

Measurement Report on Influencing Factors of Rural Residents' Income in China

Runmin Li

Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan
Email: 1297258816@qq.com

Received: Dec. 5th, 2018; accepted: Dec. 20th, 2018; published: Dec. 28th, 2018

Abstract

China is a big agricultural country. For thousands of years, the traditional primitive and backward farming society has made the development of agriculture lag behind the development of the whole social economy [1]. The key to China's development in the new century is to solve the problem of peasants' development. Its essence is to increase the actual income of peasants. In order to study the influencing factors of rural residents' income in China, this paper establishes a model and tests it, and concludes that there is a significant linear relationship between total crop sown area and per capita gross domestic product (GDP) and rural residents' income, and there is a positive correlation in the economic perspective.

Keywords

Annual Per Capita Net Income of Farmers, Gross Domestic Product, Model Regression, Influence Factor

关于中国农村居民收入影响因素的计量报告

李润民

云南财经大学, 云南 昆明
Email: 1297258816@qq.com

收稿日期: 2018年12月5日; 录用日期: 2018年12月20日; 发布日期: 2018年12月28日

摘要

中国是一个农业大国,几千年来传统的原始落后的农耕社会使中国农业发展滞后于全社会经济的发展[1]。新世纪中国发展的关键在于解决农民的发展问题,其实质就在于提高农民的实际收入。本文为研究中国

农村居民收入的影响因素，通过建立模型并加以检验，从而得出农作物总播种面积与人均国内总产值对农村居民收入的线性关系显著存在且在经济角度存在正相关。

关键词

农民年人均纯收入，国内总产值，模型回归，影响因素

Copyright © 2018 by author and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自改革开放以来，中国经济迅速发展，GDP 逐年攀升，人民的生活水平总体上有很大的改善[2]。但农村经济发展和农民生活水平的提高却面临着严重的困难，成了制约中国经济发展的重大因素。伴随着人民总体生活水平的提高，中国的城乡基尼系数却在不断的扩大，这不仅影响了中国经济的健康正常发展，还有可能引发一系列的社会问题。因此，“三农”问题成为中国经济研究的热点问题，提高农村居民收入迫在眉睫。

2. 相关理论文献与数据来源

2.1. 文献综述

2.1.1. 人均国内总产值

人均国内生产总值，即“人均 GDP”，常作为发展经济学中衡量经济发展状况的指标，是最重要的宏观经济指标之一，它是人们了解和把握一个国家或地区的宏观经济运行状况的有效工具[3]。

2.1.2. 农产品生产价格指数

农产品生产价格指数是反映一定时期内，农产品生产者出售农产品价格水平变动趋势及幅度的相对数。该指数可以客观反映全国农产品生产价格水平和结构变动情况，满足农业与国民经济核算需要。农业收入是农民收入的重要来源，农产品生产价格指数也直接关系到农民的切身利益。

2.1.3. 化肥施用量

化肥施用量对农产品的产量有较大的影响，化肥施用的合理水平对于提高农产品产量有着举足轻重的作用，化肥施用量与农村居民的收入成正相关关系。

2.1.4. 农作物总播种面积

农作物播种面积与我国农村居民收入之间存在正相关，农作物播种面积越大，总产值就会增加，从而使农村居民收入提高。

2.2. 数据来源

本文所采用的人均国内总产值、农产品生产价格指数、乡村从业人员、化肥施用量、国家财政支农支出、农作物总播种面积的数据均来自中国国家统计局官方网站，即《2017 年国家统计局年鉴》中 2017 年的数据见表 1。

Table 1. Relevant years and data
表 1. 相关年份及数据

年份	X_1 人均国内总产值(元)	X_2 农产品生产价格指数(上年 = 100)	X_3 化肥施用量(万吨)	X_4 农作物总播种面积	Y 我国农民年人均纯收入(元)
1996	5074	119.9	3593.7	149,879.3	1577.7
1997	5845.89	104.2	3827.9	152,380.6	1926.1
1998	6420.18	95.5	3980.7	153,969.2	2090.1
1999	6796.03	92	4083.7	155,705.7	2162
2000	7158.5	87.8	4124.32	156,372.8	2210.3
2001	7857.68	96.4	4146.41	156,299.9	2253.4
2002	8621.71	103.1	4253.76	155,707.9	2366.4
2003	9398.05	99.7	4339.39	154,635.5	2475.6
2004	10,541.97	104.4	4411.56	152,415	2622.2
2005	12,335.58	113.1	4636.58	153,552.6	2936.4
2006	14,185.36	101.4	4766.22	155,487.7	3254.9
2007	16,499.7	101.2	4927.69	152,149.5	3587
2008	20,169.46	118.49	5107.83	153,463.9	4140.4
2009	23,707.71	114.06	5239.02	156,265.7	4760.6
2010	25,607.53	97.6	5404.4	158,613.6	5153.2
2011	30,015.05	110.94	5561.68	160,674.8	5919
2012	35,181.24	116.45	5704.24	162,283.2	6977.3
2013	39,544	102.7	5838.85	163,415.7	7916.6
2014	43,269.64	103.2	5911.86	164,626.9	8926.7
2015	47,203	99.8	5995.94	165,446.2	10,489
2016	50,251	101.7	6022.60	166,373.81	11,422

