

中国走向共同富裕的战略研究

李 周

摘要：本文由三部分组成。第一部分从人依附于自然、人自立于自然以及人与自然和谐共生三个逻辑递进的层次论述人类与自然间关系的演化规律，并总结了教育、经济和社会领域所出现的人们协同共享的端倪。第二部分提出了实现共同富裕的战略框架，包括基于全国统一的市场体系、纳入生态价值的国民经济核算体系、全国统一的政策制度体系的全域发展，各个产业、城市乡村和中国世界的融合发展，共有产权和私有产权、经济效益和生态效益、公平和效率的耦合发展。第三部分讨论实现共同富裕需要处理好的关系，包括理论上维护均衡和打破均衡的关系、快变量与慢变量的关系、需求和欲望的关系，制度上科学研究和意识形态的关系、一般性和特殊性的关系、全球化和本土化的关系，政策上产权界定与产权流动的关系、优化发展环境和改善分配状况的关系、法律和政策的关系。

关键词：全域发展 协同共享 产业融合 产权耦合 共同富裕

中图分类号：F061.4 **文献标识码：**A

中华人民共和国在自成立至今的 70 多年里，先后完成了建设初步完整的国民经济体系、消除绝对贫困和建成小康社会三大任务，今后 30 年的主要任务是走向共同富裕。这是本文研究中国共同富裕战略的背景和依据。富裕生活一直是所有人都在追求的目标，但迄今为止，人们尚不清楚如何由家庭富裕走向社区富裕、地区富裕、国家富裕，如何由熟人互助共同体走向陌生人利益共同体、人类命运共同体，这个演化进程仍是一个需要探索的课题。对今后 30 年如何走向共同富裕的研究，必须把这一问题放在人类历史上人与人的关系、人与自然的关系演化过程中去认识和思考，并在总结经验教训的基础上提出实施共同富裕的战略框架以及对需要处理好的主要关系的基本策略。

一、人与自然关系的演化规律

人与自然的关系会经历依附、自立、和谐 3 个时代。其中，依附时代极为漫长，要以百万年计；自立时代则较为短暂，大致以万年计；和谐时代目前只能看到一点端倪，但会随着时间推移变得越来越清晰。共同富裕战略的实质是向和谐时代迈进。

（一）依附

人依附于自然的时代具有 3 个特征：一是人的需求依赖于自然，二是群体集种植、饲养与采集、狩猎于一体，三是个人集各种生产技能于一身。

1.人的需求依赖于自然

人类的祖先和其他物种一样完全依附于自然。20 世纪末，人类化石考古有重大发现：1992—1995 年在埃塞俄比亚阿法低地发现距今 440 万年的地猿（始祖亚种）化石，1998 年在同一地方发现距今 520 万—580 万年的地猿亚种（祖先亚种）化石，2000 年在非洲肯尼亚的土根山区发现距今 600 万年前的原初人（土根种）化石（谷合稔，2016）。在 600 万年里，人类几乎都处在依附于自然的采集和狩猎时代（《中国大百科全书》总编委会，2009）。

2.群体集种植、饲养与采集、狩猎于一体

人类是唯一主动与自然分离的物种。人与自然分离是一个渐进的过程。采用分子生物学方法所做的考古研究发现，栽植稻的出现并没有造成野生稻的消失^①。这两类稻谷长期存在于同一个文化层中，说明当时人类活动集栽培稻的种植和野生稻的采集于一体，依靠栽培稻的种植解决野生稻供给随着人口增多变得越来越有限的问题。山羊、绵羊的碎骨片和野生羚羊的碎骨片混合在同一个文化层及两者占比发生变化的考古发现^②表明，人类活动集饲养和狩猎于一体，饲养对食物的贡献逐渐提高。人类集种植、饲养和采集、狩猎于一体的时代要比人类进行单一种植、饲养的时代长得多。

3.个人集各种生产技能于一身

人类进化伊始，最主要的活动是获取食物。在可获得的食物量有很大不确定性的情形下，群体成员的最好选择是：每个人都集各种劳动技能于一身，都从事栽植、饲养和采摘、狩猎等活动，而不作明确分工，专攻某种技能。

（二）自立

人类与其他物种的最大不同是追求自立，以自己生产的食物替代自然提供的食物，以自己打造的人工生态系统替代自然生态系统，逐渐摆脱对自然的依附。在这个过程中，逐步实现了人与自然的分化、农业和非农产业的分化以及城镇和乡村的分化。

1.人与自然的分化

人类实现自立的关键因素是学会用火。自然界的火^③会把很多动植物烧成灰烬，也会把一些可用作食物的野生动植物（例如羚羊、兔子以及稻、麦、粟）烧至熟食的状态。这些被火烧熟的食物更易咀嚼、更加可口，这一特性是食用它们的动物都能体验到的，但唯有人类试图保持这种体验。人类不

^①野生稻和栽培稻的硅酸体（植物硅酸体比孢粉更易保存，不易随风传播）是不一样的。严文明和马尼士领导的中美联合考古队应用硅酸体测定技术和碳十四测年技术，在遗址距今 13000 年的文化层中发现了大量野生稻，栽培稻最早出现在距今约 11000 年的文化层中，但这个文化层中仍有大量野生稻（吴小红、陈铁梅，1999）。

^②考古学家在叙利亚的阿布胡赖拉遗址分层采集了一万多片碎羊骨片，并采用 DNA 技术测定了每一块碎骨片的年份。结果表明，在下部地层中，绵羊和山羊碎骨片的占比稳定在 6%，其他为野生羚羊的骨片；而在陶新石器时代晚期的靠上地层，绵羊和山羊碎骨片的占比猛增到 80%，而野生羚羊的骨片占比降至 20%（吴小红、陈铁梅，1999）。

^③自然界的火指雷电、火山爆发等因素引起的物质燃烧，以及低燃点物质在其内部生物、物理或化学过程中积聚热量造成的自燃。

仅在 100 多万年前至 50 万年前探索出了把余火作为火种加以保存的经验，而且根据摩擦生热的感受探索出钻木取火的技能^①。人类掌握了用火技能，就以熟食为主了。人类从易于消化的熟食中获得了更多营养，减少了疾病；食物在高温中所形成的 200 多种新的化合物，加快了人类体质、内脏、大脑、骨骼等的进化，使人类机体和智力得到显著提升。熟食的食用使人类的咀嚼器官逐渐萎缩，牙床变小，口腔内发音器官的活动范围逐渐变大，这为人类语言的形成创造了条件^②。人类的智力提升、器官进化和语言形成都是学会用火技能带来的。

人类用火促进牧草更新，用火去除土地上的植被然后耕作，开辟了新的食物来源；用火烤矫正弓箭、木矛的器身，提高了猎杀的精准性；用火驱赶凶兽，维护了人类种群增长的稳定性；用火取暖，减少了维持生存的能耗；围着篝火分享食物和各自的故事，促进了人类社会的形成。人类的这些行为变化也都是在学会用火技能以后发生的^③。

所以，学会用火是一项具有划时代意义的技能，是人类开始从本质上不同于地球上其他生物的最重要标志，也是人类开始有能力自立的最重要标志。

2. 农业和非农产业的分化

人类增强自立能力的关键因素是分工。自然界里的其他物种也有分工。例如蜜蜂，成员有蜂王、工蜂、雄蜂 3 种，工蜂又分为哺育幼虫的保育蜂、建造和维护蜂巢的筑巢蜂和采集食物的采蜜蜂。然而，人类是自然界中唯一不断深化分工的物种。人类为了抵御可能遭遇的各种风险聚集在一起生活和劳作，形成了氏族公社。氏族公社头领的管理能力很弱，聚集在一起劳作的生产效率损失较大，所以，氏族公社的劳动生产率很低。随着个体能力的提高，人类抵御各种风险所需的群体规模逐步变小；群体规模的缩小降低了管理难度，减少了共同劳动造成的效率损失。于是，一方面，群体规模由氏族分化为家族、家庭^④；另一方面，群体内部出现分工，例如做饭等家务劳动的主体以女性劳动力为主，种地或放牧等外部劳作的主体以男性劳动力为主。人类感受到了分工的好处，随着农业劳动生产率的提高，于是出现了农业和手工业、服务业的分工。在手工业部门，有的成为建造房屋的木匠、瓦匠等，有的成为制作农具、生活用具和奢侈品的铁匠、金匠等；在服务业部门，有的从商、有的从医、有的从教，有的从艺，等等。

3. 城镇和乡村的分化

人类提高自立水平的关键因素是交换。劳动分工的拓展需要建立在交换劳动的基础上，于是出现了市场。市场最初出现在农业发达地区，被称为集市。它的主要职能是满足劳动者互通有无的需求。

^①2019 年，笔者在访问肯尼亚的马赛人部落时观看到马赛人的钻木取火表演。两个人用一根直径 1 厘米左右的木棍压在 3~4 厘米宽的木板上交替地快速旋转，木板在 2—3 分钟内就达到了燃点。

^②资料来源：《世界历史》第 1 集《人类历史的开端——石器时代的人们》的解说词，<https://www.jianshu.com/p/9c8dc5444b3c>。

^③中国农村在实行家庭承包责任制的初期，再次出现了换工、帮工行为。由于不能让熟人干得太累、吃得太差、约束太严，劳动效率并不高，实际费用却不低。随着劳动力市场的发育，这些活动被外部陌生人承接了。由于商业性劳务外包的劳动效率和作业质量高，实际费用并不高，所以，农民与熟人换工或请熟人帮工普遍转变为进行商业性劳务外包。

农业生产率的提高、人口规模的扩大和各种需求的拓展，促使手工业者和商贩的数量不断增多。工业和贸易形成了显著的规模经济，工序分工又能极大地提高劳动生产率，于是，手工业者以及商贩集聚到了城镇。这些因素共同促进了手工业和商业的发展和城邦的兴起。

（三）共生

人类是一个不满足于已经取得的成就、不断地超越自己的物种。这种超越不仅表现为自生能力的提高，还表现为共生能力的提高。最初的共生对象限于有血缘、亲缘、地缘关系的熟人，此时人与其他物种的行为方式还没有本质差异。针对这种共生的局限性，出现了利益相关者追求共生的实践，跨越了血缘、亲缘、地缘的束缚。针对共生实践中偏重于当期利益的局限性，又出现了统筹当期和长期利益、当代人和后代人利益特别是追求权利与责任对称的共生实践。人类朝这个方向演化具有客观必然性，并且已经出现了一点端倪，最终目标是形成人类命运共同体和人与自然共同体。这是一个极为漫长的演化过程，对这种演化应保持极大的耐心，而不宜采取置之不理的态度。

1. 劳动力由个体分工拓展到地区分工

人类历史上，国家（或地区）之间出现过无数次争夺生存资源的战争，国家（或地区）内部出现过无数次由活不下去的弱者发起的革命（或造反）。然而，战争和革命的主要作用是角色转换，对人类演化并没有显著的贡献。人类演化截然不同与其他物种的一个显著特征是：由内部个体分工拓展到外部地区分工，并借助于地区分工范围的扩大，将各地区的比较优势充分发挥出来，将各地区的比较劣势尽量规避掉，由此带来的贸易总量的增长和交易半径的增大，极大地促进了地区之间的交通体系建设和车站、码头、仓库等的建设，极大地强化了地区之间的经济往来，极大地改善了利益相关者的福祉。

2. 人与人的和谐共享

基于血缘、亲缘、地缘的家庭、宗族和社区，基于文化、语言、历史的民族、族群和地区、国家，会对人与人的和谐共享施加一系列影响。但是，人类社会的优胜劣汰主要是技术和制度的优胜劣汰，而不是人的优胜劣汰。世界各国受教育水平、收入水平、死亡率和平均寿命等差异逐渐缩小的趋势表明，人类决不会朝着“强者置弱者于死地”的方向演化。这是因为，人类不仅有维护自身权利和机会的行为，还有维护他人权利和机会的行为；不仅有追求自身利益的行为，还有向与自己无关的弱势群体让渡利益的行为。人类的这些特性会使竞争互利与和谐共享相结合的尺度由社区扩大到地区、国家直至全球。现在总体上处于竞争互利时代，和谐共享虽然只能看到一点端倪，但会随着时间推移得到越来越多的发展。实施共同富裕战略的实质是朝着和谐共享时代迈进。

其他物种也有和谐共享的行为，但这些行为局限在群落内部，而人类的和谐共享范围是不断拓展的；其他物种的和谐共享依靠的是遗传下来的本能，人类的和谐共享依靠的是共同认同和遵守的制度。这是笔者认为人类有能力在竞争互利与和谐共享相结合的基础上实现共同富裕的主要理由。

3. 人与自然的和谐

地球上的物种灭绝主要有两个原因：一是无法应对气候的急剧变化，二是同自然的冲突恶化到无法协调的地步。人类同样面临这两方面的挑战。这是因为，人类自立于自然具有二重性：在使人的聪

明才智得到极大开发的同时，也对自然资源和生态系统造成了巨大冲击。面对日趋严峻的资源枯竭和生态恶化局面，赞同并愿意参与人与自然和谐相处行动的人会越来越多。倘若有一套严密的制度，即便单干独享，也能实现人与自然和谐，但这不是唯一选择，更不是最优选择。单干独享只能发挥局部优势，协同共享可以发挥总体优势，所以，与单干独享相比，协同共享的改进空间更大，也更有效。协同共享并不是空想，现实中已经出现了有关实践探索。虽然至今仅出现一点苗头，但弥足珍贵。只要沿着这条线索演化，终将会形成人与人、人与自然和谐的格局。

（四）协同共享的端倪

以协同共享的方式提供和得到服务，是近几十年出现的新现象。这一现象的出现，是因为服务的边际成本几乎为零的公共品或服务方式增多和服务覆盖范围扩大，而绝不是对等价交换的市场经济原则的否定。它们的出现，是为消费者得到服务增加了新的机会和新的选择，而绝不是对现有的商品化服务方式的否定。正如公共汽车和共享小汽车，虽然数量增多甚至使用范围能实现全覆盖，但仍然不可能完全替代便利性更好的私人汽车。同时应看到，尽管它们同商品化服务相比存在一些不足，但仍会成为相当一部分人的主动选择。例如慕课（massive open online courses），它就存在以下不足：缺乏课堂中同学间、师生间互相感染和及时互动的气氛；教学模式单一，难以达到因材施教的效果；以结构化的知识传授为主，不适合高阶思维能力的培养；倡导主动学习，不适合学习主动性弱的学生。但是，它给社会上始终存在的自学者群体带来了极大便利。协同共享可以减少单位服务的资源和能源消耗，有利于人类社会可持续发展，显然是值得支持的活动。事实也是如此，例如美国和韩国，城市管理部门为多人乘坐的私人汽车设置专门的快车道，以鼓励消费者拼车。协同共享已经出现了端倪，从长远看，它现有的不足会随着继起的创新逐渐得到克服，它的适用范围会随着继起的创新不断扩大。

1. 教育方面的协同共享

教育资源的稀缺性是同时间和地点固化的面对面教育方式相联系的。教育资源稀缺性的化解，可以从发展不受时间和地点约束的隔空教育入手。为此，先后出现了以语言方式传授知识的广播教育和以录像方式传授知识的电视教育。其中，广播授课化解了授课地点固化的约束，电视授课缩小了隔空授课和面对面授课之间的差异。近些年出现的互联网教育，则化解了授课时间固化的约束。其中，社会影响力最大的实践是慕课的推出。

慕课的创新主要表现在以下四个方面：一是打破国界藩篱。慕课基于全人类教育公平的理念，将世界各地的优质课程（覆盖幼儿园到大学各个层次）整合在一起，实现了全世界优质课程资源的协同共享。二是听课时间、地点和内容完全由听课者决定。慕课通过课件的电子化和网络化实现一对一教育，使用者只需联网和注册即可自主选择学习的时间、地点和内容，化解了课程参与人数、听课时间、听课地点、课程内容的约束。三是持续快速提升课程质量。慕课平台把具有相同学科背景的教学和研究人员聚集在一起开展教学合作，最大限度地实现课程内容的系统简洁、丰富连贯和快速更新。为了达到预期教学效果，慕课由最优秀的教师对课程的目标、知识块、作业、测试等课程结构展开针对性设计。课程每个单元的每个知识块都有相应的习题，每道习题的答案都被做成一段视频。学生在平台上分享学习经验，组织者根据学生反馈改进课程内容。四是尽量降低教育成本。慕课借助于互联网使

增加教育供给的边际成本几乎为零，课程部分是免费的，部分收取考试认证费，并以教师个人名义给学习合格者颁发课程证书，解决了因支付能力不足无法获得教育的问题。

哈佛大学和麻省理工学院于 2012 年建立的 edX 是一个非营利的慕课平台，这一平台涵盖 30 个学科、近 1500 门课程，由 90 多所大学共同监管。从该网站下载和分享课程素材的学生已超过 23 亿人次，学生来自全球 215 个国家和地区。该平台提供微学位认证、职业认证和 X 系列认证 3 种认证项目。其中，微学位认证项目为硕士研究生提供顶尖大学开设的研究生课程，学生采用这种学习方式可降低获得学位的成本；职业认证项目为从业人员提供他们所需的课程，使他们掌握所需的专业技能；X 系列认证项目为各类专业人士提供世界著名学者或顶尖大学开发的课程，以提升他们对本专业的认知。斯坦福大学于 2012 年牵头建设的免费慕课平台 Coursera 开设了 20000 多门课程，拥有 4 个已获认可的学位认证，合作大学近 150 所，吸引了全球 2500 万名学习者。它的主要功能是为时间和资金有限的学习者提供便利。例如，学生申请攻读工商管理学硕士学位，完成周期为 24~36 个月，费用低于 2.2 万美元（车延、张小山，2017）。

2. 经济方面的协同共享

共享经济是由马科斯·费尔逊和琼·斯潘思于 1978 年提出来的。其要点是：第三方（商业机构、社会组织或政府部门）通过创建信息交流平台，为陌生人之间分享物品、知识和经验或为企业、创新项目筹集资金提供支持（Felson and Spaeth, 1978）。陌生人之间分享观点或信息始于 2000 年，这一年出现了各种网络虚拟社区。“共享经济”模式始于 2010 年前后。这一模式的特点是：一方面，去中介化，生产者直接向用户提供服务或产品，不再由商业机构转手；另一方面，再中介化，将生产者接入互联网的共享经济平台。共享经济平台的前端为生产者提供交易所需的场地、资金等，它的后端为生产者寻找客户，使生产者专注于提供优质的产品或服务。共享经济的主要作用是减少不必要的流通环节和交易费用。其发展规模随着人们对它的熟悉程度的提高而扩大。

3. 社会方面的协同共享

经过 40 多年的稳定快速增长，中国开始出现一些值得关注的重大变化。

一是具有乘数效应^①的基础设施升级。其中，最突出的是高速公路网和高速铁路网建设。假设一条公路原长 1000 公里，平均纵向坡度为 4°，一年通行的汽车为 100 万辆次。科研人员实测结果表明，纵向坡度为 0 时，汽车行驶 100 公里的油耗量为 8.45 升；路面纵向坡度每增加 1°，行驶 100 公里的油耗量增加 2.27 升（周荣贵、邢惠臣，1993）。按上述数据计算，这条公路通行的汽车的年油耗总量为 1.753 亿升。如果以高速公路替代这条公路，高速公路以修隧道和架桥梁等方式使公路平均纵向坡度下降至 2°，里程缩短至 900 公里，则通行这条高速公路的同样数量汽车的年油耗总量将减少到 1.169 亿升，节油 0.584 亿升，节油率为 33.31%。由此可见，公路的升级具有减少油耗量的显著效果。高速铁

^①公共物品改进具有乘数效应，私有品改进没有乘数效应。例如，缩短从 A 城到 B 城的时间可以从改善机场到城区的交通网络、消除进出城的拥堵入手，也可以从改进飞机性能、提高飞行速度入手。前者使所有坐飞机的人都缩短了时间，具有乘数效应；后者使坐上改进飞机的人缩短了时间，没有乘数效应。

路也能以架桥梁和挖隧道等方式使线路更直、更平，也具有类似的效果。可见，公路设施这一公共物品的改进，一方面能消除拥挤对共享的制约，提高共享的程度；另一方面能减少车辆磨损和降低能耗。

二是公共物品对私有品的替代。例如互联网平台上书籍等数字化文化产品对纸质书籍等有形文化产品的替代、无线通信网络对有线通信网络的替代，消除了有形文化产品难以共享和通信线路拥挤对国民共享通信服务的制约，提高了共享水平。

三是共享性服务需求快速扩张。进入 21 世纪以来，国民的旅游需求随着收入水平和生活水平的提高快速上升。旅游的主要内容之一是观赏具有异质性的文化和生态景观。旅游需求的快速上升带来了对生态系统服务的需求快速上升，而文化和生态服务是典型的可以共享的公共物品。

4.小结

无论是慕课体系的完善和书籍等文化产品数字化程度的提高，还是具有乘数效应的基础设施的升级和共享性服务需求的快速扩张，它们的经济实质都是使增加产品和服务的边际成本降至几乎为零的状态。这些变化既增强了教育资源、文化产品和基础设施作用的发挥，也改善了共享的条件、节约了资源和能源。从发展趋势看，具有共享性的技术、组织、制度的创新以及基础设施、生态系统服务的改善，会使全要素生产率对经济增长的贡献率越来越高。

当代人对物质产品短缺的印象深刻，一直把增加物质产品生产作为最主要的任务。由于所生产的产品几乎都是无法共享的私有品，因而，形成了站在个人、集团、国家乃至当代人立场上思考和评价各种问题的习惯，以致基于实际行为抽象而成的古典经济学理论乃至现代经济学理论都以追逐个人利益最大化为基本假设，事实上这也是当今世界绝大多数人秉持的认知。从个人视角看，追逐自身利益最大化的行为是理性的；而从代内公平和代际公平视角看，由此造成自然资源耗竭和生态系统恶化、损害他人利益乃至后代人利益的行为，是需要加以纠正的非理性行为。

人类迈过物质产品短缺时代后，最主要的问题将由短缺转变为冗余。此种情况下的最主要任务是：依托技术创新，最大限度地减少生产和消费对自然资源和生态系统的压力；控制人的欲望，最大限度地减少甚至消除生产和消费的冗余。人们不仅需要提高各自的竞争能力，还需要开展共担共享共赢的合作。人类历史发生由逐渐缩小合作共享规模转向逐步扩大合作共享规模的否定之否定，是发展阶段跃迁后的必然选择。此时，现有认知和理论的局限性就凸显出来了，客观上需要以国家作为个人的代表，以联合国、世界贸易组织等机构作为各国的协商平台，制定和实施将生产、生活和生态融为一体，兼顾自己和他人、当代人与后代人以及人与自然关系的全球发展战略或规划方案。

上述分析可以概括为如下三点：第一，从共有制转向私有制极大地促进了人类社会的发展，但它绝不会亘古不变。从私有制走向私有共有互补共存，是促进人类社会发展的否定之否定。第一阶段的共有是维持人类生存繁衍的被动适应，第二阶段的共有是追求人类可持续发展的主动选择。第二，保障人的温饱的食物需求、提高人的生活质量的其他物质产品需求和实现人的全面发展的各种服务需求，是 3 个显著不同的需求层次，同它们相对应的是温饱、小康和富裕 3 个不同时代。第三，中国已经消除了绝对贫困、建成了小康社会，下一步要围绕共同富裕制定战略规划。遵循共建共治共享的原则，

全面推进具有共享性的技术、组织、制度的创新，全面提升具有公共物品性质的基础设施，全面增强具有最普惠的民生福祉特征的生态系统服务，并在追求共同富裕的过程中开展并完成经济理论创新。

二、实现共同富裕的战略框架

（一）全域发展

全域发展，包括所有人的发展和所有空间的发展，强调的是发展的普遍性。全域发展概念的提出，旨在消除市场不统一、核算不完善、政策不公平等造成的发展差距，使所有人和所有空间拥有平等的发展机会，进而把所有人和所有空间内生的发展优势都充分发挥出来。全域发展概念的提出具有三方面作用。一是消除人设屏障。模糊城乡边界、工农边界和脑力与体力劳动者边界，突出国家的整体性；强化全体国民是一个利益共同体的意识，弱化国民把自己归属于各个利益集团（城市、乡村、工业、农业、体力劳动者、脑力劳动者）的意识。二是推进实践创新。全域发展与中国过去的发展实践的最大不同，就是从点的发展（例如四个经济特区）、线的发展（例如长江经济带）、面的发展（例如长三角城市群）走向整体发展（全部国土），把所有空间的比较优势都充分发挥出来。其中，产业体系比较优势显著的空间以第一、第二产业为主，商贸体系比较优势显著的空间以第三产业为主，生态体系比较优势显著的空间以生态服务为主，并不是所有空间都进行资源开发。全域发展目标的确立，将会推动体制机制、产业政策等方面以及社会发展、生态保护等领域的一系列创新。三是推进理论创新。改革开放以来得到较广泛应用的二元经济理论、发展极理论、雁形理论、区域发展理论等发展经济学分析范式，已经不足以诠释全域发展和共同富裕等新现象，客观上需要进行理论创新。而全域发展过程中累积的丰富素材，会有力地推动理论创新。

空间发展差距是由三部分组成的。一是资源禀赋不同造成的差距。各个空间的资源禀赋差异是客观存在的，具有很强的稳定性。然而，这一差异引起的发展差距可以通过要素流动加以消除。要保证要素流动真正消除空间资源禀赋差异所造成的发展差距，必须构建一个全国统一的市场体系。二是国民经济核算体系不完善造成的差距。现行国民经济核算体系只核算劳动力生产的物质产品和提供的服务，未把劳动力生产的生态系统服务价值等非物质产品纳入核算体系。国民经济核算体系不完善的主要原因是现实中缺乏生态服务价值实现机制。要消除由此造成的发展差距，必须构建生态服务价值实现机制，为完善国民经济核算体系奠定基础。三是政策待遇不同造成的差距。长期以来，中国对各个空间或各个产业实行的是差异化政策。这些政策的实施对实现国家所确立的发展目标发挥了极为重要的作用，但也造成了地区间和产业间的发展差距。要消除这部分发展差距，必须构建一套公平发展的政策制度体系。

1. 建立全国统一的市场体系

空间发展差距的消除，需要劳动力、企业（或社区）、市场和政府共同发挥作用，这是学界已有的共识。学界的相关分歧主要在于应该由谁来主导。其中，强调应由政府发挥主导作用的学者提出了反哺理论，简略地说，就是政府财政资金支出重点转向薄弱环节。强调应由市场发挥主导作用的学者认为，建立全国统一的市场体系，消除人为设置的各种影响产品和要素自由流动的障碍，让市场机制

在资源配置中发挥决定性作用，是最基本、最适宜和最有效的策略。它的实质是要使本地相对丰富的要素流向其他地区、相对稀缺的要素流入本地区，从而消除资源禀赋对空间发展差距的影响。开放、竞争、有序的全国统一市场的建立，要从三个方面着手。一是创建公平竞争的宏观政策环境，使各地区的比较优势得到充分发挥，使全国资源配置效率得到提高。二是消除行政分割对市场功能的伤害，把市场的作用充分发挥出来。以粮食生产为例，由于地域辽阔，中国粮食生产的常态是部分省（区、市）增产和部分省（区、市）减产并存。有了全国统一的粮食市场，就会形成地区间丰歉调节的流通格局；倘若没有全国统一的粮食市场而由各省（区、市）各自承受区域内粮食产量波动的全部后果，全国储粮总量就要高出1倍以上，仓容等方面的支出就要高出3~4倍。三是充分利用国外资源和国外市场。有了全国统一的市場，就更便于同国际市场相连接，能更充分地利用国外市场和国外资源。具体来说，依靠要素的双向流动，逐渐提高各个空间的要素配置均衡程度，并把这一程度作为衡量全域发展变化的一个指标；依靠技术、制度和组织创新的全域推动，逐步缩小地区间全要素生产率的贡献率差异，并把这一差异作为衡量全域发展变化的另一个指标。

2. 完善国民经济核算体系

随着生态保护和生态建设的推进，新增加的生态系统服务价值会越来越多。国民经济核算体系必须与时俱进，把生态保护和生态建设作为新的国民经济部门，纳入国民经济核算体系之中，而不是另搞一套生态价值核算体系。从完善国民经济核算体系的角度开展生态产品和生态服务的价值核算，就不是简单地选择几个参数，对自然生态系统功能可能产生的生态效益做一个估算，而应按照同样的方法论，对纳入国民经济运行体系的生态系统服务进行价值核算。例如，对于一条公路，是根据它的实际运输量而不是它的理论运输量进行国民经济核算。生态服务的国民经济核算也应如此，应核算的是它实际发挥的作用，而不是理论上的作用，那些没有同经济系统发生任何对接的生态功能，并不在生态服务价值核算范围内。所以，开展这项工作，必须先廓清可以纳入生态产品和生态服务核算的内容，并把生态价值实现机制构建好。这些是完善国民经济核算体系必不可少的基础性研究工作。

（1）生态服务价值核算的内容。第一，私有品。主要指按生态系统服务价值增加或不减少的要求所生产的私有品，例如获得有机认证、绿色认证和可持续经营认证等的工业产品、农产品和药品等。第二，公共品。主要指生态保护、生态建设所带来的生态服务价值增量和利用生态服务所带来的价值增量，例如，通过天然林保护、退耕还林、退牧还草、退田还湖和采用人放天养等方式产生的生态服务增量，特别是利用生态景观发展生态旅游所带来的相应收益。第三，贡献品。主要指志愿者行为对减轻生态压力的贡献，例如城乡居民以公共汽车、共享单车、步行替代私人汽车、机动车出行所减少的碳排放量^①。

（2）构建同经济核算相一致的生态服务价值核算方法。第一，核算一致性。为确保生态系统生产总值（gross ecosystem product，简称“GEP”）同国内生产总值（gross domestic product，简称“GDP”）

^①这些活动也能够实现共赢。例如，为了鼓励市民成为减碳志愿者，一些企业根据市民的积分提供奖品，例如剩余的电影票、戏票等，既消除了冗余度，又靠对影院、戏院的消费带动获得收益。

或国民生产总值（gross national product，简称“GNP”）具有可比性，GEP 应当是一年内新创造的价值，即 GEP 核算要能满足一年核算一次的要求。第二，方法可比性。GEP 和 GDP 的核算内容可以有较大不同，但核算方法必须具有可比性，使 GEP 核算可以对生态保护、修复和建设活动的经济合理性作出评价，可对生态保护、修复和建设方案优化给出建议。第三，价值可加性。量化生态系统生产力，是为实现生态再生产和经济再生产的耦合创造条件。要达到这个目的，GEP 与 GDP 必须具有可加性，要实现 GDP 和 GEP 加总量最大化对没有关联性的 GDP 和 GEP 各自最大化的替代。

（3）构建生态系统服务变化监测体系。第一，建立主管部门负责遥感资料解析、城乡居民负责固定样地普查^①和第三方专家负责随机抽查的三位一体的监测队伍；第二，确立易操作、低成本、全覆盖、重实用的监测方法；第三，构建符合工作量少、观察性强、波动性小等要求的指标体系；第四，制定和实施能满足全社会监督要求的信息披露制度。

3. 构建全国统一的政策制度体系

中国改革开放的逻辑主线是：逐步破除工农分治和城乡分割的制度壁垒，逐步放松就业管制和户籍管制，通过生产要素流动逐步优化城乡和产业的微观资源配置，让全体国民和所有地区共同分享改革开放成果，为走向全域发展创造条件。然而，围绕国家宏观战略目标而采用的一系列瞄准点、线、面的发展策略，毕竟存在着厚此薄彼的问题。因此，既要肯定相关发展策略的合理性和必要性，也要认识到它们的局限性，将构建全国统一的政策制度体系的工作提上议事日程。

第一，建立公平竞争的制度环境。各级政府的主要职责是按照公平原则配置公共资源，加快推进基础设施和公共服务的全域均等化，为提升全域发展能力创造条件。政府工作的重点应由干预微观资源配置和调整收入分配转向制定公平竞争的制度，为所有经济主体创造平等竞争的环境，形成企业的经济效益同企业家的技术选择和管理水平挂钩、劳动者的收入同他的人力资本投资和努力程度挂钩的格局。上级政府不再采取厚此薄彼的策略，下级政府就不会把主要精力放在想方设法地争取上级政府的特殊政策上。

第二，推进基础设施和公共服务制度的全域对接。促进各个空间单元为人口、技术、资本等要素的相互流动互相提供市场和服务，从经济、社会、文化、生态、政策（制度）上保障它们的协调发展。

第三，保障各个空间单元的选择权。工作、生活在特定空间单元里的居民，最了解空间单元应该如何发展，所以，各级政府必须保障他们对发展方式的选择权。政府有责任为他们做出选择提供一些能力建设的机会，例如参观学习，甚至可以为他们提供一些可复制的且具有集中、集约、集群特征的成功发展模式，但决不能充当他们的决策者。

全域发展目前还只是一个准备追求的目标，但今后 30 年会表现得越来越充分。现在的主要任务是做好全域发展规划，顺势而为，一步一步地推进发展理念升级、体制机制创新、政策制度调整、工作方法改进，全面推进物质、政治、精神、社会、生态五大文明和地区间、产业间的协同发展。

^①参与普查的城乡居民需要接受一些简单的培训，他们通过手机 APP 把调查结果传送到国家平台。基于居民调查可以得到同一天的生态服务变化，而基于专业队伍调查只能得到若干年内的生态服务变化。

（二）融合发展

1. 相关产业融合

科学家最初并没有明确的分工。例如亚里士多德（公元前 384—前 322 年），既是自然科学家，又是社会科学家，他在哲学、政治、经济、历史、伦理、文学、美学、物理、生物、心理、天文等方面都有很高的成就。达·芬奇（1452—1519 年）既是一个著名的画家，又是一个优秀的设计师，他在绘画、音乐、建筑、数学、几何学、解剖学、生理学、动物学、植物学、天文学、气象学、地质学、地理学、物理学、光学、力学、土木工程等领域都有重要成果。然而，这只是极个别天才能够做出的成就。对于绝大多数人来说，必须术业有专攻。于是，科学分化出了自然科学、社会科学和人文科学，自然科学分化出了物理、化学、生物、天文等一系列学科，等等。学者们围绕所在学科构建了一个个相互独立的知识体系和技术体系，形成了特定领域的科学家研究解决特定领域问题的格局。近几十年来，科学体系虽然仍在继续分化，但在寻找解决特定问题的实践中，学者们发现了各个学科之间的关联性，并认识到构建跨学科的知识体系和技术体系的必要性和重要性。生物产业和石油开采业、矿物冶炼业的融合，就是其中的案例。

在石油开采中，先开采上来的是含蜡率低、黏稠度低、能快速流动到井口的原油，剩下的是含蜡率高、粘稠度高、难以流动到井口的原油。对于后者，通常的做法是采取灌水措施促使这部分原油流动到井口，为此消耗了大量水资源。更适宜的措施是投放可分解蜡的基因工程菌。这些细菌在原油中边分解蜡边快速繁殖，使剩下原油的含蜡率降低从而能自流到井口^①。冶炼业通常采用高温熔炼和药剂浸泡后提取两种方式。20 世纪 80 年代出现了细菌冶炼（或分解）法。例如，用氧化亚铁硫杆菌分解硫化铁、硫化铜、硫化锌等硫化物矿石中的硫。具体做法是：把矿石放到细菌培养液中，依靠细菌的不断繁殖和细菌所具有的把微小颗粒矿石中的硫排出体外、把金属留在体内的分解功能，完成萃取过程。每隔一段时间收集一次细菌尸体，略加处理就能得到纯度很高的金属。自然界中有不少能分解金属的菌种，有的能分解金、有的能分解铀、有的能分解镉，等等。细菌冶炼成本低、原料利用率高、产生的有毒废物少，是一种很有潜力的冶炼方式。但自然界的这些细菌繁殖慢、适应环境能力差，难以依靠它们推广细菌冶炼。于是，基因工程专家采用 DNA 重组技术改进这些细菌的遗传特性，提高它们的繁殖能力和适应能力，或是把分解基因转移到大肠杆菌和某些酵母菌中，使这些繁殖快、适应能力强的菌种具有分解金属的特性。有人预言，不出 20 年，基因工程菌将成为冶炼工业的主力军。

2. 城市乡村融合

从中国最近 40 多年的发展实践看，城乡边界有变模糊的现象，以致一些学者发出了“走了一村又一村，村村像城镇；走了一城又一城，城城像农村”的感叹。学者这句话的本意是城镇和乡村建设都不令人满意，但也确实反映了他们在实地考察中的观察。学者实地考察中的大部分时间是在路上行走，途中的景观对考察印象的形成有重要影响。城市人工配置的森林（林带）、草地、湿地等主要聚集在

^①美国通用电力公司经过 DNA 重组培养出一种可高速清除海面石油污染的基因工程菌，解决了消除石油污染的难题。

道路两边，乡村建设的居住区、商业区、工业区等也主要集聚在道路两边^①，原有的“出了城区就是农田，农田消失就是城区”的城乡边界分明的印象越来越难以还原了。城乡总体差异的缩小通常是从它们的边界变化开始的，城乡融合程度会随着全域发展的推进逐渐提高。

（1）经济融合。在中华人民共和国成立初期，商品性农产品在农产品总量中所占份额很小，广大乡村停留在简单商品生产阶段。由于前30年城市人口在总人口中所占份额几乎没有增长，城乡经济往来没有发生显著变化，乡村总体上仍停留在简单商品生产阶段。改革开放以来，商品性农产品在农产品总量中所占份额越来越大，时至今日，自给性农产品在农产品总量中所占份额已经可以忽略不计了，城乡经济分属商品经济不同发展阶段的状况已经不再存在。随着越来越多的农村劳动力进入城市就业、越来越多的城市资本进入乡村创业，城乡经济的融合实践变得越来越活跃了。从发展趋势看，城乡经济的高度融合和高质量融合，会是今后30年将发生的一个重大变化。

（2）社会融合。改革开放前，城乡是相对独立的，以火车或长途汽车为交通工具进行城乡交往活动的乡村人口和城市人口都很少。现在的情形则完全不一样了，几乎所有农村家庭都有成员在城镇工作或生活，在城市购买房屋的乡村人口和在乡村建造或购买房屋的城镇人口都越来越多，初步形成了乡村人口关注城市发展和城镇人口关注乡村发展的格局。从发展趋势看，城乡社会的高度融合和高质量融合，也是今后30年将发生的一个重大变化。

（3）文化融合。改革开放前，城市居民接受的是建立在法律、他律和自律基础上的现代诚信观，遵循的是陌生人社会的规则；乡村居民接受的是建立在血缘、亲缘、地缘基础上的传统诚信观，遵循的是熟人社会的规则。改革开放后，农民的商品经济意识显著增强，血缘、亲缘、地缘的作用式微，乡村流传了数千年的形形色色的相互帮工已被商业外包全面替代，初步形成了城乡居民都接受现代诚信观的格局。从发展趋势看，城乡文化的高度融合和高质量融合，也是今后30年将发生的一个重大变化。

3. 中国世界融合

中国地大物博，人口数量很多，经济总量很大，自我循环的条件相对较好。但是，仍然要扩大开放，直面世界、走向世界。要素流动的范围越大，经济可行性曲线和资源配置的优化度会越高。随着要素的全世界流动，全国统一的市场体系要拓展为世界一体的市场体系。

地理学家胡焕庸（1935年）根据1933年人口分布图，以黑龙江瑷珲和云南腾冲为两点画了一条直线将中国分为东西两部分。这条线也是中国自然地理的分界线。它基本上同中国15英吋（381毫米）等降水量线重合。两边的地理、气候状况迥异，东南部以平原、水网、丘陵、喀斯特和丹霞地貌为主；西北部是草原、沙漠和雪域高原。鉴于当时中国的版图包括现在的蒙古国，胡焕庸在1987年又根据中国现在的版图和1982年人口普查数据做了重新计算。其中，东部土地占国土总面积的42.9%，东部人口占总人口的94.4%；西部土地占国土总面积的57.1%，而西部人口仅占总人口的5.6%（胡焕庸，

^①笔者在乡村调查中发现，以买地等方式在集镇范围或路边新建房屋、购买在这些地方所新建的房屋（几乎都是质量较好的楼房）的农户越来越多。在部分位于集镇的村庄，外来户数已占村庄总户数的50%。

1987)。西北地区海拔不高、地势平坦、日照充足,但受水量过于稀缺的制约。一旦干旱少雨的西北地区成为水草丰美的宜居之地,就相当于再造一个中国。邓英淘(2001)认为,只要把西南地区的1000亿立方米的水资源调到那里^①,西北地区就能发生这种变化。

这件事付诸实践的主要困难是,若把水量汇集在高海拔地区,各个汇水区的水量都有限;任凭水以自流方式汇集到低海拔地区,水量多了,但又无法自流到西北地区。邓英淘针对这个问题进行了长时间调研,提出了以风电替代水电、将电力投资化整为零的提水方案以及输水渠道配套超长隧洞、大型桥涵和多头并进的输水方案,并把这一方案概括为“高水北调,低水东调,风水互济,提升并重,东西对进,调补兼筹”24个字,解决了再造一个中国的关键问题(邓英淘,2010)。

循着这个逻辑可以发现,“一带一路”战略的实质是统筹两个市场、两种资源,再造一个中国的另一个方案。它的两个要点是:主动扩大国内紧缺产品进口,用好国际市场;全面提高对外合作水平,用好国外资源。以大西线调水为契机再造一个中国和以“一带一路”战略为契机再造一个中国,决不是简单的替代,而是要素从国内流动走向世界流动,从发挥自身比较优势走向利用各国比较优势,从各自发展走向融合发展。

(三) 耦合发展

耦合起源于物理学。在物理学中,耦合是两个或两个以上实体相互作用和彼此影响的现象,并用它们相互作用和彼此影响的关联程度来度量。若它们的关联程度很小,则属于松散耦合;若它们的关联程度很大,则属于紧密耦合。在经济学中,耦合是国家、部门、企业、消费者之间相互作用和彼此影响的现象,可以用国际贸易结构和数量、直接和间接投入产出系数、经济效率损失(资源配置结果与生产可能性曲线的距离)、消费者剩余等指标来度量。经济耦合的目标是,借助于依法调控的政府、遵守规则的企业和拥有充分信息的消费者三大经济活动主体的耦合,协调好竞争与合作、替代和互补、消费和积累、市场和政府等关系,克服或减少市场失灵、政府失灵以及由它们所引发的企业和消费者决策失灵,使国家利益、社会利益和私人利益都得到保障。

由于参与经济耦合的各个子系统相互适应和形成相依性需要时间,且一个子系统的调整会要求其其他子系统作出连锁反应,所以经济耦合要尽量简洁。耦合既能得到系统生产率,也要付出耦合成本。适宜的耦合状态应在耦合的边际成本等于边际系统生产率之处,而决不是耦合程度越高越好。

人们容易观察到的是突变。例如,化学纤维对植物纤维的替代,钢铁、水泥、塑料对木材的替代,化肥对有机肥的替代,化学防治对生物防治的替代,提水灌溉对自流灌溉的替代,转基因技术对品种选优的替代。然而,突变在数百万年的历史长河中都只是短暂的一瞬间,真正具有顽强生命力的是基于包容性耦合的演化,只是因为演化的改进很微弱、很缓慢,人们不容易观察到而已。包容性耦合是笔者对中华文化的理解和概括。很多学者认同中华文化的阴阳观,阐释了所有事物皆有正反、动静、表里等两个对立面且会相互转化的道理,却忽略了它所具有的包容性耦合的含义。阴阳互补成一体的太极图其实是包容性耦合之道的形象性诠释。现实中并没有只讲效率不讲公平、只讲私有不讲公有、

^①西南地区是中国大江大河的发源地,每年流出境外的水资源达6000亿平方米,是黄河年径流量的10倍多。

只讲经济不讲生态的经济体，也没有只讲公平不讲效率、只讲公有不讲私有、只讲生态不讲经济的经济体。学者们与其就公平效率、公有私有、生态经济进行选边站队的论战，不如静下心来探索使它们实现最优耦合的方法。

1. 共有产权和私有产权的耦合

世界上有很多国家实行土地私有制，但只有几个发达国家较好地解决了农业发展问题。这一事实表明，农业发展决不是通过土地私有化就可以实现的。中国农地制度确实存在产权不清的问题。然而，这种使中国农业保持了持续 40 多年稳定增长的农地制度安排，即便存在产权模糊的局限性，它的负面影响也是很有限的。

20 世纪 80 年代初中国农地制度改革的实质，是用所有权共有与使用权私有相耦合的产权制度替代单一的集体产权制度。从 40 多年来的绩效看，同单一私有产权的土地制度相比，这种公私产权耦合的土地制度的优势是：第一，农户间的土地调换较为容易。中国设施农业发展所呈现的“大棚一排排、一个个整齐划一”^①，主要是农户相互调地的结果。而农户相互调地能成功开展，同公私产权耦合的土地制度有很强的关联性。第二，土地流转较为容易。中国的土地流转速度明显快于东亚其他经济体，这同公私产权耦合的土地制度也有很强的关联性。第三，农场土地集中连片经营和治理较为容易。笔者在韩国调查时发现，农户拥有的土地地块数为 3~14 块，这说明，土地买卖并不能解决土地集中连片经营问题。而中国能较为容易地做到这一点，同公私产权耦合的土地制度有很强的关联性。中国目前以整村推进方式进行土地集中连片治理，同这种公私产权耦合的土地制度的关联性就更强了。

公私产权耦合不仅适用于农地，也适用于草地。中国草地分户承包除了模仿农区分地到户的经验外，还与认同哈丁提出的“共有地悲剧”假说有关。Hardin (1968) 认为“共有地悲剧”可以用私有化来解决，即把共有草地分给牧户，由牧户自己承担过牧的后果，牧户就会自觉地限制牲畜数量，达到草畜平衡。哈丁提出的“共有地悲剧”假说对共有草地的产权改革具有重大影响。20 世纪 70 年代，许多国际组织在发展中国家所实施的草地管理项目都热衷于共有草地私有化。然而，草地私有化并没有解决草地退化问题。人们重新审视哈丁的假说后发现，只考虑特定牧户拥有特定草地，却忽略草地必须达到较大规模方能协调草地产草量不稳定与畜群规模稳定间关系的要求，是草地私有化未能奏效的主要原因。面对草地私有化未能解决草地退化问题的事实，哈丁进一步指出，“共有地悲剧”产生的原因并非产权共有，而是没有管理 (Hardin, 1994)。

现实中可以奏效的做法是采用草地共有和牲畜放牧权私有耦合的产权制度。具体的做法是：社区成员共同讨论他们共有草地的可持续载畜量，然后根据这个可持续载畜量把牲畜放牧权分给各个牧户。这种公私产权耦合的草地制度与单一私有产权制度最大的不同是：以牲畜放牧权替代草地放牧权和恢复草地社区共管。

以牲畜放牧权替代草地放牧权的优势是：第一，有利于监管，因为了解社区牲畜数量变化要比明晰社区草地质量变化更为简单；第二，有利于保护弱者，因为把牧户与牧户之间可能发生的冲突转换

^①其他经济体的设施农业都没有达到这个水平。

成了牧户同社区集体之间可能发生的冲突，从而极大地制约了牧户随意扩大畜群规模的行为；第三，牲畜放牧权流转要比草地放牧权流转更灵活，因为畜群的可分性显著强于草地的可分性；第四，有利于保持草地生态系统的完整性，消除过度围栏^①导致的草地生态系统破碎化问题；第五，有利于实现草地可持续利用。草地实际载畜量和可持续载畜量间的差额就是需要削减的牲畜放牧权。政府（包括非政府组织、企业和个人）将拟削减的牲畜放牧权买下并不再使用，草地可持续经营的资源压力进而生态压力就消除了。以这个方式解决草地生态系统恶化问题，需要投向草地的生态补偿资金是非常清晰的。草地社区共管是建立社区内和社区间合作与协商机制的基础，是满足草地权属稳定性和牧户放牧地有弹性这两个要求的基础，也是确保牧户行为不损害其他牧户利益和社会利益的基础。要维护好这些基础，一定不能忽略草地共同管理这个环节。共有产权与私有产权耦合的土地制度同样适用于湿地、森林。政府应该重视农民自主开展的这一制度创新，并推动它在更大范围内得到应用。

从理论上讲，公私产权最优耦合产权排他成本和内部协调成本有关，其中，产权排他成本包括产权界定成本和维护成本。维护成本指维护产权收益的成本，受资源专用性程度、所有者行为能力和交易费用等因素的影响。内部协调成本指产权所有者做出行动决策的成本。产权归私人所有时，内部协调成本为零；产权归社会全体成员共有时，内部协调成本趋于最大。公私产权最优耦合可以由产权排他成本和内部协调成本之和最小化来表达。

提出以下两个假设：第一，一片森林或草地、湿地的利用人数为 m ，产权排他成本函数和产权内部协调成本函数如图1所示。从图1可以看出，利用人数为 m_1 时，产权保护成本 C_1 较低，产权内部协调成本 C_2 较高；利用人数为 m_3 时，产权内部协调成本 C_3 较低，产权保护成本 C_4 较高；第二，这两个函数均具有严格凸性，产权配置总成本函数（=产权排他成本函数+产权内部协调成本函数）在导数为0的点（ C_5 ）上，产权排他成本和产权内部协调成本之和最小。在这一点上，产权保护和产权协调达到最佳耦合的状态，此时，森林或草地、湿地的利用人数为 m_2 。

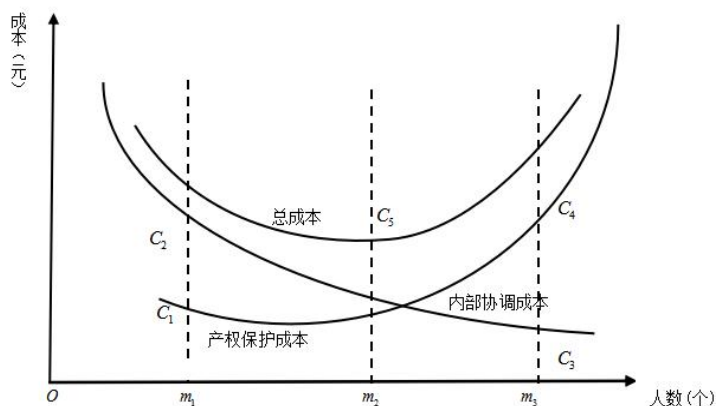


图1 公私产权最优耦合图解

^①围栏是消除草地产权纠纷的特殊措施，而不是界定草地产权的一般措施。把这种特殊措施当作一般措施来运用，必然造成过度围栏问题。

产权排他成本和内部协调成本的影响因素有认知、制度和技术等。其中，共同体内部的认知趋同、制度改进，会降低内部协调成本，使图 1 中的产权内部协调成本曲线向下移动。在新的均衡条件下，产权排他程度降低，产权主体增多，形成成员数量更多的共同体。而技术进步会降低产权排他成本，使图 1 中的产权保护成本曲线向下移动。在新的均衡条件下，产权排他程度提高，产权主体减少，形成成员数量更少的共同体。

图 1 的含义是：除了纯粹私有化和纯粹共有化外，还有很多种公私耦合的产权组合方式。究竟对应采用什么组合方式，要根据特定的资源展开具体分析。

2. 经济效益和生态效益的耦合

虽然生态系统和经济系统都可以独自发挥作用，并给对方施加正面影响，但是，提高它们的耦合程度是充分发挥它们各自的作用和强化它们给对方施加正面影响的重要措施。和经济系统这个快变量相比，生态系统是个慢变量，所以，它们的耦合必须把重点放在经济系统上。早在 100 多年前，马克思已经指出，生物科学的发展滞后于力学、物理学的发展，是造成工业发展快于农业的主要原因^①。当生物科学的发展赶上了力学、物理学，农业发展会逐渐赶上工业的发展。生物科学的发展赶上力学、物理学既是生物科学研究水平提高得更快的结果，更是数理化等基础科学研究领域拓展的结果。正是这种拓展，使生物科学研究进入了分子层面，进入了全生命周期模拟层面，进入了同地球外部连接的层面，例如太空育种。同理，生态系统与经济系统的耦合，既是生态学和经济学研究水平提高的结果，更是数理化等基础科学研究领域拓展的结果。其中，可再生、分布式能源体系的形成，实现了能流的去中心化；大数据、云计算和区块链的创新，实现了物流的去中心化；基于数字化技术的支付手段智能化，实现了资金流的去中心化。正是科学发展和技术进步引发了经济系统去中心化，经济系统和生态系统耦合的条件才得以改善。所以，扩大经济系统去中心化的范围，提高去中心化的程度，使经济系统和生态系统耦合得越来越好，是进入新时代后的一项重要任务。

3. 公平和效率的耦合

协调公平与效率的关系，最重要的是提出公平效率耦合的方法论，而不是作出公平效率孰轻孰重的判断。所谓公平效率耦合，就是使效率改进和公平改进达到边际平衡，使效率的提高足以弥补公平的损失，公平的改进不会造成略多一点的效率损失。公平效率耦合作为一个与时俱进的概念，是今后 30 年应该得到应用的一个经济学概念。

^① “在资本主义生产蓬勃发展的时期，同农业比较，工业生产率发展很快，……但是工业发展到一定阶段，这种不平衡必定开始缩小，就是说，农业生产率必定比工业生产率相对地增长得快。这里包括：（1）懒惰的农场主被实业家，农业资本家所取代，土地耕种者变为纯粹的雇佣工人，农业大规模经营，即以积聚的资本经营；（2）特别是：大工业的真正科学的基础——力学，在十八世纪已经在一定程度上臻于完善；那些更直接地（与工业相比）成为农业的专门基础的科学——化学、地质学和生理学，只是在十九世纪，特别是在十九世纪的近几十年，才发展起来。”资料来源：马克思：《剩余价值理论》第 2 册（1861—1863 年），载《马克思恩格斯全集》第 26 卷 II，人民出版社 1973 年版，第 116 页。

