

石家庄市耕地资源数量与经济发展关系研究 ——基于脉冲响应函数的实证分析

朱永明, 赵丽

(河北农业大学 国土资源学院, 河北 保定 071001)

摘 要:耕地资源数量与经济发展关系密切, 为研究耕地资源数量与经济发展之间的关系, 采用脉冲响应函数与方差分解方法对石家庄市 1999—2009 年的耕地资源面积与人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均年纯收入之间的关系进行了计量分析, 以协调耕地保护与经济发展的矛盾。结果表明: (1) 石家庄市耕地资源数量与经济发展之间存在长期均衡关系。 (2) 从动态角度看, 在短期内经济发展会引发耕地数量的减少, 控制耕地数量会抑制经济的发展; 从长期看, 经济水平的提高会促进耕地数量的增加, 经济发展对耕地的依赖程度减弱。 (3) 方差分解结果显示, 耕地数量对经济指标预测方差的贡献率较大, 尤其对人均 GDP、第二产业、农民人均纯收入的影响在第 3 期之后都超过了 75%; 经济指标对耕地数量预测方差的贡献度相对较小, 其中农民人均纯收入对耕地资源数量的影响最小, 仅在 1% 左右。因此建议从提高经济效率、加强耕地保护、提高土地利用集约度等方面促进社会经济的可持续发展。

关键词:耕地资源; 经济发展; 脉冲响应函数; 石家庄市

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2013)03-0211-07

Study on Relationship between Cultivated Land Quantity and Economic Development in Shijiazhuang City —An Empirical Test Based on Impulse Response Function

ZHU Yong-ming, ZHAO Li

(College of Land and Resources, Agricultural University of Hebei, Baoding, Hebei 071001, China)

Abstract: The cultivated land quantity is closely related to economic development. In order to study the relationship between the number of cultivated land resources and economic development, econometric analysis was made on the area of arable land resources, per capita GDP, the secondary industrial value, the tertiary industry value and farmers' per capita annual net income in the period from 1999 to 2009 in Shijiazhuang City, and the method of the impulse response function and variance decomposition were used for the purpose of coordinating the contradiction of farmland protection and economic development. The result shows that: (1) there exists equilibrium relationship between cultivated land quantity and economic development in the long term; (2) economic development will lead to a reduction in the area of arable land, controlling the amount of cultivated land will inhibit the development of the economy in short term; while the high economy will promote the increase of arable land, and the dependence of economic development on the arable land is weaken in the long term; (3) the variance partition result shows that the contribution rate of the cultivated land quantity to the economic indicators is more significant, especially for the rate of the per capita GDP, secondary industries, and rural per capita net income more than 75% after three periods; while contribution rate of economic indicators to the cultivated land is lower, the percentage of impact of per capita net income of farmers on the quantity of arable land resources is only about 1%. Therefore, in order to promote sustainable socio-economic development, the following measures should be taken to improve economic efficiency, to strengthen the protection of cultivated land, to improve land use intensity and so on.

收稿日期: 2012-10-24

修回日期: 2012-11-26

资助项目: 河北省社会科学发展研究项目(201203073); 河北省软科学研究计划项目(114072172D); 河北省社会科学基金(HB12SH044)

作者简介: 朱永明(1969—), 男, 黑龙江省绥化市人, 副教授, 主要从事土地利用、土地评价等方面的教学与研究工作。E-mail: zhyiming2005@126.com

Key words: cultivated land resources; economic development; impulse response function; Shijiazhuang City

耕地资源是人类社会赖以生存和发展的物质基础,我国人口多,耕地资源相对短缺的基本国情,使得耕地资源尤为珍贵。随着经济发展,有限的耕地资源面临着来自城乡建设和粮食生产等多方面的需求压力,耕地保护与经济发展的矛盾日益突出。国内学者对耕地数量的影响因素进行了大量研究,其中经济发展因素被认为是影响耕地数量变化的主要驱动力,研究内容包括耕地资源数量与经济关系的定量关系分析^[1-5]、经济发展中耕地资源的保护问题探讨^[6-8]、耕地非农化经济驱动机制研究^[9-10]以及不同阶段耕地数量与经济变化的变化特征^[11]。总的来看,在经济增长对耕地资源数量的影响方面,学者们大多考察单一经济指标(GDP/人均GDP)对耕地数量的影响,而未对GDP按三次产业进行划分,事实上,由于土地利用方式和行业性质的不同,第二、第三产业发展对耕地数量的影响必然存在着一定的差异^[12]。同时,也未将耕地数量变化给农民收入带来的影响考虑在内。在经济快速发展的背景下,不同产业发展对耕地数量的变化以及由此给农民收入带来的影响更加需要我们的关注。研究耕地变化的影响因素和变化规律对于未来耕地资源的合理利用和保护、保障社会经济的持续稳定发展具有重要的意义。另外,从研究方法上来看,耕地与经济发展之间数量关系的研究中,多采用多元线性回归方法直接对耕地面积变化与经济指标因子进行回归,这暗含着耕地数量与经济发展水平等变量都是平稳的时间序列的假定,而研究证明,大多数宏观经济变量是非平稳的,运用这样的数据进行分析将导致伪回归现象的出现,得出的结论并不可靠^[13]。为避免此类问题,本文拟采用协整理论分析变量的平稳性,基于此,对石家庄市耕地资源数量与不同产业产值、农民收入等之间的关系进行分析,验证其变量之间是否存在长期稳定的均衡关系,通过脉冲响应函数和预测方差分解技术进一步论证耕地资源数量与经济增长、农民收入之间的相互影响和影响力大小及其在解释对方变动时的相对重要性。

