

城市行政层级视角的人口流动影响机理研究

黄燕芬 张超

【摘要】文章以中国特有的城市治理结构为背景,从城市行政层级角度构建了人口流动影响机理的分析框架,并基于2006~2015年中国35个大中城市统计数据,运用系统GMM方法对中国城市间人口流动的影响机理进行了实证分析。研究结果显示,城市行政层级作为中国城市间发展不平衡的制度性根源,对流动人口产生直接的正向影响。同时,体制转型过程中产生流动人口“用脚投票”的市场机制,表现为城市公共服务水平和商品房价格分别对流动人口产生显著的正向拉力和反向推力,但城市行政层级会削弱“用脚投票”机制作用的力度与强度,因此,中国城市间人口流动机制是一种行政层级制掣下的“用脚投票”机制。此外,城市间人口流动还存在明显的惯性,强化了流动人口向高行政层级城市集聚的趋势。

【关键词】城市行政层级 人口流动 公共服务 影响机理

【作者】黄燕芬 中国人民大学公共管理学院,教授;张超 中国人民大学公共管理学院,博士生。

一、引言

当前,中国特色社会主义进入新时代,中国社会主要矛盾转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,其中一个突出表现是区域间、城市间发展的不平衡、不充分。这种不平衡、不充分加速了中国城市间人口流动。国家卫计委发布的《中国流动人口年度报告2016》显示,2015年中国流动人口达2.47亿,占总人口的18%,其中东部地区流动人口占全国的74.7%,跨省流动人口中流向中心城市(包括直辖市、计划单列市和省会城市)的比例高达54.9%,2006~2015年中国35个大中城市统计数据同样表明,流动人口向东部地区、向高行政层级城市集聚的趋势不断加强(见图1)。

近年来,许多城市政府热衷于提升城市行政层级,如广州、武汉、深圳、大连、青岛、西安等城市可能被升级为直辖市的消息屡见报端,而类似报道每次出现都能直接引发

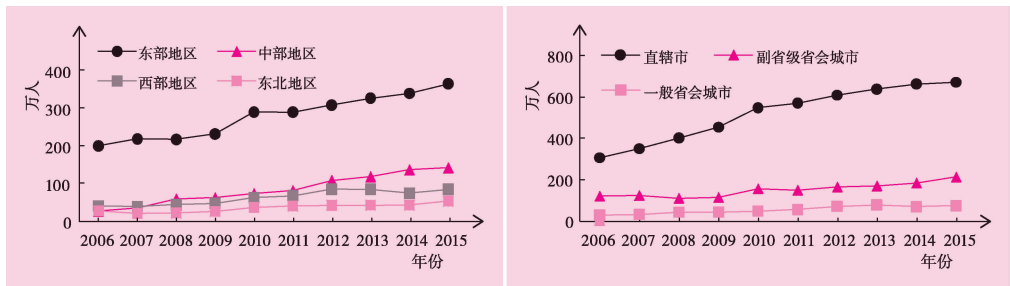


图 1 2006~2015 年中国 35 个大中城市流动人口变动趋势
资料来源:历年《中国城乡建设统计年鉴》。

当地房价上涨或相关上市公司股价飙升。中国流动人口为何向高行政层级城市集聚?城市行政层级对城市发展有何影响?分析和解决上述问题,对于正确认识和妥善处理中国城镇化进程中行政力量和市场机制的相互关系,改善城市治理结构,提高城市政府治理水平,合理控制城市规模,促进城市间人口合理有序流动,具有重要意义。

对于中国人口流动的影响机理,现有研究主要从流动收益和流动成本两个角度进行了探讨。从流动收益角度看,迁入地的产业结构、就业机会、收入水平、生活品质等对流动人口产生拉力(巫锡伟等,2013;王桂新、潘泽瀚,2013;李拓、李斌,2015),基于 Tiebout 模型(1956)的城市公共服务资本化问题近几年备受关注,除实证检验地方公共服务财政支出增加有助于吸引人口流入之外(张丽等,2011;王永培、晏维龙,2013),还有研究发现不同类型公共服务对人口流动的影响存在差异(侯慧丽,2016;李一花等,2017)。从流动成本角度分析,财产税通常被认为是西方国家城市居民最直接的考虑因素(Oates,1969),但中国尚未对城市居民自住房屋征收房地产税(重庆和上海试点除外),因而国内学者研究往往聚焦于住房价格与人口流动之间的关系,并存在一定分歧。如李拓、李斌(2015)认为,住房价格对人口流动产生负向影响;白极星等(2016)则认为,人口流动与城市住房价格存在倒“U”形关系。上述研究成果偏重于对人口流动具体影响因素及其作用效果的分析,仅证实了城市间社会经济发展不平衡是促使流动人口向发达城市集聚的原因,未深入探讨城市发展不平衡的根源,难以从根本上揭示影响中国城市间人口流动的制度性因素,没有形成完整、系统的理论分析框架。

