

市场潜力、政府干预与人口城市化

韩峰 王业强

【摘要】文章在新经济地理理论框架下构建理论和计量模型，采用系统GMM方法探讨了2003~2014年中国283个地级及以上城市国际、国内市场潜力及政府干预对人口城市化的影响。结果显示，国际市场潜力均显著推进了人口城市化，而政府的过度干预削弱了市场潜力的人口城市化效应；国内市场潜力对城市化的作用由东向西依次递减，而国际市场潜力的作用效果东部地区最大，西部次之，中部最小。政府干预对城市化进程中内外市场潜力的抑制作用由东向西依次递增。其中，政府干预显著削弱了全国及中、西部地区国内外市场潜力的人口城市化效应，但未对东部地区市场潜力产生明显影响。国际市场和国内市场对城市化的影响在整体上存在替代性，但从不同地区来看，国际市场和国内市场在东部地区表现为互补性，在中部地区表现为替代性，而在西部地区却未产生明显的交互影响。

【关键词】国内市场潜力 国际市场潜力 政府干预 人口城市化

【作者】韩峰 南京审计大学政治与经济研究院，讲师；王业强 中国社会科学院城市发展与环境研究所，研究员。

一、引言

目前，中国人口城镇化水平依然偏低。2015年中国城镇化率为56.1%，而按户籍人口计算仅为39.9%，明显低于发达国家80%和同等发展阶段国家平均60%左右的城镇化水平^①。中国人口城市化滞后的原因可能与城市的集聚效应密切相关（王小鲁，2010）。新经济地理理论将城市集聚效应归因于市场扩大带来的本地市场效应和价格指数效应（Krugman, 1991; Head等, 2004）。拥有较大市场潜力的城市更易于吸引厂商集聚，更多厂商集聚不仅带来就业规模扩张，而且增加了当地商品的种类和数量，从而吸引人口不

* 本文为国家自然科学基金项目“适宜性产业集聚视角下的人口城镇化空间推进机制研究”（编号：71603124）的阶段性成果。

① 中新网：《发改委：2015年城镇化率达56.1%市民化进程较慢》(http://news.xinhuanet.com/info/tgg/2016-01/29/c_135057503.htm)。

断流向城市、推进城市化,而人口集聚和城市化反过来又扩大了市场潜力和城市集聚效应。市场潜力使产业集聚和人口转移形成循环累积机制,从而使产业和人口长期锁定在城市区域(Crozet, 2004; 范剑勇、张雁, 2009)。从这个意义上说,推进以人为核心的新型城镇化,关键在于充分发挥城市市场潜力的人口集聚效应。

中国城市化进程的快速推进除受到市场潜力影响外,还与政府的行政干预密切相关。新经济地理理论强调的经济集聚是以市场机制为导向,即企业和人口在最大化条件下自发集聚,但在中国城镇化进程受行政力量普遍干预情况下,一些地区却推行了与市场条件不相适宜的产业发展策略和产业集聚模式,如盲目跟进中央的产业发展模式(吴意云、朱希伟, 2015)、重工化与资本密集型产业发展战略(陆铭、欧海军, 2011; 陈斌开、林毅夫, 2013)、产业发展中的地方保护策略(徐保昌、谢建国, 2016)、竞次式补贴导致的“企业扎堆”式集聚行为(李晓萍等, 2015)等。由于地方政府过度干预,城市发展和产业集聚将无法充分体现市场潜力的要求,导致人口城市化滞后于工业化、大量人口跨区域无序流动,阻碍人口城市化的有效推进和协调发展。因此,正确评估并处理好政府和市场的关系对于新型城镇化顺利推进至关重要。为此,党的十八届三中全会和2016年《政府工作报告》均强调,要使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用。可见,最大限度发挥市场潜力对人口城市化的提升效应,需要对地方政府过度干预行为进行纠偏,同时充分发挥市场的决定性作用。那么,在中国推进以人为核心的城镇化进程中,政府干预是否严重影响了市场潜力的作用效果?这一影响效果在不同地区是否存在差异?

目前多数新经济地理文献主要集中于市场潜力对制造业集聚、劳动生产率及地区经济增长影响机制的研究(Krugman, 1991; Head等, 2004; 范剑勇、张雁, 2009),直接探讨市场潜力与人口迁移、进而人口城市化关系的理论与实证研究尚在少数,而从政府干预视角探讨市场潜力的人口城市化效应的研究更为鲜见。本文将基于新经济地理理论构建检验模型,利用中国地级及以上城市面板数据,探讨市场潜力及政府干预对人口城市化的综合影响,以期探寻借助市场潜力和政府适度干预共同推进人口城市化的可行路径。

二、模型设定与数据说明

(一) 计量模型设定

本文在新经济地理理论基础上构建计量模型。假设代表性城市中仅拥有制造业和服务业两个部门。其中制造业产品运输成本为冰山成本,不仅能够进行国际贸易,而且能够在国内区域间流通;服务业产品的运输成本为零,且仅为当地服务。劳动力为制造业产品生产的唯一投入要素,生产函数为 $q=\alpha l$,其中 q 为城市中代表性厂商产量, l 是厂商劳动投入量, α 为生产效率; σ 为任意两种不同产品替代弹性且 $\sigma>1$ 。根据 Hoyt (1954)的研究,城市服务部门就业与总就业之间存在稳定的比例关系,令 $L_s=\kappa L_T$,其中 $0<\kappa<1$, L_s 为服务部门就业, L_T 为城市总就业。城市就业在城市化进程中扮演着重要角

