税费改革对农户收入增长的影响：实证与解释*

——以长三角15村跟踪观察农户为例

徐翠萍[1] 史清华[1] Holly Wang[2]

内容提要: 本文利用长三角地区15个村庄连续11年固定观察数据构建固定效应模型，考察税费改革对这一地区农户收入的影响。研究表明：在控制了农户个体特征、创收能力和社会地位等变量后，税费改革对农户收入具有显著的正效应，平均使农户人均收入提高6.82%。该效应远大于税费减免所带来的直接收入增加。同时，本文还从动态的角度考察了税费改革对农户收入的影响。本文发现：在改革前3年，税费改革对农户收入增长具有显著的正效应。另外，本文利用农业生产函数，讨论了税费改革对农户生产性资本和劳动投入决策的影响。结果表明：税费改革后农户并没有显著增加对农业生产的资本投入和劳动投入。最后，本文基于C—D生产函数讨论了税费改革对农户生产投入要素效率的影响。研究发现：税费改革后，资本和土地的产出弹性显著增加。

关键词: 税费改革 农户收入 长三角 固定效应模型

一、引言

进入上世纪80年代，家庭联产承包责任制的实施宣告了中国农村集体经营的结束，农户替代国家和集体成为农业生产的主体（林毅夫，2005）。在家庭承包责任制下，不仅农业生产效率大大提高，农业系统的纳税机制也得以重塑，农户直接承担起纳税与交费的义务。尽管在改革初期，由于收入增长相对较快，农民对负担大体还可以承受，但在一些地区，农民负担日益加重的现象已开始显现（贺雪峰，2000）。特别是80年代中期农村基础教育管理权限的下放，使农民又压上了农村义务教育的负担。进入90年代后，农民收入和负担问题成为一个越来越受关注的课题。在学术界也有许多文献探讨了中国农村税费负担（诸如Bernstein & Lü，2001；Lin& Liu，2007；Tao & Liu，2005）。

随着改革的推进，中国城乡（工农）之间的收入差距也越来越大，农民增收问题已成为中国政府考虑的主要政策问题之一。在1990年初，国务院专门下发了《关于切实减轻农民负担的通知》，并在稍后的1993年先后用“紧急通知”和“通知”①的形式对农民负担问题进行了专门的规定。但

*本项研究得到国家社会科学基金项目“农村税费改革与农户经济增长研究”（编号：03BJY061）和“中国农村文化市场演变与未来引导研究”（编号：07BG49），国家自然科学基金项目“农民生产风险态度的假说与实证”（编号：70673065）和“东西部农户经济发展机理及政府管理行为研究”（编号：70173016）资助。资料获取得到全国农村固定观察点办公室及苏浙沪三地办公室支持。在数据处理过程中得到上海交通大学经济学院朱喜博士的帮助，特此感谢。

①中共中央办公厅、国务院办公厅：《关于切实减轻农民负担的紧急通知》，1993年3月19日；中共中央办公厅、国务院办公厅：《关于涉及农民负担项目审核处理意见的通知》，1993年7月22日。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

是，造成农民负担日益加重的根源——制度与政策——并未及时做出根本性调整（王习明，2005），因而农民负担加重的问题即使有政府的多次明令禁止，依旧没有好转（Shi & Gu，2003；史清华、卓建伟，2005）。直到 1997 年，农民收入增长出现了明显徘徊甚至下降，中央政府才着手在农村进行税费改革试点（贾康等，1999）。经过了多年的试行，农村“费改税”政策终于在 2002 年得以全面推开。2004 年中央“一号文件”让农民感受最深的是中央政府明确提出“逐步降低农业税税率，2004 年农业税率总体上降低一个百分点”。2005 年中央“一号文件”则进一步指出：“扩大农业税免征范围，加大农业税减免力度”。2005 年下半年，中央政府正式宣布，“2006 年全面停止农业税征收，取消农业税”。

自“九五”期间试行农村“费改税”以来，农村税费改革[①]一直是学术界关注和讨论的热点问题。农业税费改革效果如何，也是学者们所关心的，他们通过各种途径总结与分析税费改革可能带来的影响。Yep（2004）、Kennedy（2007）论述了税费改革对农村基层政府执政能力和干群关系的影响。Yep 认为，“费改税”在短期内或许可以减轻农民负担，但其效果是很难持续的，除非有根本性的财政重新分配变革，否则只会给贫困的农民带来伤害而不是帮助，同时也会导致基层干群关系恶化。Kennedy 认为，税费改革会显著降低乡镇政府的自治和服务能力，特别是贫困地区。他认为，这种乡镇政府无效率状态会带来比税费负担更严重的不满和不安局面。高树兰等（2006）、郭成秀（2006）、王春光（2005）分别结合中国农村经济的实际，从定性分析的角度探讨了取消农业税后农民增收、农民负担等可能出现的新问题。至于农村税费改革的效果，学者们也存在不同的观点。石磊、马士国（2005） 认为，减免农业税的宏观效应是不影响农村经济的增长率，只对农业部门的收入水平有着一次性的影响。Lin & Liu（2007）认为，减免农业税对于缩小城乡差距是值得称道的，但同时认为，这项政策的长期效果是不明确的。史清华等（2006；2007）则认为，减免农业税等惠农政策所带给农民的直接收入效应是有限的，而由政策变化引发的农民观念转变所带给农民的增收的间接效应却是巨大的。

