

公共政策及其响应：基于农民信任机制的解释*

——以农地确权政策为例

钟文晶 罗必良

摘要：本文基于“交易类型—公平感知—政治信任”的研究框架，分析中国农村公共政策的响应逻辑。公共政策响应依赖于政治信任，较高水平的政治信任能够降低政策实施的交易成本。其内在机制在于，各层级政府与个体在政策响应过程中构成了康芒斯式的交易类型组合，进而催生个体产生不同的公平诉求，最终影响个体对各层级政府的政治信任。本文以农地确权政策为例，将政治信任作为农户响应农业政策的代理变量并使用广东省农户调研数据进行实证检验。结果表明，结果公平、程序公平、信息公平和人际公平均显著提升了农户对地方政府的政治信任；人际公平显著提升了农户对中央政府的政治信任；整体公平感知对农户的地方政府信任有显著正向影响。实证结果在控制住人际信任、家庭政治资本与社会网络、村庄禀赋与历史因素后仍然稳健。本文的政策启示是，在农村公共政策实施中，鼓励多维公平的实现，谨慎对待政策推进的效率攀比，这对提升农民的政治信任并激发社会活力具有重要现实意义。

关键词：公共政策 交易类型 公平感知 政治信任 农地确权

中图分类号：F301.0 **文献标识码：**A

一、引言

福山（2001）曾形象地提出过“百分之二十”的猜想，即新古典经济学解释了百分之八十关于金钱和市场运行的重要真相，但还有百分之二十的人类行为无法得到满意的解释。这百分之二十就是文化。尤其是在西方世界政府信任不断下滑的背景下，关于政府还是市场更加能够主导经济发展的争辩越来越激烈。福山指出，更加深入地讨论需要对文化在政策制定中的功能予以关注，因为文化使得国与国之间的治理水平产生差异。信任是文化的重要表征。在有着诚信传统和高效公务员体制的社会，政策执行要顺利许多；尤其是亚洲国家的产业政策往往是通过权威服从而得以执行，这在其它国

* 本文是国家自然科学基金项目“确权、信任与农地流转契约选择”（项目编号：71703041）、广州市哲学社科课题“乡村振兴战略与农户公平感知及其行为选择”（项目编号：2018GZBY50）、广东省社科基金项目“规模经营背景下中国化肥农药过量施用的作用机制及减量化战略研究”（项目编号：GD19CYJ15）的阶段性成果。本文通讯作者：罗必良。

家是很难出现的。Coleman（1988）也在“社会资本”概念的阐述中强调了信任对于社会和经济发展的巨大作用。共同体内规范和价值共享的改善，有助于让个人利益服从全体利益，由价值共享所缔造的信任，具有巨大且可衡量的经济价值。社会资本匮乏，则导致相反的过程：信任关系难以建立，经济运作成本上升，市场活力严重不足。

由此可见，公共政策作为国家治理的重要手段，其能否得到民众信任响应是决定政策绩效的关键。政治信任是衡量公众对政府及其治理认可和支持程度的重要工具，能够表达公民对政府的期望及其绩效评价（Easton, 1965）。一般来说，良好的政治信任能够增进民众对政府的合法性认知，强化民众对政治体制及其积极成果的信念，并有助于促进公民合作提高对公共政策的响应，促进经济发展（李砚忠，2007）。对于中国而言，重视国家文化积淀，缔结民众对政府及其政策的良好的政治信任关系，对维持长期发展具有重大意义。

中国的政治信任具有“央强地弱”的特征，表现为人们对于“抽象政府”更加信任，对于“具体政府”相对不信任，从而呈现“差序政治信任”的现象（Li, 2004；罗家德，2017）。这是由于中国实行单一制的中央集权，中央负责宏观调控、制定方针政策，地方负责具体实施。在这种上下分治的治理体制下，中央政府负责许诺，地方政府兑现诺言；人们容易将良好的政策绩效归功于中央政府的方针政策，而将不好的实施结果归咎于地方政府的执行能力（方雷、赵跃妃，2017）。实证研究亦表明，农村居民比城市居民更信任政府，农民对中央政府的信任更多地受到文化、制度和政策的影响并表现出一致性，对基层政权的政治信任则更多依赖于基层干部的实际表现（肖唐镖、王欣，2011）。

对于政府公共政策实施来说，写在纸上的政策条文与实际的政策实施通常并非完全一致。作为同质化的中央政策，人们一般对政策动机及其目标导向给予正面评价，并表现出较高的政治信任。而在具体实施过程中，人们往往对其公平性、有效性进行情景依赖性评价，并进一步具体化到对政策执行者的个人评价。前者的评价具有目标性，后者的评价则具有人格化。因此，公共政策的响应，隐含着不同的交易特征、公平感知与信任机理。在“央强地弱”的差序政治信任格局中，公共政策响应有着怎样的生成机理与实现机制，是需要深化研究的重要问题。已有研究存在的主要不足是：第一，理论上，对于公共政策响应的微观路径研究不足，尤其是政治信任结构对于政策实施的作用，多数研究只是现象描述与列举式刻画，尚未厘清政治信任生成背后的公平诉求运行逻辑；第二，实证上，在公共政策响应的量化分析中，对政治信任的影响因素内生性问题讨论不足。

本研究以农村土地承包经营权确权登记颁证政策为例（以下简称农地确权），将政治信任作为农户响应农业政策的代理变量进行实证检验。之所以选择农地确权政策作为研究对象，是因为该政策自2009年开始试点，2013年全面推进，但各地因为情况不同，地方政府具体实施的方式方法和进度不一，从而为观察农民的政策响应提供了准自然实验的机会。本文可能的贡献在于：其一，本文构建“交易类型—公平感知—政治信任”的分析框架，解释农户对公共政策的信任响应机理。基于不同交易类型的划分，文章挖掘其内含的不同公平诉求，进而体现为通过公平感知影响政治信任水平。高水平的政治信任意味着政策响应的交易成本较低，能够使社会发展保持活力；而低水平政治信任则隐含着较高的政策实施成本。其二，本文通过模型回归、稳健性及内生性检验，验证农民公平感知对中央政府

政治信任（以下简称中央信任）和地方政府政治信任（以下简称地方信任）的影响，并对比政策实施的效率，说明公平感知的重要性。除引言部分外，本文第二部分是逻辑建构，第三部分是数据来源与统计描述，第四部分为实证结果与分析，第五部分为结论与讨论。

二、公共政策响应的逻辑线索

（一）分析框架：交易类型—公平感知—政治信任

在简化的社会分析范式中，通常以社会群体的“两分法”来讨论其运行逻辑。将社会成员分为两个阶级，一个是作为少数的统治阶级，另一个是大多数的被统治阶级，统治阶级对公共事务具有管理权，而大多数人不论是否情愿，都要服从这种管理（莫斯卡，2002）。但这类分析难以深刻厘清公共秩序的生成机理，因此需要寻找更加适合于研究的基本单位。康芒斯（2017）认为这个基本活动单位就是“交易”，它指的是个人（团体）之间对具体事物所有权的权利转让与获得，是由社会的集体运转规则决定的。权利的转移包括三种类型，即谈判交易、管理交易和限额交易，它们共同构成“运行中的机制”的整体。而运行中的机制是对三类交易的联合预期。这些交易能够维持在一起，靠的是运转规则，以及对容易变化的关键性或者限制性要素的控制。

