

地铁发展对城市人口规模和空间分布的影响

肖挺

【摘要】文章选用中国 2018 年底开通运营地铁的 26 个城市的非平衡面板数据,分析地铁开通运营对中国城市人口规模和空间分布的影响。通过构建人口空间区位分布指标并控制内生性问题,研究发现:(1)地铁规模的扩张对城市人口增长影响不大,不能视为城市人口规模扩张的诱因;(2)地铁使城市人口更趋分散,地铁的延伸使城市的建成区得到扩张;(3)地铁的延伸使地铁客流量出现显著增长,但地铁没有显著促进城市人口的增长,客流量的新增主要来自地铁对其他交通方式的替代。文章认为,城市是否修建地铁应考虑交通需求和运营收入,而不是为了吸引更多外来人口,进而扩大城市规模。地铁虽然无助于扩大城市规模,但对于缓解中国大城市的城市病,提升城市的总体运营效率,乃至高质量的经济发展具有重要意义。

【关键词】地铁 人口空间分布 去中心化 混淆动因

【作者】肖挺 江西财经大学国际经贸学院,副教授。

一、研究背景

近年来,中国城市交通基础设施的建设,尤其是地铁的通车里程一直保持高速增长,覆盖的城区越来越广。同时,城市化导致中国城市人口规模不断扩大。城市人口规模与地铁网络蔓延之间是否存在因果关系,地铁是不是城市吸引外来人口的因素?人们会不会因为向往城市的交通便捷而选择来到城市居住?从时间上看,中国城市人口规模的扩大确实伴随着地铁的高速发展,二者变化的时间轴几乎重合。北上广深等大城市将地铁修到辖区的边缘,可能会吸引毗邻城市的人口前来工作置业,因此城市地铁网络可能存在吸引外来人口的作用。然而,城市居民是否会因地铁的开通运营而在城市空间内重新分布?在诸多地铁城市的规划中,居民区、工业园、商业娱乐设施及公共服务等部门都

* 本文为国家自然科学基金地区项目“组织生态视角下制造企业进入与退出服务化组织种群影响因素的实证分析”(项目编号:71762012)的阶段性成果。

围绕地铁沿线进行开发,人们可以通过乘坐地铁到达目的地,享受城市的便捷服务。而政府出于对土地财政的追求,通过将地铁线路的两端深入城市的远郊地区带动这些区域的开发,更多的居民选择在地铁可以触及的远郊地区居住,从而降低置业成本,获得更为宽敞的居住空间,这使人口在城市空间内分布越来越广,城市呈去中心化趋势。

纵观国内外研究,大多数研究地铁经济学的文献将视角汇聚在对单个城市个例分析的基础上,很少关注“地铁—人口”问题。在多城市视角的理论研究中,部分研究将注意力集中在解决地铁非随机分配问题上,主要研究地铁建设对城市房价和环境质量的影响。例如,Gibbons等(2005)研究发现,在伦敦地铁线路周边区域两公里范围内,地铁多延伸1公里会使房价下降2%,而在两公里以上地块内的房价基本不受地铁建设的影响。Billings(2011)采用DID估计美国夏洛特市地铁建设对城市房价的影响,估计结果与Gibbons等(2005)研究接近,距离公交线路1.6公里以内的单户住宅价格上涨约为4%,公寓价格上涨约为11%。在环境领域内,Gendron-Carrier等(2018)分析了空气中的颗粒物与地铁系统开通之间的关联性,强调地铁开通对减少污染排放具有重要的经济意义。王学渊等(2020)研究发现,在不同人口规模的城市内,交通替代效应与创造效应的大小存在差异,在规模较小的城市开通地铁有助于环境的改善,而在大型城市则完全相反。其实,无论城市的房价还是环境质量,其主要影响的是人口。人们为了追求工作或生活的便捷而选择在地铁沿线置业,用地铁作为高效出行工具而放弃开私家车,减少汽车尾气的排放,从而提升环境质量。因此,研究地铁开通运营对居民的影响是分析其在城市发展中所起作用的核心问题。全球范围内有条件开通地铁的城市不多,因此有学者从城市道路或高速公路的角度出发分析交通基础设施对人口的影响,Duranton等(2012)研究发现,美国城市高速公路道路存量对城市人口的增长具有一定的贡献,但影响并不大。Garcia-López等(2015)针对西班牙城市交通研究发现,公路对城市人口增长可能不会有实质性的影响,但对于人口分布则存在一定的作用。Baum-Snow(2007)研究了由中心城区伸向郊区的径向高速公路对人口分散化的影响,发现在40年中,一条由中心向城郊建设的放射性高速公路导致中心城市人口减少9%。Baum-Snow等(2017)对中国、Garcia-Lopez等(2015)对西班牙的研究证实了高速公路对城市人口规模去中心化的影响。Duranton等(2011)、Hsu等(2014)研究发现,车辆行驶里程的增加与城市道路网络范围的增加成正比,非通勤驾驶的增加似乎是其中最重要的组成部分。

