

# 欠发达地区农户兼业对其土地转出行为的影响 ——基于云南省 558 户农户的调查

任天驰<sup>1</sup> 康丕菊<sup>2</sup> 彭志远<sup>1\*</sup> 褚力其<sup>1</sup>

(1. 云南农业大学 经济与管理学院,昆明 650201;

2. 云南财经大学 国际语言文化学院,昆明 650221)

**摘要** 为研究欠发达地区农户兼业对土地转出的影响,基于云南省的调研数据,利用 Logit 模型和多元线性回归模型对欠发达地区农户兼业对土地转出的影响进行实证分析,并以村级平均受教育水平作为工具变量,通过 IV-Probit 模型和 2SLS 模型控制了内生性问题。结果表明:单一的认为农户兼业促进或抑制土地流转是欠妥的,事实是农户流转土地与其兼业程度有关;不同兼业类型的农户选择转出土地的概率存在显著差异,I 兼农户转出土地的概率显著低于纯农户,而 II 兼农户与非农户选择转出土地的概率更高;农户转出土地面积比重与农户兼业程度呈现 U 型曲线关系。基于此,欠发达地区在推进农村土地流转时可以通过出台相应的引导性政策,充分发挥兼业农户内在土地转出需求的作用,促使欠发达地区广泛且分散的兼业小农自发的转出手中的土地。

**关键词** 农户兼业; 土地流转; 内生性问题; 欠发达地区

中图分类号 F301.2

文章编号 1007-4333(2018)07-0205-12

文献标志码 A

## Impact of peasants' part-time working on land transfer in less-developed areas: Evidence from 558 peasants in Yunnan Province

REN Tianchi<sup>1</sup>, KANG Piju<sup>2</sup>, PENG Zhiyuan<sup>1\*</sup>, CHU Liqi<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Management, Yunnan Agriculture University, Kunming 650201, China;

2. School of International Languages and Cultures, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

**Abstract** In order to study the impact of peasants' part-time working on land transfer in less-developed areas. Based on a survey data of Yunnan Province, an empirical analysis is performed using Logit and multiple linear regression model. The average level of education was used as instrumental variable to control the endogeneity problem by IV-Probit and 2SLS model. The results show that: It is not proper to simply think that the part-time working behavior of peasants will promote or inhibit the land transfer. The probability is related to the degree of part-time working behavior of peasants; Peasants' land transfer has significant difference under different levels of part-time working behavior, Part-time working peasants and non-farming peasants choose to outflow their land more likely; The relationship between the ratio of the land outflow and the degree of part-time working behavior of peasants show U-shaped curve. In conclusion, during the process of promoting rural land circulation, the corresponding guiding policies could be introduced to less developed areas by giving the peasants of own initiative full play to the role in the promotion of rural land circulation and promoting the widespread and scattered part-time working peasants in less developed areas to transfer their land voluntarily.

**Keywords** part-time working of peasants; land transfer; endogeneity problem; less-developed area

收稿日期: 2017-08-30

基金项目: 云南省哲学社会科学基础研究基地项目(JD2016YB09)

第一作者: 任天驰, 硕士研究生, E-mail: 519766067@qq.com

通讯作者: 彭志远, 教授, 主要从事宏观经济、农业经济研究, E-mail: pengzhiyuan18@163.com

农户兼业是发展中国家的常见现象,改革开放以来伴随着农村劳动力的不断转移农户兼业在我国也是一种普遍现象,目前兼业农户占我国农户比重在70%以上<sup>[1]</sup>。同时土地流转在我国也呈现出加速趋势,2016年全国土地流转面积占承包经营总面积为30.4%。农户大规模的兼业化势必带动农村资源禀赋的全面调整,其中农户兼业是否会促进土地流转是目前学术界争论的焦点之一。一部分学者认为,农户兼业对土地流转起促进作用。如张璟等<sup>[2]</sup>根据清华大学“百村调研”数据实证分析发现,农户劳动力兼业水平和收入兼业水平对土地转出行为存在正向影响,并指出农户家庭成员中常年在外务者的比例越高,其选择转出土地的可能性就越大。郜亮亮等<sup>[3]</sup>基于全国范围内1200户农户的面板数据,以农户户主和家庭成员是否有非农就业经历为外出务工的衡量指标,证实了外出务工对兼业农户土地流转有正向影响。句芳等<sup>[4]</sup>基于对内蒙古地区调研数据的实证分析认为,农牧户兼业并未妨碍土地承包经营权的流转,并且I兼农牧户选择转入土地的概率更高,II兼农牧户转出土地的概率更高。但也有学者认为农户兼业抑制或者不一定促进土地流转。如黄延延<sup>[5]</sup>基于对农户综合收益的理论分析认为,农户兼业行为会阻碍农业规模化生产,导致土地流转市场供给减少,使得农村土地流转效率降低。胡霞等<sup>[6]</sup>基于CHIPS2008农户数据,通过Probit模型进行实证分析,发现农户兼业化对土地流转存在负面影响,且这种影响会抵消非农就业所带来的对土地流转的正向作用。钱忠好<sup>[7]</sup>以农户的家庭决策为视角进行实证研究,认为农户家庭部分成员的兼业行为并非是导致农地流转的必然诱因。侯明利<sup>[8]</sup>基于比较优势理论认为,为追求利益最大化,一部分农户会选择成为兼业农户,但兼业化并不一定会导致农地流转。

还有学者以土地流转对农户非农就业的影响为视角进行研究,如张会萍等<sup>[9]</sup>基于宁夏银北地区的调研,指出参与土地流转对农户非农就业的可能性及外出务工的时间都存在显著的正向影响。许恒周等<sup>[10]</sup>通过对江苏省的调研证实,农户的非农收入水平与其选择土地流转之间存在互为因果关系。Kung<sup>[11]</sup>基于中国6省的实地数据,指出农村土地流转市场与劳动力市场存在内生性问题。

