徐彩红,韩亮亮. 农村居民收入与城镇化发展水平关系的实证研究——来自辽宁省的经验证据[J]. 江苏农业科学,2018,46(16):297 - 301.
doi:10.15889/j.issn.1002 - 1302.2018.16.069

农村居民收入与城镇化发展水平关系的实证研究
——来自辽宁省的经验证据

徐彩红[1], 韩亮亮[2]
(1.沈阳师范大学粮食学院,辽宁沈阳 110134; 2.辽宁大学商学院,辽宁沈阳 110136)

摘要:利用 1999—2014 年辽宁省统计数据,从农村居民纯收入总量及其结构出发,实证研究农村居民收入与城镇化发展水平之间的关系。结果发现,辽宁省农村居民人均纯收入、经营性净收入是城镇化的 Granger 原因,并且与城镇化率存在长期均衡关系,农村居民人均纯收入每增加 1 百分点,辽宁省城镇化率会增加 0.189 百分点;经营性净收入每增加 1 百分点,辽宁省城镇化率会增加 0.237 百分点。结果表明,辽宁农村居民收入的提高促进了城镇化水平的提升,并且农村居民经营性净收入的提高对城镇化影响的程度更强;而辽宁省城镇化水平的提高并没有对农村居民收入的增加起到明显促进作用。基于以上研究结果提出走新型城镇化发展道路,全面提高辽宁省农村居民收入的相关政策建议。

关键词:农村居民收入;城镇化;经营性净收入;Granger 因果检验;协整检验;ECM 模型;经验证据
中图分类号: F323.8　　**文献标志码**: A　　**文章编号**:1002 - 1302(2018)16 - 0297 - 04

解决“三农”问题关键是要不断增加农民收入,调整农村产业和就业结构是增加农民收入的根本出路[1]。城镇化能够提升产业发展层次,推动产业升级[2],城镇化也能够带动农村劳动力转移,调整农村就业结构[3]。因此,城镇化发展有助于农民收入的提高,加速城镇化是解决“三农”问题的根本途径[4]。但已有研究发现城镇化影响农村居民收入具有较大的区域性差异[5],甚至城镇化与农村居民收入的因果关系也会受到区域差异的影响。目前关于城镇化与农村居民收入关系的实证研究结果大致可分 2 类,一类研究结果发现城镇化与农村居民收入之间存在双向因果关系[6-8],另一类研究则发现城镇化并没有促进农村居民收入提高,相反,农村居民收入水平提高促进了城镇化发展[9-11]。由此可见,尽管从理论分析可以得出城镇化能够提高农村居民收入的结论,但实证研究提供的经验证据并不完全支持这一结论。其中的原因之一是区域差异影响城镇化发展与农村居民收入之间的关系。另外,还有研究从农村居民收入构成角度研究不同类型农村居民收入与城镇化发展水平的关系,发现不同类型的农村居民收入与城镇化水平的关系也不同[12]。基于以上研究现状,本研究选择特定区域——辽宁省为对象,深入研究辽宁省农村居民收入总量及其结构与城镇化水平之间的关系。选择辽宁省这一特定区域进行研究主要有 3 点考虑,一是辽宁省是我国城镇化发展水平较高的省(区)之一,二是辽宁省是我国典型的以重化工业为主导的省份,三是辽宁省是全国 13 个粮食主产区之一,这三大区域特征形成了辽宁省独有的区域差异。在进一步推动辽宁省城镇化发展过程中,深入研究辽宁省农村居民收入与城镇化水平关系具有重要现实意义,而目前还很少有关于辽宁省农村居民收入与城镇化发展水平的研究成果,因此,本研究从农村居民纯收入总量及其结构出发,研究辽宁省农村居民不同类型收入与城镇化之间的关系,为确定二者之间关系提供经验证据,也为辽宁省提高农村居民收入水平提供决策参考。

