

晋升压力、资源配置与地方国企募资变更

曹春方¹,周大伟¹,王元芳²

(1. 西南财经大学 会计学院,四川 成都 611130;2. 南开大学 公司治理研究院,天津 300071)

[摘要]以2001—2009年A股地方国有上市公司为样本,研究了官员晋升压力如何影响地方国企募资变更,以及这种影响在政府和企业资源配置下的差异。实证发现:官员晋升压力会导致更多的地方国企募资变更;在省区贷款投放越少或企业长期贷款较少时,官员晋升压力导致的募资变更概率更高。这表明,政府区域资本市场和企业内部资本市场的资源配置均会影响晋升压力对募资变更的作用。进一步研究发现:在市场化程度低的地区和县市级国企中,地方国企募资更易被政府区域资本市场影响。

[关键词]晋升压力;资源配置;地方国企募资变更;区域资本市场;内部资本市场;政府干预;企业融资

[中图分类号]F321**[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2015)01-0093-12

一、引言

募集资金是上市公司投资的重要资金来源,但许多公司募得资金后并未按承诺的投资项目进行投资,即发生募资变更。这种变更对公司短期绩效、长期盈利能力均有明显的负面影响^[1]。大量学者分析了募资变更的原因,早期主要探讨了公司的内部原因^[2],马连福、曹春方等则进一步发现地方政府财政、失业等外部因素显著影响了地方国企的募资变更^[3]。处于行政金字塔顶端的政府官员,更关注其在“官场”上的升迁机会,具有在政绩考核下追求GDP增长的“晋升锦标赛”行为^[4]。曹春方从募资变更后投向角度分析发现,政府干预下的地方国企募资变更后更易投向以在建工程为主的固定投资,而固定投资作为我国经济增长中的主要动力,恰恰能带来与晋升本息相关的快速的GDP增长^[5]。那么,地方官员是否会因对GDP增长的追求而干预企业的募资变更,对此学术界尚无进一步的证据。

特别值得注意的是,政府干预下的募资变更虽然可以为地方政府提供资源,但显然并不是唯一资源。以对GDP增长贡献最大的固定投资为例,我国2001—2008年固定资产投资来源平均占比较大的两种是国内贷款17.65%、自筹资金56.60%。王贤彬等也发现地方官员推动投资增长的途径除国有企业扩张之外,银行贷款也是一种重要途径,并从宏观层面加以证实^[6]。由此我们可以推断政府层面存在一个区域资本市场,其功能类似于内部资本市场,可以将资本配置到各个分部、子公司和项目^[7]。在“晋升锦标赛”下,官员可以通过区域资本市场配置多种资源实现投资增长。但这种区域资本市场是否有效,现有文献中尚未涉及。同样,企业内部资本市场也会配置不同的资源以完成政府所需投资。虽然已有文献考察了多元化、公司治理、内部资本市场规模等因素对内部资本市场效率的影响^[7-8],但并未关注政府干预影响下企业内部资本市场的运行情况,这同样也有待进一步研究。

综上,本文选取2001—2009年期间A股地方国有上市公司为样本,实证检验晋升压力对募资变更的影响,进而探讨政府和企业配置的资源不同时,晋升压力影响募资变更的差异,以分析政府干预募资变更的具体路径。

[收稿日期]2014-04-03

[基金项目]国家自然科学基金青年基金项目(71302181);教育部人文社会科学青年基金项目(13XJC630001)

[作者简介]曹春方(1985—),男,安徽安庆人,西南财经大学会计学院副教授,博士,从事公司治理研究;周大伟(1991—),安徽滁州人,西南财经大学会计学院博士研究生,从事公司治理研究;王元芳(1983—),河南鹤壁人,南开大学公司治理研究中心博士研究生,从事公司治理研究。

二、制度背景与研究假设

自我国改革开放以来,随着一系列的分权改革,地方政府事实上成为发展经济和稳定社会秩序的主要执行者。但要使地方政府努力工作,中央政府对地方官员的激励成为难点。早期研究中虽然钱颖一等提出的“中国特色财政联邦主义”(Federalism, Chinese Style)假说^[9],强调行政分权和财政分权下地方政府与中央政府分享财政收入而带来的激励。但大量研究质疑这一理论,因为他们没有分析改革带来的代价,也缺乏地方政府关于制度供给的政治微观基础^[10],难以从根源上解释中国经济增长的根本激励。学者们通过对比中国与俄罗斯发现,同样拥有财政分权的体制却出现不同的经济增长结果^[4],认为中国政治上的集权可能是导致中国经济增长表现优于俄罗斯的重要因素。由于人事任命上的集权,中央政府完全可以利用人事晋升激励将地方官员的政治升迁与地方经济挂钩,将关心仕途的地方政府官员置于强力的激励合约之下,从而使得地方官员之间围绕 GDP 增长展开“晋升锦标赛”,Li 和 Zhou 以及周黎安等提供了官员任期内的经济增长显著影响晋升概率的证据^[4,11]。

(一) 晋升压力与募资变更

地方政府会利用其政府权力追求其政治目标,使得地方国企需要承担政府的多重任务^[12]。一方面分权改革之后,大量经济管理权力划归地方;另一方面,自 20 世纪 80 年代开始,以经济绩效为主的官员考核又以“晋升锦标赛”的形式将关心仕途的地方政府官员置于强力的激励之下,部分地区甚至不惜以地方产业和企业的经济预算为代价参与地区竞争。地方国企由于大量股权和人事任命归属地方政府,使得地方国企成为地方政府干预的重点。Shirley 和 Walsh 也讨论过这种情况,“如果一个公司像政府部门的下属单位一样运行,其管理层直接由部门领导任命,政治干涉将会非常容易并且很频繁”^[13]。地方经济增长主要依靠投资推动,如 2009 年上半年,投资对经济增长贡献率为 87.6%^①。众多文献发现政府会基于自身利益干预地方国企投资^[12,14]。

投资需要资金支持,作为地方经济重要组成部分的地方国有上市公司,其投资的一个重要来源是募集资金。但按监管要求,募集资金专款专用。官员要想干预企业募资的使用,就必须影响到企业的募资变更决策。曹春方从募资变更后投向角度分析发现,政府干预下的地方国企募资变更后更易投向以在建工程为主的固定投资^[5],而固定投资作为我国经济增长中的主要动力,符合了“晋升锦标赛”下官员的增长偏好。实际上,融资经常被看作是一项“政治任务”,有些地方甚至把上市公司当成地方融资的中介^[15]。

