

幸福导向人力资源管理对个体幸福取向 对员工敬业的影响*

• 陈建安^{1,2} 黄立佳¹ 马兵倩¹ 刘容志³

(1 武汉大学中国产学研合作问题研究中心 武汉 430072;

2 武汉大学经济与管理学院 武汉 430072;

3 中南财经政法大学工商管理学院 武汉 430073)

【摘要】在当前共同富裕的新发展阶段，员工对幸福的追求与企业建设幸福型组织被视为提升员工敬业度的关键路径。然而，以往研究尚未关注个体追求幸福的动机和组织实施的幸福管理如何提升员工敬业度。因此，本文探究幸福导向人力资源管理和个体幸福取向对员工敬业的直接影响和交互效应，能够丰富员工敬业的前因，并对组织设计精准化的人力资源管理干预措施具有重要启示价值。本文基于68家企业人力资源部门的经理或主管与604名员工的配对调查数据，开展以下研究：将快乐取向、专注取向和意义取向视为幸福取向的类别构成型指标，分别检验其对工作敬业的预测效度；揭示幸福导向人力资源管理是否对员工的组织敬业产生影响；考察幸福导向人力资源管理在三类幸福取向和工作敬业之间的调节作用，以及三类幸福取向分别在幸福导向人力资源管理和组织敬业之间的边界效应。结果表明：幸福取向框架中意义取向与专注取向正向预测工作敬业，快乐取向则负向预测工作敬业；幸福导向人力资源管理直接促进员工的组织敬业，但是不能激活三种幸福取向对工作敬业的有效预测；幸福取向框架中意义取向能增强幸福导向人力资源管理对组织敬业的驱动效应，然而快乐取向和专注取向均不能调节二者之间的积极关系。基于以上结论，提出如下管理启示：坚持长期主义的稳健型企业在员工甄录时应将幸福取向纳入选拔或职位匹配的标准范畴，优先录用意义取向或专注取向的候选人；数字时代的企业应以幸福导向人力资源管理的实施为突破口，有效激发员工主动建构与组织的互利关系；企业围绕成长发展、共创共享和民主协商实施幸福导向人力资源管理实践，能够对赢得意义取向员工的组织敬业发挥事半功倍的效果。

* 基金项目：国家社会科学基金资助项目“驱动员工内部创业的人力资源管理机制与政策研究”（项目批准号：21BGL145）；国家自然科学基金青年项目“阻碍还是挑战？——创业压力的认知评估对创业退出的双刃剑效应研究”（项目批准号：72202237）。

通讯作者：刘容志，E-mail: liurongzhi@zuel.edu.cn。

【关键词】幸福导向人力资源管理 幸福取向 工作敬业 组织敬业

中图分类号：C93

文献标识码：A

1. 引言

当前，我国正处于共同富裕的新发展阶段，员工关注对幸福的追求，企业则关注员工敬业度。提升和保持员工敬业度是企业取得经营绩效或创新绩效的助推器，更是企业可持续发展的本源所在。员工敬业本质上是个体在特定的组织角色中的心理投入程度，涵盖生理投入、认知投入和情感投入(Kahn, 1990)，被细分为指向工作角色的工作敬业和指向组织成员角色的组织敬业(Saks, 2006)。其中，工作敬业是员工自我和工作角色之间结合的程度(Saks, 2006)，表现为一种与工作相关的情感与认知状态，包括充满活力、热情、专注和奉献(Schaufeli 等, 2002)，成为衡量员工工作态度的重要指标；组织敬业则是员工自我和组织成员角色之间结合的程度，表现为一种与组织相关的心理状态，涉及生理投入、认知投入和情感投入(Saks, 2006)，被视为描述组织与员工之间关系的评价指标(Eldor and Vigoda-Gadot, 2017)。然而，员工的工作敬业和组织敬业均具有动态性和发展性(Saks, 2006)。因此，探究如何促进员工的工作敬业和组织敬业成为学者和管理者关注的话题。

已有研究从个体、领导和组织层面考察了组织敬业和工作敬业的前因。关于如何驱动工作敬业，学术界主要存在自上而下和自下而上两种视角(Bakker, 2017)：前者关注组织与领导因素，如高绩效工作系统、人力资源管理 AMO 框架、变革型领导(Bakker, 2017; Cooper-Thomas et al., 2018; Malik and Lenka, 2019; Malik and Garg, 2020)，并基于工作需求—资源模型进行解释；后者则聚焦个体内在特征，既包括心态、灵性、大五人格等具体人格特质(Young et al., 2018)，也涵盖心理资本、自我效能感等宽泛心理构念(Soni and Rastogi, 2019)，主要以自我决定理论和资源保存理论为支撑。与工作敬业相比，组织敬业的驱动因素尚未得到同等重视。现有少量研究主要基于社会交换或社会认同理论，从组织支持、组织公平、企业社会责任及组织结构与氛围等因素切入探讨其对组织敬业的作用(Kundu and Lata, 2017)，普遍忽略人力资源管理在其中可能扮演的关键角色。甚至部分学者尝试将工作敬业与组织敬业纳入同一分析框架，探究二者的交叉前因，如工作特征、真实型领导与员工政治技能，但研究结论存在显著分歧(Saks, 2006; Basit, 2020; Rai and Maheshwari, 2021)。此外，员工敬业本质上是个体内在特质与环境因素交互的结果，这一特性要求研究者必须同时考察二者的协同效应。然而，以往的研究多从个体层面和组织层面分别探究员工敬业的前因，仅有少量文献关注二者对工作敬业或组织敬业的交互影响(Boon 和 Kalshoven, 2014; 黄泽群等, 2019; 康飞等, 2019; 闫艳玲等, 2019; 施丹等, 2020; Iqbal 等, 2024)。

顺应员工对幸福的普遍追求，企业创建幸福型组织不仅是对共同富裕理念的积极实践，更是激发员工敬业度的关键路径。因此，从幸福视角深入探究其驱动机制具有重要理论与实践意义。以往研究虽然发现工作敬业和组织敬业的前因存在部分交叉重叠，但对二者产生影响的关键因素和驱动路径存在显著差异：前者主要受个体特质与工作特征(如任务复杂性、技能多样性)影响，后者则更

多依赖于组织层面的制度设计(如人力资源管理政策、领导支持系统)(Saks, 2006; Rai & Maheshwari, 2021)。然而, 这些研究尚未关注个体追求幸福的动机如何影响其工作敬业, 以及组织实施幸福管理对提升组织敬业的作用。在个体层面, 由于其动机的差异, 员工对幸福的本质和体验的信念、看法也有所不同, 存在快乐取向、意义取向和专注取向三类幸福追求(Schueller and Seligman, 2010)。由于个体差异和环境差异, 某种幸福取向在特定的时间或空间内会占据主导地位(Chen and Zeng, 2021), 深刻反映个体对幸福的价值观、动机与目标(Richter and Hunecke, 2021), 进而影响员工选择什么样的视角去看待工作, 因此, 其理应被视为工作敬业的重要潜在动因。但现有研究多聚焦于幸福取向对生活领域幸福体验的影响(Giuntoli et al., 2021), 仅有少数研究将其引入工作场景, 并初步证实其可通过满足心理需求提升工作满意度(Swart & Rothmann, 2012)、角色绩效(Sattar et al., 2017)与职业认同(Hirschi, 2011), 或通过增强适应能力缓解工作压力(Johnston et al., 2013)。遗憾的是, 主导幸福取向如何转化为工作敬业鲜有研究, 对二者之间的可能联系也知之甚少。在组织层面, 区别于以高绩效工作系统为代表的传统人力资源管理范式——其核心在于提升员工与工作角色的契合度, 新兴的幸福导向人力资源管理将重心转向员工的整体幸福感, 旨在构建组织与员工之间的信任共生关系(Guest, 2017; 陈建安等, 2024)。从理论上讲, 该范式更可能成为驱动组织敬业的关键因素。然而, 以往研究多聚焦于该范式对组织绩效、员工创新行为及幸福感等方面的影响(Cooper et al., 2019; Hauff et al., 2020; Salas-Vallina et al., 2020; 陈建安等, 2024), 鲜少探讨其与组织敬业的潜在关联。

