

# 增长经济背景下农业经营规模扩大的影响机制研究 ——基于四川省的向量自回归模型实证分析<sup>1</sup>

胡静锋 周江

**【摘要】**本文使用四川省 1978 年到 2015 年的农业数据，构建向量自回归模型，考察包括经济增长、非农工资一农民人均纯收入比、劳动价格一生产资料价格比、人均机械拥有量等因素对农业经营规模的影响机制。协整检验表明：经济增长对农业经营规模的扩大具有负向作用，非农工资一农民人均纯收入比、劳动价格一生产资料价格比、人均机械拥有量等对农业经营规模有正向作用。2009 年农业产值占比 GDP 为 10% 之后，经济增长与农业经营规模变化趋势逐渐一致。脉冲响应和方差分解趋势预测表明：经济增长对农业规模扩大具有强大拉动作用，非农工资一农民人均纯收入比的拉动力持续且强大，劳动价格一生产资料价格比在短期内作用强烈，长期作用趋于衰减，人均机械拥有量的拉动作用较小但稳定。

**【关键词】** 农业经营规模 经济增长 人均耕地 向量自回归模型

**【中图分类号】** F320.1   **【文献标识码】** A   **【文章编号】** 1003—7470(2018)—12—0031(06)

改革始自农业，家庭联产承包责任制实行 40 年，小规模经营是我国农业普遍状态。2017 年中央一号文件提出“大力培育新型农业经营主体和服务主体，通过经营权流转、股份合作、代耕代种、土地托管等多种方式，加快发展土地流转型、服务带动型等多种形式规模经营。”推进适度规模经营成为当前国家农业经营制度改革的重点之一，也是农业经营体制改革核心难题。本文通过研究制约农业经营规模的内生影响因素，剖析影响因素作用的系统机制，为推动农业适度规模经营提供研究支撑。

## 一、文献综述

在理论研究方面，格尔茨关注东亚农业，提出东亚农业普遍存在的内卷化问题。<sup>[1]</sup>黄宗智将内卷化理解为农业“劳动力的边际报酬递减”，并且由于东亚人多地少的“过密化”问题，使得小农陷入“有增长无发展”的均衡陷阱。<sup>[2]</sup>张同龙认为“过密化”的原因，一是外生条件引起的经济作物和粮食作物的相对价格变化，这是小农商业化转变的主要原因，二是在经济作物种植过程中劳动力的内生增加，导致家庭农场和经营农场的分化。<sup>[3]</sup>循着“过密化”逻辑，有文献解释了中国农民的“兼业”问题和农民工“离乡不离土”的原因。<sup>[4][5]</sup>

Kislev&Perterson 构建农场内生均衡规模模型，分析表明工业化促使农业劳动力转移，并且机械价格降低，劳动力工资升高，又促进机械替代劳动力，从而使得农场规模扩大。<sup>[6]</sup>蔡瑞林和陈万明依据种粮收益、务工机会收益、城镇职工平均工资、城市公共服务水平等指标等内生因素，建立农民家庭收入均衡方程，针对粮食生产型家庭农场，界定了低、中、高、超四类适度经营规模边界。<sup>[7]</sup>也有文献分析制约农业经营规模的外生因素，Hayami 对比研究近代殖民主义遭遇不同的菲律宾、泰国、印度尼西亚三国政府土地政策的差异，阐释制度对农业经营体制的重大影响。<sup>[8]</sup>Viaggi et al 对比分析欧盟国家实施欧盟共同农业政策前后农场规模的变化状况，阐释土地制度改革对农业生产要素配置的支配作用，研究表明政策调整促使农场规模发生了显著变化。<sup>[9]</sup>

<sup>1</sup> 作者胡静锋副研究员重庆社会科学院重庆市 400020 周江研究员四川省社会科学院四川成都 610071

本文系重庆社会科学院基础研究课题“推进家庭农场发展及实现路径研究”（编号：2014-JC-3）的阶段性研究成果。

实证研究方面, SniderLangemeier 使用美国堪萨斯州农场产值、农场收入、指出产值比率、资本周转率、农场规模等指标数据进行实证检验, 分析表明农场收入对农场规模具有正向影响、<sup>[10]</sup>Dolev&Kimhi 实证研究表明, 技术进步对农场规模扩大具有决定性影响。<sup>[11]</sup>Atwood et al 使用 1950 年到 2000 年美国 10 个地区的面板数据, 分析表明资本价格、非农就业机会、农场收入对农场经营规模存在显著影响。<sup>[12]</sup>郭熙保和冯玲玲针对美国经验的实证检验表明, 劳动—资本价格比、制造业—农业工资比、机械数量、人均 GDP 对农场规模均为正向影响。<sup>[13]</sup>

