

中国情境下心理契约与离职倾向关系的元分析*

马 丽^{1,2}

(1. 北京师范大学经济与工商管理学院,北京 100875;

2. 西北师范大学商学院,甘肃 兰州 730070)

内容提要:针对目前国内学术界对心理契约与离职倾向间关系存在争议的现状,本文运用元分析技术,对中国情境下的心理契约与离职倾向关系做了定量综述。通过文献检索共获得75篇相关实证研究文献,提取266个效应值,总样本量达20027。研究发现:(1)从整体来看,心理契约与离职倾向呈显著负相关关系;(2)从心理契约的维度来看,规范维度、人际维度、发展维度与离职倾向均呈显著负相关关系,且三维度与离职倾向间关系强度存在差异。其中,发展维度与离职倾向间关系强度最强,规范维度与离职倾向关系强度最弱,人际维度与离职倾向关系强度居于前两者之间;(3)员工受教育程度和南北文化差异调节了心理契约整体及各维度与离职倾向间的关系,相对于低学历员工、北方员工,高学历员工和南方员工在二者关系上表现得更敏感;区域发展水平调节了心理契约整体及其规范维度与离职倾向间的关系,但未调节人际维度和发展维度与离职倾向间的关系,相对于东部沿海地区员工,中西内陆员工的心理契约整体及规范维度与离职倾向关系强度更强。

关键词:心理契约;离职倾向;中国情境;元分析

中图分类号:C931 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)10—0082—13

一、引言

对某些企业来说,员工非自愿离职(如职业淘汰、退休、辞退等)可以促进新老员工交替,更新员工知识和年龄结构,有利于促进企业发展。但是,员工自愿离职行为通常会给企业造成许多负面影响及损失,比如,老员工离职后因短期招聘不到合适的新员工造成岗位空缺,对生产经营造成损失,培训新员工的成本损失,新员工与原有员工间工作磨合的效率损失,员工主动离职对其他员工工作积极性造成的不良影响等,这些都会侵蚀企业营业利润并造成企业竞争力下降。因此,如何在保证业务快速增长的前提下有效防止人才流失,成为中国企业面临的一大挑战。

从国际上来看,员工离职已成为学术界和管理界一个亟待解决的难题。从20世纪初,学者们就开始对离职问题展开了研究,发现导致员工离职的前因变量非常多,包括个体因素、工作因素和企业因素等(张旭日,2016)。其中,Argyris(1960)提出的心理契约概念引起了学术界的极大关注,并作为离职倾向的一种重要前因变量被学者进行了广泛深入的研究,如Cuyper等(2011)对463名比利时员工的调查发现,二者间相关系数 r 为 -0.140 ;Collins(2010)以311名美国餐馆员工为调查对象的研究发现,二者间相关系数 r 为 -0.505 ;Parzefall & Hakonen(2008)以178名芬兰公共部门人员为被试的研究发现,二者间相关系数 r 为 -0.310 。

国内研究已在心理契约与离职倾向关系方面上产生了丰富成果,但在二者关系的研究结论上存在争议:一是在心理契约与离职倾向整体关系上,多数研究发现二者呈负相关关系,但由于各研究样本来源及所

收稿日期:2017-04-04

* 基金项目:国家自然科学基金项目“劳动力流动、产业转移与区域发展差距——基于新经济地理学视角”(71563043)。

作者简介:(1980-),女,山西朔州人,讲师,博士研究生,研究领域是人力资源管理、组织行为学,E-mail:mary80629@163.com。

使用测量工具存在差异,对二者关系强度的讨论存在较大分歧^①。李永芳(2010),周春蕾、邵丹露(2013)认为,二者呈高度负相关;彭川宇(2008)、万玲妮(2016)的研究结果是二者呈中度负相关;余琛(2004)、张一帆(2016)认为,二者呈低度负相关。二是国内学者对心理契约维度划分的认识也存在很大差异,存在单维、二维、三维、多维结构说等多种,关于心理契约各维度与离职倾向间关系强度和方向的结论也不一致。比如,在心理契约规范维度上,吴玉(2007)认为,其与离职倾向间呈高度负相关;宿晓东(2016)认为,二者呈低度负相关,邵广禄等(2009)甚至认为二者呈正相关关系。在关系型维度上,汪涛(2012)认为,二者关系呈高度负相关;张一帆(2016)认为,二者关系呈低度负相关。在发展维度上,王梦秋(2013)发现,二者呈高度负相关;史婧(2012)则认为二者呈中度负相关。

以上研究结论造成学术界对中国情境下心理契约与离职倾向真实关系的认识模糊不清,非常不利于后续研究的深入开展,也不能为我国管理领域实践者提供更有参考价值的指导,亟待对各效应值进行整合分析。对于同一主题的多项独立研究,可以采用元分析技术来探讨不同结论间的共性,并通过修正不一致结论的统计偏误形成一致性的研究结论,从而得出比每项单一研究更精确的统一结果。本文拟采用元分析技术对中国情境下心理契约整体及其三个维度与离职倾向的关系做进一步研究,厘清心理契约整体及其三个维度与离职倾向之间关系的方向和强度,并对三个维度上的效应值进行比较。另外,针对学者们在心理契约与离职倾向关系探讨上存在严重分歧的现状,分别从样本自身特征与地域特征两个角度,选择样本的受教育程度和所在地域差异两种潜在因素,利用元分析的调节效应检验技术对这些因素对主效应的影响作用进行检验和分析,并对其影响作用进行理论解释。

二、理论与研究假设

1. 核心概念梳理

Argyris(1960)提到,心理契约可以用来描述工厂雇主和雇员之间的关系,但未对心理契约给出清楚的定义;Levinson & Price(1962)对心理契约的含义做了较为完善的解释,他们认为,心理契约是一种存在于雇主与雇员之间、与书面契约相区别的、内隐或未公开说明的期望的总和。目前,心理契约概念的界定被概括为广义和狭义两种。广义的心理契约采用双边视角,强调组织和员工双方对交换关系中彼此责任与义务的主观理解,广义概念与心理契约最初被提出时的含义相一致(Argyris,1960;Levinson & Price,1962;Schein,1965;Herriot & Pemberton,1996)。狭义的心理契约定义从单向关系出发,强调心理契约是雇员个体对双方交换关系中彼此义务的理解(张世菊,2012)。狭义学派把心理契约研究视角从雇佣双方转移到员工个体单层次上,使得定义更加简单明确,且在实证研究中更加易于操作(Rousseau,1989;Robinson,1994)。基于此,本文遵循狭义心理契约定义的情形,主要从员工个体角度来探讨其主观感知到的、与组织责任履行相关的心理契约和离职倾向间的关系及相关影响因素的作用。