1 研究方法 with 指标数据

1.1 研究方法

1.1.1 单位根检验 单位根检验是指检验序列中是否存在单位根,有研究证明,序列中存在单位根过程就不平稳,会使回归分析中存在伪回归^[14]。为了防止出现伪回归而造成结论无效,首先对序列进行平稳性检验。若单位根过程经过一阶差分成为平稳过程^[15],即

$$y_t - y_{t-1} = (1-B)y_t = \epsilon_t \quad (1)$$

则时间序列 y_t 称为一阶单整序列,记作 $I(1)$ 。一般地,如果非平稳时间序列 x_t 经过 d 次差分达到平稳,则称其为 d 阶单整序列,记作 $I(d)$ 。本研究采用 Eview 6.0 软件采用 ADF(Augment Dikey-Fuller)检验法对相关数据进行单位根检验。各序列同阶单整是进行协整分析的前提。

1.1.2 协整检验 Engle 和 Granger 指出两个或多个非平稳时间序列的线性组合可能是平稳的。假如这样一种平稳的或 $I(0)$ 的线性组合存在,这些非平稳(有单位根)时间序列之间被认为是具有协整关系的^[16]。这种平稳的线性组合被称为协整方程且可被解释为变量之间的长期均衡关系。本研究采用 AEG 方法进行检验,即先作变量之间的回归,然后检验回归残差的平稳性。如果残差序列平稳,则表明两变量之间存在协整关系,否则不存在协整关系。计算步骤^[17]如下:

(1) 对 d 阶单整序列建立回归方程:

$$y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{j=2}^k \beta_j y_{jt} + u_t \quad (2)$$

其中, u_t 为扰动项。

$$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}), \quad \hat{b}' = (\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \dots, \hat{\beta}_k) \quad (3)$$

那么残差为:

$$\hat{u}_t = (1, -\hat{b}')y_t \quad (4)$$

(2) 用式(1)检验回归残差 \hat{u}_t 的平稳性,也即是判断序列 \hat{u}_t 是否含有单位根。

(3) 如残差 \hat{u}_t 具有单位根过程,则变量 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ 之间不存在均衡关系,如没有单位根,是平稳序列,则所研究变量 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ 间存在均衡关系。

1.1.3 脉冲响应函数 脉冲响应函数(Impulse Response Function, IRF)用于衡量来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响,是系统对其某一变量的一个冲击(Shock)或扰动(Innovation)所做出的反应^[18]。因为协整分析只说明变量间是否存在长期均衡关系,并没有表现出一个变量的变动对整个系统的扰动,以及各变量对这些扰动的综合反应。而脉冲响应函数分析就是在扰动项上加一个标准差大小的冲击后,研究其对内生变量的当前和未来值所带来的影响^[19]。

用时间序列模型来分析影响关系的一种思路,是考虑扰动项的影响是如何传播到各变量的。下面用 VAR(2)模型来说明脉冲响应函数的基本思路^[17]:

$$\begin{cases} x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 z_{t-1} + b_2 z_{t-2} + \epsilon_{1t} \\ z_t = c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 z_{t-1} + d_2 z_{t-2} + \epsilon_{2t} \end{cases} \quad (5)$$

其中, a_i, b_i, c_i, d_i 是参数, 扰动项为 $v_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})'$, 假定是具有下面这样性质的白噪声向量:

$$\begin{cases} E(v_t) = 0, \forall t \\ \text{var}(v_t) = E(v_t v_t') = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}, \forall t \\ E(v_t v_s') = 0, \forall t \neq s \end{cases} \quad (6)$$

现在假定上述系统从 0 期开始活动, 且设 $x_{-1} = x_{-2} = z_{-1} = z_{-2} = 0$, 又设于第 0 期给定了扰动项 $\epsilon_{10} = 1, \epsilon_{20} = 0$, 并且其后均为 0, 即 $\epsilon_{1t} = \epsilon_{2t} = 0, t = 1, 2, \dots$, 称此为第 0 期给以脉冲, 带入式(5), 则第 0 期: $x_0 = 1, z_0 = 0$; 第 1 期: $x_1 = a_1, z_1 = c_1$; 第 2 期: $x_2 = a_1^2 + a_2 + b_1 c_1, z_2 = c_1 a_1 + c_2 + d_1 c_1$; \dots 一直计算下去, 所得结果为:

$x_0, x_1, x_2, x_3, x_4, \dots$ 称为由 x 的脉冲引起的 x 的响应函数。

$z_0, z_1, z_2, z_3, z_4, \dots$ 称为由 x 的脉冲引起的 z 的响应函数。

1.1.4 方差分解 变量的方差分解是将系统的均方误差分解成各变量冲击所做的贡献, 进而计算出每个变量冲击短期内的贡献率, 以评价不同冲击的重要性。

第 i 个变量 y_{it} 可以写成^[15]:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k (\psi_{0,ij} \epsilon_{jt} + \psi_{1,ij} \epsilon_{jt-1} + \psi_{2,ij} \epsilon_{jt-2} + \psi_{3,ij} \epsilon_{jt-3} + \dots) \quad (7)$$

