

通道业务监管与审计定价

——来自《资管新规》的证据

曾 增¹, 何思怡²

(1. 华东理工大学 商学院, 上海 200237; 2. 四川大学 商学院, 四川 成都 610064)

摘 要: 企业借助复杂的通道业务融资掩盖真实负债水平, 不仅降低了会计信息质量, 还会导致实体经济的杠杆率被严重低估, 从而成为影响微观企业与宏观经济稳定发展的潜藏危机。利用《资管新规》“去通道”的外生冲击, 本文研究了通道业务监管对审计定价的影响。研究发现, 《资管新规》发布后, 原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著降低。异质性分析表明, 当企业更倾向于隐藏负债和规避监管以及审计师的专业能力较弱时, 加强通道业务监管降低审计费用的作用越大。路径分析显示, 加强通道业务监管通过降低审计风险和审计成本导致审计费用下降。本文揭示了金融监管在提升微观企业会计信息质量方面的积极作用, 为监管机构、审计师及企业决策提供了重要参考。

关键词: 通道业务; 资管新规; 审计定价; 会计信息质量

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2025)09-0137-16

一、引 言

2023年中央经济工作会议和中央金融工作会议强调, 要持续有效防范化解重大经济金融风险。在此背景下, 通道业务因其潜在的金融风险而受到监管机构的特别关注。通道业务的典型运作模式是商业银行与证券公司、信托公司或基金公司等中介机构合作, 以资产管理产品等形式作为资金通道, 为客户提供融资服务^①。然而, 通道业务复杂的合同内容和交易结构使其极易成为规避监管的工具。例如, 相关方可能在投资收益分配、投资方权利和退出方式等方面设置复杂的合同条款, 采用多层嵌套的交易结构, 将通道资金包装为“名为股权, 实则债务”的融资形式, 从而满足企业隐藏负债和规避监管的需求(中国银保监会, 2020; 许晓芳等, 2021)。因此, 使用通道业务融资容易导致实体经济杠杆率被低估, 成为影响微观企业与宏观经济稳定发展的潜藏危机。

收稿日期: 2024-08-07

基金项目: 国家资助博士后研究人员计划(GZC20241110); 中央高校基本科研业务费专项资金资助(JKN02252201)

作者简介: 曾 增(1995—), 女, 华东理工大学商学院讲师;

何思怡(1993—), 女, 四川大学商学院助理研究员(通信作者, hesiyi@scu.edu.cn)。

①银监发〔2014〕54号对通道业务的定义。

在健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的要求下,央行、原银保监会、证监会和外汇管理局于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》^①(以下简称《资管新规》)。《资管新规》将通道业务纳入统一监管,首次明确提出禁止规避杠杆约束等监管要求的通道业务,并要求金融机构在过渡期内压降该业务规模。根据何思怡和靳庆鲁(2023)的统计,自2017年《资管新规》发布以来,通道业务规模持续下降。截至2021年过渡期结束,信托公司的事务管理类业务、证券公司的定向资管计划以及基金公司的专户业务总规模较2016年峰值下降了52%,表明《资管新规》有效地强化了对通道业务的监管。

外部审计师是与企业交互紧密的利益相关者(Defond和Zhang, 2014)。根据《中国注册会计师审计准则第1211号——通过了解被审计单位及其环境识别和评估重大错报风险》,审计师应当了解被审计单位的融资方式,以理解预期在财务报表中反映的各类交易、账户余额和披露。因此,审计定价决策与企业的融资方式密切相关。已有研究主要关注财务报表中披露的负债水平对审计费用的影响。然而,企业存在故意降低账面杠杆率和规避监管的操纵行为(许晓芳等, 2021),而现有研究未深入探讨审计师能否识别并响应上述操纵行为。本文借助《资管新规》的场景,研究审计师能否识别企业通过通道业务隐藏负债和规避监管的行为,进而影响审计定价决策。

本文认为《资管新规》对审计定价存在正反两方面影响。一方面,《资管新规》可能削弱通道业务的“风险套利”效应,从而降低审计费用。《资管新规》限制了企业通过通道业务隐藏负债和规避监管的能力,促使财务报表更真实地反映负债水平,从而降低了企业的错报风险及诉讼和监管风险。此外,企业减少使用复杂的通道融资简化了审计程序,降低了审计成本。另一方面,《资管新规》可能削弱通道业务的“融资补充”效应,进而提高审计费用。《资管新规》导致依赖通道业务融资的企业经营风险增加,进而提高了审计风险。同时,企业可能转向更隐蔽且风险更高的非正规金融活动以获取资金,审计师需投入更多资源来识别这些资金来源,从而增加了审计成本。

基于上述理论预期,本文以《资管新规》发布前后三年,即2014—2019年中国A股上市公司为研究样本,发现相比于没有使用通道融资的企业,在《资管新规》发布后,原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著降低。异质性分析表明,当企业更倾向于隐藏负债和规避监管以及审计师专业能力较弱时,通道业务监管降低审计费用的作用越大。路径分析显示,通道业务监管通过降低审计风险和审计成本导致审计费用下降。

本文有三个方面的贡献。首先,本文丰富了影子银行的经济后果研究。现有文献多关注影子银行在宏观层面加剧系统性风险或微观层面缓解融资约束(高蓓等, 2020; 刘承昊等, 2023; Jiang, 2024; Tian等, 2024)。本文从审计定价的视角,揭示通道业务在微观层面的“风险套利”效应如何通过降低信息披露质量进而导致审计费用上升。

其次,本文拓展了企业债务融资影响审计定价的相关研究。已有文献主要关注财务报表中披露的负债水平对审计费用的影响(Choi等, 2008; 王西子和吴联生, 2020)。然而,企业存在故意降低账面杠杆率的操纵行为(许晓芳等, 2021),本文以《资管新规》为研究场景,探讨审计师能否识别企业通过通道业务隐藏负债的行为,进而影响审计定价决策。

最后,本文具有重要的现实意义。研究结论揭示了通道业务在微观层面的“风险套利”效应,表明强化通道业务监管能有效遏制企业隐藏负债和规避监管的行为,进而提高会计信息的

^①《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》正式文件于2018年4月27日发布,正式文件与征求意见稿在通道业务的监管要求上无明显差异。

真实性与透明度。这些发现不仅为审计师评估审计风险和优化审计资源配置提供了借鉴,也为监管机构全面评估《资管新规》对微观企业的具体影响提供了重要参考。

二、制度背景

在资金供给方、资金需求方和通道方的共同推动下,我国通道业务规模不断扩大。从资金供给方的角度,银行能够借助通道业务将表内业务转移至表外,以突破信贷规模、资产质量和贷款投向的指标限制,达到规避监管和利润最大化的目的。从资金需求方的角度,部分企业存在隐藏负债的动机或受到政策监管的限制,从银行直接获取信贷资金规模有限,需要转向通道业务融资。从通道方非银行金融机构的角度,这些机构仅提供资金通道,不参与资金的管理,在获得中介费用的同时并不承担额外的风险。

