

# 基于 Tobit 模型的农户层次农业土地用途变更分析

钟太洋<sup>1</sup>, 黄贤金<sup>1</sup>, 张秀英<sup>2</sup>, 胡剑<sup>3</sup>

(1. 南京大学 地理与海洋科学学院, 江苏 南京 210093; 2. 南京大学 国际地球系统科学研究所, 江苏 南京 210093; 3. 江苏交通工程投资咨询有限公司, 江苏 南京 210029)

**摘要:** 在理解农户土地利用决策机制的基础上, 利用 329 份农户问卷调查数据, 采用 Tobit 模型探讨了农户层次的土地用途变更的影响因素。调查数据主要来自常熟市、如东县和铜山县, 分别代表江苏省南部、中部和北部地区。研究表明, 农户层次的土地用途变更受到多种因素的影响, 包括土地市场参与、劳动力市场参与、区位条件、农户土地资源禀赋等; 土地市场的参与导致了更多的土地用途变更; 不同类型的劳动力转移对于农业土地用途变更有不同影响; 而非农收入的提高则会提高农户土地用途变更比重; 农户层次的土地用途变更还具有明显的区域差异。

**关键词:** 土地用途变更; Tobit 模型; 问卷调查; 农户层次

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2008)05-0166-06

中图分类号: F301, S11<sup>+</sup> 4

## Analysis of Agricultural Landuse Conversion at Household Level Based on Tobit Model

ZHONG Tai-yang<sup>1</sup>, HUANG Xian-jin<sup>1</sup>, ZHANG Xiu-ying<sup>2</sup>, HU Jian<sup>3</sup>

(1. School of Geographic and Oceanographic Sciences, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 210093, China;  
2. International Institute for Soil Earth System Science, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 21009, China;  
3. Jiangsu Investment Consultant Co. Ltd. of Traffic Engineering, Nanjing, Jiangsu 210029, China)

**Abstract:** Based on the mechanism of agricultural landuse conversion at household level, the relationship between the conversion and its related factors was analyzed by using the Tobit model and 329 valid questionnaires in Tongshan City, Rudong and Changshu counties. The three investigated regions respectively represent the south, middle, and north area of Jiangsu Province. Results from the analysis showed that agricultural land conversion was greatly influenced by the participation of land market and labor market, location, endowment of households, and so on. When land market was adopted, agricultural landuse conversion tended to occur. As far as labor transfer concerned, different types of labor transfer had different influences on landuse conversion, and landuse conversion increased with the income from increased nonagricultural activities. Furthermore, these impacts showed a zonal difference.

**Keywords:** landuse conversion; Tobit model; questionnaires; household level

近年来,从土地利用主体行为的角度分析土地利用变化越来越受到重视。已有的研究表明,尽管大部分研究利用空间数据来分析毁林问题,但实际上大多数土地用途变更的决策是在农户层次上展开的<sup>[1]</sup>。与基于遥感数据的土地利用变化分析相比较,由于受制于遥感图像成像和可解译精度的影响,卫星图像对土地利用的分类能力要比农户调查获得数据的分类能力低<sup>[2]</sup>。而农户又是当前最为重要且数量众多的

土地利用主体之一,因此,基于农户的土地利用变化研究有一定的优越性和重要性。

当前在这方面的研究主要集中在以下几个方面:  
(1) 分析影响农户砍伐林木和毁林开荒的主要因素。如对在亚马逊河谷伐林造地从事种植业的生产活动进行了分析<sup>[2-4]</sup>,这些研究大多注意到人口压力、生存压力对土地利用变化的影响。认为在人口压力面前,当地住户毁林开荒进行种植利用是保障食物安全

收稿日期: 2008-01-06

修回日期: 2008-06-09

资助项目: 国家自然科学基金资助项目(70373029; 40801063); 教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-05-0451); 江苏省社会科学基金(06EYB004)

作者简介: 钟太洋(1976-),男(汉族),江西省于都县人,讲师,博士,主要从事自然资源与环境经济方面的研究。E-mail: taiyangzhong@163.com。

