

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

毛其淋*

摘要: 本文在消费者最优消费路径选择的基本框架下, 构建了一个政府财政支农与农村居民消费的动态最优化模型。理论分析表明: 地方政府财政支农支出的增加, 对于农村居民消费水平的提高具有促进作用。基于 1995 - 2008 年的省际面板数据, 采用工具变量 GMM 方法对该结论进行的实证检验发现: 在通过多工具变量克服变量内生性之后, 地方政府财政支农支出对农村居民消费具有显著的促进作用, 地方政府财政支农支出每增加 1% , 我国农村居民消费将增加 0.1367% ; 进一步的因素分解显示, 地方政府财政支农支出对农村居民消费的平均贡献度为 8.72% , 且有逐年增大的趋势。此外, 财政支农支出对农村居民消费的影响存在区域差异性, 即财政支农支出对我国中西部地区农村居民消费的影响程度大于东部地区。

关键词: 财政支农支出 农村居民消费 工具变量 系统 GMM

一、引言与文献综述

长期以来, 政府财政支出与居民消费的关系备受学术界的关注。然而, 迄今为止尚未取得一致的定论, 目前主要存在两种观点: 一种观点认为政府财政支出会促进居民消费(即互补关系), 而另一种观点则认为政府财政支出会抑制居民消费(即替代关系)。Bailey(1971)通过构造一个有效消费函数最先研究了政府支出和私人消费之间的关系, 认为它们之间存在互补关系。Karras(1994)利用多个国家的相关资料对政府支出与居民消费之间的关系进行考察, 结果发现政府支出通过促进收入增加、提高居民消费边际效用水平的途径促进了居民消费, 即政府支出对居民消费具有互补效应。此外, 支持政府财政支出与居民消费之间存在互补关系观点的研究还有 Schclarek(2004)、Tagkalakis(2008)等。与上述观点不同的是, Aschauer(1985)在建立长期收入决定模型的基础上, 利用美国的数据进行实证研究, 结果却表明政府支出与居民消费之间存在显著的替代关系; Tsung-wu Ho(2001)利用 24 个 OECD 工业国的跨国数据, 采用非平稳面板数据协整模型和动态 OLS 估计方法进行实证研究, 结果发现在对单个国家进行回归时, 政府支出与居民消费之间的关系并没有规律性, 但对多国数据进行面板协整分析的结果却显示, 政府支出与居民消费之间存在明显的替代关系。除此之外, Ahmed(1986)对英国的研究以及 Amano 和 Wirjanto(1997)对美国的研究也都发现政府支出与居民消费之间具有替代关系。

近年来, 政府财政支出对居民消费的影响效应也引起了国内不少学者的研究兴趣, 并取得了一定的进展, 这方面的文献层出不穷。谢建国和陈漓高(2002)通过建立居民消费的跨期替代模型, 分析得出, 在短期内中国政府可能通过增加政府支出的方式增加总需求, 但在长期均衡时政府支出完全挤占了消费支出。李广众(2005)采用协整理论和差分模型估计方法对全国、城镇以及农村样本进行估计, 结果表明, 改革开放以来, 政府支出与居民消费之间表现为互补关系, 并指出政府支出对居民消费的拉动作用主要表现在启动城镇居民的消费上。洪源(2009)则利用协整检验、误差修正模型以及格兰杰因果关系检验等计量经济分析方

* 毛其淋, 南开大学国际经济研究所, 邮政编码: 300071, 电子信箱: nankaiguojingsuo@126.com。

作者感谢匿名审稿专家对本文提出建设性的修改意见和《经济评论》编辑部老师的辛苦工作, 当然文责自负。

法,对 1985 - 2007 年期间我国政府民生消费性支出与居民消费的关系进行了实证检验分析,研究表明,政府民生消费性支出与居民消费之间也存在显著的互补关系。以上文献绝大部分是从政府支出总量的角度来进行分析的,但目前也有学者开始把研究视角转向政府财政支农支出对农村居民消费的影响。如胡永刚和杨智峰(2009)采用 SVAR 方法就 1978 - 2006 年农业财政政策对农村产出与居民消费的影响进行冲击响应、方差分解和弹性与乘数分析,结果表明中国财政农业支出对农村产出和居民消费有挤入效应。储德银和闫伟(2009)、朱建军和常向阳(2009)也采用面板数据固定效应的估计方法考察了政府支出对农村居民消费的影响,结论支持二者之间存在互补关系的观点。

通过上述的文献梳理我们不难看出,已有研究绝大多数是从国家总体数据来研究政府支出与居民消费的关系,而鲜有文献从省际面板数据的角度来探讨地方政府财政支农支出与农村居民消费的关系。本文以中国 29 个省市的面板数据为基础,通过严格的计量分析对二者的关系进行实证检验,与既有文献相比,本文还在以下几方面有所扩展:首先,本文在消费者最优消费选择的基本框架下,构建了政府财政支农与农村居民消费的动态最优化模型,并在此基础上提出理论假说,同时也为经验研究提供基础;其次,在实证检验中,运用多个工具变量进行 IV - GMM 估计有效地控制了变量的内生性问题,并从多个角度对实证结论进行了稳健性检验;再次,本文在回归结果的基础上还进一步对农村居民消费变化进行了结构因素分解。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分对政府财政支农支出与农村居民消费进行理论分析并提出理论假说;第三部分在理论分析的基础上构建计量模型并对变量和数据进行说明;第四部分报告计量检验结果并进行分析;第五部分是总结性评论。

二、政府财政支农支出与农村居民消费:理论分析

本文将在消费者最优消费路径选择的基本框架下,对地方政府财政支农支出与农村居民消费的关系进行考察。假定代表性农村居民的效用函数为相对风险回避系数不变(CRRA)效用函数:

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} \quad \theta > 0 \quad (1)$$

其中 C_t 表示农村居民消费 θ 表示不变替代弹性。由(1)式可知: $U'(C_t) = C_t^{-\theta} > 0$, $U''(C_t) = -\theta C_t^{-\theta-1} < 0$, 并且任意两个时点的消费之间的替代弹性恒为 $1/\theta$, 消费的边际效用弹性为 $\frac{U''(C_t) C_t}{U'(C_t)} = -\theta$ 。

为了简单起见,我们只考虑有限期的情形,即消费周期从 0 期开始到 T 期结束。这样,代表性农村居民的最大化问题可描述为:

$$\begin{aligned} \max_{C_t} V &= \int_0^T \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} dt \\ \text{s. t. } \dot{W}(t) &= I_t + \delta \cdot Z_t + rW_t - C_t \\ W(0) &= 0, W(T) = A \\ C_t &\geq 0, W(t) \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $e^{-\rho t}$ 为折现因子 ρ 为折现率, W_t 表示财富, I_t 表示人均收入, Z_t 表示政府财政对农村居民的人均转移性支出, δ 表示转移性支出的效率。^①假定 $0 < \delta < 1$, r 表示实际利率, A 表示大额刚性支出。^②此外,为了保证代表性农村居民一生的效用不发散,我们还假定 $\rho - (1 - \theta)r > 0$ 。

