

两职合一、董事会独立性与企业绩效

张斌 卞海莹

摘要：董事长和总经理作为企业的高层领导，对公司的管理决策和经营方针的制定起到了至关重要的作用。文章以委托代理理论和现代管家理论为理论依据，运用 2010–2019 年中国 A 股上市公司数据，实证检验了董事长和总经理两职合一、董事会独立性及其交互作用对企业绩效的作用机理。研究发现：两职合一显著抑制了企业绩效；董事会独立性的提高能够有效缓解两职合一对企业绩效产生的抑制作用。进一步研究发现，非国有企业相较于国有企业其两职合一对企业绩效的抑制作用表现更为明显，而董事会独立性起到了很好的缓解作用。研究结果表明委托代理理论对中国国情下的上市公司治理更具解释力。

关键词：两职合一；董事会独立性；企业绩效；委托代理理论；现代管家理论

中图分类号：F272.3 **文献标识码：**A

一、引言

总经理和董事长作为企业发展战略的最高“决策先生”，在企业发展和公司治理中扮演着非常重要的角色。委托代理理论的拥护者认为两职分离有利于董事长监管总经理的自利和盲目行为，防止因“一言堂”导致企业重大战略决策失误，降低代理成本从而提高企业绩效。现代管理理论的支持者则持有截然不同的观点，认为总经理与董事长两职合一更有利于促进企业绩效的提升，其关键逻辑是两职合一提高了总经理的决策自由度和创新度，可以减少部门之间的信息沟通成本，有利于在紧急的情况下，企业快速做出决策应对外界复杂的变化。从目前关于我国上市公司治理效率的研究成果中可以看出，两职合一通常被认为是总经理“自我监督”“自我评价”的不利机制。随着市场经济的不断发展，所有权与经营权分离所引发的委托代理问题成为学界关注的焦点。董事会作为链接股东和高管的纽带，是公司治理的重要组成部分，合理有效的董事会结构能够一定程度上缓解所有权与经营权分离引发的代理矛盾，监督和控制总经理“逆向选择”行为，降低代理成本，维护公司整体利益。中国证监会关于上市公司独立董事比例的要求也迎合了委托代理理论。

究竟是两职分离还是合一更能促进公司治理效率的提升，目前学界还没有统一的观点，由于基于的理论不同以及选取的样本不同，得出的结论也不一致。通过广泛搜集阅读文献资料发现，大多数文献均从领导权结构、董事会构成、CEO 个人特征等方面展开对关于其对企业绩效的研究，而将两职合一、董事会独立性、企业绩效三者置于统一框架下研究的文献较为稀少。

本文在吸收前人研究结论的前提下，选取我国 A 股上市公司作为研究对象，创新性地将总经理与董事长两职合一与董事会独立性两者结合起来，引入两者的交叉变量，着重研究两职合一、董事会独立性及其交互作用对企业绩效的影响，以期为我国上市公司领导模式的设置与独立董事制度建设提供建议。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

“两职合一”是指一个人同时担任公司的 CEO 和董事长，究竟是两职合一还是分离更能促进企

业绩效，学者们尚未得出统一结论。委托代理理论认为两职合一会削弱董事会对总经理的监督，总经理很可能会在缺乏监督与制衡的情况下因为自身利益驱动而做出不利于股东和企业整体利益的行为，进而对企业绩效产生负面影响。相反，两职分离可以使得独立董事有效履行监督职能，缓解委托代理矛盾^[1]。众多实证研究也提供了经验证据，两职合一会降低企业绩效^[2]。相反，现代管理理论支持两职合一的领导模式，认为两职合一可以实现控制和指挥的统一，节约沟通成本，提高管理效率。Donaldson 和 Davis (1991)^[1]通过实证研究发现两职合一而不是两职分离，可以提高股东的净资产收益率^[4]。Brickley (1997)^[5]认为董事长和总经理两职分离带来的监督优势无法弥补其所付出的各类成本，这其中包括激励成本、信息共享成本、协调成本等，总的来说两职分离利小于弊。权小锋和吴世农 (2010)^[6]发现给予总经理更多的权利，在为企业创造高绩效的同时也大大增加了经营风险，一旦决策失误将致使企业长期发展停滞，需要在强权与监管之间制衡。

