

我国财政支农支出对农村居民消费的影响效应

——基于1995-2015年分省面板数据的实证分析

王谦¹ 李超¹ 侯建国²

(1.山东财经大学经济学院,山东 济南 250014;2.济南产业发展投资集团有限公司,山东 济南 250002)

[摘要] 基于1995-2015年分省面板数据,运用固定效应变系数模型研究我国财政支农支出对农村居民消费的影响效应。研究表明:财政支农支出对农村居民消费存在显著的影响效应;财政支农支出对农村居民消费的影响方向存在区域差异,东部沿海地区财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”(浙江省除外),中西部地区财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”的省(市)要多于东部沿海地区;财政支农支出对农村居民消费的影响程度也存在区域差异,东部沿海地区浙江省财政支农支出对农村居民消费的“挤出效应”大于中西部地区省份,而中西部地区财政支农支出对农村居民消费的“挤入效应”大于东部沿海地区。

[关键词] 财政支农支出;农村居民消费;影响效应

[DOI编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2017.06.012

[中图分类号] F812

[文献标识码] A

[文章编号] 2095-3410(2017)06-0104-08

一、引言

2017年2月5日,中共中央、国务院公开发布《关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》,这是新世纪以来,党中央连续发出的第十四个指导“三农”工作的一号文件。政府对“三农”工作的重视与支持主要体现在财政政策上,财政支出作为财政政策不可或缺的调节手段,对农业发展、农村改善、农民生活水平提高具有重要的作用。同时在学术领域,财政支出与居民消费二者之间的关系一直是研究的重点问题。在此背景下,本文主要研究我国财政支农支出对农村居民消费的影响效应。从理论上而言,传统凯恩斯主义认为,在经济中存在剩余生产力和货币政策调节的前提下,政府财政支出的增加对居民消费具有“挤入效应”,而新古典宏观经济学派认为,在名义货币供给保持不变的条件下,增加政府财政支出对居民消费会产生“挤出效应”。

通过阅读、梳理关于财政支出与居民消费的已有国内外文献发现,众多实证研究结论莫衷一是,其研究结论可以概括为以下几个方面:一是多数国内外研究结果表明财政支出的增加对居民消费具有“挤入效应”。如国外学者中,Bailey(1971)发现增加政府支出对居民消费产生明显的“挤入效应”^[1]。Karras(1994)基于30个国家财政支出和居民消费面板数据的研究结果表明,增加政府财政支出可以促进居民消费边际效用水平的提高进而挤入居民消费^[2]。着眼于国内学者,洪源(2009)利用我国政府民生消费性支出与居民消费相关数据,揭示了增加政府民生消费性支出对提高居民消费水平具有显著的促进作用^[3]。毛其淋(2011)在消费者最优消费路径选择的基本框架下,通过实证研究指出扩大地方政府财政支农支出的规模能够显著地挤入农村居民消费支出^[4]。兰永生(2015)从经济周期的视角出发,得出当经济衰退时财政支农支出对农村居民

[基金项目] 本文是国家社会科学基金项目“人口流动影响农村公共品供给效率的理论与实证研究”(项目编号:12CJY055)和山东省社会科学规划项目“山东省财政支出的环境治理效应问题研究”(项目编号:16CJJJ01)的阶段性成果。

