

农民收入来源结构与中国城乡收入差距

——基于 PVAR 模型的经验分析

殷金朋, 倪志良, 邹 洋

(南开大学经济学院, 天津 300071)

摘 要: 本文基于 2000 - 2012 年中国省级数据的面板向量自回归模型, 实证分析农民收入来源结构与城乡收入差距的动态关系及影响机制。研究发现, 农民收入来源对城乡收入差距的影响程度与作用方向各异, 其中转移性收入构成了城乡收入差距变动的最主要因素, 表明农村与城镇间的福利差距已严重影响了农民收入的增加; 工资性收入对城乡收入差距的扩大作用最为显著; 家庭经营收入和财产性收入的增加均起到了缩小城乡收入差距的作用。此外, 城乡收入差距的扩大最不利于农民转移性收入的增长。

关键词: 农民收入来源结构; 城乡收入差距; PVAR 模型

中图分类号: F812

文献标识码: A

文章编号: 1004 - 4892(2015)06 - 0003 - 08

一、引言与文献综述

自 1978 年以来, 中国城乡收入差距随着经济的高速增长呈波动性上升的趋势。中国城乡收入比由 1978 年的 2.57 : 1 扩大到 2012 年的 3.10 : 1, 城镇居民家庭年人均可支配收入与农村居民家庭年人均纯收入的绝对收入差距突破了 16000 元。若将实物性收入、隐形补贴及地区生活费用差异考虑在内, 中国可能成为世界上城乡收入差距最大的国家之一^[1]。此外, 农村居民家庭年人均纯收入的平均增长速度从 1985 - 1996 年的 14.90% 大幅下降至 1997 - 2012 年的 5.75%。农村人均纯收入基尼系数从 1985 年至今一直处于上升态势, 在 2012 年达到了 0.358。城乡收入差距的扩大及农村内部收入不平等的加剧, 不仅影响经济增长的减贫福利^{[2][3]}, 而且严重制约农民增收、扩大内需和民生的改善, 甚至可能引发社会动荡。党的十八大报告明确提出, 要着力促进农民增收, 保持农民收入持续较快增长, 缩小收入分配差距。收入来源结构的变化是经济发展和社会制度变迁的结果, 现已成为分析农民收入增长和城乡收入差距问题的有效方法之一^[4]。

近年来, 许多国内外学者基于收入来源结构视角对收入差距问题进行了研究。Khan & Riskin (1998) 通过分析中国 1988 - 1995 年间的经验数据发现, 城乡收入差距对居民总体收入差距的影响最为显著, 而且在农民收入来源结构中, 除工资性收入外, 其他三项收入均不利于居民总体收入差距的缩小^[5]。黄祖辉等(2005)基于收入来源视角测算了 1998 - 2002 年浙江省 11 个地级市的 GE 指数及相应的贡献度, 结果显示家庭经营收入作为农民的重要收入来源起到了缩小城乡收入差距的作用, 但随着工资性收入的逐步挤占, 这一作用在逐年减弱; 转移支付政策未发生实质性改变, 农民的转移性收入较低, 在一定程度上拉大了城乡收入差距; 财产性收入的增加对城乡收入差距的缩小

收稿日期: 2014 - 12 - 16

基金项目: 教育部人文社会科学规划基金资助项目(11JJD790038)

作者简介: 殷金朋(1987 -), 男, 山东泰安人, 南开大学经济学院博士生; 倪志良(1966 -), 男, 内蒙古赤峰人, 南开大学经济学院教授; 邹洋(1968 -), 男, 安徽肥东人, 南开大学经济学院副教授。

作用逐年减弱^[6]。杨灿明等(2007)将农民家庭经营收入进一步细化,指出家庭经营纯收入、农业生产收入和家庭农业经营收入增长速度远低于农民人均纯收入,这抑制了农民纯收入的增长,而家庭经营收入中的非农业生产收入及工资性收入则明显提高了农民纯收入^[7]。曾国安和胡晶晶(2008)、范从来和张中锦(2011)、Fang & Rizzo(2011)、温涛等(2012)、白素霞和陈井安(2013)均通过经验分析指出,工资性收入对城乡收入差距的扩大效应最为显著,家庭经营收入增加明显起到了缩小城乡收入差距的作用,而国家陆续出台的缩小城乡收入差距的福利政策提高了农民转移性收入的相对地位,进而在一定程度上缩小了城乡收入差距^{[8][4][9][10][11]}。

