

# 结构变迁、要素相对价格及农户行为

## ——农业补贴的理论模型与微观经验证据

钟春平 陈三攀 徐长生

(华中科技大学经济学院,湖北武汉 430074)

**摘要:**基于资源在不同部门的配置机理及结构变迁特征,补贴可以在一定条件下改变要素的相对价格,进而影响资源在不同部门之间再配置。理论模型表明,农业收入补贴和价格补贴能改变相对价格,从而影响劳动供给。但如果补贴较低,无法改变农业生产和非农生产的比较收益,补贴以收入效应为主,可提高农户的福利水平,而替代效应和产出效应不明显。为印证理论模型结论,选取安徽省岳西县进行重点调查,通过入户调查方法,获取农户的微观调查数据。结果表明,农业补贴提高了农户福利,但对农业生产影响有限。采用顺序逻辑模型的检验进一步证实,农业补贴部分提高了要素投入、单位产量和农户的福利水平,但农业生产技术效率没有显著提升。影响农户生产投入和积极性的主要原因在于农产品价格相对较低,补贴不足以弥补生产资料价格上涨,要素的相对收益仍然存在差异,使得农户对农业生产的投入依然不会有太大的改善。

**关键词:**经济结构变迁;农业补贴;农户行为;顺序逻辑模型

**JEL 分类号:**Q12,Q18,H20 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2013)05-0167-14

### 一、引言

当前中国的农业生产滞后于整体国民经济的发展,农户生产积极性不高,农村经济发展相对滞后,农产品供给相对不足,这部分导致了通胀压力居高不下。相对贫困的农户生

收稿日期:2012-10-05

作者简介:钟春平,经济学博士,华中科技大学经济学院教授,中国社会科学院财经战略研究院研究员, Email:springzenith@gmail.com.

陈三攀,男,博士生(通讯作者),华中科技大学经济学院, Email:chensanpan7332@163.com.

徐长生,经济学博士,华中科技大学经济学院教授, Email:chshxu@mail.hust.edu.cn.

\* 本文得到了华中科技大学中央高校基本科研业务费(2011WC007)、全国统计科学课题(2011LZ053)、教育部留学归国人员启动经费(2012-44)、国家社科重大课题(08&ZD037)的资助。在调研过程中,孙焕民博士、罗巧根博士及岳西相关部门提供了大力支持,Calum Turvey 教授等作了有建设性的评论,同时感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见。当然文责自负。

活水平提高、相对滞后的农村经济发展及发展滞后的农业部门工业化,都是中国快速经济增长过程中迫切需要解决的历史性难题,也是当前中国社会经济发展所面临的重要挑战。如何提高农户的生活水平、如何解决相对落后的农业并促进农村经济的快速发展,成为重要议题。较为独特的“三农”问题在中国实现经济转型过程中具有基础性的地位和作用,需要研究如何通过恰当的财政手段,以达到提高农户的生活水平、农业的生产率和发展农村经济的目的。当前,中国政府采取了一系列针对农业的公共政策,包括取消农业税和逐步实施农业补贴。

值得注意的是,农业补贴具有收入效应和替代效应两种反向的效应:替代效应表示,由于补贴的存在,提高了农业生产的收益,从而增加农业的投入;而收入效应意味着,由于补贴这种外在的激励存在,农户收入有所增加,有可能会部分降低劳动力投入,反而增加休闲,因而在实施公共政策的过程中,需要确定农业补贴政策是否产生真实效应。进一步,如果农业补贴有真实效应,是收入效应大还是替代效应大?这两种效应的长期影响及作用机制如何?由此而派生的农业领域的公共政策是否有效?这些都是需要进一步深入研究的问题。

本文侧重分析的是经济学中应用广泛的收入和替代效应,更具有一般性;我们的结论表明,补贴会在一定程度上改变各种要素的相对价格和收益,在此基础上得到了公共政策有效性的引申含义。论文依据产业间资源再配置和结构变迁过程,建立了较为标准的两部门模型。理论模型发现,农业收入性补贴政策在经济结构变迁的背景下,具有一定的真实效应,但这种效应在短期较低,长期中真实效应可能会消失。

采取入户调查的方法获得了微观数据,对这些数据的描述性统计反应了农户家庭和生活等方面的信息,反映了农户对补贴政策的评价。描述性统计证实,农业补贴整体上提高了农户的生活水平,但对于未来的政策评价及农业生产投入并不容乐观。调查问卷采用选项形式,所得的数据大部分是定序数据。因此,在描述统计和对比分析的基础上,计量上还采用了顺序逻辑模型。其原因在于,一般的计量模型中的解释变量是连续型的随机数据,可以通过最小二乘法方法进行估计,但对离散数据而言,被解释变量是定序的数据,需要通过顺序逻辑模型的潜变量回归的方法来估计解释变量的系数。

通过顺序逻辑模型的估计,本文发现:农业补贴政策增加了农业总产出,但这种效应比较小,且总产出增加的原因不在于耕种面积的增加,而在于单位面积的产量增加(可能由于种子的更多应用或者采用了更多农药化肥);单位面积产量增加的原因不在于技术水平,而在于少量的劳动投入、化肥投入等要素投入的增加。农业补贴同时产生收入效应和替代效应,并且收入效应占据主导地位。长期中农户对于补贴政策的评价较低,这可能表明农业补贴并没有产生实质性的影响。

类似的研究包括:第一,结构变迁及农业部门的作用。如 Margarida Durate 和 Diego Restuccia(2010)证明,工业化进程的加快有助于缩小发展中国家与先进国家经济发展的差距。这也进一步印证了张培刚(Peikang Chang, 1949)关于农业在工业化、结构变迁及要素再配置等作用的论述。我们试图解释的是:公共政策可以改变短期中的价格体系,那

