

户籍制度竞争及其经济发展效应

——基于动态空间杜宾模型的实证检验

张坤领¹ 刘清杰²

(1. 北京师范大学经济与资源管理研究院,北京 100875;2. 北京师范大学新兴市场研究院,北京 100875)

摘要:本文选取2004~2015年我国286个地级以上城市面板数据,基于动态双固定效应空间杜宾模型,对我国地方政府间户籍制度竞争的存在性及其经济发展效应进行实证检验。结果表明:我国地方政府之间在户籍制度上存在显著的竞争效应,同时地区之间存在显著差异。进一步研究显示,放松户籍制度管制有利于城市经济的发展,这种促进关系在东部地区表现更为明显。从全国层面看,地理相邻或经济发展水平相近城市政府放松户籍制度管制对本城市经济发展有负溢出效应;分地区来看,地理邻近而非经济发展水平相近城市户籍制度的放松倾向于给本城市的经济发展带来负的溢出效应。本文研究表明,深化户籍制度改革要重视地方政府间的空间联动机制,在加强顶层设计的同时,给地方政府间的竞争和创新留出足够发挥空间。

关键词:户籍制度;地方政府竞争;经济发展效应;动态空间杜宾模型

中图分类号:F061.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)04-0078-11

一、引言

户籍制度是与户口或户籍管理相关的一套政治、经济和法律制度。个人身份的证明、资源配置和财富分配的执行以及政治参与的实现等都需要以户籍为依据^[1]。如果以1958年《中华人民共和国户口登记条例》的颁布与实施为标志^①,中国当代户籍制度已存在了60余年。近年来,国家逐步加强户籍制度改革,2014年7月,国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革意见》,要求改革二元户籍制度,提高城镇化质量。2016年9月,国务院正式发布《推动一亿非户籍人口在城市落户方案》,要求“十三五”期间加速破除城乡区域间户籍迁移壁垒,健全配套政策体系,户籍人口城镇化率年均要提高1个百分点以上。2019年5月,中共中央、国务院发布《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》,要求健全农业转移人口市民化机制,有力有序有效深化户籍制度改革,放开放宽除个别超大城市外的城市落户限制,到2022年,城市落户限制逐步消除。虽然户籍制度的功能和作用在41

收稿日期:2019-02-25

基金项目:中国博士后科学基金面上项目“集聚经济、中心城市与地区税收优惠协调研究”(2017M610781);国家社会科学基金重大项目“中国新型城镇化:五个维度协同发展”(14ZDA035)

作者简介:张坤领(1989—),男,河南商丘人,北京师范大学经济与资源管理研究院博士生;

刘清杰(1987—),女,河南洛阳人,北京师范大学新兴市场研究院博士后,本文通讯作者。

年的改革历程中发生了巨大的变化,但是户籍制度对中国社会经济的重要性仍然不言而喻。一方面,户籍制度是中国高储蓄率和高速增长的重要原因之一^[2],同时维护了社会政治稳定^{[3](P16)}。另一方面,户籍制度影响着居民消费行为^[4],加深了社会相对不公^{[5][6]},阻碍了社会阶层的流动^[7],不仅导致了城乡分割,还导致了城市内部社会分割,并可能给信任带来严重的负面影响^[8]。目前,户籍制度改革已经成为社会共识。学者们普遍认为,全面的户籍制度改革,可使生产要素实现自由流动,能够提高经济效益,也是中国未来长期经济增长的重要源泉^[9]。地方政府作为户籍制度的执行者和改革的实践者,其将户籍制度作为地方发展过程中吸引资金、人才和劳动力的制度化竞争的重要手段,已经得到学者们持续的关注^{[10][11]}。自20世纪80年代以来,我国通过实施财政和行政权力下放的政策,经历了从集权到分权的过程,尤其是1994年的分税制改革及相应的中央与地方在财权和事权上相对明确划分以后,作为与地方公共福利密切相关的城市户籍政策也开始由地方政府主导^[12]。20世纪90年代各大城市纷纷推出过“蓝印户口政策”,鼓励资本、技术或高级人才的流入。大多数省份出台了户籍制度改革方案,很多城市降低了落户门槛,部分经济较发达城市还陆续出台带有吸引高级人才流入的“居住证”制度以及“积分落户制度”。2018年上半年以来,城市之间的“人才争夺战”更是把城市户籍制度改革推向了另一个高潮。户籍制度作为一种利益分配的机制^[11],地方政府通过利益扩散增加财政收入,并通过利益剥离减少财政支出,可以有效地推动地方户籍制度的变迁^[13]。户籍政策已经逐渐演变成地方政府手中重要的竞争手段之一,且这种竞争可能会对城市经济发展产生重要影响^[14]。

地方政府间为争夺资本、人才等稀缺资源而利用户籍制度作为手段展开竞争,这一行为特征在户籍制度改革过程中发挥着重要作用。然而地区间这种策略互动行为尚未引起学术界广泛关注,尤其是从地方政府间策略互动的视角探讨户籍制度竞争行为的研究鲜有涉及,已有研究虽有涉及地方政府通过选择性接纳的方式设置户籍门槛以吸引优质资源的问题,但是局限于评论性描述,也未进一步从地区间竞争视角剖析这一行为的背后机理。本文从地方政府间竞争理论出发围绕户籍制度提出以下问题:地方政府是否存在以户籍制度为手段的竞争行为?如果存在的话,这种竞争行为会对地区经济发展带来怎样的影响?为回答以上问题,本文首先通过理论分析探讨竞争行为存在的可能性及其经济效应,并提出研究假设,然后通过构建动态面板空间杜宾模型,利用2004~2015年我国286个地级以上城市数据对本文的研究假设进行实证检验,从理论和实证的角度剖析我国地方政府间户籍制度竞争行为及其经济发展效应,并从地区间策略互动行为的视角为深化我国户籍制度改革提供政策建议。与现有文献相比,本文可能的贡献在于:第一,从地方政府竞争的视角研究户籍制度及其带来的经济发展效应相关问题,为后续研究提供一个新颖且具有现实意义的思路;第二,分析了地方政府间户籍制度竞争的产生机理,以及这种竞争对经济发展的影响机制;第三,利用动态空间杜宾模型,实证检验了我国地级以上城市户籍制度竞争的存在性,剖析了地方政府间围绕户籍制度的策略互动行为特征,考察了地方政府的户籍制度竞争行为对经济发展的空间外溢效应。

