

地方政府财政自主度与地区金融扩张^{*}

——来自农村税费改革的证据

郭 峰

〔摘 要〕分税制改革之后,地方财政自主能力弱化,促使地方政府积极地干预辖区金融,乃至设立自己所能控制的地方性金融机构。然而,由于存在严重的内生性问题,地方政府财政自主度对地区金融扩张的影响,一直无法得到一致的结论。本文基于农村税费改革的分批分次推动导致地方政府财政自主度外生下降这一“自然实验”,利用全国 2000~2008 年的县市财政自主度等面板数据,发现在控制了其他变量的影响,特别是解决了内生性问题之后,地方政府财政自主度的下降的确可以刺激地区金融扩张。而且,计量分析表明,本文的结论具有较好的稳健性。

关键词: 财政自主度 金融扩张 农村税费改革

JEL 分类号: G21 G28 H71

一、引 言

过去近二十年,中国金融的快速扩张已经成为不争的事实,但政府,特别是地方政府在刺激金融扩张中扮演了何种角色,仍需要进一步探究。其中,尤为重要的是要探讨地方政府的财政状况对辖区金融扩张的影响。钱颖一等人,在其提出的“中国特色的财政联邦主义”理论中指出,改革开放以来中央与地方的行政性分权和以财政包干制为特征的财政分权是中国经济高速增长的制度基础(Qian and Weingast, 1997)。为扭转中央财政能力弱化的局面,1994 年启动的分税制改革,却让地方政府面临财政能力弱化、事权责任不变的窘境,产生了一系列的后果。本文就讨论分税制改革之后,地方政府财政自主能力下降对地区金融扩张的影响。

直观而言,地方财政资源和地方金融资源都是地方政府促进辖区经济增长的重要手段,1994 年分税制改革之后,地方政府的财政自主能力下降,从而可能促使地方政府更多依赖金融资源,过多地干预辖区金融,刺激地区金融扩张。此外,地方政府财政资源不足时,其自身也会更多地通过各种手段向金融机构融资。然而,严谨地、科学地检验地方政府财政自主度对地区金融扩张的影响并非易事。首先,现有研究对财政分权指标的选择尚未取得一致意见,不同分权指标实际上代表了不同的逻辑。其次,财政分权的内生性问题也一直没有得到有效克服,与金融扩张不是外生于区域经济发展和政治经济体制的性质一样,财政分权程度也是一个内生性很强的变量,因此常用的研究方法往往无法令人信服。幸运的是,2000 年左右开始的农村税费改革逐渐分批分次推广,其对基层政府财政的影响就是一个明显的集权化过程,而且具有较好的外生性特征,从而为我们开展实证研究提供了很好机会。

^{*} 郭峰,上海新金融研究院,研究员,北京大学国家发展研究院博士后。本研究得到国家社会科学基金重大项目(项目编号:12&ZD074)和上海新金融研究院的科研资助。

本文基于农村税费改革这一导致地方政府财政自主度外生下降的“自然实验”,利用全国1942个县市的2000~2008年面板数据,研究地方政府财政自主能力下降对县域金融扩张的影响。我们发现地方政府财政自主度下降的确可以刺激地区金融扩张。本文余下结构安排如下:第二部分综述相关文献,并阐述地方政府财政自主度影响地区金融扩张的具体机制;第三部分简要介绍农村税费改革和农业税免除的背景;第四部分阐述相关计量模型,并介绍相关变量和数据;第五部分报告实证分析结果;第六部分是结语。

二、文献综述

从20世纪80年代开始,中国实行“分权让利”的财政管理体制变革。财政分权改革下,地方政府获得了财政剩余所有权。这为地方政府推动地方经济发展提供了市场化的激励,这种分权方式被概括为“市场维护型的财政联邦主义”,并被认为是中国经济成功的关键特征之一(Weingast, 1995; Qian and Weingast, 1997)。但是,在不同阶段,中国的财政分权体制的具体安排不尽相同。1994年之前,我国的财政分权体制主要表现为财政包干,即中央和地方财政上“分灶吃饭”。但是,在实行财政包干的十几年中,财政分配上越来越有利于地方,而不利于中央,导致全国财政收入中的中央财政收入比重从改革开放之前的近100%下降到1993年的约40%。强化中央政府的财政能力是1994年分税制改革的直接动机。分税制改革对中央政府和地方政府的财政分权进行了制度化,使中央政府和地方政府有了明确的收入和支出分配规则。然而,中央政府与地方政府财政收入格局在分税制改革后发生逆转,财政收入由地方向中央倾斜,但支出格局却未发生明显的变化,因此分税制削弱了地方财政自主能力(张军,2007)。而在地方政府和官员为了政治晋升而围绕经济增长激烈竞争的激励下(周黎安,2004; Li and Zhou, 2005; Xu, 2011),财政资源的不足,必然迫使地方政府寻找其他可替代资源。

由于金融资源与政府支出和投资具有较高的互补性,因此分税制改革削弱地方政府财政自主能力后,就加大了地方政府对辖区内金融资源的干预动机(张军和金煜,2005; 姚耀军和彭璐,2013)。不过,在不同阶段,地方政府对地方金融的干预不尽相同。在早期,国有金融机构与其它机构一样,按照行政区划划分权限,使得地方政府实际上控制了辖区国有金融当地分支机构的使用权,国有金融资源成为地方政府建设资金的重要融资渠道,即金融财政化替代了弱化的财政功能(周立,2003; 巴曙松等,2005)。但在20世纪90年代末之后,国有商业银行实行垂直化管理,地方政府直接干预其信贷行为的难度加大,此时地方政府就通过设立和干预地方金融机构来弥补其财政上的不足(钱先航等,2011; 纪志宏等,2014)。

