城镇化与农业生产性服务业的门槛效应

郝爱民

（郑州航空工业管理学院 经贸学院，河南 郑州 450015）

摘　要： 农业生产性服务业的发展对我国城镇化有积极的影响，且存在着显著的门槛效应。运用 Hansen 的门限回归思想，设计门限回归模型，并将 2005—2013 年我国 31 省的农业生产性服务业发展指标的面板数据作为门限变量值。测算结果表明：当农业生产性服务业发展到一定水平，使其发展指标跨过某个门限值时，地区城镇化率增速水平显著提高。

关键词： 农业生产性服务业；门槛效应；城镇化；市民化

中图分类号： F324.6　　**文献标识码：** A　　**文章编号：**1672－0202(2018)01－0019－08

一、我国城镇化建设的研究进展

城镇化是世界各国经济现代化进程的必经阶段。西蒙·库兹涅茨[1]较早地提到城镇化过程表现为劳动人口向农业、工业以及服务业的转移。从国外发展的经验来看，城镇化的发展主要有 3 种模式：其一是以西欧英德的市场主导型城镇化加国家宏观指导为辅的发展模式；其二是以美国为主的以市场为主导地位的低密集度蔓延的城镇化；三是以拉美、非洲等发展中国家为代表的缺乏产业支持的过度城镇化。相对而言，前两种模式的城镇化取得了成功，而第三种模式的城镇化发展因产业发展水平跟不上导致“大城镇病”发生。

对我国而言，城镇化的不断发展有利于扩大内需、拉动投资、促进农业供给侧结构性改革、改善城乡二元结构和切实提高城乡居民生活水平，是农村的生产要素包括土地、劳动力人口、资本等不断向城镇转移和集聚的过程。城镇化的本质是空间结构、经济结构、社会结构和文化结构进行良性而有序的变迁，从而成为我国经济增长和社会进步的不竭动力。

从国内相关研究来看，有关城镇化建设问题，主要有以下观点：一是主张以政策支持为主导。李强等[2]认为政府主导的城镇化，充分体现了中国的制度创新性及灵活性，现阶段城镇化应以政府主导为主；张景华[3]认为税收作为国家宏观调控的重要杠杆，与城镇化之间存在高度相关，可通过对税收体制深层次改革发展新型城镇化；裘兆宇[4]认为随着城镇化的发展，金融需求总量迅速增长，金融需求主体趋向多元化，应该充分利用金融机构对城镇化发展的作用，加快建设城镇化中的金融服务体系；薛翠翠等[5]从土地财政代偿机制视角出发，认为推进中国新型城镇化建设需要建立完善的土地财政体制。二是主张把国家宏观调控与市场调节结合起来。杨仪青[6]在分析国外城镇化发展的历程后，提出应改变经济增长方式，以市场融合促进新型城镇化的发展；苗建萍[7]通过分析新型城镇化与新型工业化的互动发展机制，认为需要以政府为主导，充分发挥市场调节

收稿日期：2017－08－11　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2018.01.003

基金项目：国家社会科学基金项目(13BJY116)；河南省高等学校哲学社会科学创新团队支持计划(2018－CXTD－06)；河南省高校科技创新人才支持计划(人文社科类：2016－cx－004)

作者简介：郝爱民(1970—)，男，河南林州人，郑州航空工业管理学院经贸学院教授，主要研究方向为农村经济。E－mail：ham126@163.com

作用，结合城乡一体化，加快要素流动，达到共同发展；李小建、罗庆[8]也认为新型城镇化需要构建城乡一体化的协调发展之路。三是主张城镇化与产业互动发展。张勇等[9]研究表明，服务业集聚可以促进城镇化发展；刘航、孙早[10]研究认为新型城镇化道路必须坚持产城协调发展的原则。