综上所述,目前学界对于农户兼业是否会导致土地流转尚存在争论,且不同结论阐释的理论视角

也不尽相同。事实上,宏观层面的农户兼业化与土地流转问题,是微观农户行为选择的结果所致,这也是目前多数研究所选择的基本视角,但现有关注微观农户行为选择的研究也还存在一些不足:首先是研究缺乏全面性,随着农户兼业化的普及,仅用农户收入构成来量化农户兼业显然不够全面,且关于兼业农户流转土地面积的定量化研究也不多见,系统性的研究还很缺乏;其次是相关实证研究很少涉及对农户兼业与土地流转二者之间内生性问题的处理,现有文献则表明二者之间存在较为明显的互为因果关系,这可能导致研究结论并不准确。进一步的,欠发达地区农村经济基础薄弱,城镇化和工业化水平低,在国家全面实施乡村振兴战略的背景下,如何振兴欠发达地区农村经济是更为现实且紧迫的问题,土地流转作为乡村振兴战略的重要抓手,合理的推进土地流转对促进欠发达地区农村经济与社会发展的意义重大。对此,本研究基于云南省这一典型欠发达地区的实地调研数据,通过Logit模型及多元线性回归模型就农户兼业对其土地转出的影响进行系统性的实证分析,并使用工具变量法对二者之间的内生性问题进行处理,以期如何推进欠发达地区土地流转提出相关的政策建议。

## 1 农户兼业划分标准与类型

目前关于农户兼业的划分标准并不统一。国内研究大多依照国家统计局农调支队的统计口径,使用农户收入构成进行划分:根据农户非农收入占家庭年总收入的比重将农户划分为4类,该比重低于20%的为纯农户,20%~50%的为I兼农户,50%~80%的为II兼农户,大于80%的为非农户。德国同样使用农户收入构成划分兼业农户,只是在取值范围上与国内标准不同。美国使用农户劳动时间构成作为兼业农户的划分标准,规定年非农劳动时间100d以上的为兼业农户<sup>[12]</sup>。日本同时使用农户收入构成和农户劳动时间构成2个指标进行划分,具体标准为:年非农劳动30d以下的农户划分为纯农户;年非农劳动时间30d以上,且非农收入占比50%以下的为I兼农户;年非农劳动时间30d以上,且非农收入占比50%以上的为II兼农户<sup>[13]</sup>。

本研究借鉴廖洪乐<sup>[14]</sup>对兼业农户划分的处理经验,参照国家统计局和日本的划分标准,根据农户收入构成和农户劳动时间构成双重指标划分兼业农户,其中农户收入构成使用我国统计局农调支队的

统计口径,即以农户的非农收入占比为划分标准;农户劳动时间构成参照日本的统计口径,以年非农劳动时间是否大于 30 d 为划分标准。具体划分标准如图 1 所示:年非农劳动时间 30 d 以下的农户统一划分为纯农户。当农户年非农劳动时间 30 d 以上时,按照非农收入占比进行划分:非农收入占比 50% 以下的为 I 兼农户;非农收入占比 50%~80% 的为 II 兼农户;非农收入占比大于 80% 的为非农户。

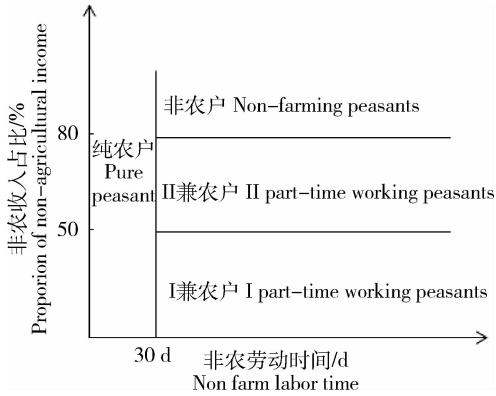


图 1 农户兼业划分示意图

Fig. 1 Schematic diagram of division of rural households

## 2 理论分析与研究假说

### 2.1 理论分析

根据理性经济人假设, Schultz<sup>[15]</sup> 论证了在传统社会中,农民同样是一个微观经济主体,其行为动机是追求自身利益最大化。而兼业正是农户在自身特征约束和外部社会经济因素共同作用下为了追求利益最大化而做出的理性选择<sup>[16]</sup>。因此,考虑如下模型:兼业农户以利益最大化为目标,在农业与非农生产中配置生产要素,农业生产的三大要素劳动、资本和土地分别使用  $L, K, G$  表示,单位的农产品价格、非农收入、土地流转租金均为外生变量,使用  $p, \omega, r$  表示,假设所有要素符合规模报酬递减规律。根据 C-D 生产函数,农业生产收益可以表示为:  $R = pK^\gamma L^\alpha G^\beta$ , 其中  $R$  为农业生产收益,  $\gamma, \alpha, \beta$  为对应要素的产出弹性。

则务农劳动投入边际收益可以表示为:

$$\frac{\partial R}{\partial L} = \alpha p K^\gamma L^{\alpha-1} G^\beta$$

同样土地投入边际收益可以表示为:

$$\frac{\partial R}{\partial G} = \beta p K^\gamma L^\alpha G^{\beta-1}$$

对务农劳动投入边际收益求二阶导数为:

$$\frac{\partial^2 R}{\partial L^2} = \alpha(\alpha-1) p K^\gamma L^{\alpha-2} G^\beta < 0 \quad (1)$$

土地投入边际收益对务农劳动力投入求导数为:

$$\frac{\partial^2 R}{\partial G \partial L} = \alpha \beta p K^\gamma L^{\alpha-1} G^{\beta-1} < 0 \quad (2)$$

此时农户收益最大化即农业收入、非农收入、土地流转租金收入之和最大化,在给定的农户劳动力禀赋  $L_0$  与农地资源总量  $G_0$  的情况下,最大收益可表示为:  $\max[R + (L_0 - L)\omega + (G_0 - G)r]$ , 农地投入实现最优配置的均衡条件为:

$$\frac{\partial R}{\partial L} = \omega, \frac{\partial R}{\partial G} = r$$

即当务农边际收益和非农劳动报酬相等,农地投入的边际收益和土地流转租金相等时,达到资源禀赋的最优配置,兼业农户收益最大化。

### 2.2 研究假说

根据上述推导中的式(1)可知,农业生产劳动投入的边际收益随劳动投入的增加而减少,随土地投入的增加而增加;从式(2)可知,土地投入的边际收益随务农劳动的投入增加而增加,随土地投入的增加而减少。上述变量的变化规律如图 2 所示。

