

中国式影子银行的收缩与企业投资行为

——基于资管新规出台背景的证据

冀志斌 叶耐德 孔东民*

摘要: 利用2018年4月资管新规出台这一外生场景,本文探讨了中国式影子银行的收缩对企业投资行为造成的影响。我们发现资管新规的出台使得此前依赖影子银行体系进行融资的企业(相较于其他企业)的投资水平下降了18.3%。进一步的分析显示,资管新规的出台加剧了企业的融资约束并且减短了企业的债务期限。最后,本文发现资管新规的出台对企业投资的抑制作用主要体现在边际资本产出较低的企业,而对边际资本产出较高的企业而言,这种抑制作用有限,因此资管新规的出台提升了资本在企业间的配置效率。

关键词: 资管新规;影子银行;企业投资

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.02.19

一、引言

起源于商业银行的监管套利行为,中国的影子银行体系承担了将商业银行表内业务转移至表外以规避监管的任务(Hachem and Song, 2021; Chen et al., 2018; Acharya et al., 2020)。在2008年国际金融危机期间中国政府出台的“四万亿”财政刺激计划的作用下,这一体系得到进一步扩张(Chen et al., 2020)。由于中国式影子银行依托于商业银行同业业务,银行间市场成为支撑影子银行扩张的中枢系统,因此,中国式影子银行体系的波动会影响到货币市场短期利率,进而溢出至债券市场、常规信贷市场乃至股票市场(胡志鹏, 2016)。尽管监管层在2018年之前就已经针对影子银行系统多次出台监管措施,但是结果总是“按了葫芦起了瓢”。^①为了彻底防范影子银行造成的金融系统性风险,中国人民银行与原中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会以及国家外汇管理局于2018年4月联合发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(以下简称“资管新规”)。通过对资金来源端的穿透式监管,资管新规的发布有效

* 冀志斌,中南财经政法大学金融学院;叶耐德,上海交通大学上海高级金融学院;孔东民,华中科技大学经济学院。通信作者及地址:叶耐德,上海市徐汇区淮海西路211号上海高级金融学院,200230;电话:18019461453;E-mail: ndye.20@saif.sjtu.edu.cn。本文得到中南财经政法大学基本科研业务费青年教师创新项目“资产价格、金融稳定与中国经济发展”(2722019JCT012)的资助。作者感谢两位匿名审稿人富有建设性的宝贵意见,当然文责自负。

^① 例如,在2008—2010年间,商业银行通常与信托公司合作实现信贷资产的出表;在2011—2013年间,监管政策限制了“银信合作”的空间,影子银行体系转而通过银行同业业务、商业银行与证券公司的合作业务得到进一步发展;在2014—2017年间,监管层同时约束了“银信合作”与“银证合作”,商业银行开始利用基金公司的通道业务实现监管套利。

遏制了影子银行的发展：中国式影子银行的规模^①从2018年4月的26.81万亿元持续下滑至2021年6月的20.07万亿元，其规模的收缩幅度达到了25%。作为对正规信贷的重要补充（钱雪松等，2017），影子银行在资管新规发布后的迅速收缩是否影响、又如何影响了实体经济的投资行为？对此，学术界还未给出明确的微观证据。

目前，关于中国式影子银行的文献可以划分成两支，分别立足于宏观结构模型与基于微观数据的简约式估计。一支文献着重探讨了影子银行对金融稳定和货币政策有效性的影响。具体而言，林琳等（2016）验证了影子银行的扩张加剧了顺周期效应，集聚了大量金融风险。Chen et al.（2018）、高然等（2018）、高蓓等（2020）分别从预期、商业银行面临的两类信贷约束（资本充足率与存贷比）以及银行产权异质性等角度着手，发现中国式影子银行削弱了货币政策的有效性。另一支文献则重点关注了中国式影子银行的微观特征与“反哺效应”。例如，有部分研究基于委托贷款交易层面的数据发现，委托贷款的数量会在正规信贷紧缩时上升，并且其定价能够反映基本面的风险（Allen et al., 2019），这一影子银行机制能够弥补正规金融发展的不足，缓解中国中西部地区企业的融资约束（钱雪松等，2017）。Allen et al.（2021）的研究则基于2002—2015年间发行的信托产品，发现中国信托产品的定价既依赖于潜在的投资风险，也取决于产品背后隐性担保的强度。

这些研究增进了我们对中国式影子银行经济后果的认识，但是并没有提供其影响经济实体投资行为的实证证据。部分文献利用区域性的“委托贷款、信托贷款与未贴现银行承兑汇票之和”去刻画影子银行活动，以检验影子银行对企业资本支出的影响（黄贤环等，2021；潘攀等，2020）。但是这一区域性质的指标容易受到其他经济因素的影响，因此存在遗漏变量造成的内生性问题，很难精确地识别出中国式影子银行与企业投资之间的因果关系。由于影子银行全链条记录数据的匮乏，我们缺乏精确识别影子银行经济后果的工具。2018年4月资管新规的出台为我们研究影子银行对中国实体经济的影响提供了新的契机：如果影子银行对实体经济的资本配置不重要，那么即使资管新规的发布造成了影子银行体系的迅速萎缩，此前依赖影子银行融资的企业投资行为也不会受到影响。本文以资管新规的颁布作为外生场景，利用冲击前企业是否依赖影子银行体系进行融资构建实验组与控制组，采用双重差分法考察中国式影子银行与企业投资行为之间的因果关系。具体而言，本文利用上市公司财务报表附注信息，识别出在2015—2017年间通过委托贷款、信托贷款、银行承兑汇票贴现^②获得融资的企业，以此类企业作为依赖中国式影子银行体系的实验组。

我们在双重差分检验中加入了年份-半年度-行业固定效应与年份-半年度-省份固定效应，以尽可能地降低样本期间内其他因素对实证结果的干扰。本文的实证结果表明：在资管新规发布之后，实验组企业的资本支出相较于控制组企业降低了18.3%。我们的双重差分模型通过了平行趋势检验。在进行安慰剂检验、更换代理变量、标准误聚类层面，上述结论依旧保持稳健。

^① 我们用商业银行的“表外三项”（委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票存量规模之和）衡量中国式影子银行的规模。

