

地权稳定性、非正式治权与务工农民性别差异

孟晓志^{1, 2}, 谢琳^{1, 2}

(1. 华南农业大学 国家农业制度与发展研究院, 广东 广州 510642;

2. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

摘要: 地权稳定性对农村劳动力非农转移的影响已经备受关注, 但对外出务工农民性别差异的讨论尚不多见。基于宗族非正式组织在乡村治权中的重要作用, 本文利用中国劳动力动态调查 (CLDS) 2016 年和 2018 年两期面板数据, 采用固定效应模型分析了地权稳定性与不同性别劳动力非农转移之间的内在关联性。研究结果表明: 首先, 基准回归结果表明, 农地调整表征的地权不稳定对男性劳动力外出务工具有显著的抑制作用, 对女性劳动力外出务工影响不显著。其次, 机理分析结果表明, 村落宗族非正式治权的强弱是影响男性劳动力外出务工选择的关键情境。其一, 宗族绝对势力的强弱使得地权稳定性对男性劳动力外出务工的影响产生分化。其二, 与宗族相对势力对比非均衡相比, 宗族相对势力对比均衡可以有效弱化地权不稳定对男性劳动力外出务工的抑制作用。其原因在于, 相互制衡的宗族非正式治权在一定程度上弱化了地权变动对农地纠纷产生的影响, 确保农地调整中土地分配相对公平, 从而起到维护地权稳定的作用。本文的结论对于理解劳动力转移过程中的性别差异现象, 以及如何发挥非正式组织在乡村治理中的积极作用具有重要的政策含义。

关键词: 地权稳定性; 非正式治权; 务工农民性别差异

中图分类号: F301.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2023)10-0031-13

一、问题的提出

随着工业化和城市化的快速发展, 中国农村劳动力涌向城市的非农转移已成为重要的社会经济现象。最近十多年来, 中国外出务工的农村劳动力总量每年持续高达 1.5 亿人, 且总体稳中有升。其中, 一个值得关注的重要现象是, 外出务工劳动力中的男性与女性的数量存在显著差异, 尤其是 2009 年以后男女性别对比更为明显。国家统计局数据显示, 2009 年之前外出务工劳动力中男性约为女性的 1.60—1.70 倍, 2020 年则增加为 2.32 倍, 呈现出性别差异不断扩大的态势。

王汉生等^[1]指出, 基本政策和制度框架, 以及这些政策和制度框架所提供的特定机会、渠

收稿日期: 2023-08-08

基金项目: 国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”(71933004); 广东省哲学社会科学创新工程特别委托项目“农民共同富裕的生态逻辑及其实现路径”(GD22TWCXGC08); 广东省哲学社会科学规划特别委托重点项目“清远高质量发展研究”(GD23WTC02-08); 国家自然科学基金青年项目“非农转移、代际转换与农地撂荒发生机理研究”(72203064); 广东省社会科学规划青年项目“农地撂荒的发生机理及其政策启示: 基于农户承包地规模的考察”(GD22YGL20)

作者简介: 孟晓志 (1991-), 男, 山东齐河人, 博士研究生, 主要从事农业发展、农业经济和制度经济研究。E-mail: mengxiaozhiyouxiang@foxmail.com

谢琳 (通讯作者) (1983-), 男, 湖南涟源人, 副教授, 博士, 主要从事农业经济和制度经济研究。E-mail: xielin@scau.edu.cn

道或限制,对农村人口向城市迁移具有主导作用。事实上,回顾中国农村的变革历程不难发现,劳动力的非农转移并非是要素市场发育的独立事件,而是与农村土地产权制度紧密相关^[2]。中国于2009年开展了新一轮的农地确权,目的在于进一步提高农地产权的稳定性。这恰好与劳动力外出务工性别分化的突变阶段相契合。Janvry等^[3]的研究表明,在农村劳动力非农转移过程中,地权不稳定对劳动力非农转移具有显著的抑制作用。孟晓志和李尚蒲^[4]认为,农地产权稳定性提高,则会促进劳动力非农转移。尤其是,农地产权稳定性的提高能够有效释放农村男性劳动力。由此可以推断,农地产权稳定性的改善可能是劳动力外出务工性别分化的重要诱因。

中国现行的农地制度是以农户为产权主体的家庭联产承包责任制,其在一定程度上带有“均田制”的色彩。在土地集体所有的前提下,保障公平性的地权均分成为地权制度实施的一个重要层面。既然土地要素在农户之间是按家庭人口或劳动力数量平均分配,所以当人地关系发生增减变化时,原有的土地分配均衡被打破,往往诱发频繁的农地调整以满足农户对地权平等的诉求^[5]。因此,农地调整一度成为中国农村普遍发生的现象。农地调整隐含着农地产权弱化并使农户地权排他性降低,诱发村庄内部地权博弈与竞争的周期性现象,由此决定了村庄必须通过自发的行动秩序来维护土地权益,而这种自发的行动秩序又源于村社和家户两个层面。

从村社层面看,村社自治和乡村非正式规范对于维持村社行动秩序具有重要作用。由于乡村法治建设不完善,农户对法律的认可度较低,乡村非正式制度安排成为一种有效的自我治理模式,从而也使得非正式的乡村治理规范在地权配置中发挥着重要作用^[6]。一直以来,村落宗族在维持乡村秩序、形塑乡村文化和供给乡村公共产品等方面扮演着重要角色。尤其是宗族内部的族规和习俗已成为配置土地资源的内在约束,使得宗族与土地产权的界定紧密相关,由宗族传统形成的村庄资源配置方式也成为与村庄地权自发变更相关联的重要实现机制^[7]。由此可见,地权变更中村社行动秩序的表达将在一定程度上取决于宗族这一非正式治权。从家户层面看,自发的行动秩序的表达也表现为产权主体行为能力的强弱^[5]。产权经济学对产权赋权和产权行使两个概念进行了区分,明晰的赋权是重要的,但产权主体行使产权的行为能力的强弱同样重要^[8]。家庭联产承包责任制对农户的赋权及权利边界的法律规定是清晰的,保证了农户所拥有的相对独立的排他性产权。但体现主体产权行使及其行为能力的一个重要方面是其对产权的实际使用和操作,受法律成本和知识不完备的影响,农地产权界定往往是不完全的,总是存在界定模糊的部分权利。针对这部分权利,产权主体的行为能力对产权由谁来行使具有决定性作用。即使产权在法律上能够明确界定清楚,产权主体能否完全地行使其赋权也取决于其行为能力的大小^[9]。

