

转型时期农户的经营投资行为 ——以长三角15村跟踪观察农户为例

朱 喜 史清华 李 锐*

摘 要 本文利用1995—2004年长三角15村近千个农户家庭的跟踪调查数据,实证分析了样本农户的经营投资行为。研究发现,不论是对农业投资还是非农投资,投资机会的增加都会产生显著的影响;农户在经济上向城市工人的转型深化,使得农业投资和非农投资都显著减少,但特别的是,有地农户的农业投资没有降低;融资约束对农业投资的影响不大,但对非农投资构成了严重的阻碍;土地对于农业投资具有显著的正向影响;税费改革对两种投资的经济影响均不明显。

关键词 农户投资, 农户转型, 固定效应, tobit 模型

一、引 言

农户投资对于发展现代农业、提高农民收入的重要意义,长久以来一直受到学术界的高度重视。舒尔茨(1978)在其经典著作《改造传统农业》一书中指出:在完全以农户世代使用的生产要素为基础的传统农业中,农户是无法对经济的发展作出贡献的,唯有引进新的现代农业生产要素,才能改造传统农业,并使得现代农业成为经济发展的源泉。这一观点凸显了通过有效投资提高农户生产的收益率,增加农户收入和福利水平,并且减少农村贫困,缩小贫富差距,从而推动整个国民经济和谐发展的重要性。农户投资的深远意义还不止于此,Zhu and Yang (2007)进一步指出,现代技术在农业中的引入和应用是实现长期经济增长的必要条件。工业部门的高速增长并不足以实现可持续的经济增长,但可导致农业投资品相对价格的降低。在实现农业现代化的过程中,只有农户有效地利用这种价格的降低,才能使得经济增长方式成功完成转变,从而实现可持续发展。

* 朱喜、史清华,上海交通大学安泰经济与管理学院;李锐,北京航空航天大学经济管理学院。通信作者及地址:朱喜,上海市法华镇路535号,200052;电话:13774205899;E-mail: zhuxi97@sjtu.edu.cn。本文受到国家自然科学基金项目(70673065和70703023)和上海哲学社会科学规划项目(2007EJB007)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的中肯意见,并感谢全国农村固定观察点全体工作人员的辛勤劳动。

改革初期我国农村经济实现了前所未有的高速增长,1978—1984年间农民人均纯收入年均增长率达到17.71%。学术界一般认为,此期间的农村经济增长主要归功于家庭联产承包责任制改革,它使得农户重新获得了进行生产、投资决策的激励和自主权¹,从而提高了生产经营效率和投资积极性(Lin, 1992)。但自20世纪80年代中期开始,尽管农户已成为生产投资的决策主体,但随着激励改进所导致的增长潜力逐渐释放殆尽,农户生产投资的积极性并没有得到进一步的激发,农业现代化的进程依然缓慢,加上农产品价格走低等外部原因,自此农村经济就开始陷入增长乏力的困境。1985—2005年间,农民人均纯收入年均增长率降低到4.30%。

基于此背景,对现阶段我国农户投资的决定因素进行深入细致的研究就显得尤为重要。过去的研究主要集中在传统的农业投资方面,学者们检验了地权稳定性、土地、信贷可得性、劳动力转移、农户收入、农地收益、农地规模、承包期等因素对农业投资的影响(如Feder *et al.*, 1992; Jacoby, Li, and Rozelle, 2002; Brauw and Rozelle, 2009; 刘承芳等, 2002; 许庆和章元, 2005; 等等)。随着一些地区(特别是沿海地区)二、三产业的快速发展,农村劳动力非农就业的比例已经非常高,促成农户在经济上向城市工人的转型不断深化,其投资行为已经开始呈现出一些新的特征,如越来越多的农户同时进行家庭经营与企业打工两种活动,在非农领域的投资增长迅猛等。值得注意的是,受到我国当前户籍制度的限制,农户在身份和职业上很难实现真正的转型,因此这种转型注定是不彻底的,并且将持续相当长的一段时期。而对于这些处在转型时期的农户的投资行为特征,现有文献的研究是比较欠缺的,本文试图弥补这方面的不足。利用1995—2004年长三角15村近千个农户家庭的调查数据,本文详细考察了转型时期农户的农业投资与非农投资的不同模式,并将投资机会、农户转型、融资约束、税费改革和土地流失等近年来重要性不断凸显的变量纳入投资模型。

本文的实证分析主要结果如下:首先,不论是对农业投资还是非农投资,投资机会的增加都会产生显著的影响。近年来农户非农投资规模的增加,很可能是长三角工业化发展所导致的非农投资机会不断增加的结果;其次,农户在经济上向城市工人的转型深化使得农业投资和非农投资都显著减少,但特别的是,由于处在转型过程中的农户的经营决策习惯,有地农户的农业投资没有降低;融资约束对农业投资的影响不大,但对非农投资构成了严重的阻碍;土地对于农业投资具有显著的正向影响,而对非农投资的影响不显著;税费改革对两种投资的经济影响均不明显。

本文的剩余部分安排如下:第二部分回顾主要的研究文献,结合长三角

¹ 在向国家和集体缴纳部分事先规定的产出之后,农户可以保留剩余的利润,这就是所谓的“交够国家的,留足集体的,剩下的是自己的”。

地区农户特征，建立农户投资的计量模型；第三部分介绍实证研究使用的数据来源，并总结主要事实；第四部分给出农户投资的实证结果，分析其经济含义；最后总结全文，并给出政策建议。

二、文献回顾与农户投资模型

（一）文献回顾

Modigliani and Miller (1958) 给出了著名的 MM 定理，即在完全的资本市场中，企业的金融结构不会影响其市场价值。如果 MM 定理的假设在现实中成立，那么“真实”的农户投资决策完全由利润最大化决定，而与反映金融状况的变量（如流动性、负债比率等）无关。部分因为这一理论的巨大影响力，绝大多数关于农户投资的早期研究都没有考虑金融变量在投资决策中可能承担的重要角色。许多实证研究都采用经典的或拓展的净现值（net present value）模型、Q 模型或者欧拉方程模型²等，考察资产设备价格、利率、农户面临的经济条件等因素对于农户投资的影响（如 Cromarty, 1959; Griliches, 1960; LeBlanc and Hrberger, 1986; LeBlanc *et al.*, 1992; LeBlanc and Hrubovcak, 1985; Gustafon, Barry, and Sonka, 1989 等）。