式中括号中的内容是第 j 个扰动项 ϵ_j 从无限过去到现在时点对第 i 个变量 y_i 影响的总和。求其方差, 因为 $\{\epsilon_{it}\}$ 无序列相关, 故:

$$E[\psi_{0,ij} \epsilon_{jt} + \psi_{1,ij} \epsilon_{jt-1} + \psi_{2,ij} \epsilon_{jt-2} + \dots]^2 = \sum_{q=0}^{\infty} (\psi_{q,ij})^2 \sigma_{ij} \quad j=1, 2, \dots, k \quad (8)$$

假定扰动项向量的协方差矩阵 Ω 是对角矩阵。于是 y_{it} 的方差 $\text{var}(y_{it})$ 是上述方差的 k 项简单和:

$$\text{var}(y_{it}) = \sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{\infty} (\psi_{q,ij})^2 \sigma_{ij} \right\} \quad (9)$$

y_{it} 的方差可以分解成 k 种不相关的影响, 因此为了测定各个扰动相对 y_{it} 的方差有多大程度的贡献, 定义了 RVC(Relative Variance Contribution)(相对方差贡献率), 根据第 j 个变量基于冲击的方差对 y_{it} 的方差的相对贡献度来作为观测第 j 个变量对第 i 个变量影响的尺度。实际上, 不可能用直到 $s = \infty$ 的 $\psi_{k,ij}$ 来评价, 只需有限的 s 项。

$$\text{RVC}_{j \rightarrow i}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\psi_{q,ij})^2 \sigma_{ij}}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\psi_{q,ij})^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad i=1, 2, \dots, k \quad (10)$$

如果 $\text{RVC}_{j \rightarrow i}(s)$ 大时, 意味着第 j 个变量对第 i 个变量的影响大, 相反地, $\text{RVC}_{j \rightarrow i}(s)$ 小时, 可以认为第 j 个变量对第 i 个变量的影响小。

1.2 指标数据

1.2.1 数据来源与指标选取 本研究数据来自《石家庄市统计年鉴》(2000—2010 年) 和《河北省土地统计年鉴》(1999—2009 年)。本文在耕地资源数量与经济发展、农民收入的动态关系研究中, 参考已有研究成果并结合区域实际情况^[20-23], 选取了 5 个指标: 耕地资源面积、人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均年纯收入作为变量, 分别记为: Cultiva、GDP_per、GDP_s、GDP_t、Income。

鉴于本文的研究目的主要是耕地资源数量与经济发展之间的关系分析, 故耕地资源数量选取耕地资源面积, 考虑到数据的可得性和代表性, 经济发展指标中选取人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均年纯收入。其中, GDP 代表一个区域的总体经济增长水平, 人均 GDP 相对于 GDP 总量而言, 更能体现经济增长的真实水平^[24]; 第二产业产值和第三产业产值单独作为指标进行分析, 是由于第二、第三产业发展对耕地数量必然产生影响, 并且由于其土地利用方式和行业性质的不同, 对耕地数量的影响存在着一定的差异, 分析它们之间的相互影响及影响力有利于后期的耕地利用指导和产业发展导向; 同时考虑耕地数量变化应与农民收入息息相关, 人均收入更能够反映出真实的收入水平变化与耕地变化关系, 故选用农民人均年纯收入。

1.2.2 指标数据 由 1999—2009 年耕地变化情况(表 1)可知, 石家庄市耕地数量总体呈减少趋势, 经历了两个变化较大的阶段, 即 2001—2002 年和 2005—2006 年, 面积分别减少了 1.44 万 hm^2 和 0.71 万 hm^2 , 减少幅度相对往年较大, 2006 年之后耕地面积有小幅增加。人均 GDP、第二、三产业产值和农民人均纯收入均表现为逐年增加的趋势。

2 结果与分析

2.1 单位根检验

人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均纯收入以及耕地资源数量是宏观经济数据的组成部分, 有可能是非平稳的。故首先对其进行单位根检验, 结果见表 2。

表 1 石家庄市经济增长与耕地面积数据

年份	耕地面积/hm ²	人均 GDP(元/人)	第二产业/万元	第三产业/万元	农民人均纯收入/元
1999	603050.22	10377	4193280	3429875	3071
2000	605208.15	11273	4662157	3900120	3158
2001	604727.70	12115	5018740	4299248	3149
2002	590290.31	12761	5594110	4714544	3245
2003	588920.13	14481	6647932	5250779	3394
2004	588426.65	16803	7817968	5896625	3799
2005	587688.97	19268	8656600	6733542	4118
2006	580563.73	21571	9946433	7723373	4456
2007	580654.45	24718	11504228	8727411	4954
2008	581416.85	28180	12747381	9857280	5469
2009	582346.90	30706	14879145	12050541	5977

表 2 序列的 ADF 检验结果

变量	检验类型	ADF 值	临界值	结论
Cultiva	(C,T,1)	-1.712	-3.461*	非平稳
GDP_per	(C,T,2)	-3.060	-3.590*	非平稳
GDP_s	(C,T,1)	-0.550	-3.515*	非平稳
GDP_t	(C,0,2)	-0.602	-1.599*	非平稳
Income	(C,T,1)	-0.728	-3.461*	非平稳
ΔCultiva	(C,T,0)	-3.219	-3.515*	非平稳
ΔGDP_per	(C,0,1)	-1.212	-2.771*	非平稳
ΔGDP_s	(C,T,1)	-3.295	-3.590*	非平稳
ΔGDP_t	(C,0,0)	-1.856	-2.771*	非平稳
ΔIncome	(C,T,1)	-3.320	-3.515*	非平稳
ΔΔCultiva	(C,0,0)	-3.653	-3.321**	平稳
ΔΔGDP_per	(C,0,1)	-3.448	-3.403**	平稳
ΔΔGDP_s	(C,0,1)	-4.477	-3.403**	平稳
ΔΔGDP_t	(C,0,1)	-5.968	-4.583***	平稳
ΔΔIncome	(C,0,0)	-4.108	-3.321**	平稳

