

稳金融是否能稳就业？ ——来自资管新规的证据

韩 珣¹, 安 然², 彭俞超³

(1. 北京第二外国语学院 经济学院, 北京 100024; 2. 中国社会科学院大学 应用经济学院, 北京 102488;
3. 中央财经大学 金融学院, 北京 102206)

摘 要:文章以 2007—2021 年上市公司为研究对象,运用连续双重差分法考察了“稳金融”政策对企业劳动雇佣的影响。研究发现,资管新规实施后,影子银行化程度较高的企业劳动雇佣水平显著上升。机制分析显示,资管新规通过投资替代机制、流动性资金占用机制和银行信贷甄别机制影响企业的劳动雇佣水平。异质性分析表明,资管新规对劳动雇佣的促进作用在会计信息质量较高、高新技术属性明显以及内部治理完善的企业中更加突出。调节效应分析发现,企业对不确定性的感知程度越高,资管新规对企业雇佣的促进作用越强。经济后果分析显示,资管新规提升了影子银行化规模较大企业的全要素生产率,并降低了其经营风险。文章为防范系统性金融风险 and 促进就业提供了理论依据和政策参考。

关键词:资管新规;劳动雇佣;影子银行;稳就业

中图分类号:F830.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)02-0109-15

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.20240118.102

一、引 言

近年来,经济下行压力持续加大,市场需求萎缩与实体经济疲软等问题日益凸显。在新冠疫情冲击和全球产业链断裂等多重因素影响下,中小企业融资难度显著增加,就业形势愈发严峻。党的二十大报告明确提出,强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业。作为现代经济的核心,金融在国民经济发展中发挥关键作用。为了有效发挥金融对小微企业的融资纾困功能,防范资金在金融体系内空转等问题,党的二十大报告提出要加强和完善现代金融监管,持续提升金融风险防控能力,牢牢守住不发生系统性风险的底线。值得注意的是,当前越来越多的融资优势企业开始参与影子信贷市场投资活动。影子银行的高杠杆特性虽能带来较高的投资回报,但也显著增加了资金链断裂和系统性金融风险发生的可能性。

影子银行体系的无序扩张、地方隐性债务风险累积以及私营部门杠杆率攀升等问题使以资管新规为代表的金融强监管政策作为“稳金融”的重要举措应运而生。为了有效化解资金在金融体系内空转、影子信贷市场过度膨胀以及杠杆率居高不下等对金融稳定的潜在威胁,中国人

收稿日期:2023-08-15

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72203014);国家自然科学基金面上项目(72273160);国家社会科学基金项目(22FJLB032);北京第二外国语学院校级科研专项项目(KYZX24A026)

作者简介:韩 珣(1991—),女,辽宁鞍山人,北京第二外国语学院经济学院副教授,硕士生导师;
安 然(1997—),女,内蒙古通辽人,中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生;
彭俞超(1987—)(通讯作者),男,湖北钟祥人,中央财经大学金融学院教授,博士生导师。

民银行、中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会、国家外汇管理局于 2018 年 4 月 27 日联合印发《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(简称“资管新规”),其对资产管理业务、资管产品以及合格投资者等方面进行了系统规范。根据国际评级机构穆迪发布的《中国影子银行季度监测报告》,截至 2021 年底,我国影子银行资产占 GDP 比重已从 2020 年的 58.3% 降至 49.8%,延续了过去四年的下降态势。我国的劳动密集型产业占比较大,就业吸纳能力是维持社会稳定和推动企业创新的关键因素。然而,新冠疫情冲击叠加产业结构调整,使众多企业面临经营绩效下滑和流动性紧缩的双重压力,从而对社会产出和就业稳定产生不利影响。在此背景下,党中央将“稳就业”置于“六稳”“六保”工作的核心位置。作为首个强监管政策,资管新规可能对就业水平产生影响,本文将对此展开深入探讨。

现有文献表明,资管新规显著减少了资管行业对信用债券的需求(Geng 和 Pan, 2023),并通过优化科技型中小企业债务融资结构、降低融资成本和提高融资效率,提升了企业创新效率,这支持了“融资效率观”的理论假说(Yu 和 Xiao, 2022)。此外,资管新规产生的结构效应能够提升资源配置效率,推动经济高质量发展(彭俞超和何山, 2020)。也有文献指出,资管新规的实施显著增加了金融化程度较高企业的投资规模,这为监管有效假说提供了实证支持(李青原等, 2022)。然而,现有研究主要聚焦于金融监管对企业融资风险、实体投资和资源配置效率等方面的影响,尚未充分关注资管新规可能通过信贷甄别机制抑制企业影子银行行为,从而促进企业投资和研发投入,最终提升劳动雇佣水平的作用路径。因此,深入探究资管新规对企业劳动雇佣的影响机制,对于推动经济“脱虚向实”和实现稳就业目标具有重要的理论价值和现实意义。

本文基于 2007—2021 年上市公司数据,运用连续双重差分法考察了“稳金融”政策对企业劳动雇佣的影响。研究发现:第一,资管新规的实施显著促进了企业劳动雇佣水平提升;第二,资管新规主要通过投资替代机制、流动性资金占用机制和银行信贷甄别机制影响企业的劳动雇佣;第三,资管新规对劳动雇佣的促进作用在会计信息质量较高、高新技术属性明显以及内部治理完善的企业中更加突出;第四,企业对不确定性的感知程度对资管新规与企业雇佣之间的关系具有显著的调节作用;第五,资管新规提升了影子银行化规模较大企业的全要素生产率,并降低了其经营风险。

