

中央财政转移支付缩小了城乡收入差距吗？

赵为民,李光龙

(安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

摘 要:本文运用 1995—2013 年中国各省(直辖市)的数据,对财政转移支付与城乡收入差距之间的领先—滞后关系进行分析。研究结果表明,城乡收入差距引起中央财政转移支付的单向 Granger 因果关系是稳定的,反之则不成立,即数据不支持中央财政转移支付缩小城乡收入差距。通过财政转移支付政策传导机制的研究发现,中央财政转移支付对农业经济增长的直接促进作用不明显。虽然中央财政转移支付正向影响地方财政支农投入,财政支农投入也会促进农业经济增长,但是农业经济增长反过来又会抑制财政支农投入,导致中央财政转移支付对农业经济增长的间接促进作用也是效果不显著,因此更有效的中央财政转移支付必须重视对农业经济增长的直接促进作用,建立稳定的财政支农的投入机制,使农业经济发展与农民收入增长良性循环,从而形成农民收入增长的长效机制。

关键词:中央财政转移支付;城乡收入差距;财政支农;格兰杰因果关系

中图分类号:F812.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2016)06-0141-11

一、引言与文献综述

2014 年我国城乡收入比为 2.92,与改革开放初期的历史低点相比仍维持高位,如何有效缩小城乡收入差距,已成为中国政府当前关注的重点问题。按经济合作组织的分类方法,世界主要国家对增加农民收入,缩小城乡居民收入差距的政策,一般可以归结为 3 大类:一是价格支持,二是收入支付,三是一般服务支持。其中一般服务支持主要是指农村基础设施、教育、医疗等公共产品和公共服务提供。由于我国长期以来的城乡二元体制结构,城乡之间的公共产品供给极不均衡,农村基础设施建设落后,农民子女教育、就业、医疗、养老等方面的问题限制了农业发展和农民增收。近年来,我国政府提出工业反哺农业、城市支持农村的战略方针,公共财政开始向“三农”倾斜,在众多的财政支农政策中,中央对地方的财政转移支付,因为其资金规模庞大,主要用于基层和农村的公共产品及其服务提供,因而被寄予厚望,格外引人关注。

大规模的财政转移支付是我国现行财政体制中一个非常重要的制度特征。2013 年中央财政转移支付资金高达 48857 亿元,与 1994 年相比年均增长 30%,其基本目标是保障地区基本公共服务均等化。中央财政转移支付从地区结构上看明显向中西部和老少边穷地区倾斜,从支出的项目上看主要用于支持和促进农村地区社会经济发展。2013 年一般性转移支付中缓解县乡财政困难、县级基本财力保障奖补、农村税费改革以及国家重点生态区转移支付等占总额的比例接近 30%,专项转移支付中农林水事务、城乡社区事务的比例接近 25%,其他对教育、医疗、

收稿日期:2016-03-20

基金项目:国家社会科学基金项目“新型城市化背景下城乡义务教育均衡发展研究”(BGA130040)

作者简介:赵为民,男,安徽大学经济学院讲师,博士,E-mail:zhao203344@163.com;李光龙,男,安徽大学经济学院教授,博士生导师。

环境保护等项目也主要是面向基层、面向农村。党的十八届三中全会则进一步明确提出改革一般性转移支付制度,转移资金重点向老少边穷地区倾斜。既然中央财政转移资金主要用来弥补城乡之间的公共产品供给不均衡,而公共产品和公共服务对农村发展与农民增收又是一个至关重要的因素,那么我国目前庞大的中央财政转移支付资金对缩小城乡收入差距的效果究竟如何,自然成为一个重要的理论和现实问题。

目前,国内的研究基本承接了西方城乡收入差距研究的两种主要分析脉络,即特殊的政治结构理论^[1]和经济发展战略的工业化偏好^[2],因此大量文献从偏斜的财政政策这一角度对中国城乡收入差距进行了研究和探讨。邓金钱等^[3],罗丽丽等^[4],周世军^[5]认为中国城乡收入差距扩大与城市偏向的财政支出政策有很大关系,由于财政支出主要用于城市的基础设施、教育、医疗卫生和社会保障等公共服务方面,而农民无法享受到与城市居民同等的公共服务,这是中国城乡收入差距扩大的重要原因;West 和 Wong^[6]指出,我国财政资金用于卫生和教育方面公共开支占比很小,这在贫困地区表现得尤为明显;金双华^[7]的研究发现随着区域经济发展不平衡的加剧,地区间财政资源配置不均等问题也越发严重,由于人均财政支出的地区间差距扩大,富裕地区和贫困地区的公共服务水平的差距也在逐步拉大;雷根强等^[8]指出劳动报酬比重在初次分配中降低、财政再分配政策向城市倾斜是导致中国城乡收入差距扩大的重要原因;孙华臣等^[9]的研究也发现城镇地区在地方政府支出占比越大,城乡收入差距就越大。

