

# 土地征用的农户收入效应

## ——基于倾向得分匹配(PSM)的反事实估计

崔宝玉<sup>1,2</sup> 谢煜<sup>3</sup> 徐英婷<sup>3</sup>

(1. 安徽大学经济学院,安徽 合肥 230601; 2. 安徽大学中国三农问题研究中心,安徽 合肥 230039;  
3. 合肥工业大学经济学院,安徽 合肥 230009)

**摘要** 我国正处在经济社会发展转型期和城镇化高速推进期,土地征用和失地农户将是长期存在的社会现象,但土地征用是否会具有收入效应仍然莫衷一是,缺乏准确估计。本文基于2011年成都市“农村住户家庭问卷调查数据”,利用倾向得分匹配(PSM)方法,估计了土地征用对失地农户收入的影响,为检视政府土地征用补偿制度合理性,健全政府土地征用政策、缓解土地征用冲突、完善征地后相关服务提供新观察。研究发现:①土地是否被征用确实存在着农户总收入效应和非农收入效应,被征地农户比未被征地农户总收入和非农收入显著高出19.6%和9.1%,使用OLS回归方法低估了土地征用对农户收入的促进作用,大致低估了11%,这为政府征地的合理性提供了农户收入佐证。②征地比例并不存在总收入效应和非农收入效应,被征地农户并不是被征地越多收入就会越高,但却会显著降低失地农户的农业收入,大致降低了81%,因而还要认识到土地征用对农户收入的有限性作用,打破土地征用的农户收入神话。③结合当前土地征用实践表明,过分强调土地征用农户收入效应并不能根除征地冲突和矛盾,一方面,要通过多元化就业渠道、多源化收入来源以及多样性社会保障制度避免了被征地农户“失地失业”,提高被征地农户增收能力和收入水平。另一方面,更要强调征地程序公平合法,完善土地征用制度底层设计,加强对健康状况差、低收入等贫弱群体的保障,提升被征地农户人力资本和优化就业分布状态,使被征地农户能够顺利完成职业转换。

**关键词** 土地征用;失地农户;农业收入;非农收入;PSM模型

**中图分类号** F301.1 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2016)02-0111-08 doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2016.02.014

中国现行土地征用制度有其产生特殊时代背景,在财力有限情况下能较为有效解决地方政府财力不足问题,保障国家经济社会发展用地需要。然而,土地征用又无可避免地带来农户失地问题,而且,随着城镇化加速推进,因土地征用而产生的失地农户数量还会急剧增加。目前全国约有5 000-6 000万农户因征地而失去了全部或部分土地。即使按照新常态下的城镇化发展速度,到2020年失地农户总量仍将会突破1亿人<sup>[1]</sup>。土地征用以及由此而产生的失地农户是一个在较长历史时期内都存在的现象,短期内难以逆转。

土地征用最多让人诟病的是土地征用目标泛化、征地补偿标准偏低、征地程序不尽规范、失地农户就业安置失当等,这些问题实际上可归结为收入获取和征地程序两类问题。失地农户关注的土地增值收益分配、就业保障等本质上却是失地农户收入可持续性获取问题,农户失地最直

接的冲击还是对收入所产生冲击,失地可能会带来贫困风险,使得农户收入下降和长远生计缺乏保障<sup>[2]</sup>,这一结论也得到了大量实证研究支持,其中,金晶等<sup>[3]</sup>研究表明,土地征用导致农户农业收入收入减少36.8%,非农收入增加4.6%,总收入下降12.7%。这一结论形成了对土地征用国家政策的实然批判,然而,这一观点背后实际上隐含着一个假设前提,即土地是农户收入主要来源,是农户的命根子,农户要“靠地吃饭”,这比较契合于传统农区由于公益性征地而导致失地的农户群体。关于土地征用农户收入效应当然也有不同观点,史清华等<sup>[4]</sup>以上海城郊失地农户为对象研究发现,土地征用对当地农户收入负面影响并不显著,大部分失地农户收入不降反升,失地农户平均家庭总收入比非失地农户高出近30%。随着城镇化深入推进,农民就业非农化趋势增强,工资性收入占比增加,减弱了农户对土地的依存,兼之土地征用多发生在城乡结合

收稿日期:2015-11-10

作者简介:崔宝玉,博士,副教授,主要研究方向为农地制度、农民合作组织。

基金项目:国家社科基金青年项目“政府主导型农地大规模流转问题研究”(编号:12CJY052)。

部或近郊区,使得农户“靠地吃饭”这一假设前提的合理性正在消解,土地征用不会对农户收入产生显著影响<sup>[5]</sup>。

据观察,农户尤其是城郊农户“期盼征地”与“反对征地”是同时并存的,农户对待政府土地征用态度已明显分化。对部分失地农户来说,由于教育程度、培训、合理安置等原因,失地补偿金不仅可以增加当期收入水平,还可以顺利转换为人力资本投资和就业创业投资,增加预期收入水平。土地征用不仅不会产生收入风险导致其收入下降,甚至还可能带来转换社会身份和角色的机遇,让“坏事”变为“好事”。而既有文献研究之所以产生严重观点分野以及并由此引申出了差异化的社会保障、就业安置与减贫政策,主要源于样本选择以及研究方法差异,缺乏对土地征用农户收入效应的准确估计。首先,不管以传统农区还是发达地区失地农户作为研究对象,都会产生样本选择偏差,影响研究结论的代表性与可靠性。其次,土地征用对农户收入的影响有多大,失地农户收入会不会随着土地征用比例的变化而发生显著变化,既有文献没有详尽回应。再次,目前研究大多停留在利用简单对比和方程回归技术,并没有较好地解决内生性问题,造成结果有偏与粗糙。

