

地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗？*

马光荣 刘畅 曹光宇

内容提要：中小企业融资是党中央以及社会各界长期以来关注的热点问题。本文将县级地方政府融资平台名单与2006-2011年县级金融机构贷款数据进行匹配，利用不同县成立地方政府融资平台时间的差异构造双重差分模型，首次从实证上发现了地方政府融资平台成立对县域中小企业贷款的挤出效应。我们发现，地方政府融资平台成立将会显著降低国有大型商业银行发放的中小企业贷款，但不会影响农村金融机构的中小企业贷款。进一步的分析表明，地方政府融资平台成立提高了县域固定资产投资强度，但未能在短期内带来经济产出的显著提升。本文的实证结果表明，地方政府融资能够通过挤出中小企业贷款这一渠道对整个经济体系的资源配置产生影响。本文的发现对今后一个时期有效缓解中小企业融资难问题和进一步深化地方政府债务治理具有重要意义。

关键词：中小企业贷款 地方政府融资平台 挤出效应 国有大型商业银行

作者简介：吕冰洋，中国人民大学财政金融学院，教授，100872。

中图分类号：F810.2

一、引言

以非公有制经济为主体的中小企业在中国特色社会主义市场经济发展中居于重要地位。长期以来，党中央高度重视中小企业，采取了诸多举措保障中小企业权益、促进中小企业发展。在国家政策的大力支持下，我国中小企业发展势头总体良好，但在融资等方面仍面临一定的壁垒和困难。这一问题在当前我国经济进入新常态的背景下，在个别行业和地区暴露得尤为明显。为此，习近平总书记在2018年11月1日主持召开的民营经济座谈会上专门强调，必须“解决民营企业融资难融资贵问题。要优先解决民营企业特别是中小企业融资难甚至融不到资问题，同时逐步降低融资成本”。^①中小企业融资难问题在世界范围内普遍存在。^②中小企业由于信用缺失、抵押不足等特性，在信息不对称的金融市场天然处于劣势地位（Beck & Demirgüç-Kunt, 2006）。中小企业面临的融资约束会影响中小企业的经营决策，限制中小企业的发展（Beck et al., 2005; Cull & Xu, 2005）。

讨论中小企业融资难问题的成因需要从金融市场的供给端和需求端两个方面展开。在金融市场供给端，我国目前的金融体系仍然以银行（特别是国有大型商业银行）为主体，这一金融体系在为中小企业融资服务方面具有天然的劣势（林毅夫和李永军，2001；刘畅等，2017；张一林等，2019）。

* 马光荣（通讯作者），中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院。刘畅，普林斯顿大学当代中国研究中心、香港中文大学（深圳）经管学院。曹光宇，北京大学光华管理学院。

^① 习近平：《在民营企业座谈会上的讲话》，新华社，2018年11月1日。

^② Beck & Demirgüç-Kunt（2006）对这一方面的研究进行了较为完备的综述。

大量实证研究从作为信贷供给方的金融机构入手,讨论了银行规模、银行业集中度和银行业竞争程度等金融结构特征对中小企业贷款的影响。一般的结论是,银行规模越大、银行业集中度越高、银行体系竞争程度越低,中小企业越难获得贷款(Berger & Black, 2011; Chong et al., 2013)。

在金融市场需求端,中小企业面临着地方政府和国有企业等不同融资者的激烈竞争(陆正飞等, 2015; 王永钦等, 2015)。在中小企业的诸多信贷市场竞争者中,地方政府需要受到特别的关注。地方政府对金融市场的深度参与是我国金融体系的一个基本特征。作为地方政府金融创新的重要组成部分,各级地方政府纷纷成立政府融资平台,并通过这些平台从金融体系获得资金用于地方经济建设。与中小企业相比,地方政府融资平台拥有更为充足的抵押品以及地方政府的隐性兜底保障,在获取银行信贷方面具有天然的优势。审计署发布的《全国地方政府性债务审计结果》(2011年第35号审计结果公告)显示,2010年底的地方政府性债务余额当中,从融资主体来看,由融资平台公司举借的为49710.68亿元,占地方政府性债务的46.38%;从资金来源来看,来自银行贷款有84679.99亿元,占地方政府性债务的79.01%,而这一数额甚至高于2010年年末的全部中小企业贷款余额(约72700亿元),约占当年全部金融机构人民币境内贷款余额的17.7%。巨大的体量使得地方政府融资平台在信贷市场上具有举足轻重的地位。然而,地方政府融资平台对地方金融市场资源配置的影响,特别是对中小企业融资的影响尚未得到文献的关注。

本文将县级地方政府融资平台名单与2006-2011年县级金融机构贷款数据进行匹配,利用不同县成立地方政府融资平台时间的差异构造双重差分(Differences-in-Differences, DID)模型,从实证上发现了地方政府融资平台成立对中小企业贷款的挤出效应。具体而言,地方政府融资平台成立将会显著降低国有大型商业银行发放的中小企业贷款,但不会影响农村金融机构的中小企业贷款。进一步的分析表明,地方政府融资平台成立提高了县域固定资产投资强度,但未能在短期内带来经济产出的显著提升。本文的实证结果表明,地方政府融资能够通过挤出中小企业贷款这一渠道对整个经济体系的资源配置产生影响。

本文首次从实证上发现了地方政府融资平台成立对中小企业融资的挤出效应,为解决中小企业融资难问题提供了新的分析视角。地方政府融资平台是我国经济快速发展进程中一个过渡性制度安排,在基础设施形成的过程中发挥了极为重要的作用(范剑勇和莫家伟, 2014; Song & Xiong, 2018)。近年来,一些文献开始关注地方政府债务所带来的潜在负面效应。Huang et al. (2016)和Liang et al. (2017)分别将自行构建的地方债指标和城投债数据与样本多为大中型企业的中国工业企业数据库匹配后发现,地方政府债务对民营企业的投资存在挤出效应,对国有企业和外资企业的投资没有显著影响;地方政府债务增加会提高国有企业的杠杆率、降低民营企业的杠杆率。与上述研究不同的是,本文直接考察了地方政府融资平台对县域中小企业融资的影响。从更广泛意义上来说,本文从地方政府债务的视角研究了公共部门对私人部门经济活动的挤出效应。

二、制度背景

分税制改革以来,地方政府面临着事权、支出责任与财力不匹配的困境,在经济建设(特别是基础设施建设)过程中存在着巨大的资金缺口。然而,1994年《预算法》不允许地方政府举债。为解决这一矛盾的过程中,地方政府进行了一系列的制度创新。这一过程大体上经历了以“土地财政”为主和以地方政府融资平台为主的两个阶段。

根据我国现行的土地制度,地方政府是城市国有建设用地的唯一供给者。在以“土地财政”为

主要筹资模式的第一阶段，地方政府利用其在土地市场的垄断地位，在工业用地和商住用地上采取不同的出让策略。通过低价出让工业用地、高价出让商住用地，地方政府在短期获取财政收入和长期吸引工业投资之间实现了平衡（范剑勇和莫家伟，2014）。然而，“土地财政”筹资模式很快到达了其瓶颈期。一方面，2003年以来中央政府对地方政府土地出让的各类管制措施逐渐增强（白彦锋和刘畅，2013）；另一方面，随着征地成本的上升，地方政府出让国有土地使用权的利润率逐年下降。在这种情况下，各地方政府纷纷成立了自己的政府融资平台公司，开始进入以融资平台债务为主要筹资模式的第二阶段。^①地方政府融资平台具有如下一些共同特点：1、地方政府融资平台由地方政府设立并由地方政府绝对控制，平台公司负责人由地方政府任命并接受其直接领导；2、地方政府融资平台直接参与地方基础设施建设和运营；3、地方政府向融资平台公司注入财政资金或者土地使用权等国有资产，作为其在金融市场进行融资的抵押品；4、地方政府融资平台融资时由地方政府提供担保或者隐性担保承诺。

为了应对2008年爆发的全球金融危机对我国经济运行产生的负面影响，中央出台了以“四万亿”经济刺激计划为核心的一揽子政策措施。现有的文献普遍认为这一刺激计划是诱发中国地方政府债务规模膨胀的重要原因（Bai et al., 2016; Liu & Xiong, 2018; Song & Xiong, 2018; Chen et al., 2020）。2009年3月，中国人民银行与原银监会联合公布了《关于进一步加强信贷结构调整促进国民经济平稳较快发展的指导意见》（银发[2009]92号），明确提出“鼓励地方政府通过增加地方财政贴息、完善信贷奖补机制、设立合规的政府投融资平台等多种方式，吸引和激励银行业金融机构加大对中央投资项目的信贷支持力度。支持有条件的地方政府组建投融资平台，发行企业债、中期票据等融资工具，拓宽中央政府投资项目的配套资金融资渠道。”2009年10月，财政部公布了《关于加快落实中央扩大内需投资项目地方配套资金等有关问题的通知》（财建[2009]631号），允许地方政府利用政府融资平台通过市场机制筹措用于中央扩大内需投资的地方配套资金。在上述文件的推动下，地方政府通过融资平台举借的债务出现了井喷，地方政府性债务余额增长率从2008年的23.48%急剧攀升至2009年的61.92%。^②

随着地方政府融资平台债务规模的急剧扩张和局部地区地方政府性债务风险的暴露，中央政府对地方政府融资平台的政策导向在较短的时间内由鼓励转为收紧和控制。2010年6月，《国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》（国发[2010]19号）中首次要求对融资平台公司债务进行全面的清理。在平台分类管理方面，文件要求“对只承担公益性项目融资任务且主要依靠财政性资金偿还债务的融资平台公司，今后不得再承担融资任务”；在融资担保方面，“地方各级政府及其所属部门、机构和主要依靠财政拨款的经费补助事业单位，均不得以财政性收入、行政事业等单位的国有资产，或其他任何直接、间接形式为融资平台公司融资行为提供担保”；在银行贷款准入条件、审批要求和监督管理方面也要求执行更为严苛的标准。2011年3-5月和2013年8-9月，审计署在很短的时间内连续组织了两次全国地方政府性债务审计，反映出决策层对地方政府性债务风险的高度警惕。在两次地方政府性债务审计基本摸清地方政府债务存量的情况下，一系列清理、规范地方政府融资平台的政策文件密集出台。

2014年8月，新《预算法》通过，地方政府正式拥有了通过发行债券筹集资金的法定权力。《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发[2014]43号）规定，地方政府举债必须采取政府

^① 现有的文献已经开始关注这一重大转变（郑思齐等，2014；Bai et al., 2016；张莉等，2018；Song & Xiong, 2018；Liu & Xiong, 2018）。

^② 中华人民共和国审计署：《全国地方政府性债务审计结果》，2011年第35号审计结果公告。

债券方式，并且不得突破上级规定的地方政府债务规模限额。地方政府债务被分为一般债务和专项债务两类，分别通过发行一般债券和专项债券融资。融资平台公司的政府融资功能自此被剥离。由于存量债务数额巨大，地方政府面临着巨大的债务展期压力。部分地方政府债务转入金融机构的表外渠道（即所谓的“影子银行”），例如政信合作信托贷款、金融租赁、委托贷款、保险理财、银票保函和资管计划等形式继续运转。部分地方政府还通过 PPP 模式、政府投资基金和政府购买服务等方式变相举债。中国人民银行发布的《中国金融稳定报告 2018》披露，某省 2017 年年末的隐性债务比显性债务高出 80%，其中来自银行的显性和隐性债务占全省债务总额的比重超过 35%。这一案例表明，地方政府在债券市场以外的融资行为并未真正消失。

在信贷市场上，中小企业在与地方政府融资平台的竞争中处于绝对劣势地位。首先，地方政府融资平台资本充足，并且拥有地方政府注入的土地使用权、土地出让收入以及其它优质国有资产，这些优质资产天然就是银行发放贷款的抵押物。其次，地方政府融资平台通常都由地方政府以自身信用进行直接担保或者隐性担保。最后，地方政府融资平台由地方政府设立并绝对控制，其所开发和运营的项目基本上都由地方政府推动和主导，给这些项目发放贷款即使出现问题在国有大型商业银行内部也不易被追究责任。基于上述原因，我们有理由推测，在当前我国国有大型商业银行占据主导地位的信贷市场上，地方政府融资平台可能会对中小企业贷款产生挤出效应。

三、实证策略与数据描述

1. 地方政府融资平台成立的定义

受到数据来源的限制，现有的研究中国地方政府债务的文献主要使用地方政府融资平台所发行的城投债余额作为地方政府债务规模的代理变量（例如王永钦等，2016；张莉等，2018）。这一指标存在着以下两点局限性，无法被用于本文的研究。第一，城投债的发行门槛很高，只有较大的地方政府融资平台公司才能发债，因此城投债余额不能很好地度量不发达地区地方政府和多数县级地方政府的融资行为。第二，绝大多数中小企业无法直接在债券市场发行企业债券，银行信贷是其主要的融资手段。如果我们想要研究地方政府债务对于中小企业融资的挤出效应，就必须关注地方政府在信贷市场上的活动。

正如本文第二部分所指出的，地方政府融资平台在地方政府融资活动中居于核心地位。审计署分别于 2011 年和 2013 年对全国范围内所有的地方政府融资平台进行了“见人、见账、见物，逐笔、逐项”的系统性审计。两次审计中涉及到的所有地方政府融资平台均被纳入了原银监会的监管范围。为了便于金融机构更好地控制地方债务风险，原银监会每季度提供一次完整的地方政府融资平台名单。为了防止遗漏，我们将各季度提供的名单取并集，获得了较为完整的地方政府融资平台名单库。我们根据平台名称及其对应的组织机构代码，利用网络爬虫技术从几家大型企业信息查询网站抓取了所有平台公司的成立时间、登记机关和所在地等信息，并将其匹配到各县级行政单位。我们从以下两个方面对融资平台名单进行了精炼。第一，原银监会披露的政府融资平台名单当中，包括部分政府部门（如县财政局、交通局）和事业单位（如学校、医院）。一方面，此类平台的融资活动依附于党政机关和事业单位的自身职能，并非通常意义上的地方政府融资平台；另一方面，这些部门和事业单位不存在具有现实意义的成立时间，因而我们将其从名单中删除。第二，我们主要在县级层面考察地方政府融资的影响，因此删去了省、地级的政府融资平台。

理想状态下，我们应当使用某地所有平台的年度财务报表数据进行分析。遗憾的是，我们无法

通过公开渠道获取这一数据。作为一个可行的替代方案，我们利用某县某年开始设立地方政府融资平台的哑变量作为本文的核心解释变量。如果该县之前已经有了融资平台，新增加融资平台公司的数量时我们不再更改这一解释变量的取值。^①各年度县级地方政府融资平台成立情况如图 1 所示。可以看到，各县首次成立融资平台的时间具有较大的差异。截至 2005 年底，约有 50% 的县级行政单位已经设立了地方政府融资平台。在本文的样本期内（2006-2011 年），这一比例上升至 80%。在 2012 年之后，仍有约 20% 的县级行政单位没有成立融资平台。这一县域-年度层面的变异为我们使用双重差分模型识别地方政府融资平台成立对中小企业贷款的挤出效应提供了可能。

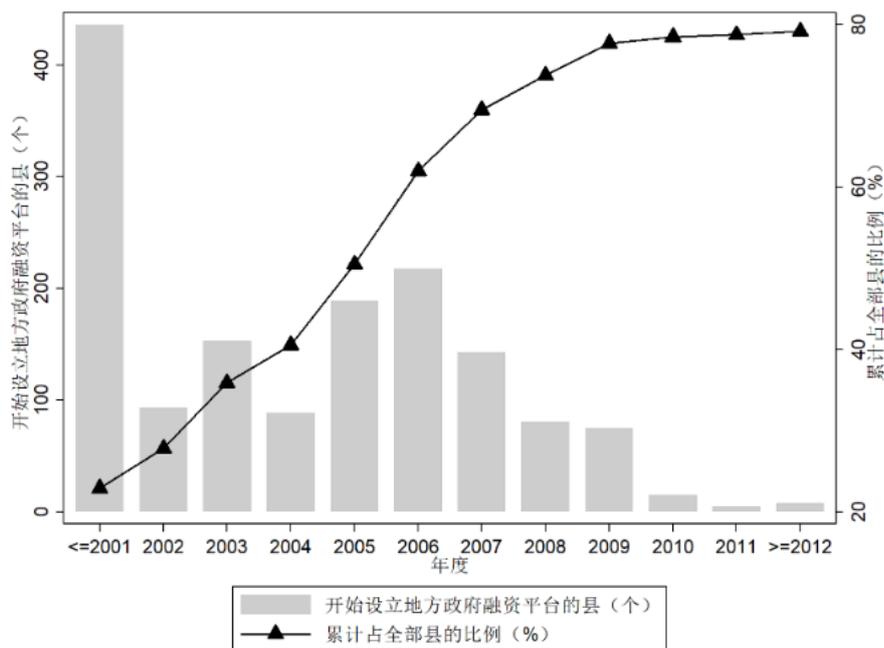


图 1 分年度县级政府融资平台成立情况

2. 实证策略

本文采用如方程 (1) 所示的双重差分模型识别政府融资平台成立对因变量的影响：

$$y_{ct} = \alpha + \beta PostTreat_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \pi G_c \times t + (S_c \times \lambda_t)' \theta + X_{ct}' \delta + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中 y_{ct} 为县域-年度层面的因变量； $PostTreat_{ct}$ 为我们所关心的核心自变量，即地方政府融资平台成立，当 c 县 t 年存在政府融资平台时取 1，否则取 0； α 为常数项； μ_c 和 λ_t 分别代表县域固定效应和年度固定效应； X_{ct} 为县级层面的控制变量，包括用第一产业增加值占 GDP 比重和第二产业增加值占 GDP 比重度量的县级产业结构、用年末总人口对数值捕捉的县级经济规模以及地级层面的外商

^① 根据匿名审稿专家的意见，我们也考虑了在基准回归中加入 $\log(1+\text{融资平台个数})$ 或者单独使用其作为自变量的模型，但未能发现其在本文使用的主要解释变量之外有额外的解释力。是否成立了地方政府融资平台与融资平台的数量两种度量指标是经济学中经典的外延边际 (extensive margin) 和集约边际 (intensive margin) 差别的问题。对这一发现一种可能的解释是，地方政府融资平台的有与无直接决定了县级地方政府能否通过地方融资平台贷款的方式融资，其影响更为重要。另一种可能的解释是，地方政府融资平台数量不是度量地方政府融资行为的好的指标。各地区设立数量众多的地方政府融资平台公司，主要目的是绕过法律和政策层面的制度限制，不同公司之间存在复杂的股权、债券和人事关联，更多的是相互配合的关系。

直接投资对数值^①； ε_{ct} 为误差项，我们使用县级层面的聚类稳健标准误^②； β 为我们关心的核心参数，即地方政府融资平台成立对中小企业贷款的影响。值得注意的是，地方政府首次设立融资平台公司的时间并不是随机的，而是由地方政府经济发展情况和地方政府财力缺口等多方面因素共同决定的。尽管本文所关心的主要因变量中小企业贷款不会直接影响地方政府是否设立融资平台的决策，但仍可能存在一些我们无法控制的混淆变量（confounding variables）同时与中小企业贷款和地方政府融资平台成立相关。为此我们参照 Duflo（2001）的做法，在 DID 模型中控制了先定县域特征（ S_c ）与年度固定效应（ λ_t ）的交互项，从而允许这些县域特征在各年度对因变量产生异质性影响。在控制了先定县域特征与年度固定效应的交互项以及加入表示 c 县属于处置组还是对照组的虚拟变量（ G_c ）的线性时间趋势（ $G_c \times t$ ）后^③，DID 模型中处置组（treatment group）和对照组（control group）的因变量在地方融资平台成立之前的平行趋势假定被放松为条件平行趋势假定（Li et al., 2016）。为了对因变量是否满足事前平行趋势进行检验，同时探究处置效应（treatment effect）的时间分布，我们估计如式（2）所示的事件研究（event study）方程：

$$y_{ct} = \alpha + \sum_{j=1}^6 \gamma_j Pre_{cj} + \sum_{k=0}^4 \beta_k Post_{ck} + \mu_c + \lambda_t + \pi G_c \times t + (S_c \times \lambda_t)' \theta + X_{ct}' \delta + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中 Pre_{cj} 为一组虚拟变量，代表处置组 c 县在政府融资平台成立之前第 j 年； $Post_{ck}$ 则代表处置组 c 县在融资平台成立当年（ $k=0$ ）及成立后第 k 年。受到图幅的限制，我们将成立前 6 年以上的各期归并到第 6 年、成立后 4 年以上的各期归并到第 4 年，并以融资平台成立前第 3 年作为基期。此时融资平台成立之前各期系数的估计值可用于检验处置组和对照组样本在融资平台成立之前的趋势是否平行，而之后各期系数的估计值则可以刻画融资平台成立后各年度处置效应的分布情况。方程（2）中其它变量的含义均与方程（1）相同。

表 1 描述性统计

变量	样本观测值	均值	标准差	
Panel A: 县域-年度结果变量				
中小企业贷款 (log)	10936	8.350	3.153	
中小企业贷款占比 (%)	10936	19.529	22.152	
国有大型商业银 行	获得贷款企业数 (log)	10936	3.823	1.892
	贷款余额 (log)	10936	11.198	1.630
	农户贷款 (log)	10936	6.930	3.336
	不良贷款 (log)	10936	7.249	3.217
农村金融机构	中小企业贷款 (log)	10982	8.907	2.484
	中小企业贷款占比 (%)	10982	21.457	18.149
	获得贷款企业数 (log)	10982	4.462	1.840
	贷款余额 (log)	10982	11.164	1.071
	农户贷款 (log)	10982	10.394	1.344

