

“一户一宅”的规范异化

于 霄

摘要：“一户一宅”是中国1998年《土地管理法》确立的宅基地分配和享有规则，包括3个逻辑层次，即没有宅基地的村民可以申请一处宅基地，享有一处宅基地的村民不可以再申请其他宅基地，超出一处或一定标准的宅基地不为法律所承认。“一户一宅”规范建构以生活保障为基础，但是，它不单包含了“户”的因素，也包含了“人”的因素。在实际操作中，为了适应实际一户多宅、住宅更新、拆迁安置等情况的需要，在保障生活的制度指向下，一户一宅正在从土地保障到住房保障，再到权益保障转变。此外，一户一宅兼具民事规范与行政规范功能，在各地执行情况不一。一户一宅在转变中要回归平等的基本逻辑。

关键词：宅基地使用权 一户一宅 《土地管理法》 农户

中图分类号：D912.3 **文献标识码：**A

一、引言

根据中国现行《宪法》第10条第2款的规定，宅基地属于集体所有。组织和个人可以使用农村土地，但是必须“合理地利用土地”^①。《民法典》物权编第十三章专章规定了这种使用权，即作为用益物权的宅基地使用权。关于宅基地使用权的取得、行使与转让，《民法典》第363条授权了《土地管理法》等法律和国家规定进一步完善。

《土地管理法》几经修改，1998年第九届全国人民代表大会常务委员会第四次会议加入了“农村村民一户只能拥有一处宅基地”，2019年《土地管理法》第62条沿用了这一表述。这条规定被其他法律、法规、学界和公众简称为“一户一宅”。单从《土地管理法》立法条文上看，一户一宅包含以下3个方面的规范内涵：第一，“农村村民一户只能拥有一处宅基地”（第1款）；第二，“其宅基地的面积不得超过省、自治区、直辖市规定的标准”（第1款）；第三，“农村村民出卖、出租、赠与住宅后，再申请宅基地的，不予批准。”（第5款）。之后，“一户一宅”被各种层级的文件大量引用，成为了中国宅基地使用权的基本制度之一。

然而，在过去20年的立法和社会实践中，“一户一宅”之字面规范受到了越来越多的挑战。例如，农村村民合法受让和继承宅基地，违反一户一宅；宅基地的面积既有按户定标，也有按人定标；宅基

^①参见《宪法》（1982年）第10条第5款。

地超出标准却无法处理；有些少地的集体，部分成员无法分到宅基地；等等。

面对这些问题，严格执行“农村村民一户只能拥有一处宅基地”的字面规范事实上变得非常困难。所以，中国开始了宅基地三权分置改革，2019年《土地管理法》又加入了“户有所居的条款”。加之，中国地域辽阔，各地情况不同，有些地方根据自身情况进行了新的探索，例如湖南浏阳、天津蓟州、山东阳谷、江苏常州对超标宅基地探索了有偿使用。

然而，2019年《土地管理法》依然坚持了“一户一宅”的规范表述，在这种情况下，梳理“一户一宅”在各种规范文件中的规范异化与发展，并探寻其现实意义与方向，对更好地执行一户一宅法律与政策具有重要意义。

二、“一户一宅”的基本逻辑

“一户一宅”简明地概括了《土地管理法》关于宅基地使用权分配的规则。这种概括有利于引用和传播。因此，“一户一宅”在地方性法规、法律操作及实际政策宣传中，较立法原文，得到了更多引用。然而，也正因为“一户一宅”表述简单，其所传递的规范信息难以达到精准和明确。为了明确“一户一宅”的含义和实践操作，中央各相关部委以及各地方政府对“一户一宅”进行了多种解释。总体上说，部分解释与适用没有超出《土地管理法》对农村宅基地使用权的3方面限定，但是它们相互之间却并不能做到完全协调一致。再加上有些地方面临着新村改造、拆迁、人口流动等问题，使得“一户一宅”的表述在地方层面上发展出一整套操作应用系统。系统中的部分内容是对一户一宅的细化，例如，什么是“户”，“宅”是指“地”还是指“房”；但更多是对一户一宅的突破，例如建新拆旧、拆迁操作、转让抵押和有偿使用等。

“一户一宅”原始表述在逻辑上分以下3个层次：第一，没有宅基地的村民，可以申请一处宅基地；第二，享有一处宅基地的村民，不可以再申请其他宅基地；第三，超出一处或一定标准的宅基地，不为法律所承认。这主要源于1998年《土地管理法》第62条的规定，构成了一户一宅的逻辑主干。

（一）无地农村农户具有宅基地申请权

1. 无地农村村民在一定条件下具有宅基地申请权。2010年国土资源部《关于进一步完善农村宅基地管理制度切实维护农民权益的通知》（下文简称“《通知》”）对“一户一宅”做了概念上的界定^①，认为“一户一宅是指农村居民一户只能申请一处符合规定面积标准的宅基地”。这一定义是对1998年《土地管理法》第62条第1款的归纳，但值得注意的是，国土资源部的《通知》与《土地管理法》的规定又存在表达上的差异——《通知》使用了“申请”一处宅基地，而《土地管理法》使用的是“拥有”一处宅基地。

《土地管理法》中“农村村民一户只能拥有一处宅基地”的规定是对农户拥有宅基地数量的限制，可以理解为一户农村村民在拥有两处或以上的宅基地时，法律可以采取一定的归复手段，使宅基地的分配重新达到一户一宅的状态。这些归复手段，可以包括建新拆旧、不予登记（承认）、拆迁不予补偿

^①参见《关于进一步完善农村宅基地管理制度切实维护农民权益的通知》第2条第4款。

等。但是,《土地管理法》的表述并不当然地包含“没有宅基地的农村村民有权申请宅基地”的含义。

而国土资源部的《通知》中所说的“农村居民一户只能申请一处符合规定面积标准的宅基地”,潜在地包含了“农村居民一户能且只能申请一处符合规定面积标准的宅基地”的含义。因为如果“农户不能申请宅基地”,那么也无所谓“只能申请一处宅基地”的限制。这种对条文的当然性解释,也可以用来分析《土地管理法》第62条第5款的规定。“农村村民出卖、出租、赠与住宅后,再申请宅基地的,不予批准”潜在地意味着在其他无地的条件下,村民再申请宅基地的,可以予以批准。

以上两种解释可以在《民法典》中得到印证。《民法典》第364条规定:“宅基地因自然灾害等原因灭失的,宅基地使用权消灭。对失去宅基地的村民,应当依法重新分配宅基地。”地方性立法和规范性文件中有更为具体的规定。江西省赣州市规定:“按照一户一宅的法律规定,符合一定条件的村民,可以向本集体经济组织申请建房。”^①广东省广州市规定:“家庭户籍成员子女已结婚且家庭户籍名下现有存量住宅不能满足‘一户一宅’需求时,经村民委员会(或村集体经济组织)同意,可在分户后单独申请宅基地或公寓式住宅,也可在整村拆旧建新时统一申请。”^②广东省汕头市规定:“征收农民宅基地及房屋后,符合‘一户一宅’条件的,所在村(居)民委员会或集体经济组织可以给予重新安排宅基地。”^③

《民法典》在第364条中并未使用“没有宅基地的村民,应当重新分配宅基地”的表述,而是使用了“失去宅基地的村民”的表述方法。这是为了对应上句关于宅基地使用权消灭的规定,更为重要的是,《民法典》的表述包含了在特定历史时期,集体组织中的每一个成员都拥有居住用的宅基地使用权的立法假定^④。既然农村村民都享有宅基地使用权,那么如果没有新生需求,农村村民就不能再申请宅基地。对于新生需求,《民法典》例举了“因自然灾害等原因灭失”的情形,广州市规定例举了“因分户新增宅基地需求”的情形,汕头市规定例举了“农民宅基地及房屋被征收”的情形。赣州市规定使用了“符合一定条件,可以向本集体经济组织申请建房”的表述方法,较为全面地概括了新生需求的可能情况,具体包括需要分户、危旧房需要拆除重建、迁建或移民搬迁、灾毁需要重建等^⑤。表面上看,这些条件是对“导致农民无地”一些情形的例举,但考虑到“农民都应当有地”的假定,这种对宅基地新生需求的列举,事实上就是对“无地情形”的规范界定。

^①参见《赣州市农村村民住房建设管理办法》(2017年),第17条。

^②参见《广州市人民政府办公厅关于土地节约集约利用的实施意见》(2014年),第1条第78款。

^③参见《汕头市人民政府关于公布汕头经济特区征地补偿安置费用标准的通知》(2018年),第2条。

^④《农村人民公社工作条例(草案)》(1961年)第17条规定:“在生产大队范围内,除了生产队所有的和社员所有的生产资料以外,一切土地,耕畜、农具等生产资料,都属于生产大队所有。”同时,第40条第2款规定:“要保障社员个人所有的一切生活资料,包括房屋、家具、衣被、自行车、缝纫机等,和在银行、信用社的存款,永远归社员所有,任何人不得侵犯。鼓励和帮助社员修建住宅。”这意味着部分社员失去宅基地所有权的同时,全部社员都获得了房屋下宅基地的使用权以及修建住宅、使用宅基地的权利。

^⑤参见《赣州市农村村民住房建设管理办法》(2017年),第17条。

2. “无地农村村民”和“宅基地申请权”还需要进一步解释。“无地农村村民在一定条件下具有宅基地申请权”这一概括中的“无地农村村民”和“宅基地申请权”需要做进一步的解释。“无地农村村民”不仅是客观上没有宅基地的农村村民，还存在例外情况。一是，危旧房需要拆除重建、迁建或移民搬迁、灾毁需要重建等原因而失去宅基地的村民，这可以较为容易地解释为无地农村村民。二是，由于分户而享有申请权的村民，他们原本享有宅基地，只不过是与父母、兄弟姐妹等同户村民共同享有。所以，由于分户而产生的“无地农村村民”并非事实上的无地农村村民，而是规范上创设出来的“如果分户将会无地的农村村民”。三是，事实和法律上都有地的农村村民也可以再申请宅基地的情况。湖南省规定：“农村村民一户已有一处宅基地的，除因继承房屋导致宅基地权属发生变更的以外，其再申请他处宅基地使用权登记的，不予受理。”^①“有地农户再申请，不予受理”是一户一宅的应有之意。但是，“因继承房屋导致宅基地权属发生变更，而已有一处宅基地再申请”则是在法律上赋予了符合特定条件（继承了房屋）有地农村村民以宅基地使用的申请权。当然，这在各地有不同的规定。

宅基地购买权是申请权的一种补充。尽管有地方规范性文件特别将继承取得的宅基地排除在“一宅”的限定之外^②，但“有地农村村民不得购买宅基地”仍是一户一宅的应有之意。大庆市规定：“村民因升学、就业、当兵、民办教师转正等情况不再使用宅基地的，允许在本村内流转，但必须按‘一户一宅’的原则进行。”^③从反面表述这一规则，即“无地农村村民具有宅基地购买权”。

总结以上，根据中国现有的规范文件，虽然各地存在一定程度的差异性，但可以总体认为，无地农村村民具有宅基地申请权和购买权，在分户的情况下，从户中分出的农村村民被认为是无地农村村民，在继承情况下，有些继承的宅基地不被认为是已拥有宅基地。

（二）“一户一宅”是宅基地使用权合法享有的前提条件

“享有一处宅基地的村民，不可以再申请其他宅基地”是一户一宅的当然之意，是其逻辑核心。“一户一宅”逻辑的前两个层次解决的是宅基地的分配问题，即如果农村集体经济组织有可供分配的宅基地，应当分配给符合什么条件的村民，才能达到“一户一宅”的法定状态。按照“一户一宅”的原则进行分配是为了不会产生“无宅户”或“一户多宅”的现象。但是，这并不能解决一户已经享有多处宅基地或宅基地超出规定标准面积的问题。

解决上述问题，直接将超标部分收回集体组织是最为直接有效的方式。但收回的可操作性前提是享有宅基地的村民并没有在宅基地上进行建设。宅基地由集体组织所有，但宅基地上的建筑物的所有权归该建设村民所有^④。即使超标宅基地上的建筑物可能被认定为违法违章建筑^⑤，但强行拆除容易引发社会矛盾、增加经济成本，并且超标宅基地可能具有复杂的历史和地方性背景，单一标准的解决手

^①参见《湖南省国土资源厅关于规范和改进农村宅基地管理的若干意见》（2014年），第1条第1款。

^②关于宅基地继承的司法处理参见高海（2018）。

^③参见《大庆市区农村宅基地管理办法》（2016年），第12条。

^④参见《农村人民公社工作条例（草案）》（1961年），第40条第2款。

^⑤参见《城乡规划法》（2008年），第41条第4款、第65条。

段容易造成不公。所以，中国各地规范性文件采用了多种措施减少一户享有多处宅基地或宅基地超出规定标准面积的情况。

第一，对违反“一户一宅”规定的房屋认定违章，直接拆除。《土地管理法》本身就有非法占用土地房屋拆除的规定^①。各地方也有类似的表述。鹤岗市规定：“乡、村规划区内在集体土地上违反‘一户一宅’政策规定建造的违法违章建筑，予以拆除。”^②东方市也规定违法违章建筑予以拆除，但是在责令限期自行拆除之前，基于村（居）民基本生活的合理需求而建设的住所及其他特殊情形的违法建筑，可以暂缓拆除，但规定又表明不符合“一户一宅”原则的不能暂缓拆除^③。

第二，对违反“一户一宅”规定的房屋不予登记。例如，根据广州市的规定，在以下情况下，集体经济组织成员应当提交本集体经济组织出具的申请人符合“一户一宅”要求的证明：①申请宅基地使用权及房屋所有权首次登记；②流转已经办理登记且用途为住宅的集体土地房地产，流转双方当事人或根据相关法律文书申请转移登记；③集体经济组织使用本集体土地建设农民公寓式住宅，建成后分配并办理分割、转移登记的；④因继承、赠与、遗赠、析产、夫妻财产约定等导致集体土地、房屋权属转移，申请办理转移登记^④。这一规定基本涵盖了宅基地使用权的所有可能登记。

第三，拆迁违反“一户一宅”规定的房屋，不予补偿。首先是拆迁时，违反“一户一宅”规定的住宅不予补偿。例如，怀化市规定，符合“一户一宅”原则，有合法手续的房屋按实际面积进行补偿^⑤。其次是拆迁时，超出标准面积的部分不予补偿。例如，惠州市规定：“符合‘一户一宅’并且有区域规划、不超过120平方米的，由权利人申请，经乡镇人民政府（街道办事处）核实确认后给予宅基地补偿。”^⑥衡阳市规定：“建筑面积在100平方米每人以内，超出部分，不予补偿。”^⑦虽然各地对宅基地标准面积的大小和计算基准规定各有不同，但在拆迁时，超出标准面积的部分基本都不予补偿。

第四，对违反“一户一宅”规定的农户，拆迁不予安置。与补偿是针对住房和土地不同，安置是针对拆迁涉及的个人或家庭的，一般包括实物安置和货币安置。违反“一户一宅”原则建设的住宅，不但房屋不予补偿，其居住人也不予安置。例如，娄底市规定：“符合‘一户一宅’及村（居）民住宅建设其他报批条件，是安置对象必需具备的条件。”^⑧

第五，违反“一户一宅”规定的宅基地，退出时不予补偿。随着土地增减挂钩政策的推行，政府

^①参见《土地管理法》（2019年），第74、77条。

^②《鹤岗市人民政府关于印发鹤岗市查处违法违章建筑办法的通知》（2017年），第13条。

^③参见《东方市违法建筑分类处置暂行办法》（2017年），第8条第2款。

^④参见《广州市不动产登记规程》（2018年），第66条和第68条第3款、第4款、第7款、第8款。

^⑤参见《怀化市集体土地与房屋征收补偿安置办法》（2016年），第22条第1款：“根据‘一户一宅’的原则，被征收户一户只能拥有一处宅基地。有合法手续的房屋按实际面积进行补偿。”

^⑥参见《惠州市集体土地征收与补偿暂行办法》（2017年），第56条第2款。

^⑦参见《衡阳市集体土地征收与房屋拆迁补偿安置办法》（2015年），第29条第3款。

^⑧参见《娄底市集体土地征收及其房屋拆迁补偿安置办法》（2016年），第37条。

鼓励宅基地的自愿有偿退出，例如，漳州市规定，“农业转移人员在本市范围内进城落户，自愿退出宅基地并不再要求安排集体土地新建住宅的，经所在地国土部门核准，签订旧宅基地退出合同，其城乡建设用地增减挂钩指标收益，除用于复垦及相关费用外，其余全额补助给退宅农户。”增减挂钩所得收益明显高于一般征收补偿^①，但这种退出补偿必须符合“一户一宅”政策^②。

从逻辑上说，因为法律有“一户一宅”的要求，所以一户享有多处宅基地或宅基地超出规定标准面积这些不符合法律要求的状态应当予以纠正。但是，因为纠正的成本高、情况复杂等原因，各种规范性文件将“一户一宅”加入了登记和补偿等合法标准的体系之中。其目的是，通过日常行政手段的行使逐步归复合法状态。但是，由于这种归复手段需要较长的时间完成，期间事实上存在“一户多宅”的违法形态存续。调研走访发现，村民因为观察到他人多宅状态而新增修建多宅的情况时有发生。

三、“以户定宅”与“以人定宅”之辩

“一户一宅”的概念体系主要由“户”与“宅”两个概念构成。概念的理解是逻辑主干的枝叶，对于“一户一宅”规范含义的界定同样至关重要。在“户”与“宅”二元概念互动中，“户”是主体，“宅”是客体，而本部分主要解决的就是两者的关系问题。

“户”是农户的简称，但又不能完全概括规范意义上的“宅”的主体。“宅”的主体还包括村民，也就是农村经济集体组织的成员。这种主体上的区分是中国规范概念设定中的历史问题。而2019年《土地管理法》关于“户有所居”的新设规范，仍然坚持了“户”的主体性表述，所以对“一户一宅”主体的规范进行探讨仍有现实意义。

（一）宅基地使用权申请主体和享有主体在规范文件中存在冲突

1. 宅基地使用权申请的主体为个人。农村宅基地使用权的享有主体是指在法律上有权依法对集体所有的土地享有占有、使用和收益的人，主要是有权依法利用该土地建造住宅及其附属设施的农村村民或“户”。享有宅基地使用权的主体是农户，但对申请主体的规定却与之冲突。国土资源部的《通知》认为宅基地使用权申请主体是农户^③，但更多规范性文件将宅基地使用权的申请主体设定为村民，例如“对失去宅基地的村民，应当重新分配宅基地”^④；“按照一户一宅的法律规定，符合一定条件的村民，可以向本集体经济组织申请建房”^⑤；“农村村民出卖、出租、赠与住宅后，再申请宅基地的，不予批准”^⑥，再例如在分户过程中规定“已达到法定结婚年龄”的“兄弟姐妹或者子女”有权申请宅基地。

^①比如2004年鄞县唐元镇长林村项目，新增263亩建设用地，总对价11亿元，农民收益1.35亿，县政府收益4亿，县以上各级政府收益5.65亿。参见周其仁（2017）。

^②参见《漳州市支持农业转移人口市民化财政政策实施方案》（2017年），第2条第4款。

^③参见《国土资源部关于进一步完善农村宅基地管理制度切实维护农民权益的通知》（2010年），第2条第4款。

^④参见《民法典》第364条。

^⑤参见《赣州市农村村民住房建设管理办法》（2017年），第17条。

^⑥参见《土地管理法》（2019年），第62条第5款。

而“村民”这个概念本身就是一个颇具争议的问题。除以上表述以外,1963年《中共中央关于各地对社员宅基地问题作一些补充规定的通知》和1982年《村镇建房用地管理条例》使用了“社员”^①;《中共中央国务院关于加强土地管理、制止乱占耕地的通知》使用了“农民”^②。

“社员”这个表述使用在相对早期的法律、法规和政策文件中,主要是指人民公社的成员。随着人民公社在中国基本消失^③,“社员”这一表述也逐步不再为规范文件所援用。而“农民”“村民”“农村居民”都是现代汉语中经常使用的概念,所代指的群体也大致相同。如果细作区分,“农民”作为一个行业概念,与工人相对,是指直接从事农业生产的劳动者^④。而“村民”是“乡村居民”的简称^⑤,与“农村居民”概念基本相同。“农村居民”从字面上是指在农村居住的人,但是,“居住”是一个认定成本较高的事实标准,在人口流动频繁的时代背景下,确定某个人是否在某处居住将会消耗巨额的行政成本。所以,事实上,对于农村居民的认定使用的是户籍标准,即凡是户籍在本村,享有本村农村户口的,就是本村居民。但是,户籍标准也存在一定缺陷,比如有户籍但不在农村生活的人可以获得农村居民的待遇,而没有户籍,但本应在农村获得保障的人,反而得不到保障。所以,除了居住和户籍两个标准之外,还有一个保障标准,即以本村土地为基本生活保障的人可以认定为本村居民。保障标准明确区别了农村居民与城镇居民。城镇居民享有城镇社会保障,在居住方面已经享有国家住房公积金、经济适用房、廉租房等福利,所以不能再享有农村宅基地的保障(龙翼飞、徐霖,2009)。但这种规定也存在着循环论证的问题——“以本村土地为基本生活保障的人,是本村居民;是本村居民所以可以享有本村保障”。除此以外,天津市的规定使用了“农村集体经济组织成员”而非“农村居民”的概念。这是因为农村居民之所以可以享受宅基地使用权的分配,并非因为户籍归属或者居住地域,而是因为农村居民是享有宅基地所有权集体的成员,而享有宅基地使用权和申请权是成员权的一部分。这种认定与宅基地收归集体所有时所形成的双方关系相一致,也得到了《民法总则》的继用^⑥。

为了解决主体认定的问题,本着严谨认定的精神,中国有些规范文件使用了多元复合的认定标准。例如,天津市规定:“农村集体经济组织成员一般是指依法取得本集体经济组织所在地常住农业户口,

^① 《中共中央关于各地对社员宅基地问题作一些补充规定的通知》(1963年)第2条第1款:“社员宅基地,包括有建筑物和没有建筑物的空白宅基地,都归生产队集体所有,一律不准出租和买卖,但仍归各户长期使用,长期不变”;《村镇建房用地管理条例》(1982年)第4条:“社员对宅基地、自留地、自留山、饲料地和承包的土地,只有按照规定用途使用的使用权,没有所有权”。

^② 《中共中央国务院关于加强土地管理、制止乱占耕地的通知》(1986年)第3条:“凡国家建设用地,乡镇企业建设用地,农民盖房占用耕地、园地,必须按规定报县审批,坚决纠正乡镇建设中自批自用,随意扩大宅基地以及买卖、租赁土地乱批乱用行为”。

^③ 中国现还存留有河北省晋州周家庄人民公社。

^④ 参见《辞海》(第六版),夏征农、陈至立主编,上海辞书出版社2009年出版,第1677页。

^⑤ 参见《现代汉语大词典》,上海辞书出版社2009年出版,第2031页。

^⑥ 虽然《民法总则》第55条明确的是土地承包经营权的问题,但对于集体与农户的关系来说,也适用于宅基地使用权。

在本集体经济组织内生产、生活的人。不符合或不完全符合上述条件，但确以本集体经济组织的土地为基本生活保障的人，也应认定具有本集体经济组织成员资格。”^①

2. 宅基地使用权享有主体“农户”是一个变动的范围。宅基地使用权的申请主体是个人，而享有主体却是“户”，“户”是村民的集合。《民法典》第55条对“农村承包经营户”的定义是“农村集体经济组织的成员，依法取得农村土地承包经营权，从事家庭承包经营的，为农村承包经营户。”如此一来，一方面，农户可以取得土地承包经营权；另一方面，法律又规定“取得土地承包经营权的”是农户。这种设定有循环定义之嫌，对“户”本身的研究帮助有限。

关于“户”的认定，《户口登记条例》第5条规定：“同主管人共同居住一处的立为一户。”《户口登记条例》使用了“共同居住”为标准来界定“户”，但同样会遇到事实状态认定成本高的问题。所以，“户”的认定事实还是使用了户籍标准，即以户口登记为准。《户口登记条例》第5条还规定“户口登记以户为单位”，而事实上，只有登记为“户”的才能被认定为一户。具体到农户的认定，“户”是共同居住的集体经济组织成员；而“集体经济组织成员”共同居住只能申请或享有一处宅基地（住处）。这样又会形成循环定义，对“一户一宅”中“户”的组成的理解帮助还是有限。

《现代汉语大词典》中将“户”定义为“住户、人家”^②。“人家”的定义超出了“共同居住”的含义，具有“家庭”^③的内涵。“家庭”是指“以婚姻和血统关系为基础的社会单位，成员包括父母、子女和其他共同生活的亲属。”^④虽然户主可以依法接受家庭以外其他人成为共同居住人，并纳入同户户籍，但前提是被接纳人应当本来就是集体经济组织成员。所以，“户”原则上应由具有婚姻和血缘关系的共同集体经济组织成员构成。娄底市规定：“夫妻双方及其未达到法定婚龄的子女按一户对待。”^⑤这种“视为”型定义，将“户”与“核心家庭”基本等同。在现代家庭中，夫妻处于核心地带，是家庭的永恒要素；未成年子女也处于核心地带但次之，因为他们迟早会离开家庭；父方家庭（夫之父母）处于次级地带；而同宗家庭则处于边缘地带（爱弥尔·涂尔干，2003）。中国的家庭结构正处于由次级地带向核心地带收缩的历史时期。

《土地管理法》中关于“农村村民一户只能拥有一处宅基地”的规定，明确了农户享有宅基地的主体地位。但是，“户”也并不是一个长期稳定的事实状态，在满足特定条件下，“户”可以分立，即“分户”。分户会对“一户一宅”的规范效果产生重大影响。如果一户可以申请或享有一处宅基地，那么户数越多，收益就越大。即使不考虑人口绝对增加的因素，村民也会尽可能地增加户数。而在分户的过程中，规范文件也并未对原户人数减少而相应减少宅基地面积作出规定，这又使分户标准成为了各地方根据可用的潜在宅基地面积安排宅基地分配的调控手段——有地则可分户，无地则不分户或严分户。

^①参见《天津市高级人民法院关于农村集体经济组织成员资格确认问题的意见》（2007年），第1条。

^②参见《现代汉语大词典》，上海辞书出版社2009年出版，第2516页。

^③参见《现代汉语大词典》，上海辞书出版社2009年出版，第276页。

^④参见《现代汉语大词典》，上海辞书出版社2009年出版，第1684页。

^⑤参见《娄底市集体土地征收及其房屋拆迁补偿安置办法》（2016年），第37条。

此外，中国各地的分户标准也不一致。如赣州市规定：“共同生活居住在同一住址的农村家庭，因兄弟姐妹或者子女已达到法定结婚年龄，需要建房分开居住的，可以向本集体经济组织申请建房。”^①广州市规定：“家庭户籍成员子女已结婚且家庭户籍名下现有存量住宅不能满足‘一户一宅’需求时……可在分户后单独申请宅基地或公寓式住宅……”^②前一文件使用了“已达到法定结婚年龄”和“需要建房分开居住”两个标准，指向“兄弟姐妹”或“子女”两个主体；后一文件使用了“已结婚”和“家庭户籍名下现有存量住宅不能满足‘一户一宅’需求”两个标准，指向“子女”单一主体。两个文件显然在宽严上并不一致，其他各地方的规定也有所不同。

宅基地使用权享有主体与申请主体不一致，“村民”与“农户”的概念又存在变动，因此规范文件本身并不能提供有帮助的解释。而这与下文宅基地的面积定标基准中“人”与“户”的不一致具有一一对应的相关性。

（二）宅基地的面积定标基准以“人”定“户”

《土地管理法》将一户一宅的客体限定为“不得超过省、自治区、直辖市规定的标准面积的宅基地”^③。也就是说，《土地管理法》授权各省、自治区、直辖市地方政府根据自身情况，制定关于宅基地面积的标准。而事实上，关于宅基地面积的标准大都由市级人民政府确定。

《土地管理法》将宅基地的主体设定为“户”，从理论上说，宅基地面积的定标基准也应当是“户”。从逻辑上说，应当是“农村村民一户只能享有一处符合规定面积标准的宅基地”，这也与国土资源部《通知》的基本逻辑相一致。

以户定标是中国的主流规范模式。例如，五指山市和琼海市都规定，每户宅基地面积不得超过175平方米^④。在每户享有的宅基地面积标准上，各地存在差异。例如，南宁市规定：“平原地区和城市郊区农村宅基地面积每户不得超过100平方米，丘陵地区、山区每户不得超过150平方米。”^⑤在规范文件中，也有以“人”作为宅基地面积定标基准的情况。例如，广元市规定：“人均宅基地不超过30平方米划拨，人均建房面积控制在70平方米内。”^⑥

但是，不管是以户籍标准划分的法律上的“户”，还是以血缘、婚姻等关系形成的自然意义上的“户”，在人口上都有可能存在较大的差异。例如，达到法定结婚年龄的单一村民可以分立一户，夫妻两人加数个未达到分户标准的子女也是一户，享有同等标准面积的宅基地，这在现实生活中会造成显在的不公平。

^①参见《赣州市农村村民住房建设管理办法》（2017年），第17条。

^②参见《广州市人民政府办公厅关于土地节约集约利用的实施意见》（2014年），第1条第78款。

^③参见《土地管理法》（2019年），第62条第1款。

^④参见《五指山市2017年农村危房改造实施方案的通知》（2017年），第4条第6款；《琼海市农村建房审批管理暂行办法》（2017年），第4条。

^⑤参见《南宁市农村住宅建设管理及推荐户型奖励办法（试行）》（2013年），第6条。

^⑥参见《广元市集体土地征收补偿安置管理办法》（2017年），第30条第3款。

尽管如此，以“户”作为宅基地面积定标基准还是具有一定的合理性。第一，一户中只有一人，存在未来结婚生育子女的可能性；第二，一户中有多人，存在未来达到分户标准而分户的可能性；第三，随时调整宅基地的面积，在操作中难以实现（特别是在建房之后），也不易于为村民所接受。而“以人定标”适应于相对固定时间点的宅基地分配，例如在安置过程中。因为在固定时间点，“户”的人口数相对确定，分配仅仅是为了满足一定时间段内村民的居住需求，并不需要过多地考虑人口增加与分户的潜在可能性。

关于宅基地面积标准的具体确定，与规范实施的自然历史条件有关，而关于“户”与“人”标准之间的关系，重庆的相关文件提供了一种解释。重庆市规定：“市区范围内村民宅基地标准为每人20至25平方米，其他区县（自治县、市）范围内村民宅基地标准为每人20至30平方米，3人以下户按3人计算，4人户按4人计算，5人以上户按5人计算……”^①重庆市铜梁县在实施中增加了以下规定：“严格宅基地占地标准，面积不得超过《重庆市土地管理规定》标准……最多不超过150平方米。”^②这种规定实质上是以人定标的规范方式，但又将“人”与“户”联系起来，“每户不得超过5个人的标准”。

单从《土地管理法》等规范的字面上解释，宅基地使用权的权利主体是农户，所以，中国现阶段应当以户定标。以户定标，从长远看具有一定的合理性和经济性。尽管如此，在任何一个具体的时间点上，这种分配方式都会导致不公平的情况发生。在土地征收、补偿、安置等特殊情况下，需要考虑单一时间点上的公平问题，则可能会出现以人定标的解决方案。

四、“一户一宅”规范的变通与扩展

“一户一宅”中的“宅”，按照《土地管理法》的规定就是指宅基地。但是，事实上，中国一直都存在无地可分的情况。为了应对无地可分的现实，满足住宅更新与集中建设等现实操作的需求，各地也不得不对“一户一宅”的字面规范进行一定的突破与发展。

（一）推行“建新拆旧”的更新规范

所谓“建新拆旧”是指“经批准迁建住宅的农村村民，在批准新宅基地前，应将原宅基地《土地使用证》交由国土资源行政主管部门注销；新建住宅竣工后，建房户须自动拆除旧房，将原宅基地交还农村集体经济组织。”^③在建新拆旧的规定中，还有关于复垦的规定。总体上说，建新拆旧的目的是在新建住宅时，避免村民多占土地，扩大建设用地范围，减少后续纠正困难。

“一户一宅”逻辑的3个层次的基本假定是，村民享有一块宅基地，就可以充分地满足其居住和其他合理需求。所以，只要没有宅基地的村民可以申请、享有宅基地的村民不超出标准享有，就可以达到法律设定的圆满状态。然而，在实际生活中，村民不但要享有一定标准的宅基地建设住宅，还需

^①参见《重庆市土地管理规定》（1999年），第32条。

^②参见《重庆市铜梁县人民政府关于进一步加强农村宅基地管理的通知》（2010年），第2条第3款。

^③参见《广安市人民政府办公室关于进一步加强农村村民建房管理工作的通知》（2014年），第1条第3款。

要进行住宅更新。住宅更新是指村民在住宅使用了一定年限或本身不能满足村民生活需要的情况下，拆除旧宅、建设新宅的过程。如果村民在原有宅基地上拆旧建新，并不存在与“一户一宅”原则相违背的情况。但是，原有宅基地解决了村民居住的问题，却解决不了住宅更新过程中村民安置的问题。村民安置有两种方案：第一种，是继续在旧居中居住；第二种，是寻找新住处安置。

“拆旧建新”在城市中可以通过系统的拆迁安置办法实现，例如现金租房安置，但在可调配资源不足的农村，住宅更新多数要由农民自己完成。然而，在合乎标准的宅基地面积上保留旧住宅的同时新建另一处住宅，很多情况下并不可行。所以，需要住宅更新的村民，向集体申请新建住宅用的宅基地，具有现实合理性。

于是，“拆旧建新”演变成了“建新拆旧”。“建新拆旧”的重点在于“拆旧”。因为为了解决建新过程中村民居住的问题，集体新批了宅基地，从严格意义上是对“一户一宅”规则的违反。所以，在住宅更新后归复合状态，成为了“建新拆旧”更新规范的核心功能。以广安市的具体操作为例，“建新拆旧”可以归纳为以下5个步骤：①获得迁建批准；②注销登记；③新宅竣工后，自行拆除旧宅；④归还宅基地；⑤有条件的，复垦^①。此外，张家界还增加了“新址建成后限期拆除旧房”的规定^②。也就是说，在自负成本拆除旧宅的基础上，更新住宅的村民还要在一定期限内完成拆除。

因为“建新拆旧”中的“拆旧”是指拆除旧住宅，而拆除旧住宅的目的是归还宅基地，归复“一户一宅”的状态，所以，“建新拆旧”还有“建新退旧”的表述^③。而对于“建新”并未“拆旧”的情况，地方规范采用了相对缓和的方法，例如不予办理手续（登记）^④，并不给予立即拆除的处罚措施。

（二）“宅”的概念从“地”到“居”扩展

根据《土地管理法》的规定，“一户一宅”的“宅”指的是宅基地使用权。宅基地是农村村民用于建造住宅及其附属设施的集体建设用地，包括住房、附属用房和庭院等用地^⑤。但是，中国在宅基地分配上既有的制度设定，特别是关于分户的规定，导致农村人口与宅基地资源之间的冲突不断加剧。

为了缓解这种冲突，首先要严格实行“一户一宅”制度，严禁村民多处占地修房^⑥。在此基础上，各地方还根据农村自身情况，采用“集中建设”的方式，解决村民居住权益保障的问题^⑦。“集中建设”在实践中存在多种表述，例如“新乡村建设”“新市民公寓建设”“农民新居”等。其本质是宅基地的

^①参见《广安市人民政府办公室关于进一步加强农村村民建房管理工作的通知》（2014年），第1条第3款。

^②参见《张家界市人民政府办公室关于加强农村建房管理的实施意见》（2017年），第2条第3款。

^③参见《温州市人民政府关于切实加强农民自建建房建设质量安全管理的通知》（2018年），第2条第1款。

^④参见《邵阳市农村违法用地建房行为处理办法（试行）》（2017年），第1条第4款：“对违反一户一宅政策规定新建住宅的，必须先拆除旧宅，再按程序申报补办手续。”

^⑤参见中央农村工作领导小组办公室、农业农村部：《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》（2019年），第3条。

^⑥比如《安康市人民政府关于切实加强土地管理工作的意见》（2013年），第3条第2款。

^⑦比如《住房和城乡建设部关于推进县域村庄整治联系点工作的指导意见》（2008年）第3条规定：“在‘一户一宅’的政策框架下，研究建立相对集中建设公寓的农民住房财产权益保护模式。”

集约利用，即建设更集中、更高的住宅楼，分配多户共同使用，提高用地效率。特别是在建设用地增减挂钩推行以后，农村住宅集中建设得到大规模推广，集中建设与“一户一宅”的冲突凸显。集中建设新住宅，多户居民集中居住在同一个住宅楼中，“农村居民一户享有一处符合规定面积标准的宅基地”从字面意义上看，已经无法得到保证。在实行新市民公寓建设模式的地区，很多地方原则上已经不再进行宅基地分配^①。

所谓“不再进行宅基地分配”，并非放弃了《土地管理法》“一户一宅”的规则，更不是撤销了对村民居住权的保障，而是在集中建设的条件下，“宅”的含义发生了根本性的转变。传统上，农户享有宅基地是指农户对一块确定面积的宅基地独立享有使用权，并且可以自行出资进行规划内建设，建设房屋归农户自身所有。而在集中建设条件下，宅基地使用权集中利用是建设的前提条件，建设主体也不再是单一农户。相应地，农户也无法独立享有宅基地使用权，只是宅基地使用权共有主体中的一员。对于集中建设的楼房来说，任何一个农户都无法对宅基地整体享有使用权，只享有对楼房特定部分的房屋所有权。

2019年《土地管理法》第62条加入了“户有所居”的规定，其前提是人均土地少、不能保障一户拥有一处宅基地、充分尊重农村村民意愿。所以，新《土地管理法》在一定条件下，不但突破了“一户一地”的传统规定，甚至不再要求“一户一房”，只强调保障性的“一户一居”。这个居住权既可以是房屋的所有权，也可以是房屋的使用权或承租权，只要能够达到原本“一户一宅”所要求的保障目的，即符合法律的规定。

所以，“一户一宅”的“宅”的内涵从“地”转向了“房”，又从“房”转向了“居”，从宅基地使用权向类似于城市不动产权和社会保障权的方向发展。随着建设用地增减挂钩，集体所有建设用地入市，集中建设的情况越来越多，但法律法规还没有作出相应调整。在这个过渡的过程中，“宅”的内涵的改变也体现了宅基地在农村社会结构中功能的转变。传统上认为，宅基地是农地的附属用地，其功能不仅是居住保障，更是为了生产方便。而集中建设显然是放大了前一功能，削弱了后一功能。所以，“不再进行宅基地分配”并非取消了对村民居住权的保障，而是将宅基地的居住权保障放大为宅基地的主要甚至是唯一功能，与此同时宅基地的生产功能则归于次要地位。“宅”在法律上内涵的转变尚需等待社会生产的发展。这一发展主要指农业生产的集约化和机械化。农业生产方式的发展使劳动力与土地的紧密结合不再必要，在此前提下，宅基地的生产功能才可以真正解放出来。

五、宅基地改革对“一户一宅”的突破

“一户一宅”逻辑上的3个层次总体指向的是农村宅基地的生活保障功能。而中国正在进行的农

^①例如，《襄阳市人民政府办公室关于印发襄阳市中心城区村（居）民建房管理办法的通知》（2018年）第6条规定，“一、二级控制区村（居）民建房，应按城乡规划和城市化发展的要求，实行新市民公寓建设模式，不再进行一户一宅的审批”；再如，《安徽省国土资源厅关于支持和促进特色小镇建设的意见》（2017年）第4条规定：“土地利用总体规划确定的城镇建设扩展边界内的城郊、近郊农村居民点用地，原则上不再进行‘一户一宅’的宅基地分配，鼓励集中建设农民新居。”

村土地三权分置改革着重解决的是土地的保障性与市场流转之间的冲突。事实上,随着农村经济的发展和人民生活水平的提高,中国宅基地的保障功能早已经减弱。三权分置正是在政策与法律层面对这一状态的反映与整合。然而,在改革过程中,突破宅基地的保障性的必然会对“一户一宅”的规范进行重塑,这种重塑可能从根本上颠覆了“一户一宅”的原有逻辑,甚至与“一户一宅”的语词表述也不再相符。

(一) 流转解禁、自愿退出突破了“一户一宅”的保障性的

2013年中共中央十八届三中全会《关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出“建立城乡统一的建设用地市场”“赋予农民更多财产权利”的总体方针,并指出“保障农户宅基地用益物权,改革完善农村宅基地制度,选择若干试点,慎重稳妥推进农民住房财产权抵押、担保、转让,探索农民增加财产性收入渠道。”在此总体方针下,2015年1月,中共中央办公厅和国务院办公厅联合发布《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》,次月,全国人大常委会通过《全国人民代表大会常务委员会关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县(市、区)行政区域暂时调整实施有关法律规定的决定》,以法律授权的形式授权包括浙江省义乌市和贵州省湄潭县等地在内的33个县(市、区)进行宅基地改革试点。

此次宅基地改革涉及宅基地转让、抵押等多个问题,但对于“一户一宅”影响较大的可以概括为3个方面,即流转解禁、自愿退出和有偿使用。

所谓“流转解禁”,主要是农民可以在更大的范围内转让宅基地使用权(转让解禁),以及在一定范围内或以某种方式可以抵押宅基地使用权(抵押解禁)。中国对在同一集体经济组织内农民转让宅基地使用权原本也并无限制。转让解禁主要是指扩大转让的范围,这有不同做法:一是,允许宅基地在一定条件下跨集体经济组织转让。例如,义乌市规定:“已完成新农村建设的村庄,经村民代表会议同意,所在镇人民政府(街道办事处)审核,报国土局、农林局(农办)备案后,允许其农村宅基地使用权在本市行政区域范围内跨集体经济组织转让。”^①二是,将宅基地使用权转化成集体经营性建设用地进行转让^②。三是,宅基地使用权不转让,与受让人共建共享。例如,泸县的规定^③。

学界主流对流转解禁总体上持支持态度。陈小君(2019)认为,在一定条件下,宅基地的流转范围可以扩大到县域或市域之内的农民集体成员。高圣平(2019)认为,“应赋予宅基地使用权以转让权能,根据受让对象的不同实行有差别的交易规则……受让人为非本集体经济组织成员的,可以取得宅基地使用权的租赁权。”高海(2019)认为,宅基地使用权在经过使用期限和费用缴纳等改造后,“可以继承、抵押以及在本集体之外更大范围内转让;在使用期限内转让和抵押,无须经集体同意,无须再向集体支付额外宅基地使用费”。

^①参见《义乌市农村宅基地使用权转让细则(试行)》(2016年),第7条。

^②中共中央、国务院《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》(2019年)第2条规定:“允许村集体在农民自愿前提下,依法把有偿收回的闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地转变为集体经营性建设用地入市。”

^③参见张立峰:《激活沉睡资源,泸县农民的宅基地更值钱了》,《四川农村日报》,2018年12月20日第5版。

宅基地使用权抵押解禁正在试点推进。《民法典》第399条第2项^①等明确规定宅基地使用权不得抵押。2015年国务院《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》要求“做好农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点工作”；2016年国务院《农民住房财产权抵押贷款试点暂行办法》第2条明确了农民住房财产权抵押贷款的抵押物包括“农民住房所有权及所占宅基地使用权”。虽然在试点工作中，对宅基地使用权的抵押有些限制与条件，例如要征得集体经济组织的同意^②、抵押人书面承诺抵押的房屋在依法偿债后自行解决居住场所和提供有稳定生活来源的证明材料^③、将房屋所占用的范围内的宅基地使用权变更为集体建设用地使用权^④。但是，宅基地使用权抵押解禁已经在试点中逐步推广。

各地也在探索宅基地自愿退出。2014年中共中央办公厅、国务院办公厅《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》明确提出探索进城落户农民宅基地自愿有偿退出机制的改革内容。之后，中国各地方积极探索，涌现出了一些有代表性的宅基地退出实践模式，例如安徽金寨的“置换式”（在一定条件下，农民以宅基地使用权及地上附着的建筑物、构筑物换取统一建设的住房或一定数额的货币）、浙江义乌的“变现式”（将农民退出的宅基地整治为耕地，腾出的建设用地指标转化为收益返还农民和村集体）、宁夏平罗的“收储式”（由村集体对宅基地和房屋统一进行收储并登记造册，并将宅基地有偿退出与移民搬迁安置相结合）等（张勇，2019）。

不管是流转解禁，还是自愿退出，本质上都是对“一户一宅”保障性的修正，即从实物保障向权益保障过渡。虽然从《土地管理法》字面上看，转让或退出导致的“无宅”是法定的不予批准再授予宅基地的情形，但是，从根本上说，“有户无宅”仍有悖于一户一宅的保障初衷。三权分置给出的解决方案是宅基地使用权市场流转，而资格权农户保留。这一形态具体体现在宅基地使用权转让、抵押、退出的试点方案中，各有不同。例如，通过设定期限、缴纳费用的方式剥离宅基地使用权和资格权，就是其中之一。但是，对土地的占有和使用具有排他性，一旦宅基地转让、退出，从实体上，农民就无法再就这一土地获取生活保障。而如果希望不对农民的利益有所减损，则必须通过其他利益形态进行补偿。这种权益保障比“一户一居”的实物保障更进一步。但实物保障与权益保障仍有很大差异，实物保障具有持续性和特定性，即宅基地是持续地为农民特定地提供住宅建设基础的保障。而一旦这种保障转变为其他形态，则不一定再具有这种特性，或者再使其具有这种特性，需要另外的制度安排。

（二）有偿使用对“一户多宅”“超标准占用宅基地”的承认

尽管有一户一宅的规律规定，中国事实上一直存在“一户多宅”的情况，第三次全国农业普查结果显示，2016年末，在拥有自己住房的农户中，拥有两处住房的农户占比为11.6%；拥有3处及以上

^①虽然学界对宅基地使用权抵押解禁已有比较充分的研究，但《民法典》并未做出相应的反馈。

^②参见《成都市农村房屋抵押融资管理办法》（2011年），第5条。

^③参见《重庆市农村土地承包经营权、农村居民房屋及林权抵押融资管理办法》（2011年），第7条第3项。

^④参见《成都市农村房屋抵押融资管理办法》（2011年），第5条。

住房的农户占比为0.9%^①。但是，在拥有2处及以上住房的农户中，有部分农户是因为拥有商品房，拥有商品房的农户在拥有自己住房的农户中的占比为8.7%^②。所以，总体上，中国“一户多宅”的农户约占3.8%^③，但在地区之间会有较大差异。一项调查显示，在福建省晋江市的样本行政村中，有两块及两块以上宅基地的农户约占全部农户的9.45%（杨璐璐，2017）。

“一户多宅”的原因可能有很多，例如继承、集体成员内部的农房和宅基地使用权转让、其他历史原因等（宋志红，2019）。并且，一户多宅的情况在中国现阶段仍然处于变化之中，例如，第三次全国农业普查得到的拥有两处及以上住房的农户比例较第二次普查得到的相应农户比例（6.8%）^④增加了5.7个百分点。然而，中国“当前农村宅基地管理比较薄弱，一些地方存在超标准占用宅基地、违法违规买卖宅基地、侵占耕地建设住宅等问题，损害农民合法权益的现象时有发生”^⑤。浏阳市大瑶镇南山村宅基地占用超过省标准面积的有504户（含一户多宅），农户占比为58%（蔡高强等，2018）。

可是，查处一户多宅和超标占用宅基地是非常困难的。一方面，农民违规建设了房屋，造成违法占地，如果坚决拆除，退还土地，就会给农民造成很大的经济损失。另一方面，国土部门没有强制执行权^⑥，只能立案移交法院执行，“而具体执行起来也很困难，很多案件最后不了了之，对违法建设行为没有震慑力”^⑦。

对于一户多宅和超标占用宅基地的问题，中国经历了从严格管控到有偿使用的转变。2008年，国务院通知，“严格执行农村一户一宅政策；各地要结合本地实际完善人均住宅面积等相关标准，控制农民超用地标准建房，逐步清理历史遗留的一户多宅问题，坚决防止产生超面积占用宅基地和新的一户多宅现象。”^⑧而2015年《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》要求，“对因历史原因形成超标准占用宅基地和一户多宅的，以及非本集体经济组织成员通

^①数据来源：国务院第三次全国农业普查领导小组办公室、中华人民共和国国家统计局：《第三次全国农业普查主要数据公报（第四号）》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171215_1563634.html。

^②数据来源：同上条。

^③这种推算按照一户多住房的农民有且只有一处商品房来进行的。但这种推算不精确之处在于事实上存在以下几种情况：一户一住房的农户仅有一处商品房；一户两住房的农户仅有两处商品房；一户两住房以上的农户，有两处或以上商品房。

^④数据来源：国务院第二次全国农业普查领导小组办公室、中华人民共和国国家统计局：《第二次全国农业普查主要数据公报（第四号）》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/200802/t20080226_30464.html。

^⑤参见中央农村工作领导小组办公室、农业农村部：《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》，前言。

^⑥拆除行政行为因不具备执法资格而被宣告为违法，例如蔡宝山诉被告永昌街道建筑物行政拆除案，浙江省金华市婺城区人民法院（2019）浙0702行初177号行政判决书。

^⑦参见《关于莒南县农村宅基地管理现状的调查研究》，http://www.sddlr.gov.cn/root20/gkml/201603/t20160324_28519.html。

^⑧参见国务院：《关于促进节约集约用地的通知》（国发〔2008〕3号），第4条。

过继承房屋等占有的宅基地，由农村集体经济组织主导，探索有偿使用。”^①

对农村宅基地有偿使用的改革实践始于1988年3月，山东省陵县率先试行了宅基地的有偿使用并取得了成功，继而在德州地区及山东省全面推行。国家土地管理局随后决定在黑龙江省阿城市、陕西省富平县、湖北省云梦县、浙江省乐清县等地扩大试点。但到20世纪90年代初，全国大范围的宅基地有偿使用试行被叫停。直至2015年2月，中央深化改革又选取了33个农村土地改革试点，其中天津市蓟县、湖北省宜城市等15个试点试行宅基地制度改革。上述试点因突破法律的相关规定，特提请了全国人大常委会授权国务院在试点期间暂停执行相关法律条款（杨雅婷，2016）。

在有偿使用的具体形式上，主要有两种：一是流转缴费，二是取得缴费。前者是指本集体成员初次取得限额面积内的宅基地使用权实行无偿制度，非本集体成员受让使用权时缴纳使用费；后者是指本集体成员初次取得限额面积内的宅基地使用权实行有偿制度，在有偿使用期内，无论是本集体成员还是非本集体成员受让使用权均无需在转让费之外，再额外支付宅基地使用费（高海，2019）。

在有偿使用的收费标准上各地存在不同规定。例如，杭州市萧山区益农镇规定：“在免缴面积外，超占100平方米（含）以内部分，按30元/平方米计算，超占101~200平方米（含）部分，按50元/平方米计算；超占201~337平方米（含）部分，按100元/平方米计算；超占337平方米以上的，予以拆除。”^②再如，湖南浏阳规定：“以宅基地超过法定面积的部分、一户多宅的多宅部分面积的50%、本村村民通过合法继承或受赠等方式取得的新宅基地与原有宅基地合计面积超过户均标准50%的部分作为计划面积，实行有偿使用。”^③

宅基地的有偿使用受到了学界关注。陈小君（2019）认为宅基地应坚守无偿使用，但却支持有物权化性质的宅基地法定租赁权。高圣平（2019）认为，“宅基地使用权是有偿取得还是无偿取得，应由成员集体决定”；“宅基地有偿分配不会过度增加农民的负担”。韩松（2019）提出应当“建立宅基地有偿使用制度，以宅基地法定租赁权的方式，落实集体宅基地所有权的收益权能”。宋志红（2019）认为在权利体系中应当“增设支付对价型宅基地使用权”。高海（2019）认为应当通过缴纳费用对宅基地使用权进行改造。虽然学者们所持的观点不同，但总体上，宅基地非法使用获得了一种通过缴费获得合法资格的途径^④。

有偿使用附条件地承认了一户多宅和超标准占用宅基地的状态，事实上构成了对“一户一宅”基本逻辑的突破。一是，一户一宅与宅基地使用权的无偿性相关联。集体组织成员基于成员权无偿获得宅基地使用权，那么就不应当超出“只能拥有一处宅基地”的标准限制。二是，一户一宅与宅基地使

^①参见国务院：《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点情况的总结报告》（2018年），第二（三）条。

^②参见《关于对农村村民住宅超面积部分实行有偿使用的实施细则》（益政〔2014〕44号）第二条第2、3项，条文不仅包括关于占地面积收费标准的规定，还有对建筑面积的规定。

^③参见蔡高强等（2018）。

^④这里涉及很多情况，包括抵押、继承、集体外人员使用宅基地等。

用权的无期限性相关联。因为宅基地具有身份性、福利性与保障性，从理论上说，宅基地使用期限应当与被保障人的生命期限相同。虽然这在实际执行中受限于房屋财产权和家庭成员生活保障而有变通，但宅基地的无期限性与所有权的永久性存在本质区别。三是，一户一宅与宅基地的身份性相关联。宅基地的取得是基于成员权，或者用三权分置的表述是基于资格权，所以是附着于集体经济组织成员人身上的权利。综上所述，有偿使用不仅是突破了宅基地使用权的“无偿性”，使一户多宅和超标准占用宅基地成为可能，更是系统地对宅基地使用权的无期限性、身份性等原有制度体系的突破。

六、结论

“一户一宅”是中国集体经济制度要求的一种规范表述，随着中国集体经济制度的改革而不断再生与演化。虽然在2019年《土地管理法》的修订和《民法典》的制定当中，并没有直接使用“一户一宅”的语词，但是它却在涉及宅基地的部门规章、地方性法规及政策性文件中扮演着重要角色。这些文件虽然层级不一，效力和适用范围不同，但它们都是中国宅基地制度的组成部分，在实际操作中甚至起着比法律更为重要的作用，特别是在中国宅基地改革的过程中，也特别是在试点的地区内。“一户一宅”的基本逻辑与规范异化，总结起来包括以下几个方面：

第一，“一户一宅”规范建构以生活保障为基础，不但包含了“户”的因素，也包含了“人”的因素。生活保障是以个人为基础，还是以家庭为基础，取决于时代中财产享有的社会规范。一户一宅是家产制的产物，但随着经济社会的发展和人们认知的改变，社会主体更注重家庭内部个人利益的分配，农村家庭也逐步受到个人财产观念的影响，家产制正逐步瓦解。虽然一户一宅以“户”定标具有一定的合理性，但是合理性的前提是宅基地稳定在集体组织范围内。然而，随着中国农村土地制度改革的深入，宅基地制度正在发生深刻变化。首先，宅基地的财产化和市场化在学界早已有人研究和呼吁（例如毛维国，2012；黄忠华等，2012；于建嵘，2014；杨华，2010；张新宝、石霞，2009；翟全军、卞辉，2016；余永和、张凤，2014），宅基地三权分置的试点目前也取得了良好的效果，改革正在进一步深入。其次，在城市化的进程中，宅基地早已变相地“市场化”。一方面，农民在法律规范尚不准许的情况下，已经开始流转自己的宅基地^①，或具有流转的意愿^②。另一方面，拆迁也使部分农民的宅基地使用权变相实现了“市场化转变”。因为市场化意味着权利的个人化，只要宅基地权利转变为现金或城

^①参见肖华：《农宅入市，谁为松闸？》，《南方周末》，2007年3月28日；王小乔：《“小产权房”：生命中不能承受之便宜》，《南方周末》，2007年7月1日。笔者在调研中发现，各地都存在大量小产权房交易的情况，小产权房不但价格低廉，有些地方甚至还有村集体的签章保证。除了一线城市周边地区，其他地方的小产权房业主并不认为房产存在很大风险。事实上，如果土地价格没有短期快速上涨或土地拆迁，小产权房原业主农民并没有动力去追回宅基地使用权，因为一旦主张小产权房的土地权利，多数情况下会面临合同无效返还房款的主张，甚至还有可能承担因为房屋违章而导致被拆除的风险。

^②不同群体的流转意愿可能有所不同（参见钱龙等，2015；李伯华等，2015；钱龙等，2016；张梦琳，2017；张梦琳、舒帮荣，2017）。

市建设用地使用权,就不再具有应以“户”享有的特殊性,成为了一般民事权利。在实际生活中,拆迁也大都经过一个分家析产(房产)^①的过程。对于拆迁家庭,这是一个安置补偿费如何分配、新分住房如何登记的现实问题。既然宅基地权利面向市场化和个人化,那么现在以“户”为主体享有的权利就处于一种不稳定、不确定的状态,任何与未来权利分配不一致的权利状态和安排都有可能引发家庭内部成员的不公感受,甚至出现矛盾或冲突。中国的地方性法规已经注意到了将“以户定宅”与“以人定宅”相结合,在未来改革中,“户”可能会被赋予更丰富的内涵。

