

种植户农业雇佣生产行为选择 及其影响效应分析*

——基于黑龙江和内蒙古大豆种植户的面板数据

王颜齐 郭翔宇

摘要：雇佣生产既是农户获取农业生产要素、提高农业资源配置效率的有效方式，也是当前农村经济社会变革背景下一種重要的农业生产方式。本文利用黑龙江和内蒙古两地大豆种植户的面板数据，建立时期固定效应模型、个体固定效应模型和双向固定效应模型，分别对样本数据进行拟合，结果表明：劳动力雇佣水平、农机作业外包水平、管理人员聘用水平和信息服务购买水平4个指标均对种植户大豆单产具有正向影响。其中，农机作业外包水平的影响效果最明显。分类样本的拟合结果显示，农机作业外包对普通大豆种植户产出水平的影响更为明显，而雇佣劳动力对新型农业经营主体产出水平的影响更大。此外，田间管理环节劳动力雇佣水平的系数最高，表明该环节劳动力投入对大豆生产的影响最明显；而收割和整地环节则是农机作业外包水平的影响最大。

关键词：农业雇佣生产 农户行为 大豆种植 效率

中图分类号：F321.5 **文献标识码：**A

一、引言

雇佣生产是解决当下农村青壮年劳动力外流与土地规模化经营对劳动力需求之间矛盾的有效手段，也是提高农业生产领域技术效率和资源配置效率的有效方式。实践和理论研究均表明，农业雇佣生产是现代农业和城乡统筹发展中的阶段性必然现象（王志刚等，2011；陈昭玖、胡雯，2016）。人类农耕史上出现过四种典型的农业生产方式，分别是自耕、雇佣、租佃和合作。早期的农业雇佣生产以雇佣劳动力为主，劳动力的普遍商品化和以劳动力商品租赁为基本内容的雇佣劳动制的普及

*本文是国家社会科学基金项目“农地规模化流转背景下农业生产组织方式演化与创新研究”（项目编号：16CJY053）、文化名家暨“四个一批”人才工程项目“农民合作社、农地流转与农业现代化研究”、教育部社科基金项目“效率测度、收益分配与农村土地承包经营权流转机制创新问题研究”（项目编号：14YJC790125）的成果。本文通讯作者：郭翔宇。笔者感谢匿名审稿专家提出的中肯意见，感谢编辑部工作人员的辛勤工作。当然，笔者文责自负。

出现在封建社会和资本主义社会（李文治，1981），它是一种社会生产所需的人力因素借助劳动力商品交换实现与物质要素相结合的生产组织形式。在市场经济条件下，雇佣劳动是人力资源配置的有效手段。当前，伴随中国制度变革和经济社会发展，雇佣生产的方式更为灵活和丰富，对象更加多元化。雇佣生产中的要素包括人的要素、物的要素以及两者结合的要素三类，具体涵盖资本、劳动力、土地、技术、管理和信息等。一般来讲，生产要素的取得和分配可以在计划和市场两种环境中完成，分别对应配给方式和交易方式。而只有市场环境才能孕育出雇佣关系，它是社会分工演变和商品生产发展的产物。在市场经济条件下，生产要素作为商品进行交换，其最终形式体现为“物的要素”的可以通过购买方式获得，其最终形式体现为“人的要素”的则可以通过雇佣方式获得（见图1）。

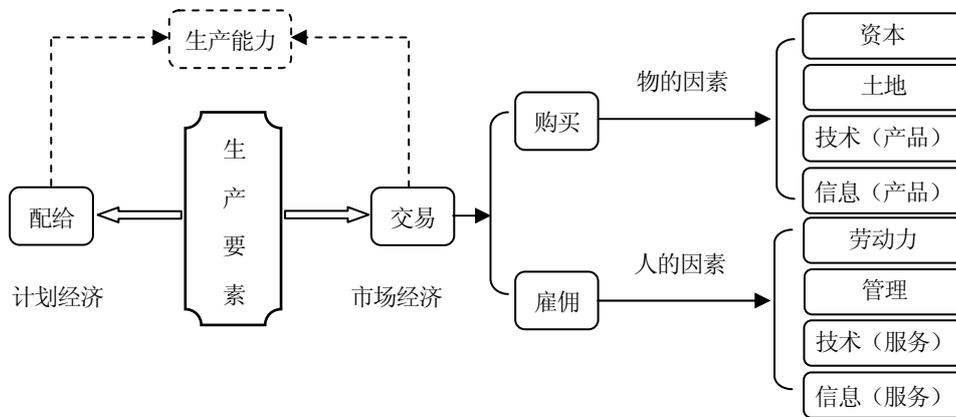


图1 生产要素的转移和获取

在中国早期农业合作化时期，由于经济体制的限制，生产要素获得的基本方式是配给方式，基本不存在雇佣方式。在家庭联产承包责任制实行初期，简单的机械服务外包在大田粮食生产领域的实践可以认为是中国较早出现的农业雇佣生产方式。进入20世纪90年代，随着农业机械化水平以及农业市场化程度的逐渐提高，农机服务领域已由单一的大田粮食生产扩展到了蔬菜、水果生产及畜牧等行业，雇佣生产的内容和方式逐渐丰富。当前，中国农业雇佣生产的广泛普及至少基于以下两个事实：一是土地经营制度的改革和城镇化水平的提高。中国农村土地流转在20世纪80年代就已经开始，大规模流转则发生在近10年。目前，中国农村土地流转率已达30%^①，土地经营适度规模化成为农业发展的大趋势。与此同时，工业化和城镇化的飞速发展助推大量农村劳动力外流。二是由于土地规模化流转、农村劳动力转移以及政策等因素的综合作用，中国农业生产组织方式不断发展演变，表现为农业生产基本单元的渐变和农业生产方式的发展。其中，前者表现为农业生产已经由家庭承包经营制下以小规模农户为唯一生产单元的格局逐渐向多元化转变，农业大户、家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体和普通农户并存已成为客观事实。后者表现为农业生产方式由原本的自耕、互助式合作逐渐演变为现在的合作、合作联合、雇佣等方式。这其中，农业雇佣

