



# 内、外生激励因素与员工知识共享： 挤出与挤入效应

金辉<sup>1,2</sup>

1 江苏科技大学 经济管理学院, 江苏 镇江 212003

2 南京大学 商学院, 南京 210093

**摘要:**知识共享的激励问题是知识管理研究领域的一个焦点议题。从内、外生激励的视角出发,选取物质奖励和互惠关系作为外生激励因素的代理变量,选取知识共享的自我效能和助人的愉悦感作为内生激励因素的代理变量,探究内生激励和外生激励对员工知识共享的影响机制以及内、外生激励因素间的交互作用关系;对南京地区127名知识型员工进行问卷调查,运用结构方程模型和多层回归调节检验对数据进行分析。研究结果表明,内生激励因素主要通过作用于个体的行为态度进而影响个体的知识共享意愿,外生激励因素主要通过作用于个体的主观规范进而影响个体的知识共享意愿,期望的物质奖励对内生激励因素产生挤出效应,期望的互惠关系对内生激励因素产生挤入效应。

**关键词:**知识共享;内生激励;外生激励;挤出效应;挤入效应

**中图分类号:**F272.9

**文献标识码:**A

**doi:**10.3969/j.issn.1672-0334.2013.03.004

**文章编号:**1672-0334(2013)03-0031-14

## 1 引言

随着知识经济时代的到来,知识管理被视为组织构建核心竞争能力的利器<sup>[1]</sup>。组织中的知识大多依附于员工个体而存在,个体如果对知识不加以利用,知识本身无法为组织创造价值。在组织中有两种途径可以增进知识效用,其一,个体可以在工作中运用知识,创造个人绩效;其二,个体可以与同事共享知识,通过满足他人的知识需求,创造组织绩效。Alavi<sup>[2]</sup>认为个体间的知识共享是增进知识效用最为关键的途径;Haas等<sup>[3]</sup>也赞同只有当个体知识转化为组织知识,组织才能真正高效管理知识。

然而个体间广泛的知识共享更多的是组织期许的行为而非个体的现实行为,个体的知识共享行为伴随着一系列成本和风险。首先个体会面临时间和精力的付出<sup>[4]</sup>;其次个体在共享知识后有可能丧失在组织中的独特地位;更令个体担忧的是,如果知识不被他人认可,甚至会危及自身声誉<sup>[5]</sup>。所以在没

有得到奖励或补偿的情况下,个体往往不愿意与他人分享知识<sup>[6]</sup>,这里所指的奖励和补偿在本质上是对个体知识共享行为的激励。Bock等<sup>[7]</sup>认为个体间的知识共享难以通过组织强制命令的方式实现,而应依赖于适宜的激励机制。

虽然激励作为促进知识共享的有利因素之一备受组织的青睐,但现有的研究没有深入挖掘和区分不同类型的激励措施对知识共享行为的作用机制,难以切实有效地指导组织知识共享的具体实践。基于此,本研究拟从内、外生激励视角出发,通过深入剖析外生激励、内生激励与个体知识共享间的内在机理,以期组织知识管理实践提供激励组合设计的有益借鉴。

## 2 相关研究评述

### 2.1 外生激励、内生激励的界定及二者的交互作用

个体行为的诱因既可能出于个体重视行为本身,

**收稿日期:**2012-08-08 **修返日期:**2012-12-25

**基金项目:**国家自然科学基金(70872044);教育部人文社会科学青年基金(11YJC630083);江苏省教育厅高校哲学社会科学基础研究基金(2011SJB630019)

**作者简介:**金辉(1981-),女,江苏常州人,江苏科技大学经济管理学院讲师、南京大学商学院博士研究生,研究方向:知识管理等。E-mail:hui0409236@126.com

也可能出于外界的贿赂,因此,学者们将激励划分为内生激励和外生激励两种类型。外生激励被定义为行为发生后的物质奖励或非物质收益,该激励与行为本身无关;内生激励被定义为个体在行为发生过程中获得的愉悦感或满足感,该激励与外界诱因无关<sup>[8]</sup>。

将外生激励与内生激励相结合运用于组织实践似乎是管理者倾向的最佳路径。但是,组织在兼用外生激励和内生激励之前,必须先明确外生激励与内生激励之间到底是彼此相融还是此消彼长<sup>[9]</sup>。因此,学者们围绕两种激励间的交互作用展开一系列研究,但遗憾的是至今并未达成统一的定论。Smith等<sup>[10]</sup>通过实证研究发现,外生激励会削减内生激励,进而有损雇员的工作绩效;Porter等<sup>[11]</sup>的研究结果却表明,外生激励与内生激励是相互助长的,或者至少外生激励并不会削减内生激励的效用。

## 2.2 知识共享的激励研究

知识共享的激励研究是知识管理研究领域的一个焦点议题。国内外学者强调知识共享的前提是组织必须有足够的智慧创造出让个人受益的报酬系统,并且诸多研究结果均表明组织激励有助于促进个体间知识共享的实现。King等<sup>[12]</sup>认为,组织奖赏是促进知识共享的有利因素之一;Gagné<sup>[13]</sup>认为,无论是物质奖励(如金钱回报)还是精神激励(如声誉回报)均能促进组织内部个体间的知识共享;何会涛等<sup>[14]</sup>认为组织激励是增进个体知识共享的积极性和效果的有力手段。与此同时,学者们还对组织采取激励措施促进知识共享的原因进行细致的分析。Siemsen等<sup>[15]</sup>认为知识源与知识接受方在知识共享的过程中都要付出时间、精力、财富等代价,所以必须对知识共享的双方进行相应的物质奖励;廖飞等<sup>[16]</sup>提出知识是一种社会分层的资源,共享知识涉及价值的转让,因此促使知识源进行私有知识共享的激励来自对外界补偿的预期;诸葛剑平<sup>[17]</sup>认为知识共享并不是理所当然的,并存在一定的共享风险,所以只有在一定的激励机制刺激下,个体才会共享知识。

虽然激励作为鼓励个体知识共享行为的有效措施得到众多学者的认可<sup>[18]</sup>,但当前有关知识共享的激励研究更多聚焦于组织的外生激励,忽略了个体内生激励对知识共享行为的促进作用,更鲜有学者探讨不同类型的激励措施在知识共享中的交互作用。本研究运用理性行为理论(theory of reasoned action, TRA),对外生激励和内生激励与知识共享之间的关系以及外生激励与内生激励在知识共享过程中的交互作用进行探讨,以揭示内外生激励因素与知识共享之间的内在机理。

## 3 理论基础和研究假设

### 3.1 TRA 与知识共享意愿

在知识共享研究领域,TRA是最经典且最具影响力的基础理论工具之一。TRA由Fishbein等<sup>[19]</sup>于1975年初创,该理论有4个核心变量,分别为行为、行

为意愿、态度和主观规范,行为指在一定时空和情境下,个体采取的有指向性的现实行动;行为意愿指个体采取某特定行为的倾向程度;态度指个体对某特定行为积极或消极的情感评价;主观规范指个体在决定是否采取某特定行为时所感知到的社会压力。依据TRA,个体对某种行为的态度和主观规范决定了其行为的意愿,而个体行为的意愿又进一步决定了个体是否会发生该行为。由于TRA遵循意愿→行为的研究范式,即假定个体对某种行为的意愿可以有效预测该行为的发生,因此本研究将个体知识共享的意愿作为结果变量,侧重从内外生激励的视角探究如何增进个体知识共享的意愿。

