文构建以下面板双向固定效应模型:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times rreal_{i,t} + \beta_2 \times Controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*和*t*分别表示企业和年份; $Y_{i,t}$ 为被解释变量,是不同类型的企业薪酬指标; $rreal_{i,t}$ 为核心解释变量,为上市公司涉房投资程度; β_1 是本文的核心待估参数。企业薪酬安排可能会受到企业规模、盈利水平、企业年龄和所有制类型等因素的影响,如果这些因素同时影响企业薪酬和涉房投资行为,那么遗漏这些变量会造成遗漏变量偏误。为了尽可能减少遗漏变量偏误的影响,本文做如下处理:加入企业固定效应 γ_i ,以捕捉随企业变动但不随时间变化的非观测因素的影响;加入年份固定效应 μ_t ,

以控制各企业随时间变化的宏观冲击;添加一组控制变量 $Controls_{i,t}$ 。同时,为减少企业层面的自相关和保证结论的稳健性,采用企业层面的聚类稳健标准误,以在更严格的显著性检验下进行统计推断。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

借鉴韩晓梅等(2016)的研究,剔除高管平均薪酬 \leq 普通员工平均薪酬的异常样本,构建三种不同类型的企业薪酬指标作为被解释变量。其分别为:普通员工平均薪酬的自然对数($lwage_emp$)、高管平均薪酬的自然对数($lwage_exe$)和高管平均薪酬与普通员工平均薪酬比值的自然对数($lwage_gap$)。

2. 核心解释变量

企业涉房投资包含不动产类固定资产、投资性房地产、土地使用权和不动产类在建工程四类。由于不动产类在建工程规模相对较小,可以忽略不计,同时其本身有中间品性质(在工程竣工后会自动转入前三类不动产权科目下),故而本文参考刘金东和管星华(2019)的做法,使用三类不动产新增投资额与期末总资产的比值($rreal$)构建涉房投资程度变量(具体构建方法详见附录1^①)。

3. 控制变量

本文还控制了一系列其他影响企业薪酬安排的变量,具体有:企业规模($lsize$)、盈利水平($profit$)、融资成本($cost$)、融资约束水平($constr$)、财务杠杆率(lev)、流动性(flu)、前十大股东持股比例($lead10$)、企业年龄(age)、企业年龄的平方($age2$)、托宾Q值($tobinq$)、资本密集度($tang$)、股票年收益率($srate$)、现金持有量($cash$)、资本投资($invest$)和所有制类型($ownership$)。

表1报告了本文主要变量的构建方式和描述性统计,所有变量的样本量均为21247,因数据完全一致,故下表不再列示。

表1 变量描述性统计

变量名	计算公式	均值	标准差	最小值	最大值
$lwage_emp$	$\ln(\text{薪酬总额}-\text{高管薪酬总额})/(\text{所有员工数量}-\text{高管人数})$	4.461	0.523	2.149	5.961
$lwage_exe$	$\ln(\text{高管薪酬总额}/\text{高管人数})$	6.067	0.681	3.746	8.235
$lwage_gap$	$\ln(\text{高管平均薪酬}/\text{普通员工平均薪酬})$	1.822	0.508	0.791	3.450
$rreal$	三类不动产新增投资额/期末总资产	0.015	0.033	-0.128	0.187
$lsize$	$\ln(\text{总资产})$	22.022	1.206	19.004	26.120
$profit$	利润总额/营业收入	0.096	0.158	-1.118	0.688
$cost$	财务费用/营业收入	0.014	0.031	-0.084	0.405
$constr$	经营性现金净流量/总资产	0.049	0.068	-0.217	0.337
lev	总负债/总资产	0.413	0.201	0.028	1.211
flu	$(\text{现金及现金等价物余额} + 0.7 \times \text{应收账款} + 0.5 \times \text{存货} - \text{应付账款})/\text{固定资产净额}$	2.158	3.459	-0.316	30.499
$lead10$	前十大股东持股比例	59.015	15.325	21.490	92.060

① 读者可扫描本文首页二维码,点击“附录”获取。后文同,不再标注。

续表 1

变量名	计算公式	均值	标准差	最小值	最大值
<i>age</i>	当前年份 + 1 - 成立年份	16.895	5.777	1	62
<i>age2</i>	企业年龄的平方	318.817	212.495	1	3844
<i>tobinq</i>	总市值/总资产	2.033	1.188	0.816	10.496
<i>tang</i>	固定资产/总资产	0.232	0.151	0.010	0.757
<i>srate</i>	(年收盘价 - 年开盘价) / 年开盘价	0.130	0.722	-0.868	5.874
<i>cash</i>	货币资金/总资产	0.188	0.134	0.008	0.784
<i>invest</i>	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金 - 处置固定资产无形资产和其他长期资产所收回的现金) / 总资产	0.053	0.049	-0.046	0.292
<i>ownership</i>	国有 = 1; 非国有 = 0	0.378	0.485	0	1