^①数据来源：中国经济网，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201703/09/t20170309_20871261.shtml。

生产因为涌入新的要素而变得更加丰富，雇佣内容不仅包括机械等技术服务的外包、闲散劳动力的雇佣，还包括管理人员的聘用以及市场信息和服务的购买等。总之，农业雇佣生产在当前农村经济社会条件下已经成为一种新的、客观存在的经济现象。

当前，国内外关于农业雇佣生产的研究主要沿着三个方向进行：一是在社会学领域用社会学方法研究农业雇佣生产与经济政策（例如 Basok, 2000; Moyo and Rutherford, 2000）、农业雇工的流动（例如 Mcnamara and Ranney, 2002）、农业雇工的福利与生存（Mcnamara and Ranney, 2002; Bojnec and Dries, 2005; Dumont and Baret, 2017）等议题。二是将历史学方法和经济学方法相结合，研究近现代中国农业雇佣生产演变的历史规律（例如黄宗智, 1988; 史志宏, 2003; 张静, 2008）。三是在经济学领域集中研究农业雇佣生产的产生、发展、农户行为及效率等问题，具体研究内容涉及：①农业雇佣生产的现状及演变规律。鲁先凤（2008）较早关注了中国现阶段农业雇工的主要特征，以及农业雇工存在和发展的历史条件和现实诱因。王新志（2015）研究认为，在当前中国农机服务专业化程度和服务交易效率逐步提高的背景下，家庭农场等规模经营主体的农机服务需求正在由自给自足演进为专业化服务，自有还是雇佣农机服务成为家庭农场的两难抉择。②农业雇佣条件下雇主和雇工的行为。Dupraz et al.（2015）对比分析了法国和瑞士农业生产用工类型（包括家庭自有成员、雇佣劳动力和合同工人）的影响因素，发现耕地面积不会对农业用工类型产生影响，而法国的农业投资政策更有利于农场主雇佣家庭成员之外的劳动力。③农业雇佣生产的影响及效率。Dupraz et al.（2015）研究发现，农业雇工是欧盟地区一种可持续就业方式，对提高农业收入和促进经济增长具有积极作用。Benjamin and Kimhi（2006）研究发现，农业雇佣工人对家庭用工投入具有替代性，对家庭成员投入农业生产的劳动力分配存在影响。张忠军、易中懿（2015）研究认为，生产环节外包对水稻生产率具有积极影响，能够实现分散土地的规模经营，促进土地资源的有效利用和农业生产效率的提高。赵玉妹等（2013）基于农业技术采纳效益模型的构建，对比总结了农户技术采纳前后家庭收益水平的变动，明确了农机外包服务在增加农业产出方面的积极作用。王颜齐、郭翔宇（2011）基于多任务委托—代理模型对采茶工雇佣劳动效率进行了实证研究，发现采用“固定工资+过程监督”合约会导致采茶工、茶农和社会三方出现效率损失，而“计件工资+事后客观评估”合约优于“固定工资+过程监督”合约。申红芳等（2015）测算了水稻生产环节外包的生产效率，发现劳动力要素、村庄专业化服务社队、稻农生产性补贴政策 and 农业技术人员的技术指导对农户生产环节外包行为有显著影响。

本文提出的农业雇佣生产包括劳动力雇佣、农机作业外包、管理人员聘用、信息服务购买等 4 项内容。从现有文献来看，农户雇佣生产行为及效率是学者近期研究的热点。目前，国内研究主要集中在水稻生产者农机作业外包方面，较少关注土地规模化经营、农业组织化生产条件下产生的季节性劳动力雇佣和组织管理人员雇佣等，而这恰恰是当前中国农业经济领域的最新变化。另外，关注水稻生产环节外包的文献比较多，而研究其他农作物品种（例如大豆、玉米等）雇佣生产的文献尚无。本文拟从微观层面关注土地规模化流转后大豆种植户雇佣生产行为的特征及其影响，寻找能

够使农业生产和要素资源更好匹配、引导规范雇佣生产行为、提高农业生产效率的对策良方。

二、种植户农业雇佣生产行为选择分析

(一) 全国及分地区种植户雇佣生产行为选择

从全国范围来看（见图2），2004~2014年期间，稻谷、小麦、玉米三种粮食作物平均雇佣生产水平（由雇工费用和租赁作业费用之和与总生产成本相比得出）变化比较平稳，基本保持在17%~20%的水平。相较而言，大豆雇佣生产水平低一些，在14%~19%之间。可能的原因是：在上述农作物收割等技术密集型环节，大豆生产机械化的普及率不及水稻；而水稻在育苗、插秧等劳动密集型环节用工强度高于大豆。从黑龙江和内蒙古的情况来看，前者大豆雇佣生产水平在18%~21%之间，超过全国三种粮食作物平均雇佣生产水平；而后者大豆雇佣生产水平波动较大，在2004~2009年期间低于全国三种粮食作物平均雇佣生产水平，在2010~2014年期间明显增长，高于全国平均雇佣生产水平。分阶段来看，全国、黑龙江、内蒙古大豆雇佣生产水平均呈现出明显的阶段性变化，2010~2014年期间雇佣生产水平整体上高于2004~2009年的水平。可能的原因是：2008年前后，中国农村开始了土地规模化流转，大量土地释放的同时，农村劳动力兼业化和非农化比例上升，对农业雇工需求量大增（见图3），最终导致雇佣生产水平明显提高。