本文旨在利用实证分析的方法对农村税费改革给农民收入增长带来的影响提供更精确的估计，同时探究其影响的根源。本研究采用位于长江入海口的国际大都市三角地区（简称“长三角地区”）的15个村694个以农业为主业的农户1995～2005年的面板数据，利用个体固定效应模型来消除那些除控制变量外的村庄文化、地理环境等不可观测的个体差异对农户收入的影响。同时，在实际经济生活中，宏观经济条件和自然条件都会影响农户收入，本文通过控制年度固定效应的方式对此加以控制。通过引入反映改革实施时间的虚拟变量，本文考察改革对农户收入增长带来的平均效果和动态效果。考察动态效果即分别考察税费改革第一年到第五年及以上的效果，反映改革的短期和中长期的不同时间效应。

为了探究税费改革影响农户收入增长的根源，本文利用农业生产函数来探讨税费改革实施对农户生产性资本和劳动投入的影响，同时基于C—D生产函数讨论税费改革前后农户投入要素生产效率的变化。

之所以选择长三角地区的农户为研究对象，有两个方面的原因：首先，长三角地区是目前中国经济最具活力的区域之一，该地区经济的迅速崛起越来越引起学者们的关注。长三角地区的经济发展，不仅体现在拥有集聚效应的城市与企业上，还体现在农村与农户上。上世纪90年代中后期当全国农村经济还一直处于徘徊或下降过程之际，长三角地区的农村与农户经济就已率先走出徘徊，走

[①]中国农村税制改革经历过两个阶段，即 1997 年开始试点的“费改税”和新世纪逐步开始的降低农业税税率直至最终免除农业税。本文将这整个过程统称为农村税费改革过程。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

上增长的快车道。事实上，中央有关农业税费改革政策的产生在一定程度上是鉴于该地区的成功经验[①]。2005年下半年中央政府正式对外宣布，2006年全面停止农业税的收取。事实上，2003年，苏浙沪等沿海省（市）就已率先减免了农业税。

其次，本文作者拥有记录1995～2005年连续11年长三角地区固定跟踪观察村、1000余个固定观察农户样本生产、生活方面情况的面板数据资料，这段时间正好是该地区农村税费改革从试点到实施的阶段。因此，通过对该地区农村税费改革效果的实证研究，考察税费改革对该地区农户收入增长的影响，可以从中窥见税费改革对中国农户经济运行的影响，为进一步深化农村改革提供一定的决策支持。

本文接下来的结构安排为：第二部分介绍数据和变量，第三部分讨论计量模型和实证结果，第四部分是对农户收入增长的微观解释，第五部分是结论。

二、数据和变量说明

本文所采用的数据来自国家农村固定跟踪观察系统[②]。该系统是1986年正式确立的，在全国各地均设有观察点。固定跟踪观察系统以村为单元，对村域中的农户实行抽样调查，以村域中的农户为个体，对其进行跟踪观察。该数据库主要包括农户特征、土地和固定资产、家庭生产经营、家庭收支和家庭消费等方面的详细资料。长三角地区共有15个观察村，其中，上海5个村，江苏5个村，浙江5个村，总计约1000个农户样本。由于长三角农村地区的工业化、城市化程度较高，有相当部分的农户主要从事工业、商业等非农生产活动，来自农业的收入占其家庭收入的比重很低，税费改革对这部分农户的收入影响甚微。因此，本文选择以农业为经营主业的农户作为研究对象，样本的时间跨度为1995～2005年，这个时段基本上可以覆盖该地区农村税费改革的全过程[③]。

由于在调查表格填写和数据录入的过程中可能会产生一些试验误差，使数据出现异常值，本文在选择样本时对出现异常值的样本予以了剔除[④]。另外，有个别年份少数农户会出现数据缺失，本文保留了那些在这11年间至少有7年存在数据记录的农户，组成一个包括694个农户、共6792个样本的面板数据，因此，所获得的面板数据是非平衡数据。

为了研究农村税费改革对农户收入的影响及其动态效果，需要确定不同地区具体的税费改革时间。由于根据所掌握的各种文献资料无法准确推知所观察各村税费改革的具体时间，因此，本文直接从所掌握的原始数据来推断，即如果某村农户的“缴纳税金”和“上交杂费”[⑤]两项中任一项的金额普遍相对上年数目首次出现显著[⑥]改变，则认为从这一年开始该村进入税费改革阶段。

为了研究税费改革对农户收入的影响，所采用数据的可比性是一个值得考虑的问题。由于本文

[①]农村“费改税”从试点到全面推行，从分步免除农业税到全面停止或取消农业税，这种做法是完全正确的，也是十分对路的。它对长三角地区农户收入走出徘徊、进入增长起到了很好的作用。这是因为浙江很早以前就是这样做的，中央的政策在很大程度上吸取了浙江的经验（史清华，2005），

