

户籍约束下城市规模与经济增长的非线性研究

袁凯华¹, 徐小钦²

(1. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005; 2. 重庆大学 人口、资源与环境经济管理研究中心, 重庆 400044)

摘 要: 利用 2000 年~2010 年 31 个省市城市规模与经济增长的相关数据, 构建门槛回归模型, 探讨户籍管制下城市规模与经济增长的动态发展过程。研究发现: 户籍管制的确构成了城市规模的发展瓶颈, 过高的户籍管制导致城市规模与经济增长的负相关, 而过低的户籍管制则影响城市规模对经济增长的带动作用; 进一步结合样本分布的时空特征, 指出户籍约束而非过度城市化导致了现阶段城市规模的低效率集聚。城市规模与经济增长的非线性关系, 应该通过户籍改革加快城市化进程, 并制定合理的户籍管制政策, 防止户籍管制过低或过高对经济增长造成不利影响。

关键词: 城市化; 城市规模; 户籍约束; 经济增长; 非线性关系

中图分类号: F291.1

文献标志码: A

文章编号: 1008-2506(2014)06-0032-11

一、引言

按照经济地理学的定义, 城市化是指具有相当面积、经济活动和住户集中, 以致在私人企业和公共部门产生规模经济的连片地理区域。由于它在一定空间上集聚了更多的厂商与劳动力, 厂商因为空间集聚的正向外部性而不断扩大生产, 城市化的加速、城市规模的扩大, 似乎也与经济增长画上了等号。

诚如改革开放以来的城市化进程与经济增长的高度协同, 以城镇常住人口衡量的城市化率实现了自 1978 年 17.92% 到 2010 年 49% 的突破, 国内生产总值更以 14.69% 的速度稳步向前^①。按照沈坤荣和蒋锐(2007)^[1]的观点, 不断扩展的城市规模似乎正在有力地推动国民经济飞速发展。然而伴随着城市化过程中的交通拥挤、住房紧张等问题的显现, 国内不少学者开始效仿国外研究, 展开了中国是否存在过度城市化的讨论。事实上, 受限于户籍管制的束缚, 中国不仅存在着城市化严重低于同等收入的发展中国家的困境(万广华和朱翠萍 2010)^[2], 城市规模不足、城市内部分割同样影响着规模

■ 收稿日期: 2014-04-20

■ 基金项目: 国家社会科学基金项目(12BJJ021)

■ 作者简介: 袁凯华(1989-), 男, 山东菏泽人, 厦门大学经济学院国际贸易系博士研究生; 徐小钦(1956-), 男, 重庆沙坪坝人, 重庆大学人口、资源与环境经济管理研究中心教授。

①数据来源于历年的《中国统计年鉴》。

经济对经济增长的推动作用(陆铭等 2011)^[3]。户籍管制是否导致了低效率集聚与经济增长的负面关系值得反思。与此同时,“十八大”政府工作报告指出要“加快改革户籍制度,有序推进农业转移人口市民化”,全面推进城市化进程,进行经济结构调整。因此,立足户籍管制视角下的城市规模与经济增长的研究将不再是一个简单的经济现象探寻,更是一个关系到宏观经济发展的切实议题。对城市化与经济增长的研究也不能简单地局限于非线性关系分析,更应深刻把握现有户籍保护对二者的约束,以更好地探索如何合理利用户籍改革推动城市规模与经济增长的良性发展。

本文将在现有研究的基础上,通过门槛效应模型,研究户籍管制下城市规模与经济增长的动态发展过程,以丰富和完善城市化与经济增长的相关理论,为合理利用户籍政策推动城市化、促进经济增长提供参考。

二、文献评述及方法选择

(一) 文献回顾

1. 城市规模与经济增长的非线性

城市化推动经济增长的理论源泉最早始于外部性理论。马歇尔等新古典学派认为,城市通过集聚带来的劳动池效应、中间投入品共享效应与知识溢出效应,促进了区域范围内的规模报酬递增。此后,更多研究对城市规模与经济增长的作用形式进行了深入的定量分析。Berry(1965)^[4]通过跨国数据的因子分析,导出经济、技术、人口与教育因子,肯定了城市化与经济增长的推动作用;Baldwin 和 Martin(2004)^[5]利用模型推导,证明了规模扩大下正向外部性与集聚对经济增长的推动作用。但是,并非所有学者都对城市规模的集聚效应与经济增长的正向关系表示认可,部分学者认为规模经济的正向外部性仅仅局限于城市化的早期阶段,且取决于一定的条件。如 Williamson(1965)^[6]指出空间集聚在经济发展初期能促进经济增长,但伴随着集聚水平的提高、拥挤效应的不断显现,空间集聚与经济增长的关系可能出现逆转;Bertinelli 和 Black(2004)^[7]通过构建城市规模与经济增长的理论模型,论证了二者之间的关系主要取决于集聚效应与拥挤效应的高低;Brulhart 和 Sbergami(2009)^[8]利用交互城市化与人均收入的交互项进行分析,发现只有人均收入低于一万美元这一门槛值时,城市化才会促进经济增长。国内研究方面,张应武(2009)^[9]、肖文和王平(2011)^[10]、谢小平和王贤彬(2012)^[11]引入城市规模变量的二次项,论证了中国城市化的“库茨涅兹曲线”,即城市规模与经济增长的“倒 U 型”关系的存在。

以上文献丰富和扩展了城市规模与经济增长的关系,但忽视了中国特色的户籍管制对城市规模的约束作用,缺乏对户籍管制门槛效应的考虑,而交互项或二次项的引入同样存在主观划分以及多重共线性的偏误。