在知识共享的情境中,知识共享的意愿特指个体愿意与他人共享知识的主观倾向程度;知识共享的态度特指个体对知识共享行为积极或消极的情感评价;而知识共享的主观规范特指个体在决定是否采取知识共享行为时预期的社会压力,即对外界重要关系人或群体是否赞同其发生知识共享行为的感知。由TRA可知,个体知识共享的意愿取决于个体对知识共享的态度和主观规范。当个体对知识共享持有的态度越积极时,或当个体对外界期望自身进行知识共享的感知越强烈时,个体知识共享的意愿就越强烈<sup>[20]</sup>。在知识共享领域,已有一些研究检验了个体知识共享的意愿与知识共享的态度以及知识共享的意愿与主观规范之间的关系。Ryu等<sup>[21]</sup>研究发现,医护人员知识共享的态度与其知识共享的意愿存在积极的正向关系;Bock等<sup>[7]</sup>对467名韩国公共组织员工的研究证实,知识共享的意愿分别与知识共享的态度和主观规范显著正相关;Hsu等<sup>[22]</sup>对网民参与博客共享知识的研究发现,个体对参与博客分享知识的态度会直接积极影响其在博客中共享知识的意愿。由此,本研究提出假设。

H<sub>1</sub> 个体知识共享的态度正向影响个体知识共享的意愿。

H<sub>2</sub> 个体知识共享的主观规范正向影响个体知识共享的意愿。

### 3.2 内生激励与知识共享的态度

从内外生激励的定义可知,外生激励源自个体所属的外部环境,强调个体行为受到外部控制,属于外界影响范畴;内生激励源自个体自身,强调个体行为应受自我控制,属于内部影响范畴。结合TRA理论,外界影响因素主要通过作用于个体的主观规范进而影响个体行为意愿,内部影响因素主要通过作用于个体的行为态度进而影响个体的行为意愿。由此可以推断,内生激励与个体知识共享的态度密切相关,外生激励与个体知识共享的主观规范密切相关。本研究主要分析内生激励与知识共享的态度之间以及外生激励与知识共享的主观规范之间的关系。

依据Deci<sup>[8]</sup>的认知评价理论,内生激励源自个体对自我感知的需求。个体在与外界环境交互的过程中之所以会表现出充满活力、好学、挑战自我等特征,主要是因为个体需要感觉到自己能胜任或掌控

外界环境,这种自我感知的需求在后续的学术研究中进一步界定为自我效能。因此,本研究选择知识共享的自我效能作为内生激励的代理变量之一。在知识共享领域,一些学者的研究表明,知识共享的自我效能有助于激励个体与同事共享知识。Constant等<sup>[23]</sup>研究表明,自我效能高的个体往往对自己共享的知识充满信心,并且更倾向于参与复杂的知识共享行为;Bock等<sup>[5]</sup>研究证实,个体自我效能的感知对其知识共享的态度有显著的正向作用;Quigley等<sup>[24]</sup>认为,高度的知识共享自我效能有助于让个体相信他们的知识能够帮助同事解决工作难题,进而产生更为积极的共享态度;Tohidinia等<sup>[25]</sup>发现,在伊朗个体的自我效能会积极促进个体的知识共享态度。基于上述分析,本研究提出假设。

H<sub>3</sub> 知识共享的自我效能正向影响个体知识共享的态度。

依据组织公民行为理论,内生激励还可能源自个体对利他主义的需求。利他动机下的行为纯粹旨在帮助他人而非图谋私人回报,是一种无条件的主动承担责任的行为。个体之所以会产生利他主义的需求,是因为个体在帮助他人的过程中会产生内在愉悦感。因此,本研究选择助人的愉悦感作为研究内生激励的另一个代理变量。在知识共享领域,有少数学者对助人的愉悦感(或利他主义)进行研究。Wei等<sup>[26]</sup>研究发现,个体之所以会共享知识是因为帮助他人会使个体自我感觉良好;Wasko等<sup>[27]</sup>认为,员工之所以会发生共享知识行为在很大程度上是因为他们沉浸于助人的愉悦感;Hsu等<sup>[22]</sup>发现,个体在博客与陌生群体共享知识的一个重要原因是可以获得帮助他人的机会;Lin<sup>[28]</sup>研究证实,助人的愉悦感与个体知识共享的态度之间存在显著的正向关系。由此,本研究提出假设。

H<sub>4</sub> 助人的愉悦感正向影响个体知识共享的态度。

### 3.3 外生激励与知识共享的主观规范

外生激励之所以生效是基于个体对行为发生后回报的预期。在知识共享的情境中,个体与他人共享知识以满足组织或外界关系人的知识需求,组织或外界关系人对个体知识共享行为进行评价,给予个体相应的奖励以满足个体的需求,这一逻辑显然与交换理论(经济交换和社会交换)的原理不谋而合。当个体共享知识是为了获得物质回报,则属于经济交换的范畴;当个体共享知识是为了获得长期互利互惠的关系,则属于社会交换的范畴。基于此,本研究分别选择期望的物质奖励和期望的互惠关系作为外生激励的两个代理变量。

由经济交换理论可知,物质利益会驱使个体知识共享行为的产生。具体而言,个体为了能从组织获得自身期望的物质奖励,作为交换,个体会进行组织期望的知识共享行为,组织对个体知识共享行为的绩效进行考核,考核结果的高低决定个体获得物质奖励的多少。由此不难发现,物质奖励有告知或暗

示的功效<sup>[29]</sup>,是一种组织施加于个体的外界影响力(或压力)。通过对个体的知识共享行为设置相应的物质奖励,组织可以让员工明确地感受到知识共享是一种组织倡导的行为,进而积极作用于个体知识共享的主观规范。由此,本研究提出假设。

H<sub>5</sub> 期望的物质奖励正向影响个体知识共享的主观规范。

依据社会交换的原理,交换关系不仅涉及经济资源(如金钱),还会涉及社会情感资源(如互惠关系、信任)等。一些知识共享的相关研究表明,互惠关系能有效地促进个体间的知识共享。Lin<sup>[28]</sup>发现互惠关系对员工的知识共享意愿有显著的积极作用;Chennamaneni<sup>[30]</sup>研究表明,感知的互惠关系与知识共享行为呈正相关关系;Thorn等<sup>[31]</sup>通过实证研究发现,互惠关系有利于激励人们向知识库贡献知识。

本研究认为,期望的互惠关系之所以能产生激励效应是因为个体期待自己善意的行为可以换取他人未来善意的回报;反之同理,个体也会担心自身恶意的行为可能招致他人未来恶意的报复。用中国传统文化表述即为善有善报、恶有恶报。由此不难分析,此时个体之所以会与他人共享知识是为了获得善报,避免恶报,并非一定对知识共享行为本身存有喜好。出于情感屈从心理或亲社会的心理,个体会从事他人期望的知识共享行为,以获取与他人长期的互利互惠关系。综上分析,互惠关系也是外界赋予个体的一种潜在的社会压力,当个体相信其能通过与他人共享知识而获得互惠关系时,个体会产生积极的知识共享的主观规范。由此,本研究提出假设。

H<sub>6</sub> 期望的互惠关系正向影响个体知识共享的主观规范。

### 3.4 内外生激励在知识共享中的拥挤效应

如果外生激励与内生激励相互独立,组织就可以分别运用两种激励的优势设计激励组合。然而来自社会心理学和经济学的研究表明,在某些情况下,组织必须在两种激励之间进行权衡,因为两种激励之间存在拥挤效用,即当组织把外部报酬作为对个体工作行为的激励时,个体从工作行为本身获得的内部奖励就会减少。这一现象在社会心理学中被称为奖励的隐性成本或外生激励的腐蚀效应,在经济学中被称为外生激励对内生激励的挤出效应。

