

· 技术方法 ·

农地产权转移中的代际配置损失测度

——以四川省乐至县为例

苑 莉

(西南交通大学经济管理学院, 四川成都 610031)

摘 要 该文从资源代际配置的基本原理出发, 引入逻辑斯蒂曲线模拟农地产权转移中的最优农地产权转移数量, 构建了资源代际配置检验模型。根据国家相关土地利用政策, 把四川省乐至县 1989 ~ 2008 年期间划分为三个时间段, 对这三个时段的农地产权转移数量配置进行了测度。研究显示, 1989 ~ 1996 年时段的农地产权转移效率小于 1997 ~ 2003 年和 2004 ~ 2008 年时段, 1997 ~ 2003 年小于 2004 ~ 2008 年时段。此三时段平均效率损失分别是 30 %、7.3 % 和 -30 %, 反映出 1989 ~ 1996 年时段的产权转移数量过度以及代际配置效率相对低效。因此, 未来时段的政策应该进一步控制农地转移速度, 确保农地资源代际配置的效率。

关键词 农地 产权转移 代际配置损失 测度 乐至县

土地是人类赖以生存的基础, 而农地资源作为人类不可替代的自然资源基础和生产要素, 决定着一个国家和地区社会经济的可持续发展。随着我国社会经济的蓬勃发展和城市化进程的迅猛推进, 大量的农地被征用征收, 农地产权发生了由集体土地所有权到国有土地使用权单向的不可逆的变更。据统计, 1987 ~ 2004 年, 全国约有 153 万 hm^2 土地被征用征收。由于农地资源不可再生、数量有限, 因而代际间的农地资源的公平分配与效率尤显重要。从产权角度看, 农地资源代际利用效率问题也是农地产权合理配置问题, 它有利于农地产权配置于土地代际效率的用途之上^[1]。因此, 急需研究代际间的农地产权转移最优数量, 保证土地要素的投入既促进经济增长的效益最大化, 又确保农地代际利用效率最大化。

现有文献中, 研究者多采用规范分析方法研究代际配置理论^[2-7], 并针对代际均衡配置模型^[8-10]以及代际折现率^[11-13]进行研究, 少有研究土地代际配置效率损失的具体计算方法。谭荣、曲福田^[14]针对农地非农化过程中的代际与空间配置的效率与损失问题进行了深入探讨, 他们基于代际配置理论模型, 运用 C - D 生产函数和供需直线, 模拟符合代际、空间配置效率的农地非农化数量并测度其效率的损失。该文也基于代际配置最优原理并运用 C - D 生产函数, 但采用了更为合理的逻辑斯蒂曲线模拟农地产权转移数量的供需, 旨在更好地判断农地代际配置效率的损失, 为土地资源可持续利用提供相关依据。

文中的农地产权转移特指农地由集体土地所有权向国有土地所有权的变更。

1 农地产权转移代际损失测度模型的概述

1.1 研究方法与模型

该文遵循资源配置最优原则——资源利用的供给与需求数量相等, 以此保证资源配置的均衡。首先需要计算农地产权转移过程中的边际净收益。农地产权转移中的总净收益是城市建设用地的边际收益减去农地边际收益, 再减去农地的非市场价值, 如 (1) 式所示:

$$MR_{\text{净}} = MR_{Y_3} - MR_{X_3} - MR_{\text{非}} \quad (1)$$

式中, $MR_{\text{净}}$ 表示农地产权转移的总净收益, MR_{y_3} 表示城市建设用地的边际收益, MR_{x_3} 表示农地的边际收益, $MR_{\text{非}}$ 表示农地的非市场价值。

根据 C-D 生产函数测算农地和城市建设用地的边际收益。生产函数的具体形式如 (2)、(3) 所示:

$$X = A \times X_1^\alpha \times X_2^\beta \times X_3^\gamma \quad (2)$$

$$Y = B \times Y_1^j \times Y_2^k \times Y_3^l \quad (3)$$

式中, X 为第一产业的产值, Y 为第二、三产业的产值, X_1 和 Y_1 分别为第一产业和第二、三产业资本投入, X_2 和 Y_2 分别为第一产业和第二、三产业劳动力投入, X_3 和 Y_3 分别为第一产业和第二、三产业土地资源的投入。

