

刘雪丽, 刘天军. 农户参与“农超对接”意愿的影响因素分析——基于山东省 220 户菜农的数据分析[J]. 江苏农业科学, 2013, 41(5): 414-417.

农户参与“农超对接”意愿的影响因素分析 ——基于山东省 220 户菜农的数据分析

刘雪丽¹, 刘天军^{1,2}

(1. 西北农林科技大学经济管理学院, 陕西杨凌 712100; 2. 西北农林科技大学西部农村发展经济研究中心, 陕西杨凌 712100)

摘要: 利用 2010—2011 年山东省青州市和寿光市 220 户菜农的微观面板数据, 采用 Logit 模型对菜农参与“农超对接”意愿的影响因素进行分析, 并基于研究结果提出相关政策建议。结果表明: 菜农对“农超对接”的认知、生产专业化程度、种植规模、生产设施投入、融资难易程度与参与“农超对接”的意愿存在正相关关系; 户主年龄、文化程度、蔬菜的销售情况与参与“农超对接”的意愿存在负相关关系。

关键词: 菜农; “农超对接”; 参与意愿; 影响因素

中图分类号: F304.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2013)05-0414-04

近期我国出现了“菜贱伤农”和“菜贵伤民”2 种矛盾的蔬菜供求状况, 导致菜价反复剧烈波动, 从而使“农超对接”模式再次吸引了人们的眼球。作为一种新的农产品流通模式, “农超对接”在保证供给、稳定物价、增加农民收入等方面能够发挥重要作用, 因而得到了大力推广。但在实践过程中, 我国菜农耕作方式的分散化和原始化、规模种植滞后等原因导致菜农的参与积极性不高, 极大地制约了“农超对接”模式的发展。笔者在国内外已有研究成果的基础上, 以山东省 220 户菜农为例, 对菜农参与“农超对接”意愿的影响因素进行实证研究, 揭示影响菜农参与“农超对接”行为的因素, 为相关部门制定政策、措施提供参考, 以促进山东省蔬菜产业健康

发展。

目前, 国内外关于“农超对接”模式下农户参与意愿的影响因素的文献还很少, 但农户参与订单农业影响因素的文献却并不少见。近年来, 国内外学者运用交易费用经济学等理论与方法, 把订单农业视为对农户市场交易方式的替代, 对影响农户参与订单农业的原因进行了卓有成效的实证研究: (1) 农产品品种。Rehber 通过对世界各国订单农业的比较研究发现, 生产不同类型农产品的农户参与订单农业的可能性不同, 如生产生鲜果蔬农产品的农户较其他农户参与订单农业的可能性更大^[1]。郭红东研究发现, 生产家畜、家禽、花卉、茶叶等商品化程度较高的农户更愿意参与订单农业, 粮食、蔬菜、菌类对农户是否参与订单农业影响不大^[2]。(2) 农户特征及经营特征。Key 等以美国生猪产业为例, 研究结果表明订单农场主比非订单农场主年轻, 随着农场主受教育年数的增加, 参与订单农业的可能性下降^[3]。Warning 等认为, 小规模农户更愿意参与订单农业, 更渴望通过订单农业获得信贷支持^[4]。Lajili 等对影响美国农户参与订单农业因素的实证研究结果表明, 在生产过程中专门性投入越高的农户参

收稿日期: 2012-11-08

基金项目: 国家自然科学基金(编号: 71173176)。

作者简介: 刘雪丽(1985—), 女, 陕西宝鸡人, 硕士研究生, 从事农业技术经济与项目管理等研究。E-mail: sherryshelley@126.com。

通信作者: 刘天军, 博士, 副教授, 硕士生导师, 主要从事农业技术经济与项目管理方面的研究。E-mail: ltj16818@126.com。

10 元/kg, 2006 年、2007 年在浙江杭嘉湖地区很多原来闲置的温室又开始进行养殖, 主要是随着人民生活水平的逐步提高, 吃鳖已不再是高档消费, 变成老百姓餐桌的大众菜肴, 全国鳖消费把鳖养殖业又推向高峰。2008 年后, 鳖的行情一路看好, 至 2011 年, 温室鳖价格为 50 元/kg, 鳖的生产成本是 30 元/kg, 鳖利润 20 元/kg, 引来各路资金加入养鳖大军, 再次创造了鳖养殖的高潮, 至 2012 年年底, 鳖的价格跌倒了 34 元/kg 左右, 鳖养殖处于微利甚至亏本的状态。