第二,一户一宅在保障生活的制度指向下,正在从土地保障到住房保障,再到权益保障转变。首先,清除宅基地保障中的生产性要素。以保障生活为基础,就不是以劳动生产为基础。而“宅”作为配套的生活兼生产资料,则以生活保障功能为主。到今天,能不能有更多的劳动力与土地紧密结合已越来越不重要,科学技术的应用和后期的配套投入在农业生产中成为越来越重要的要素。所以,“宅”的概念从“地”向“居”扩展是一个进步的趋势。相应地,宅基地流转、自愿退出和有偿使用更为深刻地将“保障”权益化,也更好地融合了现代社会保障的理念。其次,减少宅基地享有中的人身性要素。农村土地平等入市就要符合一般市场交易规范,人身性虽然在一定程度上保障了特定人的生活,但也阻碍了相关财产的市场化。最后,逐步弱化实物保障,实现城乡保障一体化。流转解禁、自愿退出等方式使宅基地使用权人有了更多的选择。但是,在农民实现了现金权益的同时,国家对农村社会保障体系的建设也至关重要。

第三,一户一宅兼具民事规范与行政规范功能。首先,一户一宅的主要法源《土地管理法》总体上具有行政法性质,同时它又界定了物权的享有方式。落实一户一宅及相关改革的部门规章和地方性法规更具有行政性和政策性。其次,从一户一宅的逻辑看,它在现有的规范体系中,涵盖了取得(申请)、使用(享有)、收益(享有)和处分各个环节。在享有环节,一户一宅的控制是间接实现的。行政成本过高是现实中造成一户多宅不能及时得到纠正的一个重要原因。所以,实践中,政府通过强制拆除、不予登记、拆迁不予补偿安置等多种行政手段,使宅基地分配归复到一户一宅的状态。而正在进行的宅基地三权分置改革,其中一项重要的任务就是将财产规范与行政规范厘定区分,使保障性与市场化各归其所。

第四,一户一宅执行情况不一。一户一宅自1998年由《土地管理法》规定,始终都存在一户多宅与超标准占有宅基地的情况,并且从全国范围看,有些地区的情况还比较严重。一户一宅实施中,政府要更多地考虑实际情况,注重引导性而非强制性。一方面,这是因为在广大农村强制执行一户一宅,行政成本过高。另一方面,是因为各地情况不同,在人均土地较多的地区,强制执行一户一宅也没有充分的执法必要。执行不一给行政机关留下了大量自由裁量空间,也造成了农村居民对立法的不确定性期待。中国农地改革将权利分化,加强部分权利的财产性和市场化,有利于改善这一情况。

一户一宅植根于中国财产分配传统,是由中国的小农经济决定的,历史上也是防止土地兼并的主

^①主要是对未分户的家庭而言的,父母与子女的宅基地权利需要划分,因为分得的房产需要登记在自然人名下,家庭共有不再便利。

要解决方案。然而，一户一宅的基础正在发生根本变化，规范的异化存在不可避免的动因。其一，社会保障正在替代土地保障，以满足农民的基本生活需求。中国现在已经建立起了以基本医疗保险、基本养老保险、工伤保险、失业保险、生育保险为主要内容的城市社会保障体系^①，随着进城务工人员的增加，可以享受到城市社会保障的农民也在增加^②。与此同时，2009年中国开始建立新型农村社会养老保险制度^③、新型农村合作医疗制度^④，农村五保供养制度和最低生活保障制度。其二，“土地兼并”在现代法制中有了更好的解决方案。中国实行土地公有制，农村和城市郊区的土地，除由法律规定属于国家所有的以外，属于集体所有；宅基地和自留地、自留山，也属于集体所有^⑤。从理论上讲，中国的土地所有制杜绝了土地兼并的可能性。实践中，虽然法律规定农村土地承包关系稳定并长久不变^⑥，但中国土地承包经营权存在确定时限^⑦。只要时限经过，集体土地所有权就应该可以回复到圆满的状态，而土地兼并从长期看很难发生。其三，个人财产意识觉醒，传统的“家产”观念逐步解体。改革开放后，家产观念和制度都在加速解体，越来越多的农村父母在为子女“尽到义务”（子女成家）之后，会尽快分家为自己攒钱养老（贺雪峰，2008）。而农村子女进城务工之后，除了必要的生活费用外，很少有人将收入的全部或大部交给父母作为家庭财产的一部分。随着农民进城务工、农村拆迁改造、城郊农村城市化等社会发展与改变，个人财产观念将会更加深入人心。

面对一户一宅的现实异化，应当在实质上和形式上采取相关应对措施：

在实质上，一户一宅在转变中要回归平等的基本逻辑。一户一宅的3个逻辑层次所要达到目的是即使在某一特定时间点上，农户享有的宅基地使用权可能不平等，但从长远看，同一集体的农户在享有宅基地上的权利是平等的。但是随着社会经济的发展，这种平等逐步丧失了其现实性。一是，农民在城市和乡镇拥有住房和外出务工，宅基地实物保障越来越难以达到保障目的。二是，在土地稀少的地区，无地农民不再可能享有申请并获得宅基地的机会。最后，随着流转解禁和有偿使用等改革，有部分本来可以回归集体的土地流向了集体之外，无地农民的受保障权更难实现。所以，在宅基地三权分置过程中，一方面要注意土地的市场化，另一方面也要兼顾公平，在无法实现“一户拥有一处宅

^①参见《中华人民共和国社会保险法》（2018年），第二章到第六章。

^②农民工“五险一金”的参保率分别为：工伤保险26.2%、医疗保险17.6%、养老保险16.7%、失业保险10.5%、生育保险7.8%、住房公积金5.5%。以上数据来源于国家统计局：《2014年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html。

^③参见《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》（国发〔2009〕32号），第2条。

^④参见民政部、财政部、卫生部、人力资源和社会保障部《关于进一步完善城乡医疗救助制度的意见》（民发〔2009〕81号），第1条第3款。

^⑤参见《宪法》（2018年），第10条第2款。

^⑥参见《农村土地承包法》（2018年），第1条。

^⑦“耕地的承包期为三十年。草地的承包期为三十年至五十年。林地的承包期为三十年至七十年。”参见《农村土地承包法》（2018年），第21条。

基地”的情况下,达到“每户都享有居住权保障”的原初目的。

在形式上,重新审视“一户一宅”的规范表达功能。随着社会与规范的发展,一户一宅日益偏离了最初的立法逻辑。不但“宅”的概念经历了从“地”向“居”的扩展,宅基地改革也对一户一宅进行了实质性的突破。随着改革的深入和试点的推广,“一户一宅”可能再也不具备其字面的含义,所以对于并非法律专家的一般规范使用者而言,越来越难以把握其规范内核。在这种情况下,应当做到以下两点:其一,具有操作意义的规范性文件,不管其层级为何,都应避免直接使用“一户一宅”作为标准。这是明晰执行标准、维护农民利益的必要选择。如果为了表达方便,不得不使用“一户一宅”,也应当在后文中加以明确说明。当然,对于非规范性文件,只要涉及农民利益,也应当根据具体情况对“一户一宅”进行明确。其二,在政策宣示性的文件中,“一户一宅”更应强调公平性,而非限制性。

“一户一宅”限制在实践中不断受到挑战,在改革中不断被突破,在市场化的潮流中不断受到侵蚀。单纯强调其限制性,甚至在行政中加以使用,很容易侵害农民的改革红利。所以,对于政策宣示来说,“一户一宅”更应全面接受“户有所居”的全新内涵,强调政府的保障责任,因时因地制宜,保障农民的既有利益,促进农民的新生权益。

参考文献

1. 爱弥尔·涂尔干, 2003:《乱伦禁忌及其起源》,汲喆、付德根、渠东译,上海:上海人民出版社。
2. 蔡高强、王进、杨佳浩, 2018:《浏阳市农村宅基地制度改革的实证研究》,《湖南工业大学学报(社会科学版)》第4期。
3. 陈小君, 2019:《宅基地使用权的制度困局与破解之维》,《法学研究》第3期。
4. 韩松, 2019:《宅基地立法政策与宅基地使用权制度改革》,《法学研究》第6期。
5. 贺雪峰, 2008:《农村家庭代际关系的变动及其影响》,《江海学刊》第4期。
6. 黄忠华、杜雪君、虞晓芬, 2012:《地权诉求、宅基地流转与农村劳动力转移》,《公共管理学报》第3期。
7. 高海, 2019:《宅基地“三权分置”的法实现》,《法学家》第4期。
8. 高海, 2018:《宅基地使用权继承:案例解析与立法构造》,《东方法学》第5期。
9. 高圣平, 2019:《宅基地制度改革政策的演进与走向》,《中国人民大学学报》第1期。
10. 李伯华、刘艳、张安录、窦银娣, 2015:《城市边缘区不同类型农户对宅基地流转的认知与响应——以衡阳市酃湖乡两个典型村为例》,《资源科学》第4期。
11. 龙翼飞、徐霖, 2009:《对中国农村宅基地使用权法律调整的立法建议——兼论“小产权房”问题的解决》,《法学杂志》第9期。
12. 毛维国, 2012:《农村住房及宅基地流转制度研究》,《法学论坛》第4期。
13. 钱龙、钱文荣、郑思宁, 2016:《市民化能力、法律认知与农村宅基地流转——基于温州试验区的调查与实证》,《农业经济问题》第5期。
14. 钱龙、钱文荣、陈方丽, 2015:《农户分化、产权预期与宅基地流转——温州试验区的调查与实证》,《中国土地科学》第9期。

15. 宋志红, 2019:《乡村振兴背景下的宅基地权利制度重构》,《法学研究》第3期。
16. 杨华, 2010:《农村宅基地流转与小产权房困境及出路》,《探索与争鸣》第8期。
17. 杨璐璐, 2017:《农村宅基地“一户多宅”的类型与产权处置——以福建省晋江市为例》,《东南学术》第4期。
18. 杨雅婷, 2016:《我国宅基地有偿使用制度探索与构建》,《南开学报(哲学社会科学版)》第4期。
19. 于建嵘, 2014:《要让农村宅基地流转起来》,《探索与争鸣》第2期。
20. 余永和、张凤, 2014:《农村宅基地流转的论争与宅基地制度的完善》,《农村经济》,第6期。
21. 翟全军、卞辉, 2016:《城镇化深入发展背景下农村宅基地流转问题研究》,《农村经济》第10期。
22. 张梦琳, 2017:《农村宅基地流转前后农户福利差异及其影响因素分析——以河南四市为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
23. 张梦琳、舒帮荣, 2017:《农民分化、福利认同与宅基地流转意愿》,《经济体制改革》第3期。
24. 张新宝、石霞, 2009:《因地制宜推进农村宅基地流转》,《理论前沿》第12期。
25. 张勇, 2019:《农村宅基地有偿退出的政策与实践——基于2015年以来试点地区的比较分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期。
26. 周其仁, 2017:《城乡中国》,北京:中信出版集团。

(作者单位: 上海师范大学哲学与法政学院)

(责任编辑: 张丽娟)

The Constructive Differentiation of Explanation of “One Family, One House” Principle

Yu Xiao

Abstract: “One Family, One House” principle is a rule of homestead allocation and enjoyment, which is established by China’s Land Administration Law in 1998. It includes three logical levels, namely, villagers without homestead can apply for a house site; villagers who enjoy one homestead cannot apply for another one; the homestead beyond one or a certain standard is not recognized by law. The standard construction of “One Family, One House” principle is based on living security and it contains both the “household” factor and the “human” factor. In order to meet the needs of the actual situation of “One Family, Multiple Houses”, residential renewal as well as demolition and resettlement, under the guidance of a system to guarantee a decent life, the implementation of “One Family, One House” principle has been changing from land security to residential security and then to the protection of rights and interests. Moreover, “One Family, One House” principle has the functions of both civil and administrative norms, and its implementation varies from place to place. In practice, “One Family, One House” principle should return to its basic logic of pursuing social equality.

Key Words: The Right to Use Homestead; “One Family, One House” Principle; Land Management Law; Rural Household

关系嵌入与精准偏离： 基层扶贫治理策略及影响机制研究*

董帅鹏

摘要：本文以彭阳县小石沟村的精准扶贫实践为分析对象，考察了精准偏离过程中村干部的策略行动，并基于关系嵌入的视角分析扶贫策略行动背后的影响机制。精准扶贫在乡村场域遭遇的实践困境为村干部制造了一定的变通空间，在层级考核和基层维稳压力下，村干部采取了“道义”填补、精英分工治理与关系驱动的扶贫策略。笔者立足村干部所嵌入的关系结构，发现“碎片化”的干群关系形塑着村干部“划水治理”的行动逻辑，“分利合作型”的乡村关系形塑着村干部“唯上”的行动逻辑，熟人社会的人情关系形塑着村干部“交换平衡”的行动逻辑。文章认为，探索并改造“关系”这一传统社会资源，挖掘“关系”的积极效用，可实现国家治理与社会治理的良性互动，深入推进可持续精准脱贫。

关键词：精准偏离 村干部 扶贫策略 关系嵌入

中图分类号：C912.3 **文献标识码：**A

一、研究问题与分析框架

（一）问题的提出

精准扶贫是新时期中国扶贫工作的精髓和亮点。精准扶贫是将扶贫政策面向真正的贫困人口，以农户家庭为扶贫单位，通过针对性帮扶，达到可持续脱贫的目标。2013年11月习近平总书记在湖南湘西考察时，首次提出精准扶贫的重要思想。2014年国务院出台的《关于创新机制扎实推进农村扶贫开发工作的意见》明确提出各级政府要建立精准扶贫工作机制。2015年以来，“四个切实”“五个一批”“六个精准”等一系列创新举措相继推出。精准扶贫的体制机制不断健全完善，中国脱贫攻坚事业稳步推进，农村贫困人口大幅下降。但是，从精准扶贫政策的微观实践来看，无论是在精准识别中，还是在扶贫过程中，精准偏离问题仍然存在（邢成举，2015；任超等，2017；邓维杰，2017）。另外，随着中国减贫目标的逐步实现，统计上绝对贫困人口的消失并不意味着中国农村贫困问题的终结，而是

*本文研究是2018年国家社会科学基金青年项目“乡村振兴背景下农村‘三治’协同机制研究”（项目编号：18CZZ037）的阶段性成果。笔者由衷感谢贵刊匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见。

中国农村即将进入相对贫困帮扶和预防“返贫”的新贫困治理阶段，瞄准和帮扶“精准”问题将继续存在。因此，在脱贫攻坚新形势下，对精准偏离问题的探讨仍具有重要意义。

目前，国内学术界对精准偏离问题的研究成果比较多，主要从以下几种视角展开分析：

第一，基层组织的视角。从中国扶贫实践来看，“高位推动”是中国政策执行的独特标志且是一种极为有效的政策推动方式（杨宏山，2016），“常规治理”和“运动式治理”是推进精准扶贫实践的具体手段（魏程琳等，2018），基层政府在中国扶贫中扮演着政策执行的重要角色（唐丽萍等，2019）。在精准扶贫政策的执行过程中，受制于运动式治理与官僚化的双重规制，基层政府日益丧失治理自主性，严重影响了基层组织的治理能力和政策执行能力（雷望红，2017）。基层政府出于自身政治利益和政治风险做出与精准扶贫目标偏离的行为（李文君，2017），对政策进行解释、重构，对政策执行做出短期化、自利化的“选择性执行”行为（王家峰，2009），并选择性忽视一些不可量化、不易操作、不影响考核的弹性指标（刘斐丽，2018），从而导致精准扶贫政策的不精准执行。另外，有学者研究发现地方政府因治理能力较弱、组织协调能力不足和政策执行能力缺陷而难以满足精准扶贫政策需求，导致产业扶贫容易出现“精准偏差”（金江峰，2019）。

第二，乡村治理的视角。精准扶贫政策的执行是将政策目标转化为现实的过程，深受乡村社会和乡村治理结构的影响（邢成举，2015）。一方面，精准偏离是精准扶贫过程中国家治理逻辑与乡土社会相矛盾的结果（李博等，2017），如许汉泽等的研究发现贫困瞄准有着内在的“乡土逻辑”，精准扶贫政策的执行容易遭到乡村熟人社会的挑战（许汉泽等，2016）。具体来说，村庄治理逻辑、血缘人情和地方风俗文化等多种因素的影响和干扰，降低了贫困识别和贫困管理中的精准性，阻碍扶贫政策和扶贫资源的贯彻执行与优化配置，导致扶贫实践的精准“偏离”（徐加玉，2017）；另一方面，扶贫工作是嵌入乡村治理工作中的一部分，乡村治理困境是导致精准扶贫实践偏离的重要原因（张春华，2017；陈义媛，2017）。在村庄层面，村治主体的权威缺失（万江红等，2017），制度化参与渠道或方式阙如（李金龙等，2019），政策信息不对称、权力干预参与悖论和权力差序格局（李群峰，2016）等乡村治理结构缺陷致使精准扶贫的基层实践陷入困境。

第三，利益相关者分析的视角。精准扶贫是一个多元主体参与的过程，不同主体在行动结构中的位置决定其行动的规则与可利用的资源，而行动规则与资源的不同又决定其行动的取向与目标的实现，不同扶贫主体受本源结构的约束大于在扶贫系统中受次生结构的约束，扶贫主体的行动呈现碎片化倾向，导致扶贫精准化不足（付少平，2019）。李雪萍等的研究指出，不同层级行为主体的利益分歧是贫困户识别偏离的根本原因，信息不对称是其技术条件。基层政府和村“两委”倾向于策略性地利用自己相对的信息优势地位，识别出符合自身利益、与中央目标相悖的“贫困户”，是贫困户识别偏离的充分条件；农户由于信息不对称、社会流动、自利性考虑等原因，导致其主体地位和监督功能丧失，是贫困户识别偏离的必要条件（李雪萍等，2018）。柳晨的研究发现在精准扶贫的过程中，县乡政府追求自身政绩和经济效益最大化，依托资源优势影响扶贫信息及资源传递，村干部为完善乡村治理利用亲缘关系影响贫困户识别结果，村民在扶贫实践中处于被动接受地位，导致扶贫资源传递的层层偏离（柳晨，2020）。

既有研究对精准偏离现象寻根求源的努力为笔者理解这一问题奠定了重要基础，但总体上来看，

这些研究比较强调结构分析方法，即权力结构或乡村治理结构性因素处在首要位置，把精准扶贫相关主体视为简单的理性利益主体，忽视了政策落地过程中行动主体的能动性适应及其背后复杂机制的分析。因此，笔者认为在以下方面可以继续深化研究：第一，村干部扶贫行动的研究。有研究已经证实村干部在精准扶贫的乡村实践中起着关键作用（胡联等，2017；王雨磊，2017），但聚焦村干部的研究却比较匮乏。在基层治理现代化背景下，技术和规则下乡不断塑造着乡村社会的治理秩序并规范着乡村治理主体的治理行为。但是，不同于体制内的扶贫干部，非体制、半正式的特殊身份使村干部对制度和规则有更强的脱敏性，如果规则过严或惩罚力度过大势必会导致村干部“撂挑子”，进而影响基层治理工作的有序开展。同时，普适性的政策或技术治理手段在进入不规则的乡村场域中遭遇实践困境时，传统社会治理技术显然是一种有效的补充。因此，在扶贫实践中，对于村干部而言，存在一定的可变通空间。第二，基层治理行动的关系嵌入性研究。村干部并非简单趋利的“经济人”，除了物质利益以外，还追求安全、面子、情感、社会地位等社会性需要，是嵌入各种具体社会关系中的“社会人”，其扶贫策略行动必然会受到自身所嵌入的社会关系及网络结构的影响。

（二）关系网络与嵌入性理性：一个分析框架

“嵌入性”这一概念最早是由波兰尼提出的，他认为“人类经济嵌入并缠结于经济与非经济的制度之中”，对经济理论的分析要置于制度框架之下。据此，他提出了经济行为的社会性嵌入问题（卡尔·波兰尼，2007）。其后，格兰诺维特拓展了波兰尼的“嵌入性”概念，提出“经济行为嵌入社会结构”的观点，并指出经济行动嵌入的核心社会结构是人们生活中的社会网络（马克·格兰诺维特，2015）。格兰诺维特指出古典经济学的“理性经济人假设”和社会学传统中的“社会人假设”都有失偏颇，他认为社会环境中的行动者嵌入在具体的、持续运转的社会关系网络和社会结构之中，一方面行动者不是完全独立在社会网络结构之外，其行为必然会受到社会结构的制约和形塑；另一方面行动者也不是完全依附于所连结的社会关系网络，行动者是理性的个体，为达成目标会采取各种手段和策略。因此，人的经济行为既是理性的同时又受到其所嵌入的社会网络结构的影响和制约，即嵌入性理性。所以，对经济行为的分析，不可忽视社会网络关系这一重要的影响因素。

市场关系中的这一嵌入性特征同样体现在社会治理空间内多元主体之间的社会关系网络上。所不同的是：第一，治理行为受特定政策和制度结构的影响。在社会治理场域中，如果治理规则能够有效贯彻，那么治理可变通的空间就相对较小，此时关系嵌入的作用也相对较小；反之，规则约束性减弱，治理可变通的空间变大，此时关系嵌入的作用增强。因此，关系嵌入的作用空间存在一定的条件性，分析治理行为的关系“嵌入性”不能忽视特定政策和制度的乡土适应性问题。第二，村干部身份的特殊性使其治理行为有着更加复杂的关系嵌入，既体现在正式的乡村关系中，也体现在类正式的村级干群关系中，还体现在非正式的村庄熟人社会关系中。

据此，基于宁夏彭阳县小石沟村的贫困调研，本文从嵌入性理性的视角出发，分析精准偏离过程中村干部的扶贫治理策略及其影响机制。下文主要从以下三个层面展开分析：第一，精准扶贫政策在乡土社会遭遇的若干难题；第二，面对科层体系传递的巨大考核压力，作为乡村场域中的扶贫实践者和行政代理人，村干部的扶贫治理策略；第三，分析乡村场域内的具体社会关系结构作为情景化的场

景如何影响并形塑着村干部的扶贫治理行动。

二、田野素描与精准扶贫政策实践中的若干难题

（一）田野素描：村庄基本情况与扶贫实践

小石沟村位于六盘山连片特困地区，全村户籍人口 1406 人，共有 385 户，其中建档立卡户 98 户 357 人，贫困发生率 24.3%。村庄有耕地 3000 亩，粮食作物以地膜玉米、谷子种植为主，经济作物以万寿菊种植为主。目前，村庄约有 600 人外出务工，工作地点主要在彭阳县城和陕西省。另外，小石沟村素有养殖中华蜂^①的传统，不过，农户一直沿用土窝窝养蜂且规模很小。2014 年，本村大学生 C 返乡创业，引入箱式养蜂技术。针对乡域内村庄贫困的普遍现状——苦在路上、难在水上、困在病上、差在文化科技上，加之青壮劳动力外出务工的实际情况，乡政府设想推广中华蜂养殖，发挥中华蜂养殖对劳力和时间要求低的特点，推动农户脱贫致富。2015 年开始，乡政府开始推广中华蜂养殖。2016 年，小石沟村作为中华蜂整村推进项目的试点村，以“致富带头人+农户”的扶贫模式来培育和发展中华蜂养殖业，按 600 元每箱的标准给予贫困户补贴，并由两个养殖大户牵头先后建立了中华蜂养殖专业合作社。到 2019 年，小石沟村的中华蜂规模已达上千箱，养蜂户之间的收入差距不断凸显，其中养蜂大户年收入高达几十万元，而贫困户能够获得的实际收益却很小。

（二）精准扶贫政策实践中的若干难题

“精准扶贫”理念对“精准”的强调是国家治理转型的一个结果。专业化与标准化的扶贫治理手段在进入不规则的乡村社会时，容易遭遇多个层面的实践困境。

1. 农民非标准化的经济生活与精准识别困境。改革开放以来，农村家庭联产承包责任制的实施、城乡边界开放、国家支农政策性资源输入都为农村经济发展注入了新的活力，农村贫困问题得到极大缓解。在小石沟村，个别农户因疾病等原因，其贫困状态比较明显、容易识别；而大部分农户的经济条件相差不大，“贫”与“不贫”的界线比较模糊，不容易区分和识别。

量化识别要解决的正是扶贫治理中存在的识别难题。国家试图通过技术化的贫困测评体系对农民的家庭经济状况进行测算，依据量化结果来区分农户家庭的“贫”与“不贫”以及贫困程度，以增强识别和资源分配的“精准度”。为了实现“精准识别”，彭阳县政府投入了大量人力和财力，基于县域内农村的实际情况，将各地普遍推广的量化指标体系进行了“在地化”完善，如粮食作物按照亩均 300 元、经济作物按照亩均 1000 元、养猪按照每头 300 元进行收入统计，力求各项指标的具体化、精细化。但在具体的村庄社会中，农户的经济生活具有灵活性的特征，表现在同样种植 20 亩土地或者养 5 只羊的农户家庭会因种养习惯、市场信息获取能力、勤劳程度等的不同而导致其实际收益差异较大。这样，贫困识别体系的“规则”与农户经济生活的“不规则”之间必然存在巨大张力，从而使得贫困测评体系的介入，不仅难以有效解决贫困识别难题，而且同样容易引起农民对贫困识别结果的不满。

2. 精准扶贫的“官动民不动”。扶贫项目能够落地并转化为贫困地区的内生动力离不开本地村民的

^①中华蜂，又称土蜂，是中国特有的蜜蜂品种。

积极参与。但现实中，打工经济模式形塑的外向型利益关联结构和农村贫困的结构性困境导致农民缺乏参与扶贫项目的积极性。

第一，外向型利益关联结构与农民主体缺位。彭阳县位于中国六盘山连片特困地区，气候条件相对恶劣，农地以梯田为主，农业种植相当耗费人力。同时，农业基础设施配套匮乏，农业种植风险较大，主要用于生产家庭口粮。在小石沟村，牛羊养殖是农户家庭的一项重要经济收入来源。但是，随着政府保护生态的力度不断增加，养殖成本与难度陡增。同时，本地市场日益受到国内市场供需关系的影响，牛羊市场价格波动较大，从而使得牛羊养殖充满风险。此外，受家庭收入的制约，农户养殖规模普遍较小，也难以获得可观收益。因此，近几年来，小石沟村农民只要有就会外出打工，打工开始成为农户最重要的经济收入来源。对于农民而言，不但打工收入较务农有不小的提高，而且没有风险成本。当打工成为一种普遍的选择，农民的利益关注点从村庄内部转移到城市劳动力市场，当地原有的内向型利益关联结构逐渐转变为外向型利益关联结构。在这个过程中，农村青壮年劳动力或农户举家进入城市打工，农村空心化问题日益严重。受此结构的影响，尽管国家大力推动扶贫开发，仍难以获得作为参与主体与受益主体的农民的积极参与，这一主体缺位使得国家外源性的扶贫力量难以转化为村庄社会发展的内源性力量。

第二，贫困户参与积极性不高。伴随国家经济大发展和精准扶贫工程的深入推进，农村贫困人口数量迅速减少，现在剩下的都是“硬骨头”，表现出更强的结构性致贫特征。小石沟村贫困户大多存在家庭劳动力匮乏、身体健康状况差、文化知识水平低、人情交往圈子小、把握市场信息的能力不足等特征。这种多层面的能力不足会转化为贫困户自身在脱贫致富道路上的信心不足，影响其参与扶贫项目的积极性。另外，过往政府多次帮扶的失败经历导致他们不再相信扶贫干部宣传和推广的致富道路。因此，在小石沟村，贫困户参与扶贫项目的积极性普遍不高，相当一部分贫困户会将国家输入的产业扶贫资源直接转手变卖，用于暂时改善家庭生活。

三、扶贫工作的策略化运作与精准偏离

村干部作为国家治理体系末端的重要主体，面对政策落地和基层治理的重重困境，容易将扶贫政策加以变通执行，以尽可能完成各级政府分解和加码的扶贫任务，并应对自上而下的各种考核。

（一）“道义”填补与贫困识别的“不精准”

在现有的地方治理格局中，精准扶贫和基层维稳工作备受地方政府重视，一方面地方政府投入巨大的人力、物力与财力对贫困人口进行精准识别，以确保识别出的贫困户能够符合国家的贫困标准；另一方面地方政府将维稳工作纳入到各项工作的考评中，并实行“一票否决”。在村庄层面，扶贫是国家对贫困村和贫困户的一种资源输入，有限的贫困指标会引发农民之间的竞争，甚至是矛盾和冲突。所以，在精准识别的过程中，村干部不仅要应对上级政府对扶贫工作的考核和监督，还要维持村庄社会的稳定。针对这一现状，较理想的办法是通过量化测评理清贫困边缘群体中真正的贫困户，这样既能够做到精准识别，又能够实现基层维稳的基本要求。但是，农户家庭不规则的经济生活使得标准化的量化测评体系也难以做到真正的精准识别，同时存在维稳隐患。

如此，如何顺利推进精准识别工作是摆在村干部面前的首要难题。为了降低政治风险并顺利完成贫困识别工作，在小石沟村，村干部采取了瞄准特贫、剩余填补的识别策略。首先，保证绝对贫困“不遗漏”。在村庄层面，大多数农户家庭通过外出打工的方式正在、或者已经改变了家庭的经济生活条件，只有少数农户因疾病等因素缺少收入来源，生活困难。这类绝对贫困家庭很容易识别，并且在村民中具有较高的认可度。对于村干部而言，最重要的是确保村庄这类家庭都在识别的范围之内，避免发生漏评问题。其次，道义“填补”。在绝对贫困家庭识别出之后，剩下贫困指标的分配变得不再容易。在精准扶贫的背景下，一方面自上而下的监控力度不断增强，另一方面“贫困”捆绑福利的增多引起了村民更多的关注。村干部不仅难以通过将贫困户名额分配给亲戚朋友、轮流获益或者平均分配的方式完成贫困识别工作，而且在具体的贫困识别过程中，贫困边缘户家庭条件相差不大，人人都想成为贫困户。对于村干部而言，“我们也想把每个人都识别为贫困户，但指标有限，每个人都来向我诉苦说自己的家庭条件比别人的还差，如果你拿经济指标给她‘算账’，她非要跟你大吵一架，跟你论一论自己家庭的经济条件并没有那么好”。在这一状况下，村干部往往通过打“感情牌”，借用熟人社会的道义，将生活“不容易”的家庭识别为贫困户。比如，Y家庭条件比较一般，有两个儿子，大儿子勉强成婚，二儿子大龄仍未婚，于是被识别为贫困户。对于村干部而言，这些农户并不一定最贫困，但至少在某方面有经济压力，如子女教育、婚姻问题。这样，如果其他农户再来诉苦，村干部便能够较为容易地化解村民的不满情绪。最终，村干部既应对了各级部门的层层筛查，也实现了基层维稳。

（二）精英分工治理与“扶富不扶贫”

产业扶贫作为推进精准脱贫的重要抓手，是打赢脱贫攻坚战的重要依托。中央政府针对农村产业提出了“因地制宜、突出特色、典型带动、整村推进”的总体发展思路，通过大力推进贫困地区“一县一业”和“一村一品”，挖掘贫困地区优势资源的价值，提高贫困地区和贫困人口的内生发展动力，为贫困户持续稳定增收脱贫奠定长效基础。

鉴于扶贫工作本身的政治属性和产业脱贫的重要性，地方政府将农村产业培育工作放在更加突出的位置，并层层施压。在这一背景下，扶贫产业培育自然也就成为了贫困地区村级工作的重要内容。在彭阳县，产业培育被确定为农村基层组织星级评定的硬指标，其推进情况直接影响村干部的个人收入。受制于治理资源不足的现状，农村基层组织要实现村级产业发展的目标，离不开国家扶贫项目资金的支持。然而，地方政府的资源分配逻辑往往是整合有限的扶贫项目资金，达到短期见效、快速打造“亮点”的目的，以应对上级政府考核，并期望获得更大的政治社会效益。因此，迎合地方政府打造“亮点”“出成效”的需求，展现村庄的产业发展潜力已成为农村基层组织获得项目支持的关键。

在小石沟村，村干部的产业推进策略是发动村庄次级精英的参与，依托精英的经济能力，同时凭借自身在乡村关系中所占据的“结构洞”^①位置，将自上而下传递的信息、资金、技术服务等资源向村庄精英聚集，以推动养蜂产业规模快速扩大。村庄的养蜂实践很快获得了乡镇政府的关注，并在其

^①结构洞是网络中的某个或某些个体和有些个体发生直接联系，但与其他个体不发生直接联系，无直接联系或关系间断的现象，从网络整体看好像网络结构中出现了洞穴。参见罗纳德·博特的《结构洞：竞争的社会结构》。

支持下确立了养蜂产业扶贫项目。之后，村干部依托项目资金的投入开始去争取更多的扶贫项目进入村庄。依托丰富的扶贫项目资源，村干部不仅能够实现打造特色扶贫产业的目标，而且容易进一步将村庄打造成为“典型”村，进而俘获更多的项目资源以“供养”典型村继续发展。随着越来越多的扶贫项目进村，村干部愈发依赖产业精英去完成项目目标任务，村庄内部精英圈子的利益关系愈发紧密，从而出现了“村干部跑项目，产业精英做项目”的合作扶贫局面。在这个过程中，村庄精英群体间的分利秩序逐渐形成，扶贫项目经过精英圈子的合谋运作，大量扶贫资源被村庄精英群体所俘获，从而导致产业发展的“扶富不扶贫”。

（三）关系驱动“典型带动”与差序分利秩序

产业扶贫作为打赢脱贫攻坚战的重要依托，关键在于让贫困户平等地参与到产业扶贫项目中，获得物质利益的同时，不断增加贫困户劳动致富的愿望、干劲和技能，建立让贫困人口脱贫致富的长效机制。因此，将贫困人口粘连在扶贫产业上，不仅是产业扶贫发展的重要内容，还是按时完成整村脱贫任务的必然要求。发挥致富典型的示范带动作用各地扶贫治理主体推动贫困户参与扶贫产业的一种常规策略。但是，在具体的产业扶贫实践中，贫困户受自身能力不足等因素的影响，普遍缺乏脱贫致富意愿和积极性，导致“典型带动”这一扶贫策略的实际效果往往并不理想。

为了引导贫困户参与中华蜂养殖，村干部采取了关系动员的驱动策略。在小石沟村，一直有养蜂的传统，但农户养殖规模普遍很小。当地农民对养蜂的认识是：一养蜂不能致富，二养蜂技术要求高且风险大。因此，即便村庄精英带头养蜂，也鲜有农户跟风养殖。在贫困户看来，养蜂大户的成功是其经济实力、个人能力、社会资本等优势因素共同作用的结果。鉴于此情况，村干部认为引导贫困户参与扶贫产业的关键在于让他们体验到实际的好处，改变个人认识，进而增强其改变贫困命运的意愿。但问题是，过往响应扶贫的经历使他们不再相信乡村干部的宣传和许诺。所以，在动员贫困户参与扶贫产业的过程中，致富典型的带动作用固然重要，但更重要的是动员普通农户参与扶贫产业，通过能力相近群体的成功激发贫困户劳动致富的信心。

由于普通农户被排斥在政策帮扶对象之外，农村基层组织借助扶贫第一书记的个人关系，争取到18万元的产业扶贫资金专门用于推动普通农户参与中华蜂养殖。不过，对于普通农户来说，一方面补贴资金太少，缺乏吸引力。市场价每箱750元的中华蜂，村级只能给予150元补贴，且上限为5箱；另一方面养殖存在风险，且回报周期较长，不如外出打工有稳定且即时的回报。在这一动员困境下，为了发动普通农户参与中华蜂养殖，村干部联合产业精英群体以村庄内部的人情关系为抓手“做工作”，因人情与面子的原因，第一批被动员起来的养蜂户都是村干部与产业精英的亲属或朋友。对于村干部而言，亲属或朋友关系户不仅相对容易被动员起来，而且是至关重要的，正是这些关系户的参与，使得之后的动员工作变得相对容易，正如格兰诺维特提出的“门槛模型”，当行动者有两个以上的行动选择时，他的成本效益取决于其他人如何选择。随着普通养蜂户不断增多，贫困户参与扶贫产业的积极性和意愿明显提高，村庄内部产业精英、普通农户与贫困户之间的利益联结不断紧密，并由养蜂大户牵头建立了养蜂合作社。但是，在这个产业利益联结的关系结构中，产业精英因占据技术、规模、市场信息等方面的优势，处于核心位置，并主导着产业利益分配。由于不同成员与产业精英、村干部之

间的关系不同，产业精英在进行利益分配时，并不是优先向贫困户倾斜，而是根据关系的远近来给予不同程度的“照顾”。在这个过程中，村庄内部的差序分利秩序逐渐形成，村庄社会结构日益呈现出差序化的阶层分化趋势。

四、基层扶贫策略形成的内在逻辑

扶贫策略的产生具有复杂的影响机制，既与扶贫制度结构和政策执行本身有关，又深受社会网络关系结构的影响。本文基于格兰诺维特的“嵌入性”分析理论，立足于村干部所嵌入的正式、类正式及非正式的关系结构，分析村基层扶贫策略的形成机制，具体来说是“碎片化”的干群关系、“分利合作型”乡村关系与熟人社会的人情关系等共同作为情景化的场景影响并形塑着村干部的扶贫策略行动。

（一）“碎片化”^①的干群关系与“划水治理”的行动逻辑

党的十七届三中全会指出：“密切党群干群关系，是做好农村改革发展工作的重要保证”。从当前基层民主自治的视角来看，干群关系作为维系农村社会的基础，是推进村民自治进程的关键（于晓媛，2002）。目前，受多种因素的共同影响，农村干群关系在总体上呈现出“碎片化”状态。分田到户以后，农民与村集体之间紧密的利益关联开始松散，村庄集体经济的虚无又加速了这一分离过程。农村税费改革以后，村干部逐步从自上而下传递的计划生育和征粮纳税任务中解脱出来，村干部与农民“打交道”的机会不断减少，村干部与农民之间的“连带式制衡”关系逐渐转变为“一边倒”关系（陈锋，2015）。在打工经济兴起之后，打工所获收入对于家庭生计和再生产的重要性不断增加，农民的利益关注点开始从村庄内部转移到城市劳动力市场，村庄原有的内向型利益关联结构逐渐转变为外向型利益关联结构。农民与村组集体原有的利益关联更加松散，村庄内干群关系处于一种“悬浮”状态（韩鹏云，2016）。近几年来，国家不断向贫困村输入大体量的扶贫资源。由于扶贫资源分配具有较强的政治性和行政性特征，村干部作为自上而下行政体系的一环，与目标群体进行直接对接，因而扶贫资源的输入并没有激活村社集体，也没有在村社集体与其成员之间重建紧密的利益关联。在这一过程中，村干部与各类村民形成了利益关联程度不同的多种关系，并随政策调整、治理任务改变而不断发生变化，呈现为多种类型并存、易变的“碎片化”干群关系状态。具体来说，在巨大的扶贫压力之下，村干部与村庄次级精英组成利益联盟，保持着一种紧密的分利关系；村干部与普通农户之间利益关系松散、打交道机会少，维持着一种“悬浮型”关系；贫困边缘户出于对贫困指标的期待与竞争，与村干部形成了一种既紧张又依赖的矛盾关系；在扶贫的过程中，由于村干部频繁的走访、支持与服务，他们与贫困户之间保持着一种紧密关系。

在中西部农村，村庄社会呈现出一种“有分化而无分层”的扁平化结构（魏程琳，2017）。在这种社会结构中，贫困边缘户的大量存在不仅增加了村庄贫困识别的难度，还容易引发农民之间对贫困指

^①碎片化原意是指完整的东西破成诸多零块。在本文中指村干部与农民之间的这种同一关系，在村庄集体经济虚无化和村干部行政化的过程中，逐渐裂变为利益关联程度不同的多种关系类型，并随政策调整、治理任务改变而发生变化，呈现出复杂、易变的特征。

标的竞争。面对这一现状，村干部本来可以通过自下而上的民主治理方式，以克服自上而下的标准化贫困测评体系遭遇的识别难题，做到尽可能的精准识别，并化解农民之间的利益矛盾与冲突，维持基层社会稳定。但是，随着村庄集体“公”的力量不断弱化，农民“私”的意识开始凸显，利益输入容易激活村民之间的竞争，同时日益“碎片化”的干群关系状态使得村干部能够组织起来的农民往往只有获益群体，此时的民主决策是村干部与获益群体之间的“民主”，因而难以通过集体“公共性”在场增加贫困申请者的心理成本，难以通过民主评议对贫困识别进行精准“纠偏”，难以发挥基层民主优势在村庄内部再造公共规则来有效开展识别工作。面对巨大的扶贫考核与基层维稳压力，村干部既不能借助自上而下标准化的评价体系，又不能依靠基层自治力量化解利益矛盾和冲突。在这两难困境之下，村干部容易把扶贫工作目标加以转换，将更多的精力集中在应付考核上，对于治理工作“得过且过”，贫困瞄准是否做到真正精准已不是村干部最关心的事情。

（二）“分利合作型”乡村关系与村级治理的“唯上”逻辑

随着国家权力在乡村场域中的介入或退出，乡村社会的治理格局会发生重要变革（郭占峰等，2018），并推动着乡村关系逐步发生适应性转变。新世纪以来，农业税费改革是影响中国乡村关系转变的第一个重大事件。近年来，国家大力推进的精准扶贫工程是国家权力不断“下沉”和自上而下向乡村社会输入资源的过程，是影响乡村关系转变的另一个重要事件。农业税费改革到精准扶贫政策实施这一阶段，农业税费逐步取消、计划生育工作逐步规范，乡镇政府调控资源的能力日渐衰弱，可支配资源严重不足。在越来越多的外力约束下，乡镇政府难以再通过调控利益分配的方式激励村干部落实各项工作任务，乡镇干部加强与村干部的私人感情维系成为了乡镇政府推动各项工作指标落实的一种策略。乡村组织在税费改革之前形成的“汲取型”利益共同体开始解体，乡村关系逐渐发展为一种“悬浮型”的博弈状态（周飞舟，2006）。在精准扶贫政策实施以后，国家不断将大体量扶贫资源输入到贫困地区，各级地方政府的中心工作开始发生转变，扶贫工作成为第一要务。在巨大的扶贫压力之下，乡镇政府推进各项扶贫工作和任务指标的落实都离不开村干部的积极协助。农村基层组织承担的任务急剧增长，但村级治理资源的匮乏使得扶贫任务的顺利完成又离不开国家资源的支持，于是争跑项目便成为了村级组织的中心工作。由于乡镇政府在扶贫项目的申请和管理上扮演着重要角色，村干部开始主动与乡镇政府保持一种紧密的合作关系，乡村组织逐渐结成新的利益共同体，乡村关系呈现为一种依附型的分利合作关系。在这一关系结构中，乡镇政府处于主导地位，积极介入村级治理事务，并对农村基层组织形成管控。相反，农村基层组织处于依附性地位，积极配合乡镇政府落实各项扶贫工作、完成项目任务目标以及调解项目执行过程中的各种矛盾纠纷。对于村干部而言，积极支持乡镇政府工作，一方面能够在争资跑项的过程中俘获更多的项目资源，进而在项目的执行或承包过程中获得额外利益；另一方面能够在村级工作考评中获得额外奖励。因此，在扶贫实践中，村干部容易“唯上是从”，将乡镇政府的行政意图作为村级扶贫工作指南，忽视村庄实际和村民意见，并与村庄次级精英组成利益联盟，合作完成上级政府分解的各项扶贫任务。

（三）人情关系社会与“交换平衡”的行动逻辑

传统农村社会是一个熟人社会，农民在血缘和地缘关系的基础上，基于多方面和长期的生产生活

互助活动而形成了若干亲密社群。亲密社群的团结性就依赖于各分子间都相互的拖欠着未了的人情(费孝通, 2012)。在传统熟人社会中, 人情往来是镶嵌在血缘关系之中的, “送人情”主要是血缘关系的表达(宋丽娜, 2010), 人情运作延续的基础有赖于“报”这一封闭式运作的社会规范(翟学伟, 2007)。在“报”之规范下, “受者”接受了“施者”的人情, 便欠了对方人情, “施者”在给予“受者”人情时, 也能预期对方终将回报(黄光国, 2014)。来来往往的人情交换不断加强彼此之间私人情感的同时, 也在维系群体内部的团结与互助。在关系紧密的村庄社会中, 每个人既无法不互欠人情, 又最怕“算账”, 每个人都深嵌在个人和家庭所维系的“人情网”之中。农村熟人之间的这种交往模式与城市“陌生人社会”存在根本差异, 前者较少依赖于理性、法律等因素的促成与保障, 而是基于日常互动过程中形成的人情、面子等就可以达成一致行动(张建雷等, 2019)。在社会转型和人口流动加速的背景下, 乡村社会已经从熟人社会转变为半熟人社会, 个人利益和情感在人情交往和关系维系中的重要性日益凸显, 人情关系从一种义务性和继承性关系逐渐转变为选择性关系, 村庄内部的人情往来远不如传统时期稳定。但是, 血缘在村和“周期往返、年老回乡”的打工经济模式使村庄社会仍然是大多数农民的意义世界和归宿, 农民之间难以不互欠人情, 他们在维系血缘关系人情往来的同时, 也在努力编织新的“人情网”, 村庄社会仍被密集的人情关系勾连着, 并蕴含着丰富的社会资本。

在精准扶贫的背景下, 从省到市、再到县乡, 层层传递的脱贫任务都有赖于村干部去落实。由于农村基层组织的治权能力已经明显变弱, 农民参与扶贫治理工作的积极性和效能感明显不足, 扶贫治理在总体上呈现出一种“官动民不动”的状态。面对这一行政治理困境, 对于嵌入在乡村社会关系网中的村干部而言, 先赋性的血缘关系和日常互动中建立的人情关系在“亏”和“报”之间不断维系着, 并成为了一种可以动员的治理“资源”。同时, 在村庄层面, 村干部拥有一定的信息、资源和权力优势, 每个农民都不愿轻易结束与村干部已经建立的人情关系, 往往通过支持村干部工作的人情投入, 以期未来能够获得村干部的特殊照顾。为此, 熟人社会中的人情关系不断被吸纳到扶贫工作中。在这一过程中, 乡村社会关系日益嵌入到基层治理工作中, 基层治理日益去公共性、去政治化, 并逐渐转变为村干部的“私人自治”。在这种治理模式之下, 村干部必然要顾及熟人社会的人情法则, 通过不断的人情交换, 维系和扩大个人在乡土场域中的人情交往圈子, 进而增强自我在乡村社会中的治理能力。与有效的村民自治遵循“公”的逻辑不同, 村干部的私人自治遵循的是“私”的逻辑, 这种治理模式有赖于村干部与关系人之间人情“亏”“欠”的不断交换, 具体表现为村庄内部的信息传递和利益分配并不是完全公开、公平的, 村干部通过给予人情关系户特殊“照顾”, 以达到维系人情关系和加强治理的目的。通过“私”的维系来推动基层治理, 基层治理必然会陷入到私人交换的循环之中并受其牵制, 这不仅有损村庄内部的社会公平, 还会导致乡村治理“内卷化”局面的出现。

五、小结与讨论

本文以彭阳县小石沟村的精准扶贫为例, 从扶贫主体能动性的角度来审视精准偏离问题, 考察了精准扶贫实践的乡村困境与精准扶贫过程中村干部的治理策略, 并从关系嵌入性的视角对其形成的内在逻辑进行了阐释。首先, 从精准识别层面来看, 农户不规则的经济生活与规则化的量化测评体系之

间存在巨大张力，导致贫困识别难以做到真正“精准”；从精准扶贫的实践过程来看，打工经济形塑的外向型利益关联结构与农村贫困的结构性困境共同造成农民缺乏参与扶贫项目的积极性，导致自上而下输入的扶贫项目资源难以发挥有效作用。其次，面对目标考核和维稳的双重压力，在精准识别中，村干部借用熟人社会“非理性”的道义来回应贫困边缘群体的识别争议；在精准扶贫的实践中，村干部与村庄次级精英组成分利联盟俘获扶贫资源及完成村庄扶贫产业发展任务，并策略性地动员人情关系来驱动扶贫治理。在这个过程中，扶贫考核目标得以实现，但扶贫却缺乏实效，并偏离国家的政策初衷。最后，借鉴格兰诺维特的“嵌入性”分析理论，立足于村干部所嵌入的关系体系展开分析。研究发现，从干群关系层面来说，“碎片化”的干群关系使村干部难以对村民进行有效动员，并不断催生出村干部在精准扶贫实践中“划水治理”；从乡村关系层面来说，“分利合作型”乡村关系不断形塑着村干部扶贫行动的“唯上是从”；从村庄社会关系层面来说，“周期往返、年老返乡”的外出打工模式并没有打破传统熟人社会稳定的社会关系网络，在这一关系结构中，人情“资源”和人情交往“法则”不断形塑着村干部“交换平衡”的行动逻辑。

据此，精准偏离反映的不仅是制度结构和政策设计本身的问题，还是村干部变通执行政策的结果。一般意义上理解，中国的关系主义^①在本质上是特殊主义^②的工具性关系（Andrew Walder, 1986），是中国社会实现法制化和现代化的一种制约因素。从本文的研究来看，不能因此而否认“关系”的积极作用，关系既可以是一种制约或监督的力量，也可以作为一种支持力量而存在，是国家治理的一种有效补充。在社会治理空间中，理解关系嵌入的影响机制，探索并改造“关系”这一传统社会资本力量，挖掘社会关系的积极作用，具有重要的现实意义。具体来说，首先要充分利用国家输入的各类资源和农村土地集体所有制的优势，构建村庄内部村民间的利益关联机制，将农民组织起来，推动村庄内干群之间形成一种紧密关系。其次，减轻村干部的行政任务压力，推动乡村关系转变，增进乡村内部的治理空间和灵活性，加强扶贫资源与农民需求有效对接。再次，乡村场域内部的私人关系网络是农民重要的非正式支持网络，要合理利用，减少基层治理成本的同时，注重发挥集体力量的引导和制约作用。总之，要不断推进乡村治理主体所嵌入的各类关系朝着积极的方向发展，实现国家治理与社会治理的有效结合，继续推进可持续精准脱贫。

参考文献

- 1.陈锋，2015：《分利秩序与基层治理内卷化 资源输入背景下的乡村治理逻辑》，《社会》第3期。
- 2.陈义媛，2017：《精准扶贫的实践偏离与基层治理困局》，《华南农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 3.邓维杰，2014：《精准扶贫的难点、对策与路径选择》，《农村经济》第6期。

^①所谓关系主义是相对于个人主义、集体主义而言的，其本质特征是伦理本位、关系导向。参见边燕杰《关系社会学及其学科地位》。

^②特殊主义是与普遍主义相对的一个概念，特殊主义是“凭借与行为之属性的特殊关系而认定对象身上的价值的至上性”，二者的区分是支配着人们彼此取向的标准是否依赖存在于他们之间的特殊关系。参见郑也夫《特殊主义与普遍主义》。

- 4.费孝通, 2012:《乡土中国》, 北京: 北京大学出版社。
- 5.付少平, 2019:《结构化困境与碎片化行动:科技扶贫为什么不够精准——基于政策执行视角的分析》,《中国科技论坛》第7期。
- 6.郭占峰等, 2018:《从“悬浮型”政权到“下沉型”政权——精准扶贫对基层治理的影响研究》,《中国农村研究》第1期。
- 7.韩鹏云, 2016:《乡村关系的运行机制与改革发展方向》,《甘肃社会科学》第2期。
- 8.胡联、汪三贵, 2017:《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?》,《管理世界》第1期。
- 9.黄光国, 2004:《面子: 中国人的权力游戏》, 北京: 中国人民大学出版社。
- 10.金江峰, 2019:《产业扶贫何以容易出现“精准偏差”——基于地方政府能力视角》,《兰州学刊》第2期。
- 11.卡尔·波兰尼, 2007:《大转型: 我们时代的政治与经济起源》, 冯钢、刘阳译, 杭州: 浙江人民出版社。
- 12.雷望红, 2017:《论精准扶贫政策的不精准执行》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 13.李博、左停, 2017:《谁是贫困户?精准扶贫中精准识别的国家逻辑与乡土困境》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。
- 14.李金龙、董宴廷, 2019:《目标群体参与精准扶贫政策执行的现实困境与治理策略》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 15.李群峰, 2016:《权力结构视域下村庄层面精准扶贫瞄准偏离机制研究》,《河南师范大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 16.李文君, 2017:《“控制权”、基层政府行为与精准扶贫目标的实现和偏离——以豫西Y县为例》,《中国农村研究》第1期。
- 17.李雪萍、刘腾龙, 2018:《精准扶贫背景下精准识别的实践困境——以鄂西地区C村为例》,《湖北民族学院学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 18.刘斐丽, 2018:《精准识别政策的僵化执行及偏差分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 19.柳晨, 2020:《精准扶贫主体的行动逻辑》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 20.马克·格兰诺维特, 2015:《嵌入: 社会网与经济行动》, 罗家德译, 北京: 社会科学文献出版社。
- 21.任超、袁明宝, 2017:《分类治理: 精准扶贫政策的实践困境与重点方向——以湖北秭归县为例》,《北京社会科学》第1期。
- 22.宋丽娜, 2010:《河南农村的仪式性人情及其村庄社会基础——深理解村庄社会性质的新视域》,《民俗研究》第2期。
- 23.唐丽萍、章魁华, 2019:《压力型科层制下基层政府精准扶贫政策的执行样态》,《上海行政学院学报》第1期。
- 24.万江红、孙泉雄, 2017:《权威缺失:精准扶贫实践困境的一个社会学解释——基于中国中部地区花村的调查》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 25.王家峰, 2009:《作为设计的政策执行——执行风格理论》,《中国行政管理》第5期。
- 26.王雨磊, 2017:《村干部与实践权力——精准扶贫中的国家基层治理秩序》,《公共行政评论》第3期。
- 27.魏程琳、赵晓峰, 2018:《常规治理、运动式治理与中国扶贫实践》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期。

- 28.魏程琳, 2017:《中国乡村的去阶层分化机制与社会稳定》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 29.邢成举, 2015:《村庄视角的扶贫项目目标偏离与“内卷化”分析》,《江汉学术》第5期。
- 30.徐加玉、左停, 2017:《精准扶贫视角下扶贫实践的“偏离”及其逻辑——以西南X村为例》,《开发研究》第4期。
- 31.许汉泽、李小云, 2016:《“精准扶贫”的地方实践困境及乡土逻辑——以云南玉村实地调查为讨论中心》,《河北学刊》第6期。
- 32.杨宏山, 2016:《情境与模式:中国政策执行的行动逻辑》,《学海》第3期。
- 33.于晓媛, 2002:《浅谈村民自治进程中的干群关系》,《中共山西省委党校学报》第6期。
- 34.翟学伟, 2007:《报的运作方位》,《社会学研究》第1期。
- 35.张春华, 2017:《乡村治理中精准扶贫瞄准偏离与纠正机制》,《广西社会科学》第9期。
- 36.张建雷、席莹, 2019:《关系嵌入与合约治理--理解小农户与新型农业经营主体关系的一个视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 37.周飞舟, 2006:《从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响》,《社会学研究》第3期。
- 38.Walder,A.G, 1986,*Communist Neo-traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry*, Berkeley: University of California Press.

(作者单位: 西安交通大学人文学院实证社会科学研究所)

(责任编辑: 小 秦)

Relationship Embeddedness and Deviation: A Study on Grassroots Poverty Alleviation Governance Strategies and Mechanisms

Dong Shuaipeng

Abstract: This article takes the practice of precision poverty alleviation in Xiaoshigou Village of Pengyang County as an analysis object and investigates the village cadres' strategic actions during the process of precision poverty alleviation. It also analyzes the influencing mechanisms of poverty alleviation strategy actions from the perspective of relationship embeddedness. The practical difficulties of precision poverty alleviation in rural areas have created a certain amount of flexibility for village cadres. Under the pressure of level assessment and grassroots maintenance, village cadres have adopted the poverty alleviation strategies of "moral" filling, elite division of labor management and relationship-driven actions. Based on the village cadres' relationship structure embedded in the community, the study finds that the "fragmented" cadre-group relationship shapes the village cadres' action logic of "unproductive management", the "profit sharing and cooperation" relationship shapes the village cadres' action logic of "following whatever leaders say", and the social relationship of acquaintances shapes village cadres' action logic of "exchange and balance". This article holds that exploring and transforming the traditional social "relationship" resources and tapping the positive effect of "relationship" can realize the benign interaction between national governance and social governance and further promote precision poverty alleviation in a sustainable way.