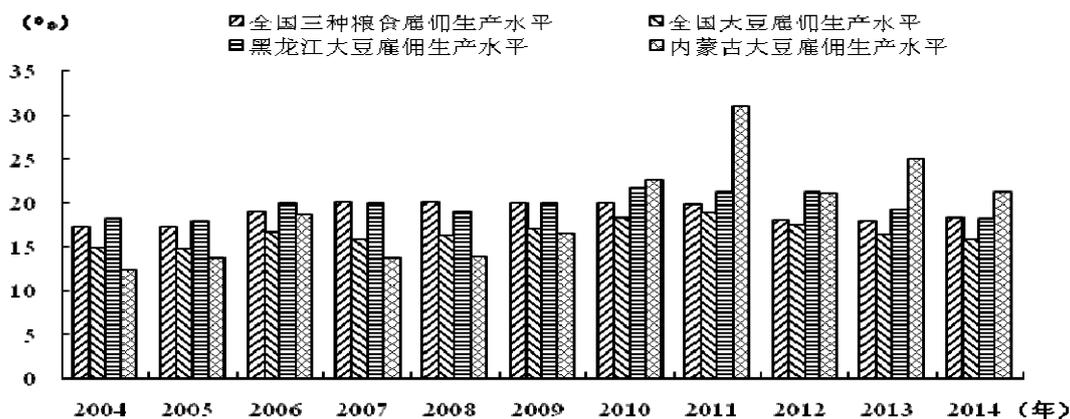


图2 2004~2014年三种粮食作物、大豆雇佣生产水平

数据来源：《全国农产品成本收益资料汇编》（2005~2015年）。

从图3中三种粮食作物和大豆生产雇工费用占比来看，全国三种粮食作物雇工费用占比与全国大豆雇工费用占比水平相当，年间有小幅波动。分地区来看，黑龙江明显高于全国水平，呈现前低后高的阶段性特点，而内蒙古年间变化比较大。从图4三种粮食作物和大豆雇佣生产成本中，租赁作业费用（包括机械作业费、排灌费和畜力费）占比来看，三种粮食作物的平均租赁作业费用依然高于大豆，同时大豆有小幅增加的趋势。分地区来看，黑龙江大豆生产租赁作业费用占比高于全国平均水平，且年间变化较为平稳，内蒙古大豆生产租赁作业费用占比则增加明显。

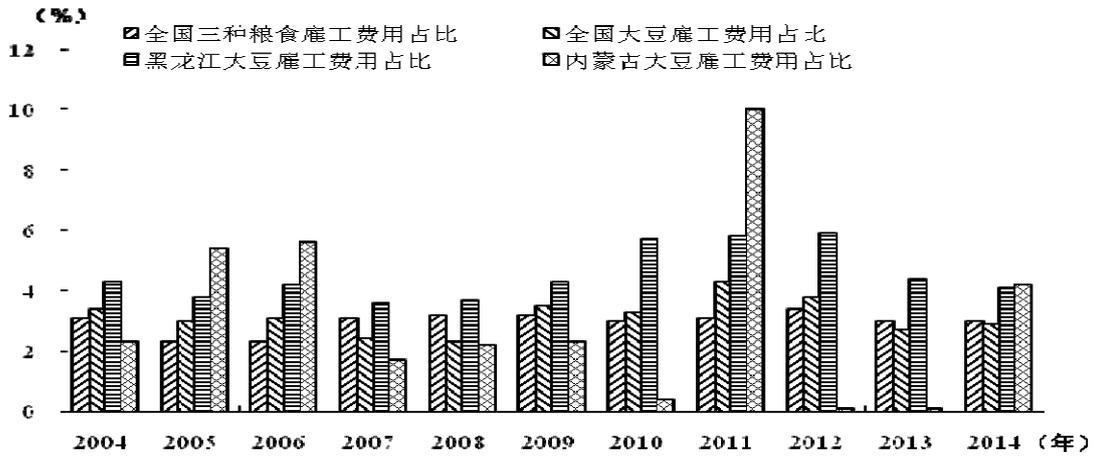


图3 2004~2014年三种粮食作物、大豆生产雇工费用占比

数据来源：《全国农产品成本收益资料汇编》（2005~2015年）。

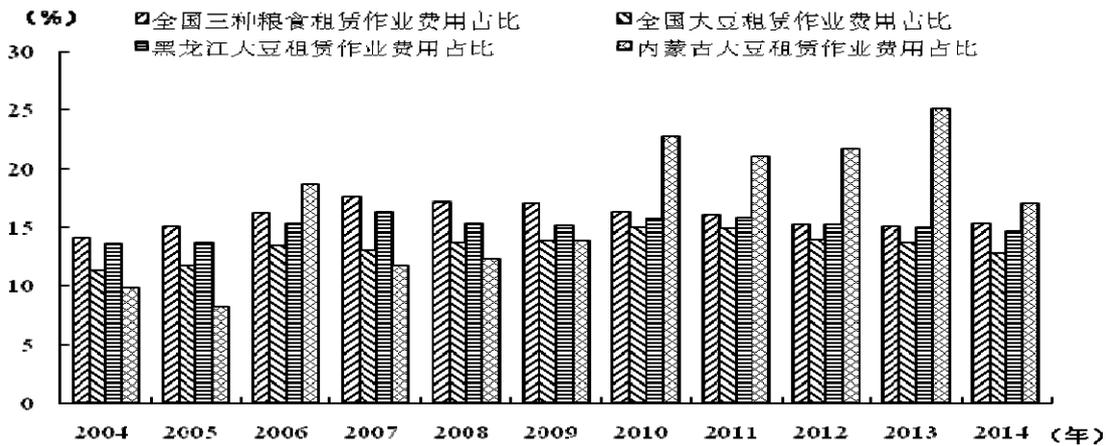


图4 2004~2014年三种粮食作物、大豆生产租赁作业费用占比

数据来源：《全国农产品成本收益资料汇编》（2005~2015年）。

从租赁作业费用和雇工费用比来看（见图5），三种粮食作物的平均水平呈现前增后减的态势，而全国、黑龙江和内蒙古大豆该指标的变化则较为明显：在2004~2007年、2007~2011年和2011~2014年期间，呈现“增—减—增”的变化趋势，表明土地规模化经营、科技进步等因素对中国大豆生产投入结构的影响十分显著：土地规模化经营初期，农业经营主体对普通劳动力的需求明显增加，同时保持高水平的雇佣机械作业服务；随后，农业经营主体迅速成长，突破资金约束，开始自购机械，雇佣机械服务减少，同时机械对劳动力的替代效应也明显显现，使得劳动力和机械服务的整体雇佣水平稳中有降（见图2）。