尽管学术界对于董事会独立性等系列问题的研究较为普遍，但关于其对企业绩效影响的结论却不尽相同。Rosenstein 和 Wyatt (1990)^[7]发现股价会随着“增加独立董事”消息的放出而上涨。再次，独立董事的监管职能可以降低代理成本，国内学者王跃堂等人 (2006)^[8]证实了在中国资本市场上代理理论更具有说服力，其逻辑起点在于独立董事的监督职能可以降低企业的代理成本，从而提升企业绩效。尤其是在中国市场监管机制的还不完善的背景下，提高非执行董事的比例对企业绩效有更加明显的促进作用^[9]。相反，Agrawal 和 Knoeber (1996)^[10]指出越来越多的局外人加入董事会对公司绩效的持续负面影响，可能的理由是董事会的扩大是出于政治原因。国内学者李常青和赖建清 (2004)^[3]发现独立董事的引入会降低企业绩效的原因可能有三个方面：一是独立董事能够监控公司利润操作行为，降低了虚假利润成分；二是独立董事制度在我国还不成熟，尚未发挥作用；三是独立董事并不真正独立，反而增加了代理成本。而有学者指出，由于中国独立董事制度尚在建设初期，制度还不完善导致其并没有真正在公司治理中发挥作用，因此中国上市公司独立董事比例的高低不会对企业绩效产生显著影响^[3]。

通过对国内外文献的梳理发现：首先，现有相关研究大集中于单独研究两职合一或分离对公司绩效的影响或董事会独立性对公司绩效的影响，却鲜有文献从董事会独立性的视角出发，研究在两职合一的情况下，董事会独立性是否会增强或削弱两职合一对企业绩效的抑制作用。其次，对于两职合一亦或董事会独立性与企业绩效的关系，不同学者给出了不一样的答案，甚至同一学者在不同时期做出的研究结论也不尽相同，一方面可能是由于选取样本、数据统计软件、不同变量的衡量指标，乃至区域等不同所产生的差异；另一方面，也可能是由于制度在不断完善，尤其是对于中国来说，从 2001 年推出独立董事制度至今已有 20 余年，制度也在实践中不断完善。

（二）研究假设

1. 两职合一与企业绩效

对于两职合一是否有利于促进企业绩效，学界目前还没有形成统一的观点。委托代理理论支持两职分离，认为当股东和管理层的利益产生冲突时，分权可以增强董事会独立性，强化对管理层行为的监督与控制；而现代管理理论支持两职合一，认为集权有利于统一领导，提高决策灵活度和自由度，减少信息沟通协调成本，有利于在危机情况下企业快速做出决策。

在公司的日常运营中，总经理制定并实施公司的战略决策，董事长承担着对其控制和监督的责任。董事会作为公司运营过程中最为重要的运营和决策部门，对公司的经营绩效产生深远影响。可是，在董事长与总经理两职合一的权力结构下，两个职务之间缺乏相互制衡，董事会对总经理的监督控制作用削弱，CEO 处于强权利弱监督的状态，CEO 的权利增大使其有机会出于自身利益增加个人享受和逆向选择，CEO 的寻租空间增大。企业规模越大，高管控制的资源越多，利用其权力之便寻求自身利益的机会越多。袁小锋 (2013)^[12]基于我国 A 股上市公司数据发现董事长与总经理两职合一会带来高管薪酬的提高和在职消费等寻租问题，降低了公司的现金持有水平，而两职分离能够有效抑制由两职合一带来的“寻租效应”，提高企业的资源利用和资金使用效率，从而促进企业绩效的提升。现代管理理论认为两职合一可以提高沟通效率，降低信息传递成本，使 CEO 能够快速做出决策，但是两职合一的优势在资源匮乏时表现更为明显。

由于中国制度背景下，董事长和总经理市场尚未成熟，公司治理机制和制约机制乃不完善（王

鹏、张俊瑞和李彬, 2009) ^[13], 两职合一将弱化董事会的监督和控制, CEO 的自我监督很难避免其自利倾向。相关研究也发现在我国企业中普遍存在管理层权力导致的寻租效应, 从而抑制了企业绩效。据此, 本文提出假设 1:

H1: 两职合一显著抑制了企业绩效。

2. 董事会独立性的调节作用

如前所述, 在我国公司治理中, 委托代理理论仍处于比较主流的地位, 董事会是解决因所有权和经营权分离而带来代理问题的有效机制。除了两职分离以外, 独立董事制度是另一保证董事会发挥其监控职能的制度安排。在我国尚未推出独立董事制度以前, 诸多上市公司存在一股独大的现象, 中小股东很难通过股东大会维护自身利益, 董事会会议也流于形式, 独立董事比例的提高可以有效避免董事会受到高管及利益相关者的控制, 更能保护企业整体利益, 促进企业绩效提升。独立董事的在上市公司中的治理效用受到了中国证监会的认可与重视, 2001 年由中国证监会颁布的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》对独立董事的人数作出了下限要求, 明确提出“上市公司的独立董事人数要占到董事会总人数的 1/3”的规定, 这在我国独立董事制度的建设上具有里程碑意义(鲁桐, 2002) ^[14]。特别是该指导意见关于独立董事对于保护中小股东利益、维护公司整体利益的重要意义做出了重要阐释, 迎合了委托代理理论中对于董事会监管职能的要求。

独立董事相比于内部董事, 具有三个方面的职能优势: 监督控制、资源依赖以及战略决策。首先, 独立董事可以加强企业外部的监督, 其独立性与客观性能够有效监督和控制高管做出盲目或自利的行为, 使得董事会能够做出更加客观公正的决议; 独立董事还能充当高管与股东之间委托代理矛盾的“仲裁者”。其次, 独立董事作为企业的“智囊团”, 拥有丰富的从业经验和外部信息资源, 更加熟悉企业外部环境, 能为企业降低与外部的交易成本和信息获取成本。最后, 独立董事拥有专业的财务理论与实践知识能够为企业的战略决策提供专业且客观的建议与指导, 提高董事会决策的质量, 使得上市公司运作更加规范化。

董事会的重要职责是监督和控制代理人高管的行为, 由于独立董事不参与企业的日常经营活动, 他们会将更多的精力放置监督 CEO 的行为, 若发现在两职合一的情况下 CEO 有侵占公司利益的倾向, 在董事会独立性较高的情况下, 独立董事会及时强烈地予以阻止, 加强对 CEO 的监控, 可以对两职合一对企业绩效的负向影响起到一定的抑制作用。根据我国的实际情况, 外部独立董事能够及时制止高管做出的不利于企业整体利益的行为, 可以减少由于不合理交易形成的损失, 从而提高企业绩效。据此, 本文推断在董事会独立性提高的情形下, 董事会将对 CEO 的行为产生一定程度的监控, 有效避免“一言堂”的现象, 两职合一对企业绩效的抑制作用会被董事会独立性所削弱。基于以上分析, 本文提出假设 2:

H2: 董事会独立性越高, 两职合一对企业绩效的抑制作用越弱; 即董事会独立性的提高会显著削弱两职合一对企业绩效的抑制作用。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文利用 2010–2019 年中国 A 股上市公司数据, 首先剔除了金融行业和 ST 及*ST 企业样本, 排除了具有明显行业特征和极端情况的企业对样本的影响, 确保了样本数据的可靠性与可比性; 其次剔除了两职合一、董事会独立性以及其他关键信息披露不全的样本, 最终筛选得到 23587 条公司-年度观测数据。本文的数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库和万德(wind)数据库, 对于部分缺失的数据通过手工整理上市公司的年度财务报表获得, 确实无法获得的本文予以剔除。同时, 本文对连续变量在 1% 和 99% 分位数处进行了 Winsorize 缩尾处理以减少奇异值造成的估计结果偏误。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

对于企业绩效的衡量，学术界大多采用总资产收益率和净资产收益率两种衡量指标（武志勇和李冯坤，2017^[15]；张露曦，2019^[16]；周建和袁德利，2013^[17]），也有少部分学者采用托宾Q值（王百强、侯粲然和孙健，2018^[18]；赵袁军等人，2017^[19]）、每股收益（徐玉德和王孟怡，2014^{错误！未找到引用源。}）以及税前平均利润的自然对数（李东升和杨荣，2020）^[20]等衡量企业的经营绩效。本文参考张天舒等（2015）^[21]的做法，采用总资产收益率来作为企业绩效的代理变量，并在后文的实证分析部分采用净资产收益率进行了稳健性检验，以验证本文实证结果的可靠性。

2. 解释变量

两职合一（Dual）是指由同一个人担任企业的董事长和总经理。该变量为虚拟变量，本文参照林润辉（2021）^[22]、任佳音（2019）^[23]、黄庆华（2017）^[24]等人对两职合一指标的衡量方法，对于该年度中企业的董事长兼任企业的总经理，则取值为1，否则，取值为0。

3. 调节变量

为进一步探究董事会的构成对两职合一带来源的一系列代理问题的影响机理，本文引入董事会独立性（DIR）变量，实证分析董事会独立性对两职合一与企业绩效关系的调节效应。本文参考王跃堂（2006）^[8]、李小玉（2017）^[25]等学者的研究方法，采用独立董事人数与董事总人数之比衡量企业的董事会独立性水平，该指标越大，说明独立董事有更多的机会参与到企业的日常运营与监督管理。

