

# 重庆市外资利用与产业结构调整： 基于Koyck模型的分析

李春红 李学义

(重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400040)

**【摘要】** 本文利用Koyck几何分布滞后模型阐述重庆市实际利用外资总额对产业结构的影响。建立模型后,重点通过工具变量法和广义最小二乘法来消除内生滞后解释变量与随机扰动项的相关性和随机扰动项的自相关问题。研究表明:实际利用外资总额对第二产业GDP的边际影响最为明显且衰减最慢,对第一产业的影响最小且衰减最快。由此导致重庆市产业结构向第二、第三产业倾斜,促进了产业结构的调整和优化。

**【关键词】** 实际利用外资 Koyck变换 产业结构

重庆市的发展战略主要集中于工业化、城市化和城乡一体化三个方面,对这一战略起重要推动作用的便是扩大开放范围、利用外资。重庆市2009年实际利用外资总额达41.91亿美元,同比增长约71.12%,重庆市实际利用外资位居西部省、市第一,增速全国第一。

实际利用外资总额包括对外借款、外商直接投资(FDI)和外商其他投资。外资通过其投资的流动和变动来直接或间接影响就业结构、产值结构,最终影响产业结构的变迁。当前,对FDI的技术溢出效应的研究一直备受关注,但是从整体来看,实际利用外资总额将对产业结构产生怎样的综合性影响的研究尚未充分展开。因此,在重庆市实际利用外资规模迅速扩张的情况下,很有必要分析其整体对产业结构的具体影响,以更好地利用外资,促进产业结构的优化。

## 一、文献综述

外资对我国GDP的影响日益广泛和深化,已成为影响我国经济增长的重要因素之一。外资对经济增长影响的实证分析,也是国内学者研究的焦点和热点。就具体研究的内容而言,主要表现在两个方面:

一是对外资与经济增长因果关系的讨论,主要致力于分析是外资推动了经济的增长还是经济的增长吸引了国外投资,抑或是两者之间存在相互促进的关系。如朱春临(2007)利用扩展的CD(cobb-Douglas)生产函数,把FDI融入生产函数中,并将FDI的要素投入作用和溢出效应进行分离,分别研究其对经济增长的作用。李昕(2007)也将FDI作为独立的要素引入扩张的新古典经济增长模型中,通过建立对数模型来估计和检验FDI与GDP的关系。杜江、高建文(2002)对外国直接投资与中国经济增长的因果关系进行了分析,得出二者之间不存在长期稳定关系的结论。贺晋兵(2005)分析了二者的关系,却认为二者之间存在着长期稳定的均衡关系,并且认为外商直接投资的快速增长是导致我国GDP增长的原因。

二是对外资与国内经济增长之间关系的实际测算,并在

此基础上使用各种测算方法估计和测算外资对经济增长的贡献程度。如郑月明、王伟(2008)以我国各省、市和自治区为单位,并将其并入东部、中部和西部三个横截面即三个地区,利用各横截面单元1988~2005年的样本组成面板数据,进而建立动态面板数据模型来考察FDI对我国不同地区经济增长的影响。田梦飞(2005)认为外国直接投资作为我国投资资金来源的重要组成部分,对国内生产总值的增长既有短期的需求拉动效应,又有长期供给效应,因此使用1983~2003年的全国数据,采用多元滞后分布模型进行OLS估计,以验证各期FDI对本期GDP的贡献如何。

在产业结构方面,郭克莎(2000)认为外商投资的结构倾斜加大了我国三次产业的结构偏差,扩大了我国三次产业发展水平和国际竞争力的差距。徐芳用实证和计量的方法测算了广东省外商直接投资与广东地区产业结构的变动、产业结构调整之间的相互关系,认为外商直接投资对广东经济结构的变化起到了极为重要的作用。此外,还有一些学者持中立的辩证观点,例如肖卫国从资本形成、技术转移、产业结构、就业、国际收支五个方面分析了跨国公司海外直接投资对东道国的经济效应。李杰从正反两个方面具体分析了我利用外资的经济效应。

综上所述,国内学术界不缺少对外资利用的研究,但是由于研究问题的出发点不同,使用的数据和模型不同,因此并不能够得出确定的、一致的结论。也不缺少外资利用对产业结构影响的研究,但是这些研究只是从理论和现状上加以说明,具有一定的推测性,缺乏数据证明。