Key Words: Deviation; Village Cadres; Poverty Alleviation Strategy; Relationship Embeddedness

村庄结构、赋权模式 与老年组织连带福利比较研究*

王 辉

摘要：农村老年组织连带福利是福利再生产的正外部性体现。当前研究关注连带福利的形成机理，却没有比较连带福利差异。为回答这一问题，文章在借鉴村庄社会结构的解释理路基础上，引入组织赋权模式来进行讨论，进而抽取松散型和团结型村庄的典型案例进行比较。研究显示：村庄社会结构所内含的老人社会地位高低、非正式责任约束程度强弱，老年组织赋权模式所承载的老年精英整合程度和老年组织参与村庄治理能力共同影响了连带福利生产。这一研究发现不仅有助于理解当前农村老年组织连带福利实践，也可拓展到不同村庄结构中的次级组织行动方式和行动效果的比较分析。分类对待不同村庄结构中老年组织的自主性和福利供给功能，整合老年精英参与村庄治理，促进老年组织与农村幸福院融合是提高老年组织连带福利生产能力的可行路径。

关键词：连带福利 村庄结构 赋权模式 农村老年组织 比较研究

中图分类号：C915 **文献标识码：**A

一、引言

在日益空心化和老龄化的农村，成立老年协会、幸福院、老年互助中心等老年组织是疏解农村养老难题的可行方式之一。究其原因，农村老年组织能在一定程度上满足老人福利需求，有助于老有所乐、老有所为和老有所养，构成了养老服务体系的重要载体。老年组织在发挥预设老年福利供给功能同时，也会对其所获得的资源进行转化并提高自身能力，进而会连带支配或吸纳家庭、朋辈群体、社会慈善要素等来参与老年福利生产。既有研究已经明确关注或映射到此类现象，并对此作出解释（邓燕华、阮横俯，2008；阮云星、张婧，2009；胡宜、魏芬，2011；陈勋，2012；王辉，2017）。笔者在前期研究中将其概括为连带福利（王辉，2016），并明确其内涵和外延。它是老年组织福利再生产的正

*本文是国家社科基金青年项目“农村互助养老长效机制理论建构与路径优化研究”（项目编号：18CSH063）、重庆大学中央高校经费项目“农村社区养老的政策工具精准选择路径研究”（项目编号：0202005202047/005）、清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“公共空间视角下的农村老年福利供给机制”的阶段性研究成果。感谢审稿专家意见，文责自负。

外部性体现，也是农村社会资本或社会网络的再生产表征。

然而，不同地区的农村老年组织的连带福利生产是否存在差异？又该如何解释这种差异？根据笔者田野调查经验，不同类型村庄的老年组织连带福利的数量和内容存在差异。总体判断是宗族力量较强的村庄中老年组织连带福利数量比宗族力量较弱村庄的老年组织连带福利数量要多。从既有研究来看，以宗族关联程度为基础所型构的村庄社会结构是国内外学者所普遍认同和引用的一个重要解释变量（弗里德曼，2000；林耀华，2000；杜赞奇，2003；李国庆，2005；蒋国河，2006；肖唐镖，2011）。宗族关联程度低的村庄非正式责任约束弱，村民难以达成集体行动；宗族关联程度高的村庄非正式责任约束强，村民较易达成集体行动（罗兴佐，2006；贺雪峰，2012）。前者可以被称为松散型村庄，后者可以被归纳为团结型村庄。由于其理论的解释力强，宗族网络或村庄社会结构被用来分析不同地区的村治模式（贺雪峰，2009）、计划生育执行（彭玉生，2009）、低保政策执行（田孟，2015）、关系地权（刘锐，2015）、养老模式（班涛，2017）、权力腐败（孙经纬、戴玉琴，2019）等议题。延续这一解释理路，不同的村庄结构所内含的宗族关联度会作用于老年组织的产生和运作，并转化为连带福利生产。然而，村庄社会结构从哪些方面作用于老年组织连带福利生产？既有研究并未明确其影响机理。

除了村庄结构这一较为宏观的解释理路之外，经济发展水平是一个很重要的解释变量。一般而言，经济发展水平越高，社会组织越活跃，福利生产越高。这一视角虽然具有较强的解释力，却存在两方面局限性：其一，该解释视角过于泛化，继续沿用可能会导致过于简单或共识性的结论，得出一些学界默会的知识，与学术研究创新原则不符；其二，本研究试图挖掘复杂的连带福利影响机制而不得不遵循案例研究。

由于研究对象是组织行为，那么组织赋权模式或权力来源也会影响到组织的结构特征、行动方式和运行绩效，这得到社会科学广泛的支持和证明。韦伯根据统治权力来源不同，将行政管理组织分为传统型组织、魅力型组织和法理型官僚制组织（韦伯，1997）。根据政府支持与否，将民间组织分为官办民间组织、半官办民间组织和民办民间组织。因此，借鉴国家社会关系互动理论，文章将农村老年组织视为国家或政府和村庄社会力量二者相互塑造的产物。然而既有研究并未关注到老年组织赋权模式这一变量，也没有将老年组织视作村庄次级组织来研究其对老年福利生产的影响。因此，引入这一解释视角具有较强的必要性和创新性。村庄结构如何影响老年组织赋权模式，进而影响老年组织连带福利生产，它们三者处于什么关系，这构成了本文所需回答的理论问题。就研究创新而言，文章首先回答了村庄社会结构、老年组织赋权模式以及老年组织连带福利生产之间关系，明确了三者的作用机制。此外，文章使用老年组织赋权模式或组织类型不仅能够弥补村庄社会结构（宗族关联程度）这一宏大解释视角的不足，也有利于创建中观层面的分析概念来全面和深刻地理解村庄次级组织行动，并让其解释框架更加具有可操作性。最后，文章将农村老年组织视为国家与社会互动和建构的产物，进而将其分类为政府赋权型和双重赋权型，不仅走出了多元主义和法团主义关于国家社会关系的窠臼，也为当前中国的社会组织类型划分提供了借鉴。

二、农村老年组织赋权模式的类型划分

本文中老年组织主要指老年协会和具有社区互助养老功能机构的组合体，其成立和运行都离不开政府的政策支持和资金投入，这不同于完全内生型的草根老年组织。赋权是一个培养人们权力意识，促使其知识和技能提高来作用于他们身处其中的社会，从而更好控制自身生活的过程(Nanette, 1999)。结合“国家人类学关于国家分层”观点、“国家在社会中”的理论(米格代尔, 2013)以及“国家与社会相互赋权”的思想(Peters, 1996)，并根据老年组织的产生来源，文章将老年组织划分为政府赋权型老年组织及政府和社会双重赋权型老年组织。

政府赋权型组织是在农村宗族力量和社会网络薄弱，难以生长出自组织的情况下，村庄社会需要依赖政府的宣传动员、财政投入、人员培训、关系嵌入和各种奖励等制度供给方式来成立老年组织并确保其运行。这意味着政府赋予其资源，让老年组织具备行使老年福利生产的能力。其目的促进老年组织具备自我教育、自我娱乐的能力，以及生产老年福利，提高老年生活质量的福利功能。需要指出的是，政府赋权型的老年组织虽然自身能够进行自主治理并生产老年福利，但是却存在过度依赖政府的资金支持和制度保障的缺陷。一旦政府的赋权支持消减，老年组织的运行和福利生产功能也势必会衰退。

双重赋权型组织是指老年组织的产生和运转不仅得到政府赋权，还能够在其发展中得到社会力量支持，尤其是村庄社会中宗族力量的支持。这体现为宗族长老兼任老年组织理事会成员，老年人通过处理族务而获得村庄社会尊重，以及对村内非正式组织如民间文艺队、麻将爱好者群体的吸纳和支持等。换言之，双重赋权型组织内部成员身份具有更多的社会交集和嵌入性。因此，它具有村庄内生型组织意蕴，这不同于政府单向赋权所形成的外生型组织形态。双重赋权型老年组织得益于政府和村庄社会的宗族力量两方面支持。

社会力量的强大并不意味着政府治理能力减弱，反而有利于其界定政策目标和执行公共政策，甚至在更广阔的范围内促进双方力量的提升，让社会与政府的基础性权力一同成长。政府和社会协同，相互赋权的条件是政府和社会之间存在互补性和嵌入性。在双重赋权型组织中，政府与老年组织既存在互补性，又存在嵌入性。老年组织依赖政府的政策、资金支持生产老年福利，而政府则依赖老年组织生产老年福利，以分担政府供给压力，提高社会总体运行效率。政府和老年组织的嵌入性表现为政府官员会通过关系嵌入到老年组织的仪式性活动中，吸纳老年组织的成功经验将其当作普遍政策予以复制和推广，老年组织会长也会参与政府的决策会议等。双重赋权的结果是老年组织能够在预设功能范围内行使相应权力，促使老年人参与，进而更加自主地开展老年活动和生产老年福利。

综上所述，根据“国家-社会”互动赋权的老年组织分类标准，文章将老年组织分为政府赋权型和双重赋权型，而连带福利体现在福利生产过程中家庭、社会慈善要素、村组织对于老年人的福利支持。

三、案例选择与案例介绍

(一)案例选择

按照村庄中宗族力量由低到高排序,村庄结构可以划分为松散型村庄、分裂型村庄和团结型村庄三种类型(贺雪峰,2012)。因为松散型村庄与团结型村庄在宗族力量上更具差异性,所以研究这两类村庄更具有可比性。

文章将四川农村作为松散型村庄样本,是因为其农村中宗族力量薄弱,社会关联程度低(桂华、贺雪峰,2013)。此外,四川是农民工输出大省,人口外流必然导致家庭养老功能的下降。然而,四川省老年协会发展较快,按照其十三五规划,截止2020年末,城乡农村老年协会将达到90%以上,其覆盖率也高于全国平均水平,相较于其他省份来说更为成功。

文章将浙江农村作为团结型村庄样本不仅是因为其农村具有较强的宗族社会关联程度,还因为该省老年协会的发展处于全国领先水平。从老年协会的政策出台来看,浙江省在1988年便颁布《浙江省保护老年人合法权益若干规定》,随后又于1998年和2004年分别出台《浙江省基层老年人协会规范化建设标准》,2005年出台《浙江省基层老年人协会组织通则》,2014年出台《关于实施基层老年人协会建设“乐龄工程”的通知》。浙江省基层老年协会的系列政策不但出台时间早,而且还形成了相互配套的政策群。从老年协会覆盖率来看,截止2010年浙江省行政村建老年协会的数量为28213个,占行政村总数量的98.09%(郭海霞、鲁可荣,2012),高于同时期全国平均水平。

本文选择三家塘村和何斯路村分别作为四川省和浙江省的个案。原因在于:其一,两个老年组织都被学者关注或新闻媒体报道,如《四川日报》、《中国县域经济报》、《南充日报》等相关媒体均对三家塘村的农村互助养老工作做过详实报道,呈现了较为完整的组织运行和福利生产过程。何斯路村是全国的明星村,其老年组织也得到学界关注,如以该个案来阐述老年组织或老年人如何参与村庄社会建设和治理(许文婷,2012;柯凤华,2020)。其二,本着选择性抽样的极端案例原则和调研可行性原则,调研这两个案例具有便利性和可比性。

(二)案例介绍

笔者分别于2014年9月和2015年11月对这两个村进行了田野调查,挖掘两村老年组织的产生和运作,功能和绩效,调查方法包括现场观察、面对面访谈以及后续电话访谈等。

1.三家塘村农村老年组织连带福利。三家塘村属于阆中市飞凤镇,距离阆中市区22公里,交通便利,是一个多姓氏并存的村庄,包括陈姓、杜姓、张姓等。各姓氏基本没有族谱、祠堂、族长和共同的祭祀仪式,村民宗族观念薄弱,自发的村庄集体行动较为少见。村庄经济一方面来自于传统农业和少量打工经济,另一方面依靠在土地流转之后形成的枇杷农业合作社,发展枇杷种植产业,并借助电商通道进入市场销售,具有较好发展态势。近40%的人外出务工,三留守问题突出。除此之外,人口老龄化程度高,空巢老人数量多。传统社区资源虽然潜存,但是却没能自发地组织动员起来予以生产或供给老年福利。

面对留守老人众多但养老资源有限的窘境,当地政府通过财政拨款方式建立互助养老中心,提供

老年活动平台，倡导互助式养老。互助养老中心通过设立生活部、卫生部和文娱部进行老人自我管理和自我服务，通过将地域相近的老人划分成一个小队来倡导邻里互助和结对帮扶。通过分部制度和分组制度，该中心由政府直接管理模式逐渐演变成老人自治模式，并在此基础上成立老年协会。在该老年组织连带性动员和催化下，家庭、朋辈群体和社会慈善要素等对老人的经济支持、情感慰藉和生活照料方面的非正式支持也随之注入和增加（王辉，2017）。家庭支持增加表现为子女的情感沟通和经济支持增多。朋辈群体支持增加表现为参与老年组织活动的老人之间的社会网络更加密集，邻里间的生产、生活互助增多。社会慈善支持表现为老年组织接受捐赠和老年人免费接受体检等。

资源是组织行动能力形成的基础和中介，三家塘村自身资源较为薄弱，故其老年组织的建立、运营和连带福利生产阶段，都离不开政府的政策赋权和资金支持（王辉，2015）。国家自始至终在场是维系互助养老中心运转的根本保障，社会自身力量却相对欠缺，只能在老年互助和情感慰藉上发挥作用，不能在资金注入上有所作为。故老年组织连带福利或福利外溢效应体现为家庭、朋辈群体和较少的社会慈善捐赠。

2. 何斯路村老年组织连带福利。何斯路村是位于浙江省金华市义乌市的一个行政村，距离市区大约 16 公里。虽然义乌市是世界闻名的小商品集散地，经济发达，但它却位于山区，也同样属于人口空心村。何斯路村在老年福利上的特色之处表现为：一是具有建制较为完善的老年人协会，其在老年福利供给中发挥重要作用；二是该村是一个主姓村庄，90%以上的男性都属于何姓，具有较强的宗族关联，宗族内部凝聚力较强。因此，何斯路村既是行政村，又具有自然村的显著特征。自然村的宗族力量和集体行动能力都较强，这为内生型组织的发育生长提供了便利的条件。

何斯路村老年组织在政府和村庄社会的双重赋权之下于 1998 年正式成立，年满 60 岁的老人自动成为老年组织会员。政府赋权表现为政策自上而下引导（1998 年、2004 年、2005 年、2014 年浙江省政府出台了老年协会发展的系列意见）、资金支持（对新开办老年协会和考核达标的老年协会都给予相应支持和奖励）、活动支持（义乌市老龄办经常举办老年人唱歌、象棋、书画和游园活动）和关系嵌入支持（民政局和老龄办工作人员参与何斯路村举办的老年人趣味运动会）。老年组织内设理事会负责日常事务，而担任理事会成员的一般都是退休干部和教师，他们关系网络广泛，社会活动能力强。老年组织为老人提供了多种福利服务，如提供棋牌、放映录像、练习太极操、趣味运动会等娱乐健身福利；在重阳节和端午节发放礼品或现金的节日福利；对孤苦和困难老人进行照顾的生活照料福利；在老人患病或去世时的抚恤性福利；利用老年大学开展养生保健知识的学习型福利。这些预设型福利是老年组织初次福利生产，是其成立的初衷和功能有效发挥的体现，也是政府、村委会和社会多方支持和相互作用的结果。

老年组织在规则与资源的驱动下能够产生溢出老年组织边界的福利再生产，体现为连带家庭、朋辈群体、社会慈善要素和村组织福利支持的增加。家庭支持增加表现为情感交流和经济支持增加，不孝行为减少。朋辈群体增加表现为朋友关系网络密集，互助程度提高。社会慈善要素表现为近年来村民捐赠的现金、麻将机以及村内每个老人都拥有的电水壶和毛毯等物质性捐赠，还有一系列由政府和其他单位赞助的慈善公益活动（如免费体检、烹饪技能培训、裹粽比赛、老年趣味运动会等）。村组织

支持是指将村集体收益（每户建房时需向村组织上缴的电损费、场地出租费、村集体果园收入等）转移给老年组织。当然，老年组织通过扮演村庄环境清洁者、传统文化传承者、村庄规划转达者成为村组织的治理伙伴。

综上所述，比较两个老年组织连带福利生产过程，其相同之处是连带福利产生的驱动机制体现为老年组织预设功能产生了福利吸引力并形成了村庄内的权威，运转路径总体上表现为政府正式福利促进和催化了非正式福利的增加，其运转结果体现了显功能和潜功能的交叠，以及福利网络的密集化（王辉，2016）。然而，不同之处表现为：四川三家塘村的老年组织产生的连带福利主要体现为家庭福利和社区福利的增加，而社会慈善捐赠较少，更遑论村组织的福利支持。浙江何斯路村老年组织不仅连带性催化了家庭、社区的福利支持，还连带性促进了众多社会慈善捐赠和村组织的福利资金支持。既然家庭和朋辈群体的支持在两村都呈现出来，故此只需探究何斯路村为什么会产生更多的慈善要素支撑和村组织支持，而三家塘村却更少。

表1 两个老年组织连带福利的描述

案例名称	经济发展	村庄结构	赋权模式	连带福利表现
四川省阆中市三家塘村老年组织	枇杷合作社，距离县城23公里，留守人口多	松散型（多个姓氏并存）	政府赋权型	家庭、朋辈群体、社会慈善（少）的福利支持
浙江省义乌市何斯路村老年组织	薰衣草合作社，距离县城16公里，留守人口多	团结型（何氏男性占90%以上）	双重赋权型	家庭、朋辈群体、社会慈善（多）、村组织的福利支持

根据2018年两地《国民经济和社会发展公报》来看，阆中市城市居民家庭年人均可支配收入33437元，农村常住居民人均消费支出14740元，而义乌市城镇居民人均可支配收入为71207元，农村常住居民人均消费支出为19961元。从城市人均可支配收入来比较，四川阆中市仅为浙江义乌市的44.1%，两者差距非常大。从农村人均消费支出来比较，四川阆中市为浙江义乌市的73.8%，两者差距较小。差距背后折射了东西部地区之间和城乡之间经济社会发展水平的不同步、不协调这一宏观背景。此外，仔细比较两村微观经济状况，文章却发现存在诸多共同点。其一，两者同属于县级市20公里左右的远郊农村，都能较容易接受县域经济辐射。其二，两者产业结构都是以农业合作社为龙头来发展村庄经济，前者是以枇杷种植，后者是以薰衣草种植，且目前都在推进乡村旅游。其三，两者同属于人口空巢村，老人构成村庄社会重要主体。故此，在四川阆中市和浙江义乌市农村经济发展水平差距较小，以及三家塘村和何斯路村微观经济情况相似的前提下，本文拟从村庄社会结构视角来分析两村老年组织连带福利差异。它也符合Lily（2007）和Xu（2015）所支持的论断——刺激村干部增加公共产品供给的动力源于宗族、寺庙等村庄社会连带团体所产生的非正式责任机制，而非村庄经济绩效或经济发展水平所致。

四、农村老年组织连带福利差异化解释机制

（一）村庄社会结构影响连带福利生产

1. 村庄结构影响老人地位高低，进而影响连带福利生产。透过村庄结构能窥探老人在村庄社会中

地位的高低。传统社会中家庭养老之所以成为可能，重要原因之一是宗族社会中父权制的家庭结构和儒家伦理所倡导的孝道观念。在宗族力量留存较强的团结型村庄中，族谱和祠堂能得以重建和修缮，族长或族内头人的地位和作用也能得以保障和发挥。宗族社会力量的强大让老年人在传统节日和集体祭祀活动中大显身手。反过来，老人对传统规则和地方性知识的熟练运用，能让他们更受尊重。血缘与地缘的结合让村落家族观念在现代化的洗礼之下经过变异和重组仍然发挥作用（王沪宁，1991），这表现为：共同的姓氏滋生着家族成员相互之间的认同和向心力，而老人们因为既往的集体化生活经历进一步加强了凝聚力和老人们在村庄中的主体地位。

在松散型村庄，村民的宗族传统意识淡薄，也缺少祠堂和集体性的宗族活动，导致老人发挥集体祭祀活动和传承传统文化的作用要小。此外，随着市场化冲击、传统孝道观念流失和个体化社会的到来，加之自身年老体衰、劳动能力渐失等因素，老年人不能创造可观的经济效益而不断受到家庭和社会的排斥。在其家庭地位和社会威望日趋式微的状况下，一部分老人绝望地走向自杀。根据相关学者研究，近年来农村老人自杀率高的地域主要是宗族文化程度较低的村庄（刘燕舞、王晓慧，2013）。

老人地位的高低直接影响到村庄社会和村组织对其关注和支持，老人地位越高，受到关注和支持的可能性越高。血缘关系浓厚的团结型村庄中，人们更加尊重老人、孝敬老人。人们天然地觉得自己是村庄中的一分子，不仅从村庄中走出去的乡贤关心着老人，村干部也承担了促进老年福利生产的责任。故此，村庄结构影响老人地位，进而连带性促进和催化老年福利生产。

2.村庄结构影响非正式责任约束强度，进而影响连带福利生产。规则可以分为正式规则和非正式规则。在宗族性社会中，每个人都被置于宗族组织之中……宗族在给其成员归属的同时也给人的身份认同打下了烙印（陈映芳，2007）。这种烙印构成一种非正式规则，形塑族人某种相似的身份认同和思维方式。在团结型村庄如浙江何斯路村中，拥有一定经济能力的村民会依循传统惯例如给老人捐赠毛毯、电水壶或者其他物品。村内其他社会爱心人士给老年活动中心捐赠的麻将机等也是基于村庄内所固有的血缘关系和道德约束。此外，村干部作为村庄的领导者属于亲密血缘关系和强大宗族中的一员，势必遵循相同的村庄规范和道德责任约束，保持对老年组织的福利金支持。这正如农村社区中的宗族、村庙等连带团体及其产生的道德责任感和情感需要等非正式责任机制会驱使村干部提供农村道路建设、教育设施等公共产品（Lily，2007）。

松散型村庄如三家塘村形成的政府单向赋权型老年组织能够在发挥预设福利功能之时，也连带性地催化了家庭、社区和社会慈善捐赠支持。然而，三家塘村老年组织社会慈善捐赠的数量偏少，仅有3项，其中1项是村内爱心人士捐赠，另2项一是商业广告宣传，一是当地医院的主动进村体检。在松散型村庄中，村民对于老年互助组织所开展的活动关心程度较低，社会慈善捐赠不够。另外，村内缺失主要宗族，村干部来自多个姓氏和大家庭。他们也缺失增加老年福利支持的动力，更多是充当福利的维持者和平衡者。

村干部作为村庄治理的重要主体，在实践界和理论界都被视为连接国家政策实施与满足村民需求、传达村民意愿的桥梁。他们在面临高度不确定性和动态性任务环境中，要在国家代理人和村庄当家人之间求取平衡，在国家逻辑和乡土逻辑中作出抉择（周雪光、艾云，2010）。就本研究而言，松散型村庄多

姓氏并存，难以生长出一个主导性的大宗族来主导村庄发展，当选出来的村干部更多是顺从政府意愿和具有较强经营能力的经济精英。由于缺少共同的血缘关系和宗族观念，他们较难产生非正式责任感来扩大老年组织规模和改善老年福利水平，更多是起着维持老年组织正常运转和上传下达的作用。然而，在团结型村庄中，单姓和以一两个主姓为主，村干部也主要来自于这些血缘型连带团体。宗族的伦理道德约束和熟人社会的法则更能促使他们产生道德责任，形成非正式责任机制保护村内老年组织的发展。

因此，不同类型村庄影响了村组织对老年组织的福利支持程度。松散型村庄的村组织对老年组织福利支持少，而团结型村庄的村组织对老年福利支持更多。究其原因，宗族作为非正式责任约束会激励村干部来增加村庄公共物品供给（Xu，2015）。村干部对老年组织的支持，也能够换取老年组织参与村庄治理和对其他工作的支持。

（二）老年组织赋权模式影响连带福利生产

如前文所言，村庄结构会直接影响老年组织连带福利的生产或多寡。然而，由村庄结构所塑造的老年组织赋权模式也会影响连带福利的多少。一般而言，这可以从各种组织整合老年精英的程度和集体行动能力两个层面体现出来。

1.不同赋权模式的老年组织整合老年精英程度高低影响连带福利生产。老年精英作为村庄第三种力量的组成部分，他们掌握着一定的权力或关系资源，拥有以各种名义为村庄争取到村外资源的能力，诸如为村庄争取到扶贫资金、在老区建设项目中立项，乃至到企业拉赞助（罗兴佐，2002）。因此，老年组织如果由老年精英来主导，不仅能够发挥他们的知识、能力和见识，还能够动员更多的社会资源来增加老年福利支持。此外，老年精英作为社会能人，具有社会资本的优势，再加上部分老年精英的子女是政治能人和经济能人。这三种优势的结合，老年精英能够更好地主导村庄的发展和福利资源的建构（罗家德、孙瑜，2013）。而老年精英所发挥作用的基础是其社会关系网络以及嵌入其中的农村社会熟人所强调的人情、面子等道义资源。

四川三家塘村老年组织属于政府赋权型模式，其自治结构也吸纳了几位老人（根据学术研究伦理，对个人匿名化处理，下同）来负责日常运行，如下表所示。

表 2 三家塘村老年组织的管理者及其社会关系网络

姓名	职位	职业及社会关系
杜国胜	老年协会会长，养老活动中心副主任	曾任村支书，具有一定威信，其子为中学教师。
高光金	老年协会副会长，兼文娱部部长	村小学教师，富有一定文艺特长和组织管理能力，公益心强，具有奉献精神，但是社会关系弱。
陈华云	老年协会出纳，兼生活部部长	农民，其子均在外务工。
陈平元	生活部部长	农民，其子在外务工。

参与三家塘村老年组织的老年精英目前仅有 2 人，分别为老年协会会长和副会长。他们虽然具备一定文艺特长和组织管理能力，但是仅限于在组织内服务老人。其他部门的部长、副部长均为农民，其生活范围和活动轨迹限于农村，而未能在农村之外建立社会关系和连带福利效应。虽然三家塘村老年组织也催化了家庭和社区的福利支持，但总体上比何斯路村少，究其原因这也与三家塘村老年组织

中精英数量过少相关。松散型村庄塑造了政府赋权型组织，意味着在组织运行过程中，政府的资源投入发挥了主导作用，而社会（宗族）赋权的成分弱。三家塘村虽然也有较多的老年精英，但是他们更多是考虑如何过好自己的晚年生活，而较少参与老年组织活动，也欠缺从整个村庄公共利益角度来动员其关系网络来为其他老人谋取福利的互助精神。此外，松散型村庄的原子化程度高、非正式责任约束低，政府缺少关系嵌入和搭建老年人活动平台的积极性，导致各类老年精英参与老年组织活动的机会较少，也就难以动员他们运用社会网络进行连带福利生产或资源链接。

相较而言，团结型村庄中双重赋权型老年组织能够整合更多的老年精英参与其中。如表3所示，何斯路村老年组织理事会成员中老年精英众多，具有广泛的社会关系网络。

表3 何斯路村老年组织的理事会成员及其社会网络

姓名	职位	早年经历及现在所具有的社会资源
何运方	会长，兼老年电视大学副校长	早年担任村经济保管员，到俄罗斯经商，见多识广。三个儿子均在经商，儿子们对老年人慈善捐赠较多。
何中高	老年协会出纳，兼老年电大校长	曾任该地中心学校教师，校长。为人热心，富有一定文艺特长，威望高，具有奉献精神，且学生和同事较多。
何官学	总务	具有奉献精神，正义感强，是现任村书记的父亲。
何金林	会计	曾任村会计，书记。大女儿在市统计局工作，小女儿在国税局工作。
何分体	老年大学教师	早年在金华任教师，善于吹拉弹唱。其余兄弟都在台湾。
何黄才	老年大学教师	义乌市工商局退休干部，退休居住在村中，同事较多，关系网络密集。
何鹏	老年协会会员	曾任村书记，关系网广泛，筹资能力强。

双重赋权型老年组织的老年精英的作用主要表现在三方面：一是开展活动如老年人趣味运动会时，具有某方面特长的老人娱乐表演能给活动助兴。二是老年精英的代际传递作用也明显，他们的子女相对较为优秀，有些事业有成，对村内老人的慈善捐赠较多，如何运方的儿子捐赠毛毯，何金林的女儿捐赠电水壶等。三是在争取政府支持的老年活动项目方面，如烹饪技术培训和美容美发技术培训等，文教系统和政府系统退休的老人能够从中牵线搭桥、或者主动争取获得该类公益活动在村内举行，满足老年人需求。这也与双重赋权型组织中政府和社会具有较强的互补性和嵌入性相关，只有双方嵌入和互补，才可以更好做到信息沟通和资源链接。三家塘村老年组织所接受的社会慈善捐赠，一般都是出于捐助者自身的公益精神，而老年精英自主争取的物质性福利少。

2.不同老年组织参与村庄治理的能力影响村组织的福利支持。结构并不仅作为规则来限制行动者行为，还赋权资源给行动者，促进行动者行为得以产生（吉登斯，1998）。由老年精英所组成的老年组织理事会不仅会连带社会慈善要素生产，而且其行动能力尤其是参与村庄治理能力也会影响村组织福利支持。双重赋权型老年组织通过自身影响力在传达村庄规划、民主选举、纠纷调解、清洁卫生卫生和传承优良传统等村庄集体事务上发挥了重要作用，日渐成为村庄不可或缺的治理主体。它不仅能够得到村民的认同，还成为村组织的治理伙伴，帮助村组织处理村内相关事务。在双方资源相互依赖的背景下，村组织加大对老年组织的福利支持，这在近年来何斯路村村组织对老年组织的福利支持中体现出来。

在政府赋权型组织中，村组织是否会对老年组织进行福利支持则难以判断。究其原因，老年组织本身力量薄弱，更多是发挥老年福利生产和连带家庭、朋辈群体的福利支持功能，其行动范围尚未扩展到村庄治理中的环境清洁、纠纷调解、文化传承和参与决策等方面，也就没有构成村组织的资源依赖对象。没有资源依赖关系，也就很难得到村组织的资金支持和资源倾斜。此外，松散型村庄的非正式责任较弱，不能有效引导和约束村干部的福利支持。

（三）小结

根据前文分析，农村老年组织连带福利的数量不仅受到村庄结构的直接影响，还受到组织赋权模式的调节影响，因为组织化力量较单个主体更能推动村庄社会关系的链接和连带福利的生产。

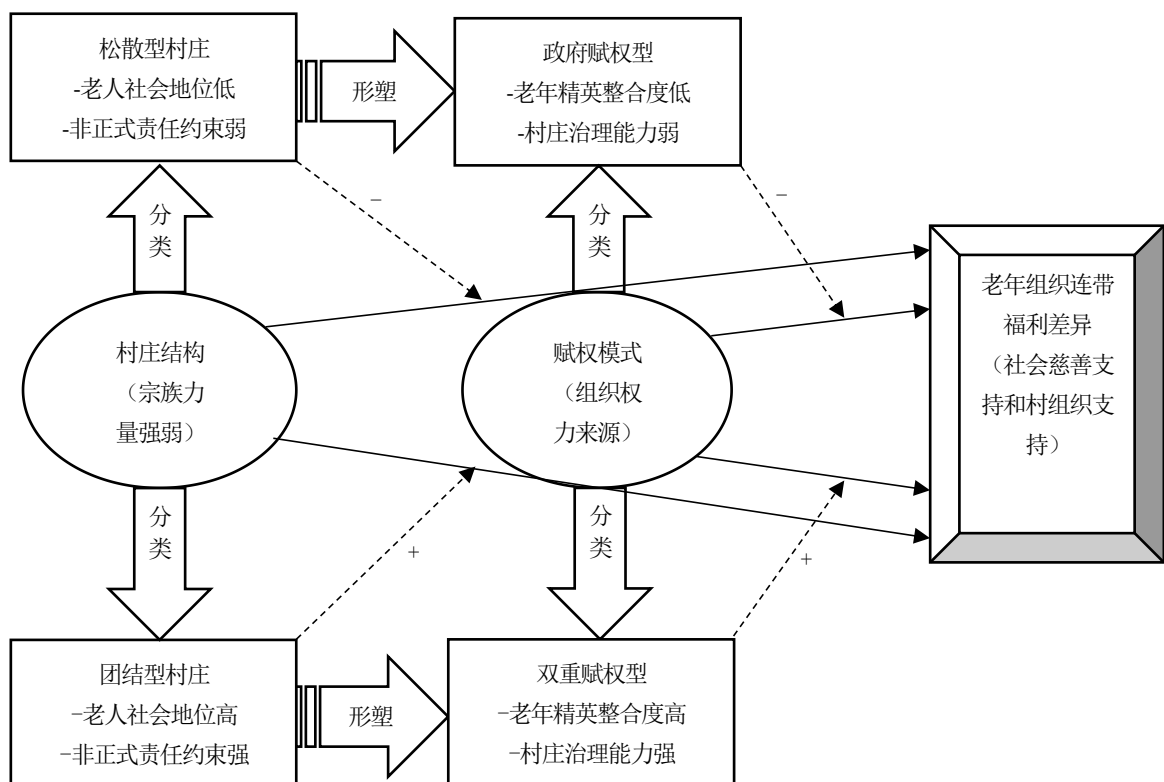


图1 农村老年组织连带福利差异解释机制

首先，村庄结构直接影响老年组织的连带福利数量。结合本研究实际，由宗族关联程度为基准所型构的村庄结构包含了两个维度来直接解释连带福利的生产：老人在村庄社会中的地位和宗族团体所承载的非正式责任约束机制。究其原因：第一，宗族团体由族长、族谱、宗祠、祭祀活动所构成。族长一般是由族长辈分高的老人所担任，他们与传统社会中的“长老统治”相似。在当前，宗族关联程度强的团结型村庄中不仅族长留存，老人的社会地位也高，反之亦然。第二，由族谱、宗祠、祭祀活动所产生的非正式制度会对村组织、村民形成软性责任约束，让他们形成一个道德共同体，进而可能作用于农村老年组织连带福利生产。

其次，村庄结构形塑老年组织赋权模式，进而影响老年组织连带福利数量。如同前文所言，在国

家与社会互动理论视角下, 团结型村庄容易形成双重赋权型组织, 而松散型村庄容易形成政府单向赋权型组织。两种赋权模式所能够整合老年精英的程度影响连带福利存在差异, 另外老年精英也会影响老年组织参与村庄治理的能力, 而后者将影响村组织对其福利的支持程度。

五、结论与建议

工业化和城镇化不可避免地消解着传统村落, 但是随着 21 世纪以来的新农村建设、美丽乡村和乡村振兴战略的深入推进, 部分村落呈现出勃兴态势, 且在村民和村落的融合中生长出新的乡村性 (文军、吴越菲, 2017)。农村老年组织的连带福利运转机制也折射出农村社会网络或社会团结被重新建构和整合的可能性 (曹海林、石方军, 2017)。比较农村老年组织连带福利, 其相同之处是都连带了家庭和朋辈群体的福利支持, 不同之处是团结型村庄还连带了较多的社会慈善支撑和村组织支持, 而松散型村庄所连带的社会慈善支持较少, 未能连带村组织福利支持。

为了科学解释老年组织连带福利的差异, 文章在延续村庄社会结构的传统解释上试图增加新的解释变量——由村庄社会结构和政府互动所形成的老年组织赋权模式来探析和挖掘其中内在机理。文章在理论视角和经验材料之间穿梭建构, 以及对两个案例深入比较基础上归纳出: 村庄结构从所内含的老人地位高低和非正式责任约束程度强弱这两个维度来直接影响老年组织连带福利生产; 老年组织赋权模式从所能整合老年精英多寡和参与村庄治理能力高低这两个维度来调节影响老年组织连带福利的差异。也可进一步概括为: 村庄社会结构为自变量, 老年组织赋权模式为中介变量, 老年组织连带福利生产绩效为因变量。这构成了本文最主要的理论贡献。当然, 这个研究发现也可以拓展到不同村庄结构中的次级组织 (如农民产业合作社、看水灌溉协会、村庄发展理事会等) 行动方式和行动绩效的比较分析, 并为后续的实证检验奠定理论基础, 如图 2 所示。



图2 村庄次级组织行动的解释机制

在人口老龄化和空心化背景下完善农村老年组织建设不仅有助于加强农村养老服务体系发展, 还能够助推乡村振兴和乡村治理现代化。本文所提供的政策启示如下。

第一, 分类对待不同村庄结构中老年组织的自主性和福利供给功能。村庄结构是影响老年组织连带福利的根本原因, 然而在长期社会演变中形成的村庄结构具有稳定性, 很难彻底改变, 只能区别对待、分类施策。在松散型村庄中, 村内宗族血缘关系淡漠, 虽然社会关联潜存, 但是难以自发形成组织力量来干预老年福利和进行其他类型的集体行动。故此, 为了提高老年福利水平, 政府需要通过规划引导、资金投入和宣传动员等方式来搭建老年组织运行平台和注入外生性资源, 甚至是通过关系嵌入和协商的方式帮助老人成立自治式组织制度架构, 培养老年人的福利意识和能力, 如此方可能让老年组织能够自我运转, 连带福利方可能产生。究其原因, 老年人并不是福利的依赖者和被动消费者,

相反他们也具有能动性，一旦政府和其他强势主体赋权，老年人能够发挥主动性关联社会资本，构建社会力。在团结型村庄，村内具备相应的宗族血缘关联，传统伦理规范和社会信任度强，老人的权威地位较高，较易形成内生型的非正式老年组织。与政府赋权结合形成的正式老年组织不仅具有较强的福利生产功能，同时也具有较强的社会自主性功能。此时，政府应该通过政策引导、资金投入、制度建设来强化老年组织的福利生产功能，钝化其社会抗争和过度的村庄治理功能。

第二，发挥老年精英的资源动员能力。发挥老年组织预设的福利功能，提高老年组织的权威地位是形成连带福利的基础。除了村庄社会结构因素之外，老年组织连带福利也与老年组织整合老年精英的程度和参与村庄治理能力相关。为此，不仅需要运用声誉、面子和物质报酬等因素激励更多村庄老年精英，如老干部、老战士、老专家、老教师、老模范等“五老”，加入老年组织，动员其关系网络来募集公益类的慈善活动，也需要吸纳老年组织参与村庄治理功能，构建与村组织的伙伴关系，从而获得村组织的福利支持。

第三，促进老年协会和农村社区互助养老服务中心的融合。老年协会是老年人自我服务的基层社会组织，而农村社区养老服务中心或农村幸福院是政府支持社区递送各种老年服务的活动平台和资源转换器。两者虽然在内容上有所差别，但是究其实质却存在诸多共同之处。首先，两者同属于为老服务组织，其运转既需要政府赋权支持，又需要发挥老人自治功能。再次，两者都倡导互助和共助精神，社区互助养老中心希望促成老年人之间在生产生活上互助，老年协会也提倡低龄老人服务高龄老人。最后，两者在基层运行复合贴近实际，这是因为老年成员、组织形式和活动场地的趋同性决定了将其整合更符合现实需要。随着农村互助养老中心的推广，由农村老年协会来具体负责其运行，管理老年福利的生产和递送成为多地的共识。总之，“会院合一”的老年组织模式不仅便于老年协会关爱农村留守老人，也便于在村庄中产生更强的权威地位和福利吸引力，从而为连带福利的生产奠定基础。

参考文献

1. 安东尼·吉登斯，1998：《社会的构成》，李康、李猛译，北京：三联书店。
2. 班涛，2017：《农村养老的区域差异研究》，《社会科学研究》第5期。
3. 曹海林、石方军，2017：《现代农村社区共同体精神的重塑与再造》，《社会科学研究》第6期。
4. 陈勋，2012：《乡村社会力量何以可能：基于温州老人协会的研究》，《中国农村观察》第1期。
5. 陈映芳，2007：《“青年”与中国社会的变迁》，北京：社会科学文献出版社。
6. 邓燕华、阮横俯，2008：《农村银色力量何以可能——以浙江老年协会为例》，《社会学研究》第6期。
7. 杜赞奇，2003：《文化、权力与国家——1900—1942年的华北农村》，王福明译，南京：江苏人民出版社。
8. 桂华、贺雪峰，2013：《再论中国农村区域差异——一个农村研究的中层理论建构》，《开放时代》第4期。
9. 郭海霞、鲁可荣，2012：《农村老年协会发展与促进政策研究》，《中国集体经济》第13期。
10. 贺雪峰，2009：《村治模式：若干案例研究》，济南：山东人民出版社。
11. 贺雪峰，2012：《论中国农村的区域差异——村庄社会结构的视角》，《开放时代》第10期。
12. 胡宜、魏芬，2011：《复兴孝道：老年组织与农村养老保障——以洪湖渔村老年协会为例》，《中国农业大学学报

（社会科学版）》第2期。

13. 蒋国河, 2006: 《20世纪90年代以来当代中国农村宗族问题研究述评》, 《中国农村观察》第3期。
14. 柯凤华, 2020: 《乡村振兴战略背景下乡村德治的实现路径研究》, 《领导科学》第4期。
15. 李国庆, 2005: 《关于中国村落共同体的论战——以“戒能—平野论战”为核心》, 《社会学研究》第6期。
16. 林耀华, 2000: 《义序的宗族研究》, 北京: 三联书店。
17. 刘锐, 2015: 《关系地权——基于村庄结构的区域比较研究》, 《北京社会科学》第9期。
18. 刘燕舞、王晓慧, 2013: 《农村老人自杀的地域差异与文化分析》, 《云南师范大学学报（哲学社会科学版）》第4期。
19. 罗家德、孙瑜, 2013: 《自组织运作过程中的能人现象》, 《中国社会科学》第10期。
20. 罗兴佐, 2002: 《第三种力量》, 《浙江学刊》第1期。
21. 罗兴佐, 2006: 《农民行动单位与村庄类型》, 《中国农村观察》第3期。
22. 马克斯·韦伯, 1997: 《经济与社会》（下卷）, 林荣远译, 北京: 商务印书馆。
23. 莫里斯·弗里德曼, 2000: 《中国东南的宗族组织》, 刘晓春译, 上海: 上海人民出版社。
24. 彭玉生, 2009: 《当正式制度规范与非正式制度规范发生冲突: 计划生育与宗族网络》, 《社会》第1期。
25. 乔尔·S.米格代尔, 2013: 《社会中的国家——国家与社会如何相互改变与相互构成》, 李杨、郭一聪译, 南京: 江苏人民出版社。
26. 阮云星、张婧, 2009: 《村民自治的内源性组织资源何以可能——浙东“刘老会”个案的政治人类学研究》, 《社会学研究》第3期。
27. 孙经纬、戴玉琴, 2019: 《华南宗族村庄小微权力腐败的生成机制——基于村庄社会结构的视角》, 《学术探索》第4期。
28. 田孟, 2015: 《中观视角: 农村低保政策执行的实践机制研究——以农村区域差异理论为基础》, 《中共杭州市委党校学报》第5期。
29. 王沪宁, 1991: 《中国村落家族文化》, 上海: 上海人民出版社。
30. 王辉, 2015: 《政策工具视角下多元福利有效运转的逻辑——以川北S村互助式养老为个案》, 《公共管理学报》第4期。
31. 王辉, 2016: 《农村老年组织连带福利机制研究》, 《上海交通大学学位论文》。
32. 王辉, 2017: 《农村养老中正式支持何以连带非正式支持》, 《南京社会科学》第12期。
33. 文军、吴越菲, 2017: 《流失“村民”的村落: 传统村落的转型及其乡村性反思——基于15个典型村落的经验研究》, 《社会学研究》第4期。
34. 肖唐镖, 2011: 《宗族在重建抑或瓦解——当代中国乡村地区宗族重建情况分析》, 《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第2期。
35. 许文婷, 2012: 《农村社区建设中老年协会作用发挥及其影响因素分析》, 《浙江师范大学学位论文》。
36. 周雪光、艾云, 2010: 《多重逻辑下的制度变迁: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第4期。
37. Lily, L. T., 2007, “Solidary Groups, Informal Accountability, and Local Public Goods Provision in Rural China”. *American*

Political Science Review, 101 (2): 355-372.

38. Nanette, P. and C. E. Czuba, 1999, "Empowerment: What Is It?" *The Journal of Extension*, 37(5): 3-9.

39. Peters E., 1996, "Government Action, Social Capital and Development: Reviewing the Evidence on Synergy", *World Development*, 24 (6): 1119-1132.

40. Xu Y. Q. and Y. Yao, 2015, "Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China", *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.

(作者单位: 重庆大学公共管理学院,
重庆大学公共经济与公共政策研究中心,
重庆市地方政府治理协同创新中心)
(责任编辑: 光 明)

A Comparative Study of the Welfare Production of Rural Senior Citizens' Organizations Based on Village Structure and Empowerment Model

Wang Hui

Abstract: The welfare of rural senior citizens' organizations is a positive representation of welfare reproduction. The existing studies focus in great part on the formation mechanism of varied patterns of welfare production, but fail to compare their differences. In order to answer this question, this article introduces the model of organizational empowerment based on the explanation of village social structure, and draws typical cases of loosely-organized villages and well-organized villages for comparison. The results show that factors such as the social status of the elderly and the degree of informal responsibility constraints in the village social structure, the integration degree of the elderly elites carried by the empowerment model of senior citizens' organizations and the ability of senior citizens' organizations to participate in the village governance all affect welfare production. The findings of the study not only help to understand the current welfare practices of rural senior citizens' organizations, but can also be extended to the comparative analysis of action mode and effect of secondary organizations in different villages. It is a feasible way to improve welfare production capacity by classifying senior citizens' organizations in different village structures, motivating the elderly elites to participate in village governance, and promoting the integration of senior citizens' organizations and senior citizens welfare homes.

Key Words: Welfare; Village Structure; Empowerment Model; Rural Senior Citizens' Organization; Comparative Study

成年子女外出弱化了 农村老年人的家庭养老支持吗?*

——基于倾向得分匹配法的分析

田北海^{1,2} 徐 杨^{1,2}

摘要：论文从孝道转型视角出发，基于 CHARLS2015 年数据，运用倾向得分匹配法，比较分析了成年子女外出的不同类型对农村老年人家庭养老支持不同子系统的影响。研究发现：成年子女外出弱化了受空间限制的农村老年人生活照料和精神慰藉，但强化了不受空间限制的经济支持。较之对生活完全可以自理的农村老年人的影响，成年子女外出对自理能力受损的农村老年人家庭养老支持的影响更为显著且强度更大；较之成年女儿外出的影响，成年儿子外出对农村老年人家庭养老支持的影响更显著且强度更大。可见，成年子女外出并未全面弱化农村老年人的家庭养老支持，而是推动家庭养老由“侍奉在侧”型向“成就安心”型转变；成年女儿在农村家庭养老中并未扮演替代性角色，而是仍旧扮演着辅助性角色。为此，应加快推进就地城镇化，大力发展农村居家养老、社区养老和互助养老服务，倡导孝亲敬老的美好家风。

关键词：农村社会流动 家庭养老 代际支持 孝道

中图分类号：C912.3 **文献标识码：**A

一、引言

中国有数千年的孝道传统，长期以来，家庭养老一直在城乡养老体系中处于支配地位，在社会养老服务体系不甚发达的农村社会尤其如此。改革开放以来，大量农村青壮年劳动力进城务工经商，但流动的不完整性（刘畅等，2017）使农村家庭成员尤其是父母不能随成年子女一同流动。父母与子女生活空间的分离，使传统“侍奉在侧”式的家庭养老变得不再现实，老年人的家庭养老支持不可避免地因成年子女外出而受到影响。

成年子女外出是否必然弱化农村老年人的家庭养老支持？成年子女外出对农村老年人家庭养老到

*本文为中国工程院 2018 年度咨询研究项目“城乡融合发展战略研究”（项目编号：2018-ZD-15-03）和中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（项目批准号：2662020WFPY003）的阶段性研究成果。

底存在什么影响? 上述问题一直是学术界争论的热点。有学者认为, 人口流动冲击了孝道观念 (Hugo, 2002; 王彦方、刘旭涛, 2014), 弱化了孝道的约束力 (刘艳军、朱慧玲, 2007), 甚至导致孝道衰落 (贺雪峰, 2008), 进而弱化了家庭养老功能 (张文娟、李树茁, 2004a)。也有学者认为, 外出子女的孝顺观念没有因城市化而发生明显变化, 流动对子女的养老支持行为并不存在显著影响 (张烨霞等, 2008)。因此, 成年子女外出并未弱化家庭养老 (杜娟、杜夏, 2002), 也没有改变家庭养老责任和家庭整体功能 (辛妍, 2012)。

学术界之所以产生两种截然不同的观点, 是因为较少有学者关注成年子女外出模式的多样性、老年人养老需求的异质性及家庭养老支持的多维性。针对已有研究的不足, 笔者尝试基于中国健康与养老追踪调查 (以下简称 CHARLS) 2015 年调查数据, 运用倾向得分匹配法, 将成年子女外出状态划分为所有子女外出、部分子女外出和无子女外出三种类型, 首先考察三种状态下农村老年人在家庭养老不同子系统 (经济支持、生活照料、精神慰藉) 支持获得的差异; 其次比较分析成年子女外出对不同自理能力状态下的农村老年人家庭养老支持的影响异同; 再次比较分析成年儿子外出和成年女儿外出对农村老年人家庭养老支持影响的性别差异; 最后在理论上对农村孝道变迁走向、子女在家庭养老中的责任分工、家庭养老的需求弹性等问题进行回应, 在实践上对农村养老服务体系的建设提出相应的政策建议。

二、文献回顾

长期以来, 家庭养老一直在中国养老体系发挥着基础性作用。就其内涵而言, 家庭养老是以家庭成员, 尤其是子女为养老资源主要供给主体的养老体系。就其外延而言, 家庭养老包含经济支持、生活照料、精神慰藉三个不可分割的子系统。家庭养老的三个子系统分别对应于老年人不同类型的养老支持需求, 受时空制约的程度也不尽相同。因此, 成年子女外出对农村老年人家庭养老支持不同子系统的影响方向及影响程度可能也不尽相同。

(一) 成年子女外出对农村老年人家庭经济支持的影响

对于成年子女外出对农村老年人家庭经济支持的影响, 学术界分别形成了经济支持强化论、经济支持弱化论和经济支持无影响论三种观点。

1. 经济支持强化论。基于资源条件视角的研究指出, 流动使子女收入增加, 提高了子女对老年人的经济赡养能力 (Zúñiga and Hernández, 1994; 李全棉, 2004) 和经济支持力度 (白南生等, 2007)。基于代际交换视角的研究指出, 在成年子女外出背景下, 老年人成为农村家庭隔代抚养的主要供给者, 隔代抚养家庭的老年人会因照顾孙辈而获得更多经济支持 (Silverstein, 2008)。基于需求视角的研究指出, 老年人家庭养老支持是其养老需求的一个函数, 越是有需求的老年人, 越有可能获得更多的家庭养老经济支持 (张烨霞等, 2008)。也有学者从养老资源补偿视角指出, 为了弥补因外出导致的老年人生活照料、精神慰藉缺位, 外出子女往往会增加对父母的经济支持 (Velkoff, 2001)。

2. 经济支持弱化论。有学者从家庭资源稀释效应视角指出, 成年子女虽因流动而收入有所增加, 但增加的收入多用于应付城市高消费生活 (周祝平, 2008)、回县城购房 (聂洪辉, 2017) 或建房 (高

瑞琴、叶敬忠, 2017)、结婚彩礼(杜鹰, 1997)、子女教育(胡枫、史宇鹏, 2013)和人情往来(叶敬忠、贺聪志, 2009)等方面, 父母往往处于家庭资源分配的末梢(钟曼丽, 2017)。因此, 成年子女外出会弱化农村老年人的经济支持。有学者从孝道衰弱视角指出, 城市化削弱了流动人口的孝道观念(Wilensky, 2002), 从而导致出现了“赡养脱离”、“富而不养”问题(叶敬忠、贺聪志, 2009)。

3. 经济支持无影响论。有学者从需求弹性视角指出, 多数农村老年人以劳动收入为主(周祝平, 2008), 只要还能干活, 他们都会选择自食其力(贺聪志、安苗, 2011), 因而不指望或不需要子女支持, 成年子女外出对农村老年人经济支持并无影响。另有学者从资源约束效应视角指出, 农村老年人只能从成年子女外出中获得有限补偿, 其经济资源(舒纷纷、同钰莹, 2017)、金融资本和物质资本(宋璐、李树茁, 2017)并未因成年子女外出而直接增加。

(二) 成年子女外出对农村老年人家庭生活照料的影响

对于成年子女外出对农村老年人家庭生活照料的影响, 学术界形成了生活照料弱化论和生活照料无影响论两种观点。

1. 生活照料弱化论。学者们主要基于空间分隔效应视角指出, 成年子女外出造成子女与老年父母的空间分隔, 导致家庭生活照料者减少(孙鹃娟, 2006), 制约了老年人的家务以及日常生活起居照料等方面的支持获得(Zimmer and Kwong, 2003; 张文娟、李树茁, 2004b), 降低了家庭养老生活照料资源的可获得性(胡强强, 2006; 宋璐、李树茁, 2008)。

2. 生活照料无影响论。性别视角的研究指出, 女性是老年人生活照料的主体, 中国农村家庭“男主外、女主内”的性别分工模式并未发生变化, 丈夫外出、妻子留守的流动模式大量存在。在仅有男性劳动力外出的家庭, 成年子女外出不会对老年人生活照料产生太大影响(陈彩霞, 2000)。即便有女性劳动力外出, 女性留守老人也可以替代子女承担男性老人的生活照料责任(贺聪志、叶敬忠, 2010)。也有学者基于中国农村家庭结构特征指出, 在农村多子女家庭, 所有成年子女外出的家庭占比不高, 多数老年人至少有一个子女与其共同居住或相邻而居, 其生活照料并未受到影响(Zimmer et al., 2007)。还有学者基于需求视角指出, 能够自我供养且没有重大疾病的农村留守老年人, 基本不需要子女照料(谷玉良, 2018), 能够完全自理或者部分自理的老年人也会努力自我照料(贺聪志、叶敬忠, 2009)。

(三) 成年子女外出对农村老年人家庭精神慰藉的影响

对于成年子女外出对农村老年人家庭精神慰藉的影响, 研究成果并不多见。在为数不多的研究中, 也基本形成了“精神慰藉弱化论”和“精神慰藉无影响论”两种观点。

1. 精神慰藉弱化论。持这一观点的学者主要关注成年子女外出的生活空间分离效应, 认为成年子女外出使代际之间长期分离、交流阻断(Antman, 2010), 导致农村老年人精神慰藉缺失(Miltiades, 2002; 蔡蒙, 2006), 加重了老年人的孤独感与失落感(Adhikari and Jampaklay, 2011)。

2. 精神慰藉无影响论。有学者从孝道转型视角指出, 成年子女外出是老年人精神慰藉的一种新形式。较之在村内碌碌无为, 子女外出成就一番事业, 也是对老年人的精神慰藉(穆光宗, 2004)。有学者从需求层次视角指出, 成年子女外出让隔代照料成为可能, 农村老年人能在隔代照料中实现自我价值, 从而得到相应的精神慰藉(卢海阳、钱文荣, 2014)。与此同时, 孙辈是老年人与子女保持关系的

重要纽带。借助这个纽带，农村老年人通过隔代照料强化了与成年子女两代人的情感交流（张文娟、李树茁，2004b）。

（四）对已有研究的评价

综上，对于成年子女外出是否弱化了农村老年人的家庭养老支持这一问题，学术界远未形成共识。其争论的根源在于：学者们对于城乡流动背景下中国农村传统孝道的变迁走向、家庭养老涵义的理解存在较大分歧。就城乡流动背景下农村孝道的变迁走向而言，持中国农村传统孝道式微论的学者往往从消极视角出发，侧重关注或强调成年子女外出对农村家庭养老的负面影响；持中国农村传统孝道韧性论的学者往往从积极视角出发，侧重关注或强调成年子女外出的增收效应、养老资源补偿效应、隔代抚养效应及其对农村家庭养老的积极影响。就对家庭养老涵义的理解而言，在家庭养老内容方面，有学者侧重强调物质层面的经济支持，有学者侧重强调精神层面的情感慰藉，也有学者侧重强调日常的生活照料；在家庭养老形式方面，现有研究多将家庭养老理解为“侍奉在侧”式传统养老模式，忽视了大流动背景下及互联网时代家庭养老方式的新变化。

综上，现有研究尚存在一些不足：第一，研究内容上，多数研究往往关注成年子女外出对于农村老年人家庭养老支持单个子系统支持的影响，较少系统分析成年子女外出对农村老年人家庭养老各子系统的影响，比较分析的成果亦不多见。第二，研究视角上，已有研究忽略了成年子女外出状态的多样性，往往把成年子女外出状态简单二分为有成年子女外出与无成年子女外出两种类型，未能区分所有成年子女外出和部分成年子女外出对老年人家庭养老支持影响的差异性，未能深入分析成年子女外出对不同类型的农村老年人家庭养老支持的影响有无差异，亦未探讨儿子外出和女儿外出对农村老年人家庭养老支持的影响有何异同。第三，研究方法上，现有研究多为描述性分析和回归分析，忽略了是否外出是成年子女自我选择的结果，因而存在选择性偏差。用简单的回归分析来估计成年子女外出对农村老年人家庭养老支持的影响时，得到的估计结果可能是有偏的。

