

# 通道业务监管提升了企业现金持有

杜善重 杨兴全 马连福

## 目录

附录I 制度背景 .....	1
附录II 通道业务监管的界定方法 .....	3
附录III 变量定义与描述性统计 .....	5
附录IV 稳健性检验 .....	8
附录V 公司治理效应变量详细测度说明 .....	13
附录VI 附表及附图 .....	15

## 附录 I 制度背景

### （一）资管新规的出台背景

自 2008 年全球金融危机后，我国的影子银行规模随着宏观信贷激增而迅速扩张，导致以通道业务为代表的资产管理业务成为了企业融通资金的重要方式。虽然这在一定程度上拓宽了企业的融资渠道（彭俞超和何山,2020），但却积累了大量的系统性风险，加剧了经济的“脱实向虚”趋势。鉴于资产管理业务存在的上述问题，2017 年第五次全国金融工作会议提出要紧紧围绕服务实体经济、防控金融风险、深化金融改革三项任务展开相应工作。同年，党的十九大报告明确指出要“深化金融体制改革，增强金融服务于实体经济的能力”。

为了进一步强化监管以通道业务为代表的资管业务以避免系统性风险，从而引导金融更好地服务实体经济，中国人民银行、原银监会、证监会、原保监会、外汇局等五部委于 2017 年 11 月 17 日联合发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见（征求意见稿）》（“资管新规”）并于 2018 年 4 月 27 日正式实施，其成为了我国资管行业的首个统一监管政策（李青原等,2022）。由于资管新规的实施涉及银行、信托、证券、基金等多类机构的众多产品，资金规模高达近百万亿元，因此相关部门设定了资管新规的过渡期并计划在 2020 年年底结束。但后续考虑到疫情冲击、市场影响、实体经济融资等因素可能对金融市场稳定带来的干扰，资管新规的过渡期被延长至 2021 年底。随着资管新规过渡期的结束，资管行业重新步入正轨，管理规模创下了历史新高。据光大银行与波士顿咨询合作发布的《中国资产管理市场 2021》显示，截至 2021 年底，中国的资管市场规模达到 134 万亿元，同比增长 11%，彰显了资管新规在促进行业健康发展方面的积极效应。

### （二）资管新规核心内容及其与现金持有决策的关系

资管新规从投资范围、杠杆约束、信息披露等多个维度对资管业务提出了新的要求，其关键核心内容可以归纳为去除资金池运作、打破刚性兑付以及限制通道业务三方面。进一步地，上述核心内容又可以按照条款属性划分，其中去除资金池运作与打破刚性兑付属于资管新规的规范性条款内容，而限制通道业务则属于资管新规的监管性内容条款。因此，本文结合资管新规的条款属性对其核心内容进行总结。

对于规范性条款内容而言，其主要从资管产品的内部权益设计方面出发，从而规范资管业务的发展，具体包括去除资金池运作和打破刚性兑付。一方面，从去除资金池运作来看，资管新规规定金融机构不得开展资金池业务，合理确定投资期限，加强资管产品的久期管理以避免期限错配。另一方面，从打破刚性兑付来看，金融机构不得对其发行的产品承诺保本收益，当出现兑付困难时，金融机构不得以任何形式垫资兑付；并且需要通过公允价值 and 摊余成本法估值，从而准确反映金融资产的收益与风险。

对于监管性条款内容而言，其主要目的在于压缩分业监管下标准差异催生的套利空间，限制通道业务是监管性条款的核心内容。限制通道业务明确规定金融机构不得为其他金融机构的资产管理产品提供规避投资范围、杠杆约束等监管要求的通道业务。根据限制通道业务的具体内容可见，资管新规对通道业务并未采取“一刀切”态度，而是禁止开展规避监管型通道业务。相比之下，存在一定正当理由的通道业务则被允许继续存在，该类通道业务存在的主要原因在于避免违反相关法律规范的要求或者不合理的市场准入等监管要求。

虽然现有研究发现资管新规会对微观企业决策产生影响（蒋敏等,2020;彭俞超和何山,2020;李青原等,2022;汤晟等,2024），但还需要进一步识别资管新规具体内容对企业不同决策的差异化影响。具体来说，本文认为相较于作为监管性条款内容的限制通道业务，作为规范性条款内容的去除资金池运作和打破刚性兑付并不会对企业的现金持有决策产生显著影响。一方面，去除资金池运作和打破刚性兑付的主要作用在于使企业重新变为风险承担者，这降低了企业参与影子银行的动机（彭俞超和何山,2020）。企业参与影子银行往往与其进行实业投资抑或金融化投资紧密相关（李青原等,2022），与现金持有决策并不存在直接关联。另一方面，对于通道业务监管来说，由于通道业务由供给方（商业银行）、通道方（非银行金融机构）以及需求方（企业）共同组成，因而作为需求方的企业不仅是通道业务链条得以形成的关键诱因，而且成为了通道资金的最终使用者。在这一过程中，作为企业重要基础财务决策的现金持有决策在很大程度上决定了资金的具体去向和风险水平（杨兴全和尹兴强,2018）。由此可见，通道业务监管能够直接影响企业的现金持有决策。需要注意的是，虽然通道业务监管的核心内容明确提到了“投资范围”和“杠杆约束”，但其实质监管范围仍然比较模糊，这使得最终判定是否属于规避监管要求的裁量权仍在监管部门手中。因此，通道业务监管在实施过程中仍存在一定的不确定性，其究竟会如何影响企业的现金持有决策，这一问题值得进一步探究。

## 附录 II 通道业务监管的界定方法

鉴于 2017 年 11 月 17 日中国人民银行联合原银监会、证监会、原保监会、外汇局等部门首次发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见（征求意见稿）》（“资管新规”），因此本文选择该征求意见稿作为准自然实验来检验通道业务监管对企业现金持有水平的影响。具体来说，本文采用事件前（2016 年及以前）企业是否被通道资金持股来定义处理组样本和对照组样本。在资管新规出台之前，银行表外理财资金可以较为容易地以股权形式进入企业设立的结构化融资主体，从而形成企业的名股实债融资，降低企业报表所呈现的账面杠杆率（许晓芳等,2021）。因此，通道资金持股在很大程度上是一种名股实债，即是一种“名义上为股，实质上为债”的融资方。相关研究也指出银行通过与信托公司、证券公司、基金公司等合作来为非金融企业提供资金，从而将实质上的信贷资产隐匿为投资资产（孙国峰和贾君怡,2015）。基于此，本文将存在基金专户理财、信托资产管理、资产管理计划等通道资金持股的企业定义为处理组，*Treat* 取值为 1；将不存在通道资金持股的企业定义为对照组，*Treat* 取值为 0。*Post* 为时间虚拟变量，若观测值落在资管新规出台之后（2017—2020），则 *Post* 取值为 1，反之 *Post* 取值为 0。

