

## 股权结构与公司绩效的关系

吴其珊 李宏毅

(湖南大学经济管理研究中心, 湖南省长沙市, 410079)

**摘要:** 近年来, 民营经济快速发展, 已经成为中国经济中不可或缺的一部分。国内的许多学者开始关注民营上市企业的绩效。众多学者认为公司的股权结构可以通过内外部监管机制对公司治理产生影响, 进而与公司绩效产生紧密关系。基于此, 本文研究的主要问题是民营上市企业的股权结构是否与公司绩效有关以及为合理设置民营上市公司股权结构提出建议。本文所选取的样本是 2010-2018 为期 9 年的在 A 股、创业板上市的 415 家民营企业, 使用多元回归分析和面板数据分析, 开展研究。为了有效、全面的衡量股权结构, 本文主要选用了股权集中度、股权制衡度。为了更好地反映民营上市企业的绩效, 本文主要使用资产回报率和每股收益指标衡量公司绩效。结合相关理论以及实证结果, 本文主要得出以下结论: 从描述性统计指标来看, 我国民营上市公司第一大股东持股比例集中在 20%-40%之间, 属于股权相对集中。股权制衡度 (Z 指数) 集中在 0.5-2.0 之间, 该数值表示我国民营上市公司给的股权制衡度较高。从实证分析的结果来看, 第一大股东持股比例和 Z 指数均对公司绩效有显著的正面影响。

**关键词:** 股权集中度; 股权制衡度; 公司绩效

**中图分类号:** F830.91

**文献标识码:** A

## 1 引言

1932年,美国经济学家 Berle 和 Means 首次研究公司两权分离(所有权与控制权的分离)所产生的问题。他们发现,由于公司高管和公司股东之间的利益不一致,公司高管拥有的权力越大,此时的委托代理问题就越严重。公司所有者为委托人,公司所有者依法享有对公司资产和现金的支配权。公司管理者为代理人,公司的高级管理人员承担日常公司经营、公司重大投资决策等任务。委托代理问题的出现主要是由于双方所追求的效用函数不同。于公司股东而言,他们以公司利益最大化为目标。于公司管理层而言,他们以自身利益最大化为目标。

公司治理的终极目标是实现公司价值的最大化,所以它必须要解决由于两权分离而产生的委托代理问题,以降低公司的代理成本。从现有的研究来看,学者们普遍认为设置合理的股权结构可以提高公司的治理效率,降低委托代理成本。现有的结论认为:公司股权过度集中或者过度分散都会导致公司治理低效率。如果上市公司的股权比较分散,公司的股东就容易出现“搭便车”等问题,公司治理的参与度不高从而影响公司绩效。因此,控股股东(该股东所持有公司股份的比例较高)的存在可以有效地解决这类问题。控股股东因自身利益,会积极主动地参与公司经营,对公司的管理层进行有效的监督,进而缓解委托代理问题。如果上市公司的股权过度集中,控股股东所有权较高,容易产生谋取私利的行为,侵害中小股东的利益。另一方面,股东应该适当地激励公司高级管理层,使得高级管理层为公司利益最大化目标而奋斗,提高公司的治理效率、改善公司的经营状况、提高公司经营绩效等。

## 2 文献综述

国内外学者在研究股权集中度与公司绩效两者关系的问题上,得出了大量的实证结论。他们的结论大致可以分为两类:第一类是股权集中度与公司绩效之间存在线性关系。(具体表现为正相关或负相关),第二类是股权集中度对公司绩效存在非线性关系(具体表现为U型或倒U型)。

公司股权集中度越高,大股东就越有动力去参与公司运营,对管理层的监督作用就越强。因此两者之间的代理成本在一定程度上就能被降低,从而公司绩效将越好。因此,有部分学者认为两者存在正相关。Perrini, Rossi 和 Rovetta (2008)以297家意大利上市公司为研究对象,收集了3年的年观测数据,研究表明前五名股东的持股比例与公司业绩存在显著的正相关关系。Hamadi (2010)以比利时上市公司为样本,第一大股东持股比例对公司业绩产生负面影响。但是在家族企业中,大股东持股对公司业绩的影响却是正面的。Nguyen, Locke 和 Reddy (2015)以新加坡的上市公司和越南的上市公司为研究对象。他们的结果表明,股权集中度可以提升公司绩效。Rostami, Rostami 和 Kohansal (2016)观测了469家伊朗上市公司,他们发现,企业股权集中度有利于提高资产收益率。Milena 和 Aurora (2017)收集了1342家德国企业为期8年的年观测数据,他们实证研究表明股权集中度与股本回报率

存在显著的正向关系，此外，股权集中度也能提高公司的 ROA 值。Campa (2017) 观测了中国制造业上市公司，同样发现上述结论。张红军 (2000) 选取 385 家中国上市公司，统计数据表明中国上市公司的股权普遍呈集中状，公司前五大股东持股比例的均值高达 57%。实证结果表明，前五大股东持股比例越高，公司绩效越好。他的结果与 Shleifer 和 Vishny (1986) 年的结论保持一致，即股权集中度越高的公司，大股东与中小股东之间的委托代理问题就越小，公司价值越高。于东智 (2001) 认为对于发展中国家而言，公司股权集中在适当身份（如国家控股）的大股东手中，公司治理的效率更高、公司绩效更好。吴淑琨 (2002) 的实证结果表明公司的第一大股东持股比例会提升公司的绩效。张俊喜和张华 (2004) 发现与国有上市企业相比，民营企业的股权集中度普遍较低，股权呈分散状。公司的其他大股东对第一大股东的制约力强，也即公司的股权制衡度较高。他们的实证分析发现，无论是股权集中度还是股权制衡度，都能够对公司经营绩效和公司价值产生积极作用。徐莉萍，辛宇和陈工孟 (2006) 收集了上市公司为期 5 年的 4845 个年观测数据，结果表明股权集中度对公司经营绩效有着积极影响，并且这种线性关系不会因股东性质的不同而变化。但从实证分析的结果来看，在直属于中央的国有企业和民营上市公司中，股权集中度对公司绩效的作用更明显。孙兆斌 (2007) 发现股权集中度与公司绩效之间存在正相关关系，较高的股权集中度意味着大股东享有较大的公司利益分配权，因此能激励大股东参与公司运作；大股东之间的制衡却容易造成公司低绩效。吴国鼎和叶扬 (2013) 研究表明，不同行业股权集中度与公司绩效的关系不同。在接近完全竞争的行业中，第一大股东持股比例的提高会给公司带来较好的绩效。在重资产行业（主要依靠实物资产来维持公司经营）中，第一大股东持股比例越大，公司绩效就越好。张建平，裘丽和刘子亚 (2016) 以我国 A 股 2215 家上市公司为研究对象，研究表明公司拥有较高的股权集中度，所面临的委托代理问题就越小，公司经营绩效就越好。钱敏和孙曼 (2019) 以 254 家新三板上市企业为研究对象，结果显示：第一大股东的持股比例和赫芬德尔指数对公司绩效有显著的提升作用。王莉莉，韩道琴和张宸恺 (2021) 针对中小上市公司开展研究，他们的实证结果表明股权集中度对公司绩效有促进作用，且研发投入在两者之间起到了中介作用。