本文的研究贡献主要体现在:第一,关于企业劳动雇佣影响因素的现有文献大多聚焦于税收政策、信贷配置和地方债务融资等视角(钟宁桦等, 2021; 余明桂和王空, 2022),本文则以资管新规的实施作为准自然实验,系统考察了“稳金融”政策与企业劳动雇佣之间的关系。第二,本文厘清了资管新规影响企业劳动雇佣的机制,丰富了资管新规影响企业生产要素配置的理论研究。第三,本文不仅考察了资管新规对企业劳动雇佣的影响,还分析了其对全要素生产率和经营风险的作用效果,为全面评估“稳金融”政策对实体经济的影响提供了新的经验证据。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

近年来,学术界从就业政策、财税政策和环境规制等多维度对就业率变动的影响因素展开了深入研究。研究表明,税收激励政策有效促进了企业劳动雇佣需求(潘凌云和董竹, 2021),固定资产加速折旧政策显著提升了地区和企业层面的就业水平(王贝贝等, 2022)。在贸易政策方面,出口退税政策对地区就业水平具有正向促进作用,关税政策不确定性的上升会使企业增加非技术劳动力雇佣(李胜旗和毛其淋, 2018)。此外,社保缴费率的下调显著激发了中小企业的劳动力需求(唐珏和封进, 2019),且这一效应在税收征管力度较强的企业中更加明显(刘贵春

等, 2021)。在稳定就业方面, 国内外学者进行了广泛探讨, 发现加强劳动保护能够有效激励劳动密集型企业的研发创新活动(倪晓然和朱玉杰, 2016)。值得注意的是, 2008年国际金融危机爆发后, 我国国有企业和大型企业作为“稳增长”和“稳就业”的主体, 通过逆周期大规模实体投资, 在短期内显著提升了企业劳动雇佣规模(钟宁桦等, 2021)。

美国次贷危机后, 我国影子银行体系呈现快速扩张态势。非金融企业通过充当实体中介、购买影子银行产品等多种方式积极参与影子信贷市场投资活动。现有研究表明, 企业参与影子银行活动会显著增加经营风险, 降低财务绩效, 并抑制其研发投入和社会责任承担(Han等, 2019; 韩珣和李建军, 2021)。尽管企业间资金融通行为在短期内可能提升金融资本配置效率, 但从长期来看, 这种行为会降低全要素生产率, 并对资源配置效率产生负面影响(龚关等, 2021)。这种“脱实向虚”的趋势不仅会对实体经济形成“挤出”效应, 还会加剧金融体系的脆弱性, 最终不利于社会福利水平的提升(Du等, 2017)。

影子银行体系的快速扩张导致资金在金融体系内空转现象加剧, 这推高了融资成本, 强化了经济“脱实向虚”的趋势。为了有效防范系统性金融风险, 促进金融更好服务实体经济, 2017年11月17日中国人民银行、银监会、证监会、保监会、外管局五部委联合印发《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见(征求意见稿)》。2018年4月27日, 正式实施的资管新规从多个维度对类金融资产投资活动进行了全面规范, 包括严格界定合格投资者、抑制通道业务、打破刚性兑付、解决期限错配问题、取缔资金池运作模式以及禁止多层嵌套等监管措施。资管新规的实施有效遏制了影子银行业务的过度扩张(彭俞超和何山, 2020), 显著缓解了经济“脱实向虚”的趋势。

(二) 研究假说

作为“稳金融”政策体系的重要组成部分, 资管新规可能对企业劳动雇佣规模产生显著影响。具体而言, 资管新规可能通过以下机制促进影子银行业务规模较大企业的劳动雇佣: 首先, 鉴于影子银行业务具有投资期限短、风险高的特征, 企业通常通过提高流动性负债比例来实现资本结构的动态调整(韩珣等, 2022)。资管新规的实施减小了企业影子银行业务规模, 缓解了流动性资金占用压力, 增加了长期资金来源, 从而为企业扩大劳动雇佣提供了资金支持。其次, 资管新规通过降低影子银行业务规模较大企业的财务风险, 增强了银行对这类企业的信贷支持, 促使企业将经营重心从投资逐利转向生产经营活动, 从而增加劳动雇佣。最后, 资管新规有效抑制了企业融入大量资金进行类金融资产投资的动机, 改善了信贷资源配置效率, 推动企业增加员工规模以扩大生产经营活动。

在母公司与子公司、供应链上下游等具有关联关系的企业群体中, 融资能力较强的主体通常以委托贷款形式向关联企业提供资金支持, 其利率水平显著低于影子银行体系。这种关联企业间的委托贷款实质上构成了一种集团内部资源整合机制, 这不仅提升了集团整体融资效率, 还增强了企业信贷资金配置的灵活性。同时, 关联企业内部的资金融通有效降低了融资成本。然而, 如果企业从事过桥贷款业务主要出于集团内部资源整合的动机, 那么金融强监管政策可能会抑制企业的劳动雇佣。基于上述分析, 本文提出以下研究假说:

假说 1a: 资管新规的实施提升了影子银行业务规模较大企业的劳动雇佣水平。

假说 1b: 资管新规的实施降低了影子银行业务规模较大企业的劳动雇佣水平。

资管新规通过对影子银行业务的规范与限制, 有效遏制了企业通过过桥贷款和民间借贷等非正规渠道获取融资的行为, 从而提升了融资透明度。同时, 金融强监管政策增强了企业高管的风险感知能力, 提升了企业内部的风险识别意识, 减弱了企业对高风险、低透明度类金融资

产的投资倾向。因此，资管新规的实施不仅能够有效抑制企业影子银行化趋势，还能促进企业将资金更多地投向运营和生产领域，提高实体投资率，从而推动企业劳动雇佣需求的增长。基于上述分析，本文提出以下研究假说：