城市行政层级序列是中国行政管理体制在城市治理层面的投射和缩影(魏后凯,2014a),作为中国城市独有的政治标识,深刻影响着城市发展。一方面,各类资源配置存在明显的行政中心偏向(魏后凯,2014b),行政等级高的城市容易获得更多来自中央政府的资源分配,从而创造出大量就业机会和广阔的发展平台。另一方面,由于行政等级差异而产生的城市政府间领导关系或隶属关系,显化了中国城市间竞争的不平等性,高行政层级城市可以借助行政权力攫取低行政层级城市的财政资源,从而进一步加剧城

市间发展的不平衡。

基于此,本文以中国特有的城市治理结构为背景,从城市行政层级角度构建中国人口流动影响机理分析框架,并运用 2006~2015 年中国 35 个大中城市数据进行实证分析。本文与已有研究的不同之处在于:(1)分析中国独特的政治经济体制下城市治理结构与西方联邦制国家的差异,揭示出中国行政力量和市场力量相互作用下的人口流动机制。(2)以城市行政层级为出发点构建了一个人口流动影响因素的分析框架,从制度层面探讨了流动人口向高行政层级城市集聚的根源。(3)以样本城市副局级以上官员人数^①作为衡量行政层级的代理变量,为准确反映城市行政层级差异提供了一个新思路。

二、理论基础及假说

中国作为单一制的发展中国家,目前正处于传统计划经济体制向现代市场经济体制的转型期,尽管“让市场在资源配置中起决定性作用”的改革方向非常明确,但城市发展过程中仍有诸多领域受到行政因素的制约。行政层级作为特定的城市政治、经济地位标识,不但对人口流动产生直接影响,而且在一定程度上制约着公共服务、商品房价格等市场化因素对人口流动作用的发挥。

(一) 城市行政层级与人口流动

与西方联邦制国家城市自治不同,中国城市设立时便由中央政府赋予明确的行政层级(王明田,2013),高行政层级城市政府在城市治理中相对于层级低的城市政府自主权更大,资源配置和制度安排也明显向高行政层级城市倾斜(魏后凯,2014a),这种先天优势使不同行政层级的城市难以平等竞争,高行政层级城市甚至能够通过行政手段从低行政层级城市攫取资源(Henderson 等,2005;王垚等,2015),从而不断巩固自身的优势地位,形成各类资源和产业向高行政层级城市不断集聚的现象,并因此吸附大量流动人口。鉴于此,本文提出假说 1:在中国由计划经济向市场经济转轨时期,城市竞争力很大程度上取决于其政治地位,行政层级越高的城市,对流动人口的吸引力越强。

(二) 城市公共服务与人口流动

公共服务水平的提高能够显著提升城市居民生活质量。Tiebout(1956)最早提出居民偏好选择公共服务水平更高的社区居住的观点,并将其概括为“用脚投票”规则,其后有大量文献基于不同国家的数据证实了这一结论(Oates,1969;Henderson 等,2004;Albouy,

^① 选择副局级以上官员人数的原因是,在中国公务员行政序列中,一般地级市(本文实证分析的 35 个大中城市的最低行政层级)的副市长为副局级,因此一方面副局级以上领导代表了 35 个大中城市政府中的核心决策群体,另一方面不同行政层级城市之间副局级以上官员数量也存在较大差异,能够较好地反映行政层级的差异。同时,中国城市政府公务人员数量均遵循省级政府设置的岗位编制,因此不同年度某城市副局级以上官员人数相差无几。

2008;王小鲁等,2009)。中国城市间资源配置的不均衡和发展机会的不均等,导致不同区域、不同行政层级的城市间财政实力悬殊,进而公共服务支出、公共服务质量差异较大(黄燕芬、肖翔,2014)。随着中国城镇化进程中政府对人口流动诸多限制的逐步放松,人口大量流向优质公共资源集聚、公共服务水平高的城市,导致大城市规模加速扩张。鉴于此,本文提出假说2:在“用脚投票”机制下,迁入地公共服务水平对其流动人口规模产生正向影响。

(三) 房地产租税、房价与人口流动

西方国家城市政府公共服务支出资金来自当地居民缴纳的税收,其中财产税是城市政府的主要税源,从成本角度,当城市公共服务水平一致时,居民更偏好选择财产税率更低的社区居住(Oates,1969)。中国税收体系完全由中央政府确定,因此城市间在税种和税率方面几乎没有差异^①,加之现阶段中国并没有对城镇居民个人自用的商品住房征收房产税,故家庭税收负担不是流动人口选择迁入地时重点考虑的因素。中国城市政府进行公共设施建设的资金更多依赖于以土地出让金为主的政府性基金收入,在城市政府土地出让面积需要按上级政府制定的计划出让的背景下,提高单位面积土地出让价格几乎成为城市政府加强基础设施建设、提高公共服务水平的唯一选择,而地价提高最终会通过商品房价格的上涨转变为城市居民的经济负担。尽管流动人口通常租房居住,但租金水平受商品房价格影响较大,二者呈高度正相关,因此迁入地商品房价格越高,流动人口的迁移成本越大。鉴于此,本文提出假说3:“用脚投票”机制下,迁入地商品房价格对其流动人口规模产生负向影响。