[作者简介] 王谦(1980-),女,江苏赣榆人,山东财经大学经济学院副教授,经济学博士。主要研究方向:财政支出与公共品供给。

消费的促进作用要大于经济繁荣时的促进作用的结论^[5]。二是少数国外已有文献认为增加政府财政支出对居民消费会产生“挤出效应”。如 Komendi (1983) 和 Aschauer (1985) 基于美国政府财政支出和居民消费相关数据实证分析二者之间的关系, 研究结果表明增加政府财政支出会明显地挤出居民消费支出^[6]。Amano 和 Wirjanto (1997) 运用相对价格方法验证了美国政府财政支出与居民消费之间的替代关系并测度了其跨期替代弹性, 提出政府财政支出每增加一个单位将会导致居民消费减少 0.9 个单位^[7]。Tsung-wu Ho (2001) 通过对 OECD24 个工业国政府财政支出与居民消费之间的关系进行协整分析, 揭示了政府财政支出的增加对居民消费支出存在明显的“挤出效应”^[8]。三是由于研究对象、研究时期、研究方法以及研究视角等不同, 一些参考文献也得出其他不同的结论。着眼于国外学者, Barro (1985) 提出了基于弗里德曼持久收入假说和莫迪利亚尼生命周期假说两个消费理论的一般均衡宏观经济模型, 并在此基础上发现短期内增加政府财政支出对居民消费会产生“挤入效应”, 但在长期中增加政府财政支出对居民消费具有一定的“挤出效应”^[9]。同样在国内学者中, 谢建国和陈漓高 (2002) 的研究结果也表明短期内增加政府财政支出会挤入居民消费支出, 但在长期中政府财政支出的增加完全挤占了居民消费支出^[10]。储德银和闫伟 (2009) 构建个体固定效应变截距模型, 得出地方政府财政支农支出与农村居民消费之间存在着显著的互补关系^[11]的结论。李晓嘉 (2010) 发现不同类型的财政支农支出对农村居民消费的影响效应并不相同^[12]。胡永刚和郭新强 (2012) 提出政府财政支出对居民消费的挤入效应和挤出效应确实都存在, 而最终取决于这两种效应相互作用的净结果^[13]。

关于财政支农支出与农村居民消费二者之间关系的问题, 已有国内外参考文献从多个视角出发, 采用多种数据、多种指标、多种方法分析了财政支农支出对农村居民消费的影响, 这些研究成果为本文奠定了坚实的文献基础。然而关于财政支农支出对农村居民消费影响的研究仍需要在两个方面进行扩展: 一是突破时间序列分析; 二是除了关注财政支农支出对农村居民消费影响的总量效应和结构效应之

外, 需要更加重视二者之间的区域效应。本文在已有研究成果的基础上, 基于 1995-2015 年我国各省(市)(除上海、辽宁和西藏之外)财政支农支出和农村居民家庭人均消费支出等面板数据, 构建固定效应变系数模型, 运用 Eviews8.0 进行面板数据单位根检验、协整检验以及模型回归估计, 从影响方向和影响程度两个角度主要研究我国财政支农支出对农村居民消费影响的区域效应, 并根据实证分析结果提出相关对策建议。

二、财政支农支出对农村居民消费影响机制分析

财政支出作为财政政策重要的调节手段, 对居民消费可以产生挤入和挤出两种效应。

一方面, 凯恩斯把乘数定义为国民收入变化对引起这种变化的某个变量变化的反映程度, 其数值等于国民收入变化率与引起这种变化的某个变量变化率之比^[14]。如果经济中存在闲置资源和过剩生产能力, 政府支出的增加通过乘数效应将促进国民收入和就业的多倍增加, 从而挤入私人消费和投资; 如果当经济中的各种资源已得到充分利用且厂商没有剩余生产能力时, 政府支出的增加会导致供不应求, 进一步引起物价水平和实际利率的不断上涨, 从而挤出私人消费和投资。如果存在着货币政策调节, 政府支出的增加会引起货币需求的增加, 在货币供给保持不变的情况下, 利率会上升, 从而导致储蓄的增加和消费的减少。

另一方面, 20 世纪 70 年代“滞涨”问题出现后, 新古典宏观经济学派质疑凯恩斯主义提出的政府支出增加对居民消费产生“挤入效应”的观点, 并认为在货币供给保持不变的情况下, 增加政府财政支出对居民消费具有“挤出效应”。这是因为政府支出的增加会增加市场上购买商品和劳务的竞争, 引起物价水平的不断上涨, 在名义货币供给保持不变的情况下, 实际货币供给会因物价水平的上涨而减少, 进一步导致利率水平的持续上升, 从而使私人投资和消费减少。

通过上述理论分析可知, 财政支农支出对农村居民消费会产生挤入和挤出两种效应。挤入效应表现为政府财政支农支出的增加促进农村居民消费支出的增加, 而挤出效应表现为财政支农支出的增加

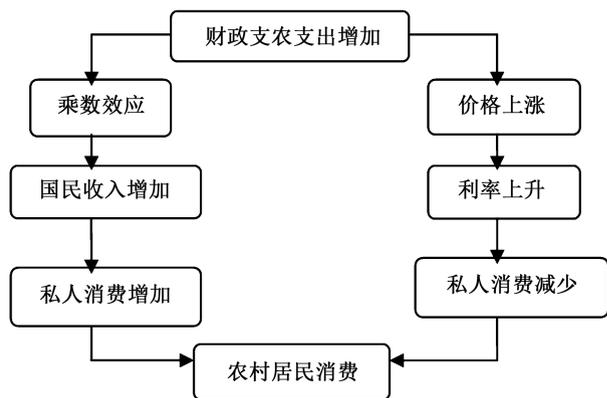


图1 政府财政支农支出对农村居民消费影响效应的机制

导致农村居民消费支出的减少。然而事实上,政府财政支农支出对农村居民消费的影响效应最终取决于挤入和挤出这两种效应相互作用的结果。图1简单阐述了政府财政支农支出对农村居民消费的影响效应。