通信作者: 黄贤金(1968-),男(汉族),江苏省扬中市人,教授,博士生导师,主要从事自然资源与区域土地利用变化研究。E-mail: hxj369@nju.edu.cn。

的一种策略<sup>[5]</sup>。(2) 分析影响弃耕、造林与森林恢复的主要驱动, 有关这方面的研究注意到与毁林开荒相反的一个现象, 即造林与再造林<sup>[6]</sup>。有研究表明, 经济因素, 尤其是树木带来收益是影响埃塞俄比亚农户在废弃地上种植桉树的主要因素<sup>[7]</sup>; 自发性的森林恢复也与非农就业机会的增加有关, 因非农业就业使部分农民离开土地而不再依赖农业生存<sup>[8]</sup>。(3) 分析土地市场发育对农业用地变更的影响。研究发现, 农地市场发育不仅对农业内部的土地利用有影响, 还对农业用地转变为非农业用地产生影响<sup>[9]</sup>。

已有的研究较为关注热点地区的土地利用变化且尤为关注森林损失, 而对其它方面的研究则比较少见。从农户角度对农业用地转变为非农用地的研究并未受到足够重视, 尤其是从农户层次来探讨耕地损失的分析还很少。本文在前人研究的基础上, 利用农户问卷调查的手段获得数据, 从农户层次分析农业土地用途变更问题。

## 1 数据与方法

### 1.1 研究区域

选择苏州常熟市、南通如东县和徐州铜山县作为调查区域, 分别代表苏南、苏中和苏北, 在各县(市)选择 3 个乡镇进行问卷调查。铜山县总面积 1 856.6 km<sup>2</sup>, 地处苏鲁豫皖 4 省交界和淮海经济区中心, 居江苏省“三大都市圈”之一的徐州市都市圈核心, 环抱徐州市区。如东县位于江苏省东南部, 长江三角洲北翼, 地处东经 120° 42′—121° 22′, 北纬 32° 12′—32° 36′, 是典型的滨海平原, 地势基本平坦, 略呈西高东低, 南高北低之势, 高程一般在海拔 3.5~4.5 m。常熟市位于东经 120° 33′—121° 03′, 北纬 31° 33′—31° 50′, 地处江苏省东南部长江三角洲地区。

从社会经济角度来看, 3 个县市情况差别较大。常熟市的人均生产总值最高, 其次是如东县, 最低是铜山县, 其人均 GDP 分别是 64 930 元, 13 645 元和 11 617 元; GDP 构成也有显著差别, 3 个县的第一产业 GDP 比重分别是 2.41%, 20.20% 和 16.92%; 总从业人员占总人口的比例分别是 73.21%, 58.89% 和 43.88%; 户均从业人员数分别为 2.244 人, 1.666 人和 1.353 人; 乡村从业人员比重(乡村从业人员与总从业人员数之比)最高为铜山县(87.33%), 其次是如东县(84.43%), 最低的为常熟市(63.66%); 私营企业和个体从业人员占总从业人员比重最高的为常熟市(50.91%), 其次是如东县(25.09%), 最低的为铜山县(11.24%); 常熟市、如东县和铜山县第一产业从业人员比重分别是 9.07%, 30.69% 和 49.24%。这

3 个地区人口规模比较接近, 常熟市、如东县和铜山县 2005 年年末总人口分别是 104.77 万人、107.68 万人和 119.60 万人; 但是家庭规模有所差别, 户均人口分别是 3.065, 2.828 和 3.083 人; 乡村户数比重(乡村户数与总户数之比值)分别是 77.44%, 82.77% 和 71.46%。

### 1.2 数据来源

分别在常熟市、如东县和铜山县按照离县(市)城远近抽取 3 个乡镇, 每个乡镇选择 1~2 个村, 抽取 30~40 户农户进行问卷调查, 并对村集体情况进行问卷调查。问卷主要包括农户生产经营情况、土地资源禀赋、土地利用情况、劳动力转移情况、农户信贷情况、农产品销售情况、农户消费情况以及农户收入支出情况等内容。通过问卷调查, 获得了 343 份农户问卷, 其中有效问卷 329 份。

