

城乡关系、空间差序与农户增收^{*}

——基于中国综合社会调查的数据分析

张兆曙 王 建

提要:本文立足于农民收入的空间转换逻辑和城乡关系的差序类型,并借助相关数据系统检验了促进农户增收的三种机制是否存在空间差异。研究发现:1. 地区非农化对距离城市较近的农户增收有着明显的积极作用;家庭非农化的影响则表现出逆向差序的特征。2. 文化性人力资本对靠近城市的农户增收的边际效用较大;技能性人力资本促进农户增收的效应则没有表现出明显的空间差异。3. 社会网络对农户增收的积极影响在远离城市的偏远农村更为突出。上述观察结论隐含着一个重要的政策逻辑,即加强对农村劳动力的职业技能培训,以此推进家庭经营结构转变和劳动力转移,对于促进偏远地区的农户增收具有重要的意义。

关键词:空间差序 农户增收机制 非农化 人力资本 社会网络

从城乡关系的框架来理解农村始终是中国农村研究的重要范式。这意味着中国农村的问题不能简单地视为农村自身的问题,要跳出农村看农村,在城乡之间的经济社会交往中理解农村。就中国城乡关系的实践形态而言,在资源与人口流动被严格管控的计划经济时代,城乡关系主要是一种严格按照既定的制度安排(如户籍管理制度、农产品统购统销制度等)展开的经济社会关系;而在资源与人口流动不受限制的市场经济时代,城乡关系则演变为一种克服两种不同属性的空间限制而自发展开的经济社会关系。尽管城乡关系对于理解农村的意义被反复重申,但是城乡关系的基础含义(即空间关系)却被相关研究所遗忘。在既有的农村研究领域,乡村基本上被化约为一个没有空间差异的抽象概念,乡村与城市的关系也蜕变为一种缺乏空间差异的抽象

* 本文系国家社科基金项目“基于空间梯度的城乡关系研究”(10BSH016)和“华中师范大学中央高校基本科研业务费项目(CCNU17Z02004)”的阶段成果。初稿曾在2014年南京大学社会学院举办的“社会分层与流动(冬季)论坛”上宣读。感谢中国社会科学院吕鹏、中国人民大学齐亚强和浙江大学范晓光等多位学者的建设性意见,亦感谢匿名审稿人的修改建议!文责自负。

关系。随着空间含义的隐退,处于不同空间序列上的乡村差异被无意识地抹平了。学术话语中的乡村叙事和政治文本中的乡村政策也基本上忽视了乡村的空间差异性。比如,当我们使用某个抽象的统计数字来衡量城乡差距时,对于城郊地区的乡村来说,差距显然被高估了;而对于偏远的农村来说,差距则可能被低估了。如果以这种被抹平了差异的数字作为制定政策的基础,极有可能降低政策的匹配性。基于这一状况,本文一方面继续秉持从城乡关系来理解农村的研究范式,另一方面将重拾城乡关系的空间含义,把空间关系以及空间差异作为城乡关系的分析基础。本文的目标是围绕农民收入这一核心议题,立足于城乡关系的空间形态来考察农民的增收机制是否存在空间差异,进而认识城乡关系对农民收入的影响。

一、理论基设与分析框架

在 20 世纪 50 年代刘易斯提出“二元经济”模式之前,城乡关系一直被地理学等相关学科视为一个空间问题(杜能,1986;霍华德,2010;沙里宁,1986)。城乡关系研究的核心是寻求合理的空间规划和产业布局,以促使城市和乡村之间的协调。然而,发展经济学的崛起使得城乡关系逐渐从一个“空间问题”转变为一个“发展问题”(张兆曙,2016),空间分析开始退出城乡关系的中心位置,城乡之间的复杂经济社会关系也随之被简化为两个部门(农业和工业)间的关系和劳动力的转移问题(刘易斯,1989;费景汉、拉尼斯,1989;Jorgenson,1967;舒尔茨,1987;托达罗,1988)。直到今天,抽象的二元经济模型仍然是社会科学对待城乡关系的基本范式。但是,在社会学领域却出现了一波截然不同的学术运动,即向来不重视空间问题的社会学却在列斐伏尔、福柯、吉登斯、哈维、索佳、卡斯特、布迪厄等人的推动下,在 20 世纪 70 年代之后发生了一场“社会学的空间转向”,空间问题随之成为西方社会学理论的核心问题(郑震,2010)。

在由“城乡关系研究中空间分析的衰落”以及“社会学的空间转向运动”构成的双重景象中,“重返空间社会学”(刘能,2014)无疑是一个很有价值的提议。当我们将“从城乡关系的角度理解农村”与“重拾城乡关系的空间分析”这两种旨趣结合起来并投射到农民收入议题上

时,便浮现出两个相互勾联的空间命题。第一,农民的收入是城乡两个地域空间之间经济社会关系的结果,简称“农民收入的空间关系命题”。第二,城乡之间空间距离的差异将会形成城乡关系的不同类型,进而对农民收入产生不同的影响,简称“城乡关系的空间类型命题”。其中,前者旨在揭示农民收入的空间转换逻辑及城乡关系影响农民收入的控制参数;后者则为我们提供了一个考察农民收入的分析框架。

(一)农民收入的空间关系命题

从空间关系来看,农民收入并不是局限于农村的一种经济后果。相反,农民收入在很大程度上是在乡村与城市之间的经济社会关系中实现的。只要对农民基本的收入结构稍加考察,就可看出城乡之间的空间关系对于农民收入(农业收入和非农业收入)的重要性。首先,主要的农业收入只有通过农产品进城才能实现。其次,由劳动力转移所带来的非农收入包括两种情况:一是直接进入城市劳动力市场,依靠出卖劳动力获得收入;二是就地实现劳动力转移。其中,对于就地进入第二产业的从业者来说,只有当其生产的产品经由城市市场中介的持续流通才能带来稳定的收益;而对于在地方市场从事商业零售的第三产业从业者来说,其经营的工业消费品也主要来自于城市。

由此可见,在农民的主要收入结构中,农业收入和非农业收入都高度依赖于城市。乡村的意义日益与其所处的具体地理空间相分离(Cloke,1997)。因为只有经过城市的吸纳、流通、转化和消耗,才能最终使农民潜在的资源价值变为现实的收入。正是在这个意义上,由城市消费市场、城市劳动力市场和城市中介市场构成的城市市场体系,充当着农民收入实现的枢纽。离开了这个枢纽,农民的收入几乎无从谈起。在此,农民收入的空间关系命题展现了一个空间转换的逻辑,即在身份上属于农村地域空间的行动者,其经济行动往往是围绕、指向或者直接进入另一个地域空间——城市——而展开的。这种指涉城市的空间转换构成了农民收入实现的前提。当农民按照上述空间转换逻辑将其日常经济行动与城市市场体系勾联起来之后,城市市场体系对农民收入的具体影响就会主要从市场机会结构、交易成本约束和对市场规则的适应性三个方面体现出来。

首先,根据农民收入的空间转换逻辑,农民的市场机会存在于城市的针对性需求中。所谓市场机会结构,就是城市市场体系对农民所占

资源的潜在和现实需求及其构成状况。市场机会结构与农民的资源结构相对应,而且后者与前者的匹配程度对于农民收入具有重要的影响。如果农民能够提供稀缺性的劳务和产品以满足市场机会结构的紧迫性,就会有助于收入的增加;反之则会抑制其收入的增加。因此,及时地占有市场信息、调整生产结构,从而提高农民的资源结构与市场机会结构之间的匹配性,就会使农民显著增收。

