

业绩承诺、机会主义与企业金融化^{*}

张鹏

摘要:业绩承诺是上市公司并购重组中估值调整和降低交易风险的重要制度安排,其本质在于促进并购双方协同协进效应发挥,促进上市公司在实体领域不断壮大。本文使用2010—2019年中国A股市场开展并购和重大资产重组事件的上市公司样本数据,实证检验了并购重组交易中业绩承诺对上市公司金融化的影响。研究发现:业绩承诺导致上市公司更加偏好金融化投资,诱发上市公司投资策略“脱实向虚”,造成上市公司经营金融化现象日趋严重,这一结果在各种稳健性分析和控制内生性问题后依然保持不变。造成这一结果的机制在于,业绩承诺将会显著增加上市公司机会主义行为,通过盈余管理手段对上市公司金融化投资产生影响,使上市公司运营背离实体正常发展轨道。本文的研究结论进一步丰富了对现有业绩承诺制度的认识,有利于发现该项制度在运行中所出现的各类问题,并在此基础上提出完善并购监管的政策措施。

关键词:业绩承诺 盈余管理 金融化

一、引言

近年来,实体经济式微而虚拟经济过热现象对中国经济资源配置产生了重要影响。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出“坚持把发展经济着力点放在实体经济上”,并首次提及“保持制造业比重基本稳定”这一新论断,反映了我国工业和制造业比重下降过快引起了关注。“过早去工业化”(黄群慧等,2017)、“过度去工业化”(魏后凯、王颂吉,2019)现象引发人们担忧,过早和过快显然不能用正常产业结构调整来解释。图1显示我国工业和制造业比重在2006年分别达到42.03%、32.45%顶峰后持续下降,特别是2011年后工业和制造业比重下滑过快,十年间我国工业和制造业比重分别下降9个百分点和近6个百分点。如果进一步下降,势必造成产业“空心化”和产业链条出现“间断点”,将对我国产业升级和安全、就业稳定以及经济高质量发展造成负面影响。与制造业等实体部门下滑形成对比的是金融业等虚拟经济部门在近十年得到了快速扩张。宏观上,中国货币化率持续上升,2011年中国货币化率为175%,2020年为215%(图2)^①,中国货币化率变动与货币政策直接相关,货币政策宽松年份货币化率增长加快,货币政策从紧年份货币化率就会下降和调整。较为宽裕的流动性供给为虚拟经济部门扩张提供了有源之水,超过实体经济所需的资金必然游离于实体经济之外进入金融以及吸金的房地产等部门,所以中观上无论是单独的金融业还是包含金融业和房地产业在内的“泛”金融等虚拟经济形式,都经历了快速扩张趋势(图3)^②。微观上,中国证券化率^③虽然波动较大,但依然保

^{*} 张鹏,中国社会科学院经济研究所、中国社会科学院大学经济学院,邮政编码:100836,电子邮箱:jjs-zhangpeng@cass.org.cn。基金项目:国家重点研发项目“金融风险的计量理论与方法”(2018YFA0703900)。感谢审稿人的修改建议,文责自负。

① 货币化率为M2与GDP的比率。

② 金融化率为金融业增加值与GDP比率,由于房地产行业增长较快使得其投资属性较强,我们也使用房地产业增加值与金融业增加值之和与GDP比率来表示“泛”金融化率。

③ 证券化率反映了上市证券市值与GDP的比率,这一指标经常被学界和业界用来衡量证券市场是否存在泡沫,因此也可以使用它对金融化发展趋势进行研究。

持了较为明显的上升趋势(图4),2011—2020年平均证券化率达到60%左右。所以,无论从宏观、中观还是微观看,中国虚拟部门在近十年都经历了较为明显的扩张趋势,这与实体经济部门快速下降形成鲜明对比。

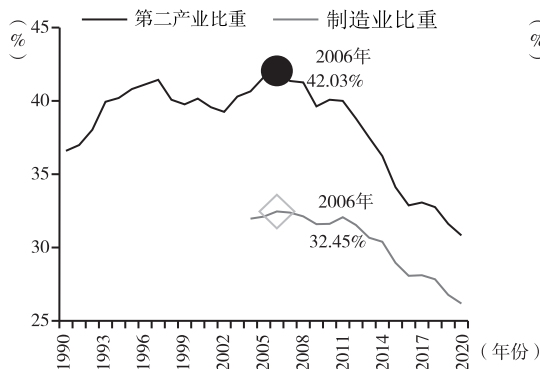


图1 中国第二产业与制造业占比变化

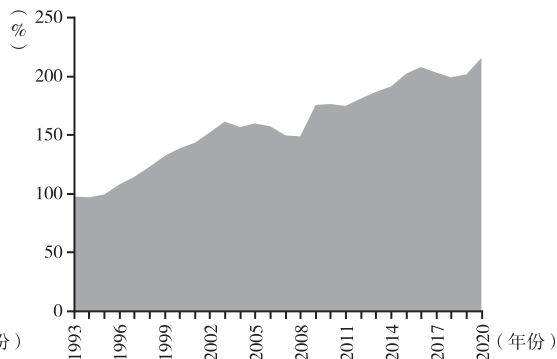


图2 中国货币化率

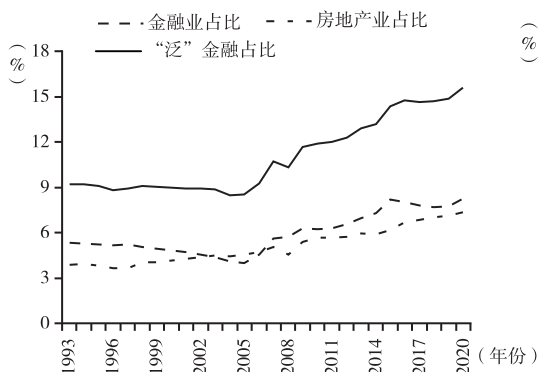


图3 中国金融化率

资料来源:Wind 金融资讯终端。

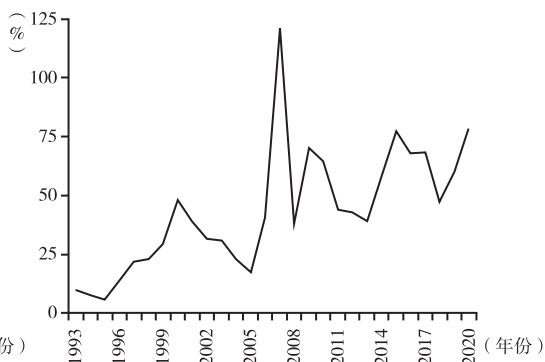


图4 中国证券化率

虚拟经济依赖于实体经济而生(苏治等,2017),而虚拟经济繁荣导致“金融活动、金融市场、金融主体和金融机构在经济中地位日益凸显”(Epstein,2005),任其发展必然使金融活动居于国民经济主导地位,从而对经济主体行为和经济结构转型产生重要影响(Aalbers,2019)。因此,“脱实向虚”一方面说明了实体经济与虚拟经济的从属地位发生变化,另一方面也将导致经济资源配置从实体领域转向虚拟部门,去工业化或产业“空心化”问题不可避免。由于企业是社会主义市场经济的主体和宏观经济的细胞,所以宏观经济“脱实向虚”必然通过市场微观主体行为呈现出来,除了表现为金融类企业规模扩张,营收、资产、净利润等占据所有企业前列等现象^①,主要还是指微观层面上实体企业金融化(financialization)。实体企业经营活动逐步热衷于金融投资和房地产投资,越来越多的企业将资金投至股票、债券、理财、结构性产品以及投资性房地产等领域,即出现非金融企业增加金融资产投资而减少生产性投资的现象(Epstein,2005;文春晖等,2015;彭俞超、黄志刚,2018)。关于实体企业金融化的影响因素方面,已有研究发现机构投资者结构(刘伟、曹瑜强,2018)、社会责任履行(孟庆斌、侯灿然,2020)、融资融券(杜勇、邓旭,2020)、经济政策不确定性(刘贯春等,2020)、非国有股东治理结构(曹丰、谷孝颖,2021)、国资介入(赵晓阳、衣长军,2021)、控股股东股权质押(王海芳、张笑

^①2019年A股全部上市公司实现净利润41576.5亿元,而36家上市银行实现净利润16988.6亿元,占全部A股上市公司净利润的40.9%,如果再考虑5家上市保险公司实现净利润2723.95亿元和37家券商实现净利润1040.34亿元,那么金融业净利润占A股全部上市公司净利润的50.1%。

惠,2021)是导致资产配置从实体领域转向虚拟或金融领域的重要原因。但上述研究在探讨金融化动机时都主要基于上市公司内部发展与结构方面,还没有从并购等外部横向或纵向拓展等方面进行研究。因此,本文从上市公司内部发展与结构的各类异质性因素视角转向上市公司外源性并购方面,从上市公司并购样本出发,讨论近些年较为流行的并购中采用的业绩承诺协议对上市公司经营投资决策的影响,研究并购中业绩承诺协议的引入是否加剧了上市公司经营“脱实向虚”,并探讨其内在机制和潜在后果。

并购永远是中国资本市场的热点话题。根据 Wind 统计,2012 年第一季度,中国上市公司共发生并购事件数量为 528 起,涉及并购金额为 3913 亿元,2017 年第四季度中国上市公司并购达到高潮,当季共发生并购事件数量为 4456 起,涉及并购金额为 24278 亿元,随后并购数量和金额虽有下降,但仍然维持在较高水平。上市公司通过并购可以使企业扩大生产经营规模以降低企业成本费用、提高市占率巩固市场优势地位、提高垂直一体化生产流程降低企业交易费用、获得品牌和技术进入新的行业,从而实现上市公司主业跨越生命周期以实现永续增长。上市公司并购重组实践中最重要的事项即为科学确定标的企业实际价值,从而确定合理的并购价格。为降低并购双方信息不对称和并购交易中标的公司估价不合理风险,中国证监会于 2008 年通过的《上市公司重大资产重组管理办法》及 2014 年通过的《上市公司重大资产重组管理办法》修订版引入业绩承诺工具来达到对并购估值的合理调整。业绩承诺近年来在上市公司并购交易中广泛采用,且呈逐年增长的趋势,成为我国企业并购重组中的基本特征(翟进步等,2019)。显然,由于业绩承诺锁定未来一定时期内标的资产业绩表现,一定程度上“兜底”或保障了标的资产在未来承诺期内聚焦精力于主业经营,与上市公司之间协作性增强和专业化投资增加(Williamson,1971;Klein et al,1978),促使上市公司通过加大主业投资与标的公司形成优势互补和促进协同、协进效应发挥(Kohers & Ang,2000;Cain et al,2011;吕长江、韩慧博,2014;潘爱玲等,2017)。

但从多年的实践经验看,业绩承诺协议并没有促进并购双方协同效应发挥,反而使承诺期结束后上市公司业绩出现大幅“变脸”(周科竞,2019)。其原因主要在于现有业绩承诺协议过度关注承诺期业绩表现。加之目前业绩承诺协议大多伴有“高溢价”和“高承诺”特征(王竞达、范庆泉,2017;徐莉萍等,2021),这些高增长信号必然在资本市场上表现出来,带来上市公司股价持续上涨(吕长江、韩慧博,2014;沈华玉、林永坚,2018;徐莉萍等,2021)。由于委托代理关系的存在,这加剧上市公司短期机会主义行为。机会主义行为主要反映了委托代理关系中大股东不完全如实地披露所有的信息及从事有利于自身利益最大化的行为,因此在业绩承诺期内大股东有动力通过盈余管理等机会主义行为反映企业高成长性,从而托住或抬高股价走势,促进自身利益最大化。但是,考虑到企业实体经济发展具有稳定性和可持续等特征,在短期内技术进步和核心竞争力不可能发生较大变化的情况下,实体经营收益率也不可能产生突变,而业绩承诺的“高溢价”和“高承诺”特征在资本市场的积极信号可能诱使上市公司将持续、长期和收益较低的主业投资置换为不可持续、短期和收益较高的虚拟投资。例如,通过金融投资和房地产投资等手段来获得业绩短期高速增长,带来的直接结果就是管理层视野缩短,更加倾向于通过配置金融、房地产等虚拟业务的超额收益来向资本市场释放积极信号。这虽然托住了股价稳住了市场,但却有可能导致企业实体不断羸弱,从长期看其实透支了企业的长期竞争力。所以,业绩承诺的“高溢价”和“高承诺”特征对资本市场的积极信号作用,在委托代理存在的情况下,可能加剧上市公司的投机主义行为(刘向强等,2018;李晶晶等,2020),最直接的表现就是在经营中投资偏好由实业投资转向金融投资,以金融投资的高收益、快收益来满足短期内业绩承诺的“高溢价”和“高承诺”要求,从而加剧实体上市公司“脱实向虚”。

基于此,本文以我国资本市场 2010—2019 年间并购和重大资产重组交易为样本,研究了业绩承诺对上市公司“脱实向虚”的影响,并从机制上揭示诱发并购后上市公司“脱实向虚”的根本原因。本文的主要贡献在于:第一,首次考察业绩承诺对上市公司金融化的影响,从微观角度解释中国实体经济下降和虚拟经济过热的原因,为更深认识中国上市公司“脱实向虚”行为提供了参考;第二,结合中

国目前业绩承诺通常所具有的“高溢价”“高承诺”特征，“双高”积极信号可能诱发上市公司投资策略“脱实向虚”，加大上市公司短期性和非常态性操作概率，造成上市公司经营金融化现象日趋严重，这对于更好地从微观企业主体了解其经营和投资的异质性行为有更深刻的意义；第三，丰富了业绩承诺制度影响上市公司经营行为渠道的认识，中国“一股独大”和以散户为主的市场结构，有利于大股东采取机会主义行为，通过盈余管理等机会主义行为可以达到业绩承诺所要求的短期目的，但也加剧了上市公司“脱实向虚”的概率。

二、文献综述、理论分析与研究假说

（一）文献综述

随着2008年中国证监会在《上市公司重大资产重组管理办法》引入业绩承诺作为并购估值的调整工具，在并购实践中签订业绩承诺的上市公司逐渐增多，实践的丰富必然催生理论方面的深入研究，目前学术界对业绩承诺产生原因及其对企业并购绩效展开了详细研究，这对于我们更加深刻把握业绩承诺制度对于企业“脱实向虚”的影响提供了重要参考。