三、财政支农支出对农村居民消费影响的实证分析

(一)变量说明及数据来源

被解释变量。本文选取农村居民家庭人均消费支出CONS作为衡量农村居民消费支出的指标。农村居民家庭人均消费支出指农村居民用于消费的全部支出与相应年份农业总人口之比^①。

解释变量。本文选取人均财政支农支出FINA作为衡量财政支农支出的指标,人均财政支农支出等于财政支农支出总量与相应年份农业总人口之比。财政支农支出是指政府直接或间接用于支援和促进农业生产发展、农村环境改善、农民生活水平提高的各种财政资金。其中,1995-2002年财政支农支出主要包括支援农村生产支出、农林水利气象等部门事业费和农业综合开发支出等三项,由于2003年财政收支统计科目发生变化,2003-2006年财政支农支出主要包括农业支出、林业支出以及水利和气象支出等三项,从2007年开始财政支农支出统一采用农林水事务这一新指标来表示。1995-2015年期间,虽然财政支农支出统计科目结构多次发生变化,但是财政支农资金流向未曾发生改变,不同之处仅在于进一步细分或合并财政支农支出统计科目从而使提供信息的详细程度有所不同,所以利用财政支农支出数据进行实证分析具有合理性和科学

性^[15]。另外,根据宏观经济学中的消费理论,个人可支配收入是决定个人消费支出的一个重要影响因素,因此将农村居民可支配收入作为控制变量引入到本文构建的模型中,选取农村居民家庭人均纯收入INCO作为衡量农村居民可支配收入的指标。农村居民家庭人均纯收入指农村居民当年从各个来源得到的总收入中相应地扣除所发生的各项费用后所持有的收入^②。

数据来源。本文选取1995-2015年我国28个省(市)^③财政支农支出和农村居民消费相关数据。为了消除价格波动因素的影响,本文以1995年为基期按照农村商品零售价格指数对人均财政支农支出数据进行了调整,并以1995年为基期按照农村居民消费价格指数对农村居民家庭人均消费支出和农村居民家庭人均纯收入所有数据进行了平减处理。农村居民家庭人均消费支出、农村居民家庭人均纯收入、财政支农支出、农业人口以及价格指数等所有数据均来源于1995-2006年各省(市)统计年鉴和2007-2015年国家统计年鉴的原始数据。

(二)模型的设定

面板数据模型的基本形式为 $y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it}$ ($i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$),该模型包括固定效应模型和随机效应模型两种,且每一种模型又可以划分为三种更为具体的形式,即无个体影响无结构影响的固定效应/随机效应不变系数模型、存在个体影响但无结构影响的固定效应/随机效应变截距模型、存在个体影响和结构影响的固定效应/随机效应变系数模型。然而在实际应用中,为了避免模型设定出现偏差,同时提高参数估计的合理性和有效性,需要利用Hausman检验和构造两个F统计量来确定样本面板数据模型的正确形式。其中,Hausman检验是对样本数据究竟采用固定效应模型还是随机效应模型做出选择,通过构造的两个F统计量可以确定样本数据是否存在个体影响和结构影响。

Hausman检验原理可简单概括为:原假设 H_0 为随机效应回归模型,备择假设 H_1 为固定效应回归模型,在原假设成立的情况下该检验统计量服从自由度为k的卡方分布。本文运用Eviews8.0对样本数据进行Hausman检验,得到卡方统计量值为6.251003,相应的P值为0.003901,所以在5%显著

性水平下拒绝原假设,即运用该样本数据应建立固定效应模型。

检验样本面板数据模型是否存在个体影响和结构影响,主要通过构造 F_1 和 F_2 两个统计量来检验如下的原假设 H_1 和备择假设 H_2 ,其中 F_1 对应原假设 H_1 , F_2 对应备择假设 H_2 ,其具体形式如下:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N; \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$F_1 = \{ (s_2 - s_1) / [(N-1)k] \} / \{ s_1 / [N(T-k-1)] \} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)]$$

$$F_2 = \{ (s_3 - s_1) / [(N-1)(k+1)] \} / \{ s_1 / [N(T-k-1)] \} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]$$