国内还有部分学者认为股权集中度与公司绩效存在负相关关系。余镜怀和胡洁 (2007) 发现股权结构与公司绩效的关系会受到行业的影响。具体来说，对于竞争性行业，股权集中度对公司绩效有削弱作用；与之相反，对于非竞争性行业，股权集中度对公司绩效有提升作用。张良，王平和毛道维 (2010) 发现在 2005 年的股权分置改革后，无论是在国有企业还是民营企业，股权集中度在逐渐下降，股权制衡度在逐渐上升。他们还认为股权集中度对公司绩效存在负相关，公司应该设置一个分散化的股权结构。谭兴民，宋增基和杨天赋 (2010) 研究了 11 家上市的全国股份制商业银行，发现第一大股东的持股比例会造成降低公司经营效率。安焯和钟廷勇 (2011) 针对 373 家中国制造业上市公司开展研究，表明股权集中度与公司绩效存在正相关关系；股权制衡度与公司绩效存在负相关关系。罗正英，李益娟和常昀

(2014)的研究发现:从描述性统计来看,我国民营企业的股权集中度较高,高度集中的股权会降低公司的研发投入。作者认为股权制衡度会提高公司的研发水平。

Thomsen 和 Pedersen (2000) 以 435 家欧洲公司为研究对象,他们的研究表明:在控制了产业,资本结构和国家制度等变量后,第一大股东持股比例与公司绩效之间存在非线性关系。具体来说,当第一大股东持股比例较低时,对公司绩效有正面作用;当第一大股东持股较高时,对公司绩效有负面作用。Heugens, Essen 和 Oosterhout (2009) 对比了亚洲不同国家和地区的公司股权情况。他们发现,在亚洲,股权集中度与公司绩效之间的关系是非线性的。其次,第二大股东的存在对公司的业绩没有重大影响。Balsmeier 和 Czarnitzki (2017) 分析了中欧和东欧 28 个转型经济体中的私营公司。他们收集了从 2002-2009 为 8 年的数据,发现股权集中度与公司绩效之间存在倒 U 型。杜莹和刘立国 (2002) 以 A 股上市的 96 家公司为研究对象。他们的实证结果表明股权集中度与公司绩效之间存在非线性关系(倒 U 型)。刘银国,高莹和白文周 (2006) 认为在 2005 年的股权分置改革后,公司的股权集中度大幅下降,有效避免了“一股独大”现象。但是股权集中度与公司绩效呈现倒 U 型关系,说明股权集中度存在一个最优值,此时的公司绩效达到最大值。当超过这一最优值后,公司绩效反而降低。此外,作者还发现公司股权制衡度对公司绩效呈现负面作用。曹廷求,杨秀丽和孙宇光 (2007) 发现股权集中度与公司绩效之间存在非线性关系(U 型)。赵琼和任薇 (2008) 股权集中度对公司绩效的影响是非线性的,当股权集中度较低时,对公司绩效有促进作用;当股权集中度较高时,对公司绩效有抑制作用。陈德萍和陈永圣 (2011) 采用公司的前 n 大股东持股比例来衡量公司股权集中度,并且与公司的 ROE 呈现显著的 U 型关系。研究发现在我国的中小微企业中普遍存在大小股东之间的委托代理问题。此外,作者还发现股权制衡对公司绩效有显著的正面作用,有助于提升公司治理能力。熊风华和黄俊 (2016) 认为第一大股东持股比例与公司绩效存在非线性关系(U 型)。当第一大股东持股比例较低时,隧道效应占主导地位,大股东为了自身利益会侵害其他投资者的利益,对公司绩效有负面作用。当第一大股东持股比例较高时,利益趋同效应占主导地位,大股东会积极参与公司经营,对公司绩效有正面作用。

在研究股权集中度与公司绩效的关系时,国内外的经济学家们并未得到统一的结论。究其原因,一方面学者们出于不同的研究目的,采取的研究角度不同;另一方面也反映了这两者的关系受多种因素干扰,较为复杂。

关于股权结构与公司绩效的关系,国内外学者进行了深入的研究,但是所得出的结论并未达成一致。对于这两者的关系,国内外学者分别是以下两条思路展开的。一是股权集中度越高意味着公司存在大股东,大股东在监督高管人员、降低公司的委托代理成本方面起着重要的作用。因此,股权集中度越高,公司绩效越好。另一种思路是股权集中度越高可能会导致诱发大股东谋取私利,损害公司其他中小股东。因此,股权集中度不利于公司绩效的提升。

国内学者在研究股权结构与公司绩效时,取得了大量的结果。但是这其中也存在一些问题:

第一, 国内先有的大量实证研究并未区分民营企业和非民营企业。显而易见,这两类公司在各方面均存在较大差异,粗略地将这两者混合在一起进行分析,得出的结论缺乏说服力。

第二, 在研究股权结构与公司绩效的关系时,至今并未得出一致的结论。有人认为这两者存在线性关系;还有人认为这两者存在非线性关系。

第三, 选用衡量公司绩效的指标不同。国外学者往往采用托宾 Q 值来反映公司的绩效。由于国内的资本市场并不成熟,托宾 Q 值无法正确反映公司的绩效。因此,国内的学者往往采用公司的会计指标来反映绩效。

### 3 理论分析

1976 年, Berle 和 Means 第一次关注到公司的两权分离问题,他们认为两权分离势必会导致委托代理问题,由此公司将面临较大的代理成本,影响公司治理效率。随着公司的不断壮大、公司业务不断增多,公司所有者无法应付公司繁琐的日常经营活动,所以不得不将公司的经营权委托给专业的管理者。委托代理问题产生的原因主要有以下两个:第一,追求的目标函数不同。公司股东的目标是公司股东利益的最大化或者公司价值的最大化,公司高级管理层的目标是自己所获得的报酬最大化。由于管理人员追求的目标利润函数与股东不一致,高管人员在公司的日常经营中可能会为了获取自身利益而做出有损股东的行为。第二,委掌握的信息不同。高级管理人员负责公司的日常经营活动,对公司的经营状况了解充分。而公司的股东不直接参与公司经营,对公司的资产负债率情况、公司规模、公司投资项目等这类信息了解较少。相对于公司的股东而言,高级管理人员在信息掌握方面具有优势。