4. 控制变量

为了更加精准的捕获两职合一、董事会独立性对企业绩效带来的影响，本文对企业特征、高管层面的变量进行了控制。财务杠杆（Lev）用总负债与总资产比测度，用以衡量公司的财务风险；公司成长性（Growth）代表着一个企业所处的发展阶段，成长阶段不同，业绩表现也会有差异，本文参照李小玉等人（2017）^[25]的方法用营业收入本年本期金额与营业收入上年同期金额的差值比上营业收入上年同期金额的值衡量；高管团队规模（Exesize）用企业高管的人数衡量；另外，公司规模（Size）和公司年限（Age）不同，企业绩效也会有不一样的表现，本文参考黄庆华（2017）^[24]、林润辉（2021）^[22]等人的做法，分别采用公司年末总资产的自然对数、公司上市年龄的自然对数衡量。除此之外，本文还控制了第一大股东所持有企业股份比例（TopOne）与前十大股东所持有的企业股份比例（TopTen）。表1报告了主要变量的定义与计算方法。

表1 主要变量定义与说明

变量名称	变量代码	变量说明
总资产收益率	ROA	净利润 / 总资产平均余额
两职合一	Dual	虚拟变量，当董事长兼总经理时为1，否则为0
董事会独立性	DIR	独立董事人数/董事总人数
财务杠杆	Lev	总负债 / 总资产，衡量公司财务风险
公司成长性	Growth	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额) / (营业收入上年同期金额)
第一大股东持股比例	TopOne	第一大股东所持有企业股份比例
前十大股东持股比例	TopTen	前十大股东所持有的企业股份比例
高管团队规模	Exesize	企业高管人数
公司规模	Size	公司年末总资产的自然对数
公司年限	Age	公司上市年龄的自然对数
行业控制变量	Industry	以中国证监会最新制定颁布的上市公司行业分类为准，共有18个行业
年度控制变量	Year	2010-2019年

(三) 模型构建

基于以上的理论分析，本文构建面板模型，基本形式如下所示：

为检验假说 1，构建模型（1）：

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dual_{it} + \beta_2 controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为检验假说 2，构建模型（2）：

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dual_{it} + \beta_2 DIR_{it} + \beta_3 Dual_{it} \times DIR_{it} + \beta_4 controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，在模型（1）中， ROA_{it} 表示企业 i 在 t 年的经营绩效， $Dual_{it}$ 表示企业 i 在 t 年董事长与总经理的两职合一状况， $controls_{it}$ 表示相关的控制变量。此外，还考虑到了行业效应和时间效应。在模型（2）中， DIR_{it} 表示企业 i 在 t 年的董事会独立性， $Dual_{it} \times DIR_{it}$ 为两职合一与董事会独立性的交互项，回归系数 β_3 反映了董事会独立性对两职合一与企业绩效的调节作用，其他控制变量与模型（1）相同。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 为各变量的描述性统计。主要变量中，我国上市公司的总资产收益率（ROA）差异较大，最大值为 0.2108，最小值为 -0.2345，均值为 0.0396，其最大值与最小值相差大，表明我国上市公司的企业绩效存在较大差异；两职合一（Dual）的均值为 0.26，意味着我国上市公司中约有 26% 的企业采用了两职合一的领导模式，其标准差为 0.4386，表明上市公司两职合一的情况差异仍然明显；董事会独立性（DIR）的均值为 0.3744，最小值为 0.3333，最大值为 0.5714，标准差为 0.0531，表明我国上市公司的董事会独立性情况差异较大，这些变量的差异性为本研究提供了良好的契机。此外，各公司治理的内部指标差异均较为明显。

表 2 描述性统计

variable	N	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
ROA	23587	0.0396	0.0614	-0.2345	0.0141	0.0376	0.0690	0.2108
Dual	23587	0.2600	0.4386	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
DIR	23587	0.3744	0.0531	0.3333	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714
Lev	23587	0.4348	0.2089	0.0535	0.2668	0.4282	0.5915	0.9065
Growth	23587	0.1893	0.4474	-0.5684	-0.0146	0.1130	0.2768	2.9393
TopOne	23587	0.3499	0.1480	0.0927	0.2331	0.3298	0.4499	0.7482
TopTen	23587	0.5811	0.1518	0.2259	0.4728	0.5900	0.6969	0.9025
Exesize	23587	6.4057	2.2720	3.0000	5.0000	6.0000	8.0000	14.0000
Size	23587	22.1717	1.2789	19.7733	21.2551	22.0023	22.9038	26.0988
Age	23587	2.0013	0.9321	0.0000	1.3863	2.1972	2.7726	3.2189

