

农机购置补贴与财政支农支出的传导机制有效性

——基于省际面板数据的经验分析^{*}

高玉强

内容提要: 农机购置补贴政策在“工业反哺农业”、加快农业现代化进程中发挥着不可替代的“杠杆”作用。本文在梳理农机购置补贴及财政支农支出的传导机制和拓展柯布—道格拉斯生产函数的基础上,运用省际面板数据模型,分别对我国粮食主产区和非粮食主产区的农机购置补贴与财政支农支出传导机制有效性进行了实证研究。结果表明:粮食主产区和非主产区的农机购置补贴和财政支农支出的传导机制均是有效的;粮食主产区和非主产区的土地生产率对单位面积土地上农机购置补贴的弹性系数分别为0.0045、0.0189;粮食主产区和非主产区土地生产率对单位面积土地上财政支农支出的弹性系数依次为0.33、0.25。

关键词: 财政支农支出 农机购置补贴 土地生产率 面板数据模型

作者简介: 高玉强,东北财经大学财税学院博士研究生、安徽财经大学财政与公共管理学院讲师,233030。

中图分类号: F810.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2010)04-0061-08

一、引言

农业乃一国基础性、战略性产业,事关国家安全与国计民生,对中国这样一个人口大国尤为如此。经济发展和社会进步强烈呼唤农业的现代化,具体包括机械化、化学化、水利化和电气化,其中,机械化处于首要位置。农业机械是传统农业转化为现代农业不可或缺的生产工具,是加速农业现代化进程不可替代的物质技术基础与推动力。然而,农业属于自然风险和市场风险双重叠加的弱质产业,生产率和比较效益较低,倘若仅依靠农业自身的资金积累,农业机械化很难在短期内实现。故此,许多国家实施了农业机械化扶持政策,而且成效显著,这是那些农业生产率较高国家的普遍经验。对于农业机械化总体水平较低^①的农业大国中国而言,实施农业机械化扶持政策的重要性不言而喻。正是基于此,我国政府自1998年起设立购买农机补贴专项资金,自2004年起实施农机购置补贴政策和《农业机械化促进法》,2005年颁布施行《农业机械购置补贴专项资金使用管理暂行办法》。作为中央强农惠农政策的重要内容,农机购置补贴自2004年实施以来,中央财政安排的补贴资金规模迅速倍增,^②实施范围逐步扩大至全国所有农牧业县和农场,补贴机具种类逐渐增多,而且成效显著。同时,也暴露了一些问题。但与如火如荼的实践形成鲜明对比的是,有关农机购置补贴的理论与经验研究滞后。利用中国学术期刊全文数据库(CNKI)进行文献检索,输入

^{*} 本文是作者独立主持的国家社会科学基金项目“完善农业补贴制度研究”(批准号:09CJY063)的阶段性成果。作者感谢卢二坡博士、张磊博士对本文的有益建议,但文责自负。

^① 2007年底耕种收综合机械化水平仅为42.5%,相当于日本70年代中期、韩国80年代初期水平。水稻机械化栽植水平为11.1%,玉米机收水平仅为7.2%,油菜和棉花生产机械化水平更低,许多经济作物、林果业、畜牧水产养殖、设施农业的机械化水平还处在起步阶段。引自张桃林在2009年全国农机购置补贴工作会议上的讲话。

^② 2004—2008年中央财政安排农机购置补贴资金依次为0.7亿元、3亿元、6亿元、20亿元、40亿元。

关键词“农机购置补贴”，相关研究成果仅有 22 篇；同时输入“农机购置补贴”与“传导机制”检索，则相关研究成果为零。国内对农机购置补贴传导机制有效性的探讨，以及对农机购置补贴绩效的计量分析也近乎空白。如何优化农机购置补贴制度，疏通农机购置补贴传导机制，以最大限度地发挥其农业机械化的导向作用，从而提高农业生产率、促进农业增产增效与农民节本增收，已经成为当前学者研究的重要课题。

二、农机购置补贴与财政支农支出的传导机制

(一) 农机购置补贴的传导机制

在农户和农业生产组织(以下合称农户)具有强烈购买农业机械意愿且自身基本具备购买能力和农户有强烈购买农业机械意愿但自身不具备购买能力这两种情形下的农机购置补贴传导机制存在较为明显的差异，所以要对这两种情形下的传导机制分别进行梳理。