需要指出的是,在突出政绩的经济增长中,某些年份可能会因自然灾害等不可控因素造成较慢的经济增长,而官员上任之后实现的经济政策也同样需要一个推动过程。因此在晋升选拔中,中央政府完全有可能理性地考察官员的累计绩效以减少当年的随机影响造成的误差^[4,11],另外随着地方经济绩效的逐年实现,中央政府也可以用贝叶斯法则不断更新对省级官员能力的判断^[16]。因此,任期内的 GDP 增长越慢,其晋升概率越低,官员晋升压力越大,越倾向于干预地方国企募资变更。由此,我们提出假设 1。

H₁: 官员晋升压力越大,地方国企募资变更概率越大。

(二) 政府区域内资本市场与募资变更

如 H₁ 得证,则说明地方官员会在晋升压力下追求 GDP 增长,因此可干预地方国企募资变更。但投资增长的来源无疑是多方面的,以固定投资为例,我国 2001—2008 年固定资产投资来源平均占比分别为国内贷款 17.65%、自筹资金 56.60%。已有研究也从宏观层面上提供了国有企业扩张、银行

^①国家统计局在新办新闻发布会上公布,2009 年上半年投资对经济增长贡献率为 87.6%,拉动 GDP 增长 6.2 个百分点(资料来源国务院新闻办公室网站)。

贷款和引进外资都是地方官员推动投资增长的潜在渠道的证据^[13]。

经济增长竞争主要表现为投资竞争^[17],而投资竞争最终要靠金融资源来支持。分权改革之后,地方政府获得大量经济管理权力,1979年实施的“拨改贷”之后,地方发展经济的资金由之前的中央直接划拨转变为向银行贷款。国有银行行政管理体系体现在“条块管理,以块为主”,虽然国有银行产权属于中央政府的国有银行地方分行,但其实际使用权却属于地方政府^[17],银行贷款的数量和方向均受到地方政府的直接影响。直到1998年国有银行进行垂直化管理以及2003年银监会的成立这种情况才有所改善,但由于“人缘”、“地缘”关系,国有银行地方分行的贷款投向仍一定程度上受到地方政府的影响。钱先航等从城商行样本提供了官员的晋升激励显著影响银行贷款行为的证据^[18]。

银行的贷款资金和地方国企的自有资金均可以为投资增长提供资金来源,两者存在一定的替代性。如政府层面的区域资本市场有效,则银行贷款一定程度上会影响政府对企业自有资金的干预,进一步影响到地方国企的募资变更。地方贷款投放越多,官员通过地方贷款投放实现经济增长越容易,从而对企业自有资金使用的干预越弱,企业以政治动机进行的募资变越少;反之,地方贷款投放越少,官员通过地方贷款投放实现经济增长越困难,从而对企业自有资金的干预越严重,企业越需要以募资变更完成投资任务。因此,我们提出假设2。

H₂:官员晋升压力越大,当地贷款投放越少,地方国企募资变更概率越大。

(三) 地方国企内部资本市场与募资变更

如假设2得到验证,则说明地方贷款投放能够调节晋升压力对募资变更的作用,但省区贷款投放并不直接等于企业获得的贷款。企业层面同样可以通过银行贷款来代替募资变更完成投资任务。并且,对于官员所需的投资类项目,地方国企相对更需要用长期贷款来完成。

由于信息不对称,政府不大可能直接干预企业以何种配置资源完成干预目标,而更可能是以类似于指标的形式将干预目标下放到企业。正如大量文献所证实的,由于内部资本市场的存在,企业项目之间的资金使用会相互影响^[7],企业项目的资金来源并不固定。在官员的干预下,企业有一定的自主权选择以何种资源配置实现政府目标。国企由于天然的政治联系,具有贷款优势。Firth等利用世界银行2003年对中国企业的调查数据,发现在企业中引入国家股会有助于获得贷款^[19],Cull和Xu以及Allen等也发现国企较民企更易获得银行贷款^[20-21],国内的研究也显示国企较非国企具有更多长期贷款^[22]。而国企投资来源中,银行贷款资源的利用也明显高于民企,Allen等发现1994—2002年国有企业和上市公司平均增长率为8.2%的固定资产投资中,投资来源的20%—30%是银行贷款;而民企平均增长率为11.5%的固定资产投资中,投资来源仅10%—20%是银行贷款^[21]。

如内部资本市场有效,则企业可以选择长期贷款或募资变更来为政府干预的投资任务提供资金。企业长期贷款越多,企业越能以长期贷款完成政府干预的投资任务,从而使得以募资变更来完成投资任务的动机减弱;反之,如果企业长期贷款越少,企业通过长期贷款完成政府干预投资越困难,则更需要募资变更提供资金来完成政府干预投资,募资变更越多。由此,我们提出假设3。

H₃:官员晋升压力越大,企业长期贷款越少,地方国企募资变更概率越大。

三、研究设计与描述性统计

(一) 样本

我国于2000年3月17日正式施行股票发行“核准制”,标志性文件是《中国证券监督管理委员会股票发行核准程序》,其中规定主承销商在报送申请文件前,应对发行人辅导一年,并出具承诺函。因此,证监会实际上2001年才开始正式大批受理“核准制”的申请。为了避免跨IPO管理制度研究,我们的样本从2001年开始收集。我们以2001—2009年期间A股地方国企上市公司为初选样本。样本进一步剔除的条件有:(1)无法在年报和CSMAR数据库里面找到终极所有人资料的公司;(2)在CCER数据库中

财务等数据不全的上市公司;(3)证监会行业划分中金融类上市公司;(4)最终控制人所在省份和上市公司所在省份不同的上市公司^①。最终本文选用了2001—2009年间地方国有上市公司5770个样本。

(二) 模型与变量

首先,我们构建模型(1)检验官员晋升压力是否会影响到地方国企的募资变更,即 H_1 。在此基础上构建模型(2)检验政府层面区域资本市场是否有效,我们以募资变更视为地方国企自有资金的调动,检验晋升压力对募资变更的作用是否受到省区贷款投放的影响,即 H_2 。而企业层面同样也存在配置资源的内部资本市场,我们构建模型(3)检验晋升压力对募资变更的作用是否受到企业长期贷款的影响,即 H_3 。

$$p(\text{change}_{i,t} = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 \text{ydgdp}_{i,t-1} + \sum \text{control}_{i,t} + \sum \text{year} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$p(\text{change}_{i,t} = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 \text{magdp}_{i,t-1} + \beta_2 \text{magdp}_{i,t-1} \times \text{loan}_{i,t-1} + \sum \text{control}_{i,t} + \sum \text{year} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$p(\text{change}_{i,t} = 1 | x) = \beta_0 + \beta_1 \text{magdp}_{i,t-1} + \beta_2 \text{magdp}_{i,t-1} \times \text{longrate}_{i,t} + \sum \text{control}_{i,t} + \sum \text{year} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