然而,在隐含产权不稳定的农地调整中,宗族在地权分配中的身份却具有双重性,既可能成为维护公平性的“代理人”,亦可能转变为破坏地权稳定性的利益“攫取者”^[10]。在乡村社会,村落可能由多个宗族共同组成,每个宗族都是由血缘关系所构成的紧密共同体,对处于宗族内的个体家庭而言,宗族可以对每个家庭关系进行整合形成“公”的权威,但在宗族之外或与其他宗族的交往中,宗族又带有“私”的性质^[11]。在宗族对内“公”而对外“私”的关系下,从单个宗族的绝对力量看,由宗族形成的绝对势力对内部成员的诸如土地等资源起到了良好的保护作用。但从多个宗族对比情形看,一个村落内部只有存在相对力量对比均衡的多个宗族,或许才能实现村落治权的平衡。具体到地权保护层面,村落内部存在相互制衡的宗族,可以实现村落治权的平衡,并对地权起到保护作用。但如果宗族力量对比不均衡,则会对农地调整中的赋权公平性构成威胁,甚至可能更易引发农地纠纷。村落中的农户往往以家庭为基本单位,在村落复杂的宗族关系之外,地权博弈的结果同样取决于农户家庭整体的行为能力。换言之,当宗族力量对比不均衡而不能对地权公平性产生有效保护时,农地调整中形成的竞争性的地权将更多地表达为农户彼此之间家庭力量的对比与角逐^[4]。传统村落社会中的男性相对于女性往往在地位、力量和权利等方面更有优势,故单个家庭在经济社会活动中的排他性和谈判能力的强弱通常由男性表

达^[12]。显而易见,家庭中男性群体成为农地调整过程中对结果具有决定性作用的核心力量,男性的“在位”数量也就成为一个家庭在地权博弈和竞争中行为能力强弱的体现。

基于产权不稳定和其竞争结果主要依赖于男性“在位”参与的特性,村落家庭中的男性将与农业生产紧密“捆绑”。同时,男耕女织的传统所形成的家庭分工使女性主要从事料理家务、照顾老人和抚育子女等家庭内部事务。村落中男性与女性所处境遇的不同将可能使女性的个体决策与男性有所区分,从而导致地权稳定性变化对男性劳动力和女性劳动力的外出务工决策产生不同的影响。本文所使用的中国劳动力动态调查(China Labor-Force Dynamics Survey, CLDS)2016年和2018年数据也显示,相比于未经历农地调整的农户,有农地调整经历的农户男性外出务工的比例更低,而女性的变动趋势则相对较小,且并未表现出统计意义上的显著性。

刘晓宇和张林秀^[13]指出,面对表征地权不稳定的农地调整,农户往往会采用自己“占有耕种”的行为以捍卫地权,导致劳动力锁定于农业生产,从而对农户非农转移产生抑制作用。可以进一步推断,由于男性在农地调整中所扮演的重要角色,地权稳定性主要作用于男性劳动力的就业选择,由此解释了中国农村劳动力非农转移过程中出现的性别分化现象。然而,已有研究忽略了地权稳定性对农村劳动力非农转移影响的性别差异,且未将宗族这一对地权分配具有重要影响的非正式制度安排纳入分析框架。本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)2016年和2018年两期面板数据,构建了地权稳定性—非正式治权—务工农民性别差异的分析框架,探究在宗族非正式治权下,地权稳定性对不同性别劳动力转移的异质性影响,以期为农地产权政策的调整及乡村治理中如何更好地利用乡村非正式力量提供经验证据。

二、理论分析

(一) 传统乡村视域下的宗族及其与农地调整的关系

“皇权不下县,县下惟宗族”。宗族自古以来在中国乡村治理中发挥着不可替代的作用。中国的宗族制度最早源于氏族社会的父权制,以血缘、婚姻等关系组成的具有严密等级的家长式共同体形成了宗族组织的最初样态。随着历史的演进和社会的发展,宗族组织形式及其在乡村治理中的作用历经嬗变,到明清时期,宗族在乡村社会中发挥的作用达到鼎盛。这一时期的乡村社会更趋于血缘与亲缘叠加关系上的熟人社会,最突出的特征是稳定与封闭共存。宗族在组织生产、村社公共产品供给和乡村建设等方面发挥着重要的规范和调节作用,是乡村治理和乡村经济发展中的主导者^[14]。新中国成立后,集体合作式生产方式对以血缘为基础的宗族组织产生了巨大冲击,使得宗族力量日渐式微。改革开放后,“全能主义”的人民公社瓦解,国家行政命令逐步被市场经济所取代^[15]。此时,在基层政权中,国家权力“收缩”留下的部分“功能空白”被乡村宗族等非正式治权所占据,这一时期的宗族承担了维护乡村秩序的重要功能。尤其是村庄自治和村民一票制“海选”的制度化推进,使得宗族在现代乡村中持续发挥作用^[16]。可以说,宗族是贯穿中国乡村历史不可或缺的重要主体,对乡村治理的诸多方面产生了深远影响。

在中国农地集体所有的制度框架内,农户因集体成员权而被赋予参与地权分配决策的权利,这反映了农地调整具有公共选择的性质。农地调整是对集体成员所拥有的地权的再分配,同时也是合约的重新缔结。此过程既是集体共同意志的反映,同时也取决于参与者的策略互动。然而,在正式制度缺位的乡村社会,非正式制度作用尤为突出。已有研究关注到,相对于正式的法律制度,地权实施中非正式制度安排的影响不容忽视^[17]。显然,在村落社会结构中,地权的界定及实施在经过多方博弈后将达到均衡状态。宗族固有的组织性和文化地域性深刻地影响着村落的社会结构,而基于血缘和地缘关系的聚村而居的村落传统使得“权利文化网络”在农村要素配置中发挥了重要作用^[18]。法律层面的农地产权是通过村集体实施的,而村庄治权本身就与族权关系密切^[19]。尤其是在现代乡村治理中,宗族所具有的组织动员和自我治理功能在为基层治理提供