在此范式下，本文借助交易成本理论，对单个主体的政府信任影响机制进行逻辑演绎。在有限理性假设下，一方面构建主体之间的相互信任能够降低相互作用的交易成本（Coase, 1937）；另一方面由于行为主体会利用信息不对称实施欺诈等机会主义行为方式，追求个人利益最大化，为了规避由此产生的风险，对于结果不确定、频繁发生并且要求大量投资的经济行为，往往会通过组织内部的层级制方式组织起来，以期降低交易成本。在降低交易成本的路径选择中，用层级制形成整合组织的有效“制度安排”，是形成规范经济秩序的关键（Williamson, 1975）。通过这套“制度安排”，政府公共政策才能够通过层级制得以落实到微观个体层面。但是，同样关键的是，层级组织及其制度运行本身也会产生交易成本，即内部管理成本并不为零。因此，在“制度安排”下，“信任”作为润滑剂，能够降低内部管理成本，使得政治体系充满活力。

从制度经济学分析视角，将“百分之二十”的文化因素作为交易类型影响公共政策交易成本的核心因素，正是本文要解决的理论关键。事实上，不同交易类型会引发交易主体形成不同的公平诉求，进行影响政治信任。政治信任较高，则政策实施成本较低，反之，政策实施成本较高，无法激发社会活力，因此政治信任成为政策响应的效能体现。

以上逻辑的依据在于，政治正义理论的核心是分配正义，即社会基本公益品如何分配才具有合理性和正当性的问题，主要指公众在地位获得上有平等的机会，在参与竞争中遵循同样的规则，在收入获得上与个人的付出相当（麻宝斌，2012）。显然，对于公共政策而言，这是一个过程性、结果指向的公平评价，且必须还原到政策实施的动态情境下进行考察。尤其是考虑到，个体偏好是从决策背景、决策程序等情境性的框架所引致形成，情境的改变会使得个体偏好发生改变甚至逆转。不仅如此，在框架的影响下，个体的决策还要经过评价过程才能最终形成（Tversky and Kahneman, 1986）。

公平评价依托于公平感知。公平感知的研究源于Adams（1965）提出的公平理论，该理论强调了

个体投入和所得结果的等价性，即分配公平或者结果公平。在这之后，Thibaut and Walker (1975) 认为计划决策及其执行过程才是感知公平的的决定性因素，可将其视为程序公平 (Leventhal, 1980); Bies and Shapiro (1987) 提出了互动公平问题，它强调在决策执行过程中人们感受到的人际公平性对行为的影响; Greenberg (1990) 进一步细分了互动公平，一种是“人际公平”，另一种是“信息公平”。由此，公平感知大体能够由分配公平、程序公平、人际公平和信息公平四个维度表达 (Colquitt et al., 2001)。

(二) 农村公共政策响应的信任机理：两个层面

为简化分析，本文将政府划分为中央政府和地方政府两个层级，讨论两类政治信任的形成机制。中央政府制定的公共政策向省、市、县、镇、村各级传达并得以执行的过程，是在层级体系内完成的。基层政府在与农户互动过程中形成的信任机制和中央政府与农户的信任机制的形成是不同的，原因在于政策主体之间形成的交易类型不同，进而引发农户不同的公平诉求，而公平性的满足决定了农户对不同层级政府的政治信任。

1. 中央信任的形成机制。中国高水平的中央信任与儒家文化和权威主义具有直接联系，并且具有很强稳定性 (福山, 2001)。中央政府与农户之间的信任是农户对上级政府作为团体的信任，这种信任是抽象的、有距离的。中央政府负责公共政策制定，对农户不进行直接行政管理，但可以通过渠道与农户产生联系，进行管理。因此，中央政府与农户形成的交易类型主要是基于渠道的管理交易。

管理交易是上级与下级之间的交易，在合法性情景下，前者有权发布命令，后者则有服从的义务。中央政府与农民的管理交易具有典型的“权威与服从”关系。不同的是，中央政府往往要通过层级式的政治渠道将公共政策传达给农户，农户获取信息进而服从。这种机械式的关系，在现实中会面临认知的挑战。由于农户对政策的判断具有主观能动性，如果选择明智地信任政府，他们应当能知道他们信任中央政府所必须知道的事情，因此，服从行为中隐含了对于公共政策的民意知情程度。所以，达成管理交易的关键是满足农民对信息公平的诉求。一般认为，农户是通过媒体渠道而非人际接触来获得国家政策信息的 (罗家德等, 2017)。农户获取和理解政策信息的基本特征在于：第一，在中国，媒体是“意识形态国家机器”，在政治动员和教育民众方面具有强大效果，对维持公众的高政治信任有积极意义 (唐文方, 2008)。考虑到经由媒体表达的国家政策具有内容的一致性与信息的同质性，大体能够满足农户对政策信息的公平诉求，因而难以形成个体对中央信任的差异性。这也表明，媒体传输并不强化个体对政治信任的异质性 (张明新、刘伟, 2014)。第二，由于长期存在“政府父爱主义”传统，中国民众对中央政府的政治动机、执政能力及政策决心寄予厚望，甚至对中央政府是否知悉民间现实以及是否“体察民情”往往给予“同情式的理解”和包容 (肖唐镖、赵宏月, 2019)。

因此，在管理交易中，农民对公共政策的响应与其对信息公平诉求的满足紧密相关。其中，政策实施的正式层级渠道尤为重要。一般来说，国家政策通过公文形式传递到地方各级，通过张贴通告栏、网上政务公开等形式进行宣传，这仍然是同质的。但是在基层宣传传达中出现了人为因素，政策解读的“人”是代表制定者中央政府的，所以解读是否满足信息公平及解读中的互动是否融洽，会影响农民对中央政策的接收及服从，此时农民也会产生人际公平诉求，进而影响对中央政府的信任。应该说明的是，农民对地方政府的信任往往会进一步增强对中央政府的信任。

2.地方信任的形成机制。中央政策下乡落户，实施主体是地方政府及村集体，而村集体代理人是村干部。此时，农户面对的“政府”是近距离的、具体的，“合法性”建立在最基本人际层次的信任之上，政治信任从对团体的信任由此转换为对地方政府代理人村干部的信任。

值得注意的是，村干部一直嵌入村庄文化和乡村结构中，村庄文化为他们提供了信仰体系，指导他们的行动，并向他们灌输意义和提供领悟力；与此同时，这一结构背景形塑了他们的行动，并限制了他们的选择（莫里斯、缪勒，2002）。由此，村干部具有身份的双重性，既是服从上级政府的村庄管理者，又是具有身份平等性的村庄成员，因而与农户进行政治互动会形成复杂的交易结构，催生出农户主体不同的公平诉求及政治信任水平。

