

城镇化、郊区化与中国城市空间扩张

龙茂乾，孟晓晨
(北京大学 城市与环境学院,北京 100871)

摘要：城市经济学的理论表明,城市人口增长和交通改善等因素都会导致城市的空间扩张,但其作用的机理不同。结合中国的情况,将城市空间扩张的影响因素分为城镇化和郊区化2个市场化动力,二者都会推动城市空间扩张,导致城市边界向外延伸。历年截面数据和面板数据分析结果都表明,在中国城市空间扩张进程中,城镇化动力和郊区化动力都在起作用,城镇化动力占主导地位,与此同时,郊区化动力也有增强的趋势。人口增长和交通改善推动城市空间扩张,城市建成区面积扩张的推动力远大于阻力。作为城市空间扩张速度变化的分水岭以及市场作用下收入水平显著性改变的分界点,1998年的住房制度改革对于中国城市空间扩张进程有着里程碑式的意义。

关键词：城市空间扩张;单中心城市模型;城镇化;郊区化;面板数据;地级市
中图分类号：F129.9 **文献标志码：**A **文章编号：**1003-2363(2015)03-0053-08

0 引言

改革开放以来,中国的经济增长取得了举世瞩目的成就,与之相伴的是高速度的城市发展,城市数量、城市人口及城市建成区的面积都得到迅速增长^[1]。全国地级市及以上城市市辖区建成区面积由1999年的1.5万km²增长到2012年的3.6万km²,增长了1.4倍,平均建成区面积增长了0.9倍。2014年,中国城镇化率已达54.77%,城市建成区面积扩大和人口增长,成为改革开放以来中国城市发展最为显著的特征。与此同时,值得注意的是,中国在过去20多年中,土地城镇化远远快于人口城镇化。从国际经验看,土地城镇化的速度稍微比人口城镇化提前。事实上,1990—2000年中国土地城镇化比人口城镇化的速度快1.71倍,2000—2010年前者比后者快1.85倍,而国际上公认的系数是1.12左右。这直接反映了中国城市空间迅猛扩张的现实。

城市空间扩张背后的动力机制一直是学者们研究的重点。在理论上,W. Alonso, E. S. Mills, R. F. Muth继承了杜能关于地租与运输成本相互替代的原理,创建了城市单中心空间结构的理论框架^[2-4]。W. C. Wheaton对单中心城市用地特征进行了具有普遍意义的比较静态分析^[5]。之后,J. K. Brueckner综合了R. F. Muth和E. M. Mills的单部门(住房生产)模型,建立的分析框架取得了与W. Wheaton相同的结果^[6]。这些研究为把单中心城市模型引入到城市间的横截面数据研究铺平了道路。J. K. Brueckner等在这方面进行了首个实证研究,用Box-Cox模型对40个美国小城市的用地规模进行统

计分析,发现城市人口、收入和郊区地价是城市用地规模的主要决定因素^[7],其他对美国的研究也得出了相似的结论^[8-9]。D. T. McGrath对美国33个较大都市区的研究以及Y. Song等对美国普查数据中448个城市的研究也验证了这一结论^[10-11]。

城市空间扩张的研究也引起了国内学者的极大关注,主要集中在影响因素的定量分析上^[12-14]。X. Deng等采用中国2348个县级单位的数据对城市空间扩张进行了计量分析^[15],但是只有因变量是建成区范围内,而自变量的指标均包含了农村地区,并非仅限于城市建成区范围。S. Ke等根据城市经济学原理,结合中国实际,建立了城市用地规模“封闭”和“开放”模型,对所有地级市和县级市进行实证检验,得出的结论验证了单中心城市模型^[16]。

城市人口增长推动城市空间扩张的研究比较丰富,此外,学者对中国城市郊区化也做了相关研究。一般认为,郊区化在中国的显现是在20世纪90年代^[17],一些学者认为北京、广州、沈阳、杭州、苏州、无锡、常州、长春等城市已经进入了郊区化过程^[18-24]。上述研究多是基于城区人口和郊区人口相对变化的角度,并未对城市空间扩张中的郊区化动力进行具体分析。近期的相关研究集中在居住郊区化^[25-28]和中外郊区化进程对比^[29-30]等角度。对比美国郊区化,吕拉昌从推力和拉力2个角度建立了中国郊区化动力机制的综合分析框架^[31]。但郊区化推动力在中国城市空间扩张中到底起到多大作用,目前还缺乏研究。

国内学者对中国城市空间扩张影响因素的探讨还没有区分城镇化动力和郊区化动力。而由于二者的作用机制不同,这种探讨对于理解和调控城市空间扩张有着理论和现实意义。

城市经济学的原理表明,城市人口增长和交通改善等会导致城市空间扩张。城市空间扩张是城镇化发展

收稿日期: 2014-05-26; 修回日期: 2015-04-03
基金项目: 国家自然科学基金项目(41171131)
作者简介: 龙茂乾(1989-),男,山东济宁市人,博士研究生,主要从事城市经济与经济地理研究, (E-mail) longmaoqianli@126.com。

的空间和地理体现^[32],同时郊区化已经成为中国城市建成区扩张不可忽视的力量。因此,本研究区分了城镇化动力和郊区化动力,并验证二者在中国城市空间扩张中有没有起作用,起多大作用,哪一个居主导地位。