在知识共享的具体情境,少数学者也关注到内生激励被外生激励削减的问题。Osterloh等<sup>[32]</sup>认为,当个体在组织内部共享知识时,内生激励比外生激励发挥着更为重要的作用,不恰当的外生激励会削弱个体进行知识共享的内生动机;Baker<sup>[33]</sup>也认为,经济激励会导致员工偏向于显性知识的转移,并会削减个体在非正式场合的知识转移行为;柯江林等<sup>[34]</sup>用经济学模型证明,组织对员工知识共享行为进行直接的显性激励(经济学中的显性激励通常是指金钱激励)会产生激励扭曲问题;谢荷锋等<sup>[35]</sup>的实证研究表明,以经济奖励为代表的外生激励会对内生激励产生挤出效应。基于上述分析,本研究推断在

知识共享的过程中,不当的外生激励会侵蚀内生激励的功效,进而提出假设。

H<sub>7</sub> 外生激励在内生激励与个体知识共享的态度之间起负向调节作用。

H<sub>7a</sub> 当期望的物质奖励越强时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的物质奖励越弱时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越强。

H<sub>7b</sub> 当期望的物质奖励越强时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的物质奖励越弱时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越强。

H<sub>7c</sub> 当期望的互惠关系越强时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的互惠关系越弱时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越强。

H<sub>7d</sub> 当期望的互惠关系越强时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的互惠关系越弱时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越强。

本研究理论模型、研究假设及运用的基础理论汇总如图1所示。

### 4 研究设计

#### 4.1 量表设计

本研究采取问卷调查的研究方法。为了确保测量的信度和效度,本研究中各变量的测量题项均源自相关研究的成熟量表。知识共享的意愿、态度、主观规范和期望的互惠关系的测量题项源自 Bock 等<sup>[5]</sup>的研究,用5个题项测量知识共享的意愿,如“我愿意与其他同事更频繁地共享我的工作经验及体会”等;用5个题项测量知识共享的态度,如“我与其他同事

共享知识是一种有益的行为”;用6个题项测量知识共享的主观规范,如“我的上级认为我应该与其他同事共享知识”等;用5个题项测量期望的互惠关系,如“我与同事知识共享,将增进我与同事之间的关系”等。测量期望的物质奖励和知识共享的自我效能的题项源自 Lin<sup>[28]</sup>的研究,用5个题项测量期望的物质奖励,如“与同事共享知识会增加我获得更高薪水的可能性”等;用4个题项测量知识共享的自我效能,如“我自信能够向其他同事提供他们认为有价值的知识”等。测量助人的愉悦感的题项源自 Chennamaneeni<sup>[30]</sup>的研究,有4个题项,如“我很享受通过共享知识来帮助我的同事”等。

量表翻译采用背对背的双语翻译,以确保中文量表能真实反映原始英文量表。具体操作过程为,①将相关原始英文量表翻译成中文;②将中文量表回译成英文;③对比回译的英文量表与原始的英文量表,发现二者在语言表述上并无显著差异。

#### 4.2 样本选择和数据收集

本研究的调查对象为知识型员工,具体为企业的技术研发人员和职能管理人员。鉴于时空和人力等客观因素制约,本研究的调研工作主要集中在南京地区,涉及的行业包含通讯、制造、咨询、建筑设计和软件开发。问卷的发放和回收主要采取自行上门、当场发放和回收的方式,以确保问卷的回收率。共发放问卷250份,实际回收179份,回收率为71.600%;剔除无效问卷52份,实际有效回收率为50.800%。127份有效问卷的样本特征分布如表1所示。

#### 4.3 数据质量分析

本研究采用验证性因子分析(CFA)对样本的数据质量进行检验,检验的内容涉及潜变量的信度、聚合效度和区分效度。信度采用建构信度(construct reliability, CR)计算,聚合效度采用潜变量提取平均

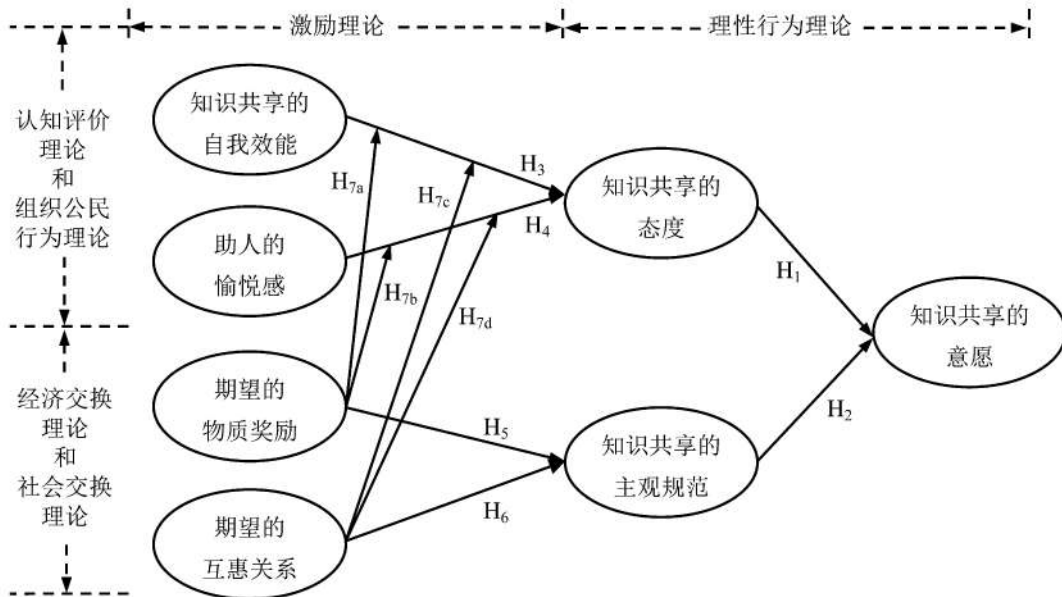


图1 理论模型

Figure 1 Theoretical Model

方差抽取量 (average variance extracted, AVE) 计算。依据 Bagozzi 等<sup>[36]</sup> 的建议, CR 值应大于 0.600, AVE 值应大于 0.500。依据 Fornell 等<sup>[37]</sup> 的建议, 区分效度可采用潜变量的 AVE 平方根与该潜变量及其他潜变量间的相关系数进行比较, 如果前者远大于后者, 表明不同潜变量之间具有区分效度。

表2给出各变量信度和聚合效度的检验结果。由表2可知, 本研究中7个变量的 CR 值介于 0.793 ~ 0.960 之间, 均大于阈值 0.600; 各变量的 Cronbach's  $\alpha$  值介于 0.792 ~ 0.959 之间, 均大于阈值 0.700, 表明变量的信度较高。与此同时, 各变量的 AVE 值介于 0.511 ~ 0.856 之间, 均大于标准阈值 0.500, 表明各变量具有良好的聚合效度。