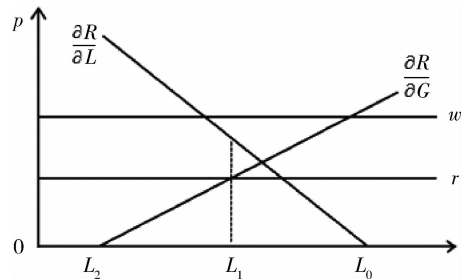


图 2 农户兼业与土地流转之间的逻辑关系  
Fig. 2 Logical relationship between peasants' part-time working and land transfer

借助图 2 进行理论推演: 1) 初始点  $L_0$  代表纯农户, 由于非农报酬  $\omega$  高于务农劳动边际收益  $\frac{\partial R}{\partial L}$ , 为使得收益最大化, 理性的农户选择将劳动投入要素分配在非农产业上, 即选择成为兼业农户。在  $[L_0, L_1]$  内, 由于农地投入的边际收益高于土地转出的收益  $r$ , 使得农户并没有转出土地的动力, 造成的结果是农户虽然选择兼业, 但并不发生土地流转。 2) 随着农户进一步向非农产业分配劳动要素, 农户

兼业程度增加,当务农劳动要素存量少于 $L_1$ 时,农地投入的边际收益开始小于土地转出的租金 $r$ ,此时兼业农户开始选择转出土地以获得更高收益,且随着农户兼业程度的上升,其土地投入边际收益会进一步下降,理性的农户就会转出更多的土地使得收益最大化。

根据上述农户兼业对土地转出影响的理论分析可知:当农户兼业程度较低时,农户兼业不会促使其转出土地,但当农户兼业程度超过一定水平后(如图2中 $L_1$ 虚线所示),农户兼业会促使其转出土地,且此时随着农户兼业程度的上升,其土地投入边际收益会进一步下降,农户转出土地面积也会越多。据此,本研究提出如下2个假说:

假说1:不同兼业类型的农户选择转出土地的概率不同,I兼农户转出土地的概率较低,而II兼农户和非农户选择转出土地的概率更高。

假说2:当土地转出户的兼业程度超过一定水平后,其兼业程度与转出土地面积比重呈正相关关系。

### 3 模型选择与变量说明

#### 3.1 模型选择

系统的研究农户兼业对土地转出的影响,必须回答本研究提出的2个假说:不同兼业类型的农户转出土地的可能性、农户兼业程度与土地转出面积比重的相关关系,这需要选择不同的模型进行研究。

1)模型I:不同兼业类型的农户转出土地的可能性。由于本研究不涉及农户转入土地,因此,在剔除农户转入土地这一事项后,农户转出土地的事项为“转出土地”与“未参与土地流转”两种,此两项事件概率和为1,故采用二值因变量Logit模型。本研究采用的Logit模型具体形式为: $\log(P_1/P_0)=\alpha+\beta_1X+\beta_2\Omega+\epsilon$ ,其中 $P_1$ 为农户选择“转出”的概率, $P_0$ 为“未参与”的概率, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 为待估系数, $\alpha$ 为截距, $\epsilon$ 为残差项, $\Omega$ 为其他控制变量, $X$ 为核心自变量农户兼业类型(纯农户、I兼农户、II兼农户和非农户)。该模型重点验证假说1。

2)模型II:农户兼业程度与土地转出面积比重的相关关系。这里农户兼业程度使用非农劳动时间(天数)占总劳动时间(天数)的比率表示,土地转出面积比重为农户当年转出土地面积占年初经营土地面积的比率。此二者都是连续变量,因此采用多元线性回归模型予以分析,本研究采用的回归方程包

括两种形式,即方程1: $Y=\alpha+\lambda_1X+\beta\Omega+\epsilon$ ,以及方程2: $Y=\alpha+\lambda_1X+\lambda_2X^2+\beta\Omega+\epsilon$ 。其中 $Y$ 为转出土地面积比重, $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 、 $\beta$ 为待回归系数, $\alpha$ 为截距, $\epsilon$ 为残差项, $\Omega$ 为其他控制变量, $X$ 为核心自变量非农劳动时间比率。该模型重点验证假说2。

#### 3.2 变量说明

已有研究表明,农户户主特征、家庭资源禀赋等变量都对农户的土地流转决策有着显著的影响,如高佳<sup>[17]</sup>、蔡书凯等<sup>[18]</sup>。本研究综合已有研究成果并结合研究主题的特点,将影响因素归为5类:1)户主特征变量:包括户主年龄、户主健康状况、户主受教育程度变量。2)家庭资源禀赋变量:包括家庭人均耕地面积、家庭劳动力总数、地形条件变量。3)土地制度与收益变量:包括土地确权、土地流转收益变量。4)农村社会保障变量:指农户是否参加农村养老保险。5)农业生产性服务变量:指农户是否可以获得农业生产性服务。各变量的赋值情况具体如表1。

### 4 数据来源与统计性描述

#### 4.1 数据来源

云南省是中国最为落后的地区之一。2016年,云南省人均GDP仅为31359元,在中国31个省(区、市)中排名第30位,仅为全国平均水平(53817元)的58.27%;从农民人均纯收入来看,2016年,云南省农民人均纯收入9020元,在全国省份中排名第30位,为全国平均水平(12363元)的72.96%。可以说,云南省是欠发达地区的典型代表。同时,云南省作为全国土地确权“整省推进”试点省份,2016年土地流转累计达105.3万 $\text{hm}^2$ ,在欠发达省份中排名第三。云南省农户兼业行为也相对普遍,根据本次调研数据,单纯从事农业生产的农户仅占比22.94%。因此,以云南省作为调查区域研究农户兼业对土地转出的影响,可对整个欠发达地区情况有较准确的反映。

本研究数据来自云南农业大学于2017年1—2月份所做的入户调查,为确保数据的代表性,在选择样本时遵循分层的随机抽样方法:根据经济发展水平,将云南省所有市(地州)分为上、中、下3个层次,在每个层次中随机选择3个市(地州)作为样本地区,再进一步对样本地区的乡镇同样按照经济发展水平分为上、中、下3个层次,并在每个层次中选取一个乡镇,最后在每个乡镇中选取一个村。同时,选