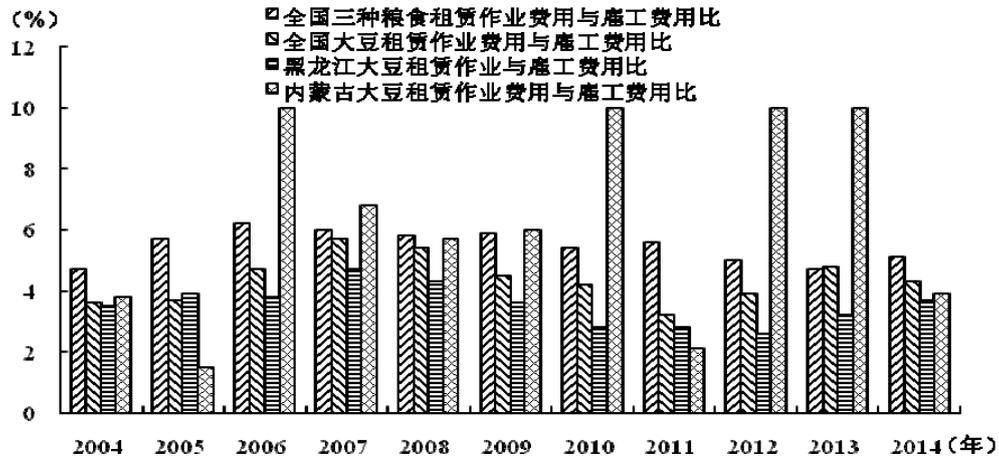


图 5 2004~2014 年三种粮食作物、大豆生产租赁作业费用与雇工费用比

数据来源：《全国农产品成本收益资料汇编》（2005~2015 年）。

（二）调研地区大豆种植户雇佣生产行为选择

本文分析所用数据有两个来源：一是调查组成员 2016 年 8 月在黑龙江和内蒙古的调查，二是笔者所在学校经济管理专业部分研究生和本科生 2016 年暑假“三下乡”社会实践的调查。调查采用随机抽样方式，在黑龙江省通河县、巴彦县、方正县、宾县、克东县、依安县、克山县、富裕县、嫩江县、北安市和内蒙古甘河农场各联队进行问卷调查和深度访谈，共获取有效样本 635 个。

表 1 显示，2014~2016 年期间，黑龙江和内蒙古两地大豆种植户存在雇佣生产行为的比例均高于 80%，随时间推移略有增长，且三年内都存在雇佣生产行为的农户比例达到 81.4%。这表明，调查地区大豆生产要素市场化环境在优化，与此同时，农户采用要素外包以提高资源配置效率的意识和意愿在不断增强。

表 1 存在雇佣生产行为的样本数量统计

	2014 年	2015 年	2016 年	2014~2016 年都存在雇佣行为
户数	537	553	587	517
占比 (%)	84.6	87.1	92.4	81.4

本文下面的分析集中关注三年内都存在雇佣生产行为的 517 户样本，其基本特征如表 2 所示。在总样本中，普通农户占 78.9%，新型农业经营主体占 21.1%。来自黑龙江的样本比较多，且集中在第一、二、三积温带，该地区大豆种植的自然条件较为良好，大豆单产较高。经营耕地面积在 6~50 公顷之间的农户占总样本的比重最大，达到 67.7%。而在非农务工收入占家庭总收入比重等指标上，样本分布较为平均。

表 2 样本基本特征及分布

		户数	占比 (%)
种植户类型	普通农户	408	78.9

种植户农业雇佣生产行为选择及其影响效应分析

	新型农业经营主体	109	21.1
户主职业	纯务农	419	81.0
	兼业	98	19.0
地区分布	黑龙江第一、第二、第三积温带	217	42.0
	黑龙江第四、第五、第六积温带	203	39.2
	内蒙古	97	18.8
耕地面积	5公顷及以下	95	18.4
	6~10公顷	118	22.8
	11~20公顷	120	23.2
	21~50公顷	112	21.7
	51~100公顷	57	11.0
	100公顷以上	15	2.9
耕地类型	平地	369	71.4
	洼地、岗地	25	4.8
	混合	123	23.8
家庭参与农业生产的劳动力数量	1~2人	259	50.1
	3~4人	171	33.1
	4人以上	87	16.8
非农务工收入占家庭总收入比重	35%及以下	233	45.1
	36%~45%	145	28.0
	45%以上	139	26.9

根据表 3，从大豆生产环节看，整地和收割环节是种植户选择雇佣生产频次最高的环节，田间管理环节次之，而播种和仓储环节基本依靠自家劳动力来完成生产。

表 3 2014~2016 年分环节雇佣生产情况 (%)

	整地	播种	田间管理	收割	仓储
2014 年	85.0	8.9	15.7	98.0	6.4
2015 年	85.9	8.3	15.3	98.5	6.8
2016 年	85.3	9.1	15.1	98.5	6.8