我国实际利用外资总额分为外商直接投资、对外借款、外商其他投资三种,但是至今还没有学者从实际利用外资总额角度来实证研究外资利用对我国产业结构的影响。因此本文将外资利用同产业结构联系在一起,尤其是通过分析实际利用外资总额来对外资利用影响重庆市产业结构的程度进行定量的研究。

## 二、Koyck几何分布滞后模型与方法

1. 指标体系设计。假定其他因素不变,我们仅分析实际利用外资总额对重庆市三大产业GDP的影响。考虑到其影响的滞后性,我们以实际利用外资总额TFC (Total Amount of Foreign Capital Actually Utilized)为解释变量。

利用外资总额包括外商直接投资(FDI)与对外借款,虽然FDI的技术溢出效应一直备受关注,但是对外借款也对产业结构产生了一定影响。出于全面性考虑,本文采用实际利用外资总额(TFC)。

2. 理论模型和数据。以各大产业的生产总值GDP为被解释变量来建立一个无限分布滞后模型。方程如下:

$$GDP_{tm} = \alpha + \beta_0 TFC_t + \beta_1 TFC_{t-1} + \beta_2 TFC_{t-2} + \dots + u_t \quad (1)$$

其中:GDP<sub>tm</sub>表示重庆市第t期第n个产业的国内生产总值(n=1,2,3);TFC<sub>t</sub>、TFC<sub>t-1</sub>、TFC<sub>t-2</sub>等表示重庆市第t期以及各滞后期的实际利用外资总额;β<sub>0</sub>、β<sub>1</sub>、β<sub>2</sub>等表示相应各期实际利用外资总额对各产业GDP的影响系数;u<sub>t</sub>表示第t期的随机项,服从正态分布。

Koyck认为,对于上述无限分布滞后模型,可以假定滞后解释变量TFC<sub>t-i</sub>对被解释变量GDP的影响随着滞后期i (i=0,1,2,…)的增加而按几何级数衰减,即滞后系数的衰减服从某种公比小于1的几何级数。

$$\beta_i = \beta_0 \lambda^i \quad (0 < \lambda < 1; i=0,1,2,\dots) \quad (2)$$

其中,β<sub>0</sub>为常数,公比λ为待估参数。λ值的大小决定了滞后衰减的速度,λ值越接近于零,衰减速度越快,通常称λ为分布滞后衰减率,称1-λ为调整速度。

式(1)经过Koyck变换后,即:

$$GDP_{tm} = \alpha(1-\lambda) + \beta_0 TFC_t + \lambda GDP_{(t-1)n} + (u_t - \lambda u_{t-1}) \quad (3)$$

以上就是Koyck模型。

令α\* = α(1-λ), β<sub>0</sub>\* = β<sub>0</sub>, β<sub>1</sub>\* = λ, u<sub>t</sub>\* = u<sub>t</sub> - λu<sub>t-1</sub>。则Koyck模型变为:

$$GDP_{tm} = \alpha^* + \beta_0^* TFC_t + \beta_1^* GDP_{(t-1)n} + u_t^* \quad (4)$$

这是一个一阶自回归模型。

由此可见,利用Koyck变换,可以将一个无限分布滞后模型变成只有一个本期解释变量TFC<sub>t</sub>和滞后一期被解释变量GDP<sub>(t-1)n</sub>的自回归模型。该模型以GDP<sub>(t-1)n</sub>为滞后被解释变量代替了大量的滞后解释变量TFC<sub>t-i</sub>(i=1,2,…)使模型结构得到极大简化,且最大限度地保证了自由度,解决了滞后长度难确定的问题。同时,滞后一期的被解释变量GDP<sub>(t-1)n</sub>与TFC<sub>t</sub>的线性相关程度将低于TFC的各滞后值之间的相关程度,从而在很大程度上克服了多重共线性。

当然,尽管Koyck变换具有上述优点,但也存在一些明显的缺陷:

Koyck模型的随机扰动项如:u<sub>t</sub>\* = u<sub>t</sub> - λu<sub>t-1</sub>。这说明新模型的随机扰动项u<sub>t</sub>\*可能存在一阶自相关,且与解释变量GDP<sub>(t-1)n</sub>相关。