向量自回归 (VAR) 模型最早由 Sim 引入经济学研究, 应用于动态经济系统分析与预测本文使用四川省从 1978 年到 2015 年的农业生产数据进行实证检验, 选取经济系统的内生影响变量, 建立 VAR 模型, 以分析制约我国农业经营规模的内生影响机制。

## 二、四川农业经营规模变化及内生影响因素

经过几千年的开发, 我国的可耕地已基本利用殆尽, 农业经营规模的扩大只能依靠农业劳动力转移得以实现。1978 年四川省耕地面积为 665.47 万公顷, 此后持续减小到 2013 年的 339.38 万公顷, 农作物总播种面积则从 1978 年的 885.91 万公顷持续小幅增加到 2015 年的 969 万公顷。一方面工业化、城市化导致耕地面积持续减小, 而另一方面农作物播种面积增加, 表明农业开发强度持续增大。在 1980 年代, 农业劳动力数量持续增加, 从 1978 年的 2508.44 万人, 增加到 1990 年最高峰的 3177.29 万人, 1990 年代开始随着经济腾飞和工业化进程加快。农业劳动力转移加快, 2000 年以后进程明显加快, 2015 年农业劳动力减小到 1870.91 万人。受此影响, 人均耕地在 1980 年代持续减小, 由 1978 年约 3.98 亩/人减小到 1989 年约 3.08 亩/人, 在 1990 年以后则基本维持在约 2.3 亩/人左右, 2000 年以后有小幅增加, 到 2013 年约为 3.06 亩/人。同期的人均 GDP, 则从 1978 年约 261 元, 持续大幅增长到 2015 年约 33018 元。2000 年以后, 四川省人均耕地与经济的增长的变化趋势, 如下图所示:

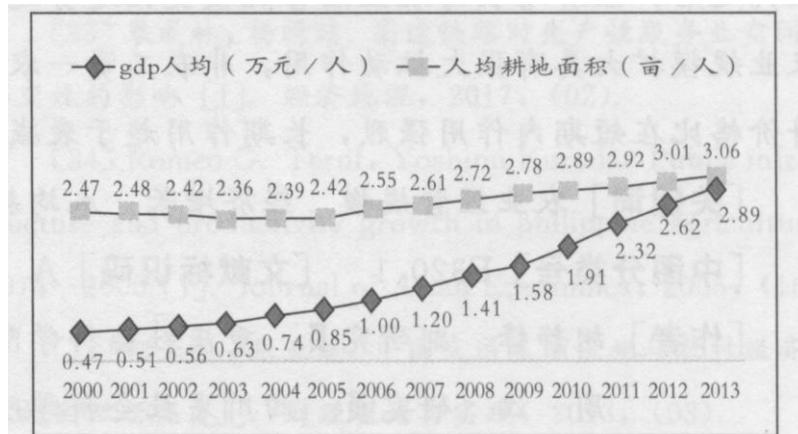


图 1 四川省人均耕地和人均 GDP 历年变化趋势<sup>①</sup>

基于宏观视角, 农业经营规模可以使用人均耕地和人均播种面积两个指标予以衡量, 这里采用 1978 年到 2015 年的人均播种面积作为四川省农业经营规模变化的指标数据, 计算方法为: 人均播种面积=农作物总播种面积/农业就业人员数。采用人均播种面积作为农业经营规模的指标, 考虑到了耕地的充分利用。农业经营规模变化的内生影响因素包括: 经济增长、非农就业效应、农业投入结构变化效应、机械化水平变化效应。各影响因素及其指标, 概述如下:

① 经济增长使用人均 GDP 表示。若实证检验显示其影响作用在统计意义上显著, 则表明经济增长在检验时期内对农业规模具有显著的影响作用。

<sup>2</sup>图中及上文数据, 根据历年《四川省统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》整理计算得出。

② 非农就业效应使用非农收入与农业收入比值表示。这一比值越大，选择非农就业的动机越强，促使农业劳动力数量减少，从而扩大农业经营规模。

③ 农业投入结构变化效应使用农业劳动力投入与机械化农具投入的比值表示。若比值增大，则农户会更多地以机械化农具替代劳动力投入，而农业机械化农具投入的增加，意味着单个农户可以经营更多土地。