综上,有必要使用更有代表性数据以及更合理方法补充既有研究,真正廓清土地征用的农户收入的净效应。本文以2011年成都市农村住户调查数据为基础,以对样本典型化事实分析为依据,利用回归分析和倾向得分匹配模型(PSM),最大限度的控制样本观察值的异质性,从而检验土地征用对农户收入的影响,以期对土地征用的农户收入效应研究提供新证据、新观察。更加准确评估土地征用收入效应也可以进一步检视与验证政府土地征用政策是否偏误以及农村土地是否还具有收入保障功能,从而为政府健全土地征用制度、缓解土地征用冲突、完善征地后相关服务提供实证支撑。

## 1 数据、模型与方法

### 1.1 数据来源与样本分布

本文使用数据是2011年6-9月世界银行在成都市所做的农村住户家庭问卷调查数据。成都市近年在城乡一体化、城乡统筹方面做出了诸多努力,但随着城镇化推进,土地征用规模也在不断增加,失地农户数量快速增多。至2015年6月,全市已累计征用土地面积121万亩,63.7万户农民全部或部分失去土地,这为研究土地征用的收入效应提供了天然样本。

调查采取四阶段抽样法,每一阶段均采用与规模成比例的的概率抽样方法(PPS)进行抽样,先是在成都市下辖县(市)中随机抽取3个被调查县(市),即双流县、金堂县和崇州市,然后在每县(市)中抽取3个乡镇,在每个乡镇中

再抽取3个行政村,最后在在每个行政村中按照随机抽样和典型抽样相结合方式对农户进行入户调查。剔除漏答关键信息及严重错误信息问卷,再剔除掉在校学生和因疾病、残疾完全丧失劳动能力样本,经过复核和整理,最终获得有效农户问卷3765户,未失地农户2670户,失地农户1081户,如表1所示。表1的样本典型化统计事实显示,失地农户的人均总收入、非农收入要高于未失地农户,而农业收入则低于未失地农户的农业收入。据统计,失地农户人均总收入6185.7元,人均农业收入1826.2元,人均非农收入11047.9元,未失地农户人均总收入5218.7元,人均农业收入3533.3元,人均非农收入9996.6元。在调查农户中,男性占50%,女性占49%,农业户口3125人,非农业人口640人,平均受教育程度8.07年,平均工作年限32.33年。在失地农户中,男性、女性各占50%,平均受教育程度8.31年,平均工作年限31.53年,由于地方政府差异化的安置政策以及土地“换社保、换户口”等实施,很明显,失地农户拥有非农户口的已经占45%,比未失地农户比例高出40%。另外,失地后在本地从事农业和非农产业的分别有173人、724人,分别占16%和67%,在外地从事非农产业的有33人,占3%,失业的有151人,占14%。各变量定义与描述性统计分析如表1、表2所示。

### 1.2 模型选取

根据统计性描述初步推断,一个基本事实是,土地征用确实存在一定程度的农户收入效应。但失地农户收入影响成因有很多,如农户异质性因素、政府和村集体就业安置政策、土地补偿金额度等,需要估算土地征用政策冲击影响的净效应。据观察,三县(市)失地农户的土地征

表1 失地农户、未失地农户与全部农户的基本数量与收入统计

Tab.1 Basic quantity and income statistics of landless farmers, non-landless farmers and all the farmers

因变量 Dependent variable	变量定义 Variable definition	失地农户 Landless farmers	未失地农户 Non-landless farmers	全部农户 All the farmers
lny	ln[人均总收入(元)]	8.73 (1081)	8.56 (2670)	8.67 (3765)
lnny	ln[人均农业收入(元)]	7.51 (447)	8.17 (2565)	8.08 (3023)
lnfy	ln[人均非农收入(元)]	9.31 (534)	9.21 (987)	9.25 (1525)

注:①括号内为样本数。②总收入包括农业收入、非农业收入、政府转移性收入如农业补贴、分年度发放的征地补贴、养老保险等,但不包括财产性收入。



表2 具体变量定义与统计性描述  
Tab. 2 Specific variable definition and statistical description