注:Δ代表一阶差分,ΔΔ代表二阶差分,(C,T,L)中 C 表示单位根检验包含截距,T 表示包含趋势,L 表示包含的滞后阶数,T 为 0 表示不含时间趋势,*,**、*** 分别表示在 10%、5%、和 1%显著水平下的值。

由表 2 可知,Cultiva、GDP_per、GDP_s、GDP_t、Income 均为二阶单整序列 $I(2)$ 。

2.2 协整检验

为了分析耕地和人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入之间是否存在长期均衡关系,按照公式(2)―(4)对其进行协整检验。耕地(cultiva)为被解释变量,GDP_per、GDP_s、GDP_t、Income 为解释变量,进行回归 OLS 估计,估计方程如下:

$$\text{Cultiva} = 549624.6 - 4.560\text{GDP_per} - 0.006\text{GDP_s} + 0.002\text{GDP_t} + 40.042\text{Income}$$

$$R^2 = 0.886 \quad \text{DW} = 2.620 \quad F = 11.603 \quad \text{Prob}(F - \text{statistic}) = 0.005$$

对残差序列 \hat{u}_t 进行 ADF 检验,检验类型为无截距项、无趋势项、无滞后阶数,检验结果 ADF 值为

-4.626,小于 1%显著水平下的临界值 -2.817,所以,拒绝 H_0 ,表明残差序列 \hat{u}_t 不存在单位根,是平稳序列,说明 Cultiva 和 GDP_per、GDP_s、GDP_t、Income 之间存在协整关系,即耕地与人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入之间有长期均衡关系。

2.3 脉冲响应函数(IRF)分析

2.3.1 耕地对经济指标的脉冲响应 基于以上分析结果,模型的时间序列变量均通过平稳性检验,耕地与 4 个经济指标之间存在着长期的均衡关系,运用脉冲响应函数作进一步解释。图 1 是基于 VAR 模型和渐近解析法(Analytic)模拟,由乔利斯基(Cholesky)转换的脉冲响应函数曲线。同时将冲击响应期设定为 11 期。横轴代表响应函数的追踪期数(年),纵轴表示因变量(耕地)对解释变量(经济指标)的响应程度(hm²),实线表示脉冲响应函数,分别代表耕地对人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值、农民人均纯收入的冲击的反应,虚线为响应函数值加或减两倍标准差的置信带。

(1) 人均 GDP 与耕地数量。从图 1a 中可以看出,给人均 GDP 一个正冲击后首先会给耕地数量带来负面的影响,前 6 期有一定波动但总的趋势为向上增长,到第 7 期之后响应值由负变为正。经济涵义是 GDP 的增长在前期会以耕地资源的减少为代价,但随着经济发展和技术水平的提高,向内涵式土地利用方向发展,同时,随着经济水平的提高,会增加对土地及耕地资源的投资,从而促进耕地资源的增加。在分析期内,1999—2006 年耕地面积减少了 2.25 万 hm²,年均减少 0.32 万 hm²,这期间人均 GDP 共增加了 1.12 万元/人,平均每年增加 1 599 元/人;2006—2009 年耕地面积出现持续增长,共增加了 0.18 万 hm²,年均增加 0.06 万 hm²,人均 GDP 继续增加,平均每年增加 3 045 元/人,年均增加数额较之前有提

高。因此,经济发展水平的不同阶段对耕地面积的影响方向不同。

(2) 第二产业与耕地数量(图 1b)。当给第二产业一个正冲击后,在整个响应期内对耕地数量的影响轨迹呈锯齿状上下波动,并且波动幅度逐渐减弱,却呈现出持续、稳定的正向响应态势。这表明第二产业受外部的某一冲击后,会将这一影响传递给耕地,且带来的是同向的冲击,耕地资源数量对第二产业的动态效应不但敏感,且具有持久性。石家庄市正处于经济快速发展期,第二产业的发展必然会涉及对耕地资源的占用,但是,第二产业产值给耕地资源数量所带来的正向冲击反映了石家庄市土地市场体系相对健全,能够促使土地使用者更加集约地使用土地,在一定程度上减少了耕地资源的消耗。

(3) 第三产业与耕地数量。给第三产业一个正冲击后(图 1c)可以看出,在前 6 期基本没有对耕地数量产生影响,从第 7 期开始出现负向响应,到第 8 期响应值变为正值,之后又下降至负值,如此往复,在 0 轴上下波动,并且波动幅度逐渐增强。这说明随着时间的推移,第三产业与耕地数量之间的动态效应日趋增加。同时,注意到图 1c 与其它图(图 1a、图 1b、图 1d)相比,纵坐标单位刻度所代表的耕地数量有着很大的差异,从分析得出的数据上来看,实际上从第 2