但就我国城镇化的总体发展状况而言，还存在着农村经济发展水平落后、城乡收入差距大、城镇化建设不平衡等瓶颈问题。城镇化与我国的产业结构优化升级、扩大国内需求和全面建设小康社会息息相关。它不同于过去单纯地追求城市规模的扩大和空间扩张，而是城镇化质量建设的提升，因此如何高质量地推进我国的城镇化建设就是一个亟待研究的命题。与此同时，国外发展经验表明，人口和城镇化的双重集聚效应一定伴随着社会对生活和生产性服务业需求的增加，Coffey和Bailly[11]的研究表明，生产性服务业的发展对城镇化发展模式具有直接影响；Brutzkus、Eliezer[12]对多个国家城镇化发展与产业结构变动关系进行比较分析，探究了生产性服务业与城镇化之间的互动关联性，认为服务业发展对城镇化发展的推动力日益显著。而国内关于农业生产性服务业影响城镇化建设的直接研究比较少，只有薛贺香[13]实证表明农业生产性服务业对城镇化有着直接的推动作用；郝爱民[14]研究表明城镇化推进有利于农业生产性服务业外溢效应的发挥。不过，现有相关文献虽然认为农业生产性服务对城镇化有着直接的推动作用，却没有考虑其对于城镇化的门槛效应。本文认为，农业生产性服务对城镇化溢出效应的发挥是一个复杂的过程，农业生产性服务需要跨越一定的门槛，才能发挥其更大的作用。因此，在已有相关文献研究的基础上，本文试图分析农业生产性服务对城镇化的支持机理，并进一步探讨农业生产性服务业对我国城镇化建设的影响，以及这种影响大小是否连续，是否存在重要拐点？本文首先分析农业生产性服务业对城镇化建设的影响机理，继而选取农业生产性服务业发展衡量指标作为门限变量，构建一个单门槛效应估计模型，探讨农业生产性服务业对我国城镇化是否具有门槛效应，进而提出有针对性的政策建议。

二、农业生产性服务业支持城镇化发展的机理分析

城镇化不仅使得人口向城镇化聚集，同时也促进产业在一定区域内集聚。城镇化的深入离不开农业生产性服务业的发展，农业生产性服务对城镇化的支持机理分析如下：

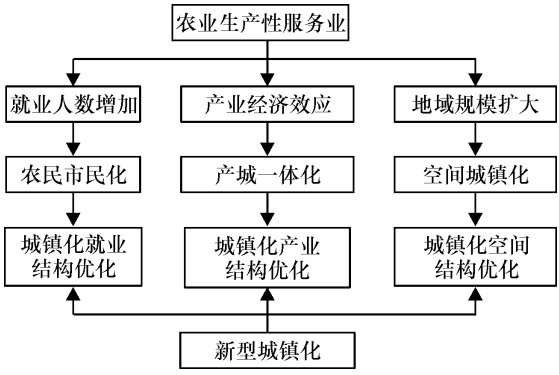


图1 农业生产性服务业对新型城镇化的支持机理

（一）农业生产性服务业是城镇化的基础

随着经济现代化的加速、人们的生活和生产方式的改变以及信息时代的到来，逐渐出现了促进农业现代化进程的新兴的农业生产性服务业，生产性服务发展能够提供城镇化所需要的大量食物、资本、优质劳动力等资源，农业生产性服务业的调整和优化还会改变劳动力在产业间的重新分

配,可以增加更多的农村就业人口,同时,农业生产性服务业的增长也促进了城镇规模及空间的拓展,提升城镇化水平,使城市的功能以及城市对周边小城镇的辐射力度越来越强,日益成为城镇化的重要基础。

(二)农业生产性服务业的经济集聚效应加速了城镇化的推进

农业服务业在整个农业生产过程中有着调节和润滑经济的辅助作用,尤其是农村生产性服务业可以提供农业生产基础设施设备,给农户创造良好的生产环境,方便人们的生产、生活。农资供应服务、农业科技服务、农产品物流配送服务、农业咨询服务、农村金融保险服务、农产品营销服务等各类农业服务为农业生产提供服务,加快了农村经济发展集聚。可以说,农业生产性服务业在集聚农村经济过程中发挥着产业支撑的重要作用,促进了城镇化产业结构和空间结构的优化,使得农村加快了转化为城镇的步伐,也促进城市的集聚发挥自己独特的成效。