积极补益的同时, 也将在村庄产权治理中发挥重要作用。从社会意义来看, 农地调整通常是为了增加村庄人口生存空间的帕累托改进而私立的产权规则, 是在法律规范和社会保障缺失状态下, 村民自发的集体行动, 具有非正式制度安排的典型特征。而作为传统村居格局下(自然村或自然组)重要的非正式制度安排, 宗族的存在有助于资源配置自我实施, 并与地权变更紧密相关。

(二) 农地调整中的宗族博弈和农户选择

与西方的农地私有产权制度相异, 中国的农地属于集体成员共有, 农户凭借其集体成员身份无偿获得农地的承包经营权。在这样的地权制度安排下, 农户拥有的是一种有限排他性的非完全地权。集体产权天然存在的模糊性为地方政府或乡村组织干预农户地权提供了可乘之机^[20]。当考察宗族作为重要的非正式组织对地权稳定性产生影响时, 农地作为村落重要的生产资料, 其产权界定与实施必然受到宗族的影响。若村落内部宗族彼此之间能够相互制衡, 那么农地产权的界定将能够依据农户达成的协议进行, 地权分配将处于相对公平状态。反之, 如果宗族间因竞争力量强弱差距悬殊而出现彼此约束失衡, 那么资源或将被更强大的宗族所攫取。因此, 在农地调整中, 农户的非农转移决策将受到宗族非正式治权对比所形成的现实情境的影响。为此, 本文借鉴仇童伟和罗必良^[17]的研究, 构造了农地调整中基于宗族博弈的农户选择策略模型。

为简化分析, 笔者提出两个前提假定: 一是村落只存在两大宗族且双方目标都为收益最大化。二是宗族双方无地权竞争之外的休闲活动或其他非创造收益的活动, 且不存在偏好异质性。经济学家将交易框架内的努力分为生产性努力和分配性努力, 前者指的是人们对财富的创造, 后者指的是将别人的财富转化为自己的财富的付出。当产权存在约束力不足、排他性较弱, 或者相比较于生产性努力, 分配性努力的成本更低而收益更高时, 人们就会更加偏向于作出分配性努力或产生机会主义行为^[8]。假定宗族1和宗族2均把当前持有资源 r_i 用于生产性投入 m_i 和分配性投入 d_i 。其中, 生产性投入是指在农地中用于农业生产的投入, 分配性投入是指与其他宗族进行地权竞争的投入。在不区分由于地权竞争的进攻和防御活动的情况下, 两个宗族资源分配情形如下:

$$r_i = a_i m_i + b_i d_i \quad (1)$$

其中, 假定资源总量为常量, 即 $r_1 + r_2 = r$, 这表示村庄土地总量恒定, 不随宗族双方博弈行动而变化。 a_i 和 b_i 也恒为常量, 分别表示资源转化为生产投入和竞争投入的单位转换成本。那么, 生产强度和地权竞争强度的定义为:

$$M_i = m_i / r_i \quad (2)$$

$$D_i = d_i / r_i \quad (3)$$

其中, $a_i m_i + b_i d_i = 1$, 且处于稳态条件中的两大宗族都作出一次性的最佳选择。否则, 若存在多次无休止的博弈, 则村庄将陷入冲突且这种冲突最终会把其中一方“挤出”, 这显然是不现实的。假定两个宗族获取农地资源只有通过地权竞争这一途径, 且双方竞争获胜的概率分别为 p_1 和 p_2 ($p_1 + p_2 = 1$)。由此, 可以得出宗族获得的资源为:

$$r_i = p_i r \quad (4)$$

参照Hirshleifer^[21]的竞赛成功函数设定, 可以推出宗族1和宗族2竞争获胜的概率由二者投入地权竞争的资源之比和代表资源重要性的参数 w ($w > 0$) 共同决定:

$$p_1 / p_2 = (d_1 / d_2)^w \quad (5)$$

在式(5)中, 随着 w 的增加, 竞争成功概率 p_i 对 d_i 的敏感度随之提高。显而易见, 由农地资源稀缺性决定的人地关系紧张使农地成为村庄重要的生产资料, 当农地成为宗族唯一的生产资料且资源只能通过竞争的方式取得时, 资源重要性 w 将显著增加, 宗族间的竞争亦将愈发激烈。宗族竞争实力的强弱与 d_i 正相关, d_i 为宗族整体竞争资源的投入, 是构成宗族所有成员投入的合集。很显然, 在宗族整体竞争资源投入一定的条件下, 宗族规模越大, 单个成员的投入就会越

少,这使得竞争获胜的概率 p_i 对个体成员竞争投入十分敏感。假定 w 不变,随着宗族成员的增加,产生的规模优势将增加竞争获胜的概率,从而形成对其他宗族农地的“挤出”。由式(2)、式(3)、式(4)和式(5)推导得出:

$$p_1/p_2=(D_1/D_2)^{w/(1-w)} \quad (6)$$

其中, p_1/p_2 为均衡成功比率。当 w 趋近于1,即土地资源对村落内部的宗族及农户极其重要时,均衡成功比率对宗族的竞争投入将极为敏感。此时,竞争结果取决于双方竞争资源的投入,或者说取决于宗族规模的对比。村落内部宗族力量对比越不平衡,大宗族的博弈优势越明显,而小宗族或村内其他非宗族成员的权益将受到损害。进一步在两大宗族博弈均衡基础上扩展到村落整体,宗族间的博弈使得地权稳定性变化对劳动力非农转移的影响将存在于村落宗族力量均衡和非均衡两种情境。

一种情境是,宗族力量对比均衡。在地权博弈中,各个宗族投入的资源趋于一致,或者说用于竞争资源投入较少甚至趋近于零。此时,地权的界定与实施基本满足村民的公平诉求。那么,村落内部无论是大小宗族,还是其他非宗族农户个体,都会摆脱地权竞争的束缚,农户不再担心失去地权,并作出向非农部门转移的决策。另一种情境是,宗族力量对比处于非均衡状态,村落内部存在激烈的博弈与竞争:大宗族利用其组织规模优势形成对小宗族或者其他非宗族农户地权的挤占。换言之,在农地调整中,宗族产生对地权的保护,但是这种保护在一定程度上取决于村庄内部各个宗族之间势力的均衡程度,即宗族之间是否形成了一定的权力制衡,而农户对非农转移的选择也取决于宗族力量对比达成的均衡程度。