对 (2)、(3) 两式中的农用地和建设用地求取偏导数, 从而求得农地和建设用地的边际净收益, 如 (4)、(5) 所示:

$$MR_{x_3} = \frac{\partial x}{\partial x_3} = A \times \gamma \times X_1^\alpha \times X_2^\beta \times X_3^{\gamma-1} \quad (4)$$

$$MR_{y_3} = \frac{\partial y}{\partial y_3} = B \times L \times Y_1^j \times Y_2^k \times Y_3^{l-1} \quad (5)$$

式中, MR_{x_3} 和 MR_{y_3} 分别表示的是农地和建设用地的边际收益, 将 (2)、(3) 式中的各项系数估计出来后代入 (4)、(5) 式, 可求出农地和建设用地的边际收益。接着运用公式 (1), 用城市建设用地的边际收益减去农地的边际收益以及农地的非市场价值, 即可求得农地产权转移中的边际净收益。

在求得以上参数值的基础之上, 可测算代际损失数量及配置效率, 这要以农地和建设用地的边际收益作为自变量, 模拟农地产权转移的供需曲线。

在《农地非农化代际配置与农地资源损失》^[14] 的研究中采用了供需直线模拟农地非农化的理想数量, 供需数量呈直线无限延伸状态, 超越了农用地初始数量的约束, 且直线模拟供需造成了拟合偏差。因此, 该文采用更为合理的逻辑斯蒂曲线模拟产权转移的供需, 如图 1 所示。

逻辑斯蒂方程对产权转移的数量比例和边际收益之间的关系用曲线描述, 且农地转移数量有农地初始数量约束, 所以采用逻辑斯蒂曲线模拟产权转移供需状况更为合理。由此, 设立农用地的供给方程为:

$$f(g_s) = \frac{1}{1 + e^{(a+b \times g)}} \quad (6)$$

建设用地的需求方程为:

$$f(h_d) = \frac{1}{1 + e^{(c+d \times h)}} \quad (7)$$

式中: $f(g_s)$ 和 $f(h_d)$ 分别表示农地产权转移数量与农地和建设用地最大值的比例, g_s 和 h_d 分别表示农地和建设用地的边际收益。

估计出 a 、 b 、 c 、 d 后, 令农地产权转移的供给与需求边际净效益相等, 可以得到符合代际配置效率的农地产权转移数量比例, 通过与初始农地数量相乘, 得出符合代际配置效率的农地产权转移数量, 然后结合各时段农地产权转移实际数量, 就可计算各时段产权转移的代际配置过度损失数量及比例。

关于农地的非市场价值, 主要采用农地的生态价值进行替代。对乐至县生态价值进行过相关核算, 价值超出了全县 GDP 产值, 对其进行减除必然出现负值现象, 所以该文对非市场价值进行了忽略。

1.2 数据说明

方程中的数据来自乐至县统计数据, x 和 y 分别为 GDP 的第一和二、三产业数值; x_1 和 y_1 分别为第一产业以及第二、三产业新增基本建设投资、新增更新改造投资和城镇集体单位固定资产投资之和; 劳动力投入 x_2 和 y_2 分别为第一产业和第二、三产业从业人员数量; x_3 为农用地的面积, y_3 为城市建设用地面积。

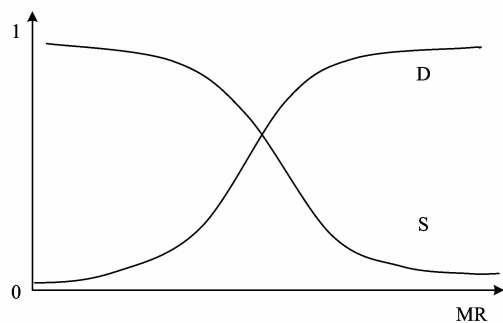


图 1 农地产权转移供需 logistic 曲线

积。该文采用历年耕地的减量作为农地产权转移的实际数量，各项数据都统一为 1990 年的不变价格。

1.3 代际年限的划分

由于土地数据的可获得性，该文将代际区间选择为 1989 ~ 2008 年，并将该区间划分为 1989 ~ 1996 年、1997 ~ 2003 年和 2004 ~ 2008 年 3 个子区间。因为 1989 ~ 1996 年农地利用处于活跃阶段，1996 年后国家制定了一系列农地资源保护政策，且 1996 年是我国“九五”计划实施的第一年，同时 2004 年后国家对于高效节约、集约利用土地政策实施力度的加大，对农地产权转移的控制力度更高于往年。对上述三时段农地利用代际效率的测度，可以评价各时段土地政策的执行对农地利用调控的效果，测度农地利用代际配置效率^[14]。