④ 机械化水平变化效应使用人均农用机械拥有量表示。

以上各因素构成影响农业经营规模变化的内生经济系统。这里使用改革开放以来近 40 年的时间序列数据，以检验上述各影响因素如何决定经营规模的变化。

### 三、模型设计、数据来源与统计特征

#### 1. VAR 模型设计

建立不包含外生变量的 VAR (p) 模型，方程如下：

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

其中，t 表示时期， $y_t$  为 k 维内生列向量，p 为滞后阶数， $k \times k$  维矩阵  $\Phi_1, \dots, \Phi_p$  为待估计的系数矩阵。 $\varepsilon_t$  是 k 维扰动列向量，假定其不与自身的滞后值相关，并且不与滞后列向量相关，但是相互之间可以同期相关。从 1978 年到 2015 年，共计 38 个时期，系统包含 5 个变量，即  $k=5, y_t = (A_t, gdp_t, w_t, p_t, c_t)^\top$ ，其中  $A_t$  为 人均播种面积，表示当期的农业经营规模； $gdp_t$  为 人均 GDP； $w_t$  为 非农工资—农民人均纯收入比； $p_t$  为 劳动价格—生产资料价格比； $c_t$  为 人均机械拥有量。

表 1 各时间序列的统计特征

变量名	代码	平均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
人均播种面积 (亩/人)	$A_t$	5.42	7.77	3.45	1.06	0.68	2.60
人均 GDP (元/人)	$gdp_t$	7482.95	33018.13	261.05	9570.08	1.48	3.96
非农工资—人均农业纯收入比	$w_t$	4.49	6.00	2.97	0.91	-0.02	1.73
劳动—资本价格比	$p_t$	1.01	1.08	0.90	0.04	-0.31	4.04
人均机械数量 (千瓦/人)	$c_t$	0.73	2.35	0.14	0.62	1.24	3.40

#### 2. 数据来源、指标计算及统计特征

数据来自历年《四川统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》。各指标计算公式如下： $A_t$ =农作物总播种面积/农业就业人员数； $gdp_t$ =国民生产总值（GDP）/年末户籍总人口数； $w_t$ =全部单位就业人员年平均工资/农村居民全年人均纯收入； $p_t$ =农村居民平均消费价格指数/机械化农具价格指数； $c_t$ =农用机械总动力/农业就业人员数。各时间序列指标的统计特征，如下表所示：

在 1978 年到 2015 年分析时期内，各时间序列变化情况为： $A_t$  在 1978 年到 1991 年期间持续小幅减小，1991 年之后开始增加，前期增速较慢，2000 年以后呈较快增长趋势。 $gdp_t$  呈持续大幅增长趋势。 $w_t$  在 1978 年到 1982 年大幅减小，1983 年到 1994 年持续增加，1995 年到 2000 年呈震荡减小，2001 年到 2008 年又持续小幅增加，2009 年到 2015 年则小幅减小。 $p_t$  则在 1.0 左右震荡变化。呈大幅增长趋势。

#### 四、农业经营规模影响因素实证分析

##### 1. 平稳性分析

为避免伪回归，对时间序列变量进行平稳性分析。为减少异方差影响，降低时间序列的单整阶数，对相关时间序列变量取对数，这也使得样本更接近正态分布。运用 EViews，平稳性检验结果（见表 2），结果表明，所有的一阶差分序列变量都平稳，可判定对数时间序列变量为一阶单整，满足协整检验条件。

##### 2. 协整检验

在 Johansen 协整检验之前首先需要确定滞后阶数 P，各判别准则的检验结果（见表 3）。根据 AIC 准则，模型的滞后阶数为 4，进而确定一阶差分序列的滞后阶数为 3。对 VAR(p) 模型的时间序列变量进行 Johansen 协整检验，检验结果包括最大特征值和迹统计量两个指标，检验结果（见表 4）。协整结果表明在 0.05 显著性水平上不拒绝原假设：“协整向量至少有 3 个”，判定时间序列变量  $\Delta \ln A_t$ 、 $\Delta \ln gdp_t$ 、 $\Delta \ln w_t$ 、 $\Delta \ln p_t$ 、 $\Delta \ln c_t$  存在长期的协整关系，协整秩为 3。协整方程估计结果（见表 5），可知  $\Delta \ln A_t$  和各影响变量  $\Delta \ln gdp_t$ 、 $\Delta \ln w_t$ 、 $\Delta \ln p_t$ 、 $\Delta \ln c_t$  的长期协整关系中，各协整系数均在 1% 水平下显著，进而可得标准化变量  $\Delta \ln A_t$  的协整向量  $e1_t$  为：