1986年提出的可持续发展概念,包括微观和宏观两个层面的含义。微观层面的可持续发展是指自己的发展不妨碍其他利益相关者的发展,自己的发展不妨碍自己后人的发展;宏观层面的可持续发展是指本国(或地区)的发展不妨碍他国(或地区)的发展,本代的发展不妨碍他代的发展。要在宏观层面实现可持续发展,就要做好本国(或地区)目标和他国(或地区)目标的耦合、当代人目标和后代人目标的耦合,即本国(或地区)利益的提高不以损害他国(或地区)利益为代价,当代人利益的改进不以损害后代人利益为代价。只有这些耦合理念成为政府、社区和企业、个人共同遵循的行为准则,才有可能实现具有发展普遍性的代内公平和具有发展持续性的代际公平。毋庸讳言,提出跨越血缘、跨越利益相关者、跨越国界的理念和遵循目标耦合的原则并不难,难的是如何使宏观层面的耦合可以在微观层面落地,这是今后30年需要深化研究的课题,也是经济学研究和理论创新的新目标和新任务。

三、实现共同富裕需要处理好的关系

人类社会变迁的速率是逐渐加快的,从最初的以万年计、以千年计缩短到以百年计、以十年计。中国改革开放以来的43年里,经济目标的选项从“多快好省”经由“又快又好”和“又好又快”转向“更高质量、更有效率、更加公平、更可持续”,完成了从贫困走向温饱、从温饱走向小康的任务。并要在今后30年从小康走向富裕;要在做优物质产品再生产的基础上做强生态产品再生产,使它们成为反映国家竞争力缺一不可的两个维度,实现物质文明、政治文明、精神文明、社会文明、生态文明的协调发展。而要完成这些新任务,必须处理好理论、制度、政策方面的若干关系。

(一) 理论上的若干关系

1. 维护均衡和打破均衡的关系

从理论和逻辑上来说,均衡发展可以使整个经济运行处于理想状态,避免产品和产能过剩;国民经济各部门的均衡发展可以运用投入产出分析技术来实现。然而,各个地区和各个部门在不同时期的发展机会是不一样的,它们有走向均衡的趋势,却不可能时刻处于均衡状态。从实践看,发展中的短板是从不均衡中表现出来的,各种要素的所有者要根据不均衡状况决定资本和劳动力等要素的流向。各个地区和各个部门正是在要素流动及其边际效益递减的共同作用下逐步趋向均衡发展的。倘若资源配置真的能以计划方式达到均衡状态,无需市场发挥决定性作用,反而会使各个市场主体变得无所适从。所以,各级管理人员需要用均衡理论来评估发展状况,但不能用它来控制发展过程。此外,维护均衡有可能保护落后。要避免出现这种局面,需要依靠颠覆性创新来打破均衡,在淘汰落后的情形下形成新的均衡,实现经济体系的螺旋式上升。所以,要保持经济社会的高质量发展,必须妥善处理好维护均衡和打破均衡的关系。

2. 快变量与慢变量的关系

经济和社会发展的驱动因素可以分为两大类:一类是见效很快、效果持续时间较短的快变量,另一类是见效较慢、效果持续时间较长的慢变量。例如,资源开发是快变量,技术研发是慢变量;招商

引资是快变量，人才培养是慢变量；农业土地转换成建设用地实现土地增值是快变量，开展基础设施建设实现土地增值是慢变量；政策是快变量，法律是慢变量。

毋庸讳言，在消除贫困和建成小康社会阶段，为尽快实现目标，形成了追逐快变量的偏好，以致现实中过度重视资源开发、招商引资、农地非农化等的行为较多。今后 30 年要把更多的时间和精力放在强化技术研发、提升人力资本、健全基础设施、完善法律体系等慢变量上。例如，精心研发使用者愿意为知识产权付费的技术，而不再推广那些没有政府补贴就无人采用的技术。

任何研发机构都不可能始终走在技术、制度、组织创新的最前沿，任何地区乃至任何国家都不可能抓住所有颠覆性创新的机会，所以，任何时候都要保持虚心学习的态度，在借鉴其他机构、地区或国家经验的基础上，把它们的慢变量转换为自己的快变量。

由此可见，要保持经济社会的高质量发展，必须妥善处理好快变量和慢变量的关系。

3. 需求和欲望的关系

需求和欲望是两个截然不同的概念。需求是有边界的，并可以做不同的选择，无论做出哪种选择，都有寻找最优解的方法；欲望是没有边界的，既难以把它度量清楚，也没有优化它的方法。需求是可以研究的科学问题，欲望则不是，所以，必须把两者明确区分开。例如，营养不良造成的疾病可以通过扶贫、救济等措施加以消除，营养过剩造成的疾病可以通过培训等措施加以避免；吃遍全国乃至世界所有山珍海味以及汽车、住房多多益善的欲望必须想方设法地消除，否则，资源和生态系统承受的压力会随着欲望的扩张变得越来越大。

其实，不仅食物需求具有恩格尔系数的性质，其他物质产品的需求也具有恩格尔系数的性质，这是物质产品生产会逐渐趋于零增长的主要原因。社会总供给的增长必须拓展到非物质产品和服务需求层面，例如教育、文化艺术和生态服务需求等。非物质产品消费不同于物质产品消费最为显著的特征是可以共享，所以，随着需求层次的提升，独享的经济形态将会拓展到共享的经济形态。与这种变化相对应，社会将在经验、理智和科学的共同作用下进入更高级的发展阶段。

（二）制度上的若干关系

1. 科学研究和意识形态的关系

社会科学探索和意识形态论争在边界上有一些重叠，说明它们之间具有关联性，但两者毕竟是两件不同的事情。例如，何为适宜社会经济发展的产权结构属于社会科学探索，判定共有产权私有产权孰优孰劣则属于意识形态论争。它们显然是有一些关联的两件事情。

氏族公社的解体是产权私有的起点。家庭私有制对氏族公社共有制的替代确实使劳动效率得到了提高，但物质产品短缺的现象并没有得到消除。大多数实行私有制的发展中国家至今仍处于物质产品短缺状态，部分实行公有制的国家因没有解决物质产品短缺问题而先后转型，这充分说明产权制度并不是解决物质产品短缺问题的决定性因素，更不是唯一因素。物质产品短缺问题的解决，除了产权制度外，劳动分工的深化、比较优势的发挥、技术制度的创新、企业组织的改善、竞争体制的形成等，都是非常重要的因素。退一万步说，即便只讨论产权制度，也要探讨公私产权的耦合，而不是做出公

有私有的取舍。历史经验证明，社会科学探索若受到意识形态论争的抑制，最有可能的结果是丧失发展机会。

改革开放 40 多年来，中国同世界的关联程度有了很大的提高。今后 30 年，这一关联程度会随着中国发展模式和其他发展模式协同与耦合能力的增强而显著提高。中国学者应弱化意识形态论争，集中精力探索有助于提高中国发展理念和发展模式普适性的理论与方法，为促进中国同世界各国更健康的竞争和更有效的合作、促进世界各国对中国发展理念和发展模式的认同作出贡献。

2. 一般性和特殊性的关系

一般性是人类社会发展的基本趋势。做事情必须顺应事情本身的要求，这是强调一般性的主要理由，也是识别方针政策正确与否的基本准则。特殊性指国情民情及由此形成的特有认知。方针政策不考虑特殊性，其结果有可能同目标南辕北辙，这是强调特殊性的主要理由。例如，人口密度小、资本雄厚的经济体适合采用资本密集型技术，人口密度大、资本稀缺的经济体适合采用劳动密集型技术。再如，对于修建和维护多个社区共享的灌溉体系，中国形成了以族长间协商方式决定具体方案的历史遗产，有些国家形成了以居民投票方式决定具体方案的历史遗产。不同国家居民由此形成的特有认知，会对国家治理方式的形成产生或多或少的影响。

理论是灰色的，生命之树常青。这是人们包括很多学者更关注现实世界中成功实践的主要原因。然而，能够观察到的其他国家的成功实践是同该国的国情民情以及由此形成的特有认知相关联的。只有弄清它们成功实践的一般含义，并根据自己的国情民情及特有认知进行再创新，才有可能获得成功。忽略这些特色差异，简单地模仿其他国家的成功实践很难达到预期目标。同理，虽然本土的成功实践具有更强的可复制性，但其他地区仍然需要根据当地实际情况进行再创新。这是问题的一个方面。问题的另一方面是，随着社会经济发展水平特别是全球化水平的提高，特色之间的包容性会变得越来越强。所以，实现一般性和特殊性的统一，将特有认知转换为一般认知，是今后必须努力去做的工作。

3. 全球化和本土化的关系

全球化从短期看有可能出现波折，但从长期看是不可逆的发展趋势。全球化的水平越高，要素和产品的流动性越强，由此增加的附加价值越大，耗用的能量也会越多。消费量大、单位重量附加价值小的产品，更是如此。这里的全球化和本土化的关系，是指边际收益增加和边际能耗增加的关系，不能只考虑经济收益而无视能耗以及碳排放量。对于国土面积很小的国家，所需商品选择通过国际贸易还是国内贸易来获得，在能耗和碳排放量上的差别不会很大；而对于中国这样幅员辽阔的大国来说，所需商品选择通过国际贸易还是国内贸易来获得，在能耗和碳排放量上的差别会很大，更需要遵循商品的边际成本减量和边际能耗增量平衡的原则。其中，商品边际成本减量是指本经济体和其他经济体生产的可比性商品的成本减量，而可比性商品是指经过商品质量系数调节的等效用商品。

从微观层面看，消费者可接受的商品价格同他的收入水平密切相关，可以由商品价格来决定国际贸易量的大小，政府不宜干预；从宏观层面看，完全由市场决定所造成的能耗及碳排放量的增加，会对可持续发展施加负面影响。所以，协调全球化和本土化的关系，是宏观层面的可持续发展管理问题。

（三）政策上的若干关系

1. 产权界定与产权流动的关系

国内有些学者把产权界定到个人且保持永久不变当作产权制度的核心，并希望国家在相关法律中尽快做出这样的规定。其实，任何产权界定至多能够做到在开展这一事项的特定年份和状态下公平与适宜。这种对应于特定时间及状态的公平与适宜，会随着时间推移和状态调整或多或少地变得有些不公平与不适宜，所以，产权界定不宜永久不变^①。由此产生的问题可以用产权流动的办法来解决，而不宜采用若干年后对产权进行重新界定的办法来消除。因此，必须处理好产权界定和产权流动的关系。

简略地说，两者的关系是：第一，产权界定是产权流动的基础。没有明晰的产权界定，就不会有充分的产权流动，更不会有公平的产权流动。第二，产权流动是解决由时间和状态变化引起的产权安排不适宜问题的具体措施。讲究公平的产权界定需要的是稳定性，追求效率的产权最优配置需要的是灵活性，由此引起的偏差可以通过产权流动来协调^②。产权如果没有充分的流动，如果不能流向更有效率的地方，就实现不了最优配置。所以，只有产权界定而没有产权流动，产权界定的作用就会大打折扣。第三，产权界定和产权流动都是保障公平的手段。一个保护公平且追求效率的产权制度，既要稳定的产权界定激发每个人的恒心，又要以持续的产权流动激发每个人的雄心；既要维护根据特定年份和特定状态等因素作出产权界定这种形式上的公平，又要保护以产权流动优化产权配置这种实际上的公平；既要市场主导的产权流动促进代内公平，又要法律主导的产权流动促进代际公平，例如以征收遗产税的方式调整产权分配，保障每代人在起始点上的公平。

2. 优化发展环境和改善分配状况的关系

优化发展环境和改善分配状况的关系是：前者旨在把蛋糕尽可能做大，这是政府第一层面的责任，它对国家发展具有决定性作用；后者旨在把蛋糕尽可能分好，这是政府第二层面的责任，它对国家发展具有一定的反作用。

政府不宜直接干预微观层面的资源配置活动，但在优化宏观发展环境方面负有重大职责，并能作出重大贡献。在优化宏观发展环境方面，政府负有三方面责任：一是保护合法产权，使所有市场主体具有稳定的预期，依法制止和打击各种谋取非法产权的行为，使所有市场主体都守法经营；二是维护公平竞争，为所有市场主体营造充分竞争的局面，依法制止和打击各种扰乱公平竞争秩序的行为，使任何市场主体都无法以垄断或不正当竞争的方式谋取利益；三是提供公共物品，包括公共基础设施和基本公共服务，为所有市场主体和人民群众提供便利的、具有共享性的生产和生活条件。

政府在改善社会收入分配状况方面负有重大职责，并能在三个方面作出重大贡献。第一，完善税

^①迈过温饱和小康两个台阶后，以固化产权的方式保护弱势群体的必要性基本消失了。今后应该依靠健全的法律制度保障产权流动的公平性，依靠完善的产权保障制度维护产权流动的安全性，尽量不要以固化产权的办法来保护产权。

^②以农地产权安排为例，改革之初是以公（法律上的永久所有权）私（法律上的永久经营权）耦合的产权制度替代单一共有的产权制度；随着土地经营权流转的推进，出现了公（法律上的永久所有权）私（法律上的永久经营权）私（法律上的短期经营权）耦合的产权制度。

收制度体系。一方面依法向高收入者征税，另一方面给低收入者适当补贴，以缩小国民的收入差距。第二，完善社会保障体系。以家庭为抵御各种可能风险的基本单位，家庭经济剩余必然主要用来生儿育女、存粮攒钱和购置不动产。建立了完善的社会保障制度，家庭就可以依靠社会的力量抵御其可能遭遇的各种风险，家庭的经济剩余除了购买各种保险外，主要用来投资和改善生活。这是传统社会向现代社会转型的一个基本标志。第三，促进慈善事业发展。一个完整的分配体系包括讲求效率的市场分配、讲求公平的政府分配和讲求责任的社会分配。基于效率的市场分配原则不能受到冲击，它的结果需要进行调节，但政府不是调节收入分配的唯一主体。为了充分发挥慈善事业在调节收入分配方面的作用，必须改善社会组织的发育环境，为先富起来的人履行社会责任创造条件。

3. 法律和政策的关系

法律和政策的关系可以概述如下：第一，政策是法律的基础。法律的制定通常有一个政策试探的先行过程，法律的条文大多同曾经实施过的成功政策相关联。第二，法律是政策的法定化。被实践证明行之有效且可作为公民行为准则的政策，会被按照国家立法程序进行精选、提炼、丰富和完善，进而上升为法律。第三，政策是法律的必要补充。法律具有长期稳定的特性。为了确保其极为严密且长期有效，法律的出台必须极为谨慎。尚不具备立法条件的法律，需要用政策作为补充。政策具有灵活性，可以用试错的方式不断完善。所以，在法治社会中，政策也是不可或缺的。第四，法律的作用范围会逐渐扩大，政策的作用范围会逐渐缩小。这是法律体系逐渐完善的必然结果，也是衡量社会法治程度的重要指标。第五，法律和政策有诸多不同。法律是权利和义务都界限得非常清晰的行为规则，政策通常只给出行为方向而不给出行为规则。法律强调的是强制性和统一性，法律一经颁布生效，同它相违背的政策就失效了，新制定的政策必须符合现行法律规定；政策强调的是指导性和针对性，是协调各种利益关系和社会关系的纲领性、原则性和方向性文件，一旦协调任务完成就失效了。法律用来体现国家意志，具有普遍的适用性；政策用来解决特定问题，例如消除产能冗余或短缺，不具有普遍的适用性。法律是完全公开的，政策不一定完全公开，甚至不公开。

经过数十年的法治建设，很多长期行之有效的政策条文已被凝练成法律，中国已经形成了初步完善的法律体系，客观上具备了依法治国的条件。今后 30 年要不断强化法律的地位和作用，不断完善法律体系，不断完善政府依法行政、企业守法经营的格局。以法律治理替代政策治理的实质，是让所有市场主体根据相同的要求规范自己的行为，根据相同的信号形成稳定的预期，清除各种钻政策空子的机会主义行为。推进这种替代的理由是：第一，对于微观资源配置，必须让市场机制发挥决定性的作用，国家不宜进行随意性的干预。第二，对于常规时期的市场波动，仍要充分发挥市场机制的调节作用，政府不宜成为应对市场变化的主体。第三，政府可得到的信息是有限的，根据这些信息出台的政策即便有正和博弈的结果，也是几家欢喜几家愁，会或多或少地造成市场扭曲。对于异常出现的市场特殊波动，国家必须及时出台强有力的政策进行干预。这也是国家必须承担的职责。

参考文献

1. 车延、张小山，2017：《慕课的发展现状分析》，《成都工业学院学报》第 4 期。

- 2.邓英淘、王小强、崔鹤鸣, 2001: 《西部大开发战略: 再造中国续篇》, 上海: 文汇出版社。
- 3.邓英淘, 2010: 《再造中国, 走向未来》, 香港: 大风出版社。
- 4.谷合稔, 2016: 《地球·生命——138 亿年的进化》, 梁容译, 北京: 电子工业出版社。
- 5.胡焕庸, 1935: 《中国人口之分布——附统计表与密度图》, 《地理学报》第 2 期。
- 6.胡焕庸, 1987: 《我国人口与经济的地区分布》, 《科学》第 2 期。
- 7.《中国大百科全书》总编委会, 2009: 《中国大百科全书》(第二版), 北京: 中国大百科全书出版社。
- 8.吴小红、陈铁梅, 1999: 《生物学和分子生物学在考古学研究中的应用》, 《文物保护与考古科学》第 2 期。
- 9.周荣贵、邢惠臣, 1993: 《公路纵坡与汽车运行速度油耗之间的关系》, 《公路交通科技》第 1 期。
- 10.Felson, M., and J. L. Spaeth, 1978, "Community Structure and Collaborative Consumption: A Routine Activity Approach", *American Behavioral Scientist*, 21(4): 614-624.
11. Hardin, G., 1968, "The Tragedy of the Commons", *Science*, 162: 1243-1248.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈秋红)

A Strategic Study on Achieving Common Prosperity in China

LI Zhou

Abstract: This article consists of three parts. The first part discusses the evolution of the relationship between human beings and nature, from human dependence on nature, to human self-reliance on nature, and finally to harmonious coexistence between human beings and nature. This part also summarizes the clues of people's cooperation and sharing in the fields of education, economy and society. The second part proposes a strategic framework for implementing common prosperity, including all-round development based on a nationally unified market system, a national economic accounting system including ecological values, a nationally unified policy and institutional system; an integrated development of various industries, urban and rural areas, China and the world, as well as a coupling development of common and private property rights, economic and ecological benefits, as well as equity and efficiency. The third part discusses the relationships that need to be dealt with to achieve common prosperity, including the relationship between maintaining equilibrium and breaking equilibrium; the relationship between fast and slow variables; the relationship between demands and desires; the relationship between scientific research and ideology; the relationship between generality and specificity; the relationship between globalization and localization; the relationship between the definition of property rights and the flow of property rights; the relationship between optimizing development environment and improving distribution situation; and the relationship between law and policy.

Keywords: All-round Development; Collaborative Sharing; Industrial Integration; Property Right Coupling; Common Prosperity

农地产权稳定性与农地生产率*

——基于新一轮农地确权的研究

高叙文^{1,2} 方师乐³ 史新杰⁴ 卫龙宝⁴

摘要：产权和生产率的关系一直是发展经济学研究的热点，而中国新一轮的农地确权为探究两者的关系提供了一个良好的外生自然实验。本文利用浙江大学中国家庭大数据库（CFD）2015年和2017年的数据，通过面板固定效应模型，研究了农地确权政策是否、多大程度上以及如何影响农地生产率。研究结论显示，农地确权会显著提高农地生产率（3.7%），且其效应存在时间异质性。对确权1年以内的农户没有影响，但能显著提高确权1年以上农户的农地生产率（5%）。进一步的机制探究发现，稳定的产权能增加农户对农地的长期投资，同时加速农户的农地流转行为，进而提升农地生产率。

关键词：农地确权 农地生产率 产权稳定性 滞后效应

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

有关产权稳定性是否影响经济效率的问题长期以来一直是学术界研究的热点。已有研究表明，不稳定的产权会减少产权主体的投资行为，不利于经济增长（Mauro, 1995; Acemoglu et al., 2001）。然而在发展中国家，由于历史、政治、文化等诸多因素，农地产权不稳定、不充分的现象屡见不鲜。

在中国，农地的所有权属于村集体，农民只拥有农地的承包经营权。地方政府不可预期的征地和农地调整行为是造成产权不稳定的主要原因，为此中央政府出台了多项政策致力于缓解该问题，进一步稳定农民的农地承包经营权，比如1998年的《中华人民共和国土地管理法》首次在法律层面要求向农户颁发农地经营权证书。随着2008年《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》的出台，中央开启了新一轮的农地确权工作，该轮确权进一步强调了农地的所有权、承包权和经营权的分离，且解决了之前确权政策执行过程中存在的地块“四至不清，面积不准”等问题，是稳定农地

*本文研究得到浙江省自然科学基金项目“社会化服务视角下农地确权的资源配置效应研究”（编号：LY21G030005）、国家自然科学基金项目“农村机会不平等的趋势与影响研究”（编号：72003170）、国家自然科学基金项目“中国农业机械跨区服务的形成机制和技术外溢研究”（编号：71808031）、浙江省智库研究项目“农村公共服务数字化”（编号：21ZK17YB）的支持。本文通讯作者：方师乐。

产权的又一大举措。该政策的出台也为学界研究产权的经济效应提供了一个很好的自然实验。

目前关于农地确权政策的研究主要集中在以下几方面：一是农地确权对农地流转的影响，学界的主流观点是农地确权能够促进农地流转（程令国等，2016；冀县卿、钱忠好，2018；叶剑平等，2018；胡新艳等，2018；De Janvry et al., 2015；Gao et al., 2021），但也有少部分学者提出了反对意见，罗必良、洪炜杰（2020）等研究认为，农地确权在提升农户产权强度的同时，有可能因农地的人格化财产特征而强化“禀赋效应”，并进一步因“产权身份垄断”与“产权地理垄断”而加剧对经营权流转的抑制，纪月清等（2021）的实证研究则进一步证实了上述观点；二是农地确权对农民信贷的影响，周南等（2019）研究发现，农民信贷可得性依赖于农地确权和农地抵押的双重作用；三是农地确权对农户行为的影响，包括农户的耕地保护行为（郑淋议等，2021；钱龙等，2021）、对土地的长期投资（钟甫宁、纪月清，2009；黄季焜、冀县卿，2012；应瑞瑶等，2018；Goldstein et al., 2018）、对农户劳动力配置的影响（李江一等，2021；宁静等，2018）、对农地抛荒行为（罗明忠等，2017）的影响等。

除上述几方面内容之外，农地确权对农地生产率的影响也是学界关注的重点。国外的主流文献认为，稳定的产权能提高农地生产率，且做了大量论证（例如，Banerjee et al., 2002；Bardhan and Mookherjee, 2011；Newman et al., 2015），也有少部分研究表明，由于市场的不完善等原因，农地确权并不能提高农地生产率（Heltberg, 2002；Jacoby and Minten, 2007）。国内对这一问题的研究较少，其中林文声等（2018）具有代表性，他们的研究发现，农地确权能在总体上减少农业生产效率损失，但该影响只存在于没有发生土地调整且农业机械化条件较好的村庄。

在现有研究的基础上，本文研究尝试做如下方面的拓展：①研究视角方面，在资源约束日益加大、粮食供求长期处于紧平衡的背景下，本文研究侧重于探究农地确权是否能够通过改善资源配置及促进农户投资来增大农地单产。不同于林文声等（2018）考察确权对农业生产效率的影响，本文关注的重点是确权对农地生产率的影响，即农地确权是否能提高亩均产量。②研究内容方面，本文不仅考察农地确权对农地生产率的总体效应，也考察农地确权的时间、事前产权状态和农地规模的异质效应。③研究方法方面，目前国内对农地确权的研究大多使用截面数据，或是小范围的面板数据，这就导致无法控制某些不可观测的固定效应或是结果不具有代表性，而本文研究使用全国范围的面板数据，利用固定效应模型可以更精确地识别确权的影响。④作用机制分析方面，本文选取是否施用有机肥作为农业长期投资的代理变量，能更好地识别农业长期投资这一作用机制^①。

本文试图回答以下几个问题：农地确权是否会显著提高农地生产率？农地确权对农地生产率的影响是否存在时间异质效应？倘若农地确权提高了农地生产率，其作用机制是什么？本文余下部分的安排如下：第二部分介绍理论假说，第三部分介绍数据来源及研究模型，第四部分报告估计结果并对结果进行分析，第五部分是机制解释，最后一部分对全文进行总结并讨论。

^①林文声等（2018）的研究用2014年以来购买拖拉机、大型农具的总花费（元）作为农业长期投资的代理变量，但这一变量与耕地面积显著相关，小农户不购买农业机械并不能代表其不进行农地投资。

二、新一轮农地确权对农地生产率的影响机理

产权和生产率之间的关系一直是发展经济学研究的重要领域，其中农地产权和农地生产率更是发展经济学家们关注的热点。对于农地产权影响农地生产率的路径，现有文献主要围绕三个方面展开：农户可以通过农地经营权证抵押等途径提高农户信用贷款的获得率，从而加大对农业的投资（周南等，2019）；稳定的产权会增加农户的投资信心，从而加大对农地的中长期投资（黄季焜等，2012）；农地确权能进一步加强农地流转市场的发育，从而使具有农业比较优势的农民取得更多的农地，提高农地生产率（Feder，1988）。截止到目前，已有很多文献对上述三种途径进行了研究。

虽然从理论上来说，农地确权能增加农户信贷的可获得性，使得面临融资约束的农户可以投资于更先进的农业技术（林文声等，2018），从而加大对农业的投资，提高农地生产率（Ghebru and Holden，2015）。但目前学界仍没有明确证据表明农地确权能提高农户信用贷款的获得率。Boucher et al.（2005）对尼加拉瓜和洪都拉斯的研究、Field and Torero（2006）对秘鲁的研究都发现农地确权之后农户信用贷款的门槛依旧非常高。Galiani and Schargrotsky（2010）对阿根廷的研究依旧没有发现农地确权能显著提高农户对信用贷款的获得率。周南等（2019）研究发现，农民信贷获得率依赖于农地确权和农地抵押的双重作用。

较多研究显示，稳定的产权制度能够提高农户对农地的中长期投资，进而提高生产率，且不论在理论方面（Banerjee et al，2002），还是在实证方面都已进行了相关论证，如 Deininger and Jin（2006）对非洲的相关研究，Lanjouw and Levy（2002）在拉丁美洲做的相关研究及 Jacoby et al.（2002）、Do and Iyer（2008）、Gao et al.（2021）在亚洲做的相关实证研究。其作用机制主要为以下两方面：一方面，农地确权能降低农地被随意调整及征收的风险，从而增强农户投资的积极性（Bardhan and Mookherjee，2011）；另一方面，通过对地块的精确测绘能够明晰权属，避免产权模糊所引发的收益归属权不清等问题（Ghebru and Holden，2015）。综上所述，关于农地确权和农户投资的因果关系研究已经较为成熟，相关研究众多，且在不同的时期和不同国家背景下皆有论证，并基本达成了共识——农地确权促进了农户对农地的投资，因而增加了农地生产率。因此，本文提出第一个假设：

H1：农地确权颁证能显著提高农户对农地的长期投资。

关于农地产权与农地流转市场发育的关系，国内外文献的主流观点是，产权边界的不清晰和不稳定使得农地流转存在着不可预见的风险，从而限制了农地流转的规模和范围，而农地确权增强了产权的稳定性，从而加速了农地流转（程令国等，2016）。一方面，确权过程中土地承包合同和证书的发放可以在一定程度上增强农户地权的稳定性。叶剑平等 2008 年对中国 17 省的农地调查发现，农村土地承包合同和证书的发放对农户农地流转量存在正向影响，且持有承包合同和证书的农地，其流转价格要比没有两证的显著高出 65.7%（叶剑平等，2010）。另一方面，由于农地确权过程进行了大规模的宣传，农地经营权得到了普遍的认同，从而有效减少了农地交易双方的信息不对称，降低了农地流转的交易费用，促进了农地流转（林文声等，2017）。此外，由于农地的精准测绘进一步明晰了农地产权，降低了农地流转过程中可能出现纠纷的概率，进而促进了农地流转。综合以上所述，本文提出

了假说 2:

H2: 农地确权能增加农户农地流转的参与率。

倘若农地确权增加了农户的农业投资,并促进了农地流转,这都将进一步提高农地生产率。一方面,农户增加对农业的投资,如采取保护性耕作等绿色农业行为,从长期来看,能提高农地肥力,这将进一步促进农地生产率的提高;另一方面,农地流转市场的发育也在提高农地生产率方面扮演着不可忽视的角色,具体来说有以下三点:首先,良好的农地市场可以通过农地流转促使农地流转给那些更具有农业比较优势的农户(Gao et al., 2021),从而提高资源配置效率,进而提高生产率(Chen et al., 2017)。Deininger and Jin (2009)和 Adamopoulos et al. (2017)在中国背景下的研究也证实了上述结论。其次,农地流转能促进农地集中,更有利于农户引进先进的农业机械、技术和管理手段(钱龙、洪名勇, 2016),实现规模经营。最后,农地确权有助于保障农地交易自由化(Hare, 2008),增强农户农业投资收回成本的信心,从而增加其对农地的投入。基于此,本文提出假说 3:

H3: 农地确权颁证能显著提高农地生产率。

三、研究设计

(一) 变量说明

本文变量的选择、定义和赋值见表 1,具体包括因变量、核心自变量、中介变量和控制变量 4 类。

1. 因变量——农地生产率。已有的关于农地生产率的研究大多采用农地单位面积产量来衡量,如 Deininger et al. (2014)、Jacoby and Minten (2007)等,这往往与发展中国家出于确保国家粮食安全的目的相关(石晓平、郎海如, 2013)。本文研究侧重于探究农地确权是否能够通过改善资源配置及促进农户投资来增大农地单产,与已有的文献相一致,本文中农地生产率的定义为单位农地的产出率,用单位面积农地的粮食产量来表示。具体计算公式为:粮食作物(小麦、水稻和玉米)总产量除以播种面积。本文之所以选择小麦、水稻和玉米,是因为该三种作物是中国产量最高的三大粮食作物,具有较好的代表性。

2. 核心自变量——农地确权。一项新政策是否有效很大程度上取决于农民的接纳程度,叶剑平等(2018)的研究表明是否颁证显著影响农民对农地确权工作的满意度,而农民的满意度将直接影响确权政策的执行效果。基于此,本文选取农地产权证书的颁发作为农地确权的代理变量。具体来说,本文参考郑淋议等(2021),通过“您家耕地的承包经营权证是哪一年发放的?”这一问题来识别。新一轮的农地确权虽然 2009 年开始在全国范围内试点,但 2008 年已在成都全国统筹城乡综合改革试验区中进行了尝试。区别于现有研究笼统地衡量新一轮农地确权(林文声等, 2017),本文将新一轮农地确权的起始时间定为 2008 年。

3. 中介变量。根据第二部分的假说 1 和假说 2,农户对农地的长期投资及农地流转为农地确权影响农业生产率的两个主要中介变量。现有文献普遍采用多年生植物种植面积占比(Do and Iyer, 2008)、是否修筑梯田、是否种植树木(Deininger and Jin, 2006)、是否施用有机肥(黄季焜等, 2012)等作为农业长期投资的代理变量。由于本文的数据仅涵盖了是否施用有机肥的相关问题,参考黄季焜等

(2012)的做法,本文以是否施用有机肥作为农户对农地长期投资的代理变量。为了衡量农地确权是否能提高农地流转的参与率,本文将农户参与农地流入或者参与农地流出统一定义为参与农地流转。

4. 控制变量。由于本文的分析集中在家庭层面,并控制了村庄和年份固定效应。因此控制变量主要为家庭层面的一系列特征。为了控制家庭层面的一些可能影响被解释变量的特征,本文参考周广肃等(2017)的研究,选择的控制变量包括户主性别、户主年龄、户主教育水平。除了户主的特征外,还控制了家庭拥有耕地面积、是否拥有农用机械、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭80岁以上老人人数^①、家庭16~35岁年轻劳动力人数,旨在控制家庭资源禀赋、经济资本和人力资本的潜在影响。

(二) 模型设定

1. 基准模型。为了验证假说3,本文建立如下计量模型:

$$y_{ijt} = \delta Certif_{ijt} + \gamma_i + \alpha_t + \beta u_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中 y_{ijt} 表示 i 村庄 j 家庭在第 t 年的农地生产率。 $Certif_{ijt}$ 是本模型的核心自变量农地确权,取虚拟变量是否确权(是=1),定义为农户若获得农地承包经营权证书则赋值为1,为处理组;反之则为控制组。 γ_i 为村级固定效应, α_t 为年份固定效应,用来控制村层面和特定年份不随时间变化的因素造成的影响。 u_{ijt} 为家庭层面的特征,用来捕捉家庭层面随时间变化的因素造成的影响。 ε_{ijt} 为误差项,包含其他不可观测的因素和随机偏误。

为了进一步探讨农地确权的时间长短对生产率的异质性影响,本文建立如下固定效应模型:

$$y_{ijt} = \delta_1 ShortCertif_{ijt} + \delta_2 LongCertif_{ijt} + \gamma_i + \alpha_t + \beta u_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(2)式中, $ShortCertif_{ijt}$ 和 $LongCertif_{ijt}$ 分别代表确权的短期效应和长期效应,皆为虚拟变量,以未确权农户为对照组。本文参考De Janvry et al.(2015)的做法,以1年作为区分短期和长期的时间窗口。

2. 机制分析。依据前文所述,农地确权通过影响农户投资和农地流转行为来进一步影响农地生产率,即假说1和2。本文参考黄季焜等(2012)的做法,以是否使用有机肥作为农户长期投资的衡量指标,建立如下线性概率模型:

$$Org_j = \theta Certif_j + \beta \mu_j + \varepsilon_j \quad (3)$$

(3)式中, Org_j 为是否施用有机肥的虚拟变量(是=1)。该模型能进一步检验假说1,即农地确权与农户对农地的长期投资之间的关系。如第二部分所述,确权影响农地生产率的另一个可能途径是加速农地向更具比较优势的农户流转,提高农地资源的配置效率,从而提升生产率。虽然本文不能

^①周春芳(2013)研究表明,80岁以上老人数会显著影响家庭劳动力供给。

直接检验农地确权是否促进了农地资源的有效配置，但可以从侧面验证其对农地流转的影响，即假说2。为此，本文建立如下实证方程：

$$Rent_{ijt} = \theta Certif_{ijt} + \beta \pi_{ijt} + \tau \omega_{it} + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

(4) 式中， $Rent_{ijt}$ 是 i 村庄 j 家庭在第 t 年的农地租入或租出的虚拟变量， $Certif_{ijt}$ 为确权的虚拟变量， ω_{it} 为村级层面协变量， π_{ijt} 为家庭层面协变量。

(三) 数据来源和描述性统计

本文研究主要使用浙江大学的中国家庭大数据库（CFD）2015 年和 2017 年的数据。中国家庭大数据库起始于 2011 年，包含 2011—2017 年间 4 轮中国农村家庭的追踪调查（CRHPS）数据。该数据样本的选取基于系统抽样和分层抽样方法，具有一定的全国代表性，涵盖了家庭成员的就业、收支等基本信息，以及家庭农地、农业生产经营等情况。此外，该数据还涉及村级层面的基本情况。其中，2011 年的样本涵盖全国 25 个省（市、区），2013 年样本扩展到全国 29 个省份 378 个村庄。为了增加样本的省级代表性，2015 年依旧在全国 29 个省份的基础上扩大样本量，样本涵盖 596 个村庄。为了进一步扩充农村样本，2017 年样本涵盖范围增加至 775 个村庄。

CRHPS2015 年和 2017 年的数据包含详细的农户生产经营情况，如主要作物的产量和播种面积。家庭层面和村级层面的调查都包括了农地确权相关问题，如是否确权及确权的时间，因此，CRHPS2015 年和 CRHPS2017 年的数据是目前研究农地确权问题较权威的面板数据之一。2011 年和 2013 年的数据没有详细的农地确权和农业生产信息，因此，没有被纳入本文的研究。

变量的描述性统计结果见表 1，从均值来看，已确权的农户农地生产率反而低于未确权农户的农地生产率，似与本文的推论相悖，但值得注意的是这里并没有控制其他可能影响生产率的因素。已确权农户的农地流入率、流出率及有机肥施用率都高于未确权农户。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量定义	已确权	未确权
农地生产率	小麦、水稻和玉米的总产量（公斤）除以总播种面积（亩）	443.08	457.198
户主性别	男=1，女=0	0.881	0.869
户主教育水平	受教育年限（年）	2.665	2.682
户主年龄	户主年龄（岁）	55.039	53.747
耕地面积	家庭拥有耕地面积的对数（亩）	8.374	9.034
农用机械	是否拥有农用机械（是=1，否=0）	1.447	1.330
家庭人口数	家庭总人口	3.613	3.765
家庭劳动力数量	家庭 16 至 65 岁劳动力人数	1.062	0.665
老人人数	家庭 80 岁以上老人人数	1.598	2.537
年轻劳动力人数	家庭 16 至 35 岁年轻劳动力人数	0.057	0.045

(续表 1)

农地流入参与率	是否参与农地流入 (是=1, 否=0)	0.263	0.176
农地流出参与率	是否参与农地流出 (是=1, 否=0)	0.226	0.209
是否施用有机肥	是否施用有机肥 (是=1, 否=0)	0.543	0.457
样本量		3617	8554

四、实证结果与分析

(一) 内生性检验

本文的识别策略存在的主要威胁是试点选择的内生性问题。假设政府在挑选试点时倾向于选择那些农地生产率相对较高的试点村先进行改革,那么本文的识别策略就存在反向因果问题。为此本文在对基准模型进行回归之前,首先对这一问题进行讨论。由于农地确权以村为最小单位进行,因此本文在进行确权政策内生性检验时,选取村为基本单位。为了探究村庄层面随时间变化的特征对村庄确权时间前后的影响,本文建立了以下固定效应模型:

$$Title_Years_{it} = \theta R_{it} + \chi_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中, $Title_Years_{it}$ 为村庄 i 已确权的时间,即村 i 在所调查年份 t 减去确权的年份; R_{it} 为村庄层面的特征,即该模型的核心变量,用来探究村庄层面随时间变化的特征对确权时间前后的影响; χ_i 为村固定效应,用来控制村层面不随时间变化的因素的影响; α_t 为年份固定效应,用来控制特定年份的影响; ε_{it} 为误差项。

估计结果显示,村庄层面的特征变量在统计上均不显著^①,说明村庄特征不会影响确权的先后。进一步的联合 F 检验 P 值为 0.558,表明在考虑全部的解释变量后,村庄层面随时间变化的特征对村庄确权时间的前后不存在显著影响,因此可以判定农地确权政策的外生性假设成立。

(二) 基准回归

本文通过估计模型 (1) 来验证假说 3,结果如表 2 所示。回归 (1) 至 (4) 均控制了家庭层面的生产要素投入。和预期一致,回归 (1) 显示,农地确权变量的估计系数为 16.8,且在 5% 的显著性水平上显著,验证了假说 3。农地确权能显著提高农地生产率,平均效应为 3.7% (16.8/454.073)。为了进一步检验本文的结果,排除其他因素的干扰,本文在回归 (2) 中加入了家庭特征,结果依旧十分稳健。由于本文识别策略最大的威胁是农地确权政策的推进在时间趋势上和其他因素相关,从而导致本文的结果有偏。为了进一步排除该因素的干扰,本文控制了一系列的时间趋势。在回归 (3) 中加入村级时间趋势 (村级特征×年份虚拟变量),结果依旧变化不大,确权能显著提高农地生产率,平均效应为 3.6% (16.567/455.596),与基本回归相一致。回归 (4) 将村级时间趋势替换为家庭时间趋势 (家庭特征×年份虚拟变量),农地确权变量系数仍变化很小,再一次验证了结果的稳健性。

^① 因篇幅限制未将估计结果在正文中呈现,感兴趣的读者可以向作者索取。

表2 农地确权对农地生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：农地生产率			
是否确权（确权=1）	16.800** (8.106)	16.546** (8.117)	16.567** (8.225)	16.473** (8.130)
家庭拥有耕地面积（对数形式）		-12.127** (4.809)	-11.359** (4.849)	-20.763*** (5.849)
是否拥有农用机械（是=1）		7.274 (7.380)	7.040 (7.503)	8.214 (8.599)
家庭人口数		1.405 (2.100)	0.938 (2.137)	2.033 (2.263)
家庭劳动力数量		-0.397 (2.766)	0.218 (2.845)	-2.970 (3.241)
家庭 80 岁以上老人人数		-0.839 (3.346)	-0.486 (3.355)	-2.375 (32.130)
家庭 16 至 35 岁年轻劳动力人数		-8.279 (10.017)	-11.804 (10.402)	-15.392 (10.711)
户主性别（男=1）		3.390 (10.180)	3.040 (10.393)	3.915 (12.232)
户主年龄		0.070 (0.349)	0.094 (0.353)	-0.560 (0.515)
户主教育水平（年）		13.757*** (3.408)	13.655*** (3.485)	12.514*** (3.835)
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
村级特征×年份虚拟变量	否	否	是	否
家庭特征×年份虚拟变量	否	否	否	是
因变量均值	454.073	454.235	455.596	454.235
样本量	8174	8151	7943	8151
R ²	0.417	0.421	0.416	0.421

注：村级特征包括村庄农地流转率、村平均耕地面积、村平均劳动力流动率；家庭特征包括家庭拥有耕地面积（对数形式）、是否拥有农用机械（是=1）、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭 80 岁以上老人人数、家庭 16~35 岁年轻劳动力人数、户主性别（男=1）、户主年龄、户主教育水平（年）。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）；家庭劳动力投入指家庭所有成员参与务农天数加总除以投入地块面积。雇佣劳动力投入包括因生产经营聘请的长期雇工（长工）和短期雇工（短工）花费总额除以投入地块面积。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号中为 white 异方差的稳健标准误。由于篇幅原因，时间趋势及生产要素回归结果均未汇报。

综合表 3 的结果，在加入各种控制变量之后，农地确权对农地生产率的影响都是相当稳健的，支持了假说 3。从总体上来说，农地确权在提高农地生产率方面发挥着积极作用，能显著提高农地生产率，其平均效应为 3.7%。

（三）安慰剂检验

为了进一步验证上述结论的稳健性，本文参照 Li et al.（2016）及卢盛峰等（2019），通过随机产生改革时间及改革个体的方法对表 2 进行再次验证，具体做法如下：考虑到 2015 年有 9 个省份整省推进农地确权，本文首先在 2015 年的数据中随机抽取 9 个省份，并且每一年进行农地确权和未进行农地确权的村庄也通过随机抽取产生。2017 年，全国共有 28 个省份开展了农地确权，按照上述方法，首先随机抽取 28 个省份，其次在每个省份随机抽取确权的村庄。在确定了确权的村庄及确权时间后，对模型（1）进行再次回归，得到是否确权（是=1）系数是否接近于均值为 0 的正态分布；同时根据“偶然”得到基准回归估计系数的概率来判断结论的有效性。本文将上述实验过程重复了 500 次以期更好地随机化分组，增强安慰剂检验的效力。

图 1 为重复 500 次实验后是否确权（是=1）的估计系数的分布图。从下图可以看出，是否确权的估计系数均值接近于 0，平均 T 值为-0.098。由于其他因素的影响碰巧得到上述结论为小概率事件，因此，本文的主回归不存在遗漏重要变量、随机因素等的影响，进一步佐证了上文结论的稳健性。

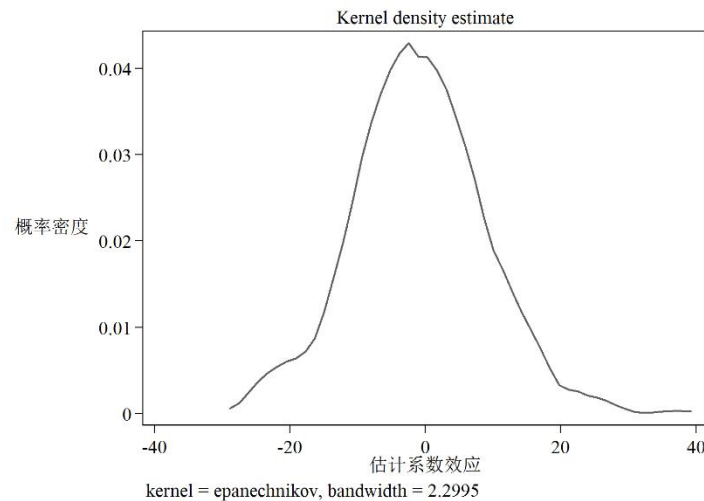


图 1 是否确权（是=1）估计系数效应

注：正态分布，均值为-0.9810，标准差为 9.6476。

五、拓展性讨论

（一）异质性分析

1. 确权时间。本文对模型（2）进行回归分析，以考察确权在短期和长期对农地生产率影响的差异。回归结果见表 3，所有回归均控制了生产要素投入。回归（1）是基本模型，只控制了村固定效应、年

份固定效应及家庭生产要素投入。结果表明对于已确权时间小于 1 年的农户，农地确权并不能显著提高农地生产率。而对于确权时间大于 1 年的农户，确权政策能提高农地生产率，约为 5.0%（22.629/454.073），大于表 2 中 3.7% 的平均效应。在控制了家庭特征，村级时间趋势和家庭时间趋势后该结果仍十分稳健。出现该现象的原因可能与农地确权对农地生产率的作用机制相关，如确权促使农户倾向于对农地生产进行长期投资，虽然在短期（如 1 年之内）并不能显著提高农地生产率，但是长期来看有利于土壤肥力的提高，从而促进了农地生产率进一步增加。但以上解释只是根据现有文献进行的相关推测，本文将在作用机制部分对该问题做进一步探讨。

表 3 农地确权对农地生产率影响的时间异质效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）			
确权 1 年及以内	12.251 (10.051)	11.455 (10.065)	10.657 (10.197)	11.108 (10.090)
确权 1 年以上	22.629** (10.109)	23.073** (10.121)	24.163** (10.256)	23.350** (10.148)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
村级特征×年份虚拟变量	否	否	是	否
家庭特征×年份虚拟变量	否	否	否	是
因变量均值	454.073	454.235	455.596	454.235
样本量	8174	8151	7943	8151
R ²	0.417	0.421	0.416	0.422

注：村级特征和家庭特征同表 2。控制变量为家庭拥有耕地面积（对数形式）、是否拥有农用机械（是=1）、家庭人口数、家庭劳动力数量、家庭 80 岁以上老人人数、家庭 16-35 岁年轻劳动力人数、户主性别（男=1）、户主年龄、户主教育水平（年）。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。**表示 5% 的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

由于农作物的生产周期较长，以 1 年作为长短期的划分可能存在一定主观性。因此，本文分别以 2 年、3 年和 4 年作为长短期划分的分界值，进一步验证这一实证结果的稳健性。估计模型仍为模型（2），实证结果呈现在表 5 中。

表 4 的结果显示，在更换了长短期的划分标准后，虽然估计结果与表 3 一致，长期影响的系数远大于短期，但其显著性发生了改变。当以 2 年及 3 年作为分界点时，农地确权在短期内趋向于提高农地生产率，但其长期影响并不显著。但当以 4 年作为分界点时，农地确权的短期及长期影响均显著。以上估计结果引出了关于农地确权对农地生产率影响的时间异质性问题，即为什么不同的时间划分会出现不同的结果？农地确权对农地生产率影响的具体时间效应是怎样的？

表 4 更换分界点后的估计结果

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）		
	N=2	N=3	N=4
确权 N 年及以下	15.659*	16.035*	15.051*
	(9.190)	(8.961)	(8.789)
确权 N 年以上	18.491	18.075	22.351*
	(11.638)	(12.456)	(13.145)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
村固定效应	是	是	是
因变量均值	454.235	454.235	454.235
样本量	8151	8151	8151
R ²	0.421	0.421	0.421

注：控制变量同表 3。所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。*表示 10%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

为了深入回答上述问题，本文将已确权时间进行了更细致的划分，以期更好地探讨农地确权对农地生产率影响的时间异质性，回归结果如表 5 所示。回归（1）表明，在农地确权后 2 到 5 年，农地生产率能显著提高，其中在第 4 至第 5 年的影响最大，确权 6 年之后的影响显著下降。

为了进一步验证结论的稳健性，本文对核心被解释变量——农地生产率的衡量再次进行稳健性检验。上文采用的度量指标为小麦、水稻和玉米产量加总与小麦、水稻和玉米种植面积的比值，这一度量方式可能由于三种农作物种植的结构性调整而发生改变，因而无法准确识别单产提高是由于结构性调整导致的还是由于农地确权导致。为了解决上述问题，本文参考 Place and Hazell（1993）的做法，通过控制作物种植结构及其相关要素投入，在一定程度上缓解了由于生产结构调整可能导致的估计偏差。加入控制变量后的回归结果表明本文的基本结论是稳健的^①。

2.事前产权稳定性。在回归（2）和回归（3），本文进一步考虑了农户在确权前的产权稳定性。根据第二部分的分析可知，农地确权增强了产权的稳定性，从而提高了农作物生产率。因此对确权前产权状态不同的农户，农地确权对其农地生产率的影响具有异质性。研究表明，地权稳定性较强的农户更倾向于对农地进行长期投资（Deininger and Jin，2006），如采取农地保护措施，让农地闲置，使其恢复肥力。再如农家肥投资，其作用在于长期内维持土壤肥力，该类投资对农业经营的时间跨度提出了更高的要求（应瑞瑶等，2018）。同理推之，地权稳定性较差的农户更倾向于进行短期投入，以期有即时效应。已有的一些文献对农地产权稳定性的划分主要采用是否经历农地调整，但该衡量标准存在一定的问题。由于中国二轮农地承包期为 30 年，因此超过 30 年进行农地调整不能算为农地产

^① 因受制于篇幅未将详细的估计结果在正文中呈现，感兴趣的读者可以向作者索要。

权的不稳定。本文用最近一次农地调整时间距调查时间是否超过 30 年作为划分标准, 30 年内未进行农地调整的农户为产权较为稳定的农户, 而对 30 年内经历过农地调整的农户定义为产权较为不稳定。估计结果如表 5 中的回归 (2) 和回归 (3) 所示。对于产权较为不稳定的农户, 农地确权对其生产率影响的滞后期较短, 在确权的 2 至 3 年即能显著提高其农地生产率, 而对于产权较为稳定的农户, 农地确权对其农地生产率影响的滞后期较长, 在第 6 年及以上才能提高其农地生产率。这进一步验证了上文的假设, 不同产权稳定性的农户对农地政策的信任程度不同。对于产权稳定性较差的农户, 其不安全感更强, 农地确权虽总体上增强了其产权稳定性 (Banerjee et al., 2002), 但相较于产权安全感高的农户作用较小, 这部分农户倾向于对农地进行中短期投入。而对于产权稳定性较强的农户, 其本身的产权安全感较高, 农地确权更加强了他们对农地产权稳定性的信心, 因而倾向于进行长期投入。

表 5 确权时间及事前产权稳定性的异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量: 农地生产率 (公斤/亩)		
	全样本	>30 年	≤30 年
确权 1 年以内	11.710 (10.089)	7.373 (18.493)	13.022 (12.075)
确权 2 至 3 年	27.891** (12.821)	30.632 (29.073)	24.927* (13.459)
确权 4 至 5 年	33.067* (18.558)	56.706 (36.739)	23.042 (21.512)
确权 6 年及以上	8.983* (14.177)	48.190** (20.375)	-8.433 (18.023)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是
村固定效应	是	是	是
因变量均值	454.235	449.961	456.437
样本量	8151	2771	5380
R ²	0.421	0.426	0.420

注: 确权 1 年内为确权时间距调查时间小于等于 1 年的虚拟变量; 确权 2 至 3 年为确权时间距调查时间大于等于两年, 小于等于 3 年的虚拟变量; 确权 4 至 5 年为确权时间距调查时间大于等于 4 年, 小于等于 5 年的虚拟变量; 确权 6 年及以上为确权时间距调查时间大于等于 6 年的虚拟变量。大于 30 年是指 1978 年以来最近一次农地调整年份距调查时间大于 30 年, 小于等于 30 年是指 1978 年以来最近一次农地调整年份距调查时间小于等于 30 年。控制变量同表 3; *, ** 分别表示 10% 和 5% 的显著性水平; 括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

3. 农地规模。为了进一步考察这种影响在农地规模上的差异性, 本文按照农地规模进行了分样本回归, 估计结果呈现在表 6。从均值来看, 小农场的平均农地生产率比大农场高, 确权对小农场的影响不大, 确权 1 年内及确权 1 年以上均没有显著的影响。但确权对大农场生产率的提高有明显的滞后效应, 能提高 9.16% (41.509/453.105) 的农地生产率, 远高于表 2 的综合效应 5%。这一方面可能由

于大农场更有利于农业投入，如购置大型农业机械等；另一方面也可能由于农地确权促使农地流转给了在农业中具有比较优势的农户（Gao et al., 2021）。

表 6 确权对农地生产率的影响：按照农场大小的分组估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：农地生产率（公斤/亩）			
	大农场		小农场	
确权 1 年及以下	0.191 (14.012)	0.322 (13.940)	11.096 (20.412)	9.480 (20.588)
确权 1 年以上	41.509*** (14.155)	40.256*** (14.278)	17.686 (19.204)	19.377 (19.093)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	453.105	453.282	455.538	455.678
样本量	4923	4908	3251	3243
R ²	0.496	0.501	0.546	0.549

注：大小农场的划分根据村耕地面积的中位数，当家庭耕地面积大于中位数时，定义为大农场，小于中位数时即为小农场。控制变量同表 3；所有回归均控制了生产要素投入，包括家庭劳动力投入（天/亩）、雇佣劳动力投入（元/亩）及农业机械投入（元）。***表示 1% 的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

（二）机制讨论：投资效应还是配置效率

本文认为农地确权对农地生产率影响的主要机制是增加了农户对农地的长期投资和农地流转参与率，即假说 1 和假说 2。下面本文将直接检验上述影响机制是否成立，从而便于更好地理解农地确权对农地生产率影响的时间异质性产生的原因。