2 乐至县农地产权转移数量及效益损失测度

2.1 乐至县农地产权转移的边际净收益

关于 C - D 生产函数的参数估计，曾采用多元线性回归方法进行估计，但是拟合出的弹性系数出现较大负值，不符合要素间的逻辑。所以，该文采用公式法估计参数，计算公式如下：

$$\alpha' = \frac{\Delta x}{x} \div \frac{\Delta x_1}{x_1} \qquad \beta' = \frac{\Delta x}{x} \div \frac{\Delta x_2}{x_2} \qquad \gamma' = \frac{\Delta x}{x} \div \frac{\Delta x_3}{x_3}$$
$$\alpha = \frac{\alpha'}{\alpha' + \beta' + \gamma'} \qquad \beta = \frac{\beta'}{\alpha' + \beta' + \gamma'} \qquad \gamma = \frac{\gamma'}{\alpha' + \beta' + \gamma'}$$
$$J' = \frac{\Delta Y}{Y} \div \frac{\Delta Y_1}{Y_1} \qquad K' = \frac{\Delta Y}{Y} \div \frac{\Delta Y_2}{Y_2} \qquad L' = \frac{\Delta Y}{Y} \div \frac{\Delta Y_3}{Y_3}$$
$$J = \frac{J'}{J' + K' + L'} \qquad K = \frac{K'}{J' + K' + L'} \qquad L = \frac{L'}{J' + K' + L'}$$

关于技术进步系数采用以下公式：

$$A = \frac{\Delta x}{x} - \alpha \frac{\Delta x_1}{x_1} - \beta \frac{\Delta x_2}{x_2} - \gamma \frac{\Delta x_3}{x_3}$$
$$B = \frac{\Delta Y}{Y} - J \frac{\Delta Y_1}{Y_1} - K \frac{\Delta Y_2}{Y_2} - L \frac{\Delta Y_3}{Y_3}$$

以上求取参数的方法，不受生产要素量纲和数量级的影响，各指标均以增长率形式出现，从而使估计结果基本上能反映经济变量之间的关系；求得的参数值具有较好的统计特性，对于揭示变量间关系的一般趋势有较强的说服力^[15]。关于 C - D 生产函数的参数计算结果如表 1 所示。

表 1 第一和二、三产业 C - D 生产函数计算参数值

第一产业	α'	β'	γ'	$\alpha' + \beta' + \gamma'$	α	β	γ	A
平均值	-0.02472	8.04488	-56.1617	-48.14149674	-0.00068	0.097124	0.903559	0.046417
第二、三产业	J'	K'	L'	J' + K' + L'	J	K	L	B
平均值	0.247021	1.112464	124.3672	125.7266479	0.016609	-0.03517	1.018557	0.094332

由此，得出关于第一产业和第二、三产业的生产函数方程：

$$X = 0.046417 \times X_1^{-0.0006833} \times X_2^{0.097124} \times X_3^{0.903559}$$

(8)

$$Y = 0.094332 \times Y_1^{0.016609} \times Y_2^{-0.03517} \times Y_3^{1.018557}$$

(9)

模型（8）中的投资系数和模型（9）中劳动力系数均呈现较小负值，是否推断这两项系数在数学意义上不具可行性？这两项系数负值很小，且乐至县主要依赖土地进行各项产业生产，要素间投入不均衡，第一产业依靠投资和第二、三产业依靠劳动力的贡献不明显，方程中各系数间的关系符合实际，且该文利用 C - D 方程来考察农用地与建设用地对经济增长边际贡献，是求取同一计算尺度下的不同数值，符合该文研究需求。若强行对系数进行修正，反而影响方程本身的逻辑性与正确性。因此，上述各项系数基本