根据表 4，大豆种植中的雇佣生产行为主要集中在技术和劳动力两项投入上，技术服务的购买和劳动力雇佣的比例分别达到 90% 以上和 30% 以上。笔者调查中发现，大豆生产呈现明显的阶段性技术密集型和劳动密集型特征，不同环节对不同类型生产要素的需求差异较大。整地和收割环节主要的生产作业内容是旋地、起垄、收割和装卸，需要比较集中的农机服务，笔者调查地区农机合作社等农机服务供给主体较多，农机服务市场较完善，生产要素及相关服务购买较便捷，因此，雇佣生产比例较高。而田间管理环节则需要投入较多劳动力完成施肥、喷药、除草和趟地工作，播种和仓储环节对农用机械和劳动力等要素投入需求较弱，依靠农户自家劳动力和自有农用机械即可完成生产，因此，雇佣生产比例较低。

表 4 2014~2016 年分项目雇佣生产情况 (%)

	劳动力	技术	管理	信息
2014 年	30.9	95.0	7.4	2.5
2015 年	31.1	95.9	7.5	2.7
2016 年	30.6	96.3	7.9	2.7

从大豆种植中雇佣费用的情况来看(见表 5),平均雇佣费用占种植户生产成本的比例为 13.5%。其中,整地和收割环节雇佣费用占比分别为 5.6%和 6.0%,而播种、田间管理和仓储环节雇佣费用占比分别为 1.1%、0.5%和 0.3%;技术和劳动力雇佣费用占比分别为 12.5%和 1.0%,而管理人员聘用和信息服务购买费用的占比则非常低,这与前面的分析一致。笔者调查发现,农机作业外包比例较高的种植户大多属于种植规模较小的普通农户类型;种植规模较大的新型农业经营主体基于其资金实力自购农用机械的比例较高,因此,其农机作业外包的比例较低。不过,新型农业经营主体对闲散劳动力的雇佣量比较大。部分农民专业合作社聘请经理、助理等管理人员,年薪在 3~6 万元之间,但受调查样本结构的限制,所以总体上,样本中管理人员聘用的比例较低。此外,笔者在调查中还发现,部分地区农资企业以农资门店的方式对外提供有偿或免费的农业技术培训、土壤检测、配方施肥、病虫害防治、电子商务信息发布、商品交易等服务。而在生产实践中,农户对该类服务的熟知度和购买意愿并不高。

表 5 2015 年大豆雇佣生产费用情况

指标	总生产成本 (元/公顷)	分环节雇佣生产成本(元/公顷)					分项目雇佣生产成本(元/公顷)			
		整地	播种	田间管理	收割	仓储	劳动力	技术	管理	信息
最大值	11250	540	120	72	585	33	156	1119	144	34.5
最小值	3900	0	0	0	0	0	0	0	0	0
均值	7050.0	393.0	79.5	33.0	425.0	19.5	69.5	882.0	4.5	3.0
均值占比(%)	100.0	5.6	1.1	0.5	6.0	0.3	1.0	12.5	0.0	0.0

三、种植户农业雇佣生产影响效应分析

(一) 模型

面板数据能同时反映研究对象在时间和截面单元两个方向上的变化规律以及不同时间和不同单元的特性,可以用来构建并检验更为复杂的行为模型(Hsiao, 2007)。面板数据模型的一般形式为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + \mu_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, y_{it} 为被解释变量; x_{it} 为解释变量; $i=1, 2, 3, \dots, N$, 代表 N 个个体; $t=1, 2, 3, \dots, T$, 代表 T 个时点; K 为解释变量的个数。 α_{it} 表示模型的截距项或常数项; β_{it} 为相应解释变量的待估系数; μ_{it} 为随机误差项, 满足相互独立、零均值、等方差为 δ^2 的假设。

根据模型截距项和解释变量系数是否固定不变, 面板数据模型有三种基本形式: 混合回归模型、

固定效应模型和随机效应模型。如果样本数据平稳，则可以先进行回归分析，然后进行 F 检验和 Hausman 检验以确定本研究适合哪种具体模型。这其中，固定效应模型又分为三种类型，即个体固定效应模型、时期固定效应模型和双向固定效应模型，其基本形式分别为：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$y_{it} = \gamma_t + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \mu_{it} \quad (4)$$

(2) 式为个体固定效应模型，其截距项在个体 i 上有变化，而在时间 t 上无变化；(3) 式为时期固定效应模型，其截距项在个体 i 上无变化，而在时间 t 上有变化；(4) 式为双向固定效应模型，其截距项在个体 i 和时间 t 上都有变化。

(二) 变量选择及模型检验

1. 变量选择和描述性统计。依据前文分析，结合数据的可获得性，本文选取大豆种植户生产费用 (CL)、自家劳动力投入 (LR)、自有农用机械投入 (TY)、劳动力雇佣水平 (OLR)、农机作业外包水平 (OTY)、管理人员雇佣水平 (OMR)、信息服务购买水平 (OIN) 7 项指标作为解释变量，选择大豆单产 (YD) 作为被解释变量。各变量的基本含义和描述性统计见表 6。

表 6 各变量含义及描述性统计

变量类型	指标	变量含义及赋值	均值	最大值	最小值	标准差
自有资源投入	生产费用	大豆生产的直接物质投入（包括种子、化肥、农药、燃料等）和土地租赁费用之和与大豆种植面积之比（元/公顷）	365.69	690.00	105.00	140.59
	自家劳动力投入	自家劳动力投入数量与大豆种植面积之比（人/公顷）	1.37	3.60	0.20	1.11
	自有农用机械投入	自家持有的农用机械现值估价现值与大豆种植面积之比（万元/公顷）	3.62	8.90	0.70	2.95
外部资源投入	劳动力雇佣水平	一个农业生产周期内雇佣劳动力的总费用与大豆种植面积之比（元/公顷）	168.09	350.00	0.00	113.06
	农机作业外包水平	一个农业生产周期内雇佣机械、技术服务等投入的总费用与大豆种植面积之比（元/公顷）	305.94	680.00	0.00	168.36
	管理人员雇佣水平	有管理人员聘用=1，没有管理人员聘用=0	0.28	1.00	0.00	0.45
	信息服务购买水平	有信息服务购买=1，没有信息服务购买=0	0.39	1.00	0.00	0.60
解释变量	大豆单产	大豆单产水平（公斤/公顷）	1963.14	2470.00	1450.04	619.12