四、实证结果与稳健性检验

(一) 基准回归

表 2 为基准回归结果,均加入了企业固定效应、年份固定效应和一系列控制变量。表 2 第(1)列以普通员工平均薪酬对数(*lwage_emp*)为被解释变量,*rreal* 回归系数在 1% 的显著性水平上为负(-0.3666),表明企业涉房投资对普通员工平均薪酬具有明显的挤出效应,涉房投资规模越大,普通员工平均薪酬水平越低。按照半弹性模型来看,企业涉房投资额占期末总资产的比重每提高 1 个单位,则普通员工平均薪酬水平降低 0.3666%。表 2 第(2)列检验了企业涉房投资对高管平均薪酬(*lwage_exe*)的影响,考虑到高管薪酬不能偏离企业内部平均薪酬而独立存在,其设定将受到员工平均薪酬的显著影响,故而我们额外加入普通员工薪酬均值(*lwage_emp*)作为控制变量。其中企业涉房投资系数显著为正,表明企业涉房投资行为能够显著提升高管平均薪酬水平,意味着涉房投资的收益分配更容易向管理层偏离。同时,为更加直观地检验出企业涉房投资对高管与普通员工薪酬差距的影响,表 2 第(3)列使用高管平均薪酬与普通员工平

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.3666*** (-5.1246)	0.1859** (2.2292)	0.3926*** (4.8107)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21247	21247	21247
<i>R</i> ²	0.6209	0.5280	0.0521

注: (1) 括号内数值为 *t* 统计值, **、*、* 分别表示参数在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著, 下同。(2) 企业涉房投资程度对高管平均薪酬影响检验中(第 2 列)除了控制企业规模、企业年龄等变量外, 还额外加入了普通员工平均薪酬作为控制变量。下同。(3) 所有的结果均控制年份固定效应和企业固定效应, 并采用企业层面的聚类稳健标准误。下同。(4) 基准回归中控制变量的结果详见附录 2。

均薪酬比值的对数值 (*lwage_gap*) 作为被解释变量, 结果显示企业涉房投资可以显著扩大高管-员工薪酬的差距。企业涉房投资使得高管人员的薪酬溢出效应对普通员工薪酬的挤出效应并存, 显著拉大了两类群体间的收入差距, 从而扩大了企业内部收入差距, 恶化了收入分配问题, 在追求发展成果由人民共享、努力实现共同富裕的当下, 这个现象显得尤为值得关注。

(二) 稳健性检验

1. 考虑遗漏变量的分析

本文基准回归运用了面板双向固定效应模型, 虽然年份固定效应和企业固定效应可以在一定程度上缓解遗漏变量导致的内生性问题, 但涉房投资行为和薪酬安排都属于企业层面的变量, 容易受到共同因素影响。若遗漏这些变量, 会导致遗漏变量偏误的内生性问题。本文参考 Oster (2019) 的做法, 利用可观测变量来度量未观测变量带来的偏差, 进一步消除因遗漏变量可能带来的内生性问题。其具体做法为考虑两个不同控制集合的回归, 第一个回归仅控制有限的控制集, 回归估计的核心解释变量系数为 $\hat{\beta}^r$; 第二个回归控制所有可能的控制集, 其估计的核心解释变量系数为 $\hat{\beta}^f$ 。 $Ratio_{r,f}$ 值越大, 未观测变量对估计结果造成偏误的可能性越小。具体公式如式 (2) 所示:

$$Ratio_{r,f} = \left| \frac{\hat{\beta}^f}{\hat{\beta}^r - \hat{\beta}^f} \right| \quad (2)$$

为增加 $Ratio_{r,f}$ 的计算值, 本文选取两种有限集和一种全集来构造该指数。有限集包括: 仅控制年份固定效应; 仅控制企业固定效应和年份固定效应。全集为控制企业固定效应、年份固定效应和所有控制变量。在有两种有限集、一种全集和被解释变量为三个的选择下, 共计 6 个指数。表 3 结果显示, 6 个 $Ratio_{r,f}$ 中, 数值均超过 1, 这意味着遗漏变量对被解释变量的影响要比当前控制变量集至少高出 1 倍以上才会造成表 2 基准回归的估计结果源自遗漏变量的选择效应。因此, 基本上可以排除前文估计结果因遗漏变量而出现估计偏差的可能性, 也证明了基准估计结果的可靠性。

表 3 利用可观测变量度量未观测变量的偏误程度结果

被解释变量	有限集控制变量	受限回归系数	非受限回归系数	差异指数 $Ratio$
<i>lwage_emp</i>	无控制变量 + 年份固定效应	-0.4541	-0.3666	4.120
	无控制变量 + 年份固定效应 + 企业固定效应	-0.3883	-0.3666	16.89
<i>lwage_exe</i>	无控制变量 + 年份固定效应	0.3060	0.1859	1.548
	无控制变量 + 年份固定效应 + 企业固定效应	0.3221	0.1859	1.365
<i>lwage_gap</i>	无控制变量 + 年份固定效应	0.6598	0.3926	1.469
	无控制变量 + 年份固定效应 + 企业固定效应	0.6069	0.3926	1.832