再进一步从财政政策的内生性角度分析我国财政政策偏向的内在机理,已有的文献主要是基于财政分权的理论框架展开探讨。沈坤荣和付文林^[10],傅勇和张晏^[11],贾俊雪^[12]认为中国的财政分权体制以及基于政绩考核下的官员 GDP 竞赛,导致地方政府财政支出具有内在的“重城市、轻农村”“重生产建设支出、轻公共服务支出”;范允奇和王文举^[13]借助不完全信息下的多任务委托—代理模型,利用省际面板数据进行实证检验,提出中国式财政分权下地方政府具有双重激励结构,使得地方财政的支出偏好出现“重建设、轻民生”的特征;解垚^[14]则利用省级面板数据进行分析检验,结果发现城乡收入差距与财政分权之间具有显著的正相关关系;但是陶然等^[15]的实证研究发现城乡收入差距和财政分权之间存在着非线性关系,认为我国目前的财政分权造成地方政府的财政自主权过小,地方政府如果拥有更大的财政支配权,地方政府将会有更强的动力和财力去帮助贫困人口,从而缩小城乡差距。

1994 年分税制改革后出现了纵向财政失衡的局面,地方不得不高度依赖中央财政转移支付,因此大规模的财政转移支付是现行财政体制的一个非常重要的制度特征。但是,已有的研究大都集中于中央财政转移支付如何影响地方政府行为,进而如何影响地区经济增长,如乔宝云、范剑勇等^[16]的研究显示,现行的以税收返还和总量转移支付为主的财政转移支付制度,显著抑制了地方政府财政努力行为;尹恒、朱虹^[17]利用县级面板数据考察了中央财政转移支付对县级地方政府支出行为的影响,发现财政转移支付会导致基本建设支出增加,抑制基本公共服务支出;范子英、张军^[18]通过考察财政转移支付对共同市场的影响,发现财政转移支付可以使落后地区分享发达地区经济增长的好处,因此财政转移支付有利于经济增长;雷根强^[19]通过西部大开发战略政策的准自然实验进行断点回归分析,其研究结果发现财政转移支付反而扩大了西部地区的城乡收入差距。

通过梳理相关的研究成果,我们发现:一是目前的文献中,鲜有对中央财政转移支付与城乡收入差距二者间内在关系的探讨,特别是缺乏实证方面的检验;二是影响城乡收入差距的因素纷繁复杂,城乡收入差距变量具有内生与外生的双重性质,基于截面数据或短面板数据进行的静态分析,各类经济变量之间理论上的经济关系难以确定,特别是对变量的内生性处理上略显不足;三是以往研究忽视了财政转移支付对农民收入影响的传导机制研究,因而难以深入地理解财政转移支付对农民收入增长的作用机理和动态效应。

本文可能的贡献有:(1)已有的文献大都采用短时段的全国性年度数据,而我们的实证研究收集了1995—2013年共计19年的全国省级面板数据,因此,与之前的研究数据相比我们的数据包含的信息更全面、更准确。(2)本文通过面板向量误差修正模型(PVECM)以及面板向量自回归(PVAR)来检验中央财政转移支付与城乡收入差距的因果关系,这应是最早采用面板VECM及VAR来探讨二者互动关系的研究。为了确认真实研究的发现,本文还进行了以全国时间序列数据为基础的稳健性检验。(3)本文选择了地区财政支农支出、农业经济增长等中介变量与中央财政转移支付组成的向量系统,分析三者之间的动态过程,以此检验中央财政转移支付对中介目标的传导机制,这为把握财政转移支付和城乡收入差距的关系提供了更为具体、细化的线索,也为后续深入研究奠定了基础。

全文后续结构安排如下:第二部分为理论分析;第三部分为格兰杰因果关系检验与脉冲响应分析;第四部分为中央财政转移支付对中介目标的传导机制检验;第五部分为结论。

二、理论分析

目前,我国地方政府对于农业和农村地区的财政支持存在两个突出问题:一是财力不够,我国的农业大县一般都是经济小县和财政穷县,财政收入只能勉强维持政府日常运作,对农业的财政投入捉襟见肘,远远不能满足农村经济发展的实际需要;二是动力不足,由于农业对地方经济发展的贡献度低,带动力弱,同时针对农业的各项优惠政策,使得农业对地方财政收入的贡献微薄,地方政府缺乏对农业投入的积极性。因此,中央财政转移支付对促进农业地区和农业发展就显得尤为重要,当前中央财政转移支付的一个重要设计目标就是支持贫困地区和农村的经济发展,缓解县乡财政困难,推动地区公共服务均等化。从实际运行来看,其资金分配无论是一般性转移支付还是专项转移支付,均大幅度向贫困地区和农村地区倾斜,一般性财政转移支付重点解决财力不足的问题,而专项转移支付重点解决动力不足的问题。

一般性转移支付能够有效弥补农村地区的财政缺口,一般性转移支付中的均衡性转移支付采用因素法分配资金,该分配方法主要依据标准收支缺口和财政困难程度进行资金分配,因此资金分配客观上有利于农村地区,而一般性转移支付中的民族地区转移支付、生态功能区转移支付、县级财力保障转移支付和农村税费改革转移支付均是直接向农村地区进行财政补贴。可见,我国当前的一般性转移支付主要是向贫困地区和农村地区倾斜。近年来,针对县乡财政困难的状况,国家进一步加大了对县乡和贫困地区的扶持力度,从2005年起,国务院采取综合措施,建立了“三奖一补”县乡财政激励约束机制,进一步加大对财政困难县的转移支付力度,使县乡财政困难状况得到了较大缓解,有利于农村地区财政支农资金的增长,有利于为农村经济发展提供必要的公共服务和公共产品,因此一般性转移支付对促进农业经济发展和农民增收具有重要作用。

