

农村劳动力外出就业与农地集中¹

彭代彦，刘万祥

(华中科技大学 经济学院)

摘要：几乎自家庭联产承包责任制实行起，就有研究人员和政府官员主张通过农村劳动力的转移和农业机械化促进农地的集中，以克服农户分散经营的弊端，提高农地生产率，但本文利用2005年和2006年的农户调查数据进行的实证研究表明，农村劳动力非农就业对农地集中没有显著影响，原因可能在于有劳动力非农就业的农户外包部分农作业弥补了农业劳动力的不足。

关键词：农村劳动力转移；农地集中；外包农作业

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

几乎自家庭联产承包责任制实行之日起，就有研究人员和政府官员主张通过农村劳动力的转移促进农地的集中，以克服小规模农户分散经营的弊端，提高农地生产率。近年来，农地的集中经营还被赋予了农业产业化、标准化、农村工业化、城镇化和农民组织化等目标²。但农村劳动力的转移能否促进农地的集中几乎没有得到经验研究的直接检验，本文拟对此进行探讨。

一、文献、变量与模型

1. 文献

农地的集中是通过农地的转出和转入实现的，但农地的转出和转入并不一定总能带来农地的集中，在这一过程中，农村劳动力外出就业具有重要的影响。众所周知，我国农业由集体所有制向家庭联产承包责任制转型时，农地是按家庭人口和（或）劳动力平均分配的。随着非农产业的发展和城市化进程的推进，家庭劳动力外出就业的越来越多。一些农户可能会因家庭劳动力外出就业而感到农业劳动力不足，将部分或全部农地转包给其他农户，在这种情况下，农村劳动力外出就业可能会促进农地的集中。但农户如果利用外出就业劳动力增加的收入购买农业机械，或者可以外包部分农作业，农业劳动力不足的问题就可能得到缓解甚至完全克服，这种情况下农村劳动力外出就业对农地集中的影响则有三种可能：第一，农地正好够用，不必转出转入农地，对农地集中度没有影响；第二，农地不够用，如果此前转出有农地，则可能部分或全部收回，从而降低农地的集中度；第三，农地不够用，如果此前没有转出农地，则可能转入农地，从而提高农地的集中度。因此，从理论上讲，农村劳动力外出就业既可能促进农地的集中，也可能没有影响，还可能导致农地的分散。

已有研究考察了农村劳动力外出就业对农地流转的影响，结果确实出现了分化。首先，有研究发现，农村劳动力外出就业促进了农地的租出，减少了农地的租入。例如，Tu, et al. (2006) 利用2005年在贵州省3个村庄收集的农户数据分析发现，家庭劳动力外出就业显著促进了农地的租出，

Deininger, et al. (2005) 利用国家统计局 2001 年和 2002 年在 12 个省份以及他们自己收集的农户数据分析发现, 在当地的非农就业促进了农地的租出, Yao (2000) 利用 1988 年和 1993 年在浙江省 3 个县收集的农户调查数据在考虑了移民决策的可能的内生性后也实证研究发现非农就业显著促进了农地的租出; 而 Kung (2002) 利用农业部 1999 年在河北、山西、安徽、湖南、四川和浙江 6 个省份调查获得的数据实证研究发现当地和外地非农就业都减少了农户租入农地的数量, 即使考虑了移民决策可能的内生性后结论仍然成立, Feng and Heerink (2008) 利用 2000 年在江西东北部 3 个村庄的农户调查数据, 运用 *seemingly unrelated bivariate probit regression* 方法对农地租借和移民方程进行估测后发现, 农地租入和农村劳动力外出就业之间存在显著的负相关关系。其次, 也有研究表明, 农村劳动力外出就业减少了农地的租出, 促进了农地的租入。例如, Deininger, et al. (2005) 发现, 异地非农就业显著妨碍了农地的租出, 促进了农地的租入。最后, 还有研究发现, 农村劳动力外出就业对农地的租出和 (或) 租入没有显著影响。例如, Tu, et al. (2006) 的研究表明, 家庭劳动力外出就业对租入农地没有显著影响, Deininger, et al. (2005) 也发现在当地的非农就业对农地的租入没有显著影响。