2. 工具变量法回归

企业涉房投资行为和企业内部高管与员工平均薪酬的差距也会存在反向因果问题, 比如高管减员工平均薪酬差异大的企业在权力结构上更为等级分明, 在企业决策

上民主性更差,更容易被管理层决策单边主导,从而导致可能的内生性偏误。因此,本文尝试进一步采用工具变量法加以克服。我们使用上市公司不动产持有市场价值与期末总资产的比值(*rvalue*)作为核心解释变量三类不动产新增投资额占比的工具变量。企业不动产持有市场价值的估算步骤参考并改进自 Chaney 等(2012)的方法,具体过程详见附录 3。该指标测算方法自被 Chaney 等(2012)提出后,国内研究者在文献中(如钟腾,2017;钟腾等,2020)将其作为不动产抵押品价值的理论模拟。与之不同的是,本文首创性地将其作为企业涉房投资的理想工具变量。不动产市场价值的构建过程在原理上类似于移动份额工具变量法(Shift-Share IV)。移动份额工具变量是由一系列冲击按暴露程度份额加权构成,经典的 Shift-Share IV 是 Bartik (1991)使用地方各行业份额与全国不同行业增长率的内积,其中全国各行业增长率构成一系列冲击,不同地区行业份额各不相同,对同一冲击的暴露度不同,构成相应权重。若将上文构建的不动产市场价值对数化后,就出现了企业不动产平均已使用年限与企业总部所在省份历年商业营业用房平均销售价格增长率的乘积,这其实就是以企业不动产持有情况作为份额、以总部所在省份营业用房平均销售价格增长率作为系列冲击的准 Bartik 工具变量。总部所在省份营业用房平均销售价格增长率属于宏观层面形成的冲击,满足外生性假设(Borusyak 等,2022),同时企业不动产已有的市场价值规模也会对企业涉房投资有相关性影响,故而能够同时满足两个假设标准,是一个理想的工具变量。当然,下文我们也将对工具变量的合理性进行必要的统计检验。值得说明的是,我们在此处没有考虑不动产在建工程,除了前文所述的两点原因以外,还由于不动产类在建工程市场价值的估算较为繁杂,故而此处忽略不计。不动产估值所用数据来自相关指标更为齐全的 WIND 数据库,同时不动产估值过程也会产生极端值问题,故而我们在整体缩尾之前首先参考 2018 年百强上市公司的股票市值总额,删除了持有不动产市场估值超过 2 万亿的极端值样本。

表 4 为工具变量法(2SLS)的检验结果。从其中可以看出,第一阶段回归的 F 统计量大于 10,说明通过了工具变量的相关性检验。此外,表 4 第(1)列和第(3)列均通过了内生性检验、弱工具变量检验和识别不足检验,印证了本文工具变量选取的合理性。同时其系数估计值的方向和显著性水平均与基准回归相一致,进一步说明在解决内生性问题后,企业涉房投资行为会显著扩大管理层和普通员工之间薪酬差距的结论是稳健可靠的。虽然表 4 第(2)列结果与基准回归有差别,但并不影响前文企业涉房投资行为会显著增加高管平均薪酬的基本结论,原因是该方程内生性检验的卡方统计量对应的 *p* 值较大,说明并没有理由拒绝 *rreal* 为外生变量的原假设,可以认为表 2 基准回归的结果更为可信。

3. 高维固定效应

考虑到现实经济中常存在多维冲击,而不同个体对冲击的反应程度存在异质性(Bai, 2009)。为得到无偏的估计结果,本文在企业固定效应和时间固定效应的基础上,依次加入省份与行业、省份与年份、行业与年份的高维联合固定效应,附表 4 的估计结果显示,结论同样保持稳健。

表 4 工具变量法估计结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-5.8477*** (-4.6016)	-1.8260 (-1.3898)	2.6070** (2.0628)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
第一阶段回归的 <i>F</i> 值	76.4065	76.4065	76.4065
Durbin-Wu-Hausman Chi2(1)	26.354	2.482	3.185
内生性检验	[0.0000]	[0.1152]	[0.0743]
Kleibergen-Paap rk Wald <i>F</i>	61.8019	57.9193	61.8019
弱工具变量检验	{16.38}	{16.38}	{16.38}
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>	65.9083	61.8143	65.9083
识别不足检验	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>N</i>	21060	21060	21060
<i>R</i> ²	0.4405	0.5106	0.0079

注：第一阶段回归中，工具变量 *rvalue* 对企业涉房投资 *rreal* 影响的回归系数为 0.021，*t* 统计量为 6.8188；Durbin-Wu-Hausman Chi2(1) 的原假设是核心解释变量为外生变量，方括号内为 *p* 值；Kleibergen-Paap rk Wald *F* 的原假设为工具变量是弱工具变量，花括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量在 10% 显著性水平上的临界值；Kleibergen-Paap rk *LM* 的原假设为工具变量识别不足，方括号内为 *p* 值。

4. 房地产价格因素的稳健性检验

考虑到房地产市场环境可能会对结果带来干扰，此处进一步加入地市层面住房平均销售价格作为控制变量，其中地市房屋平均销售价格来自 CEIC 数据库。其回归结果见附表 5，结果证实本文结论依旧稳健。

五、拓展性研究

(一) 渠道检验

我们在第四部分初步探讨了企业涉房投资对内部薪酬安排的影响，提出了涉房投资行为会扩大高管与员工薪酬差距的观点。那么，接下来一个核心问题是企业涉房投资是通过何种渠道影响内部薪酬安排的呢？

在此，本文主要探讨如下三种路径：①议价能力效应。由于涉房投资增多，挤出了实体经济投资，生产性活动减少，对劳动力的需求水平也随之降低，劳动力市场需求水平降低必然会削弱就业者的议价能力，从而降低了企业员工的均衡薪酬水平。为验证渠道 1，以企业全部员工总数（包含普通员工和高级管理人员）的自然对数（*lstaff*）和全部员工平均薪酬的自然对数（*lwage*）作为被解释变量，仍以涉房投资为核心解释变量，并纳入企业层面相关变量作为控制变量，构建面板模型。②代理成本效应。管理层为了短期提高业绩，急于进行涉房投资，故而薪酬制度上也会朝着对管理层有利而对员工不利的方向安排，对高管和员工的不同薪酬影响已经在前文得证，此处为了更为直