(三)农业生产性服务业发展能够提高城镇的可持续发展

农业生产性服务业结构转变将引起资本过程发生转移,由最初以自然资本为主导发展成以金融资本为主,最后甚至演变为以人力资本为主导。这个过程促进了城镇人力资源的结构和规模的提升。另外,农业生产性服务业的优化伴随着农业的管理层次、资本市场、技术水平的转移,这对于发展缓慢的中小城镇的经济有很强的推动力。具体来看,一是产业的集聚优化使得人们共享管理层面的知识以及促进人与人之间的相互沟通、相互交流,培养更高层次的农业人力资源以及改善相关的农技水平;二是对于提升城镇的容纳力,提高城镇化中相关的配套设施和完善相关的基础设施有着很大的推动作用。同时,农业生产性服务业的进步对于农业产业结构的优化升级,发展现代农业、生态农业、绿色农业有着巨大的促进作用。

(四)农业生产性服务业的发展加速了农民市民化的过程

农业生产性服务业属于劳动密集型产业,具有较强的吸纳劳动人口就业的能力,有着较高的就业弹性。城市就业岗位无法承受大量的人口迁移,因而需要在农村地区发展劳动密集型产业来吸纳劳动者就业,农业生产性服务业能够满足劳动者不同的就业岗位需求。研究证明,在三大产业中,第二产业的就业人数比例呈倒 U 型变动,即先上升后停滞在某一数值;第三产业成为主要的提供就业岗位的产业。随着经济的不断发展,农业生产性服务业作为一种新兴的行业,可以有力地吸纳和培训农村剩余劳动力,促进农村人口向城镇区域的集中,加速农民市民化的过程。从这个意义上说,农业生产性服务业的发展对吸纳农村劳动人口就业以及促进城镇化水平的发展都起着重要的作用。

三 、农业生产性服务业对城镇化的门槛效应分析

(一)模型设定

本文采用的是 Hansen[15] 提出的门槛回归模型,在考虑固定效应时,一个存在单一门槛值的标准模型如下:

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_1 X_t + \mu_t \quad \text{若 } \eta_t \leqslant \gamma \\ Y_t &= \beta_2 X_t + \mu_t \quad \text{若 } \eta_t > \gamma \end{aligned} \tag{1}$$

其中,Y_t 表示城镇化率,β_1、β_2 表示估计参数,X_t 为投入的农业生产性服务业指标变量,η_t 为门限变量(即解释变量 X_t 的一部分),γ 为待估计的门限值,μ_t 表示为 X_t 不相关的误差扰动项,$t = 1, 2, \cdots, 8$。

为了分析研究变量存在的非线性门槛效应,本研究把农业生产性服务业的发展指标 X_t 作为门限变量。考虑到在各地城镇化推进过程中,存在农业生产性服务业的发展水平的不一致,本文把

U_t 设置为误差项,把 X_t 作为核心变量,构建如下门槛效应方程:

$$Y_t = \beta_1 X_t \cdot 1(\eta_t \leqslant \gamma) + \beta_2 X_t \cdot 1(\eta_t > \gamma) + \mu_t \quad (2)$$

其中 1(·)为示性函数,即如果括号中表达式为真,则取值为 1,反之为 0。通过在门限值处估计出这个门槛效应方程的待估参数值来估计农业生产性服务业投入指标,进而检验农业生产性服务业对我国新型城镇化的门槛效应。

为找出最优门限值 r^*,即 $SSE(r)$,本文运用对比、排除法来挑选出最小的残差平方和 $SSE(r)$。为进一步验证农业生产性服务业对我国新型城镇化建设是否存在门槛效应,本文采取自举样本法来分析检验。

