

国有企业分红、自由现金流与在职消费^{*}

——基于公司治理机制的考察

刘银国 焦健 于志军

内容提要:企业管理层的在职消费一直广为社会各界所诟病,尤其是国有企业。本文基于委托—代理理论,以2006—2014年国有企业为样本,实证检验不同公司治理模式下,股利政策、自由现金流与在职消费的关系。结果验证了Jensen(1986)的自由现金流假说,即可以通过发放现金股利来抑制由自由现金流引起的企业管理层的在职消费行为,但增加了该行为的不确定性。公司治理的监督和激励机制均能够有效抑制企业自由现金流的在职消费,两者结合使用则能增强这种抑制效果。

关键词:国有企业 分红 自由现金流 在职消费 公司治理机制

一、引言

Jensen(1986)正式对自由现金流进行了界定,并提出了自由现金流理论(FCF理论)。自由现金流是指公司在获得了净现值大于零的全部项目后所剩余的、净现量超出零的部分,而股东出于对利益的保护,需要迫使管理层将这部分现金支付出来,防止管理层将余量进行低成本的投资行为和避免余量被消耗在效率低下的组织结构中。此后,学者对由自由现金流产生代理成本的问题进行了大量的研究,主要包括对自由现金流的过度投资假说和自由现金流的随意性支出假说的检验,以及对由自由现金流引发的代理成本的控制。作为代理人的经营者,其经营管理公司的目的是最大化自身收益,都有建立“企业帝国”的强烈愿望(Griffin,1988),因此,管理者控制的自由现金流越多,就越有可能进行过度投资(Richardson,2006)。随意性支出指的是企业的支出不是用于企业的发展,而是带有浪费性质的支出,甚至会降低企业的价值,主要表现为管理费用中不必要的“公司脂肪”,最典型的就是在在职消费(Hack-

le,2001)。作为一种私人收益,在职消费带来的财务成本要远远地超过其所起到的激励作用(Hart,2001)。企业的自由现金流量越充足,随意性支出现象就越严重(陈红明,2005;刘银国、张琛,2012),最终会阻碍企业业绩的增长(符蓉,2007;罗宏、黄文华,2008)。而现金股利的发放可以降低代理成本,是缓解甚至解决代理问题的一种有效工具(Rozeff,1982)。Jensen(1986)提出的自由现金流假说理论,为股利政策的贯彻实施提供了理论基础,也为代理成本理论提供了依据,增强了其可证实性。这样就把公司委托者与代理者的利益争夺点放在了公司剩余利润层面上。从这个角度看,自由现金流假说理论让我们更加直观、更加明确地看到现金股利可以有效地降低企业的代理成本,这一理论在现实中国仍具有一定的指导意义。

随着国有企业综合实力的不断增强,老百姓(国有企业的终极股东)却觉得并没有享受到国有企业快速发展所带来的红利,认为国家对国有企业放权有余而让利不足,国有企业管理者过度在职消费的现象普遍存在。究其原因,可能与国有企业长

^{*} 刘银国,合肥工业大学管理学院、安徽财经大学研究生处,邮政编码:230009,电子邮箱:lyg4536@126.com;焦健、于志军,合肥工业大学管理学院,邮政编码:230009,电子邮箱:jiaojian1986w@163.com,beixue156@qq.com。本文为国家自然科学基金项目“国有企业自由现金流量优化与控制机制研究”(71172190)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

期以来利润不上缴或上缴比例较低,导致国有企业内部留存大量利润有关。2007年12月,财政部、国资委联合印发了《中央企业国有资本收益收取管理暂行办法》,重新启动国企向国家上缴利润政策。根据行业性质的不同,规定一般竞争类央企的红利上缴比例是10%,资源类央企上缴比例是15%(从2012年开始,中国烟草总公司的红利上缴比例为20%),军工科研类央企的上缴比例是5%,而在西方发达国家,该比例一般为40%左右。可见,我国国有企业“高利润,低股利”的现象依然普遍存在,这可能会助长企业的在职消费行为。新出台的《中共中央、国务院关于国有企业改革的指导意见》中明确指出,“要提高国有资本收益上缴公共财政比例,2020年提高到30%”,而这种依靠国家强制征收红利的做法相当于对企业的内部人控制问题进一步施加了影响,如果只是将注意力放在红利的征收上,而不切实有效地完善公司治理机制,那么红利的支付只能更加恶化国有企业的内部人控制问题(李维安、姜涛,2007)。因此,只有通过不断完善企业的公司治理机制,对代理人进行有效激励和监督,才能保证国企分红政策的有效实施,进而抑制在职消费问题。

基于此,本文运用Jensen(1986)的自由现金流假说,围绕公司治理,从控制管理层手中的自由现金流、约束管理层代理动机的角度来研究国企分红政策的有效性,考察在我国,现金股利的发放是否可以起到抑制代理问题的作用。为保证研究结果的可靠,本文使用了分位数回归与条件密度预测法,实证检验了在不同的公司治理模式下,国企分红、自由现金流与在职消费的关系,主要的学术贡献体现在以下两个方面,一方面,通过回归系数的显著性检验、同质性检验与对称性检验,揭示了各因素对企业管理层在职消费的异质性影响;另一方面,通过条件密度预测方法细致刻画了各因素的变动对企业管理层在职消费整个条件密度的影响。

二、理论分析与研究假设

(一)股利政策、自由现金流与在职消费

Jensen(1986)将“自由现金流”定义为“满足所有具有正的净现值的投资项目所需资金后多余的那部分现金流”,其关注的重点更多从经济学的角度来考察如何分配自由现金流。其目的是更为清晰的解释在企业拥有大量自由现金流情况下企业管理层与企业股东之间的利益冲突,以及由此而产生的代理

问题。Jensen(1986)认为,为了实现股东利益最大化,企业完成 $NPV > 0$ 的项目后应把所掌控的自由现金流通过股利、股票购买等方式返还给股东,然而管理层在自身利益的驱使下,即使是进行 $NPV < 0$ 的项目他们也不愿意使股东拥有自由现金流。因为,一方面,管理层增加自身利益的有效途径就是促进公司成长,当把自由现金流返还给股东时,管理层能够掌控的促进企业发展的资源就会减少,对管理层利润的增加则间接产生了负的影响;另一方面,管理层如果把利润交给了股东,之后在进行项目投资时,则需通过外部融资来解决,那么公司就必须面对外部资本市场的监督。为此,这就得出了更高股利支付可以降低“自由现金流的代理成本”的结论。

随意性支出是指,企业的这部分支出不是用于企业的发展,而是带有浪费性质的支出,甚至会降低企业的价值。最典型的表现就是在职消费(Hackel, 2001)。Hart(2001)认为,在职消费作为一种私人收益,其带来的财务成本要远远地超过其起到的激励作用。大量的研究表明,企业中大量的自由现金流的存在为经营者随意性支出提供了条件,促使其产生了随意性支出的动机(Griffin, 1988;陈红明, 2005;胡建平, 2007),并最终影响企业的绩效(符蓉, 2007)。这其中,国有最终控制企业的高管人员的在职消费水平要明显高于非国有最终控制企业的高管人员的在职消费水平(罗宏和黄文华, 2008)。在Jensen(1986)的自由现金流假说理论的基础上,越来越多的学者进一步将股利政策与代理理论基础联系起来形成了股利代理理论,认为可以通过支付股利来约束和监督企业,股利支付的越多,代理成本越低(Rozeff, 1982; Easterbrook, 1984; 杨熠、沈艺峰, 2004),而在公司监督无效时,通过支付现金股利来降低代理成本的这种效用越强(李小军等, 2007)。据此,提出假说H1和H2:

假说H1:企业的自由现金流越多,代理成本就越严重,即企业拥有越多的自由现金流,在职消费现象就越严重。

假说H2:国有企业现金股利的发放能够减少企业的自由现金流,进而可以抑制由自由现金流过多而引发的企业在职消费问题。

(二)公司治理对在职消费的影响

在所有权和经营权两权分离的背景下,需要一整套完整的公司治理机制约束和激励代理人,以统一代理人与委托人二者的目标,从而降低企业的代理成本。李维安(2007)指出,公司治理是通过一整套包括正式或非正式的、内部的或外部的制度或机制来协调

企业与所有利益相关者之间的利益关系,以保证公司决策的科学化,从而最终维护企业各方的利益。有效的监督和激励机制可以遏制经理人的机会主义行为(Shleifer & Vishny, 1997),抑制在职消费。Datta et al (2001)通过研究发现,给予经理人员股票期权有助于抑制其在投资决策中的过度投资行为。Chung et al (2003)认为,独立董事在董事会决策中发挥着极其重要的作用,其可以凭借专长和高度的责任感遏制高管人员的机会主义行为。Pawlina & Renneboog (2005)通过研究发现管理层持股的比例越高,就越少发生过度投资行为。Richardson (2006)经研究发现,行动积极一些的公司治理因素,如积极的股东等,可以制约企业的过度投资。国内,很多学者也发现,作为解决所有者与经营者之间利益冲突的一种有效的治理机制公司治理,可以制约经营者的机会主义行为。唐雪松等(2007)通过实证证实了公司治理的部分机制能够对过度投资行为形成有效治理。杨兴全等(2010)通过研究发现,公司治理质量比较高的企业,代理成本相对也比较低。张会丽和陆正飞(2012)研究发现公司治理机制的完善能够在一定程度上降低高持股企业的过度投资水平。据此,提出假说 H3、H3a 和 H3b:

假说 H3: 可以通过完善公司治理机制来抑制由自由现金流引起的在职消费问题。

假说 H3a: 激励机制的完善可以抑制企业由自由现金流引起的在职消费问题。

假说 H3b: 监督机制的完善可以抑制企业由自由现金流引起的在职消费问题。

与私企相比,我国国企业的治理问题更加复杂。依靠国家向国有企业强制征收红利相当于对国企业的代理问题进一步施加了影响,如果仅仅只强调征收红利,而不切实有效地完善公司治理机制,那么红利的支付只能更加恶化国有企业的代理问题。只有通过不断完善国有企业的公司治理机制,才能保证国企分红政策的有效实施,进而抑制国有企业的在职消费问题。据此,提出假说 H4:

假说 H4: 公司治理机制的完善可以强化国企分红政策对由企业自由现金流引起的在职消费问题的抑制。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文选取 2006—2014 年共 9 年的中证央企指数中的 306 家国有上市企业为初始样本。同时,为

确保数据的有效性,按以下标准对初始样本进行筛选:第一,由于金融类上市企业与一般上市企业的会计制度和财务特征存在差异,因此,剔除金融和保险行业的上市企业样本;第二,剔除同时发行 B 股或 H 股的样本;第三,剔除在此期间被 ST 的企业;第四,按照《公司法》的要求,亏损企业当年不能进行利润分配,因此将净利润为负的样本予以剔除;第五,剔除所有存在数据缺失的样本。另外,为了控制极端值的影响,对所有的变量都在 1% 的水平上进行了 winsorize 的处理。

(二) 变量度量

对于在职消费的衡量,本文主要借鉴夏冬林(2004)和陈冬华(2005)等的做法,通过查阅年报附注中“支付的其他与经营活动有关的现金流量”的明细项目,将附注中所披露的差旅费、办公费、通讯费、业务招待费、董事会费、出国培训费、小汽车费和会议费八类明细项目数据加总。为消除规模效应的影响,再用以上八项费用之和与主营业务收入的比值来衡量在职消费程度。另外,选取普通股每股现金股利与普通股每股净收益的比值,即现金股利支付率(GLZ-FL)来衡量国有企业股利的分配程度,对于自由现金流的衡量,汉克尔、李凡特在《现金流量与证券分析》(2001)一书中提出,企业的自由现金流量可以用企业的经营现金流量扣除资本性支出后的余额与总资产的比值来衡量,本文遵循这一做法。

公司治理水平的高低取决于企业是否具有一套完善的监督与激励的制衡机制,本文借鉴白重恩(2005)、蒋琰(2009)、张会丽和陆正飞(2012)的研究方法,通过主成分分析法来构建企业的综合治理情况。本文广泛考察了有关公司治理的各种影响因素并结合我国国有企业的特征,分别从监督和激励两个方面选取了相应变量。监督机制选取第一大股东的持股比例(TOP1)、股权制衡度(前三大股东所持股份/第一大股东所持股份)(EBD)、董事长与总经理是否两职兼任(Dual,若兼任取 1,否则取 0)、独立董事比例(Ind_dtr)、董事会规模(B_size)、管理费用率(Manaf_R)、董事会会议次数(B_num)。激励机制选取职工薪酬占比(职工薪酬占公司营运成本比例)(WCom_R)、职工持股比例(W_share)、高管持股比例(Ma_share)、高管薪酬敏感度(高管薪酬变动值/企业价值变动值)(Ma_pay)。进行主成分分析后,选取第一大主成分作为监督机制(Sup)和激励机制(Enc)的度量指标。在第一大主成分中,监督机制的 7 个变量 TOP1, EBD, Dual, Ind_dtr, B_size, Manaf_R, B_num 的

载荷系数分别为：-0.371, 0.678, -0.529, 0.830, 0.571, 0.594, 0.635；激励机制的4个变量 WCom_R、W_share、Ma_share、Ma_pay 的载荷系数分别为：0.728, 0.871, 0.598, 0.847。

此外,为了增强研究结论的可靠性,本文加入了若干与被解释变量(在职消费)相关的控制变量,具体描述见表1。

(三)模型构建

为检验国企分红、公司治理对管理层在职消费的抑制作用,本文建立如下研究模型:

$$CPC_{it} = \beta_0 + \beta_1 FCF_{it} + \beta_2 Age_{it} + \beta_3 LIR_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Leverage_{it} + \beta_6 Comr_{it} + \gamma_1 Region_1 + \gamma_2 Region_2 + \gamma_3 Region_3 + \gamma_4 Industry + \gamma_5 Year$$

$$+ \gamma_5 Year \quad (1)$$

$$CPC_{it} = \beta_0 + \beta_1 GLZFL_{it} + (\beta_2 + \beta_3 GLZFL_{it}) \cdot FCF_{it} + \beta_4 Age_{it} + \beta_5 LIR_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Leverage_{it} + \beta_8 Comr_{it} + \gamma_1 Region_1 + \gamma_2 Region_2 + \gamma_3 Region_3 + \gamma_4 Industry + \gamma_5 Year \quad (2)$$

$$CPC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Sup_{it} + \beta_2 Enc_{it} + \beta_3 FCF_{it} + \beta_4 Sup_{it} \cdot Enc_{it} + \beta_5 Sup_{it} \cdot FCF_{it} + \beta_6 Enc_{it} \cdot FCF_{it} + \beta_7 Age_{it} + \beta_8 LIR_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Leverage_{it} + \beta_{11} Comr_{it} + \gamma_1 Region_1 + \gamma_2 Region_2 + \gamma_3 Region_3 + \gamma_4 Industry + \gamma_5 Year \quad (3)$$