信息经济学的发展为分析投资行为提供了新的研究视角，Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) 最先将净财富变化引入到投资模型中，并证实了融资约束对投资的重要影响，这一思想很快得到学术界的认可，并迅速形成了大量的研究文献（参见 Hubbard (1998) 出色的综述）。较之一般的市场，农村金融市场的逆向选择和道德风险问题更为严重（Stiglitz and Weiss, 1981; Carter, 1988），³这使得农户投资决策更有可能受到融资条件的约束。众多的实证研究（如 Hubbard and Kashyap, 1992; Jensen, Lawson and Langemeier, 1993; Bierlen and Featherstone, 1998; Hart and Lence, 2004; 等等）都为农户面临融资约束，并且这种约束影响到投资决策提供了证据。

需要指出的是，上述研究的背景多数是发达国家的现代农业，因而可以将农户作为准企业来看待，使问题得到一定的简化。但在农业现代化程度相对落后，同时又处于转型中的我国，农户投资行为显然要复杂得多。表 1 列出了近年来使用微观调查数据对农户投资（主要是农业投资）的实证研究结果。学者们普遍关注的一个因素是土地调整导致的地权不稳定性，Feder *et al.* (1992)、Jacoby, Li, and Rozelle (2002)、许庆和章元 (2005) 的研究都证实了这一点；由于农村信贷配给现象严重，信贷可得性的影响也受到了重

² 两种模型都可通过经济人的最优化行为得到，参见 Hayashi(1982)和 Abel(1980)。

³ 如：审查借款人的资质和监督借款人的活动等都需要较高的成本；农户的财富禀赋一般较低，很难向金融机构提供有效的抵押。

视, Feder *et al.* (1992)、刘承芳等(2002)等都将农户的信贷变量纳入投资模型; Brauw and Rozelle (2009)考虑了劳动力转移因素,但发现劳动力转移只影响了农户的消费性投资,对生产性投资的影响不显著。从研究所使用的数据来看,多数使用的是截面调查数据,运用的计量方法包括 OLS 模型、Probit 模型、Duration 模型、Heckman 两步法等。这些研究无疑提供了很多洞见,但据我们所知,到目前为止农户在转型过程中的投资行为还没有得到充分的研究。

表 1 关于中国农户投资决定因素的微观计量研究

研究	因变量	主要自变量	主要实证结果	使用数据和计量方法
Feder <i>et al.</i> (1992)	农作物资本存量(包括拖拉机、其他设备和役畜)	土地规模、地权稳定性、信贷可得性、家庭规模、教育水平、务农经验等	资本存量与土地规模正相关;非正式信贷影响不显著;正式信贷影响显著;对于土地再分配的忧虑不会阻碍生产性投资;农户个人特征不显著	国家统计局 1987 年和 1988 年在吉、苏、赣的四县区的截面调查,每县区的农户样本约为 200 个。 最小二乘法(OLS)
Jacoby, Li, and Rozelle (2002)	单位地块的有机肥料投入	土地调整导致的地权不稳定性、土地类型(是否集体土地、是否自留地等)、土地质量、地形等	土地征用风险的增加会阻碍有机肥料投入,但对化肥等投入影响不显著	世界银行 1995 年在冀、辽两省 31 个村庄的截面调查数据,样本总数为 727 个。 持久期模型(duration model)和随机效应 tobit 模型
Brauw and Rozelle (2009)	消费性投资和生产性投资	外出打工人数;归家打工人数;户主教育水平、经验、家庭规模、土地、家庭物质资本等	外出或归家的打工者对消费性投资都有显著的促进作用,但对生产性投资的作用不显著	中国人民大学农业政策中心和中国人民大学 2000 年在冀、辽、晋、浙、鄂、川等 6 省市 60 村的调查数据,数据追溯到 1995 年,样本农户总数为 1199 个。 Probit 模型和固定效应 Tobit 模型
刘承芳等 (2002)	农业生产性投资	非农就业比例、借贷可得性、土地规模、房屋资产、农村基础设施等	均有显著影响	作者运用 1993—1999 年江苏 6 县市的调查数据,每年农户样本总数为 300 个。 Heckman 两步法
许庆和章元 (2005)	与特定地块不相联系的长期投资(农用机械等);相联系的长期投资(道路、农家肥等)	增人增地、减人减地、户主年龄、教育水平、承包费、从事非农劳动时间等	对第一类投资,减人减地使之大幅下降;增人增地无影响;对第二类投资,两者对农家肥使用量均无影响	澳大利亚阿德雷得大学中国经济研究中心和中国农业部于 1993—1995 年、1999—2000 年对吉、鲁、赣、川等四省进行调查,每省农户样本为 200 个左右。 最小二乘法(OLS)

(二) 农户投资模型设定及变量选取

在总结以往研究的基础上,考虑到近年来长三角地区农户生产和投资的具体状况和特征,以及近年来国家重大宏观政策的调整等因素,本文将影响农户投资(农业或非农)的主要因素分别归结为投资机会、转型化程度、融资约束、税费改革、土地以及其他控制变量(农户的个人特征、时间效应等)。按照这一思想,我们将农户的农业投资和非农投资模型分别设定如下:

$$\begin{aligned} \text{AINV}_i^* &= \beta_1 \Delta \text{AS}_i + \beta_2 \text{trans}_i + \beta_3 \text{transland}_i + \beta_4 \text{CF}_i + \beta_5 \text{tax}_i + \beta_6 \text{fee}_i \\ &\quad + \beta_7 \text{land}_i + \beta_8 K_i + \gamma' Z_i + \theta' \text{tdummy} + \alpha_i + u_i, \\ \text{AINV}_i &= \max(0, \text{AINV}_i^*); \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{NAINV}_i^* &= \beta_1 \Delta \text{NAS}_i + \beta_2 \text{trans}_i + \beta_3 \text{CF}_i + \beta_4 \text{fee}_i + \beta_5 \text{land}_i + \beta_6 K_i \\ &\quad + \gamma' Z_i + \theta' \text{tdummy} + \alpha_i + u_i, \\ \text{NAINV}_i &= \max(0, \text{NAINV}_i^*). \end{aligned} \quad (2)$$

