

参赛密码 _____
(由组委会填写)

“华为杯”第十三届全国研究生
数学建模竞赛

学 校 桂林电子科技大学

参赛队号	
队员姓名	

参赛密码 _____
(由组委会填写)



“华为杯”第十三届全国研究生 数学建模竞赛

题 目 粮食最低收购价政策问题研究

摘 要：

问题一主要讨论影响粮食种植面积的指标体系和粮食种植面积的关系，首先，通过查阅相关资料确立了最低收购价、粮食产量、农业劳动力人口、粮食进口贸易、粮食出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担和财政支农力度九个指标。其次利用主成分分析找出对小麦种植面积贡献率较大的指标，最后通过回归分析方法得河北、河南、广西、江苏、江西、山东、浙江七个省份的粮食种植面积与影响粮食指标体主成分回归模型，其中河北省模型为：

$$Y = 8.79780 - 0.02594Z_1 + 0.02357Z_2$$

且模型均通过检验。对比各模型得出，财政支农力度对粮食种植面积影响较大。

对于问题二，以小麦为例，从粮食安全的角度来评价粮食最低价收购政策的实施效果。首先，分别建立最低收购价政策执行前后、执行省区与非执行省区四个面板数据模型，如执行区政策后粮食产量面板数据模型为：

$$y = -321.30617 + 0.67817x_1 - 1103.33301x_5 - 0.10112x_6 + 0.03511x_9$$

并对其 4 个模型进行对比。其次，通过非参数统计方法来检验执行最低收购粮价政策前后、执行区（河北、江苏、安徽、山东、河南、湖北）和非执行区（黑龙江、四川）的差异，执行区小麦产量差异性检验结果如下表：

		河北	河南	湖北	江苏	安徽	山东
中位数	政策前	1139	2292	234	760	748	1860
	政策后	1231	3082	345	1008	1207	2059
P 值		0.025	0.000	0.178	0.025	0.000	0.178

非执行区差异性检验也通过。最后本文通过小麦播种面积的变异系数以及小麦产量的变异系数进行刻画小麦市场风险来分析政策是否有效。变异系数在实施政策

后是逐渐下降的，表明小麦市场逐渐趋向于稳定，国家政策起到了一定的作用。综上所述小麦最低收购价政策执行效果较为明显，执行省区小麦的播种面积优势稳步提升；最低收购价对非执行省区也有一定影响；适度扩大粮食最低收购价政策的范围，对保障国家粮食安全有重要作用。

对于问题三，通过粮食储备率来进行衡量供需关系。首先，根据修正粮食动态平衡预警模型的制定的综合警情指标，建立粮食供求紧平衡模型：

$$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t = 17\% \sim 18\%,$$

其次，采用 2000-2015 年国内小麦供需平衡分析数据，计算得到小麦储备率，最后，结合小麦最低收购价、历年小麦价格以及小麦供需关系构成粮食价格体系，可得到小麦的平均价格与上一年的储备率成反比，小麦供需与粮食最低收购价共同作用维持了小麦市场的稳定。

对于问题四，首先，通过 2006 年到 2014 年的最低收购价格数据，采用 Logistic 回归分析方法，求解得到阻滞增长模型为：

$$P = 125.65 - \frac{60.24}{1 + \left(\frac{t}{2010.98} \right)^{1101.66}},$$

其次，把“十二五”期间国家发展与改革委员会公布的粮食最低收购价价格与该模型拟合值进行比较，两者的偏离度范围在 $[-0.0116, 0.0173]$ 内，因此可以得出国家公布的最低收购价格是合理的。然后，利用该模型预测出 2017 年小麦最低收购价为 123.5 元。最后，考虑更多的因素，从生产要素出发建立新的预测模型：

$$P = C = FC + LC + SR = \frac{\left[FI \left(1 + \frac{AIR + YLR}{2} \right) + LD \times EW + SR \right] \times 50}{PMY}.$$

将二者结合得到 2017 年的小麦最低收购价的合理范围为 $[123.5, 125.65]$ 。

对于问题五，通过系统动力学中因果关系图分析小麦最低收购价格与小麦供求关系间的关系。建立逐步回归模型得到最低收购价格与小麦的供需间关系，即

$$P_{\min} = 0.0372input + 0.01272consumption - 0.00252area$$

通过计算在种植面积增加 5% 时各变量的取值，并带入模型计算得到小麦增产 5% 时最低收购价为 97.93 元，由于 2015 年的小麦最低收购价为 118 元，则认为政府不需要调整粮食最低收购价，只要维持现状即可。且政府给出了 2016 年与 2017 年小麦的最低收购价均为 118 元，验证了维持现状依旧能调动农民的积极性，且可使播种面积增加。

根据上述的研究结论，提出调控粮食种植的优化决策和建议。

关键词：最低收购价；主成分回归；面板数据模型；阻滞增长模型；供求紧平衡模型；系统动力学。

目录

1. 问题重述.....	1
1.1 问题背景.....	1
1.2 本文需要解决的问题.....	1
2. 模型假设.....	2
3. 基本符号说明.....	3
4. 问题分析	4
4.1 问题一分析.....	4
4.2 问题二分析.....	5
4.3 问题三分析.....	5
4.4 问题四分析.....	6
4.5 问题五分析.....	7
5. 模型的建立与求解.....	7
5.1 数据来源.....	7
5.2 问题一模型建立与分析.....	7
5.2.1 预备知识.....	7
5.2.2 问题分析.....	8
5.2.3 模型的建立与求解	9
5.2.4 模型检验.....	16
5.3 问题二模型建立求解.....	18
5.3.1 面板数据模型 (Panel Data)	18
5.3.2 问题分析.....	20
5.3.3 模型的建立与求解.....	21
5.3.4 模型检验.....	25
5.4 问题三模型的建立与求解.....	27
5.4.1 问题分析	27
5.4.2 粮食供求紧平衡模型	27
5.5.1 问题分析.....	31
5.5.2 模型的建立与求解.....	32
5.6 问题五模型的建立.....	37

5.6.1 问题分析	37
5.6.2 模型的建立.....	38
5.6.3 模型的求解	40
5.6.4 模型的检验	42
5.7 调控粮食种植的优化决策和建议.....	43
6. 模型评价与拓展.....	45
6.1 模型优点	45
6.2 模型缺点	45
6.3 模型拓展.....	46
7. 参考文献	47

1. 问题重述

1.1 问题背景

粮食，不仅是人们日常生活的必需食品，而且还是维护国家经济发展和政治稳定的战略物资，具有不可替代的特性。由于耕地减少、人口增加、水资源短缺、气候变化等问题日益凸显，加之国际粮食市场的冲击，我国粮食产业面临着潜在的风险。因此，研究我国的粮食保护政策具有十分重要的作用和意义。

1.2 本文需要解决的问题

为了分析粮食最低收购价政策实施的效果，本文将利用数学方法并结合数据特点解决以下几个问题：

问题一：根据影响粮食种植面积的因素来建立影响粮食种植面积的指标体系和关于粮食种植面积的数学模型，讨论、评价指标体系的合理性，研究他们之间的关系，并对得出的相应结果的可信度和可靠性给出检验和分析。

问题二：建立粮食最低收购价政策执行效果的评价模型。并运用所建立的评价模型，结合粮食品种和区域差异，选择几个省份比较研究粮食主产区粮食最低收购价执行的效果。

问题三：运用数据分析或建立数学模型探讨我国粮食价格所具有的特殊规律性。

问题四：结合前面的研究和国家制定粮食最低收购价政策的初衷，建立粮食最低收购价的合理定价模型，进而对“十二五”期间国家发展与改革委员会公布的粮食最低收购价价格的合理性做出评价，并运用所建立的模型对 2017 年的粮食最低收购价的合理范围进行预测。

问题五：判断通过调整粮食最低收购价是否能够达到让小麦种植面积增加 5% 这一目的，并说明理由。

问题六：根据研究结论，提出调控粮食种植的优化决策和建议。

2. 模型假设

- (1) 本文自行检索搜集的网络资料、数据和信息都是准确无误的；
- (2) 我国乡村从业人口数为农业劳动人口的数量；
- (3) 我国城乡收入的差距由城镇居民家庭平均每人的可支配收入与农村居民家庭平均每人可支配收入的差值来体现
- (4) 假设小麦的需求量等于小麦的消费量；
- (5) 假设农村教育程度可用农村受高等教育的人口数量来表示；
- (6) 假设家庭负担可用农村居民家庭平均每人消费支出表示。

3. 基本符号说明

符号	变量的含义	单位	符号	变量的含义	单位
R_i	各省份财政支农力度	百分比	LK_{t-1}	$t-1$ 年度粮食结转库存率	百分比
Ae_i	各省份农业财政支出	元	Z	粮食供给价格弹性	
Ab_i	各省份一般预算支出，即总的财政支出	元	$g_{t-1} \times Z$	因 $t-1$ 年度价格因素而引起的 t 年度粮食产量增长率	百分比
y_i	各省份粮食的种植面积	千公顷	P	最低收购价	元
x_1	各省份粮食的进口数量	万吨	t	实施最低收购价的年份	年
x_2	各省份粮食的出口数量	万吨	FC	农户粮食生产所用资金的适当补偿	元
x_3	各省份的农业劳动人口数量	万人	FI	农民粮食生产所用资金数额	元
x_4	农村居民家庭平均每人消费支出	元	AIR	1 年定期存款利息率	百分比
x_5	各省份粮食的粮食产量	万吨	YLR	1 年期贷款利息率	百分比
x_6	农民受教育人数（主要是指教育程度为高等教育以上的学历人数）	万人	LC	农民粮食生产中自身投入劳动的适当补偿	元
a_1	中央财政支农力度	百分比	LD	农户粮食生产中家庭用工天数	天
a_2	城乡人均年收入差距	元	EW	粮食生产中雇工工价	元
z_i	第 i 主成分		SR	自营地折租	元
α_i	区域影响因子		PMY	亩产量	千克
γ_i	时间影响因子		MC	最低补偿价格	元
LC_{t-1}	$t-1$ 年度粮食产量增长率	百分比	ΔLJ_t	t 年度粮食净进口率增量（可为负值）	
LX_t	t 年度粮食需求增长率	百分比			

4. 问题分析

4.1 问题一分析

问题一要求根据影响粮食种植面积的因素来建立影响粮食种植面积的指标体系和关于粮食种植面积的数学模型，讨论、评价指标体系的合理性，研究他们之间的关系，并对得出的相应结果的可信度和可靠性给出检验和分析。

针对影响粮食种植面积的指标体系的建立问题，本文首先通过检索中国统计年鉴和国家统计局获得的主要粮食信息，并通过搜索相关的资料，得到影响我国粮食面积的重要因素，最终确定出影响我国粮食种植面积的指标主要有粮食最低收购价政策、粮食产量、粮食的进口数量、粮食的出口数量、农业劳动力人口、粮食进出口贸易、农民受教育程度（主要以农村受过高等教育的人数来衡量）、城乡收入差距、家庭负担（主要考虑农村居民家庭平均每人消费支出）、中央财政支农力度。

对于建立粮食种植面积的数学模型问题，文章主要选取我国比较重要的几个省份来建立食种植面积的模型，首先我们先将数据标准化来取消由于量纲不同、自身变异或者数值相差较大所引起的误差；其次计算粮食面积与影响我国粮食种植面积的指标之间的相关矩阵，看各变量与粮食面积之间是否具有先关性；由于数据之间的相关性有些指标的相关性不强，但是我国粮食的种植面积确实受到这些指标的影响，所以我们保留这些指标，并建立这些主成分分析模型来分析这些指标与粮食种植面积之间的关系。

对于模型的合理性评价和和可靠性，我们通过模型检验的结果，以及模型的拟合优度来评价模型的可行性，并对我国几个省份所建立的种植面积模型进行比较，如果几个省份得到的种植面积的模型与影响种植面积的指标的影响程度差不多一致，说明我们建立的模型是合理的。流程如下：

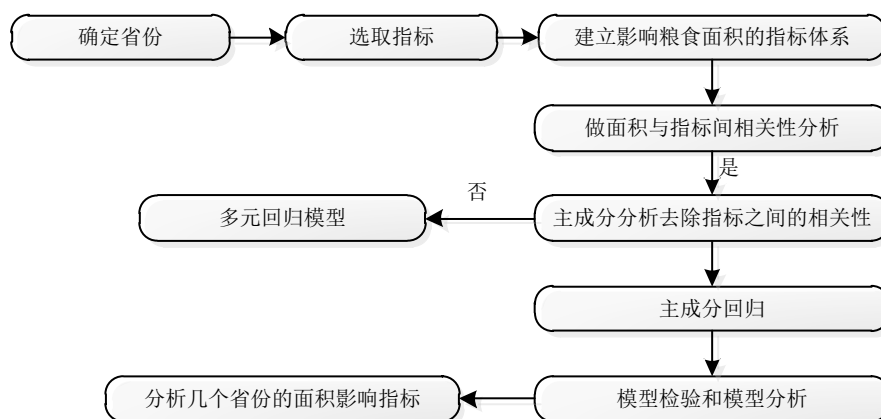


图 4-1 问题一流程图

4.2 问题二分析

问题二要求结合粮食品种和区域差异,选择几个省份比较研究粮食主产区粮食最低收购价执行的效果。由于促进农民增收和保障国家粮食安全是粮食最低价收购政策的主要目标,因此,本文从粮食安全、产量差异性以及变异系数三方面进行分析,采取面板数据模型对粮食最低价收购政策的实施效果进行量化分析。

由于确保粮食安全的关键是要保持粮食综合生产能力的可持续性,而粮食综合生产能力的可持续性主要体现在粮食产量上,建立的粮食安全的面板数据模型选择粮食产量(即粮食安全)作为被解释变量,城镇收入差距、农业生产资料价格(生产成本)、粮食收购价格(最低收购价)、粮食总需求量、总人口数量和人均粮食占有量作为解释变量。

以小麦为例,分别建立执行政策前后,执行区(河北、江苏、安徽、山东、河南、湖北)和非执行区(黑龙江、四川)的面板数据模型,并对执行政策前后、执行区和非执行的粮食最低收购价执行的效果做比较。再次,通过非参数统计方法来检验执行最低收购粮价政策前后,执行区的几个省份和非执行区(黑龙江、湖南)的差异。最后,本文通过小麦播种面积的变异系数以及小麦产量的变异系数进行刻画小麦市场风险来分析政策是否有效。流程图如下:

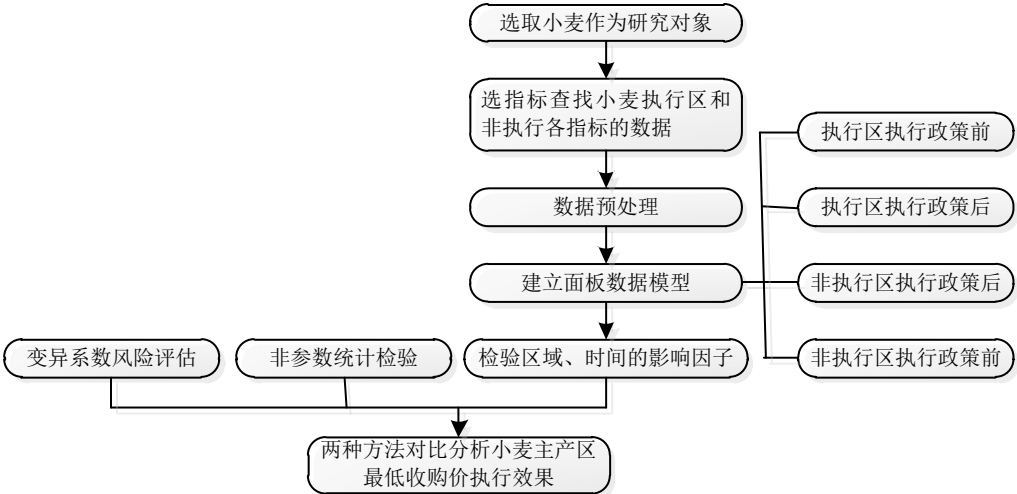


图 4-2 问题二流程图

4.3 问题三分析

粮食市场收购价是粮食企业收购粮食的市场价格,是由粮食供需双方通过市场调节来决定。当市场供大于求或者供小于求时都将导致粮食市场波动。如果粮食过剩又促使了下一个周期的粮食减产,如此周而复始,粮食买难和卖难交替出现。本文在借鉴肖国安(2006) 提出的动态平衡预警模型的基础上,建立动态供求紧平衡模型,研究小麦的供求关系,并结合小麦的最低收购价探讨来我国粮食价格所具有的特殊规律性。根据紧平衡的调控思路,要考虑各年度之间的平衡,要考虑供给、需求和贸易之间的平衡,才能够有效防止大的粮食市场波动。分析流程图如下:

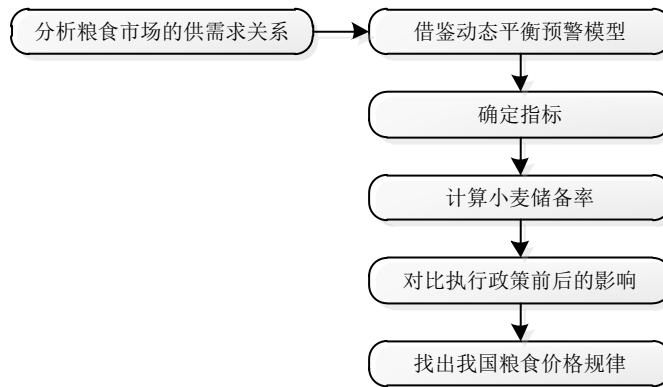


图 4-3 问题三流程图

4.4 问题四分析

最低收购价的刺激效应是肯定的、明显的，但是粮食最低收购价水平过低或者过高都会给粮食市场价格机制作用的发挥带来不利影响。因此保持合理的粮食最低收购价水平有利于粮食生产的稳定，制定出有效的最低收购价格势在必行。本文选取小麦的最低收购价进行研究，分析最低收购价政策的意义，观察出最低收购价变化趋势呈 S 曲线，因此使用 Logistic 回归建立最低收购价模型，并用建立的模型预测 2017 年的粮食最低收购价格。与此同时本文还通过分析定价机制确定出影响最低收购价的指标，建立小麦与各生产要素的补偿模型。由于要保护农民利益，制定出合理的小麦最低收购价格，就要保证最低收购价与小麦各生产要素的补偿之和相等，由此可以确定最低收购价的定价模型，对模型进行检验。最后通过 logistics 模型与最低收购价模型这两个模型的结果得到粮食最低收购价的合理范围。分析流程图如下：

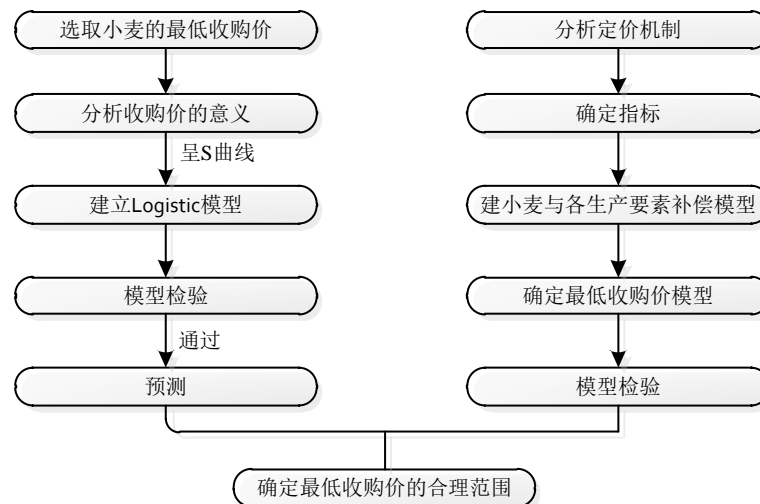


图 4-4 问题三流程图

4.5 问题五分析

与 2000 年相比, 2015 年我国小麦种植面积略有下降。如何判别国家是否能够通过调整粮食最低收购价来使得小麦的种植面积增加 5%呢? 在粮食市场经济条件下, 粮食均衡价格的形成是通过市场供求关系和价格的波动来实现的。因此在实施小麦最低收购价政策后, 小麦的市场价格受到市场供求关系影响。市场的供求关系主要由小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量、小麦播种面积、市场风险影响, 而变量间可能存在相关性, 直接用多元回归来刻画其中关系不准确, 由此建立粮食最低收购价的逐步回归模型, 剔除变量相关性对模型的影响。其次, 寻找小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量与小麦播种面积间的关系。通过对 2015 年小麦面积增加 5%后, 得到小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量。最后将变量数值代入到逐步回归模型中, 得到粮食的最低收购价。将逐步回归模型得到的收购价与问题四得到的最低收购价的合理范围进行对比, 判断国家政策的可能性。流程图如下:

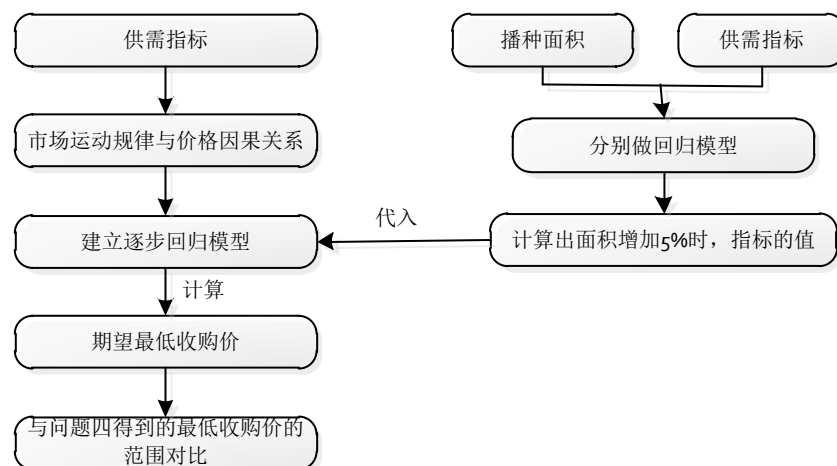


图 4-5 问题五流程图

5. 模型的建立与求解

5.1 数据来源

本文所使用的数据主要来源于中华人民共和国国家统计局、国家粮食局、联合国贸易数据库、全国农产品成本收益资料汇编等数据库。

5.2 问题一模型建立与分析

5.2.1 预备知识

主成分分析 (Principal Component Analysis, PCA), 是一种统计方法。通过正交变换将一组可能存在相关性的变量转换为一组线性不相关的变量, 转换后

的这组变量叫主成分。主成分分析是设法将原来众多具有一定相关性（比如 P 个指标），重新组合成一组新的互相无关的综合指标来代替原来的指标。主成分分析，是考察多个变量间相关性一种多元统计方法，研究如何通过少数几个主成分来揭示多个变量间的内部结构，即从原始变量中导出少数几个主成分，使它们尽可能多地保留原始变量的信息，且彼此间互不相关。通常数学上的处理就是将原来 P 个指标作线性组合，作为新的综合指标^[1]。主成分分析的数学模型：

假设原来的变量指标为 x_1, x_2, \dots, x_k ，经过标准化后得到标准指标变量 X_1, X_2, \dots, X_k ：

$$X_j = \frac{x_j - \bar{x}_j}{s_j}, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