期开始耕地数量就开始有了变化(表 3),只是由于图上单位刻度代表的数值较大未显示出来,之后对耕地的影响数量逐渐增加,到第 6 期时对耕地数量的影响达到 11 047.0 hm²,第 10 期正向影响数值达最大值,为 146 175.7 hm²,第 11 期负向影响数值达最大值,为 -280 157.8 hm²。计算其累计冲击响应值为 -188 425.7 hm²,表明第三产业产值增长对耕地面积增加产生负面效应。第三产业中的交通运输业和仓储业的用地量很大,其发展必然引发耕地资源的大量消耗。科教文卫和社会福利业等第三产业相较于采矿业、制造业等第二产业来说地均产值较低,因而当二者产值增长的绝对数量相同时,前者往往比后者消耗更多的耕地资源^[12]。

(4) 农民人均纯收入与耕地数量。给农民人均纯收入一个正冲击后,图 1d 显示耕地资源数量除在第 2 期有一个小的波峰外,其余时期基本与 0 轴重叠。说明农民人均纯收入对耕地数量的冲击幅度很小。农民人均纯收入的增加并不会刺激耕地数量的增加,从另一方面也反映出农民收入与耕地数量相关性较小,收入来源在发生着变化。根据统计数据,乡村从业人员中农业从业人员的比重由 2001 年的 40.0% 降至 2009 年的 34.4%,也表明农民从业方向的转移和农民收入的多元化趋势。

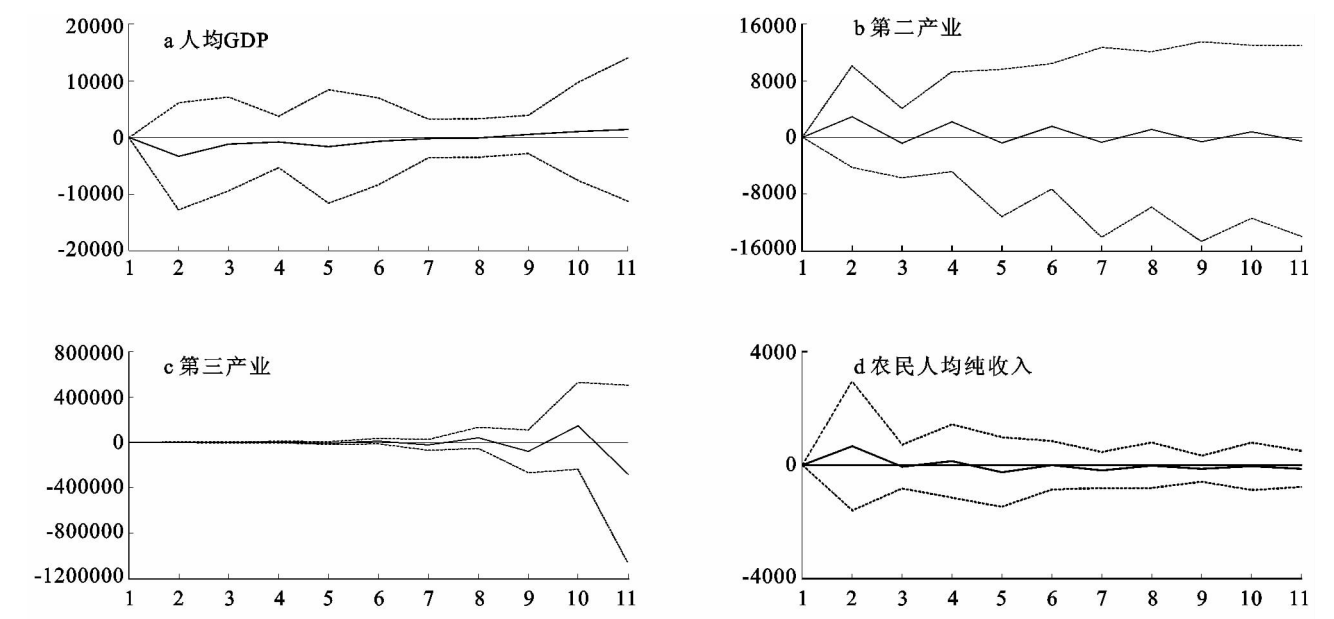


图 1 耕地资源数量对相关经济指标冲击的脉冲响应轨迹

2.3.2 经济指标对耕地的脉冲响应 采用同样的方法得到脉冲曲线图(图 2)。横轴代表响应函数的追踪期数,纵轴分别表示人均 GDP(元/人)、第二产业产值(万元)、第三产业产值(万元)、农民人均纯收入(元)对耕地数量的响应程度,实线为响应函数的计算值,分别代表人均 GDP、第二产业产值、第三产业产

值、农民人均纯收入对耕地的冲击的反应。从图 2 看出,图 2a、图 2b、图 2d 对耕地冲击反应曲线轨迹存在很大的相似性,并且对耕地的冲击影响均为负值。经济指标对耕地资源数量的负值冲击反应证实了耕地资源数量对经济增长的反作用:国家在对耕地资源实行最严格的保护政策的同时,必然会

对经济增长,尤其是二三产业的建设占用带来直接的影响,从而在一定程度上抑制经济的发展。同时,从图 2 可以看出,经济指标对耕地资源数量的冲击反应具有一定的滞后性,即随着冲击期的延长其冲击反应效果逐渐显著。需要注意的是,在第 10—11 期这个阶段,4 个经济指标的反应曲线均开始出现一定回升,即经过一定时间的调整,在初期经济受耕地数量的冲击开始恢复,说明经济的发展可以通过结构调整、方式转变等进行调整,发挥市场的资源配置作用,逐渐降低对耕地资源的依赖。