接地验证渠道 2, 分别借鉴罗进辉等(2017)、徐宁和徐向艺(2012)的文献, 采用管理费用和销售费用之和占主营业务成本的比重 ($AC1$) 与管理费用与主营业务成本之比 ($AC2$) 作为管理层代理成本的衡量指标, 两个指标主要捕捉和反映了公司管理层在职消费所产生的代理成本, 因此两个指标占比越高, 管理层与股东间的代理成本越高, 管理层自利行为的意愿越强。③资源挤占效应。按照内部资本市场理论, 企业的资源是一定的, 如果决策者偏好不动产等虚拟经济部门投资, 那么必然会挤出实体经济投资, 故而减少了劳动回报性质的薪酬安排。为验证渠道 3, 以机器设备类固定资产与期末总资产之比 ($IM1$) 和研发投入与期末总资产之比 ($IM2$) 作为检验资源挤占渠道的代理指标, 衡量企业进行实体经济投资的程度。渠道检验的模型设计如下:

$$BP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times rreal_{i,t} + \beta_2 \times Controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$AC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times rreal_{i,t} + \beta_2 \times Controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$IM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times rreal_{i,t} + \beta_2 \times Controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $BP_{i,t}$ 、 $AC_{i,t}$ 、 $IM_{i,t}$ 为被解释变量, 分别以 $lstaff$ 、 $lwage$ 、 $AC1$ 、 $AC2$ 、 $IM1$ 和 $IM2$ 来衡量, β_1 为本部分主要关心参数。当式 (3) 中 β_1 系数显著为负时, 说明企业涉房投资行为显著削弱了劳动者的市场议价能力, 从而降低了平均薪酬水平; 当式 (4) 中 β_1 系数显著为正时, 说明企业涉房投资行为显著增加了管理层的代理成本, 从而使得企业管理层更容易在薪酬安排上表现出自利行为; 当式 (5) 中 β_1 系数显著为负时, 说明企业涉房投资行为明显挤出了实体经济投资, 从而造成受雇于实体经济生产经营活动的劳动者的报酬水平降低, 而体现企业家才能的管理层不受损失, 甚至可能获得薪酬溢价。表 5 的回归结果显示, 三种作用渠道的代理变量作为被解释变量均受到核心解释变量企业涉房投资 ($rreal$) 的显著影响, 且系数符号方向也都符合预期。这表明, 企业涉房投资扩大“高管与员工薪酬差距的效应”是议价能力效应、代理成本效应和资源挤占效应联合作用的结果。

表 5 渠道检验估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$lstaff$	$lwage$	$AC1$	$AC2$	$IM1$	$IM2$
$rreal$	-0.5555*** (-5.2987)	-0.3595*** (-5.0310)	0.0391** (2.4631)	0.0250** (2.4581)	-0.1789*** (-15.8698)	-0.0137*** (-5.3260)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21285	21284	21110	21204	21202	16738
R^2	0.5338	0.6179	0.1158	0.2369	0.6847	0.1106

(二) 异质性分析

为深入挖掘企业涉房投资对薪酬的影响规律, 进一步对不同所有制类型、不同行业、不同生命周期、不同货币政策时期及不同程度涉房投资进行异质性分析。

1. 不同所有制类型

表 6 显示,不论是国有企业还是非国有企业,企业涉房投资程度都显著扩大了企业内部高管-员工的薪酬差距,但二者的实现方式有所不同。国有企业主要通过提高管理层平均薪酬来实现,而非国有企业则主要通过降低普通员工平均薪酬来实现。这也体现出两类所有制企业行为逻辑的差异性。国有企业存在所有权虚置问题和多级委托代理困境,推高了代理成本,让管理层失去有效监督控制,更加容易为自己谋取薪酬溢价(吴延兵,2012)。与此同时,国有单位内部一直有更好的劳动保障机制和更稳定的薪资待遇,倾向于采用“共享式薪酬”而非“贡献式薪酬”(张义博,2012;刘金东等,2020),员工工资待遇刚性特征明显。国有企业理性政治人而非理性经济人的特殊模式也让管理层为了升迁,更加注重通过维护员工薪酬待遇而“邀约人心”(武鹏,2011)。因此,国有企业内部高管与员工薪酬差距的影响机制显著区别于非国有企业,管理层能够获得薪酬溢出,而普通员工则不容易被薪酬挤出。

表 6 不同所有制类型估计结果

	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.1568 (-1.2767)	0.4786*** (3.3666)	0.4388*** (3.1603)	-0.4978*** (-5.8054)	-0.0128 (-0.1318)	0.3681*** (3.7080)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8041	8041	8041	13206	13206	13206
<i>R</i> ²	0.6082	0.4792	0.0534	0.6306	0.5499	0.0540