表1 变量说明

	变量代码	变量名称	变量定义属性	
			变量定义	变量属性
被解释变量	CPC	在职消费	年报附注中“支付的其他与经营活动有关的现金流量”中所披露的八项费用之和与主营业务收入的比值	连续变量;取值为正,越大表明企业在职消费程度越高
解释变量	FCF	自由现金流量	(经营现金流量-资本性支出)/总资产	连续变量;取值可正可负,越大表明企业自由现金流越多
	GLZFL	股利支付率	普通股每股股利/普通股每股净收益	连续变量;取值为正,越大表明股利支付越多
控制变量	Sup	监督机制(公司治理)	选取7个公司治理监督变量通过主成分分析计算得出	离散变量
	Enc	激励机制(公司治理)	选取4个公司治理激励变量通过主成分分析计算得出	离散变量
	Leverage	财务杠杆	企业资产负债率	连续变量;取值为正,越大表明企业负债水平越高
	Age	企业年龄	企业公告上市年度到相应年度的差值	连续变量;取值为正,越大表明企业存在越久
	Size	企业规模	总资产的对数	连续变量;取值为正,越大表明企业规模越大
	LIR	长期投资率	长期投资/总资产	连续变量;取值为正,越大表明企业对外投资水平越高
	Returns	股票年度回报率	股票收益额/投资额	连续变量;取值为正,越大表明企业股票投资回报越高
	Comr	大股东占款	(其他应收款-其他应付款)/总资产	连续变量;取值可正可负,越大表明大股东占款越多
	Region	地区虚拟变量	按照国务院的划分方式,将国有企业的注册地划分为东部、中部、东北部和西部地区,共需设置3个虚拟变量	离散变量;见注释
	Industry	行业虚拟变量	以综合类行业为基准,属于该行业取1,否则取0	离散变量;控制行业差异
Year	年度虚拟变量	以2006年为基准,属于该年度取1,否则取0	离散变量;控制年度影响	

注:东部地区包括北京、天津、河北、山东、江苏、浙江、福建、台湾地区、广东、香港特别行政区、澳门特别行政区和海南;中部地区包括山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西;东北地区包括黑龙江、吉林和辽宁;西部地区包括内蒙古、新疆、甘肃、宁夏、陕西、青海、西藏、四川、重庆、贵州、云南、广西。以东部为基准,Region₁取1表示为中部地区,Region₂取1表示东北部地区,Region₃取1表示西部地区。

$$\begin{aligned}
CPC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Sup_{it} \cdot Enc_{it} + \beta_2 GLZFL_{it} \\
& + \beta_3 FCF_{it} + \beta_4 GLZFL_{it} \cdot FCF_{it} + \beta_5 Sup_{it} \\
& \cdot Enc_{it} \cdot GLZFL_{it} \cdot FCF_{it} + \beta_6 Age_{it} \\
& + \beta_7 LIR_{it} + \beta_8 Size_{it} + \beta_9 Leverage_{it} + \beta_{10} \\
& Comr_{it} + \gamma_1 Region_1 + \gamma_2 Region_2 \\
& + \gamma_3 Region_3 + \gamma_4 Industry + \gamma_5 Year
\end{aligned}
\quad (4)$$

其中,模型(1)用来检验假说1,以自由现金流量为自变量,企业在职消费为因变量,通过回归系数来实证检验自由现金流量对在职消费的影响关系。模型(2)用来检验假说2,为了说明现金股利支付通过调节自由现金流量而对在职消费产生抑制效果,该模型在模型(1)的基础上以调节变量的形式引入股利支付率,通过考察 β_3 和 $(\beta_2 + \beta_3 GLZFL_{it})$ 的正负来检验现金股利支付对在职消费的影响关系。模型(3)检验假说3,类似于模型(2),该模型也是在模型(1)的基础上以调节变量的形式引入监督机制和激励机制,通过考察对应系数的正负来检验公司治理机制对在职消费的影响关系。模型(4)用来检验假说4,为了说明公司治理机制通过强化现金股利支付对自由现金流量的调节作用,从而强化现金股利支付对在职消费的抑制作用。该模型在模型(3)的基础上以调节变量的形式引入公司治理制度,通过考察相应系数的正负来检验公司治理制度的完善是否能够强化现金股利支付对在职消费的抑制作用。

四、实证检验与结果分析

(一)描述性统计

为分析各变量的整体情况,首先对各变量进行

描述性统计分析,详见表2。表中的统计结果显示:国有企业的在职消费处于1.5%左右的水平。其中,2013年和2014年的在职消费出现了较明显的下降,这可能跟八项规定出台后,国有企业各项支出更加规范有关。标准差处于1.8%左右的水平,说明不同国有企业的在职消费存在较大的差异,这可能与企业所经营的业务差异较大相关。自由现金流的平均值为0.137,标准差为0.131,说明不同国有企业的自由现金流之间存在较大的差异,这可能与企业发展历史和盈利能力差异较大相关。股利支付率的平均值为0.247,低于民营企业整体水平5个百分点,说明国有企业股利支付率相对偏低。股票年度回报率平均值为0.474,高出A股上市公司整体水平4个百分点,说明国有企业股票的年度回报率较高。大股东占款的平均值为0.031,低于民营企业1个百分点,说明国有企业在大股东占款方面控制得较好。

(二)相关性分析

首先考察各变量之间的相关性,各变量之间的pearson相关系数见表3。表3中的结果显示,在职消费与股利支付率、监督机制、激励机制、自由现金流量、股票回报率的相关系数绝对值均大于0.5,说明在职消费与这些变量之间存在较强的相关性。其中,在职消费与股利支付率、监督机制、激励机制、股票回报率的相关系数均为负值,说明股利分红、监督机制、激励机制会在一定程度上抑制企业的在职消费,这与上文中的假设相吻合。在职消费与自由现金流量的相关系数为正,说明自由现金流量会在一定程度上促进企业的在职消费。

表2 描述性统计

年份		2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2006-2014
在职消费	均值	0.015	0.015	0.014	0.015	0.016	0.016	0.016	0.013	0.012	0.015
	标准差	0.020	0.018	0.018	0.017	0.017	0.017	0.016	0.015	0.015	0.017
	N	290	291	294	299	301	298	300	302	301	
自由现金流量	均值	0.134	0.145	0.138	0.131	0.138	0.145	0.126	0.146	0.141	0.138
	标准差	0.140	0.115	0.133	0.125	0.103	0.170	0.108	0.163	0.130	0.132
	N	287	295	297	299	302	303	302	300	302	
股利支付率	均值	0.258	0.260	0.229	0.215	0.235	0.245	0.243	0.262	0.293	0.249
	标准差	0.266	0.245	0.366	0.419	0.327	0.284	0.309	0.220	0.284	0.302
	N	295	297	295	298	300	300	302	303	301	
监督机制	均值	2.270	2.162	2.199	2.198	2.190	2.279	2.210	2.154	2.498	2.240
	标准差	2.731	1.782	2.528	2.788	3.975	3.035	2.171	3.139	2.767	2.768
	N	288	290	293	296	294	298	300	302	300	

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2006—2014	
激励机制	均值	2.178	2.100	2.051	1.833	2.221	1.940	2.186	2.390	2.225	2.125
	标准差	1.826	1.992	2.190	2.063	2.207	2.250	2.353	2.352	1.957	2.132
	N	287	288	288	294	296	299	295	300	301	
企业年龄	均值	8.901	9.942	11.209	12.058	12.819	13.925	14.221	15.069	15.777	12.658
	标准差	16.595	16.526	16.261	17.425	17.834	18.170	17.895	17.559	18.233	17.389
	N	306	306	306	306	306	306	306	306	306	
长期投资率	均值	0.149	0.140	0.107	0.111	0.143	0.157	0.212	0.190	0.186	0.155
	标准差	0.131	0.131	0.162	0.128	0.093	0.229	0.195	0.172	0.142	0.154
	N	292	295	297	299	293	300	297	302	304	
企业规模	均值	20.355	22.032	20.478	21.337	21.557	22.909	23.141	22.593	24.376	22.086
	标准差	16.331	16.640	19.017	21.634	22.144	24.851	16.060	14.744	17.488	18.768
	N	306	306	306	306	306	306	306	306	306	
股票年度回报率	均值	0.509	0.503	0.410	0.408	0.474	0.510	0.523	0.424	0.531	0.477
	标准差	0.403	0.363	0.402	0.434	0.472	0.326	0.635	0.251	0.448	0.415
	N	303	306	302	305	303	306	306	305	306	
财务杠杆	均值	0.536	0.561	0.503	0.499	0.545	0.554	0.596	0.549	0.549	0.544
	标准差	0.612	0.591	0.484	0.458	0.328	0.346	0.817	0.591	0.437	0.518
	N	303	303	305	306	305	306	306	306	306	
大股东占款	均值	0.032	0.029	0.031	0.033	0.035	0.035	0.028	0.029	0.029	0.031
	标准差	0.036	0.040	0.041	0.044	0.051	0.047	0.024	0.033	0.045	0.040
	N	306	306	306	306	306	306	306	306	306	