模型中 AINV^* 和 NAINV^* 分别为农户的实际农业投资和非农投资,但我们观察到的农户投资 AINV 和 NAINV 要么为 0, 要么为正,这是典型的审查数据(censored data)。对于观察到的农业投资和非农投资,我们用当年经营费用代表。⁴影响农户投资的解释变量如下:

变量 ΔAS 和 ΔNAS 为农户的农业经营收入增长率和非农经营收入增长率,分别代表农户所面临的农业和非农投资机会。显然,只要农户的投资行为是理性的,当投资机会增加时,农户的投资会增加。近年来,随着长三角地区农村经济的发展,投资机会增长很快,特别是非农投资机会的增长尤其明显,直接刺激了农户投资的需求,这是分析农户投资时不可忽视的因素。

变量 trans 为转型化程度,用农户的企业打工收入占家庭总收入的比重代表,反映农户在经济上向依靠劳动获取工资的城市工人转型的程度。与通过家庭经营投资创造收入相比,企业打工收入一般更高,也更加稳定。在不断工业化中的长三角地区,农户在投资机会增加的同时,也面临着越来越多的企业打工机会,这是他们进行家庭经营投资(不论是农业投资还是非农投资)的重要机会成本。对大多数样本农户而言,受到家庭物质资本和人力资本储备的限制,进行农业投资很难摆脱低收益、高风险的困扰,进行非农投资又缺乏资本储备和专业技能。⁵因而当得到在企业打工的机会时,农户获取了相对稳定的收入,进行家庭经营活动的积极性就会相对减弱。所以我们预期它

⁴ 本文主要研究经营性投资,因此这里没有考虑生产性固定资本投资。对农户来说,固定投资要求数额较大,发生频率较低,而且我们的数据无法将其区分为农业和非农用途。为控制其影响,我们将生产性固定资本存量作为控制变量加入模型。

⁵ 如图1显示,进行非农投资的农户占全部样本农户的比例较低。

对两种投资的影响都为负。

变量 *transland* 为转型化程度与是否拥有土地的交叉项,这是我们对农业投资特别设计的变量,目的在于考察对于依然拥有土地的农户,转型深化(企业打工收入比例上升)对于其在农业方面的投资的影响。我们注意到,在从以家庭经营为主的农民在经济上转向城市工人的转型进程中,许多农户仍会部分保留过去的农业决策方式和生产习惯,因此我们预期它会对农业投资产生影响。

变量 *CF* 为农户的内源融资变量,由农户当年的总收入减去经营费用支出、税费支出和生产性固定资产折旧之后得到,代表农户可利用的内源融资资源(自有资金)。⁶这里没有减去农户的生活消费支出,因为消费在很大程度上是内生的,由农户的收入决定。为保证结论的稳健性,作者也考虑了减去消费以后的 *CF*,定义为 *CF2*,作为内源融资资源的备选变量。如果农户没有受到融资约束,那么正如 *MM* 定理所指出的,其投资只取决于投资机会,不会受到自有资金的限制,因而与内源融资变量无关;但如果农户由于利率管制、逆向选择、道德风险等原因,无法从金融机构或者非正式贷款者那里得到需要的贷款,则其投资将与内源融资变量存在紧密的联系 (*Hubbard*, 1998)。因此该变量的系数能够反映在控制投资机会之后,农户的融资约束对于投资需求的影响。如果其系数显著为正,在一定程度上可以证实投资面临着融资约束问题。由于农户信贷具有数额小、客户分散、缺乏抵押、风险较大等特点,逆向选择和道德风险问题比普通商业贷款要严重得多,另一方面,政府又对农村的利率、金融机构等实施严格的管制,使得农村中的信贷配给问题十分严重。*李锐和朱喜* (2007) 估计我国农村金融抑制的程度达到 70% 左右。因此我们预期融资约束很可能构成农户投资的阻碍。

变量 *tax* 和 *fee* 为农户的税支出和费的支出。从农村的实际情况来看,税的征收主要针对农业生产,可能会对农业投资产生影响,而费的征收则近似人头税,它以户口或耕地面积作为税基 (*佐藤宏等*, 2006),对两种投资都可能产生影响。理论上讲,税费负担的降低,将会提高农户的投资收益,同时增加农户的可用资金,并且改善农户对未来的预期,增强农户进行生产投资活动的信心,因此它对农户投资会产生一定的正向激励。但从样本农户来看,长三角地区农户的税费负担程度并不高,税费改革导致的绝对数额减少只占收入很小的一部分。因此,税费改革对样本农户的实质性影响值得进一步分析。

变量 *land* 代表农户经营的土地面积。对于土地较多的农户,我们预期其农业投资会增加,但非农投资与其没有明显的联系。

变量 *K* 代表期初农户所拥有的生产性固定资本存量。作为固定资本,期初资本存量可能会对经营投资产生正的影响。我们的数据没有直接提供资本存量

⁶ *Bierlen and Featherstone*(1998)和 *Hart and Lence*(2004)采用了类似的变量。

的数据，因此采用下面的公式进行估算： $K_{it} = [IK_{it} + (pk_t/pk_{t-1})K_{it-1}](1 - 1/LIFE)$ ，其中 IK_{it} 为农户的实际生产性固定投资， pk_t 为农村生产资料价格， $LIFE$ 为农村生产性固定资本的使用年限，按照农村调查的一般习惯设为 15 年。实际估算中采用 1995 年农户固定资产原值作为资本存量的初始值。

Z 为一组农户的其他特征变量，包括受教育程度 edu 、年龄 age 、家庭人口规模 pop 等。

受教育程度代表农户的人力资本，它对投资的影响比较模糊。一方面，受教育程度高的农户具有更高的投资能力；另一方面，他们也可以有更多的选择，如经营企业等，因此其农业和非农经营投资具有更高的机会成本。年龄对投资的影响同样不容易确定。青壮年农户往往具有更强的投资能力和投资意愿，但同时也会面临更高的机会成本，他们的投资是否会比中老年农户高有待实证结果来检验。家庭人口规模在这里仅作为控制变量。

以上所有变量都用农村消费价格指数（对收入变量）和农村生产资料价格指数（对投资变量）进行平减。投资、投资机会等变量采用对数形式，⁷ 这样数据更加平滑，且其估计系数具有投资弹性的经济含义。