第一，管理交易。与中央政府和农民的管理交易不同，作为基层组织代表的村干部，其管理交易具有双重性。一方面，村干部作为村庄集体行动的代理人，能够得到农户让渡的部分权力，有义务通过行使剩余控制权对村庄公共事务进行决策与组织实施；另一方面，村干部作为上级政府的代理人，则有责任服从命令将政策指令传递到农户，具有政策实施能力，农户则配合政策实施。可见，由村干部实施的管理交易在本质上是实际控制权的移交，是给政策附加“地点效应”，具有强制性。一般来说，合法控制权的转移需要进一步通过限额交易和买卖交易来实现。鉴于管理交易表达的是利益的公共性，对农民来说意味着政策的非歧视性，所以，由该类交易所产生的资源配置效应，应该能够满足村庄农户对结果公平的诉求。

第二，限额交易。限额交易本质上是一种差异化的合约交易。从公共政策实施层面来说，限额交易集中表达为努力追求实施成本的最小化，从而隐含着交易对象的策略性选择。一方面，村干部在政策实施过程中往往需要动员村组织内部的各种非正式的领导者力量进行合作，如村庄精英、能人和宗族长者等，与其联合成为实施团体；抑或是村干部本身就来源于特殊利益阶层，通过“村级贿选”或“富人治村”获取干部身份。另一方面，由于趋利性的存在，农户也会利用可能的资源途径，通过寻租套取制度红利，因为公民即使相信政策或制度是好的，仍会通过寻求特殊信任来确保得到制度的公平对待（宋少鹏、麻宝斌，2008）。这两种选择都意味着村干部及其特殊利益集团对于地方治理是把双刃剑，一方面是对政策实施形成推力，另一方面也有可能产生摩擦力，与普通农户之间形成限额交易。在后一种情境下，利益集团占有机会集中的优势地位，是对权利利益和负担进行分派的主体，从而使合法控制权在限额团体指挥下进行转移。村干部可以制定政策的村庄实施细则，进而达成参与方之间的利益协议，同时完成对上级的权威服从，但无法完全按照前述原则照顾第三方农户利益。在这种情境下，农户诉求于信息公平和程序公平。信息披露越是全面，个体可达性与认知性越好，程序操作越规范，则越能满足公平需求，进而越能产生较高的政治信任，降低政策实施的交易成本。

第三，谈判交易。它是发生于平等人之间的自愿交易。村干部作为乡村社会中的一员，和其他村民的关系是平等的，形成的是谈判交易。此时，政策合法控制权的转移被农户预期是没有欺骗或受损的，村干部并未打算通过胁迫或者威胁来获取农户的支持。在此情景下，农户信任的关键在于，在政策实施过程中是否能够达到人际公平，村干部在与农户交往中能够等同对待，得到普遍性认可，没有争执发生，则能形成较高水平的政治信任，降低政策实施交易成本。上述逻辑关系可以归纳为表1。

表1 交易类型、公平诉求与政治信任

交易类型	村民和村干部的关系	公平诉求		政治信任	
		中央政府	地方政府	中央政府	地方政府
管理交易	上下级权威与服从	信息公平、人际公平	结果公平	正向影响	正向影响
限额交易	特殊利益集团与普通农户	—	信息公平、程序公平	—	正向影响
谈判交易	反复博弈下的成员平等	—	人际公平	—	正向影响

(三) 农地确权：一个可观察的公共政策及其响应

选取合适的政策作为研究对象是从理论走向实证的关键。农地确权的本质就是产权界定。产权的明晰界定具有重要的行为发生学意义：第一，通过排他性约束，赋予行为主体获取与其努力相一致的收益的权利，能够改善产权主体的稳定性预期与资源利用效率；第二，通过交易性规范，赋予产权的自愿流转与交易权，产权主体才有可能最大限度地在此范围内配置资源以获取最大收益。制度的实施一方面能够改善资源存量的配置效率，另一方面能够提高交易主体的收入水平。

历经十余年所推进的农地确权工作，为观察中国农村公共政策及农民的信任响应提供了难得的机会。2008年10月中共十三届三中全会《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，明确提出“健全严格规范的农村土地管理制度”，并要求“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”。农地确权的目的在于，要全面落实承包地块、面积、合同、证书“四到户”，给农民“确实权、颁铁证”，真正把农民的土地权利确权固化到农户，让农民吃上“定心丸”，进一步激发农业农村发展活力。要通过确权登记颁证，进一步完善农村基本经营制度的法律关系，加强农民承包土地的物权保护，从根本上防止侵害农民土地权益的现象发生；通过确权登记颁证，明确土地关系，划清权益界线，有效化解历史遗留问题，解决涉地纠纷矛盾，促进农村和谐稳定。

2009年开始，农业农村部着手在部分村组实施整村的农地确权试点工作，摸索确权经验。2011年逐渐扩大试点范围，从原先以村组为单位扩大至以乡镇为单位，并同时在数百个县开展试点工作。2013年中央一号文件提出，全面开展农村土地确权登记颁证工作，并要求全国范围内在2018年基本完成此项工作。农村土地承包经营权确权登记颁证要经历收集资料、制作底图，外业调查、内业处理，张榜公示、签印确认、审核颁证等程序，由县（区、市）农村土地承包管理部门记载于登记簿，由省级农业主管部门统一印制农村土地承包经营权证书，加盖县级人民政府印章后颁发到农户。在实施部门上，省级统筹部署，市县负责指导推进，村（社区）为实施主体。

由此可见，农地确权政策实施有以下特征：第一，农地确权政策实施涉及中央到地方各级政府，并且具有明确的实施目标和实施程序，上下级之间职能界定清晰，分工明确，政策实施的随意性与主观性较低；第二，农地确权政策惠及每个农户，重在保护农户的土地权利，政策的“公共物品”属性能够保证在现实中每个农户都卷入政策影响之中；第三，农地确权政策是由中央政府推进、地方政府具体实施，但各地实施的方式方法与工作进度并不一致，从而为观察农民的政治信任及政策响应提供了准自然实验的机会。因此，以该政策为例进行本选题研究，无论是理论吻合度还是量化分析的可行性，都是合适的选择。

三、数据来源与统计描述

（一）数据来源

本研究数据来源于 2018 年暑假课题组对广东省广州市和韶关市开展的农户问卷调研。两市分别代表广东省内发达地区和欠发达地区，具有一定代表性。在每个市中筛选出已经开始确权但尚未全部完成颁证的县区，然后采取随机抽样的原则，每个市随机抽取 2 个县区，每个县区选取 6 个行政村，每个村随机选取 18 个农户，共发放问卷 432 份。最终获得有效问卷 408 份，有效率 94.444%。

（二）变量、统计描述与模型选择

1. 因变量。因变量为中央信任和地方信任。具体问项是：①对于农地确权政策，请您对中央政府的信任评分；②对于农地确权政策，请您对村干部的信任程度评分。前者代表“中央政府信任”，后者代表“地方政府信任”，且均采用李克特五点式主观自评法进行测度。已有研究表明，此类题项在敏感性或压力感影响下的有效性是可信的（Lei and Lu, 2016）。问卷结果表明（图 1），农民对中央政府的政治信任明显高于地方政府。其中，在“完全信任”上，中央是地方的 2.6 倍。