其中, s_1 为存在个体影响和结构影响变系数模型的残差平方和, s_2 为存在个体影响但无结构影响变截距模型的残差平方和, s_3 为无个体影响无结构影响的不变系数模型的残差平方和, N 为截面个数, T 为时期个数, k 为解释变量个数。如果接受备择假设 H_2 , 则认为样本面板数据符合无个体影响无结构影响的不变系数模型; 如果拒绝备择假设 H_2 , 则需要进一步检验原假设 H_1 ; 如果接受原假设 H_1 , 则认为样本面板数据符合有个体影响无结构影响的变截距模型; 反之, 拒绝原假设 H_1 则认为面板样本数据符合有个体影响有结构影响的变系数模型。本文运用 Eviews8.0 对样本数据进行回归发现, 样本面板数据在 5% 显著性水平下拒绝假设 H_2 和 H_1 , 即意味着该样本面板数据符合有个体影响有结构影响的变系数模型。

综上所述, 本文确定被解释变量——农村居民家庭人均消费支出与解释变量——人均财政支农支出、农村居民家庭人均纯收入之间建立固定效应变系数模型, 其具体形式如下:

$$CONS_{it} = A + C_1 FINA_{it} + C_2 INCO_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $CONS_{it}$ 代表第 i 个省(市)第 t 年的农村居民家庭人均消费支出, $FINA_{it}$ 代表第 i 个省(市)第 t 年的人均财政支农支出, $INCO_{it}$ 代表第 i 个省(市)第 t 年的农村居民家庭人均纯收入, A 是截距项, 反映除财政支农支出和农村居民收入水平之外, 其他综合因素对农村居民消费影响效应, C_1 为农村居民家庭人均消费对人均财政支农支出的弹性系数, 反映了财政支农支出对农村居民消费的影响方向及程度, C_2 为农村居民家庭人均消费支出对农村

居民家庭人均纯收入的弹性系数, 反映农村居民收入水平对农村居民消费的影响方向及程度。

(三) 单位根检验与协整检验

一般而言, 普遍使用 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验等 5 种方法对面板数据进行单位根检验。该 5 种检验方法的不同之处在于变量序列中的单位根是否相同, 其中, LLC 和 Breitung 检验变量序列中含有相同的单位根, 而 IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 检验变量序列中含有不同的单位根。本文运用 Eviews8.0 分别对 CONS、FINA 和 INCO 三个变量进行单位根检验, 表 1 给出了除 Breitung 检验之外四种检验方法的结果。通过表 1 可以看出, CONS、FINA 和 INCO 三个变量序列及其一阶差分序列在 10% 显著性水平下均未通过 t 检验, 而 CONS、FINA 和 INCO 三个变量的二阶差分序列在 1% 显著性水平下均是平稳的, 说明 CONS、FINA 和 INCO 三个变量序列均为二阶单整。

表 1 面板数据单位根检验结果

变量	水平值			
	LLC 检验	IPS 检验	ADF-Fishe 检验	PP-Fisher 检验
CONS	29.07691 (1.0000)	38.03107 (1.0000)	0.09520 (1.0000)	0.00106 (1.0000)
FINA	25.47903 (1.0000)	28.50287 (1.0000)	1.56890 (1.0000)	0.05308 (1.0000)
INCO	39.66000 (1.0000)	37.95201 (1.0000)	0.00465 (1.0000)	0.00612 (1.0000)
d(CONS)	3.90169 (1.0000)	4.02600 (1.0000)	61.10920 (0.9016)	80.72040 (0.1702)
d(FINA)	-0.92837 (0.1800)	0.62495 (0.5971)	76.01000 (1.0000)	97.06125 (1.0000)
d(INCO)	5.08600 (1.0000)	6.74520 (1.0000)	46.65010 (0.7100)	51.06190 (0.3064)
d(d(CONS))	-15.70000 *** (0.0000)	-17.51083 *** (0.0000)	408.15000 *** (0.0000)	2509.35120 *** (0.0000)
d(d(FINA))	-16.85000 *** (0.0000)	-15.30000 *** (0.0000)	602.00000 *** (0.0000)	2619.16200 *** (0.0000)
d(d(INCO))	-12.15000 *** (0.0000)	-13.00175 *** (0.0000)	401.00500 *** (0.0000)	1617.08000 *** (0.0000)