2. 户籍管制对城市发展的门槛约束

户籍管制与城市发展之间的关系亦是学者关注的焦点。一方面,Bretschger(2001)^[12]通过内生经济增长模型,论证了户籍管制下的高素质劳动人才流入对城市经济增长具有推动作用,且能减少拥挤效应;张惟英(2006)^[13]通过对拉美地区过度城市化的负面案例分析,指出控制人口流动有助于摆脱城市病的困扰。但另一方面,拥挤效应、过度城市化的担忧与当前的集聚不足现象显然相悖: Au 和 Henderson(2006a、b)^[14-15]认为受限于城市户籍管制的不断强化,中国的城市化一直滞后于工业化,多数城市未达到最优规模,中国经济正面临着户籍管制下城市规模集聚不足的难题。立足于城市化集聚的质量与规模,国内学者对户籍管制的负面作用作了进一步论证。如王春光(2006)^[16]认为,现有的户籍政策下同工不同酬的就业歧视降低了非户籍人口的教育回报率,减缓了其人力资本的积累过程,城市化的质量正在逐步走低;陈钊和陆铭(2008)^[17]、刘晓峰等(2010)^[18]则利用城市经济增长模型,分别通过户籍管制下劳动市场与公共服务的户籍歧视,考察了过度户籍管制下城市化进程受阻、非生产性损耗大量增加、城市规模经济受损的过程;还有学者指出,只有进一步深化户籍制度改革,才

能使城市化的质量得到提升^[19]。

不难发现,上述争论实际上呈现出户籍管制门槛特征:适度的户籍管制有助于城市集聚质量的提升和拥挤效应的降低;过度的户籍管制则会阻碍人口向城市流动,导致非户籍人口内卷化趋势加剧,最终阻碍城市化的进程。但是受限于数据的可得性,上述研究并未构造出户籍管制的具体指标,多依附于理论模型的论证而缺乏经验证据的有力支撑,因而无法回答何种户籍管制才能有利于当前的经济增长。

(二) 基于现有文献的思考

通过对以上文献的回顾,可以发现城市规模与经济增长存在非线性的可能,户籍管制对城市发展又存在阶段性约束。那么户籍管制是否构成了城市规模推动经济增长的瓶颈?本文认为,在目前低水平城市化阶段,城市规模与经济增长非线性的主要原因在于户籍政策:适度的户籍管制可能有助于技术水平较高的劳动力流入、集聚质量的提升、城市拥挤成本的降低,从而促进了规模经济的报酬递增;而过度的户籍管制不但会导致城市集聚不足、还存在拉低城市化质量的风险,引发规模经济的负向外部性。

同时,为了避免以往研究中交互项或二次项的引入存在多重共线的偏误及理论模型缺乏数据支撑的遗憾,本文将利用 Hansen(1999)^[20]的面板门槛模型刻画户籍约束对城市化与经济增长门槛特征:第一,构建户籍管制指标,将其约束作用纳入城市规模与经济增长分析过程之中;第二,通过内生的面板门槛模型,避免门槛划分的主观性以及无法对门槛值做出检验的不足,考察户籍约束下城市规模与经济增长的动态发展过程,为合理的户籍政策制定提供参考建议。

三、计量模型与数据变量说明

(一) 计量模型与估计

1. 计量模型

本文在 CD 生产函数基础上进行扩展,利用周一星(1995)^[21]等人关于城市化与经济增长对数关系的论述,构建一个包涵固定资产、人力资本、研发投入以及城市化在内的新的生产模型:

$$y = Ak^{\alpha_1} h^{\alpha_2} rd^{\alpha_3} urpop^{\beta_1} \quad (1)$$

在式(1)中, A 为包含制度、对外开放程度等结构变量在内的全要素生产率, k 、 h 、 rd 分别代表固定资产、人力资本、研发投入, $urpop$ 为城市规模, α_1 、 α_2 、 α_3 、 β_1 为取值在 0~1 之间的要素贡献程度,式(1)表明产出不仅受固定资产 k 、人力资本 h 、研发投入 rd 以及 A 中的制度、对外开放程度等变量的影响,城市规模也是影响经济增长的重要因素。

将式(1)进行自然对数化处理可得:

$$\ln y = \ln A + \alpha_1 \ln k + \alpha_2 \ln h + \alpha_3 \ln rd + \beta_1 \ln urpop \quad (2)$$

由于制度(ins)与对外开放($open$)都是影响经济增长的重要结构因素,本文将二者引入,并将全要素生产率 A 中的其余部分归为残差项,便可得如下基本计量模型:

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln rd_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 ins_{it} + \beta_1 \ln urpop_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 代表区域, t 代表年份, μ_i 为个体效应, ε_{it} 为服从正态分布的随机误差。式(3)为不考虑门槛效应的随机误差。

考虑到文献部分提到的户籍管制对城市规模的约束,本文根据 Hansen 模型构造以下门槛模型,以检验户籍管制对城市规模是否存在非线性约束:

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln rd_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 ins_{it} + \beta_1 \ln urpop_{it} * I(huji \leq \gamma) + \beta_2 \ln urpop_{it} * I(huji \geq \gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

与式(3)相比,式(4)仅多出了门槛变量 $huji$ 、门槛值 γ 与示性函数 I 。式(4)即为刻画户籍管制下城市规模与经济增长动态性的计量模型。

2. 计量模型估计

本文之所以采用 Hansen 门槛模型,在于其不仅可以内生的划分门槛值、避免主观臆断,还可以对门槛值的显著性做出计量检验。因此,本文对门槛模型估计介绍也着重以门槛值的划分以及门槛值的检验两步进行。以式(4)中的单门槛模型为例:

(1) 门槛值的确定

将式(4)两边进行时间平均化处理:

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln rd_{it} + \alpha_4 \overline{open_{it}} + \alpha_5 \overline{ins_{it}} + \beta_1 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(huji \leq \gamma) + \beta_2 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(huji \geq \gamma) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

利用式(4)与式(5)进行离差处理,以消除个体效应 μ_i :

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln rd_{it} + \alpha_4 \overline{open_{it}} + \alpha_5 \overline{ins_{it}} + \beta_1 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(huji \leq \gamma) + \beta_2 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(huji \geq \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

针对消除 μ_i 后的式(6)可以采取两步法策略进行估计:第一,利用 OLS 对式(6)进行一致估计,得到估计系数 $\beta_i(\gamma)$ 以及残差平方和 $SSR(\gamma)$;第二,通过 $\argmin SSR(\gamma)$ 确定门槛值 γ 。

(2) 门槛值的显著性检验

首先,针对门槛效应是否显著进行似然比检验。

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad LR(\gamma) = [SSR^* - SSR(\gamma)] / \sigma^2$$

其中, SSR^* 为 H_0 成立时的残差 σ^2 为扰动项方差的一致估计。由于 LR 统计量的非标准性, Hansen 提出使用 bootstrap 方法获取近似值,进而得到似然率(LR)检验的 P 值,依据 P 值的大小判别式(4)是否存在显著的门槛效应。

其次,当门槛效应确定存在时,需要继续对门槛值的准确性进行检验。

$$H_0: \gamma = \gamma_0 \quad LR(\gamma) = [SSR(\gamma) - SSR(\gamma_0)] / \sigma^2$$

其中 $SSR(\gamma)$ 为 H_0 成立时的残差 σ^2 为扰动项方差的一致估计。该统计量也是非标准的,但 Hansen 推算出其累积分布函数,根据 $LR \leq c(\alpha) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ (α 为显著水平)判别原假设是否成立。

类似地,也可以考虑双门槛值的面板回归模型。此时,式(4)被改写为:

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln rd_{it} + \alpha_4 \overline{open_{it}} + \alpha_5 \overline{ins_{it}} + \beta_1 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(huji \leq \gamma_1) + \beta_2 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(\gamma_2 \leq huji \leq \gamma_3) + \beta_3 \overline{\ln urpop_{it}^*} I(\gamma_3 \leq huji) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其估计方法与单一门槛大体类似,只是根据逐步搜索的方法确定门槛值的取值:首先依据 $\argmin SSR_1(\gamma)$ 确定 γ^* ,通过固定 γ^* 计算出的 $\argmin SSR_2(\gamma, \gamma^*)$ 确定 γ_2 ,继而固定 γ_2 计算 $\argmin SSR_3(\gamma, \gamma_2)$ 以确定 γ_1 。同时,根据相应的扰动方差的一致项与样本残差,对门槛效应做出检验。

(二) 数据来源与变量说明

本文的样本选择主要受限于户籍管制的衡量。截至目前,仅有以下研究提出了户籍管制指标的构造:何英华(2004)^[22]通过两步法与工具变量估计户籍管制的操作较为可行,但却只能估计某个时点的户籍管制程度;利用城市新增移动电话数量替代流动人口数据缺失,邓可斌和丁菊红(2011)^[23]通过新增电话数量与总人口的比率进行测量的做法,同样存在一人多机或一人多号的情形下带来重复观测的偏误。根据何英华与邓可斌等人关于户籍管制的论述,户籍管制主要是指区域对愿意获得户籍人口的排斥力度。遵循这一原则,容易想到“半城市化”人口(王春光 2006)^[24],即城市人口中的非户籍群体——这部分群体已经定居在城市之中,依靠非农业作为收入来源,而升学、参军、土地征用及购房入户的管理制度将其长期排斥在城市户籍人口之外(邓曲恒 2007)^[25]。同时,由于城市化作为人类社会不断发展提升的标志,城市取代乡村将是一种必然趋势,区域常住人口将是愿意获得户籍人口的理想替代指标。

基于以上认识,本文采用“半城市化”人口与区域人口的比值,进行户籍管制程度的衡量。由于 2007 年之前的相关统计年鉴缺失,本文利用《中国农村全面建设小康检测报告 2008》进行城市非户籍

人口规模的推算。而《中国农村全面建设小康检测报告 2008》仅仅汇报了省际层面的数据,因此,本文最终将样本选择为 2000 年~2010 年除去港澳台外的 31 个省市。数据来源为《中国农村全面建设小康检测报告 2008》《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》以及 Cnki 统计数据库。

同时,除户籍管制变量(huji)的解释如上外,本文将其他变量定义如下:(1)产出水平(y)参照以往有关经济增长的文献,利用国内生产总值进行产出指标的衡量(单位:亿元);(2)城市规模(urpop)按照发展经济学的观点,城市化一般以人口迁移为载体,以农业生产向非农领域转变为标志。因此,本文采用城镇常住人口的规模进行衡量(单位:万人);(3)固定资产投资(k)采用每年社会固定资产投资总额替代(单位:亿元);(4)人力资本(h)参照杨俊等(2007)^[26]的人力资本分层处理: $H = \sum_{i=1}^2 HE_i e^{\phi_i h_i} + HE_i e^{\phi_3 h_3}$,其中 $i=1, 2, 3$ 分别表示初中、高中和大专以上, HE_i 为对应的各学历人口总量, h_i 为受教育年限, ϕ_i 为不同层次的回报率,按受教育层次的高低依次取 0.18、0.134、0.151(单位:年);(5)研发投入(rd)利用每万人中的国内专利年度申请授权量进行衡量(单位:件);(6)开放度(open)利用进出口总额与区域国内生产总值的比例衡量(单位:百分比);(7)制度(ins)按照产权核心位置的观点,产权变迁主要表现为非国有化与经济市场化,本文利用规模以上非国有企业工业产值与全社会工业产业比例进行衡量(单位:百分比)。

