

人口双向集散对县域城镇化的影响及其空间梯度

李玉文 侯新烁 李五荣¹

(湘潭大学 商学院, 中国湖南 湘潭 411105)

【摘要】: 人口集聚的向度和深度调整, 就会反映为城乡空间分布格局的变化。利用“五普”“六普”的“中国人口普查分县资料”以及 2018 年流动人口动态监测数据 (CMDS2018) 从县域层面对人口流入和人口流出进行识别和区分, 并利用多尺度地理加权回归模型考察县域层面人口双向流动对城镇化的空间异质效应。研究发现: 人口流动的空间集聚具有明显的“节点”特征, 人口自分散的区县向大城市为中心的城市市辖区的集聚过程十分明显; 人口流入和流出的双向集散过程对城镇化有不同的空间非平稳影响; 城镇化效应具有显著的空间梯度性; 人口负担反映的劳动力不足是制约县域城镇化的重要机制渠道; 人口集散过程通过地区人口抚养比调整机制对城镇化形成重要影响; 经济发展水平、非农化程度和人口密度也是城镇化实现的重要基础; 市辖区依旧是城镇化中心, 相比县城具有更强的人口吸纳能力; 城镇化要选择何种路径是未来区县发展的重要议题之一。

【关键词】: 人口流入 人口流出 县域城镇化 多尺度地理加权回归模型 空间梯度

【中图分类号】: F061.5 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2021) 09-0091-12

“城镇化是现代化的必由之路”, 要求“以人的城镇化为核心, 更加注重提高户籍人口城镇化率”^[1]。人口流入与流出是影响城镇化进程的重要推动力之一, 其向度和深度、直接或间接的结果, 具体表现为全国和区域城镇化发展水平的变化。短时期内, 人口结构变化反映了城市 (县、镇) 和农村空间分布格局变化; 长期来看, 人口规模变化才是空间分布结构调整的真正源泉和动力。因此, 无特定地区户籍的流入人口和拥有特定地区户籍的流出人口理应成为城镇化发展的重要聚焦群体 (为表述简洁, 本文将其称为“流入人口”和“流出人口”, 并统称为人口双向集散)。县域单位是我国城乡统筹的基本载体, 相对于省级和地级市尺度, 县域尺度更能凸显人口的空间格局变化。那么, 从县域尺度考察人口双向集散状况变化对城镇化发展的影响, 进一步识别人口流动的时间与空间演化机理, 有利于揭示城镇化新趋势, 有效促进城镇化进程以及区域空间的协调发展。

人口双向集散过程是“城镇化”的重要表达^[1]。随着工业化和非农化的快速推进, 大量农村人口从农业生产中转移出来, 促使我国城镇化水平显著提高。然而, 户籍制度制约了真正意义上的城镇化, 截至 2020 年底, 我国 60% 人口居住在城镇, 实际户籍人口城镇化率仅约 46%, 大量流动人口以无驻地户籍身份的方式为城镇化发展提供动力²。得益于已有经典文献的开创性研究^[2,3,4], 人口流动的作用得到了深入阐释, 但我国大部分农村转移人口并未实现落户^[5], 农业转移人口市民化进展较为缓慢^[6], “无户籍”的流动人口的空间集聚会对城镇化格局和城镇体系演变产生深远影响^[7], 而现有研究对此特征的聚焦仍旧不足^[8,9]。学者们指出大部分农村向城市转移的人口未能获得城市户籍、地区城镇化差异明显是我国面临的两个主要问题^[10,11], “离土不离乡”和“人户分离”使得流动人口不再是普通意义上的空间转移, 未能获得城市户籍的流动人口为城镇化的发展提供不竭的动力^[12,13], 与此同时, 流动人口社会福利缺失也会严重影响到城镇化质量的提升^[14]。

从空间视角审视, 省级、地市级别的城镇化研究基础已十分坚实, 但以县域为样本的相关研究较为匮乏, 县域层面人口流动

¹作者简介: 李玉文 (1990-), 男, 湖南新化人, 博士研究生, 研究方向为区域经济学。E-mail: 596740442@qq.com

基金项目: 国家社会科学基金项目 (17CJL019); 湖南省教育厅科研优秀青年项目 (20B549); 湖南省社会科学基金项目 (18YBA393); 湖南省研究生教育改革研究项目 (2020JGYB093)

的相关统计数据难以获取是研究难以展开的重要制约因素。县域作为城乡联结的重要节点具有巨大势能^[15]，是“控制大城市人口规模”的重要“疏散口”，但通过梳理相关文献，发现针对县域层面的异质空间机理探讨的研究甚少^[16]。此外，部分研究发现农村回流人口并非回乡务农，主要是以流动人口身份集聚在县城为代表的城镇^[17]，这将对县域城镇化发展产生重要影响^[13]。因此，依托于县域空间尺度、强调流动人口的“无户籍”属性，审视中国县域城镇化的非均衡发展，这对于深挖发展潜力、“以人为核心”推动大中小城市和小城镇协调的城镇化格局构建具有重要的现实意义。基于此，本文利用“五普”和“六普”分县资料中 2304 个区县样本和基于流动人口动态监测数据（20183 年）识别的区县人口流入和人口流出数据，利用多尺度地理加权回归(MGWR)模型考察人口双向流动对城镇化的影响，并厘清可能的作用机理，为县域人口空间分布促进城镇化发展提供经验证据。

1 人口流动与城镇化的特征事实

流入人口和流出人口不仅仅是劳动力转移概念⁴，也是一个制度性概念^[9]。根据《中华人民共和国户口登记条例》，常住人口是指“已在迁居城市居住 6 个月及以上的人口”，包括“户籍常住人口”和“无户籍常住人口”，后者对应的是真正意义上的外来流动人口。户籍人口是指“已在其经常居住地的公安户籍登记机关登记了常住人口的人”，包括“户籍常住人口”和“户籍流出人口”。所以，常住人口规模可以根据“户籍人口+无户籍流入人口-户籍流出人口”测算得到。基于此，我们发现，若采用传统的“常住人口-户籍人口”刻画人口流动规模，既会低估人口的流入规模，也不能反映人口的流出规模。本文以“居住在本乡镇街道，户口在外乡镇街道，离开户口登记地半年以上”的人口描述，反映“人户分离”状态。其中，流入人口规模用无户籍流入人口规模衡量；流出人口规模则依据“户籍流出人口=（常住人口-户籍人口-非户籍人口）”估算得到，意即在人口流入和人口流出的均衡状态下获取本地人口中究竟有多少人离开了户籍地，视为本地地区的流出口。通过上述方式，本文可将县域流动人口细分为县域流入人口和县域流出人口，做此设定的原因自于：(1) 以往研究使用“净流动”指标实则是数据限制下的变量选择，本文数据基础提供了识别人口流入和人口流出的途径，从而放宽了这一限制。(2) 人口流动规模是根据人口流入和人口流出的均衡状态所决定，净流动值等于人口流入规模与人口流出规模之差，因此若不将流动人口细分，考察其对城镇化的影响可能会导致结论出现偏误⁵。(3) 此区分方式可识别人口双向集散对县域城镇化的非对称影响，同时也可在后文局部模型分析中分别考察人口“流入”和“流出”作用于城镇化的空间异质效应，并探究两者影响系数的不同空间梯度特征。

