

# 北京市农民增收影响因素研究

张 晓

北京建筑大学城市经济与管理学院 北京市 102616

**摘 要:** 农民增收是我国农业农村发展进程中所面临众多困难中的一个。本文以北京为研究对象,采用主成分分析法,分析 2001-2020 年北京农民收入的影响因素。结果发现:通过主成分分析提取出两个公共因子,分别是  $F_1$  综合发展水平和  $F_2$  产业结构;两个公共因子与北京各收入结构之间存在协整关系;综合发展水平、产业结构和自身对农民各收入结构的影响有较大差异。

**关键词:** 北京;农民增收;SVAR

## Study on influencing factors of farmers' income increase in Beijing

Xiao Zhang

Beijing University of Civil Engineering and Architecture;Beijing;102616

**Abstract:** Raising farmers' income is one of the many challenges faced in the process of agricultural and rural development in China. This paper takes Beijing as the research object and uses principal component analysis to analyze the influencing factors of farmers' income in Beijing from 2001 to 2020. The results reveal that two common factors, namely  $F_1$  comprehensive development level and  $F_2$  industrial structure, are extracted through principal component analysis. There is a cointegration relationship between the two common factors and the income structure in Beijing. There are significant differences in the impact of comprehensive development level, industrial structure, and self-factors on various income structures of farmers.

**Keywords:** Beijing; Increase of farmers' income; SVAR

### 引言

农民增收是“三农”工作的中心任务,是我国农业农村发展进程中所面临众多困难中的一个。现有研究普遍认为财政支农政策的不断完善,给农业供给侧结构性改革带来积极影响;土地流转确实会促进农民增收,但对于不同农户类型和不同类型收入产生的影响不同。农业技术作为农业经济增长的动力源泉,其对家庭经营收入的促进作用大于对工资性收入的促进作用;而农业机械化水平作为农业技术的一部分,通过劳动力转移和农产品价格两个中介路径促进农民增收。劳动力转移主要从三个方面增加农民收入,分别是直接增加农民非农收入、间接提高农业生产效率和提高农民素质;此外,农村劳动力素质是制约农民增收的关键因素,人力资本投入是影响农民增收的主要因素<sup>[1]</sup>。北京作为全国政治文化中心,聚焦共同富裕目标,着力构建农民增收长效机制。针对北京市的研究中,以定性分析为主。因此,本文在参考其他文献的基础上,选取 11 个影响因素,运用主成分分析法提取公共因子,并构建 SVAR 模型,探究北京市农村居民收入的影响因素,以期为北京市农民增收提供实证支持。

### 一、方法、变量与数据

#### 1.1 研究方法

(1) 主成分分析法。在研究中,变量个数过多,导致

变量之间具有一定的相关关系。主成分分析法可以在众多变量中,提取出具有代表性的因子,并将相似变量划分到同一因子中,建立尽可能少的新变量,确保新变量在不相关的基础上,尽可能多的保留原有信息。

(2) SVAR 模型。结构向量自回归(SVAR)模型是通过向向量自回归(VAR)模型的扩展和延申,是通过向 VAR 模型施加一定的限制条件而得到的结构式。SVAR 模型能够捕捉模型中个变量之间即时的结构性关系,在一定程度上弥补 VAR 模型在结构识别上的不足。在 VAR 模型的基础上,通过导入变量之间结构性关系,即可推导出 SVAR 模型。

#### 1.2 变量选取

因变量:本文选取北京市农村居民人均可支配收入代表北京市农民的收入水平,用  $Y$  表示;用  $Y_1$  表示北京市农村居民工资性收入;  $Y_2$  表示北京市农村居民经营性收入;  $Y_3$  表示北京市农村居民财产净收入;  $Y_4$  表示北京市农村居民转移净收入。自变量:考虑到影响因素应具有代表性和可量化性,以及数据的可得性,结合常文涛<sup>[2]</sup>、佟光霁<sup>[3]</sup>等人的研究成果,本文选取 11 个影响北京市农村居民收入的因素,如表 1 所示:

表 1 变量定义与计算方法

变 量	含 义	计 算 方 法	单 位
--------	--------	------------------	--------

Y	农民收入	农村居民人均可支配收入	元/人
Y <sub>1</sub>	工资性收入	--	元/人
Y <sub>2</sub>	经营性收入	--	元/人
Y <sub>3</sub>	财产净收入	--	元/人
Y <sub>4</sub>	转移净收入	--	元/人
X <sub>1</sub>	城市化水平	城镇人口/总人口	%
X <sub>2</sub>	城乡收入差距	城乡居民家庭人均可支配收入比	%
X <sub>3</sub>	地区经济水平	人均 GDP	元
X <sub>4</sub>	农民受教育水平	(小学受教育人数×6+初中受教育人数×9+高中受教育人数×12+大专以上受教育人数×16)÷总人数	年
X <sub>5</sub>	农地生产能力	粮食单产	公斤/公顷
X <sub>6</sub>	农业机械总动力	--	万千瓦
X <sub>7</sub>	农村固定资产投资	--	亿元
X <sub>8</sub>	农业财政支持	--	亿元
X <sub>9</sub>	农产品生产者价格指数	--	%
X <sub>10</sub>	第一产业比重	第一产业产值/农业总产值	%
X <sub>11</sub>	实际利用外资	--	万美元

### 1.3 数据来源

数据来源：2001-2020 年数据来自于《中国农村统计年鉴》、《北京市统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。在数据分析之前，首先对数据进行标准化，消除量纲影响。

## 二、实证分析

本文运用主成分分析法提炼出公共影响因子及其时间序列；运用 ADF 检验法对时间序列的平稳性进行检验，若时间序列不平稳，则运用差分法对数据进行差分处理，使时间序列变为单整序列。然后对该时间序列进行协整性检验，判断北京农民各收入结构与公共影响因子之间是否存在长期均衡关系，若存在，则构建 SVAR 模型，并通过方差分解法对影响农民收入的因素进行具体分析。

### 1.1 主成分分析

在主成分分析之前，通过求样本 KMO 值和 Bartlett 球形检验，判断该序列是否适合进行主成分分析。经检验，本文样本 KMO 值为 0.82，Bartlett 球形检验中近似卡方值为 366.11，P 值为 0，因此适合进行主成分分析。通过分析主成分碎石图和特征值，得到两个公共影响因子。第一主成分的特征值为 8.25，贡献率为 74.97%；第二主成分的特征值为 1.40，贡献率为 12.71%。两个主成分贡献率共计为 87.68%，说明两个主成分能够表达原来样本 11 各指标中 87.68% 的信息，超过 85% 的水平，原样本信息损失较少，因此可以选用这两个主成分来解释本文的 11 个变量。

表 2 旋转后的成分矩阵

	成分	
	1	2
ZX <sub>4</sub> 农民受教育水平	0.983	0.038
ZX <sub>7</sub> 农村固定资产投资	0.957	0.049
ZX <sub>6</sub> 农业机械总动力	-0.971	-0.192
ZX <sub>9</sub> 农产品生产者价格指数	0.948	0.140
ZX <sub>3</sub> 地区经济水平	0.946	0.280
ZX <sub>1</sub> 城市化水平	0.942	-0.239
ZX <sub>5</sub> 农地生产能力	0.935	0.056
ZX <sub>8</sub> 农业财政支持	0.908	0.386
ZX <sub>11</sub> 实际利用外资	0.878	0.254
ZX <sub>10</sub> 第一产业比重	-0.028	0.864
ZX <sub>2</sub> 城乡收入差距	-0.177	-0.665

为了更好的解释提取出的两个主成分，本文选择最大方差法对因子荷载矩阵进行旋转，结果如表 2 所示。第一主成分在农民受教育水平、农村固定资产投资、农业机械总动力、农产品生产者价格指数、地区经济水平、城市化水平、农地生产能力、农业财政支持、实际利用外资上的荷载较大，都在 0.8 以上，这些指标反应地区综合发展水平，因此将其视为综合发展水平 F<sub>1</sub>；第二主成分在第一产业比重上的荷载较大，超过 0.8，集中体现产业结构现状，因此将其单列为产业结构 F<sub>2</sub>；由于城乡差距收入差距上在两个主成分上的荷载均小于 0.8，因此省略这一影响因素。