^① 如果地方政府融资平台成立通过这些随时间变化的控制变量作用于我们关心的因变量，那么这些控制变量可能成为“坏控制”（bad control）。幸运的是，我们发现是否加入控制变量对我们关心的系数的影响极为微小。

^② 允许误差项在各县所在的地级行政区域内相关也不会对本文回归结果的统计推断产生影响。

^③ 在本文中，2011 年及之前已经成立了地方政府融资平台的县被定义为处置组，其余的县为对照组。

	不良贷款 (log)	10982	8.856	1.544
	县域中小企业贷款 (log)	10936	10.336	1.835
	地级行政区其它县中小企业贷款 (log)	10800	12.451	1.687
	人均城镇固定资产投资完成额 (元/人)	10936	16152.2	17403.38
	人均GDP (元/人)	10936	8276.258	11421.53
Panel B: 县级先定特征变量 (2005)				
	人均GDP (元/人)	1898	9624.062	8632.67
	人口密度 (万人/平方公里)	1898	392.058	568.013
	人均地方一般预算财政收入 (元/人)	1898	0.030	0.030
	城镇固定资产投资完成额占GDP比重 (%)	1898	0.622	0.290
	城乡居民储蓄存款余额占GDP比重 (%)	1898	0.477	0.280
	年末金融机构各项贷款余额占GDP比重 (%)	1898	0.343	0.291
	平均海拔 (米)	1898	802.218	915.372
	平均坡度	1898	2.608	2.422
Panel C: 随时间变化的控制变量				
	人口总数 (log)	11049	3.590	0.818
县级层面	第一产业增加值占GDP比重	11049	24.284	12.599
	第二产业增加值占GDP比重	11049	42.669	16.502
地级层面	外商直接投资 (log)	1854	10.739	1.998

3. 数据、变量与描述性统计

本文所用的县级银行业金融机构数据来自原银监会，样本时间跨度为 2006-2011 年。在本文的样本区间，股份制商业银行和城商行在非市辖区的县网点数量有限，我们主要关注国有大型商业银行和农村金融机构。前者指中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行等五家综合性大型商业银行，后者则指农村信用社、农村合作银行、农村商业银行、新型农村金融机构、村镇银行和农村资金互助社等六类农村金融机构。在统计指标方面，我们重点关注贷款总额、中小企业贷款、农户贷款、不良贷款以及获得贷款的企业数等变量。^①

正如本文以上部分所介绍的，我们控制了先定县域特征与年度固定效应的交互项。我们考虑了以下四个方面的县域特征。其一是经济发展水平和市场规模，主要以人均 GDP 和人口密度来衡量；其二是地方政府财力和固定资产投资强度，度量指标为人均地方一般预算财政收入和城镇固定资产投资完成额占 GDP 的比重；其三是金融深化程度，我们以城乡居民储蓄存款余额和年末金融机构各项贷款余额占 GDP 的比重作为代理变量；最后是自然条件，我们以县域内的平均海拔和平均坡度度量。由于本文所使用的因变量样本区间为 2006-2011 年，我们以 2005 年各县上述变量取值作为先定县域特征。县级 GDP 来自各省、市年鉴；年末总人口、行政区面积、地方财政一般预算收入、城镇固定资产投资完成额、城乡居民储蓄存款余额和年末金融机构各项贷款余额来自《中国县（市）社会经济统计年鉴（2006）》；各县的平均海拔和平均坡度由数字高程模型（DEM）和地理信息系统软件 ArcGIS 计算得到。本文随后的分析中还使用了一些随时间变化的控制变量，主要包括分县

^① 本文原始数据中所指的中小企业，系根据 2003 年国家四部委联合发布的《中小企业标准暂行规定》统计的，与当前执行的标准不同。

分年度的年末总人口对数值、第一产业和第二产业各自占 GDP 的比重以及分地级行政区域分年度的外商直接投资总额对数值，其中地级数据来自《中国区域经济统计年鉴》。^①本文中所有以货币计价的指标，都用省级 GDP 平减指数调整到以 2006 年为基期以消除价格因素的影响。^②考虑到市辖区对地市本级政府的依赖程度较高，并且我们无法区分地级市本级融资平台公司和市辖区融资平台公司的影响，本文的研究对象不包括市辖区。考虑到四个直辖市和西藏自治区在经济地位方面的特殊性，我们删去了直辖市和西藏自治区的样本。最终，我们使用的是 1898 个县 2006-2011 年的面板数据。^③表 1 汇报了本文用到的各主要变量的描述性统计。

四、地方政府融资平台成立对于中小企业贷款的影响

1. 基本实证结果

我们首先报告本文的基本实证结果，即地方政府融资平台成立对于中小企业贷款的影响。表 2 前两列以国有大型商业银行的中小企业贷款对数值作为因变量，其中第 1 列仅控制了县域和年度固定效应，第 2 列加入了处置组线性时间趋势、先定县域特征（即表 1 的 Panel B 中的变量）与年度固定效应的交互项以及随时间变化的其它控制变量。通过加入上述控制变量，我们的模型可以更灵活地捕捉各类县域特征对因变量的异质性时间效应，并且在一定程度上减少遗漏变量带来的偏误。实证结果显示，地方政府融资平台成立对国有大型商业银行的中小企业贷款产生了明显的挤出效应。

表 2 第 3、4 列关注的是农村金融机构的中小企业贷款。与国有大型商业银行的估计结果相比，估计系数的绝对值均较小并且在统计上不显著，表明地方政府融资平台成立对农村金融机构的中小企业贷款并未产生实质影响。由于农村金融机构资本规模较小、贷款结构中的高风险贷款比例更高、抵御风险的能力更差，原银监会对农村金融机构发放融资平台贷款一直持审慎态度并且出台了一系列的文件加以限制。例如《中国银监会办公厅关于农村合作金融机构项目贷款和行业贷款风险提示的通知》（银监办发[2009]343 号）中明确要求将政府平台公司类项目贷款列为监管重点，“对资本金不实、不到位的项目或出资不实，治理架构、内部控制、风险管理、资金管理运用制度不健全的政府平台公司，要严格限制贷款”，“不得与地方政府签署无特定项目的大额授信合作协议”。在本文使用的样本中，中小企业贷款和农户贷款两项就占据了农村金融机构贷款余额的 76%。由于地方政府融资平台主要通过国有大型商业银行获得贷款，我们未能发现地方政府融资平台成立对农村金融机构发放的中小企业贷款产生挤出效应也就不难理解了。

大量文献的研究结论表明，以农村金融机构为代表的中小金融机构比以国有大型商业银行为代表的大型金融机构在为中小企业提供贷款方面具有优势（林毅夫和李永军，2001；李志赞，2002；刘畅等，2017；张一林等，2019）。已有的文献主要关注的是大型金融机构和中小金融机构在“软信息”搜寻上比较优势的差异以及两类金融机构在内部授权结构和激励方面的不同。本文发现了地方政府融资平台成立对不同类型金融机构中小企业贷款的异质性影响，为林毅夫和李永军（2001）提出的“中小金融机构优势”假说从地方政府债务挤出效应的角度提供了新的作用机制。

^① 外商直接投资用当年外币对人民币平均汇率换算为以人民币计价。

^② 省级 GDP 平减指数来自历年《中国统计年鉴》。

^③ 需要指出的是，这 1898 个县当中有 4 个县没有五大国有商业银行的分支机构，另有 5 个县没有农村金融机构的分支机构。因此在后续的回归分析中，以五大行和农村金融机构指标为因变量的回归样本组成略有差异。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	中小企业贷款 (log)			
金融机构类型	国有大型商业银行		农村金融机构	
政府融资平台成立	-0.653*** (0.163)	-0.551*** (0.157)	0.069 (0.099)	0.028 (0.101)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
处置组线性时间趋势		控制		控制
县域特征×年度固定效应		控制		控制
县级控制变量		控制		控制
聚类数	1894	1894	1893	1893
样本观测值	10936	10936	10982	10982

注：括号中报告的是县级层面的聚类稳健标准误，***表示 1% 的显著性水平，**表示 5% 的显著性水平，*表示 10% 的显著性水平。以下各表的模型设定如果没有特殊说明均与第 2 列相同。受到篇幅的限制，我们没有报告各控制变量的估计系数。

2. 事前平行趋势假定检验

使用 DID 模型需要满足一系列前提假设，其中最重要的是平行趋势假定。由于处置组样本的反事实结果无法观测，文献中通行做法是检验其成立的必要条件，即事前趋势是否平行。我们在表 2 第 2 列对应的模型设定下估计方程 (2)，并将事件研究各期估计系数及其置信区间绘制在图 2 中。对于国有大型商业银行 (Panel A)，融资平台成立前的各期处置组和对照组的样本中小企业贷款差异在 0 附近波动，并且不存在明显的趋势性变动；而在融资平台成立之后，中小企业贷款显著降低，并且这一影响逐年增大。对于农村金融机构 (Panel B)，政府融资平台成立前后几期哑变量的估计系数的变动趋势几乎在 0 附近呈线性并且在统计上不显著。上述结果表明，处置组和对照组样本的因变量在地方政府融资平台成立之前具有相似的时间趋势。

3. 稳健性检验

为验证本文的基准回归结果是否只在某些特定的模型设定下成立，我们进行了一系列稳健性检验。第一，我们在表 3 第 1 列中将因变量换成中小企业贷款占全部贷款的比例，地方政府融资平台成立同样导致了中小企业贷款占比的下降，表明政府融资平台成立对中小企业贷款的挤出效应并不是由特定的因变量形式所驱动的。第二，中国农业银行于 2007 年 11 月进行了上市前的不良贷款剥离，其贷款数据口径在不良贷款剥离前后存在较大的差异。为确认本文的主要实证结果没有受到该事件的影响，我们用其他四家国有大型商业银行的数据重新计算因变量，第 2 列中回归系数的变化几乎可以忽略不计。第三，我们在基准模型设定中使用的一系列控制变量仍不能完全消除对处置组和对照组可比性的担忧。例如，那些直到 2011 年年底还没有成立地方政府融资平台的县通常位于西部地区，经济发展水平较为落后，其经济结构可能以大型企业为主。在第 3 列中，我们去掉了这些县的样本。此时，我们比较的是那些 2011 年年底之前成立了政府融资平台、但首次成立时间不同的县之间中小企业贷款的差异。第 3 列的估计系数不仅仍然在 1% 的统计水平下显著，而且其系数的

绝对值与基准回归相比略有增大。第四，值得注意的是，中央各部委在 2011 年集中出台了一系列关于地方政府融资平台及银行贷款的政策文件。^①为了说明本文的结果不会受到 2011 年开始集中出台的各项监管政策的影响，我们在第 4 列中使用去掉 2011 年观测值的子样本进行回归，实证结果依然稳健。

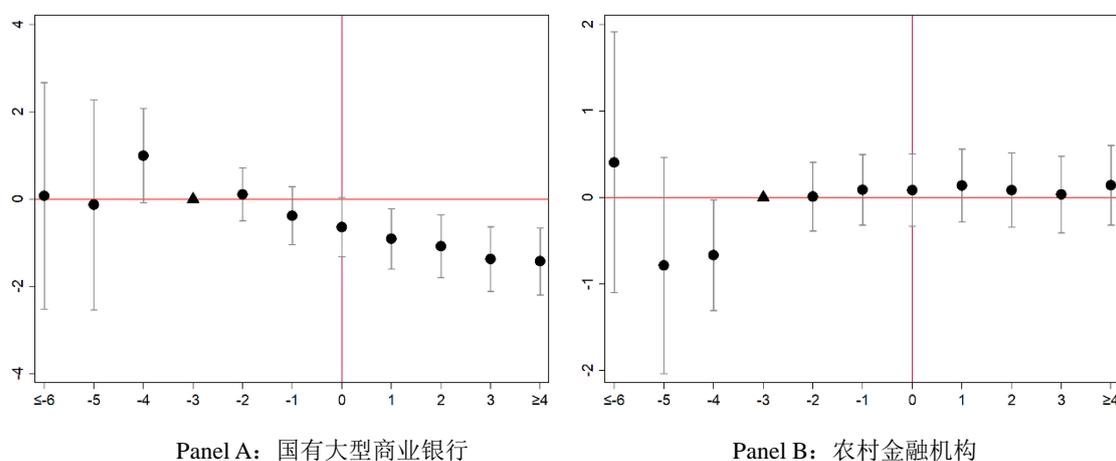


图 2 事件研究 (Event Study)

注：图中以-3 期为基准，其它各期的系数均为与该期的相对值。实心点为各期系数的点估计，短竖线为 95% 显著性水平下使用县级层面聚类稳健标准误计算的置信区间。

表 3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	中小企业贷款占比 (%)	国有大型商业银行中小企业贷款 (log)		
稳健性检验	改变因变量形式	去掉中国农业银行	去掉 2011 年底仍未成立融资平台的县	2006-2010 年子样本
政府融资平台成立	-6.054*** (1.274)	-0.532*** (0.149)	-0.603*** (0.158)	-0.551*** (0.157)
聚类数	1894	1894	1467	1894
样本观测值	10936	10936	8551	10936

^① 例如，根据《国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》（国发[2010]19 号）文件的要求，所有的地方政府融资平台公司被分类管理、区别对待，只承担公益性项目融资任务并且主要依靠财政性资金偿还债务的融资平台公司在文件发布之后不得继续承担融资任务。随后，从 2011 年开始大量融资平台公司纷纷“退出”。这些平台公司仍然在银监会的监管范围内，但被标示为“退出类”平台。

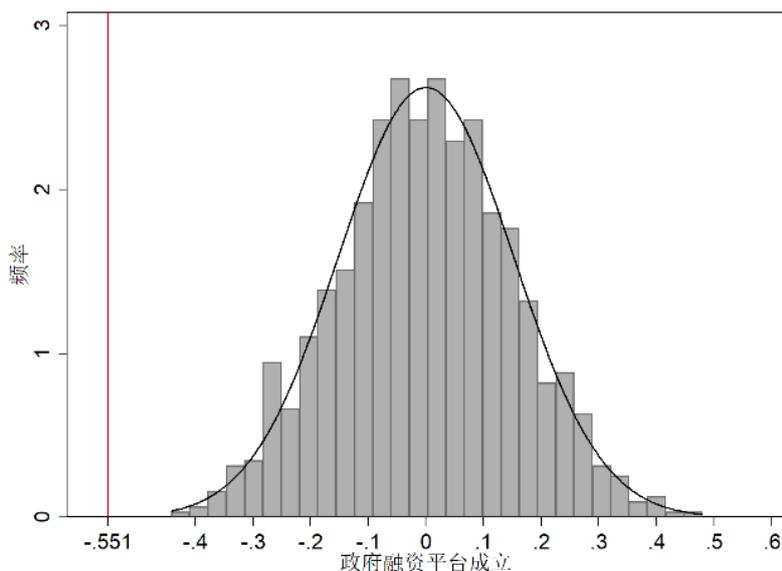


图3 安慰剂检验的估计系数分布

4. 安慰剂检验

为检验本文的基准实证结果是否由某些偶然因素驱动，我们采用随机生成的虚拟的融资平台成立事件进行安慰剂检验（placebo test）。在本文实际使用的样本中，处置组共有 1466 个县。我们将 2005 年及之前年度记作 $year_1$ ，2006-2011 年记作 $year_2$ 、……、 $year_7$ ，2012 年及之后的年份记作 $year_8$ ，上述各时期首次成立融资平台的县个数分别记为 k_1 、 k_2 、……、 k_8 ， $k_1+k_2+\dots+k_8=1466$ 。参照真实的数据生成过程，我们按照以下步骤生成虚拟的融资平台成立事件：我们首先从所有县当中随机抽取 k_1 个，将其视为在 $year_1$ 年成立了地方政府融资平台；随后在剩余的县中随机抽取 k_2 个，将其视为在 $year_2$ 年成立了融资平台……重复上述步骤直至抽取在 $year_8$ 年成立融资平台的 k_8 个县。随机抽取完成后，我们构造相应的虚拟自变量在方程（1）的模型设定下进行回归，得到相应的 β 估计值。我们利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 1000 次，并将所得系数的分布情况绘制在图 3 中，表 2 第 2 列所对应的基准回归结果如图 3 中的左侧竖线所示。1000 次蒙特卡洛模拟所得的估计系数的绝对值均小于使用真实数据所得的估计系数（-0.551），并以 0 为中心呈正态分布。由此，我们可以认为基准回归结果并不是由某些偶然因素引起的。

表4 三重差分估计

因变量	中小企业贷款（log）
政府融资平台成立×国有大型商业银行	-0.744 ^{***} (0.187)
县域-年度固定效应	控制
年度-金融机构类型固定效应	控制
县域-金融机构类型固定效应	控制
聚类数	1889
样本观测值	21738

5. 三重差分估计

基于表 2 中地方政府融资平台成立对国有大型商业银行和农村金融机构的异质性影响，我们构造了如方程（3）所示的三重差分（Differences-in-Differences-in-Differences, DDD）策略，以期进一步消除 DID 模型中未能控制的遗漏变量带来的潜在内生性问题：

$$y_{cft} = \alpha + \beta PostTreat_{ct} \times Large_f + \delta_{ct} + \varphi_{cf} + \rho_{ft} + \varepsilon_{cft}, \quad (3)$$

其中 f 为代表金融机构类型的下标（两类金融机构分别为国有大型商业银行和农村金融机构）； $Large_f$ 为代表金融机构类型的虚拟变量，国有大型商业银行取 1 而农村金融机构取 0。 δ_{ct} 、 φ_{cf} 和 ρ_{ft} 分别代表县域-年度固定效应、县域-金融机构类型固定效应和金融机构类型-年度固定效应，以吸收这三个层面的不变特征，从而将潜在的遗漏变量问题降低到了最小的程度。方程（3）中其他符号的含义与方程（1）相同。此时每县每年有两条数据，分别为国有大型商业银行和农村金融机构的中小企业贷款对数值。三重差分模型的回归结果如表 4 所示。 β 估计值依然在 1% 的水平下显著，表明遗漏变量问题对 DID 模型实证结果的影响较为有限。

五、进一步的讨论

在本文以上部分中，我们通过一系列实证检验证明，县级地方政府融资平台成立将会对辖区内国有大型商业银行的中小企业贷款产生挤出效应。接下来，我们将进一步讨论地方政府融资平台成立对地方金融机构其他一些变量的影响、探索这一挤出效应在不同的县之间是否存在异质性以及融资平台成立对地方固定资产投资和经济增长的短期影响。

首先，我们在表 5 的第 1 列和第 5 列分别考察了地方政府融资平台成立对通过两类金融机构获得贷款企业数的影响。这一统计指标的口径为获得贷款的全部企业，既包括了中小企业也包括了大型企业。考虑到一个县级行政区域获得贷款的大型企业个数相对比较稳定，我们认为这一指标更多地反映的是该地区获得贷款的中小企业数的变动情况。地方政府融资平台成立显著降低了所在的县通过国有大型商业银行获得贷款的企业数，但对获得农村金融机构贷款的企业数则没有影响，从而进一步证实了本文基准回归的发现。表 5 的第 2 列和第 6 列考察了地方政府融资平台成立对两类不同金融机构贷款余额的影响。结果表明，地方政府融资并未对金融机构贷款余额产生显著影响，我们因此得以更加稳妥地将表 2 中基准回归的结果解释为“挤出效应”。表 5 的第 3 列和第 7 列考察了地方政府融资平台成立对辖区内农户贷款的影响。与中小企业贷款一致，地方政府融资平台成立同样只对国有大型商业银行的农户贷款存在挤出效应，而对农村金融机构的农户贷款余额没有影响。这一发现进一步增强了本文基准回归结论的可信度。

其次，我们还关心不良贷款余额这一重要的金融监管指标。相对于风险更大的中小企业贷款，地方政府融资平台贷款违约现象较为少见。如果地方政府融资平台确实是通过国有大型商业银行获得了大量的贷款，我们理应观察到国有大型商业银行的不良贷款余额在地方融资平台成立之后出现一定程度的下降，而农村金融机构的不良贷款则不应受到影响。表 5 第 4 列和第 8 列的回归结果证实了上述猜测。这一发现能够在一定程度上帮助我们更好地理解国有大型商业银行对平台类贷款的偏好。在当前极为严格的不良贷款指标监管体系下，国有大型商业银行必然更加青睐风险较低的政府平台贷款，而不是高风险的中小企业贷款。

表5 其他结果变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
金融机构类型		国有大型商业银行				农村金融机构		
因变量	获得贷款企业数(log)	贷款余额(log)	农户贷款(log)	不良贷款(log)	获得贷款企业数(log)	贷款余额(log)	农户贷款(log)	不良贷款(log)
政府融资平台成立	-0.310*** (0.088)	-0.020 (0.050)	-0.516*** (0.184)	-0.468*** (0.156)	0.073 (0.081)	0.008 (0.017)	0.027 (0.051)	0.020 (0.053)
聚类数	1894	1894	1894	1894	1893	1893	1893	1893
样本观测值	10936	10936	10936	10936	10982	10982	10982	10982