2. 不同行业类型

企业内部薪酬安排对涉房投资行为的反应可能存在行业间异质性。表 7 估计了不同行业类型的结果。制造业是实体经济的重要基础,是实体经济和国民经济的主体。其结果显示,企业涉房投资对制造业的影响更为强烈,显著地扩大了内部薪酬差距,体现出此消彼长的结构效应。企业涉房投资行为对非制造业薪酬安排的影响较小,体现在薪酬差距的系数和显著性较制造业样本回归结果更低。这一回归结果提示我们,企业涉房投资对薪酬安排冲击最为明显的是核心实体经济部门,而对非制造业的影响反而相对较弱,这种部门间异质性影响更具有潜在的破坏性,容易带来“脱实向虚”趋势不断深化的恶性循环效应。特别是制造业部门企业涉房投资的隐蔽性最强,很容易将涉房投资掩饰在购地置厂、购建办公楼等的实体经济投资之下(Du 等,2014),出现了以实体经济投资为名而行圈地之实现象,这反映了国内很多企业的惯常做法,未来需要甄别警惕。

3. 不同生命周期

考虑到不同生命周期阶段的企业可能存在行为决策上的差异,我们进一步参照肖忠意和林琳(2019)的研究,依据现金流量模式法划分企业生命周期,进行异质性检验。现金流量模式法以经营现金流、投资现金流和筹资现金流三种现金流的正负组合关系

刻画企业成长期、成熟期和衰退期三个生命周期阶段。表 8 回归结果显示，企业过度持有不动产对内部薪酬安排的影响只存在于成长期和衰退期，成熟期并不显著。可能由于处在成长期和衰退期的企业，涉房投资是生产经营和维持业绩的被迫之选，资金挤占也更为严重，故而内部薪酬差距增大较多。成熟期的企业一般经营平稳，按照内部资本市场理论，实体经营的主业业绩表现在收益率和稳定性上，往往要优于涉房投资，故而相较之下，成熟期企业调动资源进行涉房投资的需求相对更低一些，所以对内部薪酬影响也较弱。

表 7 不同行业估计结果

	制造业			非制造业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.4255*** (-5.2405)	0.2179** (2.3151)	0.4845*** (5.1985)	-0.2372* (-1.7496)	0.2019 (1.2475)	0.2937* (1.8636)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15643	15643	15643	5604	5604	5604
<i>R</i> ²	0.6348	0.5369	0.0537	0.5627	0.4316	0.0552

表 8 不同生命周期估计结果

	成长期			成熟期			衰退期		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.4816*** (-4.5324)	0.3029** (2.4824)	0.5916*** (4.6751)	-0.0898 (-0.7049)	-0.0865 (-0.5718)	-0.0504 (-0.3486)	-0.6961*** (-2.9746)	0.3647 (1.5344)	0.7471*** (3.0210)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10198	10198	10198	7454	7454	7454	3526	3526	3526
<i>R</i> ²	0.6246	0.5303	0.0591	0.6479	0.5418	0.0530	0.5586	0.5028	0.0470

4. 不同货币政策周期

在不同货币政策周期，企业获得信贷资金的充裕程度不同(杨国超等，2020)，企业进行涉房投资所引发的资源挤占效应也有所不同。这一部分我们进一步划分不同货币政策周期进行必要的异质性分析。考虑到估计结果会受到货币政策平缓年份的干扰，本文借鉴陆正飞和杨德明(2011)的研究，首先计算出 MP 取值($MP = M2 \text{ 增长率} - GDP \text{ 增长率} - CPI \text{ 增长率}$)，然后定义 MP 值高于其上三分位数的时期为货币政策宽松时期，低于其下三分位数的时期为货币政策紧缩时期。表 9 是三分法下不同货币政策时期回归结果，三分法下以 2007 年、2011 年、2014 年、2017 年、2018 年五年作为货币紧缩时期，以 2009 年、2012 年、2013 年、2015 年四年作为货币政策宽松时期。可以看出，企业涉房投资对内部薪酬的扩大影响只在货币政策紧缩期起效，而在货币政策宽松期则不显著。这可能是宽松的货币政策使企业获得银行贷款的成本更低，故而不会

对内部薪酬进行过度干预,同时涉房投资也不会带来较强的资金挤占。而在紧缩货币政策时期,涉房投资和实体经营投资之间的资源竞争加剧,企业倾向于通过降低普通员工的平均薪酬以应对融资成本提高的困境,从而对薪酬安排产生了更为显著的影响。

表9 不同货币政策时期估计结果

	货币政策紧缩期			货币政策宽松期		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.6546*** (-4.8981)	0.1332 (0.8334)	0.5547*** (3.4104)	-0.1887 (-1.5837)	0.1076 (0.7826)	0.2208 (1.5830)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8686	8686	8686	6251	6251	6251
<i>R</i> ²	0.6420	0.5483	0.0565	0.4801	0.4305	0.0579

5. 考虑过度持有不动产的子样本回归

如前所述,企业持有不动产的动机具有二元性,能够兼顾生产经营需要和投机需要(罗时空和周亚虹,2013),而本文所需要解释的是,如果企业持有不动产规模处于正常经营水平,其涉房投资也属于购置办公楼、厂房的正常需求,此时其对企业薪酬安排的影响理应偏弱一些,当超出正常生产经营需求的过度投资范畴时,这种影响才会更加显著。为了验证这一问题,我们划分过度持有子样本和非过度持有子样本分别进行基准回归。考虑到投资性房地产是指为赚取租金或资本增值(房地产买卖的差价)而持有的房地产,故而投机性最为明显,自用于正常生产经营的可能性最小(贾国强和曹煦,2017),凡是期末余额中投机性房地产>0的企业均被认为是过度持有不动产的企业,同时参考Mao(2021)的三分法,将不动产类固定资产和土地使用权存量持有水平在前1/3的企业也定义为不动产过度持有企业,筛选出来不满足两类条件的剩余样本作为非过度持有的对照组。表10的回归结果显示,在各个被解释变量的影响上,过度持有不动产的子样本都显著强于非过度持有样本,从而表明企业涉房投资越是超出正常生产经营需求、体现出投机性质,越会显著影响薪酬安排。