然而,通道业务通常设置复杂的合同条款和层层嵌套的资产管理模式,导致金融风险高度隐蔽,风险传染性扩大。从资金供给方的角度,银行无须为通道业务相关资产准备资本和提取风险准备。银行的资本和拨备规模可能不足以覆盖全部业务的风险。同时,为模糊底层资产,通道业务通常会层层嵌套,导致业务链条过长,无法穿透到底层资产。从资金需求方的角度,企业能够借助复杂的通道融资隐藏负债,例如将通道资金包装为“名股实债”的形式。这使得企业的财务报表难以反映真实的负债水平。

通道业务最初的形式是银行与信托公司合作。2008年出台的《银行与信托公司业务合作指引》(银监发〔2008〕83号),禁止银行在银信合作中提供担保和回购,目的在于抑制银行利用信托通道进行不良资产出表。随着银监会对银信合作的监管进一步加强,证券公司和基金公司开始成为新通道。同时,为绕开监管,更复杂的嵌套型通道业务随之产生。通道业务规模持续增长。

2016年12月14日,习近平总书记在中央经济工作会议上的讲话指出金融风险易发高发,影子银行风险正在累积。为防范系统性金融风险,促进金融更好地服务实体经济发展,央行、原银保监会、证监会和外汇管理局于2017年11月17日联合发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》征求意见稿,并于2018年4月27日发布了正式稿。在监管范围上,《资管新规》实现了对银信合作、银证合作以及银基合作等各类通道业务的统一监管。在监管内容上,《资管新规》明确规定金融机构不得提供通道服务以帮助其他金融机构规避监管,从而确立了“去通道化”的监管导向。同时,监管机构也要求通道业务不得参与“名股实债”融资。

《资管新规》发布后,通道业务规模呈现逐步下降的趋势。Wind数据库和中国信托业协会官方网站的数据显示,截至2020年,信托公司事务管理类业务、证券公司定向资管计划和基金公司专户的总规模较2017年分别下降了41.29%、58.87%和41.36%,减少金额分别达到6.46万亿元、8.47万亿元和5.68万亿元^①。这表明《资管新规》有效地强化了对通道业务的监管。

三、理论分析

已有研究对影子银行的经济后果存在不同观点。一种观点认为影子银行具有“风险套利”效应,其增长主要归因于监管压力和套利行为(Buchak等,2018;刘莉亚等,2019)。作为中国影子银行体系最主要的组成部分,通道业务因其复杂的金融操作容易引发资金空转和期限错配等问题(高蓓等,2020;刘承昊等,2023)。另一种观点强调影子银行的“融资补充”效应,认为其低门槛和多样化形式有效补充了银行贷款,满足了企业的融资需求(Allen和Gu,2021;何思怡和靳庆鲁,2023)。尤其对风险较高或抵押品不足的企业而言,其难以通过正规银行信贷获得资

^①数据来源:Wind数据库和中国信托业协会官方网站。

金。影子银行提供了替代融资渠道(彭俞超和何山,2020),有助于促进企业的创新和资本投资(Jiang,2024;Tian等,2024)。

基于此,本文认为《资管新规》既可能削弱通道业务的“风险套利”效应,从而降低审计费用,也可能削弱通道业务的“融资补充”效应,进而提高审计费用。理论分析框架如图1所示。

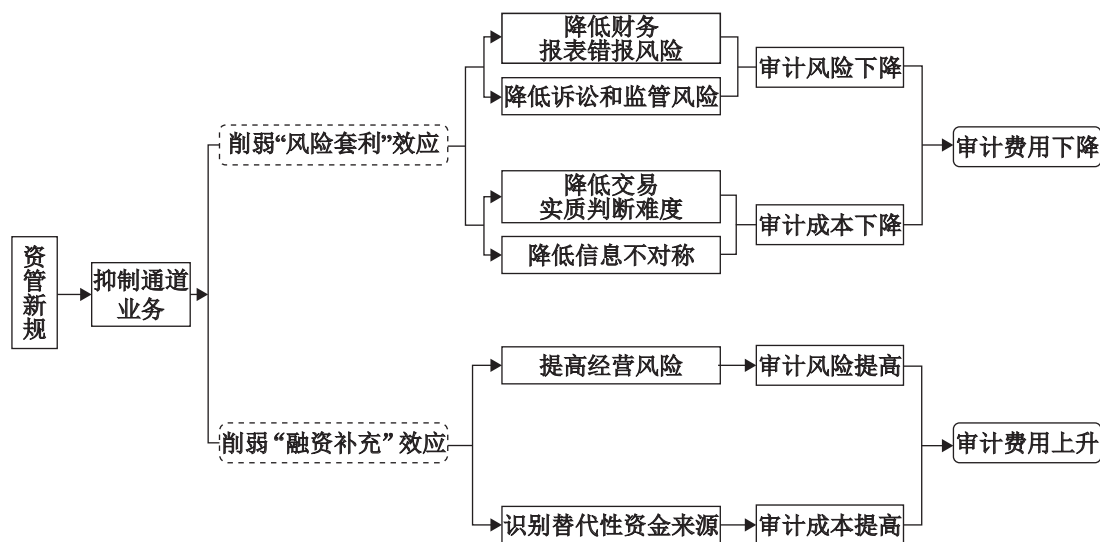


图1 理论分析框架

(一)“风险套利”效应

在我国金融业分业监管体系下,监管机构目标的不一致及监管标准和执行力度的差异常常引发监管冲突与盲区(吴风云和赵静梅,2002)。通道业务旨在规避监管,因而展现出显著的复杂性特征。在合同内容上,相关方可能在投资收益分配、投资方权利和退出机制等方面设计复杂的条款。在交易结构上,通道业务通常采用多层嵌套结构,以实现特定融资目的或满足各方利益需求,导致资金流转路径不透明(中国银保监会,2020)。现有研究表明,业务复杂性对审计费用有显著影响(Francis,1984)。本文认为,通道业务的“风险套利”效应可能增加审计风险和审计成本,进而导致审计费用上升;而在《资管新规》发布后,通道业务融资受到极大限制,“风险套利”效应减弱导致审计费用下降。

从审计风险的角度来看,首先,企业使用通道业务隐藏负债和规避监管的行为会显著增加财务报表错报风险。通道业务的复杂性使得企业能够将资金包装成“名为股权,实则债务”的融资(许晓芳等,2021)。例如,银行通过同业投资将资金投入通道机构设立的资产管理产品中,这些产品再以认购股权的形式为企业融资。同时,企业承诺在认购期间给予资产管理产品固定利息或优先分红权,并在到期日按约定的溢价回购股份,实现金融机构的退出。这种模式名义上是股权融资,实质上却是投资方享有固定收益的债务融资。这一复杂的融资模式为管理层操纵提供了空间,降低了会计信息质量,提高了财务报表错报风险(郭飞等,2018)。