目前的研究大多关注交通建设对人口数量变化的影响,对城市人口分布问题研究不多。在少量的研究中,Gordon等(1984)以城市人口密度和人均GDP为因子预测每公里轨道上的乘客数量,发现这两个指标对乘客数量的影响方向相反。Barnes(2005)研究指出,与城市其他区域相比,人们在前往城市中心区时往往更倾向于采用地铁作为交通

工具。王纯彬、外尾一则(2010)利用日本福岡市的人口统计分析发现,该市地铁发展的关键时点、线路的覆盖区域和发展次序对城市人口分布演变有着深刻的影响。赵晖等(2011)研究表明,轨道交通的发展使其沿线的郊区地带呈人口集聚和产业集中的态势,最终城市人口的分布及产业布局呈现出沿轨道交通网络轴线形成放射状的“点轴”格局。李燕、王芳(2017)通过比较北京与东京的交通布局,认为北京在轨道交通建设力度不足的情况下,城市居民对私家车的依赖程度较高,道路密度无法满足交通需要,这也使城市人口的增长受到限制,因此发展轨道交通应成为中国城市改善交通环境从而扩大人口规模的重要举措。总体上,已有研究较少考察地铁对城市人口变迁的影响,尤其是对影响机制探析不足。鉴于此,本文试图利用中国城市的非平衡面板数据分析地铁开通运营对城市人口规模与空间分布的影响,为城市在人口空间分布的导向、产业的布局和地铁的建设等方面提供经验参考。

二、数据来源及采集

(一) 人口数据

本文选用的人口数据包括城市人口数量和人口空间分布,其中人口数量来自 2006~2018 年《中国城市统计年鉴》中市辖区年末总人口(常住人口),人口分布主要体现为城市不同地区之间人口的密度差异,通常核心城区的人口密度较大而远郊区的密度相对较小,可以通过计算城市各区人口密度指标间的标准离差率加以衡量,即:

$$central_{it} = \frac{\delta(Pd_{ijt})}{\overline{Pd_{ijt}}} \quad (1)$$

式(1)中城市人口分布中心化指标 $central_{it}$ 为 i 城市在 t 时点的人口分布情况, Pd_{ijt} 为 i 城市 j 区内 t 时点的人口密度,各区人口数据及面积来自各城市统计年鉴^①, $\delta(Pd_{ijt})$ 为各区之间人口密度的标准差, $\overline{Pd_{ijt}}$ 为各区人口密度的均值。简言之,该指标以城市各辖区之间人口密度的标准离差率衡量城市人口分布的均衡度,各区人口密度越接近,则 $central_{it}$ 指标值越小,人口分布越均衡,城市去中心化的趋势越明显。

(二) 地铁数据

本文中地铁包括地下的铁路和地表以上的高架轻轨。地铁运营的线路数量及运营里程数据来自历年城市统计年鉴,地铁车站数量来自百度百科关于各城市地铁的介绍。在对各线路的地铁车站数量加总的基础上扣减线路间换乘站的数量,从而获得运营地

^① 很多城市出现过区的调整,包括拆分与合并等,本文在数据采集中以 2006 年时的行政区属为蓝本进行统一核算,即使出现了区属的调整也不做调整,这也可以保证核算出的人口中心化指标具有可比较性。

铁站的数量。由于在考察期内(特别是2010年之后)中国城市地铁高速发展,每年都有大量地铁线路投入使用,而地铁运营里程和车站数量在逐年增长,因此需要对每一年各城市的情况进行核算。

