引用格式：张非也，时扬，李东臻，等. 宽严相济：领导风格对学员学习投入影响的边界效应[J]. 军事高等教育研究，2026，49（3）：67－75.
Zhang Feiye, Shi Yang, Li Dongzhen, et al. Balancing authority and benevolence: boundary effects of leadership styles on cadets' learning engagement[J]. Journal of Military Higher Education Research, 2026, 49 (3): 67－75. (in Chinese)

宽严相济：领导风格对学员学习投入影响的边界效应

张非也，时　扬，李东臻，赵志琦
（海军工程大学，湖北　武汉　430033）

摘　要：优化军校管理育人模式是军队院校改革创新的重要举措。为厘清领导风格对学员学习投入的影响机制、完善管理育人路径，文章采用实证研究方法，以心理契约为调节变量、组织氛围为中介变量，探究权威领导、仁慈领导对军校学员学习投入的影响路径及机制。研究发现，两类领导风格的影响路径存在显著差异。权威领导的影响路径更为丰富，且心理契约在影响路径中能够发挥有效的调节作用；而仁慈领导的影响路径相对单一，但作用效果较为稳健。基于此，本文提出军校管理应注重领导风格差异化运用、强化学员心理契约管理，并在“宽严相济”理念下充分发挥仁慈领导作用，以期为优化管理育人模式提供实践参考。

关键词：学习投入；权威领导；仁慈领导；组织氛围；心理契约
中图分类号：E251　　**文献标志码**：A　　**文章编号**：2097－4043（2026）03－0067－09
DOI：10.3969/j.issn.2097－4043.2026.03.011

Balancing Authority and Benevolence: Boundary Effects of Leadership Styles on Cadets' Learning Engagement

ZHANG Feiye, SHI Yang, LI Dongzhen, ZHAO Zhiqi
(*Naval University of Engineering*, *Wuhan* 430033, *China*)

Abstract: Optimizing the management and education model of military academies is a critical practical issue in their reform and innovation. To clarify how leadership might influence cadets' learning engagement and improve the pathway of management, the present empirical study explores the influences and mechanisms of authoritative and benevolent leadership on cadets' learning engagement with psychological contract being the moderating variable and organizational climate the mediating variable. Results indicate the differences of two leadership styles: The influence path of authoritative leadership is more diverse, where psychological contract can play an effective moderating role; in contrast, that of benevolent leadership is relatively less diverse, yet with relatively stable effects. This study proposes that military academy management should focus on differentiated application of leadership styles, strengthen the management of cadets' psychological contracts, and fully leverage benevolent leadership under the concept of "balancing authority and benevolence", with the aim of providing a practical reference for optimizing the management and education model.

收稿日期：2026－01－07；**修回日期**：2026－03－19
基金项目：国防军事教育学科规划2024年度军队专项课题（JYKY－D2024018）；海军工程大学2024年度教育科学研究课题（NUE2024ER18）
第一作者：张非也（1990—），男，湖南岳阳人。海军工程大学助教，硕士，主要从事军事高等教育政策与管理研究。

Key words：learning engagement；authoritative leadership；benevolent leadership；organizational climate；psychological contract

近年来，军队院校在优化管理育人模式等方面开展了广泛实践，而进一步提升管理干部专业化水平亦成为普遍呼声[1-2]。在我国军校管理实践中，基层管理干部潜心营造“严管与厚爱”相统一的育人环境，基层管理干部与学员之间逐步形成包含激励、责任等要素的双向心理期望[3]。换言之，双方存在着内隐、非书面且包含隐性权利义务关系“协议”的“心理契约”。军校育人主体曾一度存在定位模糊问题[4]。一般认为，教师在大学生学习投入上发挥主导作用[5]。但在军事教育场景下，以学员队干部为主体的基层管理干部的育人作用也不容忽视，其领导活动与育人活动高度相仿[6]。家长式领导（权威、仁慈、德行）植根于中国传统文化，并在中国政府、企业、军队等各种组织中得到了验证[7]。在军事组织中，权威领导与仁慈领导在“宽严相济”理念下协同作用。因此，本研究聚焦管理干部的权威领导与仁慈领导，探究其对学员学习投入的差异化影响机制，旨在明晰两类领导风格的育人效能边界。

军校基层管理干部所展现的行为特征与价值取向，在很大程度上影响并塑造了组织氛围[8]。军校学员管理单位的组织模式与地方高校有显著区别，功能定位与部队基层连队也有差异，可被视为一个特殊的军事组织[9]。其在教学管理活动中展现出极强的组织性、计划性，深受组织氛围的驱动[10]，进而影响着个体学习意义的认知建立以及在集体层面的知识交流和扩散等[11]。笔者认为，在军校场景中，组织氛围是领导风格对学员学习投入产生影响的重要中介变量。

