

灌溉水压力、供给弹性与粮食生产结构

——基于变系数 Nerlove 模型

杨鑫, 穆月英

(中国农业大学经济管理学院, 北京 100083)

摘要: 灌溉水稀缺性会限制粮食生产, 也会同时诱致农业技术进步提高粮食供给弹性。基于 2002-2017 年 27 个省份面板数据, 采用变系数 Nerlove 模型, 通过探究灌溉水压力、价格变动及其交互作用对不同粮食作物产量的影响, 分析灌溉水压力对粮食生产结构的综合作用。结果表明: (1) 灌溉水压力对粮食生产结构的直接作用是提高玉米产量比例, 降低其他粮食作物产量比例, 降幅从大到小依次为水稻、薯类、豆类和小麦。(2) 灌溉水压力对粮食生产结构的间接作用是使小麦、豆类和薯类的供给弹性更小, 使水稻和玉米的供给弹性更大, 有利于水稻和玉米产量占比的增加。(3) 2002-2017 年灌溉水压力不断增加, 对粮食生产结构的综合作用是促进了玉米产量比例大幅增加、豆类和薯类产量比例显著下降; 地区上, 北方粮食主产区玉米和水稻产量比例显著增加, 使水资源相对稀缺的北方地区粮食生产更耗水, 该结论与“灌溉效率悖论”一致。

关键词: 灌溉水压力; 粮食; 供给弹性; 生产结构; 变系数 Nerlove 模型

随着经济快速发展以及科技进步, 中国粮食供给能力稳步提升, 但出现了粮食生产结构不合理的矛盾, 导致粮食安全陷入新困境^[1]。2017 年全国粮食产量为 66160.7 万 t, 比 2002 年增长了 44.8%, 粮食市场处于供需平衡或供过于求的状态, 形成小麦、水稻供需基本平衡而玉米阶段性供大于求、大豆缺口逐渐扩大的局面。从地区看, 2017 年与 2002 年相比, 北方粮食主产区 (包括河北、河南、黑龙江、吉林、辽宁、山东和内蒙古) 生产结构中玉米和水稻产量比例分别提高了 11.3 个和 1.7 个百分点, 而小麦和豆类产量比例分别下降了 5.1 个和 4.3 个百分点; 南方粮食主产区 (包括安徽、湖北、湖南、江苏、四川和江西) 小麦和玉米产量比例分别提高了 5.6 个和 3.5 个百分点, 水稻和薯类产量比例下降明显, 豆类产量比例变化不大。总体上, 粮食生产结构在时间和空间维度上均存在显著变化。

粮食生产是自然再生产和经济再生产相结合的过程。在自然因素方面, 约占全国耕地面积 50% 的灌溉面积上生产着全国粮食总产量的 75%~80%^[2], 灌溉水对于粮食生产发挥着重要作用。据《全国水资源综合规划》预测, 在强化节水方案条件下, 2030 年中国干旱与半干旱地区农业缺水仍将达 400 亿 m³ 左右, 即使要保障 2020 年全国 10 亿亩有效灌溉面积, 仍需要大量的水资源^[3]。粮食价格、劳动力转移、劳动力价格、农业支持政策和其

收稿日期: 2019-01-09; 修订日期: 2019-10-13

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (18ZDA074)

作者简介: 杨鑫 (1993-), 男, 北京昌平人, 博士研究生, 研究方向为农业自然资源利用与管理。

E-mail: yangxinxin@cau.edu.cn

通讯作者: 穆月英 (1963-), 女, 山西大同人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为农业经济理论与政策。

E-mail: yueyingmu@cau.edu.cn

他作物价格等也会影响粮食生产,特别是粮食市场价格历来受到关注。2017年中央“一号文件”明确提出“深化农产品收储制度和价格形成机制改革”,更好地发挥市场价格对粮食生产的调节作用以实现粮食供需平衡和生产结构优化^[4]。理论上,粮食供给价格弹性表示价格增加1%时,粮食产量变动的百分比,反映了粮食生产和供给对市场价格的敏感程度^[5]。在灌溉水压力和粮食价格同时变动下,粮食产量对价格的反应很可能会受到农业灌溉水紧缺度的影响,即灌溉水压力对不同粮食作物的供给弹性会产生差异化作用,使市场价格调节作用被扭曲,从而间接改变粮食生产结构。因此,探究灌溉水压力对供给弹性、粮食生产结构的影响,对优化粮食生产结构具有重要的现实意义。

20世纪80年代以来,水资源压力评价方法不断发展,呈现单一指标到复杂综合评价体系的趋势。根据计算原理,贾学秀等^[6]将其分为单一指标法、供需比值法、综合评价法及水足迹法。目前,供需比值法和综合评价法最为成熟、应用较为广泛。供需比值法的核心原理为经济学的供给—需求分析,包括水资源脆弱指数法、严格比例法,优点为原理清晰和相对准确,可根据研究目标改进出具体的评价指标,例如李颖明^[7]计算了单一的粮食主产区农业水资源压力指数,发现北方地区农业水资源压力普遍偏大。但是,若对耗水量测算不精确或没有考虑生态用水,供需比值法相关指标可能高估或低估水资源压力。综合评价法的指标选取和权重确定具有较大的灵活性和全面性,主要利用的是多元统计相关方法^[8],不过指标体系选择过于主观,不利于区域间水资源压力比较,进一步改进较为困难。本文侧重于分析不同区域灌溉水压力对粮食生产结构的影响,从直观性、可比性和可改进性方面,选择供需比值法的框架构建灌溉水压力指数更适合研究目标。

在粮食生产方面,大量文献运用Nerlove模型对各类农产品供给弹性进行测量,包括粮食^[5,9]、蔬菜^[10]、糖料^[11]等,然后进行区域、品种间比较,分析了农产品粮食供给的影响因素,也有从供给弹性角度分析种植结构变化^[12]。值得注意的是,即使引入人口、环境、经济、政策等外生变量的扩展Nerlove模型^[13],也只是分析粮食价格和扩展变量对粮食供给的直接作用。国外文献从计量方法修正^[14]、理性预期引入^[15]等对Nerlove模型进行改进,但鲜见对供给弹性影响因素的定量分析。另一方面,随着农业水资源压力日益突出,有文献发现北方水资源短缺会影响种植结构的结论^[16],短期不仅对粮食单产造成显著的负向影响^[17],还会减少灌溉面积而降低不耐旱农作物产量^[18]。但关于灌溉水资源紧缺对农产品市场价格调控作用的影响研究尚属少见。

本研究聚焦于灌溉水压力和粮食价格变动及其交互作用对粮食生产的综合影响,进而探究粮食生产结构的变动原因和趋势。相较于以往研究,本文有两个方面的扩展:第一,分析灌溉水压力对粮食生产和供给弹性影响的微观机制,提出灌溉水压力对粮食生产具有直接和间接两种作用机制;第二,引入交乘项的变系数Nerlove模型可研究供给弹性的影响因素,进而测算粮食主产区不同粮食作物的供给弹性,分析灌溉水压力会放大还是缩小市场价格对粮食生产的调节作用。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 理论框架

假设 t 期农产品生产函数为规模报酬递减的柯布—道格拉斯生产函数:

$$f_t(x) = R_t x_1^{\alpha(\delta_t, T_1(\delta_t))} x_2^{\beta(\delta_t, T_2(\delta_t))} \quad (1)$$