假说 2：资管新规通过投资替代机制提升了企业的劳动雇佣水平。

企业参与影子银行业务可能对其资本结构产生动态调整效应(韩珣等, 2022)。具体而言，企业通过委托贷款、委托理财、过桥贷款以及购买银行理财产品等多种方式涉足影子银行业务。由于影子银行业务具有高风险、高杠杆和投资期限短的特征，企业参与这类业务会导致短期负债比例上升，从而通过占用供应链上下游企业资金来缓解短期流动性压力(彭俞超等, 2022)。资管新规的实施促使企业收缩影子银行业务规模，减少对短期债务和流动性资金的依赖，增强资金来源的稳定性，从而有助于提升企业的劳动雇佣水平。基于上述分析，本文提出以下研究假说：

假说 3：资管新规通过流动性资金占用机制提升了企业的劳动雇佣水平。

影子银行业务规模较大的企业通常面临更大的经营风险和财务风险。资管新规的实施通过降低企业影子银行化程度，有效缓解了企业经营风险，从而提升了银行信贷甄别机制的运行效率。在金融强监管背景下，银行信贷甄别机制的优化使优质企业更容易获得低成本融资，改善企业经营状况，从而对劳动雇佣产生积极影响。此外，资管新规有效遏制了企业通过过桥贷款和民间借贷等方式充当信贷中介的行为，通过强化银行信贷甄别机制解决了信贷资源配置低效问题，优化了企业融资渠道，最终提升了企业的劳动雇佣水平。基于上述分析，本文提出以下研究假说：

假说 4：资管新规通过银行信贷甄别机制提升了企业的劳动雇佣水平。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2007—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本，剔除了 ST、PT 公司以及金融业和房地产的样本数据，并对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理以消除极端值的影响。企业层面的数据主要来自国泰安数据库、Wind 数据库以及手工整理的数据库，宏观数据则来自中经网统计数据库，委托贷款数据根据沪深两市上市公司发布的委托贷款公告手工搜集整理得到。

(二) 变量定义与模型构建

本文采用连续倍差法构建回归模型，以检验资管新规对企业劳动雇佣的影响。由于资管新规的实施无法将企业严格划分为实验组和控制组，传统的双重差分模型并不适用。然而，资管新规可能对影子银行化程度不同的企业产生差异化影响。因此，本文基于政策冲击前后企业影子银行业务规模的差异，构建了如下的连续双重差分模型：

$$StaffN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PreSb \times Post + \gamma X_{i,t} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $StaffN$ 表示企业劳动雇佣规模，采用企业当年员工人数的自然对数来衡量。 $PreSb$ 表示资管新规实施前三年企业的影子银行业务规模均值，参考李建军和韩珣(2019)的研究，采用委托贷款、委托理财、民间借贷以及购买银行理财、结构性存款、信托产品和资产管理业务的规模占总资产的比重来度量。 $Post$ 表示政策冲击，以 2018 年作为政策冲击发生年份，2018 年及之后赋值为 1，否则为 0。 X 表示控制变量，包括企业规模($Size$)、现金流波动性($CashSd$)、企业年龄($ListAge$)、股权集中度($Shrcr$)、财务杠杆率($FinLev$)、成长机会($Growth$)、资本密集度($Capital$)以及省份 GDP(Gdp)。 u_i 表示企业固定效应， δ_t 表示年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差项，标准误差类

到企业层面。若 β_1 显著大于 0, 则表明资管新规促使影子银行业务规模较大的企业劳动雇佣规模上升, 支持假说 1a; 反之, 则支持假说 1b。变量定义与描述性统计结果见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量符号	变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
<i>StaffN</i>	劳动雇佣规模	员工人数的自然对数	28757	7.7542	1.2594	7.7017	11.1049	4.1431
<i>PreSb</i>	处理变量	政策实施前三年企业影子银行业务规模	28757	0.1517	0.2335	0.0456	1.1163	0.0000
<i>Post</i>	政策冲击	2018年及之后取值为1, 否则为0	28757	0.4042	0.4907	0.0000	1.0000	0.0000
<i>Size</i>	企业规模	总资产(单位: 亿元)	28757	11.8675	27.7922	3.7044	200.0211	0.3089
<i>CashSd</i>	现金流波动性	现金流与总资产比值的三年滚动标准差	28757	0.0440	0.0383	0.0333	0.2388	0.0027
<i>ListAge</i>	企业年龄	观测年份与上市年份的差值	28757	10.8867	6.7193	10.000	27.0000	2.0000
<i>Shrcr</i>	股权集中度	前十大股东持股比例	28757	56.6355	15.0365	57.0956	90.5436	22.7923
<i>FinLev</i>	财务杠杆率	总负债与总资产的比值	28757	0.4426	0.2004	0.4390	0.9959	0.0611
<i>Growth</i>	成长机会	市值与总资产的比值	28757	2.1326	1.4507	1.6747	9.9970	0.8613
<i>Capital</i>	资本密集度	总资产与营业收入的比值	28757	2.3954	2.0944	0.3845	14.9983	0.3845
<i>Gdp</i>	省份GDP	省份GDP的自然对数	28757	10.3791	0.8395	10.4897	11.7310	7.7223

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表 2 报告了基准回归结果。无论是否加入控制变量, 交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正, 从而支持了假说 1a。以列(4)为例, 交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数为 0.1641, 这表明资管新规实施前企业影子银行化规模每提高 1 个标准差, 资管新规实施后企业员工人数的自然对数值将平均增加 0.53%。

表 2 基准回归分析

	(1) <i>StaffN</i>	(2) <i>StaffN</i>	(3) <i>StaffN</i>	(4) <i>StaffN</i>
<i>PreSb</i> × <i>Post</i>	0.1487*** (0.055)	0.2162*** (0.057)	0.1833*** (0.054)	0.1641*** (0.052)
<i>Size</i>		0.0137*** (0.001)	0.0119*** (0.001)	0.0113*** (0.001)
<i>CashSd</i>		-1.5584*** (0.224)	-1.3814*** (0.216)	-1.1835*** (0.206)
<i>ListAge</i>			0.0303 (0.100)	0.0449 (0.082)
<i>Shrcr</i>			0.0053*** (0.001)	0.0040*** (0.001)
<i>FinLev</i>			0.8589*** (0.085)	0.7957*** (0.075)
<i>Growth</i>				-0.0960*** (0.008)
<i>Capital</i>				-0.0842*** (0.007)
<i>Gdp</i>				0.0057 (0.091)