二、理论分析与研究假设

地方政府行为面临着约束与激励并存的局面。一方面是上级政府考核、地方民主选举和监督的约束^[15];另一方面是财政分权和政治晋升的激励^[16]。对于户籍制度,地方政府在制定户籍政策时,既要考虑城市经济的发展,又要兼顾城市居民福利水平的提高。从这个角度来看,户籍制度是一种内生的制度安排,因为城市单方面地拥有城乡政策的决定权^[17],而在政策制定时城市政府需要把经济发展和居民福利纳入目标函数之中。对于前者来讲,放松户籍管制对城市可能带来的不利影响是,更多的农村劳动力流入城市会导致城市人口密度增加,造成城市拥堵(其他条件不变情况下)。同时大量流动人口可能成为城市治安的隐患,从而会导致城市更多的公共服务和资源消耗或增加来用于产权保护的非生产性支出^[17]。因此,地方政府要控制地方公共品的外部性,保障本地居民的社会福利不受损失,并有所增加^[18],本地居民社会福利的变化是决定户籍制度管制改变能否自发实现的重要

参数^[19]。刘晓峰等(2010)的研究表明,城市公共服务向非户籍歧视方向的转变可能是一个可以自发实现的内生变迁过程^[19]。地方政府出于维护本地居民当期福利的考虑,在城市资本存量较低时只向城市居民提供公共服务。但从长期来看,从户籍歧视带来的社会冲突损失持续增加进而减少城市居民福利的角度考虑,放开不同户籍劳动力对公共服务的享有权有可能是更优选择。就经济发展而言,放松户籍管制最直接的好处是由新增资本投资和人口流入带来新的税基,能够增加城市税收收入,并明确市场分工,优化本地区的要素配置^[18]。同时,人才的流入能够提高城市人力资本,带来技术的进步,最终促进城市经济发展。在理性人假设下,地方政府为寻求政治收益最大化,往往会在政策制定的政治成本和政治收益之间做出抉择,并最终出台那些政治净收益最大化的政策,对于户籍政策同样不例外。

根据上文论述,我们可以用一个简化的最大化模型来理解城市的户籍制度选择及城市之间的户籍制度互动问题。设一国总劳动力数量为 L 、资本总量为 K ,该国由地理相邻、经济发展水平相近的城市 A 和城市 B 组成,而城市的生产函数是由资本、劳动力和技术组成的典型的 $C-D$ 生产函数,其中技术假定为 1,则城市生产函数可写为: $F(L, K) = L^a K^{1-a}$ 。城市的人均收入则为总生产除以总就业,记为: $F(L, K) / L = (K/L)^{1-a}$;同时,随着城市规模的扩大,也会带来相应的成本,如拥堵、污染、犯罪等问题引起的非生产性财政支出的增加,这里设为 $C(L)$,并与劳动力规模呈正相关关系。那么城市净收入便可以记为: $W = L^a K^{1-a} - C(L)$;则人均净收入为: $W/L = (K/L)^{1-a} - C(L)/L$;求最大化条件可得: $(a-1)K^{1-a}/L^{-a} = \partial C(L)/L^2 \partial L$ 。

由于激励和约束机制的存在,城市政府一方面致力于提高城市收入,另一方面努力降低城市运营成本,以提高城市整体福利。对于城市 A 来说,只要 $(a-1)K_A^{1-a}/L_A^{-a} > \partial C(L_A)/L_A^2 \partial L_A$,城市 A 就会放松户籍制度管制以吸引更多的劳动力和资本流入,增加收入,直到 $(a-1)K_A^{1-a}/L_A^{-a} = \partial C(L_A)/L_A^2 \partial L_A$;对于城市 B ,也面临着相同的最大化条件,并在最大化条件到来之前放松户籍制度管制。而两城市面临的约束是,在一定时点 L 和 K 是固定的,为了给本城市争取更多的劳动力和资本,占据增加收入的有利地位,在最大化条件到来之前,城市之间便形成了户籍制度竞争。如果两城市竞相放松户籍制度管制,整个国家的户籍制度管制也就放松,那么在市场机制引导下的劳动力和资本的流动性将会增加,进一步提高整个国家的经济效率,尤其将促进劳动力和资本流入,进而引起城市收入的增加。相反,如果当城市劳动和资本增加到 $(a-1)K^{1-a}/L^{-a} < \partial C(L)/L^2 \partial L$ 的水平,加强户籍制度管制,降低成本支出,将成为城市政府的最优选择。如果两城市竞相加强户籍制度管制,整个国家的户籍制度管制也倾向于更加严格,那么劳动力和资本的流动性将会降低,进一步降低整个国家的经济效率,不利于社会整体福利的增加。但值得注意的是,由于城市内部规模经济的存在,随着城市规模的扩大,收入水平的提高,城市政府的管理水平也会相应提高,此时城市收入和成本之间相对关系会发生动态变化,即原本很高的成本因为规模经济而下降,如此会推迟最大化条件的到来。基于上述分析,我们提出以下两个研究假设:

H1: 由于地方政府面临着激励与约束并存的局面,为使本地区经济发展处于有利地位,地方政府之间存在着户籍制度竞争的行为;

H2: 地方政府之间竞相放松户籍制度管制,有利于市场分工的深化、资源的优化配置以及技术的进步,最终有利于经济的发展。

三、模型构建

(一) 动态面板空间杜宾模型

当检验的变量之间存在空间依存关系时,在实证研究中应该考虑引入空间滞后变量,误差项服从空间自回归过程,Anselin 等(2008)将空间面板模型分为空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)^[20]。Lesage 和 Pace(2009)在同时考虑到空间滞后的内生变量和外生变量基础上,提出比 SAR 和 SEM 模型更广泛的空间模型,即空间杜宾模型^{[21](P46-50)}。考虑到本文研究的户籍制度和经