目前, 鳖行业已投资过度, 行情已到顶点, 在今后一段时间会回落, 但是有巨大的市场需求作支撑, 多数技术好的养殖户能赚到钱, 但高额的利润是不会有。预测在 2012—2014 年内鳖行情是稳中有降, 但降幅不会太大, 基本保持稳定。

参考文献:

[1] 农业部渔业局. 2012 中国渔业统计年鉴[M]. 北京: 中国农业出

版社, 2012: 30.

[2] 雷光英, 李丽雪, 陈耀根, 等. 浅谈广东甲鱼产业现状及发展对策[J]. 水产科技情报, 2011, 38(1): 43.

[3] 周贵谭. 对我国中华鳖养殖产业的思考[J]. 科学养鱼, 2010(7): 2.

[4] 胡婧. 破解苗种制约 做强甲鱼产业[N]. 中国渔业报, 2012-11-12(1).

[5] 张振华, 邱邑富, 王毅. 甲鱼业面临的问题及对策(上)[J]. 科学养鱼, 2005(4): 5.

[6] 金宫女, 朱淑婷. 甲鱼专业合作社品牌建设研究[J]. 吉林农业, 2012(1): 175-176.

[7] 郭胜, 庄建坤. 长兴县和平镇甲鱼产业发展现状及对策[J]. 现代农业科技, 2012(7): 378.

[8] 赵春光. 甲鱼应走品牌之路[J]. 渔业致富指南, 2001(21): 10.

[9] 潘华, 李林春. 甲鱼的深加工及综合利用[J]. 北京水产, 2002(4): 32.

与订单农业的可能性越大^[5]。Sartwelle 等通过对美国几个州从事粮食生产的农户选择订单农业的影响因素进行分析,发现农场离产品消费中心市场的距离、农场的规模、农场生产的专业化程度及农业生产经验等对农户参与订单农业有明显的正面影响^[6]。祝宏辉等对新疆番茄产业农户参与订单农业影响因素的研究结果表明,农户对订单农业的了解程度对农户参与订单农业有显著的促进作用,随着户主年龄、户主文化程度、家庭劳动力人数以及番茄经营年数的增加,农户参与订单农业的可能性降低^[7]。郭红娟等对肉鸡养殖订单农业的研究结果表明,农户的固定投资额越高、养鸡收入占家庭收入的比重越大,参与订单农业的可能性越大^[8]。毛飞等对果农参与订单农业的研究结果表明,是否参与合作社对农户参与订单农业的意愿有促进作用;苹果收入占家庭收入比重越高,果农参与订单农业生产的可能性越小^[9]。(3) 其他外部因素。Eaton 等对世界各国尤其是发展中国家订单农业发展的成功经验进行了总结,发现政策的支持和农村基础设施的完善程度对订单农业的发展有很大的作用^[10]。郭红东研究表明,当地政府是否支持订单农业和目标销售市场的远近显著影响农户参与订单农业的意愿。赵翠萍认为,政府的大力支持尤其是各种方式的宣传对订单农业非常重要^[11]。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源

1.1.1 调查时间及地点 2012 年 6 月,在山东省青州市和寿光市 4 个蔬菜种植基地的 8 个行政村对蔬菜种植户进行调查。

1.1.2 调查方法 每个乡(镇)随机选取 2 个村,每个村随机选取 30 户农户。为确保问卷设计的合理性和调查质量,笔者在预调研的基础上,对调查程序、问卷内容等进行修改和完善,并在正式调查之前对参与调查的人员进行培训。在调查过程中,针对农户在参与市场交易方式及对“农超对接”理解方面存在的差异,调查人员采取一对一的调查方式。本次调查共发放问卷 240 份,回收 236 份,剔除关键信息缺失和信息前后矛盾的问卷,最终实际有效问卷为 220 份,有效率为 91.67%。