1　辽宁省农村居民收入与城镇化发展现状

1.1　辽宁省农村居民收入情况

1.1.1　辽宁省农村居民收入与全国农村居民收入的比较(1999—2015 年)　辽宁省农村居民人均纯收入一直高于全国农村居民人均纯收入,并呈现稳定增长趋势,且与全国农村居民人均纯收入差距逐渐有所拉大,反映出辽宁省农村居民收入水平提高快于全国平均水平(图 1)。1999—2015 年辽宁省农村居民人均纯收入从 2 501 元增加到 12 057 元,名义年均增长率为 23.17%,剔除物价变动因素后,实际年均增长率为 12.97%。

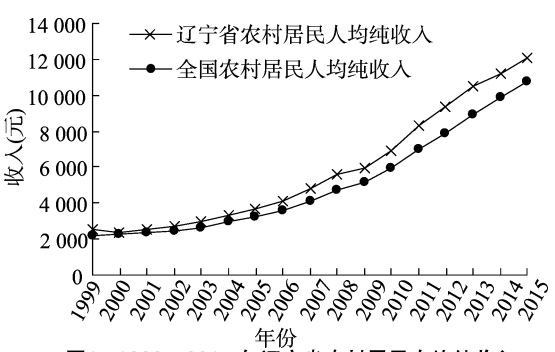

图1　1999—2015 年辽宁省农村居民人均纯收入与全国农村居民人均纯收入比较

收稿日期:2017 - 02 - 18
基金项目:国家重点研发专项(编号:2016YFD0401605 - 2);国家社会科学基金一般项目(编号:15BGL077);辽宁省科学计划农业攻关重大项目(编号:2015211003)。
作者简介:徐彩红(1979—),女,吉林乾安人,博士,讲师,主要从事农业经济、食品科学研究。E - mail:xuch0828@126.com。
通信作者:韩亮亮,博士,教授,主要从事农业经济管理研究。E - mail:hanliang828@126.com。

1.1.2　辽宁省农村居民收入与城镇居民收入的比较　自 1985 年以来，辽宁省城乡居民收入快速增长，生活水平明显提高。城镇居民家庭人均可支配收入从 1985 年的 704.3 元增长到 2015 年的 31 126.0 元，增长了 43.19 倍；农村居民家庭人均纯收入也从 1985 年的 485.7 元增长到 2015 年的 12 057.0 元，增长了 23.82 倍。与此同时，辽宁省城乡居民收入差距不断扩大（图 2）。

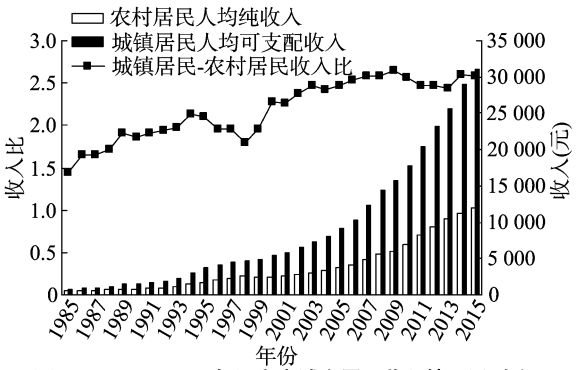

图2　1985—2015 年辽宁省城乡居民收入情况及对比

由图 2 可以看出，辽宁省农村居民人均纯收入增长明显低于城镇居民可支配收入的增长，城镇居民与农村居民收入比从 1985 年的 1.45 倍扩大到 2015 年的 2.58 倍。城乡居民收入差距的拉大降低了农村居民参与农业生产的积极性，导致“三农”问题的解决难度增大，制约了辽宁省农业和农村的发展。

1.1.3　辽宁省农村居民收入结构分析　按照现行统计口径，辽宁省农村居民纯收入主要包括工资性收入、家庭经营净收入、财产性净收入和转移性净收入，这 4 类收入在辽宁省农村居民纯收入中的占比情况见图 3。