(三) 公共交通客流数据

本文通过《中国城市统计年鉴》、各城市统计年鉴及百度百科词条收集了26个城市历年公共交通客流量的面板数据,包括地铁、公交车(含城市有轨电车)的客流量。表1显示,城市历年的地铁客流均值为6.078亿人次,而公交车的客流量为15.600亿人次,地铁客流量为公交车客流量的38.96%,2018年为33.66%,但这不能表明地铁变得越来越不重要,只是由于新开通地铁的城市地铁客流占比不高,拉低了平均水平。在不同人口规模的城市中,这种占比的异质性较大。从表1城市人口规模的分位情况看,0.1分位(在城市人口总数排在前10%)的北京、上海和重庆地铁客流为16.7亿人次,公交客流为30.63亿人次,二者之比超过50%,而在0.25、0.5、0.75分位上,这一比值不断降低,表明规模越大的城市,地铁在公交体系中越重要。但根据Gonzalez-Navarro等(2018)对世界主要城市的计算,世界主要城市地铁客流与公交车客流之比约为155%,中国城市地铁客流与公交客流之比远低于世界主要城市的平均水平,这也反映出中国城市轨道交通

建设发展的潜力。此外,大多数城市地铁开通后客流呈逐年增加的态势,而公交车的客流量则在波动中下滑。

表1 公共交通客流量

客流量	样本 均值	2018年	分位			
			0.1	0.25	0.5	0.75
地铁(亿人次)	6.078	8.582	16.667	11.277	8.426	6.661
公交车(亿人次)	15.600	25.497	30.632	23.192	19.318	16.786
地铁与公交车之比	0.3896	0.3366	0.5441	0.4862	0.4362	0.3968

资料来源:2007~2019年各城市统计年鉴及百度百科的相关信息。

三、模型设计

根据前文所述,城市地铁规模与其人口之间存在正向关联,人口规模越大的城市往往拥有更发达的地铁网络。但时间序列的检验结果表明,地铁的变化对城市人口规模的影响并不显著,城市人口的增长与地铁规模的扩张是近年来城市化发展的表现,大城市建立和扩大了地铁网络,并没有引发随后的人口增长。在对因果关系进行解释之前,需要在估计模型中考虑可能的内生性问题。

(一) 混淆动因

中国城市要迈入地铁时代,需要满足经济发展水平、财政收入和市区人口规模等基本要求,当城市开始接近这一门槛时,有可能采用一些刺激性的政策推动其整体性的发展,扩大城市空间,增加人口数量。近年来,省会城市扩并周边地级市的现象屡见不

鲜。有些城市通过这类操作集聚人口,获得修建地铁的资格。尽管其地铁的开建与人口急速增长之间在时期上重合,但地铁不能作为城市人口规模扩大的主要动因。处理这种混淆动因问题的方法有两种:一是在较长时段内控制人口变化趋势,估算地铁对人口变动的影响;二是找到一种可以预测地铁扩张的工具变量,该工具变量要有条件地与诸多人口冲击的变量实现序列正交。

定义城市变量 i 和时间变量 t ,以 y_{it} 表示城市人口数量和人口分布情况等变量; s_{it} 表示城市的地铁规模,使用在运营的地铁站数量表示,用地铁线路数量和地铁运营的长度进行稳健性检验。 x_{it} 表示随时间而变化的城市层面协变量向量,一般指人均收入或所在省份总人口; z_{it} 表示不随时间变化的城市层次控制变量。取一阶差分: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 。采用以下的方程估计地铁与人口的关联,并使用滞后的地铁指标作为工具变量以解决混淆动因的问题:

$$y_{it} = A_1 \times s_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$s_{it} = B_1 \times s_{it-k} + d_i + \eta_{it} \quad (3)$$

式(2)中, A_1 为地铁规模对人口数量的影响系数,为研究所感兴趣的主要参数, k 为正整数。城市人口数量 y_{it} 取决于同期的地铁情况 s_{it} 、不随时间变化(非时变)的城市特征项 c_i 及随机干扰项 ε_{it} 。式(3)中,时期 t 的地铁规模取决于其滞后 k 期的规模、非时变的城市特征项 d_i 及随机干扰项 η_{it} 。模型中采用 s_{it-k} 作为 s_{it} 的工具变量,但这种处理可能存在争议。首先,这个方程系统展示了地铁和人口之间关系的一个特殊动态结构,有理由怀疑这种动态结构是否正确。其次,未观测到的地铁建设非时变因素可能与未观测到的人口增长非时变因素有关。意味着 $cov(c_i, d_i) \neq 0$,由于 s_{it-k} 依赖于 d_i ,所以 $cov(c_i + \varepsilon_{it}, s_{it-k}) \neq 0$,即在式(2)和式(3)中的 s_{it-k} 与式(2)中的不可观测变量相关,在这种情况下 s_{it-k} 并非 s_{it} 有效的工具变量。这个问题的一种处理方法是通过对式(2)与式(3)进行差分,即:

$$\Delta y_{it} = A_1 \times \Delta s_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\Delta s_{it} = B_1 \times \Delta s_{it-k} + \Delta \eta_{it} \quad (5)$$

式(4)与式(5)的差分方程可以解决以上两个问题,首先在原方程中删除非时变的不可观测值,即式(4)中不再包含非时变的城市特征项 c_i ,这符合动态面板估计的要求;其次,从人口方程式(3)中剔除城市特征项后,地铁指标的滞后项作为工具变量的有效性取决于 $cov(\Delta s_{it-k}, \Delta \varepsilon_{it})$ 是否等于 0。在两阶段最小二乘法(2SLS)的第一阶段,水平变量比差分变量有更好的预测能力,因此采用地铁的滞后项作为工具变量是可行的,上述工具变量策略考虑了地铁建设反映人口趋势的可能性。

如果人口与地铁的变化反映出一些未被观察到的城市特定随时间变化(时变)因素会产生内生性问题。如具备较强行政管理能力的地方政府倾向于为促进城市的飞速发

展吸引更多的外来人口并推进地铁建设。在这种情况下,本文针对地铁对人口增长影响的估计会掩盖市政府管理能力的作用。为了排除这种可能性,本文在式(2)和式(3)中纳入城市特定趋势,对式(2)进行二阶差分处理。即:

$$y_{it}=A_1 \times s_{it}+A_2 \times x_{it}+A_3 \times z_i+c_i+g_i \times t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$s_{it}=B_1 \times s_{it-k}+B_2 \times x_{it}+B_3 \times z_i+d_i+h_i \times t+\eta_{it} \quad (7)$$

式(6)和式(7)从两个方面对式(2)和式(3)进行推广。首先,纳入非时变的控制变量 z_i ;其次,在式(2)和式(3)中加入反映城市特定趋势的截距变量,并仍延续使用地铁变量滞后 k 阶的指标作为工具变量。

(二) 遗漏变量

地铁规模的拓展和人口增长可能同时与一些不可观测的因素相关。例如,城市决定修建地铁往往是由于地面交通拥堵。而在地面交通拥堵城市与非拥堵的城市之间,地铁对于人口的影响存在差异,在交通环境相对良好的城市,由于空气质量、通勤时间等方面的优势,其本身就可能更加吸引外来人口。因此,地铁的扩张与人口的正向关联更为明显,而在拥堵城市,地铁扩张对人口规模的促进作用则没有那么显著(甚至可能出现负相关)。如果在地面交通拥堵程度不同的城市之间地铁与人口的关系并没有呈现出明显的异质性,就可以保障遗漏变量不会导致估计出现偏误。地铁对人口增长的影响也可能在不同级别城市之间存在异质性。如地铁的扩张可能会将人口吸引到已经拥有大量地铁网络覆盖的城市,如北上广深等一线城市,但地铁规模较小城市的吸引力则相对不足。本文通过寻找地铁网络覆盖的异质性效应对此进行验证,若没有发现不同规模的地铁网络覆盖对人口增长影响的异质性,则表明遗漏变量不会对估计结果造成影响。据此,得到以下估计方程:

$$\Delta y_{it}=A_1 \times \Delta s_{it}+A_1 \times (\Delta s_{it} \times x_i)+\Delta \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, x_i 为主方程中遗漏的特定城市的控制变量,具体包括:城市地形、道路面积、经济发展水平、人口分布情况(中心化程度)、地面交通状况和营商环境等。其中,城市地形用两组指标反映,即平均海拔和城市辖区最大的海拔落差。假定当地形对城市发展具有约束时城市才会修建地铁,那些受地形约束较大的城市会比其他城市对地铁规模的变化做出的反应更大。作为与地铁变量指标构建的交互项存在一定的解释价值。此外,反映交通拥堵程度的指标是城市汽车量与城市道路面积之比,汽车数据来自各城市统计年鉴中“机动车保有量”,道路面积来自《中国城市统计年鉴》。营商环境指标数据来自樊纲、王小鲁的《中国市场化指数》,用“政府与市场的关系”“政府与市场的关系”“产品市场的发育程度”“产品市场的发育程度”和“市场中介组织的发育和法律制度环境”5组评分的算术均值表征,以城市所属省份的数值近似反映城市指标。