一般认为,离职倾向是员工在某段时期内改变现有工作的可能性,通常是员工发生离职行为前的最后一个阶段,学者通常将离职倾向作为预测离职行为的一个重要前因变量(蔡坤宏,2004)。Mobley(1977)认为,相对于员工被动离职,离职倾向属于主动离职范畴,具体是指工作者在特定组织工作一段时间后,出于某些原因而产生的打算离开组织的意图。与离职行为概念相比较,离职倾向强调的是员工意欲离开组织的心理状态,并未采取实际行动,而离职行为是员工从行动上已经将离职付诸于实践(张永恩,2013),虽然二者在含义上有所区别,但学者们通常认为,离职倾向是离职行为的直接前因变量,是预测离职行为发生的最直接前兆。由于人的行为受其心理活动的支配,与研究离职行为相比较而言,对离职倾向相关问题的探讨可能更重要,消除员工离职意图可以有效降低其实际离职率。因此,在管理实践领域,离职倾向成为企业人力资源部门用来测量员工稳定性的一个重要指标(蒋振英,2014)。

^①根据Cohen(1988)的观点,变量间相关系数效应值绝对值若小于0.09,为微弱关系;在0.1~0.23之间,为弱关系;在0.24~0.36之间,为中等强度关系;大于0.37,为强关系。

2. 心理契约与离职倾向整体关系

学者们对心理契约与离职倾向关系的研究主要基于社会交换理论和公平理论(张媚迪、李富田,2009)。社会交换理论是 Homans(1958)借用经济学概念提出的一种社会学理论。社会交换理论认为,人类社会行为之所以可以持续发展,主要依赖于其行为之间的相互强化作用。具体而言,社会交换主要指人际关系中的社会心理和行为的相互交换,强调人与人之间的“互惠互利”原则(Homans,1958)。同样,社会交换理论也可用来解释员工个体与组织之间的关系。也就是说,在员工投入大量时间和精力为组织经营和发展做出贡献的同时,组织也要为员工提供相应的报酬来回报员工。如果组织和员工中某方或双方在投入成本后没有得到或得到低于期望的收益,就会对对方的信念和期望产生动摇,从而降低自身对对方的心理契约水平,而心理方面的变化极易导致产生实际行动。对于员工个体而言,心理契约水平的降低极易导致其产生离职倾向甚至采取主动离职行动。在社会交换理论的基础上,Adams(1963)等提出的公平理论认为,人们在交往过程中,与交换双方所追求的绝对利益平等相比,往往更加注重追求自身与他人投入—产出比的相对平等。依据公平理论推断,组织与员工分别在履行自身责任和义务的过程中,员工会对双方的投入—产出比率进行主观衡量,一旦觉得自己的投入/产出与组织的投入/产出不匹配,就会感到不公平,这时,员工可能会感到心理紧张并引发消极情绪,进而会采取一定的行动(如减少投入或主动离职)来缓解或消除这种情绪。反之,如果员工感觉到与组织之间实现了公平交换,会因为心理上达到了平衡而保持较高的心理契约水平,进而会与组织继续维持稳定的关系。因此,本文提出如下假设:

H₁:整体上,心理契约与离职倾向呈负相关关系。

3. 心理契约各维度与离职倾向的关系

目前,学术界对心理契约结构的界定存在多种说法,占主导地位的是二维结构说和三维结构说(卢福财、陈小锋,2012)。MacNeil(1985)最先将心理契约的维度归纳为交易型维度和关系型维度;Robinson(1994)对MacNeil所提出的观点进行了实证检验,支持了交易型和关系型两种因子总体上具有稳定性的结论。此外,Rousseau & Tijoriwala(1998)从社会交换理论的角度也提出过“交易—关系”型契约模式。然而,Rousseau后期以美国注册护士为调查对象进行的研究发现,心理契约包括交易、关系和团队成员三个维度。国内研究主要以中国被试为调查对象,大多数学者得出心理契约包括三个维度的结论。比如,朱晓妹、王重鸣(2005)以20家企业员工为研究对象得出心理契约的物质激励、环境支持和发展机会三个维度更符合中国企业员工心理契约特征的结论;李原、郭德俊(2006)以796名中国企业员工为调查对象,研究发现,中国情境下的员工心理契约包括规范型、人际型和发展型三个维度。

通过查阅元分析使用的文献发现,研究者在探讨中国情境下心理契约与离职倾向关系时,多数比较认可李原、郭德俊(2006)的三维结构说,并在研究中广泛使用了李原等人编制的心理契约量表。因此,本文主要围绕李原、郭德俊(2006)提出的三维结构说中规范型、人际型和发展型三个维度展开论述。在心理契约的规范维度上,组织对员工承担的责任主要包括为员工提供保障其正常工作所需的物质条件,如工作场所、工资和福利、稳定的保障等;在人际维度上,组织需要为员工提供良好的人际关系氛围,关心员工个人生活,使员工感受到组织的人文关怀等;在发展维度上,组织需要为员工提供更多学习与培训机会,使其知识技能得以提升,为了使员工获得更好的职业发展,为其提供充足的升职空间等(李原、郭德俊,2006)。根据社会交换理论和公平理论,当员工感知到在规范型、人际型和发展型三个维度上,自身投入—产出比等于或小于组织的投入—产出比时,其心理契约会维持比较高的水平,即员工会主观感知到组织对自己的责任与义务履行得比较好,从而倾向于为组织更加积极地工作,与组织继续维持良好关系。反之,员工会感到遭到不公待遇而发生心理失衡,从而产生离开组织的念头。面对当今许多组织日益严重的人才短缺现象,企业管理者们越来越意识到吸引和保留人才不能只从单一渠道来实现,而是必须通过“待遇留人,情感留人,事业留人”多管齐下降低员工离职率(周莉,2014),这恰恰与前述中国员工心理契约三维度划分不谋而合。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:心理契约的规范维度与离职倾向负相关。

H_{2b}:心理契约的人际维度与离职倾向负相关。

H_{2c}:心理契约的发展维度与离职倾向负相关。

4. 潜在影响因素的调节效应

鉴于本文所搜集文献中,关于心理契约与离职倾向关系的研究结论存在明显分歧,判断二者关系可能受到某些潜在调节变量的影响。通过仔细梳理75篇实证文献,经过理论推理,分别从研究样本自身及样本所在区域两个角度归纳出以下调节变量:

(1)员工受教育程度。本文按照员工受教育程度不同将其划分为高学历员工和低学历员工两类。一般而言,员工学历越高,受教育年限越长,在教育上投入就越大,因此,高学历员工往往对自身期望相应更高。工作中,高学历员工期望组织给予更高的薪资报酬、奖金、福利,良好的人际氛围,更好的工作环境和条件,更高的职位及更广阔的职业发展空间等。张术霞等(2011)的实证研究结果也表明,各项激励因素在提升高学历员工和低学历员工积极性方面存在显著差异。因此,高学历员工对组织的心理契约相应更加敏感,一旦其心理契约水平下降,就会比低学历员工更容易产生离职倾向。由于元分析收录的大多数研究采用比例分布方式报告被试的受教育程度,故对高学历与低学历员工的归类采取如下方法:如果文献中报告拥有本科及以上学历的被试占到被试总量的70%以上,则将该研究样本视为高学历员工;若本科以下学历的被试占被试总量的70%,就将该研究样本归为低学历员工。因此,本文提出如下假设:

H₃:整体上,员工受教育程度对心理契约与离职倾向的关系具有调节作用。具体而言,相较于低学历员工,高学历员工的心理契约与离职倾向间关系强度更强。

H_{3a}:在心理契约规范维度与离职倾向关系强度上,高学历员工比低学历员工更强。

H_{3b}:在心理契约人际维度与离职倾向关系强度上,高学历员工比低学历员工更强。

H_{3c}:在心理契约发展维度与离职倾向关系强度上,高学历员工比低学历员工更强。

(2)区域发展水平。整体上看,我国各区域经济发展状况极不平衡,明显东高西低,从东南沿海向西部边远地区呈递减趋势。东部沿海地区凭借独特的地理优势,经济发展水平处于全国领先行列,与中西部相比,其市场经济体制更加完善,已进入工业化飞速发展阶段。近年来,为了实现区域经济协调发展,国家大力扶持中西部经济,但短期来看,中西部受各种条件的限制,发展仍较缓慢(何添锦,2004)。处于不同经济发展水平区域企业中的员工,由于其工作节奏、生活压力等存在差别,员工对薪资期望值、个人发展预期水平等也相应存在差异,其心理契约与离职倾向关系敏感度也必然不同(何燕子等,2016)。相对于经济发展较慢区域,经济发展较快区域的行业配比相对更加合理,行业分工更加细化,行业创新能力更强,对人才的需求更旺盛,就业机会更多(李想,2010),员工往往面临更多高新职业的诱惑,其心理契约与离职倾向之间的关系应更为敏感。本文以国家统计局2011年发布的《东西中部地区划分方法》为依据,考察我国东部沿海、中西部内陆两个区域员工心理契约与离职倾向之间关系上的差异。为保证元分析结论的可靠性,本文在对文献进行分类时,每个类别仅选取研究样本来自同一区域的研究,即如果一个独立研究中的样本来自多个地区而无法判断其所属特定区域时,就将其剔除。因此,本文提出如下假设:

H₄:区域发展水平是心理契约与离职倾向间关系的调节因素。具体而言,在二者关系强度上,东部沿海地区员工较中西部内陆地区员工更强。

H_{4a}:在规范维度上,相对于中西部员工,东部沿海地区员工的心理契约与其离职倾向间关系强度更强。

H_{4b}:在人际维度上,相对于中西部员工,东部沿海地区员工的心理契约与其离职倾向间关系强度更强。

H_{4c}:在发展维度上,相对于中西部员工,东部沿海地区员工的心理契约与其离职倾向间关系强度更强。

(3)南北文化差异。一方水土养一方人。受自然环境、地域特征、历史文化、风俗习惯、经济发展等影响,我国南北方文化大相径庭,也因此造就了南北方人不同的就业价值观、思维方式和为人处世原则等。相关研究表明,南方人更注重实效和个人事业上的成功,30多年改革开放和市场经济的发展,对南方人择业、就业观念产生更多潜移默化的影响,只要能挣钱,他们什么都能干、都愿干(彭成飞,2000);北方人思想观念相对比较守旧,更缺乏自主就业的精神和意识(王义民等,2009)。据此推测,相较于北方企业员工,南方企

业员工的心理契约与其离职倾向关系更敏感,即当其主观感知到企业的责任和义务履行未达到自己的心理预期时,更易产生离职念头并发生离职行为去追求自身更好的发展。我国传统上对南北方的划分主要以自然地理特征,特别是气候分界线为划分依据,即以秦岭—淮河为界,此线以北划归北方地区,以南则为南方地区(吴殿廷,2001)。同样,为保证元分析结论的可靠性,本文在对文献进行分类时,每个类别仅选取研究样本来自同一区域的研究,如果一个独立研究中的样本来自多个地区而无法判断其所属特定区域时,就将其剔除^①。因此,本文提出如下假设:

H₅:南北文化差异是心理契约与离职倾向关系的调节因素。具体而言,相比于北方企业员工,南方企业员工的心理契约与其离职倾向关系强度更强。

H_{5a}:在规范维度上,相比于北方企业员工,南方企业员工的心理契约与其离职倾向关系强度更强。

H_{5b}:在人际维度上,相比于北方企业员工,南方企业员工的心理契约与其离职倾向关系强度更强。

H_{5c}:在发展维度上,相比于北方企业员工,南方企业员工的心理契约与其离职倾向关系强度更强。

三、研究方法

1. 文献检索及纳入标准

本文主要采取计算机和人工两种检索方式。计算机检索主要通过数据库进行检索,人工检索主要包括追溯文章后的参考文献以及纸质版图书检索,检索时间跨度为2000年1月—2017年1月。本文主要通过以下四种途径来收集中国情境下心理契约与离职倾向关系相关的实证文献:(1)对于公开发表的期刊文献的检索,主要选择CNKI数据库、中国科技期刊数据库、万方数据库作为检索源,选择“心理契约”“离职倾向”“离职意向”“离职”作为主要检索关键词;(2)对公开发表的英文文献的检索,选择了EBSCO、PsycINFO、ABI/INFORM、Elsevier Science Direct、ProQuest、Emerald、SAGE、Springer、Google学术、百度学术等作为检索源,并分别以“psychological contract”“turnover intention”“quit”“leave”等作为检索关键词;(3)在国际、国内学术会议数据库、硕博学位论文全文数据库中,以上述关键词对未出版的相关会议论文、硕博学位论文进行了检索;(4)如果只检索到文献标题和摘要而未检索到全文,利用图书馆的文献传递和馆际互助功能来获取全文。截至2017年1月,共检索到相关研究文献358篇。

接着,通过参考同类研究,本文确定了七项筛选标准,只有符合所有条件的文献才被纳入元分析:(1)研究在中国情境下进行,即研究样本为中国被试;(2)只选择实证研究文献,严格剔除非实证类文献,比如案例研究或综述性研究文献等;(3)只选择明确地报告了相关系数或能转化成相关系数的T值、F值等统计量的文献;(4)剔除对变量定义和研究样本描述模糊不清的文献;(5)对于分多阶段发表、重复发表或用同一样本发表不同文章的研究,将其归为一项研究;(6)要求研究情境必须发生在员工的工作场所,剔除以MBA学员为被试,考察其完成课堂作业情境的研究;(7)在对调节因素进行考察时,文献筛选过程严格按照每种调节因素属性进行分类,剔除不便于分类的文献。经过筛选,本文最终获得75篇符合元分析要求的实证文献,文献纳入率21%。由于本文关注中国情境下相关变量间的关系,故最终找到中文文献72篇,英文文献仅3篇,其中,公开发表的期刊论文25篇、未公开发表的硕博学位论文47篇、会议论文3篇,满足元分析的研究文献最早出现在2004年。

