金融市场竞争、公司治理机制与中国民营企业成长:跨层次模型

沈倩岭

(四川农业大学 经济学院,成都 611130)

摘　要:民营经济在国民经济体系中的重要地位与其在资本市场上的现状和地位形成了鲜明的对比。因此,如何利用资本市场来促进民营企业的发展是当前中国经济转型中亟需解决的重要问题。以中国上市民营企业数据为研究样本,采用跨层次模型,从实证的角度考察金融市场竞争和公司治理机制对民营企业成长的影响。研究发现,金融市场竞争不仅能够显著促进民营企业的发展,而且还能强化公司治理对民营企业成长的积极效应,弱化公司治理对民营企业成长的消极效应。此外,对于民营企业而言,适度缩小公司董事会规模、扩大监事会规模、增加董事长和总经理权力以及提高高管薪酬等都能显著促进民营企业发展。所蕴涵的重要政策启示是通过提高金融市场竞争取代扭曲的"关系资本"来促进民营企业成长可谓是一种帕累托改进策略。

关键词:金融市场竞争;公司治理机制;民营企业成长;跨层次模型

中图分类号:F832.5　**文献标志码:**A　**文章编号:**1674-4543(2018)04-0056-14

一、引言

金融市场竞争是否能够降低民营企业的融资限制,并促进民营企业成长呢?来自发达国家的相关研究给出了肯定的答案[1]。然而,在这个议题上,鲜有实证研究针对中国民营企业给出确定性的答案。毋庸置疑,中国金融市场虽不如发达国家完善,但随着中国金融市场化改革进程的提速,过度金融管制的现象得到缓解,既有金融体系的金融中介功能亦得以有效发挥。在此背景下,金融市场随着金融体制改革和利率市场化的推进而形成了良性的竞争氛围。国家制定的财税金融政策亦逐渐由国有大型企业向中小民营企业倾斜,特别是 2002 年颁布的《中小企业促进法》明显地改善了民营企业生存和发展的环境。国家促进金融市场竞争的政策也同样有着明显的效果。金融市场的放开政策和外资金融机构的市场准入加速了中国金融市场自由化进程,加剧了中国金融市场的竞争程度,促进了中国资本市场的发展,从而为民营企业走出融资困境提供了可能的出路。因此这些制度变化对企业经济活动产生了深刻的影响。

新古典主义增长理论表明,金融市场竞争降低了企业的融资成本,激发了企业投资热情并促进了企业成长。对于发达国家而言,由于中小型企业热衷于短期借贷,因此它们在激烈竞争的金融市场上受到融资约束程度较小,且能够从金融管制放松的过程中获得最大的收益。Forbes[2]进一步指出实施金融管制实际上强烈地抑制了中小型上市公司的发展。在金融市场竞争过程中,尽管发达国家上市公司能够从较低的权益资本成本中获益,但金融市场竞争对发展中国家民营上市公司成长的影响仍不明确且有待检验。在发展中国家,金融市场并不完善,且中小型上市公司由于融资困难导致其发展仍然滞后[3]。就中国而言,上市民营公司虽然在国民经济发展中具有举足轻重的作用,但它们在资本

收稿日期:2017-12-19

作者简介:沈倩岭(1981-),女,四川成都人,四川农业大学经济学院副教授,博士,主要研究方向为金融、公司治理、区域经济与合作。

市场上的地位和作用并没有得到有效的体现。此外,随着金融自由化程度的提升,对于投资者而言,资本的有效配置已经变得愈发复杂。经济结构转型和金融制度改革增加了企业成长对市场的敏感性。与此同时,金融危机给我们深刻的教训是,公司治理机制的失效会毁掉整个企业并给整体经济带来巨大的负面影响。因此,制度环境和经济环境的变化要求企业在发展过程中建立有效的公司治理机制[4]。然而与发达国家不同的是,发展中国家的企业通常缺乏有效的公司治理制度框架,尤其对于中国民营企业而言,公司的治理机制更是受到政治关系的制约。长期而言,这种掺杂政治关系的公司治理机制对中国民营企业成长并非有效。因此,中国上市民营公司在融资渠道和公司治理层面仍存在着诸多值得探讨的议题[5]。

国内外关于企业成长决定因素的研究成果相当丰硕,绝大多数研究利用企业内部因素来解释企业成长[6],只有较少部分研究考虑到外部宏观环境的影响。但这些考虑外部宏观因素对企业绩效影响的研究却忽视了一个严重的问题,即将企业内部因素和外部宏观因素的变量纳入同一层面进行回归,可能会导致层次谬误。基于此,本研究利用跨层次模型探讨金融市场竞争和公司治理机制对中国民营企业成长的影响。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,我们选择中国民营上市公司为研究样本,实证证明中国民营上市公司成长显著受到了金融市场竞争的影响。换言之,在金融市场上,打破金融资源垄断和引入市场竞争机制将有利于缓解民营企业融资困难,促进民营企业发展。这也为政策当局破解民营企业发展困局提供了思路。第二,在经济转型的过程中,公司治理机制是影响民营企业发展的关键要素,由于民营上市公司具有泛家族化企业的特征[7],因而在公司治理问题上表现出的复杂代理关系有别于其他类型的上市公司。本文进一步考察公司治理机制对民营上市企业成长的影响,有利于纠正不良的公司治理机制,从而缓解民营企业的代理问题。第三,探究金融市场竞争对公司治理机制与企业成长之间关系的调节效应,有利于厘清市场化改革对微观经济主体产生的影响。

二、理论分析与假设

(一)金融市场竞争与民营企业成长

金融市场竞争对民营企业成长的影响可以从两个方面来理解。其一,金融市场竞争对企业成长最为重要的影响就是能够减少融资相关的问题。一方面,外资银行的进入为我国金融市场注入了新的竞争因素,新生的民营企业可以获得更多的贷款,降低了融资费用,最终促进了民企的成长。另一方面,选择国有银行或国家作为股东的企业可以更加容易取得国内银行融资认可,因此这些企业被视为“关联性企业”。当国有银行完全垄断金融市场时,关联性企业可能会完全挤占新生民企的融资资源。La Porta[8]指出,金融机构会以更低的利率向关联性企业提供大量贷款,而这更有可能导致关联性企业债务违约水平的提高。同样地,国有银行的的贷款行为通常是基于对国家政策倾向的考虑。换言之,国有银行的信贷决策并不会考虑到关联性企业的偿债能力和信用状况。因此,有偿债能力和盈利能力而与国有银行无关联性的企业几乎不可能获得国有银行的融资机会,而作为新生的民企,短期内不可能与国有银行建立利益关系,也不太可能通过国有银行来解决融资困境。在这种状况下,民营企业只有通过其他途径来获取银行贷款,例如与地方政府形成政治关系。虽然政治关系的贷款效应有利于缓解制度缺陷对民营企业的阻碍作用,但民营企业为获得政治关系所付出的代价也有可能会限制其长期的成长空间。而当金融市场处在竞争状态时,新生民企可以凭借比较优势获得融资机会,缓解融资约束,获得成长空间。Berger 等[9]的研究结果表明,在竞争激烈的金融市场,银行更有可能将融资机会提供给信息透明且具有比较优势的企业。基于此,唯有在金融市场上建立有效的竞争机制,才能促进资本高效地流动,并提高资本配置效率,从而有利于民营企业的长期发展[10]。