可行。

根据上述求出的 C-D 方程 (8)、(9)，利用公式 (4)、(5) 求解土地投入的偏导数，计算出农用地和建设用地的边际收益，再根据公式 (1)，可得出 3 时段农地产权转移的边际净收益，如表 2 所示。

从以上边际净收益图表中可以看出，1989 ~ 1996 年时段的农地产权转移的边际收益小于 1997 ~ 2003 年和 2004 ~ 2008 年时段，1997 ~ 2003 年小于 2004 ~ 2008 年时段。说明这 20 年农地产权转移存在代际配置的效率损失，1989 ~ 1996 时段产权转移数量最多，1997 ~ 2003 年时段次之，若减少 2003 年前农地产权转移数量，或转移至 2004 ~ 2008 时段使用，可以达到农地代际配置数量的帕累托改善。

2. 2 乐至县农地产权转移的代际效率损失测度

根据上述计算结果，可以进一步计算农地代际配置损失数量与效率。方程 (6)、(7) 中的参数 a、b、c、d 的估计采用 SPSS 统计软件中一元线性回归方程处理。虽然对逻辑斯蒂方程进行了回归拟合，但是方程出现了异方差，所以还要采用加权最小二乘法对参数进行重新估计，消除方程的异方差。

重新估计后，有关方程 (6)、(7) 的复相关系数 R 分别为 0.949 和 0.863，判定系数 R² 分别是 0.901 和 0.745，模型对样本数据的拟合 (F 检验) 及各变量的回归系数 (t 检验) 均达到极显著水平，表明因变量与自变量的线性关系显著。

由此得出农地产权转移的供给与需求方程：

$$f(x_s) = \frac{1}{1 + e^{(4.482 + 8228.626x)}} \tag{10}$$

$$f(y_d) = \frac{1}{1 + e^{-(3.097 + 941.429y)}} \tag{11}$$

令 (10)、(11) 相等，求出供需均衡下的农地产权转移比例为： $\frac{1}{304.7789}$ ，与初始农用地数量 12.371 8 万 (hm²/y) 相乘，得出符合代际配置效率的农地产权转移数量是 405.93 (hm²/y)。结合历年耕地的实际减量，可算出每一时段农地代际损失平均数量及比例。

图 3、4 反映出 3 时段农地代际配置损失的数量与比例，其损失数量依次递减，损失效率依次递增，通过实际情况观察，计算出的 3 时段的代际配置效率损失正好与实际情况相吻合。我国从 1990 年起普遍占用大量农地进行低效的开发区建设，四川省乐至县也如此。国家在 1996 年后对开发区进行清理整治，2004 年后土地节约、集约利用政策的实施，低效的农地产权转移现象逐渐得以控制。但是上述农地代际配置效率递增并不意味着 2003 ~ 2008 年农地产权转移效率损失呈现最优，只能说明 1989 ~ 1996 年相对于 1997 ~ 2003 年和 2004 ~ 2008 年时段，以及 1997 ~ 2003 年相对于 2004 ~ 2008 年时段存在着农地代际配置的效率损失，说明 1996 年后农地保护政策有利于农地代际配置效率的提高，但是并不能据此推断 2008 年后可以提高农地产权转移速度，2003 ~ 2008 年时段是否是符合代际最优配置，需要在更长时段后

表 2 乐至县 3 时段农地产权转移边际净收益

1989 ~ 1996 年		1997 ~ 2003 年		2004 ~ 2008 年	
时段值	平均值	时段值	平均值	时段值	平均值
0.325434	0.040679	0.299675	0.042811	0.232724	0.046545