### 1.3 分析方法

从已有研究来看, 在分析土地利用主体的用途变更决策时, 大多将决策行为描述为“变更”和“不变更”, 这就使得因变量为离散变量且取值为 0 和 1 两个值, 因此, 在计量模型的选择上, 考虑从概率的角度着手, 采用线性概率模型、Probit 模型或者 Logit 模型进行模拟。本文的目的在于分析哪些因素影响农户改变土地用途数量多少, 这里用以土地用途改变面积比重(改变用途面积与土地总面积的比值)为因变量, 因变量的取值为(0, +∞), 因此, 本研究采用 Tobit 模型分析变量与土地用途变更之间的关系, Tobit 模型形式为

$$y^* = \beta_0 + \beta x + u, u|x \sim N(0, \sigma^2),$$

$$y = \max(0, y^*) \quad (1)$$

式中:  $y$ ——农户主动改变土地用途的面积比重;  $x$ ——包括农户劳动力转移因素在内的影响农户主动用途改变面积比重向量;  $\beta_0$  和  $\beta$ ——分别为截距项和系数; 潜变量  $y^*$  满足经典线性假设。该模型表明, 当  $y^* \geq 0$  时:  $y = y^*$ , 当  $y^* < 0$  时:  $y = 0$ 。

### 1.4 变量选择

根据对农户层次土地用途变更机制的理解, 本文选择了包括农户特征、资源禀赋、劳动力转移、土地市场参与、信贷与金融资产以及区位条件等在内的一组变量。其中, 农户特征包括户主年龄(age)、户主性别(gender)和户主受教育水平(eduyear) 3 个变量; 农户资源禀赋包括耕地面积(arable)、土地面积(landa)和劳动力数量(nlabor) 3 个变量; 劳动力转移包括打工人数(empn)、自营人数(soon)和人均非农收入(pnin) 3 个变量; 土地市场参与包括租入耕地面积(inarable)、租出耕地面积(ouarable)、租入鱼塘面积(infish) 3 个变量; 信

贷与金融资产包括借贷数量(credit)和存款数量(saving) 2 个变量; 区位条件包括县城距离(cdis)、如东虚拟变量( $X_1$ )和常熟虚拟变量( $X_2$ )。

如果多个变量之间具有较高的相关性, 就会出现多重共线性问题。因此在进行模型估计之前, 需要对变量进行筛选。有研究认为, 当变量之间的相关程度提高时系数估计的标准误会增加, 但这种趋势在相关程度小于 0.5 之前问题尚不太严重<sup>[10]</sup>。采用全部样本、如东县样本、常熟市样本和铜山县样本, 分别计算变量之间的相关性, 根据变量之间的相关性以及变量之间实际意义的联系进行变量选择以及区域样本的实际情况, 在采用全部样本、如东县样本和常熟市样本时选择了不同的变量。

## 2 结果与分析

### 2.1 利用全部样本的估计结果与分析

以土地用途改变面积比重(raca)为因变量, 以农户特征和农户资源禀赋以及劳动力转移等为解释变量估计模型。运用 STATA 软件估计模型参数, 模型估计结果见表 1。

参与模拟的样本数量为 329, 删失样本数和未删失样本数分别为 279 和 50。似然比检验的卡方值(LR  $\chi^2$ )为 72.24, 该值的显著性检验值为 0.000 0, 说明模型整体检验显著, 另外, 模型中大多数变量系数的 T 检验多数是显著的。因此, 可以使用该结果进行解释。