以上模型中涉及的变量有:

(1) 被解释变量为募资变更(change)。我们以出具募资变更公告为准,该年出具募资变更公告即该年募资变更取1,否则为0,如公司在多个年份发生变更则在多个年份募资变更取1。部分公司在一年内变更多次,我们视同一次变更。

(2) 解释变量。主要解释变量为晋升压力(magdp)、省区贷款投放(loan)和企业长期贷款(longrate)。中共中央办公厅2006年印发的《党政领导干部职务任期暂行规定》等三个法规规定党政领导干部任期内和任期届满应当按照有关规定进行考核,考核结果作为干部使用的重要依据。因此,相对年度的GDP增长来说,地方官员更追求任期内平均的经济增长。另外,由于我国历来有“一把手”负责制,在中国条块管理的模式下,领导决策体制又强调“一元化”领导,即地方政府的权力集中于地方党委,地方党委集中于常委会和党委书记。因此我们从省委书记上任第一年开始计算到当年的年平均GDP增幅。我们采用已有文献做法度量官员绩效的任期内移动平均GDP增幅来衡量晋升压力^[4,11],具体为地方官员处于任期第n年时,从任期第一年开始到第n年为止的年平均GDP增长率。省委书记的上任年份的确认参考有关做法^[4],在一年中的1月至6月上任的,记为其上任的第一年;7月至12月上任的,则该年的下一年记为其上任的第一年,省委书记就职时间从百度、谷歌等网络搜索获得。任期内移动平均GDP的具体计算为,官员任期第T年的移动平均GDP为从该官员上任第一年GDP增幅累加到其上任第T年的平均GDP,再除以T。数据来源于历年的《中国统计年鉴》。

loan为省区贷款投放,我国银行贷款业务具有明显的地域特征,因此我们采用当年省级贷款总量比上当地GDP总量来衡量,数据来源于《中国金融年鉴》。longrate为企业长期贷款,用长期借款比上总资产衡量。由于GDP增幅以及贷款投放等指标数据一般需要到年底才能公布,因此我们相应地将这些指标置后一期。

(3) 控制变量。control是一组控制变量,根据相关文献,我们控制企业的规模(size)。公司运营情况用现金持有量(cash)控制、企业成长机会用托宾Q(tq)控制、企业盈利能力用净资产收益率(roe)控制。公司规模(Size)取总资产对数,公司闲置资金(Cash)取年末现金与短期投资之和再除以总资产,成长机会(托宾Q)直接采用CCER计算的托宾Q值,净资产收益率(Roe)取净利润/总资产。

^①如上海三毛(600689)2008年最终控制人为重庆市国资委,而该企业的实际地址在上海,其实现的GDP增长属于上海市,因此我们认为在本文的分析中其不是一个有效的样本。

现有文献支持了公司治理与募资变更有关的推断^[3],我们也控制第一大股东持股比例(top1)来代替公司治理情况。未作具体说明的数据均来源于 CCER 及 CSMAR 数据库,我们对连续变量处于 0 至 1% 和 99% 至 100% 之间的极端值样本采用 winsorize 处理。行业控制采用行业管制虚拟变量,如是否处于 GICS 行业分类中能源、电力、金融、公共事业等行业,是取 1,否则取 0。Year 是年份虚拟变量,本文的数据跨度为 2001—2009 年,共设置 8 个年份虚拟变量。

(三) 描述性统计

根据募资变更样本分布统计,历年地方国企募资变更共存生了 352 次,占总样本的 6.10%,其中,最少的是 2001 年的 3.38%,2004 年地方国企募资变更最为集中,达到样本的 10.26%。主要变量的描述性统计和 Pearson 相关系数见表 1。移动平均 GDP 增幅在总样本中均值(中值)为 11.423(11.496),在变更组中为 11.272(11.467),小于未变组的 11.433(11.496),并在均值上有显著差异。贷款投放在总样本中均值(中值)为 1.079(0.949),在变更组中为 1.049(0.876),同样小于未变组的 1.081(0.961),并有显著差异。企业长期贷款在总样本中均值(中值)为 0.064(0.026),在变更组中为 0.045(0.013),也小于未变更组的 0.065(0.027),并有显著差异。以上统计与我们的假设是一致的。

表 1 描述性统计与 Pearson 相关系数

分类	统计	ind	size	cash	Roe	tq	top1	magdp	loan	longrate
未变 5418	mean	0.148	21.446	0.147 ***	0.033	1.471	42.098 **	11.433a	1.081a	0.065 ***
	med	0.000	21.378	0.126 ***	0.055	1.260	40.969 **	11.496	0.961 ***	0.027 ***
	sd	0.355	0.993	0.101	0.241	0.703	16.429	2.070	0.435	0.089
变更 352	mean	0.131	21.363	0.193	0.046	1.523	43.970	11.272	1.049	0.045
	med	0.000	21.228	0.162	0.060	1.220	44.929	11.467	0.876	0.013
	sd	0.338	0.923	0.117	0.162	0.886	16.028	1.971	0.568	0.067
总样本 5770	mean	0.147	21.441	0.150	0.034	1.474	42.212	11.423	1.079	0.064
	med	0.000	21.371	0.127	0.056	1.250	41.337	11.496	0.949	0.026
	sd	0.354	0.989	0.103	0.237	0.715	16.409	2.064	0.444	0.088
ind	1									
size	0.1276 ***	1								
cash	-0.0347 **	-0.0066	1							
roe	0.0341 **	0.1465 ***	0.1213 ***	1						
tq	-0.0332 **	-0.2261 ***	0.0627 ***	0.0671 ***	1					
top1	0.0783 ***	0.1365 ***	0.0464 ***	0.0905 ***	-0.1371 ***	1				
magdp	0.042 ***	0.1909 ***	-0.0119	0.0216	0.0509 ***	-0.1394 ***	1			
loan	0.1126 ***	0.0535 ***	0.0749 ***	0.0011	-0.0512 ***	0.0869 ***	-0.0239 **	1		
longrate	0.1998 ***	0.2883 ***	-0.2129 ***	0.0271 *	-0.1151 ***	0.0158	-0.0042	-0.0667 ***	1	
change	-0.0169	-0.0275 **	0.1034 ***	0.0119	0.022	0.0272 **	-0.0314 **	-0.0186	-0.0561 ***	1

注:未变样本中标注的*表示其和变更样本相对应变量的 t 检验和 Z 检验差异程度,*为 p<0.1,**为 p<0.05,***为 p<0.01,a 为单边检验 10% 显著,下同。

在主要变量的 Pearson 相关系数中,移动平均 GDP 增幅、长期贷款与募资变更显著负相关,而贷款投放虽然与募资变更负相关,但没有表现出显著性。控制变量中,国有股比例和现金持有与募资变更显著正相关,规模与募资变更显著负相关。

