

股权结构与公司绩效关系的实证研究

——基于动态内生性的视角

王振山^a, 石大林^a, 孙晨童^b

(东北财经大学 a. 金融学院; b. 数学与数量经济学院, 辽宁 大连 116025)

[摘要]在动态内生性的框架下,以2002年至2011年716家上市公司为样本,同时考虑三种内生性情况,运用动态面板的System GMM估计方法研究股权结构与公司绩效之间的关系,结果显示:股权结构与公司绩效之间存在动态内生性,不仅当期股权结构对公司绩效具有显著影响,而且前期股权结构也对公司绩效有着显著影响,并且前期公司绩效对当期股权结构具有反馈效应。因此,上市公司可以通过提高公司的股权集中度、股权制衡度和降低公司管理层持股比例来提高公司绩效,进而提升公司价值。

[关键词]股权结构;公司绩效;动态内生性;股权集中度;股权制衡度;管理层持股比例;公司价值

[中图分类号]F272.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)04-0037-12

一、引言

近些年来,如何改善和提高公司治理水平已成为一个热门话题,而作为公司治理的一项重要内容,股权结构早已受到国内外学者的高度重视。虽然关于股权结构与公司绩效之间关系的研究有很多,但学者们始终未能达成共识,原因主要在于选取的研究样本不同以及对内生性问题的考虑不同。在内生性问题方面,多数学者认为股权结构与公司绩效之间可能存在不可观测的异质性和联立性这两种内生性,而Wintoki等则认为在公司金融领域还存在第三种内生性——动态内生性^[1]。动态内生性指的是自变量和因变量之间存在跨时期的相互作用,即前期自变量对当期因变量有着显著影响,而当期因变量又会对下一期的自变量产生显著影响。在动态内生性的框架下来研究股权结构与公司绩效之间的关系,这在国内外都比较鲜见。

本文拟在动态内生性的框架下,运用动态面板的System GMM模型,同时考虑三种内生性问题,通过“内部工具变量”来分析股权结构对公司绩效的作用,并研究股权结构与公司绩效之间的跨期相互作用。本文试图在以下方面有所创新:在动态内生性的框架下,基于动态性视角研究股权结构与公司绩效之间跨时期的相互作用。

二、文献综述

国内外学者就股权结构和公司绩效之间的关系进行了大量的研究,但这些研究在样本选择、衡量

[收稿日期]2014-02-25

[作者简介]王振山(1964—),男,吉林白城人,东北财经大学金融学院教授,博士生导师,中国金融学会常务理事,中国国际金融学会理事,主要研究方向为公司金融及金融机构管理;石大林(1988—),男,吉林白山人,东北财经大学金融学院硕士生,主要研究方向为公司金融、金融机构管理;孙晨童(1989—),男,山东莒南人,东北财经大学数学与数量经济学院硕士生,主要研究方向为宏观经济分析与预测。

指标、研究角度、内生性等方面存在一定的差异,因此得出的结论也不完全一致。(1)股权集中度与公司绩效。学者们从代理成本角度出发研究股权集中度与公司绩效之间的关系。Martín-Reyna 等认为股权集中存在“监督效应”,股权集中度与公司绩效之间存在正相关关系^[2]。Hu 等认为股权集中存在“侵占效应”,股权集中度与公司绩效负相关^[3]。Thomsen 和 Pedersen 认为股权集中度与公司绩效之间呈倒 U 型关系,且同时存在“监督效应”和“侵占效应”两种效应,当股权集中度较低时,“监督效应”占主导地位,股权集中度与公司绩效正相关;当股权集中度较高时,“侵占效应”占主导地位,股权集中度与公司绩效之间又呈现负相关关系^[4]。Omrana 等认为股权集中度与公司绩效无关^[5]。(2)股权制衡度与公司绩效。Attig 等认为较高的股权制衡度有利于保护中小投资者的利益,并能够提高公司绩效^[6]。Cremers 等认为较高的股权制衡度会使得大股东合谋攫取公司利益,这对公司绩效的提高并不是一件好事^[7]。(3)管理层持股比例与公司绩效。冯根福支持利益趋同假说,认为管理层持股比例与公司绩效正相关^[8]。Harris 和 Raviv 支持防御战壕假说,认为管理持股比例与公司绩效负相关^[9]。Coles 等支持区间效用理论,认为在现代公司治理环境中,不同持股区间的激励效应和壕沟效应强弱不一样,管理层持股比例与公司绩效之间呈倒 U 型关系^[10]。Liang 等认为管理层持股比例与公司绩效之间不存在显著的相关关系^[11]。(4)股权结构与公司绩效之间的内生性问题。Demsetz 和 Villaonga 认为股权结构是内生性的,股权的分散或集中是寻求公司价值最大化的各种市场力量相互作用的结果^[12]。Hermalin 构建数学模型,通过理论上的严格证明得到了股权结构和公司绩效之间存在内生性这一结论^[13]。Tsionas 等、Weiss 和 Hilger 的研究也为股权结构与公司绩效之间存在内生性这一结论提供了证据^[14-15]。

总结已有的文献我们可以发现:已有研究或者考虑了不可观测的异质性问题(固定效应模型),或者考虑了同期联立性(联立方程、工具变量或者用滞后的解释变量与因变量回归)问题,但基本没有考虑股权结构与公司绩效之间的动态内生性问题。Schultz 等认为不考虑内生性的做法会导致虚假的结果,因此有必要考虑全部内生性问题^[16]。Nguyen 等认为股权结构不仅是内生的,而且它与公司绩效之间存在着跨时期动态的相互作用^[17]。鉴于此,本文试图在动态内生性的框架下来研究股权结构与公司绩效之间的关系。