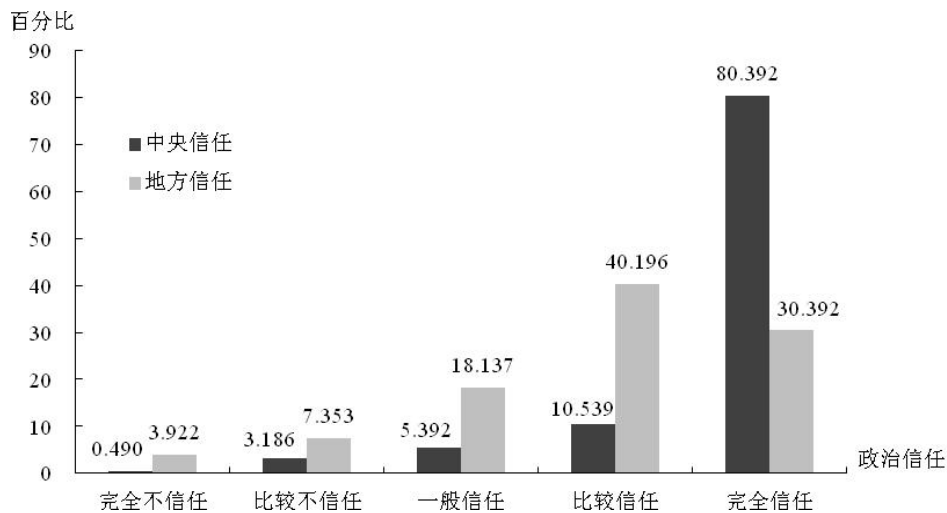


图1 样本农户政治信任频次分布

可见，农地确权政策呈现出“央强地弱”的政治信任格局。这种信任“级差”还可以做进一步的样本刻画。从表 2 能够观察到，在 408 个有效样本农户中，59.069%的农户的政治信任差呈现“央强地弱”的特征，37.5%的农户对央地信任大体一致，只有 3.431%的农户对地方信任高于中央信任。

表2 政治信任差值的分类统计描述

政治信任差值分类	频数	百分比 (%)
央强地弱：中央信任 > 地方信任	241	59.069
央地一致：中央信任 = 地方信任	153	37.500
央弱地强：中央信任 < 地方信任	14	3.431

2. 自变量。核心自变量为公平感知。作为政治信任的解释变量，农地确权的公平感知题项设置参

考Colquitt et al. (2001) 和刘亚等 (2003) 的四维度公平量表、东亚民主化调查第二波 (2008年) (李艳霞, 2014)。对于农地确权而言, 最核心的结果体现就是对于分得的农地, 农户与村内其他农户比较后感觉是否满意。因此, 设置题项“我家对确权分地的结果是满意的”来测度结果公平。在农地确权政策实施中, 政府文件大多处于公开状态, 但村庄内部的土地信息以及组织实施方式是通过实施主体村干部才能获取的, 所以需要在信息层面上强调公平性, 通过设置题项“村干部不隐瞒确权过程中的任何事情”来测度。程序公平强调人们是否平等地享受权利和机会, 是指分配的规则、途径和过程的正当性 (Sweeney and McFarlin, 1997)。一般来说, 农户对于政府代理人的具体操作存在质疑, 但能够得到有效处理与化解, 就能够维护程序公平的有效性, 由此设置题项“对于确权中村民的疑问村干部会解释”进行测度。人际公平是程序正义的延伸, 涉及程序实施者和接受者之间的沟通过程, 关注焦点在于制定和实施程序的人, 而不是程序本身 (Yochi and Spector, 2001), 因此设置题项“确权中村民与村干部未发生争吵”测度人际公平。所有题项评分标准为: “完全同意”为5分、“比较同意”为4分、“一般”为3分、“比较不同意”为2分、“完全不同意”为1分。从表3可以发现, 在“公平感知”四个维度中, “结果公平”的均值最高, “程序公平”、“信息公平”和“人际公平”得分则依次递减。

表3 农地确权公平感知统计描述

变量	题项	均值	标准差
结果公平	我家对确权分地的结果是满意的	4.047	1.009
程序公平	对于确权中村民的疑问村干部会解释	3.914	1.040
信息公平	村干部不隐瞒确权过程中的任何事情	3.897	1.154
人际公平	确权中村民与村干部未发生争吵	3.576	1.311

3.控制变量。(1)个人与家庭禀赋。已有研究表明, 家庭经济因素能够影响政治信任 (胡荣, 2007), 女性政治信任度高于男性, 流动性差、老年人的政治信任度要高于流动性强、年轻的农民, 且年龄和阅历的增长有助于动机公平的强化 (吕书鹏、肖唐鏢, 2015)。因此, 本文对性别、年龄、受教育年限、职业、家庭农业收入等变量进行控制。考虑到年龄、教育年限与政府信任的非线性关系 (薛立勇, 2014), 在模型中加入年龄、教育年限平方项。除此之外, 家庭政治资本和社会网络可能会对政治信任产生影响。个体参与的网络越密集, 就越有可能为了共同利益而合作, 从而有助于政治信任的形成。而且具体的关系网络能产生信任, 是因为相比于“听说某某人很可靠”的信息, “自己亲自与这个人打交道的经验会是更好的信息”, 紧密、亲切、熟悉的关系打开了信息通道, 减少了操纵和欺骗的机会 (什托姆普卡, 2005)。因此, 本文进一步引入“村干部数量”和“大姓家族”等关键变量。其中, “村干部数量”为连续变量, “大姓家族”为虚拟变量。

(2) 人际信任。政治信任会受到人际信任的影响, 因为农户的信任主要源自与家人和私人关系圈的交往, 并可普化到陌生人、公共机构甚至更抽象的国家和政府组织。本文采用题项“一般来说您觉得与您打交道的人是可信的”测量一般人际信任, 采用李克特五点式评分进行测量。

(3) 地区和村庄变量。地区经济发展水平对政治信任的作用方向并不一致: 一方面, 较高的发展

水平可能通过增加农民的利益关联、诱导公民政治参与来促进政治信任；另一方面，地区经济发展水平越高，社会分化程度可能越高，处于较低收入水平的农民的相对被剥夺感可能越强烈，从而削弱政治信任。因此，本文设置地区虚拟变量，样本户为广州赋值为1，否则赋值为0。村庄的禀赋条件及历史因素亦可能影响农民政府信任，因此本文进一步控制村庄人口数、村庄人均收入、村庄交通条件和村庄形成时间等变量。统计描述见表4。

表4 控制变量统计描述

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	最小值	最大值
男性	户主性别是否为男性：否=0，是=1	0.725	0.447	0	1
年龄	户主实际年龄（岁）	51.549	12.375	21	86
受教育年限	户主实际受教育年限（年）	7.843	3.442	0	16
党员	户主是否为党员：否=0，是=1	0.154	0.362	0	1
村干部数量	家庭成员是村干部的人数（人）	0.150	0.371	0	2
大姓家族	农户是否属于大姓家族：否=0，是=1	0.674	0.469	0	1
农业收入占比	2017年农户农业收入占总收入的比重（%）	0.262	0.328	0	1
务农劳动力占比	2017年农户务农劳动力占家庭总劳动力的比重（%）	0.513	0.334	0	1
承包地细碎化程度	2017年农户承包地块的平均面积（每块亩数）	1.183	2.088	0	34
人际信任	户主人际信任评分：1=非常不认可，2=比较不认可，3=一般，4=比较认可，5=非常认可	3.966	0.852	1	5
村庄人口数	2017年底村庄人口数（人）	2522.598	1717.855	900	8120
村庄人均收入	2017年村人均年收入（元）	10486.03	5815.28	4000	26300
村庄交通条件	从村庄到县城搭乘交通工具单程需要的时间（小时）	0.488	0.253	0.17	1
村庄形成时间	1=1948年及以前，2=1949年至1977年，3=1978年至2007年，4=2008年至今	1.123	0.328	1	2
地区虚拟变量	是否为广州的样本户：否=0，是=1	0.500	0.501	0	1

