

政府审计、管理层特征与国有非金融企业影子银行化

张月玲,石珂钰,王守成

(山东科技大学 经济管理学院,山东 青岛 266590)

摘要:以2010—2018年国有非金融上市公司为研究对象,分析了政府审计监管下,国有企业高管政企合作特征和晋升特征与企业影子银行业务的关系。研究表明:国有非金融企业高管政企合作特征与企业影子银行业务规模显著负相关,高管晋升特征与企业影子银行业务规模显著正相关;政府审计对上述关系起到不同程度的监管和威慑作用。进一步研究发现,企业显性金融资产受缚会使影子银行业务增加。这对于防止国有企业实体经济“脱实向虚”和研究政府审计影响国企高管决策的路径提供了理论支持。未来应进一步加强党组织对国有企业的领导;国家审计机关应对存在晋升预期的高管所在国企,增加审计力度和审计资源供给;同时,国有企业方面应当合理配置金融资产,降低金融资产错配率。

关键词:非金融企业影子银行化;管理层特征;政府审计;国有企业

中图分类号:F239

文献标识码:A

文章编号:1008-7699(2024)01-0064-15

一、引言

国有非金融企业(以下简称“国有企业”)显性金融资产过多会增加自身系统性金融风险,从而降低企业资金在其他业务方面的投入,国家要求企业减持显性金融资产后,其仍需要盘活剩余的流动资金,获得周转盈利性收益。同时,民营企业的融资需求推动了国有企业通过充当信用中介进行再放贷来获得盈利性收益的行为^[1]⁴⁵³。这种游离于监管之外,通过充当信用中介进行再放贷的获利做法被称为影子银行业务。2007年美国影子银行规模的不断扩大,造成美国系统性金融风险剧增和次贷危机爆发。我国为防范此类事件的发生出台了相应政策:2016年8月国务院印发《降低实体经济企业成本工作方案》;2020年10月十九大五中全会要求巩固扩大实体经济;2022年国家发布《降成本重点工作方案》。政策的落实必然在企业会计报表上有所体现,学者们发现影子银行业务规模无法通过传统的“持有至到期投资”“交易性金融资产”以及“其他流动资产”等关于公司理财的会计科目加以反映,原因在于该类业务主要通过充当实质性信用中介进行放贷,具有不容易被财务报表识别的隐蔽性^[2]。有学者从动机角度对影子银行业务进行了探讨,研究发现企业开展影子银行业务可以提高企业短期绩效^[3]和资金周转能力,^[4]但也有学者发现国有企业如果过度依赖影子银行业务容易引起系统性金融风险 and 供应链风险,并降低企业主营业务盈利的可持续性,^[5]最终导致实体经济“脱实向虚”。

管理和组织特征在国家政策要求与企业决策落实之间占据着关键一环,根据组织特征可将研究对象分为民营企业 and 国有企业,因此,国家“去杠杆”“降成本”政策分别面临国有企业和民营企业经营层面的落实。从国有企业管理层角度入手,学者们研究发现企业战略决策会受到高管性别、年龄、学术背景以及专业背景的影响^[6-8]。而国有企业开展影子银行业务的主要原因不仅在于高管自利动机的影响,更在于影子银行业务“以小博大”收益模式的诱使,可美化高管任职履历使其迅速获得晋升。但现有文献关于高管决策动机对影子银行业务决策的影响路径研究较少,高管决策动机的差异是否对其影子银行业务规模

收稿日期:2022-07-16

作者简介:张月玲(1965—),女,山东济南人,山东科技大学经济管理学院教授,博士(后)。

产生不同影响?这一问题值得展开深入思考。从监管角度来看,国有企业运营必然受到政府层面的严格监督管理,当企业业绩表现与高管个人利益挂钩时,在政府审计监管以及行政处罚的震慑下,其是否还会“因为一己私利而损害国家经济利益”?政府审计能否抑制这种路径?研究这些问题同样具有重要的理论和现实意义。

本文的主要贡献表现在以下两方面:一、研究高管决策动机的自利性特征对影子银行业务的传导路径。目前对影子银行业务的研究主要集中于其对市场的影响作用,鲜有学者研究高管决策动机的自利性特征对影子银行业务的传导路径,本研究分析了国有企业高管政企合作特征和职务晋升分别对企业开展影子银行业务的影响,丰富了高管决策动机的经济后果研究。二、探究了政府审计对国有企业影子银行业务的抑制作用路径,丰富了高管决策动机方面的研究。

二、理论分析与研究假设

(一) 高管政企合作特征与国有企业影子银行业务规模

国有企业高管积极推动企业与政府建立合作,可以拉近干群关系并促进地方经济发展,同时,国有企业作为国家税收主要贡献者,战略决策方向会受到其高管所具有的合作倾向影响^[9,10]。国有企业在落实国家政策、助力经济稳定发展时,高管会因为自身较强的责任意识 and 组织认同感,在国有企业管理绩效的实现与发展可持续性之间发挥“上协下达”的作用。这种责任意识不仅会减少高管在委托代理矛盾中的短视行为,还会激励高管做出保障企业长期发展的经营决策。学者们研究发现,高管倾向与政府建立合作会促使其做出的经营决策偏向于“大局观”,如降低股权资本成本、^[11]减弱股价崩盘风险、^[12]将可支配性利润留存投入国有固定资产的更新与改造、创新投入、提高非流动资产占比等,以保障主营业务的发展^[13]。相比较而言,具有政企合作特征的国有企业高管会通过减少企业债务比例、降低企业股权资本成本等方式,增加企业用于研发创新的资金流,^[14]进而保障国有企业的可持续发展。当国有企业开展影子银行业务的资金转变用途时,影子银行业务资金流会减少,其规模也会相应缩小。因此,随着高管职务的晋升以及廉洁教育在个体思想层面的不断深化,具有政企合作特征的高管会严格遵守法律法规、保持廉洁作风,较少做出违规配置隐性金融资产的决策。同时,这些高管在决策时会注重将主营业务可持续性发展作为出发点,增加国有企业在主营业务领域的创新投入,较少开展影子银行业务。

政企合作虽然增加了国有企业高管的责任意识,但可能给予其滥用职权的机会。这类高管作为国有企业与政府之间的联系纽带,可以更为及时地向政府反映企业需求,改善经营环境、缓解融资约束,^[15]为其开展影子银行业务提供了便利条件。同时,在相关部门对国有资产进行清查时,高管在清查工作中可能存在模糊影子银行业务定位的干扰行为,使得监管部门对国有企业违规行为的清查与惩处变得难上加难。因此,具有政企合作特征的高管可能会通过串通包庇等方式,导致企业影子银行业务规模增加。基于上述分析,提出假设 1a 和 1b:

假设 1a: 国有企业高管政企合作特征与影子银行业务规模具有负相关关系。

假设 1b: 国有企业高管政企合作特征与影子银行业务规模具有正相关关系。

(二) 高管职位晋升与国有企业影子银行业务规模

管理层特征还包括国有企业高管在其任职期间职位的转换,称为晋升特征。晋升预期的实现不是一蹴而就的,需符合相关制度的考核标准,这些标准对国有企业高管在企业资产收益率、利润增长率等绩效考核指标上提出了较高要求。但近年来实体经济的疲弱需要企业寻找新的经济增长点来带动绩效,过于保守与传统的经营决策已经不能保障高管晋升预期的顺利实现。学者们研究发现,由于国有企业的主营业务市场占有率较高、增长空间小,所以具有晋升预期的高管并非通过提高主营业务增长率来提升企业业绩,^{[16][17]109}而是通过抑制企业过度投资、^[18]提高企业金融资产配置效率,^[19]以及将可支配资金用于开展提高企业资产收益率的业务等方式来提升短期绩效,如并购业务、影子银行业务。展开而言,国有企业

在短期内开展并购业务需要支付较多的溢价费用且短期绩效难以显著提升,^{[20]125}而影子银行业务相较于并购业务来说时间更为灵活且收益更高,更能满足具有晋升预期的高管完成考核标准的需求。因此,具有晋升预期的高管往往有较强动机去开展影子银行业务。而基于信息不对称理论,具有晋升预期的高管和企业利益相关者在财务报表上的需求都得到了满足,但董事会对此行为察觉较晚、监管力度较弱,使得国有企业开展影子银行业务受到的阻力较小。综上,具有晋升预期的国有企业高管对时间短、高风险、高收益且隐蔽性强的影子银行业务具有较强的投入意愿,并会积极展开行动。

高管晋升预期的实现不仅需要满足业绩条件,还要保证任职履历中不存在重大违纪情况。开展影子银行业务属于违规配置资金行为,会受到企业内外部监管部门的关注,如果任职期内的高管因开展影子银行业务而受到处分,必然影响其晋升预期的实现。由此,国有企业高管出于风险防范意识,为保障晋升预期的顺利实现,将较少违规配置金融资产。基于上述分析,提出假设 2a 和 2b:

假设 2a: 国有企业高管晋升特征与影子银行业务规模具有正相关关系。

假设 2b: 国有企业高管晋升特征与影子银行业务规模具有负相关关系。

(三) 政府审计的监管作用

除了受到独立董事、机构投资者、分析师等外部机制的监管,国有企业还会受到具有强制性、权威性、独立性特点的政府审计的严格监管^{[21]44}。政府对国有企业进行审计时,被审计单位需无条件接受监督和检查,因此,政府审计具有切实维护我国国有资产、清查企业财政收支以及纠正资金流向的作用。参考审计署发布的 2010—2018 年国有企业审计报告,因违规进行金融资产配置而被移送纪检委或进行追踪审计的公告不下数十起。从审计报告公告可以看出,政府审计会通过资产负债表及相关科目进行静态解读,判断国有企业业务资金占用的适当性;对收入及支出类科目的波动情况进行账目核算,判断国有企业业务往来及合同定价的合理性。如果国有企业违规开展影子银行业务,政府审计部门在审计时可通过分析企业资金流出在资金周转率、存货周转率以及非流动资产比率等营业成本科目上的变动情况,察觉到企业可支配性留存资金用于开展“套利”活动而非投入主营业务。一旦发现企业在重大投资决策方面存在违规违纪问题,会将涉案人员移交纪检委与检察机关,情节严重的将追究相关责任人的法律责任^{[21]46}。因此,政府审计对国有企业高管违规行为具有威慑力,能够有效遏制高管不正当决策损害国有资产的行为。基于上述分析,提出如下假设:

假设 3: 政府审计对高管政企合作特征与影子银行业务规模之间的关系起到监管作用。

假设 4: 政府审计对高管晋升特征与影子银行业务规模之间的关系起到监管作用。

三、研究设计

(一) 研究样本的选取与数据来源

由于审计署公布的政府审计最新数据范围为 2010—2018 年,因此,本文选取我国 2010—2018 年国有非金融类上市公司为研究样本,其中包括国有企业集团下属的所有控股上市公司。政府审计数据根据审计署公布的国企财务收支审计结果公告手工整理获得,影子银行业务规模数据来自于国泰安数据库和其财务报表附注,关于高管政企合作和职位晋升情况的获取主要来源于国泰安数据库,并通过百度、东方财富和新浪财经等方式手工整理。在剔除了金融和房地产行业、PT、ST 和 * ST 样本以及数据缺失的样本后,本文最终得到 4 053 个有效观测值,并对所有连续性变量在 1% 和 99% 分位水平上用 Winsorize 方法进行缩尾处理。统计分析使用 Stata15.0 软件。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

影子银行业务规模(SB)。借鉴窦炜的研究^{[1]456},通过以下方式度量非金融企业的影子银行业务规模:一是委托贷款,根据企业会计准则、金融工具准则的相关规定,企业会按贷款期限的不同在财务报表

中进行披露。通过国泰安数据库中样本国企的财务报告附注说明,逐项识别“其他流动资产”“一年内到期的非流动资产”或“其他非流动资产”三个报表项目中的隐性金融资产,然后加总。二是民间借贷,根据对企业年报脚注和附注说明的观察,可以发现企业间的部分贷款往来一般都会计入“其他应收款”科目。三是委托理财,根据证监会的规定,上市公司如有委托理财活动必须进行专项公告,故根据国企发布的委托理财公告获得相关数据并进行加总,若样本企业无此种经营行为则赋值为0。

2. 解释变量

(1) 政企合作特征(*PCD*)。借鉴贾明的研究,^[22]对政企合作的关联程度进行进一步细分。将政企合作程度视为定序变量,根据与高管建立关联的政府机构的行政级别,按照中央、省级、市级、县级四类分别设定该变量值为5、4、3、2,否则为1。

(2) 高管晋升特征(*Prom*)。借鉴陈仕华的做法,^{[20]128}主要通过国泰安数据库中“董监高”的相关数据筛选出样本期间每家公司每个年份的总经理和董事长,并通过百度和新浪财经等方式查找总经理或董事长个人的详细工作经历。进一步借鉴王曾的做法,^[23]判别是否存在以下情况:①获任平级或者更高级别的政府部门职位;②荣任人大常委、政协委员以及各级人大代表;③升任母公司党委书记或副书记;④平调至其他国有企业任董事长或总经理。若高管及前任高管存在上述情况视为存在晋升预期,其任职期间内赋值为1,否则为0。