接下来,我们将各县在初始经济禀赋和融资手段多样性方面的差异考虑进来,探究地方政府融资平台成立对中小企业贷款的挤出效应在不同的县之间是否存在异质性。首先,我们构造一个表示某县2005年人均GDP是否位于样本中位数以上(中位数以上取1,以下取0)的哑变量,用以刻画各县在初始经济禀赋上的差异,并将其与融资平台成立的交互项加入基准回归中。如表6第1列所示,交叉项的回归系数不显著,我们没有发现融资平台成立对中小企业贷款的挤出效应在不同初始经济发展水平的县之间存在差异。其次,地方政府融资平台除了银行贷款以外,还有发行债券这一直接融资渠道。WIND数据库的记录显示,在本文使用的样本中共有146个县的地方政府融资平台发行过债券。^①我们为这些通过债券融资的县单独设置了一个哑变量,并将其与地方融资平台成立的交互项放入了基准回归模型中。表6第2列的实证结果同样表明,是否通过债券进行融资并未对地方政府融资平台挤出中小企业贷款的效应产生异质性影响。当然,导致这一结果的可能原因是当时发行债券并非县级地方政府融资的主要渠道。在当前地方政府债务管理“开前门、堵后门”的背景下,地方政府发行债券是否会对中小企业贷款产生挤出效应仍有待今后进一步的研究。

表6 异质性分析

因变量	(1)	(2)
	国有大型商业银行中小企业贷款(log)	
政府融资平台成立	-0.701*** (0.204)	-0.561*** (0.157)
政府融资平台成立×1(2005年人均GDP位于中位数以上)	0.333 (0.301)	
政府融资平台成立×1(通过债券融资)		0.494 (0.353)
聚类数	1894	1894
样本观测值	10936	10936

^① 由于地方政府直接通过发行城投债的方式筹措资金的准入门槛较高,在本文所研究的区间内,实际发行地方政府债券的县级行政单位数量并不多。

在之前的部分中，我们的实证模型考察的都是地方政府融资平台成立对县域内国有大型商业银行和农村金融机构的局部均衡效应。由于不同类型金融机构的贷款之间可能会产生相互影响，我们还关心地方政府融资平台成立对地方信贷市场的一般均衡效应。在表7的第1列中，我们使用县级层面所有类型金融机构的中小企业贷款对数值作为因变量进行回归。在这一模型设定下，每个县级行政单位内的所有金融机构被看成一个整体。实证结果表明，即使在考虑了不同类型金融机构的相互作用之后，地方政府融资平台成立对所在地方的中小企业贷款总量同样存在挤出效应。

此外，尽管县级地方政府融资平台最有可能从辖区内的国有大型商业银行贷款，我们无法排除其从邻近地区国有大型商业银行的分支机构获得信贷支持的可能性。为了考虑这类溢出效应，我们使用某县所在地级行政区域其他县国有大型商业银行中小企业贷款余额的对数值作为因变量进行回归。表7第2列的估计结果表明，尽管这一溢出效应的系数(-0.08)在10%的水平下统计显著，但与直接效应(-0.551)相比绝对值较小。这一结果说明，同一地级市内不同县之间可能存在的溢出效应不会对我们基准回归中估计的挤出效应产生很大影响。

在本文以上部分中，我们着重探讨的是地方政府融资平台成立对所在地区银行（特别是国有大型商业银行）信贷资源配置的影响。实际上，我们更加关心的是这一资源配置过程的经济效应。地方政府融资平台贷款的最主要用途是基础设施建设，表7的第3列以人均城镇固定资产投资完成额的对数值作为因变量。回归结果显示，地方政府融资平台的成立使得人均城镇固定资产投资完成额提高了约8.2%，并且这一系数在统计上高度显著。然而，第4列的估计结果表明，地方政府融资平台成立在短期内并没有带来人均GDP的增长。造成上述结果一个可能的原因是，信贷资源配置过度集中于地方政府融资平台挤出了部分生产率较高的中小企业所获得的资金支持。当然，地方政府基础设施投资的增长效应在中长期才能显现出来，地方政府融资平台成立究竟如何通过影响信贷配给这一渠道作用于地方长期增长有待今后进一步研究。

表7 一般均衡效应和经济效应

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一般均衡效应		经济效应	
	县域中小企业贷款 (log)	地级行政区其它县 中小企业贷款 (log)	人均城镇固定资产投资完成额 (log)	人均GDP (log)
政府融资平台成立	-0.124* (0.065)	-0.080* (0.044)	0.082*** (0.030)	0.002 (0.009)
聚类数	1894	1870	1894	1894
样本观测值	10936	10800	10936	10936

六、结论

中小企业融资难是当前我国经济发展过程中亟待解决的一个突出矛盾。本文将县级地方政府融资平台名单与2006-2011年县级金融机构贷款数据进行匹配，利用不同县成立地方政府融资平台时间的差异构造双重差分模型，首次从实证上发现了地方政府融资平台成立对县域中小企业贷款的挤出效应。我们发现，地方政府融资平台成立将会显著降低国有大型商业银行发放的中小企业贷款，但不会影响农村金融机构的中小企业贷款。进一步的分析表明，地方政府融资平台成立提高了县域

固定资产投资强度，但未能在短期内带来经济产出的显著提升。本文的实证结果表明，地方政府融资能够通过挤出中小企业贷款这一渠道对整个经济体系的资源配置产生影响。

本文的结论为当前我国解决中小企业融资难问题、加强地方政府债务监管提供了新线索与新思路，具有十分重要的政策含义。长期以来，我们在制定解决中小企业融资难问题的政策方案时，忽视了包括地方政府、国企等在内的广义国有部门融资在信贷市场上对中小企业融资可能存在的挤出效应。当前，地方政府原则上已经不能通过地方政府融资平台获得银行贷款，但是其融资行为转入了更加隐蔽的“影子银行”等渠道（Chen et al., 2020）。在今后相当长的一段时间内，我们仍有必要高度关注地方政府债务对实体经济的影响。^①

参考文献

白彦锋、刘畅，2013：《中央政府土地政策及其对地方政府土地出让行为的影响——对“土地财政”现象成因的一个假说》，《财贸经济》第7期。

范剑勇、莫家伟，2014：《地方债务、土地市场与地区工业增长》，《经济研究》第1期。

李志赞，2002：《银行结构与中小企业融资》，《经济研究》第6期。

林毅夫、李永军，2001：《中小金融机构发展与中小企业融资》，《经济研究》第1期。

刘畅、刘冲、马光荣，2017：《中小金融机构与中小企业贷款》，《经济研究》第8期。

陆正飞、何捷、窦欢，2015：《谁更过度负债：国有还是非国有企业？》，《经济研究》第12期。

王永钦、陈映辉、杜巨澜，2016：《软预算约束与中国地方政府债务违约风险：来自金融市场的证据》，《经济研究》第11期。

王永钦、刘紫寒、李婧、杜巨澜，2015：《识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据》，《管理世界》第12期。

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。

张莉、年永威、刘京军，2018：《土地市场波动与地方债——以城投债为例》，《经济学（季刊）》第3期。

郑思齐、孙伟增、吴璟、武赞，2014：《“以地生财，以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究》，《经济研究》第8期。

Bai, Chong-En, Chang-Tai Hsieh, and Zheng Michael Song, 2016, “The Long Shadow of China’s Fiscal Expansion”, *Brookings Papers on Economic Activity* (2): 129-181.

Beck, Thorsten, and Asli Demirgüç-Kunt, 2006, “Small and Medium-Size Enterprises: Access to Finance as a Growth Constraint”, *Journal of Banking & Finance* 30(11): 2931-2943.

Beck, Thorsten, Asli Demirgüç-Kunt, and Vojislav Maksimovic, 2005, “Financial and Legal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter?”, *Journal of Finance* 60(1): 137-177.

Berger, Allen N., and Lamont K. Black, 2011, “Bank Size, Lending Technologies, and Small Business Finance”, *Journal of Banking & Finance* 35(3): 724-735.

Chen, Zhuo, Zhiguo He, and Chun Liu, 2020, “The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes”, *Journal of Financial Economics*.

^① 当然，在本文的样本区间内（2006-2011年），银行通过“影子银行”渠道对地方政府授信的规模相对较小。

Chong, Terence Tai-Leung, Liping Lu, and Steven Ongena, 2013, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance* 37(9): 3412-3424.

Cull, Robert, and Lixin Colin Xu, 2005, “Institutions, Ownership, and Finance: the Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms”, *Journal of Financial Economics* 77(1): 117-146.

Duflo, Esther, 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review* 91(4): 795-813.

Huang, Yi, Marco Pagano, and Ugo Panizza, 2016, “Public Debt and Private Firm Funding: Evidence from Chinese Cities”, *Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper* No.10.

Li, Pei, Yi Lu, and Jin Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 123: 18-37.

Liang, Yousha, Kang Shi, Lisheng Wang, and Juanyi Xu, 2017, “Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China”, *Asian Economic Policy Review* 12(2): 210-232.

Liu, Chang, and Wei Xiong, 2018, “China’s Real Estate Market”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 25297.

Song, Zheng and Wei Xiong, 2018, “Risks in China’s Financial System”, *Annual Review of Financial Economics*, 10: 261-286.

农村基层治理、专业协会与农户增收

贾俊雪 秦聪

内容提要：20世纪80年代以来，我国农村逐步形成以基层党组织为核心、村委会为主体、农村专业协会等社会组织为有机组成的多元化基层治理体系。本文首先构建一个简单理论模型，剖析农村专业协会及其制度安排对农户收入的影响，提出理论命题；进而利用1997和2002年2126个村庄的调查数据和倾向得分匹配双差分法进行实证检验。研究表明，专业协会总体上没有在促进农村经济发展和农户增收方面发挥显著的积极作用。组织制度安排对专业协会的增收效应具有重要影响：引入盈余返还分红机制和加强组织民主建设可较好地改善专业协会的增收效应，立足本村需求建立的专业协会较跨村专业协会而言更有利于农户增收。外部制度环境亦具有重要影响——由村委会作为协会发起人有利于发挥多元基层治理机制的互补作用，提升专业协会的增收效应，所在村庄与上级政府的关联较紧密则倾向于削弱专业协会的增收效应。这对于更好地发挥社会组织的积极作用以完善农村基层治理和实现乡村振兴具有良好启示。

关键词：农村基层治理 农村专业协会 基层社会组织 农户增收 倾向得分匹配双差分法

一、引言

长期以来，学术界和各国政府一直在积极探索如何优化完善基层治理体系，以有效推进国家治理能力现代化和经济社会的长治久安。特别地，20世纪80年代以来，为有效解决市场失灵和政府失灵，世界各国开始更多尝试在基层治理中推行政府组织与非政府组织（社会组织）的共治，基层治理主体经历了由“一元”（政府主导）向“多元”（政府、社会组织和居民共同参与）的转变（Ostrom, 2010; 萨拉蒙, 2002）。当前，我国正处在市场经济发展、社会结构转型和政府职能转变的新的历史时期，单纯依靠政府组织往往难以顾及基层治理的方方面面（一些领域政府介入亦是不经济的），迫切需要发展社会组织来创新基层治理体系（徐林等, 2017; 黄晓春、周黎安, 2017）。中共十八大以来，中央高度重视社会组织在国家治理中的作用，明确提出“创新社会治理体制”和“激发社会组织活力”等政策目标，强调要充分发挥社会组织在创新基层治理和促进经济社会发展中的积极作用。特别地，中共十九大提出“乡村振兴战略”，强调创新乡村治理体系是乡村振兴战略的必由之路——只有各基层治理主体全面积极参与，才能走出一条乡村善治之路，有效促进农业农村发展和农户增收、解决“三农”问题。因此，如何有效促进基层社会组织的健康发展，充分发挥基层社会组织的积极作用，已成为推进我国国家治理现代化、实现乡村振兴战略和经济社会长治久安亟需深入探究的一个重大问题。

理论上，社会组织作为介于国家与个人之间的次级群体组织，具有能够紧密联系民众、整合民间资源、积累社会资本和自我治理等特性，亦能较好地反映民众多元化利益诉求、维护民众权益，因而可以较好地弥补市场失灵和政府失灵，优化公共服务体系和国家治理体系（Rose-Ackerman,

1986; Powell, 1990; Ostrom, 2010; 萨拉蒙, 2002)。^①然而, 社会组织同样可能存在失灵问题——这与它的组织制度安排(内部治理结构)和外部制度环境密切相关(Salamon, 1987; Drucker, 1990)。就组织制度安排而言, 内部激励机制和民主机制尤为关键——作为一种自治性组织, 社会组织可能会因缺乏有效的内部激励而使成员主体积极性不足、组织效率低下, 也可能会因民主程度较低、监督机制不健全而存在“精英捕获”等问题(Werker & Ahmed, 2008; Ostrom, 2010; Aldashev & Navarra, 2018)。就外部制度环境而言, 涉及的因素众多——已有文献则普遍特别关注政府的政策扶持、管控和干预等塑造的制度条件(制度性激励、约束机制和资源配置机制等)的制约影响(Meyer & Rowan, 1977; Greenwood et al., 2011; Wry et al., 2013)。上述问题在中国可能会愈发突出: 我国社会组织(尤其基层社会组织)发展时间较短, 内部治理结构普遍不够健全, “能人现象”比较突出(罗家德、李智超, 2012; 罗家德等, 2013; 董洪江、曾志敏, 2016); 而且规模往往较小, 内生发展动力不足, 更需要政府(尤其地方政府)的政策扶持, 也更有可能因遭遇各种隐性管控壁垒和不当干预等而出现预期从属^②和体制依附(进而丧失一定独立性和自主性)等问题(Ma, 2002; 王名、贾西津, 2002; 刘振国, 2010; 王诗宗等, 2014; 徐林等, 2017; 黄晓春、周黎安, 2017)。

由此可见, 组织制度安排和外部制度环境对于社会组织的作用发挥至关重要——这在中国可能表现得尤为突出。目前, 国外学术界对上述问题进行了较深入的实证研究(Werker & Ahmed, 2008; Aldashev & Navarra, 2018)。例如, Gauri & Galef (2005)探究了孟加拉国社会组织利用小额信贷服务进行扶贫的作用, 发现不当激励导致这些组织出现行为异化, 致使部分贫困群体被排除在服务之外, 制约了扶贫成效; Barr et al. (2005)考察了乌干达社会组织的内部治理问题, 发现这些组织普遍存在内部激励不足和监督机制不健全等问题; Cameron et al. (2019)考察了印度尼西亚社会组织在改善村庄卫生条件中的作用, 发现这些组织较好地协调了与村庄行政组织的关系, 因而取得良好成效。相比而言, 学术界关于中国社会组织的研究还主要是学理性分析, 关注的重点在于政府塑造的宏观制度环境的影响, 一定程度上忽略了组织制度安排影响的深入探究(纪莺莺, 2013); 且由于缺乏较好的微观数据, 经验研究大多为案例性分析(少数文献进行了计量分析, 但样本量较有限且多为相关性分析), 还鲜有深入严谨的大样本微观实证研究(Yu & Zhou, 2012; 侯江红、刘文婧, 2018), 因而无法厘清组织制度安排和外部制度环境对我国基层社会组织作用发挥的深刻影响。^③

本文以我国农村专业协会为研究对象, 旨在探究组织制度安排和外部制度环境对基层社会组织作用发挥的影响, 对已有文献进行有益补充。农村专业协会是我国农村专业合作组织的一种——与专业合作社和股份合作社等其他农村合作组织(它们是具有市场法人资格的经济组织, 故非本文研究对象)不同, 它是我国农村最基层的社会组织(廖祖君, 2010; 李庚, 2011), 这为我们深入分析上述问题提供了一个良好契机。^④鉴于农村专业协会的主要职能是提供现代农业技术和信息服务以

^① 关于社会组织在公共服务提供和国家治理中的作用及相关问题, 请参见 Werker & Ahmed (2008) 以及 Aldashev & Navarra (2018) 的详细介绍。

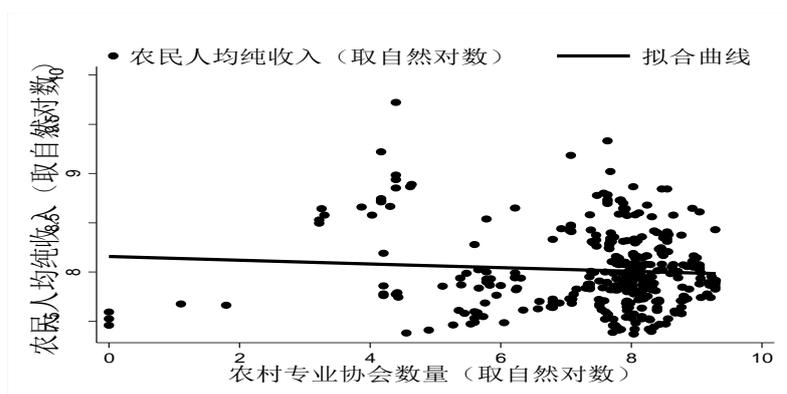
^② 预期从属(anticipatory subordination)是指: 社会组织会倾向于实施它所认为的能够获得政府或其他权力组织认同、或迎合某些权力组织偏好的政策(如主动寻求挂靠于政府部门), 从而获得这些权力组织较积极的回应, 获取更多的资源和支持。

^③ 例如, 王诗宗等(2014)利用117个社会组织的调查问卷数据, 考察了组织资源等因素对社会组织自主性的影响; 甘思德、邓国胜(2012)利用73家全国性行业协会的调查问卷数据, 分析了协会自主性等因素对协会游说行为的影响; 吴结兵、沈台风(2015)利用2005年中国综合社会调查数据, 考察了参加社会组织对居民投票行为的影响。不过, 这些研究均不同程度上忽略了组织制度安排和外部制度环境的影响, 也没有较好地处理内生性问题(故未能较好地识别出因果性影响)。关于中国社会组织研究文献的详细介绍, 请参见 Yu & Zhou (2012) 和侯江红、刘文婧(2018)。关于国外此类文献的详细介绍, 请参见 Werker & Ahmed (2008) 以及 Aldashev & Navarra (2018)。

^④ 截止到2016年底, 我国登记在册的农村专业(技术)协会 89863 个(不含北京、天津和上海市)。农村专业协

促进农村经济发展和农户增收（详见下文制度背景介绍），因此本文考察的重点在于农村专业协会在促进农村经济发展和农户增收中的作用，以及组织制度安排和外部制度环境对其增收效应的影响。

改革开放以来，历经 40 年的积极探索，我国农村基本形成了以基层党组织（村党支部）为核心、村民自治组织（村委会）为主体、社会组织（农村专业协会等为代表的）为有机组成的多元化基层治理体系（张艳娥，2010；贺雪峰，2017）。^①目前，大量文献考察了村民自治民主、村委会与党支部（以及它们的关系）的影响（Zhang et al., 2004; Shen & Yao, 2008; 章奇等，2004；罗仁福等，2006）。但关于农村基层社会组织（尤其农村专业协会这一社会组织）的研究还尚显不足——已有关于农村专业协会的研究大多为描述性和案例性的分析，未能深入揭示这一基层治理主体在促进农村经济发展和农户增收中的作用，以及组织制度安排和外部制度环境的重要影响（袭著燕等，2013；师亦琪等，2017）。^②事实上，由我国 2003—2016 年间的省级面板数据可知：农村专业协会对农民人均纯收入倾向于没有产生显著的正影响（见图 1（a））；但随着市场化程度的提升（即政府不当干预的减少）和村委会干部数量的增加，专业协会的增收效应明显增强（见图 1（b）和（c））。这凸显出（政府干预和村委会影响等）外部制度环境对于这一基层社会组织作用发挥的重要性——但宏观数据限制了就组织制度安排和外部制度环境影响进行更深入细致的分析。

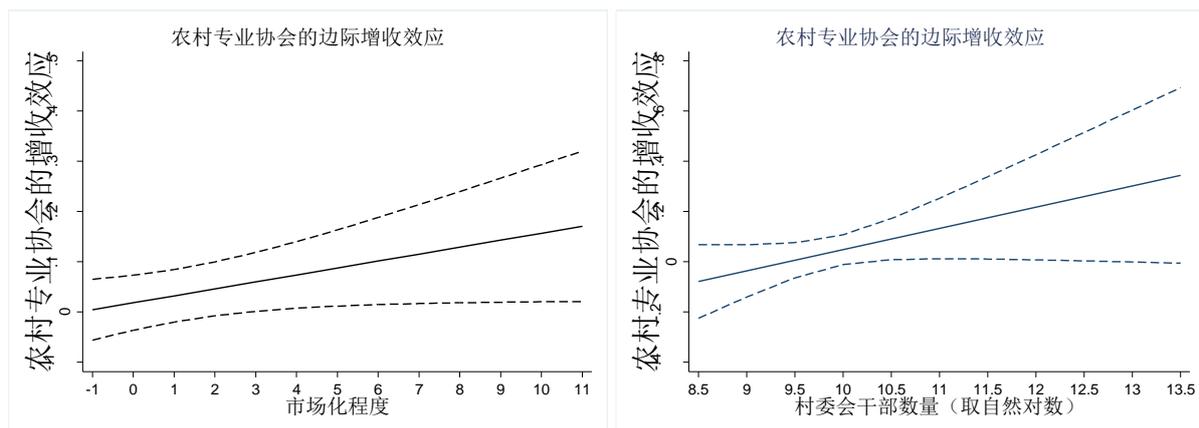


(a) 农村专业协会与农民人均纯收入的散点图

会包括专业技术协会和行业协会等，在我国民政部门登记注册为社会团体法人。国内学术界往往将农村专业协会与农村专业合作社和股份合作社等统称为农村专业合作组织，但专业合作社和股份合作社是在工商部门注册登记的具有市场法人资格的经济组织，并非社会组织。