其次,通道业务可能引发审计失败,导致审计师面临更高的诉讼风险和监管风险。一方面,企业使用通道融资可能导致投资者低估真实的负债水平。若企业发生资不抵债或破产,投资者可能通过法律诉讼维护利益。此时,审计师不仅被起诉的可能性显著增加,还可能面临更大的法律责任(Choi等,2008;Lennox和Li,2020)。另一方面,审计师若未能识别企业通过通道业务隐藏负债的行为导致审计失败,将面临监管处罚。例如,普华永道在审计恒大地产年报时,因未

能识别“名股实债”问题,导致年末金融负债少计87.40亿元,权益工具多计270.12亿元,最终遭到财政部和证监会的严厉处罚^①。总体而言,审计师会提高审计收费来应对财务报表错报风险以及诉讼与监管风险(Hribar等,2014;刘珍瑜等,2024)。

从审计成本的角度来看,通道业务的复杂性从两方面增加了审计资源需求。首先,通道业务增加了审计师判断交易实质的难度。通道业务的合同条款兼具股权和债权特征,且具有一定隐蔽性,使得交易性质难以直观判断。而复杂的交易结构涉及多个参与方和多层嵌套关系,审计证据分散在不同的主体和文件中,进一步增加了审计师追踪资金流向和厘清权利义务关系的难度。其次,企业运用通道业务隐藏负债和规避监管的动机加剧了信息不对称问题,导致审计证据获取困难。例如企业可能隐瞒对其不利的合同条款或签订“抽屉协议”(蒋敏等,2020),使得审计师难以获取完整的审计证据。

面对这些挑战,审计师需要对通道业务审计分配更多的审计资源。审计师需要向多个相关方收集证据,如企业、投资方、金融中介机构等,并进行信息的相互印证和整合分析。面对内部信息可靠性较低的情况,审计师需投入更多精力进行控制测试和实质性测试,以获取充分、适当的审计证据(罗进辉和巫奕龙,2024)。审计组还可能需要聘请外部金融专家协助(Cannon和Bedard,2017),以判断通道业务融资的认定是否合理。

《资管新规》确立了“去通道”的监管导向,较大地限制了企业运用通道业务进行融资,抑制了通道业务的“风险套利”效应。这一方面导致审计风险下降,表现为企业难以继续通过通道业务隐藏负债和规避监管,使得财务报表能够更真实地反映负债水平,错报风险随之降低。同时,企业财务报告质量提升降低了诉讼风险和监管风险,进而减少审计费用。另一方面,企业减少使用复杂的通道融资简化了审计程序,从而降低了审计成本。基于上述分析,本文提出假说H1a。

H1a:在《资管新规》发布、通道业务减少的背景下,原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著降低。

(二)“融资补充”效应

然而,通道业务也可能存在“融资补充”效应。作为影子银行的重要组成部分,通道业务凭借灵活多样和快速便捷的融资特征,成为传统银行体系的重要补充。对于那些风险较高且缺乏足够抵押品的企业而言,其融资需求往往难以通过正规银行信贷渠道得到满足,因而不得不依赖通道业务等影子银行融资(彭俞超和黄志刚,2018)。本文认为,在“融资补充”效应下,《资管新规》可能会增加审计风险和审计成本,从而导致审计费用上升。

从审计风险的角度来看,加强通道业务监管可能会加剧企业的经营风险。《资管新规》限制了影子银行活动,导致依赖通道业务融资的企业面临更加严峻的融资环境(彭俞超和何山,2020;胡悦等,2023)。融资渠道受限将加剧企业的财务压力,最终导致经营风险增加(陈婧等,2018)。在这种情况下,管理层更有可能采取冒险行为来掩盖融资约束和经营风险,以避免债务违约和管理层轮换等负面后果(Dao等,2014;Pittman和Zhao,2020)。因此,当审计师识别到客户的经营风险较高时,会提高审计费用作为风险补偿(张俊瑞等,2017)。

从审计成本的角度来看,当企业无法通过金融机构主导的通道业务获取资金时,可能会转向其他隐蔽且高风险的非正规金融活动(如委托贷款)获取资金(Allen等,2019)。审计师需要投入大量的审计成本,以识别隐蔽和复杂的资金来源。基于上述分析,本文提出假说H1b。

H1b:在《资管新规》发布、通道业务减少的背景下,原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著提高。

^①财政部行政处罚决定书(财监法〔2024〕305号):https://www.mof.gov.cn/gp/xxgkml/jdcj/202409/t20240913_3943774.htm;中国证监会行政处罚决定书:<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101928/c7506621/content.shtml>。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

《资管新规》征求意见稿于2017年发布,为避免2020年公共卫生事件影响,本文选取意见稿发布前后各3年,即2014—2019年我国A股上市公司作为初始样本。参考Liu(2023)的研究方法,为确保政策发布前后的主要变量具有可比性,本文采用对称样本,即要求每家公司在2014—2019年每年均有观测值。样本筛选过程如表1所示,本文剔除了2014年之后上市的公司、金融类上市公司、在样本期间被ST处理或连续两年净利润为负的公司及变量缺失的公司。按照上述筛选条件,本研究最终获得1424个不同公司,共8544个样本。

表1 样本筛选过程

样本筛选过程	公司数量	公司-年度观测值
2014—2019年A股上市公司样本	3 728	18 900
剔除:		
① 2014年之后上市的公司	1 351	4 707
② 金融类上市公司	68	408
③ 在样本期间被ST处理或连续两年净利润为负的公司 ^①	501	2 953
④ 在样本期间变量有缺失的公司	384	2 288
最终样本	1 424	8 544

本文的审计费用以及财务数据主要来源于国泰安数据库和Wind数据库。流通股东数据来源于RESSET数据库,该数据库提供了上市公司流通股东的明细信息,包括股东名称、股东性质和持股比例等。

(二)模型与变量

本文设置如下双重差分模型:

$$Auditfee_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Z_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

参考陈婧等(2018),被解释变量 $Auditfee$ 是上市公司审计费用的自然对数。解释变量 $Treat$ 为1时表示实验组,取0时表示控制组。在通道业务中,商业银行常与证券公司、信托公司或基金公司等金融机构合作,利用资产管理产品作为资金通道,并采用“名股实债”的方式,为客户提供融资服务。借鉴何思怡和靳庆鲁(2023),本文将前十大流通股股东中包含(定向)资产管理

计划、基金专户理财、信托公司事务管理等资产管理产品的公司定义为实验组,否则为对照组。为了验证这一定义方式的合理性,本文分析了《资管新规》发布前后资管产品持股的上市公司数量占所有上市公司数量的比例及这些公司中资管产品的持股比例变化。如图2所示,在《资管新规》发布之后,资管产品持股的上市公司比例、资管产品平均持股比例明显下降,表明资产管理产品很可能是通道业务。