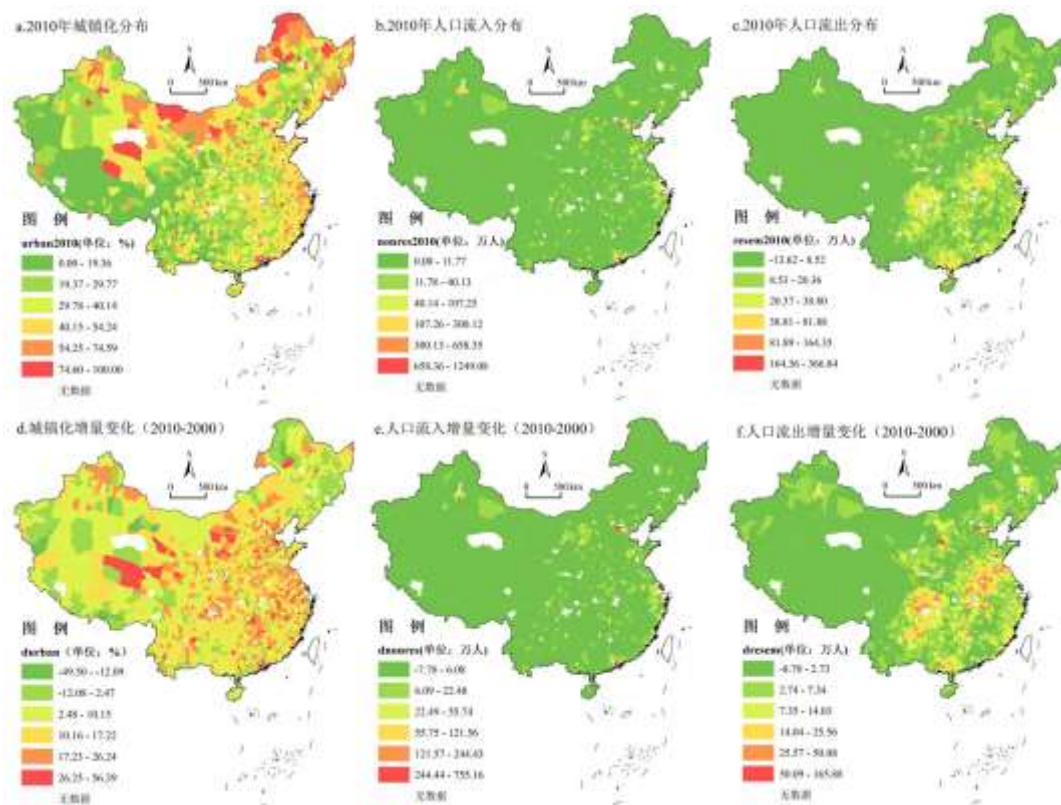


图 1 流动人口与县域城镇化空间分布

注：该图基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020)4619 号的标准地图绘制，底图无修改。图 2～图 6 同。

区县层面的城镇化具有明显的空间分布差异和梯度性。如图 1 所示，较为突出的是西北和东北国界附近空间的高城镇化水平。通过核查原始资料发现，此类分布状况与少数民族地区和牧民集聚有重要关联，民族集聚和游牧民族的迁移特征决定了内蒙古地区、西藏、青海和新疆区县的城镇化特征与中部和东部地区（农耕文明地区）区县的城镇化特征显著不同，其户籍登记通常登记为城镇人口，然而这并非通常意义上的城镇化反映。为此，在后文的实证部分剔除该部分样本进行稳健性检验发现回归结果具有一致性，不再赘述⁶。除却上述地区之外，主要以长三角、珠三角、京津冀城市群为高城镇化地区，城市群的推进效应明显；而中西部地区以武汉、宜昌、重庆、成都、以及太原、西安等地为明显集中点。分布上，东部和东南沿海地区形成了显著的区域高城镇化区县分布连绵带，中部和西部地区则以武汉区域和成渝地区为主要的城镇化区域，并已初步形成了一定的城市群分布特征。

以中国县域“人户分离”状态表征的人口分布具有特定空间模式。为更准确查看人口流动的状况和方向，采用指标增量变化可以较好地加以反馈。首先，从流入人口的来源（他地户籍流出）来看，依据图 1 增量变化分图审视人口分布转变（2010 与 2000 年差值），人口流出主要有两个增长连片区：一是河南省、安徽省北部、江西省北部、湖北省东部、山东省西部构成的中部人口流出区；二是贵州省西北部、四川省东部、重庆市构成的西部人口流出区。其次，从人口流入的空间集聚状态来看，数量差值反映了地区人口集聚能力的转变，长三角、珠三角、京津冀等地区城市群的人口集聚能力明显增强，这与现有研究发现一致，中国区域城市快速发展过程中的人口流动也随之出现新趋势，城市所能提供的“综合机会”使得城区成为人口涌入的主要方向^[19]。同时，图 2 报告了基于 CMDS2018 数据统计的县域层面的人口流入和流出现状，发现人口流入地仍旧是以东部沿海城市、内陆大城市为中心的城市群为主，呈现出较为明显的城市市辖区集聚特征；人口流出方面则同样表现出图 1 人口增量变化的区位一致性，人口自分散的区县向以大城市为中心的城市市辖区的集聚过程依旧十分明显。通过区县尺度展开空间模式描摹，印证了人口向城市集中的过程。最后，通过图 1 和图 2 可以看出，流入人口分布以及数量变化与地区城镇化具有一定的模式匹配性，大片区域人口流出的流向匹配结果反映的是人口集聚在特定的空间单位（如大城市、超大城市），这些区县的人口吸纳能力随着集聚过程不断增强。为检验人口从户籍地流动到非户籍地的过程中，中国县域城镇化水平的决定机理，本文引入空间变系数模型识别城镇化实现的异质效应机制过程。