构建汉密尔顿函数,表示为:

$$H(t, C_t, W_t, \lambda) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} + \lambda(t) (I_t + \delta \cdot Z_t + rW_t - C_t) \quad (3)$$

其中 C_t 和 W_t 分别为控制变量和状态变量。最大值原理要求 $H(t, C_t, W_t, \lambda)$ 关于 C_t 和 W_t 可微,但折现因子的出现增加了求导的复杂性,为了简单起见,令 $m(t) = \lambda(t) e^{\rho t}$, 可以将式(3)转化为现值汉密尔顿函数的

^①之所以要引入参数 δ , 是因为考虑到在转轨时期政府财政转移性支出的效率普遍较低,农村居民只能享受到其中的部分利益这一事实。

^②所谓“大额刚性支出”,是指对农村居民生活具有“必需品”性质(包括对农业生产设备的购置和更新、对试验新型农产品的费用投入、养老、医疗、住房、教育等)的支出,这种类型的支出数额很大,一般情况下远远超出人们当期的收入水平。

形式 即:

$$H_c(t, C_t, W_t, m) = He^{\rho t} = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} + m(t) (I_t + \delta \cdot Z_t + rW_t - C_t) \quad (4)$$

在(4) 式中 $m(t)$ 为现值拉格朗日乘子,也即共态变量。与(4) 式等价的最大化原理条件归结为式(5) -(7):

$$\frac{\partial H_c}{\partial C_t} = C_t^{-\theta} - m(t) = 0 \quad (5)$$

$$\dot{m}(t) = -\frac{\partial H_c}{\partial W_t} + \rho m(t) = (\rho - r) m(t) \quad (6)$$

$$\dot{W}(t) = \frac{\partial H_c}{\partial m(t)} = I_t + \delta \cdot Z_t + rW_t - C_t \quad (7)$$

由式(5) 可得:

$$C_t = m(t)^{-1/\theta} \quad (8)$$

根据式(6) 解得:

$$m(t) = m_0 e^{(\rho-r)t} \quad (9)$$

将式(9) 代入式(8) 有:

$$C_t = m_0^{-1/\theta} e^{(r-\rho)t/\theta} \quad (10)$$

把式(10) 代入式(7) 得到:

$$\dot{W}(t) = I_t + \delta \cdot Z_t + rW_t - m_0^{-1/\theta} e^{(r-\rho)t/\theta} \quad (11)$$

结合条件 $W(T) = A$ 求解式(11) 并将其结果代入式(10) 可最终得到:

$$C_t = -\frac{e^{-rT}(\rho - r - r\theta)}{(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot A + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot I_t + \frac{\delta(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot Z_t \quad (12)$$

由式(12) 可知,“大额刚性支出” A 的系数小于0,意味着农村居民即期消费水平与“大额刚性支出”成反向变化,这与现实的情况是相符的。此外,政府财政支农支出的增加会在一定程度上为农村居民节省出一部分在农业生产设备的购置和更新、对试验新型农产品的费用投入等方面的开支,那么农村居民在未来某一时期的“大额刚性支出”将会减少;相反,如果政府财政支农支出减少,则会提高农村居民在未来某一时期的“大额刚性支出”。因此,在本文的分析框架下,我们假定农村居民“大额刚性支出” A 与政府财政支农支出 F 之间存在替代效应:

$$A = \phi - \gamma \cdot F \quad (13)$$

其中 ϕ 表示不随政府财政支农支出而变化的那部分“大额刚性支出” $0 < \gamma < 1$ 。

将式(13) 代入式(12) 经过整理可得:

$$C_t = -\frac{\phi e^{-rT}(\rho - r - r\theta)}{(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} + \frac{\gamma e^{-rT}(\rho - r - r\theta)}{(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot F_t + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot I_t + \frac{\delta(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1-\theta)(1 - e^{-\zeta(\rho-r-r\theta)T/\theta})} \cdot Z_t \quad (14)$$

对式(14) 求偏导数,并结合条件 $\rho - (1-\theta)r > 0$,最终可以得到以下结论:

$\frac{\partial C_t}{\partial F_t} > 0$,即地方政府财政支农支出的增加,对于农村居民消费水平的提高具有促进作用。

三、计量模型、变量和数据说明

(一) 计量模型

在前述理论分析的基础上,为了计量分析的需要,将式(14) 改写为:

$$consum_t = \beta_0 + \beta_1 agexp_t + \beta_2 income_t + \beta_3 transpay_t \quad (15)$$

其中 $consum_t$ 表示农村居民消费, $agexp_t$ 表示地方政府财政支农支出, $income_t$ 表示农村居民人均收入,

$transpay_t$ 表示财政转移性支出。 $\beta_i (i = 0 \sim 3)$ 分别表示为:

$$\begin{aligned}\beta_0 &= -\phi e^{-rT}(\rho - r - r\theta) / [(1 - \theta)(1 - e^{-\rho - r - r\theta} T / \theta)] \\ \beta_1 &= \gamma e^{-rT}(\rho - r - r\theta) / [(1 - \theta)(1 - e^{-\rho - r - r\theta} T / \theta)] \\ \beta_2 &= (1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta) / [r(1 - \theta)(1 - e^{-\rho - r - r\theta} T / \theta)] \\ \beta_3 &= \delta(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta) / [r(1 - \theta)(1 - e^{-\rho - r - r\theta} T / \theta)]\end{aligned}$$

鉴于转轨时期我国经济社会发展的特殊性,在研究政府财政支农支出对农村居民消费影响时,我们还引入农业税(用 $agrtax$ 表示)和义务教育(用 $coeduc$ 表示)两个虚拟变量,分别用以考察取消农业税和农村义务教育免学杂费两个政策性因素对农村居民消费的影响。具体地 $agrtax$ 在征收农业税的年份取 0,在取消农业税及之后的年份取 1。 $coeduc$ 在对农村义务教育收取学杂费的年份取 0,在对农村义务教育免学杂费的年份取 1。根据国家政策和政府相关文件,两个政策性变量可表示为:

$$agrtax_t = \begin{cases} 0 & t < 2005 \\ 1 & t \geq 2005 \end{cases} \quad coeduc_t = \begin{cases} 0 & t \leq 2006 \\ 1 & t > 2006 \end{cases}$$