续表 2 基准回归分析

	(1)StaffN	(2)StaffN	(3)StaffN	(4)StaffN
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	37 843	30 984	29 758	28 757
R^2	0.133	0.176	0.206	0.267

注：“*”、“**”和“***”分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为标准误，下表同。

(二)稳健性检验^①

1. 改变核心变量的度量方式。本文借鉴潘凌云和董竹(2021)的研究,采用企业年度员工雇佣数量增长率作为企业劳动雇佣规模的代理指标,结果表明资管新规对企业劳动雇佣的促进效应依然显著。此外,本文还重新度量了企业影子银行化程度,使用资管新规实施前五年企业影子银行业务的平均规模作为代理指标。结果显示,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数显著为正,从而进一步验证了假说 1a。

2. 平行趋势检验。本文根据观测期与政策冲击发生年份的相对时间距离,将年份虚拟变量划分为政策实施前期、当期和后期,分别表示为 $Post_{t-k}(k=1, 2, 3, 4, 5)$ 、 $Current$ 和 $Post_{t+h}(h=1, 2)$ 。当观测期处于资管新规实施前 k 期时, $Post_{t-k}$ 取值为 1, 否则为 0; 当观测期处于资管新规实施当期时, $Current$ 取值为 1, 否则为 0; 当观测期处于资管新规实施后 h 期时, $Post_{t+h}$ 取值为 1, 否则为 0。进一步地,本文将 $Post_{t-k}$ 、 $Current$ 和 $Post_{t+h}$ 分别与 $PreSb$ 进行交乘,并加入模型(1)中进行实证检验。平行趋势检验结果显示,年份虚拟变量与企业平均影子银行业务规模交乘项的系数在资管新规实施前均不显著,而在政策冲击后显著为正。这表明平行趋势假设成立,满足双重差分模型的应用前提。

3. 安慰剂检验。为了缓解其他不可观测因素对实证结果的潜在影响,本文参考 La Ferrara 等(2012)的方法,通过构造随机实验进行安慰剂检验。具体而言,随机生成政策发生时间,并重复 500 次实验,基于每次实验得到的估计系数绘制密度分布图。若系数估计值集中分布在 0 附近,则表明其他不可观测因素对实证结果的影响较小。安慰剂检验验证了本文实证结果的稳健性。

4. 模糊双重差分模型。参考 de Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020)提出的模糊双重差分法,本文对局部平均处理效应进行估计。具体而言,根据资管新规实施前企业影子银行业务规模在行业一年份分位数上的分布,本文将企业受政策冲击的强度划分为 1—5 个等级。处理状态变化的指示变量基于政策冲击前后相邻两年企业影子银行业务规模的变动及其一阶前移值构建:若企业影子银行业务规模(即受政策冲击强度)增加、不变或减小,则处理变量分别赋值为 1、0 和 -1。模糊双重差分估计结果进一步验证了研究结论的稳健性。

5. 控制其他潜在影响因素。为了进一步排除市场份额和地区金融发展程度的潜在影响,本文分别采用赫芬达尔指数和地区存贷款增长率作为控制变量。在加入上述控制变量后,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数仍显著为正,表明实证结果具有稳健性。

6. 控制样本选择性偏差。本文根据资管新规实施前三年企业影子银行业务规模是否高于行业一年份中位数,将样本划分为处理组和控制组,并进行准自然实验回归。结果显示,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数显著为正。此外,本文还采用倾向得分匹配双重差分法进行了检验。在控制选择性偏差后,研究结论依然稳健。

^① 受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,感兴趣的读者可联系作者。

(三)机制分析

1. 投资替代机制。资管新规的实施限制了企业参与影子银行活动的渠道,促使企业将更多资源投入主营业务以实现可持续发展,从而增加劳动力需求。为了检验投资替代机制,本文参考靳庆鲁等(2012, 2015)的研究,采用两种方式测算企业投资指标,同时使用营运资金与固定资产的比值来衡量企业经营活动中的流动性资金占比。表3列(1)和

表 3 投资替代机制

	(1)INV1	(2)INV2	(3)INV3
<i>PreSb</i> × <i>Post</i>	0.0146*** (0.004)	0.0172*** (0.004)	2.6233** (1.290)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	28 758	27 806	28 770
<i>R</i> ²	0.098	0.098	0.044

列(2)分别展示了两种企业实体投资水平的回归结果,交乘项 *PreSb*×*Post* 的系数均在 1% 的水平上显著为正。列(3)检验了资管新规对营运资金占比的影响,交乘项系数在 5% 的水平上显著为正。这表明金融强监管显著促进了企业营运资金投入,对短期营运资金配置具有正向作用。因此,假说 2 成立。

2. 流动性资金占用机制。影子放贷型企业通常通过占用更多流动性资金来缓解高风险影子银行业务对财务稳定性的不利影响。同时,这类企业也会通过占用供应链上下游企业的资金来应对短期流动性约束(彭俞超等, 2022)。资管新规的实施限制了企业影子银行业务的投资渠道,导致企业影子银行业务规模缩减,从而减少了对供应链上下游企业资金的占用。这一变化体现为短期债务来源占比和流动性资金占用的下降,而资金来源稳定性的提升则有助于提高企业劳动雇佣水平。

表 4 流动性资金占用机制

	(1) <i>CurDebt</i>	(2) <i>SupplyOcp</i>
<i>PreSb</i> × <i>Post</i>	-0.0365*** (0.012)	-0.0378*** (0.010)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	28 775	28 734
<i>R</i> ²	0.089	0.141