(三) 农地调整、非平衡治权与劳动力转移的性别差异

纵观古代中国,从奴隶社会到封建社会建立了男尊女卑的性别意识形态。男性对女性的绝对统治成为社会的基本法则,并体现在三纲五常等级体系中^[22]。这种意识形态在历史上长期传承并固化于观念、习俗和生活方式中,对乡村社会农业生产资料分配,特别是土地配置产生了重大影响。在农村乡土社会中,人均资源禀赋极少的小农经济现实决定了理性原则下的农户追求的首要目标是保障生存安全^[23]。土地自然成为农户最为重要的生产资料,甚至被誉为农民的“命根子”。传统小农经济体系下农户外出的机会少、风险大,固守于土地,依托于土地的以村庄为基本单位的内卷化生产成为农民的必然选择。人地关系的紧张程度决定了村落中农户的双重性:一方面,土地资源的稀缺性使得农户之间基于血缘和地缘进行互助合作以谋求生存;另一方面,土地资源的稀缺性又使得农户为获得土地而相互竞争,竞争结果往往取决于家庭势力的对比。显然,家庭势力的对比决定了男性的比较优势。在传统农户家庭的分工格局中,女性常从事料理家务、照顾老人和抚育子女等家庭内部事务,而男性则负责出门耕种和处理家庭对外事宜等。长此以往,逐渐形成了“男主外,女主内”的家庭分工格局,产生了男性与女性角色的差异。

中国农村收入来源的单一性决定了土地成为农民不可或缺的生产资料,而人多地少的国情更意味着土地资源的相对稀缺。在中国农村土地集体所有的前提下,土地资源的稀缺性也直接加剧了因农地调整而产生的地权博弈与竞争。尤其是,在力量对比均衡性不确定的宗族治权情境下,地权博弈与竞争的结果将取决于竞争者“在场”对地权的保护,或者说演化为多方参与主体行为能力的强弱。就单个农户的行为能力而言,一方面,由于个体排他能力受空间边界的约束,当农户从事远距离非农就业时,农户家庭的排他能力将会被削弱;另一方面,当农户更多地在村落内部活动时,其对土地的在位控制及排他能力更强。更为重要的是,处于宗族治权非平衡下的村落中地权的重新界定与分配平衡的达成,往往又取决于以家庭为基本单位的农户间的力量对比。此时,由于性别角色差异,男性在社会和家庭中处于主导地位,维护家庭权利的力量和声望更大。在地权分配的竞争中,男性则成为农户家庭实力的代表。故在隐含产权不稳定的农地调整中,家庭中的男性成为农户保证自身地权的关键,从而导致男性被束缚于农业生产而不能自由地实现非

农转移。对于女性, 虽然法律规定女性与男性地权并无显著差异, 但传统农村的女性地权却缺乏保障, 且这种情况主要发生在土地产权的动态调整中^[24]。按照此逻辑, 地权得不到保障的女性更应去外面寻找就业机会。但是, 家庭作为一个整体, 女性主要从事料理家务、照顾老人和抚育子女等家庭内部事务, 对外事务或经济责任主要由男性承担。因此, 总体而言, 在农地调整中, 地权不稳定对不同性别劳动力的影响存在异质性, 即地权不稳定产生了对男性的束缚, 从而抑制其外出务工, 而对于女性的影响较小, 甚至可能并不存在显著的影响。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来源于中山大学国家治理研究院社会科学调查中心的中国劳动力动态调查(CLDS)。该调查采用多阶段、多层次、与劳动力规模成比例的概率抽样方法, 主题涉及中国劳动力的生活、教育、收入、消费、就业、健康和社会保障等诸多方面, 也对农村社区的政治、经济、社会文化及家庭结构特征等进行了详细调查。该调研样本覆盖中国29个省份, 这些省份人口占全国总人口的90%以上, 具有很强的代表性。鉴于研究目的和变量数据的可获得性, 本文选取CLDS2016和CLDS2018两期数据并构造平衡面板进行经验分析。结合研究主题, 在剔除缺失严重的样本后, 最终得到6 730份农户有效样本。

(二) 变量设置及说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为男性外出务工占比和女性外出务工占比, 数据来源于问卷中对家庭成员状况的描述, 定义为男性或女性外出务工数占家庭成员总数的比重。同时, 本文计算的劳动力性别占比均采用劳动力数量与家庭总人数之比, 原因在于劳动力转移并不是一个独立的个体行为, 而通常是家庭的共同决策。

2. 解释变量

本文的解释变量为农地调整, 此变量来源于问卷问项“2003年以来是否经历过农地调整”的回答结果。若回答是, 则赋值为1, 反之, 则赋值为0。

3. 机制变量

探究地权稳定性对务工农民性别差异的影响时, 必须考虑到的关键情境是宗族非正式治权。本文衡量宗族非正式治权的变量设定为村落内宗族势力的强弱, 并将其分为宗族绝对势力和宗族相对势力。一方面, 对宗族绝对势力的衡量来源于村庄问卷中第一大宗族和第二大宗族的人口总和占村庄总人口的比重, 若宗族人口占比超过50%, 代表宗族绝对势力强, 赋值为1; 反之, 则表示宗族绝对势力弱, 赋值为0。另一方面, 对宗族相对势力的衡量来源于问卷中第一大宗族和第二大宗族人口数量的对比关系。若村庄中前两大宗族的人口数量比高于所有村庄中前两大宗族数量比的均值, 则定义为宗族势力对比均衡, 赋值为1, 反之, 归为非均衡组, 赋值为0。