我们将采用省际面板数据来具体分析地方政府财政支农支出对农村居民消费的影响,因此,将方程式(15)进一步扩展为:

$$consum_{it} = \beta_0 + \beta_1 agexp_{it} + \beta_2 income_{it} + \beta_3 transpay_{it} + \beta_4 agrtax_{it} + \beta_5 coeduc_{it} + f_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中,下标 i 表示省份,下标 t 表示年份($t = 1995, 1996, \dots, 2008$)。 f_i 表示非观测的地区特定效应, μ_t 表示非观测的时间特定效应, ε_{it} 表示随机误差项。

(二) 变量和数据

接下来对基本模型表达式(16)中的变量进行简要地说明:(1) $consum_{it}$ 为人均农村居民消费。用各地区农村居民家庭平均每人生活消费支出来表示,单位为元,数据来源于《中国统计年鉴》(1996 - 2009年);(2) $agexp_{it}$ 为人均地方政府财政支农支出。统计口径在2003年和2007年发生了变化,其中,1995 - 2002年的财政支农支出包括支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门事业费,2003 - 2006年包括农业支出、林业支出和农林水利气象等部门事业费,2007 - 2008年为农林水事务支出。通过比较调整前后的统计口径,发现数据基本上保持一致。我们用各地区农村人口数去除该地区财政支农支出从而得到各地区人均财政支农支出数据,单位为元,以上数据都来自于《中国统计年鉴》(1996 - 2009年);(3) $income_{it}$ 为农村居民人均收入。用《新中国60年统计资料汇编》中各地区农村居民家庭人均纯收入来表示,单位为元;(4) $transpay_{it}$ 为对农村居民的人均政府财政转移性支出。总体转移性支出由社会保障补助支出、抚恤和社会福利救济费、文科卫事业费以及各种政策性补贴支出整理得到,数据来源于《中国统计年鉴》(1996 - 2009年)。由于统计资料上没有具体区分城镇和农村的转移性支出,因此,我们用农村人口占该地区总人口的比重与地方政府总体转移性支出相乘来近似计算针对农村地区的转移性支出^①,并进一步用各地区农村人口数相除得到人均值,单位为元;如前所述 $agrtax_{it}$ 和 $coeduc_{it}$ 是两个政策性变量,上文已详细说明,这里不再赘述。

由于西藏和青海缺少部分数据,为了保持变量的完整性以及避免缺失数据对研究可能带来的不良影响,在省际样本中剔除了这两个地区,另外本文也没有使用港澳台地区的数据,因此本文共包括了29个省市1995 - 2008年的样本。为了消除异方差,对除了 $agrtax_{it}$ 和 $coeduc_{it}$ 这两个政策性变量以外的其他所有变量取自然对数,同时为了消除价格波动因素的影响,对上述与价格有关的名义变量以1995年为基期按照农村居民消费价格指数进行了平减处理。

表1报告了主要变量的基本统计信息。图1(图2)进一步给出了我国29个省市1995年、1999年、2004年和2008年农村居民消费(政府财政支农支出)的核密度图(Kernel Density),反映了两项指标分布密度的动态变化:在1995 - 2008年期间,我国农村居民消费的峰值逐步上升且向右移动,说明我国农村居民消费水平在这期间有了很大的提升,而且省市之间的差异呈现出缩小趋势;地方政府财政支农支出也呈现出逐年提升的态势,但波峰位于较低水平上且峰值基本保持不变,表明财政支农支出的省市差异没有发生明显变

^①考虑到数据的可获得性,在这里我们假设地方政府对转移性支出费用是按照农村人口和城镇人口所占的比例来进行分配的。

化。最后,为了直观地反映地方政府财政支农支出与农村居民消费之间的关系,图3描绘了各省市1995-2008年财政支农支出对数值与农村居民消费对数值的二维散点图以及回归的拟合趋势线,从中可以清楚地看出,二者之间呈现明显的正相关关系,这为本文第二部分的理论分析提供了初步的经验支持。然而,在控制影响农村居民消费的其他因素后,这种促进作用是否仍然显著?为了得到更加可靠的结论,还有待于下文进行严格的计量分析。

表1 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>consum</i>	406	7.4831	0.4106	7.3969	6.7051	8.8571
<i>agrep</i>	406	4.7744	0.9411	4.6714	2.5600	8.1244
<i>income</i>	406	7.8202	0.4819	7.7414	6.7803	9.2637
<i>transpay</i>	406	4.2355	1.8764	4.4269	-0.3911	9.8628
<i>agrtax</i>	406	0.2857	0.4523	0	0	1
<i>coeduc</i>	406	0.1429	0.3504	0	0	1