一、文献回顾及假设提出

有学者先后对中国大学生学习投入调查、中国大学生学习与发展追踪研究调查问卷进行军事场景适配，探索了学习投入不同维度的影响路径[12]，构建了“军校学员学习收获影响机制模型”[13]，也发现源自西方或部分经本土化适配的量表与军校高等教育场景存在“水土不服”的问题；有学者揭示了不同内部动机、外部因素等维度对学习投入的干扰作用[14-16]；有学者围绕军校基层管理干部的德行领导、参与式领导开展研究，探讨了相关因素对学员心理维度、组织环境的影响机理[17]676-679。现有研究多聚焦军校学员学习投入受校风、教学方式、入伍动机等多维因素的共同影响，而关于领导风格的影响机制研究相对欠缺。鉴于此，本研究针对军校学员学习投入这一重点关注问题，借助已有成熟量表并进行军事场景适配，围绕某军校基层管理实践，聚焦领导风格因素，构建了一个有调节（心理契约）的中介（组织氛围）模型。

（一）权威领导、仁慈领导与军校学员的学习投入

领导风格，一般用于表述“领导活动实践中所体现出的思想与行为特质”[18]。伯恩斯（J. M. Burns）提出交易-变革型领导理论，并构建完善了交易型领导理论[19]。巴斯（B. M. Bass）和阿沃里奥（B. J. Avolio）依据领导行为特征的不同，将领导划分为变革型、交易型和放任型[20]。郑伯壎等根据中国文化背景提出了家长式领导风格，并将其界定为：领导者表现出如长辈般的权威性、仁慈性和道德高尚性的领导方式[21]，这是西方领导风格理论在我国文化中的具体体现[22]。领导风格蕴含着典型的文化特征[23]，我国军校植根于中国本土传统文化[17]676-677，主流领导风格往往体现为家长式领导风格。从实践层面来看，家长式领导风格中的权威领导与仁慈领导，其内涵与军校学员管理实践中所倡导的“严管与厚爱”等理念高度相仿。

尽管家长式领导的相关研究已较为丰富，但仍存在争议。权威领导虽可能削弱团队的整体工作绩效[24]，抑制个体创新积极性[25]，阻碍组织学习[26]，但也有学者认为在某些组织内其对团队工作绩效有正向影响[27]；仁慈领导虽能增强组织支持感与积极性[28]，但也有学者认为在特定组织内二者并不存在显著相关关系[29]。本研究认为，在军校管理实践中，权威领导通过明确目标与期望，强化学习优先级感知，有助于培养学员的自律意识与执行力，提升学员的学习效率；而仁慈领导通过营造支持性氛围，增强关怀感知，有助于提升学员的归属感、满意度与团队协作，进而激发学员的学习投入。基于此，提出研究假设：

H1a：权威领导对学员学习投入存在正向影响；

H1b：仁慈领导对学员学习投入存在正向影响。

（二）组织氛围的中介作用

个体行为与组织氛围密不可分[30]。个体学习意愿、学习效能受组织氛围显著影响[31-32]。仁慈领导通常营造支持性氛围，权威领导则重在塑造结构化氛围[33]。需关注的是，权威领导与仁慈领导并非对立[34]，而是相互独立的概念，其塑造的组织氛围功能各异。在军校管理情境下，权威领导通过明确规则、结构化管理，塑造制度化的组织氛围，学员表现出对上级指令的高度服从性与执行力；而仁慈领导通过情感关怀与资源支持，营造宽松融洽的组织氛围，学员展现出对组织的归属感。基于此，本研究提出如下假设。

H2a：组织氛围在权威领导与学员学习投入之间发挥中介作用；

H2b：组织氛围在仁慈领导与学员学习投入之间发挥中介作用。

（三）心理契约的调节作用

心理契约源于组织与下属对彼此责任的主观认知[35]，在实践中部分学者从下属单向视角出发，将其界定为“对双方义务的信念”，并认为其形成由被领导者主导[36]。在军校刚性制度主导的管理情境下，组织期望明确、边界清晰，学员在“严管厚爱”实践中逐步建构单方心理期待。因此，本研究从学员视角出发界定心理契约的满足程度。

学员的学习投入深受心理契约的影响[37]。依据社会交换理论，当一方未达另一方的责任标准，后者会停止付出以示拒绝[38]，而心理契约就是对相应责任履行程度的感知。本研究认为，权威领导通过明确规则、实施严格管理与设定清晰目标，强化组织的规范性。心理契约体现为学员对规则、目标的认同，以及对上级是否公正履职、杜绝特权的感知，其满足程度直接影响学习投入。当上级以清晰规则与公平执行展现制度承诺时，学员的心理契约得以强化；反之，若过度强调规则而忽视情感需求，心理契约则会受损，其正向影响也会随之减弱。据此，本研究提出如下假设。