(四) 城市行政层级制掣下的“用脚投票”机制

在发展中国家城市形成和发展过程中,行政力量往往起主导作用(Ades等,1995),政府“偏爱”使某些城市获得更多的资源和更好的发展机会,从而吸引产业和人口不断集聚(Davids等,2003;王垚、年猛,2015)。中国作为正处于经济社会发展转型期的单一制发展中国家,尽管市场在资源配置中的作用越来越重要,但城市发展仍难以摆脱行政层级的制约。可以说,城市行政层级决定了中国城市发展的上限,高行政层级城市拥有更大的发展潜力和发展空间,这不但影响当前的公共服务供给水平和房价水平,更影响城市未来的产业结构、就业机会等多方面因素。在流动人口综合考虑各种因素选择迁移方向时,城市行政层级作为一个外生的基础性制度因素,既对流动人口产生直接的正向影响,又间接地影响流动人口对迁入地其他因素的考量。因此,尽管流动人口和当地户籍居民难以平等地享受高行政层级城市提供的公共服务,在高行政层级城市居住要承受高昂的居住成本,依然有大量人口流向高行政层级城市。据此,本文提出假说4:城市

^① 这里只考虑一般情况,某些针对特定行业或特殊人群的税收优惠政策除外。

行政层级削弱公共服务对流动人口产生的正向拉力和商品房价格对流动人口产生的反向推力,制掣中国城市间人口流动的“用脚投票”机制。

综合以上理论分析和现实依据,本文构建城市行政层级视角的人口流动影响机理分析框架(见图2)。

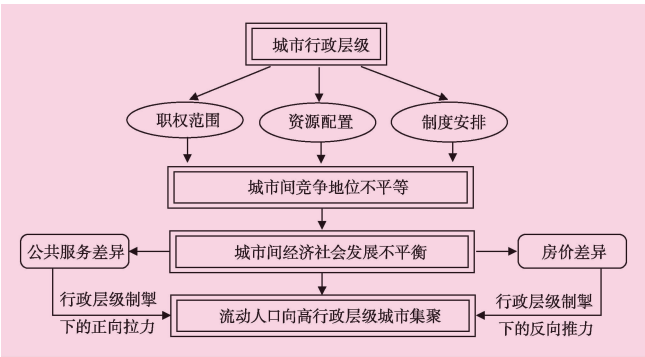


图2 城市行政层级视角下的人口流动影响机理分析框架

三、模型设定与数据来源

(一) 模型设定

在理论分析基础上,为验证假说1、假说2和假说3,同时考虑到人口流动存在一定的惯性,即某城市上一期流动人口规模会对当期流动人口规模产生影响(杨晓军,2017),本文构建包含城市行政层级、城市公共服务水平和商品房价格水平等解释变量的动态面板模型,即:

$$Migration_{it} = \beta_0 + \beta_1 Migration_{i,t-1} + \beta_2 PS_{it} + \beta_3 HP_{it} + \beta_4 AL_{it} + \sum \gamma_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,因变量 $Migration_{it}$ 和 $Migration_{i,t-1}$ 分别为各城市当期和上一期的流动人口数量, PS 为各城市公共服务指数, HP 为各城市商品房价格, AL 表示各城市的行政层级, X 为控制变量, ε 为随机扰动项。

为验证假说4,本文在式(1)的基础上构建包含交互项的动态面板模型,即:

$$Migration_{it} = \beta_0 + \beta_1 Migration_{i,t-1} + \beta_2 PS_{it} + \beta_3 HP_{it} + \beta_4 AL_{it} + \beta_5 AL_{it} \times PS_{it} + \beta_6 AL_{it} \times HP_{it} + \sum \gamma_j X_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $AL \times PS$ 为城市行政层级和公共服务构建的交互项,系数 β_5 的符号及显著性水平即反映城市行政层级是否显著影响及如何影响城市公共服务对流动人口的正向拉力。 $AL \times HP$ 为以城市行政层级和商品房价格构建的交互项,其系数 β_6 则用于城市行政层级是否显著影响及如何影响城市商品房价格对流动人口的反向推力。

(二) 变量含义与数据来源

1. 城市流动人口。城市流动人口是模型的因变量。目前中国各城市流动人口的管理工作基本由当地公安部门负责,但流动人口的统计工作难度较大,且各地统计口径存在差异。本文借鉴杨晓军(2017)的做法,选取《中国城乡建设统计年鉴》统计的各城市市区暂住人口^①数量作为流动人口的代理变量。市区暂住人口没有包含居住半年以下的流动