2. 文献编码

在对文献中的效应值进行提取时,本文首先考察每篇文献中包含多少独立研究样本,如果只包括一个独立样本,就对该样本进行一次编码即可,如果涉及多个独立研究样本,则需要分别对每个独立研究样本进行编码。元分析发现,75篇文献中有一篇文献包含两个独立样本,因此,对其进行了两次编码。元分析的数据提取工作量非常大,而且极易出错,所以,为保证编码的信效度,编码工作由本文作者在内的两名人力资源专业博士生分别独立进行。具体步骤为:(1)编码前先由科研小组根据研究目的和需要讨论,确定文献编

^①尽管不能一概而论地说南方(北方)企业的员工都来自于本土,但从比例上讲,数量是占大多数的。

码的规则,并编写编码手册;(2)两名研究者分别独立进行编码,具体编码方法为:如果文献中报告了心理契约与离职倾向关系的总效应值,则直接进行编码;如果文献只报告心理契约各维度与离职倾向之间的效应值,则将各效应值取平均作为总效应值;(3)为了取得一致的编码结果,两位编码者对各自初次编码结果进行交叉比对,如果发现不一致的编码内容,则通过查找原文和认真讨论最终达成一致。最终通过编码产生266个效应值,共包括 $N = 20027$ 名被试,样本被试规模在 65 ~ 1046 之间。

3. 统计方法

本文使用专业元分析软件 CMA2.0 对数据进行处理和分析,具体步骤主要包括:计算相关效应值,对出版偏倚程度进行分析,对效应值的同质性进行检验,对心理契约整体及其各维度与离职倾向的主效应进行检验,对影响主效应关系的调节效应进行检验。

四、结果与分析

1. 计算相关效应值

本文采用皮尔逊相关系数 r 作为效应量,用于整合中国情境下心理契约与离职倾向之间的关系。通过参照同类研究,在计算效应值时,首先,把每个相关系数值转换为对应的 Fisher's Z 值,然后将 Z 值进行加权平均转换为相关系数,作为总体的效应值。相关公式包括: $Fisher's\ Z = 0.5 \times \text{Log}[(1 + \text{Corr}) / (1 - \text{Corr})]$, $Fisher\ ZSE = 1 / [\text{Sqr}(N - 3)]$, $\text{Corr}SE = (1 - \text{Corr}^2) \times FisherZSE$ 。此方法通过在方程中插入样本量权重来进行统计,使得最终得到的效应值更精确和可信,这比通常取平均值得到的结果更加可靠, Z 值及其方差主要用于产生联合效应值和置信区间。

2. 出版偏倚程度分析

出版偏倚的含义是实证研究结果若在统计上表现显著就容易被发表,统计不显著则不容易被发表而被雪藏的情况。元分析之前,必须考察出版偏倚程度的原因是,如果只发表得出显著结果的研究可能会导致变量之间真实关系扭曲或者掩盖变量间的真实关系。因此,在进行元分析研究时,需要研究者尽可能全面地收集所有可得文献,以降低出版偏倚对元分析结论的消极影响(陈春花等,2016)。对于出版偏倚的考察,本文采用漏斗图从直观上进行定性判断,并通过元分析结果中的失安全系数(Rothstein等,2006)从定量角度进行分析^①。

心理契约与离职倾向总体关系效应值分布漏斗图如图1所示。从图1可以看出,从所收录文献中提取到的大部分有关心理契约与离职倾向整体关系效应值聚集在漏斗图的上端,且基本分散于效应值平均值的两端,没有效应值落在漏斗图的底部,这说明本文中的出版偏倚问题不大。

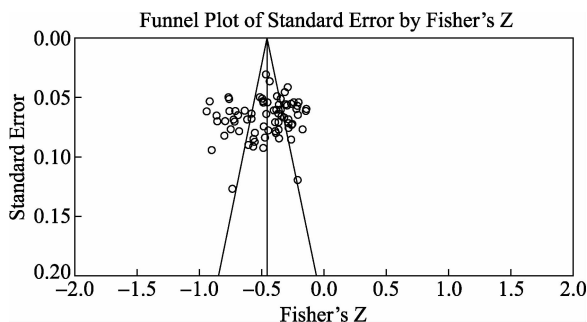


图1 心理契约与离职倾向整体关系效应值分布漏斗图

资料来源:本文绘制

^①根据 Rothstein 等(2006)的观点,可以将失安全系数与一个临界值进行比较来判断出版偏倚程度,这个临界值为 $5K + 10$, K 表示效应值的数量,当失安全系数小于这个临界值时,研究者就需要警惕出版偏倚问题对元分析结果的影响作用。

从元分析的结果来看,在心理契约与离职倾向关系中,失安全系数为 78970,远大于临界值 390 ($K = 76$),即需要为本文找到 1039 项未出版的研究文献才会使统计结果变得不显著。综合以上定性和定量检验结果可以判断,本元分析的出版偏倚问题基本不存在。

3. 效应值同质性检验

要判断从文献中提取的所有效应值是否来自于相同的总体,就必须对效应值同质性进行检验。同质性检验的两个重要指标是 Q 值和 I^2 值,其中, Q 值服从 $df = K - 1$ 的卡方分布, K 为效应值的数量, Q 值若显著,则表示拒绝同质性的零假设(段锦云等,2016)。同质性检验显著的判断标准为 Q 值 $> K - 1$ 且 $I^2 > 0.6$ (Glass 等,1981)。 Q 值的显著性水平反映了效应值之间的同质性程度。本文效应值同质性检验结果如表 1 所示。从表 1 可以看出, Q 值 = 816.376 > 265 。也就是说,本元分析提取的效应值是异质性的。分析原因,这可能是由各项研究的研究被试及所采用测量方法不同导致的,因此,随机模型分析方法更适合本文的研究; $I^2 = 90.813 > 0.6$,这表明,本元分析涉及所有效应值间的真实差异导致了 90.8% 的观察变异,其余 9.2% 的变异是由随机误差导致的; $T^2 = 0.038$,表明可用于权重计算的研究间变异占 3.8% (Hunter & Schmidt,2006)。

表 1 效应值同质性检验结果

模型	K	N	同质性检验(Q 统计)				Tau-squared			
			Q 值	df	P 值	I^2	T^2	SE	方差	Tau
随机效应	266	20027	816.376	265	0.000	90.813	0.038	0.008	0.000	0.195

注:K 指效应值数量;N 指独立样本量

资料来源:本文整理

4. 心理契约整体及其各维度与离职倾向间关系主效应检验结果

心理契约与离职倾向整体关系主效应的随机效应分析结果如表 2 所示。从表 2 可以看出, $r = -0.436$,达到显著性水平,为高度负相关,假设 H_1 得到支持。

表 2 心理契约与离职倾向整体关系随机模型分析结果

模型	K	N	效应值及 95% 置信区间			双尾检验	
			点估计	下限	上限	Z 值	P 值
随机效应	76	20027	-0.436	-0.473	-0.398	-19.706	0.000