为了衡量流动性资金占用情况,本文采用两个代理指标:短期债务占比(*CurDebt*)和供应链资金占用(*SupplyOcp*)。其中, *CurDebt* 以流动负债合计占总负债的比重来反映短期债务结构, *SupplyOcp* 以应付账款占总负债的比重来反映供应链资金占用情况。表4结果显示,列(1)中交乘项 *PreSb*×*Post* 的系数显著为负,表明资管新规的实施显著降低了企业的短期债务占比;列(2)中交乘项 *PreSb*×*Post* 的系数也显著为负,表明资管新规的实施有效降低了企业对供应链上下游企业资金的占用程度。因此,假说 3 成立。

3. 信贷甄别机制。在金融市场不完备的情况下,银行通常会采取信贷配给策略以规避风险,即通过限制贷款发放数量来控制风险敞口。这种机制导致部分潜在借款人即使愿意支付高于市场利率的溢价,也难以获得贷款(Stiglitz 等, 1981)。从企业层面来看,参与影子银行业务虽然可能带来短期收益,但会显著增加企业盈利能力的波动性,并提高财务危机发生的概率,从而加剧企业的经营风险(李建军和韩珣, 2019)。资管新规的实施则缩减了企业的影子放贷规模,降低了其经营风险,改善了信用状况。这种改善有助于提升企业的贷款可得性,从而对企业劳动雇佣产生促进作用。

为了检验信贷甄别机制,本文分别采用总借款规模的自然对数(*Loan_S*)、长期贷款规模的自然对数(*Loan_LT*)、长期贷款占比(*Loan_LS*)以及信用借款占比(*Loan_CS*)作为企业从银行获得信贷支持的多维度代理变量。表5结果显示,列(1)中交乘项 *PreSb*×*Post* 的系数显著为正,表明资管新规的实施显著提升了企业的银行贷款规模;列(2)中交乘项 *PreSb*×*Post* 的系数也显著

为正,表明资管新规的实施显著提升了企业长期贷款的可得性;列(3)和列(4)检验了资管新规对企业贷款结构的影响,交乘项系数均显著为正,表明资管新规的实施显著提升了企业长期贷款和信用借款的占比。可见,资管新规通过银行信贷甄别机制,提升了企业从银行获得的总贷款规模、长期贷款规模以及长期贷款和信用借款的占比,从而促进了企业劳动雇佣规模的扩大。

表 5 信贷甄别机制

	(1) <i>Loan_S</i>	(2) <i>Loan_LT</i>	(3) <i>Loan_LS</i>	(4) <i>Loan_CS</i>
<i>PreSb×Post</i>	0.3614*** (0.124)	0.5841*** (0.206)	0.0477* (0.025)	0.1083*** (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	25 284	16 619	25 284	28 775
<i>R</i> ²	0.397	0.247	0.033	0.019

影子银行体系在一定程度上能够缓解“融资难”问题,但资金在不同经济主体之间的二次流转也可能加剧“融资贵”现象,推高劳动力成本和外部融资成本,从而限制企业的进一步扩张(龚关等, 2021)。与民营企业相比,国有企业凭借较强的行业垄断地位和融资能力,可能出于逐利动机将超募资金投向高风险、高收益的影子银行业务,导致过度放贷行为的发生(刘珺等, 2014)。这不仅加剧了中小企业和民营企业的融资难度,还扭曲了市场资源的配置效率。因此,资管新规的实施通过抑制企业充当信贷配置“二传手”的行为,能够降低信贷配置的分化程度,缓解金融资源的低效配置,从而对企业劳动雇佣产生积极影响。

本文从信贷分化程度(*CreditDif*)和金融错配(*FinMC*)两个维度衡量信贷资金配置效率。其中,信贷分化程度采用企业所在行业当年国有企业与民营企业平均贷款规模的差值作为代理指标,该指标数值越大,表明信贷分化程度越高。金融错配程度则参考邵挺(2010)以及周煜皓和张盛勇(2014)的研究,以企业资金使用成本对所在行业平均资金使用成本的偏离程度来衡量,该指标数值越大,

表 6 信贷资源配置效率

	(1) <i>CreditDif</i>	(2) <i>FinMC</i>
<i>PreSb×Post</i>	-8.1054*** (2.654)	-0.1127** (0.056)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	28 703	25 132
<i>R</i> ²	0.123	0.035

表明金融错配程度越高。表 6 结果显示,列(1)中交乘项 *PreSb×Post* 的系数显著为负,表明资管新规的实施显著降低了国有企业与民营企业之间的信贷分化程度;列(2)中交乘项系数也显著为负,表明资管新规的实施显著降低了金融错配程度。可见,资管新规通过提高信贷资源配置效率,对企业劳动雇佣产生了积极影响。因此,假说 4 成立。

五、进一步分析

(一)异质性分析

1. 会计信息质量。对上市公司而言,会计信息质量越低,债权人在信贷决策中面临的噪声越大,从而导致银行信贷风险上升。资管新规通过抑制企业的影子银行业务,能够促进企业劳动雇佣。而对于会计信息质量较低的企业,银行难以通过其财务报表准确评估信贷风险,可能会减少对这类企业的贷款,从而对劳动雇佣产生负面影响。此外,企业劳动雇佣对内部现金流

的稳定性和持续性有较高要求,而盈余操纵行为会降低会计信息的真实性,增加信贷资金期限错配的风险。这不仅不利于“稳金融”背景下企业资本结构的动态调整和融资效率的提升,还可能对企业劳动雇佣造成负面冲击。