其次,农民收入的空间转换逻辑表明,农民的收入是劳动力和农产品(直接或间接)进城交易的结果。相较于同一个空间系统的市场交易,跨城乡交易中的空间转换往往会带来某种新增交易成本。比如,长期扎根于城市劳动力市场的农民,为了克服空间转换所导致的家庭和职业的分离,需要在城市再造一整套日常起居、子女入学的家庭生活体系。又如,大宗和跨区域的农产品进城,必须借助复杂的市场结构和特定的组织方式(艾云,2009),才能克服空间障碍并将分散的资源汇集起来,最终实现农产品进城的规模效应。很显然,在跨城乡的市场交易中,无论是家庭生活体系的再造还是复杂的市场结构所产生的新增交易成本,都会直接或间接地影响到农民的收入。

最后,由于空间上的限制和“生产主义”(毛丹、王萍,2014)的经济伦理,中国农民在传统上对城市的市场规则体系是比较陌生的。直到20世纪80年代开启农村改革之后,随着“自由流动资源和自由流动空间”(孙立平等,1994)的出现,农民才开始接近城市市场体系,并逐渐接受和适应其运行规则。最终,按照空间转换逻辑反复展开的市场操练,进一步推动了农民经济伦理的“市场主义”转向,市场开始成为一种新的组织原则和组织机制(张兆曙,2009)。在这个过程中,对市场规则的适应性作为一种在市场操练中积累下来的实践知识,会对农民收入产生重大影响。因为体现农民赢利能力的市场意识、市场行为、市场判断及市场应变均与其对市场规则的适应性有着密切的关系。

但是,城市市场体系对农民收入的影响是一个受空间距离约束的共变关系。在空间距离上越接近城市,下述三方面因素就会越有利于农民增收:(1)能够及时地获取城市市场信息、调整生产及供给,从而提高农民的资源结构与市场机会结构的匹配性;(2)在跨城乡的市场交易中为了克服空间转换而产生的新增成本更低;(3)对城市市场规则的适应程度更高。相反,在空间距离上越远离城市,上述三个方面越不利于农民收入的提高。如果把城乡关系视为一个连续统,那么在空

间距离最接近的城乡关系中,城市市场体系的三个方面均对农民收入表现出一种积极的“融合促进效应”。但是,随着空间距离的推展,这种促进作用开始逐步降低。当空间距离推展到偏远农村时,城市市场体系的三个方面转而表现出一种对农民收入的“隔离抑制效应”。

综上,随着农民收入的空间关系命题的延展,浮现出两个基本的理论预设:第一,农民收入的空间转换逻辑,揭示了农民收入的实现对城市市场体系的依赖性,其中包含着一个城乡之间的空间转换过程。第二,空间距离的控制逻辑,表明城市市场体系对农民收入的影响是一个受空间距离控制的连续统,连续统的两端分别是“融合促进效应”和“隔离抑制效应”。这两个基本的理论预设构成本文的理论基设或曰理论推断的核心逻辑。

(二)城乡关系的空间类型命题

城乡之间的空间距离对农民收入具有重要影响,意味着影响农民收入的城乡关系存在着由空间距离所决定的不同形态,即城乡关系的空间类型。早在20世纪三四十年代,费孝通的乡村社区研究已经为我们留下了有关城乡关系空间类型的重要学术遗产(刘能,2014)。

在《江村经济》和《云南三村》所展开的四个经典村庄研究中,江村和玉村代表在空间上靠近城市的乡村。其中,江村是一个靠近都市、交通便利、深受现代工商业影响的村落,它凭借发达的手工业优势,较早脱离自给自足的经济模式(费孝通,2009)。玉村在地理位置上也靠近云南中部的传统商业中心(即玉溪),在农业经营上具有靠近城镇的商品性菜园经济的特点,正处在传统经济开始被现代经济侵入的初期阶段(费孝通、张之毅,2006:5)。而禄村与易村则代表在空间上远离城市的乡村。其中,禄村深处内陆地区、受工商业影响较浅,因此呈现了一个以农业为主的内地农村经济结构(费孝通、张之毅,2006:221)。易村地处云南省易门县西北边境的山谷地带,交通非常不便,交通设施和交通工具也十分原始落后,是一个与现代工商业发达的都市较隔离的农村。同时,由于易村地狭人稠以及农业劳动力过剩,形成了一种手工业较为发达的内地经济(费孝通、张之毅,2006:12)。

关于江村与玉村、禄村与易村经济结构和生产经营模式的形成,费孝通始终强调村庄与都市工商业中心的空间关系以及后者对前者的影响(费孝通、张之毅,2006)。因此,费孝通笔下的农村社区类型实际上

也代表着一种城乡关系的空间类型。受此启发,我们根据乡村与城市空间距离的远近,将江村与玉村等近郊农村所对应的城乡关系定义为紧密结合型城乡关系,将禄村与易村等偏远农村所对应的城乡关系定义为空间隔离型城乡关系。除此之外,我们还将处于城市近郊和偏远地区之间的远郊农村所对应的城乡关系定义为分离便通型城乡关系。这样一来,按照城乡之间的空间差序,便依次浮现出紧密结合型、分离便通型和空间隔离型三种城乡关系的空间类型(张兆曙,2016)。

就农民的收入而言,由城乡之间的距离所决定的空间类型显然具有重要的意义。沿着近郊、远郊和偏远地带渐次展开的城乡关系类型,凸显出区间性或地带性的差序对农民收入的影响。相对于视农业收入为市场距离(城乡距离)函数的“农业区位理论”^①(杜能,1986)和强调自然地理环境与交通运输影响的“中心地理论”(施坚雅,1998; Skinner,1977),我们认为,城乡关系的空间类型或空间差序对农民收入的影响不能简单地通过“成本—收益”的距离函数来表达。这种综合作用是通过城乡关系的空间类型或空间差序作用于农民增收机制而表现出来的,而不是简单地体现为交通运输成本对市场收益的约束。正是在这个意义上,紧密结合型、分离便通型和空间隔离型三种城乡关系的空间类型构成了一种重要的分析框架和观察视角,如图1所示。本文将把促进农民增收的多种机制置于城乡关系的空间类型或空间差序中进行交互考察,以观察农民增收机制存在何种空间上的差异。

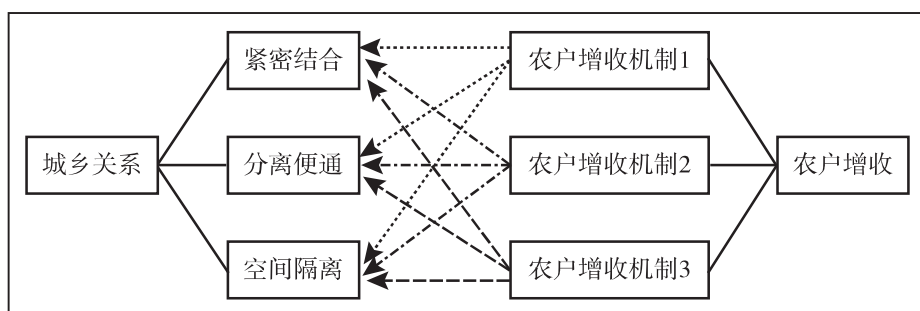


图1 城乡关系的空间类型与农民收入的分析框架

① 有关空间距离对农民收入的影响,19世纪德国农业地理学家杜能(J. H. Thünen)曾进行过阐释。他认为,在自然、交通、技术等条件相同的情况下,市场距离(即农产品从产地到中心城市市场的距离)的远近所带来的运输成本上的差异,决定着不同产地农产品收益的大小,即农业收益是市场距离的函数(杜能,1986)。