(二) 回归分析

表 3 报告了董事长与总经理两职合一、董事会独立性对企业绩效影响的回归结果。不控制行业效应和时间效应的方程（1）显示，两职合一与企业绩效的回归结果显著为负。在控制了行业效应和时间效应后，方程（2）的回归结果依旧显著，表明董事长与总经理两职合一显著抑制了企业的绩效，

即验证了假说 1。两职合一的权力结构下，相互之间缺乏制衡，更有利于管理层利用其权力之便寻求个人享受和逆向选择。方程（3）和（4）报告了董事会独立性对两职合一与企业绩效之间的调节效应回归结果。依次加入行业效应和时间效应的控制变量，两职合一与董事会独立性相互项的回归系数皆显著为正，表明董事会独立性的提高会显著削弱两职合一对企业绩效的抑制作用。假说 2 得证。

表 3 基本回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROA	ROA	ROA
Dual	-0.0016*	-0.0017**	-0.0124**	-0.0141**
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0059)	(0.0058)
DIR			-0.0490***	-0.0452***
			(0.0080)	(0.0079)
c. Dual#c. DIR			0.0301*	0.0380**
			(0.0154)	(0.0152)
Lev	-0.1341***	-0.1399***	-0.1341***	-0.1446***
	(0.0024)	(0.0026)	(0.0024)	(0.0026)
Growth	0.0295***	0.0296***	0.0295***	0.0279***
	(0.0011)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0010)
TopOne	0.0259***	0.0272***	0.0265***	0.0180***
	(0.0032)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0031)
TopTen	0.0254***	0.0241***	0.0252***	0.0325***
	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)
Exesize	0.0015***	0.0016***	0.0014***	0.0013***
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Size	0.0103***	0.0106***	0.0104***	0.0119***
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
Age	-0.0055***	-0.0060***	-0.0056***	-0.0051***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
_cons	-0.1578***	-0.1716***	-0.1417***	-0.1641***
	(0.0074)	(0.0083)	(0.0077)	(0.0088)
Industry	No	Yes	No	Yes
Year	No	Yes	No	Yes
N	23587	23587	23587	23587
r2_a	0.2575	0.2639	0.2588	0.2780
F	692.5428	231.4163	556.5029	168.7103

注：（1）括号内数值为回归系数的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示在 1%，5% 和 10% 的水平下统计显著。

（三）稳健性检验

1. 更换被解释变量

企业绩效衡量的可靠性对上文研究结论的影响起到了关键影响，因此，本文用净资产收益率（ROE）更换被解释变量总资产收益率（ROA）。模型（1）与模型（2）的更换解释变量下的回归结果与前文实证部分的基准回归结果相一致，这说明本文的结论是稳健的。

表 4 稳健性检验—更换被解释变量

	(1)	(2)
	ROE	ROE
Dual	-0.0037** (0.0018)	-0.0285** (0.0125)
DIR		-0.0973*** (0.0178)
c. Dual#c. DIR		0.0777** (0.0329)
Lev	-0.2034*** (0.0075)	-0.2141*** (0.0076)
Growth	0.0628*** (0.0024)	0.0590*** (0.0024)
TopOne	0.0598*** (0.0068)	0.0385*** (0.0067)
TopTen	0.0392*** (0.0076)	0.0586*** (0.0075)
Exesize	0.0036*** (0.0004)	0.0029*** (0.0003)
Size	0.0241*** (0.0011)	0.0272*** (0.0011)
Age	-0.0096*** (0.0010)	-0.0076*** (0.0011)
_cons	-0.4685*** (0.0209)	-0.4538*** (0.0217)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	23554	23554
r2_a	0.1751	0.1922
F	84.2733	65.9175

注：（1）括号内数值为回归系数的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示在 1%，5% 和 10% 的水平下统计显著。

2. 自助法

本文采用 A 股上市公司数据分析了董事长与总经理两职合一对企业绩效的影响以及董事会独立性对于二者之间关系的调节作用，需要说明的是本文选取的样本区间皆为上市公司，从样本的选择角度来看存在样本不具备完全意义上代表性的风险。基于此，本文采用自助法(Bootstrap)抽检 500 次用以得到更加稳健的自助标准误，相关回归结果如表 5 所示，各回归方程中核心解释变量回归系数的显著性与基准回归结果的显著性相一致，再次表明了本文实证结果的稳健可靠。