为了深入考察资管新规对企业劳动雇佣的影响在不同会计信息质量企业间的异质性,本文从信息透明度和盈余管理程度两个维度来衡量企业会计信息质量。根据信息披露透明度评级,本文将评级为“优秀”和“良好”的企业归为信息透明度较高组,将评级为“及格”和“不及格”的企业归为信息透明度较低组。此外,参考 Roychowdhury(2006)的模型,本文构建盈余管理指标,该指标数值越大,表明真实盈余管理程度越高。本文按照上市公司盈余管理程度的行业-年份中位数,将样本划分为盈余管理程度高低两组。表 7 中 Panel A 结果显示,在信息透明度较高的企业中,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数显著为正,而在信息透明度较低的企业中则不显著;此外,资管新规对企业劳动雇佣的正向影响仅在盈余管理程度较低的企业中显著。

2. 高新技术企业与工业机器人密度。高新技术企业因其较多的研发创新活动和高学历研发人才储备,通常通过吸纳专业人才并提供薪酬激励措施,扩大核心技术人才的雇佣规模并提升其工资福利水平。企业在获得高新技术认定后,可享受所得税优惠税率、政府补助以及奖励等政策支持,这进一步增强了其吸引和聘用专业技术人才的能力(杨国超和芮萌, 2020)。资管

表 7 异质性分析

Panel A: 会计信息质量				
	(1)信息透明度高	(2)信息透明度低	(3)盈余管理程度高	(4)盈余管理程度低
$PreSb \times Post$	0.1370** (0.062)	-0.2227 (0.191)	0.0747 (0.079)	0.2319*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	17 236	3 160	15 062	13 695
R^2	0.297	0.261	0.267	0.279
Panel B: 高新技术企业与工业机器人密度				
	(1)高新技术企业	(2)非高新技术企业	(3)工业机器人密度高	(4)工业机器人密度低
$PreSb \times Post$	0.1132** (0.054)	0.1290 (0.097)	0.1822*** (0.056)	0.1101* (0.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	12 293	16 464	18 616	10 141
R^2	0.333	0.263	0.264	0.251
Panel C: 公司治理				
	(1)内部控制程度高	(2)内部控制程度低	(3)股权制衡程度高	(4)股权制衡程度低
$PreSb \times Post$	0.1706*** (0.047)	0.9585 (1.184)	0.1911*** (0.069)	0.1061* (0.062)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	24 937	163	16 599	12 158
R^2	0.252	0.722	0.257	0.258

新规通过抑制企业的影子银行业务,促使资源与人力重新配置在生产经营活动中。由于具有较高的知识密集度,高新技术行业对高学历员工的需求更大。因此,资管新规对企业劳动雇佣的正向影响在高新技术行业中可能更加显著。

随着人工智能和工业机器人的快速发展,传统劳动力逐渐被机器人所替代(Frey 和 Osborne, 2017)。工业机器人对劳动雇佣的影响具有双重性:一方面,机器人的应用提升了企业生产的自动化水平,降低了劳动力成本,从而加剧了对劳动力的替代效应;另一方面,工业机器人的使用提高了消费者的实际收入,这有助于企业扩大生产规模,可能增加对非自动化岗位的劳动力需求,提升劳动雇佣水平(Herrendorf 等, 2013; 王永钦和董雯, 2020)。资管新规的实施会使企业增加研发投入,工业机器人使用对就业的积极影响可能在工业机器人密度较高的地区更加显著。

本文基于高新技术企业认定管理工作网的数据,将企业按年份划分为高新技术企业和非高新技术企业。参考 Acemoglu 和 Restrepo(2020)的方法,本文利用《中国劳动统计年鉴》和 IRF 联盟的中国数据构建省级工业机器人安装密度指标,并根据年份中位数将地区划分为工业机器人密度较高的地区和工业机器人密度较低的地区。表 7 中 Panel B 结果显示,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数在高新技术企业中显著为正,而在非高新技术企业中不显著;此外,在工业机器人密度较高的地区,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,且其数值显著大于工业机器人密度较低的地区。

3. 公司治理。企业内部控制对财务报告质量、风险承担水平以及内幕交易行为具有重要作用(Altamuro 和 Beatty, 2010),并影响企业投资效率和运营效率(李万福等, 2011)。在抑制企业影子银行业务的同时,金融强监管会使银行倾向于向公司治理水平较高的企业发放贷款,从而促进企业劳动雇佣。此外,外部大股东在公司治理中扮演着监督控股股东和管理层的重要角色。股权制衡程度的提高能够激励外部股东加强对管理层的监督,抑制损害企业利益的行为,从而提升公司价值(Pagano 和 Röell, 1998; 朱红军和汪辉, 2004)。因此,资管新规对企业劳动雇佣的影响在股权制衡程度较高的企业中可能更加显著。

表 7 中 Panel C 展示了资管新规对企业劳动雇佣在内部控制和股权制衡程度不同企业中的异质性影响。其中,内部控制程度数据来自国泰安数据库中的内控评价报告信息表;股权制衡程度则通过第二至第五大股东持股比例与第一大股东持股比例的比值来衡量,并按照行业—年份中位数将样本划分为股权制衡程度高低两组。结果显示,在内部控制程度较高的企业中,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数显著为正,而在内部控制程度较低的企业中则不显著;此外,在股权制衡程度较高的企业中,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,且其数值大于股权制衡程度较低的企业。这表明资管新规对企业劳动雇佣的促进作用在内部控制和股权制衡程度较高的企业中更加显著。

(二)调节效应分析

微观经济主体的决策不仅受到外部环境的影响,还受到个体对信息的有限认知和处理能力的制约。企业对宏观经济形势不确定性的感知会直接影响其资产配置行为和经营决策(Wang 等, 2014)。由于在金融素养、从业经历和性格特征等方面存在差异,高管在信息获取、识别、处理和预测能力上表现出显著不同。即使面对相同的政策冲击,企业管理层对信息的反应和应对策略也可能截然不同。政策感知程度较高的企业往往具备更强的政策解读、反应和调节能力。作为一种强监管信号,资管新规的实施旨在推动金融回归实体经济并防范系统性金融风险。因此,企业对不确定性的感知程度越高,越可能通过雇佣更多员工将逐利性金融资产投资转向生产性投资活动,从而提升资管新规在稳就业方面的政策成效。