综上所述, 本文考察个体幸福取向和幸福导向人力资源管理对员工敬业的影响, 理论模型如图 1 所示。具体而言: (1) 将快乐取向、专注取向和意义取向视为幸福取向的类别构成型指标, 分别检验其对工作敬业的预测效度; (2) 检验幸福导向人力资源管理是否对员工的组织敬业产生影响; (3) 考察幸福导向人力资源管理在三类幸福取向和工作敬业之间的调节作用, 以及三类幸福取向分别在幸福导向人力资源管理和组织敬业之间的边界效应。

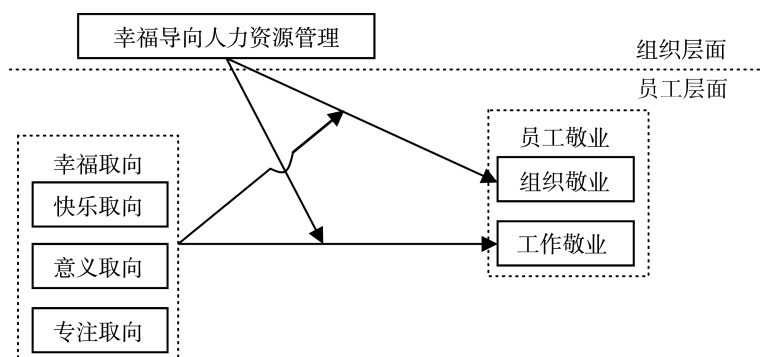


图 1 理论模型

潜在贡献在于: 第一, 积极响应 Saks (2006) 对丰富员工敬业前因的呼吁与 Rai 和 Maheshwari (2021) 对丰富组织敬业前因探究的倡议, 揭示个体的三种幸福取向分别对工作敬业的影响和幸福导向人力资源管理对组织敬业的影响, 从幸福心理学视角的个体特质与管理实践丰富员工敬业的前因。

第二,突破传统单层次研究局限,从“个体-组织”跨层次交互视角揭示幸福导向人力资源管理在三类幸福取向与工作敬业间的边界效应,以及三类幸福取向在幸福导向人力资源管理和组织敬业间的调节机制,为如何驱动员工敬业提供“个体-组织”整合框架,对组织设计精准化的人力资源管理干预措施具有重要启示价值。

2. 理论基础与假设提出

2.1 幸福取向与工作敬业

对幸福的向往和追求是员工的天然本性,然而幸福是一个比较抽象的多元化构念。不同的员工围绕自身诉求来定义幸福,可能对幸福赋予不同的内涵意义及对幸福各维度赋予不同的重视程度,因而存在多元化的幸福取向。Schueller 和 Seligman(2010)描绘了追求幸福的三种取向框架:快乐取向、意义取向和专注取向。快乐取向强调个体以寻求即时的感觉满足来获取享乐;专注取向强调个体以专心投入于一项活动来获取“心流”体验;意义取向强调个体以从事既能发挥自身潜能又能带来有意义的活动来获取自我价值的实现(Peterson et al., 2005; Grimm et al., 2015)。快乐取向和意义取向分别根植于哲学领域的享乐论和实现论,专注取向则根植于积极心理学的“心流”理论。与快乐取向的感官愉悦不同,心流产生的当下是非情绪化的和无意识的。特质激活理论认为,人格特质是决定个体态度与行为的主要因素(Tett and Burnett, 2003)。由此推断,三类幸福取向作为个体幸福追求的核心维度,直接映射了员工的心理动机和认知模式,能够预测员工对待工作的态度(Schueller and Seligman, 2010)。

快乐取向的人以“趋利避害”为行为准则,强调以寻求即时的感觉满足来获取享乐(Peterson et al., 2005; Grimm et al., 2015),并将感官享乐视为至上追求,即最大化感官愉悦和最小化痛苦体验(Giuntoli et al., 2021)。一方面,快乐取向引导员工关注当下的工作舒适感,进而表现回避应对(Giuntoli et al., 2021)。具体来说,快乐取向引导员工在工作过程中寻求积极情绪体验的活动,例如,平衡工作与生活,开展兴趣爱好活动,享受闲暇;并且主动回避消极情绪体验的活动,比如工作压力和额外任务。另一方面,快乐取向引导员工关注自我,趋向于利己的积极应对。如果工作任务不能带给他们感官上即时的愉悦感受和积极情绪,或者带来巨大压力等消极情绪体验,就会引发倦怠,进而降低工作敬业。以往有研究发现,经历过快乐的员工往往心理健康状况更好,但是追求快乐的人心理健康状况往往更差,例如,更多的抑郁(Ford et al., 2015)。由此推断,快乐取向并不能有效预测员工的工作敬业,甚至抑制工作敬业。基于此,提出以下假设:

H1a: 快乐取向与工作敬业负相关。

意义取向强调个体不仅追求工作满意度,更注重追寻具有价值感的工作以实现自我意义(Huta and Ryan, 2010)。对意义取向者而言,工作本质上是获得社会认可与自我实现的载体,其幸福感源于目标达成与意义实现的双重满足。这种取向通过两方面影响工作敬业:认知方面,意义取向引导员工关注当下和未来诉求的平衡,主动发掘任务背后的深层价值(Hirschi, 2011)。具有强烈自我实

现需求的员工会持续拓展工作意义边界, 这种意义感产生的认同效应显著提升工作投入度。行为方面, 意义取向引导员工把注意力聚焦到目标上, 进而增强自我管理(Zeng and Chen, 2020)。自我管理有助于员工获得更多的工作资源, 例如, 技能多样性、反馈和发展机会。资源丰裕的员工在工作中表现得更敬业(Breevaart et al., 2014)。值得注意的是, 意义取向者在工作过程中将焦虑、烦恼和压力等负性情绪视为实现幸福过程中不可或缺的一部分, 从而积极乐观地对待工作中的挑战和困难。综合上述分析, 提出以下假设:

H1b: 意义取向与工作敬业正相关。

专注取向是基于“心流”体验提出的第三条追求幸福的路径, 关注心流产生带来的时间流逝感以及在事后回味时产生的精神愉悦(Peterson et al., 2005; Grimm et al., 2015)。“心流”被定义为一个人在活动中完全投入的状态, 甚至达到忘我的程度(Richter and Hunecke, 2021)。这种“心流”体验的出现往往来自任务或活动本身, 是出于一种纯粹的内在动机, 如由于专注工作体验到的享受或热爱, 与工作结果的好坏无关。此时, 员工的积极情绪并不是刻意的追求, 而是伴随“心流”自然而然地出现。在工作中处于这种状态的员工会体验到对工作任务高度的控制感、时间感的丧失和注意力的高度集中。因此, 专注取向的员工选择性地关注那些能给自身带来巅峰体验的工作或活动, 而不是工作投入会给自己或者组织带来的影响。注意力的高度集中促使持专注取向的员工将资源、时间等配置在满足自身“心流”体验的工作或活动。由此推断, 专注取向指引员工由于追求“心流”体验而聚焦、沉浸于工作, 进而对工作表现更高的敬业。基于此, 提出以下假设:

H1c: 专注取向与工作敬业正相关。

2.2 幸福导向人力资源管理在幸福取向与工作敬业之间的调节效应

幸福取向是个体对幸福的本质、体验的信念和评判, 能够指引人们追求幸福的相关行为。然而, 特质激活理论认为, 工作场所的个体特质和权变的情境共同作用于个体的行为选择, 个体特质能否被激活取决于组织情境中是否提供特质关联线索, 环境线索能够唤醒与之相匹配的特质, 进而达成特定行为(Tett and Burnett, 2003)。遵循特质激活理论的观点, 幸福取向需要在特定的组织情境中才能被激活, 与组织情境交互作用于工作敬业。幸福导向人力资源管理具有双重性, 既提供实实在在的有形福利, 也在组织内部塑造出一种支持和关爱氛围(Guest, 2017)。这种支持和关爱氛围通过丰富的工作场所环境有助于个人心理资源的提升, 例如, 乐观、自我效能、自尊(Bakker, 2017)。由此推断, 幸福导向人力资源管理能够为幸福取向的表达提供激活线索, 强化或抑制其转化为工作敬业。