经济发展变量都具有很强的路径依赖特征,因此在空间杜宾模型的基础上引入一阶滞后项,构建动态空间杜宾模型如下:

$$y_{it} = y_{it-1} + \alpha \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 表示在 t 时期横截单位 i 的内生变量值($i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$), y_{it-1} 表示 y_{it} 的一阶滞后项; $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ 是 y_{it} 的空间滞后项,表示与地区 i 相邻地区在 t 时期的内生变量 y 值, $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt-1}$ 是 y_{it-1} 的空间滞后项, α 和 ρ 反映“邻居”地区的内生变量 y 对本地区的内生变量 y 的空间影响程度, w_{ij} 是 $N \times N$ 维的空间权重矩阵; X_{it} 表示外生变量, $\sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt}$ 为 X_{it} 的空间滞后项, θ 与 β 是“邻居”地区的外生变量对本地区的内生变量的空间影响程度; μ_i 表示 i 地区在空间上的固定效应; λ_t 表示在时间 t 上的固定效应; ϵ_{it} 表示服从独立同分布的误差项。

(二) 地方政府间户籍制度竞争的动态空间杜宾模型构建

依据模型(1)构建地方城市政府户籍制度竞争的动态空间杜宾模型如下:

$$HR_{it} = HR_{it-1} + \alpha \sum_{j=1}^N w_{ij} HR_{jt-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} HR_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, HR_{it} 表示 i 地区第 t 期的户籍管程度; HR_{it-1} 是 HR_{it} 的一阶滞后项; $\sum_{j=1}^N w_{ij} HR_{jt}$ 是 HR_{it} 的空间滞后项,表示与地区 i 相邻地区在 t 时期的户籍制度, $\sum_{j=1}^N w_{ij} HR_{jt-1}$ 是 HR_{it-1} 的空间滞后项, α 和 ρ 表示“邻居”地区户籍制度的空间溢出对本地区户籍制度的影响; X_{it} 表示影响户籍管程度的控制变量, β 是控制变量 X_{it} 对被解释变量 HR_{it} 的影响系数; $\sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt}$ 是“邻居”地区的控制变量值, θ 衡量“邻居”地区解释变量对本地区户籍制度的影响系数。

(三) 地方政府户籍制度竞争的经济效应发展的动态空间杜宾模型构建

在既考察户籍管制对经济发展的影响,又兼顾地方政府间在户籍制度上的互动竞争的基础上构建的动态空间杜宾模型如下:

$$\begin{aligned} \text{LnGDPper}_{it} = & \text{LnGDPper}_{it-1} + \alpha \sum_{j=1}^N w_{ij} \text{LnGDPper}_{jt-1} + \eta HR_{it} + \gamma X_{it} + \\ & \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \text{LnGDPper}_{jt} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} HR_{jt} + \sigma \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, LnGDPper_{it} 表示 i 地区第 t 期的经济发展水平,这里用人均 GDP 表示; LnGDPper_{it-1} 是 LnGDPper_{it} 的一阶滞后项, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \text{LnGDPper}_{jt}$ 是 LnGDPper_{it} 的空间滞后项,表示空间权重下“邻居”地区的经济发展水平, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \text{LnGDPper}_{jt-1}$ 是 LnGDPper_{it-1} 的空间滞后项。估计的参数中, η 衡量户籍制度的松紧程度对地区经济发展的影响水平, γ 表示本地区控制变量对地区经济发展的影响水平, δ 表示空间权重下“邻居”地区的经济发展与本地区经济发展的空间关联程度, ρ 表示空间权重下“邻居”地区的户籍制度对本地区经济发展的影响,体现出户籍制度竞争的经济效应, σ 表示空间“邻居”的控制变量对本地区经济发展的影响。

就空间计量模型而言,空间加权矩阵的选择十分重要,基于邻近(假设事物的联系仅仅存在于具有共同边界的地区之间,两个地区拥有共同的边界取值为 1,两个地区没有共同的边界取值为 0)或距离(假设两个地区之间空间交互作用与两个地区之间的距离成反比)建立的空间权重是较为常见的两种方式。为了综合考察地区之间地理和经济上的关联,本文分别使用了地理权重和经济权重作为空间加权矩阵, $W_{ij}^1 = \{0, 1\}$,城市 i 和 j 地理上不相邻时取 0,反之取 1; $W_{ij}^2 = 1/|\text{GDPper}_i - \text{GDPper}_j|$,其中 GDPper_i 表示 i 城市的经济发展水平,这里分别用各地级以上城市 2004~2015 年人均 GDP 均值表示。

在估计空间杜宾模型的过程中,选择合适的估计方法有助于尽量减少内生性问题引起的估计结

果偏差。利用最小二乘估计无法排除内生性问题的干扰,容易导致估计偏差。本文参考 Case 等(1993)通过非线性最大化技术估计空间自回归参数的方法^[22],选择极大似然估计法(MLE)估计空间杜宾模型,得到待估参数的一致性估计。操作上,本文采用 Elhorst(2014)的空间计量经济学 MATLAB 工具包中的 MLE 方法^{[23](P17-18)},对相应的空间计量模型进行估计。