表10 过度持有和非过度持有不动产的子样本回归

	过度持有			非过度持有		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>rreal</i>	-0.4291*** (-4.3993)	0.2224** (2.0092)	0.4966*** (4.4173)	-0.3937*** (-3.8654)	0.1093 (0.8990)	0.3322*** (2.9479)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	12697	12697	12697	8550	8550	8550
<i>R</i> ²	0.6036	0.4994	0.0548	0.5864	0.4944	0.0608

(三) 可逆性分析

从表 1 描述性统计可知,企业当年涉房投资指标有正有负,也有升有降。与此同时,房地产本身也有周期性波动。那么,企业在涉房投资程度上升时和企业涉房投资程度下降时对薪酬安排的影响是否存在不同呢?如果存在,是“上山容易下山难”还是“下山容易上山难”的局面?传统的面板双向固定效应回归模型假定了核心解释变量上行和下行时对被解释变量的影响是对称的,但现实可能与之有出入。这里为了检验企业涉房投资对薪酬安排影响的非对称性,我们构建了如下面板固定效应的非对称反应模型:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dum_{i,t} \times rreal_{i,t} + \beta_2 (1 - dum_{i,t}) \times rreal_{i,t} + \beta_3 \times Controls_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$dum=1$,表示本年度企业涉房投资指标上升,反之取 0。这样就把原有的核心解释变量 $rreal_{it}$ 拆分成了两部分变量 $dum_{i,t} \times rreal_{i,t}$ 和 $(1 - dum_{i,t}) \times rreal_{i,t}$, β_1 捕捉的是企业涉房投资程度上升时核心解释变量 $rreal_{it}$ 的边际影响, β_2 捕捉的是企业涉房投资程度下降时核心解释变量 $rreal_{it}$ 的边际影响,如此设计就解决了传统计量回归模型对称性影响的隐含假设问题。表 11 的估计结果显示,无论是哪个被解释变量,企业涉房投资程度下降时的系数绝对值均要大于企业涉房投资程度上升时的系数绝对值,接近于后者的 2 倍,这意味着企业涉房投资程度上升虽然能够显著恶化薪酬安排,但一旦控制企业涉房投资程度下降,这种负面影响可以快速消退,甚至消退效率要高于该负面影响的堆积效率。由此可见,企业涉房投资对薪酬安排的影响具有较强的可逆性,只要政策得当,能够显著削弱二者之间的不利影响,让薪酬安排朝着更加科学合理、成果共享的方向优化。

表 11 企业涉房投资影响薪酬安排的可逆性分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>lwage_emp</i>	<i>lwage_exe</i>	<i>lwage_gap</i>
<i>dum</i> × <i>rreal</i>	-0.3384*** (-4.7819)	0.1631** (2.0256)	0.3602*** (4.4670)
(1- <i>dum</i>) × <i>rreal</i>	-0.5759*** (-3.6404)	0.3554* (1.7322)	0.6337*** (3.2065)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21247	21247	21247
<i>R</i> ²	0.6210	0.5280	0.0522

六、研究结论与政策建议

本文基于 2007—2019 年上市公司数据实证检验了国内非房地产企业涉房投资行为对薪酬安排的影响。其结果显示,从总体上来看,企业涉房投资并未显著影响薪酬规模,劳动收入份额没有明显变化,但能显著影响薪酬结构,加大了高管与员工薪酬差

距,这一结构效应是通过提高高管薪酬水平、降低普通员工薪酬水平来实现的。机制分析表明,企业涉房投资扩大薪酬差距是议价能力效应、代理成本效应和资源挤占效应联合作用的结果。异质性分析显示,企业涉房投资对薪酬安排的影响更多集中在货币紧缩时期、企业成长期及衰退期。其对不同所有制企业的薪酬差距影响方式也不尽相同,国有企业主要是通过提高高管薪酬水平来实现,非国有企业主要是通过降低普通员工薪酬水平来实现。制造业企业涉房投资的影响相比非制造业企业涉房投资的影响更为突出,表明涉房投资带来的薪酬差距问题可能会更加恶化企业“脱实向虚”的趋势。进一步非对称性检验显示,企业涉房投资对薪酬安排的负面影响具有较强的可逆性,能够随着企业涉房投资程度的下降而迅速消散,未来通过涉房投资治理能够有效解决薪酬差距问题。基于本文的研究结论,我们得到如下几点启示。

其一,企业涉房投资作为与金融化并列的另一条“脱实向虚”的行为路径,理应获得足够的重视。其隐蔽性较强,特别是容易被放入制造业等核心实体经济部门的固定资产投资项目中作为实体经济投资的一部分,带来对实体经济投资的高估,而忽视了其虚拟经济投资属性。由于企业涉房投资的隐蔽性,任何主观的土地政策、行政调控手段都容易误伤正常生产经营需求,基于税收治理构建企业涉房投资的长效机制就有其必要性,特别是转出环节的土地增值税调控优势最为明显。购置环节税和持有环节税容易误伤企业,因为正常生产经营需求的不动产和投资性需求的不动产都需要购置和持有,而转出环节税作为在获利了结阶段的税收,能够在一定程度上区别两类需求的不动产。另外,即使正常经营需求的不动产也因为特定原因需要转让处置,也不会被过度征税,因为土地增值税的本质是对不动产增值收益征税,纳税人不会因为征税而造成净损失,这一特性是购置环节税和持有环节税所不具备的。