县域城镇化推进与人口流动的空间分布并非是完全随机的，表现出空间集聚形态的相似性。为清晰地观察此种状况，本文借鉴相关研究的分类方法，将流入人口规模超过总人口 10% 的区县标记为人口流入活跃区^[20]，同时将超过当年全国平均城镇化率的区县标记为高城镇化区。结果表明，在最终获得的样本中，处于高城镇化地区有 478 个区县，其中有 454 个地区属于人口流入的活跃区（高人口流入区共 1079 个），体现了当前我国县域发展格局和要素配置的空间特征（图 3），可见区县城镇化进程中以高城镇化—人口流入活跃区和低城镇化—人口流入非活跃区分布类别为主。珠三角、长三角和京津冀等三大城市群依然有极强的外来人口集聚能力，高城镇化区域格局并未发生明显转变，与 2000 年相比，2010 年人口流入活跃区有明显增加，流动规模和活跃度呈现出东部、中部和成渝地区的“区块化”提升，当然高城镇化地区仍旧是以中心城市为主。这说明流动人口空间集中过程具有明显的“节点”型特征，这些地区通常也具有较高的城镇化水平。此外，通过对人口密度分布的观察，发现东南沿海地区和中部的武汉地区人口密度提升尤为明显，我国三大经济区城市群依然是人口集聚的主要地区，其余地区主要以成都、昆明、沈阳和哈尔滨周边区县人口密度提升较为显著。人口密度通常有对应较高城镇化的一面，但也有非对应的一面。因此，高密度的人口集聚是人口城乡分布比例提升的一种动力，但并非全部，后文也将其引入作为控制变量加以考释。

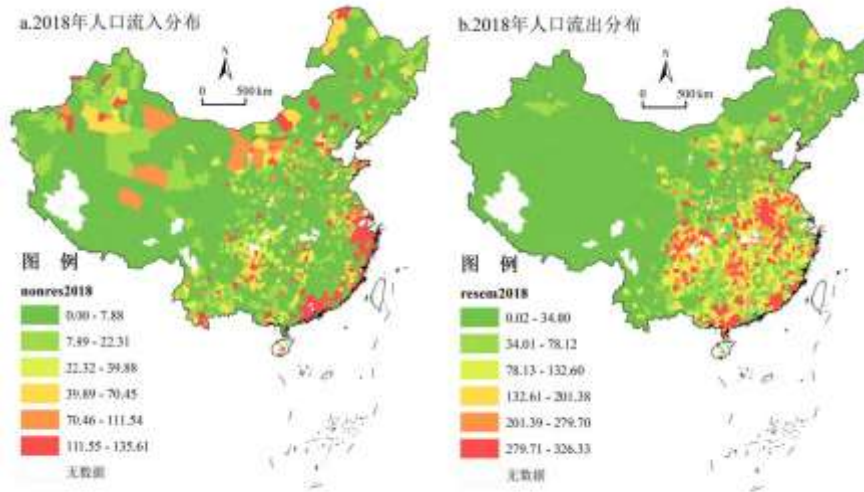


图 2 基于 CMDS2018 数据统计的人口流入与人口流出分布

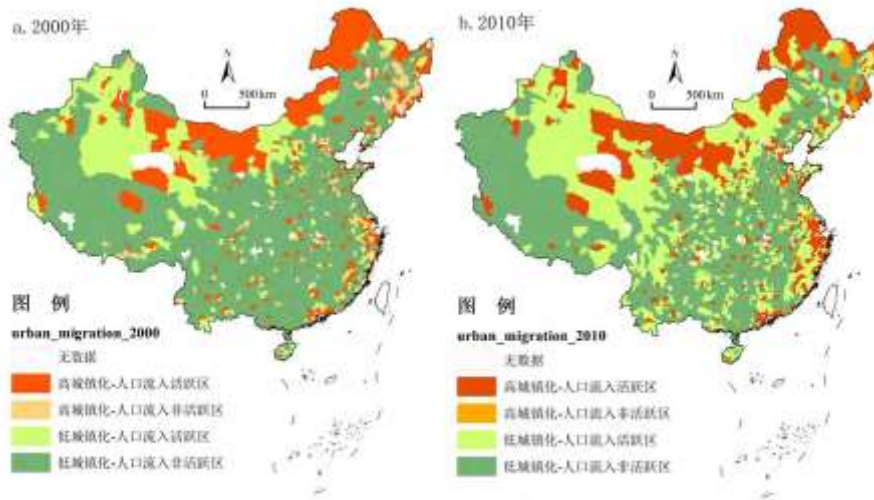


图 3 城镇化与人口流动空间特征

2 模型构建与数据来源

2.1 模型构建

2.1.1 模型设定

首先，本文暂未考虑空间属性利用全局回归（OLS）模型考察人口双向流动对县域城镇化的影响，构建的计量模型如下：

$$urban_i = \beta_0 + \beta_1 nonres_i + \beta_2 resem_i + \sum_{k=3}^8 \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中：i 表示区县；被解释变量 $urban_i$ 表示区县城镇化水平；解释变量为 $nonres_i$ 和 $resem_i$ ，分别表示区县人口流入规模和人口流出规模； X_{ki} 为控制变量，包括经济发展水平、非农化水平、投资水平、人口密度及地级市市辖区虚拟变量； ε_i 表示残差项。

与诸多其它和地理相关的变量一样，城镇化在空间上呈现非平稳分布（spatial nonstationarity），不同地理位置的区县城镇化过程可能是不同的，即城镇化过程在一定程度上是地理位置的函数。例如，人口流动的影响可能不会对所有区县形成相同程度的推动力，这种细微的差异给城镇化建模造成了挑战。现有研究已经尝试使用不同方法来检验空间非平稳性，如 Fotheringham 等^[21]、沈体雁等^[22]认为由于未能考虑空间效应，非空间模型在分析此类问题时是无效的，而对潜在空间异质性的识别依赖于局部信息的获取^[23]。相比于全局回归模型，地理加权回归（GWR）模型将空间格局要素纳入考虑范围内，被广泛应用于空间异质效应检验^[23]。然而，GWR 存在有两个主要限制：（1）尽管 GWR 考虑了空间异质性，但通常忽略了多尺度检验问题，导致局部估计参数是可疑的^[24]。（2）GWR 为所有变量设置单个统一的最优带宽，假设所有变量以相同空间尺度影响被解释变量，这一假设并不合理^[21]。新近的多尺度地理加权回归（MGWR）模型是对 GWR 模型的显著改进，它放宽了所有自变量具有“相同空间尺度”的假设，从而允许模型为每个自变量搜寻相应的最优带宽。因此，本文采用 MGWR 获得一组而非单个最优带宽对于各个影响城镇化的解释变量，从而反映特定因素对城镇化形成影响的空间尺度^[25]。同时，模型使用校正的多尺度推断方法获得可靠的局部参数估计值，可以定量且局部地分析中国县级单元城镇化的空间分布格局，考察县域人口流入和流出趋势对城镇化的结构性影响，构建的模型如下：

$$urban_i = \beta_{bwi0} + \beta_{bwi1} nonres_i + \beta_{bwi2} resem_i + \sum_{k=3}^8 \beta_{bwik} X_{ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中：系数脚标 bwi 表示根据各变量计算最优带宽，并提供了每个个体 i 的局部估计参数。被解释变量、解释变量和控制变量的选取与式（1）完全相同。