么能否改变长期中的价格体系呢?如果价格体系有改变,将会对农户的行为产生何种影响?第二,对于补贴等公共政策的一般性研究。在经验研究上,补贴的真实效应存在不少分歧。David Card 和 Dean R. Hyslop(2005)采用加拿大的就业补贴案例,却发现失业补贴收入效应短期出现,长期中福利不变,工资也无增长。Christopher L. House 和 Matthew D. Shapiro(2008)发现美国临时性的资本投资税收补助,对生产者的短期投资产生强烈的激励,但是这种效应在补助期结束后显著下降。这些争议在一定程度上表明,在结构变迁背景下研究补贴的效应是十分必要的,其关键之处就在于,补贴是否在长期中改变了要素的相对价格。第三,农业补贴政策研究。如 Ramón López 和 Gregmar I. Galinato(2007) Timothy Wise(2004)就对农业补贴政策提出了某种批评。对于中国的农业补贴政策,钟甫宁、顾和军、纪月清(2008)认为,农业补贴具有一定的再分配效应,而对资本和劳动的影响不大。本文试图从农业补贴政策的微观机制入手来研究这一课题。侧重分析的是经济学一般意义上的收入效应和替代效应,结果发现,补贴会在一定程度上改变各种要素的相对价格和收益。

文章结构如下:在第二部分,建立劳动力供给模型,分析农业补贴政策的影响,并讨论异质性农户对农业补贴的反应;第三部分,采用安徽省岳西县的农业补贴调查数据进行描述性统计,并对计量方法进行说明;第四部分用顺序逻辑模型估计农业补贴的福利、投入和产出效应,大体验证了理论模型的主要命题;第五部分是结论。

## 二、基于劳动力供给和结构变换的农业补贴政策:理论模型

### (一)基本假设和模型设定

在农业生产过程中,劳动力、种子、化肥、农药、机械等都是投入要素。由于劳动力要素为主要投入要素、供给弹性较大,资本和土地等要素投入变化较少,同时,借鉴 Davidson 和 Matusz(2004)两部门相对价格的假设,采用劳动力作为生产要素。参照新古典模型代表性家庭设定,在一个大家族中,家庭在从事农业与非农业生产之间进行劳动力资源的最优配置决策。基本假定如下:

假定1:生产要素为劳动力,记单个农户劳动力的总时间、农业劳动供给时间和非农劳动供给时间为  $T$ 、 $l_1$  和  $l_2$ , 且  $l_1 \in [0, T]$ ,  $l_2 \in [0, T]$ , 剩余的时间为闲暇  $T - l_1 - l_2$ 。

假定2:假设农业部门(部门1)有剩余劳动力,产出按劳动时间边际报酬递减,生产函数为  $f_1 = l_1^\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ 。非农部门(部门2)劳动时间规模报酬不变,生产函数为  $f_2 = l_2$ 。这一设定,与非农部门的劳动生产率要高于农业部门的典型事实相一致。

假定3:非农部门劳动工资率为  $w$ ,农产品市场价格为  $p$ ,农业部门补贴水平为  $s$ 。下文简称  $W-P-S$  体系。工资率为标准化的  $w = 1$ 。农业部门以产品形式获取工资  $pl_1^{\alpha-1}$ 。

农户效用由消费和闲暇组成,效用函数为  $U(C, l_1, l_2) = \ln C + \phi \ln(T - l_1 - l_2)$ 。其中

$\phi \geq 0$ , 表示是消费与闲暇的转换系数(当  $\phi = 0$  时, 农户完全没有产出, 闲暇的边际效用等于零)。价格补贴指农产品价格的补贴, 或对生产资料投资的间接补贴, 表现为农产品的价格由  $p$  上升为  $p + s$ 。收入补贴指对劳动时间的直接补贴, 表现为劳动者个人收入增加  $sl_1$ 。用  $y$  表示不存在补贴存在情形的两部门收入——农产品收入和非农产业劳动收入。结合经济结构变迁背景, 假设农户大家庭的劳动力最优组合决策基准模型是:

$$\max_{C, l_1, l_2} U = \ln C + \phi \ln(T - l_1 - l_2), s. t. : 0 < \alpha < 1, C \leq y, y = pl_1^\alpha + wl_2 \quad (1)$$

此时的劳动力最优决策为:  $l_1 = (\frac{p\alpha}{w})^{1/(1-\alpha)}, l_2 = \frac{1}{1+\phi}(T - \frac{\alpha+\phi}{\alpha}l_1)$ 。

## (二) 脱钩性补贴的影响

如果补贴完全是脱钩补贴, 类似于定额税的影响(Zhong, ect, 2011), 使得每个家庭中增加固定的收入。这种政策很难对稳态生产水平产生实质性的影响, 更多地对定点状态的消费水平产生影响。

简单假设政府外生决定的一揽子收入补贴, 用大写字母  $S^{\text{①}}$  表示, 预算约束此时变为:  $y = pl_1^\alpha + wl_2 + S$ , 根据最优决策模型(1), 劳动力投入  $l_1$  并不会发生变化。这意味着, 只要大家庭中有人口居住在农村但不参加农业生产, 仍然可以领取这一固定额度的补贴, 脱钩性补贴就不产生任何替代效应。如果名义上挂钩补贴, 但假设补贴完全来源于对非农劳动收入的税收, 农户的家庭整体预算约束没有任何变化, 使得这种脱钩性补贴对农业投入也没有影响。目前国内采取的农业补贴的主要方式是, 依据家庭所具有的耕地面积进行补贴。即使土地有部分流转, 但是大家庭内部的承包面积基本上比较稳定。再加上大家庭的人口没有发生明显变化, 这种挂钩型的补贴实际上与劳动力决策是脱钩的。