其二,金融市场竞争为民营企业获取市场竞争优势提供了动力。在竞争激烈的金融市场上,银行的贷款决策依赖于企业的偿债能力和信用状况。而对于民营企业而言,市场竞争优势可能会作为银行贷款对象选择的有利信号。因此,金融市场竞争为民营企业获取市场竞争优势提供了动力。Nick-

ell[11]指出,在企业获取竞争优势的过程中,激烈的市场竞争环境会从三个方面来影响企业的成长。首先,企业所有者唯有在激烈的市场竞争环境中多次比较和选择合适的代理人,才能针对组织特征做出合理的投资决策并使得组织资源得以有效配置,以应对经营环境变动所带来的挑战,从而获取竞争优势并赢得银行提供的融资机会;其次,激烈的竞争环境增加了企业破产的风险并激励组织监督代理人努力工作以避免此种结果;最后,在其他条件不变的情况下,激烈的竞争环境会使得市场需求弹性更大。为了降低公司面对的市场不确定性并获得融资机会,企业所有者会积极调整公司治理结构以便发挥股东与董事会的监督功能,排除各种因素对代理人合理决策的干扰,以达到降低企业营运风险,获取相对较高回报的目的,同时为获取融资机会赢得有利条件。显然,上述有关市场竞争环境的影响不仅能缓解企业出现的现金流问题,而且还能促进企业的资源的有效利用。由此可知,虽然获取竞争优势的主观目的是为了赢得融资机会,但它又从客观上促进了企业的成长。根据上述论点,我们假设:

H1a:金融市场竞争有利于促进中国民营企业的成长

H1b:金融市场竞争有利于强化公司治理机制对民营企业成长的积极影响

H1c:金融市场竞争有利于弱化公司治理机制对民营企业成长的负面影响

(二)公司治理机制和民营企业成长

公司治理是影响企业如何运营的一系列机制,其目的在于监督代理人的行为,落实代理人的责任,以达成在确保其他利害关系人合法权益下,追求股东价值的最大化。事实上,公司治理是调整股东和代理人之间利益取向的机制设计。一般而言,企业所有权和控制权的分离将会导致外部股东和代理人之间信息不对称问题,而当代理人以牺牲外部股东利益为代价去追逐私利时,就会出现信息不对称导致的道德风险问题。代理人自利行为的几种形式表现为逃避责任、特权消费、过度补偿和帝国建立。代理人所有的自利行为都将会增加外部股东所面临的代理风险以及降低企业现金流的预期价值。企业现金流预期价值的降低会导致债券持有者违约风险的增加,最终会降低企业信用等级。而企业信用等级却是金融机构选择融资对象的重要指标。由于企业信用状况的良莠关乎企业获得外部融资的机会,因此金融市场竞争就赋予了民营企业完善公司治理机制的动力。在这种动力的驱动下,获得外部融资机会也是完善公司治理的一种自发机制。由此可知,无效的公司治理机制不仅会增加企业的代理成本,恶化企业的信用状况,而且还会负面影响企业外部融资的机会,最终影响企业的成长。唯有协调公司董事会权力、监事会权力、总经理权力和高管薪酬之间的均衡关系,才能建立有效的公司治理机制,最终促进民营企业的发展。

第一,董事会权力和民营企业成长。董事会权力包括董事会规模、董事长是否兼任总经理和董事会持股比例。关于董事会规模,Fama and Jensen[12]指出董事会的最重要的功能就是控制由于所有权和控制权分离后所导致的代理成本。Kiel and Nicholson[13]认为规模较大的董事会有利于提供更多宝贵的经验信息,以便董事会做出合理的决策。但是从组织的观点而言,团队的生产力会随着团队规模的增加而出现先递增后递减的趋势,因为团队规模越大就越容易造成组织内部分裂,从而降低团队效率。Beasley[14]的研究表明,小规模的董事会往往能够起到良好的控制功能,而大规模的董事会由于成员之间缺乏有效的沟通和讨论,导致代理人权力膨胀。因此,因此董事会的规模会对企业成长产生负面影响。事实上,对于民营企业而言,规模较小的董事会可以减缓董事会成员的搭便车(free rider)问题,有利于提高董事会的决策效率,促进民营企业的发展。基于此,我们做出如下假设:

H2a:董事会规模对中国民营企业成长有消极影响

关于董事长是否兼任总经理,Jensen[15]的研究表明,董事长兼任总经理会弱化董事会治理的强度。事实上,如果董事长兼任总经理,那么管理层和董事会之间将会缺乏独立性,董事会对总经理等高层的监督功能将会大打折扣。Donaldson and Davies[16]指出,区分董事长和总经理的角色可以降低代理成本,提高决策制定的独立性,从而改善企业的绩效。虽然大量的学术文献结论一致认为董事长和总经理的分离有利于董事会发挥监督功能,完善公司治理机制,但是董事长和总经理的两种职权的

分离却损害了高层管理者的创新动力。对于民营企业而言,董事会和总经理职位的分离会使得企业难以应对环境的不确定,同时也破坏了民营企业高层管理者的创新动力,最终限制了民营企业的生存空间。因此,我们假设:

H2b:董事长兼任总经理有助于推动中国民营企业成长

关于董事长持股比例,学界提出了"利益收敛假说"[17]和"利益掠夺假说"[18]用来说明董事长持股比例与企业成长之间的关系。"利益收敛假说"表明,当董事会持股比例越高或股权越集中时,其支出偏好行为所造成的企业财富损失将大部分由自身自行承担,此时董事会的行为决策就会更加谨慎,从而有助于降低权益代理问题,因此,董事会持股比例增加有助于增加企业价值。Oswald and Jahera[19]和 Hudson 等[20]等的研究结论支持了"利益收敛假说"。而"利益掠夺假说"表明董事会持股比例达到一定程度后,他们会基于职位安全性的考虑而产生一些反接管行为(anti - takeover behavior)致使公司价值降低。Jensen and Ruback[18]和 Fan and Wong[21]等的研究结论支持了"利益掠夺假说"。就中国民营企业而言,其董事会大部分由家族成员组成,他们的行为出发点会以家族团体的长远利益为重,而较不会利用职位之便,进行个人利益输送等不当的自利行为。由此可知,中国民营企业董事长持股比例的增加有助于企业成长。因此,我们假设:

H2c:董事长持股比例增加会促进中国民营企业的成长

第二,监事会权力和民营企业成长。监事会权力包括监事会规模和监事会主席持股比例。关于监事会规模,Lin and Hsu[22]监事会规模越大更有利于发挥监事会对经理人的监督效应。事实上,较大规模的监事会拥有更多的机会、资源和能力来监督、规范和影响经理人行为,从而有效规避经理人自利行为对公司价值的损害。而关于监事会主席持股比例,Jensen and Ruback[18]认为监事会主席持股比例越高,公司治理效果将越会受到抑制。因为大部分民营企业属于家族企业,而监事会主席位置一般安排非家族成员担任,因此监事会主席持股比例越高越有可能利用权力来保障本身职位的利益,或者采取反功能性的自利活动致使企业价值受损。因此,我们假设:

H2d:监事会规模对中国民营企业的成长有积极影响

H2e:监事会主席持股比例对中国民营企业的成长有消极影响

第三,总经理权力和民营企业成长。总经理所有权的多寡代表总经理权力的大小。Finkelstein and Hambrick[23]认为总经理的权力越大,除了越有可能控制公司营运外,同时还能控制董事会决策,因此总经理权力对企业价值具有重大的影响。Fan and Wong[21]认为随着控制权比例的增加,总经理将会提高控制股东剥夺其他股东财富的诱因,而同时也会基于私利的考虑而降低财务报告透明度。然而,Malmendier and Tate[24]并不认为总经理权力一定会损害公司价值,相反较低的总经理权力的削弱总经理正确决策的自由性,影响总经理对公司发展方向的正确判断。事实上,总经理权力与企业成长之间的关系取决于信息不对称的程度和总经理决策的正确性。基于此,我们假设:

H2f:总经理持股比例对中国民营企业的成长有积极影响

第四,高管薪酬和民营企业成长。代理理论表明管理者作为股东的代理者,其主要目标就是通过提高效益促进股东财富最大化。然而当代理者与股东之间出现目标错位或者利益冲突时,代理问题就产生了。为了缓解代理问题,研究者建议重新调整代理人和所有者之间的利益。然而,研究表明,高管理薪酬与企业绩效之间的关系异常复杂。Attaway[25]通过实证研究发现,高管薪酬和净资产收益率之间呈现出微弱的关联性。同样,Baker 等[26]的研究结论表明,高管薪酬和销售增长率之间的关联性也比较微弱。Madura 等[27]的研究指出高管薪酬和净资产收益率之间并不存在显著的关联性。进一步地,Kim and Gu[28]的研究并没有发现投资回报率与高管薪酬之间具有显著的关联性。此外,部分研究表明薪酬和绩效之间存在正向关联性。其中,Veliyath and Bishop[29]的研究表明,较高的高管薪酬会带来较高的净资产收益率。Gu and Choi[30]的研究也同样发现高管薪酬和资产回报率之间具有显著的正向关系。从上述研究可知,薪酬作为一种物质激励手段,确实会促使代理人在追求个人利益的同时,仍能考虑到股东的权益,降低了代理人和所有者之间的目标利益冲突。基于此,我们假设:

H2g:CEO 薪酬对中国民营企业的成长有积极影响。

三、研究方法

(一)样本与数据

本研究以 2009 ~2014 年间在沪深证券交易所上市的民营企业作为研究样本。为了避免研究结果受到干扰,根据以下标准加以筛选样本:(1)剔除了在 2009 ~2014 年间,资料漏缺不全的民营上市公司;(2)为了保证样本正态性,我们剔除了极端值的影响。即将变量位于平均数调整的正负三倍标准差以外的观测值予以删除;(3)剔除了净资产收益率为负的民营上市公司。经过上述标准筛选之后,2009 ~2014 年符合条件的民营上市公司有效样本共有 2212 个与对应地区 186 个有效样本。关于民营上市公司的数据来源于 CSMAR 数据库,金融市场竞争数据来源于樊纲等(2015)的市场化指数,宏观控制变量数据来源于《中国统计年鉴》。需要强调的是,在本研究中的民营上市公司是指 2003 年后每年年末股权性质是民营性质的上市公司,或者后期转变为民营的上市公司。

(二)变量测量

本研究利用净资产收益率和每股收益作为因变量,这跟以往的研究是一致的。因为净资产收益率不仅能够衡量企业的经营绩效,同时也考虑了企业的财务绩效,由此,它在一定程度上能够反映民营企业成长的动力。而每股收益是每一股普通股在某一段期间内所获得的盈余,它被用来代表公司的获利能力,由此,它也在一定程度上反映出民营企业成长的动力。各个变量的定义如表 1 所示。

表 1　　变量定义

变量名称	变量代码	变量定义
因变量		
净资产收益率	ROE	净利润/年度末股东权益
每股收益	EPS	普通股股东的当期净利润/当期发行在外普通股的加权平均数
宏观层面自变量		
金融业竞争	finindex	数值越大,表示金融市场竞争程度越大
宏观层面控制变量		
知识产权保护	lawindex	表示地方知识产权完善程度,数值越大,知识产权保护越完善
对外开放程度	openness	(进口总额 + 出口总额)/名义 GDP,数值越大,对外开放程度越高
第三产业比重	thirdratio	表示第三产业产值/名义 GDP,数值越大,第三产业越发达
企业所在地区	area	虚拟变量,企业所在地若为东部则为 1,否则为 0
组织层面自变量		
董事会规模	boardsize	公司董事会总人数,人数越多,董事会规模越大
两职兼任	duality	虚拟变量,表示董事长是否兼任总经理,是为 1,否为 0
董事长持股比例	preshrt	董事长持股数量/总股本
监事会规模	mtnum	公司监事会总人数,人数越多,监事会规模越大
监事会主席持股比例	mtprt	监事会主席持股数量/总股本
总经理持股比例	hdirrt	总经理持股数量/总股本
前三名高管薪酬总额	vmntw3	前三名高管年度薪酬总额的对数
组织层面控制变量		
前三名董事薪酬总额	prestw3	前三名董事年度薪酬总额的对数
股东大会召开次数	smtms	年度内股东大会召开的总次数
企业规模	empnum	年度内公司员工总人数的对数