二、文献回顾与研究假设

农民的收入是一个综合性议题,受多种因素的共同作用,因而也存在多种促进农民增收的机制。既有研究已经发现了“非农化”、“人力资本”和“社会网络”等三种促进农民增收的核心机制。相对于第二、三产业,以家户为经营单位的小农经济在收入回报上显然缺乏比较优势,因此非农化是提高农民收入的一条重要途径。同时,人力资本作为一种体现劳动力素质和能力的微观因素,社会网络作为一种疏通和动员资源的能力及范围,它们对于农民的职业流动与职位获得、生产技能与劳动力价格、市场博弈与谈判能力、市场机会和选择空间等方面均具有明显的影响力,从而也成为了增加农民收入的核心机制。本文将围绕上述农民/户增收的三种核心机制进行文献梳理,并结合农民收入的空间关系命题及相关理论预设建立相应的研究假设,以检验上述三种机制在城乡关系的空间差序中是否具有显著性差异。

(一)农户增收的非农化机制

中国农村的市场化改革在提高农业生产效率的同时也推动了农村的非农化进程。从20世纪90年代中期开始,当“增产不增收”成为一种农业经济的常态之后,农民收入的提高越来越依赖于非农化进程。既有研究表明,非农领域的经济收入已经成为中国农村家庭或农民个人收入来源的重要组成部分,并对家庭或个人总收入水平有着决定性作用(张平,1992;朱玲,1992;白南生、何宇鹏,2002;邹薇、张芬,2006;朱农、钟水映,2007);更为具体的研究还发现,“农户经济增长的序次变动与农户家庭经营的非农化程度之间存在着一种正相关关系”(史清华、张惠林,2000)。

非农化进程首先表现为非农经济发展和地方市场的繁荣,包括个体户、私营企业、乡镇企业、城乡市场、地方经纪人以及服务业的兴起。非农经济的发展和地方市场的繁荣极大地推动了农村家庭经营模式和经营结构的转变,进而提高了收入的整体水平。赵力涛的研究发现,非农经济发展水平每提高1个百分点,可以使农民的个人收入增加约2.2个百分点(赵力涛,2006)。非农化进程的第二方面是劳动力的转移。中国实行改革以来,强劲的工业化和城市化进程吸引了大量的农业劳动力向城市和发达地区转移。劳动力的转移催生了一个经济回报较高的“工

薪劳动者”阶层(Walder,2002),从而显著提高了农民的家庭收入。赵耀辉根据对四川省农村1820户4951名劳动者的抽样调查发现,“每增加一个外出劳动力可以使家庭纯劳动收入增加55%,每增加一个在本地非农产业就业的劳动力可以使家庭纯劳动收入增加19%,而每增加一个本地农业劳动力只能够使家庭纯劳动收入增加5%”(赵耀辉,1997)。

本文把非农化水平的提升促进农民家庭增收的过程和作用定义为“农户增收的非农化机制”。在此,我们需要进一步考察的是,“农户增收的非农化机制”在城乡关系的空间差序中是否存在显著性差异。如果从农民收入的空间关系命题中空间距离的控制逻辑出发,我们可以推断:非农化水平的提高对农户增收的促进作用,在紧密结合型城乡关系中将会被“融合促进效应”所强化;而在空间隔离型城乡关系中,将会被“隔离抑制效应”所消减。据此,我们可以建立如下假设:

假设1:在城乡关系越紧密的农村地区,“农户增收的非农化机制”的效果越明显。

(二)农户增收的人力资本机制

教育作为人力资本的核心指标,对劳动者提高收入水平具有重要作用,“在中国农村地区愈来愈成为影响人们经济地位获得的主导因素”(Nee,1989),这种影响在一定程度上是通过农民的职业流动实现的。一系列的实证研究表明,农民的受教育程度越高,其向非农产业流动的倾向和意愿越强(王广慧、张世伟,2008;朱长存、马敬芝,2009)。此外,教育还决定了农民在非农领域获得就业机会的能力。农民的受教育程度越高,获取非农领域就业机会的能力越强(钱雪亚、张小蒂,2000;刘精明,2001;朱农、钟水映,2007)。据统计,“每增加1年受教育年限,进入非农部门就业的机会相对于仍然从事农业的机会增加18.8%”(赵力涛,2006)。概言之,以教育为核心的人力资本的提升,通过改变农民的流动意愿和倾向,增强其非农领域就业机会的能力,促进了农民的职业流动。具体的研究发现,“具有大专学历劳动力的流动比率比具有初中和高中学历劳动力的流动比率分别高出5个和2.8个百分点”(王广慧、张世伟,2008);而那些只接受了小学教育的农村劳动力,其外出打工获得非农收入的可能性大为减小,他们更愿意留在农村地区从事农业生产活动(邹薇、张芬,2006)。正是在这个意义上,教育对农村劳动力的收入水平有着直接的促进作用(李春玲,2003;高

梦滔、姚洋,2006;朱农、钟水映,2007;李培林、田丰,2010;王先柱、余吉祥,2012)。

我们把人力资本的提升促进农民家庭增收的过程和作用定义为“农户增收的人力资本机制”,并进一步检验其在城乡关系的空间差序中是否存在显著性差异。“农户增收的人力资本机制”在很大程度上可以通过“教育收益率”来体现。既有研究已经得出以下三个结论:第一,在农村地区的教育收益率要明显低于城镇地区(李春玲,2003;李培林、田丰,2010);第二,在农村内部,非农经济尚未起飞的地方教育收益率仍然很低,而非农经济有了长足发展的地方教育收益率明显升高(赵力涛,2006);第三,进城务工的农村劳动力的教育收益率要远远大于停留在农村务农者的教育收益率(王广慧、张世伟,2008)。如果根据农民收入的空间转换逻辑和空间距离的控制逻辑,对上述三个研究结论做进一步的推断,可以得出以下结论:在靠近城市的近郊农村,城乡关系的“融合促进效应”更有利于释放人力资本的潜能,因此人力资本的投资能够带来更高的回报。而在远离城市的偏僻农村,城乡关系的“隔离抑制效应”将会降低人力资本的回报。基于此,我们提出:

假设2:在城乡关系越紧密的农村地区,“农户增收的人力资本机制”的效果越明显。

(三)农户增收的社会网络机制

在社会网络或社会资本理论中,有关社会网络促进经济效率和收入回报的命题得到广泛的认同。帕特南认为,由社区成员横向交往所叠加的私人网络可以增强人际间的相互信任,容易形成合作关系,从而最终通过协调行动来提高经济效率(帕特南,2001:195-200)。奥斯特罗姆也持类似的观点,即面对面的互动过程构筑出来的“共同体精神”能够促进社区成员之间的互惠、提高集体行动的效率并创造出更高的生产力(奥斯特罗姆,2000)。有实证研究发现,村民关系融洽的家庭相对于与其他村民关系不融洽的家庭,其平均收入水平高出3.73%(唐为、陆云航,2011);而村庄社会信任水平每提高1个标准差,家庭成员在本地的工资性收入将会增加6.9%(王晶,2013);社区层面的社会网络和公共信任甚至能显著地减少贫困发生的几率(张爽等,2007)。

林南的社会资本理论则进一步揭示了社会网络促进经济收益的具体机制。他认为,在日常互动中缔结的关系网络,是行动者在社会交往

过程中提高行动效率、降低交易成本以及获得便利条件的一种重要的嵌入性资源(林南,2004:18-23)。嵌入在社会网络中的资源多寡和优劣,往往凸显的是行动者在关系网络中的疏通和动员能力。一般而言,社会网络的疏通和动员能力越强,个体在遭受困境时获得救济的能力就会越强,也就越有可能为行动者带来意想不到的经济效益。比如,对于在城市有亲戚朋友的农村家庭,其成员在城市打工的收入比没有城市亲戚朋友的家庭高3.5%(王晶,2013);农村家庭在政府和城里工作的亲友人数每增加1个,家庭人均收入将增加6%(赵剑治、陆铭,2009)。