1. 农户有购买农业机械的强烈意愿且基本具备购买能力情形下的农机购置补贴传导机制分析。农机购置补贴政策主要通过替代效应、收入效应及乘数效应发挥作用。一方面，农机购置补贴政策的实施，将产生替代效应和收入效应。首先，由于补贴目录内的农机具与未给予补贴的农机具及其他商品之间的价格比下降，农户会选择用补贴目录内的农机具替代未给予补贴的农机具及其他商品，因而导致补贴目录内农机具的购买量上升。其次，由于农机具价格下降引致农户的实际收入增加、购买力增强，农机具的购买量上升。由替代效应和收入效应构成的农机购置补贴总经济效应，将导致农机购买量的大幅度增加。另一方面，农机购置补贴政策引发乘数效应。各级地方政府原本就存在发展本辖区经济的目标和动力，中央财政增加农机购置补贴支出，会带动地方财政相应扩大农机购置补贴支出，在农户具有购买农业机械的意愿且拥有相当部分积累资金而基本具备购买能力的情况下，中央与地方政府农机购置补贴支出的共同增加引起的乘数效应，将促成农户购机投入的数倍增加，使其购机意愿转化为现实，进而使农业机械总量持续、快速增加。农机的使用与普及，使之与劳动力、耕地等其他农业生产要素的组合得到优化、配置效率得以提高，进而促成农业生产技术水平的提高，以及土地生产率、资源利用率、劳动生产率和规模报酬的大幅度提高。这既减轻了农民劳动强度，改善了农民生产生活条件，又降低了农业生产成本，提高了农产品产量和质量。

2. 农户有强烈购买农业机械意愿但自身不具备购买能力情形下的农机购置补贴传导机制分析。在农户有强烈购买农业机械意愿但因自身仅拥有部分积累资金尚不具备购买能力的情况下，若农户获得农机购置补贴资金后仍未具备购机能力，即使中央和地方财政增加农机购置补贴支出，也难以发挥乘数效应，拉动农户成倍增加购机投入，其购机意愿很难实现。在此情形下，要发挥农机购置补贴作为转移性支出“四两拨千斤”的乘数效应，须在适度提高补贴率的同时，充分运用财政贴息方式支持金融机构向有购机意愿但无购买能力的农户提供抵押贷款(以所购农机作为抵押)。如此，则足以使其在获得农机购置补贴资金和贴息贷款后接近或达到购买能力，从而使农户购买到先进适用、技术成熟、安全可靠、节能环保、服务到位的农机具，加快农业机械化和现代化进程。贴息贷款支持农户购买农机的措施，对于经济欠发达地区和所购农机价格较高的农户尤为适用。上述两种情形下的农机购置补贴传导机制虽有所差异，但大致可以用图 1 表示。



图 1 农机购置补贴政策传导机制

(二) 财政支农支出的传导机制

与其他财政用于农业支出的项目相比, 由于支援农村生产支出和农业综合开发支出对提高农业生产率的效果更直接和明显, 同时出于数据可得性的考虑, 本文探讨的财政支农支出主要界定为支援农村生产支出和农业综合开发支出。农业客观上是自然风险和市场风险交织叠加的弱质产业, 主观上又受我国长期以来实施的“农业支持工业、农村支持城市”的“非均衡”发展战略和与之密切配合的“偏向性”财税制度的双重制约, 原本步履维艰的农业更是雪上加霜, 农业生产率较低、比较效益每况愈下。如果仅仅依靠农业自身有限的资金积累, 那么在短期内很难实现农业的机械化, 农业现代化亦形同空中楼阁。在农民自有积累资金不足的情况下, 政府逐年增加的财政支农支出势必与农民自有积累资金合龙, 共同投入到农业生产, 用于加强农业基础设施建设、改善农业生产生活条件、优化各农业生产要素的配置结构、提高农业生产率和农产品的数量与质量、巩固与夯实农业的基础地位, 最终实现各产业的协调、均衡发展(见图 2)。