2. 建立模型。本研究所需模型的具体形式为：

$$YD_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 CL_{it} + \beta_2 LR_{it} + \beta_3 TY_{it} + \beta_4 OLR_{it} + \beta_5 OTY_{it} + \beta_6 OMR_{it} + \beta_7 OIN + \mu_{it} \quad (5)$$

$$YD_{it} = \alpha_0 + \gamma_t + \beta_1 CL_{it} + \beta_2 LR_{it} + \beta_3 TY_{it} + \beta_4 OLR_{it} + \beta_5 OTY_{it} + \beta_6 OMR_{it} + \beta_7 OIN + \mu_{it} \quad (6)$$

$$YD_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 CL_{it} + \beta_2 LR_{it} + \beta_3 TY_{it} + \beta_4 OLR_{it} + \beta_5 OTY_{it} + \beta_6 OMR_{it} + \beta_7 OIN + \mu_{it} \quad (7)$$

(5) ~ (7) 式中, α_i 表示第 i 个样本农户的个体固定效应, γ_t 表示第 t 个截面的时期固定效应。

3.模型检验。首先对面板数据模型设定形式进行似然比检验, 然后进行 Hausman 检验。似然比检验主要针对混合模型和固定效应模型之间的选择。根据表 7, 似然比检验结果在 1% 的显著性水平上应选择固定效应模型, 而 Hausman 检验结果在 10% 的显著性水平上应选择固定效应模型。综合似然比检验与 Hausman 检验结果, 本文将模型形式确定为固定效应模型。

表 7 模型检验结果

	统计值	自由度	概率
似然比检验	49.41	157468	1.80E-03
Hausman 检验	12.48	5.00	0.07

(三) 结果及分析

使用个体固定效应模型(下称“模型 I”)、时期固定效应模型(下称“模型 II”)和双向固定效应模型(下称“模型 III”)分别对全部样本数据进行拟合, 结果见表 8。

表 8 模型 I、模型 II、模型 III 总体估计结果

变量	模型 I	模型 II	模型 III
常数项	87.0274*** (5.5910)	29.5613*** (3.4397)	26.7513** (6.2234)
CL	0.3721*** (0.1264)	0.3826*** (0.0653)	0.3251*** (0.1531)
LR	-0.0199 (0.0095)	-0.0138 (0.0086)	-0.0203* (0.0033)
TY	0.1082** (0.0985)	0.1839** (0.0821)	0.1717*** (0.0587)
OLR	0.0493** (0.0141)	0.0682** (0.0138)	0.0364** (0.0102)
OTY	0.1271*** (0.0292)	0.1381*** (0.0635)	0.1193*** (0.0738)
OMR	3.0480** (0.3161)	3.0544** (0.9844)	3.0281** (0.8828)
OIN	5.1058* (0.1433)	4.6112* (0.1825)	5.0227* (0.1832)
2014	—	2.3404	2.0001
2015	—	3.8307	0.3343
2016	—	1.4903	2.3345
R ²	0.9867	0.9086	0.9869
调整的 R ²	0.9749	0.8908	0.9733
DW 值	2.5153	0.2732	2.4257

F 值	83.3408	10.4565	72.6137
-----	---------	---------	---------

注：①*、**、***分别表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；②括号中的数字为回归系数的标准误；③本表未报告个体固定效应值。

结果显示，劳动力雇佣水平、农机作业外包水平、管理人员雇佣水平和信息服务购买水平均在 10%的水平上通过了显著性检验，表明雇佣生产对提升大豆种植户生产效率有积极影响。具体来看，农机作业外包水平的系数在 3 个模型中均高于劳动力雇佣水平的系数，表明大豆种植过程中雇佣技术服务对产量的影响比雇佣劳动力的影响显著。笔者的调查也显示，目前，各地大豆种植户对劳动力的需求主要集中在田间管理等时期，雇佣劳动力主要从事农用机械无法替代的零散工作。样本农户均表示，相比较而言，雇佣劳动力费用较高而效率较低，因此，可以用机械的地方不会选择人工。信息服务购买水平的系数略高于管理人员雇佣水平的系数，可能的原因是：一般情况下，大豆生产经营主体经济实力较强、生产规模较大时才会聘用管理人员，这样的大豆生产经营主体在总体样本中的比例较低，对估计结果有一定的影响。此外，笔者调查发现，农机站、农机服务企业较为成熟、农业社会化服务体系较为健全的地区，大豆种植户在购买种子、防治病虫害等方面得到信息、指导的概率明显要高于其它地区，这也间接印证了农业技术信息服务对农业生产效率有积极影响。

使用普通农户和新型农业经营主体的数据对双向固定效应模型（模型 III）分别进行拟合，所得结果见表 9。可以看出，普通农户农机作业外包水平的系数明显高于新型农业经营主体的系数，而新型农业经营主体劳动力雇佣水平的系数要明显高于普通农户的系数，表明雇佣农用机械对于普通农户生产效率的影响更大，而雇佣劳动力对于新型农业经营主体的产出水平影响更大。其基本逻辑是：对于普通农户而言，农用机械在替代人工节省时间的同时也降低了单位投入，同时提高了亩均产出；而对于新型农业经营主体而言，由于其自购农用机械的占比较高，机械替代人工所产生的时间和单位投入节省效应并不明显。相比较而言，在劳动密集型生产环节，新型农业经营主体雇佣劳动力的必要性远远大于普通农户，因此，雇佣劳动力所产生的影响也更为显著。另外，普通农户信息服务购买水平的系数也高于新型农业经营主体的系数，原因是普通农户在农资购买、农机农艺、产品销售等方面掌握的信息量和拥有的信息渠道不及新型农业经营主体，因此，购买信息服务对普通农户帮助更大，效应更明显。