三、理论分析与研究假设

(一) 股权结构对公司绩效的影响

1. 股权集中度与公司绩效

在股权分散的公司中,众多股东的存在加剧了代理问题的程度,因此股权分散并不是一种很好的公司治理结构,而股权集中则能够产生“监督效应”,可以有效地约束管理层的短视行为或投机行为,从而有利于公司绩效的提高。Porta 等对 500 家公司进行研究发现,一定程度的股权集中有利于公司绩效的提高,因为当公司绩效表现良好时,大股东可以从中获得可观利益,因此大股东具有监督管理层的动机,即股权集中具有“监督效应”^[18]。Haniffa 和 Hudaib 认为大股东持股比例越高,其越有动机利用控制权去监督管理层,进而使得管理层以公司利益最大化为决策目标^[19]。也就是说,股权集中能够降低公司对管理层的监督成本,而且作为监督管理层的大股东能够从监督中获益更多,因此在股权集中度较高的情况下,公司大股东不仅有能力去监督公司的管理层,而且还有动力去监督公司的管理层,从而使得管理层的机会主义行为受到有效的约束,这有利于降低公司的代理成本和提高公司绩效。基于以上分析,本文提出假设 1。

假设 1: 当期股权集中度与当期公司绩效正相关。

2. 股权制衡度与公司绩效

股权制衡会使得公司大股东之间既相互合作又相互监督,任何一个大股东都无法单独控制公司

决策,也就是说,股权制衡可以起到限制单个大股东掠夺行为的作用,并对公司绩效具有促进作用。Maury 和 Pajuste 认为当公司投票权掌握在一个大股东手中,而不是多个大股东手中时,公司的代理问题就会加重。与控股股东相比,其他多个大股东拥有的投票权越多,越有利于公司绩效的提高^[20]。Claessens 等认为当控股股东的控制权大于他所在公司的所有权时,控股股东也许会利用其控制权从公司谋取私人收益^[21]。Laeven 和 Levine 认为当公司存在多个大股东时,其他大股东参与公司决策过程会使得第一大股东取得的私人收益减少^[22]。Edmans 和 Manso 认为作为信息灵通的交易者,其他大股东会抑制控股股东通过关联交易获取私人收益^[23]。由以上分析可知,当公司的股权制衡度较高时,公司的管理层会受到较为严格的监督,控股股东掠夺中小股东利益的行为也会受到约束,这不仅有助于提高公司的监管水平,而且能够降低公司的第一类代理成本以及控股股东与中小股东之间的第二类代理成本,从而有利于提高公司绩效。鉴于此,本文提出假设 2。

假设 2: 当期股权制衡度与当期公司绩效正相关。

3. 管理层持股比例与公司绩效

管理者堑壕假说认为,管理层持股比例的提高,一方面使得他们有足够的控制力抵制外部约束,另一方面个人财富的增加会使他们减少谋求公司利润最大化的努力行为。Fama 和 Jensen 认为当管理层持股比例较高时,他们在公司的经营决策中会拥有更大的权力,此时外界对他们的约束程度就会降低,在外部压力减小的情况下,他们会更多地追求自身利益,给予自己较高的薪酬,而且经营决策也很可能会偏离公司价值最大化的目标,从而不利于公司绩效的提高^[24]。然而, Jensen 和 Meckling 认为管理层持股比例的增加会带来“利益趋同效应”,尽管管理层持股可能是减少管理层与公司之间代理问题的一种手段,但是如果不能对管理层持股进行有效的管理,很可能引起代理成本的增加^[25]。沈红波等认为制度环境是影响管理层持股激励有效发挥的重要前提,中国上市公司所处的制度环境与西方发达国家有很大差异,中国独特的制度环境会影响管理层持股激励的有效性。在中国,提高管理持股比例虽然能够增加对管理者的激励,但也会使得管理者对公司的控制能力增强,进而管理层可能做出一些不以公司价值最大化为目标的行为^[26]。基于以上分析,本文提出假设 3。

假设 3: 当期管理层持股比例与当期公司绩效负相关。

4. 股权结构对公司绩效影响的滞后效应

Fahlenbrach 和 Stulz 通过分析投资者获取股权结构变化信息的时滞性来说明股权结构与经营绩效之间的动态关系,他们认为在一个不完美的市场中,信息是不对称的,投资者获取信息具有时滞性,投资者对股权结构的变化可能只了解一部分,如此一来,投资者在做决策时就存在着时差。作为最直接的后果,当期股权结构的变化除了对当期公司绩效产生影响外,还有可能影响到下一期甚至下下期的公司绩效,其影响期限长短与投资者掌握信息的完善程度有关^[27]。在我国资本市场中,信息不对称问题更加严重,投资者获取信息的时效性也更差,因此股权结构的变化对公司绩效的作用更有可能存在时滞性。基于以上分析,本文提出假设 4 至假设 6。