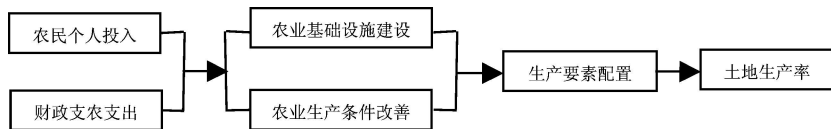


图 2 财政支农支出传导机制

三、模型、方法及数据

(一) 模型

从农机购置补贴传导机制的梳理中不难看出, 考察农机购置补贴传导机制的有效性, 必须分两步, 即先考察单位面积土地上农机购置补贴对单位面积土地上农机总动力这一中介指标影响的显著性, 然后测度中介指标对土地生产率的影响。基于此, 本文将构建农机总动力和土地生产率两个计量模型依次测度和检验上述两种影响在统计上的显著性。

1. 农机总动力模型

从结构上分析, 购买农机投入主要有中央与地方财政安排的农机购置补贴、农民个人投入、单位和集体投入及其他投入。因此, 影响农机总动力的变量至少包括上述四个方面的投入。为缓解多重共线性的困扰, 更准确地进行参数估计和统计推断, 精确计量各种投入对农机总动力的影响, 本模型中的解释变量和被解释变量均采用平均指标, 即单位面积土地上的各种投入和单位面积土地拥有的农机总动力。从理论预期看, 单位面积土地上每一种投入的变动均会导致单位面积土地拥有农机总动力的同向变动。农机总动力模型设定为:

$$\ln\left(\frac{M}{K}\right) = C_i + \alpha_1 \ln\left(\frac{S}{k}\right)_i + \alpha_2 \ln\left(\frac{P}{k}\right)_i + \alpha_3 \ln\left(\frac{U}{k}\right)_i + \alpha_4 \ln\left(\frac{O}{k}\right)_i + \xi_i \quad (1)$$

其中, M 、 K 、 S 、 P 、 U 、 O 依次表示各地区农业机械总动力、农作物总播种面积、中央与地方财政安排的农机购置补贴、农民个人购机投入、单位和集体购机投入及其他购机投入。

2. 土地生产率模型: 柯布—道格拉斯生产函数的拓展

用于研究生产要素投入与产出之间数量关系且使用非常广泛的生产函数是柯布—道格拉斯生产函数。它是由数学家 Cobb 和经济学家 Douglas (1928) 提出的。最初用于预测国家和地区工业系统或大企业的生产及分析发展生产的途径 (Varian, 1994)。其基本形式为:

$$Y = AL^\alpha K^\beta \mu \quad (2)$$

式(2)中 Y 、 A 、 L 、 K 分别为工业总产值、综合技术水平、劳动力及资本的投入数量, α 、 β 依次为

劳动力与资本的产出弹性系数, μ 为随机扰动项。从此模型可看出, 决定工业系统发展水平的主要因素是劳动力及固定资产的投入数量和综合技术水平。根据 α 与 β 的组合情况, 有三种类型: 其和大于 1 时, 为递增报酬型, 表明按现有技术扩大生产规模来增加产出是有利的; 其和小于 1 时, 为递减报酬型, 表明按现有技术扩大生产规模来增加产出是得不偿失的; 其和等于 1 时, 为不变报酬型, 表明生产效率并不会随着生产规模的扩大而提高, 只有提高技术水平, 才会提高经济效益。

为了测度农机购置补贴和财政支农支出等各种农业生产投入与农业产出的数量关系, 本文将对初始的柯布一道格拉斯生产函数进行改进和拓展。农业生产对象是有生命活力的生物有机体。农业再生产过程始终是生物有机体生命力的保持和延续, 因此, 农业再生产过程是自然再生产过程与经济再生产过程的融合, 这是农业生产的根本特征(李建平, 2007)。此特征决定了农业生产要素与工业生产要素存在巨大差异, 农业生产要素主要包括劳动力、土地、生产工具、化肥、财政支农支出和自然环境等。农业生产要素的差异性与多元化决定了继续使用初始的柯布一道格拉斯生产函数测度农业产出将是不可行的, 必须对其改进和拓展。农业生产工具不仅种类繁多, 而且数量可观, 但其相关数据难以获取, 所以本文用年底农业机械总动力作为衡量农业生产工具的替代指标。自然环境也难以用某一具体指标进行准确衡量, 于是要将自然环境等其他影响因素放入随机扰动项。因此, 拓展后的用于测度农业产出的柯布一道格拉斯生产函数具体形式设定为:

$$Y = AL^{\beta_1} K^{\beta_2} M^{\beta_3} F^{\beta_4} E^{\beta_5} e^{\mu} \quad (3)$$