本文将社会网络对于提高农民家庭收入的积极作用定义为“农户增收的社会网络机制”,并继续结合农民收入的空间转换逻辑和空间距离的控制逻辑,考察其是否存在空间上的差异。对空间上与城市隔离的偏僻乡村来说,由于流动性相对较弱,日常生活中的互动频率较高,市场竞争对人际关系产生的张力较小,因此容易形成“高趋同性、低异质性和高紧密性”(张文宏等,1999)的强关系网络。当偏远地区的农民遭遇城乡关系的“隔离抑制效应”时,以义务感与相互信任为基础的强关系不仅发挥着“节约交易成本与信息成本的作用”(李培林,1996),而且能有效增强农民的疏通和动员能力。因此,在远离城市的偏远农村,强关系网络对于促进农户增收具有举足轻重的意义。而在靠近城市的近郊农村,由于流动和竞争的加剧,人际关系中出现了明显的张力和普遍的疏离,乡村社会网络的关系强度普遍趋于弱化。但是,紧密结合的城乡关系本身对农民收入具有一种“融合促进效应”,而且这种效应不需要借助社会网络的经济功能即可实现。在这种情况下,近郊农民对社会网络作为一种工具性资源的依赖性会不可避免地减弱。在此基础上,我们可以建立如下假设:

假设3:在城乡关系越疏远的农村地区,“农户增收的社会网络机制”的效果越明显。

三、数据、变量与研究方法

(一)数据来源

本文所使用的数据来自2006年中国人民大学组织实施的全国性的综合调查项目(以下简称CGSS2006)。本次调查覆盖北京、河北、辽

宁、江苏、浙江、四川、广东等 28 个省、自治区和直辖市,涉及 969 个村庄和城市社区。调查按区(县)、街道(镇)、居(村)委会、住户和居民进行四阶段分层不等概率抽样,其中区(县)、街道(镇)、居(村)委会三级依据“第五次全国人口普查资料”完成抽样,获得城市样本与农村样本共计 10151 份。本文的核心议题是研究农民的收入,所以只使用了农村地区的子样本,其中包括 410 个村庄,4138 个农民/户。调查主要采集的是个人层次上的数据,但其中也包括部分家庭信息。鉴于农村的经济活动主要是以家庭为单位展开,因此本文将家庭作为研究单位,并把个人数据与家庭信息进行了匹配。经过严格的数据处理和筛选后,最终获得 3949 个分析样本,占农村样本总量的 95.4%。

(二)变量操作化

1. 因变量

由于家庭是中国农村最基本的生产和消费单位,因此本文对农民收入的测量是以家庭为单位进行计量的,即农民家庭的年收入(简称农户收入)。CGSS2006 调查被访者 2005 年全年家庭总收入情况,包括农业收入、打工收入、经营收入、各种补贴、受赠、分红、股息、救助金等全部家庭成员所得,在此基础上本文获得了一个农户收入的综合变量。由于收入本身是一个在分布形态上呈现右偏的变量,为了能够使其达到正态分布的最优效果以及最大限度地缩小样本分布不均所带来的误差,故在拟合模型时将其进行了自然对数转换。

2. 预测变量

(1)空间差序(空间梯度)。空间差序即紧密结合型、分离便通型和空间隔离型城乡关系在空间上呈现出来的序列,具体包括近郊、远郊和偏远三个渐次展开的具体形态。此变量的操作化是根据村庄与城市之间的空间距离划分出三个梯度。实际上,CGSS2006 并没有考察调查对象所在的村庄到城市之间的距离,但是记录了每个样本所居的行政隶属及其村庄名称。本文根据 3949 个样本所属的 410 个村庄,利用百度地图的地理信息查询功能测量出村庄与最近城市之间的交通距离(非直线距离)。为了避免城市内部距离差异所造成的误差,我们仅测量村庄到同侧城区边界的交通距离。测量的结果是:410 个村庄到它

们各自对应的最近城市之间的交通距离平均值为 23.9km, 最小值为 -0.76km,^①最大值为 111km。为了确定空间差序, 我们将所测得的城乡距离进行了标准化处理, 根据正态曲线的概率分布并结合单位标准差将所测得的交通距离划分为三个梯度:^②以正态分布曲线两侧从内弯转外弯的两个拐点(卢淑华, 2009: 145)为界(即以平均值为中心, 向两侧各加、减 1 个标准差), 划分出最靠近城市的第一梯度(近郊)和最远离城市的第三梯度(偏远), 并由此确定剩余区间为第二梯度(远郊), 以此对应城乡关系的三种空间差序。相关结果见图 2。

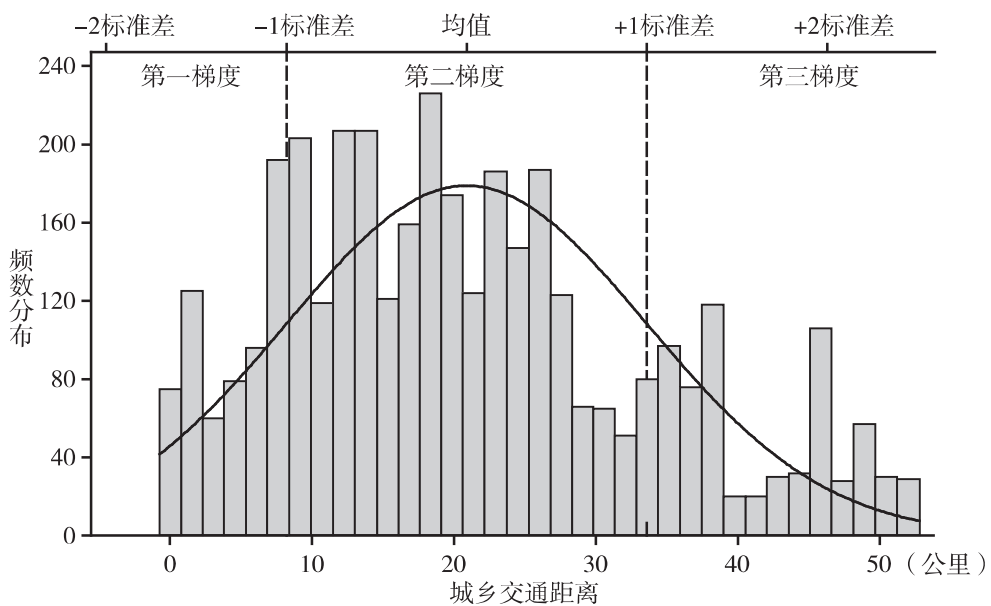


图 2 空间差序(梯度)的划分标准

(2) 非农化程度。影响农民收入的非农化程度包括两个方面, 即地区非农化程度和家庭非农化程度。地区非农化程度反映的是样本所在的县(市、区)级辖区非农经济的发展程度, 其中最为重要的测量指标是非农人口比重。一个地区非农人口比重越大, 表明该地区非农化的程度越高。因此, 本文利用第五次全国人口普查数据, 将本研究涉及的 76 个县(市、区)的非农人口比重与之相互匹配, 以便测量地区非农化程度, 其最小值为 6.42%, 最大值为 40.13%。家庭非农化程度体现