4.模型选取。由于本研究中两个被解释变量为中央信任和地方信任，均为1至5的有序变量，因此可以采用Ordered Probit或Ordered Logit模型（伍德里奇，2016）。本文采用Ordered Probit（oprobit）模型，基准模型设定如（1）式：

$$y_i = F(\beta fairness_{ij} + \gamma X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

其中， y_i 是被解释变量，分别为中央信任和地方信任。 $fairness_{ij}$ 是解释变量公平感知，取值为1至5的有序变量， j 取值为1、2、3、4，分别表示公平感知的四个维度。 X_i 为控制变量。 $F(\cdot)$ 为某非线性函数，具体形式为：

$$F(y_i^*) = \begin{cases} 1 & y_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \vdots \\ k & \mu_{k-1} < y_i^* \end{cases} \quad (2)$$

其中， y^* 是 y 的背后存在不可观测的潜变量，满足：

$$y_i^* = \beta \text{fairness}_{ij} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{k-1}$ ， μ_1 、 $\mu_2 \dots \mu_{k-1}$ 称为切点，均为待估参数（陈强，2014）。

四、实证检验

（一）基准回归：公平感知对政治信任的影响

1. 分类回归。本文使用oprobit模型检验公平感知对政府信任的影响。结果见表5。由结果可知，人际公平对中央信任有显著的正向影响，结果公平、信息公平、程序公平和人际公平对地方信任有显著的正向影响。在控制变量中，家庭农业收入占比越高的农户对于中央和地方信任越低，这在一定程度上说明，在农业劳动力流动的社会背景下，家庭农业收入占比越高，意味着非农收入空间有限，相对可能会产生一定的“剥夺感”，进而降低对政府的信任（Li，2004）。人际信任、村庄形成时间对地方信任均有显著正向影响；女性的中央信任相对于男性更高；经济发达地区（广州）的农户相对于经济欠发达地区（韶关）的农户，对中央信任更高，这与以往文献研究结果是一致的。

表5 公平感知对政府信任的影响

变量	中央信任	地方信任
结果公平	-0.017 (0.080)	0.170** (0.069)
程序公平	0.032 (0.085)	0.138** (0.055)
信息公平	0.047 (0.056)	0.138* (0.078)
人际公平	0.120** (0.060)	0.110* (0.064)
男性	-0.393* (0.208)	-0.179 (0.133)
年龄	-0.019 (0.037)	0.024 (0.035)
年龄平方项	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
受教育年限	0.044 (0.085)	-0.120 (0.080)
受教育年限平方项	0.002 (0.005)	0.006 (0.004)
党员	-0.166 (0.280)	0.070 (0.171)
村干部数量	0.379 (0.252)	0.278 (0.191)
大姓家族	-0.124 (0.145)	-0.147 (0.107)
农业收入占比	-0.446** (0.214)	-0.466*** (0.177)
农业劳动力占比	0.444 (0.276)	-0.053 (0.178)
承包地细碎化程度	-0.997 (1.415)	0.148 (0.518)
人际信任	0.131 (0.093)	0.261*** (0.068)
村庄人口数	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
村庄人均收入	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
村庄交通条件	-0.330 (0.427)	0.046 (0.441)
村庄形成时间	0.240 (0.262)	0.464** (0.200)

地区虚拟变量	0.499** (0.210)	0.331 (0.238)
/cut1	-1.118 (1.086)	1.492 (0.892)
/cut2	-0.227 (0.974)	2.171** (0.888)
/cut3	0.291 (0.996)	3.009*** (0.908)
/cut4	0.830 (1.014)	4.274*** (0.897)
伪决定系数	0.076	0.117
样本量	408	408

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；②括号内为行政村水平的聚类稳健标准误。

由于 Ordered Probit 模型的参数意义不直观，上表中的结果只能从显著性和参数符号上给出有限信息。因此，本文进一步计算出核心解释变量在均值处对中央信任和地方信任的边际效应（连玉君等，2014），结果见表 6。以人际公平对中央信任的边际效应为例解读表 6：当所有解释变量处于均值时，人际公平感知每增加 1 单位，中央信任为“完全不信任”的概率下降 0.002，为“比较不信任”的概率下降 0.007，为“一般信任”的概率下降 0.009，为“比较信任”的概率下降 0.012，为“完全信任”的概率上升 0.030。因此，人际公平感知越高，中央政府信任越高。

表6 公平感知对政府信任的边际效应

变量	赋值	结果公平	程序公平	信息公平	人际公平
中央信任	1=完全不信任	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)
	2=比较不信任	0.001 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.007 (0.004)
	3=一般信任	0.001 (0.006)	-0.002 (0.007)	-0.004 (0.004)	-0.009 (0.005)
	4=比较信任	0.002 (0.008)	-0.003 (0.009)	-0.005 (0.006)	-0.012 (0.007)
	5=完全信任	-0.004 (0.020)	0.008 (0.021)	0.012 (0.014)	0.030 (0.015)
地方信任	1=完全不信任	-0.011 (0.005)	-0.009 (0.004)	-0.009 (0.005)	-0.007 (0.005)
	2=比较不信任	-0.014 (0.006)	-0.012 (0.004)	-0.012 (0.007)	-0.009 (0.005)
	3=一般信任	-0.022 (0.011)	-0.018 (0.008)	-0.018 (0.010)	-0.014 (0.008)
	4=比较信任	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)
	5=完全信任	0.050 (0.021)	0.041 (0.016)	0.041 (0.023)	0.032 (0.019)

注：①括号内为行政村水平的聚类稳健标准误；②控制变量同表5，限于篇幅省略，如有需要请向作者索取。

2.引入“整体公平感知”的回归。农户农地确权的公平感知如果通过四个维度进行测量，可能在公平概念刻画上存在偏误，因此，进一步采用农户“整体公平感知”变量进行分析。题项设置为“您觉得农地确权整体而言公平吗？”，采用李克特五点式由低到高评分。

首先，检验“整体公平感知”与“公平感知”各个维度之间 Spearman 相关性。结果见表 7，整体公平感知与公平感知四个维度均显著相关。

表7 整体公平感知与公平感知四个维度的Spearman相关性

变量	结果公平	程序公平	信息公平	人际公平
整体公平感知	0.609***	0.366***	0.450***	0.243***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