综上所述,以上文献多遵循分组计算的基尼系数、泰尔指数分解及 GE 指数的研究范式,而较少考量农民收入来源结构与城乡收入差距之间的动态关系,且多数文献未能充分阐明二者间的互动关系。农民收入来源结构与城乡收入差距间确实存在着某种关系,但这种关系并不意味着必然的单向关联。在一定意义上说,农民收入未能有效增长与其说是城乡收入差距扩大的原因,倒不如说是其表现形式。从农民收入来源结构视角分析城乡收入差距,不仅有助于理解城乡收入差距的根源,还便于识别哪类分项收入既利于农民收入增长,也利于抑制城乡收入差距的扩大,进而提供行之有效的政策参考^[4]。因此,本文在上述研究的基础上,从农民收入来源结构着手,利用中国 2000 - 2012 年间的省级经验数据,借助面板向量自回归方法(Panel Data Vector Auto-regression, PVAR),进一步研究二者之间的动态关系及影响机制,最后得出相应的政策建议。

二、研究设计、指标选择与数据说明

(一)模型构建及说明

要辨识农民收入来源结构与城乡收入差距之间的关系,首先应认识到两者之间并非是单向关联,可能存在双向作用机制,并处于一个动态的演变过程中。为避免可能出现的内生性问题,本文采用面板向量自回归方法分析农民收入来源结构与城乡收入差距之间的关联关系和影响机制。

Holtz-Eakin et al(1988)在非约束性向量自回归模型(VAR)的基础上创新性地提出了面板向量自回归方法(PVAR)^[12]。作为一种兼有时序和面板优点的计量模型,PVAR 不仅解决了系统内生性问题,还有效地刻画了变量之间的动态变化关系,在经济问题分析中得到了广泛应用。鉴于此,本文借助 PVAR 方法建立如下的研究模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_t + \psi_j \cdot \sum_{j=1}^k Y_{it-j} + \mu_{it} \tag{1}$$

其中, i 表示不同地区, j 表示滞后阶数, t 表示不同年份, Y_{it} 表示系统变量矩阵, ψ_j 表示待估参数矩阵, α_i 表示省级层面的个体固定效应, β_t 表示时间效应, μ_{it} 为服从正态分布的随机误差项。模型的参数依据广义矩估计方法(Generalized Method of Moments, GMM)计算。关于固定效应的处理,本文采用“前向均值差分法”(即 Helmert 转换)予以消除(Arellano & Bover, 1995)。

(二)指标选取、数据来源及描述性统计

根据《中国统计年鉴(2013)》的统计口径,农村居民家庭纯收入是指“农村住户当年从各个来源得到的总收入相应地扣除所发生费用后的收入总和”,根据来源性质分为“工资性收入”(RWI)、“家庭经营收入”(ROI)、“财产性收入”(RPI)和“转移性收入”(RTI)。统计数据显示,1983 - 2012 年的农民家庭经营收入占农村居民家庭纯收入的比重均在 40% 以上,其他的按占比从大到小排序依次为工资性收入、转移性收入和财产性收入。虽然城镇居民与农村居民收入的隐性福利可能带来城乡收入差距低估的问题^{①[13][1][14]},但受限于数据的可获得性,本文选择传统的

① 本文的隐形福利(福利差距)概念借助国家统计局农调总队课题组(1994)与李实和楚亮(2007)等有关研究,主要包含公有住房补贴、医疗补贴、教育补贴、社会保障、实物收入及物价水平等。

城乡收入比来衡量城乡收入差距 (*GAP*)，即以 1996 年为基期平减后的城镇居民家庭年人均可支配收入与农村居民家庭年人均纯收入之比作为衡量城乡收入差距的指标。