1 理论基础与数据

根据城市经济学的基本原理,城市边界扩张的影响因素有 4 个市场力量,分别是人口规模、收入水平、交通成本和农业地租。城市经济学的分析框架中设定城市边界为 k ,总人口为 l ,交通成本为 t ,收入水平为 y ,农业地租为 r ,经过推导得到:

$$\frac{\partial k}{\partial l} > 0, \frac{\partial k}{\partial t} < 0, \frac{\partial k}{\partial y} > 0, \frac{\partial k}{\partial r} < 0。$$

这组偏导数的含义是明显的:在市场作用下,人口规模扩大导致城市边界扩大;收入的增长导致消费者寻求更宽大的居住空间,相应地带来城市用地扩张;交通成本的增加使人们尽可能居住在离市中心较近的区域,导致城市边界向内移动;城市边缘农业地租越高,能在同地块上产生高于从事农业收益的城市活动就越少,城市扩张的阻力也就越大,城市用地规模自然也越小。

城市人口规模扩大,对住房的需求就会增加,城市房价曲线就会升高。在消费层面,住房价格升高导致各个区位的人均住房面积减少;在生产层面,住房价格升高会导致土地租金上升,房地产开发商(即住房生产者)就会减少土地消费,结果会出现更高的建筑和面积更小的住房,各个区位上的城市人口密度就会增加。在新的均衡下,城市则表现为建成区扩大、住房面积变小、住房

价格和土地租金升高,人口密度和建筑密度会增大。在形态上,从中心 CBD (O 点) 到郊区的房价曲线平行向上方移动,结果便是房价曲线与农业地租曲线的交点——城市边界由 k 向外扩展到 k_1 (图 1a)。

保持其他因素不变,收入水平提高,对住房的消费就会增加,城市居民会倾向于在距离 CBD 较远的区位居住(此处的住房价格相比于 CBD 要低)。与此同时,由于人口规模不变,CBD 附近的城市居住人口减少,则会导致 CBD 附近的住房价格下降。假设以 k_0 为界,CBD 到 k_0 之间的房价会下降, k_0 以外的房价会升高。在形态上,住房价格在不同区位的变化表现为房价曲线的逆时针旋转,城市边界则由 k 向外扩展到 k_1 (图 1b)。

交通成本降低与收入水平提高对城市边界的影响结果相似。在收入水平不变的情况下,交通成本降低,居民通勤节省的交通成本随距离的增加而增加,距 CBD 越远的居民交通成本的节省越大,从而对住房的支付价格越高,使得房价曲线发生旋转。同样假设以 k_0 为界, k_0 以内的房价会降低, k_0 以外的房价会升高,在形态上也表现为房价曲线的逆时针旋转,城市边界则由 k 向外扩展到 k_1 (图 1b)。交通成本降低会引发人口外迁,而上升的收入水平使得迁出去的人口能在郊区购买更大面积的住房,外围的房价会上升,而市区的房价会下降。

相对而言,农业地租的影响较为简单。保持其他因素不变,农业地租降低,表现为农业地租曲线向下平移,城市边界附近的土地价格降低,住房面积就会上升。在形态上,农业地租曲线向下平移,结果便是城市边界由 k 向外扩展到 k_1 (图 1c)。

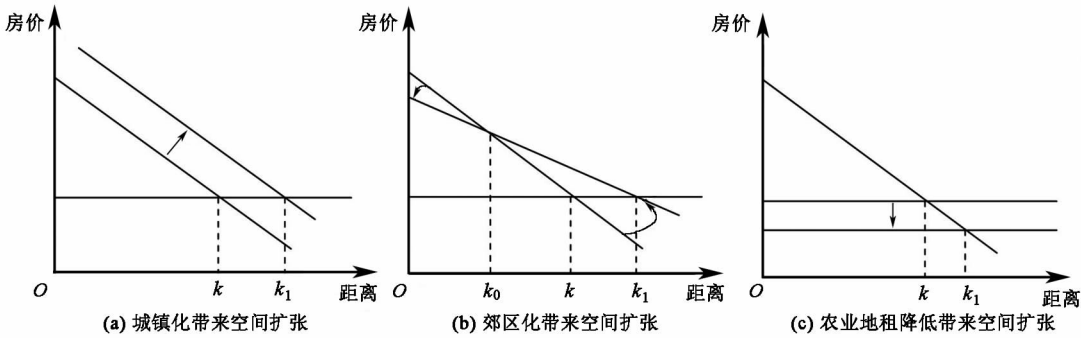


图 1 城镇化、郊区化与农业地租与城市空间扩张的关系

Fig.1 Urbanization, suburbanization, agriculture rent and urban spatial expansion

有必要对城镇化和郊区化做出界定。在城镇化各种定义中,有一种较为主流的提法是:人口向城市集中的过程即为城镇化^[33]。人口由农村进入城市导致城市人口的增加,虽然城镇之间的人口迁移也有一定规模,但鉴于中国正处于城镇化高速发展的阶段,因此,将城镇人口增长定义为城镇化。郊区化是城市集聚到一定阶段的一种离心扩散现象,导致郊区的发展,而居民收入水平提高和交通基础设施改善对于中国城市郊区化有着促进作用^[34]。根据上述分析,交通成本降低和收入

水平提高会引发城市人口向外迁移,进而导致城市边界向外扩展。随着城市中上阶层人口移居城市郊区,城市中心城区以外的郊区乡村区域的城镇化过程称之为郊区化,而交通成本降低和收入水平提高带来的结果正是郊区化,称其为郊区化动力。因此,在影响城市边界的市场因素中,城市人口规模扩大代表着城镇化动力,交通成本降低和收入水平提高代表着郊区化动力,辨识和分析这 2 种动力对于理解中国城市空间扩张进程有着理论和现实意义。