被解释变量： Y ——我国农民年人均纯收入(元)。解释变量： X_1 ——人均国内总产值(元)； X_2 ——农产品生产价格指数(上年 = 100)； X_3 ——化肥施用量(万吨)； X_4 ——农作物总播种面积。

3. 模型的建立

ADF 检验及协整检验

确定模型：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \mu$$

其中 β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为待估参数，而 μ 为随机误差项。

由于所用数据为时间序列数据，需要检验其平稳性。

在命令窗口 `genr` 输入 `YT = log(Y)`，`XiT = log(Xi)`，从而得到新的形式，再进行图示检验。通过该时间序列的时间路径图来粗略地判断其是否存在平稳性。

对被解释变量和各解释变量进行图示检验见图 1，图 2，图 3，图 4，图 5。可以看出，每个变量在图中均表现出在不同的时间段具有持续上升的趋势，因此，该时间序列是非平稳序列。

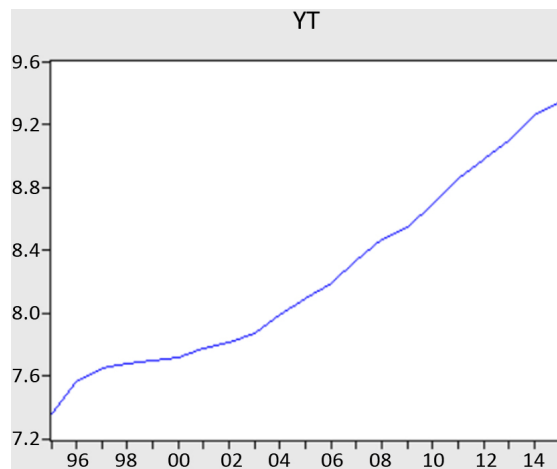


Figure 1. Graphic inspection
图 1. 图示检验

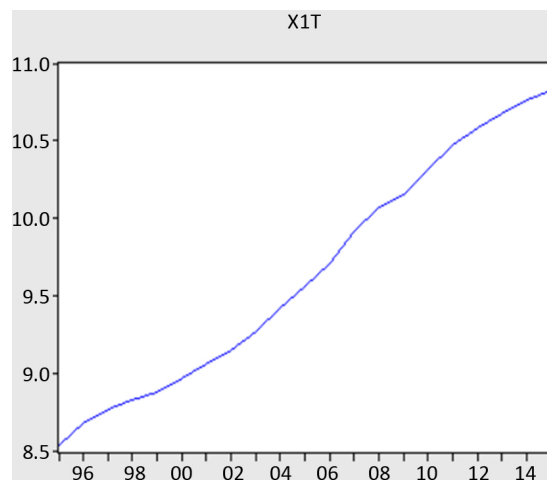


Figure 2. Graphic inspection
图 2. 图示检验

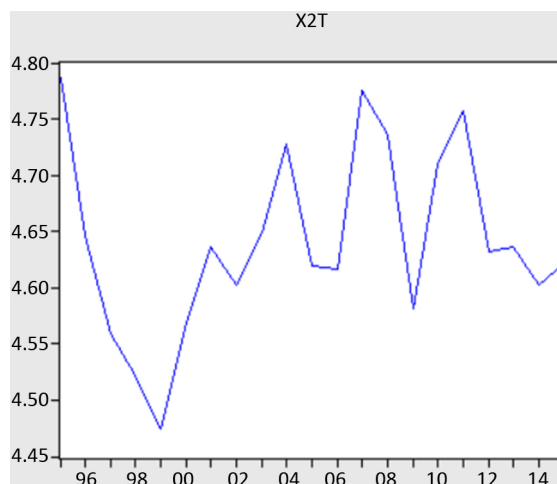


Figure 3. Graphic inspection
图 3. 图示检验

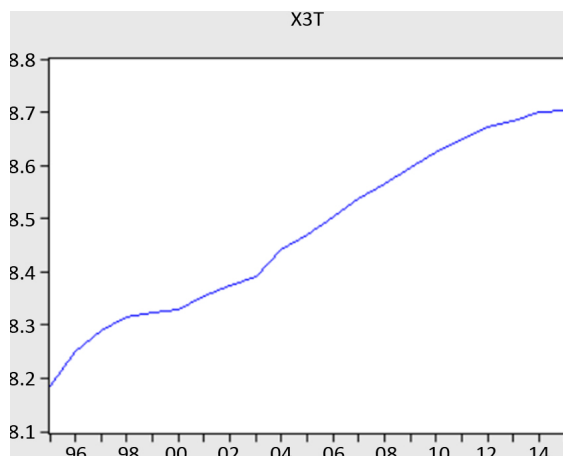


Figure 4. Graphic inspection
图 4. 图示检验

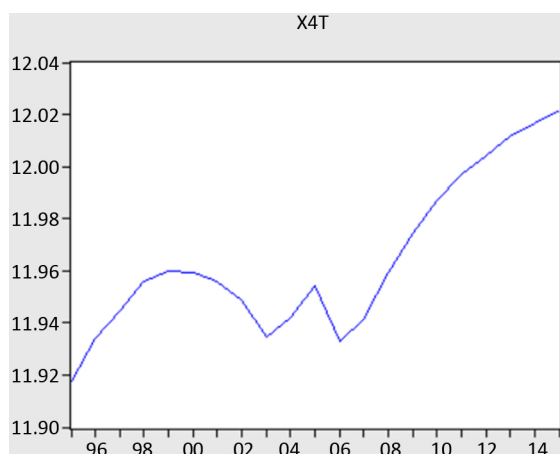


Figure 5. Graphic inspection
图 5. 图示检验

并用 EG 两步法考察它们之间是否存在协整关系见图 6。现在对 YT, X1T, X2T, X3T, X4T 分别考察其单阶整数。

YT:

Null Hypothesis: YT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.481835	0.9999
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Figure 6. Cointegration relationship
图 6. 协整关系

从检验结果看,在 1%,5%,10%三个显著水平下,单位根检验的 Mackinnon 临界值分别为-3.831511, -3.02997, -2.655194, t 检验统计值 3.324114 大于相应临界值,从而不能拒绝 H_0 ,表明 YT 序列存在单位根,是非平稳序列。

为了得到 YT 的单整阶数,我们选取带截距项,滞后差分项选 2 阶见图 7。

Null Hypothesis: D(YT,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.580844	0.0025
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

***Mackinnon (1996) one-sided p-values.**
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(YT,3)
Method: Least Squares

Figure 7. ADF
 图 7. 单位根检验