这些缺陷将给模型的参数估计带来一定困难。若滞后被解释变量GDP<sub>(t-1)n</sub>与u<sub>t</sub>\*相关,则得到的参数估计量有偏、且非一致;若u<sub>t</sub>\*存在自相关,则可能导致参数估计量不具有渐

近有效性、变量的显著性检验失去意义、模型的预测失效等问题。

## 三、模型的修正处理及估计

针对Koyck分布滞后模型的缺陷,我们先采用工具变量法消除内生滞后解释变量与随机扰动项的相关性问题,再用广义最小二乘法消除随机扰动项存在的自相关,以此来得到较为准确的参数估计。

1. 消除内生滞后解释变量与随机扰动项的相关性。在实际应用中,可以用工具变量法来消除解释变量中随机滞后被解释变量与随机扰动项的相关性。工具变量有多种选择方式,在这里我们可选用GDP<sub>(t-1)n</sub>作工具变量,去代替滞后被解释变量GDP<sub>(t-1)n</sub>进行估计,这样,一阶自回归模型就可变为以下形式:

$$GDP_{tm} = \alpha^* + \beta_0^* TFC_t + \beta_1^* \hat{GDP}_{(t-1)n} + u_t^* \quad (5)$$

其中,GDP<sub>(t-1)n</sub>是GDP<sub>tm</sub>滞后期,GDP<sub>tm</sub>是GDP对TFC的滞后值的回归,滞后期S适当选取(一般取2或3),由以下回归方程得到:

$$\hat{GDP}_{tm} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 TFC_{t-1} + \hat{c}_2 TFC_{t-2} + \hat{c}_3 TFC_{t-3} \quad (6)$$

由于TFC<sub>t</sub>与u<sub>t</sub>\*不相关,GDP<sub>tm</sub>作为对TFC滞后值的回归,也与u<sub>t</sub>\*不相关,进而GDP<sub>(t-1)n</sub>也与u<sub>t</sub>\*不相关,因此,对式(5)应用最小二乘法,可以得到参数的一致估计。

2. BG(LM)自相关性检验。当解释变量不是严格外生的时候,t统计量和D-W统计量都无效,即使在大样本的情况下也是如此。因此,含有滞后应变变量作为解释变量的式(4)不再适用D-W检验(Durbin-Watson test),所以,我们选用BG(LM)检验(Breusch-Godfrey test)模型中随机扰动项的自相关性。

3. 用广义最小二乘法消除随机扰动项的自相关。

经过Koyck变换并消除内生性后的模型为:

$$GDP_{tm} = \alpha^* + \beta_0^* TFC_t + \beta_1^* GDP_{(t-1)n} + u_t^*$$

其中,还要求:

$$u_t^* = \rho u_{t-1}^* + w_t$$

ρ为一阶自相关系数,w<sub>t</sub>为随机项,满足全部假定条件。

将式(4)滞后一期并用ρ相乘,得到:

$$\rho GDP_{(t-1)n} = \rho \alpha^* + \rho \beta_0^* TFC_{t-1} + \rho \beta_1^* GDP_{(t-2)n} + \rho u_{t-1}^* \quad (7)$$

用式(4)减去式(7)得:

$$GDP_{tm} - \rho GDP_{(t-1)n} = (\alpha^* - \rho \alpha^*) + (\beta_0^* TFC_t - \rho \beta_0^* TFC_{t-1}) + (\beta_1^* GDP_{(t-1)n} - \rho \beta_1^* GDP_{(t-2)n}) + (u_t^* - \rho u_{t-1}^*) \quad (8)$$

整理可得:

$$GDP_{tm} = \alpha^*(1-\rho) + \beta_0^* TFC_t - \rho \beta_0^* TFC_{t-1} + (\rho + \beta_1^*) GDP_{(t-1)n} - \rho \beta_1^* GDP_{(t-2)n} + w_t \quad (9)$$

由于上式为自回归模型,所以普通最小二乘法的估计结果不具有无偏性,但根据前面的讨论,至少可以获得一致估计。设β̂<sub>0</sub>\*、ρβ̂<sub>0</sub>\*为TFC<sub>t</sub>和TFC<sub>t-1</sub>最小二乘估计量,则得到ρ的一致估计为:

$$\hat{\rho} = \frac{\hat{\rho} \hat{\beta}_0^*}{\hat{\beta}_0^*} \quad (10)$$

将上式代入并写成广义差分形式:

$$GDP_{t-1} - \hat{\rho} GDP_{(t-1)n} = \alpha * (1 - \hat{\rho}) + \beta_0^* (TFC_t - \hat{\rho} TFC_{t-1}) + \beta_1^* (GDP_{(t-1)n} - \hat{\rho} GDP_{(t-2)n}) + w_t \quad (11)$$