表 3 主要变量相关系数表(pearson 系数)

	在职消费	股利支付率	监督机制	激励机制	成长性	财务杠杆	自由现金流量	企业年龄	企业规模	股票回报率	大股东占款
在职消费	1.000										
股利支付率	-0.520	1.000									
监督机制	-0.553	0.273	1.000								
激励机制	-0.649	0.490	0.531	1.000							
长期投资率	0.238	0.325	0.359	0.434	1.000						
财务杠杆	0.176	-0.326	-0.205	-0.376	-0.349	1.000					
自由现金流量	0.704	0.310	0.240	0.261	0.210	-0.280	1.000				
企业年龄	0.169	0.479	0.308	0.236	0.206	0.169	0.179	1.000			
企业规模	-0.081	0.137	0.429	0.333	0.205	0.263	0.099	0.034	1.000		
股票回报率	-0.535	0.431	0.545	0.410	0.193	-0.289	0.247	0.077	0.107	1.000	
大股东占款	0.277	-0.612	-0.180	-0.167	-0.170	0.024	-0.121	-0.063	0.029	0.090	1.000

(三) 因果关系检验

前文的假说虽然是根据已有研究成果的分析而提出,但是股利政策、自由现金流与在职消费之间到底存在怎样的因果关系尚有待验证。通常采用 Granger 因果检验,根据变量各自的前期指标相互在解释对方指标中的显著程度,来判断因果关系的存在性和方向性。由于本文使用的是面板数据,需进行面板数据 Granger 因果检验。在进行 Granger 因果检验之前,需要确保变量的平稳性,即股利政

策、自由现金流与在职消费三个变量均为平稳序列。

通常采用单位根检验序列的平稳性。面板数据单位根检验的方法多种多样,为增加检验结果的稳健性,同时采用 LLC 检验、IPS 检验和 MW 检验,检验结果见表 4。

表 4 中的结果显示,股利支付率、自由现金流量和在职消费都拒绝了“存在单位根”的假设,说明这三个变量均满足平稳性条件。接着对这三个变量进行 Granger 因果检验,检验结果见表 5。

表4 单位根检验结果

检验方式	GLZFL	FCF	CPC
LLC 检验	-10.1429 (0.0000)	-4.8265 (0.0000)	-6.2638 (0.0000)
IPS 检验	-3.4191 (0.0003)	-1.2935 (0.0979)	-3.6955 (0.0001)
MW 检验	62.3920 (0.0000)	42.6509 (0.0052)	36.3187 (0.0026)

表5 Granger 因果检验结果

零假设	F 值	P 值
GLZFL 不是 FCF 的 Granger 原因	2.7819	0.0284
FCF 不是 GLZFL 的 Granger 原因	2.6109	0.0525
GLZFL 不是 CPC 的 Granger 原因	2.5968	0.0535
CPC 不是 GLZFL 的 Granger 原因	1.1045	0.3561
FCF 不是 CPC 的 Granger 原因	7.0254	0.0011
CPC 不是 FCF 的 Granger 原因	0.6402	0.6694

表6 模型(1)的估计结果

项目	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0036*	-0.0028	-0.0012	0.0020*	0.0034*	0.0052
FCF	0.4167***	0.3492**	0.3593***	0.4125***	0.4365**	0.4547**
Age	-0.0281	-0.0272	-0.0293	-0.0241	-0.0270	-0.0209
LIR	0.6236***	1.0291**	0.8719***	0.5691**	0.3664**	0.2541**
Size	0.2010*	0.1093*	0.1167*	0.2016*	0.2163*	0.2188*
Leverage	-0.3956**	-1.0208*	-0.9180*	-0.4397*	-0.1631*	0.0620
Comr	0.2125**	0.1609*	0.1690**	0.1759*	0.2142*	0.2158**
Region ₁	0.0017	0.0016	0.0016	0.0016	0.0015	0.0023
Region ₂	0.0031	0.0033	0.0026	0.0035	0.0036	0.0033
Region ₃	0.0020	0.0024	0.0023	0.0024	0.0019	0.0025
拟合优度	0.4069	0.2977	0.3968	0.3836	0.3629	0.4070
RESET(Prob > F)	0.0832	0.0673	0.0750	0.0687	0.0860	0.0631
N	2673	2673	2673	2673	2673	2673

注：*，**，***分别表示10%，5%，1%水平下显著。

表5中的结果显示，在5%显著水平下，股利支付率是自由现金流量的Granger原因，自由现金流量是在职消费的Granger原因。在10%显著水平下，股利支付率与自由现金流量互为Granger因果关系，股利支付率是在职消费的Granger原因，自由现金流量是在职消费的Granger原因。这些结论初步支撑了上文中所提出的假设。

(四)分位数回归分析

相对经典的最小二乘回归法，分位数回归不仅能够度量回归变量对分布中心的影响，而且还能够度量回归变量对其他各分布区间的影响，因此，本文将重点采用分位数回归的方法来逐一论证假说H1~假说H4。

1. 自由现金流与国有企业在消费。(1)参数估计。表6给出了模型(1)在0.1、0.3、0.5、0.7和0.9五个分位点处的参数估计结果。

表6中的结果显示，上述各模型在5%显著水平下均接受RESET检验的原假设，即说明上述模型的设定没有问题。在各分位数条件下自由现金流对在职消费均存在明显的正向影响，且随着分位数的增大，正向影响显著性提高，假说H1得到验证。

企业长期投资率在均值回归和各分位数条件下的回归系数均显著为正，回归系数值随着分位值的增大而减小。企业规模在均值回归和各分位数条件下的回归系数均显著为正，且随着分位值的增大而增大，说明企业规模对企业的在职消费存在明显的促进作用。财务杠杆在均值回归和分位数为0.1、0.3、0.5、0.7的分位数回归中，回归系数均显著为负值，仅在分位数为0.9的分位数回归中系数不显著，说明财务杠杆能够有效抑制企业的在职消费，在职消费程度越低抑制效果越明显。但当企业的财务杠杆过高、在职消费过高时，财务杠杆对在消费亦起不到什么抑制作用。大股东占款在均值回归和各分位数条件下的回归系数均显著为正，且随着分位值的增大而增大，说明大股东占款对企业的在职消费存在明显的促进作用。企业年龄的回归系数不显著，说明企业年龄对企业的在职消费并不存在明显的影响。Region₁、Region₂和Region₃的回归系数均大于0，说明相对东部地区，其他地区的国有企业在消费更为严重。其中，Region₂的回归系数最大，其次是Region₃，Region₁最小，说明东北地区的在职

消费最为严重,其次是西部地区。

(2)模型检验。用Wald检验来检验原假设 $H_0^{equal}:\beta(\tau_1)-\beta(\tau_2)=\dots=\beta(\tau_m)-\beta(\tau_{m+1})=0$,取四个配对分位点 $(\tau_n, \tau_k)=(0.1, 0.3)(0.3, 0.5)(0.5, 0.7)(0.7, 0.9)$,得到检验统计量的尾概率为 $\text{Prob}(\chi_{320}^2 > 274.923)=0.000$,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数显著不同,表现出异质性。并用Wald检验来检验原假设 $H_0^{(symmetry)}:\theta(\tau_1)+\theta(1-\tau_1)-2\theta(0.5)=\dots=\theta(\tau_m)+\theta(1-\tau_m)-2\theta(0.5)=0$,取两个配对分位点 $(\tau_1, 1-\tau_1)=(0.1, 0.9)(0.3, 0.7)$,得到检验统计量的尾概率为 $\text{Prob}(\chi_{160}^2 > 210.549)=0.000$,在5%显著性水平下拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数存在非对称性,这种非对称性将影响条件密度曲线表现出非对称性,呈现出非对称的分布特征。