其中， \bar{x}_j 是第 j 个指标变量的均值， s_j 是第 j 个指标变量的标准差。它们的综合指标（新变量指标）为 z_i ， $i = 1, \dots, k$ ，则进行线性变换：

$$\begin{cases} z_1 = l_{11}X_1 + l_{12}X_2 + \dots + l_{1k}X_k \\ z_2 = l_{21}X_1 + l_{22}X_2 + \dots + l_{2k}X_k \\ \dots \\ z_k = l_{k1}X_1 + l_{k2}X_2 + \dots + l_{kk}X_k \end{cases}$$

将 k 个标准指标变量 X_1, X_2, \dots, X_k 转换成了 k 个新变量 z_1, z_2, \dots, z_k ，但线性变换应满足以下 3 个条件：

- (1) z_i 和 z_j 独立， $i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, k$ ；
- (2) $\text{var}(z_1) \geq \text{var}(z_2) \geq \dots \geq \text{var}(z_k)$ ；
- (3) $l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{ik}^2 = 1, i = 1, 2, \dots, k$ 。

z_1, z_2, \dots, z_k 是 X_1, X_2, \dots, X_k 的 k 个主成分，其中， z_1 为第一主成分， z_2 为第二主成分， \dots ， z_k 为第 k 主成分。称 l_{ij} 为第 i 主成分在第 j 个标准指标变量 X_j 上的得分系数。将每一个样本的标准化观察值带入计算公式中，计算得到每一个样本的 k 个主成分值，即为主成分得分。

5.2.2 问题分析

题目要求根据影响粮食种植面积的因素来建立影响粮食种植面积的指标体系和关于粮食种植面积的数学模型，讨论、评价指标体系的合理性，研究他们之间的关系，并对得出的相应结果的可信度和可靠性给出检验和分析。

因此针对影响粮食种植面积的指标体系的建立问题，本文首先通过检索中国统计年鉴和国家统计局获得的主要粮食信息，并通过搜索相关的资料，得到影响

我国粮食面积的重要因素，最终确定出影响我国粮食种植面积的指标主要有粮食最低收购价政策、粮食的进口数量、粮食的出口数量、农业劳动力人口、粮食进出口贸易、农民受教育程度（主要以农村受过高等教育的人数来衡量）、城乡收入差距、家庭负担（主要考虑农村居民家庭平均每人消费支出）、中央财政支农力度。

对于粮食种植面积的数学模型的建立，文章主要选取我国比较重要的几个省份来建立食种植面积的模型，首先我们先将数据标准化来取消由于量纲不同、自身变异或者数值相差较大所引起的误差；其次计算粮食面积与影响我国粮食种植面积的指标之间的相关矩阵，看各变量与粮食面积之间是否具有先关性；由于数据之间的相关性有些指标的相关性不强，但是我国粮食的种植面积确实受到这些指标的影响，所以我们保留这些指标，并建立这些主成分分析模型来分析这些指标与粮食种植面积之间的关系。

模型的合理性评价和和可靠性，主要通过模型的检验的结果，和模型的拟合优度来评价模型的可行性，并对我国几个省份所建立的种植面积模型进行比较，如果几个省份得到的种植面积的模型与影响种植面积的指标的影响程度差不多一致，说明我们建立的模型是合理的。

5.2.3 模型的建立与求解

（1）影响粮食种植面积的指标体系

粮食的种植面积是决定粮食供给的关键因素，也是保障粮食安全的重要前提。衡量粮食最低收购价政策实施的效果，主要是比较政策实施前后粮食种植面积是否有显著性变化。

现有学者关于我国粮食播种面积的研究主要集中在两个方面，第一，使用基本的统计分析方法描述不同时期以及不同地区粮食作物播种面积的变化情况^[2]（杨万江等，2011）。第二，实证研究粮食播种面积的影响因素，梁子谦等^[3]（2006）利用 1978- 2003 年全国层面的时间序列数据运用因子分析的方法得出影响粮食播种面积的主要因子有资源与科技、比较收益和政策。但是一直没有一个统一的粮食种植面积体系，本文主要是通过整合前人的思想来得到影响粮食种植面积的指标体系。

当粮食的最低收购价上升时，农民种植粮食的积极性就会增加，因而种植粮食的面积会增大，反而粮食的种植面积会减少，因此我们选择粮食的最低收购价作为影响粮食种植面积的一个重要的指标。

但由前人所研究的成果可以知道，可能影响粮食种植面积的因素有很多，除了粮食最低收购价政策外，还可能有很多的影响因素，如农业劳动力人口、粮食进出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担等，因而我们把农业劳动力人口、粮食进出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担作为影响粮食种植面积的指标。文中的城乡收入差距我们由城镇居民家庭平均每人的可支配收入与农村居民家庭平均每人可支配收入的差值来体现，农民的受教育程度主要是由每年受到高等教育的人数来体现，家庭负担主要由农村居民家庭平均每人消费支出来表示。当粮食产量增加时，农民的收入就会增加，这时农民的积极性也会增加，故粮食产量也是影响食种植面积的一个重要的指标。财政支农^[4]是指国家财政对农业、农村、农民的支持，是国家财政支持农业农村、农民的主要手段，是国家与农民分配关系的重要内容之一，当财政支农力度增大时，农

民分配到的资金增加，从而积极性就增加，这会直接的影响我国的粮食的种植面积，因此财政支农力度也是影响粮食种植面积的重要指标。财政支农力度主要是由各省份农业财政支出占一般预算支出的比重来表示，计算公式如下：

$$R_i = \frac{Ae_i}{Ab_i} \times 100\%$$

其中 R_i 表示财政支农力度， Ae_i 表示农业财政支出， Ab_i 表示一般预算支出，也就是总的财政支出。

综上可以得到影响粮食种植面积的指标为粮食的最低收购价、粮食产量、农业劳动力人口、粮食进口贸易、粮食出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担和财政支农力度九个指标。

(2) 粮食种植面积的数学模型

主要粮食品种的重点主产区，如早籼稻主要是湖北、湖南、江西、安徽、广西等省区；中晚稻主要是湖北、湖南、江西、安徽、四川、吉林、黑龙江、广西、江苏、辽宁、河南等省区；小麦则主要是河北、河南、山东、湖北、安徽、江苏等省^[5]。因此我们主要选取河南、河北、广东、广西、江苏、江西、辽宁、山东、浙江九个省份的数据建立粮食种植面积的数学模型。

本文主要根据前面所选取的影响粮食种植面积的九个指标：粮食的最低收购价、农业劳动力人口、粮食进口贸易、粮食出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、粮食产量、家庭负担和财政支农力度来建立模型。

由中华粮网数据中心得到历年我国小麦、早籼稻、中晚稻、粳稻的最低收购价格如下表：

表 5-2-1：最低收购粮价

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
小麦	70	70	74	84	87	95	102	112	118	118	118
早籼稻	70	70	77	90	93	102	120	112	135	135	133
中晚稻	72	72	79	92	97	107	125	135	138	138	138
粳稻	75	75	82	95	105	128	140	150	155	155	155

由表中的数据可以知道我国小麦、早籼稻、中晚稻、粳稻的最低收购价格相对来说是比较稳定的，并且由各省的统计年鉴检索的数据可知，各省的最低收购粮价是按照国家的收购粮价来执行的，因此在建立模型时不考虑最低收购粮价对我国粮食种植面积的影响。

首先选取河北省的数据进行分析。由前一小节的分析可以知道目前我国粮食种植面积主要受到农业劳动力人口、粮食进口贸易、粮食出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担的、粮食产量、财政支农力度的影响，其中尤其是受到我国财政支农力度最为明显。并且国家会通过提高活降财政支农的力度来调动农民的积极性。所以本文共选取了农业劳动力人口、粮食进口贸易、粮食出口贸易、农民受教育程度、城乡收入差距、家庭负担的、粮食产量、财政支农力度等八个个因素来解释粮食种植面积。根据中华人民共和国国家统计局颁布的国家年度数据，经整理组合得到 1995-2014 年粮食价格各影响因素指标值，由于数

据比较难找，并且 2007-2014 年的数据有些是缺失的，因此剔除掉缺失数据的年份，最终整理得到 1995-2007 年的影响粮食种植面积的各影响因素指标值。设 y 表示粮食的种植面积（千公顷）， x_1, x_2, \dots, x_6 分别表示粮食进口贸易（万元）、粮食出口贸易（万元）、农业劳动力人口（万人）、家庭负担（元）、粮食产量（万吨）、农民受教育程度（万人）， a_1 表示财政支农力度（百分比）、 a_2 表示城乡收入差距（元）。如下表：

表 5-2-2 2004—2007 年粮食种植面积各影响因素指标值

年份	y	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	a_1	a_2
95	6829.5	111430	286600	2573.5	1104.3	2739	16.27	2005.43	0.0345
96	7137.25	111430	307839	2583.2	1398.94	2789.49	16.84	2374.71	0.0741
97	7099.35	134221	323902	2613.43	1394.81	2746.7	17.82	2672.66	0.0680
98	7305.71	162890	311617	2635.9	1298.54	2917.48	18.5	2679.32	0.0646
99	7236.12	146100	312000	2654.31	1338.37	2746.29	21.63	2923.53	0.0581
00	6918.67	152800	371000	2707.1	1365.225	2551.07	29.61	3182.3	0.0515
01	6628.93	178000	396000	2717.88	1429.811	2491.8	39.64	3381.22	0.0484
02	6484.42	207200	459411	2731.76	1476.4	2435.76	53.59	3993.57	0.0555
03	5943.98	310000	593000	2748.04	1600.1	2387.8	68.89	4385.83	0.0295
04	6003.42	418700	934031	2771.98	1834.9	2480.07	84.05	4780.25	0.0308
05	6240.24	515000	1093000	2805.94	2165.7	2598.58	95.44	5625.45	0.0330
06	6271.71	569688	1284022	2817.8	2495.3	2780.6	108.36	6502.74	0.0316
07	6168.23	852200	1701700	2846.53	2786.8	2841.55	117.12	7397.04	0.0743

首先将数据进行标准化并取它的对数，来消除由于量纲不同、自身变异或者数值相差较大所引起的误差，分别用它们的大写字母来表示。利用 SAS 软件对表 5-2-2 中的进行标准化并取对数后的数据进行相关性分析，结果见下表：

表 5-2-3 种植面积与各影响因素的相关系数

Pearson 相关系数, N = 13 当 H0: Rho=0 时, Prob > r									
	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6	A1	A2
Y	1.00000	-0.8147 0.0007	-0.8145 0.0007	-0.8154 0.0007	-0.6946 0.0084	0.5501 0.0514	-0.9068 <.0001	0.6524 0.0156	-0.8046 0.0009
X1	-0.8147 0.0007	1.0000	0.9892 <.0001	0.93841 <.0001	0.9572 <.0001	-0.0776 0.8011	0.9513 <.0001	-0.3514 0.2390	0.9749 <.0001
X2	-0.8145 0.0007	0.9892 <.0001	1.0000	0.92012 <.0001	0.9720 <.0001	-0.0649 0.8331	0.9456 <.0001	-0.3563 0.2320	0.9644 <.0001
X3	-0.8154 0.0007	0.9384 <.0001	0.9201 <.0001	1.00000	0.8841 <.0001	-0.3076 0.3065	0.9745 <.0001	-0.3684 0.2155	0.9787 <.0001
X4	-0.6946 0.0084	0.9579 <.0001	0.9720 <.0001	0.88405 <.0001	1.0000	0.0667 0.8284	0.8887 <.0001	-0.1885 0.5374	0.9522 <.0001
X5	0.5501 0.0514	-0.0776 0.8011	-0.0649 0.8331	-0.30764 0.3065	0.0668 0.8284	1.0000	-0.3527 0.2371	0.5128 0.0731	-0.1806 0.5548
X6	-0.9068 <.0001	0.9514 <.0001	0.9456 <.0001	0.9746 <.0001	0.8888 <.0001	-0.35278 0.2371	1.0000	-0.4739 0.1018	0.9726 <.0001
A1	0.6525 0.0156	-0.3514 0.2390	-0.35637 0.2320	-0.3684 0.2155	-0.1885 0.5374	0.5128 0.0731	-0.47392 0.1018	1.0000	-0.3108 0.3014
A2	-0.8046 0.0009	0.9749 <.0001	0.9645 <.0001	0.9787 <.0001	0.9522 <.0001	-0.1806 0.5548	0.9725 <.0001	-0.3107 0.3014	1.0000

由表 5-2-3 可以检验的 P 值都小于 0.1, 说明种植面积与粮食进出口贸易、农业劳动力人口、家庭负担、粮食产量、农民受教育程度, 财政支农力度、城乡收入差距相关性很强, 由此尝试建立种植面积与各影响指标之间的多元回归模型。回归后的结果如下表。

表 5-2-4 种植面积与各影响指标之间的多元回归系数

参数估计					
变量	DF	参数估计	标准误差	t 值	Pr> t
截距	1	1.60814E-15	0.05459	0.00	1.0000
X1	1	-1.21156	0.80367	-1.51	0.2062
X2	1	0.72445	1.00650	0.72	0.5115
X3	1	0.76058	0.35672	2.13	0.1000
X4	1	0.19122	0.71280	0.27	0.8018
X5	1	0.55880	0.15059	3.71	0.0206
X6	1	-1.19206	0.75384	-1.58	0.1890
A1	1	0.11148	0.12910	0.86	0.4366
A2	1	0.01421	1.04242	0.01	0.9898

由表 5-2-4 可知，只有参数 X5（粮食产量）的系数是显著的，其它系数都没有通过检验，这说明直接建立种植面积与各影响指标之间的多元回归模型是不合理的，并且这些指标之间还存在着一定的共线性，即变量不完全独立。但由于进出口贸易、农业劳动力人口、家庭负担、农民受教育程度，财政支农力度、城乡收入差距确实对我国粮食的种植面积有很大影响，因此不能剔除这七个变量。为此在保留原始指标信息的前提下，以互不相关的较少个数的综合指标来反映原始指标所提供的信息，本文建立主成分分析模型来分析河北的种植面积与影响面积各指标之间的关系。

在计算出种植面积与各影响指标的相关系数基础上，利用 SAS 计算出它们的全部特征值、相邻两个特征值得差异、每个主成分的贡献率和累计贡献率。特征值越大，它所对应的主成分变量包含的信息就越多。结果如下表：

表 5-2-5 各影响指标的相关阵

相关阵								
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	A1	A2
X1	1.0000	0.9947	0.8682	0.9774	0.1075	0.9464	-.1307	0.9709
X2	0.9947	1.0000	0.8661	0.9857	0.1081	0.9537	-.1611	0.9719
X3	0.8682	0.8661	1.0000	0.8615	-.2968	0.9465	-.3464	0.9460
X4	0.9774	0.9857	0.8615	1.0000	0.1435	0.9397	-.0982	0.9738
X5	0.1075	0.1081	-.2968	0.1435	1.0000	-.1522	0.5470	-.0433
X6	0.9464	0.9537	0.9465	0.9397	-.1522	1.0000	-.3663	0.9819
A1	-.1307	-.1611	-.3464	-.0982	0.5470	-.3663	1.0000	-.2187
A2	0.9709	0.9719	0.9460	0.9738	-.0433	0.9819	-.2187	1.0000

由表 5-2-5 可知，河北省的进口贸易与出口贸易、农业劳动人口、农民的受教育程度、城乡居民收入差距有很大的相关性，出口贸易与家庭负担、城乡居民收入差距也有很强的相关性，并且农业劳动人口与城乡收入差距、农民受教育程度有较强相关性，城乡居民收入差距与进出口贸易、农业劳动人口、家庭负担、农民的受教育程度有很大关系。再由 SAS 运行得到各影响指标之间的特征值和贡献率，结果如下表。

表 5-2-6 各影响指标之间的特性值

相关矩阵的特征值				
	特征值	差值	贡献率	累计贡献率
X1	5.94194618	4.47942281	0.7427	0.7427
X2	1.46252337	0.95682650	0.1828	0.9256
X3	0.50569687	0.45430092	0.0632	0.9888
X4	0.05139594	0.02754042	0.0064	0.9952
X5	0.02385552	0.01597773	0.0030	0.9982
X6	0.00787780	0.00251329	0.0010	0.9992
A1	0.00536451	0.00402469	0.0007	0.9998
A2	0.00133982		0.0002	1.0000

由表 5-2-6 可以知道第 1 个的特征值大于 1，第 2 个的特征值接近于 1，第 3 个到第 8 个的特征值远小于 1。从主成分贡献率看，第 1 个主成分的贡献率为 74.27%，第 2 个的主成分贡献率为 18.28%，第 3 个到第 8 个主成分的贡献率较小，并且前面 2 个主成分的累计贡献率达到了 92.56%(>85%)，说明前 2 个主成分就包含了原来 8 个指标 92.56%的信息。因此，确定主成分的个数为 2 个比较合理。

全部特征根对应的特征向量如表 5-2-7，它们是线性无关的向量。第 1 列表示了第 1 主成分 Z_1 的得分系数，第 2 列表示了第 2 主成分 Z_2 的得分系数，依此类推。结果如下表：

表 5-2-7 特征根向量

特征根向量								
	z1	z2	z3	z4	z5	z6	z7	z8
X1	0.402909	0.114899	-0.083367	-0.010942	0.673670	-0.279063	-0.434831	0.310818
X2	0.401430	0.122028	-0.118183	-0.420896	0.260530	0.563938	0.137912	-0.477411
X3	0.399380	-0.033266	0.212907	0.700949	-0.122018	0.503723	-0.097308	0.156960
X4	0.385045	0.260345	-0.032306	-0.433349	-0.621008	0.010500	-0.254254	0.380419
X5	-0.093319	0.729484	-0.571209	0.304220	-0.016534	-0.025285	0.198501	-0.000361
X6	0.405736	-0.096250	0.088616	-0.025968	0.069624	-0.248015	0.814007	0.297692
A1	-0.176148	0.596769	0.762357	-0.085504	0.141058	0.019344	0.063126	0.009147
A2	0.405458	0.074010	0.131870	0.207536	-0.229639	-0.536402	-0.108596	-0.646074

由表 5-2-7 可以得到前 2 个主成分的表达式为：

$$Z_1 = 0.40X_1 + 0.40X_2 + 0.40X_3 + 0.39X_4 - 0.09X_5 + 0.41X_6 - 0.18A_1 + 0.41A_2$$

$$Z_2 = 0.11X_1 + 0.12X_2 - 0.03X_3 + 0.26X_4 + 0.73X_5 - 0.10X_6 + 0.59A_1 + 0.07A_2$$

在第 1 主成分 Z_1 中，指标 $X_1, X_2, X_3, X_4, X_6, A_2$ 的系数较大，对 Z_1 的影响最大，因此第 1 主成分可以作为进出口贸易、农业劳动人口、城乡差距、家庭负担、城乡居民收入差距这些指标的描述。在第 2 主成分 Z_2 中，指标 X_5 和 A_1 的系数较大，对 Z_2 的影响最大，因此第 2 主成分可以作为粮食产量和财政支农力度的描述指标。 Z_3, \dots, Z_8 的贡献率很小，仅作参考。

用回归分析法将因变量对主成分得分进行回归，得到因变量关于主成分得分变量的回归模型。回归结果如下表：

表 5-2-8 主成分回归模型

参数估计					
变量	DF	参数估计	标准误差	t 值	Pr > t
截距	1	8.79780	0.00700	1256.54	<.0001
z1	1	-0.02594	0.00299	-8.68	<.0001
z2	1	0.02357	0.00603	3.91	0.0029

由表 8 的截距、第 1 主成分和第 2 主成分的参数的 P 值都小于 0.05，说明该模型的参数是显著的，并且参数的标准误差都比较小，说明模型比较稳定，这模型比较合理。

可以得到粮食种植面积与影响粮食指标体的回归方程为：

$$\begin{aligned}
 Y &= 8.80 - 0.03Z_1 + 0.02Z_2 \\
 &= 8.80 - 0.03(0.40X_1 + 0.40X_2 + 0.40X_3 + 0.39X_4 \\
 &\quad - 0.09X_5 + 0.41X_6 - 0.18A_1 + 0.41A_2) + 0.02(0.11X_1 + \\
 &\quad 0.12X_2 - 0.03X_3 + 0.26X_4 + 0.73X_5 - 0.10X_6 + 0.59A_1 + 0.07A_2)
 \end{aligned}$$

由上述表达可以看出河北省的粮食种植面积与第一主成分有较小的负相关性，说明当进出口贸易、农业劳动人口、家庭负担、城乡居民收入差距的值增加时，河北省的粮食种植面积可能会减少。进出口贸易增大时，国家的粮食库存就会增大，国家就会降低粮食最低收购价，这使得农民的积极性降低，从而导致粮食种植面积减少。因为当家庭的负担增加时，家庭支出较大，农民转业去城镇工作，从而种植粮食的面积减少。城乡的收入差距增大意味着城镇的人均收入与农民的人均收入的差距拉大，这时农民也可能会考虑转业到城镇，从而导致粮食种植的面积减少。这与我们模型所描述的情况是相符合的。由回归的方程还可以看

出河北省的粮食种植面积与第 2 主成分呈正相关的关系，这表明当粮食的产量、政府的支农力度增加时，农民得到的优惠较多，进而提高了农民种植粮食的积极性，所以粮食的种植面积会增加，这与我们实际的情况是相符合的。综上可知建立的模型符合一般的规律，相对比较合理的。

5.2.4 模型检验

由上文可以得到粮食种植面积与影响粮食指标体的回归方程为：

$$Y = 8.79780 - 0.02594Z_1 + 0.02357Z_2$$

上文只是从参数显著性检验说明了模型的合理性，并没有分析出模型的效果如何，本节将对模型的整体效果做出分析。并与河南、广西、江苏、江西、山东、浙江这几个省份得出的评价指标体系和粮食种植面积的数学模型的合理性评价。