自变量 Independent variable	变量定义 Variable definition	失地农户 Landless farmers			未失地农户 Non-landless farmers			全部农户 All the farmers		
		lny	lnny	lnfy	lnfy	lnny	lnfy	lny	lnny	lnfy
<i>sex</i>	男性 = 1, 女性 = 0	0.50	0.50	0.60	0.51	0.51	0.57	0.51	0.51	0.57
<i>edu</i>	受教育年限(年)	8.31	7.92	9.46	7.96	7.90	8.61	8.07	7.90	8.77
<i>work</i>	工作年限(年)	31.53	32.94	27.03	32.68	32.67	30.86	32.33	32.66	30.07
<i>married</i>	已婚 = 1, 其他(未婚, 离异, 丧偶) = 0	0.81	0.81	0.88	0.79	0.79	0.80	0.80	0.79	0.82
<i>hukou</i>	农业户口 = 1, 非农业户口 = 0	0.55	0.83	0.50	0.95	0.97	0.93	0.83	0.94	0.78
<i>health</i>	非常好 = 1, 其他 = 0	0.37	0.34	0.42	0.34	0.34	0.38	0.35	0.34	0.39
	一般 = 1, 其他 = 0	0.52	0.52	0.51	0.55	0.55	0.55	0.54	0.55	0.53
	不好 = 1, 其他 = 0	0.11	0.14	0.07	0.11	0.11	0.07	0.11	0.11	0.08
<i>employ</i>	本地农业(市内) = 1, 其他 = 0	0.16	0.39	0.02	0.53	0.54	0.26	0.42	0.52	0.20
	本地非农(市内) = 1, 其他 = 0	0.67	0.45	0.91	0.32	0.31	0.52	0.36	0.33	0.59
	外地非农(市外) = 1, 其他 = 0	0.03	0.04	0.06	0.09	0.09	0.18	0.07	0.08	0.14
	失业 = 1, 其他 = 0	0.14	0.12	0.01	0.06	0.06	0.04	0.15	0.07	0.07
样本容量		1 081	447	534	2 670	2 565	987	3 765	3 023	1 525

注:①表格根据调研数据整理所得。②work(工作年限) = 年龄 - 受教育年限 - 入学前年龄。③由于所调查农户都处于双流县、金堂县和崇州市的近郊区或近城区,经过两独立样本 t 检验,近郊区与近城区的农户收入均值并没有显著差异,因而,在自变量选择不考虑被调查农户所处区位因素。

用基本都发生在 2005 - 2006 年,当地政府均采取货币化安置政策,不提供就业岗位,发放一定额度的土地补偿金和养老保险来安置失地农户。王瑞雪<sup>[6]</sup>认为,失地农户领取土地征用补偿金会增加当期和短期收入水平。Imrohorglu & Kitao<sup>[7]</sup>、Filho<sup>[8]</sup>则认为,从长期看,土地征用补偿金合理使用可以放松越算约束,增加创业投资、培训和就业机会,提高就业能力,最终转化为差异化的人力资本水平,如健康状况、教育经历、劳动技能等。由于所研究农户的失地行为发生在 5 - 6 年前,因而,自变量中不再考虑获得征地补偿金额度这一变量。本文认为那些具有某些个体特征和人力资本优势的失地农户将拥有显著收入优势,因此,将重点考察农户异质性因素影响,那么,如果控制了农户的异质性特征因素后,土地征用的收入净效应还存在吗?我们需要通过回归方程对此进行缜密细致检验,方程如下设定:

$$\begin{aligned}
 \ln y_i (ny_i, fy_i) = & \delta + \beta_1 lost + \beta_2 sex_i + \beta_3 edu_i + \beta_4 work_i \\
 & + \beta_5 work_i^2 + \beta_6 married_i + \beta_7 hukou_i \\
 & + \beta_8 health_i + \beta_9 employ_i + \varepsilon_i \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中,lny、lnny 和 lnfy 指的是农户总收入、农业收入和非农收入的自然对数,总收入则为农业收入、非农收入、

农户转移性收入如农业补贴、分年度发放的征地补贴和养老保险等之和,但不包括财产性收入;lost 为是否全部或部分失地,是本文主要考察变量,1 表示全部或部分失地,0 表示没有失地。sex 是标记性别状态的二值变量,1 为男性,0 为女性。edu 表示农户的受教育年限,为连续变量。农户收入还会受到工作技能的影响,但由于缺乏相关数据,借鉴聂鑫等<sup>[9]</sup>的研究,用工作年限 work 来替代,等于年龄 - 受教育年限 - 入学前年龄,基本假设是随着年龄增长,会由非熟练劳动、半熟练劳动转换为熟练劳动,工作技能可能会相应提高,但考虑到收入与工作年限可能呈倒 U 型关系,方程中增加 work 平方项。married 表示是否结婚,已婚为 1,其他为 0。hukou 表示农户的户口状态,农业户口为 1,非农业户口为 0。health 表示农户健康状况,本文把农户健康状况分为 3 个层次,分别为非常好、一般和不好。农户的收入还会受到就业分化的影响,借鉴谢勇<sup>[10]</sup>的研究,本文把就业分化纳入自变量,把就业状态区分为本地农业、本地非农、外地非农和失业四种类型。具体见表 2 变量描述性统计分析。在式(1)中, $\beta_i$  为相应解释变量待估系数, $\beta_1$  即为土地征用的农户收入效应,根据初步的统计判断,土地征用的总收入效应、非农收入效应显著