为保证模型估计结果的稳健性，在模型中加入固定效应 α_i (fixed effect) 以控制农户所在村庄的经济、地理、文化等因素对农户个体差异导致的影响；同时加入代表年份的虚拟变量 $tdummy$ ，以控制不同年份的经济政策、价格变化、气候差异等因素导致的影响； u_{it} 代表那些随着不同农户 i 在不同年份 t 的不可观察的变量导致的影响。

农户生产的投入品价格与产品的相对价格没有进入我们的模型，这并不意味着这个因素不重要。相对价格的下降，会促进农户对现代生产要素的投入 (Zhu and Yang, 2007)，进而影响投资。但是由于在面板数据模型中，这个变量只随时间变化，我们无法将其与国家政策变化、气候变化等导致的时间效应区分开来。因此，只能将其也作为时间效应的一部分。

与一般的面板数据模型相比，我们的投资模型在估计时需要特别注意两个方面的问题：一方面，正如前文指出的，模型的被解释变量为农业投资和非农投资，投资本身都是大于等于 0 的，但我们观察到的样本中大量农户的投资为 0（例如，1995—2004 年间每年都有 80% 以上的农户没有进行非农投资），这是典型的审查数据 (censored data)。对于这类数据，直接采用 OLS 模型得到的估计量将是不一致的 (Wooldridge, 2002, 第 525 页)。一种可行的方法是舍弃那些投资为 0 的数据，并采用截断数据模型 (truncated regression) 估计，但考虑到样本中有大量的零投资，这样做会导致大量的信息损失。另一方面，由于个体农户的情况千差万别，而这些个体差异又很可能与

⁷ 实际计算采用 $\log(1+x)$ ，以保证 x 取 0 时数值有意义，转换后还是 0。

解释变量具有相关性,需要在模型中使用固定效应 α_i (fixed effect) 控制这种个体差异导致的影响。显然,在这里将 α_i 处理为随机效应是不合适的。由于这两方面的原因,我们需要考虑固定效应 Tobit 模型。

Hsiao (2003) 指出,对于这类模型,如果面板数据的时间序列较长 ($T \rightarrow \infty$), 直接使用最大似然估计法 (MLE) 能够得到一致的估计量; 但对于截面样本较多而时间序列较少的面板数据,最大似然法得到的估计量往往是不一致的。本文的数据正好符合后一种情形,因此我们采用 Honore (1992) 提出的审查数据模型配对修正最小二乘法 (pairwise trimmed least squares)。使用这种方法不但可以得到一致的估计量,而且不需要假定残差的参数形式,同时允许截面的个体之间存在异方差情形。

三、数据和典型事实

本文采用的数据取自 1995—2004 年苏、浙、沪 3 省市 15 个固定观察村千余个跟踪观察农户的面板数据库,其中江苏 312 户,浙江 250 户,上海 500 户。该数据库提供了农户的生产、投资、收入等各方面的详细资料,为我们进行细致的实证研究提供了方便。在剔除一些纯消费者⁸之后,我们的总有效样本共为 10 357 个,样本主要变量的基本统计特征见表 2。⁹

表 2 主要变量基本特征(按 1995 年不变价)

变量	单位	1995 年		2000 年		2004 年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
INV	百元	60.21	244.98	146.18	732.52	129.83	698.58
AINV	百元	41.51	127.19	72.93	272.01	61.18	289.59
NAINV	百元	18.69	208.76	73.24	684.49	68.65	640.71
AS	百元	79.17	145.10	63.78	187.07	65.17	240.58
NAS	百元	35.68	259.88	99.51	689.35	79.96	628.73
CF	百元	179.40	236.04	213.51	442.21	264.34	551.83
taxfee	百元	5.91	23.95	7.42	28.47	6.15	43.77
land	亩	2.38	1.03	2.10	1.20	1.65	1.44
trans	%	8.95	19.09	16.71	27.71	30.20	33.26
age		3.00	1.00	3.11	1.00	3.73	0.89
edu		2.65	0.69	2.70	0.71	2.89	0.69

注:表中变量依次为农户的经营投资(生产经营费用)、农业投资、非农投资、农业经营收入、非农经营收入、内源融资变量、税费负担水平、土地、转型化程度、年龄、受教育程度。其中年龄是离散变量,若户主年龄小于 30 岁为 1,处于 31—40 岁之间为 2,41—50 岁为 3,51—60 岁为 4,61 岁及以上为 5;受教育程度也是离散变量,若户主是文盲、半文盲为 1,小学为 2,初中为 3,高中及以上为 4。

⁸ 即不进行任何生产或经营活动的户,这类家庭的成员一般只有老人,依靠转移性收入等生活。

⁹ 其中 1995 年的农户样本为 1057 个。随着时间的推移,个别农户迁出和自然老退,固定观察点的农户数有所减少。到 2004 年,农户样本还有 945 个,当然这不会影响我们的分析。

图1描述了样本农户历年的投资面（进行投资的农户所占比例）变化状况。1995—2004年间长三角地区样本农户的投资面呈现出较大幅度的下降，从期初的95.18%下降至期末的73.23%。这一趋势主要是由农业投资的大幅下降主导的，农业投资从期初的94.23%下降至期末的69.42%；而非农投资尽管也有下降，但幅度相对较小，从18.25%下降至14.81%。与之形成鲜明对照的是农户转型的不断深化。随着长三角地区二、三产业的不断发展，样本农户的企业打工收入实际年增长率达到11.88%，占总收入的比重由8.95%增长到30.20%。这为我们预期的转型深化降低农户投资需求提供了初步的证据。