综上所述, 不论是从理论上讲, 还是从实践来看, 农村劳动力的外出就业既可能促进农地的集中, 也可能没有影响, 还可能促进农地的分散, 对农地集中的影响可能是不确定的。

已有研究使用的大多是横截面的农户问卷数据, 考察的是农村劳动力外出就业对作为微观个体的农户的农地租入和租出行为的影响, 据此难以判断农村劳动力外出就业对农地集中的影响。本文直接分析农村劳动力外出就业对农地集中度的影响, 以充实现有研究。

2. 变量

(1) 因变量

农地集中度用各省市区耕地面积的基尼系数 (*landgini*) 表示。耕地面积的基尼系数的计算方法是: 首先, 计算各被调查农户人口占所在省份总调查人口的百分比, 并进行降序排列, 将农户人口的累计百分比作为横坐标; 其次, 计算相应农户耕地面积占所在省份总耕地面积的的累计百分比, 作为纵坐标, 由此构建耕地面积分配的“洛仑茨曲线”, 并计算耕地面积的基尼系数。如果耕地在所有的被调查农户是均匀分布的, 那么耕地面积分配的“洛仑茨曲线”就是一条 45 度线, 基尼系数为 0; 耕地在被调查农户的分配越不均匀, 则耕地面积分配的“洛仑茨曲线”越弯曲, 基尼系数越接近于 1。因此, 耕地面积的基尼系数越大, 农地越集中。

(2) 解释变量

农村劳动力非农就业率 (*nonagrr*)。如果农村劳动力外出就业确实促进了农地的集中, 则 *nonagrr* 应对 *landgini* 有显著的正的影响。

农业机械总动力 (*mach*)。农业机械与农业劳动力具有高度替代性, 可能对农地集中具有显著的影响, 但这种影响方向难以预先确定, 因为农业机械既有利于农户扩大耕地规模, 也能弥补农村劳动力外出就业农户的人手不足, 阻碍其转出农地。

人均耕地面积 ($pcul$)。人均耕地面积越大,需要的农业劳动力越多,劳动力外出就业农户就越有可能转出农地,促进农地的集中。

3. 模型

由于耕地面积的基尼系数 ($landgini$) 取值在 0 和 1 之间,在进行回归分析之前,笔者先将其变换成了 $\ln \frac{landgini}{1-landgini}$ 。模型设定如下:

$$\ln \frac{landgini}{1-landgini} = \beta_0 + \beta_1 nonagrr + \beta_2 mach + \beta_3 pcul + \beta_4 east + \beta_5 middle + \mu \quad (1)$$

(±) (±) (+) (±) (±)

其中, $east$ 指东部地区虚拟变量,包括辽宁、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南 8 省; $middle$ 指中部地区虚拟变量,包括山西、河南、安徽、江西、湖南和湖北 6 省; β_0, \dots, β_5 是待推算的回归系数; μ 是误差项,假定服从 $(0, \delta^2)$ 分布; 回归参数下面的符号表示其理论预期符号。

二、数据来源和变量特征

1. 数据来源

李路路教授和边燕杰教授主持的国家社会科学基金资助项目《中国综合社会调查 (CGSS)》在网上公布了 2003 年、2005 年和 2006 年的问卷调查数据。由于 2003 年的调查样本中缺乏耕地面积数据,本文仅使用 2005 年和 2006 年的数据。《中国综合社会调查 (CGSS)》采取了严格分层随机抽样的方法,2005 年和 2006 年分别调查了 10732 人和 10151 个样本,笔者选取的分析样本是户口为农业户口或非农业户口但家庭经营有耕地的被调查者,2005 年和 2006 年分别为 23 个省份的 4211 个和 24 个省份的 4053 个。2005 年涉及的 23 个省份是河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西和甘肃,2006 年则还包括海南。