虽然资管新规于 2017 年末以征求意见稿的形式首次发布，并且在综合考虑疫情冲击等因素后，资管新规过渡期被多次延后，但根据中国基金业协会发布的数据显示，截至 2017 年 12 月底，证券公司资管业务管理资产的规模（16.54 万亿元）相较于 2017 年第三季度末减少了约 8300 亿元；相比 2017 年第一季度末则缩水了 2.23 万亿元。与此同时，根据光大银行与波士顿咨询合作发布的《中国资产管理市场 2021》显示，在资管新规颁布后的 3 年间，管理规模从 17 万亿元降至 7 万亿元，下降幅度近 60%；基金子公司规模也快速下降至 2.3 万亿元，相比其峰值时期，降幅超过了 75%。由此可见，资管新规不仅在发布当年便产生了重要影响，而且在疫情冲击和多次延期等多重因素影响下仍然产生了巨大作用。因此，本文以 2017 年作为界定时间虚拟变量 *Post* 的节点是较为合理的。此外，本文也在稳健性检验部分排除了疫情冲击等其他因素的干扰，从而进一步确保以 2017 年作为划分时间虚拟变量 *Post* 标准的合理性与科学性。

需要说明的是，根据孙国峰和贾君怡（2015）的观点，中国影子银行业务可以划分为银行影子和传统影子银行，前者主要以其他银行或非银行金融机构为通道，是银行开展的

“类贷款”业务。由此可见，前述研究主要从供给方（商业银行）和通道方（非银行金融机构）的视角来界定通道业务，而本文则从需求方（企业）的视角对通道业务进行测度，原因在于作为需求方的企业是通道业务链条形成的关键诱因，这也是本文与已有研究在通道业务界定方面存在的差异。

现实中，许多企业在通道业务监管前广泛利用名股实债的方式将应当计为负债的部分确认为权益，从而改变了资本结构，降低了公司的杠杆水平（许晓芳等,2021）。根据相关调研发现，2017年前诸多上市公司名股实债的会计处理并不规范，当公司通过名股实债融资隐藏了需要支付利息的负债时，账面实际支付的利息金额会高于真实应支付的利息，原因在于虽然以权益进行入账，但支付的相关利息仍计入“利息支出”科目（许晓芳等,2020a）。由此可见，银行通过银信合作等模式将信贷资产隐藏为投资资产从而规避信贷投向限制（孙国峰和贾君怡,2015），这可能无法准确识别企业资产负债表的科目变化。因此，本文并未直接关注企业资产负债表的变化，而是观察通道资金持股行为受到限制后企业的内部治理机制是否能够得以优化，从而能够更加显性地检验通道业务监管的实施效果。

### 附录 III 变量定义与描述性统计

表III1 变量定义表

变量属性	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	现金持有	<i>Cash</i>	(货币资金+交易性金融资产)/(总资产-现金及现金等价物)
	资管新规出台	<i>Post</i>	若样本年份在2017年及之后, <i>Post</i> 取值为1, 否则为0
解释变量	通道业务持股	<i>Treat</i>	企业在2016年及以前年份被通道资金持股, <i>Treat</i> 取值为1; 企业不被通道资金持股, <i>Treat</i> 取值为0
	交互作用	<i>PostTreat</i>	<i>Post</i> 和 <i>Treat</i> 的交互项
	企业规模	<i>Size</i>	企业资产总计的对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	资产负债率
	成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率
	上市时间	<i>Age</i>	上市时间加1取对数
	盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	资本投资	<i>Capex</i>	(购建固定资产、无形资产与其他长期资产所支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额)/非现金资产
控制变量	营运资本	<i>Nwc</i>	净营运资本与净资产的比值
	经营现金流	<i>CF</i>	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	机构投资者	<i>Inst</i>	机构投资者持股比例
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的对数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总理由同一人担任记为1, 否则为0
	企业性质	<i>SOE</i>	国有企业记为1, 否则为0
	地区GDP	<i>GDP</i>	企业所在省份的年度GDP增长率
	地区信贷	<i>Bankcredit</i>	企业所在省份当期各项贷款累计余额与GDP的比值

表III2的Panel A是本文主要变量的描述性统计情况。*Cash*的均值(0.265)大于中位数(0.180)表明中国上市公司存在高持现特征; *Post*的均值为0.587, 表明58.7%的观测值出现在通道业务监管实施之后, 样本在监管前后的分布较为均衡; *Treat*的均值为0.625, 表明有62.5%的观测样本曾被通道资金持股, 因此采用通道资金持股为基础来测度通道业务监管具有一定代表性。其余变量与现有研究保持基本一致, 不存在异常情况。本文进一步列示了处理组(*Treat*=1)和对照组(*Treat*=0)的描述性统计情况。具体来说, 处理组*Cash*均值(0.223)低于对照组*Cash*均值(0.336), 由于处理组样本企业曾被通道资金持股, 企业不仅可能面临较低的流动性约束, 而且也可能盲目投资与过度负债, 因而其现金持有

水平会低于始终未被通道资金持股的对照组企业，这初步符合前文推断。

表III2的Panel B为本文主要变量在政策前后的差异性检验情况。由Panel B可见，对于均值检验来说，政策实施前的Cash均值(0.253)低于政策实施后的Cash均值(0.274)，并且二者通过了均值差异性检验；对于中位数检验来说，政策实施前Cash中位数(0.168)低于政策实施后Cash中位数(0.190)，并且二者通过了中位数差异性检验。由此可见，差异性检验初步验证了通道业务监管政策实施后，企业现金持有水平呈现上升趋势。