类似于早先的农业税, 这种补贴政策是简单而粗放的: 一方面, 按照常年产量征收的特性具备一定的比例税特征; 一方面, 征收过程中并不会因为依据单个农户的实际投入和产出而改变。同样地, 在农业补贴中, 这种含糊的政策特征进一步延续: 一方面, 补贴以土地数量挂钩, 具备了挂钩特性; 一方面, 补贴与实际投入, 劳动力投入, 甚至包括土地的实际耕种面积无关, 与单个农户的实际产出也没有关联。钟春平(2011)对于信息获取成本与公共政策效率之间的关系进行了研究, 挂钩性的补贴要产生效率, 必须有很好的信息获取效率<sup>②</sup>。

## (三) 产出补贴与收入补贴对劳动力要素的影响

本文力图对补贴政策进行进一步研究, 探讨政策本身的优化。我们将补贴形式划分为根据粮食产出补贴和农业劳动时间进行补贴, 分析各自的影响。农户的预算约束将发生变化。对粮价补贴时, 农产品价格变成  $p + s$ , 农户的预算约束为:

$$C \leq y, y = (p + s)l_1^\alpha + wl_2 \quad (2)$$

<sup>①</sup> 此处的  $S$  为补贴额度, 下文的劳动收入补贴率用小写字母  $s$  表示。

<sup>②</sup> 西方国家通常会赠别实际产出或者收入, 从而确定相应的补贴水平。但是, 如果没有翔实信息作为支撑, 公共政策的效果可能会打很大的折扣, 这种转移支付可能很难达到预期的福利改进目标。

与劳动时间挂钩实施收入补贴时,劳动时间的补贴率为  $S$ , 预算约束为:

$$C \leq y, y = pl_1^\alpha + sl_1 + wl_2 \quad (3)$$

与模型(1)不同的是,这两个模型增加了农业补贴水平作为政府的决策变量,生产技术水平  $\alpha$  和闲暇转换系数  $\phi$  为外生参数。依据《全国农产品成本收益资料汇编 2008》,价格体系  $p < p + s < w$  符合实际情况。在该假定下进行均衡分析,分别求得三种情况下的劳动供给和其他要素投入及产出水平<sup>①</sup>,可得如下命题:

命题 1:在经济结构变迁背景下,同质的劳动力要素大幅向非农业部门转移,实行价格补贴和收入补贴都会提高农业劳动供给和产出水平,且价格补贴比收入补贴效果更大。这些补贴对劳动供给只存在收入效应,不存在替代效应。补贴增加会刺激农户增加农业劳动供给,新的均衡仍处于  $(0,1)$  的水平,两种补贴的增产效果不大。

命题 2:在经济结构变迁背景下,农业补贴通过提高农户的收入水平而提高农户的福利水平。替代效应转换系数越大,福利增加越多,价格补贴带来的福利效应更显著。

#### (四) 结构转换中的摩擦因素、价格补贴和收入补贴的最优选择

价格体系  $W-P-S$  和技术效率  $\alpha$  决定了劳动供给的分配结构,这暗示提高农户积极性的途径包括:一是加大价格补贴水平调整价格关系,改变均衡条件,二是通过农业工业化过程,提高  $\alpha$ 。

设经济体中可自由转换生产部门的劳动者所占比重为  $\delta$ 。由于产业结构的变化,可自由转换生产部门的劳动者所占比重  $\delta$  不断上升。在劳动力转移的早期,  $\delta$  基本为 0, 总体模型仅相当于单部门模型,此时实施收入补贴是有效的。随着农村居民不断增加非农劳动的供给时,应考虑逐步实施与劳动时间挂钩的收入补贴。为达到增产目的,需要确定实行收入补贴和价格补贴的临界点。假设农业总人口外生不变,生产函数  $f_1 = l_1^\alpha$ , 利用总产出相等构造临界条件。方程左侧为农产品收入补贴之后的农业总产出,方程右侧为农业劳动力劳动时间挂钩的收入补贴之后的农业总产出:

$$(1 - \delta) \left( \frac{\alpha T}{\alpha + \phi} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} + \delta \left( \frac{(p + s)\alpha}{w} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = (1 - \delta) (l_1^2(p, s, \alpha, \phi, T))^\alpha + \delta \left( \frac{p\alpha}{w - s} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (4)$$

$$\text{均衡 } \delta^* : \delta^* = \frac{l_1^2(p, s, \alpha, \phi, T)^\alpha - \left( \frac{\alpha T}{\alpha + \phi} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{l_1^2(p, s, \alpha, \phi, T)^\alpha - \left( \frac{\alpha T}{\alpha + \phi} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} + \left( \frac{(p + s)\alpha}{w} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \left( \frac{p\alpha}{w - s} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \quad (5)$$

$\delta^*$  就是经济结构变迁中劳动力转移的临界点。超过此点后,市场足够完善,农业劳动力供给在整个国民劳动力供给中所占比重已降到一定水平,实行价格补贴效果更好。

目前,中国的农业补贴仍然存在着诸多问题,首先就在于补贴目标不明确。如果是增加农户收入,那么收入性补贴大体能达到预期目标,不必辅之以价格补贴。如果农业补贴

① 由于篇幅所限,推导结论及其证明不能一一展示,有兴趣的读者可以向作者索取。

的目标是增加农业投入从而增加农产品的供给,那么当生产资料的价格上涨部分高于补贴水平时,补贴政策不能对农户产生足够的影响。如果农业补贴的目标是促进农业结构升级,那么当补贴没有提高农业生产效率时,仍然不能在长期中改变部门间显著的要素收益差异。