四、实证分析

(一) 主效应检验

本文首先对 2006~2018 年非平衡面板数据进行基准回归估计。这里以地铁站数量作为地铁规模扩张的表征,观察其对城市人口数量的影响,在估计过程中控制了城市个体效应及时间效应。此外,估计方程中还纳入反映城市地理位置的变量,具体包括:是否是省会城市、离海岸线的距离、离邻省的最近距离、离周边可通航河流的最近距离等。实证结果表明,地铁设站数量增加 10%,城市人口规模相应扩张 8 个百分点。模型 2 重复模型 1 的估计过程,但在其中控制了人均 GDP 及所在省的人口数量等变量,此时估计系数依然显著,但系数值降至 0.062。在模型 3 和模型 4 中将地铁站变量替换为地铁通车里程和线路数量,两组中的地铁规模系数仍为正。上述结果表明在有地铁城市中,地铁规模较大,城市人口规模也较大。而两组控制变量中,人均 GDP 与城市人口规模的两组变化显著正向相关,但所在省份的总人口不影响城市人口。

为了考察指标变化之间的关联性,进行一阶差分项的估计(见表 2),此时估计方程中不再包含城市的特殊趋势项,也不再包含城市的地理变量。如果在未观察固定效应条件下,每个周期的残差项 ε_{it} 均与回归估计项无关,则此时差分估计结果与式(6)保持一致。表 2 模型 1 是不包含控制变量的估计结果,此时地铁的扩张对于人口的变化没有显著的影响,而在模型 2 纳入人均 GDP 和所在省份人口变化指标后,核心解释变量的系数仍不显著。模型 3 中,控制变量中纳入公交客流量的指标,假设城市同时投资地铁和公交车,那么公交客流的增加可能会减弱地铁对人口增长的作用。模型 1 与模型 2 的结果表明不存在地铁建设对人口增长的作用,而在加入公交客流量作为控制变量后的模型 3 中,地铁建设对于人口变化的影响没有发生变化。模型 4 与模型 5 使用地铁线路长

表 2 一阶差分估计

变 量	人口数量的差分项				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
地铁站数量差分	0.030(0.036)	0.028(0.036)	0.028(0.036)		
地铁通车运营里程差分				0.028(0.034)	
地铁运营线路差分					0.017(0.038)
公交客流量差分			0.016(0.059)		
拟合系数	0.147	0.152	0.152	0.152	0.149
城市数	26	26	26	26	26
观测值	312	312	312	312	312

注:括号内数据为标准误。模型 1 没有纳入人均 GDP 及所在省份人口的一阶差分项进行控制,模型 2 至模型 5 纳入上述控制变量,各组模型中均控制了城市个体和时间效应。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

度和线路数量替代地铁站数量,估计结果仍不显著。在没有对内生性进行任何处理的情况下,地铁的扩张不会对城市的人口规模产生任何显著的影响。

表3中模型6与模型7重复模型2的估计,在控制变量中逐步加入城市人口变化的一期与二期滞后项,模型6与模型7的估计结果显示,地铁规模扩张对城市人口的影响不显著。即使控制了人口趋势项,地铁对人口的作用影响仍未能得到体现。模型8为二阶差分回归的结果,与一阶差分的估计结果一样,仍然未能观察到地铁规模扩张与人口的关联性。

模型9与模型10引入地铁变化滞后一期和滞后二期的值作为本期值的工具变量重复模型6和模型7的估计过程,表3二阶段最小二乘法第一步检验结果显示,地铁前期值与本期值的系数通过1%的显著性检验,工具变量较为理想。模型9与模型10重复模型7的估计,但将主解释变量地铁站差分项滞后一期值作为其工具变量进行两阶段最小二乘法,模型11用滞后二期作为工具变量进行估计。在采用工具变量的估计结果中,解释变量的系数值仍不显著。模型12中进行稳健性测试,仍采用模型9的估计,但将城市人口差分指标的一期滞后值替换为水平指标的一期滞后指标。此时,地铁扩张对城市人口增长的影响同样不显著。上述结果表明,地铁修建对城市规模的扩大没有实质