表III2 基本描述性统计与差异性检验

Panel A. 主要变量描述性统计									
	全样本			处理组 ( <i>Treat</i> =1)			对照组 ( <i>Treat</i> =0)		
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>
<i>Cash</i>	21615	0.265	0.180	13514	0.223	0.159	8101	0.336	0.228
<i>Post</i>	21615	0.587	1.000						
<i>Treat</i>	21615	0.625	1.000						
<i>Size</i>	21615	22.220	22.040	13514	22.440	22.280	8101	21.850	21.640
<i>Lev</i>	21615	0.414	0.403	13514	0.452	0.447	8101	0.352	0.329
<i>Growth</i>	21615	0.156	0.097	13514	0.148	0.084	8101	0.169	0.115
<i>Age</i>	21615	2.915	2.944	13514	2.950	2.996	8101	2.858	2.890
<i>ROA</i>	21615	0.044	0.041	13514	0.033	0.031	8101	0.063	0.060
<i>Capex</i>	21615	0.060	0.044	13514	0.054	0.039	8101	0.0691	0.053
<i>Nwc</i>	21615	0.355	0.418	13514	0.291	0.353	8101	0.462	0.522
<i>CF</i>	21615	0.064	0.058	13514	0.055	0.051	8101	0.0789	0.072
<i>Inst</i>	21615	0.379	0.387	13514	0.422	0.437	8101	0.307	0.259
<i>Board</i>	21615	2.120	2.197	13514	2.132	2.197	8101	2.100	2.197
<i>Dual</i>	21615	0.289	0.000	13514	0.236	0.000	8101	0.378	0.000
<i>SOE</i>	21615	0.338	0.000	13514	0.422	0.000	8101	0.199	0.000
<i>GDP</i>	21615	0.078	0.084	13514	0.079	0.084	8101	0.077	0.084
<i>Bankcredit</i>	21615	1.560	1.442	13514	1.520	1.372	8101	1.628	1.524

Panel B. 差异性检验						
	均值检验			中位数检验		
	政策前	政策后	T检验	政策前	政策后	Wilcoxon秩和检验
<i>Cash</i>	0.253	0.274	-0.021***	0.168	0.190	75.423***
<i>Size</i>	22.130	22.280	-0.149***	21.960	22.090	35.391***
<i>Lev</i>	0.424	0.407	0.017***	0.409	0.399	5.479**
<i>Growth</i>	0.156	0.156	0.000	0.086	0.104	30.326***
<i>Age</i>	2.830	2.975	-0.145***	2.833	2.996	771.564***
<i>ROA</i>	0.042	0.046	-0.004***	0.038	0.043	49.375***
<i>Capex</i>	0.062	0.058	0.004***	0.046	0.042	22.774***
<i>Nwc</i>	0.327	0.375	-0.047***	0.400	0.430	21.369***

(续下表)

表III2 基本描述性统计与差异性检验（续表）

Panel B. 差异性检验						
	均值检验			中位数检验		
	政策前	政策后	T检验	政策前	政策后	Wilcoxon秩和检验
<i>CF</i>	0.059	0.068	-0.008***	0.053	0.062	48.987***
<i>Inst</i>	0.392	0.369	0.023***	0.406	0.375	36.857***
<i>Board</i>	2.137	2.108	0.029***	2.197	2.197	69.505***
<i>Dual</i>	0.257	0.312	-0.055***	0.000	0.000	78.069***
<i>SOE</i>	0.389	0.302	0.087***	0.000	0.000	178.532***
<i>GDP</i>	0.085	0.074	0.011***	0.0850	0.082	180.862***
<i>Bankcredit</i>	1.438	1.646	-0.208***	1.288	1.539	1144.867***

注：均值检验方法是 T 检验，中位数检验方法是 Wilcoxon 秩和检验；\*、\*\*、\*\*\*表示在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

## 附录IV 稳健性检验

### (一) 内生性检验

#### 1. 倾向得分匹配 (PSM)

由于双重差分模型要求处理组和对照组的选择是随机的，因此为了降低处理组样本企业与对照组样本企业之间的特征差异影响，本文进一步采用 PSM 方法对处理组和对照组进行匹配，然后进行回归。具体来说，本文首先以模型 (1) 中的企业规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、成长性 (*Growth*)、上市时间 (*Age*)、盈利能力 (*ROA*)、资本投资 (*Capex*) 等控制变量作为匹配变量进行 Logit 估计，计算出得分，并按照最近邻匹配原则，以 1: 1 的配对比例对处理组企业和对照组企业进行匹配，在此基础上重新进行回归。表 IV1 为 PSM 匹配结果。由表 IV1 可见，匹配前的变量存在显著差异；匹配后的变量不再存在显著差异。进一步地，PSM 后的回归结果如表 IV2 的列 (1) 所示，通道业务监管 *PostTreat* 的回归系数依旧显著为正，说明本文结论稳健。

表IV1 PSM 匹配结果

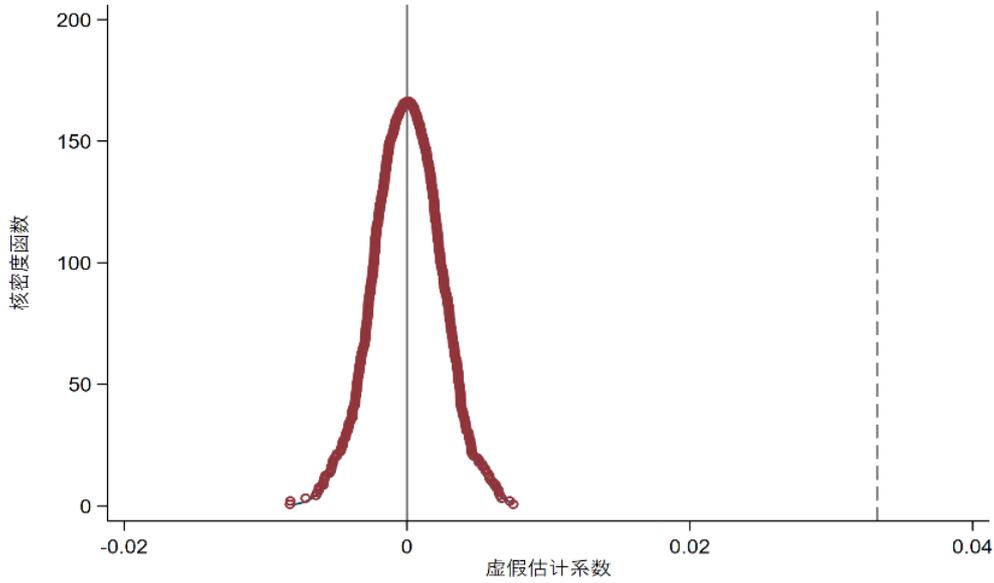
	样本	均值(处理组)	均值(对照组)	T 检验
<i>Size</i>	匹配前	22.675	22.009	36.02***
	匹配后	22.673	22.682	-0.35
<i>Lev</i>	匹配前	0.456	0.395	20.51***
	匹配后	0.456	0.459	-1.06
<i>Growth</i>	匹配前	0.140	0.163	-4.16***
	匹配后	0.140	0.150	-1.48
<i>Age</i>	匹配前	3.050	2.853	46.40***
	匹配后	3.049	3.049	0.15
<i>ROA</i>	匹配前	0.031	0.050	-21.93***
	匹配后	0.031	0.031	-0.59
<i>Capex</i>	匹配前	0.047	0.065	-20.12***
	匹配后	0.047	0.046	1.40