为正,农业收入效应显著为负。 $\varepsilon$  表示随机误差项。

### 1.3 反事实匹配与方程估计

构建土地征用收入效应方程式(1)后,就要使用合适方法进行估计。OLS 方法会产生两类问题,一是尽管考虑了农户异质性特征控制变量,但模型仍然存在变量遗漏,不能完全分离出导致收入差异的其他因素;二是变量内生性会造成 OLS 方法无法克服自我选择问题,估计结果可能有偏。为解决上述两个问题,可以考虑寻找一组假定和误差项正交的合适工具变量,但工具变量要么很难选取,可信度不高,要么和内生变量间弱相关。要准确度量农户是否失地所带来的收入差异的关键问题是不能同时观察到失地和非失地对农户收入差异的影响,这其实是遗漏数据问题,在任何时点上同一农户只是两种状态其中之一,即属于典型反事实因果推断分析框架。

反事实匹配思想假定:如果失地农户和非失地农户两类农户能够被一组共同影响因素完美解释,就可以用这些共同因素进行分层配对,使每层内有两类农户即失地农户与非失地农户。且这些农户在各层中唯一区别就是他们是否失地,以考察两类农户收入差异;进一步将各分层差异和分层所占比例做适当加权,则可得到 ATE(平均处理效应)、ATT(处理组效应)和 ATC(控制组效应)估计。对于土地征用的政策冲击来说,本文更关心的是土地征用政策冲击对象的平均处理效应(ATT),ATT 估计的难点在于,对于没有受到政策影响的控制组,无法观测其受到政策冲击时的结果,这实际上是一种“反事实”估计。而且如果存在多种共同影响因素时,分层匹配过程将非常耗时。

Rosebaum & Rubin 提出了倾向性得分匹配(Propensity Score)方法<sup>[11]</sup>。模拟实验表明,在一系列假定条件下 ATT 可以得到无偏估计结果,其可定义为“既定可观测特征条件下,基于参与者条件概率即倾向得分来匹配处理组和控制组的一种算法”。倾向性得分定义为:

$$P(X_i) = \Pr\{\exp_i = 1 | X_i\} \quad (2)$$

根据式(2)处理组和控制组倾向性得分相似度进行配对,其有效性取决于两个前提条件。一是,条件独立性,即  $\ln y_i^1(ny_i^1, fy_i^1), \ln Y_i^0(NY_i^0, FY_i^0) \perp \exp_i | X_i$ ; 二是,共同支持条件,即  $0 < \Pr\{\exp_i = 1 | X_i\} < 1$ 。独立性条件指控制了共同影响因素 X 后失地或非失地与收入水平是相互独立的,共同支持条件则保障每个处理组的农户通过倾向得分都能与控制组的农户相配对。农户 i 的平均处理效应 ATE 可表示为:

$$E[\Delta_i] = E[\ln y_i^1(ny_i^1, fy_i^1) | \exp_i = 1, P(X_i)] - E[\ln y_i^0(ny_i^0, fy_i^0) | \exp_i = 1, P(X_i)] \quad (3)$$

对  $P(X)$  估计即是估计农户失地或未失地的概率,多使用

Probit 或 Logit 二元选择模型,本文使用 Probit 模型得到处理组农户  $i$  预测概率值  $P_i$ ,控制组农户  $j$  预测概率值  $P_j$ ,农户失地对收入水平的平均处理效应(ATT)为:

$$\beta = \frac{1}{M} \sum_{i \in (\exp=1)} [\ln y_i(ny_i, fy_i) - \sum_{j \in (\exp=0)} Y(NY, FY)(p_i, p_j) \ln y_j(ny_j, fy_j)] \quad (4)$$

其中,  $M$  为失地农户的农户数,  $Y(NY, FY)(p_i, p_j)$  表示当用农户  $j$  的  $\ln y_j^0(ny_j^0, fy_j^0)$  作为农户  $i$  的  $\ln y_i^0(ny_i^0, fy_i^0)$  替代时,对农户  $j$  的  $\ln y_j^0(ny_j^0, fy_j^0)$  所赋予的权重。在满足相应假定情形下,特别是在处理组、控制组变量均值无差异状态下,倾向得分匹配方法是能够得到 ATT 的,并且可以得到一个“干净的”政策处理效应<sup>[12]</sup>。当然,能够完全消除这种噪声需要匹配时能够控制所有可能对选择和结果产生影响的变量。根据匹配方法(半径匹配、卡尺匹配、局部线性回归匹配等)不同,权重函数选择也不相同。Gilligan & Hoddinott<sup>[13]</sup>认为,Kernel 匹配不存在如 NN 匹配可能产生无效标准差问题,故本文采用 Kernel 匹配方式。权重函数表达式为:

$$Y(NY, FY)(p_i, p_j) = K\left(\frac{P_i - P_j}{h}\right) / \sum_{j \in (\exp=0)} K\left(\frac{P_i - P_j}{h}\right) \quad (5)$$

其中,  $K\left(\frac{P_i - P_j}{h}\right)$  服从高斯正态分布,  $h$  为窗宽参数。

匹配变量  $X$  的选择:工作年限  $work$  以及  $work$  的平方项,受教育年限  $edu$ 。另外,还使用虚拟变量性别  $sex$ 、婚姻状况  $married$  和户口状况  $hukou$  作为另外的匹配依据。