根据单中心模型,除了农业地租之外,其他所有因素的数据都应是城市建成区范围内,而非市域范围。城市建成区边界为因变量,有学者用建成区面积来近似替代,也有学者用城市建成区半径来替代。实际上建成区边界与建成区面积是指数关系,比较成熟的回归方程是用双对数函数来拟合,得到的回归系数前者是后者的1/2。经过验证,2种因变量替代方式都有效,二者并无本质差别。本研究选用城市市辖区建成区面积作为因变量,数据来自于《中国城市统计年鉴》。

结合中国的情况,城市建成区人口规模用市辖区人口规模来表示,严格意义上应该是市辖区范围内的常住人口。但由于缺乏各城市历年常住人口的有效数据,只能选择户籍人口来代替。用市辖区职工平均工资来表示收入水平。由于难以统计和估计的“灰色收入”普遍存在,平均工资很可能会低估城市居民的收入水平。

在中国特殊制度背景下,城市土地归国家所有,城市郊区的土地农业地租显然无法准确衡量,因此,需要用近似指标或者经济意义相似的指标来代替。由经验可知,土地征收补偿金和建设用地招、拍、挂和协议出让等方式并不能真实反映城市的农业地租。根据数据的可获得性,选取具有相似经济意义的市辖区地均第一产业产值作为近似指标来衡量城市空间扩张过程中的阻力。根据相关法律,耕地征收补偿中的土地补偿费、安置补助费以及地上附着物和青苗的补偿费,基本上是按照或参照该耕地被征收前3年平均产值的倍数来确定,因此,选择该指标具有一定的合理性。实际上市辖区地均第一产业产值这一相似性指标低估了农业地租。

交通成本一直以来都是不易衡量的因素。国外学者用平均公共汽车费用、户均小汽车拥有量等近似指标来替代。根据中国的情况,每千人拥有的公共汽车数量、城市路网密度、人均道路长度、人均道路面积均可用来衡量交通成本。人均道路面积涵盖了城市道路长度和宽度,能更全面地反映城市内部交通成本,因此,选用市辖区人均道路面积来衡量城市的交通成本。

根据《中国城市统计年鉴》(1994—2011)数据,选取数据齐全的城市为样本^①,选择市辖区建成区面积(U)、市辖区人口规模(P)、市辖区职工平均工资(I)、市辖区人均道路面积(R)和市辖区地均第一产业产值(A)5个指标来进行多元线性回归(表1)。

表1 变量解释
Tab.1 Variables explanation

| 变量 | 变量经济性质 | 指标 | 单位 | 预期符号 |
|-----|--------|--------------------|---------------------|------|
| 因变量 | 城市空间扩张 | 市辖区建成区面积(U) | km ² | |
| | 人口规模 | 市辖区人口规模(P) | 万人 | + |
| 自变量 | 收入水平 | 市辖区职工平均工资(I) | 元 | + |
| | 交通成本 | 市辖区人均道路面积(R) | m ² | + |
| | 农业地租 | 市辖区地均第一产业产值(A) | 万元·km ⁻² | - |

文献综述中的国际实证研究检验了线性、半对数和双对数函数,半对数和双对数函数的拟合程度相似,都远胜于线性函数模型。根据前人经验,建立模型如下:

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln I + \beta_3 \ln R + \beta_4 \ln A + \varepsilon$$
。式中: β_0 为截距项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 为系数项; ε 为残差。

首先,利用1993—2010年的截面数据分别进行多元回归分析,定量估计4个因素对城市用地扩张的影响。其次,通过分析历年的变化,得出中国的城市空间扩张在1998年存在突变点。通过邹至庄检验可以发现,1998年前后,中国城市空间扩张影响因素的回归系数发生结构性的变化。为了验证市场化进程以来各个因素对中国城市空间扩张的具体影响,选择1999—2010年的数据构造平衡面板,选择固定效应模型估计具体影响程度。通过对定量结果的判断,分析城镇化动力与郊区化动力的相对大小。

2 结果与分析

2.1 截面回归结果

对1993—2010年的截面数据进行多元线性回归(表2)。结果显示,除收入水平外,其他自变量均通过显著性水平为1%的检验。收入水平(I)在部分年份不显著,特别是在1999年以前的所有年份都不通过 t 检验。截面数据的拟合效果1993—2010年逐渐提高,尤其是2007—2010年的 R^2 值均在0.8以上,自变量均通过检验,城市人口的参数估计值和显著性明显高于其他变量。这表明,在2007—2010年的城镇化进程中,中国城市空间扩张(表现在城市市辖区建成区面积扩大)进程基本符合市场规律。与此同时,城市居民收入水平在1993—1998年的城市空间扩张中没有发挥明显作用。

那么,2004—2006年的回归结果中收入水平的回归系数不显著的原因是什么呢?2004—2006年,各地区房价平均价都迅速攀升,大大超过了往年平均速度^[35]。有学者认为2004年以前中国房地产市场没有出现泡沫^[36]。回归系数不显著的原因,一个可能的解释是在2004—2006年间房地产价格高涨表现出的房地产泡沫阻断了城市居民收入和城市空间扩张之间的传递机制,另一种可能的原因是改革开放后中国家庭收入多元化,工资性收入只占个人实际收入的一部分,导致收入对城市空间扩张的影响不清晰和个别年份不显著。