表3给出各变量区分效度和相关性的检验结果。由表3可知, 本研究中各变量的 AVE 平方根均明显大于其与其他变量之间的相关系数, 表明7个变量之间

具有较好的区分效度, 并且各变量间的相关程度较高, 为下文验证各变量间的相互关系奠定了基础。

### 5 数据分析和假设检验

#### 5.1 内外生激励对知识共享作用路径检验

采用结构方程模型对本研究模型中的  $H_1 \sim H_6$  进行检验, 参数估计采用极大似然法, 使用的软件为 AMOS 17.0。

图2给出结构方程模型的检验结果。模型的  $\chi^2_{df} = 2.227$ , 低于侯杰泰等<sup>[38]</sup> 提出的标准阈值 5;  $RMSEA = 0.056$ , 低于 Bentler<sup>[39]</sup> 提出的标准阈值 0.080;  $GFI = 0.889$ , 接近 Hair 等<sup>[40]</sup> 提出的标准阈值 0.900;  $NFI = 0.907$ ,  $IFI = 0.927$ ,  $CFI = 0.926$ , 均高于黄芳铭<sup>[41]</sup> 提出的标准阈值 0.900。由此可见, 模型的整体拟合度良好, 模型可以接受。

表1 描述性统计  
Table 1 Descriptive Statistics

统计项		频率	百分比 (%)	统计项		频率	百分比 (%)
性别	男	85	66.929	所在部门	技术研发	34	26.772
	女	42	33.071		职能管理	93	73.228
年龄	21岁~25岁	20	15.748	工作年限	3年及以下	67	52.756
	26岁~30岁	71	55.906		4年~6年	36	28.346
	31岁~35岁	25	19.685		7年~9年	12	9.449
	36岁~40岁	6	4.724		10年~12年	8	6.299
	41岁及以上	5	3.937		13年及以上	4	3.150
学历	高中及以下	1	0.788	职位等级	中层管理	7	5.512
	大专	20	15.748		基层管理	31	24.409
	本科	48	37.795		执行人员	89	70.079
	硕士及以上	58	45.669				

表2 信度和聚合效度检验结果  
Table 2 Test Results of Reliabilities and Convergent Validities

变量	测量题项数	CR	AVE	Cronbach's $\alpha$
知识共享的意愿	5	0.899	0.643	0.898
知识共享的态度	5	0.927	0.761	0.924
知识共享的主观规范	6	0.851	0.657	0.845
期望的物质奖励	5	0.891	0.629	0.885
期望的互惠关系	5	0.938	0.752	0.936
知识共享的自我效能	4	0.793	0.511	0.792
助人的愉悦感	4	0.960	0.856	0.959

表3 区分效度和相关性检验结果  
Table 3 Test Results of Discriminant Validities and Correlations

变量	知识共享的意愿	知识共享的态度	知识共享的主观规范	期望的物质奖励	期望的互惠关系	知识共享的自我效能	助人的愉悦感
知识共享的意愿	0.802						
知识共享的态度	0.640***	0.872					
知识共享主观规范	0.582***	0.564***	0.817				
期望的物质奖励	0.368***	0.566***	0.418***	0.793			
期望的互惠关系	0.427***	0.605***	0.380***	0.546***	0.867		
知识共享的自我效能	0.209**	0.343***	0.220**	0.221**	0.565***	0.715	
助人的愉悦感	0.644***	0.769***	0.525***	0.609***	0.680***	0.410***	0.925

注:对角线上的数据为平均方差抽取量AVE的平方根;\*\*为 $p < 0.050$ ,\*\*\*为 $p < 0.010$ ,下同。

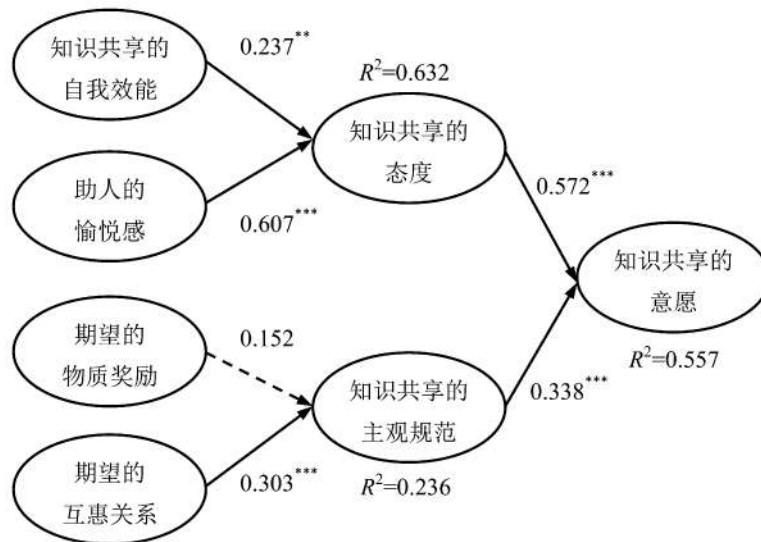


图2 研究模型的SEM检验结果

Figure 2 SEM Results of the Theoretical Model

本研究判定假设检验关系成立与否的标准为,路径系数的显著性水平 $p < 0.100$ 为弱显著,假设部分成立;路径系数的显著性水平 $p < 0.050$ 为显著,假设成立。依据此标准, $H_1 \sim H_6$ 的检验结果如下。①知识共享的态度和主观规范与知识共享的意愿间的路径回归系数分别为0.572和0.338,且均在0.010水平显著,表明 $H_1$ 和 $H_2$ 成立。②知识共享的自我效能与知识共享的态度间的路径回归系数为0.237,在0.050水平显著,表明 $H_3$ 成立;助人的愉悦感与知识共享的态度间的路径回归系数为0.607,在0.010水平显著,表明 $H_4$ 成立。③期望的物质奖励与知识共享的主观规范间的路径回归系数为0.152且并不显著,表明 $H_5$ 不成立;期望的互惠关系与知识共享的主观

规范间的路径回归系数为0.303,在0.010水平显著,表明 $H_6$ 成立。

$H_1$ 成立,说明个体知识共享的态度对个体知识共享的意愿存在积极的影响。 $H_3$ 和 $H_4$ 成立,说明知识共享的自我效能和助人的愉悦感分别对个体知识共享的态度存在积极的影响。由此可见,内生激励因素(知识共享的自我效能和助人的愉悦感)是通过作用于个体知识共享的态度进而影响个体知识共享的意愿,这一结论与Bock等<sup>[5]</sup>、Quigley等<sup>[24]</sup>、Hsu等<sup>[22]</sup>和Lin<sup>[28]</sup>的研究结论相吻合。与此同时,本研究发现,虽然知识共享的自我效能和助人的愉悦感都会对知识共享的态度产生积极影响,但助人的愉悦感对知识共享态度的影响力( $\beta = 0.607$ )远高于

知识共享的自我效能对知识共享态度的影响力( $\beta = 0.237$ ),这一现象表明,知识共享的态度与个体与生俱来的人格特质密切相关。

$H_2$ 成立,说明个体知识共享的主观规范对个体知识共享的意愿存在积极的影响。 $H_6$ 成立,说明期望的互惠关系对个体知识共享的主观规范存在积极的影响。由此可见,作为外生激励因素的代理变量,期望的互惠关系是通过作用于个体知识共享的主观规范进而影响个体知识共享的意愿。但遗憾的是 $H_5$ (期望的物质奖励与个体知识共享的主观规范之间的正向关系)没有得到支持,对此现象本研究尝试做出如下解释。①在现实的企业运营中,知识共享行为并非员工工作职责范围内的行为,而是一种角色外行为。所以个体间的知识共享更多依赖于人际互动的社会交换<sup>[5]</sup>,而非个体与组织之间的经济交换。②物质奖励生效的前提是企业可以对员工的知识共享行为做出公正的评价,并依据评价的结果给予员工相应的物质奖励<sup>[10,14]</sup>。换言之,员工的知识共享行为应纳入到企业常规的绩效考核机制之中。然而在实地调研的过程中发现,大部分企业很难做到这一点,其原因有二。首先,知识本身的客观属性(如隐性、复杂性、嵌入性等)使企业难以通过透明合理的市场定价机制对员工共享的知识进行客观估价;其次,个体间的知识共享经常发生于非正式场合中,具有较强的偶发性和自由性,使企业难以对该行为进行实时监测和记录。如果企业在现实中并没有将知识共享行为纳入常规考核机制并对员工的知识共享进行适宜的物质奖励,那么物质奖励自然就难以成为员工期望的主要激励因素,物质奖励对员工主观规范的导向作用必然受阻。