色,城市总就业可表示为:

$$L_{T,i} = \frac{\sigma}{(1-\kappa)(\sigma-1)} N_i w_i^{-\sigma} M P_i A_i^\zeta \quad (1)$$

其中, $M P_i$ 为城市 i 的市场潜力,反映了城市 i 面临的内外市场需求规模; w_i 为劳动工资水平; N_i 为城市 i 制造业产品的种类; A_i 为城市 i 的劳动生产率。根据 Coase 等(2012)、吕朝凤和朱丹丹(2016)的研究,市场化改革作为一种制度安排,有助于增进市场交易、提高生产效率,促进社会生产发展。然而,政府对城市产业集聚和经济发展的过度干预使资源配置出现扭曲,经济集聚应有的效率随之降低(师博、沈坤荣,2013)。一般而言,政府干预主要通过以下途径作用于城市劳动生产率:(1)政府对经济的适度干预有助于化解市场失灵,提高劳动生产率水平;(2)在政绩考核体制和税收最大化的激励之下,政府盲目推行的重工业优先发展和资本偏向型发展战略使产业发展脱离比较优势,降低了企业自生能力和生产效率(林毅夫、陈斌开,2013);(3)中国式分权改革带来的地方保护和市场分割,降低了经济发展中规模经济效应,不利于城市劳动生产率的有效提升(陈敏等,2007;徐保昌、谢建国,2016);(4)地方政府围绕招商引资而展开的“竞次式”补贴性竞争行为削弱了产业及企业间的内在联系和协同发展,不利于经济集聚效应的有效发挥(李晓萍等,2015)。可见,在中国,多数地区的城市发展和城市化受到了政府干预的影响。本文假设城市劳动生产率是政府干预程度的函数。即:

$$A_i = A_0 (GOV)^\gamma \quad (2)$$

其中, A_0 为常数; γ 为政府干预对城市劳动生产率的影响弹性,其值取决于政府对经济发展的干预程度,即当地方政府对城市化采取适当干预行为时, $\gamma > 0$;当对城市化进程实施了过度干预行为时, $\gamma < 0$ 。 GOV 表示政府干预程度。结合式(1)和式(2),可得到市场潜力和政府干预综合影响下的城市总就业决定方程:

$$L_{T,i} = \frac{\sigma A_0^\zeta}{(1-\kappa)(\sigma-1)} N_i w_i^{-\sigma} M P_i (GOV)_i^{\zeta\gamma} \quad (3)$$

式(3)显示,城市总就业决定于该城市的市场潜力、政府干预程度、产品多样化水平及工资水平。根据 Hoyt(1954)的研究,总就业与城市非农人口之间也具有稳定的比例关系,则 $P_{NA}=gL_T$, 其中 $g>1$, P_{NA} 为城市非农人口。由此,人口城市化(*Urban*)可表示为:

$$Urban_i = \frac{P_{NA,i}}{P_{T,i}} = \frac{gL_{T,i}}{P_{T,i}} = \Phi_0 \left(\frac{N_i}{P_{T,i}} \right) w_i^{-\sigma} M P_i (GOV)_i^{\zeta\gamma} \quad (4)$$

其中, P_T 为城市中包含非农业人口在内的总人口, $\Phi_0=A_0^\zeta g\sigma/(1-\kappa)(\sigma-1)$, $N_i/P_{T,i}$ 为城市人均商品种类数,反映了城市居民获得多样化产品的能力。式(4)显示城市化是人均商品种类数($DIV=N_i/P_{T,i}$)、工资水平、市场潜力和政府干预程度的函数。伴随中国城市化进程不断推进,国内市场与国际市场均发挥了重要作用。为体现内外市场对城市化

的作用差异,本文同时将国内市场潜力(*DMP*)和国际市场潜力(*FMP*)引入计量模型。由于城市化进程中政府干预可通过影响国际、国内市场潜力进而作用于人口城市化,且国际、国内市场也可能存在联动效应,本文在式(4)的基础上加入政府干预与国际、国内市场潜力交叉项,以及国际与国内市场潜力交叉项,以控制可能存在的交互影响。此外,已被多数文献证实的影响城市化的重要变量还包括城市交通状况(*TRA*)、人力资本(*EDU*)和环境质量(*ENV*)等。采用对数模型,计量方程可写为:

$$\begin{aligned} \ln Urban_i = & \theta_0 + \theta_1 \ln DIV_i + \theta_2 \ln w_i + \theta_3 \ln DMP_i + \theta_4 \ln FMP_i + \theta_5 \ln GOV_i \\ & + \theta_6 \ln EDU_i + \rho_1 \ln GOV_i \times \ln DMP_i + \rho_2 \ln GOV_i \times \ln FMP_i \\ & + \rho_3 \ln DMP_i \times \ln FMP_i + \theta_7 \ln EDU_i + \theta_8 \ln TRA_i + \theta_9 \ln ENV_i + \xi_i \end{aligned} \quad (5)$$