H3a：心理契约调节了权威领导下的组织氛围与学习投入之间的关系：当心理契约履行程度越高，组织氛围越能显著促进学习投入，反之则难以实现；

H3b：心理契约调节了权威领导与学习投入之间的关系：当心理契约履行程度越高，权威领导越能显著促进学习投入，反之则难以实现。

仁慈领导通过关怀与支持，为下属创造良好的发展机会[39]。心理契约主要体现在学员对上级和组织的信任上，其满足程度直接影响学员的学习投入。例如，当上级展现出对学员个人成长的关心和支持时，心理契约得以强化；当上级未能兑现承诺或履行不足时，心理契约则可能会被破坏，导致仁慈领导对学习投入的正向影响降低。基于此，本文提出如下假设。

H3c：心理契约调节了仁慈领导下的组织氛围与学习投入之间的关系：当心理契约履行程度越高，组织氛围越能显著促进学习投入，反之则难以实现；

H3d：心理契约调节了仁慈领导与学习投入之间的关系，具体来说：当心理契约履行程度越高，仁慈领导越能显著促进学习投入，反之则难以实现。

综上所述，本研究提出了有调节（心理契约）的中介（组织氛围）模型，如图 1 所示。

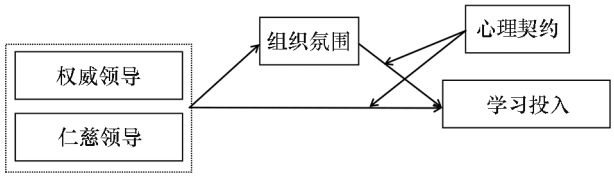

图 1　研究模型

二、研究设计

（一）数据来源

本研究数据来自对某军队院校本科学员的问卷调查。为尽可能缓解共同方法偏差，问卷以单页面形式呈现同一维度的量表，不同维度的量表分页呈现，受访者需逐页作答。同时，受访者需切换视角，对自身感受（权威领导、心理契约）、自身行为（学习投入）、外部感知（组织氛围）分别评价。调查问卷均为匿名填写，以降低受访者敏感性顾虑。

问卷设计采用封闭式选择题形式开展调研，均采用李克特 7 点量表，1～7 代表“完全不认同”到“完全认同”。本次调查共发放问卷 750 份，回收 726 份，问卷回收率为 96.8%，有效问卷 708 份，有效率为 97.5%，使用 SPSS25.0 统计分析软件进行数据分析。

（二）测量工具

本研究均采用信效度已经得到验证的成熟量表进行测量，所使用的英文问卷均采用回译法生

成中文问卷，并将部分词汇替换为军校场景用语，以确保中文版本问卷题目含义的准确性。

1. 权威、仁慈领导

本研究借鉴郑伯壎等设计的家长式领导风格问卷，从权威、仁慈两个方面进行测量，包含 7 个题项。二者的克隆巴赫系数（Cronbach's alpha）分别为 0.821、0.829。

2. 学习投入

本研究借鉴以绍弗利（Schaufeli）等开发的工作投入量表为基础的“学习投入量表”，并对其进行了军事高等教育场景的适应性调整，从活力、奉献、专注三个方面进行测量，共包含 9 个题项。三个维度的克隆巴赫系数分别为 0.756、0.894、0.809，整个量表在本研究中的克隆巴赫系数值为 0.863。三个维度的结构测量模型拟合度指数值趋于理想（$\chi^2/df=1.927$，RMSEA=0.064，TLI=0.946，CFI=0.971），AVE=0.639。

3. 组织氛围

本研究借鉴利特温（Litwin）、斯特林格（Stringer）和科尔奎特（Colquitt）开发的相关组织氛围量表，并对其进行了军校场景适配，从组织支持、关系和谐、管理公平三个方面进行测量，共包含 9 个题目。三个维度的克隆巴赫系数分别为 0.737、0.889、0.774，整个量表在本研究中的克隆巴赫系数值为 0.894。三个维度的结构测量模型拟合度指数值趋于理想（$\chi^2/df=2.583$，RMSEA=0.071，TLI=0.948，CFI=0.965），AVE=0.794。

4. 心理契约履行度

本研究借鉴罗素（Rousseau）开发的心理契约问卷，从交易型、关系型和发展型三个维度进行测量，共包含 7 道题目。三个维度的克隆巴赫系数分别为 0.808、0.829、0.867，整个量表在本研究中的克隆巴赫系数值为 0.871。三个维度的结构测量模型拟合度指数值趋于理想（$\chi^2/df=2.262$，RMSEA=0.068，TLI=0.972，CFI=0.985），AVE=0.616。

5. 控制变量

本研究的控制变量设置为性别、年级和生源类别。

三、数据分析

（一）共同方法偏差与区分效度检验

为控制共同方法偏差，参照熊红星等建议，采用“控制未测单一方法潜因子法”进行检验[40]。构建验证性因素分析模型 M1，以及引入包含方法因子的模型 M2，比较主要拟合指数的变化量：$\Delta\chi^2/df=0.017$，ΔCFI=0.091，ΔTLI=0.088，ΔRMSEA=0，ΔSRMR=0。研究结果表明，加入共同方法因子后，模型拟合度并未得到明显改善，说明本研究中不存在严重的共同方法偏差问题，未对数据质量造成实质性影响。