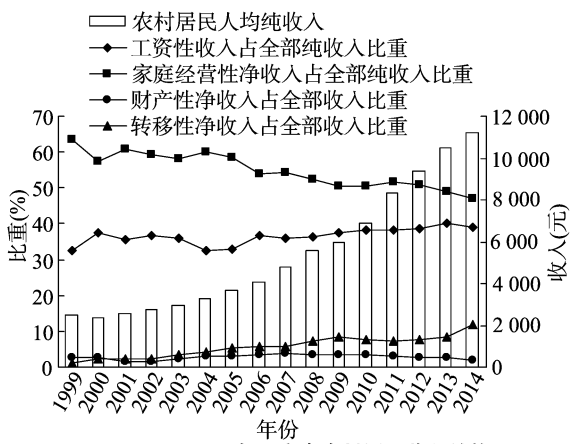

图3　1999—2014年辽宁省农村居民收入结构

由图 3 可以看到，辽宁省农村居民家庭经营净收入占比最大，但呈现逐渐降低趋势，家庭经营净收入从 1999 年占纯收入的 63.48% 下降到 2014 年 46.93%，年均降低 1.10 百分点。与此同时还可以发现，农村居民工资性收入占比居次，并呈现逐渐上升趋势，工资性收入从 1999 年占纯收入的 32.64 百分点上升到 2014 年的 38.98%，年均上升 0.42 百分点。转移性净收入占比虽然较低，但也呈现上升趋势，从 1999 年占纯收入的 1.07% 上升到 2014 年的 11.99%，年均上升 0.73 百分点。财产性净收入占比基本保持平稳。

1.2　辽宁省城镇化发展现状

改革开放以来，辽宁省城镇化发展速度较快，城镇化率始终高于全国平均水平。从本研究统计的时间段来看，1999 年辽宁省城镇化率为 53.97%，全国平均城镇化率仅为 34.78%，高于全国平均水平 19.19 百分点，截止到 2015 年末辽宁省城镇化率达到 67.35%，全国平均城镇化率为 56.10%，辽宁省城镇化率仍然高于全国平均水平 11.25 百分点，从趋势上看，辽宁省城镇化水平与全国平均水平之间的差距在逐渐收窄（图 4）。

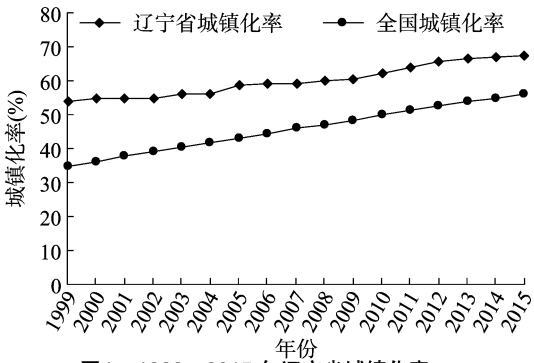

图4　1999—2015 年辽宁省城镇化率与全国平均城镇化率的比较

2　辽宁省农村居民收入与城镇化关系分析

2.1　数据与变量

利用辽宁省 1999—2014 年数据对农村居民收入与城镇化水平之间的关系进行实证研究，数据来自辽宁省 2000—2015 年历年统计年鉴。以 1999 年为基期，利用农村居民消费价格指数对农村居民人均纯收入（*CSR*）、工资性净收入（*GZ*）、家庭经营净收入（*JY*）、财产性净收入（*CC*）和转移性净收入（*ZY*）进行了平减。城镇化率（*CZH*）用城镇常住人口/总人口来衡量。为减少异方差，对各变量序列进行了对数化处理。

2.2　单位根检验

采用 ADF 方法对各变量进行单位根检验，结果见表 1。

由表 1 可以发现，各变量原序列均为非平稳序列，经过一次差分后，城镇化率 ln（*CZH*）、农村居民人均纯收入 ln（*CSR*）、家庭经营性净收入 ln（*JY*）和转移性净收入 ln（*ZY*）属于一阶单整序列（平稳序列），而工资性收入 ln（*GZ*）和财产性收入 ln（*CC*）经过二次差分后才成为二阶单整序列（平稳序列）。由此可以判断，农村居民人均工资性收入 ln（*GZ*）、财产性收入 ln（*CC*）与城镇化率 ln（*CZH*）不具备协整关系的必要条件，所以 Granger 因果检验及协整检验仅围绕农村居民人均纯收入 ln（*CSR*）、家庭经营性净收入 ln（*JY*）、转移性净收入ln（*ZY*）与城镇化率 ln（*CZH*）进行研究。