其中, θ 与 ρ 均为待估参数; ξ_i 为随机误差项。

(二) 指标测算与数据说明

本文选取 2003~2014 年 283 个地级及以上城市的面板数据进行实证分析。由于中卫市、陇南市在 2004 年、三沙市在 2012 年设为地级市,拉萨市的数据在 2010 年之前基本是缺失的,巢湖在 2010 年并入合肥市,为保持数据的完整性和一致性,本文在数据处理中舍弃了这些调整较大、数据连续性较差的城市,数据来源于 2004~2015 年《中国城市统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。

1. 国内市场潜力指标

国内市场潜力指标(*DMP*)的测算公式可以表示为:

$$DMP_i = \sum_{j=1}^J \frac{I_j}{d_{ij}^\delta} + \frac{I_j}{d_{ii}^\delta} \quad (6)$$

其中, I_j 以市辖区社会消费品零售总额表示;城市间距离 d_{ij} 用城市中心经纬度坐标和距离公式 $\Omega \times \arccos[\cos(\alpha_i - \alpha_j) \cos \beta_i \cos \beta_j + \sin \beta_i \sin \beta_j]$ 来计算^①。参考 Head 等(2004)的做法,令 $d_{ii} = (2/3)R_{ii}$,且 R_{ii} 为城市半径。参考韩峰、柯善咨(2012)的研究,设距离衰减参数(δ)为 1。

2. 国际市场潜力

国际市场潜力(*FMP*)的测算公式可以表示为:

$$FMP_i = \sum_F \frac{I_{iF}}{(d_{i, port} + d_{port, F})^\delta T_F} \quad (7)$$

其中, I_{iF} 以中国重要海路和陆路贸易伙伴的国内生产总值表示^②; $d_{i, port}$ 为城市 i 到

^① 式中 Ω 为 6 378 公里的地球大弧半径, α_i 、 α_j 与 β_i 、 β_j 分别为两市中心点的经度和纬度。

^② 中国重要海路贸易伙伴包括德国、法国、日本、英国、美国、澳大利亚、韩国、加拿大、马来西亚、新加坡等;重要陆路贸易伙伴有俄罗斯、印度、泰国、越南、老挝、哈萨克斯坦、巴基斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦、蒙古国等。

最近海路或陆路港口的距离^①; $d_{port,F}$ 为城市 i 的最近港口与贸易伙伴首都的距离; T_F 为贸易伙伴对中国出口施加的平均有效关税。

3. 政府干预

政绩考核体制和税收最大化激励是地方政府干预经济发展的重要原因(陆铭、欧海军,2011;王文甫等,2014)。本文从地方政府干预经济发展的动机入手,参考陆铭、欧海军(2011)的研究,综合运用城市财政收入占市辖区 GDP 比重(政府税收干预,IGOV)^②和城市财政支出占市辖区 GDP 比重(政府支出干预,EGOV)表示地方政府对经济发展的干预程度。政府税收干预体现了地方政府税收最大化的目标要求。除政府税收干预外,政府财政支出更好地代表了地方政府规模,因而财政支出占市辖区 GDP 比重从政府购买视角进一步反映了地方政府干预程度。

4. 其他变量

由于《中国城市统计年鉴》从 2009 年起不再统计城市非农业人口,本文根据魏后凯(2014)的做法,从历年《中国人口和就业统计年鉴》中搜集和整理 2003~2014 年 283 个地级及以上城市非农业人口数据,并利用市辖区非农业人口占总人口的比值表示城市非农人口城市化率。人力资本水平(EDU)以市辖区普通中学与高等院校在校生总数与市辖区总人口的比值表示;城市交通条件(TRA)用人均道路面积(平方米)近似表示。根据新经济地理理论,均衡状态下每一制造业厂商均生产一种产品,城市产品种类数与城市中制造业厂商数基本一致,因而本文以地级及以上城市市辖区工业企业数近似表示城市产品种类数,即产品多样化水平(DIV)。城市环境质量指标(ENV)参照韩峰等(2014)的做法,采用主成分分析法来构建和测度。表 1 为中国地级及以上城市各变量的描述性统计值。

从表 1 可以看出,市场潜力、政府干预与人口城市化水平具有相似的区际差异特征,因而市场潜力与政府干预可能均对城市化产生了影响,但具体二者的影响效果如何,以及政府干预是否削弱了市场潜力的人口城市化效应,还有待进一步实证检验。

三、计量检验与结果分析

(一) 全国样本的初步估计结果

根据式(5),本文计量估计中可能存在 3 个方面的内生性问题。(1)根据区域和城市经济理论,内外市场需求能够通过规模经济效应和技术进步效应促进产业集聚、引导人

-
- ① 中国的主要沿海港口城市有:丹东、大连、营口、锦州、秦皇岛、唐山、天津、烟台、威海、青岛、连云港、镇江、南通、上海、宁波、福州、厦门、汕头、广州、中山、深圳、珠海、湛江、海口和三亚;主要陆路口岸有:凭祥市、东兴市、喀什、阿拉山口、漠河和满洲里。
 - ② 由于地方财政收入中的主要组成部分是税收,因而城市财政收入占非农业 GDP 比重表示的政府干预称为政府税收干预。