表 1 各变量的描述性统计

变量	均值	标准误	最小值	最大值	观测值个数
lnurpop	7.19	0.94	3.91	8.84	N = 341
huji	0.12	0.07	-0.05	0.35	N = 341
lny	9.56	0.7	7.92	11.28	N = 341
lnk	8.8	0.83	6.97	10.81	N = 341
lnh	2.06	0.16	1.23	2.41	N = 341
lnrd	8.03	1.62	1.95	11.84	N = 341
open	0.32	0.41	0.04	1.72	N = 341
ins	0.5	0.2	0.11	0.89	N = 341

四、实证分析

(一) 城市规模、户籍管制与经济增长的普通面板回归

由于面板数据的估计方法一般分为混合最小二乘法、固定效应和随机效应法,本文在通过 BP 检验和 Hausman 检验之后进行模型筛选。同时考虑到时间跨度稍长可能带来的异方差与组内、组间相关困扰,需对残差进行 Wald 异方差和 Woodridge 自相关检验。根据模型的筛选结果,本文采用 Driscoll 和 Kraay(1998)^[27]提供的 Xtscc 命令对固定效应进行纠正,利用 Fgls(可行性广义最小二乘法)进行随机效应处理。

考虑到面板数据包含了相关的时间维度,为避免伪回归,面板计量模型在回归之前同样需要相应的平稳性检验。本文选用 Phillips - Perron 进行单位根检验,结果如表 2 所示,从中可以看出,所有变量均为一阶单整。

由于各变量均为一阶单整,因此有必要检验其是否存在长期关系。本文利用 Eviews8.0 进行 Kao 面板协整检验,结果发现数据之间存在长期稳定关系,可以进行面板回归(见表 3)。

表 2 基于 Phillips-Perron 的单位根检验结果

变量	原序列	差分后的序列
lny	162.5	168.9 ***
lnk	122.7	91.6 ***
lnh	112.4	255.8 ***
lnrd	53.9	150.7 ***
lnurpop	91.4	140.4 ***
open	63.4	218.3 ***
ins	133.2	242.7 ***

说明: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 与 1% 的水平下显著,下表同。

在变量之间存在长期协整关系验证的基础上,本文将相关数据代入式(3),并逐步加入城市规模变量的高次项、城市规模与户籍管制的交互项,以检验户籍管制、城市规模与经济增长之间的关系,具体结果如表4所示。

表3 基于Kao面板协整检验的结果

	t - Statistic	Prob.
ADF	-6.049 049	0.000 0***
残差变量	0.002 698	
HAC 变量	0.003 158	

表4 城市规模、经济增长与户籍管制的普通面板回归

	(1) lny	(2) lny	(3) lny	(4) lny
lnk	0.541*** (0.0178)	0.549*** (0.0184)	0.547*** (0.0192)	0.542*** (0.0174)
lnh	0.941*** (0.152)	0.856*** (0.159)	0.872*** (0.164)	0.838*** (0.150)
lnrd	0.0253*** (0.00630)	0.0232*** (0.00639)	0.0243*** (0.00701)	0.0242*** (0.00616)
open	0.129*** (0.0480)	0.143*** (0.0485)	0.140*** (0.0493)	0.0849* (0.0480)
ins	0.202** (0.0899)	0.236** (0.0915)	0.231** (0.0927)	0.249*** (0.0885)
lnurpop	0.563*** (0.0797)	1.114*** (0.313)	0.582 (1.422)	0.740*** (0.0892)
(lnurpop) ²		-0.0380* (0.0209)	0.0424 (0.211)	
(lnurpop) ³			-0.00396 (0.0103)	
(lnurpop) * huji				-0.110*** (0.0272)
_cons	-1.538*** (0.504)	-3.407*** (1.145)	-2.288 (3.135)	-2.504*** (0.547)
Hausman	0.0000	0.0000	0.0012	0.0000
Model	FE	FE	FE	FE
Wald test	0.0001	0.0000	0.0251	0.0107
Wooldrige test	0.0003	0.0000	0.0002	0.0016
N	341	341	341	341
R ²	0.975	0.975	0.975	0.976

说明:统计系数下方为标准误差;FE代表固定效应。下表同。

模型(1)显示了在控制固定资产、人力资本、研发投入、开放度以及制度变量后,在1%水平上通过显著性检验的统计系数0.563表明,城市规模对经济增长有着显著的正向作用。为了进一步检验城市规模与经济增长之间的关系,将城市规模的高次项逐步引入,结果显示:模型(2)中 $(\lnurpop)^2$ 的引入未带来其他变量显著性的改变,而在10%水平显著的负向系数表明城市规模与经济增长存在非线性;但当 $(\lnurpop)^3$ 引入模型(3)后,无论是城市规模变量的三次项还是低次项,都将失去统计意义;对比模型(2)与模型(3)可以发现,城市规模与经济增长存在“倒U型”关系,当城市规模超过14.657^①这一临界值时,城市化与经济增长将呈现负向关系。进一步,在模型(1)的基础上引入城市规模与户籍管制的交互项,检验户籍管制的门槛约束作用,可得:模型(4)中,城市规模lnurpop的统计系数依旧显著为正,但交互项 $(\lnurpop) * huji$ 在1%水平上显著的负向系数表明,户籍管制下的城市