表3 缓解混淆动因偏误的检验

变 量	最小二乘法估计			两阶段最小二乘法估计			
	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
地铁站数量差分	0.023 (0.031)	0.024 (0.029)		0.140 (0.313)	0.064 (0.301)	0.137 (0.395)	0.004 (0.003)
地铁站数量二阶差分			0.054 (0.045)				
人口一期滞后差分	0.402*** (0.059)	0.222*** (0.082)		0.132* (0.070)	0.227*** (0.082)	0.245** (0.099)	
人口二期滞后差分		0.146** (0.065)			-0.140** (0.065)		
人口一期滞后值							-0.437*** (0.091)
拟合系数	0.423	0.404	0.129	0.231	0.266	0.278	0.356
城市数	26	26	26	26	26	26	26
观测值	286	260	286	286	260	286	286
2SLS 第一步估计		—		0.077*** (0.014)		0.066*** (0.016)	0.077*** (0.014)

注:括号内数据为标准误。除模型8外,其他模型中均纳入人均GDP及所在省份人口差分项,但所有模型中只有模型8纳入人均GDP和所在省份人口二阶差分项,所有模型中均纳入了城市个体及时间效应。除模型8为人口数量二阶差分外,其他模型均一阶差分。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

性的影响,这与基准回归估计结果不一致,表明中国城市在地铁修建的过程中人口虽然在增长,但事实上可能是混淆动因影响下的一种错觉,地铁并不是人们向城市集聚的诱因。

表 4 采用式(7)所展示含有大量交互项的模型,模型 13 的估计结果与模型 2 一致,模型 14 与模型 15 中分别纳入地铁规模变化与反映城市地形的变量(城市域内平均海拔高度、城市域内最大海拔落差)构建交互项。结果表明,无论是城市的平均海拔高度,还是城市地形的落差与地铁规模变化交互项的系数都不显著。说明不论是在高地城市还是平原城市地铁对城市人口影响的差异均可以忽略不计。模型 18 纳入反映城市人口空间分配均衡程度的中心化指标与地铁变化变量的交互项,估计系数显著为负,意味着在人口分布更为分散的城市(城市的去中心化程度更高,因此系数值更小),地铁对人口集聚的影响会更大,这也是加入交互项后唯一系数显著的指标项。可能的解释是:去中心化使更多的地块被纳入城市之中,而地铁的修建使这些边缘区域对毗邻城市的居民产生了吸引力,从而吸引外来人口。模型 16、模型 17、模型 19 的结果均不显著。

上述检测结果中,除了不对内生性施加任何处理的横截面检验,其他各组检验表明大城市修建地铁对这些城市的人口没有产生显著的影响,在控制了混淆动因以及遗漏

表 4 缓解遗漏变量偏误的检验

变 量	人口数量差分						
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
地铁站数量差分	0.028 (0.036)	0.039 (0.043)	0.036 (0.053)	0.028 (0.036)	-0.080 (0.148)	0.051 (0.074)	0.069 (0.083)
平均海拔×地铁站数量差分		-0.023 (0.048)					
最大海拔落差×地铁站数量差分			0.009 (0.047)				
道路拥堵指数×地铁站数量差分				0.003 (0.025)			
营商环境×地铁站数量差分					0.015 (0.020)		
人口分布中心化指标×地铁站数量差分						-0.016** (0.006)	
公交客流量×地铁站数量差分							-0.032 (0.058)
拟合系数	0.152	0.153	0.152	0.152	0.155	0.153	0.154
城市数	26	26	26	26	26	26	26
观测值	338	338	338	338	338	338	338

注:括号内数据为标准误。各组模型中均纳入人均 GDP 及所在省份人口差分项,并控制了城市个体以及时间效应。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