^② 尽管已贴现的银行承兑汇票被商业银行按照贷款管理，不计入官方的“影子银行”体系，但是该项指标可以反映出银行承兑汇票对该企业日常运营而言是否重要，进而体现出该企业对未贴现银行承兑汇票的依赖。

为了进一步检验影子银行体系的收缩影响企业投资的机制，我们进行了一系列的机制检验。首先，如果企业很难实现影子银行体系融资与银行表内信贷融资的无摩擦替代，那么资管新规发布之后处理组企业的融资规模将会下降，无法为企业投资提供足额资金。实证结果支持了这一机制猜想：我们发现实验组企业在资管新规发布之后的新增借款规模（相比控制组企业）降低了18%、投资对经营性现金流的敏感性增加了8.1%。该估计结果意味着在资管新规发布之后，实验组企业的投资更加依赖内源现金流，因此企业的融资约束增大了。其次，即使企业实现了银行信贷对影子银行融资的替代，商业银行也会对于刚建立起的借贷关系提出更加苛刻的条款要求，例如缩短贷款期限。根据Choudhary and Limodio (2022)，企业会将资产端的期限与负债端的期限相匹配，因而贷款期限的缩短会降低长期资产的投资支出。本文的实证结果支持了这一机制的存在性。我们发现：在经历资管新规发布的冲击之后，企业的长期负债与总负债的比值降低了1.5%。

为了进一步验证资管新规发布后“影子银行融资-商业银行表内贷款”转换过程中的摩擦造成了企业投资受阻，本文进行了三项异质性分析。第一，如果企业所在城市的银行分支机构数量更多，资管新规对企业投资的抑制作用将会更强。第二，如果企业在冲击发生前拥有的固定资产净值更高，资管新规对该企业投资的抑制作用将会更弱。第三，如果企业在冲击之前持有的现金水平更多，那么资管新规对该企业投资的负面影响将会更弱。

最后我们检验了资管新规的发布对资本配置效率的影响。在实证策略上，我们依据Bau and Matray (2023)的研究框架，对企业在冲击之前的边际资本产出进行排序并分成三组，进行分组回归。我们发现，对于边际资本产出越低的企业而言，资管新规的出台对企业投资的抑制作用越强。而对具有最高水平的边际资本产出的企业而言，资管新规的出台对投资的影响甚至在统计学意义上并不显著。该估计结果表明，在资管新规发布之后，低边际资本产出的企业收缩了投资，同时高边际资本产出的企业的投资未受到影响，因此总体的资本配置效率得到了改善。

本文可能的贡献体现在以下两个方面：第一，利用微观上市公司的数据与资管新规的外生场景，从企业投资的角度提供了中国式影子银行影响实体经济的实证证据。由于微观监测数据的匮乏，鲜有研究能够外生识别影子银行的动态对经济实体的投资行为的影响。我们的研究表明，影子银行的萎缩造成了企业投资规模的下降，但是提升了资本配置效率。第二，实证考察了资管新规的实施对经济实体投资行为造成的影响。2018年4月发布的资管新规对中国经济的影响深远，彭俞超和何山(2020)基于DSGE模型，发现资管新规的出台导致了中国经济投资总量的下降、提高了资源配置效率，为我们提供了对资管新规后果的初步认知，不过缺乏微观实证数据的支撑。本文的发现在一定程度上肯定了资管新规发布的积极意义，虽然其产生了一定的经济成本、在短期内加剧了经济体内的金融摩擦，但是提升了企业之间的资本配置效率。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分是制度背景与假设提出；第三部分交代了本文实证研究的具体设计；第四部分报告了资管新规影响资本配置的实证结果；第五部分是对全文的总结。

二、制度背景与假设提出

(一) 中国式影子银行

不同于发达国家以非银行金融机构(如投资银行)为主导者的影子银行体系,中国式影子银行的主导者仍然是商业银行(高然等,2018)。欧美等发达国家影子银行资金的来源是货币市场基金、股权投资基金等,以嵌套型的资产证券化以及回购业务作为主要表现形式。而中国式影子银行的主要内容其实是“银行的影子”,即商业银行以规避监管和存贷比限制为目的,通过不规范的会计记账手段,创造信用货币为企业提供融资的活动,其本质仍然是与贷款类似的信用创造行为(孙国峰和贾君怡,2015)。中国式影子银行的资金来源主要是银行的表外信用(票据)、表内资金(存款)和表外理财。其通过商业银行间的同业业务、与其他非银行金融机构合作开展的资产管理计划等业务,让资金以委托贷款、资金信托计划以及各类资管产品的形式回流至实体经济(李文喆,2019)。

(二) 资管新规、影子银行与实体经济的资本配置

2018年4月27日,中国人民银行联合原中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会以及国家外汇管理局发布了资管新规,其作用主要体现在对影子银行的资金来源端的管制:第一,通过将合格投资者认定为上年末净资产不低于1000万元的法人单位,提高了实体工商企业参与影子银行资金来源端活动的门槛;第二,通过禁止金融机构对理财产品的刚性兑付,以及实施对理财产品的穿透式监管,限制了理财产品虚高的收益率,削弱了资金流向影子银行体系的动机;第三,通过禁止金融机构为其他金融机构的资产管理产品提供规避监管的通道服务,抑制了通道业务。

借鉴Chen et al. (2018)的做法,本文用委托贷款、信托贷款以及未贴现银行承兑汇票的存量之和衡量中国式影子银行的规模。如图1所示,随着2018年4月资管新规的推出,中国式影子银行的规模遭受了几乎断崖式的下跌,全社会融资对影子银行体系的依赖程度(影子银行规模与当期全社会融资总额之比)也随之下降。可见,资管新规的推出对影子银行的影响是立竿见影的。

如图2所示,中国式影子银行体系的资金来源端依赖于投资者对各类理财产品以及资产管理计划的金融资产性质的投资。而资管新规的发布通过“认定合格投资者”“打破刚兑”以及“抑制通道业务”等规定限制了影子银行体系资金来源端的规模。资金来源端的萎缩最终会波及影子银行体系中资金的投放端,造成了此前依赖影子银行进行融资的企业缺乏用于投资实物资产的资金。如果影子银行对企业投资而言并不重要,那么即使资管新规造成了影子银行体系的萎缩,此前依赖于影子银行体系进行融资的企业也可以通过商业银行表内信贷资源提供的融资支付资本支出,因而不会改变企业的投资行为。但是,银行表内信贷资源的投放会受到更加严格的监管,因而对借款企业有着更高的要求。如果企业在“通过影子银行融资-通过银行表内信贷资源借款”的转换过程中受到阻碍,那么企业能够得到的用于投资的借款将会减少,企业承担的融资约束将会加剧(Huang et al., 2020),最终减少企业的资本支出。此外,即使企业实现了银行表内信