①该数据利用对称轴的性质推断而得。

规模已经构成了城市化的瓶颈;根据模型(4)的数理含义可以推出户籍管制的门槛值为6.727^①,只有户籍管制低于这一门槛值时,城市规模的正向外外部性才会显现。同时,由于表4中的固定资产、人力资本、研发投入、开放度与制度等控制变量,无论是在显著性还是统计系数上都无太大改变,符合预期,本文不再对其过度论述。

模型(2)与模型(4)似乎揭示了城市规模与经济增长的非线性关系,但高次项、交互项的引入使得统计系数面临严重共线性的偏误:根据数理意义,只有城市规模超过14.657或户籍管制高于6.727时,城市化与经济增长才会出现非线性关系,而通过表1的变量描述可以发现,中国城市规模、户籍管制远未达到这一水平,城市规模与户籍管制都需继续强化、扩大,这显然不能证明中国城市规模与经济增长的非线性关系,有悖于模型设定的初衷,更不能刻画户籍约束下城市规模与经济增长的动态发展过程。因此,本文有必要引入Hansen门槛模型进行纠正。

(二) 户籍约束的门槛模型检验

根据文献以及普通面板回归验证的户籍管制约约束作用,本文将作为门槛变量带入式(4),利用Stata12.1编写的相关程序,进行内生性门槛回归检验。

1. 门槛检验结果

表5 户籍管制的门槛显著性检验结果

模型	F 值	门槛估计值	BS 次数	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
单一门槛	20.164 **	0.126	400	22.551	14.67	9.461
双重门槛	20.418 ***	[0.067 0.131]	400	18.857	10.238	8.244
三重门槛	7.4	[0.067 0.106 0.131]	400	22.506	10.483	8.023

在反复自抽样400次的情况下,本文得出了Wald检验的统计量及相关显著性。结果如表5所示:单门槛与双门槛分别在5%与1%上通过了显著性检验,三重门槛模型因自身F统计量过低失去了统计意义,选用单门槛或双门槛模型比较合理。进一步,利用似然比函数图进行判别:如图1的左图显示,当第一个门槛值在0.067左右确定时,似然比函数在0.131左右出现了明显的断裂下陷;而当本文将第一个门槛值固定后,如图1中的右图所示,整个似然比函数将不再出现大幅的突变下陷趋势;因此,本文采用双门槛模型进行分析。

2. 门槛回归检验

为了避免普通面板回归的不足,进一步刻画户籍管制与城市规模及经济增长的动态约束,本文利用反复自抽样确定好的门槛值与门槛个数进行回归分析,通过Hausman检验选择相应的模型形式,最终的门槛回归方程如表6所示。

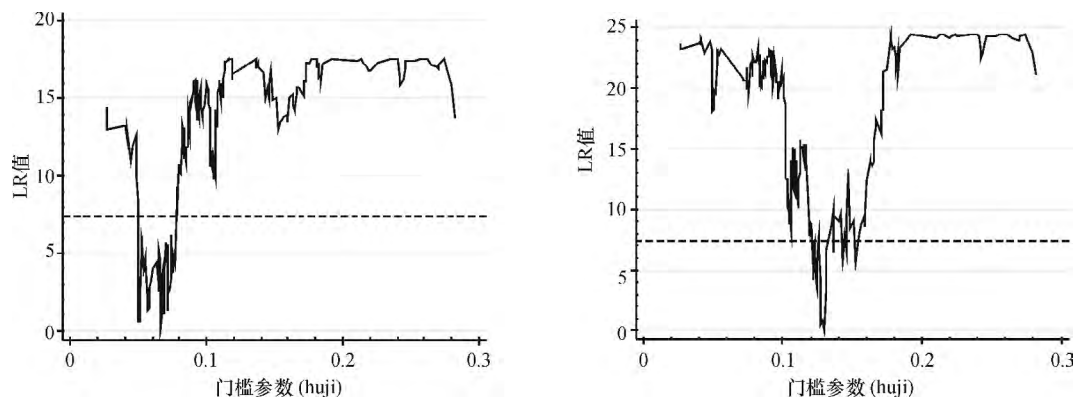


图1 双门槛下的似然比函数分布图

^①由于模型(4)可以表示为 $\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln h_{it} + \alpha_3 \ln r_{it} + \alpha_4 \ln open_{it} + \alpha_5 \ln ins_{it} + \beta_1 \ln urpop_{it} + \beta_2 (\ln urpop_{it}) * huji + \mu_i + \varepsilon_{it}$,对城市规模求偏导 $\partial \ln y_{it} / \partial \ln urpop_{it} = \beta_1 + \beta_2 huji = 0 \Rightarrow huji = -\beta_1 / \beta_2$,可以得出户籍管制的门槛值为6.727。

与表4中的普通面板回归相比,固定资产、人力资本、研发投入、开放度以及制度因素等变量,无论是在统计系数还是显著性上并无表现太大差别,这一结果不仅符合预期,同时也说明了本文采用的计量模型具有较高的稳健性。由于控制变量并非本文关注的重点,下面主要对核心解释变量城市规模的阶段性波动进行一一分析。