表1 中国地级及以上城市国内外市场潜力与城市化等变量的样本统计值

变 量	均 值	标 准 差	最 小 值	最 大 值
城市化水平 $Urban(\%)$	60.9725	24.1062	12.1728	92.5346
人均商品种类 DIV (种/万人)	3.1948	3.893425	0.000155	34.6719
工资水平 W (元)	22229.1	9027.9	1895.1	134432.1
财政收入占 GDP 比重 $IGOV(\%)$	8.2017	3.1562	0.4648	40.3129
财政支出占 GDP 比重 $EGOV(\%)$	10.5209	4.1623	0.8651	43.1086
国内市场潜力 DMP	9108199.5	9405032.7	115384.2	66760365.8
国际市场潜力 FMP	336414391.5	1024344332.0	8257964.8	9318977262.0
人力资本 EDU	0.1078	0.1186	0.0120	5.9686
交通条件 TRA (平方米)	9.3248	6.4345	0.3100	85.2000
城市环境质量 ENV	0.3521	0.0261	0.2614	0.4150

口流动,进而提升城市化水平,城市化推进也可能进一步扩大有效需求,因而内外市场需求与人口城市化间可能存在联立内生性。(2)根据新经济地理理论,产品多样化与人口城市化间同样可能存在双向因果关系。(3)不仅地方政府干预会影响城市就业和人口城市化,而且当城市就业弹性较高和人口城市化水平提升较快时,地方政府往往面临就业和区际经济增长竞争双重压力,反过来也会更加有动力来干预经济,因而地方政府干预与人口城市化间也可能存在联立内生性。本文主要采用系统 GMM 法解决模型中的内生性问题。表 2 给出了不包含交叉影响情况下的全国样本的初步估计结果。

1. 控制变量的参数估计

控制自相关、异方差与内生性后,面板 FGLS 与系统 GMM 估计中产品多样化指标的估计参数均显著为正,说明产品多样性偏好有助于吸引人口集聚、进而推进人口城市化。工资水平的提高往往对城市化产生两方面作用:一是通过吸引农村剩余劳动力向城市集聚而对城市化产生推进作用,二是通过提高企业生产成本而对城市化产生抑制作用。面板 FGLS 与系统 GMM 方程中劳动工资的估计参数未通过显著性检验,意味着工资水平提高对城市化产生的推力整体上恰好与阻力相抵消。人力资本($\ln EDU$)的参数仅在系统 GMM 估计中显著为正,因而控制内生性后,人力资本水平提高显著推进了人口城市化水平。而交通条件($\ln TRA$)的改善并未得到与理论预期一致的作用效果,反而抑制城市化推进,这说明中国多数地方政府在基础设施建设及新城新区、工业园区开发中存在盲目扩张现象,导致建成区人口集聚水平偏低。控制自相关、异方差及内生性后,环境质量($\ln ENV$)参数估计未通过显著性检验,意味着单纯依靠改善环境质量以推进城市化的策略成效甚微。

2. 市场潜力及政府干预对城市化的影响

政府税收干预($\ln IGOV$)和政府支出干预($\ln EGOV$)的估计参数在混合效应和随机效应方程中未通过显著性检验,而在固定效应、面板 FGLS 及系统 GMM 估计中均显著