① 暂住人口定义为:离开常住户口地的市区或乡、镇,到本市居住半年以上的人员。

人口,但考虑到这部分居民居住时间较短,基本可以排除其影响。为保证数据平稳性,本文将该数据取对数,记为 $\ln MIG$ 。

2. 城市公共服务水平。城市公共服务体系包含诸多内容,本文根据《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》中对公共服务领域的规定,分别从文化教育、医疗卫生、环境保护、交通设施、生活服务和社会管理六大类考察城市公共服务水平。具体方法是从《中国城市统计年鉴》中选取 14 项指标,其中文化教育对应的指标为每万人拥有中小学专任教师数、每百万人拥有高等学校数和人均公共图书馆藏书量,医疗卫生对应的指标为每万人拥有医生数和每万人拥有医疗床位数,交通设施对应的指标为每万人拥有铺装道路面积和每万人拥有公交汽车数,生活服务对应的指标为年末邮电局数、年人均供电量和年人均供水量,环境保护对应的指标为建成区绿化覆盖率、人均园林绿地面积和固体废物综合利用率,社会管理对应的指标为公共管理和社会组织从业人员数,再用主成分分析法测算出公共服务综合评价指数,以反映城市的公共服务水平,记为 PS 。通过主成分分析法,能够在尽可能多的保存原有数据信息的同时,避免各变量之间共线性造成的问题。主成分分析法的步骤为数据标准化、求协方差矩阵、矩阵特征值求解并排序、求特征向量及主成分值。本文用 Stata 14.0 进行主成分分析,选取的指标均通过 KMO 与巴特莱特球度检验,选取第一主成分作为公共服务主成分值来代表公共服务水平,并通过数据标准化处理,使公共服务指数取值在 0 到 1 之间。

3. 城市商品房价格。本文选取国家统计局公布的 35 个大中城市商品房平均销售价格作为反映流动人口居住成本的解释变量。为消除通货膨胀对价格的影响,本文使用各城市每年的 CPI 指数,以 2006 年为基期,计算出价格平减指数,将统计期内各年度城市商品房平均销售价格换算成实际价格。同时,为了满足数据平稳性要求,本文对各年度城市商品房实际价格均取对数,记为 $\ln HP$ 。

4. 城市行政层级。城市行政层级可视为模型中的制度变量。现有研究中对城市行政层级的变量设置主要有两种方式。一是设置虚拟变量,如副省级以上城市为 1,其余城市为 0,该方式比较简洁,但分类不够细致,难以充分体现行政层级差异产生的影响;二是设置定序变量,如一般地级市、副省级城市、直辖市分别设置为 0、1、2,该方式尽管能够涵盖各等级分类,但定序变量只能反映排序,难以衡量各等级之间的确切差异。考虑到中国科层制的行政体制对应着职级分明的公务人员管理体系,城市行政层级的高低与该城市政府公务人员的职级和特定职级公务人员的人数密切相关,本文选取 35 个大中城市市委、市政府公务人员中副局级以上的官员人数,作为反映城市行政层级的代理变量。该变量选取的优点是:(1)在本文选取的 35 个大中城市中,行政层级最低的地级市的副市长是副局级官员,因此副局级以上官员代表了城市政府核心决策群体,其掌控的职权能够影响城市资源配置及相关制度安排,从而对城市治理、经济社会发展起

重要作用,因此它是一个相关性较强的代理变量。(2)城市行政层级的差异并非均等的,直辖市和副省级城市之间由于行政层级不同而产生的职权范围、资源配置和制度安排方面的差异比副省级城市和地级市之间的差异更显著,但这种差异之间的不均等用定序变量是反映不出来的。城市副局级以上官员人数作为一个连续型变量,克服了定序变量的这一缺陷,能更精确地反映城市间行政层级的差异,因此它是一个有效性很强的代理变量。(3)中国政府公务人员数量均有严格的编制控制,在行政层级不变的情况下,城市政府难以轻易增减该城市副局级以上官员人数,因此,它通常被视为一个外生的制度变量,不受到模型中其他经济变量的影响,使用它作为城市行政层级的代理变量,能够有效减轻模型的内生性。各城市副局级以上官员人数统计整理自各城市政府官方网站,并以北京市副局级以上官员人数作为中心数,对该数据进行中心化处理后取对数,记为 $\ln OFF$ 。

5. 控制变量。为剥离除公共服务水平、商品房价格和城市行政层级之外的其他因素对人口流动的影响,本文选取 5 个控制变量,分别是:(1)统计期内各城市人均 GDP ,反映城市经济发展水平,数据以各城市每年的 CPI 指数进行平减后取对数,记为 $\ln GDP$ 。(2)各城市人均固定资产投资额,反映城市发展动力,数据以各城市每年的 CPI 指数进行平减后取对数,记为 $\ln INV$ 。(3)各城市在岗职工平均工资,反映城市收入水平,数据以各城市每年的 CPI 指数进行平减后取对数,记为 $\ln SAL$ 。(4)城市第二、第三产业增加值占经济增加值的比重,反映城市产业结构,取对数后记为 $\ln STRU$ 。(5)各城市劳动力市场失业率^①,反映城市的就业机会,记为 $UNEMP$,前 3 个控制变量数据均来自《中国城市统计年鉴》。后两个变量数据来自 35 个大中城市各自的统计年鉴,如《沈阳统计年鉴》、《南京统计年鉴》等。为保持面板平衡性,对于统计资料中的缺失数据,依据前后年度统计数据整理计算得到或采用线性插值法计算补全。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 显示,35 个大中城市平均流动人口超过 150 万,但城市间流动人