上述地方政府财政自主度影响地区金融扩张的机制较为清晰,然而这并不代表现实表现就如此简单。首先,根据大量跨国文献的研究,一国财政赤字的扩张,对该国金融扩张的影响在实证上仍是不确定的。例如,Isimihan and Ozkan(2012)的理论模型表明如果一国政府成为国内信贷市场的主要借款人,那么公共部门债务的增加会挤出私人部门所能获得的信贷,从而不利于金融业的发展。Hauner(2008, 2009)实证上的结论也与此一致。在国内文献中,姚耀军和彭璐(2013)发现地方政府财政赤字显著刺激了地区银行信贷扩张,特别是地方金融机构的信贷扩张。但方文全(2011)又发现财政赤字与银行部门信贷扩张负相关,而财政收入分权与地方金融扩张没有显著相关关系。此外,豆晓利和王文剑(2011)则认为,财政自给率高的地区,金融发展水平也相对较高,而财政自给率较低的西部地区,金融发展水平也相对较为落后。

实证证据上的不确定性跟地方政府财政状况在影响地区金融扩张时存在内生性有关。首先,现有财政分权理论文献并没有提供最优的财政分权的度量指标,而是仅仅指出财政分权可以从“收入”、“支出”及“财政自主度”等三个角度加以度量,然而,不同的分权指标背后实际上代表着不同的经济机制(陈硕和高琳,2012;徐永胜和乔宝云,2012)。并且,虽然分税制是中央制定的政策,地方政府只能遵从,但无论是财政收入还是财政支出,地方政府都有很大的自由裁量权,也与地方的经济发展水平等密切相关,从而财政分权具有较大的内生性。例如,经济越落后的地区,可能越依赖于上级的财政转移支付,财政自主度不足,而同时经济越落后的地区,金融发展水平也可能越低,从而可能形成财政自主度与金融发展水平正相关的“假象”。因此只有解决了内生性问题之后,才能得到财政分权影响地区金融扩张的较为可靠的结论。

然而,寻找地方政府财政自主度的工具变量是一个非常困难的事情。最好方法是寻找一个引起地方政府财政分权程度发生外生变化,而又与地区金融扩张没有直接关系的“变动源”。2000 年左右开始的农村税费改革,为地方政府财政自主度的外生变动,提供了一个难得的“自然实验”。由于农村税费改革并不是同时推动的,而是在不同地区不同时间内分批分次推动,因而可以将其视为导致地方政府财政自主度发生外生变动的工具变量。现有文献已经充分证明,农村税费改革作为中央政府的一项重要政策变更,让县乡政府丧失了一大税源,从而导致基层政府财政自主度出现明显的外生下降(聂辉华,2006;王宾和赵阳,2006;左翔等,2011;汪伟等,2013;Chen and Wang,2013)。

三、农村税费改革和减免简要回顾

在中国,农业税源远流长,曾是中国政府,特别是基层政府重要的财税来源(Lin and Liu,2007)。但到了 20 世纪 90 年代末期,随着农业生产的相对停滞,农业税及其衍生税费已经成为中国农民的沉重负担,并具有一定的累退性,引发一系列干群紧张等社会问题(Bernstein and Lu,2000;Tao and Qin,2007)。为了减轻农民负担,增加农民收入,2000 年开始,国家启动农村税费改革。严格来讲,农村税费改革可以分为“费改税”阶段和农业税免除阶段。

长期以来,中国农民承担国家和地方政府、机构的各种税费。不仅包括农业税,还包括乡提留、村统筹等各种杂费。2000 年 3 月,中央决定在安徽省全省以及其他部分省份的若干县市开始进行农村税费改革试点^①,这一阶段的农村税费改革以“费改税”为主要特征,即将“三提五统”等税费改成统一的农业税,并适当降低农民负担。改革试点在 2001 年有所放缓,仅在小范围推广试点,但江苏省在全省范围内自费开始试点。2002 年 3 月,国务院决定河北、内蒙古、黑龙江、吉林、青海等十六个省(市、自治区)为扩大试点省^②。同年,上海市和浙江省开始自费进行改革。2003 年 3 月,国务院决定在全国范围内实行农村税费改革^③。具体而言,在我们整理的西藏地区^④之外的中国内地 30 个省(市、自治区)的 2010 个县(市、以及部分统计资料相对完整的市辖区)当中^⑤,2000~2003 年各年间开展试点县的个数分别为 131 个、92 个、1237 个、550 个^⑥。

① 中共中央、国务院,《关于进行农村税费改革试点工作的通知》,2000 年 3 月 2 日。

② 国务院,《关于做好 2002 年扩大农村税费改革试点工作的通知》,2002 年 3 月 27 日。

③ 国务院,《关于全面推进农村税费改革试点工作的意见》,2003 年 3 月 27 日。

④ 西藏地区早在 1980 年就已经免除农牧税,但由于数据缺失太多,没有包括在本文研究的范围之内。

⑤ 需要指出的是,由于个别县(市、区)数据存在缺失,这里的样本数与下文回归分析中的样本数不同。

⑥ 在本章,每个县市税费改革和农业税免除的起始年份均根据国务院、各省的正式通知整理得到。

2000年至2003年期间的“费改税”主要政策目的是规范农村税费体系,制止农村基层政府的乱摊派和乱收费现象。在总结第一阶段“费改税”经验的基础上,自2004年起的农村税费改革第二阶段主要内容是减免农业税。2004年,国家开始大幅降低农业税适用税率,并选择在吉林、黑龙江两个粮食生产省的全省范围内进行免除农业税的改革试点;同时河北、内蒙古、辽宁、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、四川等11个粮食生产省(自治区)的农业税税率也降低3个百分点,其余省份农业税税率降低1个百分点。中央原本定于在五年以内全部免除农业税,但到2005年,就有很多省份宣布提前全部免除农业税,因此中央在2006年年初宣布免除全国范围内的农业税。中国自此告别了延续了2600多年的“皇粮国税”。具体而言,2004~2006年免除农业税的县市个数分别为329个、1451个和230个。