为弥补已有研究的不足，本文基于 CHARLS2015 年调查数据，运用倾向得分匹配法，将家庭养老系统视为集经济支持、生活照料和精神慰藉于一体的三维养老系统，依据农村老年人成年子女外出数量，将成年子女外出状态划分为无成年子女外出、部分成年子女外出和所有成年子女外出三种类型，比较成年子女外出不同类型下农村老年人家庭养老不同子系统支持获得的差异；从需求视角出发，比较分析完全自理农村老年人和自理能力受损农村老年人在成年子女外出不同状态下家庭养老不同子系统支持获得的差异；从性别差异视角出发，将成年子女外出状态进一步划分为所有成年儿子外出、部分成年儿子外出、无成年儿子外出、所有成年女儿外出、部分成年女儿外出和无成年女儿外出六种类型，比较分析成年儿子外出和成年女儿外出不同状态下农村老年人家庭养老不同子系统支持获得的差异。基于上述分析，本文尝试在理论上对农村孝道变迁走向、家庭养老的需求弹性问题、子女在家庭养老中的责任分工等问题进行回应，在实践上对农村养老服务体系的建设提出相应的政策建议。

三、分析框架与研究假设

（一）孝道转型：一个理论分析框架

如前所述，对于子女外出是否弱化了农村老年人的家庭养老支持这一问题，学术界的认知分歧源于传统孝道式微论和传统孝道韧性论两种视角之间的对立。中国传统孝道式微论主要基于传统立场评判传统孝道的变迁走向及其对农村家庭养老支持的消极影响，但忽视了家庭养老支持系统的复杂性和成年子女家庭养老支持策略的主体性和能动性，忽视了传统孝道的发展性与自适应性。传统孝道韧性论主要关注子女对孝道观念的高度认同、赡养义务的完整保存以及父母对子女孝顺程度的认同，并由此得出子女外出并未弱化农村老年人家庭养老支持的结论，但忽略了孝道形式化保持背后孝道内容的实质性变化（田北海、马艳茹，2019）。

无论是传统孝道式微论，还是传统孝道韧性论，都是基于传统—现代的二分对立视角来阐释传统孝道的变迁走向及其对农村老年人家庭养老支持的影响。需要指出的是，孝道是中国传统文化的重要组成部分（费孝通，1983）。对传统孝道变迁走向的理解，不能脱离于中国特定的历史文化背景，更不能脱离于中国当下的社会结构背景。当前，中国正处于社会转型期，一方面，传统因素与现代因素此消彼长；另一方面，传统因素与现代因素会长期交织并存、相互作用。作为传统—现代连续体上的重要一环，中国传统孝道与其说是在弱化，或者仍然具有强大的韧性，不如说正在发生转型（田北海、马艳茹，2019）。一方面，中国社会仍然是伦理本位的社会（梁漱溟，2011），与西方社会权利与义务观念不同的是，维系中国农村社会家庭养老运行的是情感的流露和亲情的联络（潘光旦，1993）；作为农耕文明的历史沉淀物，传统的家庭养老观念在农村社会仍具有强大的路径依赖效应（田北海等，2012）。另一方面，在社会转型背景下，成年子女外出务工经商既可能拓展其发展空间和发展机会，增强其行孝的经济实力，也可能动摇传统孝道的空间基础，弱化其对老年父母的生活照料与精神慰藉，进而推动家庭养老由“侍奉在侧”型向“成就安心”型转变。

（二）研究假设

1. 空间分离与农村家庭养老支持

代际团结理论认为，代际团结是一个亲子互动的多维度概念。其中，功能性团结是指家庭成员之间的支持和资源互换情况，联系性团结是指家庭成员联系的频率和模式（Bengtson and Roberts, 1991）。无论是以农村居民家庭为研究对象，还是以城市家庭或农民工家庭为研究对象的代际关系研究均表明，子女普遍认同孝顺父母的责任和义务是传统亲子关系的基础（Guo et al., 2009；崔烨、靳小怡，2015；马春华，2016），但空间距离可能影响家庭代际互动的机会，增强或限制代际联系和资源交换的频率和类型（黄庆波等，2017）。

在当下中国农村，成年子女外出是农村生计资源不足时做出的选择。从资源条件视角来看，一方面，子女由农村向城市流动有助于其获取更多的生计资源，提升其生计水平，进而增强其为老年父母提供经济支持的基础与能力。另一方面，子女外出会导致代际居住空间分离，提高其为父母提供生活照料的经济成本、时间成本甚至是机会成本，导致其无法对老年父母提供长期的、持续的、及时的生

活照料。此外，较之在农村，人们在城市面临的竞争压力、生活成本要大得多。在繁重的工作生活压力和快节奏的城市生活中，成年外出子女的闲暇生活时间被大大压缩，可能与老年父母疏于联系，在精神慰藉方面显得有心无力（刘汶蓉，2012）。

从资源补偿视角来看，外出固然会限制成年子女与老年父母间的日常联系，影响子女对老年父母的生活照料与精神慰藉，但不仅不会中断代际间的经济往来（王跃生，2006；刘慧君、韩秀华，2014），反而强化了子女的经济支持责任或意愿，激励子女通过强化对老年父母的经济支持来弥补生活照料与精神慰藉支持方面的不足（Cong and Silverstein, 2011）。

从需求响应视角来看，农村父母可能会因成年子女外出而调整孝道期待。他们不奢望子女侍奉在侧，也不一定指望子女给予多少实质性帮助，但他们普遍期望子女通过某种方式表达其孝行，从而让他们能够在注重人情和面子的乡土社会挺直腰杆，获得邻里认可。在诸多孝行中，经济支持是最具彰显度的表达方式。为此，成年子女外出也可能强化父母对子女的经济支持期待（Guo et al., 2009；Luo and Zhan, 2012）。在孝道伦理依然具有强大形塑力的背景下，成年子女只要具备起码的经济条件，都会对父母的经济支持期待给予响应。

综上，本文提出成年子女外出对农村家庭养老支持的空间分离效应假设如下：

假设 1：成年子女外出会强化不受空间制约的农村家庭养老经济支持，但会弱化受空间制约的农村家庭养老生活照料和精神慰藉支持。

2.需求弹性与农村家庭养老支持

在孝道伦理依然具有强大形塑力的背景下，农村家庭养老支持是老年人家庭养老需求的一个正向函数。只要条件允许，成年子女都会根据老年人需求，尽其所能地提供相应的养老支持。然而，成年子女外出往往伴随着家庭养老支持条件的改变，即：经济支持能力的强化和生活照料、精神慰藉条件的弱化。需要注意的是，家庭养老支持条件的改变对不同类型老年人家庭养老支持的影响可能不尽相同。其原因在于：老年人的家庭养老支持需求本身是有弹性的。

已有研究表明，在影响老年人养老支持需求弹性的诸多因素中，身体机能是一个硬约束条件（田北海、王彩云，2014）。相对而言，生活完全能够自理的老年人家庭养老需求弹性较高。更准确地说，他们对家庭养老支持的需求既不迫切、也不强烈，他们甚至乐意“恩往下流”，继续为成年子女贡献余热。相应地，家庭养老支持条件的改变对其养老支持的冲击可能并不显著。与之相对应，自理能力受损的老年人身体机能较差，其养老支持需求是刚性的，突出表现为其对日常生活照料的需求既迫切且强烈。倘若成年子女外出，其生活照料需求只能通过购买社会养老服务得到满足，从而产生经济支出压力，进而强化对成年子女的经济支持需求，而这些需求一般能够得到外出成年子女的响应。

综上，本文提出成年子女外出对农村老年家庭养老支持的需求弹性效应假设：

假设 2：较之对生活完全能够自理农村老年人的影响，成年子女外出对自理能力受损的农村老年人家庭养老支持的影响更显著且强度更大。

3.成年子女外出的性别组合差异与农村家庭养老支持

在中国传统社会，“养儿防老”既是家庭代际关系反馈模式的文化基础（费孝通，1983），也是确

保“老有所养”的社会规范基础(穆光宗, 2004)。在“养儿防老”伦理规范影响下,儿、女被寄予不同的性别角色期待:儿子独享继承宗祧和家庭财产的权利,女儿则被排斥在外。相应地,农村老年人普遍期待由儿子养老(Luo and Zhan, 2012; Cong and Silverstein, 2014),儿子成为家庭养老责任的主要承担者,儿子养老成为中国传统社会占主导地位的家庭养老模式(Yang, 1996; Xie and Zhu, 2010)。

近年来,随着打工经济的兴起(聂焱, 2008),及与之相伴而生的家庭结构变迁、子代相对父代权力的上升和女性家庭地位的提高(张翠娥、杨政怡, 2015),女儿对原生家庭的情感和现代性意识日益增强(钟涨宝、杨威, 2017),在娘家父母家庭养老中发挥的作用日益突出(唐灿等, 2009)。有学者指出,女儿已成为农村家庭养老的新兴主体,甚至承担了比儿子更多的赡养责任(朱明宝、杨彦彦, 2016)。也有学者指出,女儿的赡养行为多是非正式、自发自愿的(唐灿等, 2009)。女儿仅仅是分担而不是替代了儿子的养老责任,是家庭养老的辅助者而不是主要承担者;女儿可以平分情感,但儿子养老的主导模式并未改变(高修娟, 2014; 望超凡、甘颖, 2019)。可见,传统社会家庭养老的性别分工模式至今仍有很强的文化韧性,农村地区整体上仍然存在“养儿防老”的传统养老模式(张驰等, 2019)。相应地,较成年儿子外出,成年女儿外出对农村老年人家庭养老支持的影响可能并不明显。

综上,本文提出成年子女外出对农村老年家庭养老支持影响的性别组合差异假设如下:

假设3:较之成年女儿外出,成年儿子外出对农村老年人家庭养老的影响更显著且强度更大。

四、数据、变量与分析模型

(一) 数据来源

本文研究数据来源于北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的“中国健康与养老追踪调查”(简称CHARLS)。该项调查在全国18个省150个县区的450个村(社区)展开,每隔2年追踪一次,旨在收集一套老年家庭和个人的高质量微观数据,用以分析中国人口老龄化问题。基于研究设计和相关变量的可获得性,本文选用CHARLS2015年调查数据展开分析。

根据研究需要,本文对数据进行整理和筛选。首先,选择年龄在60岁及以上的老年人作为样本;其次,剔除非农户口样本;再次,剔除无家庭养老支持需求的样本;最后,进一步剔除相关变量存在缺失值、错填以及不符合条件的样本,最终得到3816个有效样本。

(二) 变量设置

1.被解释变量。本文的被解释变量为农村老年人的家庭养老支持获得,包括家庭经济支持获得、家庭生活照料获得、家庭精神慰藉获得3个子变量。其中,家庭经济支持获得变量操作化为受访者或其配偶过去一年中从每一个没住在一起的孩子处获得的钱和物(折算成人民币)的平均值。家庭生活照料获得变量操作化为虚拟变量,0表示未从子女处获得家庭生活照料,1表示获得了子女的家庭生活照料。问卷首先询问了受访者是否存在身体功能障碍,即:在穿衣、洗澡、吃饭、上下床、上厕所、做家务、做饭、购物、打电话、吃药方面是否有困难。如果受访者在上述任何一个方面有困难,则进一步询问其主要帮助者是谁。如果受访者回答帮助者为其子女,则视为老年人获得了家庭生活照料支持,赋值为1;反之,视为未获得家庭生活照料支持,赋值为0。家庭精神慰藉获得变量操作化为老年

人与子女见面、联系（电话、短信、信件等）的频率两个问题，并取两个问题的算术平均值。得分越高，表明老年人与子女见面、联系越频繁，老年人从中获得的精神慰藉越充分。

2.解释变量。本文的主要解释变量是成年子女的外出状态。成年子女的外出状态基于问卷中“子女在哪里常住”这一问题进行划分。根据受访者的回答，只要成年子女常住地不在本县（市），均视为成年子女外出。根据外出成年子女的人数，将成年子女外出状态划分为所有成年子女外出、部分成年子女外出和无成年子女外出三种类型。在 3816 个老年人样本中，所有成年子女外出的样本共 861 个、占比 22.56%；部分成年子女外出的样本共 2312 个、占比 60.59%；无成年子女外出的样本共 643 个，占比 16.85%。

表 1 为成年子女外出不同状态下农村老年人家庭养老支持获得的描述性统计结果。由表 1 可知，过去一年中，在经济支持方面，有成年子女外出的农村老年人从每个子女处获得的家庭经济支持均值 1721.17 元，显著（ $p<0.001$ ）高于无成年子女外出的农村老年人获得的经济支持（1498.15 元）；所有成年子女外出的农村老年人从每个子女处获得的家庭经济支持均值为 2632.07 元，显著（ $p<0.001$ ）高于无成年子女外出或部分成年子女外出的农村老年人获得的经济支持。在家庭生活照料方面，在有成年子女外出的农村老年人中，14.8%的样本获得了家庭生活照料，显著（ $p<0.001$ ）低于无成年子女外出的农村老年人获得家庭生活照料的样本比例（19.3%）；在所有成年子女外出的农村老年人中，4.9%的样本获得了家庭生活照料，显著（ $p<0.001$ ）低于无成年子女外出的农村老年人或部分成年子女外出的农村老年人获得家庭生活照料的样本比例。在精神慰藉方面，有成年子女外出的农村老年人与孩子见面、联系的频率均值为 4.80，显著（ $p<0.001$ ）低于无成年子女外出的农村老年人与孩子见面、联系的频率（6.57）；所有成年子女外出的农村老年人与孩子见面、联系的频率均值为 3.91，显著（ $p<0.001$ ）低于无成年子女外出的农村老年人或部分成年子女外出的农村老年人与孩子见面、联系的频率。

表 1 成年子女外出的不同状态下农村老年人家庭养老支持获得(均值)

家庭养老支持项目	全样本	有成年子女外出	所有成年子女外出	部分成年子女外出	无成年子女外出
经济支持获得（元）	1683.588	1721.166	2632.074	1381.940	1498.152
生活照料获得	0.156	0.148	0.049	0.185	0.193
精神慰藉获得	5.101	4.802	3.905	5.137	6.572
观测值	3816	3173	861	2312	643

3.匹配变量。本文选取了三类匹配变量：一是老年人个体特征变量，主要包括农村老年人性别、年龄、婚姻状况、教育程度、年收入和健康状况。二是老年人子女特征变量，主要包括子女平均年龄和平均受教育年限。三是老年人家庭特征变量，即老年人在世子女数。本文讨论了农村老年人自理能力状态的分组匹配结果，故将农村老年人自理能力状态也纳入表中，表 2 为被解释变量和匹配变量的定义与描述性统计结果。

表2 变量的定义与描述性统计 (N=3816)

变量名	定义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
家庭经济支持获得	受访者从所有子女处获得的钱、物算术平均值（元）	1683.59	3960.02	0	143000
家庭生活照料获得	受访者从子女处获得的生活照料：无=0，有=1	0.16	0.36	0	1
家庭精神慰藉获得	受访者与子女见面、联系频次的算术平均值： 几乎没有=0，每年一次=1，每半年一次=2，每三月一次=3，每月一次=4，每半月一次=5，每周一次=6，每周二到三次=7，每天=8	5.10	1.743	0	8
协变量					
性别	受访者性别：女=0，男=1	0.541	0.498	0	1
年龄	受访者年龄（岁）	68.675	6.860	60	102
婚姻状况	受访者婚姻状况：未婚、离婚或丧偶=0，已婚=1	0.693	0.461	0	1
教育程度	受访者教育程度：未受过教育=1，未读完小学=2，私塾=3，小学=4，初中=5，高中=6，中专=7，大专=8，本科及以上=9	2.608	1.587	1	9
年收入	受访者及配偶上一年收入	1325.94	4656.03	0	70000
健康状况	受访者自评健康状况：很好=1，好=2，一般=3，差=4，很差=5	1.741	0.564	1	3
子女平均年龄	在世子女年龄的算术平均值（岁）	40.663	6.851	19	72.4
子女平均教育年限	在世子女受教育年限的算术平均值（年）	4.334	1.489	1	10
子女数	在世子女数量	3.530	1.521	1	11
自理能力状态	受访者自理能力状态：自理能力受损=0，完全能自理=1	0.514	0.500	0	1

（三）分析模型

本文研究的核心问题是：成年子女外出是否弱化了农村老年人的家庭养老支持？如前所述，由于成年子女是否外出可能具有选择性偏差，即这一行为的发生并不是随机的，若用简单回归分析估计成年子女外出对农村老年人家庭养老支持的影响，其估计结果可能是有偏的。因此，本文使用倾向得分匹配（Propensity Score Matching，以下简称 PSM）方法，通过对农村老年人进行分组匹配，来估计成年子女外出对农村老年人家庭养老支持的“参与者平均处理效应”（Average Treatment Effect on the Treated，简称 ATT）。

PSM 最早由 Rosenbaum 和 Rubin 在 1983 年提出，在经济学中多用于评估某项目或政策实施后的“处理效应”，是一种“反事实估计”分析方法。PSM 主要内容是为处理组（Treated Group，在本文中指有成年子女外出的农村老年人）找到一个合适的“反事实”控制组（Control Group，在本文中指无成年子女外出的农村老年人），然后得到两组样本老年人家庭养老支持获得的 ATT 之差。

在本文中，以虚拟变量 $D_i = \{0, 1\}$ 表示农村老年人是否有成年子女外出，其中，1 为处理组，0 为控制组；将农村老年人从子女处获得的家庭养老支持记为 y_i 。 D_i 对 y_i 的处理效应为：

$$y_i = \begin{cases} y_{1i} & \text{若 } D_i = 1 \\ y_{0i} & \text{若 } D_i = 0 \end{cases}$$

其中， y_{1i} 表示有成年子女外出的农村老年人获得的家庭养老支持， y_{0i} 则表示无成年子女外出的农村老年人获得的家庭养老支持。本文想要知道 $y_{1i} - y_{0i}$ ，即成年子女外出对农村老年人家庭养老支持获得的处理效应，即：

$$y_i = (1 - D_i)y_{0i} + D_i y_{1i} = y_{0i} + (y_{1i} - y_{0i})D_i$$

那么“参与者平均处理效应”为：

$$\begin{aligned} ATT &= E[y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1, p(X)] \\ &= E[y_{1i} | D_i = 1, p(X)] - E[y_{0i} | D_i = 1, p(X)] \end{aligned}$$

在社会科学研究中，常见的倾向得分匹配分析方法有很多，如最近邻匹配、卡尺匹配和核匹配等。笔者依次使用上述三种方法进行了匹配分析，其分析结果基本一致。限于篇幅，本文仅展示了最近邻匹配分析结果。

五、估计结果与相关检验

（一）倾向得分匹配的基本检验

首先，将有成年子女外出的农村老年人作为处理组，无成年子女外出的农村老年人作为控制组进行匹配。由表 3 可知，在控制协变量的情况下，较之无成年子女外出的农村老年人，有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 463.65 元，获得生活照料的比例平均下降 5.6%，获得精神慰藉的频次平均减少 1.169 个单位。以上处理效应均通过显著性检验。

其次，将所有成年子女外出的农村老年人作为处理组，其他农村老年人作为控制组进行匹配。在控制协变量的情况下，较之部分成年子女外出或无成年子女外出的农村老年人，所有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 805.60 元，获得生活照料的比例平均下降 9.6%，获得的精神慰藉频次平均减少 1.978 个单位。以上处理效应均通过显著性检验。

最后，将所有成年子女外出的农村老年人作为处理组，部分成年子女外出的农村老年人作为控制组进行匹配。在控制协变量的情况下，与部分成年子女外出的农村老年人相比，所有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 906.37 元，获得生活照料的比例平均下降 7.9%，获得的精神慰藉频次平均减少 1.591 个单位。以上处理效应均通过显著性检验。

上述分析结果表明：无论在何种流动模式下，成年子女外出都强化了农村老年人的家庭经济支持获得，弱化了农村老年人的家庭生活照料获得和家庭精神慰藉获得，空间分离效应假设得到验证，即假设 1 得到验证。从代际团结视角来看，在农村社会，孝道仍然是规范成年子女与老年父母代际关系的基础伦理，为老年父母提供养老支持仍然被视为子女“报亲恩”时应尽的责任和义务。在孝道伦理作用下，外出不会弱化成年子女的孝心，亦不会全面弱化成年子女的孝行，只会影响成年子女行孝的

具体形式。相应地，不受空间分离效应影响的农村老年人家庭经济支持获得不但没有被弱化，反而得到强化；受制于空间分离效应的农村老年人生活照料和家庭精神慰藉获得受到弱化。从资源条件视角来看，一方面，外出拓宽了成年子女的收入渠道，提升了其收入水平，增强了其为老年父母提供经济支持的条件和能力。相应地，平均而言，较之无成年子女外出或部分成年子女外出的农村老年人，有成年子女外出或全部成年子女外出的农村老年人获得了更多的经济支持。另一方面，外出导致成年子女与农村老年父母的居住空间分离，繁重的工作负担和城市竞争压力压缩了成年子女的闲暇生活时间与空间，弱化了成年子女“伺奉在侧”、为农村老年父母提供日常生活照料和精神慰藉的时空条件。相应地，平均而言，较之无成年子女外出或部分成年子女外出的农村老年人，有成年子女外出或全部成年子女外出的农村老年人获得日常生活照料的比例较低、获得精神慰藉的频次较低。从资源补偿视角来看，外出确实影响了成年子女对农村老年父母的日常生活照料和精神慰藉，但在强大孝道伦理的规制下，成年子女会通过强化对农村老年父母的经济支持来补偿上述两方面的缺失。

表 3 成年子女外出不同状态下农村老年人家庭养老支持获得的平均处理效应

家庭养老支持项目	有成年子女外出 (控制组：无成年子女外出)	所有成年子女外出 (控制组：无成年子女外出或 部分成年子女外出)	所有成年子女外出 (控制组：部分成年子女外 出)
家庭经济支持获得	463.647***	805.603***	906.373***
家庭生活照料获得	-0.056**	-0.096***	-0.079***
家庭精神慰藉获得	-1.169***	-1.978***	-1.591***

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 异质性检验

1. 异质性检验一：基于农村老年人自理能力状态的分组匹配检验

为检验假设 2，本文将样本老年人按自理能力状态进行分组匹配，分析不同自理能力状态下，成年子女外出的不同模式对农村老年人家庭养老支持的影响（见表 4）。

对完全可以自理老年人组的匹配检验结果显示，在控制协变量的情况下，较之无成年子女外出的农村老年人，有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 458.08 元，获得的精神慰藉频次平均减少 1.333 个单位，且通过显著性检验。获得生活照料的比例有所下降，但未通过显著性检验，这一结果可以从需求弹性视角作出解释。完全能够自理的老年人即使有生活照料需求，但这种需求也是极富弹性的，或者说需求水平很低、可有可无。作为对弹性需求的响应，多数成年子女认为没有必要为完全可以自理的老年父母提供生活照料支持，也较少为其提供相应支持，从而导致成年子女是否外出对老年父母生活照料的弱化效应并不显著。较之无成年子女外出或部分成年子女外出的农村老年人，所有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 946.15 元，获得的精神慰藉频次平均下降 1.89 个单位，且通过显著性检验；获得生活照料的比例有所下降，但未通过显著性检验。较之部分成年子女外出的农村老年人，所有成年子女外出的农村老年人获得的精神慰藉频次平均减少 1.618 个单位，且通过显著性检验；获得的经济支持有所增加，获得生活照料的比例有所下降，但均未通过显

著性检验。上述分析结果表明，在完全可以自理的老年人组中，成年子女外出对农村老年人精神慰藉的弱化效应非常稳健，对农村老年人经济支持的强化效应比较稳健，对农村老年人生活照料的影响始终不显著。

对自理能力受损老年人组的匹配检验结果显示，在控制协变量的情况下，较之无成年子女外出的农村老年人，有成年子女外出的农村老年人获得的精神慰藉频次平均减少 1.300 个单位，且通过显著性检验；获得的经济支持有所增加，获得生活照料的比例有所下降，但均未通过显著性检验。未通过显著性检验的可能原因是：在 3173 个“有成年子女外出”的样本中，有高达 72.9% 的老年人仅有部分成年子女外出。在仅有部分子女外出的样本组中，一方面，从资源条件视角来看，部分成年子女外出固然增强了外出子女的经济支持条件，但留守子女的经济条件并不一定得到同步改善。受多子女经济支持条件分散效应的影响，老年人获得的经济支持虽有所增加，但并不显著。另一方面，从代际团结和养老责任分工视角来看，在孝道伦理的影响下，部分子女外出可能弱化了该外出子女对老年父母的生活照料，但受多子女家庭养老责任共担和角色互补规范的影响，留守子女会承担更多的生活照料责任，从而弥补了部分子女外出导致的生活照料不足问题。因此，在部分子女外出样本组中，农村老年人获得生活照料的比例虽有所下降，但并不显著。较之无成年子女外出或部分成年子女外出的农村老年人，所有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 1042.12 元，获得生活照料的比例平均下降 19.9%，获得的精神慰藉频次平均减少 1.911 个单位，且均通过显著性检验。较之部分成年子女外出的农村老年人，所有成年子女外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 827.89 元，获得生活照料的比例平均下降 16.6%，获得的精神慰藉频次平均增加 1.300 个单位，且均通过显著性检验。上述分析结果表明，在自理能力受损的老年人组中，成年子女外出对农村老年人精神慰藉的弱化效应非常稳健，对农村老年人经济支持的强化效应和生活照料的弱化效应比较稳健。

综上，较之对完全可以自理农村老年人的影响，所有成年子女外出对自理能力受损的农村老年人家庭养老支持的影响更显著且强度更大，假设 2，即需求弹性效应假设得到验证。在生活照料维度，自理能力状态不同，农村老年人家庭养老支持需求弹性不同。对于完全可以自理的农村老年人而言，其生活照料需求具有较大弹性，或者说基本没有生活照料需求。也就是说，无论是否外出，多数成年子女均无须为老年父母提供生活照料支持。相应地，成年子女外出虽然弱化了完全自理老年人的生活照料获得，但这种弱化效应并不显著。对于自理能力受损的农村老年人而言，其生活照料需求是刚性的，成年子女外出意味着其家庭生活照料主体的缺场。因此，成年子女外出显著弱化了农村老年人的家庭生活照料获得。在经济支持和精神慰藉维度，对于处于不同自理能力状态的农村老年人而言，其家庭养老支持需求弹性并没有显著差异。因此，无论处于何种自理能力状态，农村老年人的经济支持获得均会因子女外出带来的资源条件强化效应和资源补偿效应而增加，其精神慰藉获得都会因子女进城遭遇的闲暇时间压缩和空间分隔效应而弱化。

表 4 不同自理能力状态下成年子女外出对农村老年人家庭养老支持获得的平均处理效应

自理能力状态	家庭养老支持项目	有成年子女外出 (控制组：无成年子女外出)	所有成年子女外出 (控制组：无成年子女外出或部分成年子女外出)	所有成年子女外出 (控制组：部分成年子女外出)
完全可以自理 (N=1961)	经济支持获得	458.078**	946.153***	482.136
	生活照料获得	-0.006	-0.014	-0.004
	精神慰藉获得	-1.333***	-1.890***	-1.618***
自理能力受损 (N=1855)	经济支持获得	172.606	1042.122**	827.892*
	生活照料获得	-0.074	-0.199***	-0.166***
	精神慰藉获得	-1.300***	-1.911***	-1.300***

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2. 异质性检验二：基于成年子女外出性别组合模式的分组匹配检验

为检验假设 3，本文将样本老年人按成年子女外出的性别组合模式进行分组匹配，分析在成年子女外出性别组合的不同类型下，农村老年人家庭养老支持获得的差异。

在检验时，为保持样本的一致性，本文剔除了仅有成年儿子和仅有成年女儿的农村老年人样本，得到既有成年儿子、又有成年女儿的农村老年人样本 2981 个。其中，所有成年儿子外出的样本 651 个、占比 21.84%；部分成年儿子外出的样本 958 个、占比 32.14%；无成年儿子外出的样本 1372 个、占比 46.02%。所有女儿外出的样本 1761 个、占比 59.07%；部分成年女儿外出的样本 869 个、占比 29.15%；无成年女儿外出的样本 351 个、占比 11.78%。

由表 5 可知，成年儿子外出对农村老年人家庭养老支持的影响表现为：在控制协变量的情况下，较之无成年儿子外出的农村老年人，有成年儿子外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 293.30 元，获得生活照料的比例平均下降 7%，获得的精神慰藉频次平均增加 1.260 个单位，且均通过显著性检验。较之无成年儿子外出或部分成年儿子外出的农村老年人，所有成年儿子外出的农村老年人获得的经济支持平均增加 609.58 元，获得生活照料的比例平均下降 4.3%，获得精神慰藉的频次平均下降 1.46 个单位，且均通过显著性检验。较之部分成年儿子外出的农村老年人，所有成年儿子外出的农村老年人获得的经济支持增加 765.86 元，获得生活照料的比例平均下降 4.5%，获得的精神慰藉频次平均下降 0.592 个单位，且均通过显著性检验。上述检验结果表明，无论在何种外出模式下，成年儿子外出均显著强化了农村老年人的家庭经济支持，弱化了家庭生活照料与精神慰藉。

对成年女儿外出不同状态下的分组匹配检验结果显示：在控制协变量的情况下，无论在何种成年女儿外出模式下，成年女儿外出对农村老年人的家庭经济支持和生活照料的影响均不显著。成年女儿外出仅对农村老年人的精神慰藉获得有影响，其具体表现为：较之无女儿外出的农村老年人，有女儿外出的农村老年人获得的精神慰藉频次平均显著减少 1.073 个单位；较之部分成年女儿外出或无成年女儿外出的农村老年人，所有成年女儿外出的农村老年人获得的精神慰藉频次平均显著减少 0.709 个单位；较之部分成年女儿外出的农村老年人，所有成年女儿外出的农村老年人获得的精神慰藉频次虽有减少，但未通过显著性检验。上述检验结果表明，成年女儿外出对农村老年人家庭养老支持的影响

甚微，且不稳健。

综上，较之成年女儿外出的影响，成年儿子外出对农村老年人家庭养老支持的影响更显著且强度更大，故假设3得到验证，即性别组合差异假设通过检验。可见，一方面，儿子养老的传统家庭养老模式在农村社会仍然占据主导地位。从角色期待来看，农村老年人对儿子养老的性别偏好仍旧具有稳定性；从角色领悟来看，多数农村儿子依然认可自己应在家庭养老中承担主体责任。只要条件允许，他们都会尽其所能为老年父母提供养老支持。相应地，无论在何种外出模式下，成年儿子外出均对农村老年人家庭经济支持获得有显著强化效应，对其生活照料和精神慰藉获得均有显著弱化效应。另一方面，女儿在老年父母的家庭养老支持，尤其是精神慰藉供给中发挥着重要作用，但这种作用是补充性的，而非替代性的。

表5 成年儿子外出和成年女儿外出对农村老年人家庭养老支持获得的平均处理效应

家庭养老支持项目	成年儿子外出			成年女儿外出		
	有成年儿子外出（控制组：无成年儿子外出）	所有成年儿子外出（控制组：部分成年儿子外出或无成年儿子外出）	所有成年儿子外出（控制组：部分成年儿子外出）	有成年女儿外出（控制组：无成年女儿外出）	所有成年女儿外出（控制组：部分成年女儿外出或无成年女儿外出）	所有成年女儿外出（控制组：部分成年女儿外出）
经济支持	293.301**	609.576***	765.856***	26.608	-61.301	-151.767
生活照料	-0.070***	-0.043***	-0.045*	-0.030	-0.019	0.011
精神慰藉	-1.260***	-1.460***	-0.592***	-1.073***	-0.709***	-0.270

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（三）平衡性检验

在使用倾向得分匹配时，需要注意成年子女外出的不同状态下农村老年人样本组之间的平衡性问题，即匹配样本在匹配变量分布上不应存在显著差异。因此，需要对倾向值匹配的分析结果进行平衡性检验。

限于篇幅，本文仅将成年子女外出状态按“所有成年子女外出”和“部分成年子女外出或无成年子女外出”两类进行匹配，运用最近邻匹配法，对两组老年人的经济支持获得进行匹配前和匹配后的平衡性检验。如表6所示，较之匹配前，匹配后所有匹配变量的偏误比例皆有下降，且各变量偏误绝对值下降的比例均在68%以上。t检验结果表明，基本不能拒绝两个老年人样本组之间匹配变量差异为零的原假设，这意味着倾向得分匹配确实大大降低了两组样本老年人之间的差异。

表6 平衡性检验结果

变量	匹配类型	所有成年子女外出	部分成年子女外出或无成年子女外出	两组差异 T统计值	偏误比例 (%)	偏误下降比例 (%)
老年人性别	匹配前	0.614	0.520	4.90***	19.1	91.4
	匹配后	0.614	0.606	0.35	1.6	
老年人年龄	匹配前	66.936	69.182	-8.53***	-34.0	95.3

(续表 6)

老年人婚姻状况	匹配后	66.936	67.041	-0.64	-1.6	98.0
	匹配前	0.782	0.668	6.41***	25.7	
老年人受教育状况	匹配后	0.782	0.784	-0.12	-0.5	68.0
	匹配前	2.864	2.534	5.39***	20.6	
老年人收入	匹配后	2.864	2.758	1.34	6.6	73.4
	匹配前	1540.4	1263.4	1.54	5.7	
老年人健康状况	匹配后	1540.4	1614.1	-0.30	-1.5	-105.5
	匹配前	3.538	3.557	-0.58	-2.2	
子女平均年龄	匹配后	3.538	3.577	-0.95	-4.6	99.6
	匹配前	38.696	41.237	-9.69***	-38.5	
子女平均受教育程度	匹配后	38.696	38.686	0.03	0.1	99.2
	匹配前	4.829	4.19	11.25***	41.6	
老年人子女数量	匹配后	4.829	4.824	0.06	0.3	98.7
	匹配前	2.980	3.690	-12.28***	-49.9	
	匹配后	2.980	2.989	0.43	-0.7	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

六、结论与讨论

围绕“成年子女外出是否弱化了农村老年人的家庭养老支持？”这一问题，本文从孝道转型视角出发，基于 CHARLS 2015 年数据，运用倾向得分匹配法，将成年子女外出状态划分为所有成年子女外出、部分成年子女外出、无成年子女外出三种类型，考察了成年子女外出的不同状态下农村老年人在家庭养老不同子系统的支持获得差异；比较分析了在不同自理能力状态下，成年子女外出对农村老年人家庭养老支持的影响差异，以及成年儿子外出和成年女儿外出对农村老年人家庭养老支持影响的性别差异。研究的主要结论如下：

第一，成年子女外出并未全面弱化农村老年人的家庭养老支持。一方面，因成年子女外出产生的空间分离效应降低了农村老年人家庭养老支持资源的可获得性，弱化了受空间限制的老年人家庭生活照料和精神慰藉；另一方面，受成年子女外出带来的增收效应或养老资源补偿效应影响，成年子女外出强化了不受空间限制的老年人家庭经济支持。

第二，老年人的自理能力状态是成年子女外出影响农村老年人家庭养老支持获得的重要调节因素。在完全可以自理的老年人组中，成年子女外出对农村老年人精神慰藉的弱化效应非常稳健，对农村老年人经济支持的强化效应比较稳健，对农村老年人生活照料的影响始终不显著。在自理能力受损的老年人组中，成年子女外出对农村老年人精神慰藉的弱化效应非常稳健，对农村老年人经济支持的强化效应和生活照料的弱化效应比较稳健。较之对完全可以自理老年人的影响，成年子女外出对自理能力受损的农村老年人养老支持的影响更为显著且强度更大。对于自理能力受损的老年人而言，随着身体机能的弱化，其对生活照料的需求日益由弹性需求转变为刚性需求，而成年子女外出产生的空间分离

效应往往会使农村老年人难以获得长期、及时的家庭生活照料。

第三，成年子女外出对农村老年人家庭养老支持的影响存在显著的子女外出状态性别差异。无论在何种外出状态下，成年儿子外出均显著强化了农村老年人的家庭经济支持，显著弱化了家庭生活照料与精神慰藉。无论在何种外出状态下，成年女儿外出对农村老年人的家庭经济支持和生活照料的影响均不显著；成年女儿外出仅对农村老年人精神慰藉有影响，但这种影响并不稳健。较之成年女儿外出，成年儿子外出对农村老年人家庭养老支持的影响更显著且强度更大。上述结论表明，儿子仍然是农村家庭养老的主要责任承担者，女儿在农村家庭养老中仅发挥着补充作用，而不是并列作用，更不是替代作用。

综上所述，成年子女外出导致的空间分离效应固然弱化了农村老年人的生活照料与精神慰藉，但成年子女外出带来的增收效应以及家庭养老资源补偿效应强化了农村老年人的经济支持。可见，一方面，成年子女外出并未全面弱化农村家庭养老支持或导致孝道衰落，而是推动农村家庭养老或孝道由“侍奉在侧”型向“成就安心”型转变；另一方面，不容忽视的是，在城乡人口大流动背景下，农村失能、半失能老年人的生活照料问题是农村社会养老服务体系建设的燃眉之急。

上述研究结论的政策启示是，与农村养老有关的“三农”工作应在如下三个方面加强建设：

第一，积极实施乡村振兴战略，加快推进就地城镇化，兼顾“成就安心”式养老与“侍奉在侧”式养老。改革开放以来很长一时期内，“孔雀东南飞”是中国城乡人口流动的主要方向。中西部地区农村劳动力大量流动到东部地区务工经商，导致这些地区出现严重的空心化问题。乡村振兴战略的实施，为就地、就近城镇化提供了广阔的发展空间。就地城镇化和就近城镇化为农村青壮劳动力在家门口就业创业提供了更多机会，让成年子女可以兼顾就业与老年人家庭养老支持，既保障了成年子女行孝的经济基础，又克服了成年子女外出对农村老年人生活照料与精神慰藉的弱化效应。为此，建议重点在城郊融合类村庄和集聚提升类村庄占比较高的县域，积极推进就地、就近城镇化。

第二，大力发展农村社区养老服务、居家养老服务和互助养老服务。需要指出的是，在乡村振兴战略实施过程中，并不是所有的村镇都具备就地就近城镇化条件。如，撤并搬迁类村庄要么面临生态环境恶劣问题，要么存在人口流失严重导致的空心化问题。在这类村庄，青年劳动力在家门口就业创业的条件并不充分，不得不外出寻求生计。相应地，农村老年人尤其是失能、半失能老年人的生活照料、精神慰藉服务的供需矛盾显得更为突出。为此，应积极应对撤并搬迁类村庄人口空心化趋势，大力发展社区养老服务、居家养老服务和互助养老服务，及时响应农村流动家庭失能、半失能老人的生活照料与精神慰藉需求。

第三，大力倡导孝亲敬老美好家风，提升农村老年人精神慰藉水平。外出成年子女对农村老年人的精神慰藉支持不足，固然与其在城市谋生时面临的巨大压力不无关系，但这并不能成为成年子女疏于问候、关心父母的借口。随着农民收入水平的提高和农村生活条件的改善，较之物质养老，农村老年人对成年子女的精神养老需求越来越强烈。为此，建议大力倡导孝亲敬老美好家风。一是保障农民工正常休假权，鼓励其充分利用春节、清明节、端午节等法定节假日和年休假，常回家看看，多在家陪陪父母。二是改善农村互联网通讯条件，加强农村老年人互联网通讯基本技能培训，引导成年外出

子女充分利用电话、微信、QQ等通讯工具,加强与农村老年父母的日常联系。一方面,多向父母报平安,与父母分享工作成就和生活经历,满足农村老年人“成就安心”养老需求;另一方面,多对父母嘘寒问暖,满足农村老年人“老有所依”“老有所属”需求。

参考文献

- 1.白南生、李靖、陈晨,2007:《子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究》,《中国农村经济》第10期。
- 2.蔡蒙,2006:《劳务经济引致下的农村留守老年人生存状态研究——基于四川省金堂县竹篙镇的实证分析》,《农村经济》第4期。
- 3.陈彩霞,2000:《经济独立才是农村老年人晚年幸福的首要条件——应用霍曼斯交换理论对农村老年人供养方式的分析和建议》,《人口研究》第2期。
- 4.崔桦、靳小怡,2015:《亲近还是疏离?乡城人口流动背景下农民工家庭的代际关系类型分析——来自深圳调查发现》,《人口研究》第3期。
- 5.杜娟、杜夏,2002:《乡城迁移对移出地家庭养老影响的探讨》,《人口研究》第2期。
- 6.杜鹰,1997:《走出乡村——中国农村劳动力流动实证研究》,北京:经济科学出版社。
- 7.费孝通,1983:《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 8.高修娟,2014:《前台与后台:皖北农村“养老—送终”活动中的性别权力景观》,《妇女研究论丛》第2期。
- 9.高瑞琴、叶敬忠,2017:《生命价值视角下农村留守老年人的供养制度》,《人口研究》第2期。
- 10.谷玉良,2018:《农村人口外流与农村养老困境》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 11.贺聪志、安苗,2011:《发展话语下我国农村留守老年人的福利之“痛”》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 12.贺聪志、叶敬忠,2009:《农村留守老年人研究综述》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 13.贺聪志、叶敬忠,2010:《农村劳动力外出务工对留守老年人生活照料的影响研究》,《农业经济问题》第3期。
- 14.贺雪峰,2008:《农村家庭代际关系的变动及其影响》,《江海学刊》第4期。
- 15.胡枫、史宇鹏,2013:《农民工汇款与输出地经济发展——基于农民工汇款用途的影响因素分析》,《世界经济文汇》第2期。
- 16.胡强强,2006:《城镇化过程中的农村“留守老年人”照料》,《南京人口管理干部学院学报》第2期。
- 17.黄庆波、杜鹏、陈功,2017:《成年子女与老年父母间代际关系的类型》,《人口学刊》第4期。
- 18.李全棉,2004:《农村劳动力外流背景下“隔代家庭”初探——基于江西省波阳县的实地调查》,《市场与人口分析》第6期。
- 19.梁漱溟,2011:《中国文化要义》,上海:上海人民出版社。
- 20.刘慧君、韩秀华,2014:《家庭结构变迁下新农保政策与农村老人生存质量——基于陕西省A市的调查》,《人口与经济》,第5期。

- 21.刘汶蓉, 2012:《孝道衰落?成年子女支持父母的观念、行为及其影响因素》,《青年研究》第2期。
- 22.刘艳军、朱慧玲, 2007:《从全球化的视角解析当代青年“孝”之观念的现代性转变》,《中国青年研究》第4期。
- 23.卢海阳、钱文荣, 2014:《子女外出务工对农村留守老年人生活的影响研究》,《农业经济问题》第6期。
- 24.穆光宗, 2004:《老龄人口的精神赡养问题》,《中国人民大学学报》第4期。
- 25.马春华: 2016,《中国城市家庭亲子关系结构及社会阶层的影响》,《社会发展研究》第2期。
- 26.聂洪辉, 2017:《新生代农民工婚姻与农村家庭形态变迁》,《中共福建省委党校学报》第8期。
- 27.聂焱, 2008:《农村劳动力外流背景下女儿养老与儿子养老的比较分析》,《贵州社会科学》第8期。
- 28.潘光旦, 1993:《中国家庭之问题》,北京:北京大学出版社。
- 29.舒玢玢、同钰莹, 2017:《成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在,不远游”》,《人口研究》第2期。
- 30.宋璐、李树茁, 2008:《劳动力迁移对中国农村家庭养老分工的影响》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第3期。
- 31.孙鹂娟, 2006:《劳动力迁移过程中的农村留守老人照料问题研究》,《人口学刊》第4期。
- 32.唐灿、马春华、石金群, 2009:《女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察》,《社会学研究》第6期。
- 33.田北海、雷华、钟涨宝, 2012:《生活境遇与养老意愿——农村老年人家庭养老偏好影响因素的实证分析》,《中国农村观察》第2期。
- 34.田北海、马艳茹, 2019:《中国传统孝道的变迁与转型期新孝道的建构》,《学习与实践》第10期。
- 35.田北海、王彩云, 2014:《城乡老年人社会养老服务需求特征及其影响因素——基于对家庭养老替代机制的分析》,《中国农村观察》第4期。
- 36.王彦方、王旭涛, 2014:《影响农村老年人生活满意度和养老模式选择的多因素分析——基于对留守老年人的调查数据》,《中国经济问题》第5期。
- 37.王跃生, 2013:《中国城乡家庭结构变动分析——基于2010年人口普查数据》,《中国社会》第12期。
- 38.望超凡、甘颖, 2019:《农村家庭变迁与女儿养老》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 39.辛妍, 2012:《农村人口流动对家庭养老的双重影响与政策选择》,《经济与管理》第11期。
- 40.叶敬忠、贺聪志, 2009:《农村劳动力外出务工对留守老年人经济支持的影响研究》,《人口研究》第4期。
- 41.张驰、向晶、施海波、吕开学, 2019:《代际视角下农村子女赡养行为的性别差异研究》,《中国农村观察》第6期。
- 42.张翠娥、杨政怡, 2015:《分歧与妥协——农村女儿的分离式养老》,《人口与经济》第5期。
- 43.张文娟、李树茁, 2004a:《劳动力外流对农村家庭养老的影响分析》,《中国软科学》第8期。
- 44.张文娟、李树茁, 2004b:《农村老年人家庭代际支持研究——运用指数混合模型验证合作群体理论》,《统计研究》第5期。
- 45.张辉霞、李树茁、靳小怡, 2008:《农村三代家庭中子女外出务工对老年人经济支持的影响研究》,《当代经济科学》第1期。

- 46.钟曼丽, 2017:《农村留守老年人生存与发展状况研究——基于湖北省的调查》,《湖北社会科学》第1期。
- 47.钟涨宝、杨威, 2017:《原生家庭偏好、现代性与农村女儿家庭养老》,《学习与实践》第4期。
- 48.周祝平, 2008:《中国农村人口空心化及其挑战》,《人口研究》第2期。
- 49.朱明宝、杨云彦, 2016:《农村家庭养老模式变迁与低生育水平强化——来自湖北省宜昌市的经验证据》,《中国人口科学》第3期。
- 50.Adhikari R., Jampaklay A., and Chamrathirong A., 2011, "Impact of children's migration on health and health care-seeking behavior of elderly left behind", *BMC Public Health*, 11(1): 143.
- 51.Antman F., 2010, "Adult Child Migration Affect the Health of Elderly Parents Left Behind in Mexico", *The American Economic Review*, 100(3): 205-208.
- 52.Bengtson, V.L., and Robert, E. L., 1991, "Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction", *Journal of Marriage and Family*, 53(4): 856-870.
- 53.Cong Z., and Silverstein M., 2014, "Parents preferred care-givers in rural China: gender, migration and intergenerational exchanges", *Ageing and Society*, 34(05): 727-752.
- 54.Guo M., Chi I., and Silverstein M., 2009, "Intergenerational Support of Chinese Rural Elders with Migrant Children: Do Sons' or Daughters' Migrations Make a Difference?", *Journal of Gerontological Social Work*, 52(5): 534-554.
- 55.Hugo G., 2002, "Effects of International Migration on the Family in Indonesia", *Asian and Pacific Migration Journal*, (11)1: 13-46.
- 56.Luo B., and Zhan H., 2012, "Filial Piety and Functional Support: Understanding Intergenerational Solidarity Among Families with Migrated Children in Rural China", *Ageing International*, 37(1): 69-92.
- 57.Miliades H. B., 2002, "The social and psychological effect of an adult child's emigration on non-immigrant Asian Indian elderly parents", *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 17(1): 33-55.
- 58.Silverstein M., 2008, "Intergenerational Time-for-Money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents?", *Research in Human Development*, 5(1): 6-25.
- 59.Velkoff V. A., 2001, "Living Arrangements and Well-being of The Older Population: Future Research Directions", *Population Bulletin of the United Nations*, 42(1):1-11.
- 60.Wilensky. H. L., 2002, *Rich Demographics: Political Economy, Public Policy and Performance*, Berkeley and Los Angeles: University of California Press, 891.
- 61.Xie, Y., and H. Zhu, 2010, "Do Sons or Daughter Give More Money to Parents in Urban China", *Journal of Marriage and Family*, 71(1): 174-186.
- 62.Yang, H. Q., 1996, "The Distributive Norm of Monetary Support to Older Parents: A look at a Township in China", *Journal of Marriage and Family*, 58(2): 404-415.
- 63.Zimmer Z., Korinek K., and Knodel J., 2008, "Migrant Interactions with Elderly Parents in Rural Cambodia and Thailand", *Journal of Marriage and Family*, 70(3): 585-598.
- 64.Zimmer Z., and Kwong J., 2003, "Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and

Future Implications”, *Demography*, 40(1): 23-44.

65. Zúñiga. E, and Hernández. D., 1994, “Importancia de Los Hijos en La Vejez y Cambios en El Comportamiento Reproductivo (Estudio en Tres Comunidades Rurales de México)”, *Estudios Demográficos y Urbanos*, 9(1): 211-236.

(作者单位: ¹ 华中农业大学文法学院社会学系;

² 华中农业大学农村社会建设与管理研究中心)

(责任编辑: 光 明)

Does the Migration of Adult Children Weaken Family Support for the Rural Elderly? An Analysis Based on a Propensity Score Matching Method

Tian Beihai XuYang

Abstract: From the perspective of filial piety transformation, this article uses a propensity score matching method to analyze and compare the impacts of different patterns of adult children’s rural-urban migration on different subsystems of family support for the rural elderly based on the data of CHARLS2015. The results show that adult children’s migration weakens family support for the rural elderly from the aspects of daily care and spiritual comfort which are restricted by space, but it strengthens the support from the economic aspect which is not restricted by space. Compared with the impacts on the elderly who can completely take care of themselves, the impacts of adult children’s migration on the rural elderly with impaired self-care ability are more significant and stronger. Compared with the impacts of adult daughters’ migration, the impacts of adult sons’ migration are more significant and stronger. The results reveal that adult children’s migration does not comprehensively weaken the family support for the rural elderly, but promotes the transformation of family support for the rural elderly from “serving the parents by their side” to “comforting the parents with achievements”. Adult daughters play an auxiliary role, rather than an alternative role in rural family support. Therefore, the top priority for the rural elderly support system is to accelerate local urbanization, vigorously develop rural home-based elderly care services, community-based elderly care services and mutual-care services among the rural elderly, and advocate a good tradition of family ethics and filial piety.

