

信任与经济发展：一个文献综述^{*}

● 袁 正, 王 雷

(西南财经大学 经济学院, 四川 成都 611130)

摘 要:信任是经济交换的润滑剂,也是社会资本的重要内容之一。高信任社会的交易成本更低,人们的合作倾向更高,这都有利于经济发展。实证研究的结果也表明,更高水平的信任带来更高的投资水平和经济增长,国家也有更高的收入水平。信任对经济发展的促进机制是:信任可以促进合作,促进金融发展,促进创新,提高政府效率,改进劳动力市场,提高人们的幸福感。我国在市场化转型后,不诚信事件频发,导致人际信任降低。建议加强法制建设、建立声誉机制、加强道德教育重建社会诚信和信任,以促进经济社会发展。

关键词:信任;经济发展;经济增长

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-001-14

讨论信任在经济发展中的作用时,通常指的是普遍信任,而不是限定在特定关系中的特殊信任。早在 1651 年,霍布斯在其名著《利维坦》^[1]中即写道:“契约签订的时候,没有一方在当时实施行动,但彼此信任。先行动的一方对另一方在后来的行动并不确定,如果没有某种强制力的话,契约的文字过于虚弱而不能驾驭人类的野心、贪婪、愤怒和其它情感”。Coleman(1990)^[2]对信任的定义具有代表性:“信任是指一个人自愿将资源交给另外一方处置,尽管后者没有任何法律上的承诺,但前者预期其信任行为会取得成功”。可见,信任表示一种关于他人行动的预期,在能观察到他人的行动之前,就必须做出行动选择;他人的行动会对自己产生影响,因而信任的结果具有不确定性和风险^[3]。信任作为一种风险性行动,常常被认为是一种社会资本^[4-6]。信任作为一种价值观可以促进交易、合作、避免囚徒困境和公共品投资中的“搭便车”问题。以科斯、诺思和威廉

姆森为代表的新制度经济学最早把社会和制度因素引入经济学^[7-8]。信任作为社会文化因素与经济发展的关系已被广泛研究。

跨国经验研究一般使用调查数据和实验来衡量信任。Almond and Verba(1963)^[9]首次使用“普遍信任问题”衡量信任:“一般来说,你会说大部分人能够被信任,还是在与他人打交道时再小心也不为过?”回答有两个选项,一个选项是“大部分人能够被信任”,另一个选项是“需要非常小心”。这一问题后来被广泛使用于欧洲价值观调查(EVS)、美国综合社会调查(GSS)和世界价值观调查(WVS)。用选择第一个选项的受访者比例表示一个国家或地区的社会信任水平,一般来说北欧国家有高人信任,而非洲和南美国家的社会信任较低^[10]。Berg et al(1995)^[11]的经典研究给出了测度信任的实验方法,即信任博弈。

信任问题研究有两个主要的方向,一是信任的功能,二是决定社会信任的因素。齐美尔

* 收稿日期:2018-11-17

作者简介:袁正(1974—),男,湖南新化人,博士,教授,研究方向:政治经济学;王雷(1995—),男,湖北荆州人,硕士研究生,研究方向:政治经济学。

(1900)^[12]把信任看作是“社会中最重要的一股力量之一”，认为“没有人们相互间享有的普遍信任，社会本身将瓦解，因为几乎很少有什么关系能够建立在对他人确切的认知之上”。卢曼(1979)^[13]指出信任是一种简化机制，可以减少社会生活和交往的复杂性。Uslaner(2000)^[14]把信任视为社会生活的“鸡汤”。上述信任的功能是社会学经常讨论的主题。社会学率先对信任与经济社会发展的关系给出定性判断，经济学则对信任的作用做出理性解释，并给出经验证明。我们将信任的功能聚焦在与经济发展的关系上。新时代中国特色社会主义背景下，没有什么主题比经济发展、人民福祉、民生关切更重要了。影响社会信任差异的因素主要有三个层面，分别是个人因素、社区因素、国家因素。

本文将主要就信任与经济发展的关系、信任促进经济发展的几个传导机制等进行综述，并结合我国的信任水平现状给出政策性建议。

一、信任与经济发展的关系

理论界将信任视为社会资本的核心内容，有利于经济发展。Arrow(1972)^[15]指出：几乎每一个商业交易都蕴含着信任元素，任何交易都会经历一个时间差，信任可以缓解不完全信息、不完全契约的阻碍，降低交易成本，促进合作行为，实现相互有利的经济交换，信任是经济交换的润滑剂，世界上很多经济落后现象可以由缺乏相互间的信任来解释。信任作为一种制度可以解释国家和地区间发展的不平衡^[16]。

专业化分工增加了陌生人之间跨越时空的交易^[17]。如果没有最基本的信任，很多交易将流产，本可实现的交易剩余白白浪费。Amartya Sen(1999)^[18]指出，信任是市场成功的一个重要因素。Knack(1999)^[19]指出，高信任社会由于更低的交易成本而获得更高的经济增长；因为信任可以保护产权和契约权利，不需要将资源从生产部门转移到保护产权的部门。Schmidt(2003)^[20]的研究给出，信任促进物质资本和人力资本的积累

和效率，加速技术扩散，增强法律、政治和社会制度的功能，从而促进经济增长和发展；理论上，信任可以降低不确定性和不完全信息的限制，降低交易成本，鼓励人际互动，促进相互合作，信任应该被视为经济增长的决定因素。

Putnam et al.(1993)^[21]比较了意大利南方和北方地区公民社会的差异，结论是公民参与程度更高的地区有更高水平的信任和合作，而更高的信任水平可以降低交易成本，有助于解决集体行动问题，提高民主政府的效率和稳定性以及更好的经济绩效。意大利北方地区比南方发展更快，是因为前者有更高的社会资本，信任是社会资本的至关重要的内容。Fukuyama(1995)^[4]把国家间经济绩效的差异归因于信任水平的差异。普遍信任为公司带来更好的绩效，信任恰如润滑剂，它能使任何一个群体或组织的运转变得更加有效。然而，特殊信任如家庭关系对公司有害，普遍信任导致经济繁荣，一个地区社会信任度的高低直接影响其企业规模，进而影响其经济实力和国际竞争力。信任是一种社会美德，是创造经济繁荣的源泉。

La Porta et al.(1997)^[22]把信任视为人们的合作倾向，可产生有效率的社会结果，避免无效率的非合作陷阱。一些行为经济学实验发现，个体常常在匿名的一次性交易中存在合作，这可以认为人具有一定程度的信任特征。Berg et al.(1995)^[11]的信任实验发现，信任匿名的搭档可以获得更高的(尽管不确定的)收益。人们具有内在的合作激励，是因为他们有利他的光热效应偏好或互惠偏好，会从不合作行为获得一种心理成本，这会改变博弈的支付函数，从而使合作成为纳什均衡^[23]。Tabellini(2008b)^[24]认为，不合作行为导致的心理成本会随着社会距离的增加而减少；这可以解释为什么人们对与自己不相识的人有更少的信任。Zak and Knack(2001)^[25]基于委托代理结构建立了一般均衡增长模型，得出，是信任而不是花时间监视代理人的行动会对投资决策带来正向影响；信任可降低交易成本，高水平的信

任会有更多的投资和产出,并走向成功的发展;反过来,也可能存在低信任贫困陷阱,当缺乏惩罚欺骗者的正式和非正式的制度时,这种低信任贫困陷阱更可能发生。他们的模型和实证研究给出制度和异质性通过影响信任,从而影响投资决策和经济增长。

Knack and Keefer(1997)^[26]的经典研究开创了跨国研究信任与经济发展和经济增长关系的范式。La Porta et al.(1997)^[23]的跨国研究发现,强有力的证据表明信任带来经济发展,信任水平增加一个标准差,可以使大公司销售额占GNP的比例提高7%。Algan and Cahuc(2013)^[10]基于106个国家的人均收入与社会信任数据分析发现,更高水平信任的国家有更高的收入水平,普遍信任上的差异可以解释五分之一的人均收入差异。一个标准差的信任增加导致人均收入增加样本均值的6.8%。Algan and Cahuc(2013)^[10]同时发现,仅仅普遍信任与人均收入呈现显著正向关系,特殊信任(例如对家庭成员、朋友和熟人的信任)与人均收入虽然正相关,但统计上不显著。根据69个欧洲地区的信任数据,同样得出普遍信任和人均收入的正向关系,北部意大利和北部西班牙都比其南部地区有更高的普遍信任水平和人均收入水平。根据美国49个州的人均收入与普遍信任水平数据(来自GSS)也得出同样的结论,南部的州特别是前法国殖民地地区有较低信任水平和经济发展水平。

Knack and Keefer(1997)^[26]基于29个国家的数据,研究得出信任水平每增加7%,可以使投资在GDP中的份额上升1个百分点,信任水平每增加10%,可以提高经济增长0.8个百分点。Zak and Knack(2001)^[25]的跨国研究结论与之基本相同,认为更高水平的信任带来更高的投资水平和经济增长,信任每增长7%,投资占GDP的份额增加1个百分点,信任每增加15个百分点,经济增长提高接近1个百分点。Dincer and Uslaner(2010)^[27]使用美国1990—2000年的数据分析得出信任与经济增长之间存在正向关系,信任每增

长10%,使人均收入增长率提高0.5%,提高住房价格增长率1.25%,提高就业增长率2.5%。Beugelsdijk et al.(2004)^[28]分析了Knack and Keefer(1997)和Zak and Knack(2001)的研究结论的稳健性,结论指出,信任对经济增长起到相当重要的作用,只是稳健性取决于模型设定和样本规模。La Porta et al.(1997)^[22]认为,信任对基础设施的质量和充足度有显著的正向影响,更高的社会信任与更低的通货膨胀和更高的经济增长相关联,一个标准差的信任度增加,可提高人均GNP增长率0.3个百分点。Algan and Cahuc(2013)^[9]分析了52个国家1990—2009年的年均经济增长率和1981—1990年的社会信任,结果表明信任对经济增长有显著的正向影响;一个标准差的信任水平增加,可使经济增长增加0.5个百分点或20%的样本均值。Kasmaoui(2018)^[29]根据2010—2014年世界价值观调查数据得出,在阿拉伯地区,信任与经济增长有着显著的正向关系。Ahmad and Hall(2017)^[30]认为信任这种社会资本是经济增长的一个决定性因素,它通过影响财产所有权对经济增长产生影响。崔巍、陈琨(2016)^[31]发现,信任显著地促进经济增长,信任每提高1个百分点,经济增长率提高0.064个百分点。崔巍(2010)^[32]指出,较高的社会信任水平对整体经济增长、企业成长、国际投资和国际贸易等都具有促进作用,市场经济可视为信用经济。齐春宇(2018)^[33]发现,在我国计划经济时期,人际信任与人均收入水平和经济增长率不相关,改革开放后,信任与人均GDP水平显著正相关,信任与经济增长速度也有关联。

研究信任对人均收入或经济增长的影响,容易存在内生性问题。问题之一是互为因果:信任可以影响经济发展,反过来,经济发展也可能影响信任水平。第二个问题是遗漏变量。遗漏变量既影响信任,也影响经济绩效。解决内生性问题的一种办法是使用历史事件作为外生的工具变量。像信任这类价值变量,具有代际传递性。当前价值一部分取决于当前环境,另一部分取决于从上

一代继承的价值^[34-36]。Tabellini(2010)^[36]在研究信任对经济发展的影响时,使用两个历史变量作为信任的工具变量,即过去的教育和过去的政治制度——用1880年的识字率衡量过去的教育,用1600—1850年时期对行政权力的制约表示过去的政治制度——结论表明,低信任水平的地区有更低的人均收入和经济增长率。信任水平的差异可以解释意大利伦巴第州和意大利南部地区人均收入差距的一半。Guiso et al.(2008b)^[37]研究意大利的社会信任对人均收入的影响时,使用特定城市过去独立的历史作为信任的工具变量,发现意大利北方和南方信任水平的差异与这些地方经历的独立史有关——在中世纪独立和自治的北部城市比没有这些经历的南部城市多出17%的非利润协会组织;更高的社会资本导致更高的当前产出,一个标准差的社会资本增加,可增加人均收入约20%。

Algan and Cahuc(2010)^[38]认为信任这样的价值观具有代际传递特征,通过比较移民后代继承的信任差异可以预测移民来源地当时的信任水平,使用继承信任估计社会信任对经济发展的影响可以解决逆向因果问题,结果表明,继承信任对人均收入具有显著的正向影响。如果达到瑞典同样的继承信任水平,可以使非洲增加人均收入546%,使俄罗斯增加69%,使墨西哥增加59%,使捷克增加29%,使意大利增加17%,使法国增加11%。

在个体层面,虽然很多数据库如WVS、EVS、GSS提供包括信任的微观数据,但内生性问题一直困扰这方面的研究,寻找合适的工具变量是困难的。Guiso et al.(2006)^[39]基于美国综合社会调查(GSS)的数据研究发现,高信任度的个体更可能成为企业家,他们使用美国移民来源地的继承信任作为这些个体信任的工具变量。Ljunge(2012)^[40]通过同样的方法分析第二代美国移民,结论是具有更高信任的祖先的第二代移民挣钱更多,有更多的劳动供给,更低的失业间隙和更高的教育。Butler et al.(2009)^[41]使用欧洲社会调查

(ESS)的数据(这项调查对信任问题的回答选项从1—10),他们发现个人的收入与信任水平呈倒U形,中等信任的个体比高信任和低信任个体的收入水平更高。

二、信任促进经济发展的机制

信任促进经济发展有很多的原因,信任可以促进合作、促进金融发展、促进创新、提高政府绩效、改善劳动力市场、提高人们的幸福感。

(一)信任促进合作

Blau(1964)^[42]提出人与人之间的信任是合作和社会协调互动的基础。信任是促进人们合作的一个系统性因素^[43]。信任可以使得团队合作更具效率^[44]。信任的本质作用在于减少关系中的风险和交易成本^[45]。高信任社会里,人们更愿意与他人进行交易,降低整个交易成本从而促成双方合作的稳定性^[4]。

Anderson et al.(2004)^[46]的实验研究表明被试的信任态度对公共品投资的贡献有显著的正向影响。Karlan(2005)^[47]在秘鲁以小额贷款的借款人为实验对象,做了一次性的信任博弈实验和公共品投资博弈实验,结论表明在信任博弈实验中投资越多的人在公共品投资博弈中也投资越多,在实验中更信任他人的人更乐意偿还贷款。Barr and Semeels(2009)^[48]在加纳对同事之间做标准的信任博弈,发现同事之间的互惠信任行为与公司的劳动生产率有很强的关联性。陈叶烽等(2010)^[49]发现,通过信任博弈实验测度的信任水平与合作水平显著正相关,但是通过问卷测度的信任水平与合作水平没有显著相关性。公众对慈善机构的信任度是这些机构募款能力的决定性因素,Bennett and Gabriel(2000)^[50]发现,慈善组织的形象越好,公众越容易对它产生较高的信任,从而有利于其募款能力。增强社会信任度、建立社会网络和公民责任感促进对宗教和非宗教事业的捐赠^[51-52]。

在中世纪的商业世界,先建立起信任机制,才能建立很好的合作。Greif(1993)^[53]发现,中世纪

马格里布商人通过组织商人联盟,从而实现海外贸易的有效治理,这是一种信任机制。马格里布商人在开展海外贸易时,只雇用马格里布的代理人,马格里布商人联盟实现了信用信息的有效传递,也形成了多边惩罚的社会规范,欺骗的马格里布商人将被商人联盟排斥,失去与马格里布商人进行交易的机会。Milgrom et al. (1990)^[54] 研究十二、十三世纪欧洲流行的“香槟交易会”(champagne fair),发现商人法律制度产生了交易主体之间的信任。如果交易中出现欺骗,受欺骗一方可以向交易会设立的商人法庭起诉,商人法庭的判决并没有国家强制力的支持,但是,任何人都不会服从其判决,否则商人法庭会记录欺骗商人的信息,并成为公开的信息,欺骗的商人会受到整个商界的联合抵制。

信任缺失会给商品贸易带来毁灭性的影响,对于被欺骗的高预期可能导致交易流产,甚至导致市场交易的坍塌。市场交易需要某种治理机制,如果正式机制弱,非正式机制就会取而代之。狄亚哥·甘贝塔(2014)^[55] 认为,意大利出现黑手党,是对社会信任缺失的一种应对。西西里民众缺少可靠有效的司法和法律执行体系,正式机制制裁的不可预见性增加了产权保护和契约执行的不确定性,社会对于各种形式的合作普遍排斥,这导致工商业停滞不前。黑手党凭借暴力提供了私人执行,为客户保护产权和契约执行。黑手党通过缓冲信任危机使一些交易得以继续,如推荐某位卖家并且确保诚信的交易,买家对黑手党支付,卖家支付给黑手党得到特定的客源。不受黑手党保护的贸易,上当受骗是大概率事件,这确保信任成为稀缺的商品,黑手党将信任转化为一项有利可图的生意。社会的不信任以及黑手党的运作,给意大利南部带来灾难性的后果。李明贤、周蓉(2018)^[56] 分析了农民专业合作社社员的社会信任与关系网络对资金互助行为的影响,认为社员社会信任是农民专业合作社内部开展资金互助的前提条件与基础,信任可以提高合作社的绩效。蔡起华、朱玉春(2015)^[57] 发现,社会信任对农户

参与水利设施这样的公共品供给具有显著促进作用。杨柳、朱玉春(2016)^[58] 认为,社会信任对农户的合作能力存在显著的正向影响。

(二)信任促进金融发展

Guiso et al. (2004)^[59] 指出,所有的金融契约都可以归纳为委托人把钱托付给代理人,期待的偿还依赖于代理人是否携款潜逃。低信任的社会里,家庭将把更大比例的资产投资到对信任依赖较低的形式,例如,持有现金、办家族企业。Algan and Cahuc(2013)^[10] 基于86个国家过去30年的数据,发现信任与金融市场发展存在正向关系,他们用银行和金融机构对私人授予的信贷总量占GDP的比例衡量金融市场的发展。Guiso et al. (2004)^[59] 研究意大利的地区数据,用世界价值观调查(WVS)的社会信任分别表示社会资本,回归结果表明,在社会资本更高的地区(如北方地区),家庭有更高的可能性使用支票,投资更多的股票和持有更少的现金,更多地获得机构借贷,更少使用非正式借贷,而南方地区借款者主要是通过家庭和自己人圈子获得贷款。社会信任与几个金融发展指标呈显著的正向关系,包括股市资本占GDP的比重、每百万人口上市公司的数量、IPO的数量、公司所有权的扩散。他们也使用继承信任为工具变量,研究发现来自意大利南方且住在意大利北方的居民比北方的本地居民对金融机构有更低的信任,他们从金融机构获得更少的贷款。Guiso et al. (2008a)^[60] 指出,大部分人不会参与街头那种三张纸牌的赌博游戏,原因是不信任该游戏的公正性。人们是否参与金融投资,不仅取决于金融系统的客观特征,也取决于投资者主观的信任特征,低水平的信任可以解释为什么大部分人即使不存在任何参与成本或其它阻碍时也不投资股市。信任因素可以解释为什么很多富有的人也不投资股市。该研究还利用荷兰的家庭样本发现,信任的个体显著增加购买股票和风险资产,可能性比平均值增加了50%,在投资股市的情况下,信任的个体会投资其财富的更大比例(增加3.4%,相当于样本均值的15.5%)。当上市公司

或证券市场发生丑闻时,投资者可能失去对股市的信任,这会影响到投资者的股市参与。Guiso and Jappelli(2005)^[61]发现,对金融中介有更多信任的投资者更倾向于把资产委托给中介代理管理,以获得更多样化和更有效的资产组合,从而减少风险。

Cole et al.(2013)^[62]在印度两个农村地区发现,农民非常犹豫去接受一种收成气候保险——这里的气候多变,收成很不确定,保险的成本也不高,按理这种收成气候保险应该受到欢迎。对保险契约缺乏信任和理解是这些家庭拒绝接受这种保险的重要原因。随机开展的实验表明,若有指导者向村民解释保险契约的内容,可以显著影响村民对这种保险的接受,前提是指导者所在的保险机构在村民中有良好的声誉,指导者的干预可以使参保率提高36%;若指导者没有机构背景或村民对他所在的机构不熟悉,他的干预对参保率没有显著影响。Lins et al.(2017)^[63]发现,公司与股东和投资者之间的信任关系能帮助公司获得比平均水平高出4% - 7%的利润。Bottazzi(2016)^[64]指出,信任和投资具有正向关系,企业初期投资往往要求有更高的信任水平,且所签订的合同更具灵活性。陈颀(2017)^[65]指出,社会信任能够促进普惠金融,而在国内则更多地体现在社会关系上,应完善征信体系的基础作用。李俊青等(2017)^[66]发现,社会信任会影响资产收益率的波动,进而对银行风险产生影响。马红鸽(2016)^[67]发现,个人对村干部和社会保障政策的信任度越高,参与新农保的积极性越高,参保的年份越早。

(三)信任促进创新

信任有助于促进技术创新。Algan and Cahuc(2013)^[10]根据世界价值观调查(WVS)的普遍信任数据共62个国家样本,研究得出信任与全要素生产率(TFP)有稳健的正向关系,跨国样本中大约三分之一的TFP差异可归结于信任水平的差异;他们用研发支出占GDP的比重衡量创新,根据93个国家的跨国样本得出,信任可以解释国家

之间37%的创新差异。高信任国家往往有高水平的创新,如英语母语国家和北欧国家。他们基于美国各州的信任数据(1976—2008年)和专利数据(1980—2010年)的研究表明,信任对美国各州的创新有显著的正向影响。信任有助于组织分权,使决策走向适应环境变化的调整。Algan and Cahuc(2013)^[10]使用72个国家的信任数据和公司分权数据,研究得出公司分权与普遍信任存在显著的正向关系,信任差异可以解释37%的公司分权变异。Cingano and Pinotti(2012)^[68]认为,信任与公司更为分权和更大的公司规模有关,高信任地区的一些产业有更大份额的增加价值和出口。Bloom et al.(2012)^[69]研究发现,信任可以通过促进公司分权改进总的生产率。公司的CEO和经理层都有其偏好,当信任程度更高时,经理倾向于按照CEO的期望解决问题,CEO也更可能采取委托分权。低信任的环境不利于组织分权和决策的敏捷性从而影响到公司的生产率。他们收集了美国、欧洲、亚洲约4000家公司的总部对各地部门经理的分权情况,发现美国和北欧地区的公司更分权,而南欧和亚洲的公司更集权;总部所在地信任水平越高,公司分权的可能性也显著更高,而且更分权的公司有更高的生产率,且倾向于从事创新和信息技术方面的产业。王伟(2015)^[70]发现,社会信任度越高的地区民营企业越少采用具有较高成本的商业信用模式,这有助于企业进行技术创新。李晓梅(2013)^[71]发现,社会信任作为中介变量影响着文化价值观与国家创新绩效之间的相互关系。

Volken等(2002)、Bornschieer等(2001)^[72-73]分析了信任对技术扩散的影响,证实了信任在技术进步中的作用。Bornschieer(2001)对34个发展中国家的分析发现普遍信任是成功进行技术变化的前提,信任可以解释互联网用户的扩散。Volken(2002)基于47个国家的世界价值观调查(WVS)数据研究得出,制度信任显著促进ICT的扩散。不管是个体的信任态度还是社会的信任水平都对改变意愿产生显著的正向影响。

(四) 信任提高政府绩效

信任对制度和政府的绩效具有正向影响。信任促进产权保护和契约实施,信任改进政府质量,从而促进经济增长。Putnam(1993)^[21]指出,意大利信任度较高的北方和中部地区的公民参与活动更为活跃,具有更高的合作倾向,这些地区的政府也表现更好,更有效地提供了公共服务。La Porta et al. (1997)^[22]利用世界价值观调查(WVS)的信任数据,分析得出,一个标准差的信任上升可以提高司法效率0.7个标准差,提高反腐败指数0.3个标准差,提高官僚系统质量0.3个标准差。Knack and Keefer(1997)^[26]根据世界价值观调查(WVS)的调查项目构建一个政府表现指数,研究发现信任水平每增加2%,促使政府表现指数上升约1个百分点,信任对官僚效率、产权保护和契约实施指数都存在显著的正向影响。

Knack(2000)^[74]分析美国各州的社会资本与政府绩效的关系,使用三个维度构成社会资本指数,分别是信任指数、人口普查回应率、志愿活动参与率,研究发现社会资本指数与政府绩效指标的相关系数为0.43;控制其它因素后,社会资本对政府质量有显著的正向影响,使用工具变量后,结论亦相同。Uslaner(2013)^[75]通过阐述“不平等陷阱”论证了信任和腐败呈相互影响的关系:不平等导致低信任,低信任导致高腐败,高腐败导致更程度的不平等,循环反复。Uslaner(2008)^[76]基于62个国家的数据估计一个六等式模型,结论表明不平等抑制信任,低信任导致高腐败,高腐败导致更程度的不平等。高信任的社会还有更低的犯罪率和更好的司法系统^[22,77]。Putnam(2000)^[5]将美国1960年代以来上升的犯罪率至少部分归因于社会信任的减少。Messner et al. (2004)^[78]基于美国40个地区的调查,发现社会资本的两个维度即社会信任和社会活动与谋杀率显著相关,社会信任与谋杀犯罪相互影响,都统计显著。Wike and Holzwart(2008)^[79]基于全球态度调查的数据研究得出,高信任的国家人们

对犯罪率和腐败的感知更低。陈捷(2011)^[80]研究了480个社区居委会,发现社会信任对社区治理有着重要影响:普遍信任对选举质量产生显著的正面影响,有助于社区居委会的治理效应;特殊信任对选举质量和业委会建立产生显著的负面影响,对社区居委会的治理效应不利。

(五) 信任改进劳动力市场

劳动力市场充满了信息不对称所导致的逆向选择和道德风险,信任可以改进劳动力市场。Coleman(1988)^[81]认为信任是社会资本不可缺少的一部分,会影响下一代的辍学率和人力资本的建设。Goldin and Katz(1998)^[82]指出,社会资本有助于解释美国上世纪初中等教育的上升。La Porta et al. (1997)^[22]研究发现,信任对教育成就和婴儿死亡率有显著的正向影响;一个标准差的信任水平增加,使高级学校毕业生占人口的比例提高半个标准差,使学校充足(school adequacy)指标提高三分之一个标准差。

一些跨地区研究显示,高信任水平对自评健康有显著的正向影响^[83-84]。Subramanian et al. (2002)^[85]基于美国40个社区的个体数据,在控制人口学变量之后,发现高信任水平社区的人更少汇报差的健康状况。Kawachi et al. (1999)^[84]基于美国综合社会调查(GSS)的数据发现,最低信任地区自评健康差的受访者比例是高信任地区的1.41倍。Kawachi et al. (1997)^[86]基于美国39个州的GSS数据分析得出,不信任度较高的地区有更高的死亡率,社会信任变量的变差可以解释58%的死亡率差异,若社会信任增加一个标准差,可以降低总的死亡率8%,相当于每十万人人口降低67.1例死亡。朱慧劼、姚兆余(2015)^[87]发现,关系信任、家属信任和制度信任对城市居民的自评身体健康有显著正向影响。

Aghion、Algan and Cahuc(2011)^[88]研究发现更高的普遍信任意味着劳工与管理者之间有高水平的合作和更强的工会组织,工会的成员也更多。他们认为,政府对劳动市场的规制与劳动关系的质量负相关:不信任的劳动关系导致工会化程度

更低,对政府管制有更高的需求,政府管制会挤出工人通过谈判实现合作关系的可能性;一个好的结果是高信任、高合作劳动关系、强工会、低政府管制、高就业率和生产率,坏结果则与之相反。Algan and Cahuc(2013)^[10]指出,南欧国家倾向于用严格的就业保护来应对经济衰退,而北欧国家则采取柔性模式,就业保护较弱,但有更好的失业保险和就业服务机构,这种柔性模式带来一个更好的劳动力市场,有更高的就业率和工作机会的重新配置,并提高企业的生产率。Algan and Cahuc(2009)^[89]发现,信任缺失的国家和地区在采取柔性模式方面存在阻碍,高信任国家倾向于提供失业保险而不是严格的就业保护。

霍鹏等(2016)^[90]发现,人际信任使农民更愿意与他人分享有价值的信息,且更倾向于接受与采纳周围人群对自己的影响和建议。高虹、陆铭(2010)^[91]发现社会信任对我国农村劳动力流动产生影响。王宇、王士权(2017)^[92]指出,社会信任显著促进农村劳动力的代际职业向上流动。金泉泉、侯志阳(2017)^[93]认为,较高的社会信任有助于降低农民工的社会距离,提高农民工的交友意愿。

(六)信任提高幸福感

不信任可理解为怀疑和忧虑,信任是一种快乐。Björnskov(2003)^[94]使用世界价值观调查的数据做回归分析,结果表明,普遍信任对国民幸福感有显著的正向影响。瑞士和斯堪的纳维亚国家有高的社会资本,也是富裕和幸福的地区。Helliwell and Wang(2011)^[95]利用盖洛普(Gallup World Poll)和加拿大综合社会调查的数据分析发现,感觉自己生活在充满信任的环境时,会有更高的幸福感。若受访者认为丢失的钱包会被邻居或警察发现后送回,他们的生活满意评价比那些认为不会被送回的受访者高出7%。对同事有高信任的受访者,其生活满意度高出7.6%,对邻居的高信任则高出5%,对警察的高信任则高出3%,若认为陌生人会返还丢失的钱包,其生活满意度高出2.5%。信任也影响自杀和交通死亡率,这从侧面也反映了信任对幸福感的影响。信任可以

显著地降低自杀率,认为其他人可以被信任的受访者比例每增加10%,可以使男性的年自杀率每十万人降低4个,女性自杀率每十万人降低0.5个^[96]。法国在交通政策上的人均花费比挪威更多,但其交通死亡率是挪威的两倍。Helliwell(2007)认为社会信任对国家间交通死亡率的差异具有非常显著的解释力^[96]。Calvo et al.(2012)^[97]利用盖洛普66个国家的大样本,分析发现更高的人际信任对生活满意度和正面情绪有正向影响,对负面情绪有负向影响。根据欧洲社会调查(ESS)中23个欧洲国家的数据,人际信任和对制度机构的信任都对幸福感有显著正向作用^[98]。Elgar et al.(2011)^[99]使用世界价值观调查50个国家的数据证明了对人的信任和对制度机构的信任都对生活满意度有正向关系。Veljko Jovanović(2016)^[100]根据塞尔维亚的居民数据,发现人际信任显著地影响主观幸福感,而对制度机构的信任对幸福感的预测力有限。

人际信任可以促进个体之间的合作,维持亲近的关系,获得更多的社会支持,从而提高主观幸福感^[101]。对制度机构的信任反映的是机构的绩效,像政府这样的机构是个人幸福感的影响因素。具有更有效的公共机构的国家相比机构质量低的国家,人们的幸福感更高^[102]。腐败对居民幸福感的不利影响也反映在对机构的信任里面^[103]。信任还可以缓解经济危机对转型国家居民幸福感的不利影响,人际信任和对制度机构的信任都改进了转型社会的生活满意度^[104-105]。Hamilton et al.(2016)^[106]主张评价幸福时应该把社会信任加入到财富中去,在以幸福感为因变量的回归式中同时加入社会信任和收入,通过这两个变量的系数可以计算社会信任的财富等值。根据这种方法,可以核算一个国家的社会信任在总财富中的比重。总体上,社会信任的财富价值相当大,占总财富的比例近乎20%,像丹麦这样的高信任国家,信任资产在总财富中占到54.3%。袁正、夏波(2012)^[107]基于世界价值观调查的中国微观数据的研究得出,信任对居民幸福感有显著的正向作用,越信任他人,幸福感越高。金明、杨炳成

(2018)^[108]认为,信任和归属感均显著正向影响人的主观幸福感。

三、总结性评论与展望

随着市场化不断深入,市场范围不断扩大,匿名性、不确定性与风险无处不在。在理论上和经验上,都已经证明了信任可以促进经济发展或经济增长。在传导机制上,信任可以促进合作,降低交易成本;信任可以促进金融发展,解决发展中的资源配置问题;信任可以促进创新,带来更多的技术创新和技术扩散;信任可以促进政府效率,带来负责任的政府,减少腐败和犯罪率;信任可以改进劳动力市场,带来更好的教育、更好的健康、更好的劳动关系;信任可以提高人们的幸福感,降低自杀率和交通死亡率。

很多研究用信任解释社会资本,但信任又是什么?信任如何科学地衡量?信任对上述经济绩效的影响能否从行为与实验经济学角度得到验证?这些问题的解决方法在学术界尚未达成一致。另外,哪些因素决定社会信任?这在国外已有非常多的研究成果。而如何把这些成果运用到中国的文化和经济社会实际,对解释中国社会的“信任之谜”^①是有益的。

在外国观察家的认识里,中国是一个低信任的社会。孟德斯鸠在其名著《论法的精神》^[109]中认为:“中国人的生活完全以礼为指南,但他们是地球上最会骗人的民族,这特别表现在他们从事贸易的时候”。传教士 Smith(1894)在《中国人的性格》^[110]一书中认为不诚实和相互不信任是中国人性格的两大特点。Weber(1951)^[111]也指出:“所有到过中国的观察家都证实,中国人之间存在明显的不信任。这与基督教文化中人们普遍信任和诚实构成鲜明的对比”。Redding(1990)在《中国资本主义精神》^[112]一书中指出,华人家族企业对家族以外的其他人存在极度不信任。Fukuyama(1995)^[4]强调信任建立在宗教、传统、

历史习惯等文化机制之上,由于文化的差异,不同社会的信任度相差很大;美、日、德属于高信任度社会;而中国与意大利、法国等属于低信任度社会,他提到中国的组织普遍建立在以血缘关系维系的家族的基础之上,对家族之外的人缺乏信任^[4]。Greif and Tabellini(2010)^[113]比较了前现代中国和中世纪欧洲:前者维持宗族内的合作,在以亲属关系为基础的等级组织内,有很强的道德关系,声誉机制起着重要作用;而在中世纪的欧洲,合作组织主要在城市内,亲属之间的合作具有弱的道德关系,外部实施起着更大的作用。张维迎(2002)^②、刘伟(2006)^③认为,中国的传统文化是讲究“信”的,有“一诺千金”、“民无信不立”这样的成语警句。秦朝开始,官僚系统采用郡县制,由职业官僚采取委托代理方式替皇帝管理国家。中国是最早使用纸币的国家,票号曾经畅行在古代中国,这些例子表明前现代中国没有信任是不可能的。根据世界价值观调查(WVS)官方网站的在线统计数据^④,1989—1993年这一波调查的结果显示,中国相信大多数人值得信任的比例高达59%,仅次于瑞典、挪威、芬兰,排列第四。接下来的三波调查1994—1998年、1999—2004年、2005—2009年的这一比例分别是50%、52%、49%。最新的一波调查(2012)中,这一比例是60.3%,高居全球第二位。

中国的信任问题不是信任高低的问题,而是在转型过程中典型不诚信事件导致对陌生人信任度降低的问题,毒奶粉、地沟油、假疫苗、瘦肉精、毒胶囊、速生鸡、染色馒头、魏则西之死、电信诈骗、保健品虚假宣传、传销等不诚信事件层出不穷,“不要和陌生人说话”“要不要扶摔倒的老人?”“小悦悦之死”等事件都是这一问题的具体反映。

信任如此重要,重建信任已成为社会各界的共识。国家“十三五”规划纲要提出要“加强综合

① 国外学者和民众感觉我国缺乏普遍的信任,但调查数据显示我国是高信任度社会。

② 张维迎:《重建信任》,中国经济50人论坛,2002年。

③ 刘伟:《关于我国市场主体失信的原因思考》,中国经济50人论坛,2006年。

④ 全球态度调查(Pew Global Attitudes survey)2007年结果显示,中国排在第一位,79%的中国人同意大部分人是值得信任的。

监督和诚信建设”，“加快推进政务诚信、商务诚信、社会诚信和司法公信等重点领域信用建设，推进信用信息共享，健全激励惩戒机制，提高全社会诚信水平”。如何重建信任？信任和诚信类似一个硬币的两面，因为不诚信，所以不信任。通过对不诚信行为的激励惩戒机制的建立，可以重建普遍的信任。对此，建议主要有三方面：

其一是加强法制建设。法律可以建立起惩罚机制，改变欺骗等不诚信行为的收益函数，使诚信成为行为人的理性选择。欺骗行为之所以盛行，是因为法制建设滞后，对欺骗行为的惩罚力度太轻，或无法可依，或执法不严，或违法不究。若法律能保护信任者，减少其风险，社会信任度就会提高。

其二是建立声誉机制。法律运行是有成本的，法律不是万能的，若建立起征信体系，每个主体在征信体系中有其信用账户，这样，陌生主体之间交易时，可以查询对方的信用状况，人们只和信用记录良好的主体合作，在这种机制下，个体就有维护良好声誉的激励。

其三是加强道德教育。习近平(2016)^[114]指出：“必须坚持依法治国与以德治国相结合。法律是成文的道德，道德是内心的法律，法律和道德都具有规范社会行为、维护社会秩序的作用”。孔子曰^[115]：“道之以政，齐之以刑，民免而无耻；道之以德，齐之以礼，有耻且格”。可见，政令、法律、道德、礼制都是社会诚信治理之道。应在全国范围内进行诚信道德教育，贯彻社会主义荣辱观和社会主义核心价值观的诚信内容。

参考文献

[1] 霍布斯. 利维坦[M]. 北京: 商务印书馆, 1985.

[2] Coleman J. Foundations of Social Theory[M]. Harvard University Press, 1990.

[3] Dasgupta, Partha, Economic Progress and the Idea of Social Capital[J]. Social Capital: A Multifaceted Perspective, 2000, Washington DC: World Bank.

[4] Fukuyama F. Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity[M]. New York: Free Press, 1995.

[5] Putnam R, Bowling Alone: The Collapse and Revival of

American Community[M]. New York: Simon and Schuster, 2000.

[6] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Civic Capital as the Missing Link[J]. Handbook of Social Economics, 2011, Volume 1A, Jess Benhabib, Alberto Bisin, and Matthew O Jackson, eds.

[7] North D. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. New York: Cambridge University Press, 1990.

[8] Williamson O E. The Economic Institutions of Capitalism [M]. New York: The Free Press, 1985.

[9] Almond G, Verba S. The Civic Culture: Political Attitudes and Democracy in Five Nations[M]. London: Sage Publications, 1963.

[10] Algan Y, Cahuc P. Trust and Human Development: Overview and Policy[J]. Handbook of Economic Growth, 2013, P Aghion and S Durlauf (ed), North Holland, Elsevier.

[11] Berg J, Dickhaut J, McCabe K. Trust, Reciprocity and Social History [J]. Games and Economic Behavior, 1995, 10: 122 - 42.

[12] 西美尔. 货币哲学[M]. 北京: 华夏出版社, 2002.

[13] Luhmann N. Trust and Power[M]. New York: John Wiley, 1979.

[14] Uslaner E. Producing and Consuming Trust[J]. Political Science Quarterly, 2000, 115, (4), 569 - 590.

[15] Arrow K. Gifts and Exchange[J]. Philosophy and Public Affairs, 1972, Vol 1(4), 343 - 362.

[16] Acemoglu D, Robinson J, Johnson S. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation[J]. American Economic Review, 2001, 91: 1369 - 1401.

[17] Platteau J P. Behind the Market Stage Where Real Societies Exist[J]. Journal of Development Studies, 1994, 30(3), 533 - 577, 753 - 817.

[18] Amartya K Sen. Development as Freedom [M]. New York: Anchor Books, 1999.

[19] Knack S. Social Capital, Growth and Poverty: A Survey of Cross - country Evidence [R]. World Bank Social Capital Initiative Working Paper NO 7, 1999.

[20] Schmidt K. Is Trust Important for Economic Development and Growth? [R]. Working paper, 2003.

- [21] Putnam R, Leonardi R, Nanetti RY. Making Democracy Work[M]. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1993.
- [22] La Porta, Rafael, Lopez - de - Silanes F, Shleifer A, Vishny R. Trust in Large Organizations [J]. American Economic Review Papers and Proceedings, 1997, 87 (2): 333 - 8.
- [23] Tabellini, G. Institutions and Culture [J]. Journal of the European Economic Association, 2008b, 6: 255 - 294.
- [24] Alesina A and La Ferrara E. Who Trust Others? [J]. Journal of Public Economics, 2002, Vol (85) 2, pp 207 - 234.
- [25] Zak P J, Knack S. Trust and growth [J]. Economic Journal, 2001, Vol 111, 295 - 321.
- [26] Knack S, Keefer P. Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross - Country Investigation [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, Vol 112 (4), 1252 - 88.
- [27] Dincer O and Uslander E. Trust and Growth [J]. Public Choice, 2010, Vol 142 (1), pages 59 - 67.
- [28] Beugelsdijk S, H L F de Groot, and A B T M van SchaiK. Trust and Economic Growth: A Robustness Analysis [J]. Oxford Economic Papers, 2004, 56, 118 - 134.
- [29] Kasmaoui K, Mughal M, Bouoiyour J. Does Trust Influence Economic Growth? Evidence from the Arab World [J]. Economics Bulletin, 2018, Vol 38, Issue 2, pages 880 - 891.
- [30] Ahmad M and Hall S G. Trust - based Social Capital, Economic Growth and Property Rights: Explaining the Relationship [J]. International Journal of Social Economics, 2017, Vol 44 NO 1, pp 21 - 52.
- [31] 崔巍, 陈琨. 社会信任对经济增长的影响——基于经济收敛模型的视角 [J]. 经济与管理研究, 2016 (8): 14 - 22
- [32] 崔巍. 社会信任及其经济意义 [J]. 社会科学辑刊, 2010 (6): 61 - 65.
- [33] 齐春宇, 孙力军, 李修彪. 信任与经济增长 1949—2014——基于 1934 年中国 21 省民间借贷利率测度信任 [J]. 现代经济探讨, 2018 (5): 6 - 13.
- [34] Bisin A, Verdier T. The Economics of Cultural Transmission and the Dynamics of Preferences [J]. Journal of Economic Theory, 2001, 97, 298 - 319.
- [35] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Alfred Marshall Lecture: Social Capital as Good Culture [J]. Journal of the European Economic Association, 2008c, 6 (2 - 3): 295 - 320.
- [36] Tabellini G. Culture and Institutions: Economic Development in the Regions of Europe [J]. Journal of the European Economic Association, 2010, 8 (4), pP 677 - 716.
- [37] Guiso L., Sapienza, P., Zingales, L. Long Term Persistence [R]. Working Paper 14278, National Bureau of Economic Research August 2008.
- [38] Algan Y, Cahuc P. Inherited Trust and Growth [J]. American Economic Review, 2010, 100: 2060 - 2092.
- [39] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Does Culture Affect Economic Outcomes? [J]. Journal of Economic Perspectives, 2006, Vol 20 (2), pp 23 - 48.
- [40] Ljunge M. Inherited Trust and Economic Success of second generation immigrants [R]. IFN Working paper, 2012.
- [41] Butler J, Paola G, Guiso L. The Right Amount of Trust [R]. NBER Working paper 15344, 2009.
- [42] Blau P. Exchange and Power in Social Life [M]. New York: Wiley, 1964.
- [43] Ledyard J. Public Goods: A Survey of Experimental Research [J]. Handbook of Experimental Economics, 1995.
- [44] Lawler E E. The Ultimate Advantage: Creating the High - inVolved Organization [M]. San Francisco: Jossey - Bass, 1992,
- [45] Nootboom B. Social Capital, Institutions and Trust [J]. Review of Social Economy, 2007, 65, 29 - 53.
- [46] Anderson L R, Jennifer M M and Jeffrey M. "Social Capital and Contributions in a Public Goods Experiment" [J]. American Economic Review Papers and Proceedings, 2004, 94 (2), pP 373 - 376.
- [47] Karlan D. Using Experimental Economics to Measure Social Capital and Predict Financial Aprisions [J]. American Economic Review, 2005, 95 (5), pP 1688 - 1699.
- [48] Barr A, Serneels P. Reciprocity in the workplace [J]. Experimental Economics, 2009, 12 (1), pP 99 - 112.
- [49] 陈叶烽, 叶航, 汪丁丁. 信任水平的测度及其对合作的影响——来自一组实验微观数据的证据 [J]. 管理世界, 2010 (4): 54 - 64.
- [50] Bennett R, Gabriel H. Image building for charitable organizations [J]. Social Marketing Quarterly, 2000, 6, 77

-80.

- [51] Brown E, Ferris J M. Social capital and philanthropy: An analysis of the impact of social capital on individual giving and Volunteering[J]. Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly, 2007, 36, 85 - 99.
- [52] Wang L, Graddy E. Social capital, Volunteering, and charitable giving[J]. Voluntas: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations, 2008, 19, 23 - 42.
- [53] Greif A. Contract Enforceability and Economic Institutions in Early Trade: The Maghribi Traders' Coalition [J]. American Economic Review, 1993, 83 525 - 48.
- [54] Milgrom P, North D, Weingast B. The Role of Institutions in the Revival of Trade: The Law Merchant, Private Judges, and the Champagne Fairs [J]. Economics and Politics, 1990, 2: 1 - 23.
- [55] 狄亚哥·甘贝塔. 西西里黑手党. 社会信任解体的代价[J]. 犯罪研究, 2014(1): 93 - 103.
- [56] 李明贤, 周蓉. 社会信任、关系网络与合作社社员资金互助行为——基于一个典型案例研究[J]. 农业经济问题, 2018(5): 103 - 113.
- [57] 蔡起华, 朱玉春. 社会信任、关系网络与农户参与农村公共产品供给[J]. 中国农村经济, 2015(7): 57 - 69.
- [58] 杨柳, 朱玉春. 社会信任、合作能力与农户参与小农水供给行为——基于黄河灌区五省数据的验证[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(3): 163 - 170.
- [59] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. The Role of Social Capital in Financial Development[J]. American Economic Review, 2004, Vol 94, N 3, pP 526 - 56.
- [60] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the Stock Market[J]. Journal of Finance, 2008a, 63(6), pages 2557 - 2600.
- [61] Guiso, L and Jappelli, T, 2005, Awareness and Stock Market Participation [J]. Review of Finance, 9(4), 537 - 567.
- [62] Cole S, Gine X, Tobacman J, Townsend R, Vickery J. Barriers to Household Risk Management: Evidence from India[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2013, VOL 5, NO 1, pP 104 - 35.
- [63] Lins K V, Servaes H, Tamayo A. Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis[J]. The Journal of Finance, August 2017.
- [64] Bottazzi L, Rin M D, Hellmann T. The Importance of Trust for Investment: Evidence from Venture Capital [J]. The Review of Financial Studies, 2016, Vol 29 NO 9.
- [65] 陈颀. 儒家文化、社会信任与普惠金融[J]. 财贸经济, 2017(4): 5 - 20.
- [66] 李俊青, 李双建, 赵旭霞. 社会信任、收益率波动与银行风险[J]. 财贸经济, 2017(11): 55 - 69.
- [67] 马红鸽. 个人禀赋、社会信任与新农保参与研究——基于新农保参与过程选择的视角[J]. 统计与信息论坛, 2016(3): 44 - 51.
- [68] Cingano F, Pinotti P. Trust, Firm Organization, and the Structure of Production[R]. Working paper, 2012.
- [69] Bloom N, Sadun R, J Van Reenen. The Organization of Firms Across Countries [J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(4): 1663 - 1705.
- [70] 王伟. 社会信任、政治关系与民营企业商业信用模式 [J]. 广东财经大学学报, 2015(2): 22 - 35.
- [71] 李晓梅. 社会信任与文化价值观对于国家创新绩效的作用研究——基于 65 个样本国家的实证研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 2013(8): 93 - 101.
- [72] Volken T. Elements of Trust: The Cultural Dimension of Internet Diffusion Revisited [J]. Electronic Journal of Sociology, 2002.
- [73] Bornschieer V, Volken T. Trust and the Disposition to Change in Cross - National Perspective: A Research Note [J]. Electronic Journal of Sociology, 2005, 7: 1 - 27.
- [74] Knack S. Social Capital and the Quality of Government: Evidence from the United States Policy [R]. Research Working Paper; NO 2504, 2000, World Bank, Washington, DC.
- [75] Uslaner E M. Trust and Corruption Revisited: How and Why Trust and Corruption Shape Each Other [J]. Quality and Quantity, 2013, 47(6) pp 3603 - 3608.
- [76] Uslaner E M. Corruption, Inequality, and the Rule of Law [M]. New York, Cambridge University Press, 2008.
- [77] Uslaner E M. The Moral Foundations of Trust [M]. New York, Cambridge University Press, 2002.
- [78] Messner SF, Baumer EP, Rosenfeld R. Dimensions of

- Social Capital and Rates of Criminal Homicide[J]. *American Sociological Review*, 2004, 69: 882 - 903.
- [79] Wike R, Holzwart K. Where Trust is High, Crime and Corruption are Low[R]. Pew Global Attitudes Project, 2008, <http://www.pewglobal.org>.
- [80] 陈捷, 呼和·那日松, 卢春龙. 社会信任与基层社区治理效应的因果机制[J]. *社会*, 2011(6): 22 - 40.
- [81] Coleman J. Social Capital in the Creation of Human Capital[J]. *American Journal of Sociology*, 1988, 94: S95 - S120.
- [82] Goldin, Claudia, Lawrence F Katz. Human Capital and Social Capital: The Rise of Secondary Schooling in America, 1910 to 1940[R]. NBER Working Paper, 1998, NO 6439, Cambridge, MA.
- [83] Barefoot J C, Maynard K E, Beckham J C, Brummett B H, Hooker K, Siegler I C. Trust, Health, and Longevity [J]. *Journal of Behavioral Medicine*, 1998, 21, 517 - 526.
- [84] Kawachi I, Kennedy B P, Glass R. Social Capital and Self-rated Health: A Contextual Analysis [J]. *American Journal of Public Health*, 1999, 89, 1187 - 1193.
- [85] Subramanian S V, Kim D J, and Kawachi I. Social Trust and Self-rated Health in US Communities: A Multi-level Analysis [J]. *Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine*, 2002, Vol 79, NO 4, S21 - S34.
- [86] Kawachi I, Kennedy B P, Lochner K, Prothrow - Stith D. Social Capital, Income Inequality, and Mortality [J]. *American Journal of Public Health*, 1997, 87: 1491 - 8.
- [87] 朱慧劼, 姚兆余. 社会信任对城市居民健康状况的影响 [J]. *城市问题*, 2015(9): 94 - 98.
- [88] Aghion P, Algan Y, Cahuc P. Can Policy Affect Culture? Minimum Wage and the Quality of Labor Relations [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2011, Vol 9(1): 3 - 42.
- [89] Algan Y, Cahuc P. Civic Virtue and Labor Market Institutions [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2009, 1(1): 111 - 145.
- [90] 霍鹏, 张静宜, 彭楚乔, 等. 社会互动与信任对农民参与“新农保”行为的影响研究 [J]. *农业技术经济*, 2016(6): 68 - 76.
- [91] 高虹, 陆铭. 社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异 [J]. *中国农村经济*, 2010(3): 12 - 24, 34.
- [92] 王宇, 王士权. 社会信任与农村劳动力代际职业流动 [J]. *农业技术经济*, 2017(11): 92 - 103.
- [93] 金泉泉, 侯志阳. 社会信任、社会认同与社会距离研究——以农民工为视角的实证分析 [J]. *武汉理工大学学报*, 2017(2): 88 - 96.
- [94] Christian Bjørnskov. The Happy Few: Cross-Country Evidence on Social Capital and Life Satisfaction [J]. *Kyklos*, Wiley Blackwell, 2003, Vol 56 (1), pages 3 - 16.
- [95] Helliwell J F, Wang S. Trust and Well-being [J]. *International Journal of Wellbeing*, 2011, Vol 1, NO 1, pp 42 - 78.
- [96] Helliwell J F. Well-being and Social Capital: Does Suicide Pose a Puzzle? [J]. *Social Indicators Research*, 2007, 81: 455 - 96.
- [97] Calvo R, Zheng Y, Kumar S, Olgati A, Berkman L. Well-being and Social Capital on Planet Earth: Cross-National Evidence from 142 Countries [J]. 2012, PLOS ONE 7(8): e42793.
- [98] Rodriguez - Pose A, von Berlepsch, V. Social Capital and Individual Happiness in Europe [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2014, 15, 357 - 386.
- [99] Elgar F J, Davis C G, Wohl M J, Trites S J, Zelenski J M, Martin M S. Social Capital, Health and Life Satisfaction in 50 Countries [J]. *Health & Place*, 2011, 17, 1044 - 1053.
- [100] Veljko Jovanović. Trust and Subjective Well-being: The Case of Serbia [J]. *Personality and Individual Differences*, Volume 98, August 2016, Pages 284 - 288.
- [101] Siedlecki K L, Salthouse T A, Oishi S, Jeswani S. The Relationship Between Social Support and Subjective Wellbeing Across Age [J]. *Social Indicators Research*, 2014, 117, 561 - 576.
- [102] Helliwell J F, Layard R, Sachs J. World Happiness Report [R]. New York: Earth Institute, Columbia University, 2015.
- [103] Tay L, Herian M N, Diener E. Detrimental Effects of Corruption and Subjective Well-being: Whether, How, and When [J]. *Social Psychological and Person-*

- ality Science, 2014, 5, 751 – 759.
- [104] Helliwell J F, Huang H, Wang S. Social Capital and Well – being in Times of Crisis [J]. Journal of Happiness Studies, 2014, 15, 145162.
- [105] Habibov N, Afandi E. Pre – and Post – crisis Life Satisfaction and Social Trust Intransitional Countries: An initial Assessment [J]. Social Indicators Research, 2015, 121, 503 – 524.
- [106] Hamilton K, Helliwell J, Woolcock M. Social Capital, Trust, and Well – being in the Evaluation of Wealth [R]. Policy Research Working Paper 7707, 2016, Poverty and Inequality Team, Development Research Group, World Bank.
- [107] 袁正, 夏波. 信任与幸福: 基于 WVS 的中国微观数据 [J]. 中国经济问题, 2012(6): 163 – 170.
- [108] 全明, 杨炳成. 城市居民主观幸福感驱动因素——基于吉林省长春市的调查与分析 [J]. 税务与经济, 2018(6): 104 – 110.
- [109] 孟德斯鸠. 论法的精神 [M]. 北京: 北京出版社, 2007.
- [110] Smith A H. Chinese Characteristics [M]. New York: Fleming H. Revell, 1894.
- [111] Weber M. The Religion of China: Confucianism and Taoism [M]. New York: The Free Press, 1951.
- [112] Redding G. The Spirit of Chinese Capitalis [M]. Berlin: Walter de Gruyter, 1990.
- [113] Greif A, Tabellini G. Cultural and Institutional Bifurcation: China and Europe Compared [J]. American Economic Review, 2010, VOL 100, NO 2, 135 – 40.
- [114] 中共中央宣传部. 习近平总书记系列重要讲话读本 [M]. 北京: 学习出版社/人民出版社, 2016.
- [115] 论语 [M]. 北京: 中华书局, 2016.