同理文章用主成分分析方法建立了河南、广西、江苏、江西、山东、浙江这几个省份的回归模型，结果如下：

(2)广东省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.9204）

$$Z_1 = 0.38X_1 + 0.38X_2 + 0.36X_3 - 0.5X_4 - 0.37X_5 + 0.38X_6 - 0.33A_1 + 0.36A_2$$

$$Y = 8.0 - 0.04(0.38X_1 + 0.38X_2 + 0.36X_3 - 0.5X_4 - 0.37X_5 + 0.38X_6 - 0.33A_1 + 0.36A_2)$$

(2)广西省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.8023）

$$Z_1 = 0.36X_1 + 0.29X_2 + 0.35X_3 + 0.35X_4 - 0.33X_5 - 0.33X_6 - 0.28A_1 + 0.35A_2$$

$$Y = 8.17 - 0.02Z_1$$

(3)江苏省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.7597）

$$Z_1 = 0.35X_1 + 0.35X_2 - 0.341X_3 + 0.32X_4 - 0.26X_5 + 0.35X_6 - 0.31A_1 + 0.35A_2$$

$$Y = 8.55 - 0.03Z_1$$

(4)江西省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.9656）

$$Z_2 = -0.16X_1 + 0.08X_2 + 0.04X_3 + 0.05X_4 + 0.63X_5 - 0.15X_6 - 0.23A_1 - 0.21A_2$$

$$Y = 8.13 - 0.03Z_2$$

(5)山东省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.9814）

$$Z_1 = 0.37X_1 + 0.37X_2 + 0.35X_3 + 0.35X_4 - 0.19X_5 + 0.37X_6 - 0.36A_1 + 0.37A_2$$

$$Z_2 = 0.12X_1 + 0.13X_2 + 0.07X_3 + 0.28X_4 - 0.91X_5 + 0.01X_6 - 0.21A_1 + 0.08A_2$$

$$Y = 8.87 - 0.03Z_1 + 0.059Z_2$$

(6).浙江省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.9679）

$$Z_1 = 0.35X_1 + 0.35X_2 + 0.35X_3 + 0.35X_4 - 0.35X_5 + 0.36X_6 - 0.35A_1 + 0.35A_2$$

$$Y = 7.51 - 0.12Z_1$$

(7).河南省的粮食种植面积与各影响指标的回归模型（拟合优度：0.7822）

$$Z_1 = 0.36X_1 + 0.36X_2 + 0.31X_3 + 0.36X_4 + 0.29X_5 + 0.36X_6 - 0.34A_1 + 0.36A_2$$

$$Z_2 = -0.20X_1 - 0.16X_2 - 0.27X_3 - 0.06X_4 + 0.56X_5 - 0.20X_6 - 0.07A_1 - 0.157A_2$$

$$Y = 9.10592 - 0.01Z_1 - 0.01Z_2$$

为了更加准确的说明模型的合理性和可靠了，本文用SAS 求出河北、河南、、广东、广西、江苏、江西、山东、浙江这几个省份的粮食种植面积模型的拟合优度、误差等评价模型可靠性的几个指标，数据整理如下表：

表 5-2-9 模型拟合效果

	拟合优度	校正优度	方差	均方误差	均值
山东	0.9814	0.9413	0.62497	0.05542	8.86735
浙江	0.9674	0.9609	0.61088	0.04619	7.56096
江西	0.9656	0.9617	0.1252	0.01018	8.12723
广东	0.9204	0.894	0.4734	0.03788	8.00141
河北	0.9006	0.8807	0.28694	0.02524	8.7978
广西	0.8023	0.7741	0.31544	0.02578	8.17338
河南	0.7822	0.7104	0.06274	0.00571	9.10592
江苏	0.7597	0.7522	0.51733	0.04425	8.55434

由表 5-2-9 可以看出由主成分分析方法回归模型粮食种植面积与各影响指标的模型由较好的拟合优度，其中山东省的拟合优度高达 0.9814，浙江、江西、广东、河北这几个省份的拟合优度均达到了 0.9 以上，这说明建立的模型比较合理。从误差上看这几个省份建立的模型的误差也比较小，均小于 1，表明建立的模型误差较小，比较可靠。

为了能够更加清晰的看出各指标对不同省份的影响，我们选出各省市对主成分公共影响的指标，如下表所示：

表 5-2-10 各省市对主成分公共影响指标

省份	对主成分公共影响的指标	省份	对主成分公共影响的指标
河北	X_5 (+)、 X_6 (-)、 A_1 (+)	江西	X_1 (+)、 X_2 (-)、 X_6 (+)、 A_1 (+)
广东	A_2 (+)、 A_1 (+)	浙江	X_5 (+)、 A_1 (+)
广西	X_5 (+)、 X_6 (+)、 A_1 (+)	河南	X_1 (-)、 X_6 (-)、 A_1 (+)
江苏	X_5 (+)、 A_1 (+)	山东	A_1 (+)

注：括号内符号表示指标对播种面积的影响方向。

表 5-2-10 归纳了 7 个省份中对主成分公共影响的指标。从中可以找到对 7 个省份播种面积进行主成分回归分析后发现,对主成分公共明显影响的指标中均含有政府的支农力度 (A_1) 且它对各省份播种面积的影响是正值,导致这一结果的原因可能是因为国家对农业的投资越大越激励农民耕种。

5.3 问题二模型建立求解

5.3.1 面板数据模型 (Panel Data)

Panel Data 也称时间序列和截面数据结合数据或称为面板数据。它是把时间序列沿空间方向扩展,或把截面数据沿时间方向扩展而成的二维结构数据集合。面板数据分析是新近发展起来的一种新的计量方法,它能更多的挖掘样本信息量,很好的体现时间与空间的统计特性,能够更好的反映所研究的变量间的关系。面板数据分析方法不断发展,已经从最初的数目众多的截面,较少的时间数据结构微观面板转化为不但截面数目众多,而且也有了相当长时间序列的数据结构宏观面板^[6]。随着面板数据分析方法的不断发展,面板数据分析已经成为统计学分析的一个重要工具。

Panel Data 模型与单纯的截面数据模型和单纯的时间序列模型相比有着明显的优点:一是增加了样本容量,有利于改善模型参数估计的有效性;二是减少多重共线性的影响;三是能够识别和度量一些纯截面数据模型和纯时间序列模型所不能识别的因素;四是降低估计误差。

5.3.1.1 面板数据模型的分类

用面板数据建立的模型通常有 3 种:即混合回归模型、固定效应回归模型和随机效应回归模型。

(1) 混合回归模型 (Pooled model): 如果一个面板数据模型定义为:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

其中 y_{it} 为被回归变量 (标量), α 表示截距项, X_{it} 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量 (包括 k 个回归量), β 为 $k \times 1$ 阶回归系数列向量, ε_{it} 为误差项 (标量)。则称此模型为混合回归模型。混合回归模型的特点是无论对任何个体和截面,回归系数 α 和 β 都相同。

(2) 固定效应回归模型 (fixed effects regression model) 分为 3 种类型:即个体固定效应回归模型、时点固定效应回归模型和个体时点双固定效应回归模型。

①个体固定效应回归模型。如果一个面板数据模型定义为:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

其中 α_i 是随机变量,表示对于 i 个个体有 i 个不同的截距项,且其变化与 X_{it} 有关系; X_{it} 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量 (包括 k 个回归量), β 为 $k \times 1$ 阶回归

系数列向量，对于不同个体回归系数相同， y_{it} 为被回归变量（标量）， ε_{it} 为误差项（标量），则称此模型为个体固定效应回归模型。

②时点固定效应回归模型（time fixed effects model）。如果一个面板数据模型定义为：

$$y_{it} = \gamma_t + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i=1,2,\dots,N$$

其中 γ_t 是模型截距项，随机变量，表示对于 T 个截面有 T 个不同的截距项，且其变化与 X_{it} 有关系； y_{it} 为被回归变量（标量）， ε_{it} 为误差项（标量），满足通常假定条件。 X_{it} 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量（包括 k 个回归变量）， β 为 $k \times 1$ 阶回归系数列向量，则称此模型为时点固定效应回归模型。

③个体时点固定效应回归模型（time and entity fixed effects model）。如果一个面板数据模型定义为：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \gamma_t + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T$$

其中 y_{it} 为被回归变量（标量）； α_i 是随机变量，表示对于 N 个个体有 N 个不同的截距项，且其变化与 X_{it} 有关系； γ_t 是随机变量，表示对于 T 个截面（时点）有 T 个不同的截距项，且其变化与 X_{it} 有关系； X_{it} 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量（包括 k 个回归量）； β 为 $k \times 1$ 阶回归系数列向量； ε_{it} 为误差项（标量）满足通常假定 $(\varepsilon_{it} | X_{it}, \alpha_i, \gamma_t) = 0$ ；则称此模型为个体时点固定效应回归模型。

（3）随机效应模型

对于面板数据模型：

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T$$

如果 α_i 为随机变量，其分布与 X_{it} 无关； X_{it} 为 $k \times 1$ 阶回归变量列向量（包括 k 个回归量）， β 为 $k \times 1$ 阶回归系数列向量，对于不同个体回归系数相同， y_{it} 为被回归变量（标量）， ε_{it} 为误差项（标量），这种模型称为个体随机效应回归模型（随机截距模型、随机分量模型）。

5.3.1.2 面板数据模型的确定

我们假设 Panel Data 数据集所含的解释变量较多而时段较少，为确定模型的类型，主要考虑如何利用截面个体的变化，通常可采取协方差分析检验。主要检验以下两个假设：

$$H_1: y_{it} = a_i + b_1x_{1it} + b_2x_{2it} + \dots + b_kx_{kit} + \mu_{it}$$

$$H_2: y_{it} = a + b_1x_{1it} + b_2x_{2it} + \dots + b_kx_{kit} + \mu_{it}$$

显然，如果接受了假设 2，则没有必要进行下一步的检验，采用模型 3；如果拒绝了假设 2，就应该检验假设 1，判断解释变量的系数是否都相等，如果接

受了假设 1，采用模型 2，否则就应该采用模型 1。

这里所使用的假设检验的 F 统计量及分布如下：

以 ee1、ee2 记模型 1、2、3 的残差平方和，分别计算。

$$(1) \text{记 } \bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it},$$

$$W_{xx,i} = \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(x_{it} - \bar{x}_i),$$

$$W_{yy,i} = \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2, \quad W_{xy,i} = \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)'(y_{it} - \bar{y}_i)。$$

将原始数据资料按截面分成 n 组，对第 i 组的数据用加权最小二乘法得到残差平方和 $RSS_i = W_{yy,i} - W_{xy,i}' W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i}$ ，可得模型 1 的残差平方和

$$ee1 = \sum_{i=1}^n RSS_i \quad \text{且 } ee1 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[n(T-k-1)];$$

(2)模型 2 的残差平方和

$$ee2 = \sum_{i=1}^n W_{yy,i} - \left(\sum_{i=1}^n W_{xy,i} \right)' \left(\sum_{i=1}^n W_{xx,i} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n W_{xy,i} \right)$$

当 H_1 成立时有， $ee2 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2(nT - n - k)$ ；

(3)用普通最小二乘法估计模型 3 可得残差平方和 ee3，当 H_2 成立时有 $ee3 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2(nT - k - 1)$ ；

因此，检验 H_2 的 F 统计量为：

$$F_2 = \frac{(ee3 - ee2) / [(n-1)(k+1)]}{ee1 / [n(T-k-1)]} \sim F[(n-1)(k+1), n(T-k-1)]$$

$$\text{检验 } H_1 \text{ 的 F 统计量为 } F_1 = \frac{(ee2 - ee1) / [(n-1)k]}{ee1 / [n(T-k-1)]} \sim F[(n-1)k, n(T-k-1)]$$

给定显著性水平，查 F 分布表，得临界值，与由计算得到 F 统计量数值进行比较，即可得到拒绝或者接受假设的结论。

5.3.2 问题分析

粮食收购政策是政府为了弥补市场波动对农民生产收益造成危害的一种重要手段，对于稳定国内粮食产量和总值面积起着重要的影响^[7]。由于促进农民增收和保障国家粮食安全是粮食最低价收购政策的主要目标，因此，本文从粮食安全和产量差异性两方面进行分析，采取面板数据模型对粮食最低价收购政策的实施效果进行量化分析。

由于确保粮食安全的关键是要保持粮食综合生产能力的可持续性，而粮食综合生产能力的可持续性主要体现在粮食产量上，因此本文用粮食产量代表粮食安全，看作被解释变量。由于主要考察粮食最低价收购政策对粮食产量(即粮食安全)的影响，所以，在考察诸如粮食播种面积等主要影响因素的基础上，分别考察现行的粮食最低价收购政策对粮食产量的作用效果。查阅相关资料可以知道影响我国粮食安全的因素还有城乡收入差距、农业生产资料价格(生产成本)、粮食收购价格(最低收购价)、粮食总需求量、总人口数等^[8]。粮食安全的一项重要内容就是保证粮食供给能够满足粮食需求，而安全人均粮食占有量就是能够满足

需求的供给量,小康阶段人均粮食需求量和人均粮食生产量共同决定了安全人均粮食占有量^[9]。

$$P_c = G_o / L_p$$

其中 P_c (Per capita grain yield) 是人均粮食占有量, G_o (Grain output) 是粮食总产量, L_p 是 (Local populations) 当地总人口

因而我们考虑人均粮食占有量是影响粮食安全的一个指标。综上所述,本文建立的粮食安全的面板数据模型选择粮食产量(即粮食安全)作为被解释变量,城镇收入差距、农业生产资料价格(生产成本)、粮食收购价格(最低收购价)、粮食总需求量、总人口数量和人均粮食占有量作为解释变量。

本文选取小麦的数据进行分析。根据历年相关统计年鉴的统计结果,河北、江苏、安徽、山东、河南、湖北、山西、内蒙古、黑龙江、四川、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆等 15 省区的小麦总产占到全国小麦总产的 90% 以上,且该比例还在逐步提高,故我们将这 15 省区作为小麦主产区^[10]。自 2006 年实行小麦最低收购价政策以来,国家一直将河北、江苏、安徽、山东、河南、湖北 6 省作为执行省区,其余省份执行与否则由省级政府自主决定。为此,本文将国家层面上划定的 6 省作为小麦最低收购价的执行省区,而将黑龙江、四川省作为非执行省区,通过对执行区执行最低收购价政策前后的影响做一个比较,此外还对非执行区执行最低收购价政策前后的影响做一个对比,执行区和非执行区政策前后最低收购价的影响指标,通过这三个指标的比较,来评价最低粮食收购价政策执行效果。

最后通过非参数统计方法来检验执行最低收购粮价政策前后,执行区的几个省份和非执行区(黑龙江、湖南)的差异。

5.3.3 模型的建立与求解

根据模型的选定步骤,最终确定了执行政策前后执行区和非执行区最后模型为:

- (1) 执行区政策后粮食产量, 个体固定效应回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} (i=1,2,\dots,6; t=1,2,\dots,9)$$

- (2) 执行区政策前粮食产量, 个体固定效应回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} (i=1,2,\dots,6; t=1,2,\dots,9)$$

- (3) 非执行区政策后粮食产量, 个体固定效应回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} (i=1,2; t=1,2,\dots,11)$$

- (4) 非执行区政策前粮食产量, 个体固定效应回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} (i=1,2; t=1,2,\dots,11)$$

其中 α_0 为平均截距项, y_{it} 为因变量(粮食产量); α_i 是随机变量, 对于执行区表示对于 6 个区域有 6 个不同的截距项, 且其变化与 x_{it} 有关系, 对于非执行

区表示对于 2 个区域有 2 个不同的截距项，且其变化与 x_{it} 有关系； x_{it} 为回归变量列向量， β 为回归系数列向量； μ_{it} 为误差项（标量）。个体时点固定效应模型满足通常假定 $(\mu_{it} | x_{it}, \alpha_i, \gamma_t) = 0$ ；

将收集到的数据整理为面板数据，建立面板数据回归模型，运用 SAS 得到的结果，各个模型计算结果详见附图。整理得执行区与非执行区在政策前后的模型如下：

（1）执行区政策后粮食产量：

$$y = -321.30617 + 0.67817x_1 - 1103.33301x_5 - 0.10112x_6 + 0.03511x_9$$

$$R^2 = 0.9947 \quad (1)$$

（2）执行区政策前粮食产量：

$$y = -2481.29 + 0.552244x_1 + 0.259307x_9$$

$$R^2 = 0.9762 \quad (2)$$

（3）非执行区政策后粮食产量：

$$y = -34.9986 + 3829.595x_5 + 0.009136x_9$$

$$R^2 = 0.9999 \quad (3)$$

（4）非执行区政策前粮食产量：

$$y = -0.01828 - 0.00167x_1 - 0.00037x_9$$

$$R^2 = 0.9998 \quad (4)$$

本文考虑的影响粮食安全的因素有较多，在面板数据回归模型之后有些变量并没有在模型中体现出来，这是由于这些变量在执行区、非执行区执行最低粮价收购价前后影响粮食安全的程度不一样，如果影响因子较小则被剔除，影响较大的因子保留下来，因而执行区执行政策前后用面板数据模型回归的因变量不一样，非执行区执行政策前后、执行区与非执行区执行政策前后的因变量也不一样。这个并不意味本文之前选取的城乡居民人均收入差距、农业生产资料价格（生产成本）、粮食收购价格（最低收购价）、粮食总需求量、总人口数量和人均粮食占有量这些解释变量不合理，只是因为地区差异、执行政策前后影响的程度不同，有些变量能够在模型中体现，有些则不能。

可以看出小麦主产区的六个执行区的粮食产量（即粮食安全）在执行政策之后，粮食人均占有量对它有较大的影响。这是因为国家越来越注重粮食安全策略的部署，粮食的人均占有量越大意味着国家用于粮食安全存储的产量越小，因而影响较大。而粮食产量又与粮食种植面积息息相关，在一定的亩产量之下，粮食的种植面积越大，粮食的总产量越大，国家的粮食储备越充足。由模型（1）和模型（2）可以看出，执行区在执行政策的前后，粮食的种植面积对粮食产量的影响都较大，但执行区在执行政策之后小麦种植面积对小麦的产量应该变大了，这表明最低收购粮价执行后，农民的积极性增高了，从而种植面积对小麦产量的影响增大。

从模型（3）和模型（4）可看出，非执行区在执行最低粮价收购价政策前后，粮食的人均占有量对粮食的产量影响都很大，并且非执行区政策后人均粮食占有量对粮食产量变大，这表明非执行区在执行政策后，农民的积极性也受到了一定

的影响，并且从侧面上表明非执行区也适合执行最低粮价收购价政策。

执行最低粮价收购价后，从模型（1）和模型（3）可知执行区和非执行区中人均粮食占有量对粮食产量都有很大的影响，但执行政策之后非执行区的影响变大了，执行政策后非执行区也受到了很大的影响，并且表明执行政策的效果比较好。

为了更加准确评价执行最低粮价收购政策后执行区和非执行区的效果，本文对执行区的河北、河南、湖北、江苏、安徽和山东这六个省份和四川、黑龙江这两个非执行区分别用 SAS 软件计算出的政策前后小麦产量的区域影响因子 α_i ，来进一步讨论粮食最低收购价政策执行的效果。运行结果如下表：

表 5-3-1 区域影响因子 α_i 计算值

	执行区						非执行区	
	河北	河南	湖北	江苏	安徽	山东	四川	黑龙江
政策前	376.69	1.7535	984.45	1112	489.75	117.5	23.3858	18.9961
政策后	1250.1	798.2	1907.7	2171.8	1163.8	1174.5	56.5499	34.9986

从表 5-3-1 可以看出不同地区在执行政策前后的差异较大，执行区和非执行区在执行粮食最低收购价政策后的影响因子都大于执行政策前的，尤其是执行区的几个省份的执行政策前后的影响程度相差很大。执行区与非执行区之间，执行政策后的执行区的影响因子明显大于非执行区。这表明了粮食最低收购价政策执行效果的无论在执行区还是非执行区都由一定的影响，但是在执行区的影响程度更为明显，且执行粮食最低收购价政策后的效果达到了保障粮食安全这一目标，执行效果较好。

对于粮食产量的政策前后差异特征，本文根据得到的各模型可以知道，这四个的模型均具有时间效应，运用 SAS 软件可以得到这执行区与非执行区粮食产量的时间影响因子 γ_i 的值，如下表所示：

表 5-3-2 时间影响因子 γ_i 计算值

年份	政策前		年份	政策后	
	执行区	非执行区		执行区	非执行区
1995	-662.68	10.6768	2006	-479.01	-9.7325
1996	-617.13	11.9557	2007	-449.877	-9.4782
1997	-487.08	11.4677	2008	-418.986	-9.6381
1998	-688.57	10.454	2009	-412.629	-9.3443
1999	-536.46	10.7671	2010	-406.53	-8.3724
2000	-613.25	8.01331	2011	-387.999	-8.4344
2001	-596.23	5.80265	2012	-348.58	-8.4147
2002	-645.05	3.15786	2013	-322.069	-7.6103
2003	-593.05	1.01123	2014	-274.926	-7.8615
2004	-514.42	0.77495	-	-	-
2005	-498.19	-0.2807	-	-	-

注：同一种产量的时间影响因子取负数，表明该年份的粮食产量小于 5 年的平均值。

由表 5-3-2 可知，从时间方面来看，执行区的相对粮食产量变化较大，1995 年到 2005 年变化不大，而 2006 年到 2014 年一直在逐渐上升，且上升的幅度也在增加。说明政策后执行区效果明显，效果图如下：

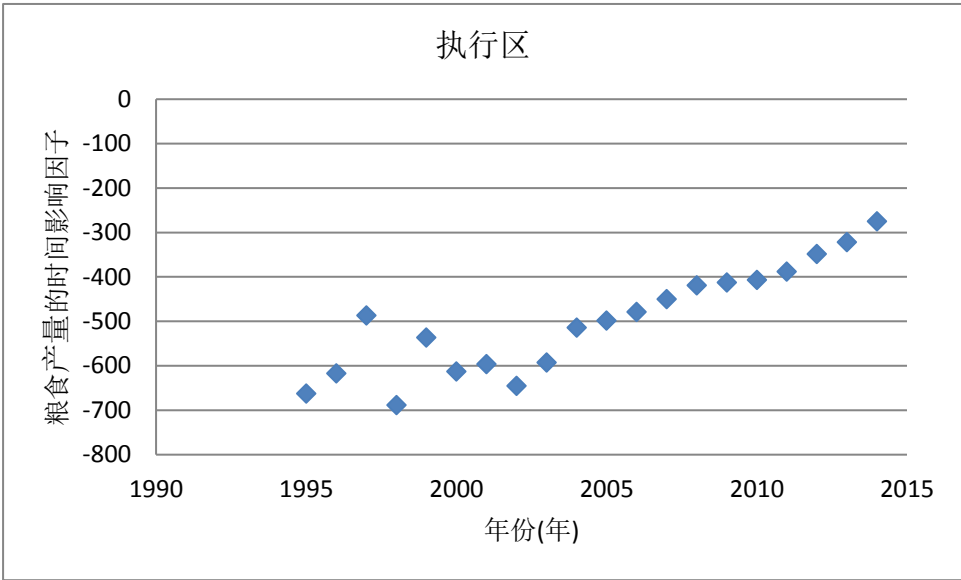


图 5-3-1 执行区执行政策前后时间影响因子

从图 5-3-1 可以看出，执行区在执行最低粮食收购价之前（1995-2005）的粮食产量影响因子一直在上下波动，在执行政策后（2006-2014）的粮食产量影响因子在以线性的形式递增，这表明最低粮食收购价的执行效果比不执行的效果要好。