从业绩承诺产生的原因看，并购中签订业绩承诺协议的动机可以归结为两个方面：第一，业绩承诺能够显著降低并购双方的信息不对称问题。Tallau(2009)认为业绩承诺本质上是一种期权协议，特别是对于并购方上市公司而言，其对标公司的实际价值在评估中处于信息弱势方，而标的公司对其自身价值明显处于信息优势方，此外，标的公司一般都为非上市公司，其公开信息或获得审计的透明信息相对较少，这就更加加剧了买卖双方的信息不对称问题。而通过业绩承诺工具能够有效缓解买卖双方之间的信息不对称(吕长江、韩慧博,2014;Choi,2017)，通过类似于期权的安排弥补双方对未来期望的差距，有利于并购交易在未来存在高度不确定的情况下顺利达成(Cain et al,2011)。第二，业绩承诺的信号作用能够提高并购效率并对标的公司形成正向激励。Kohers & Ang(2000)认为业绩承诺将部分支付基于目标企业在以后年度实现的业绩表现，从而能够在一定程度上跨越估值的差距，其信号作用对于激励目标企业管理层具有重要意义。此外，Datar et al(2001)、Chatterjee et al(2004)、Barbopoulos & Sudarsanam(2012)、Kohli & Mann(2013)等都发现业绩承诺可以帮助并购方对冲风险，降低收购成本，并对并购双方都产生正向激励作用。因此，业绩承诺产生的原因主要在于随着并购活动的频繁和交易风险的扩大，需要业绩承诺这样的估值调整工具降低并购双方的信息不对称风险，并通过其积极信号传递效应产生正向激励作用，提高并购效率。

随着签订业绩承诺协议数量的增加(Allee & Wangerin,2018)，业绩承诺作为估值调整和风险调整工具促进了并购协同效应的发挥，使得并购双方都能达到双赢效果。吕长江和韩慧博(2014)认为并购交易中引入业绩补偿承诺可以显著提升并购的协同效应水平，积极有效地运用业绩承诺这一契约工具，能够有效地降低交易中的谈判成本及信息不对称风险，降低企业在资产重组中出现决策失误的可能性，为交易顺利达成以及交易后道德风险治理都提供了一定保障。同时，业绩承诺安排能够激励目标企业管理层努力工作以便达到承诺业绩(潘爱玲等,2017)，最终提高并购协同效应与上市公司经营绩效(李秉祥等,2019)，增加并购溢价和股东收益(王竞达、范庆泉,2017;翟进步等,2019)。但在我国企业并购中，业绩承诺期一般为三年到五年(翟进步等,2019)，业绩承诺期的较短也可能使得正向激励作用产生异化，即过度关注短期业绩而忽视长期业绩增长，无法带来并购协同效应和上市公司经营效率改善。Cadman et al(2014)研究表明，业绩承诺虽然能够起到一定的正向激励作用，但也会促使标的公司出现短视行为，透支公司长期竞争力。赵立新和姚又文(2014)指出，目前业绩承诺存在的一些弊端，即将并购标的是否在一定期限提供持续的盈利能力作为判断标准容易导致忽视盈利之外的目的，引起企业短期行为和忽视长期增长效率。王竞达和范庆泉(2017)进一步得出我国并购重组中普遍存在高业绩承诺问题，高业绩承诺使得标的资产交易时产生了“高溢价”现象。业绩承诺在前期业绩实现期的达成率要显著高于后期，而并购交易相关方有动机在承诺期内“拼凑”当年业绩或“预留”以后年度经营业绩，如将未来利润提早确认或为未来盈余预留空间而财务

造假。刘向强等(2018)认为,业绩承诺约束仅在承诺期内有效、承诺期后约束不再,使得目标企业在并购完成后有动机将未来业绩通过盈余管理手段转移到承诺期内。翟进步等(2019)指出,业绩承诺推高资产估值,而标的资产高估值带来上市公司股价虚高对业绩承诺完成率形成拖累,加剧了中小投资者风险。徐莉萍等(2021)发现,控股股东股权质押期间签订并购业绩承诺的次年,上市公司可以维持其经营业绩保持不变,但签订并购业绩承诺的第二年和第三年,其经营绩效显著下降。

综上所述,已有研究从不同角度解释了业绩承诺产生原因及其对上市公司并购效率的影响,总体来说业绩承诺在实践中似乎并没有更好地发挥估值调整功能,而是加剧了市场波动和更加重视短期业绩增长。考虑到“脱实向虚”正是企业将经营视野较长的实业投资置换为视野较短虚拟投资,本文欲在已有研究基础上从并购样本角度发掘业绩承诺是否加剧上市公司“脱实向虚”,即金融化倾向,从业绩承诺这一全新角度揭示导致企业“脱实向虚”的原因和内在机制,为认识和治理企业“脱虚向实”提供理论和经验支撑。

(二)理论分析与研究假说

科学和合理确定并购标的价值是上市公司并购成功与否的重要因素。根据现金流折现估值模型(DCF),标的公司价值确定的难点在于其未来现金流产生能力,进一步说是盈利能力存在较大不确定性。业绩承诺协议通过对标的公司未来三年到五年的业绩进行承诺,不仅缓解了并购方因信息不对称而造成的并购风险问题(潘爱玲等,2017;李晶晶等,2020),更会对上市公司经营决策造成重要影响。业绩承诺这一积极信号必然使得资本市场异动,导致上市公司股价发生变化(沈华玉、林永坚,2018;徐莉萍等,2021),特别是中国目前实践中业绩承诺通常都具有“高溢价”特征,即上市公司收购价格远远高于标的公司净资产账面价值,“高溢价”必然会通过高业绩承诺来反映,这使得业绩承诺的积极信号更加强烈,“高溢价”和“高承诺”带动股价进一步上升。而在现代企业委托代理关系下,资本市场的变动会对上市公司控股股东或管理层的投资决策和经营行为形成重要影响,导致上市公司投资经营行为发生一定程度异化,企业“脱实向虚”,金融化便是行为异化的表现之一。

从理论上讲,金融资产作为上市公司资产的重要组成部分,持有金融资产并不一定说明企业“脱实向虚”,相反其能作为上市公司经营的有益补充,平滑经营中偶发性突发性事件,有利于上市公司经营保持稳定,当然也有利于上市公司更加聚集于实业。持有金融资产的作用类似于资金“蓄水池”效应,能够有效调节企业淡季和旺季、“丰期”和“枯期”资金需求,也有效缓解了企业经营过程所面临较大的不确定性,譬如宏观冲击、技术创新、内外部环境等因素对上市公司正常经营的冲击。由于金融资产通常具有较好的流动性,在经营较好时期适当配置将有利于风险对冲和减少风险冲击对企业经营的重大打击,使很多企业在投融资活动中能够及时获得资金支持,缓解了融资约束,平衡了企业投融资决策和现金流管理的匹配程度(Demir,2009;刘贯春等2018)。具体到上市公司,在会计准则中划分为金融工具科目的资产就有类似特征,上市公司将闲置资金投资于资本市场,进行预防性储蓄,同时在投融资出现资金缺口时可以随时将这些流动性好的资产卖出或转让,充分发挥金融资产投资的“蓄水池”效应,补缺淡季、“枯期”以及面临重大不确定性事件时亟需的资金需求。

与“蓄水池”效应相比,已有研究还指出金融资产具有“套利”效应特征,主要反映为金融资产投资高收益特征会诱使企业主体将投资转向金融领域,以博取短期和高额收益。特别是在过去数年金融业扩张大背景下,金融产品收益率较高,诱导上市公司通过金融资产投资博取高收益,“套利”效应明显。具体而言,上市公司财务报表中划分为金融工具或者划分为投资性房地产的资产就有类似特征,特别是虚拟经济过盛使得金融资产价格上升能够通过公允价值变动损益或其他综合收益等科目显著改善上市公司利润表等,让上市公司业绩在短期内获得更显著的提升。此外,随着近年来金融创新的加速推进,上市公司可投资的金融产品也逐渐增多,一些金融工具通过镶嵌金融衍生品和其他股票、债券等,使得金融工具套期保值功能更加完善,能够在很大程度上保障金融工具有高于定期储蓄收益率的同时,又能在市场行情提高之时获得超额收益。因此,金融资产的高收益特征可能一定程度上会对上市公司实体投资产生“挤出”效应(王红建等,2016),导致上市公司资本积累速度下

降,金融资产投资取代实物资产投资,这种套利行为会加剧控股股东或管理层的投资决策和经营决策中的短期投机主义行为。

从签订业绩承诺的并购重组事件看,其协议设置中通常伴有“高溢价”“高承诺”等特征,这些特征客观上与金融资产短期性和高收益的“套利”效应比较一致。作为新兴市场国家,中国上市公司股权结构比较集中,大股东和中小股东之间的第二类代理问题也很严重(Shleifer & Vishny,1986;杜勇等,2017)。当第二类代理问题出现时,大股东对企业的支配程度远超中小投资者,大股东在并购中居于主导地位。“高溢价”“高承诺”这一信号表现在资本市场上必然带来上市公司股价持续上涨(吕长江、韩慧博,2014;沈华玉、林永坚,2018;徐莉萍等,2021)。为了持续向市场释放积极信号,大股东有动机干预上市公司经营以便在业绩承诺期获得高增长,而通过配置金融资产获得短期性的高收益能够满足这一要求。文春晖和任国良(2015)指出,在大股东和中小股东权利失衡情况下,大股东往往热衷于将企业投资从实体经济领域投向房地产、金融等虚拟经济领域,以较为激进的投融资策略来获取短期高增长收益。因此,在业绩承诺的“高溢价”“高承诺”诱导下,大股东有动机将持续、长期和收益较低的主业投资置换为不可持续、短期和收益较高的非主业投资,例如金融投资和房地产投资,或者通过会计政策与估计变更^①等手段来博取业绩承诺期的“套利”高收益。

虽然倾向于配置金融、房地产投资策略带来超额收益托住了股价、稳住了市场,但却有可能导致主业“荒废”,从长期看其实透支了企业的长期竞争力。所以,从上文分析可知,业绩承诺的“高溢价”“高承诺”特征对资本市场的积极信号作用,在第二类委托代理情况下,可能加剧上市公司异化行为,最直接的表现就是在经营中将收益率低、见效慢但却对公司生存发展具有重要意义的实体投资置换为金融、房地产等虚拟投资。据此,本文提出如下假说:

假说1:在其他条件相同情况下,业绩承诺“高溢价”“高承诺”的积极信号可能诱发上市公司投资策略由实向虚、由长趋短,造成公司经营金融化现象日趋严重。

上文分析了业绩承诺内嵌的“高溢价”“高承诺”所发出的积极信号将会对资本市场产生推动作用,上市公司管理层也必然在这一积极影响下对其经营决策造成重要影响,其主要表现之一便是更加热衷于金融资产投资,偏离主业经营轨道,通过短期高收益的“套利”效应来获得利润高增长,从而短期内能够提振股价,并使高管自身利益最大化(窦超、翟进步,2020)。不过,在存在业绩承诺协议情况下,是什么原因或机理导致管理层行为异化,进而影响上市公司运营“脱实向虚”?本文欲从盈余管理视角对这一问题进行分析。盈余管理(earnings management)说明了上市公司通过合理运用会计政策或构建真实交易对财务报告中的会计信息进行调整,诱使企业利益相关者的决定和相关契约设计与执行(Healy & Wahlen,1999)。已有文献发现媒体和分析师关注、定向增发、高管薪酬激励、独立董事、高管变更、公司治理、股权激励等内容都将会对上市公司盈余管理行为产生影响,上述事项既有上市公司内部调整也有外在的因素影响,充分说明了上市公司作为公众企业在面临来自内外的监督或压力时,大股东会调整经营决策行为从而迎合或满足这些来自内外的各种关注。在签订业绩补偿协议情况下,由于有未来业绩承诺期约束,相当于将未来一定时期的业绩不确定性降为确定性。加之我国资本市场以散户为主的投资结构,有并购题材和业绩承诺协议的上市公司也必然成为资本市场和投资者追捧的热点,股价也会在未来业绩高预期推动下不断上涨。在这种情况下,上市公司基于内外部压力下通过盈余管理等机会主义行为对经营进行干预,主要表现为将经营从主业更加偏向于金融、房地产等虚拟领域,以赢得期限短、收益高和流动性好的超额收益。这一方面满足了市场对上市公司并购热点题材关注所致的股价不断上涨期望,另一方面特别需要指出的是在很多上市公司主业本身较为羸弱情况下,可能会通过并购重组和签订业绩承诺协议向市场释放公司转型和竞争力不断提高的“信息”。在高预期和高增长幻觉下,上市公司重新受到资本市场热捧,可能更加需要通过盈余管理等机会主义行为来“证明”公司业绩的高增长性,而在主业羸弱的情形下,这必然使企业

^①比如将闲置厂房等固定资产转化为投资性房地产就能获得房地产增值收益。

愈加依赖短期性、非经常性业务的金融、房地出等虚拟投资。据此,本文提出假说2:

假说2:业绩承诺将会诱使上市公司通过盈余管理等机会主义行为加剧公司“脱实向虚”。

三、研究设计

(一)样本选择说明

本文选用2010—2019年间沪深A股上市公司开展的并购业务作为考察样本来研究业绩承诺、投机行为和“脱实向虚”的关系与内在机制。在初始样本基础上,本文对样本进行如下筛选:(1)剔除银行业、非银金融业上市公司样本;(2)剔除主要变量数据缺失的样本;(3)为避免出现极端值,对连续变量的首尾1%进行缩尾处理。最终我们获得12930份公司年度财务数据。本文处理数据使用的软件为EXCEL-VBA与Stata15。业绩承诺数据来源于Wind金融资讯终端并购重组数据库中对赌协议子库,我们提取了2010年1月1日至2019年12月31日签订对赌协议的样本,以此数据库为基础,并手工查阅公司相关公告对其中部分数据进行了补充与完善。本文所涉及的其他变量相关数据均来源于Wind数据库。

(二)变量定义与测度

1. 企业金融化。本文将上市公司金融化(Fin)界定为上市公司在经营中逐渐将更多的投资配置于金融资产的过程,我们参考现有文献做法,用上市公司年报中划分为金融工具科目和投资性房地产科目的相关资产总额与总资产之比来衡量。需要指出的是,金融工具会计准则在2017年发生较大变动,使得金融资产计量科目也发生较大变化。2017年之前,金融工具主要包含交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款与垫款以及衍生金融资产等五大类,2017年后,金融资产主要分为以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产、以公允价值计量且其变动计入其他综合收益的金融资产、以摊余成本计量的金融资产和衍生金融资产,实践中以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产在报表中一般列为交易性金融资产,而以公允价值计量且其变动计入其他综合收益的金融资产则因企业管理金融资产的商业模式和合同现金流量特征,在报表中列为其他债权投资或其他权益工具投资。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),或两者兼有而持有的房地产,特别是在公允价值计量模式下,其计量方法与交易性金融资产等具有很大相似性。因此,金融资产与投资性房地产都是为赚取资产增值而持有的资产,其增值模式与实业投资有本质区别。综上,本文金融资产衡量分为两种情况,在2010—2017年间为交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款与垫款、衍生金融资产以及投资性房地产之和与总资产比率,而2018年后为交易性金融资产、以摊余成本计量的金融资产、其他债权投资、其他权益工具投资、衍生金融资产以及投资性房地产之和与总资产比率。