从回归系数的历年变化中也可以发现一些有价值的结论。比如,收入水平这一变量的回归系数在2007年以后明显提高,这对应的是中国房地产市场的蓬勃发展时期。同样,农业地租这一变量的回归系数在2007年以后逐渐变小,反映的可能是中国城市快速建设进程中越来越小的阻力。

① 由于数据缺失和行政区划调整的原因,各年样本数不同,城市个数从181到285个不等,历年样本数在表2中列出。

表 2 历年截面回归结果

Tab. 2 Regression results of cross section data over the years

| 年份 | 常数项 | $\ln P$ | $\ln I$ | $\ln R$ | $\ln A$ | R^2 | D_W | F | 样本量 |
|------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|-------|-------|---------|-----|
| 1993 | -1.340 (-1.129) | 0.783** (16.615) | 0.239 (1.603) | 0.349** (6.936) | -0.168** (-4.664) | 0.636 | 1.40 | 79.477 | 181 |
| 1994 | -0.953 (-0.967) | 0.801** (19.470) | 0.131 (1.058) | 0.533** (10.149) | -0.139** (-4.656) | 0.706 | 1.44 | 114.310 | 190 |
| 1995 | -0.323 (-0.340) | 0.821** (21.796) | 0.060 (0.516) | 0.508** (10.492) | -0.174** (-6.458) | 0.733 | 1.55 | 139.984 | 203 |
| 1996 | 0.143 (0.418) | 0.848** (24.067) | -0.025 (-0.626) | 0.562** (12.938) | -0.145** (-5.744) | 0.768 | 1.44 | 171.250 | 212 |
| 1997 | -0.027 (0.038) | 0.825** (22.350) | -0.008 (-0.089) | 0.509** (10.196) | -0.111** (-4.210) | 0.729 | 1.73 | 147.113 | 218 |
| 1998 | -1.173 (-1.466) | 0.838** (23.187) | 0.130 (1.346) | 0.553** (11.201) | -0.145** (-5.495) | 0.745 | 1.59 | 162.806 | 222 |
| 1999 | -2.036* (-2.489) | 0.832** (25.378) | 0.238* (2.450) | 0.416** (10.272) | -0.127** (-5.449) | 0.769 | 1.52 | 194.223 | 233 |
| 2000 | -2.658** (-3.103) | 0.857** (23.149) | 0.279** (2.751) | 0.412** (10.267) | -0.106** (-3.929) | 0.745 | 1.61 | 174.708 | 261 |
| 2001 | -2.076** (-2.823) | 0.863** (26.490) | 0.203** (2.374) | 0.464** (13.424) | -0.122** (-5.364) | 0.793 | 1.480 | 268.972 | 259 |
| 2002 | -1.830** (-2.804) | 0.896** (28.278) | 0.147* (1.972) | 0.537** (15.018) | -0.130** (-5.519) | 0.811 | 1.42 | 294.442 | 274 |
| 2003 | -2.290** (-3.027) | 0.897** (28.381) | 0.187* (2.182) | 0.504** (13.176) | -0.099** (-4.209) | 0.815 | 1.51 | 308.873 | 280 |
| 2004 | -1.893* (-2.370) | 0.896** (27.713) | 0.127 (1.421) | 0.591** (15.742) | -0.096** (-4.059) | 0.827 | 1.59 | 340.620 | 286 |
| 2005 | -1.555* (-2.221) | 0.860** (28.069) | 0.105 (1.368) | 0.585** (15.006) | -0.091** (-3.921) | 0.826 | 1.71 | 330.031 | 279 |
| 2006 | -1.152 (-1.539) | 0.905** (28.907) | 0.043 (0.525) | 0.603** (16.308) | -0.102** (-4.211) | 0.835 | 1.63 | 361.533 | 285 |
| 2007 | -4.078** (-4.624) | 0.898** (28.625) | 0.363** (3.908) | 0.500** (15.671) | -0.109** (-4.458) | 0.835 | 1.66 | 358.299 | 283 |
| 2008 | -3.622** (-3.976) | 0.899** (29394) | 0.280** (2.974) | 0.638** (17.310) | -0.096** (-4.001) | 0.841 | 1.74 | 368.088 | 284 |
| 2009 | -6.659** (-6.294) | 0.830** (24.327) | 0.623** (5.829) | 0.458** (11.903) | -0.074** (-2.790) | 0.818 | 1.75 | 307.992 | 275 |
| 2010 | -4.744** (-4.842) | 0.850** (28.032) | 0.430** (4.340) | 0.464** (14.254) | -0.070** (-2.844) | 0.843 | 1.90 | 381.054 | 285 |

说明：**，* 分别表示在 1%，5% 的水平下显著，括号之内的数值为参数的 t 值。

城市市辖区人口的逐年增长代表的是城镇化进程，市辖区人口变量历年的回归系数明显大于其他几个变量，而交通成本的降低和收入水平的提高蕴含的是郊区化的趋势，二者的回归系数均小于市辖区人口规模的回归系数，但有逐年增大的趋势。这初步表明，在中国城市空间扩张中城镇化动力和郊区化动力都在起作用，城镇化动力的推动作用占主导，郊区化的推动作用也在逐年增强。

从表 2 中还得到另外一个重要的结论：1998 年前后收入水平的显著性发生改变。由此推断，1998 年可能是中国城市建成区扩张过程中具有重要意义的转折点。事实上，1998 年以前地级以上城市平均建成区面积增长缓慢，而之后增长速度明显提高（图 2）。