表 1 被调查者及家庭劳动力在过去三个月中的主要就业状况分类

原始分类		调整后的分类			
2005	2006	2005	2006		
1 全职就业	1 从未工作过	一、非农就业	一、非农就业		
2 半职就业	2 全职就业			1 全职就业	2 全职就业
3 临时性就业(无合同、非稳定的工作)	3 半职就业			2 半职就业	3 半职就业
4 离退休(不在职)	4 临时性就业	3 临时性就业(无合同、非稳定的工作)	4 临时性就业		
5 无业(失业/下岗)	5 务农	6 兼业务农	7 休长假		
6 兼业务农	6 上学且无工作	二、务农	二、农业就业		
7 全职务农					

8 从未工作过/在学且没有工作	7 休长假 8 失业/下岗 9 离退休 10 操持家务 11 服兵役 12 丧失劳动能力 13 其他(请注明) 14.已故	6 兼业务农 7 全职务农	5 务农 10 操持家务
		三、失业 2 半职就业 5 无业(失业/下岗)	三、失业 3 半职就业
		四、非劳动力 4 离退休(不在职)	四、非劳动力 8 失业/下岗
		8 从未工作过/在学且没有工作	1 从未工作过 6 上学且无工作 9 离退休 11 服兵役 12 丧失劳动能力 13 其他(请注明) 14.已故

2005 年问卷表中有一个直接关于家庭人口数的问题：“请您告诉我您家共有几口人？”本研究的家庭人口数直接取自该数据。但 2006 年问卷表中没有类似问题，家庭人口数是笔者通过汇总家庭成员数得到的。

关于农户经营的耕地面积，两次问卷设计的问题略有不同。2005 年问卷表设计的问题是：“在最近一次打乱重分之后，你们家有多少亩地？有多少块地？”本研究所使用的 2005 年的耕地面积来自这一数据；而 2006 年问卷表中的问题则是：“最近一次确定农地承包面积后，您家承包的旱地、水田、山林各多少亩？目前您家实际耕种的旱地、水田、山林各有多少亩？”2006 年耕地面积则是通过这一问题获得的实际耕种的旱地和水田面积之和。

学术界一般将劳动力量年龄界定为 16—65 岁（如 Tu, et al., 2006），考虑到农村劳动力退出农业劳动的普遍年龄较大，本文将劳动力量年龄扩大到 70 岁，即劳动年龄为 16—70 岁。劳动年龄人口的就业状况是根据调查问卷中的“过去三个月的主要活动状况”问题确定的。对于这一问题，2005 年问卷和 2006 年问卷给出的预选答案分别有 8 个和 12 个，笔者重新将其调整归类成了非农就业、务农、失业和非劳动力 4 大类（见表 1）。在这一分类中，有几点值得说明：第一，半职就业应看成是一半非农就业，一半失业；第二，兼业务农应看成是一半非农就业，一半务农；第三，操持家务者随时可以加入农业生产劳动，因此应看成是务农；第四，2006 年表中回答“其他”的很少，为简化数据处理，笔者将其看成了失业；第五，“从未工作过”、“离退休”、“上学且无工作”、“服兵役”、“丧失劳动能力”、“已故”和“其他”共 7 类应从劳动力中剔除。因此，非农就业率应为非农就业人数占非农就业人数、务农人数和失业人数的比重，2005 年和 2006 年的计算公式分别为：

$$2005 \text{ 年非农就业率} = \left(\text{“全职就业”} + 0.5 \times \text{“半职就业”} + \text{“临时性就业”} + 0.5 \times \text{兼业务农} \right) \div \left(\text{“全职就业”} + \text{“半职就业”} + \text{“临时性就业”} + \text{“兼业务农”} + \text{“全职务农”} + \text{“无业(失业/下岗)”} \right) \times 100\%$$

$$2006 \text{ 年非农就业率} = \left(\text{“全职就业”} + 0.5 \times \text{“半职就业”} + \text{“临时性就业”} + \text{“休长假”} \right) \div \left(\text{“全职就业”} + \text{“半职就业”} + \text{“临时性就业”} + \text{“休长假”} + \text{“务农”} + \text{“失业/下岗”} + \text{“操持家务”} \right)$$