2.3　Granger 因果检验

进一步考察农村居民人均纯收入 ln（*CSR*）、家庭经营性净收入 ln（*JY*）、转移性净收入 ln（*ZY*）与辽宁省城镇化率 ln（*CZH*）的因果关系，回答究竟是农村居民收入影响了城镇化水平，还是城镇化水平影响了农村居民收入，Granger 因果检验结果见表 2。

表 1　各变量单位根检验结果

变量	检验形式(c,t,n)	ADF 统计量	临界值(1%)	P 值	结论
ln(*CZH*)	(c,t,0)	-2.155 8	-4.728 4	0.477 4	非平稳
ln(*CSR*)	(c,t,0)	-3.873 4	-4.728 4	0.041 5	非平稳
ln(*GZ*)	(c,t,1)	-2.048 1	-4.800 4	0.527 4	非平稳
ln(*JY*)	(c,t,0)	-4.241 0	-4.728 4	0.022 6	非平稳
ln(*CC*)	(c,t,1)	-2.114 8	-4.800 1	0.494 6	非平稳
ln(*ZY*)	(c,t,0)	-3.667 3	-4.728 4	0.058 2	非平稳
Dln(*CZH*)	(c,0,0)	-4.030 7	-4.004 4	0.009 5	平稳
Dln(*CSR*)	(c,0,0)	-5.428 9	-4.004 4	0.000 8	平稳
Dln(*GZ*)	(c,0,0)	-3.906 5	-3.098 9	0.013 7	非平稳
Dln(*JY*)	(c,0,0)	-6.914 5	-4.004 4	0.000 1	平稳
Dln(*CC*)	(c,t,2)	-4.843 8	-4.992 3	0.012 4	非平稳
Dln(*ZY*)	(c,0,0)	-6.349 6	-4.004 4	0.000 2	平稳
Dln(*GZ*,2)	(0,0,0)	-4.592 5	-2.755 0	0.000 2	平稳
Dln(*CC*,2)	(0,0,1)	-4.091 3	-2.771 9	0.000 7	平稳

注:*c* 为常数项,*t* 为趋势项,*n* 为滞后阶数,D 表示差分运算。

由表 2 可以发现,辽宁省农村居民人均纯收入 ln(*CSR*)是城镇化 ln(*CZH*)的 Granger 原因,即农村居民人均纯收入的提高影响城镇化水平;农村居民经营净收入与城镇化在滞后 1 期表现互为因果关系,但当滞后 2 期后,表现出农村居民经营净收入是城镇化的 Granger 原因;农村居民转移性净收入与城市化之间不存在因果关系。基于以上 Granger 因果检验结果对农村居民人均纯收入、家庭经营性净收入与城镇化水平进行协整检验。

2.4　协整检验及 ECM 模型

协整检验一般采用 2 种检验方法:一种是基于回归残差的 Engle - Granger 方法,一般称之为 E - G 两步法,另一种是基于回归系数的 Johansen 协整检验法。本研究采用 E - G 两步法进行数据的协整检验,该方法主要分 3 步:第 1 步是对变量采用普通最小二乘法进行回归;第 2 步是计算回归方程中的残差;第 3 步是对所得残差序列进行单位根检验,如残差序列是平稳的,属于零阶单整 *I*(0),则表明变量之间存在协整关系[13]。