4. 控制变量

由于本文采用的样本数据为家户层面, 为了提高回归拟合的可信性, 参照刘晓宇和张林秀^[13]与洪炜杰和罗必良^[25]的研究, 将同时影响农地调整和劳动力务工的控制变量划分为家庭层面和村庄层面。其中, 家庭层面主要包含农户的人力资本禀赋和农业资源禀赋, 村庄层面则涉及村庄的经济、人口、地理和交通条件等多个方面。具体设定为: (1) 家庭层面控制变量: 选取人均受教育程度、健康状况、农业收入占比和耕地总面积来反映家庭特征。(2) 村庄层面控制变量: 选取村庄经济情况、村庄人口情况、村庄少数民族占比、村庄地形、村庄交通条件和村庄所在地区来控制村庄特征。变量定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义和描述性统计结果

变 量	定 义	均 值	标准差
男性外出务工占比	男性外出务工数/家庭成员数	0.137	0.217
女性外出务工占比	女性外出务工数/家庭成员数	0.088	0.187
农地调整	2003年以来是否经历过农地调整：是=1；否=0	0.149	0.357
宗族绝对势力	前两大宗族人口占比是否超过50%：是=1；否=0	0.730	0.444
宗族相对势力	前两大宗族的人口数量对比是否均衡：是=1；否=0	0.720	0.449
人均受教育程度	家庭成员平均受教育年限	7.211	3.253
健康状况	家庭成员平均健康水平	3.466	0.907
农业收入占比	农业收入/家庭总收入	0.374	0.437
耕地总面积	家庭拥有的承包地总面积的自然对数	1.401	1.010
村庄经济情况	村庄是否有信用社：是=1；否=0	0.214	0.410
村庄人口情况	村庄户籍人口数	4 357	11 000
村庄少数民族占比	少数民族人口/村庄总人口	0.121	0.293
村庄地形（是否山区）	是=1；否=0，平原为参照	0.258	0.438
村庄地形（是否丘陵）	是=1；否=0，平原为参照	0.284	0.451
村庄交通条件	村委会距县政府的距离（千米）	24.350	22.620

（三）模型设定

为了分析农地调整对务工农民性别差异的影响，本文考虑构建面板数据的适用模型。笔者参照陈强^[26]与众多学者们的做法，进行Hausman检验，结果显示，P值为0.000，强烈地拒绝原假设，应采用固定效应模型。由此，本文的模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 D_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， Y_{it} 为农户*i*家庭在*t*期男性或女性外出务工占比； X_{it} 为农户*i*在*t*期是否经历过农地调整； D_{it} 为包含了农户家庭层面和村庄层面的所有控制变量； α_i 为个体固定效应； λ_t 为年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项，假设其满足正态分布。

既往研究表明，由于反向因果或者遗漏变量等而产生内生性问题，导致估计结果存在偏误。本文的解释变量为农地调整，在模型设定中，虽然控制了农户家庭层面和村庄层面的变量，但仍有可能遗漏与农地调整和劳动力非农转移都相关的变量，导致解释变量不满足与随机扰动项不相关的假定，由此带来内生性问题。工具变量法能够很好地解决由反向因果和遗漏变量而引起的内生性问题。因此，本文借鉴已有的研究，根据农户周围地区农地调整情况，选取“地级市内除本村农户外其他村农户是否经历农地调整的均值”作为本文的工具变量，其满足与解释变量农地调整相关而外生于农村劳动力非农转移的要求，工具变量回归的模型设定如下：

$$Y = \alpha \hat{X}_1 + \beta_1 X_2 + v_1 \quad (8)$$

$$\hat{X}_1 = \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + v_2 \quad (9)$$

其中， Y 为劳动力非农转移； X_1 为农地调整的工具变量； X_2 为可能同时与农地调整和劳动力非农转移相关的控制变量； \hat{X}_1 为两阶段最小二乘法第一阶段的拟合值； v_1 和 v_2 为随机扰动项。

四、实证结果与分析

（一）基准回归分析

表2展示了基准回归结果。其中，列（1）和列（3）是采用面板数据的混合回归结果；列（2）和列（4）是采用双向固定效应模型的回归结果。列（1）和列（2）的结果显示，农地调整对男性劳动力外出务工具有抑制作用，且都在1%水平上显著；列（3）和列（4）的结果显示，

农地调整对女性劳动力外出务工并未产生显著影响。此回归结果检验了农地调整对劳动力非农转移影响的性别差异。

表2 农地调整与务工农民性别差异的基准回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性外出务工占比		女性外出务工占比	
农地调整	-0.024*** (0.007)	-0.029*** (0.010)	0.005 (0.006)	0.004 (0.008)
人均受教育程度	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)
健康状况	0.022*** (0.003)	0.004 (0.004)	0.010*** (0.003)	0.007 (0.004)
农业收入占比	-0.094*** (0.006)	-0.032*** (0.009)	-0.021*** (0.006)	-0.005 (0.009)
耕地总面积	-0.017*** (0.003)	-0.001 (0.005)	-0.010*** (0.003)	-0.002 (0.005)
村庄经济情况	0.006 (0.006)	-0.011 (0.011)	0.014** (0.006)	-0.015 (0.010)
村庄人口情况	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
村庄少数民族占比	-0.001 (0.010)	0.018 (0.027)	0.005 (0.009)	0.049* (0.026)
村庄地形（是否山区）	-0.012** (0.006)	-0.018* (0.010)	-0.006 (0.006)	0.012 (0.010)
村庄地形（是否丘陵）	-0.007 (0.007)	-0.003 (0.013)	-0.017*** (0.006)	-0.005 (0.012)
村庄交通条件	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
个体/年份FE	不控制	控制	不控制	控制
常数项	0.104*** (0.013)	0.091*** (0.023)	0.086*** (0.012)	0.059** (0.023)
观测值	6 730	6 730	6 730	6 730
R ²	0.136	0.093	0.038	0.008

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误，下同。

（二）内生性问题处理

1.工具变量法

工具变量可以有效缓解因内生性问题而产生的估计偏误。为了更进一步证明基准回归结果是稳健的，本文使用“地级市内除本村农户外其他村农户经历农地调整的均值”作为工具变量进行估计，回归结果如表3所示。第一阶段回归结果显示，工具变量与内生变量的回归系数为0.236，且在1%水平上显著，表明工具变量与农地调整之间存在较强的相关性，满足了二者相关的假定。此外，F值为29.087，远大于弱工具变量检验的临界值10，这说明不存在弱工具变量问题。使用工具变量法的回归结果显示，农地调整对男性外出务工有显著负向影响，而对女性外出务工无显著影响，与基准回归结果保持一致。