建立零假设假设:$H_0:\beta=\beta_0$

备择假设为:$H_0:\beta\neq\beta_0$

建立 F 统计量检验零假设:$F=\dfrac{SSE_0-SSE(\hat{r})}{\hat{\xi}^2(\hat{r})}$

SSE_0 代表零假设时,门槛效应残差平方和不存在;$SSE(\hat{r})$代表在备择假设条件下存在门槛效应的残差平方和;$\hat{\xi}^2(\hat{r})$表示残差的方差。建立似然比检验方程式:

$$LR(\hat{r})=\frac{SSE(r)-SSE(\hat{r})}{\hat{\xi}^2(\hat{r})}$$

$SSE(r)$表示零假设条件下的残差平方和。定义:$LR(r_0)\geqslant -2\ln(1-\sqrt{1-\alpha})$时拒绝零假设检验,相反则接受;$\alpha$ 表示渐进分布 $LR(r_0)$的渐近分布水平。

本文采用上述门槛回归模型来测量检验农业生产性服务业对我国新型城镇化建设的门槛效应,模型如下:

$$Y_{i,t}=\beta_{00}X_{i,t}1(X_{it}<\gamma_1)+\beta_{01}X_{i,t}1(\gamma_1\leqslant RIF_{it}\leqslant\gamma_2)+\cdots+\beta_{0n}X_{i,t}1(X_{it}>\gamma_n)+\sum^{n}\beta_{jn}C_{it}+\varepsilon_{it}+\mu_{it} \quad (3)$$

此外,考虑到城镇化与农村经济增长的直接关系,因此在模型中加入了 C(农村居民人均 GDP、农村固定资产投资水平)作为控制变量。

(二)变量设定与数据来源

(1)被解释变量。出于数据可得的原因,本文以反映一般的城镇化水平的城镇化率指标(即城镇化率=城镇人口/总人口)来表示,此处用 Y_t 表示。

(2)门槛变量。门槛变量是农业生产性服务业的发展水平指标,即农业生产性服务业的从业人数占整个农业就业人数的比重可有效反映农业生产性服务业发展水平,此处用(X_t)表示。本研究选取农业生产性服务业的发展水平(即交通运输与邮电业、零售与批发业、房地产业、金融业、其他农业服务业等从业人数占整个农业就业人数的比重)作为农业生产性服务指标,并以这个指标作为门限变量。通过估计门限值(即农业生产性服务业发展指标影响城镇化率的重要拐点)来刻画农业生产性服务业发展对城镇化率的影响。

(3)控制变量。考虑到城镇化影响因素的多元化,本文用农村居民人均 GDP、农村固定资产投资水平 GIP(农村固定资产投资水平用农村固定资产投资总额来衡量)作为控制变量。

本文以 2005—2013 年中国 31 个省辖市的 279 组面板数据作为分析对象,原始数据均来源于历年《中国统计年鉴》及《中国农村统计年鉴》。

(三)估计结果

为检验农业生产性服务业对我国新型城镇化建设确实存在门槛效应,运用 Stata13.0 软件导出

面板数据对附件数据进行模型分析,各变量基本统计特征见表 1。

表 1　变量基本统计特征　　单位:%

变量	符号	均值	标准差	最大值	最小值
城镇化率	Y_t	49.12	14.96	89.30	20.85
农业生产性服务业指标	X_t	20.59	29.23	65.32	6.65

同时,为便于全面分析农业生产性服务业对我国新型城镇化建设的门槛效应,建立了单门槛效应估计模型,通过减少门限区间数,方便检验估计。另外,本文对所有的变量进行了对数处理,以消除检验异方差的存在,提高检验结果的稳健性。在检验中,本文先估计是否存在 1 个门槛值,检验结果表明模型在 5% 的显著性水平上存在 1 个门槛值,在此基础上,本文进一步检验是否存在双重门槛,结果表明模型在 10% 的显著性水平上存在双重门槛效应(F 统计量和 P 值分别为 16.533 和 0.05),也就是说,农业生产性服务业的从业人数占整个农业就业人数的总体比重不同,城镇化建设的效果就不同。通过似然函数比,可以得出方程门槛值和置信区间,结果如表 2 所示。