注: ***、** 和 * 分别表示参数估计在 1%、5% 或 10% 水平下显著; d() 表示变量的一阶差分序列; d(d()) 表示变量的二阶差分序列, 下同。

根据表 1 可知, CONS、FINA 和 INCO 三个变量序列均为二阶单整, 因此满足了检验被解释变量 CONS 与解释变量 FINA 和 INCO 之间是否存在长期均衡关系即协整检验的前提条件, 因此本文采用 Pedroni 面板数据协整检验方法。Pedroni 面板数据协整检验方法基于回归残差序列构造了 7 个检验统计量, 分别是 Panel v-Stat、Panel rho-Stat、Panel PP-

Stat、Panel ADF-Stat、Group rho-Stat、Group PP-Stat、Group ADF-Stat。事实上, Pedroni 面板数据协整检验方法基于回归残差序列构造的 7 个统计量会因样本时期的不同而拥有各自相对优势。当样本时期相对较长时(如 $T > 100$ 年), 该 7 个检验统计量的偏误都比较小且结果也比较好, 而当样本时期相对较短时(如 $T < 20$ 年), Panel v-Stat 和 Group PP-Stat 检验统计量的偏误比较大且结果比较差, 只有检验统计量 Panel ADF-Stat 和 Group ADF-Stat 的结果比较好^[16]。本文运用 Eviews8.0 对被解释变量 CONS 与解释变量 FINA 和 INCO 之间进行协整检验, 检验结果如表 2 所示。由于本文实证研究时间跨度为 1995-2015 年($T = 21$), 因此, 本文将 Panel ADF-Stat 和 Group ADF-Stat 统计量的检验结果作为主要参考依据。根据表 2 可知, Panel ADF-Stat 和 Group ADF-Stat 两个统计量在 5% 显著性水平下通过 t 检验, 说明被解释变量 CONS 与解释变量 FINA 和 INCO 之间存在长期均衡关系。

表 2 Pedroni 面板数据协整检验结果

统计量	水平值
Panel v-Stat	6.109000 *** (0.0000)
Panel rho-Stat	-1.022713 * (0.0910)
Panel PP-Stat	-1.936740 *** (0.0006)
Panel ADF-Stat	-2.880061 ** (0.0200)
Group rho-Stat	0.807600 (0.9002)
Group PP-Stat	-1.106000 *** (0.0015)
Group ADF-Stat	-1.637920 ** (0.0406)

(四) 估计结果分析

根据各省(市)经济发展程度的不同, 我国可以划分为东部沿海、中部内陆和西部边远三大区域。其中, 东部沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等 11 个省(市), 中部内陆地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 8 个省(市), 西部边远地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 12 个省(市)。本文运用 Eviews8.0 对 1995-2015 年我国 28 个省(市)进行回归估计, 由于本文主要研究财政支农支出对农村居民消费的区域影响效应, 因此文章中并没有分析农村居民消费与农村居民收入之间的回归结果, 而东部沿海地区、中部内陆地区和西部边远地区各省(市)农村居民消费与财政支农支出之间的回归

结果如表 3、表 4 和表 5 所示。根据表 3、表 4 和表 5 可以得出以下三点: 一是东中西部地区各省(市)财政支农支出对农村居民消费的弹性系数均能在 1%、5% 或 10% 的显著性水平下通过 t 检验, 说明财政支农支出对农村居民消费的影响显著存在, 二是财政支农支出对农村居民消费的影响方向存在区域差异, 三是财政支农支出对农村居民消费的影响程度也存在区域差异。