^① 张艳娥（2010）从政权本位和社会本位视角出发，将我国农村基层治理主体划分为：制度性治理主体（包括村党支部和村委会等）和非制度性治理主体（包括各类农村社会组织和农村宗族等）。

^② 例如，《农村专业技术协会的研究》课题组（1993）回顾总结了 20 世纪 80 年代农村专业协会的发展历程；潘劲（1996）阐述了专业协会产生和发展的条件；国鲁来（2003）分析了专业协会在农业公共技术创新体系建设中的作用；李庚（2011）和张平等（2013）探讨了新世纪以来专业协会发展中存在的问题和解决对策；吴娟等（2017）则重点分析了 2006 年以来江苏省专业协会的发展状况和未来发展策略；徐辉、李录堂（2009）利用 176 户农户调查数据考察了专业协会人力资本团队的影响因素；还有大量针对各地专业协会的案例分析。更全面详细的文献介绍，请参见袭著燕等（2013）和师亦琪等（2017）。需要指出的是：目前国内学术界实证研究的重点在于农村专业合作社和股份合作社对农户收入的影响，如黄季焜等（2010）、温涛等（2015）、吕唯因（2016）、王图展（2016）和杨丹、刘自敏（2017）；但正如前文指出的，农村专业合作社和股份合作社是具有市场法人资格的经济组织，并非本文的研究对象。



(b) 市场化程度对农村专业协会增收效应的影响 (c) 村委会干部数量对农村专业协会增收效应的影响
图 1 2003—2016 年间各省农村专业协会的农民增收效应以及市场化程度和村委会干部数量的影响^①

为了更细致严谨地剖析上述问题，本文首先结合我国农村专业协会的发展实践构建一个简单理论模型，分析专业协会及其制度安排对农户收入的影响及其机理，提出理论命题；进而以 2126 个村庄的调查数据为基础进行实证检验。特别地，本文利用倾向得分匹配双差分策略（propensity score matching with difference-in-difference）构造拟自然实验，以期较好地矫正选择偏差（select bias）问题（即内生性问题），识别出农村专业协会对农户收入的因果处置效应。研究表明，总体而言，农村专业协会没有在促进农村经济发展和农户增收方面发挥显著的积极作用。一系列检验显示，这一结论具有较好的稳健性。组织制度安排（内部治理结构）对专业协会的增收效应具有重要影响：引入盈余返还分红机制和加强组织民主建设可较好地改善专业协会的增收效应；较跨村协会而言，立足本村需求建立的专业协会更有利于农户增收，引入会费制度则没有什么明显影响。分析还表明，外部制度环境对于农村专业协会的作用发挥亦十分重要——由村委会作为协会发起人可更好地发挥多元基层治理机制的互补作用，提升专业协会的增收效应，所在村庄与上级政府的关联较紧密则倾向于削弱专业协会的增收效应。上述结论与基于我国 2003—2016 年间省级面板数据得到的结论（见图 1）总体保持了较好的逻辑一致性，因而具有较好的一般性和规律性。^②

^① 图 1 (a) 纵轴为 2003—2016 年间省份农民人均纯收入 Y （利用农村居民消费价格指数折算为 2003 年为基期的实际值，取自然对数），横轴为农村专业协会数量（取自然对数） Rsa 。拟合曲线回归结果为：

$Y = 0.105 + 0.05 Rsa + X$ ， $R^2 = 0.14$ ，样本数为 359； X 为控制变量（限于篇幅，结果未报），包括市场化程度、村委会干部数量（取自然对数）、人口数量（取自然对数）、农村人口比重、第一产业增加值比重和第二产业增加值比重；同时控制了时间和省份固定效应；小括号中数字为标准误。图 1 (b) 纵轴为专业协会的边际增收效应，横轴为

市场化程度 Mak ；该图反映了回归方程： $Y = -1.791 + 0.014^{**} Rsa \times Mak + X$ 中交互项 $Rsa \times Mak$ 的显著正影响（**表示在 5% 的置信水平上显著， X 除了基准控制变量外还包含 Rsa ）。图 1 (c) 纵轴也为专业协会的边际增收效应，横

轴为村委会干部数量（取自然对数） Rwh ；该图反映了回归方程： $Y = 2.644 + 0.084^* Rsa \times Rwh + X$ 中交互项 $Rsa \times Rwh$ 的显著正影响（*表示在 10% 的置信水平上显著， X 除了基准控制变量外还包含 Rsa ）。图 1 (b) 和 (c) 中，实线为农村专业协会边际增收效应的拟合曲线，虚线为 95% 置信区间。农民人均纯收入数据来自历年《中国统计年鉴》，农村专业协会数量来自历年《中国科学技术协会统计年鉴》，村委会数据来自历年《中国民政统计年鉴》，市场化指数数据来自王小鲁等编纂的《2016 中国分省份市场化指数报告》，其余数据来自中经网数据库。

^② 目前，关于我国农村专业协会的已有研究均强调了这一组织的重要性；但普遍认为，专业协会在促进农村经济发展和农户增收中的作用有限，主要原因在于：专业协会的内部治理结构不健全（民主机制不完善等）和缺乏良好的外部制度环境（政府的扶持不够和存在不当干预等）。例如，《农村专业技术协会的研究》课题组（1993）在回顾总结 20 世纪 80 年代专业协会发展历程时就强调了上述问题的重要性；李庚（2011）、张平等（2013）和吴娟等（2017）等在阐述新世纪以及近年来专业协会发展面临的主要问题以及未来的发展策略时，也都强调了这些问题的

与已有研究相比,本文可能的主要特色体现在如下两个方面。(1)本文紧密结合我国农村经济和农村专业协会的发展实践特点,在已有农村经济模型的基础上加以拓展,构建一个包含信贷约束和专业协会的理论模型,比较全面深入地刻画剖析了专业协会及其制度安排(会费制度、盈余返还分红制度、民主决策机制和覆盖村庄范围等)通过影响农户的生产率、行为决策以及农业收入和非农收入进而对农户总收入的影响及其机理。^①而已有关于农村专业协会的研究大多为描述性分析,缺乏较规范严谨的理论分析。(2)本文的实证分析较好地揭示出作为我国基层治理体系有机组成的农村专业协会这一社会组织在经济效应,以及组织制度安排和外部制度环境对其增收效应的影响。正如前文指出的,组织制度安排和外部制度环境对于社会组织的作用发挥具有至关重要的影响,但目前国内还比较缺乏这方面的良好微观经验证据。本文基于村级微观数据的实证分析有助于弥补这一不足,亦有利于深化关于组织制度安排和外部制度环境对基层社会组织作用发挥重要性的认识和理解,对于当前及今后有效完善组织制度安排和外部制度环境以更好地促进我国基层社会组织(包括农村专业协会)的健康发展、充分发挥其积极作用具有较好的借鉴作用。

本文余下部分的结构安排如下。第二节简要介绍了农村专业协会的发展实践。第三节构建一个简单理论模型,就专业协会及其制度安排对农户收入的影响及其机理进行理论分析。第四节介绍了本文采用的计量策略、数据和变量。第五节汇报了实证结果。最后为本文的结论及政策建议部分。

二、制度背景

中共十一届三中全会以来,我国全面实施了家庭联产承包责任制,赋予农户完全的生产经营自主权,为农业农村发展注入了新的活力。然而,随着生产经营由高度集中转变为高度分散决策,农户不得不独自面对千变万化的市场,生产经营风险明显增大。更突出的是:组织化缺失的小农户经济使得农业科技推广变得日益困难,农户获取专业技术的难度和成本不断增加,极大限制了农业生产率的提升和农户收入的增加。在此情境下,为较好地解决上述问题,农村专业协会作为连接市场、技术与农户的一个重要纽带应运而生——1980年,我国第一个农村专业协会成立。

时至今日,我国农村专业协会已走过近40年的风雨历程,逐步发展演化为致力于提供农业产前、产中和产后服务以促进农业农村发展和农户增收的农村基层社会服务组织。农村专业协会的业务范围主要涉及如下两个重要方面:第一,推广普及现代农业科学技术知识和实用技术,开展各类技术交流培训活动,提升农户的科学素养和专业技术水平,引导农户依靠技术进步发展农业、增加收入;第二,提供生产资料购买、农产品销售等市场信息服务,拓宽农户信息获取渠道,缓解信息不对称、降低交易风险和交易成本(李庚,2011)。

农村专业协会秉承“民办、民管、民受益”的基本原则,展现出较鲜明的科技性、非政府性和民主性等特征。具体而言,科技性是专业协会的基础——在我国农村经济体制改革和政府职能转变的背景下,专业协会以农业科学技术为纽带,将分散的农户组织起来,成为农户获取专业技术的重要媒介桥梁(李红玲,2014)。而且,以科技手段帮助农户发展生产、增加收入是专业协会的根本

重要性。与这些研究为描述性分析不同(裘著燕等,2013;师亦琪等,2017),本文为此提供了更具说服力的微观经验证据。

① 目前已有的农村经济模型普遍将农户的生产率视为外生给定的,因而无法刻画剖析相关政策制度安排通过影响农户生产率进而对农户收入的影响机理。本文则基于我国农村专业协会的职能定位,将专业协会及其制度安排纳入农户的生产率函数中,从而较好地揭示出专业协会及其制度安排通过影响农户的生产率进而影响农户收入的这一重要机理。

目的,故其承担了农村生产队遗留下来的部分职能,构成农村基层自治组织(村委会)的一个有益补充。此外,农村专业协会遵循农户自愿参与退出原则,具有较独立的章程,^①不受政府直接控制。原则上,专业协会的成立和会员资格条件较低,且不受行政隶属和区域限制(既可以是单个村庄的也可以是跨村、跨地区的)。不过,实践中农村专业协会大多为村级的和乡级的,协会的发起人和骨干成员往往是农村的“技术能人”和“专业大户”,故存在所谓的“能人效应”。而且,专业协会的组建和运行需投入一定资源以及协调与上级政府和村委会的关系,故在很多情况下,上级政府和村委会也承担起发起人的角色,通过相关政策支持帮助农户组建和发展专业协会。这些都使得农村专业协会不可避免地受到各种干预,但总体上保持了较好的相对独立性和非政府组织的特性。^②这也体现在:农村专业协会不以组织盈利为目的,经费主要来自规定范围内的业务收入和农户缴纳的会费等(也正因如此,专业协会常常面临着资金匮乏的困境);组织盈余收入通常按农户缴纳会费的一定比例(或倍数)进行返还分红,这会产生较强的激励效应,但实践中能进行盈余分红的协会数量较少,明显限制了其作用的发挥。最后,与大多数非政府组织一样,农村专业协会亦十分强调民主决策的重要性,成为农户利益诉求和维护自身合法权益一个较重要的渠道。但实践中由于各种原因,专业协会也出现了各种“异化”现象(如“能人效应”导致的“精英捕获”),使得民主决策原则没有得到良好的贯彻遵循,这也明显制约着专业协会积极作用的发挥。

农村专业协会这一社会组织的建立发展是我国现代农村基层治理体系建构实践中的一次积极探索,其与农村基层党组织(村党支部)、村民自治组织(村委会)一起构成了我国农村多元化的基层治理体系,对于乡村振兴、农业发展和农户增收具有积极意义。但这一积极作用能否得到良好的发挥,很大程度上取决于专业协会的制度安排(即内部治理结构),以及与其他治理主体(村委会和上级政府等)的互动关系(即外部制度环境)。有鉴于此,本文从理论和实证两个层面剖析农村专业协会对农户收入的影响及其制约因素。

三、理论分析

结合我国农村经济和农村专业协会的发展实践特点,本节在已有农村经济模型的基础上加以拓展,构建一个包含信贷约束和专业协会的理论模型,剖析专业协会及其制度安排对农户收入的影响及其机理。

1. 模型框架

在一个由 N 个村庄组成的农村经济中,村庄 i 的农户拥有的时间标准化为 1,其中用于家庭农业生产的劳动时间为 L_{ai} (获取农业收入),用于非农部门(即到非农部门打工)的劳动时间为 L_{ni} (获

^① 1990年,国家科委出台了《农业技术经济服务合作协会示范章程》,并在青海等省进行试点推广。1994年,中共中央4号文件强调要抓紧制定《农民专业协会章程》。同年,农业部颁布了《农民专业协会示范章程》,与中国科协等部门协同推动了陕西和四川等省的试点工作。

^② 一般而言,农村专业协会成立要求具备:一定数量的发起人和成员、正式的协会名称、组织机构、办公地点和协会章程以及合法的资产和经费来源等;满足条件的向主管部门(如科协)提出申请,经审查批准后成立,并到民政部门登记注册,获得社会团体法人资格。对于会员,一般要求是从事某一专业生产或与专业生产有关的个人或团体。跨村专业协会通常规模相对较大、业务范围相对较广,但组织结构较松散、服务功能较弱。政府牵头成立的专业协会通常是政府涉农部门或协会主管部门为了便于开展工作、行使职能,以农户为基础牵头成立的(农户往往也愿意将协会挂靠依托于这些部门以寻求政策支持);村委会牵头成立的专业协会基于类似逻辑,因而往往能与村委会实现功能互补和核心人员互融。这两类专业协会通常能获得较大的政策支持,但受到的干预往往也较大。这些都表明我国农村专业协会的建立并不是外生随机的。关于农村专业协会的详细介绍,请参见《农村专业技术协会的调研》课题组(1993)和李庚(2011)。感谢评审专家提出的宝贵意见。

取非农收入), 则闲暇时间为 $1 - L_{ait} - L_{nit}$ 。就我国现实情况来看, 农户属于弱势群体, 长期以来在非农部门劳动市场上的工资议价能力弱, 故不妨假定农户在非农部门打工的工资率 w_t 对其而言是外生的; 农户打工会涉及交通成本和找工作花费的时间等成本, 借鉴 Adamopoulos et al. (2017) 的思路, 我们引入 $\mu w_t L_{nit}$ ($\mu \in (0,1)$) 来捕捉这些成本, 则农户的非农收入为 $(1 - \mu)w_t L_{nit}$ 。^①农户的偏好为:

$$E_0 \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(C_{it}, L_{ait}, L_{nit}) dt, u(C_{it}, L_{ait}, L_{nit}) = \frac{[C_{it}(1 - L_{ait} - L_{nit})^\theta]^{1-\sigma}}{1-\sigma}, \sigma, \theta, \rho > 0 \quad (1)$$

其中, ρ 为贴现率, σ 为相对风险厌恶因子。 E_0 为零期期望算子, θ 为闲暇效用参数, C_{it} 为农户消费。

农户从事家庭农业生产活动的生产函数为:

$$Y_{it} = Z_{it} (K_{it}^\alpha L_{ait}^{1-\alpha})^\beta H_{it}^{1-\beta}, 0 < \alpha, \beta < 1 \quad (2)$$

其中, K_{it} 和 H_{it} 分别为农户的资本和土地投入——改革开放以来, 我国农村实行了家庭联产承包责任制, 农户拥有的土地 H_{it} 通常为外生给定的 (Benjamin & Brandit, 2002)。 Z_{it} 为生产率水平。正如前文指出的, 我国农村专业协会的主要职能是推广普及现代农业技术和降低信息成本等, 故借鉴 Kline & Moretti (2014) 的思路, 我们将 Z_{it} 设定为:^②

$$\ln(Z_{it}) = g_{it} d_{it} + \omega_i + \phi_i + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, d_{it} 为专业协会哑变量: 若村庄 i 的农户参加了专业协会, 则 $d_{it} = 1$; 否则, $d_{it} = 0$ 。因此, $g_{it} > 0$ 捕捉了参加专业协会给农户带来的生产率提升程度。 ω_i 捕捉了村庄地理自然环境等因素的影响, ϕ_i 为共同生产率冲击, ξ_{it} 捕捉了村庄政策等因素导致的不同村庄农户生产率的异质性。

无疑, 影响 g_{it} 的潜在因素很多; 这里, 我们主要关注农村专业协会制度安排 (内部治理结构) 的影响, 依据现实情况 (详见前文制度背景介绍), 将其表示为 $g(e_{it}, \gamma_{it}, s_{it})$ 。^③其中, $e_{it} = f_{it} / M_{it}^{1-\eta} \geq 0$ 捕捉了农户参加专业协会学习运用新技术以提升生产率的有效努力程度: 有效努力越大, 生产率提升幅度越大 (即 $g_e = \partial g_{it} / \partial e_{it} > 0$)。这一方面取决于农户的投入付出——结合实际情况, 我们利用农户缴纳的会费占其农业收入的比值即会费比率 $f_{it} \in [0,1]$ 加以捕捉; 另一方面还取决于专业协会的村庄覆盖范围 (即覆盖村庄数量) $M_{it} \in [1, N]$ ——参数 $\eta > 0$ 捕捉了跨村协会 ($M_{it} > 1$) 可能产生的规模效应 (节省技术推广成本等) 和异质性需求效应 (忽略不同村庄农户差异性技术需求等造

① 引入农户的非农劳动和非农收入是基于中国现实的考量: 非农收入已成为我国农户收入一个较重要的组成部分 (本文数据表明, 非农收入占农户总收入的比重平均为 30%, 见下文表 3)。我国农村经济主要是一家一户的小农户经济, 长期以来, 家庭农业生产构成农户主要的农业生产活动, 而农户获取非农收入的主要途径是外出打工。我们也可放松非农劳动工资率 w_t 为外生的假定, 遵循 Adamopoulos et al. (2017) 和盖庆恩等 (2017) 的做法, 考虑非农部门生产函数为: $Y_m = Z_m L_{nit}$, Y_m 和 Z_m 分别为非农部门的产出和生产率。由非农部门利润最大化可得: $w_t = Z_m$, Z_m 对农户而言是外生的, 因此这不会明显改变理论分析的基本结论。感谢评审专家提出的宝贵意见。

② (3) 式忽略了农户自身通过农业科技投入提升生产率的情况 (除了参加专业协会获取技术以外)。这主要基于如下两点考虑: (1) 本文关注的重点在于专业协会的影响; (2) 更为重要的是, 我国农村主要是一家一户的小农户经济, 农户单纯依靠自身获取现代农业技术的渠道较少、成本较高, 致使农户自身在农业生产技术上的投入普遍非常有限, 这也正是专业协会建立的一个重要原因 (详见制度背景介绍)。

③ 为使理论模型更简洁且研究问题更突出, 本文理论分析忽略了农村专业协会建立及其制度安排的内生选择问题, 实证分析仔细处理了这一问题, 并考察了外部制度环境的影响。

成的不利影响)的综合影响: $\eta > 1$ 意味规模效应更明显, $0 < \eta < 1$ 意味异质性需求效应更突出, $\eta = 1$ 则表明两种效应相当。此外, 正如前文指出的, 一些专业协会还会按照农户缴纳会费的一定倍数(或比例) $\gamma_{ii} \geq 0$ (其可能大于 1 也可能小于或等于 1) 进行组织盈余收入的返还分红。这会产生激励效应, 促使农户更积极地学习运用新技术, 因此有: $g_\gamma = \partial g_{ii} / \partial \gamma_{ii} > 0$ 。最后, $s_{ii} \in [0,1]$ 捕捉了专业协会民主制度建设的影响: s_{ii} 越大即专业协会的民主决策机制越强(特别地, $s_{ii} = 0$ 意味决策机制为完全非民主的, $s_{ii} = 1$ 则表明决策机制为完全民主的), 农户的利益诉求越容易得到满足, 进而有利于技术推广和生产率提升, 即有: $g_s = \partial g_{ii} / \partial s_{ii} > 0$ 。

农户总收入为:

$$\pi_{ii} = \pi_{a_{ii}} + \pi_{n_{ii}} = (1 - f_{ii}d_{ii} + \gamma_{ii}f_{ii}d_{ii})[(1 - \tau_t)Z_{ii}(K_{ii}^\alpha L_{a_{ii}}^{1-\alpha})^\beta H_{ii}^{1-\beta} - (r_t + \delta_t)K_{ii}] + (1 - \mu)w_t L_{n_{ii}} \quad (4)$$

其中, $\pi_{a_{ii}} = (1 - f_{ii}d_{ii} + \gamma_{ii}f_{ii}d_{ii})[(1 - \tau_t)Z_{ii}(K_{ii}^\alpha L_{a_{ii}}^{1-\alpha})^\beta H_{ii}^{1-\beta} - (r_t + \delta_t)K_{ii}]$ 为农户的家庭农业生产利润(简称为“农业收入”以与“非农收入”保持表述上的一致性)——中括号里为农户的税后农业产出($\tau_t \in [0,1]$ 为农业税税率)减去其生产投入成本, 包括: 资本投入的租金成本(r_t 为利率)和资本折旧损耗造成的维护成本(δ_t 为折旧率)(Moll, 2014)。^① $\pi_{n_{ii}} = (1 - \mu)w_t L_{n_{ii}}$ 为农户的非农收入。