经区分效度检验，权威领导（PL－A）与仁慈领导（PL－B）相关系数为 0.409（未达中等相关），且两因子模型显著优于合并模型（$\Delta\chi^2=37.265$，$p<0.01$），具备良好的区分效度。对学习投入（LE）、权威领导（PL－A）、组织氛围（OC）与心理契约（PC）的四因子模型显著优于三因子、二因子及单因子合并模型（$\chi^2/df=2.226$，RMSEA=0.091，TLI=0.901，CFI=0.937）。同理，仁慈领导（PL－B）与其他三维度组成的四因子模型亦显著优于备选合并模型（$\chi^2/df=2.773$，RMSEA=0.095，TLI=0.935，CFI=0.921），本研究的变量间具有良好的区分效度。

（二）描述性统计及相关系数

表 1 显示了五个维度以及控制变量的均值、标准差、相关系数与信度系数。

表 1　主要变量的描述性统计、相关系数与信度系数

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8
性别	1.100	0.297								
年级	2.570	1.104	0.002							
生源类别	1.210	0.410	0.038	0.011						
权威领导	5.151	1.046	0.219**	−0.165**	−0.013	(0.821)				
仁慈领导	4.703	1.220	0.041	−0.108**	−0.038	0.409**	(0.829)			
心理契约	5.200	1.063	0.138**	−0.262**	−0.017	0.635**	0.725**	(0.871)		
组织氛围	5.206	1.051	0.100**	−0.233**	−0.024	0.503**	0.645**	0.771**	(0.894)	
学习投入	4.203	0.994	0.045	−0.177**	−0.048	0.618**	0.449**	0.340**	0.348**	(0.863)

注：** 表示 $p<0.01$，说明统计结果具有显著性，括号内为信度系数。

（三）假设检验

1. 直接效应、中介效应及主效应

本研究使用 SPSS 宏程序 PROCESS 4.2 插件，对组织氛围在领导风格与学员学习投入之间的主效应与中介效应分别进行 Bootstrap（设置为 5,000 次）分析，置信区间设置为 95%。

（1）权威领导

该中介模型中各变量关系的回归分析结果如表 2 所示，由此可知：权威领导能够显著正向预测学员的学习投入（$\beta=0.269$，$t=8.393$，$p<0.01$），能够显著预测组织氛围（$\beta=0.473$，$t=15.369$，$p<0.01$）；当二者都进入回归方程时，权威领导（$\beta=0.155$，$t=4.303$，$p<0.01$）与组织氛围（$\beta=0.241$，$t=6.309$，$p<0.01$）都可以显著正向预测学习投入水平。

表 2　模型（权威领导）中各变量关系的回归分析（$N=708$）

项目	模型 1		模型 2		模型 3	
	β	t	β	t	β	t
权威领导	0. 269	8. 393**	0. 473	15. 369**	0. 155	4. 303**
组织氛围					0. 241	6. 309**
R^2	0. 091		0. 251		0. 139	
F	70. 434**		236. 218**		57. 052**	

注：① 模型中各变量均采用标准化后的系数带入回归方程。

② 模型 1 为权威领导预测学习投入；模型 2 为权威领导预测组织氛围；模型 3 为权威领导和组织氛围共同预测学习投入。

③ ** 表示 $p<0.01$，说明统计结果具有显著性。

由表 2、表 3 可知，权威领导的总效应为 0.269，且达到显著水平（$t=8.393$，$p<0.01$），假设 H1a 得证。组织氛围在权威领导和学习投入之间的间接效应为 0.114，置信区间为［LLCI = 0.069，ULCI = 0.161］，不包含 0，且达到了显著水平，说明中介作用的确存在（42.38%）。由此，假设 H2a 得证，路径系数如图 2 所示。

表 3　总效应、直接效应及间接效应分解表（权威领导）

项目	效应值	SE（BootSE）	LLCI（Boot）	ULCI（Boot）	效应量
总效应	0. 269	0. 032	0. 206	0. 332	
直接效应	0. 155	0. 036	0. 084	0. 226	57. 62%
间接效应	0. 114	0. 023	0. 069	0. 161	42. 38%

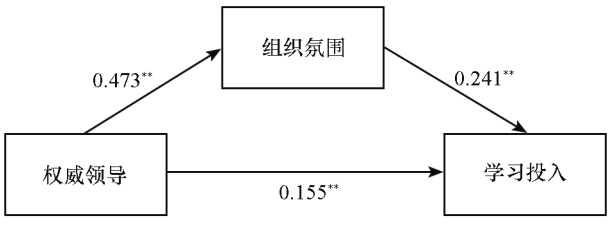

图 2　权威领导、组织氛围与学习投入的路径系数图

注：** 表示 $p<0.01$，说明路径具有显著性。

（2）仁慈领导

该中介模型中各变量关系的回归分析结果如表 4 所示，研究结果表明：仁慈领导能够显著正向预测学员的学习投入（$\beta=0.218$，$t=7.374$，$p<0.01$），能够显著预测组织氛围（$\beta=0.562$，$t=22.913$，$p<0.01$）；但是，当二者都进入回归方程时，仁慈领导（$\beta=0.175$，$t=6.241$，$p<0.01$）与组织氛围（$\beta=0.043$，$t=1.656$，$p>0.05$）无法共同预测学习投入水平，即组织氛围在仁慈型领导与学员学习投入之间的中介作用不显著。