四、变量及数据说明

户籍管程度是本文的核心变量,也是本文研究重点。对于户籍管程度的衡量,已有的研究采取过不同的量化方法。如蔡昉等(2001)使用户籍迁入人口与本地户籍人口之比,即户籍人口迁入率表征户籍管程度^[15];汪立鑫等(2010)用户籍人口净增加量,即某城市在某期内的户籍人口增量扣除该城市自身人口自然增长数量后剩下的值,来代表户籍制度管制水平^[12],但城市吸引力对此类指标大小影响显著,北京、上海等特大城市户籍人口迁入率可能高于一般地级城市,但并不意味着北京、上海户籍管程度较一般地级市低;有学者用剔除自然增长的城市每年入籍人口变化数与新增移动电话户数之比代表户籍管制指标^{[14][24]},但这种方法的弊端也是显而易见的,新增移动电话户数能在多大程度上代表当年新增人口总数值得商榷;吴开亚等(2010)通过构建了落户门槛评价指标体系计算出城市落户门槛指数来衡量户籍管程度,但构建指标体系本身就带有很强的主观性,并且很难分辨指标之间的重要程度^[10]。同时各指标之间可能存在共线性问题,在某个指标中所包含过的量化信息可能同样在另一个指标中重复出现,这样会导致信息重叠、重复计算等问题,从而导致户籍指数不能反映真实的户籍管制松紧程度。此外,邹一南和李爱民(2013)用户籍率作为户籍管程度的衡量指标^[25];李拓等(2016)与陆万军和张彬斌(2016)则使用常住人口数减去户籍人口数与常住人口数的比例量化户籍管制水平^{[26][27]}。本文认为在所有常住人口都愿意获得本地户籍的假设前提下,他们的方法具有科学性,且可操作性较强,因此本文选取户籍人口与常住人口之比(HR)衡量户籍管程度,比值越大表明户籍管制越宽松,比值越小则表示户籍管制越严格。HR 值以 1 为分界点,大于 1 表述人口流出,小于 1 表示人口流入。

这一指标同样基于邹一南和李爱民(2013)关于所有常住人口都愿意获得本地户籍的假定^[25],本文认为,在没有需求的情况下讨论户籍制度管制是没有意义的,一个完全没有吸引力,即没有人愿意去的城市的户籍制度管制也就无所谓严格或者宽松。使用此指标可能会遇到两个挑战:(1)对于所有常住人口都愿意获得本地户籍的假定,因为对于一些小城市,城市户籍对流动人口的吸引力不高,可能很多人由于各种原因不愿意获得这样城市的户籍。但值得注意的是,这类城市大部分是人口流出城市(对于全市来讲,而非市辖区),其 HR 值大都是大于 1 的,即相对于户籍的需要,此类城市是户籍制度较为宽松的城市,因此在数据层面上,此类城市已经得到了“惩罚”,不影响对结果的评估。(2)HR 值的大小可能与户籍管程度无关,而与城市吸引力相关,因为假设户籍制度一定的情况下,城市吸引力越大,常住人口就会越多,HR 值就会越小。但本文认为,在所有常住人口都愿意获得本地户籍的假定下,常住人口越多表明对户籍的需求越强,而相对于不变的户籍政策,户籍制度本身已经属于较为严格的户籍制度。因此总的来说,本文所衡量的户籍管程度松紧是针对流动人口对城市户籍的需求而言的。需要注意的是,除人口普查年份外,我国地级城市人口统计常年以户籍人口为标准,而非常住人口数,但根据国家统计局的要求,2004 年开始地级市人均 GDP 以常住人口统计^[28],因此常住人口数就可以通过地区 GDP 总值除以人均地区 GDP 获得^[25]。

借鉴已有的研究成果,结合上文构建的实证模型,本文选择的其他主要研究变量包括:名义 GDP 总量代表城市经济规模;人均 GDP 代表城市经济发展水平;固定资产投资(invest)代表资本投入;预算财政支出(expend)衡量地方财政投入;就业人数(labour)代表劳动投入。

本文以我国 286 个地级以上城市为研究对象。样本期间选取 2004~2015 年。大部分数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,并根据历年《中国区域经济统计年鉴》、各省市统计资料汇编、各省市统计年鉴和统计公报等进行核对和补缺,总样本量为 3432 个。

五、计量检验与结果分析

(一)地方城市政府户籍制度的竞争效应

1.全国样本

本文的模型估计使用的是面板数据,由于 Hausman 检验统计值均在 1% 的水平上显著,因此本文选择固定效应。固定效应又分为空间固定效应、时间固定效应和空间与时间双固定效应。空间固定效应衡量地区之间的地理空间特征,反映了变量之间的空间(截面)维度的相互作用;时间固定效应衡量阶段性特征,反映了变量时间维度的相互作用;双固定效应则兼顾空间和时间两个维度。检验结果显示,LR 空间固定检验和 LR 时间固定检验结果分别在 1% 的水平上显著,表明需要使用双固定效应模型;此外,Wald 空间滞后检验结果显示 Wald_spatial_lag 值在 1% 的水平上拒绝了将模型简化为空间滞后模型的原假设。同时,Wald 空间误差检验结果显示 Wald_spatial_error 值也在 1% 的水平上拒绝了将模型简化为空间误差模型的原假设,因此本文选择空间杜宾模型。

表 1 展示了全国 286 个地级以上城市样本的估计结果。可以看出,模型结果整体拟合效果良好。通过 LR 统计检验结果发现,应选取空间和时间双固定的空间杜宾模型,同时地理和经济权重下 HR 显示出较强的路径依赖特征。因此,下文的分析重点以动态双固定的空间杜宾模型为主。首先在地理权重下,HR 当期空间滞后项系数为正,并在 1% 的水平上显著,表明地理相邻的城市之间户籍政策具有显著的正相关关系,即当一个城市政府本期选择放松或者提高户籍管制时,作为回应,地理相邻的城市也会倾向于在本期选择放松或者提高户籍管制。在经济权重下,HR 空间滞后项系数无论