Trust and Economic Development: A Literature Review

YUAN Zheng, WANG Lei

(Economics school, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Trust is the lubricant of economic exchange and an important part of social capital. The transaction cost of a high – trust society is lower and people tend to cooperate more, which is conducive to economic development. The results of empirical research also show that a higher level of trust leads to a higher level of investment and economic growth, and a higher income level in countries. The promotion mechanisms of trust on economic development are: trust can promote cooperation, financial development and innovation, and can improve government efficiency, the labor market and people’s well – being as well. In China’s transition towards market economy, the frequent discredit incidents lead to the decline of mutual trust. The foremost measures of improving the level of trust are to advance the legislation, establish a creditability mechanism, and underline education on ethics to reinstate social integrity and trust.

Key words: trust, economic development, economic growth

(责任编辑: 郑俊义)

内部控制质量、审计质量与现金持有的竞争效应^{*}

● 袁卫秋,刁佩佩,谢亚丽

(南京财经大学 会计学院,江苏 南京 210023)

摘要:以2011—2017年沪深两市上市公司为样本,利用中介效应方法研究了现金持有实现产品竞争效应的途径,同时基于内部控制质量和审计质量视角,研究了二者对现金持有竞争效应的影响。研究发现,内部控制和外部审计作为公司治理的两个方面,都能强化现金持有通过资本投资中介实现的产品竞争效应,提高公司的产品竞争能力。进一步研究发现,内部控制质量和审计质量在现金持有实现竞争效应的过程中既存在一定的互补关系,也存在一定的替代关系,并且这种替代关系在我国的民营企业中表现的更为显著。

关键词:现金持有;竞争效应;资本投资;内部控制质量;审计质量

中图分类号:F275;F832.51

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-015-16

一、引言

现金持有的竞争效应认为,激烈的产品市场竞争必然伴随着价格战和营销战等竞争策略,竞争对手的掠夺行为会使得公司利润持续下降,现金流逐渐低迷,陷入财务困境的风险也会加大,在这样的市场环境中,持有充足现金的企业凭借其资金优势,不仅可以应对行业中竞争对手的“捕食行为”,还可以将闲置资金用于购建固定资产、产品创新性研究、扩大生产线以及并购主要原材料供应商等投资活动中,这些现金使用决策可以大幅提高产品质量和独特性,增加顾客群体的消费需求,进而扩大产品市场上的销售份额,获取产品竞争优势,最终提高企业整体市场竞争能力(Fresard,2010;杨兴全、吴旻旻、曾义,2015)^[1-2]。

然而,由于所有权和控制权的分离,管理者和

所有者的根本利益通常并不一致。两者根本利益的不一致造成管理者并不总是从股东和公司角度来处理问题,有时甚至以牺牲公司利益为代价。流动性较高的现金资产往往成为管理者谋取自身利益的工具,过度投资、腐败消费等消极行为不仅降低了现金的使用效率,也影响了现金持有产品竞争效应的发挥,不利于公司的长期发展。为了减少或避免此类现象的发生,公司必须要重视治理机制的建设,加强对管理者行为的制衡和监督,进而从源头上避免现金使用效率的低下。内部控制机制和外部独立审计是公司治理的两个重要方面,我国也比较重视这两方面的建设,自2008年以来,《企业内部控制基本规范》和《企业内部控制配套指引》等关于建立和健全内部控制体系的法律规范层出不穷,内部控制机制已经成为我国公司治理体系中不可或缺的一部分,许多企业也

。收稿日期:2018-11-22

基金项目:国家自然科学基金项目“融资约束影响产业绩效:并购规模与并购方向的作用”(71271139);国家自然科学基金项目“基于公众认知视角的邻避项目环境风险评估与治理研究”(71671080)。

作者简介:袁卫秋(1972—),男,江苏泰州人,副教授,研究方向:公司财务与资本市场;刁佩佩(1995—),女,安徽马鞍山人,硕士研究生,研究方向:公司财务与资本市场;谢亚丽(1993—),女,江苏如皋人,硕士研究生,研究方向:公司财务与资本市场。

逐渐认识到建立自身内部控制规范的重要性。外部独立审计是对公司进行监督的重要手段之一,通过对企业财务活动的监督、鉴证和评价,查处错弊,可以一定程度上减少企业内部管理层的掏空行为和机会主义行为,提高财务信息的可靠性和透明度。对于内部控制和外部审计是否真的能达到加强公司治理的效果,本文基于现金持有能够通过资本投资这一中介发挥竞争效应的前提,研究了内部控制质量和审计质量各自在现金持有实现竞争效应机制中所发挥的作用;并在此基础上,将内部控制质量和审计质量进行了交叉研究,深入分析了二者在现金持有实现竞争效应的过程中到底存在互补关系还是替代关系;最后基于我国国情,研究了这种互补关系或替代关系在国有与民营企业中的差异,进而根据这些结论提出相关的建议。

本文的主要贡献在于:第一,从现金持有具有竞争效应的角度出发,进一步研究论证了现金持有增加企业产品竞争优势的具体路径和实现机制,为现金持有的产品市场竞争理论提供了经验证据,同时也对公司制定长期战略具有一定的参考价值,提出了公司应该将投资活动和现金持有决策紧密结合的建议;第二,结合我国上市公司的具体情况,超越现有文献,基于内部控制质量和外部审计质量这两个新视角进行分组,分别研究了两者各自对现金持有通过资本投资这一中介发挥竞争效应的作用;第三,关于内部控制质量和外部审计质量二者到底存在互补关系还是替代关系,学术界和理论界一直都未能达成一致意见,本文从现金持有竞争效应的新角度回答了这一问题。通过对实证结果的分析,得出了它们在现金持有竞争战略方面既发挥着替代效应,又发挥着互补效应的结论。此外本文还分析了这种替代效应或互补效应在所有权性质上的差异。

二、文献综述

现金持有的竞争效应问题近年来是学术界和实务界重点关注的话题之一。越来越多的公司深知要想在产品市场竞争中占有一席之地,就必须

在公司内部持有一定的现金。Baskin(1987)^[3]是最早研究现金持有和产品市场竞争的学者,他主要建立了垄断势力模型,证明了现金持有可以作为一种战略性工具,在产品市场中,持有较多现金的公司往往更能在市场竞争中独胜一筹,市场份额不断扩大,还能抢占别人的产品销售,进而不断增加自身的产品竞争优势,成为行业中的佼佼者。之后的学者在此基础上进一步深化研究了现金持有和产品市场竞争之间的关系,现金持有实现其竞争效应主要可以通过掠夺理论来解释。在产品市场竞争中,公司可以采用掠夺定价、抢占市场份额和进入障碍等方式来进行掠夺(Haushalter et al,2007)^[4],而持有充足现金的企业更容易发起掠夺行为,来扩大自己的产品销售规模,它们往往会先找行业中那些现金匮乏、财务实力较弱的企业下手,排挤打压其产品销售,甚至强制其退出产品市场,因此为了避免自身沦为被掠夺的对象,产品市场中的公司往往都会出于预防动机而储备适量的现金(孙进军、顾乃康,2012)^[5]。因此,产品市场竞争程度越激烈,上市公司内部持有的现金水平往往越高。另一方面,掠夺理论还认为,现金持有的竞争效应还可以通过对行业中的竞争对手产生震慑作用来实现,如果公司内部持有充足的现金流,就会对其他企业传达一种信号,该公司财务实力雄厚,资源流动和配置能力高,未来实施低价策略等掠夺行为的能力较强,就会对那些市场潜在进入者和现金流匮乏的企业产生威胁作用,从而有利于其扩大市场销售份额,提高自身行业竞争能力和地位。

目前,国内外学者对现金持有竞争效应的研究主要是从国家政策、行业特征和公司自身特征三个方面展开的。关于国家政策影响现金持有竞争效应的研究成果相对较少。王勇等(2013)^[6]从政府干预的角度出发,研究表明,政府对企业过多的干预可能会改变企业现金资产的用途,更多地用于税负和非生产性活动中,最终相对弱化了地方国有企业现金持有的竞争效应。陆正飞、韩非池(2013)^[7]则基于产品市场和资本市场两个角度,

研究了宏观产业政策对现金持有经济效应的影响,受到国家政策鼓励发展和支持的企业其现金持有的竞争效应和价值效应更高。另外,国家货币政策变化(杨兴全等,2014)^[8]、市场化改革进程(杨兴全、尹兴强,2015)^[9]也会带来现金持有竞争效应的不同,在紧缩货币政策中,现金持有实现的产品竞争效应更显著,但市场化进程的加快使得公司所处的融资环境和治理环境都得到较大的改善,会弱化内部持有现金实现的竞争效应。而研究行业特征对公司现金持有竞争效应影响的学者,主要是从行业成长性和行业竞争程度(杨兴全等,2015)^[10]、行业所在地区的法制环境(王勇等,2015)^[11]等角度来研究现金持有行为。从公司自身特征来研究现金持有竞争效应的主要包括:融资约束(杨新宝、王志强,2015)^[12]、产权性质(杨兴全等,2015)^[13]、公司治理特征(杨兴全等,2015)^[2]、两权分离程度(曾义、杨兴全,2014)^[14]、管理者过度自信(崔刚、宋思淼,2017)^[15]以及多元化经营特征(王勇等,2015)^[16]等角度。可以发现,现金持有的确具有产品竞争效应,但是关于这方面的文献总体还是比较缺乏,尤其是基于内部控制质量和审计质量角度的研究成果更是少见,因此本文的研究具有一定的创新意义。

三、理论分析与研究假设

一般来说,持有充足现金的企业财务实力较强,资金融通能力也较高,不仅可以通过主动发起价格战或营销战,实施低价行为来排挤打压其他竞争对手,而且可以将超额的现金用于提高公司竞争力的项目上(Campello,2006)^[17],为R&D提供融资便利(Schroth等,2010)^[18],同时也能为改善产品分销网络,增加产品销售费用和广告投入,并购价格实惠、成本较低的主要供货商等一系列投资活动提供充足的资金支持,最终达到扩大产能,增加产品竞争优势的效果,即现金持有可以通过一系列资本投资活动实现其竞争效应,提高产品竞争能力。但现金持有通过投资活动来实现其竞争效应必须要以现金流的有效使用为前提。现

金作为高流动性的资产,很容易成为侵占和转移的目标。现代企业所有权和控制权的严重分离为管理者利用现金进行在职消费、构建企业帝国、盲目并购和扩张等提供了有利契机,尤其在我国特殊的经济制度背景下,对投资者的保护还不够重视,股权又相对比较集中,管理层往往为了追求自身利益最大化,通过取得对现金的控制权来侵占股东权益。当公司面临较好的投资机会时,如果该投资会给管理者带来较高的私人成本,那么该管理者可能就会放弃该项能增加企业竞争优势的项目,将现金用于自身便利,最终使得现金持有通过资本投资活动发挥的竞争效应大打折扣,极大地损害公司的整体价值。

为了解决委托代理问题所造成的现金使用效率低下问题,公司应该加强内部治理和外部监督机制的建设,从而强化现金持有通过资本投资这一中介实现的产品竞争效应。内部控制机制和外部独立审计是公司内外治理的两项重要内容,可以相对缓解委托代理问题,提高公司管理者的经营效率和现金使用效率,进而增加公司的产品竞争能力。内部控制制度是公司内部进行权力制衡的基本措施之一,通过制定一系列规则,明确各自职责权限来安排企业活动,极大地约束和牵制管理层的权力,从而实现保护资产安全、提高信息质量的目标。高质量的内部控制可以避免管理者将现金资产用于私人利益上(Guney,2007)^[19],有效减少其过度投资行为(杨兴全等,2010)^[20],从而显著提高企业的现金持有价值(张会丽、吴有红,2014)^[21],其对现金持有竞争效应的作用主要体现在两方面。首先,内部控制机制在公司内部通过自我调节、规划、控制和评价,对管理层等内部管理人员的权力进行制衡和约束,增加了管理者机会主义行为和损害股东权益的成本,一定程度上减少了“在职消费”“隧道行为”等现象,大大提高了现金的使用效率。其次,企业实行内部控制制度时,必须要按照财政部等五部委制定的《企业内部控制应用指引第六号——资金活动》来安排筹资、投资以及资金管理活动,如企业应该

对其资金调度过程进行严格的预算管理,以确保现金的良性循环和合理占用;同时还应认真实施资金的安全检查,保证资金安排有益于实现公司价值最大化的目标等,这一规定直接使现金在源头上被合理、有效地利用,减少了管理者将现金作为其隐形薪酬的内部腐败现象,避免了“逆向选择”和“道德风险”行为。

外部独立审计作为公司治理的外部机制,其质量的高低也会影响现金持有竞争效应的发挥。Kim et al. (2015)^[22]研究发现,如果企业聘请业务能力较强的审计师对财务信息进行审计时,企业的现金持有价值较高,说明外部审计质量对现金使用效率也会产生一定影响。审计产生的直接原因是所有权和经营权的分离,作为独立于委托人和代理人的第三方监督人,具有一定程度上的客观公正性,审计师通过对公司财务报表的鉴证和评价,能显著提高企业财务信息的可靠性和真实性,减轻投资者和管理者之间的信息不对称问题,最终达到维护投资者和债权人利益的目标。高质量的外部审计也可以对管理者行为进行监督,通过对审计过程中发现的不合理消费、过度投资活动、财务舞弊等行为进行检查和披露,增加了管理者侵占和挪用资金的成本和风险,进而相对降低代理冲突,显著抑制大股东的资金占用行为(杜兴强,2010)^[23],保护投资者的利益。因此,外部审计质量也能提高公司的现金使用效率和投资效率,进而增加现金持有通过资本投资中介而实现的竞争优势。基于以上分析,提出如下假设:

假设1:高质量的内部控制能加强现金持有通过资本投资这一中介实现的竞争效应。

假设2:高质量的外部审计能强化现金持有通过资本投资这一中介实现的竞争效应。

内部控制和外部审计都能缓解所有权和控制权相分离而造成的代理问题,加强内外治理机制的建设对提升公司价值是有帮助的。但二者在公司治理方面是如何共同发挥作用的,以及共同发挥了哪些具体作用,目前国内外研究者还未达成一致的意见。一部分学者认为内部控制质量和外

部审计质量一定程度上存在互补关系,如范经华、张雅曼、刘启亮(2013)^[24]主张,在减少公司盈余管理行为上,内部控制和审计质量存在互补关系,公司的内部控制质量越高,越能发挥独立外部审计对应计盈余管理和真实盈余管理的调节作用。但其他学者则证明了二者之间存在一定的替代关系,高质量的内部控制更能在外部审计质量较低的公司中发挥治理作用,缓解代理问题,减少管理者的机会主义行为(方红星、刘丹,2013;杨德明、林斌、王彦超,2009)^[25-26]。总之,目前还未有学者研究内部控制质量和外部审计质量在现金持有竞争效应上到底是发挥了替代效应还是互补效应。从理论上讲,两种结果都可能存在。在公司内部控制质量较高的前提下,加强外部审计质量的建设,必然能提高公司的治理水平,减轻信息不对称和会计信息质量低的问题,通过有效监督管理者合理地进行资金配置,进而增加现金持有通过资本投资这一中介所带来的产品竞争优势,即高外部审计质量更能强化内部控制的治理作用,提高现金持有的竞争效应,反之亦然,可见二者存在互补关系。当内部控制质量较低(或外部审计质量较低)时,注重外部审计质量(或内部控制质量)的提高,一定程度上能弥补一方缺陷所带来的劣势,从而相对提高现金持有的竞争效应,即二者存在替代治理的关系。考虑到特殊的经济制度,我国内部控制规范起步比较晚,而且审计质量整体来说不是很高,导致现实生活中高内部控制质量和高审计质量并存的公司少之又少,因此就我国上市公司的具体情况来说,二者对现金持有竞争效应的影响可能更多的体现了替代关系,并且这种替代关系在国有与民营企业中是存在差异的。我国主要是以银行为主导的融资体系,国有企业凭借预算软约束和政府帮扶等优势,比较受银行的青睐,更容易获得外部融资资金,而且存在的“所有者缺位”现象也使得内部现金浪费、效率低下问题比较严重,因此国有企业可能不太重视内部现金持有竞争效应的发挥,也就更加不会注重发挥内部控制质量和审计质量的替代效应来

增加现金持有带来的产品竞争优势了。而民营中小企业在融资时困难重重,它们也正是明白自己的这些劣势,更愿意内部持有现金,并注重现金使用效率的提高,最大程度地发挥现金持有的竞争效应。所以,相比国有企业,民营企业希望通过内部持有现金来提高公司产品竞争能力的愿望更加迫切,它们会不断加强自身内部控制质量和审计质量来强化现金持有的这一竞争效应,即替代效应在民营企业中表现得更为显著。基于以上分析,提出如下假设:

假设3:内部控制质量和外部审计质量既存在替代效应,也存在互补效应;高内部控制质量(高审计质量)对现金持有通过资本投资这一中介实现其竞争效应的强化作用在高审计质量(高内部控制质量)样本中表现为互补效应,在低审计质量(低内部控制质量)样本中表现为替代效应,并且相比国有企业,这种替代效应在民营企业中更为显著。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2011—2017年间在深沪两地交易所挂牌交易的全部A股上市公司作为初始样本,再根据大多数学者的通常做法进行样本筛选:剔除金融类公司、*ST和ST类公司;剔除部分变量数据残缺且无法通过年报获得的公司;对连续型变量在最上和最下的1%分位上进行缩尾处理。文中所用财务数据主要来源于CSMAR数据库,内部控制质量数据来源于DIB迪博内部控制与风险管理数据库。所有统计分析和计量检验均采用Stata14.0进行。

(二)模型设计

主要借鉴Baron and Kenny (1986)^[27]、温忠麟等(2004)^[28]采用的中介效应方法,建立以下模型来检验现金持有的竞争效应:

$$\begin{aligned} Com_{i,t} = & \beta_1 Zcash_{i,t-2} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 Lev_{i,t-1} \\ & + \beta_4 Se_{i,t-1} + \beta_5 Product_{i,t-1} + \beta_6 TATO_{i,t-1} + \\ & \beta_7 NWC_{i,t-1} + \delta_i + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} Inv_{i,t-1} = & \chi_1 Zcash_{i,t-2} + \chi_2 Size_{i,t-2} + \chi_3 Growth_{i,t-2} + \\ & \chi_4 Lev_{i,t-2} + \chi_5 Age_{i,t-2} + \chi_6 Return_{i,t-2} + \chi_7 ROA_{i,t-2} + \\ & \chi_8 Inv_{i,t-2} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Com_{i,t} = & \lambda_1 Zcash_{i,t-2} + \lambda_2 Inv_{i,t-1} + \lambda_3 Size_{i,t-1} \\ & + \lambda_4 Lev_{i,t-1} + \lambda_5 Se_{i,t-1} + \lambda_6 Product_{i,t-1} + \lambda_7 TATO_{i,t-1} \\ & + \lambda_8 NWC_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

模型中, i,t 分别表示公司和年份,滞后一期和滞后两期分别用 $t-1$ 和 $t-2$ 表示, δ_i 、 η_i 分别表示公司的固定效应和时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差项。检验时,若模型(1)中Zcash前的系数 β_1 显著为正,就继续进行检验,若Zcash前的系数为负,或者不显著为正,则停止下一步;对模型(2)进行检验时,观察Zcash前的系数 χ_1 ,若显著为正,说明现金持有能支持公司项目的资本投资;再将模型(3)和模型(1)对比,检验资本投资是否可以成为现金竞争效应的有效中介,如果 λ_1 和 λ_2 都显著为正,且 $\lambda_1 < \beta_1$,则说明资本投资的确发挥了部分中介的作用,若 λ_1 不显著为正, λ_2 显著为正,说明资本投资起到完全中介的作用。

(三)主要变量的定义与度量

1. 模型(1)的变量定义

被解释变量(Com)。借鉴大多数学者的做法,采用企业主营业务收入的增长率与行业年度均值水平的差额来表示产品竞争优势。

解释变量(Zcash)。现金持有水平(cash)等于期末现金及现金等价物余额除以总资产,因为各行业存在差异,为了去除行业波动带来的影响,借鉴Fresard(2010)^[1]的做法,用经行业均值调整的现金持有水平(cash)除以行业持有现金的标准差,从而得到各公司现金持有水平的最终代理变量(Zcash)。

控制变量。前期资产的对数(Size);前期负债比率(Lev),等于前期总负债除以总资产;前期销售费用(Se),等于销售费用除以净资产;前期产品独特性(Product),等于(销售费用+管理费用)/主营业务收入;前期总资产周转率(TATO),等于营业收入除以总资产;前期净营运资金(NWC),用营运资金与现金之差除以总资产,

其中营运资金等于流动资产减去流动负债。为了剔除行业影响,全部控制变量均经过行业均值调整。

2. 模型(2)的变量定义

被解释变量。资本投资水平(Inv),等于购买固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净值,再除以总资产。

解释变量。主要使用现金持有水平 Zcash,同时模型还对 Size、Lev、Growth(产品成长性)、Return(股票报酬率)、Age(上市年限)、ROA(盈利能力)和前期 Inv 进行了控制。为了剔除行业影响,本文定义行业和年份为哑变量。

3. 分组变量

内部控制质量。利用 DIB 迪博内部控制与风险管理数据库获取的内部控制指数取对数表示,并将内部控制质量分为两组,大于等于中位数的表示为内部控制质量较高的公司,小于中位数的表示为内部控制质量较低的公司。

外部审计质量。借鉴大多数文献采用的方法,参照会计师事务所的排名来衡量外部审计质量。根据中国注册会计师协会在 2011—2014 年期间公布的会计师事务所综合评价排名情况,稳居前十名的事务所分别为普华永道中天会计师事务所、德勤华永会计师事务所、安永华明会计师事务所、毕马威华振会计师事务所、立信会计师事务所、瑞华会计师事务所、天健会计师事务所、信永中会计师事务所、大华会计师事务所和大信会计师事务所,因此本文认为聘请这十家事务所的公司其外部审计质量较高,而其他公司审计质量相对较低。

产权性质。根据实际控制人性质,将上市公司分为国有企业和民营企业两种。

四、实证检验和结果分析

(一)描述性统计结果

表 1 显示,经过数据筛选和处理之后,本文总共得到了 6 185 个数据样本,变量 Zcash 的均值为 0.1700,最大值和最小值分别为 2.9380 和 -1.0710,由此可知,行业中各公司的现金持有水平存在一定的差异。再看产品竞争优势,Com 的均值、中值分别为 0.0418 和 -0.0059,最大值和最小值分别为 2.1620 和 -0.6400,可见相对行业整体水平来说,各公司的产品竞争实力差异悬殊,而且这一差异是比较明显的,可以初步推测各公司产品竞争优势的差异是现金持有水平的不同所造成的,即现金持有存在竞争效应。各公司的投资水平也存在一定差异,Inv 的最大值和最小值分别为 0.1970 和 -0.0830,也可以预期这是由各公司现金持有决策的不同直接导致的,因此,资本投资可以成为现金持有实现竞争效应的有效中介。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	总数	均值	标准差	最大值	最小值	中值
模型(1)						
Com	6185	0.0418	0.3580	2.1620	-0.6400	-0.0059
Zcash	6185	0.1700	0.8250	2.9380	-1.0710	-0.0402
Product	6185	0.0228	0.1100	0.4880	-0.1270	-0.0030
TATO	6185	0.1160	0.4290	1.9840	-0.6650	0.0168
模型(2)						
Inv	6185	0.0119	0.0507	0.1970	-0.0830	0
Zcash	6185	0.1700	0.8250	2.9380	-1.0710	-0.0402
Return	6185	0.0756	0.4090	1.9100	-0.8330	0.0015
ROA	6185	0.0040	0.0467	0.1580	-0.1490	-0.0012

为了初步检验上文提出的假设,基于内部控制质量和审计质量两个分组变量分别进行描述性统计,结果如表 2 所示。高审计质量公司的 Com 和 Zcash 均值分别为 0.0580 和 0.3010,均高于低审计质量公司的 0.0265 和 0.0494,且两组样本在 1% 的置信水平下具有显著差异。此外,低审计质量公司 Com 和 Zcash 的中值均为负值,由差异性检验可知,两者都显著低于高审计质量公司的 -0.0013 和 0.0678,这说明高审计质量公司的确能发挥监管作用,相对提高了现金持有的水平和效率,最终增加了公司的产品竞争优势。再看资本投资这一变量,通过对两组 Inv 数值的观察,我们可以发现,相比低审计质量公司,高审计质量公司的投资水平更高,由于投资活动需要现金的稳定支撑,可以预期,公司通过提高外部审计质量,起到了一定的监

督作用,大大避免了管理者对现金的挥霍,提高了现金的使用效率,将其用于有利于增加企业产品优势的投资项目上,即外部审计质量可以强化现金持有通过资本投资实现的竞争效应。表 2 下半部分是对内部控制质量分组并进行描述性统计的结果,结论与上述分析结果相同,因此初步验证了假设 1、2 的内容。

由上文分析可知,相对国有企业来说,内部控制和外部审计的替代效应在民营企业中表现得更显著,表 3 证明了这一结论。可以发现,无论是内部控制质量低时,用高审计质量来进行替代治理,还是审计质量低时,用高内部控制质量来替代治理,民营公司其 Com 和 Zcash 的均值和中值都比国有企业的要高,并且这种差异基本都在 1%、5% 的水平上显著,可见与上文提出的假设一致。

表 2 基于分组变量的描述性统计结果

主要变量	均值	中值	均值	中值	差异检验	
	审计质量高		审计质量低		T 值	Z 值主要变量
Com	0.0580	-0.0013	0.0265	-0.0092	3.4832***	1.6940*
Inv	0.0123	0.0003	0.0114	-0.0005	0.7613	1.937**
Zcash	0.3010	0.0678	0.0494	-0.1350	12.1075***	10.7350***
	内部控制质量高		内部控制质量低		T 值	Z 值
Com	0.0473	0.0087	0.0379	-0.0214	1.0416	6.1350***
Inv	0.0158	0.0021	0.0091	-0.0015	5.2493***	6.1360***
Zcash	0.1920	-0.0022	0.1540	-0.0721	1.8402*	3.6900***

注:均值差异和中值差异显著性检验分别采用 t 检验、Wilcoxon 秩和检验;***、**、* 依次代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;下同。

表 3 基于所有权性质、替代效应的描述性统计结果

主要变量	均值	中值	均值	中值	差异检验	
	民营		国有		T 值	Z 值主要变量
低内部控制质量 - 高审计质量						
Com	0.0571	0.0220	0.0243	-0.0027	2.3141**	2.5270**
Inv	0.0211	0.0061	0.0118	0.0003	3.7178***	3.6300***
Zcash	0.1670	-0.0393	0.0543	-0.1000	2.9842*	2.8490***
低审计质量 - 高内部控制质量						
Com	0.0782	0.0019	0.0221	-0.0349	2.9168***	3.4100***
Inv	0.0110	-0.0011	0.0055	-0.0029	2.3535**	2.1810**
Zcash	0.3800	0.1280	0.1420	-0.0499	5.7023***	4.7600***

(二) 现金持有通过资本投资这一中介发挥竞争效应的检验结果

现金持有实现其产品竞争效应必须要通过一定的媒介,资本投资在其中发挥着不可替代的中介效应,表4是对这一结论的检验结果。模型(1)中 Zcash 的系数为 0.027,在 1% 的置信水平上显著为正,可见现金持有的确具有竞争效应,企业持有现金是大有裨益的,有利于增加企业的产品竞争优势,提高公司的市场竞争能力。

模型(3)中, Zcash 的系数为 0.025,在 1% 的水平上显著为正,相比模型(1)系数的 0.027,其值变小,并且模型(2)中, Zcash 的系数 0.005 也显著为正,而模型(3)中 Inv 的系数也在 1% 的显著性水平上为正,一方面说明了现金持有可以为资本投资活动提供支持,另一方面也证实了资本投资具有中介效应的猜想,即现金持有可以通过资本投资这一媒介来实现其竞争效应,这就为本文以下的假设研究提供了前提条件。

表4 现金持有通过资本投资为中介增加产品竞争优势的检验结果

模型(1)	Com _t	模型(2)	Inv _{t-1}	模型(3)	Com _t
Zcash	0.027*** (4.368)	Zcash	0.005*** (7.029)	Zcash	0.025*** (4.023)
Size	-0.008* (-1.901)	Size	0.001 (1.044)	Inv	0.528*** (5.955)
Lev	0.187*** (5.361)	Growth	-0.000* (-1.677)	Size	-0.010** (-2.383)
Se	-0.194*** (-3.673)	Lev	0.002 (0.573)	Lev	0.208*** (5.951)
Product	0.393*** (7.149)	Return	0.004*** (3.351)	Se	-0.202*** (-3.838)
TATO	-0.038*** (-2.985)	Age	-0.000*** (-4.372)	Product	0.419*** (7.614)
NWC	0.075** (2.530)	ROA	0.066*** (5.338)	TATO	-0.031** (-2.469)
常数	0.041*** (8.120)	Inv	0.563*** (59.768)	NWC	0.100*** (3.354)
N	6,185	常数	0.002*** (3.794)	常数	0.035*** (6.767)
R ²	0.023	N	6,185	N	6,185
		R ²	0.398	R ²	0.028

注:括号里的数字为 t 检验值,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平;下同。

(三) 内部控制质量、审计质量对现金持有实现竞争效应的影响检验

内部控制质量和审计质量作为公司治理的重要内容,分别从内部和外部影响着公司现金持有竞争效应的发挥。表5是基于内部控制质量对现金持有竞争效应进行回归检验的结果。模型(1)中高内部控制质量样本其 Zcash 的系数

为 0.033,在 1% 的水平上显著为正,无论是数值还是显著性水平,都高于低内部控制质量的公司(系数为 0.016,显著性水平为 10%)。模型(3)中,高内部控制质量公司 Zcash 前的系数为 0.030,相比模型(1),数值变小,显著性水平保持不变。并且与表4比较,0.033 和 0.030 都比表4 总样本数据中的系数要高,可见,内部控

制质量的确能强化现金持有通过资本投资这一中介实现的竞争效应。而低内部控制质量公司其模型(1)、模型(3) Zcash 前的系数都为 0.016,都在 10% 的水平上显著,说明资本投资

起到了完全中介的作用,而且与高内部控制质量样本和表 4 总样本的回归结果相比,其数值和显著性水平都有所降低,进一步说明了内部控制质量低所带来的负面效应。

表 5 假设 1 回归检验结果

模型(1)	Com		模型(2)	Inv		模型(3)	Com	
	内部控制质量高	内部控制质量低		内部控制质量高	内部控制质量低		内部控制质量高	内部控制质量低
Zcash	0.033*** (3.916)	0.016* (1.888)	Zcash	0.006*** (6.797)	0.003*** (2.617)	Zcash	0.030*** (3.486)	0.016* (1.892)
Size	-0.015** (-2.189)	-0.012** (-2.233)	Size	0.001 (0.877)	0.000 (0.612)	Inv	0.592*** (4.645)	0.408*** (3.483)
Lev	0.222*** (4.549)	0.152*** (3.121)	Grow	-0.000 (-1.465)	-0.000 (-0.262)	Size	-0.019*** (-2.653)	-0.012** (-2.280)
Se	-0.300*** (-3.800)	-0.035 (-0.503)	Lev	0.010* (1.895)	-0.013** (-1.966)	Lev	0.245*** (5.006)	0.168*** (3.453)
Pro	0.511*** (7.122)	0.104 (1.182)	Ret	0.005*** (2.912)	0.003* (1.889)	Se	-0.303*** (-3.850)	-0.044 (-0.640)
TATO	-0.033* (-1.819)	-0.058*** (-3.479)	Age	-0.001*** (-4.318)	-0.000 (-1.552)	Pro	0.535*** (7.454)	0.125 (1.415)
NWC	0.076* (1.862)	0.066 (1.596)	ROA	0.088*** (5.488)	0.021 (1.013)	TATO	-0.028 (-1.524)	-0.051*** (-3.066)
常数	0.027*** (3.925)	0.061*** (7.992)	Inv	0.534*** (42.661)	0.599*** (42.010)	NWC	0.102** (2.479)	0.090** (2.154)
N	3,603	2,582	常数	0.002*** (2.918)	0.003*** (3.245)	常数	0.022*** (3.066)	0.054*** (6.815)
R ²	0.032	0.014	N	3,603	2,582	N	3,603	2,582
			R ²	0.381	0.423	R ²	0.038	0.018

高审计质量公司凭借其外部监督机制,可以在一定程度上缓解委托代理问题,减少内部管理层的逆向选择和道德风险问题,从而提高现金使用和资本投资的效率,增加企业的产品竞争优势,表 6 检验了审计质量对现金持有通过资本投资中介实现竞争效应的影响。高审计质量公司模型(1)、模型(3) Zcash 前的系数分别为 0.036 和 0.034,且都在 1% 的水平上显著,而低审计质量公司其分别为 0.023 和 0.021,都在 5% 的水平上

显著为正,说明无论是审计质量高的公司,还是审计质量低的公司,现金持有都能通过资本投资这一中介来实现其竞争效应,且资本投资在其中都能发挥部分的中介作用,但从后者数值和显著性水平的降低来看,高审计质量公司现金持有的竞争效应更显著。此外,将这两组数据与表 4 模型(1)、模型(3)中系数的 0.027 和 0.025 对比,也能说明审计质量的确能强化现金持有通过资本投资这一中介实现的竞争效应。

表6 假设2 回归检验结果

模型(1)	Com		模型(2)	Inv		模型(3)	Com	
	内部审计 质量高	内部审计 质量低		内部审计 质量高	内部审计 质量低		内部审计 质量高	内部审计 质量低
Zcash	0.036*** (4.321)	0.023** (2.535)	Zcash	0.004*** (4.111)	0.006*** (5.475)	Zcash	0.034*** (4.077)	0.021** (2.281)
Size	-0.006 (-1.114)	0.000 (0.029)	Size	-0.000 (-0.036)	0.002* (1.801)	Inv	0.632*** (5.572)	0.458*** (3.233)
Lev	0.141*** (3.223)	0.235*** (4.177)	Grow	-0.000 (-1.038)	-0.000 (-0.923)	Size	-0.007 (-1.392)	-0.004 (-0.417)
Se	-0.236*** (-3.966)	-0.102 (-0.974)	Lev	-0.005 (-0.870)	0.003 (0.518)	Lev	0.169*** (3.869)	0.252*** (4.463)
Pro	0.351*** (4.618)	0.437*** (5.082)	Ret	0.004** (2.462)	0.005** (2.504)	Se	-0.245*** (-4.136)	-0.106 (-1.014)
TATO	-0.028* (-1.945)	-0.064*** (-2.755)	Age	-0.000*** (-3.147)	-0.000*** (-2.734)	Pro	0.382*** (5.046)	0.454*** (5.271)
NWC	0.062* (1.680)	0.062 (1.287)	ROA	0.063*** (3.738)	0.050*** (2.606)	TATO	-0.020 (-1.346)	-0.062*** (-2.650)
常数	0.038*** (5.054)	0.049*** (5.780)	Inv	0.607*** (49.430)	0.520*** (34.651)	NWC	0.097*** (2.589)	0.081* (1.676)
N	3,285	2,900	常数	0.003*** (2.935)	0.003*** (2.857)	常数	0.030*** (3.921)	0.043*** (4.901)
R ²	0.024	0.026	N	3,285	2,900	N	3,285	2,900
			R ²	0.465	0.343	R ²	0.033	0.030

(四) 内部控制质量、审计质量的互补效应检验与替代效应检验

1. 内部控制质量与审计质量的互补效应检验
 为了对内部控制质量与审计质量的互补效应进行检验,从先前的样本中筛选出既具有高内控质量又具有高审计质量的样本进行分析,回归检验结果如表7所示。模型(1)和模型(3)中,Zcash前的系数分别为0.051和0.048,都在1%的水平上显著为正,现金持有通过资本投资中介实现了产品竞争优势。再与表5和表6的结果进行对比分析,可以发现,高内部控制质量组其系数分别为0.033和0.030,而高审计质量组其系数分别为0.036和0.034,从数值和t值表示的显著性水平上综合来看,高内部控制质量-高审计质量组实现的产品竞争优势都显著提高了,即当内部控制质量较高时,进一步提高审计质量或者当

审计质量较高时,进一步提高内部控制质量,都能显著强化现金持有通过资本投资这一中介实现的产品竞争优势,因此内部控制质量和审计质量具有互补关系。

2. 内部控制质量与审计质量的替代效应检验
 由表8可知,(a)、(c)、(e)是在低内部控制质量样本的基础上,对高审计质量组进行回归的结果,表5低内部控制质量组回归结果显示,模型(1)、模型(3)Zcash前的系数都为0.016(显著性水平为10%),但(a)和(e)中其系数都增加为0.024,显著性水平都提高到了5%,虽然没有改变资本投资充当完全中介的事实,但显著增加了现金持有所带来的产品竞争优势,说明当公司内部控制质量较低时,提高外部审计质量,能相对弥补前者所带来的劣势,即此时外部审计质量在一定程度上替代了内部控制的治理作用,两者具有替代关系。

表 7 内部控制质量、审计质量存在互补效应的检验结果

模型(1)	Com ₁	模型(2)	Inv ₁₋₁	模型(3)	Com ₁
Zcash	0.051***	Zcash	0.005***	Zcash	0.048***
	(4.017)		(3.463)		(3.717)
Size	-0.018*	Size	0.000	Inv	0.670***
	(-1.843)		(0.154)		(3.847)
Lev	0.181***	Growth	-0.000	Size	-0.021**
	(2.651)		(-0.782)		(-2.098)
Se	-0.460***	Lev	-0.002	Lev	0.215***
	(-4.732)		(-0.283)		(3.140)
Product	0.612***	Return	0.006**	Se	-0.459***
	(5.742)		(2.414)		(-4.736)
TATO	-0.002	Age	-0.001***	Product	0.642***
	(-0.096)		(-2.958)		(6.039)
NWC	0.026	ROA	0.061**	TATO	0.006
	(0.469)		(2.522)		(0.249)
常数	0.026**	Inv	0.571***	NWC	0.064
	(2.471)		(32.095)		(1.148)
N	1,677	常数	0.003**	常数	0.019*
R ²	0.046		(2.228)		(1.773)
		N	1,677	N	1,677
		R ²	0.432	R ²	0.054

表 8 内部控制质量、审计质量存在替代效应的检验结果

(1) Com	低内控 - 高 审计质量	低审计 - 高 内控质量	(2) Inv	低内控 - 高 审计质量	低审计 - 高 内控质量	(3) Com	低内控 - 高 审计质量	低审计 - 高 内控质量
	(a)	(b)		(c)	(d)		(e)	(f)
Zcash	0.024**	0.030**	Zcash	0.003**	0.007***	Zcash	0.024**	0.026**
	(2.294)	(2.559)		(2.206)	(5.596)		(2.292)	(2.236)
Size	-0.010	-0.001	Size	-0.000	0.003*	Inv	0.532***	0.537***
	(-1.585)	(-0.086)		(-0.544)	(1.754)		(3.728)	(2.873)
Lev	0.149***	0.276***	Grow	-0.000	-0.000	Size	-0.010	-0.007
	(2.710)d	(3.973)		(-0.693)	(-0.850)		(-1.553)	(-0.529)
Se	-0.008	-0.140	Lev	-0.008	0.012*	Lev	0.168***	0.292***
	(-0.103)	(-1.069)		(-1.016)	(1.760)		(3.041)	(4.196)
Pro	-0.069	0.487***	Ret	0.002	0.005**	Se	-0.019d	-0.145
	(-0.633)	(4.709)		(1.102)	(2.087)		(-0.267)	(-1.104)
TATO	-0.068***	-0.063**	Age	-0.000	-0.001***	Pro	-0.045	0.501***
	(-3.765)	(-2.153)		(-1.284)	(-2.921)		(-0.415)	(4.844)
NWC	0.087*	0.078	ROA	0.063**	0.083***	TATO	-0.059***	-0.061**
	(1.804)	(1.289)		(2.576)	(3.656)		(-3.275)	(-2.089)
常数	0.056***	0.040***	Inv	0.644***	0.509***	NWC	0.118**	0.097
	(5.142)	(3.479)		(38.166)	(27.970)		(2.409)	(1.604)
N	1,608	1,926	常数	0.003**	0.003**	常数	0.047***	0.034***
R ²	0.017	0.032		(2.145)	(2.422)		(4.172)	(2.842)
			N	1,608	1,926	N	1,608	1,926
			R ²	0.502	0.351	R ²	0.026	0.036

由表8可知,(b)、(d)、(f)是对低审计质量、高内部控制质量组样本进行回归的结果,同样也能说明二者具有替代关系。由表6可知,低审计质量组其模型(1)、模型(3)Zcash前的系数分别为0.023和0.021,但(d)和(f)Zcash前的系数分别增加到0.030和0.026,同样说明当外部审计质量较低时,内部控制质量也能弥补前者所带来的劣势,即此时内部控制质量替代了审计质量的治理作用,二者一定程度上存在替代关系。

(五) 内部控制质量、审计质量替代关系在国有与民营企业中的差异检验

目前我国对内部控制的实施还不够广泛,整体市场的审计质量也不算高,因此二者在现金持有竞争效应方面的互补关系可能还不够普遍,研究替代关系则比较符合我国的实际情况。本文主要基于产权性质来分析这种替代效应对现金持有竞争效应的影响。表9研究了内部控制质量较低,由外部审计质量发挥替代治理效应时在国有与民营企业

中的差异。民营企业模型(1)、模型(3)Zcash前的系数分别为0.050和0.044,都显著为正,而国有企业三个模型Zcash前的系数都不再显著,说明相比国有企业,二者的替代关系在民营企业中表现得更显著,本文认为这在现实生活中是可以解释的。我国国有企业整体的内控制质量本来就低于民营企业,而外部审计的监督力度也只是相对的,再加上国有企业一般规模都比较大,企业运作比较正规,还有政府帮持、政治关联等优势,使得审计师在进行审计时对其有一定的好感和信赖度,从而缺乏一定的独立性,影响了最终的审计质量。而民营企业其管理可能没有国有企业正规,一般不存在所有者缺位的问题,也没有政府帮持等复杂因素的干扰,因此审计师开展审计活动时可能会比较慎重,受到的限制也可能相对减少,最终的审计质量较高,对公司的监督作用也就较大。因此,在内部控制质量都较低时,相比国有企业,民营企业其审计质量的替代治理效应相对比较显著。

表9 基于所有权性质的低内控质量—高审计质量替代效应的差异检验结果

(1) Com	低内控质量 - 高审计质量		(2) Inv	低内控 - 高审计质量		(3) Com	低内控质量 - 高审计质量	
	国有	民营		国有	民营		国有	民营
Zcash	0.017 (1.350)	0.050*** (2.586)	Zcash	0.002 (1.422)	0.004* (1.742)	Zcash	0.018 (1.413)	0.044** (2.275)
Size	-0.014* (-1.864)	0.026* (1.677)	Size	-0.001 (-1.033)	0.001 (0.515)	Inv	0.243 (1.355)	0.937*** (3.876)
Lev	0.067 (1.051)	0.327*** (3.094)	Grow	-0.000 (-0.834)	-0.000 (-0.030)	Size	-0.014* (-1.859)	0.021 (1.368)
Se	0.045 (0.516)	-0.110 (-0.812)	Lev	-0.003 (-0.286)	-0.017 (-1.124)	Lev	0.072 (1.132)	0.379*** (3.599)
Pro	-0.161 (-1.034)	0.046 (0.278)	Ret	0.001 (0.235)	0.006 (1.556)	Se	0.044 (0.502)	-0.153 (-1.146)
TATO	-0.062*** (-2.957)	-0.069** (-1.973)	Age	-0.000* (-1.753)	0.000 (0.264)	Pro	-0.157 (-1.008)	0.124 (0.753)
NWC	0.120** (2.067)	0.065 (0.742)	ROA	0.068** (2.221)	0.056 (1.289)	TATO	-0.058*** (-2.737)	-0.058* (-1.696)
常数	0.057*** (4.041)	0.043** (2.331)	Inv	0.643*** (30.363)	0.637*** (22.134)	NWC	0.135** (2.280)	0.125 (1.412)
N	1,042	566	常数	0.004** (1.989)	0.002 (0.891)	常数	0.054*** (3.735)	0.026 (1.374)
R ²	0.017	0.043	N	1,042	566	N	1,042	566
			R ²	0.497	0.503	R ²	0.019	0.068

表 10 显示了当外部审计质量都较低时,高内部控制质量的替代治理效应在国有企业和民营企业中的差异。由表 10 可知,这种替代关系同样在民营企业中表现得更为显著,这也是可以理解的。审计质量作为外部机制,对公司的治理毕竟是有限的,而加强内部控制质量的建设不同,它是从公司内部源头上来解决问题,对公司带来的效果可

能比提高外部审计质量要好,但我国国有企业由于产权性质固有的体制劣势、“所有者缺位”等问题,整体内部控制质量都相对低于民营企业,在用内部控制质量来替代审计质量进行治理时,其治理效果必然会不如民营企业,因此在外部审计质量都较低时,高内部控制质量对现金持有竞争效应的强化作用在民营企业中表现得相对更为显著。

表 10 基于所有权性质的低审计质量 - 高内控质量替代效应的差异检验结果

(1) Com	低审计质量 - 高内控质量		(2) Inv	低审计 - 高内控质量		(3) Com	低审计质量 - 高内控质量	
	国有	民营		国有	民营		国有	民营
Zcash	0.010 (0.565)	0.036** (2.350)	Zcash	0.007*** (3.812)	0.007*** (4.122)	Zcash	0.009 (0.520)	0.031** (2.036)
Size	0.002 (0.091)	0.003 (0.139)	Size	0.003 (1.469)	0.001 (0.709)	Inv	0.114 (0.416)	0.771*** (3.029)
Lev	0.303*** (3.091)	0.263*** (2.704)	Grow	-0.000 (-0.479)	-0.000 (-0.726)	Size	-0.000 (-0.003)	-0.004 (-0.235)
Se	-0.224 (-1.151)	-0.087 (-0.484)	Lev	0.010 (0.942)	0.014 (1.459)	Lev	0.306*** (3.112)	0.288*** (2.966)
Pro	0.631*** (3.384)	0.404*** (3.106)	Ret	0.004 (1.078)	0.007* (1.761)	Se	-0.222 (-1.138)	-0.109 (-0.609)
TATO	-0.003 (-0.067)	-0.102** (-2.382)	Age	-0.000 (-1.606)	-0.001*** (-2.829)	Pro	0.630*** (3.378)	0.439*** (3.376)
NWC	0.215** (2.338)	-0.006 (-0.081)	ROA	0.097*** (2.900)	0.072** (2.343)	TATO	-0.003 (-0.081)	-0.095** (-2.227)
常数	0.021 (1.460)	0.059*** (3.311)	Inv	0.580*** (20.340)	0.470*** (19.553)	NWC	0.221** (2.373)	0.017 (0.205)
N	820	1,106	常数	0.004** (2.267)	0.002 (1.161)	常数	0.020 (1.376)	0.047*** (2.594)
R ²	0.027	0.036	N	820	1,106	N	820	1,106
			R ²	0.385	0.332	R ²	0.028	0.044

五、稳健性检验

本文主要从以下四个方面进行了稳健性检验:

第一,现金持有水平有很多种表示方法,本文又以(货币资金 + 交易性金融资产)/总资产来定义现金持有水平(cash),同时,为了排除行业波动的影响,用经行业均值进行调整的 cash 来表示最终 Zcash 的值,然后按照本文的研究思路重新进

行回归分析后,仍然能得到比较类似的结论。

第二,公司的低负债行为也具有产品竞争效应,为了排除这一影响因素,相对更准确地考察现金持有的竞争效应,借鉴 Acharya (2007)^[29]、Fresard (2010)^[1] 等人的做法,剔除那些采取低负债行为以实现竞争效应的样本,重新按照上文思路进行检验分析,发现结论没有实质上的改变。

第三,在衡量审计质量时,借鉴以往的文献,

采用审计费用来表示审计质量,取审计费用的行业中位数,高于中位数的审计质量计为1,低于中位数的审计质量计为0,再按照上面的操作步骤来进行回归检验,发现并不影响本文的结论。

第四,本文主要研究资本投资在现金战略效应中的媒介作用,而资本投资的发生必然离不开现金的支撑,现实生活中,有些公司由于融资受限或运营状况欠佳等原因,可能无法持有充足的现金,为了进行稳健性检验,一定程度上保证样本的准确性和随机性,本文剔除了那些现金持有水平低于行业均值的样本,同样进行了检验,研究结果基本相同。

六、研究总结

现金持有理论一直是理论界和实务界广为讨论的内容,现有的文献虽然从融资约束、货币政策、产权性质以及行业特征等多角度研究了现金持有的产品市场竞争效应,但总体来说,对于这方面的研究还不算太丰富。本文主要基于内部控制质量和外部审计质量的新视角,探析了这两种内外治理机制对现金持有竞争效应的影响,具有一定的理论创新和实践指导意义。研究主要发现:一是,内部控制质量和外部审计质量的提高都能显著强化现金持有通过资本投资这一中介实现的产品竞争效应,即内外部治理机制对现金持有竞争效应的治理是有效的。二是,内部控制质量和外部审计质量存在一定的互补关系,高内部控制质量对现金持有竞争效应的强化作用在高审计质量样本中更显著,反之亦然。三是,在对现金持有竞争效应的影响上,内部控制质量和外部审计质量也存在一定的替代关系,内部控制质量较低时,高审计质量发挥了替代前者治理的作用;而审计质量较低时,高内部控制质量同样也发挥了前者的治理作用。四是,根据我国国情,二者替代关系的存在可能比较常见,并且相比国有企业来说,这种替代关系在民营企业中表现得更为显著。

上述结论的发现不仅丰富了现金持有竞争效应理论方面的内容,而且也丰富了内部控制、外部

审计方面的内容,对我们有重要的启示和意义。

首先,内部控制质量和审计质量的提高都能强化现金持有通过资本投资这一中介实现的产品竞争效应,因此企业要想最大程度地增加企业的产品市场竞争能力,就必须重视内部控制和外部审计的调节作用,二者都能一定程度上减轻公司存在的委托代理和信息不对称问题,增加现金持有的价值和资本投资的效率,对公司是大有裨益的。为了提高内部控制质量,企业应该转变观念,重新认识内部控制制度带来的优势,落实到实践中,就是要建立并健全完善的内部控制体系,积极促进上下阶层的交流与合作,合理保证公司监督体系的良好运作,尤其要针对高层管理人员,制定一套完备的监督和奖惩制度,从源头上制止现金使用效率低下、内部管理力度不够等问题。外部审计质量的提高也不容忽视,作为独立于公司的第三方,审计机构出具的审计报告可以相对增加公司提供信息的透明度,提高外部投资者和信息使用者的信赖度,因此,加强外部审计的治理作用,不仅可以一定程度上监督内部管理层的行为,减少道德腐败现象,而且对公司外部融资渠道的拓宽也是有帮助的。

其次,在对现金持有竞争效应的影响上,内部控制和外部审计既存在着互补关系,也存在着替代关系,这对我国公司的管理方向、战略制定具有重要的指导意义。作为公司治理的内外两方面,如何充分发挥二者的作用,给公司带来最大的福利,本文的研究结论给出了显而易见的回答。我国内部控制制度起步比较晚,整体实施效果还不够明显,但也有很多内部控制体系实施相对完善的企业走在了时代的前列,因此,这些内部控制质量较高的公司就应该同时加强外部审计治理,充分发挥二者的互补效应。而那些不重视内控实施或实施效果不好的企业,更应该狠抓外部审计质量,利用二者的替代关系来弥补前者的劣势,进而达到取长补短的效果。同理,审计质量存在差异的各公司,也应该从本文的结论中得到启发,利用内部控制机制,最大程度发挥二者的替代效应或

互补效应,合理安排企业的管理和运作。

最后,根据本文的研究,内部控制质量和外部审计质量的替代关系在我国民营企业中表现得更为显著。国有企业由于体制问题,存在一定的“所有者缺位”问题,相比民营企业,目前国有企业实施内部控制整体上可能比较困难或者效果不是太显著,而且审计师在开展业务时,受到的限制条件或者考虑的因素可能要比民营企业多,独立性受到一定程度的影响,导致外部审计质量发挥的替代治理作用相对要弱,这就具有一定的警示意义。未来国家对国有企业体制能否做出相应的改革,或者能否专门制定针对国有企业实施内部控制制度的一系列具体规范,以及如何加强国有企业外部审计治理等,这些问题亟需解决,需要我们深入思考。当然,对于民营企业,也要加强内部控制和外部审计的管理,充分利用二者在现金持有竞争效应方面的替代关系,增加企业的产品竞争优势,扩大市场份额,提高行业竞争能力,而且未来要努力将二者的替代关系逐步升级到互补关系,进而实现公司的可持续发展。

参考文献

- [1] Frésard, L. Financial Strength and Product Market Behavior: The Real Effects of Corporate Cash Holdings [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(3): 1097 - 1122.
- [2] 杨兴全, 曾义, 吴昊旻. 货币政策、信贷歧视与公司现金持有竞争效应[J]. *财经研究*, 2014(2): 133 - 144.
- [3] Baskin, J. Corporate Liquidity in Games of Monopoly Power [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1987, 69(7): 312 - 319.
- [4] Haushalter D., S. Klasa, W. F. Maxwell. The Influence of Product Market Dynamics on a Firm's Cash Holdings and Hedging Behavior [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(3): 89 - 825.
- [5] 孙进军, 顾乃康. 现金持有量决策具有战略效应吗? ——基于现金持有量的平均效应与区间效应的研究[J]. *商业经济与管理*, 2012(3): 85 - 96.
- [6] 王勇, 刘志远, 郑海东. 政府干预与地方国有企业市场竞争力——基于现金持有竞争效应视角[J]. *经济与管理研究*, 2013(8): 28 - 38.
- [7] 陆正飞, 韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应? ——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. *管理世界*, 2013(6): 43 - 60.
- [8] 杨兴全, 曾义, 吴昊旻. 货币政策、信贷歧视与公司现金持有竞争效应[J]. *财经研究*, 2014(2): 133 - 144.
- [9] 杨兴全, 尹兴强. 行业集中度、企业竞争地位与现金持有竞争效应[J]. *经济科学*, 2015(6): 78 - 91.
- [10] 杨兴全, 齐云飞, 曾义. 融资约束、资本投资与公司现金持有竞争效应[J]. *审计与经济研究*, 2015(3): 30 - 38.
- [11] 王勇, 刘志远, 赵政智. 制度环境、供应商关系与现金持有市场竞争效应——基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. *财经论丛*, 2015(8): 54 - 64.
- [12] 杨新宝, 王志强. 产品市场竞争与现金——现金流敏感性研究[J]. *经济管理*, 2015(10): 52 - 63.
- [13] 杨兴全, 齐云飞, 曾义. 融资约束、资本投资与公司现金持有竞争效应[J]. *审计与经济研究*, 2015(3): 30 - 38.
- [14] 曾义, 杨兴全. 内部治理机制、两权分离与公司现金持有的战略效应[J]. *财贸经济*, 2014(4): 143 - 148.
- [15] 崔刚, 孙思淼. 管理者过度自信与现金持有的经济效应[J]. *山西财经大学学报*, 2017(4): 88 - 98.
- [16] 王勇, 刘志远, 郑海东. 多元化经营与现金持有“竞争效应”[J]. *管理评论*, 2015(1): 91 - 102.
- [17] Campello, Murillo. Debt financing: Does it boost or hurt firm performance in product markets? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, (82): 135 - 172.
- [18] Schroth E., Szalay D. Cash Breeds Success: The Role of Financing Constraints in Patent Races [J]. *Review of Finance*, 2010, 14(1): 73 - 118.
- [19] Guney Y, Ozkan A, Ozkan N. International evidence on the non-linear impact of leverage on corporate cash holdings [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2007, 17(1): 45 - 60.
- [20] 杨兴全, 张照南, 吴昊旻. 治理环境、超额持有现金与过度投资: 基于我国上市公司面板数据的分析[J]. *南开管理评论*, 2010(5): 61 - 69.
- [21] 张会丽, 吴有红. 内部控制、现金持有及经济后果[J]. *会计研究*, 2014(3): 56 - 61.
- [22] Jeong - Bon Kim, Jay Junghun Lee, JongChoolPark. Audit Quality and the Market Value of Cash Holdings: The Case of Office - Level Auditor Industry Specialization

- [J]. A Journal of Practice & Theory, 2015.
- [23] 杜兴强. 大股东资金占用、外部审计与公司治理[J]. 经济管理, 2010(1): 111 - 117.
- [24] 范经华, 张雅曼, 刘启亮. 内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J]. 会计研究, 2013(4): 43 - 51.
- [25] 方红星, 刘丹. 内部控制质量与审计师变更——来自我国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2013(2): 36 - 43.
- [26] 杨德明, 林斌, 王彦超. 内部控制、审计质量与大股东资金占用[J]. 审计研究, 2009(5): 25 - 32.
- [27] 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): 1173 - 1182.
- [28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614 - 620.
- [29] Acharya, V., Almeida, H., Campello, M. Is Cash Negative Debt? A hedging Perspective on Corporate Financial Policies [J]. Journal of Financial Intermediation, 2007, (16): 515 - 554.