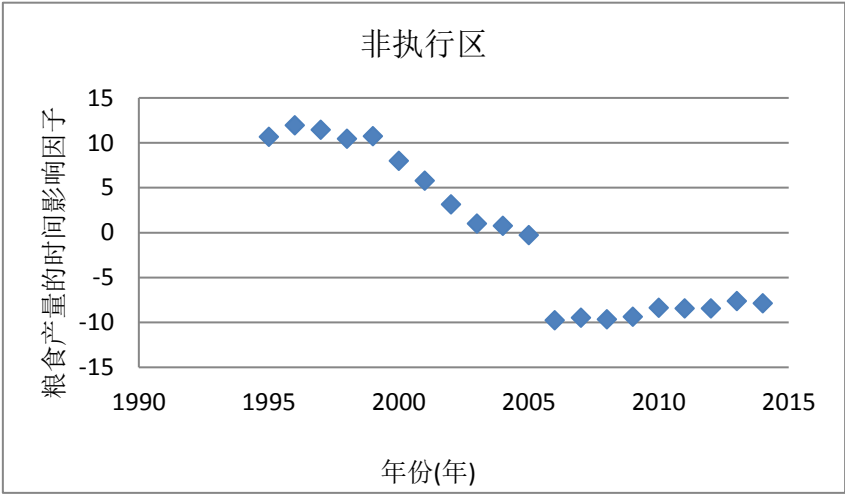


图 5-3-2 非执行区执行政策前后时间影响因子

从图 5-3-2 可以看出，非执行区在执行最低粮食收购价之前（1995-2005）的粮食产量影响因子在递减，在执行政策后（2006-2014）的粮食产量影响因子趋于平稳。这表明最低收购价的执行效果在非执行区也有一些影响，但是影响不大。

政策是否有效，取决于小麦市场是否稳定，因此从小麦市场波动分析，即市场风险。市场风险本文通过小麦播种面积的变异系数以及小麦产量的变异系数进行刻画。利用 7 年的小麦产量数据和播种面积计算小麦产量的变异系数以及播种

面积的变异系数，例如 2006 年的小麦产量变异系数是由 2000 年至 2006 年的产量数据所计算得到的，2007 年的小麦产量变异系数是由 2001 年至 2007 年的产量数据所计算得到的等，具体结果得到下表。

表 5-3-3 我国小麦市场稳定性分析

年份	播种面积变异系数(7 年)	产量变异系数 (7 年)
2006	0.0727	0.0641
2007	0.0472	0.0842
2008	0.0397	0.1012
2009	0.0426	0.1055
2010	0.0399	0.0811
2011	0.0228	0.0613
2012	0.0139	0.0473
2013	0.0119	0.0463
2014	0.0100	0.0438
2015	0.0046	0.0435

从我国小麦市场稳定性分析表中可得到，在 2006 年实施小麦最低收购价后，小麦播种面积的变异系数大体呈逐年下降的趋势，小麦产量的变异系数在 2006 年至 2009 年在缓慢增加，而 2009 年后变异系数逐渐减少。

从总体来看，变异系数在实施政策后是逐渐下降的，意味着小麦市场逐渐趋向于稳定，国家政策起到了一定的作用。

5.3.4 模型检验

为了检验面板数据的可靠性，本文用SAS软件，输出的结果得到的各模型的F检验统计量及F检验结果，结果如下表：

表 5-3-4 面板数据模型 F 检验结果

区域种类	模型种类	ee1	ee2	F 值	临界值	结果
执行区政策后	个体固定效应回归模型	221252	87.1189	22340.16	2.42704	yes
执行区政策前	个体固定效应回归模型	1167622	156.499	88026.79	2.37098	yes
非执行区政策后	个体固定效应回归模型	13.5209	2.57189	59.6008	4.60011	yes
非执行区政策前	个体固定效应回归模型	50.3955	28.1611	6.71114	3.59153	yes

由表格可以看出，本文建立的模型结果都通过检验的，表明模型的合理性。

为了更加准确的表明执行最低粮食收购价政策前后小麦产量的差异性，本文使用非参数的方法，来检验执行政策前后执行区和非执行区的小麦产量差异性影响，结果如下表：

表 5-3-5 执行区小麦产量差异性检验

		河北	河南	湖北	江苏	安徽	山东
中位数	政策前	1139	2292	234	760	748	1860
	政策后	1231	3082	345	1008	1207	2059
总体中位数之差		-92	-790	-111	-248	-459	-199
卡 方		5.05	16.36	1.82	5.05	16.36	1.82
<i>P</i> 值		0.025	0.000	0.178	0.025	0.000	0.178
95.0% 置信区间		(-246,-7)	(-962,-738)	(-169,34)	(-351,-91)	(-572,-368)	(-535,21)

由表中的数据可以看出，对于河北省，用 Minitab 计算出政策执行前后，小麦产量数据的样本中位数分别为 1139 和 1231，说明政策前后小麦产量得到增加，国家最低收购价政策的执行，保护的当地农民的利益，刺激了农民对小麦的种植积极性；总体中位数之差（政策前中位数-政策后中位数）为-92，在 95%的置信区间（-246，-7）内；由于 *P* 值小于所选 α 水平为 0.025，因此有充分的证据否定原假设。因此，数据支持总体中位数之间存在差异这一假设。

表 5-3-6 执行区小麦产量差异性检验

		四川	黑龙江
中位数	政策前	532	97
	政策后	428	90
卡 方		5.05	5.05
<i>P</i> 值		0.025	0.025
95.0% 置信区间		(9,179)	(-1,218)

对于四川省，虽然属于非执行区，但政策执行后，小麦产量中位数分别为 532 和 428，小麦产量出现明显的下降，主要是因为四川单户种植面积少、经营规模小、生产方式粗放，农村劳动力不足，粮食种植老龄化现象日益突出。种植大户虽发展较快，但组织化程度低、专业合作组织水平不高、抗市场风险能力低，粮食生产能力难以保障，再加上没有得到国家最低收购价政策的优惠，使得农民对小麦的生产积极性不高；由于 *P* 值小于所选 α 水平为 0.025，所以有充分的证据否定原假设。因此，数据支持总体中位数之间存在差异这一假设。

根据数据运行的结果，对政策执行区河北、河南、江苏、安徽，以及政策非执行区四川和黑龙江的 *P* 值均小于 0.05，说明政策的实施对这些省市的影响是显著的。而安徽和山东两个省市虽然在政策下小麦产量的到提高，*P* 值均为 0.178，都大于 0.05，说明政策对两省市的影响不显著。

面板数据模型和非参数方法差异性检验都表明粮食最低收购价政策执行效果对执行区的影响较大，并且有较好的效果，对非执行区也有一定影响但不是很大。

5.4 问题三模型的建立与求解

5.4.1 问题分析

粮食市场收购价是粮食企业收购粮食的市场价格，是由粮食供需双方通过市场调节来决定。当市场供大于求或者供小于求时都将导致粮食市场波动。如果粮食过剩又促使了下一个周期的粮食减产，如此周而复始，粮食买难和卖难交替出现。本文在借鉴肖国安(2006)^[11]提出的动态平衡预警模型的基础上，建立动态供求紧平衡模型，研究小麦的供求关系，并结合小麦的最低收购价探讨来我国粮食价格所具有的特殊规律性。根据紧平衡的调控思路，要考虑各年度之间的平衡，要考虑供给、需求和贸易之间的平衡，才能够有效防止大的粮食市场波动。

5.4.2 粮食供求紧平衡模型

粮食作为人类生存的重要营养来源，它的生产、消费历来受到社会的普遍重视。为了生存的延续人类在不断地寻求新的生产手段以获取充裕的粮食。同时，随着社会分工的发展，粮食生产作为一种产业也逐渐地发展起来了^[12]。然而粮食在生产与消费过程中往往会出现供不应求、产量下降、耕地面积减少等粮食安全问题，因此为了保障人民的物质需求，有必要找出一个粮食警情指标，用来了解以及预测未来的粮食问题，从而采取相应措施进行避免。

粮食安全预警的关键问题是供求平衡问题，供求一旦失衡，将会导致消费结构的矛盾。粮食供给主要包括当年的粮食产量、粮食进口以及上年的粮食储备；而粮食的消费主要用于人类需求、饲料用量以及工业消费等。由于每年的粮食供求呈现动态趋势，因此我们选择预警时间为一年，所选数据为上一年度的粮食储备量以及年增长率。综上所述，我们结合修正粮食动态平衡预警模型（肖国安，王文涛，2006）^[11]，短期警情指标选择为：

- (1) LC_{t-1} ：粮食供给增长率；
- (2) LX_t ：粮食需求增长率；
- (3) ΔLJ_t ：粮食净进口率增量（可为负值）；
- (4) LK_{t-1} ：粮食总储备率；
- (5) Z ：粮食供给价格弹性

根据模型要求，可按警情程度进行划分，其预警警情如表 3.1 所示

表 5-4-1 粮食安全预警警情表

警 度	综合警情指标
严重短缺	$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t < 14\%$
短 缺	$14\% \leq LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t < 17\% \sim 18\%$
平 衡	$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t = 17\% \sim 18\%$
剩 余	$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t > 17\% \sim 18\%$
过 剩	$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t \square 17\% \sim 18\%$

注：式中 17% ~ 18% 为国际储备率标准，14% 为粮食紧缺的国际储备率标准

在修正粮食动态平衡预警模型的基础上，建立粮食供求紧平衡模型如下所示：

$$LC_{t-1} + LK_{t-1} + \Delta LJ_t + g_{t-1} \times Z - LX_t = 17\% \sim 18\%$$

其中： LC_{t-1} 为 $t-1$ 年度粮食产量增长率， LX_t 为 t 年度粮食需求增长率， ΔLJ_t 为 t 年度粮食净进口率增量（可为负值）， LK_{t-1} 为 $t-1$ 年度粮食结转库存率， g_{t-1} 为 $t-1$ 年度粮食价格指数， Z 为粮食供给价格弹性，是一个定值，参照肖国安文章可得 $Z = 0.1221$ ，则 $g_{t-1} \times Z$ 就代表因 $t-1$ 年度价格因素而引起的 t 年度粮食产量增长率。影响粮食供给价格弹性 Z 的因素有很多，如土地储备和质量、科技水平、政府投入等都是关键因素。

因为我国政府出于战略考虑，对小麦库存量是保密的，再加上全国各省的农民自然储备难以统计，通过查阅大量资料，根据收集的诸多数据供分析参考。依据中华粮网数据中心公布的资料，可以得到 2000~2015 年国内小麦供需平衡分析方面数据，见表 5-4-2：

表 5-4-2 2000~2015 年国内小麦供需平衡分析资料

	小麦产量 增长率	小麦结 转库存 率	小麦净 进口率	需求增 长率	小麦价 格指数	价格弹性
2000	-	-0.1012	0.0042	-	-	0.1221
2001	-0.0579	-0.1285	0.0099	-0.0359	-	0.1221
2002	-0.0381	-0.1690	0.0033	-0.0144	98.14	0.1221
2003	-0.0421	-0.1965	0.0345	-0.0022	103	0.1221
2004	0.0631	-0.0215	0.0792	-0.0336	131.2	0.1221
2005	0.0598	-0.0450	0.0110	0.0153	96.41	0.1221
2006	0.0720	0.0021	0.0032	0.0043	100.1	0.1221
2007	0.0463	0.0329	0.0014	0.0066	105.5	0.1221
2008	0.0288	0.0831	0.0040	0.0000	108.67	0.1221
2009	0.0236	0.0809	0.0118	0.0261	107.9	0.1221
2010	-0.0269	0.0196	0.0085	0.0419	107.9	0.1221
2011	0.0438	-0.0385	0.0235	0.1179	105.2	0.1221
2012	0.0353	-0.0164	0.0245	0.0101	102.9	0.1221
2013	-0.1332	-0.0229	0.0634	-0.0900	106.7	0.1221
2014	0.0963	0.0248	0.0152	0.1358	105.1	0.1221
2015	0.0043	0.0693	0.0173	0.0186	139.44	0.1221

需要注意的是，粮食产量增长率、粮食结转库存率以及需求增长率都与当年数据和上一年的数据有关，当上一年的数据大于当年数据，对应的增长率和库存率就会表现为负值。

把表 5-4-2 的数据代入粮食供求紧平衡模型中，可得 2000~2015 年的供求紧平衡关系如下表所示：

表 5-4-3 2000~2015 年的供求紧平衡关系

年份	小麦储备率	年份	小麦储备率
2000		2008	0.21199
2001	-0.05538	2009	0.23041
2002	-0.1686	2010	0.2028
2003	-0.05056	2011	0.03009
2004	-0.00007	2012	0.14806
2005	0.19752	2013	0.2979
2006	0.13144	2014	-0.14643
2007	0.19113	2015	0.24813

结合粮食安全预警警情表，从表格中我们发现 2001 年、2002 年、2003 年、2004 年、2006 年、2011 年以及 2014 年这七年的小麦储备率均小于 14%，属于

严重短缺年份；2012 年的小麦储备率虽然大于14%，但小于17%~18%，属于短缺年份；而2005年、2007年、2008年、2009年、2010年、2013年以及2015年的储备率均大于17%~18%，呈现出剩余甚至过剩的现象。

结果分析：2004年，我国全面开放粮食收购市场和收购价格，为了保护农民利益和种粮积极性，2004年、2006年起国家在主产区分别对稻谷、小麦两个重点粮食品种实行最低收购价政策。由于小麦的最低收购价政策略晚于稻谷的最低收购价政策，以及政策实行过程中各种人为和非人为因素的影响，因此在不同年份，小麦的储备率出现动态过程：

政策执行前，小麦市场供不应求，需要动用上一年的小麦储备，因此，这段时期的小麦储备率呈现出严重短缺的安全预警：

（1）2001年~2002年期间，小麦产量增长率为负值，全国小麦的总产量下降，小麦的进口量也较少，再加上国家没有对稻谷以及小麦实行最低收购价政策，因此小麦的储备率呈现负值；

（2）2003年小麦的总产量持续下降，但进口量却出现飙升，2013年进口量为298.4万吨，比2012年的30万吨增加了将近10。但由于当年小麦生长受灾害较为严重，小麦面积继续调减，导致小麦产量再度减少，加上上一年的小麦储备率的严重短缺^[14]，当年全国小麦的储备率呈现负值；

（3）2004年的小麦播种面积在3亿亩左右，大体与去年持平，由于自然灾害的有效处理，小麦的总产量得以增加了^[15]，同时进口量也达到最高峰。国内小麦消费需求继续保持2003年度时的水平，全国小麦供求存在较大缺口，需要动用小麦库存来满足国内市场的消费需要，因此当年小麦的储备率依然处于严重紧缺状态；

政策执行后，小麦市场呈现较好局面，供给充足，消费平稳等优势特点，总供给大于总需求的格局愈加明显：

（1）2006年、2011年和2014年这三年的小麦储存率处于严重短缺状态。这些年份虽然执行了小麦最低收购价预案，并且最低收购价不断提高，但由于小麦成本上涨，国际市场以及小麦主产区受干旱等不利天气影响，国际小麦价格走高，进口量减少，国内小麦价格不断波动，导致小麦储备率下降；

（2）由于2011年小麦市场价格长时间维持震荡特点，导致2012年的小麦整体上处于购销平淡，小麦市场疲软，国家把2012年的经济工作重点制定为“稳中求进”^[16]。因此该年份的小麦储备率相对于2011年得到明显回升，虽然仍处于短缺状态，但还是略高于粮食紧缺的国际储备率标准；

（3）2005年、2007年、2008年、2009年、2010年、2013年以及2015年小麦储备率出现剩余甚至过剩。由于小麦最低收购价的逐渐提高，不断刺激了农民的种植积极性，再加上国家根据小麦市场情况对经济工作重点的有效调整，全国小麦总产量逐年提高，农民都乐意把当年剩下的小麦储存下来，等到来年粮食最低收购价提高后再卖出，以此获得更大收益，因此小麦储备率充足。

5.5 问题四模型的建立求解

5.5.1 问题分析

为了保护农民的利益，刺激农民的粮食生产积极性，提高我国粮食产量，从而满足人民日益增长的物质文化需求，我国实行了一系列惠农政策，其中最近提出粮食最低收购价政策。一般情况下，粮食收购价格受市场供求影响，国家在充分发挥市场机制作用的基础上实行宏观调控，必要时由国务院决定对短缺的重点粮食品种，在粮食主产区实行最低收购价格。当市场粮价低于国家确定的最低收购价时，国家委托符合一定资质条件的粮食企业，按国家确定的最低收购价收购农民的粮食。其运行机理如图 1 所示。

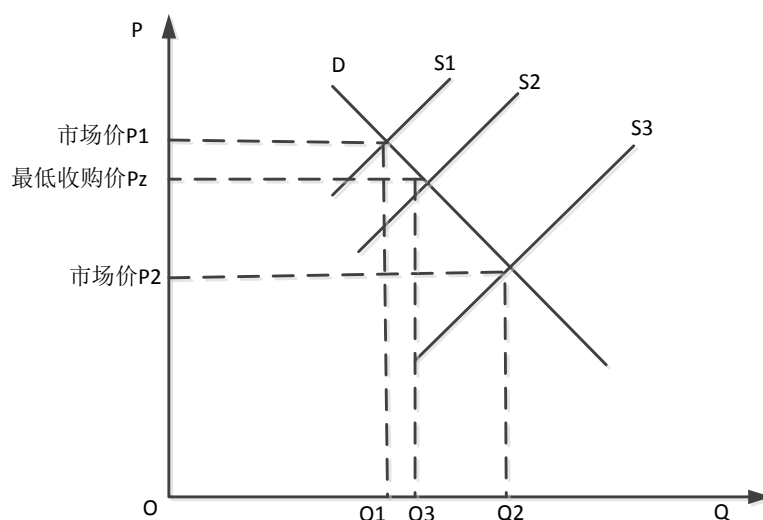


图5-5-1 粮食最低收购价政策的运行机理

在图 5-5-1 中， D 为某种粮食品种的需求曲线， S_1 、 S_2 、 S_3 均为该粮食品种的供给曲线，政府制定的该粮食品种的最低收购价为 P_z 。假如开始时供给曲线为 S_1 ，供求均衡点的市场粮价为 P_1 ，由于 P_1 位于 P_z 上，最低收购价预案不启动，粮食收购企业参照市场价格 P_1 收购粮食。假如粮食市场供给增加，粮食供给曲线变成 S_3 ，在需求不变的情况下，市场粮价下降到 P_2 ，由于 P_2 低于 P_z ，国家启动最低收购价预案，以最低收购价 P_z 收购农民的粮食。国有粮食收购企业的大量收购会使流通中的粮食减少，这样会引导市场粮价逐渐回升。例如，当国家的粮食收购量达到 Q_2, Q_3 时，粮食供应曲线从 S_2 左移到 S_3 ，市场粮价恢复到最低收购价水平^[17]。

自从 2004 年开始实施稻谷最低收购价预案，2006 年实施小麦最低收购价预案以来，国家呈现出种粮面积、粮食总产、粮食收购量以及农民收入全面增长的好形势；然而最低收购政策预案的实施也导致了诸多问题的出现，例如与全面放开粮食收购和价格的大政策不协调、充当了稻谷主产省的市场价、调高了农民的心理预期等^[18]。

最低收购价的刺激效应是肯定的、明显的，但是粮食最低收购价水平过低或者过高都会给粮食市场价格机制作用的发挥带来不利影响。因此保持合理的粮食最低收购价水平有利于粮食生产的稳定，制定出有效的最低收购价格势在必行。

结合粮食最低收购价的变化趋势，我们使用 Logistic 回归建议模型，并用建立的模型预测 2017 年的粮食最低收购价格。

5.5.2 模型的建立与求解

Logistic 回归假定解释变量与被解释变量之间的关系类似于 S 形曲线。在经济学的角度看，小麦的最低收购价格不会一直增加，而是趋向于一个稳定值，刚开始为了激励农民多种小麦，国家将采取提高小麦最低收购价的政策促使农民劳作，当市场即将达到平衡时，国家将减缓小麦最低收购价的提高，而不是降低收购价，一旦快速降低收购价，农民的积极性受到打击，将会导致小麦市场动荡，国家粮食不安全的现象。由此可见小麦的最低收购价与时间之间的关系类似于 S 形曲线。

假设小麦最低收购价格增长率 $r(t)$ 是 t 时刻小麦最低收购价格 $P(t)$ 的函数，根据分析， $r(t)$ 应是 P 的减函数。一个简单的假设是假设 $r(t)$ 为 P 的线性函数 $r(t) = r - sP$ ($s > 0$)。($r(0) = r$) 考虑自然资源和国家政策，所能达到的小麦最低收购价最大值 P_m 。当 $P = P_m$ 时增长率为零（环境饱和，政府减少干预时），即 $r(P_m) = 0$ ，在线性化假设前提下，可以得到

$$r(P) = r \left(1 - \frac{P}{P_m} \right) \quad (5)$$

其中 r 、 P_m 通常根据小麦最低收购价的统计数据或经验确定。在 (5) 式的假设下，指数模型可以修改为

$$\begin{aligned} \frac{dP}{dt} &= rP \left(1 - \frac{P}{P_m} \right) \\ P(0) &= P_0 \end{aligned} \quad (6)$$

该方程为经典的阻滞增长模型（Logistic 模型）。方程 (6) 的解为

$$P(t) = \frac{P_m}{1 + \left(\frac{P_m}{P_0} - 1 \right) e^{-rt}} \quad (7)$$

由于方程 (7) 不方便求解，因此本文将 (7) 进行转化为一个另一个 Logistic 阻滞增长模型，

$$P = \frac{A_1 - A_2}{1 + \left(\frac{t}{t_0} \right)^r} + A_2$$

其中， P 为小麦最低收购价格， t 为实施最低收购价的年份。

为了预测 2017 年的小麦最低收购价，需要利用往年的数据估计模型参数 A_1 ， A_2 ， t_0 ， r 。最后再通过模型对 2017 年小麦最低收购价进行预测。

我国在 2006 年开始实施小麦最低收购价政策，通过整理得到 2006 年至 2014 年的数据，如下表。

表 5-5-1 2006 年至 2014 年小麦最低收购价

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
小麦最低收购价	70	70	74	84	87	95	102	112	118

将表 5-5-1 数据导入到 origin 软件，通过对其进行绘图分析，得到小麦最低收购价格关于年份的散点图，见下图：

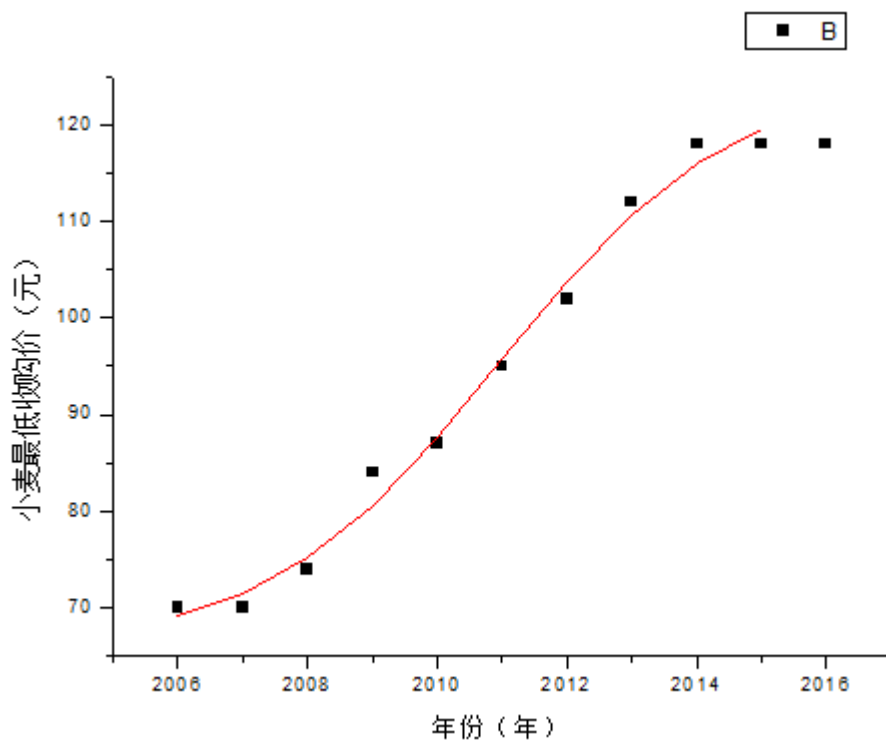


图 5-5-2 小麦最低收购价的 logistic 拟合曲线图

从图中可以看出小麦最低收购价随着年份的增加逐渐递增，最后趋向于一个稳定的值，因此考虑用 logistic 阻滞增长模型对其进行拟合，得到拟合曲线。图 5-5-2 可知，拟合效果较好。