表 1 采用全部的 Tobit 模型估计结果

变量	估计系数	标准差	t 值	P 值	95% 置信区间	
户主年龄	0.001 1	0.005 9	0.190 0	0.850 0	- 0.010 5	0.012 7
户主性别	- 0.468 8	0.241 8	- 1.940 0	0.053 0	- 0.944 5	0.006 8
土地面积	0.037 3	0.022 6	1.650 0	0.100 0	- 0.007 2	0.081 7
打工人数	- 0.007 6	0.070 5	- 0.110 0	0.914 0	- 0.146 4	0.131 1
自营人数	0.268 7	0.102 0	2.630 0	0.009 0	0.068 0	0.469 3
租入耕地面积	0.028 8	0.124 0	0.230 0	0.816 0	- 0.215 1	0.272 7
租出耕地面积	- 0.040 0	0.062 6	- 0.640 0	0.523 0	- 0.163 0	0.083 1
租入鱼塘面积	0.056 9	0.015 5	3.670 0	0.000 0	0.026 4	0.087 3
借贷数量	0.000 0*	0.000 0	0.540 0	0.593 0	0.000 0	0.000 0
存款数量	0.046 8	0.021 3	2.190 0	0.029 0	0.004 8	0.088 8
县城距离	- 0.018 5	0.007 8	- 2.370 0	0.018 0	- 0.033 8	- 0.003 2
如东县	0.783 1	0.253 4	3.090 0	0.002 0	0.284 5	1.281 6
常熟县	1.062 5	0.272 3	3.900 0	0.000 0	0.526 8	1.598 2
常数项	- 1.124 8	0.478 2	- 2.350 0	0.019 0	- 2.065 7	- 0.183 8
$\sigma$ 值	0.644 3	0.076 1			0.494 5	0.794 2

注:  $N = 329$ , 似然比检验重 LR  $\chi^2(13) = 72.24$  (Prob >  $\chi^2 = 0.000 0$ ), 对数似然函数值 = - 112.720 48, 伪  $R^2 = 0.242 7$ ; 删失样本数和未删失样本数分别为 279 和 50。\* 实际值为 0.000 000 798。

从全部样本的 Tobit 模型的估计结果来看, 土地用途改变面积比重(raca)这个因变量具有显著影响的因素是户主性别(gender)、土地面积(landa)、自营人数(soon)、租入鱼塘面积(infish)、存款数量(saving)、县城距离(cdis)以及两个地区虚拟变量  $X_1$  和  $X_2$  这 8 个变量。在这 8 个变量中, 县城距离(cdis)和户主性别(gender)这两个变量的系数是负的, 其余 6 个变量的系数都是正的。户主性别(gender)的系数符号为正, 说明相对于女性户主, 男户主提高了土地用途变更的比重。土地面积(landa)的系数符号为正, 说明土地用途变更的强度和农户土地资源禀赋有关, 农户承包土地总面积越大, 土地用途变更的比重就越大。自营人数(soon)系数符号为正, 说明农户通过自主经营的方式转移自身劳动力的时候, 可能自主经营往往需要一定的场地, 使得农户通

过自主经营方式来转移劳动力的时候也需要改变一定数量土地用途。租入鱼塘面积(infish)系数符号为正, 说明随着租入鱼塘面积的增加, 农户发生土地用途变更的比重也会提高, 这可能是由于农户为了规模效应的考虑。在租入鱼塘后, 为了达到预期的规模效益还可能将自身承包的土地转变为鱼塘。如在常熟市, 发生土地用途变更的农户有 24 户(调查总户数为 89 户), 其中耕地转变为渔业养殖用地有 13 户, 在这 13 户中有 8 户租入了渔业养殖用地, 占具有该类土地用途变更户数的 61.54%。存款数量(saving)的系数符号为正, 说明农村信贷市场对农户土地用途变更决策有一定限制作用, 便利的信贷将会提高农户改变土地用途的比重。县城距离(cdis)的系数为正, 说明越接近县城土地用途发生变更的比重越大, 反之越小。县城距离在一定程度上代表

了农户的市场接近程度, 离县城越近也就意味着越接近市场, 这也就是说区位因素对于土地用途变更有着重要影响。地区虚拟变量也是显著的而且系数符号皆为正, 这说明, 相对于铜山县, 如东县和常熟市土地用途发生变更的比重更大。

## 2.2 采用分地区样本估计结果与分析

将全部样本分成如东县、常熟市和铜山县三组样本。由于铜山县样本中只有 2 户即只有 1.92% 的农

户有土地用途变更, 因此, 未使用铜山县样本进行估计。因使用分地区样本后, 地区虚拟变量不再有意义了, 在分地区的模型估计中, 不再使用地区虚拟变量  $X_1$  和  $X_2$ 。采用如东县和常熟市 2 个地区样本的估计结果见表 2。如东县样本和常熟市样本似然比检验的卡方值(LR  $\chi^2$ ) 分别为 30.42 和 17.74, 其显著性检验值分别为 0.001 和 0.088, 说明模型整体检验分别在 1% 和 10% 水平上显著。