Internal Controls Quality, Audit Quality and the Competition Effects of Cash Holdings

YUAN Wei - qiu, DIAO Pei - pei, XIE Ya - li

(School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Taking the listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2017 as samples, this paper examines the approaches to realize the competition effects of cash holdings by using the intermediary effect method. Meanwhile, based on the perspectives of the internal control quality and the audit quality, this paper studies the influence of the two on the competition effect of cash holdings. It is found that both internal control and external audit, as two aspects of corporate governance, can strengthen the product competition effects of cash holdings through a capital investment intermediation and improve the company's product competitiveness. Further studies show that there are certain complementary and substitution relations between the internal control quality and the audit quality during the process of realizing competition effects of cash holdings. The substitution relationship is more significant in China's private enterprises.

Key words: cash holdings; competition effects; internal controls quality; audit quality

(责任编辑:郭海明)

社保基金持股对上市公司绩效的影响研究^{*}

● 赵爱玲,文小曼

(西北师范大学 商学院,甘肃 兰州 730070)

摘 要:社保基金入市是社会经济发展到一定阶段的产物,社保基金持股可以引导资本市场的价值投资,有利于资本市场健康稳定的发展。以 2007—2016 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,实证研究了社保基金持股特征对上市公司绩效的影响。实证结果显示,社保基金在提升上市公司治理水平方面发挥了重要的作用,有助于改善公司的财务状况,进而提高上市公司的获利能力。但社保基金在发展过程中存在诸多问题,应加强对社保基金的监管,完善相关法律法规,强化社保基金投资股市的力度。

关键词:社保基金;持股特征;公司绩效

中图分类号:F275;F832.51

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-031-12

一、引言

社保基金是指全国社会保障基金理事会负责管理的由国有股减持划入资金及股权资产、中央财政拨入资金、经国务院批准以其他方式筹集的资金及其投资收益形成的由中央政府集中的社会保障基金,用于人口老龄化高峰时期养老保险等社会保障支出的补充、调剂。2011 年财政部和劳动保障部联合发布了《全国社会保障基金投资管理暂行办法》,为我国社保基金的发展提供了坚实的基础。随着我国人口老龄化程度日益加深,我国社保基金面临更大的支出压力。为减轻社保基金所面临的压力,国务院于 2017 年 11 月 18 日发布《划转部分国有资本充实社保基金实施方案》(国发〔2017〕49 号),关于划转比例的规定“以弥补企业职工基本养老保险制度转轨时期因企业职工享受视同缴费年限政策形成的企业职工基本养老保险基金缺口为基本目标,划转比例统

一为企业国有股权的 10%。”转划国有资本充实社保基金,增强了社保基金的资金实力,为社保基金投资提供了资金保障,有助于促进社保基金实现保值增值的目的。

尽管我国社保基金起步较晚,但社保基金投资入市改善了证券市场结构,使得国际市场投资更加多元化,推动了国际经济和资本市场的发展。社保基金投资股市改善了我国上市公司的质量,促进了股票市场的不断发展成熟,实现了社保基金保值增值的目标。社保基金加入股市必然要与上市公司发生联系,那么社保基金持股是否能够提高上市公司的业绩,不同持股特征的社保基金对上市公司绩效的影响有何不同就备受瞩目。国内外关于机构投资者持股与上市公司绩效研究的结论不尽一致,且大多数研究将机构投资者视为同质,部分关注机构投资者异质性的研究也并未充分突出社保基金的作用。国内社保基金投入证券市场的时间比较短,投资规模有限,所以会导致

* 收稿日期:2018-11-20

基金项目:西北师范大学“学生创新能力计划”2018 年支持项目(CX2018Y115)。

作者简介:赵爱玲(1966—),女,甘肃清水人,教授、硕士生导师,研究方向:会计、审计理论与实务;文小曼(1993—),女,河南濮阳人,硕士研究生,研究方向:战略性人力资源管理。

一些研究结果支持“无效监督假说”和“负面监督假说”。随着资本市场的发展,社保基金迅速壮大。社保基金投资上市公司的数量增加、投资力度加强。目前大部分研究都是考察机构投资者持股对上市公司绩效的影响,关于对社保基金持股与公司绩效关系的研究只是单独考察了社保基金持股比例的作用。本文在已有文献研究的基础上,尝试用2007—2016年社保基金持股的年度数据,对社保基金持股特征与上市公司绩效的关系做进一步研究。通过实证研究社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金对公司第一大股东的制衡能力对上市公司绩效的影响,从整体上考察社保基金对上市公司的治理作用,从而引导我国投资者进行理性投资,正确看待养老金入市引起的社保基金投资规模扩大所带来的一系列效应,这对社会保障制度的完善和社保基金的发展具有一定的现实意义。

二、文献综述

国内外对社保基金持股与上市公司绩效的关系进行实证研究,结论不尽一致,且大多数的研究集中于一般机构投资者持股对上市公司绩效的影响。一方面,一些研究肯定了机构投资者参与上市公司治理的作用。机构投资者有助于完善上市公司治理结构,促进上市公司治理水平,对改善上市公司财务绩效具有一定作用^[1-2]。机构投资者积极参与公司治理,发挥了其作为内部控制机制的监督作用,在一定程度上缓解了我国上市公司中存在的代理问题,从而提高了公司绩效^[3-4]。Prasad S. Bhattacharya 和 Michael A. Graham,利用芬兰上市公司2004年的年报数据,研究发现在最大的利益相关者之间,表决权的公平分配会对公司绩效产生积极影响;并把机构投资者分为压力敏感性和压力抵制型,发现两类机构投资者对公司绩效的影响显著不同^[5]。朱亮、许庆高研究发现压力抵制型机构投资者持股与上市公司业绩显著正相关,而压力敏感型机构投资者与上市公司业绩显著负相关,且高管薪酬水平可以作为压力抵制型机构投资者与上市公司业绩的中介变量,

但不是压力敏感型机构投资者与上市公司业绩的中介变量^[6]。刘永泽、唐大鹏认为被社保基金持股的上市公司股价超额收益非常明显^[7]。社保基金作为一类重要的机构投资者,有能力与动力参与公司治理,发挥自己的监督者角色。社保基金参与公司治理能够弱化代理问题,提高公司绩效^[8]。凌士显发现社保基金持股存在异质性,社保基金组合持股具有很强的价值选择和价值创造能力,而社保基金转持持股没有这种能力^[9]。

另一方面,也有其他研究的结论正好相反。一些研究者发现机构投资者持股对公司绩效没有显著作用。Coffee and Barnard 认为机构投资者并不能在改善公司治理的过程中发挥积极作用^[10-11]。Mitsuru Smith 研究发现机构投资者参与公司治理对公司绩效的影响不是非常明显^[12]。Mizuno 发现机构投资者持股比例和公司业绩之间在统计学上没有显著差异^[13]。刘星、吴先聪把机构投资者分为国内机构投资者和 QFII,发现基金有助于我国上市公司绩效的提高,而 QFII 对公司绩效没有影响^[14]。Gillan and Starks 发现持股比例对公司治理没有起到预想的改善作用^[15]。潘爱玲、潘清认为长期机构投资者和短期机构投资者对上市公司绩效的改善没有区别^[16]。黄雅静研究发现虽然机构投资者持股对企业绩效改善具有显著的正面影响,但社保基金持股对企业绩效改善不明显^[17]。

综上所述,目前关于社保基金持股对上市公司绩效的影响研究主要集中在机构投资者持股上,关于对社保基金持股与公司绩效关系的研究只是单独考察了社保基金持股比例的作用。现有文献对社保基金持股与公司绩效之间关系的结论大致有三种,即社保基金持股会对公司绩效产生积极、消极或无影响。但是,除了社保基金持股比例之外,社保基金持股时长以及社保基金对第一大股东的制衡能力都会对公司绩效产生影响。近年来社保基金资金规模和持股规模迅速扩大,在上市公司中的地位也发生了变化,因此有必要从社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金对第一大股东制

衡能力方面对社保基金与上市公司绩效之间的关系做进一步研究。

三、理论分析与研究假设

(一) 社保基金参与公司治理的动因

社保基金投资入市初期持股比例比较低,介入公司治理的积极性不高,往往采用“用脚投资”的投资方式。但随着证券市场的发展以及社保基金投资规模增大,“用脚投资”展现出很多弊端。例如,社保基金持有公司大量股票,短期内无法抛售,即使全部出售股票也很难找到新的投资途径。因此,为了自身利益考虑,社保基金会利用已有的专业投资知识,积极参与公司治理。另外参与公司治理所得收益高于监督成本也促使社保基金积极参与公司治理。随着社保基金持股比例和对大股东制衡能力的增大,参与公司治理的边际成本降低,所得远远高于其投入,使参与公司治理成为一件有利可图的事情。

(二) 社保基金参与公司治理的途径

社保基金参与公司治理的主要途径是通过股东大会、董事会和监事会来进行。社保基金持有公司股票越多,参与股东大会的表决权越高,向公司提出合理议案和意见被采纳的概率就越大,从而会促使股东大会做出对公司运营有利的决策。通过股东大会推举董事会成员,促使董事会制定更多更合理的政策。能以内部人的身份监督管理层,减少委托代理关系中的信息不对称问题。社保基金还可以利用推选监事的方式,通过改善监事会结构,增强监事会的监督职能,从而减少管理者与大股东之间的利益冲突,减少因第一类代理问题导致的成本,实现公司绩效的改善。另外,社保基金可以促进大股东与中小股东之间的沟通,减少大股东和中小股东之间的代理冲突。其高比例持股能够召集很多流通股股东,并提高中小股东在公司经营决策过程中的议价能力,减少因第二类代理问题导致的代理成本。代理成本的增加,最终会对公司绩效造成负面影响。所以,社保基金参与公司治理,降低因两类代理问题造成的代理成本是其影响公司绩效的重要途径。

(三) 研究假设的提出

社保基金作为机构投资者中较为特殊的一支队伍,肩负着保值增值的重任,其资金安全是第一位的。因此,社保基金的投资运作会受到更加严格的监督,全国社保基金理事会会定期评估社保基金管理人的绩效。为激励基金管理人进行有效投资,提高社保基金的投资绩效,对绩效好的基金公司追加委托投资,减少业绩差的基金公司的委托资产甚至取消其委托管理资格。社保基金持有众多上市公司的股票,在参与公司治理的过程中,积累了某些成功上市公司的一些专业知识,社保基金作为公司治理中的一个重要实体,能为公司带来更多信息。这种以投资收益水平和优胜劣汰为基础的机制促使基金公司关心和监督目标公司的各种经营活动,利用积累的知识积极为目标公司治理结构的改善和业绩的提升提出合理建议。

社保基金的持股比例决定着其参与公司治理的积极性,影响着公司的内部治理水平。根据成本收益理论,社保基金持股比例较高时,社保基金参与公司治理所产生的风险低于得到的收益,参与公司经营管理的成本高于其得到的收益,就会积极参与公司治理。随着社保基金持股比例的增加,实施相同监督的边际成本逐渐变小,而得到的边际治理收益逐渐增大,享有的股权权利越多,从公司业绩提升中获得的增值就越多。所以社保基金有动力参与公司治理,发挥自己的监督者角色,在参与公司治理中弱化代理问题,提高公司绩效^[18]。因此社保基金持股比例越高,参与公司治理的动力越大。据此,提出以下假设:

H1: 有社保基金持股的上市公司绩效优于没有社保基金持股的上市公司绩效。

H2: 社保基金持股比例与上市公司绩效之间存在正相关关系。

社保基金的投资目标是倾向选择获得长期收益而不是短期收益的投机,为了长期收益,持股稳定的社保基金期望被投资公司具有良好的治理水平,从而保证实现预期的长期收益。社保基金与持股公司之间只存在投资关系,不存在投资商业关系,因而倾向于长期投资,出于长期的成本与收

益考虑有更强的意愿、动机和能力积极参与公司治理。社保基金在股票市场的投资中对风险控制有很高的要求,对股票的选取非常谨慎,投资风格稳健,一贯注重长期投资,能与公司形成一种持久关系,社保基金扮演的这种相对持久的角色会使社保基金积极参与公司治理。投资者参与公司治理后,其对公司业绩的改善作用需要一定时间显现,投资者持股的持续期越长,就越有动力监督公司行为,改善公司业绩^[19]。治理效应受投资组合周转率的影响,专注的投资者与良好的公司治理特征相关,而进行短暂投资的投资者则无法改变公司治理^[20]。投资者短期持股加剧了股市波动,而长期持股则对市场的稳定有一定作用^[21]。从长期来看社保基金与公司的目标是一致的,根据利益相关理论,社保基金持有上市公司股份后即成为了公司股东,也即成为了公司的利益相关者。社保基金在股票市场上的收益一部分来源于所持上市公司的分红,社保基金收益的多少便与上市公司经营业绩的好坏间接挂钩,成为影响其收益的一个重要因素。社保基金也与公司其他投资者利益相关,为了避免在目标公司经营方面出现问题时其他投资者的行为对自己的利益产生影响,社保基金会重视目标公司的治理情况并积极出谋划策,使其能够很好地完善相关机制。另外,随着社保基金持股时间的增长,会使社保基金由股东消极主义转变为股东积极主义,也会加强对管理层经营行为的监督,这样才能确保其他利益相关者的权益得到充分保障,也可以使自己和公司的利益都能够得到很好的实现。所以,从利益相关者的角度来看,持股时间长的社保基金也必将会积极关注目标公司的各项经营活动,努力提升公司绩效,以实现自身利益的最大化。据此,提出假设 H3:

H3: 社保基金持股时长与上市公司绩效之间存在正相关关系。

现阶段我国上市公司中“一股独大”的现象普遍存在,大股东无偿占用资金的事件发生频率提高,极大的降低了公司的治理效率,并会扩大代理成本,最终对公司绩效产生不良影响。随着证券市场的发展,机构投资者所持有上市公司的股

权比例越来越高,在股东大会上越来越有发言权,对上市公司“一股独大”的控股股东形成股权制衡作用^[22]。机构投资者对第一大股东的制衡能力越强,就越能限制大股东对上市公司进行“掏空”,保护中小股东的利益免受损害,对公司绩效有很好的正面作用^[23]。作为一类特殊的机构投资者,社保基金对第一大股东的制衡能力越大就更可能约束大股东的行为,当大股东做出对公司运营不利的决策时,社保基金能对第一大股东进行有效制衡,从而迫使第一大股东尽职尽责,努力工作,最终提高公司绩效。据此,提出假设 H4:

H4: 社保基金对第一大股东制衡能力与上市公司绩效之间存在正相关关系,即社保基金对第一大股东的制衡能力越强,上市公司绩效越好。

四、实证分析

(一) 样本选取与数据来源

2005年中国证券监督管理委员会发布《关于上市公司股权分置改革试点有关问题的通知》,我国股权分置改革开始实施,并在2006年底基本完成。考虑到股权分置改革这一制度背景的影响,选取2007—2016年被社保基金持股的我国沪深两市非金融保险类A股上市公司为研究对象。剔除财务数据缺失的上市公司,最终得到10个年度的非平衡面板数据共12 896个观测样本。为了避免异常值对回归结果的影响,对于极端值进行上下1%的缩尾处理。社保基金持股数据来自瑞思数据库,被社保基金持股的上市公司的财务数据来自于国泰安数据库和东方财富网。用stata.14统计软件对样本数据进行处理。

(二) 变量定义与模型构建

1. 被解释变量

借鉴以往文献研究^[3,24],衡量公司绩效的变量有总资产收益率(ROA)、每股收益(EPS)和净资产收益率(ROE)。本文选取总资产收益率和每股收益作为上市公司绩效的衡量变量。

2. 解释变量

社保基金持股比例(SS),用社保基金持股数量占该公司总股票数的比例来衡量;借鉴信恒占

的研究^[25],用社保基金年末连续持有一家上市公司股票的季度数来衡量社保基金持股时长(SST);社保基金制衡能力(SSZ),用社保基金持股比例与第一大股东持股比例的比值来衡量。

3. 控制变量

除了社保基金持股比例、持股时长、对第一大股东的制衡能力外,其他变量也可能对上市公司绩效产生影响。在基于以往文献^[26-27]的基础上,为了控制其他可能对公司绩效影响的特征,本文分别从公司规模、偿债能力、成长性、营运能力、股

权集中度、董事会规模、独立董事人数、其他机构投资者持股情况等角度选取公司资产总额的自然对数(Size)、资产负债率(Lev)、主营业务收入增长率(Sal)、总资产周转率(Tat)、前十大股东持股比例之和(Top10)、董事会规模(Dir)、独立董事人数(Indr)、券商持股比例(SCHP)、QFII持股(QFII)、保险公司持股(ICHP)、信托公司持股(EAHP)、财务公司持股(FCHP)、行业虚拟变量(Indus)以及年度虚拟变量(Year)作为控制变量。主要变量定义及符号如表1所示:

表1 研究变量定义表

变量类型	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	EPS	每股收益	每股税后利润/期末总资产
	ROA	总资产收益率	净利润/平均资产总额
	ROE	净资产收益率	净利润/平均股东权益
解释变量	SS	社保基金持股比例	社保基金持股数量/公司总股数
	SSI	是否有社保基金持股	如有社保基金持股则为1,无社保基金持股则为0
	SST	社保金持股时长	社保基金连续持有一家上市公司股票的年数
	SSZ	社保基金制衡能力	社保基金持股比例/第一大股东的持股比例
控制变量	Size	公司规模	公司总资产的自然对数
	Lev	偿债能力	资产负债率
	Sal	成长性	主营业务收入增长率
	Tat	营运能力	总资产周转率
	Top10	股权集中度	前十大股东持股比例之和
	Dir	董事会规模	董事会人数
	Indr	独立董事人数	独立董事人数
	SCHP	券商持股比例	券商持股数量/公司总股数
	QFII	QFII持股比例	QFII持股数量/公司总股数
	ICHP	保险公司持股	保险公司持股数量/公司总股数
	TCHP	信托公司持股	信托公司持股数量/公司总股数
	FCHP	财务公司持股	财务公司持股数量/公司总股数
	Indus	行业虚拟变量	
	Year	年度虚拟变量	

为了考察社保基金持股与否对上市公司绩效的影响,本文把数据分为两类,一类是有社保基金持股的上市公司数据,一类是无社保基金持股的上市公司数据。考察社保基金持股与否对上市公司绩效的影响,检验H1的模型如下式所示:

$$ROE = \beta_0 + \beta_1 SS + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHP + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus$$

$$+ \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (1)$$

社保基金持股可能会提高公司绩效,反之,社保基金在投资上市公司时有一定的投资偏好,业绩好的上市公司会吸进社保基金的投资。为了消除社保基金与上市公司绩效之间的内生性问题,并考虑到社保基金持股对上市公司绩效的滞后效应,在此用当期社保基金持股特征对上市公司下一期的公司绩效的影响进行研究。

考察社保基金持股比例对上市公司绩效的影响,检验 H2 的模型如下式所示:

$$EPS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SS + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$ROA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SS + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (3)$$

考察社保基金持股时长对上市公司绩效的影响,检验 H3 的模型如下式所示:

$$EPS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SST + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (4)$$

$$ROA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SST + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (5)$$

考察社保基金对第一大股东的制衡能力对上市公司绩效的影响,检验 H4 的模型如下式所示:

$$EPS_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SSZ + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP +$$

$$\beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (6)$$

$$ROA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SSZ + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Sal + \beta_5 Tat + \beta_6 Top10 + \beta_7 Dir + \beta_8 Indr + \beta_9 SCHP + \beta_{10} QFII + \beta_{11} ICHPr + \beta_{12} TCHP + \beta_{13} FCHP + \beta_{14} Indus + \beta_{15} Year + \varepsilon_1 \quad (7)$$

(三) 实证结果及分析

1. 描述性统计分析

表 2 是各变量的描述性统计分析结果。由表 2 可以看出,社保基金持股比例从 0 到 0.188,差别较大,平均值为 0.005,最大值为 0.188,由此可见,社保基金在上市公司中占有重要地位。从最大值和最小值来看社保基金的持股状况并不均衡。社保基金持股时长的均值为 4.223,中位数为 3,50% 以上的社保基金持股季度数小于均值,持股时间最长达到 33 个季度。样本公司中 EPS 的最大值、均值和最小值分别为 2.12、0.381 和 -0.869,ROA 的最大值、均值和最小值分别为 0.290、0.063 和 -0.134,可见我国上市公司财务绩效的发展比较不均衡。资产负债率的平均值是 0.445,说明我国上市公司总体上负债水平是比较正常的;主营业务收入增长率平均值为 0.212,表明我国上市公司总体成长性比较好;总资产周转率平均值为 0.737,说明我国上市公司总体上营运能力比较强。

表 2 描述性统计结果

变量	N	平均值	标准差	最小值	最大值
EPS	12896	0.381	0.440	-0.869	2.12
ROA	12896	0.063	0.060	-0.134	0.290
SS	12896	0.005	0.011	0	0.188
SSZ	4046	0.057	0.060	0.0002	0.576
SST	4046	4.223	4.239	1	33
Size	12896	12.762	1.244	6.166	18.751
Lev	12896	0.445	0.310	0.011	12.238
Sal	12896	0.212	0.517	-1.000	8.708
Tat	12896	0.737	0.589	0.008	12.238
Top10	12896	0.603	0.159	0.112	2.119
Dir	12896	11.545	3.861	1	38
Indr	12896	4.078	1.483	0	13

(续表 2)

FHP	12896	0.056	0.076	0	0.661
QFII	12896	0.001	0.005	0	0.139
ICHP	12896	0.004	0.014	0	0.588
TCHP	12896	0.002	0.015	0	0.653
FCHP	12896	0.0003	0.015	0	0.076

2. 膨胀因子系数检验

由表 3 可以看出,各变量的变异性膨胀系数

均小于 5,均值分别为 1.17、1.25、1.24,说明变量

之间不存在多重共线性。

表 3

变异性膨胀系数检验结果

	SS	SSZ	SST	Size	Lev	Sal	Tat	Top10	Dir	Indr	SCHP	QFII	ICHP	TCHP	FCHP	mean
VIF_1	1.01	-	-	1.19	1.02	1.02	1.03	1.05	1.88	1.77	1.01	1.01	1.02	1	1.01	1.17
1/VIF_1	0.99	-	-	0.84	0.98	0.98	0.97	0.95	0.53	0.56	0.99	0.99	0.98	1	0.99	-
VIF_2	-	1.16	-	1.61	1.59	1.02	1.05	1.18	1.85	1.74	1.01	1.01	1.03	1	1.01	1.25
1/VIF_2	-	0.86	-	0.62	0.63	0.98	0.95	0.85	0.54	0.58	0.99	0.99	0.97	1	0.99	-
VIF_3	-	-	1.06	1.67	1.6	1.02	1.05	1.05	1.85	1.74	1.01	1.02	1.03	1	1.01	1.24
1/VIF_3	-	-	0.94	0.6	0.62	0.98	0.95	0.96	0.54	0.58	0.99	0.98	0.97	1	0.99	-

3. 社保基金持股对上市公司绩效影响的回归分析

模型 1 验证社保基金是否持股对上市公司绩效的影响,样本分为被社保基金持股的上市公司和未被社保基金持股的上市公司,用净资产收益率作为上市公司绩效的衡量指标进行分析,结果见表 4。

第一列是以净资产收益率为被解释变量进行的单变量回归,第二列是在单变量回归的基础上加入控制变量回归的结果。I 列和 II 列 SSI 的系数都为正且都在 1% 的显著性水平上显著,表明社保基金是否持有上市公司股票对上市公司绩效有不同的影响,假设 H1 得到检验。

表 4

社保基金是否持股对公司绩效的影响

自变量 \ 因变量	ROE	
	I	II
SSI	0.014*** (7.02)	0.013*** (6.82)
Size	-	0.035*** (4.11)
Lev	-	-0.015*** (-4.70)
Sal	-	0.022*** (13.10)
Tat	-	0.021*** (12.94)
Top10	-	0.112*** (19.79)

(续表 4)

Dir	-	-0.0002 (-0.75)
Indr	-	-0.002*** (-2.91)
SCHP	-	-0.062 (-0.67)
ICHP	-	25.64 (0.61)
QFII	-	1.602*** (9.94)
TCHP	-	-0.038 (-0.68)
FCHP	-	-0.369 (-1.35)
cons	0.084*** (76.20)	-0.073*** (-6.00)
R ²	0.038	0.107
F	49.27***	40.66***
N	12896	12896

注：*、**、***分别表示为10%、5%和1%的显著性水平；括号中为t值；下同。

前面研究表明被社保基金持股的上市公司绩效优于未被社保基金持股的上市公司绩效，因此下文研究用被社保基金持股的上市公司数据来验证社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金制衡能力对上市公司绩效的影响。在进行多元回归分析前，对计量模型适用的回归方法进行判别。根据 Hausman 检验，在

面板数据固定效应模型、面板数据随机效应模型和混合 OLS 回归模型中，面板数据固定效应模型更适合于本研究。用公司每股收益和总资产收益率对社保基金持股特征进行回归，分别分析社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金对第一大股东的制衡能力对公司绩效的影响，回归结果见表 5。

表 5 对 2007—2016 年样本回归结果

因变量 \ 自变量	EPS (2)	ROA (3)	EPS (4)	ROA (5)	EPS (6)	ROA (7)
SS	1.715*** (3.91)	0.201*** (4.28)	- -	- -	- -	- -
SST	- -	- -	0.006*** (3.88)	0.001*** (3.39)	- -	- -
SSZ	- -	- -	- -	- -	0.474*** (4.43)	0.053*** (4.65)
Size	0.080*** (9.21)	0.0004 (0.37)	0.074*** (8.57)	-0.0001 (-0.14)	0.081*** (9.31)	0.0004 (-0.41)

(续表 5)

Lev	-0.306*** (-6.73)	-0.065*** (-12.94)	-0.294*** (-6.45)	-0.063 (-12.70)	-0.301*** (-6.60)	-0.063*** (-12.73)
Sal	0.002 (0.58)	0.0005 (1.10)	0.002 (0.63)	0.001 (1.19)	0.002 (0.52)	0.0005 (1.11)
Tat	0.117*** (7.85)	0.011*** (6.61)	0.117*** (7.81)	0.010*** (6.555)	0.118*** (7.88)	0.011*** (6.59)
Top10	0.367*** (6.97)	0.038*** (6.52)	0.369*** (7.02)	0.037*** (6.47)	0.414*** (7.70)	0.042*** (7.14)
Dir	-0.002 (-0.71)	-0.001* (-1.74)	-0.002 (-0.73)	-0.001** (-2.11)	-0.002 (-0.75)	-0.001** (-2.13)
Indr	-0.004 (-0.65)	0.0001 (0.08)	-0.004 (-0.63)	0.0003 (0.42)	-0.003 (-0.61)	0.0003 (0.42)
SCHP	-0.857 (-1.19)	-0.132* (-1.72)	-0.823 (-1.14)	-0.128* (-1.69)	-0.851 (-1.19)	-0.131* (-1.72)
QFH	3.370*** (3.15)	0.290** (2.54)	3.541*** (3.27)	0.344*** (3.01)	3.487*** (3.23)	0.335*** (2.95)
ICHP	-0.019 (-0.04)	-0.057 (-1.23)	-0.121 (-0.26)	-0.089* (-1.84)	-0.172 (-0.38)	-0.096** (-1.98)
TCHP	-1.240** (-1.99)	-0.068 (-1.02)	-1.184* (-1.89)	-0.061 (-0.92)	-1.257** (-2.01)	-0.069 (-1.04)
FCHP	-7.337*** (-3.7)	-0.305 (-1.42)	-7.351*** (-3.71)	-0.308 (-1.45)	-7.393*** (-3.73)	-0.306 (-1.44)
cons	-0.907*** (-7.53)	0.036*** (2.63)	-0.826*** (-6.88)	0.043*** (3.22)	-0.945*** (-7.79)	0.032** (2.33)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Indus	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.122	0.183	0.123	0.182	0.125	0.183
F	402.64***	654.76***	403.93***	675.37***	406.90***	683.30***
N	4055	4055	4055	4055	4055	4055

表 5 报告了假说 H2、H3 和 H4 的检验结果。模型(2)和模型(3)考察社保基金持股比例与上市公司绩效的关系,检验了假设 H2,结果表明,SS 的回归系数为 1.715 和 0.201,都通过了 10% 的统计显著性检验。这一效应也具有一定的经济意义,当社保基金持股比例增加一个百分点时,上市公司的每股收益在平均意义上会增加 1.715,上市公司的总资产收益率在平均意义上会增加 0.201。表明社保基金持股比例越高,上市公司绩效越高。社保基金持股比例提高会促进上市公司绩

效的提升,研究假设 H2 得到验证。

模型(4)和模型(5)考察了社保基金持股时长对上市公司绩效的影响,检验了假设 H3,结果表明,SST 的回归系数为 0.006 和 0.001,都通过了 10% 水平的统计显著检验。表明社保基金连续持有一家上市公司股票的年数越长,上市公司的绩效越高。社保基金持股时长的增加会促进上市公司绩效的提升,假设 H3 得到验证。

模型(6)和模型(7)考察了社保基金对第一大股东的制衡能力对上市公司绩效的影响,检

验了假设 H4, 结果表明 SSZ 的回归系数为 0.474 和 0.053, 都通过了 10% 水平的统计显著性检验。社保基金对第一大股东的制衡度增加一个百分点时, 上市公司的每股收益在平均意义上会增加 0.474, 上市公司的总资产收益率在平均意义上会增加 0.053。表明社保基金对第一大股东的制衡度越高, 上市公司绩效越好, 假设 H3 得到验证。

在控制变量中, 主营业务收入增长率和总资产周转率、前十大股东持股比例与每股收益、总资产收益率以及股权集中度显著正相关; 公司总资产的自然对数为负, 表明上市公司规模越大, 上市公司绩效越差, 这可能是由于规模较大的上市公司业绩增长更为缓慢所致; 资产负债率与总资产收益率显著负相关, 说明上市公司成长性越好、上市公司的营运能力越强、上市公司股权越集中、上市公司的资产负债率越低, 上市公司的绩效越好。

(四) 稳健性检验

1. 计量模型估计方法的稳健性分析

为了验证研究结果的稳定性, 采用以下几种方法做稳健性检验。一是, 用净资产收益率 (ROE) 作为总资产收益率 (ROA) 和每股收益 (EPS) 的替代指标, 表示公司绩效, 再次对模型进行分析, 回归结果显示 ROE 与社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金对第一大股东的持股能力仍然显著正相关, 假设仍然成立。二是, 用混合 OLS 模型重新对模型进行验证, 回归结果显示社保基金持股比例、社保基金

持股时长以及社保基金对第一大股东的制衡能力与公司绩效显著正相关, 假设仍然得到验证。三是, 利用没有进行缩尾处理的数据并用面板数据的随机效应模型进行多元回归分析, 结果显示 ROE 与社保基金持股比例、社保基金持股时长以及社保基金对第一大股东的制衡能力显著正相关。这几种方法得到的结论与前面一致, 说明结果是稳健的。

2. 内生性检验

绩效高的上市公司会吸引社保基金的投资, 同时, 为了高的回报, 社保基金会积极参与公司治理, 缓解大股东和中小股东之间的代理问题, 促进上市公司绩效水平的提高。因此, 社保基金持股与上市公司绩效水平之间可能存在互为因果关系造成的内生性问题, 为了克服因内生性问题给回归分析带来的偏误, 用两阶段最小二乘法进行检验。工具变量要选择能够影响社保基金持股比例变动但不会直接影响上市公司绩效变动的变量, 借鉴刘子兰、肖楚女和甘顺利^[28]的研究, 采用市盈率、市值和主营业务利润占比作为社保基金持股比例的工具变量。社保基金出于保值增值目标及安全性的投资运作原则的考虑, 其持股比例会受到市盈率、市值和主营业务利润占比的影响, 并且不会影响滞后一期的上市公司绩效的改变。以市盈率、市值和主营业务利润占比为工具变量, 对上市公司绩效进行回归, 结果如表 6 所示, 发现 SS 的系数为正且显著, 因此, 社保基金持股比例与上市公司绩效显著正相关, 假设仍然得到验证。

表 6 工具变量法检验结果

因变量	EPS	ROA
SS	69.290** (1.98)	4.428* (1.75)
Size	0.114*** (3.32)	-0.001 (-0.49)
Tat	0.111*** (3.94)	0.008*** (3.83)
Sal	0.012 (1.23)	0.001 (0.87)

(续表 6)

Top10	0.738*** (3.59)	0.073*** (4.78)
Dir	-0.007 (-1.12)	-0.001*** (-3.03)
Indr	-0.003 (-0.19)	0.001 (0.70)
SCHP	-4.98 (-1.48)	-0.473* (-2.01)
QFII	6.912** (2.26)	0.772*** (3.21)
ICHP	-2.501 (-0.97)	-0.196 (-1.07)
TCHP	-3.347* (-1.73)	-0.227 (-1.61)
FCHP	-2.990 (-0.81)	-0.245 (-0.83)
cons	-2.668** (-2.38)	-0.041 (-0.50)
F	83.09***	150.86***
N	4055	4055

五、研究结论与政策建议

(一) 结论

本文利用 2007—2016 年我国沪深两市社保基金的持股数据,通过多元回归分析,得出以下结论:社保基金持股比例与上市公司绩效正相关,高持股比例促使社保基金积极参与公司治理,在一定程度上弱化代理问题,从而提高公司绩效;社保基金持股时长与公司绩效正相关,社保基金持有公司股票时间越长,上市公司绩效越高;社保基金对第一大股东的制衡能力与上市公司绩效正相关,社保基金与第一大股东的持股比例越接近,对第一大股东的制衡能力越强,越有利于减弱大股东与管理层和中小股东的代理问题,促使公司绩效提升。

(二) 政策建议

我国社保基金起步晚,投资技术和方法也不完善,无法完全确保社保基金实现保值增值的目标。因此,为了进一步推动我国上市公司和社保

基金的发展,根据本文的研究以及社保基金在我国的发展现状,提出以下政策建议:

第一,完善相关制度和规范。合理的法律法规和制度安排是社保基金持续健康发展的基础,随着社保基金的发展,现有相关制度已不能很好的适用于目前社保基金发展的需求。所以应该随着社保基金和资本市场的发展,尽快制定保障社保基金在资本市场安全投资的法规制度,为社保基金的健康发展提供良好的制度环境,确保社保基金的安全完整和实现保值增值的目标。

第二,加强对社保基金的投资监管力度。社保资金作为较有影响力的机构投资者,其投资行为受到其他机构投资者和个体投资者的关注,被投资者看做是 A 股市场的指示牌、风向标。社保基金的投资行为会对股票市场产生较大影响,为了确保社保基金安全与有效的运行,发挥其作用,必须加强对社保基金投资的监管力度,降低社保基金投资的委托人和代理人之间因信息不对称而产生的风险。

第三,强化社保基金投资股市的动力,提高社保基金的持股比例。要积极引导社保基金参与上市公司治理,提高社保基金的股权比例,社保基金持有较高的股权比例后为了自身利益考虑,会更加积极地参与到上市公司的治理当中,肩负起资金管理责任,实现社保基金保值增值的目的。因此,要加大社保基金在上市公司中的持股比例,鼓励社保基金积极参与持股公司的治理。

参考文献

- [1] 方劲松,徐晓伟.机构投资者持股对上市公司财务绩效的影响——基于2012—2014年中国A股上市公司的面板数据[J].南方金融,2016(7):44-51.
- [2] 张涤新,李忠海.机构投资者对其持股公司绩效的影响研究——基于机构投资者自我保护的视角[J].管理科学学报,2017(5):82-101.
- [3] 李维安,李滨.机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于CCGI~(NK)的经验研究[J].南开管理评论,2008(1):4-14.
- [4] 钱露.机构投资者持股与公司绩效关系研究——基于中国A股上市公司的证据[J].经济动态,2010(1):60-63.
- [5] Prasad S. Bhattacharya, Michael A. Graham. On Institutional Ownership and Firm Performance: A disaggregated view[J]. Journal of Multinational Financial Management, 2009(19):370-394.
- [6] 朱亮,许庆高.机构投资者异质性、高管薪酬与公司业绩[J].财会通讯,2017(12):31-35.
- [7] 刘永泽,唐大鹏.社保基金持股信息的市场反应——基于中国资本市场数据[J].审计与经济研究,2011(5):3-13.
- [8] 张先治,贾兴飞.社保基金持股对公司价值的影响研究——基于持股特征异质性的视角[J].财经问题研究,2014(5):45-52.
- [9] 凌士显.社保基金持股:价值选择还是价值创造——基于持股异质性视角[J].南方金融,2016(10):53-60.
- [10] Coffee JR. Liquidity versus Control: The Institutional Investor as Corporate Monitor[J]. Columbia Law Review, 1991(6):1277-1368.
- [11] Barnard JW. Who is Minding Your Business? Preliminary Observations on Data and Anecdotes Collected on the Role of Institutional Investors in Corporate Governance [J]. Hofstra LaborLJ,1992.
- [12] Smith M. Shareholder Activism by Institutional Investors: Evidence From CalPERS[J]. Journal of Finance, 1996:227-252.
- [13] Mitsuru Mizuno. Institutional Investors, Corporate Governance and Firm Performance in Japan[J]. Pacific Economic Review,2010(5),653-665.
- [14] 刘星,吴先聪.机构投资者异质性、企业产权与公司绩效——基于股权分置改革前后的比较分析[J].中国管理科学,2011(5):182-192.
- [15] Gillan,Stuart,Laura Starks. The Evolution of Shareholder Activism in the United States[J]. Journal of Applied Corporate Finance. 2007(1),55-73.
- [16] 潘爱玲,潘清.机构投资者持股对公司业绩的影响分析——基于2009-2011年沪深上市公司的实证检验[J].亚太经济,2013(3):101-104.
- [17] 黄雅静.机构投资者持股对上市公司绩效的影响研究[D].上海:东华大学,2014.
- [18] 解维敏.社保基金持股对公司绩效的影响研究——基于中国上市公司的经验证据[J].价格理论与实践,2013(2):85-86.
- [19] 信恒占.机构投资者异质性、持股持续期与公司业绩[J].山西财经大学学报,2017(4):112-124.
- [20] Paul Borochin, Jie Yang. The Effects of Institutional Investor Objectives on Firm Valuation and Governance [J]. Journal of Financial Economics, 2017, (126):171-199
- [21] 刘京军,徐浩萍.机构投资者:长期投资者还是短期机会主义者? [J].金融研究,2012(9):141-154.
- [22] 李涛.机构投资者异质性、股权制衡与公司绩效[D].成都:西南财经大学,2013.
- [23] 王奇波.机构投资者参与的股权制衡研究[J].东北财经大学学报,2006(1):32-35.
- [24] 石美娟,童卫华.机构投资者提升公司价值吗?——来自后股改时期的经验证据[J].金融研究,2009(10):150-161.
- [25] 信恒占.机构投资者异质性、持股持续期与公司业绩[J].山西财经大学学报,2017(4):112-124.
- [26] 南晓莉,刘井建.机构投资者持股特征对IPOs长期绩效影响的实证研究[J].华东经济管理,2014(10):37-42.
- [27] 夏宁,李民.机构投资者持股对企业绩效影响的实证研究[J].经济与管理评论,2014(6):68-75.
- [28] 刘子兰,肖楚女,甘顺利.养老基金持股与公司绩效[J].社会科学,2018(2):49-61. (下转第54页)

管理者过度自信、代理成本与成本粘性^{*}

● 杨位留, 杨金磊

(枣庄学院 经济与管理学院, 山东 枣庄 277160)

摘要:研究企业成本粘性有助于打开成本管理的“黑箱”。本文以成本粘性的驱动因素为切入点,将2012—2016年沪深A股上市公司作为研究样本,探究管理者过度自信、两类代理成本与成本粘性之间的关系。研究结果表明,管理者过度自信与成本粘性显著正相关,第一类代理成本与成本粘性显著正相关,第二类代理成本与成本粘性的关系不显著。进一步利用因果逐步回归法和Bootstrap回归方法研究发现,第一类代理成本在管理者过度自信与成本粘性中存在显著的中介效应。

关键词:成本粘性;管理者过度自信;代理成本;中介效应;Bootstrap

中图分类号:F275;F272.91

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-043-12

一、引言

Anderson, Banker & Janakiraman (2003)^[1]以美国上市公司为研究对象,发现成本(SG&A)在销售量上升时的增加幅度大于销售量下降时的减少幅度,将成本这种非对称性现象称为“成本粘性”。从ABJ提出成本粘性的概念后,很多学者研究成本粘性的驱动因素。Banker, Byzlov & Plehn - Dujowich (2010)^[2]认为成本粘性的动因主要是成本调整、管理者的乐观预期和代理问题三个方面,并将管理者依据销售的增减变动而对资源调整作为成本粘性形成的主要动因。成本调整观点认为管理者对企业资源的增减变动是管理者经过深思熟虑做出的决策;管理者乐观预期的观点认为资源投入决策的基础是对未来需求的预期,管理者对未来需求的预期往往是乐观的,当管理者对未来的需求保持高位时,未来可能需要更多的资源,当销售额增加时,乐观预期的管理者可能会更积极地增加资源,导致更大的成本粘性;代理成本观点认为股东与管理者之间的委托代理关

系影响管理者对资源的调整,管理者“帝国构建”的自利行为会扰乱企业资源的优化配置,管理者会增加资源的支配程度,特别是在销售量增加时会过多的投入资源,导致成本的不对称行为的发生。

管理者的个人特征(如声誉、能力、过度自信)会对其决策产生重要影响。国内外学者关于管理者过度自信对资本支出(Malmendier & Tate, 2005)^[3]、财务报告(Schrand & Zechman, 2012)^[4]和企业并购(Malmendier & Tate, 2008)^[5]等影响做了大量研究。在财务领域,管理者过度自信通常被定义为对未来不确定结果的过高估计(Hribar & Yang, 2016)^[6]。在成本管理方面,过度自信的管理者会高估预期的销售额,在经济形势不好,销售额呈下降趋势时,他们会高估近期销售反弹的可能性,将保留过多的资源,以避免在未来销售反弹时增加大量成本,从而导致更高的成本粘性。而管理者在做出决策时,往往与股东的利益并不一致,从而产生代理问题,即管理者为了自己的利益而不是公司股东的利益参与经营管理,管

* 收稿日期:2018-08-02

作者简介:杨位留(1981—),男,山东枣庄人,讲师,博士研究生,研究方向:公司治理;杨金磊(1985—),男,山东枣庄人,讲师,博士研究生,研究方向:公司财务。

理者往往通过提高地位、权力、薪酬和声望来提高个人效用,进行“帝国建设”(Jensen & Meckling, 1976)^[7]而有意调整成本,导致成本习性与最优资源配置不一致,产生成本粘性。因此,不论是管理者的过度自信,还是代理问题的存在,都与管理者的决策密切相关,进而影响到企业的成本管理行为。企业成本的变化并不是完全由销售活动驱动的,很大程度上是管理者“深思熟虑决策”的结果。本文从管理者的过度自信和代理问题两个角度出发,进一步探究成本粘性的动因及其传导路径,对于揭示成本管理的“黑箱”,揭开成本粘性的面纱具有重要意义。

二、理论分析与研究假设

(一)管理者过度自信与成本粘性

近年来,管理者过度自信成为行为金融学研究的热点问题。企业管理者往往是有限理性而不是绝对理性,管理者依赖其在社会和公司中的地位,大都具有自信的倾向,其自信的程度普遍高于一般大众(Landier & Thesmar, 2004)^[8]。管理者的自信行为会对企业的决策产生重要影响,文芳(2011)^[9]认为管理者的过度自信是影响企业决策的重要因素。管理者对市场状况的乐观情绪是成本粘性产生的重要因素,Statman & Tyebjee(1985)^[10]在对多个行业研究后发现,管理者对销售和成本的预测表现为过度自信,过度自信的管理者通常对销售增长有更高的预期,而对未来销售下降有更低的预期。当销售额增加时,预期乐观的管理者可能会更积极的增加资源,导致更大成本粘性的产生。相反,当销售量下降时,不会立即压缩成本,过度自信的管理者会在削减未利用的资源时表现出迟疑,这种过度自信引起的资源调整会导致成本非对称行为的产生。张泽南(2016)^[11]认为高管的乐观预期会加大企业的成本粘性,高管过度自信程度越高,成本粘性增强的趋势越明显。ABJ(2003)^[1]、Banker、Ciftci & Mashruwala(2010)^[12]、梁上坤(2015)^[13]等也认为管理者乐观预期与成本粘性具有显著的正相关关系,管理者的过度自信是造成不对称成本的重要驱动因素。基于此,提出第一个假设:

假设1:管理者过度自信对成本粘性具有显著正向影响,管理者过度自信程度越高,企业的成本粘性越大。

(二)代理成本与成本粘性

代理问题是现代公司制企业普遍存在的现象,在分析代理问题时需要重点关注的是管理者追求自身利益而非股东利益所产生的代理成本。根据学者研究,一般将代理成本分为两类,第一类代理成本是由股东和管理者的利益冲突造成,第二类代理成本是由大股东和小股东之间的利益冲突造成(姜付秀、黄磊、张敏,2009)^[14]。代理理论认为,由于存在信息不对称,股东和管理者之间目标不一致产生利益失衡,产生第一类代理成本。管理者出于自身利益考虑做出决策,往往与股东的利益背道而驰,产生道德风险和逆向选择(Jensen & Meckling, 1976)^[7]。第一类代理成本会对企业的投资、筹资和运营等诸多方面产生重要影响。管理者的“帝国构建”倾向使其掌控更多的企业资源进而提升自身利益,增加个人效用。代理成本越高,管理者实现个人私利的可能性越大,其利用手中支配的资源,通过过度福利或者在职消费来实现对自身的“隐性支付”(万鹏、曲晓辉,2012)^[15]。例如,管理者在销售增加时往往会快速增加管理部门的薪酬和其他费用,但在销售下降时会延迟减少这部分薪酬和费用,造成了费用的不对称性。Chen、Hai & Sougiannis(2012)^[16]研究认为代理问题与SG&A成本不对称程度之间存在正相关关系,管理者“帝国构建”的欲望越强,SG&A越会偏离最佳水平,SG&A不对称程度越大。

第二类代理成本是大小股东之间的冲突造成的。在大多数国家,控股股东对小股东的利益攫取都是非常严重的委托代理问题(Claessens & Jankov, 2002)^[17]。由于股权集中在大股东或者控股股东手中,为谋取私利,大股东利用手中的控制权,通过影响公司决策来侵害小股东的利益,造成公司治理的恶化。解决第二类代理成本的关键是完善公司治理,特别是对大股东的治理。成本粘性的产生主要与管理者决策有关,是管理者对资源的调整而造成的成本的不对称行为,多数情况下与第一类代理成本有关,而与大小股东之间的

利益冲突的关系相对较小。因此,代理成本与成本粘性关系的研究要区分不同类型的代理成本。对此提出假设 2:

假设 2a:第一类代理成本与成本粘性显著正相关,代理成本越高,成本粘性越大。

假设 2b:第二类代理成本与成本粘性不相关。

(三)管理者过度自信与代理成本

委托代理理论是以委托人和代理人都是“理性人”的假设为前提的,但现实经济活动中不论是委托人还是代理人的决策都受到心理因素、知识水平、自身能力等多种因素的影响,表现出“有限理性”。过度自信是管理者心理因素的表现形式,是影响企业决策的重要影响因素。过于自信乐观的人往往更快乐,更受欢迎,更愿意帮助别人,更愿意坚持任务(Taylor & Brown, 1988)^[18]。过度自信和乐观使管理者更有可能去承担高风险项目,激励管理者付出更多的努力,使管理者与股东的目标利益趋于一致,减少代理成本。Gervais、Heaton & Odean(2002)^[19]认为适度的过度自信或乐观的管理者比理性管理者做出的决策更符合股东的利益。Keiber(2002)^[20]研究发现管理者的过度自信提高了其努力程度,减少了委托代理关系中的代理成本。陈其安、杨秀苔(2007)^[21]认为在合理的委托代理契约下,管理者的过度自信有利于改善委托代理关系,可以使股东减小监督力度,进而减少监督成本,也可以使管理者提高努力程度,降低管理者的道德风险。康开托、向小东(2013)^[22]认为代理人对其能力水平的适度过度自信和对其所掌握信息准确性的适度过度自信,既能提高代理人的努力水平,又能提高委托人的收益,降低代理成本。余明桂、李文贵、潘红波(2013)^[23]也认为过度自信能激励管理者在投资决策中承担更多风险,过度自信有助于缓解代理问题。在现代企业的生产经营活动中,代理成本和管理者的过度自信是同时存在的(蔡地、万迪昉,2010)^[24],二者都是成本粘性的驱动因素,而管理者过度自信对代理成本又会产生影响,进而影响成本粘性。因此,提出假设 3 和假设 4:

假设 3:管理者过度自信能够缓解代理成本,管理者过度自信与代理成本负相关。

假设 4:代理成本在管理者过度自信和成本粘性之间存在中介效应。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取了 2012—2016 年沪深两市 A 股上市公司中具有成本粘性(不包含反粘性)的公司为研究对象。对初步选出的观测样本进行了如下步骤的筛选处理:剔除财务数据缺失的公司;剔除了被特殊处理的 ST、*ST 公司;剔除了数据有异常值和极端值的公司;删除了金融保险类的公司。经过筛选最终获取 2 778 个年度观测样本。原始财务及公司治理的数据全部来源于国泰安(CSMAR)和锐思(RESSET)数据库,利用 Excel 和 SPSS24.0 对样本数据进行处理和分析。

(二)变量释义

1. 被解释变量

本文成本粘性的计算主要根据 WEISS(2010)^[25]模型,其形式如下:

$$\text{Sticky}_{i,t} = \log\left(\frac{\Delta\text{Cost}}{\Delta\text{Sale}}\right)_{i,\tau} - \log\left(\frac{\Delta\text{Cost}}{\Delta\text{Sale}}\right)_{i,\bar{\tau}} \quad \tau, \bar{\tau} \in \{t \cdots t-3\}$$

模型中 Sticky 表示成本粘性, ΔCost 表示季度的成本变动额, ΔSale 表示季度的营业收入变动额, i 表示第 i 家公司, t 表示第 t 年, τ 表示某年连续四个季度中业务量下降的最近一个季度, $\bar{\tau}$ 表示某年连续四个季度中业务量上升的最近一个季度。若计算结果为正数,说明具有反粘性(Anti-sticky),若计算结果为负数,则表明公司具有成本粘性,数值越小,成本粘性越大。若计算结果为 0 说明成本的变动符合传统成本习性模型。本文只取计算结果为负数的数据,并将负数取绝对值,绝对值越大,成本的不对称程度越大,成本粘性越大。

2. 解释变量

(1)管理者过度自信

管理者过度自信的研究面临的最大挑战是建立衡量过度自信的评价标准(Malmendier &

Tate, 2005b)^[26]。目前,管理者过度自信的衡量方法主要有 CEO 持股状况(股票期权)、企业的盈利预测、主流媒体对 CEO 的评价、高管的相对薪酬水平、宏观指数等等。其中,高管的相对薪酬水平一定程度上反映高管在公司中的权威和地位,而权威和地位是引起过度自信的重要因素。Hayward & Hambrick(1997)^[27]的研究结果表明,CEO 的相对薪酬水平越高,CEO 的地位就越高,就更倾向于过度自信。姜付秀、黄磊、张敏(2009)^[14]以“薪酬最高的前三名高管薪酬之和/所有高管的薪酬之和”的比值来度量管理者过度自信,该比值越大意味着管理者的过度自信程度越高。本文将“薪酬最高的前三名高管薪酬之和/所有高管的薪酬之和”作为管理者过度自信的替代变量。

