

余 菊. 政府支农投入对农村消费需求的动态影响[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(7): 446-448.

政府支农投入对农村消费需求的动态影响

余 菊

(重庆理工大学经济与贸易学院, 重庆 400050)

摘要:采用 1978—2011 年数据的状态空间模型, 对我国政府支农投入与农村消费需求之间的动态关系进行实证分析。结果显示: 改革开放以来, 我国财政支农投入总体上对农村居民消费存在一定的挤入效应, 但其弹性系数却呈现出倒 V 字形波动轨迹; 政府支农投入是农村消费需求的单向 Granger 因, 我国的农村消费需求呈现出财政约束型特点。研究基于以上结论提出了相应的政策建议。

关键词:农村消费需求; 政府支农投入; 状态空间模型; 政策建议

中图分类号: F323.8 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)07-0446-03

改革开放以来, 我国经济快速增长, 但其主要推动力量为出口和政府投资这两驾马车。受传统消费观念及收入的影响, 长期以来国内消费需求特别是农村居民消费水平明显不足。但由于近年来国内外环境发生很大的改变, 特别是 2008 年全球金融危机的蔓延, 世界经济遭受重创。一方面各主要经济体出现经济疲软, 消费萎缩, 严重阻碍了我国的出口增长; 另一方面, 地方政府为刺激经济而进行的长期大规模投资, 使债务压力加大。在全球经济低迷的背景下, 靠出口和政府投资难以拉动经济增长。因此, 应对危机、拉动经济的力量便落在“三驾马车”中的扩大内需上。然而长期以来我国居民尤其是农村居民的消费需求非常低, 农村消费能力偏低, 仅占全国消费总量的三分之一, 这与农村庞大的人口基数相比极不匹配^[1]。政府对农村的财政投入是影响农村消费需求的重要因素, 财政结构的优化有利于增加居民收入和刺激消费。因此, 研究我国政府财政支农投入与农村居民消费需求之间的动态关系具有重要的现实意义。

收稿日期: 2013-10-29

基金项目: 国家社会科学基金西部项目(编号: 13XJY010)。

作者简介: 余 菊(1976—), 女, 重庆人, 硕士, 讲师, 主要从事区域经济与金融经济研究。Tel: (023) 68666797; E-mail: yack306@163.com。

村改革加快推进农业现代化的若干意见》明确要求“加大农业保险支持力度”, 因此, 本研究从农业保险的差异性需求特征层面, 探讨农业保险的区域性供给是符合现阶段我国深化农村改革与推进农业现代化需要的。

参考文献:

- [1] 雷海章. 现代农业经济学[M]. 北京: 中国农业出版社, 2003: 270-272.
- [2] 中华人民共和国国家统计局. 2013 年中国统计年鉴[M/OL]. [2014-02-20]. <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2013/index-ch.htm>.
- [3] 中华人民共和国国家统计局. 年度数据[EB/OL]. [2014-02-20]. <http://data.stats.gov.cn/workspace/index? a = q&type =>

1 我国政府支农投入与农村消费需求的现状

农业部门的特殊性决定了政府必须对农业发展给予必要的财政支持^[2]。改革开放以来, 我国财政支农投入(图 1)主要表现为如下: 一方面, 就投入的绝对值而言, 我国政府支农投入的规模总体呈上升趋势, 由 1978 年的 76.95 亿元增加到 2011 年的 9 937.55 亿元。自 2004 年中央连续发布 9 个以“三农”为题的一号文件^[3]以来, 财政支农投入增幅明显上升。另一方面, 就投入的相对值而言, 我国政府支农投入占财政支出的比重明显偏低, 并且呈现出 W 字形波动性特征。从改革开放初到 1985 年, 政府支农投入占财政支出比重呈下降趋势; 1986—2003 年, 政府支农投入占财政支出比重呈现出先上升后下降趋势; 2004—2011 年, 政府支农投入占比再度呈上升态势。总体而言, 1978—2011 年政府支农投入占财政支出比重基本在 5%~9% 区间波动, 占比明显偏低(图 1)。

在当前我国以内需来重整经济的政策导向下, 扩大内需特别是提高广大农村居民的消费需求和能力显得尤其重要。改革开放以来, 我国农村居民消费需求(图 2)主要表现为如下: 一方面, 就消费的绝对值而言, 我国农村居民消费需求的规模总体呈增长趋势, 由 1978 年的 1 092.4 亿元增加到 2011 年的 37 394.6 亿元。2005 年我国废除农业税等一系列利农政策实施后, 农村居民消费需求增幅明显上升。但另一方面, 就消

global&dbcode = hgnd&m = hgnd&dimension = zh&code = A0C0D0D
& region = 000000&time = 2011, 2011.