表 4 模型（仁慈领导）中各变量关系的回归分析（$N=708$）

项目	模型 1		模型 2		模型 3	
	β	t	β	t	β	t
仁慈领导	0. 218	7. 374**	0. 562	22. 913**	0. 175	6. 241**
组织氛围					0. 043	1. 656
R^2	0. 072		0. 426		0. 120	
F	54. 369**		524. 994**		48. 124**	

注：① 模型中各变量均采用标准化后的系数带入回归方程。

② 模型 1 为仁慈领导预测学习投入；模型 2 为仁慈领导预测组织氛围；模型 3 为仁慈领导和组织氛围共同预测学习投入。

③ ** 表示 $p<0.01$，说明统计结果具有显著性。

由表 4、5 可知，仁慈领导的总效应为 0. 218，且达到显著水平（$t=7.374$，$p<0.01$），假设 H1b 得证。具体来看，组织氛围在仁慈领导和学习投入之间的间接效应为 0. 043，置信区间为［LLCI = -0. 012，ULCI = 0. 138］，包含 0，说明组织氛围未发挥中介作用。由此可知，假设 H2b 未得证，假设 H3c 亦未得证，该模型中介路径断裂（路径系数如图 3 所示），说明心理契约已无法发挥调节作用。

表 5 总效应、直接效应及间接效应分解表（仁慈领导）

项目	效应值	SE（BootSE）	LLCI（Boot）	ULCI（Boot）	效应量
总效应	0. 218	0. 030	0. 160	0. 276	
直接效应	0. 175	0. 029	0. 097	0. 214	80. 28%
间接效应	0. 043	0. 038	-0. 012	0. 138	19. 72%

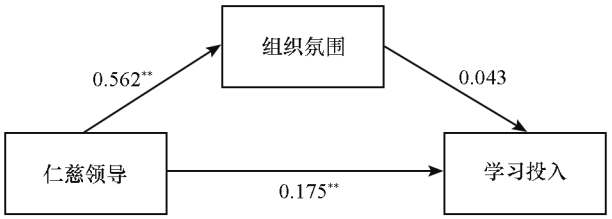

图 3 仁慈领导、组织氛围与学习投入的路径系数图

注：** 表示 $p<0.01$，说明路径具有显著性。

2. 调节效应

（1）心理契约在组织氛围与学习投入之间的调节作用

由于本研究已证实仁慈领导中介路径断裂，该部分仅对权威领导下的心理契约在组织氛围与学习投入之间的调节作用进行检验。由表 6 可知：组织氛围与心理契约的交互作用对学习投入有显著影响作用，系数为 0. 118，且达到显著水平（$t=3.840$，$p<0.01$），$\Delta R^2=0.166$，亦达到显著水平（$p<0.01$）。这说明心理契约对组织氛围与学习投入之间的关系存在调节作用。

表 6 心理契约在组织氛围与学习投入之间的调节效应

项目	Coefficient	SE	t	ΔR^2
Constant	3. 206	0. 756	4. 240**	0. 166**
组织氛围	-0. 437	0. 162	-2. 700**	
心理契约	-0. 073	0. 152	-0. 480	
组织氛围×心理契约	0. 118	0. 031	3. 840**	

注：** 表示 $p<0.01$，说明统计结果具有显著性。

本研究进一步确认了心理契约在组织氛围与学习投入之间的调节作用。由表 7 可知：当心理契约为高水平时（MEAN + SD），组织氛围与学习投入之间呈现显著正向关系（系数为 0. 155，$p<0.01$）；当心理契约为中等水平时（MEAN），二者之间的关系亦呈显著正向关系（系数为 0. 078，$p<0.05$）；当心理契约为低水平时（MEAN - SD），二者之间的关系则不显著（系数为 0. 002，$p>0.05$）。这说明相较于中水平的心理契约，高水平的心理契约会增强组织氛围对学习投入的正面影响，而低水平的心理契约则未能在组织氛围与学习投入之间发挥调节作用，假设 H3a 得证。

表 7 组织氛围在不同水平心理契约的调节关系

心理契约	Effect	SE	*t*	*p*	LLCI	ULCI
低水平	0.002	0.055	0.037	0.970	−0.107	0.111
中水平	0.078	0.041	1.928	0.044	0.001	0.158
高水平	0.155	0.048	3.239	0.001	0.061	0.248