式中： x_1 为劳动力投入量（元）； x_2 为资本投入量（元），其中资本包括灌溉水成本（元）； R_t 为 t 期全要素生产率； α 为劳动产出弹性； β 为资本产出弹性； δ_t 为灌溉水压力； α 、 β 、 δ_t 、 R_t 均大于0。根据诱致性技术变迁理论^[19]， T_1 、 T_2 代表 t 期灌溉水压力引致的劳动力替代型、资本替代型技术进步，技术进步形式包括农户田间管理优化、节水技术采用、抗旱种子、机械化水平提高等多种形式。农户目标是预期利润 π_t^e 最大化，用以下最大化方程表示：

$$\begin{aligned} \max \pi_t^e &= P_t^e \times Y_t(P_t^e, \omega_1, \omega_2) - \omega_1 x_1 - \omega_2 x_2 \\ \text{s.t. } Y_t &\leq f_t(x), x > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

式中： P_t^e 为农产品预期售出价格（元/kg）； Y_t 是农产品 t 时期的产量（kg）； ω_1 、 ω_2 分别为单位劳动力和单位资本的价格（元）。

灌溉水压力对粮食生产的直接作用可细分为单产和种植面积两方面：灌溉水压力对任何粮食单产均有负面作用，大小取决于作物耐旱程度；灌溉水短缺会提高灌排成本、田间管理、耕地等成本，即 x_2 增加，导致粮食成本收益发生不同程度改变。因此，灌溉水压力对粮食生产结构的直接作用表现为对不同粮食产量产生的差异化影响。

利用利润最大化一阶条件得到要素需求函数，将其代入式（1）得到农产品供给函数，两边取对数对 P^e 求导数得到农产品的供给弹性 ε_t 表达式：

$$\varepsilon_t = \frac{\alpha(\delta_t, T_1(\delta_t)) + \beta(\delta_t, T_2(\delta_t))}{1 - \alpha(\delta_t, T_1(\delta_t)) - \beta(\delta_t, T_2(\delta_t))} \quad (3)$$

供给弹性对灌溉水压力求导可得：

$$\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \delta_t} = \frac{\frac{\partial \alpha}{\partial \delta_t} + \frac{\partial \beta}{\partial \delta_t} + \frac{\partial T_1}{\partial \delta} \frac{\partial \alpha}{\partial T_1} + \frac{\partial T_2}{\partial \delta} \frac{\partial \beta}{\partial T_2}}{(1 - \alpha - \beta)^2} \quad (4)$$

灌溉水与劳动力和其他资本要素之间存在明显的互补关系和较弱的替代关系：从互补关系看，灌溉水作为关键的生产要素，灌溉水压力对劳动和资本生产弹性产生负向影响，即 $\partial \alpha / \partial \delta_t$ 、 $\partial \beta / \partial \delta_t$ 、 $\partial \gamma / \partial \delta_t$ 均小于0，意味着灌溉水压力增加使得粮食供给弹性下降；从替代关系看，灌溉水压力使得灌溉成本提高，灌溉水压力诱致的技术进步对其他要素生产弹性产生正向影响，即 $\partial T_1 / \partial \delta$ 、 $\partial \alpha / \partial T_1$ 、 $\partial T_2 / \partial \delta$ 、 $\partial \beta / \partial T_2$ 、 $\partial T_3 / \partial \gamma$ 和 $\partial \gamma / \partial T_3$ 均大于0，农户被诱致采用种植节水管理和节水技术等，以减少水资源投入或产量增加，使得粮食供给弹性提高。在两种关系的作用下，灌溉水压力对粮食生产结构的间接作用表现为对不同粮食供给弹性的差异化影响。

简而言之，在直接作用方面，若灌溉水压力对某类粮食单产影响较小，单位面积成本收益较高，灌溉水将向该粮食生产转移，结果为该粮食产量提高，反之则减少。在间接作用方面，若灌溉水压力对某类粮食生产限制作用大于诱致的技术进步的促进作用，结果为该粮食供给弹性将下降，反之则提高。对不同粮食作物生产，灌溉水压力的直接和间接作用将出现差异化综合影响，进而改变粮食生产结构（图1）。

值得说明的是，当灌溉水压力对粮食生产的间接作用为正向影响，超过对粮食生产直接作用的负向影响时，可能导致“灌溉效率悖论”产生。Grafton等^[20]研究发现，灌溉

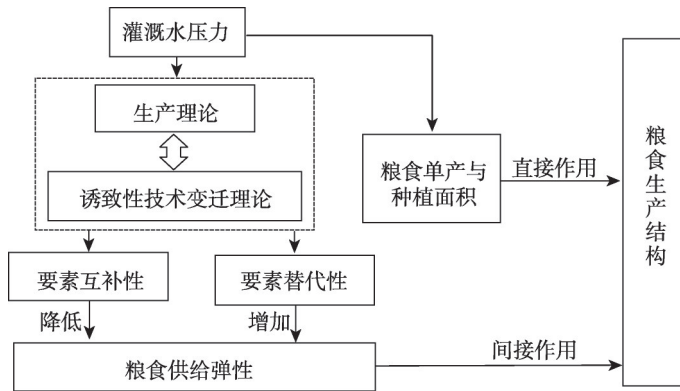


图1 理论框架

Fig. 1 Theoretical framework

效率提高被认为可以解决灌溉水紧缺问题，但同时会引发更多的农田耗水量和地下水抽取量、甚至更高的单位面积农田耗水量，原因为节水灌溉技术进步会使农民种植更多的水资源密集型作物，以获取更大的经济收益，进而增加灌溉水消耗。

1.2 实证方法

Nerlove 模型支持研究灌溉水压力的直接影响，也广泛用于供给弹性测算，但无法分析供给弹性影响因素，即灌溉水压力对粮食生产结构的间接作用。本文通过引入预期灌溉水压力调整方程、预期灌溉水压力和预期价格的交互项得到变系数 Nerlove 模型，直接分析灌溉水压力对粮食供给弹性影响，4 个核心方程式如下：

$$\delta_t^e - \delta_{t-1}^e = \varnothing(\delta_{t-1} - \delta_{t-1}^e) \quad (5)$$

$$P_t^e - P_{t-1}^e = \varphi(P_{t-1} - P_{t-1}^e) \quad (6)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \lambda(Y_t^e - Y_{t-1}) \quad (7)$$

$$Y_t^e = a_0 + a_1 P_t^e + a_2 P_t^e \times \delta_t^e + a_3 D_t + \epsilon_t \quad (8)$$