① 村庄到城区边界的距离为负值, 是因为城市的扩张导致所测村庄实际上已处于城区边界的内部。

② 本文之所以将城乡距离从定距层次的变量降低为定序层次的变量, 主要是为了更好地体现城乡关系影响农民收入的区间性和地带性特征。

为两个方面:一是家庭成员外出打工和外出经商人数的多少;二是家庭从事非农经营活动项目的多少。据此,本文先将 CGSS2006 问卷中这两项指标进行标准化处理,再通过因子分析提取一个公共因子来综合描述家庭非农化状况。统计结果显示,因子分析通过了 KMO 和 Bartlett 的球状检验,所提取的公共因子可以分别解释这两个指标信息的 70.71%,信息丢失较少,说明提取的因子较为理想。为了便于描述和解释,我们进一步将得到的因子转化为 0-100 之间的取值,取值越大,表明家庭非农从业人数和非农经营项目越多,家庭内部的非农化程度也就越高。

(3)人力资本。贝克尔将人力资本分为两种形式:一是接受正规教育的时间,受教育时间越长则劳动力本身的能力和素质越高;二是在职培训,劳动者接受相关技能的培训可以提高自身专业技能(贝克尔,2007:2-5)。因此,本文从家庭教育水平和家庭劳动技能水平两方面对农户的人力资本状况进行操作化,并将上述两个方面定义为“文化性人力资本”和“技能性人力资本”。“文化性人力资本”通过家庭成员中的最高受教育年限进行测量。对“技能性人力资本”的测量是通过二分变量来实现的。CGSS2006 调查了被访者及其家人在其从事的劳动领域是否拥有某种有助于提高收入的劳动技能或技术职称。在实际操作过程中,本文将这种有助于提高收入的劳动技能或技术职称定义为“重要劳动技能”,以区别于一般意义上的田间劳作、纯体力劳动等非技能性工作,即如果被访者和其配偶任何一方拥有某项有助于提高收入的劳动技能或技术职称,就标记为 1,否则为 0。^①

(4)社会网络。对社会网络的测量可以从两个角度展开:第一,通过测量社会网络中交往对象的职业、社会地位,以交往对象地位的高低来衡量可调动的潜在社会资源的能力;第二,通过测量社会网络中人际互动的频率,以社会网络的关系强度或亲密程度来衡量可调动的潜在社会资源的能力(边燕杰等,2012:28-29)。本文将同时从上述两个角度对被访者的社会网络进行综合测量。CGSS2006 调查询问了“您家与下列人员打交道的频繁程度”,选项包括本村人、外村人、城里

^① 这样操作时,因被访者及其配偶的重要劳动技能状况缺失,会造成 61 个样本出现缺失值,对此,我们将家庭重要劳动技能变量进行了填补,具体规则为:(1)如果被访者处于未婚状态,则用其父亲的重要劳动技能状况代替,这样填补了 60 个样本;(2)如果被访者处于已婚状态,男性被访者用其父亲的重要劳动技能状况填补,女性被访者则用其配偶父亲的重要劳动技能状况填补,这样填补了 1 个样本。

人、村干部、乡镇干部、县级以上干部、专业技术人员、城里的亲戚朋友、国有或集体企业的领导、国有或集体企业的管理者、私有企业老板、私有企业管理者等 12 类人员。

具体的操作如下:首先,把本村人、外村人、城里人、专业技术人员和城里的亲戚朋友等 5 类职业身份特征不明确且与其他选项存在边界不清或包含关系的选项清除掉。其次,参照国际社会经济地位指数 (ISEI),将剩下的 7 类具有明显职业身份特征的人员大致排序,顺序为村干部、私有企业管理者、私有企业老板、国有或集体企业的管理者、国有或集体企业的领导、乡镇干部、县级以上干部,并且按照这个顺序分别对其进行从 1-7 的赋值,数值越大代表社会经济地位等级越高,其拥有的潜在社会资源越多。再次,根据与这 7 类人员互动的频度,赋予不同的权重,即“经常”、“有时”、“很少”、“从不”分别赋权重为 100%、50%、10%、0%。^① 权重分配的逻辑是交往越亲密、互动越频繁,相对应的权重越大,代表可动员的资源潜力越大。最后,根据地位得分与权重的乘积计算出每项的实际得分,并将这 7 项的实际得分汇总,可以得到一个取值为 0-28 的连续变量。变量取值越高,说明被访者家庭社会的综合指数越高,调动或使用社会资本的潜在能力越强。^②

3. 控制变量

除了上述预测变量之外,我们还将若干表征被访者家庭背景信息的控制变量纳入模型中,具体包括户主性别、年龄、婚姻情况、政治面貌、家庭规模、家庭人均耕地面积以及地区等(描述性统计结果见表 1)。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	均值/百分比	标准差	样本数
因变量			
家庭年收入(单位:元)	11885.75	14843.66	3949
家庭年收入对数	8.97	.91	3949

① 在问卷中该组问题除了给出这 4 个交往频度以外,还有“不适用”一项。根据 CGSS2006 访问员调查手册的说明,“不适用”意味着被访者家庭与此类人员无交往,所以在所有样本中凡选择此项的我们都将权重赋值为 0%。

② 由于 CGSS2006 农村问卷的限制,本文无法采用拜年网等比较成熟的方法测量农户的家庭社会网络或社会资本状况,只能通过交往对象的地位高低及互动频次来综合反映农户的家庭社会网络。范晓光曾建议利用宗族网络测量农户的社会网络或社会资本,但宗族网络并不能反映农户疏通和动员宗族以外资源的能力。

续表 1

变量名称	均值/百分比	标准差	样本数
预测变量			
空间梯度			
梯度 1	16%	—	607
梯度 2	61%	—	2420
梯度 3	23%	—	922
地区非农化程度	12.52	5.96	3949
家庭非农化程度	6.80	8.48	3949
最高受教育年数	8.31	3.12	3949
重要劳动技能(有=1)	.30	—	3949
家庭社会网络	2.30	2.94	3949
控制变量			
户主性别(男=1)	.91	—	3949
户主年龄(单位:岁)	46.92	11.25	3949
户主年龄 ² /100	23.28	10.75	3949
户主婚姻情况(已婚=1)	.98	—	3949
户主政治面貌(党员=1)	.10	—	3949
家庭规模(单位:人)	2.44	1.02	3949
家庭人均耕地面积	3.00	4.46	3949
地区			
东部	31%	—	1217
中部	43%	—	1686
西部	26%	—	1046

(三) 研究方法

本文的因变量(农户家庭的年收入)是一个连续变量,因此合理的统计方法应该是使用最小二乘法(OLS)来建立多元线性回归模型。但是,考虑到中国经济发展水平和市场环境的地区差异,不同省份的农民收入水平会存在较大差别,因此本文使用多层次(省份和家庭两个层次)随机截距模型,即通过设定家庭层面模型的截距随不同省份变化来控制农户收入在省份之间的变异。在分析策略上,本文首先考察非农化程度、人力资本、社会网络以及空间梯度等预测变量对农户收入的直接影响。在此基础上,进一步考察非农化程度、人力资本、社会网络与空间梯度之间的交互作用。具体的多层次随机截距

模型如下：

微观层次的模型公式为：

$$\log(y_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij} + \sum \beta_{kij}x_{kij} + \sum \beta_{ij}x_{1ij}x_{kij} + \sum \beta_{mij}x_{mij} + \varepsilon_{ij}$$

其中, x_{1ij} 代表空间梯度; x_{kij} 为本文的核心解释变量,即非农化程度、人力资本和社会网络; x_{mij} 为其他控制变量; β_{0j} 为微观层次的截距项; β_{1j} 为空间梯度变量的系数; β_{kij} 为核心解释变量的主效应; β_{ij} 为核心解释变量与空间梯度的交互效应; β_{mij} 为其他控制变量的系数; ε_{ij} 为随机误差项,即微观(家庭)层次未被解释的部分。