（2）心理契约在权威领导、仁慈领导与学习投入之间的调节作用

如表 8 所示，权威领导与心理契约的交互作用对学习投入没有显著影响，即心理契约在权威领导与学习投入之间不发挥调节作用，假设 H3b 未得证；仁慈领导与心理契约的交互作用对学习投入没有显著影响，即心理契约在仁慈领导与学习投入之间不发挥调节作用，假设 H3d 亦未得证。

表 8 心理契约在领导风格与学习投入之间的调节效应

项目		Coefficient	SE	*t*	ΔR^2
模型一（权威领导）	Constant	2.271	0.665	3.415**	0.000
	权威领导	0.110	0.136	0.808**	
	心理契约	0.260	0.136	1.918**	
	权威领导×心理契约	0.000	0.025	0.006	
模型二（仁慈领导）	Constant	3.437	0.532	6.454**	0.005
	仁慈领导	−0.233	0.130	−1.794	
	心理契约	0.142	0.109	1.306	
	仁慈领导×心理契约	0.044	0.023	1.939	

注：** 表示 $p<0.01$，说明统计结果具有显著性。

3. 有调节的中介效应

由上文可知，心理契约仅在权威领导影响下的组织氛围与学习投入之间发挥调节作用。本研究对模型的完整路径进行检验，由权威领导、组织氛围、心理契约、学习投入四个维度构成的有调节的中介模型，其中介效应判定指标 INDEX = 0.056，BootSE = 0.022，在 95% 的置信区间［LLCI = 0.009，ULCI = 0.095］下，不包含 0。这充分说明有调节的中介效应存在，即组织氛围受到了心理契约的调节。对心理契约的不同水平进行分组，测量其具体的有调节的中介效应情况。如表 9 所示，对于组织氛围，当心理契约处于高水平时（MEAN + SD），组织氛围的中介效应显著，置信区间为［LLCI = 0.071，ULCI = 0.211］，不包含 0，系数为 0.143；当心理契约处于中水平时（MEAN），组织氛围的中介效应依然显著，置信区间为［LLCI = 0.032，ULCI = 0.138］，不包含 0，系数为 0.084；当心理契约处于低水平时（MEAN − SD），组织氛围的中介效应不再显著，置信区间为［LLCI = −0.042，ULCI = 0.103］，包含 0。这充分说明了组织氛围的中介作用的确受到心理契约的干扰。当心理契约处于低水平时，权威领导通过组织氛围提升学习投入的作用将减弱。

表 9 被心理契约调节的组织氛围的中介效应检验

被调节的中介效应	心理契约	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
组织氛围 1	低水平	0.024	0.037	−0.042	0.103
组织氛围 2	中水平	0.084	0.027	0.032	0.138
组织氛围 3	高水平	0.143	0.036	0.071	0.211

四、讨论与建议

（一）结论

通过实证研究发现，权威领导与仁慈领导均正向影响学员学习投入，但二者展现出不同的影响机制。一是权威领导的影响路径更为丰富。权威领导对学员学习投入有直接影响，并通过组织氛围产生间接影响。后者还受心理契约的调节作用。随着心理契约履行程度的降低，组织氛围对学习投入的影响也将降低直至消失。二是仁慈领导影响路径单一。仁慈领导对学员学习投入具有显著的直接影响，且不受心理契约的显著调节。该结果细化了“宽严相济”的边界，拓展了家长式领导在军事组织中的适用性研究[17]676-679。三是心理契约聚焦于规则履行。权威领导所营造的组织氛围，与其“刚性特质”及心理契约的“互惠”特质高度契合。若忽视心理契约，组织氛围的功能将大幅削弱。

（二）建议

一是差异化运用“宽”与“严”的教育管理模式。一方面，管理干部在学训场景中应当展现权威领导，在生活场景中可侧重仁慈领导，但需

避免过度依赖仁慈行为；另一方面，应利用政治教育等时机，将情感关怀转化为学员对军队职业的认同感，同时避免随意性关怀导致的心理契约弱化。二是重视心理契约构建与履行。一方面，要明确表达对学员的承诺内容，增强学员对组织的信任感和归属感；另一方面，要不断评估心理契约的履行程度，及时调整管理策略，重视心理契约在组织氛围与学习投入之间的调节作用。

（三）研究不足与展望

本研究发现，仁慈领导对学习投入的影响路径单一，与研究假设不符，这反映出军校场景的特殊性。后续研究应当突破对通用理论框架的依赖，探索并提出适用于军校情境的领导风格构念。此外，可采用潜在剖面分析技术，对学员队干部的领导风格进行群体识别，“宽严相济”型领导可作为潜在剖面之一进行探索，揭示其作用机制。另外，本研究的所有数据均来源于单一军队院校，样本的局限性可能导致研究结论在推广至其他军校时出现“水土不服”的情况。为增强结论的适用性，未来研究需拓宽样本来源，纳入更多军队院校的实证数据。

参考文献：

[1] 黄坤鸿，刘润普，欧朝敏. 着眼提升抗逆力加强高素质新型军事人才培养[J]. 科学咨询，2023(10)：178－180.