表 5 稳健性检验-自助法

	(1)	(2)
	ROA	ROA
Dual	-0.0017** (0.0008)	-0.0141** (0.0061)
DIR		-0.0452*** (0.0082)

c. Dual#c. DIR		0.0380** (0.0157)
Lev	-0.1399*** (0.0027)	-0.1446*** (0.0027)
Growth	0.0296*** (0.0010)	0.0279*** (0.0010)
TopOne	0.0272*** (0.0030)	0.0180*** (0.0030)
TopTen	0.0241*** (0.0034)	0.0325*** (0.0034)
Exesize	0.0016*** (0.0002)	0.0013*** (0.0002)
Size	0.0106*** (0.0004)	0.0119*** (0.0004)
Age	-0.0060*** (0.0005)	-0.0051*** (0.0005)
_cons	-0.1716*** (0.0086)	-0.1641*** (0.0090)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	23587	23587
r2_a	0.2639	0.2780

注：（1）括号内数值为回归系数的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下统计显著。

（四）内生性处理

为了减轻董事长与总经理两职合一和董事会独立性与企业绩效的反向因果内生性影响，本文采用滞后一期的企业两职合一与董事会独立性数据对当年的企业绩效进行回归，结果见表 6。

表 6 内生性处理

	(1) ROA	(2) ROA	(3) ROA	(4) ROA
L1_Dual	-0.0016* (0.0009)	-0.0018* (0.0010)	-0.0130** (0.0066)	-0.0154** (0.0065)
L1_DIR			-0.0452*** (0.0087)	-0.0443*** (0.0086)
c. L1_Dual#c. L1_DIR			0.0313* (0.0172)	0.0411** (0.0170)
Lev	-0.1397*** (0.0022)	-0.1465*** (0.0029)	-0.1398*** (0.0027)	-0.1514*** (0.0029)
Growth	0.0308*** (0.0009)	0.0308*** (0.0013)	0.0309*** (0.0013)	0.0301*** (0.0013)
TopOne	0.0288*** (0.0035)	0.0305*** (0.0036)	0.0292*** (0.0036)	0.0215*** (0.0035)

TopTen	0.0224*** (0.0038)	0.0207*** (0.0039)	0.0224*** (0.0038)	0.0288*** (0.0038)
Exesize	0.0015*** (0.0002)	0.0016*** (0.0002)	0.0014*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)
Size	0.0108*** (0.0004)	0.0112*** (0.0005)	0.0109*** (0.0004)	0.0125*** (0.0005)
Age	-0.0035*** (0.0006)	-0.0041*** (0.0007)	-0.0036*** (0.0006)	-0.0030*** (0.0007)
_cons	-0.1710*** (0.0077)	-0.1878*** (0.0091)	-0.1566*** (0.0085)	-0.2047*** (0.0099)
Industry	No	Yes	No	Yes
Year	No	No	No	Yes
N	19248	19248	19248	19248
r2_a	0.2484	0.2566	0.2494	0.2702
F	796.2661	169.9748	404.6857	128.4444

注：（1）括号内数值为回归系数的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示在1%，5%和10%的水平下统计显著。

（五）进一步研究

不同的企业所有制形式其在管理模式、责任监管方面均有所不同，据此本文将研究样本划分为国有企业和非国有企业，进一步捕捉不同的所有制形式下两职合一、董事会独立性以及二者的交互影响对企业绩效的异质性作用机理。表7方程（1）、方程（2）展示了国有企业样本下的回归结果，方程（1）中尽管两职合一对企业绩效的回归系数为正，但是这一回归结果却不显著。一方面，国有企业作为政府职能的有效延伸，其经营理念、管理模式都受到政府职能的宏观调控，为了更好的使其充当“政府职能的延伸”这一重要角色，政府部门会加大对国有企业的运营监管，从而有效缓解两职合一造成的代理问题对企业绩效的抑制作用。另一方面，与民营企业相比，国有企业的经营理念更多的是满足国计民生的需要，而较少的追求经济利益的最大化，即使国有企业存在利润亏损，各级政府部门也会对其提供各种财政补贴、税收优惠，以使其逃脱被证券交易所ST的风险，国有企业受到各级政府部门更多的“照顾”。换句话说，即使国有企业存在两职合一所带来的代理问题，也会因为各级政府的“照顾”而相安无事。方程（2）报告了加入董事会独立性这一调节变量的回归结果，两职合一与董事会独立性的回归系数仍不显著，这可能是因为国有企业拥有比非国有企业更加完善的监管方式，因此造成这一调节作用不明显。表7方程（3）、方程（4）报告了非国有企业样本下的回归结果，回归结果表明两职合一显著抑制了企业的绩效，而董事会独立性能够有效缓解两职合一对企业绩效的抑制作用。非国有企业因为没能受到更好的监管以及缺乏各级政府部门的有效扶持，因此表现出非国有企业两职合一抑制了企业绩效，而更高的董事会独立性能够有效起到监管作用，缓解非国有企业两职合一带来的代理问题。表7报告了进一步分析的相关回归结果。