- [4] 全国农业区划委员会《中国综合农业区划》编写组. 中国农业综合区划[M]. 北京: 农业出版社, 1981: 145-255.
- [5] 蔡根女. 农业企业经营管理学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2003: 317-319.
- [6] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 梁小民, 译. 北京: 商务印书馆, 2011.
- [7] 谢家智. 农业保险区域化发展问题研究[J]. 南方农村, 2003, 25(6): 12-15.
- [8] 黄正军. 论农业保险制度的政策性与民生性[J]. 中国渔业经济, 2011, 29(5): 5-9.
- [9] 李 澜. 论“一体多元”土地制度下的土地补贴政策实施——暨中国农村土地政策改革思考[J]. 学术论坛, 2006(3): 63-67, 83.

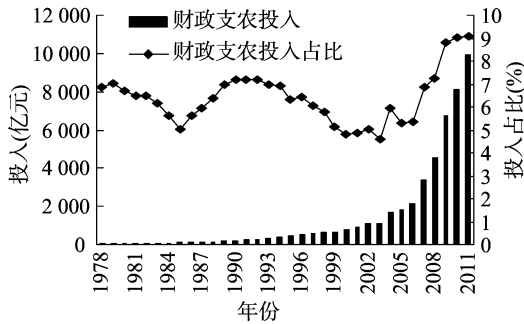


图1 1978—2011年我国政府支农投入走势

费占比的相对值而言,我国农村居民消费需求占全国居民消费的比重明显呈下降趋势。改革开放初期,农村居民消费需求占全国居民消费比重基本保持在 62% 水平,占全国居民消费的一半以上;但从 1985 年始,农村居民消费占比一直在降低;到 2011 年,农村居民消费占比只有 22.67%,远远低于城市居民消费水平。

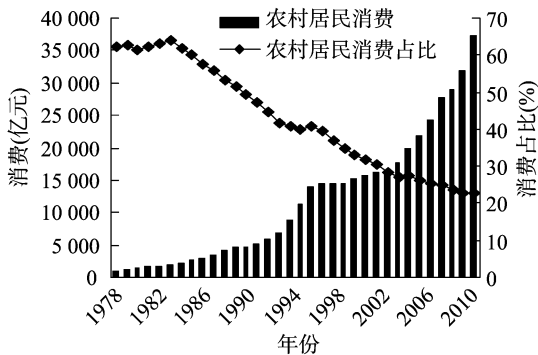


图2 1978—2011年我国农村消费需求走势

2 试验设计

2.1 状态空间模型构建

改革开放以来,我国经济政策环境都发生了很大的变化,居民的边际消费倾向呈现非静态^[4],随经济环境动态变化。基于此,本研究通过构建状态空间模型,并运用 Kalman Filter 递归算法,对我国政府支农投入与农村居民消费需求的动态关系进行实证分析。在实证检验中,建立如下状态空间模型:

$$\begin{aligned} @ \text{signal } \ln RC &= c(1) + SV_1 \times \ln GAE + \mu \\ @ \text{state } SV_1 &= SV_1(-1) + \xi \end{aligned} \quad (1)$$

其中, GAE 表示政府支农投入; RC 表示农村居民消费需求; SV_1 是模型的状态向量,为政府支农投入对农村消费需求影

响的时变参数,反映了边际消费倾向的动态变化路径; $c(1)$ 为量测方程的截距项; μ 和 ξ 分别是量测方程和状态方程的随机误差项,并且假定为独立同分布,方差一定,而且相互之间不相关。

2.2 样本区间与数据来源

选取的样本区间为 1978—2011 年。研究变量所选取的数据主要来自历年《中国统计年鉴》以及国家统计局数据库。所有检验及数据处理所采用的计量经济软件为 Eviews6.0。

3 结果与分析

3.1 变量的平稳性检验

为了避免伪回归,在对模型进行估计前,先对进入模型中的变量均进行单位根检验。表 1 的检验结果显示,原始时序变量 $\ln GAE$ 、 $\ln RC$ 在 1% 的显著性水平上都表现为非平稳性,无法拒绝存在单位根的零假设。但是,经过一阶差分之后,2 个变量都在 1% 的显著性水平上表现为平稳,从而拒绝存在单位根的零假设。由此可基本判定,模型所引入的 2 个时序变量均可视为一阶单整过程,也即 $I(1)$ 。