3. 调节变量

政府审计(*GAudit*)。审计署审计结果的公布时间与国企及其控股上市公司被执行审计的时间相比,审计结果的公布时间存在滞后性。因此,以审计结果公告的被审计时间作为衡量政府审计的指标。当国企及所属控股上市公司被实施审计后,财务审计结果公告发布的被审计当年及以后,调节变量值为1,否则为0。

4. 控制变量

借鉴滕飞、^[24]于李胜、^[25]步丹璐、^[26]曹越和孙丽^[27]以及韩珣^[28]等学者研究,分别从高管政企合作特征、晋升特征以及影子银行业务三个角度选取控制变量。具体而言,选取公司规模、公司年龄、独董比例、管理费用率、两职合一、薪酬占比、经营性现金流、市盈率、资产周转率、净利润增长率、金融背景、存货周转率、成长性、非流动资产比率等作为控制变量,具体定义见表1。

(三) 研究模型

为检验假设1a和假说1b,设定模型1:

$$SB = \alpha_0 + \alpha_1 PCD + \alpha_n Controls + \lambda_t + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

为了检验假设2a和假设2b,设定模型2:

$$SB = \beta_0 + \beta_1 Prom + \beta_n Controls + \lambda_t + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

加入政府审计作为调节变量后为了检验假设3,将政企合作特征(*PCD*)与政府审计(*GAudit*)的交乘项 $P \times GAudit$ 加入模型,设定模型3:

$$SB = \alpha_0 + \alpha_1 PCD + \alpha_2 P \times GAudit + \alpha_n Controls + \lambda_t + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

为检验假设4,考虑到解释变量和调节变量属于虚拟变量,为了避免样本量的内生性问题,对其进行分组检验,分组标准为“0-无政府审计”和“1-有政府审计”两组,因此假设模型4同模型2:

$$SB = \beta_0 + \beta_1 Prom + \beta_n Controls + \lambda_t + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中: λ_t 和 η_i 为时间固定效应和行业固定效应; ϵ_{it} 为误差项; α_1 为政企合作特征对影子银行业务规模的影响系数; β_1 为高管职务晋升对企业影子银行业务规模的影响系数。若模型中 α_1 显著为正,则说明高管推进政企合作将促进企业开展影子银行业务。反之为负,则为抑制作用。同样,若模型中 β_1 显著为正,则说明高管职务晋升将促进企业开展影子银行业务。反之为负,为抑制作用。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	具体定义
被解释变量	影子银行规模	SB	ln(委托贷款+民间借贷+委托理财)
解释变量	高管政企合作特征	PCD	政治关联为定序变量,根据与高管建立政治关联的政府机构的行政级别衡量,按照中央、省级、市级、县级这四类分别设定该变量等于 5、4、3、2,没有上述情况则为 1
	高管晋升特征	Prom	获任平级或者更高级别的政府部门职位;荣任人大常委、政协委员以及各级人大代表;升任母公司党委书记或副书记;平调至其他国有企业任董事长或总经理。出现以上情况则为 1,否则为 0
调节变量	政府审计	GAudit	表示政府审计的执行年份,公司自身或所属母公司被实施政府审计的当年及以后年度取值为 1,否则取值为 0
控制变量	公司规模	Size	ln(期末资产总额)
	公司年龄	Age	ln(当年一上市年份+1)
	独董比例	Idratio	企业董事会中独立董事比例
	管理费用率	Admini	管理费用/营业收入总额
	两职合一	Dual	董事长与总经理是否为同一人
	薪酬占比	Pay	高管前三名薪酬/高管薪酬总额
	经营性现金流	Cash	当期经营性活动现金净流量/期末总资产
	市盈率	Mpe	市值/净利润
	资产周转率	Tat	营业收入/期末资产总额
	净利润增长率	Profit	净利润本年本期/净利润上年同期金额-1
	金融背景	Finbg	高管是否具有金融背景
	存货周转率	Invent	营业成本/期末存货余额
	成长性	Gro	本年主营业务收入/上年主营业务收入-1
	非流动资产比率	Illiquid	非流动资产/期末资产总额

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 为全样本主要变量的表述性统计,其中,国有企业影子银行业务规模的均值为 18.274,最小值为 12.736,最大值为 23.778,虽较已有文献样本区间更大但均值相近,说明数据样本具有一致性,能够更好地验证企业影子银行业务规模的变动。晋升特征的样本均值为 0.276,表明有 27.6%的高管存在职务晋升情况;政府审计的均值为 0.223,表明在样本区间内,约 22.3%的样本受到审计署审计的影响。回归分析进行了多重共线性检验,结果小于 0.2,表明变量间不存在多重共线性,不会对结果产生实质性影响。

(二)主回归分析

主回归分析结果见表 3。表 3 列(1)中高管政企合作特征对影子银行业务规模的影响系数为 -0.0573,在 5%水平上显著为负;列(2)中高管职务晋升预期对影子银行业务规模的影响系数为 0.191,在 10%水平上显著为正。这表明,高管政企合作特征越明显,其领会政府决策意图和发展目标定位越精准,代表政府意愿执行经济决策、保障企业经济有序发展的动机越强,进而抑制了国有企业影子银行业务规模,验证了假说 1a;而高管职务晋升预期则会促使其开展自利性活动完成晋升考核,将加剧国有企业影子银行业务的规模,验证假说 2a。除此之外,主营业务增长率和非流动资产比率以及公司规模等控制变量均对国有非金融影子银行业务的开展具有显著影响。

表 2 描述性统计结果(N=4 053)

变量	均值	方差	最大值	最小值
<i>SB</i>	18.274	2.409	23.778	12.736
<i>PCD</i>	1.923	1.467	5	1
<i>Prom</i>	0.276	0.447	1	0
<i>GAudit</i>	0.223	0.416	1	0
<i>Size</i>	22.51	1.303	26.070	20.013
<i>Age</i>	2.583	0.505	3.219	0.693
<i>Admini</i>	0.087	0.089 4	2.245	0.001
<i>Idratio</i>	36.63	5.341	57.14	30.77
<i>Dudal</i>	0.101	0.301	1	0
<i>Pay</i>	44.85	13.55	85.77	21.37
<i>Cash</i>	0.042	0.070	0.484	-0.463
<i>Mpe</i>	86.03	297.9	1 057.16	0
<i>Tat</i>	0.717	0.548	7.903	0.003
<i>Profit</i>	-3.370	288.1	20.14	-18.58
<i>Finbg</i>	0.028	0.166	1	0
<i>Invent</i>	106.0	3 208	536.96	0.18
<i>Gro</i>	0.197	1.268	2.31	-0.48
<i>Illiquid</i>	0.496	0.218	0.932	0.081