表1 变量说明

Table 1 variables description

计量模型 Econometric model	因变量 Dependent variable	自变量 Independent variable
模型 I: Model I $\log(P_1/P_0) = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 \Omega + \epsilon$	是否转出土地 (1=转出土地 0=未参与土地流转)	核心变量:兼业类型(1=I兼农户,2=II兼农户,3=非农户), 纯农户为参照组。 控制变量:户主年龄,岁;户主健康状况(0=差或无劳动能力, 1=优良);户主受教育程度,年;家庭人均耕地面积, $\text{hm}^2$ ;家庭劳 动力总数,人;地形条件(0=平坦,1=丘陵或山地);是否有土地 承包经营权证(0=否,1=是);土地流转收益(元/ $\text{hm}^2$ /年);农 村养老保险(0=未参与,1=参与);农业生产性服务(0=未获 得,1=获得)。
模型 II: Model II 方程 1: $Y = \alpha + \lambda_1 X + \beta \Omega + \epsilon$ 方程 2: $Y = \alpha + \lambda_1 X + \lambda_2 X^2 + \beta \Omega + \epsilon$	土地转出面积比重 (转出土地面积占年 初经营土地面积的比 率)	核心变量:农户非农劳动时间比率;农户非农劳动时间比率的平 方。 控制变量同模型 I。

取各生源地的学生进行集中培训后作为调查员,这样不仅可以保证样本的代表性,而且由于调查员对家乡情况较为了解,可最大程度地保证调查数据真实可靠。最终确定的调查地点包括昆明、昭通、玉溪、普洱、德宏、大理、文山、红河、景洪9个市(地、州)的27个村庄,共计558户农户。调查得到的原始数据中,转入土地户为70户,转出土地户为134户,未参与土地流转的农户336户。此外,还有17户农户同时参与土地转入和转出,本研究以土地面积的净增加和净减少为准,将其中4户认同为土地转入户,其余13户认同为土地转出户。在对数据进行上述处理后得到:土地转入户为74户,土地转出户为148户,未参与土地流转336户。

#### 4.2 统计性描述

本次调查共涉及558户农户,总人口2334人,拥有土地面积共计291.75  $\text{hm}^2$ ,共流转土地面积108.53  $\text{hm}^2$ ,流转率为37.2%,较之高于同时期部分欠发达地区的调研数据,如贵州省29.26%,四川省30.14%<sup>[19]</sup>。计量模型所涉及的各变量统计结果如表2和3。

其中户均拥有土地面积为0.571  $\text{hm}^2$ ,低于全国农村的户均水平。从土地流转情况来看,土地流转户中66.7%为选择转出土地的农户,说明农村土地流转市场主要是由农户转出土地构成,土地流转

问题的研究中心应是微观农户对土地转出的选择问题。本研究将样本数据进行进一步的整理,得到农户兼业类型与土地流转的关系,见表4。

转出土地一栏中,纯农户与I兼农户的占比较低,而II兼农户和非农户占比则高达70.27%,转入土地的农户比例也绝大多数由纯农户和I兼农户构成,说明不同兼业类型的农户参与土地流转市场的方式不同,该统计分析结果支持了假说1的内容。进一步整理可以得到非农劳动时间比率与农户转出土地面积比重的关系,如图3。

其中横轴按照非农劳动时间比率的大小进行分组排序,纵轴为农户转出土地面积比重。直观来看,当非农劳动时间比率在0.5以上时,农户转出土地面积的整体比重都较高,超过其他各组15到30个百分点,说明此时农户兼业程度与转出土地比重之间存在较强的相关关系,在统计结果上支持了假说2。

## 5 实证分析

### 5.1 模型估计结果与分析

上述的统计分析给出了农户兼业与其转出土地的直观关系,本部分通过计量模型,给出农户兼业对土地转出影响的实证分析结果,如表5。其中模型I部分为二项logit回归,模型II部分为方程1、方程2的多元线性回归。

表2 变量统计性描述:分类变量

Table 2 Summary statistics

变量名称 Variables	变量说明 Variable specification	观测值 Observation	样本比重/% Proportion
参与土地流转情况 Participation in land transfer	转入	74	13.26
	转出	148	26.52
	未参与	336	60.22
农户兼业类型 Types of part-time working peasant	纯农户	128	22.94
	I 兼农户	70	12.54
	II 兼农户	126	22.58
	非农户	234	41.94
户主健康状况 Health status of householder	优良	493	88.35
	较差或无劳动能力	65	11.65
地形条件 Terrain condition	平坦	327	58.60
	丘陵或山地	231	41.39
土地确权情况 Land ownership	有土地承包经营权证	267	47.85
	无土地承包经营权证	291	52.15
农村养老保险 Rural social security	未参与	327	58.60
	参与	231	41.39
农业生产性服务 Agricultural productive service	未获得	396	70.96
	获得	162	29.03

表3 变量统计性描述:连续变量

Table 3 Summary statistics

变量名称 Variables	变量说明 Variable specification	平均值 Mean	最小值 Minimum	最大值 Maximum
非农劳动时间比率 Non farm labor time ratio	非农劳动时间/ 总劳动时间	0.589	0	1
户主年龄 Age of householder	岁	46.719	16	91
户主受教育程度 Education level of householder	年	7.163	0	16
家庭人均耕地面积 Per capita of acreage	hm <sup>2</sup>	0.125	0	1.15
家庭劳动力总数 Total family labor force	人	2.802	0	7
土地流转收益 Land circulation income	元/(hm <sup>2</sup> ·年)	4 794.105	855	18 000

注:非农劳动时间比率变量观测值为148户,其余变量观测值均为558户。

Note: The observation of non farm labor time ratio was 148 households, and 558 for the rest variables.