## 2 实证分析

### 2.1 OLS 估计结果

表 3 呈现了是否失地对农户收入影响的 OLS 估计结果,为了纠正估计中可能出现的异方差,使用了 Huber-White Sandwich 方法估计标准误。在控制农户异质性特征情况下,虽然影响方向不同,但是否征地对农业收入、非农收入与总收入的影响分别在 1%、5% 和 10% 上是显著的,失地农户比没有失地农户人均总收入要高出 8.8%,非农收入高出 10.9%,农业收入却要低于 41.6%,这与前文的描述性统计推断结论相一致,也进一步验证了史清华等的研究结论<sup>[4]</sup>,土地征用没有使得农户收入下降,反而提高了农户的总收入。即土地征用确实存在着农户收入效应,农户不会因为失地而致贫反而会增收,这也为政府土地征用政策的经济合理性提供了佐证。

再来观察农户异质性特征的控制变量,显然,农户的就业状态对农户总收入、农业收入和非农收入的影响是最大的,从事本地非农业和外地非农业的农户其收入水平是最高的,但不管农户从事的是本地农业、本地非农业还是

外地非农业,农户的农业收入并没有显著差异,这也可以从侧面说明我国农户“候鸟式”人口流动方式并不会降低农户收入水平和降低农业生产效率,这和韩茜等<sup>[14]</sup>、范晓非等<sup>[15]</sup>的研究结论契合。农户健康状况对农户总收入水平和非农收入水平有显著正影响,但对农业收入的影响并不显著,这可能是由于我国农业一直秉承着“小规模农业”的存续特征,兼之农业生产生物化、机械化,其对劳动力的体力和健康要求不是特别高,“老年农业、妇女农业”就是我国农业生产状态的典型例证。这也符合相关理论预期和文献判断<sup>[16]</sup>。让人惊讶的是,拥有农业户口的农户总收入要比非农业户口农户收入要高出 17.7%,农业收入要高出 64%,原先被看成是“收入指示器”的户口已经失去了标识作用,对农户来说,基于劳动力的特殊流动方式,农业户口反而意味着更高收入。表 3 也表明,性别、工作年限和是否结婚都对农户总收入产生显著正向影响,符合预期,要注意的是,但工作年限的平方项(Work<sup>2</sup>)对总收入与非农收入都是显著负影响的,这意味着总收入、非农收入与工作年限之间呈倒 U 型关系。另外,教育程度对总收入、农业收入还是非农收入都不产生显著影响,这可能是因为农户所从事的产业(包括农业)多是劳动密集型行业,教育程度并不产生强烈的收入分化效应。

表 3 是否征地对农户收入影响的 OLS 估计结果  
Tab. 3 OLS estimation results of whether or not land acquisition to farmers income

自变量 Independent variable	因变量 Dependent variable		
	lny	lnny	lnfy
lost(征地=1,未被征地=0)	0.088 *	-0.416 ***	0.109 **
Sex	0.120 ***	0.013	0.008
Edu	0.007	0.010	0.024
Work	0.009 **	0.001	0.012 *
Work <sup>2</sup>	-0.001 **	0.001	-0.001 *
Married	0.144 **	-0.026	0.028
Hukou	0.177 ***	0.640 ***	-0.020
health1	0.212 ***	0.089	0.279 ***
health2	0.234 ***	0.120	0.197 **
employ1	1.201 ***	0.790 **	1.164 ***
employ2	2.380 ***	0.264 *	1.112 ***
employ3	2.413 ***	0.205 *	1.016 ***
观测值数	3 765	3 023	1 525
R <sup>2</sup>	0.420	0.151	0.037

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的水平上是显著的。

在控制农户异质性特征变量基础上,土地征用确实会带来农户收入的增加。但 OLS 方法显然存在着无法解决自我选择的缺陷问题,接下来我们使用倾向性得分匹配方法来弥补 OLS 方法可能存在的估计偏误,再次检验土地征用的农户收入效应假说。

## 2.2 倾向性得分匹配估计结果

根据倾向性得分匹配原理,首先使用 Probit 模型估计预测概率作为倾向性得分。从表 4 可以看出,就总收入而言,经过倾向性得分匹配后的处理组的平均处理效应达到了 19.6%,结果与 OLS 方法估计结果一致,即解决了变量的“自我选择”的内生性问题后的土地征用对农户总收入的效应为 19.6%,表明土地征用确实存在着明显的总收入效应,而使用 OLS 模型低估了土地征用对农户收入的增长作用,低估了大约 11%。对农业收入和非农收入来说,经过倾向性得分匹配后处理组的平均处理效应达到了 -41.7% 和 9.1%,也与 OLS 方法估计结果一致。这就意味着,土地征用虽然引致了农业收入的显著减少,却也带来了非农收入的显著增加,再加上土地征用能够使农户获取政府相应的转移性收入,从而使得农户“一征就富”。

表 4 倾向得分匹配(PSM)的处理效应  
Tab. 4 Treatment effect of PSM model

因变量 Dependent variable	处理效应 Treatment effect	处理组 Treatment group	控制组 Control group	差距 Gap	标准误 Standard error	T 检验值 T value
lny	匹配前	8.727	8.545	0.182	0.050	3.69
	ATT	8.741	8.545	0.196	0.056	3.50
lnny	匹配前	7.570	8.173	-0.603	0.051	-11.90
	ATT	7.576	7.993	-0.417	0.081	-5.15
lnfy	匹配前	9.333	9.213	0.119	0.045	2.60
	ATT	9.329	9.238	0.091	0.094	2.31