针对缓解委托代理问题,降低代理成本的途径,现有的文献主要提出了以下两种方式:第一,设置公司的合理股权结构。合理的股权结构能够强化公司内部管理机制,而公司内部管理机制又可以自动触发外部管理机制。合理的股权结构能够促使公司的股东对公司高管人员进行有效的监督,提高公司的监管效率。同时,股权激励能够让公司的高管人员努力经营公司,即实现了自身利益最优化也实现了公司价值最优化。第二,对高级管理人员进行有效的激励。现阶段,公司主要是采用发放货币薪酬、提供在职消费等货币性手段。上述的激励行为的作用主要存在于短期而长期效果不佳,可能会导致高管人员行为的短视化。因此,有部分经济学家认为货币性手段对高管的激励效果并不明显,他们认为要赋予公司高管股权,股权激励具有长期性。它们有效地将高管的长期利益与公司利益挂钩,更能促进高管人员努力经营公司,最大化公司价值。

## 4 相关假设与概念界定

### 4.1 相关假设



股权集中度能够直观地反映公司的股权结构。股权集中度既包含了大股东持股情况又反映大股东和中小股东持股方面的差异。当股权集中度较高时,说明公司的股权集中在几位大股东手中,大股东与其余股东存在较大的差异;当股权集中度较低时,说明公司的股权分散在股东手中,不存在“一股独大的现象”,几位大股东之间相互制衡,可以起到相互监督的作用。在理想状态下,如果我们假设市场是完全竞争的,因此信息对称、交易成本为零、不存在代理成本。基于这样的理论,当时的经济学家认为股权结构是不会影响公司的绩效的。但在实际生活中,由于现代企业制度的改革,公司普遍存在委托代理问题,股权结构能在一定程度上降低代理成本,进而实现公司绩效的提升。从理论角度出发,如果公司的股权集中程度为 100%时,此时公司是不存在委托代理问题的,代理成本为零。如果公司的股权过于分散,公司不存在大股东,那么小股东不愿意付出精力去管理公司,此时公司的委托代理问题严重,代理成本较高。通过调查发现,民营上市公司普遍存在着股权相对集中的状态,大股东持股比例相对较低,这会导致对高级管理层监督的疲惫性,可能会造成公司的代理成本过高。但是当股权集中度较高时,我们又可以分为两种情况:第一,公司股权相对集中,此时公司的股权集中度适中,股权制衡度较高。公司的其他小股东对大股东起到较强的约束作用。第二,公司股权过度集中,股权制衡度较低。公司的股份主要被大股东持有。公司的其他小股东对大股东起不到约束作用。因此,我们提出以下假设:

假设 1: 民营上市公司的股权集中度与公司绩效存在正相关关系

假设 2: 民营上市公司的股权制衡度与公司绩效存在正相关关系

## 4.2 概念的界定

通过阅读国内外文献发现,经济学家们对“公司经营绩效”一词也持有不同的理解。一般而言,公司的经营绩效主要可以从公司经营业绩和公司经营效率这两方面来测度。公司绩效是在考察了公司的行业竞争力、公司财务状况等因素之后,对公司盈利能力的综合考量。根据学者们的研究,公司绩效主要可以分为以下两大类:通过市场价值来衡量和通过财务状况来衡量。

许多学者用市场价值(市场价值=每股价格\*股票数量)和托宾 Q(托宾 Q=市场价值/公司重置成本)来作为衡量公司市场价值的指标。由于股价能够反映公司的盈利能力,托宾 Q 值也被定义为可以用来公司未来经营情况的指标。在欧美的资本市场较为发达的前提下,许多国外学者喜欢直接用托宾 Q 值来衡量公司绩效。但是在中国不成熟的资本市场下,若直接用托宾 Q 值代表公司绩效,可能会存在较大的问题:

首先,就公司的市场价值而言,市场价值是直接有股价与股票数量直接相乘得到的。而总股本中包含流通股和非流通股(国家股、法人股等),在股票数量估计方面,可能存在较大的误差。非流通股的市场价值很难被准确估算出来。

其次,就公司的重置成本而言,重置成本往往很难测算出来。很多学者为了便于研究,

往往直接使用公司总资产的账面价值。在一定程度上，这两者存在误差，这就会导致公司的重置成本估计不准确。

综上所述，就目前中国的资本市场而言，用托宾 Q 值来估计公司的绩效存在一定的误差。因此，接下来将为大家介绍更适用于中国上市公司的绩效指标。

财务会计指标是用来反映公司的财务状况，是通过企业的资产负债表、利润表、现金流量表等报表计算出来的指标。它们主要包括有资产收益率（ROA）、净资产收益率（ROE）、每股收益（EPS）等。

资产收益率可以理解为每一单位货币资产所能获得的净收益，可以用式（4.1）表示

$$ROA = \frac{\text{企业年度净利润}}{\text{企业年度资产总额}} \quad (4.1)$$

资产收益率是反映了公司总资产的获利能力。

净资产收益率可以理解为每一单位货币的股东权益所能获得的净收益，可以用式（4.2）表示

$$ROE = \frac{\text{公司年度净收益}}{\text{公司年度平均股东收益}} \quad (4.2)$$

净资产收益率是最能体现股东财富水平最大化的指标，它可以用来反映企业净资本的使用效率。

每股收益也叫做每股盈余。公司的每股收益可以理解为每股股票所能获得的利润，可以用式（4.3）表示

$$EPS = \frac{(\text{净利润} - \text{优先股股利})}{\text{总股本}} \quad (4.3)$$

它可以反映公司的经营成果，是衡量普通股获利能力的重要指标之一。

股权结构又可以称为股东持股结构，是公司股权分布的具体表现形式。股权结构具体可以表现为不同投资者所持有公司股份的数值大小和相关关系。因此股权结构可以分别从定性和定量的角度去衡量。从定性的角度出发，公司的股权结构大体可以分为国有持股、民营持股、外资持股三大类。从定量的角度出发，通过不同股东持股比例的数量和相互关系去衡量。

公司前 n 位大股东持股大小和相对持股大小可以反映公司股权集中程度。股权集中度

(CR) 用式 (4.4) 表示。

$$CR_n = \sum_{i=1}^n S_i \quad (4.4)$$

在上述公司中,  $S_i$  是公司第  $i$  位大股东的持股比例。常见的指标为  $CR_1$  (公司第一大股东的持股比例),  $CR_{10}$  (公司前十大股东的持股比例) 等。 $CR_n$  的数值越大, 表现为公司的股权越集中;  $CR_n$  的数值越小, 表现为公司的股权越分散。当  $CR_1 \geq 50\%$  时, 第一大股东为绝对控股; 当  $CR_1 \leq 50\%$  时, 第一大股东为相对控股。