表 1 变量描述性统计

变 量	均 值	标准差	最小值	最大值
城市流动人口(人)	1508976	2256121	6400	9869900
公共服务指数	0.162	0.157	0	1
人均 GDP(元)	49250.290	21169.640	13071.000	120951.000
商品房价格(元)	6041.794	3865.018	2022.000	39142.390
副局级以上官员数(人)	86	147.84	7	671
在岗职工工资(元)	37816.720	12453.340	16911.090	89454.010
人均固定资产投资(元)	35749.650	17282.630	6656.150	98220.200
二三产业占比	0.952	0.032	0.846	1.000
劳动力市场失业率	0.026	0.012	0.004	0.070

① 劳动力市场失业率 = 年末城镇登记失业人员数 ÷ (年末城镇登记失业人员数 + 年末单位从业人员数 + 年末城镇私营和个体从业人员数)。

口差异较大。公共服务指标采用主成分法构建,并进行标准化处理,因而均为0~1的指数形式。商品房价格最大值约为最小值的20倍,体现出35个大中城市间房地产市场的分化,表明以商品房价格代表城市间居住成本的差异是可行的。人均GDP、在岗职工工资和人均固定资产投资均表现出较高的正相关性,不同城市间同样存在明显差别,反映出尽管样本选取的都是直辖市、计划单列市和省会城市,但由于其行政层级的差异,各城市经济发展状况仍分化明显。35个大中城市市委、市政府中副局级以上官员人数平均值约为86人,标准差约147.86,变异系数约为1.7,说明城市间差别较大。城市副局级以上官员人数数据离散程度较高,一方面说明运用该指标作为城市行政层级的代理变量是合理和有效的,另一方面反映出对数据进行中心化处理是必要的。总体来看,35个大中城市2006~2015年共350个观测值,从统计指标上能够看出城市间政治地位、经济发展水平、公共服务水平、流动人口数量均存在显著差异,这为进一步揭示变量之间的关系提供了较好的数据基础。

四、实证结果分析

基于上述理论分析和模型设定,本文首先采用简单OLS回归对公式(1)进行检验,回归结果如表2模型1所示,其中,除滞后一期因变量外,其余变量均不显著,且商品房价格变量和劳动力市场失业率变量系数符号为正,人均GDP变量系数符号为负,这明显有悖于经济理论和客观现实,说明使用OLS回归得到的估计结果是有偏的。同时,经过验证发现人均GDP变量VIF值较高,推断这也可能是导致估计偏误的原因之一。在此

表2 不含交互项的模型回归结果(N=315)

	模型1(OLS)	模型2(FE)	模型3(Sys-GMM)	模型4(Sys-GMM)
lnMIG _{t-1}	0.862*** (0.032)	0.559*** (0.050)	0.792*** (0.028)	0.827*** (0.022)
PS	0.210 (0.268)	0.815 (0.917)	0.447*** (0.144)	0.472*** (0.069)
lnHP	0.082 (0.136)	-0.285 (0.185)	-0.070*** (0.024)	-0.130*** (0.026)
lnOFF	0.036 (0.030)		0.068** (0.028)	0.061*** (0.013)
lnGDP	-0.157 (0.181)		0.274*** (0.051)	
lnSAL	0.234 (0.215)	0.208 (0.347)		0.264*** (0.059)
lnSTRU	1.589 (1.196)	6.314 (6.886)		1.047*** (0.278)
lnINV	0.036 (0.121)	0.194 (0.196)		-0.007 (0.042)
UNEMP	2.065 (3.047)	-1.378 (4.745)		-1.493 (2.538)
常数项	0.147 (1.568)	4.399 (2.652)	0.659** (0.322)	0.992 (0.593)
F-value	184.110	28.790	5568.282	5405.861
AR(1)			-2.40	-2.34
AR(2)			0.53	0.50
Hansen test			0.993	1.000

注:括号内数字为标准误,*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

基础上,本文考虑将人均GDP变量剔除,并采用面板回归方法对模型进行估计,基于Hausman检验结果,本文使用固定效应模型,以控制个体效应和时间效应的影响。模型2与模型1相比,固定效应模型回归结果中

各变量的符号均与理论预期较为一致,商品房价格变量和失业率水平变量的系数符号均由正转负,但变量显著性水平并未有明显提高,单个变量的标准误几乎都有上升,说明固定效应模型并不能够很好地纠正估计偏误。从研究期间中国城市发展和人口流动的现实考虑,因变量与城市公共服务水平、商品房价格、工资水平、城市劳动力失业率等变量之间存在双向影响。据此可以推断模型存在内生性。为了减少内生性,本文采用两步系统 GMM 方法对公式(1)再次进行估计。结果如表 2 中模型 3 和模型 4 所示。

首先从模型 3 和模型 4 的 AR(1)和 AR(2)的取值可看出,两个模型均存在显著一阶自相关,但均不存在二阶自相关,满足系统 GMM 模型的前提条件,Hansen 检验 p 值均十分接近 1,说明工具变量的构造总体上均是有效的。因此,本文认为使用两步系统 GMM 模型是合理的。