2.1.2 变量测度与说明

（1）被解释变量。本文的被解释变量为城镇化，根据现有文献的惯常做法，本文以县域城镇人口总量占总人口比重衡量，记作 urban。

（2）解释变量。本文的解释变量包括人口流入（nonres）和人口流出（resem）。其中，人口流入采用县域无驻地户籍的人口流入数衡量；人口流出则依据“－（常住人口－户籍人口－流入人口）”测算所得⁷。

（3）控制变量。为尽可能减少遗漏变量导致的估计偏误，参照相关研究，选择了如下控制变量加入计量模型：（1）经济发展水平（edr）。经济发展水平是城镇化的基础。经济发展水平越高的城市意味着更高的工资水平、更完善的基础设施和更好的社会福利，对人口的集聚能力越强，进而会促进城镇化发展^[26]。本文采用人均 GDP 来衡量经济发展水平。（2）非农化水平（nonag）。非农化是城乡结构转化的重要方式^[27]，非农化水平提高会促进更多的人口就业向第二、三产业集聚，而第二、三产业大都分布在城镇地区^[28]，从而提高城镇化水平。本文利用第二、三产业生产总值与 GDP 的比重衡量非农化水平。（3）投资（fia）。投资是推进城市建设、构筑空间新格局的重要手段，是提高新型城镇化水平的重要途径^[29]。本文采用地区固定资产投资额来衡量投资水平。（4）人口密度（pden）。人口存量提供了城市形成和扩张的动力和约束^[30]，构成城镇化“推力”要素^[31]。本文使用人口密度控制人口规模对城镇化的影响，用总人口占行政面积的比重衡量。（5）地级市市辖区虚拟变量（citydm）。地级市市辖区一般位于地级市的中心位置，具有良好的区位优势。相比于一般的区县，地级市市辖区财政资源投入更多，经济规模更大^[32]，人口的集聚能力更强。为此，本文还控制了地级市市辖区虚拟变量，控制地级市市辖区与一般县区的城镇化水平差异，若区县为地级市市辖区赋值 1，否则为 0。

本文使用 MGWRV2.2.1 软件对模型进行参数估计和校准^[33]，该软件由亚利桑那州立大学的 Fotheringham 团队编写和提供，相关地图采用 ArcGIS 软件绘制。由于各变量具有不同的测量单位（如%、万人、亿元等）且存在较大的幅度差异，为了便于比较，本文在运行 MGWR 软件时对变量进行了正态化处理，后文实证分析均基于标准化变量展开。

2.2 数据来源

本文以中国县级行政区（县和县级市）和地级市市辖区为尺度展开研究，流动人口数据来自第五、六次人口普查分县资料及 2018 年流动人口动态监测数据，由于第七次人口普查数据未公布对人口流动进行详细刻画的长表数据，作为替代方案，2018 年流动人口动态监测数据提供了被访者现居住地区县和来源地区县的基本信息³。因此本文借助该信息利用百度地图 API 识别和统计各现居住地区县流动人口数量和来源地区县流动人口数量，刻画 2018 年区县层面人口流入和人口流出规模。由于 2018 年区县层面的统计数据存在部分缺失，本文的主要结论以 2000 和 2010 年数据为主，以 2018 年数据为辅。

考虑到空间连续性，本文使用的区县数据包括了直辖市，不包括台湾省、香港和澳门特别行政区。我国县域管理主要采取地级市下辖区县的行政体制⁸，辖区相对稳定，变动多发生于市辖区扩张（撤县设区）过程中，相对总量影响较小，但为了尽可能使得 2010 和 2000 年的数据分析具有可比性，本文依照 2010 年区划对相关区域进行了合并处理，最终获得的样本量为 2304，包括 282 个市辖区单位和 2022 个县级单位，后文统称区县。其中，户籍人口数、常住人口数和无驻地户籍的流动人口数等数据来自《中国人口普查分县资料》（2000、2010 年），区县经济数据来自《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2001、2011、2019 年），地级市市辖区数据来自《中国城市统计年鉴》（2001、2011、2019 年），部分数据依据国泰安区县数据、《中国县域统计年鉴》（2011 年）加以核对和补充；2018 年人口流入和流出数据主要基于 2018 我国流动人口动态监测数据统计得到，虽然与 2000 和 2010 年数据并无直接可比性，但通过百度地图 API 识别的归属地进行区县匹配，仍能反映我国流动人口在不同区县的分布情况，本文引入该数据作为一种辅助性证据，以此更新数据的时效性。此外，空间数据根据 2010 年“中国县级行政区划高清矢量地图”整理获得（来自国家基础地理信息系统），各县级地区经纬度信息根据 GB/T2260—2007 国标编码和对应经纬度坐标确定。

3 实证结果及分析

3.1 全局回归结果

通过逐步加入人口流入和人口流出变量方式报告了 2000、2010 和 2018 年相关因素影响城镇化的全局回归结果，其中 2018 年的 urban 变量为估算数据，nonres 和 resem 为根据现居住地和来源地信息统计得到的区县层面人口流入和人口流出的 CMDS 个人权重加权值。首先，为避免变量间相互影响而导致的偏差，测算了回归模型的平均方差膨胀因子（VIF），不同模型中各变量 VIF 均较小，且平均 VIF 仅在 1.44~2.34 之间⁹，说明本文选取的变量不存在明显多重共线性问题。其次，回归结果报告了模型回归的 R² 和 F 统计量，拟合优度值在 0.50~0.63 之间并伴有显著较大的 F 值，这意味着回归总体显著性水平较高。