1.2 研究方法

1.2.1 影响因子选择 借鉴国内外已有的研究成果,结合我国菜农的特点,笔者将影响菜农参与“农超对接”的因素归纳为以下几个方面。

1.2.1.1 菜农户主特征 主要用菜农的年龄、文化程度、对“农超对接”的认知程度来反映。一般认为,随着户主年龄的增长,农户接受、掌握新的生产技术的能力就越差;文化程度越高,农户学习新技术、新生产方式的能力较强,自主经营能力强,参与“农超对接”的可能性越小;菜农越是了解“农超对接”,知道其中的有利之处,越倾向于参与“农超对接”。

1.2.1.2 菜农家庭特征 主要用菜农的家庭人口数、劳动力个数、生产专业化程度、参加经济合作组织情况来反映。家庭人口数和劳动力人数较少的农户更倾向于参与“农超对接”,因为超市的帮助有利于节约劳动成本;生产专业化程度越高,农户越倾向参与“农超对接”,因为其家庭收入的很大一部分或者全部是通过蔬菜销售所得的,“农超对接”可以保障其家庭收入;加入农民专业合作社的农户可以提高其在“农超对

接”实施过程中的地位与作用,并向成员提供资金和技术等方面的支持和帮助,其参与“农超对接”的意愿就会更强烈。

1.2.1.3 菜农种植特征 主要用蔬菜种植规模、种植年限、生产设施投入来反映。从规避蔬菜市场风险的角度来看,大规模菜农更倾向于参与“农超对接”,从事蔬菜种植时间越长,农户越可能倾向于独立生产经营,因为生产经验的积累和对市场行情的把握使他们对企业和技术的依赖程度减小;在生产过程中,需要投入的专用性资产越多,资产的专用性程度越强,那么农户选择退出的成本也越大,就越有可能参与“农超对接”。

1.2.1.4 蔬菜市场特征 主要用蔬菜市场价格水平、销售情况来反映。菜农在市场经济竞争中往往处于弱势,是市场价格的被动接受者,因此市场价格低是促使其参与“农超对接”的一个因素;为使易腐易烂的蔬菜尽快销售出去,减少损失,提高利润,菜农倾向于“农超对接”这种相对稳定的销售模式。

1.2.1.5 外部环境因素 主要用距市场远近、政策支持、融资难易程度来反映。距离市场近、交通便利的农户选择市场交易的概率比较大;当地政府如果采取一些鼓励“农超对接”发展的具体措施,菜农参与“农超对接”的可能性将大幅提高;菜农容易获得信贷对于其扩大生产规模、改造专用设施、提高蔬菜品质有积极促进作用,优质的产品更易被超市所接受,因此菜农参与“农超对接”的意愿会更强烈;参与“农超对接”的调查数据显示,99% 的菜农反映其所在地交通十分便利,已没有分析的意义,因此不引入模型。

1.2.2 计量经济模型的建立 根据上述的分析可知,菜农参与“农超对接”的意愿受菜农户主特征(P)、菜农家庭特征(F)、菜农经营特征(R)、蔬菜市场特征(T)、外部环境因素(E)等因素的影响。构建如下函数:

$$W_i = F(P_i + F_i + R_i + T_i + E_i) + e_i \quad (1)$$

式中: W_i 表示第 i 个菜农参与“农超对接”的意愿, e_i 是随机误差项。

1.2.3 变量说明 根据选择的影响因素,设定二元选择模型的变量,详见表 1。

1.2.4 方法选择 本研究选取菜农参与“农超对接”的意愿作为被解释变量,选取菜农户主特征、家庭特征、种植特征、市场特征、外部环境因素等作为解释变量。在传统的回归模型中,因变量的取值范围在此处不适用。在分析离散选择问题时采用概率模型(Logit、Probit 和 Tobit)是理想的估计方法^[12-13],由于菜农参与“农超对接”的反应只有愿意参与和不愿意参与 2 种,属于典型的二元选择模型。因此,采用二元 Logit 模型对菜农是否愿意参与“农超对接”的行为进行回归分析。

Logit 模型的具体形式如下:

$$P_i = F(\alpha + \beta x_i) = \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha + \beta x_i)]} \quad (2)$$

根据式(1),得到

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \beta x_i \quad (3)$$

具体模型构建如下:

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{15} \beta_i x_i + \mu \quad (4)$$