资料来源:本文整理

员工心理契约中规范维度、人际维度和发展维度与离职倾向的关系效应及同质性检验随机模型分析结果如表 3 所示。从表 3 可以看出,规范维度、人际维度和发展维度均与离职倾向呈高度负相关,且均达到显著性水平,故假设 H_{2a} 、假设 H_{2b} 、假设 H_{2c} 均得到支持。同时,同质性检验结果显示,三维度与离职倾向关系上存在差异($P = 0.054$,达到边界显著水平),即发展维度与离职倾向关系强度最强,人际维度次之,规范维度最弱。

表 3 心理契约三维度与离职倾向关系随机模型分析结果

模型	K	N	效应值及 95% 的置信区间			双尾检验		同质性检验(Q 统计)		
			点估计	下限	上限	Z 值	P 值	Q(组间)	df	P 值
规范维度随机效应	66	16806	-0.390	-0.438	-0.340	-14.029	0.000	5.821	2	0.054
人际维度随机效应	64	16151	-0.405	-0.443	-0.366	-18.101	0.000			
发展维度随机效应	60	15392	-0.412	-0.452	-0.370	-17.378	0.000			

资料来源:本文整理

5. 影响心理契约整体及其各维度与离职倾向关系间主效应关系的调节效应检验结果

对员工受教育程度、区域发展水平、南北文化差异对心理契约与离职倾向整体关系的影响作用进行考察,采用随机模型分析得出的心理契约整体与离职倾向间关系调节效应检验结果如表 4 所示。

表4 心理契约整体与离职倾向关系的调节效应检验结果

调节变量	类别	K	N	效应值及95%的置信区间			双尾检验		同质性检验(Q统计)		
				点估计	下限	上限	Z值	P值	Q(组间)	df	P值
教育程度(H ₃)	高学历	48	11791	-0.462	-0.508	-0.414	-16.378	0.000	43.694	1	0.000
	低学历	24	7123	-0.391	-0.452	-0.325	-10.737	0.000			
区域发展水平(H ₄)	东部沿海	33	8067	-0.416	-0.457	-0.374	-17.387	0.000	5.021	1	0.025
	中西内陆	19	5725	-0.439	-0.514	-0.356	-9.382	0.000			
南北文化差异(H ₅)	南方	38	10724	-0.441	-0.485	-0.395	-16.580	0.000	27.833	1	0.000
	北方	15	3227	-0.374	-0.448	-0.295	-8.644	0.000			

资料来源:本文整理

从表4可以看出,高学历员工的效应值绝对值(0.462)大于低学历员工的效应值绝对值(0.391),且同质性分析结果显著($P=0.000$),假设H₃得到支持;东部沿海地区员工的效应值 $r=-0.416$,中西部内陆地区员工的效应值 $r=-0.439$,且同质性检验结果显著($P=0.025$),即在二者关系上,中西部内陆地区员工比东部沿海地区员工略强,这与假设预测相反,假设H₄未得到支持;南方企业员工的效应值绝对值(0.441)大于北方企业员工的效应值绝对值(0.374),且同质性分析结果显著($P=0.000$),假设H₅得到支持。

心理契约各维度与离职倾向关系的调节效应检验结果如表5所示。从表5可以看出,规范维度上,高学历员工的效应值绝对值(0.435)大于低学历员工效应值绝对值(0.323);人际维度上,高学历员工的效应值绝对值(0.432)大于低学历员工效应值绝对值(0.345);发展维度上,高学历员工的效应值绝对值(0.432)大于低学历员工效应值绝对值(0.356),且同质性检验结果均为显著($P=0.000$),因此,假设H_{3a}、假设H_{3b}、假设H_{3c}均得到支持。

表5 心理契约各维度与离职倾向关系的调节效应检验结果

调节变量	同质性检验(Q统计)			类别	K	N	效应值及95%的置信区间			双尾检验	
	Q(组间)	df	P值				点估计	下限	上限	Z值	P值
教育程度											
规范型(H _{3a})	112.123	1	0.000	高学历	44	10331	-0.435	-0.483	-0.385	-15.061	0.000
				低学历	19	5856	-0.323	-0.408	-0.231	-6.635	0.000
人际型(H _{3b})	46.972	1	0.000	高学历	42	9676	-0.432	-0.478	-0.384	-15.617	0.000
				低学历	19	5856	-0.345	-0.407	-0.280	-9.731	0.000
发展型(H _{3c})	30.784	1	0.000	高学历	42	10022	-0.432	-0.479	-0.382	-15.156	0.000
				低学历	16	4881	-0.356	-0.423	-0.285	-9.243	0.000
区域发展水平											
规范型(H _{3a})	7.032	1	0.008	东部沿海	28	7000	-0.356	-0.417	-0.293	-10.257	0.000
				中西内陆	17	5184	-0.405	-0.487	-0.316	-8.244	0.000
人际型(H _{3b})	2.184	1	0.139	东部沿海	26	6345	-0.400	-0.446	-0.351	-14.649	0.000
				中西内陆	17	5184	-0.374	-0.448	-0.296	-8.728	0.000
发展型(H _{3c})	0.555	1	0.456	东部沿海	25	6006	-0.398	-0.450	-0.342	-12.853	0.000
				中西内陆	15	4894	-0.401	-0.476	-0.320	-8.947	0.000
南北文化差异											
规范型(H _{3a})	57.051	1	0.000	南方	30	8704	-0.418	-0.474	-0.359	-12.524	0.000
				北方	16	3639	-0.300	-0.394	-0.200	-5.686	0.000
人际型(H _{3b})	18.796	1	0.000	南方	29	8382	-0.406	-0.458	-0.352	-13.308	0.000
				北方	16	3639	-0.328	-0.390	-0.263	-9.377	0.000
发展型(H _{3c})	6.993	1	0.008	南方	29	8631	-0.412	-0.465	-0.357	-13.159	0.000
				北方	12	2428	-0.363	-0.444	-0.276	-7.661	0.000

资料来源:本文整理

从表5可以看出,规范维度上,东部沿海地区员工的效应值 $r = -0.356$,中西部内陆地区员工的效应值 $r = -0.405$,同质性检验结果显著($P = 0.008$),与假设预测相反,假设 H_{4a} 未得到支持;人际维度上,东部沿海地区员工的效应值 $r = -0.400$,中西部内陆地区员工的效应值 $r = -0.374$,但同质性检验结果不显著($P = 0.139$),假设 H_{4b} 未得到支持;发展维度上,东部沿海地区员工的效应值 $r = -0.398$,中西部内陆地区员工的效应值 $r = -0.401$,同质性检验结果不显著($P = 0.456$),假设 H_{4c} 也未得到支持。