[2] 葛亚凯，姬纬通，王立峰. 军队院校生长军官学员决策能力培养存在的问题及对策[J]. 中国军转民，2024(20)：139－141.

[3] 王亚微. 人本管理在军校学员队管理中的应用[J]. 职业时空，2010(8)：34－35.

[4] 温蒙. 新世纪新阶段军校育人主体定位及思想道德建设研究[D]. 西安：第四军医大学，2009：31.

[5] Ryan R M，Stiller J D，Lynch J H. Representations of relationships to teachers，parents，and friends as predictors of academic motivation and self esteem[J]. Journal of Early Adolescence，1994，14(2)：226－248.

[6] 钟海荣，吴金刚. 学员军旅导师探析：新形势下军队院校学员队干部的新要求、新定位的思考[J]. 高等教育研究学报，2013，36(1)：73－82.

[7] 郑伯壎，周丽芳，樊景立. 家长式领导量表：三元模式的建构与测量[J]. 本土心理学研究，2000(14)：3－64.

[8] 孙丹. 领导风格对员工离职倾向的影响：情感承诺的中介作用及 LMX 的调节作用[D]. 成都：电子科技大学，2019：1.

[9] 郭艳群. 军队学员队学习力研究[D]. 长沙：国防科学技术大学，2011：5.

[10] Edmondson A C. Psychological safety and learning behavior in work teams[J]. Administrative Science Quarterly，1999，44(2)：350－383.

[11] 迪尔克斯，安托尔，蔡尔德，等. 组织学习与知识创新[M]. 上海社会科学院知识与信息课题组，译. 上海：上海人民出版社，2001：45－70.

[12] 苏冬. 军队综合大学学员学习性投入对学习收获的影响机制研究：以国防科学技术大学为例[D]. 长沙：国防科学技术大学，2014：18.

[13] 宗腾，张严瑞，魏鑫，等. 基于结构方程模型的军校学员学习性投入影响机制研究[J]. 高等教育研究学报，2018，41(1)：94－99.

[14] 张立华，胡海燕，张银玲，等. 军校护理学员元认知调节与动机调节及学习投入的关系研究[J]. 联勤军事医学，2024，38(8)：703－707.

[15] 刘娜，吴迪，柳琴，等. 军校医学生调节模式对学习投入的影响：实践洞察力的中介作用[J]. 医学教育研究与实践，2018，26(3)：461－466.

[16] 朱海鹏，姚小雪. 军校大学生学业压力、学业自我效能感与学习投入：交互效应与中介效应[J]. 心理技术与应用，2015，24(8)：35－41.

[17] 朱涵涵，孙江男，段丽萨，等. 军校学员队干部德行领导风格与学员安全感的关系：自我接纳、团体信任的链式中介作用[J]. 中华灾害救援医学，2020(12)：676－679.

[18] 陈辉. 领导风格与官僚病治理[J]. 行政论坛，2012，113(5)：60－61.

[19] Burns J M. Leadership[M]. New York：Harper and Row，1978：11－12.

[20] Bass B M，Avolio B J. Transformational leadership development：manual for the multifactor leadership questionnaire[M]. CA：Consulting Psychologists Press，1994：63－65.

[21] 郑伯壎，周丽芳，黄敏萍. 家长式领导的三元模式：中国大陆企业组织的证据[J]. 本土心理学研究，2003(20)：209－252.

[22] 郑伯壎. 华人文化与组织领导：由现象描述到理论验证[J]. 本土心理学研究，2004(22)：195－251.

[23] 于海波，程龙，安然. 不同领导风格对组织学习的影响机制[J]. 河南大学学报，2017(6)：123－130.

[24] 张新安，何惠，顾锋. 家长式领导行为对团队绩效的影响：团队冲突管理方式的中介作用[J]. 管理世界，2009(3)：121－133.

[25] 傅晓，李忆，司有和. 家长式领导对创新的影响：一个整合模型[J]. 南开管理评论，2012，15(2)：121－127.

[26] 于海波，郑晓明. 家长式领导推动组织学习的中介机制研究[J]. 经济管理，2012(10)：107－115.