在业绩承诺影响企业金融化发展的机制分析中,本文设置了2个盈余管理的中间变量:盈余管理(DA)、真实盈余管理(Rem)。DA根据修正的琼斯模型计算而得,而Rem主要参考Dechow et al (1995)、Roychowdhury(2006)模型来测量企业的真实盈余管理水平。

2. 核心解释变量。本文分别用是否存在业绩承诺(Vam_logit)和业绩承诺数量(Vam_numbers)作为模型核心解释变量。Vam_logit的衡量方式如下:若上市公司在某一年度并购中签署了业绩承诺协议,则本年设定为1;若在某一年度没有签订业绩承诺协议,则本年设为0。Vam_numbers则衡量上市公司某一年度所签署的业绩承诺次数,很多上市公司在同一年度开展多次并购并可能与多个标的资产签署多项业绩承诺协议,显然多项业绩承诺协议意味着更高的承诺净利润和更高的收购溢价率。而且,从上文理论分析可知,签订多项业绩承诺协议更会加剧上市公司由实向虚、由长趋短,业绩承诺次数的增加将会对上市公司金融投资行为产生更大影响。

3. 控制变量。参考王海芳和张笑愚(2021),本文在模型中加入了如下11个控制变量:企业年龄(Age)、总资产收益率(Roa)、企业规模(Size)、资产负债率(Debt)、经营活动现金流增长率(Cash)、营业收入增长率(Income)、董事会规模(Board)、机构持股比例(Institution)、管理层持股比例(Man-

ageH)、独立董事比例(*Independent*)、董事长、总经理两职分离(*Dual*)，变量具体定义见表1。另外对样本区间2010—2019年设置年份虚拟变量*Year*以控制时间效应，同时根据申万行业分类标准设置行业虚拟变量*Industry*来控制行业效应。

表1 变量说明

变量名	变量符号	变量定义
金融化	<i>Fin</i>	2010—2017年:(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款+可供出售金融资产+持有至到期投资+投资性房地产)/总资产 2018—2019年:(交易性金融资产+衍生金融资产+以摊余成本计量的金融资产+其他债权投资+其他权益工具投资+投资性房地产)/总资产
	<i>FinDummy</i>	若上市公司在某年持有金融资产为1,否则为0
业绩承诺	<i>Vam_logit</i>	上市公司在报表年度签有业绩承诺协议时取1,否则取0
	<i>Vam_numbers</i>	上市公司在报表年度签有业绩承诺协议的数量
盈余管理	<i>DA</i>	根据修正的琼斯模型计算
	<i>Rem</i>	根据 Dechow et al(1995),Roychowdhury(2006)模型测算
企业年龄	<i>Age</i>	Ln(报表年份-公司成立年份)
总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/净资产
企业规模	<i>Size</i>	Ln(1+总资产)
资产负债率	<i>Debt</i>	负债/总资产
经营活动现金流	<i>Cash</i>	(本年经营活动现金流净额-上年经营活动现金流净额)/上年经营活动现金流净额
营业收入增长率	<i>Income</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
董事会规模	<i>Board</i>	Ln(董事会成员人数)
机构持股比例	<i>Institution</i>	机构持股数量/企业总股本
管理层持股比例	<i>ManageH</i>	管理层持股数量/企业总股本
独立董事比例	<i>Independent</i>	独立董事人数/董事会人数
董事长、总经理两职分离	<i>Dual</i>	董事长总经理两职兼任时取0,否则为1
行业效应	<i>Year</i>	根据2010—2019年设置年份虚拟变量
时间效应	<i>Industry</i>	根据申万行业分类标准设置虚拟变量

(三)基础模型设定

根据上文理论分析思路,为检验业绩承诺协议对上市公司“脱实向虚”的影响,本文构建了如下面板计量回归模型:

$$Fin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Vam_logit_{i,t} + \alpha_2^T Controls_{i,t} + \alpha_3 Year_t + \alpha_4 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Vam_numbers_{i,t} + \beta_2^T Controls_{i,t} + \beta_3 Year_t + \beta_4 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Fin_{i,t}$ 为上市公司金融化被解释变量,反映了上市公司投资于金融资产的偏好, α_1 和 β_1 为核心解释变量业绩承诺虚拟变量和业绩承诺次数的回归系数,控制变量 $Controls$ 的回归系数分别为向量 α_2^T 和 β_2^T , $Year_t$ 为年份固定效应, $Firm_i$ 为企业固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。本文重点关注变量*Vam_logit*和*Vam_numbers*的回归系数 α_1 和 β_1 ,若它们显著为正,说明签订业绩承诺协议导致上市公司经营投资更加偏好于金融资产,加剧上市公司从实业投资转向虚拟投资,若它们不显著,则说明签订业绩承诺协议对上市公司投资偏好没有影响,这一行为并不会加剧上市公司“脱实向虚”。

四、假设检验结果分析

(一)描述性统计

表2列出各变量的描述性统计结果,包括样本数量、0.25分位数、0.75分位数、均值、标准差等信息。

我们首先对上市公司“脱实向虚”的情况进行分析,上市公司金融资产占总资产比重平均为

2.77%，最大值为84.5%，标准差为0.609，反映了公司间持有的金融资产差异较大。图5进一步从纵向变化角度观察了历年上市公司金融资产持有变化，从趋势上看，上市公司持有的金融资产比例不断提高，这也印证了前言分析中的一些事实，实体经济的孱弱和虚拟经济的过盛与上市公司投资偏好变化基本一致。从业绩承诺变量看，*Vam_logit* 均值为0.344，说明样本期内三分之一以上的上市公司签订业绩承诺；*Vam_numbers* 的均值为0.486次，而最大值为11，表明一些上市公司在某一年份内竟然签署了11份业绩承诺协议，但考虑到0.75分位数仍为1，说明签订多份业绩承诺协议的上市公司还是少数。从其他控制变量看，样本期内中国上市公司平均成立年限为16年($e^{2.785}$)，上市公司平均总资产收益率为5.2%，营业收入平均增长率为20%，经营现金流平均增长率为7.7%，平均资产负债率为41.5%。其他反映上市公司治理的控制变量为：公司董事会规模平均为8.27人($e^{2.113}$)，机构持股比例均值为34.6%，管理层平均持股比例为16.7%，独立董事在所有董事中占比平均为37.6%；董事长与总经理两职分离率平均为69.1%，反映了大多数上市公司董事长与总经理都由不同的人担任。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	最小值	0.25分位数	均值	0.75分位数	最大值	标准差
<i>Fin</i>	12930	0.0000	0.0000	0.0277	0.0261	0.8452	0.6090
<i>Vam_logit</i>	12930	0.0000	0.0000	0.3440	1.0000	1.0000	0.4750
<i>Vam_numbers</i>	12930	0.0000	0.0000	0.4860	1.0000	11.0000	0.8340
<i>Age</i>	12930	1.6090	2.5650	2.7850	3.0450	3.4660	0.3580
<i>Size</i>	12631	18.8430	20.7650	21.6100	22.3950	24.7410	1.2150
<i>Roa</i>	12628	-0.3290	0.0200	0.0520	0.0870	0.3110	0.0840
<i>Debt</i>	12628	0.0490	0.2520	0.4150	0.5610	0.9470	0.2060
<i>Cash</i>	12618	-0.6190	0.0060	0.0770	0.1560	0.6060	0.1700
<i>Income</i>	12399	-0.5730	0.0010	0.2000	0.3180	2.1680	0.3840
<i>Board</i>	11121	1.6090	1.9460	2.1130	2.1970	2.5650	0.1880
<i>Institution</i>	10967	0.0010	0.1530	0.3460	0.5160	0.8390	0.2220
<i>ManageH</i>	10780	0.0000	0.0000	0.1670	0.3280	0.6810	0.2070
<i>Independent</i>	11120	0.3330	0.3330	0.3760	0.4290	0.5710	0.0530
<i>Dual</i>	11030	0.0000	0.0000	0.6910	1.0000	1.0000	0.4620

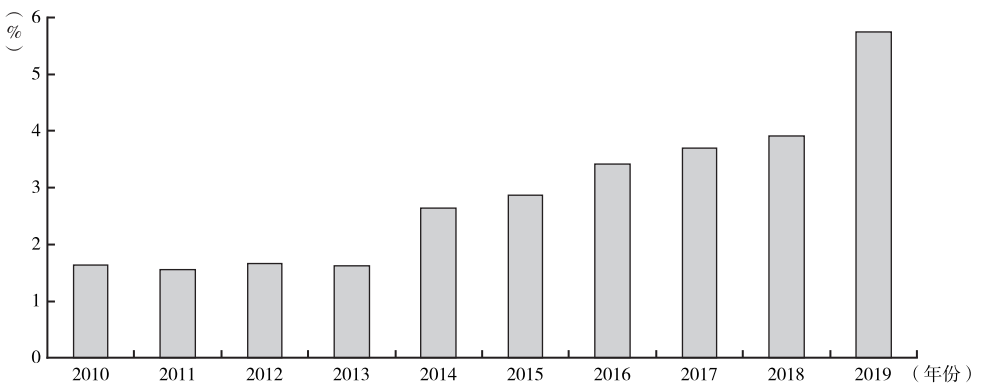


图5 上市公司历年金融资产占比

(二)基本回归结果

表3报告了业绩承诺协议对上市公司“脱实向虚”影响的回归结果。其中，第(1)~(3)列核心解释变量为是否签订业绩承诺协议的二值变量，而第(4)~(6)列核心解释变量为签订业绩承诺协议的次数；其中第(1)(4)列为混合回归计量结果，第(2)(5)列为面板固定效应回归计量结果，第(3)(6)列为面板随机效应回归计量结果。同时，各列回归都控制了年度和行业固定效应。表3下部列示了各

种统计量,从面板固定效应 F 检验看,说明使用面板数据固定效用要优于最小二乘混合回归,从 Breusch-Pagan 检验可以得出,面板随机效应模型要优于最小二乘混合回归。在固定效应和随机效应同时优于混合回归的情形下,对二者的鉴别依赖于 Hausman 检验,从检验结果看,模型采用固定效应回归优于随机效应。从直观上看,各列业绩承诺核心解释变量回归系数都显著,显示了回归结果具有较好的稳定性和业绩承诺变量较好的解释能力。这里包括下文回归都以固定效应回归为主要方法进行检验与解释,第(2)和(5)列回归结果说明签订业绩承诺协议和随着业绩承诺的次数增加都会在不超过 5%的水平上显著导致上市公司金融资产配置比重增长,这反映签订业绩承诺协议后加剧了上市公司偏好金融资产配置导致上市公司“脱实向虚”的事实。这一结果支持了假说 1。

从其他控制变量看,企业成立年限对金融化的影响系数显著为正,主要原因在于成立年限较长业务更加成熟,配置较多金融资产有利于发挥“蓄水池”效应,熨平周期或外生冲击对公司正常经营的影响,也可能在于公司成立年限越长,企业生命周期越接近或超过成熟期,主营业务增长潜力有限,而金融资产的高收益、流动性好等特性正好弥补主营业务增长羸弱的短板,企业更倾向于配置较多金融资产。上市公司营业收入增长越快和总资产收益率越高,越有利于降低公司金融化倾向,这说明成长性越好和净收益越高的公司越倾向于实业投资,金融资产投资在此种情形下没有比较优势。上市公司资产负债率越高,越倾向于降低金融资产配置,主要原因在于资产负债率较高意味着还本付息压力较大,庞大的利息支出必然使得上市公司没有更多的剩余资金投资于金融资产。上市公司现金流增长能够降低上市公司金融资产配置倾向,一般而言现金流增长较好反映公司经营业绩增长较快,其投资主业的倾向相比金融化投资肯定较强。从其他公司治理相关控制变量看,无论是董事会规模、机构持股还是管理层持股,对金融化回归系数都显著为负,说明良好的公司治理结构对防止上市公司“脱实向虚”有较好的纠偏作用。

表 3 业绩承诺与上市公司金融化

	(1) 混合回归	(2) 固定效应	(3) 随机效应	(4) 混合回归	(5) 固定效应	(6) 随机效应
<i>Vam_logit</i>	0.0318** (2.392)	0.0284** (2.245)	0.0248** (1.991)			
<i>Vam_numbers</i>				0.0186** (2.531)	0.0274*** (3.689)	0.0224*** (3.140)
<i>Age</i>	0.3719*** (16.900)	0.5484*** (5.203)	0.2948*** (7.086)	0.3739*** (17.122)	0.5410*** (5.134)	0.2948*** (7.089)
<i>Size</i>	-0.0012 (-0.163)	-0.0950*** (-8.527)	-0.0621*** (-6.833)	-0.0012 (-0.173)	-0.0985*** (-8.800)	-0.0640*** (-7.026)
<i>Roa</i>	-0.2529*** (-2.725)	-0.2057** (-2.435)	-0.2034** (-2.485)	-0.2546*** (-2.747)	-0.2097** (-2.484)	-0.2054** (-2.510)
<i>Debt</i>	-0.1275*** (-3.493)	-0.0916** (-2.074)	-0.1015** (-2.550)	-0.1285*** (-3.526)	-0.0965** (-2.184)	-0.1044*** (-2.623)
<i>Cash</i>	0.0716* (1.939)	-0.1139*** (-3.405)	-0.0757** (-2.331)	0.0720* (1.951)	-0.1138*** (-3.402)	-0.0757** (-2.330)
<i>Income</i>	-0.0284* (-1.717)	-0.0128 (-0.944)	-0.0202 (-1.515)	-0.0295* (-1.778)	-0.0149 (-1.100)	-0.0222* (-1.665)
<i>Board</i>	-0.1557*** (-3.760)	-0.0062 (-0.110)	-0.0379 (-0.782)	-0.1558*** (-3.762)	-0.0058 (-0.103)	-0.0366 (-0.755)
<i>Institution</i>	-0.0572* (-1.747)	-0.0101 (-0.305)	-0.0085 (-0.275)	-0.0561* (-1.713)	-0.0084 (-0.254)	-0.0067 (-0.216)
<i>ManageH</i>	-0.2632*** (-7.219)	-0.3054*** (-5.126)	-0.2864*** (-6.310)	-0.2641*** (-7.240)	-0.3045*** (-5.113)	-0.2878*** (-6.340)

续表 3

	(1) 混合回归	(2) 固定效应	(3) 随机效应	(4) 混合回归	(5) 固定效应	(6) 随机效应
<i>Independent</i>	0.1666 (1.164)	-0.2344 (-1.361)	-0.0914 (-0.590)	0.1666 (1.163)	-0.2200 (-1.277)	-0.0805 (-0.520)
<i>Dual</i>	-0.0130 (-0.950)	-0.0094 (-0.596)	-0.0074 (-0.518)	-0.0123 (-0.905)	-0.0094 (-0.594)	-0.0070 (-0.492)
<i>_cons</i>	-0.3315* (-1.802)	1.0307*** (2.656)	1.0004*** (3.862)	-0.3333* (-1.816)	1.1192*** (2.878)	1.0382*** (4.002)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10577	10577	10577	10577	10577	10577
Adj-R ²	0.0466	-0.0424		0.0466	-0.0414	
F test		42.0104 [0.000]			42.4569 [0.000]	
Breusch-Pagan test			7084.35 [0.000]			7090.36 [0.000]
Hausman test		90.11 [0.000]			94.50 [0.000]	