表 1 全国地级以上城市模型估计结果

	地理权重		经济权重	
	双固定效应空间杜宾模型	动态双固定效应空间杜宾模型	双固定效应空间杜宾模型	动态双固定效应空间杜宾模型
LnGDP _{i,t}	-0.1131*** (-10.1707)	-0.0907*** (-10.1655)	-0.0697*** (-6.7292)	-0.0648*** (-7.4276)
Lninvest _{i,t}	0.0222*** (4.1392)	0.0110*** (2.8520)	0.0278*** (5.4651)	0.0096*** (2.8199)
Lnexpend _{i,t}	0.0883*** (11.2376)	0.0360*** (7.2676)	0.0703*** (9.0948)	0.0275*** (5.7012)
Lnlabour _{i,t}	-0.0297*** (-4.7763)	0.0002 (-0.7436)	-0.0230*** (-3.9259)	0.0047 (0.3276)
W * HR _{j,t}	0.3579*** (16.8883)	0.1809*** (7.0482)	0.3881*** (13.5667)	0.1052*** (3.0092)
HR _{i,t-1}		0.6109*** (38.7090)		0.6063*** (37.7575)
W * HR _{j,t-1}		-0.0084 (0.7488)		0.1379*** (4.1709)
W * LnGDP _{j,t}	0.0669*** (3.8293)	0.0699*** (5.0989)	-0.1421*** (-4.7324)	-0.0269 (-1.6074)
W * Lninvest _{j,t}	0.0254*** (2.8036)	-0.0116 (-1.1301)	0.0823*** (5.8324)	0.0217*** (2.6570)
W * Lnexpend _{j,t}	0.0110 (0.8308)	0.0030 (0.3996)	0.1301*** (5.7216)	0.0109 (1.5472)
W * Lnlabour _{j,t}	0.0026 (0.2368)	0.0007 (0.0601)	-0.0288* (-1.9411)	-0.0094 (-1.1337)
R ²	0.8527	0.8878	0.8504	0.8827
Wald 空间滞后检验	129.7069(P=0.0000)		116.0081(P=0.0000)	
Wald 空间误差检验	179.3155(P=0.0000)		185.7388(P=0.0000)	
Hausman 检验	80.0139(P=0.0000)		31.4911(P=0.0000)	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为t检验值。下表同。

在当前还是下一期都在1%的水平上显著为正,说明经济发展程度相近的城市之间在户籍制度上存在较为敏感的互动策略。模型结果表明地方政府间存在显著的户籍制度竞争(不论是本期还是下一期),户籍制度竞争已是城市政府争取更多税收收入、人才以促进经济发展的重要手段。

从解释变量方面看,两种权重下经济规模对户籍管制程度显著负相关,系数分别为-0.0907和-0.0648,并且在1%的水平上显著,表明经济规模越大的城市户籍管制越严格,而经济规模越小的城市户籍管制相对宽松。这与现实情况基本一致,如上海、北京和深圳等城市经济规模超过其他地级城市,同时这些城市户籍管制程度也显著较其他城市严格。另外,固定资产投资和地方政府支出与户籍管制程度均呈显著正相关,并且均在1%的水平上显著,即固定资产投资和政府财政支出越大的城市户籍管制程度越宽松,说明虽然放松户籍制度管制会增加城市的管理成本,但城市政府愿意为吸引更多的投资这么做,并用更多的财政予以配套支持。一个有趣的结果是,在双固定效应空间杜宾模型中,两种权重下劳动力投入与户籍管制均呈显著负相关,而在动态双固定效应空间杜宾模型中劳动力投入与户籍管制相关性并不显著。这表明户籍制度有很强的路径依赖特征,而劳动力投入对户籍制度的影响并不显著,这也就解释了户籍制度的内生性。在城市单方面拥有决策权的情况下,本地劳动力考虑到自身福利并没有改变户籍制度的动力,而广大外来人口对户籍政策的影响却是微乎其微,因为外来人口在城市治理方面并没有话语权。地理权重下经济规模和经济权重下固定资产投资则相反,其空间滞后项系数均显著为正,即地理相邻的城市经济规模越大或经济发展程度相近城市的固定资产投资越大,对本城市会产生正的溢出效应,促使本城市放松户籍管制,吸引更多的固定资产投资,促进经济规模的扩大。可见,与劳动力相比,城市政府的户籍制度更倾向于对经济规模和资本做出更积极的反应。

2.分地区样本

进一步,我们利用动态双固定效应空间杜宾模型,对我国东中西三大地区地级以上城市样本分别进行估计,得出如表2估计结果。可以看出,在地理权重下,东部和中部地区城市户籍制度空间反应系数显著为正,而西部地区本期和下一期均不显著,表明东部和中部地区地理相邻的城市之间户籍制度竞争现象较为普遍,而西部地区地理相邻的城市之间并不存在显著的户籍制度竞争。不过,相对于地理相邻来说,西部地区城市更倾向于对经济发展水平相近的城市户籍制度变动做出积极反应,表明西部地区户籍制度竞争主要发生在经济发展水平较为接近的城市之间,而非地理相近的城市之间。

表2 分地区模型估计结果^②

	东部地区		中部地区		西部地区	
	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重
$W * HR_{j,t}$	0.2773 *** (6.9676)	0.1347 ** (2.4940)	0.2746 *** (6.7669)	-0.0066 (0.0011)	0.0401 (0.9315)	0.1422 ** (2.2831)
$HR_{j,t-1}$	0.5469 *** (21.7876)	0.5685 *** (22.5399)	0.8116 *** (31.4014)	0.8114 *** (33.2141)	0.5372 *** (17.1751)	0.4940 *** (15.1611)
$W * HR_{j,t-1}$	-0.0897 (-1.3868)	0.0043 (0.5716)	-0.2062 *** (-3.2474)	0.1954 *** (2.7142)	0.0922 (1.6260)	0.3612 *** (4.8107)
R^2	0.9261	0.9196	0.8631	0.8558	0.8052	0.7980
Wald 空间滞后检验	49.8438 (p=0.0000)	56.9546 (p=0.0000)	28.7108 (p=0.0000)	31.7881 (p=0.0000)	65.1492 (p=0.0000)	13.2408 (p=0.0102)
Wald 空间误差检验	96.4875 (p=0.0000)	85.5079 (p=0.0000)	32.2238 (p=0.0000)	40.4307 (p=0.0000)	60.6941 (p=0.0000)	20.3995 (p=0.0000)
Hausman 检验	23.5510 (p=0.0051)	22.5602 (p=0.0073)	17.5788 (p=0.0404)	15.6544 (p=0.0745)	44.4411 (p=0.0000)	18.5541 (p=0.0293)