专项转移支付一般均明确指定了资金用途,以项目为载体直接到乡村或农户,地方政府不得挪作他用。现行的专项转移支付绝大部分与农业生产经营挂钩,主要包括农业生产基础设施建设资金、农产品价格补贴以及农业生产资料补贴等,这类资金对农业生产经营起着重要的促进作用,多数采用客观因素分配法并有专门的管理制度。2015年专项转移支付中直接用于农林水事务的占全部专项转移支付的20%,这其中又以促进粮食等重要农产品生产、农业发展、农民增收等为重点支持内容,其中粮食生产相关支出就占到70%以上,可见专项转移支付也主要是向农村和贫困地区倾斜。中央专项转移支付一般均要求地方政府配套资金,共同用于特定的公共产品支付,因此专项转移支付能够发挥资金的杠杆效应,同时专项转移支付所具有的“粘蝇纸效应”,也会进一步增加基层政府的公共服务支出,所以专项转移支付对促进农民收入增长也

具有重要作用。

中央财政转移支付作为财政调控工具,应通过不同的渠道作用于农民收入,根据前文对中央财政转移支付性质的分析,可以整理出中央财政转移支付作用于农民收入的传导机制,具体如图 1 所示:

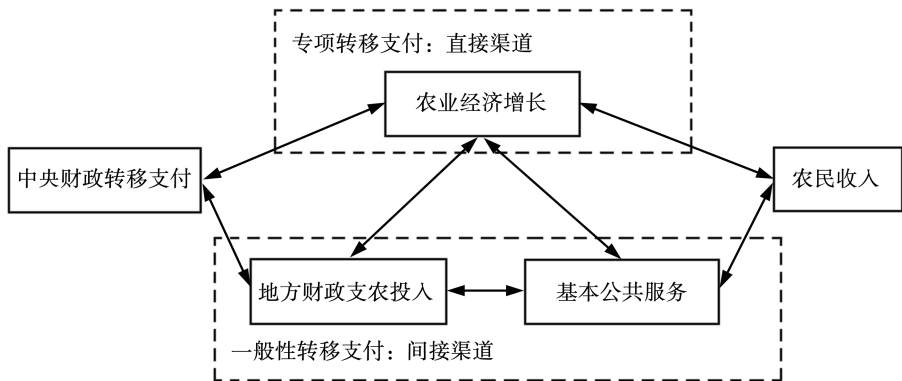


图 1 中央财政转移支付传导机制

专项转移支付资金绝大部分与农业生产经营挂钩,并以项目为载体直接作用于乡村或农户的农业生产领域,该类资金主要通过促进农业经济发展提升农民收入。一般性转移支付主要是增加地方政府的公共财力,进而促使地方政府增加支农投入,提供充足的公共产品和公共服务间接增加农民收入。因此,我们可以把专项转移支付作用于农业经济增长视为提升农民收入的直接渠道,把一般性转移支付促使地方政府增加支农投入视为提升农民收入的间接渠道。由图 1 描绘的传导机制可见,中央财政转移支付为政策变量,农业经济增长、地方财政支农投入、基本公共服务为中介变量,农民收入为结果变量,各变量之间并不是单向作用,而是双向作用,并且具有动态特征。例如,中央财政转移支付可以作用于农业经济增长,而农业经济增长又将反向影响中央财政转移支付的规模;又如,地方财政支农投入可以促进农业经济增长,但是农业经济增长又会反作用于财政支农投入。因此上述各变量均是内生变量,并共同组成了一个复杂的动态系统,因此中央财政转移支付传导机制应采用向量自回归的方法进行分析和检验。

尽管我们从理论上分析了中央财政转移支付对农民收入增长具有积极的促进作用,但是公共政策能否实现制定者预期的效果,还要考虑制度的运行、管理以及与相关政策的协调配合等诸多因素。从传导机制分析中,也可以看出如果中央财政转移支付政策传导不畅,即直接渠道或间接渠道作用受阻,都必将削弱中央财政转移支付对农民收入的正向提升作用。所以我国中央财政转移支付对农民收入增长的效果究竟如何,需要进行实证评估。同时中央财政转移支付对农民收入的影响,是通过不同的传导渠道发生作用,因此考察财政转移支付对中介变量的影响程度及动态响应关系,以便找出财政转移支付对农民收入影响的瓶颈和短板所在,这对于我们更有针对性地提出政策改进建议也将具有积极意义。

三、格兰杰因果关系检验与脉冲响应分析

(一) 数据与变量

中国自 1994 年分税制改革,建立了规范的中央财政转移支付制度,因此选择 1995 年作为实证研究的起始年份,我们收集了 1995—2013 年中国各省的面板数据,数据跨越了 19 个年份,涵盖 31 个省市自治区(因为西藏部分数据缺失,故排除西藏)。上述数据均来自历年的《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》。变量包括中央财政转移支付(TRANS)、城乡收入差距(INCOME)、财政支农支出(AGRO)、农村经济增长率(AGROINC)。