表 2 分地区 Tobit 模型估计结果

变量名	如东县			常熟市		
	估计系数	t 值	P 值	估计系数	t 值	P 值
户主年龄	-0.003 6	-0.530 0	0.598 0	0.009 3	0.710 0	0.480 0
户主性别	-0.158 7	-0.660 0	0.512 0	-0.729 8	-1.540 0	0.126 0
户主受教育水平	-0.043 9	-2.090 0	0.039 0	-0.013 9	-0.430 0	0.671 0
耕地面积	—	—	—	—	—	—
土地面积	0.016 5	0.450 0	0.653 0	0.047 1	1.420 0	0.160 0
劳动力数量	—	—	—	—	—	—
打工人数	-0.022 2	-0.280 0	0.778 0	-0.000 4	0.000 0	0.998 0
自营人数	0.231 2	1.870 0	0.064 0	0.138 0	0.590 0	0.557 0
人均非农收入	0.000 0	1.940 0	0.055 0	0.000 0	0.310 0	0.755 0
租入耕地面积	0.109 8	0.740 0	0.461 0	—	—	—
租出耕地面积	-0.093 1	-0.820 0	0.415 0	—	—	—
租入鱼塘面积	—	—	—	0.060 1	2.620 0	0.011 0
借贷数量	—	—	—	0.000 0	0.190 0	0.849 0
存款数量	0.043 4	1.850 0	0.067 0	0.047 3	1.260 0	0.213 0
县城距离	-0.021 6	-2.570 0	0.011 0	-0.093 7	-1.850 0	0.068 0
常数项	0.188 6	0.330 0	0.742 0	0.977 6	0.870 0	0.386 0
$\sigma$ 值	0.457 7			0.765 1		
相关检验项	似然比检验量 LR $\chi^2(11) = 30.42$ (Prob > $\chi^2 = 0.0014$ ), 对数似然函数值 = -44.3589, 伪 $R^2 = 0.2553$ ; $N = 136$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 112 和 24。			似然比检验量 LR $\chi^2(11) = 17.74$ (Prob > $\chi^2 = 0.088$ ), 对数似然函数值 = -52.849, 伪 $R^2 = 0.144$ ; $N = 89$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 65 和 24。		

注: \* 实际值为 0.000 0169; \*\* 实际值为 0.000 00348。

考虑到在我国大陆地区, 年老的农民通常要比年轻的农民受的教育少一些。如东县和常熟市的数据也表明, 户主年龄(age)和户主受教育年限(eduyear)这两个变量如东县相关系数高达-0.414, 常熟市达到-0.382, 并且在 1% 水平上检验显著。因此, 在表 2 模型结果基础上分别保留户主受教育年限和户主年龄这两个不同变量, 对如东县和常熟市的 Tobit 模型重新加以估计, 结果见表 3—4。

分别比较两个地区保留不同变量的两个模型估计结果, 在如东县保留户主受教育年限的模型结果要好些, 而在常熟市保留户主年龄的模型要好些。从分地区的 Tobit 模型估计结果来看, 在如东县, 对于土地用途变更比重具有显著影响的因素是户主受教育水平、自营人数、人均非农收入、存款数量和县城距

离, 其中户主受教育水平和县城距离这两个变量的系数符号是负的, 其余几个变量系数符号是正的, 这意味着户主受教育水平越高以及离县城距离越远, 土地用途变更的比重就越小, 而自营人数越多, 人均非农收入越高和存款数量越多, 则土地用途变更比重也就越高。

在常熟市, 土地用途变更比重有显著影响的因素主要是两个, 即租入鱼塘面积和县城距离, 其中前者系数符号为正, 后者为负。

从分地区 Tobit 模型估计结果来看, 劳动力转移对于土地用途变更比重具有一定的影响, 但是, 在不同区域, 劳动力转移对于土地用途变更比重影响基本一致, 在如东县和常熟市, 自营性质的劳动力转移对于土地用途变更有着显著影响, 即自营人数增加农户