注: *Year* 为年份固定效应, *Industry* 为行业固定效应; ()内数值为回归系数的 t 值, [] 为该检验对应的 P 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下表同。表中固定效应设定 F 检验的零假设是个体效应不显著, 拒绝零假设就说明模型相对混合回归来说更适合用固定效应回归。Breusch-Pagan 检验的零假设是误差项独立同分布, 若拒绝零假设, 则说明模型更适合随机效应估计。Hausman 检验主要用来检验模型究竟更适合于固定效应还是随机效应, 若拒绝零假设说明, 则应该使用固定效应估计。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。从图 5 可以发现, 上市公司历年金融投资变化较大, 具体到行业和样本内部更是差别较大, 为了防止金融化变动波动较大导致异方差的负面影响, 我们参考巩娜(2021)的做法, 使用是否配置金融资产的虚拟变量来作为金融化投资的表征。具体而言, 若某上市公司在某一年持有金融资产(即金融资产变量不为 0), 则表示为 1, 若无则设定为 0, 这样能一定程度上防止被解释变量波动较大对回归造成偏误。从表 4 回归结果看, 业绩承诺仍然能够显著增加上市公司金融化投资倾向, 与基准回归结果保持一致, 说明即使更换被解释变量本文研究结论依然保持不变。

表 4 替换被解释变量的回归结果

	(1) <i>FinDummy</i>	(2) <i>FinDummy</i>	(3) <i>FinDummy</i>	(4) <i>FinDummy</i>
<i>Vam_logit</i>	0.3362*** (3.501)	0.1075 (1.003)		
<i>Vam_numbers</i>			1.7821*** (32.303)	0.2264*** (3.090)
<i>Controls</i>	未控制	控制	未控制	控制
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9279	6676	9279	6676
Pseudo-R ²	0.5351	0.5165	0.2104	0.5180

2. 不同样本区间。中国证监会于 2008 年发布《上市公司重大资产重组管理办法》, 首次提出将业绩承诺作为估值调整机制, 并规定上市公司重大资产重组中采取未来收益法对拟购买资产进行评估并作为定价依据的, 应该签订业绩承诺。2014 年修订的《上市公司重大资产重组管理办法》仅对

重大资产重组中基于未来收益进行估值的关联并购以及导致控制权发生变更的非关联并购明确要求在并购中需要签订业绩承诺。观察两者之间的区别,主要体现在前者将签订业绩承诺协议作为未来收益法重大资产重组中的必选项,而后者对业绩承诺签订范围明显缩小,非关联并购可以采取自愿性质,并根据并购情况实际来签订业绩承诺协议。由于上述办法中监管机构对业绩承诺期限和具体承诺利润、补偿金额没有进行详细确定,现实中业绩承诺的期限和具体承诺利润、补偿金额常常由上市公司与并购标的博弈产生(徐莉萍等,2021)。因此,在业绩承诺协议成为自愿情况下,更能反映并购双方的真实意愿,同时没有“高业绩承诺”和“高溢价”的限制将会使并购双方更加基于标的实际确定交易价格而非双方博弈。而在2014年前,由于在重大资产重组中必须签订业绩承诺协议,将可能加剧“高业绩承诺”“高溢价”情况下大股东和管理层的投机行为,使业绩承诺作为估值调整的工具弱化。为了考察2014年修订后《上市公司重大资产重组管理办法》这一新的监管政策对并购市场的差异化影响,我们将样本拆分为2010—2014年和2015—2019年,回归结果见表5。从结果可以发现,业绩承诺加剧上市公司金融投资偏好主要发生于修订《上市公司重大资产重组管理办法》前,修订后由于采用自愿性质,使得并购双方充分考虑标的质地,减少了投机行为,将业绩承诺向估值调整的工具属性回归。可以预计随着监管政策的不断完善,业绩承诺的具体条款也将会根据市场实际不断更新而更加符合监管和上市公司高质量发展要求,业绩承诺将会逐步接近其本源。

表5 区分不同样本区间的回归结果

	(1) 2010—2014年	(2) 2015—2019年	(3) 2010—2014年	(4) 2015—2019年
<i>Vam_logit</i>	0.0399* (1.848)	-0.0126 (-0.845)		
<i>Vam_numbers</i>			0.0498*** (2.933)	-0.0000 (-0.002)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	1.9147*** (4.570)	-1.5568*** (-3.488)	2.0410*** (4.928)	-1.5374*** (-3.438)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4465	6042	4465	6042
F test	10.5791	21.4135	11.0269	21.3508
Adj-R ²	0.6974	0.5346	0.6978	0.5345

3. 增减控制变量。研究中增减解释变量将会使得核心解释变量估计系数发生较大变化,比如最后加入的控制变量与已有的控制变量和核心解释变量构成多重共线性。虽然本文在加入核心解释变量和全部控制变量后进行了多重共线性检验,方差膨胀因子VIF值都小于10,各变量间不存在多重共线性问题,但是在依次加入控制变量情况下仍然可能使得已加入部分控制变量、核心解释变量间存在多重共线性问题,从而对估计结果造成明显干扰。基于此,本文采用依次加入控制变量的方法对业绩承诺与金融化逐步进行回归,以观察随着控制变量增多是否会带来核心解释变量回归系数发生明显变化。具体回归结果见表6,从结果上看,随着控制变量逐渐加入,核心解释变量业绩承诺回归系数大小和显著性都没有发生明显变化,这说明我们控制变量选择是合理的,更说明本文回归结果是非常稳健的。

表6 增减控制变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin
<i>Vam_logit</i>	0.0162 (1.140)	0.0242* (1.880)	0.0254** (1.974)	0.0270** (2.094)	0.0282** (2.188)	0.0274** (2.073)	0.0240* (1.776)	0.0236* (1.733)	0.0276** (2.007)	0.0271** (1.968)
<i>Vam_numbers</i>	0.0116* (1.877)	0.0233*** (3.471)	0.0241*** (3.590)	0.0258*** (3.828)	0.0271*** (4.006)	0.0271*** (3.988)	0.0258*** (3.680)	0.0258*** (3.656)	0.0271*** (3.851)	0.0267*** (3.792)

(四)内生性考虑

本文采取两种方法降低可能存在的内生性问题所致的回归结果偏误问题。

1. 工具变量法。本文的核心解释变量业绩承诺可能存在内生性问题。虽然根据我们的理论分析,业绩承诺能够加剧上市公司金融投资偏好,造成企业“脱实向虚”,但金融化程度较高的企业也可能在并购中更有意愿签订业绩承诺协议,原因是:金融化程度较高的企业一般主营业务都羸弱,在大股东或控股股东占据主导的第二类代理问题突出情况下,通过签订高额业绩承诺协议有利于实现大股东个人利益。为了防止此类可能存在的逆向因果关系所致的内生性问题,本文采取工具变量法对此进行两阶段最小二乘检验。我们使用分行业业绩承诺平均值来作为业绩承诺的工具变量,一般而言,行业内业绩承诺数量与企业密切相关,但同时企业是否发生并购并签订业绩承诺协议却是企业个体行为,所以一定程度上具备工具变量的相关性和外生性特质。从表7工具变量估计结果看,回归系数方向和显著性基本保持不变,业绩承诺虚拟变量、业绩承诺次数与上市公司金融化之间依然是显著的负相关关系,这也说明回归结果是比较稳健的。此外,从表7底部可以发现工具变量选择上通过了识别不足和弱识别检验,此外,由于我们仅仅选择一个变量作为原变量的工具变量,因此不存在过度识别问题。

表7 内生性问题:工具变量回归

	(1) <i>Fin</i>	(2) <i>Fin</i>	(3) <i>FinDummy</i>	(4) <i>FinDummy</i>
<i>Vam_logit</i>	1.2303*** (6.150)		0.8155*** (7.184)	
<i>Vam_numbers</i>		0.3198*** (5.413)		0.3015*** (8.877)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.6039* (1.933)	0.3939 (1.465)	-1.6315*** (-9.955)	-1.6701*** (-11.959)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10577	10577	10576	10576
F test	21.4197 [0.000]	28.9323 [0.000]	118.9121 [0.000]	148.1034 [0.000]
Kleibergen-Paap Wald rk LM statistic	113.695 [0.000]	229.872 [0.000]	113.775 [0.000]	229.762 [0.000]
Cragg-Donald Wald F statistic	117.833 [16.38]	301.963 [16.38]	117.923 [16.38]	301.828 [16.38]

注:方括号内数值为 Kleibergen-Paap Wald rk LM 检验统计量的 P 值,Cragg-Donald Wald F 检验中方括号内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设则说明工具变量不存在识别不足问题,Kleibergen-Paap rk F 检验的零假设是工具变量为弱识别,若拒绝零假设则说明工具变量不存在弱识别问题。

2. 倾向值得分匹配法。由于业绩承诺协议签订并不是随机的,其可能受到上市公司差异性特征的影响,因此样本中就会存在选择偏误。为了控制选择偏差的影响,本文采用倾向得分匹配法进行检验。我们将签订业绩承诺协议的上市公司作为处理组,将未签订业绩承诺的上市公司作为对照组。然后,我们首先在控制年份与行业基础上,通过 probit 回归来确定签订业绩承诺的概率即倾向得分,参考已有研究我们选取公司规模、资产负债率、资产报酬率、第一大股东持股、关联并购、管理层持股比率、董事会规模、账面市值比等变量进行回归,然后按照 1:1 最邻近匹配法匹配有效样本,所有变量所对应 P 值均大于 0.1,都通过了平衡性检验。然后,我们使用倾向值匹配后的有效样本再进行回归,回归结果见表 8。从表 8 回归结果看,业绩承诺变量回归系数方向和显著性除第(1)列外基本保持不变,签订业绩承诺和业绩承诺次数越多的上市公司,金融化投资倾向更加严重,本文的研究结论保持稳健。

表 8 内生性问题：PSM 检验

	(1) <i>Fin</i>	(2) <i>Fin</i>	(3) <i>FinDummy</i>	(4) <i>FinDummy</i>
<i>Vam_logit</i>	0.0171 (1.163)		0.0228*** (2.940)	
<i>Vam_numbers</i>		0.0239*** (3.211)		0.0242*** (5.360)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	1.8701* (1.737)	1.9593* (1.818)	-3.6026*** (-11.054)	-3.5180*** (-10.770)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10576	10576	10575	10575
F test	6.6030	6.8491	34.7779	36.6899
Adj-R ²	0.5316	0.5321	0.4946	0.4957

五、进一步分析

(一) 基于盈余管理视角的机制分析

正如前文所言,由于“高溢价”“高承诺”为特征的业绩承诺协议签订后,可以促使上市公司通过盈余管理等机会主义行为将更多配置金融资产的概率大大增加,从而能达到协议要求目标和满足大股东的个人利益。因此,基于盈余管理的检验路径是:“高溢价”“高承诺”业绩承诺—提高盈余管理动机—加剧上市公司金融化投资偏好。为此,我们采用两步法来估计中介效应方向与强度:

$$DA_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Vam_logit_{i,t} + \gamma_2^T Controls_{i,t} + \gamma_3 Year_t + \gamma_4 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Fin_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Vam_logit_{i,t} + \delta_2 DA_{i,t} + \delta_3^T Controls_{i,t} + \delta_4 Year_t + \delta_5 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$DA_{i,t} = \vartheta_0 + \vartheta_1 Vam_numbers_{i,t} + \vartheta_2^T Controls_{i,t} + \vartheta_3 Year_t + \vartheta_4 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Fin_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 Vam_numbers_{i,t} + \tau_2 DA_{i,t} + \tau_3^T Controls_t + \tau_4 Year_{i,t+1} + \tau_5 Firm_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

上面式(3)~(6)中,*DA*为盈余管理变量,我们采用两种方法来计算盈余管理指标,一是根据修正琼斯模型计算而得(*DA*),二是主要参考 Dechow et al(1995)、Roychowdhury(2006)模型来测量上市公司的真实盈余管理水平(*Rem*)。我们主要关注式(4)(6)中业绩承诺变量和盈余管理变量的显著性,以式(4)为例,在式(3)中 γ_1 显著的基础上,若 δ_1 和 δ_2 同时显著,说明盈余管理仅是业绩承诺影响金融化的部分中介效应;若 δ_1 不显著和 δ_2 显著,则说明盈余管理是业绩承诺影响金融化的全部中介效应。

表9为盈余管理机制检验结果。表9中上半部分机制变量为*DA*、下半部分机制变量为*Rem*。从表9第(1)(3)列汇报结果可知,业绩承诺对盈余管理变量*DA*和*Rem*的回归系数都显著为正,说明签订业绩承诺协议会显著加剧上市公司盈余管理行为。表9第(2)(4)列同时将盈余管理、业绩承诺对金融化进行回归,从结果看,业绩承诺变量系数不再显著,但盈余管理系数显著为正,这说明盈余管理具有完全中介效应,签订业绩承诺诱使盈余管理等机会主义行为,从而导致上市金融化和“脱实向虚”的完整路径得到验证,因此这也就说明假说2得以验证。

表 9 机制检验回归结果

	(1) <i>DA</i>	(2) <i>Fin</i>	(3) <i>DA</i>	(4) <i>Fin</i>
<i>Vam_logit</i>	0.0060*** (3.143)	-0.0020 (-0.122)		

续表 9

	(1) DA	(2) Fin	(3) DA	(4) Fin
<i>Vam_numbers</i>			0.0015* (1.788)	-0.0002 (-0.031)
DA		0.2427** (2.314)		0.2423** (2.314)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.1944*** (7.712)	0.1925 (0.732)	0.1875*** (8.241)	0.1922 (0.731)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9821	9821	9821	9821
F test	32.2591	14.1301	30.7159	14.1066
Adj-R ²	0.1061	0.0991	0.0950	0.0991
	(1) Rem	(2) Fin	(3) Rem	(4) Fin
<i>Vam_logit</i>	0.0246*** (4.561)	0.0111 (0.650)		
<i>Vam_numbers</i>			0.0052** (2.023)	0.0071 (0.939)
<i>Rem</i>		0.0955*** (2.679)		0.0959*** (2.693)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.1412* (1.863)	0.2062 (0.728)	0.1491** (1.977)	0.2092 (0.739)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8985	8985	8985	8985
F test	21.5624	16.5062	21.2820	16.5900
Adj-R ²	0.0917	0.0489	0.0901	0.0489