农户的资产积累方程为:

$$\dot{a}_{ii} = \pi_{ii} + r_t a_{ii} - C_{ii} \quad (5)$$

其中, a_{ii} 为农户的资产, $r_t a_{ii}$ 为农户资产的利息收入(资产回报率为利率 r_t)。鉴于农村金融发展普遍滞后, 农户往往面临较严重的借贷限制(Bardhan & Udry, 1999), 因此我们考虑如下形式的抵押借贷约束方程(Moll, 2014): $K_{ii} \leq a_{ii}$ ^②。事实上, 就我国实际情况来看, 农村金融普遍无法满足农户最优生产资金需求(刘西川、程恩江, 2013), 即上述抵押借贷约束方程通常是紧的:

$$K_{ii} = a_{ii} \quad (6)$$

2. 农户优化问题

农户的优化问题是在(2) — (6)式的约束下选择最优的闲暇和劳动时间(及其在农业劳动和非农劳动之间的最优配置)以及最优的消费和资本投入来最大化其预期效用(1)式, 同时满足家庭农业生产利润(即农业收入 $\pi_{a_{ii}}$)最大化(Adamopoulos et al., 2017; 盖庆恩等, 2017)^③。求解农户最优化问题, 可得如下一阶最优条件。

$$\theta C_{ii}^{1-\sigma} (1 - L_{a_{ii}} - L_{n_{ii}})^{\theta(1-\sigma)-1} = \lambda_{ii} (1 - \alpha) \beta (1 - f_{ii}d_{ii} + \gamma_{ii}f_{ii}d_{ii}) (1 - \tau_t) Z_{ii} K_{ii}^{\alpha\beta} L_{a_{ii}}^{(1-\alpha)\beta-1} H_{ii}^{1-\beta} \quad (7)$$

① 2006年, 我国取消了农业税, 在这种情况下可将 τ_t 理解为农民承担的其他税费负担。之所以只考虑上述生产投入成本, 原因在于: 农户从事的是家庭农业生产, 故其无需支付工资成本; 我国农村实行的是家庭联产承包责任制, 农户无需为使用自己承包的土地而支付租金, 且由于各种原因(如农村土地产权不够清晰和农户担心丧失土地承包权等), 长期以来农村土地流转规模较小, 因此土地租金通常也不构成农户的农业生产投入成本(盖庆恩等, 2017)。

② 这一设定可由一个有限合约问题给出, 因其设定简洁且能够很好地刻画实践中的借贷约束问题而得到广泛应用(Moll, 2014; 贾俊雪, 2017)。更一般的形式为: $K_{ii} \leq \zeta a_{ii}$, ζ 为杠杆率。目前, 缓解农户借贷约束较有效的方法是团体小额信贷, 详细介绍见缪德刚(2016)。本研究重点不在于借贷约束的影响, 为简化起见, 设 $\zeta = 1$ 且未考虑小额信贷。长期以来, 我国农村承包土地无法进行抵押贷款。2016年3月, 我国出台了《农村承包土地的经营权抵押贷款试点暂行办法》, 开始推行农村承包土地经营权抵押贷款试点。

③ 关于现实经济中农户是否追求家庭农业生产利润最大化, 学术界还存在争议(Bardhan & Udry, 1999)。Bardhan & Udry(1999)指出, 将农户视为追求家庭农业生产利润最大化的主体, 以此作为比较经济现实的理论基准是有益的。

$$\theta C_{it}^{1-\sigma}(1-L_{ait}-L_{nit})^{\theta(1-\sigma)-1} = \lambda_{it}(1-\mu)w_t \quad (8)$$

$$C_{it}^{-\sigma}(1-L_{ait}-L_{nit})^{\theta(1-\sigma)} = \lambda_{it} \quad (9)$$

$$\dot{\lambda}_{it} / \lambda_{it} = \rho - r_t - (1-f_{it}d_{it} - \gamma f_{it}d_{it})[\alpha\beta(1-\tau_t)Z_{it}K_{it}^{\alpha\beta-1}L_{ait}^{(1-\alpha)\beta}H_{it}^{1-\beta} - r_t - \delta_t] \quad (10)$$

$$r_t + \delta_t = \alpha\beta(1-\tau_t)K_{it}^{\alpha\beta-1}L_{ait}^{(1-\alpha)\beta}H_{it}^{1-\beta} \quad (11)$$

(7)式是关于农户的农业劳动投入的一阶最优条件,表明闲暇的边际效用 $\theta C_{it}^{1-\sigma}(1-L_{ait}-L_{nit})^{\theta(1-\sigma)-1}$ 等于农户资产的影子价格 λ_{it} (即哈密尔顿乘子)与农业劳动边际收益 $(1-\alpha)\beta(1-f_{it}d_{it} + \gamma f_{it}d_{it})(1-\tau_t)Z_{it}K_{it}^{\alpha\beta}L_{ait}^{(1-\alpha)\beta-1}H_{it}^{1-\beta}$ 的乘积。(8)式是关于农户非农劳动投入的一阶最优条件,意味闲暇的边际效用等于资产影子价格与非农劳动边际报酬 $(1-\mu)w_t$ 的乘积。由(7)和(8)式可得,农户劳动时间在农业劳动和非农劳动之间进行最优配置的无套利条件,即二者的边际收益相等: $(1-\alpha)\beta(1-f_{it}d_{it} + \gamma f_{it}d_{it})(1-\tau_t)Z_{it}K_{it}^{\alpha\beta}L_{ait}^{(1-\alpha)\beta-1}H_{it}^{1-\beta} = (1-\mu)w_t$ 。(9)式是关于农户消费的一阶最优条件,意味消费的边际效用 $C_{it}^{-\sigma}(1-L_{ait}-L_{nit})^{\theta(1-\sigma)}$ 等于资产影子价格。(10)式为农户资产的欧拉方程,(11)式是关于农户资本投入的一阶最优条件。

3. 稳态均衡

经济达到稳态均衡时,有 $\dot{\lambda}_{it} = \dot{a}_{it} = 0$,由此以及(7)—(11)式可得稳态的农户总收入 π^* 为(详细推导见附录):

$$\pi^* = \pi_a^* + \pi_n^* = \frac{(1-\mu)w}{1+\theta} + \frac{[1-\Phi(f,\gamma,d)]\pi_a^*}{1+\theta} \quad (12)$$

其中, $\pi_a^* = \Omega(1-fd + \gamma fd)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)}[Z(d,f,\gamma,M)]^{1/(1-\beta)}$ 和 $\pi_n^* = \frac{(1-\mu)w}{1+\theta} - \frac{[\theta + \Phi(f,\gamma,d)]\pi_a^*}{1+\theta}$ 分别

为稳态的农户农业收入和非农收入, $\Phi(f,\gamma,d) = \frac{1}{1-\alpha\beta} \left[\frac{\beta}{1-\alpha} + \frac{\rho\theta\alpha\beta}{(1-fd + \gamma fd)(\rho + \delta)} \right] > 0$ 和

$$\Omega = (1-\alpha\beta)(1-\tau) \left(\frac{\alpha\beta}{\rho + \delta} \right)^{\alpha\beta/(1-\beta)} \left[\frac{(1-\alpha)\beta}{(1-\mu)w} \right]^{(1-\alpha)\beta/(1-\beta)} H > 0。$$

以(12)式为基础,我们通过比较静态分析剖析农村专业协会及其制度安排对农户的农业收入和总收入的影响,具体结论可总结为如下理论命题。

命题1: 农村专业协会对农户总收入的影响不明确。对农户农业收入的影响亦不明确,取决于具体的制度安排——引入分红机制和民主决策机制有助于提升专业协会对农户农业收入的促进作用,而会费制度和组织村庄覆盖范围对专业协会的农业收入效应的影响不明确。

之所以农村专业协会对农户农业收入的影响不明确,究其原因在于:其可通过两种机制对农户农业收入产生相反影响——参加协会可提升农户的农业生产率进而农业收入,但也可能会增加农户负担(缴纳会费)进而对农户农业收入产生抑制作用(见(12)式)。^①采取会费制度是否会增强专

① 由(12)式可得: $\pi_a^*|_{d=1} - \pi_a^*|_{d=0} = \Omega\{[1+(\gamma-1)f]^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)}(Z|_{d=1})^{1/(1-\beta)} - (Z|_{d=0})^{1/(1-\beta)}\}$ (由于 d 为哑变量,故不能直接就其求偏导; $\pi_a^*|_{d=1}$ 和 $\pi_a^*|_{d=0}$ 分别为农户参加协会和未参加协会时的农业收入)。由于 γ^{-1} 的符号不明确,故 $\pi_a^*|_{d=1} - \pi_a^*|_{d=0}$ 的符号不明确,即参加专业协会是否有利于农户农业收入增加不明确;上式中的 $Z|_{d=1} > Z|_{d=0}$ 捕捉了参加协会对农户生产率进而农业收入的正影响, $f(\gamma^{-1})$ 捕捉了参加协会给农户带来负担增加进而对其农业收入可能

业协会对农户农业收入的促进作用亦不明确。原因在于：会费比率越高意味农户通过专业协会提升生产率的有效努力越大，故有利于生产率进而农业收入的增加；但也意味着农户成本负担越重，不利于农业收入增加（除非得到的分红足以补偿这一成本增加造成的收入损失，即 $\gamma \geq 1$ ）。^①类似地，协会村庄覆盖范围对其农业收入增加效应的影响也不明确：当跨村技术推广带来的规模效应较大进而能够抵消因忽略不同村庄技术需求差异造成的不利影响（即 $\eta > 1$ ）时，跨村专业协会更有利于农户生产率的提高，故具有更好的增收效应；反之，则不利于农业收入增加。^②这样，由（12）式可知：专业协会对农户总收入的影响以及采取会费制度、村庄覆盖范围对专业协会农户总收入效应的影响也均不明确。

引入分红机制则可强化专业协会对农户农业收入的促进作用： γ 增加可直接补偿农户因缴纳会费而造成的收入损失，亦可激励农户更积极地参加专业协会以提升生产率水平。协会内部民主环境的改善有利于农户生产率的提升，故可提升专业协会对农户农业收入的促进作用。不过，由于农户的农业劳动投入和非农劳动投入之间进而农业收入与非农收入之间存在此消彼长的关系（见（12）式），因此引入分红机制和民主决策机制（可促使农户将更多劳动时间用于农业生产，但也意味着会挤占农户的非农劳动时间，导致农户的非农收入减少）是否可增强专业协会对农户总收入的促进作用并不明确。^③

下面，我们利用1997和2002年2126个村庄的调查数据和倾向得分匹配双差分法，构造拟自然实验，识别农村专业协会对农户的农业收入和总收入的因果效应，对理论命题1进行实证检验。

四、计量策略、数据与变量

1. 计量策略

本文实证分析旨在识别建立农村专业协会对村庄农户人均纯收入 Y 的因果效应。为此，我们采

产生的负影响。

① 在 $d=1$ （农户参加专业协会）的情况下，由（12）式可得：

$$\frac{\partial \pi_a^*}{\partial f} = \Omega Z^{1/(1-\beta)} \frac{\partial [(1-f+zf)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)}]}{\partial f} + \Omega (1-f+zf)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} \frac{\partial (Z^{1/(1-\beta)})}{\partial f} = \Omega (1-f+zf)^{(1-\alpha)\beta/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} \left[\frac{(1-f+zf)M^{\eta-1}g_e}{1-\beta} + \frac{(1-\alpha\beta)(\gamma-1)}{1-\beta} \right]$$

上式第一个等式中的 $\partial(Z^{1/(1-\beta)})/\partial f$ 捕捉了会费比率 f 对农户生产率 Z 的影响；第二个等式中括号里的第一项捕捉了 f 对农户生产率进而农业收入的正影响，第二项捕捉了参加协会给农户带来负担增加进而对其农业收入可能产生的负影响。由于 γ^{-1} 的符号不明确，因此 $\partial \pi_a^*/\partial f$ 的符号不明确。

② 由（12）式可知： $d=1$ 时， $\partial \pi_a^*/\partial M = (\eta-1)(1-\beta)^{-1} \Omega (1-f+zf)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} M^{\eta-2} g_e$ 。由于 $\eta-1$ 的符号不确定，故 $\partial \pi_a^*/\partial M$ 符号亦不确定。

③ 由（12）式可知： $d=1$ 时， $\partial \pi_a^*/\partial \gamma = (1-\beta)^{-1} \Omega (1-f+zf)^{(1-\alpha)\beta/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} [(1-f+zf)g_\gamma + (1-\alpha\beta)f] > 0$ （中括号里第一项捕捉了 γ 对农户生产率进而农业收入的正影响）和

$\partial \pi_a^*/\partial s = (1-\beta)^{-1} \Omega (1-f+zf)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} g_s > 0$ （ g_s 捕捉了 s 对生产率的正影响）； $\frac{\partial \pi_a^*}{\partial \gamma} = \frac{(1-\Phi) \partial \pi_a^*}{1+\theta} - \frac{\partial \Phi}{\partial \gamma} \frac{\pi_a^*}{1+\theta}$

和 $\frac{\partial \pi_a^*}{\partial s} = \frac{(1-\Phi) \partial \pi_a^*}{1+\theta} - \frac{\partial \Phi}{\partial s} \frac{\pi_a^*}{1+\theta}$ ，其中 $\partial \Phi / \partial \gamma = -\rho \theta \alpha \beta f / [(1-\alpha\beta)(\rho+\delta)(1-f+zf)^2] < 0$ 。由于 $1-\Phi$ 的符号不确定，故 $\partial \pi_a^*/\partial \gamma$ 和

$\partial \pi_a^*/\partial s$ 的符号不确定。由稳态的农户非农劳动投入 $L_n^* = (1-\mu)/(1+\theta) - (\theta+\Phi)\pi_a^*/[(1+\theta)w] \geq 0$ 可得：

$1-\Phi \geq [(1+\theta)\pi_a^* - (1-\mu)w]/\pi_a^*$ 。故通过计算可知：只有当 $(1+\theta)\pi_a^* > (1-\mu)w$ 即农户的家庭农业生产利润（闲暇效用参数调整后的）大于非农劳动边际报酬时，才有 $1-\Phi > 0$ 进而有 $\partial \pi_a^*/\partial \gamma > 0$ 和 $\partial \pi_a^*/\partial s > 0$ 。

用处置分析框架，利用 $RSA_i \in [0,1]$ 表示村庄 i 是否建立专业协会：若建立，则 $RSA_i = 1$ （村庄 i 为处置组）；反之， $RSA_i = 0$ （村庄 i 为对照组）。相应地， Y_{i1} 为村庄 i 建立专业协会（ $RSA_i = 1$ ）的人均纯收入， Y_{i0} 为村庄 i 未建立专业协会（ $RSA_i = 0$ ）的人均纯收入，这两个潜在结果的差值即为处置效应。但对于村庄 i 而言，现实经济中只有其实际发生的结果才能被观测到，另一潜在结果需要反事实估计。故而，本文关注于专业协会建立对处置组的平均处置效应（the average treatment effect on the treated, ATT）（Heckman et al., 1997），即：

$$\tau_{ATT} \equiv E\{Y_{i1} - Y_{i0} | RSA_i = 1\} = E\{Y_{i1} | RSA_i = 1\} - E\{Y_{i0} | RSA_i = 1\} \quad (13)$$

其中， $E\{Y_{i0} | RSA_i = 1\}$ 为非观测的反事实结果（即若处置组村庄未成立专业协会的结果变量）；在随机实验环境下，其可直接由对照组的结果变量均值加以度量。但对于本文研究而言，这一做法并不可行，原因在于：由前文制度背景介绍可知，专业协会的组建成立并非外生随机的，故可能存在较突出的选择偏差问题；换言之，即使是没有建立专业协会，处置组和对照组村庄也可能存在明显差异（Caliendo & Kopeinig, 2008）。^①

我们利用倾向得分匹配法矫正这一问题。该方法的基本思想是构造拟自然实验：利用 *probit* 等模型估计出样本村庄建立专业协会（给定综合特征 X 下）的条件概率，即倾向得分 $P(X)$ ；据此将处置组与对照组样本进行匹配，在匹配样本满足条件独立分布假定（即构造出拟自然实验，使得专业协会建立对于匹配后样本而言是条件外生随机的，不受观测和非观测变量的影响）下，处在共同支撑域 S_p 内匹配后对照组 I_0 的结果可视作处置组 I_1 的反事实结果，从而较好地矫正选择偏差。此时，专业协会的平均处置效应为：

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ Y_{i1} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) Y_{i0} \right\} \quad (14)$$

其中， n_1 为共同支撑域内处置组的数量， $W(i, j)$ 是匹配时对照组村庄 j 的权重。

值得注意的是，倾向得分匹配法能否有效解决选择偏差问题，很大程度上取决于影响处置发生和结果变量的因素是否都是可观测的——倘若存在非观测因素的影响，则结果仍可能有偏。为进一步控制时间和个体的固定效应等非观测因素的影响，本文最终使用的是倾向得分匹配双差分法。该方法较好地结合了倾向得分匹配法和双差分法的优势，在此类文献中得到广泛应用（Heckman et al., 1998; Caliendo & Kopeinig, 2008）。相应地，平均处置效应为：

$$\tau_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{i1}^1 - Y_{i1}^0) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) (Y_{i0}^1 - Y_{i0}^0) \right\} \quad (15)$$

其中，村庄成立专业协会前时点（事前时点）为 t_0 ，成立后时点（事后时点）为 t_1 。（15）式表明，倾向得分匹配双差分法分别通过处置组和对照组自身的差分即 $(Y_{i1}^1 - Y_{i1}^0)$ 和 $(Y_{i0}^1 - Y_{i0}^0)$ 消除两组样

① 利用对照组村庄结果变量均值进行反事实推断得到的结果为：

$\tau_{ATT} = \{E[Y_{i1} | RSA_i = 1] - E[Y_{i0} | RSA_i = 0]\} + \{E[Y_{i0} | RSA_i = 0] - E[Y_{i0} | RSA_i = 1]\}$ ，其中第二项为可能的选择偏差。选择偏差问题就是（核心解释变量为哑变量且使用处置分析框架时的）内生性问题——处置分析框架下得到无偏一致估计的 no select bias 假定（该假定有不同叫法，如本文使用的条件独立同分布假定，破坏该假定意味存在选择偏差问题）与线性回归模型得到无偏一致估计的外生性假定（破坏该假定意味存在内生性问题）二者完全一样（Imbens, 2004; Guo & Fraser, 2011）。矫正选择偏差问题的方法还有工具变量法、双差分法和断点回归等，每种方法都有各自的优势与不足，需要结合具体研究（如数据特点等）加以选择。

本自身的变化趋势，进而通过这两项的再次差分给出平均处置效应。

2. 数据

本文数据来源于2003年“世界银行农村调查”在中国实施的子项目。该调查随机选取了甘肃、河北、江苏、吉林、陕西和四川6个省份（每个省份随机抽取了6个县，每个县随机抽取了6个乡镇），共涉及2459个村庄；提供了样本村庄1997和2002年的社会经济和地理环境等基本信息、村长信息（性别、学历和就职年份等），以及此间样本村庄成立农村专业协会的具体信息。^①所以，本文使用的是两年村级面板数据：事前和事后时点分别为1997和2002年。

表 1 农村专业协会的基本信息

	协会数量 (个)	占协会总数的比 重 (%)	覆盖村庄数量 (个)	占村庄总数的比 重 (%)
筹建主体				
上级政府	117	46.25	102	46.58
村委会	85	33.60	76	34.70
农户	34	13.44	33	15.07
未知	17	6.72	15	6.85
总计	253	100.00	219	103.20
成立年份				
1998年之前	40	15.81	37	16.89
1998年及之后	213	84.19	186	84.93
总计	253	100.00	219	101.82
覆盖范围				
本村	138	54.55	124	56.62
跨村	113	44.66	97	44.29
未知	2	0.79	1	0.46
总计	253	100.00	219	101.37
会费制度				
需要缴纳会费	26	10.28	23	10.50
无需缴纳会费	210	83.00	186	84.93
未知	17	6.72	15	6.85
总计	253	100.00	219	102.28
分红制度				
分红	21	8.30	18	8.22

^① 目前，我国尚缺乏关于各省农村专业协会发展的详细信息。《中国科学技术协会统计年鉴》提供了关于农村专业技术协会发展的较全面的信息。由《中国科学技术协会统计年鉴（2004）》（该年鉴2004年首次出版）可知：2003年，在6个样本省份中，四川省的技术协会数量最多（6405个），吉林省最少（2556个），其余四省的协会数量在3000—4000个之间；四川省的技术协会成员也最多（863994人），其余依次为江苏省（375829人）、河北省（275735人）、甘肃省（182093人）、陕西省（163705人）和吉林省（107106人）。

不分红	231	91.30	200	91.32
未知	1	0.40	1	0.46
总计	253	100.00	219	100.00

决策机制

集体民主决策（一人一票）	128	50.59	118	53.88
非集体民主决策	125	49.41	104	47.49
总计	253	100.00	219	101.37

注：农村专业协会均为技术服务型，一些样本村庄建立了多个专业协会，导致覆盖村庄数量加总>总计，占村庄总数的比重加总>100%。

表1从如下五个方面给出农村专业协会的基本信息描述。（1）正如前文指出的，专业协会的建立和运行需要人力、物力和场地等资源投入，这往往给农户自发组建协会带来较大困难，而由上级政府和村委会牵头筹建则可较好地解决这些问题。事实上，我们的样本中有近半数（46.25%）的专业协会是由上级政府牵头成立的，村委会牵头建立的为总数的三分之一（33.6%），而农户自发建立的专业协会只有13.44%。这意味着专业协会的创建并非外生随机的，可能存在较突出的选择偏差问题。（2）1998年以前，只有少数村庄（37个）成立了专业协会。此后，大量村庄陆续建立了专业协会。（3）根据其覆盖范围，专业协会可分为跨村的和本村的。其中，本村协会略占多数（138个），其余的（113个）为跨村协会。（4）少数专业协会明确规定需要缴纳会费，而此类组织普遍（26个中有21个）依据缴纳会费的一定比例（或倍数）给予农户盈余返还分红。（5）正如前文指出的，实践中农村专业协会出现了各种“异化”现象，使得民主决策原则并未得到完全有效的贯彻遵循。这可从我们的样本中“窥见一斑”——只有半数的专业协会采取了集体民主决策机制（一人一票制），其余协会的重大决策则主要由骨干成员做主（表明可能存在较突出的“精英捕获”现象）。