土地用途变更比重也会提高, 人均非农收入的增加也会提高农户土地用途变更比重; 另外, 打工性质的劳

动力转移对于土地用途变更比重具有负向作用, 但是该变量的系数检验并不显著。

表 3 如东县样本保留不同变量 Tobit 模型估计结果

变量名	保留受教育水平			保留年龄		
	估计系数	t 值	P 值	估计系数	t 值	P 值
户主年龄	—	—	—	0.002 9	0.460 0	0.644 0
户主性别	- 0.160 9	- 0.660 0	0.509 0	- 0.229 3	- 0.920 0	0.362 0
户主受教育水平	- 0.039 5	- 2.070 0	0.041 0	—	—	—
耕地面积	—	—	—	—	—	—
土地面积	0.018 6	0.510 0	0.612 0	0.036 6	1.000 0	0.318 0
劳动力数量	—	—	—	—	—	—
打工人数	- 0.015 2	- 0.200 0	0.844 0	- 0.008 8	- 0.110 0	0.911 0
自营人数	0.233 8	1.880 0	0.062 0	0.211 4	1.730 0	0.086 0
人均非农收入	0.000 0	1.950 0	0.053 0	0.000 0	1.660 0	0.099 0
租入耕地面积	0.119 7	0.820 0	0.415 0	0.117 4	0.810 0	0.422 0
租出耕地面积	- 0.0955	- 0.850 0	0.399 0	- 0.0886	- 0.8000	0.425 0
租入鱼塘面积	—	—	—	—	—	—
借贷数量	—	—	—	—	—	—
存款数量	0.043 1	1.830 0	0.069 0	0.044 7	1.850 0	0.066 0
县城距离	- 0.021 7	- 2.560 0	0.012 0	- 0.0198	- 2.440 0	0.016 0
常数项	- 0.059 3	- 0.180 0	0.860 0	- 0.5099	- 1.000 0	0.317 0
$\sigma$ 值	0.459 8			0.474 1		
相关检验项	似然比检验量 LR $\chi^2(10) = 30.14$ (Prob> $\chi^2 = 0.000 8$ ), 对数似然函数值 = -44.499 2, 伪 $R^2 = 0.2530$ ; $N = 136$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 112 和 24。			似然比检验量 LR $\chi^2(10) = 25.53$ (Prob> $\chi^2 = 0.004 4$ ), 对数似然函数值 = -46.801 7, 伪 $R^2 = 0.214 3$ ; $N = 136$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 112 和 24。		

表 4 常熟市样本保留不同变量 Tobit 模型估计结果

变量名	保留受教育水平			保留年龄		
	估计系数	t 值	P 值	估计系数	t 值	P 值
户主年龄	—	—	—	0.010 9	0.860 0	0.395 0
户主性别	- 0.758 6	- 1.580 0	0.117 0	- 0.749 0	- 1.590 0	0.116 0
户主受教育水平	- 0.020 5	- 0.640 0	0.522 0	—	—	—
耕地面积	—	—	—	—	—	—
土地面积	0.045 6	1.380 0	0.172 0	0.046 1	1.390 0	0.167 0
劳动力数量	—	—	—	—	—	—
打工人数	0.002 9	0.020 0	0.983 0	- 0.000 4	0.000 0	0.998 0
自营人数	0.145 7	0.620 0	0.537 0	0.146 2	0.630 0	0.531 0
人均非农收入	0.000 0	0.320 0	0.746 0	0.000 0	0.260 0	0.797 0
租入耕地面积	—	—	—	—	—	—
租出耕地面积	—	—	—	—	—	—
租入鱼塘面积	0.059 1	2.560 0	0.012 0	0.061 5	2.700 0	0.008 0
借贷数量	0.000 0	0.160 0	0.877 0	0.000 0	0.230 0	0.818 0
存款数量	0.046 7	1.230 0	0.222 0	0.048 2	1.280 0	0.203 0
县城距离	- 0.084 1	- 1.730 0	0.088 0	- 0.090 9	- 1.820 0	0.072 0
常数项	1.372 6	1.380 0	0.171 0	0.781 4	0.770 0	0.446 0
$\sigma$ 值	0.772 8	—	—	0.764 7	—	—
相关检验项	似然比检验量 LR $\chi^2(10) = 17.24$ (Prob> $\chi^2 = 0.006 9$ ), 对数似然函数值 = -53.101 6, 伪 $R^2 = 0.139 7$ ; $N = 89$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 65 和 24。			似然比检验量 LR $\chi^2(10) = 17.56$ (Prob> $\chi^2 = 0.006 2$ ), 对数似然函数值 = -52.940 8, 伪 $R^2 = 0.142 3$ ; $N = 89$ , 删失样本数和未删失样本数分别为 65 和 24。		