变量所导致内生性的基础上,该结论仍未发生改变。

(二) 进一步检验

下面考察地铁规模扩张对城市人口影响的另外两个方面:人口的空间分布和公共交通客流结构的变化。首先,使用城市人口分布的中心化指标作为因变量,该变量考察市辖各区内人口密度的标准离差率水平,反映人口在城市各区之间分布的差异程度。表5模型20结果显示,地铁车站数量指标的系数显著为负,人口中心化指标对地铁规模的弹性系数为-0.013,这表明地铁的修建使城市人口分布更为均衡,市中心的人口集中度降低;而在模型21的结果中系数值变为-0.049,即地铁规模扩张对于人口分布中心化程度的降低产生了相当程度的作用;模型22纳入滞后两期的城市人口数量作为控制变量,核心变量的系数绝对值进一步提升;模型23与模型24引入地铁站数量的控制变量(滞后两期指标)估计结果显示,地铁扩张对人口分布中心化指标的影响系数为-0.127,且系数非常显著,上述几组结果充分证明了地铁规模的扩张对于城市人口分布去中心化的积极影响,地铁的延伸使人口从城市中心分散到周边地区。为了减少运输成本而实行的人口分散化是全球范围内大城市的一个非常普遍的特征(Baum-Snow等,2017; Garcia-Lopez,2012),地铁具有一定的径向能力,有助于促进人口在城市空间范围内分布的分散化;地铁周边容易形成新的经济活动中心,使人口围绕着地铁而非传统意义上的市中心工作和生活(Billings,2011)。

表5 对人口分布中心化指标的检验

变 量	最小二乘法			两阶段最小二乘法	
	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
地铁站数量差分		-0.049*** (0.009)	-0.074*** (0.012)	-0.081* (0.044)	-0.127** (0.055)
地铁站数量	-0.013*** (0.004)				
人均 GDP 差分		0.088 (0.226)	0.129 (0.262)	0.110 (0.302)	0.129 (0.305)
所在省区人口差分		0.213 (1.299)	0.318 (1.542)	0.250 (1.834)	0.397 (1.867)
拟合系数	0.196	0.073	0.085	0.065	0.067
城市数	26	26	26	26	26
观测值	338	312	286	312	286

注:括号内数据为标准误。模型22、模型24纳入城市人口数量滞后两期值,其他3组模型没有控制该变量,各组模型均控制了城市个体和时间效应。模型20为中心化指标,模型21至模型24中心化指标差分。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

在表6中采用一阶差分方法考察地铁规模扩张对客流的影响。结果表明,在3组客流量指标中,地铁规模的扩张只促进地铁的客流量增长,其弹性系数小于1(0.704),对于该结果本文提出两种可能的解释:一是地铁规模的增长对交通客流量的影响小于城市地面交通网络的影响(Duranton等,2011);二是地铁规模对社会经济的作用存在规模

表 6 对客流进行的检验(一阶差分变量)

变 量	地铁客流差分		公交车客流差分		两类客流总量差分	
	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28	模型 29	模型 30
地铁站数量差分	0.708*** (0.102)	0.704*** (0.103)	-0.013 (0.052)	-0.016 (0.052)	0.107*** (0.002)	0.110*** (0.003)
拟合系数	0.409	0.405	0.034	0.026	0.045	0.052
城市数	26	26	26	26	26	26
观测值	312	312	312	312	312	312

注:括号内数据为标准误。模型 26、模型 28、模型 30 纳入人均 GDP 及所在省份人口差分项指标,而模型 23、模型 27 和模型 29 中没有纳入这些控制变量,且所有模型均控制了城市个体、时间效应和城市地理因素指标(平均海拔、最大海拔落差等)。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

收益递减的特点。地铁规模的扩张对公交客流影响不太可能源自城市地面交通设施的建设,这也一定程度上避免了地铁对客流的瓜分。而受地铁规模的扩张的影响,整个城市两类交通客流量也仅出现了幅度极小的提升,这表明地铁对城市两类客流总量的影响不如理论预期那么明显。

五、结 语

本文发现:(1)地铁规模的拓展并没有对人口规模产生显著的作用,即使在控制了城市人口规模长期变化趋势及采用工具变量之后,仍然未能找到地铁对人口规模增长存在显著影响的经验证据。城市地铁规模的拓展对其人口增长的影响微乎其微,地铁并没有真正使城市人口规模扩大。(2)地铁的延伸使人口在城市空间范围内“平铺”得更广阔,城市的去中心化趋势愈发明显。人口分布的均衡意味着更多的人口从市中心区域迁移到郊区,如果所有迁移人群中的就业人口都选择乘坐地铁从偏远住所前往位于市中心且无法移动的工作地点,势必会增大地铁通勤客流。(3)地铁规模扩张对城市公交车的客流量没有显著作用,地铁客流在城市客流中的占比并不高。样本期内所有地铁城市人口年平均增长率为 1.68%,远不及城市公交客流的年均增长率(7.72%)。地铁开通后客流量的增长主要来自居民出行方式的改变。