(3)条件密度预测。企业自由现金流(FCF)对企业在消费行为(CPC)的影响是指对企业在消费行为整个条件密度的影响。让FCF分别取0,0.138,0.270三个值,与自由现金流的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数。由条件密度预测公式计算出基于企业自由现金流的条件密度预测(图1)。表7为其描述性统计结果。

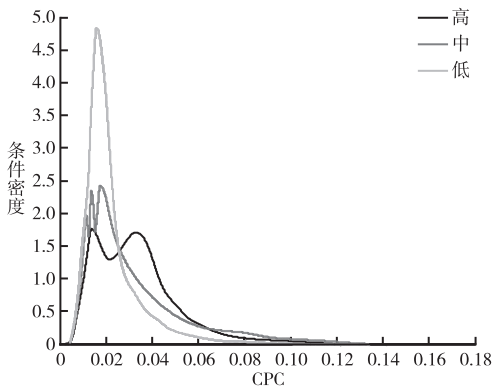


图1 企业在消费行为条件密度预测(基于自由现金流)

图1列示了企业在消费行为条件密度预测,从图中看到,随着自由现金流的增加,在消费的条件密度曲线的位置呈右移的趋势,且形态变化明显,曲线的顶端出现了明显的下降。同时,由表7的描述统计结果可以看出,随着自由现金流量的增加,企业在消费行为的平均水平由原来的0.012增加至0.019,标准差由原来的0.015增大至0.021。这说明:总体上,自由现金流将促进企业的在消费行为,同时会增加企业在消费行为的

确定性。

2. 国企分红政策与国有企业在消费。(1)参数估计。表8给出了模型(2)在0.1、0.3、0.5、0.7和0.9五个分位点处的参数估计结果。

表7 模型(1)的条件密度预测

情形	变量取值	窗宽	均值	标准差	偏度
低	0.000	0.040	0.012	0.015	0.238
中	0.138	0.028	0.015	0.017	0.247
高	0.270	0.013	0.019	0.021	0.303

结果显示:各模型在5%显著水平下均接受RESET检验的原假设,即说明模型的设定没有问题。在各分位数条件下,自由现金流量的回归系数显著为正, $GLZFL_i \cdot FCF_i$ 的回归系数显著为负,且 $GLZFL$ 小于1,则 $\beta_2 + \beta_3 GLZFL_i$ 为正,说明股利支付率干扰了自由现金流量对企业在消费的影响。企业支付越多的现金股利,消耗越多的自由现金流,可供企业用于其他支配的现金流量则会减少。而由假设(1)可知,自由现金流量对在消费存在明显的促进作用。因此,企业现金股利的发放通过调节企业的自由现金流,进而抑制由自由现金流过多而引发的管理层在消费问题。假说H2得到实证支撑。Region₁、Region₂和Region₃的回归系数之间的大小关系类似于模型(1)。

(2)模型检验。分别用Wald检验对上述回归系数进行同质性和对称性检验。同质性检验结果显示, $\text{Prob}(\chi_{320}^2 > 317.384)=0.000$,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数显著不同,表现出异质性。对称性检验结果显示, $\text{Prob}(\chi_{160}^2 > 174.953)=0.000$,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数存在非对称性。

(3)条件密度预测。同样,进一步讨论股利支付率($GLZFL$)和自由现金流(FCF)对企业在消费行为(CPC)的影响,这里的影响是指对企业在消费行为整个条件密度的影响。此处,分两种情形来考虑自由现金流量和股利支付率的影响:第一种情形,让FCF分别取0,0.138,0.270三个值,与自由现金流的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数;第二种情形,让 $GLZFL$ 分别取0,0.249,0.551三个值,与股利支付率的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数。由条件密度预测公式可以计算得到基于自由现金流的条件密度预测(图2)和基于股利支付率的条件密度预测(图3)。表9为其描述性统计结果。

表8 模型(2)的估计结果

项目	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0005	-0.0025	-0.0013	0.0015	0.0040	0.0022
GLZFL	-0.1293*	-0.0410	-0.0632*	-0.1687*	-0.1013	-0.2236
FCF	0.4704***	0.3396***	0.4094***	0.4404***	0.4574***	0.6747***
GLZFL · FCF	-0.4025***	-0.2759**	-0.3105***	-0.3510**	-0.3701***	-0.4994**
Age	-0.0268	-0.0246	-0.0336	-0.0172	-0.0248	-0.0223
LIR	0.8685**	0.8605**	0.7838**	0.5575***	0.2978**	0.0859**
Size	0.2136*	0.0965	0.1376	0.2128*	0.2522	0.2148
Leverage	-0.3538**	-1.0269*	-0.6790*	-0.4184*	-0.1691**	0.0831*
Comr	0.1243**	0.2198*	0.2014	0.2816*	0.2432*	0.2216*
Region ₁	0.0016	0.0016	0.0016	0.0025	0.0015	0.0017
Region ₂	0.0024	0.0035	0.0025	0.0033	0.0035	0.0022
Region ₃	0.0022	0.0024	0.0023	0.0023	0.0024	0.0016
拟合优度	0.4752	0.3211	0.3023	0.4656	0.3966	0.3976
RESET(Prob>F)	0.0936	0.0845	0.0685	0.0946	0.1069	0.0790
N	2658	2658	2658	2658	2658	2658

注：*，**，***分别表示10%，5%，1%水平下显著。

表9 模型(2)的条件密度预测

情形		变量取值	窗宽	均值	标准差	偏度
变量 FCF	低	0.000	0.040	0.013	0.012	0.302
	中	0.138	0.028	0.016	0.016	0.319
	高	0.270	0.013	0.019	0.018	0.285
变量 GLZFL	低	0.000	0.046	0.018	0.013	0.284
	中	0.249	0.024	0.016	0.017	0.210
	高	0.551	0.011	0.012	0.019	0.374

图2和图3分别列示了基于自由现金流和基于现金股利发放的企业在职消费行为条件密度预测图。图2与表9中的结果显示，基于自由现金流的在职消费条件密度曲线和描述性统计结果与模型(2)中的类似，这同样说明，总体来看，自由现金流将促进企业的在职消费行为，同时会增加企业在职消费行为的不确定性。图3显示，随着股利支付率的增加，在职消费的条件密度曲线的位置呈左移的趋势，且形态变化明显，曲线的顶端出现了明显的上升。同时，表9的描述统计结果显示，随着股利支付率的提高，企业在职消费行为的平均水平由原来的0.018降低至0.012，而标准差由原来的0.013增大至0.019。这说明，总体来看，现金股利支付会通过调节自由现金流量而对企业在职消费行为产生抑制作用，但会进一步增加企业在职消费行为的不确定性。

3. 公司治理机制与国有企业在消费。(1)参数估计。表10给出了模型(3)在0.1、0.3、0.5、0.7

和0.9五个分位点处的参数估计结果。结果显示，上述各模型在5%显著水平下均接受RESET检验的原假设，即说明上述模型的设定没有问题。在各分位数条件下，自由现金流量的回归系数显著为正，Sup · FCF和Enc · FCF的回归系数显著为负，且Sup和Enc均小于5，则 $\beta_3 + \beta_5 Sup_{it} \cdot FCF_{it} + \beta_6 Enc_{it} \cdot FCF_{it}$ 为正。这说明公司治理机制干扰了自由现金流量对企业在职消费的影响，即企业的公司治理机制越完善，对自由现金流量的使用也就越规范。因此，公司治理机制通过规范企业的自由现金流，进而抑制由自由现金流过多而引发的管理层在职消费问题。假说H3得到实证支撑。