式中： Y_t^e 是长期均衡产量（万 t）； P_t^e 是 t 期粮食预期价格（元/kg）； δ_t^e 是 t 期预期灌溉水压力（%），三者均为不可观测变量； Y_{t-1} 是上一期粮食产量（万 t）； P_{t-1} 是上一期粮食价格（元/kg）； δ_{t-1} 是上一期灌溉水压力（%）； D_t 是 t 期其他外生变量； $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2)$ ； $a_0 \sim a_3$ 为回归系数； φ 、 \varnothing 和 λ 分别表示预期价格调整系数、预期灌溉水压力调整系数和期望供给调整系数，取值范围均为 (0, 1]。Nerlove^[21] 强调 $\varphi=1$ 或 $\lambda=1$ 都可得到供给模型的核心方程式，要依据研究环境进行合理假设。对于中国农民，不仅获取信息渠道较单一，人力资本整体较低，对政策依赖性高，可认为粮食价格预期和灌溉水压力预期基本形成于上一期的实际情况；同时，面对技术落后、土地调控政策等较多阻碍，农民将预期产量化为实际产量的过程相对不灵活。由此可合理假设 $\varphi=1$ ， $\varnothing=1$ 和 $\lambda \neq 1$ 。消除式 (5) ~ 式 (8) 中的不可观测变量，得到变系数 Nerlove 模型理论简化式：

$$Y_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + b_2 P_{t-1} + b_3 P_{t-1} \times \delta_{t-1} + b_4 D_t + v_t \quad (9)$$

式中： $b_0 \sim b_4$ 为理论模型的待估参数，其中 $b_0 = \lambda a_0$ ， $b_1 = 1 - \lambda$ ， $b_2 = \lambda a_1$ ， $b_3 = \lambda a_2$ ， $b_4 = \lambda a_3$ ， $v_t = \lambda \mu_t$ 。

从供给—需求原理出发,灌溉水压力含义为一个地区某年灌溉水的缺乏程度。近年来灌溉水需求量基本稳定,在供给方面将其拆分为自然供给压力和经济供给压力:自然供给压力来自于水资源禀赋的限制,即水资源开发利用越大,灌溉水供给最大潜力越小,灌溉水压力越大^[22],考虑生态用水下,将水资源禀赋量的20%定义为可利用水资源量^[23];经济供给压力来自于非农业部分的竞争,即非灌溉用水比例越大,灌溉水转移的结构压力越大^[24]。最终,在供需比值法框架下将每个省份的灌溉水压力指数 δ_i 定义为:

$$\delta_i = G_i \times I_i \times 100\% = \frac{WU_i}{WT_i \times 20\% / B} \times \left(1 - \frac{WA_i}{WU_i}\right) \times 100\% = \frac{WU_i - WA_i}{WT_i \times 20\% / B} \times 100\% \quad (10)$$

式中: G_i 是水资源开发利用率; I_i 是非灌溉用水比例; WA_i 是灌溉用水量(亿 m^3); WU_i 是实际用水资源总量(亿 m^3); WT_i 是水资源禀赋量(亿 m^3),由当地水资源总量和入境水资源量(包括跨区域调水量)组成^[25]; B 为调整系数(消除丰水和枯水年影响),其计算方法为各省份历年的水资源禀赋量除以对应所有年份的平均水资源禀赋量。

1.3 数据来源与处理

研究对象为27个省(市、自治区)的小麦、水稻、玉米、豆类、薯类共五类粮食作物^①,整理了产量、产值、播种面积、农产品生产价格指数、水资源量、入境水资源量、灌溉用水量^②等,引入油料、蔬菜价格以控制经济作物的影响。鉴于各省份气候存在较大差异,加入全省平均年降水量、全省平均每年 $\geq 10^\circ C$ 日数^[26]以及有效灌溉面积占耕地比例等变量进行控制。已有研究证明了农村劳动力价格和转移对区域种植结构产生影响,故模型中加入农村居民消费指数平减后的工资性收入和第一产业就业人数比例^[27],分别控制农业劳动力价格和劳动力转移的影响。数据来源为2003-2018年出版的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和各省《水资源公报》。

考虑再生水灌溉、农作物真实耗水量等严格比例法框架下的灌溉水压力属于最优指标,但鉴于数据可得性,本文运用一般供需比值法构建灌溉水压力指数。为检验研究结论对灌溉水压力指标选择的稳健性,运用偏差更大的简化灌溉水压力指数(δ')进行二次回归,若两种指数得到的回归结果相差较小表示研究结论具有稳健性。具体地,简化灌溉水压力指数的区别是不考虑式(10)中水资源禀赋量的过境水资源量以及删除20%的开发利用率警戒线。由图2可知,两个指标均识别出北京、河北、山东、辽宁、河南等水资源禀赋较少的北方省份,与已有研究一致^[7,28],不同在于是否识别出浙江、福建、广东等灌溉水经济供给压力较大的省份。需要指出的是,考虑生态用水红线的灌溉水压力指数整体上大于简化灌溉水压力指数,只有江苏、宁夏和上海等少数省份的过境水量较多,导致简化后的灌溉水压力指数更大。总体上,灌溉水压力指数与现实情况比较一致,简化灌溉水压力指数存在相对较大的偏差。

数据需进一步处理以支持Nerlove模型:(1)小麦和水稻生产者价格指数缺失的省份,利用谷物生产者价格指数进行代替;(2)对七类农作物真实价格序列进行计算与平减,首先基于2015年产量和产值得到当年各类农作物生产者价格,随后利用各类农产品生产者价格指数得到历年七类农产品价格,最后考虑到农户售出农产品目的为保持总消

① 北京、天津、上海、西藏未加入的原因为粮食作物面积、产量和价格指数严重缺失,且粮食产量极低。

② 2012年起牲畜用水量被调整至农业用水量,根据历年水资源公报,灌溉用水量占农业用水量的90%左右,故可将2002-2017年的农业用水量视为灌溉水量。

费不变,采用农村居民消费指数对七类农作物价格进行平减得到其真实价格^[29]; (3) 对于某种粮食作物价格长期缺失的情况,例如海南的小麦和玉米,为避免取自然对数值时出现不可计算的情况,用极小值0.1代替。处理后数据的统计特征见表1。

研究区域为粮食作物产区,即该地区种植某类粮食作物达到一定规模。若某地区某

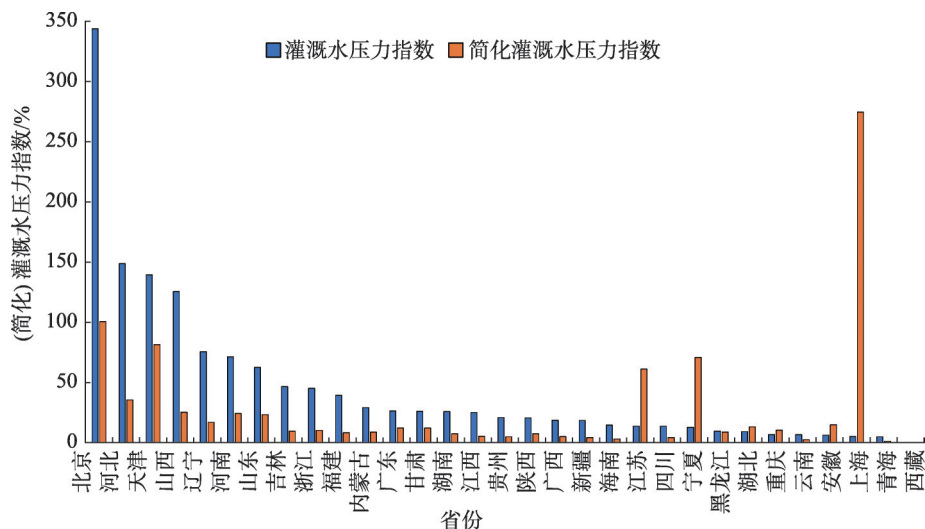


图2 2002-2017年全国不同省份灌溉水压力指数和简化灌溉水压力指数平均值对比

Fig. 2 Average comparison of irrigation water pressure index and simplified irrigation water pressure index of each province in China from 2002 to 2017