贷对影子银行的替代，商业银行也会对借款条款提出更加苛刻的要求，例如为了降低贷款风险而要求缩短期限。而由于企业会尽量匹配资产端的期限与负债端的期限 (Choudhary and Limodio, 2022)，因此企业购买资本的支出将会减少。所以，本文提出假设 1。

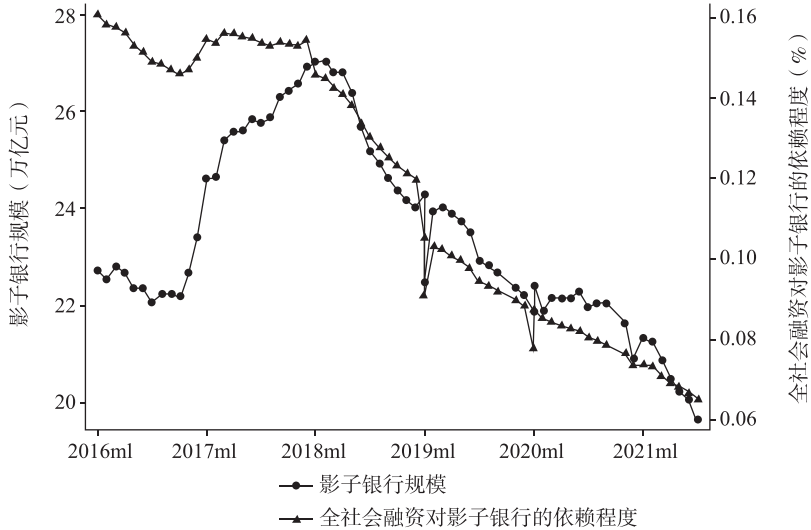


图 1 影子银行的规模与全社会融资对影子银行的依赖程度

数据来源：中国人民银行。

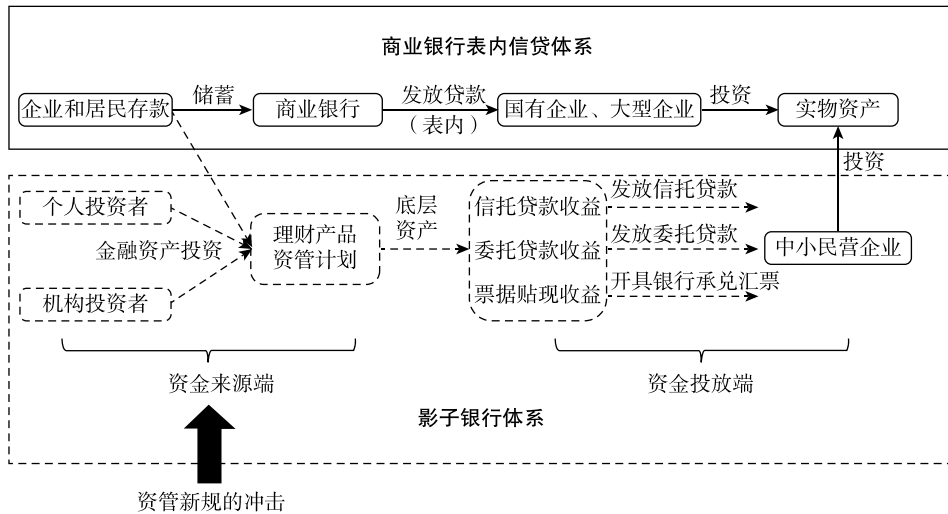


图 2 商业银行表内信贷体系与影子银行体系的比较

假设 1 在资管新规发布之后，此前依赖影子银行进行融资的企业会降低投资规模。

本文还将进一步讨论资管新规的发布对资本配置效率的影响。从理论上来看，这种影响的方向其实并不明确。一方面，中国式影子银行体系的兴起本就是对实体部门融资需求的市场反应 (Chen et al., 2020)。通过减轻金融摩擦，影子银行体系能够帮助信贷资源流向生产率更高的非国有部门 (Zhu, 2021)。因此资管新规的发布可能会降低资本配置效率。但是在另一方面，影子银行体系的投资方往往是理财产品的个人投资者与实体工商企业。相比于掌握大量储户信息的商业银行，个人投资者与实体工商企业在审核

债务人资质方面不具有信息优势。并且,由于影子银行体系长期游离于监管系统之外,信息披露机制的不完备使得影子银行体系两端的信息不对称问题无法被有效解决。这种机制可能为不具有合格资质的企业提供了融资机会。而资管新规的发布能够促使企业的融资转向商业银行的正规信贷流程,因此借款人的资质能被更加准确地识别,进而提高了资本的配置效率。所以,本文提出假设2。

假设2 资管新规实施后,企业间的资本配置效率得到提升。

三、研究设计

(一) 数据来源

为考察资管新规的实施对企业投资行为的影响,我们选取2015年上半年至2021年下半年沪深两市A股上市公司作为研究对象。同时,为了更好地评估围绕资管新规出台的前后一段时期内企业投资行为的动态调整,我们选取半年度频率的样本。这样我们可以考察事件冲击前后六期内,实验组与控制组企业投资行为差异的动态变化,并且有利于我们检验双重差分模型的平行趋势假设,观测到资管新规的长期效应。我们剔除了金融行业的样本、主要变量缺失以及在2018年之前没有观测值的样本,最终获得了3402家企业从2015年上半年至2021年下半年的非平衡面板数据。为了消除异常值对回归结果的影响,我们对连续型变量进行了上下1%的winsorize缩尾处理。由于本文计量模型中主要的被解释变量是企业资本支出的自然对数值,我们以2015年为基期,利用各年份的固定资产投资价格指数对企业投资进行平减。公司层面的数据来源于CSMAR数据库。此外,各城市商业银行分支机构数量的数据来源于国家金融监督管理总局官网提供的金融许可证数据库。