模型 3 中包含 *PS*、*lnHP*、*lnOFF* 3 个自变量,并选择了 *lnGDP* 作为控制变量。结果显示,*PS* 在 1%的显著性水平上显著,其系数约为 0.447,说明公共服务质量对城市流动人口数量产生显著的正向影响。*lnHP* 系数约为 -0.070,同样在 1%水平上显著,表明商品房价格的提高将对人口流动产生一定的阻力。*lnOFF* 显著水平略低,系数 0.068 也相对较小,但也证实了行政等级高的城市能够吸纳更多的流动人口。控制变量人均 GDP 在 1%的水平上显著,系数符号为正,说明城市较高的经济发展水平是流动人口决定迁入的重要考量因素。值得注意的是,模型 3 中各变量的估计偏误明显降低,以 *PS* 变量为例,标准误 0.144 低于模型 1(0.268)和模型 2(0.917),此时其系数介于模型 1(0.210)和模型 2(0.815)之间,说明不恰当的估计方法可能导致解释变量影响效力的高估或低估。

模型 4 与模型 2 变量设置完全相同,*PS*、*lnHP*、*lnOFF* 和 *lnSAL*、*lnSTRU* 系数符号与模型 2 相同,但显著性差异较大,模型 4 中上述 5 个变量均在 1%的水平上显著。与模型 3 相比,模型 4 的估计偏误也进一步减小,反映出增加控制变量后,模型设定更加合理。值得注意的是,在标准误基本维持不变的前提下,模型 4 中 *lnHP* 的系数有明显提高,反映出居住成本确实是人口流动时重要的参考因素。根据上述回归结果,假说 1、假说 2 和假说 3 得到证实。此外,4 个模型中,控制变量劳动力市场失业率对因变量的影响均不显著,表明流动人口或许对迁入地当前的就业状况并不在意,而对受产业结构影响较大的潜在就业机会(*lnSTRU*)和收入水平(*lnSAL*)更为关心。滞后一期的因变量在各个估计结果中均在 1%的水平上显著,且系数差异不大,说明中国城市间人口流动具有较强的惯性,人口向高行政层级城市集聚的趋势不断强化。

在系统 GMM 回归结果中,城市行政层级虽对城市流动人口产生正向影响,但变量系数较小,似乎其影响作用较弱。然而,作为在中国反映城市政治经济地位最直观也是最重要的指标,城市行政层级对城市发展的许多方面都产生深刻影响,包括公共服务质

量和房价水平。因此,为了显化这种潜在影响,同时对假说4进行验证,本文对加入 $\ln OFF \times PS$ 和 $\ln OFF \times \ln HP$ 两个交互项的公式(2)进行估计,回归结果如表3所示。表3

表3 含交互项的模型回归结果(N=315)		
	模型5	模型6
$\ln MIG_{t-1}$	0.854*** (0.025)	0.769*** (0.066)
PS	1.368*** (0.226)	0.345* (0.203)
$\ln HP$	-0.046 (0.031)	-0.087 (0.060)
$\ln OFF$	0.024 (0.022)	0.071 (0.044)
$\ln SAL$		-0.067 (0.124)
$\ln STRU$		2.206** (0.990)
$\ln INV$		0.149** (0.070)
$UNEMP$		-9.543*** (3.148)
$\ln OFF \times PS$	-0.862*** (0.199)	-0.374* (0.195)
$\ln OFF \times \ln HP$	0.061*** (0.020)	0.081*** (0.027)
常数项	2.268*** (0.487)	3.557*** (1.146)
F-value	2868.73	2388.592
AR(1)	-2.34	-2.29
AR(2)	0.81	0.49
Hansen test	1.000	0.979

注:同表2。

表4 以2012年为界的分段回归结果		
	模型7	模型8
$\ln MIG_{t-1}$	0.641*** (0.052)	0.969*** (0.019)
PS	0.766*** (0.281)	0.283*** (0.090)
$\ln HP$	-0.130 (0.099)	0.001 (0.048)
$\ln OFF$	0.093** (0.045)	-0.027** (0.012)
$\ln SAL$	0.261 (0.233)	0.029 (0.052)
$\ln STRU$	2.280** (1.023)	0.274 (0.397)
$\ln INV$	0.168** (0.077)	-0.032 (0.056)
$UNEMP$	-7.489 (4.726)	-2.499** (1.211)
$\ln OFF \times PS$	-0.337 (0.383)	-0.898*** (0.151)
$\ln OFF \times \ln HP$	0.144** (0.057)	0.095*** (0.022)
常数项	1.928 (1.259)	0.470 (0.478)
N	210	105
F-value	4433.474	3617.363
AR(1)	-1.98	-1.19
AR(2)	0.75	-0.48
Hansen test	1.000	0.774