表4 农户兼业类型与土地流转的关系

Table 4 The relationship between the types of part-time working peasants and land transfer

农户类型 Types of peasant	转入土地 In-transference		转出土地 Out-transference		未参与 Nonparticipation	
	户数 Count	比例/% Proportion	户数 Count	比例/% Proportion	户数 Count	比例/% Proportion
	纯农户 Pure peasant	34	45.95	21	14.18	80
I 兼农户 I part-time working peasants	31	41.89	23	15.54	16	4.76
II 兼农户 II part-time working peasants	9	12.16	39	26.35	78	23.21
非农户 Non-farming peasants	1	1.35	65	43.92	162	48.21
样本总量 Total	74		148		336	

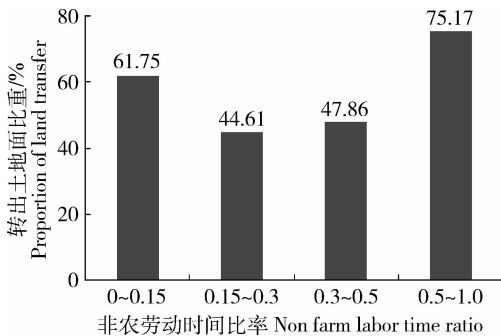


图3 非农劳动时间比率与转出土地面积比重的关系

Fig. 3 Relationship between the ratio of non-agricultural labor time and the proportion of land transfer

模型 I 部分的结果显示,不同兼业类型的农户选择转出土地的概率不同。与纯农户相比: I 兼农户转出土地的概率在 5% 的水平上显著为负,说明当非农收入低于农户总收入的 50% 时,非农收入只是农业收入的一个补充部分,该阶段农户家庭的非农收入并不能导致农民退出农业生产; II 兼农户转出土地的概率在 10% 的水平上为正,说明当农户非农收入占比超过 50% 时,农户对农业收入的依赖减弱,开始具有转出土地的内在需求;非农户转出土地的概率在 1% 的水平上显著为正,说明当非农收入占比超过 80% 时,农户转出土地的概率会显著提高,实地调研中也发现,这部分农户的主要精力集中在非农产业上,多数农户仅在农忙时才抽出时间从

事农业生产,其农业生产的积极性较低,一般都会选择转出土地。其余控制变量中,土地流转收益、农村养老保险以及土地确权变量存在显著正效应,说明:土地流转租金的提高会显著增加农户转出土地的可能性;农村养老保险可以部分替代土地的保障功能,解决农户转出土地的后顾之忧,有利于农户转出土地;土地确权工作为农户转出土地提供了制度上的保障,会增加农户转出土地的概率。而户主健康状况、户主年龄、家庭劳动力总数以及地形条件变量都显著为负,说明:户主健康状况越好,其劳动能力越强,越不愿转出土地;年龄越高的户主对土地的依赖性越强;家庭劳动力越多,可以兼顾更多的农业生产,转出土地的概率也较低;地形条件为丘陵或者山地时,一定程度上会增加农户找到转出对象的难度,不利于农户转出土地。

模型 II 部分报告了土地转出户的非农劳动时间比率与其土地转出面积比重的关系。根据回归参数  $F$  值(方程 1 为 11.370,方程 2 为 39.215)和  $R^2$  (方程 1 为 0.19,方程 2 为 0.37)判断,方程 2 的回归准确度明显好于方程 1,故这里主要分析方程 2 的回归结果。其中非农劳动时间比率显著为负,而非农劳动时间比率的平方显著为正,其余控制变量除家庭人均耕地面积外,与模型 I 的估计结果一致,此处家庭人均耕地面积变量在 5% 的水平上显著为正,说明农户家庭人均耕地面积越多,其转出土地面积

表5 Logit模型与多元线性模型回归结果

Table 5 Regression results of Logit model and multiple linear model

解释变量 Variable	模型 I :Logit 回归 Logit model		模型 II :多元线性回归 Multiple linear model			
			方程 1 Equation 1		方程 2 Equation 2	
	系数 Coefficient	wald 值 wald value	系数 Coefficient	t 值 t value	系数 Coefficient	t 值 t value
I 兼农户 I part-time working peasants	-0.119**	11.617				
II 兼农户 II part-time working peasants	0.062*	4.102				
非农户 Non-farming peasants	0.803***	41.320				
非农劳动时间比率 Non farm labor time ratio			0.417**	10.157	-0.917**	-8.527
非农劳动时间比率的平方 The square of non farm labor time ratio					1.698***	11.310
户主年龄 Age of householder	-0.057**	25.376	0.145*	2.143	0.097*	1.970
户主健康状况 Health status of householder	-0.317***	19.163	-0.191**	-4.637	-0.241*	-4.921
户主受教育程度 Education level of householder	0.119	14.130	0.516	0.417	0.396	0.803
家庭人均耕地面积 Per capita of acreage	0.071	1.275	0.114*	1.630	0.087**	0.895
家庭劳动力总数 Total family labor force	-0.086**	31.177	-0.017**	-3.782	-0.096**	-5.171
地形条件 Terrain condition	-0.029**	3.006	-0.109	-0.957	-0.075**	-2.086
土地流转收益 Land circulation income	0.089***	27.612	0.064**	3.601	0.103***	6.027
是否有土地承包经营权证 Land ownership	0.214**	9.768	0.094**	5.140	0.151**	5.492
农村养老保险 Rural social security	0.052**	11.403	0.009*	2.912	0.064**	4.719
农业生产性服务 Agricultural productive service	-0.019	1.076	-0.068	-1.007	-0.026	-0.916
R <sup>2</sup> /虚拟 R <sup>2</sup> R-squared	0.27		0.19		0.37	
截距 Constant	-4.102***		2.217**		-0.751***	
观测值 Observations	484		148		148	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著水平下显著,下同。

Note:\*\*\*, \*\* and \* indicate the significant levels at 1%, 5% and 10%, respectively.