(2)代理成本

第一类代理成本是管理者与股东的目标冲突产生的成本,主要是管理者利用支配的资源进行自利行为引起的。在衡量第一类代理成本时,管理费用能够对管理者的超额薪酬、不当开支等自利行为提供良好的度量,而资产周转状况可以一定程度上反映管理者的勤勉和努力程度。参考 Ang, Cole & Lin(2000)^[28],李寿喜(2007)^[29],姜

付秀、黄磊、张敏(2009)^[14]等学者的研究,本文选取了管理费用率和总资产周转率作为第一类代理成本的替代变量。管理费用率是正向指标,管理费用率越高,代理成本越高;总资产周转率是反向指标,总资产周转率越高,代理成本越小,总资产周转率在还会稳健性检验时使用。第二类代理成本是大股东与小股东之间的利益冲突产生的成本,大股东利用其控股地位肆意侵占小股东的利益,大股东侵占小股东利益的重要表现形式是占用上市公司的资金。大股东往往通过与关联方的销售形成应收款项或以“暂借款”的方式形成其他应收款项,这种款项具有很大的隐蔽性。因此,参考甄红线、张先治、迟国泰(2015)^[30]的做法,将“其他应收款占总资产比”作为第二类代理成本的替代变量。

3. 控制变量

公司规模、杠杆水平和公司治理中的股权制衡度、独立董事的比例和两职兼任等对管理者的决策会造成影响,将其纳入控制变量中。根据 ABJ(2003)^[1]对于成本粘性的研究,将资产密集度、员工密集度和经济增长率作为控制变量,同时控制了年份和行业的影响。

具体变量名称及定义如表 1 所示:

表 1 变量名称及变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义	
被解释变量	成本粘性	STICKY	根据 WEISS(2010)模型计算得出	
解释变量	管理者过度自信		OC	前三名高管薪酬总额/全体高管薪酬总额
	第一类代理成本	管理费用率	EXP	管理费用/销售收入
		总资产周转率	TURN	营业收入净额/平均资产总额
	第二类代理成本	其他应收款占总资产比	OR	其他应收款/期末资产总额
控制变量	公司规模	SIZE	总资产取自然对数	
	杠杆水平	LEV	负债总额/资产总额	
	股权制衡度	EBS	第二大股东至第五大股东持股比例之和/ 第一大股东持股比例	
	独立董事比例	ID	独立董事人数/董事会总人数	
	两职兼任	DUAL	董事长与总经理是否兼任,是为 1, 否则为 0	
	资本密集度	EMP	企业总资产/销售收入	
	员工密集度	CAP	企业员工总数/销售收入(百万元)	
	经济增长率	GDP	年度国内生产总值的增长率	
	年度控制变量	YERA	控制年度的影响	
	行业控制变量	IND	控制行业的影响	

(三) 研究模型

根据前文的理论分析和研究假设,建立以下模型:模型(1)检验高管过度自信与成本粘性的关系;模型(2)检验第一类代理成本与成本粘性的关系;模型(3)检验第二类代理成本与成本粘性的关系;模型(4)检验第一类代理和第二类代理成本同时存在时对成本粘性的影响。具体模型如下:

$$STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 CO_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 EBS_{it} + \beta_5 ID_{it} + \beta_6 DUAL_{it} + \beta_7 EMP_{it} + \beta_8 CAP_{it} + \beta_9 GDP_{it} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \varepsilon \quad (1)$$

$$STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 EBS_{it} + \beta_5 ID_{it} + \beta_6 DUAL_{it} + \beta_7 EMP_{it} +$$

$$\beta_8 CAP_{it} + \beta_9 GDP_{it} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \varepsilon \quad (2)$$

$$STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 OR_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 EBS_{it} + \beta_5 ID_{it} + \beta_6 DUAL_{it} + \beta_7 EMP_{it} + \beta_8 CAP_{it} + \beta_9 GDP_{it} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \varepsilon \quad (3)$$

$$STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{it} + \beta_2 OR_{it} + \beta_3 EXP_{it} * OR_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 EBS_{it} + \beta_7 ID_{it} + \beta_8 DUAL_{it} + \beta_9 EMP_{it} + \beta_{10} CAP_{it} + \beta_{11} GDP_{it} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \varepsilon \quad (4)$$

四、数据处理与假设检验

(一) 描述性统计

各变量的描述性统计结果见表2。

表2 变量的描述性统计

变量	样本数	最小值	最大值	平均值	中位数	标准差
STICKY	2778	0.001	8.424	0.589	0.313	0.790
OC	2778	0.116	0.980	0.411	0.390	0.129
EXP	2778	0.002	3.149	0.109	0.087	0.117
TURN	2778	0.020	7.846	0.614	0.500	0.506
OR	2778	0.001	0.649	0.018	0.009	0.034
SIZE	2778	17.813	27.703	22.088	21.946	1.330
LEV	2778	0.024	0.987	0.445	0.439	0.216
EBS	2778	0.005	3.923	0.646	0.458	0.593
DUAL	2778	0.000	1.000	0.260	0.000	0.438
ID	2778	0.071	0.833	0.370	0.364	0.099
EMP	2778	0.131	44.066	2.861	2.149	3.009
CAP	2778	0.012	18.835	1.557	1.241	1.372
GDP	2778	0.067	0.079	0.073	0.073	0.005

从变量的描述性结果看,成本粘性(取绝对值后)最大值为8.424,最小值为0.001,表明样本公司的成本粘性差异比较大;平均值为0.589,中位数为0.313,表明样本公司中成本粘性程度普遍较高,成本的不对称幅度较大。前三名高管薪酬总额与全体高管薪酬比、管理费用率、总资产周转率和其他应收款占总资产比的极值之间差异都比较大,表明不同公司间管理者的过度自信、两类代理成本的差异也较大,其他变量也存在着不同程度的差异。

(二) 相关性分析

从表3变量之间的 Pearson 相关系数可以看出,管理者过度自信与成本粘性显著正相关;成本粘性与管理费用率显著正相关,与总资产周转率显著负相关,与其他应收款占总资产比正相关但不显著,初步验证了研究假设。其余的变量之间存在着不同程度的相关关系,但相关系数都不超过0.5,可以初步确定变量间不存在严重的多重共线性。

(三) 回归分析

表3 Pearson 相关系数表

	STICKY	OC	EXP	TURN	OR	SIZE	LEV	EBS	DUAL	ID	EMP	CAP	GDP
STICKY	1												
OC	0.037*	1											
EXP	0.124***	0.075***	1										
TURN	-0.1***	0.019	-0.295***	1									
OR	0.028	0.023	0.160***	-0.017	1								
SIZE	-0.046**	-0.275***	-0.365***	0.050***	0.021	1							
LEV	-0.058***	-0.080***	-0.235***	0.112***	0.179***	0.446***	1						
EBS	0.018	-0.032*	0.116***	-0.038**	-0.004	-0.133***	-0.120***	1					
DUAL	-0.016	0.177***	0.047**	-0.040**	0	-0.168***	-0.128***	0.050***	1				
ID	0.033*	-0.036*	-0.002	-0.009	-0.044**	-0.075***	-0.115***	0	0.113***	1			
EMP	0.106***	0.070***	0.461***	-0.422***	0.126***	0.022	-0.003	0.040**	-0.026	-0.01	1		
CAP	0.116***	0.064***	0.474***	-0.235***	0.022	-0.389***	-0.192***	0.104***	0.064***	0.048**	0.190***	1	
GDP	0.033*	-0.007	-0.048**	0.077***	-0.027	-0.106***	0.033*	-0.051***	-0.037**	0.009	-0.057***	0.053***	1

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著,下同。

表4 管理者过度自信、代理成本与成本粘性回归分析

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	STICKY	STICKY	STICKY	STICKY
OC	0.035* (1.756)	- -	- -	- -
EXP	- -	0.069*** (2.709)	- -	0.116*** (3.452)
OR	- -	- -	0.03 (1.544)	0.024 (1.234)
EXP*OR	- -	- -	- -	0.065** (2.395)
SIZE	0.023 (0.942)	0.026 (1.081)	0.014 (0.579)	0.029 (1.217)
LEV	-0.04* (-1.828)	-0.036 (-1.606)	-0.045** (-2.009)	-0.035 (-1.561)
EBS	0.006 (0.334)	0.003 (0.139)	0.004 (0.2)	0.003 (0.136)
DUAL	-0.028 (-1.455)	-0.022 (-1.159)	-0.024 (-1.234)	-0.024 (-1.269)
ID	0.039** (2.029)	0.04** (2.083)	0.038** (1.963)	0.041** (2.123)
EMP	0.081*** (3.851)	0.052** (2.181)	0.079*** (3.764)	0.049** (2.08)
CAP	0.083*** (3.845)	0.064*** (2.814)	0.081*** (3.762)	0.056** (2.458)

(续表 4)

GDP	0.041* (1.678)	0.043* (1.788)	0.04 (1.645)	0.048** (1.969)
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
N	2778	2778	2778	2778
ADJ - R ²	0.033	0.034	0.032	0.035
F	5.247***	5.448***	5.214***	5.087***
D - W	1.977	1.982	1.979	1.981

从模型(1)回归结果看,管理者过度自信的系数在10%的显著性水平上显著为正,表明管理者过度自信对成本粘性具有显著正向影响。管理者过度自信导致的资源调整会带来成本的非对称性,产生成本粘性,过度自信程度越高,成本粘性越大,证实了假设 H1。模型(2)回归结果表明管理费用率(第一类代理成本)与成本粘性在1%的显著性水平上显著正相关,管理费用率越高意味着代理成本越高,管理者利用支配的资源谋取私利的机会就越大,产生的成本粘性就越大,假设 H2a 被证实。模型(3)的回归结果显示了其他应收款占总资产比(第二类代理成本)与成本粘性间关系,其他应收款占总资产比与成本粘性间是正向关系,但不显著,假设 H2b 被证实。二者关系不显著的原因可能是成本粘性的产生更多的是管理者对企业资源的调整而导致的成本不对称行为,与管理者和股东之间的代理问题直接相关,而第二类代理成本是大股东与小股东之间的利益冲突造成的,与成本粘性的关系相对间接。模型(4)显示了两类代理成本同时存在时对成本粘性的影响,当两类成本同时存在时,交互项 EXP * OR 在5%的显著性水平上与成本粘性呈现显著

的正相关关系,表明二者共同存在时产生的交互作用会影响成本粘性。

为了进一步探究管理者过度自信、代理成本与成本粘性的关系,检验第一类代理成本是否在管理者过度自信与成本粘性之间存在中介效应。本文根据 Baron & Kenny(1986)^[31]因果逐步回归(causal step regression)的方法,结合甄红线、张先治、迟国泰(2015)^[30]等学者研究,对样本进行因果逐步回归,回归前将所有样本进行了中心化处理,中心化后变量的回归模型如下:

$$c_STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_OC_{it} + \beta_2 c_SIZE_{it} + \beta_3 c_LEV_{it} + \beta_4 c_EBS_{it} + \beta_5 c_ID_{it} + \beta_6 c_DUAL_{it} + \beta_7 c_EMP_{it} + \beta_8 c_CAP_{it} + \beta_9 c_GDP_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (5)$$

$$c_EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_OC_{it} + \beta_2 c_SIZE_{it} + \beta_3 c_LEV_{it} + \beta_4 c_EBS_{it} + \beta_5 c_ID_{it} + \beta_6 c_DUAL_{it} + \beta_7 c_EMP_{it} + \beta_8 c_CAP_{it} + \beta_9 c_GDP_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (6)$$

$$c_STICKY_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_EXP_{it} + \beta_2 c_OC_{it} + \beta_3 c_SIZE_{it} + \beta_4 c_LEV_{it} + \beta_5 c_EBS_{it} + \beta_6 c_ID_{it} + \beta_7 c_DUAL_{it} + \beta_8 c_EMP_{it} + \beta_9 c_CAP_{it} + \beta_{10} c_GDP_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon \quad (7)$$

表 5 管理者过度自信、代理成本与成本粘性回归分析(因果逐步回归法)

变量	模型(5)	模型(6)	模型(7)
	c_STICKY	c_EXP	c_STICKY
c_OC	0.035* (1.756)	-0.036** (-2.42)	0.038* (1.885)
c_EXP	-	-	0.071*** (2.794)

(续表 5)

c_SIZE	0.023 (0.942)	-0.22*** (-12.107)	0.039 (1.547)
c_LEV	-0.04* (-1.828)	-0.053*** (-3.194)	-0.037* (-1.657)
c_EBS	0.006 (0.334)	0.016 (1.105)	0.005 (0.275)
c_DUAL	-0.028 (-1.455)	-0.008 (-0.521)	-0.028 (-1.429)
c_ID	0.039** (2.029)	-0.047*** (-3.288)	0.042** (2.202)
c_EMP	0.081*** (3.851)	0.449*** (28.646)	0.049** (2.046)
c_CAP	0.083*** (3.845)	0.265*** (16.337)	0.064*** (2.845)
c_GDP	0.041* (1.678)	-0.055*** (-3.044)	0.044* (1.839)
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
N	2778	2778	2778
ADJ-R ²	0.033	0.457	0.035
F	5.247***	107.225***	5.37***
D-W	1.977	2.169	1.980

从逐步回归的结果看,模型(5)中解释变量(管理者过度自信)与被解释变量(成本粘性),模型(6)中解释变量(管理过度自信)与中介变量(管理费用率),模型(7)中解释变量(管理者过度自信)、中介变量(管理费用率)与被解释变量(成本粘性)的回归系数都显著,按照因果逐步回归方法的验证,可以确定第一类代理成本

作为中介变量,管理者过度自信和成本粘性之间的中介效应是存在的。近年来,Baron & Kenny(1986)^[31]因果逐步回归方法中主效应显著性、中介路径等问题的合理性和有效性遭到了很多学者的质疑。本文进一步采用Preacher & Hayes(2004)^[32]提出的Bootstrap方法进行中介效应的检验,结果见表6:

表 6 第一类代理成本(管理费用率)Bootstrap 中介效应检验结果

Direct effect of X on Y					
Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
0.2313	0.1227	1.8849	0.0596	0.0294	0.4332
Indirect effect of X on Y					
Effect	Boot	SE	BootLLCI	BootULCI	
EXP	-0.0158	0.0121	-0.0428	-0.0024	
Normal theory tests for indirect effect(Sobel test)					
Effect	se	Z	p		
-0.0158	0.0089	-1.7658	0.0774		

从 Bootstrap 方法的回归结果看,自变量(OC)与中介变量(EXP)回归系数在 90% 的置信区间,中介检验结果显示:BootLLCI = -0.0428, BootULCI = -0.0024,没有包含 0,表明第一类代理成本在管理者过度自信与成本粘性之间的中介效应显著,中介效应的数值为 -0.0158。进一步根据 Sobel 检验的结果看,p 值为 0.0774,在 10% 的显著性水平上显著,进一步证实了代理成本的

中介效应是存在的,假设 H4 得到验证。

五、稳健性检验

为了更好的验证管理者过度自信、代理成本和成本粘性的关系,将第一类代理成本的替代变量由管理费用率(EXP)替换为总资产周转率(TURN),然后再次验证三者的关系及其代理成本的中介效应的存在。回归结果见表 7:

表 7 管理者过度自信、第一类代理成本与成本粘性回归分析(因果逐步回归法)

变量	模型(8)	模型(9)	模型(10)
	c_STICKY	c_TURN	c_STICKY
c_OC	0.035* (1.756)	0.061*** (3.605)	0.038* (1.897)
c_TURN	- -	- -	-0.048** (-2.106)
c_SIZE	0.023 (0.942)	0.008 (0.393)	0.023 (0.958)
c_LEV	-0.04* (-1.828)	0.102*** (5.482)	-0.036 (-1.6)
c_EBS	0.006 (0.334)	0.002 (0.113)	0.006 (0.338)
c_DUAL	-0.028 (-1.455)	-0.047*** (-2.851)	-0.03 (-1.568)
c_ID	0.039** (2.029)	0.002 (0.138)	0.039** (2.036)
c_EMP	0.081*** (3.851)	-0.309*** (-17.506)	0.066*** (2.989)
c_CAP	0.083*** (3.845)	-0.162*** (-8.868)	0.075*** (3.442)
c_GDP	0.041* (1.678)	0.09*** (4.427)	0.045* (1.85)
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
N	2778	2778	2778
ADJ-R ²	0.033	0.312	0.034
F	5.247***	58.163***	5.218***
D-W	1.977	0.51	1.978

从因果逐步回归的结果看,模型 8 中解释变量(管理者过度自信)与被解释变量(成本粘性),模型 9 中解释变量(管理过度自信)与中介变量(总资产周围率),模型 10 中解释变量(管理者过度自信)、中介变量(总资产周围率)与被解释变

量(成本粘性)的回归系数都在不同显著性水平上显著。因此,将第一类代理成本的替代变量由管理费用率替换为总资产周围率后,仍然可以确定第一类代理成本为中介变量,对管理者过度自信和成本粘性之间的中介效应是存在的。

表 8 第一类代理成本(总资产周围率)Bootstrap 中介效应检验结果

Direct effect of X on Y					
Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
0.2332	0.1229	1.8971	0.0579	0.0309	0.4355
Indirect effect of X on Y					
Effect	Boot	SE	BootLLCI	BootULCI	
TURN	-0.0177	0.0080	-0.0348	-0.0077	
Normal theory tests for indirect effect(Sobel test)					
Effect	se	Z	p		
-0.0177	0.0100	-1.7684	0.0770		

从表 8 的检验结果看,在 90% 的置信区间,中介检验的结果显示,BootLLCI = -0.0348, BootULCI = -0.0077,没有包含 0,表明第一类代理成本(TURN)在管理者过度自信与成本粘性之间存在显著的中介效应,中介效应的数值为 -0.0177。Sobel 检验的结果显示 p 值为 0.0774,在 10% 的显著性水平上显著,证实了第一类代理成本在管理者过度自信与成本粘性之间中介效应的显著性。

六、结论

本文以企业成本粘性的驱动因素为切入点,研究了管理者过度自信、两类代理成本与成本粘性之间的关系。研究结果表明管理者过度自信、第一类代理成本对成本粘性呈现显著的正向影响,揭示了管理者过度自信和代理问题是企业成本粘性产生的重要驱动因素。对成本粘性行为驱动因素的研究有利于揭开成本管理中的“黑箱”,更好的了解企业的成本管理行为。由于成本粘性的产生与管理者的决策密切相关,今后的研究要结合公司治理,研究公司治理机制在抑制管理者帝国建设和机会主义行为、减少代理成本、提升企

业的成本管理方面的作用,为企业构建科学合理的决策机制,从而最终提升公司治理水平提供参考。

参考文献

- [1] Anderson, M. C., Banker, R. D. & Janakiraman, S. N. Are Selling, General and Administrative Costs “Sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (1): 47-63.
- [2] Banker R., Byzalov D., Plehn - Dujowich J. Sticky Cost Behavior: Theory and Evidence, 2010, Working paper.
- [3] Malmendier U, Tate G. CEO Overconfidence and Corporate Investment [J]. Journal of Finance, 2005, 60 (6): 2661-2700.
- [4] Schrand C M, Zechman S L C. Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting [J]. Journal of Accounting & Economics, 2012, 53 (1-2): 311-329.
- [5] Malmendier U, Tate G. Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89(1): 20-43.
- [6] Hribar P, Yang H. CEO Overconfidence and Management Forecasting [J]. Contemporary Accounting Research,

- 2015,33(1):204-227.
- [7] Jensen, Michael, C. and William H. Meckling, Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4):305-360.
- [8] Landier, Augustin and David Thesmar, Financial Contracting with Optimistic Entrepreneurs: Theory and Evidence, 2004, Working Paper.
- [9] 文芳. 管理者信心与公司治理的有效性——基于我国上市公司管理者变更的经验证据 [J]. *财经研究*, 2011(1):38-47.
- [10] M Statman, TT Tyebjee, Optimistic Capital Budgeting Forecasts: An Experiment [J]. *Financial Management*, 1985, 14(3):27-33.
- [11] 张泽南. 政治关联、管理者过度自信与成本粘性——基于创业板上市公司的经验证据 [J]. *财经论丛*, 2016(10):67-75.
- [12] Banker R., Ciftci M, Mashruwala D., Managerial Optimism and Cost Behavior, 2010, Working paper.
- [13] 梁上坤. 管理者过度自信、债务约束与成本粘性 [J]. *南开管理评论*, 2015(3):122-131
- [14] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本 [J]. *世界经济*, 2009(10):46-59.
- [15] 万鹏, 曲晓辉. 董事长个人特征、代理成本与营收计划的自愿披露——来自沪深上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2012(7):15-23
- [16] CX Chen, LU Hai, T Sougiannis, The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(1):252-282.
- [17] S Claessens, S Djankov, Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(6):2741-2771.
- [18] SE Taylor, JD Brown, Illusion and Well-being: A Social Psychological Perspective on Mental Health [J]. *Psychological Bulletin*, 1988, 103(2):193-210.
- [19] S Gervais, JB Heaton, T Odean, The Positive Role of Overconfidence and Optimism in Investment Policy, 2002, working paper.
- [20] KL Keiber, Managerial Compensation Contracts and Overconfidence, EFA Berlin Meetings Discussion Paper, 2002.
- [21] 陈其安, 杨秀苔. 基于代理人过度自信的委托-代理关系模型研究 [J]. *管理工程学报*, 2007(1):110-116.
- [22] 康开托, 向小东. 基于过度自信的多代理人委托代理模型研究 [J]. *科技和产业*, 2013(1):107-111.
- [23] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担 [J]. *金融研究*, 2013(1):149-163.
- [24] 蔡地, 万迪昉. 管理者过度自信研究综述 [J]. *华东经济管理*, 2010(8):143-145.
- [25] Dan Weiss, Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts [J]. *The Accounting Review*, 2010, 85(4):1441-1471.
- [26] U Malmendier, G Tate, Does Overconfidence Affect Corporate Investment? CEO Overconfidence Measures Revisited [J]. *European Financial Management*, 2005, 11(5):649-659
- [27] MLA Hayward, DC Hambrick, Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of CEO Hubris [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42(1):103-127.
- [28] James S. Ang and Rebel A. Cole and James Wuh Lin, Agency Cost and Ownership Structure [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(1):81-106.
- [29] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率 [J]. *经济研究*, 2007(1):102-113.
- [30] 甄红线, 张先治, 迟国泰. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验 [J]. *金融研究*, 2015(12):162-177.
- [31] Baron, R. M., & Kenny, D. A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality & Social Psychology*, 1986, 51:1173-1182
- [32] Preacher, K. J., & Hayes, A. F. SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models [J]. *Behavior Research Methods Instruments, and Computers*, 2004, 36:717-731.

Managerial Overconfidence, Agency Costs and Cost Stickiness

YANG Wei - liu, YANG Jin - lei

(School of Economics and Management, Zaozhuang University, Zaozhuang 277160, China)

Abstract: Studying cost stickiness of enterprise could open the "black box" of cost management. Based on driving factors of the cost stickiness, this paper takes the A - share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2012 to 2016 as the research samples to explore the relationship between managerial overconfidence, two types of agency costs and cost stickiness. The results show that managerial overconfidence is significantly positively correlated with the cost stickiness. The first type of agency cost is significantly positively correlated with the cost stickiness. The relationship between the second type of agency cost and the cost stickiness is not significant. Further studies using causal stepwise regression and Bootstrap regression find that the first type of agency cost has a significant mediating effect both on managerial overconfidence and cost stickiness.

Key words: cost stickiness; managerial overconfidence; agency cost; mediating effect; Bootstrap

(责任编辑:郭海明)

(上接第 42 页)

Research on the Impact of Social Security Fund Shareholding on the Performance of Listed Companies

ZHAO Ai - ling, WEN Xiao - man

(school of business, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China)

Abstract: Social Security Fund investment in the capital market is a product of the economic development to a certain stage. That can guide a value investment and promote a healthy and stable development of the capital market. Taking A - share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2007 to 2016 as the research samples, the paper empirically studies the impact of the characteristics of stocks held by Social Security Fund on the performance of listed companies. The empirical results show that the social security fund plays an important role in improving the level of governance of listed companies, which helps to improve the financial status of companies, and thus improves the profitability of listed companies. However, there are some problems in the development of social security funds. Therefore, it is essential to reinforce supervision towards Social Security Fund and improve relevant laws and regulations and promote Social Security Fund investment in the stock market as well.

Key words: social security fund; shareholding characteristics; company performance

(责任编辑:郭海明)

环境质量、环境认知与居民幸福感 ——基于 CGSS(2013) 微观数据的实证分析*

● 罗心慧^{1,2}, 周 晨¹

(1. 广州大学 经济与统计学院, 广东 广州 510006; 2. 香港城市大学 经济与金融系, 香港 999077)

摘 要: 利用中国综合社会调查 CGSS(2013) 微观调查数据和环境监测数据, 构建 ordered probit 模型实证检验主观环境认知和客观环境质量对居民幸福感的影响。结果表明: 客观环境质量对居民幸福感有显著影响, 居民幸福感与主观环境认知的满意度评价呈负相关, 居民幸福感的影响因素在中国东部和中西部地区存在区域差异; 包含环境污染指数和 GDP 交互项的模型表明, GDP 增长速度越慢, 客观环境质量对居民幸福感的影响越大。最后建议既要加强生态环境的宏观保护, 也要关注居民周边环境质量的微观提升。

关键词: 居民幸福感; 环境质量; 环境认知; ordered probit 模型

中图分类号: F062. 2

文献标识码: A

文章编号: 1004-5465(2019)02-055-08

一、引言

随着国民环境意识的不断提高, 环境问题已经成为我国当前发展阶段突出的公众议题(周绍杰等, 2015)^[1]。公众对环境问题的关心来自于收入水平提高所带来的对美好生活的向往, 而近年来环境质量的急剧恶化更引发了人们的强烈关注(Yuan et al., 2018)^[2]。进入 21 世纪, 由于产业发展伴随着生态环境的恶化, 学术界对居民幸福感的研究继之转移到环境经济学领域, 重点研究居民幸福感是否会被环境质量变化所影响。更好地了解影响居民幸福感的因素和机制可能有助于形成一种更环保的、可持续的生活方式和经济增长模式(王艳萍, 2017)^[3]。

幸福感已经被普遍用来评价居民生活的满意程度, 成为社会福利的重要衡量指标。经济学者分析了一系列影响居民幸福感的微观和宏观经济

变量, 主要有性别、年龄、收入、失业、通货膨胀和城市化进程等(Easterlin, 1974; Clark and Oswald, 1994; 朱建芳和杨晓兰, 2009; 樊娜娜, 2017; 尚雪英, 2018; 王鹏, 2016)^[4-9]。近年来, 部分研究开始考虑环境质量(或环境污染)对居民幸福感发生的影响。Ferreira and Moro(2010)^[10]指出, SO₂ 浓度越高, 对幸福感产生的负面影响越大, SO₂ 浓度每增加 1 μg/m³, 生活满意度会下降 0.016 个百分点。Yuan 等(2018)^[2]研究发现中国更低的空气质量指数(AQI)或更高的绿色植被覆盖率提升了居民主观幸福感。黄永明、何凌云(2013)^[11]利用中国综合社会调查数据评估了环境污染对中国城市居民主观幸福感的影响及其区域差异。

一些学者进一步细化了环境质量影响幸福感的主要因素, 并探讨了环境质量对不同群体幸福感的影响差异。Tella 等(2003)^[12]认为环境质量

* 收稿日期: 2018-11-22

基金项目: 广东省哲学社会科学基金“十三五”规划青年项目(GD17YYJ04; GD17YYJ02)。

作者简介: 罗心慧(1996—), 女, 广东广州人, 硕士研究生, 研究方向: 环境经济; 周晨(1984—), 男, 湖南常德人, 博士, 讲师、硕士生导师, 研究方向: 环境经济。

恶化使居民的发病率上升,而身体健康程度是决定居民幸福感的关键因素,健康状况较差的居民通常感到不幸福。Ferreira and Moro(2010)^[10]认为环境污染问题给人们生活带来不便,很难再享受到原生态自然环境给生活带来的愉悦。李梦洁(2008)^[13]指出,环境恶化经由影响居民日常生活的三方面,即身体健康、生活质量和社会活动影响居民幸福感。不同收入水平居民的幸福感受到环境质量的影响程度不同,居民收入越低承担的福利损失越大。陈永伟和史宇鹏(2013)^[14]研究发现,绿色发展、空气质量改善对环保主义者、健康条件欠佳者和收入较高者的效用更大。

可见,居民幸福感的降低与产业发展、人口增长、资源消耗和环境污染密不可分。现阶段中国环境质量的恶化会显著影响居民的幸福感吗?如果影响居民幸福感,那么传导机制又是什么?已有研究虽然对环境质量影响居民幸福感的主要因素、作用机制和群体差异等进行了深入研究,不过,居民幸福感既可能被环境质量实际变化所影响,也可能因自身对环境质量的认知差异而引起变化。也就是说,人们对周边环境质量的主观评价与客观环境质量一样都是幸福感的重要影响因素。甚至,居民主观环境认知对幸福感的影响程度可能更为深远。为弥补目前研究的不足,本文在控制收入、失业和身心健康等影响因素的基础上,把客观环境质量和主观环境认知纳入同一理论分析框架,利用CGSS(2013)数据和环境监测数据,构建Ordered probit模型实证分析居民幸福感的影响因素。

二、环境质量影响居民幸福感的理论分析

(一)客观环境质量对居民幸福感的影响

环境污染水平对居民幸福感的影响较为显著。环境污染通过影响居民日常生活的三方面,即身体健康、生活质量和社会活动影响居民幸福感。客观环境质量通过提高居民身体健康水平来影响居民幸福感。客观环境质量主要包括三个维度:水质、空气质量和固体生活垃圾。

环境污染对人们幸福感的负面影响比传统的

估计更大。身体健康会被客观环境因素破坏(刘宁宁和孙玉环,2018)^[15]。例如,SO₂的排放量增加,空气质量变差,会引发肺部疾病;废水排放量增加,且未经专业处理后直接排放会造成水污染,生活用水和饮用水质量下降会增加居民患病概率;固体废弃物产生量的提高也就意味着需要焚烧、填埋更多垃圾,焚烧垃圾产生的污染气体也会影响附近居民肺部健康,而填埋的垃圾则又可能会污染附近土壤,从而影响水源质量和农产品质量,进而对人体造成侵害。根据最优外部性理论,环境污染对居民身体的物理性损害使居民幸福感下降。

假说1:客观环境质量对居民幸福感有显著的正向影响。

(二)主观环境认知对居民幸福感的影响

主观环境认知影响居民效用水平,从而影响居民幸福感。主观环境认知可以被看作是我们的“心情”,或对环境质量下降可能降低身体健康程度的“焦虑”。客观环境质量的提升给居民带来了更大的效用,使居民的心情更加愉悦、身体更加健康,从而改善了居民的主观环境认知。郑君君(2015)^[16]发现,中国居民一旦主动意识到环境污染问题,主观感受到环境污染程度的加剧,那么自身幸福感即会随之下降。可见,客观环境质量会影响到居民的主观环境认知,之后影响幸福感。

由于中国东部沿海发达地区和中西部内陆地区的经济发展阶段存在差异,主观环境认知对居民幸福感的影响机制可能存在差异。苟艺铭(2017)^[17]研究了东部沿海地区居民与中西部地区居民的幸福感后发现,区域客观环境污染差异对居民幸福感的作用差别不大。可是影响居民幸福感的差异性的主观因素依然存在。李顺毅(2017)^[18]发现从区域角度看,低碳发展对东部地区居民幸福感有增进效果,可是对中西部地区居民并没有产生显著的积极影响。

环境库兹涅兹曲线表明,在产业高速发展阶段特别是重化工业发展阶段,人均收入水平较低但增速很快,环境污染相对严重。在经济发展后期,随着人们对环境质量需求的提升,逐渐意识到

不能走粗放型发展的老路,开始重视环境治理。中国中西部地区的经济发展处于环境库兹涅茨曲线的前半段。在这一阶段,人们迫切需要提高自身收入,生态环境破坏现象被忽视,甚至某些地区还会引入高污染企业。由于收入对幸福感有明显的增进效应,生态环境恶化对幸福感没有明显的负向影响,最终可能陷入“环境越差—收入越高—幸福感增强”的陷阱。东部地区的经济发展处于环境库兹涅茨曲线的后半段。当经济发展已经相对成熟,地方性环境规制政策不断完善,拥有更加健康的身体、追求可持续发展变成人们的迫切追求,居民更能理解“绿水青山就是金山银山”的理念。可见,客观环境质量和主观环境认知对居民幸福感的影响有差别,传导机制存在显著的区域差异。

假说2:主观环境认知对居民幸福感有显著的正向影响;

假说3:居民幸福感的影响因素及其传导机制存在显著的区域差异。

三、数据、样本与变量说明

(一)数据来源

衡量居民幸福感与主观环境认知的数据来自于2013年《中国综合社会调查(CGSS)》数据库。衡量客观环境质量的数据来自于国家统计局和环境保护部发布的2013年《中国环境统计年鉴》。其他数据来自于2013年《中国城市统计年鉴》。

(二)变量说明

1. 被解释变量

居民幸福感(happiness_i)。《中国综合社会调查(CGSS)》调查问卷的受访者被要求按照五个等级评价自己的幸福程度,分别是非常不幸福、比较不幸福、说不上幸福不幸福、比较幸福、非常幸福。

2. 核心解释变量

(1)居民主观环境认知得分(evaluation_i)

《中国综合社会调查(CGSS)》调查问卷中,受访者被要求对所在地区的12类环境指标(空气污染、水污染、噪音污染、工业垃圾污染、生活垃圾污

染、绿地不足、森林植被破坏、耕地质量退化、淡水资源短缺、食品污染、荒漠化和野生动植物减少)进行打分,7分为满分,分值越高表示主观环境污染程度越高。综合12类环境指标,可评估居民主观环境认知,居民主观环境认知的得分越高表示居民认为这个地区的环境越好。具体公式如下:

$$\text{evaluation}_i = 8 - \frac{\sum_{j=1}^{12} e_{ij}}{12} \quad (1)$$

式(1)中, e_{ij} 表示第*i*个居民对第*j*个环境指标的主观评价分值,其中, $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, 12$ 。

(2)客观环境质量

第一种是以“三废”(废气、废水和固体废弃物)为主的环境污染数据。 SO_2 _{*i*}表示第*i*个居民所在省份的 SO_2 排放总量; ww _{*i*}表示第*i*个居民所在省份的废水排放量; sw _{*i*}表示第*i*个居民所在省份的固体废弃物产生量。

第二种是利用环境污染数据构建环境污染指数。本文利用改进后的熵值法把“工业六废”(工业废水、工业废气、工业二氧化硫、工业粉尘、工业烟尘、工业固体废弃物)构建成环境污染指数来衡量客观环境质量。

首先,用功效系数法将原始矩阵同度量化:

$$r_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{\min(j)}}{x_{\max(j)} - x_{\min(j)}} \times 40 + 60 \quad (2)$$

式(2)中,*i*表示第*i*个被调查者所在省份, $i = 1, 2, \dots, 28; j$ 表示污染指标, $j = 1, 2, \dots, 6; x_{ij}$ 为污染指标的原始值; r_{ij} 为同度量化后的赋值; $x_{\max(j)}$ 与 $x_{\min(j)}$ 为第*j*项污染指标的最大值和最小值。

其次,计算第*j*项污染指数的熵值:

$$h_j = \frac{1}{\ln 28} \sum_{i=1}^{28} \left\{ \frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^{28} r_{ij}} \times \ln \left(\frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^{28} r_{ij}} \right) \right\} \quad (0 \leq h_j \leq 1) \quad (3)$$

再次,计算*j*项污染指标的熵权:

$$w_j = \frac{1 - h_j}{\sum_{j=1}^6 (1 - h_j)} \quad (0 \leq w_j \leq 1, \sum_{j=1}^6 w_j = 1) \quad (4)$$

最后,计算第*i*个被调查者所在省份的环境污染指数值 index_{*i*}:

$$index_i = \sum_{j=1}^6 (w_j \times \frac{r_{ij}}{\sum_{i=1}^{28} r_{ij}}) \quad (5)$$

在式(5)中, j 为六种污染物排放类型, w_j 为第 j 种污染物排放量的熵权。环境污染指数越大, 说明该地区污染越严重, 客观环境质量越差。

3. 控制变量

$income_i$ 表示第 i 个居民个人总收入。 $health_i$ 表示第 i 个居民主观健康指数。 $work_i$ 表示第 i 个居民平均每周工作时长。 $tgdp_i$ 表示第 i 个居民所在省份的 GDP 总量的对数。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量描述	平均值	方差	最小值	最大值
happiness	居民幸福感	3.7552	0.8390	1	5
income	个人年收入对数	9.61	1.1884	4.38	13.8155
health	居民健康程度	3.7114	1.0828	1	5
work	平均周工作时长(小时)	28.7166	28.0993	0	88
tgdp	城市 GDP 对数	22.79	14.37	0.85	60.44
evaluation	主观环境认知得分	4.0524	1.4187	1	7
SO ₂	城市 SO ₂ 排放量(万吨)	72.80	40.94	9.38	174.88
ww	废水排放量(千万吨)	267.86	169.95	21.99	838.55
sw	固体废弃物产生量(百万吨)	106.80	88.43	11.04	455.76
index	环境污染指数	0.0336	0.0041	0.0266	0.0418

(三) 多重共线性检验

生态环境是一个大整体, 各种环境指标之间可能会互相影响。本文利用 VIF 检验来检查变量之间, 特别是各个环境指标之间是否存在多重共线性。检验结果表明, 各个解释变量的 VIF 值较

低, 均值为 2.77。其中城市 GDP、城市 SO₂ 排放量、废水排放量与固体废弃物产生量这四个变量的 VIF 值相对较高, 在 4.5 左右, 但仍然小于 10。所以, 本文建立的模型不存在多重共线性。多重共线性的 VIF 检验结果如表 2 所示。

表 2 变量 VIF 检验结果

变量名称	变量描述	VIF 值
income	个人年收入对数	0.77
health	居民健康程度	1.11
work	平均周工作时长(小时)	1.01
tgdp	城市 GDP 对数	4.34
evaluation	主观环境认知得分	1.11
SO ₂	城市 SO ₂ 排放量(万吨)	5.03
ww	废水排放量(千万吨)	4.08
sw	固体废弃物产生量(百万吨)	4.21
均值		2.77

四、实证分析与稳健性检验

(一) 基本回归模型

为研究环境污染类型对居民幸福感的影响,

首先以“三废”(废气、废水和固体废弃物)和居民主观环境认知得分为核心解释变量进行回归分析, 然后根据中国经济发展阶段存在区域差异的事实, 进行分区域回归。具体模型设定如下:

$$\text{happiness}_i = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{income}_i) + \beta_2 \text{health}_i + \beta_3 \text{work}_i + \beta_4 \log(\text{tgdp}_i) + \beta_5 \text{SO}_2 + \beta_6 \text{ww}_i + \beta_7 \text{sw}_i + u_i \quad (6)$$

由于被解释变量 happiness_i 是一个有序响应变量,赋值为 1,2,3,4,5,而有序变量相邻选项之间的距离存在不可比性,直接采用普通最小二乘法(OLS)可能会存在一定的偏差。

因此,本文借鉴 Knight 等(2009)^[19] 的处理方法,选择定序响应模型(Ordered Probit model)进行分析。Ordered Probit 模型适用于被解释变量不能直接测量、属于隐含的离散变量的情形。如表 3,模型 1、模型 2 和模型 3 是利用 Ordered Probit 模型对全国样本和分区域样本进行回归的结果。

表 3 模型估计结果

变量分类	变量名称	模型 1 ordered probit	模型 2 东部地区	模型 3 中西部地区
控制变量	个人年收入的的对数(income)	0.0623*** (0.0113)	0.0493** (0.0202)	0.0768*** (0.0153)
	居民健康程度(health)	0.1921*** (0.0118)	0.270*** (0.0203)	0.1850*** (0.0152)
	平均每周工作时长(work)	0.0012*** (0.0004)	0.0010 (0.0007)	0.0014*** (0.0006)
	城市 GDP 的对数(tgdp)	0.0143*** (0.0027)	-0.0232*** (0.0036)	0.0080* (0.0047)
核心解释变量	主观环境认知(eraluation)	0.0495*** (0.0086)	-0.0192*** (0.0070)	-0.0577*** (0.0117)
	城市 SO ₂ 排放量(SO ₂)	0.0012** (0.0005)	0.2281*** (0.0803)	-0.0288 (0.0521)
	废水排放量(ww)	-0.0015*** (0.0002)	0.4992*** (0.0769)	-0.2925*** (0.0563)
	固体废弃物产生量(sw)	-0.00008 (0.0002)	-0.0963* (0.0540)	0.0718* (0.0432)
观测值		8634	3625	4851
Log likelihood		-9673.4671	-4029.992	-5387.4634
R ²		0.0250	0.0265	0.0259
卡方检验统计量		495.66	218.98	286.07

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著,下同。

从模型 1 可以看出,除了固体废弃物产生量以外,其他变量均在 1% 的显著性水平上显著,说明主观环境认知与客观环境质量均对居民幸福感有影响。其中,β_i 值最大的是居民健康程度,系数绝对值为 0.1921。但是,在三个环境指标当中,SO₂ 的提高会对居民幸福感产生正向影响。这可能是因为中西部地区经济发展水平相对较低,收入仍然是影响居民幸福感的重要因素。相

对于固体废弃物排放量和废水排放量这些看得见摸得着的环境质量而言,居民对 SO₂ 排放量的切身感受不是很明显。

模型 2 和模型 3 分别对东部和中西部地区的数据进行回归,分析不同地域的居民幸福感影响因素是否会存在不同。从模型 2 的回归结果来看,东部地区由于经济发展水平比较高,除了需要高收入以外也需要良好的环境质量,所以所有环

境质量指标均对东部地区的居民幸福感产生影响。但是,SO₂和废水增加会对幸福感产生正向影响。从模型3的回归结果来看,除了SO₂排放量以外,所有变量均显著。与模型1相比,模型3除了SO₂排放量的显著性以外,最大不同是GDP对数β_i值的符号,其中原因会在进一步检验中进行分析。总之,从三个模型的检验结果看,居民幸福感影响因素存在区域差异。

(二)进一步检验:经济发展—环境污染—居民幸福感的影响机制

通过对基本模型1、2和3的对比发现,不同经济发展阶段的地区,GDP对居民幸福感既可能产生正向影响也可能产生负向影响。这可能是因为客观环境质量的高低会带来GDP的变化。在经济发展水平比较高的东部地区,GDP增长率和幸福感呈负相关。居民对改善生活水平的需求没有那么迫切,而对环境质量的要求比较高,不愿意以牺牲环境质量为代价来发展经济,很难容忍GDP提高所造成的环境质量下降。反之,在经济发展水平比较低的中西部,GDP增长率和幸福感呈正相关。虽然GDP的提高会带来环境质量的下降,但会显著提高居民

收入水平。

为进一步探讨GDP、环境污染与居民幸福感的影响机制,对模型的核心指标进行交互项处理。具体来说,引入GDP对数和环境污染指数的交互项,来探讨它们之间的传导机制。设立无交互项的模型4和有交互项的模型5分别如下式(7)和(8)所示:

$$\text{happiness}_i = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{income}_i) + \beta_2 \text{health}_i + \beta_3 \text{work}_i + \beta_4 \text{evaluation}_i + \beta_5 \log(\text{tgdp}_i) + \beta_6 \text{index}_i + u_i \tag{7}$$

在式(7)中,index_i是环境污染指数,其他变量与模型1相同。

$$\text{happiness}_i = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{income}_i) + \beta_2 \text{health}_i + \beta_3 \text{work}_i + \beta_4 \text{evaluation}_i + \beta_5 \log(\text{gdp}_i) + \beta_6 \text{index}_i + \beta_7 \text{tgdp}_i \times \text{index}_i + u_i \tag{8}$$

在式(8)中,新加入的解释变量tgdp_i × index_i表示GDP对数和环境污染指数的交互项,其他变量与模型4相同。

检验结果发现,有交互项的模型5的R²比无交互项的模型4的R²要高,说明增加交互项有一定合理性,也反映了经济发展和客观环境质量具有不可分割的联系。回归结果如表4所示。

表4 模型估计结果

变量类型	变量名称	模型4 无交互项 ordered probit	模型5 有交互项 ordered probit	模型6 OLS	模型7 ordered logit
控制变量	个人年收入对数(income)	0.0774*** (0.0111)	0.0739*** (0.0112)	0.0569*** (0.0081)	0.1327*** (0.0201)
	居民健康程度(health)	0.2053*** (0.0118)	0.2045*** (0.0118)	0.1536*** (0.0086)	0.3686*** (0.0216)
	平均每周工作时长(work)	0.0012*** (0.0004)	0.0012*** (0.0004)	0.0009*** (0.0003)	0.0019*** (0.0008)
	城市GDP对数(tgdp)	-0.0799*** (0.0206)	-0.4796*** (0.1276)	0.2975*** (0.0917)	-0.9889*** (0.2279)
解释变量	主观环境认知(evaluation)	0.0279*** (0.0054)	0.0290*** (0.0054)	0.0224*** (0.0041)	0.0749*** (0.0149)
	环境污染指数(index)	13.171*** (3.4783)	-221.42*** (73.97)	141.20*** (53.30)	-442.45*** (132.22)

(续表 4)

交互项	环境污染指数对数	-	12.19***	7.7065***	24.44***
		-	(3.84)	(2.7659)	(6.86)
观测值		8669	8669	9373	9359
Log likelihood		-9679.7109	-9674.6671	-	10808.052
R ²		0.0240	0.0245	0.0702	0.0314
卡方检验统计量		475.54	485.63	0.0702	700.26

对比无交互项的模型 4 和有交互项的模型 5,可以得出几点结论。

首先,就客观环境质量而言,环境污染指数在 1% 的显著性水平上显著。在模型 5 中,环境污染指数的 β_i 值为负,也就是说在其他条件不变的情况下,环境污染越严重居民幸福感越低。并且,模型 5 中环境污染指数的 β_i 绝对值为 221.42,说明环境污染对居民幸福感的影响非常大。这进一步验证了假说 1,即客观环境质量对居民幸福感有显著影响。

其次,就主观环境认知而言,模型 4 和 5 的回归结果均表明,居民幸福感同样受主观环境认知的显著影响。其主要原因是,主观环境认知与居民幸福感同样是人的一种主观感受,当居民感受到周围环境恶化的时候,居民的效用会降低,从而降低主观幸福感。这进一步验证了假说 2,即居民幸福感与主观环境认知呈正相关。

再次,就 GDP 对数和环境污染指数交互项而言,环境污染指数和 GDP 对数的交互项在 1% 的显著性水平上显著。即给定其他因素不变,GDP 和客观环境质量共同对居民幸福感产生影响。环境污染指数和 GDP 对数的 β_i 值均为负,而它们的交互项的 β_i 值为正,表明在其他变量不变的情况下,GDP 的增长速度越慢,客观环境质量对居民幸福感的影响越大。这揭示了环境库兹涅茨曲线在当前中国的存在。当经济高速发展时,GDP 增长速度较快,那么居民幸福感可能更多地来源于收入提高所带来的物质水平的飞跃。大多数发展中国家居民的环境保护意识比较弱,更加在意自己收入的提升,原因即在此处。在经济发展的

后期,特别是 GDP 增长速度变慢且平稳时,物质生活提高幅度的变化率变慢,人们的幸福感就受客观环境质量的影响比较大。因此,相对于提高收入,发达国家或地区的居民比较注重环境质量的提升,环保意识比较强。

最后,就控制变量而言,对比模型 5 中所有变量的 β_i 值,平均工作时长 β_i 值是最小的。说明在控制其他变量的情况下,通过延长工作时间(来增加收入)对提高居民幸福感的作用相对较小。而健康评价 β_i 的绝对值为 0.19,相对较大,说明身体健康对人们的幸福感影响较大。另外,代表个人收益的个人收入的 β_i 为正值,而代表社会总收益的 GDP 增长率的 β_i 为负值,可能是因为相对于个人收入增长直接提升的幸福感,粗放型 GDP 增长模式带来了负外部性,即引起了严重的环境污染,从而降低居民幸福感。

(三) 稳健性检验

采用逐步剔除解释变量的方法,并运用 OLS 和 Order Probit 两种估计手段,对本文建立的模型进行稳健性检验,结果见表 4。对于同一组变量,进行了模型 5、模型 6 和模型 7 这三种不同方法的回归。对比三种回归方式的结果,发现无论用哪种方法进行回归,所有变量的显著性水平基本没有变化。总之,检验结果表明,各计量模型的参数估计结果与前文分析基本一致,表明在弱化变量间内生性问题的情况下,主要研究结论依然成立。

五、结论与启示

主观环境认知和客观环境质量对居民幸福感有重要影响。本文从理论上分析了主观环境认知

和客观环境质量对居民幸福感的影响,并利用中国综合社会调查 CGSS(2013)微观数据和环境监测数据,构建 Ordered Probit 模型实证检验了主观环境认知和客观环境质量对居民幸福感的影响。结果发现:第一,客观环境质量对居民幸福感有显著影响,居民幸福感与主观环境认知的满意度评价呈负相关;第二,居民幸福感的影响因素在中国东部和中西部地区存在区域差异;第三,包含环境污染指数和 GDP 交互项的模型表明,GDP 和客观环境质量共同对居民幸福感产生影响。GDP 增长速度越慢,客观环境质量对居民幸福感的影响越大,部分揭示了环境库兹涅兹曲线在当前中国的存在。

中国经济经过四十年的快速增长,社会主要矛盾已发生深刻变化,生态文明建设进程亦逐步加快,人们对于美好生活,特别是对高质量的环境质量需求日益强烈。在当前中国经济高速发展和环境污染日益严重的阶段,提高居民的主观幸福感,既要加强生态环境的宏观保护,也要关注居民周边环境质量的微观提升。虽然经济发展和个人收入的提高依然对提高中国居民幸福感具有重要作用,但是在产业飞速发展的同时,要清晰地认识到“绿水青山就是金山银山”的道理,加强生态环境的宏观保护。特别是在经济发展的后期,要坚持低碳发展、绿色发展,做好环境保护工作,注重居民周边环境质量的微观提升,从而提高居民幸福感。

参考文献

- [1]周绍杰,王洪川,苏杨.中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查[J].管理世界,2015(6):8-21.
- [2]Yuan L, Shin K, Managi S. Subjective Well-being and Environmental Quality: The Impact of Air Pollution and Green Coverage in China [J]. Ecological Economics, 2018, 153: 124-138.
- [3]王艳萍.幸福经济学研究新进展[J].经济学动态,2017(10):128-144.
- [4]Easterlin, R. A. Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence [J]. Nations & Households in Economic Growth, 1974: 89-125.
- [5]Clark A E, Oswald A J. Unhappiness and Unemployment [J]. The Economic Journal, vol. 104, No. 424 (May, 1994), pp. 648-659.
- [6]朱建芳,杨晓兰.中国转型期收入与幸福的实证研究[J].统计研究,2009,26(4):7-12.
- [7]樊娜娜.城镇化、公共服务水平与居民幸福感[J].经济问题探索,2017(9):86-93.
- [8]尚雪英.兰州城市化进程中失地农民幸福指数提高路径研究[J].兰州财经大学学报,2018,34(2):99-106.
- [9]王鹏.社会资本影响幸福感吗——基于农村微观数据的分析[J].重庆工商大学学报,2016(4):35-45.
- [10]Ferreira S, Moro M. On the use of subjective well-being data for environmental valuation [J]. Environmental and Resource Economics, 2010, 46(3): 249-273.
- [11]黄永明,何凌云.城市化,环境污染与居民主观幸福感——来自中国的经验证据[J].中国软科学,2013(12):82-93.
- [12]Di Tella R, MacCulloch R J, Oswald A J. The macroeconomics of happiness [J]. Review of Economics and Statistics, 2003, 85(4): 809-827.
- [13]李梦洁.环境污染、政府规制与居民幸福感——基于CGSS(2008)微观调查数据的经验分析[J].当代经济科学,2015,37(5):59-68.
- [14]陈永伟,史宇鹏.幸福经济学视角下的空气质量定价——基于CFPS 2010年数据的研究[J].经济科学,2013,35(6):77-88.
- [15]刘宁宁,孙玉环.居民感知视角下环境污染对健康的影响——基于安徽省城乡居民问卷调查数据[J].调研世界,2018(1):35-42.
- [16]郑君君,刘璨,李诚志.环境污染对中国居民幸福感的影响——基于CGSS的实证分析[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2015,68(4):66-73.
- [17]苟艺铭.环境污染对居民主观幸福感的影响及其传导机制[D].长春:吉林大学,2017.
- [18]李顺毅.绿色发展与居民幸福感——基于中国综合社会调查数据的实证分析[J].财贸研究,2017(1):1-12.
- [19]Knight J, Lina S, Gunatilaka R. Subjective well-being and its determinants in rural China [J]. China Economic Review, 2009, 20(4): 635-649. (下转第104页)

流动人口健康投资及其收入互动关系的联合考察^{*}

● 黄增健

(浙江大学 管理学院, 浙江 杭州 310058)

摘要:利用中国流动人口数据,通过构建流动人口健康投资及其收入反馈效应联合考察模型,联合考察流动人口健康投资的收入效应及其对健康投资的反馈效应,以验证流动人口健康投资与其收入之间的互动关系。研究表明,联合考察结果与单独考察的实证结果在总体上保持了一致性,流动人口健康投资的收入效应及其收入对健康投资的反馈效应具有稳健性;单独考察与联合考察表现出某些细节上的差异性,主要体现在:一方面,流动人口健康投资对其收入的作用力度上存在差异,即联合考察结果中流动人口健康投资对其收入的负面冲击比单独考察的更大;另一方面,流动人口收入对其健康投资的反馈效应存在差异,即流动人口收入对其自家支付费用和非住院医疗费用影响更加显著;联合考察比单独考察拥有更多的信息,对于变量之间的相互作用机制反映的也更加充分,联合考察具有更加可靠的现实效应。为提高流动人口健康投资水平,促进流动人口收入增长,需要在统筹城乡医疗保障制度体系、实现医疗服务均等化、通过健康宣传提高流动人口健康投资意识等方面做出持续努力。