[②]该观察系统自 1986 年设立以来有过两次大的变动。1993 年，观察村的农户样本规模进行了一次大的调减，使该地区的观察农户样本由调整前的 1400 余户，变为调整后的 1000 户左右。2003 年，重点对观察指标做了一次修改与完善，追加了分农作物种植品种、分畜牧养殖品种的成本矩阵调查表。

[③]在被调查的村庄中，最早的 1995 年就开始了税费改革，最晚的到 2005 年仍未进行改革。

[④]依照实际中农户的税费负担很少会超过收入的 20%的原则，将数据库中税费负担大于 20%的农户作为异常值处理，予以剔除。

[⑤]分别对应调查表中的“向国家缴纳税金”和“上交乡、村、组集体”两个栏目。

[⑥]这里的“显著改变”是指整个村被调查农户的该两项指标中任一项的均值相对于上年均值的 t 检验在 5%的显著性水平下显著。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

采用的是来自农村固定观察点多年来跟踪调查的数据，自 1993 年来，这套数据的统计口径是保持一致的，各年间的数据也具有可比性[①]。政策效应分析面临的另一个问题是选择性偏差问题。因为固定跟踪观察系统以村为单元，对村域中的农户实行抽样调查并进行跟踪观察，同时，由于苏浙沪三地在农村税费改革进程的安排上是相对独立的，因此，利用这套数据资料进行政策效应分析能够避免选择性偏差问题。

另外，在实践中，除税费改革以外的其它国家宏观经济和自然环境以及农户个体特性差异等也会影响农户收入。为了分析税费改革对农户收入的影响，需要对其它影响收入的因素加以控制。对于其中可观测的部分，本文采用反映农户个体特征、创收能力和社会地位的三组控制变量。具体来说有：户主的受教育水平、土地面积（年末人均土地面积）、生产性固定资产（人均拥有生产性固定资产价值）、非农化程度（非农业收入占家庭总收入的比例）、是否有家庭成员为公干人员[②]、是否有家庭成员为乡村干部等。因变量分别有税前纯收入（即（家庭纯收入+上交的税费金额）/人口数）和税后纯收入（即家庭人均纯收入），以及后文分析中使用的其它几个变量：资本投入（即人均生产经营费用）、劳动投入（即人均劳动天数）、经营收入（即人均经营收入）。变量的主要统计特征如表 1 所示。对于其中不可观测的部分，本文采用的数据允许通过控制时间和农户个体双向固定效应的方式进行控制，即采用个体固定效应模型来控制环境、村庄文化等观测不到的个体差异对农户收入的影响，采用年度固定效应来控制不同年度的宏观经济环境和气候条件对农户收入的影响，同时把到 2005 年仍未受税费改革影响的农户作为对照组(有农户 58 户，638 个样本观察数)，研究 1995～2005 年间税费改革对主营为农业的农户收入的影响。

表 1　　主要变量的描述性统计

变量名称	单位	均值	标准差	变量名称	单位	均值	标准差
初中文化程度*（是=1）	—	0.49	0.50	税后纯收入	元/人	4972.6	3285.87
高中及以上文化程度*（是=1）	—	0.11	0.31	税前纯收入	元/人	5100.93	3272.03
土地面积	亩/人	1.93	3.63	劳动投入	天/人	80.07	98.24
生产性固定资产	元/人	762.02	1878.07	资本投入	元/人	2030.29	6797.53
是否有家庭成员为公干人员*（是＝1）	—	0.12	0.32	经营收入	元/人	3029.75	7020.77
是否有家庭成员为乡村干部*（是＝1）	—	0.09	0.29				

注：*这些变量均为 0－1 变量。

三、计量模型和实证结果

要估计农村税费改革对农户收入增长的影响，首先需要估计未进行税费改革情况下的农户收入水平。可以通过固定效应模型来实现理想的估计，选择到 2005 年仍未进行税费改革的农户作为对照组，研究 1995～2005 年税费改革对农户收入的影响。

（一）税费改革对农户人均收入的平均影响

构建如下年度和个体双向固定效应模型（time and entity fixed effects regression model），来讨论税费改革对农户人均收入的平均影响：

[①]文中所有价值量的数据均依 2000 年不变价指数进行了转换。转换中运用苏浙沪三地零售物价指数，对现价收入进行处理，处理中以 2000 年价格指数为 100。
[②]这里的公干职业为国家公务员或国有企业职工。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$$Lny_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \delta TRF_{it} + Y_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，y_{it} 是反映第 i 个农户第 t 年收入的变量（i=1，2，……，694；t=1995， 1996，……，2005）。本文在分析过程中分别采用了税前纯收入、税后纯收入；X_{it} 是一组反映农户个体特征、创收能力和社会地位等的控制变量，具体见表 2 所示；TRF_{it} 是表示税费改革的虚拟变量（已进行税费改革为“1”，否则为“0”）；Y_t 为年份 t 的固定效应；ε_{it} 表示随机误差项；α_i 是农户 i 的固定效应。本文所关心的系数是 δ，它度量了税费改革对农户人均收入的平均影响。