(二) 变量设计与模型设定

本文采用双重差分法考察资管新规的出台对企业投资行为的影响。在准自然实验情形下,双重差分法通过利用某一外生冲击对实验组和控制组的异质性影响,克服内生性问题,识别因果关系。然而,本文实证工作的难点在于:资管新规是面向全国实施的政策,而没有采取试点制,难以找到同一时期完全不受该政策影响的企业作为控制组。为了识别出研究样本中的实验组和控制组,我们手工收集了2015—2017年中国A股非金融类上市公司年报中财务报表附注对当年借款性质的记录,并借助CSMAR数据库中财务报表附注库进行补充,识别出在2015—2017年间通过委托贷款、信托贷款、银行承兑汇票贴现获得融资的企业共310家,并以此类企业作为依赖影子银行体系进行融资的处理组,其余企业作为能够通过银行表内信贷资源获得主要融资的控制组。

我们构建如下计量模型进行双重差分检验:

$$Y_{i,t} = \lambda + \eta \text{treat}_i \times \text{post}_t + \gamma' CV_{i,t-1} + \alpha_i + \beta_{t-ind} + \delta_{t-province} + \epsilon_{i,t}. \quad (1)$$

在模型(1)中, $Y_{i,t}$ 为被解释变量,表示企业*i*在时点*t*的资本支出,借鉴Zwick and Mahon(2017),我们用上市公司现金流量表披露的“购买固定资产、无形资产及其他长期资产支付的现金”的自然对数值衡量企业投资。借鉴Chen et al.(2022)的做法,在稳健性检验中,我们分别使用投资额的逆双曲正弦变换(inverse hyperbolic sine

transformation)、投资额与 2017 年年末总资产^①的比值、投资额与 2017 年年末固定资产净值的比值衡量企业投资。 $treat_i$ 为分组变量, 实验组取 1, 控制组取 0; $post_i$ 是一个指示变量, 当样本观测值发生在 2018 年下半年及其之后的时点, 其取值为 1, 否则取值为 0; $CV_{i,t-1}$ 为一系列滞后一期的企业层面的控制变量, 包括了企业的资产收益率、杠杆率、规模、托宾 Q 值以及年龄, 控制变量的具体设定见表 1。为了控制每家企业非时变的因素对投资的影响, 我们加入了个体固定效应 α_i 。为了控制每个时点来自不同行业层面与省份层面的冲击, 我们加入了年份-半年度-行业^②固定效应 β_{t-ind} 与年份-半年度-省份固定效应 $\delta_{t-province}$ 。对多维固定效应的控制有利于消除同期其他宏观事件对该研究的干扰, 例如: 中美贸易摩擦, 因为不同行业受中美贸易摩擦的影响不一 (Benguria et al., 2020); 不同时期的产业政策。 $treat_i$ 与 $post_i$ 交乘项的系数估计结果需要我们重点关注, 如果该值显著为负数, 则能够验证本文的假设 1。

为了检验资管新规的发布对企业间资本配置效率的影响, 本文借鉴 Bau and Matray (2023) 的研究框架, 将样本按照 2015—2017 年平均的边际资本产出进行排序, 并检验资管新规的发布是否对不同资本边际产出的企业有着不同强度的影响。如果资管新规的发布提高了资本配置效率, 那么即使资管新规对企业投资有着负向影响, 也主要是对低资本边际产出的企业产生影响。我们假设企业的生产函数服从 Cobb-Douglas 生产函数形式: $Revenue_{i,j,t} = A_{i,j,t} K_{i,j,t}^\alpha L_{i,j,t}^\beta$ 。其中, $Revenue$ 是企业的收入, A 表示企业的全要素生产率, K 表示企业持有的资本, L 表示企业的劳动力, j 表示企业所处行业, α 和 β 分别代表企业的资本份额与劳动份额。企业的资本边际产出为 $MRPK = \frac{\partial Revenue}{\partial K} = \alpha_j \frac{Revenue}{K}$ 。

由于我们假设同一行业内不同企业的资本份额相同, 因此收入与资本的比值 $\left(\frac{Revenue}{K}\right)$ 可以被用来衡量同一行业内部不同企业的资本边际产出。本文采用企业每半年的营业收入与固定资产净值的比值衡量行业内的资本边际产出, 并取 2015—2017 年的均值。最后, 我们根据每个行业内企业的资本边际产出的三分位数将样本等分为三组, 并分别使用这三组子样本对模型 (1) 进行重新估计。

表 1 变量设定

变量类型	标识	定义
被解释变量	$\log Investment$	资本支出的自然对数
	$IHS Investment$	资本支出的逆双曲正弦变换
	$Investment / Asset$	资本支出与 2017 年年末总资产的比值
	$Investment / Capital$	资本支出与 2017 年年末固定资产净值的比值
控制变量	Roa	企业当期净利润与总资产的比值 (资产收益率)
	Lev	企业当期总负债与总资产的比值 (杠杆率)
	$Size$	企业当期营业收入的自然对数 (规模)
	$TobinQ$	企业市场价值与账面价值的比值 (托宾 Q 值)
	Age	观测时点对应年份与企业创立年份的差值的自然对数 (年龄)

① 之所以用 2017 年年末总资产作为分母, 是因为 2017 年是冲击发生的前一年, 分母不会受到资管新规的影响。

② 行业的分类依据《上市公司行业分类指引》(2012 年修订)。

(三) 统计特征

表2报告了本文主要变量的均值、标准差、最小值、中位数以及最大值。其中,企业半年度固定资产投资自然对数的均值为17.762,最小值为6.454,最大值为26.037,这说明即使我们对投资水平进行了取对数的处理,企业之间的投资水平仍然存在较大的差距。图3报告了实验组与控制组企业固定资产投资的自然对数在冲击发生前后每年的平均水平,其中实线表示对照组企业,虚线表示处理组企业。由图3可以看出,在2018年之前,实验组与控制组企业的投资水平都呈现增长态势,并且处理组企业投资水平的增长速度明显更高。而在2018年,尽管处理组与对照组企业的投资水平都在上升,但是处理组企业投资的上升速度明显低于对照组。并且在2018年之后,处理组企业投资的下降幅度也大于对照组企业。这一简单事实初步验证了资管新规的发布造成的影响。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>log Investment</i>	43 545	17.762	2.063	6.454	17.876	26.037
<i>IHS Investment</i>	43 545	18.775	2.073	8.058	18.89	27.206
<i>Investment/Asset (%)</i>	43 545	2.724	3.704	0	1.45	21.739
<i>Investment/Capital (%)</i>	43 545	26.134	58.001	0	9.493	430.77
<i>Roa</i>	43 545	0.016	0.046	-0.273	0.018	0.118
<i>Lev</i>	43 545	0.43	0.209	0.061	0.418	0.973
<i>Size</i>	43 540	21.152	1.551	17.229	21.044	25.391
<i>TobinQ</i>	42 273	2.2	1.603	0.837	1.695	10.95
<i>Age</i>	43 545	2.931	0.307	1.609	2.944	3.989