首先利用 origin 软件求解得到阻滞增长模型。

$$P = 125.65 - \frac{60.24}{1 + \left(\frac{t}{2010.98} \right)^{1101.66}} \quad R^2 = 0.991 \quad (8)$$

其中， t 代表年份， P 代表小麦的最低收购价格。由拟合优度 $R^2 = 0.99117$ 得出利用阻滞增长模型可以有效的对最低收购价格进行拟合。由模型可知，小麦的最低收购价格逐渐趋向于 125.65，意味着小麦的最低收购价格将趋向于平稳，国家通过宏观调控将会使得市场达到一个稳定值。

然后利用模型（8）预测 2017 年以后的小麦最低收购价。

表 5-5-2 小麦最低收购价预测值

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
真实值	70	70	74	84	87	95	102	112
拟合值	69.10	71.52	75.26	80.64	87.66	95.72	103.76	110.70
差值	-0.90	1.52	1.26	-3.36	0.66	0.72	1.76	-1.30
偏离度	-0.0129	0.0217	0.0170	-0.0400	0.0076	0.0076	0.0173	-0.0116
年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
真实值	118	118	118					
拟合值	115.99	119.65	122.03	123.50	124.38	124.91	125.22	125.40
差值	-2.01	1.65	4.03					
偏离度	-0.0170	0.0140	0.0342					

表 5-5-2 给出了 2006 年至 2016 年小麦的最低收购价，以及通过阻滞增长模型计算得到的 2006 至 2021 年的小麦的最低收购价拟合值。真实值与拟合值之间的偏离度在-0.0400 到 0.0342 之间，大部分偏离度均小于 0.02，相差较小，从中也可得知阻滞增长模型的效果较好。

“十二五”期间国家发展与改革委员会公布的小麦最低收购价价格分别为 95 元、102 元、112 元、118 元和 118 元，而通过模型预测的对应年份的拟合值为 95.72 元、103.76 元、110.76 元、115.99 元以及 119.65 元，在这段期间里，真实值与拟合值的差值很小，因此“十二五”期间国家发展与改革委员会公布的小麦最低收购价价格是合理的。

因此可得到 2017 年至 2021 年小麦最低收购价预测值分别为 123.5 元、124.38 元、124.91 元、125.22 元、125.4 元。由此可见小麦最低收购价在 2017 年会有所上涨，但是上涨幅度不大，且 2017 年至 2021 年小麦最低收购价逐渐趋向于稳定，这可能是因为小麦市场逐渐趋向于平衡，政策也逐渐稳定减少政府干扰。

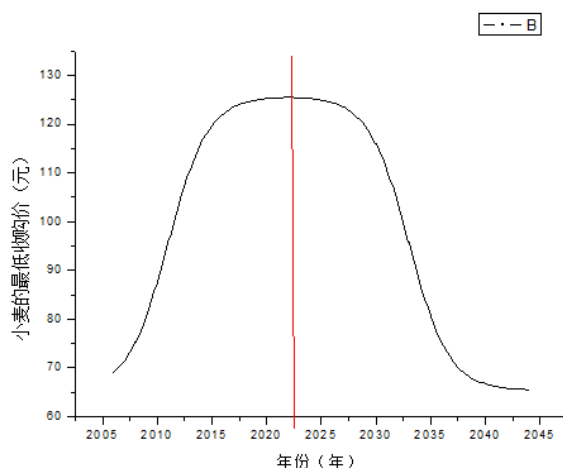


图 5-5-3 小麦最低收购价趋势图

小麦的最低收购价受到国家政策的宏观调控，当小麦市场达到平衡的时候，国家政策稳定将减少对小麦最低收购价的干扰。在一段时间内，农民种植小麦的积极性仍然受到鼓励，此时小麦的产量将供过于求，为了使得市场平稳，小麦的最低价格会有所下降。当小麦最低收购价降低到一定程度时，农民种植小麦的积

极性受到打击，此时国家有可能会承受小麦供不应求的压力，小麦市场的平衡将会被打破，为了再次鼓励农民种植小麦，国家将会出台政策，提高小麦的最低收购价，最终使得市场达到平衡。因此最低收购价随着小麦的供需关系进行变化的，供过于求，最低收购价下降，供不应求，最低收购价上升。

Logistic 回归模型考虑的是随着时间的推移，小麦最低收购价格的变化情况。然而小麦最低收购价格的确定，还要涉及诸多方面的，例如农民的利益、消费者的承受能力、国家的经济实力、不同季节差价等^[19]，由于考虑的角度不同，最低收购价的确定方法也就不一样。在涉及小麦最低收购价格的确定的诸多方面中，农民的利益问题是首要问题，只有农民的利益得到保障，才会刺激农民的小麦种植积极性，其中要保障农民的利益，使得农民的成本投入得到补偿是基础。

农民在种植过程中的成本投入主要是粮食生产要素的投入，生产要素包括资本、劳动力、土地以及企业家的才能，由于企业家的才能是由主观因素决定，因此忽略此要素，从资本、劳动力、土地三方面作为指标进行分析：

(1)资本投入可以考虑成农民小麦生产所用资金，资金来源主要有两方面：一、农民自身拥有的资金；二、向金融机构进行存款和贷款，这类资金是需要交付一定的利息的，因此我们得到农户粮食生产所用资金的适当补偿计算公式为：

$$FC=FI\left(1+\frac{AIR+YLR}{2}\right)$$

其中， FC 为农户粮食生产所用资金的适当补偿， FI 为农民粮食生产所用资金数额， AIR 为1年定期存款利息率， YLR 为1年期贷款利息率，根据中国中央银行公布的资料，我们把数据代入公式中，得出2006~2014年的农户粮食生产所用资金的适当补偿数据，如表5-5-3。

表 5-5-3 农户粮食生产所用资金的适当补偿

时间	现金成本 (FI)	1 年定期存款利息 率 (AIR)	1 年期贷款利 息率 (YLR)	农户粮食生产所用 资金的适当补偿 (FC)
2006	236.59	2.52%	6.12%	257.031376
2007	252.41	4.14%	7.47%	281.714801
2008	286.37	2.25%	5.31%	308.019572
2009	325.07	2.25%	5.40%	349.937855
2010	331.51	2.75%	5.81%	359.887256
2011	370.25	3.50%	6.56%	407.49715
2012	414.6	3.00%	6.00%	451.914
2013	441.29	3.00%	6.00%	481.0061
2014	451.2	2.75%	5.60%	488.8752

注：有关资料来源于全国成本调查网（www.npcs.gov.cn）。

(2) 农民在小麦生产过程中需要投入劳动力，都希望投入的劳动能得到一定报酬，农民粮食生产中自身投入劳动的适当补偿可以用以下计算公式求出：

$$LC=LD\times EW$$

其中， LC 为农民粮食生产中自身投入劳动的适当补偿， LD 为农户粮食生产中家庭用工天数， EW 为粮食生产中雇工工价

(3) 土地作为生产要素的一部分, 对小麦生产成本也有一定的影响, 应该得到应得的补偿, 其值等于自营地折租, 用 SR 表示。

要保护农民利益, 制定出合理的小麦最低收购价格, 就要保证最低收购价与小麦各生产要素的补偿之和相等, 因此可得到最低收购价的定价公式如下^[17]:

$$P=C=FC+LC+SR=\frac{\left[FI\left(1+\frac{AIR+YLR}{2}\right)+LD\times EW+SR\right]\times 50}{PMY}$$

其中 PMY 为亩产量。

根据国家发改委价格司公布的资料, 可以得到 2006 年~2014 年全国小麦生产成本方面的数据, 代入上述公式得到这些年份的最低补偿价格, 如表 5-5-4。

表 5-5-4 2006 年~2014 年全国小麦最低补偿价

时间	家庭用工 天数/天	雇工工 价/元	自营地折租/ 元	亩产量 /kg	农户粮食生产所用 资金的适当补偿/元	最低补偿价 /元
2006	7.01	24.53	52.25	351.8	257.03	68.40
2007	6.47	26.69	65.21	359.9	281.71	72.19
2008	6.02	29.5	82.15	388.3	308.02	73.11
2009	5.76	34.62	99.18	378.08	349.94	85.77
2010	5.51	38.19	114.69	370.02	359.89	92.56
2011	5.5	39.84	122.23	389.17	407.50	96.21
2012	5.08	40.76	131.64	382.76	451.91	103.28
2013	5.03	45.61	139.88	374.32	481.01	113.58
2014	4.87	70.84	160.23	428.01	488.88	116.13

注: 有关资料来源于全国成本调查网 (www.npcs.gov.cn)。

由于最低收购价是在年初公布的, 因此, 每年计算出的小麦最低补偿价所需要的成本数据是采用上一年的相关调查资料来确定的, 例如 2007 年的成本数据实质上是 2006 年的有关调查数据, 而计算出的最低补偿价是 2007 年的数据。

通过表 5-5-4 计算的最低补偿数据, 与对应年份的最低收购价格进行对比, 发现他们的数据是非常接近的, 我们计算出最低补偿价与最低收购价的偏离度, 如表 5-5-5 所示。

表 5-5-5 最低补偿价与最低收购价的偏离度

时间	最低收购价	最低补偿价	偏离度
2006	70	68.4	-0.02286
2007	70	72.19	0.03129
2008	74	73.11	-0.01203
2009	84	85.77	0.02107
2010	87	92.56	0.06391
2011	95	96.21	0.01274
2012	102	103.28	0.01255
2013	112	113.58	0.01411
2014	118	116.13	-0.01585

表 5-5-5 给出了 2006 年~2014 年小麦的最低收购价与最低补偿价格之间的偏离度。偏离度在-0.02286 到 0.06391 之间，两种价格之间的差距较小。由于该模型考虑的因素较为完整，而且也是从国家保护农民利益的初衷出发的，因此该模型的预测效果相对于 Logistic 回归模型的效果更好。

然而该模型的局限性在于需要上一年的成本数据，才能预测出当年的最低补偿价格，如果想要预测 2017 年的最低收购价格的话，则要到 2016 年年底国家公布当年相关小麦成本数据后才能计算得出，因此建议使用该模型对 2017 年年初制定最低收购价格时作为参考。

要对 2017 年的最低收购价格的预测，我们通过使用 Logistic 回归模型，预测出 2017 年小麦最低收购价预测值范围为[123. 5, 125. 65]。

5.6 问题五模型的建立

5.6.1 问题分析

与 2000 年相比，2015 年我国小麦种植面积略有下降。如何判别国家是否能够通过调整粮食最低收购价来使得小麦的种植面积增加 5%呢？在粮食市场经济条件下，粮食均衡价格的形成是通过市场供求关系和价格的波动来实现的。因此在实施小麦最低收购价政策后，小麦的市场价格受到市场供求关系影响。市场的供求关系主要由小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量、小麦播种面积、市场风险影响，而变量间可能存在相关性，直接用多元回归来刻画其中关系不准确，由此建立粮食最低收购价的逐步回归模型，剔除变量相关性对模型的影响。其次，寻找小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量与小麦播种面积间的关系。通过对 2015 年小麦面积增加 5%后，得到小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量。最后将变量数值代入到逐步回归模型中，得到粮食的最低收购价。将逐步回归模型得到的收购价与问题四得到的最低收购价的合理范围进行对比，判断国家政策的可能性。

5.6.2 模型的建立

小麦价格和产量是系统中必不可少的关键变量,而根据市场运行规律,供给、需求与价格之间是联动的,因此,小麦需求量及国家出于粮食安全的库存也是不可遗漏的系统关键变量^[20]。

要描述一个问题的发生和变化,时间区间对于问题的评价具有至关重要的作用,尤其是对于评价政策效果,时间区间的选择会极大影响结果分析。关注粮食政策实施所产生的影响,而最低收购价、各种补贴等政策大多是在 2004 年后政府开始实施的系列惠农政策,且由于我国国情的特殊性,粮食市场经历了数次转型,粮食流通市场化改革前后粮食市场的运行机制存在显著差异,为了使系统模型的设置更能体现真实情况及政策对小麦生产和小麦市场产生的影响,小麦实施最低收购价是从 2006 年开始的。选择数据区间的起始年份为 2006 年。

下面我们主要研究小麦价格与小麦供求关系间的关系,供求关系主要体现在小麦的产量、小麦的消费量、小麦的库存。由于小麦库存的数据难获取,我们根据每年小麦供给(包括小麦产量、小麦进口量)、小麦需求量(包括国内需求、小麦出口量)的关系可明确小麦库存的变化情况,从而建立小麦库存、小麦产量及小麦市场价格之间的关系。主要变量间的因果关系见图 5-6-1。

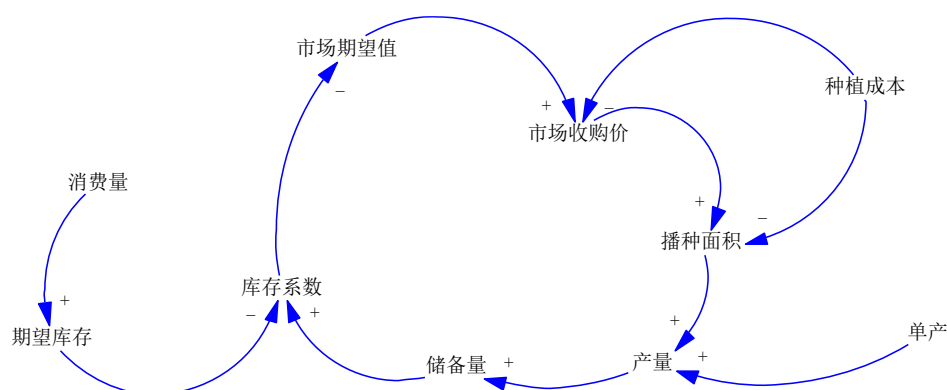


图 5-6-1 系统主要变量间的因果关系图

根据各主要变量间的关系,如小麦市场收购价增加会使得小麦播种面积增加,小麦播种面积增加会使得小麦的产量增加,产量增加会使得储备量增加,此时库存系数也将增加,库存系数增加会减少小麦市场期望值,市场期望值增加会使得市场收购价增加,如此循环形成一个系统^[21]。

从所研究实际情况的入树模型开始,通过定性分析,建立树根受其他流位变量、流率变量及环境变量控制的二部分图。

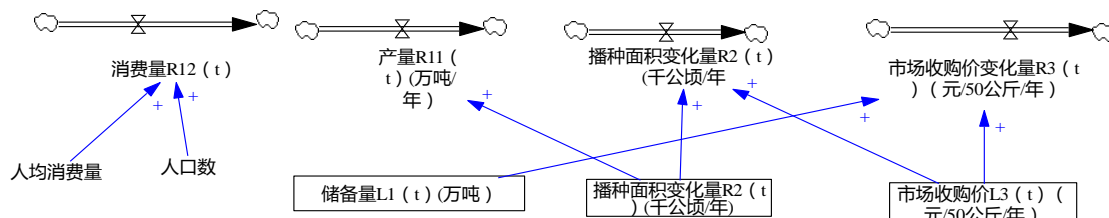


图 5-6-2 系统流位控制流率关系二部分图

图 5-6-2 可知消费量与人均消费量和人口数有关,产量与播种面积和单位面积产量相关,播种面积变化量与自身流位播种面积和市场收购价与有关,市场收购价格变化量与自身流位市场收购价和储备量有关。

下面建立反馈流图，用来反映整个系统的内部运行机理。

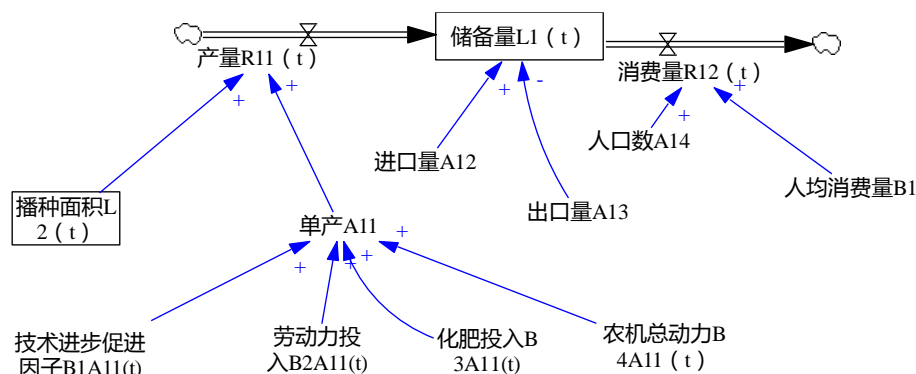


图 5-6-3 净产量和净消费量间关系图

在净产量和净消费量间关系图中,产量是单产和播种面积共同影响,且单产与当年播种面积的乘积即为当年小麦产量。小麦单产是流率基本入树的辅助变量,根据科布道格拉斯生产函数的理论,单产主要受到生产要素投入和技术进步的影响。结合小麦种植投入特点和生长规律,劳动力、化肥、农机总动力及技术进步是影响单产的主要因素^[22]。

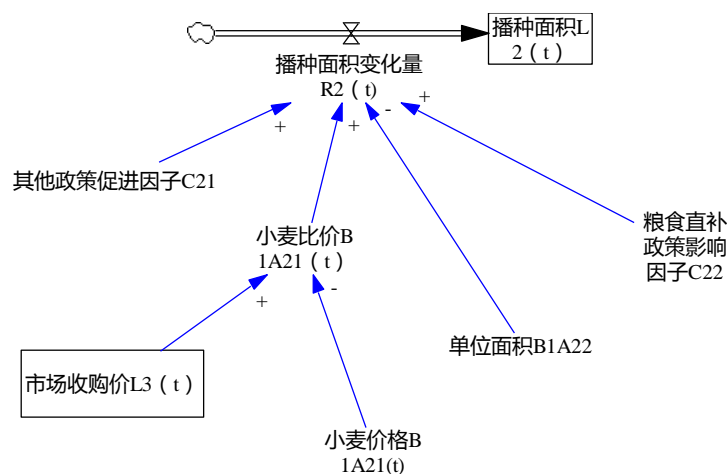


图 5-6-4 播种面积变化量流率基本入树

从图 5-6-4 可得到播种面积的变化量是农户种植意愿的实际行为表现,小麦种植的单位面积成本直接影响农户种植收益,决定其生产调整行为。小麦最低收购价政策及其他政策也会影响农户种植意愿,影响农户种植小麦预期。作为一定程度理性农户,其生产行为以获取利益为目标,因此,小麦作物之间的比较收益高低必然也会对农户生产决策产生影响。

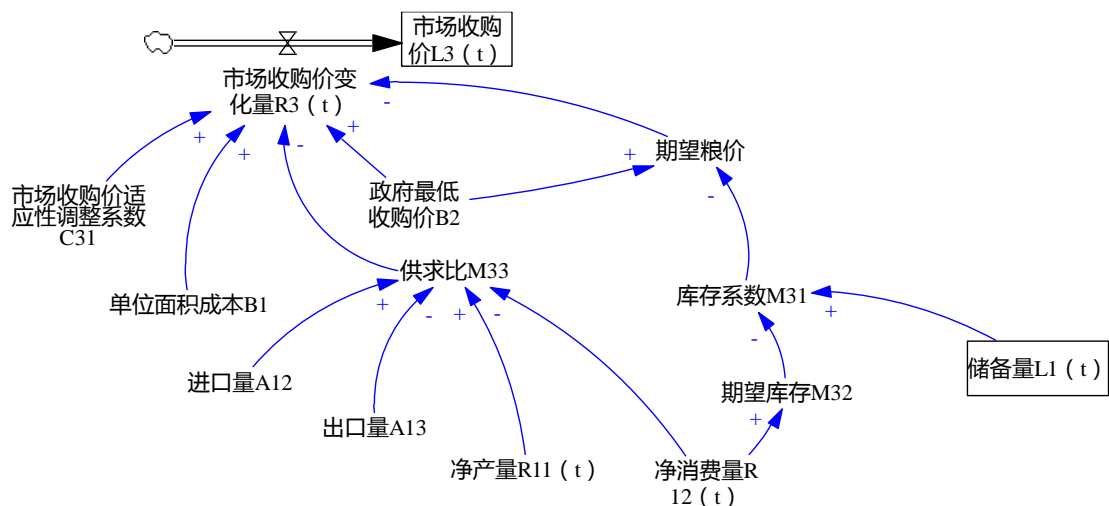


图 5-6-5 市场收购价变化量流率基本入树

图 5-6-5 显示农户出售粮食的市场收购价是由种植成本决定的,种植成本商,为保障农民的种粮收益,粮食市场收购定价也高,因此单位面积种植成本直接影响市场收购价的变化^[21]。

市场的供求关系主要由小麦的产量、小麦进口量、小麦出口量、小麦消费量、小麦播种面积、实施政策市场风险影响。市场风险本文通过小麦播种面积的变异系数以及小麦产量的变异系数进行刻画。小麦的市场价格受到市场供求关系影响,而市场价格也将影响小麦的最低收购价格,因此小麦的最低收购价格受到市场供求关系影响。设 P_{\min} 是一可观测的小麦的最低收购价格随机变量,它受到 6 个非随机因素 $yields, input, output, consumption, area, cv_{yields}, cv_{area}$ 和随机误差 ε 的影响。假定它们有如下线性关系:

$$P_{\min} = \beta_0 + \beta_1 yields + \beta_2 input + \beta_3 output + \beta_4 consumption + \beta_5 area + \beta_6 cv_{yields} + \beta_7 cv_{area} + \varepsilon$$

其中: β_k 是待估参数, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$, 则称上式为线性回归模型。 $yields$ 表示小麦的产量, $input$ 表示小麦进口量, $output$ 表示小麦出口量, $consumption$ 表示小麦消费量, $area$ 表示小麦播种面积, cv_{yields} 表示小麦产量的变异系数, cv_{area} 表示小麦面积的变异系数。

但是由于变量间存在相关性,可能会导致模型的拟合效果,因此利用逐步回归对其进行拟合,剔除相关性影响。逐步回归的基本步骤就是依次拟合一系列回归方程,后一个回归方程在前一个的基础上增加或删除一个自变量,其增加或删除某个自变量的准则是用残差平方和的增加或减少量来衡量,一般采用偏 F 检验统计量, F 统计量描述了误差平方和的增加或减少量,所以偏 F 检验统计量是逐步回归方法中增加或删除变量所用的基本统计量。