农村税费改革被认为是继联产承包责任制之后,我国最重要的一项农村改革,其主要目的是减轻农民负担,遏制日益严重的城乡收入差距。但农村税费改革又是一个财政收入集权的过程,农村税费改革和农业税减免使得农业逐渐成为非税收行业,让县乡财政丧失了一大税源;另一方面,由于地方基层政府的财政支出责任并没有明显改变,因此虽然中央针对农村税费改革的专项转移支付不断增加,但也仅能部分弥补地方基层政府的财政缺口(Yep, 2004; Li, 2006; Kennedy, 2007),且基层政府很难自由支配这些转移支付,因此地方政府财政自主度出现明显的外生性下降。

四、变量和数据

(一) 计量方程

为了检验地方政府财政自主度对地区金融扩张的影响,我们构造如下半对数计量模型:

$$\ln prloan_{it} = \alpha_1 govauto_{it} + X'_{it}\beta + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示县域截面单元, t 表示时间; $prloan_{it}$ 为第*i*个县市第*t*年的人均金融机构信贷余额; $govauto_{it}$ 表示第*i*个县市第*t*年的财政自主度; X_{it} 是其它控制变量,包括实际人均GDP、人口密度等; η_i 表示县市非观测效应,反映了各县市间持续存在的差异,诸如由于资源禀赋的差异所导致的区域金融扩张等;本文关心的是核心系数 α_1 ,如果在控制了一系列县市特征之后,回归结果仍然显示 α_1 显著为负,则表明县市政府财政自主度的下降会刺激县域金融扩张。

使用工具变量后的第一阶段回归方程为:

$$govauto_{it} = \delta_1 reform_{it} + \delta_2 abolish_{it} + X'_{it}\beta + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $reform_{it}$ 和 $abolish_{it}$ 分别用于反映农村税费改革进程当中的“费改税”阶段和农业税免除阶段。具体而言,该县市进行“费改税”(农业税免除)的当年和此后各年, $reform_{it}$ ($abolish_{it}$)取值为1,否则为0。

由于农村税费改革中的“费改税”和农业税免除作为一项在全国范围内的改革,并不是一刀切式推广,而是分地区分批次逐步推进,因而我们可以使用计量经济学中的“双重差分法”思想。双重差分模型的基本思想是,农村税费改革一方面导致同一县市财政自主能力在改革前后存在差异,另一方面也导致同一时点上,改革县市和非改革县市之间也存在差异。基于这一双重差异形成的估计能够更好地控制其他因素的影响,也能控制改革县市与非改革县市在改革之前的事前差异,进而更可靠地识别出政策变化所带来的因果效应。关于农村税费改革的多篇文献均使用了这种思路(如周黎安和陈烨,2005;左翔等,2011;汪伟等,2013;吴海涛等,2013;Alm and Liu, 2013; Chen and Wang, 2013)。

(二) 变量说明

本文使用县级层面数据进行分析,这主要是考虑到农村税费改革的试点和推广基本上是以县为最基本单位。此外,利用县级层面数据的另一个好处是,在 20 世纪 90 年代国有商业银行垂直化管理之后,地方政府对其控制力下降,但在县域层面,农村信用社作为主要信贷机构,提供了县域范围内绝大部分的信贷供给,特别是大型银行因为商业化原因大量退出农村以后,农村信用社几乎成为部分地区唯一的正规金融机构(谢平,2001;谢平和徐忠,2006;谢平等,2006),而农村信用合作社则是县市政府可以有效控制和干预的地方金融机构,从而有利于我们的识别。

1. 被解释变量

地区金融扩张($\ln prloan$):对于地区金融扩张,基于不同的研究目的,不同的文献使用了互不相同的指标。考虑到我国的金融体系仍是以银行主导的现实和数据的可得性,我们以各县市人均金融机构贷款余额来度量县域金融规模。同时考虑到“贷款余额”作为一个存量数据,我们对其取“对数”,以便将分析焦点集中于地区金融的“扩张”上。

2. 核心解释变量

财政自主度($govauto$):关于“财政分权”的具体度量指标,不同的文献使用了不同的指标,例如“收入分权”、“支出分权”、“财政自主度”等等,不同的财政分权指标背后的机理并不相同。由于本文使用的是主要考虑地区差异的面板数据,因此我们选取“财政自主度”来刻画地方政府的财政分权程度,相对于“收入指标”、“支出指标”而言,该指标更能反映财政分权程度的跨地区差异(陈硕和高琳,2012)。具体而言,财政自主度计算方法为县市政府预算内财政收入除以预算内财政总支出。该指标等于 1 表示县市政府财政上可以自给自足,不依赖上级政府的转移支付;小于 1 代表县市政府入不敷出;高于 1 则表明县市政府自有收入比重很高,在满足支出需求之外,还有剩余财力。