由于 1993、2000 年统计口径的变化^①，本文选择 2000–2012 年中国 31 个省(自治区、直辖市)的面板数据作为样本区间，基础数据来源于《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》及中国统计局网站等。本文对系统变量进行了对数变换处理，表 1 报告了计量模型中各变量的描述性统计特征。

表 1 面板数据的描述性统计

变 量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GAP</i>	403	3. 0356	0. 6526	1. 8915	5. 6048
<i>RWI</i>	403	2. 5888	0. 3133	1. 7579	3. 4501
<i>ROI</i>	403	2. 7803	0. 2145	1. 9894	3. 1623
<i>RPI</i>	403	1. 4380	0. 3590	0. 6330	2. 4226
<i>RTI</i>	403	1. 7984	0. 2412	1. 1034	2. 7436

三、实证研究结果及分析

PVAR 的实证分析步骤主要包括样本平稳性检验、广义矩估计、脉冲响应方程和方差分解，本文采用 Stata 12.0 软件进行估计^②。

(一) 平稳性检验与模型参数估计

面板数据中存在单位根可能引起模型的有偏估计。因此，在具体估计 PVAR 模型时，首先应进行单位根检验，以判断系统变量的时序特征。本文主要采用 IPS(Im-Pesaren-Shin)方法验证面板残差是否平稳，同时为提高检验结果的可靠性，我们将 LLC 检验和 Breitung 检验结果一并列入表 2 中。

表 2 面板数据的平稳性检验

变 量	<i>IPS</i>	<i>LLC</i>	<i>Breitung</i>
<i>GAP</i>	− 2. 2031 *** (0. 0055)	− 3. 6878 *** (0. 0001)	− 0. 0394 (0. 4843)
<i>D(GAP)</i>	− 2. 7595 *** (0. 0000)	− 8. 2914 *** (0. 0000)	− 4. 6398 *** (0. 0000)
<i>RWI</i>	− 1. 9765 *** (0. 0021)	− 2. 9857 *** (0. 0014)	− 3. 6369 *** (0. 0001)
<i>D(RWI)</i>	− 5. 3498 *** (0. 0000)	− 10. 6654 *** (0. 0000)	− 12. 2395 *** (0. 0000)
<i>ROI</i>	− 0. 8290 (0. 9999)	− 0. 0054 (0. 4978)	3. 9314 (1. 0000)
<i>D(ROI)</i>	− 5. 1612 *** (0. 0000)	− 11. 4308 *** (0. 0000)	− 14. 6599 *** (0. 0000)
<i>RPI</i>	− 2. 4060 *** (0. 0000)	− 5. 5176 *** (0. 0000)	− 3. 7675 *** (0. 0001)
<i>D(RPI)</i>	− 4. 9038 *** (0. 0000)	− 8. 1092 *** (0. 0000)	− 8. 2062 *** (0. 0000)
<i>RTI</i>	− 1. 7170 (0. 1351)	− 4. 1067 *** (0. 0000)	− 1. 2109 (0. 1130)
<i>D(RTI)</i>	− 4. 2624 *** (0. 0000)	− 13. 2109 *** (0. 0000)	− 10. 2803 *** (0. 0000)

注:单位根检验滞后期均设定为1期;括号内数据为该统计量的伴随概率;“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

① 1993 年以前，农村部门未单独统计农村居民人均财产性纯收入，而是将财产性收入和转移性收入合计为转移性收入。2000 年以后，农村部门取消“劳动者报酬”项目，增加“工资性收入”项目；城镇部门中取消“国有单位职工收入”、“集体单位职工收入”及“其他经济类型单位职工收入”，统计口径变为“工资性收入”和“经营性收入”。

② 采用世界银行 I. Love & L. Zicchino(2006)的 PVAR 程序及连玉君(2010)的 PVAR2 程序实现。

面板单位根检验的结果显示,在 1% 的显著性水平下,系统各变量原序列的平稳性并不一致,但一阶差分值在任何一种检验方法下均表现出平稳性特征,即系统变量服从 *GAP*、*RWI*、*ROI*、*RPI*、*RTI*: $I(1)$ 。根据 *AIC* 与 *BIC* 规则,我们设置最优滞后阶数为 3 阶。