[27] 候楠，彭坚. 恩威并施、积极执行与工作绩效：探索中国情境下双元领导的有效性[J]. 心理学报，2019

(1):117 - 127.
[28] 于海波,郑晓明,李永瑞. 家长式领导对组织学习的作用:基于家长式领导三元理论的观点[J]. 管理学报,2009,6(5):664 - 670.
[29] Jia Jianfeng,Zhou Shunyi,Zhang Long,et al. Exploring the influence of paternalistic leadership on voice behavior:a moderated mediation model[J]. Employee Relations:the International Journal,2020(2):542 - 560.
[30] Litwin G H,Stringer R A. Motivation and organizational climate[M]. Boston:Havard University,1968:144.
[31] Deci E L,Ryan R M. Intrinsic motivation and self-determination in human behavior[M]. New York:Springer,1985:129 - 141.
[32] Carmeli A,Schaubroeck J. The influence of leaders' and other referents' normative expectations on individual involvement in creative work[J]. The Leadership Quarterly,2007,18(1):35 - 48.
[33] 孙永磊,雷培莉. 领导风格、组织氛围与组织创造力[J]. 华东经济管理,2018,32(3):112 - 118.
[34] Northouse P G. Leadership:theory and practice[M]. New York:Sage Publications,1997:81 - 82.
[35] Herriot P,Pemberton C. The revolution in managerial careers[M]. Chichester:John Wiley & Sons,1995:63 - 67.
[36] Rousseay D M. Psychological contracts in organizations:understanding written and unwritten agreements[M]. Thousand Oaks:Sage,1995:33.
[37] 杨文亮,孙文静. 基于师生心理契约的大学生学习投入调查与研究[J]. 决策探索,2019(12):37 - 38.
[38] Homans G. Social behaviour:its elementary forms[M]. London:Routledge and Kegan Paul,1961:13 - 14.
[39] 林姿葶,郑伯壎,周丽芳. 家长式领导之回归与前瞻[J]. 本土心理学研究,2014(42):3 - 82.
[40] 熊红星,张璟,叶宝娟,等. 共同方法变异的影响及其统计控制途径的模型分析[J]. 心理科学进展,2012(5):757 - 769.

(责任编辑：高　娟)

(上接第 58 页)

[5] 江南. HPM 视角下基于 OBE 教育理念的“高等数学”课程思政探究[J]. 军事高等教育研究,2020,43(4):97 - 102.
[6] 陈洪,余传明,胡章,等. 基于 OBE 理念的大学基础化学课程思政多元化考核及评价反馈体系构建与实践[J]. 科学咨询,2024(14):148 - 152.
[7] 缪昕,王欣然,乔良. 基于 OBE 理念的军事英语课程思政实践[J]. 军事高等教育研究,2024,47(3):94 - 99.
[8] 李雪萍,吴如春,鲍佳宁. 基于 OBE 理念与 BOPPPS 模型的“化学工程基础”课程教学设计探索[J]. 云南化工,2025,52(9):138 - 141.
[9] 刘青,彭群龙,许文婷,等. 基于 OBE 理念的药物化学实验教学改革探索[J]. 广东化工,2025,52(19):175 - 177.
[10] 牛得学,崔苗苗,李娜. “产学研用”深度融合下大学生创新创业能力培养探究[J]. 科教导刊,2025(14):20 - 22.
[11] 杨洁. 化工教学中“产学研用”协同育人实践研究[J]. 化纤与纺织技术,2025,54(2):240 - 242.
[12] 张霞,桑晓光,王锦霞,等. 产学研融合的问题驱动无机化学课程教学实践[J]. 大学化学,2024,39(10):369 - 376.
[13] 李惠惠,郭瑜,朱辉. 想定教学在军事化学教学中的应用[J]. 山东化工,2020,49(1):183 - 184.
[14] 徐一梦,周璇,蒋玲玲. 基于科教融合理念下的虚拟仿真对有机化学实验教学的改革与探索[J]. 广东化工,2024,51(7):190 - 193.
[15] 阮婷婷,黄甫全,曾文婕. 智能化学本评估初探:基于 AI 教员主讲课堂的试验研究[J]. 教育研究与实验,2021(2):69 - 75.
[16] 吕海燕,赵媛,周立军,等. 基于 AI 大模型的共创式学习生态研究与应用[J]. 军事高等教育研究,2025,48(1):44 - 49.
[17] 白世勋,黄瑞,鲁文君,等. 启发式教学在分子模拟教学中的案例分析[J]. 教育教学论坛,2025(12):126 - 130.
[18] 王颖,李荣,姜子涛. 基于“共鸣式智慧型教学”的仪器分析课程教学改革探索[J]. 教育教学论坛,2020(31):359 - 360.
[19] 潘武玲,赵亮,李兵. 翻转课堂教学实践运用中的问题与审视[J]. 高等教育研究学报,2018,41(3):34 - 37,49.
[20] 肖忠良,丁亚军,李纯志. 发射药与装药技术发展展望[J]. 含能材料,2024,32(8):864 - 870.
[21] 杨德红,杨洋,王坤,等. 火炸药和化学[J]. 应用化学,2023,40(6):916 - 922.
[22] 王荷芳,孔德明,唐安娜,等. 南开大学仪器分析课程创新设计与实践[J]. 化学教育(中英文),2021,42(18):92 - 95.
[23] 汪泽焱,戴煜婷. 学生深度参与课堂的教学策略研究[J]. 军事高等教育研究,2025,48(1):13 - 17,38.

(责任编辑：邢云燕)