从检验结果看,在 1%,5%,10%三个显著水平下,单位根检验的 Mackinnon 临界值分别为-3.886751, -3.052169, -2.666593, t 检验统计值-4.580844 小于相应临界值,从而拒绝 H_0 ,表明 y 序列不存在单位根,是平稳序列,即 y 序列是二阶单整的。 $Y \sim I(2)$

采用同样的方法,可检验到 X1T, X2T, X3T, X4T 序列也是二阶单整的。见图 8~图 12。

X1T:

Null Hypothesis: D(X1T,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.068474	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

***Mackinnon (1996) one-sided p-values.**
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Figure 8. ADF
 图 8. 单位根检验

X2T:

Null Hypothesis: D(X2T,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.275304	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Figure 9. ADF

图 9. 单位根检验

X3T

Null Hypothesis: D(X3T,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.732113	0.0009
Test critical values:		
1% level	-2.708094	
5% level	-1.962813	
10% level	-1.606129	

Figure 10. ADF

图 10. 单位根检验

X4T:

Null Hypothesis: D(X4T,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.323128	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.886751	
5% level	-3.052169	
10% level	-2.666593	

Figure 11. ADF

图 11. 单位根检验

为了检验回归残差的平稳性，令 $et = \text{Resid}$ ，选择无截距项，无趋势项的 ADF 检验：

Null Hypothesis: ET has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.323011	0.0022
Test critical values:		
1% level	-2.685718	
5% level	-1.959071	
10% level	-1.607456	

Figure 12. ADF

图 12. 单位根检验

在 5% 的显著性水平下, t 检验统计量值为 -3.323011 , 小于相应临界值, 从而拒绝 H_0 , 表明残差序列不存在单位根, 是平稳序列, 说明 YT 与 X1T, X2T, X3T, X4T 之间存在协整关系(修正放在所有检验后面)。

在经典线性回归的五个基本假定(零均值, 同方差, 无自相关, 解释变量与扰动项不相关, 无多重共线性)得到满足的情况下, 可以使用普通最小二乘法(以下简称 OLS)求出 β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 的估计量。利用 Eviews 软件中的最小二乘法计算。

估计模型的参数得下结果见图 13:

Dependent Variable: YT				
Method: Least Squares				
Date: 06/20/18 Time: 23:31				
Sample: 1996 2016				
Included observations: 21				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1T	1.319021	0.180664	7.300953	0.0000
X2T	-0.441596	0.185549	2.379937	0.0301
X3T	-2.864019	0.758267	-3.777057	0.0017
X4T	2.560192	0.843425	3.035470	0.0079
C	-8.799122	13.59739	-0.647118	0.5267
R-squared	0.995998	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.994997	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.042854	Akaike info criterion	-3.257773	
Sum squared resid	0.029384	Schwarz criterion	-3.009077	
Log likelihood	39.20662	Hannan-Quinn criter.	-3.203800	
F-statistic	995.3959	Durbin-Watson stat	1.406180	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 13. Parameter of Model Regression Result

图 13. 模型回归结果参数

$$\begin{aligned}
 &YT = -8.799122 + 1.319021 * X1T - 0.441596 * X2T - 2.864019 * X3T + 2.560192 * X4T \\
 &SE = 13.59739 \quad 0.180664 \quad 0.185549 \quad 0.758267 \quad 0.843425 \\
 &T = (-0.647118) \quad (7.300953) \quad (-2.379937) \quad (-3.777057) \quad (3.035470) \\
 &R^2 = 0.995998 \quad \bar{R}^2 = 0.994997 \quad F = 995.3959 \quad D.W. = 1.40618
 \end{aligned}$$

4. 模型检验

4.1. 经济意义检验

除了 x_2 , x_3 的参数经济意义不符合, 其他都通参数过经济检验。

4.2. 统计检验

4.2.1. 拟合优度检验

因为 $R^2 = 0.995998$, $\bar{R}^2 = 0.994997$, R^2 较大且接近于 1, 所以该模型的拟合优度较高, 模型解释变

量对被解释变量的影响力高。

4.2.2. *t* 检验

t 检验中三个解释变量的 *t* 值分别是

$$t_1 = 7.300953 \quad t_2 = -2.379937 \quad t_3 = -3.777057 \quad t_4 = 3.035470$$

假设在 5% 的显著性水平下, 自由度为 $n-k-1=21-5=16$ 的 *t* 的临界值 $t_{0.025}(16)=2.12$, 由此可见全部通过显著性检验。

4.2.3. *F* 检验

在 5% 显著性水平下 $F_{0.05}(4,16)=3.01$, *F* 统计值 995.3959 远远大于临界值, 则通过 *F* 检验。方程总体线性关系是显著成立的。

4.3. 多重共线性的检验及补救

4.3.1. 检验

Correlation					
	YT	X1T	X2T	X3T	X4T
YT	1.000000	0.989541	0.157110	0.978915	0.894599
X1T	0.989541	1.000000	0.229243	0.995305	0.841203
X2T	0.157110	0.229243	1.000000	0.191921	-0.124470
X3T	0.978915	0.995305	0.191921	1.000000	0.830091
X4T	0.894599	0.841203	-0.124470	0.830091	1.000000

Figure 14. Figure of Bivariate Coefficients of Variables

图 14. 变量的两两相关系数

由上表可知 X1T, X2T, X3T, X4T 之间存在高度的线性相关性, 模型存在多重共线性。见图 14。

4.3.2. 分别作 YT 与 X1T, X2T, X3T, X4T 间的回归:

结果见图 15, 图 16, 图 17, 图 18。

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.669276	0.253794	2.637087	0.0162
X1T	0.784356	0.026232	29.90052	0.0000
R-squared	0.979190	Mean dependent var		8.235246
Adjusted R-squared	0.978095	S.D. dependent var		0.605866
S.E. of regression	0.089670	Akaike info criterion		-1.894972
Sum squared resid	0.152773	Schwarz criterion		-1.795494
Log likelihood	21.89721	Hannan-Quinn criter.		-1.873383
F-statistic	894.0411	Durbin-Watson stat		0.197011
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 15. Regression of YT and X1T

图 15. YT 与 X1T 的回归

$$YT = 0.669276 + 0.784356 * X1T$$

$$SE = 0.253794 \quad 0.026232$$

$$\textcircled{1} T = (2.637087) \quad (29.90052)$$

$$R^2 = 0.97919 \quad D.W. = 0.197011$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.877600	7.727375	0.372390	0.7137
X2T	1.154422	1.664781	0.693437	0.4964
R-squared	0.024683	Mean dependent var		8.235246
Adjusted R-squared	-0.026649	S.D. dependent var		0.605866
S.E. of regression	0.613886	Akaike info criterion		1.952376
Sum squared resid	7.160253	Schwarz criterion		2.051854
Log likelihood	-18.49995	Hannan-Quinn criter.		1.973966
F-statistic	0.480856	Durbin-Watson stat		0.069707
Prob(F-statistic)	0.496426			