第三产业对耕地的冲击响应与其余 3 个经济指标相比存在很大的差异(图 2c),在第 1—6 期基本上都与 0 轴重合,之后开始围绕 0 轴上下波动,波动幅度逐渐增强。相对于其它 3 个指标,第三产业对耕地的冲击反应似乎并不显著。与图 1c 的原因相同,由于图 2c 纵坐标单位刻度所代表的数值相对较大,故前期的第三产业响应值在图上显示并不明显,实际给耕地一个正冲击后,从第 1 期开始,第三产业的响应值就达 181 881.1 万元,到第 3 期一直为正值,从第 4 期开始出现上下波动,并且波动幅度逐渐增强,其累计冲击响应值为 24 945 901.4 hm²(表 3)。表明耕地面积增加对第三产业产值增长产生正面效应。这与石家庄市第三产业的发展方向有着很大关系,如耕地

面积的增加将有利于该区域进一步开展农家乐、采摘园等第三产业项目。

表 3 第三产业与耕地的冲击响应分析结果

冲击反应期	耕地对第三产业的响应/hm ²	第三产业对耕地的响应/万元
1	0	181881.1
2	1118.3	116936.8
3	-1899.6	425971.9
4	2847.1	-15537.3
5	-6579.4	989165.9
6	11047.0	-674803.0
7	-22471.5	2778742.0
8	40506.2	-3355374.0
9	-79011.7	8726210.0
10	146175.7	-13488797.0
11	-280157.8	29261505.0
累计值	-188425.7	24945901.4

另外,值得注意的是,给耕地一个正冲击后,农民人均纯收入的负向响应,说明耕地资源的增加会抑制农民人均纯收入的增长,这也正说明了目前农民收入来源的多样化,随着耕地资源的减少,剩余劳动力开始向城市转移,收入的来源、结构都在发生着变化,农民的收入不再仅局限在耕地上。耕地数量的增加并未能刺激农民收入提高,从一个侧面也体现了农民的农业收入相对较低。

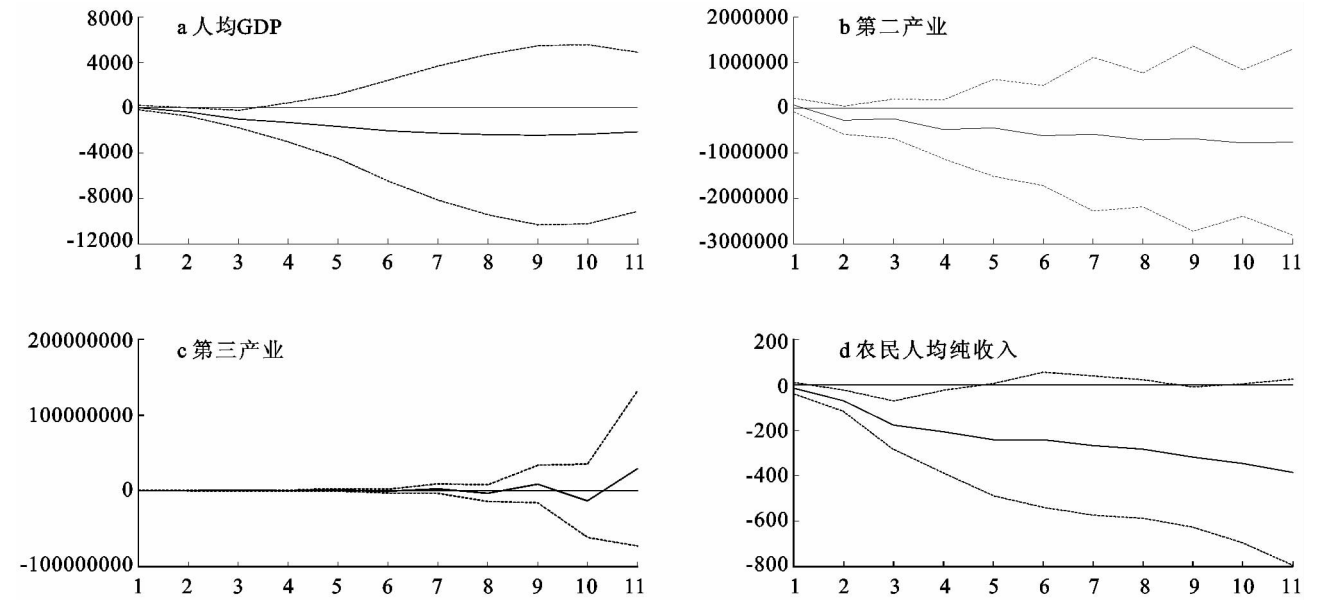


图 2 相关经济指标对耕地资源数量冲击的脉冲响应轨迹

2.4 方差分解分析

图 3、图 4 给出了各经济指标对耕地数量和耕地数量对各经济指标的方差分解图。图中横轴表示滞后期间数,纵轴表示解释变量对因变量的贡献率。从图 3 中可以出来,第三产业对耕地资源数量的影响最大,在 77%左右,其次是第二产业在 20%左右,人均

GDP 对耕地资源数量的影响在 15%左右,农民人均纯收入对耕地资源数量的影响最小,仅在 1%左右。相比之下,耕地数量对经济指标的影响较大,从图 4 可以看出,耕地数量对人均 GDP、第二产业、农民人均纯收入的影响在第 3 期之后都超过了 75%,并且达到相对持续稳定状态。对第三产业的影响相对较小,