在估计模型参数之前,本文采用 Helmert 转换消除固定效应后得到 h_GAP 、 h_RWI 、 h_ROI 、 h_RPI 和 h_RTI ,并利用 GMM 方法得到模型参数矩阵的有效估计(结果见表 3 所示)。

表 3 PVAR 模型的 GMM 估计结果

变 量	h_GAP	h_RWI	h_ROI	h_RPI	h_RTI
$L. h_GAP$	0.947297 *** (6.6091)	0.0500 (0.6887)	0.0503 (0.6486)	0.1627 (1.0079)	-0.0725 (-0.6561)
$L. h_RWI$	-0.0823 (-0.3046)	0.2245 (1.2044)	-0.6623 *** (-3.5739)	-0.6099 * (-1.8019)	-0.9600 *** (-3.9649)
$L. h_ROI$	0.1016 (0.4641)	0.0402 (0.2770)	0.9099 *** (5.7215)	0.2483 (0.9676)	0.1462 (0.8013)
$L. h_RPI$	-0.1022 (-0.9830)	-0.0665 (-1.0854)	-0.0403 (-0.6396)	0.1707 (1.6285)	0.0780 (0.8723)
$L. h_RTI$	0.1141 (1.0016)	-0.0158 (-0.2327)	-0.1390 ** (-1.9880)	0.0643 (0.5177)	0.7067 *** (5.1783)
$L2. h_GAP$	-0.0851 (-0.8732)	0.0821 * (1.7744)	0.0448 (1.0098)	0.0019 (0.0190)	0.0775 (1.3058)
$L2. h_RWI$	-0.0516 (-0.2050)	0.1689 (1.2973)	0.4659 *** (3.3593)	0.4156 (1.6586)	0.5342 *** (2.0723)
$L2. h_ROI$	0.2121 (0.8681)	0.1425 (1.0527)	-0.1441 (-0.9459)	-0.2208 (-0.8579)	-0.1745 (-0.7908)
$L2. h_RPI$	-0.0031 (-0.0381)	0.0031 (0.0814)	0.0148 (0.3741)	0.1265 * (1.8142)	-0.0828 (-1.1132)
$L2. h_RTI$	-0.2130 *** (-2.5792)	-0.0381 (-0.7264)	-0.0496 (-0.9279)	-0.2311 *** (-2.3126)	-0.0424 (-0.3954)
$L3. h_GAP$	-0.0028 (-0.0451)	-0.0655 * (-1.8126)	-0.0895 *** (-2.7731)	-0.0501 (-0.6905)	0.0105 (0.2537)
$L3. h_RWI$	0.1640 (0.8712)	0.2162 *** (2.0736)	0.0026 (0.0242)	-0.2592 (-1.2694)	0.2327 (1.5952)
$L3. h_ROI$	-0.2318 (-1.3854)	-0.1409 * (-1.7027)	0.0419 (0.4362)	0.1259 (0.6823)	0.0209 (0.1513)
$L3. h_RPI$	-0.0445 (-0.7337)	-0.0839 *** (-2.4535)	-0.0749 *** (-2.1290)	-0.0275 (-0.4672)	-0.0251 (-0.5587)
$L3. h_RTI$	0.0140 (0.2093)	0.1162 *** (2.8501)	0.0900 *** (2.3877)	0.0920 (1.1222)	0.1240 *** (2.0953)

注: $L.1$ 、 $L2.$ 、 $L3.$ 分别表示滞后一期、二期和三期;括号内数据为异方差调整的 t 检验值;“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

从表 3 的估计结果可以看出,当 *GAP* 为依赖变量时,*RTI* 的负向作用显著,表明转移性收入具有显著缩小城乡收入差距的作用。在 *RWI* 回归方程中, $L2. h_GAP$ 和 $L3. h_GAP$ 对 *RWI* 的影响方向不同。 $L2. h_GAP$ 为正值,表明城乡收入差距的扩大在短期内可能为农民弃农进城务工提供了激励机制。而 $L3. h_GAP$ 为负值,说明农民弃农务工并不是最优的选择,长期内生活成本的提高及技能的缺失使其收入逐渐减少。 $L3. h_ROI$ 和 $L3. h_RPI$ 由于相对地位的提升,在一定程度上削