Figure 16. Regression of YT and X2T

图 16. YT 与 X2T 的回归

$$\begin{aligned}
 & \text{YT} = 2.8776 + 1.154422 * \text{X2T} \\
 & \text{SE} = 7.727375 \quad 1.664781 \\
 \textcircled{2} & \text{T} = (0.37239) \quad (0.693437) \\
 & R^2 = 0.024683 \quad \text{D.W.} = 0.069707
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-22.51921	1.472534	-15.29283	0.0000
X3T	3.629121	0.173733	20.88909	0.0000
R-squared	0.958274	Mean dependent var		8.235246
Adjusted R-squared	0.956078	S.D. dependent var		0.605866
S.E. of regression	0.126975	Akaike info criterion		-1.199267
Sum squared resid	0.306328	Schwarz criterion		-1.099789
Log likelihood	14.59231	Hannan-Quinn criter.		-1.177678
F-statistic	436.3543	Durbin-Watson stat		0.163936
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 17. Regression of YT and X3T

图 17. YT 与 X3T 的回归

$$\begin{aligned}
 & \text{YT} = -22.51921 + 3.629121 * \text{X3T} \\
 & \text{SE} = 1.472534 \quad 0.173733 \\
 \textcircled{3} & \text{T} = (-15.29283) \quad (20.88909) \\
 & R^2 = 0.958274 \quad \text{D.W.} = 0.163936
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-204.8935	24.42412	-8.388981	0.0000
X4T	17.81360	2.041396	8.726185	0.0000
R-squared	0.800308	Mean dependent var		8.235246
Adjusted R-squared	0.789797	S.D. dependent var		0.605866
S.E. of regression	0.277776	Akaike info criterion		0.366393
Sum squared resid	1.466035	Schwarz criterion		0.465871
Log likelihood	-1.847123	Hannan-Quinn criter.		0.387982
F-statistic	76.14631	Durbin-Watson stat		0.357004
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 18. Regression of YT and X4T

图 18. YT 与 X4T 的回归

$$\begin{aligned}
 Y_T &= -204.8935 + 17.8136 * X_{4T} \\
 SE &= 24.42412 \quad 2.041396 \\
 \textcircled{4} \quad T &= (-8.388981) \quad (8.726185) \\
 R^2 &= 0.800308 \quad D.W. = 0.357004
 \end{aligned}$$

可见, X_{1T} 的 R^2 最大, t 值通过检验且经济意义正确, 所以人均国内总产值的影响最大, 以 X_{1T} 为基础变量, 顺次加入其他变量逐步回归。

将其他解释变量分别导入上述初始回归模型, 寻找最佳回归方程。见图 19, 图 20, 图 21。

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.050254	1.006546	3.030418	0.0072
X1T	0.797731	0.024032	33.19422	0.0000
X2T	-0.540832	0.222779	-2.427656	0.0259
R-squared	0.984323	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.982581	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.079962	Akaike info criterion	-2.082970	
Sum squared resid	0.115090	Schwarz criterion	-1.933752	
Log likelihood	24.87118	Hannan-Quinn criter.	-2.050586	
F-statistic	565.0989	Durbin-Watson stat	0.382893	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 19. Regression model

图 19. 回归模型

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.86537	7.561048	2.098302	0.0503
X1T	1.287933	0.251622	5.118520	0.0001
X3T	-2.366391	1.176862	-2.010763	0.0596
R-squared	0.983007	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.981119	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.083250	Akaike info criterion	-2.002365	
Sum squared resid	0.124751	Schwarz criterion	-1.853148	
Log likelihood	24.02484	Hannan-Quinn criter.	-1.969981	
F-statistic	520.6399	Durbin-Watson stat	0.457310	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 20. Regression model

图 20. 回归模型

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-48.64106	8.798454	-5.528364	0.0000
X1T	0.642519	0.030081	21.35978	0.0000
X4T	4.235782	0.755671	5.605328	0.0000
R-squared	0.992421	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.991578	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.055600	Akaike info criterion	-2.809712	
Sum squared resid	0.055644	Schwarz criterion	-2.660494	
Log likelihood	32.50197	Hannan-Quinn criter.	-2.777328	
F-statistic	1178.427	Durbin-Watson stat	0.587818	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 21. Regression model