四、实证结果与分析

我们将数据代入模型进行检验,计量方法上,我们采用 logit 回归,以 Stata11.0 软件处理。回归结果如下页表 2 所示。回归 2-1 至 2-3 中,我们将 magdp、longrate、loan 依次放入模型。结果显示,magdp 与募资变更显著负相关,这表明官员任期内平均 GDP 增幅越小,晋升压力越大,地方政府对企业的干预越严重,募资变更概率越大,证实了 H₁。longrate、loan 也与募资变更显著负相关,这表明较多的省区贷款投放和企业长期贷款同样能显著减少募资变更概率,无论是省区总体可使用的贷款还是公司拥有的长期贷款均能作为投资来源,替代地方国企募资变更的投资来源,在这两种投资来源充足时,均能有效降低募资变更概率,这从一定程度上表明政府区域资本市场和企业内部资本市场是

有效的。

我们进一步考察省区贷款投放对晋升压力导致募资变更的调节影响。由于原项与交互项的多重共线性,回归 2-4 中我们加入交互项 $\text{magdp} \times \text{loan}^{\text{①}}$,结果显示 magdp 和交互项 $\text{magdp} \times \text{loan}$ 均显著负向影响募资变更。这表明任期内移动平均 GDP 增幅越小,地方 GDP 增长任务越重,如果此时省区贷款投放越少,政府影响银行所能配置的贷款资源越少,地方政府更倾向于干预地方国企。地方国企越需要通过募资变更来完成投资任务,实现经济增长,较少的贷款投放放大了晋升压力对募资变更的作用。而当地方 GDP 增长任务较轻时,官员可以通过银行贷款投放较好地完成了政府的 GDP 增长任务,挤出晋升压力对募资变更的作用这些证实了 H_2 。该结论也证明政府是可以支配区域内资本市场的,在贷款资源不充足时,地方政府会更积极调用地方国企资源,致使募资变更。

但省区贷款投放并不等于企业获得的贷款,企业层面同样存在资源配置,我们进一步考察企业长期贷款对晋升压力导致募资变更的调节影响。通过回归 2-5,结果表明,任期内移动平均 GDP 增幅越小,官员追求晋升导致的募资变更概率越大,这种关系在企业长期贷款越少的情況下更严重。这说明晋升压力越大时,地方 GDP 增长任务较重,地方国企较少的长期贷款使得企业所能配置的完成投资任务的其他资源也较少,越需要通过募资变更来完成政府的投资任务;而晋升压力较小时,地方 GDP 增长任务较轻,地方国企较多的长期贷款可以较好地完成政府的投资任务,此时晋升压力对募资变更的影响较弱。这说明企业内部资本市场在晋升压力下发挥作用,证实了假设 H_3 。

控制变量中, cash 与募资变更概率显著正相关,表明公司现金持有越多,越容易变更,这与张为国和翟春燕的研究结果一致^[2]。第一大股东持股比例与募资变更概率显著正相关,表明国有股持股越多,募资变更概率越大。其余控制变量均未表现出显著性。

五、进一步讨论

(一) 资源配置能力差别

上文证明政府区域资本市场和企业内部资本市场均是有效的,两者所能调动的其他资源越多时,晋升压力对募资变更的作用越小。但我们隐含的假设是所有地方政府和企业均能较好地调用这些资源,而现实中,企业和政府支配资源的能力可能存在差异,尤其是众多文献均指出政府对资源的支配受到市场环境的约束^[22]。

在我国,地方政府一定程度上控制着土地、资本等重要资源^[22],但随着市场的发展,“看不见的手”作用会逐渐增加,各地区的资源禀赋、投资环境、市场容量等经济性因素将起到的作用更大。余

表 2 晋升压力、资源配置与募资变更回归结果

	2-1	2-2	2-3	2-4	2-5
magdp	-0.161 *** (-4.48)	-0.170 *** (-4.70)	-0.165 *** (-4.67)	-0.169 *** (-4.79)	-0.155 *** (-4.40)
longrate		-2.102 *** (-2.79)	-2.258 *** (-2.96)	-2.248 *** (-2.95)	
loan			-0.299 * (-1.84)		-0.299 * (-1.83)
magdp × loan				-0.0241 * (-1.70)	
magdp × longrate					-0.197 *** (-2.86)
_cons	-0.353 (-0.24)	-0.916 (-0.62)	-1.103 (-0.75)	-1.353 (-0.93)	-1.202 (-0.81)
N	5770	5770	5770	5770	5770
pseudo R ²	0.054	0.057	0.059	0.058	0.059
chi2	163.8	169.4	173.7	173.7	172.2

注:模型采用 logit 回归,被解释变量为募资变更(Change),括号内为 z 值,并经 White 异方差稳健性修正。* 为 $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** 为 $p < 0.01$ 。限于篇幅,其他控制变量结果省略。

① $\text{magdp} \times \text{loan}$ 中 loan 经过减去均值的中心化处理,另外 loan 与 $\text{magdp} \times \text{loan}$ 的皮尔森系数为 0.991, longrate 与 $\text{magdp} \times \text{longrate}$ 的皮尔森系数为 0.975,均存在严重的多重共线性,基于模型的稳健性考虑,我们在加入交互项时没有将 loan 和 longrate 放入模型。

明桂、潘红波^[22]发现法治和金融发展可以减少地方政府干预给国有企业带来的贷款支持效应,更多证据进一步从多个维度显示法制、金融的发展和市场化程度等因素会显著降低国企的贷款优势^[22]。随着市场的发展,政府对资源的配置必然会受到约束,越发达的市场,市场配置资源的能力越强,这势必会削弱政府的资源配置能力,政府配置省区贷款的能力下降。企业层面,在发达的市场中,企业也更可能通过市场获得所需资源,并且地方政府要想干预企业决策必须跨越强劲的市场规律和良好的产权保护^[3],此情况下企业自主资源配置能力可能较强。因此,我们在模型中加入 $magdp \times loan \times market$ 和 $magdp \times longrate \times market$ 两个三层交互项,其中 $market$ 为市场化程度,数据来源于《中国市场化指数》。另外,我们也以市场化进程中值为基准分组进行了检验。

回归结果如表 3,交互项 $magdp \times loan \times market$ 显著为正,表明市场化程度越低,贷款投放的影响更为显著。这说明在市场化程度较低的地区,政府区域资本市场的资源配置更有效。分组检验也显示,在市场化程度低的地区, $magdp \times loan$ 显著负向影响募资变更,而在市场化程度高的组并没有表现出显著性。邹检验的结果也表明两组中贷款投放对募资变更的影响在市场化程度低的组显著大于在市场化低的组。回归中交互项 $magdp \times longrate \times market$ 的系数并不显著,虽然分组在市场化程度高的地区, $magdp \times longrate$ 显著负向影响募资变更,而在市场化程度低的组不显著,但邹检验两组并无显著差异。