关键词:流动人口;健康投资;收入效应;互动关系

中图分类号:F126.1;G924.2

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-063-10

一、引言

健康是人类发展追求的基本目标之一,更高的健康水平不只是个人的追求亦是一国经济发展的必须条件。流动人口作为我国人口的重要组成部分,为中国经济的崛起提供了强有力的支撑。但是大多数农民工以健康换收入、带病返乡的现状不容忽视,城市的发展不应该由农村来买单。因此,流动人口的健康状况引人关注:一方面,由于中国福利制度安排的属地性质,流动人口的户籍所在地多与工作所在地存在差异,流动人口往往被排斥于很多城市的公共卫生服务体系之外,这在一定程度上增加了流动人口的健康投资成本和降低了流动人口的健康投资意愿(江胜名、吴石英,2016)^[1];另一方面,流动人口的流动机制使得农村输出“健康”的人力资源,而接收“不健

康”的人口群体。考虑到农村与城市在健康投资之间的巨大差距,流动人口的健康投资问题理应引起研究者的足够重视。健康固然可以增加收入,但是只是注重收入的增长而不重视健康投资,健康作为一种存量迟早会被消耗殆尽,届时生存都存在问题,何谈收入呢?由此,不论是从个人层面简单追求收入上升还是国家层面片面追求GDP增长都是行不通的,要注重健康投资,提高健康水平以达到“健康增加收入、收入促进健康”的良性循环,这才是可持续发展的道路,同时也是践行“健康中国”的具体行动。健康作为流动人口人力资本的重要组成部分,既对其收入增长具有重要作用,同时流动人口收入也对其健康投资具有显著反馈效应。换句话说,健康状况的改善会使流动人口具有更高的生产效率和更有利的就业状况,而良好的就业状况以及制度保障能有效

* 收稿日期:2018-11-10

基金项目:国家社会科学基金项目(13CJY115)。

作者简介:黄增健(1983—),男,河南周口人,博士研究生,研究方向:劳动经济与农业经济。

的促进流动人口的居留意愿^[1],进一步提高收入,进而用于改善健康状况——两者相互关联、互为因果。Grossman(1972)的研究成果证实了这一点——收入与健康之间呈现出一种相互影响、相互作用的正向关系,两者之间形成一种互动关系和互动机制^[2]。目前社会保障投入力度仍然不够,农村居民消费更多依赖的是家庭存量资产(即储蓄)和收入(陈冲、杨华秀,2017)^[3],健康投资作为农村居民消费的一种表现形式更多依赖于个人收入。因此,彰显收入和健康之间的作用关系显得尤为重要。

由于健康投资与收入增长之间存在相互关系,所以,健康的内生性问题不可避免^①,否则将会影响模型估计结果的准确性。例如,Haveman等(1994)利用美国PSID数据发现,健康状况不良对工资有负面影响,并且在考虑内生性问题后负面影响会更大^[4]。内生性往往导致拟合的参数存在偏差或者显著性水平低而难以通过各类检验,依据原始数据难以最终得出确切的结论。实证研究中内生性问题主要来源于三种情况——变量测量误差、遗漏变量、联立内生性——而本文研究的内生性问题主要侧重于联立内生性。一方面,由于本文核心变量收入水平与健康投资的测量,采用的都是现有文献较为成熟的指标体系,测量误差问题在一定程度上可以忽略;另一方面,依据现有文献研究的结果,本文加入了较多的控制变量,以尽可能控制与健康投资有可能相关的遗漏变量的影响。然而,本研究中,收入水平与健康投资两者之间存在相互影响,这必然造成联立内生性问题。本文利用联立方程模型来解决这一内生性问题,以消除模型估计偏差,得到可靠的研究结果。一般情况下,工具变量法、联合估计这两种方法都可以解决上述实证问题,但相比较而言,运用工具变量法虽然在一定程度上可以减少这一偏误对计量结果的影响,但是从实证方法角度而言,联合估计方法是更加可靠的解决办法。因

此,为了准确的估计流动人口(本研究所指的流动人口主要是由乡村进入城市务工的农民工群体)健康投资与收入增长之间的相互关系,本研究拟采用联合估计模型,即将流动人口健康投资的收入效应与其收入对健康投资的反馈效应纳入同一模型之中,展开系统性联合估计,这样可能会比工具变量法估计效果更好。为此,这就需要联合考察流动人口的健康投资及其收入反馈这两个问题,这也是联合考察的实证意义所在。

二、模型构建与估计方法

(一) 计量模型构建

依据上述分析,在此需要构建两个系统子模型:一是流动人口健康投资的收入效应模型;二是流动人口收入对其健康投资的反馈模型。

首先,流动人口健康投资的收入效应模型。本研究是利用Mincer工资方程的基准模型,在此模型中加入健康投资变量,构建流动人口健康投资的收入效应模型,其模型的基本形式为:

$$\text{income} = \alpha_0 + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \beta_4 \text{helthinvest} + \delta_{0i} \sum X_{0i} + \mu_0 \quad (1)$$

其中, income、edu、exp、helthinvest、 X_{0i} 分别表示收入、受教育年限、工作经验、健康投资和其它影响收入的控制变量。

其次,流动人口收入对其健康投资的反馈效应模型,其联立方程的基本形式为:

$$\begin{cases} \text{exp ense_self} = \alpha_1 + \lambda_1 \text{income} + \delta_1 \sum X_1 + \mu_1 \\ \text{exp ense_all} = \alpha_2 + \lambda_2 \text{income} + \delta_2 \sum X_2 + \mu_2 \\ \text{exp ense_notinhospital} = \alpha_3 + \lambda_3 \text{income} + \delta_3 \sum X_3 + \mu_3 \\ \text{exp ense_others} = \alpha_4 + \lambda_4 \text{income} + \delta_4 \sum X_4 + \mu_4 \end{cases} \quad (2)$$

其中, exp ense_self、exp ense_all、exp ense_notinhospital、exp ense_others 分别表示流动人口自家支付费用、住院总费用、非住院者医疗费用和非住院者的其它费用。

在两个系统子模型构建的基础上,为了更好

^① 健康在收入方程中存在明显的内生性问题已被诸多研究者所证实。例如:王一兵和张东辉(2007)发现有的国内学者在分析中国城镇居民的健康需求问题时没有考虑收入的内生性问题,导致模型估计结果可能有偏。李力行和吴晓瑜(2011)利用国与国之间在实施大范围免疫计划的不同时间作为健康的外生冲击,将解决健康内生性的工具变量设定为三剂次的“白喉—破伤风—百日咳”免疫接种率,之后通过进行两阶段最小二乘估计解决内生性的问题。李树森(2010)将健康内生性的工具变量设定为2002年农民的生病总天数和医疗费用总支出,以解决健康内生性问题。

的考察健康投资与收入增长之间的相互关系,将两个子系统模型进行联合,因此,本研究所构建的

流动人口健康投资及其收入反馈联合考察模型为:

$$\begin{cases} \text{income} = \alpha_0 + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \beta_4 \text{helthinvest} + \delta_{0i} \sum X_{0i} + \mu_0 \\ \text{exp ense_self} = \alpha_1 + \lambda_1 \text{income} + \delta_1 \sum X_1 + \mu_1 \\ \text{exp ense_all} = \alpha_2 + \lambda_2 \text{income} + \delta_2 \sum X_2 + \mu_2 \\ \text{exp ense_notinhospital} = \alpha_3 + \lambda_3 \text{income} + \delta_3 \sum X_3 + \mu_3 \\ \text{exp ense_others} = \alpha_4 + \lambda_4 \text{income} + \delta_4 \sum X_4 + \mu_4 \end{cases} \quad (3)$$

其中,每个变量与两个子系统模型中的变量的涵义保持一致。

(二) 估计方法选择与说明

联立方程较好地反映了流动人口收入对其健康投资的反馈效应这一相互作用机理,而恰是这一机理为本研究带来另一研究难题,即流动人口收入对其健康投资的反馈效应是一多阶段序列作用的复杂过程。也就是说流动人口当期收入影响的是下一期的健康投资,而下一期健康投资带来的收入回报是再下一期的收入,以此类推。该作用机理要求所研究的数据最好是一个面板数据,其现实表现是需要研究者对同一批流动人口(截面数据)进行多期跟踪调查(时序数据)。但现实中,依靠个人或小组完成这样的追踪调研显然存在巨大困难。本研究所用的数据便是一典型的截面数据,难以满足流动人口收入对其健康投资的反馈效应机理对数据的验证要求。

但比较幸运的是,该问题已经得到较好的理论与实证的解释与处理,其解决办法主要依赖于经济学中的生命周期消费理论及其实践的方案和社会学中的生命历程理论。生命周期消费理论由 Modigliani、Brumberg 和 Ando 于 1954 年提出,该理论的核心是,消费者的当期消费不仅取决于目前收入,同时还受到消费者未来收入预期、资产总量和年龄的影响。消费者在不同的阶段收入不同,其与年龄大致呈倒 U 型关系,消费者会根据不同的年龄段做出不同的消费选择集。在预算约束下,消费者总希望将自己一生的全部收入在消费支出中进行最优分配。而实际的难题是:一方面消费者既不知道自己一生之中究竟能挣多少钱;另一方面,研究

者也无法跟踪每一个消费者一生去统计他们的收入之和。实践研究为了克服这个难题,采用的方法是在同一个时点去观察不同年龄阶段人的收入情况——因为按照社会学中的生命历程理论,一定的生命事件在个人意愿与环境约束下必须在恰当的时间发生,这也是社会和家庭对个人的角色期待:如 3 周岁时一般都会选择上幼儿园;如果大学前辍学,一般农村孩子会选择 20 岁左右结婚等。也就是说,不同的个体在同一个生命节点有特定的安排,虽然个体不同,但在相同年龄段所做的事情大体相似。按照这种思路,研究者不用劳心费力去追踪某一个研究对象的一生,可以采用观察不同年龄段人的收入情况来获知一个人(尤其是具有相同背景的人)一生能获取多少收入,再根据这个收入约束来优化一个人一生不同时期的消费。这种处理问题的方式也得到诸多实践检验结果的支撑。如,李蕾和吴斌珍(2014)基于生命周期理论研究家庭结构与储蓄率关系时发现,以个人为研究对象时个人年龄与个人储蓄率呈现倒 U 型关系^[5]。该处理方式也为本研究克服流动人口收入对其健康投资的反馈效应的多阶段问题带来了有益启发。

根据生命历程理论,研究中假设每一个外出的流动人口具有相似的务工轨迹,然后再结合生命周期消费理论,可以把观察同一个流动人口在不同务工阶段的收入对其健康投资的情况,转化为观察不同务工阶段流动人口收入对其健康投资的情况。

本研究拟采用似不相关估计法 SUR (Seemingly Unrelated Regression Estimation), 似不相关估计的基本原理是:

假设共有 n 个方程,每个方程其有 T 个观测值, $T > n$ 。 $y = X\beta + \varepsilon$, 考察扰动项 ε 的协方差矩阵: $\Omega = \text{Var}(\varepsilon_1 \cdots \varepsilon_n)^T$ 。记第 i 个方程的方差为 σ_{ii} , 则有:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \cdots & \sigma_{1n}I_T \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \cdots & \sigma_{2n}I_T \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{n1}I_T & \sigma_{n2}I_T & \cdots & \sigma_{nn}I_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdots & \sigma_{nn} \end{bmatrix} \otimes I_T \quad (4)$$

假设第 i 个方程的 OLS 残差向量为 e_i , 则 σ_{ii} 的一致估计量为 $\hat{\sigma}_{ii} = \frac{1}{T} e_i' e_i$ 。因此,

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{11} & \hat{\sigma}_{12} & \cdots & \hat{\sigma}_{1n} \\ \hat{\sigma}_{21} & \hat{\sigma}_{22} & \cdots & \hat{\sigma}_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{n1} & \hat{\sigma}_{n2} & \cdots & \hat{\sigma}_{nn} \end{bmatrix} \otimes I_T \quad (5)$$

可得似不相关估计量: $\beta_{SUR} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y$ 。

如果各方程随机扰动项不相关(包括不同时期自相关或同期相关),那么似不相关估计与单一方程估计并无差别,所以使用 Breusch - Pagan 卡方检验来验证 SUR 估计的适用性。

本文并未采用常用的 2SLS 估计方法的原因在于,2SLS 估计方法相对于 SUR 估计方法,其估计功效较低,而且不能较好地反映各个方程之间的系统联系,该估计方法不利于本文的实证模型分析。整体来看,本文采用 SUR 估计方法原因在于:一是考虑到联立方程估计的特殊性。对于一个多方程的系统,如果对每个方程进行普通最小二乘法估计则并不是最有效率的。单一方程最小二乘法由于忽略不同方程之间随机扰动项可能存在的相关性,此时采用似不相关估计对整个方程进行系统估计时是有效率的。二是基于流动人口收入对其健康投资的反馈效应。由于无法观测到每一个流动人口在不同阶段的收入回报对其健康投资的反馈效应,经过问题转化后,在考察不同个

体不同阶段的收入对其健康投资的反馈效应时,可以通过构造联立方程中不同单方程的随机干扰项之间的联系来反映这一情况,而似不相关估计恰是对联立方程中不同单方程的随机干扰项之间联系展开有效估计的方法。

三、指标选择与数据来源

(一) 指标选择及说明

由于本研究考察的是流动人口健康投资与其收入增长之间的相互关系,其应由两个子系统构成,即流动人口健康投资的收入效应和流动人口收入对其健康投资的反馈效应,因此,相关变量的选择也围绕这两个子系统展开。

在国内外最近关于健康投资领域的研究中,学者都对健康投资的范畴给出了不同的界定。Schultz 等(2002)认为医疗保健是人力资本投资的体现,医疗保健方面用于增加健康存量的投资是健康投资^[6]。王煜等(2009)认为健康投资是为了预防治疗疾病、恢复健康和发展人们最普通、最基本的劳动生产能力、社会活动能力而消耗的经济资源,即健康是投资的结果^[7]。本文中对于健康投资的的范畴是基于流动人口这一特殊群体和中国家庭收入项目(CHIP)调查数据而给出的狭义的和单一性的健康投资范畴。本文认为流动人口的健康投资是为了保证其现有的基本健康状况需要和预防未来可能存在的健康风险,无论在其户籍所在地或是暂居地,个人所支出的医疗卫生费用,既包括应对临时生病或长期疾病所支出的门诊费、医疗费等,也包含能够在未来降低风险、提供保障的医疗保险金支出。但是,往往由于流动人口中青壮年劳动力占绝大部分比例,身体素质好不易患长期疾病,且患感冒、发烧等临时性疾病的概率较低,导致支付医药费等支出具有金额小、间隔时间长的特点,使得研究人员难以进行精确的统计工作,因而流动人口所支付的门诊费、医疗费这一部分暂不纳入到数据的统计范畴中去。至于因工作原因所导致的职业病或因工负伤,都会个人所缴纳的医疗保险金数额和种类中有所体现。在之前国内外诸多学者的研究基础上,并且基于本文针对流动人

口健康投资这一侧重点,同时兼顾到涉及的流动人口关于健康投资的可得数据相对较少的问题,选取流动人口医疗费用支出作为流动人口健康投资的衡量指标。

本文的核心变量即流动人口的“健康投资”,一般用流动人口的医疗费用支出表示。因我国目前针对流动人口的医疗政策尚存在区域差异——这里主要包含两层意思,一是指目前医疗政策具有强烈的属地色彩,即只解决当地户籍人口的医疗报销问题,二是指国内不同省市的医疗政策具体实施时又存在一定的差别,如某些省份可以实现省内跨市级层面费用报销,而另一些省份可能只能就地就近报销——为此,很多流动人口在选择就医时,存在住院(病情严重时)与非住院(病情轻微或者自己并不知道病情严重时)两种情形。结合 CFPS(2014)成人调查问卷情形,为更好地呈现流动人口的健康投资情况,本研究流动人口健康投资主要分为以下四种情况:一是住院总费用,包括过去12个月内用于医疗方面的费用,如医药费、治疗费、病房费,也包括用于住宿、吃饭、请看护等方面花的钱;二是非住院医疗费用,即没有住院但因伤病所支出的医疗费用;三是未住院者其它伤病费用,即没有住院但因伤病所产生的其它非医疗费用;四是自家支付的伤病费用,即流动人口因病自付的费用,区别于国家医疗政策报销的费用。由于流动人口医疗费用支出=自家支付医疗费用+医疗报销,但考虑到流动人口并非居住在出生地,一般难以享受到生活地政府的医疗报销或补贴政策,因此,本研究拟选用“自家支付医疗费用”作为流动人口健康投资的替代指标,对其加以分析以判断流动人口健康投资与收入之间的互动作用。

考虑到已有研究认为健康投资对收入的影响存在内生性问题,本研究进一步为“自家支付医疗费用”这一健康投资指标寻找工具变量以期削弱其内生性对回归模型的影响。考虑到工具变量的特殊性质,拟选用“周均锻炼频繁”作为“自家支付医疗费用”的工具变量。其理由是:一方面“周均锻炼频繁”与“自家支付医疗费用”存在高度负相关性,因为每周锻炼频率越高,流动人口健

康状况将越好,那么每年自家支付的医疗费用也将越少;另一方面,“周均锻炼频繁”与收入没有直接相关性。刘林平和张春泥(2007)的研究表明收入内生取决于流动人口的人力资本存量^[8],而每周锻炼次数并不属于流动人口的人力资本存量范畴。因此,本研究认为“周均锻炼频繁”是流动人口健康投资替代指标“自家支付医疗费用”的一个较好的工具变量。

1. 流动人口健康投资的收入效应子系统

被解释变量选择流动人口的人均年收入,选择健康投资(主要选用自家支付医疗费用、周均锻炼频率两个指标衡量)作为解释变量。另外,选择流动人口的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、工作时间、工作经验等作为影响流动人口健康投资收入效应的控制性变量。

2. 流动人口收入对其健康投资的反馈效应子系统

选择流动人口健康投资(主要选用自家支付费用、住院总费用、非住院医疗费用和非住院其它费用四个指标衡量)作为被解释变量,选择人均年收入作为解释变量。同时,可能还有如流动人口的性别、年龄、健康状况等会对其健康投资产生影响,因此,选择性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、工作时间、工作经验、健康状况等作为影响流动人口健康投资的控制性变量。

关于以上所选变量的定义如下:对于人均年收入、自家支付费用、住院总费用、非住院医疗费用、非住院其它费用、周均锻炼频率、年龄、工作时间、工作经验用实际值表示;性别以女性作为参照性别,即男性赋值为1,女性赋值为0;对于受教育程度,文盲赋值为1,小学赋值为2,初中赋值为3,高中赋值为4,大专赋值为5,大学赋值为6;对于婚姻状况,以未婚作为参照系,已婚赋值为1,其他(包括未婚、同居、离婚、丧偶)赋值为0;对于健康状况,评价结果为“非常健康”赋值为1,“很健康”赋值为2,“比较健康”赋值为3,“一般”赋值为4,“不健康”赋值为5;对于健康比较(主要是与上一年相比),比较结果为“更好”赋值为1,“没有变化”赋值为3,“更差”赋值为5。

(二) 数据来源及说明

本文使用的数据是 CFPS^①(2014)成人问卷部分,根据本文的研究目的,同时排除一些不符合条件,比如非流动人口、年龄偏大或偏小,以及遗漏部分重要变量的样本,共获有效样本 2 619 个。

统计数据结果显示,从个性特征来看,抽样的流动人口中女性比例(43%)低于男性比例;年龄以中年为主,平均年龄为 40.52 岁;受教育程度主要以初中和高中为主;78%的流动人口均已婚。从经济特征来看,抽样的流动人口年均总收入为 29 018.32 元(这个收入水平并不理想)。从工作时长来看,流动人口每周的工作时间约为 47.7 小时,工作年限平均为 2.55 年,可见,流动人口每周的工作天数为六天(每天按 8 小时计算)。从健康状况看,流动人口的健康状况相对良好;与上一年相比较,健康状况稍微

变差了一点,幅度很小;每周平均锻炼次数为 4.54 次。从医疗支出情况来看,在过去一年中,自家支付的人均医疗费用为 1 905.54 元,年人均住院总费用为 980.19 元,年人均非住院医疗费用为 601.64 元,年人均非住院其它费用为 192.02 元。

四、流动人口健康投资及其收入反馈拟合结果分析与比较

(一)拟合结果分析

表 1 和表 2 中的 Breusch - Pagan 卡方检验结果显示,各方程之间的残差项存在较强的相关性,因此,本文实证分析所采用的 SUR 估计方法是科学的、合适的。另外,两个表中对应的 F 检验及卡方检验,都表示本文所用实证模型的整体拟合程度较好。

表 1 流动人口健康投资的收入回报单方程与联立方程结果比较

指标	模型 1(单方程)	模型 1(联立方程)	模型 2(单方程)	模型 2(联立方程)
年龄	96.32 (172.36)	153.41 (168.55)	127.38 (172.27)	129.20 (168.50)
性别	10351.12*** (3312.12)	9807.15*** (3239.45)	11472.53*** (3279.68)	11480.71*** (3207.94)
受教育程度	5281.52*** (1356.75)	5076.43*** (1326.98)	5666.13*** (1342.76)	5670.94*** (1313.40)
婚姻	4897.34 (4044.41)	4176.57 (3955.33)	6289.71* (4002.06)	6282.64* (3914.51)
工作时间	47.74 (96.84)	44.60 (94.73)	61.83 (96.44)	62.06 (94.34)
工作经验	70.98 (778.14)	14.39 (757.66)	184.11 (770.41)	209.81 (753.41)
工作经验平方	-7.16 (24.68)	-6.93 (24.02)	-9.68 (24.51)	-10.57 (23.98)
健康投资 (自家支付医疗费用)	-1.31 (0.87)	-2.49*** (0.86)	- -	- -
健康投资 (每周锻炼频率)	- -	- -	-1345.83** (646.17)	-1370.26** (631.90)
F 值	2.52***	-	2.59***	-
卡方值	-	21.34***	-	24.39***
BP 卡方	-	24.81***	-	24.81***

注: *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%;受教育程度按照问卷的有序分类标记为准,其估计系数只表示随着受教育程度升高,流动人口的收入变化方向,而无具体的大小意义;括号内为标准误;常数项省略。

① CFPS(China Family Panel Studies): 中国家庭追踪调查,是一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。

表 2 流动人口收入对健康投资的反馈效应单方程与联立方程结果比较

指标	单方程	联立方程	单方程	联立方程	单方程	联立方程	单方程	联立方程
	自家支付费用		住院总费用		非住院医疗费用		非住院其它费用	
年龄	32.18** (12.99)	32.74** (12.99)	1.48 (14.53)	1.67 (14.53)	21.50* (11.91)	21.90* (11.91)	7.78 (5.92)	7.88 (5.93)
性别	-293.72 (253.01)	-212.08 (252.94)	-112.99 (282.94)	-84.98 (282.94)	-56.32 (231.84)	2.08 (231.80)	-269.75** (115.39)	-256.13** (115.39)
受教育程度	-51.11 (106.04)	-10.97 (105.98)	-179.61* (118.58)	-165.83 (118.58)	102.13 (97.16)	130.85 (97.13)	-86.26* (48.36)	-79.57* (48.36)
婚姻	-466.56* (299.79)	-424.12 (299.77)	-134.16 (335.27)	-119.60 (335.27)	-407.24* (274.71)	-376.89* (274.71)	2.41 (136.73)	9.50 (136.74)
工作时间	-0.14 (7.25)	-0.21 (7.26)	-0.95 (8.11)	-0.83 (8.12)	-1.01 (6.65)	-0.76 (6.65)	-0.61 (3.31)	-0.55 (3.31)
工作经验	-22.42 (20.49)	-23.46 (20.49)	19.96 (22.92)	19.61 (22.92)	-10.41 (18.78)	-11.16 (18.78)	-3.58 (9.34)	-3.76 (9.35)
健康状况	537.16*** (116.59)	526.25*** (116.04)	296.45** (130.38)	292.85** (130.32)	427.18*** (106.83)	419.66*** (106.53)	118.09** (53.17)	116.34** (53.14)
人均年收入	-0.0081* (0.0053)	-0.016*** (0.0052)	0.0093* (0.0058)	0.0067 (0.0059)	-0.0074* (0.0048)	-0.013*** (0.0048)	0.00085 (0.0024)	-0.00041 (0.0024)
F 值	2.54***	-	2.09**	-	2.53***	-	2.04**	-
卡方值	-	22.41***	-	16.64**	-	21.52***	-	16.98**
BP 卡方	-	24.81***	-	24.81***	-	24.81***	-	24.81***

注:健康状况是按照从非常健康到不健康的降低排序,其估计系数同受教育程度相似,表示随着流动人口健康状况的恶化,其健康投资的变化方向,而无具体的大小意义;其余的同表1。

实证研究结果(如表1和表2中联立方程模型所示)表明:一方面,性别和受教育程度在1%的显著性水平对流动人口的收入状况产生正向影响。男性比女性具有更高的收入水平,流动人口的收入水平也会随着其受教育程度的提高而大幅度提升。当流动人口健康投资的替代指标用“自家支付医疗费用”表示时,实证结果观测到1%以内的显著性,即当流动人口出现患病情况,其医疗费用将对其收入增长平均产生2.49的负向冲击作用。诸多研究已证实健康投资对收入的影响存在内生性问题。比如,王一兵和张东辉(2007)发现有的国内学者在分析中国城镇居民的健康需求问题时没有考虑收入的内生性问题,导致模型估计结果可能有偏^[9]。李力行和吴晓瑜(2011)利用国与国之间其在实施大范围免疫计划的不同时间作为健康的外生冲击,将解决健康内生性的工具变量设定为三剂次的“白喉—破伤风—百日

咳”免疫接种率,之后通过进行两阶段最小二乘估计解决内生性的问题^[10]。李树森(2010)将健康内生性的工具变量设定为2002年农民的生病总天数和医疗费用总支出,以解决健康内生性问题^[11]。根据已有的研究及上述的研究结论,在此需要寻找工具变量以解决内生性问题,避免模型估计结果的有偏性。考虑到工具变量的特殊性质,本研究以“周均锻炼频繁”作为“自家支付医疗费用”的工具变量。如此选择主要是基于以下两点:一是“周均锻炼频繁”与“自家支付医疗费用”两指标之间呈现高度负相关关系;二是流动人口的人力资本存量近乎唯一决定于收入^[5],而收入与周均锻炼频繁并无直接相关性。因此,选用“周均锻炼频繁”是一个较好的工具变量。将“周均锻炼频繁”作为流动人口健康投资替代指标的工具变量后,其回归结果表明,流动人口周均锻炼频繁对其收入水平产生了显著的负向影响。

这与上述分析结果一致(“自家支付医疗费用”对流动人口收入水平具有显著的负效应),表明,流动人口健康投资确实与其收入水平之间具有显著的相关关系——即健康作为人力资本的重要构成部分,是决定流动人口收入的显著性变量。

另一方面,流动人口人均年收入对其自家支付费用和非住院医疗费用在1%的显著性水平上具有负向反馈效应,对住院总费用和非住院其它费用分别具有正向或负向的反馈效应,但影响不显著。这说明,随着收入水平的提高,流动人口会显著性的减少其自家支付费用和非住院医疗费用的投资;流动人口虽然会增加其住院总费用的投资,减少非住院其它费用的投资,但增加或减少力度都不大。该结论具有明确的现实意义。流动人口由于医疗政策的限制,当其患病住院时愿意付出较多的医疗费用;但是由于医疗费用的高昂,其支付意愿并不是很高,他们只愿意付出医治其自身疾病以获得工作所需要的基本健康状况的医疗费用,所以,呈现出流动人口收入水平对其住院总费用的影响不显著。当流动人口患病,但不需要住院时,为了节约成本,他们不愿意支付较大的医疗成本。显而易见,很容易理解为什么流动人口收入水平与其非住院其它费用之间的相关关系并不显著。

(二) 联合方程与单方程拟合结果的比较

将流动人口健康投资的收入效应和其收入对其健康投资的反馈效应联合考察,笔者发现其回归结果总体呈现一致性,但细节具有一定的差异性。结合表1和表2中的回归结果,其表现主要是:

一方面,单独考察与联合考察的总体一致性。主要体现有两点:一是就对流动人口健康投资的收入效应的单独考察或联合考察,其健康投资指标对其收入的作用方向始终保持一致,即患病将对其收入产生负面冲击作用。二是就对流动人口收入对其健康投资的反馈效应的单独考察还是联合考察,其拟合结果无论是作用方向还是显著性均保持一致。以上比较结果表明,流动人口健康投资的收入效应及其收入对其健康投资的反馈效应的实证结果具有稳健性。

另一方面,单独考察与联合考察的细节差异性。主要体现也有两点:一是就考察流动人口健康投资的收入效应而言,单独考察与联合考察的拟合结果表明,流动人口健康投资对其收入的作用在力度上存在差异。联合考察的拟合结果表明流动人口健康投资对其收入的负面冲击更大。二是就考察流动人口收入对其健康投资的反馈效应而言,单独考察与联合考察的拟合结果表明,流动人口健康投资对其收入的影响在显著性上存在差异。联合考察的拟合结果表明,流动人口收入对其自家支付费用影响更加显著,作用力度也加强,但对其住院总费用的影响变得并不显著;对其非住院医疗费用影响更加显著,作用力度也加强;对其非住院其它费用的影响依然不显著,但作用方向却由正反馈转为负反馈。考虑到联合考察是从系统视角来分析流动人口健康投资与其收入反馈效应之间的相互作用,联合考察将比单独考察拥有更多的信息,对于变量之间的相互作用机制反映的也更加充分,因此笔者认为联合考察具有更加可靠的现实效应。

综上所述,对流动人口健康投资的收入效应及其收入对其健康投资的反馈效应的系统性分析结果,既在总体上支持了单方程实证分析的结果,又从细节上进一步完善了单方程存在的不足。流动人口健康投资的收入效应及其收入对其健康投资的反馈效应的联合考察具有丰富的现实意义。一方面,流动人口离开生活地,即失去了国家医疗政策在户籍地给予补贴的机会,其自身的健康投资及其收入的反馈事实上是一个自我救助的事情。也就是说,在分析流动人口健康投资的收入效应及其收入对其健康投资的反馈效应时,应该将其当作一个整体来处理而不是片面的分裂开来。这也恰是联合考察的现实依据。另一方面,流动人口健康投资包括两个板块,即疾病预防与疾病治疗,但本研究在处理过程中一直关注的是疾病治疗这一板块,所以回归结果一直表现出流动人口健康投资对其收入的负向冲击。相比较单方程或收入对流动人口健康投资反馈效应的整体考察(联立方程),流动人口健康投资的收入效应及其收

人对其健康投资的反馈效应的联合考察同时关注两种效应在流动人口身上的反应,其现实含义同样是强调流动人口在自身收入与其健康之间的一种自主均衡,这对于进一步认识流动人口的经济行为具有重要的启发意义。

五、研究结论及政策建议

本研究利用中国流动人口数据,在构建流动人口健康投资收入效应与流动人口收入对其健康投资反馈效应两个子系统的基础上,通过构建流动人口健康投资及其收入反馈效应联合考察模型,联合考察了流动人口健康投资的收入效应与其收入对其健康投资的反馈效应,以验证流动人口健康投资与其收入之间的互动关系。通过实证研究,主要得到以下三点结论:

第一,联合考察结果与单独考察的实证结果在总体上保持了一致性。不管是单独考察还是联合考察,流动人口健康投资对其收入及其收入对健康投资的反馈效应的作用方向始终保持一致,表明流动人口健康投资的收入效应及其收入对其健康投资的反馈效应的实证结果均具有稳健性。

第二,单独考察与联合考察表现出某些细节上的差异性。流动人口健康投资对其收入的作用在力度上存在差异。联合考察结果中流动人口健康投资对其收入的负面冲击比单独考察的更大;流动人口收入对其健康投资的反馈效应存在差异,联合考察结果显示,流动人口收入对其自家支付费用和其非住院医疗费用影响更加显著,作用力度也加强;对其住院总费用的影响变得并不显著;对其非住院其它费用的影响依然不显著,但作用方向却由正反馈转为负反馈。

第三,考虑到联合考察是从系统视角来分析流动人口健康投资与其收入反馈效应之间的相互作用,联合考察将比单独考察拥有更多的信息,对于变量之间的相互作用机制反映的也更加充分,因此本研究认为联合考察具有更加可靠的现实效应。

健康作为流动人口人力资本的重要组成部分,既对其收入增长具有重要作用,反之,流动人

口的收入也会对其健康投资具有显著的反馈效应。结合上述研究结论,为提高流动人口健康投资水平,促进流动人口收入增长,有必要完善以下政策措施:

首先,统筹城乡医疗保障制度体系,实现城乡医疗保障体系并轨,逐步消除户籍限制,实现医疗服务均等化。推进流动人口基本公共卫生计生服务均等化,促进流动人口社会融合。继续推进基本公共卫生计生服务均等化和流动人口社会融合示范试点工作,推动更多人口融入城镇,提高流动人口家庭发展能力,率先在卫生计生领域推动社会融合。进一步加强信息化应用,推进信息共享,完善信息采集机制。充分发挥计划生育协会等社会组织的作用,加强信息平台的共建共享。支持社会组织和研究机构建立流动人口社会融合状况评估机制。

其次,通过健康宣传等途径提高流动人口的健康投资意识。强化流动人口健康教育和促进,提升其健康意识和健康素养水平。进一步大力推进和实施流动人口健康教育和促进行动计划,开展新市民健康城市行——全国流动人口健康促进宣传活动。

最后,推进新农合跨省就医费用核查和结报等工作,提升流动人口医疗保障服务水平。同时,会同有关部门,逐步建立统一的城乡居民基本医疗保险,全面实施城乡居民大病保险,加快推进基本医保全国联网和异地就医结算。大力实施健康扶贫工程,为流动人口多做“雪中送炭”的工作。

参考文献

- [1] 江胜名,吴石英.人力资本投资对就业的影响研究——来自中国省级层面的经验证据[J].兰州财经大学学报,2016,32(05):33-38.
- [2] Grossman, M. The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation[R]. NBER Occasional Paper, Columbia University Press, 1972.
- [3] 陈冲,杨华秀.社会保障如何影响农村居民消费?——基于协整与误差修正模型的实证检验[J].兰州财经大学学报,2017,33(05):92-98.
- [4] Haveman R, Wolfe B, Kreider B, Stone M. Market work, wages, and men's health[J]. Journal of health econom-

- ics,1994,13(2):63-82.
- [5]李蕾,吴斌珍. 家庭结构与储蓄率U型之谜[J]. 经济研究,2014(专辑1):44-54.
- [6]Schultz,Paul,T. Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital. The American Economic Review,2002,92(2),349-353.
- [7]王煜,张斓,黄建始. 健康投资对社会经济增长的影响[J]. 中国卫生事业管理,2009,26(01):10-13.
- [8]刘林平,张春泥. 农民工工资:人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境?——珠江三角洲农民工工资的决定模型[J]. 社会学研究,2007(6):114-137.
- [9]王一兵,张东辉. 中国健康人力资本对收入的影响分析——来自纵贯数据的证据[J]. 卫生经济研究,2007(12):22-26.
- [10]李力行,吴晓瑜. 健康、教育和经济增长:理论与跨国证据[J]. 南开经济研究,2011(1):102-119.
- [11]李树森. 中国农村居民健康收入效应的经验研究[D]. 长春:吉林大学博士学位论文,2010.

Study on the Interaction Between Health Investment and Income of Floating Population

HUANG Zeng-jian

(School of Management, Zhejiang University, Hangzhou, 310058, China)

Abstract: By using the data of China's floating population, this study constructed a joint investigation model of floating population's health investment and feedback effect of income to study the income effect of health investment and the feedback effect of income on the health investment so as to examine interaction between the floating population's health investment and their income. The research shows that the results of the joint investigation are consistent with the empirical results of separate investigations on the whole, indicating that the income effect of the floating population's health investment and feedback effect of income on the health investment are both robust. The separate investigation and joint investigation showed some differences in certain details, such as a difference in the effect of health investment on income of floating population. The joint investigation model demonstrated a greater negative impact of health investment on income of floating population than a separate investigation. Moreover, there is a difference in the feedback effects of floating population's income on their health investment, namely the income has a more significant impact on their own expenses and non-hospitalization medical cost. Joint investigation model provides more information and reflect the interaction mechanism between variables further than separate investigations and having a more reliable practical effect accordingly. In order to improve the level of health investment of the floating population and increase their income, it is necessary to make constant efforts to coordinate the urban and rural medical security system, realize the equalization of medical services and raise the floating population's awareness of health investment through health promotion.

Key words: floating population; health investment; income effect; interaction

(责任编辑:郑俊义)

农村居民外出打工行为会促进家庭商业保险购买吗？ ——基于CFPS数据的实证研究*

● 贾昊文, 王晓全

(西南财经大学 保险学院, 四川 成都 611130)

摘要:随着我国农村居民外出打工现象逐渐增多,外出打工人员面临的各类风险也日渐增加。在社会保险保障体制运行效果不理想的情况下,外出打工者的家庭是否会通过商业保险来保障其风险呢?首先,研究采用CFPS2014年数据,实证分析了农村家庭成员外出打工行为对其家庭商业保险购买的影响;其次,采用家庭土地资产作为工具变量对基准回归的内生性问题进行分析,且通过变量的替换证实基准回归具有稳健性;最后,通过交互项的回归检验认为造成该现象的原因是农村地区整体受教育程度不足与社会交往效率较低。研究有助于认识农村居民商业保险参与不足的原因,对保险公司推广产品和政府制定政策具有一定的启示作用。

关键词:外出打工行为;农民工;商业保险

中图分类号:F842.6

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-073-10

一、引言

我国农村劳动力转移的广度和深度正在逐年增加,2017年我国农民工总量为28652万人,占全国总就业人员的36.9%,其中外出农民工17185万人,占总农民工数量的60%^①。农村居民外出打工行为对优化劳动力产业结构、提高劳动生产效率具有重要作用,也是推动我国城市化进程、缩小城乡差距、促进经济发展的必要举措(齐明珠,2014^[1];万晓萌,2016^[2];姚志春等,2016^[3];赵周华,2019^[4];王琼等,2017^[5])。农村剩余劳动力的转移也可以充分发挥人口数量优势,提高家庭经济收入,就全国平均水平而言农村家庭劳动力转移可以使家庭人均收入提高10.6%(向国成,2013)^[6]。

在增加家庭收入的同时,农村居民在外出打

工过程中同样会面临健康、意外与养老等多重风险。首先,健康是人力资本的重要组成部分。健康水平会显著影响农村居民的外出打工收入,健康水平越高则打工收入越高(秦立建等,2013)^[7]。由于我国农民工教育水平和技术能力参差不齐,有许多人从事身体负荷较大的工作,再加上健康风险意识不足,会增加其患病的可能。解垚(2011)^[8]研究发现健康是促进农村外出打工劳动力退出的重要因素,而劳动力的退出必定会对减少家庭经济收入,还可能会出现因病致贫、因病返贫的现象,进而增加家庭经济负担。其次,因为我国农民工有很大一部分从事危险程度较高的工作,如高空坠落或触电等意外风险带来损失的可能性也较大。与健康风险不同,这类意外风险一旦发生便可能会使人长时间或永久丧失劳动能力;又由于农村外出劳动力多以青壮年为主,对

。收稿日期:2018-11-02

作者简介:贾昊文(1995—),男,河北保定人,硕士研究生,研究方向:保险消费行为;王晓全(1968—),男,四川南充人,博士,副教授,研究方向:保险经济学、信息经济学。

① 数据来源:2017年度人力资源和社会保障事业发展统计公报。

家庭而言则可能会丧失永久性的收入来源(杨祥禄等,2012)^[9]。最后,由于我国农村家庭金融市场参与程度低,金融资产配置方式相对单一(宗庆庆等,2015)^[10]。家庭养老资产配置严重不足,在农村家庭中,老年人面临养老困境时仍然倾向将期望寄托于子女身上(于长永,2015)^[11]。当子女作为转移劳动力回流至农村时不单要考虑自身的养老问题,还要考虑对父母的赡养支出,导致自身养老风险增加。

如何保障农村外出打工劳动力面临的各类风险是当前亟需解决的问题。针对上述相关风险,国家旨在通过社会保险等方式对农村转移劳动力在城市打工的过程进行风险保障,但在实际运作过程中效果却并不理想。Zong(2017)^[12]对甘肃省农民工参与社保情况进行抽样调查时发现,参与养老保险、医疗保险、工伤保险、失业保险与生育保险的农民工比例依次为46.7%、57.1%、16.5%、9.3%和22.5%,总体参与程度较低,对此国内外学者也有深入的探讨。Gao等(2012)^[13]在研究我国社会保险参与状况时发现,只有签订了长期劳动合同,雇主才会倾向于为农民工购买社会保险。Cheng等(2014)^[14]在研究北京市乡城转移劳动力社保参与状况时也得出了相同的结论。但由于农民工的流动性较强、专业技术水平普遍较低,雇主往往不会与之签订长期工作合同。为农民工缴纳社会保险会增加雇主成本,另在相关制度不完善的背景下又存在着许多不合规的用人单位,种种因素都会造成雇主拒绝为农民工缴纳社会保险的结果;另外,程名望等(2010)^[15]研究发现农民工对社会保险的认识仍比较模糊,对保险和就业风险的预防作用并没有足够的认知。由于农民工个体也需要为参与社会保险缴纳相应的费用,个体认知能力不足和参保意识薄弱也会限制农民工参与社会保险(Fei,2013)^[16]。

商业保险作为社会保险的补充性风险保障产品,对社会保险具有一定的替代与补偿作用(Wenjiong,2014)^[17]。由于本研究的侧重点是农村家庭商业保险购买行为,因此着重参考了有关商业保险需求的影响因素分析的相关文献。从家庭经济因素角度上考虑,刘宏等(2012)^[18]研究认

为影响居民商业保险行为的因素为家庭经济购买力;很显然只有具备一定的家庭财富,才会有能力支出保费、配置商业保险。从家庭人口结构的角度上考虑,樊纲治等(2015)^[19]提出家庭少儿占比对家庭人身保险的参与具有显著正影响,而家庭就业者占比对家庭商业人身保险需求具有抑制作用。从人口统计因素角度上考虑,蒲成毅等(2012)^[20]认为教育水平越高越容易获取和处理信息,进而会促进商业保险的购买;Yogo(2016)^[21]提出个体的健康因素也会影响保险产品的购买,中老年人对健康风险的评估与对未来医疗支出的预算会对中老年家庭的资产配置具有重要影响,对未来健康情况预估不乐观的家庭会更倾向于配置商业保险。同时,个体对保险的信任水平也会影响保险购买,王宏扬(2017)^[22]提出中国居民的商业保险需求程度较低,主要原因是对其不信任。最后,从社会因素角度考虑,吴玉锋(2018)^[23]研究发现社会阶层和社会资本因素会显著影响城乡居民商业保险购买行为;许荣等(2013)^[24]和刘宏等(2012)^[18]研究发现居民的社会信任及社会互动等因素也会影响保险需求,同时城乡社保对居民商业保险的参与也具有显著的影响作用。

在社会保险机制在农民工群体中运行不顺利、农村转移劳动力对社会保险认可程度不高的背景下,农村家庭是否会通过购买补充商业保险的行为来保障自己的风险呢?本文认为农村转移劳动力对农村家庭是否购买商业保险行为受到“拉力”和“推力”两方面影响。“拉力”是指农民工可以通过外出打工获取额外收入,增加家庭购买商业保险的可能性;同时在外出打工期间也会丰富自己的社交渠道与信息来源,增加金融知识并且降低商业保险信息获取成本,从而促进家庭购买商业保险等(刘宏等,2012^[18];许荣等,2013^[24];Moure,2015^[25])。应注意到,农民工拒绝参与社会保险的原因很大程度上是由于农民工个体风险意识薄弱。Bonsang(2015)^[26]提出风险态度会影响居民家庭各类资产的配置情况,如果家庭具有较强的风险管理意识,则会倾向于配置

保险产品以规避风险,可以据此推断农民工家庭会由于风险意识不足而拒绝购买商业保险。农民工对保险产品的认知程度和信任程度不足也同样会抑制家庭购买商业保险行为(秦芳等,2016)^[27]。因此“推力”可以理解为农民工在外出打工期间由于种种原因对保险产品产生的不信任,或由于自身风险意识不足和认知水平不够而导致的对商业保险产品的抗拒性。

对于农村居民外出打工行为本身对农村家庭购买商业保险行为的影响进行研究,一方面有利于探寻劳动力转移对农村家庭风险认知及保险配置的作用,以促使其做出更合理的家庭资产配置决策;另一方面有利于揭示在社会保险保障机制运行效果不理想的情况下,作为补充产品的商业保险对农村家庭中所面临风险的补充保障情况。以往的学者在研究我国劳动力转移现象时,大都站在宏观经济的角度,侧重点在于城乡二元结构或劳动力市场等。本研究的创新之处在于转换了传统的研究视角,考虑到农村劳动力转移及回流过程中面临的各类风险与我国社会保险保障制度的不完善,将研究的侧重点放在农村劳动力转移行为对家庭商业保险购买决策的影响上,是对劳动力转移过程中有关风险保障理论的丰富,同时也是对商业保险需求研究的进一步完善。

二、数据与变量介绍

(一)数据来源

采用北京大学社会科学调查中心2014年在全国范围内开展的中国家庭追踪调查项目(CFPS)数据。其调查规模覆盖了全国25个省(直辖市、自治区),经过数据清理后得到超过5900个有效的农村家庭样本,其中有成员外出打工的家庭比例为51.1%,没有成员外出打工的家庭比例为48.9%。户主作为农村家庭中主要的经济决策人,样本中户主的平均年龄为51.8岁,其中男性占比为68.8%,女性占比为31.2%。

(二)变量定义

由于是重点研究农村居民外出打工行为对家

庭商业保险购买的影响,因此对外出打工变量的处理十分重要。CFPS2014问卷中“过去12个月,您家是否有人帮其他农户做农活(如帮人种田、养牲口等)或外出打工(如去城市打工)挣钱?”可以反映被调查家庭中是否有成员外出打工。参考现有文献的做法并结合问卷的结构,将农村居民外出打工的有关变量定义为家庭中是否有成员外出打工(若家庭中至少有一人外出打工,则该变量取值为1,否则为0)及家庭中外出打工成员的数量占家庭中总人口数量的比值。

被解释变量的定义。在CFPS2014年问卷中“过去12个月,您家用于购买商业性保险的支出是多少?”可以反映家庭中是否购买了商业保险及商业保险的参与程度。参考秦芳(2016)^[27]的做法,将被解释变量定义为家庭是否购买商业保险(若家庭购买商业保险,则该变量取值为1,否则为0)及家庭商业保险保费支出占总支出的比值。

参考秦芳(2016)^[27]和许荣(2013)^[24]的做法,在实证过程中还控制了以下几个变量:家庭的财富情况会影响家庭参与包括商业保险在内的各项金融资产配置,因此采用家庭收入、存款等变量的对数值衡量家庭财富。为控制社会保障对商业保险参与决策的影响,构造了家庭社会保障情况的虚拟变量,若家庭中有成员参与了社会养老保险制度,则该虚拟变量为1,否则为0。家庭人口规模直接设置为家庭中的人口数量。此外,将可能作为重要影响渠道的社会交往程度也作为控制变量,参考有关文献后,将其度量方法定义为家庭社会礼金支出的对数值。同时,已有文献证明人口特征因素,包括年龄、性别、受教育程度、婚姻情况以及健康自评程度等因素也会对商业保险的参与决策具有影响。考虑年龄的非线性影响,控制了户主的年龄以及年龄的平方;户主性别构造为虚拟变量,男性为1,女性为0;户主受教育程度构造为虚拟变量,若户主的受教育年限大于9年(初中以上学历),则该变量取值为1,否则为0;户主婚姻状况设定为虚拟变量,在婚(含有配偶)取值为1,其他情况(离婚、未婚、丧偶等)则为0;

户主健康情况由自评不健康到自评很健康分别设置,评分为0至5。

(三)变量的描述性统计

主要变量的描述性统计见表1。从表1可以看出仅有20%左右的农村家庭购买了商业保险,其中有成员外出打工的家庭占52.5%,商业保险参与程度很低。相较于未购买商业保险的家庭来说,购买商业保险的家庭中家庭成员外出打工情况与外出打工人数占家庭总人口数的比值也无显著差异,表明农村家庭劳动力转移现象可能对家

庭购买商业保险行为没有明显的影响。造成整体商业保险参与程度较低的原因可能是农村居民风险意识不足或保险认知落后等。而在购买商业保险的家庭中,家庭收入、家庭存款、户主教育程度、健康自评状况和作为衡量社会交往能力的礼金支出都高于未购买商业保险的家庭,同时户主年龄相对较小,结果符合现有文献中有关家庭商业保险需求因素的研究结论,社会养老保险参与状况与家庭婚姻状况在购买商业保险与未购买商业保险的家庭中无显著差异。

表1 变量的描述性统计

变量名称	购买商业保险				未购买商业保险			
	观测值	平均值	最小值	最大值	观测值	平均值	最小值	最大值
外出打工情况	992	0.525	0.000	1.000	4853	0.507	0.000	1.000
打工人数占比	1003	0.205	0.000	1.000	4933	0.207	0.000	1.000
家庭收入	1003	10.275	0.000	13.062	4933	9.863	0.000	13.055
家庭存款	1003	5.062	0.000	13.122	4933	3.598	0.000	13.122
社会养老保险	1003	0.787	0.000	1.000	4933	0.756	0.000	1.000
年龄	1003	47.349	20.000	86.000	4933	52.645	17.000	92.000
性别	1003	0.693	0.000	1.000	4933	0.687	0.000	1.000
婚姻状况	1003	0.941	0.000	1.000	4933	0.872	0.000	1.000
教育程度	1003	0.624	0.000	1.000	4933	0.431	0.000	1.000
健康自评	1003	3.095	1.000	5.000	4933	2.839	0.000	5.000
家庭人口规模	1003	4.512	1.000	14.000	4933	3.978	1.000	17.000
社会礼金支出	1003	3.241	0.000	11.918	4933	2.396	0.000	12.206

三、实证结果与分析

(一)基准回归

根据前文,对于农村家庭成员外出打工行为对该家庭是否购买商业保险的影响研究,将采用Probit模型:

$$\Pr(\text{comminsu_dm}_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta X_i + \gamma \text{controls} + \varepsilon_i) \tag{1}$$

其中 comminsu_dm_i 表示被调查家庭中是否购买了商业保险,若该家庭中购买商业保险则该变量取值为1,否则0; X_i 为关注变量,表示家庭中是否有成员外出打工及外出打工人数占家庭总人数的比值; controls 为前文所描述的各控制变

量, ε_i 为服从正态分布的随机误差项。同时,对农村家庭成员外出打工行为对该家庭商业保险购买程度的影响,将采用Tobit模型:

$$y_i^* = \alpha + \beta X_i + \gamma \text{controls} + \varepsilon_i \tag{2}$$

$$Y_i = \max(0, y_i^*) \tag{3}$$

其中 y_i^* 是不可观测的潜变量,表示最优的保费支出水平; Y_i 是可以观测到的保费支出水平,表示商业保险参与程度,用家庭商业保险保费支出占家庭总支出的比值来衡量;其他变量的设置与上文中Probit模型相同。

农村劳动力外出打工行为对其家庭商业保险购买的影响如表2所示,表2第(1)列至第(4)列是Probit模型的回归结果,其中第(2)列与第(4)

列均控制了省区宏观效应。可以看出,农村家庭中劳动力外出打工行为是显著抑制了其家庭购买商业保险。相较于没有劳动力外出打工的家庭来说,有成员外出打工的家庭购买商业保险的可能性会降低 12.4%,并且家庭中外出打工人员所占比重越大,则该家庭购买商业保险的可能性越低。在控制了省份地区固定效应后,外出打工行为对其家庭商业保险购买的影响不变,但显著性水平降低。如前文所述,在农民工对社会保险参与程度不高的情况下,商业保险理应作为其替代产品,但回归结果显示外出打工的行为会显著抑制其家庭购买商业保险,形成这种现象的原因可能有以下几方面。第一,影响家庭商业保险需求最重要的因素是家庭的风险意识 (Outreuil, 2015)^[28],然而当前许多农村家庭不能很好的识别所面临的各种风险 (Fang, 2016)^[29]。在农村地区外出打工行为是相当普遍的,因此其家庭并未将这种现象视为一种存在风险的现象,只是习惯并且适应了这种获取收入的方式。第二,农村地区由于教育水平相对落后,导致农村家庭的认知能力普遍较低。从农村外出打工的人员往往由于教育程度受限,工作性质与工作环境也很难有助于提高认知能力,其结果便是整个家庭的认知能力水平不足。

认知能力包括了对风险的认知以及对商业保险产品的认知。研究发现相比于认知能力低的家庭而言,认知能力较高的家庭会更准确地识别所面临的各类风险,并且更倾向于通过商业保险的方式进行保障 (Christelis 等, 2010)^[30]。第三,农村家庭的金融资产配置方式较为传统,《2017 年中国养老金融调查报告》显示,银行存款这一传统保守的资产配置方式仍然是大多数农村家庭的首选。总体来看,相对贫困的家庭条件会促使劳动力外出打工,而外出打工的收入绝大部分都直接用于家庭生活支出,少部分结余也不倾向于投入风险市场,而是选择存入银行这种相对安全的金融机构。最后,居民外出打工期间雇主为其购买部分保险会对其家庭商业保险购买产生一定的“挤出”作用,而且打工行为会显著提高其家庭经济收入,而经济收入的增加会在一定程度上提高其风险应对能力,进一步减少商业保险的支出。上述几方面原因虽针对全部农村家庭,但从有成员外出打工的家庭来看,由于其家庭中主要经营者会在不同的环境中面临更多的风险,且承担着各类风险的劳动所得收入还会面临不合理配置,一旦风险事故发生对这类家庭实则损失更大。