表 1 影响菜农参与“农超对接”的变量

变量名称	变量定义	均值	影响预测
户主年龄	30 岁以下 =1;30~39 岁 =2;40~49 岁 =3;50~59 岁 =4;60 岁及以上 =5	3.39	-
文化程度	小学以下 =1;小学 =2;初中 =3;高中/中专 =4;大专及以上 =5	2.86	-
对“农超对接”的认知	有一定了解 =1;不了解 =0	0.64	+
家庭人口数	3 人以下 =1;3 人 =2;4 人 =3;5 人 =4;5 人以上 =5	3.09	?
家庭劳动力个数	1 个 =1;2 个 =2;3 个及以上 =3	2.01	-
生产专业化程度	0~<20% =1;20%~<40% =2;40%~<60% =3;60%~<80% =4;80%~100% =5	4.43	+
参加经济合作组织	参加农民经济合作组织 =1;未参加 =0	0.51	+
种植规模	0~<0.067 hm ² =1;0.067~<0.2 hm ² =2;0.2~<0.333 hm ² =3;0.333~<0.467 hm ² =4;≥0.467 hm ² =5	2.59	+
种植年限	5 年以下 =1;5~<8 年 =2;8~<15 年 =3;15~<20 年 =4;20 年及以上 =5	2.36	-
生产设施投入	4 万以下 =1;4 万~<6 万 =2;6 万~<8 万 =3;8 万~<10 万 =4;10 万及以上 =5	2.23	+
市场价格水平	不好 =1;一般 =2;挺好 =3	1.83	-
销售情况	很不好 =1;不好 =2;一般 =3;很好 =4;非常好 =5	3.51	-
距市场远近	0~<5 km =1;5~<10 km =2;10~<15 km =3;15~<20 km =4;20 km 及以上 =5	1.71	+
政策支持	有 =1;没有 =0	0.15	+
融资难易程度	很不容易 =1;比较不容易 =2;一般 =3;比较容易 =4;很容易 =5	3.76	+

注:家庭劳动力个数是指实际从事蔬菜种植的人数。生产专业化程度是指蔬菜种植收入在家庭总收入中的比重。预期符号中“+”表示正相关,“-”表示负相关,“?”表示不清楚。

式中: P_i 为菜农愿意参与“农超对接”的概率(愿意 =1;不愿意 =0); x_i 为第 i 个影响因素; β 为影响因素的回归系数; β_i 为第 i 个影响因素的回归系数; β_0 为回归截距,即回归方程的常数; μ 为随机扰动项。

2 结果与分析

2.1 样本统计

2.1.1 菜农户主特征 菜农的平均年龄约 44 岁,说明年轻劳动力大多外出打工,这与农村实际情况相符;户主文化程度平均为初中水平;由于信息媒介的普及和多样化,有 64% 的被调查农户对“农超对接”有一定的认识。

2.1.2 菜农家庭特征 菜农家庭人口数平均约为 4 人,大多数菜农家庭劳动力个数为 2 个;被调查菜农蔬菜种植收入占家庭总收入的比重平均为 4.43,说明大部分菜农家庭收入来源比较单一,主要是种菜收入;加入农业经济合作组织的农户占被调查农户的 51%,说明菜农经营的组织化程度不高。

2.1.3 菜农种植特征 菜农蔬菜种植面积平均为 0.21 hm²,说明大多数菜农属于小规模生产经营;种植年限均值为 2.36,说明菜农种植蔬菜经验较为丰富。

2.1.4 蔬菜市场特征 蔬菜市场价格水平平均值为 1.83,说明大部分农户认为市场价格一般;市场销售情况均值为 3.51,说明蔬菜销售情况一般。

2.1.5 外部环境因素 距市场远近均值为 1.71,表明被调查菜农距市场的距离较近;虽然国家于 2008 年出台了“农超对接”相关的政策,但由于被调查样本市都还没有出台支持“农超对接”发展方面的支持政策或指导意见,只有 15% 的被调查菜农认为政府有支持“农超对接”发展的政策;融资难易程度的均值为 3.76,说明菜农获得贷款不是很容易。

2.2 计量模型的 Logistic 回归分析

本研究运用 SPSS 16.0 统计软件对 220 个样本的截面数据进行了二元 Logit 回归处理。在处理过程中,采用向后筛选法,即将所有变量先全部引入回归方程,然后进行变量的显著