## 5.2 内生激励因素拥挤效应检验

本研究采用层次回归分析检验外生激励因素在内生激励因素与知识共享的态度之间的调节作用( $H_{7a} \sim H_{7d}$ ),拥挤效应由外生激励因素与内生激励因素的交互项来体现,使用SPSS 17.0软件。依据Baron等<sup>[42]</sup>的建议,首先将控制变量和自变量加入回归方程,然后加入调节变量,最后加入交互项。通过层次回归分析,以交互项是否显著来判断调节效应是否存在。

### (1) 期望的物质奖励调节效应检验

表4给出期望的物质奖励调节效应的检验结果。表4中, $M_1$ 为控制变量(性别、年龄、学历、工作年限、职位等级和所属部门)、自变量(知识共享的自我效能)与因变量(知识共享的态度)的回归分析结果, $M_2$ 为在 $M_1$ 基础上增加调节变量(期望的物质奖励)的回归分析结果, $M_3$ 为在 $M_2$ 基础上增加交互项(知识共享的自我效能 $\times$ 期望的物质奖励)的回归分析结果。由表4可知, $M_3$ 交互项的回归系数 $\beta = -0.059$ ,显著水平 $p < 0.100$ ,并且比较 $M_2$ 和 $M_3$ 的 $R^2$ , $\Delta R^2$ 改变显著, $\Delta R^2 = 0.024$ , $\Delta F = 22.734$ , $p < 0.050$ ,表明 $H_{7a}$ 成立。

表4中, $M_4$ 为控制变量(性别、年龄、学历、工作

年限、职位等级和所属部门)、自变量(助人的愉悦感)与因变量(知识共享的态度)的回归分析结果, $M_5$ 为在 $M_4$ 基础上增加调节变量(期望的物质奖励)的回归分析结果, $M_6$ 为在 $M_5$ 基础上增加交互项(助人的愉悦感 $\times$ 期望的物质奖励)的回归分析结果。由表4可知, $M_6$ 交互项的回归系数 $\beta = -0.086$ ,显著水平 $p < 0.010$ ,并且比较 $M_5$ 和 $M_6$ 的 $R^2$ , $\Delta R^2$ 改变显著, $\Delta R^2 = 0.009$ , $\Delta F = 9.589$ , $p < 0.010$ ,表明 $H_{7b}$ 成立。

$H_{7a}$ 和 $H_{7b}$ 成立,说明在知识共享中期望的物质奖励对内生激励产生挤出效应,即不当的物质奖励会损害内生激励,这一结论与Osterloh等<sup>[32]</sup>、柯江林等<sup>[34]</sup>和谢荷锋等<sup>[35]</sup>的研究结论相吻合。由内生激励的内涵可知,内生激励取决于个体对自身行为控制的感知,如果个体感觉到行为的发生是出于外部的影响(外生激励),那么个体对自我控制的认知会下降,个体的内生激励就有减少供给的倾向。具体到知识共享情境中,如果个体认为必须要履行知识共享行为才能得到物质回报,个体会感觉自身的知识共享行为受到组织的操控(与组织的惩罚一样,物质奖励也是一种变向的组织操控个体行为的机制),这就会使个体失去对知识共享行为本身的兴趣和热情。

### (2) 期望的互惠关系调节效应检验

表5给出期望的互惠关系调节效应的检验结果。表5中, $M_7$ 为控制变量(性别、年龄、学历、工作年限、职位等级和所属部门)、自变量(知识共享的自我效能)与因变量(知识共享的态度)的回归分析结果, $M_8$ 为在 $M_7$ 基础上增加调节变量(期望的互惠关系)的回归分析结果, $M_9$ 为在 $M_8$ 基础上增加交互项(知识共享的自我效能 $\times$ 期望的互惠关系)的回归分析结果。由表5可知, $M_9$ 交互项的回归系数 $\beta = 0.101$ ,显著水平 $p < 0.100$ ,并且比较 $M_8$ 和 $M_9$ 的 $R^2$ , $\Delta R^2$ 改变显著, $\Delta R^2 = 0.010$ , $\Delta F = 10.726$ , $p < 0.050$ ,说明此时存在互惠关系的调节效应。但由于 $\beta$ 呈现出与 $H_{7c}$ 相反的正向关系,所以 $H_{7c}$ 并未得到支持。

表5中, $M_{10}$ 为控制变量(性别、年龄、学历、工作年限、职位等级和所属部门)、自变量(助人的愉悦感)与因变量(知识共享的态度)的回归分析结果, $M_{11}$ 为在 $M_{10}$ 基础上增加调节变量(期望的互惠关系)的回归分析结果, $M_{12}$ 为在 $M_{11}$ 基础上增加交互项(助人的愉悦感 $\times$ 期望的互惠关系)后的回归分析结果。由表5可知, $M_{12}$ 交互项的回归系数 $\beta = 0.048$ ,显著水平 $p < 0.100$ ,并且比较 $M_{11}$ 和 $M_{12}$ 的 $R^2$ , $\Delta R^2$ 改变显著, $\Delta R^2 = 0.003$ , $\Delta F = 4.572$ , $p < 0.100$ ,说明此时存在互惠关系的调节效应。同样由于 $\beta$ 呈现出与 $H_{7d}$ 相反的正向关系,所以 $H_{7d}$ 也没有得到支持。

$H_{7c}$ 和 $H_{7d}$ 的检验结果说明,在知识共享中,期望的互惠关系对内生激励产生挤入效应。对此,本研究借鉴Deci<sup>[8]</sup>的认知评价理论对该结论作出如下解释。依据认知评价理论,外生激励对内生激励有双重功效,即控制功效和告知功效,而个体对外生激励

信息反馈的感知决定了外生激励到底会正向或负向作用于内生激励。具体而言,当外生激励被个体视为外界对其行为的控制时,个体的内生激励会下降,此时外生激励发挥了控制功效;当外生激励被个体视为外界对其行为表现的积极信息反馈时,个体的内生激励会上升,此时外生激励发挥了告知功效。本研究认为,由于基于经济交换的物质奖励带有明显的组织控制烙印,所以会产生挤出效应;而基于社会交换的互惠关系则是一种人情信息的传达(个体将知识共享当做对他人的情感馈赠以换取他人后期善意的回报),在注重礼尚往来的中国文化背景下,互惠关系更多地发挥了告知功效,并不改变个体对行为归因的判断,所以产生挤入效应。

另外,表4和表5的数据显示,各变量的容许度

$TOLi$ 值在0.469~0.963之间,均大于标准阈值0.100;各变量的方差膨胀因子 $VIF$ 值在1.039~2.133之间,均小于标准阈值10。因此,可以判定样本数据不存在严重的多重共线性问题,模型的回归分析结果可以接受。

本研究所有假设的检验结果汇总如表6所示。

## 6 结论

本研究将激励因素划分为内生激励和外生激励,从经济交换理论、社会交换理论、认知评价理论和组织公民理论等基础理论视角,选取影响知识共享的内外生激励因素,运用TRA构建外生激励因素和内生激励因素对知识共享作用机制的理论模型,通过问卷调查和数据检验,得到如下研究结果。