×100%

问卷中没有设计农业机械的相关问题，数据来自《中国统计年鉴》，2005年和2006年分别来自2006年版和2007年版。

2. 变量特征

表2给出了变量的特征值。Landgini平均为0.371，分布在0.160和0.620之间。nonagrr平均为24.095%，最高近一半，达47.880%，但最低的不到一成，仅7.140%。mach平均为2855.936万千瓦，分布在320.640万千瓦和9555.290万千瓦之间。pcul平均为1.619亩/人，最高的达12.450亩/人，最低的仅0.320亩/人，相差37.9倍。

表2 变量特征值

变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
landgini		0.371	0.104	0.160	0.620
nonagrr	%	24.095	10.560	7.140	47.880
mach	万千瓦	2855.936	2400.531	320.640	9555.290
pcul	亩/人	1.619	2.182	0.320	12.450

表3是变量间的相关系数，与因变量landgini的相关系数在通常的统计水平显著的解释变量只有pcul。这些解释变量在控制住其他变量的影响后对landgini的影响则有待于下面的计量分析。

表3 变量间相关系数表

变量名称	landgini	nonagrr	mach	pcul
landgini	1.000			
nonagrr	0.010	1.000		
mach	-0.138	0.069	1.000	
pcul	0.200*	-0.316**	-0.039	1.000

注：*和**分别表示在10%和5%统计水平显著。

三、实证分析

1. 稳定性检验

由于样本横跨2005年和2006年2个年份，在推测模型(1)之前有必要考察模型的稳健性。以下分两步进行：

第一，通过计算以下统计量检验模型在2个年份是否存在显著的差异：

$$F = \frac{(RSS - RSS_1)/n_2}{RSS_1/(n_1 - k - 1)}$$

RSS 和 RSS_1 分别为全部样本和2005年亚样本回归式的残差平方和， n_1 和 n_2 分别为为2005

年亚样本和 2006 年亚样本的样本数， k 为变量个数。 F 服从自由度为 n_2 和 $n_1 - k - 1$ 的 F 分布。计算得到 $F(24,17)$ 值为 1.203，在 10% 统计水平不显著，因此不能拒绝回归模型在两个亚样本期间相同的假说。

表 4 考虑了解释变量的回归系数在两年间可能存在差异的模型的 OLS 回归结果（样本数=47）

解释变量	回归系数	T 值	显著水平	
nonagrr		-0.016	-1.490	0.145
mach		0.000	-1.540	0.132
pcul	0.115	2.350	0.024	
east	0.458	1.670	0.104	
middle	0.430	1.790	0.083	
D2006×nonagrr	0.011	0.790	0.437	
D2006×mach	0.000	0.290	0.770	
D2006×pcul	-0.094	-1.480	0.147	
D2006×east	-0.025	-0.070	0.947	
D2006×middle	-0.150	-0.430	0.671	
D2006	0.270	0.670	0.505	
cons	-0.606	-2.150	0.038	
Adj.R ²	0.180			

第二，检验解释变量的回归系数在 2 个年份的稳定性。考虑了解释变量的回归系数在 2005 年和 2006 年可能存在差异的模型的回归结果见表 4。结果表明，所有的解释变量与 2006 年虚拟变量交叉项的回归系数在通常的统计水平均不显著。因此，不能拒绝解释变量的回归系数在两个亚样本期间相同的假说。

综上所述，我们应接受回归模型在两个亚样本期间相同的假说。

2. 计量结果

表 5 中回归式（1）是对模型（1）的回归结果。nonagrr 回归系数的 T 值很小，在通常的统计水平不显著，表明 nonagrr 对耕地集中度没有显著影响。Mach 的回归系数在 10% 统计水平显著为负，表明农业机械降低了耕地的集中度。pcul 的回归系数在 8% 统计水平显著为正，表明人均耕地面积促进了耕地的集中，与 Deininger, et al. (2005) 的研究结果相一致。east 和 middle 的回归系数均为正，前者在 6% 的统计水平显著为正，后者的显著水平较低，但也达到了 12%，表明与西部地区相比，中、东部的耕地集中度较高。