表1 单位根平稳性检验结果

变量	ADF 检验值	5% 显著水平	1% 显著水平	判断结论
$\ln GAE$	3.607 697 (1.000 0)	-2.954 02	-3.646 34	非平稳
$D(\ln GAE)$	4.137 979 (0.002 9) ***	-2.957 11	-3.653 73	平稳
$\ln RC$	-0.837 824 (0.794 5)	-2.957 11	-3.653 73	非平稳
$D(\ln RC)$	-2.970 9 (0.048 9) ***	-2.960 41	-3.661 66	平稳

注:数据后“***”表示在 1% 水平上显著; D 表示一阶差分; ADF 检验值括号内为检验统计量的 P 值。

3.2 Chow 突变点检验

改革开放以来,我国先后对农村实行了一系列的变革,比如 1982 年的实行农村联产承包责任制,1994 年的分税制财政体制改革以及 2005 年的废除农业税等,在这些特殊节点前后可能存在着结构突变。

分别以 1982、1994、2005 年为节点进行 Chow 突变检验,结果见表 2。结果显示,经济结构存在变化,不能拒绝存在突变点。这说明改革开放后我国经济关系的方方面面都产生了翻天覆地的变化,政府的各项经济体制改革以及经济环境的不断改变使得不确定因素增加,采用传统的固定参数模型已难以准确解释我国的各种经济现象。而状态空间模型的卡尔曼滤波技术能较好地克服变量之间由于结构变化而不能准确估计的问题。

表2 Chow 突变点检验结果

年份	F 统计量	对数似然比	沃尔德分类统计量	检验结论
1982	11.606 (0.000 2) ***	19.485 (0.000 1) ***	23.212 (0.000 0) ***	是突变点
1994	66.257 7 (0.000 0) ***	57.445 56 (0.000 0) ***	132.515 4 (0.000 0) ***	是突变点
2005	24.551 3 (0.000 0) ***	32.964 7 (0.000 0) ***	49.102 67 (0.000 0) ***	是突变点

注:数据后“***”表示在 1% 水平上显著;括号内为检验统计量的 P 值。

3.3 政府支农投入对农村消费需求动态影响

由于状态向量的不可观测性,通过卡尔曼滤波方法对模型(1)进行估计,结果如下:

$$@ \text{signal: } \ln RC = 5.538 + SV_1 \times \ln GAE + [VAR = \exp$$

$$(-37.1)]$$

$$(Z = 30.5133 ***)$$

$$@ \text{state: } SV_1 = SV_1(-1) + [VAR = \exp(-8.06)] \quad (2)$$

由式(2)可知,可变参数状态空间模型的估计值通过检

验,说明模型设定正确。我国政府支农投入对农村消费需求的时变参数 SV_t 的变化轨迹见图 3。由图 3 可知,我国政府支农投入对农村消费需求的弹性系数为正,即可变参数 SV_t 均为正,并在 1% 显著性水平上高度显著,说明我国的政府支农投入总体上对农村居民消费具有正面的挤入效应。同时,我国改革开放后政府支农投入对农村消费需求的弹性系数基本呈倒 V 字形波动轨迹。具体而言,大致经历了以下阶段。

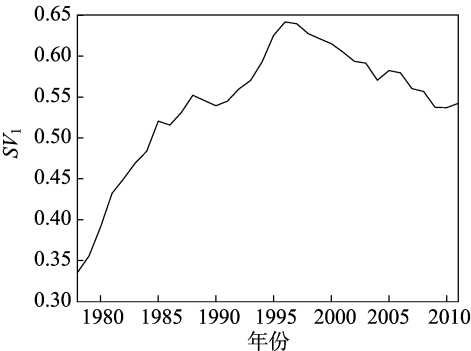


图3 政府支农投入对农村消费需求的弹性系数变化轨迹

1978—1994 年,政府支农投入对农村消费需求贡献的弹性系数大幅度上升。这是因为在改革开放初期,政府在保证

原有福利基础上,实行一系列的增量改革,比如 1982 年实行的家庭联产承包责任制;国家财政用于农业的投入也大幅度增加,极大地刺激了农民生产的积极性;再加上政府支农投入的不断增长,有效地促进了农村居民收入以及消费需求的增长。因此,这一阶段的政府支农投入对农村消费的挤入效应比较明显。在 1994 年分税制财政体制改革后,政府相继推行了劳动就业、教育、医疗以及住房等多项改革措施,但由于政府财政支出表现明显的城市倾向,使得支农投入占财政支出的比重减少,城乡差距不断加大,挫伤了农村居民消费的积极性。由于子女上大学和看病等预期的大额刚性支出,再加上不断攀升的通货膨胀,农民支出预期增大,农民不得不增加储蓄,减少消费。因此,这一阶段政府支农投入对农村消费需求的贡献弹性处于下降阶段。