Key Words: Rural-urban Migration; Family Support for the Elderly; Intergenerational Support; Filial Piety

灾害冲击、社区韧性与城乡居民发展信心*

——基于云南民族地区调查的实证分析

魏钦恭¹ 刘 伟²

摘要：民族地区是自然灾害多发易发区，在切实提升治理效能、确保全面脱贫的历史关键阶段，关注灾害冲击的社会心理后果及其应对具有重要的现实意义。本文从风险社会的理论视阈出发，基于云南少数民族地区综合社会调查数据，对自然灾害冲击、社区韧性与城乡居民发展信心的关系进行了实证探讨。研究结果显示，累积性灾害会显著削减城乡居民的发展信心，且这种影响因社区韧性水平的不同而有所差异；较强的社区韧性不仅具有减缓灾害冲击的“软垫效应”，亦具有提升居民发展信心的“引擎效应”。同时，提升防灾知识和物品储备的增量、激活社区社会资本的存量，对社区复原力和社区内聚力两项韧性维度具有不同的作用路径。

关键词：灾害冲击 发展信心 社区韧性 社会风险 共同体构建

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

中国是世界上自然灾害最为严重的国家之一，灾害种类多，分布地域广，发生频率高，造成损失重，这是一个基本国情^①，而少数民族地区更是自然灾害的高发区。2010~2018年，民族地区自然灾害造成的直接经济损失在全国的年均占比达32.9%，死亡人口（含失踪）的占比更是达到55.1%^②。自

*本文研究得到中国人民大学中央高校基本科研业务费专项资金（项目编号：19XNH096）、北京市社会科学基金项目“社会空间视域下城乡‘过渡型’村区社会治理问题研究”（项目编号：18SRC018）的资助。本文分析所使用的数据由教育部人文社会科学重点研究基地中央民族大学中国少数民族研究中心提供，作者感谢上述机构及其工作人员给予的帮助，也特别感谢外审专家和编辑老师给出的诸多有益建议，但文责自负。本文通讯作者：刘伟。

^①参见《习近平在中央政治局第十九次集体学习时强调 充分发挥我国应急管理体系特色和优势 积极推进我国应急管理体系和能力现代化》，《人民日报》，2019年12月1日第1版。

^②数据来源：国家统计局（编），《中国统计年鉴》（2011~2019），北京：中国统计出版社。这里，自然灾害的影响不包括地震灾害的影响。由于分城市和县区的数据较难全面准确获得，此处的民族地区主要包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆等少数民族比较集中的省（自治区）。

然灾害累及民生福祉，中国政府历来重视对各类灾害的防范和救助。《国家综合防灾减灾十三五规划（2016~2020）》强调，在全面建成小康社会的过程中，必须“加大对革命老区、民族地区、边疆地区和贫困地区防灾减灾救灾工作的支持力度。”毫无疑问，如何最大可能避免或最大限度降低自然灾害的不利冲击，对减少民族地区因灾致贫、返贫问题，进而打赢全面脱贫攻坚战，更好地提升城乡居民获得感和实现对美好生活的向往具有重要而紧迫的现实意义。

关于自然灾害的学术研究可谓卷帙浩繁，这些研究既表现出学科间的视域差异，也有着知识脉络的阶段性演进。从学科间差异看，相较自然类学科对灾害发生、灾害预警预测等方面的充分研究，以及灾荒史等历史学科对中国历代各类灾害的政治、经济与社会后果的详细考证，社会科学的研究在不同程度上受影响于政府应急管理的目标和偏好，实用取向明显而学理性不足（孙中伟、徐彬，2014）。从知识脉络看，既往研究的分析进路亦有着较为明显的分野和视域转换，表现为从将各类灾害视为单纯的“自然现象”到将其纳入到“社会问题”和“社会风险”的范畴之中加以看待；从关注即时性的灾害影响到同时重视长期性的累积后果；从强调政府资源、社会资本、社会援助等的重要性到将社区营造和共同体构建放到更为突出的位置。但笔者发现，现有研究还存在一些不足，如过多探讨影响剧烈和波及范围较广的重大自然灾害，对一般性灾害的影响较为忽视；多局限于灾害影响的现状描述和应急对策，对灾害影响的关联机制欠缺实证分析；多聚焦于灾害所导致的经济损失、人员伤亡等可视后果，对非可视的民众预期、发展信心等社会心理的影响关注不够。

鉴于此，本文尝试以累积性灾害与民族地区城乡居民长期发展信心为研究对象，力图对既往研究的阙如之处能有所补益。这不仅是因为关于民族地区居民发展信心的研究还很匮乏，而且是因为稳定的预期和良好的信心是个体积极行为的牵引与社会稳健发展的内在动力基础。同样重要的是，突发性的自然灾害是否以及如何影响居民的生活预期和发展信心，无论是在关于风险社会的理论探讨还是民族地区农村脱贫发展的实践中，都不乏学理和现实重要性。故此，本文接下来将首先在回顾以往文献的基础上建立一条分析路径，然后基于一项民族地区的抽样调查数据，实证分析与探讨自然灾害对城乡居民发展信心的累积性影响，并引入近年来为诸多学科所强调的“韧性”（resilience）概念，探究其在减缓自然灾害影响中的作用机理，以及增进民族地区社会韧性的现实可能性。

二、文献回顾与分析路径

（一）从“自然现象”到“社会风险”：灾害问题研究的视域转换

在灾害问题研究的早期，相关分析（如在地质学、气象学、工程学等自然学科领域内的分析）主要把自然灾害视为一种外生于社会系统的“自然现象”，其关注的焦点在于自然灾害的发生机理。比如从气候、地质和生态可持续等角度进行剖析，并落脚到技术层面，目的在于对自然灾害预警预测和防范等提出应对建议（陶鹏、童星，2011）。与之相较，社会科学的研究者从社会性出发，强调自然灾害虽然是自然事件，但在更为广泛的意义上属于在社会系统内发生的非常态事件，并不能完全将之视为外生之物，而是应将这些事件看作是自然条件与人类社会受到破坏后的综合结果表现，是一个社会结构性问题（Kreps，2001）。沿着这种分析进路，后续的大量研究主要将自然灾害的发生看作一种突发

的“社会问题”，而不同的灾害如何导致正常运行的社会陷入不同程度的“失能”状态，以及如何有效干预与化解这些负面冲击就成为研究的关键议题。在此意义上，诸多研究关注的焦点已不仅仅限于灾害本身，而是延展到自然灾害所导致的即时性、可预见性损害，比如对经济生产、人身安全、心理健康、社会秩序等方面的负面影响（白新文等，2009；李航等，2012），及其在不同时空和社会群体中的异质性分布（埃里克·克里纳伯格，2014）。相应地，应对之策主要强调通过资源补给、灾后救助和心理干预等，满足“失能状态”之下的各种即时需求，以尽快恢复社会功能和日常秩序（卢阳旭，2012；王曙光、丹芬妮·克茨，2013）。

上述视角转换无疑具有十分重要的学理与现实意义，在将自然灾害视为一种社会问题的过程中，突出了“灾害冲击—脆弱性—暴露程度”3项要素之间的关联性及差异性表现，为更加合理地看待自然灾害以及进行有效防范和灾后救助提供了更多可能路径（刘冰、薛澜，2012）。但是，进一步看，研究重点仍然集中在自然灾害对社会产生的即时且可预见性的负面影响方面，而对自然灾害作为一种不可预见的“社会风险”及其可能产生的潜在长期影响关注不足，比如民众的焦虑情绪和社会预期等。正如乌尔里希·贝克（2018）所强调的，现在已步入“风险社会”，在这一时代，每个人都是“风险共同体”中的一员，共同的焦虑和不确定取代了共同的资源需求，或者说“根本而言，在风险社会中，人们不再专注于获取‘好’，而是极力避免‘最坏’”。在这一意义上，尤其对于急剧转型的中国社会和民族地区而言，传统农业社会的风险、工业和市场化条件下的风险以及现代化进程所催生的“不确定性”和“不可预见性”的风险与自然灾害问题交织叠加到了一起。在“风险共同体”之下，包括自然灾害在内的各种灾难所带来的不确定性和民众心理反应是同样需要人们进一步关注的重要议题。

一般认为，风险是一种消极结果出现的可能性，如 Rosa（1998）所强调的那样，“风险是一种人类认为有价值之物（包括人类自身）处于岌岌可危之中或者结果表现出不确定性的情境或事件”，且正是由于其潜藏存在、不可预见、不可确定才加重了风险可能酿成的严重后果，这也是当下社会生活中人们焦虑不安、预期不明的根本症结所在（王俊秀，2015）。就此而言，在“灾害冲击—脆弱性—暴露程度”的逻辑链条中，灾害经历对民众的发展信心和社会预期等的影响是另外一条隐而不彰并为多数研究所忽略的重要脉络。这条脉络的重要性在于，信心和预期会直接或间接地影响个体的行为选择，进而形构社会样态。正如彼得·赫斯特罗姆（2010）构建的“期望（desire）、信念（belief）和机会（opportunity）”理论（简称“DBO 理论”）所指出的那样，行动者付诸目的性行动最直接的原因包括期望和信念两大因素，即一个特定的期望和信念的组合形成了个体执行行动的“推动理由”。发展信心作为一种期望和信念，其重要性不言而喻，也正因此，无论是社会个体的积极行为取向、自然灾害后的恢复重建，抑或是民族地区的脱贫实践，稳定可期的前景与发展信心构成了社会共同体维系不可或缺的心理资源与动力基础（张彦等，2015）。

通过上述简要梳理可以认为，关于自然灾害的学术研究，在问题视域、关注焦点、驱动机制和应对之策等方面，有着3种截然不同的取向（见表1）。但遗憾的是，现有关于灾害研究的实证分析与经验探讨并未对“共同体风险”这一根本性问题给予应有的重视，也鲜有将社会群体的情绪状态放置到一个更为重要的位置加以探究。由此，灾害冲击之下不同群体的发展信心和未来预期表现如何，如何

增强共同体的凝聚力、动员能力和调适能力，共同体建构是否以及如何削减灾害的负面冲击等问题就显得尤为重要，而这也构成了本文分析的主要任务。

表 1 灾害问题研究的分析理路与阶段特征			
比较维度	自然现象	社会问题	社会风险
问题视域	外生于社会系统	与社会状态相关联	与社会状态系统性联结
关注焦点	灾害的发生机理	灾害的可预见损害	不可预见的社会风险
	气候、地质、生态可持续	经济生产、人身安全、社会秩序	社会预期、发展信心、风险化解
驱动机制	技术驱动	需求驱动	发展驱动
应对之策	技术改进	资源补给	共同体整合
	预警预测	灾害救助	韧性建构

（二）从减缓灾害冲击到增强居民信心：社区韧性建构的现实意义

毫无疑问的是，自然灾害对社会系统的冲击会造成诸多不利后果，无论是即时性的经济生产破坏、人口伤亡，还是长远性的社会预期不足与发展能力受限等。如果将灾害冲击比作在一个平静的湖面投下一粒石头，湖面会波澜惊涛还是略起涟漪，既取决于灾害本身的强度，也取决于社会系统的抗冲击力。如图 1 所示，在一定的时空限域内，某一群体受到灾害的冲击后，其原初的发展路径就会在不同程度上被打破，之后，将面临灾后的复原过程。可社会事实却是，并非所有共同体或群体都能够恢复到原初状态（或螺旋式上升超越原初状态），而是可能面临下行甚至解体的风险。这些后果和差异在很大程度上由承灾群体和受灾地区的反脆弱能力决定。

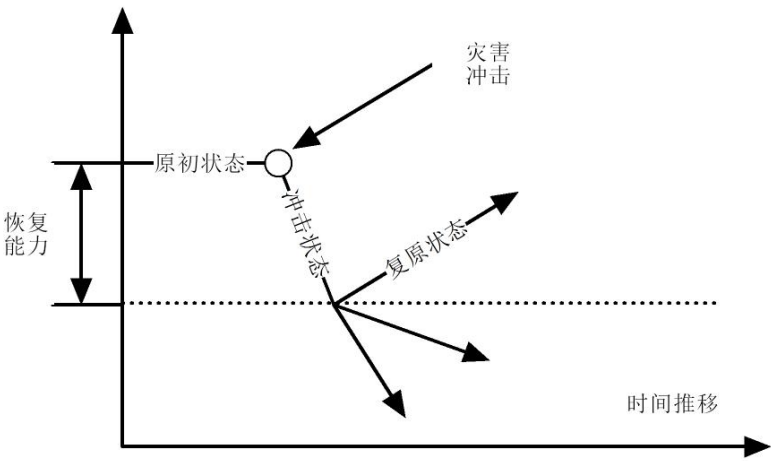


图 1 灾害冲击的演变路径

注：参见 Adger（2000）对生态破坏后可能恢复路径的分析。

如前文所述，在中国，自然灾害对少数民族地区的影响和冲击更甚，这不仅是因为不少民族地区自然条件恶劣、生态环境脆弱，而且是因为民族地区的基础设施建设、社会经济条件等相对落后，抗风险能力更低。对此，可以从总体面向、社区异质性、微观主体差异 3 个方面对民族地区应对自然灾害的状况进行简要归纳，并进一步展现脆弱性可能蕴含的社会韧性基础及其积极意义。

一般认为,脆弱性(vulnerability)包含众多面向,而社会脆弱性主要强调的是社会个体或群体应对风险的内在能力贫弱和可行能力(capability)发展不足(阿玛蒂亚·森,2013)。以贫困这一典型的社会脆弱性为例,根据国务院扶贫办2015年的摸底调查数据显示,7000多万贫困农民中因灾致贫的比例高达20%^①。相关研究在分析中国主要自然灾害的空间分布及影响范围后发现,受灾严重地区主要集中于中西部生态脆弱的民族地区,也多是国家级贫困区域(王晟哲,2016)。一些基于微观调查数据的分析也表明,自然灾害不仅加大了少数民族地区的农业弱质性,而且使得低收入群体更容易陷入贫困或脱贫后返贫的境地(庄天慧等,2010)。虽然在总体上,民族地区应对自然灾害时表现出明显的脆弱性,但是不同地区在传统文化、宗族和宗教等基础上亦形成了具有民族性和地域性特征的民间互助组织、多元参与形式和互助文化习惯,在应对自然灾害过程中往往发挥着超越个体功能、弥补公共产品不足等方面的作用(方素梅等,2013)。例如,在对2008年雨雪冰冻灾害的研究中,相关社会人类学的调查发现,熟人社会、村民之间的互助和社会支持在应对生产损失和生活物资匮乏等方面有积极作用(李培林、刁鹏飞,2013)。而那些社会资本缺失、社会互助与社会支持式微的社区,面对自然灾害时,原子化的个体受到了更多的不利影响(埃里克·克里纳伯格,2014)。就上述意义而言,在客观约束条件难以改变的情境下,如何充分挖掘和激活民族地区既有的社会资源,增强共同体韧性,就成为有效应对灾害冲击、最大化减少灾害负面影响的一个不可缺失的环节。

“共同体韧性”(community resilience)是近些年在防灾减灾领域中兴起的一个旨在衡量社区脆弱程度的概念(崔鹏等,2018)。“韧性”早期被广泛应用于机械学,用以描述金属物品在外来作用下发生变形后复原的能力(高恩新,2016)。之后,Holling(1973)发展了韧性的概念,将其运用到社会生态学领域,并将其定义为生态系统的一种性质,即系统受到破坏性事件干扰后能迅速适应并恢复到之前的稳定状态的能力。新世纪以来,在全球灾害频发的背景下,学者们开始将“韧性”理念运用到防灾减灾上(吴晓林、谢伊云,2018),而社区(包括农村和城市社区)是基本的生活单元和共同体,直接面对自然灾害,因而社区韧性的重要性日益凸显。目前,国内外学者对“社区韧性”的定义比较多样,但大体也形成了共识,即社区韧性是在灾难、危机等冲击下通过自组织、自适应和自恢复维持社区基本功能的能力,它需要各种物质资源的支撑,也需要利用和发挥这些资源的社会基础、心理条件和制度保障(崔鹏等,2018)。

以往的实证研究发现,与韧性低的社区相比,韧性高的社区在面对同样的灾害冲击时通常会更少地遭受负面影响,并能更快地从灾害中恢复,甚至实现进一步发展(Paton and Johnston, 2001)。具体到对灾后心理状态的影响方面,已有研究表明,除了家庭成员外,居住的社区中邻居和朋友的社会支持也会显著降低重大自然灾害对个体心理健康的负面影响(Kaniasty and Norris, 1993)。不仅如此,一项以2008年汶川地震为例的实证研究更是发现,重大自然灾害后不同的社区安置模式也会对受灾居民的心理健康产生不同的效应,即与普通社区相比,在集中安置点,社会支持对灾民心理健康的积极作用更为显著,这表明灾后集中安置点作为一种特殊的共同体情境具有更强的“社会力”(毕向阳、马

^①参见《国务院扶贫办:五大类原因致贫》, <http://m.news.cntv.cn/2015/11/21/ARTI1448082051328733.shtml>。

纓，2012)。虽然类似文献关注的多是灾害即时情境下的心理状态，但从中可得到的启发是，共同体韧性作为衡量一个社区抗击风险的内在能力，可能会对受到灾害冲击的居民的长期发展信心产生调节效应；而社区韧性作为一种结构层面的社会支持与基础条件，无疑也会直接增强城乡居民的长期发展信心，即生活在一个韧性较强社区的个体对未来的发展信心自然也会更强。

由此，本文提出图2所示的分析路径。在这一路径中，灾害冲击对城乡居民发展信心的直接效应简单易解，社区韧性则扮演着减缓灾害冲击的“软垫效应”和增强居民发展信心的“引擎效应”双重角色，而其又是共同体建构的关键表征。更需要强调的是，如果将这一关系路径放置到风险社会的理论脉络以及民族地区农村发展的现实情境中加以考察，也将对当下的减灾脱贫实践和更为广泛意义上的社会整合有政策启发意义。

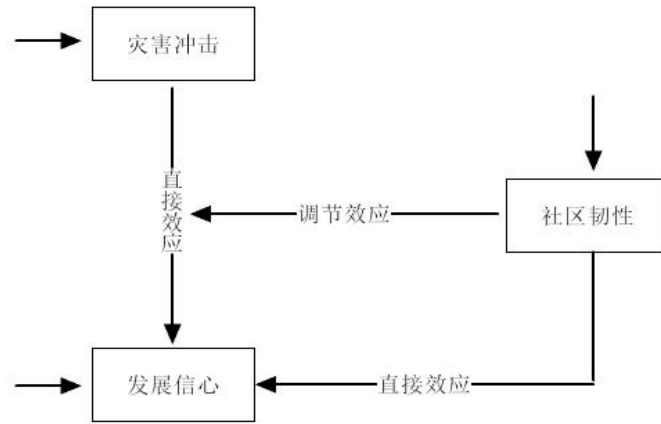


图2 灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心影响的分析路径

三、数据与变量

（一）数据

本文分析所用数据来自于2018年度“云南省少数民族地区综合社会调查”，该调查由中央民族大学中国少数民族研究中心执行。此次调查采用分层不等概率抽样，4个层级的抽样单位由高到低分别为区（县）、街道（乡镇）、村（居）委会和居民户。其中，初级抽样单元（PSU）的抽取分两个步骤完成，先选取少数民族人口比例大于33.4%（各区县少数民族人口构成的平均水平）的69个区县作为样本框；再根据非农人口比例大小将样本框中的区县分为3个层级，使用按规模大小成比例的概率抽样（PPS）方法从每个层级中分别抽取12个区县单位，共抽取了36个区县。二级抽样单元（SSU）为抽中的36个区县的所有街道（乡镇），总计398个。然后，结合所抽中街道（乡镇）的人口规模，同样使用PPS方法抽取了其中的160个街道（乡镇），再在每个街道（乡镇）随机抽取1个村（居）委会，总计160个村（居）委会，构成三级抽样单元（TSU）。最后，使用系统抽样方法在每个村（居）

委会中抽取 25 户家庭^①，在被抽中家庭使用 KISH 表选择 1 个成年人口作为受访者，并采用一对一入户访问的形式完成调查。最终，获得有效个体样本 4048 个，其中，农村社区的个体样本占比为 88.4%（3578 个）。另外，该调查还将被抽中的 160 个村（居）委会主任作为受访者，并采用一对一访问的形式完成社区问卷，最终获得有效社区样本 148 个。有关该数据的详细介绍可参考焦开山、包智明（2019）一文。在数据分析过程中，因各变量的缺失值不同，笔者将在相应部分报告各自的有效样本。

（二）变量及其测量

1. 被解释变量。本文的被解释变量是“发展信心”，也有文献将其称为“社会信心”或“公众信心”。它是指“能够使公众相信某一事物（目标）未来可以实现的一种心理力量”，其主要取决于以下两个因素：一是个体对当下现实状态的感知，二是个体对未来的心理预期（朱力，2013）。笔者根据受访者在问卷调查中对当前和未来生活看法的 3 个问题的回答测度他们的发展信心：一是对当前生活的满意度，问卷题目为“您对自己当前的生活感到满意吗？”将受访者的答案做如下赋值：“非常满意=5，满意=4，一般=3，不满意=2，非常不满意=1”。二是对当前生活的可控制程度，问卷题目为“您觉得您在多大程度上能够控制自己当前的生活？”将受访者的答案做如下赋值：“完全可以=5，可以=4，一般=3，不可以=2，完全不可以=1”，如果受访者回答“不知道”（占近 9%），就按数据缺失处理。三是对未来生活的预测性，问卷题目为“您认为您的生活在多大程度上是可以预测的？”将受访者的答案做如下赋值：“完全可以预测=5，可以预测=4，一般=3，比较难预测=2，非常难预测=1”，如果受访者回答“不知道”（占近 10%），也按数据缺失处理。这 3 个测量指标的雷科夫（Raykov）信度系数 ρ 值为 0.769，在可接受范围内^②；KMO 值为 0.595，且 Bartlett 球形检验结果显示，近似卡方值为 895.206，概率值为 0.000，表明相关矩阵不是单位阵，适合做因子分析。进一步采用主因素法提取公因子^③，得到 1 个因子，将其命名为“发展信心”因子^④。

2. 关键解释变量。本文的关键解释变量为“灾害冲击”和“社区韧性”。首先，对于“灾害冲击”，在本文中将其界定为受访者所在社区发生过的自然灾害状况。该变量通过社区层次的调查问卷测量得到，具体题目是：“最近 10 年，本地发生过的灾害类型有哪些？”这是一道多选题，选项共列举了 6 项自然灾害类型。在 148 个调查社区中，这 6 种自然灾害按照发生比例由高到低排序分别是：洪涝（56.49%）、滑坡（泥石流）（54.20%）、干旱（48.09%）、地震（25.19%）、低温冰冻（暴风雪）（22.90%）、

^①实际执行中，调查组在少数村（居）委会多抽取了数量不等的家庭。

^②鉴于在验证性因子分析框架下，常用的克隆巴哈系数（Cronbach's α ）不再是计算量表信度的恰当统计量，笔者采用雷科夫（Raykov）信度系数 ρ 值，具体计算公式可参见（Raykov，2002），后文中其他量表的信度系数计算亦采用此方法。

^③后文的相关因子的生成亦同样按照主因素法提取，不再一一赘述。

^④3 个测量指标的因子负荷值依次为 0.640、0.791、0.742，解释方差为 52.81%。同时，为了使因子分析数值的结果更为直观，笔者参考边燕杰、李煜（2000）一文的作法，运用公式将有关因子值转换为了 1~100 之间的指数（下文的因子分析数值同样作此处理）。

台(飓)风(3.05%)^①。在变量赋值上,首先将以上6个选项分别转换为二分变量,即“选择=1,未选择=0”,然后根据上述6种自然灾害发生比例的高低分别对每种灾害进行加权赋值^②,最后将每项结果进行累加,得到一个衡量社区自然灾害冲击严重程度的指标,笔者用它来测量“灾害冲击”。同时,为了在后文中验证灾害冲击对城乡居民发展信心影响结果的稳健性,笔者还设置了另外两个测量灾害冲击的变量,一个用来反映被调查社区是否发生过以上6种自然灾害中的任何一种,另一个用来反映个体是否经历过以上6种自然灾害中的任何一种^③,如果发生过或经历过,变量取值为1,否则取值为0。数据分析结果表明,最近10年,在所有调查社区中,发生的自然灾害类型的平均数量约为两种,至少发生过一种自然灾害的社区比例达87.8%。而在个体层面,受访者及其家人至少经历了上述6种自然灾害中任何一种的比例达77.8%。另外,根据《中国统计年鉴》中云南省自然灾害所致经济损失与人口伤亡的历年(2003~2018年)数据资料,以地震灾害为例,其所致云南省经济损失在全国的年均占比达38.9%,所致伤亡人口在全国的年均占比达47.7%^④。这些数据表明,云南民族地区深受自然灾害影响,同时说明了本文研究的现实意义和必要性。

其次,对于“社区韧性”,根据前文所述,在借鉴已有文献(例如吴晓林、谢伊云,2018)的基础上,笔者将其界定为社区所具有的在资源供给和社会支持两个层面应对灾害冲击的能力。目前,学界在对社区韧性的测量上并未取得共识,本文参照Patel and Gleason(2018)的操作方式,通过询问受访者对10项社区状况描述的同意程度测量社区韧性。问卷中的题目是:“下面是一些对您们小区(村)情况的描述,请您表达对每个描述的同意程度”(具体描述见表2),并将受访者的答案做如下赋值:“非常同意=5,同意=4,一般=3,不同意=2,非常不同意=1”,如果受访者回答“不知道”,作为数据缺失处理。经计算,社区韧性量表的雷科夫(Raykov)信度系数 ρ 值为0.958,表明信度非常高;KMO值为0.874,且Bartlett球形检验结果的近似卡方值为23959.873,概率值为0.000,表明适合做因子分析。采用主因素法提取公因子,生成了两个因子,分别命名为“社区复原力因子”(主要包括社区在灾害前有准备、灾害中能应对、灾害后可以快速恢复的复原能力)和“社区内聚力因子”(主要包括社区归属感、自豪感、居民相互信任和帮助等)。结合前文对社区韧性的定义可以看出,通过因子分析得到的变

^①这6种自然灾害也基本与当地居民所认知的对其影响最大的自然灾害项目吻合。个体层次的调查问卷中有这样一道题:“您认为,对您和您的家人影响最大的灾害类型是什么?”选项与上题的社区灾害经历问题的选项完全相同。对数据进行分析,按照答案比例由高到低排序的前5名自然灾害依次是:滑坡(泥石流)(27.46%)、洪涝(24.67%)、地震(21.27%)、干旱(14.90%)、低温冰冻(暴风雪)(3.32%)。这也在一定程度上表明文中关于社区灾害经历的测量具有较高的效度。

^②计算公式是: $Disaster = \sum_i W_i \times Indicator_i / \sum_i W_i, i=1, \dots, k$, 其中, $Indicator_i$ 表示第*i*项指标(分别是6种自然灾害类型), W_i 表示第*i*项指标的权重(分别是文中汇报的6种自然灾害的发生比例)。

^③在个体层次的问卷中,有这样一道题:“在过去10年,您或您的家人是否经历过下列灾害?”选项与社区灾害经历问题的选项完全一致,笔者将其视为个体经历灾害的测量题目。

^④数据来源:国家统计局(编),《中国统计年鉴》(2004~2019),北京:中国统计出版社。

量结构与其理论结构非常吻合，这里的“社区复原力因子”和“社区内聚力因子”分别指向社区在硬件和软件层面具有的应对灾害冲击的能力。此外，本文将社区韧性的两个因子根据各自的解释方差合二为一，并命名为“社区韧性综合因子”^①，以求在后文的数据分析中能整体考察社区韧性的作用。

表2 社区韧性因子分析

项目	社区复原力 (因子载荷)	社区内聚力 (因子载荷)	共量
我对我们小区或村有归属感	0.083	0.836	0.706
我对自己住在本小区或村感到很自豪	0.119	0.848	0.733
我们小区或村的居民关系很融洽	0.140	0.876	0.787
我们小区或村的居民之间彼此很信任	0.181	0.857	0.767
本小区或村的干部很不错	0.433	0.592	0.538
遇到紧急情况时，我能够向我们小区或村的居民求助	0.391	0.723	0.676
我们小区或村的居民之间互助互爱	0.363	0.755	0.703
我们小区或村对突发事件有所准备，组织有序	0.651	0.453	0.629
本小区或村可以经得住突发事件的冲击，比如自然灾害	0.914	0.136	0.853
如果发生突发事件（比如自然灾害），小区或村可以快速地恢复过来	0.914	0.098	0.845
特征值	2.640	4.597	7.237
解释方差比例（%）	26.40	45.97	72.37

3.控制变量。除了上述关键解释变量，借鉴以往文献，本文的控制变量主要包括个体层次问卷中受访者的性别、年龄、户籍、民族、婚姻状况、宗教信仰、党员身份、居住安全感、受教育年限和家庭人均年收入（取对数）。所有变量的描述性统计见表3。

表3 变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	观测值
被解释变量				
发展信心因子	个体对自身发展信心的主观评价：取值为1~100	57.20	14.64	3564
核心解释变量				
灾害冲击				
社区自然灾害类型数量	过去10年个体所在社区发生的自然灾害类型数量（加权赋值后）	0.41	0.25	148
社区是否发生自然灾害	过去10年个体所在社区是否发生过自然灾害：是=1，否=0	0.88	0.33	148
个体是否经历自然灾害	过去10年个体是否经历过自然灾害：是=1，否=0	0.78	0.42	3970
社区韧性				
社区复原力因子	个体对社区复原力大小的主观评价：取值为1~100	62.84	15.36	3177

^①社区韧性综合因子=社区复原力因子×26.40%+社区内聚力因子×45.97%。需要注意的是，此处的“社区复原力因子”和“社区内聚力因子”均是未经转换的原始因子值，在计算得出“社区韧性综合因子”后，再按照前文公式将其转换为1~100之间的数值。

(续表 3)				
社区内聚力因子	个体对社区内聚力大小的主观评价：取值为 1~100	62.12	13.91	3177
社区韧性综合因子	个体对总体社区韧性大小的主观评价：取值为 1~100	66.40	15.96	3177
控制变量				
性别	男=1, 女=0	0.57	0.50	4048
年龄	2018 年时受访者的实际年龄	45.50	13.59	4048
户口类型	农村户口=1, 非农村户口=0	0.85	0.35	4045
民族	汉族=1, 其他民族=0	0.23	0.42	4048
婚姻状况	在婚=1, 非在婚=0	0.82	0.38	4041
宗教信仰	信仰宗教=1, 不信仰宗教=0	0.14	0.35	4047
党员身份	党员=1, 非党员=0	0.12	0.32	3949
居住安全感	个体对居住地方整体安全性评价：很不安全=1, 不太安全=2, 较安全=3, 很安全=4	3.37	0.59	4030
受教育年限	个体的受教育年限（年）	6.69	4.12	4047
家庭人均年收入	2017 年家庭人均总收入（元）	9248.98	18879.78	3952

(三) 模型设定

1. 多元线性回归模型（OLS）。本文分析的城乡居民发展信心是连续变量，因此采用 OLS 模型进行估计，模型的表达式为：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中，下标 i 表示第 i 个居民， Y_i 表示居民的发展信心， X_{1i} 表示灾害冲击， X_{2i} 表示社区韧性， C_i 表示影响居民发展信心的控制变量， β_1 、 β_2 和 β_3 为待估计参数， β_0 为常数项， ε_i 为随机扰动项。

2. 多层线性回归模型（HLM）。由于灾害冲击变量是在社区层级测量的，为了避免“生态谬误”问题，本文还使用多层线性回归中的随机截距模型来进行稳健性检验，HLM 模型的一般形式为：

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \beta_{2j} C_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} W_{1j} + \nu_{0j} \quad (3)$$

（2）式中， Y_{ij} 表示第 j 个社区第 i 个居民的发展信心， X_{ij} 为第 j 个社区第 i 个居民的社区韧性感知状况， C_{ij} 为影响第 j 个社区第 i 个居民发展信心的控制变量， β_{1j} 和 β_{2j} 为待估计参数， β_{0j} 为第 j 个社区截距项变量， ε_{ij} 为第 j 个社区第 i 个居民的随机扰动项。（3）式中， W_{1j} 为第 j 个社区的灾害冲击状况， γ_{01} 为待估计参数， γ_{00} 为常数项， ν_{0j} 为第 j 个社区的随机扰动项。

四、模型回归结果分析

（一）灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心的影响

本文运用 Stata14 软件进行模型拟合。表 4 报告了灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心影响的多元线性回归模型的估计结果。回归 1 是仅纳入控制变量的估计结果，回归 2~回归 4 依次是纳入灾害冲击、社区复原力因子、社区内聚力因子变量的估计结果，而回归 5 则是在回归 2 的基础上纳入社

区韧性综合因子变量的估计结果。

估计结果表明：首先，社区发生的自然灾害类型数量越多，居民的发展信心越弱，这在回归 2～回归 5 中全部成立。以回归 5 为例，社区自然灾害类型数量变量的回归系数为-4.173，且在 1%的统计水平上显著。其次，整体而言，社区韧性有助于增进居民长期发展信心（回归 5 中，社区韧性综合因子变量的回归系数为 0.134，且十分显著），社区韧性所包含的社区复原力和社区内聚力都在不同程度上具有显著的“引擎效应”。再次，进一步看，社区复原力相较社区内聚力对居民发展信心的影响更加明显（回归 3 中，在纳入社区复原力因子后，模型解释方差比例增加超过 3%，而回归 4 在回归 3 的基础上加入社区内聚力因子后，模型解释方差比例增加不到 0.5%）。最后，从控制变量的结果看（以回归 5 为例），男性、党员、处于在婚状态，以及有宗教信仰的居民的发展信心更强，个体居住安全感、受教育年限、家庭人均年收入分别与居民发展信心显著正相关。

表 4 灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心影响的回归结果

变量	被解释变量：发展信心因子				
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
灾害冲击					
社区自然灾害类型数量	—	-3.375***	-3.736***	-3.878***	-4.173***
	—	(1.027)	(1.106)	(1.107)	(1.121)
社区韧性					
社区复原力因子	—	—	0.196***	0.198***	—
	—	—	(0.019)	(0.019)	—
社区内聚力因子	—	—	—	0.051**	—
	—	—	—	(0.021)	—
社区韧性综合因子	—	—	—	—	0.134***
	—	—	—	—	(0.019)
控制变量					
性别	1.300**	1.488***	1.102*	1.074*	1.184**
	(0.574)	(0.535)	(0.579)	(0.579)	(0.586)
年龄	0.001	-0.002	0.028	0.026	0.014
	(0.029)	(0.022)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
户口类型	-0.496	-0.240	0.490	0.382	-0.110
	(1.024)	(0.758)	(0.821)	(0.822)	(0.830)
民族	1.254	1.179*	0.718	0.784	0.957
	(1.083)	(0.631)	(0.682)	(0.682)	(0.690)
婚姻状况	3.095***	3.131***	3.080***	3.048***	3.057***
	(0.981)	(0.703)	(0.751)	(0.750)	(0.760)
宗教信仰	2.816***	3.020***	2.242***	2.197***	2.500***
	(0.833)	(0.753)	(0.815)	(0.814)	(0.824)
党员身份	3.913***	4.014***	3.413***	3.327***	3.517***
	(0.901)	(0.824)	(0.863)	(0.863)	(0.874)

(续表 4)

居住安全感	4.586*** (0.867)	4.629*** (0.442)	3.447*** (0.479)	3.208*** (0.488)	3.381*** (0.494)
受教育年限	0.425*** (0.100)	0.426*** (0.075)	0.478*** (0.081)	0.472*** (0.081)	0.466*** (0.082)
家庭人均年收入	2.229*** (0.367)	2.180*** (0.274)	1.762*** (0.295)	1.739*** (0.295)	1.805*** (0.299)
常数项	15.338*** (4.667)	16.799*** (3.134)	10.795*** (3.454)	8.901** (3.537)	15.446*** (3.442)
观测值	2994	2939	2433	2433	2433
F 检验值	26.090***	35.890***	36.570***	34.290***	30.880***
调整后 R ²	0.115	0.116	0.149	0.151	0.129

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

上文探讨了灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心的影响。为了确证这种影响关系，本文进一步用社区是否发生自然灾害、个体是否经历自然灾害来测量灾害冲击，然后利用样本数据分别建立灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心影响的多元线性回归模型，回归结果见表 5 的回归 6 和 7；同时，如前文“模型设定”部分所述，考虑到表 4 中使用的是“社区自然灾害类型数量”变量，为了避免“生态谬误”问题，笔者基于样本数据建立多层线性回归模型进行检验，回归结果见表 5 的回归 8。估计结果表明，在这 3 个回归中，灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心的影响与表 4 中的结果一致，表明回归结果是稳健的。

表 5 灾害冲击、社区韧性对城乡居民发展信心影响的稳健性检验

变量	被解释变量：发展信心因子		
	回归6	回归7	回归8
灾害冲击			
社区是否发生自然灾害	-1.553* (0.853)	— —	— —
个体是否经历自然灾害	— —	-1.656** (0.680)	— —
社区自然灾害类型数量	— —	— —	-4.171*** (1.618)
社区韧性			
社区复原力因子	0.198*** (0.019)	0.196*** (0.019)	0.186*** (0.018)
社区内聚力因子	0.048** (0.021)	0.050** (0.021)	0.045** (0.021)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	9.000** (3.636)	8.350** (3.524)	10.799*** (3.646)

(续表 5)

层一观测值	2433	2444	2433
层二观测值	—	—	146
F检验值	33.474***	33.942***	—
卡方值	—	—	366.864***
调整后R ²	0.148	0.149	—

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

(二) 异质性检验：社区韧性与个体特征对灾害冲击的调节作用

如前所述，社区韧性可能通过两条路径对灾害冲击后的城乡居民长期发展信心产生影响。上面的分析已经证实了社区韧性对居民发展信心的“引擎效应”，接下来，本文进一步验证社区韧性是否会对灾害冲击影响居民长期发展信心产生调节作用，即其对灾害冲击的“软垫效应”。为此，笔者根据社区复原力和社区内聚力的平均值，将调查样本划分为 4 个组，分别为高社区复原力组、低社区复原力组、高社区内聚力组、低社区内聚力组。表 6 的回归 9~回归 12 报告了基于分组样本得到的灾害冲击对城乡居民发展信心影响的多元线性回归结果。回归 10 和回归 12 的结果显示，在低社区复原力组和低社区内聚力组，社区灾害冲击均显著削弱了居民发展信心（社区自然灾害类型数量变量的回归系数分别为-4.738 和-4.039，且均在 1%的统计水平上显著）；而回归 9 和回归 11 的结果显示，在高社区复原力组和高社区内聚力组，灾害冲击的影响都只在 10%的统计水平上显著，且其回归系数的绝对值分别减小至 2.691 和 3.367^①。这表明，较高的社区复原力和社区内聚力确实能在一定程度上起到缓冲灾害冲击的作用。由此，社区韧性对灾害冲击影响城乡居民发展信心的调节作用得到了证实。

此外，既往关于灾害的研究多发现并强调灾害冲击的群体差异性（埃里克·克里纳伯格，2014）。此处，本文也基于中国的社会情境，从主观和客观两方面的个体特征出发，检验自然灾害风险在有宗教信仰群体和无宗教信仰群体之间，以及在不同收入群体之间是否呈现差异化分布。首先，在少数民族地区，宗教信仰是一个不可忽视的影响因素。前文的分析结果已经稳健地表明，信仰宗教有助于直接提升居民的发展信心。那么，信仰宗教能否在心理层面发挥缓冲灾害冲击的作用呢？以是否信仰宗教为标准，笔者将全部样本分为两组，表 6 的回归 13 和回归 14 报告了基于分组后的样本得到的灾害冲击对城乡居民发展信心影响的多元线性回归结果。回归结果显示，不同于无宗教信仰群体中所发现的社区灾害冲击的显著负面影响（回归 14 中社区自然灾害类型数量变量的回归系数为-4.237，且在 1%的统计水平上显著），灾害冲击对有宗教信仰群体发展信心的影响在统计上并不显著（回归 13）。这意味着，宗教信仰除了能直接提升居民发展信心，在减少灾害冲击对个体心态的负面影响方面也发挥着一定的积极作用（Ellison, 1991）。少数民族地区宗教文化多元，这就要求不能忽略宗教文化因素对居民生活的影响，由此，如何将宗教因素与中国当下的社区建设相结合，尤其是把宗教力量引导到社区文化建设和社区发展上来，就显得非常重要（何兰萍，2006）。

前文分析已经发现家庭收入对居民发展信心能够产生直接的正向影响，此处，笔者将进一步对收

^①此处的回归系数为非标准化回归系数。笔者同样也用标准化回归系数进行比较，结果是一致的。

入变量的调节效应进行检验。首先以家庭人均年收入对数的均值为分界点，将样本分为高家庭收入组和低家庭收入组；然后，基于分组后的样本数据建立社区灾害冲击对城乡居民发展信心影响的多元线性回归模型，模型的回归结果见表6的回归15和回归16。从回归16的结果看，社区自然灾害类型数量变量的回归系数为-5.618，且在1%的统计水平上显著，表明在低家庭收入组，灾害冲击会显著削弱居民发展信心；而从回归15的结果看，在高家庭收入组，社区自然灾害类型数量变量不再显著。以上发现意味着，灾害冲击对居民发展信心影响的群体差异性在不同收入群体之间同样存在，即灾害冲击对低收入家庭会产生更加明显的负面影响（Wisner et al., 2004）。

表6 灾害冲击对城乡居民发展信心影响的异质性分析

变量	回归9	回归10	回归11	回归12	回归13	回归14	回归15	回归16
	高社区 复原力	低社区 复原力	高社区 内聚力	低社区 内聚力	有宗教 信仰	无宗教 信仰	高家庭 收入	低家庭 收入
社区自然灾害类型数量	-2.691* (1.498)	-4.738*** (1.666)	-3.367* (1.981)	-4.039*** (1.377)	0.994 (2.363)	-4.237*** (1.138)	-0.999 (1.426)	-5.618*** (1.485)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	27.784*** (4.531)	14.215** (5.105)	3.023 (6.392)	26.656*** (4.043)	7.846 (8.757)	18.625*** (3.371)	12.590* (6.531)	23.205*** (5.463)
观测值	1279	1154	881	1552	416	2523	1523	1416
F检验值	11.820***	14.080***	15.190***	14.440***	5.410***	33.630***	15.540***	12.680***
调整后R ²	0.085	0.111	0.151	0.087	0.096	0.115	0.095	0.083

注：①***、**、*分别代表在1%、5%和10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

（三）进一步讨论：社区韧性提升何以可能？

前文的实证分析结果稳健地表明，社区韧性的构建与营造对减缓自然灾害的直接冲击和提升城乡居民发展信心有双重效应，那么，需要进一步讨论的问题是，如何更好地增进社区韧性？以往研究表明，社区邻里交往、社区与应急管理部门之间的协作，以及多样化的防灾减灾资源的储备都会对社区韧性产生积极影响（Tompkins and Adger, 2004；Lopez-marrero and Tschakert, 2011）。故此，本文利用实地调查数据中既有的相关变量，从邻居交往、朋友交往、防灾知识储备和防灾物品储备4个方面分析提升社区韧性的现实路径。下面简单介绍下相关新增解释变量的测量。首先，问卷中测量邻居交往的具体问题为：“平时，您与邻居是否有以下方面的交往？”如果回答“是”，赋值为1，如果回答“否”，赋值为0，并进行因子分析，得到了邻居交往因子^①。其次，问卷中测量朋友交往的具体问题为：“平时，您与朋友是否有以下方面的交往呢？”如果回答“是”，赋值为1；如果回答“否”，赋值为0，并

^①主要包括的交往方式有：互相串门、一起吃饭、一起聊天、相互帮忙，由它们生成的因子负荷值分别为0.776、0.712、0.722、0.740，解释方差为56.34%；Raykov 信度系数 ρ 值为0.838，KMO值为0.750；Bartlett球形检验结果的近似卡方值为3391.422，概率值为0.000。

进行因子分析,得到了朋友交往因子^①。再次,问卷中测量防灾知识储备的具体问题为:“如果发生灾害或突发事件,您是否知道下面内容?”如果回答“是”,赋值为1;如果回答“否”,赋值为0(如果回答“不确定”,作为数据缺失处理),并进行因子分析,得到了防灾知识储备因子^②。最后,问卷中测量防灾物品储备的具体题目为:“为了应对可能发生的灾害或突发情况,您家里备有下列物品吗?”^③将备有的物品数量进行累加,就得到了防灾物品储备变量的值。

接下来,就可以检验居民交往和防灾知识、物品储备情况对社区韧性的影响效应。需要强调的是,对于个体而言,无论是对社区内聚力还是对社区复原力的感知,既可能受到个体特征、家庭结构、经济社会属性等因素的影响,也可能受到无法被直接观测到的因素影响,如个人的理解能力、固有性格禀赋等特征。而如果忽略这些潜在因素,可能会对社区韧性影响效应的参数估计产生偏误。为此,本文采用似不相关回归(seemingly unrelated regression)策略,运用线性回归方程组进行整体估计,以剔除不同回归方程随机误差项之间的相关影响,并提高参数估计的效率。联立方程组的表达式如下:

$$\begin{aligned} R_1 &= X_1\beta_1 + \varepsilon_1 \\ R_2 &= X_2\beta_2 + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式中, R_1 和 R_2 分别表示社区复原力和社区内聚力; X_1 和 X_2 为自变量矩阵,除了包括前文回归分析中的所有控制变量,还包括邻居交往、朋友交往、防灾知识储备和防灾物品储备4个变量; ε_1 、 ε_2 为随机扰动项。

进一步地,(4)式的扰动项协方差矩阵可以写为以下形式:

$$\Omega = Var \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} = E \left[\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_1' & \varepsilon_2' \end{bmatrix} \right] = E \begin{bmatrix} \varepsilon_1\varepsilon_1' & \varepsilon_1\varepsilon_2' \\ \varepsilon_2\varepsilon_1' & \varepsilon_2\varepsilon_2' \end{bmatrix} \quad (5)$$

如果两个方程的扰动项不存在自相关,即 $\varepsilon_2\varepsilon_1' = 0$,那么采用似不相关回归策略与分别进行OLS回归并无差异;但如果协方差矩阵 Ω 不是单位矩阵,则意味着使用联立方程组进行同时估计会更加准确和有效。

表7报告的是似不相关回归的估计结果,笔者对两个方程扰动项的协方差做Breush-Pagan独立性检验后,得出 χ^2 统计量为3.390,在10%的显著性水平上拒绝了“随机误差项不具有同期相关性”的原假

^①主要包括的交往方式与“邻居交往”相同,因子负荷值分别为0.805、0.768、0.807、0.782,解释方差为62.48%; Raykov 信度系数 ρ 值为0.969, KMO 值为0.792; Bartlett 球形检验结果的近似卡方值为4752.541,概率值为0.000。

^②主要包括的项目有“知道应急出口,安全撤离”“知道应急避难所位置”“知道应该联系哪些政府部门”“知道如何向亲朋好友等求助”,由它们生成的因子负荷值分别为0.805、0.832、0.787、0.691,解释方差为60.92%; Raykov 信度系数 ρ 值为0.861, KMO 值为0.670; Bartlett 球形检验结果的近似卡方值为4897.700,概率值为0.000。

^③选项中的防灾物品有:应急灯或手电筒、可供家人吃3天的食物、可供家人喝3天的水、应急包、用电池的收音机、家人可能用到的药品(如治疗感冒、头疼发热、高血压、糖尿病、心脏病),以及为家里有特殊需求人群(比如婴幼儿,老年人)储备的用品。

设，意味着采用似不相关回归可以较为有效地解决联立性偏误，从而提升估计效率。从似不相关回归分析的结果发现，在控制其他因素的条件下，防灾知识和防灾物品的储备可以显著提升社区复原力，而邻居交往和朋友交往则可以有效地提升社区内聚力。

表7 社区韧性影响因素的似不相关回归结果

变量	回归 17	回归 18
	(社区复原力)	(社区内聚力)
邻居交往	-0.029 (0.018)	0.045*** (0.016)
朋友交往	-0.000 (0.017)	0.030*** (0.015)
防灾知识储备	0.065*** (0.010)	0.011 (0.009)
防灾物品储备	0.705*** (0.246)	0.240 (0.217)
控制变量	已控制	已控制
常数项	42.725*** (3.983)	36.683*** (3.526)
观测值	2097	2097
卡方值	170.23***	164.52***
调整后R ²	0.075	0.073
BP检验	$\chi^2=3.390, p=0.066$	

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

以上发现表明，虽然社区中的邻居交往和朋友交往是一种非正式的社会互动和关系网络，但是其作用却不容小觑。尤其是在中国的社会文化背景下，非正式交往比正式的社团组织交往等更为发达，是社会情境中社会资本和社会支持的主要来源（边燕杰、郝明松，2013）。有学者因此认为，培育社区社会资本的根本途径就在于促进邻里之间持续的、重复的多形式社会互动，它们除了有助于生成互惠的关系网络外，“还能够形成亲密感和情感支持，并在此基础上形成社区意识”（方亚琴、夏建中，2019），也即本文所强调的提升社区内聚力。不过，这种邻里和朋友之间的非正式交往对提升社区复原力并无显著作用。本文的分析结果表明，社区灾后复原力的大小主要取决于居民在应对自然灾害时防灾知识和防灾物品的储备情况，这与以往研究所强调的“资源富余”（resourceful）在韧性城市构建方面的重要作用类似（陈玉梅、李康晨，2017）。综上所述，社区复原力和内聚力两个层面的社区韧性是通过两条不同的路径得以培育的。

五、结论与政策启示

民族地区是自然灾害多发易发区，受灾民众如何能够从灾害冲击中快速走出，并建立良好的发展

信心与明确的社会预期,无论对个体发展、共同体重建还是对社会有序整合都不乏现实意义。基于此,本文从“风险社会”的视域出发,利用云南民族地区的调查数据,分析了自然灾害冲击对城乡居民发展信心的累积性影响,并重点探究了社区韧性构建在这种影响中的作用机理,以及提升社区韧性的可能路径。研究表明:第一,灾害冲击确实会显著削减城乡居民的长远发展信心,且这种直接效应因群体特征的不同而具有一定差异,在一定程度上体现了“风险分配”的群体异质性。第二,社区韧性同时具有减缓灾害冲击的“软垫效应”和促进居民发展信心的“引擎效应”,且文中所析出的社区韧性的两个主要维度在直接效应上亦具有一定的区别。这也是需要引起关注的重要社会事实,尤其是对于民族地区而言,增加防灾抗灾的资源配置和提升民众知识技能等复原能力显得更为关键。第三,在社区韧性的营造和构建上,相关影响因素呈现出分异化的作用路径,即防灾知识和防灾物品的储备有利于社区复原力的提高,而邻里交往和朋友交往等熟人关系网络的维系更有助于增强社区内聚力。

本研究的意义和学术贡献主要体现在:一方面,在研究主题上,基于民族地区农村生态环境较为脆弱、自然灾害发生频率高、全面脱贫压力大的现实情境,本文关注并强调了城乡居民发展信心这一为以往研究所过多忽视的社会发展表征和重要心理资源条件。另一方面,在研究方法上,相较于以往研究多从理论探讨或案例深描的角度分析社区韧性在灾后恢复中的可能作用,本文运用较大规模的抽样调查数据实证分析了社区韧性构建的积极作用及其提升路径。

本文的研究结论具有一定的政策启示意义:

一是,要重视对民族地区城乡居民社会心态与情绪状态的把握与调适。党的十九大报告提出,要“加强社会心理服务体系建设,培育自尊自信、理性平和、积极向上的社会心态”,这意味着只有预期稳定、信心充足,才能不断激发社会活力。以往对自然灾害的研究大多关注其所造成的即时性、可预见性损害,本文的发现则表明,自然灾害作为一种“社会风险”的存在,对居民长期发展信心所产生的负面影响也迫切需要重视。相关研究亦表明,民众的预期不足或信心匮乏是经济风险与社会危机蔓延扩散及激化的助推器(刘世定,2009)。也正是在此意义上,对居民社会情绪与态度的把握、调适与心理建设,亦是推动和促进民族地区活力有序与韧性发展不能忽视的社会心理资源与条件。

二是,要区分自然灾害冲击对居民发展信心影响的群体差异性。灾害风险的分配在不同群体中是不均衡分布的,这种不均衡会因群体的特征差异和不平等状态被放大,尤其是对于本身就处于弱势地位的群体而言,灾害冲击更是“雪上加霜”(李培林、刁鹏飞,2013)。也正如乌尔里希·贝克(2018)所强调的那样,“风险同财富一样附着在阶层模式之上,只不过是颠倒的方式:财富在顶层集聚,而风险在底层集聚”。本文通过实地调查数据证实了这一观点,即灾害风险对居民长期发展信心的负面影响在家庭收入更低的群体中表现得更为明显,而在家庭收入相对更高的群体中则效应不彰。由此,努力缩小居民的收入差距对减少灾害风险在群体间的差异化分布有至关重要的作用。另外,可以从提升社区韧性、努力营造形成人人有责、人人尽责、人人共享的共同体这一路径出发,预防和化解自然灾害可能产生的不平等效应与风险叠加效应。

三是,要多措并举提升社区整体韧性水平。如前文所讨论的,社区韧性包括复原力和内聚力两个最为基本的面向,而这两种韧性得以生成的影响因素又存在差异。也即,提升社区韧性一方面在于提

升防灾知识和物品储备的增量，另一方面则在于激活社区社会资本的存量，即促进社区居民邻里交往和朋友交往。就前者而言，首要任务是提高社区民众的安全意识和自助能力，尤其是在城乡居民生活日益个体化、社区整合能力还较为匮乏的时下，“要推动安全宣传进企业、进农村、进社区、进学校、进家庭，加强公益宣传，普及安全知识，培育安全文化，开展常态化应急疏散演练，支持引导社区居民开展风险隐患排查和治理，积极推进安全风险网格化管理，筑牢防灾减灾救灾的人民防线”^①。同时，也要注重涵育和培植民族地区救灾互助的优秀文化习俗（包括宗教因素）。这不仅是因为少数民族地区居民信仰宗教的比例普遍较高，基于此而产生的互助习惯已成为山地少数民族地区突发性灾害救助的重要力量来源；而且是因为少数民族地区在经年累月的抗灾减灾中，亦形成了一些独特的经验方式和习惯做法，应当使之成为地方应急管理实践中的经验来源和组成部分，进而更好地提升地区灾后复原能力（方素梅等，2013）。就后者而言，应将社区内聚力的提升视为一个过程，即在民众的共享观念、“共同的利益感觉”型塑过程中，着力打造利益交融、安危与共的命运共同体，进而形成人人参与、人人共享的活力与秩序韧性平衡的局面。这其中日常的生活交往和公共事务参与是社区韧性营造不可或缺的构成要素，正如罗伯特·帕特南（2011）所强调的那样，“这些小小的活动就像把一分分钱投进存钱罐，都能让社会资本得到逐渐的增加”。

参考文献

- 1.阿玛蒂亚·森，2013：《以自由看待发展》，任颐、于真译，北京：中国人民大学出版社。
- 2.埃里克·克里纳伯格，2014：《热浪：芝加哥灾难的社会剖析》，徐家良、孙龙、王彦玮译，北京：商务印书馆。
- 3.白新文、任孝鹏、郑蕊、李纾，2009：《5·12汶川地震灾区居民的心理和谐状况及与政府满意度的关系》，《心理科学进展》第3期。
- 4.彼得·赫斯特罗姆，2010：《解析社会：分析社会学原理》，陈云松、范晓光、朱彦等译，南京：南京大学出版社。
- 5.毕向阳、马缨，2012：《重大自然灾害后社区情境对心理健康的调节效应——基于汶川地震过渡期两种安置模式的比较分析》，《中国社会科学》第6期。
- 6.边燕杰、郝明松，2013：《二重社会网络及其分布的中英比较》，《社会学研究》第2期。
- 7.边燕杰、李煜，2000：《中国城市家庭的社会网络资本》，《清华社会学评论》第2期。
- 8.陈玉梅、李康晨，2017：《国外公共管理视角下韧性城市研究进展与实践探析》，《中国行政管理》第1期。
- 9.崔鹏、李德智、陈红霞、崔庆斌，2018：《社区韧性研究述评与展望：概念、维度和评价》，《现代城市研究》第11期。
- 10.方素梅、梁景之、陈建樾，2013：《雨雪冰冻灾害与民族地区危机应对机制研究》，载郝时远（编）《特大自然灾害与社会危机应对机制》，北京：社会科学文献出版社，第171-193页。
- 11.方亚琴、夏建中，2019：《社区治理中的社会资本培育》，《中国社会科学》第7期。

^①参见《习近平在中央政治局第十九次集体学习时强调 充分发挥我国应急管理体系特色和优势 积极推进我国应急管理体系和能力现代化》，《人民日报》，2019年12月1日第1版。

- 12.高恩新, 2016:《防御性、脆弱性与韧性:城市安全管理的三重变奏》,《中国行政管理》第11期。
- 13.何兰萍, 2006:《宗教因素与当前社区文化建设》,《山东社会科学》第3期。
- 14.焦开山、包智明, 2019:《新时代背景下云南少数民族群体的国家认同及其影响因素》,《民族研究》第4期。
- 15.李航、夏建新、吴燕红, 2012:《少数民族地区常态灾害危害度评价》,《防灾科技学院学报》第4期。
- 16.李培林、刁鹏飞, 2013:《我国乡村应对雪灾风险的社会支持模式》,载郝时远(编)《特大自然灾害与社会危机应对机制》,北京:社会科学文献出版社,第83-113页。
- 17.刘冰、薛澜, 2012:《“管理极端气候事件和灾害风险特别报告”对我国的启示》,《中国行政管理》第3期。
- 18.刘世定, 2009:《危机传导的社会机制》,《社会学研究》第2期。
- 19.卢阳旭, 2012:《灾害干预与国家角色》,北京:中国社会科学院研究生院博士学位论文。
- 20.罗伯特·帕特南, 2011:《独自打保龄球:美国社区的衰落与复兴》,北京:北京大学出版社。
- 21.孙中伟、徐彬, 2014:《美国灾难社会学发展及其对中国的启示》,《社会学研究》第2期。
- 22.陶鹏、童星, 2011:《灾害社会科学:基于脆弱性视角的整合范式》,《南京社会科学》第11期。
- 23.王俊秀, 2015:《推动社会心理建设,化解风险和不确定性》,载王俊秀、杨宜音(编)《中国社会心态研究报告(2015)》,北京:社会科学文献出版社,第1-3页。
- 24.王晟哲, 2016:《中国自然灾害的空间特征研究》,《中国人口科学》第6期。
- 25.王曙光、丹芬妮·克茨, 2013:《神话叙事:灾难心理重建的本土经验 社会人类学田野视角对西方心理治疗理念的超越》,《社会》第6期。
- 26.乌尔里希·贝克, 2018:《风险社会:新的现代性之路》,张文杰、何博闻译,南京:译林出版社。
- 27.吴晓林、谢伊云, 2018:《基于城市公共安全的韧性社区研究》,《天津社会科学》第3期。
- 28.张彦、魏钦恭、李汉林, 2015:《发展过程中的社会景气与社会信心——概念、量表与指数构建》,《中国社会科学》第4期。
- 29.朱力, 2013:《公众信心聚散的社会心理学解读》,《人民论坛》第5期。
- 30.庄天慧、张海霞、杨锦秀, 2010:《自然灾害对西南少数民族地区农村贫困的影响研究》,《农村经济》第7期。
- 31.Adger, W. N., 2000, “Social and Ecological Resilience: Are They Related?”, *Progress in Human Geography*, 24(3): 347-364.
- 32.Ellison, C. G., 1991, “Religious Involvement and Subjective Well-being”, *Journal of Health and Social Behavior*, 32(1): 80-99.
- 33.Holling, C. S., 1973, “Resilience and Stability of Ecological Systems”, *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4(1): 1-23.
- 34.Kaniasty, K., and F. H. Norris, 1993, “A Test of the Social Support Deterioration Model in the Context of Natural Disaster”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(3): 395-408.
- 35.Kreps, G. A., 2001, “Disasters, Sociology of”, in N. J. Smelser, and P. B. Baltes (eds.) *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Science*, Amsterdam: Elsevier Publishing Company, pp.3718-3721.
- 36.Lopez-marrero, T., and T. P. Tschakert, 2011, “From Theory to Practice: Building More Resilient Communities in

Flood-prone Areas”, *Environment and Urbanization*, 23(1): 229-249.

37. Patel, R. B., and K. M. Gleason, 2018, “The Association between Social Cohesion and Community Resilience in Two Urban Slums of Port au Prince, Haiti”, *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 27: 161-167.

38. Paton, D., and D. Johnston, 2001, “Disasters and Communities: Vulnerability, Resilience and Preparedness”, *Disaster Prevention and Management: An International Journal*, 10(4): 270-277.

39. Raykov, T., 2002, “Analytic Estimation of Standard Error and Confidence Interval for Scale Reliability”, *Multivariate Behavioral Research*, 37(1): 89-103.

40. Rosa, E. A., 1998, “Metatheoretical Foundations for Post-Normal Risk”, *Journal of Risk Research*, 1(1): 15-44.

41. Tompkins, E. L., and W. N. Adger, 2004, “Does Adaptive Management of Natural Resources Enhance Resilience to Climate Change?”, *Ecology and Society*, 9(2): 1-14.

42. Wisner, B., P. Blaikie, T. Cannon, and I. Davis, 2004, *At Risk: Natural Hazards, People's Vulnerability, and Disasters* (2nd edition), London and New York: Routledge.

（作者单位：¹ 中国人民大学国家发展与战略研究院；

² 中国人民大学社会与人口学院）

（责任编辑：张丽娟）

Disaster Impact, Community Resilience and Residents' Confidence: An Empirical Study Based on the General Social Survey in Yunnan Ethnic Minority Areas

Wei Qingong Liu Wei

Abstract: In the historically critical stage of improving governance efficiency and ensuring comprehensive poverty alleviation, it is significant to focus on the social and psychological consequences of disaster impact and corresponding countermeasures. From the theoretical perspective of risk society, this article explores the relationship among disaster impact, community resilience and residents' confidence in development based on the general social survey data collected from Yunnan ethnic minority areas. The results show that accumulative disasters can significantly reduce residents' confidence in social development, and the impact varies with the level of community resilience. Strong community resilience not only has the “cushion effect” of mitigating the impact of disasters, but also acts as an engine to improve residents' development confidence. Meanwhile, measures such as enhancing the increment of disaster prevention knowledge and resources on disaster prevention as well as activating social capital stock of the community all have different action paths on the two dimensions of community resilience and community cohesion.