性检验,在一个或多个不显著的变量中,剔除 t 值检验最小的变量,再重新拟合回归方程,并进行各种检验,直到方程中所有变量的 t 检验值基本显著为止。为了减少篇幅,笔者列出了将全部变量纳入模型的结果(表 3),模型的估计结果可以接受。

表 3 Logit 模型估计结果

变量	回归系数 β	标准差	沃尔德值	显著性	Exp(β)
户主年龄	-1.348***	0.456	8.716	0.003	0.260
文化程度	-1.407***	0.499	7.961	0.005	0.245
对“农超对接”的认知	1.685***	0.608	7.687	0.006	5.391
家庭人口数	0.185	0.330	0.314	0.575	1.203
劳动力人数	-1.569	1.085	2.090	0.148	0.208
生产专业化程度	0.511*	0.266	3.678	0.055	1.667
参加经济合作组织	0.550	0.683	0.649	0.421	1.733
种植规模	0.851*	0.483	3.106	0.078	2.342
种植年限	0.526	0.326	2.601	0.107	1.693
生产设施投入	0.478*	0.284	2.844	0.092	1.613
市场价格水平	0.030	0.348	0.008	0.930	1.031
销售情况	-0.776***	0.292	7.066	0.008	0.460
距市场远近	0.009	0.294	0.001	0.975	1.009
政策支持	0.871	1.017	0.733	0.392	2.390
融资难易程度	0.702***	0.251	7.822	0.005	2.018
常数项	5.539	3.453	2.573	0.109	254.383
最大似然平方对数值	96.716				
Cox & Snell R ²	0.442				
Nagelkerke R ²	0.674				
卡方检验	116.549($P=0.000$)				

注: *、**、*** 分别表示在 0.10、0.05、0.01 水平上差异显著。

2.2.1 菜农户主特征 菜农的年龄通过了模型的显著性检验且符号为负,与理论分析相一致,表明年龄越大,菜农参与“农超对接”的阻力也越大。户主为小学及以下、初中文化程度的菜农更倾向于参与“农超对接”,表明文化程度的高低与

菜农是否愿意参与“农超对接”呈显著负相关。这一结果与理论分析不一致,可能是因为文化程度高的菜农自主生产经营的能力强,无需通过参与“农超对接”获得支持和帮助。菜农对“农超对接”的认知通过了模型的显著性检验且符号为正,即菜农了解“农超对接”模式,知道其中的有利之处,其选择参与“农超对接”的意愿就会越强烈。

2.2.2 菜农家庭特征 家庭人数和家庭劳动力人数2个变量都未能通过模型的显著性检验,可能是由于大部分家庭人口可能外出打工,实际留在家里的不多;现在农村的家庭劳动力数量一般为2人,从宏观上可以看成是个定量,对菜农参与意愿的影响无足轻重。生产专业化程度通过了显著性检验且符号为正,表明种植蔬菜收入占家庭总收入的比重越高,菜农越愿意参与“农超对接”。参加经济合作组织未通过显著性检验,这一结果与影响预测不一致,可能是由于农业经济组织的发展目前处于起步阶段,大多为菜农提供农资和技术服务,在蔬菜销售方面提供的帮助很少,甚至没有帮助。

2.2.3 菜农种植特征 菜农的种植规模通过了显著性检验且符号为正,表明种植规模越大,菜农越倾向于参与“农超对接”。可能是因为菜农种植规模越大,其产量也越大,蔬菜销售的难度也越大,菜农为规避销售风险更倾向于参与“农超对接”。菜农的种植年限未通过显著性检验,即种植年限对菜农的参与意愿并无显著影响。可能是由于有多年蔬菜种植经验的菜农一般都是年龄较大、文化程度较低者,他们一方面希望寻求规避组织,一方面对政策的了解度低,对是否参与保留看法,这2种心态会相互抵制,从而降低种植年限的显著性水平。生产设施投入通过了显著性检验且符号为正,表明生产设施投入越高,菜农参与意愿越强烈。可能是由于菜农将大量资金用于设施投入,这部分资金被套牢,降低了农户家庭资金的流动性,导致其面临的风险度增大,因此生产设施投入越多,菜农越倾向于参与“农超对接”。