表 2 全国层面市场潜力、政府干预对城市化的初步估计结果

	pooled OLS		RE		FE		面板 FGLS		系统 GMM	
lnDIV	0.0533 (1.17)	0.0630 (1.56)	-0.0014 (-0.61)	-0.0131 (-1.03)	-0.0016 (-0.74)	-0.0028 (-0.77)	0.0074** (2.24)	0.0103** (2.31)	0.0115*** (2.71)	0.0128*** (3.02)
lnw	0.4252*** (11.84)	0.4061*** (9.38)	0.0404*** (3.62)	0.0408*** (3.67)	0.0309*** (2.75)	0.0289*** (2.69)	0.0736 (1.17)	0.0681 (1.53)	0.0013 (1.12)	0.0020 (1.09)
lnIGOV	0.1980 (1.08)		-0.0423 (-1.33)		-0.0394** (-2.07)		-0.0301*** (-3.61)		-0.0131*** (-6.49)	
lnEGOV		0.1836 (1.10)		-0.0416 (-1.51)		-0.0368** (-2.11)		-0.0277*** (-2.99)		-0.0203*** (-6.63)
lnDMP	-0.1309*** (-9.89)	-0.1027*** (-7.65)	-0.0554*** (-6.35)	-0.0601*** (-6.82)	0.0636*** (6.84)	0.0658*** (6.81)	0.0203*** (3.91)	0.0218*** (3.66)	0.0112** (2.21)	0.0135** (2.29)
lnFMP	0.0713*** (7.78)	0.0803*** (5.69)	0.0756*** (4.07)	0.0803*** (3.99)	0.0752*** (2.62)	0.0683*** (2.71)	0.0829*** (21.89)	0.0792*** (20.83)	0.0126*** (4.92)	0.0146*** (4.88)
lnEDU	-0.3337*** (-9.98)	-0.2739*** (-8.81)	-0.0602*** (-7.31)	-0.0621*** (-6.98)	-0.0587*** (-7.19)	-0.0611*** (-7.26)	0.0394 (1.31)	0.0288 (1.44)	0.0174*** (3.25)	0.0161*** (3.00)
lnTRA	-0.0743*** (-3.06)	-0.0826*** (-2.78)	-0.0598*** (-9.06)	-0.0602*** (-8.88)	-0.0605*** (-9.24)	-0.0593*** (-8.82)	-0.0281*** (-4.60)	-0.0196*** (-4.71)	-0.0130*** (-5.82)	-0.0152*** (-6.01)
lnENV	1.0669*** (6.46)	0.9833*** (5.67)	-0.0727** (-2.28)	-0.0733*** (-3.07)	-0.0750 (-1.37)	-0.0796 (-1.51)	-0.0034 (-0.15)	-0.0055 (0.39)	-0.0080 (0.96)	-0.0101 (1.04)
cons	0.6525 (0.63)	1.0371 (1.52)	-4.3481*** (-10.30)	-3.6157*** (-10.11)	-4.3816*** (-7.23)	-4.4538*** (-7.15)	-3.2648*** (-19.07)	-3.4613*** (-18.75)	-0.0144 (-0.28)	-0.0231 (-0.41)
R ²	0.1753	0.2342								
within R ²			0.1158	0.1166	0.1161	0.1197				
Wald 检验							614.36	621.88	50063.97	50107.13

注: 系统 GMM 估计为两阶段估计; 内生变量为: lnDIV、lnIGOV、lnEGOV、lnDMP、lnFMP; 括号内数据为 z 统计值和 t 统计值, *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。系统 GMM 估计中 Sargan 检验的统计量和伴随概率分别为 144.1324 和 0.2042, AR(1) 与 AR(2) 检验的统计量和伴随概率分别为 -4.19、0.000 和 -1.07、0.284, 说明模型工具变量选择和估计结果是合理的。

为负, 说明地方政府对城市化实施了过度干预行为, 因而不利于人口城市化有效推进。国际市场潜力(lnFMP)的估计参数在各方程中均显著为正, 说明进一步扩大对外开放依然有助于增强城市的国际市场可达性、推进城市化。尽管国际经济危机以来中国外向型经济受外需萎缩冲击而发展速度减缓, 但本文估计结果显示, 依托国际市场推进产业集聚和外向型经济发展, 对提升人口城市化水平仍具有解释力。国内市场潜力(lnDMP)的估计参数在控制了固定效应、自相关、异方差和内生性后显著为正, 意味着中国城市间已形成密切的市场关联和协同发展机制, 各城市通过市场的互动和联合, 扩大了国内市场需求的空间尺度, 从而对各地区城市化均产生明显的规模经济效应和协同效应。

(二) 考虑国内外市场潜力及政府干预交叉作用的估计结果

为分解政府干预、市场潜力对城市化的作用机制,本文在计量方程中引入国内外市场潜力及其与政府干预的交叉项。此外,为分析不同地区国际、国内市场潜力及政府干预对城市化的影响差异,本文还分别对东、中、西部地区^①的样本进行估计。表3为全国及分地区包含国内外市场潜力及政府干预交叉作用的系统GMM估计结果。

全国方程中加入国内外市场潜力及其与政府干预交叉项后,政府税收干预与支出干预估计参数为负,表明政府干预通过户籍制度和资本密集型产业发展战略直接限制了人口向城市转移,使各地区人口城市化受阻。政府干预与国内市场潜力交叉项系数显著为负,说明政府过度干预行为明显抑制了市场潜力对人口城市化的推进作用。政府的过度干预使地区市场化和市场一体化水平均受到限制,无法使企业充分捕捉到价格信号机制所反映的、地区或行业发展中真正的市场潜力与机会,因而降低了市场交易效率和企业劳动生产率,不利于企业规模扩大和充分吸纳就业。不仅如此,各地政府对当地经济发展实施的地方保护政策、跟进中央的产业政策及“竞次式”补贴等行为促使企业以追逐“政策租”为目的而盲目集中布局,导致各地区产业发展难以充分发挥集聚效应,降低了城市的就业创造和吸纳人口能力。政府干预与国际市场潜力显著为负的参数估计进一步意味着,政府过度干预不仅影响国内市场潜力,而且通过影响外商直接投资类型和进出口行业结构对国际市场潜力的人口城市化效应产生抑制作用。国际、国内市场潜力交叉项($\ln DMP \times \ln FMP$)的参数估计值显著为负,说明城市化推进中,国际、国内市场并未呈现预期的互动趋势,而是具有明显的替代性。综合政府干预与内外市场潜力交叉项的估计结果还可以看出,地方政府通过干预国内市场对城市化的抑制作用(弹性系数为-0.0067或-0.0051)明显大于对国际市场的干预效果(弹性系数为-0.0026或-0.0032),因而中国现阶段城市化进程中可能依然存在以国际市场替代国内市场的趋势。