宏观层次的模型公式为：

$$\beta_{0j} = \gamma_0 + u_{0j}$$

其中, u_{0j} 为随机变量,表示第 j 个省份的 y 平均估计值 β_{0j} 与总体均值 γ_0 的离差(即为宏观层次的残差项),它反映了第 j 个省份对 y 的随机效应。 u_{0j} 的方差反映的是各省农户收入水平在总体间的变异。由于设定了 u_{0j} ,多层次随机截距模型比普通(OLS)多元线性回归模型能够更有效地控制宏观层面的变异情况。

四、模型与结果

根据上述模型的设定,我们获得了一个稳定的基准模型和一组空间特征十分明显的交互模型。其中,基准模型呈现了各个预测变量和控制变量对农户收入的直接影响;交互模型则系统检验了非农化程度、人力资本和社会网络等预测变量对农户增收的影响在不同空间梯度中的表现(详见表2)。从基准模型看,除了户主的性别和年龄等个别控制变量对因变量的影响不显著外,其余控制变量(包括家庭规模、人均耕地面积、户主婚姻状况和地区等)和所有预测变量对农户收入均产生了显著性影响。基准模型不仅显示了农户收入的空间差异,而且证实了非农化(地区非农化和家庭非农化)机制、人力资本(文化性人力资本和技能性人力资本)机制和社会网络机制都能够有效促进农户增收。

表 2 农户增收机制的多层次随机截距模型

样本量/组数量 = 3949/24

固定效应	基准模型	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b	模型 3
户主(男性=1)	.030 (.043)	.030 (.043)	.029 (.043)	.032 (.043)	.030 (.043)	.031 (.043)
户主年龄	-.001 (.008)	-.001 (.008)	-.001 (.008)	-.001 (.008)	-.001 (.008)	-.001 (.008)
户主年龄 ² /100	-.008 (.009)	-.008 (.009)	-.008 (.009)	-.008 (.009)	-.008 (.009)	-.009 (.009)
户主(已婚=1)	.585*** (.085)	.587*** (.085)	.594*** (.085)	.588*** (.085)	.585*** (.085)	.587*** (.085)
户主(党员=1)	.069 (.044)	.065 (.043)	.069 (.043)	.071 (.044)	.069 (.044)	.063 (.044)
家庭规模	.139*** (.013)	.141*** (.013)	.142*** (.013)	.139*** (.013)	.139*** (.013)	.139*** (.013)
人均耕地面积	.025*** (.003)	.027*** (.003)	.025*** (.003)	.025*** (.003)	.025*** (.003)	.025*** (.003)
中部地区 (参照组:东部地区)	-.307*** (.114)	-.285** (.119)	-.293** (.119)	-.305*** (.115)	-.307*** (.115)	-.309*** (.112)
西部地区 (参照组:东部地区)	-.405*** (.125)	-.406*** (.130)	-.396*** (.130)	-.401*** (.126)	-.405*** (.126)	-.404*** (.122)
地区非农化	.009*** (.002)	.020*** (.005)	.009*** (.002)	.009*** (.002)	.009*** (.002)	.009*** (.002)
家庭非农化	.022*** (.002)	.022*** (.002)	.014*** (.004)	.022*** (.002)	.022*** (.002)	.022*** (.002)
最高受教育年数	.048*** (.005)	.047*** (.005)	.047*** (.005)	.064*** (.011)	.048*** (.005)	.048*** (.005)
重要劳动技能 (有=1)	.158*** (.031)	.157*** (.031)	.165*** (.031)	.156*** (.031)	.134** (.068)	.161*** (.031)
家庭社会网络	.036*** (.004)	.036*** (.004)	.036*** (.004)	.036*** (.004)	.036*** (.004)	.031*** (.009)
梯度 2 (参照组:梯度 1)	-.087** (.037)	-.088** (.037)	-.087** (.037)	-.079** (.037)	-.100** (.045)	-.089** (.037)
梯度 3 (参照组:梯度 1)	-.124*** (.045)	-.142*** (.045)	-.132*** (.045)	-.123*** (.046)	-.126** (.053)	-.128*** (.045)
地区非农化 × 梯度 2		-.010* (.006)				
地区非农化 × 梯度 3		-.026*** (.007)				
家庭非农化 × 梯度 2			.006 (.004)			

续表 2

固定效应	基准模型	模型 1a	模型 1b	模型 2a	模型 2b	模型 3
家庭非农化 × 梯度 3			.020 *** (.005)			
最高受教育年数 × 梯度 2				-.016 (.011)		
最高受教育年数 × 梯度 3				-.026 ** (.013)		
重要劳动技能 × 梯度 2					.040 (.075)	
重要劳动技能 × 梯度 3					.001 (.090)	
家庭社会网络 × 梯度 2						-.002 (.011)
家庭社会网络 × 梯度 3						.028 ** (.013)
常数项	7.705 *** (.221)	7.822 *** (.220)	7.855 *** (.222)	8.095 *** (.221)	7.714 *** (.221)	7.775 *** (.220)
随机效应						
Var(截距)	.046 (.016)	.050 (.017)	.050 (.017)	.046 (.016)	.046 (.016)	.044 (.015)
Var(残差)	.588 (.013)	.586 (.013)	.585 (.013)	.588 (.013)	.588 (.013)	.587 (.013)
Rho 值	.072	.079	.078	.073	.073	.069
对数似然估计值	-4585.4	-4578.5	-4575.8	-4583.4	-4585.1	-4581.1

注:(1) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。(2)括号内为标准误。(3)模型中涉及交互项的连续变量进行了对中化处理。

模型 1a-3 是在基准模型的基础上,分别加入空间梯度与预测变量交互项的嵌套模型。模型 1a 与模型 1b 分别考察的是地区非农化和家庭非农化对农户增收的影响在不同空间梯度上的差异。根据前文预测变量的操作化方案,这里的“地区非农化”是指样本所在县(市、区)级辖区整体的非农经济发展程度,而不是样本所在三个梯度各自的非农化程度。在模型 1a 中,地区非农化主效应的估计系数为正值,而交互项系数均为负值,且都具备统计学意义上的显著性。这表明,地区非农化促进农户增收的效应表现出明显的空间差序。在近郊(第一梯度)和远郊(第二梯度)农村,地区非农化程度每提高一个单位,分别使农户

增收 2.02% ($e^{0.020} - 1$) 和 1.01% ($e^{0.020-0.010} - 1$);但是在偏远农村(第三梯度),地区非农化促进农户增收的效应趋于消失($e^{0.020-0.026} - 1 < 0$)。

上述数据表明,地区非农化对农户增收的积极作用存在明显的空间差异:在越靠近城市的农村地区,地区非农化促进农户增收的效果越明显;而随着空间梯度的外推,地区非农化促进农户增收的效果则逐渐受到抑制,并最终趋于消失。假设 1 得到完全的证实。这主要是由于地区非农化本身存在一个从城市中心向外围农村差异逐渐降低所致。通常情况下,在一个以城市为中心的行政辖区范围内,近郊农村非农化程度往往较高,随着空间差序的外推,非农化程度逐渐降低,偏远农村的非农化程度则已降至整个地区非农化的平均程度以下。因此,在偏远的农村(第三梯度)往往体现不出地区非农化对农户增收的促进作用。

在模型 1b 中,家庭非农化程度与第二空间梯度的交互项系数不显著,表明家庭非农化对农户增收的作用在第一梯度和第二梯度并未呈现出明显的差异。家庭非农化程度每提高 1 个单位,两个空间梯度的农户增收幅度均为 1.41% ($e^{0.014} - 1$)。但是,第三梯度相对于前两个梯度则表现出显著性差异,偏远农村的家庭非农化程度每提高 1 个单位,可以使农户增收 3.46% ($e^{0.014+0.020} - 1$),增幅相当于第一和第二梯度的 2.5 倍。可见,城乡关系越疏离,家庭非农化在促进农户增收方面所发挥的作用越大。