解释变量 $Post$ 表示,政策发布之后(2017—2019年)取1,否则为0(2014—2016年)。参考已

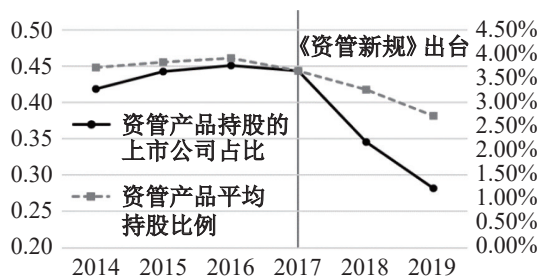


图2 资产管理产品持股情况

^①具体来说,若公司在2014—2019年间任何一年被ST处理,则剔除该公司在整个样本期间的观测值。例如,恒天海龙(股票代码:000677)在2015年被ST处理,则剔除该公司在2014—2019年的所有观测值。同样,对于连续两年净利润为负的公司,也采取相同的剔除标准。

有研究,本文在模型中加入了影响企业审计费用的控制变量Z(陈婧等,2018),包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、存货占比(Invat)、应收账款占比(Arat)、现金流量比例(Cash)、当年是否发生亏损(Loss)、审计意见类型(Mao)、产权性质(SOE)、机构投资者持股比例(Inst)、年报审计事务所是否为国际四大(Big4)、上市年限(Age)和是否两职合一(Dual)。本文还加入了年度与公司固定效应,同时在公司层面进行了Cluster处理。本文对连续变量做了首尾1%的缩尾(winsorize)处理。表2为具体的变量定义。

表 2 变量定义

变量符号	变量定义
<i>Auditfee</i>	审计费用的自然对数
<i>Treat</i>	运用通道融资为1,否则为0
<i>Post</i>	2017年及之后为1,否则为0
<i>Size</i>	公司规模,等于年末总资产的自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率,由年末总负债除以年末总资产计算得到
<i>Invat</i>	存货占总资产的比重,由年末存货除以年末总资产计算得到
<i>Arat</i>	应收账款占总资产的比重,由年末应收账款除以年末总资产计算得到
<i>Cash</i>	现金流量比例,由经营活动产生的现金流量净额除以年末总资产计算得到
<i>Loss</i>	是否发生亏损,若发生亏损,取值1,否则为0
<i>Mao</i>	非标审计意见。审计师出具了非标准审计意见取1,否则为0
<i>SOE</i>	产权性质,国有企业取1,否则为0
<i>Inst</i>	机构投资者持股比例,由机构投资者持有股份数除以上市公司总股份数计算得到
<i>Big4</i>	年报审计事务所是否为国际四大,当事务所为国际四大时取1,否则为0
<i>Age</i>	上市年龄,表示样本数据的年份减去上市年份后加1取对数
<i>Dual</i>	是否两职合一,若CEO同时担任公司的董事长时,该变量取1,否则为0

五、实证结果

(一)描述性统计

描述性统计结果如表3所示。*Auditfee*的最小值为12.206,最大值为17.786,表明不同公司的审计费用存在较大差异。*Treat*的均值为0.409,表明样本中实验组占40.9%。由于本文使用了对称样本,因此*Post*的均值为0.500。其他变量的描述性统计结果与现有研究基本一致(向锐和林融玉,2023)。

表 3 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>Auditfee_{i,t+1}</i>	8 544	13.973	0.704	12.206	13.864	17.786
<i>Treat_i</i>	8 544	0.409	0.492	0.000	0.000	1.000
<i>Post_t</i>	8 544	0.500	0.500	0.000	0.500	1.000
<i>Size_{i,t}</i>	8 544	22.485	1.286	18.370	22.313	28.636
<i>Lev_{i,t}</i>	8 544	0.432	0.200	0.061	0.425	0.885
<i>Invat_{i,t}</i>	8 544	0.145	0.143	0.000	0.108	0.736
<i>Arat_{i,t}</i>	8 544	0.111	0.102	0.000	0.086	0.466
<i>Cash_{i,t}</i>	8 544	0.051	0.069	-0.144	0.048	0.263
<i>Loss_{i,t}</i>	8 544	0.097	0.296	0.000	0.000	1.000
<i>Mao_{i,t}</i>	8 544	0.027	0.163	0.000	0.000	1.000
<i>SOE_{i,t}</i>	8 544	0.454	0.498	0.000	0.000	1.000
<i>Inst_{i,t}</i>	8 544	0.431	0.239	0.003	0.452	0.901
<i>Big4_{i,t}</i>	8 544	0.064	0.245	0.000	0.000	1.000
<i>Age_{i,t}</i>	8 544	2.479	0.574	0.000	2.565	3.401
<i>Dual_{i,t}</i>	8 544	0.230	0.421	0.000	0.000	1.000

(二)主要实证结果

表4报告了模型(1)的回归结果,第(1)列显示,仅控制公司和年份固定效应时,交乘项 $Treat \times Post$ 的系数为-0.029,在5%水平上显著为负。第(2)列显示,同时使用控制变量和固定效应后, $Treat \times Post$ 的系数为-0.029,在1%水平上显著为负。上述结果验证了本文的假说H1a,即《资管新规》发布、通道业务减少的背景下,原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著降低。此外,与已有研究一致,应收账款占比($Arat$)越高、现金流量比例($Cash$)越大,由四大会计师事务所审计($Big4$)以及上市时间越长(Age)时,审计收费更高。

使用双重差分模型需要满足平行趋势假定,因此,本文以政策实施前一年(2016年)作为基准组,设置虚拟变量分别与 $Treat$ 交乘。表5第(1)(2)列的结果显示, $Treat \times Y2014$ 和 $Treat \times Y2015$ 的系数均不显著,而 $Treat \times Y2017$, $Treat \times Y2018$ 与 $Treat \times Y2019$ 的系数显著为负。这表明在《资管新规》发布前,实验组与控制组的审计费用随时间变动的趋势无显著差异,但在《资管新规》发布之后,相较于控制组,实验组的审计费用显著降低,这说明本文的双重差分模型符合平行趋势假定。

六、进一步分析

(一)异质性分析

1.企业隐藏负债和规避监管的倾向

当面临较高的财务风险时,企业出于稳定投资者信心和避免债务违约等目的,更倾向于借助通道业务掩盖真实负债水平。这不仅增加了审计风险,也提高了审计师需要付出的审计成本。加强通道业务监管显著限制了高财务风险的企业通过此类业务隐藏负债的行为,进而强化了监管对审计费用的影响。借鉴赵宇(2019)、许晓芳等(2021)以及许晓芳和陆正飞(2022)的研究,本文使用账面资产负债率衡量财务风

表 4 通道业务监管与审计费用

变量	(1)	(2)
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.029** (-2.34)	-0.029*** (-2.68)
$Size_{i,t}$		0.234*** (12.62)
$Lev_{i,t}$		0.053 (1.31)
$Invat_{i,t}$		-0.072 (-1.02)
$Arat_{i,t}$		0.289*** (3.03)
$Cash_{i,t}$		0.195*** (3.60)
$Loss_{i,t}$		0.010 (1.02)
$Mao_{i,t}$		0.023 (0.97)
$SOE_{i,t}$		-0.052 (1.27)
$Inst_{i,t}$		0.038 (0.94)
$Big4_{i,t}$		0.151*** (3.68)
$Age_{i,t}$		0.154*** (5.09)
$Dual_{i,t}$		-0.000 (-0.00)
公司、年份	控制	控制
样本量	8544	8544
$Adj.R^2$	0.231	0.346