假设 4: 前期股权集中度与当期公司绩效正相关。

假设 5: 前期股权制衡度与当期公司绩效正相关。

假设 6: 前期管理层持股比例与当期公司绩效负相关。

(二) 公司绩效对股权结构的反馈效应

一些相关文献虽然没有在动态内生性的框架下讨论股权结构与公司绩效之间的关系,但其研究结论还是表明前期公司绩效会对当期股权结构产生影响。Berry 等认为在一个绩效良好的公司里,股东获取控股权的难度会更大,也需要花费更大的成本,因此前期绩效表现好的公司往往会出现控股股东地位下降的情况,即前期公司绩效与当期股权集中度呈负相关关系。另外,良好的前期公司绩效在降低第一大股东持股比例的同时,其他大股东的持股比例也会下降,因此以其他大股东与第一大股东

持股比例的比值来衡量的股权制衡度未必会受到前期公司绩效的显著影响。前期公司绩效表现好,公司往往会对管理层进行薪酬激励,从而使得管理层的持股比例提高^[28]。Fahlenbrach 和 Stulz 从内生性的角度对管理层持股比例与公司绩效之间的关系进行研究发现,当前期公司绩效表现好时,管理层持股比例往往会随之而增加^[27]。基于以上分析,本文提出假设 7 至假设 10。

假设 7:前期公司绩效与股权集中度负相关。

假设 8:前期公司绩效与股权制衡度不相关。

假设 9:前期公司绩效与管理层持股比例正相关。

假设 10:股权结构与公司绩效之间存在跨时期的相互作用,即股权结构与公司绩效之间存在动态内生性关系。

四、研究设计

(一) 样本选择

本文以 2002 年至 2011 年在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的公司为样本,且所选取的样本必须满足以下条件:(1)在 2002 年已经公开上市;(2)目前处于正常上市状态;(3)按证监会行业分类,样本公司属非金融保险行业。此外,为了保证数据的完整性和持续性,本文对数据不全的公司进行了剔除。经筛选,本文最终得到 716 家上市公司作为研究样本,10 年总共 7160 个观测值。所需数据来源于国泰安数据库和锐思数据库,并使用 Stata12.0 和 Eviews6.0 软件对数据进行处理。

(二) 变量选择

1. 被解释变量

目前,学者们大多采用单独指标来衡量公司绩效,如权益净利率、资产收益率、托宾 Q 和每股收益等。本文运用主成分分析法,利用净资产收益率(ROE)、总资产收益率(ROA)、托宾 Q 和每股收益(EPS)这四个指标得到了衡量公司绩效的综合指标 VALUE。为了使各指标的量纲保持一致,本文对所选指标进行均值化处理,以累计贡献率达到 85% 以上为标准,从四个主成分中选用前两个主成分——PC1 和 PC2,这两项的累计贡献率达到 88.8%,可以解释绝大部分原变量的信息。然后,本文以主成分的特征值为权重加权平均得到了衡量公司绩效的综合指标 VALUE,该指标数值越大说明公司绩效越好,计算公式为 $VALUE = (2.595 \times PC1 + 0.956 \times PC2) / 3.551$ 。同时出于稳健性的考虑,本文把资产收益率(ROA)作为衡量公司绩效的一个指标来进行实证检验。

2. 解释变量

本文采用股权集中度、股权制衡度和管理层持股比例这三个指标来衡量股权结构。股权集中度的衡量指标主要有 CR 指数(第一大股东持股比例、前五大股东持股比例、前十大股东持股比例)和 H 指数(第一大股东持股比例的平方、前五大股东持股比例的平方和、前十大股东持股比例的平方和),本文运用主成分分析法,利用这六个指标得到衡量股权集中度的综合指标(S)。衡量股权制衡度的主要指标有第二大股东到第十大股东的持股比例之和与第一大股东持股比例的比值、第二大股东到第五大股东的持股比例之和与第一大股东持股比例的比值,本文运用主成分分析法获得衡量股权集中度的综合指标(CS)。管理层持股比例(GSR)是管理层持股总数与公司股份总数的比值。

3. 控制变量

借鉴 Coles 等和石大林的研究^[10,29],本文尽可能地把对公司绩效有显著影响的变量加入到模型中,为此本文选取了以下变量作为控制变量:董事会规模、董事会独立性、董事长与 CEO 是否两职合一、公司规模、公司的资产负债率、公司的总资产增长率,以及行业和时间两个虚拟变量。全部变量的具体定义如表 1 所示。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量代码	变量说明
被解释变量	公司综合绩效	VALUE	运用主成分分析法得到
	资产收益率	ROA	净利润/资产平均总额
解释变量	股权集中度	S	运用主成分分析法得到
	股权制衡度	CS	运用主成分分析法得到
	管理层持股比例	GSR	管理层持股总数/公司股份总数
	董事会规模	LOG(DN)	董事会人数的对数
控制变量	董事会独立性	IDR	独立董事人数/董事会总人数,即独立董事所占比例
	董事长与CEO两职是否合一	DUAL	当董事长与CEO两职合一时,DUAL=1;否则,DUAL=0
	公司规模	LOG(TA)	公司总资产的对数
	资产负债率	DAR	衡量公司的偿债能力
	总资产增长率	GTA	衡量公司的成长能力
	时间	YEAR	虚拟变量,10年共设置9年为虚拟变量
	行业	INDUSTRY	虚拟变量,按证监会行业分类标准,本文所选样本涉及12个行业,设置11个行业为虚拟变量