(2)模型检验。分别用Wald检验对回归系数进行同质性和对称性检验。同质性检验结果显示， $Prob(\chi^2_{320} > 375.834) = 0.000$ ，在5%显著性水平拒绝原假设，认为不同分位点的回归系数显著不同，表现出异质性。对称性检验结果显示， $Prob(\chi^2_{160} >$

195.382)=0.000,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数存在非对称性。

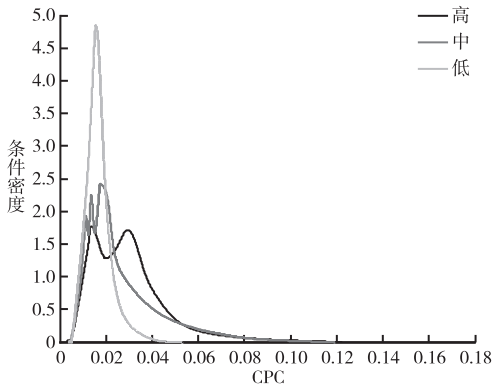


图2 企业在职消费行为条件密度预测(基于自由现金流)

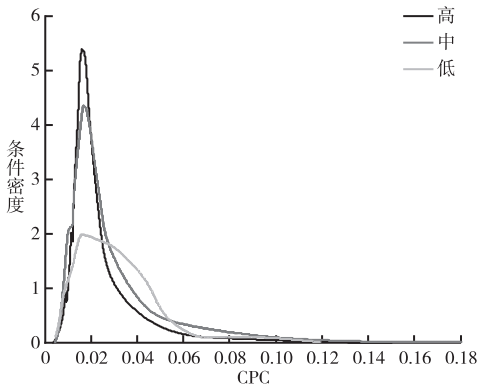


图3 企业在职消费行为条件密度预测(基于现金股利发放)

(3)条件密度预测。同样,进一步讨论自由现金流(FCF)、监督机制(Sup)和激励机制(Enc)对企业在职消费行为(CPC)的影响,这里的影响也是对企业在职消费行为整个条件密度的影响。同样,分三种情形来考虑自由现金流、监督机制和激励机制的影响:第一种情形,让FCF分别取0,0.138,0.270三个值,与自由现金流的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数;第二种情形,让Sup分别取0,2.240,5.008三个值,与监督机制的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数;第三种情形,让Enc分别取0,2.125,4.257三个值,与激励机制的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数。由条件密度预测公式可以计算得到基于自由现金流的条件密度预测(图4)、基于监督机制的条件密度预测(图5)和基于激励机制的条件密度预测(图6)。表11为其描述性统计结果。

图4与表11中的结果显示,基于自由现金流的在职消费条件密度曲线和描述性统计结果与模型

(2)中的类似。这同样说明,总体上,自由现金流将促进企业的在职消费行为,同时会增加企业在职消费行为的不确定性。图5显示,随着企业监督力度的增加,在职消费的条件密度曲线的位置呈左移的趋势,且形态变化明显,曲线的顶端出现了明显的下降。同时,由表11的描述统计结果可以看出,随着企业监督力度的增加,企业在职消费行为的平均水平由原来的0.019降低至0.014,标准差变化较小。这说明,总体来看,监督机制能抑制企业的在职消费行为。图6显示,随着企业激励力度的增加,在职消费的条件密度曲线的位置呈左移的趋势,而形态变化明显,曲线的顶端出现了明显的下降。同时,由表11的描述统计结果可以看出,随着企业激励力度的增加,企业在职消费行为的平均水平由原来的0.021降低至0.015,而标准差由原来的0.013增大至0.020。这说明,总体来看,激励机制能抑制企业的在职消费行为,但会增加企业在职消费的不确定性。

4. 公司治理机制、国企分红政策与在职消费。

(1)参数估计。表12给出了模型(4)在0.1、0.3、0.5、0.7和0.9五个分位点处的参数估计结果。

表12中的结果显示,上述各模型在5%显著水平下均接受RESET检验的原假设,即说明上述模型的设定没有问题。在各分位数条件下,自由现金流量的回归系数显著为正,GLZFL·FCF和Sup·Enc·GLZFL·FCF的回归系数显著为负,同时可得 $\beta_3 + \beta_1 GLZFL_{it} + \beta_5 Sup_{it} \cdot Enc_{it} \cdot GLZFL_{it}$ 为正,说明在公司治理机制的强化下,现金股利支付更加规范,现金股利支付的干扰作用得到加强。因此,公司治理机制的完善可以强化国企分红政策对企业自由现金流的管理层在职消费的抑制。假设H4得到实证支撑。

(2)模型检验。分别用Wald检验对上述回归系数进行同质性和对称性检验。同质性检验结果显示, $Prob(\chi^2_{320} > 323.51) = 0.000$,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数显著不同,表现出异质性。对称性检验结果显示, $Prob(\chi^2_{160} > 143.74) = 0.000$,在5%显著性水平拒绝原假设,认为不同分位点的回归系数存在非对称性。

(3)条件密度预测。同样,在线性分位数回归模型参数估计的基础上,进一步讨论自由现金流(FCF)、股利支付率(GLZFL)、公司治理机制(Sup·Enc)对企业在职消费行为(CPC)的影响,这里的影响是指对企业在职消费行为整个条件密度的影响。

同样分三种情形来考虑监督机制和激励机制的影响:第一种情形,让 FCF 分别取 0,0.138,0.270 三个值,与自由现金流的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数;第二种情形,让 GLZFL 分别取 0,0.249,0.551 三个值,与股利支付率的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数;第三种情形,

让 Sup·Enc 分别取 0,4.718,9.731 三个值,与股利支付率的低、中、高三种状态相对应,其余变量取值为中位数。由条件密度预测公式可以计算得到基于自由现金流的条件密度预测(图 7)、基于股利支付率的条件密度预测(图 8)、基于公司治理机制的条件密度预测(图 9)。表 13 为其描述性统计结果。

表 10 模型(3)的估计结果

项目	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0040*	-0.0010*	-0.0024*	0.0049*	0.0089*	0.0130*
Sup	-0.1971*	-0.1157	-0.1233*	-0.2178*	-0.3458	-0.3564
Enc	-0.0378	-0.0057*	-0.0184	-0.0452*	-0.1116	-0.1644
FCF	0.8144***	0.7207***	0.7344***	0.8595***	0.9791***	1.0126***
Sup·Enc	-0.6275*	-0.1392*	-0.3080**	-0.8412*	-1.6364*	-1.3471*
Sup·FCF	-0.0435**	-0.0262**	-0.0288*	-0.0378**	-0.0642**	-0.0720*
Enc·FCF	-0.0368**	-0.0084***	-0.0168**	-0.0371**	-0.0560**	-0.0663**
Age	-0.0166**	-0.0248**	-0.0285*	-0.0147**	-0.0286***	-0.0159**
LIR	0.9030**	1.2141*	1.2332**	0.3886*	0.1909*	0.1397*
Size	0.2096*	0.1263*	0.2288*	0.1602*	0.1419**	0.4209*
Leverage	-0.2447*	-0.8655	-0.5491	-0.3080*	-0.2019	-0.0671
Comr	0.1760*	0.2586	0.1809*	0.1681	0.1707*	0.1109*
Region ₁	0.0016	0.0016	0.0016	0.0026	0.0024	0.0026
Region ₂	0.0024	0.0036	0.0024	0.0032	0.0033	0.0040
Region ₃	0.0023	0.0023	0.0024	0.0023	0.0025	0.0037
拟合优度	0.6156	0.4460	0.5294	0.6329	0.6387	0.5679
RESET(Prob>F)	0.1248	0.1075	0.1316	0.1369	0.1299	0.1070
N	2632	2632	2632	2632	2632	2632