1. 农地确权和长期投资。表 7 为模型（3）的估计结果。回归（1）依旧为基本回归，其结果显示，农地确权变量在 1% 的统计水平上显著且系数为正（0.076），这与假说 1 相一致，表明确权确实能提高农户对农地的长期投资。回归（2）进一步控制了家庭层面的相关变量，农地确权变量的估计系数依旧十分稳健且显著。为了呼应上文对不同农场规模的研究，本文将全样本分为大农场和小农场，考察不同农场规模的有机肥使用率，由回归（3）和回归（4）的结果可知，农地确权能使小农场的有机肥使用率提高 0.081，而只能使大农场的有机肥使用率提高 0.067，且都在 1% 的水平上显著。这一结果与上文的相关结论稍有冲突，可能的原因是虽然相较于小农场，确权对大农场有机肥使用率提高比例低，但大农场的单位面积的有机肥施用量大于小农场，所以对生产率的提高更显著。

表 7 农地确权与农户有机肥施用率

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否施用有机肥（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（确权=1）	0.076*** (0.013)	0.075*** (0.014)	0.067** (0.019)	0.081*** (0.023)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
因变量均值	0.489	0.494	0.515	0.462
样本量	5908	4856	2918	1938
R ²	0.0056	0.017	0.0161	0.0240

注：该模型只涵盖了 2017 年中国家庭大数据库的数据。大小农场的划分根据村耕地面积的中位数，当家庭耕地面积大于中位数时，定义为大农场，小于中位数时即为小农场。控制变量同表 3；**、*** 分别表示 5% 和 1% 的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

以上分析支持了本文的解释机制（假说 1），即农地确权能增加农户对农地的长期投资，从而增加农地生产率。上述结果也为上一节发现的农地确权的时间异质效应提供了合理的解释，农地确权通过增加农户对农地的长期投入从而增加农地生产率，那么其在短时间内的效应必不显著。

2. 农地确权与农地流转。中共中央办公厅和国务院办公厅于 2014 年 11 月 20 日印发了《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》，引导、鼓励农村土地经营权有序流转、发展农业适度规模经营，这对农户的农地流转产生了显著的影响。为了控制这一点，除了上文的控制变量外，本部分在对模型（4）进行回归估计时进一步加入了农户所获得的农业补贴，详见表 8 中回归（2）至回归（4）。本文预期农地确权会显著增大农户的农地流转参与率，但从平均效应看，农地确权并没有对农户的农地流转参与率产生影响。

表 8 农地确权与农地流转行为

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否参与农地流转（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（是=1）	-0.003 (0.01)	-0.008 (0.016)	0.007 (0.021)	-0.045 (0.031)
农业补贴（元/亩）		0.003 (0.002)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.454	0.362	0.377	0.340
样本量	13224	7678	4631	3047
R ²	0.491	0.491	0.556	0.556

注：农业补贴为 IHS 函数形式。参考 Charis et al. (2017)，IHS 函数和对数函数相似，但对于含有大量 0 值的长尾分布更优，解决了对数函数导致的遗漏变量问题。*表示 10%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

与第三部分分析框架一致，本文进一步将确权变量划分为确权 1 年及以内和确权 1 年以上，并再次估计方程（4），如表 9 所示。结果显示，农地确权只对确权 1 年以上的大农户的农地流转行为产生影响，由于农地流转与农地投资不同，并不存在时间滞后效应，该结果与主回归的结果逻辑相一致，也进一步说明了农地流转可能是农地确权促进农地生产率提高的原因之一。

表 9 农地确权与农地流转行为（长短期）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：是否参与农地流转（是=1）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
确权 1 年及以内	-0.009 (0.014)	-0.022 (0.017)	-0.021 (0.024)	-0.048 (0.032)
确权 1 年以上	0.004 (0.015)	0.012 (0.020)	0.046* (0.027)	-0.041 (0.038)
农业补贴（元/亩）		0.003 (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.454	0.362	0.377	0.340
样本量	13224	7678	4631	3047
R ²	0.491	0.491	0.556	0.556

注：控制变量同表 3；*表示 10%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

中国家庭大数据库涵盖了农户详细的地块信息，包括地块的数量，这使本文能更深入地探究农地确权对平均地块面积的影响，为农户农地流转行为提供佐证，相关的估计结果如表 10 和表 11 所示。该结果与表 3 和表 9 的结果相一致，总体上看，农地确权会提高确权 1 年以上农场的平均地块面积，且该效应主要作用于大农场，这也从侧面支持了假说 2。

表 10 农地确权与平均地块面积

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：平均地块面积（对数形式）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
是否确权（确权=1）	0.037 (0.026)	0.018 (0.026)	0.052 (0.037)	-0.011 (0.044)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是

(续表 10)

因变量均值	0.186	0.318	0.536	-0.003
样本量	8690	5172	3081	2091
R ²	0.589	0.768	0.796	0.816

注：农业补贴为 IHS 函数形式。控制变量同表 3；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

表 11 农地确权与平均地块面积（长短期）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：平均地块面积（对数形式）			
	全样本	全样本	大农场	小农场
确权 1 年及以内	0.015 (0.032)	-0.032 (0.031)	0.011 (0.046)	-0.052 (0.052)
确权 1 年以上	0.058* (0.031)	0.062** (0.031)	0.085** (0.045)	0.032 (0.054)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
村固定效应	是	是	是	是
因变量均值	0.186	0.318	0.536	-0.003
样本量	8690	5172	3081	2091
R ²	0.589	0.768	0.796	0.815

注：农业补贴为 IHS 函数形式。控制变量同表 3；*、**分别表示 10%和 5%的显著性水平；括号中数据为 white 异方差的稳健标准误。

以上分析在一定程度上支持了假说 2，农地确权能提高农户的农地流转参与率。根据已有文献，农地流转的增加也是提高农地生产率的途径之一。而农地确权对农地流转的影响主要产生于确权 1 年以上的农户中，这也再一次验证了农地确权效应的时间异质性产生的原因，并进一步说明了农地流转为其可能的影响机制之一。

六、总结和讨论

产权的稳定性和农地生产率的关系一直是一个重要的话题。很多学者都对两者进行了研究，并得出了基本一致的结论，稳定的产权能显著提高农地生产率。但产权和农地生产率之间往往存在一定的内生性问题，稳定的产权能促进农地生产率的提高，农地生产率的提高也会进一步加快产权的稳定。

中国 2008 年开始的新一轮农地确权颁证为本文提供了一个很好的外生自然实验来验证产权和农地生产率之间的关系。基于已有文献，本文认为农地确权能显著提高农地生产率，确权的影响具有滞后效应，其长期效应更为显著。确权对农地生产率的影响主要通过增加农户对农地的长期投资行为和农地流转行为两条途径。本文利用 2015 年和 2017 年的中国家庭大数据库对上述假说进行检验。首先，本文检验了农地确权政策的外生性，确保本文识别策略的有效性。其次，本文计算了中国主要的三种

粮食作物的农地生产率，作为本文主要的被解释变量，利用固定效应模型考察农地确权对其产生的影响。结果表明，农地确权会显著提高农地生产率，且其影响具有时间异质效应。从长期（大于1年）来看能显著增加农地生产率，但短期（小于1年）内对农地生产率并没有显著影响。随后，本文对其影响途径也进行了实证检验，结果与假说相一致，即农地确权能显著增加农户对农地的长期投入和农地流转行为。值得一提的是，当本文根据农场大小研究农地确权对农场地块面积的影响时，结果发现农地确权对小农场的影响并没有大农场显著。

在上述研究的基础上，本文进行了结果的稳健性检验，不同滞后性的划分及时间异质性的检验结果均支持上述结论。本文对不同产权状态的农户进行了进一步检验，研究发现产权稳定性差的农户倾向于进行农地中期投资，而产权稳定性强的农户则倾向于对农地做长期投资。该结论表明不同产权状态的农户对政策的信任程度存在差异，这可能导致政策效果的异质性。政府应进一步宣传相关政策，减少不可预期的征地和农地调整行为，从而增强农户对地权稳定性的信心。

本文的研究内容和研究结论是对已有的产权和生产率研究的有效补充。2009年启动并于2013年全面推进的农村土地承包经营权确权登记颁证工作，以“四至”确权的方式，将农户承包土地的具体位置、面积、权属等信息在证书上进行绘制登记，由此强化农户地权的明晰，解决了过去确权中存在的“四至不清、面积不准”等问题，是对过去产权关系的进一步稳固，而不是传统文献意义上的农地确权。本文的研究结果表明，该举措仍对生产率的提升有显著影响，这说明任何形式的稳定产权行为，都对农地生产率的提高有一定帮助。该结论具有重要的政策含义，政府应通过建立完善的市场机制促进要素资源的合理配置，从而提高效率，增加农业产出。

然而，本文在研究农地确权通过影响农地流转提高生产率的途径时，只是粗略探讨了其对农地流转参与率的影响，没有进一步讨论农地确权是否促进了农地资源的更有效配置，是否在一定程度上缓解了发展中国家普遍存在的农地资源错配问题，这也是未来的一个研究方向。

参考文献

- 1.程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗？》，《管理世界》第1期。
- 2.胡新艳、陈小知、米运生，2018：《农地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据》，《中国农村经济》第12期。
- 3.黄季焜、冀县卿，2012：《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》，《管理世界》第9期。
- 4.冀县卿、钱忠好，2018：《如何有针对性地促进农地经营权流转——基于苏、桂、鄂、黑四省（区）99村、896户农户调查数据的实证分析》，《管理世界》第3期。
- 5.纪月清、杨宗耀、方晨亮、王亚楠，2021：《从预期到落地：承包地确权如何影响农户土地转出决策？》，《中国农村经济》第7期。
- 6.林文声、王志刚、王美阳，2018：《农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析》，《中国农村经济》第8期。
- 7.林文声、秦明、苏毅清、王志刚，2017：《新一轮农地确权何以影响农地流转？——来自中国健康与养老追踪调查

的证据》，《中国农村经济》第7期。

8.卢盛峰、王靖、陈思霞，2019：《行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据》，《中国工业经济》第11期。

9.李江一、仇童伟、李涵，2021：《农地确权影响农户收入的内在机制检验——基于中国家庭金融调查的面板证据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期。

10.罗明忠、刘恺、朱文珏，2017：《确权减少了农地抛荒吗——源自川、豫、晋三省农户问卷调查的PSM实证分析》，《农业技术经济》第2期。

11.罗必良，洪洪杰，2020：《农地确权与农户要素配置的逻辑》，《农村经济》第1期。

12.宁静、殷浩栋、汪三贵，2018：《土地确权是否具有益贫性？——基于贫困地区调查数据的实证分析》，《农业经济问题》第9期。

13.钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》，《中国农村经济》第12期。

14.钱龙、冯永辉、钱文荣，2021：《农地确权、调整经历与农户耕地质量保护行为——来自广西的经验证据》，《农业技术经济》第1期。

15.石晓平、郎海如，2013：《农地经营规模与农业生产率研究综述》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期。

16.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼，2018：《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》，《管理世界》第3期。

17.叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮，2010：《2008年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》，《管理世界》第1期。

18.应瑞瑶、何在中、周南、张龙耀，2018：《农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验》，《中国农村观察》第3期。

19.郑淋议、钱文荣、刘琦、郭小琳，2021：《新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例》，《中国农村经济》第6期。

20.钟甫宁、纪月清，2009：《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》，《经济研究》第12期。

21.周南、许玉楹、刘俊杰、张龙耀，2019：《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》，《中国农村经济》第11期。

22.周春芳，2013：《儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业》，《农业技术经济》第11期。

23.周广肃、张玄逸、贾坤、张川川，2020：《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》，《经济学（季刊）》第19卷第4期。

24.Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American economic review*, 91 (5) : 1369-1401.

25.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2017, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China", NBER Working paper 23039, <http://www.nber.org/papers/w23039>.

- 26.Banerjee, A. V., P. Gertler, and M. Ghatak, 2002, "Empowerment and Efficiency: Tenancy Reform in West Bengal", *Journal of political economy*, 110 (2) :239-280.
- 27.Bardhan, P., and D. Mookherjee, 2011, "Subsidized Farm Input Programs and Agricultural Performance: A Farm-Level Analysis of West Bengal's Green Revolution, 1982-1995", *American Economic Journal: Applied Economics*, 3 (4) :186-214.
- 28.Boucher S R, B L. Barham, and M R.. Carter, 2005, "The impact of "market-friendly" reforms on credit and land markets in Honduras and Nicaragua". *World Development*, 33 (1) : 107-128.
- 29.Chen, C., D. Restuccia,, and R. Santaaulàlia-Llopis, 2017. The Effects of Land Markets on Resource Allocation and Agricultural Productivity. *NBER working paper* 24034, <http://www.nber.org/papers/w24034>.
- 30.De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro and E. Sadoulet, 2015, "Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico", *American Economic Review*, 105 (10) :3125-3149.
- 31.Deininger, K., and S. Jin, 2009, "Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China's Rural Land Contracting Law", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70 (1) , 22-38.
- 32.Deininger, K., and S. Jin, 2006, "Tenure security and land-related investment: Evidence from Ethiopia". *European Economic Review*, 50 (5) , 1245-1277.
- 33.Deininger, K., S. Jin, F. Xia, and J. Huang, 2014. "Moving Off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China", *World Development*, 59 (2014) : 505-520.
- 34.Do, Q., and L. Iyer, 2008, "Land Titling and Rural Transition in Vietnam", *Economic Development and Cultural Change*, 56.3 (2008) : 531-579.
- 35.Feder, G., 1988, *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- 36.Field, E., and M. Torero, 2006, "Do Property Titles Increase Credit Access Among the Urban Poor? Evidence from a Nationwide Titling Program", *Harvard University Department of Economics Working paper*, <http://scholar.harvard.edu/files/field/files/fieldtoreroes.pdf>.
- 37.Gao, X., X. Shi, and S. Fang , 2021. "Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China". *World Development*, 147 (2021) : 105632.
- 38.Galiani, S., and E. Schargrodsky, 2010, "Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling", *Journal of Public Economics*, 94 (9) :700-729.
- 39.Ghebru, H., and S. T. Holden, 2015, "Technical Efficiency and Productivity Differential Effects of Land Right Certification: A Quasi-experimental Evidence". *Quarterly Journal of International Agriculture*, 54 (1) : 1-31.
- 40.Goldstein, M., K. Hounghbedji, F. Kondylis, M. O'Sullivan, and H. Selod, 2018. "Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment", *Journal of Development Economics*, 132 (2018) : 57-74.
- 41.Hare, D. 2008, "The Origins and Influence of Land Property Rights in Vietnam". *Development Policy Review*, 26 (3) , 339-363.
- 42.Heltberg, R., 2002, "Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries", *Journal of Economic Surveys*, 16 (2) : 189-214.

43. Jacoby, H. G., and B. Minten, 2007, "Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-effective? Evidence from Madagascar", *The World Bank Economic Review*, 21 (3) : 461-485.
44. Jacoby, H. G., G. Li, and S. Rozelle, 2002, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China". *American Economic Review*, 92 (5) : 1420-1447.
45. Lanjouw, J. O., and P. Levy, 2002, "Untitled: A Study of Formal and Informal Property Rights in Urban Ecuador". *The Economic Journal*, 112 (482) : 986-1019.
46. Li, P., Y. Lu, and J. Wang., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 123 (2016) : 18-37.
47. Mauro, P., 1995, "Corruption and Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 110.3 (1995) : 681-712.
48. Newman, C., F. Tarp, and K. Van Den Broeck, 2015. "Property rights and productivity: The case of joint land titling in Vietnam". *Land Economics*, 91 (1) : 91-105.
49. Place, F., and P. Hazell, 1993, "Productivity effects of indigenous land tenure systems in sub-Saharan Africa". *American journal of agricultural economics*, 75 (1) : 10-19.

(作者单位: ¹ 北京大学汇丰商学院;
² 延安大学乡村发展研究院;
³ 浙江工商大学经济学院;
⁴ 浙江大学公共管理学院)
(责任编辑: 陈静怡)

The Impacts of Land Certification on Agricultural Productivity: Evidence from A New Round Land Certification in China

GAO Xuwen FANG Shile SHI Xinjie WEI Longbao

Abstract: The relationship between property rights and productivity has always been the focus in the field of development economics, and China's new round of agricultural land certification provides a good exogenous natural experiment to explore the relationship between them. Using the data of China Family Database (CFD) of Zhejiang University in 2015 and 2017, this article analyzes whether, to what extent and how the rural land certification policy affects rural land productivity. The results show that the certification of agricultural land will significantly improve the productivity of agricultural land (3.7%), and its effect has time heterogeneity. The impact of certification on agricultural land productivity is not significant within one year, but the long term impact is significant (5%). Further mechanism analysis shows that stable property rights can increase farmers' long-term investment, accelerate farmers' agricultural land transfer, and improve agricultural land productivity.

Keywords: Land Certification; Agricultural Productivity; Tenure Security; Lag Effect

电子商务对绿色农产品消费溢价的影响分析*

——基于产品展示机制和声誉激励机制

蒋 玉¹ 于海龙² 丁玉莲³ 莫 睿³

摘要：本文旨在探究电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制能否促进绿色农产品的消费并提高消费者的溢价支付。本文基于京东商城红富士苹果的 12631 个实际交易数据，采用特征价格法实证分析消费者对农产品属性的溢价支付，以及产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费的影响。研究发现：绿色认证、满分好评、地理标志、大果、礼盒包装、京东自营等属性信息对消费者的溢价支付具有显著的正向影响；但消费者对绿色农产品的溢价支付有赖于电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制，如果没有视频展示和良好的声誉，即使苹果获得了绿色认证，消费者也不愿意为绿色认证农产品支付更高的溢价；电子商务详实的产品展示机制和良好的声誉激励机制能够显著增加消费者对绿色农产品的溢价支付，视频展示和满分好评分别提高 14.00% 和 11.85%，且该影响在不同的价格分位数上是一致的。本文认为，电子商务中良好的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费具有显著的正向引导和促进作用。

关键词：电子商务 绿色农产品 特征价格法 产品展示机制 声誉激励机制

中图分类号：F323.7 **文献标识码：**A

一、引言

“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要要求全面促进消费，增强消费对经济发展的基础性作用，顺应消费升级趋势，促进消费向绿色、健康、安全发展^①。2021 年中央“一号文件”强调加强农产品

*本文得到了国家社会科学基金青年项目“畜牧业生态化养殖的实现路径和政策保障研究”（编号：19CGL034）、北京市社会科学基金项目“基于效率、质量与环境耦合的首都鲜活农产品流通体系优化研究”（编号：19JDGLB030）的资助。感谢王红教授、金少胜教授、周洁红教授在论文写作过程中的指点，感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：于海龙。

^①资料来源：《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

质量和食品安全监管,发展绿色农产品、有机农产品和地理标志农产品^①。如何释放绿色农产品市场潜力,优化供给结构,进而形成绿色生产、流通和消费的良性循环,这对于促进中国经济社会发展全面绿色转型具有深远的意义。

近年来,随着消费者收入水平的提高、环保意识的增强和对食品安全的关注,中国绿色农产品消费潜力显著增强(王德章、王甲樑,2010;金书秦等,2020)。首先,消费者可支配收入的增加放松了对绿色农产品购买的收入约束,增加了消费者的潜在购买力。其次,粗放型工业化的农业生产在显著提升农业生产效率的同时,带来了生态退化、面源环境污染等问题(金书秦等,2020),严重的环境污染和生态破坏引发了全社会的广泛关注,为扩大绿色农产品消费提供了可能(陈默等,2015)。最后,食品安全意识的提升,使得消费者对绿色、有机、可追溯等高品质农产品的消费倾向得以强化,潜在需求不断增长(尹世久等,2015)。

尽管绿色农产品的潜在需求巨大,但要将潜在需求转化为实际购买以及充分释放绿色农产品的市场潜力依然面临着诸多阻碍。第一,绿色农产品价格高,甄别难度大,加之品牌的声誉激励机制尚未真正形成,消费者往往面临用高价购买低质农产品的风险。第二,消费者对绿色农产品的认知不足,在实际购买场景中,有限的标签空间无法提供足够的信息,使得消费者原本的模糊认知不仅在购买场景中无法得到修正,反而可能被进一步放大,进而削弱其购买动机(Rana and Paul, 2017)。第三,消费者对于绿色农产品标签的真实性以及生产过程中是否按照绿色生产规范严格执行缺乏足够的信任(张海英、王厚俊,2009)。第四,绿色农产品品相不佳或与普通农产品无异,消费者缺少感官冲击的购买欲。要克服这些阻碍,将潜在的市场需求转化为实际购买,关键在于如何建立有效的信号传递机制和市场运行机制,减少生产者与消费者之间的信息不对称。从实践层面看,国内外已经开始尝试通过农夫市集^②、社区支持农业等方式缩短农产品供应链,实现产销直连,缓解信息不对称,以增强消费者的信心和实际购买行为(Horst and Gwin, 2018)。但是,大量分散的小农户与大市场对接的难题使得发达国家的流通模式对于中国市场的供需匹配体系的适用性有限。

近年来中国快速发展的农产品电商模式^③能否为绿色农产品市场潜力的释放提供新的思路?理论上,电子商务与传统流通模式相比具有更加高效的信息传递和声誉激励机制。一方面,电子商务降低了信息传输成本,使得生产者能够通过视频展示等方式向消费者生动详实地展示绿色农产品的生产过

^①资料来源:《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》, <http://www.mofcom.gov.cn/article/zwgk/zcfb/202102/20210203040412.shtml>。

^②农夫市集一般每周在固定的时间和地点举行,地点一般选择在城市广场或市中心街道等公共场所。当地农户会到农夫市集与消费者当面交流和售卖自家产品,这种直接销售的方式没有中间商的参与。资料来源: <https://www.agmrc.org/food/farmers-markets>。

^③中国农产品网络零售额由2016年的0.16万亿元增长到2019年的0.4万亿元。2020年上半年,线上农产品销售额约2000亿元,同比增长了0.4倍。资料来源:《2020年中国消费市场发展报告——新消费成为引领国内大循环重要动力》, <http://www.caitec.org.cn/upfiles/file/2020/11/20201208171414567.pdf>。

程和品质信息,增强消费者对绿色农产品的认知与感知价值。另一方面,电子商务减少了传统市场因时空限制带来的重复购买成本,使得农产品消费更易演变为重复博弈,而在重复博弈中,评价信息的公开有利于形成有效的声誉激励机制,使得产品质量信息更高效地在消费者之间传递,并迫使商家全力维护自身声誉,进而有助于提升消费者的购买意愿和支付价格(Heng et al., 2018)。

本文基于电商平台的实际交易数据,探讨电子商务对绿色农产品消费溢价的影响机理,并重点分析电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响。具体而言,本文以红富士苹果为研究对象,使用京东商城的12631个交易数据,从消费者对红富士苹果绿色认证等属性溢价支付的微观视角进行分析。本文首先测度消费者对电商平台的绿色农产品的溢价支付;然后,分析电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品溢价支付的影响;最后,进一步检验上述影响在不同价格分位数上的一致性。

二、文献回顾

本文中的绿色农产品是指环境友好型农产品(Zhou et al., 2017),包括获得绿色食品认证和有机认证的农产品^①。与强调保障基本食品安全的无公害认证不同,绿色食品认证和有机认证更强调对生产行为的控制和对环境的影响(Liu et al., 2013)。

1.对绿色农产品消费意愿和消费行为的研究。首先,消费者对绿色农产品具有显著的购买意愿和溢价支付(周应恒等, 2004; 尹世久等, 2015; Zhou et al., 2017),但随着农产品质量的不断提高,绿色认证对于产品价格的正向影响逐渐减弱(Lane et al., 2017)。其次,消费者对绿色农产品的购买意愿主要受其对食品安全的担忧和对产品的了解程度以及产品外观和产品包装等因素的影响(李文瑛等, 2018),而消费者的个体特征、家庭特征、认知水平以及农产品价格等则是影响消费者购买行为的主要因素(陈新建等, 2014; 郭斌等, 2014)。再次,绿色农产品消费能够显著增加消费者的主观幸福感(Vanessa et al., 2018),而绿色标签与可追溯标签(尹世久等, 2019)、绿色标签及动物福利标签(Gerini et al., 2016)之间具有显著的替代关系。最后,国内外消费者对绿色农产品消费的意愿与行为均存在不同程度的不一致,即消费意愿高,但实际购买率低,这种差异主要受产品价格、消费者收入水平、受教育程度、食品安全认知度、对绿色农产品的了解程度、购买便利性、产品区分难易度等因素的影响(韩青, 2011; Massey et al., 2018)。

2.对消费者渠道选择及其消费行为、信息搜寻及采纳行为的研究。电商模式作为一个新的销售模式,具有与超市、农贸市场、社区市场、生鲜零售店等传统模式不同的特点,消费者行为研究的侧重点也就有所不同。已有的研究主要分为三大类。第一类文献探究了消费者选择线上渠道或线下渠道的

^①绿色食品认证是中国发起的特有认证,分为绿色A级认证和绿色AA级认证。其中,绿色A级认证标准比有机认证标准略低,而绿色AA级认证标准与有机认证标准几乎等同,但绿色食品认证与有机认证均强调农产品的高品质和环境友好特性。本文参照已有文献(Zhou et al., 2017),对绿色农产品的界定侧重其环境友好型特性,强调绿色农产品的绿色属性,并将绿色认证食品和有机认证农产品归入其中。

影响因素。交通成本减少、商品运输便捷度提高等因素显著减少了线上渠道的交易成本,进而促进了消费者的线上消费行为,而商品需要额外邮费和无法预先确定产品质量这两个因素则阻碍了消费者的线上消费(Chintagunta et al., 2012)。消费者从线下消费转向线上消费的转换意愿主要受到感知转换成本和产品风险等因素的影响(靳朝翔等, 2019)。第二类文献深入剖析了电商市场有别于传统市场的特点及其对消费者消费行为的影响。首先,电商市场促进了新型消费业态的形成,使得传统市场中不那么重要的“农产品搭配售卖”和“提前订货,延时消费”等问题变得愈发重要(Milkman et al., 2010; Jin et al., 2017)。其次,电商市场相对于传统市场更有利于保持消费者的渠道忠诚和品牌忠诚(Wang et al., 2019)。再次,与传统市场相比,节省时间是吸引消费者线上消费的重要因素,这就使得消费者更倾向于选择节约搜寻成本的方式进行消费,如从自己“往期购买清单”中再次购买,从而减少品牌搜寻成本(Pozzi, 2012)。最后,与传统市场相比,电商市场独特的产品展示方式显著减少了消费者对不健康食品的购买行为(Huyghe et al., 2017)。第三类文献集中讨论了电商市场独特的信息搜寻和采纳行为。电商市场的信息痕迹使得原本在实体店消费中难以观测的商品搜寻行为数据更易获取(Richards et al., 2017),这就使得研究人员得以通过网络数据获得更多的研究资源以追溯消费者信息搜寻、信息采纳以及购买行为的变化。研究发现,95%的人偏好使用导航窗口进行产品搜寻,而在进入产品页面时,却更加关注图片信息(Benn et al., 2015)。信息感知、信息满意度、平台环境安全性和信息技术对于消费者的信息采纳意愿具有显著的影响,并且采纳意愿对采纳行为具有显著的正向影响(刘春明等, 2019)。

3.对电子商务的产品展示机制和声誉激励机制影响的研究。与传统市场相比,电商市场上的商家可以通过生动、详实的视频展示方式向消费者传递商品生产和品质等信息,并以此促进消费者购买。与图片等静态展示方式相比,这种独特的产品展示机制更能增强消费者的虚拟体验感,从而产生正向情绪并影响其消费意愿和消费行为(Roggeveen et al., 2015),而消费者的消费意愿则受视频展示的全面性和有效性的影响(郭海玲等, 2019)。Tonsor and Wolf (2012)的研究结果则显示,虽然视频展示所提供的信息能够显著影响消费者的认知,但不一定能够显著影响其意愿支付水平。购买者评价是电商市场的另一大特点,反映了产品的累积声誉。电商市场上的商家通过较高的购买者评价累积良好的声誉,以此吸引更多的消费者购买并提高其溢价支付,商家也会竭尽全力地维护自身良好的市场声誉(Lin et al., 2019)。Heng et al. (2018)发现,相对于被判别为主观信息的评价而言,被潜在狄利克雷分布(Latent Dirichlet Allocation, LDA)识别为客观信息的评价对新购买者的帮助更大,购买者评价的字数长度与信息有用性呈“倒U型”关系。消费者对产品不同属性的评价差异对产品销量有显著的负向影响,而评价数量、评价质量对产品销量则有显著的正向影响(刘灵芝等, 2018)。

综上,已有研究测度了消费者对绿色农产品的购买意愿和行为,探究了意愿和行为不一致的主要影响因素,对比分析了电商市场与传统市场的差异,深入剖析了电商市场独特的信息搜寻、产品展示和声誉激励机制对消费者购买意愿和行为的影响。这些研究对本文深入探究电子商务对绿色农产品消费的影响具有重要的借鉴意义和参考价值。但从研究视角上来看,尽管电子商务为绿色农产品销售提供了新的途径,却鲜有文献将电子商务与绿色农产品消费结合起来,并系统地分析电子商务对绿色农

产品消费溢价的影响。

与传统市场相比，电商市场独特的产品展示机制和声誉激励机制能否促进绿色农产品消费并提高消费者的溢价支付？本文研究对于促进绿色农产品市场持续健康发展、引导绿色消费和绿色转型具有重要的现实意义。就研究方法而言，已有研究对线上消费者偏好的测度大多基于消费者自身的陈述，容易产生因假设场景与现实约束不一致而造成的假设偏差问题，而且在问卷调查过程中消费者可能会因不同程度的“表现”和“向好倾向”做出与现实生活中不一致的选择。目前，基于真实交易数据的相关研究依旧较为缺乏。本文的边际贡献主要有：一是首次系统地分析电子商务对绿色农产品消费溢价的影响；二是尝试探究电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制对消费者溢价支付的影响；三是采用揭示性偏好法对线上农产品消费进行分析，避免了自述性问题可能带来的假设偏差。

三、影响机理与研究方法

（一）电子商务促进绿色农产品消费的影响机理

电子商务对绿色农产品消费的影响体现在“量”和“价”两个方面。一方面，电子商务突破了传统市场的时空限制，通过增加产品可及性，降低了搜寻成本，促进了绿色农产品消费。另一方面，电子商务非实体接触式的浏览方式减弱了物理线索的影响，通过增强消费者对产品质量信息的关注，从而提高消费者的溢价支付。电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制也增强了消费者对绿色农产品的溢价支付。其中，产品展示机制通过增强消费者对绿色农产品生产行为的认知，降低了消费者对绿色农产品的感知风险，增强了消费者对产品的感知价值，进而提升其溢价支付；而声誉激励机制则通过评论信息来传递产品的经验品属性信息，增强了农产品质量属性对消费者购买决策的影响，进而通过降低消费者对绿色农产品的感知风险，增强消费者的感知价值，最终提高消费者的溢价支付。图1展示了电子商务促进绿色农产品消费的影响机理。

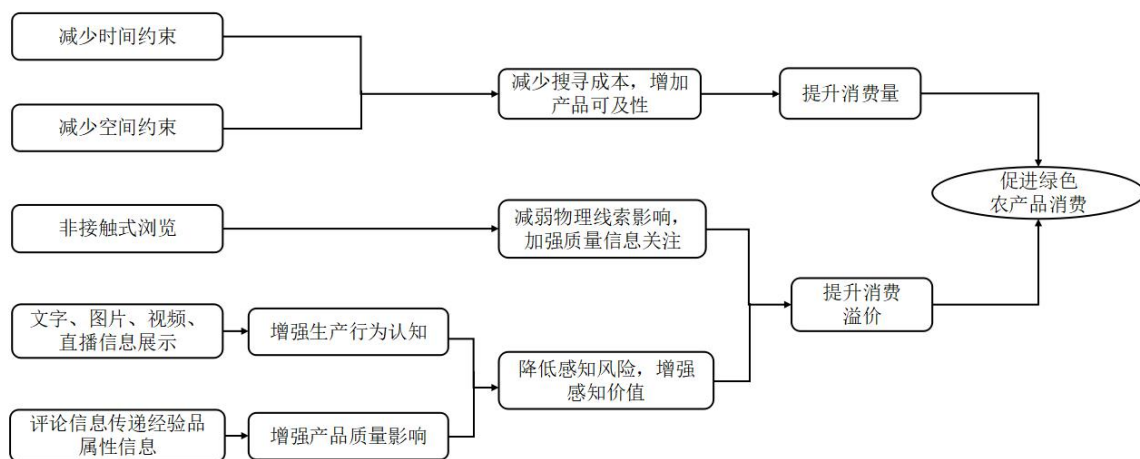


图1 电子商务促进绿色农产品消费的影响机理

由图1可知，电子商务促进绿色农产品消费有如下三条主要路径。第一，电子商务突破了时空局

限,实现了更大范围的供求匹配,具有增量机制。电子商务使得绿色农产品销售不再局限于特定的零售终端(如绿色有机认证食品更多集中在高档超市、专营店等),无需花费大量的时间成本和交通成本去获取相应的产品信息,显著降低了消费者绿色农产品的搜寻和转换成本(Pozzi, 2012; Richards et al., 2017),增加了产品的可及性,有助于绿色农产品消费。

第二,电子商务非接触式浏览有助于提高消费者对绿色农产品的溢价支付。线上产品大多通过图片等方式进行产品介绍,这种非接触式的浏览方式减弱了气味等物理线索的影响,使得消费者更加关注网页介绍和评价反馈信息,更注重消费行为的长期影响,进而也就更加看重与自身健康和生态环境可持续发展密切相关的绿色属性(Huyghe et al., 2017),愿意为绿色农产品支付更高溢价。

第三,电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制有助于促进绿色农产品消费溢价的提升。首先,在传统市场上,大多数农产品主要通过产品标签传递信息,然而消费者看到标签并不意味着能够理解标签所传递的信息(Kolodinsky, 2012)。而且标签本身所含信息量有限,一些绿色农产品企业尝试通过产品包装传递绿色农产品的品质信息,但受时间限制和购买习惯的影响,大多数消费者在实地购买时往往不会特别留意包装上的相关信息,通过产品包装传递农产品绿色属性信息的目的也就难以实现(Mead and Richerson, 2018)。其次,电子商务拥有独特的产品展示机制,为生产者和消费者之间提供了新的信息传递方式^①。除了提供绿色农产品的基本图文信息外,商家往往通过制作精美视频等向消费者传递绿色农产品的属性信息。商家通过视频详实地向消费者展示绿色农产品的生产过程和品质特征。消费者在电商平台上有意无意地触及这些信息,能够在一定程度上增强其对绿色农产品的了解和认知,进而降低其对绿色农产品的感知风险,提高其对绿色农产品的感知价值,促进消费者实际购买和溢价支付。周应恒等(2004)的研究也表明,具象化的信息能够起到显著的强化作用,有利于吸引消费者进行实际购买,并增加其支付意愿。再次,电子商务独特的声誉激励机制在有效规范商家道德风险行为的同时,有助于提升绿色农产品溢价。购买者评价是电商平台上的商家树立自身声誉的重要手段,也是消费者在购买前判断产品质量的最主要的信息源。它使得消费者在购买前就能获得足够多的购后体验信息,获得一些在日常购买中难以获取的经验品属性信息,进而增强了消费者对产品质量的认知,并不断强化产品质量信息在消费者购买决策中的影响,使得有着品质优势的绿色农产品的感知价值被不断放大,从而提升了消费者的购买意愿和实际溢价支付(赵晓飞、高琪媛, 2016)。

(二) 特征价格法

农业新技术发展和消费者多元化的需求使得农产品市场被不断细分的趋势日益明显。在愈加细分的市场中,Lancaster(1966)提出消费不是通过产品本身而是通过产品属性来获得效用的。随后出现了诸多对产品属性支付意愿进行测度的方法,常用的方法主要有两种:一是通过实验设计,使用消费者自我陈述的问卷数据进行分析的陈述性偏好法;二是利用实际交易数据进行分析的显示性偏好法。

^①虽然电商市场上的商家可以采用文字、图片、视频等多种方式进行产品展示,但与线下市场相比,电子商务独特的产品展示机制主要体现在生动、详实的视频展示以及由此对消费者购买行为和溢价支付的影响。因此,本文将电子商务独特的产品展示机制定义为视频展示。

已有的农产品偏好研究主要采用陈述性偏好法来测度消费者支付意愿，具体方式有三种：一是在多元选择题的选项限定溢价支付的范围，直接询问得到消费者对某类标签食品的支付意愿范围（刘宇翔，2013）；二是通过条件价格估值法测度消费者支付意愿（崔彬，2013）；三是通过选择实验法模拟具体选择情景并估计消费者的意愿支付价格（Zhou et al., 2017）。

与陈述性偏好法相比，显示性偏好法采用已经发生的实际交易对产品的属性溢价进行估计，能够有效避免假设偏差问题，但也正是使用了实际交易数据，使得显示性偏好法只能局限于市场上已经销售的产品以及能够获得的数据。常见的显示性偏好法包括拍卖实验法（参见 Oparinde et al., 2016）和特征价格法（参见 Edenbrandt et al., 2018）。与拍卖实验法相比，特征价格法使用真实发生的市场交易数据，因而避免了拍卖实验法中常见的“赢者诅咒”和“实验者偏差”等问题（Lusk and Shogren, 2008）。

特征价格法假设：消费者能够了解产品属性；消费者在不同属性的产品之间转换消费的成本为零；市场上存在大量的生产者和消费者，交易双方都无法影响市场价格，因此产品价格可以视为产品属性的函数（Rosen, 1974）。在电商市场中，消费者往往能够通过文字、图片、视频等信息，较好地了解农产品的属性，而且转换消费仅需点击鼠标或屏幕即可。电商平台上同一种产品有大量的商家和潜在的购买者，因此，线上消费符合特征价格法的假设场景。此外，电商平台中产品属性差异化水平高、价格水平差异大的特点也使得特征价格法更加适用。

参照 Rosen（1974）的做法，从效用最大化的角度证明产品属性溢价（即影子价格）可以看作消费者对产品属性 z 的意愿支付价格。由于产品价格是产品属性的函数，即 $p = p(z)$ 。基于新消费理论（参见 Lancaster, 1966），消费者从产品属性而非从产品本身获得效用，在收入约束下消费者追求效用最大化。设效用为 U ，收入为 y ，则有：

$$U = U(x, z) \quad (1)$$

$$y = x + p(z) \quad (2)$$

（1）、（2）式中， x 代表其他产品的消费， x 的价格设为 1， p 为产品价格， z 为产品属性向量。由（1）、（2）式可得：

$$U = U(y - p(z), z) \quad (3)$$

对（3）式求 z 的最优解，即令（3）式的一阶偏导数等于 0，则有：

$$\frac{\partial p}{\partial z} = \frac{\partial U}{\partial z} \bigg/ \frac{\partial U}{\partial x} \quad (4)$$

同时，假设消费者在给定的收入水平 y 下，为了维持效用水平 u 愿意为产品属性 z 支付的意愿支付价格函数为： $\theta = \theta(z; u, y)$ 。此时，消费者效用为：

$$U(y - \theta, z) = u \quad (5)$$

即在收入约束下，消费者为了维持效用水平 u ，愿意为了得到产品属性 z 而支付 θ 。对（5）式求 z 的最优解，即令（5）式的一阶偏导数等于 0，可以得到：

$$\frac{\partial \theta}{\partial z} = \frac{\partial U}{\partial z} \bigg/ \frac{\partial U}{\partial x} \quad (6)$$

根据（4）式和（6）式可以得到，效用最大化的均衡点位于意愿支付价格函数与产品价格函数的切点处，即：

$$\theta(z^*; u^*, y) = p(z^*) \quad (7)$$

（7）式中， z^* 、 u^* 为最优值。因而 $p(z)$ 中的边际价格即产品属性 z 的溢价（影子价格），可以看作消费者在交易中为得到产品属性 z 的意愿支付价格。

四、数据、变量与计量模型

（一）数据来源

本文研究所使用的数据抓取自中国最具影响力的农产品电商平台之一——京东商城。2013 年至 2017 年，京东商城的农产品销售额保持了 50% 的年均增长率，2017 年更是同比增长了 3.3 倍^①。目前，京东生鲜在全国生鲜市场的份额已达 25.8%，是消费者购买食品（特别是购买绿色有机等高品质农产品）使用率最高的平台^②。结合本文的研究需要，在具体产品上，本文选择了人们日常生活中较易接触且经常消费的苹果，苹果因其易于储藏和运输的特性成为电商平台的畅销产品。在具体品种上，本文选择在中国苹果市场上占据主导地位的红富士苹果。这主要缘于无论是从栽培面积还是从产量占比来看，红富士都是中国苹果中最具代表性的（聂文静等，2016）。数据的时间跨度为 2019 年 1 月 14 日到 2019 年 3 月 4 日^③。

本文采用 Python 语言抓取京东商城的网页数据，抓取的关键词为“苹果水果”。抓取内容为网页上所有与苹果产品相关的文本数据，包括商品名称页、描述页及属性页的所有文本。在获得抓取数据后，首先清除数据中与“苹果水果”无关的产品，具体做法为：使用“苹果馅”“苹果蜂蜜”“非卖品”等关键词识别无关数据，并将无关数据进行剔除；其次，对剩余数据中的红富士类苹果数据进行识别和保留；最后，在剔除缺失重要变量、存在异常值和未达成实际交易的观察值后，获得的样本量为 12631 个。

（二）变量设置与描述性分析

1. 因变量。本文重点聚焦电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响，因此，模型因变量为苹果的单位价格。单位价格由产品标注价格减去折扣之后的实际付款额除

^①资料来源：《环球寻味 进阶的中国年——2018 生鲜年货消费报告》，<https://research.jd.com/content/contentDetail/toDetail?contentCode=33>。

^②资料来源：《2017 年中国线上生鲜食品消费研究报告》，http://report.iiresearch.cn/report_pdf.aspx?id=3022。

^③因本文主要聚焦电子商务的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响，所以尽可能地控制其他因素对价格的影响。为了避免苹果集中上市对 market 价格的冲击，数据抓取时间选在了苹果的非集中上市时期。

以产品的净含量得到。实际上,消费者在线上对同一种产品的单次购买往往只下一单,且为了研究的便利,本文假设消费者每次购买只下一单^①。因此,消费者可以享受的折扣包括一件满减、无门槛优惠券等。

2.关键自变量。关键自变量包括绿色认证、视频展示、满分好评。京东商城对于产品宣传有着严格的规定,未拿到认证的产品不能在任何地方出现相关字样。因此,本文通过在数据字段中识别是否含有“有机”或“绿色食品”的关键词来判定是否为绿色认证:含有“有机”或“绿色食品”的为绿色认证,赋值为1;否则,赋值为0。相较于传统市场,电商市场的一大优势在于商家能够通过视频生动详实地向消费者展示绿色农产品的生产过程和品质信息;且与图文相比,视频展示能够通过更强的视听冲击力,强化消费者对产品品质的感知,进而影响消费者的消费意愿和支付水平(郭海玲等,2019)。因此,本研究采用是否有视频展示来测度电子商务独特的产品展示机制。因在数据搜集期内,直播销售苹果尚未在京东商城普及,因此未将直播包括在产品展示机制内^②。对于产品声誉的表征,前期的研究和消费者调查结果显示,电商市场中购买者评价尤其是满分好评是消费者评价产品声誉的最主要标准^③,也是消费者首选的产品质量信息来源,对消费者最终是否购买以及为产品的意愿支付价格有着重要的影响(Lin et al., 2019)。因此,本文采用商品是否有满分好评来测度产品声誉:有满分好评的赋值为1;没有的则赋值为0。

3.控制变量。控制变量为农产品的其他特征变量,包括是否为地理标志产品、是否有礼盒包装、是否大果、产品规格、有无秒杀活动等。地理标志产品背后隐含着消费者对口感、营养以及对文化体验和歷史体验的需求,因而能显著影响消费者的偏好和购买行为(张国政等,2017)。苹果大小是其品质的重要体现,与产品包装一起通过影响消费者的产品感知质量影响其购买行为和产品溢价(Bloch,

^①从已有研究看,因无法获得消费者实际购买信息,网页抓取数据难以扣除各类折扣以获得消费者的实际支付价格,大部分学者选择直接采用产品标注价格,只将折扣作为一个虚拟变量进行控制。结合苹果的实际购买中消费者一次下多单的情况并不多见的现实,也为了计算的便利,本文假设消费者每次购买只下一单,从而能在一定程度上降低了因不考虑折扣所带来的支付价格计算偏差。

^②本文研究数据源于2019年1月14日至2019年3月4日京东平台的苹果交易数据,此时该平台苹果销售类直播并不普遍,对苹果价格也未产生较大影响。首先,受新冠疫情影响,直播卖货的快速发展与暴发主要集中在2019年末和2020年。其次,电商直播主要集中在淘宝、抖音、快手三大平台,京东虽在2016年9月开通了直播功能,但一直发展平缓,直至2018年8月的“京星计划”开始在服装等时尚类产品中推进电商直播。目前,直播电商销售量前十的主播没有一个是京东平台。最后,京东平台大力推进电商直播始于2019年7月,2020年5月与快手合作,通过快手直播直接跳转至京东进行购买。综上,可认为数据抓取期间直播对于苹果类销售价格并未产生较大影响。(资料来源:《2021年中国直播电商产业研究报告》, <http://www.199it.com/archives/1265622.html>;《中国直播电商生态研究报告2020年》, http://report.iiresearch.cn/report_pdf.aspx?id=3606。)

^③资料来源:《2015年中国网络购物市场研究报告》, <http://www.cac.gov.cn/files/pdf/cnnic/2015wangluogouwu.pdf>。

1995)。已有研究表明,产品规格也是影响单位价格的重要因素,因为大规格商品^①的单位价格往往较低(Roselli et al., 2016),在此本文采用产品净重予以表征。苹果产区和数据抓取时间也被纳入模型以控制地区和时间的影响。为了更好地控制苹果来源地差异,本文将苹果区分为国外进口和国内生产;根据国家统计局的地区划分标准^②将红富士苹果的国内产区划分为东部、中部、西部和东北地区,而将未标明来源地的样本视为参照组。另外,本文还设置了是否为京东自营店铺的虚拟变量以控制店铺差异。

4.变量描述性统计。变量的定义和描述性统计分析详见表1。从样本的基本特征看,红富士苹果的单位价格均值为21.06元/千克,标准差为12.31,价格差异较大,表明京东商城上销售的红富士苹果存在较大的价格差异。有绿色认证的苹果样本在总样本中的占比为15.00%。有视频展示的样本占总样本的比例为44%,获得满分好评的样本比例达36.00%。这也从侧面印证了视频展示和评价信息等线上信息优势已成为电商平台上商家竞争的重要手段。源自地理标志保护地的苹果样本在总样本中的占比高达70.00%,表明电商平台销售的苹果中有相当比例是来自特定产地的地域性产品。从区域分布情况来看,红富士苹果产品中来自西部的样本最多,占比55.10%,其次是来自东部的样本,占比为31.50%。

表1 变量的描述性统计分析

变量名	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
单位价格(<i>P</i>)	减去折扣后的红富士苹果单价(单位:元/千克)	21.06	12.31	3.96	185
视频展示 (<i>Video</i>)	有视频展示=1,无视频展示=0	0.44	0.50	0	1
满分好评 (<i>Fullscore</i>)	满分好评=1,非满分好评=0	0.36	0.48	0	1
绿色认证 (<i>Green</i>)	有机认证或绿色食品认证的苹果=1,非有机认证且非绿色食品认证的苹果=0	0.15	0.35	0	1
产品规格	产品的净重量(单位:千克)	4.15	10.31	0.40	500
地理标志	地理标志产品=1,非地理标志产品=0	0.70	0.46	0	1
大果	大果=1,非大果=0	0.14	0.35	0	1
礼盒包装	礼盒包装=1,非礼盒包装=0	0.26	0.44	0	1
秒杀活动	有秒杀活动=1,无秒杀活动=0	0.004	0.07	0	1
京东自营	京东自营店铺=1,非京东自营店铺=0	0.01	0.10	0	1
东部	产地为东部地区=1,产地为非东部地区=0	0.32	0.46	0	1
中部	产地为中部地区=1,产地为非中部地区=0	0.08	0.27	0	1
西部	产地为西部地区=1,产地为非西部地区=0	0.55	0.50	0	1
东北	产地为东北地区=1,产地为非东北地区=0	0.01	0.08	0	1

^①大规格商品指大包装的商品,在其他条件相同的情况下,大包装的产品单价一般较低。

^②资料来源:《东西中部和东北地区划分方法》, http://www.stats.gov.cn/zjt/zthd/sjtjr/dejtkfr/tjkgp/201106/t20110613_71947.htm。

(续表 1)

未标明来源地	未标明来源地=1, 标明来源地=0	0.04	0.21	0	1
进口	国外进口=1, 国内生产=0	0.002	0.05	0	1

注：①单价高的红富士苹果以礼盒装的日本青森世界一号苹果为代表，净重大的红富士苹果则主要是指以 50 箱为 1 个单位的大规格产品；②从数据抓取时间看，各个时间抓取获得的数据数量相近，受篇幅限制，统计结果省略。

(三) 模型构建

特征价格模型通常为非线性的，因而在回归前将因变量（单位价格）做对数变换（参见 Edenbrandt et al., 2018），这可以减小因变量极端值对估计结果的影响。本文以单位价格的对数形式为因变量，产品属性为自变量进行特征价格模型分析。

首先，本文使用稳健标准误估计的半对数回归模型做基础分析，具体的回归模型为：

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Green_i + \beta_2 Video_i + \beta_3 Fullscore_{it} + \gamma X + \xi_{it} \quad (8)$$

(8) 式中，因变量为单位价格的对数形式（ $\ln P$ ），核心自变量为绿色认证（ $Green$ ）、视频展示（ $Video$ ）、满分好评（ $Fullscore$ ）， X 为控制变量，包括数据抓取时间、是否为地理标志产品、是否礼盒包装等特征变量。产品属性的回归系数表示产品属性变动对单位价格对数形式的边际影响，可用于计算属性特征的实际溢价。

其次，为了得到影响机理分析部分提到的电子商务独特的产品展示机制与声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响，本文在基础回归中加入视频展示与绿色认证的交互项以及满分好评与绿色认证的交互项，即：

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Green_i + \beta_2 Video_i + \beta_3 Fullscore_{it} + \gamma X + \beta_4 Video \times Green_i + \beta_5 Fullscore \times Green_i + \xi_{it} \quad (9)$$

再次，为了进一步探寻在不同价格区间内产品属性的溢价分布，也为了检验回归结果的稳健性，对 (9) 式进行分位数回归，即：

$$\ln P_{it}^{\tau} = \beta_0^{\tau} + \beta_1^{\tau} Green_i + \beta_2^{\tau} Video_i + \beta_3^{\tau} Fullscore_{it} + \gamma^{\tau} X + \beta_4^{\tau} Video \times Green_i + \beta_5^{\tau} Fullscore \times Green_i + \xi_{it}^{\tau}, \tau \in (0,1) \quad (10)$$

(10) 式中， $\ln P_{it}^{\tau}$ 代表在单位价格分布的第 τ^{th} 个分位数上的（预测）价格的对数变换。已有许多研究将分位数回归运用于特征价格的分析中，与最小二乘法不同，分位数回归通过直接最小化残差绝对值来估计模型系数，因而能够显著减少由极端值带来的估计偏差（参见 Koenker and Bassett, 1978）。

五、估计结果分析与讨论

(一) 产品属性特征的溢价分析

计算产品属性特征溢价，即对 (8) 式进行基础回归，回归结果详见表 2。绿色认证、满分好评、

地理标志、大果、礼盒包装、京东自营、东中西部产地和源自进口等变量对红富士苹果的单位价格均有显著的正向影响。这表明，电商市场关于商品的属性信息能够有效地向消费者传递产品质量信号，并提高消费者的溢价支付。

表 2 电子商务市场中产品的属性特征溢价

	无控制变量			包含控制变量		
	系数	标准误	溢价 (%)	系数	标准误	溢价 (%)
视频展示	0.040***	0.008	4.081	0.001	0.007	0.100
满分好评	0.160***	0.009	17.351	0.163***	0.008	17.704
绿色认证	0.082***	0.013	8.546	0.041***	0.011	4.185
产品规格				-0.003**	0.001	-0.300
地理标志				0.104***	0.009	10.960
大果				0.052***	0.010	5.338
礼盒包装				0.355***	0.009	42.618
秒杀活动				-0.027	0.048	-2.664
京东自营				0.280***	0.026	32.313
东部				0.116***	0.019	12.300
中部				0.094***	0.022	9.856
西部				0.252***	0.019	28.660
东北				0.066	0.044	6.823
进口				1.576***	0.106	383.557
常数项	2.844***	0.006		2.521***	0.020	
拟 R ²		0.033			0.249	

注：①对于模型中的虚拟变量，属性溢价百分比的计算方法为： $100 \times [\exp(\text{系数}) - 1]$ ；②***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；③受篇幅所限，未报告抓取时间变量的估计结果。

表 2 中，绿色认证的系数为 0.041，即相较于非绿色认证苹果，消费者愿意对绿色认证苹果多支付 4.19%，这也就证明了电商市场的消费者愿意为绿色认证支付额外溢价。该结论与以往的许多研究结论一致，绿色认证受到了消费者的广泛认同（尹世久等，2015；Zhou et al., 2017）。

满分好评的系数为 0.163，且在 1%的水平下显著，即相较于非满分好评的红富士苹果，满分好评能够为其带来 17.70%的溢价。这进一步表明，在电商市场中产品声誉能够显著提高消费者的溢价支付。这也与已有的研究结论一致。例如，Lin et al.（2019）采用选择实验方法分析中国消费者的线上猪肉购买行为，发现消费者愿意为评分更高的猪肉支付额外溢价。Ba and Pavlou（2002）的研究对此做出了解释，即信誉能够降低消费者的感知风险，增加消费者的信任从而为卖家带来溢价。赵晓飞、高琪媛（2016）则认为消费者能够从购买者评价中获得更多的经验品信息，而良好正向反馈和产品声誉则有