在经验上,上述这些问题表现为:农业补贴是否增加了农业真实劳动供给和产出?如果总产出增加,那么补贴促进产出增加的微观传导渠道是怎样的?农户的福利水平和政策评价是怎样的?为了验证经济结构变迁下理论模型的两个命题,我们试图通过尽可能获取翔实的微观数据,恰当地对当前的农业补贴政策进行评估。

### 三、安徽省岳西农业补贴的农户调查数据、描述性统计 及计量检验方法说明

#### (一)调查背景

本文特别地选取了安徽省安庆市岳西县农业补贴的调查案例,来阐述农业补贴的实际效应。我们对农业补贴问题进行了一系列前期调研。我们在 2010 年年底,选择安徽省安庆市岳西县做后续的跟踪和重点调查,主要考虑到安徽省在农业生产上的代表性:作为农业大省,安徽省是农村家庭联产承包责任制的发源地,当前农业占国民经济的比重仍然很高,面临着经济结构转型的难题。因此,选择安徽省进行调查具有典型性。岳西县在地理位置上,地处大别山腹地,地跨长江和淮河两大流域。岳西农业在当地经济中比重较高,农业发展具有较为重要的影响。因而安徽省安庆市岳西县为农业补贴效应提供了一个代表性样本。我们采取随机抽样和入户调查的方式,以尽可能地控制抽样误差。随机抽样是采用分层随机抽样的方法进行的,即将岳西县的 24 个乡镇中,剔除岳西县政府机关所在地天堂镇,然后对于剩下的 23 个乡镇中对所有的乡镇进行抽样。由于农村部分农户在调查时间会外出,因而我们事先抽取了部分后备农户,在事先抽样的农户外出时,用后备农户作为替代,最后获得 233 个有效样本。入户调查的时候,我们采取的是调查人员向农户咨询与农户自愿填写两种方式相结合的方法。

本次调查大部分数据类型为定序数据,回答比较完整,保证了调查的整体效果。当然,对于具体的数据,客观上回答困难,农户也不太愿意透露。因而,我们鼓励农户填写收入、产量等数据,但并不强求获得这类定量数据,在分析中,只作为参考,没有纳入正式的分析。

#### (二)描述性统计

统计结果包括农户基本状况、农业生产、农业政策效应等,基本的描述性统计分析表明:从事农业生产的有效劳动力较少、农业生产积极性并不高。

农户家庭情况描述性统计。每户家庭平均总人口为 4.526 人,其中从事农业生产的平均为 1.572 人,超过 60 岁以上的老年人为 0.549 人,上学平均有 0.839 人,而外出务工平均有 1.571 人(部分农户未回答)。农村年龄分布整体呈现两极化分布态势:老年人和

幼龄儿童较多,外出务工劳动力在总劳动力中占较大比重。这大体和目前的一般性看法一致。

生产状况的描述性统计。农户的总产出总体持平,略有增加。对于农业产出的判断,78.6%的农户认为,产出持平;而产出增加5%以上的有12.7%。减少5%以上的农户占8.7%。

总产出总体略增的原因可能有两个,一是单位产量增加,二是种植面积增加。分别看,单位产量75.2%的农户报告没有变化,而13.7%的农户认为单位产量有较大的增加(增幅大于5%),而11.0%的农户认为有所减少,大体上说明了存在着单位面积生产率的提高。在耕地面积上,84.4%的更高比重农户认为没有耕地面积变化;10.2%的农户有较大增加(增幅大于5%),5.3%的农户认为有所减少。

对于农业生产的评价,即对农业的重要性或者基本态度。超过一半(52.36%)的农户认为,只要维持自己的基本食用需要即可。将近30%的农户认为农业生产很重要;而18.45%的农户表示,农业生产没有利润,不愿从事农业生产了,这说明即使是农业耕作地区,农户对农业生产持自给自足的态度占绝大多数。

对政策的评价,农户对于补贴政策的评价是正向的,但也有14.5%的农户反映农业补贴其实并没有显著改善总体生产生活状况。在生活水平评价上,55.8%的农户反映农业补贴提高了家庭的生活水平,但是约40%农户认为生活水平并没有因为补贴而发生显著的变化,小部分农户认为补贴对福利没有实际影响,甚至生活水平下降了。统计数据显示,补贴占家庭收入的比重比较低,约97%的农户表示,农业补贴占家庭收入的比重不足5%,其中约有2/3的农户认为农业补贴占家庭收入的比重还不足1%。同时,我们分别设计补贴增加一倍和增加100元人民币这两个问题来探测农户的反应。结果显示,农业补贴增加一倍时,53.4%的农户会增加较大幅度的农业投入;而每亩增加100元,将近62.2%的农户表示会将大部分补贴用于增加农业投入。在补贴的实际作用方面,近一半(49.8%)的农户认为,农业生产物资的价格涨幅超过了补贴,48.4%的农户认为持平,只有极少数(1.8%)农户认为补贴弥补了农业生产物资的价格上涨。

描述性统计说明了农户的家庭状况、农产品价格、农业补贴和补贴收入、农户对补贴政策评价和生产要素的投入情况。这些结果大体表明,农业生产形势不容乐观,农户对农业补贴政策具有一定的期待,但在实际中,农业补贴的力度要小于物价上涨的力度。为了进一步揭示补贴政策的效应,我们进一步从计量方法上对农业补贴政策的效应予以说明。