表 9 基于不同大豆生产主体类型的模型 III 估计结果

变量	普通农户	新型农业经营主体
常数项	24.4668*** (7.2759)	27.3071*** (5.4861)
CL	0.2795*** (0.0227)	0.3348*** (0.0295)
LR	0.6262 (0.0363)	-0.90093* (0.0119)
TY	0.1395** (0.0281)	0.0976*** (0.0252)
OLR	0.0313** (0.0056)	0.1833** (0.0826)
OTY	0.1632** (0.0227)	0.0870** (0.0090)
OMR	—	7.2169** (0.5828)

种植户农业雇佣生产行为选择及其影响效应分析

<i>OIN</i>	10.4113** (0.9004)	4.7144** (0.2110)
2014	6.7853	13.8282
2015	7.4081	11.9791
2016	9.3773	12.8490
R^2	0.9873	0.9273
调整的 R^2	0.9705	0.8888
DW 值	1.5271	1.2871
F 值	58.6128	24.1031

注：①*、**、***分别表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；②括号中的数字为回归系数的标准误；③本表未报告个体固定效应值；④因变量间存在相关性，使用普通农户样本的模型剔除了 *OMR* 变量。

使用大豆分生产环节数据对双向固定效应模型（模型 III）分别进行拟合，结果见表 10。田间管理环节劳动力雇佣水平的系数最高，其次是仓储环节，表明上述两个环节劳动力投入对大豆生产的影响最明显，原因是这两个环节属于劳动密集型生产环节，机械替代程度最低。而收割和整地环节农机作业外包水平的系数最高。根据笔者的调查，样本地区上述两个环节雇佣农用机械的比例在 9 成以上，雇佣农用机械相比于人工投入优势更为明显。在整地环节，采用传统的人工翻耕作业往往翻耕深度浅，一般仅为 15 厘米，不均匀，且碎土率低，难以适应农艺要求；而采用机械重耙深耕能实现耙后地表平整，无漏耙，作业速度快，大豆生产效率明显提高。在收割环节，即使考虑到地块、垄形、成熟期、天气等因素，机械收割效率也是人工的几十倍，但由于目前大豆机械收割漏损率较高，少数农户仍会选择使用自家劳动力。此外，田间管理和播种环节信息服务购买水平的系数较高，表明农业信息服务在这两个环节对大豆生产效率的影响最为显著。

表 10 大豆不同生产环节的模型 III 估计结果

变量	整地环节	播种环节	田间管理环节	收割环节	仓储环节
常数项	27.3732*** (7.0734)	26.3102*** (7.3554)	29.1297*** (6.1739)	27.9597*** (7.1579)	28.6934*** (7.2201)
<i>OLR</i>	0.1419*** (0.0421)	0.2846** (0.0873)	0.6122*** (0.0349)	0.2188*** (0.5166)	0.53827** (0.5306)
<i>OTY</i>	0.2533** (0.0743)	0.2134** (0.0923)	0.2452** (0.0380)	0.3190** (0.0491)	0.2514** (0.0673)
<i>OMR</i>	6.1080** (0.0865)	6.4221** (0.0853)	6.2405** (0.0897)	7.1794* (0.0757)	6.7992** (0.0808)
<i>OIN</i>	8.1131** (0.0719)	10.4831** (0.0811)	10.0019* (0.0979)	8.7763** (0.0900)	8.7022** (0.0820)
2014	4.6247	4.1458	4.1111	4.2010	4.1692
2015	3.7743	3.0285	3.0434	2.9967	2.1391
2016	4.3990	5.1744	5.1545	5.1979	5.3083
R^2	0.8802	0.8720	0.8819	0.8837	0.8794
调整的 R^2	0.8649	0.8569	0.8657	0.8757	0.8540
DW 值	0.1306	0.1639	0.1216	0.1192	0.1190
F 值	57.5545	58.5518	57.9828	57.9583	57.1502

注：①*、**、***分别表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；②括号中的数字为回归系数的标准误；③本表未报告个体固定效应值；④因数据的可获得性，各模型剔除了 *CL*、*LR* 和 *TY* 三个变量。

四、结论及政策启示

当前，由于农村土地大规模流转、劳动力大量外流，土地由分散经营向规模化经营演变的趋势愈发明显。农业经营主体由小规模农户为主逐渐向多种主体并存转化，催生出农业大户、家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体。与此同时，农业生产方式也在发生变化，农户小规模自耕正逐渐向大规模雇佣生产发展，而雇佣的方式和内容也越来越丰富。可以说，农业雇佣生产在当前农村经济社会条件下出现了新的发展态势。本文基于黑龙江和内蒙古大豆种植户的面板数据建立固定效应模型，结果表明，劳动力雇佣水平、农机作业外包水平、管理人员雇佣水平和信息服务购买水平4个指标均对大豆单产有积极影响。分类样本拟合结果显示，雇佣技术服务对普通农户大豆生产效率的影响更为显著，而雇佣劳动力对新型农业经营主体的大豆生产效率影响更为明显。田间管理环节劳动力雇佣水平的系数最高，表明该时期劳动力投入对大豆生产效率的影响最明显，而收割和整地环节农机作业外包水平的系数则最高。