助于消费者增加感知价值从而增强购买意愿^①。

视频展示在不加入控制变量的回归中显著且系数为正，但在加入控制变量之后变得不再显著。这从一定程度上反映出仅靠视频展示本身或许并不能够有效地提高消费者的溢价支付。

控制变量中的地理标志、大果和礼盒包装的系数均在 1%的水平下显著，即地理标志、大果和礼盒包装能够分别带来 10.96%、5.34%和 42.62%的产品溢价。而京东自营店铺相较于非自营店铺获得了 32.31%的溢价。从区位的影响看，西部地区生产的苹果更能通过线上销售获得溢价。近年来，陕西、甘肃、新疆等地依托自身独特的资源环境条件，大力发展苹果产业，并凭借较好的口感和品质在电商市场上获得了广大消费者的认可和更高的品牌溢价。

（二）产品展示机制和声誉激励机制对消费溢价的影响分析

从视频展示对苹果单价的影响来看，有视频展示的绿色认证苹果的单位价格为 25.23 元，比没有视频展示的绿色认证苹果高出 3.04 元；而对于非绿色认证的苹果而言，有无视频展示的苹果单价差异不大。从满分好评对苹果单价的影响来看，有满分好评的绿色认证苹果的单位价格为 27.48 元，比没有满分好评的绿色认证苹果高出 6.76 元；而对于非绿色认证的苹果而言，有无满分好评的苹果的单位价格仅相差 3.36 元。这反映出，满分好评为绿色认证苹果带来的价格差异大于为非绿色认证苹果带来的价格差异，详见图 2。

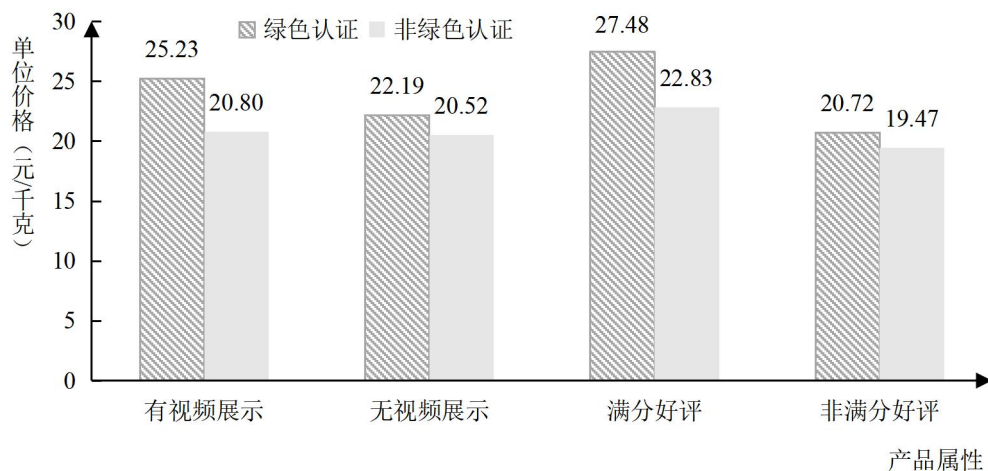


图2 视频展示、满分好评对单位价格的影响差异

为了分析电子商务的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响，本文在基础回归的基础上加入视频展示变量、满分好评变量分别与绿色认证变量的交互项，即对（9）式进行回归，结果详见表 3。

^①当然，也有研究得出了不一致的结论，例如胡海清、许垒（2011）通过搜索淘宝平台的知名品牌产品进行研究，发现店铺声誉对于购买行为的影响并不显著。这可能是因为：第一，研究对象不同，他们的研究并非针对农产品，而是包括了电子、家电等多类产品，同时研究中没有考虑品类异质性和对食品品类做特定分析；第二，取样方法差异，该文研究以店铺为观察单位，以随机抽选到的 210 个店家作为样本；第三，取样时间上的差异。

表 3 产品展示和声誉激励机制对绿色认证溢价的影响

	系数	标准误	溢价 (%)
视频展示	-0.019**	0.008	-1.882
满分好评	0.145***	0.008	15.604
绿色认证	-0.062***	0.018	-6.012
绿色认证×视频展示	0.131***	0.023	13.997
绿色认证×满分好评	0.112***	0.024	11.851
产品规格	-0.003**	0.001	-0.300
地理标志	0.104***	0.009	10.960
大果	0.045***	0.010	4.603
礼盒包装	0.357***	0.009	42.904
秒杀活动	-0.015	0.046	-1.489
京东自营	0.264***	0.026	30.213
东部	0.120***	0.019	12.750
中部	0.095***	0.022	9.966
西部	0.255***	0.019	29.046
东北	0.066	0.043	6.823
进口	1.580***	0.106	385.496
常数项	2.534***	0.021	
拟 R ²		0.253	

注：①对于模型中的虚拟变量，属性溢价百分比计算方法为： $100 \times [\exp(\text{系数}) - 1]$ ；②***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；③已包含抓取时间变量，受篇幅所限，未报告在表格中。

表 3 的回归结果显示，绿色认证变量本身的系数为负，在其他条件相同的情况下，没有视频展示且无满分好评时，绿色认证对于单位价格的影响为负向，即相较于非绿色认证的苹果，绿色认证苹果的单位价格更低。换言之，在没有视频展示且无满分好评的情况下，消费者不会对绿色认证支付额外溢价^①。这表明在电子商务环境中，如果缺乏产品展示和声誉激励机制的支撑，绿色认证标识反而可能会引发消费者的不信任，使其具有更高的感知风险，进而不愿意支付更多溢价（杨波，2015）。该发现与传统线下市场绿色农产品销量增长乏力的现实是高度一致的，并从侧面反映出在其他条件不变的前提下，促进绿色农产品消费的关键在于更多、更有效的信息供给，特别是产品展示机制和声誉激励机制的搭建。无绿色认证时，视频展示显著且系数为负，说明对于非绿色农产品而言，过多的信息展示可能会降低消费者的产品感知质量，从而降低其所愿意支付的溢价水平。视频展示与绿色认证的交互项显著且系数为正，表明在电子商务市场中额外的视频展示相对于只有图文的信息展示方式而言，对绿色农产品消费有显著的促进作用，能够带来 14.00%的溢价。该结果表明，电子商务独特的产品展

^①在其他变量保持不变的情况下， $p = -0.062 \times \text{Green} + 0.131 \times \text{Green} \times \text{Video} + 0.112 \times \text{Green} \times \text{Fullscore}$ ，绿色认证对单位价格的影响取决于视频展示和满分好评的取值，当两者均取值为 0 时，绿色认证对单位价格的影响为负。

示机制对于绿色农产品消费溢价具有显著的正向影响。可见，为增强消费者对绿色农产品的溢价支付需要质量体系的认证背书和以视频展示为载体的生动详实的信息传递，两者缺一不可，单独的质量认证和视频展示难以将消费者对绿色农产品的认知和品质信任有机结合起来，进而提高其溢价支付。这也就解释了长久以来我们从加强绿色农产品认证的路径来促进绿色农产品消费但收效甚微的现实。也为中国扩大绿色农产品消费，释放绿色农产品消费潜力提供了新的思路。

无绿色认证时，满分好评相对于非满分好评能够使产品溢价增长 15.60%，而有绿色认证时，其对于溢价的影响增加了 11.85%。这表明相较于非绿色农产品而言，电商市场中良好的声誉激励能够显著提升绿色农产品的消费溢价，这也就说明了声誉激励机制对绿色农产品消费的影响。对此可做如下解释：绿色农产品往往比非绿色农产品价格较高，属于价格相对较高的农产品，因此消费者在购买时拥有较高的感知风险，而正向评价与反馈等声誉激励能够显著降低消费者的感知风险，增加产品信任（赵晓飞、高琪媛，2016），从而提高消费者对绿色农产品的支付价格（Ba and Pavlou，2002）。

（三）稳健性检验

1.分位数回归。为了检验上述回归结果的稳健性，本文对（10）式进行分位数回归，回归结果如表 4 所示。

表 4 稳健性检验——分位数回归

	10 分位数	30 分位数	50 分位数	70 分位数	90 分位数
视频展示	0.042*** (0.011)	-0.033*** (0.010)	-0.048*** (0.009)	-0.051*** (0.012)	-0.084*** (0.020)
满分好评	0.110*** (0.012)	0.113*** (0.009)	0.130*** (0.010)	0.171*** (0.013)	0.171*** (0.018)
绿色认证	-0.067*** (0.026)	-0.123*** (0.021)	-0.082*** (0.024)	-0.052 (0.032)	0.072 (0.050)
绿色认证×视频展示	0.102*** (0.033)	0.125*** (0.023)	0.120*** (0.025)	0.099** (0.044)	0.188*** (0.060)
绿色认证×满分好评	0.032 (0.029)	0.138*** (0.023)	0.112*** (0.028)	0.075* (0.040)	0.114* (0.060)
伪 R ²	0.127	0.135	0.146	0.155	0.170

注：①***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②受篇幅所限，未报告控制变量的估计结果。

表 4 显示，无绿色认证时，视频展示在 10 分位数上对单位价格具有显著的正向影响。这说明，对于低价非绿色农产品而言，视频展示能够通过“信息补充”增强消费者偏好和产品溢价；而视频展示对于高价非绿色农产品的效果则相反，即视频展示等信息补充手段反而会抑制消费者对高价非绿色农产品的溢价支付，也即在其他分位数上视频展示显著且系数为负。这在一定程度上反映出，在信息较为充分的情况下，电商市场能够实现“低质低价”和“高质高价”。

满分好评在各个分位数回归结果中都保持显著且系数正向，表明满分好评能够增强消费者对于各个价位非绿色农产品的偏好。也就是说，对于具有良好市场声誉的非绿色农产品而言，消费者也愿意

支付一定的额外溢价。绿色认证在 70 分位数和 90 分位数上的回归结果中不再显著，说明对于高价农产品的购买者而言，有无绿色认证不会造成显著的偏好差异。

绿色认证与视频展示的交互项在各个分位数上均显著为正，表明视频展示对于绿色农产品消费的促进作用在各个价位上始终显著，结果十分稳健。而绿色认证与满分好评的交互项在 10 分位数上的回归结果不显著，在其他分位数回归中均显著为正。这说明，满分好评对于绿色消费的促进作用仅对最低价的部分产品不显著，该结果也十分稳健。

2.分样本回归。进一步的分样本回归结果显示（见表 5），对于非绿色认证的农产品而言，满分好评对其单位价格有着显著的正向影响，视频展示则有显著的负向影响。而对于绿色农产品而言，满分好评与视频展示均能够显著增加其溢价，且溢价水平高于非绿色农产品。分样本回归结果与对（9）式的回归结果一致，说明结果稳健。

表 5 稳健性检验——分样本回归

	绿色农产品		非绿色农产品	
	系数	标准误	系数	标准误
视频展示	0.125***	0.023	-0.020**	0.008
满分好评	0.253***	0.023	0.144***	0.008
观察值	1839		10792	
拟 R ²	0.306		0.245	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②受篇幅所限，未报告控制变量的估计结果。

六、结论与启示

本文以红富士类苹果为例，通过对京东商城 12631 个实际交易数据进行分析，计算了产品的属性特征溢价，揭示了产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响，得出如下研究结论。一是绿色认证、满分好评、地理标志、大果、礼盒包装、京东自营等对苹果单价具有显著的正向影响，并提高其溢价支付。二是消费者对绿色农产品的溢价支付需要依赖电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制来实现。考虑交互项的结果表明，消费者并不愿意为没有视频展示且没有良好声誉的绿色认证苹果支付更高溢价，而电商平台上详实的产品展示以及良好的声誉激励机制则显著且正向影响了消费者对于绿色农产品的溢价支付，使绿色农产品在电商市场获得显著的竞争优势。这进一步说明了电子商务的产品展示和声誉激励机制对绿色农产品消费具有正向引导和促进作用。三是对于绿色认证苹果而言，视频展示能够显著增进各个价格段产品的消费溢价，而满分好评对于低价格段产品的促进作用则并不显著。

基于上述结论，本文得到以下启示。第一，加强以视频展示等形式对绿色农产品的介绍和宣传，同时严惩电商市场信息造假，促进绿色农产品电商市场健康规范运行。第二，鼓励消费者在电商市场进行客观的产品质量评价，同时严厉打击“刷好评”等声誉投机行为，营造良好的电商经营环境。第三，对企业经营策略的启示是：企业在进行渠道选择时应考虑自身优势和经营的农产品具体特征进行

决策,可以考虑在电商平台上经营附加值高、有认证的高品质农产品。在具体经营中,企业首先应重视对于产品信息展示的设计,通过视频等方式强化消费者对于绿色认证信息的感知;其次应重视对于产品质量及服务质量的控制,通过累积好评形成良好的市场声誉,进而提升消费者的产品感知质量;最后应明确产品的市场定位,注重产品包装设计,制定与电商市场相适应的销售策略。

本研究也存在一些不足,本文虽然说明了电子商务独特的产品展示机制和声誉激励机制对绿色农产品消费溢价的影响,但受研究设计和数据可得性等因素的制约,未能得出科学严谨的影响路径;而且由于京东商城的苹果销售直播在数据搜集期内尚未普及,因此,也未能捕捉电商直播的影响。以上研究缺陷可供后续研究参考借鉴。

参考文献

- 1.陈默、尹世久、徐迎军,2015:《消费者对生态标识食品的多层面认知行为:基于 MVP 模型的实证分析》,《经济经纬》第 2 期。
- 2.陈新建、董涛、易干军,2014:《城市消费者有机食品认知与购买决策——基于北京、上海、广州、深圳 1017 名消费者调查》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 3.崔彬,2013:《农产品安全属性叠加对城市消费者感知及额外支付意愿的影响——以猪肉为例》,《农业技术经济》第 11 期。
- 4.郭斌、甄静、谭敏,2014:《城市居民绿色农产品消费行为及其影响因素分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。
- 5.郭海玲、赵颖、史海燕,2019:《电商平台短视频信息展示对消费者购买意愿的影响研究》,《情报理论与实践》第 5 期。
- 6.韩青,2011:《消费者对安全认证农产品自述偏好与现实选择的一致性及其影响因素——以生鲜认证猪肉为例》,《中国农村观察》第 4 期。
- 7.金书秦、牛坤玉、韩冬梅,2020:《农业绿色发展路径及其“十四五”取向》,《改革》第 2 期。
- 8.靳朝翔、靳明、钱思烨、杨波,2019:《生鲜农产品线上线下渠道迁徙意愿研究——危机感知的调节作用》,《财经论丛》第 9 期。
- 9.胡海清、许垒,2011:《电子商务模式对消费者线上购买行为的影响研究》,《软科学》第 25 卷第 10 期。
- 10.李文瑛、李崇光、肖小勇,2018:《基于刺激—反应理论的有机农产品购买行为研究——以有机猪肉消费为例》,《华东经济管理》第 6 期。
- 11.刘春明、郝庆升、周杨、陈旭,2019:《电商平台中绿色农产品消费者信息采纳行为及影响因素研究——基于信息生态视角》,《情报科学》第 7 期。
- 12.刘灵芝、胡天娇、肖邦明,2018:《熟食品消费的网络评论对线上销量的影响研究——以水禽熟食产品为例》,《中国农业大学学报》第 5 期。
- 13.刘宇翔,2013:《消费者对有机粮食溢价支付行为分析——以河南省为例》,《农业技术经济》第 12 期。

14. 聂文静、李太平、华树春, 2016: 《消费者对生鲜农产品质量属性的偏好及影响因素分析: 苹果的案例》, 《农业技术经济》第 9 期。
15. 王德章、王甲樑, 2010: 《新形势下我国食品消费结构升级研究》, 《农业经济问题》第 6 期。
16. 杨波, 2015: 《消费者对生态标签低信任度下绿色食品市场的运行和消费者行为选择》, 《经济经纬》第 3 期。
17. 尹世久、王一琴、李凯, 2019: 《事前认证还是事后追溯? ——食品安全信息标识的消费者偏好及其交互关系研究》, 《中国农村观察》第 5 期。
18. 尹世久、徐迎军、徐玲玲、李清光, 2015: 《食品安全认证如何影响消费者偏好? ——基于山东省 821 个样本的选择实验》, 《中国农村经济》第 11 期。
19. 张国政、徐增、唐文源, 2017: 《茶叶地理标志溢价支付意愿研究——以安化黑茶为例》, 《农业技术经济》第 8 期。
20. 张海英、王厚俊, 2009: 《绿色农产品的消费意愿溢价及其影响因素实证研究——以广州市消费者为例》, 《农业技术经济》第 6 期。
21. 赵晓飞、高琪媛, 2016: 《农产品网购意愿影响因素及作用机理研究——基于参照效应视角的分析》, 《北京工商大学学报(社会科学版)》第 3 期。
22. 周应恒、霍丽玥、彭晓佳, 2004: 《食品安全: 消费者态度、购买意愿及信息的影响——对南京市超市消费者的调查分析》, 《中国农村经济》第 11 期。
23. Ba, S., P. A. Pavlou, 2002, "Evidence of The Effect of Trust Building Technology in Electronic Markets: Price Premiums and Buyer Behavior", *MIS Quarterly: Management Information Systems*, 26(3): 243-268.
24. Benn, Y., T. L. Webb, B. P. I. Chang, and J. Reidy, 2015, "What Information Do Consumers Consider, and How Do They Look for It, When Shopping for Groceries Online?", *Appetite*, 89: 265-273.
25. Bloch, P. H., 1995, "Seeking the Ideal Form: Product Design and Consumer Response", *Journal of Marketing*, 59(3): 16-29.
26. Chintagunta, P. K., J. Chu, and J. Cebollada, 2012, "Quantifying Transaction Costs in Online/Offline Grocery Channel Choice", *Marketing Science*, 31(1): 96-114.
27. Edenbrandt, A. K., S. Smed, and L. Jansen, 2018, "A Hedonic Analysis of Nutrition Labels across Product Types and Countries", *European Review of Agricultural Economics*, 45(1): 101-120.
28. Gerini, F., F. Alfnes, and A. Schjøll, 2016, "Organic-and Animal Welfare-labelled Eggs: Competing for the Same Consumers?", *Journal of Agricultural Economics*, 67(2): 471-490.
29. Heng, Y., Z. Gao, Y. Jiang, and X. Q. Chen, 2018, "Exploring Hidden Factors Behind Online Food Shopping from Amazon Reviews: A Topic Mining Approach", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 42: 161-168.
30. Horst, M., and L. Gwin, 2018, "Land Access for Direct Market Food Farmers in Oregon, USA", *Land Use Policy*, 75: 594-611.
31. Huyghe, E., J. Verstraeten, M. Geuens, and A. V. Kerckhove, 2017, "Clicks as a Healthy Alternative to Bricks: How Online Grocery Shopping Reduces Vice Purchases", *Journal of Marketing Research*, 54(1): 61-74.

- 32.Jin, S. S., H. Y. Li, and Y. Li, 2017, "Preferences of Chinese Consumers for the Attributes of Fresh Produce Portfolios in an E-commerce Environment", *British Food Journal*, 119(4): 817-829.
- 33.Koenker, R., and G. Bassett Jr, 1978, "Regression Quantiles", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1): 33-50.
- 34.Kolodinsky, J., 2012, "Persistence of Health Labeling Information Asymmetry in the United States: Historical Perspectives and Twenty-First Century Realities", *Journal of Macromarketing*, 32(2): 193-207.
- 35.Lancaster, K. J., 1966, "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
- 36.Lane, A. A., K. A. Grogan, and Z. F. Gao, 2017, "Organic Price Premium or Penalty? A Comparative Market Analysis of Organic Wines from Tuscany", *Food Policy*, 69: 154-165.
- 37.Lin, W., D. L. Ortega, and V. Caputo, 2019, "Are Ex-Ante Hypothetical Bias Calibration Methods Context Dependent? Evidence from Online Food Shoppers in China", *Journal of Consumer Affairs*, 53(2): 520-544.
- 38.Liu, R. D., Z. Pieniak, and W. Verbeke, 2013, "Consumers' Attitudes and Behaviour Towards Safe Food in China: A Review", *Food Control*, 33(1): 93-104.
- 39.Lusk, J. L., and J. F. Shogren, 2008, *Experimental Auctions: Methods and Applications in Economic and Marketing Research*, New York: Cambridge University Press.
- 40.Massey, M., A. O'Cass, and P. Otahal, 2018, "A Meta-Analytic Study of the Factors Driving the Purchase of Organic Food", *Appetite*, 125: 418-427.
- 41.Mead, J. A., and R. Richerson, 2018, "Package Color Saturation and Food Healthfulness Perceptions", *Journal of Business Research*, 82: 10-18.
- 42.Milkman, K. L., T. Rogers, and M. H. Bazerman, 2010, "I'll Have the Ice Cream Soon and the Vegetables Later: A Study of Online Grocery Purchases and Order Lead Time", *Marketing Letters*, 21(1): 17-35.
- 43.Oparinde, A., A. Banerji, E. Birol, and P. Ilona, 2016, "Information and Consumer Willingness to Pay for Biofortified Yellow Cassava: Evidence from Experimental Auctions in Nigeria", *Agricultural Economics*, 47(2): 215-233.
- 44.Pozzi, A., 2012, "Shopping Cost and Brand Exploration in Online Grocery", *American Economic Journal: Microeconomics*, 4(3): 96-120.
- 45.Rana, J., and J. Paul, 2017, "Consumer Behavior and Purchase Intention for Organic Food: A Review and Research Agenda", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 38: 157-165.
- 46.Richards, T. J., S. F. Hamilton, and J. Empen, 2017, "Attribute Search in Online Retailing", *American Journal of Agricultural Economics*, 99(1): 225-242.
- 47.Roggeveen, A. L., D. Grewal, C. Townsend, and R. Krishnan, 2015: "The Impact of Dynamic Presentation Format on Consumer Preferences for Hedonic Products and Services", *Journal of Marketing*, 79(6): 34-49.
- 48.Roselli, L., D. Carlucci, and B. C. De Gennaro, 2016, "What is the Value of Extrinsic Olive Oil Cues on Emerging Markets? Empirical Evidence from the U.S. E-commerce Retail Market", *Agribusiness*, 32(3): 329-342.

49. Rosen, S., 1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.
50. Tonsor, G. T., and C. A. Wolf, 2012: "Effect of Video Information on Consumers: Milk Production Attributes", *American Journal of Agricultural Economics*, 94(2): 503-508.
51. Vanessa, A., H. Patrick, D.S. Clare, and M. L. Cristina, 2018, "Eat Organic — Feel Good? The Relationship Between Organic Food Consumption, Health Concern and Subjective Wellbeing", *Food Quality and Preference*, 63: 51-62.
52. Wang, H. H., N. Hao, Q. J. Zhou, M. E. Wetzstein, and Y. Wang, 2019, "Is Fresh Food Shopping Sticky to Retail Channels and Online Platforms? Evidence and Implications in the Digital Era", *Agribusiness*, 35(1): 6-19.
53. Zhou, J., Q. Liu, R. Mao, and X. H. Yu, 2017, "Habit Spillovers or Induced Awareness: Willingness to Pay for Eco-labels of Rice in China", *Food Policy*, 71: 62-73.

(作者单位: ¹ 西南财经大学中国西部经济研究中心;

² 北京工商大学经济学院;

³ 西南财经大学工商管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of E-commerce on Green Agricultural Products Price Premiums: An Analysis Based on Product Display and Reputation Incentive Mechanisms

JIANG Yu YU Hailong DING Yulian MO Rui

Abstract: This article aims to explore whether the unique product display and reputation incentive mechanisms of e-commerce can boost green agricultural product consumption. Using 12631 transaction data from Jingdong platform, this article uses hedonic price method to empirically analyze consumer's attribute preferences and estimate the impact of online product display and reputation on green agricultural products consumption. The results show that attribute information, such as green certification, full praise, geographical indications, big fruit, gift box packaging and Jingdong self support, has a significant positive impact on consumers' premium payment. Without video display and good reputation, consumers would not be willing to pay a higher premium for apples with green certification. Detailed product display mechanism and good reputation incentive mechanism of e-commerce can significantly increase consumers' willingness to pay for green agricultural products. The video display and full score praise are increased by 14.00% and 11.85% respectively, and the impact is consistent in different price quantiles. This study holds that good product display and reputation incentive mechanisms in e-commerce have a significant positive effect in boosting the consumption of green agricultural products.

Keywords: E-commerce; Green Agricultural Product; Hedonic Price Method; Product Display Mechanism; Reputation Incentive Mechanism

农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析*

曹翔¹ 高瑀¹ 刘子琪²

摘要：本文以2011年以来中国部分省份实行户籍制度改革为准自然事件，采用多期双重差分模型考察了农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响。研究表明，户籍制度改革显著促进了人均生活碳排放。机制分析表明：户籍制度改革同时促进了城镇居民和农村居民的人均生活碳排放；对于城镇而言，人口城镇化主要通过提高人均消费水平和能源消费强度促进城镇居民的人均生活碳排放，但未显著改善城镇居民能源消费结构；对于农村而言，人口城镇化主要通过提高居民能源消费强度、能源消费结构清洁化程度对农村居民的人均生活碳排放分别带来了显著的促进作用、抑制作用，但未显著影响农村居民的人均消费水平。此外，人口城镇化与居民生活能源消费碳排放之间存在“倒N型”曲线关系，而当前中国绝大多数省份尚未跨过拐点2。因此，各地区应积极落实户籍制度改革，加速推进人口城镇化使得生活能源消费碳排放跨过拐点2，同时加大力度提高居民节能环保意识与绿色消费比重，助力居民生活能源消费碳排放达峰。

关键词：人口城镇化 城乡居民 生活能源消费碳排放 碳达峰 准自然实验

中图分类号：F014.5 **文献标识码：**A

一、引言

在当前构建国内国际双循环新发展格局的背景下，新型城镇化在发挥国内市场优势和内需潜力中被视为关键抓手。“十四五”规划和2035年远景目标纲要中更是明确强调，要深化户籍制度改革，加速农业转移人口市民化；同时加快落实扩大内需战略，建设消费需求旺盛的强大国内市场。农村人口城镇化对提高居民消费具有重要推动作用（高帆，2014），进而可能引致居民生活能源消费碳排放（下文简称“生活碳排放”）的增长。近年来，为积极应对全球气候变化，中国先后主动提出了力度

*本文是国家自然科学基金项目“能源空间错配的经济效应与碳排放效应及其纠正机制”（编号：71963009）、海南大学科研启动基金项目“供给侧要素错配与区域发展不平衡：理论、机制与实证分析”（编号：kyqd(sk)1904）和海南省普通高等学校研究生创新科研课题“环境成本上升对出口倾向的影响”（编号：Hys2020-97）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：高瑀。

逐渐加大的碳减排承诺，于 2021 年明确提出将碳达峰和碳中和纳入生态文明建设布局。那么，农村人口城镇化会对碳减排带来多大影响？农村人口城镇化主要通过哪些机制对碳排放产生何种影响？在新型城镇化建设中如何制定针对性措施来践行碳减排承诺？显然，客观回答上述问题可以为协同推进新型城镇化和实现碳减排承诺提供重要启示。

随着碳排放逐年增长和碳减排目标持续升级，学界针对中国碳排放展开了广泛讨论，相关研究主要分为以下三个方面。其一，碳排放的测算方法研究。当前对碳排放的测算方法主要包括排放因子法、投入产出法、生命周期法、物料衡算法、实测法和模型法等。其中，排放因子法的适用性更强，是学界普遍采用的主要测算方法（孙建卫等，2010；计志英等，2016）。其二，碳排放的时空演变特征研究。在测算碳排放的基础上，学者们围绕碳排放及其空间分布展开了研究。例如，张雷等（2010）分析了中国 1952—2005 年碳排放的区域格局变化；宋德勇、刘习平（2013）测算了 1978—2010 年中国省级碳排放，并发现各地区碳排放的空间分配较不平均，表现为东部地区挤占了中西部地区的碳排放空间。其三，碳排放的影响因素与减排政策的效果研究。关于中国碳排放的影响因素一直是学界的热点问题，学者们致力于分析碳排放的影响因素，并据此探究可行的减排策略。一方面，现有研究发现产业结构（张雷等，2010）、城镇化率（宋德勇、徐安，2011）、技术进步（Huang et al., 2018）、经济集聚（邵帅等，2019b）和居民社会意识（Li et al., 2019）等因素对碳排放具有重要的影响。另一方面，部分学者采用准自然实验方法对中国现行相关政策的碳减排绩效进行了评估，发现低碳城市试点（周迪等，2019；Yu and Zhang, 2021）、碳排放交易试点（刘传明等，2019；Hu et al., 2020）等显著抑制了碳排放。具体到城镇化如何影响碳排放这一问题，学界虽然已经开展了广泛研究，但并未取得一致结论。一方面，部分学者认为城镇化与碳排放具有线性关系，即城镇化会促进碳排放（York, 2006；Poumanyong and Kaneko, 2010；宋德勇、徐安，2011）或抑制碳排放（Sharma, 2010；卢祖丹，2011；赵红、陈雨蒙，2013）。另一方面，部分学者发现城镇化与碳排放具有非线性关系。例如，Martínez-Zarzoso and Maruotti（2011）在发展中国家样本中发现城镇化与碳排放之间存在“倒 U 型”关系；而杨晓军、陈浩（2013）采用中国省级数据研究发现，城镇化与碳排放总体呈“倒 N 型”关系，且这一影响具有地区性差异。进一步从经济活动视角对碳排放来源进行分类来看，现有文献集中于分析生产活动带来的碳排放，而对生活碳排放的关注不足。在关于生活碳排放的文献中，学者们主要分析了生活碳排放的影响因素。例如，曲建升等（2014）采用投入产出法测算了中国城乡生活碳排放，并通过构建 LMDI 分解模型研究发现，经济发展水平、消费结构等对生活碳排放具有重要带动作用；计志英等（2016）采用排放因子法测算了中国城乡家庭部门碳排放，并发现城镇化是家庭部门碳排放的重要驱动因素。

事实上，在部分发达国家，生活能源消费已成为首要碳源（李艳梅、张红丽，2016）。随着中国城镇化的不断推进，生活能源消费已成为中国碳排放的第二大来源。在当前大力推进新型城镇化的背景下，控制生活碳排放对于中国实现碳达峰和碳中和减排承诺的重要性无疑会与日俱增。然而，当前少有文献探究城镇化与生活碳排放的关系，采用准自然实验方法科学评估两者关系的研究几乎没有。

相比已有文献，本文可能的创新之处在于：第一，本文首次以 2011 年以来中国部分省份户籍制度

改革为准自然实验，定量评估其对生活碳排放的影响，为探究城镇化与碳排放二者关系的相关研究提供新视角；第二，本文立足于中国城乡二元化的现实背景，从“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三方面较为完整地梳理户籍制度改革对城镇居民和农村居民的人均生活碳排放的作用机制，并基于人口城镇化的阶段性特征就人口城镇化与生活碳排放之间的“倒N型”曲线关系进行理论解释，为城镇化和碳排放二者关系提供新的理论见解；第三，基于公开可获得的权威数据，本文采用13类居民生活能源消费数据对省级层面以及城镇、农村层面的生活碳排放情况进行较为细致的测算，并在构建多期双重差分模型的基础上进一步采用工具变量法缓解潜在的内生性问题，为客观理解城镇化与碳排放二者的关系以及协同推进新型城镇化与碳减排承诺的双重目标提供有力的经验证据。

二、研究假说

（一）户籍制度改革对生活碳排放的影响

户籍制度改革旨在推动人口城镇化，而人口城镇化的实质是对农村人口和劳动力的重新配置（蔡昉，2018）。相比城镇居民，农村居民收入水平较低、收入来源较为单一、收入稳定性较弱。这使得农村居民消费态度相对保守，进而导致了农村居民消费压抑的局面（王小华等，2020）。户籍制度改革为农村居民到城镇落户生活提供了便利，使得大量农村居民向城镇迁移。在进入城镇生活后，迁移居民的收入水平相对提高，收入来源较为多样化，收入水平较为稳定，其消费能力会得到较快提升。加之，城镇居民往往比农村居民在生活用能方面有着更大的需求。可见，户籍制度改革将提升居民生活能源消费水平，进而促进生活碳排放。据此，本文提出如下假说：

H1：户籍制度改革会促进生活碳排放。

（二）户籍制度改革对生活碳排放的作用机制

一方面，农村人口城镇化不但会对迁移居民的生活产生影响，而且也会对城镇原居民、农村留守居民的生活带来影响；另一方面，在中国城乡二元化背景下，城镇居民与农村居民在收入水平、生活方式以及用能需求等方面差异较大，从而可能导致户籍制度改革对城镇与农村生活碳排放的影响具有较强的异质性。鉴于此，本文将居民分为城镇居民和农村居民，根据生活碳排放的核算方法将人均生活碳排放拆分为人均消费水平、能源消费强度以及能源消费结构，由此来阐述户籍制度改革对人均生活碳排放的作用机制（见图1）。

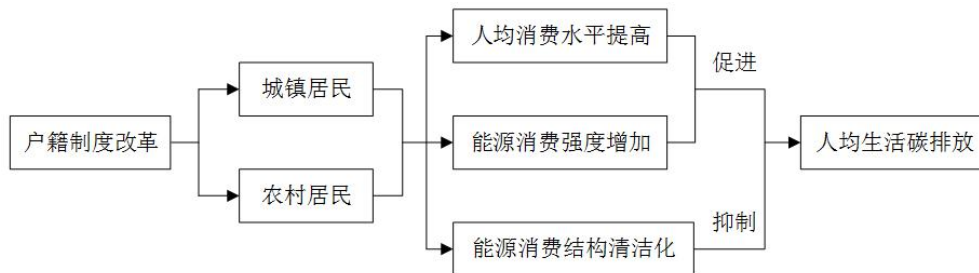


图1 户籍制度改革对人均生活碳排放的作用机制

1.人均消费水平。城镇化本身会引发居民消费水平的提高（张文婷、温宗国，2016）。由于城乡之间在基础设施、经济发展、收入水平等方面存在显著差异，城镇居民人均消费水平高于农村居民人均消费水平。户籍制度改革推动了人口城镇化，引发城乡整体消费水平变动，进而影响城乡居民人均生活碳排放。对于城镇而言，农村人口向城镇迁移可能导致居民整体人均消费水平在短期略有下降；随着迁移居民消费观念的转变和收入水平的提高，户籍制度改革会提高城镇居民的人均消费水平，进而促进其人均生活碳排放。对于农村而言，人口城镇化会使农村留守居民人均耕地面积增多，可能导致农村留守居民务农收入增加，从而使得户籍制度改革会提高农村居民的人均消费水平。据此，本文提出如下假说：

H2a：户籍制度改革通过提高人均消费水平从而促进生活碳排放。

2.能源消费强度。户籍制度改革实施后，随着人口城镇化率的提高，居民对能源的需求增加，能源消费强度提高，从而可能促进其人均生活碳排放。对于城镇而言，迁移居民进入城镇后将使居民对家用炉具、热水器等基本生活能源消费的需求更大；随着收入水平的提高，迁移居民对私家车的需求也会上升，从而增加对汽油等能源的消费。与城镇原居民相比，迁移居民收入水平往往较低，其用于维持基本生活的能源消费支出占收入的比重较高，即能源消费强度较大，从而使得户籍制度改革会提高城镇居民的生活能源消费强度。对于农村而言，户籍制度改革使得农村常住人口与劳动力数量减少，人均耕地面积增加，促使农村留守居民调整资本投入，增加对大型农业机械设备的购置与使用，进而增加对柴油等燃料的消费。加之，与迁移居民相比，农村留守居民的收入水平往往较低，其消费水平较低。这意味着，迁移居民进入城镇后农村居民的能源消费强度更大。可见，户籍制度改革会提高农村居民的生活能源消费强度。据此，本文提出如下研究假说：

H2b：户籍制度改革通过提高居民能源消费强度从而促进生活碳排放。

3.能源消费结构。在城乡居民生活能源消费中，电力消费现已成为城乡生活碳排放的重要来源。作为二次能源，电力消费所产生的碳排放较少，比煤炭、油品等一次能源更加清洁（蒋金荷，2015）。因此，电力消费比重增加能在一定程度上体现居民能源消费结构的清洁化转变。对于城镇居民而言，生活方式的改变会使得迁移居民的能源消费模式向城镇原居民的模式转变，但由于前者的收入水平低于后者，前者的生活用能类型主要用于维持基本生活用电。这将使得城镇居民对电力的消费增加，可能导致城镇居民的电力消费比重增加。对于农村居民而言，户籍制度改革促使部分农村居民向城镇迁移，可能导致农村居民收入水平上升。一方面，农村留守居民的自身收入水平可能因其享有更多土地资源而提高；另一方面，作为农村留守居民的家庭成员之一，迁移居民在城镇获得较高劳务收入，同样可能对农村留守居民的收入和消费水平产生促进作用。在提升生活便利度和生活质量的需求下，农村居民将购置更多现代化家电产品，增加对电力的消费而减少对部分非清洁能源（如煤炭）的消费，从而使得农村居民能源消费结构更加清洁。据此，本文提出如下假说：

H2c：户籍制度改革通过改善居民能源消费结构从而抑制生活碳排放。

（三）农村人口城镇化与生活碳排放达峰

由于不同城镇化阶段在能源供给、居民能源消费需求等方面存在显著差异，人口城镇化对碳排放

的影响可能呈现阶段性特征。鉴于此,本文从不同城镇化阶段着手来探讨人口城镇化与生活碳排放之间的内在联系。Northam (1975) 提出,城镇化整体呈“S 型”曲线发展,其演化过程可划分成初期、中期、后期三个阶段。在此基础上,方创琳等(2008)立足于中国经济发展实际提出了新型城镇化发展四阶段论。立足于方创琳等(2008)的新型城镇化发展四阶段论,本文绘制了人口城镇化与生活碳排放之间的“倒 N 型”关系图(见图 2)。

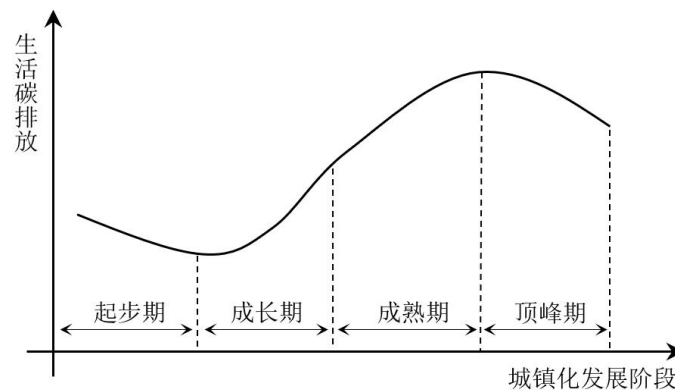


图2 人口城镇化与生活碳排放之间的“倒 N 型”关系

首先,当处于城镇化起步期时,城镇经济增长也处于起步阶段,能源供给能力有限、能源价格较高、人均收入水平较低,从而使得人口城镇化对城镇居民生活碳排放的影响较小。此时,较大的农村人口基数使得农村留守人员的人均资源增量和收入水平增长有限,进而导致人口城镇化对农村居民生活碳排放的影响较小。其次,当城镇化处于成长期和成熟期时,城镇化速度较快、经济发展水平较高、城镇能源供给能力较强、迁移居民的收入水平提升较快,因而迁移居民对能源的消费需求和消费能力也随之提高。与此同时,较快的城镇化速度意味着大量农村人口向城镇迁移,使得农村留守居民拥有的人均资源得到明显提高,其收入水平可能得到较快提高,进而会导致其对生活能源消费需求增加。可见,在城镇化成长期和成熟期时,人口城镇化对生活碳排放具有促进作用。最后,当处于城镇化顶峰期时,城镇化率较高、人口城镇化速度趋于平稳、经济发展水平较高,城乡居民收入水平较高。由于前期不断扩大的生产活动和居民消费水平使得污染物排放不断增多、环境质量不断下降,在较高的收入水平和环保需求下,城乡居民会增加对清洁能源的消费。可见,在城镇化顶峰期时,人口城镇化对生活碳排放的影响表现为抑制作用。据此,本文提出如下研究假说:

H3: 人口城镇化与生活碳排放之间存在“倒 N 型”关系。

三、研究设计

(一) 数据来源

一方面,当前围绕居民生活各类能源消费展开的微观家庭调查数据较为匮乏,且难以满足指标一致、连续年份有效等数据质量要求。另一方面,现有符合指标一致、连续年份有效等要求的公开权威统计资料仅在地级市层面和省级层面统计了生活类能源消费数据。由于地级市层面的生活类能源消费

数据并未区分城镇与农村的分类生活能源消费,因此本文采用省级层面以及城镇、农村的分类生活能源消费数据。相关数据主要来自《中国能源统计年鉴》^①中的各地区能源平衡表。该平衡表提供了历年各省份及其城镇与农村居民对各类能源的生活消费量,其所含的能源种类较为详细。本文将其中与居民生活消费相关的13类能源^②纳入考虑,以较为全面地测度生活碳排放。考虑到数据完整性,本文样本中不包含中国港澳台地区和西藏地区。由于该能源平衡表数据最早公开年份为2003年,本文由此最终获得了2003—2019年的面板数据,样本量为510个。

其余各主要变量数据来源及处理方式如下。①各类能源的净发热值数据以及热力和电力的折合标准煤系数主要来自《综合能源计算通则》(GB/T 2589-2020)^③。其中,其他洗煤的净发热值数据采用洗中煤的相应数据作为替代。型煤的净发热值数据采用棕色煤压块的净发热值数据作为替代,该数据主要来自《2006年IPCC国家温室气体清单指南》^④。②各类能源单位热值碳排放系数主要来自《2006年IPCC国家温室气体清单指南》。其中,本文将煤类能源碳排放系数取相同值,均采用棕色煤压块的对对应数作为替代。热力单位热值碳排放系数数据来自蒋金荷(2015)。③各区域电网排放因子数据主要来自历年《中国区域电网二氧化碳基准线排放因子》^⑤。囿于数据可获得性,本文分别采用2004年和2017年各区域电网排放因子数据替代2003年和2018—2019年的相应数据。④控制变量数据主要来自历年《中国统计年鉴》^⑥《中国统计摘要》^⑦以及各省份统计年鉴。

(二) 模型构建

1. 基准回归: 多期双重差分模型。本文构建如下多期双重差分模型来考察户籍制度改革对人均生活碳排放的影响:

$$pc_pro_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

(1)式中, p 代表省份, t 代表年份。 pc_pro_{pt} 为被解释变量,代表 p 省份在 t 年份的人均生活碳排放。解释变量 did_{pt} 是用以识别户籍制度改革的虚拟变量。为控制各省份时变因素特征对人均生活碳排放的影响,本文进一步选取了一系列控制变量 X_{pt} , 具体包括: 经济发展水平 ($PGDP$)、基础设施建设 (Gov)、城乡收入差距 (Gap)、第二产业比重 ($Ind2$) 和第三产业比重 ($Ind3$)。

^①数据来源: 国家统计局能源统计司: 《中国能源统计年鉴》(2004—2020年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^②包括: 原煤、精洗煤、其他洗煤、型煤、焦炭、焦炉煤气、原油、汽油、柴油、液化石油气、天然气、热力和电力。

^③数据来源: 全国标准信息公共服务平台官方网站 (<http://std.samr.gov.cn/>)。

^④数据来源: 联合国政府间气候变化专门委员会官方网站 (<https://www.ipcc.ch/>)。

^⑤数据来源: 中华人民共和国生态环境部官方网站 (<https://www.mee.gov.cn/>)、中国清洁发展机制网 (<http://cdm.ccchina.org.cn/>)。

^⑥数据来源: 国家统计局: 《中国统计年鉴》(2004—2020年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^⑦数据来源: 国家统计局: 《中国统计摘要》(2004—2020年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

v_t 代表年份固定效应, γ_p 代表省份固定效应, ε_{pt} 为随机扰动项。

2.机制分析: 中介效应检验。基于前文理论分析, 本文将户籍制度改革对生活碳排放的影响拆分为城镇和农村两部分, 并在此基础上采用中介效应模型从“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三个方面对户籍制度改革影响城乡居民人均生活碳排放的机制进行实证检验。借鉴温忠麟等(2012)的方法, 本文构建如下中介效应模型:

$$pc_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

$$M_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

$$pc_{pt} = \alpha + \beta did_{pt} + \eta M_{ipt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

(2) ~ (4) 式中, pc_{pt} 包含 pc_city_{pt} 和 pc_rural_{pt} 两个变量, 分别代表 p 省份 t 年份的城镇居民与农村居民的人均生活碳排放。 M_{pt} 表示户籍制度改革影响城乡居民人均生活碳排放的中介变量, 具体包括以下六个变量: 城镇人均消费水平 ($cons_city$)、农村人均消费水平 ($cons_rural$)、城镇能源消费强度 ($intens_city$)、农村能源消费强度 ($intens_rural$)、城镇能源消费结构 ($stru_city$) 和农村能源消费结构 ($stru_rural$)。其余变量设置与 (1) 式模型一致。

3.拓展分析: 非线性关系检验。为验证假说 H3 是否成立, 本文构建如下模型来检验人口城镇化与生活碳排放是否存在“倒 N 型”曲线关系:

$$carbon_{pt} = \alpha + \beta_1 urban_{pt} + \beta_2 urban_{pt}^2 + \beta_3 urban_{pt}^3 + pop_{pt} + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

(5) 式中, $urban_{pt}$ 表示 p 省份 t 年份的人口城镇化率, $urban_{pt}^2$ 和 $urban_{pt}^3$ 分别表示其二次项和三次项。 $carbon_{pt}$ 表示 p 省份 t 年份的生活碳排放。前文模型采用人均生活碳排放为被解释变量, 为避免共线性问题, 本文未将人口规模加入控制变量中。考虑到人口规模是影响生活碳排放总量的重要因素, 本文进一步将人口规模 (pop) 加入 (5) 式模型。其余变量设置与 (1) 式模型一致。

(三) 变量说明及描述性统计

1.被解释变量。基准回归部分被解释变量为人均生活碳排放 (pc_pro), 机制分析部分被解释变量为城镇居民人均生活碳排放 (pc_city) 和农村居民人均生活碳排放 (pc_rural)。本文以各省份居民生活主要消费的 13 类能源来测算生活碳排放: ①将热力折算成标准煤消耗量值, 再通过其碳排放系数测算热力消耗产生的碳排放; ②采用居民电力消耗与各区域电网历年基准线碳排放因子相乘得到电力消耗产生的碳排放; ③采用排放因子法对居民生活能源消费直接产生的碳排放进行测度。碳排放测算公式为:

$$CO_2 = \sum_i E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times (44/12) \quad (6)$$

(6) 式中, i 代表各类能源, E 、 NCV 、 CEF 和 COF 分别为各类能源消耗量、净发热值、单位热值的碳排放系数和碳氧化因子; 44 和 12 分别为二氧化碳与碳的分子量。在此基础上, 本文采用生活碳排放与常住人口数之比来衡量人均生活碳排放, 并采用城镇(农村)生活碳排放与城镇(农村)常住人口数之比来衡量城镇(农村)居民人均生活碳排放。此外, (5) 式模型的被解释变量为生活碳排放 (*carbon*), 具体采用生活碳排放的对数来衡量。

2. 核心解释变量。基准回归和机制分析部分的核心解释变量为户籍制度改革。2011 年 2 月, 国务院发布《国务院办公厅关于积极稳妥推进户籍制度改革的通知》(下文简称“《通知》”), 明确指出: 各地区应结合实际推动完善现行户籍制度, 围绕合法稳定就业和住所, 并结合社会保险缴纳年限制定农村家庭居民落户标准。2014 年 7 月, 《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》(下文简称“《意见》”)明确提出, 要确立城乡一元户口登记制度, 并推广实行居住证制度。《通知》和《意见》发布后, 部分省份陆续对国务院关于推进户籍制度改革的要求做出积极响应, 出台了相应的政策落实文件来实施户籍制度改革(详见表 1)。根据各省份为落实国务院发布的《通知》和《意见》而出台的相应政策文件信息, 本文采用如下方法设置户籍制度改革变量 (*did*): 颁布了相应实施意见或方案政策文件的省份为处理组, 而其他省份为控制组。其中, 处理组省份在政策执行当年及之后年份, *did* 取值为 1; 其他情形 *did* 取值为 0。需要说明的是, 对于《通知》和《意见》均有出台政策文件的处理组省份, 本文将其处理年份定义为更早的年份, 即该省份出台关于落实《通知》政策文件的执行年份。此外, (5) 式模型的核心解释变量为人口城镇化率 (*urban*), 具体采用城镇常住人口数与省份常住人口数之比来衡量。

表 1 户籍制度改革情况

年份	改革省份及时间	政策依据
2011	吉林(10月)、安徽(8月)、福建(11月)、江西(4月)、山东(8月)	《通知》
2012	河北(7月)、内蒙古(5月)、江苏(3月)	
2013	山西(9月)	
2014	黑龙江(10月)、江苏(12月)、江西(12月)、山东(11月)、河南(11月)、四川(11月)、新疆(9月)	《意见》
2015	湖北(9月)、陕西(3月)、辽宁(7月)、贵州(5月)、安徽(5月)、广东(6月)、福建(2月)、吉林(1月)、山西(1月)、湖南(5月)、广西(2月)、重庆(8月)、云南(5月)、青海(1月)、内蒙古(9月)、浙江(12月)、海南(12月)	
2016	北京(9月)、天津(4月)、河北(11月)、上海(4月)、西藏(6月)	

3. 控制变量。参考孙华臣、孙丰凯(2016)的研究, 本文选取如下控制变量。①经济发展水平 (*PGDP*)。经济发展水平与各省份居民的消费水平和生活方式息息相关, 会直接影响生活碳排放。本文采用人均 GDP 的对数来衡量经济发展水平。②基础设施建设 (*Gov*)。基础设施建设是地方政府促进地区经济增长的重要措施, 可能导致居民对汽油、燃气等直接能源的消耗增加, 从而影响生活

碳排放。本文采用政府公共财政支出与 GDP 之比来衡量基础设施建设水平。③城乡收入差距 (*Gap*)。城乡收入差距直接影响着城镇居民和农村居民的生活水平和生活方式,从而影响生活碳排放。本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比来衡量城乡收入差距。④产业结构,具体包括第二产业比重 (*Ind2*) 和第三产业比重 (*Ind3*) 两个变量,分别采用第二产业和第三产业增加值与 GDP 之比来衡量。一般而言,服务业消费较工业消费品更为低碳。此外,(5)式模型中新增控制变量人口规模 (*pop*),采用常住人口数的对数来衡量。

4.中介变量。基于前文理论分析,本文中介变量设置如下。①人均消费水平,具体包括城镇人均消费水平 (*cons_city*) 和农村人均消费水平 (*cons_rural*) 两个变量,分别采用 2003 年不变价的城镇居民和农村居民人均实际消费支出来衡量。②能源消费强度,具体包括城镇能源消费强度 (*intens_city*) 和农村能源消费强度 (*intens_rural*) 两个变量。借鉴计志英等(2016),本文分别采用城镇居民和农村居民各类能源消费标准煤与实际消费支出之比来衡量城镇居民和农村居民能源消费强度。③能源消费结构,具体包括城镇能源消费结构 (*stru_city*) 和农村能源消费结构 (*stru_rural*) 两个变量。借鉴汝醒君、汪臻(2016),本文分别采用城镇居民和农村居民电力消费标准煤占各类能源消费标准煤的比重来衡量城镇居民和农村居民能源消费结构。各变量的定义及其描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量名	变量符号	定义	均值	标准差
人均生活碳排放	<i>pc_pro</i>	生活碳排放与省份常住人口数之比(吨/人)	2.2677	2.7048
城镇人均生活碳排放	<i>pc_city</i>	城镇生活碳排放与城镇常住人口数之比(吨/人)	3.4734	4.4552
农村人均生活碳排放	<i>pc_rural</i>	农村生活碳排放与农村常住人口数之比(吨/人)	0.7499	0.4615
生活碳排放	<i>carbon</i>	生活碳排放(万吨),取对数	8.4642	1.0351
户籍制度改革	<i>did</i>	处理组省份执行年份及之后为 1,否则为 0	0.3373	0.4732
人口城镇化率	<i>urban</i>	城镇常住人口数与省份常住人口数之比	0.5222	0.1497
经济发展水平	<i>PGDP</i>	人均 GDP(元/人),取对数	10.3305	0.7375
基础设施建设	<i>Gov</i>	政府支出与 GDP 之比	0.2269	0.1068
城乡收入差距	<i>Gap</i>	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比	2.8499	0.5596
第二产业比重	<i>Ind2</i>	第二产业增加值与 GDP 之比	0.4816	0.1192
第三产业比重	<i>Ind3</i>	第三产业增加值与 GDP 之比	0.4558	0.0907
人口规模	<i>pop</i>	省份常住人口数(万人),取对数	8.1736	0.7489
城镇人均消费水平	<i>cons_city</i>	城镇居民实际人均消费支出(千元/人)	5.3447	1.6914
农村人均消费水平	<i>cons_rural</i>	农村居民实际人均消费支出(千元/人)	3.6205	2.0818
城镇能源消费强度	<i>intens_city</i>	城镇能源消费标准煤与城镇实际消费支出之比(吨/元)	1.8596	2.3013
农村能源消费强度	<i>intens_rural</i>	农村能源消费标准煤与农村实际消费支出之比(吨/元)	0.5875	0.3325
城镇能源消费结构	<i>stru_city</i>	城镇电力消费标准煤与城镇能源消费标准煤之比	0.1838	0.1618
农村能源消费结构	<i>stru_rural</i>	农村电力消费标准煤与农村能源消费标准煤之比	0.2769	0.1739