表 5 是对耕地集中度 (logitlandgini) 的回归结果（样本数=47）

解释变量	回归式（1）(OLS) (将 nonagrr 看成外生变量)				回归式（2）(2SLS) (将 nonagrr 看成内生变量)		
	回归系数	T 值	显著水平	回归系数	渐进 T 值	显著水平	

nonagrr	-0.002	-0.310	0.758	0.011	0.710	0.479
mach	-0.544*10⁻⁴	-1.710	0.095	-0.475*10⁻⁴	-1.460	0.151
pcul	0.061	1.850	0.072	0.074	2.080	0.044
east	0.381	1.960	0.057	0.267	1.180	0.247
middle	0.304	1.630	0.111	0.206	0.970	0.337
cons	-0.626	-3.010	0.004	-0.929	-2.470	0.018
Adj.R ²	0.157			0.050		

注(1):在回归式(2)中,第一阶段是对 nonagrr 进行的回归,解释变量除模型中的其他解释变量外,还有作为工具变量的第二、三产业总产值。

(2) 笔者按照 Maddala (1992) 提出的方法对 nonagrr 内生性进行检验的结果表明,不能拒绝 nonagrr 是外生的假说。

农地集中和农村劳动力外出就业既可能互相强化(Deininger and Jin, 2005)或相互弱化(Feng and Heerink, 2008),农地租借市场的发展有利于非农就业(Kung and Lee, 2001; Shi et al., 2007),租入和租出农地分别会显著妨碍和促进劳动力外出就业(Deininger, et al., 2005)。因此,农村劳动力非农就业也可能受耕地集中度的影响, nonagrr 可能是内生的。回归式(2)是将 nonagrr 看成内生变量后的 2SLS 回归结果。在第一阶段对 nonagrr 的回归中,解释变量除模型中的其他解释变量外,还有作为工具变量的第二、三产业总产值。

在回归式(2)中, nonagrr 的回归系数在通常的统计水平仍不显著,表明 nonagrr 对耕地集中度没有显著影响。mach 的回归系数仍然为负,但在通常的统计水平不显著。Pcul 仍在 5% 的统计水平显著为正。两个区域虚拟变量虽然为正,但在通常的统计水平不显著。

为确认 nonagrr 的内生性,笔者按照 Maddala (1992) 提出的方法进行了检验,即将第一阶段回归得到的 nonagrr 预测值作为解释变量加入模型(1)中进行回归,得到的 nonagrr 预测值的回归系数的 t 仅 0.960,在通常的统计水平不显著,因此应拒绝 nonagrr 是内生的假说,回归式(1)的结果更为可信,即劳动力的转移并不能促进农地的集中。

四、结语

虽然几乎自家庭联产承包责任制实行起,就有研究人员和政府官员主张通过农村劳动力的转移促进农地的集中,以克服农户分散经营的弊端,提高农地生产率,但本文利用 2005 年和 2006 年全国的农户调查数据的实证研究表明,劳动力的转移并不能促进农地的集中。

近 20 年来,我国农村剩余劳动力的外出就业出现了加速趋势。但由于我国特殊的户口、就业和社保制度,进城务工农民不能享受市民同等待遇,为了减轻城市就业的生活压力和后顾之忧,不得不将老人、妇女和孩子留在农村生活,从事农业生产,形成了农村普遍的“386199”部队现象,这与日本在战后高速增长过程中农村剩余劳动力外出就业后在宅通勤而形成的现象非常相似。但在日本,政府通过高额补贴促进了农业机械化,几乎每个农户都拥有全套的农业机械,弥补了农村劳动力外出就业带来的农业劳动力不足。那么我国是如何解决农村劳动力外出就业后农业劳动力不足的问题的呢?