在产业经济学中, 赫芬德尔指数 (H 指数) 常常用来反映行业集中度。在研究公司股权分布时, 我们也可以用 H 指数来衡量公司股权集中度。与  $CR_n$  类似, H 指数可以用以下式 (4.5) 计算得到:

$$H_n = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (4.5)$$

其中,  $S_i$  代表公司第  $i$  位股东的持股比例。当  $S_i \leq 1$  时, 经平方计算后得到的 H 指数。该指数不仅可以反映股权集中程度, 还可以反映股东之间股权分布的差距。

除了上述衡量公司股权集中度的指标外, 国内外学者往往还比较公司几位大股东持股之间的关系。不同的持股情况会形成不同的代理关系, 因此股权制衡度 (大股东股权的分布相对情况) 也被纳入到公司的股权结构分析中。本文采用国泰安股东数据库中的 Z 指数来反映股权制衡度。

Z 指数可以用来衡量公司股权的制衡情况。若 Z 指数越小, 表示公司股权制衡度越高, 公司股权比较分散。Z 指数可以用式 (4.6) 计算得到:

$$Z = \frac{S_1}{S_2} \quad (4.6)$$

其中,  $S_1$  表示公司第一大股东的持股比例,  $S_2$  表示公司第二大股东的持股比例。若 Z 等于 1, 第一大股东持股比例等于第二大股东持股比例, 公司由两个实力相当的大股东控股,



前两位大股东之间相互制约，表示公司的股权制衡度较高。若  $Z$  大于 1，表示公司股权集中在第一大股东手中，第二大股东持有的股份较低，因此对第一大股东的约束力度较低，表现出该公司的股权制衡度较低。

## 5 研究设计

### 5.1 样本的选取

本文所选择的研究对象是中国民营上市公司，具体包括在 A 股、创业板、新三板上市的民营企业。所使用的数据均来自于国泰安数据库，并且根据以下标准对原始样本进行了筛选：

(1) 特殊行业上市公司。主要是指金融行业的上市公司，由于其财务报表有其鲜明的特征，难以与其他行业公司比较。(2) 特殊状况上市公司。主要是指带有 ST、\*ST、PT 上市公司。由于此类公司财务异常，处于停顿整治状态。(3) 上市公司的董事长兼任总经理。此类上市公司不存在第一类委托代理问题。(4) 数据缺失的上市公司。

本文最终得到 415 家民营上市公司从 2010 年-2018 年为期 9 年共计 3735 个年观测值。

### 5.2 数据来源

本文主要使用国泰安数据库 (CSMAR)，有些数据直接从上述数据库中下载，有些数据是通过手动加工计算后得到的。数据的处理软件由 EXCEL 和 Stata15.0 完成。其中，EXCEL 主要负责收集数据和对数据进行预处理；Stata 主要负责回归模型的分析，用于实证检验部分。

## 6 研究模型的构建

### 6.1 变量的选择

国外学者往往采用托宾  $Q$  来表示公司绩效。由于目前中国的资本市场并不成熟，加之中国上市公司普遍存在非流通股的现象。因此，无法准确计算上市公司的市场价值。综上所述，本文并不采用托宾  $Q$  来反映公司的绩效。本文采用公司财务会计指标来反映公司的绩效。ROA 能够较准确地反映公司的财务状况、公司总资产的利用情况，它不仅能够反映公司的资产所带来的回报率大小，还能够衡量企业筹资、融资、投资、资产运营方面的效率，是上市公司的主要盈利指标。此外，我们还用净资产收益率 (ROE) 和每股收益 (EPS) 来反映公司的绩效。

在自变量的选择方面，我们选用股权集中度 (第一大股东持股比例、赫芬德尔指数)、股权制衡度 ( $Z$  指数) 这两类指标。

股权集中度过高代表股权结构相对集中；股权集中度过低代表股权结构相对分散。因此，本文使用第一大股东的持股比例和赫芬德尔指数 (前十大股东持股比例的平方和) 来具体刻画公司股权集中度。股权制衡度是反映了股东之间股权的相对情况。股权制衡度越高，表示股权在大股东之间分布不均匀；股权制衡度越低，表示公司的股权分布比较均衡。本文使用

Z 指数（第一大股东持股比例与第二大股东持股比例）来刻画。

其他因素如公司规模、公司盈利水平、公司的偿债能力、公司的发展能力都可能对公司的绩效产生重要的影响。因而，本文选取以下五个变量作为控制变量。

公司规模。本文使用公司总资产的自然对数来表示公司规模大小。公司总资产越多，高级管理层越可能做出非理性行为。公司所面临的委托代理问题越严重。因此，我们预期公司总资产与公司绩效之间存在负相关关系。公司发展能力。本文使用所有权权益的增长率来衡量公司的发展能力。发展能力越强，公司的前景就越光明。我们预期所有者权益增长率与公司绩效存在正相关关系。公司偿债能力。基于有税的 MM 定理，经济学家们普遍认为公司的价值受到公司资本结构的影响。在实证分析中，国内外学者都认为资本结构与公司价值之间存在关系。因此，本文选用流动比率（流动资产与流动负债之比）、资产负债率来衡量公司的偿债能力。并且，我们认为公司的偿债能力与公司绩效成正相关关系。公司成长能力。公司绩效往往会出现惯性，即过去公司绩效较好，在未来有极大的可能公司的绩效能保持相当水平甚至超越现有水平。因此，我们认为公司的成长能力（营业收入的增长率）对公司的绩效有促进作用。

除此之外，本文还控制了年份效应和公司个体效应，避免由于时间和公司个体造成的差异，使得实证结果更加稳健、可靠。

综上所述，各变量的含义和计算公式如下表 1 所示。

表 1 因变量、自变量、控制变量的含义及计算

	变量名称	代码	计算公式
因变量	总资产回报率	ROA	净利润/总资产
	每股收益	EPS	净利润/总股本
自变量	第一大股东持股比例	$CR_1$	第一大股东的持股比例
	赫芬德尔指数	$H_{10}$	前十大股东持股比例的平方和 第二大股东持股比例
	股权制衡度	Z	
控制变量	公司总资产	asset	总资产的自然对数 $\frac{\ln(\text{本期期末值}) - \ln(\text{上期期初值})}{\text{本期期初值}}$
	所有者权益增长率	equity	本期期初值
	营业收入增长率	sales	$\frac{\text{本期金额} - \text{上期金额}}{\text{上期金额}}$
	流动比率	cu	流动资产/流动负债
	资产负债率	da	总负债/总资产

## 6.2 统计方法的选择

本文使用的数据为短面板数据，主要采用的实证分析方法为面板数据模型。

数据具有二维特征是面板数据的最大特色，它既能反映了时间信息又能反映了个体信息。相对于时间序列数据和横截面数据，面板数据所能反映的信息更多，使用面板数据能使得估计更加准确和结果更加稳健。