(二) 异质性分析

前文研究表明,业绩承诺加剧上市公司盈利管理行为从而使得金融化、“脱实向虚”投资倾向越来越严重。但是这一链条还是会受到一些异质性因素的影响,我们这里以分所有制、大股东持股差异和不同财务风险情况三种情形为例,检验业绩承诺通过盈余管理而影响金融化的机制是否在这三种不同情形下有显著差异。分所有制情形下,一般而言国有企业大股东都为中央和地方国资委等公共部门,相应地第二类代理问题也就较弱。同时由于国有企业规模较大、市值较高,因此通过上文分析中业绩承诺的“高溢价”“高承诺”特征来带动股价上升推动市值大幅上涨的可能性较低。这样在国有和非国有企业中通过业绩承诺加剧盈余管理从而“脱实向虚”就会有明显差异。在大股东持股差异化情形,大股东持股比例越高对上市公司控制力度越大,相应地大股东利用“高溢价”“高承诺”的业绩承诺工具来开展并购并以此实现个人利益最大化和损害上市公司发展的可能性就最大。而股权结构相对分散情形下,大股东操纵上市公司力度较小,在公司治理结构较为平衡情况下,上市公司开展并购将更多基于公司自身长远发展考量,即使签订业绩承诺,也是基于标的公司实际情况而适当做出的奖惩激励,业绩承诺主要作为估值调整的工具而存在,相应地通过签订“高溢价”“高承诺”业绩承诺实现大股东个人利益的可能性就最小。在不同财务风险情况下,财务风险较高一般来

说公司业绩不佳经营惨淡,并购业务一方面需要大量资金而财务风险较高获得融资的难度极高,另一方面通过签订“高溢价”“高承诺”的业绩承诺协议却可以方便上市公司获得融资。此种情况下,业绩承诺更会加剧投机主义行为发生,满足大股东个人利益和损害上市公司利益,而财务风险低的公司开展并购更多还是如上文所述的自身利益发展诉求,业绩承诺通过盈余管理行为而使得上市公司投资偏金融化的链条将不会成立。

1. 不同所有制的分组检验。如表 10 所示,我们将中央国有企业、地方国有企业列为国有企业样本,将其余列为非国有企业样本,其中第(1)~(4)列为国有企业样本回归结果,而第(5)~(8)列为非国有企业样本回归结果。结果显示,DA 回归系数显著为正主要在非国有企业样本,说明业绩承诺通过盈余管理而使上市公司投资偏好“脱实向虚”主要发生于非国有企业。非国有企业相对国有企业市值较小,通过以“高溢价”“高承诺”为特征的业绩承诺协议能够相比国有企业更容易实现市值管理目标,同时受规模因子影响,规模较小公司可以在业绩承诺期内通过盈余管理手段加快公司金融资产配置而实现业绩大幅上升。

表 10 不同所有制下的回归结果

	国有企业				非国有企业			
	(1) DA	(2) Fin	(3) DA	(4) Fin	(5) DA	(6) Fin	(7) DA	(8) Fin
<i>Vam_logit</i>	0.0120*** (3.381)	-0.0069 (-0.261)			0.0043** (2.266)	-0.0121 (-0.586)		
<i>Vam_numbers</i>			0.0035 (1.500)	-0.0080 (-0.620)			-0.0012 (-1.176)	-0.0031 (-0.341)
DA		-0.0122 (-0.081)		-0.0123 (-0.081)		0.3227** (2.434)		0.3214** (2.425)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.1624*** (3.714)	0.4632 (1.278)	0.1644*** (3.751)	0.4606 (1.271)	0.1777*** (5.937)	-0.3288 (-0.914)	0.1772*** (5.484)	-0.3313 (-0.921)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2785	2785	2785	2785	7036	7036	7036	7036
F test	6.2280	7.7051	5.0708	7.7754	27.5063	11.1238	26.7162	11.1093
Adj-R ²	0.0635	0.1449	0.0602	0.1449	0.1173	0.0963	0.1277	0.0963

2. 大股东持股高低情形。大股东持股高低是反映其对上市公司控制程度的重要体现。本文按照申万行业分类法得到分行业第一大股东持股平均比例,而后求出各公司第一大股东持股比与行业平均第一大股东持股比之差,当差值大于零时,代表大股东高持股情形,反映该公司第一大股东持股比例高于行业平均水平,公司持股结构相对集中;当差值小于零时,代表大股东低持股情形,说明该公司第一大股东持股比例低于行业平均水平,公司持股结构相对分散。表 11 中第(1)~(4)列为大股东高持股情形下的回归结果,第(5)~(8)列为大股东低持股情形下的回归结果,从中可以发现,盈余管理系数在大股东高持股情形下都显著,且业绩承诺变量回归系数都不显著。综合而言,业绩承诺通过盈余管理从而加剧上市公司“脱实向虚”主要发生在大股东高持股情形下,即股权相对集中的上市公司。因此,在大股东持股结构相对集中情况下,大股东对上市公司控制较强,当然在开展并购中大股东对于并购结果也具有十分重要的影响,在“高承诺”“高溢价”特征的业绩承诺加持下更能满足大股东个人利益,从而导致上市公司通过盈余管理而加剧“脱实向虚”。而在股权结构相对分散情况下,大股东对上市公司控制较弱,基于全体股东意志的收购必然是从公司长远利益出发,“高承诺”“高溢价”的业绩承诺协议使用较少。

表 11 大股东持股高和低情形下的回归结果

	大股东高持股				大股东低持股			
	(1) DA	(2) Fin	(3) DA	(4) Fin	(5) DA	(6) Fin	(7) DA	(8) Fin
<i>Vam_logit</i>	0.0102*** (3.527)	0.0160 (0.685)			0.0019 (0.760)	-0.0022 (-0.098)		
<i>Vam_numbers</i>			0.0032** (1.976)	-0.0050 (-0.416)			-0.0018 (-1.528)	0.0091 (0.934)
DA		0.2408* (1.801)		0.2472* (1.854)		0.2756* (1.825)		0.2773* (1.838)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.1618*** (4.269)	-0.1069 (-0.345)	0.1650*** (4.355)	-0.0912 (-0.294)	0.2214*** (6.365)	0.2706 (0.678)	0.2177*** (6.270)	0.2869 (0.716)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4091	4091	4091	4091	5730	5730	5730	5730
F test	9.9694	5.6750	8.9653	5.6635	28.2263	11.5257	28.0109	11.6139
Adj-R ²	0.0708	0.1405	0.0687	0.1405	0.1433	0.0881	0.1435	0.0882

3. 不同财务风险下的分组检验结果。Altman(1968)提出了基于多个财务指标加权而成的 Z 值模型,Z 值模型在实际分析中可以用来预警企业财务风险,当 Z 值较高时财务风险较低,而 Z 值较低时财务风险较高。我们仍然采用公司 Z 值与所在行业平均 Z 值之差来衡量公司相对行业平均而言是否面临较高的财务风险,高 Z 值组前述差值大于 0,而低 Z 值组前述差值小于 0。表 12 估计结果中第(1)~(4)列为高 Z 值情况下回归结果,第(5)~(8)列为低 Z 值组别回归结果。结果显示,财务风险较高情形下,业绩承诺通过盈余管理行为而促使上市公司“脱实向虚”的路径成立,而财务风险较低情形下上述路径并不成立。这更加说明财务风险越高上市公司越有可能开展签订业绩承诺为特征的并购,通过业绩承诺对市场的带动效应实现上市公司市值管理目标,同时在业绩承诺期以盈余管理为手段导致企业金融化投资倾向和“脱实向虚”。

表 12 不同财务风险下的检验结果

	高 Z 值				低 Z 值			
	(1) DA	(2) Fin	(3) DA	(4) Fin	(5) DA	(6) Fin	(7) DA	(8) Fin
<i>Vam_logit</i>	-0.0009 (-0.229)	0.0358 (0.868)			0.0067*** (3.147)	-0.0115 (-0.643)		
<i>Vam_numbers</i>			-0.0049* (-1.926)	0.0224 (1.112)			0.0019** (2.109)	-0.0060 (-0.759)
DA		0.4414 (1.362)		0.4500 (1.393)		0.1897* (1.780)		0.1880* (1.766)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.1372* (1.879)	-0.1886 (-0.283)	0.1238* (1.695)	-0.1851 (-0.279)	0.1712*** (6.346)	0.4856 (1.643)	0.1722*** (7.182)	0.4819 (1.631)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1837	1837	1837	1837	7984	7984	7984	7984
F test	3.7616	3.9076	3.9408	3.8657	38.5993	12.5177	37.1978	12.5171
Adj-R ²	0.1070	0.1506	0.1088	0.1507	0.1361	0.1012	0.1262	0.1012

六、主要结论与政策建议

业绩承诺是上市公司并购重组中估值调整和降低交易风险的重要制度安排,其本质在于促进并购双方协同协进效应发挥,促进上市公司实体领域不断壮大。但从实践看,目前业绩承诺嵌含的“高承诺”“高溢价”等特征信号诱使上市公司更加偏好金融化投资和导致“脱实向虚”,使得并购重组的效果也大打折扣。为了研究业绩承诺对上市公司金融化投资的影响及作用机制,本文使用2010—2019年中国A股市场开展并购和重大资产重组事件的上市公司样本数据,实证检验了并购重组交易中业绩承诺对上市公司金融化的影响。主要研究结论有:第一,业绩承诺导致上市公司更加偏好金融化投资,诱发上市公司投资策略“脱实向虚”,造成上市公司经营金融化现象日趋严重,这一结果在各种稳健性分析和控制内生性问题后依然保持不变;第二,造成这一结果的机制在于,业绩承诺将会显著增加上市公司盈余管理等机会主义行为,盈余管理中的手段之一是采取激进的金融化投资策略,从而对上市公司金融投资产生促进作用,最后使得企业实体领域愈发羸弱而虚拟领域愈发旺盛。

基于上述结论,我们从加强监管层面提出如下建议:

第一,完善对业绩承诺制度的事中和事后监管,与事前监管一起组成全监管防火墙,将制度漏洞堵死和政策套利空间消除。就本文研究结论看,业绩承诺初衷是作为降低并购风险的工具,但在特定情形下却使业绩承诺沦为放大风险和干扰上市公司正常经营的工具。为重塑业绩承诺的估值调整工具功能,监管部门必须从事前审核、事中跟踪和事后问责全方位、无死角将签订业绩承诺的重大资产并购重组交易纳入监管视野,监管对象、监管内容、监管周期、监管框架都要做出相应调整。从监管对象看,业绩承诺的目标方与收购方均是同等重要的监管对象,应及时将目标方公司相关财务和与并购相关的非财务信息公之于众。从监管内容上看,不仅要注重业绩承诺条款本身,更要注重对并购交易实质的审核,对于明显脱离实际的高溢价和高承诺业绩承诺,要及时将可能的风险进行问询和披露。从监管周期看,目前监管主要集中并购前的合规审核而对并购后监督明显不足,要加强业绩承诺期上市公司业绩真实性审核,对明显脱离常态化发展的超常业绩要及时跟进,加强对业绩承诺期后监管,对于业绩下滑甚至“变脸”的上市公司要加大惩戒力度。从监管框架看,应该考虑将非上市公司同时整合到整体合规性监管中,特别是注意关联交易方、交叉持股和利益相关方通过内部风险转移规避监管。交易价格和业绩承诺的合理性也应是监管重点,监管部门应明确交易价格和业绩目标估值原则,原则宜采取略保守和偏谨慎的现金流估计原则,对标的资产合理价格作出较为准确的估计。加强第三方评估机构的独立性与专业性建设,完善中小投资者利益诉求渠道。最后,可以考虑在补偿承诺中放弃对业绩这单一目标转而使用多元化目标,比如放弃对业绩的过度追求或者承诺期适当延长,综合考虑交易实质对业绩要求承诺的同时也关注业绩来源、业绩真实性、业绩可持续性以及各类财务指标之间的勾稽关系,这样一方面能更直接体现并购交易的整体收益,另一方面又能减缓经营者通过高业绩承诺目标向市场传递积极信号的动机。

第二,不断完善现代公司治理体系,形成相互制衡的股权结构,减少大股东过度干预上市公司正常经营的可能。并购作为公司重大经营战略,事关企业生存与发展壮大,市场上太多上市公司因此而兴也因而衰,因此业绩承诺作为估值调整机制更应该发挥其正面作用。但从现实很多案例以及本文研究看,业绩承诺的估值调整功能丧失,这也源于上市公司内部监管的缺位,上市公司治理结构亟待完善。大股东过度干预上市公司一方面导致上市公司主体性缺失,广大中小股东的利益无法得到体现,上市公司利益过度与大股东个人利益绑定;另一方面股权过度集中还导致公司内部控制流于形式,事关公司长期发展的投融资决策更多还是取决于大股东的意志和意愿。以业绩承诺为例,若有广大股东参与,必将减少并购双方大股东合谋的可能,收购中必然更加关注交易实质,业绩承诺设计条款也更加符合交易实质,现有的“高溢价”与“高承诺”等明显不符合实际条款自然也就不复存在。

第三,加强信息披露制度建设,及时将信息公之于众,减少大股东与中小投资者之间信息不对

称。信息是资本市场的重要因素,信息承载了资本市场的内涵。从根本上说,市场上很多业绩承诺“变味”或走偏都与信息提供方(控股股东及上市公司)与信息获受方(广大中小投资者)的信息不对称有密切关系。从监管方看,要将签订业绩承诺作为上市公司并购重组重大信息进行及时披露或者单独披露,以引起投资者对此项并购交易的关注。作为信息提供主体,要通过信息披露制度建设督促上市公司披露相关重要信息,及时回应投资者在各类媒体的关切,及时与投资者就相关话题进行互动,以消除市场疑虑。作为投资者,要理性对待业绩承诺中各类消息,特别是不符合并购双方实际的业绩承诺要特别关注。最后,应尝试构建集合监管机构、企业主体与投资者的一体化信息披露平台,打通三者之间的盲区,以最短的时间将信息消化于市场趋势中。

参考文献:

- 曹丰 谷孝颖,2019:《非国有股东治理能够抑制国有企业金融化吗?》,《经济管理》第1期。
- 窦超 翟进步,2020:《业绩承诺背后的财富转移效应研究》,《金融研究》第12期。
- 杜勇 邓旭,2020:《中国式融资融券与企业金融化——基于分批扩容的准自然实验》,《财贸经济》第2期。
- 杜勇 等,2017:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》第12期。
- 巩娜,2021:《企业金融化、股权激励与公司绩效》,《经济管理》第1期。
- 黄群慧 等,2017:《面向中上等收入阶段的中国工业化战略研究》,《中国社会科学》第12期。
- 李秉祥 等,2019:《业绩补偿承诺、定增并购双价格偏离与整合效应》,《管理评论》第4期。
- 李晶晶 等,2020:《事与愿违:并购业绩承诺为何加剧股价暴跌风险?》,《会计研究》第4期。
- 刘贯春 等,2020:《经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势》,《经济学(季刊)》第5期。
- 刘贯春 等,2018:《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》,《世界经济》第1期。
- 刘伟 曹瑜强,2018:《机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗?》,《财贸经济》第12期。
- 刘向强 等,2018:《并购业绩承诺与审计收费》,《会计研究》第12期。
- 吕长江 韩慧博,2014:《业绩承诺、协同效应与并购收益分配》,《审计与经济研究》第6期。
- 孟庆斌 侯粲然,2020:《社会责任履行与企业金融化——信息监督还是声誉保险》,《经济学动态》第2期。
- 潘爱玲 等,2017:《业绩承诺对标的企业的激励效应研究——来自中小板和创业板上市公司的实证检验》,《会计研究》第3期。
- 彭俞超 黄志刚,2018:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》第9期。
- 沈华玉 林永坚,2018:《定向增发中利润承诺的市场反应及长期绩效研究》,《证券市场导报》第1期。
- 苏治 等,2017:《中国虚拟经济与实体经济的相关性——基于规模和周期视角的实证研究》,《中国社会科学》第8期。
- 王海芳 张笑愚,2021:《控股股东股权质押、投资者情绪与实体企业“脱实向虚”——基于迎合理论视角》,《经济管理》第8期。
- 王红军 等,2016:《实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响》,《中国工业经济》第11期。
- 王竞达 范庆泉,2017:《上市公司并购重组中的业绩承诺及政策影响研究》,《会计研究》第10期。
- 魏后凯 王颂吉,2019:《中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思》,《中国工业经济》第1期。
- 文春晖 任国良,2015:《虚拟经济与实体经济分离发展研究——来自中国上市公司2006—2013年的证据》,《中国工业经济》第12期。
- 徐莉萍 等,2021:《控股股东股权质押与并购业绩承诺——基于市值管理视角的经验证据》,《中国工业经济》第1期。
- 翟进步 等,2019:《并购重组业绩承诺推高资产估值了吗?》,《会计研究》第6期。
- 赵立新 姚又文,2014:《对重组盈利预测补偿制度的运行分析及完善建议》,《证券市场导报》第4期。
- 赵晓阳 衣长军,2021:《国资介入能否抑制实体企业的脱实向虚?——兼论亲清政商关系的调节作用》,《经济管理》第7期。
- 周科竞,2019:《严查承诺期刚过就“变脸”的资产重组》,《北京商报》12月11日第6版。
- Aalbers, M. B. (2019), “Financialization”, in: D. Richardson et al(eds), *The International Encyclopedia of Geography: People, the Earth, Environment, and Technology*, 2nd ed., Wiley.
- Allee, K. D. & D. D. Wangerin(2018), “Auditor monitoring and verification in financial contracts: Evidence from earnouts and SFAS 141”, *Review of Accounting Studies* 23(4):1629—1664.
- Altman, E. I. (1968), “Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy”, *Journal of Finance* 23(4):589—609.
- Barbopoulos, L. & S. Sudarsanam(2012), “Determinants of earnout as acquisition payment currency and bidder’s value gains”, *Journal of Banking & Finance* 36(3):678—694.

- Cadman, B. et al(2014), “Economic determinants and information environment effects of earnouts: New insights from SFAS 141 (R)”, *Journal of Accounting Research* 52(1):37—74.
- Cain, M. D. et al(2011), “A study of financial contracting in acquisition agreements”, *Journal of Accounting and Economics* 51(1—2):151—170.
- Choi, A. H. (2017), “Facilitating mergers and acquisitions with earnouts and purchase price adjustments”, *Journal of Law, Finance, and Accounting* 2(1):1—47.
- Dechow, P. et al(1995), “Detecting earnings management”, *Accounting Review* 70(2):193—226.
- Demir, F. (2009), “Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets”, *Journal of Development Economics* 88(2):314—324.
- Epstein, G. A. (ed)(2005), *Financialization and the World Economy*, Edward Elgar.
- Healy, P. M. & J. M. Wahlen(1999), “A review of the earnings management literature and its implications for standard setting”, *Accounting Horizons* 13(4):365—383.
- Klein, B. et al(1978), “Vertical integration, appropriable rents, and the competitive contracting process”, *Journal of Law and Economics* 21(2):297—326.
- Kohers, N. & J. Ang(2000), “Earnouts in mergers: Agreeing to disagree and agreeing to stay”, *Journal of Business* 73(3):445—476.
- Kohli, R. & B. J. S. Mann(2013), “Analyzing the likelihood and the impact of earnout offers on acquiring company wealth gains in India”, *Emerging Markets Review* 16(9):203—222.
- Roychowdhury, S. (2006), “Earnings management through real activities manipulation”, *Journal of Accounting and Economics* 42(3):335—370.
- Shleifer, A. & R. W. Vishny(1986), “Large shareholders and corporate control”, *Journal of Political Economy* 94(3):461—488.
- Tallau, C. (2009), “The value of earn-out clauses: An option-based approach”, *Business Valuation Review* 28(4):174—180.
- Williamson, O. E(1971), “The vertical integration of production: Market failure considerations”, *American Economic Review* 61(2):112—123.

Valuation Adjustment Mechanism, Opportunism and Corporate Financialization

ZHANG Peng

(Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract: Valuation Adjustment Mechanism(VAM) is an important institutional arrangement for valuation adjustment and transaction risk reduction in listed companies' mergers and acquisitions. Its essence is to promote the synergistic effect of mergers and acquisitions and boost the continuous growth of listed companies. Based on this, this article uses the data of listed companies that carried out mergers and acquisitions and exploits major asset restructuring events in China's A-share market from 2010 to 2019 to empirically validate the impact of performance VAM in mergers and acquisitions and restructuring transactions on the financialization of listed companies. The study finds that, VAM leads listed companies to prefer financial investment, induces listed companies' investment strategies to change from real to virtual, and exacerbates the problem of financialization of listed companies. The results remain unchanged after conducting various robustness checks and addressing of the endogeneity problem. The mechanism is that VAM significantly increases the earnings management behavior of listed companies, which promotes the financial investment of listed companies and deviates the operation of listed companies from the normal development track. The research conclusions of this article have further enriched the understanding of the existing VAM system, which is conducive to detecting various problems that appear in the operation of the system, and proposing policies to improve the supervision of mergers and acquisitions.

Keywords: Valuation Adjustment Mechanism; Earnings Management; Financialization

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:陈建青)

刺激消费政策的动态影响研究^{*}

——来自“家电下乡”的证据

张川川 王玥琴 杨汝岱

摘要:“十四五”时期需要坚持实施扩大内需战略,经济增长模式从投资拉动型向消费促进型转变势在必行。农村市场拥有巨大的潜在购买力,对于畅通国内大循环至关重要。在这一背景下,通过评估各项刺激农村消费政策的效果以优化政策设计成为学术界关注的重要问题。本文使用农业农村部农村固定观察点调查2003—2013年间数据,采用事件分析法,估计家电下乡政策对农村家庭各项消费的动态影响。研究结果显示:家电下乡政策对农村家庭耐用品消费有着显著的促进作用,在政策实施的第二年和第四年,耐用品消费支出分别显著增加42.3%和56.2%,高收入家庭在耐用消费品对政策反应更大;对于低收入家庭,由于预算约束和流动性约束等原因,仅日用消费品、燃料等低成本消费品的支出有较为明显的增长,并且仅高收入家庭的消费支出有显著提高。这意味着在“非李嘉图式”消费者的比例较低的情况下,刺激消费政策才能产生显著的效果,而这有赖于提高农村居民的收入水平。本文研究为加强和改进刺激消费政策提供了学术借鉴。

关键词:消费 增长方式转型 家电下乡 农村家庭

一、引言

“十四五”时期是我国发展进程中极其重要的阶段。在依托大规模的投资和强劲的外需使经济得到迅速发展后,我国面临着全球产业链供应链收缩带来的宏观经济下行风险,同时面临着如何从粗放型增长转向高质量发展的现实问题。过去30年间,我国投资向产业资本不断转换,带来了工业制造业的迅猛发展,我国制造业增加值占全球制造业增加值的份额从1997年的3.2%上升到2017年的28.4%。如此强大的产能与低消费率能够共存得益于强大的外需,1990—2018年间,我国出口占世界总出口的份额从2.1%增加到了15.5%。但最近几年,我国经济增长速度持续下滑,宏观经济面临新动力不足、结构性矛盾日益突出等问题。虽然我国制造业增加值和出口额占全世界的份额还在不断上升,但投资拉动的增长模式难以持续,因此,消费拉动就成为中国经济增长模式转变的必然选择。在这一宏观经济形势下,2020年中央提出以国内大循环为主的“双循环”新发展格局,该格局需要坚持实施扩大内需战略,释放国内需求潜力,构建高水平社会主义市场经济体制,促进国民经济循环。

与此同时,农村市场拥有巨大的潜在购买力^①。2013—2020年间农村居民的人均消费支出水平

^{*} 张川川,浙江大学经济学院,邮政编码:310058,电子邮箱:ccz.zhang@gmail.com;王玥琴,中央财经大学经济学院,邮政编码:102206,电子邮箱:wangyueqin1228@163.com;杨汝岱,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子邮箱:rdyang@pku.edu.cn。基金项目:浙江省社科规划重点课题(21WZQH01Z)和中央高校基本科研业务费专项资金。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

^① 国家统计局显示农村人口占总人口的40.4%,并且近些年农村居民人均可支配收入、人均消费支出的同比增速均超过城镇居民。

远低于城镇居民,但增长率却一直高于城镇居民。因此,农村居民消费有着巨大的提升空间,会成为撬动全国消费的重要杠杆。而且,近年来人均消费增速趋缓,新冠疫情使支出和增长率产生明显下降,促进消费扩张和消费升级迫在眉睫。为了更有效地挖掘农村市场潜力,政府做出了许多政策努力,例如,推动“工业品下乡、农产品进城”等。这些政策的效果到底如何?要做到精准评估、精准施策,我们需要从哪些角度加深对政策效果的理解?本文以2007年底推出的家电下乡政策为例,对刺激消费政策的效果做较为全面的评估,从消费异质性的角度分析政策实施的效果和作用方式,服务于后续政策制定。

2007年底,在全球金融危机的背景下,为了稳定国内经济和改善农村居民生活水平,我国陆续推出了“家电下乡”“汽车摩托车下乡”及“家电以旧换新”等政策。其中,“家电下乡”是刺激家庭耐用品消费政策中实施最早、影响面最广、持续时间最长的一项政策。从2007年12月开始,财政部、商务部在山东、河南、四川三省和青岛市开展了财政补贴家电下乡产品的试点工作,随后逐步推广至全国,截至2012年9月底,全国累计销售家电下乡产品2.75亿台,实现销售额6597.6亿元,中央和地方财政累计发放补贴765亿元^①。

从家电销量数据来看,家电下乡政策取得了巨大成就,但是仅通过宏观层面的销量数据难以准确判断农村家庭福利水平的变化。家电下乡政策属于对特定产品进行补贴的刺激消费政策,理论上可能存在以下影响:第一,家电消费可能会对其他类别消费产生挤出效应或引致需求(叶海云,2000)。第二,耐用品消费特征体现在购买的短期性和消费的长期性,而非耐用品的购买和消费可视为同期发生(荣昭等,2002),二者在消费行为上存在的显著区别会对政策效果产生不同影响。第三,家庭消费支出存在不同程度的跨期平滑,当期消费支出的增加可能伴随着未来一段时期内消费支出的下降(王非等,2010)。第四,家电下乡政策对农村家庭消费的影响会受到家庭收入状况、人口年龄结构等因素的影响,更具消费能力的家庭可能从补贴消费政策中获益更多,“非李嘉图式”消费者的存在会影响政策的覆盖范围。

已有部分文献对家电下乡政策进行了评估,分析了影响农户家电消费决策的因素和政策对农户消费的影响。这些文献一部分使用问卷调查数据考察农村家庭对家电下乡政策的认知情况和具体态度。例如,李敏和石涛(2011)发现户主年龄、家庭收入等因素与农户对家电下乡产品的需求意愿显著相关。另一部分文献考察家电下乡政策对消费的影响,如于文超等(2015)和臧旭恒等(2014)分别使用省级人均消费数据和中国健康与营养调查(CHNS)2006年和2009年数据估计了家电下乡政策的短期消费效应,发现该政策一定程度上刺激了农村居民的消费。然而,郑筱婷等(2012)使用双重差分法和2002—2008年间县级数据所做的研究显示,家电下乡政策并未显著促进社会平均消费水平。出现上述矛盾的一个重要原因在于,由于数据条件所限,现有研究难以考察政策对分项消费支出的影响和政策实施期间的动态效果,从而无法检验家电消费支出的增加是否挤出了其他类别消费,以及农村家庭消费在政策启动时的短期增加是否挤出了未来消费支出,从而导致长期来看,家庭消费支出并未显著上升。此外,使用县级或省级数据考察补贴的政策效果时,既包含了消费者消费的当期和跨期替代,还包含了公共部门支出的相互替代,估计的是一般均衡效应,与只考察消费者的局部均衡效应存在区别。本文旨在弥补上述研究的不足,全面评估家电下乡政策对农村家庭分项消费支出的动态影响。除此之外,通过考察家电下乡政策对不同收入水平居民消费的影响,本文也检验了异质性消费理论,为检验是否存在“非李嘉图式”的消费者提供了微观层面的经验证据(Campbell & Mankiw, 1989; Chyi & Huang, 1997; Himarios, 2000; 万广华等, 2001)。

有鉴于此,本文使用农业农村部农村固定观察点调查(RCRE)2003—2013年间数据,采用事件

^①中国政府网,《商务部:2月份全国家电下乡产品销售697万台》,http://www.gov.cn/banshi/2012-03/08/content_2086268.html。

分析法,全面考察家电下乡政策对各分项消费的影响以及政策的动态效果。研究发现,该政策对耐用品消费具有显著的促进作用,在政策实施的第二年和第四年,家庭耐用品消费支出分别显著增加了42.3%和56.2%。其次,按收入分组回归结果显示,高收入家庭在耐用品消费上对政策的反应更大;低收入家庭由于预算约束和流动性约束等原因,仅日用消费品、燃料等低成本和需求弹性较小的商品的支出有较为明显的增长,并且仅高收入家庭的家庭消费支出有显著提高。这一发现表明,农村居民消费未得到充分释放的原因在于其收入较低,降低“非李嘉图式”消费者的比例能在一定程度上扩大政策覆盖面。因此,扩大农村消费市场的关键在于提高农村居民的收入水平、优化其消费行为、促进农村居民消费的稳定增长。