本文在基准模型的基础上引入 $PreSb \times Post$ 与企业不确定性感知的交互项,即考察三重交乘项 $PreSb \times Post \times FEPU$ 的系数符号与显著性。参考聂辉华等(2020)的研究,本文采用词典法筛选特定文本中出现的“政策词语”和“不确定性词语”,若同时出现政府、政策等相关内容与不确定性词语,则将该句子认定为政策不确定性的句子;随后,通过计算政策不确定性句子中不确定性词语占总词数

表 8 资管新规、不确定性感知与企业劳动雇佣

	(1) <i>StaffN</i>	(2) <i>StaffN</i>
$PreSb \times Post \times FEPU$	0.0468 [*] (0.025)	0.0456 [*] (0.025)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	18 944	18 944
R^2	0.244	0.253

的比例,构建企业不确定性感知的代理指标。该指标能够较好地反映企业对当前经济环境不确定性的主观认知,其数值越大,表明企业对政策变动的敏感性越强。表 8 结果显示,无论是否控制年份固定效应,三重交乘项 $PreSb \times Post \times FEPU$ 的系数均显著为正。这表明企业对不确定性的感知程度越高,资管新规对企业劳动雇佣的促进作用越显著。可见,提升企业对政策变动的敏感性有助于更好地发挥资管新规在稳就业方面的积极作用。

(三) 资管新规的经济后果分析

上文分析表明,资管新规能够促进企业劳动雇佣,从而实现稳就业的目标。“稳金融”政策的实施能否引导资金流向实体经济,推动产业结构升级并提升经济增长活力,仍是政府相关部门和国内外学者关注的重点。大量研究表明,信息不对称和信贷资源在不同部门间的扭曲配置是导致企业全要素生产率较低的主要原因(Hsieh 和 Klenow, 2009; 杨丰来和黄永航, 2006)。资管新规通过抑制企业间的资金融通行为,有助于缓解信贷资源配置的分化和金融错配问题,从而促进全要素生产率提升。此外,资管新规还能增强企业的财务稳健性,提高长期负债占比,从而降低经营风险。

本文进一步探讨资管新规的经济后果,重点分析其对生产效率和经营风险的影响。在企业生产效率方面,参考鲁晓东和连玉君(2012)的研究,本文采用企业全要素生产率(TFP)作为代理变量,并分别使用最小二乘法(OLS)和固定效应法(FE)进行测算。在企业经营风险方面,本文采用经行业均值调整后的 ROA 或 ROE 的三年滚动标准差作为代理指标。表 9 中 Panel A 展示了全要素生产率的回归结果,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数在不同测算方法下均显著为正,表明资管新规显著提升了企业全要素生产率。Panel B 展示了企业经营风险的回归结果,交乘项 $PreSb \times Post$ 的系数均显著为负。可见,资管新规的实施不仅显著提升了企业全要素生产率,还降低了企业经营风险,这表明其在促进企业高质量发展方面具有积极作用。

六、结论与政策建议

本文基于 2007—2021 年沪深两市非金融类上市公司数据,以 2018 年资管新规的实施作为准自然实验,采用双重差分法分析了“稳金融”与“稳就业”之间的关系及其机制,并探讨了企业不确定性感知对资管新规与企业劳动雇佣关系的调节效应,以及资管新规的微观经济后果。研究结果表明:第一,资管新规通过投资替代、流动性资金占用和信贷甄别机制而影响企业劳动雇佣。第二,资管新规对企业劳动雇佣的促进效应在会计信息质量较高、高新技术企业、工业机器人密度较高的地区以及公司治理较完善的企业中更加显著。第三,企业对不确定性的感知程度越高,资管新规对企业劳动雇佣的促进效应越显著。第四,资管新规的实施不仅提升了企业生产效率,还降低了企业经营风险。

表 9 资管新规的经济后果分析

Panel A: 资管新规与企业生产效率				
	(1)TFP_OLS	(2)TFP_OLS	(3)TFP_FE	(4)TFP_FE
<i>PreSb×Post</i>	0.1122** (0.057)	0.1367*** (0.041)	0.1178** (0.059)	0.1426*** (0.043)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	28 386	24 259	28 386	24 259
R ²	0.359	0.618	0.364	0.621
Panel B: 资管新规与企业经营风险				
	(1)ROA_SD	(2)ROA_SD	(3)ROE_SD	(4)ROE_SD
<i>PreSb×Post</i>	-0.0194** (0.008)	-0.0185** (0.008)	-0.1549** (0.070)	-0.1195* (0.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	28 741	28 741	24 537	24 537
R ²	0.015	0.029	0.014	0.018

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:第一,强化功能性金融监管,构建现代化金融监管体系。自 2018 年资管新规实施以来,资管行业的乱象得到了一定程度的治理,金融监管理念持续革新,监管体系逐步完善,影子银行体系无序扩张的趋势得到有效遏制。未来应进一步评估金融强监管政策对宏观经济的实际效果,构建精准、科学且高效的现代化监管体系,这对于防范化解金融风险、稳定就业以及推动经济高质量发展具有重要意义。第二,抑制银行信贷歧视行为,提升金融中介信贷甄别效率。本文研究表明,银行信贷甄别机制在改善企业贷款总量和优化贷款结构方面发挥了重要作用,对企业劳动雇佣产生了积极影响。因此,应进一步规范银行信贷行为,减少对民营企业和中小企业的信贷歧视,提升金融中介的信贷资源配置效率。第三,提高企业财务报表披露透明度,完善公司治理机制。本文研究表明,完善公司治理机制和提升信息透明度有助于更好地发挥资管新规对劳动雇佣的促进作用。因此,应通过加强信息披露监管、提高会计信息质量、抑制企业盈余操纵行为等措施,提升资管新规对企业经营绩效的改善作用和对劳动雇佣的积极影响,为改善就业状况提供新的路径。第四,促进资本优化配置,抑制企业期限错配行为。应进一步完善资本市场发展,拓宽企业融资渠道,优化企业债务期限结构;同时,加强对贷款使用的后续监督管理,防范期限错配行为所可能引发的系统性风险积聚问题。