为了验证在 1998 年前后多元线性回归模型的系数是否有结构性变化，对 1993—2010 年组成的不平衡面板数据进行邹至庄检验。邹至庄检验的 F 统计量为：

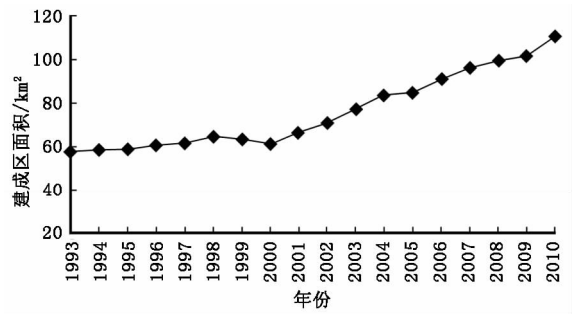


图2 1993—2010年全国地级市及以上城市市辖区平均建成区面积增长情况

Fig.2 Growth of the average built-up area of the municipal district of the prefecture-level cities and above from 1993 to 2010

$$F = \frac{(R_{ss} - R_{ss1} - R_{ss2})/m}{(R_{ss1} + R_{ss2})/(n_1 + n_2 - 2m)}$$
$$\sim F(m, n_1 + n_2 - 2m)$$

以此检验原假设:无结构性变化;备选假设:模型具有结构变化。其中, R_{ss} 为总体样本进行 OLS 的残差平方和。把总体样本分成 2 个子样本,观测值分别记为 n_1 和 n_2 , R_{ss1} 和 R_{ss2} 分别为子样本 1 和子样本 2 进行 OLS 的残差平方和, m 为参数个数(包括常数项)。

邹至庄检验结果为: $F = 29.83 > F_{0.01}(5, 4495)$, 结论为在 1% 的显著性水平上拒绝原假设而认为结构发生了变化。检验验证了前面的分析,即 1998 年前后中国城市空间扩张影响因素的影响程度发生了结构性变化。

发生结构性变化的原因可能是由于住房市场化造成的。1998 年,在新中国延续了近半个世纪的福利分房制度寿终正寝,市场成为城市住房建设的资源配置手段。作为经济体制改革的一项重要内容,住房制度改革

对传统的福利分房制度进行变革,以建立起符合市场经济机制的住房体制,实现住房的商品化和社会化。可见,1998 年之前的政策主导城市住房建设,城市居民收入水平提高并不能体现到住房市场上,自然也就无法推动城市建成区面积扩张。上述背景可以部分解释截面数据回归中收入水平(I)不通过检验的结果。

2.2 面板回归

为了衡量在市场作用下中国城市空间扩张中城镇化动力和郊区化动力的大小,利用 1999—2010 年数据构造平衡面板进行分析。需要说明的是,由于地级市数量逐年增加,原始数据并不是平衡面板,但考虑到绝大多数地级市的市辖区行政区划比较稳定,可以用于分析一定时期内的城市空间扩张进程。为便于面板数据分析,故构造平衡面板。各项指标的基本特征见表 3。

| 表 3 变量的基本统计特征 | | | | | |
|--|-------|-------|-------|--------|--------|
| Tab.3 Basic statistical characteristics of the variables | | | | | |
| 变量 | 观测值个数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| ln U | 2 532 | 4.161 | 0.734 | 1.946 | 7.208 |
| ln P | 2 532 | 4.545 | 0.707 | 2.678 | 7.199 |
| ln I | 2 532 | 9.691 | 0.532 | 7.586 | 11.859 |
| ln R | 2 532 | 1.897 | 0.627 | -1.966 | 7.034 |
| ln A | 2 532 | 4.305 | 0.978 | -0.845 | 7.878 |

为避免“伪回归”,需要进行单位根检验(表 4),对时间序列的平稳性进行分析。从单位根检验中得出,初始变量除收入水平(I)外都是平稳序列。根据计量经济理论可知,如果一些序列平稳,而另外一些序列不平稳,此时不能对原序列进行回归,需要对原序列进行差分,使之成为同阶序列。结果显示,变量经过一次差分后均是平稳序列。

表 4 单位根检验结果

Tab.4 Results of unit root test

| 变量 | LLC 检验 | | IPS 检验 | | ADF-Fisher 检验 | | PP-Fisher 检验 | | 结论 |
|---------|------------|-------|----------|-------|---------------|-------|--------------|-------|-----|
| | 统计值 | p 值 | 统计值 | p 值 | 统计值 | p 值 | 统计值 | p 值 | |
| ln U | -341.217 | 0.000 | -76.484 | 0.000 | 1 392.19 | 0.000 | 1 599.54 | 0.000 | 平稳 |
| Dln U | -497.434 | 0.000 | -151.606 | 0.000 | 2 664.69 | 0.000 | 3 166.54 | 0.000 | 平稳 |
| ln P | -104.795 | 0.000 | -138.318 | 0.000 | 2 180.57 | 0.000 | 2 704.44 | 0.000 | 平稳 |
| Dln P | -1 296.850 | 0.000 | -629.442 | 0.000 | 3 050.79 | 0.000 | 3 369.09 | 0.000 | 平稳 |
| ln I | 5.768 | 1.000 | -0.283 | 0.389 | 481.00 | 0.025 | 681.94 | 0.000 | 非平稳 |
| Dln I | -352.784 | 0.000 | -221.338 | 0.000 | 3 195.40 | 0.000 | 3 755.98 | 0.000 | 平稳 |
| ln R | -20.620 | 0.000 | -17.108 | 0.000 | 1 055.53 | 0.000 | 1 133.94 | 0.000 | 平稳 |
| Dln R | -75.702 | 0.000 | -52.980 | 0.000 | 2 370.34 | 0.000 | 3 221.48 | 0.000 | 平稳 |
| ln A | -21.996 | 0.000 | -20.021 | 0.995 | 1 254.54 | 0.001 | 1 176.61 | 0.000 | 平稳 |
| Dln A | -174.534 | 0.000 | -90.526 | 0.000 | 2 772.52 | 0.000 | 3 249.62 | 0.000 | 平稳 |