5.6.3 模型的求解

首先对实施小麦最低收购价后的数据进行整理,其次利用 7 年的小麦产量数据和播种面积计算小麦产量的变异系数以及播种面积的变异系数,例如 2006 年的小麦产量变异系数是由 2000 年至 2006 年的产量数据所计算得到的,2007 年的小麦产量变异系数是由 2001 年至 2007 年的产量数据所计算得到的等,具体结果得到下表。

表 5-6-1 小麦供需关系指标

年份	<i>yields</i>	<i>input</i>	<i>output</i>	<i>consumption</i>	<i>area</i>	P_{\min}	cv_{area}	cv_{yields}
2006	10447	33.8	171.5	10287	23613	70	0.0727	0.0641
2007	10930	15	230	10355	23721	70	0.0472	0.0842
2008	11245	45	0	10355	23617	74	0.0397	0.1012
2009	11510	136	90	10625	24291	84	0.0426	0.1055
2010	11200	95	5	11070	24257	87	0.0399	0.0811
2011	11690	275	40	12375	24270	95	0.0228	0.0613
2012	12102	296	97	12500	24268	102	0.0139	0.0473
2013	10490	665	20	11375	24117	112	0.0119	0.0463
2014	11500	175	15	12920	24069	118	0.0100	0.0438
2015	13019	200	15	13160	24141	118	0.0046	0.0435

下面通过 SAS 编程，首先进行相关性分析。得到相关系数矩阵。

表 5-6-2 小麦供需关系指标间的相关性检验

Pearson 相关系数, N = 10 当 H0: Rho=0 时, Prob > r								
	<i>yields</i>	<i>input</i>	<i>output</i>	<i>consumption</i>	<i>area</i>	P_{\min}	cv_{area}	cv_{yields}
<i>yields</i>	1.00000	-0.03966 0.9134	-0.34180 0.3337	0.73893 0.0146	0.48752 0.1529	0.52613 0.1182	-0.61695 0.0574	-0.28375 0.4269
<i>input</i>	-0.03966 0.9134	1.00000	-0.38054 0.2780	0.38726 0.2689	0.48010 0.1602	0.65463 0.0400	-0.63536 0.0484	-0.56564 0.0883
<i>output</i>	-0.34180 0.3337	-0.38054 0.2780	1.00000	-0.47093 0.1695	-0.43589 0.2079	-0.59626 0.0689	0.60620 0.0632	0.18872 0.6016
<i>consumption</i>	0.73893 0.0146	0.38726 0.2689	-0.47093 0.1695	1.00000	0.59293 0.0708	0.88748 0.0006	-0.85954 0.0014	-0.77874 0.0080
<i>area</i>	0.48752 0.1529	0.48010 0.1602	-0.43589 0.2079	0.59293 0.0708	1.00000	0.60898 0.0617	-0.60252 0.0653	-0.27591 0.4403
P_{\min}	0.52613 0.1182	0.65463 0.0400	-0.59626 0.0689	0.88748 0.0006	0.60898 0.0617	1.00000	-0.92088 0.0002	-0.77911 0.0079
cv_{area}	-0.61695 0.0574	-0.63536 0.0484	0.60620 0.0632	-0.85954 0.0014	-0.60252 0.0653	-0.92088 0.0002	1.00000	0.63493 0.0486
cv_{yields}	-0.28375 0.4269	-0.56564 0.0883	0.18872 0.6016	-0.77874 0.0080	-0.27591 0.4403	-0.77911 0.0079	0.63493 0.0486	1.00000

从表中可以看出部分指标的相关性检验 P 值小于 0.1，例如小麦的最低收购价除了跟产量的线性相关性检验 P 值为 0.1182，略大于 0.1 外，与其他变量的相关性均小于 0.1；消费量与产量的 P 值为 0.0146 等，变量存在相关性，则可以考虑用逐步回归进行建模。通过 SAS 编程对数据进行标准化，并 3 步回归可得

到逐步回归模型：

$$P_{\min} = 0.0372input + 0.01272consumption - 0.00252area \quad R^2 = 0.9964 \quad (9)$$

因此可得到小麦的最低收购价受到小麦进口量，小麦消费量以及小麦播种面积的影响。小麦进口量越大或者小麦消费量越多，可能会导致小麦供不应求，为了鼓励农民种植小麦，因此小麦进口量、小麦消费量对最低收购价的影响应该是正的；而播种面积越大，小麦产量越大，此时会导致供大于求，为了稳定市场，应降低收购价格，因此其对最低收购价的影响应该是负的，这与所得到的模型结果相一致，从经济含义上验证了模型的准确性。

由表 2 我们可以得到小麦消费量与小麦的播种面积的相关系数检验 P 值为 0.0708 (<0.1)，则认为两者具有相关性；而小麦进口量与小麦的播种面积的相关系数检验 P 值为 0.1602 (>0.1)，则认为两者不相关性。下面可通过回归得到消费量与小麦的播种面积间的关系

$$consumption = 0.47877area \quad R^2 = 0.9916 \quad (10)$$

在考虑小麦种植面积增加 5%时，本文利用 2015 年小麦的种植面积 24141 千公顷，如果小麦增加种植面积增加 5%，则播种面积变为 25348.05 千公顷，利用 (10) 式求得消费量为 12135.89 万吨，我们再将变化后的消费量跟播种面积以及小麦进口量代入 (9) 式，可得到小麦的最低收购价格为 97.93143 元。与问题四得到趋于稳定的最低收购价格为 125.56 元相比，小于 125.56。则由于 2015 年的小麦最低收购价为 118 元，而上文计算得到只要小麦的最低收购价格为 97.93143 元即可使得种植面积增产 5%，因此认为政府不需要调整粮食最低收购价，只要维持现状即可。目前政府给出了 2015 年与 2016 年小麦的最低收购价均 118 元，验证了维持现状依旧能调动农民的积极性，可使得播种面积增加。这与现实生活相符合，政府在市场不平衡的时候采取措施对市场进行缓慢调节，市场在政府的调节下将逐渐趋向于平稳，此时，政府减缓调节力度，减少对农民的干扰。

5.6.4 模型的检验

通过 SAS 编程得到逐步回归模型的检验分析结果，具体结果见下文。

表 5-6-3 逐步回归模型检验

方差分析					
方差来源	自由度	离差平方和	均方	F 值	P 值
模型	3	89403	29801	653.56	<.0001
试验误差	7	319.18668	45.59810	—	—
总误差	10	89722	—	—	—

从表 5-6-3 可得到模型的检验 P 值小于 0.0001，远小于 0.05，则可认为逐步回归模型是显著有效的。

表 5-6-4 模型参数检验

变量	参数估计	标准差	离差平方和	F 值	P 值
进口量	0.03720	0.01257	399.06833	8.75	0.0212
消费量	0.01272	0.00226	1439.70288	31.57	0.0008
播种面积	-0.00252	0.00106	258.79128	5.68	0.0487

表 5-6-4 显示在逐步回归模型中,小麦的进口量、消费量、播种面积参数检验 P 值分别为 0.0212、0.0008、0.0487,均小于 0.05,则认为模型参数是显著的。

表 5-6-5 逐步回归结果分析

逐步回归结果						
步骤	加入变量	加入变量步骤	偏 R^2	拟合优度	F 值	P 值
1	进口量	1	0.9865	0.9865	659.94	<0.0001
2	消费量	2	0.0070	0.9936	8.71	0.0184
3	播种面积	3	0.0029	0.9964	5.68	0.0487

表 5-6-5 给出了逐步回归的汇总结果,并得出了加入进口量,小麦最低收购价关于进口量进行拟合的拟合优度达到了 98.65%,然后加入小麦消费量后拟合优度大道理 99.36%,加入播种面积后拟合优度达到了 99.64%,拟合效果已经非常好了,间接说明了逐步回归效果良好。

5.7 调控粮食种植的优化决策和建议

农民问题一直是我国首要问题,我国正处于并将长期处于社会主义初级阶段,作为全球人口大国,必须由我们自己解决吃饭问题.因此如何正确处理农民问题,成为中国特色社会主义发展全局的根本性问题.近年来,国家采取了一系列政策,有效解决了一些农民问题,但仍存在不少突出问题,主要表现为农民土地问题和农民收入问题^[23],根据我们对粮食最低收购价政策问题研究结论,提出关于调控我国粮食种植的一些建议:

1、适当提高粮食最低收购价

粮食最低收购价最为一项惠农政策,在调动农民种粮积极性、提高农民收入、粮食生产以及稳定粮价上起了很重要的作用,因此重点粮食品种的最低收购价政策应继续实施。然而粮食最低收购价的制定要从保护农民利益的初衷出发,在对粮食供求关系判断十分准确的基础上建立的。农民都希望能够通过提高粮食最低收购价,使粮食收购价格上涨的幅度不低于农用生产资料价格上涨的幅度,从而增加他们的收入。然而近几年来物价上涨加快,导致农民的资金投入增加,而部分主要粮食的价格起伏不定。因此建议国家财政允许的范围内,进一步提高粮食最低收购价,调动农民种粮积极性,从而达到调控我国粮食种植的目的。

2、根据粮食综合生产能力对粮食进行补贴

粮食价格低是粮食种植面积持续减少的主要原因，然而粮食的价格是由市场决定的，国家只能通过宏观进行调控。虽然国家实行了粮食补贴政策，在一定程度上提高了农民的收入，稳定了粮食的生产面积，但效果不是很明显，部分地区还存在抛荒或者粮食品种不平衡的现象存在。因此粮食补贴要根据综合因素进行考虑，例如种植品种多、面积大、家庭参加劳动的人口多的农民，得到的粮食补贴越多，并且对这些因素进行等级划分，根据等级高低分配补贴比例。这样不仅能够提高农民收入，减少城乡居民收入差距，还能在一定程度上避免种植品种的不平衡、土地抛荒、劳动力外流等现象的发生；

3、加大对农业科技建设的投入

粮食的种植难度直接影响了该种粮食的种植面积，影响种植难度的因素很多，包括物质与服务费用投入、人工成本投入、化肥投入等，在同等收益或者收益相差不大的情况下，农民更加偏向于种植难度相对较小的粮食，从而导致部分粮食的产量不足。因此国家要加大对农业的科技投入力度，帮助改造中低产粮田，加强农田水利建设，推广并指导粮食科技种植技术，购买化肥时国家出一定的价格比例，这样可以减轻家庭的资金投入负担和劳动力负担，提高农民种植积极性；

4、改进农村土地制度

从1978年实行改革开放政策以来，以家庭联产承包责任制为主的农村土地制度在很大程度上促进了我国农村经济的发展，然而随着经济的飞速发展，人们的生活水平不断提高，土地制度表现的缺陷日益明显，由于土地的产权不明确、土地市场体系不健全，农业经济规模分散等原因，一定程度上制约农村经济的发展，因此有必要改进农村土地制度，将土地所有权交给国家，将土地承包权交给农民，对土地买卖、土地滥用进行严厉惩罚，鼓励种粮农民之间、农企之间的专业合作，完善农村土地市场运营机制；

5、加大对农村的生活、教育质量投资力度

近几年，越来越多农民放弃种植转到城市打工，造成农村种植土地的大量荒废，原因除了农业效益很低以外，很大一部分原因是因为农村的生活质量和教育质量低。其实由于农民工劳动技能总体偏低，虽然工资相对较高，就业机会越多，但就业很不稳定。随着经济的发展，人们对生活质量的要求越来越高，而城市生活、商业、交通运输、娱乐休闲以及教育比较完善，使得农民投入到城市中去。因此除了对粮食种植进行补贴外，还要制定扶持农业和全面发展农村经济、社会、文化、教育和医疗的政策措施，并有相应的资金投入，例如对农村进行闭路电视免收费等^[24]，这样才能减少农民“弃农进城”现象。

6. 模型评价与拓展

6.1 模型优点

1. 模型一建立的影响粮食种植面积的指标体系考虑的指标比较全面，而且在建立粮食种植面积的数学模型中使用主成分回归模型，消除了响粮食种植面积指标之间的相关影响，减少指标选择的工作量，还可以在保留绝大部分信息的情况下用少数几个综合指标代替原指标进行分析，并且建立的模型与实际情况较为符合。不仅考虑的一个区域差异性，还讨论分析多个区域的差异性；
2. 模型二从横向纵向全面讨论执行政策前后、执行区与非执行区的影响效果，不仅从它建立的 4 个面板数据模型来讨论执行政策前后、执行区与非执行区粮食主产区粮食最低收购价执行的效果，而且还从非参数统计检验、市场风险三个角度全面的评价了粮食主产区粮食最低收购价执行的效果；
3. 模型三建立的粮食供求紧平衡模型最显著的特点是动态的，它不是停留在一个时点上，而是考虑了一个动态平衡过程；
4. 模型四中建立的 logistic 回归模型的自变量既可以为分类变量，也可以为连续变量。并且回归分析预测法，是在分析市场现象自变量和因变量之间相关关系的基础上，建立变量之间的回归方程，并将回归方程作为预测模型，是一种重要的市场预测方法，是一种具体的、行之有效的、实用价值很高的常用市场预测方法。用来预测得到的小麦最低收购价的合理范围较为准确；
5. 模型五不仅从系统动力学的原理上，定性分析了粮食生产因果反馈关系，对各变量间的关系加以描述系统的变化规律，而且在考虑的全部自变量中按其对的作用大小上，运用了逐步回归模型。

6.2 模型缺点

1. 数据选取的指标较多，数据查找较为困难，并且有些数据存在一小部分的缺失；
2. 每个指标的年份数据较少；
3. 对粮食供求紧平衡的研究，侧重于短期研究，虽然也涉及到长期研究，但是毕竟不够深入。我们要探讨，作为一个具有 13 亿人口的大国，如何确保中长期粮食安全，如何确保中长期安全的粮食供求紧平衡还是我们应该继续探讨的问题；
4. 建立的逐步回归模型在经济含义对因变量有影响的变量有可能会被剔除。

6.3 模型拓展

本文在评价粮食最低价收购政策的实施效果上仅考虑具有代表性的粮食品种：小麦，还应拓展到考虑水稻、玉米、大豆等粮食品种在执行区和非执行区的执行政策的影响，以及不同的省份上。

在预测 2017 年的小麦最低收购价格上，我们使用了阻滞增长模型，但是这个模型只考虑时间对最低收购价格的影响，但影响最低收购价格制定的因素是很多的，因此可以从多因素出发，找出更为合理的预测模型。

建立的模型可以以小麦为例推广到别的粮食品种上。

7.参考文献

- [1]沈其君. SAS 统计分析[M]. 东南大学出版社, 2001.
- [2]杨万江, 陈文佳. 中国水稻生产空间布局变迁及影响因素分析[J]. 经济地理, 2011, 31(12):2086-2093.
- [3]梁子谦, 李小军. 影响中国粮食生产的因子分析[J]. 农业经济问题, 2006(11):19-22.
- [4]江涛. 国家财政支农力度的实证研究[J]. 财会研究, 2006(3):9-10.
- [5]李鑫, 李秉龙. 我国粮食主产区主要粮食作物生产比较优势分析[J]. 新疆农垦经济, 2003(5):4-5.
- [6]彭方平, 王少平. 我国利率政策的微观效应——基于动态面板数据模型研究[J]. 管理世界, 2007(1):24-29.
- [7]张建杰. 对粮食最低收购价政策效果的评价[J]. 经济经纬, 2013(5):19-24.
- [8]任军军, 王文举. 完善粮食最低收购价政策 保障国家粮食安全[J]. 中国农村科技, 2010(4):44-47.
- [9]吴文斌, 杨鹏, 唐华俊, 等. 一种新的粮食安全评价方法研究[J]. 中国农业资源与区划, 2010, 31(1):16-21.
- [10]江国成. 我国确定在 6 个主产省执行小麦最低收购价预案[J]. 农村百事通, 2008(13):6-6.
- [11]肖国安, 王文涛. 粮食产量的波动及其平抑[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2006, 9(2):77-80.
- [12]宋一君. 库存变化与粮食价格波动关系研究[D]. 南京农业大学, 2009.
- [13]兰庆高. 中国粮食供求平衡研究[J]. 农业经济, 1997(10): 77
- [14]秋子. 我国小麦市场 2003 年回顾及 2004 年展望[J]. 粮食与油脂, 2004(3):26-29.
- [15]钟永玲. 2006 年小麦市场分析及 2007 年展望[J]. 种业导刊, 2007(5):13-16.
- [16]肖锋, 焦善伟. 2012 年小麦市场形势分析[J]. 粮食加工, 2012, 37(3):3-4.
- [17]方鸿. 中国粮食最低收购价合理确定机制研究[J]. 经济与管理, 2009, 23(4):20-25.
- [18]余新奇. 粮食最低收购价利弊谈[J]. 粮食科技与经济, 2005, 30(2):16-17.
- [19]罗守全. 我国与欧盟、美国粮食保护价政策的比较[J]. 中国粮食经济, 2002(4):26-27.
- [20]彭婵娟, 徐学荣. 我国粮食价格波动的影响因素分析[J]. 价格理论与实践, 2015(9):67-69.
- [21]彭婵娟. 粮食价格与粮食产量的动态反馈及政策仿真研究[D]. 福建农林大学, 2016.
- [22]王火根, 周波. 粮食单产影响因素及空间技术扩散效应分析——基于中国 30 省市面板数据实证检验[J]. 粮食加工, 2012(5):5-10.

- [23] 韩长赋. 正确认识 and 解决当今中国农民问题[J]. 中国乡镇企业, 2014(2):15-17.
- [24] 李水山. 新时期韩国政府扶持农业和农村社会发展的具体政策[J]. 中国农村教育, 2005(5):46-48.

附录:

第一问程序: (SAS 程序)

(1) 广东省:

```
ods rtf file="d:/guangdong_result.rtf";

data guangdong;
input year y x1-x10;
a1=x10/x9;*中央财政支农力度*;
a2=x7-x8;*城乡差距;
cards;
1998 3529 5517836 7630246 2632.9 2683.18 1947.6 23.43
8839.68 3527.14 8256147 387000
1999 3371.04 6266300 7875985 2664.74 2645.86 1967.1
26.88 9125.92 3628.93 9659000 252486
2000 3311.1 7818700 9342792 2785.1 2646.02373 1760.1 35.74
9761.57 3654.48 10803189 308896
2001 3125.6 8107000 9583000 2858.71 2703.358291 1600.1
44.07 10415.19 3769.79 13213314 330031
2002 2876.53 10264000 11909156 2780.32 2825.01 1478.91
55.25 11137.2 3911.91 15211000 385661
2003 2771.9 13070200 15294400 2824.53 1907.6 1430.4 69.33
12380.4 4054.58 16956324 416297
2004 2789.7 16558000 19157104 2944.58 2095.5 1390 85.21
13627.65 4365.87 18530000 416013
2005 2786.5 18983101.86 23820000 3089.48 2483.7 1394.97
103.18 14769.94 4690.49 22891000 451444
2006 2466.67 22527000 30195400 3162.42 2676.6 1242.42
120.46 16015.58 5079.78 25533400 520000
;

run;

proc corr data=guangdong;
var x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=guangdong
out=new mean=0 std=1;
```

```

var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=new;
model y= x1-x6 a1 a2;*/noint ;
run;

**主成分降维, 去除相关性;
proc princomp data=new prefix=z out=out_new ;
var x1-x6 a1 a2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_new;
var y z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_new;
model y=z1 z2/noint;
run;

*取对数进行计算;

****取对数后计算相关性;
data gd;
set guangdong;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;
proc corr data=gd;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

```

```
proc reg data=gd;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;
```

****主成分降维，去除相关性；**

```
proc princomp data=gd prefix=z out=out_gd ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;
```

****两个主成分累计贡献率达到90%以上，检验种植面积与前两个主成分的线性相关性；**

```
proc corr data=out_gd;
var logy z1 z2 ;
run;
```

```
proc reg data=out_gd;
model logy=z1;
run;
quit;
ods rtf close;
```

(2) 广西区:

```
ods rtf file="d:/guangxi_result.rtf";
```

```
data guangxi;
input year y x1-x10;
a1=x8/x7;*中央财政支农力度*;
a2=x9-x10;*城乡差距;
cards;
1995 6829.5 111430 286600 2573.5 1104.3 2739 16.27 1912000
66000 3674.16 1668.73
1996 7137.25 111430 307839 2583.2 1398.94 2789.49 16.84
2319000 172000 4429.66 2054.95
1997 7099.35 134221 323902 2613.43 1394.81 2746.7 17.82
2705000 184000 4958.67 2286.01
1998 7305.71 162890 311617 2635.9 1298.54 2917.48 18.5
3016000 195000 5084.64 2405.32
1999 7236.12 146100 312000 2654.31 1338.37 2746.29 21.63
3508000 204000 5365.03 2441.5
2000 6918.67 152800 371000 2707.1 1365.225285 2551.07 29.61
4155400 214000 5661.16 2478.86
```

2001	6628.93	178000	396000	2717.88	1429.810939	2491.8	39.64
	5146312	249000	5984.82	2603.6			
2002	6484.42	207200	459411	2731.76	1476.4	2435.76	53.59
	5766000	320000	6678.73	2685.16			
2003	5943.98	310000	593000	2748.04	1600.1	2387.8	68.89
	6467439	190704	7239.12	2853.29			
2004	6003.42	418700	934031	2771.98	1834.9	2480.07	84.05
	7856000	242201	7951.31	3171.06			
2005	6240.24	515000	1093000	2805.94	2165.7	2598.58	95.44
	9792000	323000	9107.09	3481.64			
2006	6271.71	569688	1284022	2817.8	2495.3	2780.6	108.36
	11804000	373200	10304.56	3801.82			
2007	6168.23	852200	1701700	2846.53	2786.8	2841.55	117.12
	15066500	1119700	11690.47	4293.43			

```

;
run;
proc corr data=guangxi;
var x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=guangxi
out=new mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=new;
model y= x1-x6 a1 a2;*/noint ;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=new prefix=z out=out_new ;
var x1-x6 a1 a2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上,检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_new;
var y z1 z2 ;

```



```

run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_new;
model y=z1 z2/noint;
run;

*取对数进行计算;

****取对数后计算相关性;
data gx;
set guangxi;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;
proc corr data=gx;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc reg data=gx;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;

**主成分降维, 去除相关性;
proc princomp data=gx prefix=z out=out_gx ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_gx;
var logy z1 z2 ;

```

```
run;
```

****利用前两个主成分进行回归;**

```
proc reg data=out_gx;
```

```
model logy=z1 z2;
```

```
run;
```

```
quit;
```

***由于电脑中logy与x2相关性不强，所以去掉x2再进行回归.**

****利用前两个主成分进行回归;**

```
proc reg data=out_gx;
```

```
model logy=z1 z2;
```

```
run;
```

```
quit;
```

```
proc reg data=out_gx;
```

```
model logy=z1;
```

```
run;
```

```
quit;
```

```
ods rtf close;
```

(3) 河北省

```
ods rtf file="d:/hebei_result.rtf";
```

```
data hebei;
```

```
input year y x1-x10;
```

```
a1=x8/x7;*中央财政支农力度*;
```

```
a2=x9-x10;*城乡差距;
```

```
cards;
```