面板数据模型具体可以分为固定效应模型、随机效应模型、混合效应模型。

面板数据的一般化模型形式表示如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{it} + \dots + \beta_n \cdot X_{in} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = u_{it} + \mu_i + \lambda_t$$

其中， $u_{it}$ 代表经典误差， $\mu_i$ 代表公司效应， $\lambda_t$ 代表时间效应。它们满足以下等式： $E(\mu_i) = 0$ ， $E(\lambda_t) = 0$ ， $E(u_{it}\mu_i) = 0$ ， $E(u_{it}\lambda_t) = 0$ 。我们可以根据  $\text{Cov}(\mu_i, \lambda_t)$  是否等于 0，将面板数据模型分为固定效应模型和随机效应模型。

如果  $\text{Cov}(\mu_i, X_{it}) \neq 0$ ，则模型为固定效应模型。如果  $\text{Cov}(\mu_i, X_{it}) = 0$ ，则模型应该设定成随机效应模型。类似地，如果  $\text{Cov}(\lambda_t, X_{it}) \neq 0$ ，则模型为固定效应模型。如果  $\text{Cov}(\lambda_t, X_{it}) = 0$ ，则模型应该设定成随机效应模型。

在计量经济学中，我们常常用 Hausman 检验来判断模型为固定效应模型还是随机效应模型。1978 年，Hausman 提出了著名的 Hausman 检验。具体说来，检验的原假设是，模型中的个体效应与模型的解释变量不相关。如果原假设成立，我们可以得出模型应该被设置成固定效应模型。检验中所使用的检验统计量如下式所示。

$$W = [b - \beta]' \cdot \widehat{\Sigma}^{-1} \cdot [b - \beta]$$

其中， $b$  为使用固定效应模型所估计出来的系数， $\beta$  为使用随机效应模型所估计出来的系数。 $\widehat{\Sigma}^{-1}$  为  $b$  和  $\beta$  之差的方差，由下式计算得到。

$$\widehat{\Sigma} = \text{var}([b - \beta])$$

根据上述对面板数据、面板模型的分析以及结合本文的实际变量，我们确定使用上述模型来对股权结构与公司绩效开展研究。本文建立的计量模型如下式所示。

$$\text{performance}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{i,t-n} + \alpha_2 \cdot \text{asset}_{it} + \alpha_3 \cdot \text{equity}_{it} + \alpha_4 \cdot \text{sales}_{it} + \alpha_5 \cdot \text{cu}_{it} + \alpha_6 \cdot \text{da}_{it} + \varepsilon_{it}$$

上式中, performance 用 ROA、ROE、EPS 来表示,  $X$  代表自变量, 包括第一大股东持股比例、前十大股东持股比例平方和、第一大股东持股与第二大股东持股之比。其中,  $X$  的下标  $t$  代表时间,  $n$  代表滞后期长度, 若  $n=0$ , 表示当期值;  $n=1$ , 表示滞后一期值;  $n=2$  表示滞后二期值。

## 7 股权集中度与公司绩效的关系

由表 1 可知, 对于公司绩效指标, ROA 的均值为 0.041, 并且最小值为-3.604、最大值为 0.381。公司的 ROA 小于 0.041 表明公司绩效低于民营上市公司 ROA 的一般水平。EPS 的均值为 0.376, 并且最小值为-6.878、最大值为 5.210。公司的 EPS 小于 0.376 时表明公司绩效低于民营上市公司 EPS 的一般水平。

对于股权集中度指标,  $CR_1$ 、 $H_{10}$  的均值分别为 0.312 和 0.136, 并且第一大股东持股比例  $CR_1$  的最大值为 0.865, 该值说明大股东对上市公司有绝对控制权。第一大股东持股比例的均值为 0.312, 说明上市公司的股权处于相对集中状态。前十大股东持股比例的平方和略小于第一大股东持股比例, 表示公司股东之间存在一定的牵制性。

表 1 各变量的描述性统计分析

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ROA	3604	0.041	0.099	-3.604	0.381
EPS	3604	0.376	0.549	-6.878	5.210
$CR_1$	3604	0.312	0.142	0.034	0.865
$H_{10}$	3604	0.136	0.105	0.003	0.749
asset	3604	22.119	1.107	18.996	26.152
equity	3604	0.223	1.332	-55.65	23.909
sales	3604	0.274	1.601	-0.953	55.044
cu	3604	2.733	4.811	0.162	190.869
da	3604	0.431	0.220	0.008	4.543

由表 2 第一大股东持股比例的分位数统计表可知, 第一大股东持股比例主要分布在 20%-40% 的区间内。第一大股东的四分之三的分位点对应的数值为 40.4%, 小于 50%。该数据说明民营上市公司是属于股权相对集中的企业。在股权相对集中的情况下, 因持股比例的大小与股东分配公司利益相关, 大股东会为了维护自身利益, 积极参与公司的经营活动, 有效地监管公司的运行, 有效地监管公司高级管理人员的行为, 从而减少自己面临的风险。

表 2 第一大股东持股比例的分位数统计表

	25 <sup>th</sup>	50 <sup>th</sup>	75 <sup>th</sup>	均值	方差
$CR_1$	0.204	0.291	0.404	0.312	0.142

由表 3 赫芬德尔指数的分位数统计表可知, 前十大股东的持股比例主要集中在 5%-20% 的区间内, 前十大股东的持股比例的平方和的四分之三分位点对应的数值为 18.4%。由此可以推断出民营上市公司的股权集中度较低, 平方后的赫芬德尔指数就更小。结合公司的第一大股东和赫芬德尔指数的频数统计可知, 本文所研究的民营上市企业的股权结构呈现股权相对分散, 也即第一大股东具有相对控股权。

表 3 赫芬德尔指数的分位数统计表

	25 <sup>th</sup>	50 <sup>th</sup>	75 <sup>th</sup>	均值	方差
$H_{10}$	0.061	0.105	0.184	0.136	0.105

首先, 我们对各变量进行相关性分析用来初步验证假设 1、2。从表 4 中的结果来看, 公司第一大股东的持股比例与绩效之间的相关系数为正, 赫芬德尔指数 (前十大股东持股数的平方和) 与绩效之间的相关系数也为正。以上结果初步说明了假设 1 和假设 2 的成立。

表 4 各变量之间的相关关系分析

变量	ROA	EPS	$CR_1$	$H_{10}$	asset	equity	sales	cu
ROA								
EPS	0.559							
$CR_1$	0.095	0.153						
$H_{10}$	0.102	0.171	0.956					
asset	0.022	0.226	0.052	0.044				
equity	0.353	0.122	0.019	0.033	0.088			
sales	0.021	0.066	0.018	0.033	0.068	0.777		
cu	0.080	0.079	0.014	0.051	-0.206	0.032	-0.018	
da	-0.417	-0.126	0.035	0.005	0.461	-0.168	0.043	-0.412