## 2.3 对农户征地比例收入效应的 OLS 方法检验

上文证明,无论使用 OLS 方法还是使用 PSM 方法进行估计,土地征用都会对农户总收入产生显著正效应。那么,是不是农户被征地比例越高农户就会收入越多呢?从微观机理上说,农户更多失去土地可以得到更多土地补偿金用于人力资本投资,提高获取收入水平的能力,农户也有更多时间、精力去从事非农就业。因而有必要考察和检视农户征地比例的总收入效应、农业收入效应和非农收入效应。本文把农户征地比例进行二分法,并把农户被征地比例区分为被征地 50% 及以上与被征地少于 50%、被征地 60% 及以上与被征地少于 40% 和被征地 70% 及以上与

被征地少于30%三组,并分别用OLS方法和PSM方法对三组不同征地比例的农户收入效应进行了验证,三组不同征地比例的农户收入效应竟严格一致。因篇幅所限,本文仅介绍被征地50%及以上与被征地少于50%这一组征地比例的估计结果。如表5、表6和表7所示。

表5为征地比例的描述性统计分析。从表5可知,被征地50%及以上的失地农户人均总收入、农业收入和非农收入分别为5889.9元、1107.7元和11498.8元,而被征地少于50%的失地农户人均总收入、农业收入和非农收入则分别为6399.7元、2604.5元和9788.9元,被征地少于50%的失地农户比被征地50%及以上的失地农户人均总收入还要高出509.8元,农业收入要高出1496.8元,但非农收入要低1709.9元。但征地比例对失地农户收入的影响效应是显著的吗?本文首先利用OLS方法检验了失地比例的收入影响效应,然后再用Robust OLS方法和Tobit模型去检验OLS方法稳健性,实证结果表明,OLS方法、Robust OLS方法和截尾Tobit模型所得回归结果具有一致性,OLS方法回归结果显然具有稳健性,本文只报告OLS方法估计结果。根据表6可知,征地比例的多少并不对非农收入产生显著正向影响,然而,其却对农业收入产生了显著负向影响,对总收入来说,虽然没有产生显著负影响,却也某种程度上降低了失地农户的总收入。这说明,失地农户并不是“越征多越富裕”,征地比例并不对农户收入起到实质性的调节作用。农户异质性特征变量的影响显著性、方向与表3虽然略有差异,但基本一致,此处不进一步做出具体解释。

#### 2.4 对农户征地比例收入效应的PSM方法检验

根据上文,OLS方法、Robust OLS方法和Tobit模型已经验证出了土地征用比例的农户收入效应,完全不等于是否被征地,征地比例并不对农户总收入和非农收入产生显著正效应,但却对农业收入产生显著负向效应。同样,

表5 农户征地比例的描述性统计分析  
Tab.5 Descriptive statistical analysis of land acquisition proportion

因变量 Dependent variable	变量定义 Variable definition	被征地50%及以上	被征地少于50%
		Land acquisition More than 50%	Land acquisition lower than 50%
lny	ln[人均总收入(元)]	8.681 (801)	8.764 (286)
lnny	ln[人均农业收入(元)]	7.010 (190)	7.865 (262)
lnfy	ln[人均非农收入(元)]	9.350 (397)	9.189 (140)

注:括号内为样本数。

为了克服OLS估计方法可能产生的变量内生性与自我选择问题,在控制住农户异质性特征变量的前提下,本文再次使用PSM模型验证了农户被征地比例对失地农户农业收入的影响,如表7所示。根据表7,失地农户的农业收入经过倾向性得分匹配后的处理组的平均处理效应达到了81.7%,结果与OLS方法、Robust OLS方法和Tobit模型估计结果一致,但OLS方法还低估了征地比例对农业收入的负向影响,低估了26.8%,这表明,征地比例确实存在着失地农户农业收入的负效应,被征地少于50%的失地农户要比被征地50%及以上的失地农户农业收入要高出81.7%。

表6 征地比例对农户收入影响的OLS估计结果  
Tab.6 OLS estimation results of land acquisition proportion to farmers income

自变量 Independent variable	因变量 Dependent variable		
	lny	lnny	lnfy
lost(被征地50%及以上=1, 被征地少于50%=0)	-0.020	-0.549***	0.113
Sex	0.110**	0.100	0.247
Edu	0.008	-0.043	0.003
Work	0.007	-0.033	0.016
Work <sup>2</sup>	-0.001*	0.001*	-0.001***
Married	0.459***	0.198	0.172
Hukou	0.075**	0.295**	0.081
health1	0.489***	0.418	0.503***
health2	0.626***	0.198	0.453***
employ1	0.759***	1.398***	1.063***
employ2	2.219***	1.180***	1.678***
employ3	2.469***	1.120***	1.826***
观测值数	1081	447	534
R <sup>2</sup>	0.375	0.233	0.203