Key Words: Disaster Impact; Confidence in Development; Community Resilience; Social Risk; Community Building

信任有助于提升创业绩效吗？*

——基于 876 个农民创业者的理论探讨与实证检验

赵佳佳¹ 魏娟¹ 刘军弟^{1,2} 刘天军^{1,2}

摘要：厘清农民创业绩效提升的内在逻辑，对拓宽农民增收渠道、激发农村创新活力、实现乡村振兴战略具有重要意义。本文基于全国东、中、西部四省 876 个农民创业者的调查数据，系统分析信任对农民创业绩效的影响。结果发现：信任对农民创业绩效有显著正向影响；创业学习在信任与农民创业绩效之间起中介作用，信任可通过促进创业学习间接影响农民创业绩效；创业环境正向调节信任对创业学习的积极影响，但在创业学习与创业绩效之间的调节效应未通过显著性检验。进一步的有调节中介检验结果显示：创业环境对创业学习的中介效应具有显著正向调节作用，在良好的创业环境中，创业学习在信任与农民创业绩效之间的中介作用得到增强。因此，从推动创业高质量发展来看，政府应推进乡村诚信体系建设，增强农民创业者信任水平；重视创业教育与技能培训，提高创业学习能力；完善创业激励政策，优化营商环境。

关键词：信任 农民创业 创业绩效 创业学习 创业环境

中图分类号：F324.9 **文献标识码：**A

一、引言

乡村振兴战略提出以来，国家陆续出台多项激励政策，激活农村地区创新创业活力，农村创业环境得到大幅改善，新产业新业态不断涌现，农民创业激情空前高涨。然而，农民创业者又面临创业成功率低、新创企业发展质量效益不高等现实问题（张玉利、冯潇，2019）。在此背景下，识别影响农民创业绩效的决定因素成为政府和学界关注的重要议题之一。创业作为一种复杂的商业活动，为获取超额利润提供机会的同时也充满风险与不确定性（Bennett and Lemoine, 2014）。Arrow（1972）指出市场交易中的不确定性蕴含经济成本，减少不确定性即可降低风险、提高收益。因此，创业者的核心任务之一在于利用企业家精神和创业能力减少不确定性对创业活动的影响（Brouwer, 2000）。信任作为

*本文是国家自然科学基金重点项目“我国西部地区农业市场培育与开放”（项目编号：71933005）和国家自然科学基金面上项目“信任与农民创业：机会识别、创业决策与创业绩效”（项目编号：71773089）的阶段性研究成果。感谢审稿专家的修改建议，文责自负。本文通讯作者：刘天军。

简化社会复杂性和降低不确定性的核心机制（郭慧云等，2012），在增加创业者心理安全感（申丹琳，2019），增强信息交换和创业经验分享（Geneste and Galvin, 2013），促进创业协同合作（Bhagavatula et al., 2010）等方面发挥作用。因此，创业者的信任可能对创业绩效具有积极作用。

探究农民这一创业群体的信任具有中国情境的特殊意义。传统观念认为以亲缘、血缘、地缘关系聚集在一起的农村居民往往比城市居民具有更高信任水平，但随着中国经济加速转型，农村社会结构和思想观念也发生显著变化，不可避免对农民原有信任结构产生冲击，信任呈现出明显衰落趋势。杨明等（2011）基于全国性调查数据发现 2002 及 2003 年农村居民比城镇居民拥有更高信任水平，随后差距不断缩小，至 2007 年两者差距完全消失。最新的调查数据显示 2012~2018 年间农村居民的信任水平已显著低于城镇居民^①。“信任危机”是否会对农村地区商业活动产生影响是值得深入探讨的学术问题。然而，通过文献梳理发现，已有研究大多探讨信任对普通居民创业的影响（周广肃等，2015；Dou et al., 2019），对于农民创业者这一特殊主体关注较少。并且，已有文献均止步于个体创业决策，对新创企业绩效的关注明显不足。事实上，促进创业绩效、提高创业成功率才是政策制定者与创业实践者关心的最终目标。故本文将在农民创业情境下对信任和创业绩效的内在关系展开深入研究。

理论上，信任可以促进创业网络中的知识分享，推动创业学习（Bergh et al., 2011）。创业学习对农民创业者而言尤其重要，主要依据是相较于其他创业群体，农民创业者普遍人力资本较低，创业技能匮乏，只有通过不断的创业学习才能突破知识困境，提高创业绩效（张敬伟、裴雪婷，2018）。因此，创业学习可能是影响信任与农民创业绩效的重要中介变量。此外，农民创业绩效的提升不仅取决于创业者内在因素，还受所处创业环境的影响（王洁琼、孙泽厚，2018）。创业环境作为创业成功或失败的各种条件及要素总和，不仅影响农民创业者的信任，也对创业学习和创业绩效产生影响（郭钺、何安华，2017）。自十九大提出乡村振兴战略以来，中央和地方政府为改善创业环境、活跃创业氛围做出多种尝试，但目前农民在创业过程中仍面临诸多障碍，如融资贷款困难，注册审批手续复杂等问题（郑风田，2018）。政府主导的创业环境优化在农民创业绩效提升过程中发挥的作用有待深入分析。为此，本研究将创业环境纳入分析框架，探讨信任、创业学习与农民创业绩效之间的关系。

本文采用浙江、安徽、河南和陕西四省 876 个农民创业者的调研数据，运用层次回归与有调节的中介效应检验方法，实证分析信任与农民创业绩效之间的内在机理。与已有研究相比，可能的贡献包括以下三点，第一，从创业者信任视角出发分析农民创业绩效的提升路径，丰富创业绩效前因研究。第二，将内生的创业学习与外生的创业环境纳入分析框架，构建有调节中介的整合理论模型，实证探讨了创业学习的中介作用与创业环境的调节效应，深化不同路径和情境下对信任与农民创业绩效关系的理解。第三，以中国 876 个农民创业者为研究样本，用经验数据揭示中国农民创业者的信任对创业绩效的积极作用，为提升农民创业质量，实现乡村振兴产业兴旺提供科学支撑。

^① 本文作者根据中国家庭追踪调查（CFPS）2012~2018 年问卷中“一般来说，您认为大多数人是可信的，还是和人相处要越小心越好？”计算所得。

二、概念界定与理论分析

（一）概念界定

1.信任。信任在社会学、心理学、经济学等学科中具有不同内涵与外延，主要有以下两种观点，一种观点将信任视为个体行为意向，即对他人的行为有积极预期并自愿承受可能的负面影响（Newton and Zmerli, 2011）。另一种观点认为信任是基于已有信息在个体偏好基础上的理性选择，但理性选择仅限于短期可计算成本收益的场景（Poppo et al., 2016）。鉴于创业是从机会发现与识别、资源整合再到创办企业并获得绩效的长周期过程，创业者的信任更符合行为意向观的逻辑要求。行为意向观将信任定义为：信任者对被信任对象持有的积极评价，相信被信任对象的行为有利于信任者；并且信任者在这种心理态度的指导下做出对应行为。被信任对象可以是人、具体的物，也可以是无形的对象。进一步，本文借鉴 Welter（2012）在创业领域对信任的“三分建构”分类思路，针对创业过程中可能面对的行为对象，将信任划分为情感信任、制度信任以及社会信任，此三者之间协调共处相互促进。具体而言，情感信任对象为身边的人，这是一种源自多种情感依恋的信任（Granovetter, 2017）。当个体将情感投注所信任对象时，情感信任得以萌生和发展。情感信任通常存在于个体最为亲密的关系圈（如家庭关系圈，亲戚朋友圈等）。基于情感信任建立的关系网不仅为农民创业者提供创业初期亟需的物质资源，也为创业者提供持续的情感支持。制度信任是对除自然人以外其他社会主体的信任，如组织、制度与规则等（张立芸、谭康荣，2005），在一些研究中也称为政治信任或政府信任。制度信任本质是一种基于威慑的信任，这种信任主要源于制度安排，迫使欺骗和背叛无法实现（Granovetter, 2017）。制度信任的“制度”可涵盖规章制度本身及制定和实施制度的组织或个人，如政策法规、各级政府部门及其行政人员等。社会信任的对象则更为宽泛，体现的是社会共同期望，即个体在社会交往中表现出明智、必要时互惠的行为，也可理解为因群体中社会价值认同而产生的社会义务感，这种义务感形塑个体行为，使社会中的行动者在与他人合作时无需依赖对其行为的理性判断（Welch et al., 2005）。社会信任通过降低交易成本，提高交易效率促进经济发展（Putnam et al., 1994）。

2.农民创业与绩效。本文借鉴 Shane and Venkataraman（2000）的观点，将农民创业定义为：农村地区居民依托当地自然社会经济环境，通过创业机会识别与开发、要素资源整合与利用，最终实现新组织的创立、开发新产品或新服务，为所在地域经济发展做出贡献并最终实现自我价值的完整过程。本文借鉴组织管理领域对绩效的研究成果（余绍忠，2013），认为创业绩效不仅仅是简单财务概念，而是一个多维综合评价系统。结合农民创业的内涵，农民创业绩效指的是表征农民创业过程最终结果的评价体系。

（二）理论分析与研究假说

1.信任与农民创业绩效。信任作为简化社会复杂性和降低不确定性的重要机制，可在三个维度对农民创业绩效产生影响。首先，情感信任可以为农民创业者提供心理资本，促进创业绩效（董静、赵策，2019）。基于情感的心理资本为农民创业者提供强大内生动力，使其以积极乐观的心态面对创业活动的高风险性和不确定性。同时，受信任双向传导机制的影响，较高的情感信任会使创业者家人和亲

戚处于被信任、被依赖的“心理图式”中，这种良性互动有利于农民创业者获得更多支持。其次，制度信任有助于农民创业者识别与利用政府推动型创业机会（Dai et al., 2020），帮助农民创业者把握市场方向，及时调整经营模式与策略，提高创业绩效。中国政府经常以制定产业政策的方式支持农业农村发展，但是这些项目的实施与政策的执行往往具有时间和空间上的不确定性。相较于普通创业者，制度信任水平高的农民创业者更愿意相信政府政策，因此具有更大的概率识别出此类创业机会，提前进入目标领域形成“先发优势”。最后，高水平的社会信任会显著减少创业者在商业活动中的交易成本（曾燕萍，2019），有利于创业绩效的提升。随着业务的发展与扩大，农民创业者需要拓展创业活动的空间范围，与市场中的其他群体展开合作，此时，社会信任水平较高的农民创业者更容易接受口头协议等非正式合同，为初创企业节约大量交易成本。基于以上分析，本文提出假说：

H1：农民创业者的信任水平越高，其创业绩效越好。

2. 创业学习的中介效应。知识基础观（Knowledge-Based Theory）认为知识对企业的创建和成长至关重要。除正规教育外，创业知识绝大部分源于创业实践中的不断学习。所谓创业学习是指基于先前创业经验及外部信息搜集，通过意义建构形成独特创业知识，最终用于解决创业难题的过程（Politis, 2005）。相较于其他创业者，农民创业者普遍面临受教育程度偏低，创业经验匮乏，认知水平不高等困境，创业学习成为农民创业者获取知识和经验，提升创业技能，促进创业绩效的重要渠道（张敬伟、裴雪婷，2018）。具体来说，一方面，创业学习可通过增加农民创业知识和信息促进创业绩效。作为创业学习的结果，创业知识和信息可以提高农民创业者的创业激情、推动创业机会开发、促进农村资源利用从而提高创业绩效（单标安等，2015）。另一方面，创业学习可通过提高农民创业者认知与思维能力提高创业绩效（Tseng, 2013）。首先，创业学习可提高创业者自我效能感。农民创业者的自我效能感可促进其评估自身及其关系网络中的知识差距，训练解决问题的整体方案与技能，增加创业成功率。其次，创业学习有助于农民创业者进行自我评估和反思。通过对已发生事件进行反思学习，农民创业者可从中总结经验教训及未来适用场景，从而促进创业绩效的提升。最后，创业学习帮助农民创业者形成批判性思维，提高信息评估能力，进而使他们在复杂创业实践中更迅速和准确地识别问题本质。

从信任视角来看，信任是创业者向外部环境（如顾客，供应商，同行等）学习的前提条件，是创业学习的重要前定变量（Bergh et al., 2011）。首先，信任通过调控信息与经验的沟通意愿影响创业学习。创业学习是一个互动的过程，强调与网络中其他成员的知识共享与经验交流。比如，信任水平较低的农民创业者在学习网络中容易表现出紧张、敌对等消极情绪，这种消极情绪会削弱创业者的行动自由度，诱致知识隐藏行为，最终阻碍个体创业学习（赵红丹、夏青，2019）。其次，信任通过改变信息与经验的采纳程度影响创业学习。创业学习同时也是创业者通过探索与开发的形式将经验和信息转化编译成创业知识为己所用的过程（Politis, 2005），这一过程的起点是基于对已获取信息和经验的信任，转换效果在很大程度上取决于创业者的信任水平。举例来说，当收到外界机会信息时，低信任水平的农民创业者常常无法客观衡量所获信息的真实价值，进而削弱对信息的加工利用程度。因此，农民创业者信任水平可通过影响信息与经验的吸收，最终影响创业学习（Bergh et al., 2011）。基于以上分析可以得出如下假说：

H2: 创业学习在信任与农民创业绩效之间起中介作用。

H2a: 农民创业者信任对创业学习具有正向影响。

H2b: 创业学习对农民创业绩效具有正向影响。

3. 创业环境的调节效应。创业作为一种情境嵌入型商业活动，与所处创业环境密不可分。Gartner（1985）的经典创业要素模型中环境被认为是核心四要素之一。创业环境指创业过程中影响企业创建和成长的一系列外部条件集合（蔡莉等，2007），通常也被认为是政府和社会为创业者创办新企业所搭建的公共平台。在全球创业观察（GEM）框架中创业环境包含政府支持、金融支持、文化与规范、创业教育等 12 方面内容。聚焦农村情境，刘畅等（2015）将其分为有形环境（政策支持、金融支持、基础设施）和无形环境（市场环境、服务环境、文化环境）两大类。新创企业从环境中识别和发现创业机会，整合财物和人力资源，最终实现创业企业发展。理论上，创业环境作为情境变量不直接作用于创业绩效，其发挥作用的内在逻辑是通过搭建资源平台或提供生存土壤使创业所需关键要素得以聚集，即“平台集聚资源，资源服务平台”。因此，创业环境应被当作促进企业成长的调节变量而非预测变量。实证上，郭钺、何安华（2017）分析得出创业环境可以调节社会资本与创业绩效的关系。Rooks et al.（2016）提出在不同的创业环境下，创业者从社会网络中获取的资源存在显著差异。因此，本文认为创业环境在“信任—学习—绩效”框架中起调节作用。

首先，创业环境调节信任与创业学习。一方面，良好的创业环境中，信任对创业学习的正影响将被加强。主要依据是良好的创业环境使农民创业者对所创事业前景具有正面预期，提高创业者心理资本（王洁琼、孙泽厚，2018），激发创业激情和主观能动性，增强学习动机，在此情境下农民创业者的创业学习效果将被增强。另一方面，良好的创业环境影响农民创业者的风险偏好（王勇，2017）。本质上说，信任是一种应对未来不确定性的风险偏好倾向。因此，良好的创业环境可以增强创业者信任水平，从而使得创业者对待学习更加积极主动。反之，恶劣的创业环境使创业者面临众多资源约束，导致心理上的紧张与不安全感，这些负面情绪削弱了信任对创业学习的正向影响。

其次，创业环境调节创业学习与绩效。创业环境不同导致农民创业者学习效果存在差异，最终形成新创企业绩效的异质性。具体来说，当创业环境较好时，创业学习对绩效的正影响被加强，主要依据是较好的创业环境有利于创业过程的各个环节，有助于农民创业者利用创业学习所获能力对资源进行科学配置、利用创业学习所获信息对市场进行准确研判，最终促进创业绩效的提高。反之亦然。由此可得假说：

H3: 创业环境正向调节创业学习在信任与农民创业绩效之间的中介作用。

H3a: 创业环境正向调节信任与创业学习之间的关系。

H3b: 创业环境正向调节创业学习与农民创业绩效之间的关系。

综上，本文理论框架与研究假说如图 1 所示。

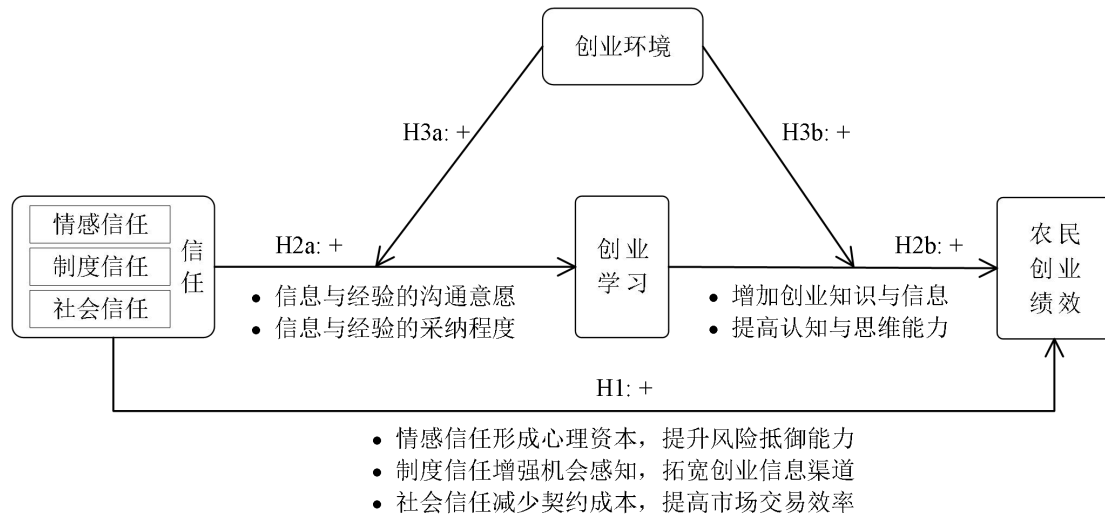


图1 理论框架与研究假说图

三、数据来源、变量说明与模型设定

（一）数据来源与样本基本情况

本文研究对象为农村地区创业者，根据定义样本须满足三个条件：①农村地区常住居民（每年居住半年以上）；②处于创业时期（创办企业不超过10年）；③受访者须为企业法人或个体工商户经营者本人。具体抽样过程如下：首先，根据地区经济发展水平与地理位置差异，课题组在东中西部选取浙江、安徽、河南和陕西四省形成一级抽样框。其次，根据省内经济发展水平及创新创业分布情况，同时考虑调研便利性与可行性原则，抽取浙江省温州市、丽水市、宁波市，安徽省宣城市、铜陵市，陕西省宝鸡市、咸阳市，河南省濮阳市、平顶山市、汝州市作为二级抽样单元。最后，从当地工商部门申请到已登记注册并符合此次调研的汇总名单，形成末端抽样单元，在此基础上以随机抽样的方式在每市确定100~150的目标户数。课题组分别于2017年和2019年开展了两次农民创新创业问卷调查，共收回问卷917份，其中第一次收回610份，第二次收回307份，剔除无效问卷后，共获得适合本研究的有效问卷876份，问卷有效率95.53%。在受访样本中，创业者以男性居多，占比90.53%；创业者年龄以41~50岁年龄段居多，占比达43.61%；创业者受教育水平以高中或中专学历居多，占比为68.69%；从创业所处行业来看，种植业占比最高为45.55%，其次是服务业23.52%，然后为养殖业17.58%，加工业占比最少仅为13.36%。

（二）变量测量与描述性统计

1. 自变量：信任。如前文所述，信任包括情感信任、制度信任与社会信任三个维度。情感信任借鉴李新春等（2015）和世界价值观调查的量表，共5个题项，包括与亲戚、同一大姓成员、朋友等的相互信任程度，各题项均采用Likert五点测量（量表内部一致性系数 α 为0.831）。制度信任参考罗家德等（2017）的量表，共4个题项，包括对中央及当地政府、政府规程等的信任程度，采用Likert五点测量（内部一致性系数 α 为0.847）。社会信任借鉴高学德、翟学伟（2013）等对社会信任的测度，共3

个题项，使用 Likert 五点测量（内部一致性系数 α 为 0.743），详细题项内容如表 1 所示。

2.因变量：创业绩效。借鉴刘畅等（2015）开发的创业绩效量表，从生存绩效、个人绩效和成长绩效三个维度综合刻画农民创业绩效，共 9 个题项，其中生存绩效包括运营情况、销售情况和盈利情况；个人绩效包括总体满意度、目标实现和目标满意情况；成长绩效包括与同行相比收入、盈利和市场份额情况，使用 Likert 五点测量（该量表内部一致性系数 α 为 0.861），详细题项内容见表 1。

3.中介变量：创业学习。借鉴单标安等（2014）开发的创业学习量表，从经验学习、认知学习和实践学习三个维度来测量，具体包括积累与利用经验、与专业技术人员交流学习、通过创业实践反思现有行为、持续搜集内外部信息等 9 个题项，均采用 Likert 五点测量（该量表内部一致性系数 α 为 0.798），详细题项内容见表 1。

4.调节变量：创业环境。借鉴王洁琼、孙泽厚（2018）开发的创业环境量表，从政府支持、市场环境和金融支持三个方面来测度创业环境，共 10 个测量问题，政府支持包含信息咨询、技术指导和创业培训；市场环境包含产品和技术更新率、市场竞争情况和顾客偏好情况；金融支持包含贷款优惠、贷款手续和贷款难易度，采用 Likert 五点测量（内部一致性系数 α 为 0.784），详细题项内容见表 1。

5.控制变量。为减少遗漏变量偏误，本文选取以下控制变量：个人特质方面，选取创业者性别、年龄、受教育水平等变量；行业特征方面，以种植业为参照组，引入养殖业、加工业、服务业 3 个行业虚拟变量；区域特征方面，以河南省为参照组，引入安徽省、浙江省、陕西省 3 个地区虚拟变量；此外，本文还控制了一些可能同时影响信任与创业绩效的混淆变量，如创业失败经历、主观幸福感、风险偏好和健康自评等。

表 1 变量题项、含义及描述性统计

变量	分维度	题项或变量说明	赋值或单位	均值	标准差
信任	情感信任	我与大多数亲戚的相互信任程度	非常不信任=1，不信任=2，一般=3，信任=4，非常信任=5	4.236	0.584
		我与同一大姓成员的相互信任程度		3.935	0.621
		我与大多数朋友的相互信任程度		4.113	0.561
		我与大多数邻居的相互信任程度		3.903	0.605
		我与大多数同村村民的相互信任程度		3.739	0.657
	制度信任	我对中央政府的信任程度	非常不信任=1，不信任=2，一般=3，信任=4，非常信任=5	4.515	0.677
		我对当地政府的信任程度		4.058	0.781
		我对国家政策的信任程度		4.460	0.681
		对当地政府政策和规程的信任程度		4.008	0.834
	社会信任	社会上绝大多数人是可信任的	非常不同意=1，比较不同意=2，不确定=3，比较同意=4，非常同意=5	3.668	0.982
		社会上的大多数人会相信他人		3.983	0.813
		人与人之间的相互信任是可以做到的		4.022	0.759
创业绩效	生存绩效	我所创事业整体运营情况良好	非常不同意=1，比较不同意=2，不确定=3，比较同意=4，非常同意=5	4.049	0.705
		我所创事业销售情况良好		3.970	0.775
		我所创事业盈利情况良好		3.676	0.889

信任有助于提升创业绩效吗？

(续表 1)					
创业 绩效	个人绩效	我对所创事业的总体满意度较高	非常不同意=1, 比较不同意	3.305	1.189
		我实现了创业开始前设定的目标	=2, 不确定=3, 比较同意	3.976	0.839
		我对实现奋斗目标而获得的成就感到满意	=4, 非常同意=5	3.465	1.210
	成长绩效	目前的生意销售收入增长比同行更快	非常不同意=1, 比较不同意	3.291	1.032
		目前的生意盈利水平增长比同行更快	=2, 不确定=3, 比较同意	3.179	1.020
		目前的生意市场份额增长比同行更快	=4, 非常同意=5	3.303	0.985
创业 学习	经验学习	积累和利用经验对我创业帮助很大	非常不同意=1, 比较不同意	3.919	0.940
		不断反思先前的失败行为	=2, 不确定=3, 比较同意	3.812	1.010
		失败并不可怕, 关键在于能从中吸取经验	=4, 非常同意=5	3.475	1.112
	认知学习	经常与行业中的专业人员进行交流	非常不同意=1, 比较不同意	4.412	0.713
		非常关注同行业中“标杆”企业的行为	=2, 不确定=3, 比较同意	4.360	0.714
	实践学习	经常参与各种正式或非正式的讨论会	=4, 非常同意=5	3.818	1.106
创业 环境	政府支持	创业过程中持续搜集内外部环境的信息	非常不同意=1, 比较不同意	4.184	0.650
		通过持续创业实践来反思及纠正已有认知	=2, 不确定=3, 比较同意	4.297	0.611
		通过创业实践获得经验极为有限 (反向题)	=4, 非常同意=5	4.505	0.571
		当地政府鼓励和支持农民自主创业	非常不同意=1, 比较不同意	4.233	0.902
	市场环境	当地政府为农民创业提供信息咨询服务	=2, 不确定=3, 比较同意	4.026	1.050
		当地政府为农民创业者提供技术指导	=4, 非常同意=5	3.961	1.167
		当地政府为农民创业者提供创业培训		4.074	1.122
	金融支持	本行业中产品和技术更新很快	非常不同意=1, 比较不同意	3.916	1.060
		竞争对手的行为多变、很难预测 (反向题)	=2, 不确定=3, 比较同意	3.711	1.085
		顾客总是偏好新产品和新服务	=4, 非常同意=5	3.823	1.033
控制 变量	性别	受访者性别	男=1, 女=0	0.905	0.293
	年龄	受访者年龄	单位: 岁	45.360	8.643
	受教育水平	受教育年限	单位: 年	10.420	3.090
	自评健康	受访者当前健康状况	不健康=1, 一般=2, 比较健康=3, 很健康=4, 非常健康=5	4.048	1.040
	管理经验	是否曾经担任过管理职务	是=1, 否=0	0.618	0.486
	销售经验	是否曾经担任过销售职务	是=1, 否=0	0.525	0.500
	创业失败经历	是否经历过创业失败	是=1, 否=0	0.274	0.446

(续表 1)

控制变量	风险偏好	通过情景假设的“抛硬币”游戏衡量	“无论抛出正反面，您都获得 250 元”=1，“抛出正面您得 200，反面得 400 元”=2，“抛出正面得 150，反面得 550 元”=3，“抛出正面您得 100 元，反面得 700 元”=4；“抛出正面您得 0 元，反面得 1000 元”=5	2.725	1.633
	主观幸福感	受访者的主观生活幸福程度	0-10 之间，非常不幸福=0，非常幸福=10	8.619	1.565

注：反向题在数据分析时已做反转处理。

(三) 共同方法偏差与信效度检验

1.共同方法偏差控制与检验。采用量表问卷法时，因特定测量方法（测量环境，题项语境以及项目自身特征等）难免造成潜在的系统测量偏差，一般称之为共同方法偏差。这种系统误差可能导致错误的因果关系推论，严重影响结果的准确性。为避免这种系统误差的影响，本研究采取以下措施进行事前控制并辅以事后检验以解决潜在共同方法偏差问题。首先，在问卷量表中穿插了一些客观性以及开放性问题；其次，问卷设计了一些反向编码题，以此避免受访者陷入持续的量表填写模式；最后，采用 Harman 单因素检验对数据进行检验，参考以往做法，在不做任何旋转且特征根大于 1 的提取方式下，对 4 个潜变量的所有题项进行探索性因子分析，结果发现，第一主成分解释的变异量为 16.91%，不到总提取方差累积占比（63.32%）的一半，说明本研究所用数据不存在严重的共同方法偏差。

2.信度检验。本研究拟从内部一致性系数（Cronbach's alpha）和组成信度（Composite Reliability, CR）两个方面评估测量的可信度。结果表明，所有潜变量的 Cronbach's alpha 均大于理想值 0.7，其中信任量表为 0.846，创业绩效量表为 0.861，创业学习量表为 0.798，创业环境量表为 0.784。而组成信度 CR 方面，所有潜变量均超过建议值 0.7。因此，本研究中测量量表信度较高。

3.效度检验。本研究从两个方面来评估测量效度：首先，Hair, et al.（2014）建议每个题项的标准化因子载荷应大于 0.5，0.7 以上则更为理想。本研究中各潜变量的因子载荷全部大于门槛值 0.5，大部分达到理想值 0.7。其次，本研究用平均方差抽取量（Average Variance Extracted, AVE）来衡量聚合效度（Convergent Validity）。Fornell and Larcker（1981）认为平均方差抽取量 AVE 的理想值为 0.5 以上，所有潜变量的 AVE 均在可接受范围内，基于以上判断，本研究的测量量表具有良好聚合效度。

(四) 模型设定

本文参照 Hayes（2018）提出的有调节中介的分析流程依次检验信任对农民创业绩效的直接效应，创业学习的中介效应、创业环境的调节效应以及有调节的中介效应。具体检验分为四步：

$$Y = c_0 + c_1X + c_2W + c_3XW + \mu_1 \quad (1)$$

$$M = a_0 + a_1X + a_2W + a_3XW + \mu_2 \quad (2)$$

$$Y = c_0' + c_1'X + c_2'W + c_3'XW + b_1M + b_2WM + \mu_3 \quad (3)$$

(1) 式、(2) 式和 (3) 式中, Y 表示农民创业绩效; X 表示信任; W 表示创业环境; M 表示创业学习; μ_1 、 μ_2 、 μ_3 为误差项。第一步检验直接效应, 即判断 (1) 式中 c_1 的系数是否显著, c_1 为不考虑中介的直接效应 (信任对农民创业绩效的直接影响)。第二步检验中介效应, (2) 式中的系数 a_1 为中介效应的前半段 (信任对创业学习的影响), (3) 式中的系数 b_1 为中介效应的后半段 (创业学习对农民创业绩效的影响)。中介效应不仅需要判断前后两段的系数是否单独显著, 还需验证系数乘积 a_1b_1 的显著性。第三步检验调节效应, 其中 c_3 为直接作用路径上的调节效应系数 (即创业环境对信任与农民创业绩效直接影响的调节作用), a_3 为中介路径前半段上的调节效应系数 (即创业环境在信任与创业学习之间的调节作用), b_2 为中介路径后半段上的调节效应系数 (即创业环境在创业学习与农民创业绩效之间的调节作用)。第四步检验有调节的中介效应, 即创业学习的中介效应是否被创业环境调节。将 (2) 式代入 (3) 式, 整理可得有调节的中介效应部分为 $a_1b_1 + a_1b_2W + a_3b_1W + a_3b_2W^2$, 可拆解成两部分: 中介效应 a_1b_1 以及调节变量 W 相关的项 a_1b_2 、 a_3b_1 、 a_3b_2 , 三组中任一组系数通过显著性检验即可证实有调节的中介效应存在。

四、假说检验与结果分析

(一) 假说检验

本文采用层次回归估计方法, 所有回归均使用异方差稳健标准误。同时对全部回归模型进行多重共线性诊断, 方差膨胀因子 (VIF) 均低于 3.0, 表明各变量之间的相关共线程度在合理范围内, 不存在严重共线性问题。

1. 信任对农民创业绩效的直接效应 (假说 H1)。表 2 方程 1 和方程 2 为信任对农民创业绩效的直接效应检验结果。方程 1 只加入控制变量, 方程 2 在方程 1 基础上加入自变量信任, 方程 2 显示, 信任对农民创业绩效有显著的正向影响 ($\beta=0.361$, $p<0.01$), 表明信任水平高的农民创业者具有更好的创业绩效。此外, 加入自变量信任后, 方程 2 比方程 1 的 R^2 增加了 0.046, 说明信任对农民创业绩效具有较强的解释力, 假说 H1 得到支持。

表 2 层次回归检验结果

	因变量: 农民创业绩效					因变量: 创业学习		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
自变量								
信任	—	0.361*** (0.059)	0.359*** (0.059)	0.276*** (0.063)	0.276*** (0.063)	0.291*** (0.042)	0.288*** (0.043)	0.305*** (0.043)
调节变量与交互项								
创业环境	—	—	0.051 (0.042)	0.046 (0.041)	0.046 (0.041)	—	0.010 (0.029)	0.013 (0.029)
信任×创业环境	—	—	0.110 (0.097)	—	—	—	—	0.169** (0.066)

(续表 2)								
中介变量与交互项								
创业学习	—	—	—	0.251*** (0.051)	0.250*** (0.051)	—	—	—
创业学习×创业环境	—	—	—	—	-0.011 (0.096)	—	—	—
控制变量								
性别	0.150* (0.082)	0.105 (0.079)	0.107 (0.079)	0.101 (0.080)	0.101 (0.080)	0.023 (0.051)	0.023 (0.052)	0.023 (0.051)
年龄	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
受教育水平	0.001 (0.008)	0.000 (0.007)	-0.000 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)
自评健康	0.078*** (0.025)	0.069*** (0.025)	0.071*** (0.024)	0.051** (0.024)	0.051** (0.023)	0.074*** (0.015)	0.074*** (0.015)	0.077*** (0.015)
管理经验	0.125** (0.051)	0.126** (0.050)	0.124** (0.049)	0.099** (0.049)	0.099** (0.049)	0.108*** (0.034)	0.108*** (0.034)	0.106*** (0.034)
销售经验	0.028 (0.049)	0.020 (0.048)	0.021 (0.048)	0.011 (0.047)	0.012 (0.047)	0.040 (0.033)	0.040 (0.033)	0.039 (0.032)
创业失败经历	-0.075 (0.048)	-0.077 (0.047)	-0.079* (0.047)	-0.080* (0.046)	-0.080* (0.047)	0.010 (0.034)	0.009 (0.034)	0.008 (0.033)
风险偏好	0.029** (0.013)	0.027** (0.013)	0.028** (0.013)	0.021* (0.013)	0.021* (0.013)	0.024** (0.009)	0.024** (0.009)	0.025*** (0.009)
主观幸福感	0.100*** (0.018)	0.078*** (0.017)	0.077*** (0.017)	0.076*** (0.017)	0.076*** (0.017)	0.005 (0.012)	0.005 (0.012)	0.004 (0.012)
是否养殖业	0.121** (0.060)	0.119** (0.059)	0.115* (0.059)	0.096* (0.057)	0.096* (0.057)	0.086** (0.041)	0.085** (0.041)	0.081** (0.041)
是否加工业	-0.086 (0.072)	-0.079 (0.069)	-0.079 (0.070)	-0.060 (0.069)	-0.059 (0.069)	-0.045 (0.049)	-0.044 (0.049)	-0.055 (0.049)
是否服务业	0.008 (0.062)	0.021 (0.062)	0.022 (0.062)	0.043 (0.061)	0.043 (0.061)	-0.083** (0.041)	-0.082** (0.041)	-0.083** (0.040)
常数项	1.648*** (0.276)	0.510 (0.333)	0.340 (0.339)	-0.178 (0.353)	-0.177 (0.350)	2.359*** (0.234)	2.339*** (0.243)	2.234*** (0.237)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.131	0.177	0.180	0.205	0.205	0.192	0.192	0.200
调整的 R ²	0.115	0.161	0.162	0.187	0.186	0.176	0.175	0.182
F 值	6.502***	9.094***	9.255***	10.482***	10.197***	11.983***	11.310***	11.592***

(续表 2)

样本量	876	876	876	876	876	876	876	876
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为异方差稳健标准误。

2. 创业学习的中介效应（假说 H2）。创业学习中中介效应的检验结果见表 2 方程 4 和方程 6 所示。方程 4 为中介效应的后半段检验，从表中系数可知，创业学习在 1%水平上显著为正，表明创业学习对创业绩效具有显著的正向影响，假说 H2b 成立。方程 6 为中介效应的前半段检验，结果显示，信任与创业学习具有显著正向关系（ $\beta=0.291$, $p<0.01$ ），表明信任水平高的农民创业者可获得更好的创业学习，假说 H2a 得到证实。为解决依次检验的检验力较低问题，本文利用中介效应逐步检验方法（Causal Steps Approach），并采用具有更精确的置信区间与更高检验力的偏差校正非参数百分位 Bootstrap 法。具体计算结果见表 3，创业学习间接效应在 95%水平下置信区间为[0.044, 0.111]，不包含 0，验证创业学习的部分中介效应存在，且将信任根据维度拆分后的区间估计结果显示创业学习的中介效应依然通过显著性检验，因此假说 H2 得到验证。

表 3 直接效应和中介效应 Bootstrap 检验结果（样本量=876）

作用路径		点估计	参数显著性估计		偏差校正非参数百分位 Bootstrap 区间估计		双尾检验 P 值
			标准误	Z 值	置信下限	置信上限	
直接效应	信任→创业绩效	0.249	0.042	5.973	0.147	0.351	***
	情感信任→创业绩效	0.137	0.055	2.480	0.029	0.246	**
	制度信任→创业绩效	0.179	0.043	4.200	0.096	0.263	***
	社会信任→创业绩效	0.126	0.038	3.340	0.052	0.200	***
间接效应	信任→创业学习→创业绩效	0.077	0.015	5.295	0.044	0.111	***
	情感信任→创业学习→绩效	0.059	0.015	4.050	0.030	0.087	**
	制度信任→创业学习→绩效	0.039	0.012	3.300	0.016	0.062	***
	社会信任→创业学习→绩效	0.038	0.010	3.720	0.018	0.058	***

注：****、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；Bootstrap 区间估计为重复自抽样 1000 次 95%置信区间。

3. 创业环境的调节效应（假说 H3a, H3b）。创业环境的调节效应检验结果如上表 2 方程 5 和方程 8 所示。方程 5 检验创业环境在创业学习与农民创业绩效之间的调节效应（H3b），从表中可知创业学习与创业环境的交互项系数不显著，即创业环境不能调节创业学习对农民创业绩效的影响，假说 H3b 未得到验证。方程 8 检验创业环境在信任与创业学习之间的调节效应（H3a），表中结果显示信任与创业环境的交互项系数显著（ $\beta=0.169$, $p<0.05$ ），即创业环境正向调节信任与创业学习之间关系，假说 H3a 成立。

4. 有调节的中介效应（假说 H3）。根据前文（2）式和（3）式可知，系数 a_1b_2 、 a_3b_1 、 a_3b_2 中任意一个通过显著性检验即可证实有调节的中介效应。 a_1 对应表 2 方程 8 中信任对创业学习的估计系数（ $a_1 \neq 0$ ）， a_3 为方程 8 中信任与创业环境交互项的估计系数（ $a_3 \neq 0$ ）， b_1 对应表 2 方程 5 中创业学习的估计系数（ $b_1 \neq 0$ ）， b_2 为方程 5 中创业学习与创业环境的交互项系数（ $b_2 = 0$ ），因此，可以推断

出 $a_3b_1 \neq 0$ ，有调节的中介效应假说成立。由于仅依据两个系数各自的显著性来判断乘积的显著性缺乏对乘积标准误的考虑，因此本文进一步参考 Edwards and Lambert (2007) 的做法，用 Bootstrap 法计算中介效应量，以此来判断中介作用是否随调节变量变化。常见做法是分别选取均值加减一个标准差作为调节变量取值的两端来检验条件取值下中介作用的差异是否显著。但刘东等 (2012) 指出与样本标准差相比，变量的观测区间是更具有实际意义的取值范围。因此本文选取创业环境的最大值与最小值作为条件取值，计算条件中介效应量，结果如表 4 所示，在创业环境最大值处的条件中介效应值为 0.296，创业环境最小值处的条件中介效应值为 0.130，两者差异为 0.166，差异的 BC-Bootstrap 方法 95% 水平下的置信区间为 [0.034, 0.298]，不包含 0，进一步证实有调节的中介效应显著且效应规模具有实际意义，假说 H3 得到证实。

此外，为探究信任的不同维度下有调节的中介效应是否具有差异，本文依次对情感信任、制度信任和社会信任进行检验，检验结果见表 4，可以看出情感信任、制度信任及社会信任与农民创业绩效之间的有调节中介模型均成立。进一步验证，基于家庭与亲属关系的情感信任、基于政府政策的制度信任、以及针对普通公众的社会信任在农民创业过程中发挥重要作用，该结果与 Stam et al. (2014) 的研究结论一致。

表 4 条件中介效应值及差异检验结果 (样本量=876)

条件中介效应	创业环境最大值	创业环境最小值	差值	差值的 BC-Bootstrap 区间估计	
				置信下限	置信上限
信任→创业学习→创业绩效	0.296	0.130	0.166	0.034	0.298
情感信任→创业学习→绩效	0.239	0.101	0.138	0.020	0.305
制度信任→创业学习→绩效	0.270	0.096	0.174	0.019	0.330
社会信任→创业学习→绩效	0.210	0.078	0.132	0.005	0.273

注：Bootstrap 区间估计为重复自抽样 1000 次 95% 置信区间。

(二) 内生性讨论与稳健性检验

1. 信任的内生性讨论。信任与农民创业绩效可能存在由于反向因果与遗漏变量带来的内生性问题。一方面，获得良好创业绩效的创业者可能具有更高信任水平，这种反向因果关系会高估信任的影响；另一方面，受研究设计限制，可能存在既影响农民信任又影响其创业绩效的变量被遗漏，如创业者人格特质等。为此，本文拟采用工具变量法解决潜在的内生性问题。借鉴何金财等 (2016) 的思路^①，最终选取了居住在同一县域同一年龄段其他创业者的信任平均值作为受访者信任的工具变量，理由是创业者的信任与所在地区和所处年龄段存在较大相关性，但该平均信任水平不会直接影响农民创业者的创业绩效。

一个有效的工具变量应同时满足外生性与相关性。外生性检验结果见表 5。如方程 9 所示，其他创业者信任平均值对农民创业绩效的影响未通过显著性检验，满足外生性条件。相关性检验结果如方程 10 所示，工具变量其他创业者平均信任值对信任的回归系数通过了 1% 的显著性检验。同时 2SLS

^① 何金财等 (2016) 用剔除自家以外的社区关系指数均值作为家庭关系的工具变量。

第一阶段中的 F 统计量大于经验值 10，即可拒绝“存在弱工具变量”的原假设。因此本文选取的工具变量满足外生性，与内生变量高度相关，且不存在弱工具变量问题。

两阶段最小二乘估计结果见表 5 方程 11，通过引入工具变量解决信任潜在的内生性后，农民创业者信任对其创业绩效的估计系数在 1%显著性水平上为正，证实信任正向影响农民创业绩效。最后本文采用更加稳健的 Durbin-Wu-Hausman 检验对信任的内生性进行检验，DWH 检验的 p 值为 0.375，不能拒绝“变量为外生”的原假设。

同理，当创业学习为因变量时，信任也可能存在内生性问题，导致估计有偏，相关理由不再赘述。检验结果见表 5 方程 12 至方程 14。DWH 检验的 p 值为 0.197，即 OLS 估计结果与 IV 估计结果并无显著差异，无法拒绝“信任为外生变量”的原假设。该结果表明从统计上来讲，在控制相关变量后，信任无潜在的内生性问题。

表 5 工具变量回归结果

变量	农民创业绩效			创业学习		
	工具变量外生性 检验	2SLS 第一阶 段	2SLS 第二阶 段	工具变量外生性 检验	2SLS 第一阶 段	2SLS 第二阶 段
	方程 9	方程 10	方程 11	方程 12	方程 13	方程 14
信任	0.319*** (0.049)	—	0.511** -0.213	0.284*** (0.043)	—	0.580** (0.277)
信任平均水平	0.069 (0.078)	0.360*** (0.064)	—	0.101 (0.091)	0.339*** (0.071)	—
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	13.21***	32.16***	11.18***	12.69***	23.98***	9.74***
样本量	876	876	876	876	876	876

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为异方差稳健标准误；控制变量同表 2，因篇幅限制故省略，详细结果备索。

2. 稳健性检验。为检验以上数据分析结果的可靠性，本文通过更换因变量农民创业绩效和自变量信任的测量方式进行稳健性检验。具体而言，采用因子分析及方差贡献率作为权重计算信任与创业绩效的综合因子得分，运用新生成的变量重复上述有调节的中介分析过程，估计结果与已有分析无显著差异^①，因此本研究的实证结果具有稳健性。

（三）信任对农民创业绩效的异质性分析

1. 创业领域的异质性影响：非农创业与涉农创业。由于农民创业者居住在农村地区，具有土地和自然资源禀赋优势，且普遍在农业生产领域经验丰富，因而信任对农民创业绩效可能存在不同创业领域（涉农或非农）内的异质性影响。本文根据农民创业内容将样本拆分为非农创业组和涉农创业组，进行分组回归，实证结果见表 6 方程 15 和方程 16。从表中可以看出，涉农创业组中信任对农民创业

^① 限于篇幅，结果未予展示，详细结果备索。

绩效的促进作用大于非农创业组。原因可能是在农村情境下，涉农创业具有诸多比较优势，信任发挥作用的空间较大。

表 6 信任对农民创业绩效的异质性影响

变量	涉农创业	非农创业	机会型创业	生存型创业	男	女
	方程 15	方程 16	方程 17	方程 18	方程 19	方程 20
信任	0.342*** (0.047)	0.270*** (0.089)	0.409*** (0.065)	0.265*** (0.054)	0.317*** (0.044)	0.338** (0.152)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.193	0.065	0.212	0.141	0.185	0.032
F 值	16.567***	1.983**	8.316***	6.761***	14.832***	1.207
样本量	719	157	382	494	793	83

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为异方差稳健标准误；控制变量同表 2，因篇幅限制故省略，详细结果备索。

2. 创业类型的异质性影响：机会型创业与生存型创业。全球创业观察（GEM）将创业动机划分为生存型创业与机会型创业。其中，生存型创业是指处于低收入状态且无其他就业选择的创业者，为生存被动从事创业；机会型创业则指个体主动发现商机并开展创业活动，以谋求潜在经济价值^①。Langevang et al.（2012）研究发现发展中国家农村地区创业活动大部分属于生存型创业。在本研究样本数据中，生存型创业者数量为 494，占比 56.39%，略大于机会型创业者。相较于生存型创业，机会型创业对物质资本、人力资本及社会资本要求更高（蔡莉等，2008），可能造成信任对不同类型创业者产生异质影响。表 6 方程 17 和方程 18 结果显示，相比生存型创业的农民创业者而言，机会型创业子样本中信任对创业绩效的正影响更大。换言之，相较于为谋生而创业的农民而言，机会型农民创业者的信任可以促进其更好地获取创业信息与物质资源，提高创业成功率。

3. 性别的异质性影响：男性创业者与女性创业者。董静、赵策（2019）研究表明农民创业中存在性别的显著差异，受传统社会“男主外，女主内”思想的影响，创业作为一种高风险强社交型活动多由男性主导，这一固化观念可能导致信任对男性创业者和女性创业者产生异质影响。从表 6 方程 19 和方程 20 可以看出，在男性创业者子样本中，信任对农民创业绩效发挥积极促进作用，相比之下，信任对女性创业者绩效的正向影响虽通过 T 检验，但未通过整体参数 F 检验。本文认为由于社会角色分工以及人力资本双重约束，农村女性创业者往往具有较少人缘关系与社会网络，显著抑制了信任对其创业绩效的促进作用。

4. 信任差序格局的异质性影响。传统中国社会结构的“差序格局”论最早由费孝通提出，其中“差序”的含义除“关系的差序”外，还包括“情感的差序”（李伟民、梁玉成，2002），即根据亲疏远近决定相互之间情感的认同程度，从而影响情感信任的大小。由此可知，情感信任的“差序格局”可能

^① 根据该定义，本文将因“谋生或解决温饱问题”而创业归为生存型创业，将因“追求富裕生活或实现自我价值”而创业归为机会型创业。

会对农民创业绩效产生影响。从表 7 可以看出，对周围各群体的情感信任均显著正向影响农民创业绩效，其中，对同一大姓成员和朋友的情感信任产生的创业绩效提升作用最强。如前文论述，家人亲戚提供的信息与资源通常在农民创业初期起决定作用，但随着创业事业不断扩大，离创业者距离稍远的非冗余关系所提供的资源则更为重要，这也从侧面证实 Granovetter 的弱连接理论。相类似，Li（2004）指出在中国乡村地区存在制度信任（政府信任）的差序格局，表现出“央强地弱”的趋势。这种差序格局可能会对农民创业绩效产生影响，如表 7 所示，制度信任的四个方面均正向影响农民创业绩效，但同时也表现出差序格局的异质影响，中央政府和国家创业政策的信任比地方政府和地方创业政策的信任具有更强的创业绩效提升作用。

表 7 差序格局下情感信任与制度信任对农民创业绩效的影响

因变量	情感信任差序格局的异质影响					制度信任差序格局的异质影响			
	亲戚	同一大姓	朋友	邻居	同村村民	中央政府	地方政府	国家创业政策	地方创业政策
农民创业绩效	0.108*** (0.040)	0.143*** (0.040)	0.136*** (0.040)	0.088** (0.040)	0.105*** (0.036)	0.139*** (0.032)	0.132*** (0.035)	0.155*** (0.036)	0.103*** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.122	0.130	0.126	0.120	0.124	0.138	0.129	0.136	0.129
样本量	876	876	876	876	876	876	876	876	876

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为异方差稳健标准误；控制变量同表 2，因篇幅限制故省略，详细结果备索。

五、主要结论与启示

本文基于东、中、西部四省 876 个农民创业者的调查数据，系统探究了信任与农民创业绩效的关系。研究结果表明：（1）信任对农民创业绩效具有显著正向影响，即对于农民创业者而言，信任水平越高，其创业绩效越好。（2）创业学习在信任与创业绩效之间发挥中介作用，简言之，信任通过提高农民创业者对信息和知识的接纳度，促进农民创业者开展创业学习，增强创业技能，进而提升创业绩效。（3）创业环境调节了创业学习在信任和创业绩效间的中介作用，但创业环境未能调节创业学习对创业绩效的影响，可能的解释为，创业学习影响创业绩效的内在逻辑是农民创业者通过学习丰富创业知识、提升创业能力，但知识和能力的运用更多受制于创业者自身特质和主观能动性，从而使得创业环境的调节机制未能发挥显著作用。

基于研究结论，本文得到如下政策启示。首先，从信任的角度出发，政府应加强诚信体系建设及社会主义核心价值观的宣传，提高社会总体信任水平；对缺乏信任的事件增加媒体曝光度和舆论关注度，引导并提升农村地区信任水平。其次，从创业学习的角度来看，基层政府相关部门应丰富农民创业培训内容，培养农民创业者的学习意识和学习能力；成立农民创业协会，鼓励创业者相互学习，分享经验，共同提高创业能力。最后，各级政府应优化创业支持政策，营造良好创业环境，可通过完善要素市场、金融支持政策、网络信息平台、基础设施建设等方面为农民创业者提供良好的外部环境。

参考文献

- 1.蔡莉、崔启国、史琳，2007：《创业环境研究框架》，《吉林大学社会科学学报》第1期。
- 2.曾燕萍，2019：《信任及其对经济发展的影响：一个研究综述》，《国外社会科学》第2期。
- 3.单标安、蔡莉、鲁喜凤、刘钊，2014：《创业学习的内涵、维度及其测量》，《科学学研究》第12期。
- 4.单标安、陈海涛、鲁喜凤、陈彪，2015：《创业知识的理论来源、内涵界定及其获取模型构建》，《外国经济与管理》第37卷第9期。
- 5.董静、赵策，2019：《家庭支持对农民创业动机的影响研究——兼论人缘关系的替代作用》，《中国人口科学》第1期。
- 6.高学德、翟学伟，2013：《政府信任的城乡比较》，《社会学研究》第2期。
- 7.郭钺、何安华，2017：《社会资本、创业环境与农民涉农创业绩效》，《上海财经大学学报》第2期。
- 8.郭慧云、丛杭青、朱葆伟，2012：《信任论纲》，《哲学研究》第6期。
- 9.何金财、孙永苑、杜在超、张林，2016：《关系、正规与非正规信贷》，《经济学（季刊）》第15卷第1期。
- 10.李伟民、梁玉成，2002：《特殊信任与普遍信任：中国人信任的结构与特征》，《社会学研究》第3期。
- 11.李新春、叶文平、唐嘉宏、区玉辉，2015：《创始爱心资金获取：情感信任还是能力信任》，《管理科学》第2期。
- 12.刘畅、齐斯源、王博，2015：《创业环境对农村微型企业创业绩效引致路径的实证分析——基于东北地区实地调研数据》，《农业经济问题》第36卷第5期。
- 13.刘东、张震、汪默，2012：《被调节的中介和被中介的调节：理论构建与模型检验》，载陈晓萍、徐淑英、樊景立主编《组织与管理研究的实证方法（第2版）》，北京：北京大学出版社。
- 14.罗家德、帅满、杨鲲鹏，2017：《“央强地弱”政府信任格局的社会学分析——基于汶川震后三期追踪数据》，《中国社会科学》第2期。
- 15.申丹琳，2019：《社会信任与企业风险承担》，《经济管理》第41卷第8期。
- 16.王洁琼、孙泽厚，2018：《新型农业创业人才三维资本、创业环境与创业企业绩效》，《中国农村经济》第2期。
- 17.王勇，2017：《创业环境、风险态度与新生代农民工的创业倾向》，《经济体制改革》第1期。
- 18.杨明、孟天广、方然，2011：《变迁社会中的社会信任：存量与变化——1990—2010年》，《北京大学学报（哲学社会科学版）》第48卷第6期。
- 19.余绍忠，2013：《创业绩效研究述评》，《外国经济与管理》第2期。
- 20.张敬伟、裴雪婷，2018：《中国农民创业者的创业学习行为探析》，《科学学研究》第36卷第11期。
- 21.张立芸、谭康荣，2005：《制度信任的趋势与结构：「多重等级评量」的分析策略》，《台湾社会学刊》第35期。
- 22.张玉利、冯潇，2019：《三农创业实践驱动的学术问题与研究建议》，《南方经济》第7期。
- 23.赵红丹、夏青，2019：《人际不信任、消极情感与知识隐藏行为研究》，《科研管理》第40卷第8期。
- 24.郑风田，2018：《乡村振兴战略给乡村企业带来哪些新机遇》，《人民论坛》第17期。
- 25.周广肃、谢绚丽、李力行，2015：《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》，《管理世界》第12期。
- 26.Arrow, K. J., 1972, "Gifts and Exchanges", *Philosophy & Public Affairs*:343-362.
- 27.Bennett, N. and J. Lemoine, 2014, "What VUCA Really Means for You", *Harvard Business Review*, 92(1):2.
- 28.Bergh, P., S. Thorgren and J. Wincent, 2011, "Entrepreneurs Learning Together: The Importance of Building Trust for

Learning and Exploiting Business Opportunities”, *International Entrepreneurship and Management Journal*, 7(1):17-37.

29.Bhagavatula, S., T. Elfring, A. van Tilburg and G. G. van de Bunt, 2010, “How Social and Human Capital Influence Opportunity Recognition and Resource Mobilization in India's Handloom Industry”, *Journal of Business Venturing*, 25(3):245-260.

30.Brouwer, M., 2000, “Entrepreneurship and Uncertainty: Innovation and Competition Among the Many”, *Small Business Economics*, 15(2):149-160.

31.Dai, W., F. Arndt and M. Liao, 2020, “Hear It Straight From the Horse's Mouth: Recognizing Policy-induced Opportunities”, *Entrepreneurship & Regional Development*, 32(5):408-428.

32.Dou, J., B. Ye, J. Ye and Z. Pan, 2019, “Trustworthiness of Local Government, Institutions, and Self-employment in Transitional China”, *China Economic Review*, 57.

33.Edwards, J. R. and L. S. Lambert, 2007, “Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis”, *Psychological Methods*, 12(1):1-22.

34.Fornell, C. and D. F. Larcker, 1981, "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error", *Journal of Marketing Research*:39-50.

35.Gartner, W. B., 1985, “A Conceptual Framework for Describing the Phenomenon of New Venture Creation”, *Academy of Management Review*, 10(4):696-706.

36.Geneste, L. and P. Galvin, 2013, “Trust and Knowledge Acquisition by Small and Medium-sized Firms in Weak Client-Firm Exchange Relationships”, *International Small Business Journal: Researching Entrepreneurship*, 33(3):277-298.

37.Granovetter, M. 2017. *Society and Economy: Framework and Principles*. Massachusetts: Harvard University Press.

38.Hair, J. F., W. C. Black, B. J. Babin and R. E. Anderson. 2014. *Multivariate Data Analysis*. London: Pearson.

39.Hayes, A. F. 2018. *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis*. New York: The Guilford Press.

40.Langevang, T., R. Namatovu and S. Dawa, 2012, “Beyond Necessity and Opportunity Entrepreneurship: Motivations and Aspirations of Young Entrepreneurs in Uganda”, *International Development Planning Review*, 34(4):439-460.

41.Li, L., 2004, “Political Trust in Rural China”, *Modern China*, 30(2):228-258.

42.Newton, K. and S. Zmerli, 2011, “Three Forms of Trust and their Association”, *European Political Science Review*, 3(2):169-200.

43.Politis, D., 2005, “The Process of Entrepreneurial Learning: A Conceptual Framework”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 29(4):399-424.

44.Poppo, L., K. Z. Zhou and J. J. Li, 2016, “When Can You Trust ‘Trust’? Calculative Trust, Relational Trust, and Supplier Performance”, *Strategic Management Journal*, 37(4):724-741.

45.Putnam, R. D., R. Leonardi and R. Y. Nanetti. 1994. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press.