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

#### 2. 安慰剂检验

为排除其他无法观测变量可能存在的影响，本文对现金持有进行了 1000 次安慰剂检验。图 IV1 为现金持有作为被解释变量时进行安慰剂检验估计出的 1000 个模拟解释变量通道业务监管系数的 T 检验值。由图 IV1 可见，模拟解释变量通道业务监管回归系数的 T 值都没

有达到或超过真实解释变量通道业务监管回归系数的 T 值，实际上这些 T 值绝大多数都分布在 0 附近，即对应的回归系数在统计上均不显著。由此可见，人为随机指定的通道业务监管并不会对企业现金持有水平产生显著影响，因而本文的回归结果并非由不可观测因素导致，表明研究结论稳健。



图IV1 随机抽样图

## (二) 其他稳健性检验

### 1. 核心变量替换

为了保障研究结论的稳健，本文还采用了更换被解释变量衡量方法的稳健性检验。首先，本文采用经年度行业均值调整后的企业现金持有来重新定义现金持有水平，回归结果如表IV2的列(2)所示，通道业务监管 *PostTreat* 的回归系数依旧显著为正；其次，本文参考杨兴全等(2020)的研究，采用现金及现金等价物与总资产的比值衡量现金持有，回归结果如表IV2的列(3)所示，通道业务监管 *PostTreat* 的回归系数显著为正。由此可见，在更换变量测度方法后，本文的研究结论保持不变，说明本文结论稳健。

表IV2 PSM 与替换变量稳健性检验

	PSM	经年度行业调整现金持有	现金及现金等价物
	(1)	(2)	(3)
<i>PostTreat</i>	0.021* (1.68)	0.029*** (3.74)	0.016*** (4.54)
<i>Size</i>	-0.003 (-0.26)	0.006 (0.93)	-0.001 (-0.21)

(续下表)

表IV2 PSM与替换变量稳健性检验(续表)

	PSM	经年度行业调整现金持有	现金及现金等价物
	(1)	(2)	(3)
<i>Lev</i>	-0.143*** (-3.75)	-0.206*** (-7.84)	-0.115*** (-10.20)
<i>Growth</i>	0.002 (0.34)	-0.016*** (-4.15)	-0.006*** (-3.16)
<i>Age</i>	-0.097 (-1.26)	-0.165*** (-3.26)	-0.077*** (-3.33)
<i>ROA</i>	0.054 (1.11)	0.040 (1.13)	0.037** (2.24)
<i>Capex</i>	-0.025 (-0.53)	0.008 (0.24)	0.049*** (3.49)
<i>Nwc</i>	0.120*** (10.41)	0.144*** (15.10)	0.077*** (16.63)
<i>CF</i>	0.475*** (12.18)	0.616*** (23.25)	0.314*** (28.37)
<i>Inst</i>	0.015 (0.85)	-0.022* (-1.91)	-0.003 (-0.61)
<i>Board</i>	0.009 (0.43)	0.010 (0.64)	0.006 (0.81)
<i>Dual</i>	0.001 (0.16)	0.010* (1.81)	0.007*** (2.59)
<i>SOE</i>	-0.024 (-1.39)	-0.002 (-0.16)	-0.002 (-0.35)
<i>GDP</i>	0.109*** (2.64)	0.043 (1.27)	0.027* (1.66)
<i>Bankcredit</i>	0.043** (2.45)	0.031** (2.19)	0.016*** (2.62)
<i>Firm</i>	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是
<i>Cons</i>	0.481 (1.52)	0.363* (1.90)	0.363*** (4.17)
<i>N</i>	8815	21615	21615
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.151	0.194	0.241

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的 t 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

## 2.排除其他干扰的影响

(1) 排除政策缓冲期的影响。由于相关部门设定了资管新规的过渡期并计划在 2020 年年底结束，但在综合考虑疫情冲击等因素后，资管新规过渡期被多次延后。因此，考虑到疫情冲击等因素导致的政策缓冲期对研究设计中识别 *Pre* 和 *Post* 可能造成的干扰，本文

将研究期限界定在 2014—2019 年。回归结果如表IV3 的列（1）所示。由列（1）可见，通道业务监管的系数 *PostTreat* 显著为正，说明研究结论不变。

（2）排除政策当年的影响。由于资管新规在 2017 年出台，因此为了避免可能的测量误差问题，本文将 2017 年的数据进行剔除后重新回归。具体而言，本文对 *Post* 重新赋值，当年份为 2013—2016 年时，*Post* 取 0；当年份为 2018—2020 年时，*Post* 取 1。表IV3 的列（2）为剔除政策出台当年的检验结果。由列（2）可见，通道业务监管的系数 *PostTreat* 显著为正，说明研究结论不变。

（3）排除其他可能性解释

我国自 2015 年开始大力推进供给侧结构性改革，政府相继出台了一系列的宏观经济调控政策，经济政策不确定性趋于加剧（刘贯春等,2021），从而可能对企业现金持有产生影响。为排除潜在的影响，本文参考刘贯春等（2021）的研究，一方面，构建了供给侧结构性改革的虚拟变量 *Post2015*，并将其与处理变量的交互项 *Post2015Treat* 放入模型（1）再次进行回归；另一方面，直接剔除 2015 年的样本重新进行回归，回归结果如表IV3 的列（3）和列（4）所示。由列（3）和列（4）可见，排除其他可能性解释后，通道业务监管 *PostTreat* 的回归系数依旧显著为正，这说明本文的研究结论稳健。