(四) 关键变量描述

图3展示了2003—2019年中国省级层面及其城乡居民生活碳排放、能源消费强度与能源消费结构的变化趋势。从图3(a)、(b)可知,样本期内各省份及其城乡居民生活碳排放与人均生活碳排放均呈上升趋势。其中,城镇居民生活碳排放不论在总量还是在人均层面均高于农村居民生活碳排放。图3(c)、(d)分别描绘了居民生活能源消费强度与结构特征。不难发现,样本期内各省份及其城乡居民生活能源消费强度与结构呈波动式上升趋势。相比城镇居民,农村居民的生活能源消费强度较低,并且能源消费结构较为清洁。这初步表明,随着人口城镇化的不断推进,城乡居民生活碳排放、人均生活碳排放、生活能源消费强度及其清洁程度呈现上升趋势。

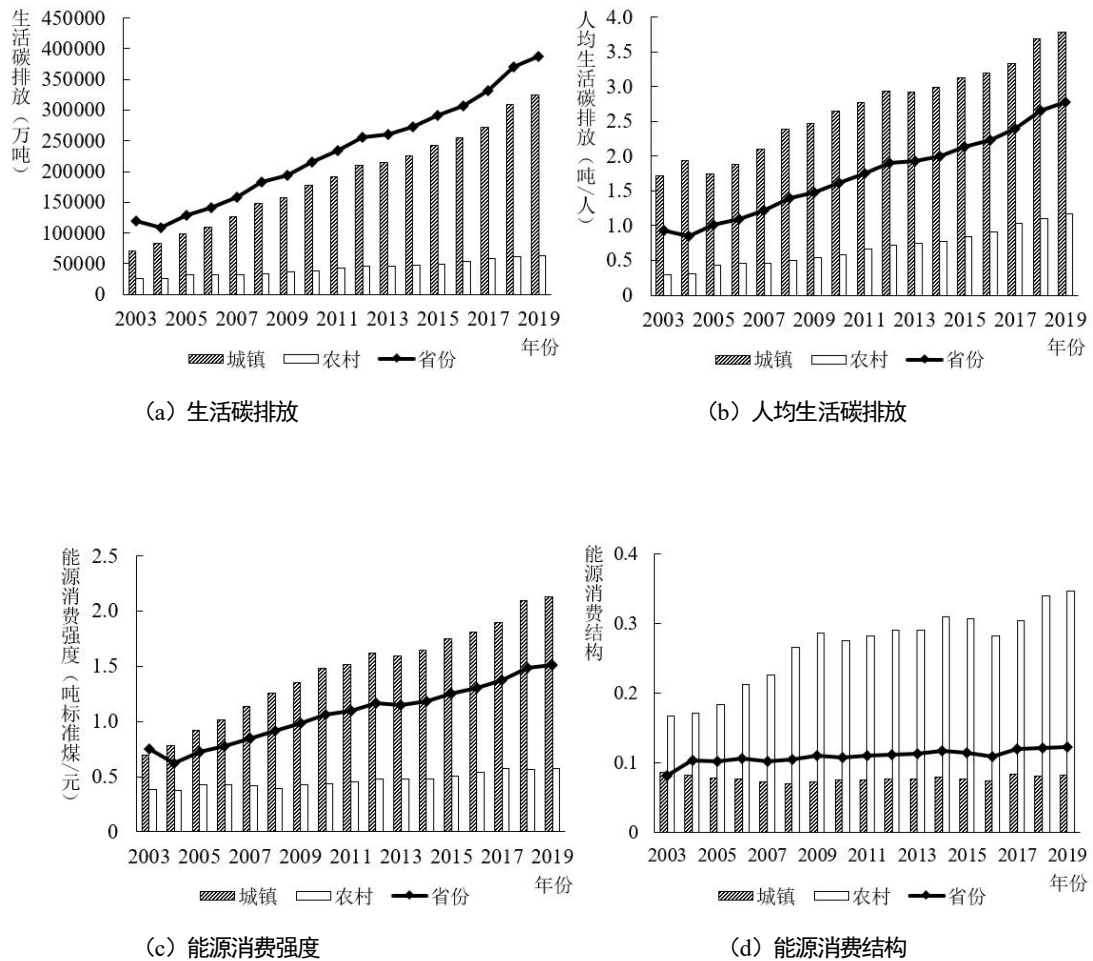


图3 2003—2019年中国省级层面及其城乡居民生活碳排放、能源消费强度与能源消费结构

四、实证结果分析

(一) 户籍制度改革对生活碳排放的影响

1. 基准回归结果。基于(1)式模型的基准回归结果如表3所示。其中,(1)列为未加入控制变量的估计结果,(2)~(6)列为逐步加入其他控制变量的估计结果。表3结果显示,户籍制度改革

对人均生活碳排放具有显著的正向作用。在依次将控制变量加入回归的过程中,核心解释变量户籍制度改革均显著且估计系数为正。(6)列结果显示,在将各控制变量均纳入后,核心解释变量户籍制度改革仍显著且估计系数为正,其具体数值为0.3438。这表明,户籍制度改革显著促进了生活碳排放,其对处理组省份人均生活碳排放的提升效应约为0.3438吨/人,即假说H1成立。

表3 基准回归结果

	被解释变量: 人均生活碳排放					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户籍制度改革	0.1957 (0.1330)	0.2485* (0.1381)	0.4126*** (0.1480)	0.3668** (0.1432)	0.3688** (0.1448)	0.3438** (0.1507)
经济发展水平		-2.1486*** (0.6188)	-2.1720*** (0.6007)	-1.6779** (0.7626)	-1.8083*** (0.5116)	-2.2145*** (0.5670)
基础设施建设			6.0691*** (1.6294)	6.4242*** (1.6548)	6.3547*** (1.6815)	6.2380*** (1.8057)
城乡收入差距				0.8046** (0.3607)	0.7852*** (0.3027)	0.8533*** (0.2967)
第二产业比重					0.3837 (2.0182)	-0.1860 (2.0855)
第三产业比重						-6.5444* (3.7272)
常数项	2.2017*** (0.0715)	24.3797*** (6.4186)	23.1894*** (6.2609)	15.7267* (8.8047)	16.9594*** (5.7455)	24.2534*** (7.3409)
调整后的 R ²	0.8366	0.8451	0.8502	0.8518	0.8515	0.8537

注:①括号内的数值为稳健标准误;②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;③省份固定效应和年份固定效应均已控制。

2.平行趋势检验。本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法来进行平行趋势验证,具体模型如下:

$$pc_pro_{pt} = \alpha + \sum_{k=-6}^6 \beta_k did_{pt}^k + \delta X_{pt} + v_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt} \quad (7)$$

(7)式中,变量 did^k 表示以各处理组省份进行户籍制度改革当年为基准点,将(1)式模型中变量 did 按相对处理年份逐年拆分所得的政策变量,用以识别户籍制度改革实施前后各年份的政策效应 β_k 。具体赋值规则如下:处理组省份在改革前第六年及更早年份($k=-6$)时, did^{-6} 取值为1;处理组省份在改革前或改革后的第 k 年($-6 < k < 6$)时, did^k 取值为1;处理组省份在改革后第六年及以后年份($k=6$)时, did^6 取值为1;其他情形时, did^k 取值为0。其余变量设置与(1)式模型一致。

平行趋势检验结果如图4所示。图4中,横轴表示户籍制度改革前后相对年份;纵轴表示估计系数 β_k 。图4中每个圆点代表系数 β_k 的回归结果,其所附带的纵深虚线表示95%水平的置信区间。结

果显示,对于户籍制度改革前的所有年份, did^k 均不显著。这表明,处理组与控制组省份在户籍制度改革前的人均生活碳排放并无显著差异,即满足平行趋势假设。

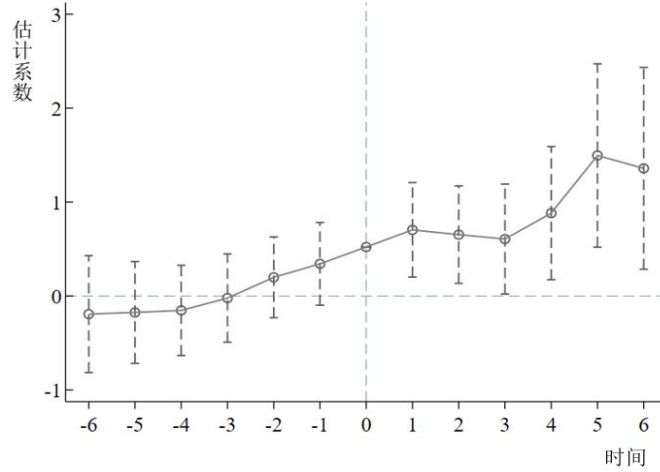


图4 平行趋势检验

3.稳健性检验。为增强前文基本结论的可信度,本文进行如下稳健性检验。首先,为证实前文政策效应是由户籍制度改革的落实,而非同时期其他政策执行所导致,本文参考龙小宁、万威(2017)的思路,将与户籍制度改革时间较为接近的碳排放权交易政策纳入考虑。碳排放权交易政策变量的定义方法与李治国、王杰(2021)一致,即:碳排放权交易试点省份在2013年及之后年份赋值为1,否则为0。其次,更换因变量衡量指标。本文采用各省份居民单位实际生活消费支出的生活碳排放,即生活碳排放强度作为替代指标。再次,借鉴蒋灵多、陆毅(2018)的思路,本文根据各年份政策实际实施时间来修改政策变量的赋值,具体做法为:根据表1中各省份出台关于落实《通知》和《意见》政策文件的执行时间,以户籍制度改革当年执行月份数占全年的比重对 did 变量进行重新赋值;在此基础上,对于《通知》和《意见》均有响应和落实的处理组省份,本文将该省份 did 变量在其出台《意见》落实文件的执行时间后的年份赋值为2。最后,借鉴张国建等(2019)的做法,本文将全部控制变量做滞后一期处理,以缓解由潜在双向因果关系导致的内生性问题。上述稳健性检验结果如表4所示。不难发现:户籍制度改革变量均显著且估计系数为正,即前文结论依然稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除其他政策干扰	更换因变量衡量指标	更换政策变量赋值方法	控制变量滞后一期
户籍制度改革	0.2737* (0.1518)	0.6648** (0.3272)	0.4008** (0.1632)	0.3126** (0.1392)
碳排放权交易	-0.7913*** (0.1672)			
常数项	27.6614*** (7.4127)	45.5525*** (15.8379)	24.2096*** (7.3999)	18.2863** (7.7999)

(续表 4)

调整后的 R ²	0.8568	0.8619	0.8547	0.8658
---------------------	--------	--------	--------	--------

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

4.内生性处理：工具变量法。为缓解处理组样本选择可能非完全随机而导致的内生性问题，本文进一步采用工具变量法来考察前文结论的稳健性。借鉴邵帅等（2019a）、Dong et al.（2020）的思路，本文采用各省份河流长度^①与时间趋势的交互项来构建工具变量。其合理性在于：一方面，城镇发展对于河流水系的依赖性较高，而中国河流特征与城镇化具有相关性（刘沁萍等，2012），即河流长度可能通过影响各省份的城镇化进而对政府部门落实户籍制度改革的决策制定产生影响，因此满足相关性原则；另一方面，河流长度作为天然地理外生因素，难以对生活碳排放产生直接影响，因此满足外生性原则。基于工具变量法的回归结果如表 5 所示：第一阶段结果显示，工具变量对户籍制度改革具有显著的正向影响，且 F 统计量大于临界值 10，说明不存在弱工具变量问题；第二阶段结果显示，户籍制度改革显著且估计系数为正。这表明，在进一步缓解其他潜在内生性问题后，户籍制度改革对人均生活碳排放的促进作用依然成立。

表 5 工具变量回归结果

	(1)	(2)
	户籍制度改革	人均生活碳排放
河流长度×时间趋势	0.0087*** (0.0021)	
户籍制度改革		10.4694*** (3.1377)
F 值	17.15	

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

（二）户籍制度改革对生活碳排放的作用机制

前文实证结果表明，户籍制度改革显著促进了人均生活碳排放，本部分将从城乡视角出发进一步揭示其作用机制。具体而言，本文将采用中介效应模型来检验“人均消费水平”“能源消费强度”和“能源消费结构”三种机制是否成立，检验结果如表 6 和表 7 所示。其中，表 6 为关于城镇居民生活碳排放的机制检验结果，表 7 展示了农村居民生活碳排放的机制检验结果。表 6 和表 7 的（1）列分别展示了户籍制度改革对城乡居民人均生活碳排放的影响，对应中介效应检验第一阶段，即（2）式模型。表 6 和表 7 的（1）列显示，户籍制度改革均显著促进了城镇和农村居民人均生活碳排放，两者

^①本文河流长度数据由各地级市河流密度数据与各地级市面积相乘后再加总至省份层面而得。各地级市河流密度数据由国家地理信息中心（<http://www.ngcc.cn/ngcc/>）提供的主要河流矢量分布图提取而得。各地级市面积数据来源：国家统计局城市社会经济调查司（编），2021：《2020 中国城市统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

共同导致了人均生活碳排放的增加。表 6 和表 7 的 (2) ~ (7) 列中的偶数列对应中介效应检验第二阶段, 即 (3) 式模型; 奇数列对应中介效应检验第三阶段, 即 (4) 式模型。

(1) 人均消费水平的中介效应。表 6 和表 7 的 (2) 列显示, 户籍制度改革变量分别为正向显著、负向不显著; 表 6 和表 7 的 (3) 列显示, 户籍制度改革变量和中介变量均显著为正。这表明, 户籍制度改革通过提升城镇居民人均消费水平而提高了城镇居民人均生活碳排放, 但并未对农村居民人均消费水平产生显著影响, 即假说 H2a 对城镇居民成立而对农村居民不成立。可能的原因在于: 户籍制度改革对农村留守居民的收入提升效应有限, 使得农村留守居民人均消费水平不及迁移居民原本在农村时的人均消费水平。

(2) 能源消费强度的中介效应。表 6 和表 7 的 (4) 列显示, 户籍制度改革变量均显著为正。表 6 (5) 列的回归结果中, 户籍制度改革变量和中介变量均显著为正。表 7 (5) 列的回归结果中, 户籍制度改革变量不显著, 而中介变量显著为正。这表明, 户籍制度改革通过提升城乡居民能源消费强度而提高了城乡居民人均生活碳排放, 即假说 H2b 对城乡居民而言均成立。

(3) 能源消费结构的中介效应。表 6 和表 7 的 (6) 列显示, 户籍制度改革变量分别正向不显著、正向显著; 表 6 和表 7 (7) 列的回归结果中, 户籍制度改革变量和中介变量分别为正向显著、负向显著。这表明, 户籍制度改革通过提高农村居民能源消费结构清洁度进而抑制了农村居民人均生活碳排放, 但对城镇居民能源消费结构调整未产生显著影响, 即假说 H2c 对城镇居民不成立而对农村居民成立。可能的原因在于: 城镇生活消费水平较高而迁移居民的收入水平较低, 使得迁移居民可能抑制自身用电消费以节省开支。

表 6 中介效应检验: 城镇居民

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均碳排放	人均消费水平	人均碳排放	能源消费强度	人均碳排放	能源消费结构	人均碳排放
户籍制度改革	0.6478** (0.2781)	0.1962*** (0.0724)	0.5224* (0.2714)	0.2327* (0.1364)	0.2221*** (0.0838)	0.0109 (0.0082)	0.7031** (0.2760)
人均消费水平			0.6395*** (0.1553)				
能源消费强度					1.8296*** (0.0530)		
能源消费结构							-5.0775*** (1.1136)
常数项	28.3856** (11.7180)	-5.4303 (4.5314)	31.8583*** (11.8364)	14.5075** (6.3468)	1.8419 (3.8505)	0.2088 (0.3253)	29.4457** (11.5945)
调整后的 R ²	0.8541	0.8956	0.8599	0.8535	0.9849	0.8813	0.8578

注: ①括号内的数值为稳健标准误; ②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

表 7 中介效应检验：农村居民

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均碳排放	人均消费水平	人均碳排放	能源消费强度	人均碳排放	能源消费结构	人均碳排放
户籍制度改革	0.0569* (0.0342)	-0.0524 (0.0659)	0.0651** (0.0306)	0.0549* (0.0294)	0.0085 (0.0201)	0.0224* (0.0131)	0.0722** (0.0316)
人均消费水平			0.1564*** (0.0224)				
能源消费强度					0.8810*** (0.0610)		
能源消费结构							-0.6863*** (0.1841)
常数项	2.0477 (1.6182)	7.3664** (3.5791)	0.8953 (1.5549)	3.6135* (1.9254)	-1.1358 (1.0996)	-1.0220* (0.6081)	1.3463 (1.5009)
调整后的 R ²	0.8044	0.9497	0.8290	0.7176	0.9180	0.7649	0.8197

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

(三) 拓展分析：人口城镇化与生活碳排放达峰

为验证假说 H3 是否成立，本文采用 (5) 式模型对人口城镇化与生活碳排放之间的“倒 N 型”曲线关系进行检验，回归结果如表 8 所示。表 8 (1) 列为 (5) 式模型不加入控制变量的回归结果。结果显示，人口城镇化率和人口城镇化率三次方项负向显著，人口城镇化率平方项正向显著。(2) 列为加入控制变量的回归结果。结果显示，人口城镇化率及其平方和三次方项均在 1%的水平上显著，其中仅人口城镇化率平方项系数为正向。这说明，人口城镇化与生活碳排放呈“倒 N 型”曲线关系。进一步的拐点检验结果表明：拐点 1 的城镇化率为 21.84% (p 值小于 0.01)；拐点 2 的城镇化率为 75.19% (p 值约为 0.05)。这说明，人口城镇化与生活碳排放之间确实存在“倒 N 型”曲线关系，即假说 H3 成立。在其他条件不变的情况下，当人口城镇化率处于 21.84%~75.19%时，生活碳排放规模将随人口城镇化的推进而不断增长；当人口城镇化率超过 75.19%时，人口城镇化将对生活碳排放产生显著的抑制效应。样本省份中，仅北京、上海和天津的人口城镇化率超过了拐点 2 的城镇化率 (75.19%)，进入人口城镇化顶峰期；其他省份在绝大多数年份均处于人口城镇化成长期和成熟期。由此看来，户籍制度改革对生活碳排放的促进作用仅是一种阶段性表现。随着新型城镇化工作推进，当各省份人口城镇化率均步入顶峰期后，生活碳排放将有望实现碳达峰目标。

表 8 “倒 N 型”曲线检验

	被解释变量：生活碳排放	
	(1)	(2)
人口城镇化率	-9.0452*** (2.1961)	-10.1436*** (2.3450)

(续表 8)

人口城镇化率平方项	19.2626*** (4.2956)	23.2199*** (4.9815)
人口城镇化率三次方项	-11.8488*** (2.7519)	-15.4404*** (3.4218)
常数项	9.6267*** (0.3892)	5.8445 (3.9825)
调整后的 R ²	0.9652	0.9658

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量、省份固定效应和年份固定效应均已控制。

为更直观地分析当前各省份人口城镇化现状，表 9 整理了 2003—2019 年各省份的人口城镇化率及其与拐点城镇化率的比较情况。总体来看，大多数省份与全国整体人口城镇化率均介于拐点 1 和拐点 2 的城镇化率之间，处于人口城镇化发展的成长期和成熟期。例如，河北、安徽、河南和四川的人口城镇化在 2004 年以前处于起步期；天津于 2006 年步入人口城镇化顶峰期。2019 年，全国人口城镇化率为 60.60%，比拐点 2 的城镇化率（75.19%）低 14.59%，表明全国当前人口城镇化率低于生活碳排放达峰拐点的城镇化率。以拐点 2 为参照，本文将 2019 年人口城镇化率超过拐点 2 的城镇化率的省份定义为城镇化先进省份，将 2019 年人口城镇化率未超过拐点 2 的城镇化率的省份定义为城镇化滞后省份。在此基础上，本文进一步以-10%和-20%的差值水平为分界点，将城镇化滞后省份细分为轻微滞后省份（-10%~0%）、中度滞后省份（-20%~-10%）和严重滞后省份（-20%以上）。由表 9 可知，北京、天津和上海属于城镇化先进省份；辽宁、江苏、浙江、福建、广东和重庆属于城镇化轻微滞后省份；河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、山东、湖北、湖南、海南、陕西、青海和宁夏属于城镇化中度滞后省份；河南、广西、四川、贵州、云南、甘肃和新疆属于城镇化严重滞后省份。城镇化滞后省份，特别是城镇化严重滞后省份具有极大的城镇化发展潜力，亟需抓紧落实户籍制度改革，切实提高当地的人口城镇化率，从而迎来人口城镇化发展与生活碳排放达峰的双赢局面。

表 9 2003—2019 年中国各省份人口城镇化

省份	低于拐点 1 城镇化率	拐点 1 城镇化率~ 拐点 2 城镇化率	超过拐点 2 城镇化率	2019 年城镇化率 (%)	2019 年城镇化率与 拐点 2 城镇化率之差 (%)
全国	—	2003—2019 年	—	60.60	-14.59
北京	—	—	2003—2019 年	86.60	11.41
天津	—	2003—2005 年	2006—2019 年	83.48	8.29
河北	2003—2004 年	2005—2019 年	—	57.62	-17.57
山西	—	2003—2019 年	—	59.55	-15.64
内蒙古	—	2003—2019 年	—	63.37	-11.82
辽宁	—	2003—2019 年	—	68.11	-7.08
吉林	—	2003—2019 年	—	58.27	-16.92

(续表 9)

黑龙江	—	2003—2019 年	—	60.90	-14.29
上海	—	—	2003—2019 年	88.30	13.11
江苏	—	2003—2019 年	—	70.61	-4.58
浙江	—	2003—2019 年	—	70.00	-5.19
安徽	2003—2004 年	2005—2019 年	—	55.81	-19.38
福建	—	2003—2019 年	—	66.50	-8.69
江西	—	2003—2019 年	—	57.42	-17.77
山东	—	2003—2019 年	—	61.51	-13.68
河南	2003—2004 年	2005—2019 年	—	53.21	-21.98
湖北	—	2003—2019 年	—	61.00	-14.19
湖南	—	2003—2019 年	—	57.22	-17.97
广东	—	2003—2019 年	—	71.40	-3.79
广西	—	2003—2019 年	—	51.09	-24.10
海南	—	2003—2019 年	—	59.23	-15.96
重庆	—	2003—2019 年	—	66.80	-8.39
四川	2003—2004 年	2005—2019 年	—	53.79	-21.40
贵州	—	2003—2019 年	—	49.02	-26.17
云南	—	2003—2019 年	—	48.91	-26.28
陕西	—	2003—2019 年	—	59.44	-15.75
甘肃	—	2003—2019 年	—	48.49	-26.70
青海	—	2003—2019 年	—	55.52	-19.67
宁夏	—	2003—2019 年	—	59.86	-15.33
新疆	—	2003—2019 年	—	51.87	-23.32

注：“—”代表某省份 2003—2019 年人口城镇化率不在由拐点 1 和拐点 2 划分的城镇化率区间内。

五、结论与政策启示

本文搜集并整理了中国部分省份自 2011 年起落实国务院两次户籍制度改革的具体执行信息,采用多期双重差分模型检验了户籍制度改革对人均生活碳排放的影响及其作用机制,并对人口城镇化与生活碳排放的非线性关系展开了进一步分析。研究发现:第一,户籍制度改革显著促进了生活碳排放,该政策对人均生活碳排放的平均提升效应约为 0.3438 吨/人。这一基本结论在一系列稳健性检验和采用工具变量缓解内生性问题后仍成立。第二,户籍制度改革同时促进了城镇居民和农村居民的人均生活碳排放,两者共同导致了省份人均生活碳排放的增加。对于城镇居民而言,户籍制度改革主要通过提高其人均消费水平和能源消费强度来促进其人均生活碳排放,但未显著改善城镇居民能源消费结构;对于农村居民而言,户籍制度改革主要通过提高其能源消费强度来促进其人均生活碳排放,并未提高农村居民人均消费水平,但通过有效提升农村居民能源消费结构清洁化程度而显著抑制了其人均生活碳排放。第三,人口城镇化与生活碳排放呈“倒 N 型”曲线关系,而当前中国绝大多数省份尚未跨过

拐点 2。

基于以上发现,本文得到如下政策启示。第一,各地方政府应积极贯彻户籍制度改革使人口城镇化率超过拐点 2 的城镇化率,尤其是城镇化滞后省份。当人口城镇化进入顶峰期后,城镇化的推进将抑制生活碳排放,从而实现生活碳排放达峰。然而,当前中国大多数省份人口城镇化率与拐点 2 的城镇化率尚存在一定距离。这些城镇化滞后省份应在结合当地发展实际的基础上,以更大力度推进户籍制度改革并放宽农村居民在城镇落户的限制,促使人口城镇化率按期超过拐点 2 的城镇化率,从而助力生活碳排放达峰。第二,各地政府在推进新型城镇化中应致力于促进城乡居民生活能源结构清洁化,切实提高居民节能环保意识,引导居民形成低碳生活方式。一方面,户籍制度改革通过促进农村居民能源消费结构清洁化对生活碳排放起到了抑制作用,但这一抑制效应在城镇居民中不存在;另一方面,户籍制度改革对生活碳排放的促进作用主要来自居民能源消费强度的带动。因此,政府应在农村地区继续推广落实“以电代煤”政策,采用补贴等形式引导居民更多使用清洁能源,同时通过开展倡导节能环保低碳生活理念的宣传教育活动来进一步提高城乡居民的低碳意识,从而降低居民生活能源消费强度并提高清洁能源消费比重,更大程度地抑制生活碳排放,实现协同推进中国人口城镇化和碳减排承诺的双重目标。

参考文献

1. 蔡昉, 2018: 《农业劳动力转移潜力耗尽了么?》, 《中国农村经济》第 9 期。
2. 方创琳、刘晓丽、蔺雪芹, 2008: 《中国城市化发展阶段的修正及规律性分析》, 《干旱区地理》第 4 期。
3. 高帆, 2014: 《中国城乡消费差距的拐点判定及其增长效应》, 《统计研究》第 12 期。
4. 计志英、赖小锋、贾利军, 2016: 《家庭部门生活能源消费碳排放: 测度与驱动因素研究》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期。
5. 蒋金荷, 2015: 《中国城镇住宅碳排放强度分析和用能政策反思》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期。
6. 蒋灵多、陆毅, 2018: 《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》, 《中国工业经济》第 11 期。
7. 李艳梅、张红丽, 2016: 《城市化对家庭 CO₂ 排放影响的区域差异——基于中国省级面板数据的分析》, 《资源科学》第 3 期。
8. 李治国、王杰, 2021: 《中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出》, 《中国人口·资源与环境》第 1 期。
9. 刘传明、孙喆、张瑾, 2019: 《中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究》, 《中国人口·资源与环境》第 11 期。
10. 刘沁萍、田洪阵、杨永春, 2012: 《基于 GIS 和遥感的中国城市分布与自然环境关系的定量研究》, 《地理科学》第 6 期。
11. 龙小宁、万威, 2017: 《环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性》, 《中国工业经济》第 6 期。
12. 卢祖丹, 2011: 《我国城镇化对碳排放的影响研究》, 《中国科技论坛》第 7 期。
13. 曲建升、刘莉娜、曾静静、张志强、王莉、王勤花, 2014: 《中国城乡居民生活碳排放驱动因素分析》, 《中国

人口·资源与环境》第8期。

- 14.汝醒君、汪臻, 2016: 《中国农村居民生活用能碳排放影响因素研究》, 《生态经济》第1期。
- 15.邵帅、李欣、曹建华, 2019a: 《中国的城市化推进与雾霾治理》, 《经济研究》第2期。
- 16.邵帅、张可、豆建民, 2019b: 《经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验》, 《管理世界》第1期。
- 17.宋德勇、刘习平, 2013: 《中国省际碳排放空间分配研究》, 《中国人口·资源与环境》第5期。
- 18.宋德勇、徐安, 2011: 《中国城镇碳排放的区域差异和影响因素》, 《中国人口·资源与环境》第11期。
- 19.孙华臣、孙丰凯, 2016: 《城乡收入差距对碳排放影响的经验证据——兼论“公平”何以提升“效率”》, 《宏观经济研究》第1期。
- 20.孙建卫、赵荣钦、黄贤金、陈志刚, 2010: 《1995—2005年中国碳排放核算及其因素分解研究》, 《自然资源学报》第8期。
- 21.王小华、温涛、韩林松, 2020: 《习惯形成与中国农民消费行为变迁: 改革开放以来的经验验证》, 《中国农村经济》第1期。
- 22.温忠麟、刘红云、侯杰泰, 2012: 《调节效应和中介效应分析》, 北京: 教育科学出版社。
- 23.杨晓军、陈浩, 2013: 《中国城镇化对二氧化碳排放的影响效应: 基于省级面板数据的经验分析》, 《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。
- 24.张雷、黄园渐、李艳梅、程晓凌, 2010: 《中国碳排放区域格局变化与减排途径分析》, 《资源科学》第2期。
- 25.张国建、佟孟华、李慧、陈飞, 2019: 《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》, 《中国工业经济》第8期。
- 26.张文婷、温宗国, 2016: 《资源环境约束下中国新型城镇化发展模式研究》, 《中国人口·资源与环境》第S1期。
- 27.赵红、陈雨蒙, 2013: 《我国城市化进程与减少碳排放的关系研究》, 《中国软科学》第3期。
- 28.周迪、周丰年、王雪芹, 2019: 《低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析》, 《资源科学》第3期。
- 29.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 30.Dong, X., S. Zheng, and M. E. Kahn, 2020, “The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork across Cities”, *Journal of Urban Economics*, vol.115, 103212, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.103212>.
- 31.Hu, Y., S. Ren, Y. Wang, and X. Chen, 2020, “Can Carbon Emission Trading Scheme Achieve Energy Conservation and Emission Reduction? Evidence from the Industrial Sector in China”, *Energy Economics*, vol.85, 104590, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104590>.
- 32.Huang, J., Q. Liu, X. Cai, Y. Hao, and H. Lei, 2018, “The Effect of Technological Factors on China's Carbon Intensity: New Evidence from a Panel Threshold Model”, *Energy Policy*, 115: 32-42.
- 33.Li, J., D. Zhang, and B. Su, 2019, “The Impact of Social Awareness and Lifestyles on Household Carbon Emissions in China” *Ecological Economics*, 160: 145-155.
- 34.Martínez-Zarzoso, I., and A. Maruotti, 2011, “The Impact of Urbanization on CO₂ Emissions: Evidence from Developing Countries”, *Ecological Economics*, 70(7): 1344-1353.

35. Northam, R. M., 1975, *Urban Geography*, New York: John Wiley & Sons.
36. Poumanyong, P., and S. Kaneko, 2010, “Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO₂ Emissions? A Cross-country Analysis”, *Ecological Economics*, 70(2): 434-444.
37. Sharma, S. S., 2010, “Determinants of Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from 69 Countries”, *Applied Energy*, 88(1): 376-382.
38. York, R., 2006, “Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations, 1960—2025”, *Social Science Research*, 36(3): 855-872.
39. Yu, Y., and N. Zhang, 2021, “Low-carbon City Pilot and Carbon Emission Efficiency: Quasi-experimental Evidence from China”, *Energy Economics*, vol.96, 105125, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105125>.

（作者单位：¹海南大学经济学院；

²航天科工智慧产业发展有限公司）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of Urbanization of Rural Residents on Carbon Emissions from Household Energy Consumption

CAO Xiang GAO Yu LIU Ziqi

Abstract: This article takes the reform of household registration system in 2011 as a quasi natural event and uses the time-varying DID method to examine the impact of urbanization on household carbon emissions from domestic energy consumption. The results show that the reform of household registration system has significantly promoted per capita carbon emissions. The mechanism analysis shows that the reform of household registration system has improved per capita carbon emissions of both urban and rural residents. For urban areas, population urbanization has mainly promoted per capita carbon emissions of urban residents by increasing per capita consumption level and energy consumption intensity, but it has not significantly improved the energy consumption structure of urban residents. For rural areas, population urbanization has promoted per capita carbon emissions of rural residents mainly by increasing the energy consumption intensity and inhibited per capita carbon emissions by optimizing the energy consumption structure of residents, while the policy has not increased per capita consumption level of residents. In addition, population urbanization and household carbon emissions present an inverted N-shape curve relationship. At present, most provinces in China have not crossed the second turning point. Therefore, all regions should actively implement household registration system reform, and accelerate population urbanization, making household carbon emissions cross the second turning point. Besides, the government should actively promote the awareness of energy saving and green consumption, and increase investment in green technology innovation, ensuring that the goal of “carbon peak” in residential energy consumption can be achieved in the near future.

Keywords: Population Urbanization; Urban and Rural Resident; Carbon Emission from Household Energy Consumption; Carbon Peak; Quasi-natural Experiment

中国县域数字普惠金融发展：内涵、指数构建与测度结果分析*

冯兴元¹ 孙同全¹ 董 翀¹ 燕 翔²

摘要：迄今为止中国缺乏系统度量县域数字普惠金融发展水平的指数评价体系。本文利用网商银行在全国1884个县（县级市、旗）的业务数据和这些县域的社会经济统计数据，从数字普惠金融服务广度、深度与质量三大维度出发，建构了中国县域数字普惠金融发展指数评价体系，提出了该指数评价体系各级指标得分的测度方法，测度了2017—2019年这些县域的各级指标得分，较为系统地反映了这些县域的数字普惠金融发展水平。研究表明，2017—2019年中国各大地区和各省的县域数字普惠金融发展水平总体提升较大，但各地之间存在明显差异；服务广度和服务深度提升较大，服务质量提升相对不足；数字贷款和数字授信发展最为迅速，数字支付次之，数字理财和数字保险发展相对迟缓。总体而言，中国县域数字普惠金融服务发展空间巨大，应进一步加强县域数字普惠金融基础设施建设，完善数字普惠金融顶层设计和法规政策，提升县级政府对数字普惠金融发展的政策支持力度，建立健全县域数字普惠金融体系，提高县域人口数字普惠金融素养。

关键词：县域金融 数字普惠金融 农村普惠金融 发展指数 乡村振兴

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国金融部门的“三农”金融服务供给有了很大改善。但是，农村地区大量低收入群体、农户和小微企业仍然被正规金融部门排斥或服务不足。而且，多数新型农业经营主体，包括种养大户、家庭农场和农民合作社等，也因为缺乏正规金融机构可接受的抵押物而在申请贷款时遭受程度不等的金融排斥。所有这些被正规金融部门排斥或者服务不足者，都是农村普惠金融服务提供者需要特别关注和服务的群体（冯兴元等，2019）。正因为如此，中国政府近年来对发展农村普惠金融越来越重视。2018年9月中共中央、国务院印发了《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》，提出“发展乡村普惠金融”。2019年2月，人民银行、银保监会、证监会、财政部、农业农村部等国家五

*本文属于中国社会科学院农村发展研究所创新工程项目“农村金融服务体系的发育及问题研究”（编号：2021NFSB06）中期研究成果。

部委联合发布了《关于金融服务乡村振兴的指导意见》，提出“数字普惠金融在农村得到有效普及”的要求。2021年“中央一号文件”《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》进一步提出了“发展农村数字普惠金融”。

2014年以来，随着“余额宝”的异军突起以及城乡地区移动互联网和智能手机的普及，大型金融科技平台公司借助其所拥有的金融科技优势，快速推动数字普惠金融服务创新，对传统正规金融部门业务造成了巨大冲击。作为回应，传统正规金融机构从其所在的另一端也纷纷跟进。尤其是2016年杭州G20峰会发布《G20数字普惠金融高级原则》后，发展数字普惠金融成为金融科技平台公司和传统正规金融部门共同的发展方向，代表着金融行业的未来。在这一背景下，大型金融科技平台公司和众多传统正规金融机构在其所处的两端大力推进数字普惠金融发展，这两大部门在发展数字普惠金融、提供数字普惠金融服务方面也不断加强合作，形成了一种激烈的竞争局面。

然而，中国农村数字普惠金融发展水平总体上还比较低，各地发展水平还参差不齐，还存在着各自的发展障碍。中国农村数字普惠金融发展水平到底如何？各地之间差距到底有多大？有何发展障碍？这些情况仍然有待研究澄清。因此，有必要构建一个县域数字普惠金融发展指数评价体系，系统地定量测度中国农村各县（县级市、旗）数字普惠金融发展水平的各级指标得分。这有利于各地政府、金融科技平台公司和金融机构了解各地在数字普惠金融发展方面的进展与问题、优势和劣势，有利于发现各地发展数字普惠金融的长处和短板，由此推动数字普惠金融发展，在中国农村各地实现乡村振兴。

基于上述考虑，本文首先梳理县域数字普惠金融指数相关研究现状，然后构建中国县域数字普惠金融发展指数评价体系，并提出各级指标得分的测度方法。根据得到的县域数字普惠金融发展指数各级指标得分，进一步分析当前中国县域数字普惠金融发展的总体情况与不足之处，分析各大经济区域和不同省份县域数字普惠金融发展的相对进程，并提出相关政策思考。

二、概念界定与文献综述

数字普惠金融这一概念是数字技术与普惠金融理念相结合的产物。在移动互联网快速发展、智能手机日益普及和全球经济与金融快速数字化的背景下，世界各国政府纷纷加快推进普惠金融发展，人们越来越多地考虑结合数字技术发展普惠金融，数字普惠金融的概念和理念应运而生。根据世界银行扶贫协商小组的定义（CGAP, 2015），数字普惠金融是指“被正规金融部门排斥或服务不足的人口通过数字方式获得和利用正规金融服务。这些服务应当切合客户的需要，以负责任的方式提供，对于客户来说成本可负担，对于提供者而言可持续”。尽管这一定义比较简明扼要，但存在几个问题。第一，数字普惠金融要求金融部门通过数字方式满足所有人口的金融服务需求，虽然强调尤其要满足被正规金融部门排斥或服务不足的人口的金融服务需求，但数字普惠金融并非仅仅满足这部分人口的需求。第二，金融服务提供者满足的是各种金融服务的需求（demand），而不是对金融服务的需要（need）。这里的“需求”作为经济学概念，反映在某种价格水平下需求者愿意支付、能够支付的产品或服务的数量，是金融服务供给要满足的对象，而“需要”并非经济学概念，不一定能够通过金融服务供给得

到满足。第三，单纯把正规金融服务包括在金融服务范围内是不够的，金融服务还应该包括非正规金融服务，比如中国的农村资金互助；第四，定义中应纳入尽量多的普惠金融特点，上述定义只纳入了“可得性、成本可负担、商业可持续性”三项特点，其他特点如“获得和使用金融服务的多样性、安全性、适当性和便捷性等”没有被纳入（世界银行、中国人民银行，2019；冯兴元等，2019）。因此，本文把数字普惠金融定义为所有人口，尤其是被正规金融部门排斥或服务不足的人口，通过数字方式获得和利用各种金融服务。这些服务应当切合客户的需求，以负责任的方式提供，对于客户来说安全、适当、便捷与成本可负担，对于提供者而言商业可持续。

迄今为止，有关普惠金融指数的研究仍然较少，且多数没有考虑数字技术对普惠金融的影响（Sarma, 2008；李明贤、谭思超，2018；成艾华、蒋杭，2018；张珩等，2017；李巧莎等，2017）。少数国际组织和一些国家的中央银行在推出或更新普惠金融指标体系时纳入了部分数字普惠金融指标（The World Bank and Bill and Melinda Gates Foundation, 2011；IMF, 2021；GPFI, 2016；中国人民银行金融消费者权益保护局，2018），用于衡量不同国家或一个国家总体的普惠金融发展情况，包括数字普惠金融的发展情况。

目前国内较为全面和系统地衡量各省县域数字普惠金融发展水平的研究很少，只有北京大学数字金融研究中心课题组（2017）发布的数字普惠金融指数属于此类。作为中国首个数字普惠金融指数评价体系，它有很多创新和值得借鉴之处，也代表了当时中国构建数字普惠金融指数评价体系的学术前沿。数字普惠金融指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个一级维度测度了中国数字普惠金融的发展水平，但该指数评价体系并非为测度中国所有县（县级市、旗）的县域数字普惠金融发展水平而设计，在指数评价体系的构建中未包含对县域经济特征的考量。同时，每个一级维度的名称、内涵，以及下级指标的设置均有可调整的空间。比如一级维度“数字化程度”完全可以改为“服务质量”，并按照对数字普惠金融服务质量的要求（与普惠金融服务质量要求一致）设置下级指标。实际上，“数字化程度”并不是一个合适的一级维度名称，因为其他两个一级维度“覆盖广度”和“使用深度”也应当是“数字化程度”的表现。此外，一级维度“数字化程度”也没有纳入数字贷款违约率和账户安全险覆盖率之类的指标。鉴于此，有必要构建专门针对中国县域的数字普惠金融发展指数，弥补现有相关研究的不足，以便较为全面和系统地衡量中国县域数字普惠金融的发展水平。

三、中国县域数字普惠金融发展指数评价体系的构建与测度方法

（一）中国县域数字普惠金融发展指数评价体系的编制原则

编制中国县域数字普惠金融发展指数需要遵循如下原则：第一，尽量全面和系统地把握数字普惠金融的内涵和发展特点，从数字普惠金融服务的广度、深度和质量三个方面测度各县数字普惠金融的发展水平；第二，考虑县域社会经济发展现实情况，选取一些能够反映县域社会经济发展状况的指标，以求尽量准确地反映县域数字普惠金融发展的特点和水平；第三，数字普惠金融更多是依托数字技术实现金融服务，因此在指标选取方面需要强调其互联网属性；第四，应涵盖不同类型的县域数字普惠金融服务，尤其是数字贷款、数字授信、数字支付、数字理财与数字保险；第五，确保所选取的各项

指标具有代表性、数据可得性与连续性，符合数学、统计学、经济学等学科的基本原理要求，保证评价结果相对客观。

（二）数据来源

本文使用的数据来源于两方面：一是网商银行在开展县域数字普惠金融业务过程中积累的大量数据，二是相关年度的《中国县域统计年鉴》和各县（县级市、旗）的国民经济与社会发展统计公报中的数据。本文采用网商银行积累的数据评估全国县域数字普惠金融总体发展状况主要基于三方面原因：第一，网商银行深耕农村数字金融业务多年，在服务类型、地域覆盖广度、数字技术等方面具有绝对优势；第二，网商银行所属蚂蚁集团是大型金融科技平台公司中唯一设立专门的农村金融业务团队的公司，其对县域数字普惠金融相关业务数据有着全面、准确的归集，保证了这些数据的可得性、可用性和完整性；第三，网商银行积累的多年县域数字普惠金融业务数据，在反映县域数字普惠金融总体发展状况方面具有较强的代表性和连续性，可以用来衡量全国各县域数字普惠金融的发展水平。

在样本选取方面，考虑到市辖区的经济发展水平和城镇化水平普遍较高，很多市辖区已经作为城区管理，且部分市辖区的人口和地区生产总值统计数据存在缺失，因此本文仅使用全国 2851 个县级行政区域中的 1884 个县（县级市、旗）的县域数字普惠金融发展数据，不包括市辖区。具体来看，样本中包括 1464 个县，368 个县级市，52 个旗。由于北京、上海、天津已经没有县（县级市、旗），只有市辖区，因此全部样本涉及的省（市、区）中不包括这三大直辖市。

（三）中国县域数字普惠金融发展指数评价体系的指标构建

基于上述编制原则，在现有文献基础上，本文参照加拿大 Fraser 研究所世界经济自由指数评价体系（Gwartney et al, 2020）和北京国民经济研究所市场化指数评价体系的构建方法（樊纲等，2011），将中国县域数字普惠金融发展指数评价体系从上到下分为四级指标，分别是总指数、方面指数、分项指标、二级分项指标，从县域数字普惠金融服务广度、服务深度和服务质量三个方面构建指标，具体如表 1 所示。其中，服务广度涉及不同种类数字普惠金融服务对县域人口的覆盖面、覆盖广度和触达广度，服务深度涉及不同种类数字普惠金融服务对被服务人口的覆盖深度。两者结合起来，才能体现普惠金融的特性：既要有对被排斥者的包容，又要提升对服务不足者的服务水平。除此之外，服务质量也是普惠金融的要求，包括使用服务的便捷度、利率水平（也就是成本可负担度要求）和安全度。如果没有一定水平的服务质量，那么也不能说普惠金融需求得到了满足。所以县域数字普惠金融发展指数评价体系必须综合考虑服务广度、服务深度和服务质量三个方面。

表 1 县域数字普惠金融发展指数评价体系

方面指数	分项指标	二级分项指标	测算方法说明
服务广度	数字支付服务广度		有关县域每万人数字（支付宝）开通账户数（户）
	数字授信服务广度		有关县域每万人数字授信准入账户数（户）
	数字贷款服务广度		有关县域每万人数字贷款账户数（户）
	数字理财服务广度		有关县域每万人数字理财开通账户数（户）
	数字保险服务广度		有关县域每万人数字保险开通账户数（户）

(续表 1)

服务深度	数字支付服务深度	户均数字支付笔数	有关县域（支付宝）账户户均支付笔数（笔）
		户均数字支付金额	有关县域（支付宝）账户户均支付金额（元）
		活跃支付用户占比	有关县域一年交易笔数大于 365 笔的用户/一年交易笔数 1 笔以上的用户（%）
	数字授信服务深度	全部授信用户中首次授信用户占比	首次授信用户（信用白户）数量/全部授信用户数量（%）
		户均数字授信额度与人均地区生产总值之比	户均数字授信额度/人均地区生产总值（%）
	数字贷款服务深度	户均数字贷款笔数	一年内户均累计贷款笔数（笔）
		户均数字贷款金额	一年内户均累计贷款金额（元）
		每万人数字贷款首贷比	每万人中首次获得数字贷款的信贷白户数量（户）
		数字贷款总余额与地区生产总值之比	数字贷款总余额/地区生产总值（%）
		户均单笔数字贷款余额与人均地区生产总值之比	户均单笔数字贷款余额/人均地区生产总值（%）
	数字理财服务深度	户均数字理财笔数	一年内户均累计理财笔数（笔）
		户均数字理财金额	一年内户均累计理财金额（元）
	数字保险服务深度	户均数字保险笔数	一年内户均累计保险笔数（笔）
		户均数字保险金额	一年内户均累计保险金额（元）
服务质量	便捷度	码商密度	每万人码商数量（户）
		码商发展活跃度	一年经营收款超过 365 笔的码商数/一年经营收款超过 1 笔的码商数（%）
		全天候金融服务程度	是否属于 310 贷款，全天候、任何金额借款、按日计息（是=1，否=0）
	利率水平	数字贷款利率水平	小微企业经营性数字贷款利率（%）
	安全度	数字贷款违约率	小微企业经营性数字贷款违约率（%）
		账户安全险覆盖率	网商银行账户安全险覆盖度（%）

方面指数“服务广度”由“数字支付服务广度”、“数字授信服务广度”、“数字贷款服务广度”、“数字理财服务广度”和“数字保险服务广度”5个分项指标构成，涵盖了县域数字金融服务的全部主要类型。考虑到拥有数字账户是数字支付的前提和基础，这里使用“每万人数字（支付宝）账户开通占比”反映“数字支付服务广度”这一分项指标的具体得分表现。这里需要说明的是，本文之所以采用有关县域每万人数字（支付宝）开通账户数来衡量全国各县（县级市、旗）数字支付服务广度，主要有两方面原因：一是因为支付宝是当前数字支付领域最主要的支付工具之一，具有代表性。截至2019年第三季度末，支付宝在数字支付领域的市场份额达53.58%，在数字支付行业稳居首位（易观智库，2019）。二是考虑数据可得性的问题，本文仅有支付宝在全国各县的开通率数据。

方面指数“服务深度”，由“数字支付服务深度”、“数字授信服务深度”、“数字贷款服务深

度”、“数字理财服务深度”、“数字保险服务深度”5个分项指标构成。可以看到，这里的各分项指标均由若干个二级分项指标构成。其中分项指标“数字支付服务深度”由“户均数字支付笔数”、“户均数字支付金额”以及“活跃支付用户占比”3个二级分项指标构成。这里采用“户均”，是指“每个数字支付账户平均”。分项指标“数字授信服务深度”由“全部授信用户中首次授信用户占比”和“户均数字授信额度与人均地区生产总值之比”2个二级分项指标组成，均为正向指标，指标值越大说明数字授信服务深度越大。分项指标“数字贷款服务深度”由“户均数字贷款笔数”、“户均数字贷款金额”、“每万人数字贷款首贷比”、“数字贷款总余额与地区生产总值之比”、“户均单笔数字贷款余额与人均地区生产总值之比”5个二级分项指标构成，均为正向指标。其中，“每万人数字贷款首贷比”是指每万人中首次获得数字贷款的信贷白户数量；“数字贷款总余额与地区生产总值之比”反映了县域内对数字贷款的总利用程度，而“户均单笔数字贷款余额与人均地区生产总值之比”反映了县域内对数字贷款的户均利用程度。分项指标“数字理财服务深度”由“户均数字理财笔数”和“户均数字理财金额”2个二级分项指标构成，用以反映县域居民数字理财的服务深度。户均理财笔数越多、金额越大，说明数字理财服务深度越大。分项指标“数字保险服务深度”由“户均数字保险笔数”和“户均数字保险金额”2个二级分项指标构成，同样均为正向指标。

方面指数“服务质量”由“便捷度”、“利率水平”以及“安全度”3个分项指标构成。方便快捷是数字普惠金融的最大优势，原因是其可利用数字技术，突破物理和空间约束，为县域居民提供金融服务。分项指标“利率水平”衡量了数字普惠金融服务的使用成本，是指小微企业经营性贷款利率水平，属于逆向指标，也就是利率水平越高，指标得分越低。分项指标“安全度”也是衡量数字普惠金融发展水平的重要因素，具体包含“数字贷款违约率”和“账户安全险覆盖率”2个二级分项指标，其中前者衡量数字普惠金融服务的违约风险因素，属于逆向指标，即违约率越高，该项指标得分越低；后者考虑数字普惠金融服务相较传统金融服务面临更大的技术风险，通过金融服务提供者提供的账户安全险，可以有效增进使用普惠金融服务的安全度。

（四）权重的确定

由于县域数字普惠金融发展指数评价体系包含多项、多层指标，而且这些指标的重要性是各不相同的，因此在计算这些指标得分时需要确定其权重。当前各种发展指数的赋权方法主要有以下几种：一是专家打分法，由相关专家对各指标进行主观赋权。这一方法主观性较强，容易造成偏差，但由于不同金融服务的效用和重要性对于其需求者而言差别较大，相互之间存在某种差序格局，因此不通过专家打分法难以确定。比如，分项指标“数字贷款服务广度”和“数字支付服务广度”的权重只有通过专家甚至用户（某种程度上也是专家）打分才能确定，现有的计量技术难以更好地解决这个问题。二是变异系数法。它属于客观赋权法，基于数据本身的特征，利用变异系数赋权。由于各种类型金融服务指标的重要性相差较大，单纯计算变异系数无法反映这种重要性的差别，因此这种客观赋权法不适合对县域数字普惠金融指数的赋权。三是层次分析法，即AHP构权法。该方法是将一组复杂的评价对象排列为一个有序的递阶层次结构，然后在各个评价项目之间进行两两比较和判断，计算各个评价项目的相对重要性系数，即权重。层次分析法的要点是建立一个构造合理且一致的判断矩阵，选择

好标度。该方法仍然需要利用专家打分法对各指标的初始权重赋权，而标度的选择直接影响判断矩阵的合理性，最终影响指数评价体系各级指标权重的合理性。县域数字普惠金融发展指数评价体系属于多层指标体系，每层指标涉及不同类型的金融服务，借助确定标度来对每层指标赋权，难以保证合理性，反而是对每层指标进行专家打分更为合理。此外还有 CRITIC 分析法和熵权法，它们都属于客观赋权法，问题与上述变异系数法相同，也不适合本文中的指数赋权。

本文采用多层指标权重专家打分法，对每一层的各项指标通过专家打分的方式赋权，要求构成上层指标的所有下层指标得分权重之和为 1。本文邀请 10 名专家分别对县域数字普惠金融发展指标评价体系的方面指数、分项指标和二级分项指标赋权，计算出各指标权重值的简单算术平均值，然后通过取整确定最终权重，最终权重如表 2 所示。一般而言，只要权重确定的结果能够明确区分不同指标的相对重要性，并且在结合指标得分计算方法之后，最终得分能够明确体现各区域、各年度在各层、各项指标得分上的相对差异性和相互之间的非扭曲性，那么赋权就可以认为是成功的。

表 2 县域数字普惠金融发展指数评价体系三个方面指数的权重

方面指数	权重	分项指标	组内权重	二级分项指标	组内权重
服务广度	35%	数字支付服务广度	20%		
		数字授信服务广度	17.14%		
		数字贷款服务广度	34.29%		
		数字理财服务广度	11.43%		
		数字保险服务广度	17.14%		
服务深度	35%	数字支付服务深度	20%	户均数字支付笔数	33.3%
				户均数字支付金额	33.3%
				活跃支付用户占比	33.4%
		数字授信服务深度	17.14%	全部授信用户中首次授信用户占比	50%
				户均数字授信额度与人均地区生产总值之比	50%
		数字贷款服务深度	34.29%	户均数字贷款笔数	25%
				户均数字贷款金额	17%
				每万人数字贷款首贷比	17%
				数字贷款总余额与地区生产总值之比	25%
				户均单笔数字贷款余额与人均地区生产总值之比	16%
		数字理财服务深度	11.43%	户均数字理财笔数	50%
				户均数字理财金额	50%
		数字保险服务深度	17.14%	户均数字保险笔数	50%
				户均数字保险金额	50%
服务质量	30%	便捷度	33.34%	码商密度	33.4%

(续表 2)

			码商发展活跃度	33.3%
			全天候金融服务程度	33.3%
	利率水平	33.33%	数字贷款利率水平	100%
	安全度	33.33%	数字贷款违约率	50%
			账户安全险覆盖率	50%