从表5可以看出,规范维度上,南方企业员工的效应值绝对值(0.418)大于北方员工的效应值绝对值(0.300),且同质性检验结果显著($P = 0.000$);人际维度上,南方员工的效应值绝对值(0.406)大于北方员工的效应值绝对值(0.328),且同质性检验结果显著($P = 0.000$);发展维度上,南方员工的效应值绝对值(0.412)大于北方员工的效应值绝对值(0.363),且同质性检验结果也显著($P = 0.008$),因此,假设 H_{5a} 、假设 H_{5b} 、假设 H_{5c} 均得到支持。

五、结论与讨论

1. 研究结论与实践启示

首先,元分析结果显示,整体上,中国情境下员工心理契约与离职倾向间呈高度负相关,相关系数 $r = -0.436$ ($P < 0.001$),即中国企业员工所感知到的心理契约对其离职倾向解释量达到19%,表明心理契约对离职倾向有较强的预测作用,理论上进一步证明,心理契约是离职倾向的一种重要前因变量。同时,给管理实践带来启示是,无形契约跟有形合约一样,可以明显影响到员工的态度和行为。在组织管理实践中,雇主在履行自身责任时,要时刻关注员工心理状态的变化,以减少员工的主动离职倾向。

其次,分维度来看,心理契约三个维度与离职倾向均呈显著负相关关系。随着中国经济的腾飞,尤其互联网经济的蓬勃发展,人们的就业选择比以往更加多样化,一岗定终身的年代已经一去不复返,许多企业面临“用工难”的问题,光靠加薪等单一手段已经无法有效满足员工需求,必须多管齐下,实施“待遇留人,情感留人,事业留人”,才能留住人才。本文结论与现实相呼应,用实证数据检验了规范型、人际型、发展型三维度与离职倾向之间的关系。同时,研究还发现,三维度与离职倾向间的关系强度存在显著差别,其中,发展维度与离职倾向关系强度最强,人际维度次之,规范维度最弱,这给人力资源管理实践带来启示,即当前员工不仅关注薪酬待遇,还更多地关注组织能否为其提供一个良好的团队人际氛围及广阔的职业发展空间,雇主应采取多元化的激励措施来提高雇员的工作积极性和工作满意度,减少离职率。

最后,从元分析调节效应检验结果来看:(1)高学历员工比低学历员工在心理契约整体及各维度上与离职倾向的关系均更加敏感。对于企业来说,高学历员工是其赖以生存和发展的更为重要人力资本,是重点吸引和保留的对象,因此,企业在人力资源管理“选、用、育、留”各种实践活动中,应对这类员工予以更多关注。(2)在区域发展水平上,中西部内陆地区员工比东部沿海地区员工在心理契约整体及其规范维度上与离职倾向关系强度更强,这与假设预测相反,而在心理契约人际维度和发展维度上,二者无显著差别。由此可以看出,东部沿海地区员工与中西部内陆地区员工在心理契约与离职倾向关系上的差异主要体现在心理契约的规范维度上,即主要体现在企业提供的薪水、福利等物质条件方面。分析原因,一方面,尽管整体上东部沿海地区经济发展迅速,员工就业机会更多,但居高不下的房价、物价等可能使得员工的离职成本太高,员工在选择主动离职前会三思而后行,并不会如人们想象中那样轻易离职;另一方面,随着国家西部大开发战略、中部崛起、区域经济协调发展等政策的实施,近几年,中西部经济发展迅猛,许多产业开始向中西部转移,创造了大量就业机会。另外,由于中西部地区房价、物价等消费水平远低于东部沿海地区,员工的工作、生活压力相对小得多,离职成本更低,相对于东部沿海地区员工,一旦其所在企业责任履行未达到其心理预期,可能更容易产生离职念头。(3)从南北文化差异角度来看,不论是从心理契约整体还是各维度均

显示,相比于北方员工,南方员工的心理契约与离职倾向间关系强度更强。这也给人力资源跨文化管理实践带来启示,即雇主在对待员工时,应关注来自于不同地域员工间的文化差异,这样,在用人策略的选择上才能做到有的放矢。

2. 理论贡献及研究意义

首先,从研究方法来看,本文在前人丰富的研究成果基础上,采用目前国际上流行的文献定量荟萃分析技术——元分析,较详细地探讨了心理契约与离职倾向之间的关系。目前,还未发现针对心理契约与离职倾向关系做过元分析的相关研究,仅检索到 Zhao 等(2007)关于心理契约破裂与离职倾向关系元分析的论文,其结论是二者的关系呈高度正相关($r = 0.420, K = 22, N = 6268$)。由于心理契约的概念虽然很早被提出,但对其测量(Rousseau & Tijoriwala, 1998)始于20世纪末,2007年之前相关研究数量还非常有限,所以, Zhao 等的研究样本量太少,只包括22个样本^①。本文与前人同类研究相比较,以更多的研究样本为依据,对中国情境下的心理契约与离职倾向之间的关系做了深入的探讨,得出二者为高度负相关的元分析统计结果($r = -0.436$),一定程度上澄清了中国情境下该领域研究的意见分歧,弥补了以往研究的不足。文献检索时还发现,周颖(2015)做过心理契约违背与离职倾向关系的相关定性综述,然而,定性综述未采用严格的数据统计分析方法,对于判断良莠不齐的研究文献也没有客观标准,其研究质量完全依赖于所收集文献的质量和数量,以及研究者的专业水平高低等,而且在结论的解释上,大部分情况下是研究者根据自己的主观认识对文献进行综合汇总和描述性解读。元分析是对同一主题的多项独立研究结果进行系统定量的综合性分析,在严格设计的基础上,运用特定统计学方法对多个研究结果进行整合,作为一种有效的定量文献综合分析法,被国内外学者广泛应用于文献的计量分析(王永贵、张言彩,2012)。因此,针对定性综述的不足,本文采用元分析的定量分析手段对相关研究变量的主效应及调节效应进行更为科学严谨的检验和分析,最大程度保证了综述的客观性。

其次,本文通过综合众多实证文献结论,以社会交换理论和公平理论为依据建立相关假设,对实证数据进行分析检验,从整体上厘清了长期以来国内学术界一直有所争议的心理契约与离职倾向之间的关系,发现心理契约对员工离职倾向具有显著预测力,进一步丰富了该领域的相关理论,并为未来理论的深入探讨提供了相应参考依据。

再次,Zhao 等(2007)的元分析只探讨了心理契约破裂整体与离职倾向间的关系,并未从心理契约维度的角度进行分析。本文通过对相关实证文献的梳理,归纳出国内学者对中国情境下心理契约维度的共识,并以此为基础,运用元分析技术分别考察了三维度与离职倾向间的关系,得出三维度均与离职倾向呈负相关关系的结论,这为深入认识心理契约与离职倾向间关系提供了实证上的支持。同时,通过对三维度效应值大小进行比较,发现它们与离职倾向关系强度存在显著差异,其中,发展维度与离职倾向关系强度最强,人际维度次之,规范维度最弱,这使得心理契约与离职倾向之间内在隐含关系得以显现,为未来研究提供了一定的指导。