本模型讨论的控制变量分别有户主受教育水平、是否有家庭成员为公干人员、是否有家庭成员为乡村干部、人均土地面积、人均生产性固定资产、非农化程度等。预期户主受教育水平对农户收入存在正的影响，因为户主受教育程度越高，则越有可能采用新的农业生产技术，达到提高农业生产效率的目的；同时，较高的受教育水平，更有利于农民获取信息，并使其转移到收益更高的其它产业。家庭有公干人员也应对农户收入产生正的影响，因为他们更有可能获取高于农业生产的收益，同时，他们也更有可能为家庭其它成员提供有利于生产决策的信息和机会。有家庭成员为乡村干部对农户收入的影响比较模糊。一方面，他们可能更容易获取有利于生产决策的信息；另一方面，承担村管理工作可能会影响农户的生产活动。本文预期非农化程度对农户收入应该存在正的影响，因为相对于其它行业，农业属于低收益的行业。

对于以农业为主业的农户，拥有的土地和生产性固定资产越多，产生的规模效应越明显，因此，本文预期农户拥有的土地和生产性固定资产对农户收入产生正的影响。

税费改革对农户收入的影响普遍认为可以分成两部分。第一部分是通过税费减免短期内会给农民带来纯收入的直接增加，这相当于政府的转移支付，其影响是一次性的，长期来看对收入增长没有影响。这是税费减免的直接效应。第二部分是由于政策变化引发的农民观念转变所带给农民增收的间接效应。这可能是由于税费负担减轻，农户改变了对农业生产的认识[①]，扩大了对农业生产的投入，产生规模效应；或增强了农业生产的积极性，提高了生产效率，从而带来农业生产发展，实现增收。

模型（1）中税费改革虚拟变量的系数的含义随因变量的不同而有所变化。当因变量为税后纯收入时，税费改革虚拟变量的系数反映税费改革所带来的直接影响（即税收减免所增加的收入）和控制变量无法反映的间接影响；而当因变量为税前纯收入时，通过税费改革增加收入的部分就被消除了，税费改革虚拟变量的系数仅反映改革带来的控制变量无法反映的间接影响。模型（1）的相关结果如表 2 中第 2、第 3 列所示。

第 2 列是对税前纯收入回归的结果，第 3 列是对税后纯收入回归的结果。从表中的估计结果可以发现，无论是税前纯收入还是税后纯收入，税费改革都具有显著的正影响。其中，税费改革使税前人均纯收入平均增加 5.55%[②]，而税后人均纯收入平均增加 6.82%，该结果与史清华等（2005）估计的税费改革对人均收入的影响为 10%左右基本吻合，其差异与本文采用的反映收入的指标为人均纯收入而不是人均收入有一定的关系。税前与税后人均纯收入回归结果之差为税费改革给农户收入带来的直接影响，约为 1.3%，这和史清华等（2007）研究结果显示的该地区农民税费负担的平均水平相吻合。税费改革对税前人均纯收入的平均影响反映了税费改革的间接影响，部分地可能是由于

[①]参考史清华等（2007）。

[②]由于因变量是对数形式，所以，自变量不为对数形式的解释变量对它的边际影响与估计系数略有不同，这里转化公式为：$\Delta Lny = \exp(\beta_j \Delta x_j) - 1$；当自变量为对数形式时，其系数则为弹性的含义。下同。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

税费改革的实施给农民带来了认识和信心上的变化，认为从事农业生产是有收益的，提高了农业生产的积极性，进一步扩大对农业生产的投入，从而带来农业生产发展、农民增收。至于这部分影响的来源，本文将在第四部分进一步求证。

模型中控制变量的影响，与本文预期相一致。户主受教育水平（这里是以户主为文盲半文盲的农户为对照组）对农户收入也有着显著的正影响。从表 2 中的分析结果可以发现，相对于文盲半文盲组，在其它条件不变的情况下，户主受教育水平为小学的农户其人均收入要高约 4.92%，为初中水平的要高约 8.87%，为高中及以上水平的要高约 13.54%，这一结果和高梦滔等（2006）、史清华等（2007）的研究结果是基本一致的。这是因为户主的受教育水平越高，则越有可能采用新的农业生产技术，达到提高农业生产效率的目的。因此，教育引发的农户人力资本储备增强已成为新时期农村与农户经济持续增长的一个关键。另外，有家庭成员从事公干职业也对农户收入存在显著的正影响。人均土地面积和人均拥有生产性固定资产等这些物质资本对农户收入也存在显著的正影响。

另外，非农化程度对农户人均纯收入影响不显著，这可能是因为本文所用的样本是以农业为主业的样本，总体来看其非农化程度都比较低，平均只有 6%，因此，它的影响应该相对有限。有家庭成员为村干部对农户收入具有显著的负影响，这个结果与高梦滔等（2006）的结论是一致的。