表 2　门槛值估计值以及置信区间(门槛值已进行对数换算)

被解释变量	门槛变量	门槛值	置信区间
城镇化指标(ln$Y$)	农业生产性服务业指标(ln$X$)	0.158	[0.034,0.176]
		0.462	[0.151,0.765]

据表 2 结果,我们对原模型再进行门槛回归的分析,结果如表 3 所示。

表 3　面板门槛模型解释变量及其参数估计回归结果

变量		系数	T 值
ln$X$	($X < 0.158$)	0.103147 *	2.39
	($0.158 \leqslant X \leqslant 0.462$)	0.225376 ***	2.86
	($X > 0.462$)	0.785761 **	2.93
ln GDP		0.895467 **	2.58
ln GIP		0.541832 ***	3.24
R^2	0.9627		
F	284.48		

注: *** 、** 和 * 分别表示在 1% 、5% 和 10% 的检验显著水平。

从表 3 可得出,可决系数 R^2 为 0.9627, F 统计量为 284.48,这充分说明农业生产性服务业对我国新型城镇化产生门槛效应的验证与研究是可行的。对于城镇化率的两个门槛值分别为 0.158 和 0.462,即当农业生产性服务从业人数占整个农业就业人数的比重低于 0.158 时,农业生产性服务对城镇化率存在积极作用($\beta_{00} > 0$),在 10% 水平上显著;当农业生产性服务从业人数占整个农业就业人数的比重介于 0.158 与 0.462 之间时, $\beta_{01} = 0.225376$,这说明农业生产性服务业发展指标每增加 1% ,城镇化率增加 0.225376% ,且增加具有平稳、显著性;当农业生产性服务从业人数占整个农业就业人数的比重高于 0.462 时, $\beta_{02} = 0.785761$,农业生产性服务业对我国新型城镇化率影响程度显著提高,农业生产性服务业发展指标每增加 1% ,城镇化率增加 0.785761% 。

(四)稳健性检验

为了保证回归结果的可靠性必须进行稳健性检验。本文采取逐个剔除方法进行回归,依次剔除控制变量回归(模型 2 剔除了 lnGIP,模型 3 进一步剔除了 lnGDP),再与原回归结果进行对比,结

果如表4所示。

表4 面板门槛模型回归稳健性检验结果

模型	lnX ($X < 0.158$)	lnX ($0.158 \leqslant X \leqslant 0.462$)	lnX ($X > 0.462$)	lnGDP	lnGIP	R^2	F统计量
原模型	0.103147*	0.225376***	0.785761***	0.895467**	0.541832***	0.9627	284.48
	(2.39)	(2.86)	(3.95)	(3.58)	(3.24)		
模型2	0.053165*	0.201368***	0.565426**	0.648545**		0.8127	56.32
	(1.88)	(2.07)	(2.13)	(2.37)			
模型3	0.038164*	0.167823**	0.4147221**			0.5056	31.21
	(2.27)	(2.86)	(2.93)				

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的检验显著水平;括号内为对应T值。

从表4可以看出,当剔除模型中的lnGIP和lnGDP控制变量后,所得到回归模型的拟合优度及解释变量系数的显著性有所降低,但总体来看,农业生产性服务业对我国新型城镇化率影响仍然具有较为明显的门槛效应,说明原模型估计结果还是较为稳健的。

(五)各地区的门槛状态

根据农业生产性服务业发展指标(X_t)的门限值,我们可以依据2005—2013年各地区的统计数据的平均值把该指标数据进行分类,结果如表5所示。

表5 面板门槛分类结果

门槛值	省份
$X < 0.158$	内蒙古、海南、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、广西、贵州、新疆
$0.158 \leqslant X \leqslant 0.462$	辽宁、吉林、黑龙江、安徽、福建、江西、湖北、河北、四川、重庆、湖南、河南、陕西、山西
$X > 0.462$	北京、天津、上海、江苏、浙江、山东、广东