中央财政转移支付 (TRANS) 取值于中央对各省市人均财政补助, 具体包括税收返还收入^①, 一般性转移支付和专项转移支付。城乡收入差距指标 (INCOME) 采用文献中常用做法, 使用城镇居民家庭实际人均纯收入与农村居民家庭实际人均纯收入之比。由于财政支农数据统计口径发生变化, 为了确保数据的可比性, 该指标的计算口径如下^②: 1997—2002 年的财政支农为支援农村生产性支出、农业综合开发性支出和农林水利气象部门的事业费支出三者之和; 2003—2006 年的财政支农为农业支出、林业支出、农林水利气象等部门的事业费支出三者之和; 2007—2013 年的财政支农为财政支农支出、农林水事务支出。农村经济增长率 (AGROINC) 以第一产业增长率表示。

我们利用 GDP 平减指数将数据调整至以 2000 年为基期, 用以消除价格影响。同时遵循处理经济时间序列数据的通常做法, 为了降低数据的波动幅度, 除农业经济增长率之外其余变量均取自然对数, 将财政转移支付的一阶差分记为 DTRANS, 其余变量类似处理。表 1 描述了变量面板数据序列的统计性质。

表 1 变量描述性统计

变量	含义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
TRANS	人均中央财政转移支付 (元)	6.629	0.945	2.513	9.078	570
INCOME	城乡收入差距比	1.025	0.221	0.469	1.559	570
AGRO	财政支农支出 (亿元)	3.944	1.323	0.985	6.766	570
AGROINC	农业经济增长率	0.057	0.042	-0.008	0.152	570

注: 除农业经济增长率之外变量均取自然对数处理; 中央财政转移支付为人均值。

(二) 基于面板数据的格兰杰因果关系检验

1. 单位根检验

在进行计量估计之前, 必须首先检验面板数据的平稳性, 考虑到本文的面板数据是小 T 大 N 型的, 为此我们采用 Harris&Tzavalis^[20] 提出的 HT 检验, 原假设是不存在单位根的, 这里就是否含有常数项、时间趋势等情况进行检验。表 2 给出了 z 统计量以及基于原假设成立时相应的左侧单边 P 值。检验结果显示, 在各种情况下 TRANS 和 INCOME 均不平稳, 而相应的一阶差分后的序列 DTRANS 和 DINCOME 均平稳, 因此 TRANS 和 INCOME 这两个面板序列应为一阶单整序列。

表 2 DTRANS 和 DINCOME 面板单位根检验

变量	含常数项	不含常数项	含时间趋势	检验结果
TRANS	0.9427 (0.9995)	1.0171 (0.8903)	0.3453 (0.6732)	不平稳
INCOME	0.8693 (0.7526)	1.0000 (0.4987)	0.7956 (0.9999)	不平稳
DTRANS	-0.3582 (0.0000)	-0.1065 (0.0000)	-0.3260 (0.0000)	平稳
DINCOME	0.2686 (0.0000)	0.2927 (0.0000)	0.2847 (0.0000)	平稳

注: 括号内为 p 值, 下同。

2. 协整关系检验

由于 TRANS 和 INCOME 均为一阶单整, 我们进一步通过 Engle-Granger 的两步法检验二者之间是否具有协整关系。首先, 我们估计模型 (1), 该模型反映了 TRANS 和 INCOME 的长期均

① 虽然税收返还的出发点和目标与其他中央财政转移支付有所不同, 但本质上都是中央政府在集中了地方财力后的一种再分配行为, 突出表现在与中央与地方的共享收入不同, 税收返还包含了中央对地方的奖惩, 只不过中央财政的再分配是以一种透明、固定的方式体现出来的。而且, 只有认同税收返还也是一种中央财政转移支付, 中央才能明正言顺地对这一制度进行优化完善及逐步取消税收返还, 将这部分资金全部用于一般性转移支付以增强中央财政转移支付在调节地区差距、促进地区基本公共服务均等化中的作用。

② 该方法参考了温涛、董文杰:《财政金融支农政策的总体效应与时空差异——基于中国省际面板数据的研究》, 农业技术经济, 2011。

衡关系,得到模型(1)估计的残差e,再对残差e进行面板单位根检验^①。在不含常数项和含时间趋势两种情况下,t检验结果均高度显著,这表明回归残差e是平稳的,因此TRANS和INCOME存在一阶协整关系。

$$INCOME_{i,t}=\alpha_0+\beta_iTRANS_{i,t}+\mu_{i,t}$$

(1)

表 3 残差 e 面板单位根检验

残差	含常数项	不含常数项	含时间趋势	检验结果
e	0.7490(0.0002)	0.9384(0.0000)	0.0961(0.0000)	平稳

3. 格兰杰因果关系检验

由于TRANS和INCOME存在一阶协整关系,因此这里选择CI(1,1)的VAR表示法,即面板向量自回归模型(PVAR)进行格兰杰因果关系检验。

$$\begin{bmatrix} DINCOME_{i,t} \\ DTRANS_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^l \begin{bmatrix} A_{11,j} & A_{12,j} \\ A_{21,j} & A_{22,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DINCOME_{i,t-j} \\ DTRANS_{i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,it} \\ \varepsilon_{2,it} \end{bmatrix}$$

(2)