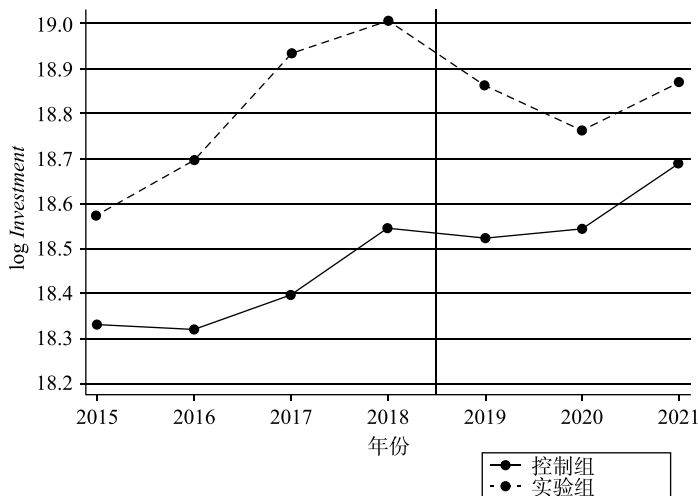


图3 企业年度固定资产投资水平的动态变化

四、实证结果

(一) 基准回归结果

为了考察资管新规的颁布对企业投资的影响，我们对模型（1）进行估计。实证结果如表 3 所示。表 3 第（1）列报告了不加入控制变量，只考虑公司固定效应以及年份-半年度固定效应时的系数估计结果，第（2）—（4）列报告了依次加入行业-年份-半年度固定效应、省份-年份-半年度固定效应以及公司层面控制变量后的系数估计结果。第（1）—（4）列显示，*treat* 与 *post* 交乘项的系数估计值始终为负数，并且从统计学意义上看，至少在 10% 的水平上显著。

对于回归结果经济意义的解释：当我们只控制公司固定效应以及年份-半年度固定效应时，*treat* 与 *post* 交乘项的系数估计值为 -0.129，这意味着此前依赖影子银行进行融资的企业在资管新规发布之后的资本支出（相较于控制组企业）降低了 12.9%。而如第（4）列所示，当我们加入完整的控制变量与固定效应时，*treat* 与 *post* 交乘项的系数估计值下降到了 -0.183，这意味着此前依赖影子银行进行融资的企业在资管新规发布之后的资本支出（相较于控制组企业）降低了 18.3%。可见，从经济学意义上来看，资管新规的颁布对企业投资规模的负向影响非常大。

基准回归的结果表明，在资管新规发布之后，此前依赖影子银行进行融资的企业无法顺利地使用商业银行表内信贷资源替代影子银行进行融资，因此投资规模（相较于控制组企业）大幅度下降。在下文的机制检验部分，本文将分别从借款规模降低、融资约束加剧以及债务期限缩短三个角度验证“资管新规发布-企业融资受阻-投资减少”的经济机制。

表 3 资管新规的颁布对企业投资的影响

被解释变量	logInvestment	logInvestment	logInvestment	logInvestment
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.129*	-0.180***	-0.168**	-0.183***
	(0.066)	(0.067)	(0.066)	(0.060)
<i>Roa</i>				2.321***
				(0.229)
<i>Lev</i>				-0.134
				(0.131)
<i>Size</i>				0.547***
				(0.032)
<i>TobinQ</i>				-0.007
				(0.011)
<i>Age</i>				-0.129
				(0.278)
公司固定效应	是	是	是	是

(续表)

被解释变量	logInvestment	logInvestment	logInvestment	logInvestment
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份-半年度固定效应	是	否	否	否
行业-年份-半年度固定效应	否	是	是	是
省份-年份-半年度固定效应	否	否	是	是
Observations	43 545	43 502	43 435	38 850
R ²	0.752	0.763	0.769	0.801

注：括号内的数值为聚类在公司层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平。以下各表同。

(二) 稳健性检验

为了保证本文基准回归结果的稳健性，我们进行了一系列的稳健性检验：第一，我们更换了企业投资水平的代理变量；第二，使用双重差分法的前提假设是处理组与对照组的投资水平在冲击前保持平行趋势，因此我们借鉴事件研究法思想（Bertrand and Mullainathan, 2003），对处理组与对照组的平行趋势进行了检验；第三，我们采用随机分组的方式对基准回归的结果进行了安慰剂检验^①。此外，和样本期重叠的事件还包括“新冠”疫情冲击和中美贸易摩擦，可能会对实证结果造成干扰，不过，因为中美贸易摩擦对不同行业的冲击程度不一，而由于中国对“新冠”疫情的较早管控，不同地区在不同时点受到的冲击不同，所以我们在实证模型设定中加入的年份-半年度-行业固定效应和年份-半年度-省份固定效应可以在一定程度上吸收这些因素的影响。并且，下文的平行趋势检验的结果显示，在“新冠”疫情爆发之前，实验组企业的投资已经呈现显著的下行趋势，综上，我们可以排除其他因素的干扰。

1. 更换代理变量

为了保障实证结果的稳健性，我们借鉴 Chen et al. (2023) 的做法，分别使用投资额的逆双曲正弦变换、投资额与2017年年末总资产的比值、投资额与2017年年末固定资产净值的比值衡量企业投资。更换被解释变量衡量方法后的实证结果如附录表A1所示。结果表明，*treat*与*post*交乘项的系数估计值均显著为负值。由此可见，更换企业投资水平的衡量方式不影响我们从基准回归中得到的结论。