在前期有一定程度的波动,但在第 7 期之后曲线趋于稳定,基本维持在 12% 的水平上。说明耕地数量变化对经济指标的影响相对较大,也说明经济增长在一定程度上还有赖于耕地数量。经济指标对耕地数量预测方差的贡献度较小。说明目前石家庄市耕地数量的提高还主要依靠政府的政策实施,而通过提高经济水平来提高耕地的数量和利用率还需进一步加强。

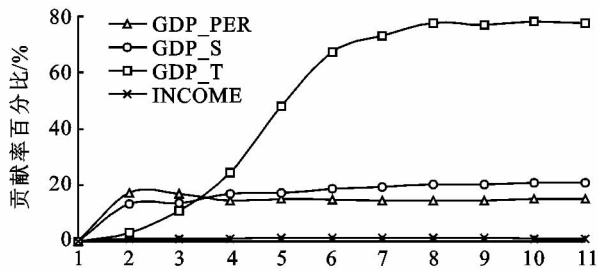


图 3 各经济指标对耕地数量的贡献率

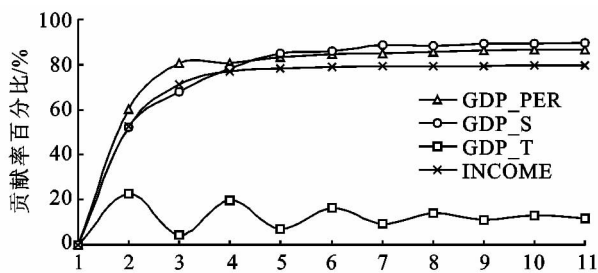


图 4 耕地数量对各经济指标的贡献率

3 结论与启示

本文使用石家庄市 1999—2009 年 11 a 的耕地数量和相关经济数据,分析了人均 GDP、第二产业产值、第三产业产值和农民人均纯收入 4 个指标与耕地资源数量的长期相互影响,在此基础上,基于 VAR 模型使用脉冲响应函数就耕地数量与 4 个经济指标之间的短期动态关系进行了进一步估算与分析。

脉冲响应函数法的模拟结果表明,一方面经济的发展会对耕地数量产生负向影响,但是随着经济发展水平的逐步提高,会增加对土地及耕地资源的投资,向内涵式土地利用方向发展,从而对耕地数量产生正向拉动。第二产业和第三产业对耕地资源数量的影响差异较大,第二产业的发展表现为对耕地的正向影响,即第二产业的发展会促进土地资源的集约利用;第三产业的发展则对耕地面积增加产生负面效应,与其产业性质和土地利用方式紧密相关。另一方面,耕地数量增加对人均 GDP、第二产业产值和农民人均纯收入产生负向影响,其反应具有一定的滞后性,但在后期这种影响会有所减弱。不同的是耕地数量增加对第三产业产值增长产生正面效应,这与石家庄市第三产业的发展方向有着很大关系。尤其值得关注

的是给耕地一个正冲击后,农民人均纯收入的负向响应,说明耕地资源的增加会抑制农民人均纯收入的增长,这个结果也正说明了目前石家庄市农民收入来源的多样化,随着耕地资源的减少,剩余劳动力开始向城市转移,收入的来源、结构都在发生着变化,农民的收入不再仅局限在耕地上。耕地数量的增加并未能刺激农民收入提高,从一个侧面也体现了农民的农业收入相对较低。方差分解结果表明,耕地数量对经济指标预测方差的贡献率较大,然而经济指标对耕地数量预测方差的贡献度较小。

耕地数量变化与经济增长、农民收入是密切相关,它们之间存在长期均衡关系,研究结果提醒我们,一方面要注意解决好粮食问题与经济建设争地矛盾问题,提高经济效益可以节省耕地资源甚至开发整理出更多的耕地资源。另外,产业结构的合理调整会对耕地资源起到积极作用,尤其要注意合理控制第三产业的发展;另一方面加强耕地资源的保护力度,提高土地利用集约度,将会促进经济的可持续发展。

参考文献:

- [1] 曲福田,吴丽梅. 经济增长与耕地非农化的库兹涅茨曲线假说及验证[J]. 资源科学,2004,26(5):61-67.
- [2] 李兆富,杨桂山. 苏州市近 50 年耕地资源变化过程与经济发展关系研究[J]. 资源科学,2005,27(4):50-55.
- [3] 张景芳,刁承泰,刘贵芬,等. 重庆市近十年耕地变化过程及其与经济发展关系研究[J]. 水土保持研究,2007,14(2):272-274,276.
- [4] 纪昌品,欧名豪. 湖北省经济发展与耕地资源变化的关系[J]. 长江流域资源与环境,2009,18(8):693-697.
- [5] 胡明,马继东,安塞县土地利用变化与经济发展的关系[J]. 水土保持研究,2008,15(1):182-185.
- [6] 刘天军,白亚娟. 试论经济发展与耕地资源保护[J]. 生态经济,2005(2):47-50,56.
- [7] 郑伟元,戴银萍,肖霖,等. 经济发展与土地资源保护:问题、原因及对策[J]. 中国人口·资源与环境,2004,14(4):65-69.
- [8] 赵其国,周生路,吴绍华,等. 中国耕地资源变化及其可持续利用与保护对策[J]. 土壤学报,2006,43(4):662-672.
- [9] 曲福田,陈江龙,陈雯. 农地非农化经济驱动机制的理论分析与实证研究[J]. 自然资源学报,2005,20(2):231-241.
- [10] 赵永华,何兴元,胡远满,等. 岷江上游汶川县耕地变化及驱动力研究[J]. 农业工程学报,2006,22(2):94-97.
- [11] 赵翠薇,濮励杰,孟爱云. 不同经济发展阶段地区耕地变化的对比研究:以广西江州和江苏吴江为例[J]. 资源科学,2006,28(5):50-56.