表7 进一步测试

	国有企业		非国有企业	
	(1)		(3)	
	ROA	ROA	ROA	ROA
Dual	0.0017 (0.0016)	0.0011 (0.0103)	-0.0027*** (0.0010)	-0.0130* (0.0070)
DIR		-0.0447***		-0.0323***

		(0.0096)		(0.0118)
c. Dual#c. DIR		0.0050		0.0307*
		(0.0268)		(0.0181)
Lev	-0.1374***	-0.1443***	-0.1425***	-0.1447***
	(0.0028)	(0.0028)	(0.0029)	(0.0029)
Growth	0.0243***	0.0213***	0.0317***	0.0300***
	(0.0012)	(0.0012)	(0.0010)	(0.0010)
TopOne	0.0123***	0.0064	0.0375***	0.0291***
	(0.0043)	(0.0043)	(0.0044)	(0.0045)
TopTen	0.0135***	0.0198***	0.0348***	0.0435***
	(0.0046)	(0.0046)	(0.0047)	(0.0047)
Exesize	0.0015***	0.0013***	0.0015***	0.0012***
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
Size	0.0084***	0.0101***	0.0136***	0.0152***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0006)
Age	-0.0054***	-0.0023***	-0.0063***	-0.0056***
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)
_cons	-0.1232***	-0.1280***	-0.2396***	-0.2383***
	(0.0093)	(0.0096)	(0.0116)	(0.0128)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9109	9109	14478	14478
r2_a	0.2764	0.3003	0.2612	0.2750
F	145.9300	112.6714	205.7622	153.5161

注：（1）括号内数值为回归系数的稳健标准误；（2）***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下统计显著。

五、结论与建议

本文研究得出以下结论：第一，两职合一领导模式与企业绩效具有显著负向关系。第二，随着董事会独立性的提高，两职合一对企业绩效的抑制作用越弱；即董事会独立性的提高能够削弱两职合一对企业绩效的抑制作用。关键逻辑在于董事会的独立性越高，越能约束管理层利用权力之便的寻租行为，避免公共资源浪费；也越能因其客观性发挥监督控制的作用，保证董事会决策的客观公正，保护公司整体利益。第三，在区分股权性质的进一步研究中发现，在国有企业中，无论是两职合一还是引入董事会独立性后的交互项均对企业绩效无显著影响。可能的原因是国有企业受到了来自国有资产监督管理委员会、政府审计等外部监管和内部审计、企业董事会等内部监管，严格的“双重监管”为国有企业的公司治理创造了良好的环境；另一方面，国有企业更多的是承担社会责任，满足国计民生需要，而不是一味追求利润，大大降低了两职合一的领导权结构下 CEO 的寻租行为。

据此提出以下建议：第一，合理设置公司的领导模式。从本文的实证研究结果来看，中国上市公司的治理效率更加迎合委托代理理论。两职分离可以形成权力上的制衡，有效降低总经理的自我监督带来的利益驱动风险和经营决策风险，促进企业绩效的提升。第二，完善中国上市公司独立董事制度环境。对于两职合一的上市公司而言，更应该重视董事会独立性的高效作用，完善独立董事制度，保证独立董事真正的独立性，并履行其监督和决策职能。但是要想独立董事真正发挥其客观性和专业性，需要企业、监管机构、政府各方均作出努力。企业要建立有效的独立董事制度及激励