为了选择正确的模型,保证实证分析结论的准确性和可靠性,分别使用固定效应模型(FERM)和随机效应模型(RERM)进行估计(表 5)。Hausman 检验结果显示, p 值 = 0.000 $1 < 0.01$,表明在 1% 的显著性水平下拒绝随机效用模型,选择固定效应模型。

从固定效用模型来看,市辖区人口规模(P)、城市居民人均收入(I)、市辖区人均道路面积(R)与市辖区建成

区面积(U)呈正向关系。市辖区人口规模、城市居民人均收入、市辖区人均道路面积每增加 1%,市辖区建成区面积就会分别增加 0.811%,0.148%,0.309%。市辖区地均第一产业产值(A)与市辖区建成区面积(U)存在负向关系,市辖区地均第一产业产值每提高 1%,市辖区建成区面积(U)就会降低 0.075%。对比其他变量,市辖区地均第一产业产值的影响远小于其他 3 个推动力因

表 5 面板数据模型比较
Tab.5 Model comparison

| 变量及统计量 | FERM | RERM |
|----------|----------------------|-----------------------|
| C | 0.000 (0.030) | -2.63E-05 (-0.001) |
| $D\ln P$ | 0.811** (53.222) | 0.827** (60.960) |
| $D\ln I$ | 0.148** (4.899) | 0.177** (6.167) |
| $D\ln R$ | 0.309** (22.789) | 0.324** (25.077) |
| $D\ln A$ | -0.075** (-7.068) | -0.075** (-7.819) |
| R^2 | 0.902 | 0.644 |
| F | 99.814 | 1 139.866 |
| N | 211 | 211 |
| T | 11 | 11 |

说明：**表示在 1% 水平下显著， N 表示个体的数量， T 表示年度数，括号之内的数值为参数的 t 值。

素,这也解释了中国城市空间快速扩张的原因。

可以发现,中国是人口和交通成本推动型的城市空间扩张,收入推动作用小可能与选择城市的平均工资作为指标有关。在过去的 20 多年中国城市居民收入大幅度提高,原理上来说,对住房产生的影响应该较大,只是缺乏可靠的收入数据将其影响准确地测度出来。不过,表 1 中的截面数据回归结果显示,2007—2010 年的收入水平的回归系数明显提高,收入水平在城市空间扩张中扮演的角色也越来越重要。农业地租对于城市空间扩张的阻碍作用小,推动力远大于阻力,这也与中国近年来城市空间快速扩张的事实保持一致。

需要指出的是,面板回归中系数的大小有着特殊的含义。人口规模是最重要的因素,系数为 0.811,其次是交通成本,系数值为 0.309,再次是收入水平,为 0.148,农业地租系数最小,为 -0.075。这一差别表现了中国城市空间扩张的特殊性。人口迁移的强大推动力、大规模的基础设施建设、高房价和拆迁补偿以及农转非的特殊性决定了这 4 个回归系数的大小排序。城市人口规模的回归系数为 0.811,代表的是城镇化推动力,大于郊区化推动力($0.148 + 0.309 = 0.457$),这也验证了前面的分析结果,即中国城市空间扩张中,城镇化推动力大于郊区化推动力,居于主导地位。这一结果符合中国正处于快速城镇化阶段的现实情况。

中国与美国的城市空间扩张影响因素有异同点。与中国的情况相似的是,美国的城镇化动力也是城市空间扩张的主导推动力。不同的是,收入水平对于其城市空间扩张影响较大(表 6)。对于二者的差别,原因可能同样与本研究选取的收入水平的指标有关。

3 结论与讨论

理论上,城镇化和郊区化都会推动城市空间扩张,导致城市边界向外延伸。具体而言,城市人口规模增

表 6 回归结果比较
Tab.6 Regression results comparison

| 指标 | J. K. Brueckner 等 ^[9] | D. T. McGrath ^[10] | 本研究 |
|------|----------------------------------|-------------------------------|-----------|
| 人口 | 1.097 | 0.76 | 0.811 |
| 农业地租 | -0.234 | -0.10 | -0.075 |
| 收入水平 | 1.497 | 0.33 | 0.148 |
| 交通成本 | 不显著 | -0.28 | 0.309 |
| 国家 | 美国 | 美国 | 中国 |
| 样本分布 | 40 个小城镇化区域 | 33 个大都市区 | 211 个地级市 |
| 数据年份 | 1970 | 1950—1990 | 1999—2010 |

长,就意味着城市需要更多住房,也会促进土地的开发,从而扩大了建成区面积,带来城市空间扩张。随着人们收入水平不断提高,城市道路逐步完善,住房需求便会增加,城市郊区的土地便会更多地被开发,郊区化开始。人口规模的增长代表着城镇化动力,而交通成本降低和收入水平提高代表郊区化动力,这 2 个动力共同作用,促进城市建成区面积的增长。