### 3 结论

从前面的分析可以看出, 农户层次土地用途变更受到多种因素的影响, 概括来说, 农户层次的土地用途变更主要受到以下几个方面的影响。

(1) 土地市场参与对于农户土地用途变更具有显著影响, 尤其是土地流转的目的是用于渔业养殖业的情况下, 土地市场参与往往导致更多的土地用途变更。

(2) 农户劳动力转移有不同类型, 打工性质的劳动力转移和自主经营性质的劳动力转移对于土地用途变更的影响不同, 自主经营性质的劳动力转移对于农户层次土地用途变更有显著影响, 自主经营性质的劳动力转移会提高农户土地用途变更比重; 另外, 劳动力转移导致的收入提高也会提高农户土地用途变更比重。

(3) 区位因素对于土地用途变更有着重要影响, 说明越接近县城土地用途发生变更的比重越大, 反之越小。

(4) 农户层次的土地用途变更还具有明显的区域差异, 相对于铜山县, 如东县和常熟市土地用途发生变更的比重更大; 而且在不同地区, 影响农户土地用途变更的因素不同。

#### [ 参 考 文 献 ]

- [ 1 ] Verburg P H, Overmars K P, Witte Nol. Accessibility and land-use patterns at the forest fringe in the north-eastern part of the Philippines [ J ]. *The Geographical Journal*, 2004, 170( 3 ): 238—255.
- [ 2 ] Pichon F J. Settler households and land-use patterns in

the Amazon frontier : Farm-level evidence from Ecuador [ J ]. *World Development*, 1997, 25( 1 ): 67—91.

- [ 3 ] Fujisaka Sam, Bell William, Thomas Nick, et al. Slash-and-burn agriculture, conversion to pasture, and deforestation in two Brazilian Amazon colonies [ J ]. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 1996, 59 ( 1/2 ): 115—130.
- [ 4 ] Evans T P, Manire Aaron, Castro Fabio de, et al. A dynamic model of household decision-making and parcel level landcover change in the eastern Amazon [ J ]. *Ecological Modelling*, 2001, 143( 1/2 ): 95—113.
- [ 5 ] Shriar Avrum J. Food security and land use deforestation in northern Guatemala [ J ]. *Food Policy*, 2002, 27 ( 4 ): 395—414.
- [ 6 ] Evans T P, Kelley Hugh. Multi-scale analysis of a household level agent-based model of landcover change [ J ]. *Journal of Environmental Management*, 2004, 72 ( 1/2 ): 57—72.
- [ 7 ] Jagger Pamela, Pender John. The role of trees for sustainable management of less-favored lands: the case of eucalyptus in Ethiopia [ J ]. *Forest Policy & Economics*, 2003, 5 ( 1 ): 83—95.
- [ 8 ] Rudel Thomas K, Coomes Oliver T, Moran Emilio, et al. Forest transitions: towards a global understanding of land use change [ J ]. *Global Environmental Change*, 2005, 15 ( 1 ): 23—31.
- [ 9 ] 张丽君, 黄贤金, 钟太洋. 区域农户农地流转行为对土地利用变化的影响: 以江苏省兴化市为例 [ J ]. *资源科学*, 2005, 27( 5 ): 40—45.
- [ 10 ] 王济川, 郭志刚. 回归模型: 方法与应用 [ M ]. 北京: 高等教育出版社, 2001.