表4 期望的物质奖励调节效应检验结果

Table 4 Test Results of Moderating Effects of Anticipated Rewards

变量项目	因变量:知识共享的态度								
	$M_1$			$M_2$			$M_3$		
	标准化系数	$TOLi$	$VIF$	标准化系数	$TOLi$	$VIF$	标准化系数	$TOLi$	$VIF$
常量	0.053			0.041			0.029		
控制变量									
性别	0.095	0.915	1.093	0.105	0.911	1.097	0.111	0.910	1.099
年龄	0.001	0.471	2.123	0.016	0.469	2.133	0.018	0.469	2.133
学历	0.005	0.757	1.322	0.005	0.757	1.322	-0.008	0.753	1.329
工作年限	-0.042	0.475	2.103	-0.054	0.474	2.109	-0.055	0.474	2.109
职位等级	-0.006	0.907	1.102	0.004	0.904	1.106	0.002	0.904	1.106
所属部门	-0.112	0.740	1.351	-0.111	0.740	1.351	-0.105	0.740	1.352
自变量									
知识共享的自我效能	<b>0.243***</b>	0.945	1.059	<b>0.215***</b>	0.913	1.096	<b>0.236***</b>	0.897	1.114
期望的物质奖励				<b>0.151**</b>	0.949	1.053	<b>0.170**</b>	0.936	1.068
交互项									
知识共享的自我效能 × 期望的物质奖励							<b>-0.059*</b>	0.957	1.045
$R^2$	0.223			0.245			0.269		
修正的 $R^2$	0.215			0.236			0.260		
$\Delta R^2$				0.022**			0.024**		
$\Delta F$				19.584**			22.734**		



续表4

变量项目	因变量:知识共享的态度								
	M <sub>4</sub>			M <sub>5</sub>			M <sub>6</sub>		
	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF
常量	0.028			0.029			0.022		
控制变量									
性别	0.014	0.923	1.084	0.017	0.913	1.096	0.016	0.912	1.096
年龄	0.007	0.472	2.119	0.010	0.470	2.129	0.010	0.470	2.129
学历	0.019	0.764	1.310	0.018	0.764	1.310	0.019	0.763	1.310
工作年限	-0.031	0.475	2.104	-0.033	0.474	2.112	-0.034	0.473	2.114
职位等级	0.015	0.907	1.102	0.017	0.905	1.106	0.016	0.903	1.107
所属部门	-0.056	0.732	1.366	-0.056	0.732	1.366	-0.056	0.732	1.367
自变量									
助人的愉悦感	<b>0.641***</b>	0.963	1.039	<b>0.631***</b>	0.868	1.152	<b>0.639***</b>	0.778	1.286
期望的物质奖励				0.030	0.886	1.129	0.023	0.813	1.230
交互项									
助人的愉悦感 × 期望的物质奖励							<b>-0.086***</b>	0.854	1.171
R <sup>2</sup>	0.433			0.434			0.443		
修正的 R <sup>2</sup>	0.427			0.427			0.435		
ΔR <sup>2</sup>				0.001			0.009***		
ΔF				0.943			9.589***		

注: \*为  $p < 0.100$ ; 对变量进行了中心化处理; 下同。

(1) 个体的知识共享的态度和主观规范对个体知识共享的意愿产生积极影响;

(2) 知识共享的自我效能和助人的愉悦感(内生激励因素)通过作用于个体知识共享的态度进而积极影响个体知识共享的意愿;

(3) 期望的互惠关系(外生激励因素)通过作用于个体知识共享的主观规范进而积极影响个体知识共享的意愿;

(4) 期望的物质奖励(外生激励因素)与个体知识共享的主观规范之间不存在显著关系;

(5) 期望的物质奖励对内生激励因素的功效率产生挤出效应;

(6) 期望的互惠关系对内生激励因素的功效率产生挤入效应。

由此可见,内外生激励因素对个体知识共享意愿的作用路径并不相同,并且在知识共享意愿产生过程中,不同的外生激励因素对内生激励因素的功效率起到不同方向的调节作用。

鉴于知识共享的自我效能、助人的愉悦感和期望的互惠关系有助于促进个体间的知识共享,并且期望的互惠关系对内生激励存在挤入效应,本研究提出如下建议。①注重对员工知识共享行为的信息反馈,通过改变员工对自身知识的价值判断和共享能力的绩效感知,提升员工的知识共享自我效能;②在组织内部大力倡导组织公民行为,积极培育员工的利他主义精神,并让员工知晓与他人共享知识是一种助人为乐的行为;③致力于在组织中打造和谐的人际氛围,尽可能为员工间的社会互动创造良好

的条件和机会,通过增进员工间的相互了解和信任,培育员工间的互惠关系。另外,本研究发期望的物质奖励对内生激励产生挤出效应,并且期望的物质奖励与知识共享的主观规范之间的正向关系没有得到验证,因此建议管理者重新审视物质奖励的激励效用,并且慎用正式的物质奖励作为个体知识共享的报酬。

本研究基于多个经典基础理论选取具有代表性的内外生激励因素,运用 TRA 构建内外生激励因素与知识共享的理论模型,这种多学科理论的融合运用不仅有助于从广阔的视角客观解读个体知识共享的发生机制,而且有利于增进本研究理论模型和研究结论的解释力度;本研究细致描绘了两种类型激励因素对知识共享的不同作用路径,这一举措不仅

有助于深入了解在不同类型激励因素作用下个体知识共享意愿会如何产生,而且在一定程度上弥补了前人研究过于笼统的不足;本研究系统剖析了知识共享情景中两种不同类型激励因素之间的相互作用关系,这一举措对知识共享激励研究至关重要,因为如果忽略了外生激励与内生激励间的交互作用会导致错误的结论,即鉴于内外生激励因素都可促进知识共享,所以组织应同时将两种激励因素兼而用之。但本研究发现,在知识共享情境中,外生激励对内生激励具有双重调节功效,即不当的外生激励因素(如物质奖励)对内生激励产生挤出效应,而适宜的外生激励因素(如互惠关系)对内生激励产生挤入效应。

由于人力、财力和时间的限制,本研究的实证检验存在一定的局限性,如样本企业均源自南京地区,

表5 期望的互惠关系调节效应检验结果

Table 5 Test Results of Moderating Effects of Anticipated Reciprocal Relationships

变量项目	因变量:知识共享的态度								
	M <sub>7</sub>			M <sub>8</sub>			M <sub>9</sub>		
	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF
常量	0.053			-0.051			-0.029		
控制变量									
性别	0.095	0.915	1.093	0.073	0.912	1.097	0.073	0.912	1.097
年龄	0.001	0.471	2.123	0.031	0.470	2.129	0.028	0.469	2.130
学历	0.005	0.757	1.322	0.008	0.757	1.322	0.006	0.756	1.322
工作年限	-0.042	0.475	2.103	-0.042	0.475	2.103	-0.029	0.472	2.120
职位等级	-0.006	0.907	1.102	0.005	0.907	1.103	0.004	0.907	1.103
所属部门	-0.112	0.740	1.351	-0.066	0.732	1.367	-0.060	0.730	1.370
自变量									
知识共享的自我效能	<b>0.243***</b>	0.945	1.059	<b>0.163***</b>	0.738	1.355	<b>0.143***</b>	0.717	1.395
期望的互惠关系				<b>0.224***</b>	0.750	1.333	<b>0.262***</b>	0.742	1.348
交互项									
知识共享的自我效能 ×期望的互惠关系							<b>0.101*</b>	0.951	1.051
R <sup>2</sup>	0.223			0.358			0.368		
修正的 R <sup>2</sup>	0.215			0.351			0.359		
ΔR <sup>2</sup>				<b>0.135***</b>			<b>0.010**</b>		
ΔF				<b>43.864***</b>			<b>10.726**</b>		