弱了 RWI 的增长。从第 3 列可以看出, GAP 的扩大削弱了 ROI 增长的能力, 其他各项收入与其存在显著的负相关关系。从第 4、5 列可以看出, GAP 对 RPI 和 RTI 的影响并不显著, RWI 对二者均为负向影响。

(二) 脉冲响应函数

面板模型的估计结果给出了系统各变量间的直接关系, 但动态变化关系还需通过脉冲响应函数来考察。PVAR 的脉冲响应是某一变量的正交化新息列 (*Innovation*) 对系统中其他变量及自身的冲击所作的动态反映, 本文采用蒙特卡罗 (*Monte-Carlo*) 500 次模拟定义脉冲响应函数的标准差, 对应生成 5% - 95% 的置信区间。此外, 由于 PVAR 程序采用的是 *Cholesky* 分解方法, 系统变量的顺序会对结果产生较大影响。为此, 本文将系统变量顺序设置为 GAP 、 RWI 、 ROI 、 RPI 和 RTI , 整理后的脉冲响应函数结果如图 1 所示。

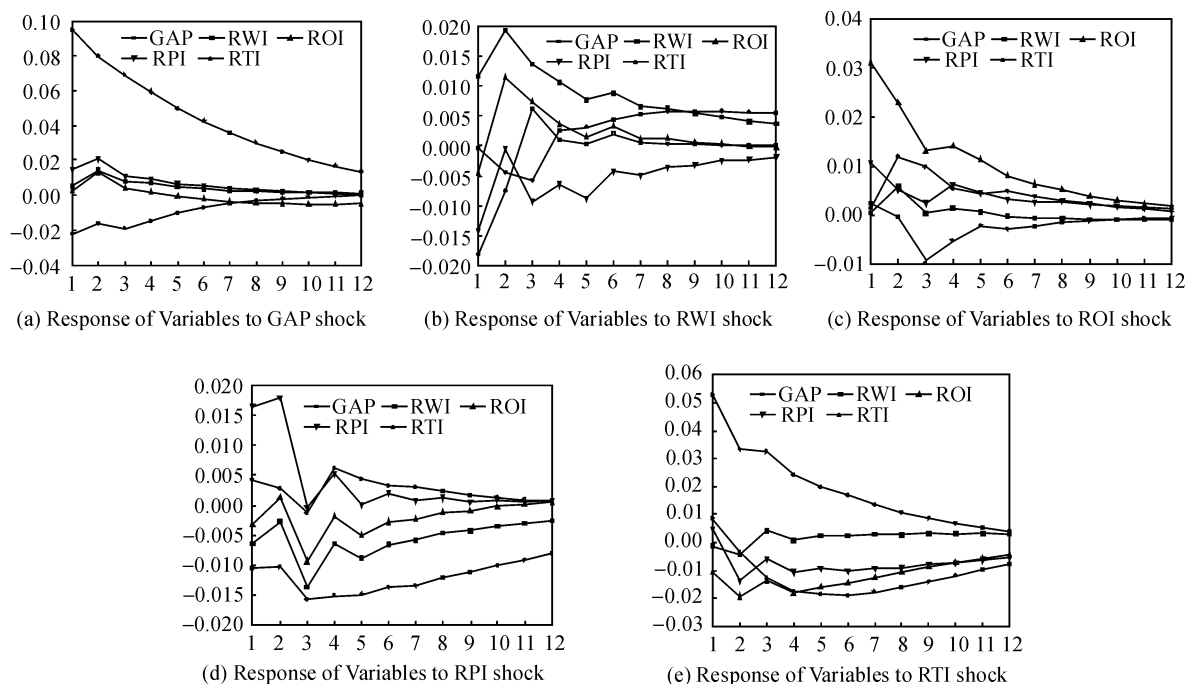


图 1 模型中各变量的正交化脉冲响应函数

从脉冲响应函数可以清晰地看出系统各变量间的动态关系及作用路径:

1. 对来自于 GAP 的一个正交化新息, RWI 和 RPI 同时呈现不断减弱的正向反应, 而且均在第 2 期达到了峰值 (0.0144, 0.0211), 这印证了回归方程中得到的结论——城乡收入差距的扩大激励农村居民外出务工, 以增加工资性收入。此外, 城镇良好的投融资渠道提高了农民的财产性收入。 ROI 的脉冲值在第 5 期由正转负且反向作用逐渐增大, 即城乡收入差距的扩大不利于农民家庭经营收入增长, 这可能是由农民弃农外出务工引起的。因此, 加快农林牧渔业发展, 完善价格体系, 吸引外出务工人员回流, 已成为增加农民家庭经营收入长期而有效的途径。 RTI 虽一直为负但逐渐收敛于零, 表明城乡收入差距的扩大引致政府转移性支出的逐步增加。但负值也说明转移性支出很可能造成农民的福利依赖, 政府进而减少这部分支出, 在农民与政府的长期博弈中陷入恶性循环。

2. 伴随 RWI 的一个正交化新息, GAP 脉冲值在第 4 期由负转正且在第 8 期稳定在 0.0056 附近, 表明随着农民工工资性收入的增加, 城乡收入差距在不断扩大, 但在长期内不会一直扩大, 而是

稳定在 5.6% 的水平上。这可能是由于农民工资性收入起初相对提高，同时其他各项收入来源在绝对量上减少，从而造成了农民收入整体下降。*ROI* 总体表现为正向影响，这证实了估计方程中的推测，即在中长期农民家庭经营收入的地位将超越工资性收入，因而家庭经营收入才是保证农民长期增收的关键。

3. 对于 *ROI* 的一个正交化新息，*GAP* 的正向反应逐渐收敛于零，表明家庭经营收入的增加起到了不断缩小城乡收入差距的作用，这与多数学者的研究结论是一致的。*ROI* 对 *RWI* 造成的冲击在第 7 期由正向转为负向并逐渐收敛，这与 *ROI* 接受一单位 *RWI* 冲击所得结果一致，进一步说明较长时间内提高农民家庭经营收入才是农民增收的主要途径。*RPI* 和 *RTI* 的脉冲值分别由正值和负值收敛于零，这从侧面显示 *ROI* 通过影响其他三项收入来源而间接起到缩小城乡收入差距的作用。

4. 伴随 *RPI* 的一个正交化新息，*GAP* 的负向反应减至 -0.0081。可见，随着农村金融市场的不断完善，农民的投融资渠道不断丰富，农民财富的增值与收益空间迅速得到释放，从而短期内将增强财产性收入缩小城乡收入差距的作用。*RWI* 与 *ROI* 的负向反应不断减弱的同时，*RTI* 表现了一贯的正向反应，这表明财产性收入在长期促进了工资性收入和家庭经营收入的提高，随着财产性收入的增加，农民的转移性收入也在增加。也就是说，财产性收入通过提高其他三项收入而间接地起到缩小城乡收入差距的作用。

5. 面对 *RTI* 的一个正交化新息，*GAP* 由负值逐渐收敛于零，表明农民转移性收入的增加抑制了城乡收入差距的扩大，但这种作用随着期数的增加逐渐减弱。*RWI* 的正向反应表明农民转移性收入的提高将带来工资性收入的增加，这可能是由于与城镇福利差距的缩小强化了农民留在城镇的意愿。因此，打破城乡二元结构长期带来的农村教育和社会保障体制的落后现象，对推进城镇化进程具有重要的现实意义。*ROI* 与 *RPI* 呈负向反应，说明政府转移性支出可能减弱了农民的工作积极性，产生所谓的“福利依赖”现象。