表 2 农村劳动力外出打工行为对家庭商业保险购买的影响

变量名称	对家庭是否购买商业保险的影响				对家庭购买商业保险程度的影响			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否外出打工	-0.1239*** (0.0437)	-0.0475 (0.0461)	- -	- -	-0.0141** (0.0056)	-0.0045 (0.0058)	- -	- -
打工人数占比	- -	- -	-0.1898** (0.0834)	-0.0676 (0.0865)	- -	- -	-0.0240** (0.0109)	-0.0079 (0.0111)
家庭收入	0.0618*** (0.0178)	0.0368* (0.0188)	0.0570*** (0.0177)	0.0342* (0.0186)	0.0069*** (0.0023)	0.0037 (0.0024)	0.0066*** (0.0023)	0.0036 (0.0024)
家庭存款	0.0225*** (0.0042)	0.0206*** (0.0043)	0.0225*** (0.0041)	0.0205*** (0.0043)	0.0033*** (0.0005)	0.0029*** (0.0005)	0.0034*** (0.0005)	0.0030*** (0.0005)
社会养老保险	0.1500*** (0.0494)	0.1750*** (0.0514)	0.1406*** (0.0488)	0.1679*** (0.0509)	0.0210*** (0.0064)	0.0226*** (0.0066)	0.0198*** (0.0064)	0.0218*** (0.0066)
年龄	0.0108 (0.0116)	0.0147 (0.0118)	0.0163 (0.0114)	0.0193* (0.0116)	0.0017 (0.0015)	0.0021 (0.0015)	0.0023 (0.0015)	0.0026* (0.0015)
年龄的平方	-0.0003** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0000** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)

(续表 2)

性别	-0.0487 (0.0451)	-0.0205 (0.0469)	-0.0564 (0.0448)	-0.0271 (0.0465)	-0.0090 (0.0058)	-0.0041 (0.0059)	-0.0100* (0.0059)	-0.0051 (0.0060)
婚姻状况	0.1334* (0.0788)	0.1285 (0.0803)	0.1555** (0.0783)	0.1481* (0.0799)	0.0191* (0.0103)	0.0170* (0.0103)	0.0225** (0.0104)	0.0201* (0.0104)
教育程度	0.2627*** (0.0431)	0.2689*** (0.0446)	0.2594*** (0.0427)	0.2651*** (0.0443)	0.0363*** (0.0056)	0.0350*** (0.0057)	0.0365*** (0.0057)	0.0354*** (0.0058)
健康自评程度	0.0238 (0.0168)	0.0261 (0.0172)	0.0253 (0.0167)	0.0263 (0.0171)	0.0029 (0.0022)	0.0026 (0.0022)	0.0030 (0.0022)	0.0026 (0.0022)
家庭人口规模	0.0588*** (0.0115)	0.0703*** (0.0121)	0.0565*** (0.0113)	0.0724*** (0.0121)	0.0055*** (0.0015)	0.0069*** (0.0016)	0.0053*** (0.0015)	0.0073*** (0.0016)
社会礼金支出	0.0408*** (0.0055)	0.0406*** (0.0056)	0.0404*** (0.0054)	0.0398*** (0.0056)	0.0045*** (0.0007)	0.0044*** (0.0007)	0.0045*** (0.0007)	0.0043*** (0.0007)
常数项	-2.1985*** (0.3194)	-2.3718*** (0.3322)	-2.3399*** (0.3134)	-2.5073*** (0.3262)	-0.2846*** (0.0418)	-0.2959*** (0.0426)	-0.3044*** (0.0417)	-0.3141*** (0.0426)
省份变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值	5845	5843	5936	5934	5842	5842	5933	5933

注:表中报告的系数为边际效应,括号内表示标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平显著。

表2第(5)至(8)列验证了Tobit模型的回归结果,其中第(6)列与第(8)列均控制了省区宏观效应。从中可以看出,农村家庭中有劳动力外出打工对商业保险购买程度的影响是显著负相关的,且家庭中外出打工人数占比越高,商业保险购买程度越低。在控制了省区固定效应后,影响符号不变,但显著性水平降低,这个结果与Probit模型结果一致。家庭收入、存款等物质财富衡量指标都对其家庭购买商业保险的行为具有显著正影响,其原因可能是物质财富是商业保险消费的必要前提条件。与前文假设结果不同,家庭社会保险的参与会显著促进商业保险的购买,两者并不是替代作用,因此可以推断家庭的风险意识与保险意识才是促进保险消费的关键因素。婚姻状况为已婚,且家庭人口规模较大的农村家庭更倾向于购买商业保险,这是因为家庭中人口规模越大,则面临的各类风险也会越高,且购买保险的行为也是对婚姻中伴侣以及家庭其他成员负责任的表现。最后,教育程度与衡量社会交往能力的社会礼金支出都对农村家庭购买商业保险具有正向影

响,这个结论也符合现有文献的有关结论。

(二)内生性讨论

前文的实证模型可能由于存在解释变量与被解释变量互为因果而产生内生性问题。基准回归结果表明农村居民外出打工行为会对家庭商业保险购买产生抑制作用。但同时,购买商业保险的行为由于会降低家庭未来发生大额经济损失的可能性,提高风险承受能力,又相应会降低财富积累目标,减少外出打工行为;反之,未购买商业保险的农村家庭会面临更大的经济损失风险,对收入的要求更高,更倾向于做出外出打工的决策。

选用家庭土地资产作为工具变量进行回归,其原因有两点。第一,农村家庭所处地区的耕地面积会显著影响其成员进行外出打工的行为。一般来讲家庭中耕地面积越大,则其家庭成员会更倾向于在家务农,而不选择外出打工(郭力等,2011)^[31]。考虑到问卷中并未调查家庭耕地面积大小,因此选取农村家庭土地资产作为该家庭耕地面积的替代变量。第二,农村家庭是否购买商业保险的决策,往往不会受到

其家庭耕地面积大小即土地资产大小的影响,而是其户主根据其家庭中各种复杂的实际状况独立决策的结果。因此,家庭土地资产对解释变量内生,而对被解释变量外生,可以作为工具变量以检验内生性;考虑到数据的性质,在回归中对土地资产进行对数化处理。

工具变量替代检验的回归结果如表3所示,其中偶数列均控制了省区宏观效应。从表3可以看出,一阶段估计F值表示所选择的工具变

量不为弱工具变量,且除第(5)列外所有工具变量回归的结果均通过了Wald检验,表示其具有内生性。总体来看,工具变量回归系数远大于基准模型回归,且在控制省区固定效应后结果更为显著,表明原模型可能很大程度上低估了外出打工对其家庭购买商业保险的抑制效应。考虑到不同省份的地区固定效应,农村家庭劳动力外出打工的行为会更显著抑制其家庭购买商业保险。

表3 工具变量回归

变量名称	对家庭是否购买商业保险的影响(Iv-Probit模型)				对家庭购买商业保险程度的影响(Iv-Tobit模型)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否外出打工	-0.7152** (0.3168)	-0.9080*** (0.2985)	-	-	-0.0713* (0.0378)	-0.0925*** (0.0344)	-	-
打工人数占比	-	-	-1.4672** (0.6109)	-1.7991*** (0.5806)	-	-	-0.1439* (0.3881)	-0.1808*** (0.4376)
一阶段估计F值	126.44	58.76	77.71	37.76	126.33	51.68	77.70	36.02
省份变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值	5855	5853	5965	5944	5852	5852	5943	5943
Wald test P值	0.0541	0.0023	0.0277	0.0014	0.1202	0.0072	0.0880	0.0065

注:表中报告的系数为回归系数,括号内表示标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平显著;其他变量已控制。

(三) 稳健性检验

为了检验基准模型的稳健性,将有关解释变量与被解释变量进行重新处理。首先,将解释变量替换为打工人数并带入基准实证模型,结果如表4中(1)至(4)列所示,其中前两列和后两列分别为Probit与Tobit模型回归结果,该结果显示在未控制省区固定效应的回归中打工人数每增加1人,会

使家庭购买商业保险的可能性降低6.41%,购买程度降低0.8%,且在1%的水平上显著。随后,使用家庭商业保险保费支出作为衡量购买程度的指标,保持解释变量为打工人数不变,使用Tobit模型处理,回归结果如表4中(5)至(6)列所示,该结果显示打工人数增加会显著降低家庭商业保险购买程度。证明基准模型具有稳健性。

表4 稳健性检验

变量名称	对家庭是否购买商业保险的影响		对家庭购买商业保险程度的影响			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
打工人数	-0.0641*** (0.0207)	-0.0312 (0.0214)	-0.0081*** (0.0027)	-0.0038 (0.0028)	-0.6642*** (0.2066)	-0.3093 (0.2079)
常数项	-2.4381*** (0.3162)	-2.5766*** (0.3288)	0.1355*** (0.0421)	0.1334*** (0.0429)	-25.2600*** (0.2904)	-25.7995*** (3.2557)
省份变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值	5956	5954	5953	5953	5956	5956

注:表中报告的系数为边际效应,括号内表示标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平显著;其他变量已控制;下同。

(四) 影响机制分析

上述研究结果表明农村居民外出打工行为会降低其家庭购买商业保险的可能性与参与程度。本研究在进行影响机制分析的过程中,增加了家庭社会礼金支出和家庭中是否有成员外出打工的交互项,与户主受教育程度和家庭中是否有成员外出打工的交互项,其原因为以下两点。首先,家庭中有成员外出打工应当会拓宽该家庭的社会交往渠道,从而增加该家庭获取保险相关信息的可能性,进而增加购买商业保险;其次,由于农村地区的教育质量存在较大差异,不同受教育程度的人在外出打工时选择的行业与岗位也会有差异,这可能也会影响其家庭做出是否购买商业保险的决策。

在上述两个交互项的处理中,将家庭社会礼金支出变量重新定义为虚拟变量,若该家庭进行了社会礼金支出,则该变量为1,否则为0;户主受

教育程度变量处理方法不变,即受教育程度为初中及以上,则该变量为1,否则为0,回归分析结果如表5所示。该分析结果显示,两组交互项变量的正向边际效应与显著性水平在Probit模型与Tobit模型中都极高。具体来说,在未控制省份变量的样本中,对于有成员外出打工的家庭,若该家庭中有社会礼金支出则该家庭购买商业保险的可能性会提高21.93%,户主受教育水平若为初中及以上则该家庭购买商业保险的可能性会提高23.12%,促使外出打工对农村家庭是否购买商业保险的影响总体转变为正向,对商业保险购买程度也具有显著正向影响。这与基准回归结果产生巨大差异。因此可以推断在基准回归中外出打工对其家庭购买商业保险的负影响,极大程度上是由于农村地区整体受教育水平不足且社会交往效率低下导致。

表5 影响机制的交互项回归分析

变量名称	对家庭是否购买商业保险的影响(Probit模型)		对家庭购买商业保险程度的影响(Tobit模型)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否外出打工	-0.2624*** (0.0489)	-0.1853*** (0.0510)	-0.0313*** (0.0064)	-0.0211*** (0.0065)
礼金支出 × 是否外出打工	0.2193*** (0.0834)	0.2476*** (0.0845)	0.0241** (0.0108)	0.0254** (0.0108)
教育程度 × 是否外出打工	0.2312*** (0.0576)	0.2233*** (0.0585)	0.0277*** (0.0075)	0.0266*** (0.0075)
常数项	-2.1209*** (0.3178)	-2.3287*** (0.3305)	-0.2804*** (0.0420)	-0.2961*** (0.0429)
省份变量	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值	5865	5863	5862	5862

四、结论与建议

通过2014年中国家庭追踪调查项目(CFPS)数据,本文实证分析了农村地区劳动力外出打工行为对其家庭商业保险购买的影响,结果表明,家庭中有成员外出打工的行为会显著降低其家庭商业保险购买的可能性与购买程度。在讨论内生性问题时选用家庭土地资产作为工具变量进行替代回归,发现外出打工和商业保险购买行为存在互

为因果的影响,基准回归可能高估了外出打工对该家庭购买商业保险的抑制作用。随后,通过对解释变量与被解释变量进行替换,证明基准模型具有稳健性。最后,交互项回归分析表明农村居民外出打工行为抑制其家庭购买商业保险的两个重要渠道是农村地区整体教育程度不足且社会交往效率低下。

在社会保险保障制度运行状况并不是非常理想的前提下,商业保险由于其相对自主的特性,是

游离于社保体制之外的农民工的风险保障的有效替代产品。对农民工群体及其家庭提供有效的风险保障,是稳定社会秩序和实现共同富裕的重要前提。结合本文的研究结果,尝试从以下三方面提出针对性建议:

第一,农民工家庭要树立风险认知、增强保险意识。在家庭收入增加的同时,更应客观理性地看待自己及家庭成员面临的风险,强化风险保障理念;提升家庭社会交往能力,拓宽信息获取渠道。

第二,商业保险公司在宣传保险产品时,要结合农村居民的金融知识缺乏、整体受教育程度较低的实际情况,实施丰富多元化的保险推广手段,降低农民工家庭信息获取成本;更多地关注农民工群体及其家庭的保险需求,开发更适合他们的保险产品,从而对其提供有效的风险保障。

第三,国家在继续深入推进社会保障制度建设的同时,应以更清楚、更简洁的方式对全民进行基础风险意识普及;更多地关注到农民工家庭等相对弱势群体,在帮助其收入提高的同时更应注意到他们的风险是否得到有效保障;在出台相关商业保险政策时,要考虑到农民工等特殊职业群体,将保险保障落实到社会最基层。

参考文献

- [1] 齐明珠. 中国农村劳动力转移对经济增长贡献的量化研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014(4): 127-135.
- [2] 万晓萌. 农村劳动力转移对城乡收入差距影响的空间计量研究[J]. 山西财经大学学报, 2016(3): 22-31.
- [3] 姚志春, 尚海洋, 毛必文. 中国农村劳动力转移对经济增长的真实贡献研究——基于机会成本视角下分析[J]. 资源开发与市场, 2016(1): 51-55.
- [4] 赵周华. 少子化、老龄化与农村居民消费结构: 理论分析与实证检验[J]. 兰州财经大学学报, 2018(6): 43-53.
- [5] 王琼, 何哲飞. 不同流动形式下流动人口生活满意度差异研究[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2017(6): 70-76.
- [6] 向国成, 曾小明, 韩绍凤. 农村家庭异质性、转移就业与收入回报——基于匹配估计量的经验分析[J]. 中国农村经济, 2013(11): 46-56.
- [7] 秦立建, 陈波, 秦雪征. 健康对农民工外出务工收入的影响分析[J]. 世界经济文汇, 2013(6): 110-120.
- [8] 解垚. 健康对劳动力退出的影响[J]. 世界经济文汇, 2011(1): 109-120.
- [9] 杨祥禄, 侍慧宇, 李华. 农村人口结构特点与推进农村劳动力有序转移研究——以四川省为例[J]. 农村经济, 2012(4): 99-103.
- [10] 宗庆庆, 刘冲, 周亚虹. 社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J]. 金融研究, 2015(10): 99-114.
- [11] 于长永. 农民养老风险、策略与期望的代际差异[J]. 农业经济问题, 2015(3): 24-32+110.
- [12] Zong X, Guan X, Gao Y, et al. Analysis of the Influencing Factors of Migrant Worker Social Insurance in Lanzhou[J]. Eurasia Journal of Mathematics Science and Technology Education, 2017, 13(1): 7949-7960.
- [13] Gao Q, Yang S, Li S. Labor Contracts and Social Insurance Participation Among Migrant Workers in China[J]. China Economic Review, 2012, 23: 1195-1205.
- [14] Cheng Z, Nielsen I, Smyth R. Access to Social Insurance in Urban China: A comparative Study of Rural-urban and Urban-urban Migrants in Beijing[J]. Habitat International, 2014, 41: 243-252.
- [15] 程名望, 史清华. 个人特征、家庭特征与农村剩余劳动力转移——一个基于 Probit 模型的实证分析[J]. 经济评论, 2010(4): 49-55.
- [16] Fei G & Zhanxin, Z. The Social Insurance of Floating Population Under the New Policy of Migrant Workers: Data From China's Four Main Cities[J]. Population Study, 2013, 3.
- [17] Wenjiong H. The Position of Commercial Insurance in the Risk Security System[J]. China Health Insurance, 2014(9): 008.
- [18] 刘宏, 王俊. 中国居民医疗保险购买行为研究——基于商业健康保险的角度[J]. 经济学(季刊), 2012(4): 1525-1548.
- [19] 樊纲治, 王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J]. 金融研究, 2015(7): 170-189.
- [20] 蒲成毅, 潘小军. 保险消费促进经济增长的行为金融机理研究[J]. 经济研究, 2012(增刊1): 139-147.

- [21] Yogo M. Portfolio Choice in Retirement: Health Risk and the Demand for Annuities, Housing, and Risky Assets [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016, 80: 17 - 34.
- [22] 王宏扬. 中国家庭商业人身保险需求现状及其影响因素——基于中国家庭金融调查的实证研究[J]. *金融论坛*, 2017(3): 51 - 65.
- [23] 吴玉锋. 社会阶层、社会资本与我国城乡居民商业保险购买行为——基于 CGSS2015 的调查数据[J]. *中国软科学*, 2018(6): 56 - 66.
- [24] 许荣, 张迪, 吉学. 新农合对农户商业医疗保险需求影响的研究[J]. *保险研究*, 2013(3): 120 - 127.
- [25] Moure N G. Financial literacy and Retirement Planning in Chile[J]. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2016, 15(2): 203 - 223.
- [26] Bonsang E, Dohmen T. Risk Attitude and Cognitive Aging[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2015, 112: 112 - 126.
- [27] 秦芳, 王文春, 何金财. 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. *金融研究*, 2016(10): 143 - 158.
- [28] Outreville J F. The Relationship Between Relative Risk Aversion and the Level of Education: A Survey and Implications for the Demand for Life Insurance[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2015, 29(1): 97 - 111.
- [29] Fang H. Insurance Markets for the Elderly[M]//*Handbook of the Economics of Population Aging*. North - Holland, 2016, 1: 237 - 309.
- [30] Christelis D, Jappelli T, Padula M. Cognitive Abilities and Portfolio Choice[J]. *European Economic Review*, 2010, 54(1): 18 - 38.
- [31] 郭力, 陈浩, 曹亚. 产业转移与劳动力回流背景下农民工跨省流动意愿的影响因素分析——基于中部地区6省的农户调查[J]. *中国农村经济*, 2011(6): 45 - 53.

Will Rural Residents Working Outside Their Hometown Promote the Purchase of Commercial Family Insurance?

—An Empirical Study Based on CFPS Data

JIA Hao - wen, WANG Xiao - quan

(Insurance School of Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: With the increase in the number of rural migrant workers working outside their hometown, the risks faced by migrant workers are also mounting. In the case that the social security system is not working well, will the migrant workers cover their risks through commercial insurance? First, this paper empirically analyze the influence of behavior of rural family members working outside their hometown on the purchase of commercial insurance by using CFPS2014 data. Secondly, family land assets were used as the instrumental variable to analyze the endogenous problems of the baseline regression, and the replacement of variables confirmed the robustness of the benchmark regression. Finally, through the regression test of interaction terms, it is believed that the cause of this phenomenon is that the overall insufficient education in rural areas and the inefficient social interaction. The research helps to understand the reasons why the rural residents do not buy much commercial insurance, and has certain enlightenment for insurance companies to promote their products as well as for government to make policies.

Key words: behavior of working outside; migrant workers; commercial insurance

(责任编辑:张宏峰)

民族贫困地区脱贫攻坚与乡村振兴 的深度衔接研究^{*}

● 雷兴长

(兰州财经大学 国际经济与贸易学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:在“三区三州”深度贫困民族地区,脱贫攻坚与乡村振兴不仅是民族贫困乡村的发展问题,而是整个民族贫困地区的发展问题。有些贫困问题,需要脱贫措施与振兴战略的深度衔接,逐一化解。一要推动生态扶贫与生态开发的深度衔接;二要推动传统农牧业脱贫与现代农牧业振兴的深度衔接;三要推动民族乡村文化与现代科学文化的深度衔接;四要推动东部沿海地区与民族贫困地区扶贫振兴协作的深度衔接。

关键词:民族地区;脱贫振兴;深度衔接

中图分类号:F323.8;D632.4

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-083-09

精准脱贫是实施乡村振兴的战略基础。既要积极利用当前国家对深度贫困地区的特殊优惠政策,打好脱贫攻坚战;更要大胆利用好国家对深度贫困地区的特殊优惠政策,做好精准脱贫与乡村振兴的衔接工作。推动脱贫措施与振兴战略的有效对接,为民族地区经济与社会的长远发展奠定物质基础。

一、推动生态扶贫与生态开发的深度衔接

自然生态环境是民族地区人民群众生存与发展的客观基础,也是在脱贫攻坚和乡村振兴工作都要面对的一大难题。深度贫困民族地区陷入贫困的主要因素是自然生态贫瘠、自然环境恶劣。在精准扶贫脱贫阶段,民族贫困地区要通过自然

生态保护,实现生态脱贫、生活脱贫;在民族乡村振兴阶段,民族贫困地区要通过绿色生态开发,实现生态产业振兴、环境绿色美丽。

(一)客观正视深度民族贫困地区的自然生态环境因素

不论是脱贫攻坚还是乡村振兴,都要正视深度贫困民族地区的自然生态环境因素。由于历史演变过程中的诸多复杂因素,西部少数民族大多都生活在自然环境严酷、自然生态贫瘠的地域。自然生态环境是人类社会生存发展的物质基础,任何一个民族都要面对这一客观现实。

自然生态贫瘠是深度贫困民族地区无法回避的客观因素。在“三区三州”深度贫困地区,藏族生活的主要地域是青藏高原及其边缘区域。高海拔、气候寒冷、极度缺氧、物种稀少、生长期短是藏

。收稿日期:2018-11-23

基金项目:2017年度国家民委民族研究一般项目“民族地区精准扶贫脱贫案例与经验研究”(2017-GMB-018);
2017年甘肃省高等学校科研项目(战略项目)“甘肃省民族地区精准扶贫精准脱贫的战略对策研究”(2017F-20)。

作者简介:雷兴长(1959—),男,陕西武功人,教授,研究方向:区域经济。

族聚居区自然生态环境的主要特征,对藏族农牧业生产和农牧民生活的限制性影响极大。同为“三区三州”深度贫困地区的新疆南疆四地州,雪山冰川、高原大山、沙漠、戈壁是其自然生态环境的主要特征,维吾尔族等民族只能生活在地域面积极为有限的绿洲之中,农牧业生产和民众生活受到较大限制。同样是“三区三州”深度贫困民族地区的四川凉山州、云南怒江州和甘肃临夏州,地处青藏高原的外边缘,雪山冰川、山高沟深、土地贫瘠的自然生态环境,也极大地制约着在当地居住生活的各个民族的经济的发展。

深度贫困民族地区的自然生态环境,既有普遍存在的生态贫瘠问题,又有各自不同的特殊自然环境问题。实施乡村脱贫与振兴,必须要深度了解民族地区面对的自然生态贫瘠的客观情况和民族乡村所处的人文发展环境的具体情况,尤其是要掌握深度贫困民族地区自然生态环境的内在规律和可利用价值,要敢于、善于把自然生态劣势转化为自然生态优势,增强脱贫振兴措施的客观性、科学性、前瞻性。如果认知准确、准备充分、对接恰当,民族地区自然生态环境劣势,也有可能成为民族乡村脱贫振兴的一大优势。

(二) 要处理好生态保护与绿色开发的关系

严酷的自然生态环境,一时是很难改变的。对自然生态贫瘠,认真对待,积极努力,也是有可能化解这一生态难题的。关键在于,深度贫困民族地区要科学准确把握生态保护与绿色开发的关系,善于将自然生态劣势,转化为民族乡村生态优势,转化为生态经济发展的优势,创造更多更好的具有民族地域特色的生态产品,提供更多更好具有绿色特色的观光服务,促进生态和经济良性循环。

在脱贫攻坚阶段,深度贫困民族地区要坚守自然生态保护的底线,通过生态保护实现生态脱贫、生活脱贫,而且生态保护要有力,生态脱贫要坚决:一是对生存条件恶劣、生态环境脆弱的民族村落,要加紧实施“生态易地扶贫搬迁”工程,力

度要大,态度要坚决,从根本上解决生态保护和生态贫瘠问题;二是通过扩大生态保护补偿,推进深度贫困民族地区生态保护事业,解决保护区的民族贫困乡村的人口贫困问题;三是通过增加生态保护工作岗位,推动一些贫困农牧民身份转换——由传统农牧业的生产经营者转化为拥有工资收入的生态保护职工,从根本上解决他们的贫困问题;四是对自然生态贫瘠、日照资源丰富的民族村落,要把鼓励支持发展设施农牧业项目作为主要脱贫措施,推动农牧业生产方式的转变与进步,提高贫困人口的经济收入;五是对自然生态独特、自然风光优美、自然景色迷人的民族村落,通过非农牧业产业项目脱贫,创建自然风景旅游特色民族村镇和打造旅游精品线路,形成旅游服务产业链。通过生态保护实现脱贫,通过绿色开发实现振兴,使深度贫困民族地区最终实现自然生态保护与绿色生态开发的有机衔接。

(三) 坚守、应用自然生态环境的发展变化规律

通过遵守自然生态环境变化规律,推动生态保护与绿色开发的内在衔接。深度贫困民族地区的各级政府,要善于发现、遵守、利用自然生态环境的变化规律,构造自然生态保护与绿色生态开发深度衔接的共同基础。

在深度贫困民族地区,不论是推动脱贫攻坚,还是实施乡村振兴战略,必须要遵守自然生态规律,要有顺应自然、利用自然、改造自然的战略取向:一是顺应自然,遵守自然生态环境的运行规律,这是民族乡村脱贫振兴的基本取向;二是利用自然,积极应用自然生态环境变化规律,为农牧业发展服务——顺势而为,这是民族乡村脱贫振兴的能动取向;三是改造自然,在不违背自然生态规律的基础上,利用科学技术,强化对自然要素的再构造、再利用,推动农牧业生产发展,这是民族乡村脱贫振兴的个别取向。

要想尽量减少严酷自然生态环境因素对民族

贫困地区发展的深度约束,民族乡村脱贫振兴的特殊取向,就是要向非农牧业产业倾斜,发展工商产业。在一般情况下,工商产业发展对自然生态环境的依赖程度并不大,大多数现代工商产业甚至可以超脱于自然生态环境,独自生存发展。因此,深度贫困民族地区应该在现代产业发展领域投入更多精力、资金、资源,摆脱自然生态环境不利因素对经济发展的约束。

二、推动传统农牧业脱贫与现代农牧业振兴的深度衔接

经济是民族地区脱贫攻坚和乡村振兴的共同物质基础,调整经济结构是脱贫攻坚和乡村振兴的主要推进途径。通过调整结构,深化农牧区供给侧改革,推动深度贫困民族地区传统农牧业脱贫项目与现代农牧业振兴产业的有机衔接,使脱贫项目更接地气,振兴战略更有生命力。

(一) 找准深度民族贫困地区经济构成的短板

深度贫困民族地区的贫困问题根源主要是经

济基础薄弱,具体表现在地区经济结构的严重滞后。在民族地区的经济构成中,传统农牧业经济所占比重过大,现代农牧业产业发展落后,工商业经济占有量太少。民族地区经济落后还表现在生产专业化程度偏低,难以有效参与国内经济分工和国际市场分工。民族地区生产专业化发展水平不高,同样表现在工业领域。

在一般情况下,传统农牧业经济所占比重越大,意味着经济构成的层次越低。2015年,在全国国民生产总值构成中,农牧业只占8.6%;在全国民族自治地方生产总值构成中,农业占到了14.92%。在甘肃省民族自治地方生产总值构成中,农业却占到17.34%。在深度贫困的民族地区经济构成中,传统农牧业产值所占比重普遍较高:2015年,玉树藏族自治州的农牧业产值占到了43%,喀什地区占29.1%,和田地区占26.8%,甘南藏族自治州占21.34%,临夏回族自治州占17.1%,果洛藏族自治州占16.48%。在农村人口占多数的情况下,农牧业产值占的比重越大,意味着对传统经济的依赖越重,人均收入越低,贫困问题就更为严重。

表1 2015年6个深度贫困民族地区的经济构成

区域	生产总值 (亿元)	第一产业 (亿元)	第二产业 (亿元)	第三产业 (亿元)	人均产值 (元)	占比(%)	占比(%)	占比(%)
全国	689052	60862	8.8	282040	41.00	346150	50.20	50251
甘肃临夏回族自治州	211.40	36.14	17.10	44.83	21.20	130.44	61.70	10527
甘肃甘南藏族自治州	126.54	27.01	21.34	20.70	16.36	78.83	62.30	17990
新疆喀什地区	780.12	226.75	29.10	240.80	30.90	312.57	40.00	17431
新疆和田地区	234.05	62.67	26.80	34.72	14.80	136.66	58.40	10215
青海玉树藏族自治州	60.55	25.72	43.00	23.31	38.00	11.53	19.00	15073
青海果洛藏族自治州	35.66	5.88	16.48	13.68	38.37	16.10	45.15	18089

资料来源:根据2016年全国统计年鉴和2015年有关民族地区统计公报整理。

在甘肃省的临夏、甘南两个深度贫困民族地区经济结构中,不仅农牧业比重较大,而且传统种植业、畜牧业在农业经济构成中比重较高。2016年,临夏州农业总产值62.66亿元,其中种植业产

值41.76亿元,占66.64%。甘南州农业总产值37.86亿元,其中传统牧业产值24.50亿元,占64.71%^[1]。民族经济结构和农业经济均处在低层次状态,这是深度贫困民族地区的普遍经济

现象。

(二) 推动深度民族贫困地区经济结构层次逐级优化提升

在脱贫攻坚阶段,深度贫困民族地区主要是通过调整各个民族贫困村、贫困户的传统农牧业经营结构,优化具体经营项目构成,达到增加生产经营收入的脱贫目标;在乡村振兴阶段,要通过调整民族乡村传统农牧业与现代农牧业产业的经营构成,通过调整民族贫困地区的经济结构,推动乡村经济和地方经济的长足进步。

近三年,精准扶贫转入脱贫攻坚战阶段,按时脱贫是深度贫困民族地区的硬指标、硬任务。民族贫困村、贫困户要全力落实、认真抓好传统农牧业经济结构的调整,选择市场效益好、经营收入高的脱贫项目,努力实现按时脱贫目标。在传统农牧业构成中,畜牧养殖业、经济作物、瓜果蔬菜属于高效农业,也是在短期内可以见效的脱贫项目。但是,脱贫项目的收入效益取决于要有稳定的农产品市场,尤其是农牧业产品市场价格稳定是关键环节。

在深度贫困民族地区,既要发挥市场的决定性作用,更要发挥好政府的积极协调作用,有关部门要全力确保农产品市场价格稳定,为脱贫项目获得较好经济收益保驾护航。要构建农牧业市场稳定保障体系,大力修建畜产品冷库、瓜果蔬菜温度调节库;要根据贫困户的脱贫标准、脱贫项目收益,设立农产品价格收购底线或农产品价格保险制度。在民族乡村脱贫攻坚阶段,要有宁肯由政府承担农产品经营风险,也决不能让贫困户承受农牧业经营损失的胆略与担当。

深度贫困民族地区的贫困问题,不仅是民族乡村、农牧民的生活贫困,而是一个民族地区经济的发展落后,间接导致民族乡村农牧民陷入贫困。因此,国家对深度贫困民族地区的扶贫脱贫政策要有深度、力度,有关民族地区政府的脱贫思路、脱贫措施要有广度、长远打算,在脱贫项目布局

上,要有为将来的民族乡村振兴和产业结构调整做好战略筹划的准备。

目前,根据脱贫攻坚战的需要,国家有关部门对深度贫困民族地区已经加大了产业项目布局的倾斜力度:对深度贫困民族地区要优先安排能源、交通等重大投资项目;对深度贫困民族地区优先实施公益性基础设施项目、社会事业领域重大工程项目;对深度贫困民族地区重大项目,加快审批、落地进度;取消深度贫困民族地区公益性项目地方政府配套资金政策,等等。国家正在通过政策、资金和项目聚集,推动深度贫困民族地区的经济结构调整、经济快速发展,为民族贫困乡村脱贫攻坚营造良好的区域经济环境。

在脱贫攻坚战阶段,深度贫困民族地区要主动大胆利用好国家的优惠政策,积极进行经济结构调整优化、全面进行现代产业布局,推动脱贫攻坚与经济振兴的衔接:一是要大胆对传统产业进行升级改造;二是要积极对现代产业进行立项建设;三是要主动引进劳动密集型加工产业;四是要积极与东部沿海扶贫协作省市、单位沟通协商,进行东西部产业联合战略布局;五是要探讨把国家对深度贫困民族地区的战略性投资,转化为贫困农牧民脱贫增收的有效途径,等等^[2]。

(三) 抓好传统农牧业脱贫项目与现代农牧业振兴的产业深度衔接的关键环节

在深度贫困民族地区,推动传统农牧业脱贫项目与现代农牧业振兴产业的深度衔接,要通过三个途径来实现:一是农牧业生产经营的重点由产量增长为主,逐步转变为质量提升为主;二是农牧业生产经营的方式由传统的农户经营方式为主,逐步转变为现代农牧业的产业经营方式为主;三是民族乡村经济结构由农牧业为主,逐步转变为现代农牧业、农牧业服务产业、非农牧业产业并举的多元化经营结构。

从精准扶贫脱贫向乡村振兴过渡,实际上是从传统农牧业向现代农牧业的转变,也是农牧业

生产经营方式的重大转变与进步过程。传统农牧业是粗放式生产经营,重视土地资源规模,看重农产品的产量;现代农牧业是精准式生产经营,看重先进农牧业生产技术,重视农产品的质量。传统农牧业是个体农户自主生产经营,农产品销售渠道单一,缺少掌控市场的能力,抗风险能力较差;现代农牧业是产业化协作生产经营,销售渠道多元化,具有一定的市场影响力,抗风险能力较强。

由于生态保护的底线不可逾越,牧区草场载畜量规模受到严格限制,耕地面积规模难有再扩大的机会,深度贫困民族地区必须思考如何实现由传统畜牧业向现代畜牧业的经营转变,由传统农牧业经营模式向现代农牧业经营模式的战略转变,努力扩展设施农牧业,重点提升农牧产品质量。同时,根据农牧业产品市场不稳定、市场风险较大的特征,大力推动调整农牧业经营主体结构,逐渐把由个体农牧民为主的单一经营主体,转换为农牧业经营强人、股份制专业合作社、家庭农场、现代农业企业为主的多元经营主体。

总之,要充分利用国家重视和支持深度贫困民族地区脱贫攻坚的大好时机,推进农牧区经济体制改革,努力实现脱贫与振兴并举,及时推动脱贫项目和乡村振兴有机衔接。

三、推动民族贫困地区乡村文化与现代科学文化的深度衔接

深度贫困民族地区的贫困问题根源之一,是民族文化构成不够完善,缺少现代文化要素。要通过民族文化与现代文化的深度衔接,完善深度贫困民族地区文化构成,激发民族乡村脱贫与振兴的内生动力。在深度贫困民族地区,广大农牧民始终是脱贫与振兴的主体,乡村脱贫振兴要依靠农牧民的内生力。内生力量来自于农牧民的自信,有自信才会有追求、有目标、有干劲。自信来自于文化,尤其是现代文化知识。

(一)把民族文化个性转化为农牧民脱贫振

兴的内生动力

民族文化个性是民族差异的具体体现。在广大民族地区,每个少数民族都有自己的文化个性,但是多过于传统、保守。自然生态环境是形成民族文化个性的客观基础。在农业社会时代,一个民族的生活、生产受制于自然生态环境,民族文化个性也滋生于赖以生存的自然生态环境。在对大自然的认知能力、利用能力有限的情况下,只能敬畏大自然,顺应自然环境,由此养成一个民族的基本文化观。由于各民族生存、生活于不同的自然生态环境之下,也就逐渐形成了不同的民族文化个性。

推动民族乡村脱贫振兴,要准确把握民族文化个性,处理好乡村脱贫振兴与民族文化的关系。乡村振兴是新时代全面建设社会主义强国的战略举措,也是缩小城乡差别、实现乡村现代化的重大措施。精神世界的变化应该顺应物质世界进步的需要,民族文化应该满足民族乡村脱贫振兴的需要。因此,在深度贫困地区,民族文化与民族乡村脱贫振兴要相向而行,确保民众心态与乡村脱贫振兴的高度一致。

目前,民族地区文化构成虽然已经发生变化,但在民族自治区与民族贫困地区(民族贫困州、县)仍存在着较大差异。从表面上看,民族自治区与民族贫困地区的文化构成要素几乎一样,都是由传统民族文化和现代文化融合而成;然而二者之间的差异却比较大,民族自治区文化已经是现代文化占主导地位,民族贫困地区文化仍然是传统民族文化占主导地位。

在民族贫困地区,由于少数民族人口占多数,农牧区人口也占据绝对多数,民族宗教文化和农牧传统文化的流行,就有了相应的社会基础,现代文化、城市文化很难迅速融入,也难以使民族乡村的文化构成发生较大变化。2015年,玉树自治州的藏族人口占97.7%,和田地区的维吾尔族人口占96.72%,喀什地区的占92.02%,果洛州藏族

占 91.87%，临夏州回族占 57%，甘南州藏族占 53.20%；同年，6 个自治州的农牧区人口占的比重也均在 68% 至 79% 之间。民族人口和农

牧民占多数的社会生态，使民族宗教和农牧文化相融合的传统民族文化，对民族贫困地区人们的观念、行为有着难以想象的约束力。

表 2 2015 年 6 个深度贫困民族地区的人口构成

民族地区	总人口 (万人)	农牧区人口 占比(%)	少数民族人口 占比(%)	汉族人口 占比(%)	主要少数民族人口 占比(%)
甘肃临夏回族自治州	201.21	68.79	59.20	40.8	57.00
甘肃甘南藏族自治州	70.50	69.50	59.80	40.2	53.20
新疆喀什地区	449.92	75.77	93.49	6.51	92.02
新疆和田地区	232.43	73.39	96.93	3.07	96.72
青海玉树藏族自治州	39.18	79.07	98.60	1.4	97.70
青海果洛藏族自治州	20.02	75.96	92.51	7.49	91.87

资料来源：根据有关民族地区 2015 年统计公报整理。

在深度贫困民族地区，传统民族文化仍然把大多数农牧民束缚在土地上，使他们难以从传统生产方式中解放出来；传统民族文化仍然束缚着大多数农牧民思想和行为，使他们难以主动地接触、接受现代知识、现代技术、现代观念，无法提升自身素质和发展能力；传统民族文化仍然束缚着大多数农牧民的思维方式、生活行为；传统民族语言文字造成的交流障碍，使他们难以走出家乡，也害怕走出去，从而无法寻找更多发展机会、赢得更多经济收入。

因此，必须化解传统民族文化对农牧民内生发展力的束缚，积极把民族文化个性，转化为民族乡村广大农牧民脱贫振兴的内生动力。

(二) 推动现代科学文化与传统民族文化的有机融合

打好脱贫攻坚战，推进民族乡村振兴，必须要完善深度贫困民族地区的文化构成，全力推动以科学知识为主要内容的现代文化与传统民族文化的有机融合，把具有较强凝聚力的传统民族文化，积极转化为民族乡村广大农牧民脱贫振兴的内生动力。

一是通过现代科学知识，完善民族文化构成，提升农牧民对大自然、现代事物的认知能力，建立

脱贫自信心，形成自信、自强、自立，争先脱贫的意愿和决心。再通过地方政府和扶贫干部的强有力助推，把农牧民的脱贫自信转变为脱贫振兴的内生动力。

二是通过有组织的公益性、常态化的专业技术培训，加强民族贫困乡村的科学知识、现代技术的普及，提升广大农牧民从事农牧业生产和外出务工经商的基本技能，使大多数青壮年劳动力成为拥有一技之长的多面手，在家能务农、在外能务工，以强化农牧民生存、务工、创业的内生发展能力。

三是通过培育现代竞争意识，建立脱贫激励机制，对主动要求脱贫，争取脱贫项目、实施脱贫项目的贫困农牧民，要积极热情帮扶，落实脱贫项目配套资金，全面支持实现脱贫项目效益，并给予适当的脱贫奖励，使民族贫困乡村内生脱贫行动转变为内生脱贫成果。

四是通过在民族地区大力推广普及国家通用语言文字（国家通用语言文字是现代文化的载体），推动现代文化知识进入民族乡村的家家户户，提升农牧民掌握科学知识、了解国内外市场信息和利用资源发展经济的能力。同时，通过普及国家语言文字，促进民族之间的交流交往交融，树立共同的中华民族文化意识。

（三）抓好现代科学文化嵌入民族乡村文化的关键环节

强化对民族地区儿童、青少年的现代文化知识教育,这是现代文化嵌入少数民族文化的关键环节。在深度贫困民族地区,完善民族文化构成,树立现代文化的主导地位,要从对民族儿童、青少年强化现代教育入手。在很长一个时期,民族乡村振兴的一个重要任务就是振兴现代教育,普及现代文化。通过强化现代文化教育,提升民族乡村农牧民下一代的内生发展动能。

一是通过普及现代义务教育,在民族乡村农牧民的子女一代,打好培养滋生内生发展力的基础。在民族地区的中小学校,要抓好现代知识、科学技术的基础教育,这是培养民族乡村内生发展力的主要环节。“先入为主”,要有与传统民族宗教文化抢夺农牧民子女教育主导权的意识。

二是通过扩大中高级职业教育,使民族乡村青少年掌握从业知识和职业技能,拥有务工就业、创业经营的内生发展能力。要考虑到民族地区尤其农牧区青少年将来有可能要跨产业、跨区域进行就业、创业,在职业教育期间,必须强化汉语言文字的教育内容,使大多数青少年拥有在外发展的素质与条件。

三是通过推动民族文化开放,积极吸纳、消化更多的优秀文化基因,提升整个民族区域的内生发展力。通过现代文化与民族传统文化的有机融合,促进民族思维观念的开放、发展、进步;通过现代高等教育,培养大批民族复合型人才,满足乡村振兴对民族人力资源的需求。

四、推动东部沿海地区与民族贫困地区扶贫振兴协作的深度衔接

借用民族地区区域之外的现代力量,催生民族乡村脱贫振兴的内生能量。改革开放以来,尽管民族自治地方经济社会获得了重大发展,但是仍然没有足够的力量解决行政区域内的民族贫困

问题。必须借用民族区域之外的东部省市力量,推动民族地区以及乡村脱贫与振兴。民族地区与东部沿海地区的深度协作,有利于民族区域经济与社会的长足发展进步。

（一）借用东部省市的现代力量,催生民族乡村脱贫振兴的内生能量

民族贫困乡村脱贫振兴,民族地区是主体力量,东部沿海地区是可以发挥积极推动力的现代力量。深度贫困民族地区,要主动借用东部省市的现代力量,催生民族乡村脱贫振兴的内生能量。

深度贫困民族地区的经济基础薄弱,财政资金、建设力量、创新能力等自我发展能力严重不足。在2017年中办、国办《关于支持深度贫困地区脱贫攻坚的实施意见》中,提出的“三区三州”深度贫困地区都是民族贫困地区。民族地区贫困面大、贫困度深,脱贫攻坚任务艰巨,只有通过借助民族区域之外的物质力量和精神力量,催生民族乡村的内生发展力,才能早日实现脱贫振兴。

民族乡村振兴的长远目标是实现乡村现代化,缩小城乡差别。农牧业现代化、产业结构现代化、基础设施现代化、乡村生活现代化是实施民族乡村振兴战略不可或缺的内容。但是,民族地区拥有的主要资源是传统农牧业经济、传统生产方式、传统民族文化、传统民族生活习俗等,缺少乡村振兴需要的现代资源要素。尤其是深度贫困民族地区,很难单独依靠自己的力量,完成脱贫振兴的历史使命。东部沿海省市拥有脱贫振兴的实践经验,比较完整的现代产业经济体系,比较成熟的现代生产方式,比较可观的财政资金实力,并有善于掌握经济产业发展动态和掌控市场发展变化等的优势。深度贫困民族地区与东部沿海省市加强协作对接,不仅可以借助东部省市的现代资源加快脱贫振兴进程,而且可以激活传统资源要素,激发民族地区的内生发展力。

(二) 东部省市助推深度民族贫困地区脱贫振兴力量的凸显

近几年,在国家有关部门的组织协调下,民族地区与东部沿海地区扶贫协作关系不断加深,合作脱贫攻坚进程不断加快。东部沿海省市已经成为深度贫困民族地区不可缺少的脱贫振兴力量。东部省市扶贫力量的投入,必然激发民族贫困地区的内生脱贫动力。

一是通过东部沿海省市的资金对口援助,增强民族贫困地区脱贫攻坚的信心。近年来,东部沿海省市不断加大对新疆贫困地区的资金援助规模,加快新疆贫困地区的脱贫进程。2016年,北京市、天津市、安徽省和三峡集团对新疆和田地区的援助资金32.19亿元,是2015年的2倍;2017年三省市对和田地区的扶贫援助投资31.22亿元^[3]。2016年,山东、上海、广东、深圳四省市对喀什地区的对口援助资金54.48亿元;2017年,四省市对喀什地区的扶贫援助到位资金57.83亿元^[4]。大规模扶贫援助资金到位,必然增强民族贫困地区广大干部和农牧民的脱贫信心,激发贫困户的脱贫斗志。

二是通过东部沿海省市的项目对口援助,强化民族贫困地区脱贫振兴的内生发展力量根基。东部沿海省市对新疆贫困地区的援助,大多数是资金项目配套援助,使新疆贫困地区发展的经济基础更为牢固。从和田、喀什两地发布的统计公报看,2016年北京市、天津市、安徽省和三峡集团对新疆和田地区共实施新建续建项目350个,2017年实施新建续建项目258个。2016年山东、上海、广东、深圳四省市对喀什地区的对口援建项目408个;2017年四省市对口援建项目401个。大规模现代项目建设援助,完善了民族贫困地区的经济结构,激发了新疆贫困地区的内生发展力。

三是通过东部沿海省市的多渠道对口援助,激活了民族贫困地区的资源要素,推动了东西部之间的市场要素流动。在对口援助省市的协助

下,新疆贫困地区的农产品拥有更多机会、更多渠道进入东部市场,增加农牧民收入;东部省市的工商业资本也在进入民族贫困地区,寻找新的发展机会。扩大民族地区与东部省市之间的发展要素相互流动,可以有效提升民族贫困地区内生发展力的可持续性。

(三) 加强民族贫困地区与东部沿海省市的协作振兴关系

与扶贫脱贫相比,乡村振兴是新时代更为浩大的一项战略工程,国家应该沿续东部沿海省市对口支援深度贫困民族地区的扶贫脱贫政策,积极协调东部沿海省市与民族贫困地区的帮扶关系,聚集全国的资源与力量,推动深度民族贫困地区乡村振兴;民族贫困地区应该主动邀请东部沿海省市参与制订与实施民族乡村振兴战略,共同助推民族贫困地区实现乡村振兴。

一要更新发展理念,加快振兴进程。民族乡村振兴,缩小城乡发展差别是主要目标。只有加快振兴进程,才能缩小城乡差距。民族贫困地区发展滞后,与发展理念过于陈旧有直接关系。东部沿海省市应该派出有创新发展意识的一批干部,进入对口援助民族地区,帮助他们更新发展理念,聚集敢于创新、勇于发展、善于抓住机遇的内生动能,加快民族乡村振兴。

二要调整对民族贫困地区的援助内容,加大产业、企业、项目援助力度。在民族贫困乡村脱贫攻坚阶段,东部沿海省市对口援助重点是帮助民族贫困村、贫困户通过增加收入,实现脱贫;在民族乡村振兴时期,东部沿海省市应该加大对民族地区的产业项目投入、产业转移力度,全面帮助对口援助民族地区民族乡村振兴。尤其是鼓励东部沿海省市的民营企业进入民族地区,通过市场机制运作,带动民族乡村发展。

三要加大对口援助的深度,形成双向互动机制。对深度贫困民族地区乡村振兴,东部沿海省市应该集中援助力量、扩大援助力度,一个省

(市)对口帮扶一个深度贫困民族州,一个地级市帮扶一个深度贫困民族县,形成东部省市和西部民族省区合力,共同推进民族地区乡村振兴战略。通过协商合作,鼓励东部省市在深度贫困民族地区筹划建立“经济特区”、“经济飞地”等现代产业园区,强化两地经济深度合作关系。

参 考 文 献

[1] 甘肃省统计局. 甘肃统计年鉴 2017[M]. 北京: 中国统

计出版社, 2017.

[2] 张鲜华. 甘肃省精准扶贫的现实困境与可行路径选择[J]. 兰州财经大学学报, 2017(1): 103 - 109.

[3] 和田地区统计局. 2017 年和田地区国民经济和社会发展统计公报[EB/OL]. (2018 - 04 - 27) [2019 - 11 - 10]. <http://www.xjht.gov.cn/article/show.php?itemid=266915>.

[4] 喀什地区统计局. 喀什地区 2017 年国民经济和社会发展统计公报[EB/OL]. (2018 - 04 - 27) [2019 - 11 - 10]. <http://kashi.gov.cn/Item/45558.aspx>.

A Study on Connection Between Poverty Alleviation and Rural Development in Ethnic Poor Areas

LEI Xing - chang

(School of International Trade and Economics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: In the three districts and three states of deeply poverty - stricken ethnic areas, poverty alleviation and rural development are not only for the poor ethnic villages, but also for the entire ethnic poverty - stricken areas. Some problems of poverty need to be addressed one by one through in - depth integration of poverty alleviation measures with development strategies. First, we must promote the deep connection between ecological poverty alleviation and ecological development. Second, we must promote the deep connection between traditional agriculture and animal husbandry poverty alleviation and the development of modern agriculture and animal husbandry. Third, we must promote the deep connection between ethnic rural culture and modern culture and sciences. Fourth, we need to strengthen the link of cooperation in poverty alleviation and development between the eastern coastal area and poverty - stricken ethnic regions.