表 3 资源配置能力差异

	交互项		市场化程度高		市场化程度低	
$magdp$	-0.159***	-0.164***	-0.116**	-0.108**	-0.276***	-0.242***
	(-4.58)	(-4.43)	(-2.14)	(-2.01)	(-4.48)	(-3.88)
$longrate$	-2.289***		-2.680**		-1.810*	
	(-2.98)		(-2.31)		(-1.69)	
$magdp \times loan$	-0.250***		0.0110		-0.134***	
	(-4.98)		(0.81)		(-4.89)	
Zou test					0.00	
$loan$		-0.303*		0.131		-1.317***
		(-1.88)		(0.84)		(-5.02)
$magdp \times longrate$		-0.498**		-0.223**		-0.152
		(-2.04)		(-2.41)		(-1.40)
Zou test						0.40
$magdp \times loan \times market$	0.0287***					
	(4.66)					
$magdp \times longrate \times market$		0.0426				
		(1.31)				
_cons	-1.172	-0.978	-2.405	-2.659	0.845	2.087
	(-0.80)	(-0.66)	(-1.20)	(-1.31)	(0.37)	(0.90)
N	5770	5770	2887	2887	2883	2883
pseudo R ²	0.067	0.059	0.050	0.050	0.101	0.101
chi2	189.4	173.2	77.82	78.36	137.3	140.0

注:模型采用 logit 回归,被解释变量为募资变更(Change),括号内为 z 值,并经 White 异方差稳健性修正。限于篇幅,其他控制变量结果省略。

(二) 企业不同政治级别影响

我们在模型中加入不同政治级别政府的虚拟变量考察企业的资源配置能力差异。具体而言,虚拟变量 $provincesoe$ 为根据地方国有上市公司样本的最终控制人性性质划分为不同政治级别,省级为 1,市县级为 0。本文同时对样本进行分组检验。

企业政治级别差异分组回归结果如下页表 4 所示,交互项 $magdp \times loan \times provincesoe$ 的系数显著为正,表明县市级的贷款投放对于募资变更的影响更为显著。在分组检验中, $magdp \times loan$ 只在市县级国企中与募资变更显著负相关,而在省级国企中没有表现出显著性,其邹检验也表明 $magdp \times loan$ 在两组中对募资变更的影响存在显著差异。这说明市县级国企中,政府层面资源市场更有效,其对贷款投放的支配更能影响募资变更。其原因可能是:在政府层面,市县级政府相比省级政府能调用的金融资源更多,市县级政府相对更能通过地区贷款投放缓解晋升压力对募资变更的作用。市县级政府往往是地方城商行的的大股东,能相对直接地控制贷款的投向,而市委书记晋升压力和任期显著影响城商行贷款行为^[18]。而省级政府相对直接可利用的金融资源较少,其对地区贷款投放的支配能力较弱。

贷款投放在市县级国企中显著也支持了这一点。

交互项 $\text{magdp} \times \text{longrate} \times \text{provincesoe}$ 在回归中并未表现出显著性,分组虽然 $\text{magdp} \times \text{longrate}$ 在省级国企中与募资变更显著负相关,而在市县级国企中不显著,但邹检验显示两组并无显著差异。

六、稳健性检验

本文的稳健性检验分为以下几个部分:

(1) 晋升压力测度的有效性。本文使用 GDP 增幅代表官员晋升压力具有较大的噪音,可能描述的是经济形势恶化的代表变量。

因此我们在回归中进一步控制 GDP 增幅(gdp)、5 年内移动平均 GDP 增幅(n5gdp)等短期和长期经济形势变量,具体结果见下页表 5。回归结果显示,控制了经济形势变量后, magdp 仍显著,并且经济形势变量均不显著。这说明任期内移动平均 GDP 增幅相比这些指标具有更好的解释力,更多地度量了该官员任期内的绩效,而非经济形势。

(2) 内生性检验。任期内移动平均 GDP 增幅与募资变更的显著负相关关系,可能是企业募资变更越多导致资金利用效率不高,从而影响地方经济发展所致。对于这种内生性,我们以通商口岸(commercial ports)和天然港口(seaports)为工具变量进行两阶段最小二乘回归。由于殖民地会长期影响当地的市场及法律制度^[26],而制度会影响经济增长。我们相应以通商口岸对这种影响经济增长的殖民地制度进行衡量。通商口岸包括鸦片战争之后清政府被迫对外国人开放的沿海或内河港口^①,如该省区存在之类通商口岸取 1,否则取 0。而除制度(政策)之外,中国的经济增长一部分还可以用地理位置来解释,他们发现地区的港口会显著影响地区的经济增长,我们相应用天然港口来对这种影响经济增长的地理位置进行衡量。天然港口以该省区的港口数量度量。通商口岸是因清政府不平等条约而开放的,而天然港口是地理因素,两者均不会受到企业当期的募资变更影响。2SLS 回归结果如表 5。本文第一步以通商口岸和天然港口对 magdp 回归,以该回归预测 magdp ;第二步将预测的 magdp 对募资变更回归。回归

表 4 企业政治级别差异

	交互项		省级国企		市县级国企	
magdp	-0.173*** (-4.91)	-0.155*** (-4.39)	-0.158*** (-2.92)	-0.145*** (-2.66)	-0.176*** (-3.62)	-0.152*** (-3.14)
longrate	-2.178*** (-2.59)		-2.380** (-2.25)		-1.882* (-1.69)	
$\text{magdp} \times \text{loan}$	-0.0529** (-2.52)		-0.0128 (-0.79)		-0.0704** (-2.29)	
Zou test loan		-0.300* (-1.84)		-0.164 (-0.89)		-0.827** (-2.47)
$\text{magdp} \times \text{longrate}$		-0.209** (-2.22)		-0.230** (-2.43)		-0.144 (-1.43)
Zou test $\text{magdp} \times \text{loan} \times \text{provincesoe}$						0.16
$\text{magdp} \times \text{longrate} \times \text{provincesoe}$			0.0227 (0.20)			
ind	0.0667 (0.39)	0.0573 (0.34)	-0.207 (-0.83)	-0.197 (-0.80)	0.343 (1.41)	0.334 (1.37)
size	-0.0310 (-0.46)	-0.0307 (-0.47)	-0.0536 (-0.62)	-0.0491 (-0.56)	-0.0297 (-0.28)	-0.0333 (-0.32)
cash	3.554*** (7.35)	3.547*** (8.04)	2.506*** (3.94)	2.486*** (3.90)	4.679*** (7.50)	4.720*** (7.53)
roe	-0.00696 (-0.03)	-0.00747 (-0.04)	0.229 (1.01)	0.226 (0.99)	-0.194 (-0.62)	-0.197 (-0.62)
tq	0.129 (1.51)	0.119 (1.43)	0.159 (1.31)	0.158 (1.30)	0.0979 (0.78)	0.0966 (0.77)
top1	0.00836** (2.27)	0.00831** (2.25)	0.00692 (1.41)	0.00701 (1.43)	0.00951* (1.73)	0.00946* (1.72)
Year _cons	yes -1.361 (-0.88)	Yes -1.170 (-0.79)	yes -0.894 (-0.45)	yes -0.937 (-0.47)	yes -1.574 (-0.69)	yes -0.861 (-0.37)
N	5770	5770	2648	2648	3122	3122
pseudo R ²	0.059	0.059	0.058	0.059	0.071	0.071
chi2	157.3	172.6	71.33	71.50	121.7	120.1