(五) 指数得分的测度方法

1. 无量纲化。为了使县域普惠金融发展指数评价体系中不同单位的各级指标之间具备可比性，在计算县域数字普惠金融发展指数前，需要对原始数据做标准化处理，消除各自的量纲差异。为了使指数评价体系的各级指标得分具有跨年度可比性，这里参照上述加拿大 Fraser 研究所和北京国民经济研究所的方法，在对各年度指标值做标准化处理时统一使用基年（2017 年）的最大值和最小值。具体无量纲化公式为：

$$\text{正向指标: } s_i = \frac{x_{i,t} - m_{i,2017}}{M_{i,2017} - m_{i,2017}} \quad (1)$$

$$\text{逆向指标: } s_i = \frac{M_{i,2017} - x_{i,t}}{M_{i,2017} - m_{i,2017}} \quad (2)$$

其中， s_i 为第 i 个指标经过无量纲化处理后得到的数值， $x_{i,t}$ 为 i 指标 t 年的实际值， $M_{i,2017}$ 为 i 指标基年的最大值， $m_{i,2017}$ 为 i 指标基年的最小值。

2. 加权无量纲化与各级指标得分的计算。在对二级分项指标和分项指标的原始数据进行无量纲化处理后，再计算二级分项指标和分项指标的加权无量纲化值，具体的计算公式为：

$$\text{正向指标: } d_i = w_i \frac{x_{i,t} - m_{i,2017}}{M_{i,2017} - m_{i,2017}} \times 100 \quad (3)$$

$$\text{逆向指标: } d_i = w_i \frac{M_{i,2017} - x_{i,t}}{M_{i,2017} - m_{i,2017}} \times 100 \quad (4)$$

其中， d_i 为第 i 个指标经过加权无量纲化处理后得到的数值， w_i 为第 i 个指标在其对应上一级指标的组内权重（如果组内只有一个指标，那么其权重为 1）。这里对基年的得分值取值范围为 0~100 分。

本文采用加权求和评分法计算指数得分。具体来看，本指标评价体系包含总指数、方面指数、分项指标和二级分项指标，共四级指标，涉及三级权重。计算步骤是以距离指数法为基础，由下往上逐层加权求和，最终得到各级指标的得分。

四、中国县域数字普惠金融发展指数评价体系各级指标得分测度结果及分析

(一) 中国县域数字普惠金融发展的总体状况

根据上述测度方法和数据来源，本文计算得到了 2017—2019 年全国 1884 个县（县级市、旗）的

县域数字普惠金融发展指数评价体系各级指标的得分结果。全国县域数字普惠金融总指数得分的最高分从2017年的89.52分（浙江东阳市）增长至2019年的177.74分（浙江义乌市），最低分从2017年的7.51分（西藏申扎县）增长至2019年的34.25分（青海兴海县）。可以看出，中国县域数字普惠金融发展水平有了大幅提高。

从图1可以看出，2017—2019年全国县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数呈现快速上升趋势，总指数得分的中位数从2017年的43.37分增长至2019年的79.59分。这里采用得分的中位数作为分析单位，有利于减少极值的影响。

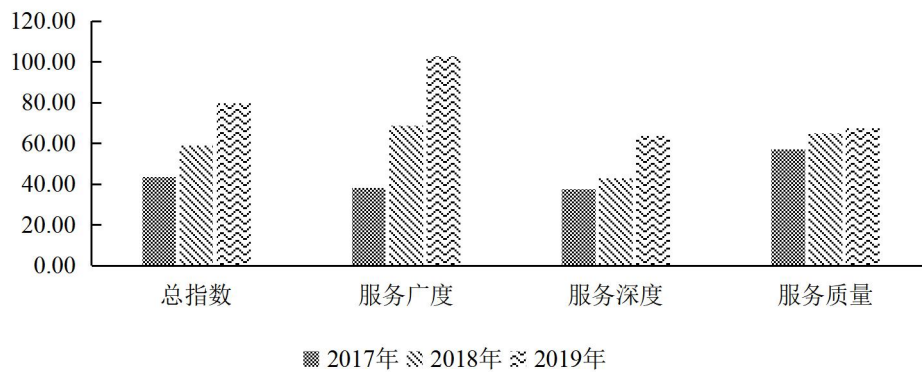
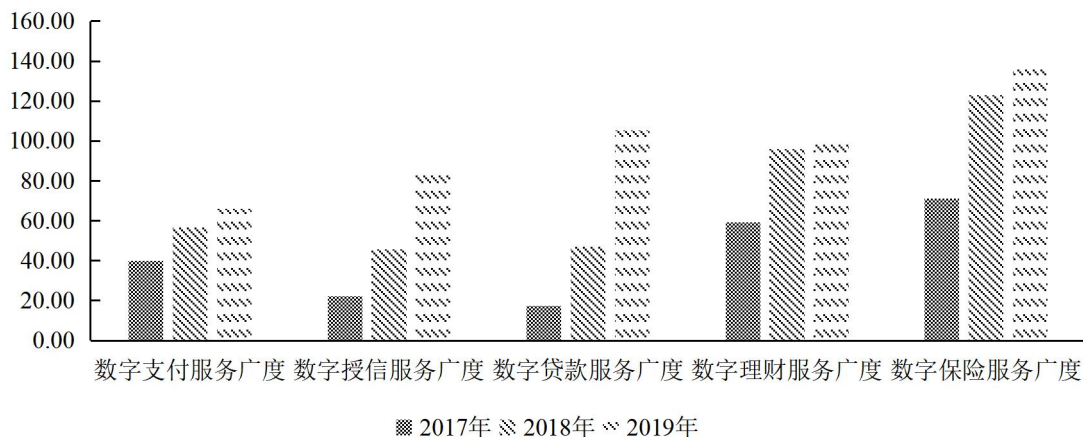
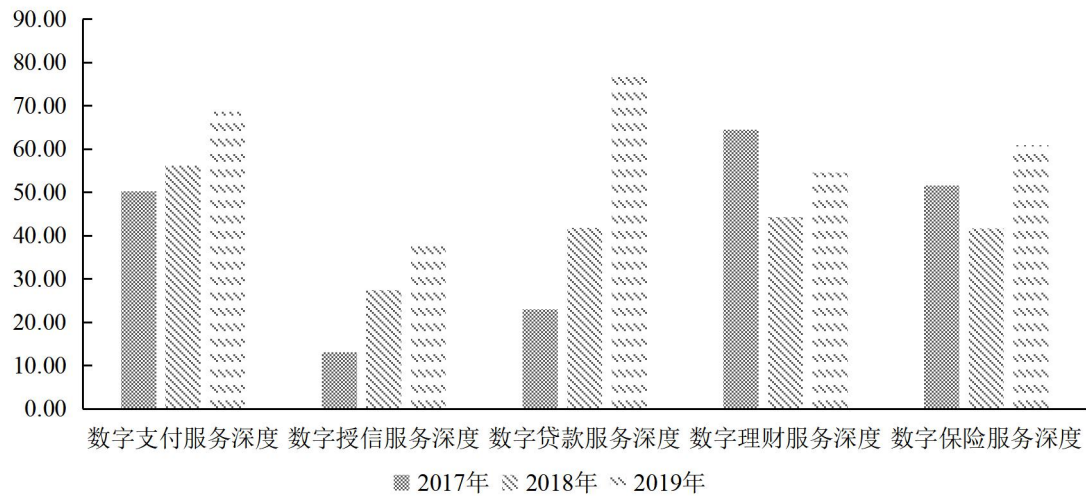


图1 2017—2019年全国县域数字普惠金融发展指数总指数和方面指数得分中位数情况

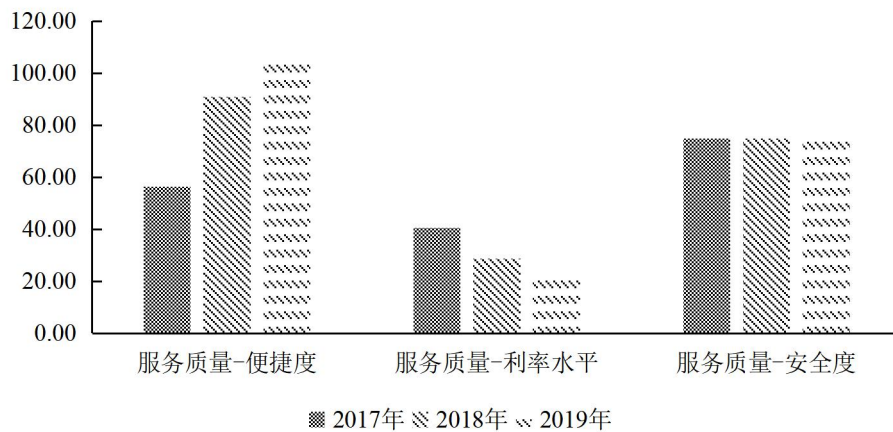
进一步来看，三个方面指数得分的中位数总体上均在快速上升，但增幅不同，说明该时期中国县域数字普惠金融在服务广度、服务深度和服务质量方面均有所提升，但存在发展不平衡的问题。其中，方面指数“服务广度”得分中位数提升速度最快，从2017年的38.04分增长至2019年的102.66分，提高了169.87%；方面指数“服务深度”得分中位数提升速度略低于“服务广度”，从2017年的37.46分增长至2019年的63.79分，提高了70.29%；方面指数“服务质量”得分中位数提升速度较慢，从2017年的57.18分增长至2019年的67.30分，提高了17.70%。



(a) 服务广度



(b) 服务深度



(c) 服务质量

图2 2017—2019年全国县域数字普惠金融三大方面指数各分项指标得分中位数情况

具体来看, 2017—2019年方面指数“服务广度”的所有5个分项指标得分中位数均有提升, 其中分项指标“数字贷款服务广度”和“数字授信服务广度”的提升对方面指数提升的贡献最大。分项指标“数字授信服务广度”得分中位数从2017年的22.30分增长至2019年的85.77分, 提高了284.62%; 分项指标“数字贷款服务广度”得分的中位数从2017年的17.53分增长至2019年的105.10分, 提高了499.54%。这说明中国在扩大县域数字授信和数字贷款的覆盖广度方面总体上取得了明显的进步。

2017—2019年, 方面指数“服务深度”的分项指标“数字贷款服务深度”、“数字授信服务深度”和“数字支付服务深度”的得分中位数均呈现上升趋势。其中分项指标“数字贷款服务深度”得分中位数的提升最为明显, 从2017年的23.01分提升到2019年的78.14分, 提高了239.59%。相比之下, 2017—2018年间分项指标“数字理财服务深度”和“数字保险服务深度”的得分中位数均出现小幅下

降,说明数字理财和数字保险服务发展相对滞后,补足和改进的空间较大。

2017—2019年间,方面指数“服务质量”得分中位数的增速明显落后于“服务广度”和“服务深度”。究其原因,这主要与这一时期分项指标“利率水平”得分较低而且持续下降(信贷成本上升)有关。随着县域数字普惠金融服务广度和服务深度的提升,数字普惠金融服务的包容性也在增强,原先那些因自身信用水平较低、缺乏抵质押物、被传统金融机构排斥的群体逐渐被纳入数字普惠金融的服务范围,而对这部分群体要求收取的风险溢价是比较高的,这导致了这一时期利率水平不降反升。

(二) 不同地区县域数字普惠金融发展比较

通过对比分析不同地区县域数字普惠金融指数评价体系的各级指标得分,能够发现不同区域间数字普惠金融的发展差距。本文采用国家统计局对于全国经济区域的划分,将全国分为东部地区、中部地区、西部地区 and 东北地区。总体上,东部地区和中部地区的县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数明显高于西部地区和东北地区。按2019年总指数得分的中位数计算,东部地区排名第一(108.78分),中部地区排名第二(98.78分),西部地区排名第三(68.77分),东北地区排名第四(65.96分)。东部地区和中部地区总指数得分的中位数高于全国得分的中位数(85.57分),西部地区和东北地区得分的中位数低于全国得分的中位数。

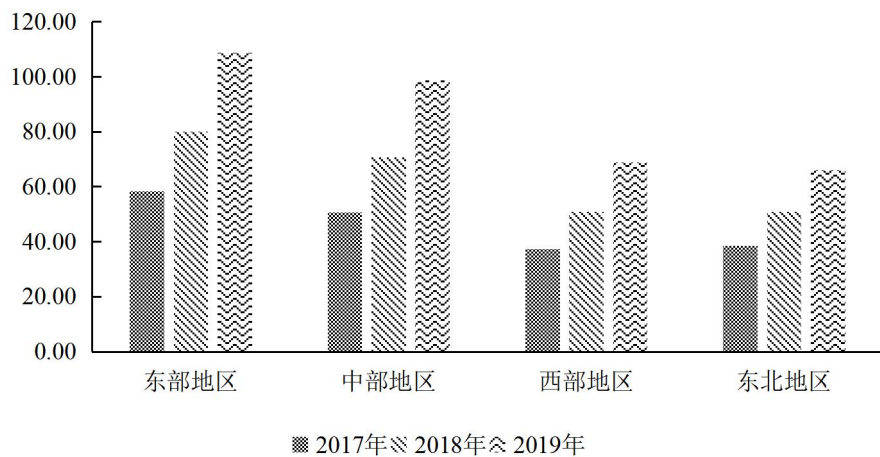


图3 2017—2019年不同区域县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数比较

从发展趋势来看,2017—2019年全国各大区域的县域数字普惠金融发展水平都得到了明显提升,区域间的发展差距也在发生变化(见表3)。按2017年总指数得分中位数计算,东部地区排名第一(58.25分),中部地区排名第二(50.64分),东北地区排名第三(38.43分),西部地区排名第四(37.58分)。东部地区和中部地区总指数得分的中位数高于全国得分的中位数(43.37分),西部地区和东北地区总指数得分的中位数低于全国得分的中位数。得分最高的东部地区县域数字普惠金融发展总指数得分中位数分别是中部地区、西部地区、东北地区得分中位数的1.15倍、1.55倍和1.52倍。而到了2019年,东部地区县域数字普惠金融发展总指数得分中位数分别是中部地区、西部地区、东北地区得分中位数的1.10倍、1.58倍和1.65倍。

可以看出,中部地区数字普惠金融发展水平呈现赶超趋势,与东部地区的差距明显缩小,但西部

地区、东北地区与东部地区的差距在慢慢扩大。值得注意的是，以 2017—2019 年不同地区县域数字普惠金融发展总指数得分中位数之比（相差倍数）来看，西部与东北的差距在扩大：2017 年的相差倍数为 0.98，而 2019 年为 1.04。尽管如此，西部地区的整体发展势头是好的，整体发展速度要快于东北地区。这里存在一个赶超的过程：2017 年，西部地区的县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数为 37.48 分，略低于东北地区（38.43 分）；2019 年，西部地区的县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数为 68.77 分，略高于东北地区（65.96 分）。

表 3 2017—2019 年不同区域县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数变化趋势

	2017 年相差倍数	2019 年相差倍数	变化趋势
东部与中部的差距	1.15	1.1	缩小
东部与西部的差距	1.55	1.58	扩大
东部与东北的差距	1.52	1.65	扩大
中部与西部的差距	1.35	1.44	扩大
中部与东北的差距	1.32	1.50	扩大
西部与东北的差距	0.98	1.04	扩大

（三）不同省份县域数字普惠金融发展状况

图 4 展示了 2017—2019 年 28 个省（市、区）的县域数字普惠金融发展总指数得分中位数情况。这些省（市、区）在这 3 年的总指数得分中位数均有所提高，说明全国范围内县域数字普惠金融发展水平总体上明显提高。其中，西藏、陕西、河南、山西、宁夏 2019 年总指数得分中位数分别为 53.67 分、96.79 分、112.47 分、85.74 分和 65.02 分，较 2017 年分别增长 240%、127%、120%、111%和 105%，增幅均超过 100%，属于增幅最大的五个省份。而海南、四川、辽宁、云南、青海 2019 年总指数得分中位数分别为 69.25 分、59.45 分、56.35 分、53.78 分和 48.12 分，尽管增速也较快，但在全国范围内属于增幅最小的五个省份，增幅分别为 58%、51%、46%、42%和 40%。

根据 2019 年全国 28 省（市、区）的县域数字普惠金融发展总指数得分的中位数，可以将全国县域数字普惠金融发展水平划分为六个梯度，对应的省份可以划分成六大梯队。其中浙江省和福建省的平均得分最高，属于第一梯队。尽管都属于第一梯队，但两者间的得分存在不小的差距，其中浙江省得分的中位数为 151.60 分，福建省为 129.71 分，二者相差 21.89 分。河南、安徽、江苏位列第二梯队，得分的中位数均在 110 分左右。山东、江西、陕西位列第三梯队，得分的中位数在 96 到 102 分之间。河北、湖北、湖南、山西、广东位列第四梯队，得分的中位数在 84 到 90 分之间；黑龙江、广西、甘肃、海南、重庆、宁夏、内蒙古、新疆、吉林、贵州、四川位列第五梯队，得分的中位数在 59 到 73 分之间；辽宁、云南、西藏、青海位列第六梯队，得分的中位数在 48 到 57 分之间。

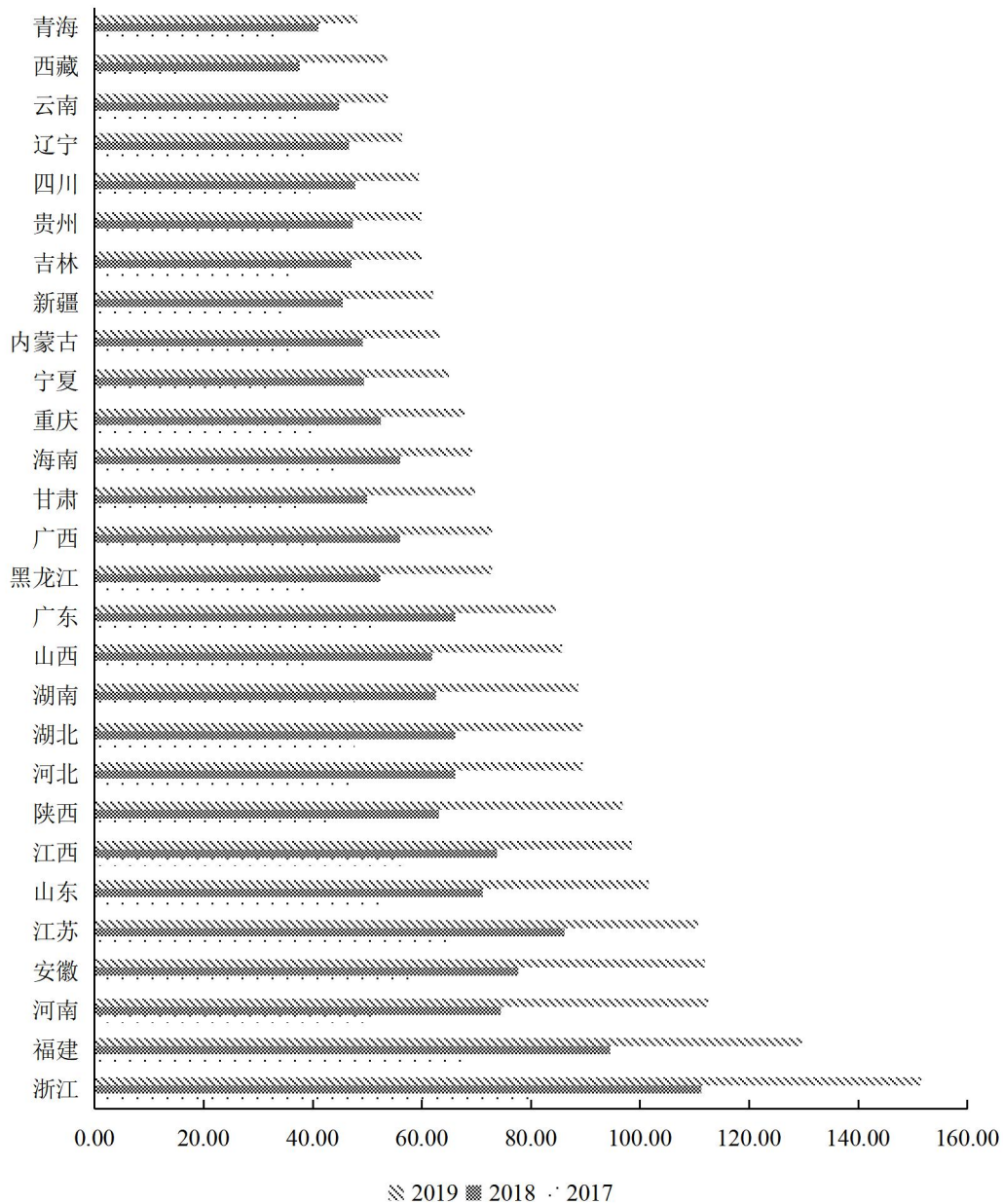


图4 2017—2019年各省县域数字普惠金融总指数得分的中位数

如表4所示,浙江省和福建省连续三年县域数字普惠金融发展指数得分的中位数名列第一位和第二位,这也与现实县域数字经济和数字普惠金融的实际发展情况相符。浙江、福建作为沿海发达地区,经济活跃,数字经济发展布局早,数字金融基础设施完善。西藏、青海作为西部偏远地区,数字经济和数字金融基础设施相对落后,2017—2019年间一直排名靠后,但得分的中位数均有所上升。

表 4 2017—2019 年各省县域数字普惠金融总指数得分中位数及排名

省（市、区）	2017 总指数		2018 总指数		2019 总指数		2019 年较 2017 年
	得分中位数	排名	得分中位数	排名	得分中位数	排名	排名上升
浙江	81.18	1	111.26	1	151.60	1	0
福建	67.43	2	94.48	2	129.71	2	0
河南	51.24	8	74.43	5	112.47	3	5
安徽	58.77	4	77.72	4	111.96	4	0
江苏	65.00	3	86.10	3	110.69	5	-2
山东	51.98	6	71.19	7	101.63	6	0
江西	57.10	5	73.74	6	98.52	7	-2
陕西	42.64	13	63.11	11	96.79	8	5
河北	47.70	10	66.09	10	89.48	9	1
湖北	47.70	9	66.09	9	89.48	10	-1
湖南	47.69	11	62.58	12	88.67	11	0
山西	40.67	16	61.87	13	85.74	12	4
广东	51.48	7	66.15	8	84.55	13	-6
黑龙江	39.79	17	52.34	17	72.90	14	3
广西	41.94	14	56.06	15	72.84	15	-1
甘肃	37.21	22	49.94	18	69.77	16	6
海南	43.96	12	56.08	14	69.25	17	-5
重庆	41.91	15	52.52	16	67.83	18	-3
宁夏	31.73	27	49.33	19	65.02	19	8
内蒙古	37.53	21	49.18	20	63.29	20	1
新疆	36.15	25	45.44	25	62.06	21	4
吉林	37.01	23	47.06	23	59.94	22	1
贵州	36.89	24	47.30	22	59.93	23	1
四川	39.48	18	47.82	21	59.45	24	-6
辽宁	38.49	19	46.63	24	56.35	25	-6
云南	37.81	20	44.82	26	53.78	26	-6
西藏	15.81	28	37.63	28	53.67	27	1
青海	34.30	26	41.07	27	48.12	28	-2

（四）县域数字普惠金融发展百强县分析

根据 2019 年全国各县（县级市、旗）的县域数字普惠金融发展指数得分情况，按照得分从高到低的顺序，可得到 2019 年全国县域数字普惠金融发展百强县名单，如表 5 所示。百强县中，第一名为浙江省义乌市，得分为 177.74 分；第二名为浙江省东阳市，得分为 175.70 分；第三名为浙江省云和县，得分为 175.43 分；第四名为浙江省桐乡市，得分为 175.36 分；第五名为浙江省永康市，得分为 174.46 分。

从百强县的区域分布来看，在 2019 年的百强县中，东部地区县域占 65%，中部地区占 31%，西部地区占 3%，东北地区占 1%，且前 31 名全部为东部地区县域。其中湖南省长沙县是百强县中部地区排名最靠前的县域，排名第 32 位，得分为 162.01 分；云南省瑞丽市是百强县中西部地区排名最靠前的县域，排名第 37 位，得分为 160.28 分；黑龙江省绥芬河市是东北地区唯一进入百强县名单的县域，排名第 98 位，得分为 146.39 分。

从百强县的省域分布来看，2019 年的百强县分布在全国 15 个省和自治区，分别是浙江省、福建省、河南省、安徽省、云南省、山东省、山西省、江苏省、江西省、湖南省、湖北省、黑龙江省、河北省、广东省和广西壮族自治区，其中浙江省、福建省作为县域数字普惠金融发展最好的两个省份，百强县个数分别为 28 个和 20 个，合计 48 个县，接近百强县总数的一半。

表 5 2019 年百强县县域数字普惠金融总指数和方面指数得分情况

县（县级市）	地区	总指数得分	排名	服务广度得分	服务深度得分	服务质量得分
浙江省义乌市	东部	177.74	1	266.13	148.80	108.37
浙江省东阳市	东部	175.70	2	257.42	149.46	110.97
浙江省云和县	东部	175.43	3	259.03	143.65	114.98
浙江省桐乡市	东部	175.36	4	265.46	141.31	109.98
浙江省永康市	东部	174.46	5	261.28	149.91	101.79
浙江省平阳县	东部	173.50	6	259.24	142.11	110.07
浙江省平湖市	东部	172.27	7	266.13	131.41	110.44
浙江省乐清市	东部	171.92	8	249.97	151.91	104.22
河北省三河市	东部	171.73	9	263.61	137.95	103.93
浙江省安吉县	东部	171.72	10	260.42	139.08	106.32
浙江省海宁市	东部	170.17	11	259.66	138.60	102.59
浙江省慈溪市	东部	168.80	12	258.33	132.99	106.12
浙江省浦江县	东部	168.65	13	237.22	151.85	108.27
江苏省昆山市	东部	167.67	14	260.35	133.63	99.24
浙江省瑞安市	东部	167.49	15	242.34	148.35	102.49
浙江省庆元县	东部	167.04	16	253.74	138.00	99.78
福建省福鼎市	东部	166.55	17	257.50	135.78	96.33
浙江省武义县	东部	165.86	18	234.67	145.17	109.73
浙江省海盐县	东部	165.49	19	258.14	125.88	103.59
浙江省德清县	东部	165.44	20	252.06	129.14	106.74
河北省高碑店市	东部	165.36	21	233.69	145.38	108.94
河北省大厂回族自治县	东部	165.27	22	255.88	128.30	102.68
福建省闽侯县	东部	165.19	23	238.46	148.19	99.55
浙江省嘉善县	东部	165.01	24	251.59	133.18	101.14
浙江省永嘉县	东部	164.99	25	229.80	153.80	102.42
浙江省桐庐县	东部	164.63	26	251.35	133.18	100.14

(续表 5)

浙江省余姚市	东部	164.29	27	244.11	135.08	105.26
浙江省温岭市	东部	163.68	28	234.82	140.87	107.27
福建省武夷山市	东部	163.47	29	249.12	130.37	102.15
福建省石狮市	东部	163.36	30	239.32	140.46	101.46
浙江省苍南县	东部	162.09	31	230.29	144.23	103.35
湖南省长沙县	中部	162.01	32	259.52	114.58	103.58
山西省侯马市	中部	161.94	33	261.27	125.74	88.28
江西省南昌县	中部	161.84	34	266.13	114.42	95.50
浙江省诸暨市	东部	161.69	35	237.35	134.10	105.59
安徽省全椒县	中部	161.01	36	249.59	131.90	91.61
云南省瑞丽市	西部	160.28	37	241.31	133.26	97.28
河北省清河县	东部	159.83	38	235.82	128.37	107.88
福建省德化县	东部	159.72	39	236.10	136.31	97.90
江苏省常熟市	东部	159.54	40	235.81	134.65	99.59
福建省屏南县	东部	159.39	41	248.55	130.28	89.33
江苏省沐阳县	东部	159.11	42	246.40	123.27	99.09
河南省新郑市	中部	158.97	43	244.93	120.91	103.08
福建省柘荣县	东部	158.36	44	232.23	142.11	91.16
福建省晋江市	东部	158.02	45	229.72	134.92	101.34
广东省惠东县	东部	158.01	46	232.81	133.55	99.28
河南省新乡县	中部	156.97	47	252.50	111.07	99.08
江西省共青城市	中部	156.54	48	240.27	116.41	105.66
福建省安溪县	东部	156.34	49	213.38	143.11	105.23
山西省河津市	中部	156.01	50	259.03	109.83	89.71
福建省霞浦县	东部	155.71	51	236.47	129.14	92.51
浙江省宁海县	东部	155.42	52	233.73	130.11	93.61
广西壮族自治区灵川县	西部	155.36	53	257.93	107.17	91.92
湖北省仙桃市	中部	154.64	54	249.98	123.31	79.97
广东省普宁市	东部	153.91	55	214.14	134.25	106.57
广东省海丰县	东部	153.80	56	218.07	132.48	103.68
河南省济源市	中部	153.72	57	243.09	111.30	98.94
福建省龙海市	东部	153.20	58	241.50	119.17	89.89
河南省沁阳市	中部	152.97	59	251.35	98.74	101.46
福建省福安市	东部	152.29	60	226.09	124.44	98.68
江苏省太仓市	东部	152.19	61	217.05	125.89	107.19
福建省南安市	东部	152.07	62	221.84	128.46	98.21
河南省修武县	中部	152.02	63	253.03	99.98	94.88

(续表 5)

浙江省龙泉市	东部	151.98	64	211.42	140.33	96.21
江苏省新沂市	东部	151.81	65	247.57	107.14	92.22
福建省寿宁县	东部	151.81	66	241.21	121.79	82.53
河南省镇平县	中部	151.63	67	243.49	109.90	93.17
广东省四会市	东部	151.36	68	225.14	123.28	98.05
浙江省天台县	东部	151.21	69	211.74	147.77	84.62
江西省黎川县	中部	150.67	70	234.98	126.84	80.12
福建省邵武市	东部	150.54	71	245.98	112.64	83.42
安徽省金寨县	中部	150.49	72	241.23	121.63	78.31
广西壮族自治区东兴市	西部	150.33	73	230.79	114.87	97.84
河南省兰考县	中部	150.32	74	247.92	102.77	91.92
福建省永安市	东部	150.31	75	241.21	113.81	86.84
河北省平乡县	东部	150.26	76	195.99	141.62	106.99
广东省博罗县	东部	149.97	77	227.54	117.26	97.62
河南省孟州市	中部	149.92	78	236.37	104.61	101.91
安徽省宿松县	中部	149.85	79	242.73	116.35	80.59
安徽省桐城市	中部	149.73	80	220.30	136.42	82.90
广东省陆河县	东部	149.41	81	227.05	126.67	85.36
福建省连江县	东部	149.20	82	218.74	132.48	87.57
安徽省怀宁县	中部	149.12	83	228.33	128.41	80.87
江西省靖安县	中部	148.99	84	220.83	135.41	81.03
山东省曹县	东部	148.52	85	236.01	109.88	91.53
浙江省长兴县	东部	148.37	86	226.23	116.60	94.59
河南省中牟县	中部	147.82	87	236.70	101.87	97.73
福建省沙县	东部	147.82	88	224.52	119.38	91.51
安徽省黟县	中部	147.64	89	205.99	135.19	94.10
山西省孝义市	中部	147.53	90	256.61	88.29	89.38
河南省商城县	中部	147.35	91	236.74	116.15	79.45
河南省内乡县	中部	147.34	92	243.65	104.67	84.78
福建省仙游县	东部	147.16	93	218.73	124.79	89.74
安徽省岳西县	中部	147.15	94	227.68	123.11	81.26
湖北省恩施市	中部	147.00	95	231.36	118.98	81.27
安徽省芜湖县	中部	146.78	96	217.28	123.26	91.98
河南省汝州市	中部	146.71	97	243.95	98.25	89.80
黑龙江省绥芬河市	东北	146.39	98	223.96	108.16	100.50
福建省连城县	东部	146.07	99	227.20	114.02	88.82
河南省汤阴县	中部	145.56	100	247.93	89.03	92.08

此外，有必要对比分析 2019 年百强县与非百强县、排名最末 100 县在县域数字普惠金融发展水平上的差距。由图 5 可知，百强县、非百强县、排名最末 100 县的县域数字普惠金融发展水平有很大差距，其中 2019 年百强县总指数得分的中位数为 155.86 分，是非百强县总指数得分中位数 77.38 分的 2.01 倍，是排名最末 100 县总指数得分中位数 45.42 分的 3.43 倍。这一差距主要是由服务广度的差距引起的。2019 年百强县方面指数“服务广度”得分的中位数为 241.21 分，是非百强县方面指数“服务广度”得分中位数 98.72 分的 2.44 倍，是排名最末 100 县方面指数“服务广度”得分中位数 48.30 分的 4.99 倍。2019 年百强县方面指数“服务深度”得分的中位数为 128.80 分，是非百强县方面指数“服务深度”得分中位数 62.25 分的 2.07 倍，是排名最末 100 县方面指数“服务深度”得分中位数 38.83 分的 3.32 倍。2019 年百强县方面指数“服务质量”得分的中位数为 98.44 分，是非百强县方面指数“服务质量”得分中位数 66.26 分的 1.49 倍，是排名最末 100 县方面指数“服务质量”得分中位数 49.47 分的 1.99 倍。

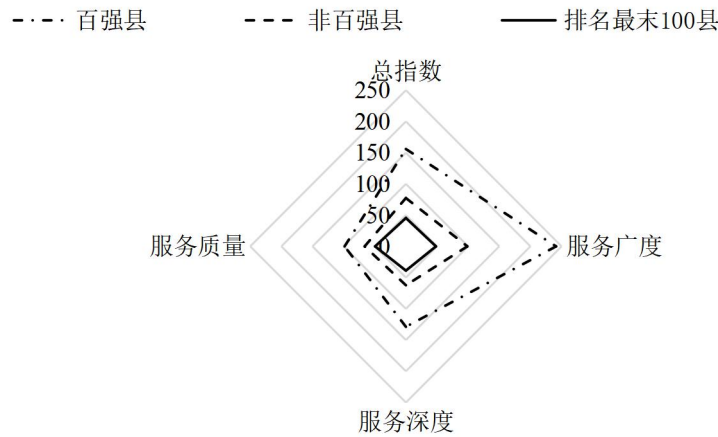


图 5 2019 年县域数字普惠金融发展总指数百强县、非百强县与排名最末 100 县总指数和方面指数得分中位数比较

从分项指标来看，“数字贷款服务广度”、“数字授信服务广度”、“数字贷款服务深度”、“数字普惠金融服务便捷度”得分的中位数的差距是造成百强县与非百强县、排名最末 100 县之间存在巨大差距的主要原因。由图 6 可知，2019 年百强县分项指标“数字贷款服务广度”、“数字授信服务广度”、“数字贷款服务深度”、“数字普惠金融服务便捷度”得分中位数分别为 354.75 分、312.58 分、205.84 分、179.43 分，而非百强县相应指标得分中位数分别为 98.63 分、79.17 分、74.78 分、102.56 分，排名最末 100 县相应指标得分中位数分别为 20.98 分、13.73 分、26.69 分、62.98 分。百强县分项指标“数字贷款服务广度”、“数字授信服务广度”、“数字贷款服务深度”、“数字普惠金融服务便捷度”得分中位数分别是非百强县相应指标得分中位数的 3.60 倍、3.95 倍、2.75 倍、1.75 倍，是排名最末 100 县相应指标得分中位数的 16.91 倍、22.77 倍、7.71 倍、2.85 倍。

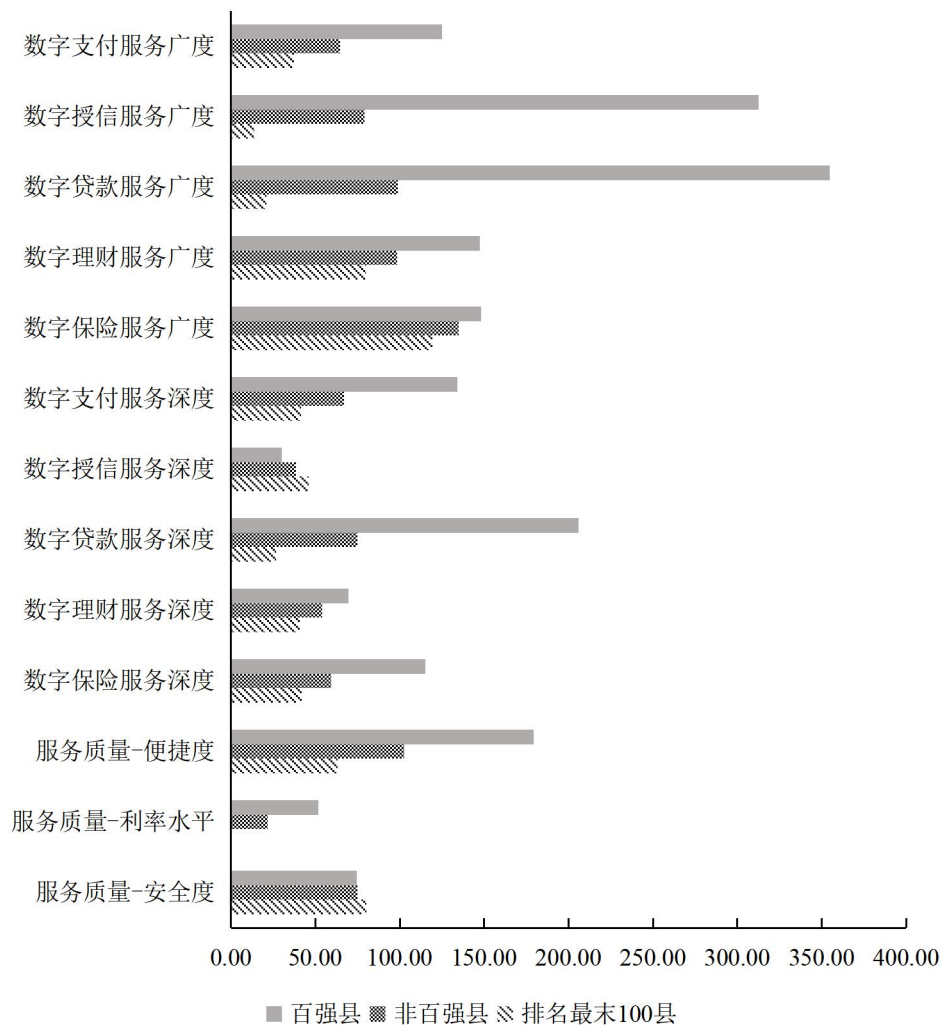


图6 2019年县域数字普惠金融发展百强县与非百强县、排名最末100县分项指标得分比较

五、结论与政策思考

（一）结论

本文构建了中国县域数字普惠金融发展指数评价体系，测度了全国1884个县（县级市、旗）在2017—2019年的总指数、方面指数、分项指标和二级分项指标得分，并进行了比较分析，主要结论如下：

第一，该时期内，中国县域数字普惠金融总体发展水平快速提升。从方面指数来看，尽管三大方面指数得分总体提升较快，但在提升速度上存在结构性差异。其中“服务广度”得分提升最快，“服务深度”次之，“服务质量”得分提升相对缓慢。

第二，目前仍然存在区域间县域数字普惠金融发展不平衡问题，其中东部地区县域数字普惠金融

发展水平最高，中部地区次之，西部地区和东北地区发展水平相对滞后。从发展趋势来看，得益于县域数字普惠金融服务广度和深度得分的大幅提升，中部地区数字普惠金融发展水平呈现赶超趋势，与东部经济发达地区的差距明显缩小，但是西部地区和东北地区与经济发达地区的差距在慢慢扩大。

第三，各省之间县域数字普惠金融发展水平存在梯度差异。本文样本涉及的28省（市、区）差异明显，可分为六个梯度。其中第一梯度的浙江省县域数字普惠金融发展总指数得分中位数（151.60分）是第六梯度的青海省县域数字普惠金融发展总指数得分中位数（48.12分）的3.15倍。

第四，县域数字普惠金融的发展空间还十分巨大。所有县（县级市、旗）方面指数“服务广度”、“服务深度”与“服务质量”的绝对水平仍然不高，仍然有着较大的提升空间。

第五，在数字支付、数字信贷、数字授信、数字理财及数字保险这五种主要的数字金融服务中，数字信贷和数字授信的服务广度和服务深度的提升较其他三类更快，这也导致了以数字信贷为主的数字普惠金融的服务广度和服务深度均有了明显改善。这同时意味着，相对于数字支付、数字信贷和数字授信，数字理财和数字保险的服务广度和服务深度还存在更大的提升空间。

（二）政策思考

基于上述分析，本文提出一些推动中国县域数字普惠金融服务发展的政策思考：

一是改善数字普惠金融基础设施，缩小城乡“数字鸿沟”。中国县域数字普惠金融服务广度、深度和质量水平虽然提升较快，但是绝对水平仍然不够高，有着很大的提升空间。这与中国农村互联网普及率偏低有关，后者又与多数省份农村数字普惠金融基础设施发展滞后有关。此外，西部地区 and 东北地区县域数字普惠金融发展总指数得分中位数低于东部地区和中部地区，与其数字普惠金融基础设施总体上较差有关。因此，需要进一步改善全国农村地区，尤其是西部地区和东北地区的数字普惠金融基础设施。具体包括以下三点：第一，改进全国通信基础设施，提高移动通信和互联网的覆盖面和可达性；第二，优化数字金融服务点建设；第三，鼓励传统农村金融机构做实做好农户和新型农业经营主体的数字化信用评级和授信系统，从而促进其发展自身的数字普惠金融服务。

二是县级政府应积极采取切实可行的政策措施，以继续提升得分较高各项指标的得分表现，改进得分较差指标的得分表现。首先，县级政府应充分认识到县域数字普惠金融在推动其自身发展中的作用，结合本地发展特色，对适合本地发展的数字金融模式给予政策支持。其次，县级政府尤其需要与合格金融科技平台公司和传统金融机构保持开放合作，允许其依法使用地方政务和民生数据，改善其提供数字普惠金融服务的数据基础和客户基础，最终促进其提供更好的数字普惠金融服务。这里特别强调，县级政府在开放本地政务和民生数据时，要保持开放合作的态度，而不应该与任何传统金融机构或金融科技平台公司订立排他性协议。再次，应提升县级政府所属金融监督管理机构的地位，充实金融专业人才，尤其是了解数字普惠金融重要性的专业人才，改善县级政府对县域数字普惠金融运作的监督管理，促进县域数字普惠金融发展。

三是继续改善农村信用环境，促进金融科技平台企业和传统农村金融机构之间的相互竞争和合作。第一，完善全国城乡个人与企业征信体系和社会诚信体系，以改善农村信用环境，从而为金融科技平台企业和传统农村金融机构的农村数字普惠金融服务创造更好的条件。第二，切实推行农村金融机构

多元化,促进其相互竞争,包括来自金融科技平台企业的竞争,推动形成一种多元化、差异化、有分工协作的农村普惠金融体系,以此推动农村数字普惠金融服务的供求对接和服务本身的提供。只有这样才能真正提升县域数字普惠金融服务广度、深度和质量;第三,提供税收优惠,鼓励“支农支小”数字普惠金融产品与服务的多元化、广覆盖、高质量供给,尤其是提升数字授信和数字贷款的额度,增加数字保险的种类及其覆盖广度和深度;第四,对各类金融企业和金融机构加强普惠金融业务考核,促使其进一步降低数字贷款成本,提高可负担性。

四是进一步提升县域人口数字普惠金融素养。当前仍有一部分县域人口不使用互联网,还有部分使用互联网者不使用或者较少使用网络红包之外的数字金融服务。尤其是相较于东部地区和中部地区,西部地区和东北地区县域数字普惠金融发展总指数得分普遍较低。这些问题均与相关县域人口的数字普惠金融素养低有关。提升这些人口的数字普惠金融素养有助于激活其数字普惠金融服务需求,而数字普惠金融服务提供者则能通过对接和满足这些需求创造价值。

参考文献

- 1.北京大学数字金融研究中心课题组,2017:《数字普惠金融的中国实践》,北京:中国人民大学出版社。
- 2.成艾华、蒋杭,2018:《基于G1-变异系数法的普惠金融发展指数研究——以湖北为例》,《武汉金融》第4期。
- 3.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,北京:经济科学出版社。
- 4.冯兴元、孙同全、张玉环、董翀,2019:《农村普惠金融研究》,北京:中国社会科学出版社。
- 5.李明贤、谭思超,2018:《我国中部五省农村普惠金融发展水平及其影响因素分析》,《武汉金融》第4期。
- 6.李巧莎、杨伟坤、杨京昊,2017:《构建中国农村普惠金融指标体系的国际经验与启示》,《经济研究参考》第21期。
- 7.世界银行、中国人民银行,2019:《全球视野下的中国普惠金融:实践、经验与挑战》,北京:中国金融出版社。
- 8.易观智库,2019:《2019年第三季度移动支付市场监测报告》, <https://www.analysys.cn/article/detail/20019613>。
- 9.张珩、罗剑朝、郝一帆,2017:《农村普惠金融发展水平及影响因素分析——基于陕西省107家农村信用社全机构数据的经验考察》,《中国农村经济》第1期。
- 10.中国人民银行金融消费者权益保护局,2018:《2017年中国普惠金融指标分析报告》, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3602384/index.html>。
- 11.CGAP, 2015, “Digital Financial Inclusion: Implications for Customers, Regulators, Supervisors, and Standard-Setting Bodies”, <https://www.cgap.org/research/publication/digital-financial-inclusion>.
- 12.GPFI, 2016, “G20 Financial Inclusion Indicators”, <https://www.cgap.org>.
- 13.Gwartney J., R. Lawson, J. Hall and R. Murphy, 2020, “Economic Freedom of the World 2020”, <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/economic-freedom-of-the-world-2020.pdf>.
- 14.IMF, 2021, “Financial Access Survey (FAS)”, <https://data.imf.org/?sk=E5DCAB7E-A5CA-4892-A6EA-598B5463A34C&slid=1460043522778>.

15.Sarma M., 2008, “Index of Financial Inclusion”, Indian Council for Research on International Economic Relations Working Paper No. 205, <http://hdl.handle.net/10419/176233>.

16.The World Bank, Bill and Melinda Gates Foundation, 2011, “Global Findex Methodology”, <https://globalfindex.worldbank.org/sites/globalfindex/files/databank/Methodology2011.pdf>.

（作者单位：¹ 中国社会科学院农村发展研究所；

² 中国社会科学院金融研究所）

（责任编辑：胡 祎）

The Development of Digital Inclusive Finance in Chinese Counties: Connotations, Index Construction and Measurement Results

FENG Xingyuan SUN Tongquan DONG Chong YAN Xiang

Abstract: So far, China lacks an index evaluation system to systematically measure the development level of digital inclusive finance in Chinese counties. Based on the MYbank (Ant Group) business data of digital inclusive finance of 1884 counties (county-level cities and autonomous counties) and their socio-economic statistics, this article constructs an index system of the development of digital inclusive finance in Chinese counties from the dimensions of the breadth and depth of the outreach of, and the quality of digital inclusive finance services, and puts forward the measurement method of index scores at all levels of this index evaluation system. The index scores of these counties at all levels from 2017 to 2019 are measured, which systematically reflects the development level of digital inclusive finance in these counties. The research shows that the overall development of digital inclusive finance of counties has greatly improved in major regions and provinces of China, but there are obvious differences; the breadth and depth of the outreach of digital inclusive finance have greatly improved, and the improvement of service quality is relatively insufficient; the development of digital loans and the approval of line of digital credit is the fastest, followed by digital payment, while the development of digital wealth management and digital insurance is relatively slow. Generally speaking, there is a huge space left for the development of digital inclusive financial services in China. It is necessary to further strengthen the construction of digital inclusive financial infrastructure in Chinese counties and improve a relevant framework of rules and national and local laws and policies, as well as the system of digital inclusive financial services and literacy of the residents.