我们将对样本数据进行回归分析, 并使用多元回归模型和 Hausman 筛选后的最优面板数据模型。根据 Hausman 检验结果, 都认为固定效应模型比随机效应模型更有效。针对 415 家在 A 股、创业板的民营上市公司所建立的模型, 使用 2010-2018 年为期 9 年所披露的数据, 进行回归分析, 最后的回归结果如表 5 所示。



表 5 第一大股东持股比例与 ROA 的实证结果分析

	模型1	模型2	模型3	模型4
	OLS	FE	FE	FE
因变量	ROA			
$CR_1$	0.064*** (7.572)	0.068** (3.205)		
$CR_1(-1)$			0.041* (1.727)	
$CR_1(-2)$				0.040 (1.376)
asset	0.015*** (5.369)	0.028*** (7.984)	0.030*** (7.583)	0.034*** (7.574)
equity	0.035** (3.253)	0.021*** (15.592)	0.021*** (14.006)	0.019*** (11.597)
sales	-0.013** (-2.690)	-0.007*** (-7.044)	-0.006*** (-5.736)	-0.006*** (-5.399)
cu	-0.001* (-2.159)	-0.002*** (-5.757)	-0.002*** (-5.021)	-0.004*** (-6.514)
da	-0.179*** (-8.342)	-0.303*** (-22.989)	-0.322*** (-22.415)	-0.364*** (-22.107)
_cons	-0.241*** (-4.242)	-0.440*** (-5.909)	-0.476*** (-5.693)	-0.552*** (-5.705)
公司效应	不控制	控制	控制	控制
年份效应	不控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.393	0.415	0.425	0.452
观测值	3604	3604	3290	2878

注：\*\*\*、\*\*、\*表示 1%、5%、10% 的显著性水平。括号内为 t 统计值。

表 5 的结果显示：由模型 2 中的第一大股东持股比例的回归系数，我们可以得出结论：第一大股东的持股比例与公司 ROA 之间存在正相关关系并且通过了 5% 的置信水平下的显著性检验；系数仅为 0.068 表示第一大股东持股比例对公司 ROA 的提升作用甚微。由模型 3 的回归结果可知，我们发现第一大股东持股比例滞后一期 ( $CR_1(-1)$ ) 的回归系数为正，且通过了 10% 置信水平下的显著性检验。在引入第一大股东持股比例滞后二期后，我们从模型 4 发现，第一大股东持股比例的系数并不显著。结合模型 2 和模型 3，我们发现第一大股

东持股比例的滞后期与ROA的回归结果和第一大股东持股比例的当期与ROA的回归结果存在显著的差异，模型可能存在内生性问题。

同样，我们使用赫芬德尔指数来衡量公司的股权集中程度。表6的结果显示：第一，在不考虑内生性的情况下，结合模型2中的赫芬德尔指数的回归系数，我们可以得出结论：赫芬德尔指数与公司ROA之间存在显著的正相关关系。第二，在考虑内生性的问题之后，由模型3的回归结果可知，我们发现赫芬德尔指数滞后一期（ $H_{10}(-1)$ ）的回归系数为正，且通过了10%置信水平下的显著性检验。第三，在引入赫芬德尔指数滞后二期（ $H_{10}(-2)$ ）后，我们从模型4发现，系数并不显著。结合模型2和模型3，我们发现赫芬德尔指数的滞后期与ROA的回归结果和赫芬德尔指数的当期与ROA的回归结果存在显著的差异，模型可能存在内生性问题。

表6 赫芬德尔指数与ROA的实证结果分析

	模型1	模型2	模型3	模型4
	OLS	FE	FE	FE
因变量			ROA	
$H_{10}$	0.084*** (7.903)	0.075*** (2.622)		
$H_{10}(-1)$			0.060* (1.891)	
$H_{10}(-2)$				0.061 (1.585)
asset	0.015*** (5.349)	0.028*** (7.858)	0.030*** (7.491)	0.034*** (7.526)
equity	0.035*** (3.248)	0.021*** (15.561)	0.021*** (14.061)	0.019*** (11.617)
sales	-0.013*** (-2.705)	-0.007*** (-7.028)	-0.006*** (-5.756)	-0.006*** (-5.396)
cu	-0.001** (-2.202)	-0.002*** (-5.778)	-0.002*** (-5.032)	-0.004*** (-6.533)
da	-0.178*** (-8.314)	-0.302*** (-22.945)	-0.321*** (-22.386)	-0.364*** (-22.100)
_cons	-0.232*** (-4.125)	-0.420*** (-5.670)	-0.464*** (-5.583)	-0.544*** (-5.645)
公司效应	不控制	控制	控制	控制

年份效应	不控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.392	0.414	0.425	0.452
观测值	3604	3604	3290	2878

在不改变回归模型的变量的情况下,我们用上市公司年末股东人数的自然对数( $\ln shs$ )作为工具变量,消除原有模型中可能存在的内生性问题。从表7的回归结果来看,无论是使用GMM还是2SLS模型,比较模型1和模型2中的第一大股东持股比例( $CR_1$ )的回归系数,两者均通过了1%的显著性水平检验且系数为正,意味着第一大股东持股比例越高,ROA将越大。与表5中模型2相比,我们发现使用工具变量法之后,第一大股东持股比例( $CR_1$ )的相关系数大幅增加。基于此,我们认为由于内生性问题,表5的模型2得出的第一大股东持股比例与公司ROA之间的弱正相关关系并不正确。

同样,我们在比较模型3和模型4中赫芬德尔指数( $H_{10}$ )的回归系数,赫芬德尔指数与公司ROA的显著正相关关系依然成立,且在使用工具变量之后,相关系数增加。这意味着赫芬德尔指数对公司ROA有着较强的促进作用。

表7 股权集中度与ROA的实证结果分析(考虑内生性)

	模型1	模型2	模型3	模型4
	GMM	2SLS	GMM	2SLS
因变量	ROA			
工具变量	$\ln shs$			
$CR_1$	0.214*** (5.043)	0.317*** (3.509)		
$H_{10}$			0.238*** (5.088)	0.350*** (3.532)
asset	0.014*** (5.100)	0.029*** (8.061)	0.014*** (5.139)	0.027*** (7.584)
equity	0.035*** (3.247)	0.022*** (15.400)	0.035*** (3.239)	0.022*** (15.415)
sales	-0.013*** (-2.841)	-0.007*** (-7.362)	-0.013*** (-2.863)	-0.007*** (-7.392)
cu	-0.002** (-2.238)	-0.002*** (-5.787)	-0.002** (-2.338)	-0.002*** (-5.927)
da	-0.183*** (-8.483)	-0.307*** (-22.671)	-0.179*** (-8.357)	-0.304*** (-22.739)