表 2　变量 ln(*CZH*)、ln(*CSR*)、ln(*JY*)和 ln(*ZY*)的 Granger 因果检验结果

滞后期	原假设	F 值	P 值	结论
1	ln(*CZH*)不是 ln(*CSR*)的 Granger 原因	1.586 2	0.231 8	接受
	ln(*CSR*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	8.956 4	0.011 2	拒绝
	ln(*CZH*)不是 ln(*JY*)的 Granger 原因	6.286 4	0.027 5	拒绝
	ln(*JY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	8.516 3	0.012 9	拒绝
	ln(*CZH*)不是 ln(*ZY*)的 Granger 原因	2.860 9	0.116 5	接受
	ln(*ZY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	0.946 6	0.349 8	接受
2	ln(*CZH*)不是 ln(*CSR*)的 Granger 原因	0.299 8	0.748 1	接受
	ln(*CSR*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	3.475 1	0.076 1	接受
	ln(*CZH*)不是 ln(*JY*)的 Granger 原因	0.334 6	0.724 1	接受
	ln(*JY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	3.550 7	0.073 0	接受
	ln(*CZH*)不是 ln(*ZY*)的 Granger 原因	0.547 4	0.596 6	接受
	ln(*ZY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	1.564 1	0.261 2	接受
3	ln(*CZH*)不是 ln(*CSR*)的 Granger 原因	0.275 7	0.841 2	接受
	ln(*CSR*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	2.436 5	0.162 7	接受
	ln(*CZH*)不是 ln(*JY*)的 Granger 原因	0.047 4	0.985 0	接受
	ln(*JY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	2.023 3	0.212 2	接受
	ln(*CZH*)不是 ln(*ZY*)的 Granger 原因	2.557 5	0.151 1	接受
	ln(*ZY*)不是 ln(*CZH*)的 Granger 原因	0.729 0	0.571 1	接受

注:滞后期由 AIC 和 SC 准则判定。

2.4.1　辽宁省农村居民人均纯收入与城镇化率的协整检验及 ECM 模型

本研究采用普通最小二乘法得到辽宁省农村居民人均纯收入与城镇化率之间关系的回归结果:

$$\ln(CZH) = 2.524\,6 + 0.188\,56\ln(CSR);$$
$$(41.239\,9)\quad(25.515\,0)$$
$$r^2 = 0.978\,9, F = 651.016\,9, DW = 1.947\,8。\qquad(1)$$

由方程(1)可知,反映辽宁省农村居民收入对城镇化解释力的拟合优度 r^2 为 0.978 9;反映方程整体显著性的 *F* 值为 651.016 9,通过了 1% 显著性水平检验;农村居民人均纯收入系数对应 *t* 值为 25.52,也通过了 1% 显著性水平检验。进一步检验上述模型的残差项是否为平稳序列,即残差项是否是 *I*(0)序列,结果见表 3。

表 3　残差序列的单位根检验

变量	检验形式	ADF 统计量	ADF 临界值 1%	ADF 临界值 5%	ADF 临界值 10%	结论
RESIDE01	(0,0,3)	-4.923 9	-2.771 9	-1.974 0	-1.602 9	平稳
RESIDE02	(0,0,3)	-4.306 8	-2.771 9	-1.974 0	-1.602 9	平稳

由表 3 可知,残差序列 RESIDE01 的 ADF 统计量为 -4.923 9,小于显著性水平 1%、5% 和 10% 时所对应的临界值,这说明该残差序列是平稳的,属于零阶单整 *I*(0)。因此,可以确定辽宁省农村居民人均纯收入与城镇化率之间具有长

期稳定的均衡关系,并且农村居民人均纯收入每增加 1 百分点,辽宁省城市化率会增加 0.189 百分点。

误差修正模型能反映长期非均衡状态的调整信息,同时也能反映短期经济系统偏离均衡状态的程度。辽宁省农村居民人均纯收入与城镇化率之间短期动态均衡关系的误差修正模型:

$$\Delta\ln(CZH)=0.007\,2+0.099\,2\Delta\ln(CSR)-0.904\,8\ \mathrm{RESIDE01}(-1);$$
$$(1.283\,3)\quad(1.458\,5)\quad(-3.332\,3)$$
$$r^2=0.485\,6,F=5.663\,7,DW=1.764\,1。\qquad(2)$$