企业上市时间长度	listedtime	公司从上市年份到 2014 年底的时间长度
资产负债率	lev	公司总负债/总资产
企业实际控制人	ucsp	虚拟变量,若为国家控制则为 1,否则为 0

根据上述定义,设定以下涵盖宏观层面和组织层面的跨层次计量模型:

Level 1 Model:

$$ROE_{ijt} = \beta_{0j} + \beta_{1jt}(boardsize_{ijt}) + \beta_{2jt}(duality_{ijt}) + \beta_{3jt}(preshrt_{ijt}) + \beta_{4jt}(mtnum_{ijt}) + \beta_{5jt}(mtprt_{ijt}) + \beta_{6jt}(hdirrt_{ijt}) + \beta_{7jt}(vmntw3_{ijt}) + \beta_{8jt}(prestw3_{ijt}) + \beta_{9jt}(smtms_{ijt}) + \beta_{10jt}(empnum_{ijt}) + \beta_{11jt}(listedtime_{ijt}) + \beta_{12jt}(lev_{ijt}) + \beta_{13jt}(area_{ijt}) + \beta_{14jt}(ucsp_{ijt}) + \beta_{15jt}(yeardum_{ijt}) + \varepsilon_{ijt}$$

Level 2 Model:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00t} + \gamma_{01t}(finindex_{jt}) + \gamma_{02t}(lawindex_{jt}) + \gamma_{03t}(openness_{jt}) + \gamma_{04t}(thirdratio_{jt}) + \mu_{0jt}$$

$$\beta_{1jt} = \gamma_{10t} + \mu_{1jt}, \beta_{2jt} = \gamma_{20t} + \mu_{2jt}, \beta_{3jt} = \gamma_{30t} + \mu_{3jt}, \beta_{4jt} = \gamma_{40t} + \mu_{4jt}, \beta_{5jt} = \gamma_{50t} + \mu_{5jt}, \beta_{6jt} = \gamma_{60t} + \mu_{6jt},$$

$$\beta_{7jt} = \gamma_{70t} + \mu_{7jt}, \beta_{8jt} = \gamma_{80t} + \mu_{8jt}, \beta_{9jt} = \gamma_{90t} + \mu_{9jt}, \beta_{10jt} = \gamma_{100t} + \mu_{10jt}, \beta_{11jt} = \gamma_{110t} + \mu_{11jt}, \beta_{12jt} = \gamma_{120t} + \mu_{12jt},$$

$$\beta_{13jt} = \gamma_{130t} + \mu_{13jt}, \beta_{14jt} = \gamma_{140t} + \mu_{14jt}, \beta_{15jt} = \gamma_{150t} + \mu_{15jt}$$

第一层回归模型表示组织层面解释变量与组织层面被解释变量间的关系。第二层回归模型中的被解释变量是第一层回归模型的参数,即利用总体层次回归分析的截距项与斜率项作为被解释变量进行高阶回归分析,而不是利用组织层次中被解释变量的数据。

四、研究结果

(一)跨层回归模型估计结果

1. 零模型

对所有有效样本进行阶层线性逐步回归分析,结果汇报在表 2 中,其中模型 1 显示的是零模型,估计结果显示组间方差 $\tau_{00} = 1.4434$,且在 0.01 的水平下是显著的。同时,组内方差 $\sigma^2 = 3.3305$,根据组内相关系数(intra - class correlation, ICC)的计算公式,即组内相关系数 = (组间方差)/(组间方差 + 组内方差),因此 ICC(1) = 0.3024,这意味着民营上市公司净资产收益率的方差有 30.24% 来自于组间方差,而 69.76% 来自于组内方差;同样,表 3 中模型 1 的零模型估计结果显示,组间方差 $\tau_{00} = 0.3883$,且在 0.01 的水平下是显著的。同时,组内方差 $\sigma^2 = 0.1744$,因此 ICC(1) = 0.3099,这意味着民营上市公司每股收益的方差有 30.99% 来自于组间方差,而 69.01% 来自于组内方差。上述结果表明,净资产收益率和每股收益的组内方差要大于组间方差,即组织层面解释净资产收益率和每股收益总变异的力度要大于宏观因素解释净资产收益率和每股收益总变异的力度。由于宏观因素对净资产收益率和每股收益总变异的解释力度是显著的,因此需要通过跨层次分析来验证本研究假设。

2. 层 - 1 主效果

稳健性固定效应的回归结果显示(见表 2 和表 3 中模型 2),董事会规模对净资产收益率($\beta = -0.0168$, $p < 0.05$)和每股收益($\beta = -0.0091$, $p < 0.10$)的回归系数显著为负,这表明小规模董事会往往促进民营企业的成长,因此,本研究假设 H2a 是成立的。这与以往研究结论是一致的。即小规模董事会可以更加高效地发挥监督与管理作用。

与研究假设 H2b 不一致的是(虽然表 3 中模型 2 的 duality 回归系数显著为正,但是在模型 3 中纳入控制变量后,回归系数并不显著),董事长和总经理两职合一并没有带来显著的公司治理效果并促进企业成长。这一研究结论与 Mashayekhi and Bazaz[31] 的研究结论相似。

董事长持股比例对净资产收益率($\beta = 0.0286$, $p < 0.05$)和每股收益($\beta = 0.0046$, $p < 0.10$)的回归系数显著为正。这一结果符合"利益收敛假说",因此本研究 H2c 是成立的。这主要是因为我国民营企业主要是以家族为基础的企业存在形态,家族企业董事长持股比例越高,越倾向于视企业为传承给下一代的资产。此外,家族企业董事长持股比例越集中,家族财富与企业成长就越紧密,因此董事

长不仅有强烈的动机去降低代理成本,而且拥有更多的股权向总经理施压,从而有效解决搭便车问题(free - rider problem),最终提升企业成长的机会。

与研究假设 H2d 一致的的是,监事会规模净资产收益率($\beta = 0.1061$, $p < 0.05$)和每股收益($\beta = 0.0164$, $p < 0.10$)的回归系数显著为正,这表明,监事会的规模越大,民营企业的成长机会越大。这一研究结论与 Lin and Hsu[22] 的研究结论是一致的,即监事会规模越大,越能够有效降低控股股东的不当干预,降低信息不对称程度,从而有效抑制控股股东利用金字塔结构(pyramidal structure)与交叉持股来剥削小股东的机会。同时这一结论也符合"效率监督假说"。