对式(11)再运用最小二乘法进行估计即可。

**四、实证结果分析及结论**

采集《重庆市统计年鉴》中1986~2009年的有关GDP与TFC数据(见表1),运用计量经济学软件EViews5.0对上述模型进行估计。

**表1 重庆市1986~2009年三次产业GDP及实际TFC数据**

年份	国内生产总值(亿元)			TFC(万美元)
	第一产业	第二产业	第三产业	
1986	60.06	70.52	39.76	3 596
1987	62.69	78.35	49.31	3 596
1988	75.01	101.13	63.92	13 153
1989	81.99	116.35	80.13	22 479
1990	100.41	115.71	83.71	14 489
1991	109.49	130.88	101.18	16 143
1992	117.28	164.58	138.32	29 745
1993	141.99	229.53	181.53	41 970
1994	196.19	316.51	243.27	65 644
1995	264.19	412.28	339.78	61 554
1996	287.56	474.31	425.61	44 151
1997	307.21	540.08	512.95	98 208
1998	300.89	558.87	580.81	55 163
1999	286.16	574.98	630.85	32 699
2000	284.87	623.83	694.46	34 532
2001	294.9	688.41	782.38	42 442
2002	317.87	780.97	891.17	45 034
2003	339.06	921.11	1 012.66	56 654
2004	428.05	1 112.81	1 151.96	68 214
2005	463.4	1 259.12	1 347.97	70 423
2006	386.38	1 500.97	1 564.79	87 667
2007	482.39	1 892.11	1 748.02	12 201
2008	575.41	2 433.27	2 087.99	285 688
2009	606.8	3 448.77	2 474.44	419 178

**1. 第一产业。**考虑到解释变量中随机滞后被解释变量与随机扰动项的相关性,首先用工具变量法按式(4)对第一产业GDP与TFC数据进行估计,结果为:

$$GDP_{t1} = 13.833 02 + 0.000 535 TFC_t + 0.908 056 GDP_{(t-1)1} \quad (12)$$

用EViews进行BG(LM)一阶自相关检验,结果见表2,式(12)存在自相关。

**表2 BG(LM)一阶自相关检验结果**

F-statistic	6.114 789	Probability	0.009 409
Obs * R-squared	9.304 804	Probability	0.009 539

用广义最小二乘法估计后,结果为:

$$GDP_{t1} = 615.744 0 + 0.000 438 TFC_t + 0.178 075 GDP_{(t-1)1} +$$

$$\sigma_{AR(1)} \quad (13)$$

用EViews进行BG(LM)一阶自相关检验,结果见表3,式(13)已消除一阶自相关。

**表3 修正后的BG(LM)一阶自相关检验结果**

F-statistic	0.986 207	Probability	0.334 597
Obs * R-squared	1.206 288	Probability	0.272 069

由 $\alpha^* = \alpha(1-\lambda)$ ,  $\beta_0^* = \beta_0$ ,  $\beta_1^* = \lambda$ ,  $\beta_i = \beta_0 \lambda^i$  ( $0 < \lambda < 1$ ;  $i=0, 1, 2, \dots$ ),得:

$\alpha = 749.148 6$ ,  $\beta_1 = 7.799 69E-05$ ,  $\beta_2 = 1.388 93E-05$ ,  $\beta_3 = 2.473 34E-06$ 。因此经修正后,第一产业的回归模型为:

$$GDP_{t1} = 749.148 6 + 0.000 438 TFC_t + (7.799 69E-05) TFC_{t-1} + (1.388 93E-05) TFC_{t-2} + (2.473 34E-06) TFC_{t-3} + \dots \quad (14)$$

从上述模型可以看出,在第t年重庆市实际利用外资总额每增加1万美元,第一产业GDP将增加0.000 438亿元;在第(t+1)年仍可使第一产业GDP持续增加约0.000 078亿元;在第(t+2)年仍可使第一产业GDP持续增加约0.000 014亿元;在第(t+3)年仍可使第一产业GDP持续增加约0.000 002亿元。这种影响将按其衰减率 $\lambda$ 为0.178 075几何递减。