我国财政支农支出对农村居民消费的影响方向存在区域差异。具体而言, 通过表 3 可以看出, 东部沿海地区中浙江省财政支农支出挤出农村居民消费支出, 其弹性系数为 -3.1617, 说明浙江省财政支农支出的增加并不能很好地促进农村居民消费水平的提高。而东部沿海地区中其他省(市)财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”, 其中, 天津市财政支农支出对农村居民消费促进作用最大, 其弹性系数为 0.6910, 即财政支农支出每增加 1 元将会促进农村居民消费提高 0.6910 元, 财政支农支出对农村居民消费促进作用最小的是山东省, 其弹性系数为 0.0604。根据表 4 可知, 中部内陆地区中黑龙江、湖南及湖北财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”, 其中, 湖南省财政支农支出对农村居民消费制约作用最大, 其弹性系数为 -0.9250, 制约作用最小的是湖北省, 其弹性系数为 -0.0200; 而中部内陆地区中山西、吉林、安徽、江西以及河南财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”, 其中, 山西省财政支农支出对农村居民消费的促进作用最大, 其弹性系数为 1.6000, 促进作用最小的是安徽省, 其弹性系数为 0.5804。通过表 5 可以看出, 西部边远地区中广西、重庆、贵州、云南和陕西财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”, 其中, 云南省财政支农支出对其农村居民消费的“挤出效应”最大, 其弹性系数为 -0.7100, “挤出效应”最小的是陕西省, 其弹性系数为 -0.0005。而西部边远地区中内蒙古、四川、甘肃、青海、宁夏和新疆财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”, 其中, 四川省财政支农支出对农村居民消费的“挤入效应”最大, 其弹性系数为 1.6005, “挤入效应”最小的是内蒙古, 其弹性系数为 0.5002。

概括来讲, 东部沿海地区财政支农支出对农村

居民消费具有“挤入效应”(浙江省除外),而中西部地区财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”的省(市)要多于东部沿海地区,究其原因可能有以下几个方面:第一,由于我国中西部地区支持和促进“三农”发展的许多基础设施存在严重滞后和短缺等问题,且各省(市)财政支农资金并不宽松,因此财政支农资金在投入时往往要求当地农村居民缴纳一定比例的配套资金,无疑增加了收入本来就不高的中西部地区农村居民的经济负担,从而导致财政支农资金并未很好地促进其农业生产的发展、农村环境的改善以及农民收入的增加,进而使农村居民消费支出能力反而下降。第二,财政支农资金的有效供给是农村居民消费的基本前提,但中西部地区农村居民的需求大于财政支农资金的供给规模,从而在一定程度上抑制了农村居民消费水平的提高。第三,财政支农支出存在资金利用效率损失、使用严重浪费等现象。如2007-2011年,浙江省除杭州市、湖州市以及义乌市的财政支农支出效率测算值为1之外,其余6个地区的财政支农支出效率测算值均小于1^[17],说明这些地区的财政支农资金使用没有达到完全有效,并未很好地促进农业的发展、农村环境的改善以及农村居民消费水平的提高。

我国财政支农支出对农村居民消费的影响程度也存在区域差异。具体而言,通过表3、表4以及表5可以看出,中西部地区财政支农支出对农村居民消费“挤入效应”的弹性系数远远高于东部沿海地区,中西部地区“挤入效应”的弹性系数在0.5000—1.7000之间,而东部沿海地区“挤入效应”的弹性系数在0.0600—0.7000之间;东部沿海地区中只有浙江省财政支农支出对农村居民消费具有“挤出效应”,其弹性系数为-3.1617,而中西部地区财政支农支出对农村居民消费“挤出效应”的弹性系数在(-2.7500)—(-0.0005)之间。究其原因可能有以下几个方面:一是务农是大部分中西部地区农村居民的主要收入来源,因此增加财政支农支出将会促进农业生产的发展、农村环境的改善和农民收入的增加,进而提高中西部地区农村居民消费的支出水平。二是由于地理位置、自然资源和社会经济等众多优势,东部沿海地区经济发展水平高于中西部地区,并且众多新兴产业蓬勃发展,从而使得务农并不是东部沿海

海地区农村居民的主要收入来源,其收入来源更加多样化,因此东部地区财政支农支出对农村居民消费支出的影响程度相对较小。

表3 东部沿海地区的估计结果(Fixed Effects(Cross))

地区	A	FINA 系数(C ₁)
北京	400.5010	0.0800** (0.0390)
天津	512.0000	0.6910*** (0.0007)
河北	187.1427	0.1002*** (0.0051)
江苏	670.0660	0.6605*** (0.0003)
浙江	-1009.0052	-3.1617*** (0.0000)
福建	201.4527	0.2108*** (0.0107)
山东	165.4100	0.0604* (0.0900)
广东	501.0016	0.3018* (0.0612)
海南	-150.0000	0.2000* (0.0251)

表4 中部内陆地区的估计结果(Fixed Effects(Cross))