简言之,家庭非农化促进农户增收的作用表现出一种“逆向差序”的特征,即在远离城市的偏远农村,家庭非农化对农户增收的效果更明显;而在靠近城市的近郊和远郊地带,家庭非农化的作用较小,且没有显著的空间差异。因此,从家庭非农化的角度看,假设 1 未能通过检验。导致这种状况的原因可能与城乡关系对农业生产回报率的影响有关。在偏远农村,城乡关系的“隔离抑制效应”降低了农业生产的回报率,因此家庭非农化对农户增收的积极作用更为显著;而在靠近城市的近郊和远郊农村,城乡关系的“融合促进效应”为农业生产带来了较高的回报率,因此家庭非农化的增收效应表现得不那么明显。

模型 2a、2b 主要检验人力资本的两个方面对农户增收的影响是否存在空间上的差异。在模型 2a 中,空间梯度与家庭最高受教育年数的交互项系数表明,文化性人力资本对农户增收的效应存在一定的空间差异。具体而言,第一梯度的家庭最高受教育年数每增加 1 年,农户收入平均提高 6.61% ($e^{0.064} - 1$);由于家庭最高受教育年数与第二空间

梯度的交互项系数不显著,表明在该空间梯度类型中,教育的回报率与第一梯度维持在同一水平,二者并无显著性差异。但是在第三梯度中,农户的教育回报率仅仅维持在 3.87% ($e^{0.064-0.026} - 1$),相比前两个梯度降低了近 2.7 个百分点。简言之,在靠近城市的近郊和远郊农村,以教育为核心指标的文化性人力资本对农户增收的边际效用往往较大;而在远离城市的偏远农村边际效用则较小。很显然,假设 2 在文化性人力资本这个维度上通过了检验,这与以往相关研究的结论是一致的(赵力涛,2006;王广慧、张世伟,2008)。在靠近城市的近郊和远郊农村,之所以“农户增收的文化性人力资本效应”更为明显,主要是因为学校教育所提升的人力资本在城乡关系的“融合促进效应”中得以充分释放。靠近城市意味着在市场机会结构、新增交易成本和市场规则的适应性等方面有显著优势。但是,在偏远的农村,由于“空间隔离效应”的消极影响,学校教育所提升的人力资本则缺乏城市市场体系的激发和转化。

模型 2b 的分析结果显示,空间梯度与重要劳动技能交互项的估计系数都不显著。具体的含义是,技能性人力资本对农户增收的影响并不存在明显的空间差异;或者说,前者对后者的影响在不同的空间梯度上是同等的。假设 2 在技能性人力资本这个维度上未能得到数据支持。这表明,城乡关系的紧密程度对农民经济活动所产生的限制或促进都不足以改变和影响技能性人力资本的市场价值。这对于依靠技能生存的农村劳动力来说可谓“一技傍身走遍天下”。相对而言,从学校教育中所获得的文化性人力资本是一种与市场脱节的人力资本,必须经历对市场的适应和学习以及市场的激发和转化之后,才能释放出促进农户增收的积极作用。因此,城乡关系(或农民与城市市场体系)的紧密程度对于文化性人力资本的市场价值具有重要的意义。但是,经职业培训或从实践中习得的技能性人力资本则是一种直接立足于市场的人力资本,无需经过市场的激发和转化即可直接产生促进农户增收的积极作用。因此,城乡关系(或农民与城市市场体系)的紧密程度并不影响技能性人力资本的市场价值。这就是“农户增收的人力资本机制”在技能性人力资本维度上不存在空间差异的原因所在。

模型 3 主要考察家庭社会网络影响农户增收的空间差异。从模型中的交互项系数判断,社会网络对农户增收的影响存在明显的空间差异。家庭社会网络的综合指数每提高一个水平,第一、第二和第三梯度

的农户收入则分别增长 3.15% ($e^{0.031} - 1$)、3.15% ($e^{0.031} - 1$)^① 和 6.08% ($e^{0.031+0.028} - 1$)。这表明,在远离城市的偏远农村,“农户增收的社会网络机制”的效果更为明显;而在靠近城市的近郊和远郊农村,家庭社会网络对农户增收的促进作用较低。假设 3 得到证实。边燕杰等人的研究发现,社会网络的作用机制有两种,即信息桥机制和人情网机制。前者表明只有在市场化机制完善的环境中,信息多方传递才能弥补信息不对称的缺陷,此时作为信息桥的弱关系往往起重要作用;后者是指在市场化程度发展较低的环境中,行动者需要通过强关系与资源拥有者进行人情交换并获得实质性的帮助,此时以义务与信任为轴心的人情网往往发挥重要作用(边燕杰、张文宏,2001)。因此,在远离城市的偏远农村,强关系中的人情网机制在一定程度上能够弥补城乡关系对农民收入的“隔离抑制效应”,从而使社会网络对农户增收的促进作用更为突出;而在靠近城市的近郊和远郊农村,城乡关系对农民收入的“融合促进效用”有赖于弱关系环境中信息桥机制对市场信息的广泛传播,因此私人性质的社会网络促进农户增收的效果反而相对弱化。

五、结论与讨论

借助中国综合社会调查(CGSS2006)的相关数据,本文立足于农民收入的空间转换逻辑和城乡关系的空间差序,系统检验了促进农户增收的非农化机制(包括地区非农化和家庭非农化)、人力资本机制(包括文化性人力资本与技能性人力资本)和社会网络机制的空间差异。通过空间梯度与预测变量的交互模型,我们获得了以下三方面的研究发现。

1. 地区非农化和家庭非农化对农民家庭收入的影响表现出一种相反的空间差异。其中,地区非农化对于空间上靠近城市的农户增收具有明显的积极作用,对于远离城市的农民家庭增收的意义则逐渐降低,并最终趋于消失。家庭非农化对农户增收的影响则表现出一种“逆向差序”的空间特征,即在远离城市的偏远农村,家庭非农化对农户增收的效应更明显;而在靠近城市的近郊和远郊农村,家庭非农化的增收效

① 由于第二空间梯度与家庭社会网络交互项系数(家庭社会网络×梯度2)不显著,即家庭社会网络对农户的增收效应与第一梯度无显著差别,所以二者相同。

应较弱。简言之,地区非农化对于靠近城市的农户增收更为有利,而家庭非农化则对于远离城市的农户增收更为明显。

2. 人力资本的两个方面对农户增收的影响表现出两种不同的状况。文化性人力资本促进农户增收的积极作用表现出明显的空间差异,即在靠近城市的近郊和远郊农村,文化性人力资本对农户增收的边际效用更大;在远离城市的偏远农村则边际效用较小。然而,技能性人力资本促进农户增收的效应并没有表现出明显的空间差异。

3. 社会网络对农户增收的积极影响表现出明显的空间差异:社会网络促进农户增收的作用,在远离城市的偏远农村更为突出;在靠近城市的近郊和远郊农村反而相对弱化。

在以上观察到的结论中,除了技能性人力资本之外,其他预测变量对农户增收的影响均表现出明显的空间差异。由于城乡关系的空间差序对农户增收的非农化机制、人力资本机制和社会网络机制产生了不同的影响,因此各个维度的观察结论表现出不同的趋势。值得关注的是,在偏远的农村地区,地区非农化和文化性人力资本对农户增收的促进作用受到空间距离的抑制。这些村庄往往游离于城市市场体系的辐射范围之外,经济社会状况落后而且发展缓慢,它们始终是农村政策研究的重点领域。本文的一个意外收获是,在一系列农户增收机制的空间差异中,隐藏着一条针对偏远农村的政策选择。通过对上述系列观察结论的关联性解读,这种政策选择的内在逻辑便浮现出来。