1995	6829.5	111430	286600	2573.5	1104.3	2739	16.27	1912000	
	66000	3674.16	1668.73						
1996	7137.25	111430	307839	2583.2	1398.94		2789.49	16.84	
	2319000	172000	4429.66	2054.95					
1997	7099.35	134221	323902	2613.43	1394.81		2746.7	17.82	
	2705000	184000	4958.67	2286.01					
1998	7305.71	162890	311617	2635.9	1298.54		2917.48	18.5	
	3016000	195000	5084.64	2405.32					
1999	7236.12	146100	312000	2654.31	1338.37		2746.29	21.63	
	3508000	204000	5365.03	2441.5					
2000	6918.67	152800	371000	2707.1	1365.225285		2551.07	29.61	
	4155400	214000	5661.16	2478.86					

2001	6628.93	178000	396000	2717.88	1429.810939	2491.8	39.64
	5146312	249000	5984.82	2603.6			
2002	6484.42	207200	459411	2731.76	1476.4	2435.76	53.59
	5766000	320000	6678.73	2685.16			
2003	5943.98	310000	593000	2748.04	1600.1	2387.8	68.89
	6467439	190704	7239.12	2853.29			
2004	6003.42	418700	934031	2771.98	1834.9	2480.07	84.05
	7856000	242201	7951.31	3171.06			
2005	6240.24	515000	1093000	2805.94	2165.7	2598.58	95.44
	9792000	323000	9107.09	3481.64			
2006	6271.71	569688	1284022	2817.8	2495.3	2780.6	108.36
	11804000	373200	10304.56	3801.82			
2007	6168.23	852200	1701700	2846.53	2786.8	2841.55	117.12
	15066500	1119700	11690.47	4293.43			

```

;
run;
proc corr data=hebei;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=hebei
out=new mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=new;
model y= x1-x6 a1 a2; /*noint ;
run;

**主成分降维，去除相关性；
proc princomp data=new prefix=z out=out_new ;
var x1-x6 a1 a2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上，检验种植面积与前两个主成分的线性相关性；
proc corr data=out_new;
var y z1 z2 ;

```

```

run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_new;
model y=z1 z2/noint;
run;

*取对数进行计算;

****取对数后计算相关性;
data hb;
set hebei;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;
proc corr data=hb;
var logy logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc reg data=hb;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;

**主成分降维, 去除相关性;
proc princomp data=hb prefix=z out=out_hb ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_hb;
var logy z1 z2 ;

```

```
run;
```

```
**利用前两个主成分进行回归;
```

```
proc reg data=out_hb;
```

```
model logy=z1 z2;
```

```
run;
```

```
quit;
```

```
*由于电脑中logy与x2相关性不强，所以去掉x2再进行回归.
```

```
**利用前两个主成分进行回归;
```

```
proc reg data=out_hb;
```

```
model logy=z1 z2;
```

```
run;
```

```
quit;
```

```
proc reg data=out_hb;
```

```
model logy=z1;
```

```
run;
```

```
quit;
```

```
ods rtf close;
```

(4) 河南省:

```
data henan;
```

```
input year y x1-x10;
```

```
*年份 种植面积 进出口农业劳动人口 农村居民家庭平均每人消费支出(元 粮食产量(万吨) 农民受教育程度 城镇农村财政支出(万元) 财政用于农业的支出(万元);
```

```
a1=x10/x9;*中央财政支农力度*;
```

```
a2=x7-x8;*城乡差距;
```

```
cards;
```

```
1995 8810 72854 124001 3773 929.39 3466.5 31.73 3299 1231  
2073000 176942
```

```
1996 8965.33 61036 128663 3847.8 1206.43 3839.9 32.6 3755  
1579 2553000 212437
```

```
1997 8879.87 54674 118762 4015.23 1270.52 3894.66 33.88  
4093 1733 2844000 235878
```

```
1998 9101.98 62155 113000 4067.2 1240.3 4009.61 34.8 4219  
1664 3236255 258806
```

```
1999 9032.27 78712 149578 4311.23 1163.98 4253.25 39.93  
4532 1948 3843157 285610
```

```
2000 9029.6 107800 171548 4712.43 1315.8266 4101.5 55.82 4766  
1985 4455295 343812
```

```
2001 8822.79 108500 212000 4687.78 1375.601624 4119.88
```

	74.31	5267	2097	5086000	371557			
2002	8975.1	173600	300000	4690.91	1784.9	4209.98	97.96	6245
	2215	6292000	452395					
2003	8923.33	245000	418000	4695.01	1907.6	3569.47	128.45	
	6926	2235	7166000	483819				
2004	8970.07	264000	510100	4717.98	2095.5	4260	166.84	7704
	2553	8800000	266272					
2005	9153.41	316200	670000	4752.36	2483.7	4582	213.98	8667
	2870	11160412	354000					
2006	9455.94	441348	839500	4776.93	2676.6	5112.3	251.81	9810
	3261	14401000	453000					

```

;
run;
proc corr data=henan;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=henan
out=std_henan mean=0 std=1;
var y-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=std_henan;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=henan ;
model y=x1 x2 x4-x6 a1 a2;
run;

```

****取对数后计算相关性;

```

data hn;
set henan;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;

```

```

proc corr data=hn;
var logy logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc reg data=hn;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=hn prefix=z out=out_hn ;
var logy logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上,检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_hn;
var logy z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_hn;
model logy=z1 z2;
run;

```

(5) 江苏:

```

ods rtf file="d:/江苏_result.rtf";

data jiangsu;
input year y x1-x10;
a1=x10/x9;*中央财政支农力度*;
a2=x7-x8;*城乡差距;
cards;
1995 5755.2 652062 978926 2773 1938.01 3286.3 26.81 4634
2457 2535000 200000
1998 5946.3 1077500 1593005 2735.9 2336.78 3415.1 32.33
6018 3377 4341700 308000
2000 5304.31 1986953 2577000 2688.03 2337.464952
3106.63 52.74 6800 3595 5913000 379000
2003 4659.47 5453400 5914200 2649.08 2704.4 2471.85
99.67 9263 4239 10477000 415909
2004 4774.59 8336000 8760000 2664.81 2992.5 2829.06
119.22 10482 4754 13120404 505486

```

2005	4909.48	10496000	12300000	2662.5	3567.1	2834.59	138.95
	12319	5276	16734000	662191			
2006	5110.8	12358000	16042000	2656.8	4135.2	3096.03	156.35
	14084	5813	20133000	833000			

```

;
run;
proc corr data=jiangsu;
var x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=jiangsu
out=new mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=new;
model y= x1-x6 a1 a2;*/noint ;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=new prefix=z out=out_new ;
var x1-x6 a1 a2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_new;
var y z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_new;
model y=z1 z2/noint;
run;

```


*取对数进行计算;

****取对数后计算相关性;

```
data js;
set jiangsu;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;

run;
proc corr data=js;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc reg data=js;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;
```

**主成分降维, 去除相关性;

```
proc princomp data=js prefix=z out=out_js ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;
```

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;

```
proc corr data=out_js;
var logy z1 z2 ;
run;
```

**利用前两个主成分进行回归;

```
proc reg data=out_js;
model logy=z1 z2;
run;
quit;
```

*由于电脑中logy与x2相关性不强，所以去掉x2再进行回归。

**利用前两个主成分进行回归；

```
proc reg data=out_js;
model logy=z1 z2;
run;
quit;
```

```
proc reg data=out_js;
model logy=z1;
run;
quit;
ods rtf close;
```

(6) 江西：

```
ods rtf file="d:/jiangxi_result.rtf";
```

```
data jiangxi;
```

```
input year y x1-x10;
```

*年份 种植面积 进口出口 农业劳动人口 农村居民家庭平均每人消费支出(元 粮食产量(万吨) 农民受教育程度 城镇农村财政支出(万元) 财政用于农业的支出(万元)；

a1=x10/x9;*中央财政支农力度*；

a2=x7-x8;*城乡差距；

```
cards;
```

1996	3570.6	21846	111438	1543.3	1553.1	1766.3	9.57	3780.24	1869.63	1318500	179157
1997	3586.5	22850	101870	1550.5	1569.16	1767.7	9.95	4071.36	2107.28	1526026	199522
1998	3414.5	40776	90611	1541.5	1538.24	1555.5	10.66	4251.48	2048	1753000	305974
1999	3548.2	42663	119741	1545.82	1607.43	1732.7	12.33	4720.56	2129.45	2078300	389530
2000	3322	49189	103930	1547.15	1642.660688	1614.6	16.22	5103.6	2135.3	2235000	388896
2001	3265.2	64300	105792	1552.18	1720.011138	1600	19.58	5506.08	2231.6	2837144	354776
2002	3187.94	102230	150600	1577.38	1784.9	1549.5	23.41	6335.64	2334.2	3414000	544668
2003	3051.12	153700	200000	1588.36	1907.6	1450.3	30.52	6901.44	2457.53	3821000	479810
2004	3350.07	163000	244004	1605.38	2095.5	1663	37.85	7559.64	2952.56	4541000	649363
2005	3441.47	244185	375307	1638.75	2483.7	1757	47.18	8619.72	3265.53	5640000	268000
2006	3547.13	402000	546800	1653.07	2676.6	1896.52	55.63				

```

9551.12    3584.72    6964400    339000
;
run;
proc corr data=jiangxi;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=jiangxi
out=std_jiangxi mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=std_jiangxi;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc reg data=std_jiangxi;
model y= x1-x6 a1 a2;/*/noint ;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=std_jiangxi prefix=z out=out_jiangxi ;
var x1-x6 a1 a2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_jiangxi;
var y z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_jiangxi;
model y=z1 z2/noint;
run;

#####;

```

```

data jx;
set jiangxi;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;

proc corr data=jx;
var logy logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc princomp data=jx prefix=z out=out_jx ;
var logy logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上,检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_jx;
var logy z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_jx;
model logy=z2;
run;

ods rtf close;

```

(7) 山东:

/*对山东进行分析*/

```

data shandong;
input year y x1-x10;
a2= x7-x8;
a1=x10/x9;

```

**年份 种植面积 进口出口农业劳动人口 农村居民家庭平均每人消费支出(元) 粮食产量(万吨) 农民受教育程度 城镇农村财政支出(万元) 财政用于农业的支出(万元)

```

;
cards;
1995 8131.6 578335 816100 3572.5 1338.46 4246.4 21.25 4264
1715 2759000 225000
1998 8132.52 790388 1129409 3595.8 1595.09 4264.83 23.1
5380 2452 4878200 377000
2000 7363.19 946092 1552900 3639.63 1770.752921 3837.74
38.37 6490 2659 6130774 412000
2003 6415.41 1810000 2660000 3718.35 1907.6 3435.54
87.87 8399 3150 10106400 425229
2004 6176.32 2491000 3587286 3754.19 2095.5 3516.7 111.31
9437 3507 11894000 509248
2005 6711.73 3064000 4625113 3782.23 2483.7 3917.38
139.59 10744 3930 14662300 642000
2006 6999.13 3664100 5865000 3800.32 2676.6 4092.97
160.65 12192 4368 18334400 775289

;
run;
proc corr data=shandong;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=shandong
out=new mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

****取对数后计算相关性;
data ln;
set shandong;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;

```

```

loga2=log(a2) ;
run;
proc corr data=ln;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

proc reg data=ln;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=ln prefix=z out=out_ln ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上,检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_ln;
var logy z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_ln;
model logy=z1 z2;
run;
quit;

ods rtf close;

```

(8) 浙江:

/*对浙江进行分析*/

```

data zhejiang;
input year y x1-x10;
a2= x7-x8;
a1=x10/x9;
**年份 种植面积 进口出口 农业劳动人口 农村居民家庭平均每人消费支出(元 粮食产量(万吨) 农民受教育程度 城镇农村财政支出(万元) 财政用于农业的支出(万元)
;
cards;
1995 2814.4 381448 769800 2097 2378.38 1430.9 11.53 4853
2049 1803000 148000

```

```

1998    2799.5 398765 1086623    2096.5 2890.65    1435.2 13.78  6486
      2946    2868113    232000
2000    2300.26    839000 1944400    2108.44    3230.883318    1217.7
      22.49  7432    3230    4314300    319000
2003    1427.77    1982000    4160300    2219.9 4285.1 793.38 56.28
      10000  3734    8971000    402093
2004    1454.53    2707000    5816000    2252.34    4659.1 834.9 67.59
      11175  4089    10629400    511209
2005    1510.79    3059000    7680400    2298.54    5433    814.7 78.44
      12321  4450    12660000    579000
2006    1253.16    3825400    10090000    2303.7 6057.2 769.51 88.24
      13753  4835    14719000    703000

```

```

;
run;
proc corr data=zhejiang;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc standard data=shandong
out=new mean=0 std=1;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

proc corr data=new;
var y x1-x6 a1 a2;
run;

```

```

****取对数后计算相关性;
data ln;
set zhejiang;
logy=log(y) ;
logx1=log(x1) ;
logx2=log(x2) ;
logx3=log(x3) ;
logx4=log(x4) ;
logx5=log(x5) ;
logx6=log(x6) ;
loga1=log(a1) ;
loga2=log(a2) ;
run;
proc corr data=ln;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

```

```

proc reg data=ln;
model logy=logx1 logx2 logx4-logx6 loga1 loga2;
run;

**主成分降维，去除相关性;
proc princomp data=ln prefix=z out=out_ln ;
var logx1-logx6 loga1 loga2;
run;

**两个主成分累计贡献率达到90%以上, 检验种植面积与前两个主成分的线性相关性;
proc corr data=out_ln;
var logy z1 z2 ;
run;

**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_ln;
model logy=z1 z2;
run;
quit;

/*由于电脑中logy与x2相关性不强，所以去掉x2再进行回归。
**利用前两个主成分进行回归;
proc reg data=out_ln;
model logy=z1 z2;
run;
quit; */

proc reg data=out_ln;
model logy=z1;
run;
quit;
ods rtf close;

```

问题二的程序：

(1) 非执行区全部数据建立面板数据模型

```

ods rtf file="d:/非执行区_全部.rtf";
**第二间1995年至2014年2个执行省的小麦产量做面板数据模型;

```



```

DATA d2;
*INPUT YEAR INVEST F C COMPANY $ I;
input year Province$ I x1 y x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 ;
* 省份I 种植面积 小麦产量（万吨） 城镇人均收入 农村居民人均收入 生产资料价
格 人均粮食占有量 粮食总需求量 粮食市场价 总人口数（）；
cards;
1995 四川1 168.7 31.02 4705.2 2235.4 129.3 0.00484396
18.50713228 121.6 6403.852
1996 四川1 170.35 30.42 5059.72 2794.28 107.3 0.004720583
19.2679182 104.9 6444.1198
1997 四川1 163.05 32.11 5248.93 3061 97.9 0.004953582
16.7888405 94 6482.1778
1998 四川1 144.57 28.33 5474.55 2988.21 89.5 0.004344674
13.75852339 99.6 6520.6272
1999 四川1 129.73 25.19 5855.81 2932.85 95.3 0.003854629
15.09585 98.6 6535
2000 四川1 118.6 23.31 6261.2 3195.13 99.3 0.003552271
14.7645 87.7 6562
2001 四川1 110.02 21.4 6832.6 3305.64 99.9 0.003244391
12.59836 100.6 6596
2002 四川1 99.78 18.34 7372 3389.14 98.9 0.002766631
11.29643 100 6629
2003 四川1 86.33 16.5 8145.1 3516 102.6 0.002476362 9.9945
102.2 6663
2004 四川1 76.15 14.6 9190.21 3995.4 112.1 0.002179755
10.7168 129.1 6698
2005 四川1 65.7 13.4 10106.1 4489.4336 111.2 0.002118242
11.3868 100.4258 6326
2006 四川1 13.5 2.9 11146.1 4737.01 100.7 0.000457269
10.7814 101.7 6342
2007 四川1 13.6 3.2 12998 5360.1 113 0.000503541 10.168 109.6
6355
2008 四川1 13.6 3.2 14577.27 6201 126.5091 0.000501567
11.484 114.2 6380
2009 四川1 28.4 6.4 16078.12 6628.3 95 0.000999063 9.609
104.5 6406
2010 四川1 39.2 9.9 17657.1 7480.4 101.4 0.001506849 9.198
107.3 6570
2011 四川1 40.4 10.2 20083.87 9142 110.9072 0.001546392
23.086 116.6827 6596
2012 四川1 35.25 8.6 22804.55 10030.3 104.7 0.001295376
10.95435 105.3 6639
2013 四川1 32.27 10.96 24643 8372 102.3137 0.001638119
11.03949 105.5659 6690.6

```

2014	四川1	30.6	10.3	26570.2	15273.2	100.2	0.00152887
		11.11605	102.2	6737			
1995	黑龙江	2	1116.3	293.4	3375	3159.3	123.1
			154.2984426	139.6	3605.1038		0.081384619
1996	黑龙江	2	1231.4	329.5	3769.2	3659.3	110.3
			155.3011268	103.3	3628.531		0.090808098
1997	黑龙江	2	1074.4	328.4	4110.08	3754	100.6
			155.8779638	98.2	3642.0085		0.090170026
1998	黑龙江	2	961.4	285.2	4291.76	3622.87	96
			156.684059	99.1	3660.8425		0.077905564
1999	黑龙江	2	953.4	284.2	4619.51	3407.82	96.5
			0.076850144	158.2789496	93.7	3698.1063	
2000	黑龙江	2	590.2	95.8	4945.5	3712.63	98.6
			162.9396	92.7	3807		0.025164171
2001	黑龙江	2	423.3	93.8	5461.74	4059.85	99.7
			0.024612962	163.1108	104.1	3811	
2002	黑龙江	2	260.8	89.4	6334	4195.1	99.7
			163.1964	99.9	3813		0.023446105
2003	黑龙江	2	229.6	39.7	6968.01	4268.2	101.8
			186.172	99.5	3815		0.010406291
2004	黑龙江	2	255	83	7803.41	5012.33	112
			179.0173	124.4	3817		0.021744826
2005	黑龙江	2	248.5	97	8723	6042.9	108.6
			100.5	3820			0.02539267
2006	黑龙江	2	243.47	93	9722	6239	102
			105	3823			0.024326445
2007	黑龙江	2	232.99	77	10882.21	7732.4	109.4
			147.9888	105.3	3824		0.020135983
2008	黑龙江	2	238.8	89.5	12264.06	9545.5	122.7
			0.023398693	145.35	103.9075	3825	
2009	黑龙江	2	293.1	116.3	13690	9385.2	94.2
			158.0138	109.8	3826		0.030397282
2010	黑龙江	2	280.01	92.5	15096	11527	105.6
			154.0866	112.2	3833		0.024132533
2011	黑龙江	2	297.81	103.8	17118.49	14622	110.185
			0.027073552	187.866	112.3152	3834	
2012	黑龙江	2	210.06	70	19367.84	16558	107.8
			187.866	104.4	3834		0.018257694
2013	黑龙江	2	133	38.8793	21149.2	9634.1361	104.0947
			0.010137965	164.138856	104.4722	3835.02	
2014	黑龙江	2	145.68	46.6	22609	10453	100.3
			164.0524	103.3	3833		0.012157579

;

run;

```

PROC REG DATA=d2;
MODEL y=x1-x8 /dw;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x1-x8 / NOINT FIXONE;
RUN;

PROC SORT DATA=d2;
BY YEAR I;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID YEAR I ;
MODEL y=x1-x8 /NOINT FIXONE;
RUN;

PROC SORT DATA=d2;
BY I YEAR;
RUN;

```

```

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x1-x9 /FIXTWO;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x1-x9 / RANONE;
RUN;

```

```
ods rtf close;
```

(2) 非执行区政策后面板数据模型:

```

*ods rtf file="d:/非执行区_政策后.rtf";
**第二问1995年至2014年2个执行省的小麦产量做面板数据模型;

```

```

DATA d2;
*INPUT YEAR INVEST F C COMPANY $ I;
input year Province$ I x1 y x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 ;

```

* 省份I 种植面积 小麦产量（万吨） 城镇人均收入 农村居民人均收入 生产资料价格 人均粮食占有量 粮食总需求量 粮食市场价 总人口数（）；

cards;

2006	四川	1	13.5	2.9	11146.1	4737.01	100.7	0.000457269	10.7814	101.7	6342
2007	四川	1	13.6	3.2	12998	5360.1	113	0.000503541	10.168	109.6	6355
2008	四川	1	13.6	3.2	14577.27	6201	126.5091	0.000501567	11.484	114.2	6380
2009	四川	1	28.4	6.4	16078.12	6628.3	95	0.000999063	9.609	104.5	6406
2010	四川	1	39.2	9.9	17657.1	7480.4	101.4	0.001506849	9.198	107.3	6570
2011	四川	1	40.4	10.2	20083.87	9142	110.9072	0.001546392	23.086	116.6827	6596
2012	四川	1	35.25	8.6	22804.55	10030.3	104.7	0.001295376	10.95435	105.3	6639
2013	四川	1	32.27	10.96	24643	8372	102.3137	0.001638119	11.03949	105.5659	6690.6
2014	四川	1	30.6	10.3	26570.2	15273.2	100.2	0.00152887	11.11605	102.2	6737
2006	黑龙江	2	243.47	93	9722	6239	102	0.024326445	151.7731	105	3823
2007	黑龙江	2	232.99	77	10882.21	7732.4	109.4	0.020135983	147.9888	105.3	3824
2008	黑龙江	2	238.8	89.5	12264.06	9545.5	122.7337	0.023398693	145.35	103.9075	3825
2009	黑龙江	2	293.1	116.3	13690	9385.2	94.2	0.030397282	158.0138	109.8	3826
2010	黑龙江	2	280.01	92.5	15096	11527	105.6	0.024132533	154.0866	112.2	3833
2011	黑龙江	2	297.81	103.8	17118.49	14622	110.185	0.027073552	187.866	112.3152	3834
2012	黑龙江	2	210.06	70	19367.84	16558	107.8	0.018257694	187.866	104.4	3834
2013	黑龙江	2	133	38.8793	21149.2	9634.1361	104.0947	0.010137965	164.138856	104.4722	3835.02
2014	黑龙江	2	145.68	46.6	22609	10453	100.3	0.012157579	164.0524	103.3	3833

;

run;

proc corr data=d2;

var y x1-x8;

```

run;

PROC REG DATA=d2;
MODEL y= x5 x8 /dw;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x5 x8/noint FIXONE;
RUN;

PROC SORT DATA=d2;
BY YEAR I;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID YEAR I ;
MODEL y=x5 x8 /NOINT FIXONE;
RUN;

data Ftest;
ee1= 13.52094;
ee2= 2.57189;
F=(ee1-ee2)*14/(1*ee2);
Fcrit=finv(.95, 1, 14);
result="no fix effects";
if F>Fcrit
then result=" yes fix effects ";
run;
proc print data=ftest;
run;

```

(3) 非执行区政策前面板数据模型:

*ods rtf file="d:/非执行区_政策前.rtf";
 **第二问1995年至2014年2个执行省的小麦产量做面板数据模型;

```

DATA d2;
*INPUT YEAR INVEST F C COMPANY $ I;
input year Province$ I x1 y x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 ;
* 省份I 种植面积 小麦产量(万吨) 城镇人均收入 农村居民人均收入 生产资料价
格 人均粮食占有量 粮食总需求量 粮食市场价 总人口数 ();
cards;