3. 控制变量

借鉴郑志刚和邓贺斐(2010)等关于地区金融扩张的文献,我们选取以下控制变量:人均 GDP($\ln prgdp$):大量研究指出,金融扩张和人均收入之间存在相关关系,本文以人均 GDP(对数值)作为人均收入指标。产业结构($gdps$):相对而言,工业比农业和服务业对金融需求更多,从而不同县域不同的产业结构有可能成为县域金融扩张的重要经济背景。因此,我们用第二产业在 GDP 中的比重来度量各地区的产业结构。人口密度($\ln popden$):由于金融机构提供金融服务的边际成本不变或者递减,人口密度大的地区,人均金融机构贷款一般应该较小。人均固定资产投资($\ln prinv$):固定资产投资是金融机构的重要贷款对象,如果要得到干净的估计效应,不同地区不同的投资水平因素也必须得到控制。人力资本投资($student$):人力资本是持续经济增长的重要源泉,也可能是影响地区金融扩张的因素。由于数据可得性原因,我们以在校小学生数和中学生数与总人口比重,来衡量人力资本投资。医院床位数($hospital$):为了反映当地公共服务的发展水平,我们用每万人医院床位数来作为控制变量。另外,为了剔除价格因素的影响,贷款余额、人均 GDP、固定资产投资等名义值均经过各省农村 CPI 进行定基消胀,基期为 2000 年。

本文数据来源于《中国县(市)社会经济统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》^①。根据数据的可得性和研究需要,在样本选择上,剔除了北京、天津、上海、西藏地区的所有县(市)以及个别数据

^① 具体而言,金融机构贷款余额、人口、区划面积、财政收支、中小学生在生人数、医院床位数等来自历年《中国县(市)社会经济统计年鉴》。2002 年之后的 GDP、人均 GDP、三产增加值等数据来自历年《中国区域经济统计年鉴》,2002 年之前则从各省历年《统计年鉴》中补充。农村 CPI 数据来自历年《中国统计年鉴》。

表 1 主要变量的说明和描述性统计

变量名	变量个数	数据说明	均值	标准差	最小值	最大值
<i>prloan</i>	17478	实际金融机构贷款余额/总人口	4021	5093	1.056	107639
<i>govauto</i>	17478	财政收入/财政支出	0.371	0.226	0.0002	2.910
<i>prgdp</i>	17478	实际人均 GDP	8288	8557	234	1697556
<i>second</i>	17478	第二次产业增加值/GDP	0.377	0.157	0.004	0.967
<i>popden</i>	17478	总人口/区划面积	296	290	0.144	11250
<i>prinv</i>	17478	实际固定资产投资/总人口	2496	4797	3.305	102828
<i>student</i>	17478	在校学生数/总人口	0.156	0.040	0.030	1.616
<i>hospital</i>	17478	医院床位数/万人	20.216	12.602	1.000	300.000
<i>rincome</i>	14613	实际农民人均纯收入	2767	1326	285	13270

缺失严重的其他县(市)。而在时期选择上,包括了农村税费改革起始年份之后,以及国际金融危机爆发之前的 2000~2008 年,这样,本文样本共包含了 27 个省(市、区),316 个地市的 1942 个县(市)的平衡面板数据,样本总数合计 17478 个。表 1 汇报了主要变量的变量说明和描述性统计。县域人均实际金融机构贷款余额均值为 4021,但标准差却高达 5093,这表明我国县域金融发展的地区间不平衡现象非常突出^①,对于核心解释变量财政自主度而言,均值仅为 0.371,这表明我国县市政府财政自给程度较低。实际上超过 99%的县市政府地方财政不能实现自给自足,超过 75%的县市政府财政自主度不足 50%,此外不同地区县市政府的财政自主度差异也比较大,这为本文的计量分析创造了条件。其它指标也显示出这种地区经济发展不平衡是一个普遍现象。

五、实证结果

(一)固定效应回归

为了便于比较,首先不考虑变量的内生性,而采用普通最小二乘法回归。为了克服各县市之间可能存在的异方差,本文所有回归均对估计参数的标准误进行了 White 异方差修正,该标准误使得我们允许异方差的存在,由此获得的置信区间为真实区间的最大跨度。面板设定 F 检验在 1%的显著性水平上拒绝了模型无个体效应的原假设,表明使用混合最小二乘回归是不恰当的。Breusch-Pagan LM 检验进一步说明随机效应模型比混合 OLS 更合适。最后,为了比较固定效应和随机效应模型的适用性,我们还进行了稳健 Hausman 检验,结果在 1%的显著性水平上拒绝了随机效应估计有效的零假设,因此我们使用固定效应回归^②。

表 2 报告了固定效应回归结果。表 2 第(1)列给出的是没有任何控制变量的一元回归结果,结果显示地方财政自主度与地区金融扩张显著负相关。不过这一影响可能由于存在严重的遗漏变量问题而有偏。为了缓解遗漏变量问题造成的内生性问题,我们在表 2 第(2)~(4)列进一步控制了

① 面板数据的均值和方差反映的也可能是地区金融扩张的跨时差异。如果单看 2010 年数据,县域人均实际金融机构贷款余额均值为 5222,但标准差却达到了 7546,跨区域差异仍然很大。

② 由于对估计参数的标准误做了 White 异方差修正,因此传统 Hausman 检验此时并不适用。本文参考 Wooldridge(2002)的做法构造了稳健 Hausman 检验。