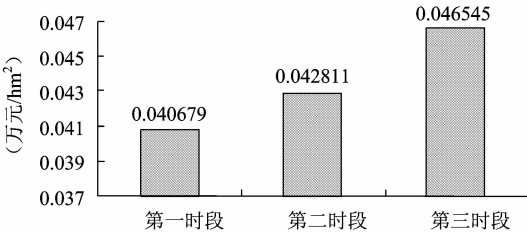


图 2 乐至县农地 3 时段边际年净收益

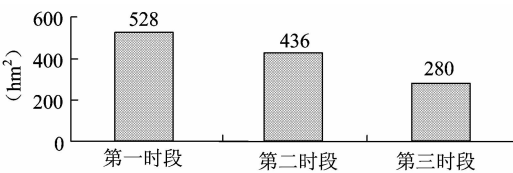


图 3 乐至县农地 3 时段损失平均数量

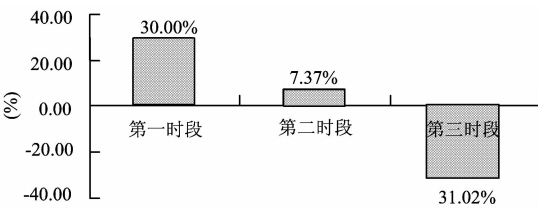


图 4 乐至县农地 3 时段损失比例

通过模型检验。例如：在足够长的时段内发现 2003 ~ 2008 年相对于以后时段的农地产权转移数量过少，方可提高适当的转移速度，否则应该继续保持降低的态势。所以，即使 2004 ~ 2008 年时段相对于 1989 ~ 2003 年时段代际配置效率提高了，应该至少保持现有农地产权转移速度。在这种判断标准下的农地产权转移策略，会使得农地产权转移数量在最优配置数量上下波动，但波动会逐渐向最优数量收敛^[14]。

3 讨论

3.1 创新研究方法，构建农地代际配置模型

在现阶段的农地产权转移过程中，合理选择农地代际配置数量是协调城市化用地需求与农地保护矛盾的唯一办法，同时也关系到土地资源的可持续利用。该文将目光集中在农地产权转移数量是否符合代际配置效率的问题上，从资源代际配置的基本原理出发，创新性地引入逻辑斯蒂曲线模拟农地产权转移中的最优转移数量，构建农地代际配置检验模型，测度农地利用的代际效率。检验过去代际配置效率可为未来农地利用提供依据。该文研究揭示，通过不断检验和纠正，土地资源可以逐渐向符合代际配置最优的利用逼近^[14]。

3.2 运用模型进行测度，得出结论

该文运用代际配置模型，对乐至县 1989 ~ 2008 年间的农地产权转移的代际配置效率进行了检验，发现这 3 时段农地产权转移数量依次递减，说明这 20 年代际配置存在数量损失，若减少 1989 ~ 2003 年期间的农地产权转移数量，或者将此期间的转移数量留于 2004 ~ 2008 年时段使用，则可达到产权转移数量配置的帕累托改善。

同时，3 时段平均效率损失分别是 30 %、7.3 % 和 -30 %，说明 1996 年后农地保护政策有利于代际配置效率的提高，但是测算结果并不揭示 2008 年时段后可以提高农地产权转移速度，因为需要通过更长时段验证 2004 ~ 2008 年时段的代际配置是否符合最优状况，所以即使 2004 ~ 2008 年时段的代际配置效率相对有所提高，但至少也应该保持现有转移速度。在这种判断标准下的农地产权转移策略，使农地代际配置数量在最优配置上下波动，但波动会向最优数量逐渐收敛^[14]。

3.3 相关政策建议

该文以四川省乐至县农地产权转移数量的代际配置为例，达到对我国农地代际利用效率研究之目的。在现阶段农地产权转移数量较大的情况下，对其进行调控非常必要。未来时段的农地产权转移政策应该进一步控制转移速度，同时，注意农地代际数量配置的效率优化，控制效率损失，增加代际利用效率，通过合理的代际配置，实现农地资源的持续利用。