Keywords: County Finance; Digital Inclusive Finance; Rural Inclusive Finance; Development Index; Rural Revitalization

规模扩张能提升农信社盈利水平吗？*

韩庆潇

摘要：在市场竞争日益加剧与银行化改革全面推进的背景下，农信社经营规模成为影响其可持续发展的重要因素。本文结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型，并在分析农信社最优经营规模的同时，探讨了经营能力和治理水平对经营规模选择的影响机理。在此基础上，利用 102 家农信社的问卷调查数据进行了实证检验。研究结果表明，农信社经营规模与盈利水平存在“倒 U 型”关系，即农信社通过调整规模能够实现盈利最大化。进一步测算最优规模数值可知，农信社更适合小规模经营，盲目扩张反而会造成盈利水平下降。在经营能力和治理水平方面，贷款管理、股权结构和独立董事三个因素能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而在一定程度上决定了农信社的最优规模边界。据此，本文认为经营能力和治理水平是农信社规模扩张的基础，忽略以上基础条件的盲目扩张反而会造成盈利水平下降和经营的不可持续。

关键词：农信社 最优规模 盈利水平 经营能力 治理水平

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

中国农村信用社（以下简称“农信社”）^①的发展经历了曲折的过程，直到改革开放以后，发展目标才逐步确定为提高自主经营能力与增强“三农”服务水平，这两个目标贯穿了农信社市场化改革的各个阶段。2003 年，国务院印发了《深化农村信用社改革试点方案》，由此农村信用社改革进入全面深化阶段。这次改革以“明晰产权关系、强化约束机制、增强服务功能、国家适当支持、地方政府负责”为总要求，启动了农信社管理体制和产权制度改革，为其进一步增强市场竞争力奠定了基础。然而，在农信社大力改革、迅速发展的这段时间内，市场环境发生了巨大变化。一方面，农村金融市场竞争加剧。随着中国金融业改革的持续深化，小额信贷、村镇银行等新型金融组织发展迅速，再加上部分大型国有银行组建三农金融事业部，农村金融服务主体日益增多、市场竞争渐趋激烈。另一方面，农信社服务主体的金融需求提高。随着中国农业生产规模化水平大幅提高，家庭农场、专业大户等新型农村经营主体数量不断增加，农业农村对资金规模和金融服务的需求明显提升，传统的金融服

*本文研究受到国家社会科学基金项目“供给侧结构性改革下生产性服务业发展动能转换研究”（17BJL081）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。本文仅代表个人观点，不代表所在单位观点，文责自负。

^①农村信用社这一概念是指整个农信系统，包括一级法人的农村信用社、农村合作银行和农村商业银行。

务模式已经难以满足需求。

为了应对激烈的市场竞争环境和满足更高标准的金融服务需求，全国各地农信社加快了银行化改革的步伐，截至 2020 年末，已有 7 个省份的农信社全部改制为农商行，进一步增强了自主经营能力和市场竞争力。在这一轮改革过程中，一方面，各地农信社进一步明确了提高盈利水平的经营目标。改制后的农商行作为市场化经营主体，必然面临更加严格的金融监管和更加激烈的市场竞争，各地农信社逐渐意识到实现商业可持续发展已成为满足“三农”金融需求的重要前提，开始努力提高自身盈利能力来适应新的市场环境。另一方面，各地农信社对于如何抓住此次改革中规模调整的机遇却存在较大分歧。部分农信社在保持规模不变的情况下直接改为了农商行，而另一部分农信社却利用跨区域合并的方式改为了大型农商行。在新的市场环境下，到底如何调整农信社的经营规模才能更好地实现可持续发展？是否不同地区农信社都适合跨区域合并的改革方式？更进一步，是何种内在因素决定了农信社的最优规模？对于这些问题社会各界尚无明确答案。回答这些问题对正在改革的农信社和已经改制成功的农商行都有重要的指导意义。

银行规模调整问题一直都是学术界历久弥新的研究主题，国内外学者们从宏微观不同视角展开了大量研究。在微观视角下，银行最优规模选择是学者们最为关注的研究方向，早期大部分研究主要通过权衡银行规模扩张的收益和成本展开理论分析。如 Krasa and Villamil（1992）基于分散风险的收益与监督成本的权衡建立模型，推导出银行可以通过规模调整达到最优，奠定了银行规模调整分析的理论范式。Freixas and Rochet（1997）则从平衡储户存款成本和银行建立成本的视角展开分析，探索了银行经营规模的最优选择。Lin and Sun（2007）通过构建数理模型纳入了对风险分散收益与组织管理成本的考量，得出了银行的最优规模边界。而后，学者们逐渐意识到虽然理论上银行存在最优经营规模，但在复杂的现实环境下，最优规模该如何测度，受哪些因素影响仍不得而知，由此更多研究开始转向实证检验。如王均坦等（2013）基于广义超越对数成本函数，测度了在不考虑市场风险和考虑市场风险情况下的城商行最优规模。周月书、彭媛媛（2017）利用江苏省 51 家农商行数据的实证研究发现，农业信贷的增加在提高农商行收益的同时也会加剧风险。郭妍、韩庆潇（2019）以改制后的农商行为研究对象，重点测算了平衡盈利、风控和支农三重目标的最优银行规模区间。Naseri et al.（2020）对 249 家银行的实证研究发现，经营规模对银行盈利能力和效率的影响是非线性的，特别是当银行规模超过特定阈值时，盈利能力下降与效率增加同时出现。在宏观视角下，由部分银行规模调整带来的银行业结构变化及其产生的影响，逐渐成为新的研究方向。如 Ghossoub and Reed（2015）基于不完全竞争的银行市场，基于理论模型分析了不同银行规模下信贷市场的扭曲程度，得出了最优银行规模的分布情况。Ciro and Velez（2018）基于哥伦比亚数据的实证研究发现，银行规模扩大导致银行业集中度增加，由此影响到货币政策作用的发挥，因此有必要对银行体系的集中度进行监管。张一林等（2019）通过理论模型分析了不同规模企业与银行的最优匹配关系，认为要从根本上缓解中小企业的融资约束，关键在于通过发展善于甄别企业软信息的中小银行来改善银行业结构。周爱民、刘欣蕊（2021）从银行风险角度进行了研究，认为银行集中度提高会导致银行经营风险和信用风险上升。

综上所述，已有文献对银行最优规模，甚至银行业合理结构都进行了多角度的研究，但与商业银

行实际面临的复杂环境相比，现有理论仍然存在薄弱之处，值得进一步深入研究。在研究对象方面，关于农信社经营规模的探讨尤其不足，而作为地方金融改革的重要一环，当前全国农信社银行化改革正处于关键时期，对于改革中最为关注的规模问题的解答具有很强的现实意义。在理论模型构建方面，已有模型大多以规范的商业银行为分析对象，并未考虑不同银行间的异质性，但农信社有别于其他银行，是以服务“三农”为主要目标的，这就导致相关模型难以解决农信社改革中的规模调整问题。在实证研究方面，虽有少量研究涉及银行最优规模的测算，但对规模决定内在机制的实证检验明显不足，这影响到理论对现实问题的解释力。鉴于此，本文在已有研究的基础上，首先，结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型；其次，以经营能力和治理水平为调节变量，探讨这两类因素影响农信社经营规模选择的内在机理；最后，利用 102 家农信社的调查数据进行实证检验，在分析农信社经营规模与盈利水平关系的基础上，进一步探索了经营能力和治理水平方面的因素对农信社最优经营规模的影响。本文的研究不仅能够丰富银行规模调整的相关理论，而且对中国农信社未来的发展具有一定指导意义。

二、理论模型

为了深入分析农信社经营规模调整的内在机理，本文基于 Krasa and Villamil (1992)、Lin and Sun (2007) 以及郭妍、韩庆藩 (2019) 的研究，构建了适用于农信社的规模调整模型。与已有模型的不同之处在于：第一，与一般商业银行不同，农信社的经营定位主要是服务“三农”，贷款集中于涉农贷款^①，因此本文将传统模型中的“贷款项目”调整为“涉农贷款项目”；第二，农信社作为支持“三农”的“准政策”银行，离不开政府的扶持，因此本文在传统模型中加入了政府的支持作用；第三，考虑到当前中国不同地区的农信社在经营能力和治理水平方面存在较大差距，可能会对最优经营规模产生影响，因此本文将这两个因素也纳入了模型。

（一）基本模型设定

参照已有研究的基础假定，经济中存在存款人、农信社经理人、涉农项目经营者三类理性经济人，且只能存活两期。存款人和经理人在第一期被各赋予 1 单位的投资品，且在第二期转换为 r 单位的消费品；经营者无投资品，但可以经营生产项目。基于以上假定，基本模型中包含了单一农信社经理人与组成农信社机构两种情况。

1. 单一农信社经理人的情况。对涉农项目经营者而言，假定涉农生产项目需要 K 单位的资本品（ K 为至少等于 2 的整数^②），且在第二期产生 Ky 单位的消费品。其中， y 的取值范围是 $[0, \bar{y}]$ ，且分布

^①按照《涉农贷款专项统计制度》，涉农贷款包括农户贷款、农村企业及各类组织贷款、城市企业及各类组织涉农贷款、非农户个人农林牧渔业贷款。在这一统计口径下，根据 Wind 数据库中数据可测算出，截至 2018 年底，农信社与农商行的涉农贷款占各项贷款余额比重分别为 68.76%、54.01%，表明农信系统机构仍主要服务“三农”。

^②与已有文献一致，由于存款人和经理人仅被赋予 1 单位的投资品，他们只能选择完全出借或保留，因此资本品 K 为整数。为了体现金融中介的作用以及模拟企业项目生产，本文进一步假定资本品 K 至少等于 2。

函数为 $F(y)$ ，同时，不失一般意义地认为 $E(y) > r$ 。此外，经营者获得贷款的利率假定为 R 。基于此，经营者追求利润最大化的目标函数可表示为：

$$\text{Max } K \int_R^{\bar{y}} (y - R) dF(y) \quad (1)$$

对于农信社经理而言，由于经理人从 $nK-1$ 个存款人处借款，贷款给 n 个经营者，从而形成了以经理人为中心的双边合约 (R, D) 。令每单位贷款的收入为 $\tilde{X}_i$ ，则由 $\tilde{X}_i$ 与产出 y 关系可知，其取值范围为 $[0, R]$ ，分布函数为 $G_R(y)$ 。此外，考虑到农业贷款风险大、收益低的特征，现实中政府相关部门往往通过财政奖补、税收优惠等多种措施，积极引导金融资源流入“三农”领域，为此，本文对各类支持作简化处理，在模型中加入政策支持变量 $S(n)$ ^①。

对存款人而言，若 n 个涉农生产项目相互独立，则单位存款的平均收入 $\tilde{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(R)$ ，且分布函数为 $G_{R,n}(R)$ ，因此存款人的平均收入 $Y_n(R) = \frac{1}{nK-1} \sum_{i=1}^n \tilde{X}_n(R) K = \frac{nK}{nK-1} \tilde{X}_n(R)$ ，且分布函数为 $F_{R,n}(R) = G_{R,n}\left(\frac{nK-1}{nK} R\right)$ 。此外，假定存款人监督花费为 e （比如时间），相应的监督成本为 $V(K, e)$ ，且 $V'_k > 0$ ， $V''_k > 0$ 。基于以上假设，由存款人与农信社经理人形成的约束条件为：

$$\text{s.t. } D - \int_0^D F_{R,n}(y) dy - V(1, e) F_{R,n}(D) \geq r \quad (2)$$

$$nK \cdot E[\tilde{X}_n(R)] - (nK-1) \left[D - \int_0^D F_{R,n}(y) dy \right] - E[V_{n,R}(\xi, e)] + S(n) \geq r \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式表示存款人和农信社经理人能接受的最低收入条件，即需要大于 r 单位的消费品。此外， $V_{n,R}(\xi, e)$ 为农信社经理人的监督成本，其中 ξ 代表 n 项贷款中坏账的数量，服从 $B[n, F(R)]$ 的二项分布。令 $p = F(R)$ ，则 $E[V_{n,R}(\xi, e)] = \sum_{K=0}^n C_n^K p^K (1-p)^{n-K} V(K, e)$ ，且为关于 n 的凸函数。以上 (1) 式至 (3) 式形成了仅存在单一农信社经理人的情况下，涉农项目经营者期望利润最大化的模型。

2. 组成农信社机构的情况。为了发挥规模优势，现实中银行机构往往由大量银行经理人组成。假定农信社由 m 个客户经理组成，且放出 N 笔贷款，则需要从 $NK - m$ 个存款人处取得资金。与单

^① 为了方便分析，将其简化为涉农贷款项目数量的函数，考虑到政策支持面临的各种约束，假定 $S'_n > 0$ ，且 $S''_n < 0$ 。

一农信社经理人情况不同的是，存在农信社机构后，农信社经理人的双边合约变为 (R^B, D^B) ，相应地， $\tilde{X}_N(R^B)$ 的分布函数为 $G_{R^B, n}(R)$ ， $\tilde{Y}_N(R^B)$ 的分布函数为 $G_{R^B, N}\left(\frac{NK-m}{NK}R\right)$ 。此时，经营者追求利润最大化的目标函数调整为：

$$\text{Max} K \int_{R^B}^{\bar{y}} (y - R^B) dF(y) \quad (4)$$

由于在规模扩张的同时，产生了经理人之间信息不对称问题，这就需要人员之间相互监督。若令监督成本为 $a(a > 0)$ ，则每个经理人的监督成本为 $(m-1)a$ 。在此背景下，存款人与农信社经理人形成的约束条件调整为：

$$\text{s.t. } D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy - V(1, e) F_{R^B, N}(D^B) \geq r \quad (5)$$

$$\begin{aligned} & NK \cdot E[\tilde{X}_n(R^B)] - (NK - m) \left[D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy \right] \\ & - m \left\{ E \left[V_{\frac{N}{m}, R^B}(\xi, e) \right] + (m-1)a \right\} + m \cdot S\left(\frac{N}{m}\right) \geq mr \end{aligned} \quad (6)$$

(二) 农信社经营规模选择

在以上基本模型设定下，令单一经理人情况下的双边合约为 (R^*, D^*) ，并从 $n^*K - 1$ 个存款人取得资金，放出 n^* 笔贷款，则经理人的最优解需满足（2）式和（3）式的约束，对应方程调整为：

$$D^* - \int_0^{D^*} F_{R^*, n^*}(y) dy - V(l, e) F_{R^*, n^*}(D^*) = r \quad (7)$$

$$n^*K \cdot E[\tilde{X}_{n^*}(R^*)] - (n^*K - 1) \left[D^* - \int_0^{D^*} F_{R^*, n^*}(y) dy \right] - E[V_{n^*, R^*}(\xi, e)] + S(n^*) = r \quad (8)$$

根据 Lin and Sun (2007) 的证明可知，银行机构可以在不改变贷款利率的情况下，通过降低存款风险压低存款利率，即在农信社的双边合约 (R^B, D^B) 中，令 $R^B = R^*$ ，但当 N 达到一定数值时，必然存在 $D^B < \mu(R^*)$ （即 R^* 的期望值），从而可选择小于 D^* 的 D^B ，就能使（5）式满足：

$$D^B - \int_0^{D^B} F_{R^B, N}(y) dy - V(l, e) F_{R^B, N}(D^B) = r \quad (9)$$

将 (9) 式代入 (6) 式后除以 NK ，并将 (7) 式代入 (8) 式后除以 n^*K ，合并后可得：

$$\begin{aligned} \eta = & V(1, e) \cdot \left[\frac{n^*K-1}{n^*K} F_{R^*, n^*}(D^*) - \frac{NK-m}{NK} F_{R^*, N}(D^B) \right] \\ & - \frac{m}{NK} \left\{ E \left[V_{\frac{N}{m}}(\xi, e) + (m-1)a \right] - \frac{1}{n^*K} E[V_{n^*}(\xi, e)] \right\} \\ & + \frac{m}{NK} S\left(\frac{N}{m}\right) - \frac{1}{n^*K} S(n) \geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

式中 η 表示农信社每单位资金的净利润，且第一个中括号内的公式代表规模增加的收益，第二个大括号中 $(m-1)a$ 代表监督成本的上升，剩余部分为政府支持的相对变化。与已有研究模型中通过确定每个客户经理最优贷款 n 求得最优贷款数量 N^* 的方法不同，本文除了分析最优经营规模是否存在之外，还需要探索影响最优规模的内在因素，因此选择通过确定最优客户经理数量 m 来求得最优贷款数量 N^* 。基于此，(10) 式关于 m 求导可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \eta}{\partial m} = & \frac{1}{NK} \left\{ V(1, e) \cdot F_{R^*, N}(D^B) + \frac{N}{m} \left[\frac{\partial E \left(V_{\frac{N}{m}}(\xi, e) \right)}{\partial \left(\frac{N}{m} \right)} - \frac{E \left(V_{\frac{N}{m}}(\xi, e) \right)}{\left(\frac{N}{m} \right)} \right] \right\} \\ & - \frac{(2m-1)a}{NK} + S\left(\frac{N}{m}\right) - \frac{N}{m} \frac{\partial S\left(\frac{N}{m}\right)}{\partial \left(\frac{N}{m} \right)} \end{aligned} \quad (11)$$

为了便于分析，不失一般性地，假定 $V(K, e) = Ke^2 + cK(K-1)e^2$ ，其中 $c > 0$ ；并且 $S(n) = \ln(n)$ ，代入 (11) 式可得：

$$\frac{\partial \eta}{\partial m} = \frac{1}{NK} \left[e^2 \cdot p + ce^2 \left(\frac{N}{m} \cdot p \right)^2 - (2m-1)a + \ln\left(\frac{N}{m}\right) - 1 \right] \quad (12)$$

此时， $p = F_{R^*, N}(D^B)$ ，对 (12) 式再次关于 m 求偏导可知， $\frac{\partial^2 \eta}{\partial m^2} < 0$ 。所以，必然存在 m^* 满足 $\frac{\partial \eta}{\partial m} = 0$ ，使 η 最大化。当 $m < m^*$ 时， $\frac{\partial \eta}{\partial m} > 0$ ，即农信社每单位资金的净利润随着 m 的增加而上升；当 $m > m^*$ 时， $\frac{\partial \eta}{\partial m} < 0$ ，即农信社每单位资金的净利润随着 m 的增加而下降。由以上推导可知，农信社存在经营的最优规模，能够通过调整规模实现收益最大化，由此提出假说 1。

假说 1：农信社经营规模与盈利水平之间存在“倒 U 型”关系，农信社通过调整规模能够实现盈利最大化。

需要注意的是， m^* 的选择是在经理人的最优贷款 n （即式中 N/m ）和监督成本 a 不变的条

件下进行的，也就是说， n 和 a 的变化都对 m^* 有直接影响，因此这两个变量的调整将决定农信社的最优规模边界。为了进一步确定银行规模 m^* 与经理人贷款 n 、监督成本 a 的关系，可将 m^* 分别设为关于 n 的函数 $m^*(n)$ 和关于 a 的函数 $m^*(a)$ ，然后根据隐函数的求导法则，对 (12) 式 $\frac{\partial \eta}{\partial m} = 0$ 分别关于 n 和 a 求导可得：

$$\frac{dm^*}{dn} = \frac{2ce^2 p^2 n + \frac{1}{n}}{2a} \quad (15)$$

$$\frac{dm^*}{da} = -\frac{2m^* - 1}{\frac{2ce^2 N^2 p^2}{(m^*)^3} + 2a + \frac{1}{m}} \quad (16)$$

由 (15) 式和 (16) 式以及前文参数设定可知， $\frac{dm^*}{dn} > 0$ 且 $\frac{dm^*}{da} < 0$ 。这表明在增加经理人的最优贷款 n 和降低监督成本 a 的情况下，最优规模 m^* 将提升，即最优规模边界扩大。在现实情况下，农信社的组织模式并不存在客户经理联合，而是表现为多层次的垂直管理模式。因此，单一经理人的贷款规模一般是由农信社的经营能力决定的；经理人之间的监督成本实际为管理成本，一般是由农信社的管理能力决定的，而现实经营中则主要依赖于农信社公司治理作用的发挥。由此可知，农信社经营能力和治理水平的提升，能更好地发挥规模优势，且能降低规模扩张带来的管理成本，从而提高农信社经营的最优规模边界。基于上述分析，本文提出假说 2。

假说 2：经营能力和治理水平能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而改变农信社能够实现的最优规模边界。

三、研究设计

(一) 变量选择

根据理论模型中的变量设定和现有研究中的指标选择，本文实证部分的变量设定如下：

1. 因变量：盈利水平 (PRO)。现有文献中衡量企业盈利水平的指标主要有两种：一种是资产收益率 (ROA)，其衡量方式为净利润除以总资产 (黄惠春、杨军，2011)；另一种是净资产收益率 (ROE)，其衡量方式为净利润除以净资产 (杨雁，2013)。根据两种衡量方式的测度方法可知，资产收益率主要衡量每单位资产创造的净利润，而净资产收益率更加侧重自有资本的获利能力。两种方式都能较好地反映出企业的盈利水平，因此本文基准检验的被解释变量选择资产收益率，而稳健性检验选择净资产收益率。

2. 自变量：经营规模 (SCA)。目前衡量银行经营规模的指标较多，主要包括银行员工数量和总资产 (傅勇等，2011；熊德平等，2017)。由于本文理论分析中以客户经理的数量代表银行规模，因此为了与前文保持一致，实证分析中选择农信社员工数量的对数来衡量农信社经营规模。

3.调节变量：经营能力（*OP*）和治理水平（*CM*）。在经营能力方面，本文选择了贷款管理水平（*LOA*）和创新管理水平（*INV*）两个变量。贷款管理水平以贷款余额与存款余额的比值来测度。考虑到存贷比能够反映银行将存款转化为贷款的能力，这一数值越高表明银行的贷款管理能力越强，这与理论模型中经理人贷款管理水平的含义相同。对于农信社而言，在优质贷款项目多被大型银行控制的背景下，寻找安全稳定的贷款项目是对传统贷款业务能力的重要考验，因此这一指标成为衡量传统业务经营水平的重要依据^①。创新管理水平以非利息收入与营业收入的比值来表示，由于其反映了银行的业务创新能力，因此代表了农信社新业务的经营水平（张晓玫、毛亚琪，2014）。

在治理水平方面，参考现有文献（曹廷求、段玲玲，2005；穆争社、蓝虹，2007；鲁桐、党印，2014），本文从股权结构、董事会治理和经营者激励三个角度，设定了股权集中度（*CO*）、董事会规模（*BS*）、独立董事占比（*IB*）、外部监事占比（*ES*）、高管人员薪资（*SA*）和高管人员持股比例（*EI*）6个变量。股权集中度以第一大股东持股比例来衡量；董事会规模以董事会人数来衡量；独立董事占比以独立董事人数与董事会人数的比值来衡量；外部监事占比以外部监事人数与监事会人数的比值来衡量；高管人员薪资以高管薪资等级来衡量^②；高管人员持股比例以高管人员持股数与总股数的比值来衡量。

4.控制变量。为了保证实证结果的准确性，参考郭妍、韩庆藩（2019）、张正平等（2020）的研究，本文选择如下变量作为控制变量：员工素质（*SQ*），以本科及以上学历员工数量与员工总数的比值衡量，用以控制高素质人才在银行经营中的积极作用；改制效应（*RF*），考虑到样本区内农信社已经进行了银行化改革，因此对该因素设定虚拟变量加以控制，将农信社银行化改制以前年份设定为0，改制当年及以后设定为1；地区经济水平（*LNGDP*），以所在地地区生产总值的对数来衡量，一般来说经济发展水平越高对银行经营越有利；产业结构（*PI*），考虑到农信社主要服务“三农”领域客户群体，当地农业发展水平对农信社发展的影响很大，因此以所在地第一产业增加值与地区生产总值的比值来衡；行业集中度（*IC*），以所在地四大行贷款余额与地区贷款余额总量的比值来衡量，代表当地银行业的垄断程度，以控制行业竞争程度的影响。

表1 变量定义与描述性统计

	变量	符号	定义	均值	方差
因变量	盈利水平	<i>PRO</i>	净利润/总资产（ <i>ROA</i> ）	0.0073	0.0045
			净利润/净资产（ <i>ROE</i> ）	0.1046	0.0516

^①根据问卷数据可知，即使在75%存贷比限制取消后，农信社的存贷比仍然变化不大，大部分明显低于75%，表明贷款的投放问题仍然困扰着农信社。

^②在难以获取高管人员薪资水平具体数据的情况下，为了增强区分度，本文将高管人员薪资划分为7个层次进行测度：均值小于10万元为1；10万~30万元为2；30万~50万元为3；50万~70万元为4；70万~90万元为5；90万~110万元为6；110万元以上为7。从反馈数据分布来看，均值和方差分别为2.58和1.13，最小值和最大值分别为1和7，表明以上划分方法能较好地反映出高管人员的薪资差异。

(续表 1)

自变量	经营规模	<i>SCA</i>	员工总数的对数（原值单位：个）	6.2574	0.3331
经营	贷款管理水平	<i>LOA</i>	贷款余额/存款余额	0.7070	0.0937
能力	创新管理水平	<i>INV</i>	非利息收入/营业收入	0.1075	0.1219
	股权集中度	<i>CO</i>	第一大股东持股比例	0.0630	0.0393
	董事会规模	<i>BS</i>	董事会人数（单位：个）	11.4681	1.5725
治理	独立董事占比	<i>IB</i>	独立董事人数/董事会人数	0.1349	0.0493
水平	外部监事占比	<i>ES</i>	外部监事人数/监事会人数	0.4768	0.2093
	高管人员薪资	<i>SA</i>	高管人员薪资等级	2.5833	1.1342
	高管持股比例	<i>EI</i>	高管人员持股数量/总股数	0.0099	0.0096
	员工素质	<i>SQ</i>	本科及以上学历员工数量/员工总数	0.3782	0.1314
控制	改制效应	<i>RF</i>	改制以前年份为 0，改制当年及以后为 1	0.3517	0.4778
变量	地区经济水平	<i>LNGDP</i>	所在地地区生产总值的对数（原值单位：亿元）	5.7708	0.8302
	产业结构	<i>PI</i>	所在地第一产业增加值/地区生产总值	0.1567	0.1318
	行业集中度	<i>IC</i>	所在地四大行贷款余额/地区贷款余额总量	0.7440	0.1422

(二) 模型设定

为了分析农信社经营规模与盈利水平之间的定量关系以及经营能力和治理水平的作用，本文借鉴已有研究成果，构建如下计量模型：

$$PRO_{it} = \beta_0 + \beta_1 SCA_{it} + \beta_2 SCA_{it}^2 + \beta_3 ME_{it} + \beta_4 Cont_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$PRO_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SCA_{it} + \gamma_2 SCA_{it}^2 + \gamma_3 ME_{it} + \gamma_4 ME_{it} \times SCA_{it} + \gamma_5 ME_{it} \times SCA_{it}^2 + \gamma_6 Cont_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

(17) 式表示农信社经营规模与盈利水平的非线性关系，(18) 式则在 (17) 式的基础上检验经营能力和治理水平变量对最优经营规模的影响。如前所述， PRO_{it} 代表农信社盈利水平， SCA_{it} 代表农信社经营规模， ME_{it} 为调节变量，包括农信社经营能力和治理水平， $Cont_{it}$ 为控制变量，包括员工素质、改制效应、地区经济水平、产业结构和行业集中度。此外， i 为农信社个体， t 为时间， η_i 和 λ_t 代表个体与时间固定效应， ε_{it} 为残差项。

(三) 数据来源

2011 年以来，全国范围内都加快了推进农信社银行化改革的步伐，为各地农信社重新调整经营规模提供了良好机遇。但截至 2021 年，仅有 7 个省份的农信社全部完成了银行化改制。在这些地区中，独立法人农信社数量较多、银行化改革推进较快、农信社自主经营水平较高的山东省，具备研究样本丰富、研究条件契合主题的优势，是进行实证分析的理想选择。鉴于此，课题组以农信社规模调整与经营情况为主题，于 2018 年对山东省全部独立法人农信社展开了问卷调查。在样本筛选方面，为了保证数据的准确性，本文将问卷反馈结果与可获取的年度报告、公开网站以及 Wind 数据库中的数据

进行了比对，在剔除了部分存在数据缺失以及进行过机构合并的样本后，共获得 102 家农信社的有效数据。在时间跨度上，考虑到 2009—2016 年是山东省农信社银行化改革的窗口期，17 个地市全部农信社（包含 112 家农信社和 22 家农合行）皆陆续改制为农商行（部分合并后共 110 家）。在此期间，农信社经营规模调整的自主性较强，且当地经济发展迅速、金融环境良好，为农信社选择最优规模提供了机遇，也为研究规模变化提供了典型的区间样本，因此本文以山东省 102 家农信社为研究对象，收集了它们在 2009—2016 年的面板数据，共获得 816 个观测值。文中农信社盈利水平、经营规模、经营能力、治理水平等关键变量，以及控制变量中的微观指标数据皆来自于课题组的问卷调查，而控制变量中的地区宏观经济和金融指标数据来自于各市历年的地方统计年鉴和《山东金融年鉴》。

四、实证结果与分析

（一）基准检验

根据前文的模型设定，这部分针对（17）式采用双重固定效应模型进行实证检验^①。为了保证实证结果的稳健性，本文依次将经营能力和治理水平的相关变量加入模型，结果如表 2 所示。

表 2 经营规模与盈利水平关系的回归结果

	盈利水平 (1)	盈利水平 (2)	盈利水平 (3)	盈利水平 (4)
经营规模	0.2026** (0.0792)	0.2264*** (0.0778)	0.1350** (0.0648)	0.1576** (0.0628)
经营规模二次项	-0.0168*** (0.0064)	-0.0187*** (0.0063)	-0.0114** (0.0052)	-0.0132** (0.0050)
贷款管理水平		0.0099** (0.0043)		0.0102** (0.0041)
创新管理水平		0.0002 (0.0023)		-0.0005 (0.0022)
股权集中度			0.0174*** (0.0056)	0.0174*** (0.0052)
董事会规模			-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
独立董事占比			0.0190*** (0.0072)	0.0191*** (0.0066)
外部监事占比			-0.0016 (0.0020)	-0.0016 (0.0019)
高管人员薪资			0.0004	0.0004

^①本文首先通过 Hausman 检验比较了固定效应模型（FE）和随机效应模型（RE），结果显示 p 值远小于 5%，支持采用固定效应模型。在此基础上，本文进一步控制了时间固定效应，以双重固定效应模型进行实证检验。

(续表 2)

			(0.0003)	(0.0003)
高管持股比例			0.0348*	0.0360*
			(0.0194)	(0.0193)
员工素质	-0.0042	-0.0057*	-0.0024	-0.0039
	(0.0032)	(0.0032)	(0.0031)	(0.0031)
改制效应	0.0030***	0.0029***	0.0030***	0.0029***
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0007)
地区经济水平	-0.0014	-0.0024	0.0001	-0.0009
	(0.0026)	(0.0027)	(0.0023)	(0.0024)
产业结构	-0.0008	-0.0034	0.0068	0.0039
	(0.0099)	(0.0099)	(0.0094)	(0.0093)
市场集中度	0.0041	0.0050*	0.0038	0.0047*
	(0.0028)	(0.0029)	(0.0026)	(0.0027)
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
F 统计量	9.55***	10.27***	9.77***	10.65***
调整的 R ²	0.1948	0.2213	0.2465	0.2746
观测值数量	816	816	816	816

注：括号中为稳健性标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，后文同。

如表 2 所示，所有回归的 F 统计量都在 1%的水平上显著，表明模型总体拟合效果较好。(1) 列的回归中仅包含了自变量和控制变量，回归结果显示，农信社经营规模的一次项系数在 5%的水平上显著，符号为正，而二次项系数在 1%的水平上显著，符号为负，这表明农信社的经营规模与盈利水平之间呈“倒 U 型”关系，因此存在盈利水平最大化的最优规模，假说 1 得证。

(2) 列在 (1) 列的基础上加入了代表经营能力的两个变量，回归结果显示，农信社经营规模的一次项与二次项系数与 (1) 列基本相同。此外，贷款管理水平的系数在 5%的水平上显著，符号为正，而创新管理水平的系数不显著，这反映出农信社仍以存贷款利差作为盈利的主要来源，相应地，贷款业务管理能力提升有助于提高经营利润。(3) 列在 (1) 列的基础上加入了治理水平的相关变量，回归结果显示，经营规模的一次项和二次项系数依然显著。此外，股权集中度的系数在 1%的水平上显著，符号为正，表明在农信社普遍存在股权分散和“所有者”缺位的情况下，提高股权集中度能够强化股东大会的作用，能在改善治理结构的同时有效提高农信社盈利能力；独立董事占比的系数也在 1%的水平上显著，符号为正，表明独立董事能够弥补董事会专业能力不足的短板，从而提升农信社经营决策水平和获利能力；高管人员持股比例的系数在 10%的水平上显著，符号为正，说明高管持股能够改善委托代理问题，从而进一步激发高管的经营积极性，但是由于当前农信社高管提拔任命权力主要掌握在省联社手中，这在一定程度上削弱了高管持股的作用，导致这一变量显著性较弱。

(4) 列展示了将所有变量都纳入模型的回归结果，各变量的回归结果与前三列基本一致，证实了本文回归结果的可靠性。进一步地，根据 (1) 至 (4) 列中农信社经营规模的回归系数可以测算出农

信社的最优经营规模，依次分别为 6.0298、6.0535、5.9211、5.9697。由此可知，以利润最大化为目标的农信社最优规模（员工数量的对数）应在 6 附近。但是，参照 102 家农信社 2016 年的数据，若以（1）列回归结果下的 6.0298 为标准，则有 80.4% 的农信社超过了这一水平，这反映出现实中农信社规模普遍超过了最优规模，而规模的过度扩张反而成为农信社利润下降的重要原因。此外，在控制变量中，改制效应的系数在每一列中都显著，表明改革为农商行后，农信社的盈利能力有所提高；行业集中度的系数在（2）列和（4）列中显著，这是因为在大部分县域中，农信社贷款量在当地贷款总量中占比最高，行业集中度提高往往代表其市场占有率上升，因此，市场垄断程度提升有助于盈利水平提高。

（二）调节效应检验

为了进一步探索影响农信社最优规模的内在因素，本文对（18）式采用双重固定效应模型进行实证检验。根据前文基准检验结果，仅有贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比与高管持股比例四个变量对盈利水平的影响显著，因此本部分将这四个变量作为调节变量进行回归。由于实证结果显示高管持股比例变量的作用不显著，因此表 3 中仅汇报了前三个变量的回归结果。

表 3 经营能力与治理水平调节作用的回归结果

	盈利水平		盈利水平		盈利水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
经营规模	0.3030*** (0.1141)	0.2479*** (0.0937)	0.1643** (0.0719)	0.1468** (0.0669)	0.2343*** (0.0711)	0.2012*** (0.0627)
经营规模二次项	-0.0256*** (0.0091)	-0.0210*** (0.0074)	-0.0138** (0.0057)	-0.0124** (0.0054)	-0.0197*** (0.0057)	-0.0169*** (0.0050)
贷款管理水平	0.4075** (0.2020)	0.4262** (0.1835)				
贷款管理水平×经营规模	-0.1407** (0.0688)	-0.1453** (0.0622)				
贷款管理水平×经营规模二次项	0.0123** (0.0059)	0.0125** (0.0053)				
股权集中度			1.8783** (0.7168)	1.4373** (0.6807)		
股权集中度×经营规模			-0.6301*** (0.2265)	-0.4755** (0.2162)		
股权集中度×经营规模二次项			0.0531*** (0.0179)	0.0396** (0.0172)		
独立董事占比					3.4673** (1.3902)	2.5577** (1.1917)
独立董事占比×经营规模					-1.1487** (0.4451)	-0.8504** (0.3814)

(续表 3)

独立董事占比×经营规模二次项					0.0953*** (0.0356)	0.0709** (0.0305)
经营能力		Yes		Yes		Yes
治理水平		Yes		Yes		Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F 检验	9.60***	10.80***	12.47***	10.50***	10.25***	11.61***
调整的 R ²	0.2350	0.2860	0.2378	0.2834	0.2426	0.2905
观测值数量	816	816	816	816	816	816

注：受篇幅所限，表中仅汇报了关键解释变量的回归结果，此处的“经营能力”和“治理水平”代表这两个变量类别下其他未汇报的变量。

如表 3 所示，在三个调节变量的实证检验中，（1）、（3）、（5）列的回归方程参照表 2 的（1）列，而（2）、（4）、（6）列则参照表 2 的（4）列，即在前者基础上进一步加入了所有经营能力和治理水平变量进行控制，结果显示对应自变量和调节变量的系数和显著性仍然高度一致，从而证明了实证结果的稳健性。从（1）列和（2）列的回归结果可知，不仅农信社经营规模的一次项和二次项系数在 1%的水平上显著，而且这两个变量与贷款管理水平交互项的系数也都在 5%的水平上显著，符号分别为负和正，表明贷款管理水平能够发挥调节作用。但是，考虑到以上两个交互项对最优经营规模的影响方向相反，难以直观看出贷款管理水平的作用方向。为此，按照前文所述的回归方程对应关系，由表 3 的（1）列经营规模系数可计算出的最优规模为 5.9180，小于表 2 的（1）列结果（6.0298），反映出提升贷款管理水平有利于最优经营规模扩大^①。从（3）列和（4）列的回归结果可知，股权集中度与农信社经营规模一次项和二次项交互项的系数至少在 5%的水平上显著，证明了股权集中度的调节作用，进一步测算得到（3）列回归系数所代表的最优经营规模为 5.9529，同样小于表 2 的（1）列测算出的最优规模，反映出提高股权集中度能扩大最优经营规模。从（5）列和（6）列的回归结果可知，独立董事占比与农信社经营规模一次项和二次项交互项的系数至少在 5%的水平上显著，进一步测算得到（5）列回归系数所代表的最优经营规模为 5.9467，同样小于表 2 的（1）列测算出的最优规模，表明强化独立董事作用能够有效促进最优经营规模扩大。为了更直观地反映以上变量对最优规模的影响，本文根据前文剔除关键调节变量作用前后最优经营规模的变化，并将其转化为实际员工数量后发现，贷款管理水平、股权集中度以及独立董事占比三个变量的作用能分别使最优规模（员工数量）增长 11.83%、7.99%和 8.66%，三者共计 28.48%，这反映出经营能力和治理水平在农信社经营规

^①由于表 3 的（1）、（3）、（5）列分别是在表 2 的（1）列中加入了三个调节变量和交互项，对应得出的最优规模数值具备较强的可比性，因此本文皆以表 2 的（1）列测度的最优规模为参照标准；同理，表 3 的（2）、（4）、（6）列对应表 2 的（4）列测度的最优规模，也可以得出同样结论。为简化分析过程，本文仅选择前者的结果进行分析，下文内生性与稳健性分析也采用同样方式。

模调整中的重要作用，不仅影响经营规模与盈利水平之间的关系，还在一定程度上影响农信社的最优规模边界，假说 2 得证。

（三）内生性问题探讨

针对上述模型中可能存在的内生性问题，参考已有文献（田国强、李双建，2020），本文采用静态面板模型下的两阶段最小二乘法（IV-2SLS）和动态面板模型下的差分广义矩估计（DIF-GMM）重新检验，回归结果如表 4 所示。

表 4 静态面板模型与动态面板模型的回归结果

	静态面板模型（IV-2SLS）				动态面板模型（DIF-GMM）			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
经营规模	08086*** (0.2599)	0.7038** (0.3590)	0.6156** (0.2768)	0.6583*** (0.2570)	0.4158** (0.1631)	0.5115*** (0.1821)	0.3792** (0.1671)	0.5194*** (0.1287)
经营规模二次项	-0.0653*** (0.0207)	-0.0573** (0.0284)	-0.0499** (0.0222)	-0.0535*** (0.0205)	-0.0334*** (0.0128)	-0.0416*** (0.0143)	-0.0307** (0.0131)	-0.0429*** (0.0102)
关键调节变量		1.1334* (0.2104)	0.6833 (0.9721)	5.9302*** (1.7447)		0.3340 (0.2068)	1.2522* (0.7237)	5.6454*** (1.4427)
关键调节变量×经营规模		-0.3706* (0.0166)	-0.2626* (0.1483)	-1.9361*** (0.5585)		-0.1143* (0.0694)	-0.4180* (0.2373)	-1.9108*** (0.4711)
关键调节变量×经营规模二次项		0.0304* (0.0166)	0.0248* (0.0132)	0.1579*** (0.0445)		0.0098* (0.0058)	0.0350* (0.0195)	0.1608*** (0.0384)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
滞后变量					Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数量	816	816	816	816	510	510	510	510

注：为简化表述，表中（2）至（4）列和（6）至（8）列的“关键调节变量”依次代表贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比。

1.静态面板模型。表 4 的（1）至（4）列为静态面板模型下的回归结果。考虑到盈利水平更高的农信社有更强烈的意愿拓展经营规模，因此盈利水平与经营规模之间可能由于存在反向因果关系而产生内生性问题。鉴于此，考虑到农信社经营网点的设立具有很强的外生性，且网点数量与农信社规模高度相关^①，因此本文将网点数量作为工具变量进行了不可识别检验、弱工具变量检验，并对工具变量在第一阶段的回归系数进行了考察，验证了工具变量选择的合理性^②。（1）列的回归方程与表 2 的

^①农信社网点设立需要保证农村地区的覆盖率，因此选址上往往受到很强的外部干预，这有效避免了盈利水平的反向作用。此外，农信社网点数量越多，需招纳的员工也越多，因此农信社网点数量与经营规模高度相关。

^②表 4 的（1）至（4）列的工具变量检验结果中，Kleibergen-Paap rk LM 检验的 p 值皆接近 0，因此拒绝不可识别的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量明显大于 Stock-Yogo 检验 15%水平上的临界值，因此拒绝弱工具变量的原假设；此外，工具变量在第一阶段的回归系数分别为 0.0109、0.0074、0.0098、0.0103，且皆在 1%的水平上显著。

(1)列相同,回归结果显示,农信社经营规模一次项和二次项的系数仍然显著,从而再次验证了经营规模与盈利水平之间的“倒U型”关系。(2)至(4)列的回归方程与表3的(1)、(3)、(5)列相同^①,回归结果显示,贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比与经营规模一次项和二次项的交互项系数同样显著,从而反映出以上三个变量的调节作用。进一步测算以上模型中的最优经营规模,同样能够证明农信社更适合小规模经营,且三个调节变量在一定程度上决定了最优规模边界。综上可知,考虑内生性后的实证检验结果仍然支持前文的结论。此外,以上方程的DWH检验结果同样表明原模型并不存在严重的内生性问题。

2.动态面板模型。表4的(5)至(8)列为动态面板模型下的回归结果。考虑到当期盈利可能受到前期盈利的影响而表现出惯性,而忽略这一变量的动态性同样会产生内生性问题。因此,本文将盈利水平的滞后项^②纳入模型,采用差分广义矩估计方法进行实证检验。由表4的(5)列回归结果可知,农信社经营规模一次项和二次项系数都显著,符号分别为正和负,表明经营规模与盈利水平之间呈现“倒U型”关系;由表4的(6)至(8)列回归结果可知,贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比与经营规模一次项和二次项的交互项系数皆显著,且符号与前文表2和表3中结果一致,可见这三个关键调节变量的作用皆显著。以上结果同样能够证明假说1和假说2,这说明前文的实证结果并不依赖于特定计量模型对内生性的处理方法,可见本文的实证结论是准确的。

(四) 稳健性检验

为保证实证结果的稳健性,本文进一步采用如下两种方式进行稳健性检验:

1.调整指标。在因变量方面,将盈利水平的替代变量调整为净资产收益率后重新进行实证检验。表5的(1)列为基准检验结果,结果显示,农信社经营规模的一次项和二次项系数均显著,证明了农信社经营规模与盈利水平之间的“倒U型”关系,且经测算可知最优规模为5.9414,说明农信社更适合小规模经营。(2)至(4)列为调节效应的检验结果,表明贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比的调节作用显著,再次证明了假说1和假说2。

在自变量方面,考虑到政府对农信社的特殊支持,本文在控制变量中加入了宏观变量“定向降准”与微观变量“政府支持”^③,并重新回归,结果如表5的(5)至(8)列所示。结果显示,四个回归结果中“定向降准”的系数均显著,符号为正,表明定向降准有效提升了农信社盈利水平。同时,农

^①根据前文的实证过程,在内生性与稳健性检验中,经营规模与盈利水平之间关系的检验参照表2的(1)列,关键调节变量的检验则参照表3的(1)、(3)、(5)列,后文不再重复说明。

^②由于盈利水平滞后一期和滞后二期的系数皆显著,且符号为正,因此本文将以上两个变量皆纳入回归中。此外,实证检验中Wald结果显著表明总体拟合效果较好,Hansen检验p值大于0.1表明工具变量选择合理,AR(2)检验p值大于0.1表明不存在二阶自相关,以上结果表明了实证模型选择的合理性。

^③“定向降准”变量以每年内人民银行公布的针对农信社定向降准幅度之和来测度。“政府支持”由于方式多样且大部分无法量化,因此设定相应的虚拟变量,若某农信社当年获得了资金支持、资本补充、不良处置等影响较大的支持则该变量取值为1,否则为0。

信社的一次项和二次项系数，以及与关键调节变量交互项的系数均显著，且符号与前文表 2 和表 3 中的实证结果高度一致，说明加入上述两个变量并未改变经营规模与盈利水平的关系，以上结果仍能够证明假说 1 与假说 2 的内容。

表 5 调整因变量与增加自变量的稳健性检验结果

	调整因变量				增加自变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
经营规模	2.3302** (1.0680)	3.7518** (1.8349)	2.0279* (1.0911)	2.7358** (1.1688)	0.2041** (0.0797)	0.3057** (0.1137)	0.1651** (0.0717)	0.2357** (0.0711)
经营规模二次项	-0.1961** (0.0850)	-0.3200** (0.1459)	-0.1722** (0.0865)	-0.2326** (0.0924)	-0.0170** (0.0064)	-0.0259** (0.0091)	-0.0139** (0.0057)	-0.0199** (0.0057)
关键调节变量		6.3624 (3.9881)	14.9573* (8.8908)	37.5176** (18.0987)		0.4177** (0.1999)	1.8611** (0.7654)	3.4542** (1.4048)
关键调节变量 ×经营规模		-2.2146* (1.3122)	-5.0445* (2.8023)	-12.5274** (5.8166)		-0.1446** (0.0685)	-0.6242** (0.2419)	-1.1460** (0.4492)
关键调节变量× 经营规模二次项		0.1922* (0.1084)	0.4275* (0.2211)	1.0453** (0.4668)		0.0126** (0.0059)	0.0526** (0.0191)	0.0952** (0.0359)
定向降准					0.0005*** (0.0002)	0.0004** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	0.0006*** (0.0002)
政府支持					-0.0006 (0.0005)	-0.0006 (0.0005)	-0.0009** (0.0004)	-0.0006 (0.0004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的 R ²	0.1202	0.1463	0.1401	0.1528	0.182	0.220	0.225	0.228
观测值数量	816	816	816	816	816	816	816	816

注：为简化表述，表中（2）至（4）列、（6）至（8）列的关键调节变量依次代表贷款管理水平、股权集中度和独立董事占比三个调节变量。

2.改变样本。与前文通过交互项检验经营能力和治理水平的作用不同，这部分分别以贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比三个变量的中位数为临界值，根据每个农信社以上调节变量的历年均值，将样本划分为较低和较高两个子样本依次进行实证检验，结果如表 6 所示。表 6 中实证方法皆与表 2 的（1）列相同，回归结果显示，不同子样本中农信社经营规模一次项与二次项系数始终显著，证明了假说 1 的内容在不同样本中的稳健性。在此基础上，进一步测度不同子样本下的最优经营规模可知，（1）、（2）列中低贷款管理水平与高贷款管理水平下分别为 5.9896 和 6.1149，（3）、（4）列中低股权集中度与高股权集中度下分别为 6.0186 和 6.1299，（5）、（6）列中低独立董事占比与高独立董事占比下分别为 6.0520 和 6.1605，可见，高贷款管理水平、高股权集中度、高独立董事占比下农信社的最优规模更大。转换为实际员工数量后可知，贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比比较高子样本的最优员工数量分别高于较低子样本 13.35%、11.77%和 11.46%，三者共计高达 36.58%，从

而更直观地反映出这三个变量在农信社经营规模调整中的重要作用，再次验证了假说 2 的内容。

表 6 分样本检验的回归结果

变量	贷款管理水平		股权集中度		独立董事占比	
	低 (1)	高 (2)	低 (3)	高 (4)	低 (5)	高 (6)
经营规模	0.1725* (0.0896)	0.2715** (0.1254)	0.1938* (0.0994)	0.2832** (0.1261)	0.1513** (0.0741)	0.3684** (0.1753)
经营规模二次项	-0.0144* (0.0073)	-0.0222** (0.0100)	-0.0161* (0.0081)	-0.0231** (0.0100)	-0.0125** (0.0600)	-0.0299** (0.0140)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体与时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
最优规模	5.9896	6.1149	6.0186	6.1299	6.0520	6.1605
调整的 R ²	0.2449	0.2385	0.1376	0.2921	0.1840	0.2872
观测值数量	448	368	376	440	432	384

五、结论与政策建议

为了应对激烈的市场竞争环境、满足多元化的金融服务需求，全国各地农信社改革步伐不断加快，然而在改革过程中该如何调整经营规模以更好地实现可持续发展则成为了新的难题。本文首先结合农信社的特殊性，将传统的银行最优规模选择模型拓展为适合农信社的规模调整模型，在分析农信社最优经营规模的同时，探讨了经营能力和治理水平对经营规模选择的影响机理。然后，利用 102 家农信社的问卷调查数据进行了实证检验。研究结果表明，农信社经营规模与盈利水平之间存在“倒 U 型”关系，通过调整规模能够实现农信社盈利最大化，进一步测算最优规模数值可知，当前农信社更适合小规模经营，盲目扩张反而会造成盈利水平下降。在经营能力和治理水平方面，贷款管理水平、股权集中度、独立董事占比三个因素能够调节经营规模与盈利水平之间的关系，从而在一定程度上决定了农信社的最优规模边界。

基于上述研究结论，本文得出如下政策启示：第一，保持偏小的经营规模有利于农信社的可持续发展。银行化改革的全面推进为农信社跨区域合并和规模扩展创造了条件，但在各地农信社普遍经营能力弱、治理水平不高的背景下，盲目扩张反而会造成经营目标偏离、竞争能力削弱等问题，因此，在稳定县域法人地位的基础上，积极下沉金融服务、深耕“三农”业务，才更有利于在新的市场环境下实现可持续发展。第二，努力提高经营能力和治理水平是规模调整的内在基础。并非所有农信社皆不适合规模扩张，部分农商行改制的成功经验也印证了前文结论，即拥有良好的经营能力和治理水平就能够支撑起农信社的规模扩张和可持续发展。在经营能力方面，应进一步发挥地理和信息优势，推动传统银行业务与新业务协同发展，更好地满足农村客户的多元化需求；在治理水平方面，应继续完善公司治理结构，增强股东代表、董事会和监事会成员的管理能力，为农商行经营发展奠定基础。第三，减少地方政府和省联社的干预是农信社规模调整的外部条件。在当前的管理体制下，农信社经营

规模调整仍受省联社和地方政府的外部干预，难以完全根据自身情况和市场需求灵活调整经营规模，因此加快省联社去行政化改革，淡化地方政府的行政干预已经成为优化农信社外部环境的必然选择。

参考文献

- 1.曹廷求、段玲玲，2005：《治理机制、高管特征与农村信用社经营绩效——以山东省为例的实证分析》，《南开管理评论》第4期。
- 2.傅勇、邱兆祥、王修华，2011：《我国中小银行经营绩效及其影响因素研究》，《国际金融研究》第12期。
- 3.郭妍、韩庆潇，2019：《盈利水平、支农服务与风险控制——农商行规模调整的理论分析与实证检验》，《金融研究》第4期。
- 4.黄惠春、杨军，2011：《县域农村金融市场结构与农村信用社绩效关系检验——基于GMM动态面板模型》，《中国农村经济》第8期。
- 5.鲁桐、党印，2014：《公司治理与技术创新：分行业比较》，《经济研究》第6期。
- 6.穆争社、蓝虹，2007：《论农村信用社法人治理结构的特征》，《金融研究》第1期。
- 7.田国强、李双建，2020：《经济政策不确定性与银行流动性创造：来自中国的经验证据》，《经济研究》第11期。
- 8.王均坦、耿欣、彭江波，2013：《市场风险约束下城市商业银行的最优规模研究》，《金融研究》第12期。
- 9.熊惠平、陆智强、李红玉，2017：《农村金融供给、主发起行跨区经营与村镇银行网点数量——基于中国865家村镇银行数据的实证分析》，《中国农村经济》第4期。
- 10.杨雁，2013：《上市商业银行高管薪酬与经营绩效关系研究——基于9家上市商业银行2008-2012年的面板数据》，《当代经济科学》第6期。
- 11.张晓玫、毛亚琪，2014：《我国上市商业银行系统性风险与非利息收入研究——基于LRMES方法的创新探讨》，《国际金融研究》第11期。
- 12.张一林、林毅夫、龚强，2019：《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》，《管理世界》第3期。
- 13.张正平、夏海、毛学峰，2020：《省联社干预对农信机构信贷行为和盈利能力的影响——基于省联社官网信息的文本分析与实证检验》，《中国农村经济》第9期。
- 14.周爱民、刘欣蕊，2021：《经济政策不确定性、银行集中度与银行风险》，《经济理论与经济管理》第3期。
- 15.周月书、彭媛媛，2017：《双重目标如何影响了农村商业银行的风险？》，《中国农村观察》第4期。
- 16.Ciro, J. C. G., and G. D. H. Velez, 2018, "Effect of Banking Concentration on the Lending Channel: Evidence from Colombia", *Economics Bulletin*, 38(4): 2254-2265.
- 17.Freixas, X., and J. C. Rochet, 1997, *Microeconomics of Banking*, Cambridge: MIT Press.
- 18.Ghossoub, E. A., and R. R. Reed, 2015, "The Size Distribution of the Banking Sector and the Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 75: 156-176.
- 19.Krasa, S., and A. P. Villamil, 1992, "Monitoring the Monitor: An Incentive Structure for a Financial Intermediary", *Journal of Economic Theory*, 57(1): 197-221.

20.Lin, J. Y., and X. Sun, 2007, “Delegated Monitoring and Bank Size Distribution”, CCER Working Paper, <https://www.nsd.pku.edu.cn/attachments/67b93342939542b7a341e206f88cda4d.pdf>.

21.Naseri, M., O. I. Bacha, M. Masih, 2020, “Too Small to Succeed Versus Too Big to Fail: How Much Does Size Matter in Banking?”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(1): 164-187.

（作者单位：中国人民银行济南分行）

（责任编辑：胡 祎）

Can Scale Expansion Improve the Profitability of Rural Credit Cooperatives?

HAN Qingxiao

Abstract: In the context of increasing market competition and the overall advancement of banking reforms, the adjustment of the scale of rural credit cooperatives has begun to become an important issue affecting their sustainable development. Based on this, combining the particularity of rural credit cooperatives, this article first expands the traditional bank optimal scale selection model into a scale adjustment model suitable for rural credit cooperatives, and while analyzing the optimal operating scale of rural credit cooperatives, it discusses the influence mechanism of management capabilities and governance levels on the choice of operating scale. On this basis, this study makes an empirical test by using the questionnaire survey data of 102 rural credit cooperatives. The research results show that there is an inverted U-shaped relationship between the operation scale of rural credit cooperatives and their profit level, that is, the profit can be maximized through scale adjustment. Further calculation of the optimal scale value shows that rural credit cooperatives are more suitable for small-scale operations, and blind expansion will result in a decline in profitability. In terms of operating capabilities and governance levels, three factors, namely, loan management, equity structure, and independent directors can adjust the relationship between operating scale and profitability, thereby determining the optimal scale boundary of rural credit cooperatives to a certain extent. Therefore, this study believes that management capabilities and governance levels are the basis for the scale expansion of rural credit cooperatives. Blind expansion that ignores the above basic conditions will result in a decline in profitability and unsustainable operations.