（二）税费改革的动态效应

为了考察农村税费改革的动态效果，将模型（1）中的税费改革虚拟变量拆分成一组改革后的年份虚拟变量：TRF_1_{it}（改革第一年），TRF_2_{it}（改革第二年），TRF_3_{it}（改革第三年），TRF_4_{it}（改革第四年），TRF_5_{it}（改革第五年及以上）。如果某村在t年为改革第一年，则该村所有农户对应的TRF_1_{it}为 1，TRF_2_{it}、TRF_3_{it}、TRF_4_{it}和TRF_5_{it}为 0，依此类推。将TRF_1_{it}、TRF_2_{it}、TRF_3_{it}、TRF_4_{it}、TRF_5_{it}五个虚拟变量写入模型（2），有：

$$\begin{aligned} Lny_{it} &= \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_1 TRF_1_{it} + \gamma_2 TRF_2_{it} + \gamma_3 TRF_3_{it} \\ &+ \gamma_4 TRF_4_{it} + \gamma_5 TRF_5_{it} + Y_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (2)$$

（2）式中，γ_i（i=1，……，5）考察税费改革对农户收入历年的平均影响。

通过方程（2）本文能够考察税费改革对农户收入影响的现实速度及其时间趋势，能回答税费改革的作用是一次性的还是持久性的，是即时发生的还是逐步发生的。表 2 中的第 4、第 5 列为税费改革对收入影响的动态分析结果，因变量分别为税前人均纯收入和税后人均纯收入。控制变量与模型（1）中的一致，变量的显著性也与模型（1）中分析结果基本保持一致。第 4、第 5 列中的 5 个表示税费改革进程的虚拟变量，其系数分别反映税费改革后各年税费改革的平均效应。无论是对税前收入还是税后收入，在其它条件相同的情况下，相对于未改革，税费改革后的前三年，税费改革都表现为显著的正效应，税费改革后的第四、第五年及以上，改革的效应则不显著。可以发现，就税前人均收入而言，税费改革在改革当年的影响是使人均收入增加了 5.13%，改革第二年使人均收入增加了 6.40%，改革第三年的平均影响为 5.65%。该结果表明，税费改革对农民收入增长在改革后的前三年表现出显著的积极影响，随后其影响将会下降。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 2　　固定效应面板模型的估计结果

变量	改革平均效果		改革动态效应	
	税前人均纯收入对数	税后人均纯收入对数	税前人均纯收入对数	税后人均纯收入对数
户主受教育水平为小学	0.048***	0.055***	0.048***	0.053***
	（0.015）	（0.016	（0.015）	（0.016）
户主受教育水平为初中	0.085***	0.096***	0.085***	0.094***
	（0.017）	（0.017）	（0.017）	（0.017）
户主受教育水平为高中及以上	0.127***	0.140***	0.127***	0.138***
	（0.021）	（0.022）	（0.022）	（0.023）
有家庭成员为公干人员	0.093***	0.097***	0.092***	0.098***
	（0.020）	（0.020）	（0.022）	（0.022）
有家庭成员为乡村干部	-0.048***	-0.039**	-0.050***	-0.042**
	（0.016）	（0.020）	（0.017）	（0.020）
人均土地面积	0.025***	0.022***	0.025***	0.022***
	（0.002）	（0.004）	（0.002）	（0.003）
人均生产性固定资产	0.018***	0.021***	0.018***	0.021***
	（0.004）	（0.004）	（0.004）	（0.004）
非农化程度	0.021	0.015	0.021	0.015
	（0.023）	（0.025）	（0.025）	（0.027）
TRF	0.054***	0.066***	—	—
	（0.018）	（0.020）		
TRF _1	—	—	0.050**	0.060**
			（0.025）	（0.025）
TRF _2	—	—	0.062***	0.068***
			（0.021）	（0.021）
TRF _3	—	—	0.055*	0.059*
			（0.029）	（0.031）
TRF _4	—	—	0.041	0.036
			（0.031）	（0.035）
TRF _5	—	—	0.045	0.024
			（0.067）	（0.072）
Y_{1996}	0.030***	0.027***	0.030***	0.027***
	（0.001）））	（0.001）））	（0.001）））	（0.001）））
Y_{1997}	0.042***	0.037***	0.042***	0.037***
	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）
Y_{1998}	0.015***	0.006***	0.016***	0.006***
	（0.001）	（0.002）	（0.001）	（0.001）