从各变量的回归结果来看，2000 年，人口流入（nonres）的估计系数为负，且在加入人口流出变量（resem）后在 5%水平上显著，说明 2000 年人口流入对城镇化产生了负向作用；2010 年，人口流入（nonres）的估计系数为 0.024 且在 1%水平上显著为正，说明 2010 年人口流入显著地促进了城镇化的发展，人口流入每增加一个百分点将会促使城镇化水平提升 0.024 个百分点。从人口流出（resem）系数来看，其对城镇化影响的变动方向与人口流入（nonres）恰好相反，2000 年人口流出（resem）的估计系数在 1%的显著水平上为正，人口流出促进了城镇化发展，而到 2010 年，人口流出（resem）的估计系数在 5%的显著水平上为负，人口流出抑制了城镇化发展。而到 2010 年后，人口流出引致的负面影响逐渐显现，阻碍了城镇化进程，而人口流入对城镇化的促进效应正逐步发挥作用。另外，我们利用 2018 年的数据进行对比分析同样可以观察到人口流入的正向作用，从系数大小来看，亦可发现人口流动过程中人口流入在促进城镇化进程中占据了主导地位。

控制变量的回归结果与预期相符且具有显著稳健性。经济发展是城镇化的基础，所有回归中人均 GDP（edr）的估计系数均在

1%水平上显著为正，表明经济发展水平提升显著促进了城镇化发展；非农化水平（nonag）的估计系数显著为正，两者的标准化弹性介于 0.289~0.343，非农化水平提升会加速农村劳动力向城镇转移和集中的进程，进而提高了城镇化水平；投资（fia）的估计系数不显著，表明投资对城镇化影响的平均效应不明显；人口密度（pden）的估计系数显著为正，通常而言，人口密集度代表着区域人口空间集聚程度，说明人口空间集聚程度提升会显著促进城镇化发展；地级市市辖区虚拟变量（citydm）的估计系数显著为正且大小介于 17.185~23.707，意味着地级市市辖区城镇化水平远高于一般区县，也说明了实证分析中控制市辖区虚拟变量的必要性。根据作者对城镇化水平变化的空间聚类模式展开分析知，河北省、河南北部、山东中西部、江苏省、安徽省、浙江省、江西西北部、湖南东部，以及重庆中北部、陕西北部地区区县的城镇化水平提升尤为明显。

3.2 人口集散对城镇化影响的空间梯度

县域城镇化分布格局同时也蕴含着空间非平稳反映的地区差异，人口流入和流出的梯度性再分布过程引致了不同区位县域具有城镇化层面的空间梯度。由我国城镇化分布的空间莫兰检验值和分布可知，Moran 值显著为正，且 Moran 散点图提示了区县城镇化的局部空间不稳定性，有必要采用空间异质性模型进行分析¹⁰。为此，本文采用 MGWR 模型对人口双向集散对县域城镇化影响进行空间异质效应检验表明，总体而言，参数估计结果的局部系数显著性比例较高，可反映人口流动在城镇化发展中的重要作用。

接下来讨论局部重要参数估计的空间模式。从图 4 可以看出，截距项系数的参数值分布模式在 3 个年份中虽存在部分差异，但仍旧具有较强的总体一致性，参数值的正向系数部分主要分布在东部和南部沿海地区，内陆地区则以中心城市为核心，截距项系数反映了来自地理位置本身的诸多影响，其分布特征很可能是由于地理因素引致的经济发展因素不均衡分布导致的。人口流入变量系数的分布则呈现出由东部向西部、由南部向北部的影响效应逐渐增强的过程，因此图 5 人口流入的系数分布展示了其影响的空间梯度性直观结果。人口流入较高的地区并不一定能提供更高的城镇化水平，这源于人口流动过程的边际城镇化效应，同时也指出高流动性并不一定利于人口城镇化的提升，反映的是低户籍转化背景下，人口居住空间不确定性制约户籍城镇化的过程。人口流出的系数分布与人口流入在梯度方向上存在显著差异，2000 年系数分布以京津冀、东北和东部沿海以及中南部地区为高效应区域，2010 年则呈现了沿长江经济带，向西南延伸的带状梯度分布格局，2018 年数据进一步揭露了京津冀区域范围人口流出与城镇化推进并存的局面。

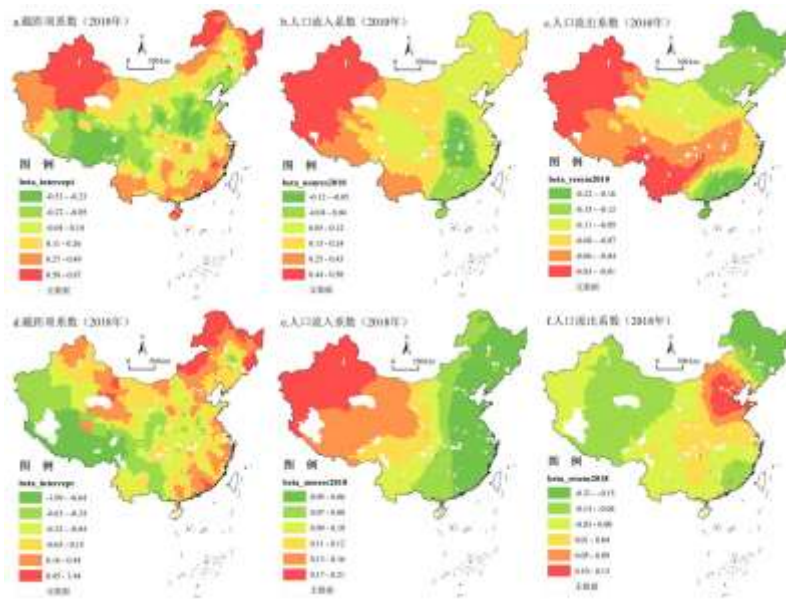


图 4 MGWR 系数结果的空间梯度

3.3 基于人口抚养比的影响机制分析

相关文献指出人口年龄结构变化是人口流动对区域经济发展形成影响的重要机制^[34]。考虑到我国人口流动主要表现为中青年劳动力的转移，人口流动与人口年龄结构的相关性更强，同时表现出在地区空间上更为集中的特征，因此本文将人口抚养比作为人口流入与人口流出对城镇化发挥作用的重要机制¹¹。本文构建计量模型对该影响机制进行检验，见式（3）。其中，nondepr和resdepr分别表示人口流出（nonres）和人口流入（resem）与人口抚养比（depr）的交互项。鉴于2018年相关统计资料未能提供区县人口年龄构成的详细信息，我们不能测算2018年的县域层面的抚养比。因此，本小节仅利用2000和2010的相关数据基于MGWR模型进行实证分析，由于模型估计中的变量均是标准化变量，所以交乘项系数可直接解释为交叉效应。图5展示了包含交互项的机制分析的MGWR局部参数结果的分布情况。