其二,要努力切断陷入企业涉房投资和收入差距不断扩大的自我恶化机制。本文研究显示,制造业企业涉房投资对薪酬差距的影响是最为严重的,不断扩大的薪酬差距又会反过来抑制制造业部门的研发创新动力,从而形成了一种恶性循环机制,这将危及我国产业链韧性的形成和经济发展的内生动力。与此同时,货币政策紧缩时期企业涉房投资对高管与员工薪酬差距的扩大效应最为突出,而根据杨国超等(2020)的研究显示,货币政策宽松时期信贷冲击下又会引导更多企业进行涉房投资,这就形成了两种货币政策时期下企业涉房投资影响薪酬差距的交叉恶性循环机制,同样应当引起我们足够的警惕。

其三,要更加注重通过发展实体经济来推动共同富裕目标的实现。涉房投资和企业金融化一样,过度的不动产持有和金融资产配置都将偏离正常生产经营需求,将从根本上影响实体经济发展,同时恶化企业内部薪酬分配,既不利于将蛋糕做大,也不利于将蛋糕切好,形成了对共同富裕的双向背离。未来要加强对实体经济发展的保护和劳动权益的保障,共同富裕要在实体经济的共同奋斗中实现,而不可能来自零和博弈的虚拟经济投资。在生产劳动中要切实保障企业员工的薪酬待遇和就业质量,保持适度激励,消除过度差距,让企业兼顾雇主职责和社会责任,既要参与第三次分配,更需要做好第一次分配。

参考文献

- [1] 安磊, 沈悦, 徐妍. 金融化、产权与企业内收入分配[J]. 经济评论, 2019(5): 77-91.
- [2] 蔡庆丰, 陈熠辉, 林焜. 信贷资源可得性与企业创新: 激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究, 2020(10): 124-140.
- [3] 韩晓梅, 龚启辉, 吴联生. 薪酬抵税与企业薪酬安排[J]. 经济研究, 2016(10): 140-154.
- [4] 贾国强, 曹煦. 金融机构控参股情况、委托理财金额、投资性房地产市值——从三个指标看“央企系”上市公司“脱实向虚”现象[J]. 中国经济周刊, 2017(30): 20-22.
- [5] 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017(10): 144-157.
- [6] 李树, 陈刚. 幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究[J]. 经济研究, 2015(3): 62-74.
- [7] 李成友, 孙涛, 焦勇. 要素禀赋、工资差距与人力资本形成[J]. 经济研究, 2018(10): 113-126.
- [8] 刘贯春, 刘媛媛, 张军. 金融资产配置与中国上市公司的投资波动[J]. 经济学(季刊), 2019(2): 573-596.
- [9] 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, 2018(1): 148-173.
- [10] 刘金东, 管星华. 不动产抵扣是否影响了“脱实向虚”——一个投资结构的视角[J]. 财经研究, 2019(11): 112-125.
- [11] 刘金东, 秦子洋, 孔培嘉. 流动人口享受工资溢价了吗?——对户籍来源地“反向歧视之谜”的再检验[J]. 经济学动态, 2020(12): 92-105.
- [12] 刘元春, 宋扬, 王非, 等. 读懂共同富裕[M]. 北京: 中信出版集团, 2022.
- [13] 陆正飞, 杨德明. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场?[J]. 管理世界, 2011(4): 6-14 + 45.
- [14] 罗进辉, 黄泽悦, 朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J]. 中国工业经济, 2017(8): 100-119.
- [15] 罗明津, 铁瑛. 企业金融化与劳动收入份额变动[J]. 金融研究, 2021(8): 100-118.
- [16] 罗时空, 周亚虹. 房价影响企业投资吗: 理论与实证[J]. 财经研究, 2013(8): 133-144.
- [17] 吕峻. 股权性质、管理层激励和过度投资[J]. 经济管理, 2019(9): 160-174.
- [18] 米旭明, 刘春雨, 李硕. 投资房地产能够提升企业资本效率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究, 2019(2): 78-100.
- [19] 托马斯·皮凯蒂. 21世纪资本论[M]. 巴曙松等, 译. 北京: 中信出版社, 2014.
- [20] 万旭仙, 王虹, 何佳. 金融资产配置是否扩大了高管薪酬差距[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019(9): 25-39.
- [21] 吴昊旻, 墨沈微, 孟庆玺. 公司战略可以解释高管与员工的薪酬差距吗?[J]. 管理科学学报, 2018(9): 105-117.
- [22] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.
- [23] 武鹏. 行业垄断对中国行业收入差距的影响[J]. 中国工业经济, 2011(10): 76-86.
- [24] 肖忠意, 林琳. 企业金融化、生命周期与持续性创新——基于行业分类的实证研究[J]. 财经研究, 2019(8): 43-57.
- [25] 徐宁, 徐向艺. 监事股权激励、合谋倾向与公司治理约束——基于中国上市公司面板数据的实证研究[J]. 经济管理, 2012(1): 41-49.
- [26] 杨国超, 李晓溪, 龚强. 长痛还是短痛?——金融危机期间经济刺激政策的长短期效应研究[J]. 经济学(季刊), 2020(3): 1123-1144.