表 3 主回归分析

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	SB	SB		SB	SB
<i>PCD</i>	-0.057 3** (-2.26)		<i>Size</i>	0.279*** (3.10)	0.266*** (2.96)
<i>Prom</i>		0.191* (1.81)	<i>Age</i>	0.739*** (3.16)	0.724*** (3.09)
<i>Admini</i>	-0.691 (-0.63)	-0.757 (-0.69)	<i>Finbg</i>	-0.134 (-0.68)	-0.119 (-0.60)
<i>Idratio</i>	0.001 65 (0.21)	0.001 92 (0.25)	<i>Invent</i>	0.000 285 (0.37)	0.000 322 (0.41)
<i>Dudal</i>	0.041 1 (0.36)	0.052 5 (0.46)	<i>Gro</i>	-0.138* (-1.80)	-0.140* (-1.83)
<i>Pay</i>	0.001 22 (0.38)	0.001 63 (0.51)	<i>Illiquid</i>	0.629* (1.86)	0.645* (1.90)
<i>Cash</i>	0.617 (1.47)	0.605 (1.44)	<i>cons</i>	9.094*** (4.44)	9.233*** (4.51)
<i>Mpe</i>	-0.000 060 3 (-0.32)	-0.000 044 8 (-0.24)	<i>Year</i>	YES	YES
<i>Tat</i>	0.003 17 (0.02)	0.001 52 (0.01)	<i>Ind</i>	YES	YES
			<i>N</i>	4 053	4 053
			<i>R²</i>	0.2146	0.2141
<i>Profit</i>	0.008 61	0.008 52	<i>Adj. R²</i>	0.214	0.214

注：*、**和***表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为White修正后的t值；下同。

(三)调节效应回归分析

政府审计对主回归(1)的调节作用结果见表 4。列(1)中政府审计对高管政企合作特征与影子银行业务规模间的调节系数为-0.064 4,并在 10%水平上显著,验证了假说 3。实证结果表明,政府审计加强了高管政企合作特征对国有企业影子银行业务规模的抑制作用。列(2)与列(3)为政府审计对主回归(2)的调节作用回归结果。具体而言,列(2)显示当高管具有职务晋升预期但并未受到政府审计时,高管晋升预期系数为 0.244,且在 5%的水平上显著,说明高管职务晋升与国有企业影子银行业务规模正相关;列(3)显示当高管具有职务晋升预期并且受到政府审计时的相关性系数为 0.041 1,但未通过显著性检验,说明高管职务晋升预期对国有企业影子银行业务规模的促进作用不显著,验证了假说 4。实证结果说明,政府审计抑制了高管职务晋升预期对国有企业影子银行化的促进作用。

表 4 调节效应回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	SB	SB	SB		SB	SB	SB
<i>PCD</i>	-0.036 9 (-1.32)			<i>Idratio</i>	(-0.64)	(-0.12)	(-0.58)
<i>Prom</i>		0.244** (2.07)	0.041 1 (0.16)	<i>Dudal</i>	(0.18)	(1.06)	(-1.09)
<i>P×GAudit</i>	-0.064 4* (-1.75)			<i>Pay</i>	0.040 1 (0.36)	0.057 3 (0.47)	-0.336 (-1.15)
<i>Size</i>	0.274*** (3.05)	0.343*** (3.29)	-0.033 7 (-0.17)	<i>Cash</i>	0.001 20 (0.38)	0.005 32 (1.47)	-0.000 505 (-0.07)
<i>Age</i>	0.739*** (3.16)	0.656** (2.53)	-0.040 5 (-0.06)	<i>Mpe</i>	0.619 (1.48)	0.673 (1.44)	1.822* (1.89)
<i>Admini</i>	-0.712	-0.145	-1.456	<i>Illiquid</i>	-0.000 059 (-0.31)	-0.000 143 (-0.69)	0.000 333 (0.76)
<i>Tat</i>	0.015 4 (0.10)	0.043 9 (0.25)	0.096 0 (0.25)	<i>cons</i>	(-1.84)	(-1.50)	(-1.21)
<i>Profit</i>	0.008 29 (1.19)	0.007 84 (1.06)	0.029 9 (1.64)	<i>Year</i>	0.644* (1.90)	0.816** (2.24)	0.382 (0.44)
<i>Finbg</i>	-0.142 (-0.71)	-0.031 7 (-0.16)	-0.377 (-0.65)	<i>Ind</i>	9.175*** (4.48)	7.140*** (3.00)	18.47*** (4.25)
<i>Invent</i>	0.000 291 (0.37)	0.000 420 (0.48)	-0.002 27 (-1.12)	<i>N</i>	YES	YES	YES
<i>Gro</i>	-0.141* (-1.12)	-0.131 (-1.06)	-0.203 (-1.64)	<i>Adj. R²</i>	4 053	3 120	933
					0.215 3	0.225 5	0.157 1

五、稳健性检验

(一)替换变量测度方式

对于影子银行业务规模的测度,参考陈文川的做法,^[29]用相对数衡量后再用绝对数与当期营业收入比值进行对数化取值,并将该变量命名为 *RSB*,用来替换原被解释变量并进行回归分析,回归分析结果见表 5、表 6。从表中相关结果可知,各变量系数较前回归分析结果一致,故支持原假设。

(二)子样本检验

考虑到国有企业中部分具有职务晋升的高管任职时间较短,且离任后与继任高管在领导风格、决策水平上存在差异,可能对总样本回归结果产生干扰。因此,剔除 2010—2018 年间经济发展水平低、影子银行业务发展规模较小的数据,最终得到 3 534 个样本数据,再次进行主回归分析,回归分析结果见表 7。相关结果与前文一致,支持原假设。