表 2 各时间序列变量单位根检验（ADF 法）结果

变量	ADF 值	检验结论	变量 (一阶差分)	ADF 值	检验结论
$\ln A_t$	-0.193268	不平稳	$\Delta \ln A_t$	-7.903523*	平稳
$\ln gdp_t$	-0.591376	不平稳	$\Delta \ln gdp_t$	-2.960619* *	平稳
$\ln w_t$	-2.083246	不平稳	$\Delta \ln w_t$	-4.190789*	平稳
$\ln p_t$	-5.053572*	平稳	$\Delta \ln p_t$	-11.15603*	平稳
$\ln c_t$	1.037801	不平稳	$\Delta \ln c_t$	-5.112481*	平稳

注：\*表示在 1% 水平下显著，\*\*表示在 5% 水平下显著

$$e1_t = \Delta \ln A_t + 0.40 \Delta \ln gdp_t - 0.13 \Delta \ln w_t - 4.59 \Delta \ln p_t - 0.80 \Delta \ln c_t - 5.21$$

令  $ecm_{it}$  为残差项，由上式可得关于变量  $\Delta \ln A_{it}$  的协整方程为：

$$\Delta \ln A_{it} = -0.40 \Delta \ln gdp_{it} + 0.13 \Delta \ln w_{it} + 4.59 \Delta \ln p_{it} + 0.80 \Delta \ln c_{it} + 5.21 + ecm_{it}$$

由协整方程可见： $\Delta \ln gdp_{it}$  对  $\Delta \ln A_{it}$  具有负向影响作用，其余变量  $\Delta \ln w_{it}$ ， $\Delta \ln p_{it}$ ， $\Delta \ln c_{it}$  对  $\Delta \ln A_{it}$  则具有正向影响作用。

表 3 VAR(p) 滞后阶数判断

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	111.4414	NA	1.31e-09	-6.261262	-6.036797	-6.184713
1	315.1520	335.5233	3.64e-14	-16.77365	-15.42686*	-16.31435
2	354.4427	53.15799	1.74e-14	-17.61428	-15.14516	-16.77224
3	373.0925	19.74686	3.35e-14	-17.24074	-13.64930	-16.01595
4	432.3687	45.32887*	8.40e-15*	-19.25698*	-14.54322	-17.64946*

注：\*表示滞后阶数为该准则接受。

表 4 Johansen 协整检验结果

原假设：协整向量个数	特征值	迹统计量	5%临界值	概率
0 个*	0.882530	136.5817	69.81889	0.0000
至少 1 个*	0.611889	63.76814	47.85613	0.0008
至少 2 个*	0.396694	31.58836	29.79707	0.0308
至少 3 个	0.331950	14.40714	15.49471	0.0724
至少 4 个	0.020142	0.691803	3.841466	0.4056

注：\*表示在 5% 显著性水平上拒绝原假设。

### 3. 对协整检验结论的解释

四川省数据的协整检验表明：经济增长对农业规模扩大具有负向影响作用，这与来自发达国家数据的检验结果相反。发展经济学理论及成功经验表明，在经济起飞之前，增长以要素投入为主要支撑力，因而土地作为重要的投资要素被非农产业大量占用，经济起飞之后则开启增长转型。自 1978 年起我国第一产业产值占 GDP 逐年下降，2009 年全国第一产业产值占比降到 9.8%，当年四川的第一产值占比为 15.8%。<sup>3</sup>以第一产业产值占 GDP 10% 以下作为经济起飞开始的时期标志，观察四川人均 GDP

<sup>3</sup>罗斯托经济阶段模型(Rostovian take-off model)将经济发展阶段划分为农业经济阶段、起飞准备条件阶段、起飞阶段、成熟阶段、工业化阶段、追求生活质量阶段，其中起飞准备阶段具有显著的投资驱动特征。参阅迈克尔·P·托达罗和斯蒂芬·C·史密斯著《发展经济学》，机械工业出版社，2017 年版，第 75 页。