其中, Y 表示农业总产值, A 是综合技术水平, L 、 K 、 M 、 F 、 E 分别表示各地区农业从业人员、农作物总播种面积、农业机械总动力、农用化肥施用量、财政支农支出, β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 分别为各种农业生产投入的产出弹性系数, μ 为随机扰动项。对式(3)两边同时取自然对数可变换为线性于参数的回归模型:

$$\ln Y_{it} = \ln A_i + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \beta_4 \ln F_{it} + \beta_5 \ln E_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

运用 OLS 对此线性模型进行参数估计可获得更精确的结果。利用 1997—2005 年 31 个地区的面板数据, 对模型(4)回归并进行 Wald 检验, 得 Wald 统计量为 1.41, 对应的概率为 0.2344, 说明接受农业规模报酬不变的原假设, 即 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 成立。但由于农业从业人员、农业机械总动力及农用化肥施用量均与农作物总播种面积高度相关, 导致使用 OLS 估计所得的农作物总播种面积的产出弹性 β_2 为负数, 这显然与理论预期相矛盾, 由此可推断, 模型明显受到较严重的多重共线性的困扰。为减轻或消除多重共线性以提高参数估计的精确度, 本文利用我国的农业规模报酬不变这一先验信息, 将 $\beta_2 = 1 - \beta_1 - \beta_3 - \beta_4 - \beta_5$ 代入式(4)并整理可得:

$$\ln \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} = \ln A_i + \beta_1 \left(\frac{L}{K} \right)_{it} + \beta_3 \ln \left(\frac{M}{K} \right)_{it} + \beta_4 \ln \left(\frac{F}{K} \right)_{it} + \beta_5 \ln \left(\frac{E}{K} \right)_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

为更好地测度各地区农业生产技术水平的差异, 将式(5)表示为:

$$\ln \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} = \ln A + \ln A_i^* + \beta_1 \left(\frac{L}{K} \right)_{it} + \beta_3 \ln \left(\frac{M}{K} \right)_{it} + \beta_4 \ln \left(\frac{F}{K} \right)_{it} + \beta_5 \ln \left(\frac{E}{K} \right)_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中, $\ln A$ 表示所有地区的平均农业生产技术水平, $\ln A_i^*$ 表示第 i 个地区农业生产技术水平对平均农业生产技术水平的偏离, 用于刻画各地区农业生产技术水平的差异。

(二)方法

1. 模型形式的确定。假定个体面板数据模型为 $Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \mu_{it}$ ($i=1, 2, \dots, N$; $t=1, 2, \dots, T$)。个体面板数据模型可分为无个体影响的不变系数模型、有个体影响的变截距模型及有个体影响的变系数模型三种类型。对面板数据模型进行参数估计时, 使用的样本数据包含了指标、个体和时间三个维度的信息。若模型形式设定不正确, 将导致估计结果与所要模拟的经济现实偏离甚远。

因此, 选择正确的模型形式, 是保证实证分析有效性的基本前提。所以, 首先采用协方差分析对模型形式进行检验, 主要检验如下两个假设:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

如果接受假设 H_2 , 则认为样本数据符合不变系数模型, 无需进行进一步检验。如果拒绝假设 H_2 , 则需要进一步检验假设 H_1 。若拒绝假设 H_1 , 则认为样本数据符合变系数模型; 反之则认为样本数据符合变截距模型。分别构造统计量 F_1 和 F_2 以检验上述两个假设, F_1 、 F_2 分别对应假设 H_1 和 H_2 (高铁梅, 2006)。

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / [N(T-K-1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-K-1)]$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / [N(T-K-1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-K-1)]$$

其中, S_1 、 S_2 、 S_3 分别表示变系数模型、变截距模型及不变系数模型估计的残差平方和, N 表示个体截面成员的个数, T 表示每个截面成员的观测时期总数, k 为解释变量的个数。

2. 固定效应与随机效应模型选择。在确定模型正确形式后, 还需进一步选择是使用固定效应模型还是随机效应模型。Hausman 提出了一种基于随机效应估计量与固定效应估计量两者差异的检验。在不可观测效应与解释变量不相关的原假设下, 随机效应估计量和固定效应估计量都是一致的, 但是随机效应估计却更加有效。在不可观测效应与解释变量相关的备择假设下, 固定效应估计量仍然是一致的, 而随机效应估计量却不再一致。