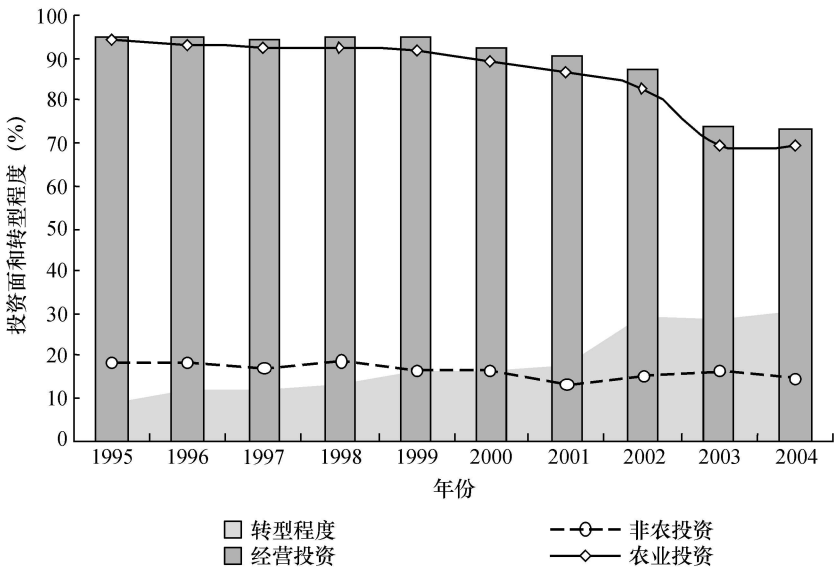


图1 1995—2004年长三角地区样本农户投资面与转型程度

从图2可以看到，尽管1995—2004年间样本农户的投资面有所下降，但其投资平均规模¹⁰（特别是非农投资规模）不断扩大。1995年样本农户的投资平均规模为6326元，到2004年则增加到17730元，规模达到期初的2.8倍。这一增长是由农业投资和非农投资平均规模同时扩大所共同贡献的。2004年样本农户的农业投资平均规模为1995年的2.00倍，而非农投资平均规模更是达到1995年的4.53倍。农户投资规模的这种上升，一方面可能与农户的经济实力不断增强有关，另一方面也可能是随着转型化加深，小额投资提供的回报相对降低，对农户的吸引力下降。

与农业投资相比，尽管农户的非农投资发生率较低，但一旦进行非农

¹⁰ 这里的平均投资规模是指当年进行投资的农户的平均投资。

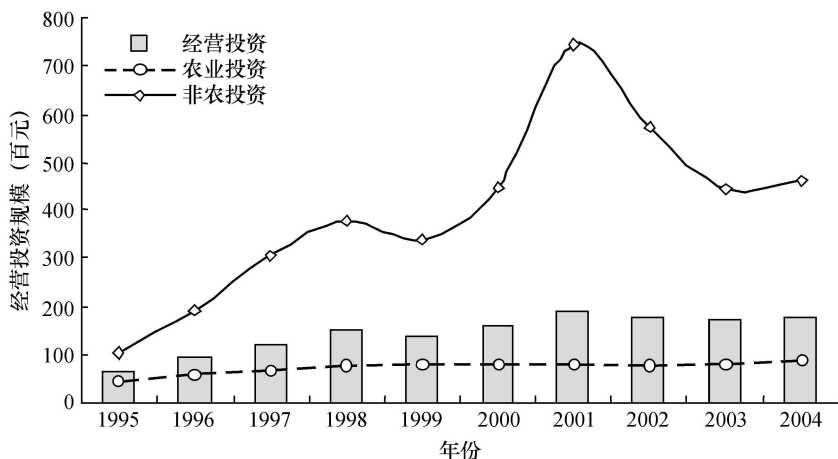


图2 1995—2004年长三角地区样本农户平均投资规模

投资活动,其通常所需要的资金规模远远大于农业投资。1995年,样本农户的非农投资平均规模为10238元,为农业投资平均规模的2.32倍;这一趋势在近年来更加明显,2004年样本农户的非农投资平均规模增加到46338元,达到农业投资平均规模的5.26倍。从总量来看,非农投资占总投资的比例不断上升,从1995年的31.05%增加到52.88%,已经占到农户投资的半数以上。进一步分析可以发现,农户非农投资快速发展的根源主要来自家庭工业和商业、饮食业、服务业,特别是进入新世纪以来,家庭工业投资占到总投资的比重稳定在30%左右(见表3)。与种植业等传统农业相比,在工业、服务业等进行经营必须达到一定的资本门槛,并非一般农户所能实现,因此不同农户的非农投资差异很大,在某些年份其标准差达到均值的10倍以上。

表3 农户投资结构变化

单位:%

年份	农业	非农产业	工业	建筑业	运输业	商业、饮食业、服务业
1995	68.95	31.05	18.53	0.02	3.70	6.65
1996	60.70	39.30	29.89	0.04	5.11	4.07
1997	53.22	46.78	27.06	0.06	4.60	14.98
1998	50.45	49.55	14.64	0.50	3.39	30.91
1999	56.72	43.28	14.87	0.01	3.53	24.51
2000	49.89	50.11	23.60	0.01	4.39	21.77
2001	41.15	58.85	39.65	0.02	2.94	16.02
2002	41.60	58.40	25.32	0.04	4.04	28.56
2003	42.70	57.30	29.12	0.22	6.59	20.90
2004	47.12	52.88	34.31	0.29	7.06	10.86

样本农户的经营收入结构同样经历了巨大的变化。1995 年样本农户的经营收入仍以农业为主，来自农业的经营收入占到全部经营收入的 68.93%，但到了 2004 年，这一比例已经降至 44.90%，表明非农经营活动已经成为经营收入的主要来源。从增长率来看这一趋势更为明显，样本期间农业经营收入为负增长，而非农经营收入的年均增长率达到 9.38%，其中同样以工业和商业、饮食业、服务业收入为主。在工业、服务业等行业投资的增加，以及相应经营收入的提高，反映出长三角地区的工业化为农户带来了大量的非农投资机会，这也是本文要对两种投资进行区分的重要原因。

样本期间长三角农户面临的一个重要制度环境，就是农村税费改革的深化和落实，这使得农户的税费负担得到了一定幅度的降低。尽管税费改革初期绩效似乎并不明显，甚至在 20 世纪 90 年代末农户的税费负担还有所上升（从 1995 年的 2.61% 上升到 1999 年的 3.35%）¹¹，但新世纪以来，新一届政府的高度重视和不断努力使得农村税费改革终于收到实效，农户的税费负担比例不断下降，至 2004 年降至 0.88%。不过，总体而言，由于长三角地区基层政府财政一般比较充裕，农户的税费负担程度并不高，给农户造成的经济压力不大。

土地经营面积不断减少，农户失地现象严重，是样本期间长三角地区农村另一个典型的事实。这一现象是长三角地区工业化不断发展造成的一个经济后果。1995 年，样本农户的平均土地经营面积为 2.38 亩，到 2005 年下降为 1.65 亩；1995 年有 93.47% 的农户拥有土地，而到 2004 年拥有土地的农户只占总数的 68.78%。在农户企业打工收入不断增加的背景下，土地对于农户是否可有可无呢？我们希望通过实证研究给出回答。