(三) 模型设定

鉴于前文的分析,本文认为股权结构与公司绩效之间存在动态内生性关系,即不仅前期股权结构对当期公司绩效会产生显著影响,而且前期公司绩效对当期股权结构也有着显著影响。在存在动态内生性的情况下,利用普通最小二乘法和固定效应模型对模型进行回归都是不合适的。Wintoki等认为在估计动态面板模型时,动态面板的System GMM模型更为有效,该模型可以通过“内部工具变量”同时解决不可观测异质性、同期联立内生性和动态内生性三种内生性问题^[1]。因此,本文采用动态面板的System GMM模型来进行估计,当期股权结构与当期公司绩效之间关系的动态模型如式(1)所示。

$$Y_{it} = \alpha + K_s \sum_s Y_{it-s} + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \varphi W_{it} + H_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

前期股权结构与当期公司绩效之间关系的动态模型如式(2)所示。

$$Y_{it} = \alpha + K_s \sum_s Y_{it-s} + \beta X_{it-1} + \gamma Z_{it-1} + \varphi W_{it} + H_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

公司的过去绩效对股权结构的反馈效应模型如式(3)所示。

$$X_{it} = \alpha + K_s \sum_s X_{it-s} + \beta Y_{it-1} + \gamma V_{it} + \varphi W_{it} + H_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, s 表示滞后期数, X 表示股权结构,包括股权集中度(S)、股权制衡度(CS)和管理层持股比例(GSR); Y 表示公司绩效; Z 代表公司特征,包括除虚拟变量行业和时间外的全部控制变量; V 包括公司规模、资产负债率、总资产增长率和股权结构变量(S 、 CS 或 GSR); W 表示虚拟变量行业和时间; H 表示公司的不可观测的异质性; ε_{it} 为误差项。

五、实证分析

(一) 描述性统计

变量的描述性统计结果如表2所示。从表2可以看出,每个变量的最大值、最小值和平均值之间的差距都非常大,而且有些样本公司的管理层并没有持股。由于表2给出的是公司综合绩效(VAL-UE)、股权集中度(S)和股权制衡度(CS)这三个综合指标得分值,因此它们的均值必然趋近于零。此外,我们通过对样本的进一步具体观察发现:大约30.9%的观测值中管理层持股比例为0;第一大股东持股比例 $CR1 < 0.2$ (股权分散)的样本观测值为12.1%, $0.2 \leq CR1 < 0.5$ (相对控股)的观测值为

60.3%,CR1≥0.5(绝对控股)的观测值为27.6%;从逐年统计情况来看,CR1逐年下降,而GSR的变化则呈现不规则性。

(二) 内生性检验

为了检验内生性问题,本文借鉴Wooldridge的方法^[30],使用面板的个体固定效应模型建立模型(4),对其进行严格的外生性检验。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it+1} + \varphi W_{it} + H_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, Y 表示公司绩效, X 表示股权结构和控制变量, Z 表示

股权结构和控制变量中的一个或多个, W 表示虚拟变量行业和时间, H 表示不可观测的异质性, ε 表示误差项。如果 Z 的系数不显著,即 $\gamma=0$,则接受变量强外生性的原假设。我们用面板的个体固定效应模型来估计模型(4),回归结果显示不仅股权结构变量拒绝了强外生性的假设,而且控制变量(除时间和行业这两个虚拟变量外)之间也存在内生性问题。由于在运用动态面板的系统GMM模型时需要使用内生变量的滞后值作为工具变量,因此本文把股权结构变量和控制变量(除行业和时间外)都作为内生变量来处理,而把行业和时间这两个虚拟变量作为外生变量来处理。本文借鉴Wintoki等的方法^[1]研究发现,无论是公司绩效还是股权结构,滞后两期就可以捕获过去公司绩效和股权结构对当期公司绩效和股权结构的影响。因此,本文在模型(1)、模型(2)和模型(3)中对被解释变量都做了滞后两期的处理。

(三) 当期股权结构与当期公司绩效的关系检验

根据前面的分析,本文利用模型(1)来研究当期股权结构与当期公司绩效之间的关系,模型(1)的回归结果如表3所示。

由表3模型(1d)的回归结果可知,股权集中度的系数为0.045,且在1%的水平上显著,说明当期股权集中度与当期公司绩效之间存在显著的正相关关系,这与我们的预期一致;股权制衡度的系数为0.039,且在5%的水平上显著,说明当期股权制衡度与当期公司绩效之间存在显著的正相关关系,这与我们的预期一致;管理层持股比例的系数为-1.305,且在1%的水平上显著,说明当期管理层持股比例与当期公司绩效之间存在显著的负相关关系,这也与我们的预期相一致。模型(1f)所得回归结果与模型(1d)一致,说明本文所得检验结论是稳健的。另外,由于部分学者认为股权集中既存在“监督效应”又存在“侵占效应”,因此本文在模型(1e)和模型(1f)中加入了股权集中度的平方项(S^2),从模型(1e)和模型(1f)的回归结果可以看出,股权集中度的平方项不显著,而股权集中度、股权制衡度、管理层持股比例这三项的显著性都没有改变,由此可以得出的结论是:在考虑动态内生性后,当期股权集中度、当期股权制衡度与当期公司绩效正相关,当期管理层持股比例与当期公司绩效负相关,本文的假设1、假设2和假设3得到验证。