在经济权重下,东中西部城市户籍管制当期或下一期空间反应系数显著为正,说明各地区内部城市之间在户籍制度上同样存在较为敏感的互动竞争策略。同时值得注意的是,东中西部城市户籍管制反应系数呈依次递增态势,东部地区为0.1347(当期,在5%的水平上显著)、中部地区为0.1954(下

一期,在1%的水平上显著)、西部地区为0.1422(当期)和0.3612(下一期)(分别在5%和1%的水平上显著),表明不同地区内部城市之间户籍管制的不同互动竞争特征。从系数上可以看出,东中西部地区内部城市户籍制度竞争激烈程度依次递增,东部地区较弱,西部地区最强,中部地区居中。

这个结果是符合预期的,由于东部地区城市经济发展水平较高,代表了更多的就业机会和更好的生活条件,具有较强的城市吸引力,在流动人口竞争中处于优势地位,因此地方政府就没有足够的动力放宽户籍的管制程度,即便这样,这些城市仍然是流动人口的主要目的地。而就中西部地区城市来看,户籍制度竞争明显较为激烈。中西部地区较东部而言,城市经济发展水平普遍相对较低,城市吸引力不够大,需要利用户籍制度管制的放松来吸引更多的流动人口,以此促进城市经济的发展,因此就表现出城市政府之间在户籍制度方面激烈的竞争。基于此,近年来中西部城市出台的放松户籍管制,吸引人才的举措频频见诸报端(如西安、郑州、武汉等),而超大城市户籍制度管制依然十分严格(如北京、上海、深圳等)。

(二)地方政府户籍制度竞争的经济效应

同样选用动态双固定效应空间杜宾模型估计地方政府户籍制度竞争对城市的经济发展效应,全样本模型估计结果如表3所示,分地区估计样本的模型估计结果如表4所示。

表3 全国地级以上城市模型估计结果

	地理权重		经济权重	
	双固定效应空间杜宾模型	动态双固定效应空间杜宾模型	双固定效应空间杜宾模型	动态双固定效应空间杜宾模型
HR _{i,t}	0.7695 *** (28.1137)	0.4317 *** (24.7088)	0.8268 *** (27.0496)	0.4134 *** (22.3549)
Lninvest _{i,t}	0.1326 *** (16.4463)	0.0654 *** (13.9532)	0.1591 *** (18.9803)	0.0723 *** (15.6471)
Lnexpend _{i,t}	0.2206 *** (19.0879)	0.0552 *** (8.9631)	0.1951 *** (15.2485)	0.0614 *** (9.4095)
Lnlabour _{i,t}	0.0273 *** (2.8462)	0.0287 *** (4.7399)	0.0093 (0.9263)	0.0399 *** (6.3007)
W * LnGDPper _{j,t}	0.4893 *** (26.6832)	0.3860 *** (17.3671)	0.0489 (1.4450)	0.0324 (0.9319)
LnGDPper _{i,t-1}		0.6765 *** (61.8215)		0.6842 *** (66.9003)
W * LnGDPper _{j,t-1}		-0.2440 *** (-9.6789)		-0.0577 (-1.1511)
W * HR _{j,t}	-0.3289 *** (-6.7334)	-0.2558 *** (-8.0269)	-0.2002 ** (-2.5400)	-0.0925 * (-1.9124)
W * Lninvest _{j,t}	-0.0235 * (-1.7215)	-0.0088 (-0.7094)	0.0750 *** (3.1774)	0.0278 ** (2.1180)
W * Lnexpend _{j,t}	-0.1730 *** (-9.9494)	-0.0004 (0.0257)	-0.0112 (-0.2870)	0.0442 * (1.7174)
W * Lnlabour _{j,t}	-0.0530 *** (-3.2223)	0.0127 (0.8492)	0.0882 *** (3.4540)	0.0287 * (1.8452)
R ²	0.9887	0.9923	0.9860	0.9918
Wald 空间滞后检验	377.3108(p=0.0000)		30.4083(p=0.0000)	
Wald 空间误差检验	28.3557(p=0.0000)		30.8963(p=0.0000)	
Hausman 检验	5820.9822(p=0.0000)		517.8800(p=0.0000)	

首先,在全国样本中,两种权重下滞后一期的LnGDPper系数分别为0.6765和0.6842,且均在1%的水平上显著,表明城市经济发展存在显著的路径依赖特征。户籍制度HR系数均为正,并且均在1%的水平上显著,说明放松户籍制度管制对城市经济发展有积极意义,能够提高城市人均GDP,促进城市经济发展。放松户籍制度管制能够吸引更多的人力资本,为城市经济发展提供必要的人才和劳动投入,一方面扩大了税收税基,为增加财政收入打下基础;另一方面,宽松的户籍政策为企业降低劳动力成本提供了可能,有助于提升企业活力,吸引企业投资。因此,宽松的户籍管制更有利于城

市经济发展。户籍制度的空间滞后项系数均为负,并且均在1%的显著性水平上通过假设检验,表明地理相邻和经济发展水平相近城市政府放松户籍制度管制对本城市经济发展有负的溢出效应,即地理相邻和经济发展水平相近的城市政府放松户籍制度管制会提高该城市在吸引生产要素上的竞争力,并对本市经济发展形成压力,这样本市也倾向于放松户籍制度管制,为自身经济发展争取更多的有利条件。