历年截面数据和面板数据分析结果均表明,在中国城市空间扩张进程中,城镇化动力和郊区化动力都在起作用,城镇化动力居主导地位。市辖区人口规模、城市居民人均收入、市辖区人均道路面积每增加 1%,市辖区建成区面积就会分别增加 0.811%、0.148%、0.309%。市辖区地均第一产业产值与市辖区建成区面积存在负向关系,市辖区地均第一产业产值每提高 1%,市辖区建成区面积就会降低 0.075%。对比其他变量,市辖区地均第一产业产值的影响远小于其他 3 个推动力因素。

中国与美国的城市空间扩张影响因素有异同点。中美都是城镇化推动型的城市空间扩张,但与中国的情况不同,收入水平对美国城市空间扩张影响较大。中国城市空间扩张进程中,收入水平的影响偏小的原因可能与选择的指标数据有关。

从理论中推导出的郊区化动力主要指的是生活的郊区化,并不涉及生产的郊区化。而对于中国现阶段而言,生产的郊区化并不能忽视。但鉴于统计数据所限,本研究并不能从数据上严格区分生产的郊区化和生活的郊区化,这是未来可以继续研究的方向。同样鉴于数据所限,本研究选取市辖区地均第一产业产出来衡量农业地租,虽然在实证分析中结果较好,但是仍然低估了城市扩张过程中遇到的阻力。在中国,农村土地没有市场,农业土地须由政府征收后才能用作城市建设用地。但在现实中,中国地方政府有压低土地征收价格的激励。近年来政府在“农转非”和拆迁中遇到的失地农民和原有居民的抵抗有逐年增多的趋势,加之拆迁补偿标准逐年提高,这些显性和隐性的阻力都是中国城市扩张过程中的必须面对的挑战。此外,由于中国家庭收入多元化,城市市辖区职工平均工资并不能真实反映城市居民的收入水平,因此,需要进一步寻找更为可靠的基础数据将收入水平的影响准确地测度出来。本研究是分析中国城市空间扩张进程中市场化动力的作用,但不能

忽视的是,近年来政府主导的城市开发(表现为“土地财政”)所代表的政府的力量也是重要影响因素,涉及政府推动作用的研究是未来可以深化的方向。

本研究对于中国城市空间扩张研究的意义有3点:(1)与已有文献对城市空间扩张影响因素的分析相比,区分了城镇化和郊区化2种市场化动力,并从基本原理上阐述了4个因素的影响机制。(2)多年的截面数据和面板数据的实证结果表明,城镇化动力和郊区化动力都在影响中国城市空间扩张,而前者的作用更大。(3)1998年是中国城市空间扩张进程中具有转折意义的关键点,住房改革这一制度变革可能是其背后主要原因。

参考文献:

- [1] 丁成日.城市摊大饼式空间扩张的经济学动力机制[J].城市规划,2005,29(4):56-60.
- [2] Alonso W. Location and Land Use[M]. Cambridge MA:Harvard University Press,1964.
- [3] Mills E S. An Aggregative Model of Resource Allocation in A Metropolitan Area[J]. American Economic Review,1967,57(2):197-210.
- [4] Muth R F. Cities and Housing[M]. Chicago IL:University of Chicago Press,1969.
- [5] Wheaton W C. A Comparative Static Analysis of Urban Spatial Structure[J]. Journal of Economic Theory,1974,9(2):223-237.
- [6] Brueckner J K. The Structure of Urban Equilibrium:A Unified Treatment of the Muth-Mills Model[C]//Mills E S. Handbook of Regional and Urban Economics. Amsterdam:Urban Economic,1987:821-875.
- [7] Brueckner J K, Fansler D A. The Economics of Urban Sprawl: Theory and Evidence on the Spatial Sizes of Cities[J]. Review of Economics and Statistics,1983,65(3):479-482.
- [8] Alig R J, Healy R G. Urban and Built-up Land Area Changes in the United States: An Empirical Investigation of Determinants[J]. Land Economics,1987,63(3):215-226.
- [9] Brueckner J K, Mills E, Kremer M. Urban Sprawl: Lessons from Urban Economics[J]. Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs,2001(1):65-97.
- [10] McGrath D T. More Evidence on the Spatial Scale of Cities[J]. Journal of Urban Economics,2005,58(1):1-10.
- [11] Song Y, Zenou Y. Property Tax and Urban Sprawl: Theory and Implications for US Cities[J]. Journal of Urban Economics,2006,60(3):519-534.
- [12] 王俊松,贺灿飞.转型期中国城市土地空间扩张问题研究——基于 Muth-Mill 模型的实证检验[J].城市发展研究,2009,16(3):24-30.
- [13] 王家庭,张俊韬.我国城市蔓延测度:基于35个大中城市面板数据的实证研究[J].经济学家,2010(10):56-63.
- [14] 刘涛,曹广忠.中国城市用地规模的影响因素分析[J].资源科学,2011,33(8):1570-1577.
- [15] Deng X, Huang J, Rozelle S, et al. Growth, Population and Industrialization, and Urban Land Expansion of China[J]. Journal of Urban Economics,2008,63(1):96-115.
- [16] Ke S, Song Y, He M. Determinants of Urban Spatial Scale: Chinese Cities in Transition[J]. Urban Studies,2009,46(13):2795-2813.
- [17] 周一星.对城市郊区化要因势利导[J].城市规划,1999,23(4):13-17.
- [18] 周一星.北京的郊区化及其引发的思考[J].地理科学,1996,16(3):198-206.
- [19] 周春山.广州市人口变动地域类型特性研究[J].经济地理,1996,16(2):25-30.
- [20] 周一星,孟延春.沈阳的郊区化:兼论中西方郊区化的比较[J].地理学报,1997,52(4):289-299.
- [21] 张越.苏、锡、常三市人口郊区化[J].经济地理,1998,18(2):35-40.
- [22] 冯健,周一星.杭州市人口的空间变动与郊区化研究[J].城市规划,2002,26(1):58-65.
- [23] 谢守红,宁越敏.广州市人口郊区化研究——兼与北京、上海的比较[J].地域研究与开发,2006,25(3):116-119.
- [24] 黄馨,黄晓军,陈才.长春城市空间扩张特征、机理与调控[J].地域研究与开发,2009,28(5):68-72.
- [25] 马清裕,张文尝.北京市居住郊区化分布特征及其影响因素[J].地理研究,2006,25(1):121-131.
- [26] 柴彦威,周一星.大连市居住郊区化的现状、机制及趋势[J].地理科学,2000,20(2):127-132.
- [27] 冯健,周一星.郊区化进程中北京城市内部迁居及相关空间行为——基于千份问卷调查的分析[J].地理研究,2004,23(2):227-242.
- [28] 宋金平,王恩儒,张文新,等.北京住宅郊区化与就业空间错位[J].地理学报,2007,62(4):387-396.
- [29] 吴国兵,刘均宇.中外城市郊区化的比较[J].城市规划,2000,24(8):36-39.
- [30] 陈雪明.美国城市化和郊区化历史回顾及对中国城市的展望[J].国外城市规划,2003,18(1):51-56.
- [31] 吕拉昌.新经济时代中国大都市的郊区化机制探讨——兼与美国郊区化的比较[J].地域研究与开发,2006,25(4):6-10.
- [32] 李治,李国平.单中心城市空间结构模型的实证研究进展[J].地域研究与开发,2009,28(4):5-8.
- [33] 许学强,周一星,宁越敏.城市地理学[M].北京:高等教育出版社,1997.
- [34] 周一星,孟延春.中国大城市的郊区化趋势[J].城市规划汇刊,1998(3):22-27.
- [35] 梁玉芳,高铁梅.中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J].经济研究,2007(8):133-142.
- [36] 鞠方.中国房地产泡沫的综合判断[J].社会科学家,2007(3):63-68.