(三) 数据来源

2000—2006 年 30 个地区 (不含西藏) 中央与地方财政安排的农机购置补贴、农民个人投入、单位和集体投入及其他投入等数据 (度量单位均为万元) 均源自中国农业机械化信息网官方网站。1997—2005 年 31 个地区的农业总产值 (亿元^①)、农业从业人员 (万人)、农作物总播种面积 (千公顷)、农业机械总动力 (万千瓦)、农用化肥施用量 (万吨)、财政支农支出 (万元) 等数据均来源于 1998—2006 年《中国统计年鉴》。

四、实证分析

(一) 农机购置补贴对农机总动力的影响

首先检验单位面积土地上农机购置补贴对单位面积土地上农机总动力的影响在统计上是否显著。表 1 的估计结果, 说明 30 个地区中央与地方财政的农机购置补贴对农机总动力这一中间指标的影响是显著的。在其他投入保持不变情况下, 单位面积土地上的农机购置补贴每增加 1%, 单位面积土地上的农机总动力平均增长 0.09%。单位面积土地上农机总动力对农民用于单位面积土地上的购买农机投入的弹性系数为 0.60。

(二) 农机总动力与财政支农支出对土地生产率的影响

与非粮食主产区相比, 我国粮食主产区^②的地理、土壤、气候、技术等条件更适宜农作物的生产, 适宜种植农作物的耕地面积较大, 农业从业人员数量、农机总动力、农用化肥施用量也较多, 最

① 表示该指标的度量单位, 下同。为剔除物价因素的影响, 农业总产值用 CPI 进行平减。

② 粮食主产区包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、四川等 13 个省 (区)。这 13 个地区粮食生产量占全国总产量的 70% 以上, 且集中了全国 80% 以上的商品粮。其他 18 个地区为非粮食主产区。

终导致农业产值通常也较高。如图 3 所示,主产区的农业产值、农作物播种面积、农业从业人员、农机总动力的平均数依次为非主产区相应指标平均数的 2.6、2.9、2.2、3.6 倍左右。总体而言,粮食主产区的平均农业规模远远大于非粮食主产区的平均农业规模,所以在考察我国农机总动力和财政支农支出对土地生产率的影响时,对粮食主产区和非粮食主产区分别进行实证分析应是合理的选择。后续实证研究结果进一步验证了该结论。

(三)粮食主产区农机总动力与财政支农支出对土地生产率的影响

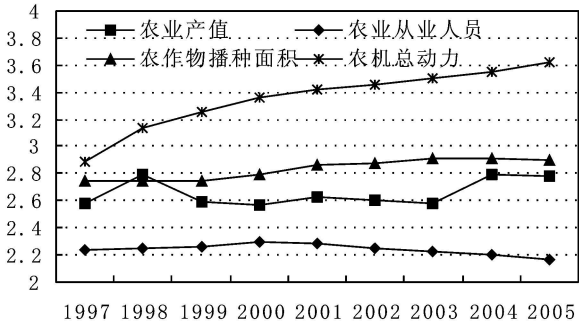


图 3 粮食主产区与非主产区农业生产规模比较

资料来源:1998—2006 年《中国统计年鉴》。

土地生产率面板数据模型估计结果显示,土地生产率对单位面积土地上农机总动力的弹性系数为 0.05。因此,在单位面积土地上的其他投入保持不变的条件下,单位面积土地上农机购置补贴每增长 1%,单位面积土地上农机总动力平均增加 0.09%,最终导致土地生产率平均提高 0.0045%。但是农机购置补贴的产出弹性系数远远小于 1,究其原因主要有二:一是政府安排农机购置补贴支出的规模较小,二是农机购置补贴资金自身的使用效率过低。

表 1 农机总动力模型估计结果

解释变量	模型 1	模型 2
C	-2.36** (-20.2)	-2.20** (-21.9)
lnS/K	0.10** (4.5)	0.09** (4.7)
lnP/K	0.60** (16.1)	0.60** (16.7)
lnU/K	0.11** (5.0)	0.12** (5.8)
lnO/K	-0.04* (-2.5)	
R ²	0.68	0.68
F	93.58	137.81
P 值	0.0000	0.0000
估计方法	PLS	PLS