表1 数描述性统计

Table 1 Descriptive statistics

变量	符号	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量/个
灌溉水压力指数/%	δ	33.92	35.33	3.08	158.59	432
年降水量/mm	$rain$	957.74	557.97	142.71	2555.80	432
每年 ≥ 10 °C日数/天	tep	231.19	64.11	119.00	363.00	432
有效灌溉面积比例/%	irr	45.80	20.56	13.70	98.64	432
农业劳动力价格/元	lab	2364.44	2010.21	132.01	14886.07	432
第一产业就业人数比例/%	fir	0.43	0.12	0.19	0.81	432
小麦价格/(元/kg)	P_1	1.13	0.51	0.10	3.51	432
水稻价格/(元/kg)	P_2	1.17	0.36	0.10	2.26	432
玉米价格/(元/kg)	P_3	1.03	0.48	0.10	2.42	432
豆类价格/(元/kg)	P_4	2.67	1.45	0.71	7.78	432
薯类价格/(元/kg)	P_5	2.77	1.05	0.65	9.67	432
油料价格/(元/kg)	P_6	2.23	0.71	0.82	5.48	432
蔬菜价格/(元/kg)	P_7	1.40	1.19	0.30	7.77	432
小麦产量/万 t	Y_1	414.00	714.63	21.78	3705.20	240
水稻产量/万 t	Y_2	1042.85	665.83	110.60	2819.30	304
玉米产量/万 t	Y_3	835.69	752.43	100.20	3703.10	336
豆类产量/万 t	Y_4	78.09	112.78	9.70	719.00	384
薯类产量/万 t	Y_5	131.31	101.41	8.18	531.10	432

类粮食产量极小,表示其重要性极低且在生态环境上不匹配,使生产过程充满随机性、波动极大,不能体现粮食生产对价格的真实反映。故确定产区的具体标准为:在27个省(市、自治区)范围内,若某省份某类粮食2002-2017年的平均产量占全国比例低于0.5%,则不是该粮食作物的产区;反之,则是该粮食作物的产区。27个省份中,小麦、水稻、玉米和豆类产区分别为全国产量排名前15、前19、前21和前24的省份,薯类产区涵盖所有省份。

1.4 实证模型具体形式

在式(10)的基础上,变系数Nerlove实证模型的自然对数形式为:

$$\begin{aligned} \ln Y_{ik,t} = & b_0 + b_1 \ln Y_{ik,t-1} + b_2 \ln P_{ik,t-1} \times \ln \delta_{i,t-1} + b_3 \ln P_{ik,t-1} + b_4 \ln \delta_{i,t-1} + \sum_k^6 b_{4+j} \ln P_{j,t-1} \\ & + b_{11} \ln rain_{i,t} + b_{12} \ln tep_{i,t} + b_{13} \ln irr_{i,t} + b_{14} \ln lab_{i,t} + b_{15} \ln fir_{i,t} + b_{16} CP_{i,t} + \\ & b_{17} WP_{i,t} + b_{18} RP_{i,t} + \tau_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

式中: i 表示某类粮食作物的产区数量(个); t 表示年份, $t=2002-2017$; $b_0 \sim b_{18}$ 为实证模型的待估参数; μ_i 为个体效应; $v_{i,t}$ 为误差项; $Y_{ik,t}$ 和 $Y_{ik,t-1}$ 指 i 省份 t 期和 $t-1$ 期的第 k 类粮食作物产量(万t), $k=1 \sim 5$,分别对应小麦、水稻、玉米、豆类; $\delta_{i,t-1}$ 指 i 省份 $t-1$ 期的灌溉水压力指数(%); $P_{ik,t-1}$ 指 i 省份 $t-1$ 期的第 k 类粮食作物的自价格(元/kg); $P_{j,t-1}$ 指 i 省份 $t-1$ 期的第 k 类粮食作物竞争作物 j 的价格(元/kg)($j=1 \sim 6$),即除第 k 类粮食作物的6种农作物。当自价格和灌溉水压力指数交乘项不存在时,变系数Nerlove模型退化为一般形式Nerlove模型。灌溉水压力对供给弹性的短期影响为 b_2 ,长期影响为 $a_2=b_2/(1-b_1)$;粮食短期供给弹性 $\varepsilon_{i,t}^s = b_3 + b_2 \times \ln \delta_{i,t-1}$,长期供给弹性 $\varepsilon_{i,t}^l = \varepsilon_{i,t}^s/(1-b_1)$ 。

除自然、劳动力和灌溉条件等因素外(表1),模型还包括了影响农作物生产的政策虚变量,包括玉米临时收储政策($CP_{i,t}$)、小麦最低收购价格政策($WP_{i,t}$)和水稻最低收购价格政策($RP_{i,t}$)。小麦和水稻最低收购价政策的实施时间分别为2006-2017年和2004-2017年,实施省份参照历年《小麦和稻谷最低收购价执行预案》第一条;玉米临时收储政策的实施时间为2008-2015年,具体实施范围为内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江。

2 结果分析

2.1 模型估计和检验方法

Nerlove模型右侧包括被解释变量一阶滞后项,内生性问题使固定效应模型估计结果有偏。在动态面板数据估计方法中,系统广义矩估计(GMM)效率比较高,依据权重矩阵不同分为一步估计和两步法估计。在有限样本情况下,两步法估计值的标准误差有明显的下降偏差,故采用一阶段估计结果进行系数显著性的统计推断,两阶段估计的统计量进行结果有效性检验^[30]。

在系统GMM估计之前,进行ADF检验、LLC检验、PP检验和IPS检验,结果表明所有连续变量均在1%水平上拒绝单位根,所有变量均为平稳序列。系统GMM估计之后,一般采用两种检验方法对GMM估计的工具变量和估计结果有效性进行鉴别:一是Arellano-Bond检验,用于判断系统GMM估计的扰动项是否存在自相关,不存在的表现为一阶段存在序列相关和二阶段自回归不存在序列相关;二是用Sargan检验以确定所采用的工具变量是否整体有效。由表2可知,Sargan检验和Arellano-Bond检验表明所有粮

食供给弹性模型工具变量的选择和回归结果是可信的。

2.2 灌溉水压力对粮食生产结构的影响

首先不考虑式(11)中灌溉水压力指数与自价格的交乘项,进行一般Nerlove模型回归。从表3可知,控制降雨、温度、自价格和其他作物价格等因素后,上一期灌溉水压力指数增加1%,玉米产量增加0.221%,水稻、薯类、豆类和小麦产量分别下降0.316%、0.216%、0.145%和0.140%。根据理论框架,具体原因为灌溉水紧缺意味着粮食灌溉用水总量减少,所有粮食作物单产都会受到影响,但玉米、豆类和薯类是较耐旱作物,相对于小麦和水稻单产受到的负面影响较小;从种植面积看,灌溉水紧缺相当于灌排成本和管理成本不断提高,使玉米的单位面积成本收益率相对较高^[3],进而玉米种植面积扩大。最终,灌溉水压力增加直接作用是促进了粮食生产结构中玉米产量比例增加,即粮食生产结构更加省水。