城市地铁的扩建对人口增长基本没有影响,但使城市人口去中心化的趋势更为突出,并导致客流量的适度增长。新增客流量以交通出行替代为主,地铁扩建可能会导致总体城市地租的增加,而地租相对于建设成本而言较小,这些结果似乎不能为地铁建设和运营经常需要的巨额补贴提供依据。地铁使城市人口的分布具有去中心化的特征,因此有利于城市空间布局的合理化,有利于提升居民的居住舒适度与幸福感。城市的管理者应适应这一趋势对城市功能区位进行更合理的空间布局,进一步将学校、医院、工厂及行政服务中心等企事业单位外迁,这也有助于缓解城市中心的交通压力并保护城市的环境。地铁在增加自身客流的同时没有对公交车的客流产生挤出效应,也没有通过

派生出居民新的出行需要而增加客流,那么其势必挤占出租车或者自驾车等出行方式的需要,对于非地铁覆盖且居民较多的老式社区,应做好与地铁口之间的公交接驳,引入微公交等新型交通方式,提高居民出行的便捷程度。

参考文献:

1. 李燕、王芳(2017):《北京的人口、交通和土地利用发展战略:基于东京都市圈的比较分析》,《经济地理》,第4期。
2. 王纯彬、外尾一则(2010):《地铁城市人口分布演变规律研究——以日本福冈市为例》,《地理科学》,第4期。
3. 王学渊等(2020):《地铁开通对城市空气质量的影响》,《中国人口科学》,第3期。
4. 赵晖等(2011):《轨道沿线居民职住分布及通勤空间组织特征研究——以北京为例》,《经济地理》,第9期。
5. Barnes G. (2005), The Importance of Trip Destination in Determining Transit Share. *Journal of Public Transportation*. 8(2): 1-15.
6. Baum-Snow N. (2007), Did Highways Cause Suburbanization?. *The Quarterly Journal of Economics*. 122(2): 775-805.
7. Baum-Snow N., Brandt L., Henderson J.V., et al. (2017), Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities. *Review of Economics and Statistics*. 99(3): 435-448.
8. Billings S.B. (2011), Estimating the Value of a New Transit Option. *Regional Science & Urban Economics*. 41(6): 525-536.
9. Duranton G., Turner M.A., (2011), The Fundamental Law of Road Congestion: Evidence from US Cities. *American Economic Review*. 101(6): 2616-2652.
10. Duranton G., Turner M.A., (2012), Urban Growth and Transportation. *Review of Economic Studies*. 79(4): 1407-1440.
11. Garcia-Lopez M.A. (2012), Urban Spatial Structure, Suburbanization and Transportation in Barcelona. *Journal of Urban Economics*. 72(2-3): 176-190.
12. Garcia-López M., Holl A., Viladecans-Marsal E. (2015), Suburbanization and Highways in Spain When the Romans and the Bourbons Still Shape Its Cities. *Journal of Urban Economics*. 85(1): 52-67.
13. Gendron-Carrier N., Gonzalez-Navarro M., Polloni S., et al. (2018), Subways and Urban Air Pollution. NBER Working Paper No.w24183.
14. Gibbons S., Machin S. (2005), Valuing Rail Access Using Transport Innovations. *Journal of Urban Economics*. 57(1): 148-169.
15. Gonzalez-Navarro M., Turner M.A. (2018), Subways and Urban Growth: Evidence from Earth. *Journal of Urban Economics*. 108: 85-106.
16. Gordon P., Willson R. (1984), The Determinants of Light-rail Transit Demand—An International Cross-sectional Comparison. *Transportation Research Part A: General*. 18(2): 135-140.
17. Hsu W.T., Zhang H. (2014), The Fundamental Law of Highway Congestion Revisited: Evidence from National Expressways in Japan. *Journal of Urban Economics*. 81(2): 65-76.

(责任编辑:朱 犁)