最后,元分析的作用不仅仅在于简单地统计变量间关系的平均效应值,更重要的是能够探究情景因素对主效应间关系的调节作用(张骁、胡丽娜,2013)。Zhao 等(2007)的元分析没有探讨影响心理契约与离职倾向的调节因素,本文根据文献编码结果,选取了员工受教育程度、区域发展水平、南北文化差异作为影响二者关系的调节因素,并利用元分析方法中的调节效应检验技术对其影响效应分别进行检验,发现三种影响因素对主效应均具有调节作用,这拓宽了该领域研究的视野,启示未来相关理论和实证的探索可以尝试从跨领域、跨文化、跨学科的角度展开。同时,指导我国管理实践在对待员工的问题上,要采取灵活机动的

^①按照郭春彦等(2002)的观点,研究样本数目至少达到30才适合进行元分析,如果样本数目达到50以上,结果更为理想。

策略和措施,以最大限度降低员工离职率。

3. 研究局限及未来研究方向

尽管本文通过元分析技术在心理契约与离职倾向关系的论证上得出了阶段性成果,但整体上仍存在一些不足:(1)受作者能力和客观条件所限,对文献的收集可能不够全面;(2)由于本文严格按照元分析要求标准筛选现有的研究成果,对不符合条件的文献进行了剔除,损失了部分样本,可能会影响元分析结果的稳定性;(3)对员工受教育程度进行分类时,本文将分类对象在总体中所占比例70%以上作为划分标准,带有一定的主观性;(4)对于纳入元分析的研究仅汇报心理契约各维度相关系数的情况,本元分析将其进行简单平均处理得到总效应值,一定程度上可能会影响效应值的准确性。

本文只从单边视角,即仅从员工一方探讨了其主观感知到的心理契约整体及各维度上与离职倾向的关系,在未来的研究中,可以进一步采用双边视角,即同时考虑员工和组织双方心理契约对离职倾向的影响作用。另外,本文对心理契约维度的划分是从整体上进行的,未来研究可以考虑从组织责任和员工责任两方面分别考察各自维度上与离职倾向更为复杂的关系。在调节效应的检验上,未来研究可以进一步探讨员工职位、组织属性、行业类型、研究年代等调节变量对心理契约与离职倾向关系的影响作用。

参考文献:

- [1] Adams J S. Toward an Understanding of Inequity[J]. *Journal of Abnormal and Social Psychology*,1963,(5):422-436.
- [2] Argyris C. *Understanding Organizational Behavior*[M]. Tavistock Publications,1960.
- [3] Cohen J. *Statistical Power Analysis: A Computer Program* [M]. Routledge,1988.
- [4] Collins M D. The Effect of Psychological Contract Fulfillment on Manager Turnover Intentions and Its Role as A Mediator in A Casual, Limited-Service Restaurant Environment[J]. *International Journal of Hospitality Management*,2010,29,(4):736-742.
- [5] Cuyper N D, Heijden B I J M V, Witte H D. Associations between Perceived Employability, Employee Well-Being, and Its Contribution to Organizational Success: A Matter of Psychological Contracts? [J]. *The International Journal of Human Resource Management*,2011,22,(7):1486-1503.
- [6] Glass G V, Cgaw M B, Smith M L. *Meta-analysis in Social Research*[M]. Sage Publications,1981.
- [7] Herriot P, Pemberton C. Contracting Careers[J]. *Human Relations*,1996,49,(6):757-790.
- [8] Homans G C. Social Behavior as Exchange[J]. *American Journal of Sociology*,1958,(3):597-606.
- [9] Hunter J E, Schmidt F L. *Methods of Meta-analysis: Correcting Error and Bias in Research Findings*[J]. *Evaluation Program Planning*,2006,29,(3):236-237.
- [10] Levinson H, Price C R, Munden K J. *Management and Mental Health*[M]. Harvard University Press,1962.
- [11] MacNeil L R. Relational contract: What We do and do not Know[J]. *Wisconsin Law Review*,1985,(3):483-525.
- [12] Mobley W H. Intermediate Link Ages in the Relationship between Job Satisfaction and Employee Turnover[J]. *Journal of Applied Psychology*,1977,62,(2):237-239.
- [13] Parzefall M R, Hakanen J. Psychological Contract and Its Motivational and Health-Enhancing Properties[J]. *Journal of Managerial Psychology*,2008,25,(1):4-21.
- [14] Robinson S L. Violating the Psychological Contract: Not the Exception but the Norm[J]. *Journal of Organizational Behavior*,1994,(3):245-259.
- [15] Rothstein H R, Sutton A J, Borenstein M. *Publication Bias in Meta-Analysis: Prevention, Assessment and Adjustments*[M]. John Wiley & Sons,2006.
- [16] Rousseau D M. Psychological and Implied Contracts in Organizations[J]. *Employee Responsibilities and Rights Journal*,1989,2,(2):121-139.
- [17] Rousseau D M, Tijoriwala S A. Assessing Psychological Contracts: Issues, Alternatives and Measures[J]. *Journal of Organizational Behavior*,1998,(19):679-695.
- [18] Schein. *Organizational Psychology*[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall,1965.