与研究假设 H2e 不一致的是,监事会主席持股对净资产收益率和每股收益的影响并不明显。可能的原因是监事会主席持股与企业绩效之间的关系存在着"利益收敛假说"和"利益掠夺假说",当这两种假说都成立时,监事会主持持股与企业成长之间的关系就会因为"利益趋同效应"与"壕沟防守效应"而呈现出非线性的关系。

与研究假设 H2f 一致的是,总经理持股比例对净资产收益率($\beta = 0.0213$, $p < 0.01$)和每股收益($\beta = 0.0156$, $p < 0.01$)的回归系数显著为正,这意味着总经理持股比例越高,企业成长机会越大。这一结论符合"利益收敛假说",即当代理人持股比率越高时,其承担因本身特权消费或投资行为所造成的企业损失比重也会增加,因此总经理的利益将会与股东的利益趋于一致并促进民营企业的成长。

表 2　　以 ROE 为解释变量的跨层次模型结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
截距项	1.8300*** (0.1421)	1.4933*** (0.1453)	1.3634*** (0.1258)	1.2866*** (0.0950)	1.1372*** (0.0847)	1.3896*** (0.1529)
层 - 1	零模型	系数	系数	系数	系数	系数
boardsize		-0.0168** (0.0069)	-0.0085* (0.0044)	-0.0081** (0.0040)	-0.0077** (0.0037)	-0.0079** (0.0038)
Duality		-0.0641 (0.0848)	-0.0510 (0.0525)	-0.0511 (0.0525)	-0.0603 (0.0543)	-0.0533 (0.0544)
Preshrt		0.0286*** (0.0030)	0.0278*** (0.0029)	0.0278*** (0.0029)	0.0214*** (0.0021)	0.0226*** (0.0031)
Mtnum		0.1061** (0.0463)	0.1050*** (0.0357)	0.1083** (0.0503)	0.0812* (0.0516)	0.1020* (0.0591)
Mtprt		0.0533 (0.0853)	0.0419 (0.0824)	0.0515 (0.0827)	0.0315 (0.0603)	0.0435 (0.0713)
Hdirrt		0.0213*** (0.0023)	0.0308*** (0.0027)	0.0310*** (0.0027)	0.0271*** (0.0025)	0.0406*** (0.0031)
Vmntw3		0.0683 (0.0566)	0.0248 (0.0285)	0.0254 (0.0283)	0.0193* (0.0117)	0.0243 (0.0281)
控制变量						
Prestw3			0.0902 (0.1627)	0.0913 (0.1623)	0.0697 (0.1399)	0.0519 (0.1291)
Smtms			0.1228** (0.0486)	0.1214** (0.0457)	0.0813* (0.0517)	0.1328** (0.0639)
empnum			0.0062 (0.0175)	0.0065 (0.0176)	0.0077 (0.0208)	0.0112 (0.0219)

listedtime			-0.0045* (0.0025)	-0.0047* (0.0026)	-0.0041 (0.0032)	-0.0080* (0.0048)
Lev			1.4024* (0.8329)	1.4014* (0.8333)	1.2195* (0.6319)	1.3005* (0.7456)
Ucsp			-0.0452*** (0.0106)	-0.0486*** (0.0109)	-0.0324*** (0.0094)	-0.0489*** (0.0125)
yeardum			Y	Y	Y	Y
层-2						
finindex				0.0193*** (0.0033)	0.0158*** (0.0021)	0.0213*** (0.0044)
宏观控制变量						
lawindex					0.0103 (0.0172)	0.0112 (0.0225)
openness					0.0186 (0.0177)	0.0102 (0.0147)
thirdratio					0.1021*** (0.0259)	0.0910*** (0.0206)
Area					0.2317*** (0.0514)	0.1971*** (0.0398)
交互效应						
boa × finindex						-0.0019* (0.0011)
dua × finindex						0.0052 (0.0052)
pre × finindex						0.0008 (0.0011)
mtn × finindex						0.0012** (0.0005)
mtp × finindex						-0.0014 (0.0138)
hdi × finindex						0.0014*** (0.0004)
Vmn × finindex						0.0065 (0.0079)
方差构成						
组内方差 σ^2	3.3305***	3.1876***	3.2513***	3.2513***	3.2513***	3.2418***
组间方差 τ_{00}	1.4434***	1.6002***	1.5320***	1.5290***	1.4917***	1.7419***

注:( )为稳健性标准差,*:p<0.1;**:p<0.05;***:p<0.01

与研究假设 H2g 一致的是,以 EPS 为企业成长指标时,高管薪酬对企业成长具有显著的正向影响($\beta=0.1344$, $p<0.01$),这与 Gu and Choi[30] 的实证结果是一致的。意味着高管为了获得保障性薪酬

会降低利益目标冲突以便创造股东最大财富,从而促进企业成长。而当以 ROE 为企业成长指标时,虽然高管薪酬与企业成长的关系在统计上并不显著,但仍然维持正向的关联性。

表 3　　以 EPS 为解释变量的跨层次模型结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
截距项	-1.8852*** (0.3081)	-1.4726*** (0.2642)	-1.4408*** (0.2579)	-1.4626*** (0.2527)	-1.1329*** (0.2136)	-1.4670*** (0.2462)
层-1	零模型	系数	系数	系数	系数	系数
boardsize		-0.0091* (0.0053)	-0.0112** (0.0056)	-0.0108* (0.0057)	-0.0103** (0.0049)	-0.0109* (0.0056)
duality		0.0300** (0.0144)	0.0247 (0.0162)	0.0241 (0.0167)	0.0291 (0.0214)	0.0233 (0.0161)
preshrt		0.0046* (0.0025)	0.0042* (0.0023)	0.0042* (0.0023)	0.0033* (0.0020)	0.0026* (0.0015)
mtnum		0.0164* (0.0083)	0.0200* (0.0103)	0.0201* (0.0107)	0.0179* (0.0093)	0.0197* (0.0103)
mtprt		-0.0027 (0.0110)	-0.0071 (0.0102)	-0.0071 (0.0101)	-0.0102 (0.0110)	-0.0151 (0.0260)
hdirrt		0.0156*** (0.0027)	0.0131*** (0.0022)	0.0132*** (0.0022)	0.0128*** (0.0021)	0.0178*** (0.043)
vmntw3		0.1344*** (0.0203)	0.0645*** (0.0234)	0.0597*** (0.0233)	0.0603*** (0.0235)	0.0597*** (0.0229)
控制变量						
prestw3			0.0663*** (0.0220)	0.0674*** (0.0219)	0.0669*** (0.0214)	0.0682*** (0.0220)
smtms			0.0225*** (0.0059)	0.0222*** (0.0060)	0.0217*** (0.0055)	0.0220*** (0.0060)
empnum			0.0191** (0.0089)	0.0196** (0.0089)	0.0181** (0.083)	0.0198** (0.0090)
listedtime			-0.0126*** (0.0031)	-0.0125*** (0.0030)	-0.0105*** (0.0025)	-0.0122*** (0.0030)
lev			0.0029** (0.0013)	0.0028** (0.0012)	0.0025** (0.0011)	0.0025** (0.0012)
ucsp			-0.0302** (0.0151)	-0.0267* (0.0147)	-0.0281* (0.0155)	-0.0269* (0.0154)
yeardum			Y	Y	Y	Y
层-2						
finindex				0.0091*** (0.0029)	0.0073*** (0.0022)	0.0093*** (0.0027)
宏观控制变量						