地空间布局、城镇发展布局、开发园区发展等重大安排及布局,验证结果基本一致,但部分地区也存在差异,可为区域相关规划进一步“划清”不同功能区“界线”提供直接依据,也可为未来国土、城镇、产业等方面规划调整提供有效参考。与此同时,由于不同区域自然及社会经济迥异,该研究指标体系也仅符合滁州市域实际情况,缺乏区域之间的对比性,一旦推广运用其他区域,还有待进一步探讨调整。

致谢:衷心感谢滁州市统计局王骑、滁州市勘测中心吴雷,在基础资料收集及整理中给予的大力支持。

参考文献:

- [1] Yokohari M, Takeuchi K, Watanabe T, et al. Beyond green-belts and zoning: a new planning concept for the environment of Asian mega-cities [J]. *Landscape and Urban Planning*, 2000, 47(4): 159-171.
- [2] Bromley, Daniel W. *Handbook of Environmental Economics* [C]. Oxford, UK: Blackwell, 1995.
- [3] 丁建中, 陈逸, 陈雯. 基于生态—经济分析的泰州空间开发适宜性分区研究[J]. *地理科学*, 2008, 28(6): 842-848.
- [4] 熊剑平, 余瑞林, 刘承良, 等. 快速城市化背景下的城郊土地利用结构适宜性评价与协调发展: 以武汉市汉南区为例[J]. *世界地理研究*, 2006, 15(4): 80-86.
- [5] 郑伟元. 中国城镇化过程中的土地利用问题及政策走向[J]. *城市发展研究*, 2009, 16(3): 16-19.
- [6] 施开放, 刁承泰. 重庆市粮食生产发展特征及土地资源承载力空间格局研究[J]. *水土保持研究*, 2012, 19(4): 168-171.
- [7] 郑振源. 建立适应土地资源市场配置的国家宏观调控体系[J]. *中国土地科学*, 2012, 26(3): 14-17.
- [8] 郑荣宝, 董玉祥, 陈梅英. 基于 GECM 与 CA+ANN 模型的土地资源优化配置与模拟[J]. *自然资源学报*, 2012, 27(3): 497-509.
- [9] 王繁, 周斌, 徐建明. 海涂土地资源适宜性空间分析与优化开发模式研究[J]. *农业工程学报*, 2008, 24(1): 119-123.
- [10] 金志丰, 陈雯, 孙伟, 等. 基于土地开发适宜性分区的土地空间配置: 以宿迁市区为例[J]. *中国土地科学*, 2008, 22(9): 43-50.
- [11] 陈雯, 孙伟, 段学军, 等. 以生态—经济为导向的江苏省土地开发适宜性分区[J]. *地理科学*, 2007, 27(3): 312-317.
- [12] 宋根鑫, 翟石艳, 闫卫阳. 层次分析法在黄土高原土地利用抗侵蚀力定量评价中的应用[J]. *水土保持研究*, 2009, 16(5): 216-219.
- [13] 鲍艳, 胡振琪, 王建峰, 等. 层次分析法在土地开发中的适宜性评价[J]. *西安科技大学学报*, 2005, 25(2): 179-183.
- [12] 严思齐, 吴群. 二三产业发展对耕地资源数量的影响及其地域差异: 基于中国省级面板数据的考察[J]. *资源科学*, 2011, 33(10): 1948-1954.
- [13] 邹平著. *金融计量学* [M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2005.
- [14] 易丹辉. *数据分析与 EViews 应用* [M]. 北京: 中国统计出版社, 2002.
- [15] 李永乐, 吴群. 中国经济增长与耕地资源数量变化阶段性特征研究: 协整分析及 Granger 因果检验[J]. *长江流域资源与环境*, 2011, 20(1): 33-39.
- [16] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251-276.
- [17] 高铁梅. *计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例* [M]. 2 版. 北京: 清华大学出版社, 2006.
- [18] 彭水军, 包群. 中国经济增长与环境污染: 基于广义脉冲响应函数法的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2006(5): 15-23.
- [19] 史红亮, 陈凯. 基于脉冲响应函数的中国钢铁产业能源效率及其影响因素的动态分析[J]. *资源科学*, 2011, 33(5): 814-822.
- [20] 赵丽, 朱永明, 付梅臣, 等. 主成分分析法和熵值法在农村居民点集约利用评价中的比较[J]. *农业工程学报*, 2012, 28(7): 235-242.
- [21] 陈利根, 龙开胜. 耕地资源数量与经济发展关系的计量分析[J]. *中国土地科学*, 2007, 21(4): 4-10.
- [22] 叶浩, 濮励杰. 江苏省耕地面积变化与经济增长的协整性与因果关系分析[J]. *自然资源学报*, 2007, 22(5): 766-774.
- [23] 魏建, 张广辉. 山东省耕地资源与经济增长之间的关系研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, 21(8): 158-163.
- [24] 刘荣茂, 张莉侠, 孟令杰. 经济增长与环境质量: 来自中国省际面板数据的证据[J]. *经济地理*, 2006, 26(3): 374-377.