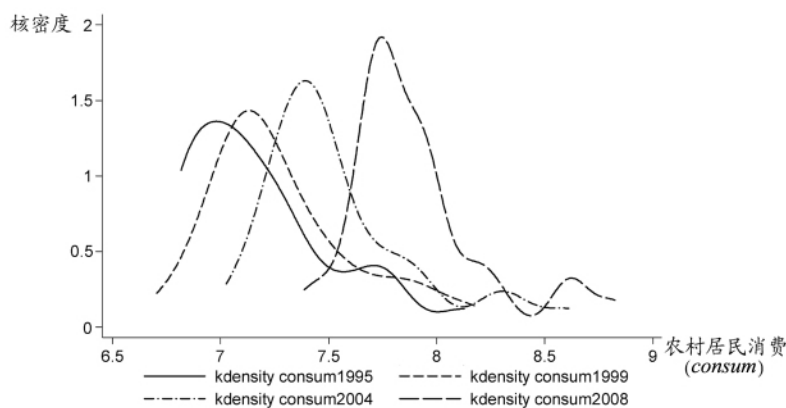


图1 农村居民消费的核密度估计图

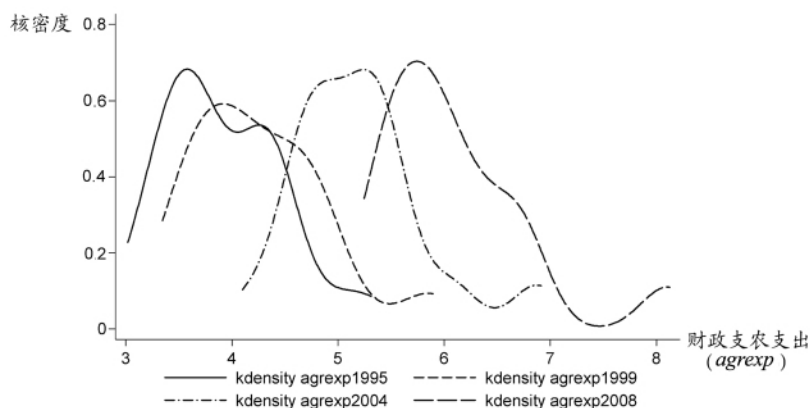


图2 地方政府财政支农支出的核密度估计图

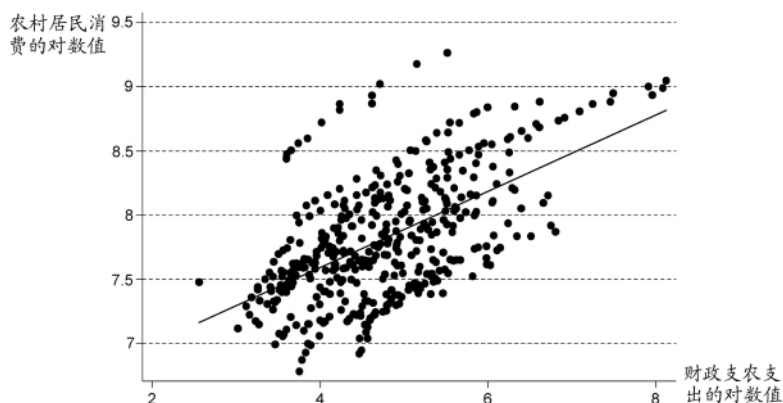


图3 地方政府财政支农支出与农村居民消费的散点图(1995-2008年)

四、计量结果与分析

(一) 面板单位根和面板协整检验

与时间序列模型类似,如果面板数据中存在单位根,则回归得到的估计量将是有偏的(即虚假回归)。因此,在对面板数据模型进行估计之前需要进行单位根检验以判断各变量的平稳性。为了避免单一检验方法的缺陷以提高检验结果的可靠性,本文针对变量数据生成的特点,采用 LLC 检验法、IPS 检验法、ADF - Fisher CH 检验法和 PP - Fisher CH 检验法四种方法进行面板单位根检验,检验结果报告在表 2 中。从中可以看出,无论是针对同质面板的 LLC 检验,还是针对异质面板的 IPS 检验、ADF - Fisher CH 检验和 PP - Fisher CH 检验,检验结果都表明水平变量存在单位根(只有变量 *transpay* 在 LLC 检验法下为平稳),而所有一阶差分变量平稳,据此可认为所有变量为一阶单整序列。

表 2 面板单位根检验

变量	LLC 检验	IPS 检验	CH 检验	
			ADF - Fisher	PP - Fisher
<i>consum</i>	7.57248 [1.0000]	11.3327 [1.0000]	2.85297 [1.0000]	1.75891 [1.0000]
$\Delta consum$	-11.7051* [0.0000]	-8.78974* [0.0000]	178.933* [0.0000]	186.606* [0.0000]
<i>agrep</i>	12.0124 [1.0000]	17.1251 [1.0000]	1.46247 [1.0000]	1.49580 [1.0000]
$\Delta agrep$	-16.5988* [0.0000]	-11.6570* [0.0000]	230.671* [0.0000]	282.281* [0.0000]
<i>income</i>	4.65168 [1.0000]	10.4340 [1.0000]	16.0425 [1.0000]	17.1305 [1.0000]
$\Delta income$	-10.1931* [0.0000]	-7.74345* [0.0000]	158.486* [0.0000]	171.411* [0.0000]
<i>transpay</i>	-4.46023* [0.0000]	2.13496 [0.9836]	32.3706 [0.9974]	46.6691 [0.8569]
$\Delta transpay$	-14.3289* [0.0000]	-9.00627* [0.0000]	178.979* [0.0000]	187.545* [0.0000]

注:Δ表示差分项,方括号内为相应统计量的 P 值,检验形式为只带截距项,最优滞后期数根据 Schwarz 原则确定,*表示拒绝“存在面板单位根”的原假设。

由于各变量都是一阶单整序列,满足面板协整性检验的要求,可继续进行面板协整检验。Pedroni 以协整方程的回归残差为基础提出了 7 个统计量来检验面板数据变量之间的协整关系,其中有 4 个组内统计量和 3 个组间统计量。如果在检验中拒绝原假设,则表明变量之间存在协整关系。在小样本中,即对于 $T < 20$ 这类时间较短的计量分析,Panel ADF 和 Group ADF 的检验效果较好,而 Panel v 和 Group rho 的检验效果较差,其他的则处于中间(Pedroni 2004)。由于本文实证研究的时间跨度为 1995 - 2008 年($T = 14$),故本文主要根据 Panel ADF - Stat 统计量和 Group ADF - Stat 统计量的检验结果,其余 5 个统计量作为参考。由表 3 的检验结果可知,Panel ADF - Stat 统计量和 Group ADF - Stat 统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设。此外,为了增强协整检验结论的可靠性,我们还进一步分别采用 Westerlund(2007) 和 Kao(1999) 的方法进行面板协整检验,其原假设都为“不存在协整关系”。从表 3 可知,两种检验方法均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设。因此可以断定,变量之间存在面板协整关系,可进一步采用面板回归模型进行参数估计而不会产生虚假回归问题。

表 3 面板协整检验

检验方法		统计量	P 值	检验方法		统计量	P 值	
Pedroni (2004)	Panel v - Stat	2.135*	0.016	Westerlund (2007)	G_t	-2.425*	0.000	
	Panel rho - Stat	-0.789	0.215		G_α	-13.971*	0.000	
	Panel PP - Stat	-7.068*	0.000		P_t	-11.369*	0.000	
	Panel ADF - Stat	-8.611*	0.000	Kao (1999)	P_α	-12.254*	0.000	
	Group rho - Stat	2.352	0.991		ADF - Stat	-7.199*	0.000	
	Group PP - Stat	-7.612*	0.000					
	Group ADF - Stat	-10.934*	0.000					

注:*表示拒绝“不存在协整关系”的原假设。

(二) 基本估计结果

在实证研究中,人们越来越重视变量的内生性问题,因为严重的内生性会导致 OLS 估计结果产生有偏性和非一致性。在本文中,我们担心财政支农支出变量(*agexp*) 存在内生性,原因可能为:(1) 存在同时影响财政支农支出和农村居民消费且不能观测的地区特定效应,即遗漏变量偏误问题可能导致内生性;(2) 财政支农支出与农村居民消费之间可能存在相互决定、互为因果关系,一方面财政支农支出促进了农村居民消费水平的提高,而另一方面,消费水平的提高会促使农村居民投入资金大力发展农业生产以追求更高的消费需求,而这又反过来对地方政府财政支农支出提出更高的要求,这种联立性偏误问题也会导致财政支农支出变量具有内生性。通过 Durbin - Wu - Hausman 检验,我们发现在 5% 的显著性水平上拒绝财政支农支出是外生的零假设,说明财政支农支出变量的确是内生的。针对产生内生性的第一种原因,我们可以通过采用控制不可观测的省市异质性的面板数据回归方法加以克服,而如果内生性问题是第二种情况引起的,那么通常的改进方法是寻找与财政支农支出相关但与农村居民消费无关的工具变量。