快乐取向的人以追求即时愉悦为核心动机, 倾向于选择低挑战性、高即时回报的任务, 如轻松的工作内容。然而, 心理学研究表明, 过度重视快乐可能引发“快乐悖论”——个体对快乐的执着反而会降低实际愉悦体验(Mauss et al., 2011)。尤其是当快乐触手可及时, 重视快乐可能会导致个体不那么快乐。幸福导向人力资源管理通过营造支持性环境和关怀氛围, 虽能提升员工整体幸福感, 却可能意外强化快乐取向的负面效应: 在和谐愉悦的组织情境中, 快乐取向员工更易将注意力集中于短期享乐(如社交互动、休闲活动), 而非需要长期投入的工作敬业。这种情境作为“特质表达线

索”激活了快乐取向者固有的享乐偏好，这与组织要求的敬业目标产生冲突。基于此，提出如下假设：

H2a：幸福导向人力资源管理负向调节快乐取向对工作敬业的影响，即幸福导向人力资源管理越强，快乐取向对工作敬业的消极影响就越强。

意义取向的员工具有独特的价值追求特征：他们重视工作的深层意义、真实性和目的性，倾向于通过技能提升和长远目标实现自我成长，而非追求即时满足。这种幸福取向使该类员工具备更清晰的自我认知、更高的自我效能感，并表现出更强的挑战意愿。依据特质激活理论(Tett and Burnett, 2003)，意义取向作为一种动机性的人格特质，需依赖特定情境线索(如工作挑战、意义探索空间)的激活才能驱动工作敬业的产生。然而，幸福导向人力资源管理通过提供完善的人文关怀，营造出高支持、低压力的组织环境，这种情境恰恰消除了意义取向者建构工作意义所必需的关键要素，如问题解决、逆境应对等挑战性体验。因此，在幸福导向人力资源管理的组织中，意义取向对工作敬业的正向预测作用被显著弱化。由此，提出如下假设：

H2b：幸福导向人力资源管理负向调节意义取向对工作敬业的正向影响，即幸福导向人力资源管理越强，意义取向对工作敬业的积极影响就越弱。

专注取向的核心特征是通过“心流”体验实现工作沉浸，其产生需同时满足四大条件：高技能和高挑战性的结合、投入全部注意力、清晰的目标以及即时反馈。一方面，专注取向的员工虽然有追求“心流”的内在需求，为工作敬业的发生提供了可能性，但是工作敬业的产生受到更多因素的干扰。幸福导向人力资源管理为专注取向之人创造了“心流”触发条件，从而促进专注取向对工作敬业的有效预测。另一方面，幸福导向人力资源管理提供的全方位关怀能够使员工产生一种心理安全，解决专注取向之人的后顾之忧。将身心投注在工作任务之中，可能带来孤独感和以自我为中心，甚至精神消耗。之后，因为工作压力和心理困扰，他们可能感到很难集中精力。只有在心理安全和具有挑战性目标的工作之中，专注取向的人才更容易获得“心流”体验。例如，“心流”体验一般会出现在玩游戏过程中，是因为玩游戏提供一种即使犯错也不会受到现实惩罚的安全状态，并且打怪升级充满挑战。因此，当专注取向的员工感知到组织提供的支持性资源(如幸福导向人力资源管理)时，其敬业度表现会显著增强，并更易在工作任务中进入“心流”状态。由此，提出以下假设：

H2c：幸福导向人力资源管理正向调节专注取向对工作敬业的影响，即幸福导向人力资源管理越强，专注取向对工作敬业的积极影响就越强。

2.3 幸福导向人力资源管理与组织敬业

关于员工与组织的关系，Tsui 等(1997)提出了以期望贡献和提供诱因为基础的二维模型，将雇佣关系划分为相互投资型、准契约型、过度投资型和投资不足型四类。该模型虽然考虑员工的利益，但是依然从雇主的单一视角出发强调组织与员工双方的均衡和交换，并没有考虑员工的看法及其在关系建构中的主动性。后来，Eldor 和 Vigoda-Gadot(2017)从员工视角重新审视员工与组织之间的关系，依据员工对雇主的义务程度和员工认为自己对这种关系的活跃程度两个维度提出了员工与组织关系二维模型。该模型认为，区别于心理契约和心理授权，员工的组织敬业代表一种员工高水平活

跃和互惠交易导向的员工和组织互利关系。

幸福导向人力资源理由 Guest(2017)最早提出,由投资于员工、提供激励性工作、创造积极社交和物理环境、支持员工建言以及组织支持五个维度构成。然而,幸福导向人力资源管理是一个对情境敏感的构念,在东西方情境下存在差异。中国越来越多的企业实施幸福导向人力资源管理,将其作为促进员工敬业的关键手段。中国情境下的幸福导向人力资源管理遵循儒家文化中的“仁、义、礼、智、信”理念,由成长发展、共创共享、人文关怀和民主协商四个维度构成,对员工进行全面关怀和支持(陈建安等,2024)。不管是西方情境下的幸福导向人力资源管理,还是中国情境下的幸福导向人力资源管理,人性关怀是核心逻辑点。与西方情境下的人性关怀不同,中国情境下这种全方位的关怀和支持不仅限于工作场所之中的关怀,也会扩及工作场所之外的员工私人问题。第一,这些人性化的支持性环境能够提升员工的组织公平感和组织支持感(Kundu and Lata, 2017)。例如,组织为员工提供建言的相关机制和机会,让他们觉得自己受到重视和公平对待;建立良好的组织声誉和外部形象,能够促进员工认为管理层对企业社会责任的支持。第二,这些全方位的关怀使员工感受到组织的人情味。幸福导向人力资源管理为员工提供实实在在的有形福利和无形支持,传达一种组织对员工的特殊重视和关爱程度。这种组织重视和关爱能够使员工感受到组织的人情味。社会交换理论认为,在社会活动中基于彼此间相互交往所形成的社会关系都是交换关系,社会交往中的利益交换通常是一种自愿行为,并且这种行为遵循平衡互惠原则——人际交往中双方基于预期回报而建立并维持交换关系的核心规范。进一步遵循社会交换理论的互惠原则,组织公平感和组织支持感均能有效预测员工的组织敬业(Saks, 2006),尤其是员工对富有人情味的企业会怀有一份难以言表的眷念,将自己视为组织中的一员。基于上述分析,提出如下假设:

H3: 幸福导向人力资源管理与组织敬业正相关。

2.4 幸福取向在幸福导向人力资源管理与组织敬业之间的调节效应

依据社会交换理论,个体在社会互动中会权衡付出与回报的比例,这种评估与个体特质、过去经历等密切相关(Blau, 1994)。在此互动过程中,员工在充分认识个体心理需要和情境的基础之上对付出与回报做出权衡,产生义务感进而回报组织。员工对组织实施的幸福导向人力资源管理的感知与解读,自然会受人格特质、动机等个体因素的影响。幸福取向强调个体围绕自身诉求来理解幸福,三种幸福取向蕴含着个体追求幸福的三种不同动机。由于动机的差异,三种幸福取向的人对于幸福导向人力资源管理的关注点也有所不同,具有一定的心理偏好。

快乐取向的核心是关注当下即时满足和感官享受来获取积极情绪体验,甚至将快乐等同于持续的幸福感(Gentzler et al., 2019)。这种特质使得员工对组织提供的愉悦感支持更为敏感。幸福导向人力资源管理提供的全方位支持和关爱能够满足高快乐取向员工的即时愉悦需求。因此,对高快乐取向的员工而言,幸福导向人力资源管理更容易使其对组织更敬业。由此,提出如下假设:

H4a: 快乐取向正向调节幸福导向人力资源管理与组织敬业的关系,即快乐取向越高,幸福导向人力资源管理对组织敬业的影响越强。

对于意义取向的员工来说,工作本身不再被视为一种经济生计,而是成为分享和融合相似价值观和信仰的关键环境。幸福导向人力资源管理遵循“以员工为中心”的理念,对员工进行全方位关怀,关注员工在工作场所的整体感受,包括打造舒适的工作环境、鼓励员工参与公益活动。这些举措使意义取向的员工感觉受到组织的重视和关注,更觉得企业是一个充满爱心和社会责任感的组织,进而对企业形成更积极的看法和拥有自豪感。因此,对高意义取向的员工而言,幸福导向人力资源管理使其对组织更敬业,更愿意留在组织并实现自我价值。由此,提出如下假设:

H4b: 意义取向正向调节幸福导向人力资源管理与组织敬业的关系,即意义取向越高,幸福导向人力资源管理对组织敬业的影响越强。

专注取向的核心是关注工作本身的刺激和突破自我的挑战,但是依据“心流”触发须满足的条件,技能水平和挑战难度的匹配及注意力的驾驭是至关重要的。为了进入“心流”状态,高专注取向的员工会寻找适合自己的挑战性任务,不断在任务挑战与技能水平之间实现平衡。如果工作的挑战性远远超过他们的能力水平,他们就会产生焦虑;反之,则容易感觉到厌烦。由此推断,高专注取向的员工偏好提升技能和自主权的人力资源管理。幸福导向人力资源管理提供的成长发展和民主协商与高专注取向者的胜任需要和自主需要是高度契合的。因此,对高专注取向的员工而言,幸福导向人力资源管理容易使其对组织更敬业。综合以上分析,提出以下假设:

H4c: 专注取向正向调节幸福导向人力资源管理与组织敬业的关系,即专注取向越高,幸福导向人力资源管理对组织敬业的影响越强。

3. 研究设计

3.1 数据收集与样本情况

本研究采用配对方式开展问卷调查,每一套调查问卷由 1 份企业问卷和若干份员工问卷构成:企业问卷由人力资源部门的经理或主管填写,包括企业基本信息、幸福导向人力资源管理;员工问卷则由员工自评,包括人口统计学特征、类亲情交换、三类幸福取向、工作敬业和组织敬业。由于特质视角的三种幸福取向是相对稳定的,本研究采用由被试在单一时点评价自己的三类幸福取向、工作敬业和组织敬业的做法是合适的。为了确保配对有效性,首先在每家受访企业中联系一名人力资源部门的经理或主管,委托其负责问卷的发放和密封寄回。然后,采用纸质发放和微信发放两种方式。在调查启动之前,研究组人员向人力资源部门的经理或主管说明研究目的和操作过程,并提出如下要求:员工填写完毕之后将问卷装入信封内,并密封提交给人力资源部门的经理或主管,或者委托他们将电子问卷的链接通过微信平台推送给被试。此次研究共发放 85 份企业问卷和 823 份员工问卷,回收 68 份企业问卷和 717 份员工问卷。将缺失项过多、测谎题作答不一致和连续作答相同项 6 个以上的问卷剔除,最终得到 68 份有效企业问卷和配对的 604 份有效员工问卷。有效员工问卷回收率达 73.39%,样本人口统计学特征见表 1。

表 1 员工样本特征分布

变量	属性	频率(人)	百分比	变量	属性	频率(人)	百分比
职位级别	基层员工	542	89.74%	性别	男	257	42.55%
	中层管理者	54	8.94%		女	347	57.45%
	高层管理者	8	1.32%	企业类型	国有企业	76	12.58%
年龄	25岁及以下	58	9.60%		民营企业	454	75.17%
	26~30岁	235	38.91%		外资企业	54	8.94%
	31~35岁	201	33.28%		合资企业	15	2.48%
	36岁及以上	110	18.21%		其他	5	0.83%
工作年限	少于1年	52	8.61%	企业规模	小于20人	48	7.95%
	1~5年	280	46.36%		20~300人	263	43.54%
	6~10年	211	34.93%		300~1000人	176	29.14%
	11年及以上	61	10.10%		1001人及以上	117	19.37%

3.2 变量测量

除人口特征和组织特征的控制变量之外,对所有变量的测量均采用李克特5点式计分法进行评价。

(1)幸福取向(OW)。采用 Peterson 等(2005)编制的幸福取向量表,由快乐取向(PO)、意义取向(MO)和专注取向(EO)3个维度的18个题项构成。该量表是用于对3种幸福取向进行主观评估的工具,在西方情境的研究中表现出良好的心理测量特性。其中,快乐取向的测量由6个题项构成,如“我同意这种说法:人生苦短,及时行乐”“选择做什么事情时,我总是考虑那是否会让我感到愉快”;专注取向的测量由6个题项构成,如“我寻找能挑战我的技能和能力的环境”“无论是工作还是娱乐,我通常希望很专注忘我”;意义取向的测量由6个题项构成,如“在选择做什么事情时,我总是考虑这是否对别人有意义”。

(2)工作敬业(WE)。国内研究对工作敬业的测量普遍采用 Schaufeli 等(2002)的 UWES 量表,该量表强调个体对工作的主观心理体验,描述“如何感受工作”。但是, Saks(2006)对员工敬业的内涵界定独特,首次将其区分为工作敬业和组织敬业,并据此开发了相应的测量量表。该量表突出认知、情感、行为多维指标,解释“为何投入工作或组织”。因此,本研究沿袭 Saks(2006)对员工敬业的内涵界定,以其编制的员工敬业量表中工作敬业维度的分量表来测量工作敬业。该分量表由5个题项构成,例如,“我对目前从事的工作非常投入”“我工作的时候经常走神,总是想着其他的事情(反向计分)”。

(3)组织敬业(OE)。与工作敬业的测量工具相比,组织敬业的相关测量量表则比较有限。本研究采用 Saks(2006)编制的员工敬业量表中组织敬业维度的分量表来测量组织敬业。该分量表由6个

题项构成,例如,“成为这个组织的一员让我很兴奋”“我真的对公司里正在发生的事情并不感兴趣(反向计分)”。

(4)幸福导向人力资源管理(WHRM)。幸福导向人力资源管理自从被提出以来,涌现了 Guest (2017)的五维框架、Cooper 等(2019)的六维框架和 Salas-Vallina 等(2020)的四类组合。这些研究对幸福导向人力资源管理的测量题项是借鉴或改编了高绩效工作系统等相关构念的量表,没有按照规范化的流程开发量表。因此,本研究采用陈建安等(2024)开发的中国情境下幸福导向人力资源管理四维度框架量表。四个维度分别是成长发展、共创共享、人文关怀和民主协商,由 19 个题项构成。题项举例如“举办多样化培训活动”“提供多元化的激励形式”“重视员工身体健康”“鼓励和重视员工建言”和“鼓励员工参与公益”。

(5)控制变量。参考相关研究,并考虑数据的可得性,个人层面的控制变量选择性别、年龄、职位及工作年限;组织层面的控制变量选择企业性质和企业规模。此外,影响员工敬业的组织因素涉及软硬环境。幸福导向人力资源管理属于硬环境因素,组织塑造的文化氛围属于软环境,例如,苏州固锟电子股份有限公司和杭州娃哈哈集团有限公司等幸福型企业的“家文化”。立足于中国企业情境下提出来的类亲情交换理论认为,员工和组织之间以满足彼此需求为导向,以不图回报、不计得失的行为维系一体化关系(朱苏丽等,2015)。类亲情交换氛围是组织主动建构的软环境,蕴含着“家文化”的理念,可能会干扰幸福导向人力资源管理的作用机制。因此,将类亲情交换氛围(FLE)纳入组织层面的控制变量。作为一个具有中国特色的本土化概念,类亲情交换氛围的测量采用朱苏丽等(2015)开发的类亲情交换量表,题项举例如“只要单位需要,我会努力为它付出”“我为单位尽心尽力地工作,因为我的发展和单位的发展紧密联系在一起”。该量表由员工做出评价,然后聚合到组织层面的类亲情交换氛围。聚合的相关拟合指标如下: $Rwg(j)$ 的平均数为 0.869,最小值为 0.554,均大于组内一致性 0.50 的临界值; $ICC(1)=0.256$,大于临界值 0.05; $ICC(2)=0.754$,大于临界值 0.70(Castro, 2002)。这表明,类亲情交换具有较高的组内一致性和组间差异,从员工层面聚合到组织层面是可行的。