### 1.2 SVAR 模型分析

(1) 平稳性检验。由于平稳性可以替代随机抽样假定，且模型的随机干扰项仍满足极限法则，同时有效减少虚假回归，因此在建立模型之前，对数据进行平稳性检验。本文选用 ADF 检验方法对时间序列进行平稳性检验。经检验，二阶差分后 P 值均小于 0.05，表明所有变量二阶差分序列均平稳，即二阶单整，可以继续协整检验。

(2) Johansen 检验。在本文中，分别检验 Y<sub>1</sub>、Y<sub>2</sub>、Y<sub>3</sub>、Y<sub>4</sub> 与 F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 的协整性，为节省篇幅，本文只给出 Y<sub>1</sub> 与 F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 的检验结果。通过计算，本文最终确定以最优滞后阶数为 2，存在截距和线性无趋势的形式给出最终协整检验结果，如表 3 所示。根据表中所示，迹统计量和  $\Lambda$ -MAX 统计量结果一致，表明至少存在一个协整关系。同理可得，Y<sub>2</sub> 与 F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 至少存在一个协整关系；Y<sub>3</sub> 与 F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 至少存在一个协整关系；Y<sub>4</sub> 与 F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 至少存在一个协整关系。

表 3 Johansen 检验结果

原假设	特征根	迹统计量 (P 值)	$\Lambda$ -MAX 统计量 (P 值)
没有协整向量	0.94	59.70 (0.000)	42.61 (0.000)

至少一个协整向量	0.64	17.08 (0.027)	15.44 (0.033)
最多两个协整向量	0.10	1.65 (0.199)	1.65 (0.199)

(3) 滞后期确定和模型稳定性检验。首先通过计算, 得到四类收入与公共因子所确定模型的滞后期分别为 3 期, 3 期, 3 期, 2 期。在此基础上对模型的稳定性进行检验, 得到各滞后期下的 AR 特征根检验结果, 如图 1 所示。由图可知, (1) 和 (4) 中特征根均落在单位圆内, 表明模型稳定; (2) 和 (3) 中有特征根落在单位圆外, 表明模型不稳定。

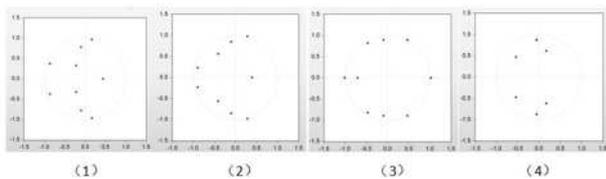


图 1 AR 特征根检验结果

(4) SVAR 模型构建。SVAR 模型主要分为三类, 分别是 C 模型、K 模型和 AB 模型, 其中 AB 模型更为常用。通过 EVIEWS 构建的 SVAR 模型的估计结果如图 2 所示。考虑到篇幅原因, 经营性收入, 财产净收入和转移净收入与两个公共因子关系的 SVAR 模型和估计结果省略。结果显示, 综合发展水平和产业结构对工资性收入有正向同期影响; 综合发展水平和产业结构对财产净收入有正向同期影响; 经营性收入、转移净收入与两个公共因子的 SVAR 模型不稳定。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 9.120 & 1 & 0 \\ -0.001 & 1.370 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_t^{F_1} \\ \xi_t^{F_2} \\ \xi_t^{Y_1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 633.450 & 0 & 0 \\ 0 & 0.092 & 0 \\ 0 & 0 & 0.613 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t^{Y_1} \\ \mu_t^{F_1} \\ \mu_t^{F_2} \end{bmatrix}$$