(三) 方差分解

在脉冲响应函数的基础上进行方差分解，我们进一步分析每一个结构变量对系统各变量变化所作的相对贡献，表 4 报告了第 5、20 期的估计结果。

表 4 PVAR 模型的方差分解结果

变 量	期数	<i>GAP</i>	<i>RWI</i>	<i>ROI</i>	<i>RPI</i>	<i>RTI</i>
<i>GAP</i>	5	0.9564	0.0016	0.0075	0.0194	0.0151
<i>RWI</i>	5	0.0678	0.8644	0.0069	0.0536	0.0073
<i>ROI</i>	5	0.0514	0.3459	0.4406	0.0154	0.1466
<i>RPI</i>	5	0.0632	0.1873	0.0266	0.6990	0.0239
<i>RTI</i>	5	0.1099	0.1411	0.0096	0.0059	0.7334
<i>GAP</i>	20	0.8925	0.0083	0.0072	0.0419	0.0501
<i>RWI</i>	20	0.0705	0.8095	0.0073	0.0880	0.0248
<i>ROI</i>	20	0.0537	0.3016	0.3956	0.0186	0.2305
<i>RPI</i>	20	0.0662	0.1863	0.0291	0.6564	0.0619
<i>RTI</i>	20	0.1121	0.1293	0.0102	0.0084	0.7400

注：根据 Stata 12.0 软件估计结果整理而得。

从方差分解结果可以看出，无论是第 5 期还是第 20 期，系统各变量的变动主要源于自身，农民各项收入来源对城乡收入差距变动的贡献均在 5% 以上，按相对贡献度从大到小排序依次为 *RTI*、*RWI*、*RPI* 和 *ROI*。这从侧面印证了李实和罗楚亮(2007)的研究结论，城镇与农村的隐形福利差距

已成为目前影响城乡收入差距变动的最主要因素。工资性收入解释能力的提升可能与其在农民收入中的相对地位大幅度提高有关。在第 20 期, RPI 对 RWI 变动的影响达到了 8.80%, RWI 对 ROI 、 RPI 和 RTI 变动的解释程度分别为 30.16%、18.63% 和 12.93%, 这在一定程度上说明工资性收入通过影响其他三项收入而间接地作用于城乡收入差距。 ROI 的变化主要由 RWI 和 RTI 拉动。 GAP 对农民各项收入变动的相对作用随着时间的推移逐渐增强。从以上分析可以看出, 城乡收入差距与农民各项收入间存在双向的影响关系。

四、结论与政策启示

本文利用 2000—2012 年中国省级面板数据的 PVAR 模型, 实证分析农民收入来源结构与城乡收入差距之间的动态关系及作用机制, 主要得出如下的两个结论:

1. 农民收入来源结构与城乡收入差距之间具有双向影响关系。首先, 农民工资性收入对城乡收入差距的扩大效应在长期将稳定在 5.6% 的水平上, 农民家庭经营收入与财产性收入对城乡收入差距的扩大具有显著的抑制作用, 而且二者均通过其他三项收入来源间接缩小城乡收入差距。农民转移性收入虽然具有缩小城乡收入差距的作用, 但可能产生福利依赖现象, 在一定程度上削弱了这种抑制效应。其次, 城乡收入差距的扩大激励农民进城务工, 以增加工资性收入。同时, 城镇较为完善的投融资渠道引致进城务工农民的财产性收入增加, 但务工农民的流失将导致农民家庭经营收入的减少。

2. 对城乡收入差距影响程度的大小排序为农民的转移性收入、工资性收入、财产性收入和家庭经营性收入, 这也是本文与大多数研究的不同之处。农民转移性收入已构成了影响城乡收入差距变动的最主要因素, 其缩小城乡收入差距的作用随着期数的增加逐渐减弱, 这表明农村与城镇之间的福利差距将严重影响农民收入的增加。此外, 农民家庭经营收入的相对地位在中长期将超越工资性收入。也就是说, 家庭经营收入的提高才是保证农民长期增收的关键。农民转移性收入的增加将提高工资性收入的相对地位, 改善城镇与农村间的隐形福利差距问题, 促使农民留在城镇, 这对中国城镇化进程的推进具有一定的现实意义。