(1) 第一阶段

当户籍管制低于0.067时,户籍管制较为弱化,城市人口中的非户籍群体可以较为容易地实现向户籍群体的过渡。在此阶段,由于户籍管制对于人力资本的筛选作用不够明显,可能导致较低技能的群体大量流向城市。这不仅有损于城市化的集聚质量,还可能加重城市的拥挤成本。因此,当户籍管制较为弱化时,城市规模对经济增长的统计系数虽然为0.136,且在1%水平上显著,但与第二阶段的城市规模统计系数相比,城市规模的贡献力度因松散的户籍管制受到一定程度的损失,户籍管制政策有待强化。

(2) 第二阶段

当户籍管制介于0.067~0.131之间,户籍管制程度适中,非户籍群体实现户籍转变面临的难度提高,需要更高的技能水平才能实现户籍的转变。在此阶段,户籍管制对人力资本的筛选作用增强,较高技能的群体才能拥有城市户籍、取得城市居民待遇,而无法获得户籍的低技能群体因非户籍歧视而面临着返乡或提高技能以取得城市户籍的选择。这不仅提高了户籍管制的质量,还可以降低因户籍门槛过低、农村人口大量涌入城市的拥挤效应。因此,当户籍管制进入适中阶段时,城市规模对经济增长的效用将实现由0.136向0.754的突变,与其他两个阶段相比,城市规模进入贡献力度最大阶段,户籍管制对规模经济的促进到达最优。

(3) 第三阶段

当户籍管制高于0.131时,户籍管制继续强化,非户籍群体面临的户籍转变门槛最高。由于户籍管制过于严厉,依靠自身技能提高实现户籍转变的可能性更低,而在户籍管制与劳动就业、公共服务挂钩的前提下,严厉的户籍管制将导致两种情形:一是非户籍人员因无法享受城市户籍待遇而流入户籍管制程度相对较弱地区,严厉户籍管制将导致人口流失带来的集聚不足、规模受损;二是继续留在户籍管制严厉地区的群体无法获得户籍,会遭受户籍歧视,他们将不再提高自身技能,在逐步“内卷化”的同时,将加重城市拥挤效应。因此,当户籍管制进入最为严厉阶段,城市规模遭受着集聚不足与质量下降的双重损失时,-0.0111的统计系数表明城市规模对经济增长将会产生显著的阻碍作用,城市规模由正向到负向转变,此阶段的户籍管制应逐步降低。

以上三个阶段刻画了户籍约束下规模经济的动态变化过程,使得本文提出的户籍约束下城市规模与经济增长的非线性构想得到了基本验证。但由于省市间的户籍管制存在巨大差异,需要针对具体样本进行分析,以得出更有针对性的结论。

3. 对门槛模型的进一步分析

表6 户籍管制条件下的双门槛估计结果

	lny
lnk	0.539*** (0.0173)
lnh	0.762*** (0.147)
lnrd	0.0205*** (0.00603)
open	0.114** (0.0454)
ins	0.198** (0.0854)
lnurpop* $I(huji \leq 0.067)$	0.136*** (0.00308)
lnurpop* $I(0.067 \leq huji \leq 0.131)$	0.754*** (0.0829)
lnurpop* $I(0.131 \leq huji)$	-0.0111*** (0.00238)
_cons	-2.470*** (0.505)
Hausman	0.0000
Wald test	0.0006
Wooldrige test	0.0014
Model	FE
N	341
R ²	0.991

表7 各年份观测样本所处阶段

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
第一阶段	7	5	5	5	5	5	4	5	4	4	2
第二阶段	16	18	19	19	17	16	16	15	15	13	12
第三阶段	8	8	7	7	9	10	11	11	12	14	17

通过表7可以看出,随着时间的推移,落在第一、二阶段的样本数不断减少,而第三阶段的样本则呈现逐步递增趋势。随着国内户籍管制的逐步强化,不断强化的户籍管制使更多省份走向了第三阶段,即规模不经济时期。适度放松户籍管制,提高集聚质量与城市规模,将是第三阶段的省份在城市化过程中必须做出的努力。而在户籍管制趋势基本确定前提下,本文利用2010年的相关数据分析当前各省份户籍管制所处的具体阶段。通过户籍管制的空间分布图发现:

(1) 户籍管制下的集聚不足导致了当前的规模不经济

长期以来,国内针对是否存在过度集聚的考察主要集中于城市规模,而忽视了户籍管制对规模经济的影响。正如图2所示,城市规模排名第二、第三的山东、江苏仍处于城市化正向拉动经济增长的阶段,而城市规模排序相对较为落后的内蒙、青海却因过于严苛的户籍管制而进入了规模不经济阶段。城市规模并不因人口过多而进入规模不经济阶段,而是由于户籍约束下的集聚不足。与Au和Henderson(2005 a、b)的结论类似,当前中国城市化的主要任务是加速城市化发展,减少户籍约束对城市化的阻碍。