_cons	-0.261*** (-4.457)	-0.544*** (-6.444)	-0.231*** (-4.111)	-0.449*** (-5.925)
公司效应	-	控制	-	控制
年份效应	-	控制	-	控制
观测值	3604	3604	3604	3604

根据上述表 5、表 6、表 7 中的回归结果，我们均得到了股权集中度（用第一大股东持股比例、赫芬德尔指数来衡量）都对 ROA 有正面影响，验证了假设 1。基于此，我们可以得出结论：对于民营上市公司而言，股权集中度对公司的会计利润有正面影响，可能的原因是大股东的存在有利于强化公司的内部监管。公司大股东的存在对民营上市企业来说是有利的。因此，我们认为适当提高民营上市公司的股权集中度可以提升公司绩效。

## 8 股权制衡度与公司绩效的关系

由表 9 可知，Z 指数主要分布在 0.5-2 区间内，极少数集中在 2 以上。说明样本公司的股权制衡度较高。第一大股东持股与第二大股东持股相差不大，第一大股东在公司拥有相对控制权，公司的第二大股东对第一大股东具有一定的约束能力，也进一步说明了民营上市公司的股权是相对集中的。

表 9 Z 指数的分位数统计表

	25 <sup>th</sup>	50 <sup>th</sup>	75 <sup>th</sup>	均值	方差
Z	0.541	1.196	2.073	1.412	1.080

从表 10 相关分析的结果来看，股权制衡度与公司 ROA 的相关系数为正，与 ROE 的相关系数也为正。初步验证了假设 2 成立。

表 10 各变量之间的相关关系分析

名称	ROA	ROE	Z	asset	equity	sales	cu
ROA							
ROE	0.536						
Z	0.015	0.013					
asset	0.036	0.017	0.027				
equity	0.480	0.025	-0.020	0.079			
sales	0.038	0.006	-0.004	0.057	0.520		
cu	0.078	0.009	-0.077	-0.196	0.032	-0.017	
da	-0.415	-0.077	0.119	0.454	-0.255	0.038	-0.405

我们使用 415 家民营上市企业的数据，共收集了 3604 个年观测数据。针对股权制衡度是否对公司绩效产生影响这一问题，使用多元回归模型和固定效应模型开展了实证研究。实证研究的结果如表 11 所示，在不考虑内生性问题的情况下，根据模型 1 和模型 2 的结果，我们发现无论是采用多元回归模型还是固定效应模型，股权制衡度都对公司的 ROA 有明显的提升作用。在考虑内生性问题之后，我们从模型 3 和模型 4 中可以发现，股权制衡度与公司 ROA 不存在显著的关系。模型可能存在内生性问题，需要进一步检验。

表 11 股权制衡度与 ROA 的实证结果分析

因变量	模型1	模型2	模型3	模型4
	OLS	FE	FE	FE
	ROA			
Z	0.006*** (4.774)	0.006*** (2.906)		
Z(-1)			0.002 (0.931)	
Z(-2)				0.004 (1.515)
asset	0.016*** (5.487)	0.029*** (8.233)	0.030*** (7.626)	0.035*** (7.688)
equity	0.035*** (3.282)	0.021*** (15.462)	0.020*** (13.903)	0.019*** (11.470)
sales	-0.013*** (-2.652)	-0.006*** (-6.799)	-0.006*** (-5.808)	-0.006*** (-5.445)
cu	-0.001** (-2.084)	-0.002*** (-5.625)	-0.002*** (-5.008)	-0.004*** (-6.511)
da	-0.181*** (-8.285)	-0.305*** (-23.080)	-0.323*** (-22.322)	-0.366*** (-22.167)
_cons	-0.244*** (-4.225)	-0.451*** (-5.999)	-0.474*** (-5.621)	-0.557*** (-5.744)
公司效应	-	控制	控制	控制
年份效应	-	控制	控制	控制
拟合优度	0.389	0.414	0.424	0.452
观测值	3604	3604	3290	2878

注：\*\*\*、\*\*、\*表示 1%、5%、10%的显著性水平。括号内为 t 统计值。



在不改变回归模型的变量的情况下，我们用上市公司流通股占总股本的比例（V）作为工具变量，消除原有模型中可能存在的内生性问题。从表 12 的回归结果来看，比较模型 1 和模型 2 中的股权制衡度（Z）的回归系数，发现股权制衡度与 ROA 存在正相关关系。与表 5.11 中的模型 2 相比，在考虑内生性问题之后，我们发现使用工具变量法之后，股权制衡度（Z）的相关系数大幅增加，约为原来的 10 倍左右。

表 12 股权制衡度与 ROA 的实证结果分析（考虑内生性）

因变量	模型1	模型2
	GMM	2SLS
ROA		
工具变量		
V		
Z	0.051*** (4.928)	0.137*** (5.535)
asset	0.018*** (10.820)	0.061*** (7.608)
equity	0.034*** (22.870)	0.019*** (8.914)
sales	-0.012*** (-10.277)	-0.005*** (-3.465)
cu	-0.001*** (-2.755)	-0.001** (-2.437)
da	-0.211*** (-18.517)	-0.381*** (-15.540)
_cons	-0.337*** (-8.464)	-4.375*** (-7.689)
公司效应	-	控制
年份效应	-	控制
观测值	3604	3604

注：\*\*\*、\*\*、\*表示 1%、5%、10%的显著性水平。括号内为 t 统计值。

## 9 结论及建议

### 9.1 结论

通过实证研究，我们可以得出以下几点结论：

第一， 股权集中度与公司绩效呈现正相关关系

根据实证结果显示, 股权集中度对公司绩效来说具有正面的积极作用, 具体表现在第一大股东的持股比例、赫芬德尔指数与公司绩效的实证之中, 两者均存在显著的线性正相关关系。说明就目前中国民营企业的股权结构来看, 适度提升股权集中度有助于缓解公司的委托代理问题, 从而促进公司业绩。尤其在考虑内生性问题之后, 我们发现提升绩效的作用更加明显。

## 第二, 股权制衡度与公司绩效存在正相关关系

根据 Z 指数与公司绩效的实证结果显示, 股权制衡度对公司绩效来说具有正面的积极作用。从股权制衡度的描述性统计指标来看, 样本的民营上市公司股权制衡度较高, 第一二股东之间持股差异不大, 相互制约程度较高。股东之间的委托代理问题较小。对民营上市公司来说, 提高股权制衡度将有利于公司的发展。