本文对原始样本进行了如下处理：（1）剔除了1998年以前建立专业协会的村庄，以确保事前时点所有样本村庄均未受专业协会成立的影响；（2）剔除了关键信息（结果变量和匹配变量）缺失的样本；（3）为消除异常值的影响，剔除了变量值小于1%分位数和大于99%分位数的样本。这样，最终使用的样本由2126个村庄组成：处置组村庄（即1998—2002年间建立了农村专业协会的村庄）和对照组村庄（此间未建立专业协会的村庄）的数量分别为146个和1980个，占比分别为6.9%和93.1%。

3. 变量

本文的结果变量为村级农户人均纯收入（取自然对数）^①，我们也考虑了农户人均农业收入（取自然对数）和人均非农收入（取自然对数）。为剔除通胀的影响，我们利用各省农村消费价格指数将上述变量折算为1997年为基期的实际值。表2汇报了全样本以及处置组和对照组样本在事前和事后时点的农户人均纯收入、人均农业收入和人均非农收入的基本统计描述。从中可以得到如下两点认识：（1）较富裕的村庄更倾向于建立农村专业协会——事前时点即1997年，处置组和对照组

① 村级农户人均纯收入是由村领导（一般是村主任和村会计）填写调查表得到的。1997年，样本村人口加权的人均纯收入为1722多元，与国家统计局公布的当年农民人均纯收入（2090元左右）相差较小；6个样本省份的样本村人口加权人均纯收入与国家统计局公布的这6个省份农民人均纯收入的相关系数为0.971。2002年的情况类似：样本村人均纯收入为2131元，国家统计局公布数据为2475元；6个省份样本村人均纯收入与国家统计局公布数据的相关系数为0.964。由此可见，我们的样本数据具有较好的代表性。

村庄的农户人均纯收入分别约为 1422 和 1141 元，且处置组村庄的农户人均农业收入和非农收入也都高于对照组（分别高出约 138 和 102 元），但两组样本的收入结构比（即两类收入分别占总收入的比重）没有显著差异（见表 3）。（2）1997—2002 年间，样本村庄农户的人均纯收入、农业和非农收入均有较明显的增长，但处置组和对照组村庄的农户收入增速没有显著差异（见表 2 第（4）列 Δ_t 行）。不过，由于潜在的选择偏差，我们很难由此直接判定专业协会对农户收入没有影响。

表 2 结果变量的统计描述

结果变量	年份	均值			差异: (2)-(3) (4)
		全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)	
农户人均纯收入(取自然对数)	1997 (t_0)	7.05 (0.67)	7.26 (0.69)	7.04 (0.66)	0.22*** (0.06)
	2002 (t_1)	7.28 (0.66)	7.50 (0.68)	7.26 (0.66)	0.24*** (0.06)
	Δ_t	0.23*** (0.02)	0.24*** (0.08)	0.22*** (0.02)	0.02 (0.02)
农户人均农业收入(取自然对数)	1997 (t_0)	6.62 (0.68)	6.78 (0.76)	6.61 (0.67)	0.17*** (0.06)
	2002 (t_1)	6.69 (0.70)	6.87 (0.76)	6.67 (0.69)	0.20*** (0.06)
	Δ_t	0.07*** (0.02)	0.09 (0.09)	0.06*** (0.02)	0.03 (0.03)
农户人均非农收入(取自然对数)	1997 (t_0)	5.52 (1.37)	5.84 (1.29)	5.49 (1.38)	0.35*** (0.12)
	2002 (t_1)	6.06 (1.29)	6.40 (1.14)	6.04 (1.29)	0.36*** (0.11)
	Δ_t	0.55*** (0.04)	0.56*** (0.14)	0.55*** (0.04)	0.001 (0.05)
村庄数		2126	146	1980	

注： Δ_t 行的数值是其前一行与前两行数值之差，第（1）—（3）列括号内为标准差，第（4）列及 Δ_t 行括号内为标准误；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

利用样本信息较丰富的特点，我们选取了 29 个匹配变量（如表 3 所示）以尽可能减少非观测因素的影响，包括了事前时点（1997 年）的村庄基本信息和村长个人特征等指标。表 3 第（1）列给出全样本中这些变量的基本统计描述。从中可以看出：样本村庄平均由 287 户家庭（1130 名村民）组成，其中汉族人口占到九成以上；在农户的收入构成中，非农收入平均占到 30%，表明样本期内我国农村居民主要依靠农业生产经营活动获取收入；样本期内近七成村庄的村长候选人是由上级政府指定的或需要上级政府的批准，意味着我国农村基层民主水平仍需进一步提高。

表3 匹配变量的统计描述和倾向得分估计结果

匹配变量	均值			差异: (2)-(3) (4)	倾向值得分估 计: <i>probit</i> 回归 (5)
	全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)		
人口数量 (取自然对数)	7.03(0.68)	7.16(0.75)	7.02(0.67)	0.14**(0.06)	-0.16(0.24)
家庭数量 (取自然对数)	5.66(0.73)	5.81(0.81)	5.65(0.72)	0.16**(0.06)	-0.19(0.23)
完全不从事农业生产的家庭占 比	0.05(0.07)	0.04(0.07)	0.05(0.07)	-0.01(0.01)	-1.14(0.70)
劳动力数量 (取自然对数)	6.30(0.68)	6.47(0.75)	6.29(0.68)	0.19*** (0.06)	0.37** (0.19)
汉族人口比例	0.93(0.23)	0.96(0.17)	0.93(0.23)	0.03(0.02)	0.08(0.23)
农户人均纯收入 (取自然对数)	7.05(0.67)	7.26(0.69)	7.04(0.66)	0.22*** (0.06)	0.19** (0.08)
非农收入占比	0.30(0.22)	0.33(0.22)	0.30(0.22)	0.03(0.02)	0.05(0.22)
通电农户比例	0.94(0.17)	0.92(0.20)	0.94(0.17)	-0.01(0.01)	-0.29(0.25)
通自来水农户比例	0.31(0.40)	0.37(0.43)	0.31(0.40)	0.06* (0.03)	-0.43(0.54)
村庄是否通柏油路 (哑变量: 1=是, 0=否)	0.31(0.46)	0.33(0.47)	0.31(0.46)	0.02(0.04)	-0.12(0.10)
柏油路的类型					
国家级	0.15(0.36)	0.13(0.34)	0.15(0.36)	-0.02(0.03)	0.05(0.14)
省级	0.18(0.39)	0.14(0.35)	0.18(0.39)	-0.04(0.03)	-0.11(0.13)
县级	0.32(0.47)	0.34(0.48)	0.32(0.47)	0.02(0.04)	0.03(0.10)
平原面积占比	0.55(0.38)	0.65(0.36)	0.55(0.39)	0.10*** (0.03)	-0.04(0.18)
坡地 (大于 25 度) 面积占比	0.25(0.29)	0.16(0.24)	0.25(0.29)	-0.09*** (0.02)	-0.37(0.24)
人均土地面积 (亩)	2.02(1.50)	1.78(1.22)	2.04(1.52)	-0.26** (0.13)	-0.01(0.04)
人均草地面积 (亩)	0.22(1.13)	0.12(0.64)	0.23(1.16)	-0.11(0.10)	-0.04(0.06)
草地质量					
非常好	0.01(0.09)	0.01(0.12)	0.01(0.09)	0.01(0.01)	0.42(0.41)
好	0.04(0.19)	0.03(0.18)	0.04(0.19)	-0.002(0.02)	0.17(0.25)
一般	0.14(0.35)	0.14(0.35)	0.14(0.35)	0.003(0.03)	0.15(0.13)
较差	0.05(0.23)	0.01(0.12)	0.06(0.23)	-0.04** (0.02)	-0.42(0.30)
小学数量	1.17(0.75)	1.19(0.62)	1.17(0.76)	0.02(0.06)	0.01(0.07)
诊所数量	1.42(1.15)	1.61(1.07)	1.40(1.16)	0.21** (0.10)	0.02(0.04)
村委会到乡镇政府距离 (公里)	5.14(4.28)	4.28(3.52)	5.20(4.33)	-0.93** (0.37)	-0.02* (0.01)
村内最远村民小组间距离 (公 里)	2.32(2.27)	2.13(1.88)	2.34(2.30)	-0.21(0.19)	0.005(0.02)
曾为本村村民的上级政府官员 数	4.47(5.49)	5.96(6.85)	4.37(5.36)	1.59*** (0.47)	-0.005(0.01)
村长候选人是否需要上级政府 批准(哑变量: 1=是, 0=否)	0.67(0.47)	0.64(0.48)	0.68(0.47)	-0.04(0.04)	-0.14(0.09)

村长性别(男=1;女=0)	0.99(0.10)	0.99(0.08)	0.99(0.10)	0.003(0.01)	0.30(0.50)
村长学历(文盲=1;小学=2;初中=3;高中=4;大专及以上=5)	3.16(0.75)	3.29(0.73)	3.15(0.75)	0.14**(0.06)	0.08(0.06)
R^2					0.05
村庄数	2126	146	1980		2126

注：匹配变量均为事前时点即1997年的数值，第(1)—(3)列和(4)—(5)列括号内分别为标准差和标准误。第(5)列略去截距项的回归结果，利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部2%的处置组样本以避免极端分布的影响，并剔除了落在共同支撑域外的处置组和对照组样本。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

进一步，由表3第(2)—(4)列可知：总体而言，在事前时点，处置组和对照组村庄在人口数量、地理环境和村长特征等多方面都存在明显差异，意味着农村专业协会的建立并非随机的，需要矫正选择偏差。特别地，处置组村庄平均而言拥有更大的人口规模和更多的劳动力（分别比对照组多出168人和106人，且至少在5%的置信水平上显著）。处置组和对照组村庄的基础设施条件（通电率和道路交通便利程度）总体上较相似，但处置组村庄拥有更好的农业生产条件（耕地更平整）。与对照组相比，处置组村庄与上级政府的关联较紧密，表现在曾为处置组村庄村民的上级政府（主要为乡镇和县级政府）官员数量更多。这也一定程度上体现在：处置组村庄的村委会与乡镇政府的距离更近，进而联系可能更加紧密。

五、实证结果

本节利用倾向得分匹配双差分法识别出农村专业协会对村级农户收入的因果效应，然后考察组织制度安排和外部制度环境对专业协会增收效应的影响，最后进行稳健性分析。

1. 样本匹配与平衡性检验

本文利用 *probit* 模型估计出倾向得分，模型回归结果见表3第(5)列。结果表明：较富裕（具有较高人均纯收入）、具有较多劳动力和村委会到乡镇政府距离较近的村庄更倾向于建立农村专业协会（意味着这些因素可能是导致选择偏差问题的主要原因），这与前文描述性统计结果较一致。据此，本文利用5对1最邻近匹配法对处置组和对照组样本进行匹配。为确保结果的稳健性，我们也使用了内核匹配法和半径匹配法。^①

进而，我们遵循 Caliendo 和 Kopeinig (2008) 的做法对匹配样本进行平衡性检验（即条件独立分布假定检验），结果见表4。由表4第(3)列的 *t* 检验结果可知：匹配后处置组和对照组样本的所有匹配变量的均值都没有显著差异。而且，匹配后各变量的组间标准化偏差较小（见第(4)列），表明匹配样本不存在系统性差异。^②最后，我们基于匹配后样本重新估计了倾向得分 *probit* 模型。表4最后一行表明， R^2 由匹配前的0.05下降为0.005，说明模型对匹配后样本村庄是否建立专业协会

① 5对1最邻近匹配法是：对于每个处置组样本，利用对照组样本中与之倾向得分最接近的5个样本进行匹配。内核匹配法是：对于每个处置组样本，利用所有对照组样本的加权平均值与之匹配（权重为两组样本倾向得分差值的倒数）。本文使用的是 Epanechnikov 内核，带宽为0.06，也尝试使用 Gaussian 内核和其他带宽设定，结果较一致。半径匹配法是：首先设定两组样本倾向得分差值的最大值即半径（得分接近度），然后对于每个处置组样本，利用半径内所有对照组样本与之匹配。我们也尝试不同的半径取值，结果没有明显差异。

② 标准化偏差为： $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) / \sqrt{0.5(S_1^2 + S_0^2)}$ ， \bar{X}_1 和 S_1^2 分别为处置组变量的均值和方差， \bar{X}_0 和 S_0^2 分别为对照组变量的均值和方差。该值越小意味组间差异越小。目前，实践中通常使用10%甚至20%作为认定平衡性的标准。

的解释力很弱，即匹配样本具有良好的平衡性。上述检验表明：专业协会建立对于匹配后样本可观测特征变量而言是条件外生随机的，故可较好地矫正（上述因素等导致的）选择偏差问题。

表4 匹配样本的平衡性检验

	均值		t 检验(p 值)	偏差 (%)
	处置组 (1)	对照组 (2)		
人口数量（取自然对数）	7.14	7.15	-0.06(0.95)	-0.7
家庭数量（取自然对数）	5.80	5.79	0.06(0.95)	0.7
完全不从事农业生产的家庭占比	0.04	0.04	0.51(0.61)	5.3
劳动力数量（取自然对数）	6.46	6.46	-0.02(0.98)	-0.3
汉族人口比例	0.96	0.97	-0.53(0.60)	-4.8
农户人均纯收入（取自然对数）	7.26	7.24	0.22(0.83)	2.5
非农收入占比	0.33	0.33	-0.27(0.79)	-3.3
通电农户比例	0.93	0.93	0.03(0.97)	0.4
通自来水农户比例	0.36	0.36	0.03(0.97)	0.4
村内是否铺设柏油路	0.33	0.33	0.00(1.00)	0.0
村内是否有国家级公路通过	0.13	0.13	-0.07(0.95)	-0.8
村内是否有省级公路通过	0.15	0.16	-0.36(0.72)	-4.1
村内是否有县级公路通过	0.34	0.33	0.25(0.80)	2.9
平原面积占比	0.64	0.63	0.27(0.79)	3.1
坡地（大于25度）面积占比	0.17	0.17	-0.01(0.99)	-0.1
人均土地面积（亩）	1.78	1.79	-0.08(0.93)	-0.9
人均草地面积（亩）	0.12	0.13	-0.06(0.95)	-0.5
草地质量（非常好）	0.01	0.02	-0.28(0.78)	-4.0
草地质量（好）	0.03	0.03	0.00(1.00)	0.0
草地质量（一般）	0.15	0.15	-0.10(0.92)	-1.2
草地质量（较差）	0.01	0.02	-0.53(0.60)	-4.5
小学数量	1.19	1.22	-0.34(0.73)	-4.0
诊所数量	1.60	1.61	-0.07(0.94)	-0.9
村委会到乡镇政府距离（公里）	4.31	4.44	-0.30(0.77)	-3.2
村内最远村民小组间距离（公里）	2.13	2.13	0.03(0.97)	0.4
曾为本村村民的上级政府官员数	5.74	5.67	0.09(0.93)	1.1
村长候选人是否需要上级政府批准	0.64	0.64	0.02(0.98)	0.3
村长性别（男=1；女=0）	0.99	0.99	0.13(0.89)	1.5
村长学历（文盲=1；小学=2；初中=3； 高中=4；大专及以上=5）	3.28	3.25	0.34(0.74)	3.9
R^2	匹配前		匹配后	

0.050

0.005

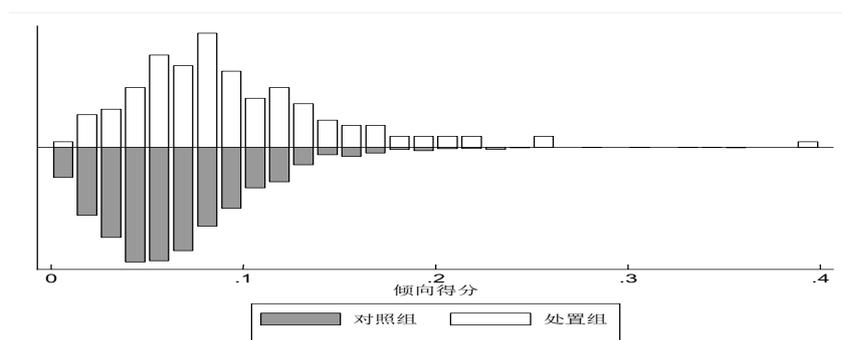


图 2 处置组和对照组倾向得分分布图

正如前文指出的，除了平衡性条件以外，匹配样本还应具有良好的组间可比性，即需满足共同支撑条件。这得到图 2 的良好证实——处置组和对照组倾向得分分布的重合区间较大，即匹配样本较好地满足共同支撑条件（落在共同支撑域即重合区域外的样本被剔除掉）。

2. 专业协会的增收效应

在确保匹配样本具有良好的平衡性后，我们对理论命题 1 进行实证检验。表 5 给出农村专业协会对农户人均纯收入的平均处置效应。从中可以看出：不同匹配方法得到的平均处置效应较一致（半径匹配法的结果相对较小）：平均为 0.037，即与对照组相比，样本期内处置组农户人均纯收入的增速平均高出 3.7 个百分点。不过，这一增收效应不具有统计显著性。类似地，专业协会对农户人均农业收入和人均非农收入的平均处置效应也均为正值但不显著。

表 5 农村专业协会对处置组农户人均收入的影响

	5 对 1 最邻近匹配 (1)	内核匹配 (2)	半径匹配 (3)
结果变量：农户人均纯收入			
平均处置效应	0.042 (0.029)	0.037 (0.028)	0.032 (0.028)
处置组样本数	144	144	144
对照组样本数	1980	1980	1980
总样本数	2124	2124	2124
结果变量：农户人均农业收入			
平均处置效应	0.053 (0.037)	0.054 (0.035)	0.046 (0.035)
处置组样本数	144	144	144
对照组样本数	1978	1978	1978
总样本数	2122	2122	2122
结果变量：农户人均非农收入			
平均处置效应	0.059 (0.054)	0.027 (0.050)	0.020 (0.049)

处置组样本数	142	142	142
对照组样本数	1929	1929	1929
总样本数	2071	2071	2071

注：利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部 2% 的处置组样本以避免极端分布的影响，并剔除了落在共同支撑域外的处置组和对照组样本。括号内为标准误，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

上述结果表明，我国农村专业协会总体上没有在促进农村经济发展和农户增收方面发挥显著的积极作用。这符合我们的理论预期——正如前文理论分析指出的，专业协会的增收效应（尤其对农户农业收入的影响）很大程度上与其制度安排有关。下面，我们考察制度安排对专业协会增收效应的影响。

3. 组织制度安排的影响

本节通过分样本分析对理论命题 1 刻画的制度安排对专业协会增收效应的影响进行检验。^①首先，我们检验协会村庄覆盖范围的影响。理论命题 1 指出：专业协会村庄覆盖范围的影响反应了规模效应和异质性需求效应的综合影响——跨村协会可带来规模效应，但也可能因忽略不同村庄农户的差异性技术需求而限制生产率的提升，故对协会增收效应的影响不明确。为此，我们根据专业协会是否跨村将处置组分两组，分别估计了它们的平均处置效应。表 6 第 (1) 和 (2) 列显示：当专业协会只覆盖单个村庄时，其对农户人均纯收入的平均处置效应为正（数值为 0.106）且在 1% 的置信水平上显著，跨村协会的处置效应则不显著（ t 检验也表明本村协会的处置效应显著大于跨村协会的）。这意味着，我国农村专业协会跨村技术推广和信息服务可能产生的规模效应较小，不足以弥补因忽视不同村庄农户异质性需求而造成的不利影响。对于人均农业收入而言，上述结论同样成立——本村和跨村专业协会的平均处置效应分别为 0.144 和 0.006（前者在 1% 的置信水平上显著，后者不显著）。不过，无论是本村还是跨村的专业协会对人均非农收入的影响仍都不显著。由此可见，本村专业协会的增收效应主要源于其显著增加了农户的农业收入，这符合我国农村专业协会主要致力于农业技术推广和信息服务的职能定位。

表 6 农村专业协会制度安排的影响

	协会村庄覆盖范围		协会是否收取会费		协会是否为集体民主决策		
	本村	跨村	收取	不收取	是	否	
	(1)	(2)	引入分红 机制		(5)	(7)	
			(3)	(4)	(6)		
结果变量：农户人均纯收入							
平均处置效应	0.106*** (0.036)	-0.014 (0.049)	0.259*** (0.076)	0.049 (0.041)	0.041 (0.033)	0.084** (0.036)	0.012 (0.067)
效应差异	0.120** (0.060)		0.210*** (0.083)	0.008 (0.052)	0.073 (0.075)		
处置组样本数	84	58	12	21	123	80	44