注:*,**,***分别表示 10%,5%,1%水平下显著。

表 11 模型(3)的条件密度预测

情形	变量取值	窗宽	均值	标准差	偏度	
变量 FCF	低	0.000	0.040	0.011	0.014	0.294
	中	0.138	0.028	0.014	0.017	0.302
	高	0.270	0.013	0.020	0.022	0.311
变量 Sup	低	0.000	0.015	0.019	0.014	1.294
	中	2.240	0.033	0.016	0.012	0.473
	高	5.008	0.052	0.014	0.015	0.299
变量 Enc	低	0.000	0.013	0.021	0.013	0.593
	中	2.125	0.030	0.017	0.018	-0.345
	高	4.257	0.053	0.015	0.020	0.257

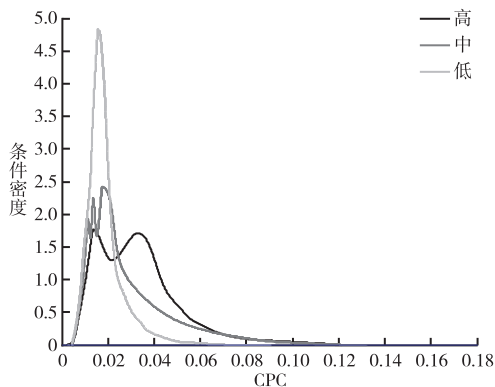


图 4 企业在职消费行为条件密度预测(基于自由现金流)

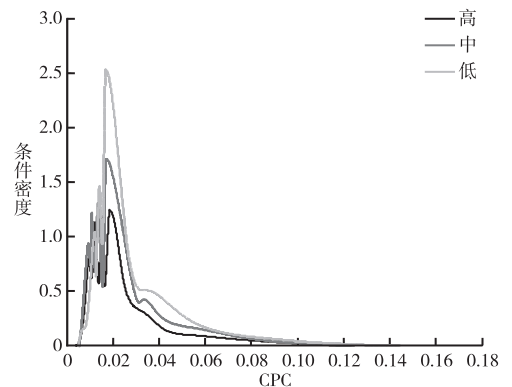


图 5 企业在职消费行为条件密度预测(基于监督机制)

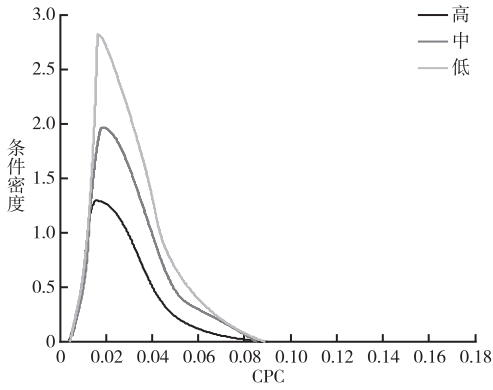


图 6 企业在职消费行为条件密度预测(基于激励机制)

图 7 与表 13 中的结果显示,基于自由现金流的在职消费条件密度曲线和描述性统计结果与模型(2)中的类似。这说明,总体上,自由现金流将促进企业的在职消费行为,同时会增加企业在职消费行

为的不确定性。图 8 显示,随着股利支付率的增加,在职消费的条件密度曲线的位置呈左移的趋势,且形态变化明显,曲线的顶端出现了明显的上升。同时,由表 13 的描述统计结果可以看出,随着股利支付率的提高,企业在职消费行为的平均水平由原来的 0.019 降低至 0.013,而标准差由原来的 0.012 增大至 0.018。结果显示,企业可以控制的自由现金流越少,在职消费水平就越低,但在在职消费行为的不确定性会增加。图 9 显示,随着公司治理力度的增加,在职消费的条件密度曲线的位置变化无明显规律,而形态变化明显,曲线的顶端出现了明显的下降。同时,由表 13 的描述统计结果可以看出,随着公司治理力度的增加,企业在职消费行为的平均水平由原来的 0.020 降低至 0.014,标准差变化较小,即公司治理机制越完善,在职消费水平越低。

表 12 模型(4)的估计结果

项目	均值回归	分位数回归				
		0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
常数项	0.0003*	-0.0006	-0.0005*	-0.0007	0.0008	0.0022
Sup • Enc	-0.3142	-0.0914	-0.2425	-0.4438	-0.8897*	-1.0927
GLZFL	-0.2893*	-0.0937*	-0.1414*	-0.2648*	-0.3423*	-0.4016*
FCF	1.2751***	0.7014***	0.9204***	1.0708***	1.1921***	1.3572***
GLZFL • FCF	-0.1629**	-0.0606*	-0.0957**	-0.1772**	-0.2108***	-0.2144**
Sup • Enc • GLZFL • FCF	0.0759**	0.0969**	0.0834***	0.0752**	0.0519**	0.0353**
Age	-0.0128	0.0239	0.0221	-0.0136	-0.0236	-0.0143
LIR	0.7170*	0.9322*	1.4773**	0.1962**	0.2911*	0.1461*
Size	0.1286*	0.1288	0.2159*	0.1101	0.1345*	0.4989*
Leverage	-0.2783*	-1.0006*	-0.3013*	-0.3598*	-0.2275*	-0.0844*
Comr	0.1386*	0.2940*	0.1051*	0.0877*	0.1060*	0.1314
Region ₁	0.0016	0.0016	0.0017	0.0026	0.0025	0.0027
Region ₂	0.0025	0.0035	0.0024	0.0031	0.0033	0.0040
Region ₃	0.0024	0.0024	0.0024	0.0028	0.0025	0.0036
拟合优度	0.7797	0.6519	0.5543	0.6212	0.6386	0.5095
RESET(Prob>F)	0.1797	0.1855	0.1632	0.1921	0.2023	0.1267
N	2619	2619	2619	2619	2619	2619

注:*,**,***分别表示 10%,5%,1%水平下显著。

表 13 模型(4)的条件密度预测

情形		变量取值	窗宽	均值	标准差	偏度
变量 FCF	低	0.000	0.040	0.014	0.013	0.284
	中	0.138	0.028	0.016	0.015	0.293
	高	0.270	0.013	0.021	0.018	0.273
变量 GLZFL	低	0.000	0.046	0.018	0.012	0.302
	中	0.249	0.024	0.016	0.015	0.293
	高	0.551	0.011	0.012	0.018	0.184
变量 Sup • Enc	低	0.000	0.016	0.020	0.016	0.485
	中	4.718	0.037	0.017	0.017	0.953
	高	9.731	0.082	0.014	0.017	0.945

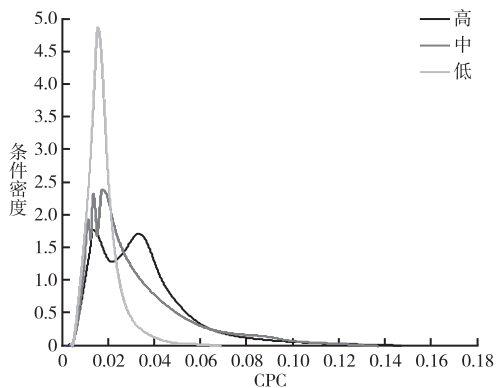


图7 企业在消费行为条件密度预测(基于自由现金流)

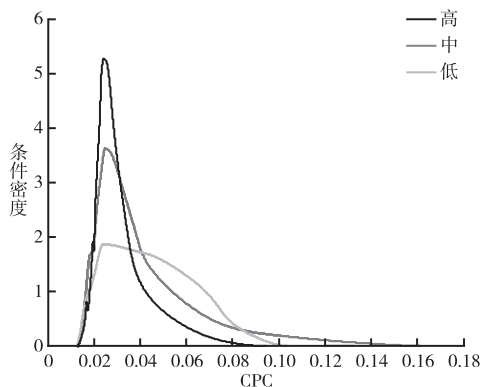


图8 企业在消费行为条件密度预测(基于现金股利发放)