3.3 信效度分析与同源偏差控制

本研究采用 SPSS 26.0 软件进行信度分析,各变量的量表信度都比较高。其中,幸福取向总量表的 Cronbach's α 系数为 0.828,意义取向、快乐取向和专注取向的 Cronbach's α 系数依次分别为 0.801、0.787 和 0.796;工作敬业和组织敬业的 Cronbach's α 系数依次为 0.646、0.864;幸福导向人力资源管理的 Cronbach's α 系数为 0.903;类亲情交换的 Cronbach's α 系数为 0.873。国外采用 Saks (2006)量表的相关研究中,工作敬业涉及认知、情感、行为多维题项,Cronbach's α 系数均在 0.60~0.80(Saks, 2006)。因此,本研究中工作敬业的 Cronbach's α 系数仅为 0.646,虽然小于 0.70,但是仍然属于可以接受的范畴。此外,根据 Briggs 和 Cheek(1986)的研究,题项间平均相关系数在 0.20~0.40 也可以说明量表的内部一致性良好,对工作敬业量表的 5 个题项进行进一步的相关分析,发现题项间平均相关系数为 0.236,表明该量表有良好的内部一致性。

采用 Mplus8.0 对研究所涉及的变量进行验证性因子分析, 结果如表 2 所示: 七因子模型的拟合指标中 $\chi^2/df = 3.124 < 5$, $RMSEA = 0.059 < 0.08$, $SRMR = 0.074 < 0.10$, $CFI = 0.872 > 0.70$, $TLI = 0.860 > 0.70$, 均在可被接受范围之内, 且明显优于其他六个备选模型。这表明各变量之间有较好的区分效度。

表 2 验证性因子分析结果

模 型	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
八因子模型 (PO, MO, EO, WE, OE, FLE, WHRM, CMV)	2189.231	677	3.234	0.881	0.869	0.057	0.068
七因子模型 (PO, MO, EO, WE, OE, FLE, WHRM)	2127.614	681	3.124	0.872	0.860	0.059	0.074
六因子模型 (PO + MO, EO, WE, OE, FLE, WHRM)	3043.215	687	4.430	0.791	0.775	0.075	0.076
五因子模型 (PO + MO + EO, WE, OE, FLE, WHRM)	3223.221	692	4.658	0.775	0.760	0.078	0.077
四因子模型 (MO + EO + PO + WE, OE, FLE, WHRM)	3302.393	696	4.745	0.769	0.754	0.079	0.077
三因子模型 (MO+EO+PO+WE+OE, FLE, WHRM)	3638.095	699	5.205	0.739	0.724	0.083	0.079
二因子模型 (MO+EO+PO+ WE+OE+FLE, WHRM)	4816.880	701	6.871	0.635	0.614	0.099	0.096
单因子模型 (MO+EO+PO+WE+OE+ FLE+ WHRM)	6533.374	702	9.307	0.483	0.454	0.117	0.112

注: CMV 表示方法潜变量; +表示融合。

为了尽量规避可能出现的同源误差, 本研究采用事前的程序控制和事后的统计检验两种方法。第一, 采用程序控制方法。在收集数据时, 通过设计配套问卷获得不同来源的数据: 幸福导向人力资源管理是由各企业人力资源部门的经理或主管填写, 幸福取向、工作敬业和组织敬业由员工填写。同时, 所有问卷均为匿名填写, 并且设置测谎题用以剔除无效问卷, 从而保证数据质量。第二, 采用 Harman 单因子检验法和潜在误差变量控制法。结果显示: 未旋转之前第一个因子解释 22.010% 的变异, 累计方差解释量为 63.062%, 第一个因子的解释方差仅占总方差的 34.902%, 小于临界值 40%; 如表 2 所示, 在七因子模型的基础上加入方法因子 (CMV) 后, 八因子模型的拟合指数并没有获得显著改善, 均小于 0.01 (Podsakoff et al., 2003)。由此判定, 共同方法偏差并不严重。

4. 数据分析与假设检验

4.1 相关分析

变量的均值、标准差和相关系数见表3。相关分析结果显示,快乐取向与意义取向正相关($r=0.101, p<0.05$),快乐取向与专注取向正相关($r=0.136, p<0.01$),意义取向与专注取向正相关($r=0.442, p<0.01$)。三类取向之间的相关系数最大为0.442,说明本模型中的多重共线性对量表信度并不构成严重影响。关于幸福取向的已有研究表明,三种幸福取向之间确实存在高度相关,但是这三种取向是相容且可区分的,尤其是三种取向的区分在东西方文化中均具有重要意义和必要性(Peterson et al., 2005; Chen and Zeng, 2021)。此外,基于西方组织情境的研究发现,工作敬业和组织敬业确实是高度相关的,例如, $r=0.62, p<0.001$ (Saks, 2006); $r=0.703, p<0.001$ (Rai and Maheshwari, 2021)。因此,工作敬业和组织敬业在本研究中的相关系数偏高($r=0.656, p<0.01$),是可以接受的。

表3 变量的描述性统计和相关系数

变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
员工层面														
1 性别	1.571	0.495												
2 年龄	2.602	0.892	-0.080											
3 职位	1.114	0.358	-0.107**	0.221**										
4 工作年限	2.464	0.790	-0.069	0.512**	0.129**									
5 快乐取向	3.690	0.663	0.123**	-0.173**	-0.005	-0.097*								
6 意义取向	3.939	0.559	0.003	0.004	-0.021	-0.038	0.101*							
7 专注取向	3.760	0.600	0.058	0.045	-0.048	0.041	0.136**	0.442**						
8 工作敬业	3.910	0.517	0.064	0.062	-0.046	0.022	-0.054	0.565**	0.584**					
9 组织敬业	3.910	0.626	0.055	0.005	-0.052	-0.034	0.003	0.519**	0.594**	0.656**				
组织层面														
10 企业性质	2.040	0.624	-0.084*	0.052	0.150**	0.124**	-0.034	0.040	-0.048	-0.195**	-0.072			
11 企业规模	2.598	0.887	0.051	-0.043	0.062	0.011	-0.017	-0.255**	-0.227**	-0.183**	-0.209**	0.134**		
12 类亲情交换氛围	4.074	0.348	0.083*	-0.065	-0.260**	-0.104*	-0.026	0.469**	0.512**	0.493**	0.560**	-0.156**	-0.385**	
13 幸福导向人力资源管理	3.912	0.501	0.051	-0.092*	-0.132**	0.027	0.054	0.216**	0.291**	0.265**	0.309**	-0.097*	-0.180**	0.460**

注: ***表示 $p<0.001$; **表示 $p<0.01$; *表示 $p<0.05$ (双侧检验),后同。

意义取向($r=0.565, p<0.01$)、专注取向($r=0.584, p<0.01$)与工作敬业均显著相关, 快乐取向($r=-0.054, p>0.05$)与工作敬业则不显著相关。幸福导向人力资源管理与组织敬业($r=0.309, p<0.01$)、工作敬业($r=0.265, p<0.01$)均显著相关。总体来看, 相关分析结果为后续的假设检验提供了初步基础。

4.2 假设检验

4.2.1 以工作敬业为因变量的假设检验

鉴于研究模型涉及员工和组织两个层面的变量, 本研究采用 HLM6.04 进行多层线性模型分析, 分析结果如表 4 所示。为了判断实施跨层次分析的可行性, 将工作敬业的变异分解在员工层次和组织层次而不引入任何解释变量(即零模型), 检验不同组残差变异的显著程度。表 4 中模型 1 的结果显示: $\tau_{00}=0.054, \chi^2(67)=249.406, p<0.001$ 。通过计算得出 $ICC(1)=0.202, ICC(2)=0.692$, 符合 $ICC(1)>0.059$ 的标准(Castro, 2002), 这说明工作敬业在组间的变异显著, 占总变异的 20.2%。以上拟合指数表明, 本研究模型适合进行后续的跨层次分析。