1. 地区非农化对农户增收的积极作用在偏远农村趋于消失,意味着以城市为中心的地区性非农经济的发展红利存在空间上的阈值,即主要局限于距离城市较近的近郊和远郊农村,很难惠及偏远的农村。

2. 由于家庭非农化促进农户增收的积极作用在偏远农村表现得更为明显,因此促进家庭经营结构的调整和劳动力的转移就成为偏远农村的一个重要的政策选择。这一观察结论对于政府部门选择和设计偏远农村地区的扶贫路径具有重要的意义。

3. 技能性人力资本促进农户增收的效应没有显著的空间差异,这意味着劳动力的职业技能培训能够给偏远农村的农民带来与近郊、远郊农民同样的增收效应。因此,加强偏远农村劳动力的职业技能培训就具有十分重要的意义。结合上述第二条观察结论,职业技能培训恰好构成推进家庭非农化(家庭经营结构调整和劳动力转移)的切入点。

4. 文化性人力资本尽管能够促进偏远农村的农户增收,但相对于

近郊和远郊农村而言,其边际效应很小。结合第三条观察结论可以发现,对于偏远农村的农户增收来说,一般意义上的学校教育显然不如职业技能培训更有效果。

5. 私人性社会网络促进农户增收的效应在偏远农村更为突出,意味着偏远农村的政策选择如果能够结合并发挥社会网络的作用,将有助于取得更好的政策效果。

参考文献:

- 艾云,2009,《中间市场与中国农村基层市场组织结构——FS镇“杏扁”市场个案分析》,《第六届组织社会学实证研究工作坊论文集》。
- 奥斯特罗姆,埃莉诺,2000,《公共事物的治理之道:集体行动制度的演进》,余逊达、陈旭东译,上海:生活·读书·新知三联书店。
- 白南生、何宇鹏,2002,《回乡,还是外出?——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究》,《社会学研究》第2期。
- 贝克尔,加里,2007,《人力资本理论:关于教育的理论和实证分析》,郭虹等译,北京:中信出版社。
- 边燕杰、张文宏,2001,《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》第2期。
- 边燕杰等,2012,《社会网络与地位获得》,北京:社会科学文献出版社。
- 杜能,1986,《孤立国同农业和国民经济的关系》,吴衡康译,北京:商务印书馆。
- 费景汉、古斯塔夫·拉尼斯,1989,《劳力剩余经济的发展》,王月等译,北京:华夏出版社。
- 费孝通,2009,《江村经济》,上海:上海人民出版社。
- 费孝通、张之毅,2006,《云南三村》,北京:社会科学文献出版社。
- 高梦滔、姚洋,2006,《农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?》,《经济研究》第12期。
- 霍华德,埃比尼泽,2010,《明日的田园城市》,金经元译,北京:商务印书馆。
- 李春玲,2003,《文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考察》,《社会学研究》第3期。
- 李培林,1996,《流动民工的社会网络和社会地位》,《社会学研究》第4期。
- 李培林、田丰,2010,《中国劳动力市场人力资本对社会经济地位的影响》,《社会》第1期。
- 林南,2004,《社会资本:关于社会结构与行动的理论》,张磊译,上海:上海人民出版社。
- 刘精明,2001,《向非农职业流动:农民生活史的一项研究》,《社会学研究》第6期。
- 刘能,2014,《重返空间社会学:继承费孝通先生的学术遗产》,《学海》第4期。
- 刘易斯,阿瑟,1989,《二元经济论》,施炜等译,北京:北京经济学院出版社。
- 卢淑华,2009,《社会统计学》第四版,北京:北京大学出版社。
- 毛丹、王萍,2014,《英语学术界的乡村转型研究》,《社会学研究》第1期。
- 帕特南,罗伯特·D.,2001,《使民主运作起来》,王列、赖海榕译,南昌:江西人民出版社。
- 钱雪亚、张小蒂,2000,《农村人力资本积累及其收益特征》,《中国农村经济》第3期。
- 沙里宁,伊利尔,1986,《城市:它的发展、衰败与未来》,顾启源译,北京:中国建筑工业出版社。
- 施坚雅,1998,《中国农村的市场和社会结构》,史建云、徐秀丽译,北京:中国社会科学出版社。
- 史清华、张惠林,2000,《农户家庭经营非农化进程与历程研究》,《经济问题》第4期。

- 舒尔茨,西奥多·W.,1987,《改造传统农业》,梁小民译,北京:商务印书馆。
- 孙立平、王汉生、王思斌、林彬、杨善华,1994,《改革以来中国社会结构的变迁》,《中国社会科学》第2期。
- 唐为、陆云航,2011,《社会资本影响农民收入水平吗——基于关系网络、信任与和谐视角的实证分析》,《经济学家》第9期。
- 托达罗, M. P., 1988,《第三世界的经济发展》,于同申译,北京:中国人民大学出版社。
- 王广慧、张世伟,2008,《教育对农村劳动力流动和收入的影响》,《中国农村经济》第9期。
- 王晶,2013,《农村市场化、社会资本与农民家庭收入机制》,《社会学研究》第3期。
- 王先柱、余吉祥,2012,《人力资本积累与中国农村居民收入增长——来自农村劳动力市场化进程的作用》,《农业技术经济》第1期。
- 张平,1992,《中国农村区域间居民的收入分配》,《经济研究》第2期。
- 张爽、陆铭、章元,2007,《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 张文宏、阮丹青、潘允康,1999,《天津农村居民的社会网》,《社会学研究》第2期。
- 张兆曙,2009,《农民日常生活视野中的城乡关系及其出路》,《福建论坛》第12期。
- ,2016,《中国城乡关系的“中间地带”及其“双重扩差机制”——一种“空间—过程”的分析策略》,《兰州大学学报(社会科学版)》第5期。
- 赵剑治、陆铭,2009,《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- 赵力涛,2006,《中国农村的教育收益率研究》,《中国社会科学》第3期。
- 赵耀辉,1997,《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》,《经济研究》第2期。
- 郑震,2010,《空间:一个社会学的概念》,《社会学研究》第5期。
- 朱长存、马敬芝,2009,《农村人力资本的广义外溢性与城乡收入差距》,《中国农村观察》第4期。
- 朱玲,1992,《非农产业活动对农户收入分配格局的影响》,《经济研究》第3期。
- 朱农、钟水映,2007,《农村家庭参与非农业活动的“推力”与“拉力”分析——湖北省西部山区的一项个案研究》,《中国人口科学》第3期。
- 邹薇、张芬,2006,《农村地区收入差异与人力资本积累》,《中国社会科学》第2期。
- Cloke, P. 1997, “Country Backwater to Virtual Village? Rural Studies and ‘The Cultural Turn’.” *Journal of Rural Studies* 13(4).
- Jorgenson, D. W. 1967, “Surplus Agricultural Labor and the Development of a Dual Economy.” *Oxford Economic Papers* 19(3).
- Nee, Victor 1989, “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism.” *American Sociological Review* 54(5).
- Skinner, G. W. 1977, *The City in Late Imperial China*. Stanford, Calif: Stanford University Press.
- Walder, Andrew G. 2002, “Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in an Expanding Economy.” *American Sociological Review* 67(2).

作者单位:华中师范大学社会学院(张兆曙)

西安交通大学人文学院(王建)

责任编辑:张志敏