- [27] 张成思, 张步县. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016(12): 32-46.
- [28] 张成思, 郑 宁. 中国实业部门金融化的异质性[J]. 金融研究, 2019(7): 1-18.
- [29] 张瑞丽, 曲晓辉, 张国华. 投资性房地产计量模式选择的动机及影响因素研究——来自中国 A 股市场的经验证据[J]. 当代财经, 2014(7): 115-129.
- [30] 张甜迪. 金融化对中国金融、非金融行业收入差距的影响[J]. 经济问题, 2015(11): 40-46.
- [31] 张义博. 公共部门与非公共部门收入差异的变迁[J]. 经济研究, 2012(4): 77-88.
- [32] 钟 腾, 汪昌云, 祝继高. 房地产抵押价值、高管公职经历与资源重配——基于公司层面的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2020(3): 935-958.
- [33] 钟 腾. 房地产抵押品价值变动的实体经济效应[J]. 财经研究, 2017(10): 55-66.
- [34] Bai J. Panel Data Models with Interactive Fixed Effects[J]. *Econometrica*, 2009, 77(4): 1229-79.
- [35] Bartik T. J. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? [M]. Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [36] Borusyak K., Hull P., Jaravel X. Quasi-experimental Shift-share Research Designs[J]. *The Review of Economic Studies*, 2022, 89(1): 181-213.
- [37] Chaney T., Sraer D., Thesmar D. The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2381-409.
- [38] Du J., Leung C. K. Y., Chu D. Return Enhancing, Cash-rich or Simply Empire-building? An Empirical Investigation of Corporate Real Estate Holdings[J]. *International Real Estate Review*, 2014, 17(3): 301-57.
- [39] Gibler K. M., Lindholm A. L. A Test of Corporate Real Estate Strategies and Operating Decisions in Support of Core Business Strategies[J]. *Journal of Property Research*, 2012, 29(1): 25-48.
- [40] Hein E. Finance-dominated Capitalism and Re-distribution of Income: A Kaleckian Perspective[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2015, 39(3): 907-34.
- [41] Hiang L. K., Ooi J. T. L. Does Corporate Real Estate Create Wealth for Shareholders?[J]. *Journal of Property Investment & Finance*, 2004, 22(5): 386-400.
- [42] Lin K. H., Tomaskovic-Devey D. Financialization and U. S. Income Inequality, 1970—2008[J]. *American Journal of Sociology*, 2013, 118(5): 1284-29.
- [43] Mao Y. Managing Innovation: The Role of Collateral[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2021, 72(1): 101419.
- [44] Miao J., Wang P. Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth[J]. *Journal of Mathematical Economics*, 2014, 53: 153-63.
- [45] Oshio T., Kobayashi M. Area-level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2011, 12(4): 633-49.
- [46] Oster E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(2): 187-204.
- [47] Scharfstein D. S., Stein J. C. The Dark Side of Internal Capital Markets: Divisional Rent-seeking and Inefficient Investment[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(6): 2537-64.
- [48] Shi Y. Real Estate Booms and Endogenous Productivity Growth[R]. Job Market Paper. Massachusetts Institute of Technology, 2017.
- [49] Song J., Price D. J., Guvenen F., et al. Firming up Inequality[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(1): 1-50.
- [50] Stein J. C. Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources[J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52(1): 111-33.

Corporate Investment in Housing and Employee Pay Gap

Xie Shenxiang¹, Chu Hong¹ and Liu Jindong²

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China; 2. Center of Economic Research, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Based on data from listed companies from 2007-2019, this paper empirically examines the impact of corporate investment in housing on internal employee pay gap and finds that: First, corporate investment in housing significantly increases the pay gap between executives and ordinary employees, thus reducing the average pay of ordinary employees and increases the average pay of executives, which is supported by multiple robustness tests and regressions on instrumental variables controlling for endogeneity. Second, further mechanistic analysis shows that the widening of the pay gap by corporate investment in housing is the combined result of bargaining power effect, agency cost effect and resource crowding-out effect. Third, the impact is more concentrated on real economy sector especially manufacturing, and is more obvious when monetary policy is tightening as well as when the enterprise is in growth and recession. The way in which it affects the pay gap is different between SOEs and non-SOEs, the former mainly through increasing pays of the executives while the latter mainly through reducing pays of employees. Fourth, the impact of housing related investment on the pay gap is highly reversible. In the future, the pay gap can be effectively adjusted and controlled by inhibiting the propensity of enterprises to invest in housing. The research of this paper has certain reference significance for guiding enterprises to "enter fictitious economy from real economy" and optimizing enterprise salary arrangement.

Keywords: Investment in Housing; Real Estate; Pay Gap; Common Prosperity

JEL Classification: J11 H32 H23

(责任编辑:王乃合)

(责任校对:张鲁瑶)

上接第 74 页

bad macroeconomic state will weaken the positive short-run impact on Chinese stock price and strengthen the negative mid-run and long-run impact. The conclusions of this paper are conducive for researchers and policymakers to understand the trend of international commodity price movement and its impact on China's financial markets and provide empirical evidence to support investors to optimize their portfolios and adjust their trading strategies promptly, which is helpful to reduce potential investment losses caused by global commodity price changes.

Keywords: Commodity Price; Co-movement; Stock Market; DHFM; FAVAR; TVP-FAVAR

JEL Classification: E44 F41

(责任编辑:刘威)

(责任校对:王乃合)