2. 平行趋势检验

进行双重差分检验的前提假设是：实验组与对照组的投资水平在冲击之前应该保持平行趋势，而二者趋势的分化应该出现在冲击之后。为了验证本文的设定满足这一假设，我们借鉴 Bertrand and Mullainathan (2003) 的做法，以资管新规出台的时点（2018年上半年）作为基准，对如下模型进行估计：

$$Y_{i,t} = \lambda + \sum_{HalfYear \neq 2018H1} \eta_i treat_i \times HalfYear_i + \gamma' X_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (2)$$

^① 本文通过随机抽取企业设定实验组与对照组并重复500次进行安慰剂检验，发现由随机分组生成的交乘项系数估计值的均值接近0，同时，绝大部分估计值的*p*值大于0.1。安慰剂检验结果见附录I。篇幅所限，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

该计量模型中的变量 $HalfYear_i$ 是对各个时期的指示变量，例如如果样本处于 2018 年的下半年，那么变量 $HalfYear_{2018H2}$ 将取值为 1，其他观测值的这一变量取值为 0。各期虚拟变量 ($HalfYear_i$) 与处理组虚拟变量 ($treat_i$) 交互项的系数值 (η_i) 用以反映各期处理组与控制组企业投资之间的差异。平行趋势假设要求这种差异不会在冲击发生前出现。向量 $X_{i,t}$ 包含了模型 (1) 中的控制变量与多维固定效应。

图 4 报告了平行趋势检验的结果。其中，实线代表的区间表示 95% 的置信区间，红色的圆点代表了估计系数的值。图 4 表明资管新规的发布对企业投资的影响是渐进的，从 2018 年下半年开始，处理组企业的投资相较于对照组已经呈现了下行趋势，从 2019 年下半年开始，处理组与对照组的投资规模在 95% 的置信区间上出现了显著的差异，而在 2018 年上半年之前，这种差异并不显著异于 0。

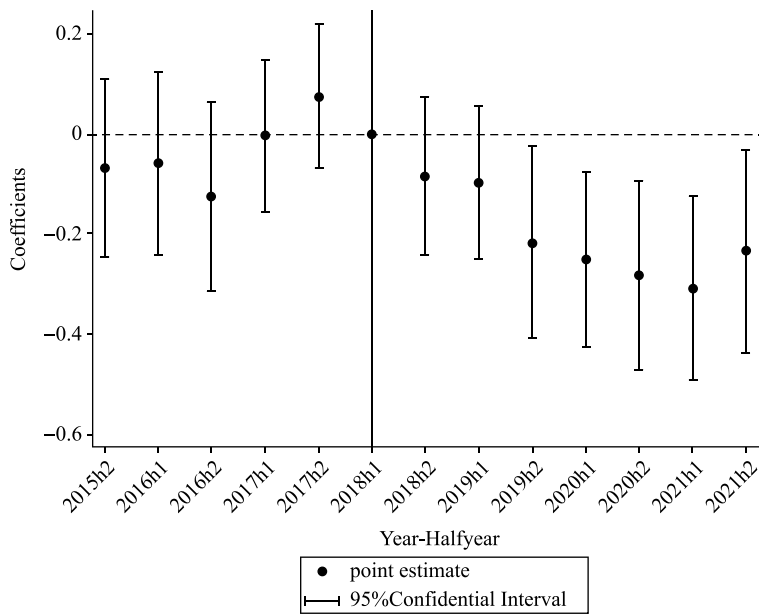


图 4 平行趋势检验

(三) 机制检验

1. 借款规模

对于此前依赖影子银行体系进行融资的企业而言，资管新规的发布造成了影子银行体系的收缩，进而导致这些企业融资来源的减少。此后这类企业需要通过银行表内信贷资源提供的借款补充融资缺口，但是如果企业无法实现影子银行体系融资与银行表内信贷融资的无摩擦替代，在资管新规发布之后这类企业的借款规模将会下降，因此企业无法为资本支出筹集足额资金。为了验证这一机制，本文检验了资管新规的发布对企业新增借款规模的影响，我们用企业现金流量表中的科目“取得借款收到的现金”衡量企业当期的新增借款。本文在模型 (1) 的基础上，将被解释变量更换为企业新增借款的自然对数，记作 $\log Borrowing$ ，并进行估计。附录表 A2 报告了该项检验结果，以第 (4) 列为例，交乘项 $treat \times post$ 的系数估计值为 -0.180 ，并且在 1% 的水平上显著。该估计结果表明，此

前依赖影子银行进行融资的企业的新增借款规模在资管新规发布之后减少了18%。^①

2. 融资约束

一个可能干扰上文“资管新规发布-企业借款规模减少-企业投资降低”机制检验的解释是：企业新增借款规模的下降可能是由融资需求的萎缩造成的，而非资金供给侧的因素导致的。因此，我们进一步检验了资管新规的发布对企业融资约束的影响。借鉴 Fazzari et al. (1988)、Huang et al. (2020) 的做法，我们使用投资-经营性现金流敏感性衡量企业的融资约束，该敏感性越高，意味着企业的投资越依赖内源现金流，因此融资约束越严重。本文在模型(1)的基础上加入了 *treat*、*post* 与 *CF* (滞后一期的经营性现金流的对数值) 的三重交互项，并对模型进行估计，实证结果由附录表 A3 所示。以表 A3 的第(4)列为例，该估计结果表明，控制组企业在经历资管新规的发布之后，投资-现金流敏感性(相较于控制组企业)上升了8.1%，这意味着资管新规的发布的确加剧了企业的融资约束。

3. 债务期限

即使此前依赖影子银行进行融资的企业在资管新规发布之后能够通过商业银行表内信贷资源弥补融资缺口，商业银行也会对于刚建立起的借贷关系提出更加苛刻的条款要求，例如缩短贷款期限。企业会匹配资产端的期限与负债端的期限(Choudhary and Limodio, 2022)，因而贷款期限的缩短会降低资本支出。本文在模型(1)的基础上，将被解释变量更换为长期负债与总负债的比值，记作 $\frac{LongTermDebt}{TotalDebt}$ ，并进行估计。附录表 A4 报告了回归结果，以第(4)列为例，交乘项 *treat* × *post* 的系数估计值为-0.015，并且在5%的水平上显著。该估计结果表明，此前依赖影子银行进行融资的企业长期负债占总负债的比重在资管新规发布之后减少了1.5%。