比重越高。若假定其他因素不变,非农劳动时间比率与其土地转出面积比重之间的关系可以表示为:

$Y = -0.751 - 0.917X + 1.698X^2$ , 即二者之间存在类似于二次 U 型曲线的关系,为直观的描述与分析



方程2的回归结果,本研究依照预测的148个农户土地转出面积比重与非农劳动时间比率的关系绘制图4<sup>①</sup>:



图4 根据回归方程预测的农户转出土地面积比重

Fig. 4 Regression equation prediction curve

通过回归预测曲线可知,农户兼业程度与农户转出土地面积比重呈现U型曲线关系。在U型曲线的左半部分:非农劳动时间比率在12%以下的农户(黑色虚线左边),这部分农户(共21户,全部为纯农户)转出土地面积比重均在64.2%以上,出现了纯农户既主要从事农业生产同时又大面积的转出土地的情况,这与一般农户的决策逻辑相背,通过对数据来源进行甄别,我们发现其中19户农户均来自于大理市喜洲镇上关村,这反映了该地区农村在推进土地流转中的一个基本事实,即存在“为了流转而流转”的“一刀切”政策,农户在受到政策的干预或引导将土地转给当地的企业或合作社后,因缺乏相应的非农就业能力,其自身仍然被当地的企业或合作社雇佣继续从事农业生产,这种流转方式不仅损害了农户的利益,更不利于人地资源结合效益的提高;非农劳动时间比率在12%~27%之间的农户(共29户,其中I兼农户23户、II兼农户6户),其兼业程度与土地转出面积比重之间存在明显的负相关,与模型I的回归结果一致,即该阶段的兼业农户依然以农业生产为主,不会贸然选择转出土地。对于U型曲线的右半部分:当农户的非农劳动时间比率超过27%后(黑色实线右边),这部分农户(共98户,其中II兼农户33户、非农户65户)的兼业程度与其土地转出比重存在明显的正相关关系,且趋势也较为稳定,即随着农户兼业程度的提高,农户转出土地面积比重也在稳步上升,这个结论与模型I的回归

结果“II兼农户与非农户转出土地的概率更高”在逻辑上是吻合的。

## 5.2 内生性问题的处理

通过使用不同的回归模型就农户兼业对其土地转出的影响进行分析,可以在一定程度上互相检验其相关关系的稳健性,但所得出的结论依然面临着内生性问题的严重挑战:首先农户兼业与土地流转之间存在互为因果关系,上文中已有文献证实了这一问题,如许恒周等<sup>[10]</sup>、Kung<sup>[11]</sup>等;其次是转出土地的农户可能因为某些已观测变量或遗漏变量而导致的自选择性<sup>[20]</sup>。为了控制潜在的内生性问题,本研究拟采用工具变量法。

从地区层面的集聚数据中寻找工具变量来解决内生性问题是更为常见的思路之一<sup>[21]</sup>,其有效性被以往的众多文献所证实,根据张璟等<sup>[2]</sup>对农户兼业内生性问题的处理经验,本研究所选取的工具变量为村级平均受教育水平,认为这一变量适合作为农户兼业的工具变量的理由如下:第一,农户兼业与村级平均受教育水平具有较强的相关性,如牛建林的研究指出,区域的农村学龄人口外出务工可以吸引更多的同龄人口提前结束教育,使其外出务工的可能性增加<sup>[22]</sup>,从长期来看,村级平均受教育水平越低,该村劳动力外出务工的可能性越高,进而导致农户兼业程度高的可能性越大,即村级平均受教育水平与农户兼业呈负相关,而表5中工具变量与内生变量的相关性检验在5%的水平上显著为负也即对此关系进行了实证验证;第二,在与被解释变量(土地转出)的外生关系方面,由于土地转出属于农户家庭微观决策,而宏观上的村级平均受教育水平与微观上农户转出土地分属不同的变量观测层次,在导致农户外出务工之外尚未发现其他影响土地转出的途径,因此可以认为宏观层面的村级受教育水平与个体农户是否转出土地的微观决策之间具有较强的外生性。从工具变量的总体情况来看,调查区域所涵盖的27个村庄的村级平均受教育水平都较低,平均值都在9(年)以下。内生模型的具体估计策略如下:1)对于二项Logit模型,本文选择与处理二值因变量相对应的IV-Probit模型,使用Newey两步法进行回归。2)对于多元线性回归模型,本文选择与OLS方法相对应的两阶段最小二乘法(2SLS)进行

① 参照廖洪乐<sup>[14]</sup>的处理方法,将图中左半部非农劳动时间比率为零的点(共5户,全部为纯农户)合并,右半部非农劳动时间比率与土地转出面积比重同时为1的点(共11户,全部为非农户)合并,曲线即成为U型曲线。

回归。为了与基准模型保持一致,在 IV-Probit 二阶段回归中农户兼业变量被设定为: I 兼农户(I 兼农户=1,其他农户=0); II 兼农户(II 兼农户=1,其

他农户=0);非农户(非农户=1,其他农户=0)。其他控制变量均保持不变。工具变量回归结果如表 6 所示。

表 6 IV-Probit 模型与 2SLS 模型回归结果

Table 6 Regression results of IV-Probit model and 2SLS model

解释变量 Variable	IV-Probit 模型 IV-Probit model		2SLS 模型 2SLS model	
	一阶段 I stage	二阶段 II stage	一阶段 I stage	二阶段 II stage
	村级平均受教育水平 Average education level in villages	-0.16**		-0.09**
非农劳动时间比率 Non farm labor time ratio				-1.217***
非农劳动时间比率的平方 The square of non farm labor time ratio				1.906***
I 兼农户 I part-time working peasants		-0.194**		
II 兼农户 II part-time working peasants		0.097**		
非农户 Non-farming peasants		1.284***		
控制变量 Controlled	YES	YES		
截距 Constant	-1.50***	-2.63***	-0.25***	-7.95***
R <sup>2</sup> /虚拟 R <sup>2</sup>	0.17		0.26	

第一部分为 IV-Probit 模型的回归结果。其中回归模型的 Wald 检验结果  $P$  值为 0.030 1,即在 5% 的显著性水平上可以判定收入兼业水平确为内生变量,有必要使用工具变量对内生性问题进行控制。所选取的工具变量在第一阶段的回归结果表明,村级平均受教育水平对收入兼业水平的影响在 5% 的显著性水平上为负,根据目前学界对弱工具变量的判别标准,可以基本排除村级平均受教育水平作为弱工具变量的可能性<sup>①</sup>。第二阶段不同兼业类型农户的回归结果在显著性和正负方向上与 Logit 模型的回归结果一致,说明在控制内生性问题后,不同兼业类型的农户选择转出土地的概率依然不同。至此,假说 1 得证。

第二部分报告了 2SLS 模型的回归结果。其中 Durbin (score) 检验结果  $P$  值为 0.316, WU-Hausman 检验结果  $P$  值为 0.041,即在 5% 的显著