图 2 工资性收入与两个公共因子 SVAR 模型的估计结果

(5) 方差分解。方差分解更够反映出时间序列中由于“自身”冲击和其他变量的冲击而导致移动的比例。通过计算可得, 各收入结构与公共因子的方差分解结果如图 3 所示。F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 和自身对 Y<sub>1</sub> 的均方误差贡献率的数值分别为 39%、35%和 26%; 且 Y<sub>1</sub> 自身贡献率在第一期至第十期逐渐下降, 之后趋于平稳; F<sub>2</sub> 的贡献率呈现波动后其余平缓趋势。F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 和自身对 Y<sub>2</sub> 的均方误差贡献率的数值分别为 22%、37%和 42%; Y<sub>2</sub> 自身的贡献率呈下降趋势, 到第十期后趋于平缓; F<sub>2</sub> 的贡献率在前两期出现激增后平缓上升。F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 和自身对 Y<sub>3</sub> 的均方误差贡献率的数值分别为 68%、18%和 14%; Y<sub>3</sub> 自身的贡献率在前两期内出现骤减后趋于平稳; F<sub>1</sub> 的贡献率在第六期达到最小值; F<sub>2</sub> 的贡献率在第三期出现激增。

F<sub>1</sub>、F<sub>2</sub> 和自身对 Y<sub>4</sub> 的均方误差贡献率的数值分别为 59%、5%和 36%; Y<sub>4</sub> 本身的贡献率在前两期内出现骤减后平稳, F<sub>1</sub> 的贡献率在前两期出现激增后趋于平稳。

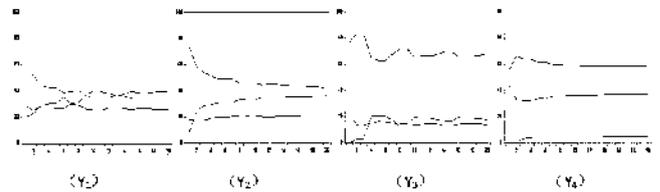


图 3 各收入结构方差分解

注: 蓝色代表 F<sub>1</sub>, 红色代表 F<sub>2</sub>, 绿色代表“本身”。

### 三、结论与建议

通过上述分析, 可以得到如下结论: 第一, 本文中北京市农民收入影响因素众多, 通过主成分分析提取出两个公共因子, 即综合发展水平 F<sub>1</sub> 和产业结构 F<sub>2</sub>。第二, 平稳性检验结果显示, 二阶差分后的序列是平稳的, 可以进行协整检验。协整检验结果显示, 两个公共因子与北京各收入结构之间存在协整关系。第三, 方差分解结果显示, 从长期来看, 产业结构对工资性收入和经营性收入的影响大于综合发展水平的影响; 综合发展水平对财产净收入和转移净收入的影响程度远大于产业结构和自身的影响程度。据此提出如下建议:

第一, 综合多方因素, 提升综合发展水平。明确北京首都功能, 发挥政府和市场的双重作用, 充分协调人、财、物、信息等要素, 加大政府对农业机械设施、教育以及科研的投入, 鼓励人才培养和人才引进, 吸引外资投入。第二, 深化农村供给侧结构性改革, 推动农村产业融合发展。产业结构变迁是促进农民增收的重要因素之一, 培育农业产业多元化经营主体, 开创多元化经营方式是产业融合发展的重要前提。同时, 充分挖掘农业多功能属性, 借助北京市地域和经济优势, 大力发展休闲旅游、特色小镇等第三产业, 以推动北京市农村居民工资性收入和经营性收入快速发展。

### 参考文献:

[1]白云.基于农民增收视角下的农村人力资源开发探究[J].学术交流,2010(04):119-121.  
[2]常文涛,杜宾彬.基于乡村振兴的“后扶贫时代”农民增收影响因素分析[J].统计与决策,2022,38(08):27-31.  
[3]佟光霁,张林.农民增收的核心影响因素分析[J].统计与决策,2013(13):92-95.

作者简介: 张晓 (1999-), 女, 汉族, 河南周口人, 硕士研究生, 北京建筑大学, 技术经理及管理