数据来自《中国统计年鉴》和《四川统计年鉴》。

增长趋势和人均耕地变化趋势(见图 1), 可见从 2009 年起人均耕地呈明显上升趋势。

非农工资—农民人均纯收入比、劳动价格—生产资料价格比、人均机械拥有量等变量的增加对农业规模都具有正向拉动作用, 其中劳动价格—生产资料价格比拉动幅度最大, 增量每增加一个单位, 农业经营规模的增量则增加 4.59 个单位。

表 5 标准化协整系数估计结果

	$\Delta \ln A_t$	$\Delta \ln gdp_t$	$\Delta \ln w_t$	$\Delta \ln p_t$	$\Delta \ln c_t$
协整系数 (coefficients)	1.000000	0.407505*	-0.129293*	-4.594361*	-0.796975*
标准差 (standard error)		0.03044	0.09350	0.40805	0.05010
t 统计量 (t statistics)		13.3853	-1.38284	-11.2592	-15.9081
常数 c		-5.206644			
对数似然函数值 (Log likelihood)		505.0566			

注: \*表示在 1%水平下显著。

#### 4. 趋势预测

运用 EViews 能够对 VAR(4) 模型进行估计。VAR 模型关注模型总体的估计效果, 对各子方程的系数估计结果的 t 检验值不显著问题不予剔除, 即不用分析子方程的意义而主要关注系统的整体关系。进而能够对估计得到的 VAR 方程进行脉冲响应 (ImpulseResponse) 分析, 预测系统变量在未来的变化发展趋势。首先运用进行 AR 单位根检验, 结果显示 VAR(4) 方程所有根的模小于 1, 因而判定模型是稳定的, 能够进行脉冲响应分析。脉冲响应函数为 VAR 方程对系统变量冲击一响应的刻画, 通过对某一变量子方程的随机误差项施加一个标准差大小的冲击, 进而通过方程所描述的系统变化过程, 对其他内生变量的当期值和未来值产生动态的交互影响, 从而对系统未来的动态变化趋势予以预测。这里确定 20 个追踪期, 农业规模  $\ln A_t$  关于各影响变量  $\ln gdp_t$ 、 $\ln w_t$ 、 $\ln p_t$ 、 $\ln c_t$  的脉冲响应分析显示:<sup>4</sup>

$\ln gdp_t$  一个增量正冲击之后, 农业规模  $\ln A_t$  在以后两期轻微增加之后, 在之后的较长时期内都将减小, 在第 8 期有一个震荡性的反弹增长, 在第 11 期触底反弹, 到 13 期以后响应为正, 之后响应趋于收敛并呈持续性增长。

$\ln w_t$  一个增量正冲击之后, 农业规模  $\ln A_t$  在第 2 期轻微减小之后, 迅速增加并呈轻微震荡, 在第 11 期触底到 0 左右之后, 开始反弹, 之后响应趋于收敛并呈持续性轻微增长。

$\ln p_t$  一个增量正冲击之后, 农业规模  $\ln A_t$  在第 2 期轻微增加之后, 在第 3 期迅速减小触底, 在以后几期震荡之后, 从第 8 期开始到 11 期响应为正, 之后响应趋于轻微震荡并收敛于 0。

<sup>4</sup> 方程估计结果略, 如有需要可向作者索要。

这里省略农业规模关于各影响变量的脉冲响应结果分析图, 有需要的读者可以向作者索取。

$Lnc_t$  一个增量正冲击之后, 农业规模  $LnA_t$  在第 2 期迅速增长, 后两期开始减小, 到第 5 期响应为负, 从第 6 期到第 15 期响应呈震荡变化, 从第 16 期开始响应为很小的负数并趋于收敛。

运用 EViews 进行 Cholesky 因子方差分解,<sup>5</sup> 检验表明:  $Lngdp_t$  对农业规模  $LnA_t$  变化的贡献率持续增大, 并且前期较快, 后期稳定, 由第 2 期约 3.62%, 增长到第 20 期的 12.85%;  $Lnw_t$  对农业规模  $LnA_t$  变化的贡献率也持续增大, 前期较快, 后期稳定, 由第 2 期约 2.74%, 增长到第 20 期的 15.59%;  $Lnp_t$  对农业规模  $LnA_t$  变化的贡献率, 前期增长迅速增长略有波动, 后期有轻微下降, 在第 2 期为 5.18%, 第 4 期达到峰值 23.39%, 到第 20 期减小到 18.28%;  $Lnc_t$  对农业规模  $LnA_t$  变化的贡献率则较小且稳定, 第 2 期为 6.84%, 到第 20 期为 5.16%。判定影响因素对农业规模变化的贡献率从大到小依次为  $Lnp_t$ 、 $Lnw_t$ 、 $Lngdp_t$ 、 $Lnc_t$ 。