- [19] Zhao H, Wayne S J, Glibkowski B C, Bravo J. The Impact of Psychological Contract Breach on Work-Related Outcomes: A Meta-analysis[J]. *Personal Psychology*, 2007, 60, (3): 647 - 680.
- [20] 蔡坤宏. 华进集团员工满意度、工作投入、组织承诺与离职意愿之研究[D]. 广州: 中山大学, 2004.
- [21] 陈春花, 苏涛, 王杏珊. 中国情境下变革型领导与绩效关系的 Meta 分析[J]. *武汉: 管理学报*, 2016, (8).
- [22] 段锦云, 张晨, 徐悦. 员工建言行为的人口统计特征元分析[J]. *北京: 心理科学进展*, 2016, (10).
- [23] 郭春彦, 朱滢, 王全珍. 差数显著性 t 检验与元分析方法的模拟对比[J]. *北京: 心理学报*, 2002, (2).
- [24] 何添锦. 我国区域经济发展存在问题及对策[J]. *石家庄: 经济论坛*, 2005, (21).
- [25] 何燕子, 王欢芳, 刘嘉雯. 我国东中西部地区区域经济发展差异实证分析[J]. *南昌航空大学学报(社会科学版)*, 2016, (3).
- [26] 蒋振英. H 公司医药代表的离职倾向调查与应对策略探讨——基于心理契约视角[D]. 杭州: 浙江理工大学, 2014.
- [27] 李想. 区域经济发展对大学生就业机会的重要性[J]. *南昌教育学院学报*, 2010, (1).
- [28] 李永芳. 基于组织支持感和心理契约的离职倾向研究[D]. 太原: 山西财经大学, 2010.
- [29] 李原, 郭德俊. 员工心理契约的结构及其内部关系研究[J]. *北京: 社会学研究*, 2006, (5).
- [30] 卢福财, 陈小锋. 知识员工心理契约、组织信任与知识共享意愿[J]. *北京: 经济管理*, 2012, (4).
- [31] 彭成飞. 南北方观念十大差异分析[J]. *兰州: 发展*, 2000, (11).
- [32] 彭川宇. 职业承诺对知识员工心理契约、工作满意度及离职倾向关系的研究[J]. *天津: 科学学与科学技术管理*, 2008, (12).
- [33] 邵广禄, 李建州, 范秀成. 心理契约、员工满意与离职意图: 基于自我效能感的调节效应分析[J]. *杭州: 商业经济与管理*, 2009, (6).
- [34] 史婧. 心理契约视角下中小企业大学生流失问题研究[D]. 太原: 山西财经大学, 2012.
- [35] 万玲妮. 心理契约维度与独立学院师资离职意向的关系研究[J]. *武汉: 江汉大学学报(社会科学版)*, 2016, (2).
- [36] 汪涛. 高科技企业知识型员工心理契约与离职意愿的相关性分析——以武汉市高科技企业为例[D]. 武汉: 华中师范大学, 2012.
- [37] 王梦秋. 民营企业员工心理契约与离职倾向关系研究[D]. 柳州: 广西科技大学, 2013.
- [38] 王义民, 孟凡仲, 王小迪. 对我国南北方经济差异的人才学思考——以吉林省为例[J]. *长春: 社会科学战线*, 2009, (5).
- [39] 王永贵, 张言彩. 元分析方法在国内外经济管理研究中的应用比较[J]. *北京: 经济管理*, 2012, (4).
- [40] 吴殿廷. 试论中国经济增长的南北差异[J]. *北京: 地理研究*, 2001, (2).
- [41] 吴玉. 心理契约与离职意愿的相关性分析: 以大学生员工为例[D]. 南京理工大学, 2007.
- [42] 宿晓东. 基于心理契约的“90 后”建筑施工企业员工离职倾向研究[D]. 北京交通大学, 2016.
- [43] 余琛. 四类不同心理契约关系的比较研究[J]. *上海: 心理科学*, 2004, (4).
- [44] 张媚迪, 李富田. 心理契约与社会交换、公平理论的关系[J]. *北京: 商场现代化*, 2009, (2).
- [45] 张世菊. 心理契约可复制性: 从内部比较到外部比较[J]. *北京: 经济管理*, 2012, (8).
- [46] 张术霞, 范琳洁, 王冰. 我国企业知识型员工激励因素的实证研究[J]. *天津: 科学学与科学技术管理*, 2011, (5).
- [47] 张骁, 胡丽娜. 创业导向对企业绩效影响关系的边界条件研究——基于元分析技术的探索[J]. *北京: 管理世界*, 2013, (6).
- [48] 张旭日. 心理契约视角下高科技员工离职问题研究[D]. 上海工程技术大学, 2016.
- [49] 张一帆. 农民工心理契约、工作满意度与离职意向关系研究——基于沈阳市制造企业的调查[D]. 沈阳农业大学, 2016.
- [50] 张永恩. “90 后”企业员工心理契约对离职倾向的影响: 以许继集团有限公司为例[D]. 开封: 河南大学, 2013.
- [51] 周春蕾, 邵丹露. 心理契约对员工离职意向的影响研究——以 A 公司为例[J]. *昆明: 现代物业(中旬刊)*, 2013, (6).
- [52] 周莉. 心理契约对员工离职意向的影响研究[J]. *南宁: 学术论坛*, 2014, (6).
- [53] 周颖. 员工心理契约违背与离职倾向: 一个文献综述[J]. *北京: 中国集体经济(旬刊)*, 2015, (27).
- [54] 朱晓妹, 王重鸣. 中国背景下知识型员工的心理契约结构研究[J]. *北京: 科学学研究*, 2005, (1).

A Meta-analysis of the Relationship between Psychological Contract and Turnover Intention in the Context of China

MA Li^{1,2}

(1. Business School, Beijing Normal University, Beijing, 100875, China;

2. Business School, Northwest Normal University, Lanzhou, Gansu, 730070, China)

Abstract: The employees' voluntary turnover phenomenon is increasingly serious in Chinese enterprise, which causes a lot of bad effects for the business, such as additional operating costs, disturbing normal order of production and affecting the quality of customer service, etc. For employees, frequent job-hopping is not conducive to their career development. Therefore, the problem of employee turnover has increasingly become a hot topic of human resource management. Turnover intention, as the precursor of employee' turnover behavior, can effectively predict individual behavior of changing job. Meanwhile, a large number of previous empirical studies show that psychological contract can significantly predict employee's turnover intention.

Previous empirical studies have shown a negative correlation relationship between psychological contract and turnover intention. However, these empirical studies show mixed results on the strength of this relationship and this relationship has remained ambiguous and contested. For example, some empirical studies show a high negative correlation relationship between psychological contract and turnover intention, but other studies suggest a moderate or low negative correlation between them.

Meta-analysis was used in this study to aggregate results. Through literature retrieval and selection, in terms of the criteria for inclusion in the meta-analysis, 266 independent effect sizes (76 studies, 20027 participants) were picked out as meta-analysis unit. After coding of data, independent effect sizes were analyzed by CMA 2.0 program. This overall sample was also divided into subgroups for moderator analysis.

There were four major analyses in this research, including heterogeneity test, publication bias test, main effect analysis and moderation effect analysis. (1) The test for heterogeneity showed that there was significant heterogeneity in the independent effect sizes, and also random effects model was an appropriate model for subsequent meta-analysis. (2) The publication bias test indicated that the impact of publication bias was not statistically significant according to the Funnel plot and Failsafe N, which suggests that there was no publication bias. (3) As a whole, the results showed a strong negative correlation between psychological contract and turnover intention, and this negative correlation relationship also existed between three dimensions of psychological contract and turnover intention, and the strength of the relationship between the developmental dimension and turnover intention was the strongest. (4) The regulating effect of metanalysis showed that employees' education level, regional development level and cultural differences between the north and the south were factors influencing the relationship between psychological contract and turnover intention. The Hypotheses of employees' education level and cultural differences between the north and the south were supported, but the Hypothesis of regional development level was in contrast to the expectation.

The main theoretical contribution is that the present study unified the overall relationship between psychological contract and turnover intention, and clarified the strength of relationship between both the psychological contract and its three various dimensions and turnover intention. That is to say, the psychological contract has significant prediction effect on turnover intention. Meanwhile, this study found that employees' education level, regional development level and cultural differences between the north and the south were the influence factors of these relationships.

This research also has important practical implications. First, managers should be aware of the important impact of the psychological contract on turnover intention, and pay more attention to the staffs' psychological state. Second, managers should discriminate different employees with diversified characteristics and take different strategies of choose and employ persons to retain talents.

Key Words: psychological contract; turnover intention; China context; meta-analysis

JEL Classification: M12, M54, M55

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2017.10.006

(责任编辑:弘毅)