注:***、**、*分别代表在双尾检验中1%、5%和10%的显著性水平,括号内显示的T值基于公司层面进行聚类调整后的标准误计算得出。下同。

表 5 平行趋势检验

变量	(1)	(2)
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_i \times Y2014$	-0.001 (-0.06)	0.009 (0.54)
$Treat_i \times Y2015$	-0.001 (-0.11)	0.001 (0.11)
$Treat_i \times Y2017$	-0.018* (-1.84)	-0.018* (-1.75)
$Treat_i \times Y2018$	-0.034** (-2.52)	-0.029** (-2.22)
$Treat_i \times Y2019$	-0.039** (-2.57)	-0.031** (-2.19)
控制变量	不控制	控制
公司、年份	控制	控制
样本量	8544	8544
$Adj.R^2$	0.231	0.346

险。账面资产负债率越高,表示财务风险越高。此外,参考Abinzano等(2020)以及Dobridge(2021)的做法,本文还采用Z值衡量财务风险^①。Z值越小,表示财务风险越高。

根据《资管新规》颁布前一年(即2016年)企业的账面资产负债率和Z值是否大于样本中位数进行分组回归。表6显示,在《资管新规》颁布前账面资产负债率较高和Z值较低的组中,*Treat*与*Post*交乘项系数分别为-0.047和-0.044,均在1%水平上显著。而在账面资产负债率较低和Z值较高的组中,交乘项系数不显著。两组回归的组间系数差异检验的*p*值显著。以上结果说明,企业财务风险越高时,越倾向于隐藏负债,加强通道业务监管降低审计费用的作用越大。

表 6 企业隐藏负债和规避监管倾向的异质性分析: 财务风险

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	账面资产负债率较高	账面资产负债率较低	Z值较低	Z值较高
	<i>Auditfee_{i,t+1}</i>	<i>Auditfee_{i,t+1}</i>	<i>Auditfee_{i,t+1}</i>	<i>Auditfee_{i,t+1}</i>
<i>Treat_i×Post_t</i>	-0.047*** (-2.76)	-0.007 (-0.47)	-0.044*** (-2.59)	-0.008 (-0.59)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制	控制
样本量	4272	4272	4272	4272
<i>Adj. R²</i>	0.309	0.397	0.300	0.406
<i>Treat_i×Post_t</i> 系数差异检验 <i>p</i> 值	0.036**		0.058*	

在我国以银行为主导的金融体系下,银行信贷是企业融资的主要途径。然而,不同行业的信贷政策存在差异。信贷限制性行业的企业更倾向于通过通道业务规避监管,以满足资金需求。这种规避行为加剧了审计风险,提高了审计成本。加强通道业务监管有效抑制了信贷限制性行业的企业通过此类业务来规避监管的行为,从而增强了对审计费用的影响。

本文根据2016年《中国银行业调查报告》中的前五大限制性行业和支持性行业,将样本分为两组。具体而言,信贷限制性行业组包括冶金业、房地产业、造纸业、纺织业、船舶制造业。这些行业的企业受政策限制,较难获取信贷资源,更倾向于利用通道业务规避监管。信贷支持性行业组包括城市基础设施业、医药业、信息技术服务业、公路铁路运输业、农林牧渔业。这些行业的企业信贷资源丰富,对通道业务的依赖程度较低。此外,本文还根据企业是否受到产业政策扶持进行分组。参考杨兴全等(2018),若企业所属行业被国家“十三五”规划列为“大力发展”“积极发展”或“鼓励发展”类别,则归为产业政策支持性行业;反之归为非产业政策支持性行业。表7第(1)和(3)列显示,当企业属于信贷限制性行业和非产业政策支持性行业时,*Treat*与*Post*交乘项系数分别为-0.062和-0.044,分别在5%和1%水平上显著。第(2)和(4)列显示,当企业属于信贷支持性行业和产业政策支持性行业时,交乘项系数不显著,且组间系数差异检验的*p*值在1%和10%的水平上显著。以上结果说明,企业受到的信贷管控越强时,越倾向于规避监管,加强通道业务监管降低审计费用的作用越大。

2. 审计师专业能力

当审计师专业能力不足时,其应对通道业务复杂性的能力受限,导致审计风险和审计成本显著上升。一方面,专业能力不足的审计师难以识别管理层的机会主义行为,导致财务报表错报风险、诉讼和监管风险上升(Defond等,2025)。另一方面,专业能力不足的审计师在判断通道业务的交易实质和整合分散的审计证据时面临更大挑战,从而降低审计效率并增加审计成本(刘颖斐等,2024)。因此,在《资管新规》发布后,通道业务受到有效抑制,导致专业能力不足的审计师所收取的审计费用下降更为显著。

^①Z值的计算方式为:1.2×营运资金/总资产+1.4×留存收益/总资产+3.3×EBIT/总资产+0.6×权益的市场价值/总负债的账面价值+0.999×营业收入/总资产。

表 7 企业隐藏负债和规避监管倾向的异质性分析:行业政策

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	信贷限制性行业	信贷支持性行业	非产业政策支持性行业	产业政策支持性行业
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.062** (-2.31)	0.028 (1.14)	-0.044*** (-2.58)	-0.019 (-1.33)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制	控制
样本量	1357	1331	3552	4992
$Adj.R^2$	0.286	0.405	0.353	0.345
$Treat_i \times Post_t$ 系数	0.006***		0.092*	
差异检验p值				

为验证这一逻辑,本文以审计师是否具有金融企业审计背景,以及是否隶属于国际“四大”或国内“十大”会计师事务所来衡量其专业能力。具体而言,本文基于《资管新规》颁布前(2016年)的审计师数据进行分析。若审计师在过去五年内负责过金融类上市公司的审计工作,则其更了解通道业务的交易实质和交易结构。这有助于审计师更有效地识别上市公司隐藏负债的手段,降低审计风险和审计成本。同时,国际“四大”和国内“十大”会计师事务所在审计师专长培养方面具有显著优势(陈婧等,2018)。因此,本文分别按照审计师是否具备金融审计经验,以及是否来自国际“四大”和国内“十大”会计师事务所进行分组,并限定样本为《资管新规》颁布后未更换审计师的企业^①。表8第(1)和(3)列显示,在缺乏金融审计经验、非“四大”和“十大”事务所的审计师中,即专业能力较弱的组别, $Treat$ 与 $Post$ 交乘项的系数为-0.034和-0.053,分别在5%和1%水平上显著,表明《资管新规》发布后其审计费用显著下降。第(2)和(4)列显示,在具备金融审计经验、来自“四大”和“十大”事务所的审计师中,即专业能力较强的组别,交乘项的系数不显著。这说明在《资管新规》发布后,专业能力不足的审计师收取的审计费用下降更为显著。

表 8 审计师专业能力的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	不具备金融审计经验	具备金融审计经验	非“四大”和“十大”事务 所	“四大”和“十大”事务 所
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.034* (-2.52)	-0.008 (-0.59)	-0.053*** (-2.87)	-0.002 (-0.11)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 256	702	2 844	3 114
$Adj.R^2$	0.343	0.453	0.328	0.380
$Treat_i \times Post_t$ 系 数	0.094*		0.019**	
差异检验p值				