图 21. 回归模型

第一步，在初始模型中引入 X2T，模型拟合优度提高，参数符号不合理。

第二步，引入 X3T，拟合优度再次提高，但 X3 的参数未能通过 t 检验，且参数符号与经济意义不符(舍去)。

第三步，，引入 X4T，拟合优度再次提高，且参数符号合理，变量也通过了 t 检验。

因此，最终的国内旅游收入函数应以 $Y = f(X1T, X4T)$ 为最优，拟合结果如下：

$$Y_t = -48.64106 + 0.642519 * X1T + 4.235782 * X4T$$

$$(-5.528364) \quad (21.35978) \quad (5.605328)$$

以 X1T，X4T 为基础变量，顺次加入其他变量逐步回归，寻找最佳回归方程。见图 22，图 23。

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-47.58770	11.89146	-4.001837	0.0009
X1T	0.645878	0.039526	16.34050	0.0000
X4T	4.155607	0.974084	4.266168	0.0005
X2T	-0.027261	0.199678	-0.136524	0.8930
R-squared	0.992429	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.991093	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.057180	Akaike info criterion	-2.715570	
Sum squared resid	0.055583	Schwarz criterion	-2.516613	
Log likelihood	32.51348	Hannan-Quinn criter.	-2.672391	
F-statistic	742.7922	Durbin-Watson stat	0.574563	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 22. Regression model

图 22. 回归模型

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-34.34798	9.420986	-3.645900	0.0020
X1T	1.032869	0.152223	6.785251	0.0000
X4T	3.999324	0.663749	6.025359	0.0000
X3T	-1.797112	0.690373	-2.603103	0.0186
R-squared	0.994581	Mean dependent var	8.235246	
Adjusted R-squared	0.993624	S.D. dependent var	0.605866	
S.E. of regression	0.048377	Akaike info criterion	-3.049943	
Sum squared resid	0.039786	Schwarz criterion	-2.850987	
Log likelihood	36.02440	Hannan-Quinn criter.	-3.006764	
F-statistic	1039.979	Durbin-Watson stat	0.966966	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 23. Regression model

图 23. 回归模型

讨论：第一步，在初始模型中引入 X2T，模型拟合优度最高，参数符号不合理，X2T 的参数能通过 t 检验。

第二步，引入 X3T，拟合优度 X3T 最高，但参数符号不合理，变量通过了 t 检验。

因此，最终的国内旅游收入函数应以 $Y = f(X1T, X4T)$ 为最优，拟合结果如下：

$$YT = -48.64106 + 0.642519 * X1T + 4.235782 * X4T$$

$$SE = 8.798454 \quad 0.030081 \quad 0.755671$$

$$T = (-5.528364) \quad (21.35978) \quad (5.605328)$$

$$R^2 = 0.992421 \quad F = 1178.427 \quad DW = 0.587818$$

4.3.3. 序列相关检验

对于上文所分析得到的模型中的 D.W. 值, 我们可以通过 DW 检验与临界值相比较可知, 在 5% 显著水平情况下, $n = 21, k = 3, k' = 2$ (包含常数项), 查表可以得到 $d_L = 1.125, d_u = 1.538$, 由于 $D.W. = 0.587818$, 位于 $0 < DW < DL$ 之间, 说明在 5% 显著性水平下广义差分模型中存在正自相关。

科克伦-奥科特迭代法: 见图 24

Dependent Variable: YT
Method: Least Squares
Date: 06/21/18 Time: 01:55
Sample (adjusted): 1998 2016
Included observations: 19 after adjustments
Convergence achieved after 40 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1T	0.890073	0.149352	5.959575	0.0000
X4T	0.584597	0.554993	1.053342	0.3100
AR(1)	1.480482	0.152864	9.684938	0.0000
AR(2)	-0.601952	0.182483	-3.298674	0.0053
C	-7.395814	6.534390	-1.131829	0.2767
R-squared	0.998810	Mean dependent var		8.316483
Adjusted R-squared	0.998470	S.D. dependent var		0.577588
S.E. of regression	0.022595	Akaike info criterion		-4.521263
Sum squared resid	0.007147	Schwarz criterion		-4.272726
Log likelihood	47.95200	Hannan-Quinn criter.		-4.479200
F-statistic	2937.084	Durbin-Watson stat		2.125558
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figure 24. Cochran-Ocot iteration method

图 24. 科克伦-奥科特迭代法

$DW = 2.125558$, 位于 $du < DW < 4-du$ 之间, 说明在 5% 显著性水平下广义差分模型中无自相关。

4.3.4. 异方差性检验

利用 White 检验对模型是否存在异方差进行检验, 对之前序列相关性修正后的模型回归方程式进行 White 检验, 检验结果见图 25。

怀特统计量 $nR^2 = 7.535629$, 进过检验观察后, 我们会发现该值小于 5% 的显著性水平, 自由度为 5 的 X^2 分布的相应临界值 $X_{0.05}^2 = 9.48773$, $nR^2 = 7.535629 < X_{0.05}^2 = 9.48773$, 因此模型的回归方程不存在显著异方差。