由方程(2)可知,误差修正项的修正系数为负值,符合反向修正机制[13]。回归结果表明,辽宁省农村居民人均纯收入的短期变动对城镇化率的变动存在正向影响。另外,方程 r^2 为 0.485 6,F 值为 5.663 7,短期修正系数显著,这表明辽宁省城镇化水平与长期均衡值的偏差中的 90.48% 被修正。

2.4.2 辽宁省农村居民家庭经营性净收入与城镇化率的协整分析及 ECM 模型 同样,采用普通最小二乘法得到辽宁省农村居民家庭经营性净收入与城镇化率之间关系的回归结果:

$$\ln(CZH)=2.265\,4+0.237\,1\ln(JY);$$
$$(23.986\,1)\quad(19.280\,2)$$
$$r^2=0.963\,7,F=371.726\,7,DW=2.342\,9。\qquad(3)$$

由方程(2)可知,反映辽宁省农村居民家庭经营性净收入对城镇化解释力的拟合优度 r^2 为 0.963 7;反映方程整体显著性的 F 值为 371.726 7,通过了 1% 显著性水平检验;农村居民家庭经营性净收入系数对应 t 值为 19.28,也通过了 1% 显著性水平检验。进一步检验上述模型的残差项是否为平稳序列,结果见表 3。

由表 3 可知,残差序列 RESIDE02 的 ADF 统计量为 -4.306 8,小于显著性水平 1%、5% 和 10% 时所对应的临界值,这说明该残差序列是平稳的,属于零阶单整 $I(0)$。因此,可以确定农村居民家庭人均经营性净收入与城镇化率之间具有长期稳定的均衡关系,并且人均经营净收入每增加 1 百分点,城镇化率会增加 0.237 百分点。

辽宁省农村居民经营性净收入与城镇化之间短期动态均衡关系的误差修正模型:

$$\Delta\ln(CZH)=0.008\,7+0.102\,2\Delta\ln(JY)-0.893\,8\ \mathrm{RESIDE02}(-1);$$
$$(2.587\,1)\quad(2.388\,9)\quad(-4.079\,5)$$
$$r^2=0.581\,1,F=8.323\,2,DW=1.916\,6。\qquad(4)$$

由方程(4)可知,误差修正项的修正系数为负值,符合反向修正机制。回归结果表明,辽宁省农村居民人均经营净收入的短期变动对城镇化率存在正向影响,方程 r^2 为 0.581 1,F 值为 8.323 2,由于短期修正系数是显著的,这表明辽宁省城镇化水平与长期均衡值的偏差中的 89.38% 被修正。

3 结论与建议

区域差异影响农村居民收入与城镇化水平之间的关系。辽宁省是我国城镇化发展水平较高的省区之一,是我国典型的以重化工业为主导的省份,也是全国 13 个粮食主产区之一。这些特征形成了辽宁省独有的区域差异。本研究利用辽宁省 1999—2014 年相关统计数据,从农村居民收入总量及其结构出发,实证研究农村居民收入与城镇化发展水平之间的关系。研究发现,辽宁省农村居民人均纯收入、经营性净收入是城镇化的 Granger 原因,并且与城镇化率存在长期均衡关系,农村居民人均纯收入每增加 1 百分点,辽宁省城镇化率会增加 0.189 百分点;农村居民经营性净收入每增加 1 百分点,辽宁省城镇化率会增加 0.237 百分点。这表明辽宁省农村居民收入的提高促进了城镇化水平的提升,并且农村居民经营性净收入的提高对城镇化影响的程度更强,但辽宁省城镇化水平的提高并没有对农村居民收入的增加起到明显促进作用。因此,本研究提出如何充分发挥城镇化优势来提高农村居民收入的相关政策建议。

3.1 制定科学的城镇化发展战略与规划

为加快推进城镇化进程,协调城镇化发展与农民收入增长之间的关系,应制定“以农村居民收入持续增长为目标”的城镇化发展战略。在战略指导下制定科学的发展规划,加快产业化发展和产业支撑力度,调整农业经济结构,优化产业布局,培育优势主导产业,完善城镇化健康发展的体制机制,进一步深化城乡户籍制度、土地管理制度、住房保障制度以及城乡基本公共服务体制改革,大力推进以人为本的新型城镇化建设。