(二)机制分析

一方面,加强通道业务监管限制企业通过复杂的融资手段隐藏负债和规避监管,从而降低了审计风险。另一方面,通道业务规模缩减简化了审计流程,减少了审计资源需求。因此,通道业务监管通过降低审计风险和审计成本影响审计费用。

^①国内“十大”的界定依据中国注册会计师协会每年发布的《会计师事务所综合评价前百家信息》的排名。同时,当包含《资管新规》发布后审计师发生更换的样本时,本文的结果仍然稳健。

首先,本文使用两个指标来验证审计风险机制。参考宋衍蘅和付皓(2012)、颜恩点等(2018)的做法,本文用公司是否发生财务重述或信息披露违规(*Restate*)来度量审计风险。当上市公司当年发生财务重述或信息披露违规被处罚或者调查时,*Restate*取1,否则为0。然而,监管机构可能未能及时发现所有会计信息质量问题。因此,本文还计算了企业的杠杆操纵程度。杠杆操纵指的是通过低估负债或高估资产的手段来掩盖实际的高杠杆状况,包括名股实债和表外负债等手段。这些隐蔽性强的操纵手段可能导致财务报表错报,增加审计师面临的诉讼和监管风险。参考许晓芳等(2020),本文采用预期模型法估计公司的杠杆操纵程度(*LevM*)。表9第(1)列和第(2)列显示,*Treat*与*Post*交乘项系数分别为-0.256与-0.008,在5%的水平上显著。这表明《资管新规》发布后,使用通道业务的企业财务重述或信息披露违规减少,杠杆操纵程度下降,审计风险降低。

表9 机制分析: 审计风险与审计成本

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Restate</i> _{<i>i,t+1</i>}	<i>LevM</i> _{<i>i,t+1</i>}	<i>Auditeffort</i> _{<i>i,t+1</i>}
<i>Treat</i> _{<i>i</i>} × <i>Post</i> _{<i>t</i>}	-0.256** (-2.26)	-0.008** (-1.98)	-0.016** (-2.02)
控制变量	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制
样本量	8544	8544	8544
<i>Adj.R</i> ²	0.473	0.013	0.096

其次,本文验证审计成本机制。参考Li等(2022)的做法,采用审计报告日与资产负债表日之间天数的自然对数来衡量审计成本(*Auditeffort*)。表9第(3)列显示,交乘项的回归系数为-0.016,在5%的水平上显著。这表明《资管新规》发布后,使用通道业务的企业的审计成本也显著降低。以上结果表明,加强通道业务监管通过降低审计风险和审计成本,使得审计费用下降。

七、稳健性检验

(一)采用配对样本

当实验组和控制组的特征和审计费用变动趋势存在系统性差异时,本文估计结果可能存在偏误。因此,本文使用配对样本重新回归。具体而言,本文采用倾向得分匹配(PSM)、事前审计费用最接近匹配以及熵平衡三种处理方法。在PSM中,本文以2016年样本为基础,并以模型(1)中的所有控制变量作为协变量,采用可放回的1:1最邻近匹配,在0.005卡尺的范围内寻找与实验组尽可能相似的控制组样本。经过上述步骤后,本文最终获得578个实验组公司与360个控制组公司,两组公司的可观测变量均值之间不存在显著差异。将匹配后的样本进行回归,结果如表10第(1)列所示,*Treat*与*Post*的交乘项系数显著为负。此外,本文还分别对每一个实验组公司匹配了《资管新规》出台前(即2016年)审计费用最接近的控制组公司,以减少两组样本事前审计费用的差异。最后,本文采用熵平衡方法对所有控制组样本分配权重,使得实验组和控制组的协变量在均值、方差和偏度上均不存在显著差异。表10第(2)和(3)列显示,交乘项系数显著为负。这表明在采用配对样本后,本文的结果仍保持稳健。

(二)重新定义自变量

在先前的检验中,本文基于前十大流通股东是否包含资产管理产品来定义实验组与控制组。然而,通道业务还可能通过非前十大流通股东持股或“名股实债”以外的其他形式为公司提供资金。因此,本文结合《资管新规》发布日的市场反应完善分组标准。在事件窗口期的累积超

表 10 采用配对样本

变量	(1)	(2)	(3)
	PSM	2016年审计费用最接近	熵平衡
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.028** (-2.00)	-0.033*** (-2.68)	-0.031** (-2.53)
控制变量	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制
样本量	5 628	6 930	8 544
$Adj.R^2$	0.342	0.332	0.931

额收益(CAR)显著为负时^①,表明企业因使用通道业务而受到政策冲击,市场对此做出负面反应(蒋敏等,2020)。本文使用以下两种方法重新定义实验组和控制组。第一,当公司的前十大流通股东包含资产管理产品,或者当公司的前十大流通股东不包含资产管理产品但事件窗口期CAR显著为负时,定义为实验组, $Treat_R$ 取1。当公司的前十大流通股东不包含资产管理产品且事件窗口期CAR不显著或显著为正时,定义为控制组, $Treat_R$ 为0。第二,本文还单独基于事件窗口期CAR定义实验组与控制组,将CAR显著为负的公司定义为实验组, $Treat_CAR$ 取值为1,反之为0。表11第(1)(2)列的结果显示,当使用上述方式重新定义实验组与控制组时,本文的结论保持不变。

表 11 重新定义样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	结合股东特征和CAR 定义自变量	基于CAR定义 自变量	设定2016年为 事件年	删除2017年 的样本
	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$	$Auditfee_{i,t+1}$
$Treat_R_i \times Post_t$	-0.030*** (-2.68)			
$Treat_CAR_i \times Post_t$		-0.044** (-2.43)		
$Treat_i \times Post_R_t$			0.003 (0.26)	
$Treat_i \times Post_t$				-0.034*** (-2.69)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制	控制
样本量	8 544	8 544	2 848	7 120
$Adj.R^2$	0.348	0.347	0.156	0.357

在主检验中,本文将2017年设定为政策分界点,若观测值在2017年及之后, $Post$ 设置为1,否则为0。然而,这种定义方式可能存在以下问题。第一,在征求意见稿发布的前一年(即2016年),监管部门已发布相关政策提示通道业务的合规风险。例如,2016年证监会发布了《基金管理公司子公司管理规定》及《基金管理公司特定客户资产管理子公司风险控制指标管理暂行规定》。这些相关政策可能导致企业与审计师对《资管新规》的出台形成预期,并提前调整行为。第二,2017年的征求意见稿与2018年的正式文件虽然没有实质性差异,但细节可能有一些变化。在两个版本的过渡期内,企业和审计师的行为可能发生改变。为应对上述问题,本文进行了以下检验:首先,将2016年设定为政策发布年,并选择2015—2016年作为样本区间,以消除