地区	A	FINA 系数(C ₁)
山西	-0.9017	1.6000*** (0.0006)
吉林	37.0110	1.0080** (0.0343)
黑龙江	-410.2000	-0.2746* (0.0627)
安徽	21.4581	0.5804* (0.0940)
江西	801.6000	0.9082** (0.0271)
河南	201.0073	0.6317** (0.0409)
湖北	163.1308	-0.0200* (0.9000)
湖南	-269.7160	-0.9250** (0.0108)

表5 西部边远地区的估计结果(Fixed Effects(Cross))

地区	A	FINA 系数(C ₁)
内蒙古	516.0027	0.5022** (0.0415)
广西	-75.1000	-0.3050** (0.0151)
重庆	301.0036	-0.0016*** (0.0001)
四川	520.1618	1.6005*** (0.0000)
贵州	-237.1880	-0.3508* (0.0619)
云南	-110.0750	-0.7100** (0.0360)
陕西	-69.1800	-0.0005*** (0.0000)
甘肃	365.8000	0.9107* (0.0601)
青海	-291.6003	1.0060** (0.0368)
宁夏	340.0920	0.5290** (0.0186)
新疆	471.0017	0.5917* (0.0917)

四、研究结论与对策建议

(一)研究结论

本文以“财政支出对农村居民消费的影响机制——财政支农支出对农村居民消费影响的实证分析”为主线研究了我国财政支农支出对农村居民消费的影响效应。基于1995-2015年我国各省(市)(除上海、辽宁和西藏之外)财政支农支出和农村居民家庭人均消费支出等面板数据,本文构建固定效应变系数模型,运用Eviews8.0进行面板数据单位根检验、协整检验以及模型回归估计,从影响方向和影响程度两个角度分析了我国财政支农支出对农村居

民消费影响的区域效应,得出以下主要结论:

1.我国东中西地区各省(市)财政支农支出对农村居民消费的弹性系数均能在1%、5%或10%显著性水平下通过t检验,说明我国财政支农支出对农村居民消费的影响显著存在。

2.我国财政支农支出对农村居民消费的影响方向存在区域差异。东部沿海地区中浙江省财政支农支出对农村居民消费支出产生“挤出效应”,而其他省(市)财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”;中部内陆地区中黑龙江、湖南及湖北财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”,而山西、吉林、安徽、江西以及河南财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”;西部边远地区中广西、重庆、贵州、云南和陕西财政支农支出对农村居民消费产生“挤出效应”,而内蒙古、四川、甘肃、青海、宁夏和新疆财政支农支出对农村居民消费具有“挤入效应”。

3.我国财政支农支出对农村居民消费的影响程度也存在区域差异。中西部地区财政支农支出对农村居民消费“挤入效应”的弹性系数远远高于东部沿海地区,中西部地区“挤入效应”的弹性系数在0.5000—1.7000之间,而东部沿海地区“挤入效应”的弹性系数在0.0600—0.7000之间;东部沿海地区中只有浙江省财政支农支出对农村居民消费具有“挤出效应”,其弹性系数为-3.1617,而中西部地区财政支农支出对农村居民消费“挤出效应”的弹性系数在(-2.7500)—(-0.0005)之间。

(二)对策建议

本文根据上述实证分析结果提出以下对策建议:

1.一方面由于财政支农资金中扶持农业生产发展和农村环境改善的部分基础设施属于公共物品,而且这些公共物品与农村居民消费的私人物品之间存在高度依赖性和互补性,财政支农资金的有效供给是农村居民消费的基本前提;另一方面由于中西部地区经济发展相对滞后,务农是其农村居民的主要收入来源,扩大财政支农支出供给规模对于发展中西部地区农业生产、改善农村环境和增加农民收入进而提高农村居民消费支出水平尤为重要。因此,各省(市)应顺应加强“供给侧改革”的新形势,继续扩大财政支农资金的供给规模以满足日益增长

的农村居民消费需求,从而实现用财政支农支出的“加法”换农村居民消费的“乘法”的效果。

2.中西部地区各省市在继续保持不断增加财政支农资金的同时要尽量减少直至免除农村居民缴纳的各项配套资金,切实减轻农村居民的经济负担,从而使财政支农资金对农村居民消费水平的提高起到实质性的促进作用。