其中,符号D表示差分,滞后期数为1,ε₁,ε₂均为白噪声。基于模型(2)的回归结果,我们对两个原假设进行检验。原假设1(H10)认为TRANS不是INCOME的Granger原因。如果假设1成立,那么DINCOME的回归方程中,DRANS的所有滞后项系数均为0,因此检验H10:A_{12,1}=⋯A_{12,j}=A_{12,l}=0与检验原假设1是否成立等价。同理,原假设2(H20)认为INCOME不是TRANS的Granger原因,检验H20:A_{21,1}=⋯=A_{21,j}=A_{21,l}=0与检验原假设2等价。

根据表4列出的Granger检验结果,不能拒绝原假设H10,且这一结论在滞后期从1变化到6时都很稳健。除了滞后3期之外,均在10%的显著性水平上拒绝原假设H20,因此我们可以得出结论:INCOME是TRANS的Granger原因,即城乡收入差距变化显著影响中央财政转移支付,反之则不成立。

表 4 基于面板 VAR 模型的 Granger 检验结果

滞后期	方程	Excluded	Chi2	Prob>chi2
1	INCOME	TRANS	3.7811	0.052
	TRANS	INCOME	8.2365	0.004
2	INCOME	TRANS	4.1194	0.127
	TRANS	INCOME	14.463	0.001
3	INCOME	TRANS	4.7669	0.190
	TRANS	INCOME	5.4916	0.139
4	INCOME	TRANS	3.9282	0.416
	TRANS	INCOME	8.9921	0.061
5	INCOME	TRANS	2.0259	0.846
	TRANS	INCOME	10.016	0.075
6	INCOME	TRANS	2.8448	0.828
	TRANS	INCOME	10.986	0.089

(三) 基于时间序列的稳健性检验

考虑到前文面板数据采用了EG-ADF方法,第一步的估计误差会被带到第二步中,故不是最有效的方法,因此在下文的稳健性检验中,采用Johansen^[21]提出的MLE方法进行测算。首先对全国数据按年计算中央财政转移支付和城乡收入差距的均值,得到这两个变量1995—2013年的时间序列Y_TRANS和Y_INCOME。

① 由于采用EG-ADF两步法进行模型估计,长期均衡关系系数β是估计出来的,因此EG-ADF两步法统计量的临界值与普通ADF检验不同,需要对临界值进行调整。但这里估计结果显示P值为0,因此对本文的结论影响不大。具体可参考Hayashi(2000,p646),Stock&Watson(2004,p557)。

1.协整秩检验

首先考察 Y_TRANS 和 Y_INCOME 是否存在长期均衡关系,并确定其协整秩,我们采用 Johansen 的协整秩检验法,表 4 给出了不包含常数项和时间趋势项的检验结果,由表 5 可见这两个变量存在一个协整关系(表中打星号),且这一结论在滞后期从 1 变化到 5 时都很稳健,这与我们前文采用面板 VAR 模型检验的结论一致。

表 5 协整秩检验

滞后期	Rank	LL	Eigenvalue	Trace statistic	5%critical value
1	0	22.7680	.	55.9156	12.53
	1	50.6916	0.95507	0.0683 *	3.84
2	0	49.3700	.	14.6771	12.53
	1	53.6033	0.39227	0.2106 *	3.84
3	0	49.803459	.	12.8263	12.53
	1	56.198687	0.55040	0.0358 *	3.84
4	0	49.754166	.	35.7392	12.53
	1	65.787923	0.88209	3.6717 *	3.84

注: * 号标出了所接受的 h 值,即协整向量个数。

2.格兰杰因果关系检验

因为 Y_TRANS 和 Y_INCOME 存在一阶的协整关系,根据格兰杰表示法定理,我们采用协整 I(1)系统的 VECM 表示方法,对二者的长期与短期关系进行动态分析。中央转移支付和城乡收入差距 VECM 表示为:

$$\Delta y_t = \alpha + BA'y_{t-1} + \sum_{p=1}^l \Gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

(3)

其中,y 表示(Y_TRANS,Y_INCOME)所组成的列向量,A 为协整向量,A'y_{t-1}表示对均衡关系的偏移,B 为误差修正系数向量,Γ_p表示短期动态变化系数矩阵,∑_{p=1}^lΓ_pΔy_{t-p}反映了短期动态调整关系,l 表示最大滞后阶数,ε_t是白噪声向量。

因为不同的滞后期会影响模型估计的有效性,因此在进行估计之前,需要确定模型的最佳滞后期。基于表 6 给出的结果,FPE、AIC、HQIC 及 SBIC 准则均提示应选择滞后一期,但考虑到 LR 检验提示的序列相关性,因此我们确定滞后 2 期作为模型估计的滞后期数。

表 6 滞后期判断结果

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	6.44965		.000697	-1.59348	-1.59449	-1.49908
1	56.7419	85.581	4.0e-06 *	-6.76558 *	-6.7686 *	-6.48236 *
2	58.3582	3.2326 *	5.7e-06	-6.44775	-6.45278	-5.97572
3	62.4255	8.1347	6.3e-06	-6.45673	-6.46377	-5.79589
4	68.0769	11.303	6.3e-06	-6.67692	-6.68597	-5.82726

由 VECM 估计结果,得到的长期协整关系见表 7。^①

由表 7 可见,Y_TRANS 与 Y_INCOME 的协整向量为(1,-1.968),且在 5%的水平上高度显著,这表明中央财政转移支付和城乡收入差距之间是正向关系,即城乡收入差距扩大会导致中央财政转移支付扩大,当然也可能是中央财政转移支付扩大导致城乡收入差距扩大,具体孰因孰果,这正是本文重点探究的问题,需要采用格兰杰因果关系检验。