从东部地区的估计结果看,加入国内外市场潜力及其与政府干预交叉项后,政府税收干预和支出干预的参数估计均未通过显著性检验,说明东部地区政府通过户籍限制及重工业化战略对人口城市化产生的直接抑制作用正在逐渐失去效力,其户籍制度改革及产业结构调整的成效显著。政府干预与国际、国内市场潜力交叉项的参数估计均未通过显著性检验,说明东部地区城市化进程中地方政府对国内市场潜力与国际市场潜力均未产生明显过度干预行为。该地区国际、国内市场潜力交叉项系数显著为正,意味着国内外市场潜力对东部地区城市化的作用具有互补性,国际和国内市场对城市化的推进作用均因国际或国内市场潜力的提升而得到强化。由于东部地区政府干预对国际和国内市场均未产生明显抑制作用,国际市场与国内市场相互替代的前提条件便不存在,

^① 根据2005年全国经济普查对东、中、西部地区的划分标准进行划分。

表 3 全国及分地区包含内外市场潜力及其与政府干预交叉作用的系统 GMM 估计结果

变 量	全 国		东 部		中 部		西 部	
lnDIV	0.0027*** (4.33)	0.0056*** (3.89)	0.0022*** (3.83)	0.0036*** (3.61)	0.0253*** (4.03)	0.0246*** (3.67)	-0.0099*** (-7.86)	-0.0102* (-1.78)
lnw	-0.0003 (-0.12)	-0.0012 (-0.96)	-0.0035 (-1.09)	-0.0069 (-1.22)	-0.0375*** (-4.21)	-0.0261*** (-3.88)	0.0050** (2.44)	0.0033** (2.19)
lnIGOV	-0.0624** (-2.51)		-0.0713 (-1.08)		-0.0507*** (-2.91)		-0.0418*** (-3.38)	
lnEGOV		-0.0723*** (-2.67)		-0.0625 (-1.14)		-0.0752** (-2.44)		-0.0441*** (-2.77)
lnDMP	0.0376** (2.15)	0.0428** (2.20)	0.0177*** (4.75)	0.0195*** (4.16)	0.0686*** (3.69)	0.0575*** (3.83)	0.0513*** (4.89)	0.0505*** (3.67)
lnFMP	0.0381** (2.28)	0.0472** (2.35)	0.0265*** (3.75)	0.0183*** (3.27)	0.0716*** (4.25)	0.0537*** (4.16)	0.0861*** (5.93)	0.0888*** (4.51)
lnIGOV×lnDMP	-0.0067** (2.16)		-0.0009 (1.58)		-0.0056** (-2.39)		-0.0326*** (-3.31)	
lnIGOV×lnFMP	-0.0026** (1.98)		-0.0056 (1.33)		-0.0028** (2.13)		-0.0307** (-2.39)	
lnEGOV×lnDMP		-0.0051* (1.75)		-0.0012 (-1.66)		-0.0049*** (5.06)		-0.0338*** (-4.04)
lnEGOV×lnFMP		-0.0032** (1.96)		-0.0019 (-1.46)		-0.0015*** (3.24)		-0.0326*** (-3.30)
lnDMP×lnFMP	-0.0010** (-2.03)	-0.0019** (-2.38)	0.0056*** (3.27)	0.0041*** (2.92)	-0.0024*** (-5.66)	-0.0013*** (-4.71)	-0.0049 (-0.95)	-0.0104 (-1.05)
lnEDU	0.0071*** (2.71)	0.0088*** (2.65)	0.0047** (2.01)	0.0058* (1.89)	-0.0504*** (-3.65)	-0.0351*** (-2.98)	-0.0134*** (3.96)	-0.0154** (2.26)
lnTRA	-0.0112*** (-4.30)	-0.0153*** (-3.33)	-0.0289*** (-4.48)	-0.0176*** (-3.59)	0.0050** (2.47)	0.0033** (2.20)	-0.0036*** (-5.96)	-0.0028*** (-4.33)
lnENV	-0.0003 (-0.04)	-0.0010 (-0.10)	0.0756*** (13.10)	0.0688*** (12.49)	-0.0568*** (-8.00)	-0.0429*** (6.94)	-0.0132** (-2.03)	-0.0201** (-1.97)
cons	-0.3128** (-2.03)	-0.4761** (-2.44)	-1.7876*** (-2.66)	-1.6721** (-2.39)	4.6628*** (5.02)	2.9637*** (4.22)	-1.5938*** (-6.63)	-1.6895*** (-5.94)
Wald 检验	413601.23	641637.58	543127.82	458627.61	597825.88	627258.14	302476.33	430255.46
Sargan 检验	143.0745	139.0391	77.2086	76.3207	86.17898	78.86133	61.15895	58.14379
AR(1)	-4.1986	-3.6971	-2.3364	-2.4356	-2.8245	-3.0126	-2.2704	-2.3061
AR(2)	-1.0979	-1.0687	-0.9983	-0.9834	-0.7931	-0.7792	-0.1704	-0.1837