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

（续表 2）

Y_{1999}	0.031***	0.019***	0.030***	0.020***
	（0.001）	（0.001）	（0.002）	（0.002）
Y_{2000}	0.088***	0.084***	0.087***	0.085***
	（0.003）	（0.003）	（0.003）	（0.003）
Y_{2001}	0.130***	0.134**	0.131***	0.136***
	（0.007）	（0.008）	（0.008）	（0.008）
Y_{2002}	0.145***	0.151***	0.145***	0.154***
	（0.020）	（0.021）	（0.019）	（0.020）
Y_{2003}	0.243***	0.263***	0.241***	0.267***
	（0.019）	（0.020）	（0.019）	（0.022）
Y_{2004}	0.401***	0.431***	0.404***	0.443***
	（0.020）	（0.022）	（0.026）	（0.030）
Y_{2005}	0.464***	0.503***	0.472***	0.527***
	（0.021）	（0.023）	（0.036）	（0.041）
观察样本数	6693	6693	6693	6693
农户数	694	694	694	694
调整R^2	0.764	0.765	0.764	0.765
F统计值	31.45	31.67	31.29	31.52

注：①括号中报告的结果是变量的标准差。***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。②因为本文的样本数据集是非平衡面板数据，每次分析中软件会根据实际采用的样本数给出观察样本数，因此较总样本数会有一定的偏差，下同。③由于本文所构建的模型为年度和个体双向固定效应模型，回归结果中无法一一标示出α_i的回归结果，同时，它们的结果也不是本文所关注的重点，所以，表中没有给出这部分的结果。另外，软件分析时直接将 1995 年设定为基年，其它年份的固定效应均为与基年比较的结果，因此，表中标示的年份固定效应从 1996 年开始，下同。

四、收入增长的微观解释

从前面的实证结果可以发现，农村税费改革对农户收入增长的影响，无论是平均效果还是动态效果（在一段时间内）都是显著且为正的，而这个效果几倍于税费减免所带来的直接收入增加。那么，为什么这项政策的实施会带来如此大的能量呢？是因为政策的实施激发了农民从事农业生产的热情，扩大了对农业生产的投入，还是因为政策变化引发了农民观念的转变，提高了农业生产效率从而带来增收效应？

（一）税费改革对农业投入的影响

根据微观经济理论，投入产出关系是由生产函数决定的。通常，学者认为，农业满足柯布一道格拉斯生产函数（C—D 生产函数）：

$$y = A\prod_{i}^{n} x_i^{\phi_i} \qquad (3)$$

（3）式中，投入要素主要有土地、劳动、资本。在原始社会，农业生产的投入要素只有土地和劳动，随着社会的发展和技术的进步，以机械、化肥、农药等形式反映的资本要素在农业增长中发

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

挥着举足轻重的作用。为了考察税费改革后农户收入增长的来源，本文继续利用前文的调查数据库中有关农户生产投入的数据，考察税费改革对农户生产要素投入决策的影响。由于中国农村实行家庭承包经营，不存在自由的土地交易市场，土地资源的流转是受到限制的，这里主要讨论资本和劳动要素投入在税费改革前后的变化。

在分析税费改革对农户资本投入决策的影响时，控制反映农户个体特征、创收能力和社会地位的变量之后，构建如下年度和个体双向固定效应模型，分别考察资本投入和劳动投入的平均变化：

$$LnK_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \theta TRF_{it} + Y_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Labor_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varphi TRF_{it} + Y_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（4）式中，K_{it} 反映第 i 个农户第 t 年资本投入（i=1，2，……，694；t =1995，1996，……，2005），这里反映资本要素的指标为人均生产经营费用。α_i 是农户 i 的固定效应，X_{it} 是一组反映农户个体特征、创收能力和社会地位等的控制变量，模型（4）与模型（1）中的控制变量相同。TRF_{it} 是表示税费改革的虚拟变量（已进行税费改革为“1”，否则为“0”），Y_t 为年份 t 的固定效应，ε_{it} 为随机误差项。本文所关心的是系数 θ，它度量了税费改革对农户资本投入决策的平均影响。模型（5）讨论税费改革对农户劳动投入的影响，（5）式中，$Labor_{it}$ 为第 i 个农户第 t 年人均劳动天数（i=1，2，……，694；t=1995，1996，……，2005），其它指标与模型（4）相同。本文关心的是政策变量 TRF_{it} 前的系数 φ，它反映了税费改革对农户劳动投入的影响。主要实证结果如表 3 所示。

第 2、第 3 列考察的是税费改革对农户资本投入决策的影响。本文关注的是变量 TRF_{it} 的系数。从表中的估计结果可以发现，在其它条件相同的前提下，税费改革会使农户的资本投入略有增加，但其影响不显著。同样，第 4、第 5 列是税费改革对农户劳动投入决策影响的实证结果。从实证结果看，税费改革使农户的劳动投入略有增加，但同样其影响不显著。

另外，从分析结果看，模型中其它控制变量的影响符合经济现实。值得注意的是，从表中列示的各年份的固定效应可以发现，该地区以农业为主业的农户对农业生产的投入呈逐年减少的趋势。这与该地区不断加速的工业化和城市化进程是密切相关的。

实证结果表明，税费改革后农户并没有显著增加对农业生产的投入。因此，税费改革后农户收入的增长，理论上讲，并不是通过增加投入带来的，而可能是由于农业生产效率的提高。为了验证这一假说，本文进一步讨论税费改革对农户生产效率的影响。