(四) 工具变量的有效性检验

为了检验工具变量的有效性,本文建立了模型(5)。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \varphi W_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta \Delta X_{it} + \gamma \Delta Z_{it} + \varphi \Delta W_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表2 变量的描述性统计

变量	均值	中间值	最大值	最小值	标准差
VALUE	0.000	-0.095	9.881	-9.726	1.206
ROA(%)	3.322	3.060	47.701	-72.245	5.999
S	0.000	-0.325	7.995	-5.159	2.301
CS	0.000	-0.508	10.793	-1.315	1.406
GSR(%)	0.227	0.004	74.805	0.000	0.023
DN(人)	9.548	9.000	19.000	4.000	2.089
IDR(%)	34.18	33.33	66.67	0.00	0.063
DUAL	0.116	0.000	1.000	0.000	0.320
TA(百万元)	6133.875	2254.983	1130050.000	155.868	29682.020
DAR(%)	50.012	50.979	99.855	0.708	17.932
GTA(%)	13.777	8.927	760.905	-76.955	30.594

表3 模型(1)的回归结果

解释变量	模型(1a)	模型(1b)	模型(1c)	模型(1d)	模型(1e)	模型(1f)
	(OLS 估计法)	(FE 估计法)	(OLS 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)
	VALUE	VALUE	VALUE	VALUE	VALUE	ROA
<i>S</i>	0.050*** (7.452)	0.074*** (5.938)	0.041*** (5.654)	0.045*** (3.055)	0.054*** (6.006)	0.217*** (4.662)
<i>S</i> ²					0.000 (0.086)	0.015 (1.062)
<i>CS</i>	0.058*** (5.252)	0.027* (1.708)	0.034*** (3.013)	0.039** (2.299)	0.053*** (3.251)	0.210** (2.380)
<i>GSR</i>	-0.664 (-1.554)	0.407 (0.837)	-0.658 (-1.308)	-1.305*** (-8.756)	-1.383*** (-9.490)	-9.587*** (-11.377)
<i>LOG(DN)</i>	0.123* (1.907)	0.038 (0.396)	0.003 (0.043)	0.023 (0.249)	0.034 (0.388)	-0.290 (-0.574)
<i>IDR</i>	0.161 (0.630)	0.454* (1.697)	-0.126 (-0.414)	-1.194*** (-2.626)	-1.043** (-2.373)	-7.317*** (-3.133)
<i>DUAL</i>	0.055 (1.325)	-0.024 (-0.494)	0.067 (1.464)	-0.183*** (-2.588)	-0.199*** (-3.037)	-1.084*** (-3.284)
<i>LOG(TA)</i>	0.146*** (9.143)	0.062* (1.925)	0.028* (1.804)	-0.056*** (-2.675)	-0.042** (-2.083)	0.176* (1.661)
<i>GTA</i>	0.009*** (6.810)	0.007*** (17.318)	0.006*** (5.024)	0.004*** (4.111)	0.005*** (5.080)	0.033*** (6.009)
<i>DAR</i>	-0.020*** (-19.111)	-0.029*** (-24.880)	-0.011*** (-9.685)	-0.005*** (-3.492)	-0.007*** (-5.096)	-0.056*** (-7.864)
<i>VALUE(-1)</i>			0.388*** (13.689)	0.432*** (25.791)	0.432*** (26.429)	
<i>VALUE(-2)</i>			0.113*** (5.165)	0.077*** (7.251)	0.072*** (6.972)	
<i>ROA(-1)</i>						0.358*** (32.980)
<i>ROA(-2)</i>						0.083*** (10.497)
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7160	7160	5728	5728	5728	5728
R ²	0.268	0.275	0.409			
调整 R ²	0.265	0.191	0.407			
AR(1)				0.000	0.000	0.000
AR(2)				0.455	0.537	0.318
Hansen Test				0.186	0.105	0.121
Difference-in-Hansen Tests				0.324	0.293	0.418

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为 T 值;AR(1) 和 AR(2) 分别用来检验在 GMM 估计中是否存在一阶和二阶序列相关,其原假设是不存在序列相关;Hansen Test 是用来检验工具变量是否存在过度识别问题的,其原假设是工具变量是有效的,不存在过度识别问题;Difference-in-Hansen Tests 是用来检验工具变量是否是外生的,其原假设是工具变量是外生的;变量系数为 0 是在四舍五入后保留小数点后三位的结果。

我们利用 2SLS 的第一阶段(内生变量对工具变量的回归)所得到的 F 统计量来检验工具变量的有效性。由回归结果(限于篇幅,此处没有列出)可知,除了差分方程中总资产增长率在 10% 的水平下显著外,其他变量的统计量都在 1% 的水平下显著,这说明工具变量能够为变量提供强有力的解释。表 3 给出了 Hansen 检验和 Difference-in-Hansen 检验的结果,从检验结果可以看出,本文所设置的工具变量并不存在过度识别问题,而且工具变量是外生的。以上对工具变量的检验结果证明本文所设置的工具变量是有效的。

(五) 前期股权结构与当期公司绩效的关系检验

本文利用模型(2)来研究前期股权结构与当期公司绩效之间的关系,工具变量的设置情况与模型(1)相同,回归结果如表 4 所示。

从表 4 的回归结果可以看出,在模型(2a)和模型(2c)中股权集中度的系数为正、股权制衡度系数为正、管理层持股比例的系数为负,且它们的系数都是显著的,这与在研究当期股权结构与公司绩效之间关系时得到的回归结果一致。同时,为了验证股权集中度与公司绩效之间是否存在非线性关系,本文在模型(2b)和模型