农业生产性服务业发展指标(X_t)在2005—2013年低于门限值0.158的省份有内蒙古、海南、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、广西、贵州、新疆,共10个地区还未跨过第一个门槛;而辽宁、吉林、黑龙江、安徽、福建、江西、湖北、河北、四川、重庆、湖南、河南、陕西、山西14省则打破第一个门槛跳跃式进入第二个门槛;北京、天津、上海、江苏、浙江、山东、广东等省则远高于第二个门限值。未能跨过门限值的省份,城镇化率水平增速存在明显差异,与其他能跨过门限值的年份存在明显差异。

本文检验显示,我国农业生产性服务业对新型城镇化的确存在较为显著的门槛效应,门槛效应可能从两个方面体现:一是农业生产性服务业作为推动力,通过改变其内部结构与规模的比例来影响城镇化的发展水平,农业生产性服务业发展水平的提高,会有效增大对其内部结构建设与规模扩张的投入力度,如调整其内部结构布局,甚至是在平衡发展的基础上加速扩大其整体发展规模;二是农业生产性服务业的不断发展为城镇化建设中农村劳动人口就业提供了更多机会,农业生产性服务业的发展可以促使其自身吸纳更多的劳动力,减少失业率。最终在促进城镇化建设中提升城镇化率,进而实现最大化地促进我国新型城镇化的发展。

四、提升农业生产性服务业水平的政策建议

在样本时期内,农业生产性服务业的发展对城镇化率有显著影响,并具有显著的双重门槛效应,农业生产性服务业的发展水平与城镇化率之间存在非线性关系;农业生产性服务业发展指标

跨过门限值时,城镇化率出现明显的增速现象。

在我国新型城镇化建设过程中,城镇化建设水平的提升有赖于农业生产性服务业发展水平的提高,且存在明显门槛影响。鉴于此,本文得出以下几点政策性启示:

(一)加快城镇化中的农业生产性服务体系建设

建立促进农业生产性服务业的财税体系,拓宽农业生产性服务主体的融资渠道和融资方式,要确保良好的融资环境。在引入商业融资的同时,政府可以通过补贴、提高贴息水平、减税免税和面向金融机构发行政府债券等方式,发挥财政投资作用,促进农村公共生产性基础设施的发展。此外,加大国家财政对农村生产性服务业的扶持力度。通过坚持农村服务业对资金的引导作用,建立完善农业生产性服务业体系,最终促进新型城镇化的发展。

(二)积极整合生产性服务资源推动城镇化的发展

发挥政府重点支持的农业生产性服务机构在城镇化过程中的先导作用。政府应统筹规划和综合协调农业生产性服务业,充分发挥各类农业生产性服务机构的特点和优势,促进农资供应服务、农业科技服务、农产品物流配送服务、农业咨询服务、农村金融保险服务、农产品营销服务这些机构开展集聚性的农业生产活动,建立农业需求主导、重点突出、功能导向、结构优化和产业链、产业网及产业体系良性互动的农业生产性服务业体系,充分发挥其在城镇化建设进程中的重要作用。另外,要积极发展中西部偏远地区的农业生产性服务机构,并保证各个机构的服务质量。充分发挥农机服务、农业咨询服务及农产品营销服务等服务机构在偏远地区农业发展主力军作用,努力推动中西部地区农村乡镇企业的发展,增加农村企业的数量和扩大规模,加速贫困地区新型城镇化的建设。

(三)调整优化农业生产性服务结构体系,促进农民就业向城镇集中

一是支持新型农业生产性服务业态的发展。充分考虑科技效益与环保因素,促进农业模式由低产低效益向高产高效率发展,将农业的产业链逐渐引入新型的农业生产性服务机构,推动农业产业机构调整和优化升级,支持中国特色农业的建设和发展,增加农民从事非农产业的人数,促进农村剩余劳动力向农业生产性服务业转移,逐步向市民化转变。二是借助“互联网 +”、农村电子商务等手段,大力发展适合不同城镇区域的现代农产品物流配送服务、咨询、农村金融保险服务、营销等现代生产性服务,促进农业产业链效益的提升,并大力发展合作社等多种生产性服务主体,有效提高城镇建设的农业生产性服务覆盖面和满足率,支持农村居民就业创业,延伸农业生产价值链,促进农民就业向城镇集中。