性水平上判定劳动时间兼业水平为内生变量,需使用工具变量对内生性问题加以控制。对于弱工具变量的判别问题,2SLS 模型可以给出确切的信息:其中 Sheas-Partial R 方高于 0.04,且 Cragg-Donald Wald F 为 17.150 6,超过 Stock-Yogo<sup>[23]</sup> 所推荐的在 15% 水平上的临界值 8.96,两项主要判定指标均说明村级平均教育水平并非弱工具变量。第二阶段回归结果显示,非农劳动时间比率、非农劳动时间比率的平方分别在 1% 的水平上显著为负、为正,并且显著性较之前的多元线性回归结果有所提升,说明没有控制内生性的多元线性回归低估了农户兼业程度对其转出土地面积比重的作用。至此,假说 2 得证。

## 6 结论与政策建议

土地流转作为国家乡村振兴战略的重要抓手,

① 目前并没有一个有效的方法对受限性因变量的弱工具变量问题进行检验,本研究依照阮荣平<sup>[24]</sup> 的处理经验,通过第一阶段工具变量对内生变量的显著性来对此问题做一个基本判断。也有部分研究将第一阶段回归的 F 统计量作为识别弱工具变量问题的指标,对此,本研究 F 统计量远高于通常建议的经验临界值 10,可以作为 IV-Probit 模型基本不存在弱工具变量问题的另一项证据。

其合理开展对于振兴欠发达地区农村经济意义重大。在促进土地流转的过程中可以采用制度性的政策方法来推动,但相应的会带来巨大的制度成本和交易成本,甚至在个别地区还出现了如“为了流转而流转”的“一刀切”政策。在农户大规模兼业化的背景下,如果能引导兼业农户自发的进行土地流转,则可以极大的降低制度成本和交易成本,实现人地资源结合效益的优化。本研究正是基于云南省这一典型欠发达地区的农户微观数据,发现农户兼业对其转出土地存在复杂的影响,具体总结如下:

1)单一的认为农户兼业促进或抑制土地流转是欠妥的,事实是土地流转与其兼业程度有关,较高的兼业程度对农户转出土地有显著的促进作用,而较低的兼业程度则会抑制农户转出土地,这也为目前学界产生分歧的原因提供了一个来自欠发达地区的实证解释。

2)从转出土地的概率来看,不同兼业类型的农户选择转出土地的概率存在较大差异,I兼农户转出土地概率显著低于纯农户,而II兼农户与非农户选择转出土地的可能性更高,即当非农收入占比超过50%时,农户具有转出土地的内在需求。从转出土地面积比重来看,农户兼业程度与转出土地面积比重呈现U型曲线关系,当农户兼业程度较高时,农户转出土地面积比重随兼业程度的上升而稳步增长,模型结果也显示一些地方的土地转出受到了行政干预。

3)土地流转收益的提高、农户参与农村养老保险、以及土地确权都会促使农户转出土地;而户主年龄越大、户主健康状况越差、以及家庭劳动力总数越多的农户转出土地的概率越低,同时地形条件也会限制农户转出土地。

基于上述结论,本研究认为欠发达地区在推进农村土地流转时可以通过出台相应的引导性政策,充分发挥兼业农户内在土地转出需求的作用,促使欠发达地区广泛且分散的兼业小农自发的转出手中的土地,避免“一刀切”式的行政主导措施。具体政策建议如下:一是针对不同兼业类型的农户制定相应政策:对非农户实行农民身份退出机制,在保障稳定就业的基础上,推进非农户的市民化进程,增加农村土地流转市场的供给面积;对于兼业程度较低的土地转出户,着力加强非农就业培训力度,提高在就业市场上的竞争力,使其逐步向更高的兼业程度发展,以发挥内在转出土地需求的作用。二是推动农

村非农经济的发展,为农户提供更多的非农就业机会。在欠发达地区城市化与工业化进程滞后的情况下,通过扶持乡镇企业,结合生态恢复、美化山川、构建田园综合体等项目发展休闲农业、乡村旅游等农村二三产业,依靠农业与农村内部吸纳剩余劳动力。三是制定合理的土地流转价格定价机制,具体可以参考发达地区的做法,如转出土地的价格随着市场粮食的价格而变化,即每 $\text{hm}^2$ 每年的土地转出价格以一定市价的粮食的市场价格计算。再如签订具有利益联合分配的土地流转合同,农户转出土地除获得固定收益外,还可以获得浮动收益,该浮动收益与土地转入方的某一经营绩效指标挂钩。四是健全农村社会福利保障机制,以完善的农村社会保障降低农户对土地的依赖,提高农户转出土地的积极性,对于目前欠发达地区普遍存在的农村社保资金缺口问题,建议在欠发达地区推广“用土地流转出让金作为农村居民社会保障金”制度,农户从土地流转收益中抽出一定比例,再由国家和地方政府下拨配套资金建立农民社保基金,配合正在实施的新型农村医疗保险和正在试点的新型农村养老保险,构建完善的农村社会福利保障体系。同时将已经放弃经营土地、进城务工的农民纳入城镇社保体系,减轻农村社保资金压力的同时也可以避免务工人员二次返乡“与民争地”。

## 参考文献 References

- [1] 高雪萍,陈浩,周波.水稻兼业户技术应用特征研究:基于江西省调查样本的分析[J].农林经济管理学报,2012,11(4):17-23  
Gao X P, Chen H, Zhou B. Part-time rice-planting farmers' features of technology application: A study based on survey data from Jiangxi Province [J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 2012, 11(4): 17-23 (in Chinese)
- [2] 张璟,程郁,郑风田.市场化进程中农户兼业对其土地转出选择的影响研究[J].中国软科学,2016(3):1-12  
Zhang J, Cheng Y, Zheng F T. A research on the effects of farmers' part-time employment on households' choices of land transfer under the background of marketization [J]. *China Soft Science*, 2016(3): 1-12 (in Chinese)
- [3] 郝亮亮,黄季焜,冀县卿.村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J].中国农村经济,2014(12):18-29  
Hao L L, Huang J K, Ji X Q. Influence of village level transfer control on rural land transfer and its change [J]. *Chinese Rural Economy*, 2014(12): 18-29 (in Chinese)
- [4] 句芳,高海秀.农牧户兼业行为对土地承包经营权流转的影响:基于内蒙古农村牧区1332户农牧户的调查[J].干旱区资源与环境,2015,29(12):75-78  
Ju F, Gao H X. The impact of the part-time work of farming and grazing households in rural areas and pastureland of Inner