① 本文采用CAPM模型计算企业的CAR,显著性根据 $\frac{1/\sqrt{n}}{sd(CAR)}$ CAR计算得到,若该值小于-1.65,则认为CAR显著为负,《资管新规》发布之前[-210,-31]天为估计窗口期。本文还采用了Fama和French(1993)提出的三因子模型作为替换模型,结论保持一致。

事件实际发生时间对结果的影响,并平衡事件前后的观测期长度。本文定义 $Post_R$ 变量,当观测值在2016年为1,在2015年为0。回归结果如表11第(3)列所示,交乘项系数不显著,说明政策效果并未提前出现。其次,为排除征求意见稿与正式稿发布间隔的影响,本文剔除了2017年的数据。回归结果如表11第(4)列所示,交乘项系数依然显著为负,说明《资管新规》征求意见稿与正式文件的过渡期并未改变本文结论。

(三)长期审计费用的变化

本文将被解释变量 $Auditfee$ 提前两期或三期,回归结果如表12所示, $Treat \times Post$ 系数均显著为负。这表明在《资管新规》发布后,审计费用的下降具有持续性。这一结果表明,在考虑长期审计费用的变化后,本文的结论保持不变。

表 12 长期审计费用的变化

变量	(1)	(2)
	$Auditfee_{i,t+2}$	$Auditfee_{i,t+3}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.034*** (-3.01)	-0.032*** (-2.94)
控制变量	控制	控制
公司、年份	控制	控制
样本量	8539	8517
$Adj.R^2$	0.243	0.204

(四)其他稳健性检验

第一,在样本筛选过程中,为保证《资管新规》发布前后的主要变量具有可比性,本文使用了对称样本。在稳健性检验中,本文仅剔除金融行业上市公司、在样本期间被ST处理或连续两年净利润为负的观测值、在样本期间变量有缺失的观测值,并确保企业在政策实施前后至少有一个观测值,最终获得14985个公司—年度样本。回归结果如表13第(1)列所示,本文结论保持稳健。

表 13 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换样本 $Auditfee_{i,t+1}$	剔除境内外同时上市的企业 $Auditfee_{i,t+1}$	控制审计委员会的会议次数 $Auditfee_{i,t+1}$	更换被解释变量 $Auditfee_Size_{i,t+1}$
$Treat_i \times Post_t$	-0.031*** (-3.36)	-0.023** (-2.07)	-0.030*** (-2.70)	-0.104** (-1.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司、年份	控制	控制	控制	控制
样本量	14985	7956	8544	8544
$Adj.R^2$	0.385	0.359	0.347	0.120

第二,在样本期间内,有关部门出台或修订的一系列针对上市公司的审计与会计准则可能会对审计费用产生影响^①,本文已在所有回归模型中控制了公司固定效应和年度固定效应。此外,对于境内外同时上市的企业,考虑到它们可能提前执行新准则,我们将其从样本中剔除重新进行回归,结果如表13第(2)列所示,本文结论保持不变。

第三,2018年沪深交易所发布《上交所股票上市规则》《深交所股票上市规则》《创业板股票上市规则》,要求上市公司在董事会下设立审计委员会,内部审计部门对审计委员会负责。已有文献发现,审计委员会可能会影响审计定价(向锐和林融玉,2023)。为了更准确地控制审

^①例如,中国注册会计师协会发布的《关于做好上市公司2017年年报审计工作的通知》,要求上市公司2017年年报审计要采用新审计报告准则。2017年到2019年,注册会计师的总体目标和审计工作的基本要求等18项修订后的审计准则,以及金融工具确认和计量等6项修订后的会计准则陆续实施。

计委员会对实证结果的影响,本文在控制变量中增加了上市公司各年度审计委员会会议次数加1的自然对数(*AuditMeeting*)。回归结果如表13第(3)列所示,本文的结论仍然成立。

最后,本文将因变量替换为审计费用与总资产的比值(*Auditfee_Size*)。表13第(4)列显示,*Treat*×*Post*系数仍然显著为负,本文的结论保持稳健。

八、结论与启示

通道业务的合同条款和资产管理模式十分复杂,这不仅会降低企业的会计信息质量,还可能导致实体经济的杠杆率被严重低估。2017年发布的《资管新规》将通道业务纳入统一监管,明确禁止了规避监管要求的通道业务。在此背景下,本文考察加强通道业务监管对企业审计费用的影响。研究发现,《资管新规》发布后,原先使用通道融资的企业支付的审计费用显著降低。异质性分析表明,当企业更倾向于隐藏负债和规避监管以及审计师专业能力较弱时,加强通道业务监管降低审计费用的作用越大。路径分析显示,加强通道业务监管通过降低审计风险和审计成本导致审计费用下降。本文揭示了金融监管在提升微观企业会计信息质量方面的积极作用。

本文的研究结论为完善中国金融监管政策提供了重要启示。第一,加强统一的金融监管是必要的。2023年中央金融工作会议强调,要切实提高金融监管有效性,依法将所有金融活动纳入监管,消除监管空白和盲区。本文的经验证据表明,对通道业务的统一监管能够抑制“风险套利”效应,减少企业操纵负债和规避监管的行为。第二,强化源头监管同样重要。金融机构为追求更高利润,通过设计复杂的金融产品来规避监管。这不仅导致金融风险积聚,还严重低估了实体经济的杠杆率。因此,加强对资金源头金融机构的监管,不仅能够遏制风险的积累,还能产生显著的溢出效应,规范资金需求端企业的融资行为,进而提升金融系统的透明度。第三,监管部门可以通过识别企业在通道业务监管下的异质性反应,将监管重点聚焦于更倾向于违规操作且可能对宏观经济稳定产生较大影响的企业群体,优化监管资源配置,实现精准监管与金融稳定的双重目标。第四,在强化通道业务统一监管的同时,还需确保正规融资渠道的畅通,防止依赖通道业务融资的企业转向其他风险更高、隐蔽性更强的影子银行融资渠道,从而削弱通道业务的监管效果。

同时,本文的结果也为审计师和企业提供了参考价值。审计师需要密切关注企业复杂的融资方式,识别企业隐藏负债和规避监管的倾向,以判断在财务报表中披露的各类交易和账户余额的合理性。此外,审计师还应致力于提升专业能力,加强对交易实质的洞察力并设计合理的审计程序,确保能够获取逻辑严密的审计证据链。对于企业而言,一方面,企业应根据金融监管政策的变动及时调整决策行为,从而在金融强监管的背景下避免陷入财务困境,确保生产经营活动的顺利进行。另一方面,企业应认识到监管套利行为是存在成本的,应致力于提升核心竞争力,通过提供高质量的会计信息来降低与外部投资者的信息不对称,这将有助于企业更有效地获取外部融资。

主要参考文献

- [1]陈婧, 张金丹, 方军雄. 公司债券违约风险影响审计收费吗[J]. *财贸经济*, 2018, 39(5): 71-87.
- [2]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[J]. *经济研究*, 2020, 55(4): 53-69.
- [3]何思怡, 靳庆鲁. 通道业务监管与企业信贷融资[J]. *会计研究*, 2023, (5): 78-94.
- [4]胡悦, 吴文锋, 杜林琳. 资管新规的防风险和促实体效应: 风险分担视角[J]. *经济研究*, 2023, 58(11): 117-132.
- [5]刘承昊, 刘冲, 刘莉亚. 影子银行监管的风险防范和信贷紧缩效应——来自资管新规的证据[J]. *金融研究*, 2023, (7): 40-56.
- [6]刘莉亚, 黄叶范, 周边. 监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度[J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(3): 1035-1060.