46.Rooks, G., K. Klyver and A. Sserwanga, 2016, “The Context of Social Capital: A Comparison of Rural and Urban Entrepreneurs in Uganda”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 40(1):111-130.

47. Shane, S. and S. Venkataraman, 2000, "The Promise of Entrepreneurship as a Field of Research", *Academy of Management Review*, 25(1):217-226.
48. Stam, W., S. Arzlanian and T. Elfring, 2014, "Social Capital of Entrepreneurs and Small Firm Performance: A Meta-Analysis of Contextual and Methodological Moderators", *Journal of Business Venturing*, 29(1):152-173.
49. Tseng, C., 2013, "Connecting Self-Directed Learning with Entrepreneurial Learning to Entrepreneurial Performance", *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 19(4):425-446.
50. Welch, M. R., R. E. N. Rivera, B. P. Conway, J. Yonkoski, P. M. Lupton and R. Giancola, 2005, "Determinants and Consequences of Social Trust", *Sociological Inquiry*, 75(4):453-473.
51. Welter, F., 2012, "All You Need is Trust? A Critical Review of the Trust and Entrepreneurship Literature", *International Small Business Journal: Researching Entrepreneurship*, 30(3):193-212.

（作者单位：¹ 西北农林科技大学经济管理学院；

² 西北农林科技大学西部发展研究院）

（责任编辑：光 明）

Does Trust Enhance Entrepreneurs' Performance? Evidence from Rural China

Zhao Jiajia Wei Juan Liu Jundi Liu Tianjun

Abstract: This article constructs a moderated mediation model to examine the relationship between trust and venture performance of small business owners in rural areas. Specifically, the study identifies the direct impact of trust on business performance. It further examines whether entrepreneurial learning mediates the relationship between trust and entrepreneurial performance, and whether this mediation effect is moderated by entrepreneurial environment. The empirical results based on the survey data of 876 rural entrepreneurs show that trust is positively related to the business performance of rural entrepreneurs, and entrepreneurial learning plays a significant intermediary role between trust and venture performance. Moreover, trust can indirectly affect entrepreneurial performance of farmers by promoting entrepreneurial learning, and entrepreneurial environment positively regulates the impact of trust on entrepreneurial learning, but the regulatory effect between entrepreneurial learning and entrepreneurial performance fails to pass the significance test. The findings of the study provide a comprehensive understanding of rural entrepreneurs' level of trust and how trust affects their business performance. Accordingly, policymakers can enhance the venture performance of rural entrepreneurs by stimulating entrepreneurship education and skills training, improving entrepreneurial learning abilities and promoting good business environment.

Key Words: Trust; Rural Entrepreneurship; Entrepreneurial Performance; Entrepreneurial Learning; Entrepreneurial Environment

玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响*

——基于全国 1942 家家庭农场两期跟踪调查数据

阮荣平¹ 刘 爽¹ 刘 力² 郑风田¹

摘要：2016 年中国开始了新一轮玉米收储制度改革。本文利用一套独特的且具有全国代表性的 1942 家家庭农场两期跟踪调查数据，基于 DID 方法，分析了此次收储制度改革对家庭农场经营决策的影响。主要结论如下：（1）收储制度改革导致家庭农场玉米种植面积显著减少，该结果具有很强的稳健性；（2）家庭农场玉米种植面积下降的主要原因是总体经营面积的下降而非种植结构的调整，因此收储制度改革对规模经营以及新型农业经营主体培育可能产生不利影响；（3）收储制度改革更多体现了临时收储政策取消的影响，生产者补贴制度由于“补贴错位”而作用甚微；（4）收储制度改革通过风险机制和收益机制影响家庭农场的经营决策，其中起主导作用的是风险机制。

关键词：收储制度改革 家庭农场 DID 模型 农业支持政策 政策评估

中图分类号：F32 **文献标识码：**A

一、引言

2008 年以来实施的玉米临时收储政策（以下简称“临储政策”）在保障农民种粮收益、平抑粮食价格波动和保障国家粮食安全方面取得了较大成就，但是也引发了不少问题。第一，下游企业经营困难。黑龙江省、吉林省、辽宁省和内蒙古自治区（以下简称“东北三省一区”）的大量新粮以相对较高的临储价格进入国有粮库，市场流通粮源明显减少。“新粮入库”使得玉米价格上涨，进而导致玉米加工企业出现“用粮荒”，同时加剧了下游企业（如生猪产业）经营困难的局面（贺伟、朱善利，2011；张俊峰、于冷，2019）。第二，生产量、进口量、库存量“三量齐增”。临储价格逐渐提升，国内外价格长期倒挂，使得中国玉米产业陷入了“三量齐增”困局。玉米年供给能力大大超出年消费能力，“国产玉米入库、进口玉米入市”的现象愈演愈烈（郑适，2016；武舜臣，2018）。第三，玉米去库存压

*本文受国家自然科学基金项目“农民教育决策行为研究”（编号：71573266）、中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“农村社会保障的经济学分析”（编号：17XNI007）、国家自然科学基金项目“‘毁约跑路’还是‘逆势加码’：收储制度改革背景下粮食规模户经营行为调整与风险化解机制研究”（编号：71903187）资助。感谢匿名审稿人以及编辑部的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：郑风田。

力艰巨。国家政策要求收购企业必须顺价销售库存玉米，而临储收购价格高于市场价格，因此顺价销售价格明显高于市场价。上述价格差导致临储拍卖难以进行，收储量高于抛储量，库存量持续增加（郑适，2016）。第四，财政负担巨大。国家对临储政策执行主体给予了多项补贴，包括补偿收购费 50 元/吨、做囤费 70 元/吨、保管费 92 元/吨/年、收购资金 5% 利息。如果按照 2015 年临储价格每公斤 2 元计算，收储 1.5 亿吨玉米，国家需要支付的各项补贴金额达到 468 亿元（李国祥，2017）。第五，玉米种植户获益有限。由于政策性收购主体的单一，收储企业单方面扣水扣杂操作空间大，收购中限收拒收、压级压价现象较多。此外，大部分生产者销售玉米的主要方式是粮商上门收购而不是直接将玉米卖到粮库。这种销售方式使得本该属于生产者的政策福利落到粮食中间商手中。因此，临储政策的最大受益者并不是生产者而是得到收储指标的粮库和能够将粮食卖到粮库的粮商（徐志刚等，2010）。

上述问题的存在不利于经济稳定发展、市场平稳运行和农民持续增收。在这样的背景下，2016 年中央“一号文件”指出要“改革完善粮食等重要农产品价格形成机制和收储制度……按照市场定价、价补分离的原则，积极稳妥推进玉米收储制度改革……建立玉米生产者补贴制度”^①。至此，中央取消了已经实施了 8 年的玉米临储政策，对玉米生产者进行直接补贴。此次玉米收储制度改革（以下简称“收储改革”）波及东北三省一区。这 4 个省级行政区 2016 年玉米产量为 9565.84 万吨，占全国玉米产量的 44%；玉米种植面积为 1434 万公顷，占全国玉米种植面积的 39%。仅 2016 年中央财政就拨付了 390 亿元的生产者补贴。作为粮食支持制度改革的“重头戏”，收储改革直接影响包括小麦、水稻在内的整个粮食支持制度的改革，进而影响农业供给侧结构性改革。因此，有必要对改革的效果进行科学评价。

对于粮食价格支持制度改革的效果，现有文献已开展了大量研究。目前中国的粮食价格支持制度改革呈现出了三个方向：一是对以小麦、稻谷为代表的最低收购价政策中的收购价格进行调整（王力、孙鲁云，2019；彭长生等，2019；童馨乐等，2019；周静、曾福生，2019）；二是将以棉花、大豆为代表的临时收储政策改为目标价格政策（田聪颖、肖海峰，2018；贺超飞、于冷，2018；黄季焜等，2015；张杰、杜珉，2016；刘宇等，2016）；三是将以玉米为代表的临时收储政策改为生产者补贴制度（以下简称“补贴制度”）。现有研究主要针对前两个方向，从不同角度评价了最低收购价调整及目标价格政策改革的影响。第三种改革方向是本文关注的重点。对此改革方向，现有文献的关注点主要是梳理改革过程及简单总结改革成效。郑适、崔梦醒（2017）认为收储改革虽历经阵痛，但已经取得决定性成效，如思想基本达成共识、价格机制得以理顺、市场主体活力增强以及农民基本利益得到保障。刘慧等（2018）认为收储改革在建立市场价格形成机制、改善深加工企业经营状况、减少玉米及替代品进口和库存、加快种植结构调整方面成效显著。刘文霞等（2018）发现临储政策取消导致生产者加入合作社的概率显著增加。然而，无论是取消临储政策还是实施补贴制度，政策设计的初衷都是调控生产者的种植行为，因此仅考虑收储改革对销售渠道的影响是远远不够的。为此，不少研究试图

^① 《中共中央国务院关于落实发展新理念加快农业现代化实现全面小康目标的若干意见》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/2016zyyhjw/2016zyyhjw/201601/t20160129_5002063.htm。

识别收储改革对生产者种植行为的影响。如顾莉丽、郭庆海（2017）分析了收储改革前后农户玉米种植面积的变化，认为农民种植玉米的决策受市场价格加补贴后的最终价格水平影响。张磊、李冬艳（2017）发现收储改革后吉林省的玉米种植面积调减，种植结构发生较大变化。蔡海龙等（2017）发现价补分离后，东北玉米产量总体下降，玉米产量的变动基本符合政策调整预期；同时，他们也发现玉米价格回归市场，降幅达 30%。李娟娟等（2018）还发现收储改革导致小农户种植结构调整困难，玉米加工业出现产能过剩问题。

与以往文献相比，本文的主要不同和边际贡献体现在以下几个方面：①就研究对象而言，以往研究主要关注普通农户，本文所关注的则是在农业现代化过程中被寄予厚望的一类新型农业经营主体——家庭农场。这一做法可以提升对收储改革影响认识的全面性、完整性以及深刻性。相对于普通农户，家庭农场由于专业性强、规模大等特点，对政策的敏感性更强。在面对收储改革时，其反应与普通农户可能有所不同。比如由于经营土地性质的不同，家庭农场面对收储改革的反应有可能是减少其经营规模，由规模农户变为普通农户。而普通农户的反应则可能只是调整种植结构。②就研究方法而言，以往研究的识别方法主要是比较东北三省一区播种面积、产量等指标在改革前后的变动。这一做法的主要问题是，玉米生产的变动除了受收储改革的影响外还受到其他宏观因素的影响，因此这种识别策略很难厘清收储改革的净影响。而本文采用了在政策评价文献中较为通行的 DID 方法。这可以在较大程度上剔除其他因素的影响，从而识别出净影响；③就数据而言，目前有关家庭农场的全国性跟踪调查数据十分稀少。本文利用一套独特且具有全国代表性的家庭农场跟踪调查数据进行分析，在数据层面对现有研究具有重要的补充作用；④就分析层面而言，收储改革经历了两个过程：临储政策取消和补贴制度实施。以往研究较少区分这两个过程，本文则对二者的影响进行了比较；⑤就作用机制而言，以往研究更多关注收储改革对生产者收益的影响。但是，收储改革除了影响生产者收益外，也进一步加大了其所面临的风险。故本文在作用机制中同时关注收储改革对生产者收益和风险的影响，并对这两种影响进行了初步检验。

本文其余内容安排如下：第二节进行理论分析并提出研究假说；第三节介绍数据并给出变量的描述性统计结果；第四节介绍识别策略并分析该策略的有效性；第五节给出收储改革对家庭农场玉米种植面积影响的估计结果，并讨论临储政策取消和补贴制度实施的相对作用强度以及收储改革影响家庭农场经营决策的主要机制；第六节对 DID 设计的共同趋势假设、估计结果的稳健性进行检验；第七节进一步讨论收储改革对其他粮食作物种植面积以及总土地经营面积的影响；第八节归纳主要结论及政策启示。

二、理论分析与研究假说

金融学中对理性投资者的基本假定是风险一定的情形下使收益最大化或者在收益一定的情形下使风险最小化（Markowitz, 1952）。据此本文也假定理性的农场主在经营决策制定的过程中主要考虑种植玉米的风险和收益，并从这两个角度分析临储政策取消和补贴制度实施对家庭农场经营决策的影响及作用机制。

（一）临时收储政策取消的影响

本小节结合风险和收益，从临储政策实施的角度反向推断该政策取消的影响。分析临储政策实施对于玉米生产者影响的前提是理解临储价格的制定。有关临储的定价依据，目前学术界主要有两种观点。第一种观点认为是粮食生产成本；第二种观点认为是前三至五年的市场平均价格（张天佐等，2018；孙杭生、顾焕章，2002；曹慧等，2017）。本文对这两种观点进行了检验。检验结果显示，相对于前三年或者前五年市场平均价格来说，城乡人均可支配收入比对临储价格的解释力度更大^①。该结果说明，临储价格具有明显的保障收益的特征。据此，本文假设每年的临储价格都是根据“成本+基本收益”来制定的。

首先，如果“基本收益”每年不变，那么临储政策仅具有平抑市场价格波动的功能。当玉米供过于求时，市场均衡价格低于临储价格，国家通过临储价格收储玉米来缓解玉米价格下降的压力；而当玉米供不应求时，市场均衡价格高于临储价格，国家通过销售库存增加玉米供给来抑制玉米价格上涨。因此，在临储政策实施后，国内玉米价格波动远远低于国际玉米价格波动（参见图 1A）。

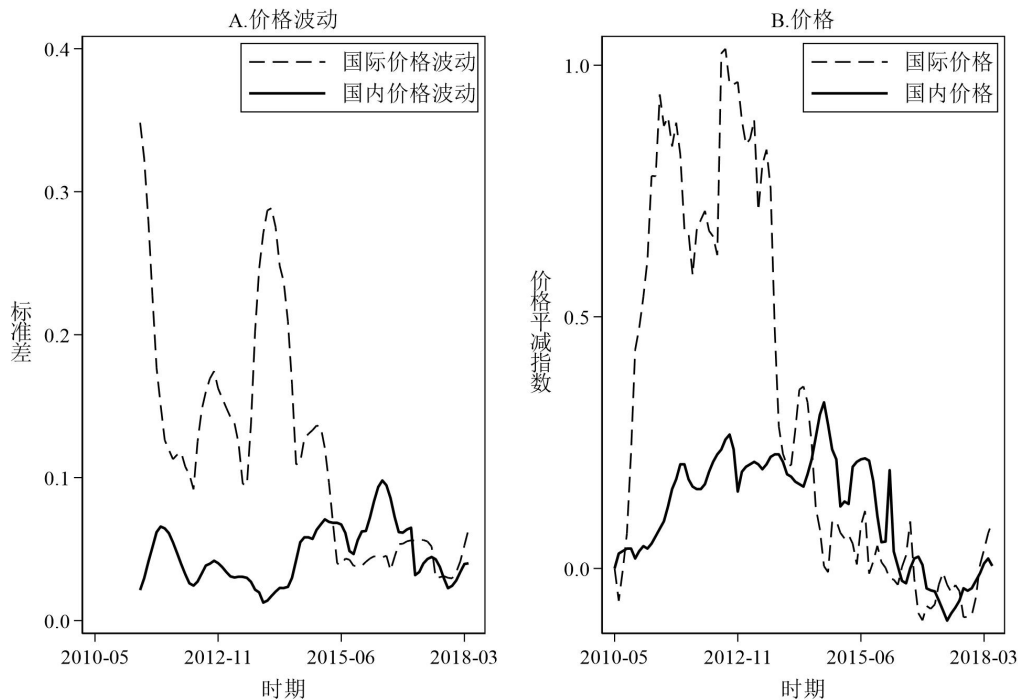


图 1 国际与国内玉米价格和价格波动（2010 年 5 月~2018 年 5 月）

注：①玉米价格波动的衡量指标为该期前 12 个月价格的标准差；②价格数据为以 2010 年 5 月为基期进行标准化后的数据；③国际玉米价格数据来自 wind 数据库（<http://www.wind.com.cn/>）；④国内玉米价格为玉米集市价格，数据来自

^①为节省篇幅，本文未报告具体结果，感兴趣的读者可向作者索取。

布瑞克数据库 (<http://www.agdata.cn/>)。

其次,如果“基本收益”逐年增加,那么临储政策会增加玉米生产者的预期收益。这也就是学者们所说的“临储政策具有增收作用”。如果“基本收益”逐年降低,则该政策会降低玉米生产者的预期收益。实际上,“基本收益”的设定在临储政策实施期间存在较大的变动。在该政策实施的前期(2008~2012年),基本收益呈现出明显的增加趋势,具体表现为临储价格与由玉米供求关系预测的市场价格的差值呈逐年增加的趋势(参见图2)。这一段时间内玉米生产者的预期收益在增加。在该政策实施的后期(2013~2014年),基本收益逐年下降(参见图2),玉米生产者的预期收益也将随之下降。

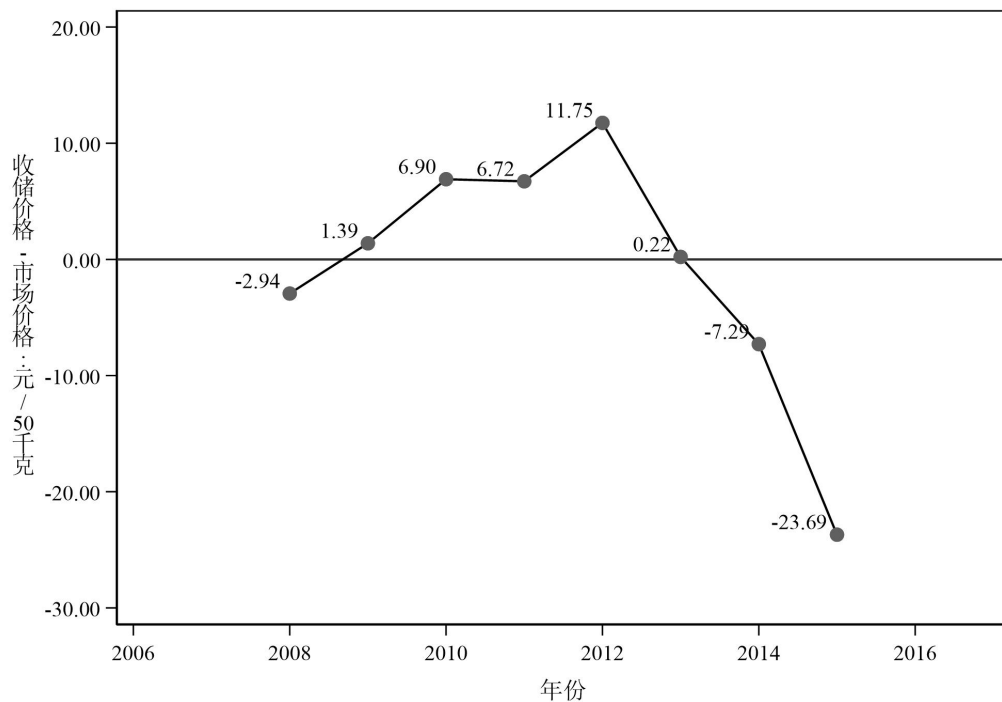


图2 临储价格相对于市场价格的变动

注：①市场价格为由供求关系预测的价格；②玉米供需数据来自布瑞克数据库 (<http://www.agdata.cn/>)；③市场价格为二等玉米贸易商报价和港口平仓价，该数据来自布瑞克数据库；④临储价格数据来自布瑞克数据库。

根据上述分析,本文做出如下推断:①从风险的角度来说,临储政策取消会增加玉米生产者所面临的市场风险。这是因为完全由市场调节的价格波动将会远远大于该政策干预下的价格波动。由图1A可以看出,在该政策取消后,国内玉米价格波动显著提升,甚至高于国际玉米价格波动。②从收益的角度来说,临储政策取消会降低玉米生产者的预期收益。这是因为完全由市场调节的价格很可能低于国家制定的临储价格,同时国家也无法再通过临储价格的制定达到保障农民收益、促进农民增收的效果。两种作用的共同结果将会导致生产者种植玉米的积极性下降。据此,本文提出如下假说:

H1: 相对于实施临储政策,取消临储政策将会通过增加种植风险和降低预期收益两种机制导致家庭农场玉米种植面积下降。

（二）生产者补贴制度实施的影响

从风险的角度来看，生产者补贴制度下玉米生产者面临着较高的市场风险和政策风险。第一，补贴制度下的市场风险较高。补贴制度与临储政策既有相似之处，也有不同之处。补贴制度的主要内容是由国家补贴玉米生产者因市场价格下降造成的收益损失。因此，补贴制度只会在玉米价格下降时生效。而临储政策则是在玉米价格下降和上升时均生效。所以，与临储政策相比，补贴制度的价格波动平抑作用会更弱。进一步讲，补贴制度的本质可以理解降低了玉米生产的成本。从短期市场均衡来看，补贴制度将会导致供给曲线向右移动。玉米价格将会以新的市场均衡价格为中心波动，波动幅度与临储政策取消时大致相同，但是要大于临储政策实施时的波动幅度。从长期市场均衡来看，在供给曲线移动的同时，需求曲线也会移动。补贴制度下的玉米价格同样取决于市场上的供求关系，此时玉米价格的波动幅度也要大于临储政策实施时的波动幅度。第二，补贴制度下的政策变动风险也较大。实际上，在实施补贴制度后的相当长的时间内，没有相关文件明确表述该政策的实施时间以及补贴标准的制定原则，玉米生产者不清楚该制度究竟是一个短期补助计划还是一项长期支持政策。

从收益的角度出发，与临储政策相比，玉米生产者在补贴制度下获得的收益可能增加也可能减少。第一，如果严格按照差价补贴，那么补贴制度和临储政策，哪种政策使玉米生产者获益更多主要取决于2016年临储价格、2016年市场价格以及2015年出销售价格。具体比较结果可见表1。从表1可以看出，单纯地将临储政策改为补贴制度并不一定意味着玉米生产者收益下降。由图1B可以看出，2016年市场价格要低于2015年出销售价格。假如临储政策没有取消并且按照图1B的趋势来定价，那么可以很容易预测2016年临储价格将会低于2015年出销售价格。由此，可以认为在补贴制度下，玉米生产者所获收益应该更多。第二，如果未严格按照差价补贴，那么玉米生产者在补贴制度下的收益可能会低于临储政策下的收益。由于价格变动等因素的影响，差价的估算并不容易。因此国家所估算的玉米差价未必就是实际的差价。当估算差价低于实际差价时，玉米生产者在补贴制度下得到的单位粮食收益（实际出销售价格+补贴）将小于2015年的单位粮食收益（实际出销售价格）。当估算差价高于实际差价时，补贴制度下的单位粮食收益将大于临储政策下的单位粮食收益。不少研究认为实际差价要比估算价差大，故玉米生产者在补贴制度下的收益要小于在临储政策下的收益。比如张崇尚等（2017）指出国家所估算的价差是0.2元/斤，而调查发现实际价差则是0.3元/斤，低估的差价将会导致玉米生产者承担约80亿元的损失。

从上面的分析可以看出，在收储改革之前，玉米生产者所面临的经营风险更小，同时预期收益更高，由此导致生产者种植玉米的积极性提高。补贴制度理论上既有可能提升也有可能降低生产者的预期收益。但从目前的情况来看，补贴制度下玉米生产者的预期收益更低，所面临的市场风险以及政策风险更大，由此导致生产者种植玉米的积极性下降。故本文提出以下研究假说：

H2：相对于实施临储政策，生产者补贴制度在提升玉米生产者的预期收益方面作用有限，同时也不具有平抑价格波动风险的功能，故而对玉米种植有负向影响。

进一步分析，临储政策取消后生产者面临着较大的市场风险。增设补贴制度虽然并未降低生产者所面临的市场风险，但是与临储政策取消后生产者不受任何政策保护的状态相比，增设补贴制度能够

从收益角度给予生产者一定的正向激励。由此，本文提出以下研究假说：

H3：相对于取消临储政策，生产者补贴制度对玉米种植有一定的促进作用，且其提升玉米种植积极性的主要机制是提高预期收益而非降低风险。

表 1 临储政策和生产者补贴制度下玉米生产者收益比较

情形	玉米单位收益		
	临储	补贴	政策收益
2016 临储价<2016 市场价<2015 出售价	2016 市场价	2015 出售价	临储<补贴
2016 临储价<2015 出售价<2016 市场价	2016 市场价	2016 市场价	临储=补贴
2015 出售价<2016 临储价<2016 市场价	2016 市场价	2016 市场价	临储=补贴
2015 出售价<2016 市场价<2016 临储价	2016 临储价	2016 市场价	临储>补贴
2016 市场价<2015 出售价<2016 临储价	2016 临储价	2015 出售价	临储>补贴
2016 市场价<2016 临储价<2015 出售价	2016 临储价	2015 出售价	临储<补贴

注：为简化分析，这里假设玉米生产成本不变，由此玉米单位收益唯一地由其销售价格决定。

三、数据来源及描述性统计

本文使用的数据主要是家庭农场层面的微观调查数据。该数据来自经济日报社在 2016~2018 年所开展的两期“全国新型农业经营主体发展状况跟踪调查”。该调查涵盖了三类新型农业经营主体：家庭农场（包括专业大户）、合作社和龙头企业。第一期为期基期调查，开展时间为 2016 年 1~5 月，收集了各主体 2015 年的相关数据。基期调查采用了分层随机抽样与两阶段抽样的抽样设计^①，采用了入户面访的调查方式，最终获得了 3361 个家庭农场样本。调查地点涉及全国 23 个省级行政区。第二期调查则是从第一期调查的基础上随机抽取 3/5 的样本进行追踪回访，具体开展时间为 2017 年 12 月~2018 年 3 月，收集了各主体 2016 和 2017 年的相关数据，最终获得了 1942 个家庭农场样本。本文涉及的玉米种植面积、小麦种植面积、水稻种植面积、大豆种植面积、其他粮食作物种植面积、每亩玉米收益等核心变量中，绝大多数变量为 2015~2017 年间的年度数据。第六节中涉及的“近 5 年（2013~2017 年）的经营土地面积的变化”这一变量是在第二期调查中搜集的。为了减少时间跨度长、记忆不

^① 具体抽样过程如下：第一阶段，以各县域 2014 年农业增加值为依据，通过分层随机抽样从全国抽取 150 个样本县，通过样本县政府主管部门搜集该县所有家庭农场名单，由此建立第二阶段的抽样框；第二阶段，根据第一阶段建立的抽样框，从各样本县家庭农场名单中根据调查配额等距抽取具体的调查对象，最后开展入户调查。为提高调查效率和数据质量，调研团队根据调查问卷专门开发了 APP 应用软件，同时运用了 GPS 定位、录音和拍照等技术手段。对于每一期调查数据，均由第三方团队进行数据质量核验。主要核验内容为：第一，随机抽取部分样本及部分调查问题进行电话回访；第二，根据调查过程中系统的记录情况（如 GPS 定位信息、访谈录音、调查照片）来对样本获取过程进行描述；第三，根据问卷不同问题间的内在逻辑来评判数据的逻辑性；第四，根据调研问卷客观问题的选择范围来评判数据的合理性；第五，根据调研问卷的完成程度来评判数据的完整性；第六，根据完成问卷所用时间来判断样本的执行情况。只有通过上述核验的数据方可通过验收。本文所使用数据都是通过验收的数据。

清的影响,该问题由受访者直接填写变化额度,而非搜集每一年的具体面积。

此外,本文还使用了省级层面变量以控制地区间差异。省级层面变量包括各省人均 GDP、各省农业增加值占 GDP 比重、各省玉米种植面积,这些数据主要来自国家统计局网站(<http://data.stats.gov.cn/>)。文中主要变量的描述性统计见下表。

表 2 变量的描述性统计

变量分类	变量	单位/赋值	均值	标准差	最大值	最小值	样本量
因变量	玉米种植面积	亩	28.324	127.072	6000.000	0.000	7237
	小麦种植面积	亩	55.461	205.692	6000.000	0.000	7227
	水稻种植面积	亩	45.967	204.868	7100.000	0.000	7229
	大豆种植面积	亩	5.190	52.417	1700.000	0.000	7239
	其他粮食作物种植面积	亩	3.261	43.091	1750.000	0.000	7239
	每亩玉米收益 ^①	对数形式	0.019	0.065	2.477	0.000	7176
家庭农场层面控制变量	农场主的性别	1=男; 2=女	1.158	0.364	2.000	1.000	7241
	农场主的年龄	岁	47.709	9.387	84.000	19.000	7225
	农场主的受教育程度	1=没有受过教育; 2=小学; 3=初中; 4=高中/大专; 5=大学及以上	3.164	0.976	5.000	1.000	7239
	家中成员是否有党员	1=是; 0=否	0.292	0.454	1.000	0.000	7245
	拥有的电脑数量	台	1.097	2.243	100.000	0.000	7181
省级层面控制变量	人均 GDP	元	57614.348	20425.026	118127.609	26116.615	7245
	农业增加值占 GDP 比重	%	9.239	2.855	17.459	0.506	7245
	玉米种植面积	万亩	1637.819	1411.222	5862.813	26.810	7245

四、识别策略及有效性分析

(一) 识别策略

本文的主要目标是评估收储改革对改革地区家庭农场经营决策的影响。已有文献估计该影响的基本思路是比较东北三省一区在改革前后玉米生产的变动,也有少数研究对比东北三省一区和其他省份在改革后玉米生产的差异。这两种思路均面临着较强的内生性问题。理论上讲,内生性问题的来源有三个:联立性、测量误差和遗漏变量。第一,就联立性而言,上述两种思路面临的联立性问题并不严重。考虑到收储改革是一种自上而下的政策,在这一过程中生产者个体行为的影响微乎其微。因此,

^①本文中玉米种植收益由玉米种植总收入除以玉米种植面积得到。

不存在生产者的生产决策对收储改革的反向影响。第二，就测量误差而言，上述两种思路所面临的测量误差问题也不严重。理论上来说，生产者生产经营指标的测量误差与该生产者是否受收储改革影响并没有很大关系。第三，就遗漏变量而言，上述两种思路面临着较为严重的遗漏变量问题。具体而言，遗漏变量包括：①收储改革前后除政策本身变动外其他宏观经济因素的变动；②东北三省一区和其他省份除临储政策差异外其他影响玉米生产的因素的差异。由于遗漏变量的存在，简单地比较东北三省一区收储改革前后的差异或者对比东北三省一区和其他省份的差异很难有效识别出收储改革的净影响。综合以上分析，本文采用了在政策评价文献中较为通行的DID方法，以东北三省一区的家庭农场作为处理组，其他省份的家庭农场作为对照组，通过比较处理组在收储改革前后的变动与对照组在收储改革前后的变动来进行因果性识别。由于随时间变化因素的影响可通过截面维度的差分（处理组和对照组的比较）予以消除，不随时间变化因素的影响可通过时间维度的差分（收储改革前后的比较）予以消除，因此DID方法可以在较大程度上识别出收储改革的净影响（Wooldridge, 2007）。

上述识别策略的难点在于估计东北三省一区家庭农场在没有收储改革发生时的经营状态，即处理组的反事实状态。估计处理组反事实状态最为有效的方式是随机化处理措施。如果收储改革在各地之间通过随机分配的方式来实现，那么对照组的经营状态就可以近似代表处理组的反事实状态。然而，收储改革显然不符合随机化的要求。这些政策是中央政府经过慎重选择而做出的，具有很强的选择性。例如在玉米产量方面，处理组与对照组之间就存在着十分显著的差异。这种选择性使得本文很难将对照组的经营状态作为处理组的一种合理的反事实状态。此外，在收储改革实施前后，玉米库存以及供求关系也存在很大的不同，此时也不宜将东北三省一区在收储改革前的状态作为其在收储改革后的一种反事实状态。

不过，值得注意的一点是收储改革具有较强的外生性。这主要体现在以下两个方面。第一，改革主要由中央政府制定，地方政府的干预十分有限。受限于信息、财政等因素，中央政府对收储改革地区和时间选择具有一定的随机性（详细论证参见下一节）。这是很多研究愿意将中央政府决策作为自然实验的主要原因。第二，更为重要的一点是，收储改革的地点选择更多地依赖于处理组和对照组的固定特征而非随时间变动的特征。如果日照、温度、降水等是影响收储改革地点选择的最为重要的因素，那么由于这些因素不随时间变动，因此在没有收储改革的冲击下，对照组与处理组玉米种植的变动趋势应基本一致。这样，对照组玉米种植的变动趋势便可以作为处理组的一种反事实状态。

如果处理组和对照组玉米种植的变动趋势一致，那么应有下式成立：

$$E[y_{0i} | s=0, t=1] - E[y_{0i} | s=0, t=0] = E[y_{0i} | s=1, t=1] - E[y_{0i} | s=1, t=0] \quad (1)$$

其中 y_{0i} 表示家庭农场 i 潜在玉米种植面积， s 表示是否为处理组（ $s=1$ 表示处理组，即所在省份为东北三省一区； $s=0$ 表示对照组，即所在省份为其他省份）， t 表示是否为改革后（ $t=1$ 表示收储制度改革发生后； $t=0$ 表示收储制度改革发生前）。由（1）式可以求解出处理组的反事实状态。将这一反事实状态与真实状态比较，可以识别出收储改革的净影响。

DID 识别策略的有效性主要取决于（1）式，此式一般被称为共同趋势假设。由于无法直接获取处理组的反事实状态，因此无法直接验证（1）式是否成立。对此现有文献的通常做法是通过考察政策

变化前处理组和对照组的变动趋势来间接检验这一假设 (Wooldridge, 2007; Gertler et al., 2016; Angrist and Pischke, 2008)。本文第六部分对此假设进行了较为详细的检验。检验结果支持由 (1) 式所表述的共同趋势假设。

此外, 本文对收储改革时机选择的分析也发现, 影响改革时机选择的主要因素是宏观经济趋势而非省别经济趋势 (详细论证参见下一节)。该发现表明, 如果没有收储改革, 即使处理组和对照组各自的玉米种植趋势发生变化, 二者的变化幅度也应基本一致。此结果进一步验证了共同趋势假设。

在 (1) 式成立的前提下, 本文从地区和时间两个维度来定义处理状态, 进而使用 DID 模型识别收储改革的影响。收储改革实施的地区是东北三省一区, 据此本文将在东北三省一区的家庭农场视为处理组, 将不在东北三省一区的家庭农场视为对照组; 根据收储改革实施的时间, 将研究时段区分为收储改革前和收储改革后。基于上述分析, 本文设定的 DID 模型如下:

$$y_{ist} = \gamma_s + \lambda_t + \beta D_{st} + \delta X_{ist} + \varphi X_{st} + \varepsilon_{ist} \quad (2)$$

其中 y_{ist} 表示 s 省 t 年家庭农场 i 的经营状态, 如玉米种植面积、小麦种植面积、水稻种植面积、大豆种植面积、每亩玉米收益等。 γ_s 为省级层面的固定效应。 λ_t 为时间固定效应。 D_{st} 表示处理组和收储改革时间的交乘项。 X_{ist} 为家庭农场层面的控制变量, 主要包括农场主的性别、年龄、受教育程度、家中成员是否有党员以及拥有的电脑数量。 X_{st} 为省级层面的控制变量, 主要包括人均 GDP、农业增加值占 GDP 比重、玉米种植面积。 ε_{ist} 为随机扰动项。 β 、 δ 、 φ 为待估参数。其中 β 为本文所关心的参数, 表示收储改革对家庭农场经营状态的影响。

(二) 识别策略的有效性分析

在上一节的讨论中, 本文认为收储改革具有较强的外生性, 并将这种外生性作为 DID 设计有效性的依据之一。具体而言, 改革的外生性主要体现在中央政府选择收储改革时机和地点的随机性。为了验证上述外生性, 本文在这一节详细考察了中央政府对于收储改革时机以及地点的选择, 并重点关注了以下问题: (1) 为什么中央政府在 2008 年实施了临储政策而在 2016 年却予以取消? (2) 为什么中央政府选择在东北三省一区而不是其他地区实施临储政策? 对于这些问题的回答, 可以检验 DID 设计的有效性。如果这些选择对于处理组和对照组而言都是外生的, 那么 DID 就是有效的。否则, DID 设计的有效性就应受到质疑。需要说明的是, 对收储改革原因的解释是一项十分复杂的工作, 这远远超出了本文的讨论范围。对此, 本文仅从检验 DID 设计有效性的角度来识别影响收储改革的一些主要因素。

1. 收储改革时机的选择。玉米的库存水平以及供求关系是影响收储改革时机选择的重要因素, 也是导致政府动用临储政策的原因之一。在低库存水平、供过于求时, 政府的最优选择是临储; 而在高库存水平、供过于求时, 政府的最优选择则是放弃临储。本文将临储政策实施时点赋值为 1、临储政策取消时点赋值为 -1、剩余年份赋值为 0^①。将上述时点的赋值与玉米库存、玉米供需差额以及二者的交互项

^① 在此基础上, 本文尝试将 2015 年赋值为 -0.5, 以及在将 2015 年赋值为 -0.5 的基础上将 2009 年赋值为 1 等做法。

进行回归,发现这三者是解释收储改革时机选择的十分重要的因素,模型拟合优度达到了40%以上。为了进一步考察收储改革时机的选择是否受处理组省别特征的影响,本文在上述模型的基础上进一步考察了处理组各年玉米种植面积变动、滞后一期的每亩玉米收益、人均GDP的变动以及农业增加值占GDP比重的变动对改革时机的影响。回归结果显示这些变量对改革时机的选择均没有显著影响^①。据此,本文认为收储改革时机的选择主要受宏观经济趋势的影响,而不是受省别经济趋势的影响。

由于宏观因素的影响可以通过选择适当的对照组予以控制,因此,本文使用的 DID 设计具有较强的效力。此外,上述结果也意味着现有评价文献的一个严重不足,即通过对比各变量在收储改革前后的差异并不能有效识别出收储改革的净影响。

2.收储改革地点的选择。收储改革的地点就是之前临储政策实施的地点。临储政策实施地点选择的外生性主要来源于以下两个方面:①深受临储政策前相关粮食价格支持政策地点选择的影响;②深受玉米适宜生长区的空间分布(以下简称“生长区分布”)的影响。

首先讨论临储政策前相关粮食价格支持政策地点的选择对临储政策实施地点选择的影响。实际上中央政府将中国区域划分为东北三省一区与非东北三省一区的做法并不是仅限于玉米临储政策,而是1990年以来历次有关粮食价格支持政策制定和实施的一贯做法。比如在1990年开始实施粮食收购保护价时,中央政府就将保护价区分为了关内和关外两种保护价,此处关外指的就是东北三省一区。由此可以看出,在玉米价格制度调整过程中,影响改革地点选择的因素是那些不随时间变动的因素。

其次讨论玉米生长区分布对临储政策实施地点选择的影响。生长区分布是决定临储政策实施地点的一个重要因素。在中国政府历次所颁布有关农产品价格支持制度的文件中,对所选择区域的表述大都以“主产区”来概括。为了验证生长区分布对于地点选择的影响,本文将“是否为临储政策实施地区”对生长区分布进行回归。回归结果显示生长区分布对地点选择的解释力度达到76%之多。由此可以看出,地理特征是地点选择的重要考虑因素。相对而言,玉米产量只解释了地点选择的30%。进一步控制时间趋势,生长区分布以及玉米产量对地点选择的影响并没有发生变化^②。

基于以上两项讨论,本文认为收储改革地点选择主要是由一些不随时间变动的因素(如地理位置)决定的,因此也具有较强外生性。由于不随时间变动因素的影响可以通过差分予以剔除,上述讨论再次说明本文 DID 设计是有效的。

综上,无论是从时机的选择来看,还是从地点的选择来看,收储改革均可以理解为一种外生冲击。在此情形下,使用 DID 估计可以较为有效地识别出收储改革的净影响。

五、收储制度改革对玉米种植影响的实证分析结果

(一) 基本结果

1.描述性分析。图3给出了2015~2017年处理组与对照组玉米种植面积的变动情况。其中圆点表

^① 为节省篇幅,本文未报告具体结果,感兴趣的读者可向作者索取。

^② 为节省篇幅,本文未报告具体结果,感兴趣的读者可向作者索取。

示对照组真实玉米种植面积，方点表示处理组真实玉米种植面积，三角点表示按对照组变动趋势估计出的处理组的反事实情形。从中可以看出，在 2016 年，收储改革使得处理组玉米种植面积下降了 25 亩，降幅近 25%；在 2017 年，收储改革对玉米种植面积的抑制效应有所减缓，但是依然使得处理组玉米种植面积下降了 22 亩，降幅为 22%。

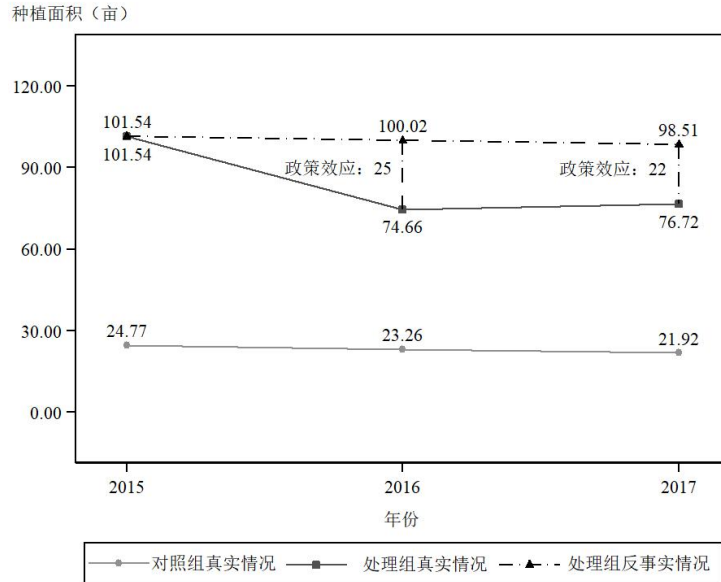


图3 2015~2017 年处理组与对照组家庭农场玉米种植面积的变动

2.回归分析。本文进一步使用多元回归方法来估计 DID 模型结果。与前文所展示的图形法相比，多元回归方法的优势在于可以控制更多的变量，从而提高估计精度。表 3 给出了基于（2）式估计出的 DID 结果。其中模型（1）考察的是收储改革对玉米种植面积的总体影响，模型（2）则进一步考察了收储改革影响随时间的变动情况。从模型（1）中可以看出，收储改革对家庭农场玉米种植面积有显著的负向影响。从模型（2）可以看出，无论是在改革第一年还是第二年，收储改革对家庭农场玉米种植面积均表现出显著的负向影响。这说明收储改革的影响具有一定的持续性。通过比较两年的影响系数可知，随着时间的推移，收储改革的影响强度有一定程度的下降，但是下降幅度不大。

表 3 收储制度改革对家庭农场玉米种植面积的影响

变量	模型	
	(1)	(2)
处理组×改革后	-42.739*** (-2.924)	
处理组×改革第一年		-43.667** (-2.573)
处理组×改革第二年		-41.874** (-2.510)
家庭农场特征	是	是

(续表 3)

省级特征	是	是
省固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
常数项	195.572 (1.249)	196.627 (1.253)
观测值	7150	7150
R ²	0.086	0.086

注：①表中结果均为基于（2）式得到的 OLS 估计结果；②括号内数值为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性；③家庭农场特征包括农场主的性别、年龄、受教育程度、家中成员是否有党员和拥有的电脑数量；④省级特征包括人均 GDP，农业增加值占 GDP 比重，玉米种植面积。

（二）临储政策取消与生产者补贴制度实施的作用强度

收储改革主要包含了两个政策：一是取消临储政策，二是增设补贴制度。两项措施的正式出台时间存在一定的差异。临储政策取消的时点是 2016 年玉米种植之前，补贴制度具体执行方案的发布时间则是 2016 年玉米种植之后。因此，收储改革在 2016 年的影响可以被认为是临储政策取消的影响，在 2017 年的影响可以被认为是临储政策取消及补贴制度实施的综合影响。由此，2017 年和 2016 年的差异则可以被认为是补贴制度的影响。根据表 3 模型（2）估计结果可以看出，在收储改革第一年，临储政策取消导致家庭农场的玉米种植面积下降了近 44 亩。即使在改革第二年增设了补贴制度，收储改革仍使家庭农场的玉米种植面积下降了近 42 亩。通过比较模型（2）中改革第一年和改革第二年的估计系数可得，在收储改革的总影响中补贴制度实施仅占 4%，临储政策取消则占了 96%。因此，在收储改革中，临储政策取消起着主导性作用。

关于上述结果的原因，一个可能的猜测是补贴力度较弱，打击了生产者种植玉米的积极性。对此，本文并不赞同。相反地，本文认为在补贴制度实施之初每亩约 170 元的补贴水平对玉米生产者而言是具有较大激励作用的。原因有以下几点：第一，根据《全国农产品成本收益资料汇编 2018》，2011 年玉米每亩净利润达到 2000 年以来的顶峰，但也仅有 263.09 元^①。此后玉米种植净利润逐年下降，到 2014 年仅为 81.82 元，2015 年及之后均小于零^②。由此可以判断，在净利润逐年下降的情况下，每亩 170 元的补贴水平是高于生产者种植玉米的净收益的，因此不太可能出现由于补贴过低而打击生产者种植积极性的问题。第二，从实际情况来看，玉米生产者补贴在逐年降低。以黑龙江省为例，在该省发布的补贴方案中，2016 年的补贴金额为 153.92 元/亩，2017 年为 133.46 元/亩，而 2018 年仅为 25 元/亩^③。其余各省份虽未实行全省统一的补贴标准，但也都呈现出下降趋势。考虑到各省纷纷调低

^① 此处讨论忽略通货膨胀的影响。

^② 2015 年玉米净利润下降部分原因是由于 2015 年国家首次下调临储价格。

^③ 详见人民网：《黑龙江省 2018 年玉米和大豆生产者补贴资金发放工作正式启动》，<http://hlj.people.com.cn/n2/2018/1107/c220024-32254871.html>。

补贴的实际情况，本文也可在一定程度上推断出补贴制度实施之初的补贴力度并不弱。第三，阮荣平等（2020）利用省级宏观数据考察了收储改革对各省玉米种植面积的影响，发现在增设了补贴制度之后，改革地区的玉米种植面积与收储改革之前相比不仅没有下降反而有所增加。由该结果可以反向推断出，对于在数量上占据优势的生产者——普通农户而言，每亩 170 元的补贴水平可以在一定程度上激发其种植积极性。第四，正如引言中所述，临储政策下收储企业、粮商操作空间大，限制了生产者从该政策中获益。而补贴制度采取的“直补”方式^①，压缩了“灰色地带”，从而更能保障生产者的收益。从这个角度出发，补贴制度带来的收益效果可能会优于临储政策，因此由于补贴力度弱而打击生产者积极性的可能性不大。

综合以上几点原因，本文认为，在对家庭农场玉米种植的影响中临储政策取消起主导性作用的原因不太可能是补贴过低，很可能是补贴错位。也就是说，虽然政策规定补贴应该补贴给土地的实际经营者，但是在具体执行过程中，不少地区仍直接将补贴发放给了土地的出租方（张崇尚等，2017）。由于家庭农场大都通过流转获得经营土地，因此在补贴制度中可能面临着十分不利的情形。在实际调研过程中，笔者发现有些拿到补贴的农户会降低土地的租金，从而形成一种补贴以租金为媒介在出租土地的农户和租种土地的家庭农场之间分配的局面。这种分配方式可以部分缓解补贴错位对家庭农场的不良影响，但是实施该分配方式的前提是家庭农场与农户签订的是一年期土地承包合同。但实际情况往往是家庭农场为了经营的可持续性，签订了 5 年甚至是 10 年之久的土地承包合同并且一次性付清租金。在这种情况下，家庭农场难以和农户协商要回本该属于自己的补贴款。因此，收储改革后家庭农场不仅面临着巨大的市场波动，同时又很难得到相应的补贴，故其经营面积大幅下降。

（三）收储制度改革影响玉米生产的作用机制：收益与风险

在“理论分析和研究假说”部分，本文已经指出临储政策取消以及补贴制度实施均会通过收益和风险影响玉米生产者的经营决策。但是这两种机制究竟孰强孰弱则需要进一步的实证分析。

本文首先考察了收储改革对玉米种植收益的影响。表 4 模型（3）报告了基于（2）式得到的这一影响的估计结果。从中可以看出，收储改革使得每亩玉米收益下降 1.3%。此外，表 4 模型（4）的结果显示，每亩玉米收益每增加 100 元，将会导致种植面积增加 4.1 亩。由《全国农产品成本收益资料汇编 2018》公布的 2015~2017 年玉米种植净利润可以算出，收储改革大致使得玉米生产者的净利润下降了 42 元。结合每亩玉米收益对玉米种植面积的影响，可以进一步计算出收储改革通过种植收益下降导致的种植面积下降的数量约为 2 亩。该渠道解释了玉米种植面积下降总量的 5%。

由于本文考察的时期跨度较短，因此无法直接考察收储改革对玉米生产者风险的影响。但是如果收储改革只通过收益以及风险影响玉米种植决策的话，那么风险对收储改革影响的解释力将会是 95%。

^① 以黑龙江省为例，该省要求各地在收到补贴资金之日起 15 日内，根据当地统计部门提供的分户数据进行补贴公示，并通过粮食补贴“一折（卡）通”兑付补贴资金，确保玉米生产者及时足额收到补贴。补贴资金在粮食风险基金专户封闭运行，禁止以现金形式发放，禁止集体或个人代领转付，禁止用补贴资金抵扣相关款项及费用。本文将上述补贴运作方式简称为“直补”。

由此可以认为，在风险和收益两种作用机制中，风险机制起着主导性作用。

表 4 收储制度改革对家庭农场玉米种植收益的影响

变量	模型		
	(3)	(4)	(5)
	每亩玉米收益	玉米种植面积	玉米种植面积
处理组×改革后	-0.013* (-1.927)		-42.739*** (-2.924)
每亩玉米收益		413.605*** (16.178)	
家庭农场特征	是	是	是
省级特征	是	是	是
省固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	0.021 (0.295)	105.687 (0.696)	195.571 (1.249)
观测值	7088	7088	7150
R ²	0.113	0.117	0.086

注：①模型（3）为基于（2）式得到的改革对每亩玉米收益影响的 OLS 估计结果；②模型（4）为每亩玉米收益对玉米种植面积影响的 OLS 估计结果；③模型（5）复制了表 3 模型（2）的结果。括号内数值为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性；④家庭农场特征及省级特征中的控制变量同表 3。

六、模型检验及有效性分析

（一）共同趋势假设检验^①

本节对前文所述的共同趋势假设进行更为正式的检验。由于共同趋势假设涉及反事实情形，故本文无法直接对其检验。一些替代性的方法主要包括政策前趋势检验以及安慰剂检验。政策前趋势检验至少需要收储改革前的两期数据，囿于数据限制，本文无法使用此方法。因此，本文主要使用安慰剂法检验共同趋势假设。使用安慰剂方法检验共同趋势假设主要有两种思路：一是检验处理组和对照组的前定特征，二是构造虚拟处理组。

1. 前定特征。如果处理组和对照组在处理前存在共同趋势的话，那么不受改革影响的其他特征在改革前后不应发生太大变化。为此，本文基于（2）式，进一步估计了收储改革对家庭农场前定特征的影响。估计结果显示，收储改革对家庭农场主的年龄、性别、受教育程度、家中成员是否有党员以及拥有的电脑数量等前定特征均没有显著影响。

2. 基于对照组构造虚拟处理组。这种安慰剂检验的思路是，在对照组中通过随机抽样的方式构造虚拟处理组。这一方法可以检验对照组在改革前后是否存在不同趋势，同时还可以检验表 3 估计结果

^①为节省篇幅，本文未报告具体结果，感兴趣的读者可向作者索取。

中的显著影响是否仅仅是一种偶然的发现。基于此思路,本文在对照组中随机选择四个省份,将这四个省份视为处理组,将剩余省份视为对照组。如果表3中的对照组在收储改革前后存在不同趋势的话,那么在安慰剂检验中将有可能再次出现与真实处理措施相同的处理效应。本文使用(2)式重新估计了虚构出来的处理效应。具体而言,本文在19个省份中随机选择四个省份,得到3876个虚拟处理组样本,对其进行DID回归得到3876个伪处理效应。本文综合考察了所有的伪处理效应,发现没有一个伪处理效应可以达到真实处理效应水平。该检验说明对于不受改革影响的省份,家庭农场的玉米种植趋势在收储改革前后的变动趋势基本一致。

(二) 稳健性分析^①

1. 对照组选择。影响DID估计结果的一种潜在因素是对照组的选择。在表3中,本文将所有不受收储改革影响的省份均作为对照组。为了检验这一做法的稳健性,本文分别从地理相邻、经济相似、种植行为相似等角度来选择对照组。其中,地理邻近指的是调查样本中与处理组接壤的省份,经济相似指的是2015年人均GDP与处理组相近的省份,种植行为相似指的是2015年玉米种植面积与处理组相近的省份。估计结果显示,无论使用哪一种方法选择对照组,表3结论均未发生变化。

2. 样本选择。本文重点考察了两种情形来检验样本选择的影响。第一,在表3使用的分析样本中剔除地处玉米种植面积较少省份的家庭农场样本;第二,在表3使用的3期追踪数据中剔除改革第一年(即2016年)的数据。上述两种样本选择的估计结果均显示,表3结论依旧稳健。

3. 遗漏变量。本文使用改革前后其他粮食作物的种植面积变化来检验未被观测到的遗漏变量的影响。如果表3中家庭农场玉米种植面积大幅下降是由遗漏变量(如自然灾害)导致的,那么这些遗漏变量同时也会显著影响其他粮食作物的种植面积。为此,本文采用(2)式进一步检验了收储改革对小麦、稻谷、玉米、大豆及其他粮食作物种植面积的影响,均未发现具有统计显著性的影响(参见表5)。该结果进一步验证了表3结论的有效性。

七、进一步分析:结构调整还是退出经营?