在价格影响方面,小麦、水稻、玉米、豆类和薯类作物的供给弹性表示市场价格提高1%,产量分别会提高0.899%、0.782%、0.661%、0.283%和0.181%,长期分别会提高2.020%、1.970%、1.686%、0.604%和0.642%,三大主粮作物对价格变动相对更敏感。在其他作物价格影响方面,水稻价格提高对小麦产量、玉米价格提高对豆类产量会产生负面影响,而油料和蔬菜价格提高都会降低薯类产量。在互补作物方面,由于存在“麦玉”“麦豆”“稻油”“稻玉”等多种轮作和间作模式,使水稻价格提高对玉米产量有增加作用,玉米价格提高有利于水稻和薯类产量增加,豆类价格提高对三大谷物产量都有促进作用等。以上说明某粮食作物价格变化后,通过竞争和互补作物会对粮食生产结构产生系统性影响。此外,上一期产量对本期产量的影响均比较显著,与农业资产专用性和当地种植习俗等有关,与以播种面积代表供给变化的研究相比,年份之间产量的关联性相对较低,表示农户面临的生产风险依旧较大,年份间产量存在明显波动。

在劳动力和政策因素方面,劳动力价格越高会降低小麦产量、提高玉米和薯类产量,本质上反映了粮食种植机会成本越高,农户倾向于扩大投入易于管理的玉米和薯类面积,缩小田间管理环节较多的小麦面积;第一产业从业人员比例会显著增加豆薯类产量、降低水稻产量,表示农业劳动力充足有利于机械化程度相对较低的豆薯类产量增加,但会抑制水稻种植技术进步。在政策因素方面,三种粮食生产支持政策都促进了目标粮食作物的产量增加,同时对其他粮食作物生产存在一定的协同和抑制作用。例如玉米临时收储政策对东北三省和内蒙古的小麦生产有显著的抑制作用,对薯类生产有显著的促进作用;小麦最低收购价政策对薯类产量有显著的降低作用,水稻最低收购价政策对小麦、薯类和豆类产量有显著的增加作用。

2.3 灌溉水压力对粮食供给弹性的影响

利用变系数Nerlove模型进一步分析灌溉水压力对粮食供给弹性的影响。由表4可知,当灌溉水压力指数对数值增加1个单位时,小麦、豆类和薯类的供给弹性分别显著下降0.254、0.308和0.157,长期影响分别为-0.553、-0.806和-0.320,说明灌溉水压力诱致小

表2 Nerlove模型的Sargan检验和Arellano-Bond检验

Table 2 Sargan test and Arellano-Bond test for Nerlove model

	小麦	水稻	玉米	豆类	薯类	
Sargan 检验	0.251	0.302	0.363	0.273	0.292	
Arellano-Bond 检验	AR(1)	0.023	0.003	0.012	0.048	0.036
	AR(2)	0.845	0.253	0.671	0.996	0.432

注:基于GMM两步法计算的Sargan检验和Arellano-Bond检验的P值。

表3 Nerlove模型回归结果
Table 3 Regression results of Nerlove model

变量	小麦	水稻	玉米	豆类	薯类
$\ln \delta_{t-1}$	-0.140*** (0.029)	-0.316*** (0.060)	0.221*** (0.036)	-0.145** (0.066)	-0.216*** (0.059)
$\ln Y_{t-1}$	0.555*** (0.050)	0.603*** (0.039)	0.608*** (0.042)	0.604*** (0.060)	0.718*** (0.046)
$\ln P_{1,t-1}$	0.899*** (0.188)	-0.030 (0.080)	-0.153 (0.110)	0.066 (0.208)	0.465*** (0.152)
$\ln P_{2,t-1}$	-0.907*** (0.200)	0.782** (0.098)	0.469*** (0.123)	-0.202 (0.221)	0.076 (0.103)
$\ln P_{3,t-1}$	-0.116 (0.163)	0.213*** (0.077)	0.661*** (0.104)	-0.301** (0.148)	0.268** (0.114)
$\ln P_{4,t-1}$	0.362*** (0.129)	0.147*** (0.055)	0.179*** (0.052)	0.283*** (0.101)	-0.097 (0.106)
$\ln P_{5,t-1}$	0.037 (0.092)	-0.077 (0.074)	0.062 (0.054)	-0.043 (0.103)	0.181*** (0.009)
$\ln P_{6,t-1}$	-0.011 (0.117)	0.188*** (0.059)	0.083 (0.061)	-0.102 (0.115)	-0.308*** (0.106)
$\ln P_{7,t-1}$	0.138 (0.123)	0.061 (0.070)	0.040 (0.061)	0.067 (0.124)	-0.432*** (0.089)
$\ln rain_t$	-0.341*** (0.077)	0.074* (0.045)	-0.029 (0.054)	-0.029 (0.086)	0.162*** (0.069)
$\ln tep_t$	1.448*** (0.274)	-0.366* (0.137)	-0.107 (0.190)	0.045 (0.250)	0.631* (0.332)
$\ln irr_t$	0.459*** (0.116)	0.060*** (0.015)	-0.034 (0.077)	0.092 (0.136)	-0.443*** (0.122)
$\ln lab_t$	-0.075*** (0.052)	-0.020 (0.030)	0.094*** (0.028)	-0.018 (0.046)	0.188*** (0.044)
$\ln fir_t$	-0.049 (0.255)	-0.201* (0.104)	-0.085 (0.131)	0.166** (0.207)	0.589*** (0.204)
CP_t	-0.224*** (0.066)	-0.054 (0.037)	0.098*** (0.037)	0.105 (0.098)	0.242*** (0.062)
WP_t	0.297*** (0.082)	0.054 (0.049)	-0.074 (0.055)	0.074 (0.081)	-0.312*** (0.092)
RP_t	-0.223*** (0.083)	0.103*** (0.034)	0.002 (0.043)	-0.117* (0.062)	-0.174*** (0.060)
常数项	-5.266*** (1.531)	5.073*** (0.854)	2.173** (1.008)	1.982 (1.420)	0.608 (1.568)
观测值	225	285	315	360	405

注：括号中数字为GMM一步法稳健性z标准误；***、**、*分别代表系数在1%、5%和10%水平上显著，下同。

麦、豆类和薯类生产技术进步的效果较弱、生产限制作用更强，使得自价格提高对产量的促进作用会下降。灌溉水压力指数对数值提高1个单位使水稻和玉米供给弹性分别提高0.199和0.169，长期影响为0.341和0.335，表示灌溉水压力在2002-2017年诱致了明显