表 4 以工作敬业为因变量的多层次分析结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
截距	3.967***	3.754***	3.840***	3.844***	3.772***	3.804***	3.863***
控制变量							
员工层面							
性别		0.034	0.025	0.019	0.073	0.019	0.003
年龄		0.024	-0.009	-0.018	0.050	0.006	0.003
职位		0.154**	0.133**	0.121**	0.189**	0.117**	0.123**
工作年限		0.037	0.046**	0.060**	0.025	0.053	0.047
组织层面							
企业性质		-0.125***	-0.119***	-0.118***	-0.120***	-0.120***	-0.120***
企业规模		0.011	0.018	0.017	0.009	0.019	0.013
类亲情交换氛围		0.273***	0.275***	0.268***	0.258***	0.256***	0.267***
自变量							
快乐取向			-0.108**	-0.104**	-0.046		
意义取向			0.306***	0.279***		0.446***	
专注取向			0.296***	0.319***			0.430***

续表

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
调节变量							
幸福导向人力资源管理				0.032***	0.053	0.033	0.027
跨层交互项							
快乐取向×幸福导向人力资源管理					-0.094		
意义取向×幸福导向人力资源管理						0.079	
专注取向×幸福导向人力资源管理							0.050
方差							
组内残差 σ^2	0.206	0.179	0.110	0.110	0.175	0.136	0.135
组间残差 τ_{00}	0.054	0.032	0.047	0.045	0.038	0.028	0.040
组内方差解释量 (R_{level1}^2)		0.131	0.466	0.466	0.150	0.340	0.345
组间方差解释量 (R_{level2}^2)		0.407	0.130	0.167	0.296	0.481	0.259
模型离差	841.300	748.813	527.612	533.570	751.333	605.778	612.781

首先, 检验三类幸福取向对工作敬业的主效应。在对员工的性别、年龄、职位、工作年限和组织的企业性质、企业规模、类亲情交换氛围进行控制之后, 以工作敬业为因变量和三种幸福取向为自变量构建模型, 如表 4 中模型 3 所示。结果显示: 快乐取向对工作敬业的回归系数为 $-0.108 (p < 0.01)$, 意义取向对工作敬业的回归系数为 $0.306 (p < 0.001)$, 专注取向对工作敬业的回归系数为 $0.296 (p < 0.001)$, 均达到显著性水平。由此推断, 假设 H1a、H1b 和 H1c 均得到数据支持。

其次, 检验幸福导向人力资源管理在三种幸福取向与工作敬业之间的调节效应。对幸福导向人力资源管理、企业性质、企业规模和类亲情交换氛围进行总均值中心化, 对三种幸福取向、工作敬业和员工层面的控制变量进行组均值中心化。然后, 在对员工的性别、年龄、职位、工作年限以及组织的企业性质、企业规模和类亲情交换氛围进行控制之后, 以工作敬业为因变量, 分别以三种幸福取向、幸福导向人力资源管理及二者的交互项为自变量构建模型, 如表 4 中模型 5、模型 6 和模型 7 所示。结果显示: 快乐取向与幸福导向人力资源管理的交互项对工作敬业的影响不显著 ($\beta = -0.094, p > 0.05$); 意义取向与幸福导向人力资源管理的交互项对工作敬业的影响不显著 ($\beta = 0.079, p > 0.05$); 专注取向与幸福导向人力资源管理的交互项对工作敬业的影响不显著 ($\beta = 0.050, p > 0.05$)。这说明假设 H2a、H2b 和 H2c 均没有得到数据支持。

4.2.2 以组织敬业为因变量的假设检验

同上原理, 判断实施跨层次分析的可行性。表 5 中模型 1 的结果显示: $\tau_{00} = 0.113, \chi^2(67) =$

362.889, $p < 0.001$, 通过计算得出 $ICC(1) = 0.292$, $ICC(2) = 0.754$, 符合 $ICC(1) > 0.059$, $ICC(2) > 0.70$ 的标准(Castro, 2002)。这说明组织敬业在组间的变异显著, 占总变异的 29.20%。以上拟合指数表明, 本模型适合进行跨层分析。在开展跨层分析时, 为了确保结论的无偏估计, 采纳 Hofmann 和 Gavin (1998) 的建议, 将第一层的调节变量幸福取向进行组中心化处理, 并将其组平均数及其与幸福取向人力资源管理的组间交互项置于第二层加以控制。

首先, 检验幸福导向人力资源管理对组织敬业的主效应。如表 5 中模型 3 所示: 幸福导向人力资源管理对组织敬业具有显著正向影响($\beta = 0.086$, $p < 0.05$), 说明假设 H3 得到数据支持。

表 5 组织敬业的多层次分析结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
截距	4.014 ***	4.023 ***	4.020 ***	4.018 ***	4.013 ***	4.026 ***
控制变量						
员工层面						
性别		0.061	0.063	0.056	0.036	0.011
年龄		0.045	0.044	0.046	0.012	0.018
职位		0.286 ***	0.295 ***	0.273 ***	0.254 **	0.266 **
工作年限		-0.005	0.001	0.002	0.016	0.013
组织层面						
企业性质		-0.025	-0.002	0.001	-0.019	-0.001
企业规模		0.025	0.006	0.009	0.022	0.006
类亲情交换氛围		0.244 ***	0.340 ***	0.342 ***	0.268 ***	0.267 ***
自变量						
幸福导向人力资源管理			0.086 *	0.080	0.051	0.060
调节变量						
快乐取向				0.011		
意义取向					0.576 ***	
专注取向						0.426 ***
跨层交互项						
快乐取向×幸福导向人力资源管理				0.015		
意义取向×幸福导向人力资源管理					0.194 *	
专注取向×幸福导向人力资源管理						0.009
方差						
组内方差 σ^2	0.269	0.241	0.242	0.242	0.173	0.175
组间方差 τ_{00}	0.113	0.004	0.007	0.008	0.007	0.009

续表

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
R^2_{level1}		0.104	0.100	0.100	0.357	0.49
R^2_{level2}		0.964	0.938	0.929	0.938	0.920
模型离差	1023.908	926.004	929.395	940.696	766.877	797.764

其次, 检验三种幸福取向在幸福导向人力资源管理与组织敬业之间的调节效应。以组织敬业为因变量, 输入控制变量之后, 分别以三种幸福取向、幸福导向人力资源管理及二者的交互项为自变量构建模型, 如表 5 中模型 4、模型 5 和模型 6 所示。结果显示: 快乐取向与幸福导向人力资源管理的交互项对组织敬业的影响不显著($\beta=0.015, p>0.05$); 意义取向与幸福导向人力资源管理的交互项对组织敬业的影响显著($\beta=0.194, p<0.05$); 专注取向与幸福导向人力资源管理的交互项对组织敬业的影响不显著($\beta=0.009, p>0.05$)。这说明假设 H4a 和 H4c 没有得到数据支持, 假设 H4b 得到数据支持。

最后, 采用 SPSS Process 计算斜率来进一步确认意义取向调节效果的可靠性。在意义取向取高值、均值和低值(± 1 个标准差)时, 幸福导向人力资源管理对组织敬业的斜率分别为 $\beta_{高}=0.237(t=5.425, p<0.001)$ 、 $\beta_{均}=0.107(t=3.129, p<0.01)$ 、 $\beta_{低}=-0.023(t=-0.463, p>0.05)$ 。当意义取向取高值或均值时, 组织敬业的水平随着幸福导向人力资源管理的强度增加而上升; 当意义取向取低值时, 组织敬业的水平随着幸福导向人力资源管理的强度增加而不显著。这进一步表明, 当意义取向水平越高时, 越能增强幸福导向人力资源管理对组织敬业的正向影响。

5. 结论与启示

5.1 研究结论与讨论

本研究结论与讨论如下:

(1) 幸福取向框架中意义取向与专注取向正向预测工作敬业, 快乐取向则负向预测工作敬业。正如预期的那样, 本研究发现三种幸福取向确实均能够预测工作敬业, 但是作用方向略有不同。其中, 意义取向与专注取向促进工作敬业, 快乐取向却抑制工作敬业。它们存在差异的主要原因在于: 虽然已有研究证实敬业的员工压力更小, 工作强度更大, 业绩表现更出色, 但是工作敬业随着时间的推移可能增加个体的情绪消耗而产生疲惫(Junker et al., 2021)。快乐取向的员工因追求自我的愉悦体验, 可能在敬业之苦中并不能体验到愉悦的感觉, 甚至可能感到失望。与快乐取向的员工相比, 意义取向的员工追求价值实现, 专注取向的员工追求“心流”体验。二者均拥有以苦为乐的精神, 能从敬业的奋斗活动中体验意义或“心流”的感觉。该结论表明, 对于意义取向或专注取向的人来说, 工作敬业是创造幸福与享受幸福的辩证统一过程, 进而佐证了“奋斗本身就是一种幸福”的内在合

理性。

(2)幸福导向人力资源管理直接促进员工的组织敬业,但是不能激活三种幸福取向对工作敬业的有效预测。该结论既支持了组织的幸福干预举措在提高组织敬业方面的有效性,也在一定程度上加深人们对幸福导向人力资源管理结果效应的认识。此外,本研究还发现:幸福导向人力资源管理并不能调节快乐取向、意义取向和专注取向分别对工作敬业的预测有效性。形成该结论的可能原因在于:本研究样本中81.80%的被试为“90后”新生代员工,该群体具有显著的自我导向特质,表现为对个性发展的高需求与对外部情境线索的低敏感性。现有幸福导向人力资源管理量表多聚焦于显性政策维度,但对实践落地的个体感知差异捕捉不足。因此,员工对相同管理实践产生解读偏差,导致组织层面干预难以有效激活该群体特质与行为之间的联结机制。

(3)幸福取向框架中的意义取向能增强幸福导向人力资源管理对组织敬业的驱动效应,然而快乐取向和专注取向均不能调节二者之间的积极关系。产生该结论的主要原因在于:在中国集体主义语境下,快乐取向和专注取向依次强调自我的愉悦感受和“心流”体验,凸显以自我为中心的幸福观;意义取向的员工在自我价值实现中比较看重他人赞许或社会认可,凸显自利利他的幸福观。自利利他的意义取向使员工将组织提供的幸福资源(如心理支持、发展机会)解读为关系型资源,触发“资源投入—回报组织”的良性循环;以自我为中心的快乐取向和专注取向使员工将组织提供的幸福资源视为个人资源,仅促进个体目标达成,难以转化为对组织整体的敬业承诺。

5.2 理论贡献

本文的理论贡献在于:

(1)从幸福心理学视角丰富了员工敬业的前因。现有研究显示,个体特质层面的工作敬业驱动因素主要涵盖心态、灵性、大五人格、主动性人格、足智多谋、核心自我评价、心理资本、自我效能感等(Young et al., 2018; Soni and Rastogi, 2019),尚未涉及幸福取向的实证检验;组织敬业的前因则聚焦于组织支持、组织公平、企业社会责任、组织结构及氛围等(Kundu and Lata, 2017),缺乏人力资源管理视角的相关探讨。本研究通过实证分析突破上述局限:首先,验证了幸福取向三维度(意义取向、专注取向、快乐取向)对工作敬业的非对称预测效应,其中意义取向与专注取向呈显著正向影响,而快乐取向呈现抑制作用;其次,揭示了幸福导向人力资源管理显著驱动组织敬业。这些发现不仅丰富了员工敬业的前因,而且佐证了促进员工敬业的幸福特质研究视角的合理性。

(2)从个体与组织跨层交互的视角为员工敬业的驱动机制提供新见解。回顾现有文献,个体因素在组织因素与员工敬业之间的社会交换机制中既可发挥负向调节作用(Boon and Kalshoven, 2014; 康飞等, 2019; Iqbal et al., 2024),也可呈现正向调节效应(施丹等, 2020);同时,组织因素在个体因素与员工敬业的自我决定机制中存在负向调节现象(黄泽群等, 2019; 闫艳玲等, 2019)。然而,本研究发现:幸福导向人力资源管理并未能有效激活三类幸福取向对工作敬业的影响,这表明个体幸福特质对工作敬业的作用具有相对独立性,从而为特质激活理论提供了例外的实证证据。此外,本研究发现仅有意义取向能够增强幸福导向人力资源管理对组织敬业的促进作用,为理解员工与组织的社会交换过程受个体特质选择性激活的现象提供了新的证据支持。

5.3 管理启示

依据上述结论，提出如下启示：

(1) 坚持长期主义的稳健型企业在员工甄录时应将幸福取向纳入选拔或职位匹配的标准范畴。一个公司的长期稳健性主要从现金流、客户忠诚度和员工敬业度来评价。对于以长期主义为目标的稳健型企业来说，需要优先录用意义取向或专注取向的候选人。当然，管理者不能忽视快乐取向对工作敬业产生的消极影响，在招聘中应根据所聘职位的工作性质权衡考虑快乐取向的优势与劣势。

(2) 数字时代的企业应以幸福导向人力资源管理的实施为突破口，有效激发员工主动建构与组织的互利关系。进入数字化时代，以组织敬业衡量的积极组织-员工关系凸显员工的主导角色，是由员工自下而上主动建构的。当然，组织敬业度的提升并不会自然而然地发生，仍然需要企业付出努力。因此，企业应从成长发展、共创共享、人文关怀和民主协商等方面持续加大幸福导向人力资源管理的投入，塑造一个温暖、积极的职场环境，才能激发员工主动建构互利的一体性关系。

(3) 对于意义取向的员工，企业倡议“让奋斗者幸福”的理念，围绕成长发展、共创共享和民主协商实施支持型的幸福导向人力资源管理实践，能对赢得员工的组织敬业发挥事半功倍的效果，实现自我驱动的工作敬业和外在驱动的组织敬业相得益彰。

5.4 研究局限与展望

本研究的局限之处在于：(1) 采用的工作敬业量表信度系数未达到理想水平，可能对研究结论的可靠性产生影响；(2) 由于已有研究提出日常生活中三种幸福取向呈现并存和组合性(Grimm et al., 2015)，本研究遵循幸福取向优先性观点，分别探究三种幸福取向对员工敬业的影响，可能限制研究结论的应用价值；(3) 仅探究幸福导向人力资源管理和个体幸福取向对员工敬业的主效应，没有揭示二者对员工敬业的内在作用机理。

针对以上局限，未来可以从以下方面展开：(1) 后续研究应优先优化测量工具，采用信度更高的工作敬业量表，以提升结论的可靠性；(2) 采用实验法，通过实验组和控制组比较三种幸福取向不同组合情境下的员工敬业程度差异，提高研究结论对管理实践的指导价值；(3) 引入工作幸福感、组织自尊等中介变量揭示幸福导向人力资源管理对组织敬业的影响，及以基本心理需求等作为中介变量探究不同类型幸福取向对工作敬业的影响，厘清并验证其中的作用机制。

◎ 参考文献

- [1] 陈建安, 黄立佳, 金泽林, 等. 幸福导向人力资源管理量表开发及对组织主人翁行为的影响[J]. 管理学报, 2024, 21(1).
- [2] 何勤, 李鑫悦, 张岩涛. 人工智能应用与企业内部收入差距——基于能力的视角[J]. 北京工商