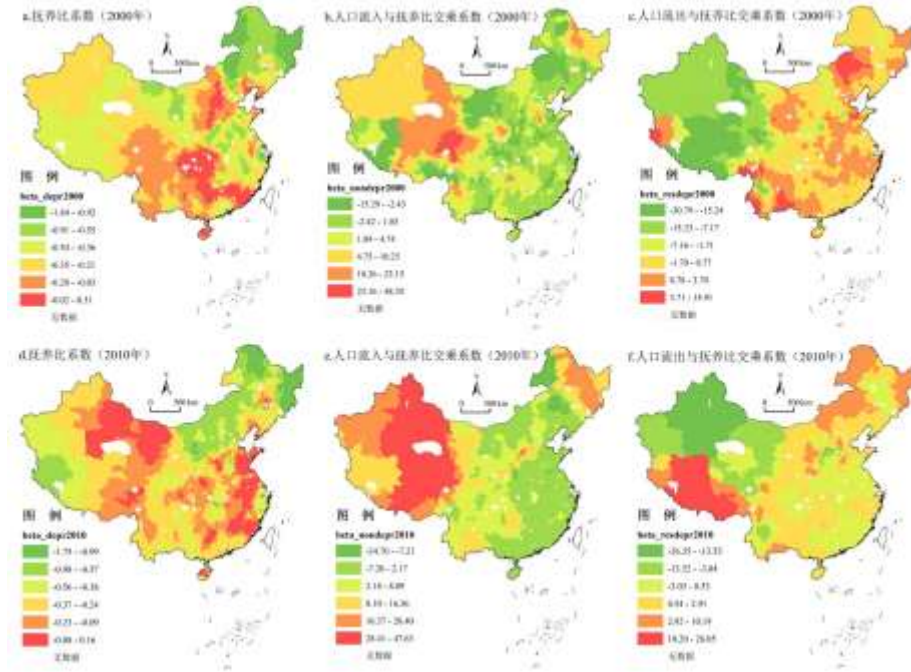


图5 人口流动与人口抚养比交叉效应的MGWR结果

$$\begin{aligned} urban_i = & \beta_{bui0} + \beta_{bui1}nonres_i + \beta_{bui2}resem_i + \\ & \beta_{bui3}edr_i + \beta_{bui4}nonag_i + \beta_{bui5}fia_i + \\ & \beta_{bui6}pden_i + \beta_{bui7}citydm_i + \beta_{bui7}depr_i + \\ & \beta_{bui8}nondepr_i + \beta_{bui9}resdepr_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

从参数统计值来看，引入人口抚养比（depr）以及人口流入与抚养比的交互项（nondepr）后，2000年人口流入（nonres）系数5%水平的显著比例由34.46%下降到9.85%，2010年的19.01%上升到30.69%，这充分说明人口抚养比在人口流入影响城镇化方面发挥了重要影响，人口抚养比（depr）是左右人口流动城镇化效应的重要变量。对于人口抚养比（depr），其系数在2000和2010年模型中基本都在1%水平上显著为负，系数均值分别为-0.374和-0.312，表明人口负担成为阻碍城镇化的重要因素，反映的是劳动力供给下降的约束效果，更充裕的适龄劳动力供给会加速推进县域城镇化进程。人口流入与人口抚养比的交互项（nondepr）系数在2000年仅有4.95%的系数在5%水平显著，至2010年这一比例上升到43.40%，且显著的系数均为正，说明人口抚养比条件下的人口流入对区县城镇化的影响是正向，鉴于我国人口自然增长率较低的现实状况，人口抚养比主要反映的是

老龄化负担，表明人口流入对人口抚养比的调节作用更容易通过补充年轻劳动力而影响县域城镇化。人口流出与人口抚养比的交互项（resdepr）系数在 2000 年也仅有 1.74% 在 5% 水平显著，对应 2010 年的 22.70%，从系数为正的比例来看 2010 年显著的系数中占到 74.76%，说明区县城镇化的推进效应与人口流动结构有关，并非单纯的人口集聚。以上分析表明，人口流入与流出的作用的发挥与县域人口年龄结构有重要关联。当然，人口究竟是流入还是流出，究竟是集聚还是分化，对于城镇化进程都有重要意义。

图 5 报告了人口抚养比（depr）系数、人口抚养比与人口流入的交互系数（nondepr）和人口抚养比与人口流出的交互系数（resdepr）的空间分布情况，直观地反映了变量系数在地理空间上的趋势变动。根据 MGWR 结果，人口抚养比变量以及与人口流动的交乘项变量的影响在空间上依旧存在层次性，人口抚养比系数的正值主要分布于中东部、中西部和西部地区，其分布与人口主要流入地区和人口主要流出地区存在部分重合。人口流入与人口抚养比的交乘系数分布从 2000 年以东部和东南地区的正向高值分布转向为 2010 年以西部和东北地区的正向高值分布，人口流入对东南沿海区县及城市的城镇化提升效果有所下降，这与东南地区高城镇化水平有直接关联，边际效应开始下降。同时，这也反映出在劳动力相对缺乏的地区更容易实现（人口抚养比较高的区县），其地理分布与流入人口的集聚状况呈现反向分布特征。结合人口流动的东部大城市点状集聚的特征加以分析，向城市和发达地区的迁移和流动本身对地区发展的增益效果并不显著，其城镇化率的提高得益于其自身发展状况。人口流出与抚养比的交乘系数则在空间上交错分布，从趋势上呈现了一定的从沿海地区向中西部地区转移的态势，而在人口流出的趋向上，我国人口越来越呈现向大城市和区域中心城市流动的趋势，而能级相对较低的小城镇成为人口流出区，未来城镇的发展要选择哪种路径是区县发展的重要议题之一，在大量中小城市面临人口流失的背景下，城镇空间收缩，需要转变城镇化的发展思路，例如要以精明收缩和就近城镇化促成区县发展转型。

人口双向集散对县域城镇化的具有显著空间梯度性的异质影响表明，人口要素流动通过人口年龄结构调整的作用机理导致了我国县域城镇化的地区差异。中国各区域经济发展水平差异明显、人口空间分布不均衡，在学术分析中需要以更精细的空间尺度（如本文使用的县域尺度）探析城镇化的增长动力和内生机制。以城市发展带动区域发展是实现我国经济增长的可选途径之一，这赋予了城镇化人口结构属性之外的经济结构属性，但城镇化在消融城乡隔阂的同时却也在固化差序格局和“城与乡”划分，对劳动力的渴求和将“农村转移劳动力”排斥在城市社会福利之外的两种力量正在影响城镇化的推进过程，这恰为强调“人的城镇化”的重要根源。因此，人口的城镇化“得失”不可一概而论，错位分布的人口和经济，导致区县成为城镇化的重要载体，在人口转移的力量正在强化的背景下，各县区更应立足于自身所处区位和基础条件，培育县域城镇化联动、挖掘空间潜力。