```

1995	四川1	168.7	31.02	4705.2	2235.4	129.3	0.00484396	
		18.50713228	121.6	6403.852				
1996	四川1	170.35	30.42	5059.72	2794.28	107.3	0.004720583	
		19.2679182	104.9	6444.1198				
1997	四川1	163.05	32.11	5248.93	3061	97.9	0.004953582	
		16.7888405	94	6482.1778				
1998	四川1	144.57	28.33	5474.55	2988.21	89.5	0.004344674	
		13.75852339	99.6	6520.6272				
1999	四川1	129.73	25.19	5855.81	2932.85	95.3	0.003854629	
		15.09585	98.6	6535				
2000	四川1	118.6	23.31	6261.2	3195.13	99.3	0.003552271	
		14.7645	87.7	6562				
2001	四川1	110.02	21.4	6832.6	3305.64	99.9	0.003244391	
		12.59836	100.6	6596				
2002	四川1	99.78	18.34	7372	3389.14	98.9	0.002766631	
		11.29643	100	6629				
2003	四川1	86.33	16.5	8145.1	3516	102.6	0.002476362	9.9945
		102.2	6663					
2004	四川1	76.15	14.6	9190.21	3995.4	112.1	0.002179755	
		10.7168	129.1	6698				
2005	四川1	65.7	13.4	10106.1	4489.4336	111.2	0.002118242	
		11.3868	100.4258	6326				
1995	黑龙江	2	1116.3	293.4	3375	3159.3	123.1	0.081384619
		154.2984426	139.6	3605.1038				
1996	黑龙江	2	1231.4	329.5	3769.2	3659.3	110.3	0.090808098
		155.3011268	103.3	3628.531				
1997	黑龙江	2	1074.4	328.4	4110.08	3754	100.6	0.090170026
		155.8779638	98.2	3642.0085				
1998	黑龙江	2	961.4	285.2	4291.76	3622.87	96	0.077905564
		156.684059	99.1	3660.8425				
1999	黑龙江	2	953.4	284.2	4619.51	3407.82	96.5	
		0.076850144	158.2789496	93.7	3698.1063			
2000	黑龙江	2	590.2	95.8	4945.5	3712.63	98.6	0.025164171
		162.9396	92.7	3807				
2001	黑龙江	2	423.3	93.8	5461.74	4059.85	99.7	
		0.024612962	163.1108	104.1	3811			
2002	黑龙江	2	260.8	89.4	6334	4195.1	99.7	0.023446105
		163.1964	99.9	3813				
2003	黑龙江	2	229.6	39.7	6968.01	4268.2	101.8	0.010406291
		186.172	99.5	3815				
2004	黑龙江	2	255	83	7803.41	5012.33	112	0.021744826
		179.0173	124.4	3817				
2005	黑龙江	2	248.5	97	8723	6042.9	108.6	0.02539267
		100.5	3820					

```

;
run;

proc corr data=d2;
var y x1-x8;
run;

PROC REG DATA=d2;
MODEL y=x1 x2 x5 x6 x8 /noint dw;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x1 x2 x5/noint FIXONE;
RUN;

PROC SORT DATA=d2;
BY YEAR I;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID YEAR I ;
MODEL y=x1 x2 x5 /NOINT FIXONE;
RUN;

data Ftest;
ee1= 50.39548;
ee2= 28.16105;
F=(ee1-ee2)*17/(2*ee2);
Fcrit=finv(.95, 2, 17);
result="no fix effects";
if F>Fcrit
then result=" yes fix effects ";
run;
proc print data=ftest;
run;

```

(4) 执行区政策后面板数据模型:

```
*ods rtf file="d:/执行区政策后.rtf";
```

```

DATA d2;
*INPUT YEAR INVEST F C COMPANY $ I;
input year Province$ I y x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 x9;

```

* 省份I 小麦产量(万吨) 种植面积 城镇人均收入 农村居民人均收入 生产资料价格 人均粮食占有量 粮食总需求量 粮食市场价 最低收购价 总人口数() ;

cards;

2006	河北1	1189.7	2504.47	10887.2	5427	101.6	0.172470281	913.08826	103.1	70	6898
2007	河北1	1193.71	2412.39	12336	6164	106.9175	0.171930001	904.11746	109.2	70	6943
2008	河北1	1221.93	2416.14	14141.41	6906	118.6273	0.174836171	892.7944292	107.1	74	6989
2009	河北1	1229.84	2394.47	15676	7228.5	100.6	0.174842195	870.2091998	105.9	84	7034
2010	河北1	1230.62	2420.33	17334.42	8294	104.4197	0.171061996	878.344236	112.1	87	7194
2011	河北1	1276.12	2396.05	19591.91	10047	112.5551	0.176235327	800.70978	109.5609	95	7241
2012	河北1	1337.7	2409.97	21899.42	11189.4	108.2	0.183548299	773.3347816	102.8	102	7288
2013	河北1	1387.22	2377.74	24142.88	12149.4	101.0779	0.189185024	772.4171374	108.0822	112	7332.61
2014	河北1	1429.9	2342.74	26385.88	13109.4	99.1	0.193648429	685.53056	102.3	118	7384
2006	河南2	2936.5	5208.47	10339.2	4459.4	101.2	0.31265971	1585.93312	101.5	70	9392
2007	河南2	2980.21	5213.33	12083	5197	106.1	0.318398504	1519.4088	108.6	70	9360
2008	河南2	3051	5260	13908	5994.4	120.9	0.323576201	1474.88418	106.8132	74	9429
2009	河南2	3056	5263.3	15408.04	6414.43	98.1	0.322125013	1432.537	107.9	84	9487
2010	河南2	3082.22	5280	17142	7293.4	103.1	0.327721425	1365.70005	111.1	87	9405
2011	河南2	3123	5323.33	19526.92	8725	111.0502	0.332658713	1028.73704	110.2601	95	9388
2012	河南2	3177.4	5340	21897.23	9829.4	105.4	0.337805656	1008.51132	103.5	102	9406
2013	河南2	3226.44	5366.66	23686.53	11344.74	101.2874	0.30435242	1164.94389	106.9742	112	10601
2014	河南2	3329	5406.67	24391	12094.74	97.9	0.312230351	933.03162	104.8	118	10662
2006	湖北3	311.1	1016.93	10533.34	4581	101.4	0.17862814	131.5083	103.8	70	5693
2007	湖北3	353.21	1096.25	12421.75	5366	108	0.192358308	124.2382	107.5	70	5699
2008	湖北3	329.2	1000.57	14174.27	6266.3	127.2	0.17520049				

		125.642	105.6	74	5711				
2009	湖北3	331.7	993.36	15698.11	6663.13	95.3	0.173664336		
		113.828	103.4	84	5720				
2010	湖北3	345.07	1000.11	17573	7699.3	101.905	0.174600209		
		100.8128	110.5	87	5728				
2011	湖北3	344.78	1013.61	20193.27	9387.2	113.468			
		0.176035082	100.1892	115.9697	95	5758			
2012	湖北3	370.8	1065.5	22903.85	10526	107.2	0.184374459		
		94.1892	105.3	102	5779				
2013	湖北3	416.8	1094.8	25180.49	11896.06	103.148			
		0.188791171	88.1892	104.2158	112	5799			
2014	湖北3	421.6	1074.33	27538.89	14836.14	97.9			
		0.184719739	82.1892	102.9	118	5816			
2006	江苏4	901.6	1912.67	15249	7267.4	101.7	0.24982628		
		380.5032	103.4	70	7656				
2007	江苏4	973.8	2039.12	17708	8120	106.9	0.264032112		
		376.1101	103.4	70	7723				
2008	江苏4	998.2	2073.12	20176	9093	117.3	0.267085803		
		353.171	106.1	74	7762				
2009	江苏4	1004.4	2077.61	22495	9747	99.5	0.266019206		
		342.859	105	84	7810				
2010	江苏4	1008.1	2093.07	25116	11139	104.2023	0.265989325		
		275.415	116.4	87	7869				
2011	江苏4	1023.15	2112.41	28971.98	13839	112.5962			
		0.267427522	282.7842	111.0025	95	7899			
2012	江苏4	1048.8	2132.56	32519.1	15347.5	104.6			
		0.269262626	304.128	102.3	102	7920			
2013	江苏4	1101.31	2146.93	35131	16526	102.4105			
		0.270411576	288.203487	102.909	112	7939.49			
2014	江苏4	1160.4	2159.93	37631	18126	100.2	0.27134799		
		232.9096	103.6	118	7960				
2006	安徽5	1039	2307.75	10575	4130.1	100	0.1700491	1213.0183	
		102.7	70	6110					
2007	安徽5	1111.3201	2330.27	12718.36	4832	106.8			
		0.181647614	1144.92252	106.2	70	6118			
2008	安徽5	1167.9016	2346.7	14159.46	5770	123.9	0.190367009		
		1120.92585	105.7	74	6135				
2009	安徽5	1177.2	2355.27	15692	6001	95.8199	0.192007829		
		1055.63558	106.8	84	6131				
2010	安徽5	1206.7	2365.67	17627	6896	102.037	0.202568407		
		983.97726	111.3279	87	5957				
2011	安徽5	1215.7	2383	20751.11	8469.1025	114.2572			
		0.203703083	944.97312	116.1574	95	5968			
2012	安徽5	1294	2415.51	23524.56	9630.25	105.3			

		0.216098864	854.66724	104.4	102 5988		
2013	安徽 5	1332	2432.85	25006.16	10349.23	100.858	
		0.220902849	780.738504	104.4629	112 6029.8		
2014	安徽 5	1393.6	2434.5	27175.5	11257.23	99.6	0.229097485
		1034.77913	102.9	118 6083			
2006	山东 6	2013	3556.59	13223	6189	103 0.216242346	
		1427.90751	102.6	70 9309			
2007	山东 6	1995.6	3519.08	15366.3	7150.3	107.1	0.213045799
		1427.62447	108.5	70 9367			
2008	山东 6	2034.2	3525.21	17549	8137	119.3	0.216013592
		1435.43331	106.7	74 9417			
2009	山东 6	2047.3	3545.2	19337	8684	96.3	0.216187962
		1303.3561	104.8	84 9470			
2010	山东 6	2058.6	3561.87	21737	9877.3346	103 0.214705882	
		1290.73656	113 87	9588			
2011	山东 6	2103.92	3593.53	24889.8	12147	111.0929	
		0.218316904	1177.93051	108.6854	95 9637		
2012	山东 6	2179.5	3625.87	28005.61	13645.3	105.9	
		0.22503872	1226.5084	102.4	102 9685		
2013	山东 6	2218.8	3673.27	30628.11	14887.3	101.1753	
		0.227957577	1030.279332	107.1684	112 9733.39		
2014	山东 6	2263.8	3740.23	33128.11	16129.3	99.5	
		0.231259577	943.6596	103.8	118 9789		

;

run;

proc corr data=d2;

var y x1-x9;

run;

PROC REG DATA=d2;

MODEL y=x1 x5 x6 x9 / dw;

RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;

ID I YEAR;

MODEL y=x1 x5 x6 x9/noint FIXONE;

RUN;

PROC SORT DATA=d2;

BY YEAR I;

RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;

```
ID YEAR I ;
MODEL y=x1 x5 x6 x9 /NOINT FIXONE;
RUN;
```

```
data Ftest;
ee1= 221252;
ee2= 87.11893;
F=(ee1-ee2)*44/(5*ee2);
Fcrit=finv(.95, 5, 44);
result="no fix effects";
if F>Fcrit
then result=" yes fix effects ";
run;
```

```
proc print data=ftest;
run;
```

(5) 执行区政策前面板数据模型:

```
*ods rtf file="d:/执行区_政策前.rtf";
**第二问1995年至2005年6个执行省的小麦产量做面板数据模型;
```

```
DATA d2;
*INPUT YEAR INVEST F C COMPANY $ I;
input year Province$ I x1 y x2 x3 x4 x5 x6 x7 x8 ;
* 省份I 种植面积 小麦产量(万吨) 城镇人均收入 农村居民人均收入 生产资料价
格 人均粮食占有量 粮食总需求量 粮食市场价 总人口数();
cards;
1995 河北1 2500.7 1060.3 4005.84 2376.5 120.9 0.164106865
960.4326744 143.7 6461.0338
1996 河北1 2591.22 1139.11 4446.44 2963.84 108
0.175029347 1013.572833 108.4 6508.1086
1997 河北1 2720.73 1330.74 4982.43 3168.56 104.3
0.203001956 1029.83862 92.5 6555.3063
1998 河北1 2763.97 1253.62 5116.12 3240.26 98.7
0.189880342 998.5103608 93.4 6602.1579
1999 河北1 2729.88 1280.5 5394.61 3180.75 97.5
0.191952267 1039.264076 95.8 6670.9293
2000 河北1 2678.8 1208 5686.24 3307.55 101.5 0.181000899
1021.7894 91.5 6674
2001 河北1 2579.78 1122.7 6027.8 3478.42 100.2 0.167592178
1028.09553 99.7 6699
2002 河北1 2449.6 1099.54 7015.2 3631.13 100.4 0.16325761
```

		1052.74785	98	6735				
2003	河北1	2192.92	1018.83	7608.48	3786	99.8		
		0.150514108	1039.85378	102.4	6769			
2004	河北1	2161.49	1053.2	8381.42	4213.5	106.7	0.154677633	
		1017.40078	123.8	6809				
2005	河北1	2377.14	1150.33	9617	4986	106.8	0.167906875	
		957.7698	103.1	6851				
1995	河南2	4814	1754.2	3302.14	1883.02	125.8	0.190610581	
		1743.243019	138.3	9203.0568				
1996	河南2	4868.17	2026.8	3756.78	2330.52	107.9		
		0.218106104	1863.377177	109.3	9292.7248			
1997	河南2	4927.32	2372.4	4111.54	2502	99.3	0.253092221	
		1800.211077	91.1	9373.6583				
1998	河南2	4963.98	2073.53	4238.49	2537.18	94.2		
		0.219506114	1827.206088	91.9	9446.3428			
1999	河南2	4884.59	2291.5	4553.74	2576.81	95.7		
		0.240539381	1874.054378	98.6	9526.5066			
2000	河南2	4922.33	2236	4784.04	2726.1	99.6	0.235666105	
		1985.64864	85.3	9488				
2001	河南2	4801.57	2299.71	5292.1	2916.28	99.8		
		0.240681319	1807.4238	102	9555			
2002	河南2	4855.7	2248.4	6516	3061	100.9	0.233891605	1922.6
		98.6	9613					
2003	河南2	4804.57	2292.5	7245	3036.2	101.9	0.237146995	
		1890.28518	104.8	9667				
2004	河南2	4856	2480.93	8073.4	3536.2	111.4	0.255318514	
		1946.89812	131.4	9717				
2005	河南2	4962.67	2577.7	9146	3945.7	107.9	0.274808102	
		1599.1024	100.9	9380				
1995	湖北3	1179.9	363.6	4031.9	2184.2	129	0.204263355	
		173.5798133	135.9	5776.3665				
1996	湖北3	1230.14	378.8	4367	2642.45	108.6	0.210682681	
		175.4567904	102.8	5838.8283				
1997	湖北3	1276.49	446.8	4693.82	2913.16	96	0.216700087	
		177.424381	93.1	5890.5837				
1998	湖北3	1211.2	409.33	4849.43	2917.66	91.9	0.203820288	
		196.518141	99.6	5942.4899				
1999	湖北3	1074.43	304.7	5234.54	2871.62	93.9		
		0.180804375	163.5376	100.8	5942.5			
2000	湖北3	845.1	233.7	5542.6	3008.13	97.6	0.14968119	
		196.81956	83.4	5646				
2001	湖北3	735.85	213	5888.71	3124.1	99.5	0.13005479	167.87286
		97.4	5658					
2002	湖北3	700.1	151.2	7142.2	3239.81	101	0.123430889	

			170.89736	98	5672				
2003	湖北	3	603.19	165.42	7746	3378.8	100.8	0.106102023	
			128.481	106.9	5685				
2004	湖北	3	602.91	176.3	8522.1	3826.3	111.34	0.105810811	
			128.205	128	5698				
2005	湖北	3	716.19	208.9	9395.1	4221.8132	115.1	0.12542732	
			129.046	100.7	5710				
1995	江苏	4	2150.4	892.6	4634	3290.9	126.9	0.304329736	
			456.464892	136.9	7066.02				
1996	江苏	4	2216.26	1014.3	5188.01	4009.8	106.7	0.311703253	
			568.31156	108.4	7110.16				
1997	江苏	4	2341.4	1064.7	5807.35	4193.4	101.2	0.327560157	
			541.28867	82.3	7148				
1998	江苏	4	2315	759.7	6064.45	4258.15	92.5	0.322312968	
			514.26578	103.6	7182.46				
1999	江苏	4	2251.7	1070.8	6587.35	4300.27	95.8	0.31216684	
			474.623954	94.5	7213.13				
2000	江苏	4	1954.6	796.4	6841.5	4542.03	100.4	0.266766753	
			531.2075	88.5	7327				
2001	江苏	4	1712.81	703.9	7427.51	4732.22	96.8		
			0.232750374	467.2965	105.9	7359			
2002	江苏	4	1715.85	644.5	8739	4992	99.5	0.23168377	
			439.9164	97.9	7406				
2003	江苏	4	1620.45	608.7139	9912.14	5202.5	102.9		
			0.21727675	385.5786	102	7458			
2004	江苏	4	1601.17	687.7025	11237	5915.14	113.2		
			0.212836634	388.9391	137.1	7523			
2005	江苏	4	1684.44	728.5203	13330	6682.3218	106.9		
			0.221987348	344.4952	100.1	7588			
1995	安徽	5	1992.7	757.52	3796.93	2016.4	128	0.12512753	1905.3583
			128	6053.9835					
1996	安徽	5	2065.8	748.3	4515.48	2331	107.2	0.122487055	
			1836.82264	108.4	6109.217				
1997	安徽	5	2137.6	941.2	4619.95	2550	98.9	0.152986677	
			1768.28698	88.5	6152.1697				
1998	安徽	5	2095	599.1	4798.76	2538.28	94.8	0.096543148	
			1699.75132	101.2	6205.5155				
1999	安徽	5	2057.08	852.5	5101.77	2524.74	95.3		
			0.135784001	1631.21566	97.7	6278.3538			
2000	安徽	5	2126.4	730.33	5331.6	2585.6	98.2	0.119863778	
			1558.46754	86.5	6093				
2001	安徽	5	1961.2	741.9	5715.52	2735.85	99.8	0.121067232	
			1511.7776	104.6	6128				
2002	安徽	5	2056.87	683.7	6335	2876	99.9	0.111279297	

```

1420.67712 99.8 6144
2003 安徽5 2012 642.8 7156 2843 100.2 0.104299854
1353.82621 100.5 6163
2004 安徽5 2059.9 793.2201 7994 3373.7 112 0.127363536
1259.48844 137.9 6228
2005 安徽5 2108.3 808.11 9185 3669.003 108.3 0.132044118
1243.4616 98 6120
1995 山东6 4010.9 2060.7 4265.4 2627 133.3 0.23558806 1834.4
134 8747.0477
1996 山东6 4031.64 2052.7 4893.4 3246.92 105.5 0.233004283
1805.12 109.7 8809.7093
1997 山东6 4037.59 2241.3 5217.2 3468.72 96.6 0.252640159
1775.84 93 8871.5112
1998 山东6 3981.95 2024.5 5414.2 3561.87 96.2 0.226919532
1746.56 91.5 8921.6648
1999 山东6 4006.75 2117.7 5841 3645.91 95.1 0.235943278
1717.28 96.9 8975.4623
2000 山东6 3748.18 1860.0396 6522 3881 98.7 0.206717004
1633.49692 90.8 8998
2001 山东6 3545.75 1655.2 7141.2 4161.97 101.8 0.183077093
1615.35547 101.3 9041
2002 山东6 3397.48 1547.1 8158.13 4330.42 100.3
0.170347941 1669.36242 98.8 9082
2003 山东6 3105.13 1584.5 9058 4482.2 102.4 0.173643836
1627.62625 105.6 9125
2004 山东6 2968.23 1584.5638 10187.12 5037.52 110.2
0.172610436 1635.9678 125.9 9180
2005 山东6 3278.67 1800.5349 11608 5677 106.2 0.194694518
1424.46944 100 9248
;
run;
proc corr data=d2;
var y x1-x8;
run;

PROC REG DATA=d2;
MODEL y=x1 x5 x6 x8 / dw;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID I YEAR;
MODEL y=x1 x5 x8 /noint FIXONE;
RUN;

```

```

PROC SORT DATA=d2;
BY YEAR I;
RUN;

PROC TSCSREG DATA=d2;
ID YEAR I ;
MODEL y=x1 x5 x8 /NOINT FIXONE;
RUN;

```

```

data Ftest;
ee1= 1167622;
ee2= 156.49887;
F=(ee1-ee2)*59/(5*ee2);
Fcrit=finv(.95, 5, 59);
result="no fix effects";
if F>Fcrit
then result=" yes fix effects ";
run;

```

```

proc print data=ftest;
run;

```

问题 5 的程序：（SAS 程序）

逐步回归模型：

```
ods rtf file="d:/第五问.rtf";
```

```

data p5;
input year cl jkl ckl xfl bzmj zdsgj mjby clby;
logcl=log(cl);
logjkl=log(jkl);
logckl=log(ckl);
logxfl=log(xfl);
logbzmj=log(bzmj);
logzdsgj=log(zdsgj);
/* 小麦产量 小麦进口量 小麦出口量 小麦消费量 小麦播种面积 最低收购价 面积变
异系数(7年) 产量变异系数(7年)
*/
cards;
2006 10447 33.8 171.5 10287 23613 70 0.0727 0.0641
2007 10930 15 230 10355 23721 70 0.0472 0.0842
2008 11245 45 0 10355 23617 74 0.0397 0.1012
2009 11510 136 90 10625 24291 84 0.0426 0.1055

```

2010	11200	95	5	11070	24257	87	0.0399	0.0811
2011	11690	275	40	12375	24270	95	0.0228	0.0613
2012	12102	296	97	12500	24268	102	0.0139	0.0473
2013	10490	665	20	11375	24117	112	0.0119	0.0463
2014	11500	175	15	12920	24069	118	0.0100	0.0438
2015	13019	200	15	13160	24141	118	0.0046	0.0435

```
;
```

```
run;
```

```
proc corr data=p5;
```

```
var cl jkl ckl xfl bzmj zdsgj mjby clby;
```

```
run;
```

```
/*
```

```
proc reg data=p5;
```

```
model zdsgj=bzmj jkl ckl xfl mjby clby;
```

```
run; */
```

```
proc standard data=p5
```

```
mean=0 std=1 out=after;
```

```
var cl jkl ckl xfl bzmj zdsgj ;
```

```
run;
```

```
proc stepwise data=p5;
```

```
model zdsgj=cl jkl ckl xfl bzmj / stepwise ;
```

```
run;
```

```
proc stepwise data=p5;
```

```
model zdsgj=cl jkl ckl xfl bzmj /noint stepwise ;
```

```
run;
```

```
ods rtf close;
```

```
proc reg data=p5;
```

```
model xfl=bzmj/noint;
```

```
run;
```