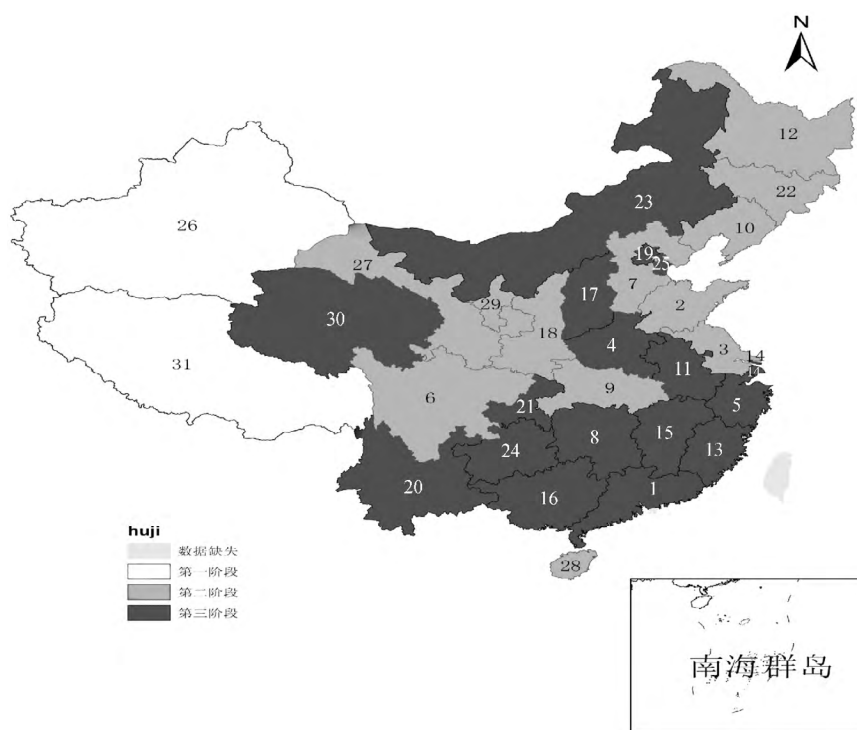


图2 2010年中国大陆31个省市户籍管制的空间分布示意图

说明: 地图上的标注数字代表各省市城市人口规模在全国的排序。

(2) 加速城市化同时也应合理利用户籍管制政策

户籍管制不能一味否定,合理的户籍政策亦是推动规模经济的重要因素。与户籍管制过严进入规模报酬递减阶段的省市相比,截止2010年,新疆、西藏等偏远地区仍处于户籍管制较弱、城市规模对经济增长回报率较低的阶段。而造成这一问题的原因在于,新疆、西藏环境相对恶劣,经济发展相对滞后,城市化进程长期依靠行政规划进行推动,这就存在行政命令下重数量、轻质量,低技能人才大量涌入城市的隐患(李春华等,2003)^[28]。因此,在加速城市化的过程中,新疆、西藏应该适度提高户籍管制门槛,提升集聚质量。而对于进入第三阶段的省份,如北京、天津、广东等发达地区应合理减轻户籍管制程度,避免过于严厉户籍管制下的非户籍人口“内卷化”和城市化质量降低;而西部户籍管制严厉地区则主要应该防止严厉户籍管制带来的集聚不足。同时,江苏、山东等进入第二阶段的省份,应继续保持户籍管制程度,防止过严或弱化倾向。

五、结论与建议

本文在已有文献的基础上提出户籍约束下城市规模与经济增长非线性的构想,利用2000年~2010年城市规模与经济增长的相关数据,构建门槛回归模型,以户籍管制作为门槛变量,实证分析了户籍管制下规模经济的阶段性特征。研究表明:

1. 门槛回归弥补了传统回归无法准确搜寻门槛值的不足,通过内生双门槛模型将样本划分为三

个动态发展阶段,验证了户籍管制约束下城市规模与经济增长的非线性构想:当户籍管制低于第一个门槛值 0.067 时,门槛较低的户籍管制不能阻止低技能人才涌入城市带来拥挤效应,城市规模对经济增长的贡献虽然为正,但力度较弱;当户籍管制处于 0.067~0.131 之间时,户籍管制能有效地过滤低技能的人力资本,又能避免拥挤效应,城市规模对经济的贡献力度最大;当户籍管制高于第二个门槛值 0.131 时,过高的户籍门槛使不能享受户籍待遇的外来人员外移,会造成城市规模不足或出现逐步内卷化、降低集聚质量等问题。

2. 结合观测样本在这三个阶段的时空分布特征,本文进一步发现,导致规模不经济的因素并非城市规模过大,而是严厉户籍管制下的集聚不足。当前仍要进一步加快城市化进程,提高集聚规模。同时,在城市化过程中,也必须合理利用户籍管制政策,既要提升集聚质量,防止低技能人才大量涌入,又要避免户籍过于严厉导致的集聚不足。

综上,提出以下建议:第一,户籍管制是导致城市规模与经济增长非线性的重要原因,要遵循中共“十八大”提出的城市化发展战略,加快户籍制度改革,加快城市化进程,引导“农村人口合理市民化”,提升集聚规模。第二,户籍管制要坚持适度原则,在城市化进程中,各省市需要根据自己所处的阶段制定合理的户籍政策。具体而言,第一阶段的新疆、西藏等地应提高户籍管制力度,第二阶段的山东、江苏等地应继续保持户籍管制力度,防止管制走强或变弱,而第三阶段的京津沪渝等地则必须降低户籍管制力度,以最大限度的通过户籍管制促进城市规模与经济增长的良性发展。

当然,本文还存在一定的不足之处。受限于数据来源,本文的观测样本只能局限于省级单位,样本范围较小,代表性较弱。伴随统计工作的发展,后续研究应该关注如何利用城市数据进行户籍管制的分析,以提供更加切实可行的政策建议。