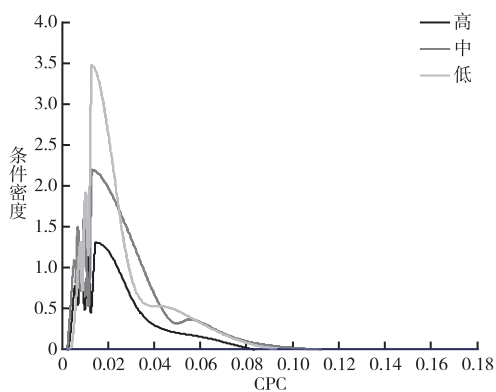


图9 企业在消费行为条件密度预测(基于公司治理机制)

五、稳健性检验

本文在计算在职消费时,是将附注中所披露的差旅费、通讯费、业务招待费、董事会费、出国培训费、会议费、小车费和办公费等八类明细项目数据加总,而对于其中的董事会费、会议费和办公费是否应该加入,存在着较大的争议。因为对于这三类费用,

被挪用的可能只有一小部分,其为企业日常经营活动的必要开支,为了保证在职消费指标的稳健性,我们将这三项费用从在职消费中去除,将其他五类费用的总数作为在职消费的绝对数,对其进行实证检验,也得到了类似的结果。

此外,为了使在职消费指标在各企业之间具有可比性,我们借鉴了 Ang et al(2000)的方法,分别用管理费用率(管理费用占主营业务收入的比重)和销售管理费用率(销售费用和管理费用之和占主营业务收入的比重)两个相对数指标来衡量在职消费程度,对其进行实证检验,也得到了类似的结果。说明本文的结论是稳健的。

六、结论

本文基于委托代理理论,以2006—2014年国有企业为样本,实证检验在不同的公司治理模式下,股利政策、自由现金流与在职消费的关系,在此需要特别指出的是,本文所说国企分红比例低主要指的是红利上交给国家以及对国民的分红比例低。一方面,通过回归系数的显著性检验、同质性检验与对称性检验,揭示了各因素对企业管理层在职消费的异质性影响;另一方面,通过条件密度预测方法细致刻画了各因素的变动对企业管理层在职消费整个条件密度的影响。实证结果表明,自由现金流与企业管理层在职消费呈显著正相关关系。通过发放现金股利可以抑制管理层的在职消费行为,但增加了该行为的不确定性。企业的监督机制和激励机制均能够有效抑制由企业自由现金流引发的在职消费问题,而两者结合使用更能增强对由企业自由现金流引发的在职消费问题的抑制效果。同时,股利政策与公司治理之间也存在着一定的关系,有效的公司治理机制能够加强国企分红对由企业自由现金流引发的在职消费问题的抑制效果,表明完善的公司治理机制在一定程度上可以降低企业由于代理问题而导致的效率损失。因此,减少企业的自由现金流、提高分红水平、完善国有企业的公司治理机制将有助于改善资本的使用效率。

基于此,国有企业需要进一步规范公司治理结构,有效发挥公司治理的监督 and 激励作用,引导和约束经理人员的行为,降低在职消费的可能性。国家作为国有企业的出资人,应当行使其身为股东应有的收益权,但目前我国国有企业红利上缴比例仅为5%左右,离欧美国家至少40%以上的分红水平相距甚远,国企长期以来利润不上缴或上缴比例较低的现状是助长企业经营者在在职消费的直接原因。公

司治理机制的完善可以有效约束和监督国有企业内部人控制行为,以统一出资人和管理者的目标,从而保证红利上缴政策的有效运行。同时,提高国有企业红利上缴比例可形成一种倒逼国企改革的力量,促进国有资源的优化配置,会促使经营者思考非优质资产该如何退出、如何提高资产收益率等问题。因此,本文认为完善公司治理结构、提高红利上缴比例是现阶段国有企业改革的重点。

参考文献:

周立,2002:《自由现金流代理问题的验证》,《中国软科学》第8期。
杨熠 沈艺峰,2004:《现金股利:传递盈利信号还是起监督治理作用》,《中国会计评论》第1期。
陈红明,2005:《自由现金流量代理成本假说实证检验》,《理财者》第9期。
肯尼斯·汉克尔 尤西·李凡特,2001:《企业成长理论》,华夏出版社。
符蓉,2007:《自由现金流量、随意性支出与企业业绩变化研究》,四川大学博士论文。
胡建平 干胜道 王俐,2008:《垄断行业上市公司自由现金流量与随意性收益支出的实证研究》,《现代管理科学》第11期。
李小军 王平心 陶旖旎,2007:《公司监督与现金股利代理理论实证研究》,《北京工商大学学报》第6期。
魏明海 柳建华,2007:《国企分红、治理因素与过度投资》,《管理世界》第4期。
罗宏 黄文华,2008:《国企分红、在职消费与公司业绩》,《管理世界》第9期。
李维安 姜涛,2007:《公司治理与企业过度投资行为研究——来自中国上市公司的证据》,《财贸经济》第12期。
唐雪松,2007:《上市公司过度投资行为及其制约机制的实证研究》,《会计研究》第7期。
杨兴全 张照南 吴昊旻,2010:《治理环境、超额现金持有与过度投资——基于我国上市公司面板数据的分析》,《南开管理评论》第5期。
张会丽 陆正飞,2012:《现金分布、公司治理与过度投资——基于我国上市公司及其子公司的现金持有状况的考察》,《管理世界》第3期。
夏冬林 李晓强,2004:《在职消费与公司治理机制》,中国会计学会第六届理事会第二次会议暨2004年学术年会论文集(上)。

陈冬华 陈信元 万华林,2005:《国有企业中的薪酬管制与在职消费》,《经济研究》第2期。
白重恩 等,2005:《中国上市公司治理结构的实证研究》,《经济研究》第2期。
蒋琰,2009:《权益成本、债务成本与公司治理:影响差异性研究》,《管理世界》第11期。
刘银国 张琛,2013:《自由现金流量持有价值研究——基于门槛回归模型的实证检验》,《经济学动态》第12期。
Ang, J. S. et al(2000), "Agency cost and ownership structure", *Journal of Finance* 55 (1):81-106.
Datta, S. et al(2001), "Executive compensation and corporate acquisition decisions", *Journal of Finance* 56(6): 229-236.
Easterbrook, F. (1984), "Two agency-cost explanations of dividends", *American Economic Review* 74(4): 650-9.
Griffin, J. M. (1988), "A test of the free cash flow hypothesis: Result from the petroleum", *Review of Economics and Statistics* 70(1): 76-82.
Hart, O. (2001), "Financial contracting", *Journal of Economic Literature* 39(2):1079-1100.
Jensen, M. C. & W. H. Meckling(1986), "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers", *American Economic Review* 76 (2): 323-9.
Chung, K., P. Wright & B. Kedia(2003), "Corporate governance and market valuation of capital and R&D investments", *Review of Financial Economics* 12 (2):161-172.
La Porta, R., A. Shleifer & R. Vishny(1997), "Legal determinants of external finance", *Journal of Finance* 52(3): 1131-1150.
Lamont, O. (1997), "Cash flow and investment: Evidence from internal capital markets", *Journal of Finance* 52 (1):83-109.
Pawlina, G. & L. Renneboog(2005), "Is investment-cash flow sensitivity caused by agency cost of asymmetric information? Evidence from the UK", *European Financial Management* 11 (4): 483-513.
Richardson, S. (2006), "Over-investment of free cash flow", *Review of Accounting Studies* 11(2): 159-189.
Rozeff, M. S. (1982), "Beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios", *Journal of Financial Research* 5(3): 249-59.
Stulz, R. M. (1990), "Managerial discretion and optimal financing policies", *Journal of Financial Economics* 26(1):3-27.

(责任编辑:白丽健)