① 下文分析使用的是 5 对 1 最邻近匹配法，限于篇幅略去其他匹配方法的结果（结果总体上具有较好的一致性）。

对照组样本数	1980	1830	1556	1847	1980	1960	1849
总样本数	2064	1888	1568	1868	2103	2040	1893
结果变量：农户人均农业收入							
平均处置效应	0.144*** (0.050)	0.006 (0.057)	0.332*** (0.083)	0.125* (0.066)	0.049 (0.042)	0.131*** (0.046)	-0.034 (0.081)
效应差异	0.138** (0.075)		0.206** (0.105)	0.076 (0.077)	0.165** (0.091)		
处置组样本数	84	58	12	21	123	80	44
对照组样本数	1978	1828	1554	1845	1978	1958	1847
总样本数	2062	1886	1566	1866	2101	2038	1891
结果变量：农户人均非农收入							
平均处置效应	0.087 (0.077)	-0.015 (0.069)	0.259 (0.210)	0.032 (0.088)	0.041 (0.061)	0.042 (0.067)	0.109 (0.105)
效应差异	0.102 (0.104)		0.227 (0.215)	-0.009 (0.106)	-0.067 (0.123)		
处置组样本数	82	58	12	20	122	79	44
对照组样本数	1929	1784	1514	1801	1929	1910	1802
总样本数	2011	1842	1526	1821	2051	1989	1846

注：“效应差异”一行是两列（即第(1)和(2)列、第(3)和(4)列、第(4)和(5)列、第(6)和(7)列）平均处置效应的差值。利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部 2% 的处置组样本以避免极端分布的影响，并剔除了落在共同支撑域外的处置组和对照组样本。括号内为标准误，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

其次，理论命题 1 指出，对于农户而言，缴纳会费体现了其参加专业协会提升生产率的努力程度，但也意味着一种成本负担，因此会费制度对专业协会增收效应的影响不明确。为检验会费制度的实际影响，我们根据专业协会是否收取会费将处置组分成两组，分别估计了每组的平均处置效应。由表 6 第（4）和（5）列可知：引入会费制度一定程度上增强了专业协会对农户农业收入的促进作用（不过， t 检验表明这一强化作用不显著），但没有改变专业协会对农户总收入的影响。此外，理论命题 1 还指出，若专业协会根据农户缴纳会费的一定比例进行盈余收入的返还分红，将有助于提升专业协会对农户农业收入的促进作用。实证结果较好地支持了这一点：表 6 第（3）列显示，专业协会的增收效应显著增强——与第（4）列的结果相比，此时农户人均纯收入和人均农业收入的平均处置效应显著增大（分别为 0.259 和 0.332，且在 1% 的置信水平上显著）。^①

最后，我们考察农村专业协会民主制度建设的影响。具体而言，我们依据专业协会在重大决策时是否采用民主决策机制（一人一票制）将处置组村庄分成两组，分别给出每组平均处置效应的估计。由表 6 第（6）和（7）列可知：采用民主决策机制的专业协会总体上具有更突出的增收效应，体现在其对农户人均纯收入和人均农业收入的平均处置效应均显著为正（且数值较大），而未采取民主决策机制的专业协会的影响则不显著（不过， t 检验表明，这两类协会纯收入处置效应的差异不显著），这总体上较好地证实了理论命题 1 的结论。

总体而言，上述结果较好地揭示出组织制度安排的重要性，对于优化完善我国农村专业协会的制度和内部治理结构具有良好启示——更加注重不同村庄的差异化技术需求，引入盈余返还分

① 由于收取会费但不分红的样本较少，无法给出准确估算，因此本文忽略了这种情况。

红制度以有效激发农户学习运用新技术的积极性, 加强组织民主制度建设以避免“精英捕获”等“异化”现象, 总体上有利于较好地发挥农村专业协会的增收效应。

4. 外部制度环境的影响

上节考察了专业协会制度安排(内部治理结构)对其增收效应的影响。正如我们在引言部分所指出的, 大量研究指出外部制度环境(尤其政府政策扶持或不当干预)对于一个社会组织的良好运转和作用发挥亦十分重要(Greenwood et al., 2011; Wry et al., 2013; 黄晓春、周黎安, 2017; 徐林等, 2017)。这一点对于我国农村专业协会这一基层社会组织而言尤为关键——无论是组建还是运行, 其都需要很好地协调与其他重要治理主体(即上级政府和村委会)的关系; 而且, 如何更好地发挥村委会尤其是上级政府对专业协会的政策支持引导作用、避免不当干预也是实践中农村专业协会发展需要着重解决的问题(见前文制度背景介绍)。为此, 本节进一步考察外部制度环境(包括协会发起主体和所在村庄与上级政府的关联度)对农村专业协会增收效应的影响。^①

前文指出, 我国农村专业协会主要是由上级政府、村委会和农户发起建立的(见表1), 而发起主体的不同往往意味着专业协会与上级政府和村委会的关系进而所处的外部环境不同。因此, 我们首先考察不同发起主体对专业协会增收效应的影响。特别地, 我们将处置组村庄分为三组: 上级政府发起组、村委会发起组和农户自发组, 分别估计了它们的平均处置效应。由表7第(1) — (3)列可知: 农户自发成立的专业协会的影响不显著, 其他两类协会对农户人均纯收入和人均农业收入则具有显著的促进作用, 其中村委会牵头建立的专业协会的影响更为突出(两组估计系数的 t 检验也支持了这一点)。

表7 外部制度环境的影响

	协会发起主体			协会所在村庄与上级政府关联度	
	上级政府 (1)	村委会 (2)	农户 (3)	较低 (4)	较高 (5)
结果变量: 农户人均纯收入					
平均处置效应	0.062* (0.033)	0.085** (0.035)	-0.053 (0.093)	0.055* (0.029)	0.009 (0.060)
效应差异		0.115 (0.094)	0.138* (0.095)		0.046 (0.068)
处置组样本数	51	59	35	82	58
对照组样本数	1960	1963	1759	951	1017
总样本数	2011	2022	1794	1033	1075
结果变量: 农户人均农业收入					
平均处置效应	0.100* (0.053)	0.118** (0.049)	-0.051 (0.100)	0.085* (0.043)	0.048 (0.071)
效应差异		0.151* (0.110)	0.169* (0.108)		0.037 (0.084)
处置组样本数	51	59	35	82	58

① 社会文化因素(如社会流动性)等也可能构成专业协会发展的重要外部制度环境, 但由于缺少相关数据, 本文无法对这些因素的影响进行检验。

对照组样本数	1958	1961	1757	949	1017
总样本数	2009	2020	1792	1031	1075
结果变量：农户人均非农收入					
平均处置效应	0.059 (0.082)	0.057 (0.074)	-0.027 (0.133)	0.017 (0.066)	-0.010 (0.095)
效应差异	0.086 (0.153)		0.083 (0.153)		0.027 (0.116)
处置组样本数	48	59	35	80	59
对照组样本数	1910	1912	1716	930	987
总样本数	1958	1971	1751	1010	1046

注：“效应差异”一行是两列（即第(1)和(3)列、第(2)和(3)列、第(4)和(5)列）平均处置效应的差值。利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部2%的处置组样本以避免极端分布的影响，并剔除了落在共同支撑域外的处置组和对照组样本。括号内为标准误，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

这一结果较易理解也比较符合我国的现实情况（详见前文制度背景介绍）。实践中，农村专业协会的组建和运行需要投入人力、物力和场地等资源，也需妥善处理协调与上级政府和村委会的关系。长期以来，我国农户自发组建的专业协会规模较小、经费有限，往往难以独立承担上述成本，在与上级政府和村委会的沟通协调方面也普遍面临较大困难，这些无疑都会削弱此类协会的增收效应。与之不同，上级政府和村委会发起组建的专业协会则往往可以获得较好的政策支持，从而较好地应对组建和运行成本压力，亦可较好地处理与上级政府和村委会的关系；但也意味着这些协会可能会丧失一定的独立性、不可避免地受到各种干预，进而可能出现组织行为变异和功能扭曲。我们的结果表明，与上级政府相比，由村委会作为发起人可更好地发挥前一种因素的积极作用，避免后者的消极影响，更好地增强专业协会的增收效应。原因可能在于：与上级政府相比，村委会具有明显的信息优势，更熟悉了解农村的实际情况和农户的实际需求，与农户的利益分化也相对较小，可以较好地起到呈上启下的作用，与专业协会能较好地做到功能互补。因此，今后在促进农村专业协会的发展中，应特别注重其与村委会的相互协调，更好地发挥多元基层治理机制的互补作用、提升增收效应。

此外，与上级政府的关联紧密程度（即在上级政府任职的曾为本村村民的官员数量以及村委会到乡镇政府的距离）也可能构成专业协会发展的一个重要外部环境。为此，我们也考察了其影响。具体而言，我们将样本村庄分为两组，即低关联组和高关联组，给出每组平均处置效应的估计。^①由表7第（4）和（5）列可知：就低关联组而言，专业协会对农户人均纯收入和人均农业收入的平均处置效应均显著为正，高关联组专业协会的影响则都不显著（不过， t 检验显示这两组处置效应的差异不显著），表明较高的关联度可能倾向于弱化专业协会的增收效应。就我国实际情况来看，所在村庄与上级政府的关联越紧密往往意味着，专业协会可能得到上级政府的政策支持越大，但同时受上级政府的干预也可能越大；^②故这一结果蕴示着，较大的上级政府干预可能会产生消极影响。因此，如何更好地发挥上级政府的政策支持引导作用、避免行政干预带来的潜在不利影响以营造良

^① 我们利用在上级政府任职的曾为本村村民的官员数量和村委会到乡镇政府的距离构造了一个关联度指标，越大（官员数量越多和距离越近）表明与上级政府关联越紧密。高关联组是该指标大于中位数的，其余为低关联组。

^② 徐林等（2017）的调查研究表明，曾为本村村民的上级政府官员出于乡土情结，往往会动用相关行政资源支持本村经济社会（包括相关社会团体）的发展，但也容易形成“自上而下”的强势行政干预。

好的外部环境，是今后促进农村专业协会发展中需要解决的一个重要问题。

5. 稳健性检验

本节进行一系列检验包括非观测变量影响检验和外溢效应检验等，以确保本文的基准结果是较稳健可靠的。

(1) 非观测变量影响检验。正如前文指出的，倾向得分匹配双差分法能否较好地矫正选择偏差问题取决于能否较好地控制观测变量尤其是非观测变量的影响。我们利用样本信息较丰富的特点选取了 29 个匹配变量（前文的平衡性检验表明，本文较好地控制了这些观测变量的影响），并利用双差分法消除了时间和个体的固定效应等非观测因素的影响。为进一步缓解对非观测变量影响的担忧，本节对非观测变量的影响进行如下四组检验。

首先，鉴于村长的重要性，我们检验与村长能力有关的潜在非观测变量的影响。基准分析控制了事前时点的村长可观测特征，而双差分法又可较好地消除样本期内一直在任的村长不可观测特征的影响，故未控制的因素可能主要在于样本期内村长更迭带来的变化。为此，我们剔除了样本期内发生过村长更迭的处置组村庄，重新估计了平均处置效应。表 8 第（1）列显示：估计结果没有明显变化，表明基准结果是较稳健的。

其次，我们借鉴 Imbens（2004）的思路，通过剔除可能不合适的对照组样本来检验非观测变量的影响。基本思想是：若存在一些不合适的对照组（由于某些非观测因素的影响，它们较其他对照组而言具有更高的处置发生概率），而实证分析又没有较好地控制这些非观测变量的影响，那么剔除这些对照组样本后，结果将会出现明显变化，反之则表明较好地控制了这些非观测变量的影响。我们的数据额外提供了在 2003 年建立专业协会的村庄信息，这些村庄在样本期内（1997—2002 年间）没有建立过专业协会，故是基准分析的对照组；但与其他对照组相比，（由于某些潜在非观测因素的影响）这些村庄在样本期内成立专业协会的概率倾向于较高（既然它们能在 2003 年建立专业协会），故可能不是合适的对照组。我们将它们剔除掉，重新估计了平均处置效应。由表 8 第（2）列可知，结果没有明显变化，表明基准分析较好地控制了非观测变量的影响。

表 8 稳健性检验：非观测变量影响检验和其他检验

	非观测变量影响检验		外溢效应 (安慰剂 检验)	专业协会农户覆盖 率		其他修剪策略	
	剔除样本期内 村长更迭的处 置组样本	剔除可能不 合适的对照 组样本		较低	较高	1%	5%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
结果变量：农户人均纯收入							
平均处置效应	0.035 (0.057)	0.046 (0.029)	-0.004 (0.014)	0.033 (0.038)	0.054 (0.044)	0.042 (0.029)	0.046 (0.030)
处置组样本数	55	144	647	69	74	145	139
对照组样本数	1980	1958	1320	1980	1960	1980	1980
总样本数	2035	2102	1967	2049	2034	2125	2119
结果变量：农户人均农业收入							
平均处置效应	0.094 (0.070)	0.058 (0.038)	-0.004 (0.018)	0.048 (0.052)	0.087 (0.054)	0.056 (0.037)	0.058 (0.038)

处置组样本数	56	144	646	69	74	145	139
对照组样本数	1978	1956	1319	1978	1958	1978	1978
总样本数	2034	2100	1965	2047	2032	2123	2117

结果变量：农户人均非农收入

平均处置效应	0.130 (0.098)	0.051 (0.053)	0.032 (0.029)	-0.029 (0.071)	-0.031 (0.081)	0.063 (0.054)	0.058 (0.055)
处置组样本数	54	142	620	68	74	143	137
对照组样本数	1929	1908	1297	1929	1910	1929	1929
总样本数	1983	2050	1917	1997	1984	2072	2066

注：第（1）—（5）列利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部 2% 的处置组样本以避免极端分布的影响，第（6）和（7）列分别采用 1% 和 5% 的修剪策略；上述分析均剔除了落在共同支撑域外的处置组和对照组样本。括号内为标准误，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

表 9 稳健性检验：非观测变量影响的模拟检验

结果变量	农户人均纯收入			农户人均农业收入			农户人均非农收入		
	非观测干扰因子 的影响		平均处 置效应	非观测干扰因子 的影响		平均处 置效应	非观测干扰因子 的影响		平均处 置效应
	结果变 量	协会 建立	(3)	结果 变量	协会建 立	(6)	结果 变量	协会建 立	(9)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)

以如下二元匹配变量的经验分布为近似分布模拟生成干扰因子：

村长性别（是否为男性）	1.059	0.884	0.048 (0.042)	0.914	0.856	0.054 (0.056)	1.178	0.879	0.054 (0.081)
村长学历（是否为高中及以上）	1.068	1.278	0.046 (0.041)	1.008	1.270	0.051 (0.082)	0.941	1.272	0.055 (0.056)
村长候选人是否需要上级政府批准	0.675	1.050	0.047 (0.041)	0.671	1.055	0.052 (0.056)	0.627	1.072	0.056 (0.080)
是否有较多的曾为本村村民的上级政府官员	0.959	1.427	0.047 (0.043)	0.972	1.441	0.049 (0.081)	0.789	1.422	0.062 (0.056)
是否有较高的通电农户比例	0.750	0.850	0.045 (0.042)	0.651	0.861	0.052 (0.082)	1.165	0.872	0.054 (0.056)
村内是否铺设柏油路	1.532	1.186	0.046 (0.040)	2.539	1.377	0.040 (0.054)	1.050	1.213	0.071 (0.079)
村内是否有省级及以上公路通过	1.409	0.782	0.048 (0.042)	1.232	0.770	0.056 (0.077)	1.309	0.767	0.057 (0.057)
村内是否有县级公路通过	1.055	1.146	0.048 (0.042)	0.886	1.122	0.052 (0.057)	1.166	1.148	0.057 (0.084)
是否有较多的小学	1.159	1.550	0.046	1.138	1.523	0.060	1.233	1.547	0.048

			(0.041)			(0.079)			(0.056)
是否有较多的诊所	0.872	2.084	0.049	0.702	2.173	0.061	0.737	2.127	0.063
			(0.041)			(0.081)			(0.056)
搜寻概率分布参数取值来模拟生成较极端干扰因子:									
较极端干扰因子 1	1.522	12.992	0.036	1.517	12.416	0.046	1.531	12.906	0.023
			(0.045)			(0.058)			(0.091)
较极端干扰因子 2	9.474	1.941	0.036	9.472	2.032	0.034	9.696	2.049	0.019
			(0.044)			(0.055)			(0.080)
较极端干扰因子 3	1.017	0.117	0.047	1.014	0.099	0.067	1.014	0.112	0.053
			(0.045)			(0.060)			(0.090)
较极端干扰因子 4	0.257	1.019	0.046	0.254	0.939	0.047	0.251	0.979	0.056
			(0.041)			(0.055)			(0.084)

注：该方法只能应用于哑变量，因此我们依据是否大于样本中位数将连续变量（曾为本村村民的上级政府官员数量、通电农户比例、小学数量和诊所数量）转换为哑变量（是否有较多的曾为本村村民的上级政府官员、是否有较高的通电农户比例、是否有较多的小学和有较多的诊所）。较极端的干扰因子是指：（样本匹配前）对协会成立或结果变量具有较大影响的干扰因子。第（1）、（2）、（4）、（5）、（7）和（8）列的数值表示：（样本匹配前）干扰因子使结果变量和协会建立概率变为原来的多少倍；大于 1 代表具有正影响，小于 1 代表具有负影响。第（3）、（6）、（9）列给出的是将干扰因子依次作为新的匹配变量经 500 次模拟估计得到的专业协会的平均处置效应。括号内为标准误，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

此外，我们利用 Ichino et al.（2008）提出的方法进行了一组模拟检验：通过考察模拟生成的潜在非观测干扰因子（confounder）对结果的影响，来检验基准结果关于非观测变量影响的稳健性。Ichino et al.（2008）提出两种模拟生成干扰因子的方法：（1）以二元匹配变量的经验分布为近似分布模拟生成干扰因子；（2）模拟生成较极端（即样本匹配前对处置发生或结果变量具有较大影响）的干扰因子—Ichino et al.（2008）称之为“干扰杀手（confounder killer）”。相比而言，第一种方法可较好地捕捉与已有匹配变量相关的潜在重要非观测因素的影响，但也可能只是捕捉了某些特定非观测因素的影响；第二种方法更为可取，但需要搜寻分布参数（通常为 4 个）的各种可能取值（在 [0,1] 区间内）以构造干扰因子的分布，运算负担较重。

我们同时采用了这两种方法，模拟生成了 14 个干扰因子。在运用第一种方法时，依据对于农村经济发展重要性这一原则，我们选取了 5 类共 10 个较重要的匹配变量（详见表 9），以它们的经验分布为近似分布模拟生成了 10 个干扰因子，将它们依次作为新的匹配变量，经 500 次模拟估计了专业协会的平均处置效应。由表 9 可知：（样本匹配前）这些干扰因子既有对结果变量和专业协会成立具有正影响的、也有负影响的（第（1）、（2）、（4）、（5）、（7）和（8）列的系数大于 1 代表正影响，小于 1 代表负影响），故包含了可能导致基准结果高估或低估的非观测因素；估计的平均处置效应与基准结果相比，数值上出现了一些变化，但基本结论保持了较好的稳健性。在运用第二种方法时，我们汇报了 4 个较极端干扰因子的影响：一个是对专业协会成立具有较极端正影响的（样本匹配前，使协会成立概率变为原来的 12.992 倍，见表 9 第（2）列）；一个是对结果变量具有较极端正影响的（样本匹配前，使农户人均纯收入变为原来的 9.474 倍，见表 9 第（1）列）；一个是对专业协会成立具有较极端负影响的（使协会成立概率变为原来的 11.7%）；一个是对结果变量具有较极端负影响的（使农户人均纯收入变为原来的 25.7%）。以它们作为新的匹配变量，500 次模拟估计得到的结果与基准结果相比，数值上有一些变化，但基本结论保持了较好的稳健性。上述检验（尤

其是较极端因子的影响检验)有助于较好地缓解关于非观测变量影响的担忧。^①

最后,我们借鉴 Pinotti (2017)的思路利用随机抽样方法构造安慰剂检验(placebo test):从样本村庄中随机抽取产生 146 个新的处置组和 1980 个新的对照组(146 和 1980 为真实处置组和对照组数量),以此为基础估计平均处置效应;重复上述过程 1000 次,得到 1000 组结果(分布见图 2)。既然处置组和对照组是随机抽取产生的,因此若基准分析已较好地控制了非观测变量的影响(或是非观测变量的影响较弱),则这些结果应服从均值为零的正态分布——这得到图 3 的较好支持,表明基准分析总体上较好地控制了非观测变量的影响。