参考文献:

- [1]龚关,江振龙,徐达实,等.非金融企业影子银行化与资源配置效率的动态演进[J].经济学(季刊),2021,21(6):2105-2126.
- [2]韩珣,李建军.政策连续性、非金融企业影子银行化与社会责任承担[J].金融研究,2021,(9):131-150.
- [3]韩珣,李建军,彭俞超.政策不连续性、非金融企业影子银行化与企业创新[J].世界经济,2022,(4):31-53.
- [4]靳庆鲁,侯青川,李刚,等.放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J].经济研究,2015,(10):76-88.
- [5]靳庆鲁,孔祥,侯青川.货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J].经济研究,2012,(5):96-106.

- [6]李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, (8): 21-35.
- [7]李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022, (1): 137-154.
- [8]李胜旗, 毛其淋. 关税政策不确定性如何影响就业与工资[J]. 世界经济, 2018, (6): 28-52.
- [9]李万福, 林斌, 宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制?[J]. 管理世界, 2011, (2): 81-99.
- [10]刘贯春, 叶永卫, 张军. 社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济, 2021, (5): 152-169.
- [11]刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014, (5): 96-109.
- [12]鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 541-558.
- [13]倪骁然, 朱玉杰. 劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自 2008 年《劳动合同法》实施的证据[J]. 管理世界, 2016, (7): 154-167.
- [14]聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, (6): 77-98.
- [15]潘凌云, 董竹. 税收激励与企业劳动雇佣——来自薪酬抵税政策的“准自然实验”[J]. 统计研究, 2021, (7): 100-111.
- [16]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, (1): 47-69.
- [17]彭俞超, 王南萱, 邓贵川, 等. 数字经济时代的流量思维——基于供应链资金占用和金融获利的视角[J]. 管理世界, 2022, (8): 170-182.
- [18]邵挺. 金融错配、所有制结构与资本回报率: 来自 1999~2007 年我国工业企业的研究[J]. 金融研究, 2010, (9): 51-68.
- [19]唐珏, 封进. 社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以 21 世纪初省级养老保险征收机构变更为例[J]. 经济研究, 2019, (11): 87-101.
- [20]王贝贝, 陈勇兵, 李震. 减税的稳就业效应: 基于区域劳动力市场的视角[J]. 世界经济, 2022, (7): 98-125.
- [21]王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, (10): 159-175.
- [22]杨丰来, 黄永航. 企业治理结构、信息不对称与中小企业融资[J]. 金融研究, 2006, (5): 159-166.
- [23]杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, (9): 174-191.
- [24]余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. 经济研究, 2022, (2): 58-72.
- [25]钟宁桦, 解咪, 钱一蕾, 等. 全球经济危机后中国的信贷配置与稳就业成效[J]. 经济研究, 2021, (9): 21-38.
- [26]周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构[J]. 会计研究, 2014, (8): 75-80.
- [27]朱红军, 汪辉. “股权制衡”可以改善公司治理吗?——宏智科技股份有限公司控制权之争的案例研究[J]. 管理世界, 2004, (10): 114-123.
- [28]Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. *Journal of Political Economy*, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [29]Altamuro J, Beatty A. How does internal control regulation affect financial reporting?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 49(1-2): 58-74.
- [30]de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [31]Du J L, Li C, Wang Y Q. A comparative study of shadow banking activities of non-financial firms in transition economies[J]. *China Economic Review*, 2017, 46: S35-2996.
- [32]Frey C B, Osborne M A. The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation?[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2017, 114: 254-280.

- [33]Geng Z, Pan J. The SOE premium and government support in China's credit market[R]. Cambridge: National Bureau of Economic, 2023.
- [34]Han X, Hus S, Li J J. The impact of enterprises' shadow banking activities on business performance: A test based on mediator effect of investment scale and investment efficiency[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55(14): 3258–3274.
- [35]Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi A. Two perspectives on preferences and structural transformation[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(7): 2752–2789.
- [36]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [37]La Ferrara E, Chong E, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1–31.
- [38]Pagano M, Röell A. The choice of stock ownership structure: Agency costs, monitoring, and the decision to go public[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(1): 187–225.
- [39]Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335–370.
- [40]Stiglitz J E, Joseph E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 393–410.
- [41]Wang Y Z, Chen C R, Huang Y S. Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2014, 26: 227–243.
- [42]Yu Z Q, Xiao X. Shadow banking contraction and innovation efficiency of tech-based SMEs-based on the implementation of China's *New Asset Management Regulation*[J]. *Eurasian Business Review*, 2022, 12(2): 251–275.

Can Stable Finance Stabilize Employment? Evidence from Asset Management Regulations

Han Xun¹, An Ran², Peng Yuchao³

(1. School of Economics, Beijing International Studies University, Beijing 100024, China;

2. Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

3. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China)

Summary: Under the background of the impact of the COVID-19 epidemic and the rising global economic uncertainty, SMEs have increased difficulty in financing and employment. How to “stabilize employment” has become the key to promoting high-quality economic development. The new regulations on asset management, as an important measure for strong financial regulation, may also have an impact on labor employment.

Taking the data of non-financial listed companies from 2007 to 2021 as the sample, and using the quasi-natural experiment of asset management regulations, this paper tests the impact of stabilizing finance on corporate employment. The study finds that after the implementation of asset management regulations, the corporate employment level increases significantly in enterprises with a higher level of shadow banking scale. Mechanism analysis shows that asset management regulations affect corporate employment through investment

(下转第 153 页)