(四)加强农业生产性服务业人才队伍建设,培育多元服务主体

一要强烈意识到发展人力资源是提高农业生产性服务业最重要最有效的资源,在不断增加服务型人才数量的同时优化农业性服务人才素质水平。引导生产性服务组织积极与高校、科研院所等开展科研和人才合作,扶持农业生产性服务人才教育建设,提高整个从业人员的文化素养和专业素质。二是通过政府规划引导,按照主体多元、形式多样、服务专业、竞争充分的原则,鼓励银行、保险、邮政等机构与生产性服务组织深度合作,充分发挥不同类型生产性服务组织各自的优势和功能。三要推动农业生产性服务主体联合融合发展。支持各类生产性服务组织与新型经营主体开展各类服务联合体及联盟等新型服务模式,通过创新利益联结和风险分担机制,打造一体化的有利于促进农村一二三产业融合发展的生产性服务主体。

参考文献:

[1]西蒙·库兹涅茨. 现代经济增长[M]. 北京:北京经济学院出版社,1991:56 -68.

[2]李强,陈宇琳,刘精明.中国城镇化"推进模式"研究[J].中国社会科学,2012(7):82-100.
[3]张景华.新型城镇化进程中的税收政策研究[J].经济学家,2013(10):55-61.
[4]裘兆宇.我国金融业有效支持新型城镇化的思考[J].金融与经济,2014(3):23-25.
[5]薛翠翠,冯广京,张冰松.城镇化建设资金规模及土地财政改革——新型城镇化背景下土地财政代偿机制研究评述[J].中国土地科学,2013(11):90-96.
[6]杨仪青.新型城镇化发展的国外经验和模式及中国的路径选择[J].农业现代化研究,2013(4):385-389.
[7]苗建萍.新型城镇化与新型工业化的互动发展机制[J].经济导刊,2012(1):94-96.
[8]李小建,罗庆.新型城镇化中的协调思想分析[J].中国人口·资源与环境,2014,24(2):47-53.
[9]张勇,蒲勇健,陈立泰.城镇化与服务业集聚——基于系统耦合互动的观点[J].中国工业经济,2013(6):57-69.
[10]刘航,孙早.城镇化动因扭曲与制造业产能过剩——基于2001—2012年中国省级面板数据的经验分析[J].中国工业经济,2014(11):5-17.
[11]COFFEY W J,BAILLY A S. Producer services and systems of flexible production[J]. Urban Studies, 1992,29(6):857-868.
[12]BRUTZKUS ELIEZER. Centralized versus decentralized pattern of urbanization in developing countries:An attempt to elucidate a guideline principle[J]. Economic Development and Cultural Change, 1975,32(5):567-586.
[13]薛贺香.城镇化、农业生产性服务业与农村居民消费互动的实证研究[J].广东商学院学报,2013(6):81-88.
[14]郝爱民.农业生产性服务业外溢效应和溢出渠道研究[J].中南财经政法大学学报,2013(6):51-59.
[15]HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000(3): 575-603.

Threshold Effects of Agricultural Production Services for China's Urbanization

HAO Ai-min

(*Trade College*, *Zhengzhou Institute of Aeronautical Industry Management*, *Zhengzhou* 450015, *China*)

Abstract: Development of agricultural production service industry will help China's new urbanization construction which presents a significant threshold effect. Based on door Hansen proposed limit regression method, this paper establishes a threshold regression model, and used Panel data of 31 provincial in 2005-2013 years about agricultural producer services' development. The results show that, when agricultural production service industry develops to a certain level, and the development indicators step across a threshold value, China's urbanization rate increased significantly.

Key Words: agricultural production service industry; threshold effect; urbanization; citizenization