接下来，使用 *oprobit* 模型检验“整体公平感知”对政府信任的影响，结果见表 8。结果表明，农户整体公平感知对中央政府信任影响不显著，对地方政府信任在 1% 统计水平上存在显著正向影响。整体公平感知对中央政府信任影响不显著可能的原因在于：第一，尽管农地确权是由中央政府发动的，但具体的实施与推进却是由地方政府运作的，因此整体的公平感知更多地由地方政府实施中的差异所决定；第二，整体公平感知是包括公平感知四个维度在内的主观评价，由于损失厌恶，人们可能会对不同维度上不同水平的公平感知进行策略性选择整合或者分离以获得最大效应（贾斯特，2017）。所以，前述人际公平的显著影响在整体公平感知的主观“编辑”后不再显著。

表8 整体公平感知对政治信任的影响

变量	中央信任	地方信任
整体公平感知	0.100 (0.067)	0.206*** (0.063)
控制变量	控制	控制
伪决定系数	0.068	0.081
样本量	408	408

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 5，限于篇幅省略，如有需要请向作者索取。

（二）内生性问题讨论

上述模型设定可能存在内生性问题。具体而言：第一，整体公平感知与地方信任可能互为因果。其中，要处理的一个关键问题是，由于过往的政策经历所形成的农户对地方政府的信任，可能反过来会影响确权的公平感知。第二，由于无法得知在确权之前农户的政策公平感知情况，故无法进行随机分组，因此可能会存在样本自选择问题。第三，政策公平感知可能与某些不可观测的个体特征相关（比如个人的情绪和心理状况等）。

为此，本文选择在农地确权过程中“您感觉到的村内其他农户相互间的纠纷多吗”的题项（李克特五点式主观自评法，其中 1 分表示完全同意，5 分表示完全不同意），即将“村民之间的纠纷”作为工具变量。已有研究表明，在征地利益分配实践中，村民与村干部之间的矛盾实际上远不如发生于村民之间的矛盾那么普遍和激烈（邢朝国，2014），反映的是分配公平性的“合意”程度。尤其是，本文考虑此工具变量是在控制住农户的人际信任前提下，由农户所感受到的村内其他农户发生纠纷的程度。从逻辑上来说，村内农户之间的纠纷可能会因为同群效应影响农户的农地确权政策公平感知，但却不会直接影响农户自身对政府的信任。因此，选择“村民之间的纠纷”作为工具变量既满足工具变量与内生解释变量的相关性要求，而又满足与扰动项不相关的排他性约束要求（陈云松，2012）。

由于自变量“整体公平感知”是有序变量，可以使用扩展回归模型（Extended regression model）框架中的 *Eoprobit* 进行处理，此模型对应因变量可以是有序变量（Lindsey，2018）。使用 *Eoprobit* 方法进行两个回归，内生变量回归以整体公平感知为因变量，对工具变量和外生解释变量作 *oprobit* 回归；主回归是以地方信任为被解释变量的 *oprobit* 模型，解释变量是整体公平感知和外生解释变量。如果这两个回归等式的误差项具有显著相关性，则说明存在内生性。检验结果见表 9。

表9 内生性分析结果

变量	Eoprobit		OLS	IV—2SLS	
	主回归	内生变量回归		OLS	第一阶段回归
	地方信任	整体公平感知	地方信任	地方信任	整体公平感知
整体公平感知	0.524*** (0.167)	—	0.192*** (0.059)	1.024** (0.420)	—
村民之间的纠纷	—	0.141** (0.040)	—	—	0.114*** (0.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
调整拟合优度	—	—	0.207	—	0.070
样本量	408	408	408	408	408
模型残差项相关性	-0.364** (0.175)	—	—	—	—
瓦尔德检验值	127.18***	—	—	71.15***	—

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号内为稳健性标准误；③Eoprobit 中两阶段均采用 oprobit 模型；④控制变量同表 5，限于篇幅省略，如有需要请向作者索取。

在 Eoprobit 模型中，主回归模型中整体公平感知对地方信任有正向显著影响，系数为 0.524，相对表 8 中系数变大，且标准误相对表 8 中的标准误增加了一倍多，表明 IV 估计会导致潜在的有效性损失；内生变量回归结果表明，工具变量对整体公平感知存在显著正向影响，这也检验了工具变量满足相关性原则；残差项相关性检验表明，主回归和内生变量回归模型的相关性显著，接受原假设，说明整体公平感知作为自变量存在内生性。在经过内生性处理后，主回归结果与表 8 模型中的影响方向和显著性一致，整体公平感知对地方信任在 1%统计水平上存在显著正向影响。

作为对照，本文进一步使用 OLS 估计和工具变量 2SLS 进行检验。OLS 回归结果显示，整体公平感知对地方信任的回归系数为 0.192，且存在显著影响，与表 8 中的 oprobit 模型系数的方向和显著性一致。接着用工具变量 2SLS 缓解其中的内生性问题，结果显示，整体公平感知 IV 估计的系数为 1.024，对地方信任有显著影响，此系数高于 OLS 估计的系数 0.192，且标准误也比 OLS 的大。IV-2SLS 估计的 DWH 检验结果 ($p=0.033$) 表明拒绝整体公平感知是外生变量的原假设，所以可以认为它是内生的。此外，在第一阶段回归中，联合显著性检验 F 值大于 10 (Stock and Watson, 2012)，因此不存在弱工具变量问题。

(三) 进一步的讨论：农地确权效率的异质性分析

严格来说，对公共政策响应机理及其绩效的分析，应该包含公平与效率两个层面 (Mason and Kluegel, 2000)。鉴于前文关注政治信任的公平性响应，因此有必要进一步讨论效率问题。公共政策的响应，不仅源于公平性感知所决定的政治信任，而且政策实施效率也会影响人们的政治信任。

如前所述，2013 年全面推进的农地确权工作，在全国各地存在进度不一的情形，从而同样为本文观察公共政策的实施效率提供了一个准自然实验。本文用农地确权的进度，即农户是否领取确权证书来测度公共政策实施效率。农地确权证书的发放，一般在县级政府制证盖章后按批次发到行政村，行政村再通知农户签字领取。本文以 2018 年 7 月 31 日为时间节点，询问样本农户“是否领取农地确权证书”。问卷结果表明，在 408 个样本农户中，有 254 个农户已经领取证书，154 个农户尚未领取证书。

为此，将是否领取确权证书作为分组依据，对政治信任进行组间差异检验，结果见表 10。

表10 农地确权效率分组检验

变量	领取组	未领取组	系数差异
中央信任	4.571	4.838	-0.267*** (0.077)
地方信任	3.772	4.000	-0.228 (0.140)
样本量	254	154	

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；②括号内为行政村水平稳健性标准误。

由表 10 可以发现，农民的中央政治信任存在显著组间差异，且“未领取组”的中央信任和地方信任均值均高于“领取组”，但是地方信任的组间差异不显著，说明在确权政策实施中农户是否实际领证对地方信任并不产生明显的影响。原因可能是，领取确权证书是中央政府政策设计的一部分，农民能够预期，地方政府迟早会在规定时间内必须落实中央政策并将证书发到自己手中，所以地方信任反映在领证效率上的差异不显著。另外，公平感知四个维度、整体公平感知的组间差异不显著，控制变量中除农业收入占比有显著差异外，其他变量组间差异不显著，因篇幅所限，结果未列入上表。