根据以上结论, 本文得出如下的政策启示: 首先, 应大力发展农业经济尤其是现代农业, 完善农产品价格形成机制, 拓宽农民增收渠道, 增加农民的家庭经营收入, 充分发挥家庭经营收入缩小城乡收入差距的作用。其次, 深化农村的收入再分配改革, 加大对农村教育、医疗卫生、养老及失业等方面的财政转移性支出, 推进城乡一体化的社会保障政策的实施。最后, 加快制度创新和组织创新, 推进新型城镇化进程, 让农民更多地享受制度红利, 缩小城乡收入差距。实现农民增收关键在于激励机制的创新^[7], 新型城镇化的推进必然带来户籍制度、农村土地流转制度、农村科技创新制度、农村财政与金融制度的调整与优化^[15], 这将缩小农村与城镇间的福利差距, 改善农民财产性收入的投融资渠道, 促进农民收入水平的提高, 进而缩小城乡收入差距。

参考文献:

- [1] 李实, 罗楚亮. 中国城乡居民收入差距的重新估计 [J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2007, (2): 111—120.
- [2] 林伯强. 中国的经济增长、贫困减少与政策选择 [J]. 经济研究, 2003, (12): 15—25.
- [3] 陈立中, 张建华. 经济增长、收入分配与减贫进程间的动态联系——来自中国农村的经验分析 [J]. 中国人口科学, 2007, (1): 53—59.
- [4] 范从来, 张中锦. 分项收入不平等效应与收入结构的优化 [J]. 金融研究, 2011, (1): 40—51.
- [5] Khan Azizur Rahman & Riskin Carl. Income and inequality in China: Composition, distribution and growth of household income(1988—1995) [J]. The China Quarterly, 1998, (154), pp. 221—253.

[6] 黄祖辉, 陆建琴, 王敏. 城乡收入差距问题研究——基于收入来源角度的分析 [J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2005, (4): 122-129.

[7] 杨灿明, 郭慧芳, 孙群力. 我国农民收入来源构成的实证分析——兼论增加农民收入的对策 [J]. 财贸经济, 2007, (2): 74-78.

[8] 曾国安, 胡晶晶. 2000 年以来中国城乡居民收入差距形成和扩大的原因: 收入来源结构角度的分析 [J]. 财贸经济, 2008, (3): 53-58.

[9] Fang Hai, Rizzo J. A. Income inequality dynamics in rural China from 1991 to 2006: The role of alternative income sources [J]. Applied Economics Letters, 2011, 18(14), pp. 1307-1310.

[10] 温涛, 王小华, 宣文. 城乡居民收入差距的时空演化与区域差异——基于收入结构的视角 [J]. 当代经济研究, 2012, (11): 21-26.

[11] 白素霞, 陈井安. 收入来源视角下我国城乡收入差距研究 [J]. 社会科学研究, 2013, (1): 27-31.

[12] Holtz-Eakin D., Newey W., Rosen H. S. Estimating vector auto-regressions with panel data [J]. Econometrica, 1998, 56(6), pp. 1371-1395.

[13] 国家统计局农调总队课题组. 城乡居民收入差距研究 [J]. 经济研究, 1994, (12): 34-45.

[14] 周端明, 蔡敏. 中国城乡收入差距研究述评 [J]. 中国农村观察, 2008, (3): 66-74.

[15] 李子联. 新型城镇化与农民增收: 一个制度分析的视角 [J]. 经济评论, 2014, (3): 16-25.

A Study on Farmers’ Income Structure and Urban-rural Income Gap in China
——An Empirical Analysis Based on PVAR Model

YIN Jin-peng, NI Zhi-liang, ZOU Yang
(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: The farmers’ income structure can be divided into four categories, including wage income, operating income, transfer income and property income by the National Bureau of Statistics of China. Base on the PVAR model and provinces’ panel data in China from 2000 to 2012, this paper analyzes the dynamic relationships between farmers’ income structure and the urban-rural income gap. The results find that the different sources of farmers income influence the urban-rural income gap to different degrees and in different directions. The transfer income is the major cause for the changes in the urban-rural income gap, which indicates that the welfare gap between urban and rural residents has seriously restricted the increase of farmers’ income. Farmers’ wage income proves the most detrimental to narrowing urban-rural income gap. Both the operating income and the property income have played an important role in narrowing the income gap. Moreover, the expanding of urban-rural income gap is the least helpful for the increase of farmers’ transfer income.

Key words: farmers’ income structure; urban-rural income gap; PVAR model

(责任编辑: 化 木)