3.4 稳健性分析

本文主要从如下三方面展开稳健性分析 12: (1) 以流入人口和流出人口的占比作为解释变量。我国各区县的区域面积和经济规模各不相同，可能会导致规模效应上的差异，因此本文以流动人口占总人口比重作为解释变量用以控制区域间的规模差异。回归结果发现较高的人口流入占比在两个时间节点上均表现出对城镇化的正向促进作用，2000 年，较高的人口流出促进了城镇化发展，这与前文结论一致，而在 2010 年影响不明显。(2) 以工业化变量代替非农化变量。现有研究大多关注工业化与城镇化的关系，本文使用第二产业增加值占 GDP 比重替代非农化变量，回归结果显示主要解释变量人口流入（nonres）和人口流出（resem）的系数具有强一致性。(3) 人口双向集散过程本质上体现了人力资源在不同区域单位间的分布调整作用，本文使用第二、三产业人口占比衡量非农化水平进行稳健性回归，回归结果表明，当控制了产业人口结构后，nonres 和 resem 的系数绝对值大小和显著性水平均出现明显下降，表明人口双向集散过程在城镇化推进过程中的影响是稳健的。总体而言，本文的基本结论得到支持，通过了稳健性检验。

4 主要结论和启示

我国县域城镇化与人口空间分布并非完全随机的，人口的流入和流出存在空间集聚层面的城镇化推动效应，对于发挥好县城这一人口“疏散口”具有重要的学术和实践意义。本文从“人流向了哪里”这一关键问题出发，基于“五普”和“六普”2304

个区县数据（2000 和 2010 年），以及 2018 年流动人口动态监测数据提取的区县人口流入和人口流出数据，利用多尺度地理加权回归（MGWR）模型检验了人口双向集散对县城城镇化的异质空间影响。主要结论如下：中国区县人口集散具有“节点”集聚和“连片”疏散的特征，人口自分散的区县向大城市为中心的城市市辖区进行集聚是人口流动的基本方向；人口流动具有梯度化的城镇化推进效应，并且在人口抚养比更高的地区更易促进城镇化水平提升；抚养负担反映的劳动力数量条件制约着城镇化实现，人口双向集散通过与人口抚养比的交叉效应渠道形成了影响城镇化的机制；经济发展水平、非农化程度和人口密度是城镇化实现的重要经济和人口基础；地级市市辖区是中国城镇化发展的中心区域，与一般县区相比，城镇化水平更高，人口集聚能力更强。相关影响过程存在较为明显的空间梯度性是本文发现的重要结果，揭示了城镇化发展的地理区位差异。与此同时，本文将区域人口流入和人口流出区分开有助于更精确地展开计量分析，并可识别出地区在双向人口流动状态下人口集散对城镇化影响的非对称影响，在 MGWR 模型中则进一步识别流入和流出对城镇化的不同空间梯度影响，不同流动方向的空间异质性将利于针对不同区县提供差异化的政策建议。基于本文分析，得到如下启示：

(1) 应发挥好城市的也要发挥好县域的外来人口吸纳能力。城镇化终究还是要“以人为核心”，强调中心城市也要发展小城镇，县域是我国实现新型城镇化不可规避的人口疏散关口，合理有效地安排农村转移劳动力在县镇区域的空间配置、发挥人口集聚的城镇化动力作用十分必要。要积极推进人口流出地区就近城镇化政策的落实，合理有效地安排农村转移劳动力在县镇区域进行空间配置，推动人口分布的空间结构调整，切实支持县城补齐短板、优化区划设置，推动形成欠发达地区以县城为中心的城镇化格局。

(2) 政策举措要立足于各区、县的经济发展状况。城镇化差异和相关变量效果的空间梯度性表明，不同区县基础发展条件不同，因而需要制定差异化的政策，并充分考虑东中西部地区县域城镇化潜在机制的异质性。例如，东部地区区县多以人口流入为主，而中西部地区多以人口流出为主，非对称的城镇化效应意味着我们应在人口管理侧重方向上分别针对吸纳人口和留住人口方面下功夫。此外，遵循产业发展规律，充分发挥地方产业优势来引导人口的有效流动，以“顺势而为”的思路针对不同地区采取不同的工业化和城镇化协调发展道路。

(3) 加快县域经济发展，促进城镇化水平提升。县域经济是区域发展的基石，也是推动城镇化发展的支撑。通过经济集聚形成人口集聚、城市基础设施建设和建成区面积扩张，是提升县域城镇化水平的重要途径。经济发展带来的更多的就业机会是吸引“外来人口”的基本力量。此外，要加快产业结构调整与升级，促进非农产业尤其是服务业的发展，是吸引农村人口在产业间合理配置从而实现人口城镇化的重要渠道。因此，要在积极引导“以人为核心”的新型城镇化的契机下，提升县域经济发展动能。

(4) 积极推动人口自由、有效的流动。城镇化最先需要面对的就是无户籍人口的社会融入问题，如何使得“人户分离”现象不再普遍，保障流动人口的基本公共服务和社会、医疗保障，从而促成外来人口享有与当地人同等权利是城镇化过程中必须解决的问题。另一方面，则应注重外来人口人力资本的培育和投资。促成外来人口能够满足城市产业结构升级的要求，可以降低人口的非有效流动性，也能驱动市民化的实现过程，破解“虚假城镇化”问题。

参考文献:

- [1]Chauvin J P,Glaeser E,Ma Y,et al.What is different about urbanization in rich and poor countries? Cities in Brazil,China,India and the United States[J]. Journal of Urban Economics,2016,98(3):17-49.
- [2]Schultz A. “The Pride of the Race Had Been Touched” :The1925 Norse-American immigration centennial and ethnic identity[J].The Journal of American History,1991,77(4):1265-1295.
- [3]Ravenstein E G.The laws of migration[J]. Journal of the Royal Statistical Society,1889,52(2):241-305.