表4 变系数 Nerlove 模型的回归结果

Table 4 Regression results of heterogeneous coefficient Nerlove model

变量(自然对数形式)	小麦	水稻	玉米	豆类	薯类
以灌溉水压力指数回归的结果					
$\ln P_{k,t-1} \times \ln \delta_{t-1}$	-0.254*	0.199**	0.169***	-0.308***	-0.157*
	(0.145)	(0.089)	(0.071)	(0.118)	(0.091)
$\ln P_{k,t-1}$	1.665***	0.557*	0.645	1.678***	1.159*
	(0.476)	(0.283)	(0.611)	(0.253)	(0.326)
$\ln \delta_{t-1}$	0.268***	-0.089	0.248***	0.161	-0.009
	(0.010)	(0.057)	(0.039)	(0.135)	(0.110)
$\ln Y_{t-1}$	0.541***	0.417***	0.495***	0.618***	0.509***
	(0.051)	(0.043)	(0.043)	(0.061)	(0.060)
以简化灌溉水压力指数回归的结果					
$\ln P_{k,t-1} \times \ln \delta_{t-1}^s$	-0.337**	0.508***	0.305*	-0.213*	0.367***
	(0.154)	(0.122)	(0.091)	(0.113)	(0.158)
$\ln P_{k,t-1}$	1.944***	-0.640***	0.228	1.263***	-0.380
	(0.449)	(0.180)	(0.057)	(0.265)	(0.410)
$\ln \delta_{t-1}^s$	0.079	-0.078	-0.066	-0.323**	-0.507***
	(0.087)	(0.063)	(0.058)	(0.133)	(0.179)
$\ln Y_{t-1}$	0.591***	0.750***	0.700***	0.533***	0.367**
	(0.043)	(0.039)	(0.040)	(0.050)	(0.157)

注：各回归模型均通过了 Arellano-Bond 检验和 Sargan 检验的要求；其他控制变量与 Nerlove 模型回归结果相似，不再列出。

的水稻和玉米种植技术进步，途径包括抗旱育种、高密度种植、机械化播收、节水灌溉等，表现为其他要素对灌溉水替代性增强、互补性下降。利用简化灌溉水压力指数进行再次回归后，简化灌溉水压力指数与自价格交乘项、上一期产量的系数大小发生变化，但是符号方向和相对大小基本一致，而且结果依然显著，说明不同灌溉水压力指标会影响供给弹性的绝对值，但关键研究结论对不同灌溉水压力指数具有一定的稳健性。

灌溉水压力对水稻产量的直接作用和灌溉水供给弹性的影响方向是相反的，对其他粮食作物的影响方向是相同的，意味着灌溉水诱致的水稻种植技术进步幅度最大，可能超过灌溉水压力对水稻产量的直接限制作用，将产生“灌溉效率悖论”现象，与北方粮食主产区水稻产量比例快速增加的现实相一致。综上，随着灌溉水压力增加，小麦、豆类和薯类供给弹性会降低，水稻和玉米供给弹性会增加。换言之，其他因素不变下，所有粮食价格增加相同比例时，灌溉水压力增加会通过间接作用提高水稻和玉米产量占比，即导致粮食生产结构相对更加耗水。

2.4 灌溉水压力下不同粮食主产区的供给弹性变化

基于不同地区灌溉水压力指数变化，可对粮食供给弹性的时空变动进行计算（表5）。2017年与2003年相比，随着灌溉水压力增加，粮食供给弹性变动幅度从大到小为玉米（3.704%）、水稻（3.663%）、薯类（-3.427%）、小麦（-7.014%）和豆类（-10.748%）。从时间角度看，全国各类粮食作物价格波动均较小，然而在灌溉水压力对粮食产量的直接作用和对粮食供给弹性的间接作用下，全国粮食生产结构变化为玉米比例大幅增加、

表5 粮食主产区灌溉水压力指数及粮食作物长期供给弹性影响的时空变化

Table 5 Spatio-temporal changes of irrigation water pressure index and long-term supply elasticity of grain in main grain-producing areas of China

		灌溉水压力指数		长期供给弹性				
		平均值/%	小麦	水稻	玉米	豆类	薯类	
不同年份	2003年	28.773	1.768	2.102	2.889	1.684	1.286	
	2008年	33.288	1.688	2.152	2.959	1.566	1.240	
	2013年	36.314	1.640	2.182	3.000	1.496	1.212	
	2017年	36.026	1.644	2.179	2.996	1.503	1.214	
南方粮食主产区	江苏	13.491	2.188	1.844	2.529	2.295	1.528	
	安徽	6.094	2.627	1.572	2.151	2.935	1.783	
	湖北	8.993	2.412	1.705	2.336	2.622	1.658	
	湖南	25.598	—	2.062	—	1.778	1.324	
	江西	24.896	—	2.053	—	—	1.333	
	四川	13.542	2.185	1.845	2.531	2.292	1.527	
	平均值	15.436	2.353	1.847	2.387	2.384	1.526	
北方粮食主产区	河北	147.866	0.863	—	3.669	0.364	0.763	
	山东	61.755	1.346	2.363	3.253	1.068	1.042	
	河南	70.360	1.274	2.407	3.315	0.963	1.000	
	内蒙古	28.555	1.773	—	2.886	1.690	1.289	
	黑龙江	9.758	2.367	1.733	2.374	2.556	1.632	
	辽宁	75.453	1.235	2.431	3.348	0.907	0.978	
	吉林	46.442	1.503	2.266	3.117	1.298	1.133	
	平均值	62.884	1.480	2.240	3.137	1.264	1.120	

注：表中“—”表示该省份不是某粮食作物产区，不属于计量模型的数据来源区域，故无法得到供给弹性。

小麦比例稳定、水稻比例略微下降、豆薯类比例大幅下降。

从空间角度看，2002-2017年平均灌溉水压力指数超过60%的省份为河北、辽宁、河南和山东，均属于北方粮食生产和经济大省，水资源量低且部门间水资源竞争非常激烈。对于北方灌溉水紧缺的粮食主产区，水稻生产受到灌溉水限制，但快速的技术进步和种植界限北移使其生产水平不断提高^[32]；豆类技术效率没有明显提高^[33]，使其在北方粮食主产区产量占比下降；与此相反，安徽、湖北、江苏等灌溉水压力相对较小的南方粮食主产区，小麦、豆类和薯类供给弹性相对较大，受地形和技术限制使水稻供给弹性相对较小。两个地区的玉米供给弹性均大于其他作物，原因是玉米生产具有适应性强和成本收益率相对较高的优势，但机械化水平较高的北方粮食主产区的玉米供给弹性相对更大。结合灌溉水压力促进玉米产量增加、降低其余粮食产量的直接作用，灌溉水压力最终使得北方粮食主产区玉米和水稻产量比例增加，南方粮食主产区小麦和玉米产量比例增加、水稻产量比例降低。

3 结论与讨论

3.1 结论

灌溉水压力会直接作用于粮食产量，并通过影响供给弹性间接作用于粮食生产结

构。在更好地发挥市场在粮食价格形成中决定性作用的政策背景下,灌溉水压力对粮食生产结构的间接作用尤其值得关注。本文基于变系数Nerlove模型和2002-2017年27个省份面板数据,研究结论如下:

(1) 随着灌溉水压力增大,直接作用是玉米产量增加,而其他粮食产量下降,幅度从大到小为水稻、薯类、豆类和小麦,使得粮食生产结构更加省水。在自价格影响方面,小麦、水稻、玉米、豆类和薯类作物的供给弹性分别为0.899、0.782、0.661、0.283和0.181,长期供给弹性分别为2.020、1.970、1.686、0.604和0.642。粮食竞争作物价格、粮食生产支持政策、有效灌溉面积比例、劳动力价格等自然、经济和社会因素也会影响粮食生产结构。