近年来，在我国农村，尤其是南方，普遍出现了农作业机械代耕现象，即少数农户购买农业机械后，承担其他农户的部分农作业，获取服务费，既解决了外出就业农户劳动力不足的问题，也在一定程度上满足了农业机械运营的规模要求，这与战后台湾的经验非常相似（Fujiki, 1999）。

由于城市生活成本高昂，社会保障难以覆盖进城农民工及其家属，而农村社会保障体系的建设已经开始启动，农户的兼业化在未来相当长时期内都将较为普遍，只要通过农业机械的外包作业能较好地弥补兼业农户农业劳动力的不足，就难以通过农村劳动力外出就业促进农地的集中。

参考文献

- [1] Deininger, K. S. Jin, & S. Rozelle, Rural Land and Labor Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China[J], Mimeo, 2005.
- [2] Feng, s., and N. Heerink, Are Farm Households' Land Renting and Migration Decisions Inter-related in Rural China?[J], Mimeo.
- [3] Feng, S., N. Heerink & F. Qu, Factors Determining Land Rental Market Development in Jiangxi Province, China[J], Paper presented at the 7th European Conference on Agriculture and Rural Development in China (ECARDC), 8-10 September 2004, Greenwich, 29 pp.
- [4] Fujiki, H., The Structure of Rice Production in Japan and Taiwan[J], Economic Development and Cultural Change, Vol.47, No.2, 1999, pp.387-400.
- [5] Hayami, Y. and Toshihiko Kawagoe, Farm Mechanization, Scale Economies, and Polarization: the Japanese Experience[J], Journal of Development Economics, Vol.31, 1989, pp.221-239.
- [6] Kung, J. K.-s., Off-farm Labour Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China[J], Journal of Comparative Economics, Vol.30, 2002, pp.395-414.
- [7] Lohmar, B., Land Tenure Insecurity and Labour Allocation in Rural China[J], Paper presented at the 1999 Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, 9-12 August 1999, Nashville, Tennessee, 14 pp.
- [8] Maddala, G.S., 1992, Introduction to Econometrics[M], Prentice-Hall. Inc., 2nd edition.
- [9] Shi, X., N. Heerink & F. Qu, Choices between Different off-farm Employment Sub-categories: an Empirical Analysis for Jiangxi Province, China[J], China Economic Review Vol.18, 2007, pp.438-455.
- [10] Tu, Qin, Nico Heerink, and Li Xing, Factors Affecting the Development of Land Rental Markets in China :A case study for Puding County, Guizhou Province[J], Mimeo, 2006.
- [11] Yang, D., China's Land Arrangements and Rural Labor Mobility[J], China Economic Review, Vol.8, No.2, 1997, pp.101-116.
- [12] Yao, Y., 2000. The Development of the Land Lease Market in Rural China[J]. Land Economics 76: 252-266.
- [13] Zhang, Q.F., Q. Ma & X. Xu, 2004. Development of Land Rental Markets in Rural Zhejiang: Growth of off-farm Jobs and Institution Building[J]. The China Quarterly 180: 1050-1072.

Off-farm Employment of Agricultural Labor Forces and the Concentration of Agricultural Land

Daiyan Peng, Wanxiang Liu

Abstract: Researchers and officers have proposed to concentrate agricultural land by improving off-farm employment of agricultural labor forces to overcome the decentralized shortcoming of household responsibility system and raise agricultural productivity. However, the present empirical study by employing household survey data in 2005 and 2006 shows that off-farm employment of agricultural labor forces does not have significantly effect on concentrating agricultural land. The reason may lie in that the shortage of agricultural labor forces due to off-farm employment are offset by off-contracting part of agricultural work.

Keywords: off-farm employment of agricultural labor forces, concentrating agricultural land, agricultural work.

作者简介: 彭代彦, 1964年生, 博士, 华中科技大学经济学院教授、博士生导师。

¹ 本文使用的数据来自国家社会科学基金资助项目《中国综合社会调查 (CGSS)》, 该项目由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行, 项目主持人为李路路教授和边燕杰教授。作者感谢上述机构和人员, 但对论文内容完全负责。

² 见“河南沁阳: 政府推动农地集中”, 《中国新闻周刊》2008年10月20日第33-35页。