续表 5

变量项目	因变量:知识共享的态度								
	M <sub>10</sub>			M <sub>11</sub>			M <sub>12</sub>		
	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF	标准化系数	TOLi	VIF
常量	0.028			-0.134			-1.032		
控制变量									
性别	0.014	0.923	1.084	0.008	0.919	1.088	0.010	0.917	1.090
年龄	0.007	0.472	2.119	0.009	0.472	2.120	0.010	0.472	2.120
学历	0.019	0.764	1.310	0.018	0.764	1.310	0.020	0.761	1.315
工作年限	-0.031	0.475	2.104	-0.034	0.475	2.105	-0.035	0.475	2.106
职位等级	0.015	0.907	1.102	0.013	0.906	1.103	0.012	0.906	1.104
所属部门	-0.056	0.732	1.366	-0.053	0.732	1.366	-0.053	0.731	1.367
自变量									
助人的愉悦感	<b>0.641***</b>	0.963	1.039	<b>0.532***</b>	0.925	1.081	<b>0.543***</b>	0.922	1.085
期望的互惠关系				0.197***	0.852	1.174	0.202***	0.952	1.050
交互项									
助人的愉悦感 × 期望的互惠关系							<b>0.048*</b>	0.816	1.225
R <sup>2</sup>	0.433			0.454			0.457		
修正的 R <sup>2</sup>	0.427			0.447			0.450		
ΔR <sup>2</sup>				<b>0.021***</b>			<b>0.003*</b>		
ΔF				<b>26.035***</b>			<b>4.572*</b>		

削减了研究结论的外部效度;研究数据在同一时间采集,横截面数据分析难以严格验证各变量间的因果关系;采用自我汇报的方式测量变量可能会产生一定程度的同源方法偏差。建议后续研究进一步改良研究设计以检验本研究结论。

参考文献:

[1] Joia L A, Lemos B. Relevant factors for tacit knowledge transfer within organisations [ J ]. Journal of Knowledge Management, 2010, 14(3):410-427.  
 [2] Alavi M. Managing organizational knowledge [ M ] // Zmud R W. Framing the Domains of IT Management: Projecting the Future through the Past. Cincinnati: Pinnaflex Educational Resources, Inc., 2000:15-28.  
 [3] Haas M R, Hansen M T. Different knowledge, differ-

ent benefits: Toward a productivity perspective on knowledge sharing in organizations [ J ]. Strategic Management Journal, 2007, 28(11):1133-1153.

[4] 冯帆, 廖飞, 杨忠. 个体动机、激励选择与个体向组织的知识转移 [ J ]. 经济管理, 2007, 29(13):51-55.  
 Feng Fan, Liao Fei, Yang Zhong. Personal motivation, incentive choices and the knowledge transfer from individual to organization [ J ]. Economic Management, 2007, 29(13):51-55. (in Chinese)  
 [5] Bock G W, Zmud R W, Kim Y G, Lee J N. Behavioral intention formation in knowledge sharing: Examining the roles of extrinsic motivators, social-psychological forces, and organizational climate [ J ]. MIS Quarterly, 2005, 29(1):87-111.

表6 假设检验汇总  
Table 6 Results of Hypothesis Testing

编号	假设内容	假设是否支持
H <sub>1</sub>	个体知识共享的态度正向影响个体知识共享的意愿	支持
H <sub>2</sub>	个体知识共享的主观规范正向影响个体知识共享的意愿	支持
H <sub>3</sub>	知识共享的自我效能正向影响个体知识共享的态度	支持
H <sub>4</sub>	助人的愉悦感正向影响个体知识共享的态度	支持
H <sub>5</sub>	期望的物质奖励正向影响个体知识共享的主观规范	不支持
H <sub>6</sub>	期望的互惠关系正向影响个体知识共享的主观规范	支持
H <sub>7a</sub>	当期望的物质奖励越强时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的物质奖励越弱时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越强	支持
H <sub>7b</sub>	当期望的物质奖励越强时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的物质奖励越弱时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越强	支持
H <sub>7c</sub>	当期望的互惠关系越强时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的互惠关系越弱时,知识共享的自我效能与知识共享的态度之间的关系越强	不支持
H <sub>7d</sub>	当期望的互惠关系越强时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越弱;当期望的互惠关系越弱时,助人的愉悦感与知识共享的态度之间的关系越强	不支持

- [6] 文鹏, 廖建桥. 国外知识共享动机研究述评 [J]. 科学学与科学技术管理, 2008, 29(11): 92-96.  
Wen Peng, Liao Jianqiao. The research review concerning the knowledge sharing motivation abroad [J]. Science of Science and Management of S. & T., 2008, 29(11): 92-96. (in Chinese)
- [7] Bock G W, Kim Y G. Breaking the myths of rewards: An exploratory study of attitudes about knowledge sharing [J]. Information Resources Management Journal, 2002, 15(2): 14-21.
- [8] Deci E L. Intrinsic motivation [M]. New York: Plenum Publishing, 1975: 1-30.
- [9] 金辉, 吴洁, 尹洁. 内生和外生视角下组织激励问题的研究综述及展望 [J]. 江苏科技大学学报: 社会科学版, 2011, 11(3): 93-101.  
Jin Hui, Wu Jie, Yin Jie. On organization motivation issues in terms of extrinsic motivation and intrinsic motivation [J]. Journal of Jiangsu University of Science and Technology: Social Science Edition, 2011, 11(3): 93-101. (in Chinese)
- [10] Smith T W, Pittman T S. Reward, distraction, and the overjustification effect [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1978, 36(5): 565-572.
- [11] Porter L W, Lawler E E. What job attitudes can tell us about employee motivation [J]. Harvard Business Review, 1968, 46(1): 118-126.
- [12] King W R, Marks P V, Jr. Motivating knowledge sharing through a knowledge management system [J]. Omega: International Journal of Management Science, 2008, 36(1): 131-146.
- [13] Gagné M. A model of knowledge-sharing motivation [J]. Human Resource Management, 2009, 48(4): 571-589.
- [14] 何会涛, 彭纪生. 基于员工-组织关系视角的人力资源管理实践、组织支持与知识共享问题探讨 [J]. 外国经济与管理, 2008, 30(12): 52-58.  
He Huitao, Peng Jisheng. Research on HRM, organizational support and knowledge sharing based on employee-organization relationship perspective [J]. Foreign Economics & Management, 2008, 30(12): 52-58. (in Chinese)
- [15] Siemsen E, Roth A V, Balasubramanian S. How motivation, opportunity, and ability drive knowledge sharing: The constraining-factor model [J]. Journal of Operations Management, 2008, 26(3): 426-445.
- [16] 廖飞, 冯帆, 杨忠. 组织激励与知识员工的信息产出 [J]. 经济管理, 2008, 30(1): 11-16.  
Liao Fei, Feng Fan, Yang Zhong. Organizational incentives and information working outcome of employees: The property of knowledge as a moderator [J].