(2) 灌溉水压力对粮食供给弹性的影响,取决于灌溉水短缺的生产限制及其诱致技术进步的净作用,表现为灌溉水压力对数值增加1单位,小麦、豆类和薯类长期供给弹性分别下降0.553、0.806和0.320,水稻和玉米的长期供给弹性分别提高0.341和0.335。因此,在所有粮食价格变动相同时,灌溉水压力会通过影响供给弹性间接促进水稻和玉米的产量占比增加,使粮食生产结构更加耗水。

(3) 从时间看,灌溉水压力通过直接和间接作用促进了2002-2017年全国玉米产量比例大幅增加、豆类和薯类产量比例下降。从地区看,南方粮食主产区粮食供给弹性从大到小为玉米、豆类、小麦、水稻和薯类,北方粮食主产区粮食供给弹性从大到小为玉米、水稻、小麦、豆类和薯类;结合灌溉水压力直接作用,南方地区小麦和玉米产量比例增加、水稻产量比例降低,灌溉水紧缺的北方地区玉米和水稻产量比例增加,粮食生产结构更加耗水,出现了“灌溉效率悖论”现象。

3.2 讨论

玉米和水稻产量比例随着灌溉水压力增加的结果,为玉米生产过剩现象^[34]和北方水稻生产的不可持续风险提供了部分解释,对相关政策制定也有启示作用。

(1) 玉米过剩的部分原因一方面为成本收益率较高会促进灌溉水向玉米生产转移,另一方面为灌溉条件较差时,抗旱能力较强的玉米几乎成为农民保证农业收入的唯一选择。在供给弹性上,短期内玉米主产省农民对玉米种植面积的调整存在一定时滞性,而对单产调整较快^[35]。所以面对价格变动和较大灌溉水压力,农户倾向于改变玉米的种植密度和要素投入量以实现利润最大化,而保持玉米播种面积不变,意味着玉米价格略有升高,农民会通过提高单产相对迅速地增加玉米供给量。

(2) 灌溉水压力对水稻生产有直接限制作用,但技术进步和种植边界北移提高了市场价格对北方水稻生产的调节作用^[36],即产生了较大的间接促进作用,这种“灌溉效率悖论”现象会催生“产量泡沫”。在吉林、辽宁、河南、山东等水资源紧张的北方稻区,若水稻种植技术进步强度逐渐下降甚至出现倒退,为维持水稻高水平产量,灌溉水量可能持续增加,长期无法支持水稻的可持续性种植。因此,有必要制定对北方水稻产区的总量调控和水稻种植节水奖励政策,防止灌溉技术进步与水稻价格上涨共同作用下,农户为追求更高收入导致农业水资源环境的恶化。

(3) 粮食种植结构优化需粮价市场化、农业生产用水效率提高和粮食生产支持政策转型同时发力。粮食支持政策应向直接收入、农业保险等非市场干预转变,避免对单一粮食作物支持引发的挤出和协同作用,从而导致粮食生产结构非预期性改变。另一方面,

对灌溉水压力较大的地区,应以农业生产用水效率提高或者土地集约利用水平大幅提高为前提,通过降低灌溉水压力释放出粮食生产调整的空间,再推行粮价市场化相关政策。

参考文献(References):

- [1] 成升魁,李云云,刘晓洁,等.关于新时代我国粮食安全观的思考.自然资源学报,2018,33(6):911-926. [CHENG S K, LI Y Y, LIU X J, et al. Thoughts on food security in China in the new period. Journal of Natural Resources, 2018, 33 (6): 911-926.]
- [2] 姜文来.保障国家粮食安全“藏粮于水”需要更加重视.中国合作经济,2012,(5):12-13. [JIANG W L. More attention should be paid to ensuring national food security by "storing grain in water". China Co-operation Economy, 2012, (5): 12-13.]
- [3] 山立,韩冰,邹宇峰.中国节水农业科技创新面临的挑战及制约因素.世界农业,2016,(3):15-21. [SHAN L, HAN B, ZOU Y F. The challenges and constraints of water-saving agricultural technology innovation in China. World Agriculture, 2016, (3): 15-21.]
- [4] 李国祥.我国粮食价格形成机制沿革的历史回顾与探讨.北京工商大学学报:社会科学版,2016,31(4):14-23. [LI G X. Historical reflection and exploration of China's grain pricing mechanism. Journal of Beijing Technology and Business University: Social Sciences, 2016, 31(4): 14-23.]
- [5] 范垄基,穆月英,付文革,等.基于Nerlove模型的我国不同粮食作物的供给反应.农业技术经济,2012,(12):4-11. [FAN L J, MU Y Y, FU W G, et al. Supply response of China's food crops based on the Nerlove model. Journal of Agrotechnical Economics, 2012, (12): 4-11.]
- [6] 贾学秀,严岩,朱春雁,等.区域水资源压力分析评价方法综述.自然资源学报,2016,31(10):1783-1791. [JIA X X, YAN Y, ZHU C Y, et al. Approaches for regional water resources stress assessment: A review. Journal of Natural Resources, 2016, 31(10): 1783-1791.]
- [7] 李颖明.粮食主产区农业水资源可持续利用分析.中国农村经济,2007,(9):45-52. [LI Y M. Analysis on sustainable utilization of agricultural water resources in main grain producing areas. Chinese Rural Economy, 2007, (9): 45-52.]
- [8] 代稳,谌洪星,全双梅.水资源安全评价指标体系研究.节水灌溉,2012,(3):40-43. [DAI W, CHEN H X, TONG S M. Study on index system for water resources safety evaluation. Water Saving Irrigation, 2012, (3): 40-43.]
- [9] 刘宏曼,郭鉴硕.基于Nerlove模型的我国大豆供给反应实证分析.华中农业大学学报:社会科学版,2017,(6):44-50. [LIU H M, GUO J S. Positive analysis on supply response of soybean in China based on Nerlove model. Journal of Huazhong Agricultural University: Social Sciences Edition, 2017, (6): 44-50.]
- [10] 沈辰,穆月英.基于Nerlove模型的我国蔬菜供给反应研究.中国食物与营养,2015,21(10):23-26. [SHEN C, MU Y Y. Analysis on the supply response of vegetable in China based in Nerlove model. Food and Nutrition in China, 2015, 21 (10): 23-26.]
- [11] 司伟,王秀清.中国糖料的供给反应.中国农村观察,2006,(4):2-11. [SI W, WANG X Q. Response of sugar crop in China. China Rural Survey, 2006, (4): 2-11.]
- [12] 林大燕,朱晶.从供应弹性的视角看我国主要农作物种植结构变化原因.农业技术经济,2015,(1):33-41. [LIN D Y, ZHU J. The cause of planting structure change of main crops in China from the perspective of supply elasticity. Journal of Agrotechnical Economics, 2015, (1): 33-41.]
- [13] 张爽.粮食最低收购价政策对主产区农户供给行为影响的实证研究.经济评论,2013,(1):130-136. [ZHANG S. Empirical study in the grain farmers' supply behavior reaction to the minimum purchase price policy in main producing areas of China. Economic Review, 2013, (1): 130-136.]
- [14] SHEPHERD B. Estimating price elasticities of supply for cotton: A structural time-series approach. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/1252/>,2015-8-24/2018-7-21.
- [15] NOWSHIRVANI V F. A modified adaptive expectations model. American Journal of Agricultural Economics, 1971, 53 (1): 116-119.
- [16] 李玉敏,王金霞.农村水资源短缺:现状、趋势及其对作物种植结构的影响:基于全国10个省调查数据的实证分析.自然资源学报,2009,24(2):200-208. [LI Y M, WANG J X. Situation, trend and its impacts on cropping pattern of wa-