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示1%、5%和10%的水平上是显著的。

表7 倾向得分匹配(PSM)的处理效应  
Tab.7 Treatment effect of PSM model

因变量 Dependent variable	处理效应 Treatment effect	处理组 Treatment group	控制组 Control group	差距 Gap	标准误 Standard error	T检验值 T value
lnny	匹配前	7.021	7.872	-0.851	0.121	-7.04
	ATT	7.020	7.837	-0.817	0.127	-6.45

### 3 主要结论与讨论

我国正处在经济社会发展转型期和城镇化高速推进期,土地征用和失地农户将是长期存在的社会现象。但是,在较长时期内,土地征用是否会给失地农户带来收入增长还莫衷一是,有较大争论,本文即对此进行验证。

研究结果表明:①土地是否被征用确实存在着农户总收入效应和非农收入效应,农户被征用土地会使农户总收入和非农收入显著增加,与PSM模型得到的净处理组平均处理效应相比,使用OLS回归方法会显著低估了土地征用对农户收入的促进作用,大致低估了11%。②对征地比例的收入效应进一步研究表明,农户被征地比例的多少不存在总收入效应和非农收入效应,农户不是被征地越多总收入和非农收入就越高,但农户被征地越多却会显著减低农户的农业收入,净处理组平均处理效应为81.7%。

研究结论对我国现行土地征用制度将有重要政策启示:①由于多元化就业渠道、多源化收入来源以及多样性社会保障制度避免了被征地农户“失地失业”,提高了被征地农户增收能力和收入水平,被征地农户收入不降反升,这也是“期盼征地”和“反对征地”并存的原因。但是,我们更应该讨论的是,被征地农户收入不降反升为什么还会引起被征地农户的强烈不满,这种现象在实地调查中似乎普遍存在,王慧博对此也曾有详尽论述<sup>[17]</sup>。大多数学者认为征地补偿金标准偏低、被征地农户难以提升人力资本等引发了被征地农户收入下降是产生征地矛盾的根源,但是,收入不降反升也没有消解这一现象,这说明,在很多地区,征地导致农民收入下降只是引发征地矛盾的表面根源。农户“期盼征地”,这是因为能得到更高水平收入和社会保障,“反对征地”,是因为征地成为一个行政强制过程,征地程序安排不公,农户权利没有得到应有尊重,这才是现行征地制度的根本缺陷。因此,提高征地补偿分配标准、为被征地农户提供社会保障等政策改进虽然能部分解决土地征用冲突和矛盾,但远不足以从根本上解决失地农民问题,土地征用不仅要“让利于民”,更要突出征地程序设计与实施的公平性。②土地征用制度改进另一个重要方向应是进一步完善土地征用制度的底层设计,加强对健康状况差、低收入等弱势群体的保护,因为这部分贫弱农户短期内无法完成人力资本的质性改进,对他们应该建立定制化和针对性的社会保障和福利政策。③土地征用比例并不具有收入效应提示我们,农户越征地越多越富裕的神话是不存在的,因而,要正确认识到土地征用对提高农户收入的有限性作用,当前阶段,还要重视农村土地对农户收入的保障性作用,哪怕是对近城区的农户也是如此。要提高农户收入水平不能仅靠土地征用获取短期收入如

土地征用补偿金等,关键是要提升被征地农户的人力资本水平,优化被征地农户的就业分布状态,使被征地农户能够顺利完成职业转换和过渡。

(编辑:田红)

#### 参考文献(References)

- [1] 民进中央. 国家应出台法规保障失地农民权益[N]. 中国青年报,2009-3-14(1). [The Democratic Progressive Party Center. China Should Constitute Regulations to Safeguard Rights and Interests of Landless Farmers[N]. China Youth Daily,2009-3-14(1).]
- [2] 马新文. 我国现行征地补偿制度剖析[J]. 同济大学学报:社会科学版,2009,(3):93-96. [Ma Xinwen. An Analysis on China's Current Land Expropriation Compensation System [J]. Tongji University Journal;Social Science Section,2009,(3):93-96.]
- [3] 金晶,曲福田. 农地非农化的政策演进:1949-2007[J]. 改革,2010,(9):86-92. [Jin Jing, Qu Futian. Policy Evolution of Farmland Conversion: 1949-2007 [J]. Reform,2010,(9):86-92.]
- [4] 史清华,卓建伟. 征地一定降低农民收入吗:上海7村调查[J]. 管理世界,2011,(3):77-82. [Shi Qinghua, Jin hongtao, Zhuo Jianwei. Land Acquisition Inevitable Reduce Income of Farmers: 7 Villages Survey in Shanghai [J]. Management World,2011,(3):77-82.]
- [5] 陈伟. 国际视野下土地征用的公益审查机制及其策略匹配[J]. 改革,2013,(7):80-87. [Chen Wei. Public Review Mechanism of Land Expropriation and Its Strategy in International Perspective [J]. Reform,2013,(7):80-87.]
- [6] 王瑞雪. 土地换保障制度的逻辑困境与出路[J]. 中国土地科学,2013,(6):42-47. [Wang Ruixue. Consideration on Logic Dilemmas of the ELSS Policy [J]. China Land Sciences,2013,(6):42-47.]
- [7] Selahattin I, Sagiri K. Labor Supply Elasticity and Social Security Reform [R]. Center for Retirement Research at Boston College Working Papers,2009:332-354.
- [8] Irineu E C F. Old-age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil[J]. Journal of Development Economics,2008,86:129-146.
- [9] 聂鑫,汪晗,张安录. 城镇化进程中失地农户多维福祉影响因素研究[J]. 中国农村观察,2013,(4):86-93. [Nie Xin, Wang Han, Zhang Anlu. The Influence Factors Research of Multidimensional Welfare of Farmers in the Process of Urbanization [J]. China Rural Survey,2013,(4):86-93.]
- [10] 谢勇. 土地征用、就业冲击与就业分化:基于江苏省南京市失地农民的实证研究[J]. 中国人口科学,2010,(2):65-72. [Xie Yong. Land Requisition and its Impacts on Employment: Evidence from Landless Peasants in Nanjing [J]. Chinese Journal of Population Science,2010,(2):65-72.]
- [11] Rosenbaum P, Rubin D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. Biometrika,1983,