注:模型采用 logit 回归,被解释变量为募资变更(Change),括号内为 z 值,并经 White 异方差稳健性修正。Zou_test 检验报告 loan 和 longrate 分组的 P 值。

①被迫开放的通商口岸涉及的省份和条约有:(1)福建、广东、上海、浙江(1842 年南京条约);(2)福建、海南、湖北、广东、江苏、辽宁、山东(1858 年天津条约);(3)天津、新疆(1860 年北京条约);(4)安徽、湖北、广西、浙江(1876 年烟台公约);(5)重庆、湖北、浙江(1895 年马关条约)。

结果显示与原结论一致,内生性不成立,结论稳健。我们还对模型的 2SLS 回归(将两步合为一步回归)及将 OLS 回归(Logit 回归无法获得检验 Hausman 结果)进行 Hausman 检验, P 值为 0.998,表明 OLS 与 2SLS 的结果是一致的。两个工具变量的 Sargan 检验 P 值是 0.723,表明不存在过度识别问题^①。

(3) 晋升压力下的募资变更后投向。本文一个非常重要的假设是地方国企募资变更后按照官员晋升压力下的需要,投向能快速增长 GDP 的投资项目。虽然提供了政府干预下地方国企募资变更后倾向进行固定投资的证据^[5]。但本文重点验证的官员的晋升压力影响,与财政、失业等其他因素存在差异,因此我们对此重新检验。首先直接检验募资变更在晋升压力下投向固定投资的程度。固定投资(fixinv)采用在建工程比上总资产的百分比衡量^②。结果如表 6-1 第一栏

所示,募资变更会投向固定投资,并且随着晋升压力的增大,募资变更投向固定投资的程度增加。其次,募资变更之后资金未必能在当年用完,我们参考有关文献检验晋升压力下募资变更后三年是否会投向固定投资^[5]。我们相应构建募资变更后三年(edchange)变量^③。回归结果如表 6-1 的第二栏,结果同样显示募资变更后三年会投向固定投资,并且受到晋升压力影响。以此回应晋升压力影响募资变更的动机。另外,我们还用 edchange 代替 change 进行对本文的主要结论进行稳健性检验,结果如 6-2,结论稳健。

(4) 剔除地区禀赋的晋升压力测量。本文采用任期内的移动平均 GDP 增幅来衡量晋升压力,但也有文献指出官员的晋升更多依靠的是自身的努力^[11],而与地区禀赋无关。我们调整处理方法以任期内移动平均 GDP 减去 5 年移动平均 GDP(滞后第 6 期至滞后第 1 期)从新度量晋升压力(magdptz),以剔除地区禀赋的影响。回归结果如表 6-3,显示结果一致。

表 5 回归结果

	控制短期经济形势	控制长期经济形势	第一阶段	第二阶段
	change	change	magdp	change
magdp	-0.212 *** (-4.11)	-0.158 *** (-3.72)		
gdp	0.0751 (1.36)			
n5gdp		-0.00677 (-0.12)		
commercial ports			0.996 *** (19.65)	
seaports			0.0470 *** (3.43)	
Predicted magdp				-0.0218 *** (-3.70)
loan			0.154 *** (3.97)	-0.0159 * (-1.78)
longrate			-0.975 *** (-3.87)	-0.114 *** (-3.84)
ind	-0.0696 (-0.42)	-0.0653 (-0.39)	0.176 *** (3.10)	0.00399 (0.46)
size	-0.0856 (-1.33)	-0.0865 (-1.35)	0.131 *** (5.33)	0.000127 (0.03)
cash	3.780 *** (9.03)	3.764 *** (8.97)	-0.151 (-0.79)	0.250 *** (6.88)
roe	-0.000725 (-0.00)	-0.00178 (-0.01)	-0.00419 (-0.05)	-0.000845 (-0.09)
tq	0.122 (1.48)	0.120 (1.46)	0.00607 (0.16)	0.00832 (1.20)
top1	0.00868 ** (2.35)	0.00855 ** (2.33)	-0.00313 ** (-2.49)	0.000373 * (1.85)
year	yes	yes	yes	yes
_cons	-0.648 (-0.44)	-0.306 (-0.20)	8.521 *** (15.34)	0.266 ** (2.48)
N	5770	5770	5770	5770
R ² /pseudo R ²	0.054	0.054	0.492	0.022
F/chi2	167.4	163.9	511.20	127.6

注:长、短期经济形势分组回归的被解释变量为 change;1st stage 汇报的是第一阶段的 OLS 回归,被解释变量是 magdp;2nd stage 汇报的是第二阶段的 logit 回归,被解释变量是 change。

①Fan 等的工具变量中还包括租借地区,但三者放入本文模型之后,Sargan 检验 P 值为 0.0875,存在过度识别问题。

②固定投资不能一蹴而就,在企业中一般是在建工程完成之后转到固定资产的,因此固定投资实际支出部分主要是在建工程,包括企业固定资产的新建、改建、扩建或技术改造、设备更新和大修理工程等尚未完工的工程支出等。以在建工程衡量公司的固定投资,能较好地衡量长期投资中正在进行的投资而不考虑已有固定资产的折旧等情况。

③如某公司在 2003 年变更,则对该公司 2003 年、2004 年、2005 年均赋值为 1,其余为 0;如公司 2003 年、2004 年均发生变更,我们将 2004 年视同一次变更,即公司 2003—2006 年均赋值为 1,其余为 0,依此类推。

(5) 募资变更样本较小的相关稳健性处理。募资变更样本占总样本比例较小,我们以募资变更样本进行 1:1 的 PSM 配对,以配对样本重新回归,结果一致。概率发生较小的情况下,部分论文也以 Poisson 回归来进行处理,我们也进行了该种回归检验,结果一致。