(2d)中都加入股权集中度的平方项,结果显示股权集中度的平方项 $S^2(-1)$ 的系数不显著,而股权集中度、股权制衡度、管理层持股比例的系数符号和显著性都没有改变。由此我们得出如下结论:在考

表 4 模型(2)的回归结果

解释变量	模型(2a)	模型(2b)	模型(2c)	模型(2d)
	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)
	VALUE	VALUE	ROA	ROA
$S(-1)$	0.047*** (3.228)	0.059*** (6.795)	0.163** (2.236)	0.245*** (5.350)
$S^2(-1)$		0.002 (0.991)		0.020 (1.584)
$CS(-1)$	0.057*** (3.308)	0.076*** (4.779)	0.240*** (2.780)	0.308*** (3.741)
$GSR(-1)$	-1.514*** (-8.771)	-1.603*** (-9.604)	-9.710*** (-10.028)	-9.805*** (-10.393)
$LOG(DN(-1))$	-0.053 (-0.583)	-0.026 (-0.302)	-0.304 (-0.587)	-0.054 (-0.108)
$IDR(-1)$	-0.120 (-0.337)	-0.027 (-0.080)	-1.698 (-0.929)	-1.220 (-0.716)
$DUAL(-1)$	0.004 (0.077)	0.007 (0.118)	0.085 (0.289)	0.100 (0.350)
$LOG(TA(-1))$	-0.056** (-2.551)	-0.046** (-2.263)	0.086 (0.731)	0.081 (0.752)
$GTA(-1)$	-0.001 (-1.538)	-0.002** (-2.093)	-0.008* (-1.750)	-0.010** (-2.251)
$DAR(-1)$	-0.001 (-0.777)	-0.002 (-1.224)	-0.024*** (-3.676)	-0.024*** (-3.786)
$VALUE(-1)$	0.471*** (28.176)	0.482*** (29.752)		
$VALUE(-2)$	0.091*** (8.671)	0.086*** (8.605)		
$ROA(-1)$			0.398*** (32.945)	0.410*** (35.588)
$ROA(-2)$			0.106*** (12.944)	0.103*** (13.575)
时间	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
N	5728	5728	5728	5728
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.461	0.594	0.223	0.307
Hansen Test	0.101	0.150	0.174	0.181
Difference-in-Hansen Tests	0.253	0.333	0.323	0.346

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为 T 值;AR(1)和 AR(2) 分别用来检验在 GMM 估计中是否存在一阶和二阶序列相关,其原假设是不存在序列相关;Hansen Test 是用来检验工具变量是否存在过度识别问题的,其原假设是工具变量是有效的,不存在过度识别问题;Difference-in-Hansen Tests 是用来检验工具变量是否是外生的,其原假设是工具变量是外生的;变量系数为 0 是在四舍五入后保留小数点后三位的结果。

考虑了动态内生性的情况下,前期股权集中度、前期股权制衡度与当期公司绩效正相关,前期管理层持股比例与当期公司绩效负相关。表4的回归结果也证明公司股权结构对公司绩效的作用存在时滞性,公司股权结构对下一期的公司绩效有着显著影响,甚至可能会对未来更长时间的公司绩效产生影响。另外,本文采用普通最小二乘法对模型(2)进行回归发现, $S^2(-1)$ 前面的系数为负且显著,这与我们用动态面板 System GMM 模型得到的结果不一致,也与我们的预期不一致,说明在没有考虑到全部内生性问题的情况下会出现虚假结果。

(六) 前期公司绩效对当期股权结构的反馈效应

本文利用模型(3)来研究公司的过去绩效对股权结构的反馈效应,工具变量的设置情况与模型(1)一样,回归结果如表5所示。

从表5的回归结果可以看出,模型(3a)和模型(3b)中前期公司绩效的系数均为负且显著,说明前期公司绩效的提高对当期股权集中度有着负向反馈效应,前期公司绩效表现好的公司,其股权集中相对更困难;模型(3c)和模型(3d)中前期公司绩效的系数都不显著,说明前期公司绩效对当期股权制衡度并没有产生显著影响;模型(3e)和模型(3f)中前期公司绩效的系数都为正且显著,说明前期公司绩效的提高会增加当期管理层的持股比例。表5的回归结果说明前期公司绩效表现对当期股权结构具有反馈效应,而表4的回归结果证明股权结构与公司绩效之间存在跨时期的相互作用,即前期公司股权结构对当期公司绩效有着显著影响,而前期公司绩效又会对当期股权结构产生显著影响。基于上述分析,本文认为股权结构与公司绩效之间存在动态内生性关系。

(七) 稳健性检验

为了进一步检验前述回归结果的稳健性,本文进行了如下稳健性检验:(1)用托宾 Q 来衡量公司绩效,用第一大股东持股比例(CR1)来衡量股权集中度,用第二大股东到第十大股东的持股比例之和与第一大股东持股比例的比值(CS1)来衡量股权制衡度;(2)将样本分为国有上市公司和非国有上市公司两个子样本;(3)将总样本根据公司是否交叉上市分为两个子样本;(4)对所选变量在样本1%和99%分位数处进行 Winsorized 缩尾处理。稳健性检验所得结果与前述回归结论相一致,这说明本文所得结论具有稳健性。