参考文献

- [1] 但承龙. 土地可持续利用规划理论与方法. 北京: 经济管理出版社, 2005: 21 ~ 22
- [2] 李春晖, 杨勤业. 环境代际公平判别模型及其应用研究. 地理科学进展, 2000, 3 (3): 220 ~ 226
- [3] 毕秀水. 自然资本代际配置研究——可持续发展的产权制度设计. 中国工业经济, 2004, 20 (8): 112 ~ 116
- [4] 魏晓平. 矿产资源代际配置的若干问题研究. 中国矿业大学学报 (社会科学版), 2002, 4 (2): 74 ~ 79
- [5] 纪玉山, 李华主, 李克. 我国非可再生资源跨时期优化配置问题研究. 税务与经济, 2008, 28 (6): 36 ~ 39
- [6] 王晔, 张慧芳. 可持续发展的代际资源管理. 经济问题, 2005, 24 (6): 21 ~ 24
- [7] 刘家顺, 李敏强. 论资源代际有效配置的运行机制. 河北学刊, 2003, 23 (4): 62 ~ 64
- [8] 杨峥. 自然资源代际转移模型研究. 中国人口. 资源与环境, 1997, 25 (1): 32 ~ 34
- [9] 舒基元, 姜学民. 代际财富均衡模型研究. 中国人口. 资源与环境, 1996, 9 (3): 24 ~ 27
- [10] 张慧芳, 王晔. 代际资源配置——可持续发展中的中心议题. 科学·经济·社会, 2007, 25 (1): 32 ~ 36
- [11] 张颖, 任若思, 黄薇. 中国代际内代际间贴现率的实验研究. 金融研究, 2008, 39 (3): 164 ~ 175
- [12] 张丰. 可持续发展中代际公平与折现率的经济学分析. 经济科学, 2002, 14 (3): 61 ~ 34
- [13] 赵景柱. 社会折现率与代际公平性分析. 环境科学, 1995, 16 (5): 87 ~ 88
- [14] 谭荣, 曲福田. 农地非农化代际配置与农地资源损失. 中国人口. 资源与环境, 2007, 17 (3): 28 ~ 34

[15] 徐浪, 马丹. 关于 C-D 生产函数的参数估计. 科技与管理, 2001, 12 (4): 58 ~ 60

INTERGENERATIONAL ALLOCATION LOSS MEASUREMENT OF PROPERTY RIGHT CONVERSION ON AGRICULTURAL LAND

Yuan Li

(School of Economics and management, Southwest Jiaotong University, Sichuan Chengdu 610031)

Abstract Based on the principle of resource intergenerational allocation, this paper adopted logistic curve to simulate optimal allocation of agricultural land in the course of property right transfer, built a model to measure the efficiency of intergenerational allocation of agricultural land. According to related land utilization policies, this paper measured the efficiency of intergenerational allocation from 1989 to 2008, which was divided into three periods. The results showed that the efficiency of property right transfer in from 1989 to 1996 was lower than that in from 1997 to 2003 and in 2004 to 2008, while in 1997 to 2003 is lower than that in 2004 to 2008. The average efficiency losses the three periods were 30%, 7.3%, and -30%, respectively, which indicated that the quantity of agricultural land transfer from 1989 to 1996 was excessive and the efficiency of intergenerational allocation was low. So it suggested controlling the speed of agricultural land transfer to ensure the efficiency of intergenerational allocation.

Keywords agricultural land; property right conversion; intergenerational allocation loss; measurement; Lezhi County

(上接第 32 页)

ANALYSIS ON TEMPORAL SPATIAL VARIATION OF ARABLE LAND PRESSURE IN SICHUAN PROVINCE

Zhao Yonggan¹, Li Yuyi¹, Pang Huancheng¹, Wang Longchang², Ren Tianzhi¹

(1. Institute of Agricultural Resources and Regional Planning, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;

2. College of Agronomy and Bio-technology, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract Taking 21 cities of Sichuan province as the research object, this paper selected the minimum cropland average per capita and cropland pressure index model to analyze the pressure index of arable land (PIA) in each city of Sichuan province from 1990 to 2008, and evaluated the level of PIA in each city. The results showed that the temporal spatial change of PIA in Sichuan province can be divided into three stages: 1990 - 1994 the PIA slowly increase, 1995 ~ 1999 the PIA continuously decline, 2000 ~ 2008 the PIA wavelike rise. The PIA varied and increased in cities except Yibin and Liangshan city. The regions with higher PIA mainly distributed in the areas with larger population density, rapid economic development, poor agricultural infrastructure, and low productivity farmland. Based on the above analysis, some suggestions for reducing the pressure and ensuring the food security in Sichuan Province were proposed.

Key words food security; pressure index of arable land; grade of arable land pressure; Sichuan province