## 9.2 建议

西方经济学家认为, 在资本市场比较成熟和外部监管有效时, 相关分散的股权结构可以对公司的绩效产生积极影响。但是当外部市场不成熟且监管效率低时, 公司不应该采取分散的股权结构, 而应该采取相对集中的股权结构, 从而能强化公司的内部监督。从研究样本来看, 公司的第一大股东持股在 20%-40% 之间, 股权制衡度在 0.5-2.0 之间。股权制衡度说明公司的第一大股东的持股比例接近于公司第二大股东的持股。第一大股东行为将受到第二大股东的约束。因此, 我们认为对中国民营上市公司而言, 保持适度的股权集中度和提高股权制衡度, 在维持第一大股东的持股比例相对集中的前提下, 适当的提高公司的其它几位大股东的持股比例, 缩小大股东之间的差距, 形成良好的股权制衡度。

## 参考文献

- [1] Perrini, F., Rossi, G. and Rovetta, B. Does Ownership Structure Affect Performance? Evidence from the Italian Market. *Corporate Governance: An International Review*, 2008, 16: 312-32
- [2] Hamadi, M. Ownership concentration, family control and performance of firms. *European Management Review*, 2010, 7(2), 116-131.
- [3] Nguyen, T., Locke, S., and Reddy, K. Ownership concentration and corporate performance from a dynamic perspective: Does national governance quality matter? *International Review of Financial Analysis*, 2015, 41, 148-161.
- [4] Rostami S, Rostami Z, Kohansal S. The effect of corporate governance components on return on assets and stock return of companies listed in Tehran stock exchange[J]. *Procedia Economics and Finance*, 2016, 36: 137-146.
- [5] Milena J. Schank and Aurora Murgea and Gosmin Enache. Family Ownership and Firm Performance: Romania Versus Germany[J]. *Timisoara Journal of Economics and Business*, 2017, 10(2): 169-186.
- [6] Campa D. Ownership structure and the performance of Chinese-listed firms after the share reform:

- latest evidence from the manufacturing sector[J]. *International Journal of Corporate Governance*, 2017, 8(2): 106-127.
- [7] 张红军. 中国上市公司股权结构与公司绩效的理论及实证分析[J]. *经济科学*, 2000(04):34-44.
- [8] 于东智. 股权结构、治理效率与公司绩效[J]. *中国工业经济*, 2001(05):54-62.
- [9] 吴淑琨. 股权结构与公司绩效的U型关系研究——1997~2000年上市公司的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2002(01):80-87.
- [10] 张俊喜, 张华. 民营上市公司的经营绩效、市场价值和治理结构[J]. *世界经济*, 2004(11):3-15+80.
- [11] 徐莉萍, 辛宇, 陈工孟. 股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响[J]. *经济研究*, 2006(01):90-100.
- [12] 孙兆斌. 股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率[J]. *管理世界*, 2006(07):115-124.
- [13] 吴国鼎, 叶扬. 股权集中度、行业特征与企业绩效——基于中国上市公司的实证分析[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2013, 28(05):90-98.
- [14] 张建平, 裘丽, 刘子亚. 股权结构、代理成本与企业经营绩效[J]. *技术经济与管理研究*, 2016(05):44-49.
- [15] 钱敏, 孙曼. 新三板企业股权结构与公司绩效的关系研究[J]. *会计之友*, 2019(06):110-115.
- [16] 王莉莉, 韩道琴, 张宸恺. 中小板公司股权集中度、研发投入与公司绩效[J]. *会计之友*, 2021(03):117-123.
- [17] 余镜怀, 胡洁. 上市公司股权结构与公司绩效关系的实证分析[J]. *当代经济科学*, 2007(01):99-107+127-128.
- [18] 张良, 王平, 毛道维. 股权集中度、股权制衡度对企业绩效的影响[J]. *统计与决策*, 2010(07):151-153.
- [19] 谭兴民, 宋增基, 杨天赋. 中国上市银行股权结构与经营绩效的实证分析[J]. *金融研究*, 2010(11):144-154.
- [20] 安辉, 钟廷勇. 股权集中度、股权制衡与公司绩效关联性研究——基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. *东北师大学报(哲学社会科学版)*, 2011(06):46-52.
- [21] 罗正英, 李益娟, 常昀. 民营企业的股权结构对R&D投资行为的传导效应研究[J]. *中国软科学*, 2014(03):167-176.
- [22] Thomsen, S. and Pedersen, T. Ownership structure and economic performance in the largest European companies. *Strat. Mgmt. J.*, 2000, 21: 689-705.
- [23] Heugens, P.P.M.A.R., van Essen, M. and (Hans) van Oosterhout, J. Meta-analyzing ownership concentration and firm performance in Asia: Towards a more fine-grained understanding. *Asia Pacific Journal of Management*, 2009, 26(3), 481-512.
- [24] Balsmeier B, Czarnitzki D. Ownership concentration, institutional development and firm performance in Central and Eastern Europe[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2017, 38(2): 178-192.

- [25] 杜莹, 刘立国. 股权结构与公司治理效率: 中国上市公司的实证分析[J]. 管理世界, 2002(11):124-133.
- [26] 刘银国, 高莹, 白文周. 股权结构与公司绩效相关性研究[J]. 管理世界, 2010(09):177-179.
- [27] 曹廷求, 杨秀丽, 孙宇光. 股权结构与公司绩效: 度量方法和内生性[J]. 经济研究, 2007, 42(10):126-137.
- [28] 赵琼, 任薇. 上市公司股权结构与综合经营绩效的相关性分析——基于我国上市公司 2001~2005 年数据[J]. 经济问题, 2008(01):74-77.
- [29] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009 年中小企业板块的实证检验[J]. 会计研究, 2011(01):38-43.
- [30] 熊风华, 黄俊. 股权集中度、大股东制衡与公司绩效[J]. 财经问题研究, 2016(05):69-75.

## Ownership structure and firm performance

Wu Qishan Lihongyi

(CEFMS, Hunan University, Changsha, 410079)

**Abstract:** In recent years, the private economy has developed rapidly and has become an indispensable part of the Chinese economy. The corporate performance of non-state owned companies that are publicly listed has attracted increasing attention from domestic scholars. The efficiency of corporate governance will directly affect company performance, and the ownership structure is an important cornerstone of corporate governance. This paper selects 415 non-state owned companies listed in the A-share markets and Growth Enterprises Market from 2010 to 2018, using multiple regression model and fixed effects model to conduct an empirical analysis. This article comprehensively measures the ownership structure from the perspectives of ownership concentration, ownership balance, managerial shareholding ratio, and actual controller. This paper mainly uses return on assets (ROA), return on equity (ROE) and earnings per share (EPS) to measure company performance.

Based on the results of the empirical analysis, this paper draws the following conclusions: From descriptive statistics, the largest shareholding ratio is concentrated between 20%-40%, which is a relatively concentrated shareholding ratio. The degree of ownership balance (Z index) is concentrated between 0.5 and 2.0. This value indicates that ownership balance is relatively high. From the results of empirical analysis, both ownership concentration and ownership balance have a significant and positive impact on the firm performance.

**Keywords:** ownership concentration; ownership balance; firm performance