### (三) 计量方法及说明

结合理论模型,农户的最优化函数可以描述为非农工作的工资水平 $w$ 、农产品价格 $p$ 和补贴水平 $s$ 的函数,相关变量还有家庭的负担比 $b$ 、农业生产比 $r$ 、农业生产资料的价格 $pp$ 、补贴效率 $e$ 。效用最大化决策函数为:

$$F_i = F(\phi, b, \alpha; w, p, s, pp; r, e; l_1, l_2, k; \phi) + \varepsilon_i \quad (6)$$

我们另外选取的相关变量,选用的代理变量为:闲暇与消费的转换系数 $\phi$ ——是否打麻将;家庭的负担比 $b$ ——用老年人数量和在读学生人数之和占家庭人口比重表示;农

业生产比  $r$ ——农业劳动在总的劳动供给中的比重(用农业生产的重要性来表示);补贴效应  $e$ ——用补贴与生产资料价格上涨的比较程度来表示;农业部门生产率  $\alpha$ ——是否及机械化;农业生产资料的价格  $pp$ ——农业补贴是否可以弥补农业生产资料的价格上涨。

农户的效用最大化涉及农业部门生产的成本收益问题,涉及从事农业生产的机会成本以及相关的政策变量的影响。种植面积  $a$ 、农业劳动力供给数量  $l_1$ 、非农劳动力供给  $l_2$  和资本投入量  $k$  为主要决策变量, $\phi$  表示农户决策的其他特征变量。在刘易斯拐点之前,收入最大化可替代效用最大化,并决定了各个决策变量的表达式以及补贴政策对决策变量的影响途径。农业补贴政策的福利效应与农产品的价格、补贴的数额、农业收入、非农劳动的收入以及政策预期相关。

计量模型要验证的原假设是:

原假设 1:农业补贴增加了农户福利水平,农产品价格具有显著影响;

原假设 2:农业补贴通过劳动力投入增加了产出,农业生产效率作用不显著;

原假设 3:农业补贴增产的效应依赖于农业补贴弥补生产物资价格上涨的程度。

在具体方法上,类似于 Paul Frijters, John P. Haisken - DeNew 和 Michael A. Shields (2004),我们也采用顺序逻辑模型,主要是因为微观调查数据大部分为次序数据。对如何合理分析这种数据进行了有成效的研究可参见 William Green(2011)。在方法上,采用极大似然估计量估计顺序逻辑模型的系数<sup>①</sup>。我们采用 STATA11.0 估计顺序逻辑模型的系数,分别从农户福利和总产出、单位产出等角度测算农业补贴的效应。

#### 四、农业补贴与农产品价格:农业补贴政策的效应经验分析结论

基于微观调查数据,并结合理论模型和计量方法,我们对计量模型进行估计,侧重分析农业补贴(主要是目前的农业直接补贴)及相应比例(如补贴幅度与农业生产资料等)对农户的生活和生产激励及农业实际生产的影响。理论模型表明,农业补贴有可能会改变农业生产的激励,从而产生替代效应,但也有可能产生收入效应。

在经验上,这些效应可以分别用福利效应、产出效应和投入效应来分别刻画。如果补贴改变了农业生产的比较收益,那么农户将可能对农业生产投入更多的人力和物力,从而进一步增加农业产出,因而形成投入效应和产出效应;相反,如果更多的是提高了农户的收入,可能更多地提高农户的生活水平及福利。若农业的比较收益并没有明显改变,可能的结果将是,农业补贴更多地增加了农户的休闲或者其他非农活动。

基于在理论模型中的研究结果,首先应该关注农业补贴政策是否因为提高农户的福利水平,然后探测农户是否会由此增加农业生产投入,由此进一步促使农业产出增加,即再分析劳动供给和农业总产出的变化情况。

<sup>①</sup> 对于该问题的较为完整的总结,可参见 William Green 新近完成的著作 *Modeling Ordered Choices: A Primer and Recent Developments*, <http://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/>)



## (一)福利效应

首先分析农业补贴对农户的福利影响以及政策评价,参照理论模型并根据数据进行分析,与农户生活水平紧密相关的变量有两类:一类是客观的生产和收入的情况,包括农业生产比、补贴占农业收入比重、农产品价格和家庭负担比;一类是主观的心理评价(作为个人特质因素的代理变量),包括农业补贴的政策预期。首先验证原假设1。原假设1表述为: $H_{01}:\beta_{\text{grain\_price}} = 0$ 。农业补贴政策评价的结果表明(表1),生活水平降低的预测概率为3.1%,保持不变的概率为41.1%,而55.8%的概率增加,由此可见,补贴大体上可以增加农户的生活水平。农户更加看重补贴是否显著改善自己的收入水平。其中影响收入水平的变量主要来源有两个,一个是补贴直接带来货币收入的增加,一个是补贴引起农户的生产激励,会进一步增加投入从而增加产出获取更高收入。因此,农业生产比这个变量反映了补贴对于农户农业劳动供给的作用是十分显著的。如果农户投入的农业劳动足够高(这可能是因为部门转移的摩擦引起的),那么农业补贴就直接成为农户的粮食价格上涨的生产激励,不存在劳动供给的调整成本,因而对于这类人群来说,补贴的意义是十分显著的。农业补贴占农业收入比重越高,对农户从事农业生产的激励越强。通过概率预测的边际效应可知,农业生产比上升一个评价等级,则生活水平提高的评价将上升29.2%。

表1 农业补贴政策的福利效应 (Living)