- Economic Management, 2008, 30(1): 11-16. (in Chinese)
- [17] 诸葛剑平. 知识密集型组织内实现知识共享的激励策略选择[J]. 科学学与科学技术管理, 2008, 29(5): 86-89.  
Zhuge Jianping. The analysis on the individual-based incentive model for implementing knowledge sharing in knowledge-intensive corporation [J]. Science of Science and Management of S. & T., 2008, 29(5): 86-89. (in Chinese)
- [18] 丛海涛, 唐元虎. 隐性知识转移、共享的激励机制研究[J]. 科研管理, 2007, 28(1): 33-37.  
Cong Haitao, Tang Yuanhu. Motivation mechanism design for the transfer and share of tacit knowledge [J]. Science Research Management, 2007, 28(1): 33-37. (in Chinese)
- [19] Fishbein M, Ajzen I. Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research [M]. Reading, MA: Addison-Wesley Press, 1975: 11-21.
- [20] Reyshav I, Weisberg J. Bridging intention and behavior of knowledge sharing [J]. Journal of Knowledge Management, 2010, 14(2): 285-300.
- [21] Ryu S, Ho S H, Han I. Knowledge sharing behavior of physicians in hospitals [J]. Expert Systems with Applications, 2003, 25(1): 113-122.
- [22] Hsu C L, Lin J C C. Acceptance of blog usage: The roles of technology acceptance, social influence and knowledge sharing motivation [J]. Information & Management, 2008, 45(1): 65-74.
- [23] Constant D, Kiesler S, Sproull L. What's mine is ours, or is it? A study of attitudes about information sharing [J]. Information Systems Research, 1994, 5(4): 400-421.
- [24] Quigley N R, Tesluk P E, Locke E A, Bartol K M. A multilevel investigation of the motivational mechanisms underlying knowledge sharing and performance [J]. Organization Science, 2007, 18(1): 71-88.
- [25] Tohidinia Z, Mosakhani M. Knowledge sharing behaviour and its predictors [J]. Industrial Management & Data Systems, 2010, 110(4): 611-631.
- [26] Wei J, Stankosky M, Calabrese F, Lu L. A framework for studying the impact of national culture on knowledge sharing motivation in virtual teams [J]. VINE: The Journal of Information and Knowledge Management Systems, 2008, 38(2): 221-231.
- [27] Wasko M M, Faraj S. Why should I share? Examining social capital and knowledge contribution in electronic networks of practice [J]. MIS Quarterly, 2005, 29(1): 35-57.
- [28] Lin H F. Effects of extrinsic and intrinsic motivation on employee knowledge sharing intentions [J]. Journal of Information Science, 2007, 33(2): 135-149.
- [29] 金辉, 杨忠, 冯帆. 物质激励、知识所有权与组织知识共享研究 [J]. 科学学研究, 2011, 29(7): 1036-1045, 1055.  
Jin Hui, Yang Zhong, Feng Fan. Rewards, perceived ownership of knowledge and organizational knowledge sharing incentive mechanism [J]. Studies in Science of Science, 2011, 29(7): 1036-1045, 1055. (in Chinese)
- [30] Chennamaneni A. Determinants of knowledge sharing behaviors: Developing and testing an integrated theoretical model [D]. Arlington: The University of Texas at Arlington, 2006: 132-135.
- [31] Thorn B K, Connolly T. Discretionary data bases: A theory and some experimental findings [J]. Communication Research: An International Quarterly, 1987, 14(5): 512-528.
- [32] Osterloh M, Frey B S. Motivation, knowledge transfer, and organizational forms [J]. Organization Science, 2000, 11(5): 538-550.
- [33] Baker W E. Market networks and corporate behavior [J]. American Journal of Sociology, 1990, 96(3): 589-625.
- [34] 柯江林, 石金涛. 组织中员工知识分享行为激励机制的比较分析 [J]. 上海交通大学学报, 2006, 40(9): 1566-1571.  
Ke Jianglin, Shi Jintao. A comparative analysis on the mechanisms to motivate the knowledge sharing behavior of employees in organization [J]. Journal of Shanghai Jiaotong University, 2006, 40(9): 1566-1571. (in Chinese)
- [35] 谢荷锋, 马庆国. 员工知识分享行为激励中的“挤出效应”实证研究 [J]. 软科学, 2008, 22(11): 5-9.  
Xie Hefeng, Ma Qingguo. An empirical study on the “crowding-out effect” in the employee's motivation in knowledge sharing [J]. Soft Science, 2008, 22(11): 5-9. (in Chinese)
- [36] Bagozzi R P, Yi Y. On the evaluation of structural equation models [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 1988, 16(1): 74-94.
- [37] Fornell C, Larcker D F. Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics [J]. Journal of Marketing Research, 1981, 18(3): 382-388.
- [38] 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. 结构方程模型及其应用 [M]. 北京: 教育科学出版社, 2004: 168.  
Hau Kit-tai, Wen Zhonglin, Cheng Zijuan. Structural equation model and its applications [M]. Beijing: Education Science Publishing House, 2004: 168. (in Chinese)
- [39] Bentler P M. EQS: Structural equations program man-

- ual [ M ]. Los Angeles, CA: BMDP Statistical Software, 1989;36.
- [40] Hair J F, Jr, Anderson R E, Tatham R L, Black W C. Multivariate data analysis [ M ]. 5th ed. Upper Saddle River: NJ: Prentice-Hall, 1998;272.
- [41] 黄芳铭. 结构方程模式: 理论与应用 [ M ]. 北京: 中国税务出版社, 2005;153-156.  
Huang Fangming. Structural equation model: Theory and application [ M ]. Beijing: China Tax Publishing House, 2005;153-156. (in Chinese)
- [42] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [ J ]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 ( 6 ): 1173-1182.

## Empirical Study of Impacts of Intrinsic and Extrinsic Motivations on Employee Knowledge Sharing: Crowding-out and Crowding-in Effect

Jin Hui<sup>1,2</sup>

1 Economics & Management School, Jiangsu University of Science and Technology, Zhenjiang 212003, China

2 School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China

**Abstract:** The motivation of knowledge sharing is an important topic in knowledge management. From the intrinsic and extrinsic motivation perspective, this study selects material rewards and reciprocal relationships as representative variables of extrinsic motivation as well as self-efficacy of knowledge sharing and enjoyment in helping others as representative variables of intrinsic motivation to explore the interactive relationship between extrinsic motivation, intrinsic motivation and their impacts on knowledge sharing. The research conduct a questionnaire survey on 127 knowledge workers in Nanjing and statistically test data using structural equation modeling and multi-regression analysis method. The results indicate that intrinsic motivation factors affect individuals' knowledge sharing willingness through their behaviors and attitudes, while extrinsic motivation affects individuals' knowledge sharing through their subjective norms. Anticipated material rewards exert the crowding-out effect on intrinsic motivation, while anticipated reciprocal relationship exerts the crowding-in effect on intrinsic motivation.

**Keywords:** knowledge sharing; intrinsic motivation; extrinsic motivation; crowding-out effect; crowding-in effect

**Received Date:** August 8<sup>th</sup>, 2012    **Accepted Date:** December 25<sup>th</sup>, 2012

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(70872044), the Humanity and Social Science on Youth foundation of Ministry of Education(11YJC630083) and the University Philosophy Social Science Research Foundation of the Education Department of Jiangsu Province(2011SJB630019)

**Biography:** Jin Hui, a Jiangsu Changzhou native(1981 -), is a lecturer of Economics & Management School at Jiangsu University of Science and Technology and a Ph. D. candidate in the School of Business at Nanjing University. Her research interests include knowledge management, etc.  
E-mail: hui0409236@126.com

□