二、政策背景和实证策略

(一)政策背景

财政部和商务部于2007年11月正式启动家电下乡试点工作,发布了《家电下乡试点工作实施方案》(商综发〔2007〕472号)和《财政部关于开展家电下乡试点工作的通知》(财建字〔2007〕710号,后简称《通知》),对家电下乡试点工作做出了具体规定。按照《通知》的规定,家电下乡试点的任务目标是“扩大农村消费,提高农民生活质量,更好地统筹城乡发展及国内外市场,促进社会主义新农村建设”,决定2007年12月1日至2008年5月31日,在山东、河南、四川与青岛市(合称三省一市)实施家电下乡试点工作,补贴对象为具有农业户口的所有人员。凡农民在规定时间内购买补贴类家电产品,且符合条件的均按销售价格的13%给予财政资金直接补贴。该比例是比照出口退税率制定的,补贴资金由中央财政和地方财政共同负担,其中,中央财政负担80%,地方财政负担20%。在试点期间,被补贴产品有彩电、冰箱(冷柜)和手机,由中标企业按协议生产,共197个型号,贴有家电下乡专门标识。

2008年5月26日,财政部和商务部研究决定在三省一市继续实施家电下乡政策,实施截止时间暂定为2008年12月31日,并督促三省一市各级财政部门、商务部门和有关企业扎实有效推进家电下乡工作^①。2008年12月1日,内蒙古等十个省市被纳入家电下乡政策实施范围,同时,受补贴产品新增了洗衣机^②。2009年2月1日,家电下乡政策推广到了全国,同时摩托车、电脑、热水器(含太阳能、燃气、电力类)和空调等产品被列入家电下乡政策补贴范围^③。为保证政策的公平性,家电下乡政策在各地区的实施时间统一定为4年。表1报告了各批次政策试点的起始时间以及覆盖的产品类别。需要注意的是,表1所示为政策公布时间,实际上这些省份到了政策公布的次年才开始落实政策。另外,考虑到存在与家电下乡同期的其他政策,如“汽车摩托车下乡”政策,财政部于2009年3月发布《财政部等七部门在全国启动实施汽车摩托车下乡》,指出该政策具有全国统一实施的特点;“家电以旧换新”政策则于2009年6月在北京市、天津市、上海市、江苏省、浙江省、山东省、广东省、福州市、长沙市共9个居民家电拥有量高的省市实施,与“家电下乡”的目标群体不一致,且试点省市无重合。因此,上述政策并不会威胁到本文估计结果的有效性。

随着政策的全面推进与逐步完善,全国家电下乡销售额于2011年8月末首次突破4000亿元^④。2011年全年家电下乡产品销量超过1亿台,彩电、冰箱、热水器、空调等销售额均超过300亿元,同比增长均超过10%^⑤。家电下乡取得令人瞩目的成果与各省市的积极推动密不可分。

①参见《财政部、商务部关于继续实施家电下乡政策的通知》(财建〔2008〕325号)。

②中国政府网,《家电下乡推广工作方案》,http://www.gov.cn/gzdt/2008-10/18/content_1124420.html。

③参见《国务院办公厅关于搞活流通扩大消费的意见》(国办发〔2008〕134号)。

④中国财经报网,《全国家电下乡销售突破4000亿元》,http://www.cfen.com.cn/old_7392/cjyw/201109/t20110905_2069669.html。

⑤中国政府网,《商务部:2011年全国家电下乡产品销售突破1亿台》,http://www.gov.cn/gzdt/2012-01/12/content_2043017.html。

分。例如,辽宁省2011年斥资35亿元改造农村电网促力家电下乡,使近42万户农村家庭从中受益^①。

表1 各批次试点地区家电下乡政策公布时间和产品范围

批次	省份(市)	日期	产品
三省一市	山东、河南、四川、青岛市	2007.12.1— 2011.11.30	彩电、电冰箱(冷柜)、手机
十二省市	山东(含青岛)、河南、四川,新增内蒙古、辽宁(含大连)、黑龙江、安徽、湖北、湖南、广西、重庆、陕西	2008.12.1— 2012.11.30	彩电、电冰箱(含冷柜)、手机,新增洗衣机
二十二省市	全国;新增北京、天津、河北、山西、吉林、上海、江苏、浙江、宁波、福建、厦门、江西、广东、海南、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆以及新疆生产建设兵团	2009.2.1— 2013.1.31	彩电、冰箱(含冰柜)、手机、洗衣机,新增电脑、空调、热水器(含储水式电热水器、燃气热水器、太阳能热水器)、微波炉、电磁炉九类

注:整理自《财政部、商务部关于继续实施家电下乡政策的通知》(财建[2008]325号)、《家电下乡推广工作方案》和《国务院办公厅关于搞活流通扩大消费的意见》(国办发[2008]134号)。

(二)实证策略

根据家电下乡政策逐步分批次试点的特征,本文首先采用双重差分法(DID)估计政策对目标群体的平均处理效应,设定回归方程如下:

$$y_{ipt} = \alpha_0 + \theta Policy_{pt} + \beta_i + \rho_p + \gamma X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

$$y_{ipt} = \alpha_0 + \theta Policy_{pt} + \delta(Policy_{pt} \times highinc_i) + \mu highinc_i + \beta_i + \rho_p + \gamma X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

其中, y_{ipt} 是本文关注的因变量,即生活在省份 p 的家庭 i 在 t 年的消费支出。 $Policy_{pt}$ 为核心解释变量,若家庭 i 所在省份 p 在 t 年度受到家电下乡政策影响则取值为1,否则为0。根据上文对政策的分析以及本文使用的农村固定观察点年底调查收录数据的特点,设定居住于三省一市的家庭在2008—2011年间 $Policy_{pt}$ 变量取值为1,其余家庭在2009—2013年间取值为1,否则为0。需要指出的是,其余家庭受政策影响之所以会持续到2013年。究其原因:其一,22省市自2013年2月1日起才停止享受家电下乡补贴,5月1日起财政部门在信息系统中的审核兑付功能才关闭,即可能由于信息系统的延时关闭而推迟领取补贴^②;其二,部分省市,例如,青海省、重庆市在国家结束对家电的补贴之后,以省(市)为单位自行延长对家电的优惠,对因变量各分项消费支出同样会产生影响。因此,本文将除三省一市外的其他家庭的2013年也纳入受政策影响的期间内。变量 β_i 和 ρ_p 分别表示年份和省份固定效应, X_{ipt} 为一组控制变量, ε_{ipt} 为误差项。

双重差分(DID)识别的前提假设是处理组和控制组的因变量在政策未发生的情况下应当具有相同的时间趋势,本文通过控制与家庭消费决策密切相关的家庭基本特征和户主特征 X_{ipt} 来增大该识别假设成立的可能性。更为重要的是,本文可以使用政策实施前的多期数据,利用事件研究法(event study approach)考察政策的动态影响。同时,通过检验政策前每年的政策效果估计值是否显著来间接检验平行趋势假设。除此之外,本文还设定了假想的政策实施时间进行安慰剂检验,附录中的表A1报告了安慰剂检验的结果。

本研究使用方程(1)估计政策的总体效果,使用方程(2)考察政策效果在不同收入家庭中是否存在异质性。方程(2)中变量 $highinc_i$ 为0—1变量,高收入家庭取值为1,低收入家庭取值为0。通过

^①中国政府网,《辽宁2011年斥资35亿元改造农村电网促力家电下乡》,http://www.gov.cn/jrzg/2011-11/26/content_2004070.html。

^②参见《关于家电下乡政策到期后停止执行等有关问题的通知》(财建[2012]862号)。

加入 $highinc_i$ 与 $Policy_{pt}$ 的交互项,可以检验政策对不同收入水平的家庭是否存在异质性影响。

除了家电下乡政策的平均效果外,我们更关心政策效果的动态变化。因此,本文采用事件研究法估计家电下乡政策对农村家庭消费支出的动态影响。具体而言,本文估计如下方程:

$$y_{ipt} = \alpha_0 + \sum_{k=-4, k \neq -1}^5 \theta_k D_{pt}^k + \beta_t + \rho_p + \gamma X_{ipt} + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

其中, D_{pt}^k 表示家电下乡政策执行后的第 k 年的虚拟变量,具体而言,用 s_p 表示省份 p 实施家电下乡政策的第一年,结合上文分析可知,三省一市的 $s_p = 2008$,其余省的 $s_p = 2009$,如果 $t - s_p \leq -4$,则 $D - 4 - pt = 1$,否则 $D - 4 - pt = 0$;以此类推, $t - s_p = k$ 时, $D_{pt}^k = 1$,否则 $D_{pt}^k = 0$ ($k = -3, -2, 1, 2, 3, 4, 5$)。由于家电下乡开始实施的上一年距离政策最近,因此本研究将其作为基准年份。其余变量定义同方程(1)和(2)。本文感兴趣的是变量 D_{pt}^k 的系数 θ_k ,其大小反映了政策执行后第 k 年各分项消费所受到的影响。

三、数据和变量选取

本文使用的数据来自农业部农村固定观察点调查(RCRE)2003—2013年间数据。全国农村固定观察点调查系统于1986年正式建立并运行至今。该系统通过观察点对农村社会经济进行长期的跟踪调查,了解不同村庄和农村家庭的动态变化,取得系统周密的调查资料。本研究使用的是该调查原始数据的一个随机子样本,包含2584户农村家庭,样本分布在全国除港澳台外的31个省(区、市)。由于本文使用的数据是原始数据的一个随机子样本,因此在家户层面是一个混合截面数据,而非面板数据。另外,由于论文核心解释变量是在地区层面定义的政策变量,不同年份数据只要覆盖到相同的地区即可,因此不需利用家户层面的面板特征^①。利用农村固定观察点调查数据研究家电下乡政策对农村家庭消费的影响具有三个明显的优势:第一,调查样本覆盖了中国内地的所有省级单位,具有全国代表性;第二,调查涵盖了农户的家庭特征、收入以及各分项消费支出等方面的详细信息;第三,该调查已开展多年,于每年年底按统一口径全面收集样本村、户数据,使之能够分析政策的动态影响。

本研究的因变量是家庭消费支出与各类分项消费支出。家庭消费支出,即农村家庭当年用于物质生活和精神生活方面的实际支出,可分为生活消费品支出和文化、生活服务支出两大部分。各类分项消费支出包括耐用品支出、除耐用品外的用品支出、食品支出、衣着支出、住房支出、燃料支出、保险支出和文化、生活服务支出。以上变量中的前7类包含在生活消费品支出里,该类别支出为农村家庭当年用于衣、食、住、用、烧的消费资料支出。按照定义,除耐用品外的用品支出包括一般日用品和日用杂品等消费品的支出。耐用品消费支出包含家具和家电消费支出,其变化能直接反映家电下乡政策的影响^②。需要说明的是,住房支出包括房租、电费、房屋维修费用、新建房屋开支和本年度为新建、维修住房而购买的建材支出;燃料支出包括做饭、烧水和取暖用煤、木炭、天然气等生活燃料支出;保险支出指农村家庭年内参加各类非储蓄型、非投资型保险的支出,包括生产保险、生命保险、教育保险等。文化、生活服务支出包含生活服务支出、文化服务支出、旅游支出、交通通信支出和其他支出^③。表2中A部分报告了各类消费支出水平值的描述性统计。

考虑到家庭收入和家庭结构都会影响农户家庭消费,本文在分析中控制了家庭收入、家庭人口规模、小于6岁人口数、大于60岁人口数。此外,家庭中是否有外出务工人员可能会影响获取信息的渠道,本文也将其纳入控制变量。在我国“一家之主”的家庭文化中,户主在家庭决策中具有很大

①具体的数据说明可参考朱诗娥等(2018)的文章。

②问卷中对耐用品消费的记录是用品支出中有多少属于耐用品,本文将用品支出拆分为耐用品支出和除耐用品外的用品支出。

③生活服务支出包括保育费、医疗费、邮电费、洗澡费等支出;文化服务支出包括学杂费、技术培训费、文娱费等;交通通讯支出指农村家庭成员外出乘汽车、火车、飞机等的支出和电话费等。

表2 变量定义及描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差
A:家庭生活消费支出			
生活消费支出(万元)	19032	1.794	2.785
耐用品支出(万元)	17021	0.092	0.680
除耐用品外的用品支出(万元)	17018	0.074	0.352
食品支出(万元)	18998	0.624	0.561
衣着支出(万元)	18765	0.108	0.131
住房支出(万元)	15304	0.424	2.344
燃料支出(万元)	18123	0.069	0.064
保险支出(万元)	18450	0.054	0.266
文化、生活服务支出(万元)	17960	0.133	0.414
B:户主特征			
汉族	19084	0.887	0.317
男性	19084	0.939	0.239
年龄	19085	49.61	9.331
受教育年限	18665	6.976	2.455
C:家庭特征			
家庭全年总收入(万元)	19042	3.869	14.36
家庭人口数	19085	4.018	1.495
家庭小于6岁人口数	19084	0.240	0.499
家庭大于60岁人口数	19069	0.417	0.696
家庭有外出务工人员	19085	0.562	0.496

影响力,其个体特征能有效反映出其他家庭成员的消费信息,包括消费偏好和认知特征等。因此,本文的控制变量还包括户主的民族、性别、年龄和受教育程度,由于年龄对家庭消费支出的影响可能是非线性的,本研究在回归中还加入户主年龄的平方项。表2中B、C部分分别报告了户主特征和家庭特征的描述性统计。

根据文献的一般做法,本文在后面的回归分析中对各类消费支出进行了对数化处理,且只保留了户主年龄为18~65岁的样本。从变量的描述性统计可以看出,住房支出和耐用品支出的标准差分别为2.34和0.68,较其他分项消费支出波动更大,与理论相符。农村家庭中户主平均年龄为49.61岁,且户主为男性的占93.9%,平均受教育年限为6.98年,平均家庭规模为4.02人,56.2%的家庭有成员外出务工。

四、实证结果及分析

(一)基准结果

表3报告了方程(1)的全样本估计结果,因变量为各分项消费支出的对数值,变量*Policy*的系数表示家电下乡政策的影响。表3第(2)列结果显示,家电下乡政策导致耐用品消费显著增加了19.4%,即平均而言增加178.5元;但是没有带动总体生活消费支出(第(1)列)。表3第(6)列结果显示,家电下乡政策对包含电费、房屋修缮费用在内的住房消费的拉动作用也很明显,使住房类消费

支出显著增长了16.1%。不过,表3第(4)列和第(8)列结果显示,家电下乡政策挤出了食品消费和保险支出。从平均效果来看,家电下乡政策对除耐用品外的其他用品支出、衣着支出、燃料支出和文化、生活服务支出没有统计上显著的影响,这与家电下乡政策的具体内容也是一致的。