机制，且完善内部控制；监管机构也需进一步细化独立董事制度，规范独立董事的职责权限、选举方式以及人数要求，同时加强对独立董事的职权监管，尤其是加强对民营企业的相关监督，促进民营企业独立董事制度进一步完善；最后，公司治理的良性发展离不开政府和法律的支持，必须在以下几个方面有法律规范强制力保证实施：（1）法律法规明确规定独立董事制度的设立目的；（2）严格界定独立董事的职能范围；（3）独立董事可以在履行监督职能时不受企业内部人员约束地接触其认为必要的所有相关文件；（4）借鉴美国经验，设立以独立董事为首的各类关键委员会，包括提名、薪酬独立等委员会，这些独立董事委员会的设立，可以增强独立董事对经理层的制衡力量。

参考文献

- [1] Fama EF, Jensen MC. Separation of Ownership and Control [J]. Journal of Law and Economics.1983,26:301-325.
- [2] Rechner PL, Dalton DR. CEO Duality and Organizational Performance:A Longitudinal Analysis [J]. Strategic Management Journal.1991,12(2):155-160.
- [3] 李常青, 赖建清. 董事会特征影响公司绩效吗? [J]. 金融研究, 2004 (05) : 64-77.
- [4] Donaldson L, Davis JH. Stewardship Theory or Agency Theory: CEO Governance and Shareholder Returns [J]. Australian Journal of Management.1991,16:49-64.
- [5] Brickley JA, Coles JL, Jarrell G. Leadership Structure: Separating the CEO and Chairman of the Board [J]. Journal of Corporate Finance.1997,3(3):189-220.
- [6] 权小锋, 吴世农. CEO 权力强度、信息披露质量与公司业绩的波动性——基于深交所上市公司的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2010, 13 (04) : 142-153.
- [7] Rosenstein,S.& Wyatt,J. . Outside directors, board independence, and shareholder wealth. Of Financial Economics 26_1990.
- [8] 王跃堂, 赵子夜, 魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效? [J]. 经济研究, 2006 (05) : 62-73.
- [9] 吴淑琨, 刘忠明, 范建强. 非执行董事与公司绩效的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2001 (09) : 69-76.
- [10] Anup Agrawal,Charles R. Knoeber. Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996,31(3).
- [11] 胡勤勤, 沈艺峰. 独立外部董事能否提高上市公司的经营业绩 [J]. 世界经济, 2002 (07) : 55-62+80.
- [12] 袁小锋. 董事长和总经理两职合一的寻租效应研究 [D]. 华南理工大学, 2013.
- [13] 王鹏, 张俊瑞, 李彬. 董事会结构与企业价值关系研究——基于能力视角的经验证据 [J]. 山西财经大学学报, 2009, 31 (12) : 63-70.
- [14] 鲁桐. 独立董事制度的发展及其在中国的实践 [J]. 世界经济, 2002 (06) : 3-12+80.
- [15] 武志勇, 李冯坤. 国际化经营、研发投入与企业绩效——基于高新技术上市公司的实证研究 [J]. 财会通讯, 2017 (21) : 32-36.
- [16] 张露曦. 股权结构、信贷结构与商业银行经营绩效 [J]. 成都行政学院学报, 2019 (02) : 54-60.
- [17] 周建, 袁德利. 公司治理机制与公司绩效:代理成本的中介效应 [J]. 预测, 2013, 32 (02) : 18-25.
- [18] 王百强, 侯粲然, 孙健. 公司战略对公司经营绩效的影响研究 [J]. 中国软科学, 2018 (01) : 127-137.
- [19] 赵袁军, 许桂革, 余红心, 解祥优. 公司治理要素对企业绩效的联动效应研究 [J]. 投资研究, 2017, 36 (08) : 19-27.
- [20] 李东升, 杨荣. 董事会内在特征与上市企业绩效——基于董事会资本与董事会独立性状态视角 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2020, 22 (02) : 79-90.
- [21] 张天舒, 陈信元, 黄俊. 政治关联、风险资本投资与企业绩效 [J]. 南开管理评论, 2015, 18 (05) : 18-27.
- [22] 林润辉, 李飞, 薛坤坤. 管家还是代理人?——CEO 角色与企业国际化战略 [J]. 管理工程学报, 2021, 35 (03) : 44-55.
- [23] 任佳音. 两职合一、研发投入与企业绩效——基于民营上市企业的实证研究 [J]. 新会计, 2019 (01) : 24-29.
- [24] 黄庆华, 陈习定, 张芳芳, 周林宸. CEO 两职合一对企业技术创新的影响研究 [J]. 科研管理, 2017, 38 (03) : 69-76.
- [25] 李小玉, 薛有志, 周杰. CEO 关联、内部治理与企业绩效 [J]. 管理科学, 2017, 30 (05) : 102-118.