变量	福利效应评价 (Living)	生活水平降低, Prob(1) = 0.0157	生活水平不变, Prob(2) = 0.3690	生活水平提高, Prob(3) = 0.6153
农业生产比 importance	1.235 *** (0.286)	-0.019 * (0.00979)	-0.273 *** (0.0648)	0.292 *** (0.0665)
补贴占农业收入比重 p_sub_income	0.263 (0.337)	-0.004 (0.00548)	-0.058 (0.0745)	0.062 (0.796)
农产品价格 grain_price	0.710 ** (0.358)	-0.011 (0.00745)	-0.157 ** (0.0798)	0.168 ** (0.0845)
家庭负担比 burden	-0.105 (0.494)	0.002 (0.0077)	0.023 (0.109)	-0.025 (0.117)
农业补贴的政策预期 exp_ subpolicy	0.476 (0.354)	-0.007 (0.00652)	-0.105 (0.0783)	0.113 (0.0835)
样本数	153			
LR 检验 p 值	0.000			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1312			

注:\*\*\*表示1%的显著性水平,\*\*表示5%的显著性水平,\*表示10%的显著性水平,括号内为标准误。第1列为ordered logistic模型的回归结果;第2、3、4列分别表示,在第1列回归结果的基础上,相关解释变量变化一个标准单位,对于本列中预测概率 Prob 的边际效应。

农产品价格的变量在5%的显著性水平上解释了农户生活水平的变化。农产品价格上升一个评价等级,农户生活水平提高的评价将上升16.8%。这说明,大幅改变WPS价

格体系中农产品价格偏低的状态,可以提高农户对于补贴政策的评价,提高农业生产的积极性。因此,部分支持了农产品价格在  $W-P-S$  体系中的重要性。

农业补贴的政策预期说明农户不仅仅考虑到当期的收入状况,更会对于政策的走向做出理性的选择,因此这可以说明农户选择是理性的,补贴政策影响了农户对政策的评价。由此而产生的一个问题是,农业补贴政策确实因为改善了  $W-P-S$  体系,那么这种政策激励对于农户生产的影响是怎么样的呢?如果农户更愿意从事农户生产,那么从事农业投入的产出是否增加?如果投入没有增加,那么说明农户更可能的是将补贴用于直接消费,减少劳动获取闲暇;如果投入有增加,产出是否增加呢?因而需要进一步分析农业补贴政策的产出效应。

(二)产出效应

影响农业产出的因素比较多,除了种植面积,还有单位产量。由于调查数据是定序数据,因此,还可以纳入农业投入、农产品价格、补贴力度(补贴弥补生产资料价格上涨程度)和农户家庭负担等因素,进行控制变量分析。我们要验证原假设 2,即:  $H_{02}:\beta_{labor\_input}=0$ 。

对比分析可知(见表 2),农业总产出减产的预测概率为 8.7%,而保持不变的高达 78.6%,较大增加的为 12.7%,大体表明,农户对农业生产的预期并不算乐观。种植面积增加引起总产量增加的效应为负但是不显著,这个结论与许庆、尹荣梁、章辉(2011)的结论相一致。但是单位面积评价增加一个层级,可以使总产量增加的概率提高 12.4%。同时,资金投入增加对于总产量增加的效应并不显著,基于此,生产融资方式通过影响资金投入来影响总产量的方式亦不显著。这一结论,也印证了我们对于农户信贷需求较低的结论(钟春平、孙焕民和徐长生,2010)。农户的负担比也对农产品的产出起到正向的作用,可能表明农户进行农业生产的内在压力,家庭负担越重,生产的激励越大。

表 2 农业总产出(output)的影响因素及其边际影响

变量	总产出效应 (output)	较大减产, Prob(1)=0.0338	基本不变, Prob(2)=0.9167	较大增产, Prob(3)=0.0495
种植面积 area2010	-0.712 (0.869)	0.0232 (0.0282)	0.0103 (0.0168)	-0.0335 (0.0400)
单位产量 productivity2010	2.630*** (0.551)	-0.0858*** (0.0304)	-0.0380 (0.0458)	0.124*** (0.0436)
农业生产比 importance	0.927** (0.418)	-0.0302** (0.0151)	-0.0134 (0.0168)	0.0436** (0.0217)
劳动投入 labor_input	1.724** (0.727)	-0.0562* (0.0292)	-0.0249 (0.0322)	0.0811* (0.0439)
资本投入 capital_input	0.566 (0.715)	-0.0185 (0.0240)	-0.00817 (0.0136)	0.0266 (0.0338)
粮食价格 grain_price	0.925* (0.516)	-0.0301* (0.0178)	-0.0134 (0.0179)	0.0435 (0.0267)

续表

变量	总产出效应 (output)	较大减产, Prob(1) = 0.0338	基本不变, Prob(2) = 0.9167	较大增产, Prob(3) = 0.0495
补贴弥补价格程度 sub_price	0.962 ** (0.480)	-0.0314 * (0.0164)	-0.0139 (0.0179)	0.0453 * (0.0242)
家庭负担比 burden	1.960 * (1.158)	-0.0639 (0.0403)	-0.0283 (0.0386)	0.092 (0.0609)
样本数	152			
LR 检验 p 值	0.000			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.392			

注:\*\*\*表示 1% 的显著性水平,\*\*表示 5% 的显著性水平,\*表示 10% 的显著性水平,括号内为标准误。第 1 列为 ordered logistic 模型的回归结果;第 2、3、4 列分别表示,在第 1 列回归结果的基础上,相关解释变量变化一个标准单位,对于本列中预测概率 Prob 的边际效应。