4.3.5. 协整检验修正

由上面协整检验及其他检验可确定 y x_1 x_3 x_4 之间存在协整, 表明四者之间有长期均衡关系, 但从短期来看, 可能会出现失衡, 为了增强模型的精度, 进行误差修正。构建误差修正模型[4]。

$$\Delta Y = \alpha + \beta_1 \Delta X1T + \beta_4 \Delta X4T + \gamma E + \mu$$

在 EViews 中, 点击 `genr` 功能键, 生成 y x_1 x_3 x_4 的差分序列:

$$DYT = \Delta YT = YT - YT(-1)$$

$$DX1T = \Delta X1T = X1T - X1T(-1)$$

$$DX4T = \Delta X4T = X4T - X4T(-1)$$

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	2.238687	Prob. F(4,16)	0.1105	
Obs*R-squared	7.535629	Prob. Chi-Square(4)	0.1101	
Scaled explained SS	3.175762	Prob. Chi-Square(4)	0.5289	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/18 Time: 03:16				
Sample: 1996 2016				
Included observations: 21				
Collinear test regressors dropped from specification				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.158588	10.22562	0.700064	0.4939
X1T	-0.777021	1.042813	-0.745120	0.4670
X1T^2	-0.000215	0.005041	-0.042626	0.9665
X1T*X4T	0.065239	0.094612	0.689543	0.5004
X4T	-0.599364	0.898641	-0.673722	0.5101
R-squared	0.358839	Mean dependent var	0.002650	
Adjusted R-squared	0.198549	S.D. dependent var	0.002908	
S.E. of regression	0.002604	Akaike info criterion	-8.859660	
Sum squared resid	0.000108	Schwarz criterion	-8.610965	
Log likelihood	98.02643	Hannan-Quinn criter.	-8.805687	
F-statistic	2.238687	Durbin-Watson stat	1.397816	
Prob(F-statistic)	0.110542			

Figure 25. Test result

图 25. 检验结果

然后以 DYT 作为被解释变量，以 DX1T, DX4T 和 e(-1)作为解释变量，估计回归模型见图 26:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004157	0.024764	0.167848	0.8688
DX1T	0.735827	0.209604	3.510559	0.0029
DX4T	1.962268	0.924349	2.122866	0.0497
ET(-1)	-0.041141	0.198995	-0.206745	0.8388
R-squared	0.564982	Mean dependent var	0.098979	
Adjusted R-squared	0.483417	S.D. dependent var	0.050988	
S.E. of regression	0.036647	Akaike info criterion	-3.598110	
Sum squared resid	0.021488	Schwarz criterion	-3.398964	
Log likelihood	39.98110	Hannan-Quinn criter.	-3.559234	
F-statistic	6.926709	Durbin-Watson stat	0.889326	
Prob(F-statistic)	0.003351			

Figure 26. Regression model

图 26. 回归模型

$$\Delta Y_T = 0.004157 + 0.735827\Delta X_{1T} + 1.962268\Delta X_{4T} - 0.041141ET$$

$$T = 0.167848 \quad 3.510559 \quad 2.122866 \quad -0.106745$$

$$R^2 = 0.564982 \quad DW = 0.889326$$

上述估计结果表明,我国农民年人均纯收入的变化不仅取决于人均国内总产值,农作物总播种面积的变化,而且还取决于上一期我国农民年人均纯收入对均衡水平的偏离,误差项 $\epsilon_t(-1)$ 估计的系数 0.680432 体现了对偏离的修正,上一期偏离越远,本期修正量就越大,即系统存在误差修正机制。

4.3.6. 格兰杰因果检验

Quick/group statistics/Granger causality test, 在 lags to include 中输入 2 并点击 OK, 得到检验结果见图 27。

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
YT does not Granger Cause X1T	19	6.84557	0.0084
X1T does not Granger Cause YT		6.56157	0.0098
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
YT does not Granger Cause X4T	19	2.77846	0.0963
X4T does not Granger Cause YT		4.51195	0.0307

Figure 27. Test result

图 27. 检验结果

在零假设成立的条件下,检验统计量 $F \sim F[m, n - (s + m)]$ 。在显著性水平 0.05 下, $F_{0.05}(2, 15) = 3.68$, $6.56157, 4.51195 > F_{0.05}(2, 9)$ 所以变量 X1T, X4T 是变量 YT 的格兰杰原因。

5. 模型的确定

经过一系列的模型检验和设定,可以认为修正后的模型已无多重共线性,不存在异方差也无序列相关性[5]。最终可将模型设定为:

$$\begin{aligned}
 &YT = -48.64106 + 0.642519 * X1T + 4.235782 * X4T \\
 &SE = 8.798454 \quad 0.030081 \quad 0.755671 \\
 &T = (-5.528364) \quad (21.35978) \quad (5.605328) \\
 &R^2 = 0.992421 \quad F = 1178.427 \quad DW = 0.587818
 \end{aligned}$$