表 5 主回归替换变量稳健性检验

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	RSB	RSB		RSB	RSB
<i>PCD</i>	-0.0612** (-2.36)			(0.02)	(0.11)
<i>Prom</i>		0.181* (1.67)	<i>Tat</i>	-0.919*** (-5.72)	-0.920*** (-5.72)
<i>Size</i>	-0.571*** (-6.22)	-0.585*** (-6.38)	<i>Profit</i>	0.00893 (1.25)	0.00881 (1.23)
<i>Age</i>	0.621*** (2.59)	0.602** (2.52)	<i>Finbg</i>	-0.0713 (-0.35)	-0.0557 (-0.27)
<i>Admini</i>	1.425 (1.26)	1.360 (1.20)	<i>Invent</i>	0.000378 (0.47)	0.000412 (0.52)
<i>Idratio</i>	0.00264 (0.33)	0.00293 (0.37)	<i>Gro</i>	-0.216*** (-2.76)	-0.219*** (-2.79)
<i>Dudal</i>	0.0496 (0.43)	0.0615 (0.53)	<i>Illiquid</i>	0.699** (2.02)	0.714** (2.06)
<i>Pay</i>	0.00257 (0.79)	0.00298 (0.92)	<i>cons</i>	6.921*** (3.31)	7.073*** (3.38)
<i>Cash</i>	0.652 (1.52)	0.638 (1.49)	<i>Year</i>	YES	YES
<i>Mpe</i>	0.00000464	0.0000212	<i>Ind</i>	YES	YES
			<i>N</i>	4.053	4.053
			<i>Adj. R²</i>	0.1641	0.1634

表 6 调节作用回归分析替换变量稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	RSB	RSB	RSB		RSB	RSB	RSB
<i>PCD</i>	-0.0407 (-1.43)			<i>Mpe</i>	0.0000059 (0.03)	-0.0000906 (-0.43)	0.000493 (1.10)
<i>P×GAudit</i>	-0.0644* (-1.72)			<i>Tat</i>	-0.907*** (-5.64)	-0.861*** (-4.89)	-0.912** (-2.31)
<i>Prom</i>		0.222* (1.85)	0.0357 (0.14)	<i>Profit</i>	0.00861 (1.20)	0.00807 (1.07)	0.0264 (1.41)
<i>Size</i>	-0.576*** (-6.27)	-0.524*** (-4.92)	-0.805*** (-4.07)	<i>Finbg</i>	-0.0788 (-0.39)	0.0397 (0.19)	-0.329 (-0.55)
<i>Age</i>	0.621*** (2.59)	0.530** (2.00)	-0.289 (-0.44)	<i>Invent</i>	0.000383 (0.48)	0.000505 (0.56)	-0.00231 (-1.11)
<i>Admini</i>	1.405 (1.24)	2.116* (1.70)	0.649 (0.25)	<i>Gro</i>	-0.220*** (-2.80)	-0.208** (-2.35)	-0.290* (-1.68)
<i>Idratio</i>	0.00235 (0.30)	0.0106 (1.24)	-0.0220 (-1.13)	<i>Illiquid</i>	0.714** (2.06)	0.849** (2.29)	0.511 (0.57)
<i>Dudal</i>	0.0486 (0.42)	0.0645 (0.52)	-0.277 (-0.92)	<i>cons</i>	7.001*** (3.35)	5.395** (2.22)	14.78*** (3.32)
<i>Pay</i>	0.00255 (0.79)	0.00556 (1.51)	0.00271 (0.38)	<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>Cash</i>	0.654 (1.53)	0.677 (1.43)	1.842* (1.87)	<i>Ind</i>	YES	YES	YES
				<i>N</i>	4.053	3.120	933
				<i>Adj. R²</i>	0.1649	0.1693	0.1562

表 7 子样本检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SB	SB	SB	SB	SB
<i>PCD</i>	-0.059 2** (-2.16)	-0.031 6 (-1.04)			
$P \times GAudit$		-0.085 5** (-2.12)			
<i>Prom</i>			0.258** (2.20)	0.299** (2.28)	0.227 (0.82)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>cons</i>	8.837*** (3.83)	8.942*** (3.87)	8.957*** (3.88)	7.040*** (2.64)	16.17*** (3.24)
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 534	3 534	3 534	3 534	3 534
<i>Adj. R²</i>	0.194 6	0.196 0	0.194 7	0.209 3	0.150 7

(三)滞后性检验

我国政府审计报告的时间较晚,政府审计报告时间与国有企业被审计时间存在时间差,因此政府对国有企业的震慑与监管作用可能会在后几年财务报表上才有所体现。故将政府审计时间滞后一期重新进行回归,表 8 第(2)~(3)列考虑到高管职务晋升为虚拟变量,因此将滞后一期的 *L. GAudit* 变量进行 0-1 分组检验,回归结果不变,支持原假设。

(四)Heckman 两阶段检验

为防止样本数据存在内生性问题,借鉴张月玲等的研究进行 Heckman 两阶段内生性检验,^[30]该检验要求,首先,将模型 1 中的全部控制变量作为解释变量进行第一阶段的检验,因此将原有政企合作特征(*PCD*)变量取值为 1 的样本赋值为 0,原有政企合作特征(*PCD*)变量取值为 2、3、4、5 的样本赋值为 1,新赋值的样本命名为“是否存在政企合作”,并对其进行回归。其次,将模型 2 中的全部控制变量作为解释变量,将晋升特征(*Prom*)作为被解释变量进行第一阶段回归分析。

表 9 列(1)和列(3)为晋升特征(*Prom*)和政企合作特征(*PCD*)第一阶段的检验结果。由结果可知,具有职务晋升预期的高管多数具有金融专业背景、对货币性薪酬不敏感,经常做出以实现业绩考核标准为目的的决策;具有政企合作特征的高管多数以国企资产保值增值为出发点进行决策,决策行为与企业市值、市盈率关系较为密切。所以,高管无论是出于政企合作目的还是职务晋升动机,都对货币性薪酬敏感程度较低,进一步说明国企高管的自利性动机并非是出于货币性薪酬角度。根据职务晋升和政企合作第一阶段的检验结果,分别计算逆米尔斯比率得出 *imr1* 和 *imr2*,并将其加入表 9 列(2)和列(4)进行第二阶段检验。回归结果显示,*imr1* 和 *imr2* 系数不显著,表明研究结果不存在明显的样本内生性问题,同时表 9 列(2)和列(4)第二阶段检验回归结果支持了假说 1a 和假说 2a。

六、进一步研究

从开展影子银行业务的资金来源方面入手,探讨显性金融资产减持、高管政企合作特征和职务晋升等对企业显性和隐性金融资产金融化产生的影响,分析国有企业开展影子银行业务的前因后果。