Key words: ethnic areas; poverty alleviation; deep connection

(责任编辑: 郑俊义)

全球价值链视角下中国纺织服装业 在国际分工中的地位 ——基于出口复杂度的研究*

● 胡静寅^{1,2}, 张 丽¹

(1. 兰州财经大学 国际经济与贸易学院, 甘肃 兰州 730020;
2. 兰州财经大学 甘肃商务发展研究中心, 甘肃 兰州 730020)

摘 要: 本文借鉴 Hausmann 提出的出口复杂度指标, 从产品和产业层面对比分析 2001—2015 年间中国纺织服装业与细分产品在全球价值链的国际分工地位。研究发现, 中国纺织服装行业整体的国际分工地位没有发生实质性提升, 仍然处于全球价值链中下端。其中, 位于产业链上游的纺织产品的出口复杂度远低于发达国家, 存在较大的技术差距; 在下游的服装产品中, 虽然具有一定的技术优势, 但增速较缓, 且与越南等发展中国家相比, 竞争优势减弱, 持续竞争潜力不足。提高产业的全球价值链地位、提升产品国际竞争力将是中国纺织服装业发展的必由之路。

关键词: 纺织服装; 出口复杂度; 全球价值链

中图分类号: F426.8; F752.6

文献标识码: A

文章编号: 1004-5465(2019)02-092-12

改革开放以来, 中国纺织服装行业发展迅速, 已然成为世界纺织生产和出口大国, 全面融入了全球纺织服装品价值链体系, 但能否同步成为纺织贸易强国则一直备受产业界和学术界所关注。随着国际分工的不断深化和细化, 如何在全球价值链中占据高端环节获取高额利润已是各国竞争的主要目标, 一个国家产业的竞争优势不再取决于规模总量, 而取决于全球价值链的位置和获取附加价值的能力。提高产业的全球价值链地位、提升国际竞争力将是中国纺织服装业发展的必由之路。

一、中国纺织服装出口贸易发展现状

(一) 出口规模不断扩大, 在世界纺织品贸易

中独占鳌头

20 世纪 80 年代, 中国抓住世界纺织服装贸易格局改变的契机, 利用廉价的劳动力成本优势和巨大的生产潜力, 大力发展纺织服装业生产和出口, 加上入世后, 出口市场的扩展以及纺织配额的取消为产品出口提供了更加广阔的需求市场, 纺织服装业已成为中国主要的出口创汇产业。如图 1 所示, 中国纺织服装业出口总额从 2001 年的 498 亿美元增至 2015 年的 2 736 亿美元, 年均增长率 12.6%, 占全国总出口比重的 10% 以上。但受世界经济复苏缓慢, 国际市场需求不振的影响, 近年来中国纺织服装出口增长放缓, 2015 年甚至降为负数。

* 收稿日期: 2018-11-02

基金项目: 国家社会科学基金项目“西部地区与‘一带一路’沿线国家产能合作格局研究”(16XJL005)。

作者简介: 胡静寅(1974—), 女, 甘肃兰州人, 博士, 教授、硕士生导师, 研究方向: 国际经济理论与政策; 张丽(1992—), 女, 江苏南京人, 硕士研究生, 研究方向: 国际贸易。

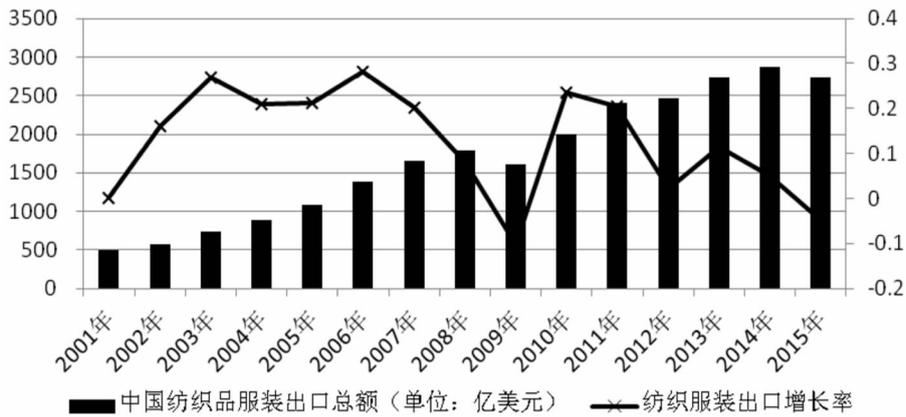


图1 2001—2015年中国纺织服装出口总额及在中国出口的占比

数据来源:联合国商品数据库。

随着出口规模的不断扩大,中国在世界纺织服装产品出口的比重也在快速增长,从2001年16%上升到2015年41.06%,增加了25个百分

点,与世界其他纺织服装出口大国相比,中国一直处在世界纺织服装出口的领先地位(见图2),成为世界第一大纺织服装出口国。

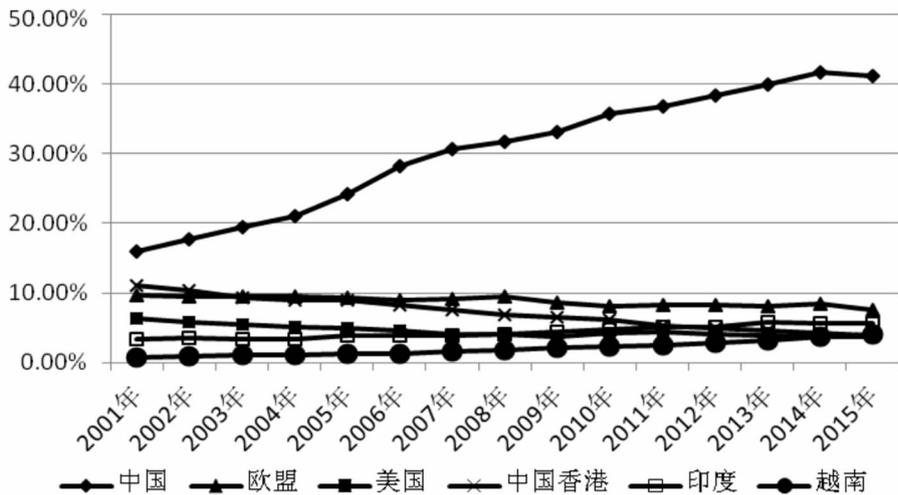


图2 2001—2015年各国家或地区在世界纺织服装出口占比

数据来源:根据联合国数据库相关数据整理。

(二) 出口主要面向发达国家或地区,市场集中度降低

长期以来,中国纺织服装的出口市场一直以美国、日本、欧盟和中国香港为主,如图3所示,2015年中国纺织服装出口排名前十的国家或地区中,大部分都是发达国家或地区,占据了我国出口市场的41.92%。

纵观2001—2015年间,在中国纺织服装产品出口市场中前十的国家或地区占比均在50%以上

(见图4),市场较为集中。但随着出口市场的拓展以及2005年世界纺织品配额的取消,这一比重逐年下降,从2001年的71.41%降到2006年57.28%再到2015年的52.81%,表明在传统市场之外,中国纺织服装出口的新兴市场正在逐渐崛起,市场集中度降低。市场范围的扩大有利于中国纺织服装产品提高出口针对性,通过进一步的市场细分,找到各个市场需求的差异性,实现中国纺织服装出口的多样化,但出口市场的结构变化也应引起中国纺

织服装行业的警惕,如一跃成为中国纺织服装产品出口第三大市场的越南。纺织服装业是典型的劳动密集型产业,随着中国劳动力成本逐年上升,其他要素成本不断增加,使得很多发达国家将其代工

工厂从中国迁移至越南等新兴发展中国家,而越南自身纺织原料不足,需要从中国大量进口,这一现象也说明了中国纺织服装产品出口正日益受到来自成本更低的发展中国家的挑战。

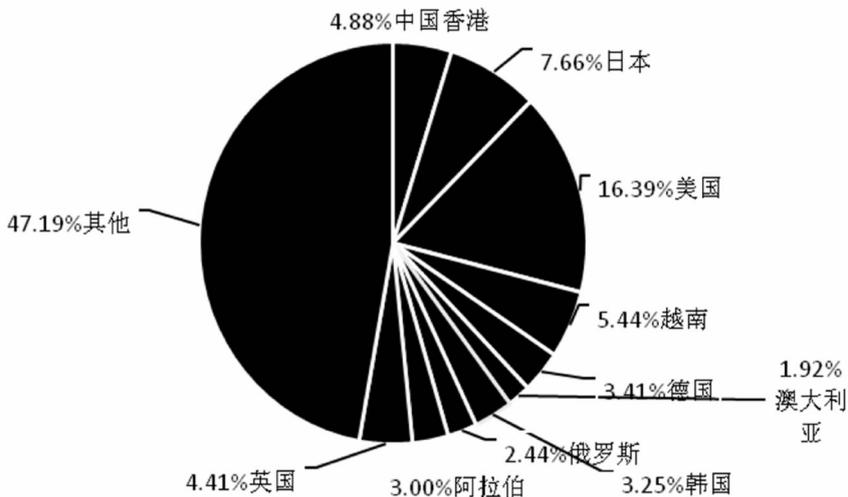


图3 2015年中国纺织服装品出口国家(或地区)占比

数据来源:根据联合国数据库相关数据整理。

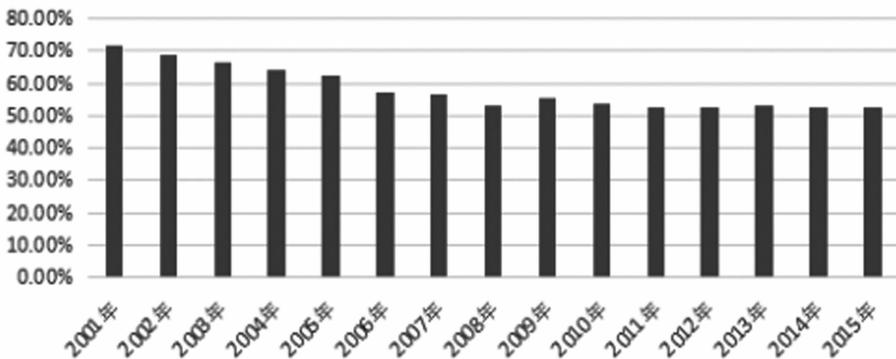


图4 2001—2015年中国纺织服装产品出口前十国家(或地区)占比

数据来源:根据联合国数据库相关数据整理。

(三) 出口获利较小

然而,中国从纺织服装出口中获得的贸易利益却与迅速增长的出口规模并不匹配。一般来说,衡量一国贸易利益的指标为价格贸易条件,它是商品的出口价格指数与进口价格指数的比值,数值越大表明一国从贸易中获利越大,而且数值上升,表示贸易条件改善,反之则表示贸易条件恶化。从图5中可以看出,在2001—2015年间,中国纺织服装出口总体的价格贸易条件呈现出上升、下降再上升的发展趋势。

2001—2006年,入世后中国纺织服装出口市场扩大,国际市场需求旺盛,这一阶段是中国纺织服装出口的黄金时期,价格贸易条件缓慢上升。2007—2011年价格贸易条件恶化,除金融危机导致的需求下降外,还与欧美对中国纺织品双反调查增加,导致恶性竞争有关。经过中国对纺织服装业的战略调整,贸易条件在2011年后有所改善,但始终在100左右徘徊,说明出口所获利益不大,而这与中国纺织服装业在全球价值链中的位置有直接的关系。

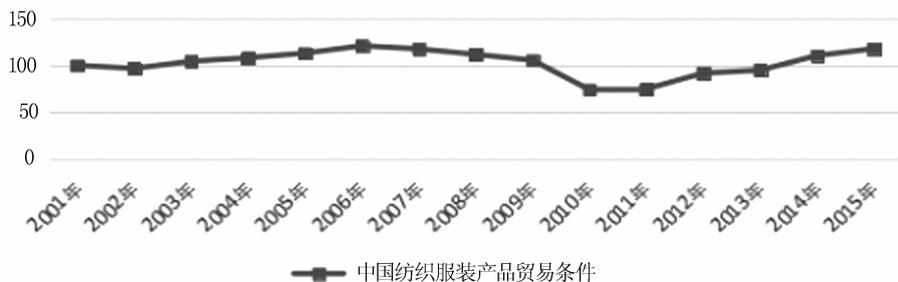


图5 2001—2015年中国纺织服装出口价格贸易条件

数据来源:根据联合国数据库相关数据整理。

二、中国纺织服装业在全球价值链中的地位

随着全球生产网络以及新一轮产业技术革命的大力推动,全球价值链已成为世界经济大循环中的一个显著特征^[1],纺织服装业的这一特征更为明显。从服装原料的生产开始,中间经过纺纱、织造、印染,面料生产,完成后进入服装的设计、生产和销售环节,结束于服装的零售终端。其中,产品的研发和营销处于价值链曲线的两端,利润空间最大,生产制造环节则处于价值链曲线的低端,获利最少。如上所述,中国已是纺织服装第一出口大国,在纺织服装全球价值链中必然占有一席之地,但从出口获利情况来看,贸易条件并未得到根本改善。《中国制造2025》提出用三个10年实现中国由制造业大国向制造强国转变,明确当前中国在纺织服装全球价值链中的位置则是纺织服装业由“大”向“强”转型的前提条件。

(一)全球价值链地位测度方法

近几年,特别是2008年国际金融危机之后,全球价值链与增加值贸易迅速成为全球贸易、投资、价值链以及分工领域的研究热点。世界贸易组织、经合组织、联合国贸发会议等多个国际机构以及各国研究机构和学者都对此进行了广泛深入的探讨和研究。其中,全球价值链分工地位的度量是重点之一,国内外学者们提出了不同的测量方法。Hummels et al (1998, 2001)^[2]是较早研究这一问题的学者,他首先提出用垂直专业化指标测算一国参与国际分工的程度,通过衡量一国出

口产品中的进口中间品的比例来测算垂直专业化率,但用进口金额衡量出口产品中中间产品价值的测算结果精确性不足。之后 Koopman (2010)^[3]在整合垂直专业化测度与增加值贸易统计方法的基础上,提出了用GVC地位指数测算一国在全球价值链中参与程度和地位,将一国总出口分解为9部分,只用价值增值部分衡量国际分工地位,测度结果较为准确,成为这一领域较为权威和成熟的测算方法。此外, Ricard Hausmann等(2007)^[4]从最终产品的技术水平角度出发,提出了出口复杂度指标,只用最终产品的贸易数据以及各出口国的收入水平就可度量产品中的技术含量,不需要具体到产品的研发投入数据。目前较为前沿的方法是 Antras (2012)^[5]从价值链结构角度提出的上游度指标,但存在将相邻生产阶段设为等间距的缺陷。国内学者对国际分工地位的度量也做出很多贡献,于谨凯、蒋雪莹(2016)^[6]通过建立服务贸易出口技术复杂度模型,测算2001—2013年包括中国在内的43个国家(地区)的通讯服务贸易出口技术复杂度,得出中国位于全球通讯服务价值链低端的结论;张晓攀、黄卫平(2017)^[7]借鉴Koopman的研究思路,通过将出口总额进行本国增加值和国外增加值的分解,构建衡量一国全球价值链参与程度与分工地位的评价指标,重新考察了中国在国际分工中的地位。综上所述,当前衡量全球价值链分工地位的指标主要以下几种:衡量出口产品技术含量的技术复杂度指标、出口相似度指数,衡量分工程度的垂直专业化率,以及衡量出口产品中增加值的GVC地位指数等指标。

全球价值链的最初形态是全球商品生产网

络,价值链各个环节最终以产品形式体现,由于中国纺织服装产品历来被认为是低技术产品,本文拟从最终产品的技术含量角度,测算中国纺织服装产品真实的技术水平以及在全球价值链的分工地位,因此借鉴 Hausmann 提出的出口复杂度 (Export Sophistication) 指标,该指标假设一国(或地区)某产品的出口水平与该国的收入水平正相关,并通过计算特定商品所有出口国家的加权平均收入获得,其权重为该产品在一国(或地区)出口中的比重。按研究对象的不同,出口复杂度可以分为国家出口复杂度、产业出口复杂度和产品出口复杂度,在不同层面上反映某出口产业或出口产品

的技术水平以及在全球价值链中的分工地位。

(二) 数据选取及处理

由于部分国家数据的缺失,本文选取了近十年纺织服装出口占世界 80% 以上的 38 个国家和地区^①,基本可以反映世界纺织服装贸易的整体情况。为了使测算结果具有可比性,这 38 个贸易数据来源于联合国数据库,人均 GDP 来源于世界银行,以 2010 年不变价美元计价,时间跨度从 2001 年至 2015 年共 15 年。

(三) 中国纺织服装产品的出口复杂度

首先计算某种纺织服装产品世界出口复杂度,公式如下:

$$PROD Y_i = \frac{x_{i1}/X_1}{\sum_{j=1}^n (x_{ij}/X_j)} Y_1 + \frac{x_{i2}/X_2}{\sum_{j=1}^n (x_{ij}/X_j)} Y_2 + \dots + \frac{x_{in}/X_n}{\sum_{j=1}^n (x_{ij}/X_j)} Y_n = \sum_{j=1}^n \frac{x_{ij}/X_j}{\sum_{j=1}^n (x_{ij}/X_j)} Y_j \quad (1)$$

其中 i 代表某纺织服装产品, j 代表某一国家, x_{ij} 表示 j 国某纺织服装产品的出口, X_j 表示 j 国的总出口, Y_j 表示 j 国的人均 GDP。该公式可以用以衡量某纺织服装产品的世界平均技术水平,数值越大,说明技术含量越高。

2001—2015 年期间,中国纺织服装出口产品共有 14 类^②,其中主要出口产品有五类(见图 6),占到总出口的 80% 左右,特别是针织和梭织类服装两大类更是占到了 50% 以上,因此本文以此五类产品为对象来测算中国纺织服装产品的出口复杂度。从生产工序来看,针织和梭织服装属于成品服装类,其它三类为纺织类产品,主要作为原材料,其生产工艺的高低决定着制成品的优劣,因此纺织类产品的技术水平更能体现一国纺织服装业的生产水平。

在以上公式的基础上进一步测算一国某种纺织服装产品的出口复杂度:

$$PROD Y_{ci} = \frac{X_{ij}}{X_{jc}} PROD Y_i \quad (2)$$

其中 X_{jc} 表示 j 国纺织品服装总出口, $\frac{X_{ij}}{X_{jc}}$ 表示 j 国 i 产品的出口占 j 国纺织服装总出口的比重。

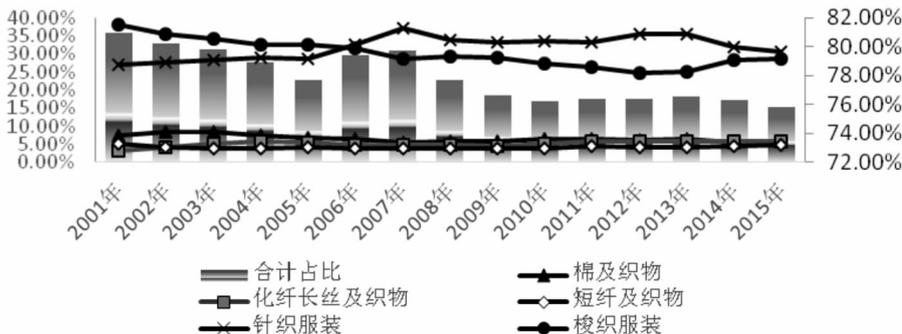


图 6 2001—2015 年中国纺织服装主要出口产品占比

① 样本国或地区分别是中国、欧盟 28 国、美国、日本、韩国、中国香港、加拿大、墨西哥、新加坡、俄罗斯、瑞士、印度、阿拉伯联合酋长国、泰国、澳大利亚、越南、土耳其、挪威、秘鲁、马来西亚、巴西、印尼、哥伦比亚、新西兰、白俄罗斯、巴基斯坦、摩洛哥、埃及、南非、以色列、智利、菲律宾、阿根廷、厄瓜多尔、突尼斯、哈萨克斯坦、乌克兰。

② 根据世界海关组织的《商品名称及编码协调制度的国际公约》分类标准,纺织服装类产品共包括 14 大类:50 章蚕丝及丝织物,51 章毛及毛织物,52 章棉花及棉花织物,53 章植物纤维及其织物,54 章化纤长丝及其织物,55 章化纤短纤及其织物,56 章絮胎、毡呢及无纺布,57 章纺织铺地制品,58 章特种机织物及装饰织品,59 章浸渍、涂布及工业纺织制品,60 章针织物,61 章针织服装及衣着附件,62 章梭织服装及衣着附件和 63 章其他纺织制品。

根据公式测算出来五类纺织服装产品的世界出口复杂度(图7)和中国出口复杂度(图8)。首先,从两图可以看到相同的一点是,15年间五类产品的技术水平均没有明显的变化,这与纺织服装作为夕阳工业和产能过剩工业,各国均在减少对其投资有着直接关系。其次,从图7可以看出,化纤类纺织制品的世界出口复杂度明显高于其他三类产品,这也验证了作为原材料的纺织类产品是决定整体产业技术水平高低的重要因素。

相较而言,图8显示在中国五类产品的出口

复杂度中,梭织和针织服装则明显高于纺织类产品,说明中国在成品类的服装产品方面的技术投入较多,因为它们是中国主要的出口大类产品,而作为原材料的纺织产品则未给予足够的技术重视。此外,从数值来看,即使是中国技术水平较高的两类服装产品的出口复杂度也仅在1500—2500美元之间,与5000左右的世界平均水平有不小的差距,更不用说纺织类之间更大的差距,这充分说明中国纺织服装产品的技术水平远低于国际平均水平。

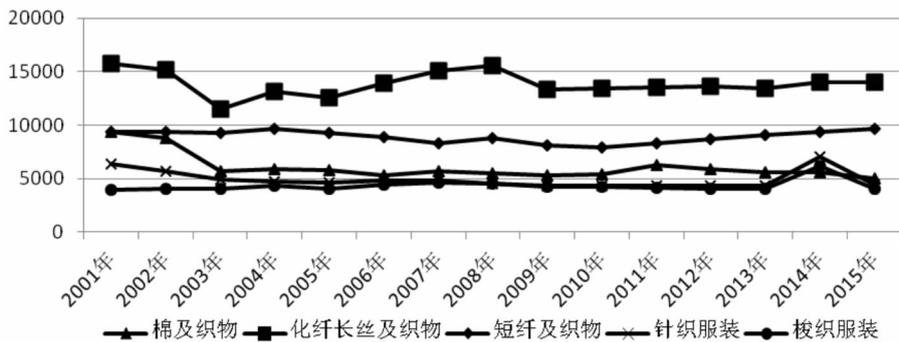


图7 2001—2015年五类纺织服装产品世界出口复杂度(单位:美元)

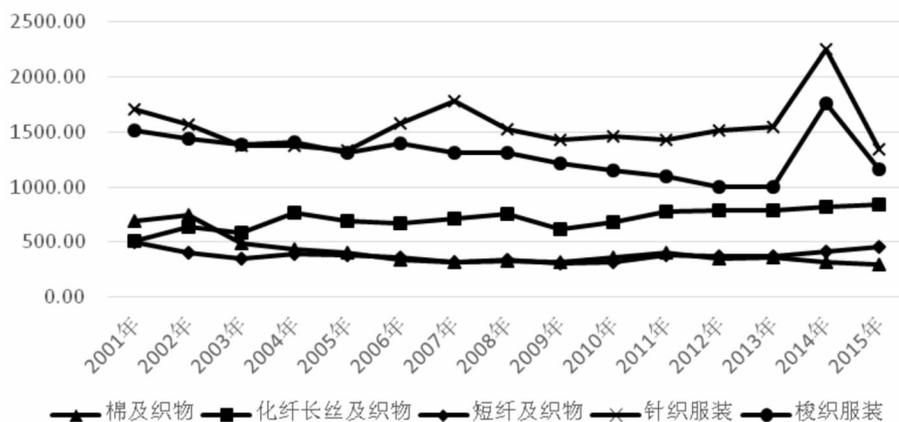


图8 2001—2015年中国主要出口纺织服装产品出口复杂度(单位:美元)

为了进一步明确中国这五大类产品在全球纺织服装价值链中的地位,本文选取同时位于世界纺织服装出口排名前十和在中国出口排名前十的5个国家或地区^①与中国进行逐一比较,数据均来自于联合国数据库。

化纤制造业是纺织服装行业中的上游产业,

是纺织工业的最主要原料,中国是世界最大的化纤生产国,产量占据全球总量的60%。图9和图10显示,中国长短纤维纺织制品的出口复杂度均远低于美日等发达国家,仅比越南略高,且在15年间几乎没有技术进步,在全球价值链中仍处于中低档水平。

^① 2001—2015年,世界纺织服装产品出口排名前十的国家或地区:中国、欧盟、印度、越南、中国香港、美国、韩国、巴基斯坦、日本、墨西哥;中国纺织服装产品出口市场排名前十的国家或地区:美国、日本、越南、中国香港、英国、德国、韩国、阿拉伯、俄罗斯、澳大利亚。出于代表性对象的选择目的,本文选取两个排名中有重复的5个国家或地区:美国、欧盟、日本、韩国、越南。

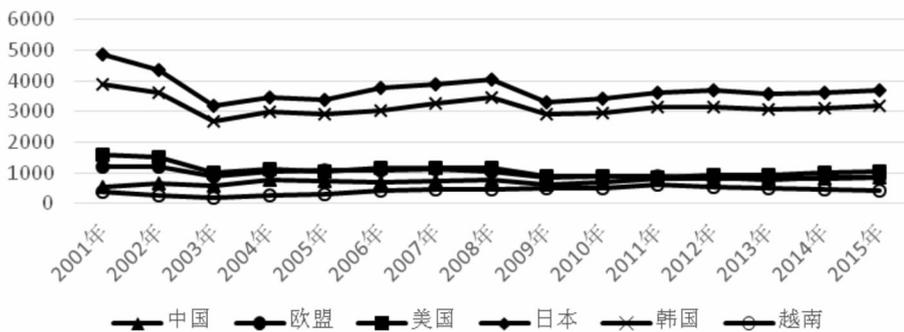


图9 2001—2015年各国化纤长丝及织物出口复杂度(单位:美元)

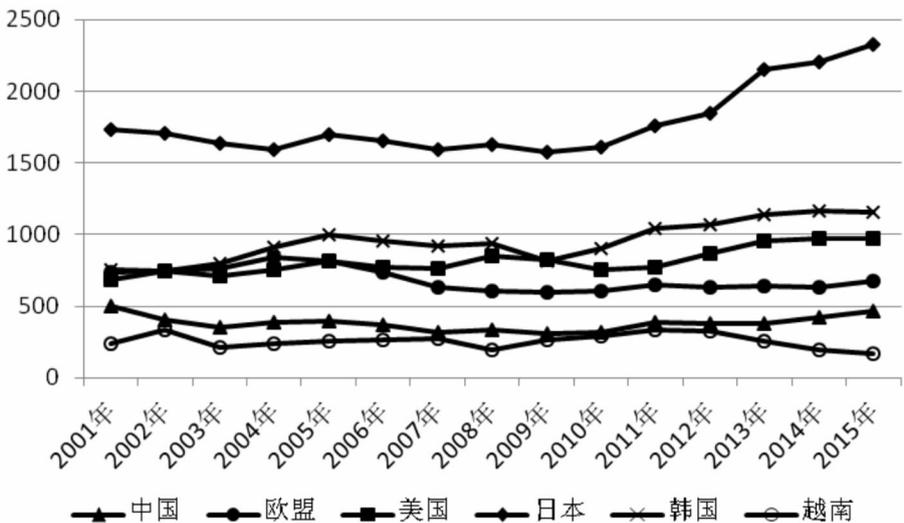


图10 2001—2015年各国化纤短纤及织物出口复杂度(单位:美元)

棉制品是纺织工业的重要原料,近年来受价格大幅波动、用工成本上涨、人民币汇率上升等问题的影响,在中国纺织服装产品出口中占比逐年下降,出口复杂度也随之降低(如图11所示)。与其他5国相比,棉制品的技术水平处于中等水平,到2015年,除了美国明显技术领先,中国与其

他国家的差距在逐渐缩小。

从服装类产品来看,图12和图13均表明中国具有一定的技术竞争优势,相对发达国家高,但低于越南,这是因为美、日等发达国家在服装及其附件的出口较少,更关注于纺织服装产品的技术研发及品牌销售环节。

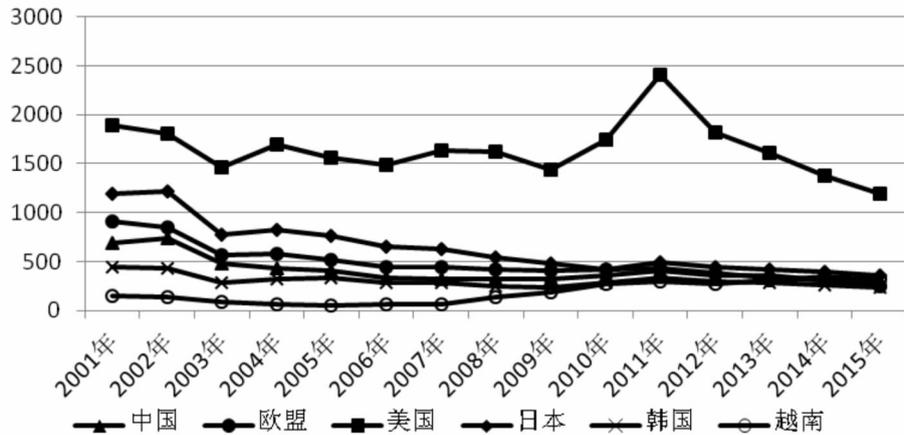


图11 2001—2015年各国棉及织物出口复杂度(单位:美元)

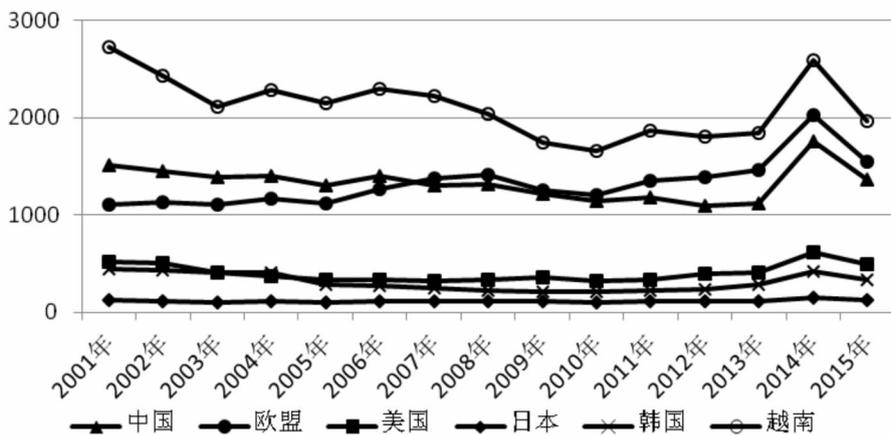


图 12 2001—2015 年各国梭织服装出口复杂度 (单位:美元)

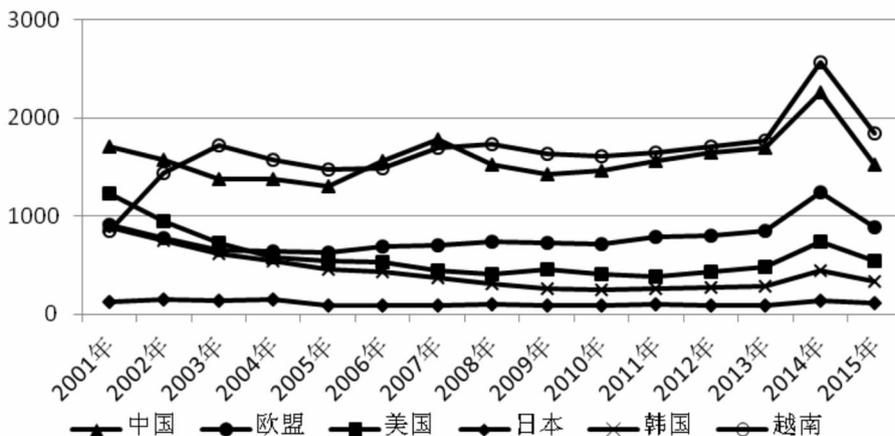


图 13 2001—2015 年各国针织服装出口复杂度 (单位:美元)

通过以上主要纺织服装出口产品的国际比较发现,中国在位于产业链上游的纺织产品的出口复杂度远低于发达国家,存在较大的技术差距;在下游的服装产品中,虽然具有一定的技术优势,但增速较缓,且与后来者居上的越南相比,竞争优势减弱,在激烈的国际竞争中表现出持续的竞争潜力不足。随着金融危机后各国经济的复苏,中国纺织服装产品面临的市场竞争会更加激烈,必须要尽快提升中国纺织服装产品的技术水平,改善在全球价值链中的地位。

(四) 中国纺织服装业出口复杂度

基于以上对中国各类纺织服装产品出口复杂度的分析结果,构造产业层面的出口复杂度,公式如下:

$$ESI_m = \sum_i \frac{X_{ij}}{X_{jm}} \text{PROD } Y_{ci} \quad (3)$$

其中, ESI_m 表示一国纺织服装业的出口复杂度,以所有子产品占纺织服装业的出口占比为权重,加权平均各子产品的出口复杂度得到纺织服装业出口复杂度。该指标数值越大,说明一国纺织服装业技术水平越高,国际分工地位越高。

图 14 中,在 2001—2015 年间,中国纺织服装业的国际分工地位变化较为平稳,部分年份出现小幅度上升。加入世贸组织解决了中国 20 世纪 90 年代末纺织服装产品的高库存难题,使中国纺织服装业更加广泛地加入全球价值链,反过来嵌入全球价值链增加了吸收国外先进技术的机会,促使中国纺织服装产品的国际分工地位有所上

升。2014年中国经济步入新常态,纺织服装业积极加快产业转型升级,结构优化效果显现,在全球价值链中的地位再次出现较大幅度提高,根据测算结果,该行业出口复杂度从2001年的第30位上升为2015年的第24位。但是,由于中国最初是以发达国家代工厂的角色参与国际分工,在纺织服装价值链中的地位先天较低,后来纺织服装生产企业盲目扩大规模,造成了产能过剩,特别是

技术研发投入不足,使得产品差异化程度很低(如化纤的差别化率发达国家已达60%以上,中国只有30%),出口仍以常规品种为主,产品附加值低,加之近年来中国劳动力成本的不断上升,导致中国纺织服装行业整体的国际分工地位没有发生实质性提升,仍然处于全球价值链中下端,弱于发达国家,并与越南的差距在逐渐缩小,面临着前有强者、后有对手的窘迫境况。

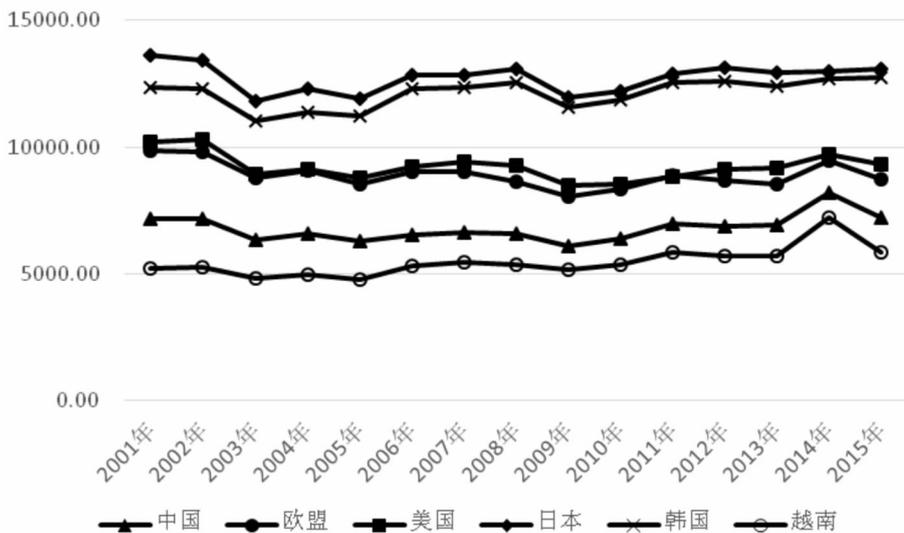


图 14 2001—2015 年部分国家纺织服装业出口复杂度 (单位:美元)

三、中国纺织服装业攀升全球价值链的路径选择

中国纺织服装业目前处于全球价值链的中低端位置,结合微笑曲线来看,主要属于生产制造环节。实现在全球价值链地位的提升,也就是改变在纺织服装微笑曲线上的位置,即从微笑曲线的最底端向附加值高的两端攀升,或者提升整个微笑曲线的位置,达到水涨船高的目的如图 15 所示。

(一) 从低端制造转向高端生产

目前中国主要处在纺织服装微笑曲线的生产制造环节,在整个价值链中这一环节产生的附加价值最少,即便中国纺织服装业贸易额巨大,但获得的贸易利益仍然远低于发达国家^[8]。然而生产制

造是产品形成过程中至关重要的环节,虽然中国纺织服装业在该环节获得的贸易利益较少,但不可否认正是由于中国纺织服装业强大的生产制造能力才使该行业在改革开放后快速融入世界经济,为中国经济发展和促进社会就业做出巨大贡献。因此改善中国纺织服装业在全球价值链地位,并不能一味地要求放弃中国纺织服装业在生产制造方面已创造的优势,而应在原有优势的基础上结合当前发展环境发掘持续生产潜力,提高中国纺织服装业生产水平,进而促进纺织服装微笑曲线整体上移,从而获得更多的产品附加值,如将获利微薄的贴牌加工业务进行外包,减少在这些低值生产中人力、物力消耗;借助互联网智能改进生产设备并招聘或者培训高技术人才以提高生产效率;引进外资助力设备改进等等。

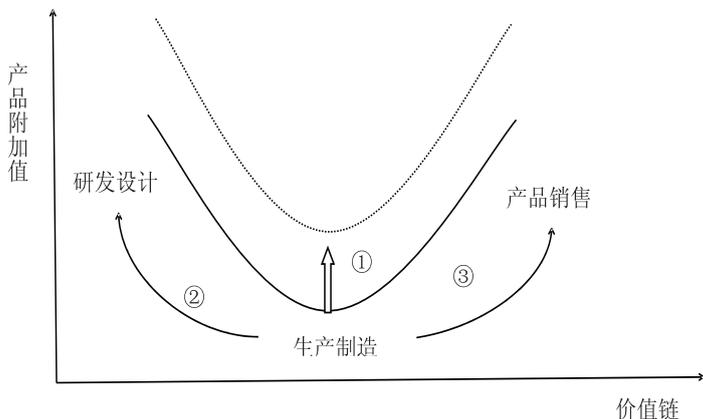


图 15 中国纺织服装业攀升全球价值链路径图

(二) 由生产制造向研发设计过渡

生产一件纺织服装产品所获利润一般按照以下原则进行分配:40%属于研发设计、20%属于生产制造、40%属于产品销售^[9]。发达国家拥有最少的纺织服装生产工厂,却在全球纺织服装贸易中获得最多的贸易利益,这主要得益于它们拥有纺织服装生产的核心技术和设计。中国纺织服装业自迈出国门后引进了不少发达国家的生产技术,但随着纺织服装产业的日渐成熟以及世界科技日新月异的发展,依靠技术引进已无法满足中国纺织服装生产的需要,相反可能由于引进技术落后而阻碍产业发展。同时,中国高端纺织服装研发技术人才稀少,纺织服装企业自身的研发能力以及意愿较小,造成了目前中国纺织服装产品技术含量低下、产业后续竞争动力不足的困境。但是有困境就会有机遇,中国在纺织服装研发设计方面的不足正说明在这方面仍有很大的发展潜力。因此,中国纺织服装业应加强对研发设计方面的重视,引进高级技术人才进行产品研发,实现从低端的生产制造向高科技的研发设计转变。

(三) 从低级制造转向产品销售

产品销售是将产品转化成货币的重要环节,中国纺织服装销售主要依靠外销,但充当的仅仅是加工商或者批发商的角色^[10]。发达国家的品牌经销商先廉价进口中国的纺织服装产品,再使用自身高端品牌以高昂价格进行销售从而获取暴利。在此

过程中,中国消耗了大量的生产资源,并对生态环境也造成了一定程度的破坏,然而仅可获得微薄的利润。与此相反,发达国家依靠其品牌的国际辨识度以及广泛的销售渠道就可获得丰厚的利润。由此看来,若中国想要摆脱低端锁定的困境,可尝试从产品销售环节入手,通过增强中国纺织服装品牌建设,减少低端纺织服装产品的加工制造,改变纺织服装产品科技含量低下的状况。

四、政策建议

如前所述,当前中国纺织服装业在科技研发、品牌建设和高端装备方面与发达国家尚有较大的差距,而原来以价格为主的竞争优势又随着中国生产成本的逐渐提高有所减弱,面临着来自于东南亚、非洲一些成本更低的国家的严峻挑战。为解决这一发展困境,基于提升中国纺织服装业在全球价值链地位的三条路径,中国需积极转变现有产业发展模式,在生产制造、技术研发、品牌建设、知识产权保护、批发零售和流通等方面实现全球价值链的攀升。

(一) 政府层面

1. 宏观引导由量向质转变

从数量上来说,中国是当之无愧的纺织服装出口大国。可是,这种贸易份额是依靠加工、代工贸易获取的,与其所得贸易利益之间存在严重的不一致。随着经济全球化的深入发展,未来纺织服装业的发展趋势必然是以产品质量、科技含量为导向。因此,中国政府应在产业发展中起到引导者的作

用,积极促进纺织服装产业转变原有发展模式,由注重出口规模转变到注重技术含量,即注重反映技术含量的出口复杂度水平上来。政府可通过对注重产品技术含量的企业给予奖励,为小微企业提供先进设备以及技术支持,逐步减少廉价低端生产作坊等措施,向企业和公众传递政府更加注重产品技术含量和质量的信号,鼓励纺织服装企业转变凭借廉价劳动力成本的加工贸易模式,实现纺织服装产业结构的战略转型,提升其价值链地位。

2. 积极开拓市场构建销售渠道

中国纺织服装产品销售遍布世界各地,然而当前纺织服装营销网络却几乎全被发达国家占据。若中国纺织服装业要建立自己的营销网络,只有选择尚未被发掘的市场入手,积极开拓新兴市场为建立销售渠道提供空间。中国倡导的“一带一路”建设正好为纺织服装业发展提供了新的贸易市场。“一带一路”沿线国家众多,且多为经济转型中的发展中国家,与中国地理位置相近,文化差异较小,进行纺织服装贸易的可能性以及增长潜力都较大。中国作为“一带一路”的倡导国,应增强与丝路国家的贸易往来,其中纺织服装产品作为中国重要的出口产品在其中应扮演着重要角色^[11]。

(二) 企业层面

中国纺织服装企业自身能力不强,特别是中小企业占据很大比例,资金积累能力、创新研发能力,品牌及渠道的运营管理能力等方面都比较落后,这对于中国纺织服装业整体上突破低端价值链定位是一种严重限制。因此,纺织服装企业必须借力深化改革机遇,加快产业转型升级,实现在全球价值链的地位提升。

1. 加强人力资本的培育

纺织服装业作为传统的劳动密集型产业,对劳动力具有极大依赖性。中国纺织服装业发展迅速的重要原因之一就是劳动力丰富,且成本低廉。然而,低廉劳动力成本难以维持,以此获得的比较优势会逐渐减弱,近些年随着中国的工资成本不断上扬,其人口红利正在不断消失。同时,在纺织

服装业攀升价值链的路径中,人才均是不可或缺的重要因素,所以中国纺织服装企业应充分重视人才的重要性,将人力资本培育提升到企业发展战略层面,展开各项活动培养高端技术人才:举办各类专业技能讲座;定期组织员工培训;对于优秀员工给予留学深造的机会;鼓励员工进行各类研发设计;招聘高学历、高技术的优秀人才;与职业技术教育学校合作,实现定向培养等等。总之,企业应从方方面面入手,培养高技术人才队伍,为纺织服装业发展提供持续的动力。

2. 借力互联网技术

互联网技术为传统行业实现新一轮的技术革命创造了重要机遇,各类“互联网+”商业模式的陆续出现,正是传统行业借助互联网进行信息化、智能化产业改革的实例。纺织服装业的发展也应紧跟时代潮流,同样需要借助互联网思维和平台,利用大数据、云计算、物联网以及移动互联网等,进行深层次的产业变革和智能化转型。中国纺织服装企业可利用互联网技术升级生产设备,实现生产流程的智能化,达到提高生产效率、减少劳动力投入、降低生产成本的目的,进而实现从低端制造向高端生产的转变。同时,也可利用互联网平台,设计纺织服装企业销售专属应用程序,构建网上销售渠道,在投入较少的人力、物力和财力情况下也能将产品在全世界范围内进行推广。

3. 进行双向品牌建设

自主品牌建设以创新为根基,需要高质量的产品保证和营销团队的运作,是一个高投入、高风险、回报期限长的过程,所以传统的从贴牌生产到自主品牌生产改进模式在短时间内无法实现,这也是中国纺织服装业国际地位提升但仍处在中低端位置的原因。所以在纺织服装品牌建设上要从两个方面进行,首先自主品牌建设必须放到首位,虽然短期效果甚微,但从长远发展来说,只有建设自主品牌才能真正提升产业的核心竞争力。除了自主品牌建设外还可以通过联合品牌合作的方式实现进入价值链高端

环节,这种方式在短期内较为有效。中国企业可以和一些国际品牌合作,作其代理商,将生产加工外包到其他生产成本更低的国家,虽然可能会导致部分服装制造产业出口下降,但对增强整个产业竞争力,促进从纺织服装微笑曲线的低端向两端攀升具有重要意义。

4. 充分利用产业政策

中国整体经济发展已经进入新常态,为此政府出台了一系列政策,这其中包括许多针对纺织服装业的政策,如对于重大纺织机械进口税收政策的调整,其中对处于成长期或者起步期的部分纺织技术设备实行免征进口税,对纺织品的铁路运价实行市场调节等等。纺织服装企业应该充分解读国家相关产业政策,促使企业符合国家便利性政策的要求,特别应将企业的发展目标与国家产业发展方向相一致,如响应国家“一带一路”号召等,借助政策东风提升企业实力,从而实现转变生产模式、生产角色以及生产地位的目标。此外,我国纺织服装企业以中小企业为主,在转型过程中难免会遇到各种问题,同时与国外知名企业相比,竞争实力不够,此时可充分利用新修订的《中小企业促进法》中对中小企业权益保护的相关政策,依靠国家力量扶持企业发展。

参 考 文 献

- [1]张茉楠. 全球价值链发展与下一代贸易治理规则 [A]. 国际经济分析与展望(2016—2017) [C]. 中国

国际经济交流中心,2017:21.

- [2] Hummels, D., Ishii, J., & Yi, K. M. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54(1): 45 - 57.
- [3] Koopman, R., Power, W., Wang, Z. and Wei, S. J. Give Credit To Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production [R]. NBER Working Paper No. 16426, 2010.
- [4] Ricardo Hausmann, Jason Hwang & Dani Rodrik, What you export matter [J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1): 83 - 92.
- [5] Antras, P., Chord, Fallyt., Hillberry. Measuring the Upstream of Production and Trade Flows[J]. *American Economic Review*, 2012(3): 59 - 64.
- [6] 于谨凯, 蒋雪莹. 全球价值链视角下中国通讯服务贸易出口技术复杂度研究[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2016(4): 58 - 65.
- [7] 张晓攀, 黄卫平. 增加值贸易视角下中国国际分工地位的再考量[J]. *现代管理科学*, 2017(3): 30 - 32.
- [8] 姜延书, 何思浩. 中国纺织服装业出口贸易增加值核算及影响因素研究[J]. *国际贸易问题*, 2016(8): 40 - 51.
- [9] 纺织服装行业信用评级方法[Z]. 上海: 上海新世纪资信评估投资服务有限公司, 2015.
- [10] 黄庆波, 郭璐, 赵昌平. 中国服装出口产业升级路径研究——基于全球生产网络的视角[J]. *国际经济合作*, 2013(9): 69 - 72.
- [11] 张建. TPP 对我国纺织服装出口的影响及对策——兼与“一带一路”沿线国家贸易对比[J]. *兰州财经大学学报*, 2017(1): 63 - 68.

Study on the Status of China's Textile and Garment Industry in Global Value Chain Based on Export Sophistication

HU Jing - yin^{1,2}, ZHANG Li¹

(1. School of International Economy and Trade, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020;

2. Gansu Business Development Research Center, Lanzhou University
of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: By referring to the export sophistication index proposed by Hausmann, this paper analyzes the

status of China's textile and apparel industry as well as products in international division of labor of the global value chain in 2001 through 2015 from the perspectives of product and industry. The study finds that the overall status of China's textile and apparel industry in international division of labor has not improved substantially and is still in the middle and lower end of the global value chain. The export sophistication of textile products positioned in the upstream of industrial chain is much lower than that of developed countries, along with a big technology gap. Although the downstream garment products have certain technical advantage, its growth rate is diminishing. And compared with Vietnam and other developing countries, China's competitive advantage is weakened and the potential for sustainable competition is insufficient. In this case, the only way for the development of China's textile and apparel industry is to advance its status in global value chain and boost international competitiveness.

Key words: textile and apparel industry; export sophistication; global value chain

(责任编辑:郝相赞)

(上接第 62 页)

Environmental Quality, Environmental Awareness and Residents' Sense of Well-being: An Empirical Analysis Based on CGSS(2013) Microdata

LUO Xin-hui^{1,2}, ZHOU Chen¹

(1. School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006;

2. Department of Economics and Finance, City University of Hong Kong, Hong Kong 999077, China)

Abstract: Using the micro survey data and environmental monitoring data of China Comprehensive Society CGSS (2013), this paper constructs an ordered probit model to empirically examine the impact of subjective environmental cognition and objective environmental quality on the residents' sense of well-being. The results show that objective environmental quality has a significant impact on residents' sense of well-being, which is negatively correlated with the satisfaction assessment of subjective environmental cognition. The factors affecting the sense of well-being are regionally different in the Eastern and Central and Western China. Furthermore, a model including the environmental pollution index and GDP interactions shows that the slower GDP growth is, the greater the impact of objective environmental quality on the residents' sense of well-being. Finally, it is recommended that both the macro protection of the ecological environment and the micro improvement in the quality of residential environment should be paid attention to.

Key words: residents' sense of well-being, environmental quality; environmental cognition; ordered probit model

(责任编辑:郑俊义)

互联网企业员工责任对新生代知识型 员工工作绩效的影响研究^{*}

● 郑赤建,张慢慢,胡培培

(湘潭大学 商学院,湖南 湘潭 411105)

摘要:21世纪是互联网迅速发展的时代,研究发现,增强互联网企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效的关系,有利于增强员工的归属感,降低员工离职率与流动率,提高互联网企业的核心竞争力。本研究针对互联网企业构建研究模型,利用调查问卷的形式收集了395份有效数据对假设进行实证分析。结果表明:互联网企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效有正向且显著的影响;组织承诺在企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效中起完全中介作用。

关键词:企业员工责任;新生代知识型员工;工作绩效;组织承诺

中图分类号:F272.92;F224

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-105-10

一、引言

企业员工责任是企业可持续发展的关键,企业履行对员工的责任可以提高员工的积极性。21世纪是互联网的时代,也是信息不断更新的大数据时代。在这个以迭代更新为主题的年代中,循规蹈矩、固步自封的传统员工已经不能适应社会发展的潮流;不拘一格、标新立异的新一代知识型员工成为了企业拥有话语权的重要资本。激烈的市场竞争环境给新生代知识型员工带来机遇的同时也带来了挑战。新生代知识型员工个性独特——注重自身利益、缺乏集体意识,理解能力、合作意识、团队观念相对较弱。在团队合作时,经常出现逃避责任、互相推诿等问题,使企业绩效受到严重影响。这种无集体观念、无责任感的现象,导致了极高的员工离职率与流动率。据“凤凰

网”报道,我国新生代员工的离职率高达60%以上,其中三成在一年内有5次以上的跳槽经历^[1]。这种现象不仅为企业增加了招聘、培训成本,也极大地影响了新生代知识型员工人生价值的实现。

通过文献梳理发现,企业社会责任一直是管理学界最热门的研究课题之一。关于企业社会责任(Corporate Social Responsibility, CSR)的研究起源于20世纪60年代,研究的主题涉及多个方面^[2],大部分研究集中于企业社会责任与企业绩效、企业声誉、环境、消费者等方面,而基于员工视角的企业社会责任研究较少^[3]。例如,于洪彦、黄晓治等(2015)通过二手数据的形式考察发现企业社会资本在企业社会责任与企业绩效之间起调节作用^[4]。田虹、姜雨峰(2015)从利益相关者角度研究了企业社会责任履行对企业声誉的影

* 收稿日期:2018-07-06

作者简介:郑赤建(1963—),男,湖南湘乡人,教授、硕士生导师,研究方向:人力资源管理;张慢慢(1993—),女,河南商丘人,硕士研究生,研究方向:人力资源管理;胡培培(1993—),女,河南信阳人,硕士研究生,研究方向:人力资源管理。

响^[5]。关于新生代员工工作绩效的研究也大都从工作投入(马丽,2016;汪群,2017等)^[6-7]、工作价值观(陈星,2014;康雅萌,2016等)^[8-9]、组织认同(张康之,2012等)^[10]等角度出发。但是,众多文献研究中很少提及企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的影响,关于企业员工责任与组织承诺的影响机制的研究也屈指可数,将企业员工责任、组织承诺与新生代知识型员工工作绩效三者关联起来的研究几乎处于空白状态。基于此,本研究选取互联网企业员工责任为自变量、新生代知识型员工工作绩效为因变量、组织承诺为中介变量,构建企业员工责任对员工工作绩效的影响模型,希望揭示三者之间的内在关系,为企业人力资源管理研究与实践提供参考。

二、理论基础及研究假设

(一)企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的影响

企业员工责任来源于企业社会责任,企业社会责任自提出就引起学术界研究的热潮。对企业员工责任的研究,利益相关者理论认为,员工是企业直接且重要的利益相关者^[11-12]。根据社会认同理论,企业履行对员工的社会责任(即企业员工责任)将得到员工对组织的认同,并使其真正对组织产生依赖和归属,进而自发地努力为组织付出^[13]。作为互联网企业的重要组成部分,新生代知识型员工当感知到企业对其的重视、关注与认可时,就会积极地通过自身的努力为企业创造价值作为企业对其履行责任的回报。企业员工责任具有激励作用,但由于新生代知识型员工生长在物质充裕的社会环境中,因此物质激励并不能使其满足。而相对于物质激励,来源于企业对他们的鼓励、认可、关注等则更能促使其以更高的要求 and 标准努力工作,进而提高企业的绩效。企业员工责任可以增强新生代知识型员工的归属感和忠诚度。新生代知识型员工对企业的归属感一般表现在以下几个方面:第一,对企业组织目标认同,愿意

主动为实现组织目标努力工作并希望留在组织中,保持组织成员身份;第二,对企业文化认可,具有较强的集体意识,愿意与企业共进退;第三,对企业愿意作出牺牲,会以更加积极主动的姿态工作。总之,企业员工责任是企业的一种主动行为,旨在满足员工各层次需求,提升员工对组织的认同与满意度^[14]。较高的企业员工责任不仅为员工完成绩效目标提供了有益的工作情境,而且能调动员工的内在和外在动机去努力工作^[15]。如,任湘郴、杨立邦等(2017)通过对企业社会责任对员工工作绩效的影响研究,得出企业承担对员工的社会责任,为员工提供完成工作任务所需的工作便利和工作资源,可以提高员工的任务绩效^[16]。基于以上讨论,提出以下假设:

H1:企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效呈正相关关系,即企业员工责任越高,工作绩效越好。

(二)企业员工责任对新生代知识型员工组织承诺的影响

新生代知识型员工具有较强的自我学习能力、较高的自主性和较强的自我成就感,他们在企业工作不仅看重物质报酬,更重视周边人对他们的看法。根据组织认同理论可知,当员工处于某种环境中时,员工不会把其他人当作无关紧要的人,而是会主动地把其他人对自己的看法或行为作为自己能否成功的因素。由于新生代知识型员工对周围环境高度的敏感性,会自然地将自己与其他人看成一个组织。因此,一个愿意承担员工责任的企业,将会给员工增加荣誉感与自豪感,使员工对企业有高度的认同感,进而对企业产生较高的组织承诺。企业员工责任是企业必须承担的社会责任,其对提升企业的社会声誉有积极的影响,对提升员工的组织承诺水平有正向的影响^[17-18]。新生代知识型员工喜欢创新,不喜欢循规蹈矩,渴望其不同寻常的行为得到组织的认同。当新生代知识型员工感受到企业对其履行责任,

并感受到企业为他们营造了良好的社会声誉时,他们就会自觉为了维护这份荣誉而付出,组织承诺就越高;反之,当新生代知识型员工觉得企业未履行对其所承担的社会责任而获得声誉,使自己没“面子”时,他们会否定企业并表现出消极的态度,组织承诺就低^[19]。新生代知识型员工认为一个好的企业会主动承担对自己的责任,会维护员工的合法权益。在生产运营中承担员工责任的企业会运用人本管理和价值管理的方式实现员工的价值。在具有这种组织文化的企业,他们很容易被感染并能够以更积极的态度对企业产生高水平的情感承诺^[20-21]。因此,在知识经济时代,一个企业能否承担起对新生代知识型员工的责任,将成为员工为企业作出贡献和履行自己责任的关键。李艳华(2008)发现,在其他条件相同的情况下,积极承担社会责任特别是员工责任的企业对员工产生的吸引力会更大,员工的组织承诺水平也会大大提升^[22]。企业积极履行员工责任,是避免劳资冲突的关键,也是增强员工情感认同感的关键。基于以上讨论,提出以下假设:

H2:企业员工责任与新生代知识型员工组织承诺呈正向关系,即企业员工责任越高,员工组织承诺越高。

(三)组织承诺对新生代知识型员工工作绩效的影响

组织承诺代表了员工对企业的态度以及认同程度,包括三个独立的维度:情感承诺、持续承诺和规范承诺。从情感承诺的角度来讲,由于新生代知识型员工不同于体力型员工,他们更加看重自己的感受。当与企业具有较高的情感依赖性时,员工会将组织目标与个人目标结合在一起,会

主动提高工作绩效以实现组织目标。从持续承诺来讲,由于新生代知识型员工从事的工作多具有技能性和经验性,与离开组织相比,留在组织获得的价值较大,因此,员工为了保留组织成员身份会更珍惜工作,提高工作绩效。从规范承诺角度而言,新生代知识型员工具有良好的内在素质和道德情操,自我要求较高,对公司具有一定的责任感,愿意为公司的发展做出贡献^[23]。基于以上讨论,提出以下假设:

H3:组织承诺对新生代知识型员工工作绩效有正向影响,即组织承诺越高,员工工作绩效越高。

(四)组织承诺的中介效应

企业员工责任是企业社会责任的重要组成部分,有很多学者证实了企业社会责任与企业绩效呈正向且显著的关系。但更多研究并未涉及企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效之间的直接关系。组织承诺通常在个人与组织之间充当纽带的作用,实证研究表明,组织承诺不但可以作为前因变量和结果变量,还可以作为中介变量发挥作用^[24]。如,薛宪方、褚珊珊(2017)验证了组织承诺在组织公平与员工工作绩效之间起到了中介作用^[25]。孙秀霞、朱方伟等(2016)验证了组织承诺在感知信任与项目绩效中起中介作用^[26]。由此,本研究在此基础上推测组织承诺在企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效之间也起中介作用。基于以上讨论,提出以下假设:

H4:组织承诺在企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的影响中起到了中介作用。

根据以上研究假设,得出如下理论模型,如图1所示。

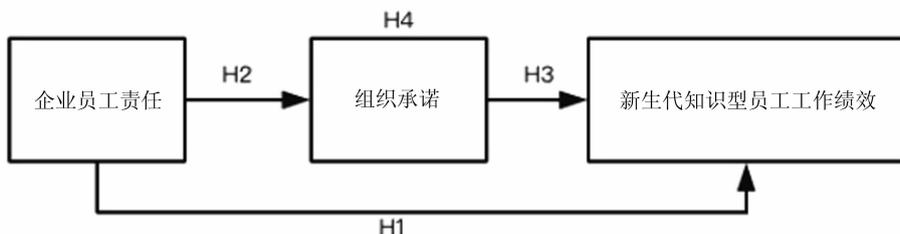


图1 理论研究模型

三、研究设计及样本情况

(一) 数据收集方式及样本情况

本研究主要通过调查问卷分析完成。为了增加研究效果的可信度,本研究在选择调研样本时主要集中于互联网行业 25 家企业新生代知识型员工。调研历时三个月,每个企业随机发放问卷 20 份,共发放问卷 500 份,收回问卷 463 份,问卷回收率为 92.6%。删除误选、漏选等不合格问卷,有效问卷为 395 份,问卷的有效率达 79%。

有效问卷中,男性占 47.3%,女性占 52.7%。年龄主要集中在 35 岁以下。任职年限 1 年以下的占 62.29%,1~3 年的占 29.71%,3 年以上的占 8%。在岗位层级方面,普通员工占 78.86%,基层管理人员占 16.57%,中高层管理人员占 4.58%。在学历方面,大专及以上学历占 19.2%,本科学历占 71.4%,硕士及以上学历占 9.4%。

(二) 测量工具

问卷包括四个部分:个人基本情况、企业员工

责任量表、组织承诺量表以及新生代知识型员工工作绩效量表。除个人基本情况外,其他量表均采用 Likert 五点计分法,从 1(非常不符合)到 5(非常符合)。

(1) 企业员工责任。采用 Carroll 开发的企业社会责任量表^[27]。包含法律责任、经济责任、慈善责任与伦理责任四个维度,每个维度 4 个问题。删除了 2 个载荷系数不显著的题项,剩余 14 个问题。测量量表设计如表 1 所示。

(2) 组织承诺。参考了 Mowday 等(1979)、Meyer and Allen(1990)以及凌文轮、张治灿等(2000)所开发的量表^[28-30]。包含情感承诺、持续承诺以及规范承诺三个维度,每个维度设计了四个问题,共 12 个题项。测量量表设计如表 2 所示。

(3) 新生代知识型员工工作绩效。借鉴了 Borman(1993)开发的工作绩效二维结构量表^[31]。经验证,该量表具有较好的信度和效度。该量表包含任务绩效和周边绩效两个维度,每个维度包含 5 个问题。测量量表设计如表 3 所示。

表 1 企业员工责任测量量表

分量表	问题描述
企业员工责任	我所在的企业依法与员工签订劳动合同
	我所在的企业能够按照国家规定的节假日安排作息时间,如有加班给予合理加班费
	我所在的企业为员工缴纳养老、医疗、工伤等社会保险费用
	我所在的企业为员工提供安全和舒适的工作环境
	我所在的企业能够为员工提供公平、合理的薪酬
	我所在的企业能够按时发放工资,不无故克扣工资
	我所在的企业能够根据员工工作表现和成绩发放奖金
	我所在的企业定期为员工体检,保障员工身体健康
	我所在的企业为员工提供公平的职业培训或者培训机会
	我所在的企业能够协助员工制定职业生涯规划
	我所在的企业具有良好的内部晋升机制
	我所在的企业对生活上有困难的员工给予特别的帮助
	我所在的企业十分关心退休员工的生活和心理状况
我所在的企业特别注重全体员工的公共利益	

表 2 组织承诺测量量表

分量表	问题描述
企业员工责任	我经常和别人说,我所在的企业是非常好的工作单位
	我很关注自己所在企业的前途和命运
	我总是充满热情地对待本职工作
	我为自己是本企业的一员而感到骄傲
	我觉得自己的价值观和企业的价值观是一致的
	我继续留在本企业工作是因为对企业的忠诚
	我轻易不会离开现在工作的企业
	当学习或进修后,我还会回本企业工作
	离开现在的企业我会失去很多福利(如住房、医疗等)
	离开现在的企业我会失去多年积累的工作经验和人际关系
	离开现在的企业会给我的家庭带来很多损失
	我不愿离开现在的企业是因为我投入太多(如时间、精力等)

表 3 员工工作绩效量表

分量表	问题描述
任务绩效	我总能顺利地计划的工作目标
	我总能在规定时间内完成评估项目
	我的工作质量保持在高水平,并且很少犯错误
	我的工作效果得到大家的认同
	我完成的评估工作符合自己的期望以及上级提出的要求
周边绩效	我经常承担额外的工作以帮助同事或争取团队绩效
	当同事有问题时,我会给予帮助
	我主动请求具有挑战性的工作,如要求参与难度大的评估项目等
	我关注评估机构的运营情况,为其更好地发展提供建议
	在评估过程中我经常与其他同事保持合作

四、研究过程及假设验证

运用 Spss 23.0 软件对样本数据进行处理,主要涉及样本的描述性分析、信效度分析、相关分析以及回归分析。运用 Amos22.0 对企业员工责任和新生代知识型员工工作绩效进行验证性因子分析。

(一)描述性分析

企业员工责任、组织承诺和新生代知识型员工工作绩效三个变量各维度平均值除了持续承诺

都在 3.2 以上,从该结果可以得出,被调查者所在的企业员工责任较高的话,员工组织承诺和员工工作绩效也会比较高。整体来看,企业履行的法律责任与经济责任要高于伦理责任与慈善责任,说明企业更多的从经济人的角度考虑员工的需求。组织承诺方面来说,情感承诺和规范承诺要高于持续承诺,表明员工对企业目标的认同感和感知到的企业对自身的重视程度要重要于所在企业给予的经济报酬;这一点很好的证明了新生代知识型员工追求自我、关注自身价值、渴望得到理

解和尊重的特点。工作绩效方面,任务绩效和周边绩效相差并不大,表明新生代知识型员工对自

己完成任务的质量和效率要求比较高。具体情况如表4所示。

表4 各变量描述性统计分析(n=395)

变量	维度	均值	方差
企业员工责任	法律责任	3.638	0.518
	经济责任	3.500	0.536
	伦理责任	3.350	0.623
	慈善责任	3.245	0.687
组织承诺	情感承诺	3.717	0.417
	规范承诺	3.378	0.536
	持续承诺	3.089	0.711
员工工作绩效	任务绩效	3.768	0.352
	周边绩效	3.747	0.305

(二)信度和效度分析

如表5所示,企业员工责任各维度的 Cronbach's α 值分别为 0.717、0.737、0.834 以及 0.847,综合 Cronbach's α 为 0.845。组织承诺和员工工作绩效的综合信度分别为 0.832、0.812。根据 Nunnally 的研究(转引自:秦辉等,2011)^[32],Cronbach's α 值大于 0.7 小于 0.9 时,说明量表信度是良好可靠的。又,本研究所采用的量表是在参照国内外相关成熟量表的基础

上,根据调查的实际情况以及相关研究,结合新生代知识型员工的基本特点,考虑了题项的整体结构、量表构造的逻辑性等进行开发,并经过小样本的测试后,得到了比较可靠的内容效度,因此,可以通过探索性因子分析测量各维度的 KMO。在效度分析结果中,各变量维度的 KMO 值均大于 0.7,显著性均小于 0.01,表明各量表的结构效度较好,适合作因子分析。所以,总量表是有效的。具体分析结果如表5所示。

表5 8个维度量表的信度和效度分析结果(n=395)

量表		题项数	KMO 值	显著性	Bartlett	Cronbach's α	综合 Cronbach's α
企业员工责任	法律责任	4	0.709	0.000	128.528	0.717	0.845
	经济责任	4	0.701	0.000	144.534	0.737	
	伦理责任	3	0.704	0.000	188.898	0.834	
	慈善责任	3	0.720	0.000	199.679	0.847	
组织承诺	情感承诺	4	0.763	0.000	218.588	0.815	0.832
	持续承诺	4	0.820	0.000	263.406	0.853	
	规范承诺	4	0.770	0.000	278.620	0.853	
员工工作绩效	任务绩效	5	0.870	0.000	369.043	0.877	0.812
	周边绩效	5	0.761	0.000	177.629	0.756	

(三)验证性因子分析

通常而言,指标系数的范围为 0.5~0.95 时,构造的模型才符合要求,具备较好的拟合度。经验证,本研究中所有因子的系数均大于 0.5。而对于卡方自由度比,根据国内学者侯杰泰和温忠麟

(2004)^[33]的研究,当 $2 < \chi^2/df < 5$ 时,表示模型的拟合度在可接受范围之内。具体拟合结果见表6。如表6所示,企业员工责任与新生代员工工作绩效的卡方自由度比分别为 3.478、4.500,在可接受的范围内,符合要求。而 GIF、AGFI、NFI、IFI 等均小

于1。二者的RMSEA的值分别为0.083、0.089,均小于0.1。说明企业员工责任与新生代员工工作

绩效两个模型的整体拟合度在要求的范围内。较好的拟合度说明测量指标可以反映所测量变量。

表6 验证性因子模型拟合结果(n=395)

检验参数	χ^2/df	GFI	AGFI	NFI	IFI	CFI	RMSEA
企业员工责任	3.478	0.998	0.887	0.872	0.917	0.916	0.083
新生代员工工作绩效	4.500	0.934	0.932	0.946	0.958	0.957	0.089

(四) 相关分析

如表7所示,企业员工责任、组织承诺与员工工作绩效之间两两相关。企业员工责任四个维度中,法律责任和员工工作绩效之间的相关系数r为0.329(p<0.01);经济责任和员工工作绩效之间的相关系数r为0.236(p<0.01);伦理责任和员工工作绩效之间的相关系数r为0.248(p<0.01);慈善责任和员工工作绩效之间的相

关系数r为0.250(p<0.01),说明企业员工责任各维度与员工工作绩效之间有显著正相关的关系。企业员工责任和组织承诺之间的相关系数r为0.696(p<0.01),说明企业员工责任与组织承诺有显著正相关的关系。组织承诺和企业员工绩效之间的相关系数r为0.477(p<0.01),说明组织承诺与企业员工绩效有显著正相关的关系。它们为验证假设1,2,3奠定了基础。

表7 平均值、标准差以及相关系数(n=395)

	法律责任	经济责任	伦理责任	慈善责任	企业员工责任	组织承诺	员工工作绩效
法律责任	1.000						
经济责任	0.613**	1.000					
伦理责任	0.321**	0.618**	1.000				
慈善责任	0.454**	0.646**	0.799**	1.000			
企业员工责任	0.752**	0.888**	0.807**	0.848**	1.000		
组织承诺	0.384**	0.570**	0.708**	0.676**	0.696**	1.000	
员工工作绩效	0.329**	0.236**	0.248**	0.250**	0.326**	0.477**	1.000
平均值	3.638	3.500	3.350	3.244	3.4600	3.416	3.758
标准差	0.720	0.732	0.789	0.829	0.624	0.639	0.528

注:**代表p<0.01。

(五) 回归分析与中介效应检验

中介效应检验分为三个步骤进行:第一,自变量(企业员工责任)对中介变量(组织承诺)进行回归(M2);第二,自变量(企业员工责任)对因变量(工作绩效)进行回归(M3);第三,加入中介变量(组织承诺)后,自变量(企业员工责任)对因变量(员工工作绩效)进行回归(M4)。结果见表8。假设检验回归结果显示:企业员工责任对组织承诺(M2: $\beta = 0.689, P < 0.001$)有

显著正向影响,假设2成立;企业员工责任对员工工作绩效(M3: $\beta = 0.340, P < 0.001$)有显著正向影响,假设1成立。引入组织承诺后,组织承诺对员工工作绩效(M4: $\beta = 0.495, P < 0.001$)有显著正向影响,假设3成立。加入中介变量之后,企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效间不再具有显著性(M4: $\beta = -0.001$),即组织承诺在企业员工责任对员工工作绩效的影响中起到了完全中介作用。

表 8

回归检验结果 (n = 395)

变量		组织承诺		员工工作绩效	
		M1	M2	M3	M4
控制变量	性别	-0.045	-0.028	0.058	0.072
	年龄	-0.127	-0.078	-0.70	-0.032
	学历	-0.042	0.005	-0.009	-0.012
	工作年限	0.134	0.050	-0.028	-0.053
	岗位	-0.144	-0.029	0.086	0.100
自变量	企业员工责任	-	0.689***	0.340***	-0.001
中介变量	组织承诺	-	-	-	0.495***
R ²		0.034	0.492	0.123	0.248
调整 R ²		0.002	0.472	0.088	0.213
F		1.069	24.411	3.539	7.060

注:***代表 $p < 0.001$ 。

五、结论

实证分析表明,互联网企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效有正向影响,组织承诺在互联网企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效间起中介作用。由此可得出以下几点结论:

第一,互联网企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的正向影响说明企业承担对员工的责任,可以调动新生代知识型员工的积极性,增强员工的忠诚度和归属感。从互联网企业员工责任的四个维度对员工工作绩效的影响分析可知,其重要程度依次是法律责任、慈善责任、伦理责任与经济责任,说明员工更加重视具有法律效力的保护。因此,企业要首先从法律的角度上增强员工的安全感,积极承担对员工的责任,提供平等劳动条件,建立健全保障员工合法权益的劳动制度。对于慈善责任方面,企业要完善针对退休员工等的福利制度,只有在保障员工福利的基础上才会调动员工工作积极性。在履行伦理责任与经济责任方面,企业要承担员工的教育、培训和职业生涯规划等方面的责任,不断提高员工自身能力的发展,进而达到提高员工工作绩效的目的。

第二,组织承诺在企业员工责任与新生代知识型员工工作绩效之间的中介作用表明企业履行员工责任可以使员工对企业产生责任感。当新生代知识型员工感受到企业对自己重视时,个性鲜明的新生代知识型员工会恪守对企业的责任,积极履行应尽的义务。员工在情感上对企业价值的肯定,会促使员工基于道德和伦理责任而对企业产生相应的责任。这种发自内心的责任会使员工在工作中不惧困难,直至完成企业目标。组织承诺的存在使员工对企业产生了依赖。这种依赖包括两种:一种是来自员工发自内心的对企业履行员工责任的“依赖”,这种程度的依赖使得员工主动为企业付出;另外一种依赖则是由于员工在工作中付出了大量的时间与精力,不会轻易离开企业的“依赖”。从某种程度上来讲,无论是哪种依赖都是组织承诺的结果,因此企业在履行员工责任、提高员工工作绩效的过程中,应该重视组织承诺所起的这种中介作用。

第三,最大化企业员工责任,从而提高员工工作绩效要注意激励方式的选择。从实证研究分析可知,新生代知识型员工更加重视自我感受。由于新生代知识型员工生活在一个物质丰富的新时代,他们更期盼突出自我、实现自我价值,对于这一类新型员工,必须更多地注重精神激励。企业

应该从自我价值实现渠道、晋升制度以及发展空间方面给予员工激励,让员工认识自我、突破自我,从而降低离职的概率。企业管理者应该重视企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的影响。维护新生代知识型员工的合法权益、完善激励机制、强化员工责任意识,这样才可以使企业吸引优秀人才,在市场竞争中处于优势,使企业得以保持青春活力,做到可持续健康发展。

显而易见,本研究存在的局限性表现在:

第一,量表的使用未考虑中西文化差异。由于引用的都是国外学者开发的量表,因此在实际操作过程中难免出现理解上的偏差。以后的研究应努力开发适合本土文化的量表。

第二,同源误差的存在。在研究过程中由于数据收集存在一定的难度,变量都由一个人填写,这样会造成变量间即使没有理论关系也会相关的现象。因此以后的研究应在建立的模型中考虑构建误差修正模型,来降低同源误差的影响。

第三,研究采用的是潜类别分析方法,这种方法处理的是横断面数据,用于确定群体异质性,只能分析确定时间点、确定个体的类别属性,忽略了时间迁移对研究的影响。以后的研究应使用纵向数据与横截面数据相结合的方式,从而更加客观的反映个体类别属性随时间变化的情况;增加调节变量和其他中介变量,研究在不同情况下企业员工责任对新生代知识型员工工作绩效的影响。

参考文献

- [1]何奎.企业员工责任对新生代员工组织公民行为影响研究[J].管理学报,2018(1):33-43.
- [2]李祥进,杨东宁,雷明.企业社会责任行为对员工工作绩效影响的跨层分析[J].经济科学,2012(5):104-118.
- [3]黄静,刘萍,张锐.基于科学知识图谱的企业社会责任前沿研究[J].科技进步与对策,2015(5):84-89.
- [4]于洪彦,黄晓治,曹鑫.企业社会责任与企业绩效关系中企业社会资本的调节作用[J].管理评论,2015(1):169-180.
- [5]田虹,姜雨峰.社会责任履行对企业声誉影响的实证研究——利益相关者压力和道德滑坡的调节效应[J].吉林大学社会科学学报,2015(2):71-79,173.
- [6]马丽,鲍红娟,杨春江,等.新生代员工工作场所乐趣对离职的影响——组织嵌入的中介作用[J].中国人力资源开发,2016(23):6-14.
- [7]汪群,赵梦雨,李卉.新生代员工工作价值观与工作绩效:工作投入的中介作用[J].兰州大学学报(社会科学版),2017(4):36-43.
- [8]陈星.新生代员工工作价值观、组织支持感与工作绩效关系研究[J].价值工程,2014(7):182-183.
- [9]康雅萌,张茜,阿热古丽·包尔江,等.新生代员工工作价值观对工作绩效的影响研究[J].经济研究导刊,2016(1):130-133.
- [10]张康之,张乾友.认同、承认与通向合作之路[J].长白学刊,2010(1):22-30.
- [11]Keith Davis. Business and Society: Corporate Strategy, Public Policy, Ethics[M]. McGraw Hill Higher Education, 1998.
- [12]Clarkson M. A stakeholder framework for analyzing and evaluating corporate social responsibility[J]. The Academy of Management Review, 1995(1):92-118.
- [13]Cropanzano R, Mitchell M S. Social exchange theory, an interdisciplinary review [J]. Journal of Management, 2005(6):874-900.
- [14]黄俊,贾煜,秦颖,等.员工感知的企业员工责任会激发员工创新行为吗——工作满足和工作投入的中介作用[J].科技进步与对策,2016,33(22):116-121.
- [15]毛清华,刘艳.基于工作嵌入调节效应的中小企业核心员工离职路径模型研究[J].燕山大学学报(哲学社会科学版),2013,14(2):97-102.
- [16]任湘郴,杨立邦,任腾.企业社会责任对员工工作绩效的跨层次作用研究——基于组织认同感的中介作用[J].湖南社会科学,2017(4):61-66.
- [17]Dutton J E, Dukerich J M, Harquail C V. Organizational images and member identification [J]. Administrative science quarterly, 1994, 39(2):239-263.
- [18]Maignani I, Ferrell O C. Corporate citizenship as a marketing instrument—concepts, evidence and research directions [J]. European journal of marketing, 2001, 35(5):457-484.
- [19]苗莉,赵婉莹.企业社会责任与员工组织承诺的关系研究[J].财经问题研究,2012(5):94-99.
- [20]Cullen J B, Praveen P K, Victor B. The effects of ethical climates on organizational commitment: A two-study analysis

- ysis[J]. Journal of business ethics, 2003, 46(2): 127 - 141.
- [21] 王辉, 彭倩. 新生代员工个人—组织匹配与离职倾向的关系研究——基于工作满意度的中介作用[J]. 兰州财经大学学报, 2017(2): 109 - 116.
- [22] 李艳华. 企业社会责任表现对员工组织行为的影响研究[J]. 当代经济管理, 2008, 30(8): 67 - 69.
- [23] 聂海涛, 王晓洁. 资产评估机构员工工作满意度、组织承诺与工作绩效[J]. 会计之友, 2018(8): 78 - 84.
- [24] 李宪印, 杨博旭, 姜丽萍, 等. 职业生涯早期员工的工作满意度、组织承诺与离职倾向关系研究[J]. 中国软科学, 2018(1): 163 - 170.
- [25] 薛宪方, 褚珊珊. 组织公平对员工工作绩效的影响——以组织承诺为中介的实证研究[J]. 经营与管理, 2017(5): 44 - 48.
- [26] 孙秀霞, 朱方伟, 宋昊阳. 感知信任与项目绩效: 组织承诺的中介作用[J]. 管理评论, 2016, 28(12): 155 - 165.
- [27] Carroll A B. The pyramid of corporate social responsibility: Toward the moral management of organizational stakeholders[J]. Business horizons, 1991, (7): 42 - 45.
- [28] Mowday R T, Porter L W, Steers R M. The measurement of organizational commitment[J]. Journal of vocational behavior, 1979, 14(2): 224 - 247.
- [29] Allen N J, Meyer J P. The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization[J]. Journal of occupational psychology, 1990, 63(1).
- [30] 凌文轮, 张治灿, 方俐洛. 中国职工组织承诺的结构模型研究[J]. 管理科学学报, 2000(2): 76 - 81.
- [31] Borman, W. C. and Motowidlo S. J. Expanding the criterion domain to include elements of contextual performance[Z]. N. schmitt & W. C. Borman Personnel Selection in Organizations, 1993.
- [32] 秦辉, 邱宏亮, 吴礼助. 运动鞋品牌形象对感知—满意—忠诚关系的影响研究[J]. 管理评论, 2011, 23(8): 93 - 102.
- [33] 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: 154 - 161.

Research on the Influence of Ethical Obligations of Employees in Internet Enterprises on the Work Performance of the New Generation of Knowledge - based Employees

ZHENG Chi - jian, ZHANG Man - man, HU Pei - pei

(School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

Abstract: The 21st century is an era of rapid development of the Internet. A constant improvement of employees work ethic is conducive to improving the performance of the new generation of knowledge - based employees, enhancing the employees' sense of belonging, reducing employee turnover and boosting the core competitiveness of Internet companies. This study builds a research model for Internet enterprises and collects 395 valid data through a questionnaire survey for an empirical analysis of hypotheses. The result shows that the work ethic of employees in Internet enterprises has a positive and significant impact on the work performance of the new generation of knowledge - based employees. The organizational commitment plays a completely intermediary role in the employees work ethic and the work performance of the new generation of knowledge - based employees.

Key words: employees work ethic; new generation of knowledge - based employees; work performance; organizational commitment

(责任编辑:郑俊义)

企业劳动关系质量对新生代员工职业发展的影响探究^{*}

● 胡雪妮,孟昕颖,孙永生

(西安工程大学 管理学院,陕西 西安 710600)

摘要:基于组织氛围理论和职业成长理论,借鉴已有文献的研究成果,以劳动关系氛围作为劳动关系质量的测量标准,职业成长作为职业发展的测量标准,探讨企业内劳动关系的质量对新生代员工职业发展的影响。在对相关理论进行梳理、整合的基础上构建理论模型和提出研究假设。通过调查问卷的方法,收集相关数据,并运用SPSS20.0和AMOS24.0两种分析软件对277份有效问卷进行实证分析后得出:积极合作的劳动关系氛围对新生代员工的职业成长有着显著的正向影响。

关键词:新生代员工;劳动关系氛围;职业发展

中图分类号:F272.92

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2019)02-115-10

一、引言

进入21世纪,新生代员工陆续走入职场,并成为企业面对各种各样激烈竞争的核心力量。有研究表明,新生代员工与老一辈员工在价值观上有很大的不同,与老一辈员工相比新生代员工有较强的成就导向和自我导向(Yeaton K, 2008)^[1]、较高的自我认知能力(Howe N等, 2001)^[2]、追求自我满足和自我实现(李燕萍、夏天, 2014)^[3]。

为了实现其职业发展,新生代员工在选择工作时,更看重的是能够实现其人生价值的组织,将之作为实现职业成长的重要途径;而与此同时也给企业的人力资源管理带来极大的挑战。因此,关于员工职业成长问题的研究,受到了业界和学界的普遍关注。员工期望通过工作为自己带来报酬,并且能够从中获得职业成长,最终实现个人职

业生涯发展的目标;组织也期望员工在职业成长的过程中能够获得成就感,提高对企业的忠诚度,与组织发展共进退。研究发现,职业成长能显著降低员工的离职倾向(瓮清熊、席酉民, 2010)^[4]。良好的职业成长是员工是否离职的首要考虑因素,因此满足员工自身职业成长的要求,对于企业留住核心员工尤为重要(谢蓓, 2007)^[5]。近年来,随着我国社会主义市场经济的发展,劳动关系中不和谐的因素越来越多,不公平、不稳定、法治不到位等因素对我国和谐劳动关系的构建造成了很大的影响;同时政府、工会和企业组织的调处能力与新常态下和谐劳动关系构建的内在要求还不相适应^[6-8],造成企业的劳动关系问题经常成为社会焦点问题。企业良好的组织氛围需要通过劳动关系质量来衡量,而劳动关系氛围一直都是受到国内外学者们广泛关注的,已经成为一个衡量

* 收稿日期:2018-10-23

作者简介:胡雪妮(1994—),女,陕西韩城人,硕士研究生,研究方向:企业人力资源开发与管理;孟昕颖(1988—),女,陕西西安人,硕士研究生,研究方向:人力资源劳动关系;孙永生(1971—),男,甘肃庆阳人,博士,副教授,研究方向:人力资源开发与管理。

组织内劳动关系质量的重要指标(王嫚, 2013)^[9]。

在当今迅速发展的社会背景下,无论是企业,还是员工个人都十分重视职业成长问题。企业的核心竞争便是人才的竞争,而对于新生代员工来说他们也期望企业的组织氛围能够满足其发展需求,实现自我的职业生涯发展^[10-11]。那么,劳动关系氛围对于新生代员工职业成长会产生何种影响,这一影响的作用机制是什么?本文在现有研究的层面上,将着重分析对于新生代员工的职业成长,劳动关系氛围究会产生怎样的影响。

二、理论基础

(一) 新生代员工概念及新生代员工个性特征分析

Bruce 等(2001)^[12]等把那些伴随着互联网一起成长的、出生于20世纪80年代后的人群统称为“Y一代”(Generation Y)。文中定义的新生代员工指的是出生在改革开放之后,在国家经济转型期成长起来的一群人。他们在步入社会之后就能够享受改革开放带来的成果,在进入职场之后又持有不同于其父辈们的价值观,现在他们已经逐渐成为了建设中国特色社会主义的核心力量。因此,本文中新生代员工指的是那些出生于1980—2000年的劳动力,通常包括了我们所说的“80后、90后”员工。

李燕萍、侯炬方(2012)^[13]通过扎根理论研究得出:新生代员工既追求自我情感的认可,同时还希望能够在组织关系中感受到融洽的氛围;因为有着很强的个性特征,所以他们更希望能够获得一个长期的自我职业发展。但是这也有一个非常显著的弊端,那就是如果他们不能在组织中看到自身发展的前景,就会出现像消极工作类似的行为,严重影响组织绩效。侯炬方、李太(2016)^[14]通过对现有文献的研究梳理得出,新生代员工渴望在组织中得到长期的职业发展,他们的工作价值取向受到了自我情感与内在偏好的影响。企业想要保持住自己的竞争优势,需要依靠新生代员

工,从人力资本的角度来分析,新生代员工中的优秀人才是企业中不可复制的稀有资产。因此,新生代员工在职业成长中的发展有着其独特意义。

(二) 劳动关系氛围

崔勋、吴海艳(2011)^[15]认为,劳动关系氛围是员工和管理者等行为主体在互动接触过程中,由不同因素导致的对企业劳动关系的认识、行为和实践的影响而形成,是企业劳动关系质量的重要衡量指标。通过对有关劳动关系氛围的文献梳理发现,对劳动关系氛围产生影响的因素可以分为员工与组织两个层面的内容:(1)组织层面受到的影响主要表现在工会工作创新、产品质量、投诉处理、劳动效率、生产力、劳动争议、组织绩效等方面。吴海艳(2011)^[16]通过对922份有效问卷进行因子分析、多元回归分析,发现工会化对企业劳资关系氛围没有显著影响;劳动关系氛围对组织绩效和员工的情感承诺、工会承诺、劳动争议、旷工和投诉有显著影响。劳动关系氛围中工会价值观、员工话语权、管理风格会对组织绩效有显著影响;劳动关系意识对情感承诺、工会承诺、劳动争议、旷工、申诉、投诉存在影响。(2)员工个人层面的影响是指,劳动关系的氛围直接或间接地影响着员工的态度和行为。崔勋、张义明等(2012)^[17]从组织行为层面探讨了劳动关系氛围与员工态度之间的关系——以60家公司为研究对象,对1607名员工进行了问卷调查,探讨了三种劳动关系氛围对劳资双赢、劳动和员工的关系,以及员工在上述关系调整中的组织承诺——研究发现,劳动双赢氛围显著提升内部和外部的满意程度;如果反对声音较为强烈,那么员工的外部以及内部满意程度就会有所下降,情感承诺会对其不满意程度产生显著作用。

(三) 职业成长

目前对职业成长没有一个统一的界定。翁清雄、席酉民(2010)^[4]在分析各种定义后指出,组织内职业成长指员工在其所属部门的成长前景,组织间是指其工作时获得的进步;员工职业成长速度包括员工的学习能力、想要升职以及员工薪水的增加,这就是员工的职业成长。翁清雄、席酉

民(2011)^[18]认为,站在组织层面进行分析,员工个人发展越好,对企业会产生更高的承诺,从而降低离职倾向。员工发展的动力主要包括工作价值观、持续成长、心理状态、个人职业能力等(袁庆宏、王双龙等 2009)^[19]。翁清雄、胡蓓(2009)^[20]构建了结构模型,验证性因子分析结果表明,个体职业发展主要有晋升机会、职业发展与职业目标等。在后续研究中,席酉民、翁清雄(2011)^[18]在原本的三维度“工资增长”的基础上,增加了“职业发展”这一维度,形成了员工职业发展四维度模型。

三、研究假设

以往研究发现,员工职业成长受到员工自身、员工之间的关系和来自组织方面的关怀等因素的影响。企业所营造的组织环境将是员工发展和职业成长的重要影响因素,对于员工的需求和意愿,组织能够针对性的给予帮助和支持,使员工得到快速发展,实现自身职业成长的目标(Chen 等, 2004)^[21]。蒋慧明(2010)^[22]研究发现企业营造具有正能量、健康且信任的组织氛围会使员工产生良好的组织氛围感知,当个体亲身感受到被尊重和重视时,将会以一种积极向上的心态为企业创造最大价值,同时也能促进员工自身知识、能力、职位及工作经验等方面的提升和发展。可以看出组织氛围能有效地塑造和指导员工的工作态度和行为,促进员工不断实现自我职业成长的目标。

劳动关系氛围作为组织氛围的具体表现它显示了企业劳动关系质量的高低。崔勋、吴海艳(2011)^[15]结合我国情境将劳动关系氛围划分两个维度:(1)积极—消极,指企业员工在参与企业管理时是否积极主动的表达自主意愿。员工越是积极主动的参与到公司的管理过程中来,则劳动关系氛围就越积极,反之则越消极。劳动关系氛围会对员工的行为和态度产生直接或者间接的影响,员工对于企业中劳动关系氛围的感知会对其日后的职业成长产生影响。(2)合作—对立,即劳资双方相互配合、相互帮助,相互信任、相互谅解以求达成共利的程度。企业与员工个人对组织的目标与认同

感越高,双方互助、互信、互谅、相互配合、达成共利的程度越高,则劳动关系氛围越和谐;反之则对立性越强。同时,研究还发现合作性劳动关系氛围同较低的员工缺勤率相关,越是合作型的劳动关系氛围员工报怨越低(Katz et al., 1983)^[23]。

本文将劳动关系氛围分为“积极—消极”和“合作—对立”两个维度,职业成长分为职业目标进展维度、职业能力发展维度、晋升速度维度和报酬增长维度,分别进行讨论。

根据上面的分析,提出以下假设:

H: 劳动关系氛围显著正向影响新生代员工职业成长。

H1: 积极—消极显著正向影响新生代员工职业目标进展;

H2: 积极—消极显著正向影响新生代员工职业能力发展;

H3: 积极—消极显著正向影响新生代员工晋升速度;

H4: 积极—消极显著正向影响新生代员工报酬增长;

H5: 合作—对立显著正向影响新生代员工职业目标进展;

H6: 合作—对立显著正向影响新生代员工职业能力发展;

H7: 合作—对立显著正向影响新生代员工晋升速度;

H8: 合作—对立显著正向影响新生代员工报酬增长。

四、问卷调查与变量测量

(一) 问卷设计

问卷设计全都是客观问答题,在这些题项中除了背景信息以外其他部分采用李克特 5 点量表的形式进行评分。由于本研究所使用的问卷中含有反向题项,因此,在对问卷进行数据分析前,先使用反向计分法,在 SPSS20.0 中对数据进行反向计分。问卷内容其一是个体基本信息,也就是性别、年龄、收入、岗位、工作性质、工作时间和学历;

其二是对劳动关系氛围、职业成长的认知情况。 测量条目如表 1 所示。

表 1 问卷的变量测量明细表

问卷结构	测量变量	测量维度及题目范围	题项数量
第一部分	基础信息	个人基本信息	7
第二部分	劳动关系氛围	积极—消极(8~14) 合作—对立(15~22)	15
	职业成长	职业目标进展(23~26) 职业能力发展(27~30) 晋升速度(31~34) 报酬增长(35~37)	15

(二) 变量测量

1. 劳动关系氛围

根据我国特殊的文化背景和劳动关系情况,崔勋、吴海艳(2011)^[15]将劳动关系氛围划分为“积极—消极”和“合作—对立”两种。这种划分方式被大多数学者所接受。崔勋、吴海艳(2011)^[15]参考有关的权威量表(Katz, 1983^[23]; Dastmalchian 等, 1989^[24]; Bennett, 1994^[25]; Pamefa et al, 1989^[26]),删除掉没有很好归类的条目和表述有歧义的题项,对样本数据进行了充分性及球型检验,后又进行了主成分分析,确定出最终量表。

2. 职业成长

职业成长采用翁清雄等(2011)^[18]的职业成长测量量表。这个量表一共有十五个题项,主要内容是对职业目标进展、职业能力发展、晋升速度和报酬增长这四个维度所反映的四种价值观的测量。这四种价值观分别是:(1)目前的工作与自己的职业目标和职业理想的相关程度;(2)目前的工作对员工的职业技能、职业知识以及工作经验的促进程度;(3)在目前工作单位中,员工的职务晋升速度以及晋升的空间;(4)在目前工作单位中员工的报酬增长速度。

(三) 问卷发放与回收

根据前文对新生代员工的定义,选择出生于1980年到2000年间的职员作为研究对象(李燕萍,2012)^[3],随后通过简单分析进一步明确新生代员工的界定。调查范围主要集中在保险、餐饮、

服务等行业。

问卷主要是现场发放与采用微信、微博等新媒体进行发放。因为利用新媒体发放问卷的过程中无法和参与者直接沟通,所以,在问卷中对答题要求以及问卷内容进行了简单的说明。

为了确保问卷所得数据的真实性,借助相关人员的支持对陕西上德、正大、万德招标公司及陕西万和餐饮有限公司、中国平安保险有限公司的员工进行了问卷发放,共发放问卷250份,成功回收240份,剔除无效问卷后,有效回收率为93.2%。

借助问卷星软件,通过QQ和微信等社交平台发放问卷。为了使本研究获得丰富的样本,提升样本容量,利用不同的微信朋友圈共发放问卷150份,所有问卷全部成功回收,其中无效问卷5份,有效回收率96.6%。

(四) 数据的描述性统计与检验

问卷调查过程中共发放问卷400份,回收378份,有效回收率达到94.5%。经过筛选后得到研究对象为新生代员工的有效问卷为277份。调研对象性别比例相对均衡,收入以2000~4000元居多,并且是普通员工和基层管理人员居多,大部分人员工作年限为1~8年,学历主要是大专、本科及以上学历(见表2)。

1. 信度分析

对劳动关系氛围、职业成长量表及其各维度进行信度检验。运用软件SPSS20.0分析,结果如表3所示。

表 2 有效问卷样本个体特征统计(N = 277)

项目	类别	频数(人)	百分比(%)
性别	男性	112	40.4
	女性	165	59.6
年龄	18~21岁	32	11.6
	22~27岁	113	40.8
	28~32岁	101	36.5
	33~37岁	31	11.2
工资收入	2000元及以下	52	18.8
	2001~3000元	75	27.1
	3001~4000元	65	23.5
	4001~5000元	33	11.9
	5001~10000元	36	13.0
	10000元以上	16	5.8
岗位	高层管理者	4	1.4
	中层管理者	38	13.7
	基层管理者	86	31.0
	技术类员工	49	17.7
	其他一般员工	100	36.1
工作性质	人事	53	19.1
	销售	36	13.0
	财务	34	12.3
	生产	51	18.4
	研发	15	5.4
	行政	34	12.3
	其他	54	19.5
工作时间	1年以下	77	27.8
	1~3年	99	35.7
	3~8年	78	28.2
	9年以上	23	8.3
学历	初中及以下	1	0.4
	高中/中专	20	7.2
	大专	42	15.2
	本科	166	59.9
	硕士及以上	48	17.3

由表3可知,问卷中劳动关系氛围量表的信度系数为0.959;职业成长量表的信度系数为0.955。信度系数均在0.8以上,由此可知本研究获得数据具有良好的内部一致性。

2. 效度分析

劳动关系氛围。通过对劳动关系氛围量表进

行二阶验证性因子分析,得出积极—消极、合作—对立两维度各题项的标准化因子载荷均大于0.7,残差为正数,因此显著性较好。两个一阶变量的标准化因子载荷分别为0.91、0.87,都大于0.7,说明该模型收敛效度良好。此外, χ^2/df 的数值都小于5, RMSEA为0.76,小于0.08,表明水平

良好。同时,AGFI 与 GFI 值接近 0.9,满足要求, 表示模型拟合效果良好。

表 3 信度检验结果(N=277)

量表	变量名称	题项数目	Cronbach's α 系数	
劳动关系氛围	积极 - 消极	7	0.913	0.959
	合作 - 对立	8	0.933	
职业成长	职业目标进展	4	0.870	0.955
	职业能力进展	4	0.883	
	晋升速度	4	0.862	
	报酬增长	3	0.844	

职业成长。对职业成长量表进行二阶验证性因子分析,职业目标进展、职业能力发展、晋升速度和报酬增长四维度各题项的标准化因子载荷均大于 0.7,所得残差为正数,因此显著性良好。此外, χ^2/df 的数值都小于 5, RMSEA 为 0.064, 小于 0.08, 说明水平良好。同时, AGFI 与 GFI 值接近 0.9, 满足要求, 表示模型拟合效果良好。

3. 同源误差检验

本文所使用的数据基本都是来自调查对象的问卷填写,由于调查对象在填写问卷时的心理状态会受到调查时的环境、问卷题项涉及的敏感度等的影响,因而难免导致在自变量和因变量之间产生人为的出入。这些影响因素会随着问卷答案进入数据统计进一步对研究结果产生一定程度的偏移和倾向,会使问卷存在同源误差问题(周浩、龙立荣,2004)^[27]。系统性误差中的同源误差,在判断方法上经常采用传统的 Harman 单因素分析法。这种方法的思路就是将调查得到的所有变量的数据进行探索性因子分析,对调查所得到的数据采用主要因素分析法并且不对原始数据做任何变动,若因此而计算出的结果没有能够解释大多数的变异的因子则说明问卷不存在同源误差现象。

按照以上思路对调查所得到的数据进行相关检验。对调查数据采用主要因素分析方法并且不对数据进行任何改变,形成的因子的累积解释方

差为 68.582%,其中特征值最大的第一因子的方差解释率为 39%,未超过临界值 50%,分析结果中没有出现某个因子的累积解释方差在整个数据中所占比例过大的现象。多个数据量表的效度分析结果均表明本文选取的变量的效度均满足研究所允许的数据误差范围。因此,同源误差的问题在本研究中不存在。

五、实证分析与假设检验

(一) 相关性分析

相关性分析是衡量两个变量的相关密切程度,是对两个或多个具备相关性的变量元素进行分析,是进行回归分析的前提条件。本文首先通过 SPSS20.0 软件对劳动关系氛围、职业成长的相关性进行分析验证,结果见表 4。

通过表 4 发现,劳动关系氛围的两个维度与职业成长的四个维度的相关系数为正,在 0.01 水平上显著相关,表明二者存在显著的正向关系。

(二) 回归分析

采用 Pearson 相关性的分析方法,分析结果表明各个主要研究变量间存在关系。在此关系的基础上,采用层次回归分析的方法对变量之间的关系进行验证,以进一步揭示变量与变量间的因果关系和影响机理。以劳动关系氛围作为自变量,职业成长作为因变量进行回归,验证劳动关系氛围各维度对职业成长各维度的作用关系。分析结果如表 5 所示。

表 4 相关性分析表

变量	均值	标准差	A1	A2	B1	B2	B3	B4
积极消极 A1	3.24	0.96	1					
合作对立 A2	3.28	0.94	.732**	1				
职业目标进展 B1	3.23	1.03	.663**	.751**	1			
职业能力发展 B2	3.50	1.02	.645**	.686**	.644**	1		
晋升速度 B3	3.07	0.96	.666**	.700**	.778**	.605**	1	
报酬增长 B4	3.16	1.01	.642**	.668**	.702**	.653**	.680**	1

注:*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$, $N = 277$ 。

表 5 劳动关系氛围与职业成长的回归分析 ($N = 277$)

变量	职业目标进展维度		职业能力发展维度		晋升速度维度		报酬增长维度	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	标准系数	标准系数	标准系数	标准系数	标准系数	标准系数	标准系数	标准系数
性别	0.022	0.015	0.070	0.059	-0.047	-0.061	-0.018	-0.031
年龄	0.028	-0.115*	0.237**	0.106	0.069	-0.075	0.046	-0.092
收入	0.166*	0.173**	0.050	0.057	0.022	0.030	0.012	0.020
岗位	-0.102	-0.035	-0.088	-0.021	-0.073	0.004	-0.130	-0.057
工作性质	-0.018	0.011	-0.055	-0.024	-0.085	-0.049	-0.045	-0.011
工作时间	-0.075	-0.018	-0.072	-0.020	-0.088	-0.031	-0.058	-0.003
学历	0.027	-0.037	0.086	0.033	0.009	-0.047	0.011	-0.043
积极消极	-	0.237***	-	0.279***	-	0.338***	-	0.325***
合作对立	-	0.580***	-	0.455***	-	0.468***	-	0.443***
R ²	0.027	0.603	0.068	0.521	0.021	0.541	0.023	0.492
F	2.083*	47.621***	3.854**	34.422***	0.827	37.139***	0.911	30.720***
调整 R ²	-	0.576	-	0.453	-	0.520	-	0.469

注:*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$, ***表示 $p < 0.001$, $N = 277$ 。

由表 5 可知,模型 1 加入了人口统计学变量及背景资料,数据分析得到 F 值为 2.083,决定系数 R^2 为 0.027;模型 2 在模型 1 的基础上加入劳动关系氛围的两个维度,再次数据分析得到 F 值为 47.621, R^2 为 0.603, F 值与决定系数 R^2 都有相应增加,劳动关系氛围两个维度与职业目标进展的系数是正数 ($p < 0.001$, $\beta = 0.237$; $p < 0.001$, $\beta = 0.580$)。模型 1 到模型 2 的数据分析结果表明,在加入劳动关系氛围的两个维度(积极—消极、合作—对立)之后,数据结果显示对职业目标进展的解释能力有了上升,表示劳动关系氛围两个维度对职业目标进展是存在显著正向影

响的。验证了假设 H_1 、 H_5 。

模型 3 与模型 1 同理。只加入人口统计学变量及背景资料,数据分析得出 F 值为 3.854, R^2 为 0.068;模型 4 在模型 3 的基础上加入劳动关系氛围变量的两个维度,数据分析得出, F 值从 3.854 增加为 34.422,决定系数增加为 0.521,回归系数为正 ($p < 0.001$, $\beta = 0.279$; $p < 0.001$, $\beta = 0.455$)。模型 3 到模型 4 的数据分析结果说明加入劳动关系氛围的两个维度(积极—消极、合作—对立)后,回归结果对职业能力发展的解释能力有了上升,表示劳动关系氛围的两个维度对职业能力发展是存在显著正向影响的。验证了假设 H_2 、 H_6 。

模型5与模型1同理。只加入人口统计学变量及背景资料,数据分析得出F值为0.827, R^2 为0.021;模型6在模型3的基础上加入劳动关系氛围变量的两个维度,数据分析得出,F值出现很大的增加,从0.827增加到37.139,决定系数增加到0.541,回归系数为正($p < 0.001, \beta = 0.338; p < 0.001, \beta = 0.468$)。模型5到模型6的数据分析结果说明加入劳动关系氛围的两个维度(积极—消极、合作—对立)后,回归结果对晋升速度这一变量的解释能力有了上升,表示劳动关系氛围与晋升速度是存在显著正向影响的。验证假设 $H_3、H_7$ 。

模型7与模型1同理。只加入人口统计学变量及背景资料,数据分析得出F值为0.911, R^2 为

0.023;模型8在模型7的基础上加入劳动关系氛围变量的两个维度,数据分析得出,F值出现增加,为30.720,决定系数增加到0.492,回归系数为正($p < 0.001, \beta = 0.325; p < 0.001, \beta = 0.443$)。模型7到模型8的数据分析结果说明加入劳动关系氛围的两个维度(积极—消极、合作—对立)后,回归结果对报酬增长这一变量的解释能力有了上升,表示劳动关系氛围与报酬增长是存在显著正向影响的。验证了假设 $H_4、H_8$ 。

通过上面的数据分析结果发现:劳动关系氛围的两个维度(积极—消极、合作—对立)对职业成长的四个维度(职业目标进展、职业能力发展、晋升速度、报酬增长)均存在显著正向影响,研究假设H得到验证。

表6 研究结果整理表

假设	内容	验证结果
H	劳动关系氛围显著正向影响新生代员工职业成长	支持
H1	积极—消极显著正向影响新生代员工职业目标进展	支持
H2	积极—消极显著正向影响新生代员工职业能力发展	支持
H3	积极—消极显著正向影响新生代员工晋升速度	支持
H4	积极—消极显著正向影响新生代员工报酬增长	支持
H5	合作—对立显著正向影响新生代员工职业目标进展	支持
H6	合作—对立显著正向影响新生代员工职业能力发展	支持
H7	合作—对立显著正向影响新生代员工晋升速度	支持
H8	合作—对立显著正向影响新生代员工报酬增长	支持

六、研究结论与未来研究展望

面对目前社会的激烈竞争,组织的成长和发展是每一个企业都面临的问题,而企业发展和成长的人才基础便是新生代员工的成长。本文对职业成长理论与劳动关系氛围理论进行整合,将劳动关系氛围划分为积极—消极和合作—对立两个维度;将职业成长划分为职业目标进展、职业能力发展、晋升速度和报酬增长四个维度,以新生代员工为研究对象,分别探讨了积极—消极和合作—对立两种劳动关系氛围对新生代员工职业目标进展、职业能力发展、晋升速度、报酬增长的影响,深入分析和研究了劳动关系氛围对于新生代员工职

业成长的影响因素及其作用机制,并在此基础上提出相关研究假设,通过问卷调查的形式对多家不同类型企业中的新生代员工进行调查,采用SPSS20.0和AMOS24.0软件对数据进行信效度检验、相关性分析及回归分析,得出以下结论:积极与合作的劳动关系氛围对于新生代员工职业成长的四个方面会产生正向影响,就是说良好的劳动关系氛围有助于新生代员工自身的成长和发展。因此为了达到个人和组织的双赢,企业管理者应该努力营造出有利于新生代员工职业成长的良好劳动关系氛围,为新生代员工提供一个好的工作环境。

虽然文章在撰写过程中借鉴了许多国内外

的相关优秀文献,并且在数据调查的过程中为了使获得的数据更具有代表性做了多方面的努力,但由于时间等有限,因而研究可能存在以下不足:

首先,没有考虑到相关变量的影响。在组织内劳动关系质量的测量指标有很多,本文选取的仅是劳动关系氛围这一变量。在后续研究中可以加入相关中介或是调节变量进一步深入分析。

其次,对于时间效应的影响缺乏深入分析。职业发展是一个时间段的结果,并不是说在一个时间点上的成果,然而由于研究所使用的调查问卷几乎都是在同一个时间发放与收集的,缺乏对员工职业发展影响效应的时间段的考虑;并且不同员工由于存在不同程度的个体差异,在研究过程中也无法全面考虑到。

参考文献

- [1] Yeaton K. Recruiting and Managing the Why? Generation: Gen Y [J]. CPA journal, 2008, 78(4): 65 - 70.
- [2] Howe N, Strauss W. Millennials Rising: The Next Generation - Victoria Thompson [J]. Australian Journal of Public Administration, 2001, 60(4): 123 - 127.
- [3] 李燕萍, 夏天. 新生代员工自我差异及其工作态度和行为的关系模型构建[J]. 华东经济管理, 2014(11): 128 - 131, 171.
- [4] 翁清雄, 席酉民. 职业成长与离职倾向: 职业承诺与感知机会的调节作用[J]. 南开管理评论, 2010(2): 119 - 131.
- [5] 谢蓓. “80后”新型员工激励措施探讨[J]. 技术与市场, 2007(02): 65 - 66.
- [6] 宋超, 陈建成. 80、90后新生代员工管理与激励[J]. 人力资源管理, 2011(5): 92 - 93.
- [7] 李军, 刘学. 新生代员工的生长环境和特点分析[J]. 湖湘论坛, 2013(6): 43 - 47.
- [8] 李燕萍, 徐嘉. 新生代员工: 心理和行为特征对组织社会化的影响[J]. 经济管理, 2013(4): 61 - 70.
- [9] 王嫚. 关于新生代员工工作价值观的探讨[J]. 现代经济信息, 2013(15): 176.
- [10] 苏华, 肖坤梅. 论“80后”员工的工作特点及管理[J]. 当代青年研究, 2008(4): 54 - 56.
- [11] 贺志刚. 80后: 管理还是激励[J]. IT 经理世界, 2006(13): 87.
- [12] Bruce, E. Kaufman. Human Resource and Industrial Relation: Commonalities and Difference [J]. Human Resource Management Review, 2001, 11(4): 339 - 374.
- [13] 李燕萍, 侯焯方. 新生代员工工作价值观结构及其对工作行为的影响机理[J]. 经济管理, 2012(05): 77 - 86.
- [14] 侯焯方, 李太. 新生代员工工作价值观内涵与情境化特征[J]. 商业经济研究, 2016(11): 214 - 217.
- [15] 崔勋, 吴海艳. 劳动关系氛围研究[J]. 中国人力资源开发, 2011(3): 5 - 9.
- [16] 吴海艳. 企业劳动关系氛围的理论与实证研究[D]. 天津: 南开大学博士学位论文, 2011.
- [17] 崔勋, 张义明, 翟皎皎. 劳动关系氛围和员工工作满意度: 组织承诺的调节作用[J]. 南开管理评论, 2012(2): 19 - 30.
- [18] 翁清雄, 席酉民. 企业员工职业成长研究: 量表编制和效度检验[J]. 管理评论, 2011(10): 132 - 143.
- [19] 袁庆宏, 王双龙, 张田. 雇员职业生涯发展中职业成长的驱动作用研究——基于 MBA 学员深度访谈与自传资料的案例分析[J]. 管理案例研究与评论, 2009(3): 142 - 152.
- [20] 翁清雄, 胡蓓. 员工职业成长的结构及其对离职倾向的影响[J]. 工业工程与管理, 2009(1): 97 - 104.
- [21] Chen Z, Wakabayashi M, Takeuchi N. A comparative study of organizational context factors for managerial career progress: focusing on Chinese state - owned, sino - foreign jointventure and Japanese corporations [J]. International Journal of Human Resource Management, 2004(4): 750 - 774.
- [22] 蒋慧明. 在良好的组织氛围中促进员工发展——以 A 集团公司为例[J]. 中国人力资源开发, 2010(1): 30 - 33.
- [23] Katz, H. C., Kochan, T. A. And Gobeille, K. R. Industrial relations performance, economic performance, and QWL programs: an interplant analysis [J]. Industrial and labor relation review, 1983(37): 3 - 17.
- [24] Dastmalchian, A., P. Blyton and R. A damson, industrial relations climate - testing a construct [J]. Journal of Oc-

cupational Psychology, 1989(62):21-32.

[25] Bennett B, Bray R C. Further Studies on Redox-related Activation and Deactivation of E. coli Nitrate Reductase: A Possible Physiologically Relevant Role for the Low Potential [4Fe-4S] Centres [M]. The upper atmosphere: Academic Press, 1994(3):283.

[26] Pamela S E P D, Wenda B O P D, Linda J M P D, et al. Obstetric Outcomes at the Birth Place in Menlo Park: The First Seven Years [J]. Birth, 1989(3):123-129.

[27] 周浩, 龙立荣. 共同方法偏差的统计检验与控制方法内 [J]. 心理科学进展, 2004(6):942-950.

Study on the Influence of the Quality of Enterprise Employment Relations on the Career Development of the New Generation of Employees

HU Xue-ni, MENG Xin-ying, SUN Yong-sheng

(School of Management, Xi'an Polytechnic University, Xi'an 710600, China)

Abstract: Based on the theory of organizational atmosphere and the theory of career growth and drawing on the research results of existing literatures, this paper discusses the influence of the quality of employment relations within enterprises on the career development of the new generation of employees by taking the employment relations atmosphere as the measurement of the quality of employment relations and the career growth as the measurement of the career development. On the basis of combing and integrating relevant theories, the theoretical model and research hypothesis are constructed. Relevant data were collected through a questionnaire survey and two analysis software of SPSS20.0 and AMOS24.0 were used to conduct an empirical analysis with 277 valid questionnaires. It is concluded that a cooperative employment relationship atmosphere has a positively significant effect on the career development of the new generation employees.

Key words: new generation employees; employment relations atmosphere; career development

(责任编辑:郑俊义)