选取工具变量必须满足两个条件,一是与内生变量之间具有相关性,二是与残差项的无关性。具体地,我们选取财政支农支出变量的滞后一期和各地区农作物的耕种面积作为地方政府财政支农支出的工具变量。之所以选取这两个工具变量主要是基于以下考虑:首先从外生性的角度看,滞后一期(即前一期)的财政支农支出一般不会与当期的残差项存在相关性,可视为外生,而各地区的农作物耕种面积是由该地区的自然禀赋因素决定的,从某种意义上说取决于地理条件,因此也满足外生性;其次,从与内生变量的相关性角度来看,财政支农支出水平与前一期值高度相关,通过检验发现它们之间的相关系数为 0.9693,一般来说,如果一个地区的农作物耕种面积越大,那么该地区的农业综合开发支出以及农林水利气象等部门事业费也相应较高,而这两项是地方政府财政支农支出的重要组成部分,因此,地区农作物耕种面积与地方政府财政支农支出也具有相关性,它们之间的相关系数为 0.5141,这进一步说明了地区农作物耕种面积与地方政府财政支农支出的相关性也是满足的。所以,上述两个变量均符合工具变量的两个条件。

地方政府财政支农与农村居民消费的估计结果报告在表 4 中。为了克服各地区之间可能存在而又无法识别的异方差问题,所报告的标准误都经过了怀特(White) 异方差修正。为了严谨起见,我们对模型进行 Pagan - Hall 异方差检验,得到统计量为 32.825,相伴概率为 0.00,即在 1% 水平上拒绝误差项是同方差的原假设,而相对于一般的最小二乘法,GMM 方法对误差项的假设较少,而且还可以产生具有异方差的稳健标准误(Hall 2005),因此,我们采用两阶段 GMM(two - step GMM) 方法进行估计。

表 4 第(1)列报告的是工具变量 GMM(IV - GMM) 的基本估计结果。考虑到工具变量的有效性会直接影响估计和推断的一致性,因此,我们采用多种统计检验进行评判:(1) 根据 Staiger 和 Stock(1997) 建议的经验法则,在只有一个内生变量的情况下,第一阶段回归的 F 检验值如果大于 10,则表明工具变量和内生变量之间具有较强的相关性,本文得到的 F 统计量为 12.57 并在 1% 水平上显著,这说明所选取的工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。(2) Kleibergen - Paap rk LM 检验在 1% 水平上拒绝工具变量识别不足的原假设,Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量大于 Stock - Yogo 检验 10% 水平上的临界值,因此拒绝工具变量是弱识别的假定,Anderson - Rubin Wald 统计量在 1% 水平上拒绝内生回归系数之和等于零的原假设,这进一步说明了工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。(3) Hansen 过度识别检验的伴随概率为 0.2318,不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量是过度识别的原假设,表明我们所选取的工具变量是外生的。

IV - GMM 基本估计结果表明:在使用工具变量克服内生性问题之后,地方政府财政支农支出(*agexp*) 对农村居民消费具有正向的影响,而且在 1% 水平上显著,即地方政府加大对农村地区支农支出的力度会拉动农村居民消费,这与前文理论分析得到的结论是一致的。具体而言,地方政府财政支农支出每增加 1%,我国农村居民消费支出将会增加 0.1367 个百分点^①。人均收入水平(*income*) 的估计系数为 0.4205,介于 0 和 1 之间而且通过 1% 的显著性水平检验,这与经济学基本原理也是相吻合的。转移性支出(*transpay*) 的回归系数显著为负,这表明地方政府的转移性支出尚未对我国农村居民消费的提高起到促进作用。这与我们的预期

^①我们也对模型进行了固定效应和随机效应估计,得到财政支农支出(*agexp*) 的估计系数分别为 0.0685 和 0.0713,而克服内生性之后的 IV - GMM 估计系数为 0.1367,大约是用 OLS 方法得到的估计结果的两倍,这表明财政支农支出的内生性使得 OLS 估计产生向下偏误,从而低估了财政支农支出对农村居民消费的影响,表明使用工具变量法进行估计是十分有必要的。限于篇幅,本文没有具体报告固定效应和随机效应的估计结果,感兴趣的读者可向作者索取。

不符,对此的一个可能解释是,当前我国地方政府财政支出中针对农村居民的转移性支出很少,而且受我国社会保障制度的二元体制的约束,农村居民实际拿到手的转移性支出的金额非常之少,储德银和闫伟(2009)的调研发现,中部一些地区的农村居民每人每年获得的各种补贴总和不到100元。这也在一定程度上反映出,目前我国地方政府对农村居民的转移性支出的效率不高,尚未对启动我国农村居民消费起到促进作用。此外,与我们的直觉相一致的是,取消农业税和农村义务教育免学杂费两个政策性变量对于提高我国农村居民消费水平均有促进作用。

表 4 估计结果

	基本估计结果		稳健性检验结果				
	IV - GMM (1)	IV - GMM (2)	IV - LIML (3)	IV - GMM 剔除异常值 (4)	IV - GMM 东部地区 (5)	IV - GMM 中西部地区 (6)	two step sys - GMM (7)
<i>agrep</i>	0.1367*** (0.0331)	0.1167*** (0.0273)	0.1418*** (0.0340)	0.1361*** (0.0350)	0.1210*** (0.0362)	0.1475*** (0.0518)	0.0964*** (0.0128)
<i>income</i>	0.4205*** (0.0780)	0.3865*** (0.0812)	0.4128*** (0.0790)	0.3960*** (0.0860)	0.4888*** (0.1131)	0.3392*** (0.1128)	0.2588** (0.1261)
<i>transpay</i>	-0.0134** (0.0065)		-0.0142** (0.0066)	-0.0132** (0.0066)	-0.0079 (0.0093)	-0.0128 (0.0094)	-0.0128* (0.0076)
<i>agrtax</i>	0.1238*** (0.0123)	0.1383*** (0.0102)	0.1225*** (0.0124)	0.1317*** (0.0130)	0.1107*** (0.0165)	0.1358*** (0.0169)	0.0895*** (0.0071)
<i>coeduc</i>	0.0139 (0.0126)		0.0134 (0.0127)	0.0211 (0.0132)	-0.0088 (0.0174)	0.0298* (0.0169)	0.0133 (0.0143)
<i>L. consum</i>							0.4104*** (0.0917)
常数项	3.5720*** (0.4953)	3.8585*** (0.5132)	3.6131*** (0.5000)	3.7569*** (0.5471)	3.4705*** (0.8203)	4.1376*** (0.6992)	1.9924*** (0.4026)
地区特定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份特定效应	No	No	No	No	No	No	No
Centered R ²	0.9812	0.9814	0.9810	0.9733	0.9833	0.9543	
Wald 检验							10573.24 [0.000]
第一阶段 F 统计量	12.57 [0.0000]	20.21 [0.0000]	12.57 [0.0000]	10.20 [0.0001]	82.28 [0.0000]	11.31 [0.0000]	
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	46.90 [0.0000]	56.406 [0.0000]	46.90 [0.0000]	42.66 [0.0000]	37.99 [0.0000]	20.22 [0.0000]	
Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量	43.03 {19.93}	20.206 {19.93}	43.03 {12.57}	36.48 {19.93}	82.28 {19.93}	27.77 {19.93}	
Anderson - Rubin Wald 统计量	20.12 [0.0000]	18.69 [0.0001]	20.12 [0.0000]	17.78 [0.0001]	13.73 [0.0010]	11.44 [0.0033]	
Hansen 检验	1.430 [0.2318]	1.676 [0.1955]	1.425 [0.2326]	0.592 [0.4416]	2.625 [0.1052]	0.003 [0.9594]	24.81 [1.000]
Diff - in - Hansen GMM 检验							[1.000]
Diff - in - Hansen IV 检验							[1.000]
m1 检验							[0.002]
m2 检验							[0.402]
观察值	377	377	377	351	143	234	377