表 8 滞后性检验

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
	SB	SB	SB		RSB	RSB	RSB
<i>PCD</i>	-0.025 5 (-0.87)			<i>Mpe</i>	0.000 008 75 (0.04)	-0.000 044 3 (-0.20)	0.000 538 (0.97)
<i>L. PGAudit</i>	-0.097 5** (-2.48)			<i>Tat</i>	-0.073 8 (-0.39)	-0.189 (-0.91)	-0.023 5 (-0.04)
<i>Prom</i>		0.232* (1.71)	0.174 (0.54)	<i>Profit</i>	0.013 9* (1.76)	0.013 8 (1.61)	0.030 0 (1.48)
<i>Size</i>	0.330*** (2.86)	0.450*** (3.28)	0.137 (0.54)	<i>Finbg</i>	-0.131 (-0.58)	-0.0598 (-0.25)	-0.0820 (-0.13)
<i>Age</i>	0.739** (2.07)	0.776* (1.94)	-0.254 (-0.25)	<i>Invent</i>	0.000 069 8 (0.08)	-0.000 54 (-0.52)	0.002 10 (0.90)
<i>Admini</i>	-1.340 (-0.99)	-1.792 (-1.17)	0.777 (0.25)	<i>Gro</i>	-0.240*** (-2.63)	-0.238** (-2.33)	-0.246 (-1.25)
<i>Idratio</i>	-0.001 38 (-0.15)	0.006 73 (0.68)	-0.027 0 (-1.09)	<i>Illiquid</i>	0.718* (1.69)	0.783* (1.70)	0.335 (0.30)
<i>Dudal</i>	0.041 8 (0.33)	0.117 (0.84)	-0.251 (-0.74)	<i>cons</i>	8.198*** (3.03)	4.934 (1.53)	15.05** (2.56)
<i>Pay</i>	0.000 570 (0.15)	0.005 67 (1.35)	-0.002 89 (-0.33)	<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>Cash</i>	0.473 (0.98)	0.884* (1.68)	-0.920 (-0.80)	<i>Ind</i>	YES	YES	YES
				<i>N</i>	3 156	2 452	704
				<i>Adj. R²</i>	0.178 6	0.196 7	0.190 4

表 9 Heckman 两阶段检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Prom</i>	<i>SB</i>	<i>PCD</i>	<i>SB</i>
<i>Prom</i>		0.207* (1.94)		
<i>Imr1</i>		-0.804 (-1.22)		
<i>PCD</i>				-0.057 7** (-2.27)
<i>Imr2</i>				-1.269 (-0.57)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>cons</i>	-5.974*** (-12.76)	10.22*** (4.45)	-0.767 (-1.01)	10.80*** (2.97)
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4 053	4 053	4 053	4 053
<i>Pseudo R²/Adj. R²</i>	0.087 3	0.214 5	0.022 9	0.214 7

(一)显性金融资产的配置与影子银行业务规模

研究认为,当国有企业融资约束小、现金流充沛且在配置显性资受限产时,高管容易出于职位晋升考核压力开展影子银行业务^{[17]106}。倘若国有企业同时开展配置显性资产业务和影子银行业务,必然会增加企业结构性风险和违规决策风险,这种情况下国有企业高管会弱化同时开展这两种业务活动的自利性动机,减少风险投资决策。基于上述分析并借鉴主流文献,设置被解释变量显性金融资产(*Fince*)的衡量指标为 $\ln(\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产})$,对显性金融资产规模与影子银行业务规模之间的关系进行分析。表10列(1)列(2)显示,相关系数分别在1%和10%水平上显著为负,表明显性金融资产的持有会减小企业影子银行业务规模。考虑到企业对相关金融资产的经营决策会因时间和决策者等因素发生变动,并在财务报表上出现波动,进一步选取显性金融资产的变化值,从动态变化视角对上述结论进行再检验,弱化选择性偏误所带来的内生性问题,结果见表10列(3)、列(4),*Fince*系数在10%的水平上显著为负,支持了前述假说即显性金融资产的持有会减小企业影子银行业务规模。

表10 影子银行业务规模传导路

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SB	SB	SB	SB		SB	SB	SB	SB
<i>Fince</i>	-0.0177*** (-3.43)	-0.0223*** (-4.01)					(-0.08)		(0.19)
					<i>Tat</i>		-0.00406 (-0.03)		-0.0810 (-0.42)
<i>D.Fince</i>			-0.0101* (-1.69)	-0.0122* (-1.91)	<i>Profit</i>		0.00887 (1.27)		0.0141* (1.78)
<i>Size</i>		0.277*** (3.10)		0.332*** (2.87)	<i>Finbg</i>		-0.133 (-0.67)		-0.103 (-0.45)
<i>Age</i>		0.789*** (3.37)		0.702** (1.97)	<i>Invent</i>		0.000290 (0.37)		0.000057 (0.06)
<i>Admini</i>		-0.713 (-0.65)		-1.362 (-1.00)	<i>Gro</i>		-0.141* (-1.84)		-0.239*** (-2.61)
<i>Idratio</i>		0.00193 (0.25)		-0.000031 (-0.00)	<i>Illiquid</i>		0.705** (2.09)		0.733* (1.73)
<i>Dudal</i>		0.0487 (0.43)		0.0392 (0.31)	<i>cons</i>	17.39*** (196.73)	9.080*** (4.45)	17.38*** (243.02)	8.132** (3.01)
<i>Pay</i>		0.00134 (0.42)		0.000390 (0.11)	<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Cash</i>		0.603 (1.44)		0.453 (0.94)	<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mpe</i>		-0.000015		0.000041	<i>N</i>	4053	4053	3620	3620
					<i>Adj. R²</i>	0.2080	0.2172	0.1698	0.1771

(二)政企合作对国有企业金融资产规模的影响

金融资产的配置分为隐性金融资产和显性金融资产,国家出于风险管控的目的往往禁止国有企业配置过多隐性金融资产。窦炜研究认为,^{[1]457}政府审计主要通过影响高管的自利性动机进而影响国有企业金融化。因此,本研究提出高管政企合作特征会通过抑制隐性金融资产、配置显性金融资产等方式影响国有企业金融化的假设。展开而言,国有企业高管推进政企合作的程度对影子银行业务的抑制作用应当在总体金融资产规模上有所体现。一方面,相较于没有政企合作的国有企业,存在政府关联的企业较少

开展影子银行业务,企业隐性金融资产规模较小;另一方面,由于国有企业规模大、市值高的特点,出于风险对冲的考虑,存在高管政企合作特征的国有企业可能会配置较多的显性金融资产。为验证该假设进行回归分析,在解释变量 *PCD* 的基础上生成政企合作关系(*PC*)变量,将存在政企合作的企业赋值为 1,没有的则为 0,具体回归分析结果见表 11。表 11 列(2)为政企合作关系(*PC*)对隐性金融资产的回归分析,系数为-0.224 且在 1%的水平上显著,说明政企合作关系与隐性金融资产负相关;列(4)为政企合作关系(*PC*)对显性金融资产的回归分析,系数为 0.881 且在 1%的水平上显著,说明政企合作关系与显性金融资产正相关。回归结果支持该假设,即高管政企合作特征会通过抑制隐性金融资产、配置显性金融资产等方式影响国有企业金融化。