从生产经营的角度看,玉米种植面积减少,可能意味着两个结果:①家庭农场调整了种植结构,即不再种植玉米,改种其他作物;②家庭农场减少了总体经营规模,即减少种植总面积。为了考察猜测①,本文基于(2)式估计了收储改革对家庭农场小麦、水稻、大豆、其他粮食作物种植面积的影响。估计结果显示,收储改革对这些作物均无显著影响(参见表5模型(6)~(9))。为了考察猜测②,本文进一步估计了收储改革对家庭农场总经营面积的影响。然而遗憾的是,“全国新型农业经营主体发展状况跟踪调查”并未搜集2015年家庭农场总经营面积。对此,本文采用以下两种处理方式:①将小麦、稻谷、玉米、大豆及其他粮食作物的种植面积加总,以近似代表家庭农场总经营面积及总经营面积的变化;②将第二期调查所搜集的家庭农场2013~2017年经营面积的变化情况视为改革前后家庭农场总经营面积的变化。对于上述两种处理方式,本文将使用以下方程进行估计:

^①为节省篇幅,本文未报告具体结果,感兴趣的读者可向作者索取。

$$\Delta area_i = \eta S_i + \omega X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$\Delta area_i$ 表示家庭农场收储改革前后总经营面积的变化, S_i 表示家庭农场所在省份是否为处理组, X_i 表示家庭农场层面控制变量以及省级层面控制变量, ε_i 为随机扰动项。 η 、 ω 为待估参数。其中 η 为本文所关心的参数, 表示收储改革对家庭农场总经营面积的影响。由于 η 为处理组改革前后总经营面积的变化与对照组相应变化的差异, 因此仍可被理解为 DID 模型估计系数, 可以在较大程度上解释收储改革的净影响。

表 5 模型 (10) ~ (11) 显示了 (3) 式的估计结果。从中可以看出, 收储改革导致了家庭农场总经营面积的下降。综合表 5 的估计结果可以大体认为, 收储改革对于家庭农场经营的影响不是促使其调整种植结构, 而是导致其减少了总经营面积。这一结果表明, 收储改革很可能制约了家庭农场规模化经营的提升, 不利于新型农业经营主体的发展。

表 5 收储制度改革对家庭农场种植结构调整以及总经营面积的影响

变量	模型					
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	小麦	水稻	大豆	其他粮食作物	总经营面积变化 (加总)	总经营面积变化
处理组×改革后	21.550 (0.885)	33.463 (1.382)	-6.442 (-1.008)	-7.561 (-1.437)		
处理组					-36.311 (-0.537)	-27.853* (-1.798)
家庭农场特征	是	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是	是
省固定效应	是	是	是	是	否	否
时间固定效应	是	是	是	是	否	否
常数项	-222.136 (-0.851)	-397.394 (-1.530)	114.404* (1.669)	182.278*** (3.229)	291.864 (0.933)	-203.283* (-1.736)
观测值	7140	7142	7152	7152	1407	1500
R ²	0.077	0.072	0.018	0.017	0.007	0.010

注: ①模型 (6) ~ (9) 依次为基于 (2) 式得到的改革对小麦种植面积、水稻种植面积、大豆种植面积、其他粮食作物种植面积的 OLS 估计结果; ②模型 (10) ~ (11) 为基于 (3) 式得到的家庭农场总经营面积变化对是否为处理组的 OLS 估计结果; ③括号内数值为 t 值, **、*、*** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性; ④家庭农场特征及省级特征中的控制变量同表 3。

八、结论及政策启示

(一) 主要结论

本文基于具有全国代表性的家庭农场跟踪调查数据, 利用改革实施地区及时间的异质性, 构造了 DID 模型, 详细考察了新一轮玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响。比较有意思的发现主要

有以下几点：第一，收储改革对家庭农场玉米种植面积具有很强的负向效应。这一结果具有较强的稳健性。随着时间的推移，该抑制作用有弱化趋势，但该趋势不甚明显。第二，家庭农场玉米种植面积下降的主要原因不是种植结构调整，而是总体经营面积下降。收储改革对于普通农户而言可能存在推动种植结构调整的作用，但对于新型农业经营主体的发展则可能存在十分不利的影响。第三，收储改革包含了临时收储政策取消和生产者补贴制度实施两个主要政策。在这两个政策中，临储政策取消起主导性作用，占收储改革所产生影响的 90% 以上，补贴制度实施的作用不甚明显。其主要原因可能在于补贴没有发放到实际经营土地的家庭农场手中（即“补贴错位”）。第四，收储改革通过风险机制和收益机制影响家庭农场的经营决策，其中起主导作用的是风险机制。

（二）政策启示

首先，调整种植结构需要配套多种农业支持政策，打好政策组合拳。收储改革减少了家庭农场的玉米种植面积，实现了政策设计中推进“镰刀弯”地区调减玉米种植面积的初衷。但是目前来看，收储改革减少玉米种植面积的同时还导致了家庭农场总体经营面积下降。对此应引起高度重视。这一结果极有可能影响家庭农场的规模化经营，进而影响农业现代化的进程。据此，国家在进行收储改革的同时，应综合调整农业支持政策，进一步完善玉米生产者补贴制度。目前完善该制度可以尝试的两个方向是：①按照差价进行补贴；②强化和完善“对实际生产者补贴”而非“对土地出租者补贴”的原则。

其次，重视收储改革对家庭农场种植风险的影响，积极发展除价格支持和生产者补贴外的多种农业支持措施（如农业保险、订单农业等），增强家庭农场应对市场风险的能力。从目前的实践成果看，将玉米临储政策改为生产者补贴制度会加大家庭农场所面临的市场风险，而家庭农场应对市场风险的总体能力仍旧较弱。结合本文的分析结果可知，收储改革对家庭农场生产经营的影响主要是通过风险机制来实现的，在无法有效应对风险时，家庭农场便会减少经营规模。因此，增强家庭农场应对市场风险的能力应是收储改革的下一个发力点。

最后，坚持渐进性原则推进农业支持政策改革。在此背景下，激进的改革很可能使得家庭农场难以适应、无法生存，不利于中国新型农业经营主体的培育。因此，在改革推进的过程中除了要注重其他相关配套政策的建设外，还应注意改革推进的时机和节奏。

参考文献

1. 蔡海龙、马英辉、关佳晨，2017：《价补分离后东北地区玉米市场形势及对策》，《经济纵横》第 6 期。
2. 曹慧、张玉梅、孙昊，2017：《粮食最低收购价政策改革思路与影响分析》，《中国农村经济》第 11 期。
3. 顾莉丽、郭庆海，2017：《玉米收储政策改革及其效应分析》，《农业经济问题》第 7 期。
4. 贺超飞、于冷，2018：《临时收储政策改为目标价格制度促进大豆扩种了么？——基于双重差分方法的分析》，《中国农村经济》第 9 期。
5. 贺伟、朱善利，2011：《我国粮食托市收购政策研究》，《中国软科学》第 9 期。
6. 黄季焜、王丹、胡继亮，2015：《对实施农产品目标价格政策的思考——基于新疆棉花目标价格改革试点的分析》，

- 《中国农村经济》第5期。
- 7.李国祥, 2017:《深化我国粮食政策性收储制度改革的思考》,《中州学刊》第7期。
- 8.李娟娟、黎涵、沈淘淘, 2018:《玉米收储制度改革后出现的新问题与解决对策》,《经济纵横》第4期。
- 9.刘慧、秦富、赵一夫、周向阳, 2018:《玉米收储制度改革进展、成效与推进建议》,《经济纵横》第4期。
- 10.刘文霞、杜志雄、郜亮亮, 2018:《玉米收储制度改革对家庭农场加入合作社行为影响的实证研究——基于全国家庭农场监测数据》,《中国农村经济》第4期。
- 11.刘宇、周梅芳、郑明波, 2016:《财政成本视角下的棉花目标价格改革影响分析——基于CGE模型的测算》,《中国农村经济》第10期。
- 12.彭长生、王全忠、李光泗、钟钰, 2019:《稻谷最低收购价调整预期对农户生产行为的影响——基于修正的Nerlove模型的实证研究》,《中国农村经济》第7期。
- 13.阮荣平、刘爽、郑风田, 2020:《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗:基于DID模型的分析》,《中国农村经济》第1期。
- 14.孙杭生、顾焕章, 2002:《我国粮食收购保护价政策及定价机制研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 15.田聪颖、肖海峰, 2018:《目标价格补贴与生产者补贴的比较:对我国大豆直补方式选择的思考》,《农业经济问题》第12期。
- 16.童馨乐、胡迪、杨向阳, 2019:《粮食最低收购价政策效应评估——以小麦为例》,《农业经济问题》第9期。
- 17.王力、孙鲁云, 2019:《最低收购价政策能稳定粮食价格波动吗》,《农业技术经济》第2期。
- 18.武舜臣, 2018:《粮食安全保障与稻麦“三量齐增”应对:中国玉米和日本稻米改革的经验启示》,《经济学家》第4期。
- 19.徐志刚、习银生、张世煌, 2010:《2008/2009年度国家玉米临时收储政策实施状况分析》,《农业经济问题》第3期。
- 20.张崇尚、陈菲菲、李登旺、仇焕广, 2017:《我国农产品价格支持政策改革的效果与建议》,《经济社会体制比较》第1期。
- 21.张杰、杜珉, 2016:《新疆棉花目标价格补贴实施效果调查研究》,《农业经济问题》第2期。
- 22.张俊峰、于冷, 2019:《玉米临储的“政策成本”》,《农业经济问题》第11期。
- 23.张磊、李冬艳, 2017:《玉米收储政策改革带来的新问题及其应对——以吉林省为例》,《中州学刊》第7期。
- 24.张天佐、郭永田、杨洁梅, 2018:《基于价格支持和补贴导向的农业支持保护制度改革回顾与展望》,《农业经济问题》第11期。
- 25.郑适, 2016:《玉米“三量齐增”与供给侧结构性改革政策研究》,《价格理论与实践》第8期。
- 26.郑适、崔梦醒, 2017:《玉米“市场化收购”加“补贴”新机制的改革成效研究》,《价格理论与实践》第5期。
- 27.周静、曾福生, 2019:《“变或不变”:粮食最低收购价下调对稻作大户种植结构调整行为研究》,《农业经济问题》第3期。
28. Angrist, J. D., and J. S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton university

press.

29. Gertler, P. J., S. Martinez, P. Premand, L. B. Rawlings and C. M. Vermeersch, 2016, *Impact Evaluation in Practice*, The World Bank.

30. Markowitz, H., 1952, "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.

31. Wooldridge, J., 2007, "What's New in Econometrics? Lecture 10 Difference-In-Differences Estimation", NBER Summer Institute, https://www.nber.org/WNE/Slides7-31-07/slides_10_diffindiffs.pdf.

(作者单位：¹ 中国人民大学农业与农村发展学院；

² 中国石油大学（北京）经济管理学院）

（责任编辑：高 鸣）

The Impact of Corn Purchasing and Storage Policy Reform on Family Farms' Management Decision-making

Ruan Rongping Liu Shuang Liu Li Zheng Fengtian

Abstract: In 2016, China launched a new round of corn purchasing and storage policy reform. Using a wide range of survey data based on nationally representative family farms, this article employs a difference-in-differences (DID) estimation method and analyzes the impact of the corn purchasing and storage policy reform on family farms' management decision-making. The results show that, firstly, the corn purchasing and storage policy reform has led to a significant reduction in corn cultivation areas of family farms and this result is very robust. However, the inhibition effect of the reform on corn cultivation of family farms has become slightly weakened with the passage of time. Secondly, the main reason for the decrease in corn planting areas of family farms is the reduction of total operation areas rather than the adjustment of planting structure. Therefore, the corn purchasing and storage policy reform may have a negative impact on scale operation and the cultivation of new agricultural management entities. Thirdly, the reform effect generally reflects the impact of the cancellation of the temporary corn purchasing and storage policy, which basically does not reflect the role of producer subsidies policy due to the inaccurate allocation of the subsidies. Fourthly, the corn purchasing and storage policy reform affects the management decision-making of family farms through the risk mechanism and the income mechanism, among which the risk mechanism plays the leading role.

Key Words: Purchasing and Storage Policy Reform; Family Farm; DID Model; Agricultural Support Policy; Policy Evaluation

风险偏好、信息获取与生猪养殖污染暴露行为*

——基于 8 省 1489 个生猪养殖者的实证分析

徐立峰 金卫东 陈 珂

摘要：畜禽养殖者长期暴露于污染环境而引发的健康问题值得关注。本文基于全国 8 省 1489 个生猪养殖者的实地调查数据，运用两阶段回归模型，分析风险偏好与信息获取对生猪养殖者污染暴露行为的影响。研究表明，养殖者的风险偏好程度越高，其污染暴露行为发生的概率越大；养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息对其污染暴露行为具有显著的负向影响，并且能够有效地抑制风险偏好对养殖者污染暴露行为的促进作用。因此，加大养殖污染对身体健康损害的宣传、拓展信息获取的渠道、引导养殖者树立保险意识，对加强生猪养殖者健康保护、促进养殖行业绿色发展具有重要意义。

关键词：风险偏好 信息获取 生猪养殖 污染暴露行为

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

当前，中国畜禽养殖面源污染严重，而且难于治理，使得生态环境遭受破坏，养殖者的身体健康受到损害（Beek, 2010）。如何减少畜禽养殖者面临的污染风险，保障其身体健康，进而促进养殖业持续、良性经营，已经成为亟待解决的问题。据估计，2020 年中国畜禽粪污产生量约为 40 亿吨，而粪污综合利用率仅约 75%，尚未处理的粪污总量高达 10 亿吨^①，直接污染着周围空气和水源。现有研究一致认同受到污染的空气和水源会损害人们的身体健康（例如 Andersen et al., 2012；魏云静，2017）。

畜禽养殖污染对养殖者健康的影响表现为对其产生不易察觉的精神损伤（蔡云等，2018），以及使其出现明显的临床症状，从而付出巨大的健康代价（Zhang et al., 2018）。医学研究亦显示，畜禽养殖产生大量的氨气，对人体的损害程度较大，且影响长远（李莉等，2014）。生猪养殖者长期在空气污染和水源污染的环境中工作，身体健康受到了严重威胁，普遍患有呼吸系统疾病（张佳、Vincentter Beek, 2010）。荷兰学者研究得出，畜禽养殖者长期暴露于饲料灰尘、氨气、养殖废弃物细菌的环境下，会产

*本文研究得到国家留学基金委“国家建设高水平大学公派联合培养博士研究生项目”（项目编号：201808210250）的资助。本文通讯作者：陈珂。笔者衷心感谢匿名审稿人和编辑部老师对本文提出的建设性修改意见，当然，文责自负。

^①参见 <https://www.qianzhan.com/analyst/detail/220/180926-21b7d5ec.html>。

生呼吸困难、咳嗽、寒颤、盗汗、关节疼痛和发热等不良症状，最终造成慢性疾病 (Borlée et al., 2017)。养殖污染对人体健康的影响具有持久性、不易察觉性、难治愈性等特点。养殖规模偏小的养殖户由于经营规范化程度较低、风险防控措施不足、信息获取能力较差，长期暴露于受污染的空气和水源环境下更容易对身体造成长期损害，而且也更可能忽视这种损害。

根据蔡键 (2014) 关于“农药暴露行为”和王丹洁等 (2017) 关于“空气污染暴露行为”的定义，本文所关注的生猪养殖污染暴露行为是指生猪养殖者长期在受污染的空气和水环境下工作，而没有采取保护措施的行为^①。哪些因素会影响畜禽养殖者做出自我防护或污染暴露的决策呢？对这一问题的回答，将会深化人们对养殖污染影响身体健康等问题的理解，为优化养殖者行为决策、加强养殖者健康保护、推动畜禽养殖持续发展提供实证依据。

基于行为经济学和成本收益等相关理论，学者们认为，社会环境、外部信息，以及农户的基本特征、风险偏好、心理认知、经营效益等是影响农户行为决策的重要因素 (黄炎忠等, 2019; 李福夺等, 2019)。然而，在现实中，生猪养殖户的健康保护意识薄弱，缺少对健康保护成本和收益的认知，往往存在侥幸心理。因此，风险偏好和信息获取可能是决定生猪养殖者污染暴露行为的关键因素。已有文献也发现，风险偏好在行为决策中发挥重要作用 (Bontems and Thomas, 2006)。农户的风险偏好直接影响其农业技术采纳行为 (Barham et al., 2015; 毛慧等, 2018)、农业信贷行为 (许承明、张建军, 2012)、农药使用决策 (黄季焜等, 2008) 等。在畜牧经济研究领域，众多学者认为，养殖户的风险感知对其环境保护行为 (张郁、江易华, 2016)、防疫行为 (闫振宇、陶建平, 2008)、信息获取行为 (齐伟杰, 2013)、参保行为 (张淑霞等, 2015) 具有显著影响。此外，有研究显示，信息获取也是影响农户行为决策的主要因素，例如，干旱信息显著影响农民在保险购买计划方面的决策 (Quiroga et al., 2011)；信息的获取能力和处理能力对养殖户的亲环境行为具有直接和间接影响 (刘铮、周静, 2018)。借鉴已有研究，本文中所讲的信息获取是指生猪养殖者对养殖污染损害人体健康相关信息的获得状况。不同风险偏好的养殖者在自我防护或污染暴露行为的选择上，可能会受到信息获取的影响。

本文利用全国 8 省 1489 个生猪养殖者的调查数据，采用两阶段回归模型，分析风险偏好、信息获取与养殖污染暴露行为之间的关系，旨在从风险偏好和信息获取角度探究影响生猪养殖者主动采取污染防治行为的关键因素，为优化生猪养殖者行为决策、完善相关政策和推动养殖业持续发展提供参考和借鉴。

本文的研究特色在于：①将风险偏好和信息获取纳入养殖者污染防治行为的定量研究中，弥补了已有研究的不足；②本文借助工具变量，克服了信息获取与养殖者污染暴露行为之间的内生性问题；③本文利用全国 8 个省份 1489 个生猪养殖者的样本数据开展分析，数据更具代表性，实证结果也更加可靠。

^①蔡键 (2014) 将农药暴露行为定义为农民暴露于农药环境中，或在使用农药时直接接触农药，亦或在没有过安全期就直接进入农地而接触到农药残留的行为；王丹洁等 (2017) 将空气污染暴露行为定义为人体暴露在空气污染物中的行为，包括暴露频次、时间、时长等。

二、理论分析与研究假说

决策者的风险偏好会对其行为产生直接影响。Kahneman and Tversky (1979) 提出的前景理论认为, 人们在行为决策过程中, 获得收益时倾向于规避风险, 而遭受损失时倾向于追求风险, 且人们对损失的敏感度高于对收益的敏感度。由于普通农户的农业经营收益较低, 农民在生产决策中主要关注利润最大化和风险最小化两个方面 (刘莹、黄季焜, 2010; 杨俊、杨钢桥, 2011)。已有研究发现, 农户的风险偏好存在明显的异质性, 但大部分农户倾向于风险规避, 进而导致一些非理性的农业经营行为 (米建伟等, 2012)。由于信息不完整, 农户的风险规避态度显著影响了农业技术的采用、保护措施的实施和相关资金的投入 (Lence, 2009)。尽管采用新技术和实施保护措施会存在一定风险, 且投入成本会相应增加 (王蕊等, 2011), 但是大量研究已经证实新技术的采用能够解放生产力、提升农业生产效率 (辛翔飞、王济民, 2013), 保护措施的实施有助于保护经营者的身体健康 (Beek, 2010)。

风险偏好程度是生猪养殖者污染暴露行为决策的重要影响因素。基于前景理论, 当生猪养殖者的风险偏好程度较高时, 其对身体健康受损的关注度较低, 从而选择使用污染防护措施的可能性较低, 增加了养殖污染暴露行为的概率。也就是说, 风险追求型的生猪养殖者在污染防护行为的决策过程中, 对污染防护设备购买成本的敏感度高于保护身体健康的敏感度, 即使在实际购买防护设备成本较低的情况下, 依然不会采取任何健康防护行为。因此, 风险追求型的养殖者更容易忽视身体保护的长期效益, 主动采取污染防护行为的概率可能较小, 而风险规避型的养殖者为了避免身体受损带来的潜在危险, 更愿意采取污染防护措施。鉴于此, 本文提出以下假说:

H1: 生猪养殖者的风险偏好程度越高, 越可能发生污染暴露行为。

现有文献中关于风险偏好与信息获取关系的研究较多。普遍认为, 风险偏好程度会影响信息的获取, 风险规避抑制了农户获取信息, 而风险追求促进了农户获取信息 (齐伟杰, 2013)。同时, 信息获取具有降低风险感知的效用, 信息获取对行为决策具有显著影响 (蔡键, 2014)。正向信息能够降低投资者的感知风险 (郑春东等, 2015)。高杨、牛子恒 (2019) 证实了信息获取能力有效地缓解了风险厌恶型农户对绿色防控技术采纳行为的抑制作用。信息获取及其特征有助于行为决策者增加知识、掌握信息, 了解经营与市场动态趋势, 也有助于经营主体采纳新技术和增强防护意识 (李亮, 2014)。主要原因在于: 首先, 信息是生产决策过程中经营者减少不确定性的主要影响因素 (Quiroga et al., 2011); 其次, 获取大量的信息能够使农户多角度、多层次、准确地分析形势, 为做出判断和决策提供支撑; 再者, 信息的获取可为农户提供多种渠道了解新知识、掌握新技术、购买新设备, 以及降低相应的成本。因此, 获取全面有效的信息能够使生猪养殖者把握市场动态, 了解环境污染知识, 熟悉健康保护等相关信息, 进而可能会有效地抑制生猪养殖者的污染暴露行为。

由上可见, 获取有关污染对身体健康影响的信息能够在一定程度上缓解风险偏好对养殖者采取污染防护措施的抑制作用, 进而减少养殖者污染暴露行为的发生。也就是说, 风险偏好程度高的养殖者会因为获取了有效的信息而倾向于保护自身健康, 从而减少养殖污染暴露行为。基于此, 本文提出如下假说:

H2: 养殖健康信息的获取能够有效地抑制风险偏好对养殖者污染暴露行为的促进作用。

三、模型设定、数据来源与变量选取

(一) 模型设定

为了检验以上假说,在借鉴已有研究的基础上,本文构建了养殖者污染暴露行为的影响因素模型,模型的具体形式如下:

$$E_{xpo} = \lambda + \beta_1 RP + \beta_2 OI + \beta_3 PE + \mu \quad (1)$$

(1) 式中, E_{xpo} 表示生猪养殖者的污染暴露行为, RP 表示生猪养殖者的风险偏好程度, OI 表示生猪养殖者获取养殖健康信息的渠道, PE 为控制变量, 主要包括养殖者的个体特征(年龄、受教育程度、干部身份、健康状况)、环境认知(区域内环境状况感知、环境保护感知、养殖环境污染感知), 以及养殖者的家庭特征(养殖收入比例、非劳动力比例), λ 、 β_1 、 β_2 和 β_3 为待估参数, μ 为随机扰动项。

考虑到(1)式中可能存在反向因果关系,即生猪养殖者的污染暴露行为也会影响其获取养殖健康信息的渠道,例如,购买保护设备和采取保护措施可能会更容易获得商家推送的健康保护信息。针对此,本文采用工具变量法解决信息获取渠道变量的内生性问题。借鉴已有文献(例如 Key, 2013),本文选择生猪养殖户与最近集市之间的距离和养殖者手机中的联系人数量作为工具变量。其中,养殖户与最近集市之间的距离越近,越容易及时获得信息;养殖者手机中的联系人数量越多,表明其人际关系网越复杂,获得信息的概率越大。并且,上述两个变量不会直接影响生猪养殖者的污染暴露行为,仅可能通过生猪养殖者获取养殖健康等信息而对污染暴露行为产生影响。

最终,本文将使用两阶段最小二乘法进行回归,其中,第一阶段是对生猪养殖者信息获取渠道影响因素模型进行回归,模型的具体形式如下:

$$OI = \theta + \alpha_1 RP + \alpha_2 PE' + \alpha_3 IV + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中, θ 表示截距, PE' 表示养殖者个人特征等控制变量, IV 表示工具变量, α_1 、 α_2 和 α_3 为待估参数, ε 表示随机扰动项,其他变量的含义同(1)式。

(二) 数据来源

本文使用的数据来自课题组于2018年4月~7月在全国范围内开展的实地调查。为了提高调查数据的准确性和代表性,课题组在开展正式调查之前,选择辽宁省铁岭市开展了为期1周的预调查,并在此基础上,对调查问卷进行了修改和完善。正式调查中,课题组依据《中华人民共和国行政区划简册·2017》中的四大经济分区情况,在每个经济分区随机选取两个省份作为调查区域,选取的8个省份包括东部经济区的山东省和河北省,中部经济区的河南省和湖北省,西部经济区的四川省和云南省,以及东北经济区的黑龙江省和辽宁省。除此之外,考虑到大规模生猪养殖场经营规范程度较高、污染

防控相对严格,而小规模生猪养殖户的生产行为存在明显的差异,在日常管理中对环境污染管控宽松,普遍存在大气和水资源污染,根据《畜禽养殖业污染物排放标准》^①,将调查对象设定为年出栏 3000 头以下的生猪养殖户。课题组采用分层随机抽样方法,在每个省随机选择两个地级市,在每个地级市随机选择 5 个县(区),在每个县(区)随机选择 20 个生猪养殖户,通过面对面访谈的方式完成调查问卷。访谈的对象是生猪养殖户的户主或者家里的养殖决策者。调查员与每位受访者的面谈时间约为 1 小时,问卷内容包括受访者的个人禀赋、环保及政策认知、风险偏好、污染暴露行为,以及生猪养殖户的家庭禀赋、经营状况、粪污处理情况、社会资本状况等信息。调查收集的是 2017 年的数据。调查共计收回问卷 1600 份,剔除存在数据缺失的无效问卷后,共获得有效问卷 1489 份,问卷有效率为 93.06%。

(三) 变量选取

1.被解释变量:生猪养殖者的污染暴露行为。本文将生猪养殖者的污染暴露行为设置为一个二元虚拟变量,如果养殖者在生猪养殖过程中没有采取任何防护措施,变量取值为 1,代表养殖者处于污染暴露状态;如果养殖者在生猪养殖过程中佩戴口罩或手套、穿戴制式工作服或使用专业防护装备,变量取值为 0,代表养殖者采取了污染防护措施,即无污染暴露。由于被解释变量属于二值变量,本文将采用 Probit 模型进行估计。

2.核心解释变量:受访者的风险偏好程度和信息获取渠道。近年来,运用实验经济学方法测度风险偏好程度的做法已然成熟,其优点在于具有较强的操作可行性和数据准确性,且便于分析(Kachelmeier and Shehata, 1992; 李涛、郭杰, 2009; Charness et al., 2013)。本文主要借鉴 Holt and Laury (2002) 和孙小龙、郭沛 (2016) 的风险偏好测度方法,具体操作如下:一共设计 14 组游戏方案,请受访者逐一地在每个方案中做出选择;只有受访者做完每个方案下的选择后,调查员才能向其呈现下一组游戏方案。另外,在每一组游戏方案中,只要受访者选择 B 选项后,则后续各组游戏中不可再选择 A 选项(见表 1)。A 选项表示获得一张彩票(中奖概率为 50%,中奖金额为 100 元),B 选项表示获得固定金额(呈现递增趋势,最小金额为 1 元,最大金额为 99 元)。显然,与选择 A 选项相比,选择 B 选项表明受访者的风险偏好程度较低。为了使游戏结果的数据更加准确,且符合养殖者实际的选择偏好,设计者采用两种方法保证受访者完全了解游戏规则:第一,编写了统一的游戏规则介绍,避免因各调查员讲述的内容不同而造成受访者理解差异;第二,在正式游戏开始之前,调查员开展一次操作示范。当 14 组游戏全部结束后,受访者通过随机抽签的方式,选取一组的游戏结果作为实际金额发放标准,并由课题组进行支付(Hey, 1999)。若受访者随机抽中的支付方案为 B 选项,则课题组直接支付对应的固定金额;若受访者随机抽中的支付方案为 A 选项,则受访者通过掷硬币、猜正反面的方式确定其所获金额,如果受访者猜中,课题组将支付 100 元,如果受访者未猜中,则课题组不进行任何支付。

^①由国家环境保护总局于 2001 年 11 月发布并实施。

表 1 受访者风险偏好实验设计方案

游戏方案编码	A 选项：获得一张彩票（50%的概率获得 100 元）	B 选项：获得固定金额（元）
01	50%的概率获得 100 元	1
02	50%的概率获得 100 元	5
03	50%的概率获得 100 元	10
04	50%的概率获得 100 元	15
05	50%的概率获得 100 元	20
06	50%的概率获得 100 元	25
07	50%的概率获得 100 元	30
08	50%的概率获得 100 元	40
09	50%的概率获得 100 元	50
10	50%的概率获得 100 元	60
11	50%的概率获得 100 元	70
12	50%的概率获得 100 元	80
13	50%的概率获得 100 元	90
14	50%的概率获得 100 元	99

根据实验所得数据，借鉴仇焕广等（2014）的研究，计算受访者的风险偏好程度值，公式如下：

$$RP = 1 - \frac{\text{选择B的个数}}{14} \quad (3)$$

（3）式中， RP 为受访者的风险偏好程度值，若受访者对 14 个方案全部选择 A 选项，则其风险偏好程度值为 1，表示该受访者属于极度风险追求型；若受访者全部选择 B 选项，则其风险偏好程度值为 0，表示该受访者属于极度风险规避型。

受访者的信息获取渠道是本文关注的另一核心解释变量。在实地调查中，调查员通过向受访者询问“您通过什么渠道获得养殖污染对人体健康存在影响的相关信息？”得到其获取信息的情况。对于该问题，问卷中包括 5 个选项：电视或网络、朋友或亲人、政府机构、龙头企业、自身经验判断。考虑到除了自身经验判断以外，其他几项均是受访者从外部渠道获取信息，回归分析中将信息获取渠道设置为一个虚变量，当受访者回答是通过自身经验判断时，变量取值为 0，否则取值为 1。

3.控制变量。控制变量包括受访者的年龄、受教育程度、干部身份、健康状况、区域内环境状况感知、环境保护感知、养殖环境污染感知，受访者家庭的养殖收入比例、非劳动力比例。受访者的年龄越大，因循守旧的思维定势可能更强，更可能选择养殖污染暴露行为。受教育程度是个人素质的衡量指标之一，受访者的受教育程度越高，接受新事物的能力可能越强，对自身健康的关注也可能越多，选择污染暴露行为的可能性越小。一般而言，村干部是当地农业生产的领导者，视野较广，觉悟较高，选择养殖污染暴露行为的可能性较小。身体健康程度较好的受访者，可能会存在自我满足感，忽视养殖过程中的污染对身体潜移默化的影响，导致养殖污染暴露行为较多。受访者对区域内环境状况的认知可以反映受访者对工作环境的认可程度，认可程度越高，对养殖污染暴露行为的危害可能越不关注，

使得污染暴露行为增多。受访者对环境保护的感知可以测度受访者对环境保护的态度，越积极参与环境保护，越可能会关注环境对自身健康的影响，从而使得养殖污染暴露行为越少。了解养殖环境污染的养殖户，更可能客观地认识到污染对身体的损害，从而减少污染暴露行为。家庭的养殖收入占比越大，养殖户对养殖信息的兴趣越大，对养殖污染的了解可能越深刻，从而可能会降低污染暴露行为发生的概率。家庭非劳动力比例越大，养殖户对资本的需求越高，可能会较少地投入污染防护设备以保护身体健康，导致污染暴露行为增多。

主要变量的含义、描述性统计及预期作用方向见表 2。

表 2 变量含义、描述性统计及预期作用方向

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	预期方向
被解释变量				
养殖户污染暴露行为	是=1，否=0	0.23	0.42	—
核心解释变量				
风险偏好程度	运用实验经济学方法测度的受访者的风险偏好程度值（介于 0~1 之间）	0.58	0.17	+
信息获取渠道	受访者获取养殖健康信息的渠道：自身经验判断=0，外部渠道=1	0.73	0.44	-
控制变量				
年龄	受访者的年龄（周岁）	45.90	8.21	+
受教育程度	受访者的受教育年限（从小学一年级开始算起）（年）	9.11	2.95	-
村干部身份	受访者是否为村干部：是=1，否=0	0.07	0.25	-
受访者健康状况	您的身体健康状况如何？非常好=1，较好=2，一般=3，不好=4，无劳动能力=5	1.71	0.76	-
受访者对区域内环境状况的感知	您觉得生活区域内的环境怎么样？污染严重=1，轻度污染=2，一般=3，比较好=4，非常好=5	2.61	0.83	+
受访者对环境保护的感知	您如何看待生态环境保护？政府责任、不参与=1，不是个人责任，跟随别人=2，人人有责、积极参与=3	1.20	0.52	-
受访者对养殖环境污染的感知	您以前是否了解畜禽养殖过程会造成环境污染？不了解=1，了解=2	1.21	0.41	-
家庭的养殖收入占比	生猪养殖收入占家庭收入的比例（%）	72.12	23.63	-
家庭的非劳动力比例	生猪养殖户中非劳动力占家庭总人数的比例（%）	24.08	20.10	+
工具变量				
到最近集市的距离	养殖户与最近集市之间的距离（米）	3749.91	1173.68	—
受访者手机中的联系人数量	受访者手机中存储的联系人数量（人）	206.60	183.74	—

注：“+”表示对被解释变量的预期影响为正向，“-”表示对被解释变量的预期影响为负向。

四、样本数据的描述性分析

调查数据的分析结果显示,在生猪养殖过程中,没有采取任何防护措施的受访者占比约为 23.17%,采取简单防护措施(戴口罩或手套)的受访者最多,占比约为 52.65%(见表 3)。需要说明的是,调查中发现,大多数受访者穿制式工作服的目的并非是保护自身健康,而是为了生猪养殖防疫。通过电视或网络获取养殖健康信息的受访者所占比例最多,占到全部样本的 37.68%,凭借自身经验判断养殖污染对身体健康影响程度的受访者比例为 26.93%。

受访者的平均年龄为 45.90 岁,年龄在 35 岁以下的受访者仅占 12.36%;年龄在 46~55 岁的受访者最多,占比为 43.32%;年龄在 55 岁以上的受访者占比为 10.61%,说明生猪养殖者呈现出一定程度的老龄化趋势。受访者的受教育程度普遍较低,平均受教育年限为 9.11 年,初中及以下文化程度的受访者占 68.23%。受访者为村干部的样本占比约为 6.92%,大部分受访者认为自己的身体状况良好,其中,认为自己身体非常好的受访者占比约为 45.96%,认为自己身体比较好的受访者占比约为 39.22%。可见,在生猪养殖过程中,养殖者对自身健康的主观评价较好,这可能是由于养殖污染对养殖者身体的损害具有延迟性,而养殖者对养殖污染损害身体健康的认知程度较低。

按照生猪养殖规模对样本养殖户分类后可以看出,年出栏量为 200~499 头的养殖户最多,共计 380 户,占比为 25.52%;年出栏量为 500~999 头的养殖户数量次之,占比为 22.36%;数量最少的是年出栏量为 1000~1999 头的养殖户,占比仅为 14.17%。关于样本养殖户的资源禀赋,数据分析结果显示,绝大部分受访者家庭的非劳动力占比低于 50%,而生猪养殖收入比例高于 50%的受访者家庭约占 74.28%,表明样本养殖户家庭的劳动压力较小,且养殖收入是家庭收入的重要来源。

表 3 受访者个体及家庭特征

变量名称	分类指标	样本数量	比例(%)	变量名称	分类指标	样本数量	比例(%)
受访者年龄	35 岁以下	184	12.36	受访者健康状况	非常好	682	45.96
	36~45 岁	502	33.71		比较好	582	39.22
	46~55 岁	645	43.32		一般	199	13.41
	55 岁以上	158	10.61		不好	19	1.28
受访者受教育程度	初中及以下	1016	68.23	养殖规模	无劳动能力	2	0.13
	高中或中专	359	24.11		0~199 头	319	21.42
	大专或本科	100	6.72		200~499 头	380	25.52
	研究生	14	0.94		500~999 头	333	22.36
性别	男	1355	91.00	信息获取渠道	1000~1999 头	211	14.17
	女	134	9.00		2000~3000 头	246	16.52
村干部身份	否	1386	93.08		电视或网络	561	37.68
	是	103	6.92		朋友或亲人	182	12.22
防护措施	没有任何防护措施	345	23.17		政府机构	287	19.27
	戴口罩或手套	784	52.65		龙头企业	58	3.9

(续表 3)							
防护措施	穿制式工作服	315	21.16	信息获取渠道	自身经验判断	401	26.93
	使用专业防护装备	45	3.02		0~50%	383	25.72
	0~50%	1406	94.43		51%~60%	133	8.93
家庭非劳动力比例	51%~60%	47	3.16	生猪养殖收入所占比例	61%~80%	444	29.82
	61%~80%	35	2.35		81%~100%	529	35.53
	81%~100%	1	0.07				

表 4 的结果显示, 首先, 不管是在通过外部渠道(电视或网络、朋友或亲人、政府机构、龙头企业)获取养殖健康信息的养殖户中, 还是在凭借自身经验判断养殖污染对健康影响的养殖户中, 有污染暴露行为的养殖户的风险偏好程度均高于无污染暴露行为的养殖户。为了进一步检验两者之间是否存在差异, 笔者做了 t 检验, 结果显示差异是显著的。具体而言, 在通过外部渠道获取养殖健康信息的养殖户中, 无污染暴露行为的养殖户的风险偏好程度均值为 0.5878, 而有污染暴露行为的养殖户的风险偏好程度均值为 0.5923; 在凭借自身经验判断养殖污染对健康影响的养殖户中, 无污染暴露行为的养殖户的风险偏好程度均值为 0.5469, 而有污染暴露行为的养殖户的风险偏好程度均值为 0.5647。可见, 风险偏好程度越高的生猪养殖户, 选择污染暴露的可能性越大。其次, 与凭借自身经验判断养殖污染对健康影响的养殖户相比, 通过外部渠道获取养殖健康信息的生猪养殖户的风险偏好程度较高。具体而言, 前者的风险偏好程度均值为 0.5602, 而后的风险偏好程度均值为 0.5913, 说明风险偏好程度较高的生猪养殖户通过外部渠道获取养殖健康信息的概率较大。第三, 平均而言, 相对于风险偏好程度较低(0.5602)、未通过外部渠道获取养殖健康信息的养殖户, 风险偏好程度较高(0.5913)的、通过外部渠道获取养殖健康信息的养殖户发生污染暴露行为的概率较小, 约为 22.33%, 说明通过外部渠道获取养殖健康信息可能会降低风险偏好对养殖户污染暴露行为发生概率的影响。

表 4 养殖户的风险偏好程度、信息获取渠道与污染暴露行为

	通过外部渠道获取养殖健康信息	凭借自身经验判断养殖污染对健康的影响
无污染暴露行为生猪养殖户的风险偏好程度	0.5878	0.5469
有污染暴露行为生猪养殖户的风险偏好程度	0.5923	0.5647
所有样本生猪养殖户的风险偏好程度均值	0.5913	0.5602
生猪养殖户污染暴露行为的发生概率(%)	22.3346	25.4364

五、模型估计结果

本文运用 Stata 15.0 软件, 采用含内生变量的 Probit 模型对(1)式进行估计。首先, 对信息获取渠道变量具有外生性的原假设进行 Wald 检验, 结果显示 p 值为 0.0052, 故在 1%的统计水平上拒绝原假设, 表明信息获取渠道变量为内生变量; 其次, 做弱工具变量检验, 结果显示拒绝“冗余工具变量”的原假设, 且结合第一阶段的回归结果(具体见下面分析)可以判断, 工具变量对内生变量具有较强

的解释力。采用含内生变量的 Probit 模型进行两阶段回归的结果见表 5。

第一阶段的估计结果表明：受访者的风险偏好程度对生猪养殖者获取养殖健康信息的渠道具有显著的正向影响，即风险偏好程度越高的养殖者，通过外部渠道获取养殖健康信息的可能性越大。主要原因可能在于，生猪养殖者的风险偏好程度越大，越会多渠道地收集信息，并且更加愿意接受信息所传递的内容和观点；生猪养殖户到最近集市的距离对信息获取渠道具有显著的负向影响，说明养殖户到最近集市的距离越远，通过外部渠道获取养殖健康信息的可能性越小，原因在于距离集市较远会增加获取信息的交通和时间成本；受访者手机中的联系人数量对信息获取渠道具有显著的正向影响，表明随着受访者手机中联系人数量的增多，其通过外部渠道获取养殖健康信息的可能性增大，原因在于手机作为一种即时通讯工具，便于人与人之间交流，节省了交流成本，增强了受访者与外界的联系，当受访者手机中的联系人数量增加时，其获得信息的来源更广、渠道更多。

第二阶段的估计结果表明：①风险偏好程度对养殖者的污染暴露行为具有显著的正向影响，即养殖者的风险偏好程度越大，越不会采取污染防护措施，发生污染暴露行为的概率就越大，这与笔者的预期一致。对此的解释是，养殖污染对养殖者身体健康的影响具有隐藏性和延迟性，生猪养殖者在短期内难以明显地体会到养殖污染对人体健康造成的伤害，以及污染暴露伤害造成的损失。风险偏好程度较高的养殖者，往往存在较强的侥幸心理，对身体健康的关注较少，从而不愿意采取相应的防护措施，污染暴露行为发生的概率较大。例如，调查员在实地调查中遇到了一位经验丰富的养殖者，他偏好于风险大、收益多的养殖项目，认为生猪养殖能够获得较多收益，所以选择生猪养殖，而污染暴露引发的身体健康问题并非是他考虑的最关键问题。②信息获取渠道对养殖者污染暴露行为具有显著的负向影响。也就是说，养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息有助于降低其污染暴露行为发生的概率。可能的原因在于：第一，养殖者通过外部渠道获取信息有助于其掌握多方面的相关知识、提高经营能力和污染防治认知，以及降低行为决策过程中的不确定性。第二，生猪养殖者在获取养殖健康信息的同时也会或多或少地接收到养殖经营等相关信息，有助于降低养殖户在经营过程中遭遇风险的可能性，也可以减少投资成本，提升经营利润，进而促使养殖者有充足的资金和精力关注并投资自身健康的保护。可见，养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息有助于抑制风险偏好对其污染暴露行为的促进作用，验证了研究假说 H2。

基于以上结果，不难发现生猪养殖者的风险偏好程度对污染暴露行为的影响可以分为直接效应和间接效应。其中，间接效应依赖于如何获取养殖健康方面的相关信息。为了深入探讨信息获取渠道在风险偏好程度影响污染暴露行为中的作用，笔者通过联立方程中的简化式方程进一步分析风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的直接影响和间接影响。为此，将（1）式和（2）式联立，得到简化式方程（4），详细如下：

$$E_{xpo} = \lambda + (\beta_1 + \beta_2\alpha_1) RP + \beta_2\alpha_2 PE' + \beta_3 PE + \beta_2\alpha_3 IV + \mu + \theta\beta_2 + \varepsilon\beta_2 \quad (4)$$

（4）式中， $(\beta_1 + \beta_2\alpha_1)$ 是风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的综合影响， $\beta_2\alpha_1$ 是风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的间接影响， β_1 是风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的直接影响。因此，

结合表 5 中的估计结果可知，风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的直接影响为 0.8188，间接影响为 -0.2367^①，间接影响可以抵消直接影响的 28.91%^②。由此可见，信息获取渠道能够降低风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的影响。

从表 5 中控制变量的估计结果可以看出，受访者对生活区域内环境状况的感知变量在 10% 的统计水平上显著，且系数为正，表明受访者对区域内环境状况的感知正向影响养殖者的污染暴露行为；受访者的身体健康状况、家庭非劳动力比例以及受访者对养殖环境污染的感知对养殖者的污染暴露行为具有显著的负向影响。

表 5 养殖者污染暴露行为影响因素的工具变量估计结果

变量名称	第一阶段（信息获取渠道）		第二阶段（污染暴露行为）	
	系数	标准误	系数	标准误
核心解释变量				
风险偏好程度	0.1995***	0.0686	0.8188**	0.7002
信息获取渠道	—	—	-1.1863**	0.5799
控制变量				
年龄	-0.0098	0.0015	-0.0187	0.1515
受教育程度	0.0126**	0.0041	1.0159	8.4807
村干部身份	0.0025*	0.0458	0.3126	4.6340
受访者健康状况	-0.0436***	0.0155	-3.7489*	29.1129
受访者对区域内环境状况的感知	0.0436	0.0139	3.7560*	29.2775
受访者对环境保护的感知	0.0367	0.0226	2.9631	24.5470
受访者对养殖环境污染的感知	-0.0104	0.0145	-0.8092*	7.0494
家庭的养殖收入占比	0.0006	0.0005	0.0527	0.4374
家庭的非劳动力比例	-0.0016***	0.0006	-0.1334**	1.0969
工具变量				
到最近集市的距离	-0.0790***	0.0101	—	—
受访者手机中的联系人数量	0.0071***	0.0064	—	—
常数项	0.5867***	0.1237	1.2852***	0.9130
观测值	1489			
R ²	0.3350			
Wald chi2	26.09***			

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

随着生猪养殖规模的扩大，养殖经营规范化程度逐渐提升，养殖者在养殖过程中采取的各类防护措施也可能会更加完备。鉴于此，本文依据《中国畜牧兽医年鉴》分类标准，将全部养殖户样本按照

^① 风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的间接影响由风险偏好程度对信息获取渠道的影响（0.1995）与信息获取渠道对污染暴露行为的影响（-1.1863）相乘而得。

^② 计算方法为求风险偏好程度对养殖者污染暴露行为的间接影响与直接影响的比值。

养殖规模划分为 5 组，通过分组回归分析生猪养殖者污染暴露行为的异质性，分组回归的结果见表 6。从表 6 的结果可以看出，在年出栏生猪数量不超过 3000 头的情况下，对于不同规模的生猪养殖者而言，风险偏好程度对其污染暴露行为均具有显著的正向影响，通过外部渠道获取养殖健康信息能有效地抑制风险偏好对养殖者污染暴露行为的促进作用，这与上文基准回归的结果一致。

表 6 不同规模养殖者污染暴露行为影响因素的工具变量估计结果

变量	第一阶段（信息获取渠道）		第二阶段（污染暴露行为）	
	系数	标准误	系数	标准误
规模：年出栏生猪 0~199 头				
风险偏好程度	0.3729**	0.1605	2.4432**	4.7311
信息获取渠道	—	—	-6.0248**	12.3927
规模：年出栏生猪 200~499 头				
风险偏好程度	0.1631**	0.1323	0.3762**	1.1149
信息获取渠道	—	—	-3.0623**	5.2722
规模：年出栏生猪 500~999 头				
风险偏好程度	0.1773*	0.1301	0.1813*	0.9042
信息获取渠道	—	—	-0.2042**	4.5398
规模：年出栏生猪 1000~1999 头				
风险偏好程度	0.0180*	0.2000	0.2582*	0.8294
信息获取渠道	—	—	-1.1838	3.3874
规模：年出栏生猪 2000~3000 头				
风险偏好程度	0.1379**	0.1914	0.4825*	2.1269
信息获取渠道	—	—	-8.7838	9.1582

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

六、稳健性检验

本文采用改变工具变量的方法进行稳健性检验。姜长云（2018）指出，合作社在普通农户发展过程中具有提供有效信息和引领带动作用，具体来说，如果加入合作社，生猪养殖者较容易从外部渠道获得经营、环保和养殖健康等方面的信息，但对养殖者是否选择污染暴露行为没有直接影响。另外，如果生猪养殖者有较多的亲人或朋友从事畜牧工作，则对畜牧养殖健康相关信息的了解可能更加便捷和深入。因此，将工具变量改为“养殖者是否加入合作社”和“受访者拥有的从事畜牧工作的亲人或朋友数量”，再次估计风险偏好、信息获取渠道对生猪养殖者污染暴露行为的影响，估计结果见表 7。

从表 7 可以看出，风险偏好程度对养殖者污染暴露行为具有显著的正向影响，信息获取渠道对养殖者污染暴露行为具有显著的负向影响，估计结果与表 5 一致，表明风险偏好程度对生猪养殖者的污染暴露行为具有促进作用，信息获取渠道能够抑制风险偏好程度对污染暴露行为的影响。另外，工具变量估计结果显示：养殖者是否加入合作社和受访者拥有的从事畜牧工作的亲人或朋友数量均对信息获取渠道具有显著的正向影响，表明参与合作社的生猪养殖者更容易通过外部渠道获取养殖健康信息，

拥有更多从事畜牧工作的亲人或朋友使生猪养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息的可能性较大。由此可见，模型的估计结果较为稳健。

表 7 稳健性检验模型的估计结果

变量名称	第一阶段 (信息获取渠道)		第二阶段 (污染暴露行为)	
	系数	标准误	系数	标准误
核心解释变量				
风险偏好程度	0.2014***	0.0563	0.5429**	0.4402
信息获取渠道	—	—	-1.0057**	0.7089
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
工具变量				
养殖者是否加入合作社	0.0694**	0.0218	—	—
受访者拥有的从事畜牧工作的亲人或朋友数量	0.0125**	0.0051	—	—

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

七、结论与启示

在生态环境和人类健康问题备受关注的背景下，本文基于全国 8 省 1489 个生猪养殖者的调查数据，分析了生猪养殖者的风险偏好、信息获取渠道对其污染暴露行为的影响。

本文得出的主要结论如下：第一，养殖者的风险偏好程度越高，发生污染暴露行为的概率越大；风险偏好程度越高，养殖者越愿意通过外部渠道获取养殖健康信息；而养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息对其污染暴露行为具有显著的负向影响。第二，通过联立方程分析发现，养殖者通过外部渠道获取养殖健康信息有助于缓解风险偏好对污染暴露行为的促进作用。第三，受访者健康状况、受访者对区域内环境状况的感知，受访者是否了解生猪养殖的污染状况，以及家庭非劳动力比例也会影响其污染暴露行为。

为了减少中国生猪养殖者的污染暴露行为，加强对养殖者健康的保护，进而促进中国生猪养殖产业的健康绿色发展，基于本文的研究结论可以得出以下几点启示：

首先，政府应在积极治理生猪养殖污染的同时，加大养殖污染对人体健康损害的宣传，通过资金支持、税收减免、技术入户等方式，对生产防护设备的企业和购买污染防护设备的养殖者提供补贴，促使生猪养殖者主动采取健康绿色的养殖行为。

其次，畜牧行业管理机构可以利用网络、电视和广播等方式为养殖户提供技术信息、培训服务和健康讲座，积极号召社会各界团体实施养殖污染治理、身体健康防护等方面的宣传，扩展养殖户获取养殖经营、污染治理、身体保护等知识的渠道，增加生猪养殖户对养殖技术、健康保护措施及效果的了解，从而改善生猪养殖户的污染暴露行为。

最后，考虑到多数生猪养殖者属于风险厌恶型，在生产决策中往往更加注重直接效益，忽视养殖污染对身体的长期危害和潜在风险，且对采取健康保护措施持谨慎态度，应积极引导养殖者树立保险

意识,以避免经济损失、降低健康风险。

需要指出的是,本文试图将实验经济学方法引入养殖者污染暴露行为决策研究领域,虽然在研究视角和方法运用上具有一定创新性,但仍存在不足之处,主要表现为两方面:一是本文仅考察了信息获取渠道变量,没有深入探讨养殖者信息接受能力和程度对其污染暴露行为的影响,有待进一步的拓展研究;二是本文仅对年出栏量小于 3000 头的生猪养殖者的污染暴露行为进行了讨论,缺乏对大规模养殖主体行为的讨论,而养殖规模是生猪养殖经营活动的重要指标之一,在后续的研究中,还需要更加深入的探讨。

参考文献

- 1.蔡键,2014:《风险偏好、外部信息失效与农药暴露行为》,《中国人口·资源与环境》第9期。
- 2.蔡芸、周梅、Julian CHOW,2018:《空气污染对劳动力供给的影响研究——基于健康人力资本视角》,《社会保障研究》第6期。
- 3.仇焕广、栾昊、李瑾,2014:《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》,《中国农村经济》第3期。
- 4.高杨、牛子恒,2019:《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》,《中国农村经济》第8期。
- 5.黄季焜、齐亮、陈瑞剑,2008:《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》,《管理世界》第5期。
- 6.黄炎忠、罗小锋、刘迪、余威震、唐林,2019:《农户有机肥替代化肥技术采纳的影响因素——对高意愿低行为的现象解释》,《长江流域资源与环境》第3期。
- 7.姜长云,2018:《龙头企业与农民合作社、家庭农场发展关系研究》,《社会科学战线》第2期。
- 8.李福夺、李忠义、尹昌斌、何铁光,2019:《农户绿肥种植决策行为及其影响因素——基于二元 Logistic 模型和南方稻区 506 户农户的调查》,《中国农业大学学报》第9期。
- 9.李亮,2014:《网上信息特征对于消费者行为意愿的影响》,《经济问题》第6期。
- 10.李莉、熊键、熊征、黄超荣,2014:《养殖场恶臭带来的危害及其应对策略》,《当代畜牧》第27期。
- 11.李涛、郭杰,2009:《风险态度与股票投资》,《经济研究》第2期。
- 12.刘莹、黄季焜,2010:《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》,《经济研究》第1期。
- 13.刘铮、周静,2018:《信息能力、环境风险感知与养殖户亲环境行为采纳——基于辽宁省肉鸡养殖户的实证检验》,《农业技术经济》第10期。
- 14.毛慧、周力、应瑞瑶,2018:《风险偏好与农户技术采纳行为分析——基于契约农业视角再考察》,《中国农村经济》第4期。
- 15.米建伟、黄季焜、陈瑞剑、Elaine M. Liu,2012:《风险规避与中国棉农的农药施用行为》,《中国农村经济》第7期。
- 16.齐伟杰,2013:《基于感知风险的消费者主观知识对外部信息搜索行为的影响研究》,东北大学硕士学位论文。
- 17.孙小龙、郭沛,2016:《风险规避对农户农地流转行为的影响——基于吉鲁陕湘4省调研数据的实证分析》,《中国土地科学》第12期。
- 18.王丹洁、曹素珍、王贝贝、王丹璐、段小丽、蒲瑾、李前慧、钟源、曾光、赵秀阁,2017:《空气暴露行为模式

的研究现状及其影响因素》，《环境与健康杂志》第2期。

19.王蕊、须晖、马健、李天来，2011：《基于湿帘风机系统温室环境温度测量方法的研究》，《中国农业大学学报》第1期。

20.魏云静，2017：《空气污染对公众健康的影响——基于PM_{2.5}面板数据实证分析》，东北财经大学硕士学位论文。

21.辛翔飞、王济民，2013：《产业化对肉鸡养殖户收入影响的实证分析》，《农业技术经济》第2期。

22.许承明、张建军，2012：《社会资本、异质性风险偏好影响农户信贷与保险互选选择研究》，《财贸经济》第12期。

23.闫振宇、陶建平，2008：《养殖户养殖风险态度、防疫信念与政府动物疫病控制目标实现——基于湖北省228个养殖户的调查》，《中国动物检疫》第12期。

24.杨俊、杨钢桥，2011：《风险状态下不同类型农户农业生产组合优化——基于target-MOTAD模型的分析》，《中国农村观察》第1期。

25.张佳、Vincentter Beek，2010：《即使是健康的猪也会给养猪生产者带来麻烦》，《国外畜牧学（猪与禽）》第5期。

26.张淑霞、刘明月、郭丽园，2015：《不同风险偏好下养殖户参保意愿的影响因素分析》，《东北农业大学学报（社会科学版）》第2期。

27.张郁、江易华，2016：《环境规制政策情境下环境风险感知对养殖户环境行为影响——基于湖北省280户规模养殖户的调查》，《农业技术经济》第11期。

28.郑春东、胡慧莹、冯振环，2015：《外部信息对个体投资者冲动性投资的影响——基于股票投资的实证研究》，《东北农业大学学报（社会科学版）》第6期。

29.Andersen, Z. J., O. R. Nielsen, M. Ketzal, S. S. Jensen, M. Hvidberg, S. Loft, A. Tjønneland, K. Overvad, and M. Sørensen, 2012, “Diabetes Incidence and Long-Term Exposure to Air Pollution: A Cohort Study”, *Diabetes Care*, 35(1): 92-98.

30. Barham, B. L., J. P. Chavas, D. Fitz, V. R. Salas, and L. Schechter, 2015, “Risk Learning and Technology Adoption”, *Agricultural Economics*, 46(1): 11-24.

31. Beek, V., 2010, “Even Healthy Pigs Can Give Producers a Headache”, *Pig Progress*, 26(03):6-8.

32.Bontems, P., and A. Thomas, 2006, “Regulating Nitrogen Pollution with Risk Averse Farmers under Hidden Information and Moral Hazard”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1): 57-72.

33.Borlée, F., C. J. Yzermans, B. Aalders, J. Rooijackers, E. Krop, C. B. M. Maassen, F. Schellevis, B. Brunekreef, D. Heederik, and L. A. M. Smit, 2017, “Air Pollution from Livestock Farms Is Associated with Airway Obstruction in Neighboring Residents”, *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 196(9): 1152-1161.

34.Charness, G., U. Gneezy, and A. Imas, 2013, “Experimental Methods: Eliciting Risk Preferences”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 87: 43-51.

35.Hey, J. D., 1999, “Estimating (Risk) Preference Functionals Using Experimental Methods”, in L. Luini (eds.) *Uncertain Decisions Bridging Theory and Experiments*, Boston: Springer Press, pp. 109-128.

36.Holt, C.A., and S. K. Laury, 2002, “Risk Aversion and Incentive Effects”, *American Economic Review*, 92(5):1644-1655.

37.Kachelmeier, S.J., and M. Shehata, 1992, “Examining Risk Preferences under High Monetary Incentives: Experimental Evidence from the People’s Republic of China”, *American Economic Review*, 82(5): 1120-41.

- 38.Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, 47(2): 263-292.
- 39.Key, N., 2013, "Production Contracts and Farm Business Growth and Survival", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 45(2): 277-293.
40. Lence, S. H., 2009, "Joint Estimation of Risk Preferences and Technology: Flexible Utility or Futility?", *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3):581-598.
- 41.Quiroga, S., L. Garrote, Z. F. Haddad, and A. Iglesias,2011, "Valuing Drought Information for Irrigation Farmers: Potential Development of a Hydrological Risk Insurance in Spain", *Spanish Journal of Agricultural Research*, 9(4):1059-1075.
- 42.Zhang, X., X. Chen, and X. Zhang, 2018, "The Impact of Exposure to Air Pollution on Cognitive Performance", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(37): 9193-9197.

(作者单位：沈阳农业大学经济管理学院)

(责任编辑：张丽娟)

Risk Preference, Information Acquisition and Pig-breeding Pollution Exposure Behaviors: An Empirical Analysis Based on 1489 Pig Breeders Survey Data

Xu Lifeng Jin Weidong Chen Ke

Abstract: The health problems caused by the long-term exposure of livestock breeders to the polluted environment deserve attention. Based on the field investigation data collected from 1489 pig breeders in 8 provinces of China, this article uses a two-stage regression model to measure and analyze the impact of risk preference and information acquisition on pollution exposure behaviors of pig breeders. The results show that the risk preference degree of pig breeders can have a significant positive effect on their pollution exposure behaviors. The higher the degree of risk preference is, the greater the probability of the occurrence of the pollution exposure behaviors is. Moreover, the acquisition of health information through external channels has a significant negative impact on the pollution exposure behaviors of pig breeders, and can effectively inhibit the promotion of risk preference on their pollution exposure behaviors. Therefore, it would be beneficial to increase the publicity of the damage about pig-breeding pollution to human health, expand the channels of information acquisition, and guide pig breeders to establish insurance awareness, which can be of great significance for strengthening the health protection of pig breeders and promoting green development of the pig-breeding industry.

Key Words: Risk Preference; Information Acquisition; Pig-breeding; Pollution Exposure