表IV3 排除政策影响稳健性检验

	排除政策缓冲	剔除政策当年	排除其他可能性解释	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PostTreat</i>	0.038*** (4.72)	0.033*** (3.81)	0.036*** (4.34)	0.034*** (4.07)
<i>Post2015Treat</i>			0.012 (1.34)	
<i>Size</i>	0.001 (0.09)	-0.001 (-0.11)	0.000 (0.07)	-0.004 (-0.68)
<i>Lev</i>	-0.215*** (-7.57)	-0.214*** (-7.70)	-0.205*** (-7.80)	-0.195*** (-7.22)
<i>Growth</i>	-0.014*** (-3.46)	-0.014*** (-3.36)	-0.014*** (-3.51)	-0.011** (-2.39)
<i>Age</i>	-0.270*** (-4.60)	-0.201*** (-3.89)	-0.185*** (-3.61)	-0.201*** (-3.75)
<i>ROA</i>	0.057 (1.42)	0.051 (1.37)	0.048 (1.36)	0.032 (0.87)
<i>Capex</i>	-0.011 (-0.30)	0.017 (0.50)	0.014 (0.42)	0.035 (1.04)

(续下表)

表IV3 排除政策影响稳健性检验 (续表)

	排除政策缓冲	剔除政策当年	排除其他可能性解释	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nwc</i>	0.141*** (13.84)	0.149*** (14.96)	0.150*** (15.28)	0.149*** (14.85)
<i>CF</i>	0.652*** (22.07)	0.649*** (22.30)	0.640*** (23.62)	0.654*** (23.19)
<i>Inst</i>	-0.016 (-1.22)	-0.013 (-1.08)	-0.014 (-1.23)	-0.012 (-0.97)
<i>Board</i>	0.006 (0.40)	0.011 (0.69)	0.009 (0.61)	0.012 (0.76)
<i>Dual</i>	0.010* (1.72)	0.012** (2.01)	0.010* (1.79)	0.012** (2.03)
<i>SOE</i>	0.001 (0.04)	0.003 (0.23)	-0.003 (-0.21)	-0.004 (-0.31)
<i>GDP</i>	0.074 (1.44)	0.050 (1.44)	0.053 (1.57)	0.062* (1.82)
<i>Bankcredit</i>	0.051*** (2.89)	0.039*** (2.66)	0.044*** (3.20)	0.048*** (3.42)
<i>Firm</i>	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是
<i>Cons</i>	0.930*** (4.32)	0.781*** (4.05)	0.707*** (3.67)	0.836*** (4.22)
<i>N</i>	18123	18670	21615	19307
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.204	0.209	0.198	0.200

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的 t 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

## 附录V 公司治理效应变量详细测度说明

前文的理论分析认为通道业务监管不仅可以促使企业聚焦主业，还能够助力企业实现去杠杆目标，从而发挥公司治理效应以提升企业现金持有水平。基于此，本文从聚焦主业与去杠杆两方面来检验通道业务监管的公司治理效应。在聚焦主业方面，本文参考杨兴全等（2018）关于聚焦主业的研究，计算企业各行业营业收入的赫芬达尔指数  $Divhhi$ ，具体来说， $Divhhi = \sum P_i^2$ ，其中， $P_i$  = 企业第  $i$  类主营业务收入/业务收入总额， $Divhhi$  越大，则表明多元化程度越低，即企业的营业收入在其所经营行业中的聚焦程度越高。与此同时，本文参考杨兴全等（2018）的研究，在原有控制变量的基础上进一步加入资产可转移程度（ $Trans$ ，固定资产净额与总资产之比）以及第一大股东持股（ $First$ ，第一大股东持股比例）。

在去杠杆方面，前文已经指出企业的杠杆约束不仅包括过度负债导致的显性杠杆（陆正飞等,2015;周茜等,2020）；还可能包括通过名股实债方式形成的隐性债务即隐性杠杆（许晓芳等,2020a）。因此，本文从显性杠杆和隐性杠杆两方面来检验通道业务监管的去杠杆作用。

在显性杠杆的测度方面，本文参考陆正飞等（2015）的研究，采用过度负债来测度企业的显性债务，即企业存在过度负债的现象，表明企业需要进行去杠杆。具体来说，本文构建了如下模型，并以该模型为基础对全样本分年度分行业进行 Tobit 回归从而计算企业目标负债率（ $Target-Lev$ ）。若企业的实际负债率（ $Lev$ ）高于目标负债率（ $Target-Lev$ ），则为过度负债，此时  $Ex-Lev$  取值为 1，否则  $Ex-Lev$  取值为 0。模型中的  $Levind$  表示资产负债率的行业中位数。

$$Lev_{it} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t-1} + \beta_2 Levind_{i,t-1} + \beta_3 Growth_{i,t-1} + \beta_4 Age_{i,t-1} + \beta_5 Trans_{i,t-1} + \beta_6 SOE_{i,t-1} + \beta_7 First_{i,t-1} + \varepsilon$$

在隐性杠杆的测度方面，在尚未实施通道业务监管前，众多非金融企业广泛利用名股实债的方式将应计为负债的部分确认为权益（许晓芳等,2021），从而导致形成隐性债务，进而加剧系统性金融风险（李晓溪等,2023）。具体来说，虽然许多公司在通道业务监管前将名股实债融资以权益入账，但支付的相关利息仍记入利息支出，因而当公司通过名股实债融资的隐性杠杆隐藏了需要支付利息的负债时，账面实际支付的利息将明显高于真实情况下应支付的利息（许晓芳等,2020a;李晓溪等,2023），从而导致公司账面杠杆率的下降。

基于此，本文参考相关研究（许晓芳等,2020a;李晓溪等,2023），采用名股实债的金额来衡量隐性杠杆。

首先，通过构建如下模型对总样本分年度与行业进行 Tobit 回归，从而得到公司真实的有息负债利息率  $IR$ 。

$$IR_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Size_{it} + \varphi_2 Lev_{it} + \varphi_3 Growth_{it} + \varphi_4 Age_{it} + \varphi_5 ROA_{it} + \varphi_6 CF_{it} + \varphi_7 Trans_{it} + \varphi_8 SOE_{it} + \varphi_9 HHI_{it} + \varphi_{10} FN_{it} + \varphi_{11} CR_{it} + \varphi_{12} Bankloan_{it} + \varepsilon,$$