注:(1) () 内数值为系数的异方差稳健标准误, [] 内数值为相应检验统计量的 P 值, { } 内数值为 Stock - Yogo 检验 10% 水平上的临界值;(2) ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;(3) Kleibergen - Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;Kleibergen - Paap Wald rk F 检验的零假设是工具变量为弱识别,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;Anderson - Rubin Wald 检验的零假设是内生回归元的系数之和为零,若拒绝零假设则说明工具变量是合理的;Hansen 检验的零假设是工具变量为过度识别,若接受零假设则说明工具变量是合理的;(4) Diff - in - Hansen GMM 检验为 GMM Style 工具变量子集包括内生变量和预定变量的有效性检验,Diff - in - Hansen IV 检验为 IV Style 工具变量子集即外生变量的有效性检验;(5) m1 和 m2 检验分别为 Arellano - Bond 一阶和二阶自相关检验,原假设分别为模型不存在一阶和二阶自相关。

接下来,我们剔除表 4 第(1)列估计中系数不显著的农村义务教育免学杂费(*coeduc*)变量以及转移性支出^①(*transpay*)变量后重新进行 IV - GMM 估计,结果报告在表 4 第(2)列中。从中可以看出,地方政府财政支农

^①在本文中,政府财政转移性支出的内容包括社会保障补助支出、抚恤和社会福利救济费、文科卫事业费以及各种政策性补贴支出,可能存在估值过高的问题。我们对剔除该变量后的模型重新进行估计,以考察财政支农支出估计系数的稳健性。作者感谢匿名审稿人指出这一点。

支出的估计系数略有下降(为 0.1167) ,但仍然在 1% 水平上显著 ,此外 ,人均收入水平和取消农业税政策性变量的估计系数和显著性都与表 4 第(1) 列非常接近。因此 ,我们的基本估计结果具有稳健性 ,并没有因政府财政转移性支出变量的引入而产生显著的变动。

(三) 稳健性检验

在这一部分 ,我们将着重检验政府财政支农支出与农村居民消费之间正相关关系的稳健性。具体地 ,我们将从以下 4 方面展开稳健性分析。

首先 ,我们担心所选取的两个工具变量与内生变量弱相关 ,而如果所选取的工具变量中存在弱工具变量 ,那么 2SLS 或 GMM 方法就很可能存在估计偏差 ,Stock 等(2002) 通过蒙特卡罗模拟发现在有限样本条件下采用 LIML 方法能够得到更优的估计结果。为了稳健起见 ,我们采用 IV - LIML 方法对模型重新进行估计 ,结果如表 4 第(3) 列所示。通过与表 4 第(1) 列的结果进行比较发现 , $agrep$ 变量及其他控制变量的系数值和显著性都非常接近 ,这说明本文的回归结果是稳健的 ,并没有受潜在弱工具变量实质性的影响。

其次 ,为了剔除异常样本点对本文估计结果的影响 ,我们首先分别计算 29 个省市在样本期内财政支农支出的均值以及全样本内该变量的 10% 和 90% 分位数值 ,然后把 29 个省市中财政支农支出的均值低于这 10% 分位数值和高于 90% 分位数值值的省市从样本中剔除掉 ,最后得到 27 个省市样本^①。我们对剔除异常值后的样本进行 IV - GMM 估计 ,结果报告在表 4 第(4) 列中。各主要变量的系数大小和显著性没有发生明显变化 ,而且有关工具变量有效性的检验结果也是令人满意的 ,这再次表明估计结果具有很好的稳健性。

第三 ,鉴于我国区域经济社会发展的不平衡性以及区域的特殊性 ,我们将样本划分为东部地区和中西部地区两类子样本分别进行估计以检验本文结论的稳健性。其中 ,东部地区包括京、津、冀、辽、沪、苏、浙、闽、鲁、粤、琼 11 个省市 ,把剩余的 18 个省市归为中西部地区。东部和中西部地区两个子样本的 IV - GMM 估计结果分别报告在表 4 第(5) 和第(6) 列 ,从中可以清楚地发现 $agrep$ 的系数为正且均在 1% 水平上显著 ,但财政支农支出对农村居民消费的影响程度存在区域差异性 ,即中西部地区大于东部地区 ,其原因可能为: 中西部地区由于经济发展较为滞后 ,工作机会较少 ,这些地区的大部分农村居民只有依靠务农获得收入 ,因此 ,地方政府财政支农支出的增加有助于发展农业生产、提高农民的收入 ,进而在较大的程度上提高农村居民的消费水平; 而对于东部地区来说 ,其经济发展水平较西部地区高 ,工作机会也相应地更多 ,因此这些地区农村居民的收入来源更加多样化 ,所以 ,财政支农支出对这些地区农村居民消费水平的边际影响也相对较小。此外 ,我们还发现农村义务教育免学杂费($coeduc$) 对中西部地区农村居民的消费水平具有显著的促进作用 ,而对东部地区的影响不显著。其余控制变量的系数符号和显著性并没有发生太大变化 ,各检验统计量也说明工具变量是有效的 ,总体而言 ,本文的结论具有稳健性。

最后 ,考虑到消费受习惯的影响 ,而且当收入发生波动时 ,消费者可能会平滑他们的消费 ,即消费水平的变化具有一定的持续性特征 ,有鉴于此 ,我们在方程(16) 的基础上进一步引入农村居民消费的一期滞后项^② ,将其扩展为如下的动态面板数据模型:

$$consum_{it} = \beta_0 + \alpha \cdot consum_{it-1} + \beta_1 agrep_{it} + \beta_2 income_{it} + \beta_3 transpay_{it} + \beta_4 agrtax_{it} + \beta_5 coeduc_{it} + f_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