3.2 广开渠道促进农村居民收入持续增长

通过创新农村居民家庭经营方式增加家庭经营性收入,应充分发挥家庭分散经营与统一管理优势,形成多种类型适度规模经营主体;应引导和推动家庭经营采用先进科技和生产手段,形成全方位、多层次、综合性经营服务体系。通过开辟农村居民就业新渠道增加工资性收入,应进一步促进农村居民劳务输出,使农村富余劳动力向城市转移;应加快建设中心城镇,推进农村居民本地化就业。通过完善农村土地产权制度增加农村居民财产性收入,应引导和鼓励土地承包经营权有序流转,鼓励和支持土地承包向家庭农场、农民合作社和农业现代企业流转。通过健全农村社会保障机制增加农村居民转移性收入,应借助财政转移支付补农机制,扩大财政对“三农”的支出和补贴力度,提高农村居民转移性收入。

3.3 切实保护农村居民利益

应完善城乡居民收入分配体系,建立健全有效的农村居民利益保障机制,促进城镇化与农民增收协调发展;加强对整个农业市场的监管,在保证农业生产资料有效供应的基础上,对生产资料的价格进行相应的调控,有效降低农村居民生产成本;应建立各种灾害的预警机制,控制风险成本,减少农村居民的非消费性支出;应保护农村土地承包经营权、宅基地使用权、集体收益分配权等法律赋予农村居民的财产权利,澄清模糊的集体产权概念,确保在城镇化进程中农村居民合法权益不受侵犯。

参考文献:

[1]林毅夫. “三农”问题与我国农村的未来发展[J]. 农业经济问题,2003(1):18-24.

[2]蓝庆新,陈超凡. 新型城镇化推动产业结构升级了吗? ——基于中国省级面板数据的空间计量研究[J]. 财经研究,2013,39(12):57-71.

[3]张洪潮,王 丹. 新型城镇化、产业结构调整与农村劳动力“再就业”[J]. 中国软科学,2016(6):136-142.

[4]胡鞍钢. 城市化是今后中国经济发展的主要推动力[J]. 中国人

孔令成,余家凤. 家庭农场适度规模测度及影响因素分析[J]. 江苏农业科学,2018,46(16):301 - 305.
doi:10.15889/j.issn.1002 - 1302.2018.16.070

家庭农场适度规模测度及影响因素分析

孔令成, 余家凤
(长江大学经济学院,湖北荆州 434023)

摘要:基于微观家庭农场的调研数据,首先运用超效率数据包络分析(data envelopment analysis,简称 DEA)模型对上海市松江粮食家庭农场的土地适度规模进行了有效测度,采用 Tobit 模型对农场经营效率的影响因素进行了实证分析。结果表明,粮食家庭农场最优土地投入规模为 8.13 ~ 8.40 hm^2,其次为 11.53 ~ 13.07 hm^2。农场主文化程度、土地经营规模和贷款满意程度对农场经营效率具有显著的正向影响,土地流转费用和农业技术培训的影响为负向,其他变量则没有显著影响。为了从整体上进一步提高松江粮食家庭农场经营的效率,提出了重点培育职业农场经营者,合理调节农场经营规模,搞好家庭农场代际传承,调整优化粮食种植补贴结构,加强农场主劳动的协同性,打造利益共同体以及加大对有机肥、液体肥、低毒农药等研发及推广力度等对策建议。

关键词:家庭农场;适度规模;影响因素;超效率数据包络分析模型;Tobit 模型
中图分类号: F324.1　　**文献标志码:** A　　**文章编号:**1002 - 1302(2018)16 - 0301 - 05

为了有效构建新型农业经营体系,增强农业发展内生动力,更好地推进农业现代化进程,2013 年中央一号文件正式将“家庭农场”作为新型农业经营主体提了出来,党的十八届三中全会以及 2013 年以后历年中央一号文件均对其作了重要部署。自从家庭农场作为新型规模经营主体被提出以来,再次激发了学者们的研究热情,其中热点之一就是对其“适度规模”的探讨。家庭农场适度规模的内涵是什么? 衡量标准有哪些? 究竟多大的经营面积才算“适度”? 它又受哪些因素的影响? 对上述问题的深入思考无疑对推动家庭农场持续健康发展,进而保障国家粮食安全具有重大的指导和借鉴意义。