结合上述检验结果,我们无法完全排除但可审慎地认为:总体上较好地控制了非观测变量的影响,从而较好地矫正了选择偏差问题(即内生性问题)。^②

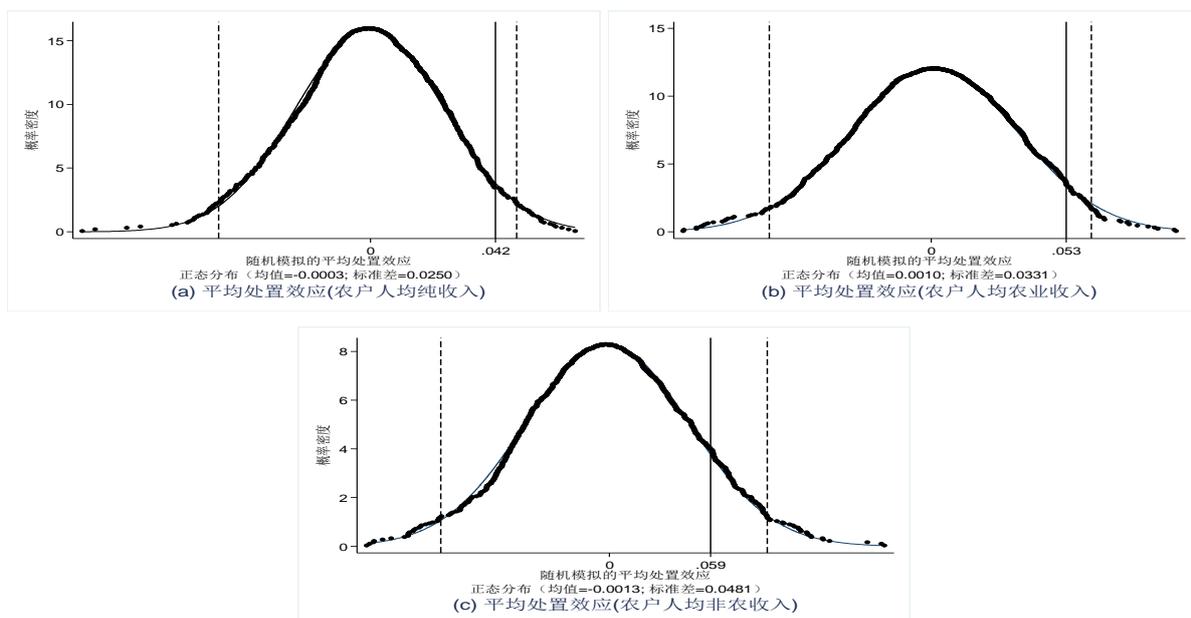


图 3 随机生成处置组和对照组样本的平均处置效应分布图

注:图中实竖线代表本文的基准结果(见表 5),两条虚线代表随机模拟结果的 95% 置信区间。^③

(2) 其他检验。村庄间可能存在的外溢效应也是一个值得关注的问题(Dinkelman, 2011)。就

^① 在利用第一种方法模拟生成随机干扰因子时,选取的 5 类共 10 个匹配变量包括:村长个人特征(即村长的性别和学历(是否为高中及以上))、村级民主程度(即村长候选人是否需要上级政府批准)、村庄与上级政府的关联程度(即曾为本村村民的上级政府官员数量)、基础设施条件(即村内通电农户比例、村内是否铺设柏油路、是否有省级及以上公路通过和是否有县级公路通过)和公共服务水平(即村庄的小学数量和诊所数量)。这一方法只能应用于哑变量,故将连续变量变换为哑变量(即大于样本中位数,赋值为 1;否则为零)。我们也尝试以 4 个关于村庄草地质量的匹配变量的经验分布为近似分布构造干扰因子,检验结果类似。在运用第二种方法时,我们在[0,1]区间内搜寻 4 个概率分布参数的取值来模拟生成较极端的干扰因子。我们也尝试模拟生成更极端的干扰因子(分别使协会成立概率和农户人均纯收入变为原来的 90 余倍),基本结论保持不变。限于篇幅,略去详细结果。关于这种模拟检验方法的技术细节,请参见 Ichino et al. (2008)。

^② 本文使用的是两年面板数据,这限制了我们对于平行趋势假定的直接检验。平行趋势假定要求处置组和对照组结果变量的事前变化趋势一样,否则两组样本结果变量的差异可能是由非观测的事前变化趋势差异导致的(而非完全由处置发生造成的)。因此,这一假定检验本质上属于一种非观测变量检验。由本节的非观测变量影响检验(4 大组共 24006 个检验)来看,这一问题可能并非突出。今后,在很好获取数据的基础上进行更完善的检验(包括平行趋势假定的直接检验)无疑是一个非常重要的研究方向,我们也将持续追踪这一问题。感谢评审专家提出的宝贵意见。

^③ 基准结果位于随机模拟结果的 95% 置信区间内,故接受原假设(即结果不显著),这进一步支持了本文的基本结论(即专业协会的增收效应不显著)。

本文研究而言，如果处置组村庄建立的专业协会的影响外溢到了对照组村庄，使得对照组村庄农户的收入水平发生了变化，那么基准结果将会有偏。为此，我们构造了一个安慰剂检验——将那些与处置组村庄处在同一乡镇的对照组村庄作为新的处置组，将其他对照组村庄视作新的对照组。样本期内，新的处置组和对照组村庄均未建立过农村专业协会，二者的区别在于前者更可能受到潜在外溢效应的影响（它们与真实的处置组村庄同处于一个乡镇）——若果真如此，则会出现一个显著的处置效应。由表 8 第（3）列可知，新的（尤其人均纯收入和农业收入的）处置效应数值较小且不显著，表明没有明显证据支持专业协会产生了显著的外溢效应，^①故基准结果具有较好的可靠性。

此外，我们也尝试考察专业协会农户覆盖率（即参加协会的农户占村庄总农户的比重）的影响。具体而言，我们将处置组村庄分为两组：高覆盖组（农户覆盖率高于样本 50%分位数的）和低覆盖组（农户覆盖率低于样本 50%分位数的）^②，分别估算了这两组的平均处置效应。由表 8 第（4）和（5）列可知，这两组的平均处置效应均不显著，表明基准结果具有较好的稳健性。

最后，为避免极端分布的影响，我们在基准分析中利用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部 2% 的处置组样本。为检验基准结果对于不同修剪策略的稳健性，我们也分别尝试采取 1% 和 5% 的修剪策略（即分别剔除倾向得分分布尾部 1% 和 5% 的处置组样本）。表 8 第（6）和（7）列显示，结果没有明显变化，即基准结果是较稳健的。

六、结语

现代化基层治理体系是世界各国共同关注和持续追求的目标。历经 40 年的积极探索，我国逐步形成了以基层党组织为核心、村委会为主体、社会组织为有机组成的农村多元化基层治理结构。本文以农村专业协会这一基层社会组织为研究对象，首先构建一个简单理论模型，剖析专业协会及其制度安排对农户收入的影响，提出理论命题；进而利用 1997 和 2002 年 2126 个村庄的调查数据和倾向得分匹配双差分法进行实证检验。

理论分析表明，农村专业协会对农户收入的影响不明确，与其具体的制度安排有关。这得到实证分析的良好证实：总体而言，农村专业协会没有在促进农村经济发展和农户增收方面发挥显著的积极作用；引入会费制度对专业协会的增收效应没有产生较明显的影响，引入盈余返还分红机制则可产生较强的激励作用、提升专业协会的增收效应，加强组织内部民主建设亦总体有助于较好地发挥专业协会的增收效应，立足单个村庄需求建立的专业协会较跨村协会而言更有利于促进农户增收。进一步的分析还表明，外部制度环境对专业协会的增收效应也具有重要影响：由村委会作为协会发起人有利于发挥多元基层治理机制的互补作用，提升专业协会的增收效应，所在村庄与上级政府的关联较紧密则倾向于削弱专业协会的增收效应。

上述主要结论总体上具有较好的一般性和规律性，对于新时代如何促进农村专业协会更好地发展以完善我国农村基层治理、更好实现乡村振兴具有良好的启示意义。中共十九大明确提出乡村振兴战略，为更好地完成这一战略任务，政府应更加积极地培育、促进农村专业协会等基层社会组织的发展，全面提升农村的组织化程度。就本文研究来看，这需要着重加强如下两方面的建设。第一，

^① 由于缺少相关地理信息，无法确定样本村庄间是否接壤或计算村庄间的距离。在此情况下，我们考虑了最可能存在外溢效应的情况，即同属于一个乡镇的处置组和对照组村庄。鉴于我国农村的户籍管理较严格，村庄间的农户迁移较为困难，因此农村专业协会没有产生显著的外溢效应比较符合直观预期。

^② 高覆盖组和低覆盖组的农户覆盖率的均值分别为：30.0% 和 2.6%。

应进一步优化健全农村专业协会的制度和内部治理结构。特别地,应进一步完善农村专业协会章程,积极引导农户设计构建更加科学、更加合理的专业协会制度架构;尤其应完善激励机制,适当引入盈余返还分红机制以有效激发农户的主体积极性,切实加强组织内部民主建设(包括民主决策和民主监督机制建设等)以有效避免“精英捕获”等“异化”现象,保护农户的合法权益和利益诉求,同时也应更加注重不同村庄农户的异质性需求。第二,应营造有利于农村专业协会发展的良好外部环境,特别应明确规范上级政府以及村委会和专业协会等多元基层治理主体的关系,有效调动各主体的积极性,通过规范的制度安排更好地发挥多元主体间的互补作用。一方面,应进一步增强上级政府和村委会对农村专业协会的政策支持和引导作用;另一方面,也需进一步明晰各主体的治理边界,切实避免村委会尤其上级政府对专业协会的不当干预,更好地发挥农村专业协会在促进农村经济发展和农户增收中的积极作用。^①上述这些研究发现和政策建议对于我国其他基层社会组织的发展亦具有良好的普适性。

附录:主要证明^②

1. 农户的一阶最优条件

将(4)和(6)式代入(5)式,构建如下形式的哈密尔顿方程:

$$\Gamma = \frac{[C(1-L_a-L_n)]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda\{(1-fd+\gamma fd)[(1-\tau)Z(K^\alpha L_a^{1-\alpha})^\beta H^{1-\beta} - (r+\delta)K] + (1-\mu)wL_n + rK - C\} \quad (\text{a1})$$

由 $\partial\Gamma/\partial L_a = 0$ 可得(7)式,由 $\partial\Gamma/\partial L_n = 0$ 可得(8)式,由 $\partial\Gamma/\partial C = 0$ 可得(9)式,由欧拉方程 $\dot{\lambda} = \rho\lambda - \partial\Gamma/\partial K$ 可得(10)式。由农户家庭农业生产利润(即农业收入 π_a)最大化问题的一阶最优条件 $\partial\pi_a/\partial K = 0$ 可得(11)式。

2. 稳态农户收入

由经济稳态均衡时 $\dot{\lambda} = \dot{a} = 0$,并将(6)和(11)式代入可得:

$$\rho = r \quad (\text{a2})$$

$$C = (1-fd+\gamma fd)[(1-\tau)Z(K^\alpha L_a^{1-\alpha})^\beta H^{1-\beta} - (r+\delta)K] + (1-\mu)wL_n + rK \quad (\text{a3})$$

由(7)和(8)式可得: $(1-\mu)w = (1-\alpha)\beta(1-fd+\gamma fd)(1-\tau)ZK^{\alpha\beta}L_a^{(1-\alpha)\beta-1}H^{1-\beta}$,结合(a2)和(11)式可得稳态的农业劳动和资本投入为:

$$L_a^* = (1-\tau)^{1/(1-\beta)} \left[\frac{(1-\alpha)\beta}{(1-\mu)w} \right]^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} \left(\frac{\alpha\beta}{\rho+\delta} \right)^{\alpha\beta/(1-\beta)} H(1-fd+\gamma fd)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} \quad (\text{a4})$$

$$K^* = (1-\tau)^{1/(1-\beta)} \left[\frac{(1-\alpha)\beta}{(1-\mu)w} \right]^{(1-\alpha)\beta/(1-\beta)} \left(\frac{\alpha\beta}{\rho+\delta} \right)^{[1-(1-\alpha)\beta]/(1-\beta)} H(1-fd+\gamma fd)^{(1-\alpha)\beta/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)} \quad (\text{a5})$$

由(8)和(9)式可得: $1-L_a-L_n = \theta C/[(1-\mu)w]$,结合(a2)一(a5)式可得稳态的非农劳动投入为:

^① 本文没有考虑农村专业合作社和股份合作社这类经济组织,今后在很好地获取长时期和较新的丰富微观数据的基础上,深入比较分析不同时期专业协会这类社会组织的影响及其与合作社这类经济组织的影响差异,无疑是一个非常重要的研究方向,我们将持续追踪这一问题。十分感谢评审专家提出的宝贵意见。

^② 为了行文更简洁,在不影响理解的情况下,略去变量的脚标*i*和*t*。

$$L_n^* = \frac{(1-\mu)}{1+\theta} - \frac{\Omega(1-fd + \gamma d)^{(1-\alpha\beta)/(1-\beta)} Z^{1/(1-\beta)}}{(1+\theta)w} [\theta + \Phi(f, \gamma, d)] \quad (\text{a6})$$

将 (a4) — (a6) 式代入 (4) 式可得 (12) 式。

参考文献

- 董洪江、曾志敏, 2016: 《公司与社会组织: 组织管理的可通约性》, 《管理世界》第12期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, 2017: 《土地资源配置不当与劳动生产率》, 《经济研究》第5期。
- 甘思德、邓国胜, 2012: 《行业协会的游说行为及其影响因素分析》, 《经济社会体制比较》第4期。
- 国鲁来, 2003: 《农业技术创新诱致的组织制度创新——农民专业协会在农业公共技术创新体系建设中的作用》, 《中国农村观察》第5期。
- 贺雪峰, 2017: 《乡村建设中提高农民组织化程度的思考》, 《探索》第2期。
- 侯江红、刘文婧, 2018: 《近年来我国社会组织研究述评——基于 CSSCI (2000-2017) 的知识图谱分析》, 《社会主义研究》第5期。
- 黄季焜、邓衡山、徐志刚, 2010: 《中国农民专业合作经济组织的服务功能及其影响因素》, 《管理世界》第5期。
- 黄晓春、周黎安, 2017: 《政府治理机制转型与社会组织发展》, 《中国社会科学》第11期。
- 纪莺莺, 2013: 《当代中国的社会组织: 理论视角与经验研究》, 《社会学研究》第5期。
- 贾俊雪, 2017: 《公共基础设施投资与全要素生产率: 基于异质性企业家模型的理论分析》, 《经济研究》第2期。
- 李庚, 2011: 《农村专业经济协会的作用及发展对策》, 《安徽农业科学》第39期。
- 李红玲, 2014: 《农民专业合作组织的多元扶贫逻辑与公共治理》, 《贵州社会科学》第7期。
- 廖祖君, 2010: 《农民专业合作经济组织发展特征及转型研究》, 《农村经济》第11期。
- 刘西川、程恩江, 2013: 《中国农业产业链融资模式——典型案例与理论含义》, 《财贸经济》第8期。
- 刘振国, 2010: 《中国社会组织的治理创新——基于地方政府实践的分析》, 《经济社会体制比较》第3期。
- 罗家德、李智超, 2012: 《乡村社区自组织治理的信任机制初探——以一个村民经济合作组织为例》, 《管理世界》第10期。
- 罗家德、孙瑜、谢朝霞、和珊珊, 2013: 《自组织运作过程中的能人现象》, 《中国社会科学》第10期。
- 罗仁福、张林秀、黄季焜、罗斯高、刘承芳, 2006: 《村民自治、农村税费改革与农村公共投资》, 《经济学(季刊)》第5期。
- 吕唯因, 2016: 《农民专业合作社促农民增收效果及其影响因素研究》, 西南大学硕士学位论文。
- 缪德刚, 2016: 《团体贷款理论的发展及其对中国农村资金配置的借鉴》, 《贵州社会科学》第4期。
- 潘劲, 1996: 《试论中国农村专业协会的产生与发展条件》, 《农业经济问题》第11期。
- 萨拉蒙·莱斯特, 2002: 《全球公民社会: 非营利部门视界》, 社会科学文献出版社。
- 师亦琪、谢海英、孙万挺、葛文光, 2017: 《农村专业经济协会文献综述》, 《农村经济与科技》第

23期。

王名、贾西津, 2002:《中国 NGO的发展分析》,《管理世界》第8期。

王诗宗、宋程成、许鹿, 2014:《中国社会组织多重特征的机制性分析》,《中国社会科学》第12期。

王图展, 2016:《农民合作社议价权、自生能力与成员经济绩效——基于381份农民专业合作社调查问卷的实证分析》,《中国农村经济》第1期。

温涛、王小华、杨丹、朱炯, 2015:《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》,《管理世界》第7期。

吴结兵、沈台风, 2015:《社会组织促进居民主动参与社会治理研究》,《管理世界》第8期。

吴娟、卢勇、袁灿生, 2017:《江苏省农村专业技术协会组织发展现状及对策》,《江苏农业科学》第22期。

裘著燕、王保宁、白全民, 2013:《我国农村专业技术协会研究综述及展望》,《农业科学研究》第4期。

徐辉、李录堂, 2009:《农村专业技术协会人力资本团队形成影响因素分析——基于湖北省5市(县)176户农户的调查数据》,《北京理工大学学报:社会科学版》第2期。

徐林、宋程成、王诗宗, 2017:《农村基层治理中的多重社会网络》,《中国社会科学》第1期。

杨丹、刘自敏, 2017:《农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应》,《中国农村经济》第5期。

章奇、刘明兴、单伟, 2004:《政府管制、法律软约束与农村基层民主》,《经济研究》第6期。

张平、张宇、王丽明、华静、王玉斌, 2013:《农业产业化背景下的协会发展》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期。

张艳娥, 2010:《关于乡村治理主体几个相关问题的分析》,《农村经济》第1期。

《农村专业技术协会的研究》课题组, 1993:《连接农户与市场的民间组织:农村专业技术协会(研究会)》,《中国农村经济》第10期。

Adamopoulos, Tasso, Brandt, Loren, Leight, Jessica, and Restuccia, Diego, 2017, "Misallocation, selection and productivity: A quantitative analysis with panel data from China", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. w23039.

Aldashev, Gani, and Navarra, Cecilia, 2018, "Development NGOs: Basic Facts", *Annals of Public and Cooperative Economics*, Vol. 89, 125-155.

Bardhan, Pranab, and Udry, Christopher, 1999, *Development Microeconomics*, OUP Oxford.

Barr, Abigail, Fafchamps, Marcel, and Owens, Trudy, 2005, "The Governance of Non-governmental Organizations in Uganda", *World Development*, Vol.33, 657-679.

Benjamin, Dwayne, and Brandt, Loren, 2002, "Property Rights, Labour Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China", The William Davidson Institute, Working Paper.

Caliendo, Marco, and Kopeinig, Sabine, 2008, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, 31-72.

Cameron, Lisa, Olivia, Susan, and Shah, Manisha, 2019, "Scaling up Sanitation: Evidence from an RCT in Indonesia", *Journal of Development Economics*, Vol.138, 1-16.

Dinkelman, Taryn, 2011, "The Effects of Rural Electrification on Employment: New Evidence from South Africa", *American Economic Review*, Vol. 101, 3078-3108.

Drucker, Peter, 1990, "Lessons for Successful Nonprofit Governance", *Nonprofit Management and Leadership*, Vol.1, 7-14.

Gauri, Varun, and Galef, Julia, 2005, "NGOs in Bangladesh: Activities, Resources, and

Governance”, *World Development*, Vol. 33, 2045–2065.

Greenwood, Royston, Raynard, Mia, Kodeih, Farah, Micelotta, Evelyn, and Lounsbury, Michael, 2011, “Institutional Complexity and Organizational Responses”, *Academy of Management Annals*, Vol. 5, 317–371.

Guo, Shenyang, and Fraser, Mark W., 2014, *Propensity Score Analysis*. Sage.

Heckman, James J., Ichimura, Hidehiko, and Todd, Petra E, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”, *Review of Economic Studies*, Vol. 64, 605–654.

Heckman, James J., Ichimura, Hidehiko, and Todd, Petra E, 1998, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator”, *Review of Economic Studies*, Vol. 65, 261–294.

Ichino, Andrea, Mealli, Fabrizia, and Nannicini, Tommaso, 2008, “From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and Their Sensitivity?”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, 305–327.

Imbens, Guido W., 2004, “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, 4–29.

Kline, Patrick, and Moretti, Enrico, 2014, “Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, 275–331.

Ma, Qiusha, 2002, “The Governance of NGOs in China since 1978: How Much Autonomy?”, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, Vol. 31, 305–328.

Meyer, John, and Rowan, Brian, 1977, “Institutionalized Organizations: Formal Structure as Myth and Ceremony”, *American Journal of Sociology*, Vol. 83, 340–363.

Moll, Benjamin, 2014, “Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-financing Undo Capital Misallocation?”, *American Economic Review*, Vol. 104, 3186–3221.

Ostrom, Elinor, 2010, “Beyond Markets and States: Polycentric Governance of Complex Economic Systems”, *American Economic Review*, Vol. 100, 1–33.

Pinotti, Paolo, 2017, “Clicking on Heaven’s Door: The Effect of Immigrant Legalization on Crime”, *American Economic Review*, Vol. 107, 138–68.

Rose-Ackerman, Susan, 1986, *The Economics of Nonprofit Institutions*, Oxford.

Salamon, Lester, 1987, “Of Market Failure, Voluntary Failure, and Third-party Government: Toward a Theory of Government-nonprofit Relations in the Modern Welfare State”, *Journal of Voluntary Action Research*, Vol. 16, 29–49.

Shen, Yan, and Yao, Yang, 2008, “Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China?”, *Journal of Public Economics*, Vol. 92, 2182–2198.

Werker, Eric, and Ahmed, Faisal, 2008, “What Do Nongovernmental Organizations Do?”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22, 73–92.

Wry, Tyler, Cobb, Adam, and Aldrich, Howard, 2013, “More than a Metaphor: Assessing the Historical Legacy of Resource Dependence and Its Contemporary Promise as a Theory of Environmental Complexity”, *The Academy of Management Annals*, Vol. 7, 441–488.

Yu, Jianxing, and Zhou, Jun, 2012, “Chinese Civil Society Research in Recent Years: A Critical Review”, *China Review*: 111–139.

Zhang, Xiaobo, Fan, Shenggen, Zhang, Linxiu, and Huang, Jikun, 2004, “Local Governance and Public Goods Provision in Rural China”, *Journal of Public Economics*, Vol. 88, 2857–2871.