- [7]刘颖斐,周绮梦,郑海宁,等. 审计师地区专长与审计质量——基于异地审计视角的分析[J]. *审计研究*, 2024, (4): 126-138.
- [8]刘珍瑜,李璇,刘浩. 季度经营信息披露与审计收费——非财务信息披露监管创新的溢出效应研究[J]. *外国经济与管理*, 2024, 46(5): 104-119.
- [9]罗进辉,巫奕龙. 数字化转型与审计费用: 负能还是赋能[J]. *会计研究*, 2024, (6): 148-161.
- [10]彭俞超,何山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展[J]. *世界经济*, 2020, 43(1): 47-69.
- [11]宋衍蘅,付皓. 事务所审计任期会影响审计质量吗?——来自发布补充更正公告的上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2012, (1): 75-80,97.
- [12]王西子,吴联生. 审计师收取客户债务风险溢价了吗?[J]. *审计研究*, 2020, (2): 57-66.
- [13]吴风云,赵静梅. 统一监管与多边监管的悖论: 金融监管组织结构理论初探[J]. *金融研究*, 2002, (9): 80-87.
- [14]向锐,林融玉. 审计委员会—审计师连锁关系与审计质量——来自我国A股上市公司的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2023, 26(3): 42-54.
- [15]许晓芳,陆正飞,汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. *管理科学学报*, 2020, 23(7): 1-26.
- [16]杨兴全,尹兴强,孟庆玺. 谁更趋多元化经营: 产业政策扶持企业抑或非扶持企业?[J]. *经济研究*, 2018, 53(9): 133-150.
- [17]Abinzano I, Gonzalez-Urteaga A, Muga L, et al. Performance of default-risk measures: The sample matters[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2020, 120: 105959.
- [18]Allen F, Gu X. Shadow banking in China compared to other countries[J]. *The Manchester School*, 2021, 89(5): 407-419.
- [19]Allen F, Qian Y M, Tu G Q, et al. Entrusted loans: A close look at China's shadow banking system[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1): 18-41.
- [20]Buchak G, Matvos G, Piskorski T, et al. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(3): 453-483.
- [21]Cannon N H, Bedard J C. Auditing challenging fair value measurements: Evidence from the field[J]. *The Accounting Review*, 2017, 92(4): 81-114.
- [22]Choi J H, Kim J B, Liu X H, et al. Audit pricing, legal liability regimes, and big 4 premiums: Theory and cross-country evidence[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(1): 55-99.
- [23]Dao M, Huang H W, Chen K Y, et al. Can management turnover restore the financial statement credibility of restating firms? Further evidence[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2014, 41(7-8): 893-925.
- [24]DeFond M, Qi B L, Si Y, et al. Do signatory auditors with tax expertise facilitate or curb tax aggressiveness?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2025, 79(1): 101715.
- [25]DeFond M, Zhang J Y. A review of archival auditing research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2-3): 275-326.
- [26]Dobridge C L. Tax loss carrybacks as firm fiscal stimulus: A tale of two recessions[J]. *The Accounting Review*, 2021, 96(6): 153-181.
- [27]Francis J R. The effect of audit firm size on audit prices: A study of the Australian market[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1984, 6(2): 133-151.
- [28]Hribar P, Kravet T, Wilson R. A new measure of accounting quality[J]. *Review of Accounting Studies*, 2014, 19(1): 506-538.
- [29]Jiang B. The real effect of shadow banking regulation: Evidence from China[J]. *Emerging Markets Review*, 2024, 59: 101087.
- [30]Lennox C, Li B. When are audit firms sued for financial reporting failures and what are the lawsuit outcomes?[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37(3): 1370-1399.
- [31]Li L C, Qi B L, Robin A, et al. The effect of enforcement action on audit fees and the audit reporting lag[J]. *Accounting and Business Research*, 2022, 52(1): 38-66.
- [32]Liu Y R. Judicial independence and crash risk: Evidence from a natural experiment in China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2023, 83: 102490.
- [33]Pittman J, Zhao Y P. Debt covenant restriction, financial misreporting, and auditor monitoring[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37(4): 2145-2185.
- [34]Tian X, Tu G Q, Wang Y C. The real effects of shadow banking: Evidence from China[J]. *Management Science*, 2024, 70(12): 8556-8582.

Conduit Business Regulation and Audit Pricing: Evidence from the New Rules on Assets Management

Zeng Ceng¹, He Siyi²

(1. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;

2. Business School, Sichuan University, Chengdu 610064, China)

Abstract: Enterprises use complex conduit business financing to conceal their actual liability levels, which not only reduces the quality of accounting information, but also leads to a serious underestimation of the leverage ratio of the real economy, thus becoming a potential crisis affecting the stable development of micro enterprises and macro economy. Using the exogenous shock of “de-conduit” in the New Rules on Assets Management (NRAM), this paper examines the impact of conduit business regulation on audit pricing. The results show that after the promulgation of the NRAM, the audit fees paid by enterprises that previously used conduit financing have significantly decreased. Heterogeneity analysis reveals that when enterprises are more inclined to conceal liabilities and evade regulation, and when auditors’ professional abilities are insufficient, conduit business regulation has a greater impact on audit fees. Mechanism testing reveals that conduit business regulation leads to a decline in audit fees by reducing audit risks and audit costs. This paper uncovers the positive role of financial regulation in improving the quality of accounting information, and has important implications and practical significance for regulatory agencies, auditors, and corporate decision-making.

Key words: conduit business; New Rules on Assets Management; audit pricing; quality of accounting information

(责任编辑:王 孜)

(上接第69页)

identity perspective. The study finds that platform enterprises, during their startup, growth, and maturity stages, respectively experience a progression from identity void to meaning construction, identity threat driving meaning disruption, and identity opportunity pulling meaning reconstruction. Through the institutional logic coordination mechanism of “meaning generation–meaning assignment”, these enterprises achieve the dynamic evolution of hybrid organizational identity. This process results in the formation of three organizational identity types: profit-seeking and enterprise-building, dual-balanced, and ecology co-benefiting, with their hybridity progressively strengthening. This paper explores the types of hybrid organizational identity in platform enterprises and the iterative mechanism underlying their dynamic evolution, offering new insights into the growth trajectory of platform enterprises that balance both social and economic values. The findings provide practical guidance for platform enterprises at different stages of development, suggesting differentiated identity-building strategies to avoid “social disembedding” and effectively undertake their social missions.

Key words: platform enterprises; hybrid organizational identity; organizational hybridity; institutional logic coordination mechanism; dynamic evolution

(责任编辑:王舒宁)