关于家庭农场适度的经营规模,国内外学者已从不同视角展开了研究。国外学者较少对农场适度经营规模进行直接测度,他们侧重于对农场规模经营效率的研究,即对农场规模与经营效率二者关系的探讨。Sen 等通过对发展中国家家庭农场的研究发现,农场规模与土地产出率呈现显著的负向相关关系(inverse relationship,简称 IR),即“IR 假说”[1-3]。所谓“IR 假说”仅限于传统农业中,现代农业科技能够对其进行适当修正,使得土地产出率随着农场经营规模扩大而不断提高[4-5]。Seckler 等则通过对美国家庭农场进行分析之后,得出管理制度、管理理念、资源质量等因素对农场经营绩效的影响比农场经营规模更大的结论[6]。国内学者主要从以下 2 个方面进行了研究:(1)从理论上阐释家庭农场适度经营规模的内涵,并给出了相应的评价标准。家庭农场的土地适度经营规模是指在一定的生产力水平下,能够使家庭经营中各种生产要素优化重组,从而使得产出的经济效益、社会效益和生态效益达到最优[7]。家庭农场经营规模首先应受限于农场主的经营管理能力,其上限应该是夫妻 2 人或 2 ~ 3 个劳动力所能经营的面积[8];其次,以农业机械为代表的农业装备水平的提高,直接扩大了家庭农场的经营规模[9];再次,家庭农场的经营规模必须注重效率,需要兼顾劳动生产率和土地生产率[10];最后,考虑到家庭农场主也是一个理性经济人,因此,家庭农场的经营规模只有使得农场主的农业收入与其机会成本(打工收入)或城镇居民收入水平相当,农场主才会安心从事农业生产[11]。总之,家庭农场的经营规模必须保持适度。(2)从上述评价标准出发,依据农业生产实践经验或统

收稿日期:2017 - 03 - 04
基金项目:湖北省教育厅人文社会科学研究项目(编号:15D019);长江大学社会科学基金(编号:2016csy002、2017csza02)。
作者简介:孔令成(1987—),男,湖北仙桃人,博士,讲师,主要从事农业经营与管理研究。E - mail:konglingcheng110@sina.com。
通信作者:余家凤,硕士,教授,硕士生导师,主要从事财税理论与政策研究。E - mail:549689059@qq.com。

口科学,2003(6):1 - 8.
[5]王鹏飞,彭虎锋. 城镇化发展影响农民收入的传导路径及区域性差异分析——基于协整的面板模型[J]. 农业技术经济,2013(10):73 - 79.
[6]宋元梁,肖卫东. 中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究,2005,22(9):30 - 39.
[7]陈　垚,杜兴端. 城镇化发展对农民收入增长的影响研究[J]. 经济问题探索,2014(12):31 - 35.
[8]孙大岩,孔繁利. 新型城镇化视角下农民收入研究[J]. 市场研究,2015(12):24 - 26.
[9]王　婷,朱　曼. 新型城镇化与农民收入增长:机理、方法与对策[J]. 福建论坛(人文社会科学版),2014(11):30 - 37.
[10]郭庆然. 中部地区城镇化、农业现代化与农民收入增长的实证分析[J]. 统计与决策,2013(23):141 - 144.
[11]谷亚光. 城镇化发展与农村居民收入增长——基于河南省1978—2011 年数据分析[J]. 中国流通经济,2013(8):94 - 99.
[12]方　娜,王其和. 基于收入结构视角的城镇化与农民收入关系的协整分析[J]. 湖北农业科学,2014,53(23):5584 - 5588.
[13]高铁梅. 计量经济学分析方法与建模 Eviews 应用及实例[M]. 2 版. 北京:清华大学出版社,2009.