其中， $FN$  代表公司的融资需求，当经营活动和投资活动的现金净流量差异与总资产之比小于 0，表明有较强的融资需求， $FN$  为 1，否则为 0； $CR$  表示流动比率，采用流动资产与流动负债之比衡量。

其次，计算异常利息支出  $IRA$ ，即公司为隐藏有息负债而导致真实负债未以负债的形式入账，而是以股权的形式入账使得账面支付的利息  $IRB$  高于真实利息  $IRT$  的金额。其中， $IRT$  等于账面有息负债总额与真实负债利息率的乘积。当  $IRB < IRT$  时， $IRA$  为 0；当  $IRB \geq IRT$  时， $IRA$  为  $IRB$  与  $IRT$  的差额。最后，采用公司异常利息支出  $IRA$  与真实有息负债利息率  $IR$  之比计算名股实债的金额  $DSN$ ，从而作为衡量隐性杠杆的代理变量。

## 附录 VI 附表及附图

### (一) 平行趋势检验

由于双重差分模型的重要适用前提在于要求处理组与对照组存在平行趋势假设，因此本文参考 Mullainathan and Bertrand (2003) 的研究，在回归中加入各时点虚拟变量与 *Treat* 的交乘项，若政策实施前的交乘项系数不显著，则表明确实存在平行趋势。在构建的过程中，本文以事件发生前一年作为基期，为了避免共线性问题，本文剔除基准组进行平行趋势检验。基于此，本文将政策实施当年记为 *Current*，以此类推，2013 记为 *Pre4*，2014 记为 *Pre3*，2015 记为 *Pre2*，2018 记为 *Post1*，2019 记为 *Post2*，2020 记为 *Post3*。表 A1 列示了平行趋势检验的结果，从中可以看出在政策实施之前，交乘项 *Treat*×*Pre4*、*Treat*×*Pre3*、*Treat*×*Pre2* 的系数并不显著，说明处理组和对照组在政策实施之前不存在差异；而在政策实施之后，*Treat*×*Current*、*Treat*×*Post1*、*Treat*×*Post2*、*Treat*×*Post3* 的系数均显著为正。由此可见，通道业务监管提升了企业的现金持有水平，并且这一效应具有一定的持续性。

表 A1 平行趋势检验

	(1)
<i>Treat</i> × <i>Pre4</i>	-0.015 (-1.05)
<i>Treat</i> × <i>Pre3</i>	-0.010 (-0.76)
<i>Treat</i> × <i>Pre2</i>	0.005 (0.51)
<i>Treat</i> × <i>Current</i>	0.031*** (3.53)
<i>Treat</i> × <i>Post1</i>	0.045*** (5.02)
<i>Treat</i> × <i>Post2</i>	0.020** (2.02)
<i>Treat</i> × <i>Post3</i>	0.023** (2.21)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.02)
<i>Lev</i>	-0.205*** (-7.78)
<i>Growth</i>	-0.014*** (-3.54)
<i>Age</i>	-0.191*** (-3.71)

(续下表)

表 A1 平行趋势检验（续表）

	(1)
<i>ROA</i>	0.050 (1.42)
<i>Capex</i>	0.014 (0.43)
<i>Nwc</i>	0.150*** (15.29)
<i>CF</i>	0.639*** (23.57)
<i>Inst</i>	-0.016 (-1.35)
<i>Board</i>	0.009 (0.61)
<i>Dual</i>	0.010* (1.78)
<i>SOE</i>	-0.003 (-0.19)
<i>GDP</i>	0.051 (1.49)
<i>Bankcredit</i>	0.044*** (3.15) (-3.19)
<i>Firm</i>	是
<i>Year</i>	是
<i>Cons</i>	0.747*** (3.85)
<i>N</i>	21615
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.198

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的 t 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

## （二）异质性分析

### 1. 要素密集程度

本文参考刘贯春等（2021）的研究，采用固定资产净值与就业人数对数之比来度量企业的资本密集度，将中位数以上的企业划分为资本密集型企业，中位数以下的企业划分为劳动密集型企业，回归结果如表 A2 的列（1）和列（2）所示。由列（1）可见，对于资本密集型企业来说，通道业务监管 *PostTreat* 对现金持有 *Cash* 并没有产生显著影响，通道业务监管并没有提升资本密集型企业的现金持有水平；由列（2）可见，对于劳动密集型企业

来说，通道业务监管 *PostTreat* 与现金持有 *Cash* 在 1%的水平上呈显著正相关关系，这说明通道业务监管能够有效地提升劳动密集型企业的现金持有水平。与此同时，二者通过了组间差异检验。因此，上文的理论分析成立。

## 2.成本转嫁能力

本文参考胡珺等（2020）的研究，采用企业对客户与供应商的集中程度作为成本转嫁能力的代理变量。具体来说，本文将供应链集成度高于中位数的企业划分为成本转嫁能力较低组，将供应链集成度低于中位数的企业划分为成本转嫁能力较高组，回归结果如表 A2 的列（3）和列（4）所示。由列（3）可见，对于成本转嫁能力较高的企业来说，通道业务监管 *PostTreat* 对现金持有 *Cash* 并没有产生显著影响，即通道业务监管并没有提升企业的现金持有水平；由列（4）可见，对于成本转嫁能力较低的企业来说，通道业务监管 *PostTreat* 与现金持有 *Cash* 在 1%的水平上呈显著正相关关系，这说明通道业务监管能够有效地提升企业的现金持有水平。与此同时，二者通过了组间差异检验。因此，上文的理论分析成立。

## 3.金融监管投入

本文采用企业所在地区金融监管支出的金额作为金融监管水平的代理变量。具体来说，按照地区金融监管支出的中位数将企业划分为高金融监管水平组与低金融监管水平组，回归结果如表 A2 的列（5）和列（6）所示。由列（5）可见，对于金融监管水平较高的企业来说，通道业务监管 *PostTreat* 对现金持有 *Cash* 并没有产生显著影响，即通道业务监管并没有提升企业的现金持有水平；由列（6）可见，对于金融监管水平较低的企业来说，通道业务监管 *PostTreat* 与现金持有 *Cash* 在 1%的水平上呈显著正相关关系，这说明通道业务监管能够有效地提升企业的现金持有水平。与此同时，二者通过了组间差异检验。因此，上文的理论分析成立。