表 11 政企合作特征与金融资产配置规模

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SB	SB	Fince	Fince		SB	SB	Fince	Fince
<i>PC</i>	-0.191** (-2.49)	-0.224*** (-2.73)	1.021** (4.26)	0.881*** (3.42)	<i>Tat</i>		0.00180 (0.01)		-0.553 (-1.12)
<i>Size</i>		0.280*** (3.12)		0.389 (1.38)	<i>Profit</i>		0.00858 (1.23)		0.0235 (1.07)
<i>Age</i>		0.736*** (3.15)		3.679*** (5.01)	<i>Finbg</i>		-0.123 (-0.62)		-0.490 (-0.79)
<i>Admini</i>		-0.674 (-0.61)		0.0458 (0.01)	<i>Invent</i>		0.000300 (0.39)		0.000170 (0.07)
<i>Idratio</i>		0.00194 (0.25)		-0.00312 (-0.13)	<i>Gro</i>		-0.136* (-1.77)		-0.0214 (-0.09)
<i>Dudal</i>		0.0352 (0.31)		-0.0388 (-0.11)	<i>Illiquid</i>		0.635* (1.88)		3.161*** (2.98)
<i>Pay</i>		0.00124 (0.39)		-0.00374 (-0.38)	<i>cons</i>	17.29** (231.98)	9.017** (4.41)	10.35*** (44.38)	-7.341 (-1.14)
<i>Cash</i>		0.641 (1.53)		0.193 (0.15)	<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mpe</i>		-0.000582 (-0.31)		0.00135** (2.29)	<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
					<i>N</i>	4053	4053	4053	4053
					<i>Adj. R²</i>	0.2151	0.2422	0.2540	0.2746

(三) 政企合作与职务晋升对企业金融化的传导路径

对显性金融资产持有动机的相关研究主要依据持有目的的不同将金融资产分为投机性或保值性持有,投机性金融资产持有定义为利润追逐动机,^[31]以“交易性金融资产”“可供出售及融资产”会计科目来度量;保值性金融资产持有为预防性储蓄,^[32]以“衍生金融资产”“持有至到期投资”以及“投资性房地产”等会计科目进行衡量。分别从高管政企合作特征和晋升特征激励角度,对国有企业金融化中显性金融资产的配置进行分析。解释变量为主回归分析中政企合作特征(*PCD*)和晋升特征(*Prom*),被解释变量为显性金融资产(*Fince*),具体结果见表 12。从列(1)和列(2)可见,相关系数在 1%和 10%的水平上系数显著为正,分别为 0.274、0.630,表明国有企业高管政企合作特征和职务晋升预期显著促进了显性金融资产配置。

表 12 政企合作、职务晋升与显性金融资产配置

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>Fince</i>	<i>Fince</i>		<i>Fince</i>	<i>Fince</i>
<i>PCD</i>	0.274***			(3.44)	
<i>Prom</i>		0.630*	<i>Tat</i>	-0.553	-0.608
		(1.89)		(-1.12)	(-1.23)
<i>Size</i>	0.385	0.430	<i>Profit</i>	0.023 2	0.025 2
	(1.37)	(1.52)		(1.06)	(1.15)
<i>Age</i>	3.641***	3.873***	<i>Finbg</i>	-0.435	-0.488
	(4.96)	(5.27)		(-0.70)	(-0.78)
<i>Admini</i>	0.091 2	0.084 6	<i>Invent</i>	0.000 229	0.000 357
	(0.03)	(0.02)		(0.09)	(0.15)
<i>Idratio</i>	-0.001 70	-0.003 48	<i>Gro</i>	-0.016 7	0.002 89
	(-0.07)	(-0.14)		(-0.07)	(0.01)
<i>Dudal</i>	-0.053 7	-0.094 1	<i>Illiquid</i>	3.190***	3.198***
	(-0.15)	(-0.27)		(3.00)	(3.01)
<i>Pay</i>	-0.003 46	-0.003 89	<i>cons</i>	-7.501	-8.403
	(-0.35)	(-0.39)		(-1.17)	(-1.31)
<i>Cash</i>	0.269	0.418	<i>Year</i>	Y	Y
	(0.20)	(0.32)	<i>Ind</i>	Y	Y
<i>Mpe</i>	0.001 37**	0.001 29**	<i>N</i>	4 053	4 053
	(2.33)	(2.19)	<i>Adj. R²</i>	0.274 7	0.272 8

七、结论与建议

本文探究了政府审计监管作用下国企高管政企合作特征和晋升特征分别与影子银行业务之间的关系。研究结论表明,首先,国有企业高管政企合作特征与影子银行业务规模负相关,高管职务晋升预期与影子银行业务规模正相关;其次,政府审计对二者与影子银行业务之间的关系都发挥了不同程度的监管作用;最后,国有企业开展影子银行业务源于显性金融资产的减持,并且政企合作特征和职务晋升都会进一步加剧包括显性和隐性金融资产在内的国有企业金融化,检验并证实了国有企业金融化的传导路径。基于研究结论,提出如下建议。

第一,加强党对国有企业的领导。政企合作特征对影子银行业务起到抑制作用,可以最大限度纠正委托代理矛盾激发的管理层自利性动机等问题。第二,国家审计机关对存在职务晋升预期的高管所在国企,应增加审计力度和审计资源供给。政府审计独立性高、威慑力强并且侧重于事后监督,能够对不同决策动机下产生的影子银行业务产生显著抑制作用。第三,国有企业应当合理配置金融资产,降低金融资产错配率。研究已经证明,国有企业配置显性金融资产受到约束时,开展影子银行业务的资金流会增加,而配置定量显性金融资产可以帮助企业进行风险对冲,弥补企业在经济滞缓时主营业务的不足。为避免过度约束导致的企业决策偏差,需要国企高管综合考虑和平衡企业金融资产配置。

参考文献:

- [1] 窦炜,张书敏.政府审计对国有企业金融资产配置的影响研究[J].管理学报,2022,19(3).
- [2] 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,2019,54(8):21-35.