① 由于篇幅所限,本文没有给出完整的 VECM 估计结果。

表 7 VECM 估计长期协整关系估计结果

beta	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.Interval]	
Y_trans	1
Y_income	-1.9650	0.0594	-33.04	0	-2.0815	-1.8485
_cons	9.999017

VECM 估计给出了 B 向量为(-0.9463,0.0667) ^①,第一个系数-0.9463 高度显著,表示在城乡收入差距(Y_INCOME)不变的情况下,中央财政转移支付(Y_TRANS)增长一个点,可以消除前一期 94%的非均衡误差,即当中央财政转移支付(Y_TRANS)短期偏离长期均衡关系时,系统将以-0.94 的力度将其拉回到均衡状态,可见中央财政转移支付(Y_TRANS)具有较强的反向自身修正机制,第二个系数 0.0667 数值比较小,且统计上不显著,表明城乡收入差距变量(Y_INCOME)缺乏反向自身修正机制。因此在中央财政转移支付与城乡收入差距构成的一阶的协整系统里,中央财政转移支付是主导因素及稳定因素,这也表明基于因素分配法^②计算的财政转移支付制度具有很强的稳定性和规范性,从响应城乡差距变化及基本公共服务均等化这一角度来看,达到了预期的设计目标。

按照前文面板数据类似的思路进行时间序列的格兰杰检验,仍然是检验两个原假设是否成立,即原假设 H10 :TRANS 不是 INCOME 的 Granger 原因,以及原假设 H20: INCOME 不是 TRANS 的 Granger 原因。对 H10 的检验等价于检验在模型(3)中 INCOME 方程中所有 TRANS 的系数均为零,对 H20 的检验等价于检验在模型(3)中 TRANS 方程中所有 INCOME 的系数均为零。结果如表 7 所示:

表 8 基于 VECM 模型的 Granger 检验结果

滞后期	H10		H20	
	chi2(2)	P	chi2(2)	P
1	0.13	0.7213	9.17	0.0025
2	3.25	0.1967	7.35	0.0253
3	3.74	0.2914	10.22	0.0168
4	9.32	0.1535	2.87	0.5792
5	3.24	0.6624	7.67	0.0752

根据表 8 的结论,滞后期从 1~5 均无法拒绝原假设 H10,即 TRANS 不是 INCOME 的 Granger 原因,除滞后 4 期以外,都显著拒绝原假设 H20,即 INCOME 是 TRANS 的 Granger 原因。这进一步验证了我们前文分析的结论,从格兰杰因果分析,中央财政转移支付对城乡收入差距变化没有影响,相反,城乡收入差距变化却能引起中央财政转移支付的变化。

四、财政转移支付对城乡收入影响的传导机制

前文实证发现,城乡收入差距的变化引起中央财政转移支付的变化,反之则不成立,为了进一步分析二者之间的关系成因及动态效应,需要更进一步深入分析中央财政转移支付和城乡收入差距之间具体的作用和传导机制。因为中央财政转移支付首先会影响财政支农支出(AGRO)以及农业经济增长率(AGROINC),而财政支农支出与农业经济增长率又会进一步影

① 由于篇幅所限,未给出 stata 的 vecm 完整的估计结果,备索。

② 即按照统一规范的格式确定各地的标准收支缺口,以及根据确定的标准收支缺口结合困难程度系数,计算出各地区的转移支付额。

响农业收入,因此我们选择财政支农支出 (AGRO)、农业经济增长率 (AGROINC) 与中央财政转移支付 (TRANS) 组成向量组进行分析,在进行估计之前,我们验证了这三个变量均为一阶单整序列,同时采用 Johansen 的协整秩检验表明存在一个协整向量,说明三者存在协整关系,根据滞后期选取准则,我们选择滞后 2 期构成 VECM 模型,变量交叉相关图提示变量次序为 AGRO->AGROINC->TRANS,因此最终估计的 VECM 模型为^①:

$$\begin{bmatrix} DAGRO \\ DAGROINC \\ DTRANS \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \Gamma_0 \begin{bmatrix} AGRO \\ AGROINC \\ TRANS \end{bmatrix}_{t-1} + \sum_{j=1}^2 \Gamma_j \begin{bmatrix} DAGRO \\ DAGROINC \\ DTRANS \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \tag{4}$$

其中符号 D 表示差分,ε₁、ε₂ 为白噪声,Γ 是系数矩阵。在正式估计之前,我们检验了此 VECM 模型是否稳定,结果如图 4 所示,除了 VECM 模型本身所假设的单位根之外,伴随矩阵的所有特征值均落在了单位圆之内,说明(4)式是稳定的。