3.4 格兰杰因果关系检验

为了理解我国农村居民的消费需求是财政约束型还是消费诱致的财政需求型,有必要进一步了解政府支农投入与农村消费需求两者之间的因果关系。运用格兰杰(Granger)因果检验方法对我国政府支农投入与农村消费需求数据进行关系检验,得到如下结果(表 3)。

表 3 Granger 因果关系检验结果

零假设 H_0	滞后阶数 = 1		滞后阶数 = 2	
	F 值	P 值	F 值	P 值
GAE 对 RC 无 Granger 影响	9.729 31	0.004 0	4.887 75	0.015 4
RC 对 GAE 无 Granger 影响	1.553 31	0.222 3	2.207 46	0.129 4

当滞后阶数为 1 年时,在 1% 显著性水平上,政府支农投入与农村消费需求之间是单向的因果关系,即政府支农投入是农村消费需求的 Granger 因,而农村消费需求则不是政府支农投入的 Granger 因,这说明了我国的农村消费需求在一定程度上属于财政约束型。

4 结论与讨论

本研究采用 1978—2011 年数据的状态空间模型以及卡尔曼滤波的迭代算法,对我国政府支农投入与农村消费需求之间的动态关系进行实证分析。研究结果表明:改革开放后,我国财政支农支出总体上对农村居民消费存在一定的挤入效应,但其弹性系数却呈现出倒 V 字形波动轨迹;另外,从因果关系的检验结果来看,政府支农投入是农村消费需求的单向 Granger 因,我国的农村消费需求呈现出财政约束型特点。基于以上结论,得到如下政策启示。

首先,优化财政支出结构,加大政府支农投入。一方面,要优化财政支出结构。由于我国的农村消费需求受财政支农投入的约束,农村消费需求的提高必然要借助财政政策引导。因此,要优化财政支出在城镇和农村的分配结构,改变财政支出的城市倾向,统筹城乡发展;另一方面,要加大政府支农投入。真正落实农业法有关“国家财政每年对农业总投入的增长幅度应当高于国家财政经常性收入增长幅度”等一系列规定,提高政府支农投入占财政支出的比重。

其次,增加农民收入,提高农村居民消费需求。农民收入的增长是提高农民消费能力、带动消费增长的关键。因此,要

开通多条途径促进农民收入增加。一方面,通过加大对三农的支持力度,发展优质高效农业实现农业创收,比如推进农产品深加工、增加农产品的附加值、发展农业生产科技、推行农户的规模化经营等等;另一方面,推进城镇化建设,扶持乡镇企业,通过农村剩余劳动力向第二、第三产业的转移,提高农民工就业机会,拓宽农民增收的空间。

最后,完善农村社会保障体系,减少经济波动对农村居民消费的影响。一方面,要完善农村社会保障体系,稳定农民的支出预期。完善农村教育、医疗及养老等保障制度,规范农村救济制度,加大对农村低收入家庭的财政转移性支付比重,减少农民的不确定性刚性支出,提高农村居民的消费意愿^[3];另一方面,保持经济稳定运行,减少经济波动对农村居民消费的影响^[4]。比如经济运行中常见的通货膨胀会导致居民的非理性消费,同时造成居民实际收入降低,这对于收入相对较低的农村居民而言,损失更为严重。

参考文献:

[1] 李晓嘉. 财政支农支出与农村居民消费的动态效应分析[J]. 经济动态, 2010(9): 31-34.

[2] 杨琦. 财政支农结构对农村居民消费的影响分析[J]. 技术经济与管理研究, 2011(4): 9-12.

[3] 胡东兰, 田侃, 夏杰长. 中国财政支农支出对农村居民消费影响——实证分析与政策建议[J]. 财政研究, 2013(1): 50-53.

[4] 汪上, 李宝礼. 我国农村居民消费影响因素的动态研究——基于状态空间模型的实证[J]. 湖南社会科学, 2012(1): 133-137.