接下来 ,我们采用两步系统 GMM 方法(two step sys - GMM) 进行估计以考察回归结果的稳健性。由于在有限样本条件下 ,传统两步法的标准误会产生向下偏倚 ,我们进一步采用 Windmeijer(2005) 的方法对两步法标准差的偏差进行了矫正。我们把 $consum_{it-1}$ 和 $agrep_{it}$ 视为内生变量 ,对差分方程的 GMM 类型 ,两个内生变量的两阶及更高阶的滞后项作为工具变量 ,最终的估计结果报告在表 4 第(7) 列中。Arellano - BondAR(1) 和 AR(2) 检验表明模型的残差序列存在显著的一阶自相关但不存在二阶自相关 ,说明模型的设定总体上是合理的; 整个工具变量有效性的 Hansen 过度识别检验以及 GMM 类和 IV 类工具变量子集有效性的 Difference - in - Hansen 检验结果都不能拒绝“工具变量为外生变量”的原假设 ,说明工具变量的选择总体上是有效的。财政支农支出变量的估计系数为 0.0964 且在 1% 水平上显著 ,这再次说明财政支农支出对农

^① 财政支农支出均值高于 90% 分位数值值的省市有北京和上海 2 个样本点 ,没有省市的财政支农支出均值低于 10% 分位数值 ,因此 ,剔除后得到 27 个省市样本。

^② 在回归方程中加入因变量的滞后项还可以起到使模型能够涵盖未考虑到的可能影响农村居民消费的其他因素 ,从而可以降低计量模型的设定偏误。

农村居民消费具有显著的促进作用,其余变量的系数符号和显著性也没有发生实质性变化。需要说明的是,相对于样本容量来说,本文所构造的工具变量较多,而过多的工具变量可能会影响 sys-GMM 估计的有效性。Bond 等(2001)提出了一个简便的经验法则:如果滞后因变量的 GMM 估计值介于固定效应估计值和混合 OLS 估计值之间,那么 GMM 估计是可靠有效的。由于我们得到的因变量滞后项的 sys-GMM 估计值(0.4104)处于混合 OLS 估计值(0.5216)和固定效应估计值(0.1947)之间,因此,此处进行 sys-GMM 估计是有效的。

(四)对农村居民消费变化的分解分析

根据表 4 中的估计参数,我们还可以对 1995-2008 年我国农村居民消费变化进行分解分析,即测算各解释变量对农村居民消费影响的结构因素分解效应,结果报告在表 5 中。结果表明,在样本考察期内,财政支农支出对农村居民消费变化的平均贡献度为 8.72%,且中西部地区的平均贡献度高于东部地区(分别为 9.29% 和 7.87%)。在静态模型①-③的结构分解中,收入水平变量所占的影响最大(约占 40%),而转移性支出以及取消农业税和农村义务教育免学杂费两个政策性因素对农村居民消费变化的影响很小。“其他”因素对农村居民消费的影响程度较大(在 40% 以上),这主要是由于该因素中涵盖了趋势因素,当我们在动态模型④中考虑消费滞后项后发现,“其他”因素所占的影响程度下降为 25.9%,而消费滞后项所占的比重高达 41.16%,说明当期的农村居民消费受历史(前一期)消费水平的影响很大,这与消费理论的基本观点也是相符的。

表 5 农村居民消费变化的结构因素分解(%)

	<i>agrep</i>	<i>income</i>	<i>transpay</i>	<i>agrtax</i>	<i>coeduc</i>	<i>L. consum</i>	其他因素
①全国样本	8.72	44.05	-0.73	0.47	0.03	-	47.46
②东部地区	7.87	51.27	-0.45	0.41	-0.02	-	40.92
③中西部地区	9.29	35.36	-0.72	0.53	0.06	-	55.48
④动态模型	6.15	27.11	-0.70	0.34	0.03	41.16	25.90

注:①-④所用参数分别对应表 4 第(1)列、第(5)列、第(6)列和第(7)列。

资料来源:作者根据回归方程的模拟值测算得到。

最后,利用同样的方法还可以按照年份就财政支农支出对农村居民消费变化的影响进行模拟分解,结果描绘在图 4 中。从中不难发现,财政支农支出对我国农村居民消费的影响程度总体上是逐年增加的,从 1995 年的 7.46% 上升至 2008 年的 10.55%,东部地区和中西部地区也呈现出相同的趋势而且后者的影响程度较高。

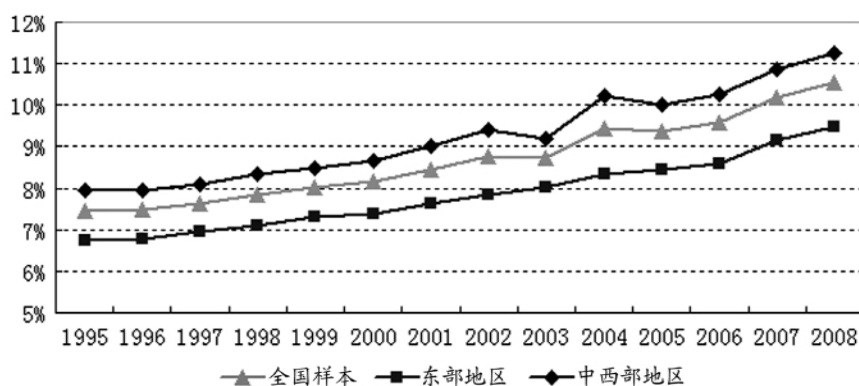


图 4 财政支农支出对农村居民消费影响程度的变化趋势(1995-2008 年)

五、总结性评论

本文首先从理论上探讨了地方政府财政支农支出对农村居民消费的影响,然后采用我国 29 个省市 1995-2008 年的面板数据进行实证分析。在实证检验中,我们首先对变量进行面板单位根和面板协整检验以排除虚假回归的可能性,同时考虑到财政支农支出存在内生性问题,本文采用工具变量 GMM 进行估计,并从多个角度考察了回归结果的稳健性,得到以下主要结论:

(1) 地方政府财政支农支出显著地影响了我国农村居民消费,财政支农支出的内生性使得 OLS 估计存

在向下偏误 在通过多工具变量控制变量内生性问题之后 我们发现地方政府财政支农支出每增加 1% 我国农村居民消费支出将会增加 0.1367% ; 在样本期内 地方政府财政支农支出对农村居民消费的平均贡献度为 8.72% 且有逐年增强的趋势。

(2) 财政支农支出对农村居民消费的影响弹性存在区域差异性 即中西部地区大于东部地区 政府财政支农支出对东部地区和中西部地区农村居民消费的平均贡献度分别为 7.87% 和 9.29% 而且都在逐年增强。