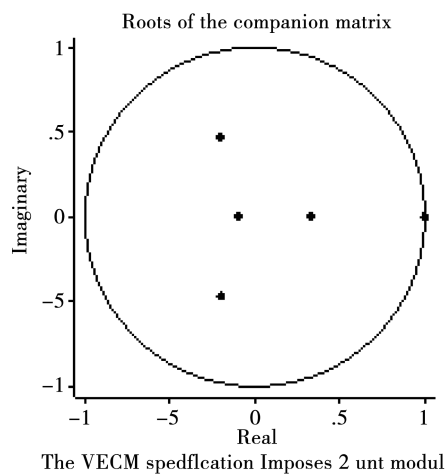


图 4 VECM 模型稳定判别

因为中央财政转移支付的中介目标是影响地区财政支出、经济增长等经济行为,而最终目标是影响地区基本公共服务和城乡及地区收入差距。为此,需要分析财政支农、农业经济增长对中央财政转移支付的动态反应过程,以此检验中央财政转移支付对中介目标的传导机制。下面考察此 VECM 模型的正交脉冲响应函数,如图 5-8 所示:

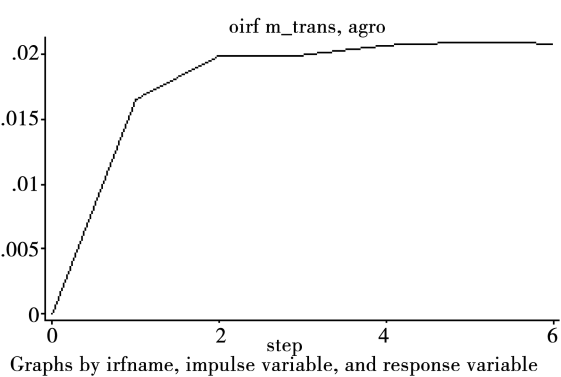


图 5 AGRO 对 TRANS 的正交冲击响应

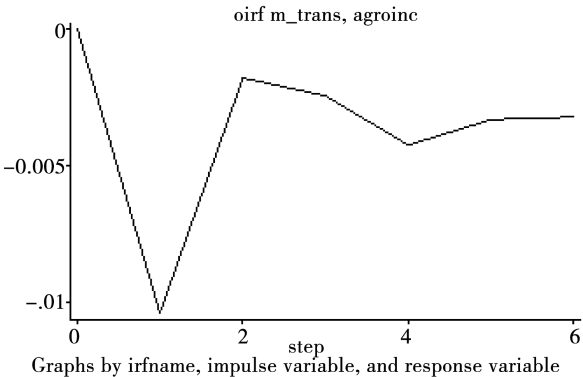


图 6 AGROINC 对 TRANS 的正交冲击响应

① 限于篇幅结果未给出,备索。

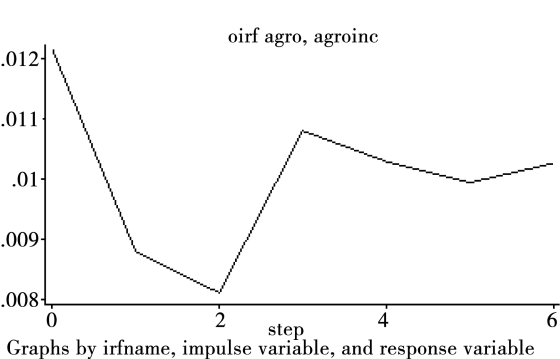


图 7 AGROINC 对 AGRO 的正交冲击响应

图 5 中,当 TRANS 出现一个正交化的标准差冲击,AGRO 立即增长,其影响在第 3 期之后保持稳定,TRANS 的冲击造成 AGROINC 轻微收缩,第 2 期随即反弹,之后则在 (0, -0.005) 区间振荡(见图 6)。由此可见中央财政转移支付对农业支出具有长期正向的影响,说明中央财政转移支付确实导致了地方财政支出对农业的偏斜,但是其对农业经济增长的作用非常微弱,这是因为财政转移支付对农业经济增长的作用只能间接影响,无法通过类似专项转移等制度安排影响农业支出一样直接影响经济增长。通过图 5、图 6 的分析,可以部分解释我们前文的结论:中央财政转移支付虽然能够有效影响财政支农支出,但是由于未能有效促进农业经济增长,导致中央财政转移支付对缩小城乡收入差距的效果不明显。图 7 中,当 AGRO 出现一个正交化的标准差冲击,会导致 AGROINC 立即增长,但是增长效应随后逐渐减弱,最后在 0.01 附近振荡。而图 8 中,AREOINC 的一个正交冲击会导致 AGRO 立即降低,随后在 -0.04 附近振荡。可见,财政支农对农业经济增长能够起到一定的促进作用,但是农业经济增长随后又会抑制财政支农支出。

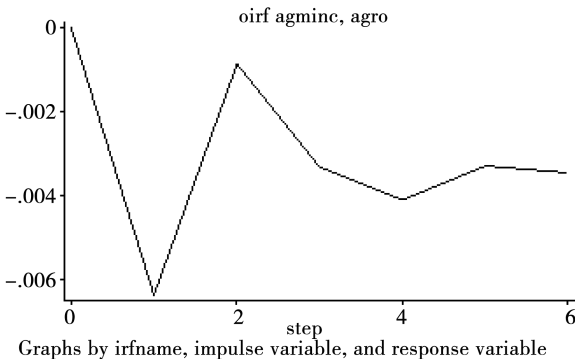


图 8 AGRO 对 AGROINC 的正交冲击响应

五、结论

中央财政转移支付保障了地方的事权和财力的匹配,促进了地区间基本公共服务的均等化,但与建立现代财政制度的要求相比,现行中央对地方转移支付制度存在的问题和不足也日益凸显。本文聚焦于财政转移支付是否显著缩小城乡收入差距进行了实证检验,并对中央财政转移支付作用于农民收入的传导机制及其动态效应进行了研究,以便找出政策作用不明显的具体原因。根据实证结果可以得出三个基本结论。