(四) 异质性检验

1. 银行借款的可得性

如果公司所能接触到的商业银行信贷资源有限，那么在影子银行体系收缩之后，企业用商业银行的表内贷款代替影子银行进行融资的难度就会更大。本文借鉴 Geng et al. (2021)，依据2017年各城市银行分支机构的数量衡量公司获得银行表内信贷资源的难易程度。具体而言，如果一个城市拥有的商业银行分支机构数量高于2017年所有城市的中位数，则将办公地点位于该城市的企业视作有着更高的银行借款可得性。我们根据企业银行借款可得性的高低对模型(1)进行了分组回归，估计结果如附录表 A5 所示。表 A5 的第(1)列表明，交乘项系数的估计值为-0.123，但是并不具有统计学意义的显著性，因此资管新规的发布对具有高银行借款可得性的企业的投资并未产生显著的影响。表 A5 的第(2)列表明，交乘项系数的估计值为-0.274，并且在1%的水平上显著，该估计结果意味着资管新规发布之后，银行借款可得性较低的企业投资下降了27.4%。我们在表 A5 的最后两行报告两组回归系数的差异与显著性，可以看出两组回归的系数差异是显著的。

^① 延续平行趋势检验的做法，本文在模型(2)的基础上检验了资管新规影响企业新增借款和债务期限的动态效应，发现与企业投资动态效应的趋势基本一致，该结果见附录图 A1 和图 A2。

2. 抵押能力

如果公司拥有足额的抵押品，那么在资管新规发布之后，企业可以凭借抵押品减轻用商业银行表内贷款替代影子银行体系的阻力。我们依据 2017 年年末企业拥有的固定资产净值的中位数衡量企业抵押能力的高低，并分别对两组子样本进行分组回归，回归结果如附录表 A6 所示。表 A6 的第 (1) 列表明，当回归样本是具有高抵押能力的企业时，交乘项系数的估计值为 -0.134，但只在 10% 的水平上显著。表 A6 的第 (2) 列表明，对于抵押能力较低的企业而言，交乘项系数的估计值为 -0.245，且在 5% 的水平上显著。此外，两组回归的系数差异在统计学意义上也是显著的。因此，该项异质性检验支持了抵押能力在企业融资渠道“影子银行-商业表内信贷款”转换过程中的重要作用。

3. 现金持有水平

如果公司在资管新规发布之前持有足够的现金，那么即使在“影子银行-商业银行表内贷款”融资来源的转换过程中出现摩擦，企业也可以将此前持有的现金用于资本支出。我们用 2017 年年末企业持有现金与固定资产的比值衡量企业的现金持有水平，并根据该值的中位数判定企业现金持有水平的高低。附录表 A7 报告了分组回归的结果，可以看出，资管新规的发布只对现金持有水平较低的企业的投资产生了显著的抑制作用。

(五) 资管新规的发布与资本配置效率

为了验证本文提出的假设 2，即影子银行体系的收缩是否改善了资本配置效率，我们借鉴 Bau and Matray (2023) 的研究框架，对资管新规发布之前企业的边际资本产出由高至低进行排序并根据行业内的序数等分成三组，进行分组回归。我们检验资管新规的发布是否对边际资本产出更低的企业产生了更强的作用。

表 4 报告了实证结果。我们发现资管新规的发布对处理组企业投资的负向影响随着企业资本边际产出的上升而减少，并且交互项系数估计的显著性也随之降低。对于资本边际产出最高的企业而言，资管新规对企业投资的影响甚至不具有统计学意义上的显著性。而仅就估计值而言，资本边际产出最高企业的投资受到的影响多于资本边际产出最高企业的投资受到影响的三倍。因此，资管新规的发布抑制了资本边际产出更低的企业投资，进而提升了总体的资本配置效率。

表 4 资管新规的颁布对资本配置效率的影响

被解释变量	事前边际资本产出		
	1st	2nd	3rd
	$\log Investment$	$\log Investment$	$\log Investment$
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	-0.258** (0.115)	-0.170* (0.090)	-0.111 (0.104)
Roa	3.217*** (0.417)	1.340*** (0.350)	2.488*** (0.454)
Lev	0.164 (0.244)	-0.317 (0.201)	-0.306 (0.244)

(续表)

被解释变量	事前边际资本产出		
	1st	2nd	3rd
	logInvestment	logInvestment	logInvestment
	(1)	(2)	(3)
<i>Size</i>	0.574*** (0.063)	0.616*** (0.047)	0.491*** (0.053)
<i>TobinQ</i>	-0.016 (0.019)	0.023* (0.014)	-0.028 (0.023)
<i>Age</i>	-0.229 (0.515)	0.150 (0.445)	0.124 (0.566)
公司固定效应	是	是	是
行业-年份-半年度固定效应	是	是	是
省份-年份-半年度固定效应	是	是	是
Observations	12 924	12 553	11 832
R^2	0.799	0.833	0.814

五、结 论

由于缺乏微观层面的监测数据,鲜有学者在影子银行影响企业投资行为的领域给出足够外生的证据。我们无从知晓影子银行系统内的资金到底是在体系内空转还是流向了实体经济。利用2018年4月资管新规出台的外生场景,本文探讨了中国式影子银行的收缩对企业投资行为造成的影响。我们依据冲击发生之前企业是否依赖影子银行体系进行融资划分处理组与对照组。本文发现,资管新规的发布使得处理组企业的投资水平(相较于对照组企业)下降了18.3%。

我们从借款规模、融资约束以及债务期限三个角度检验了资管新规的发布对企业投资的影响机制。异质性检验的结果表明,对于银行表内信贷可得性较低、抵押能力较弱、现金持有水平较低的企业而言,资管新规的发布对企业投资的抑制作用更强。最后我们检验了资管新规的发布对企业间资本配置效率的影响。本文发现,资管新规的发布抑制了资本边际产出更低企业的投资,而对资本边际产出更高企业的影响有限,进而提升了总体的资本配置效率。