注:同表2。

模型5中只包含自变量和交互项,结果显示, PS 、 $\ln HP$ 和 $\ln OFF$ 的系数符号未变,除 PS 仍显著外, $\ln HP$ 和 $\ln OFF$ 不再显著。本文重点关注两个交互项的系数和显著性水平, $\ln OFF \times PS$ 系数为-0.862,与 PS 自身符号相反,标准误约为0.199,说明在1%的显著水平上城市行政层级削弱了公共服务对流动人口的正向拉力,证实了“用脚投票”机制的确受到行政因素的制掣。 $\ln OFF \times \ln HP$ 同样在1%的水平上显著,系数为0.061,符号与 $\ln HP$ 相反,反映出城市行政层级同样削弱了商品房价格对流动人口的反向推力。从人均指标看,北京、上海等直辖市人均享受的公共资源数量不及部分副省级城市,流动人口也难以和当地户籍居民平等地享受同样的公共服务,但每年仍有大量的流动人口涌入,且快速上涨的房价并没有明显降低人口流入的意愿,这些现实情况反映出流动人口更看重高行政层级城市拥有的更广阔发展空间,中国城市间人口流动的“用脚投票”机制现阶段仍是行政力量制掣下的市场化机制。

表3中模型6加入了工资水平、产业结构等控制变量后,与模型5相比结果变化不大,显示出模型的稳健性较好。特别是 PS 的系数值和显著水平均明显下降,再次证实了在城市行政层级的影响下,公共服务对流动人口的正向影响作用减弱,说明在考虑迁入高行政层

级城市时,流动人口对公共服务的关注程度降低。因此,表3的回归结果表明假说4在研究期间内成立。

样本期间内中国的行政管理体制改革不断深化,十八大报告中首次明确提出“优化行政层级和行政区划设置,有条件的地方可探索省直接管理县(市)改革”,被视为中央层面改革行政管理体制的重要信号。鉴于此,本文以2012年为分界点,将样本期间分为两个阶段,分别进行回归,以对比十八大前后城市行政等级对城市发展和人口流动的这种潜在影响是否有明显的变化。表4中模型7为2006~2012年的估计结果,模型8为2012年以后的结果,比较两个交互项发现,模型8中两个交互项的显著性水平高于模型7,反映出十八大以后,尽管中央始终在不断强调深化行政体制改革,优化行政区划设置,十八届三中全会又进一步明确“大幅度减少政府对资源的直接配置”,但城市行政层级对城市间人口流动的影响机制未发生显著变化。

五、结论及政策建议

本文以中国科层制的行政管理体制为背景,将公共服务和房价水平纳入以城市行政层级作为制度因素的分析框架中,基于2006~2015年中国35个大中城市数据,运用系统GMM动态面板模型进行实证分析,得到以下主要结论。

第一,城市行政层级作为中国城市政治经济地位的直观显化指标,深刻影响着中国人口流动方向,同时制约着市场化机制在城市间人口流动作用的发挥。在中国城市治理结构中,行政力量仍是主导因素,城市行政层级是造成中国城市间竞争地位不平等、经济社会发展不平衡的制度根源,这也导致了城市间人口流动机制仍是一种行政层级制掣下的“用脚投票”机制。2012年党的十八大后虽然中央政府一直在推行“简政放权”,着力优化行政层级设置,但从人口流动反映出的特点看,行政力量作用并未减弱,甚至有所增强。因此,中国行政管理体制改革有待进一步深化。

第二,城市公共服务水平对流动人口数量存在显著的正向影响。提高公共服务水平,有助于满足流动人口对生活品质提升的需求,从而促使其向该城市流动。虽然作为观测样本的35个大中城市均为直辖市、计划单列市和省会城市,但显然中国东南沿海经济发达省份对流动人口的吸引力显著高于中西部省份,其中经济发达地区城市政府财政收入较高,公共服务供给水平更高,对流动人口的吸引力更强。

第三,城市商品房价格对流动人口数量存在显著的负向影响。从实证结果看,房价对人口流入的确产生了明显的抑制作用。尽管东南沿海城市房价明显高于中西部地区,流动人口也确实向东南沿海城市集聚,但在东南沿海房价增速较快的城市中,人口流入量有明显的放缓趋势。

第四,城市间人口流动存在明显的惯性。实证结果显示,上一期流动人口数对当期流动人口数均产生显著的正向影响,这一方面与中国“投亲靠友”的家庭文化有密切关联,特别是外来务工人员,靠同乡、亲戚介绍到异地工作的居多,因而体现出人口流向的同一性,更重要的是中国城市行政层级的设置使城市地位和经济发展程度日益固化,低行政层级城市难以提升自身行政层级,难以在城市竞争中获得与高行政层级城市同等的地位,在其经济发展中受到限制较多,从而出现高行政层级城市经济社会发展程度越来越高,与低行政层级城市间差距越来越大,流动人口向高行政层级城市集聚的趋势也随之不断强化。

基于上述研究结论,本文认为政府应当从以下几个方面入手,提升城市发展质量。

第一,深化行政管理体制改革,优化行政层级设置,逐步弱化行政层级在城市治理中的作用。中央政府应继续深入推进“放管服”改革,减少对资源的直接配置,释放城市政府活力,促进城市间平等竞争,同时自上而下地推动政府扁平化改革,调整权力层级结构,转变完全依据行政层级决定城市政府权利范围的做法,向城市政府赋权增能。城市政府应结合各地本身应有的特色和属性,切实在更好地发挥政府职能上下功夫,优化行政服务,让市场在资源配置中起决定性作用,降低对上级政府资源分配的依赖,逐步摆脱行政层级对城市发展的束缚,形成拥有地方特色的经济发展和城市治理结构,吸引城市发展需要的流动人口有序流入,促进城市经济实现高质量发展。