表 2 固定效应回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	FE	FE
<i>govauto</i>	-0.135*** (0.043)	0.241*** (0.036)	0.217*** (0.035)	0.277*** (0.036)
<i>lnprgdp</i>		0.375*** (0.015)	0.341*** (0.016)	0.237*** (0.018)
<i>second</i>			0.310*** (0.081)	0.253*** (0.077)
<i>lnpopden</i>			-0.0499 (0.042)	-0.0512 (0.041)
<i>lnprinv</i>				0.0552*** (0.005)
<i>student</i>				0.947*** (0.235)
<i>hospital</i>				0.00484*** (0.001)
观测值	17478	17478	17478	17478
R ²	0.00231	0.174	0.178	0.200
面板设定 F	30.05	21.13	21.11	19.54
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
BPLM	30957.1	30293.4	30274.9	28039.7
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
稳健 Hausman	1216.0	270.8	136.4	[0.000]
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

注:①括号内数值为回归系数的异方差稳健标准误,中括号内数值为相应检验统计量的 p 值。②*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。③面板设定 F 检验的零假设是个体效应不显著,若拒绝零假设则说明应使用面板回归方法而非混合最小二乘法。稳健 Hausman 检验的零假设是随机效应回归是有效的,若拒绝零假设则说明随机效应回归非有效,应使用固定效应回归。

可能影响县域金融扩张的其他因素。从作为基准模型的第(4)列回归结果来看,地方政府财政自主度与地区金融扩张显著正相关。同时人均 GDP、第二产业比重、固定资产投资、教育投资、反映公共服务水平的医院床位数均对地区金融扩张有显著正向影响,与预期一致。

(二)工具变量回归

由于内生性问题的存在,我们对上一小节的固定效应回归结果仍要保持谨慎,仅仅通过固定效应消去不随时间变化的固定因素和增加控制变量,只能缓解遗漏变量所导致的内生性问题,不能根本解决测量误差、联立性等造成的内生性问题。所以并不能简单地根据上述结果判断地方财政自主度上升会刺激地区金融扩张。因此本小节使用农村税费改革当中的“费改税”和农业税免除的分批分次推进作为县市政府财政自主度变化的工具变量进行两阶段最小二乘法回归。

在正式报告使用工具变量的回归结果之前,首先检验所使用的工具变量是否满足相关条件。一个合适的工具变量应该同时满足两个条件:第一,要能很好地解释内生变量,也就是说工具变量要和地方财政自主度有足够的相关性;第二,工具变量来自系统之外,即工具变量具备外生性。“费改税”和农业税免除是中央政府统一安排,省级政府具体部署的重大改革,基层政府只能被动接受,因此具有很强的外生性。关于工具变量和内生变量的相关性。根据上文的阐述,预期在第一阶段回归中,*reform* 和 *abolish* 的系数应该显著为负。表 3 报告了使用工具变量的两阶段最小二乘法回归的第一阶段回归结果,两个工具变量的系数一如预期,均显著为负,这表明“费改税”和农业税免除都显著降低了县市政府的财政自主度。同时,工具变量和其他先决变量一起可以解释被解释

表 3 工具变量一阶段回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	FE	FE
<i>reform</i>	-0.108*** (0.003)	-0.116*** (0.003)	-0.116*** (0.003)	-0.104*** (0.003)
<i>abolish</i>	-0.0413*** (0.002)	-0.0535*** (0.003)	-0.0518*** (0.003)	-0.0326*** (0.003)
<i>lnprgdp</i>		0.0286*** (0.006)	0.000909 (0.006)	0.0197*** (0.006)
<i>second</i>			0.246*** (0.029)	0.282*** (0.028)
<i>lnpopden</i>			0.0168* (0.010)	0.0202* (0.011)
<i>lnprinv</i>				-0.0178*** (0.002)
<i>student</i>				0.433*** (0.138)
<i>hospital</i>				0.000240 (0.000)
N	17478	17478	17478	17478
R ²	0.248	0.252	0.267	0.287
一阶段	1894.07	1153.68	1163.95	725.71
F 检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

续表 3 工具变量回归第二阶段结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
<i>govauto</i>	-1.889*** (0.062)	-0.485*** (0.065)	-0.519*** (0.063)	-0.441*** (0.073)
<i>lnprgdp</i>		0.307*** (0.011)	0.251*** (0.013)	0.211*** (0.013)
<i>second</i>			0.510*** (0.055)	0.487*** (0.056)
<i>lnpopden</i>			-0.0655** (0.032)	-0.0514* (0.031)
<i>lnprinv</i>				0.0280*** (0.005)
<i>student</i>				1.320*** (0.290)
<i>hospital</i>				0.00514*** (0.001)
N	17478	17478	17478	17478
R ²	-0.386	0.114	0.117	0.147
D-W-H	1027.4	156.2	161.6	122.7
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hansen	148.1	0.0447	1.074	0.000574
检验	[0.000]	[0.833]	[0.300]	[0.981]

变量方差的约 27%。同时,弱工具变量检验所得到 F 值远超经验临界值 10,表明本文所用工具变量不存在弱工具变量现象,因而本文的 2SLS 估计结果不会因为弱工具变量问题而偏向 OLS 估计结果。

表 3 给出了两阶段最小二乘法回归的第二阶段回归结果。Durbin-Wu-Hausman 检验在 1% 的显著性水平上拒绝使用工具变量和不使用工具变量无差别原假设,从而表明财政自主度的确存在明显的内生性。Hansen 过度识别检验结果表明无法拒绝本文使用的两个工具变量是外生的这