表 A2 异质性分析

	要素密集程度		成本转嫁能力		金融监管投入	
	(1) 资本密集	(2) 劳动密集	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低
<i>PostTreat</i>	0.009 (0.84)	0.052*** (4.30)	0.012 (1.35)	0.046*** (3.36)	0.018 (1.28)	0.045*** (3.82)
<i>Size</i>	0.020* (1.80)	-0.006 (-0.66)	0.006 (0.73)	0.004 (0.34)	0.002 (0.17)	-0.000 (-0.06)

(续下表)

表 A2 异质性分析 (续表)

	要素密集程度		成本转嫁能力		金融监管投入	
	(1) 资本密集	(2) 劳动密集	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低
<i>Lev</i>	-0.135*** (-3.74)	-0.302*** (-6.23)	-0.173*** (-5.00)	-0.191*** (-5.01)	-0.192*** (-4.24)	-0.216*** (-6.15)
<i>Growth</i>	-0.003 (-0.67)	-0.022*** (-3.14)	-0.019*** (-3.53)	-0.010 (-1.64)	-0.017*** (-3.06)	-0.014*** (-2.79)
<i>Age</i>	-0.215*** (-3.08)	-0.203** (-2.32)	-0.221*** (-3.10)	-0.172** (-2.07)	-0.241*** (-3.26)	-0.126* (-1.77)
<i>ROA</i>	0.027 (0.51)	0.015 (0.26)	0.003 (0.06)	0.042 (0.82)	0.021 (0.40)	0.083* (1.67)
<i>Capex</i>	-0.000 (-0.01)	-0.007 (-0.12)	0.059 (1.20)	-0.004 (-0.08)	0.122*** (2.60)	-0.055 (-1.25)
<i>Nwc</i>	0.133*** (10.76)	0.193*** (9.18)	0.158*** (11.33)	0.161*** (10.32)	0.192*** (11.52)	0.137*** (11.61)
<i>CF</i>	0.525*** (13.95)	0.720*** (17.85)	0.676*** (15.22)	0.586*** (16.02)	0.662*** (16.17)	0.608*** (17.63)
<i>Inst</i>	-0.007 (-0.46)	-0.028 (-1.45)	-0.007 (-0.47)	-0.005 (-0.27)	-0.034* (-1.78)	-0.012 (-0.80)
<i>Board</i>	0.000 (0.02)	0.005 (0.22)	-0.012 (-0.72)	0.046* (1.84)	-0.023 (-0.93)	0.028 (1.38)
<i>Dual</i>	0.008 (1.07)	0.013 (1.41)	0.017** (2.52)	0.010 (1.27)	0.011 (1.25)	0.015* (1.93)
<i>SOE</i>	-0.026 (-1.61)	0.008 (0.35)	-0.026** (-1.97)	0.033 (1.30)	0.005 (0.25)	-0.012 (-0.64)
<i>GDP</i>	0.005 (0.11)	0.156** (2.16)	-0.009 (-0.22)	0.078 (1.47)	-0.119* (-1.79)	0.069 (1.50)
<i>Bankcredit</i>	0.048** (2.34)	0.058** (2.22)	0.036** (2.35)	0.059** (2.48)	-0.072* (-1.80)	0.042*** (2.72)
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Cons</i>	0.322 (1.11)	0.921*** (3.12)	0.487 (1.44)	0.727*** (3.01)	1.037*** (3.10)	0.545** (2.16)
<i>Bdiff</i>	0.000***		0.003***		0.025**	
<i>N</i>	9546	9630	10415	10325	9580	12035
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.171	0.232	0.208	0.183	0.210	0.199

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的 t 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；组间差异检验 (*Bdiff*) 为 p 值。

### (三) 通道业务监管背景下现金获取渠道

#### 1. 内部资本市场效率

本文通过统计 (见图 A1) 发现, 在样本区间内, 上市公司及其子公司的现金持有基本

呈现同步变化趋势，并且在通道业务监管实施后（2017年末），二者均呈现波动上升趋势。



图 A1 上市公司及其子公司现金持有变化趋势图

本文参考张会丽和吴有红（2011）的研究，首先利用以下模型得到每家上市公司的现金分布估计值，作为适度配置情形下的子公司持现比率。

$$Cashdst_{it} = \rho_0 + \rho_1 Size_{it} + \rho_2 Lev_{it} + \rho_3 PB_{it} + \rho_4 Divers_{it} + \rho_5 Sizedst_{it} + \rho_6 Ocfdst_{it} + \rho_7 Divdum_{it} + \rho_8 Seo_{it} + Firm + Year + \varepsilon,$$

其中， $Cashdst$  表示子公司持现比率，采用（1-母公司报表现金）/合并报表现金衡量； $PB$  表示市净率； $Divers$  表示多元化程度，采用主营业务涉及的行业数量衡量； $Sizedst$  表示子公司资产比率，采用（1-母公司报表总资产）/合并报表总资产衡量； $Ocfdst$  表示子公司经营性现金流入占比，采用（1-母公司报表销售商品提供劳务收到的现金）/合并报表销售商品提供劳务收到的现金衡量； $Divdum$  表示现金分红，存在分红取 1，否则取 0； $Seo$  表示再融资，股权再融资取 1，否则取 0。

本文以上述模型的残差来衡量企业财务资源配置的集中程度。当残差 $>0$ 时，意味着子公司实际持现比率大于适度配置水平下的估计值，表明上市公司对其子公司财务资源配置的集中程度过低，即内部资本市场效率较低；当残差 $\leq 0$ 时，意味着上市公司对其子公司的资源配置集中程度过高，即内部资本市场效率较高。

内部资本市场效率回归结果如表 A3 的列（1）和列（2）所示。由列（1）可见，在内部资本市场效率较高的情境下，通道业务监管  $PostTreat$  与现金持有  $Cash$  在 5% 的水平上呈