表 4 分地区模型估计结果^③

	东部地区		中部地区		西部地区	
	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重	地理权重	经济权重
HR _{i,t}	0.6731 *** (23.5746)	0.6416 *** (22.4717)	0.3935 *** (11.0894)	0.3310 *** (9.4891)	0.3493 *** (11.6785)	0.3188 *** (9.8886)
W * LnGDPper _{i,t}	0.3522 *** (9.7641)	0.0965 * (0.0886)	0.4170 *** (11.3601)	0.0470 (0.7263)	0.2965 *** (7.5940)	0.0419 (0.6782)
LnGDPper _{i,t-1}	0.5370 *** (34.5504)	0.5504 *** (35.8738)	0.7164 *** (35.0357)	0.7181 *** (34.5695)	0.7344 *** (36.5690)	0.7623 *** (39.5352)
W * LnGDPper _{i,t-1}	-0.1404 *** (-3.9217)	-0.0782 (-1.3778)	-0.2420 *** (-5.6768)	-0.0404 (-0.4745)	-0.1332 *** (-2.7979)	-0.0604 (-0.6545)
W * HR _{i,t}	-0.3204 *** (-5.9429)	-0.1204 (-1.4394)	-0.2410 *** (-4.1032)	-0.0410 (-0.8956)	-0.1257 *** (-2.5975)	0.0755 (1.0209)
R ²	0.9904	0.9903	0.9907	0.9902	0.9929	0.9926
Wald 空间滞后检验	180.9072 (p=0.0000)	22.4644 (p=0.0000)	65.8181 (p=0.0000)	86.5141 (p=0.0000)	178.1785 (p=0.0000)	2.3607 (p=0.6697)
Wald 空间误差检验	21.3116 (p=0.0000)	21.3125 (p=0.0000)	14.4008 (p=0.0061)	85.2362 (p=0.0000)	15.8272 (p=0.0033)	2.2430 (p=0.6912)
Hausman 检验	449.2574 (p=0.0000)	75.7029 (p=0.0000)	141.3168 (p=0.0000)	96.8359 (p=0.0000)	56.0623 (p=0.0000)	111.9590 (p=0.0000)

同时,在经济权重下,资本投资、财政支出和劳动力投入的空间滞后项系数均显著为正,表明在全国层面上,各地级以上城市之间整体上存在着正向的空间溢出效应,竞争对手城市的经济发展投入对本市经济发展水平有正向的影响。当竞争对手城市经济发展投入提高时,本城市政府官员基于发展经济和保证民生的压力,存在着主动或者被动加快经济发展的动力。此外,随着各城市之间经济联系日益紧密,城市经济发展合作也不断得到强化,城市之间存在着既相互竞争又相互合作的关系,因此竞争对手城市经济发展的同时也带动了本市经济发展水平的提高。

其次,在分地区样本中,两种权重下三大地区 HR 系数均显著为正,并均在1%的水平上通过了假设检验,这与在全国样本中的估计结果基本一致,也就是说,放松户籍制度管制能够促进城市经济发展。其中,东部地区 HR 的系数最大,分别为 0.6731 和 0.6416,表明宽松的户籍制度对户籍制度管制相对较为严格的东部地区城市经济发展有更大的积极作用。反过来也可以看出,户籍制度管制对东部地区城市的经济发展束缚也是最大的。这表明,虽然东部地区城市规模较大,城市运营成本较高,但该地区城市政府管理能力和水平也较高,城市收入最大化的条件远没有到来,放松户籍制度管制可以释放的增加收入的潜力依然巨大。同时我们看到,在地理权重下,三大地区 HR 的空间滞后系数显著为负,这与全国样本中表现出相同的特征,即地理相邻城市政府放松户籍制度管制对本城市经济发展有负的溢出效应。而与全国样本不同的是,在经济权重下这种现象并不显著,说明地理邻近而非经济相近城市户籍制度的放松倾向于给本城市的经济发展造成更大的压力。从 HR 的空间滞后系数大小上来看,相对于中西部地区而言,东部地区更甚。这也从侧面反映出东部地区城市经济发展是受制于户籍制度管制最大的地区。

六、结论与讨论

分权体制下的地方政府竞争理论由来已久,在中央权力相对集中的中国也不例外。在“理性人”

假设前提下,地方政府会采取那些能够使地方利益最大化的“利己”政策,其中户籍制度就是一个有效的竞争工具。本文的研究表明,我国地方政府之间在户籍制度上的确存在着显著的竞争效应;分地区来看,西部地区城市政府间户籍制度竞争激烈程度大于中部地区,东部地区相对最弱。进一步研究发现,放松户籍制度管制将有利于城市经济的发展,这种促进关系在东中西部地区城市中普遍存在,而且在东部地区城市中表现更为强烈。这也说明,户籍制度管制对中国城市经济发展的束缚是普遍的,东部地区城市尤为如此。此外,从全国层面看,地理相邻或经济发展水平相近城市政府放松户籍制度管制对本城市经济发展有负的溢出效应,即地理相邻或经济发展水平相近的城市政府放松户籍制度管制会提高该城市在吸引生产要素上的竞争力,对本城市经济发展造成压力。为了给自身经济发展争取更多的有利条件,本城市也倾向于放松户籍制度管制;从分地区层面看,地方政府间户籍制度竞争表现出与全国层面不同的特征,地理邻近而非经济相近城市户籍制度的放松倾向于给本城市的经济发展带来负的溢出效应。

本文结论具有明显的政策含义。户籍制度改革要消除户籍中所包含的政治特权、社会身份、社会福利和经营垄断等因素,需尽快实现城乡之间,尤其是地区之间的户籍平等制度^[29],如何发挥好地方政府的作用是进一步推动户籍制度改革的关键。根据本文分析,我们认为:首先,户籍制度变迁具有显著的空间溢出效应,在户籍制度改革过程中要重视地方政府间的空间联动机制,应把握好地方政府间户籍政策互动的逻辑,更好地服务于国家在推进户籍制度改革过程中的顶层设计。其次,户籍制度竞争有利于经济绩效的提高,因此必须在加强顶层设计的同时,给予地方政府一定自主权,并留出足够的竞争和创新空间,这样才能激发地方政府积极性,使中央与地方协同推进户籍制度改革。最后,研究表明,户籍制度管制对发达地区城市经济发展的束缚是最大的,所以户籍制度改革的关键仍然在发达城市,包括超大城市(上海、北京、深圳、广州)、特大城市(武汉、重庆、天津、成都、南京等)和大城市(I型大城市和II型大城市),而不应该把户籍制度改革的精力主要放在中小城市,因为人口流动的主要方向仍然是经济发展水平更高、就业机会更好、基础设施更完善的超大城市和特大城市,仅仅在中小城市的户籍制度改革中花功夫很难从根本上解决户籍制度所带来的社会经济问题。