- 大学学报(社会科学版), 2025, 40(4).
- [3]黄泽群, 颜爱民, 陈世格, 等. 资质过高感对员工敬业度的影响: 组织自尊和高绩效工作系统的作用[J]. 中国人力资源开发, 2019, 36(9).
- [4]蒋军锋, 崔丽霞, 张琦, 马明瑶. 社会关系影响团队绩效的微观机制: 一个社会激励框架[J]. 贵州财经大学学报, 2025(2).
- [5]康飞, 曲庆, 张涵. 授权式领导对员工敬业度的影响研究[J]. 科研管理, 2019, 40(11).
- [6]李志, 骆行. 智能革命下的人力重构: DeepSeek、Manus 类生成式人工智能对人力资源市场的挑战、影响及治理研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(3).
- [7]穆怀中, 赵志超, 杜芳雨. 数智时代何以共同奋斗? ——工作场所数智化对劳动者福利态度的影响[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2024, 57(6).
- [8]施丹, 陈蕾, 肖潇. 户籍的束缚: 领导-成员交换关系与产业工人敬业度[J]. 珞珈管理评论, 2020(4).
- [9]闫艳玲, 张军伟, 张洪. 积极领导与员工敬业度的关系研究: 基于自我决定视角[J]. 科研管理, 2019, 40(6).
- [10]张文宏, 孙惠夏. 市场转型与职业地位: 基于词嵌入模型的分析(1949—2019)[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2025, 35(3).
- [11]朱苏丽, 龙立荣, 贺伟, 等. 超越工具性交换: 中国企业员工-组织类亲情交换关系的理论建构与实证研究[J]. 管理世界, 2015(11).
- [12]Bakker, A. B. Strategic and proactive approaches to work engagement[J]. *Organizational Dynamics*, 2017, 46(2).
- [13]Basit, A. A. How does political skill lead to job and organization engagement? Role of self-evaluations[J]. *Journal of Management Development*, 2020, 39(7-8).
- [14]Blau, G. Developing and testing a taxonomy of lateness behavior[J]. *Journal of Applied Psychology*, 1994, 79(6).
- [15]Boon C, Kalshoven K. How high-commitment HRM relates to engagement and commitment: The moderating role of task proficiency[J]. *Human Resource Management*, 2014, 53(3).
- [16]Breevaart, K., Bakker, A. B., Demerouti, E. Daily self-management and employee work engagement[J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2014, 84(1).
- [17]Briggs, S. R., Cheek, J. M. The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales[J]. *Journal of Personality*, 1986, 54(1).
- [18]Chen, H. Z., Zeng, Z. J. When do hedonic and eudaimonic orientations lead to happiness? Moderating effects of orientation priority[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, 18(18).
- [19]Cooper, B., Wang, J., Bartram, T., et al. Well-being-oriented human resource management practices and employee performance in the Chinese banking sector: The role of social climate and resilience[J]. *Human Resource Management*, 2019, 58(1).

- [20] Cooper-Thomas, H. D., Xu, J., Saks, A. M. The differential value of resources in predicting employee engagement[J]. *Journal of Managerial Psychology*, 2018, 33 (4-5).
- [21] Eldor, L., Vigoda-Gadot, E. The nature of employee engagement: Rethinking the employee-organization relationship[J]. *The International Journal of Human Resource Management*, 2017, 28(3).
- [22] Ford, B. Q., Mauss, I. B. Gruber, J. Valuing happiness is associated with bipolar disorder [J]. *Emotion*, 2015, 15(2).
- [23] Giuntoli, L., Conдини, F., Ceccarini, F., et al. The different roles of hedonic and eudaimonic motives for activities in predicting functioning and well-being experiences[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2021, 22 (4).
- [24] Grimm, C., Kemp, S. Jose, P. E. Orientations to happiness and the experience of everyday activities [J]. *Journal of Positive Psychology*, 2015, 10(3).
- [25] Guest, D. E. Human resource management and employee well-being: Towards a new analytic framework [J]. *Human Resource Management Journal*, 2017, 27(1).
- [26] Hauff, S., Guerci, M., Gilardi, S. Well-being-oriented HRM configurations: Diffusion, contingencies and outcomes[J]. *Evidence-based HRM*, 2020, 8(3).
- [27] Hirschi, A. Effects of orientations to happiness on vocational identity achievement [J]. *Career Development Quarterly*, 2011, 59(4).
- [28] Huta, V., Ryan, R. M. Pursuing pleasure or virtue: The differential and overlapping well-being benefits of hedonic and eudaimonic motives[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2010, 11 (6).
- [29] Iqbal K, Shen J, Deng X. When does CSR-facilitation human resource management motivate employee job engagement? The contextual effect of job insecurity [J]. *Human Resource Management Journal*, 2024, 34(4).
- [30] Johnston, C. S., Luciano, E. C., Maggiori, C., et al. Validation of the German version of the career adaptabilities scale and its relation to orientations to happiness and work stress[J]. *Journal of Vocational Behavior*, 2013, 83(3).
- [31] Junker, N. M., Kaluza, A. J., Häusser, J. A., et al. Is work engagement exhausting? The longitudinal relationship between work engagement and exhaustion using latent growth modeling [J]. *Applied Psychology: An International Review*, 2021, 70 (2).
- [32] Kahn, W. A. Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work[J]. *Academy of Management Journal*, 1990, 33(4).
- [33] Kundu, S. C., Lata, K. Effects of supportive work environment on employee retention: Mediating role of organizational engagement[J]. *International Journal of Organizational Analysis*, 2017, 25(4) .
- [34] Malik, P., Garg, P. Learning organization and work engagement: The mediating role of employee resilience[J]. *International Journal of Human Resource Management*, 2020, 31(8).
- [35] Mauss, I. B., Tamir, M., Anderson, C. L., et al. Can seeking happiness make people unhappy? Paradoxical effects of valuing happiness[J]. *American Psychological Association*, 2011, 11(4).

- [36] Peterson, C., Park, N., Seligman, M. E. P. Orientations to happiness and life satisfaction: The full life versus the empty life[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2005, 6(1).
- [37] Rai, A., Maheshwari, S. Exploring the mediating role of work engagement between the linkages of job characteristics with organizational engagement and job satisfaction[J]. *Management Research Review*, 2021, 44(1).
- [38] Richter, N., Hunecke, M. The mindful hedonist? Relationships between well-being orientations, mindfulness and well-being experiences[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2021, 22 (7).
- [39] Saks, A. M. Antecedents and consequences of employee engagement [J]. *Journal of Managerial Psychology*, 2006, 21(7).
- [40] Salas-Vallina, A., Pozo, M., Fernandez-Guerrero, R. New times for HRM? Well-being oriented management (WOM), harmonious work passion and innovative work behavior [J]. *Employee Relations*, 2020, 42 (3).
- [41] Sattar, M. A., Rasheed, M. I., Khan, I. U., et al. Why adaptable individuals perform better: The role of orientation to happiness[J]. *Australian Journal of Career Development*, 2017, 26 (3) .
- [42] Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., et al. The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2002, 3(1).
- [43] Schueller, S. M., Seligman, M. E. P. Pursuit of pleasure, engagement, and meaning: Relationships to subjective and objective measures of well-being[J]. *Journal of Positive Psychology*, 2010, 5 (4).
- [44] Soni, K., Rastogi, R. Psychological capital augments employee engagement[J]. *Psychological Studies*, 2019, 64(4).
- [45] Swart, J., Rothmann, S. Authentic happiness of managers, and individual and organizational outcomes [J]. *South African Journal Psychology*, 2012, 42 (4).

An Empirical Study on the Impact of Well-being Oriented HRM and Personal Well-being Orientations on Employee Engagement

Chen Jian'an^{1,2} Huang Lijia¹ Ma Bingqian¹ Liu Rongzhi³

(1 Research Center for China Industry-University-Research Institute Collaboration, Wuhan University, Wuhan, 430072;

2 Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, 430072;

3 School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, 430073)

Abstract: In the new development stage of common prosperity, employees' pursuit of well-being and enterprises' efforts in building well-being-focused organizations are considered a crucial pathway to enhancing employee engagement. To investigate this mechanism, this study investigated the direct impact and interactive effects of well-being oriented HRM and personal well-being orientations on employee engagement, based on the paired data of 68 HR managers (or supervisors) and 604 employees. The results were shown as follows:

Meaning orientation and engagement orientation both positively predict work engagement, while pleasure orientation negatively predicts work engagement; Well-being oriented HRM positively predicts organizational engagement, but does not enhance the predictive validity of the three well-being orientations on work engagement; Meaning orientation enhances the driving effect of well-being oriented HRM on organizational engagement. These findings not only enrich the antecedents of employee engagement from the perspective of well-being psychology, but also offer novel insights into the driving mechanisms of employee engagement from an individual-organizational cross-level interaction perspective.

Key words: Well-being oriented HRM; Well-being orientation; Work engagement; Organizational engagement

专业主编：杜旌