表 2 土地生产率模型估计结果

解释变量	全部产区	主产区	非主产区
lnA	-0.94** (-4.0)	-0.64** (-4.4)	-0.98** (-3.2)
lnL/K	0.36** (4.9)	0.24** (7.4)	0.59** (5.8)
lnM/K	0.17** (4.0)	0.05* (2.1)	0.21** (3.5)
lnF/K	0.23** (3.9)	0.45** (10.4)	0.13* (1.9)
lnE/K	0.26** (15.1)	0.33** (18.3)	0.25** (10.8)
观测值	275	117	158
R ²	0.98	0.91	0.99
F	451.74	308.37	533.16
P 值	0.0000	0.0000	0.0000
估计方法	FE	PLS	FE

注:在表 1 和表 2 中,圆括号内数字为 t 统计量,**和*分别表示 1%和 5%的显著性水平。PLS 为混合数据模型,FE 为固定效应模型。

土地生产率对单位面积土地上财政支农支出的弹性系数为 0.33,即当其他农业投入要素不变时,单位面积土地上财政支农支出每增加 1%,则土地生产率平均提升 0.33%。但是土地生产率对

单位面积土地上财政支农支出的弹性系数亦小于1,其原因可与财政安排的农机购置补贴对土地生产率的弹性小于1一样作类似的分析。

(四)非粮食主产区农机总动力与财政支农支出对土地生产率的影响

本部分运用土地生产率模型对非粮食主产区农机总动力与财政支农支出对土地生产率的影响进行实证分析。表2的估计结果表明,在其他农业生产要素保持不变的情况下,单位面积土地上的农业从业人员、农业机械、农用化肥和财政支农支出任何一种生产要素的增加,均会提高土地生产率。同样从经验数据上验证了非粮食主产区农机购置补贴与财政支农支出的传导机制是有效的。在前文农机总动力模型研究中发现,单位面积土地上农机总动力对单位面积土地上农机购置补贴的弹性系数为0.09。另外,土地生产率面板数据模型估计结果显示,土地生产率对单位面积土地上农业机械总动力的弹性系数为0.21。因此,在单位面积土地上的其他投入保持不变的条件下,单位面积土地上农机购置补贴每增长1%,单位面积土地上农业机械总动力平均将增加0.09%,并最终导致土地生产率平均提高0.0189%。这一数值高于粮食主产区。

土地生产率对单位面积土地上财政支农支出的弹性系数为0.25,即当其他农业投入要素保持不变时,单位面积土地上的财政支农支出每增加1%,则土地生产率平均提高0.25%。该弹性系数略低于粮食主产区。

(五)各地区农业生产技术水平的估计

表3 各地农业生产技术水平对平均生产技术水平偏离($\ln A_i^*$)的估计结果

地区	$\ln A_i^*$	地区	$\ln A_i^*$	地区	$\ln A_i^*$	地区	$\ln A_i^*$
海南	0.6657	北京	0.2291	黑龙江	0.0398	甘肃	-0.3608
上海	0.4301	江苏	0.1910	内蒙古	0.0372	贵州	-0.4165
福建	0.4230	湖北	0.1744	湖南	0.0360	陕西	-0.4425
辽宁	0.3116	浙江	0.1505	河南	-0.0620	云南	-0.4516
新疆	0.2927	四川	0.1023	广西	-0.0948	青海	-0.5109
吉林	0.2710	江西	0.0863	安徽	-0.1173	山西	-0.6174
天津	0.2331	河北	0.0825	重庆	-0.1285	宁夏	-0.6433
广东	0.2291	山东	0.0580	西藏	-0.3304		

注:估计结果按降序排列。

农业生产技术水平是影响农业投入与产出数量关系的重要因素,所以有必要对各地区的农业生产技术水平进行现实考察。各地区农业生产技术水平对平均生产技术水平偏离的估计结果如表3所示,各地区的农业生产技术水平存在较显著差异,而且,除海南和新疆等个别