注: 系统 GMM 估计的内生变量为: lnDIV、lnIGOV、lnEGOV、lnDMP、lnFMP; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。Wald 检验、Sargan 检验、AR(1) 和 AR(2) 的检验结果均表明, 模型工具变量选取是合理的。

因此二者联动发展的可能性就越大。

中部地区内外市场潜力及其与政府干预的交叉项估计结果亦均显著为负,且政府干预与国内市场潜力交叉项参数估计值明显大于其与国际市场潜力交叉项的参数估计值,说明中部地区在城市化进程中可能存在着以国际市场替代国内市场的趋势。西部地区地方政府对国际、国内市场干预的效果基本相当且其参数估计显著性和估计值均明显大于东、中部地区,这意味着与东、中部地区相比,西部地区地方政府对内外市场均实施了最高强度的干预行为。从西部地区未通过显著性检验的内外市场潜力交叉项系数来看,国际、国内市场潜力在西部地区并不存在明显的替代或互补作用,因而西部政府对国内、国际市场潜力的高强度过度干预导致国内市场与国际市场相脱节,降低了内外市场的规模经济效应和技术外溢效应,从而未能对人口城市化产生明显互动影响效果。

为进一步分析国际和国内市场潜力与政府干预对中国城市化的影响及其在各地区的作用差异,本文将表3各方程分别对国内市场潜力、国际市场潜力求偏导数,从而得

到政府干预和市场潜力对全国及各地区城市化的综合影响(见表4)。

考虑到政府干预与内外市场潜力交叉影响后,国内市场潜力对人口城市化的综合作用效果基本呈现由东向西依次递减趋势。产生这一结果的主要原因是:(1)中国东部地区市场一体化水平较高,且城市密集、城市间交通便利,对城市化具有明显的规模经济效应,而越往内陆地区,由于城市分布趋于分散,运输成本和交易成本较高,城市间的市场联动效应不及东部地区;(2)政府干预程度由东向西依次递增,中西部地区过高的地方政府干预给城市化带来的负向效应部分地抵消了国内市场潜力的人口

表4 全国及各地区国内外市场潜力对城市化的综合影响

变量	市场潜力对城市化的边际影响	影响效果
$\ln DMP$		
全国	$0.0376 - 0.0067\ln IGOV - 0.0010\ln FMP$	0.0079
	$0.0428 - 0.0051\ln EGOV - 0.0019\ln FMP$	0.0022
东部	$0.0177 + 0.0056\ln FMP$	0.1257
	$0.0195 + 0.0041\ln FMP$	0.0986
中部	$0.0686 - 0.0056\ln IGOV - 0.0024\ln FMP$	0.0173
	$0.0575 - 0.0049\ln EGOV - 0.0013\ln FMP$	0.0284
西部	$0.0513 - 0.0326\ln IGOV$	0.0021
	$0.0505 - 0.0338\ln EGOV$	0.0066
$\ln FMP$		
全国	$0.0381 - 0.0026\ln IGOV - 0.0010\ln DMP$	0.0180
	$0.0472 - 0.0032\ln EGOV - 0.0019\ln DMP$	0.0133
东部	$0.0265 + 0.0056\ln DMP$	0.1175
	$0.0183 + 0.0041\ln DMP$	0.0849
中部	$0.0716 - 0.0028\ln IGOV - 0.0024\ln DMP$	0.0293
	$0.0537 - 0.0015\ln EGOV - 0.0013\ln DMP$	0.0314
西部	$0.0861 - 0.0307\ln IGOV$	0.0398
	$0.0888 - 0.0326\ln EGOV$	0.0465

注:各变量对城市化的综合影响效果分别采用全国和各地区 $\ln DMP$ 、 $\ln FMP$ 、 $\ln IGOV$ 、 $\ln EGOV$ 的均值进行测算。 $\ln DMP$ 、 $\ln FMP$ 及 $\ln IGOV$ 、 $\ln EGOV$ 的全国样本均值分别为:15.5444、17.8761、1.7670、1.3629;东部样本均值分别为:16.2430、19.2808、1.9985、1.6238;中部样本均值分别为:15.5849、17.2819、1.7456、1.3527;西部样本均值分别为:14.6348、16.8705、1.5081、1.2983。

城市化效应。国际市场潜力对人口城市化的综合影响弹性系数东部地区最大,西部次之,中部最小。这说明东部城市在利用外部市场发展本地产业、进而推进人口城市化过程中依然具有明显优势。中部城市由于深居内陆,既未靠近海陆港口也没有便捷的陆路贸易口岸,因而其城市化可能主要受益于国内市场,而受国际市场影响最小。而西部地区尽管存在明显的政府过度干预行为,但在西部大开发和“丝绸之路经济带”发展战略带动下,各城市通过陆路与邻国开展贸易、扩大外部需求,有效提升了人口城市化水平。《中国统计年鉴》公布的数据显示,2000~2014年,西部地区平均贸易量增长1000%,分别比东部和中部地区高出295%和212%,因而西部地区外部市场优势仅次于东部地区,而优于中部地区。