- ter shortage in the rural areas: Empirical analysis based on ten province's field survey in China. *Journal of Natural Resources*, 2009, 24(2): 200-208.]
- [17] 李玉敏,王金霞.水资源短缺状况及其对农业生产影响的实证研究.水利经济,2013,31(5):49-52.[LI Y M, WANG J X. Empirical study on water shortage situation and its impact in agricultural production. *Journal of Economics of Water Resources*, 2013, 31(5): 49-52.]
- [18] WANG J X, LI Y R, HUANG J K, et al. Growing water scarcity, food security and government responses in China. *Global Food Security*, 2017, 14: 9-17.
- [19] 何爱,曾楚宏.诱致性技术创新:文献综述及其引申.改革,2010,(6):45-48.[HE A, ZENG C H. Induced technological innovation: Theoretical development and literature review. *Reform*, 2010, (6): 45-48.]
- [20] GRAFTON R Q, WILLIAMS J, PERRY C J, et al. The paradox of irrigation efficiency. *Science*, 2018, 361(6404): 748-750.
- [21] NERLOVE M. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, 1956, 38(2): 496-509.
- [22] 于法稳.粮食国际贸易对区域水资源可持续利用的影响.中国农村观察,2010,(4):54-62.[YU F W. Impact of international trade of grain on sustainable utilization of regional water resource in China. *China Rural Survey*, 2010, (4): 54-62.]
- [23] HOEKSTRA A Y, MEKONNEN M M, CHAPAGAIN A K, et al. Global monthly water scarcity: Blue water footprints versus blue water availability. *PLoS One*, 2012, 7(2): e32688, Doi: 10.1371/journal.pone.0032688.
- [24] 王玉宝,吴普特,赵西宁,等.我国农业用水结构演变态势分析.中国生态农业学报,2010,18(2):399-404.[WANG Y B, WU P T, ZHAO X N, et al. Development tendency of agricultural water structure in China. *Chinese Journal of Eco-Agriculture*, 2010, 18(2): 399-404.]
- [25] 王玉宝,吴普特,孙世坤,等.我国粮食虚拟水流动对水资源和区域经济的影响.农业机械学报,2015,46(10):208-215.[WANG Y B, WU P T, SUN S K, et al. Impact of virtual water flows of grain on water resources and regional economy in China. *Transactions of the CSAM*, 2015, 46(10): 208-215.]
- [26] 郑景云,卞娟娟,葛全胜,等.1981-2010年中国气候区划.科学通报,2013,58(30):3088-3099.[ZHENG J Y, BIAN J J, GE Q S, et al. The climate regionalization in China for 1981-2010. *Chinese Science Bulletin*, 2013, 58(30): 3088-3099.]
- [27] 黄玛兰,李晓云,曾琳琳.农村劳动力价格上涨与劳动力转移对作物种植结构的区域性影响差异.农业现代化研究,2019,40(1):98-108.[HUANG M L, LI X Y, ZENG L L. Different regional impacts of rural labor price increase and rural labor migration on crop structure in China. *Research of Agricultural Modernization*, 2019, 40(1): 98-108.]
- [28] 包晓斌.我国农业水资源可持续利用指数研究.福建论坛:人文社会科学版,2016,(10):40-45.[BAO X B. Study on sustainable utilization index of agricultural water resources in China. *Fujian Tribune: The Humanities & Social Sciences Monthly*, 2016, (10): 40-45.]
- [29] HOSSEIN A, JOHN T C. Estimating agricultural supply response with the Nerlove model: A survey. *International Economic Review*, 2001, 18(2): 257-292.
- [30] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [31] 王燕青,李隆玲,武拉平.农民种粮是否有利可图:基于粮食种植成本收益分析.农业经济与管理,2016,(1):69-79.[WANG Y Q, LI L L, WU L P. Can farmers benefit from grain-growing: Based on cost-benefit analysis. *Agricultural Economics and Management*, 2016, (1): 69-79.]
- [32] 徐春春,周锡跃,李凤博,等.中国水稻生产重心北移问题研究.农业经济问题,2013,(7):35-40.[XU C C, ZHOU X Y, LI F B, et al. The research of rice production northward movement in China. *Issues in Agricultural Economy*, 2013, (7): 35-40.]
- [33] 司伟,王济民.中国大豆生产全要素生产率及其变化.中国农村经济,2011,(10):16-25.[SI W, WANG J M. The total factor productivity of China's soybean production and its changes. *Chinese Rural Economy*, 2011, (10): 16-25.]
- [34] 徐志刚,张世煌.新常态下我国玉米产业安全问题与发展策略.农业经济与管理,2017,(1):12-16.[XU Z G, ZHANG S H. China's corn industry security issues and development strategies under new normal. *Agricultural Economics and Management*, 2017, (1): 12-16.]
- [35] 钱文荣,王大哲.如何稳定我国玉米供给:基于省际动态面板数据的实证分析.农业技术经济,2015,(1):22-32.[QIAN W R, WANG D Z. How to stabilize the corn supply in China. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2015, (1): 22-32.]

- [36] 李克南, 杨晓光, 刘志娟, 等. 全球气候变化对中国种植制度可能影响分析 I: 中国北方地区气候资源变化特征及其对种植制度界限的可能影响. 中国农业科学, 2010, 43(10): 2088-2097. [LI K N, YANG X G, LIU Z J, et al. Analysis of the potential influence of global climate change on cropping systems in China I: The change characteristics of climatic resources in Northern China and its potential influence on cropping systems. *Scientia Agricultura Sinica*, 2010, 43 (10): 2088-2097.]

Irrigation water pressure, supply elasticity and grain production structure based on heterogeneous coefficient Nerlove model

YANG Xin, MU Yue-ying

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: Although scarcity of irrigation water restricts grain production, it can promote agricultural technology progress to increase supply elasticities of grain. To shed light on the comprehensive effect of irrigation water pressure on grain production structure, this paper explores the effects of irrigation water pressure, grain price changes and their interaction on the yields of different crops based on heterogeneous coefficient Nerlove model and panel data of 27 provinces from 2002 to 2017. The results show that: (1) The direct effect of irrigation water pressure on grain production structure is increasing proportion of corn yield and reducing proportions of other crops yields. Specifically, the magnitude of that impact is in a descending order from rice, potatoes, beans and wheat. (2) The indirect effect of irrigation water pressure on grain production structure is decreasing supply elasticities of wheat, beans and potatoes while making supply elasticities of rice and maize even larger, which contributes to the increase of proportions of rice yield and corn yield. (3) With growth of irrigation water pressure from 2002 to 2017, its comprehensive effect on grain production structure makes a significant increase in proportion of corn yield and a significant decrease in proportions of beans yield and potatoes yield. Regional analysis reveals an increase in yield proportions of maize and rice in main grain production areas of Northern China, leading to more irrigation water consumption in this region where scarcity of water is severer. And this finding of our paper is a support for "the paradox of irrigation efficiency".

Keywords: irrigation water pressure; grain; supply elasticity; production structure; heterogeneous coefficient Nerlove model