第一,城乡收入差距是中央财政转移支付的格兰杰因,反之不成立,即从时间上的领先滞后关系来看,是城乡收入差距影响了中央财政转移支付,而不是中央财政转移支付影响了城乡收入差距。第二,中央财政转移支付与城乡收入差距之间存在长期稳定的均衡关系,中央财政转移支付具有较强的反向自身修正机制。可见在中央财政转移支付与城乡收入差距构成的一阶协整系统里,中央财政转移支付是主导因素,具有较强的稳定性和规范性。第三,中央财政转移支付政策虽然能够显著地正向影响财政支农支出,但是其对农业经济增长的直接促进作用不明显,尽管中央财政转移支付会促进地方财政支农支出,而财政支农支出也会促进农业经济增长,但是农业经济增长反过来又会抑制财政支农支出,长期看二者处于稳定均衡状态。因此中央财政转移支付,其直接促进农业经济增长的作用不明显,通过财政支出间接促进农业经济增长也是效果欠佳。

总之,现行的主要采取因素法分配资金的财政转移支付制度,能够很好地响应城乡收入差距变化及基本公共服务均等化的要求,从这一角度来看达到了制度设计的要求,但是中央财政转移支付对缩小城乡收入差距的效果并不显著,这未能实现政策设计的目标。为了充分发挥中

央财政转移支付缩小城乡收入差距的作用,必须重视中央财政转移支付对农业经济增长的促进作用,因为农业经营收入是农民收入的重要来源,财政支农资金的投入必须着眼于能够有效促进农业经济发展,使得农业经济发展与农民收入增长进入良性循环,这样方能建立农民收入增长的长效机制。同时实证发现财政转移支付会促进财政支农支出,财政支农支出在短期内促进了农业经济增长,但随后又会受到农业经济增长的抑制,导致财政转移支付间接促进农民收入增长的渠道不畅,因此发挥财政转移支付的作用需要制度间的协调配合,特别是必须建立稳定的财政支农的投入政策,改变其随机性和权宜性,使其制度化和长期化,进而促进农业经济发展和农民收入水平的持续提高。

参考文献:

- [1] Lipton M. Urban Bias: Of Consequences, Classes and Causality[J]. *Journal of Development Studies*, 1993, 29(4): 229-258.
- [2] Wade R. *Governing the Market: Economic Theory and the Role of Government in East Asian Industrialization*[M]. Princeton: Princeton University Press, 1990.
- [3] 邓金钱,何爱平,张娜. 地方财政支出结构、城镇化与城乡收入差距——基于中国省际面板VAR的再检验[J]. 软科学, 2016, 30(5).
- [4] 罗丽丽,彭代彦. 城市偏向、滞后城市化与城乡收入差距——基于省级面板数据的实证分析[J]. 农村经济, 2016(2): 66-71.
- [5] 周世军,周勤. 政策偏向、收入偏移与中国城乡收入差距扩大[J]. 财贸经济, 2011(7): 29-37.
- [6] West L A, Wong C P W. Fiscal Decentralization and Growing Regional Disparities in Rural China: Some Evidence in the Provision of Social Services[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 1995, 11(4): 70-84.
- [7] 金双华. 财政支出水平对地区收入差距作用的统计评价[J]. 统计研究, 2011, 28(2): 39-44.
- [8] 雷根强,蔡翔. 初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(3): 76-89.
- [9] 孙华臣,卢华. 城乡收入差距演变:劳动力迁移的贡献[J]. 财经问题研究, 2014(8): 71-76.
- [10] 沈坤荣,付文林. 税收竞争、地区博弈及其增长绩效[J]. 经济研究, 2006(6): 16-25.
- [11] 傅勇,张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007(3): 183-210.
- [12] 贾俊雪. 中国财政分权、地方政府行为与经济增长[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2014: 34.
- [13] 范允奇,王文举. 中国式财政分权下的地方财政支出偏好分析[J]. 经济与管理研究, 2010(7): 40-47.
- [14] 解垚. 财政分权、公共品供给与城乡收入差距[J]. 经济经纬, 2007(1): 27-30.
- [15] 陶然,刘明兴. 中国城乡收入差距、地方政府开支及财政自主[J]. 世界经济文汇, 2007(2): 1-21.
- [16] 乔宝云,范剑勇. 政府间转移支付与地方财政努力[J]. 管理世界, 2006(3): 50-56.
- [17] 尹恒,朱虹. 县级财政生产性支出偏向性研究[J]. 中国社会科学, 2011(1): 88-101.
- [18] 范子英,张军. 转移支付、公共品供给与政府规模的膨胀[J]. 世界经济文汇, 2013(2): 1-19.
- [19] 雷根强,黄晓虹,席鹏辉. 转移支付对城乡收入差距的影响——基于我国中西部县域数据的模糊断点回归分析[J]. 财贸经济, 2015(12): 35-48.
- [20] Harris, Tzavalis. Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 91(2): 201-226.
- [21] Johansen. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988, 12(2/3): 231-254.

(责任编辑:宋雪飞)