本文基于由我国金融监管环境变化形成的自然实验展开实证研究,不仅有效识别出了资管新规的推出对微观经济个体投资行为的影响,而且也为“影子银行的经济后果”这一领域提供了新的经验证据。本文研究的政策含义在于:第一,中国式影子银行体系的存在有利于促进企业投资,但是并不利于资本配置效率的提升。因此,资管新规的出台虽然产生了一定的经济成本,但是优化了企业间的资本配置。综上,资管新规的意义不仅在于化解金融风险,而且对实体经济的高效运行也产生了积极作用。第二,本文基于企业所处的融资环境的异质性检验表明,资管新规对企业投资水平的效应强弱还依赖

于商业银行表内信贷的供给能力。因此，在影子银行迅速收缩后，对银行业结构与正规金融市场的多元化建设能够降低金融监管环境趋严在短期内造成的经济成本。

参 考 文 献

- [1] Acharya, V. V., J. Qian, Y. Su, and Z. Yang, "In the Shadow of Banks: Wealth Management Products and Issuing Banks' Risks in China", Discussion Paper Series 14957, Center for Economic Policy Research, 2020.
- [2] Allen, F., X. Gu, J. Qian, and Y. Qian, "Implicit Guarantees and the Rise of Shadow Banking: The Case of Trust Products", Working Paper, 2021.
- [3] Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu, "Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System", *Journal of Financial Economics*, 2019, 133 (1), 18-41.
- [4] Bau, N., and A. Matray, "Misallocation and Capital Market Integration: Evidence from India", *Econometrica*, 2023, 91, 67-106.
- [5] Benguria, F., J. Choi, D. L. Swenson, and M. Xu, "Anxiety or Pain? The Impact of Tariffs and Uncertainty on Chinese Firms in the Trade War", NBER Working Paper Series, NO. 27920, 2020.
- [6] Bertrand, M., and S. Mullainathan, "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (5), 1043-1075.
- [7] Chen, K., J. Ren, and T. Zha, "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China", *American Economic Review*, 2018, 108 (12), 3891-3936.
- [8] Chen, Z., et al., "Tax Policy and Lumpy Investment Behaviour: Evidence from China's VAT Reform", *The Review of Economic Studies*, 2023, 90 (2), 634-674.
- [9] Chen, Z., Z. He, and C. Liu, "The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes", *Journal of Financial Economics*, 2020, 137 (1), 42-71.
- [10] Choudhary, M. A., and N. Limodio, "Liquidity Risk and Long-Term Finance: Evidence from a Natural Experiment", *The Review of Economic Studies*, 2022, 89 (3), 1278-1313.
- [11] Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Investment, Financing Decisions, and Tax Policy", *American Economic Review*, 1988, 78 (2), 200-205.
- [12] 高蓓、陈晓东、李成, "银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性", 《经济研究》, 2020年第4期, 第53—69页。
- [13] 高然、陈忱、曾辉、龚六堂, "信贷约束、影子银行与货币政策传导", 《经济研究》, 2018年第12期, 第68—82页。
- [14] Geng, H. G., Y. Huang, C. Lin, and S. Liu, "Minimum Wage and Corporate Investment: Evidence from Manufacturing Firms in China", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2021, 57 (1), 94-126.
- [15] Hachem, K., and Z. Song, "Liquidity Rules and Credit Booms", *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (10), 2721-2765.
- [16] 胡志鹏, "'影子银行'对中国主要经济变量的影响", 《世界经济》, 2016年第1期, 第152—170页。
- [17] Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, "Local Crowding-Out in China", *Journal of Finance*, 2020, 75 (6), 2855—2898.
- [18] 黄贤环、吴秋生、王瑶, "影子银行发展与企业投资行为选择: 实业投资还是金融投资?", 《会计研究》, 2021年第1期, 第100—111页。
- [19] 李文喆, "中国影子银行的经济分析: 定义、构成和规模测算", 《金融研究》, 2019年第3期, 第53—73页。
- [20] 林琳、曹勇、肖寒, "中国式影子银行下的金融系统脆弱性", 《经济学》(季刊), 2016年第3期, 第1113—1136页。
- [21] 罗党论、应千伟、常亮, "银行授信、产权与企业过度投资: 中国上市公司的经验证据", 《世界经济》, 2012年第3期, 第48—67页。

- [22] 潘攀、邓超、邱煜,“经济政策不确定性、银行风险承担与企业投资”,《财经研究》,2020年第2期,第67—81页。
- [23] 彭俞超、何山,“资管新规、影子银行与经济高质量发展”,《世界经济》,2020年第1期,第47—69页。
- [24] 钱雪松、谢晓芬、杜立,“金融发展、影子银行区域流动和反哺效应——基于中国委托贷款数据的经验分析”,《中国工业经济》,2017年第6期,第60—78页。
- [25] 孙国峰、贾君怡,“中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角”,《中国社会科学》,2015年第11期,第92—110页。
- [26] Zhu, X., “The Varying Shadow of China’s Banking System”, *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49 (1), 135-146.
- [27] Zwick, E., and J. Mahon, “Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior”, *American Economic Review*, 2017, 107 (1), 217-248.

The Contraction of Chinese Shadow Banking and Corporate Investment Behavior —Evidence from the Background of the “New Rules on Asset Management”

JI Zhibin

(Zhongnan University of Economics and Law)

YE Naide*

(Shanghai Jiao Tong University)

Kong Dongmin

(Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: Employing the exogenous scenario introduced by the “New Rules on Asset Management” in April 2018, we try to explore the impact of the contraction of Chinese-style shadow banking on corporate investment behavior. We find that the regulation leads to a 18.3% decrease in capital expenditure for firms relying on shadow banking system prior to the shock. Then, we test three underlying mechanisms, which include the decrease of corporate borrowing, the increase of corporate financing constraints and the reduction of debt maturity. We also provide the empirical evidence that the implementation of the “New Rules on Asset Management” optimizes the allocation of capital across firms.

Keywords: “New Rules on Asset Management”; shadow banking; corporate investment

JEL Classification: G31, G21, G18

* Corresponding Author: Ye Naide, Shanghai Advanced Institute of Finance, Shanghai Jiao Tong University, No. 211 Huaibai West Road, Xuhui District, Shanghai 200230, China; Tel: 86-18019461453; E-mail: ndye.20@saif.sjtu.edu.cn.