表 3　　税费改革对农户生产投入的影响

变量	人均生产资本投入		人均劳动投入	
	系数	标准差	系数	标准差
户主受教育水平为小学	-0.008	0.027	-5.371***	1.206
户主受教育水平为初中	0.049*	0.030	-3.555***	1.362
户主受教育水平为高中及以上	-0.022	0.031	-6.386***	1.619
有家庭成员为公干人员	0.072**	0.029	-1.054***	1.088
有家庭成员为乡村干部	-0.033	0.025	-2.214	1.469
人均土地面积	0.170***	0.008	11.508***	1.216
人均生产性固定资产	0.103***	0.005	-0.685**	0.333
非农化程度	0.490***	0.058	-2.094*	1.228

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

（续表 3）

TRF	0.016	0.036	5.238	4.028
Y_{1996}	0.071***	0.001	-0.087	0.055
Y_{1997}	0.062***	0.001	-1.661***	0.092
Y_{1998}	0.021***	0.001	0.22*	0.125
Y_{1999}	-0.009***	0.001	0.371***	0.130
Y_{2000}	-0.097***	0.002	-1.960***	0.080
Y_{2001}	-0.1826***	0.009	-3.489***	0.609
Y_{2002}	-0.207***	0.014	-10.632***	2.488
Y_{2003}	-0.249***	0.030	-33.225***	3.436
Y_{2004}	-0.019	0.032	-33.903***	3.707
Y_{2005}	1.389***	0.036	-37.001***	4.143
观察样本数	6700		6699	
农户数	694		694	
调整R^2	0.896		0.801	
F统计值	82.11		38.88	

注： ***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。

（二）税费改革对生产要素效率的影响

为了进一步探究税费改革影响该地区农户收入增长的根源，本文继续以主营农业的农户为样本，考察税费改革前后农户投入要素生产效率是否发生变化。通常认为，农业生产投入产出关系满足C－D生产函数形式：

$$y = A\prod_{i}^{n} x_i^{\phi_i} \tag{6}$$

（6）式中，x_i 为农业生产中投入的资本、土地、劳动等要素，ϕ_i 为各要素的产出弹性。要素的产出弹性是在投入要素价格以及其它投入不变的条件下，一种要素投入量的变动所导致的产出的相对变化程度。C－D生产函数线性化后，具有各要素系数即为各要素相对应的产出弹性的良好性质，因此，本文可构建如下固定效应模型来考察税费改革对投入要素生产效率的影响：

$$Lny_{it} = \alpha_i + \gamma_1 LnK_{it} + \gamma_2 LnLand_{it} + \gamma_3 LnLabor_{it} + \gamma_4 TRF_{it} \times LnK_{it}$$

$$+ \gamma_5 TRF_{it} \times LnLand_{it} + \gamma_6 TRF_{it} \times LnLabor_{it} + Y_t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

（7）式中，y_{it} 反映第*i*个农户第*t*年产出（*i*=1，2，……，694；*t*=1995，1996，……， 2005），这里反映产出的指标为人均家庭经营收入。α_i 是农户 i 的固定效应；K_{it} 是资本要素投入，这里取人均生产经营费用；$Land_{it}$ 是土地要素投入，这里为人均拥有的土地面积；$Labor_{it}$ 是劳动要素投入，这里取人均劳动天数。$TRF_{it} \times LnK_{it}$、$TRF_{it} \times LnLand_{it}$、$TRF_{it} \times LnLabor_{it}$ 分别为政策变量和要素变量的交叉项。这是本文为考察税费改革对生产要素效率影响而专门设计的变量，目的是考察税费改革前后各投入要素的产出弹性是否发生变化。如果 γ_4、γ_5、γ_6 显著异于零，则可以认

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

为税费改革前后产出弹性发生了改变。Y_t为年份t的固定效应，ε_{it}表示随机误差项。对主营农业的农户数据分析得到的回归结果如表4所示。

表 4　　税费改革对投入要素效率的影响

变量	系数	标准差
LnK	0.814***	0.025
LnLand	0.032	0.032
LnLabor	0.088***	0.014
$TRF \times LnK$	0.032***	0.010
$TRF \times LnLand$	0.036*	0.019
$TRF \times LnLabor$	-0.022	0.017
观察样本数	6791	
农户数	694	
调整R^2	0.963	
F统计值	251.729	

注：本表省略了a_i和各年份的固定效应Y_t部分的结果，因为它们不是本文所关注的重点。***、*分别代表1%、10%的显著性水平。

从分析结果可以发现，三个反映政策对要素生产效率影响的变量中，在1%的显著性水平下，$TRF_{it} \times LnK_{it}$的系数显著异于零。在10%的显著性水平下，$TRF_{it} \times LnLand_{it}$的系数显著异于零。只有$TRF_{it} \times LnLabor_{it}$的系数不显著，与零无差异。实证结果显示，税费改革后，资本的产出弹性和土地的产出弹性显著增加，即在其它条件保持不变的条件下，单位资本的产出增加，单位土地面积的产出也增加，资本和土地的产出效率提高。这说明，税费改革的实施在一定程度上改变了该地区农户对农业生产的认识，提高了他们农业生产的积极性，农户更合理地安排土地和资本等生产要素。这也可以在一定程度上解释为什么在资本、劳动等要素投入没有显著增加的情形下而农户收入却显著增加了。