基于上述结论，本文提出如下三点政策启示：首先，建立和完善农业技术外包服务平台。目前，农业技术外包服务交易的供需双方多为单独个体，建立完善的外包服务平台，能克服交易的随意性和无组织性，通过集中交易来降低交易双方的费用，提高双方获取信息的效率。在农业技术外包服务平台上建立信用档案，以便于监督承包方行为，减少“道德风险”。在利益分配中，帮助服务供需双方共同降低技术风险，提高农业技术服务效率。其次，建立农村闲散劳动力用工平台，加强农业雇工的劳动技能培训，保障农业雇工权益，提高农村人力资源的利用效率。建立劳动力用工平台有助于完善农村劳动力市场，加快农村闲散劳动力的自由流动，提高资源利用效率。劳动力用工平台可以给农业雇工提供新的资讯，并通过培训帮助农业雇工成为有较高技能的新型农业雇工。最后，加强农业技术推广体系建设，畅通农业科技成果入户到田的渠道，提高科技成果转化速度，提高农户生产技能。利用好农业科研院所和高等农业院校的资源优势，支持鼓励其承担一定的农业技术推广项目，加强农业科技成果的转化。农业科技成果经过有效的农业技术推广才能转化为现实的生产力。要加强农业技术推广体系的建设，一方面，继续保持政府公益性的农业技术推广体系，另一方面，充分培育社会经营性的农业技术服务体系。二者相互协调共同推进农业技术成果转化，加快转化速度，让农户从农业技术进步中获得更多收益，提高农业生产效率。

参考文献

- 1.陈昭玖、胡雯，2016：《农业规模经营的要素匹配：雇工经营抑或服务外包——基于赣粤两省农户问卷的实证分析》，《学术研究》第8期。
- 2.黄宗智，1988：《论长江三角洲的商品化进程与以雇佣劳动为基础的经营式农业》，《中国经济史研究》第3期。
- 3.李文治，1981：《论中国地主经济制与农业资本主义萌芽》，《中国社会科学》第1期。
- 4.鲁先凤，2008：《中国现阶段农业雇工的特征与成因简析》，《理论月刊》第12期。

- 5.申红芳、陈超、廖西元、王磊, 2015:《稻农生产环节外包行为分析——基于7省21县的调查》,《中国农村经济》第5期。
- 6.史志宏, 2003:《20世纪三四十年代华北平原农村的租佃关系和雇佣关系——以河北省清苑县4村为例》,《中国经济史研究》第1期。
- 7.王新志, 2015:《自有还是雇佣农机服务:家庭农场的两难抉择解析——基于新兴古典经济学的视角》,《理论学刊》第2期。
- 8.王颜齐、郭翔宇, 2011:《农地规模化流转背景下的农业雇佣生产合约:理论模型及实证分析》,《中国农村观察》第4期。
- 9.王志刚、申红芳、廖西元, 2011:《农业规模经营:从生产环节外包开始——以水稻为例》,《中国农村经济》第9期。
- 10.张静, 2008:《建国初期乡村雇佣关系的历史考察——以长江中下游6省为例》,《中国农史》第4期。
- 11.张忠军、易中懿, 2015:《农业生产性服务外包对水稻生产率的影响研究——基于358个农户的实证分析》,《农业经济问题》第10期。
- 12.赵玉妹、焦源、高强, 2013:《农技服务外包的作用机理及合约选择》,《中国人口·资源与环境》第3期。
- 13.Basok, T., 2000, "Migration of Mexican Seasonal Farm Workers to Canada and Development: Obstacles to Productive Investment", *International Migration Review*, 34(1): 79-97.
- 14.Benjamin, C., and A. Kimhi, 2006, "Farm Work, Off-farm Work, and Hired Farm Labour: Estimating a Discrete-choice Model of French Farm Couples' Labour Decisions", *Social Science Electronic Publishing*, 33(2): 149-171.
- 15.Bojnec, Štefan., and L. Dries, 2005, "Causes of Changes in Agricultural Employment in Slovenia: Evidence from Micro-data", *Journal of Agricultural Economics*, 56(3): 399-416.
- 16.Dumont, A. M., and P. V. Baret, 2017, "Why Working Conditions Are a Key Issue of Sustainability in Agriculture? A Comparison between Agriculture, Organic and Conventional Vegetable Systems", *Journal of Rural Studies*, 56: 53-64.
- 17.Dupraz, P., L. Latruffe, and J. Kydd, 2015, "Trends in Family Labour, Hired Labour and Contract Work on French Field Crop Farms: The Role of the Common Agricultural Policy", *Food Policy*, 51: 104-118.
- 18.Hsiao, C., 2007, "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometric Reviews*, 4(4): 121-174.
- 19.Mcnamara, P. E., and C. K. Ranney, 2002, *The Dynamics of Hired Farm Labor: Constraints and Community Responses*, UK: CABI Publishing.
- 20.Moyo, S., and B. Rutherford, 2000, "Land Reform and Changing Social Relations for Farm Workers in Zimbabwe", *Review of African Political Economy*, 27(84): 181-202.

(作者单位: 东北农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 云 音)

The Behavior of Agricultural Production with Wage Labor and Its Efficiency: An Analysis Based on Panel Data on Soybean Growers in Heilongjiang and Inner Mongolia

Wang Yanqi Guo Xiangyu

Abstract: Agricultural production with wage labor is an important means of agricultural production under the background of rural economic and social reform. It is an effective way to obtain agricultural production factors and to improve the allocation efficiency of agricultural resources. This article analyzes sample panel data from Heilongjiang and Inner Mongolia with three kinds of models, including a period fixed effect model, an individual fixed effect model and a two-way fixed effects model. The results show that four indicators, including labor force employment, technical service employment, management staff employment and information service purchase, have positive effects on the soybean yield, and the indicator of technical service employment of growers has the most significant effect. A classified sample analysis shows that the indicator of technical service employment has the most significant effect on production efficiency for small-scale soybean growers, and the effect of labor force employment on the production efficiency of large-scale soybean growers appears more obvious. The results further show that the index estimation coefficient of labor force employment on field management stage is the highest, which indicates that wage labor has a great effect on production efficiency. By contrast, the index estimation coefficient technical service employment on harvesting and preparation stages seems the most significant.

Key Words: Agricultural Production with Wage Labor; Household Behavior; Soybean Plantation; Production Efficiency