表3 工具变量法检验结果

变 量	男性外出务工占比	女性外出务工占比
农地调整（第一阶段拟合值）	-0.237** (0.118)	0.142 (0.113)
控制变量	控制	控制
地区/年份FE	控制	控制
常数项	0.136*** (0.022)	0.064*** (0.020)
观测值	6 730	6 730
第一阶段回归结果	0.236*** (0.044)	
Under-Identification Test	29.087***	
Weak Identification Test	25.368	
R ²	0.025	

2.倾向得分匹配

为了避免自选择而引起的内生性问题，本文使用倾向得分匹配（PSM）方法重新进行估计。笔者将经历过农地调整的农户设定为实验组，而将未经历过农地调整的农户设定为对照组，采用三种不同的匹配方法估计农地确权平均处理效应（ATT），如表4所示。由表4可知，三种匹配方式均显示，农地调整对男性外出务工具有显著的抑制作用，而对女性外出务工无显著影响，与前文的回归结果保持一致，再次说明本文研究结论是稳健的。

表4 倾向得分匹配检验结果

变 量	匹配方式	ATT	S. E.	t值
男性务工占比	近邻匹配	-0.025**	0.011	-2.280
	卡尺匹配	-0.020**	0.008	-2.350
	核匹配	-0.022***	0.007	-3.040
女性务工占比	近邻匹配	0.005	0.010	0.512
	卡尺匹配	0.004	0.008	0.480
	核匹配	0.005	0.007	0.700

（三）稳健性检验

为了验证基准回归结果的可靠性，本文采用重新定义被解释变量的方式进行稳健性检验，分别用男性外出务工人数和女性外出务工人数占家庭所有男性和女性数量的比重来替换基准回归的被解释变量，使用面板双向固定效应模型进行估计，估计结果如表5列（1）和列（3）所示。同时，考虑到劳动力外出务工占比是介于0—1之间的连续变量，具有双受限特征，故另采用面板Tobit随机效应模型进行估计，估计结果如表5列（2）和列（4）所示。表5的回归结果显示，农地调整对男劳动力外出务工和对女劳动力外出务工的影响与基准回归结果一致，证明基准回归结果的稳健性。

表5 重新定义被解释变量与变换估计模型检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性外出务工占比		女性外出务工占比	
农地调整	-0.035** (0.014)	-0.080*** (0.029)	0.001 (0.015)	-0.022 (0.044)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体/年份FE	控制	不控制	控制	不控制
常数项	0.102*** (0.033)	-0.600*** (0.057)	0.101** (0.040)	-0.866*** (0.089)
观测值	6 730	6 730	6 730	6 730
R ²	0.027		0.010	

五、机理分析

（一）农地纠纷的传导效应

农地调整之所以对劳动力非农转移存在抑制作用，源于农户在地权变更时需要进行地权的博弈与竞争。男性作为博弈与竞争结果的关键，自然而然地受到地权稳定性的影响。原因在于，在地权博弈过程中，不稳定的地权更容易引发土地承包权益纠纷，由此形成对男性的束缚。为了验证这一逻辑，本部分引入农地纠纷作为农地调整作用于男性劳动力非农转移选择的传导变量。变量的定义来自问项“农户是否产生过因农地承包或土地权益问题而发生农地纠纷”，若回答是，则赋值为1，否则赋值为0。

表6的回归结果显示，农地调整所表征的地权不稳定增加了农地纠纷，而农地纠纷的增加显

著地抑制了男性劳动力外出务工。同时，对女性外出务工的影响依然不显著。

表6 农地纠纷的传导效应检验结果

变 量	农地纠纷	男性外出务工占比	女性外出务工占比
农地调整	0.149*** (0.012)		
农地纠纷		-0.062*** (0.023)	0.011 (0.024)
控制变量	控制	控制	控制
个体/年份FE	控制	控制	控制
常数项	-0.082*** (0.017)	0.084*** (0.023)	0.061*** (0.023)
观测值	6 730	6 730	6 730
R ²	0.059	0.065	0.008

（二）宗族非正式治权下农地调整与农地纠纷关系的讨论

为了厘清宗族非正式治权在农地调整时对男性外出务工的作用机理，本文进一步探讨宗族非正式治权在缓解农地纠纷中发挥的作用。

表7的回归结果显示，在宗族绝对势力强时，农地调整表征的地权不稳定性更易引发农地纠纷。这说明，强大的宗族绝对势力在农地调整中发挥了作用，但是可能发挥的是与维护地权公平相悖的“负面”作用，即对内部成员地权维护和对外部成员地权破坏的“负面”作用。进一步地，本文探究宗族相对势力对比情境下农地调整与农地纠纷的关系。结果表明，无论宗族相对势力对比均衡与否，农地调整都会增加农地纠纷。但是，在宗族相对势力对比不均衡时，农地调整对农地纠纷的作用更强，而当宗族相对势力对比均衡时，这种作用明显减小。这个结果说明，相对于势力对比不均衡的宗族，相互制衡的宗族能够弱化农地调整对农地纠纷的影响，起到维护地权公平的作用。

表7 宗族非正式治权下对农地调整与农地纠纷关系的检验结果

变 量	农地纠纷			
	宗族绝对势力弱	宗族绝对势力强	宗族相对势力对比不均衡	宗族相对势力对比均衡
农地调整	-0.006 (0.006)	0.171*** (0.016)	0.228*** (0.033)	0.105*** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	0.234*** (0.035)	-0.087*** (0.019)	-0.154*** (0.036)	-0.050** (0.022)
观测值	2 215	4 515	1 885	4 845
R ²	0.500	0.283	0.502	0.119