综上, VAR(4) 方程预测显示: 各影响因素对农业规模扩大的作用, 长期而言经济增长和非农工资—农民人均纯收入比的拉动力更强、更持续, 后劲更足; 劳动价格—生产资料价格比在短期内作用强烈, 后期作用趋于衰减; 人均机械拥有量的拉动作用虽然较小, 却具有持续性和稳定性。

## 五、政策建议

在农业产值占比 GDP 总量 10% 之后, 中国经济向工业化后期迈进, 随着农业劳动人口数量不断向城市转移, 农业经营规模必然会逐渐扩大。为推动我国农业适度规模经营, 提出以下政策建议:

第一, 积极推动农业劳动力向工业和第三产业转移。逐步打破城乡二元社会管理体制, 建立覆盖全民的社会保障体系, 促使农民工在城市留得住, 能够完全融入城市, 逐步消除农民“兼业”经济。

第二, 加强推动工业反哺农业政策, 加大农业补贴。注重加强农业技术培训, 提高农业机械化水平。发展农业立足于依靠农民, 培育新型农民, 促使传统农民转变为经营现代化农场的“职业农民”。

第三, 鼓励土地向包括家庭农场、农业合作社、农业大户等各类新型农业经营主体流转, 促使土地短期流转向长期流转合同转变, 以保证地块长期稳定经营。政府出台政策鼓励承包地流转到愿意扩大农业经营规模的务农家庭。

第四, 严格监管城市资本下乡, 引导其向农村难以自发形成的农业社会化服务、农村新兴产业领域投资, 严格禁止农业用地的“非农化”倾向。

### 参考文献:

- (1) Geertz C. Agricultural involution: the processes of ecological change in Indonesia [M]. Berkeley, CA: University of California Press, 1963.
- (2) 黄宗智. 华北的小农经济与社会变迁 [M]. 北京: 中华书局, 2000.
- (3) 张同龙. “过密化”理论的经济学评析: 宏观证据与微观行为 [J]. 经济学 (季刊), 2008, (02).
- (4) 杨国新. 日本农地流转的就业缓冲和增收致富功能分析 [J]. 南开经济研究, 2008, (04).

<sup>5</sup> 方差分解 (Variance Decomposition) 由 Sims (1980) 提出, 它能够描述各因素的冲击在 VAR 系统中的相对重要性。这里省略各影响因素变化对农业规模变化的反差分解图, 有需要的读者可以向作者索取。

- 
- (5) 郭继强. “内卷化”概念新理解[J]. 社会学研究, 2007, (03).
- (6) Kislev Y, Perterson W. Price, Technology and Farm Size [J]. Journal of Political Economy, 1982, (03).
- (7) 蔡瑞林, 陈万明. 粮食生产型家庭农场的规模经营: 江苏例证[J]. 改革, 2015, (06).
- (8) Hayami Y. An Ecological and Historical Perspective on Rural Sector Development in Southeast Asia [R]. Policy Research Working paper, the World Bank Development Re-search Group, March, 2000.
- (9) Viaggi D, Raggi M, Puddu M. , Bartolini. F. Farm/ Household — level Simulation Results of Testing Policy and Other Scenarios[R]. Factor Markets Working Paper No. 54, the Member States of European Union, June, 2013.
- (10) Snider L, Langerneier M. A Long-term Analysis of Changes in Farm Size and Financial Performance [R]. Southern Agricultural Economics Annual Meeting, Atlanta, Georgia, Januray, 2009.
- (11) Dolev Y, Kimhi A. Does Farm Size Really Con- verge? The Role of Unobserved Farm Efficiency [R]. work-ing paper, The Center for Agricultural Economic Research of the Hebrew University, Octobe, 2008.
- (12) Atwodd J A, Hemlers G A, Shaik S. Farm and Nonfarm Factors Influencing Farm Size[R]. American Agri-cultural and Applied Economics Association Annual Meet-ings ,Long Beach, California, July, 2002.
- (13) 郭熙保, 冯玲玲. 家庭农场规模的决定因素分析: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2015, (05).
- (14) 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.