四、实证结果

表 4 给出了使用固定效应 Tobit (fixed effect Tobit) 模型方法对农业投资和非农投资的估计结果（表 5 给出了使用固定效应 OLS 方法得到的估计结果）。从平方损失函数 (quadratic loss function) 取值来看，农业投资模型的拟合程度明显优于非农投资模型，原因可能是现实中非农投资的变化更为复杂，因此更难把握一些。

¹¹ 该期间税费负担比例上升的一个可能原因是长三角地区农户的主要税负不是来自农业经营，而是非农经营。遗憾的是，本文使用的数据无法对两类税负进行区分。

表4 农业投资与非农投资模型(fixed effect Tobit model)

AINV			NAINV		
ΔAS	0.5117***	0.0182	ΔNAS	0.5617***	0.0215
trans	-5.0100***	0.5112	trans	-8.4330***	0.7786
transland	5.2990***	0.4944			
CF	-0.0226	0.0415	CF	0.9489**	0.4167
tax	-0.0118	0.0214			
fee	-0.0157	0.0171	fee	-0.1402*	0.0748
land	0.7095***	0.0480	land	-0.0466	0.1824
age	-0.0113	0.0281	age	0.1640	0.1576
edu	0.0416	0.0518	edu	0.3474	0.3658
pop	0.0478	0.0341	pop	0.3954	0.2439
K	0.0818*	0.0428	K	0.3154***	0.1464
yr97	0.2259***	0.0249	yr97	0.2727	0.2175
yr98	0.2625***	0.0377	yr98	0.8359***	0.2711
yr99	0.2595***	0.0441	yr99	0.9702***	0.3115
yr00	0.1168**	0.0492	yr00	0.8283**	0.3280
yr01	-0.1252**	0.0613	yr01	0.2937	0.4005
yr02	-0.2288***	0.0813	yr02	0.2074	0.4154
yr03	-0.7533***	0.1130	yr03	0.2126	0.4464
yr04	-1.1450***	0.1380	yr04	0.3404	0.4982
N=8763,			N=8763,		
Quadratic loss function value=8785.6350			Quadratic loss function value=18564.0300		

注:1.表中各模型的第一列数字为估计系数,第二列数字为标准差。

2.***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

表5 农业投资与非农投资模型(fixed effect OLS model)

AINV			NAINV		
ΔAS	0.3810***	0.0080	ΔNAS	0.2461***	0.0070
trans	-2.8078***	0.1100	trans	-1.3512***	0.1006
transland	3.2735***	0.1124			
CF	-0.0175	0.0268	CF	0.2275***	0.0442
tax	-0.0104	0.0097			
fee	-0.0165*	0.0094	fee	-0.0636***	0.0148
land	0.8361***	0.0213	land	-0.0396	0.0309
age	-0.0208	0.0218	age	0.0075	0.0358
edu	0.0096	0.0341	edu	0.0543	0.0560
pop	0.0349	0.0229	pop	0.1052***	0.0377
K	0.0415*	0.0217	K	0.1255***	0.0356
N=8763, R ² =0.6039			N=8763, R ² =0.1566		

注:1.表中各模型的第一列数字为估计系数,第二列数字为标准差。

2.***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

3.表中略去了代表年份的虚拟变量的估计系数。

不论是对农业投资还是非农投资,投资机会的增加都会产生显著的影响。农业投资机会每增加1%,农户会选择增加农业投资0.51%;而非农投资机会每增加1%,农户会选择增加非农投资0.56%。这表明农户在进行投资决

策时在很大程度上遵循理性原则。只要面临投资机会，农户就会增加投资，并不会特别偏好农业或非农业部门。结合样本期间长三角地区非农投资机会不断增加的重要背景，我们认为，近年来农户非农投资规模的增加，很可能是农户面临非农投资机会增加作出理性反应的结果。

随着样本农户在经济上向城市工人转型的深化，农业投资显著降低，而非农投资降低得更为明显。农户企业打工收入占总收入比例每增加一个百分点，农业投资减少5.01%，而非农投资将减少8.80%。¹²这表明农户在经济上向城市工人的转型深化，会降低其在家庭经营方面的积极性。这与近年来样本农户企业打工收入占总收入份额不断上升，而家庭经营收入比重逐渐下降的事实是一致的。¹³这种新的非家庭经营模式在长三角地区很可能会持续发展下去，并成为农户提高收入的重要手段（史清华等，2007，第8页）。

一个特别的现象是，对于有土地的农户，即使企业打工收入比例上升，其农业投资基本保持不变（企业打工收入比例每上升1%，农业投资仅增加0.30%）。这一行为背后的深层次原因是什么呢？我们认为，这体现了转型时期农户（特别是第一代）保留了其作为农民对于劳动的态度（恰亚诺夫，1996）。如果将农民的劳动按照市场价格计入劳动成本，从事农业经营活动则将是亏损的（史清华和黄祖辉，2001；史清华，2005，第50—54页；史清华等，2007，第33—39页）。尽管农户对于此现象非常清楚，但传统农户往往将自己额外劳动的成本看得非常低。农村有句俗语体现了这种思维：“气力是外财，去了能再来”。按照农户的这种朴实的投资计算习惯，只要扣减现金投入后还有收益，他就愿意花费劳动和时间去从事农业投资活动。这与人们在长三角地区经常观察到的农民白天8小时在工厂上班，其余时间起早贪黑干农活的事实是一致的。¹⁴实际上，之所以当转型深化时农业投资减少的幅度比非农投资减少的幅度要小，很可能也与这个原因密切相关：通常农业投资需要的劳动时间相对较少，农户在工厂上班之余仍可以兼顾部分农业生产；而非农投资通常需要较多的劳动时间，农户很难在上班与投资之间实现兼顾。转型、土地与农户投资的这种复杂的关系，使我们更深刻地认识到土地对于农户的意义。

内源融资变量对农户的农业投资影响并不显著，而对非农投资的影响则很显著，表明样本农户为农业投资进行融资的问题不大，主要的瓶颈来自非农投资。这与长三角地区农户的投资现状是一致的。随着长三角地区农村经

¹² 由于被解释变量是对数形式，不取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，计算公式为 $\Delta y = \exp(\beta_j \Delta x_j) - 1$ 。下同。