- 70:41-55.
- [12] 胡宏伟, 张小燕, 赵英丽. 社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响: 基于倾向得分匹配的反事实估计[J]. 中国人口科学, 2012, (2): 57-66. [Hu Hongwei, Zhang Xiaoyan, Zhao Yingli. Medical Insurance's Impacts on Elders' Health Service Utilization: Based on the Counterfactual Estimation of the Propensity Score Matching [J]. Chinese Journal of Population Science, 2012, (2): 57-66.]
- [13] Gilligan D O, Hoddinott J. Using Community Targeting to Provide Drought Relief: Evidence from Ethiopia [R]. International Food Policy Research Institute Washington D C, 2006:117-143.
- [14] 韩菡, 钟甫宁. 劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响[J]. 中国农村经济, 2011, (4): 18-25. [Han Han, Zhou Funing. The Influence of "Surplus Land" to Farmers' Income Distribution After Labor Flux [J]. Chinese Rural Economy, 2011, (4): 18-25.]
- [15] 范晓非, 王千, 高铁梅. 预期城乡收入差距及对我国农村劳动力转移的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, (7): 20-35. [Fan Xiaofei, Wang Qian, Gao Tiemei. Expected Rural-urban Income Gap and the Impact on Chinese Rural Labor Force Immigration [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2013, (7): 20-35.]
- [16] 杨灿明, 郭慧芳, 孙群力. 我国农民收入来源构成的实证分析: 兼论增加农民收入的对策[J]. 财贸经济, 2007, (2): 74-78. [Yang Canming, Guo Huifang, Sun Qunli. The Patterns of the Peasants' Income in China and Options to Improve Peasants' Income [J]. Finance & Trade Economics, 2007, (2): 74-78.]
- [17] 王慧博. 城市化进程中失地农民市民化调查状况比较分析[J]. 宁夏社会科学, 2010, (4): 66-72. [Wang Huibo. The Comparative Analysis of Land Lost Farmers Citizenship in the Process of Urbanization [J]. Social Sciences in Ningxia, 2010, (4): 66-72.]

## The Farmers Incomes' Effect of Land Acquisition: Based on Propensity Score Matching (PSM) Counterfactual Estimate

CUI Bao-yu<sup>1,2</sup> XIE Yu<sup>3</sup> XU Ying-ting<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Anhui University, Hefei Anhui 230601, China;

2. Research Center of Three Agriculture Problems, Anhui University, Hefei Anhui 230039, China;

3. School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei Anhui 230009, China)

**Abstract** It is in the transition of economic and social development period in China, land acquisition and landless farmers are long-term social phenomenon, but whether land acquisition have the income effects is still lacking of accurate estimate. This article, based on Chengdu's "rural households survey data in 2011", estimates the influence of land requisition on land-lost farmers income, by using the method of propensity score matching (PSM), to examine the rationality of land requisition, improve the land acquisition policy, relieve the conflicts of land requisition and improve government services. The study found: ① land acquisition does have farmer income effect and non-farm income effect, total income and nonfarm income of landless farmers are 19.6% and 9.1% significantly higher than those whose land has not been expropriated. By using the OLS model, it underestimates the promotion effect of land requisition for the income of farmers, roughly 11%, and this provides the evidence for the rationality of government land acquisition. ② However, there are no income effect and non-agricultural income effect in proportion of land acquisition. Landless farmers don't have more income with losing more land, but losing more land will significantly reduce landless farmers' agricultural income, roughly 81%. We should recognize the limited role of land acquisition on the income of farmers, break the thinking that land acquisition will significantly improve farmers' income. ③ With combination of land acquisition practice, it shows that the emphasis on farmers' income effect of land acquisition can not eradicate conflicts and contradictions. On the one side, we should avoid the landless farmers to "lose their land, and then lose their jobs", improve the income level of the landless farmers, and increase farmers' income by using diversified employment channels, various income sources and different social security systems. On the other hand, we should ensure fair and lawful land acquisition procedures, improve the bottom design of land requisition system, strengthen social security of the vulnerable groups of poor health and low income, enhance human capital of landless farmers and optimize the employment distribution, in order to successfully complete career change of landless farmers.

**Key words** land acquisition; landless farmers; agricultural income; non-farm income; PSM model