（三）对宗族非正式治权的分组检验

村落宗族的存在直接影响农地调整中地权分配的公平性，村落宗族非正式治权的大小对地权博弈的结果也起到关键作用。现有文献已经指出，宗族在地权博弈中扮演双重角色，既可能形成对地权的保护，亦可能破坏地权分配的公平性。一方面，由于宗族的显著特征是对内“公”而对外“私”，这可能会导致在村落中具有绝对力量的宗族产生对土地资源的攫取，破坏地权分配的公平性，对内部成员产生主动束缚和对宗族之外成员产生被动束缚；另一方面，从宗族相对力量来讲，当村落内部宗族之间的势力不均衡而使得地权分配不能按照村民意愿进行公平分配时，宗族内部成员规模成为地权博弈与竞争的关键因素，从而形成对劳动力的束缚。当村落内部宗族之间的势力能够形成相互制衡时，或许在一定程度上也能够形成对地权的保护，弱化对劳动力所形成的束缚。但是，无论是从宗族绝对势力还是从宗族相对势力来讲，非稳定产权下的男性作为农户家庭整体力量的代表，在地权博弈中扮演的角色意味着其成为地权竞争结果的关键，从而影响

其外出务工。因此，本文将农地调整对务工农民性别差异的影响从两个层面进行分组检验，其一是宗族绝对势力情境，其二是宗族相对势力情境。

1.对宗族绝对势力情境的考察

表8为在宗族绝对势力情境下，农地调整与务工农民性别差异的检验结果。其中，列（1）和列（2）为对男性外出务工影响的分组考察，列（3）和列（4）为对女性外出务工影响的分组考察。回归结果显示，当宗族绝对势力弱时，农地调整对男性外出务工并未产生显著影响；当宗族绝对势力强时，农地调整对男性外出务工产生了显著的抑制作用。这说明，当宗族绝对势力强时，宗族内部成员在地权的博弈与竞争中能够获得土地资源的优势，进而使其在农地调整中获得更大的益处，从而抑制其外出务工；而宗族外部成员为了保护自己拥有的地权，同样会选择留守并进行地权竞争。由此，农地调整所表征的地权不稳定形成了对男性外出务工的抑制。对女性外出务工而言，与基准回归结果相一致，即无论宗族绝对势力强还是弱，农地调整对女性外出务工都不产生显著影响。

表8 对宗族绝对势力情境的检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性外出务工占比		女性外出务工占比	
	宗族绝对势力弱	宗族绝对势力强	宗族绝对势力弱	宗族绝对势力强
农地调整	-0.013 (0.013)	-0.033*** (0.008)	-0.003 (0.015)	0.003 (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	0.122*** (0.024)	0.105*** (0.017)	0.067*** (0.019)	0.093*** (0.015)
观测值	1 816	4 914	1 816	4 914
R ²	0.131	0.197	0.061	0.055

2.对宗族相对势力情境的考察

前面考察了在宗族绝对势力强或弱的情形下，农地调整对外出务工性别差异的影响，且得出当宗族绝对势力强时，农地调整对男性外出务工具有显著的抑制作用。那么，宗族在乡村中作用的发挥不仅与其绝对势力有关，同时也取决于其相对势力的大小，即上文中所提到的宗族间能否形成村落权力的制衡。表9为对宗族相对势力分组考察的检验结果。

表9 对宗族相对势力情境的检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性外出务工占比		女性外出务工占比	
	相对势力对比不均衡	相对势力对比均衡	相对势力对比不均衡	相对势力对比均衡
农地调整	-0.038*** (0.014)	-0.016** (0.008)	0.006 (0.015)	0.003 (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	0.093*** (0.024)	0.116*** (0.017)	0.091*** (0.025)	0.087*** (0.014)
观测值	1 885	4 845	1 885	4 845
R ²	0.214	0.169	0.061	0.062

由表9可知，列（1）和列（2）同样是农地调整对男性外出务工影响的考察，列（3）和列（4）是对女性外出务工影响的考察。由表9可知，当宗族相对势力对比不均衡时，农地调整对男性外出务工产生了显著的抑制作用；而宗族相对势力对比均衡时，农地调整对男性劳动力外出务

工的抑制作用明显减弱。这一结果说明, 宗族只有在力量相互制衡时, 才会起到对地权公平的维护作用。当相对力量对比不均衡时, 力量相对强的一方可能通过地权的重新分配攫取利益, 进而产生对地权公平性的破坏。此外, 本文也考察了在宗族相对势力对比情形下, 地权不稳定对女性劳动力外出务工的影响, 结果发现无论是宗族相对势力对比均衡还是不均衡, 农地调整对女性外出务工都未产生显著影响。

六、结论与启示

在中国农村土地集体所有制下, 追求地权分配公平决定了农地调整存在的合理性。农地调整作为农村界定地权的重要方式, 虽然能够体现集体成员权公平, 但也可能会破坏经营权的稳定性^[27]。学术界通常将农地调整作为地权不稳定的衡量指标, 来探究其隐含的行为发生学意义。其中, 地权稳定性与劳动力外出务工之间的关系历来受到学术界的关注。典型的主流文献从经营权不稳定的观点出发, 指出农地调整会抑制农村劳动力外出务工^[3]。这些研究认为, 面对农地调整所表征的地权不稳定, 农户往往会采用留守来实施对地权的保护, 从而影响其非农转移决策。但是, 现有文献并未考虑乡村非正式治权的作用, 也并未对劳动力的异质性进行区分。地权变更引发的产权不稳定及地权中“公共领域”的广泛存在, 为农地权利的竞争留下了空间, 致使农户普遍被卷入了对地权讨价还价的博弈之中。同时, 宗族等非正式组织在中国乡村资源分配中发挥着重要作用, 从而产生了土地产权实施中农户家庭成员非农转移决策不确定性的问题。因此, 本文拓展了已有研究, 构建了地权稳定性—非正式治权—务工农民性别差异的分析框架, 结合乡村非正式治权情境, 探寻劳动力转移的性别差异及其作用机理, 以便更好地解释中国农村劳动力转移过程中出现的性别差异现象。