6. 多元线性模型分析及结论

6.1. 剔除解释变量的分析

首先,由初步回归的计量回归模型的结果可以得出,虽然农产品生产价格指数、化肥施用量、对我国农村居民收入均有不同程度的影响力,但是从回归分析的结果来看,农产品生产价格指数、化肥施用量对我国农村居民收入的影响并不显著。农产品生产价格指数、化肥施用量的 t 值都很小,均不能通过检验,而且,农产品生产价格指数、化肥施用量的经济意义不能通过。所以应该剔除解释变量农产品生产价格指数、化肥施用量[6]。

6.2. 保留解释变量分析

6.2.1. 人均国内总产值

从最终模型回归结果可以看出,人均国内总产值的 t 值和 F 值都较大,人均国内总产值可以通过 t 检验和 F 检验,说明人均国内总产值与我国农村居民收入的线性关系显著存在,且不存在异方差但存在序列相关性,模型的拟合优度较高。从经济意义角度来看,人均国内总产值与我国农村居民收入呈正相

关关系，与原假设一致，可以通过经济意义检验。人均国内总产值 X_1 的系数为 0.8371，表示在样本期间，即 1996~2014 年间，保持其他变量不变，平均而言，人均国内总产值每上升 1%，我国农村居民收入的平均值下降 0.8371%，人均国内总产值当前波动与我国农村居民收入波动呈显著正相关关系[7]，因此说明人均国内总产值对我国农村居民收入有重要的影响。

6.2.2. 农作物总播种面积

从最终模型回归结果可以看出，农作物总播种面积的 t 值和 F 值都较大，可以通过 t 检验和 F 检验，说明农作物总播种面积与我国农村居民收入的线性关系显著存在，且不存在异方差，模型的拟合优度较高。从经济意义角度来看，农作物总播种面积与我国农村居民收入呈正相关关系，与原先假设一致，可以通过经济意义检验。农作物总播种面积 X_6 的系数为 0.7158，表示在样本期间，即 1996~2014 年间，保持其他变量不变，平均而言，农作物总播种面积每上升 1%，我国农村居民收入的平均值将会上升 0.7158%，农作物总播种面积当前波动与我国农村居民收入波动呈显著正相关，因此说明农作物总播种面积对我国农村居民收入有重要影响[8]。

6.2.3. 政策建议

随着我国土地的减少，应加大耕地面积，加大支农投入力度，优化农民收入结构。政府应加大对农业的转移支付，以促进农村发展和提高农民生活水平为目的，优化农民收入结构，促进新农村建设。建设有效发展机制，实现循环发展。壮大农村自我发展的力量，从多方面着手，走协调发展之路。如实现农民素质和种植专业素养的提高、立法保障农民收入权益、政府农业政策的支持等。切实解决农民生产致富中缺少资金、融资困难的瓶颈问题。农民要致富，资金投入是必不可少的，也是举足轻重的。应继续深化收入分配体制改革，加强对收入分配的宏观调控，及时化解收入分配中的矛盾。用发展和改革的办法解决农村居民收入分配差距扩大问题，促进农村社会和谐、稳定发展[9]。

参考文献

- [1] 徐英岚. 韩村河地区农耕文化的发展现状研究[J]. 产业与科技论坛, 2013, 12(24): 31-32.
- [2] 邹东涛, 栾大鹏. 完善社会主义市场经济体制的经验总结[J]. 乌鲁木齐职业大学学报, 2014, 23(1): 13-19.
- [3] 赵传超, 尚珍艳. ARMA 模型在成都市人均 GDP 预测中的应用[J]. 鲁东大学学报(自然科学版), 2012, 28(3): 223-226.
- [4] 蒋燕. FDI 流入对我国进出口贸易影响的实证分析[J]. 中国商贸, 2012(28): 201-202.
- [5] 韩梅. 中国能源消耗影响因素的计量分析[J]. 绿色财会, 2013(7): 42-45.
- [6] 郑姗, 宗义湘. 我国农业人均纯收入影响因素分析[J]. 合作经济与科技, 2015(1): 14-16.
- [7] 辛永容, 肖俊哲. 我国农村居民地区间收入差异成因的实证分析[J]. 安徽商贸职业技术学院学报(社会科学版), 2008(2): 16-19.
- [8] 王小平. 种植业结构调整与农村居民收入区域差异关系分析——以宜春市为例[J]. 广东农业科学, 2011, 38(16): 170-172.
- [9] 胡学锋. 构建和谐社会的影响因素分析[J]. 财经理论与实践, 2005(3): 117-121.

知网检索的两种方式：

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择：[ISSN]，输入期刊 ISSN：2325-2251，即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入，输入文章标题，即可查询

投稿请点击：<http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱：sa@hanspub.org