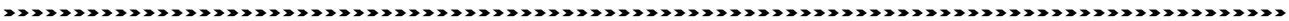
Urbanization, Suburbanization and China's Urban Spatial Expansion

Long Maoqian , Meng Xiaochen

(College of Urban and Environmental Sciences , Peking University , Beijing 100871 , China)

Abstract: As the mono-centric urban model shows, both the market forces, urbanization and suburbanization, can promote the urban spatial expansion, resulted in the urban sprawl. The paper briefly analyzed the impact of urbanization and suburbanization on the urban spatial expansion theoretically. According to the situation in China's urbanization, we chose the corresponding indicators and data and conducted multiple cross section and panel data regression. Both the cross section data and panel data show that, both the urbanization and suburbanization force works and the former one plays a more important role. At the same time, the later one has a growing tendency as the coefficient is gathering volume year by year. Similar to America, China's urban spatial expansion is mainly promoted by population. It is interesting to note that the transportation cost has a greater influence in China, while the income does more in America. The result shows clearly that the driving force of the urban sprawl is much greater than resistance, consistent with the reality of China. It is worth noting that the year of 1998 is an important time point in this process. As the watershed of the urban spatial expansion speed and the boundary point of the significance of income under the effect of the market, the reform of the housing system in 1998 is the milestone in the process of China's urban spatial expansion.

Key words: urban spatial expansion; mono-centric urban model; urbanization; suburbanization; panel data; prefecture-level city



(上接第 26 页)

[43] 殷克东,王自强,王法良.我国陆海经济关联效应测算研究[J].中国渔业经济,2009,27(6):110-114.

[44] 常玉苗,成长春.江苏海陆产业关联效应及联动发展对策[J].地域研究与开发,2012,31(4):34-36,46.

[45] 傅立.灰色系统理论及其应用[M].北京:科学技术文献出版社,1992.

[46] 李文荣.海陆经济互动发展的机制探索[M].北京:海洋出版社,2010.

Study on Marine-land Industry Combined Development in Shandong Province

Sui Pengfei^{1,2}, Ren Jianlan¹

(1. School of Population, Resources and Environment, Shandong Normal University, Jinan 250014, China; 2. School of Economics, Shandong Institute of Business and Technology, Yantai 264005, China)

Abstract: Shandong Province is an important coastal province of China. Shandong Peninsula Blue Economic Zone is the first national strategy zone that combines land and sea in China. Study on the marine-land industry combined development is very important. This article absorbs the results of previous studies and gives new understanding of the marine-land industry combined development. According to the latest data, the thesis used grey correlation analysis method to analyze the correlation degree among the Shandong economy, the land industry and the marine industry. The results show that the correlation degree between regional economy and land industry is higher than that of marine industry in Shandong Province. Ocean primary industry has weaker connections with land economy, land primary industry, and land tertiary industry. The correlation degree between ocean tertiary industry and land secondary industry is relatively low. The industries of marine scientific research, education, management and service have weaker connections with land economy in Shandong Province. Finally the paper proposed that Shandong Province should improve the marine-land industry combined development space layout by using coastal zone as bond, strengthen the industry chain docking between marine industry and land industry, promote the marine-land industry combined development by carrying out different key tasks during different stage.

Key words: the marine industry; the land industry; grey correlation analysis; Shandong Province