(6) 其他稳健性检验。第一,不同产权性质的企业影响。我们的理论分析中,地方国企的募资变更因为产权及人事任命会被晋升压力影响,而民企和央企则不存在这些联系,我们进一步检验晋升压力对民企和央企募资变更的影响。结果发现,晋升压力并不显著影响这两类企业的募资变更,以此反向验证研究选择地方国企为样本的合理性。第二,募资变更程度方面。募资变更并非是同质的^[3],本文按变更程度分为重要变更与次要变更。重要变更包括募资金额、募资投向、项目取消;次要变更包括实施地点、实施方式、实施进度、投资方式、投资进度等变更,其他无法归入以上分类部分我们按照实际变更情况对应划分。剔除之后回归结果无实质性改变。

表 6 回归结果

	6-1 变更后投向		6-2 变更后三年		6-3 调整的晋升压力	
	fixinv	fixinv	edchange	edchange	change	change
change	5.748*** (2.67)					
magdp × change	-0.408** (-2.17)					
edchange		3.959*** (2.73)				
magdp × edchange		-0.258** (-2.07)				
magdp			-0.136*** (-5.54)	-0.127** (-5.20)		
magdp × loan			-0.0144* (-1.76)			
magdp × longrate				-0.105** (-2.32)		
magdptz					-0.156*** (-3.95)	-0.0911** (-2.09)
magdptz × loan					-0.176* (-1.77)	
magdptz × longrate						-0.767*** (-3.02)
loan				-0.175* (-1.90)		-0.323* (-1.92)
longrate	22.96*** (20.61)	22.97*** (20.63)	-1.279** (-2.42)		-1.933** (-2.56)	
ind	-1.771*** (-6.77)	-1.749*** (-6.69)	-0.0822 (-0.68)	-0.0820 (-0.68)	-0.0178 (-0.11)	-0.0597 (-0.35)
size	0.318*** (2.88)	0.328*** (2.98)	-0.111** (-2.32)	-0.112** (-2.34)	-0.0699 (-1.07)	-0.0861 (-1.36)
cash	-2.947*** (-3.19)	-3.087*** (-3.34)	2.894*** (7.86)	2.910*** (7.92)	3.476*** (8.02)	3.788*** (8.85)
roe	1.428*** (3.62)	1.432*** (3.63)	-0.0771 (-0.42)	-0.0792 (-0.43)	0.0203 (0.10)	0.00957 (0.05)
tq	0.119 (0.72)	0.122 (0.74)	-0.0119 (-0.18)	-0.0117 (-0.17)	0.122 (1.46)	0.142* (1.71)
top1	0.0241*** (4.14)	0.0233*** (3.99)	0.0106*** (4.04)	0.0106*** (4.05)	0.00840** (2.31)	0.00926** (2.53)
year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
_cons	-4.860* (-1.91)	-5.145** (-2.02)	1.667 (1.51)	1.770 (1.61)	-2.667* (-1.80)	-2.216 (-1.52)
N	5770	5770	5770	5770	5770	5770
R ² /pseudo R ²	0.098	0.098	0.062	0.062	0.053	0.054
F/chi2	36.58	36.89	281.0	281.1	163.4	160.6

注:6-1 采用的是 OLS 回归,6-2,6-3 采用的是 Logit 回归。括号内为分别为 t 值和 z 值,并经 White 异方差稳健性修正。

七、结论

本文的主要结论有:(1)官员为求晋升追求任期内 GDP 增长,晋升压力越大,地方国企募资变更概率越高。(2)政府可以通过区域资本市场配置资源,当省区贷款投放较多时,官员可以通过配置银行贷款投放来推动经济增长,以此减轻晋升压力对地方国企募资变更的影响。(3)晋升压力下,企业内部资本市场会发挥作用,当企业拥有较多的长期贷款时,企业可以通过长期贷款来完成政府的投资任务,降低晋升压力对募资变更的作用。(4)政府区域资本市场和企业内部资本市场的资源配置能力在市场化程度不同的地区存在差异。在市场化程度高的地区,企业内部资产市场配置能力较强;而在市场化程度低的地区,政府区域资本市场的资源配置能力较强。(5)政府区域资本市场和企业内部资本市场的资源配置能力在不同政治级别国企中也存在差异,省级国企中,企业内部资产市场配置能力较强;市县级国企中,政府区域资本市场的资源配置能力较强。

表7 PSM 配对检验与 Poisson 检验结果分析

	PSM 配对			Poisson 回归		
	change	change	change	change	change	Change
magdp	-0.161 *** (-3.16)	-0.166 *** (-3.29)	-0.148 *** (-2.93)	-0.149 *** (-4.49)	-0.153 *** (-4.61)	-0.141 *** (-4.24)
longrate	-3.120 *** (-2.83)	-3.127 *** (-2.83)		-2.126 *** (-2.61)	-2.117 *** (-2.60)	
loan	-0.313 * (-1.84)		-0.311 * (-1.82)	-0.271 ** (-2.17)		-0.271 ** (-2.17)
magdp_loan		-0.0285 * (-1.82)			-0.0218 *	
magdp_longrate			-0.266 *** (-2.76)			-0.187 *** (-2.61)
ind	0.0619 (0.25)	0.0616 (0.25)	0.0634 (0.26)	0.0521 (0.32)	0.0488 (0.30)	0.0548 (0.34)
size	0.187 * (1.84)	0.189 * (1.86)	0.187 * (1.84)	-0.0252 (-0.40)	-0.0264 (-0.42)	-0.0255 (-0.40)
cash	0.277 (0.39)	0.294 (0.42)	0.290 (0.41)	3.139 *** (7.06)	3.131 *** (7.05)	3.145 *** (7.08)
roe	-0.217 (-0.51)	-0.221 (-0.51)	-0.214 (-0.50)	-0.00377 (-0.02)	-0.00442 (-0.02)	-0.00537 (-0.02)
tq	0.169 (1.32)	0.170 (1.32)	0.167 (1.30)	0.105 (1.34)	0.104 (1.33)	0.103 (1.32)
top1	0.00799 (1.50)	0.00792 (1.48)	0.00805 (1.51)	0.00760 ** (2.16)	0.00757 ** (2.15)	0.00760 ** (2.16)
Year	yes	yes	yes	yes	yes	Yes
_cons	-3.286 (-1.49)	-3.626 (-1.62)	-3.458 (-1.56)	-1.325 (-0.92)	-1.551 (-1.07)	-1.416 (-0.98)
N	704	704	704	5770	5770	5770
pseudo R ²	0.059	0.059	0.059	0.053	0.053	0.054
chi2	54.62	54.58	54.52	143.0	142.0	143.0