3.政府对“三农”工作的重视与支持主要体现在财政政策上,财政支出作为财政政策不可或缺的调节手段,对农业发展、农村改善、农民收入的增加具有至关重要的作用,进而影响农村居民消费支出。因此,各省(市)应把科学合理地配置财政支农资金作为政府财政工作的重中之重,优化财政支出结构,扩大财政支农支出供给规模,提高财政支农专项资金占财政支出总量的比重。同时合理配置财政支农支出,针对本地区存在的问题,有的放矢地使用资金,提高财政支农支出效率,发挥财政支农支出对农业生产发展、农村环境改善和农民收入水平提高的促进作用。

【注】

①中华人民共和国国家统计局官方网站中指标解释。

②中华人民共和国国家统计局官方网站中指标解释。

③为了避免缺失数据对研究结果可能带来的不良影响,在省际样本中剔除了缺失部分统计数据的三个省(市),分别是上海市、辽宁省和西藏自治区。

参考文献:

[1] Bailey, M. 1971. National Income and Price Level. New York: McGraw-Hill.

[2] Karras, G. 1999. Government Spending and Private Consumption: some International Evidence. Journal of Money, Credit and Banking, 26(1): 9-22.

[3] 洪源.政府民生消费性支出与居民消费:理论诠释与中国的实证分析[J].财贸经济, 2009(10): 51-56.

[4] 毛其琳.地方政府财政支农支出与农村居民消费——来自中国29个省市面板数据的经验证据[J].经济评论, 2011, (05): 86-97.

[5] 兰永生.财政支农支出对农村居民消费的影响分析[J].财政研究, 2015, (03): 11-15.

[6] Aschauer, D. A. 1985. Fiscal Policy and Aggregate Demand. American Economic Review, 75(1): 117-127.

[7] Amano, R. A. & Wirjanto, T. S. 1997. Intra-temporal Substitution and Government Spending. American view of Economic and Statistics, 79(4): 605-609.

[8] Tsung-wu, Ho. 2001. The Government Spending and Private on Consumption: A Panel Cointegration Analysis. International Review of Economics and Finance, 10(1): 95-108.

[9] Barro, R. J. 1981. Output Effects of Government Purchase. Journal of Political Economy, 84: 343-350.

[10] 谢建国, 陈漓高. 政府支出与居民消费——一个基于跨期替代模型的中国经验分析[J]. 经济科学, 2002, (06): 5-12.

[11] 储德银, 闫伟. 地方政府支出与农村居民消费需求——基于1998-2007年省级面板数据的经验分析[J]. 统计研究, 2009, (08): 38-44.

[12] 李晓嘉. 财政支农支出与农村居民消费的动态效应

分析[J]. 经济学动态, 2010, (09): 31-34.

[13] 胡永刚, 郭新强. 内生增长、政府生产性支出与中国居民消费[J]. 经济研究, 2012, (09): 57-71.

[14] 布莱恩·斯诺登. 现代宏观经济学: 起源、发展和现状[M]. 江苏人民出版社, 2009.

[15] 王谦, 李超. 基于三阶段DEA模型的我国财政支农支出效率评价[J]. 财政研究, 2016, (08): 66-77.

[16] 卢方元, 靳丹丹. 我国R&D投入对经济增长的影响——基于面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2011, (03): 149-157.

[17] 张瑶. 浙江省地区财政支农资金配置绩效差异研究[D]. 浙江财经大学硕士学位论文, 2013.

(责任编辑: 刘 军)

The Effect of Fiscal Agriculture Expenditures on Rural Residents' Consumption

——Based on the Panel Data of 28 Provinces and Cities of China from 1995 to 2015

WANG Qian¹, LI Chao¹, HOU Jianguo²

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. Jinan Investment Group Co., Ltd. of Industrial Development, Jinan 250002, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 1995 to 2015, the fixed effect variable coefficient model is used to analyze the effect of fiscal agriculture expenditures on rural residents' consumption. The results show that fiscal agriculture expenditures have a significant impact on rural residents' consumption. The direction of impact of fiscal agriculture expenditures on rural residents' consumption has regional differences. In eastern coastal areas, it presents "squeezing effect" (except for Zhejiang Province), and in central and western regions, the number of provinces or cities presenting "crowding out effect" is more than those in the east. There are also regional differences in the degree of impact of fiscal agriculture expenditures on rural residents' consumption. The "crowding out effect" of Zhejiang Province is bigger than that in central and western coastal areas, while the "squeezing effect" in central and western regions is bigger than that in eastern coastal areas.

Key Words: Fiscal agriculture expenditures; Consumption of rural residents; Influencing effect