一原假设。具体回归结果则显示,与上文的固定效应回归结果完全相反,县市政府财政自主度与县域金融扩张显著负相关。这说明农村税费改革导致的县市政府财政自主度的下降会促使县市政府在辖区内寻找其他资金来源,从而干预辖区内金融机构,刺激辖区金融扩张。

(三)进一步和稳健性分析

1.分样本回归。农村税费改革分为 2000~2003 年的“费改税”阶段和 2004~2006 年的农业税免除阶段。为了对照分析在这两个阶段县市政府财政自主度对县域金融扩张的影响,我们将样本区分为 2000~2003 年和 2004~2008 年两个阶段,进行分样本回归。表 4 的回归结果显示,在解决了内生性问题之后,这两个阶段的县市政府财政自主度均与县域金融扩张显著负相关。“费改税”阶段和农业税免除阶段造成的县市政府财政自主度下降,均显著刺激了县域金融扩张,并且在农业税免除的第二阶段,刺激的效果更加明显。

2.关键变量的稳健性。除了人均金融机构贷款余额(对数)来刻画县域金融在量上的扩张外,另一个常见的指标为金融机构贷款余额与 GDP 之比(*loan_gdp*),这一指标常被称为金融发展或金融深化程度。为了检验我们使用的金融扩张度量指标的稳健性,我们在表 5 第(1)~(3)列中以 *loan_gdp* 为被解释变量进行回归。回归结果显示县市政府财政自主度与县域金融深化程度仍然显著负相关。我们使用的金融扩张度量指标是稳健的。

此外关于地方政府的财政自给能力,除了用财政自主度衡量外,还可以用一个反向指标来衡量——财政赤字来衡量(*govgap*)。为了使得该指标更具有横向可比性,我们将该指标除以县市 GDP。此时的回归结果见表 5 第(4)~(6)列。回归结果显示,财政赤字和县域金融扩张显著正相关。即在解决内生性问题之后,县市财政赤字的扩大,可以显著刺激县域金融扩张。我们的核心解释变量也具有较好的稳健性。

表 4 “费改税”和农业税免除分阶段回归

	(1) 2000~2003 FE	(2) 2000~2003 2SLS	(3) 2004~2008 FE	(4) 2004~2008 2SLS
<i>govauto</i>	-0.0857** (0.037)	-0.930*** (0.075)	0.0925* (0.050)	-3.379*** (0.725)
<i>lnprgdp</i>	0.189*** (0.022)	0.110*** (0.020)	0.240*** (0.022)	0.244*** (0.027)
<i>second</i>	0.353*** (0.078)	0.412*** (0.073)	0.138 (0.095)	0.593*** (0.140)
<i>lnpopden</i>	0.0430 (0.141)	0.0402 (0.128)	-0.0169 (0.026)	-0.0599 (0.041)
<i>lnprinv</i>	0.0788*** (0.007)	0.0454*** (0.007)	0.0291*** (0.006)	-0.00641 (0.015)
<i>student</i>	0.360** (0.142)	0.444** (0.185)	0.726* (0.404)	2.543*** (0.592)
<i>hospital</i>	0.00249** (0.001)	0.00262*** (0.001)	0.00564*** (0.001)	0.00527*** (0.001)
N	7768	7768	9710	9710
R ²	0.143	0.0133	0.102	-0.684
稳健 Hausman	106.6		106.6	
检验	[0.000]		[0.000]	
D-W-H		158.4		55.79
检验		[0.000]		[0.000]

表 5 被解释变量和解释变量的稳健性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量: <i>loan_gdp</i>			被解释变量: <i>lnprloan</i>		
	2000~2008	2000~2003	2004~2008	2000~2008	2000~2003	2004~2008
<i>govauto</i>	-0.167** (0.069)	-0.538*** (0.097)	-2.334*** (0.534)			
<i>govgap</i>				0.543*** (0.127)	2.664*** (0.231)	1.581*** (0.235)
<i>lnprgdp</i>	-0.510*** (0.025)	-0.629*** (0.054)	-0.448*** (0.045)	0.238*** (0.012)	0.321*** (0.020)	0.299*** (0.020)
<i>second</i>	0.538*** (0.078)	0.380** (0.171)	0.771*** (0.163)	0.413*** (0.052)	0.372*** (0.075)	0.238*** (0.085)
<i>lnpopden</i>	0.0257 (0.027)	0.0600 (0.105)	-0.0246 (0.024)	-0.0711** (0.031)	-0.0335 (0.141)	-0.0451* (0.026)
<i>lnprinv</i>	0.0368*** (0.005)	0.0336*** (0.009)	0.000157 (0.010)	0.0311*** (0.004)	0.0311*** (0.007)	-0.00934 (0.008)
<i>student</i>	0.733*** (0.165)	0.424** (0.170)	1.444*** (0.363)	1.077*** (0.228)	0.226** (0.115)	1.260*** (0.417)
<i>hospital</i>	0.00284*** (0.001)	0.000920 (0.001)	0.00343*** (0.001)	0.00493*** (0.001)	0.00199** (0.001)	0.00403*** (0.001)
N	17478	7768	9710	17478	7768	9710
R ²	0.281	0.189	-0.510	0.179	0.0190	-0.0511
D-W-H	14.77	26.27	36.18	21.28	91.21	51.82
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