以“是否确权颁证”作为政策实施的效率指标，文章使用 *oprobit* 模型做进一步分组回归检验（为节省篇幅起见，将四个维度的公平感知与整体公平感知分别作为解释变量的两个回归的计量结果汇集于表 11）。表 11 说明，在区分确权效率后，公平感知对政治信任的影响仍然是稳健的，但影响的维度和程度存在异质性。在“领取组”，由于农户已经完整参与确权政策实施，此时，整体公平感知对中央信任和地方信任均存在显著影响，公平感知三个维度影响中央和地方政府政治信任的方向与显著性基本不变，但是人际公平对地方信任影响不显著。在“未领取组”，结果公平和人际公平对地方政治信任存在显著的正向影响，整体公平感知只对地方信任有显著影响，可能是因为未领取证书意味着中央政策并未完全落实，因此中央信任并未受到影响，而地方政府是中央政策的贯彻实施者，农户的整体公平感知会集中表达为对地方政府的信任。可见，公平感知作为主观性指标在检验政策响应上是可信的，但往往需要农户在完整参与政策实施后才能更加有助于提升各层级政府信任。

表11 农地确权政策的公平、效率对政治信任的影响

变量	领取组 (n=254)		未领取组 (n=154)	
	中央信任	地方信任	中央信任	地方信任
结果公平	-0.002 (0.113)	0.232** (0.093)	-0.104 (0.195)	0.249** (0.076)
程序公平	0.011 (0.140)	0.154* (0.081)	0.177 (0.142)	0.150 (0.116)
信息公平	0.096 (0.091)	0.172* (0.100)	-0.034 (0.102)	0.019 (0.129)
人际公平	0.154* (0.080)	0.055 (0.066)	0.055 (0.154)	0.293*** (0.115)
整体公平	0.161** (0.069)	0.210** (0.091)	-0.015 (0.120)	0.249*** (0.086)
控制变量	控制	控制	控制	控制

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；②括号内为行政村水平的聚类稳健标准误；③控制变量同表5，限于篇幅省略，如有需要请向作者索取。

公共政策实施的完整性对于公平感知非常重要。由于“领取证书”是农地确权工作最后的也是最

为关键的一环，因而是否签字领取证书隐含着重要的信任机理。进一步分析表 11 可以发现：首先，“确实权、颁铁证”，让农民吃上“定心丸”，是各级政府对农民的承诺，一旦农民能够如期领取证书，意味着承诺兑现，因此在“领取组”，农民的各类公平感知均能够提升政治信任。其中，经由多次张榜公示和农户反复签印确认并最后获得的确权证书，是农户对地方政府政策操作“一致同意”的结果，由此农户所感知的信息公平、程序公平与结果公平，能够显著提升农户对地方政府的信任。由于“一致同意”隐含着自愿性、平等性与排他性，表达了政治的民主性与产权的主体尊重，农民往往将其归功于中央政府。因此，农户基于证书获得所感知的人际公平，能够显著改善对中央政府的政治信任。其次，在确权证书获取之前，确权尚未完成，信息流动与程序实施在农户个体层面存在难以直接观察和监督的特征，因此这两类公平感知在领证之前无法生成农民对地方政府信任，而只能根据公开张榜的各家分地结果以及与村干部互动的公平性进行评价。由于政策的具体实施主体是地方政府，所以结果公平和人际公平能够增强农户的地方信任。最后，值得注意的是，无论是“领取组”还是“未领取组”，农户对结果公平的感知均弱化了对中央信任（尽管不具显著性），可能原因是，中央政府要求在 2018 年底完成农地确权颁证，地方政府按照中央政府的工作要求，参照以往承包期的分配方案，农户即可获得个人纵向层面的结果公平感知，提升地方政府信任。但是各级政府又往往层层加码要求提前完成任务，从而导致“赶进度”和“区际攀比”，引发强制命令与官僚主义作风，而且地方政府可以将这些负面影响简单归因于上级政府的政策要求或者压力导致，农地确权变成为发证而发证，由此农户可能在与其它农户进行比较的横向结果公平上感知水平较低，降低了中央政府信任。当然，关于纵向和横向结果公平对中央信任和地方信任的差异性影响，需要在现有研究基础上做进一步完善和验证。

五、结论和讨论

政府公共政策的有效实施，在满足个体公平诉求时，可以提高政治信任，进而降低社会运行的交易成本，有利于社会经济的长期稳定与发展。本文以康芒斯所界定的交易类型为基础，通过“交易类型—公平感知—政治信任”的研究框架，解释农户对公共政策的响应机理。其中，政策实施中的相关利益主体包括中央政府、地方政府和农户，主体之间形成管理交易、限额交易和谈判交易的组合，并分别催生农户不同的公平诉求，包括中央政府与农户之间形成的管理交易催生的信息和人际公平诉求、地方政府与农户之间形成管理交易催生的结果公平诉求、限额交易催生的信息和程序公平诉求、谈判交易催生的人际公平诉求。不同的公平诉求及其感知，决定了农户对各层级政府的政治信任与公共政策响应。

以农地确权政策为具体研究对象，本文对公平感知影响政治信任进行实证检验。结果表明，公平感知能够影响政治信任且具有稳健性。结果公平、过程公平、人际公平和信息公平对于地方信任均具有显著影响，重要程度基本相当；中央信任主要源自人际公平，而这类公平是传达中央政策过程中，农户与地方政府代理人村干部人际互动产生的。由此可见，农地确权政策的信息公平可能由于媒体渠道传达的同质性在农户个体中达到饱和，因此未能影响中央政治信任。不过，区分并厘清人际公平中政府的政策传达和政策实施的差异及其影响效应，是进一步研究需要重视的问题。

本文的政策启示是：第一，公共政策实施中需要兼顾地区发展水平差异与农户禀赋差异，因地制宜地完善各级政府执政水平，以提升政治信任。首先，中央政府更容易在经济较发达地区获得更高的信任水平。其次，良好的村庄人际信任对于提升中央信任、增强农户对基层村干部的信任具有积极作用。值得注意的是，村庄历史越长，血缘和地缘带来的人际关系与利益可能更加错综复杂，对地方政府代理人的行动选择产生更大限制，进而产生更低的地方信任。最后，扩宽非农就业渠道，让农村劳动力具有比较收益选择空间，增加农户家庭农外收入，可以改善政治信任。第二，鉴于政策的实施效率能够显著影响农户的政治信任，因此，农地确权的后续工作应该注意两方面的问题：一是在农地确权政策“回头看”中，强化确权证书发放的督查工作非常重要；二是在进一步的农地确权工作中，鉴于政绩锦标赛导致的区际攀比，可能会对中央政府的信任带来损伤，因此，应该允许并鼓励地方政府根据实际情况因地制宜进行适度的策略性选择。显然，后者对广泛的公共政策及其实施并获得广大农民的响应具有启迪意义。