注释:

①对于1958年的时间节点可能存在不同观点,具体见参考文献[1]。

②③限于篇幅,此表仅报告主要变量的估计结果,如有读者对其他变量的估计结果感兴趣,欢迎来函索取详细估计结果。

参考文献:

- [1] 陆益龙. 1949年后的中国户籍制度:结构与变迁[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2002, (2): 123—130.
- [2] Vendryes, T. Migration Constraints and Development: Hukou and Capital Accumulation in China[J]. China Economic Review, 2011, (4): 669—692.
- [3] Wang, F.L. Organizing Through Division and Exclusion: China's Hukou System[M]. Stanford University Press, 2005.
- [4] 陈斌开, 陆铭, 钟宁桦. 户籍制约下的居民消费[J]. 经济研究, 2010, (S1): 62—71.
- [5] Whalley, J., Zhang, S. A Numerical Simulation Analysis of (Hukou) Labour Mobility Restrictions in China[J]. Journal of Development Economics, 2007, (2): 392—410.
- [6] Afridi, F., et al. Social Identity and Inequality: The Impact of China's Hukou System[J]. Journal of Public Economics, 2015, (123): 17—29.
- [7] 陆益龙. 户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动[J]. 中国社会科学, 2008, (1): 149—162.
- [8] 汪江, 陈钊, 陆铭. 户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究[J]. 世界经济, 2009, (10): 81—96.
- [9] 都阳, 蔡昉, 屈小博, 程杰. 延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利[J]. 经济研究, 2014, (8): 4—13.
- [10] 吴开亚, 张力, 陈筱. 户籍改革进程的障碍:基于城市落户门槛的分析[J]. 中国人口科学, 2010, (1): 66—74.
- [11] 张国胜, 陈瑛. 我国户籍制度改革的利益分配与重组研究——新时期全面深化改革的政治经济学思考[J]. 中南财经政法大学学报, 2015, (4): 3—11.
- [12] 汪立鑫, 王彬彬, 黄文佳. 中国城市政府户籍限制政策的一个解释模型:增长与民生的权衡[J]. 经济研究, 2010, (11): 115—126.

- [13] 王清. 地方财政视角下的制度变迁路径分析——以当代中国城市户籍制度为例[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2011, (3): 90—97.
- [14] 邓可斌, 丁菊红. 户籍管制、经济增长与地区差距[J]. 制度经济学研究, 2010, (1): 44—67.
- [15] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究, 2001, (12): 41—49.
- [16] 张为杰, 李守明, 王询. 制度视阈下中国地方政府竞争的经济增长质量效应研究——基于空间杜宾模型的分析[J]. 制度经济学研究, 2016, (4): 63—85.
- [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] 夏纪军. 人口流动性、公共收入与支出——户籍制度变迁动因分析[J]. 经济研究, 2004, (10): 56—65.
- [19] 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.
- [20] Anselin, L., et al. Spatial Panel Econometrics[C]//L.M'aty'as, P. Sevestre. The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice (3rd ed). The Netherlands: Kluwer, 2008: 625—660.
- [21] Lesage, J. P., Pace, P. K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [22] Case, A. C., et al. Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence From the States[J]. Journal of Public Economics, 1993, (3): 285—307.
- [23] Elhorst, J. P. Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panel[M]. New York: Springer, 2014.
- [24] 丁菊红, 邓可斌. 财政分权、软公共品供给与户籍管制[J]. 中国人口科学, 2011, (4): 44—52.
- [25] 邹一南, 李爱民. 户籍管制、城市规模与城市发展[J]. 当代经济研究, 2013, (9): 53—60.
- [26] 李拓, 李斌, 余曼. 财政分权、户籍管制与基本公共服务供给——基于公共服务分类视角的动态空间计量检验[J]. 统计研究, 2016, (8): 80—88.
- [27] 陆万军, 张彬斌. 户籍门槛、发展型政府与人口城镇化政策——基于大中城市面板数据的经验研究[J]. 南方经济, 2016, (2): 28—42.
- [28] 周一星, 于海波. 中国城市人口规模结构的重构(一) [J]. 城市规划, 2004, (6): 49—55.
- [29] 胡必亮. 论“六位一体”的新型城镇化道路[N]. 光明日报, 2013—06—28(11).

(责任编辑: 陈敦贤)

(上接第 66 页)

- [25] 白丽, 赵邦宏. 产业化扶贫模式选择与利益联结机制研究——以河北省易县食用菌产业发展为例[J]. 河北学刊, 2015, (4): 158—162.
- [26] 汪三贵, 梁晓敏. 我国资产收益扶贫的实践与机制创新[J]. 农业经济问题, 2017, (9): 28—37.
- [27] 中国人民大学中国扶贫研究院. 贫困片区产业扶贫试点示范项目基期报告[R]. 2015.
- [28] 宁静, 殷浩栋, 汪三贵. 土地确权是否具有益贫性? ——基于贫困地区调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题, 2018, (9): 118—127.
- [29] 程名望, 史清华, Jin Yanhong. 农户收入水平、结构及其影响因素——基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (5): 3—19.
- [30] 胡联. 贫困地区农民专业合作社与农户收入增长——基于双重差分法的实证分析[J]. 财经科学, 2014, (12): 117—126.
- [31] 王智波, 韩希. 废止收容遣送制度的经济影响——基于检验最优城市理论的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(3): 1013—1034.
- [32] Heckman, J. J., Ichimura, H., Todd, P. Matching as an Econometric Evaluation Estimator[J]. The Review of Economic Studies, 1998, 65(2): 261—294.
- [33] 叶菁菁, 吴燕, 陈方豪, 等. 个人所得税减免会增加劳动供给吗? ——来自准自然实验的证据[J]. 管理世界, 2017, (12): 20—32.

(责任编辑: 易会文)