注:括号内为分别为 t 值和 z 值,并经 White 异方差稳健性修正。

本文从官员晋升压力角度考察了地方政府对募资变更的干预,并从政府和企业资源配置角度厘清了政府干预地方国企募资变更的路径,进一步丰富了政府“掠夺之手”方面的研究,也为进一步认识政府干预下的资源配置提供了一个新的视角。根据本文的结论,我们有如下启示:(1)“晋升锦标赛”下,官员推动经济增长往往出现“短视”行为,当企业的募资投向基于政治任务而改变时,必然不利于公司及地方经济的长期发展。中央政府应在官员考核中更好地践行“科学发展观”和“和谐社会”等施政理念,如在考核中增加地区经济可持续发展方面的考察。(2)本文发现银行贷款作为政府推动经济增长的重要途径,能有效降低政府对企业募资变更的干预,但这种降低是因为官员基于晋升动机配置了银行贷款资源所致,不利于地方金融资源的有效配置。中央近年来多次提倡“政府应减少对微观经济活动直接干预”^①,而官员对银行等企业外资源的干预和对企业的干预可能存在多种联系,需要共同被重视。(3)地方国企在面对官员的干预时,会通过内部资本市场调用不同资源来完成投资任务,而这种来源的选择受制于其资源配置能力。在政府干预大环境短期较难改变的情况下,地方国企通过提高自身资源配置能力以降低政府干预带来的损失可能是一种有效途径。(4)市场能有效约束官员的资源配置能力以及官员对企业募资变更的干预,从而实现更有效率的资源配置。而要使市场发挥更大的作用,政府职能应积极转向提供制度、规则和政策等无形公共产品^②,从而进一步完善市场功能。

参考文献:

[1]刘少波,戴文慧.我国上市公司募集资金投向变更研究[J].经济研究,2004(5):88-97.

①参见 2010 年国务院政府工作报告,2011 年 11 月 14 日人民日报(“温家宝:政府进一步减少对微观经济活动直接干预”)及 2011 年 11 月 14 日华尔街日报(“胡锦涛承诺中国政府将减少对微观经济活动的干预”)。

②世行报告也有类似阐述:中国加快转变经济发展方式,政府职能应从以提供基础设施等有形公共产品为主,转向以提供制度、规则和政策等无形公共产品为主,以优化资源配置,促进竞争和创新,降低风险与不确定性。(资料来源:财政部、国务院发展研究中心和世行联合发布的《2030 年的中国:建设现代、和谐、有创造力的社会》,2012 年 2 月 27 日)。

- [2] 张为国, 翟春燕. 上市公司变更募集资金投向动因研究[J]. 会计研究, 2005(7):19-24.
- [3] 马连福, 曹春方. 制度环境、地方政府干预、公司治理与 IPO 募集资金投向变更[J]. 管理世界, 2011(5):127-139.
- [4] Li H, Zhou L. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China[J]. Journal of public economics, 2005, 89(9):1743-1762.
- [5] 曹春方. 政府干预, 地方国有企业募资变更后投向与公司价值[J]. 经济管理, 2012(4):1-10.
- [6] 王贤彬, 徐现祥, 周靖祥. 晋升激励与投资周期——来自中国省级官员的证据[J]. 中国工业经济, 2010(12):16-26.
- [7] Lamont O. Cash flow and investment: Evidence from internal capital markets[J]. The Journal of Finance, 1997, 52(1):83-109.
- [8] 王峰娟, 邹存良. 多元化程度与内部资本市场效率——基于分部数据的多案例研究[J]. 管理世界, 2009(4):153-161.
- [9] Qian Y, Weingast B R. China's transition to markets: market-preserving federalism, Chinese style[J]. The Journal of Policy Reform, 1996, 1(2):149-185.
- [10] 刘星, 张超. 概念炒作背后的国有股减持与时机选择——基于重庆啤酒的案例研究[J]. 审计与经济研究, 2014(2):85-94.
- [11] 周黎安, 李宏彬, 陈焯. 相对绩效考核: 中国地方官员晋升机制的一项经验研究[J]. 经济学报, 2005, 1(1):83-96.
- [12] 唐雪松, 周晓苏, 马如静. 政府干预、GDP 增长与地方国企过度投资[J]. 金融研究, 2010(8):33-48.
- [13] Shirley M, Walsh P. Public vs. private ownership: the current state of the debate[J]. World Bank Policy Research Working Paper, 2001(2420).
- [14] 程仲鸣, 夏新平, 余明桂. 政府干预、金字塔结构与地方国有上市公司投资[J]. 管理世界, 2008(9):37-47.
- [15] 朱武祥. 上市公司募集资金投向决策分析[J]. 证券市场导报, 2002(4):49-53.
- [16] Holmström B. Managerial incentive problems: a dynamic perspective[J]. The Review of Economic Studies, 1999, 66(1):169-182.
- [17] 耿建新, 林春雷. 上市公司收购境内企业外资股权的财务绩效研究[J]. 南京审计学院学报, 2012(1):63-71.
- [18] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011(12):72-85.
- [19] Firth M, Lin C, Liu P, et al. Inside the black box: bank credit allocation in China's private sector[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(6):1144-1155.
- [20] Cull R, Xu L C. Who gets credit? The behavior of bureaucrats and state banks in allocating credit to Chinese state-owned enterprises[J]. Journal of Development Economics, 2003, 71(2):533-559.
- [21] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of financial economics, 2005, 77(1):57-116.
- [22] 余明桂, 潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J]. 金融研究, 2008(9):1-22.

[责任编辑:杨志辉]

Promotion Pressure, Resources Allocation and Investment Orientation Changes of Local State-owned Enterprises

CAO Chunfang¹, ZHOU Dawei¹, WANG Yuanfang²

(1. School of Accounting, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;

2. Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: By observing the data of local state-owned listed companies in the “A” share from the year 2001 to 2009, the empirical results indicate that: in order to purchase the promotion which based on the increase of GDP in the tenure of office, the promotion pressure significantly affects the orientation changes. When the province has less loan dropped and the company has less long-term loan, the promotion pressure will lead to more orientation changes. This indicates that the government of regional capital markets and corporate internal capital markets will affect the promoted changes of pressure on fund-raising role. Further it is found that in areas with a high degree of market and provincial level SOEs, the impact will be stronger on the internal capital market; but in the areas with a low degree of market and the city/county level SOEs, the impact will be stronger in the government regional capital markets.

Key Words: promotion pressure; resources allocation; change of collected money of local state-owned enterprises; orientation change; regional capital markets; internal capital market; government intervention; enterprise financing