lawindex					0.0024* (0.0015)	0.0017 (0.0014)
openness					0.0043 (0.0102)	0.0063 (0.0127)
thirdratio					0.0902** (0.0447)	0.0869** (0.0424)
area					0.0566** (0.0286)	0.0599** (0.0284)
交互效应						
boa × finindex						−0.0005* (0.0003)
dua × finindex						0.0011 (0.0053)
pre × finindex						−0.0003 (0.0011)
mtn × finindex						0.0026* (0.0016)
mtp × finindex						0.0027 (0.0080)
hdi × finindex						0.0015* (0.0009)
vmn × finindex						0.0046** (0.0021)
方差构成						
组内方差 σ^2	0.3883***	0.3744***	0.3638***	0.3633***	0.3612***	0.3630***
组间方差 τ_{00}	0.1704***	0.1615***	0.1459***	0.1489***	0.1371***	0.1258***

注:( )为稳健性标准差,*:p<0.1;**:p<0.05;***:p<0.01

在纳入公司治理控制变量后,表2和表3中模型3的结果显示,除表2中duality的回归系数变得不显著外,其他回归结果的显著性仍与模型2的显著性相同,这表明公司治理部分对企业成长的影响效果是稳健的。在公司治理的控制变量中,(1)前三位董事薪酬总额对每股收益具有显著的正向影响($\beta=0.0663$, $p<0.01$),虽然前三位董事薪酬总额对净资产收益率的影响并不显著,但仍维持正向关系。这意味着董事薪酬的增加会激励其维持股东利益最大化的目标。并且符合Kim and Gu[28]的实证结果。(2)股东大会召开次数对净资产收益率($\beta=0.1228$, $p<0.01$)和每股收益($\beta=0.0225$, $p<0.01$)具有显著的正向作用,事实上,股东大会的频繁召开有利于降低股东与代理人之间的信息不对称,保证企业内部治理的有效性,同时股东大会的召开有利于协调股东与经营者之间的利益,决定企业的经营方针和投资计划,提高了总体资源配置效率,从而促进了企业成长。(3)公司规模对每股收益具有显著的促进作用($\beta=0.0191$, $p<0.05$),虽然公司规模对净资产收益率的影响并不显著,但仍保持正向关系。事实上,这可以从信息不对称问题以及代理成本的观点去理解,因为公司规模是企业自愿性信息披露水平的重要决策因素。对于大公司而言,信息搜集的成本相对较具规模经济,因此规模越大的公司,企业自愿性信息披露水平越高。而适当的披露可以提高投资者的信心,从而增加企业外部融资的机会,降低企业的外部融资成本,促进企业成长。(4)公司上市时间对净资产收益率($\beta=$

$-0.0045, p<0.10$)和每股收益($\beta=-0.0126, p<0.01$)具有显著的消极效应,这一结论与马丽媛[32]的研究结论一致,她认为企业上市时间越长,受到利益关联者监督和约束的力度越强,使得企业在经营活动上缺乏灵活性。此外上市时间越长,企业承担的责任与压力越大。(5)企业资产负债率对净资产收益率($\beta=1.4024, p<0.10$)和每股收益($\beta=0.0029, p<0.05$)都具有显著的正向影响。可能的原因是民营企业普遍受到外部融资约束,其债务水平维持在较低的范围内,此时,民营企业的债务融资有利于降低其融资成本,同时由于负债的强约束还可以降低权益代理成本。因此民营企业的资产负债比率的增加有利于促进其成长。(6)国家控制对民营企业净资产收入率($\beta=-0.0452, p<0.01$)和每股收益($\beta=-0.0302, p<0.05$)都具有显著的消极影响。这可能是因为国家控制导致了民营企业的高劳动力成本,并承担了更多的社会性负担。

3. 层 -2 主效果

在宏观层面,分两步引入宏观变量。第一步,引入金融市场竞争变量,模型 4(见表 2 和表 3)的结果显示,金融市场竞争对民营企业净资产收入率($\beta=0.0193, p<0.01$)和每股收益($\beta=0.0091, p<0.01$)都具有显著的积极影响。这表明,金融市场竞争越激烈,民营企业融资成本越低,融资机会越高,企业成长的可能性更大,假设 H1a 得到支持。这也在一定程度上回答了我国金融市场结构单一,竞争不足是阻碍民营企业经济发展的重要原因。基于此,政府必须进一步深化金融体制改革,疏通民间资本进入金融领域的渠道。当然,民营企业的发展单靠金融市场竞争是不足的,还必须建立有效的担保机制。因为有效的担保机制能克服信息不对称所可能衍生的逆向选择或道德风险问题,对于解除民营企业在竞争信贷市场上的融资约束具有非常重要的作用,这也是未来需要进一步研究的议题。