**2. 第二产业。**同样,可以整理出第二产业的回归模型为:

$$GDP_{t2} = 529.711 6 + 0.004 055 TFC_t + 0.001 132 707 TFC_{t-1} + 0.000 316 406 TFC_{t-2} + (8.838 36E-05) TFC_{t-3} + \dots \quad (15)$$

从第二产业的回归模型来看,在第t年重庆市实际利用外资总额每增加1万美元,第二产业GDP将增加0.004 055亿元;在第(t+1)年仍可使第二产业GDP持续增加约0.001 133亿元;在第(t+2)年仍可使第二产业GDP持续增加约0.000 316亿元;在第(t+3)年仍可使第二产业GDP持续增加约0.000 088亿元。这种影响将按其衰减率 $\lambda$ 为0.279336几何递减。

**3. 第三产业。**同理,第三产业的回归模型为:

$$GDP_{t3} = 708.937 8 + 0.002 617 TFC_t + 0.000 525 488 TFC_{t-1} + 0.000 105 517 TFC_{t-2} + (2.118 76E-05) TFC_{t-3} + \dots \quad (16)$$

从第三产业的回归模型来看,在第t年重庆市实际利用外资总额每增加1万美元,第三产业GDP将增加0.002 617亿元;在第(t+1)年仍可使第三产业GDP持续增加约0.000 525亿元;在第(t+2)年仍可使第二产业GDP持续增加约0.000 106亿元;在第(t+3)年仍可使第二产业GDP持续增加约0.000 021亿元。这种影响将按其衰减率 $\lambda$ 为0.200 798几何递减。

结合三次产业回归模型的测算结果,重庆市实际利用外资总额对三次产业GDP的边际贡献可以由图1表示。

为对比分析,我们给出重庆市产业结构的变动趋势图(图2)。从1986年至2009年,第一产业GDP占重庆市GDP总额的比重由35.4%平稳下降为11.3%;第二产业GDP长期保持主导地位,近几年稳中有增;第三产业GDP在经历了一段较长时间的逐步增长之后,自2007年始略有下降,其中2006年比重为45.3%,而2007年与2008年分别为42.4%和41%,原因可能是接受了金融危机的冲击。三次产业的回归模型分析与重庆市产业结构的变动趋势基本相符。