(3) 通过对农村居民消费变化作进一步的结构因素分解发现 收入水平是影响我国农村居民消费的最重要因素(所占影响约占 44%) 过去的消费水平对当前的农村居民消费也具有重要的影响。由于受转轨背景下社会保障制度的二元体制的约束 政府财政转移性支出尚未对启动我国农村居民消费起到显著的促进作用。此外 尽管取消农业税和农村义务教育免学杂费的政策对我国农村居民消费的影响是正向的 但贡献度很低。

本文的政策涵义是明显的。鉴于地方政府财政支农支出对我国农村居民消费具有显著的促进作用 因此在转轨时期加大财政支农支出对于扩大内需尤其是启动农村居民消费具有重要的意义。而在我国中西部地区 由于务农收入是农村居民收入的主要来源 提高支农支出在财政支出中的比重对于发展中西部地区的农业生产、提高农村居民收入进而提高消费支出水平尤为重要。此外 本文的研究还发现收入水平对农村居民消费水平的影响程度最大 为此 建立农村居民收入增长的长效机制是解决当前我国农村居民消费不足问题的根本出路。

参考文献:

1. 储德银、闫伟 2009 《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》,《统计研究》第 8 期。
2. 洪源 2009 《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》,《财贸经济》第 10 期。
3. 胡永刚、杨智峰 2009 《财政农业支出对农村产出与居民消费影响的 SVAR 分析》,《数量经济技术经济研究》第 7 期。
4. 李广众 2005 《政府支出与居民消费:替代还是互补》,《世界经济》第 5 期。
5. 谢建国、陈漓高 2002 《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》,《财经科学》第 6 期。
6. 朱建军、常向阳 2009 《地方财政支农支出对农村居民消费影响的面板模型分析》,《农业技术经济》第 2 期。
7. Ahmed S. 1986. "Temporary and Permanent Government Spending in an Open Economy: Some Evidence for the United Kingdom." *Journal of Monetary Economics* 17(2): 197 - 224.
8. Amano R. A. ,and T. S. Wirjanto. 1997. "Intratemporal Substitution and Government Spending." *The Review of Economics and Statistics* 79(4): 605 - 609.
9. Aschauer D. A. 1985. "Fiscal Policy and Aggregate Demand." *American Economic Review* 75(1): 117 - 127.
10. Bailey M. 1971. *National Income and Price Level*. New York: McGraw - Hill.
11. Bond S. A. Hoeffler and J. Temple. 2001. "GMM Estimation of Empirical Growth Models." CEPR Discussion Papers No. 3048.
12. Hall R. A. 2005. *Generalized Method of Moments*. Oxford: Oxford University Press.
13. Kao C. 1999. "Spurious Regression and Residual - Based Tests for Cointegration in Panel Data." *Journal of Econometrics* 90(1): 1 - 44.
14. Karras G. 1994. "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence." *Journal of Money ,Credit and Banking* 26(1): 9 - 22.
15. Pedroni P. 2004. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to PPP Hypothesis." *Econometric Theory* 20(3): 597 - 627.
16. Schclarek A. 2004. "Consumption and Keynesian Fiscal Policy." CESifo Working Paper No. 1310.
17. Staiger D. and J. Stock. 1997. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica* 65(3): 557 - 586.
18. Stock J. H. J. H. Wright and M. Yogo. 2002. "A Survey of Weak Instrument and Weak Identification in Generalized Method of Moments." *Journal of Business and Economic Statistics* 20(4): 518 - 529.
19. Tagkalakis A. 2008. "The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions." *Journal of Public Economics* , 92(5 - 6): 1486 - 1508.
20. 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.
21. Westerlund J. 2007. "Testing for Error Correction in Panel Data." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6): 709 - 748.

22. Windmeijer F. 2005. "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two - step GMM Estimators." *Journal of Econometrics* ,126(1) : 25 - 51.

Local Governments' Fiscal Expenditure Supporting Agriculture and Rural Residents' Consumption: Empirical Evidence from China's 29 Provincial Panel Data

Mao Qilin

(Institute of International Economics ,Nankai University)

Abstract: Under the basic framework of optimal consumption route choice ,this paper constructs a dynamic optimization model of governments' fiscal expenditure supporting agriculture and rural residents' consumption. The theoretical analysis shows that an increase of local governments' fiscal expenditure supporting agriculture has a stimulative effect on rural residents' consumption. Based on China's inter - provincial panel data from 1995 to 2008 ,this paper makes an empirical study of this conclusion through instrumental GMM. The study finds that: after overcoming the endogeneity with multiple instrumental variables ,the local governments' fiscal expenditure supporting agriculture has a significant stimulative effect on rural residents' consumption ,and an increase in local governments' fiscal expenditure supporting agriculture by 1% raises the rural residents' consumption by 0.1367%; The further factor decomposition shows that the average contribution of local governments' fiscal expenditure supporting agriculture to the increase of rural residents' consumption ,which is trending upwards annually ,is 8.72%; And there are regional differences in the influence of local governments' fiscal expenditure supporting agriculture on rural residents' consumption ,that is ,the impact of governments' fiscal expenditure supporting agriculture to rural residents' consumption in China's central and western regions is much stronger than that in the eastern region.

Key Words: Fiscal Expenditure Supporting Agriculture; Rural Residents' Consumption; Instrumental Variable; System GMM

JEL Classification: H53 ,J28

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 85 页)

18. Rama M. 1994. "The Labour Market and Trade Reform in Manufacturing." In *Essays on the Effects of Protectionism on a Small Country: the Case of Uruguay* ed. Michael Connolly and Jaime de Melo. The World Bank ,Washington D. C.
19. Rama M. 2003. "Globalization and Labor Market." *The World Bank Researches Observer* ,18: 159 - 186.
22. Rivera - Batiz L. and P. Romer. 1991. "Economic Integration and Endogenous Growth." *Quarterly Journal of Economics* ,106(2) : 531 - 555.

The Impact of Trade Liberalization on Employment: Data from the Service Sector and Private Enterprises

Luo Zhi

(Center of Development Economics Research ,Wuhan University)

Abstract: Most of the Chinese researches about how the trade liberalization affects the employment are focus on industry and ignore the service industry. What is more ,the data used in previous researches don't include the labor working in private company. This paper analyzes the effect of trade liberalization on the employment in service industry and in private company in China using provincial data from 1998 to 2007. The results indicate that ,although the ratio of service trade to trade is very low in China ,and the indirect impact of trade on employment in service industry is weak ,the indirect effect is very significant ,especially in retail industry ,storage industry , construction industry ,service industry ,catering industry and quarter industry. The reason is that trade is good for economic growth , which will increase the employment in service industry. And the effect of trade on employment in private company is also obvious.

Key Words: Trade; Employment; Service Industry; Private Company

JEL Classification: F16 ,O16 ,N00

(责任编辑: 孙永平)