-
- [4]Todaro M P,Maruszko L.Illegal migration and US immigration reform:A conceptual framework[J].Population and Development Review,1987,13:101-114.
- [5]王桂新.新中国人口迁移 70 年:机制、过程与发展[J].中国人口科学,2019(5):2-14,126.
- [6]罗元青,刘珺,胡民.基于二元经济转换的整体视角探寻农业转移人口市民化动力[J].农村经济,2019(8):1-9.
- [7]陈丙欣,叶裕民.中国流动人口的主要特征及对中国城市化的影响[J].城市问题,2013(3):4-10.
- [8]王新贤,高向东.中国流动人口分布演变及其对城镇化的影响——基于省际、省内流动的对比分析[J].地理科学,2019,39(12):1866-1874.
- [9]颜咏华,郭志仪.中国人口流动迁移对城市化进程影响的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2015(10):103-110.
- [10]段成荣,吕利丹,邹湘江.当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于 2010 年第六次全国人口普查数据的分析[J].人口研究,2013,37(2):17-24.
- [11]梁书民.中国城镇化区域差异的原因分析与发展对策[J].人口与发展,2015,21(2):2-13,49.
- [12]肖金成,洪晗.我国省际人口流动格局演变趋势及其城镇化效应[J].城市问题,2020(8):22-32.
- [13]李海波,陈政,欧沙.县域城镇化与人口回流耦合关系研究——基于湖南省 88 个县(市)数据的分析[J].经济地理,2019(11):25-32.
- [14]刘涛,刘嘉杰,曹广忠.中国城市人口户籍迁移的估算及时空特征——新型城镇化的落户政策导向[J].地理科学,2021(4):553-561.
- [15]苏艺,陈井安.县域经济发展的历史演变,经验与展望——以四川省为例[J].农村经济,2020(5):64-71.
- [16]刘涛,齐元静,曹广忠.中国流动人口空间格局演变机制及城镇化效应——基于 2000 和 2010 年人口普查分县数据的分析[J].地理学报,2015(4):567-581.
- [17]高更和,王玉婵,徐祖牧,等.农民工回流务工区位研究——以河南省 45 个村为例[J].地理科学进展,2020(12):2083-2093.
- [18]段成荣,孙玉晶.我国流动人口统计口径的历史变动[J].人口研究,2006(4):70-76.
- [19]于涛方.中国城市人口流动增长的空间类型及影响因素[J].中国人口科学,2012(4):47-58,111-112.
- [20]张车伟,蔡翼飞.中国城镇化格局变动与人口合理分布[J].中国人口科学,2012(6):44-57.
- [21]Fotheringham A S,Yue H,Li Z.Examining the influences of air quality in China's cities using multiscale geographically weighted regression[J].Transactions in GIS,2019,23(6):1444-1464.

[22]沈体雁,于瀚辰,周麟,等.北京市二手住宅价格影响机制——基于多尺度地理加权回归模型(MGWR)的研究[J].经济地理,2020,40(3):75-83.

[23]Yu H,Fotheringham A S,Li Z,et al.Inference in multiscale geographically weighted regression[J].Geographical Analysis,2020,52(1):87-106.

[24]da Silva A R,Fotheringham A S.The multiple testing issue in geographically weighted regression[J].Geographical Analysis,2016,48(3):233-247.

[25]Fotheringham A S,Yang W,Kang W.Multiscale geographically weighted regression(MGWR)[J].Annals of the American Association of Geographers,2017,107(6):1247-1265.

[26]刘欢,邓宏兵,谢伟伟.长江经济带市域人口城镇化的时空特征及影响因素[J].经济地理,2017,37(3):55-62.

[27]黄勤,曹汝.产业转型升级在新型城镇化进程中的作用[J].城市问题,2016(7):64-68,94.

[28]白南生,李靖.城市化与中国农村劳动力流动问题研究[J].中国人口科学,2008(4):2-10,95.

[29]李长亮.中国省域新型城镇化影响因素的空间计量分析[J].经济问题,2015(5):111-116.

[30]王春杨,兰宗敏,张超,等.高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J].中国工业经济,2020(12):102-120.

[31]王智勇.当前人口流动的主要特征及对城市化的影响[J].人民论坛,2021(17):74-77.

[32]聂伟,陆军.撤县设区改革与地级市经济增长——整县设区和拆县设区的比较研究[J].经济问题探索,2019(2):95-101.

[33]Oshan T M,Li Z,Kang W,et al.MGWR:A Python implementation of multiscale geographically weighted regression for investigating process spatial heterogeneity and scale[J].International Journal of Geo-Information,2019,8(6):269.

[34]杨玲,张新平.人口年龄结构、人口迁移与东北经济增长[J].中国人口·资源与环境,2016,26(9):28-35.

注释:

1 来源于2016年2月23日中共中央总书记、国家主席、中央军委主席习近平对深入推进新型城镇化建设作出的重要指示。

2 数据来源于我国2020年国民经济和社会发展统计公报。

3 根据是否存在户籍变更将转移群体分为迁移人口和流动人口。其中,迁移人口是指人口流动过程中户籍发生变动的人,流动人口是指人口流动过程中户籍未发生变动的人[9,18]。参照上述分类方式,流入人口包括户籍发生变动的和户籍未发生变动的,前者对应的是迁移人口,后者对应的是流动人口。类似地,流出人口同样包括户籍发生变动的和户籍未发生变动的,分别对应迁移人口和流动人口。因本文的研究对象是流动人口(不包含迁移人口),所以本文中流入人口特指流动人口的流入,即户籍未发生变动的流入人口;流出人口特指流动人口的流出,即户籍未发生变动的流出人口。

4 例如，当净人口流动为 0 时，即人口流入规模与人口流出规模相等，此时展开数据分析将得到“区域人口流动不能对城镇化产生影响”的错误结论。

5 此处相关回归结果未在文中报告，如有兴趣，可向作者索取。

6 关于人口流入与人口流出的测算方法已在上文“人口流动与城镇化的特征事实”部分进行了详细阐述，不再赘述。

7 流动人口动态监测数据目前最新更新到 2018 年，其中仅 2017 和 2018 年两年数据中提供了被访者现住地和来源地可识别到城市、区县的信息，而之前年份数据仅报告来源地省份，甚至不报告，因此本文以最新一期调查数据展开补充性研究。

8 也有部分区县实行省直管模式，共 38 个省直管县，45 个试点直管县，约占总样本的 3.5%。

9 本文基于 Stata 软件提供的 `vif` 命令计洁本表中未一一报告，但借鉴相关计量分析规范对平均 VIF 进行了报告，各模型中变量单独的 VIF 值信息可联系作者索取；一般认为 VIF/平均 VIF 大于 10 才指向存在明显的多重共线性问题。

10 由于篇幅有限，未报告空间莫兰分析图，如有兴趣可向作者索取。

11 人口抚养比（`depr`）是以县域“0-14 岁”和“据）”统 6 计 5 岁以上”人口占比来衡量，用于刻画人口年龄结构。人口抚养比数据基于两次人口普查长表数据中的“分年龄、性别的人口（全部数表汇总计算得到，该表提供了每 5 岁年龄段人口数量和性别分组数量信息，本文根据其年龄段划分，汇总为 0-14 岁、15-64 岁和 65 岁以上 3 个组别，从而计算得到抚养比数据。

12 由于篇幅有限，本文未报告稳健性分析结果，如有兴趣，可向作者索取。