参考文献

- [1]沈坤荣,蒋锐.中国城市化对经济增长影响机制的实证研究[J].统计研究,2007(6):9-15.
- [2]万广华,朱翠萍.中国城市化面临的问题与思考:文献综述[J].世界经济文汇,2010(6):106-116.
- [3]陆铭,向宽虎,陈钊.中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论[J].世界经济,2011(6):3-25.
- [4]BERRY B J L. Relationships between regional economic development and the urban system[J]. Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie, 1969, 60(5): 283-307.
- [5]BALDWIN R E, MARTIN P. Agglomeration and regional growth[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004, 4: 2671-2711.
- [6]WILLIAMSON J G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns[J]. Economic Development and Cultural Change, 1965, 13(4): 1-84.
- [7]BERTINELLI L, BLACK D. Urbanization and growth[J]. Journal of Urban Economics, 2004, 56(1): 80-96.
- [8]BRÜLHART M, SBERGAMI F. Agglomeration and growth: cross-country evidence[J]. Journal of Urban Economics, 2009, 65(1): 48-63.
- [9]张应武. 基于经济增长视角的中国最优城市规模实证研究[J]. 上海经济研究, 2009(5): 31-38.
- [10]肖文,王平. 外部性,城市规模与城市增长——对长三角地区 16 个城市的分析[J]. 浙江学刊, 2011(4): 167-173.
- [11]谢小平,王贤彬. 城市规模分布演进与经济增长[J]. 南方经济, 2012(6): 58-73.
- [12]BRETSCHGER L. Labor supply, migration, and long-term development[J]. Open Economies Review, 2001, 12(1): 5-27.
- [13]张惟英. 拉美过度城市化的教训与北京人口调控[J]. 人口研究, 2006(4): 84-89.
- [14]AU C C, HENDERSON J V. Are Chinese cities too small? [J]. The Review of Economic Studies, 2006a, 73(3): 549-576.
- [15]AU C C, HENDERSON J V. How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2006b, 80(2): 350-388.
- [16]王春光. 农村流动人口的“半城市化”问题研究[J]. 社会学研究, 2006(5): 107-122.
- [17]陈钊,陆铭. 从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学[J]. 经济研究, 2008(1): 21-32.
- [18]刘晓峰,陈钊,陆铭. 社会融合与经济增长:城市化和城市发展的内生政策变迁[J]. 世界经济, 2010(6): 60-80.
- [19]胡雪. 户籍制度改革与农业转移人口市民化路径[J]. 长沙理工大学学报:社会科学版, 2014(2): 95-99.
- [20]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [21]周一星. 城市地理学[M]. 北京:商务印书馆, 1995: 88-95.
- [22]何英华. 户籍制度宽松程度的一个衡量[J]. 经济学(季刊), 2004(51): 99-124.
- [23]邓可斌,丁菊红. 户籍管制、经济增长与地区差距[J]. 制度经济研究, 2010(1): 44-67.
- [24]王春光. 农村流动人口的“半城市化”问题研究[J]. 社会学研究, 2006(5): 107-122, 244.

- [25]邓曲恒. 中国的永久移民[J]. 经济研究, 2007, 42(4): 137-148.
- [26]杨俊, 胡玮, 张宗益. 国内外 R&D 溢出与技术创新: 对人力资本门槛的检验[J]. 中国软科学, 2009(4): 32-41.
- [27]DRISCOLL J C, A C KRAAY. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of Economics and Statistics, 1998(4): 549-560.
- [28]李春华, 张小雷, 王薇. 新疆城市化过程特征与评价[J]. 干旱区地理, 2003, 26(4): 396-401.

(责任编辑: 胡慧河)

Research on the Nonlinear Relation of City Scale and Economic Growth under the Constraint of Urban Household Registration

YUAN Kai-hua¹, XU Xiao-qin²

(1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005;

2. Research Center for Resource and Environmental Economy Management, Chongqing 400044, China)

Abstract: Using 31 provinces' relevant data of city scale and economic growth from 2000 to 2010, this paper builds a threshold regression model to investigate the dynamic development process of urban household size and economic growth. It finds that: household control does constitute a bottleneck for the development of city scale, and too-high household control leads to the negative correlation of city size with economic growth, while too-low household control cannot maximize the driving role of city size in economic growth. The further integration of spatial and temporal characteristics of the sample distribution shows that it is the household constraint rather than the excessive urbanization that has led to the low efficiency of urban-scale gathering stage. The nonlinear relation between city size and economic growth should accelerate the process of urbanization through household registration reforms, and reasonable household regulatory policies should be developed to prevent the adverse effect of too-low or too-high household control on economic growth.

Key words: urbanization; city size; household constraint; economic growth; nonlinear relation

(上接第 31 页)

Economic Growth, Urbanization and CO₂ Emissions

XU Shi-chun, LONG Ru-yin

(School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China)

Abstract: Using the provincial panel data of China from 1995 to 2011, and from the perspective of the whole country and different regions, this paper studies the impact of economic growth and urbanization on carbon dioxide emissions, and concludes that the relationship between emissions and urbanization is different among the regions. In the eastern region, carbon dioxide emissions increase monotonically with urbanization, while in the other regions, there exists an inverted U-curve-shaped relationship between carbon dioxide emissions and urbanization. Due to the current urbanization levels that are beyond the inflection point, urbanization will not promote carbon dioxide emissions for the central and western regions. In the whole country and different regions, there exists a U-curve-shaped relationship between economic growth and carbon dioxide emissions, but the turning point is very low, so for China, economic growth will promote carbon dioxide emissions. Economic growth, population size and industrialization are the main factors to promote carbon dioxide emissions, whereas energy use efficiency is the main factor to inhibit carbon dioxide emissions.

Key words: urbanization; economic growth; carbon dioxide emissions; STIRPAT model; panel data