第二步,引入其他宏观经济变量,模型 5(见表 2 和表 3)的结果显示,(1)地区知识产权保护对民营企业每股收益($\beta=0.0024, p<0.10$)具有显著的积极影响。虽然地区知识产权保护对民营企业净资产收益率的影响并不明显,但也维持了正向关系,这意味着地区知识保护程度的提高,有利于促进民营企业的发展。同时还意味着我国知识产权保护对民营企业发展的正向外部效应还没有充分的发挥出来,政府还必须进一步加强知识产权创造、运用、保护和管理。(2)对外贸易开放对民营企业发展的影响并不明显,但也维持着正向关系。这意味着对外贸易开放存在着促进民营企业发展的潜在优势,而这种潜在优势因贸易壁垒等因素而受到抑制。(3)第三产业的比重对民营企业净资产收入率($\beta=0.1021, p<0.01$)和每股收益($\beta=0.0902, p<0.05$)都具有显著的积极影响。这意味着加快发展第三产业对民营企业发展具有积极的外部效应。最后,东部地区民营企业净资产收入率和每股收益要显著高于西部,这表明民营企业的发展存在着显著的地区差异。

4. 交互项效果

为了检验假设 H1b 和 H1c,我们构造了层 -1 中公司治理变量和层 -2 中金融市场竞争变量的交互项。模型 6(见表 2 和表 3)的结果显示,(1)董事会规模与金融市场竞争的交互项(boa × finindex)对民营企业净资产收益率($\beta=-0.0019, p<0.10$)和每股收益($\beta=-0.0005, p<0.10$)的影响显著为负,这说明金融市场竞争程度的提高会削弱董事会规模对民营企业发展的消极影响。金融市场竞争会提高民营企业董事会对资本市场的敏感性,促进民营企业董事会加强监督作用和提高管理水平,以便向资本市场提供有利外部融资机会的信号。(2)监事会规模与金融市场竞争的交互项(mtn × finindex)对民营企业净资产收益率($\beta=0.0012, p<0.05$)和每股收益($\beta=0.0026, p<0.10$)的影响显著为正,这说明金融市场竞争会增强监事会规模对民营企业发展的积极影响。(3)总经理持股与金融市场竞争的交互项(hdi × finindex)对民营企业净资产收益率($\beta=0.0014, p<0.01$)和每股收益($\beta=0.0015, p<0.10$)的影响显著为正,这表明金融市场竞争增强了总经理持股对民营企业成长的积极影响。可能的原因是,金融市场竞争为民营企业进行有效的资本配置提供了市场机会,因此总经理持股比例增加会提高“利益趋同效应”,从而激励总经理努力工作,持续改善民营企业的信贷条件,获取金融市场融资机会,促进企业成长。高管薪酬与金融市场竞争的交互项(vmn × finindex)对民营企

业每股收益($\beta=0.0046$, $p<0.05$)具有显著的正向影响,虽然它对民营企业净资产收益率的影响并不明显,但仍保持正向关系。这表明金融市场竞争会加强高管薪酬对企业成长的积极影响。可能的原因是,目前大多数高管薪酬与民营企业成长息息相关,而金融市场竞争为民营企业突破发展瓶颈提供了有利的条件,因此金融市场竞争会激励高管发挥主观能动性,以促进民营企业成长,从而为持续获得高薪创造条件。

此外还需要说明的是董事长和总经理两职合一与金融市场竞争的交互项(dua×finindex),董事长持股比例与金融市场竞争的交互项(pre×finindex)对民营企业成长的影响并不显著,这说明金融市场竞争没有显著干扰董事长权力和民营企业成长之间的关系。同时,监事会主席持股比例与金融市场竞争的交互项(mtp×finindex)对民营企业成长的影响也不明显,这也表明金融市场竞争没有显著干扰监事会主席权力和民营企业成长之间的关系。由上述可知,本研究假设 H1b 和 H1c 是部分成立的。

(二)内生性问题

由于公司治理机制与企业成长之间存在双向因果关系导致的内生性问题,为了缓解这一内生性问题给估计结果造成的偏误,我们使用两阶段最小二乘法重新估计公司治理机制对企业成长的影响。在构建工具变量的过程中,我们借鉴 Fisman and Svensson[33] 的做法,将企业所在同一城市同一行业其他企业的公司治理机制的平均水平作为企业公司治理机制的工具变量。工具变量的估计结果与跨层次回归模型的估计结果是一致的,限于篇幅,本文没有列示。

五、结论与政策启示

以 2009~2014 年的民营上市公司为样本,采用跨层次分析方法系统考察了金融市场竞争、公司治理与民营企业成长之间的关系。由于民营上市公司在结构单一、竞争不足的金融市场上难以有效地满足融资需求,从而错失了良好的投资机会,以致民营企业发展陷入瓶颈。同时民营上市公司会通过建立政治关联和金融关联来缓解融资约束,短期而言这可以突破发展瓶颈。但从长远来看,中国民营企业会为这种扭曲的"关系资本"付出沉重的代价。研究发现,作为一种帕累托改进策略,金融市场竞争不仅能够为民营企业突破发展瓶颈提供契机,从而取代民营企业建立的扭曲"关系资本",而且还能进一步释放公司治理对企业成长的积极效应,并抑制公司治理对企业成长的消极作用。

此外,中国民营企业有泛家族化企业的特征,其复杂的公司代理问题有别于其他类型的上市公司。首先表现在董事会规模的膨胀并不利于民营企业的成长,而监事会规模的扩大却推动了民营企业的发展;其次董事会和总经理权力的增加会在一定程度上促进民营企业成长,符合"利益收敛假说"。而监事会主席权力的增加会因为"利益趋同效应"与"壕沟防守效应"的此长彼消而对民营成长的影响并不明显;最后,激励高管努力工作并促进民营企业发展的有效策略中,提高薪酬不失为一剂良药。

本文的政策启示体现在:对于政府相关机构而言,相对于民营企业通过建立政治关联和金融关联来获得短期发展的方法而言,通过深化金融体制改革,破除金融市场垄断,提高金融市场竞争来促进民营企业长期发展的措施是一种帕累托改进。对于民营企业而言,适度地缩小董事会规模,扩大监事会规模,增加董事长和总经理的权力以及提高薪酬水平等都是推动民营企业发展的一剂良药。最后需要强调的是,金融市场竞争虽然既可以带来民营企业突破瓶颈获得长期发展的契机,又可以带来良好的公司治理机制,但是在竞争激烈的金融市场上如果缺乏有效的担保机制,那么民营企业的发展仍将缺少动力,这也将是后续研究的议题。

参考文献:

[1] Koke J, Renneboog L. Do Corporate Control and Product Market Competition Lead to Stronger Productivity Growth? Evidence from Market-oriented and Block Holder Based Governance Regimes[J]. Journal of Law and Economics, 2005,48(2):475-516.

[2] Forbes K J. One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms[J]. Journal of International Economics, 2007,71(2): 294-323.