表3 家电下乡政策对农村家庭各类别消费的影响

	生活消费支出	耐用品支出	除耐用品外的用品支出	食品支出	衣物支出	住房支出	燃料支出	保险支出	文化、生活服务支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Policy	0.024 (0.019)	0.194** (0.095)	0.079 (0.081)	-0.028* (0.016)	0.019 (0.022)	0.161*** (0.059)	0.045 (0.029)	-0.325* (0.173)	-0.040 (0.034)
户主特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18593	16673	16670	18555	18331	15010	17704	18026	18457
R ²	0.575	0.080	0.103	0.589	0.434	0.231	0.345	0.583	0.377

注:以上回归均包含控制变量,其中户主特征包括民族、性别、年龄、年龄平方、受教育年限,家庭特征包括家庭收入的对数值、家庭规模、家庭中大于60岁人口数、小于6岁人口数、是否有外出务工人员。括号中数字为省份一年份水平上集聚的聚类标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

本文接下来对方程(3)进行估计以考察家电下乡政策的动态影响,回归结果在表4中给出。表4第(2)列结果显示:政策实施的第一年,农村家庭耐用品消费支出无显著增加,第二年显著增加了42.3%,第三年政策效应又有所回落,最后两年政策效应再次增大且统计显著,第四年耐用品消费的增加幅度甚至达到了56.2%。为了更直观地展现家电下乡政策的动态影响,本文将表4第(2)列的估计系数绘制到图1中。可以看到,家电下乡政策对农村家庭耐用品消费产生了显著的刺激作用,但在整个政策期间,政策影响具有明显的波动态势,这与商务部的家电销量统计数据一致,其原因可能是多方面的。

首先,由于政策实施方案的逐步完善、宣传的不断深入和补贴兑付程序的简化,政策效果开始显现。在政策实施初期,农民在购买指定品牌和型号的电器后,需要携带身份证和户口本去乡财政所办理领取补贴的手续,政策参与成本很高。随着政策的逐步推进,2009年起各省份陆续对补贴兑付方式做了调整,例如,海南、重庆、江西等省在全省范围全面推行家电下乡补贴现场兑付工作,湖北也将兑付周期由原来的10天至30天压缩到3天^①。其次,在由三省一市的试点推向全国的过程中,家电补贴产品范围不断扩大,从表1可看出,政策覆盖的产品范围增加了洗衣机、空调、热水器等常用家电,这也有利于进一步发挥政策的效果。影响较大的政策调整还有2009年12月对下乡产品最高限价的大幅提升,湖南省甚至取消了最高限价^②。王文娟和李京文(2011)的实证分析发现,提高最高限价显著增加了农民对于家电产品的消费。最后需要注意的是,在家电下乡实施的第三年,政策效果有所减弱,这主要是由于2011年中(对于第二、三批试点省市均为政策实施的第三年),商务部大力整治政策实施中频繁出现的“骗补”问题,在一定程度上影响了正常销售^③。在政策实施的最后一年,由于政策临近到期,部分农村家庭为了赶上政策末班车而集中消费。部分省市(如青海省)为

① 中国政府网,《湖北省“家电下乡”补贴资金兑付周期缩短到3天》,http://www.gov.cn/jrzg/2009-09/06/content_1410538.html。

② 中国政府网,《湖南省家电下乡销售额突破33亿元 取消最高限价》,http://www.gov.cn/gzdt/2009-11/22/content_1470274.html。

③ 参见《关于进一步加强家电下乡销售网点监管的通知》(商建发[2010]235号),《关于加强家电下乡、家电以旧换新监管防止骗补等有关问题的紧急通知》(财建明电[2011]1号)。

进一步强化消费对拉动经济增长的作用,将家电下乡政策延长一年,所需补贴资金全部由省财政承担^①。重庆市也推出了类似的政策^②。

表4 家电下乡政策对分项消费的动态影响

	生活消费支出	耐用品支出	除耐用品外的用品支出	食品支出	衣物支出	住房支出	燃料支出	保险支出	文化、生活服务支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
D_{-4}	0.107 (0.074)	0.402 (0.291)	-0.147 (0.236)	0.116** (0.054)	-0.010 (0.071)	0.211 (0.168)	-0.103 (0.071)	1.201*** (0.424)	0.134 (0.119)
D_{-3}	0.044 (0.068)	0.128 (0.217)	-0.013 (0.166)	0.091** (0.044)	-0.036 (0.051)	0.082 (0.133)	-0.039 (0.058)	0.725* (0.373)	0.056 (0.062)
D_{-2}	0.014 (0.056)	0.001 (0.128)	0.127 (0.099)	0.051 (0.036)	0.011 (0.028)	0.021 (0.081)	-0.001 (0.031)	0.408 (0.331)	0.022 (0.030)
D_{-1}	0.032 (0.021)	0.057 (0.087)	-0.057 (0.075)	-0.071*** (0.022)	-0.021 (0.020)	0.153** (0.061)	0.061 (0.041)	-0.374 (0.350)	0.019 (0.045)
D_2	0.058* (0.030)	0.423** (0.172)	-0.022 (0.110)	-0.041 (0.031)	-0.033 (0.036)	0.302*** (0.097)	0.084* (0.046)	-0.493 (0.337)	-0.081 (0.058)
D_3	0.053 (0.035)	0.166 (0.169)	0.226 (0.143)	-0.030 (0.035)	0.011 (0.041)	0.276** (0.135)	0.116** (0.051)	-0.538* (0.307)	-0.078 (0.074)
D_4	0.055 (0.038)	0.562*** (0.164)	0.249* (0.129)	-0.004 (0.030)	0.055 (0.041)	0.342** (0.137)	0.072 (0.052)	-0.413 (0.262)	-0.087 (0.063)
D_5	0.014 (0.023)	0.518*** (0.117)	-0.082 (0.070)	-0.001 (0.021)	0.018 (0.038)	0.193* (0.105)	0.083 (0.053)	-0.241 (0.223)	-0.028 (0.047)
户主特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18593	16673	16670	18555	18331	15010	17704	18026	18457
R^2	0.575	0.081	0.103	0.589	0.434	0.232	0.345	0.583	0.377

本文进一步分析家电下乡政策对其他各类别消费支出的影响,由于该政策是针对耐用品消费的财政政策,在评估其政策效果时,需要明确耐用品与其他非耐用品的消费特点。家用电器属于典型的耐用品,耐用品的重要特征就是购买的短期性和消费的长期性,与购买和消费可视为同期发生的非耐用品消费行为存在显著区别(荣昭等,2002)。在新古典主义框架下建立的包含耐用品的跨期效用最大化模型中,家电下乡政策对消费的影响分为两步:首先,政策会影响家电的购买决策(王非等,2010)。政策的补贴降低了家电的相对价格,同时由于家电消费属于一次性大额支出,会挤出其替代品的消费。表3的DID估计结果显示政策确实减少了对食品和保险的消费。另外从表4的动态效果来看,政策实施第一年显著挤出了食品支出,这可能是由于预期的一次性大额消费支出使农民减

^①中国政府网,《青海省财政决定实施新一轮家电下乡财政补贴政策》,http://www.gov.cn/gzdt/2013-06/27/content_2435201.html。

^②中国政府网,《重庆市财政局解读家电惠民和汽车惠农相关政策》,http://www.gov.cn/gzdt/2012-08/21/content_2207503.html。

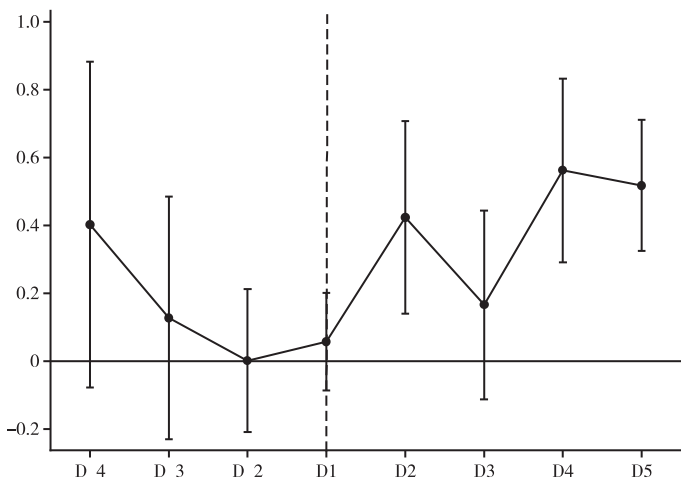


图1 家电下乡政策对耐用品消费的动态影响

注：图中报告的是表4政策变量前置项和滞后项的估计系数及90%水平上的置信区间。

少了食品消费,但第(4)列系数在政策开始前显著,说明食品支出波动较大,需要谨慎解读。表4第(6)(7)列的结果反映的是耐用品使用中产生的相关消费。第(6)列中的住房支出包括“房租、电费、房屋维修费用、新建房屋开支和本年度为新建、维修住房而购买的建材支出”。对于农村家庭,房租、房屋维修和新建房屋开支在短期内较为稳定,住房类支出的变动主要来自新增家电使用导致的电费支出变化,而家电消费支出和电费支出是高度互补的。同理,部分下乡家电如燃气热水器或燃气灶等也会间接带动燃料方面的支出。

另外,使用事件研究法得到的结果同基于标准 DID 回归框架得到的估计结果基本一致,主要差别在于,家电下乡政策对燃料支出的影响在政策开始后的第二、三年都有显著的促进作用。这是由于 DID 估计的是整个受政策影响期间的平均效应,抹平了其动态变化。

除了上面的结果,从表4还可以看到在政策开始以前的年份,除食品支出和保险支出外的各类消费支出的增长率在政策试点地区和非试点地区基本上不存在统计上显著的差异,这支持了双重差分法的平行趋势假设。为了进一步验证结论的有效性,本文基于虚构的政策实施时间和省份进行安慰剂检验。具体而言,本文假设云南、湖北、黑龙江三省为首批试点省份,且于2007年开始实施家电下乡政策;其余省份于2009年开始实施,政策同样持续四年。我们基于虚构的政策冲击对方程(2)进行估计。结果显示,虚构的政策冲击对消费支出并没有统计上显著的影响,从而进一步表明不可观测的地区特征并不会显著影响本文结论,本文的经验分析结论是可靠的^①。

(二)家电下乡政策对不同收入群体消费支出的影响

深入探究居民家庭收入水平如何影响居民消费,有利于从家庭微观视角出发探索我国居民消费增长的长效机制。流动性约束是影响家庭消费决策的重要因素(Green et al,2020),而我国农村地区资本市场发展不完善,农村家庭收入从国际和城乡比较的视角看仍处于较低水平,流动性约束对家庭消费的影响更为凸显,可能会加剧不同收入群体在消费上的差距(高梦滔等,2008;汪浩瀚、唐绍祥,2009)。由于不同收入水平的家庭面临流动性约束的程度不同,家电下乡政策对家庭消费的影响在不同收入水平上可能也会表现出差异。因此,本文将样本家庭按照收入水平分成高收入和低收入两组,分别考察家电下乡政策对农村家庭消费支出的影响。具体而言,本文将每个家户在政策实行期间,即2008—2013年间的各年收入先用消费者价格指数平减之后再取平均值,然后按此收入均值

^①由于选取云南、湖北、黑龙江三省作为首批试点省份得到的结果可能存在一定偶然性,因此我们更换省份进行了多次安慰剂检验,未发现显著影响;限于篇幅没有将表格展示,结果备索。

将农户分为高、低收入两组,计算得到该收入均值的中位数为 28761 元,取 29000 元为界,小于 29000 元为低收入组,否则为高收入组。上述划分方法既充分考虑了农户在政策实施期间面临的预算约束,也考虑了样本内部的可比性。

首先对方程(2)进行估计,通过加入政策变量和分组变量交互项的方式考察政策的平均影响在不同收入家庭中是否存在异质性。表 5 第(2)列的结果显示,家电下乡政策对耐用品消费支出的促进作用主要发生在高收入家庭,其政策效果比低收入家庭显著高了 24.8%。不同收入组在其他支出类别上也存在显著差异:政策在一定程度上挤出了低收入家庭的食品消费支出,但对低收入家庭燃料支出的拉动作用显著高于高收入家庭。这与不同收入水平家庭的初始消费结构有关,低收入家庭更多地使用煤炭和天然气等燃料,高收入家庭更多地使用电力,因此购买家电后对燃料消费的互补性增加主要体现在低收入家庭上。表 5 最后两列的结果显示,高收入家庭比低收入家庭在保险支出和文化、生活服务支出上存在更明显的挤出效应。这是因为低收入家庭在这类价格高且需求弹性大的消费品上消费较少,从均值来看分别为高收入家庭的约四分之一和二分之一,因此政策对其影响较小。可见,政策对低收入家庭消费的促进作用集中在价格低且需求弹性较小的商品类别如食品与燃料上,这与低收入家庭受到流动性约束以及政策对其耐用品支出的影响不显著的情况是一致的^①。

表 5 家电下乡政策对农村家庭各类别消费的影响:异质性考察

	生活消费支出	耐用品支出	除耐用品外的用品支出	食品支出	衣物支出	住房支出	燃料支出	保险支出	文化、生活服务支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Policy</i>	0.023 (0.020)	0.076 (0.111)	0.077 (0.084)	-0.028* (0.017)	0.009 (0.026)	0.166*** (0.060)	0.075** (0.029)	-0.091 (0.172)	0.025 (0.038)
<i>Policy · highinc</i>	0.001 (0.018)	0.248** (0.114)	0.006 (0.068)	-0.000 (0.015)	0.020 (0.026)	-0.011 (0.052)	-0.063*** (0.022)	-0.486*** (0.065)	-0.135*** (0.033)
<i>highinc</i>	0.107*** (0.013)	0.072 (0.075)	0.072* (0.041)	0.084*** (0.011)	0.138*** (0.020)	0.107*** (0.036)	0.111*** (0.015)	0.440*** (0.052)	0.187*** (0.024)
户主特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18593	16673	16670	18555	18331	15010	17704	18026	18457
R ²	0.576	0.081	0.103	0.589	0.435	0.232	0.345	0.586	0.377

本文接下来基于方程(2)进行分组回归,分别估计家电下乡政策对高收入家庭和低收入家庭各类别消费支出的动态影响。表 6 和表 7 报告了这部分估计结果。比较表 6 和表 7 前两列的结果可以发现,家电下乡政策总体上促进了高收入家庭的生活消费,相比低收入家庭,家电下乡政策使得高

①表 5 显示政策促进了低收入家庭住房支出的增加,这是由于存在一定程度的样本选择问题。样本中住房支出变量的缺失较多,20.37%的受访家庭没有报告住房支出情况,检验发现,在政策实施地区的住房支出变量的缺失比例显著更小。如果住房支出越高的家庭漏报或者拒绝报告住房支出情况的概率越小,也即发生住房变量缺失的概率越小,那么政策实施状况与住房支出变量缺失比例之间的负向关系意味着,样本缺失导致的样本选择问题会使我们高估政策对住房支出的影响。高收入家庭和低收入家庭在保险支出上的均值分别为 846 元和 222 元,在文化、生活服务支出上的均值分别为 1740 元和 905 元。