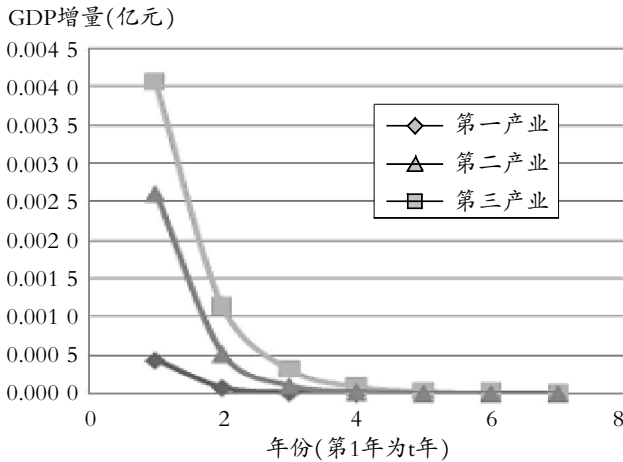


图1 重庆市TFC对三次产业GDP的边际贡献

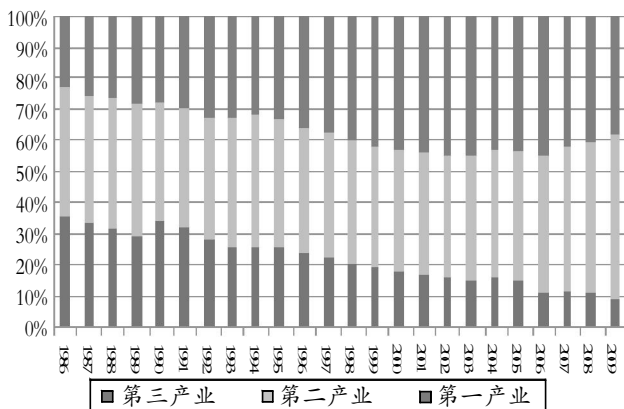


图2 重庆市1986~2009年产业结构变动趋势

4. 结论。通过对一个无限分布滞后模型进行Koyck变换,经过一系列修正,并分别推导出三次产业回归模型的过程及结果可以看出:①重庆市实际利用外资总额对第一产业、第二产业和第三产业GDP均有不同程度的影响。在第t年当年,这种影响对第二产业最为明显,对第三产业的影响次之,对第一产业的影响最小。②实际利用外资总额对各产业GDP的边际贡献均呈逐年下降趋势,但衰减速度不甚相同。对第一产业的贡献衰减得最快,第三产业次之,第二产业最慢。③仅考虑实际利用外资总额的影响,其使重庆市产业结构逐步向第二产业、第三产业倾斜。第二产业将长期处于主导地位,第三产业显著扩张,第一产业迅速下降。在一定程度上,实际利用外资总额促进了重庆市产业结构的调整和优化,对重庆市的发展战略起到了推动作用。

### 五、政策建议

1. 提高外资利用水平,促进经济发展。从重庆市利用外商投资的规模、数量上来看,与其他沿海地区相比,重庆市在利用外商投资的整体水平上还相对落后。因此,重庆市外资利用的首要任务和提高利用外商投资效率的重要工作就是:充分利用和发挥自身存在的优势,把著名的国际跨国公司的大项目和投资吸引到重庆市。

2. 积极改善外资利用的产业结构。由以上的分析可以看出,重庆市利用外资的产业投向主要在第二产业上,其次在第

三产业上,而第一产业的投资最少。同时,通过利用外资的产业结构偏差指标分析出在第一产业和第二、三产业上经济发展和利用外资水平的不协调。特别是第一产业利用外资效率很低。为了提升重庆市利用外资的效率,应该积极引导外资均衡地投向各个产业,同时要抓住产业重组的有利时机,大力引导外资向新型技术产业、技术密集型产业的投入,以促进重庆市经济的发展以及产业结构的升级。

3. 大力推进技术转移,提升本土企业的综合竞争力。从以上的实证分析可以得出,外资对重庆市经济增长具有一定的滞后,且其对经济增长的推进作用没有国内投资明显。所以,在充分发挥外资对经济增长的长期效应的基础上,重庆市应该外资、内资并重。不但要扩大对外开放的程度,更要在外、内资的利用上尽可能创造出相对公平的政策环境,实行较公平的“国民待遇”,既调动起国内投资的积极性,也要重视引进外资。在通过各种优惠政策吸引外资的同时,不仅要着重培养本土企业,更要注重制度建设和人才培养以及促进技术转移,通过消化先进技术和国际资本,提升本土企业的综合竞争力,促进重庆市经济长期稳定发展。

### 主要参考文献

1. 王海军. FDI与中国产业结构变迁:协整检验与分析. 技术经济, 2009; 9
2. 朱春临. FDI、FDI溢出效应和经济增长:基于中国数据的协整分析. 统计研究, 2007; 11
3. 李昕. FDI对中国经济增长的影响及其理论预期:基于新古典经济增长模型. 南方金融, 2007; 12
4. 杜江, 高建文. 外国直接投资与中国经济增长的因果关系分析. 世界经济文汇, 2002; 1
5. 贺晋兵. 外商直接投资与我国经济增长的关系分析. 山西煤炭管理干部学院学报, 2005; 1
6. 郑月明, 王伟. FDI对中国经济增长的区域效应和动态效应. 创新, 2008; 5
7. 田梦飞. FDI对我国经济增长的实证分析. 北京工商大学学报(社会科学版), 2005; 4
8. 郭克莎. 外商直接投资对我国产业结构的影响研究. 管理世界, 2000; 2
9. 徐芳. FDI对广东产业结构的效应分析. 广州市财贸管理干部学院学报, 2003; 1
10. 肖卫国. 跨国公司海外直接投资对东道国的经济效应分析. 财经问题研究, 1999; 9
11. 李杰. 我国利用外资的正负效应分析. 经济学家, 2004; 1
12. Wilfred R. Vanhonacker. Testing the Koyck scheme of sales response to advertising: An aggregation independent autocorrelation test. Applied Economics, 1991; 11
13. 万建平, 沈卉卉. 几何分布滞后模型的估计及在动态市场中的应用. 华中科技大学学报(自然科学版), 2003; 3
14. 李子奈, 潘文卿. 计量经济学. 北京: 高等教育出版社, 2000