- [3] 司登奎,李小林,赵仲匡.非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J].中国工业经济,2021(6):174-192.
- [4] 胡金焱,张晓帆.高管金融背景、外部监督与非金融企业影子银行化[J].济南大学学报(社会科学版),2022,32(1):101-116+176.
- [5] 桂荷发,张春莲,王晓艳.非金融企业影子银行化影响了经营绩效吗? [J].金融与经济,2021(7):72-80.
- [6] 李小荣,刘行.CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险[J].世界经济,2012,35(12):102-129.
- [7] 陈春花,朱丽,宋继文.学者价值何在? 高管学术资本对创新绩效的影响研究[J].经济管理,2018,40(10):92-105.
- [8] 苏坤.政治关联对公司股价崩盘风险的影响[J].管理评论,2021,33(7):54-67.
- [9] 褚剑,方军雄.政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗? [J].会计研究,2016(9):82-89.
- [10] 张咏梅,李思洁,赵金凯.薪酬管制对国有企业经营业绩的影响[J].山东科技大学学报(社会科学版),2021,23(5):58-68.
- [11] 邹颖,杨晓玮.政治关联、金融生态环境与股权资本成本——基于2005—2012年的数据分析[J].华东经济管理,2014,28(10):98-104.
- [12] 彭浩东,范小玄.“国家队”持股与上市公司股价崩盘风险的关系——基于公司治理与投资者情绪的证据[J].山东科技大学学报(社会科学版),2022,24(4):67-80.
- [13] 华锐,李宏武,保永文.制度质量、政治关联与企业创新[J].统计与决策,2021,37(18):162-165.
- [14] 赵利,康玉梅.企业资本成本与创新投入关系研究——基于盈余管理的调节作用[J].财会通讯,2019(30):54-58.
- [15] 强皓凡,严晗,张文铖,等.国有风险资本与企业融资约束:如愿以偿还是事与愿违? [J].财经研究,2021,47(11):154-169.
- [16] 徐业坤,梁亮.高管政治晋升激励影响会计信息质量吗? ——来自国有上市公司的经验证据[J].中央财经大学学报,2021(6):64-76.
- [17] 余玉苗,徐慧慧,周楷唐.中央企业董事长任期、政治晋升激励与企业绩效[J].经济评论,2020(2).
- [18] 杜勇,张路.行政干预、晋升激励与过度投资[J].北京工商大学学报(社会科学版),2020,35(6):68-79.
- [19] 同小歌,冉茂盛,杨球军.金融资源配置效率影响因素研究——基于晋升激励的视角[J].金融论坛,2022,27(3):73-80.
- [20] 陈仕华,卢昌崇,姜广省,等.国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J].管理世界,2015(9).
- [21] 陈凌云,王子宸,陈汉文.高压反腐、国家审计独立性与国家审计质量——基于中国省级面板数据的实证研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2021,36(4).
- [22] 贾明,张喆.高管的政治关联影响公司慈善行为吗? [J].管理世界,2010(4):99-113+187.
- [23] 王曾,符国群,黄丹阳,等.国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究[J].管理世界,2014(5):157-171.
- [24] 滕飞,辛宇,舒倩,等.股价崩盘风险时的政府“扶持之手”——基于政府补助及产权性质视角的考察[J].会计研究,2020(6):49-60.
- [25] 于李胜,李文涛,王艳艳,等.薪酬-职务倒挂是否具有“黑色嫉妒”效应? ——基于国有企业薪酬激励对企业行为的影响研究[J].会计研究,2019(3):47-54.
- [26] 步丹璐,张晨宇,林腾.晋升预期降低了国有企业薪酬差距吗? [J].会计研究,2017(1):82-88+96.
- [27] 曹越,孙丽.国有控制权转让对内部控制质量的影响:监督还是掏空? [J].会计研究,2021(10):126-151.
- [28] 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.
- [29] 陈文川,李文文,李建发.政府审计与国有企业金融化[J].审计研究,2021(5):16-28.
- [30] 张月玲,王玉婷,郝心怡.基于治理机制视角的控股股东股权质押与真实盈余管理[J].山东科技大学学报(社会科学版),2022,24(2):75-85.
- [31] 王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,20(1):155-166.
- [32] 杜勇,张欢,陈建英.金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J].中国工业经济,2017(12):113-131.

Government Audit, Management Characteristics and Shadow Banking of State-Owned Non-financial Enterprises

ZHANG Yueling, SHI Keyu, WANG Shoucheng

(College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao, Shandong 266590, China)

Abstract: Taking the state-owned non-financial listed enterprises from 2010 to 2018 as the research object, this paper studies the relationship between the characteristics of executive government enterprise cooperation and promotion of the senior executives of the state-owned enterprises and shadow banking business under the supervision of government audit. The results show that the characteristics of government enterprise cooperation among executives in the state-owned non-financial enterprises is significantly negatively correlated with the scale of shadow banking business, and the promotion expectation of the senior executives is significantly positively correlated with the scale of shadow banking business. Government audit supervision strengthens the inhibition effect of political affiliation on shadow banking and inhibits the promotion effect of political promotion on shadow banking. Constrained corporate explicit financial assets will increase shadow banking. The research results provide theoretical support for preventing the real economy of the state-owned enterprises from “being diverted out of the real economy” and deepening the transmission path between government audit and the decision-making of the senior executives of the state-owned enterprises. In the future, the leadership of Communist Party of China should be further strengthened in the state-owned enterprises. The state audit institutions should increase the audit intensity and supply of audit resources to the state-owned enterprises where the senior executives are expected to be promoted. At the same time, the state-owned enterprises should allocate financial assets reasonably and reduce the misallocation rate of financial assets.

Key words: shadow banking of non-financial enterprises; scale of shadow banking business; management characteristics; political promotion; government audit; the state-owned enterprises

(责任编辑:魏 霄)

(上接第 63 页)

Application of Mandatory Mediation to the Investment Dispute Settlement under the Belt and Road Initiative

NIU Zheli

(College of Humanities and Law, Shandong University of Science and Technology, Qingdao, Shandong 266590, China)

Abstract: During the ten years of implementation of the Belt and Road Initiative, despite the significantly increasing amount of FDI and the continuously diversified investment structure, there are also some joint projects that have been interrupted due to conflicts between the investors and the local governments. As the Belt and Road Initiative paves a path towards peace and win-win cooperation, it may be possible to emulate mandatory mediation practices from domestic laws and encourage the use of mandatory mediation in resolving investor-state disputes. Mandatory mediation, more economical, flexible and helpful for repairing cooperative relations, will highlight the advantages of mediation over investment arbitration. However, mandatory mediation does not alter its essentially voluntary nature. As one of the ADRs, its settlement agreements still depend on the consent of both parties. When considering mandatory mediation for resolving investment disputes within the Belt and Road Initiative, it is supposed to choose an appropriate approach, clarify the scope of application, and establish a set of efficient and flexible dispute settlement mechanisms through procedural rules. This should be done while weighing the advantages and disadvantages of alternative dispute settlement methods, including consultation, arbitration, and litigation proceedings in host countries.

Key words: mandatory mediation; investment dispute settlement mechanism; the Belt and Road Initiative; application; procedure

(责任编辑:董兴佩)