参考文献

1. 艾尔东·莫里斯、卡洛尔·麦克拉吉·缪勒，2002：《社会运动理论的前沿领域》，刘能译，北京：北京大学出版社。
2. 彼得·什托姆普卡，1999：《信任：一种社会学理论》，程胜利译，北京：中华书局。
3. 陈强，2014：《高级计量经济学及 Stata 应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
4. 陈云松，2012：《逻辑，想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第 6 期。
5. 大卫·R·贾斯特，2017：《行为经济学》，贺京同、高林译，北京：机械工业出版社。
6. 方雷、赵跃妃，2017：《关于差序政府信任研究的文献考察》，《学习与探索》第 10 期。
7. 弗朗西斯·福山，2001：《信任——社会美德与创造经济繁荣》，彭志华译，海口：海南出版社。
8. 胡荣，2007：《农民上访与政治信任的流失》，《社会学研究》第 3 期。
9. 加塔诺·莫斯卡，2002：《统治阶级》，贾鹤鹏译，南京：译林出版社。
10. 杰弗里·M·伍德里奇，2016：《横截面与面板数据的计量经济分析（上册）》，胡棋智、胡江华、王忠玉译，北京：中国人民大学出版社。
11. 李艳霞，2014：《何种信任与为何信任？——当代中国公众政治信任现状与来源的实证分析》，《公共管理学报》第 11 期。
12. 李砚忠，2007：《政府信任：一个值得关注的政治学问题》，《中国党政干部论坛》第 4 期。
13. 连玉君、黎文素、黄必红，2014：《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》，《经济学（季刊）》第 4 期。
14. 刘亚、龙立荣、李晔，2003：《组织公平感对组织效果变量的影响》，《管理世界》第 3 期。
15. 罗家德、帅满、杨鲲鹏，2017：《“央强地弱”政府信任格局的社会学分析——基于汶川震后三期追踪数据》，《中国社会科学》第 2 期。

16. 吕书鹏、肖唐镖, 2015: 《政府评价层级差异与差序政府信任——基于 2011 年全国调查数据的实证研究》, 《北京行政学院学报》第 1 期。
17. 麻宝斌, 2012: 《社会正义与政府治理: 在理想与现实之间》, 北京: 社会科学文献出版社。
18. 宋少鹏、麻宝斌, 2008: 《论政治信任的结构》, 《行政与法》第 8 期。
19. 唐文方, 2008: 《中国民意与公民社会》, 胡赣栋、张东锋译, 广州: 中山大学出版社。
20. 肖唐镖、王欣, 2011: 《“民心”何以得或失——影响农民政治信任的因素分析: 五省(市) 60 村调查(1999~2008)》, 《中国农村观察》第 6 期。
21. 肖唐镖、赵宏月, 2019: 《政治信任的品质对象究竟是什么?——我国民众政治信任的内在结构分析》, 《政治学研究》第 2 期。
22. 邢朝国, 2014: 《村民自治与征地补偿费的村级分配》, 《社会学评论》第 10 期。
23. 薛立勇, 2014: 《政府信任的层级差别及其原因解析》, 《南京社会科学》第 12 期。
24. 约翰·康芒斯, 2017: 《制度经济学》, 赵睿译, 北京: 华夏出版社。
25. 张明新、刘伟, 2014: 《互联网的政治性使用与我国公众的政治信任》, 《公共管理学报》第 1 期。
26. Adams, J. S., 1965, “Inequity in Social Exchange”, *Advances in Experimental Social Psychology*, 2: 267-299.
27. Bies, R.J., and D. L. Shapiro, 1987, “Interactional Fairness Judgments: The Influence of Causal Accounts”, *Social Justice Research*, 1(2), 199-218.
28. Coase, R. H., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economica*, 4(16), 386-405.
29. Coleman, J. S., 1988, “Social Capital in the Creation of Human Capital”, *The American Journal of Sociology*, 94:95-120.
30. Colquitt, J. A., D. E. Conlon, M. J. Wesson, C. O. Porter, and K. Y. Ng., 2001, “Justice at the Millennium: A Meta-analytic Review of 25 Years of Organizational Justice Research”, *Journal of Applied Psychology*, 86(3):425.
31. Easton, D., 1965, *A Systems Analysis of Political Life*, New York: John Wiley and Sons.
32. Greenberg, J., 1990, “Organizational Justice: Yesterday, Today, and Tomorrow”, *Journal of Management*, 6(1):399-432.
33. Lei, X., and J. Lu, 2016, “Revisiting Political Wariness in China’s Public Opinion Surveys: Experimental Evidence on Responses to Politically Sensitive Questions”, *Journal of Contemporary China*, 26 (104) :213-232
34. Leventhal, G. S., J. Karuza, and W. R. Fry, 1980, “Beyond Fairness: A Theory of Allocation Preferences”, *Justice and Social Interaction*, 3(1): 167-218.
35. Li, L., 2004, “Political Trust in Rural China”, *Modern China*, 30(2): 228-258.
36. Lindsey, C., 2018, “ERMs, simple tools for complicated data”, *2018 Stata Conference*. No. 26. Stata Users Group.
37. Mason, D. S., J. R. Kluegel, and L. A. Khakhulina, 2000, *Marketing Democracy: Changing Opinion about Inequality and Politics in East Central Europe*, Lanham: Rowman & Littlefield Publishers.
38. Stock, J., and M. Watson, 2012, *Introduction to Econometrics (3rd edition)* † London: Person Education Limited.
39. Sweeney, P. D., and D. B. McFarlin, 1997, “Process and Outcome: Gender Differences in the Assessment of Justice”, *Journal of Organizational Behavior*, 18(1):83-98.

40. Yochi, C., and P. Spector, 2001, "The Role of Justice in Organizations: A Meta-analysis", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 86(2): 278-321.
41. Thibaut, J.W., and L. Walker, 1975, *Procedural Justice: A Psychological Analysis*, Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
42. Tversky, A., and D. Kahneman, 1986, "Rational Choice and the Framing of Decisions", *Journal of business*, 59(4): 251-278.
43. Williamson, O., 1975, *Market and Hierarchies*, New York: Free Press.

(作者单位：华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑：光明)

Public Policy and Its Response: An Explanation Based on Rural Households' Trust Mechanism

Zhong Wenjing Luo Biliang

Abstract: Based on a research framework of "Transaction Formula—Fairness Perception—Political Trust", this article analyzes the response logic of public policies in rural China. Public policy response relies on political trust, which can reduce the transaction costs of policy implementation. Its internal mechanism is that different levels of governments and individuals constitute a combination of Commons-type transaction formula in the process of policy response, which in turn leads to individuals' different fairness claims, and ultimately affects their political trust at different levels. This study takes the land rights certification policy as an example, regards political trust as the proxy variable of rural households' response to agricultural policy, uses rural households' survey data in Guangdong Province, and conducts an empirical analysis. It finds that results fairness, procedural fairness, information fairness and interpersonal fairness significantly improves the political trust of rural households in local governments, and interpersonal fairness significantly improves their political trust in the central government. The empirical results are still robust after interpersonal trust, family political capital and social networks, village endowment and historical factors are controlled. It implies that in the implementation of rural public policies, encouraging the realization of multi-dimensional fairness and prudently treating the efficiency of policy promotion have important practical significance, which can enhance rural households' political trust and stimulate social vitality.

Key Words: Public Policy; Transaction Formula; Fairness Perception; Political Trust; Land Rights Certification