地区以外,其他地区的农业生产技术水平基本与其经济发展水平呈正相关。即经济水平高的地区,农业生产技术水平通常也较高,如上海、福建、广东、北京、江苏、浙江等地;而经济水平较低的地区,农业生产技术水平则相应较低,如西藏、甘肃、贵州、云南、青海、宁夏等地。各地区经济发展水平,一般用各地区的人均GDP这一指标衡量。运用表3中数据及根据《2006年中国统计年鉴》相关数据计算所得的2005年各地区人均GDP,可以计算出斯皮尔曼等级相关系数为0.66,这也进一步验证了各地区农业生产技术水平与其经济发展水平高度相关的结论。

五、结论与政策建议

(一)结论

本文在梳理农机购置补贴及财政支农支出的传导机制和拓展柯布一道格拉斯生产函数的基础上,先后运用农机总动力和土地生产率两个省层面板数据模型,分别对我国粮食主产区和非粮食主产区的农机购置补贴与财政支农支出传导机制的有效性进行了理论与实证分析,结果显示:(1)不论粮食主产区抑或非粮食主产区,政府安排的单位面积土地上农机购置补贴对单位面积土地上农机总动力这一中介指标的影响在统计上均显著,其弹性系数为0.09;(2)粮食主产区和非主产

区的土地生产率对单位面积土地上农机总动力的弹性系数分别为 0.05、0.21；(3)粮食主产区和非主产区的土地生产率对单位面积土地上财政支农支出的弹性系数依次为 0.33、0.25；(4)除海南和新疆等个别地区外，其他地区的农业生产技术水平基本与其经济发展水平正相关。

(二)政策建议

有效的农机购置补贴传导机制是最大限度发挥农机购置补贴的“杠杆”作用、“撬动”农户购机能力的基本前提。故而，只有创新与优化农机购置补贴政策，确保传导机制的畅通，才能充分发挥农机购置补贴政策“四两拨千斤”的导向性功能，优化农业机械与其他农业生产要素的配置结构，进而充分发挥各自的生产潜力，获得规模效益，实现农业增产增效、农民节本增收之目标。

1. 规范农机购置资金的使用程序，严格管理，强化监督，提升农机购置补贴资金自身的使用效率。要按照《农业机械购置补贴专项资金使用管理办法》的有关规定，规范操作，补贴资金的使用应遵循公开、公正、农民直接受益的原则，保证补贴资金全部用于购买农机产品，同时加强对各市、县、团场的指导和监管，确保政策落实。此外，必须保持农机购置补贴和财政支农政策的稳定性和持续性(李红，2008)。

2. 在财政能力可及的情况下，适度提高农机购置补贴的补贴率和单机最高补贴限额，扩大农机购置补贴的规模。财政安排的单位面积土地上的农机购置补贴对单位面积土地上的农机总动力影响较小，在很大程度上源于较低的补贴率及单机最高补贴限额，因而制约了农机购置补贴政策效应的释放。

3. 耕地的规模化是农业机械充分发挥作用的基本前提，所以要确保农机购置补贴传导机制的顺畅，必须扩大农业的生产规模，发挥规模经济的优势。这就不单纯是农机购置补贴的政策层面问题，而是与农村的土地制度密切相关。农业机械正确使用还必须以农户的较高素质和适用技术为保障，所以必须提高农村的教育水平并推广普及农业先进适用技术。

4. 粮食主产区与非主产区单位面积土地上的农机购置补贴及财政支农支出对土地生产率的弹性系数有较大差异，说明两区的农机购置补贴及财政支农支出对土地生产率的影响是不同的，因此，两区的农机购置补贴和财政支农政策应区别对待，分类实施。

5. 农机购置补贴政策的有效实施必须政府与金融机构共同发力，拓宽农机购置补贴资金来源渠道。作为一个发展中国家，我国经济发展水平在很大程度上决定了财政支出的规模，所以单纯依靠财政为实施农机购置补贴政策提供资金支撑，恐怕独木难支，必须充分发挥银行等金融机构在财政贴息贷款中的重要作用，为经济欠发达地区和购买价格较高农机的农户提供抵押贷款。

主要参考文献：

1. 李建平：《我国农业保护政策研究》，人民出版社 2007 年版。
2. 高铁梅：《计量经济分析方法与建模》，清华大学出版社 2006 年版。
3. 李红：《农机购置补贴政策效应实证分析》，《经济纵横》2008 年第 10 期。
4. Hal R. Varian, *Microeconomic Analysis*. New York: W. W. Norton & Company, Inc., 1992, p. 4.

责任编辑：老 牛