- Mongolia on the use rights transfer of the contracted land[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2015, 29(12):75-78 (in Chinese)
- [5] 黄延廷. 从农户兼业化对农地规模经营的制约机理谈我国农地规模化经营的对策[J]. 管理现代化, 2011(3):44-46  
Huang Y T. Discussion on the countermeasures of scale management of farmland in China from the restriction mechanism of farmers' concurrent operation to the scale management of farmland[J]. *Modernization of Management*, 2011(3):44-46 (in Chinese)
- [6] 胡霞, 丁浩. 农地流转影响因素的实证分析: 基于 CHIPS 8000 农户数据[J]. 经济理论与经济管理, 2015, 35(5):17-25  
Hu X, Ding H. Empirical analysis of influencing factors of rural land transfer: Based on CHIPS 8000 household data [J]. *Economic Theory and Business Management*, 2015, 35(5):17-25 (in Chinese)
- [7] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转: 基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J]. 中国农村经济, 2008(10):13-21  
Qian Z H. Does non agricultural employment necessarily lead to rural land transfer: Based on the theoretical analysis of family internal division of labor and its interpretation of Chinese farmers' concurrent occupation[J]. *Chinese Rural Economy*, 2008(10):13-21 (in Chinese)
- [8] 侯明利. 农村劳动力流动与农地流转的学理探究[J]. 商业时代, 2013(17):17-18  
Hou M L. Theoretical research on rural labor mobility and rural land transfer [J]. *Journal of Commercial Economics*, 2013(17):17-18 (in Chinese)
- [9] 张会萍, 倪全学, 杨绍艳. 土地流转的影响因素分析: 基于宁夏银北地区平罗县样本农户的调查[J]. 农村经济, 2011(1):17-20  
Zhang H P, Ni Q X, Yang S Y. Analysis of influencing factors of land circulation: Based on a survey of the farmers of Pingluo County, the northern area of Ningxia as an example[J]. *Rural Economy*, 2011(1):17-20 (in Chinese)
- [10] 许恒周, 郭玉燕. 农民非农收入与农村土地流转关系的协整分析: 以江苏省南京市为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(6):61-66  
Xu H Z, Guo Y Y. Cointegration analysis of the relationship between farmers' non-agricultural income and rural land transfer: A case study of Nanjing City, Jiangsu Province[J]. *China Population · Resources and Environment*, 2011, 21(6):61-66 (in Chinese)
- [11] Kung K S. Off-Farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2):395-414
- [12] 高强. 国外农户兼业化研究述评[J]. 世界农业, 1998(11):3-5  
Gao Q. A review of the research on the concurrent farming of farmers in foreign countries[J]. *World Agriculture*, 1998(11):3-5 (in Chinese)
- [13] 马永良. 中国农户兼业问题的经济分析[D]. 京都: 日本京都大学, 2002  
Ma Y L. Economic analysis of Chinese farmers' concurrent work[D]. Kyoto: Kyoto University, Japan, 2002 (in Chinese)
- [14] 廖洪乐. 农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响[J]. 管理世界, 2012(5):62-70  
Liao H L. The part-time work of farmers and its impact on the use rights transfer of the agricultural land[J]. *Management World*, 2012(5):62-70 (in Chinese)
- [15] Schultz T W, 梁小民. 改造传统农业[M]. 北京: 商务印书馆, 2006  
Schultz T W, Liang X M. *Transformation of traditional agriculture*[M]. Beijing: Commercial Press, 2006 (in Chinese)
- [16] 扶玉枝, 朱磊. 农户选择兼业经营的经济学分析[J]. 贵州财经大学学报, 2008(1):68-72  
Fu Y Z, Zhu L. Economic analysis of farmers' choice of concurrent business[J]. *Journal of Guizhou University of Finance and Economics*, 2008(1):68-72 (in Chinese)
- [17] 高佳, 李世平, 宋戈. 基于广义多层线性模型的农户土地承包经营权退出意愿[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(4):162-170  
Gao J, Li S P, Song G. Farmers' willingness to withdraw from land contractual management rights based on generalized multilevel linear model[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(4):162-170 (in Chinese)
- [18] 蔡书凯, 蔡荣. 土地信托流转与农户参与意愿: 基于 Probit-ISM 分析方法[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(7):173-185  
Cai S K, Cai R. Land trust circulation and farmers' willingness: Based on Probit-ISM model[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(7):173-185 (in Chinese)
- [19] 贾琳, 夏英. 我国种粮农户耕地流转的基本特点及政策启示[J]. 中国农业资源与区划, 2017, 38(4):35-40  
Jia L, Xia Y. Basic characteristics and policy implications of cultivated land transfer of grain farmers in China[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2017, 38(4):35-40 (in Chinese)
- [20] 王团真, 陈钦, 钱鼎炜. 福建省农户分化对林地流转行为的影响研究[J]. 林业经济问题, 2016, 36(4):314-318  
Wang T Z, Chen Q, Qian D W. Research on Fujian Province rural household differentiation effect on the behavior of woodland circulation[J]. *Issues of Forestry Economics*, 2016, 36(4):314-318 (in Chinese)
- [21] 李龙, 宋月萍. 农地流转对家庭化流动的影响: 来自流出地的证据[J]. 公共管理学报, 2016(2):76-83  
Li L, Song Y P. The impact of farmland transfer on family mobility: Evidence from the outflow area [J]. *Journal of Public Management*, 2016(2):76-83 (in Chinese)
- [22] 牛建林. 农村地区外出务工潮对义务教育阶段辍学的影响[J]. 中国人口科学, 2012(4):103-110  
Niu J L. Rural migrant labor unrest impact on the stage of compulsory education school [J]. *Chinese Journal of Population Science*, 2012(4):103-110 (in Chinese)
- [23] Stock J H, Yogo M. Testing for weak instruments in linear IV regression[J]. *Nber Technical Working Papers*, 2002, 14(1):80-108
- [24] 阮荣平, 郑风田, 刘力. 宗教信仰与社会冲突: 根源还是工具[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(1):793-816.  
Ruan R P, Zheng F T, Liu L. Religious belief and social conflict: root or tool [J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(1):793-816 (in Chinese)