¹³ 1995年样本农户的经营收入占总收入的比重为42.69%，而到2004年这一比重降至28.92%。

¹⁴ 当然，对于转型中的第二代农民，他们对劳动成本的态度很有可能更接近城市工人，不会将其看得非常低了。

济的发展和农户收入的提高,农户进行规模较小的农业投资一般不存在融资问题,但进行非农投资则不然。由于非农投资的平均规模远远超过农业投资,而多数农村又缺乏一个及时、有效的农村金融市场,农户在融资方面面临着严重的约束,直接阻碍了农户投资的增加。为了验证上述结论的稳健性,本文还使用CF2作为内源融资变量,重新估计农户投资模型,估计结果见表6。稳健性检验的结果表明,尽管内源融资变量估计系数的大小因变量的重新定义发生了变化,但显著性仍然不变¹⁵,表明本文关于农户融资约束的结论是比较可靠的。

表6 内源融资变量:稳健性检验

AINV			NAINV		
ΔAS	0.5116***	0.0182	ΔNAS	0.5686***	0.0217
trans	-4.9820***	0.5082	trans	-8.3790***	0.7931
transland	5.2700***	0.4911			
CF2	-0.0137	0.0096	CF2	0.1528***	0.0540
tax	-0.0117	0.0214			
fee	-0.0159	0.0171	fee	-0.1315*	0.0761
land	0.7103***	0.0479	land	-0.0326	0.1833
age	-0.0112	0.0282	age	0.1360	0.1584
edu	0.0390	0.0513	edu	0.4315	0.3556
pop	0.0470	0.0334	pop	0.5121**	0.2253
K	0.0838*	0.0430	K	0.3344**	0.1478
yr97	0.2324***	0.0249	yr97	0.2546	0.2227
yr98	0.2705***	0.0373	yr98	0.8202***	0.2784
yr99	0.2680***	0.0439	yr99	0.9604***	0.3177
yr00	0.1251***	0.0493	yr00	0.8575***	0.3308
yr01	-0.1185**	0.0615	yr01	0.3472	0.4037
yr02	-0.2202***	0.0816	yr02	0.2476	0.4154
yr03	-0.7484***	0.1131	yr03	0.4367	0.4289
yr04	-1.1400***	0.1376	yr04	0.7439	0.4818
N=8763,			N=8763,		
Quadratic loss function value=8783.3920			Quadratic loss function value=18773.5480		

注:1.表中各模型的第一列数字为估计系数,第二列数字为标准差。

2.***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

税费负担对样本农户农业投资的影响都不显著,而费的支出水平降低,在统计意义上能够显著增加非农投资。这可能是因为缴费负担越少的地区,政府治理水平越高,农户在非农产业的投资信心更强;而由于非农机会增加、农产品价格波动等原因,农业投资对长三角地区农户本身的吸引力就在不断下降,加上税费负担程度下降有限,因此农业投资受到的影响不显著。但费

¹⁵ 其他变量的系数大小、显著性与原模型非常接近。

的投资弹性仅为-14.02%。也就是说，农户上缴的费每降低1%，导致非农投资增加0.14%，考虑到费本身的水平较低，因此其实际经济影响并不明显。根据我们连续数年的调查发现，税费改革确实降低了农户的经济负担（特别是2004年以后），体现了政府坚持多予少取、统筹城乡发展的坚决态度，农户对此是非常欢迎的（史清华和张改清，2003）。但是从实际的经济效应来看，如果希望促进农户有效投资，进而提高农民收入，仅仅依赖这类“少取”的措施看来还是远远不够的。

土地对于农业投资具有显著的影响，而对非农投资的影响不显著。这个结论是显而易见的。农户经营的土地越多，在农业方面的支出（如种子、化肥等）也越大；而非农投资往往不与土地发生直接的联系；期初生产性资本存量对两种经营投资都具有显著的正向影响，其中对非农投资的作用明显大得多，这一点也符合我们的预期，因为非农投资通常需要更多的固定资本，两者的关系更为密切。

受教育程度的系数为正，但对于农业投资和非农投资的影响都不显著。正如我们已经指出的，教育一方面改善了农户投资的能力，另一方面又增加了投资的机会成本，其最终影响取决于这两种作用的对比。从实证结果来看，我们难以判断哪种作用居于主导地位。

许多代表年份的虚拟变量的估计系数在两个投资方程中都很显著，表明控制不同年份的经济政策、价格变化、气候差异等因素是必要的，否则模型估计很可能会不一致。

五、结论和政策建议

本文利用1995—2004年长三角15村千余个固定跟踪农户家庭观察数据，实证分析了转型时期农户的经营投资行为。特别对样本农户的农业投资与非农投资的不同模式进行了比较研究，并将投资机会、农户转型、融资约束和税费改革等重要变量纳入投资模型。

研究发现，不论是对农业投资还是非农投资，投资机会的增加都会产生显著的影响。农业投资机会每增加1%，农户的农业投资和非农投资都会增加0.50%左右。近年来农户非农投资规模的增加，很可能是长三角工业化发展所导致的非农投资机会不断增加的结果；农户在经济上转型的不断深化使得近10年来农户的农业投资显著降低，而非农投资降低得更为明显。但更细致的分析表明，由于农户保留了农民的投资计算习惯，即使处在转型过程中，有地农民的农业投资仍然没有减少；样本农户在进行农业投资时面临的融资问题不大，但进行非农投资时面临着严重的融资约束；税费改革对于样本农户投资的经济影响不明显；土地对于农业投资具有显著的影响，而对非农投资的影响不显著。

对于致力于提高农民收入、建立和谐社会的政府来说,这些结论具有丰富的政策含义。首先,政府需要为农户提供更好的金融服务。目前非农投资已经占到长三角地区样本农户投资的一半以上,但农户为非农投资活动进行融资面临很大的困难,政府如果能够在这方面进行改进,将显著地促进农户收入的增长。为此,需要大力推进农村金融市场改革,如改革现有农村金融机构,建立多元化的农村金融市场,建立农村信用担保体系等,为农户提供及时、有效的金融服务,满足其融资需求。其次,从样本农户的税费负担水平来看,税费体制改革的具体措施已经落到实处,但提高农民收入依然任重道远。一方面需要坚持“少取”的政策,牢牢巩固税费改革的成果,另一方面,更需要采取“多予”的方针,从财政、金融等方面对农村实施“反哺”,加强农业基础设施建设,促进农村的发展;与此同时,在农业投资上还要牢牢记住,“放活”农民,才是激发农户投资、增强动力的根本。最后,随着长三角地区工业化的发展,农户土地征收的问题日益显现。考虑到土地对于农户的特殊意义(转型中农户并没有闲置土地,土地依然是农户增加收入的一种重要手段),政府在进行征地决策时需要十分谨慎,特别是应当对被征地农户给予足够的补偿。