第二,以有质量的公共服务均等化缩小不同行政层级城市间公共服务水平的差距,避免流动人口过度向大城市集聚。将完善公共服务体系与保障和改善民生统一起来,按照人人尽责、人人享有、坚守底线、突出重点、完善制度、引导预期的原则,坚持在发展中保障和改善民生。中央政府通过财政转移支付、专项补贴等手段促进区域间、城市间、城乡间公共服务均等化。城市政府应重视深化教育、医疗、养老等关键领域的体制改革,补上公共服务领域短板,实现“幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶”,提升流动人口在共建共享发展中拥有更多获得感,促进人力资本在不同行政层级间城市间合理配置,缓解高行政层级城市因人口过度集聚带来的社会负担,也为低行政层级城市发展提供有效的人才支撑。

第三,不同行政层级城市应根据当地承载能力制定差别化的房地产调控政策。城市政府制定房地产调控政策时应充分考虑房价波动对人口流动的影响,制定适宜的调控政策,合理控制城市人口规模。高行政层级城市商品房价格通常较高,同时也累积了大量流动人口,可考虑运用房价对人口流入的抑制作用疏解人口,但应注重针对不同类型的流动人口制定差别化的调控政策,将城市发展需要的人才留住。低行政层级城市商品房价格相对较低,但近年来部分城市房价上涨较快,也限制了人口流入,城市政府可通

过对特定流动人口群体实行住房补贴的方式,降低其流入和居住成本,以此提高城市在人才引进过程中的竞争优势,吸引人才从高行政层级城市向低行政层级城市回流,从而逐步实现人口在城市间、区域间的合理分布。

参考文献:

1. 白极星等(2016):《人口流动、城市开放度与住房价格——基于 2005~2014 年 35 个大中城市面板数据经验研究》,《经济问题探索》,第 8 期。
2. 侯慧丽(2016):《城市公共服务的供给差异及其对人口流动的影响》,《中国人口科学》,第 1 期。
3. 黄燕芬、肖翔(2014):《中国式分权视角下城市行政层级对房价的影响机理》,《教学与研究》,第 9 期。
4. 李拓、李斌(2015):《中国跨地区人口流动的影响因素——基于 286 个城市面板数据的空间计量检验》,《中国人口科学》,第 2 期。
5. 李一花等(2017):《公共品供给与城乡人口流动——基于 285 个城市的计量检验》,《财贸研究》,第 5 期。
6. 王桂新、潘泽瀚(2013):《我国流动人口的空间分布及其影响因素——基于第六次人口普查资料的分析》,《现代城市研究》,第 3 期。
7. 王明田(2013):《城市行政等级序列与城乡规划体系》,《中国城市规划学会·城市时代,协同规划——2013 中国城市规划年会论文集》。
8. 王小鲁等(2009):《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》,第 1 期。
9. 王垚、年猛(2015):《政府“偏爱”与城市发展:以中国为例》,《财贸经济》,第 5 期。
10. 王垚等(2015):《行政等级、自然条件与中国城市发展》,《管理世界》,第 1 期。
11. 王永培、晏维龙(2013):《中国劳动力跨省迁徙的实证研究》,《人口与经济》,第 2 期。
12. 魏后凯(2014a):《中国城市行政等级与规模增长》,《城市与环境研究》,第 1 期。
13. 魏后凯(2014b):《中国城镇化进程中的两极化倾向与规模格局重构》,《中国工业经济》,第 3 期。
14. 巫锡伟等(2013):《地区发展、经济机会、收入回报与省际人口流动》,《南方人口》,第 6 期。
15. 杨晓军(2017):《城市公共服务质量对人口流动的影响》,《中国人口科学》,第 2 期。
16. 张丽等(2011):《地方财政支出对中国省级人口迁移影响的实证研究》,《税务与经济》,第 4 期。
17. Ades A.F., Glaeser E.L.(1995), Trade and Circuses: Explaining Urban Giants. *Quarterly Journal of Economics*. 110: 195-227.
18. Albouy D.(2008), Are Big Cities Really Bad Places to Live? Improving Quality-of-life Estimates across Cities. Working Paper.
19. Davis J.C., Henderson J.V.(2003), Evidence on the Political Economy of the Urbanization Process. *Journal of Urban Economics*. 53(1): 98-125.
20. Henderson J.V., Thisse J.(2004), Handbook of Regional and Urban Economics: Cities and Geography.
21. Henderson J.V., Logan J.R., Choi S.(2005), Growth of China's Medium-size Cities. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*. (2): 263-303.
22. Oates W.E.(1969), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis. *Journal of Political Economy*. 77(6): 957- 971.
23. Tiebout C.M.(1956), A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*. 64(5): 416- 424.

(责任编辑:朱 犁)