六、结论

本文在动态内生性的框架下,同时考虑三种内生性情况,运用动态面板的 System GMM 估计方法研究了股权结构与公司绩效之间的关系,根据实证结果得到如下结论:(1)当期股权集中度与当期公司绩效显著正相关,这说明了股权集中产生了“监督效应”,股权集中有利于减少公司的代理问题,进而提高公司绩效。(2)当期股权制衡度与当期公司绩效正相关,这说明较高的股权制衡度能够更好地监督公司管理者的机会主义行为,同时也限制了大股东的掠夺行为,从而降低了公司的两类代理成本,有利于提高公司绩效。(3)当期管理层持股比例与当期公司绩效负相关,该结论支持管理者堑壕假说,由此可见,管理层持股比例更高未必是让管理者更加努力经营公司的好办法。(4)前期股权结构与当期公司绩效间的关系和当期股权结构与当期公司绩效间的关系相一致,这说明公司股权结构对公司绩效的影响存在时滞作用,公司股权结构对公司未来的绩效表现也有影响。(5)前期公司绩效对当期股权集中度具有负向的反馈效应,这说明在那些公司绩效表现好的公司,公司的股权更难集中在少数股东手里;前期公司绩效对当期管理层持股比例具有正向的反馈效应,这符合股权激励的逻辑,只有在公司绩效表现好时,公司的管理层才能够从中得到更多的股权收益,也就是说,这种机制的设置能够激励管理层有更大的动机去为公司价值最大化目标而努力。然而,在我国,公司的股权激励却未能使得公司绩效提高,前期公司绩效并未对当期股权制衡度产生显著影响。(6)不仅前期股权结构对当期公司绩效有着显著影响,而且当期公司绩效对下一期的股权结构也会产生显著影响,股权

表5 模型(3)的回归结果

解释变量	模型(3a)	模型(3b)	模型(3c)	模型(3d)	模型(3e)	模型(3f)
	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)	(System GMM 估计法)
	S	S	CS	CS	GSR	GSR
VALUE(-1)	-0.070*** (-5.673)		0.022 (1.213)		0.001*** (24.215)	
ROA(-1)		-0.016*** (-6.094)		-0.000 (-0.039)		0.001*** (31.502)
S			-0.036** (-2.081)	-0.041** (-2.452)	-0.000*** (-3.562)	0.000 (0.303)
CS	0.028* (1.819)	0.027* (1.728)			-0.001*** (-3.334)	0.000 (0.506)
GSR	0.189* (1.746)	0.153 (1.378)	0.494* (1.688)	0.496* (1.675)		
LOG(TA)	0.015 (0.867)	0.050*** (2.880)	-0.007 (-0.330)	0.007 (0.325)	-0.001*** (-11.308)	-0.001*** (-12.883)
GTA	0.005*** (4.833)	0.004*** (3.461)	0.000 (0.259)	0.001 (0.429)	-0.000*** (-4.358)	-0.000*** (-5.800)
DAR	0.002 (1.627)	0.001 (0.977)	0.003** (2.011)	0.003* (1.686)	0.000 (0.196)	0.000* (1.851)
S(-1)	0.873*** (39.745)	0.874*** (39.698)				
S(-2)	0.012 (0.556)	0.000 (0.022)				
CS(-1)			0.766*** (6.526)	0.797*** (6.907)		
CS(-2)			0.120 (1.086)	0.091 (0.840)		
GSR(-1)					0.958*** (1366.754)	0.953*** (910.478)
GSR(-2)					-0.071*** (-93.106)	-0.067*** (-61.082)
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5728	5728	5728	5728	5728	5728
AR(1)	0.000	0.000	0.001	0.001	0.020	0.015
AR(2)	0.106	0.215	0.414	0.562	0.175	0.149
Hansen Test	0.133	0.102	0.114	0.136	0.231	0.107
Difference-in-Hansen Tests	0.890	0.935	0.149	0.179	0.289	0.614

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为T值;AR(1)和AR(2)分别用来检验在GMM估计中是否存在一阶和二阶序列相关,其原假设是不存在序列相关;Hansen Test是用来检验工具变量是否存在过度识别问题的,其原假设是工具变量是有效的,不存在过度识别问题;Difference-in-Hansen Tests是用来检验工具变量是否是外生的,其原假设是工具变量是外生的;变量系数为0是在四舍五入后保留小数点后三位的结果。

结构与公司绩效之间存在跨时期的相互作用,即股权结构与公司绩效之间存在动态内生性关系。(7)股权结构对公司绩效的影响存在时滞作用,即股权结构不仅能够影响当期的公司绩效,而且对下一期,甚至更长时间的公司绩效都有可能产生影响。

本文的研究结论证明股权结构与公司绩效之间存在动态内生性关系,该研究结果不仅丰富了股权结构与公司绩效之间的动态关系理论,而且也为公司治理领域存在第三种内生性(动态内生性)提供了证据。本文的研究表明上市公司可以通过提高公司的股权集中度、股权制衡度和降低公司管理层持股比例来提高公司绩效,进而提升公司价值。

参考文献:

- [1] Wintoki M B, Linck J S, Netter J M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105: 581 - 606.
- [2] Martín-Reyna J M S, Durán-Vázquez R, Valdés A L. Corporate governance, ownership structure and performance in Mexico[J]. *International Business Research*, 2012, 5:41 - 77.
- [3] Hu H W, Tam O K, Tan M G S. Internal governance mechanisms and firm performance in China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2010, 27: 727 - 749.
- [4] Thomsen S, Pedersen T. Ownership structure and economic performance in the largest European companies[J]. *Strategic Management Journal*, 2000, 21: 689 - 705.
- [5] Omran M M, Bolbol A, Fatheldin A. Corporate governance and firm performance in Arab equity markets: does ownership concentration matter? [J]. *International Review of Law and Economics*, 2008, 28: 32 - 45.
- [6] Attig N, ElGhoul S, Guedhami O, et al. The governance role of multiple large shareholders: evidence from the valuation of cash holdings[J]. *Journal of Management & Governance*, 2013, 17: 419 - 451.
- [7] Cremers K J M, Nair V B, Wei Chenyang. Governance mechanisms and bond prices[J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20: 1359 - 1388.
- [8] 冯根福, 赵珏航. 管理者薪酬, 在职消费与公司绩效——基于合作博弈的分析视角[J]. *中国工业经济*, 2012 (6): 147 - 158.
- [9] Harris M, Raviv A. Capital budgeting and delegation[J]. *Journal of Financial Economics*, 1998, 50: 259 - 289.
- [10] Coles J L, Lemmon M L, Felix M J. Structural models and endogeneity in corporate finance: the link between managerial ownership and corporate performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103: 149 - 168.
- [11] Liang C J, Lin Yingli, Huang T T. Does endogenously determined ownership matter on performance? Dynamic evidence from the emerging Taiwan market[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2011, 47: 120 - 133.
- [12] Demsetz H, Villalonga B. Ownership structure and corporate performance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2001, 7: 209 - 233.
- [13] Hermalin B E. Firm value and corporate governance: does the former determine the latter? [EB/OL]. [2014 - 01 - 25]. <http://ssrn.com/abstract=1080090> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1080090>.
- [14] Tsionas M G, Merikas A G, Merika A A. Concentrated ownership and corporate performance revisited: the case of shipping[J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2012, 48: 843 - 852.
- [15] Weiss C, Hilger S. Ownership concentration beyond good and evil: is there an effect on corporate performance? [J]. *Journal of Management & Governance*, 2012, 16: 727 - 752.
- [16] Schultz E L, Tan D T, Walsh K D. Endogeneity and the corporate governance-performance relation[J]. *Australian Journal of Management*, 2010, 35: 145 - 163.
- [17] Nguyen T, Locke S, Reddy K. A dynamic estimation of governance structures and financial performance for Singaporean companies[EB/OL]. [2013 - 12 - 18]. <http://ssrn.com/abstract=2314773>.
- [18] Porta R L, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A, et al. Legal determinants of external finance[J]. *The Journal of Finance*, 1997, 52: 1131 - 1150.

- [19] Haniffa R, Hudaib M. Corporate governance structure and performance of Malaysian listed companies[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2006, 33: 1034 - 1062.
- [20] Maury B, Pajuste A. Multiple large shareholders and firm value[J]. Journal of Banking & Finance, 2005, 29: 1813 - 1834.
- [21] Claessens S, Djankov S, Fan J P H, et al. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings [J]. The Journal of Finance, 2002, 57: 2741 - 2771.
- [22] Laeven L, Levine R. Complex ownership structures and corporate valuations[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21: 579 - 604.
- [23] Edmans A, Manso G. Governance through trading and intervention: a theory of multiple blockholders[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24: 2395 - 2428.
- [24] Fama E F, Jensen M C. Agency problems and residual claims[J]. Journal of Law and Economics, 1983, 26: 327 - 349.
- [25] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3: 305 - 360.
- [26] 沈红波, 潘飞, 高新梓. 制度环境与管理层持股的激励效应[J]. 中国工业经济, 2012 (8): 96 - 108.
- [27] Fahlenbrach R, Stulz R M. Managerial ownership dynamics and firm value[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92: 342 - 361.
- [28] Berry T K, Paige Fields L, Wilkins M S. The interaction among multiple governance mechanisms in young newly public firms[J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12: 449 - 466.
- [29] 石大林. 股权集中度、董事会特征与公司绩效的关系研究[J]. 东北财经大学学报, 2014 (1): 28 - 33.
- [30] Wooldridge J M. Econometric analysis of cross section and panel data[M]. Cambridge: The MIT Press, 2002.

[责任编辑:王丽爱,杨凤春]

An Empirical Study on the Relationship between Ownership Structure and Corporate Performance from the Perspective of Dynamic Endogeneity

WANG Zhenshan, SHI Dalin, SUN Chentong

Abstract: In the framework of dynamic endogeneity and on the basis of dynamic System GMM model, this paper, with 716 listed companies ranging from 2002 to 2011 as sample, studies the relationship between ownership structure and corporate performance with the consideration of three kinds of endogeneity. The research indicates that there exists dynamic endogeneity between ownership structure and corporate performance. Not only current ownership structure has a significant correlation to corporate performance, but also previous ownership structure has a significant correlation to corporate performance, and prior corporate performance has a significant feedback effect on current ownership structure. Therefore, the listed corporation can improve the corporate ownership concentration and ownership balance and reduce the proportion of management shareholding to improve corporate performance and to enhance corporate value.

Key Words: ownership structure; corporate performance; dynamic endogeneity; ownership concentration; ownership balance; the proportion of management shareholding; corporate value