[3] Giannetti M, Ongena S. Financial Integration and Firm Performance: Evidence from Foreign Bank Entry in Emerging Markets[J]. Review of Finance, 2009,13(2):181 - 223.

[4] Claessens S, Yurtoglu B B. Corporate Governance in Emerging Markets: A Survey[J]. Emerging Markets Review, 2012,15(6):1 - 33.

[5] 李维安,邱艾超, 古志辉. 双重公司治理环境、政治联系偏好与公司绩效—基于中国民营上市公司治理转型的研究[J]. 中国工业经济, 2010,(06):85 - 95.

[6] Antia M, Pantzalis C, Park, J C. CEO Decision Horizon and Firm Performance: An Empirical Investigation [J]. Journal of Corporate Finance, 2010,16(3):288 - 301.

[7] 李新春,任丽霞. 民营企业的家族意图与家族治理行为研究[J]. 中山大学学报:社会科学版, 2004,44(6):239 - 248.

[8] La Porta R, Lopez - De - Silanes F, Zamarripa G. Related Lending[J]. Quarterly Journal of Economics, 2003,128(1),231 - 268.

[9] Berger A N, Klapper L F, Udell G F. The Ability of Banks to Lend to Informationally Opaque Small Businesses[J]. Journal of Banking and Finance, 2001,25(12):2127 - 2167.

[10] Rajan R G, Zingales L. The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the 20th Century [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 69(1):5 - 50.

[11] Nickell S J. Competition and Corporate Performance. [J]. Journal of Political Economy, 1998,104(4):724 - 746.

[12] Fama E F, Jensen M C. Separation of Ownership and Control[J]. Journal of Law and Economics,1983, 26(2):301 - 325.

[13] Kiel G C, Nicholson G J. Board Composition and Corporate Performance: How the Australian Experience Informs Contrasting Theories of Corporate Governance[J]. Corporate Governance, 2003,11(3):189 - 205.

[14] Beasley M S. An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud[J]. The Accounting Review,1996,71(10):443 - 465.

[15] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems[J]. Journal of Finance, 1993, 48(3): 831 - 880.

[16] Donaldson L, Davies J H. Board and Corporate Performance Research Challenges the Conventional Wisdom [J]. Corporate Governance,1994, 2(3): 151 - 160.

[17] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics,1976, 3(4):305 - 360.

[18] Jensen M C, Ruback R S. The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence[J]. Journal of Financial Economics,1983,11(1 - 4): 5 - 50.

[19] Oswald S L, Jr J S J. The Influence of Ownership on Performance: An Empirical Study[J]. Strategic Management Journal, 1991, 12(4):321 - 326.

[20] Hudson C, Jahera J, Lloyd W. Further Evidence on the Relationship Between Ownership and Performance [J]. The Financial Review,1992,27(2): 227 - 239.

[21] Fan J P H, Wong T J. Corporate Ownership Structure and The Informativeness of Accounting Earnings in East Asia[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3): 401 - 425.

[22] Lin W H, Hsu J C S. Corporate Governance and Asset Impairments: Evidence from the Adoption Choice of SFAS No. 35 in Taiwan[J]. Ssrn Electronic Journal, 2009, 111 - 112(4):69 - 82.

[23] Finkelstein S, Hambrick D C. Chief Executive - compensation: A Study of the Intersection of Markets and Political Processes[J]. Strategic Management Journal,1989,10(2):121 - 134.

[24] Malmendier U, Tate G. Does Overconfidence Affect Corporate Investment? CEO Overconfidence Measures Revisited[J]. European Financial Management, 2005, 11(5):649 - 659.

[25] Attaway, M C. A Study of the Relationship between Company Performance and CEO Compensation[J]. A-

merican Business Review, 2000, 18(1):77 - 87.

[26] Baker G P, Jensen M C, Murphy K J. Compensation and Incentives: Practicevs. Theory[J]. Journal of Finance,1998, 43(3):593 - 616.

[27] Madura J, Martin A D, Jessel K A. Determinants of CEO Compensation in Small Publicly - traded Businesses[J]. Latin American Business Review, 1996, 149(1):80 - 88.

[28] Kim H, Gu Z. A Preliminary Examination of Determinants of CEO Cash Compensation in the U. S. Restaurant Industry from an Agency Theory Perspective[J]. Journal of Hospitality & Tourism Research, 2005, 29(3): 341 - 355.

[29] Veliyath R, Bishop J W. Relationship between CEO Compensation and Firm Performance: Empirical Evidence of Labor Market Norms[J]. The International Journal of Organizational Analysis, 1995, 3(3): 268 - 283.

[30] Gu Z, Choi Y H. CEO Compensation Determinants in the Casino Industry[J]. Journal of Hospitality & Tourism Research, 2004, 28(2):143 - 155.

[31] Mashayekhi B, Bazaz M S. Corporate Governance and Firm Performance in Iran[J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2008, 4(2):156 - 172.

[32] 马丽媛. 企业家社会资本的测量及其对企业绩效的影响—基于新兴第三产业上市公司的实证研究[J]. 南方经济, 2010, 28(5):33 - 45.

[33] Fisman R, Svensson J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence[J]. Journal of Development Economics, 2007, 83(1):63 - 75.

责任编辑、校对:张友双

Financial Market Competition, Corporate Governance Mechanism and the Growth of China's Private Enterprises: The Hierarchical Linear Models

SHEN Qian - ling

(*School of Economics*, *Sichuan Agricultural University*, *Chengdu* 611130, *China*)

Abstract: The importance of private economy in the national economic system formed a sharp contrast to its present situation and position in the capital market. Therefore, how to develop China's private enterprises by using capital market is an urgent problem to be solved during the economic transformation of china. By using the data of China's listed private enterprises as research samples, the paper empirically studies the impact of financial market competition and corporate governance mechanism on the growth of China's private enterprises by using hierarchical linear model. The research finds that financial market competition not only obviously promotes the growth of China's private enterprises, but also strengthens the positive influence and weakens the negative influence of corporate governance on the growth of China's private enterprises. Furthermore, for private enterprises, appropriately reducing the size of the board, enlarging the size of supervisory board, increasing the power of chairman of board and general manager, and raising the salary of senior managers all significantly promote the growth of the enterprises. The policy revelation of this paper is that for the growth of China's private enterprises, improving the competition of financial market to replace the distorted "relationship capital" to promote the growth of private enterprises can be regarded as a Pareto improvement strategy.

Key words: Financial Market Competition; Corporate Governance Mechanism; Growth of Private Enterprise; Hierarchical Linear Model