显著正相关关系，这说明通道业务监管能够有效地提升企业的现金持有水平；由列（2）可见，在内部资本市场效率较低的情境下，通道业务监管 *PostTreat* 对现金持有 *Cash* 并未产生显著影响，即通道业务监管并没有提升企业的现金持有水平；与此同时，二者通过了组间差异检验。由此可见，通道业务监管促使企业利用内部资本市场来提升现金持有水平从而满足自身发展的需要。

## 2. 现金流风险

现金流风险回归结果如表 A3 的列（3）和列（4）所示，由列（3）可见，在现金流风险较高的情境下，通道业务监管 *PostTreat* 对现金持有 *Cash* 并没有产生显著影响，即通道业务监管并没有提升企业的现金持有水平；由列（4）可见，在现金流风险较低的情境下，通道业务监管 *PostTreat* 与现金持有 *Cash* 在 1% 的水平上呈显著正相关关系，这说明通道业务监管能够有效地提升企业的现金持有水平；与此同时，二者通过了组间差异检验。因此，通道业务监管促使企业利用稳定的现金流来提升现金持有水平从而满足发展需要。

表 A3 资金来源分析

	内部资本市场效率		现金流风险	
	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低
<i>PostTreat</i>	0.040** (2.28)	-0.016 (-0.98)	-0.004 (-0.49)	0.036*** (3.35)
<i>Size</i>	0.008 (0.40)	-0.005 (-0.37)	0.002 (0.47)	0.006 (0.46)
<i>Lev</i>	-0.196*** (-2.60)	0.011 (0.20)	-0.057** (-2.24)	-0.185*** (-4.36)
<i>Growth</i>	-0.015 (-1.42)	-0.010 (-1.15)	-0.001 (-0.42)	-0.022*** (-3.12)
<i>Age</i>	-0.078 (-0.66)	-0.031 (-0.32)	0.004 (0.10)	-0.191** (-2.52)
<i>ROA</i>	-0.077 (-0.61)	-0.070 (-0.89)	0.078** (2.16)	-0.099* (-1.72)
<i>Capex</i>	-0.054 (-0.60)	0.039 (0.70)	-0.026 (-0.98)	0.146*** (3.16)
<i>Nwc</i>	0.259*** (8.60)	0.146*** (6.47)	0.049*** (7.91)	0.457*** (14.60)
<i>CF</i>	0.760*** (12.91)	0.465*** (10.03)	0.350*** (10.06)	0.762*** (21.32)
<i>Inst</i>	-0.046* (-1.95)	0.012 (0.58)	-0.008 (-0.83)	0.001 (0.05)

(续下表)

表 A3 资金来源分析（续表）

	内部资本市场效率		现金流风险	
	(1) 高	(2) 低	(1) 高	(2) 低
<i>Board</i>	0.018 (0.41)	-0.010 (-0.37)	0.017 (1.26)	0.014 (0.55)
<i>Dual</i>	0.018 (1.32)	0.020* (1.79)	0.011*** (2.66)	0.003 (0.35)
<i>SOE</i>	-0.064** (-2.00)	-0.042* (-1.86)	0.000 (0.04)	-0.006 (-0.30)
<i>GDP</i>	0.085 (0.97)	0.095 (1.42)	0.054* (1.82)	0.043 (0.79)
<i>Bankcredit</i>	0.078** (2.09)	0.084*** (3.06)	0.016 (1.33)	0.051** (2.23)
<i>Firm</i>	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是
<i>Cons</i>	0.207 (0.38)	0.238 (0.63)	0.050 (0.31)	0.454 (1.45)
<i>Bdiff</i>	0.013**		0.002***	
<i>N</i>	4765	4351	8650	12965
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.239	0.158	0.120	0.293

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的 t 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著；组间差异检验 (*Bdiff*) 为 p 值。

#### （四）经济后果检验

表 A4 汇报了通道业务监管影响下的现金持有价值的具体回归结果。由列（1）可见， $\Delta C_{it}/M_{i,t-1}$  的系数  $\sigma_1$  显著为正，说明现金持有价值大于 0。在此基础上，本文进一步观察通道业务监管对于现金持有价值的影响。由列（2）可见，*PostTreat<sub>it</sub>* 与  $\Delta C_{it}/M_{i,t-1}$  的交互项系数  $\sigma_2$  显著为正，说明通道业务监管显著提升了现金持有价值。需要另外指出的是，虽然本文参考 Faulkender and Wang（2006）的研究构造了现金持有价值模型，但该研究却指出，在现金持有的融资约束理论框架下，现金持有价值随公司融资约束的缓解而提升。相较于上述观点，本文发现  $Lev_{it} \times \Delta C_{it}/M_{i,t-1}$  系数并不显著，说明负债水平对现金持有价值影响不大，这与流动性约束效应并不成立的结论相互印证。出现上述现象的原因可能在于中国一级市场不发达，许多企业在融资状况得到改善后，仍存在流动性不足的问题，这导致现金持有的融资约束理论缺乏解释力（张启望和黄速建,2019），中国情境下的相关研究也验证了本文对于该部分的解释（汪琼等,2020）。

表 A4 经济后果检验

	(1)	(2)
$\Delta C_{it}/M_{i,t-1}$	0.396**	0.393**
	(2.11)	(2.16)
$PostTreat_{it} \times \Delta C_{it}/M_{i,t-1}$		0.211*
		(1.87)
$\Delta NA_{it}/M_{i,t-1}$	0.019	0.024
	(0.61)	(0.81)
$\Delta RI_{it}/M_{i,t-1}$	0.053***	0.052***
	(3.34)	(3.26)
$\Delta I_{it}/M_{i,t-1}$	-2.058***	-2.337***
	(-2.59)	(-2.95)
$\Delta D_{it}/M_{i,t-1}$	1.016	0.789
	(1.03)	(0.84)
$Lev_{it}$	0.107	0.104
	(1.52)	(1.47)
$\Delta NF_{it}/M_{i,t-1}$	-0.032	-0.033
	(-0.97)	(-1.02)
$Lev_{it} \times \Delta C_{it}/M_{i,t-1}$	-0.381	-0.348
	(-0.94)	(-0.89)
<i>Firm</i>	是	是
<i>Year</i>	是	是
<i>Cons</i>	0.059*	0.059*
	(1.70)	(1.70)
<i>N</i>	15156	15156
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.032	0.033

注：括号内数值为异方差和公司聚类调整的  $t$  统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。