五、简要结论

本文利用长三角地区 15 个村庄连续 11 年固定观察所得的面板数据，构建年度和个体双向固定效应模型，并运用该模型分析了农村税费改革对该地区农户收入增长的影响。实证结果表明，在控制了农户个体特征、创收能力和社会地位等变量后，农村税费改革对农户收入具有显著的正效应，改革使农户人均纯收入平均提高约 6.82%，该结果远大于税费减免所带来的直接收入增加。本文还通过构建动态模型研究了税费改革效应的持续性。研究发现，在改革后的前三年，税费改革对农户收入增长呈显著的正影响。这可能与长三角地区税费改革政策的实施并非一步到位而是一个连续渐进的过程有关。

为了解释为什么税费改革会给农户收入带来远大于直接税费减免金额的增长，本文从生产函数的角度讨论税费改革实施对农户生产性资本投入和劳动投入的影响。研究结果表明，税费改革后农户生产性资本投入没有显著增加，生产活动中的劳动投入也没有显著增加。因此，税费改革并没有使农户显著增加对农业生产的投入。为了进一步探究税费改革影响农户收入增长的根源，本文从C—D生产函数出发，讨论税费改革前后农户投入要素的生产效率是否发生变化。实证结果表明，税费改革后，资本和土地的产出弹性显著增加，这说明，税费改革的实施在一定程度上改变了农户对

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

农业生产的认识，提高了他们农业生产的积极性，农户更合理地安排土地和资本等生产要素。这也许是在资本、劳动等要素没有显著增加的情形下农户收入却显著增加的原因。这一结果从某种程度上说明，对于中央政府推行的税费改革等惠农政策，农户在行动上做出了理性的反应。

参考文献

1.Bernstein, T. P.; Lü, X.: Taxation without Representation: Peasants, the Central and the Local States in Reform China, *The China Quarterly*, No.163, 2000, pp.742-763.

2.Kennedy, J. J.: From the Tax-for-Fee Reform to Abolition of Agricultural Taxes: the Impact on Township Governments in North West China, *The China Quarterly*, No.189, 2007, pp.43-59.

3.Lin, J.Y.; Liu, M.: Rural Informal Taxation in China: Historical Evolution and an Analytic Framework, *China & World Economy*, Vol.15, No.3, 2007, pp.1-18.

4.Shi, Q.H.; Gu, H.Y.: Tax and Fee Burden of Rural Households and Economic Growth in China, *Chinese Business Review*, 2(2), 2003, pp.1-15.

5.Tao, R.; Liu, M.X.: Urban and Rural Household Taxation in China: Measurement, Comparison and Policy Implications, *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol.10, No.4, 2005, pp.486-505.

6.Yep, R.: Can "Tax-for-Fee" Reform Reduce Rural Tension in China? The Process, Progress and Limitations, *The China Quarterly*, No. 177, 2004, pp.42-70.

7.高梦滔、姚洋：《农户收入差距的微观基础：物资资本还是人力资本？》，《经济研究》2006 年第 12 期。

8.高树兰、孟凡强：《取消农业税后农民增收问题的探讨》，《天津经济》2006 年第 7 期。

9.郭成秀：《免征农业税后出现的新问题及对策建议》，《地方财政研究》2006 年第 2 期。

10.贺雪峰：《农民负担与乡村治理——湖北黛村调查》，《管理世界》2000 年第 6 期。

11.林毅夫：《制度、技术与中国农业发展》，上海人民出版社，2005 年。

12.贾康、白景明、马晓玲：《"费改税"与政府收入规范化思路研究》，《管理世界》1999 年第 4 期。

13.史清华、程名望、徐翠萍: 《中国农业新政策变化的政策效应》，《中国人口科学》2007 年第 6 期。

14.史清华、武志刚、程名望：《长三角农家行为变迁：1986—2005》，上海三联书店，2007 年。

15.史清华、张跃华、卓建伟：《新政实施下农民的反响与增收实绩——以吉苏晋三省为例》，《农经研究通讯》2006 年第 11 期；中国人民大学报刊复印中心《体制改革》2006 年第 1 期。

16.史清华、卓建伟：《农户家庭税费负担与经济增长研究——以江浙沪三省市 26 村固定跟踪观察农户为例》，《开发研究》2005 年第 4 期。

17.石磊、马士国：《减免农业税的长期效应与中国农业发展的对策》，《财贸研究》2005 年第 6 期。

18.王春光：《农业免税后的农民负担》，《领导之友》2005 年第 5 期。

19.王习明：《农村税费改革和政治发展》，《中国农村观察》2005 年第 5 期。

（作者单位：[1]上海交通大学经济与管理学院；
[2] Dept. of Agricultural Economics，Purdue University，USA）

（责任编辑：秦　理）

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net