参考文献

- [1] Abel, A. “Empirical Investment Equations: An Integrative Framework”, in *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1980, 12(1), 39—93.
- [2] Bierlen, R., and A. Featherstone, “Fundamental Q, Cash Flow, and Investment: Evidence from Farm Panel Data”, *Review of Economic and Statistics*, 1998, 80(3), 427—435.
- [3] Brauw, A., and S. Rozelle, “Migration and household investment in Rural China”, *China Economic Review*, 2009, 19(2), 320—335.
- [4] Carter, M., “Equilibrium Credit Rationing of Small Farm Agriculture”, *Journal of Development Studies*, 1988, 28(1), 83—103.
- [5] 恰亚诺夫,《农民经济组织》,萧正洪译。北京:中央编译出版社,1996年。
- [6] Cromarty, W., “The Farm Demand for Tractors, Machinery, and Trucks”, *Journal of Farm Economics*, 1959, 41(2), 323—331.
- [7] Fazzari, S., R. Hubbard, and B. Petersen, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1, 141—195.
- [8] Feder, G., L. Lau, J. Lin, and X. Luo, “The Determinants of Farm Investment and Residual Construction in Post-Reform China”, *Economic Development and Cultural Change*, 1992, 41(1), 1—26.
- [9] Griliches, Z., “The Demand for a Durable Input: Farm Tractors in the United States, 1921—57”, in Hrbberger, A. (ed.), *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press, 1960.
- [10] Gustafon, C., P. Barry, and S. Sonka, “Machinery Investment Decisions: A Simulated Analysis for Cash Grain Farms”, *Western Journal of Agricultural Economics*, 1989, 13(2), 244—253.

- [11] Hart, C., and S. Lence, "Financial Constraints and Farm Investment: A Bayesian Examination", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2004, 22(1), 51—63.
- [12] Hayashi, F., "Tobin's Average Q and Marginal Q: A Neoclassical Interpretation", *Econometrica* 1982, 50(1), 213—224.
- [13] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [14] Honore, B., "Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 1992, 60(3), 533—567.
- [15] Hubbard, R., "Capital-Market Imperfections and Investment", *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(1), 193—225.
- [16] Hubbard, R., and A. Kashyap, "Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U. S. Agriculture", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(3), 506—534.
- [17] Jacoby, H., G. Li, and S. Rozelle, "Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China", *American Economic Review*, 2002, 92(5), 1420—1447.
- [18] Jensen, F., J. Lawson, and L. Langemeier, "Agricultural Investment and Internal Cash Flow Variables", *Review of Agricultural Economics*, 1993, 15(2), 295—305.
- [19] LeBlanc, M., and J. Hrubovcak, "The Effects of Interest Rates on Agricultural Machinery Investment", *Agricultural Economics Research*, 1985, 37(3), 12—20.
- [20] LeBlanc, M., A. Hrberger, R. Durst, and R. Conway, "Farm Machinery Investment and the Tax Reform Act of 1986", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1992, 17(1), 66—79.
- [21] LeBlanc, M., and J. Hrubovcak, "The Effects of Tax Policy on Aggregate Agricultural Investment", *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(4), 767—777.
- [22] 李锐, 朱喜, "农户金融抑制及其福利损失的实证分析", 《经济研究》, 2007 年第 2 期, 第 146—155 页。
- [23] Lin, J., "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 1992, 82(1), 34—51.
- [24] 刘承芳, 张林秀, 樊胜根, "农户农业生产性投资影响因素研究——对江苏省六个县市的实证研究", 《中国农村观察》, 2002 年第 4 期, 第 34—42 页。
- [25] Modigliani, F., and M. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment", *American Economic Review*, 1958, 48(3), 261—297.
- [26] 史清华, 黄祖辉, "农户家庭经济结构变迁及其根源研究", 《管理世界》, 2001 年第 4 期, 第 112—119 页。
- [27] 史清华, 《农户经济可持续发展研究》。北京: 中国农业出版社, 2005 年。
- [28] 史清华, 武志刚, 程名望, 《长三角农家行为变迁(1986—2005)》。上海: 上海三联书店, 2007 年。
- [29] 史清华, 张改清, "试行'费改税'后农民负担问题研究", 《农业经济问题》, 2003 年第 8 期, 第 8—14 页。
- [30] Stiglitz, J., and A. Weiss, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 1981, 71(3), 393—411.
- [31] 西奥多·W. 舒尔茨, 《改造传统农业》, 梁小民译。北京: 商务印书馆, 1978 年。
- [32] 许庆, 章元, "土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励", 《经济研究》, 2005 年第 10 期, 第 59—69 页。
- [33] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

- [34] Zhu, X., and D. Yang, "Modernization of Agriculture and Long Term Growth", Working Paper, 2007.
- [35] 佐藤宏、李实、岳希明、“中国农村税赋的再分配效应 1995—2002”，《经济学报》，2006 年第 2 卷第 1 期，第 140—159 页。

Farmers' Operational Investment Behavior in Transition: Evidence from 15 Villages in the Yangtze River Delta

XI ZHU QINGHUA SHI

(*Shanghai Jiao Tong University*)

RUI LI

(*Beihang University*)

Abstract We empirically analyze farmers' operational investment behavior, using survey data of 1,000 farmers of 15 villages in the Yangtze River Delta from 1995 to 2004. Both agricultural and nonagricultural investments significantly increase when investment opportunities boost. The economic transition from farming to wage employment significantly decreases both kinds of investments. However, agricultural investment of farmers with land doesn't decrease. Nonagricultural investment is cumbered by severe financial constraints, while agricultural investment is not. Land affects agricultural investment, but not nonagricultural investment. The impacts of rural taxation reform are not significant.

Key Words Farmer Investment, Transitional Farmers, Fixed Effect Tobit Model

JEL Classification D13, O16, Q12