本文基于中国劳动力动态调查 (CLDS) 2016年和2018年两期面板数据的研究结果表明, 农地调整对劳动力非农转移的影响存在明显的性别差异。由于男性在地权竞争中发挥主导作用, 故农地调整对男性劳动力非农转移具有显著的抑制作用, 但对女性劳动力外出务工的影响却不显著。机制分析结果显示, 农地调整引发的地权博弈与竞争产生农地纠纷, 并由此抑制男性劳动力外出务工。同时, 当宗族绝对势力弱, 或者宗族相对势力对比均衡时, 农地调整对农地纠纷的影响更小。这个结果说明, 农地调整对男性外出务工产生了较强的抑制作用, 但当宗族绝对势力弱, 或者宗族相对势力对比均衡时, 这种抑制作用被明显地弱化了。

与劳动力流动相伴随的人地关系变化是中国乡村治理现代化过程中不可避免的现实问题。为了处理好产权变更与劳动力流动之间的关系, 优化农村劳动力配置, 提升农业生产效率, 劳动力转移性别差异所隐含的产权经济学含义理应引起足够重视。农地调整是体现集体成员权公平的重要方式, 在看到农地调整在保障公平方面发挥的作用时, 也应充分重视传统道德习俗等非正式治权在保障产权公平性方面所发挥的重要作用, 并由此对产权实现更好的保护。“乡土中国”存在着根深蒂固的自治文化^[28]。宗族是社会变迁中存在的一种适应能力极强的社会组织。正如费孝通所说, “活生生的生活中有许多是从过去传下来的, 但这些传下来的东西之所以传下来就因为他们能满足当前人们的生活需要”^[29]。笔者发现了宗族组织对于地权分配和非农就业的重要影响, 那么, 以宗族组织在地权分配中的作用为出发点, 扩展到乡村治理的全局来看, 非正式制度发挥的作用成为正式制度的积极补益。

在任何社会或者社会阶段, 都不存在纯粹的现代性, 也不存在纯粹的传统性^[30]。现代化进程是在传统制度和价值观念上的延伸与发展。因此, 在乡村振兴战略实施进程中, 有必要对宗族等非正式治权进行改造或者适应性重塑, 以充分发挥其在维持乡村秩序、保护村庄安定、维护村落公平等方面的正面功能, 由此拓展乡村善治的可能性路径。

参考文献:

- [1] 王汉生,刘世定,孙立平,等.“浙江村”:中国农民进入城市的一种独特方式[J].社会学研究,1997(1):58-69.
- [2] 李宁,周琦宇,汪险生.农地产权界定、农地要素流动与农业劳动力配置[J].农村经济,2020(6):24-32.
- [3] JANVRY A D, GONZALEZ-NAVARRO E K M, SADOULET E. Delinking land rights from land use: certification and migration in Mexico [J]. The American economic review, 2015, 105(10):3125-3149.
- [4] 孟晓志,李尚蒲.农地确权对劳动力转移性别差异的影响[J].财经问题研究,2022(8):13-22.
- [5] 耿鹏鹏,罗必良.“竞争”抑或“继承”:农地产权如何影响农民生育性别偏好[J].经济评论,2021(6):34-48.
- [6] 仇童伟,罗必良.农地产权强度对农业生产要素配置的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(1):63-70.
- [7] 仇童伟,罗必良.“好”的代理人抑或“坏”的合谋者:宗族如何影响农地调整?[J].管理世界,2019,35(8):97-109+191.
- [8] 罗必良.农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究[J].中国农村经济,2016(11):2-16.
- [9] 罗必良,郑燕丽.农户的行为能力与农地流转——基于广东农户问卷的实证分析[J].学术研究,2012(7):64-70.
- [10] 谢琳.宗族属性、土地调整与流转牵扯:粤省三市观察[J].改革,2013,(6):80-86.
- [11] 陶自祥.宗族性村落分权秩序与权力模块化治理研究[J].云南行政学院学报,2020,22(3):40-45.
- [12] 朱文珏,罗必良.劳动力转移、性别差异与农地流转及合约选择[J].中国人口·资源与环境,2020,30(1):160-169.
- [13] 刘晓宇,张林秀.农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析[J].中国农村经济,2008(2):29-39.
- [14] 林怀策,张京祥,陈浩.强宗族社会语境下乡村发展机制与治理研究——基于广东省汕头市东仙村的分析[J].地域研究与开发,2019,38(5):148-153.
- [15] 郭星华,刘朔.中国城乡关系七十年回望:国家权力的下沉、回缩与再进入——有关城乡关系变迁的社会学思考[J].社会科学,2019(4):81-90.
- [16] 鄞益奋.网络治理:公共管理的新框架[J].公共管理学报,2007(1):89-96+126.
- [17] 仇童伟,罗必良.乡村治理现代化过程中宗族与地权稳定性[J].经济学动态,2021(9):77-92.
- [18] 贺雪峰,全志辉.论村庄社会关联——兼论村庄秩序的社会基础[J].中国社会科学,2002(3):124-134+207.
- [19] 王铭铭.村落视野中的文化与权力——闽台三村五论[M].上海:上海三联书店,1997.
- [20] 党国英.中国农村改革与发展模式的转变——中国农村改革30年回顾与展望[J].社会科学战线,2008(2):8-24.
- [21] HIRSHLEIFER J. The paradox of power [J]. Economics and politics, 1991, 3(3):177-200.
- [22] 石红梅.马克思主义妇女观和中国特色女权主义实践[M].北京:中国社会科学出版社,2017.
- [23] SCOTT J C. The moral economy of the peasant: rebellion and subsistence in Southeast Asia [M]. New Haven: Yale University Press, 1977.
- [24] 朱玲.农地分配中的性别平等问题[J].经济研究,2000(9):34-42+78.
- [25] 洪伟杰,罗必良.农地调整、跨期约束与劳动力非农转移[J].学术研究,2020(10):84-92.
- [26] 陈强.高级计量经济学及Stata应用[M].北京:高等教育出版社,2014.
- [27] 仇童伟,罗必良.农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗?[J].中国农村观察,2017(4):57-71.
- [28] 隋玉龙.传统的现代转换:宗族组织在乡村治理中的反思与转型[J].山东农业大学学报(社会科学版),2021,23(3):127-133+186.
- [29] 费孝通.江村经济:中国农民的生活[M].北京:商务印书馆,2003.
- [30] 西里尔·E·布拉克.比较现代化[M].杨豫,译.上海:上海译文出版社,1996.