农产品价格和补贴效应比较显著。粮食价格评价上升一个层级,引起较大增产效应的预测概率增加 4.3%。这说明,粮价上涨实际上更大地提高了农户生产的积极性,因此形成了农户增加投入或提高生产效率的市场激励。补贴与农资价格之间的比(或补贴弥补价格程度,sub\_price)说明了成本收益状况的改善有助于提高农户进行农业生产的积极性。补贴弥补价格上涨的程度上升一个层级,使总产量增加的预测概率增加 4.5%,比单独提高价格还要显著。这进一步在经验上证实:改进价格体系有助于农户增加农业劳动供给和农产品供给。

### (三)投入效应

农产品产出略微增加的原因在于单位面积产量的增加。根据农产品生产函数  $f_1 = A_1 \alpha$ , 需要进一步区别造成单位面积产量增加的原因:可能是物质投入、劳动力投入的增加,也可能是技术水平  $\alpha$  的提高。为了进一步区别这种原因,将劳动力投入和其他的要素投入的作用分离出来,因而我们对单位面积产量进行回归。结果表明(表 3),农业劳动力的增加、化肥的使用量增加和农产品价格是促进农产品单位产量增加的主要原因,而种子费用增加虽然起到正向的作用,但是良种促进农业单位产量增加的效果并不显著。也就是说,虽然农户的粮食产量略有增加,但这种增长主要表现为要素投入如劳动力、化肥和机械化的投入的增加而没有引起技术水平的相应提高。在预测概率上,“较大减产”占比为 11.0%,增产为 13.8%,而保持基本不变的为 75.2%,这表明,农户对生产及其效率保持平淡预期。

单位产出增加的原因在与投入的增加,那么需要进一步研究投入的增加取决于哪些因素。基于农户生产激励的条件,选取农业生产比、补贴占农业收入比重、农产品价格、补贴弥补价格程度和家庭负担,分析农户对农业补贴增加的反应及其影响因素,并且验证原假设 3,即:  $H_{03}: \beta_{sub\_price} = 0$ 。

表 3 单位面积产量 ( productivity ) 的影响因素及其边际效应

变量	单位面积产量 ( productivity )	较大减产, Prob( 1 ) = 0. 0413	基本不变, Prob( 2 ) = 0. 8772	较大增产, Prob( 3 ) = 0. 0815
农业生产比 importance	0. 318 ( 0. 382 )	- 0. 013 ( 0. 0152 )	- 0. 011 ( 0. 0151 )	0. 024 ( 0. 0287 )
劳动投入 labor_input	1. 382 ** ( 0. 591 )	- 0. 055 * ( 0. 0289 )	- 0. 049 ( 0. 0360 )	0. 103 ** ( 0. 0500 )
种子投入 seedm_input	0. 273 ( 0. 624 )	- 0. 011 ( 0. 0249 )	- 0. 010 ( 0. 0227 )	0. 021 ( 0. 0469 )
农药化肥投入 fertilizerm_input	1. 155 * ( 0. 684 )	- 0. 046 ( 0. 0296 )	- 0. 041 ( 0. 0338 )	0. 086 ( 0. 0529 )
机械化程度 mechanization	0. 623 ** ( 0. 301 )	- 0. 025 * ( 0. 0129 )	- 0. 022 ( 0. 0166 )	0. 0467 * ( 0. 0229 )
农产品价格 grain_price	1. 021 ** ( 0. 468 )	- 0. 041 ** ( 0. 0205 )	- 0. 036 ( 0. 0268 )	0. 077 ** ( 0. 0362 )
家庭负担比 burden	- 0. 961 ( 1. 264 )	0. 038 ( 0. 0500 )	0. 034 ( 0. 0485 )	- 0. 072 ( 0. 0940 )
样本数	146			
LR 检验 p 值	0. 000			
Pseudo R <sup>2</sup>	0. 221			

注:\*\*\*表示 1% 的显著性水平,\*\*表示 5% 的显著性水平,\* 表示 10% 的显著性水平,括号内为标准误。第 1 列为 ordered logistic 模型的回归结果;第 2、3、4 列分别表示,在第 1 列回归结果的基础上,相关解释变量变化一个标准单位,对于本列中预测概率 Prob 的边际效应。

在问卷中,我们专门设计了一个问题“假设农业补贴增加一倍,在农业投资是否会增加”。分析发现,农产品价格不再有较高的显著性,反而是农业补贴弥补价格的程度十分显著,系数为 - 1. 410,而边际效应分别为 0. 025、0. 326 和 - 0. 350。这个因素不仅包含农户生产投入面临的市场激励,也包含了政策预期对于农户评价的显著影响。如果农业补贴增倍后可以弥补这种农业生产资料的价格上涨,则继续从事农业生产仍然是有利的,农户的投入也可能会进一步增加。虽然通过计量分析并没有解释价格对生产激励的传导渠道,但这可能是农户追加劳动投入的直接原因。在预测概率上,减少的只有 2. 0%, 而不变的有 44. 2%, 增加的达 53. 8%, 表明,如果补贴增加,有可能会较大程度上影响投入。

因而总的看,当前中国的农业补贴确实产生了类似于钟甫宁、顾和军、纪月清( 2008 ) 的再分配效应,提高了农户福利水平。同时,单位面积产量与劳动、化肥农药等要素的投入也有正相关的关系。这说明,在有着结构变迁背景下的农业收入补贴,对于部分农户没有产生投入效应,对于另一部分农户确实也产生了微弱的真实效应。进一步地,结合农户福利、投入、产出的分析,我们发现,目前以收入性补贴为主体的补贴政策及政策本身存在的含糊与粗放特性,没能从本质上改善农户所面临的价格体系,要素的价格未能完全有效地理顺。对农户而言,更多地存在着收入效应,而替代效应有限,农户在有补贴情形下,对