Keywords: Rural Credit Cooperative; Optimal Scale; Profitability; Management Capability; Governance Level

公共卫生服务如何影响农民工留城意愿*

——基于中国流动人口动态监测调查的分析

祝仲坤

摘要:完善公共卫生服务体系是深化医疗体制改革、推进健康中国战略的重要举措。本文基于2014年和2017年中国流动人口动态监测调查数据,系统考察了公共卫生服务对农民工留城意愿的影响。研究表明,公共健康教育、健康档案管理等公共卫生服务均能显著提升农民工的留城意愿,在利用工具变量缓解内生性问题,并进行遗漏变量检验后,结论依然成立。进一步分析表明,公共卫生服务对老一代及跨省流动农民工留城意愿的提升作用更大。机制分析表明,公共卫生服务可以通过提升健康水平、增强城市归属感间接提高农民工留城意愿,其中城市归属感发挥的间接效应更大。本文的研究有助于审视并理清公共卫生服务在推动农民工市民化进程中的政策效应,为以公共卫生服务为抓手,铺就农民工市民化道路提供证据支撑。

关键词: 公共卫生服务 留城意愿 农民工 健康水平 城市归属感

中图分类号: F323.6 C913.4 **文献标识码:** A

一、问题的提出

2020年初,新型冠状病毒肺炎(COVID-19)疫情暴发、蔓延,逐渐演变成新中国成立以来最为严重的一次公共卫生危机(杜创,2020)。在疫情防控过程中,公共卫生体系发挥的积极作用至关重要,但其中的短板和弱项也暴露出来,因此加快完善公共卫生服务体系刻不容缓(杜创,2020)。在中国,数以亿计的农民工在城乡之间不断迁徙,如何使基本公共卫生服务惠及广大农民工是当前公共卫生服务体系建设中极为关键却最为薄弱的环节。相比于城市居民,农民工群体既容易受到传染病侵害,也更容易成为潜在的传播者。从这个层面来讲,农民工接受的公共卫生服务质量就成为检验中国公共卫生服务体系的“试金石”。

广大农村居民背井离乡进入城市,除为获得更好的工作机会和更高的收入外,成为城镇居民也是他们大多数人孜孜以求的生活目标之一。已有研究指出,市民化进程的本质,不仅可以理解为城乡户

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“数字鸿沟对农户福利不平等的影响机理与效应研究——基于Sen的可行能力理论”(编号:71903062)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,作者文责自负。

籍的转换，还可以理解为农民工逐步享有与当地市民同等基本公共服务的过程（姚先国等，2015；钱雪亚等，2017）。由此看来，公共卫生服务是否有助于提升农民工留城意愿，能在多大程度上推动农民工市民化进程，可以在一定程度上评价城市公共卫生服务的质量。

基本公共卫生服务是中国医疗卫生领域的一项长期性、基础性的制度安排。2009年，为深化医疗体制改革，《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》发布，国家基本公共卫生服务项目启动，这成为国家推动健康中国战略的政策基点。此后，从2013年国家卫生健康委员会（后文简称“国家卫健委”）启动流动人口公共卫生服务均等化试点，到2016年中共中央、国务院印发《“健康中国2030”规划纲要》，再到党的十九大报告强调要加快推进基本公共服务均等化，建立优质高效的医疗卫生服务体系，各项政策均强调公共卫生服务之于流动人口的重要性，希望通过提供均等化的公共卫生服务，提升流动人口的“获得感”。

相比于国家对公共卫生服务顶层设计的高度重视与实践进程中的迅速推进，公共卫生服务领域规范的、深入的学术研究略显滞后。公共卫生服务在农民工市民化进程中扮演着怎样的角色？这一具有重要现实意义的问题至今仍未得到完整、准确的回答。在此背景下，本文基于国家卫健委组织开展的中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）数据，从公共健康教育和健康档案管理两个方面，系统评估公共卫生服务对农民工留城意愿的影响，并剖析其中的作用机制。本文的研究不仅有助于重新审视公共卫生服务在改善农民工生存状态、推进农民工市民化进程中的价值所在，也有助于更深刻地认识流动人口公共卫生服务均等化的发展进程，为进一步推动流动人口公共卫生服务均等化，乃至流动人口公共服务均等化提供事实依据。

二、文献综述与研究假说

（一）文献综述

20世纪90年代中国“民工潮”兴起后，农民工问题开始得到学术界的广泛关注（邹一南，2021），彼时关注的焦点是如何管理农民工以维持城市秩序；进入21世纪，伴随着中国工业化进程的深入，“离土又离乡”的进城农民工数量持续攀升，如何改善农民工居住条件、保障其基本权益成为学术界关注的焦点（何焰华、杨菊华，2013）；2008年国际金融危机之后，“民工潮”转化为“民工荒”，农民工市民化问题开始得到社会各界的重视（国务院发展研究中心课题组等，2011）。党的十八届三中全会提出，要坚持走中国特色新型城镇化道路，推进以人为核心的城镇化。推进农业转移人口（农民工）市民化成为其中的核心任务。由此，如何加快推进农民工市民化成为学术焦点，学术界围绕农民工市民化问题展开了诸多讨论。概括起来，已有相关研究主要围绕以下三个方面展开：

第一，基于经济学或社会学理论体系，在发展经济学、农业经济学或人口学语境下，理解劳动力转移的规律，探究中国情境下农民工市民化发展的历史进程及未来趋势（国务院发展研究中心课题组等，2011；魏后凯、苏红键，2013）。第二，从规范分析视角，对农民工市民化问题解构分析，基于代际视角或地区视角对农民工市民化意愿和水平进行分层次、分阶段比较，因地、因时、因实分析中国农民工市民化进程的发展态势（马晓河、胡拥军，2018）。第三，从经验分析视角，探究农民工市

民化意愿和水平的决定因素，包括制度性因素、人力资本因素与社会资本因素等。制度性因素方面，已有研究表明，以户籍制度为基础的社会保障制度、住房制度、农村土地制度等，均会显著影响农民工市民化的意愿和水平（王桂新、胡健，2015；秦立建、陈波，2014）。人力资本因素方面，受教育程度、职业技能等因素受到广泛关注（王晓峰、温馨，2017）。社会资本因素方面，已有研究证实，社会信任、社会网络、社会规范等因素对农民工市民化意愿有显著影响（徐美银，2018）。

公共服务是政府职能的核心与实质，是政府责任的重要体现，会对农民工市民化意愿产生重要影响。钱雪亚等（2017）、刘金凤、魏后凯（2019）等的多项研究均聚焦公共服务对农民工市民化意愿的影响。上述文献既有微观视角下的研究，也有宏观视角下的分析，具体关注点包括居住证制度、随迁子女教育、养老保险及医疗保险等多个方面的服务内容。

若将研究内容细化至公共卫生服务上来，已有研究则大多聚焦于公共卫生服务的实施进展、均等化水平、影响公共卫生服务均等化的各类因素以及公共卫生服务产生的影响等多个层面的内容。关于公共卫生服务产生的影响，邓睿（2019）基于2017年流动人口专题调查数据的研究表明，健康档案管理、公共健康教育等公共卫生服务对农民工城市劳动供给具有积极作用。王鸿儒等（2019）利用CMDS2017数据的研究指出，公共卫生服务有助于提高流动人口的医疗服务利用水平。赵一凡、王晓慧（2020）基于CMDS2018数据的研究表明，接受公共健康教育可以显著提升流动人口的健康状况。祝仲坤等（2020）基于2014年中国8个城市社会融合专项调查数据的研究表明，公共卫生服务有助于提高农民工的可行能力。

现有研究在两个方面还有待强化。第一，在基本公共服务的各项内容中，对公共卫生服务的重视程度有待提高。现有探究农民工市民化意愿影响因素的相关文献，对义务教育、就业、住房、养老等公共服务内容关注度较高，也已达成基本共识，充分认识到上述公共服务内容对于推进农民工市民化进程的重要价值。然而，公共卫生服务却经常被忽略，或仅作为控制变量纳入分析过程，有针对性的系统研究十分少见。在中国，农民工群体健康素养普遍较低，保健意识相对薄弱，是健康风险管理中的“弱势”群体，更容易受到疾病侵害，因此农民工接受公共卫生服务的质量理应得到更多关注。第二，现有以公共卫生服务为核心内容的研究重点探讨了公共卫生服务的发展现状、影响因素，以及公共卫生服务对劳动供给、医疗服务利用水平、健康状况、可行能力的影响（邓睿，2019；王鸿儒等，2019；赵一凡、王晓慧，2020；祝仲坤等，2020），但遗憾的是，以公共卫生服务为核心、以市民化为导向，探究公共卫生服务如何在农民工市民化进程中发挥作用的研究仍十分少见。

（二）研究假说

所谓市民化，从动态上理解，其本质是为农民工赋予同等社会权利，从社会排斥到社会接纳的过程，其中基本公共服务是最基础的社会权利（姚先国等，2015）。从静态上来看，已有文献大多认为市民化的内涵可以理解为农民工已完成本地户籍转换或能够实现与本地居民平等地享受公共服务的结果（刘金凤、魏后凯，2019）。要实现市民化，一个重要前提就是以农民工为主体的流动人口具有市民化意愿，而市民化意愿又以留城意愿和转户意愿为基础。正因如此，在研究农民工市民化的相关文献中，大多以留城意愿或转户意愿为代理变量衡量农民工的市民化意愿。转户意愿与户籍制度密切相

关,而中国的户籍制度是一种典型的“区域公民权”(熊易寒,2012),转户意愿往往因不同地区有不同的户籍门槛而存在较大差异,因此本文以留城意愿为代理变量,考察公共卫生服务对农民工留城意愿的影响,探究公共卫生服务在农民工市民化进程中发挥的作用。

要探究公共卫生服务对农民工留城意愿的影响,首要任务在于理清公共卫生服务影响农民工留城意愿的内在逻辑,这就需要追根溯源,从公共卫生服务的基本内涵出发加以剖析。

首先,公共卫生服务的核心内容是公共卫生。所谓公共卫生,早在1920年,温斯洛(Winslow)就提出公共卫生概念,他指出,公共卫生是关于通过有组织的社区努力来预防疾病、延长寿命、促进身体健康的科学与艺术,这一概念影响深远,延续至今(刘民权,2020)。可见,公共卫生的初衷在于维护健康权这一基本人权。就本文而言,提供公共健康教育、建立健康档案可以使农民工更广泛地获得、理解并使用健康信息,从而丰富其健康知识,提升其健康素养,使其养成良好的健康习惯,规避健康风险,最终提高健康水平。

关于健康水平与农民工留城意愿的关系,一方面,健康是农民工人力资本的基础内容,在一定程度上决定了其市民化能力,其留城意愿也可能因此而被左右(宁光杰、李瑞,2016;徐美银,2018);另一方面,健康是一种福祉,良好的健康状态可能会丰富农民工的城市生活,提高其生活质量与满意度,其留城意愿可能会因此而得到提升。鉴于此,本文认为公共卫生服务对农民工留城意愿的影响很可能存在“公共卫生服务→提升健康水平→提高留城意愿”的逻辑链条。

其次,公共卫生服务的本质属性是服务,是一种由政府提供的公共服务。这类服务原本受户籍制度限制,只服务本地户籍人口。2009年,国家基本公共卫生服务项目启动,流动人口公共卫生服务均等化进程拉开序幕。所谓均等化,是指流动人口^①与本地户籍人口无差别地享受政府提供的公共卫生服务。这实质上是跨越户籍制度限制,为农民工赋予一种社会权利,实现了部分本地户籍社会权利的让渡,彰显出务工城市对农民工本地社会公民身份一定程度的认可。尤其在城市仍广泛奉行“经济接纳、社会排斥”的背景下,提供公共卫生服务更能让农民工感受到所在城市的关爱与帮扶,缩短与城市的心理距离,增强农民工的城市归属感与认同感,进而提高其留城意愿(杨菊华,2015)。鉴于此,本文认为公共卫生服务对农民工留城意愿的影响还可能存在“公共卫生服务→增强城市归属感→提高留城意愿”的逻辑链条。根据上述分析,本文提出以下研究假说:

假说1:公共卫生服务能够显著提高农民工的留城意愿。

假说2:公共卫生服务能通过提升健康水平、增强城市归属感,提高农民工的留城意愿。

^①需要说明的是,并非所有流动人口都可以均等化地享受公共卫生服务。根据原国家卫生和计划生育委员会2013年出台的《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》,只有居住半年以上的流动人口才被纳入基本公共卫生服务项目,可以均等化地享受所有基本公共卫生服务。

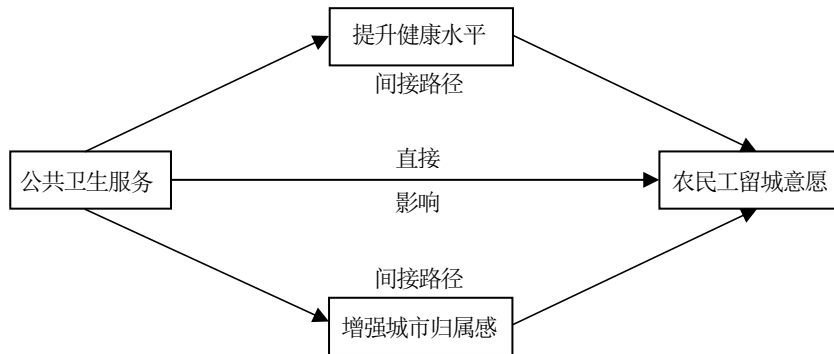


图1 公共卫生服务影响农民工留城意愿的逻辑

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文实证分析使用的数据来源于2017年度中国流动人口动态监测调查（CMDS）。之所以使用这套数据，主要是从以下三个方面考虑：第一，CMDS数据是由国家卫健委组织实施调查的，覆盖全国31个省级行政单位及新疆生产建设兵团的大型微观调查数据，兼具权威性与大样本特征。第二，国家卫健委是国家负责推行基本公共卫生服务项目的行政机构，中国流动人口动态监测调查是国家卫健委监督、追踪各地区流动人口公共卫生服务落实情况的重要调查活动，调查对象为在流入地居住一个月以上，非本县（或其他县级行政单位）户口的15周岁以上的流动人口，严格执行分层、多阶段、与规模成比例的抽样方法，兼具专业性与科学性特征。第三，CMDS2017数据是国家卫健委公布的最新一期调研数据，具有较强的时效性。

CMDS2017数据样本总量为169989个。由于本文关注的是农民工群体，且只有在本地居留超过半年的被访者才被要求回答公共健康教育的相关问题，因此本文只考虑处于就业状态且在本地居留超过半年的农业户口的流动人口。经过筛选，本文最终获得有效样本98024个。

除CMDS2017数据外，本文还使用CMDS2014数据检验实证结果的稳健性。CMDS2014数据同样是由国家卫健委组织实施调查的、符合PPS抽样的、覆盖全国的大样本调查数据，调查样本总量为200938个，本文根据研究主题筛选后，获得有效样本138863个。

（二）变量选择与描述

1.被解释变量。本文的被解释变量为“留城意愿”。关于留城意愿，CMDS2017问卷向被访者询问两个问题：第一，“今后一段时间，您是否打算继续留在本地？”被访者在“是”、“否”、“没想好”三个选项中选择。若被访者回答“是”，问卷紧接着询问“您预计自己将在本地留多久？”被访者回答的选项包括“1~2年”、“3~5年”、“6~10年”、“10年以上”、“定居”、“没想好”。本文参照杨菊华（2015）的研究，以是否愿意在本地居住5年及以上为标准设定留城意愿变量，愿意在本地居住5年以上的取值为1，不愿意在本地居住5年以上取值为0。按此标准，本文的有效样本中，留城意愿变量取值为1的样本为39080个，占比为39.87%。

值得注意的是,已有研究对市民化意愿的衡量指标并不完全一致,部分研究用“转户意愿”作为衡量指标(王桂新、胡健,2015;宁光杰、李瑞,2016),但这一指标可能因不同地区的制度性及非制度性户籍门槛而存在测量误差。然而,为了使本文结果更稳健,本文也用转户意愿作为被解释变量,用于回归结果的稳健性检验。CMDS2017 问卷向被访者询问“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地?”被访者可选择“愿意”、“不愿意”、“没想好”。本文样本范围内,回答“愿意”的农民工 34404 人,占比为 35.10%;回答“不愿意”的农民工 36898 人,占比为 37.64%;回答“没想好”的农民工 26722 人,占比为 27.26%。本文将转户意愿设定为二元变量,选择“愿意”的取值为 1,选择“不愿意”或“没想好”的取值为 0。

2.核心解释变量。根据 2013 年原国家卫生和计划生育委员会印发的《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》,流动人口基本公共卫生服务涉及公共健康教育、健康档案管理、流动儿童预防接种、流动孕产妇和儿童保健管理等多项服务内容,开展流动人口公共健康教育、实施流动人口健康档案管理等是其中的重点工作,因此本文将“公共健康教育”和“健康档案管理”作为核心解释变量。

公共健康教育。CMDS2017 问卷向被访者询问“过去一年,您在现居住村(居)是否接受过以下方面的健康教育?”被访者在职业病防治、性病和艾滋病防治、生殖健康与避孕、结核病防治、控制吸烟、心理健康、慢性病防治、妇幼保健和优生优育、突发公共事件自救等 9 项内容^①中进行多选。本文将被访者接受公共健康教育的项数加总,由此得到最小值为 0,最大值为 9 的变量^②。在本文的样本范围内,农民工接受公共健康教育的平均水平为 3.7783 项,其中 26.49%的农民工未接受过任何一项公共健康教育。

本文对农民工群体接受公共健康教育的基本情况进行了描述,如图 2 所示。CMDS2017 问卷涉及的 9 项公共健康教育中,农民工接受比例超过半数的有 3 种,其中控制吸烟接受比例最高,达到 52.70%;其次是生殖健康与避孕,接受比例为 51.11%;再次是妇幼保健和优生优育,接受比例为 50.70%。相比之下,有 4 种公共健康教育农民工接受比例不足四成,其中接受过结核病防治教育的农民工比例最低,仅为 34.17%,接受过职业病防治教育的农民工比例为 35.19%,接受过心理健康教育的农民工比例为 35.98%,接受过慢性病防治教育的农民工比例为 37.46%。此外,接受过性病和艾滋病防治、突发公共事件自救教育的农民工比例也偏低,仅分别为 40.74%和 43.62%。

^①根据 CMDS2017 问卷说明文件的定义,职业病指劳动者在生产劳动及其他职业活动中,接触职业性有害因素如粉尘、噪声、放射性物质和其他有毒、有害物质等引起的疾病;慢性病指慢性非传染性疾病,是长期的、不能自愈的、难以治愈的疾病,如高血压、糖尿病、心脏病、癌症、慢性支气管炎等。

^②本文也尝试过将公共健康教育变量的定义方式设置为“至少接受过 1 项公共健康教育的取值为 1,未接受过任何公共健康教育的取值为 0”,照此标准,样本中接受过公共健康教育的农民工比例高达 73.51%。使用这样的二元变量,难以准确反映农民工接受公共健康教育的实际差异。

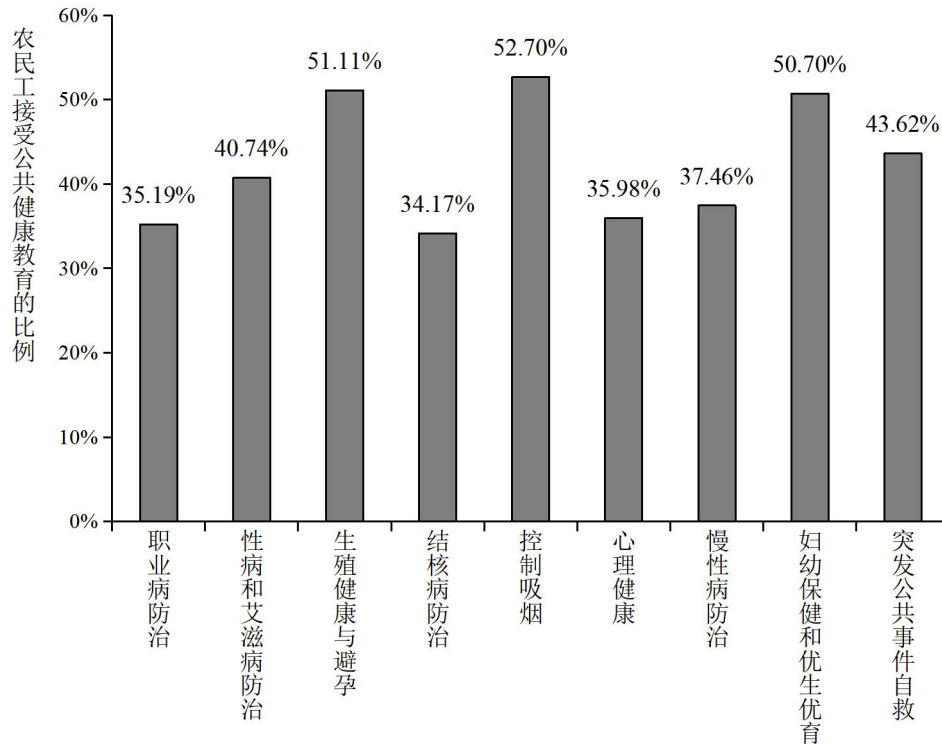


图2 农民工接受公共健康教育的基本情况

健康档案管理。CMDS2017 问卷向受访者询问“本地是否给您建立了居民健康档案？”受访者的回答选项包括“是，已经建立”、“没建，没听说过”、“没建，但听说过”、“不知道”四种。本文使用的样本中，29.28%的农民工明确回答已经建立了健康档案，32.17%的农民工没建立但听说过健康档案，22.60%的农民工没建立也没听说过健康档案，还有 15.95%的农民工不知道是否建立了健康档案。本文实证部分对该变量的设定为，如果被访者回答已建立健康档案，则该变量取值为 1，其他情况下该变量取值为 0^①。

3.控制变量。参考已有研究，本文控制了年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭规模、住房类型、收入水平、就业身份、是否具有城镇医疗保险、老家是否有宅基地^②、流动范围、本地居留时间等变量。此外，考虑到不同地区（省级或地级行政单位）政策的差异，本文以虚拟变量形式控制地区效应。

^①本文也尝试过调整健康档案管理变量的设定方式，将“是，已经建立”和“没建，但听说过”两类取值为 1，“没建，没听说过”和“不知道”两类取值为 0。按这一标准得到新变量后，将其放入 Probit 模型回归，发现估计结果与使用原变量的估计结果基本一致。

^②本文也尝试过将老家是否有宅基地变量替换为老家是否有承包地变量，两种情况下的估计结果无显著差异。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	平均值	标准差
留城意愿	是否愿意在本地居住 5 年及以上：是=1，否=0	0.3987	0.4896
转户意愿	“如果符合本地落户条件，是否愿意把户口迁入本地？”愿意=1，不愿意或没想好=0	0.3510	0.4773
公共健康教育	被访者接受公共健康教育的种类（项）	3.7783	3.3776
健康档案管理	“本地是否给您建立了居民健康档案？”已建立=1，其他=0	0.2873	0.4528
年龄	被访者年龄（岁）	36.2895	9.3964
性别	被访者性别：男=1，女=0	0.5712	0.4949
受教育程度	被访者学历：高中及以上=1，其他=0	0.3107	0.4628
婚姻状况			
未婚（参照组）	未婚=1，其他=0	0.1362	0.3429
在婚	在婚=1，其他=0	0.8167	0.3869
离异或丧偶	离异或丧偶=1，其他=0	0.0471	0.2118
家庭规模	被访者同住家庭成员数（个）	3.2444	1.1711
收入水平	被访者家庭人均收入（元）的自然对数	7.5938	0.6008
就业身份			
受雇（参照组）	受雇=1，其他=0	0.5500	0.4974
雇主	雇主=1，其他=0	0.0580	0.2337
自营劳动者	自营劳动者=1，其他=0	0.3920	0.4882
住房类型			
租房（参照组）	租房=1，其他=0	0.7526	0.4315
保障房	保障房=1，其他=0	0.0187	0.1353
自有住房	自有住房=1，其他=0	0.2287	0.4200
是否具有城镇医疗保险	被访者是否参加了城镇社会医疗保险 ^a ：是=1，否=0	0.2167	0.4120
老家是否有宅基地	被访者老家（指户籍所在地）是否有宅基地：是=1，否=0	0.7124	0.4526
本地居留时间	被访者在流入地居住时间（年）	6.9900	5.9790
流动范围	被访者流动范围：跨省流动=1，省内流动=0	0.5009	0.5000
自评健康	“您的健康状况如何？”健康=3，基本健康=2，不健康=1	2.8262	0.4176
客观健康	“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况？”是=1，否=0	0.4953	0.5000
城市归属感	“我很愿意融入本地人当中，成为其中一员”：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1	3.3048	0.6335

注：a.问卷中涉及的社会医疗保险包括新型农村合作医疗保险、城乡居民合作医疗保险、城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险与公费医疗五种类型。由于本文关注的主体是农民工，因此如果被访者有城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险或公费医疗，则该变量取值为 1，其他情况取值为 0。

（三）计量模型设定

1.基准回归。由于被解释变量（留城意愿）为二元变量，因此本文采用 Probit 模型进行回归分析。

该模型的表达式为:

$$Citi_i^* = \alpha + \beta PHS_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i, \quad Citi_i = \begin{cases} 1, & Citi_i^* > 0 \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (1)$$

其中, $Citi_i^*$ 为农民工留城意愿的潜变量, $Citi_i$ 为农民工留城意愿。 PHS_i 为公共卫生服务水平, Z_i 为控制变量, α 、 β 和 γ 为待估参数, ε_i 为随机扰动项。

2.内生性问题讨论。直接使用 Probit 模型回归得到准确估计量的前提是公共卫生服务水平为外生变量。然而, 由于农民工享有的公共卫生服务水平除取决于当地政府的公共服务供给外, 还取决于农民工的实际需求, 而本文无法排除部分农民工因为有强烈的留城意愿而更加积极地获取公共卫生服务的情况, 这样一来就出现了互为因果的问题。此外, 在回归过程中, 也有可能出现遗漏重要变量的情况, 而遗漏变量会导致回归结果出现偏误。为此, 本文尝试用两种方法解决内生性问题。

第一, 利用工具变量。由于被解释变量为二元变量, 使用传统的两阶段最小二乘估计结果可能有偏。为此, 本文采用双变量 Probit 模型 (简称 “Biprobit 模型”) 进行检验。有效的工具变量不仅能应对遗漏变量问题, 还能有效缓解互为因果、测量误差造成的内生性问题。

Biprobit 模型需要进行两个阶段的回归, (1) 式为第二阶段回归方程, 在估计 (1) 式之前需要先进行第一阶段回归, Biprobit 模型的第一阶段回归方程如下:

$$PHS_i^* = \kappa + \lambda IV_i + \eta Z_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, PHS_i^* 为公共卫生服务水平的潜变量, IV_i 为工具变量, Z_i 为控制变量, κ 、 λ 、 η 为待估参数, μ_i 为随机扰动项。

Biprobit 模型将核心解释变量视为内生变量, 第一阶段回归需要加入工具变量。有效的工具变量需要满足相关性条件, 即与核心解释变量相关, 还要满足外生性条件, 即与被解释变量不直接相关。本文采用农民工所在城市每万人卫生、社会保险和社会福利业从业人员数^① (简称 “每万人卫生从业人员数”) 作为工具变量。每万人卫生从业人员数能在一定程度上代表农民工所在城市公共卫生服务的供给能力, 与农民工是否享有公共卫生服务高度相关; 同时, 所在城市的每万人卫生从业人员数并不会直接影响农民工的留城意愿, 即便影响也是通过享有公共卫生服务产生的间接影响。可见, 从逻辑上讲, 每万人卫生从业人员数满足相关性 with 外生性条件, 是有效的工具变量。具体到本文中, 工具变量相关性条件可以通过 Biprobit 模型的第一阶段回归结果加以考察。对于工具变量是否满足外生性条件, 本文参考 Ashraf and Galor (2013), 将核心解释变量替换为工具变量对被解释变量做回归, 结果显示工具变量对被解释变量的影响不显著。进一步地, 本文将核心解释变量与工具变量对被解释变量做回归, 结果显示工具变量对被解释变量的影响也不显著。由此可见, 本文的工具变量满足外生性条件。

^①数据来源于《中国城市统计年鉴-2017》。

第二，转换分析思路。假如在分析中加入尽可能多且合理的控制变量后，核心解释变量的系数仍保持稳定，这就意味着，即便存在遗漏变量也难以“颠覆”本文的核心结论（Lacetera et al., 2012）。

本文依据奥斯特（Oster, 2019）提出的方法检验潜在的遗漏变量及其对回归结果的影响。奥斯特证明，当回归模型存在不可观测的遗漏变量时，可采用估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 获得核心解释变量真实系数的一致估计。其中， R_{max} 为所有遗漏变量均能够被观测时回归方程的最大拟合优度，一般设定为当前回归方程拟合优度的 1.3 倍； δ 为可观测变量与不可观测变量的选择平衡度，可以理解为可观测变量与不可观测变量对被解释变量解释力的比值（马双、赵文博，2019）。

具体来看，本文采用两种方法检验本文的回归结果是否会因遗漏变量而发生显著变化：第一种方法，计算 β^* 。若 β^* 落在估计参数的 95% 置信区间内，则说明公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的参数估计值比较稳定，受到遗漏变量的干扰较小。第二种方法，计算使 $\beta^* = 0$ 的 δ 取值。若 δ 取值大于 1，则意味着要使公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的参数估计值发生显著变化，不可观测变量对农民工留城意愿的解释力必须超过本文现有控制变量对农民工留城意愿的解释力。本文已尽可能控制影响农民工留城意愿的各类因素，这一情况出现的概率微乎其微。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 报告了基于 Probit 模型估计的公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响，（1）列仅控制核心解释变量，（2）列加入了控制变量，（3）列加入省级虚拟变量，（4）列将省级虚拟变量替换为地级虚拟变量，（5）列在控制地级虚拟变量的基础上，使用聚类稳健标准误。从表 2 结果可知，无论是只控制核心解释变量，还是加入控制变量、省级虚拟变量，抑或是加入地级虚拟变量、使用地级聚类稳健标准误，公共健康教育与健康档案管理对农民工留城意愿影响的边际效应都在 1% 的水平上显著，表明估计结果稳健。

由（5）列结果可知，农民工接受的公共健康教育每增加 1 项，其留城意愿将提升 0.51%，若农民工接受全部健康教育，其留城意愿将提升 4.59%。与之类似，相比于未建立健康档案的农民工，建立健康档案将使农民工留城意愿提升 2.87%。上述结果表明，公共卫生服务水平提高能有效提升农民工的留城意愿，假说 1 初步得证。

控制变量的回归结果与已有研究基本一致（王桂新、胡健，2015；秦立建、陈波，2014；王晓峰、温馨，2017），本文对（5）列的估计结果进行简要分析。

虽然本文聚焦的是公共卫生服务，但住房类型、收入水平、受教育程度、是否具有城镇医疗保险等控制变量对农民工留城意愿的影响比公共卫生服务水平更大。例如，相比于租房农民工，居住在保障房和拥有自有住房的农民工留城意愿分别要高 20.04% 和 26.89%，足见住房在推动农民工市民化进程中所起到的关键作用；收入水平对农民工留城意愿具有显著的正向影响，边际效应为 0.0698，可见良好的收入水平是支撑农民工留城的物质基础；受教育程度对农民工留城意愿具有显著的正向影响，相

比于未接受过高中及以上教育的农民工，接受过高中及以上教育的农民工留城意愿高出6.38%，可见教育是人力资本的决定性因素，而人力资本则体现出农民工的市民化能力；是否具有城镇医疗保险对农民工留城意愿的边际效应为0.0709，凸显出医疗保险等社会保障因素在农民工市民化进程中的重要推动作用。

在推动农民工市民化的进程中，住房类型、收入水平、受教育程度、是否具有城镇医疗保险等因素可能比向农民工提供公共卫生服务更加重要，但考虑到上述因素已得到较多关注，且本文并未规范地处理这些控制变量中潜在的内生性问题，本文在此不做详细阐述。

表 2 公共卫生服务对农民工留城意愿的影响

变量	被解释变量：留城意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
公共健康教育	0.0062*** (0.0005)	0.0038*** (0.0004)	0.0049*** (0.0005)	0.0051*** (0.0005)	0.0051*** (0.0008)
健康档案管理	0.0640*** (0.0033)	0.0279*** (0.0033)	0.0278*** (0.0034)	0.0287*** (0.0035)	0.0287*** (0.0053)
年龄		0.0100*** (0.0013)	0.0090*** (0.0013)	0.0087*** (0.0013)	0.0087*** (0.0016)
年龄平方		-0.0152*** (0.0017)	-0.0136*** (0.0017)	-0.0133*** (0.0017)	-0.0133*** (0.0020)
性别		0.0118*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0111*** (0.0029)	0.0111*** (0.0032)
受教育程度		0.0665*** (0.0033)	0.0636*** (0.0033)	0.0638*** (0.0033)	0.0638*** (0.0041)
在婚		0.1032*** (0.0055)	0.0875*** (0.0056)	0.0855*** (0.0056)	0.0855*** (0.0079)
离异或丧偶		0.1445*** (0.0084)	0.1335*** (0.0085)	0.1338*** (0.0084)	0.1338*** (0.0114)
家庭规模		0.0267*** (0.0016)	0.0320*** (0.0016)	0.0316*** (0.0016)	0.0316*** (0.0024)
收入水平		0.0679*** (0.0029)	0.0703*** (0.0030)	0.0698*** (0.0030)	0.0698*** (0.0050)
雇主		0.0630*** (0.0067)	0.0682*** (0.0067)	0.0667*** (0.0067)	0.0667*** (0.0096)
自营劳动者		0.0139*** (0.0032)	0.0204*** (0.0033)	0.0195*** (0.0033)	0.0195*** (0.0059)
保障房		0.2098*** (0.0114)	0.1894*** (0.0116)	0.2004*** (0.0117)	0.2004*** (0.0242)
自有住房		0.2952***	0.2749***	0.2689***	0.2689***

(续表 2)

		(0.0039)	(0.0041)	(0.0042)	(0.0107)
是否具有城镇医疗保险		0.0904***	0.0810***	0.0709***	0.0709***
		(0.0037)	(0.0038)	(0.0038)	(0.0064)
老家是否有宅基地		-0.0510***	-0.0412***	-0.0405***	-0.0405***
		(0.0032)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0044)
本地居留时间		0.0106***	0.0099***	0.0097***	0.0097***
		(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)
流动范围		-0.0871***	-0.1032***	-0.0923***	-0.0923***
		(0.0029)	(0.0034)	(0.0035)	(0.0083)
地区效应	NO	NO	省级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	824.50***	15240.87***	16673.24***	18154.82***	
Pseudo R ²	0.0052	0.1340	0.1471	0.1633	0.1633
观测值	98024	98024	98024	98024	98024

注：①表中报告的为边际效应，而非系数；②（1）列至（4）列的括号内为稳健标准误，（5）列的括号内为地级层面的聚类稳健标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，后文同。

（二）内生性讨论

1.工具变量法。表 3 展示了基于 Biprobit 模型的回归结果。从（1）列和（3）列 Biprobit 模型第一阶段的估计结果来看，每万人卫生从业人员数对公共健康教育、健康档案管理两个变量均具有显著的正向影响，这意味着工具变量满足相关性条件。公共健康教育、健康档案管理对应的 Biprobit 模型中的内生性检验参数分别在 10%和 5%的水平上显著，表明公共健康教育和健康档案管理的确是内生变量，Biprobit 模型的估计结果相对于 Probit 模型更加可信。

从（2）列和（4）列 Biprobit 模型第二阶段的估计结果来看，接受公共健康教育、建立健康档案均会显著提升农民工的留城意愿，这一结果与前文估计结果一致，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的正向影响是稳健的，假说 1 得到进一步证实。

表 3 内生性讨论：基于 Biprobit 模型的估计结果

变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
每万人卫生从业人员数	0.0002*** (0.0000)		0.0002*** (0.0000)	
公共健康教育		0.0167*** (0.0037)		
健康档案管理				0.1871*** (0.0320)
内生性检验参数	0.0251* (0.0139)		-0.0421** (0.0204)	

(续表 3)

控制变量	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	20571.06***	20015.18***
观测值	98024	98024

注：括号内为稳健标准误，后文同。

2. 遗漏变量检验。由于奥斯特的方法主要适用于被解释变量为连续变量的情形（Oster，2019），因此本部分将留城意愿视为连续变量，采用 OLS 回归。如表 4 所示，公共健康教育变量的实际计算结果落入 β^* 的 95% 置信区间，且 δ 值大于 1，说明公共健康教育变量对农民工留城意愿影响的系数比较稳定，遗漏变量难以对其形成干扰。同理，健康档案管理变量的实际计算结果也落入 β^* 的 95% 置信区间，且 δ 值大于 1，说明健康档案管理变量对农民工留城意愿的影响也比较稳定。综上可知，在考虑了遗漏变量问题后，依然能够得出公共卫生服务水平会显著提升农民工留城意愿的结论。

除此之外，根据 Altonji et al.（2005）的研究，本文也可粗略评估遗漏变量对回归结果的影响。根据表 2 估计结果可知，相比于仅控制核心解释变量的估计结果，将全部控制变量纳入模型后，仅健康档案管理变量的回归系数出现了明显下降，公共健康教育变量的回归系数仅有小幅下降。这意味着，若要“颠覆”核心解释变量对被解释变量的影响，需要有比全部控制变量多得多的遗漏变量存在，这种情况的可能性微乎其微。

表 4 遗漏变量检验结果

变量	检验方法	判断标准	实际计算结果	是否通过检验
公共健康教育	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (0.0051, 0.0093)$	0.0061	YES
	(2)	$\delta > 1$	2.4448	YES
健康档案管理	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (0.0296, 0.0760)$	0.0414	YES
	(2)	$\delta > 1$	1.3772	YES

（三）稳健性检验

1. 纠正选择性偏误。如前文所述，农民工是否享有公共卫生服务不仅取决于城市公共服务供给，也取决于农民工自身的需求，这意味着在一定程度上，农民工是否享有公共卫生服务是其“自选择”的结果。鉴于此，本文采用倾向得分匹配法（PSM）、逆向概率加权回归调整法（IPWRA）纠正选择性偏误，以检验回归结果的稳健性。PSM 方法的基本逻辑在于，依据可观测的变量预测农民工享有公共卫生服务的概率，然后使用核匹配等方法进行倾向得分匹配，再利用匹配后的样本测算公共卫生服务水平对农民工留城意愿的平均处理效应（ATT）。IPWRA 方法的逻辑与之相似，且具有双重稳健特征，不仅使可观测变量分布更加接近，还能通过回归调整进一步强化 ATT 的稳健性。

值得注意的是，PSM 与 IPWRA 主要适用于核心解释变量为二元变量的情形，虽然本文的核心解释变量健康档案管理为二元变量，但公共健康教育并非二元变量。鉴于此，本文尝试用两种方式将公共健康教育变量调整为二元变量。第一种方式，参考赵一凡、王小慧（2020）、祝仲坤等（2020）的

做法，如果农民工至少接受过 1 项公共健康教育，则公共健康教育变量取值为 1，如果未接受过任何公共健康教育，则该变量取值为 0。同时，考虑到这样设置难以准确反映农民工接受公共健康教育的实际差异，本文也尝试将接受过 5 项以上公共健康教育取值为 1，接受过 5 项以下取值为 0^①。第二种方式，CMDS2017 问卷涉及 9 项公共健康教育，不同公共健康教育内容的重要性有显著差异。2015 年，国家卫健委出台了《关于进一步规范社区卫生服务管理和提升服务质量的指导意见》，明确提出根据流动人口的特点，重点加强传染病防控等公共卫生服务。据此，本文将是否接受过结核病防治教育作为衡量公共健康教育变量的标准，接受过结核病防治教育的取值为 1，未接受过结核病防治教育的取值为 0。此外，农民工的工作环境常常与“粉尘”“有毒物质”“噪声”等有密切联系，每年都有大量农民工遭遇职业病（例如尘肺病、职业中毒等）侵害^②，因此本文也将是否接受过职业病防治教育作为衡量公共健康教育变量的标准，接受过职业病防治教育的取值为 1，未接受过职业病防治教育的取值为 0。

表 5 展示了基于 PSM^③与 IPWRA 两种方法得到的 ATT。总体上看，公共卫生服务水平提高会显著提升农民工的留城意愿，这一结果与前文回归结果一致，假说 1 再次得到验证。公共健康教育方面，从 IPWRA 方法得到的 ATT 来看，虽然用不同方式衡量公共健康教育得到的 ATT 有所差异，但 ATT 均显著，且符号为正，说明接受公共健康教育有助于提升农民工的留城意愿。健康档案管理方面，基于 PSM 方法得到的 ATT 为 0.0414，基于 IPWRA 方法得到的 ATT 为 0.0391，均在 1%的水平上显著，说明建立健康档案有助于提升农民工的留城意愿。

表 5 纠正选择性偏误：基于 PSM 和 IPWRA 方法的估计结果

变量		估计方法	ATT	标准差	z 统计量
公共健康教育	至少接受过 1 项公共健康教育	PSM	0.0237***	0.0039	6.08
		IPWRA	0.0252***	0.0034	7.47
	至少接受过 5 项公共健康教育	PSM	0.0324***	0.0036	9.07
		IPWRA	0.0306***	0.0030	10.20
	接受过结核病防治教育	PSM	0.0266***	0.0037	7.21
		IPWRA	0.0257***	0.0031	8.33
	接受过职业病防治教育	PSM	0.0122***	0.0037	3.31
		IPWRA	0.0120***	0.0031	3.93

^①对于公共健康教育变量的转化，本文还进行过多种尝试。例如，将至少接受过 3 项公共健康教育取值为 1，接受过 3 项以下取值为 0。按照这一取值方法得到公共健康教育变量后，运用 PSM 与 IPWRA 方法估计 ATT，发现各种取值方法的估计结果基本一致。

^②参见《中国尘肺病农民工调查报告（2019）》，https://www.daqc.org.cn/public/uploads/files/20200225/42_2020022516243550bfc.pdf。

^③PSM 方法可以采用多种匹配方式测算 ATT，此处采用核匹配方式。本文也曾尝试采用半径匹配、局部线性匹配等方法，得到的 ATT 与表 5 中展示的结果基本一致。

(续表 5)

健康档案管理	PSM	0.0414***	0.0039	10.59
	IPWRA	0.0391***	0.0032	12.03

2. 替换变量与替换数据。本文用转户意愿替换留城意愿进行稳健性检验。与留城意愿变量设定方式类似, 本文将转户意愿设定为二元变量, 具体取值方法见前文表 1。估计结果如表 6 的 (1) 列所示, 估计结果表明, 接受公共健康教育、建立健康档案均有助于提升农民工的转户意愿。

为进一步检验实证结果的稳健性, 本文还使用 CMDS2014 数据对模型重新估计。值得注意的是, CMDS2014 数据对于留城意愿的衡量与 CMDS2017 数据略有不同, CMDS2014 问卷直接向被访者询问“您是否打算在本地长期居住(5 年以上)?”被访者可选择“打算”、“不打算”、“没想好”。样本范围内, 回答“打算”的农民工 77319 人, 占比为 55.68%, 回答“不打算”的农民工 18816 人, 占比为 13.55%, “没想好”的农民工 42728 人, 占比为 30.77%。本文使用 CMDS2014 数据时, 同样将留城意愿定义为二元变量, 具体取值方法为: 若农民工选择“打算”, 则留城意愿变量取值为 1, 若农民工选择“不打算”或“没想好”, 则留城意愿变量取值为 0。基于 CMDS2014 数据, 将留城意愿作为被解释变量重新回归的结果如表 6 的 (2) 列所示。估计结果显示, 接受公共健康教育、建立健康档案均对农民工留城意愿有显著的正向影响。从边际效应的大小来看, 基于 CMDS2014 数据的估计结果与基于 CMDS2017 数据的估计结果比较接近, 这进一步证实了核心结论的稳健性。

表 6 稳健性检验: 替换变量与替换模型

变量	CMDS2017	CMDS2014
	转户意愿	留城意愿
	(1)	(2)
公共健康教育	0.0044*** (0.0005)	0.0066*** (0.0002)
健康档案管理	0.0309*** (0.0036)	0.0387*** (0.0029)
控制变量	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	11365.71***	25105.25***
Pseudo R ²	0.0967	0.1819
观测值	98024	138863

注: 表中报告的为边际效应, 而非系数。

五、进一步讨论

(一) 异质性分析

前文已得出公共卫生服务水平有助于提高农民工留城意愿的结论。但值得注意的是, 这只是全样本层面的平均效应, 并未考虑公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的异质性。为了得到更为细致

的研究结论，本文将按照年龄及流动范围分组，进行异质性分析，具体估计结果如表 7 所示。

1.按年龄分组。本文以被访者是否出生于 1980 年之前为标准，将农民工群体划分为新生代农民工和老一代农民工两类，分样本回归结果如表 7 的（1）列和（2）列所示。结果显示，相比于新生代农民工，接受公共健康教育对老一代农民工留城意愿的影响更大。可能的解释是，老一代农民工大多已经成家立业，面临的生活压力更大，健康水平更低，而新生代农民工，尤其是 90 后的年轻群体，健康水平更高。换言之，新老农民工的代际差异在一定程度上体现的是健康水平的差异，提供公共健康教育更符合老一代农民工的需求，其留城意愿也因此得到更大幅度的提高。这也从侧面说明，健康水平可能在公共卫生服务水平影响农民工留城意愿的过程中发挥着重要作用。

2.按流动范围分组。本文将农民工群体按照流动范围划分为跨省流动与省内流动两类，分样本回归结果如表 7 的（3）列和（4）列所示。结果显示，相比于省内流动农民工，接受公共健康教育、建立健康档案对跨省流动农民工留城意愿的提升幅度更大。对农民工而言，跨省流动意味着要远离家乡和亲人，在适应与融入城市社会过程中会面临更多困难，也更需要来自城市的重视与帮扶。公共健康教育与健康档案管理等公共卫生服务内容恰好可以满足农民工的需求，从而增强其城市归属感。这也从侧面说明，城市归属感可能在公共卫生服务水平影响农民工留城意愿的过程中发挥着重要作用。

综上可知，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响存在异质性，公共卫生服务水平提高对老一代及跨省流动农民工留城意愿的提升作用更大。考虑到采用分组式回归方法考察异质性可能会存在偏差，本文参照连玉君等（2010）的方法进行组间差异检验。从表 7 按年龄分组的结果来看，公共健康教育的经验 p 值在 1%的水平上显著，健康档案管理的经验 p 值不显著，表明只有公共健康教育对农民工留城意愿的影响在代际之间存在显著差异。同理，从表 7 按流动范围分组的结果可知，公共健康教育与健康档案管理的经验 p 值分别在 1%和 10%的水平上显著，说明公共健康教育和健康档案管理对农民工留城意愿的影响在不同流动范围群体间存在显著差异。

表 7 异质性分析

变量	按年龄分组		按流动范围分组	
	新生代农民工	老一代农民工	跨省流动农民工	省内流动农民工
	(1)	(2)	(3)	(4)
公共健康教育	0.0037*** (0.0006)	0.0071*** (0.0007)	0.0059*** (0.0006)	0.0042*** (0.0007)
健康档案管理	0.0266*** (0.0046)	0.0298*** (0.0054)	0.0287*** (0.0050)	0.0259*** (0.0050)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	10971.98***	7608.02***	8917.62***	8728.69***
Pseudo R ²	0.1788	0.1545	0.1674	0.1513
观测值	55550	42474	49097	48927
经验p值				

(续表 7)

公共健康教育	0.0065***	0.0128***
健康档案管理	0.478	0.0589*

注：表中报告的为边际效应，而非系数。

(二) 影响机制分析

对影响机制的分析，已有文献主要使用 Baron and Kenny (1986) 提出的中介效应模型。然而，这一方法主要针对被解释变量为连续变量的情况，由于本文的被解释变量为二元变量，为避免估计偏误，本文采用 Karlson et al. (2010) 提出的 KHB 分解方法，该方法适用于被解释变量为离散变量的情形，目前已经得到比较普遍的应用（王伟同、陈琳，2019）。

为检验公共卫生服务能否通过提升农民工健康水平，提高其留城意愿，本文通过自评健康和客观健康两类指标衡量农民工的健康水平。具体来看，自评健康指标通过询问“您的健康状况如何？”来获取，并将其定义为取值为 1、2、3 的有序变量，分别对应“不健康”、“基本健康”和“健康”，数值越大表明自评健康水平越高。客观健康指标通过询问“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况？”来获取，被访者回答“是”则该变量取值为 1，回答“否”取值为 0。检验公共卫生服务能否通过增强农民工城市归属感提高其留城意愿，需要明确城市归属感的代理变量。本文中的城市归属感变量通过被访者对“我很愿意融入本地人当中，成为其中一员”这一观点的认可度来衡量，被访者回答“完全不同意”、“不同意”、“基本同意”、“完全同意”分别对应取值 1、2、3、4，数值越大表明城市归属感越强。表 8 展示了基于 KHB 方法的估计结果。

由表 8 的（1）列可知，自评健康的间接效应在 1% 的水平上显著，系数符号为正，这表明公共健康教育会通过提升农民工的自评健康水平间接提高其留城意愿；表 8 的（4）列显示，自评健康的间接效应同样在 1% 的水平上显著，系数符号为正，这意味着健康档案管理也会通过提升农民工的自评健康水平间接提高其留城意愿。同理，由表 8 的（3）列和（6）列可知，城市归属感的间接效应也在 1% 的水平上显著，系数符号为正，这意味着接受公共健康教育、建立健康档案均会通过增强城市归属感间接提高农民工的留城意愿。

进一步分析（1）列和（4）列的结果不难得出，自评健康发挥的间接效应占公共健康教育、健康档案管理影响农民工留城意愿总效应的比例分别为 1.09% 和 1.18%；同理，根据（3）列和（6）列的结果可知，城市归属感发挥的间接效应占公共健康教育、健康档案管理影响农民工留城意愿总效应的比例分别为 53.37% 和 41.27%。由此可见，城市归属感发挥的间接效应远大于自评健康发挥的间接效应。

综上可知，公共卫生服务不仅会直接提升农民工的留城意愿，还会通过提高农民工的自评健康水平和增强农民工的城市归属感，间接提高其留城意愿。其中，城市归属感发挥的间接效应更大。本文假说 2 得证。

表 8 影响机制分析：基于 KHB 方法的估计结果

变量	核心解释变量：公共健康教育			核心解释变量：健康档案管理		
	自评健康	客观健康	城市归属感	自评健康	客观健康	城市归属感
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总效应	0.0184*** (0.0013)	0.0185*** (0.0013)	0.0193*** (0.0013)	0.1191*** (0.0100)	0.1191*** (0.0100)	0.1248*** (0.0101)
直接效应	0.0182*** (0.0014)	0.0186*** (0.0013)	0.0090*** (0.0013)	0.1177*** (0.0100)	0.1199*** (0.0100)	0.0733*** (0.0102)
间接效应	0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0103*** (0.0003)	0.0014*** (0.0004)	-0.0008 (0.0004)	0.0515*** (0.0023)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
观测值	98024	98024	98024	98024	98024	98024

六、结论与启示

提供公共服务是政府职能的核心与实质，基本公共服务是其中的“底线”与最终责任。本文基于 CMDS 数据，系统考察了作为基本公共服务基础内容的公共卫生服务对农民工留城意愿的影响。研究表明：第一，公共卫生服务水平提高能够提升农民工的留城意愿，在通过双变量 Probit 模型缓解潜在的内生性问题，并通过奥斯特（Oster）的方法进行遗漏变量检验后，结论依然成立。第二，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响存在异质性，相比之下，公共卫生服务水平提高对老一代和跨省流动农民工留城意愿的提升作用更明显。第三，基于 KHB 方法的机制分析结果表明，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响不仅存在直接效应，还会通过提升健康水平、增强城市归属感间接提高农民工的留城意愿，其中城市归属感发挥的间接效应更大。

本文的研究结论具有重要的政策启示。在推进农民工市民化进程中，可以考虑以公共健康教育、健康档案管理等内容为抓手，继续完善公共卫生服务体系，逐步使农民工均等地享受城市公共卫生服务。具体来讲：第一，要努力提升公共健康教育的质量与效率。改变传统的、统一的、同质化的教育内容与方式，因地制宜开展公共健康教育。在教育对象上，提高针对性，重视对老一代农民工、跨省流动农民工的公共健康教育活动；在教育内容上，要重视传染病防治、公共卫生事件自救，以及其他农民工需求强烈的教育内容；在教育方式上，要充分利用微信、微博等互联网平台，努力实现教育内容的精准输送，提升教育效率。第二，要提升公共卫生相关机构的服务属性，加强健康档案管理及公共健康教育方面的宣传和引导工作，着力畅通公共卫生服务的“最后一公里”。社区是居民城市生活的基础单元，要以社区为最重要的空间场域，提升社区服务中心的服务效能，推进社区公共卫生服务。还应做好宣传工作，努力提高公共卫生服务的知晓率与利用率，同时积极引导农民工参与社区活动，建立起社区主人的身份属性，努力提升其城市归属感与认同感。

参考文献

1. 邓睿, 2019: 《健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据》, 《中国农村经济》第4期。
2. 杜创, 2020: 《2009年新医改至今中国公共卫生体系建设历程、短板及应对》, 《人民论坛》第21期。
3. 国务院发展研究中心课题组、侯云春、韩俊、蒋省三、何宇鹏、金三林, 2011: 《农民工市民化进程的总体态势与战略取向》, 《改革》第5期。
4. 何绍华、杨菊华, 2013: 《安居还是寄居? 不同户籍身份流动人口居住状况研究》, 《人口研究》第6期。
5. 连玉君、彭方平、苏治, 2010: 《融资约束与流动性管理行为》, 《金融研究》第10期。
6. 刘民权, 2020: 《公共卫生百年回望与未来之思考》, 《人文杂志》第7期。
7. 刘金凤、魏后凯, 2019: 《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》, 《经济管理》第11期。
8. 马双、赵文博, 2019: 《方言多样性与流动人口收入——基于 CHFS 的实证研究》, 《经济学(季刊)》第1期。
9. 马晓河、胡拥军, 2018: 《一亿农业转移人口市民化的难题研究》, 《农业经济问题》第4期。
10. 宁光杰、李瑞, 2016: 《城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异》, 《中国人口科学》第4期。
11. 钱雪亚、胡琼、苏东冉, 2017: 《公共服务享有、居住证积分与农民工市民化观察》, 《中国经济问题》第5期。
12. 秦立建、陈波, 2014: 《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》, 《管理世界》第10期。
13. 王桂新、胡健, 2015: 《城市农民工社会保障与市民化意愿》, 《人口学刊》第6期。
14. 王鸿儒、成前、倪志良, 2019: 《卫生和计划生育基本公共服务均等化政策能否提高流动人口医疗服务利用》, 《财政研究》第4期。
15. 王伟同、陈琳, 2019: 《隔代抚养与中老年人生活质量》, 《经济学动态》第10期。
16. 王晓峰、温馨, 2017: 《劳动权益对农民工市民化意愿的影响——基于全国流动人口动态监测8城市融合数据的分析》, 《人口学刊》第1期。
17. 魏后凯、苏红键, 2013: 《中国农业转移人口市民化进程研究》, 《中国人口科学》第5期。
18. 熊易寒, 2012: 《新生代农民工与公民权政治的兴起》, 《开放时代》第11期。
19. 徐美银, 2018: 《人力资本、社会资本与农民工市民化意愿》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期。
20. 杨菊华, 2015: 《中国流动人口的社会融入研究》, 《中国社会科学》第2期。
21. 姚先国、宋文娟、钱雪亚、李江, 2015: 《居住证制度与城乡劳动力市场整合》, 《经济学动态》第12期。
22. 赵一凡、王晓慧, 2020: 《公共健康教育对流动人口健康状况的影响研究——基于2018年全国流动人口动态监测调查数据的实证分析》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第5期。
23. 祝仲坤、郑裕璇、冷晨昕、陶建平, 2020: 《城市公共卫生服务与农民工的可行能力——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《经济评论》第3期。
24. 邹一南, 2021: 《农民工落户悖论与市民化政策转型》, 《中国农村经济》第6期。
25. Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the

Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.

26. Ashraf, Q., and O. Galor, 2013, “The ‘Out of Africa’ Hypothesis, Human Genetic Diversity, and Comparative Economic Development”, *The American Economic Review*, 103(1): 1-46.

27. Karlson, K. B., A. Holm, and R. Breen, 2010, “Comparing Regression Coefficients Between Models using Logit and Probit: A New Method”, *Social Science Electronic Publishing*, 42(1): 286-313.

28. Lacetera, N., D. G. Pope, and J. R. Sydnor, 2012, “Heuristic Thinking and Limited Attention in the Car Market”, *The American Economic Review*, 102(5): 2206-2036.

29. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

30. Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.

(作者单位: 北京大学国家发展研究院)

(责任编辑: 胡 祎)

Public Health Services and Migrant Workers’ Willingness to Settle in Cities: Evidence from China Migrants Dynamic Survey

ZHU Zhongkun

Abstract: Improving the public health service system is an important measure to deepen the reform of medical system and promote the healthy China strategy. This article investigates the impact of public health services on migrant workers’ willingness to settle in cities, based on the data collected from China Migrants Dynamic Survey in 2014 and 2017. The results show that public health services and health records management can significantly enhance migrant workers’ willingness to settle in cities. The conclusion is still valid after using instrumental variables to address endogenous bias and testing the missing variables. Further analysis shows that public health services play a more significant role in improving the willingness of the older generation and inter-provincial migrant workers to settle in cities. Mechanism analysis shows that public health services can indirectly improve the willingness of migrant workers to settle in cities by improving their health level and enhancing their sense of urban belonging, and the indirect effect of urban belonging is greater. This study may help to clarify the policy effect of public health services in promoting the level of citizenization of migrant workers.

Keywords: Public Health Service; Willingness to Settle in City; Migrant Worker; Health Level; Sense of Urban Belonging