2.2.4 蔬菜市场特征 市场价格水平未通过显著性检验,原因是菜农作为市场价格的被动接受者,在市场价格的形成过程中处于从属地位。此外,对菜农来说,价格水平要与生产投入、收购标准结合起来才有意义。蔬菜的市场销售情况通过了显著性检验且符号为负,这表明在其他变量既定的前提下,市场销售情况越差,菜农越倾向于参与“农超对接”。可能是因为蔬菜的保鲜保质期很短,储藏难度大,市场销售情况不好时,为了尽快将易腐易烂的蔬菜销售出去,将损失降到最低,菜农会寻求其他销售途径,而“农超对接”可以为菜农提供了一种相对稳定的市场销售渠道,因此菜农的参与意愿就会更强烈。

2.2.5 外部环境因素 距离交易市场远近变量没有通过显著性检验,是因为在调查地区几乎每个村都设有蔬菜收购点,菜农不必耗费很多的搜寻成本和运输成本,菜农销售蔬菜很便利。政府政策支持没有通过显著性检验,是因为在调查地区政府几乎没有政策支持或政策宣传。融资的难易程度通过了显著性检验且符号为正,这表明菜农越容易获得贷款,其参与“农超对接”的意愿就会越强烈。可能是因为菜农想要扩大种植规模就得投入更多的资金,从而获得规模种植带来的经济效益。

3 结论与建议

实证分析结果表明,菜农对“农超对接”的认知、生产专业化程度、种植规模、生产设施投入以及融资难易程度与参与“农超对接”的意愿显著正相关;而菜农的年龄、文化程度、蔬菜市场销售情况与参与“农超对接”的意愿显著负相关。

为了推进“农超对接”,促进蔬菜产业健康发展,提出下列建议:第一,政府应加大对“农超对接”的支持和宣传力度,促进农业合作社、协会的发展;鼓励大型超市开展“农超对接”,让更多的菜农有机会参与其中。第二,政府应在制度、政策等方面创新,为农村土地流转创造条件,使部分菜农获得较多的转让土地而扩大规模,形成适度规模生产。第三,政府应为菜农提供便利的优惠融资服务,支持菜农改造大棚设施,丰富蔬菜品种,提高蔬菜的品质。

参考文献:

- [1] Rehber E. Vertical coordination in the agro - food industry and contract farming; a comparative study of turkey and the USA [R] // Food Marketing Policy Center Research Report No. 52. Connecticut, USA: University of Connecticut, 2000.
- [2] 郭红东. 我国农户参与订单农业行为的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2005(3): 24 - 32.
- [3] Key N, McBride W. Production contracts and productivity in the U. S. Hog Section [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85(1): 121 - 133.
- [4] Warning M, Soo Hoo W. The impact of contract farming on income distribution; theory and evidence [C] // Paper for Presentation at the Western Economics Association International Annual Meetings, 2000: 121 - 133.
- [5] Lajili K, Barry P J, Sonka S T, et al. Farmers' preferences for crop contracts [J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 1997, 22(2): 264 - 280.
- [6] Sartwelle J, O' - Brien D, Tierney W, et al. The effect of personal and farm characteristics upon grain marketing practices [J]. Southern Agricultural Economics Association, 2000, 32: 95 - 111.
- [7] 祝宏辉, 王秀清. 新疆番茄产业中农户参与订单农业的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2007(7): 67 - 75.
- [8] 郭红娟, 王健, 李林. 肉鸡养殖参与订单农业生产的影响因素: 基于201户养殖户的实证分析[J]. 贵州农业科学, 2009, 37(11): 135 - 138.
- [9] 毛飞, 霍学喜. 农户参与订单农业意愿的影响因素分析——基于陕西21个村果农调查数据的分析[J]. 北京航空航天大学学报: 社会科学版, 2010, 23(4): 58 - 67.
- [10] Eaton C, Shepherd A W. Contract farming: partnerships for growth [M]. Rome: FAO Agricultural Services Bulletin, 2001.
- [11] 赵翠萍. 农业企业参与小麦订单影响因素的实证分析[J]. 经济经纬, 2008(6): 132 - 135.
- [12] 林毅夫. 禀赋、技术和要素市场: 中国农村改革中关于诱致性制度创新假说的一个自然试验[M] // 林毅夫. 再论制度、技术与中国农业发展. 北京: 北京大学出版社, 2000: 103 - 125.
- [13] William H G. Economic analysis [M]. New Jersey: Prentice Hall, 1997: 719 - 735.