四、结论与启示

政府行政力量在中国城市化推进过程中发挥着重要作用,尤其是在制定城市产业发展政策、调整产业结构及引进外资等方面。本研究结果显示,国际、国内市场潜力均明显提升了人口城市化水平,而政府过度干预不仅直接阻碍人口城市化进程,而且削弱了国内外市场潜力对人口城市化的促进作用。政府过度干预对城市化进程中内外市场潜力的抑制作用由东向西依次递增。

本文研究结果对各地区有效利用国际和国内市场潜力推进人口城市化具有明显的政策含义。一是尽管目前以市场为中心的市场经济制度已在中国得以确立,但本文结论认为,政府的过度干预明显削弱了市场潜力对人口城市化的积极影响,因而城市化进程中的市场转型依然没有结束,应通过转变政府职能、以市场为主导进一步推进人口城市化。一方面,应改变目前纯粹以经济增长为主要标准的政府考核方法,将地方产业结构调整和有效人口城市化作为政府政绩表现的重要衡量标准;另一方面,消除市场分割、推进市场一体化,切实提高各地区市场化水平,促使各地区城市化模式由“政府主导+市场推动”向“市场主导+政府引导”转变。二是城市化进程中地方政府对西部地区国际和国内市场潜力的干预程度明显高于东部和中部地区,因而尽管中部和西部地区市场发展和城市化在很大程度上受益于“中部崛起”、“西部大开发”和“丝绸之路经济带”战略,但同时也存在着最为严重的政府干预行为,过度的政府干预可能部分地抵消这些地区的“政策红利”,从而降低政策实施带来的应有效果。中西部地区应逐步摆脱依靠政府过度干预而盲目推进城镇化的发展模式,充分挖掘自身的优势,依据市场原则,并通过政府的引导,因地制宜地发展适宜当地优势条件的产业、促进适宜性产业集聚,有效推进人口城市化。三是由于国际和国内市场对城市化的影响在东部地区表现为互补性、中部地区为替代性,而在西部地区不显著,因此对于东部地区,应充分利用国内外市场的联动效应推进城市化,在保持现有国际市场地位基础上统筹兼顾国内市场,综合国际、

国内市场需求变化合理配置资源和要素,实现产业转型升级,以高新技术产业集聚和新型工业化有效推动城市化发展;对于中部地区,应在城市化进程中尽量避免过分夸大国际市场作用,在不断开拓国际市场、扩大国际影响的同时,根据自身优势条件积极调整经济结构,加强与周边地区的交流与合作,实现国内市场一体化与国际市场开拓的协同共进;而西部地区则应在经济发展和城市化中采取更加严格的政府干预防控措施,积极引导各级政府面向国内外市场调整自身产业结构、有效推进人口城市化。西部地区应借助“丝绸之路经济带战略”实施的契机,在与陆路邻邦扩大经济贸易往来的同时,通过互联互通推进国内市场与国际市场的联动发展,实现各地区城市化的持续、稳定、协调推进。

参考文献:

1. 陈斌开、林毅夫(2013):《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》,第4期。
2. 陈敏等(2007):《中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》,《经济学(季刊)》,第1期。
3. 范剑勇、张雁(2009):《经济地理与地区间工资差异》,《经济研究》,第8期。
4. 韩峰、柯善咨(2012):《追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角》,《管理世界》,第10期。
5. 韩峰等(2014):《生产性服务业集聚推进城市化了吗?》,《数量经济技术经济研究》,第12期。
6. 李晓萍等(2015):《经济集聚、选择效应与企业生产率》,《管理世界》,第4期。
7. 林毅夫、陈斌开(2013):《发展战略、产业结构与收入分配》,《经济学(季刊)》,第4期。
8. 吕朝凤、朱丹丹(2016):《市场化改革如何影响长期经济增长?——基于市场潜力视角的分析》,《管理世界》,第2期。
9. 陆铭、欧海军(2011):《高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究》,《世界经济》,第12期。
10. 师博、沈坤荣(2013):《政府干预、经济集聚与能源效率》,《管理世界》,第10期。
11. 王文甫等(2014):《企业规模、地方政府干预与产能过剩》,《管理世界》,第10期。
12. 王小鲁(2010):《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》,《经济研究》,第10期。
13. 魏后凯(2014):《中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构》,《中国工业经济》,第3期。
14. 吴意云、朱希伟(2015):《中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理》,《世界经济》,第2期。
15. 徐保昌、谢建国(2016):《市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据》,《世界经济》,第1期。
16. Coase, R.H. and Wang, N.(2012), *How China Became Capitalist*. New York: Palgrave Macmillan.
17. Crozet, M.(2014), Do Migrants Follow Market Potentials? An Estimation of A New Economic Geography Model. *Journal of Economic Geography*. 4(4):439–458.
18. Head, K. and T. Mayer(2004), Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union. *The Review of Economics and Statistics*. 84(6):959–972.
19. Hoyt, H.A.(1954), Homer Hoyt on the Development of Economic Base Concept. *Land Economics*. 1:182–187.
20. Krugman, P.(1991), Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*. 99:483–499.

(责任编辑:朱 犀)