农业投入的积极性并没有太多的提高。

## 五、结 论

本文结合中国经济快速发展及结构变换特征,通过要素的价格及其流动,从理论层面分析了不同形式的农业补贴政策可能的效应,特别刻画了收入效应和替代效应。经济结构变迁意味着要素流动方向会随着价格改变而有所变化。如果农业的收益很低,很有可能会导致农业生产的投入下降,从而导致农产品的供应急剧下降,有可能形成物价上涨。如果农业补贴能给农户带来足够的收益,那么有可能对农业投入和生产带来正向的引导作用。理论模型揭示了补贴能否产生实际效应的关键机制——农产品的价格、非农产业收益(工资水平)及补贴水平体现出的要素的相对价格和比较收益。如果补贴不能根本性改变农业生产和非农业生产的比较收益,那么补贴可能只会产生一定的福利效应,而生产和产出效应可能不明显。

根据理论模型,我们设计了相应的问卷,并在安徽岳西进行了微观农户的重点调查,获得了较为可信的微观数据。从简单的描述性分析看,农户的生产积极性下降,农户对农业补贴政策的后续预期也不是很乐观。进一步地,我们进行了微观计量分析。研究结果表明:农户是足够理性的,并且农业补贴通过刺激农户提高单位面积的劳动等要素投入提高了单位产量和农户的福利水平,但农业生产技术效率没有显著提升,对产出的增加效应较为微弱。

文章的总体结论是:农户的农业生产激励仍然较弱,而影响农户生产积极性的主要原因在于,农产品价格相对过低,补贴水平跟不上生产资料价格上涨的速度。农业补贴在一定程度上提高了农户的生活水平,即具有一定的福利效应,但对于生产方面的激励,由于农产品价格、粮食价格、工资水平等作用,当前的农业补贴不足以改变农户对农业投入和生产的激励,农户投入行为没有太大改善的原因在于显著的要素收益差异。农业领域的公共政策,包括早先的农业税和当前的农业补贴,具有含糊和粗放特征,一方面,具有挂钩特征;一方面,又缺乏必要的信息支持,与实际的投入和产出关联不大,从而具有更多的非挂钩特性,实际效果大打折扣。在资源再配置的过程中,补贴的信号功能弱化,从而净效应可能不明显。

## 参 考 文 献

- [1] 许庆、尹荣梁和章辉,2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第3期,第59~71页。
- [2] 钟甫宁、顾和军和纪月清,2008:《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》,《管理世界》第5期,第65~70页。
- [3] 国家发展和改革委员会价格司,2008,《全国农产品成本收益资料汇编2008》,中国统计出版社。
- [4] 钟春平,2011,《信息获取成本影响公共政策效率》,《中国社会科学报》第193期第9版。

- [5] 钟春平、孙焕民和徐长生, 2010:《信贷约束、信贷需求与农户借贷: 安徽的经验证据》,《金融研究》, 第 11 期, 第 189 ~ 206 页。
- [6] Card, David and Dean R. Hyslop, 2005, "Estimating the Effects of a Time - Limited Earnings Subsidy for Welfare - Leavers", *Econometrica*, 73(6), 1723 ~ 1770.
- [7] Chang, Peikang, 1949, *Agriculture and Industrialization*, Cambridge: Harvard University Press.
- [8] Cheron, Arnaud, Jean - Olivier Hairault, Francois Langot, 2008, "A Quantitative Evaluation of Payroll Tax Subsidies for Low - wage Workers: An Equilibrium Search Approach", *Journal of Public Economics*, 92(3 - 4), 817 ~ 843.
- [9] Durate, Margarida, and Diego Restuccia, 2010, "The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity", *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 129 ~ 173.
- [10] Frijters, Paul, John P. Haisken - DeNew, and Michael A. Shields, 2004, "Money Does Matter! Evidence from Increasing Real Income and Life Satisfaction in East Germany Following Reunification", *American Economic Review*, 94(3), 730 ~ 740.
- [11] Greene H. William, D. A. Hensher, *Modelling Ordered Choice: A Primer and Recent Development*, New York University Working Paper, No. 08 ~ 26.
- [12] House, Christopher L. and Matthew D. Shapiro, 2008, "Temporary Investment Tax Incentives: Theory with Evidence from Bonus Depreciation", *American Economic Review*, 98(3), 737 ~ 68.
- [13] López, Ramón, and Gregmar I. Galinato, 2007, "Should Governments Stop Subsidies to Private Goods? Evidence from rural Latin America", *Journal of Public Economics*, 91(5 - 6), 1071 ~ 1094.
- [14] Wise, Timothy, 2004, "The Paradox of Agricultural Subsidies: Measurement Issues, Agricultural Dumping, and Policy Reform", GDAE Working Paper, No. 04 ~ 02.

**Abstract:** Through resources reallocation and structure change among sectors, subsidies can change relative factor prices and affect resources allocation. The theoretical model shows that agriculture income subsidies and price subsidies will change relative prices and then affect labor supply. However, if the subsidy is small, it can't change comparative revenue between agriculture and non - agriculture activities where income effect dominates substitution/output effect. A survey in Yuexi District, Anhui province of China shows that subsidies can improve living standards of farmers, but just tiny effect on agriculture production. Empirical test with Ordered Logistic Model confirms that subsidies increase inputs, unit outputs and farmers' welfare, but no significant effect on productivity. Lower incentive to increase input is due to low prices of agricultural products and subsidies.

**Keywords:** Structural change, Subsidy, Behavior, Ordered Logistic Model

(责任编辑: 李景农)(校对: LN)