3.考虑极端值的影响。根据上文的描述性统计,可以发现,被解释变量和核心解释变量都存在明显的极端值。例如,人均金融机构贷款余额最小值仅为 1.056 元/人,而最大值却达到了 107639 元/人。而县市政府财政自主度的最小值 0.0002 与最大值 2.910 也相差甚远。这一方面反映了我国县域经济发展之间存在较大的差距,但更大的可能性是数据质量的问题。考虑到人为修改数据的随意性,本文使用“缩尾”技术,将被解释变量和核心解释变量缩尾 1%,以消去极端值的影响。缩尾后人均金融机构贷款余额的最小值和最大值分别变为 534 和 25274,财政自主度的最小值和最大值也分别变为 0.03 和 1.00,极端值现象得到缓解。表 6 给出了此时的回归结果,结果显示我们上文的基准结果在剔除极端值影响后,仍然是稳健的。

4.排除其他渠道的影响。县域信贷的扩张是否真正源于税费改革引起的县市财政自主度下降?为得到更自信的回答,尚需要排除一个竞争性的渠道,即农村税费改革可以增加农民收入,这在现有文献中已经得到广泛证实(罗仁富等,2006;周黎安和陈烨,2005;吴海涛等,2013)^①。因此,虽然农村税费改革也可以增加农民消费(汪伟等,2013),但在边际消费倾向小于 1 的情况下,农村

① 当然,也有一些文献质疑了农村税费改革是否能真的能提高农民收入和福利,如 Alm and Liu(2013)。

税费改革必然会导致农村储蓄的增加,从而使得金融机构获得更多可贷资金,这也会增加信贷投放。为了排除这一影响,在回归方程中增加农民人均纯收入来控制这一渠道对回归结果的干扰^①。表7的回归结果显示,此时的结果仍是稳健的,并且回归系数也和上文的基准回归相差不大。而农

表6 被解释变量和核心解释变量缩尾处理

	(1) 2000~2008	(2) 2000~2003	(3) 2004~2008
<i>govauto_w</i>	-0.499*** (0.068)	-0.951*** (0.069)	-3.401*** (0.493)
<i>lnprgdp</i>	0.192*** (0.012)	0.0968*** (0.017)	0.226*** (0.024)
<i>second</i>	0.552*** (0.051)	0.397*** (0.069)	0.673*** (0.113)
<i>lnpopden</i>	-0.0528* (0.027)	-0.0341 (0.095)	-0.0540 (0.040)
<i>lnprinv</i>	0.0272*** (0.004)	0.0422*** (0.007)	0.000515 (0.009)
<i>student</i>	1.319*** (0.284)	0.406** (0.171)	2.721*** (0.469)
<i>hospital</i>	0.00421*** (0.001)	0.00246*** (0.001)	0.00331*** (0.001)
N	17478	7768	9710
R ²	0.165	0.0272	-0.728
D-W-H	145.7	180.8	95.43
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]

表7 增加农民人均纯收入作为控制变量

	(1) 2000~2008	(2) 2000~2003	(3) 2004~2008
<i>govauto</i>	-0.514*** (0.080)	-0.753*** (0.087)	-3.491*** (0.826)
<i>lnincome</i>	0.0348 (0.028)	0.250*** (0.041)	0.0445 (0.060)
<i>lnprgdp</i>	0.213*** (0.018)	0.101*** (0.027)	0.244*** (0.032)
<i>second</i>	0.451*** (0.065)	0.426*** (0.086)	0.502*** (0.152)
<i>lnpopden</i>	-0.0592* (0.032)	-0.0165 (0.208)	-0.0648 (0.045)
<i>lnprinv</i>	0.0255*** (0.005)	0.0326*** (0.007)	-0.0174 (0.017)
<i>student</i>	1.277*** (0.260)	0.382** (0.152)	1.885*** (0.567)
<i>hospital</i>	0.00842*** (0.001)	0.00364*** (0.001)	0.00658*** (0.002)
N	14613	5481	9132
R ²	0.162	0.0856	-0.655
D-W-H	133.9	77.26	38.07
检验	[0.000]	[0.000]	[0.000]

^① 农民人均纯收入数据来自《中国区域经济统计年鉴》和各省历年《统计年鉴》,但部分省份的《统计年鉴》没有报告这一数据,因此我们损失了一定的样本量。

民人均纯收入则对县域信贷扩张有不太显著的正向影响。这说明结论具有较好的稳健性。

六、结 论

分税制改革之后,地方政府财政自给能力的下降,地方政府加大了对辖区金融机构信贷资源的争夺,由此导致中国金融业发展始终深受地方政府行政干预的影响。本文利用农村税费改革导致县市政府财政自主度发生外生变化这一“自然实验”,比较令人信服地证明我国地方政府财政自主度的下降刺激了地方政府对辖区金融的干预,导致地区金融扩张。地方政府的这一行为具有深远的后果。一方面,地方政府干预推动信贷资金向本区域集聚,金融资源发挥财政资源的替代作用,而金融财政化本质上等价于地方政府实现了一定的货币创造功能,从而干扰了中央银行货币政策的有效性。当前,地方政府从地方金融中汲取资源主要平台已经演变为以“土地财政”为偿债背书的“地方融资平台”,不仅干扰金融机构的市场化运作,也进一步将地方政府嵌入到经济运行当中而不可自拔。

另一方面,随着金融机构改革的深入推进,传统的国有金融机构运行越来越商业化,地方政府对其控制力下降。在此背景下,地方政府投入很大的兴趣推动其能控制的地方金融机构的设立和发展。地方金融机构的大量设立有助于打破银行业由国有大型商业银行主导的垄断局面,促进银行提升经营效率。然而,由于地方政府对地方金融机构深度干预,地方金融机构对银行效率的促进作用就被稀释。具体在县域层面,2006 年底,也就是刚刚在全国范围内免除农业税之后不久,中央就出台政策鼓励在县域成立仅限于在本县市经营的“村镇银行”,使其成为地方金融机构的最新代表。

参考文献

- 巴曙松、刘孝红、牛播坤(2005):《转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究》,《金融研究》,第 5 期。
- 陈硕、高琳(2012):《央地关系:财政分权度量及作用机制再评估》,《管理世界》,第 6 期。
- 豆晓利、王文剑(2011):《中国区域金融发展差异、变动趋势与地方政府行为》,《上海金融》,第 2 期。
- 方文全(2011):《财政赤字、金融发展与经济增长:省级面板数据实证研究》,《金融评论》,第 3 期。
- 郭峰(2014):《地方性金融机构设立的内生条件和攀比效应——基于村镇银行的空间 Probit 模型分析》,《金融学季刊》,第 2 期。
- 郭峰、胡军(2014):《地区金融扩张的竞争效应和溢出效应》,上海新金融研究院工作论文。
- 纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍(2014):《地方官员晋升激励与银行信贷》,《金融研究》,第 1 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 4 期。
- 聂辉华(2006):《取消农业税对乡镇政府行为的影响》,《世界经济》,第 8 期。
- 钱先航、曹廷求、李维安(2011):《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》,第 12 期。
- 王宾、赵阳(2006):《农村税费改革对中西部乡镇财力影响的实证研究》,《管理世界》,第 11 期。
- 汪伟、艾春荣、曹晖(2013):《税费改革对农村居民消费的影响研究》,《管理世界》,第 1 期。
- 吴海涛、丁士军、李韵(2013):《农村税费改革的效果及影响机制:基于农户面板数据的研究》,《世界经济文汇》,第 1 期。
- 谢平(2001):《中国农村信用合作社体制改革的争论》,《金融研究》,第 1 期。
- 谢平、徐忠、沈明高(2006):《农村信用社改革绩效评价》,《金融研究》,第 1 期。
- 谢平、徐忠(2006):《公共财政、金融支农与农村金融改革》,《经济研究》,第 4 期。
- 徐永胜、乔宝云(2012):《财政分权度的衡量:理论及中国 1985~2007 年的经验分析》,《经济研究》,第 10 期。
- 姚耀军、彭璐(2013):《地方政府干预银行业:内在逻辑与经验证据》,《金融评论》,第 4 期。

- 周黎安(2004):《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》,第 6 期。
- 张军(2007):《分权和增长:中国的故事》,《经济学(季刊)》,第 1 期。
- 张军、金煜(2005):《中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987~2001》,《经济研究》,第 11 期。
- 郑志刚、邓贺斐(2013):《法律环境差异和区域金融发展:基于我国省级面板数据的考察》,《管理世界》,第 6 期。
- 周立(2003):《改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割》,《世界经济》,第 6 期。
- 周黎安、陈烨(2005):《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》,第 8 期。
- 左翔、殷醒民、潘孝挺(2011):《财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗?》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
- Alm, J. and Y. Liu (2013): “Did China’s Tax-for-Fee Reform Improve Farmers’ Welfare in Rural Areas”, *Journal of Development Studies*, 49, 516–532.
- Bernstein, T. and X. Lu (2000): “Taxation without Representation: Peasants, the Central and the Local States in Reform China”, *China Quarterly*, 163, 742–763.
- Cheng, Z. and H. Wang (2013): “Do Neighbourhoods Have Effects on Wages? A Study of Migrant Works in Urban China”, *Habitat International*, 38, 222–231.
- Hauner, D.(2008): “Credit to Government and Banking Sector Performance”, *Journal of Banking & Finance*, 32, 1499–1507.
- Hauner, D.(2009): “Public Debt and Financial Development”, *Journal of Development Economics*, 88, 171–183.
- Kennedy, J. (2007): “From the Tax-for-Fee Reform to the Abolition of Agricultural Taxes: The Impact on Township Governments in Northwest China”, *China Quarterly*, 189, 43–59.
- Ismihan, M. and F. Ozkan (2012): “Public Debt and Financial Development: A Theoretical Exploration”, *Economics Letters*, 115, 348–351.
- Li, L. (2006): “Embedded Institutionalization: Sustaining Rural Tax Reform in China”, *Pacific Review*, 19, 63–84.
- Li, H. and L. Zhou (2005): “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89, 1743–1762.
- Lin, J. and M. Liu (2007): “Rural Informal Taxation in China: Historical Evolution and an Analytic Framework”, *China & the World Economy*, 15, 1–18.
- Qian, Y. and B. Weingast (1996): “China’s Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style”, *Journal of Economic Policy Reform*, 1, 149–185.
- Qian, Y. and B. Weingast (1997): “Federalism as A Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 83–92.
- Tao, R. and P. Qin (2007): “How Has Rural Tax Reform Affected Farmers and Local Governance in China?”, *China & the World Economy*, 15, 19–32.
- Weingast, B. (1995): “The Economic Role of Political Institutions: Market-Preserving Federalism and Economic Development”, *Journal of Law, Economics and Organization*, 1, 1–31.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Xu, C. (2011): “The Fundamental institutions of China’s Reform and Development”, *Journal of Economic Literature*, 49, 1076–1151.
- Yep, R. (2004): “Can Reform Reduce Rural Tension in China? The Process, Progress and Limitations”, *China Quarterly*, 177, 42–70.

(责任编辑:周莉萍)