

人口迁移的地区代际流动偏好： 微观证据与影响机制^{*}

□王伟同 谢佳松 张 玲

摘要：本文从人口迁移行为偏好的视角讨论了地区代际流动的重要性。利用中国劳动力动态调查数据库(CLDS)，构建了城市层面的父子社会地位代际流动指标，并将其与城市宏观数据和微观数据相匹配，实证检验了地区代际流动对人口迁移行为的影响。结果表明，地区代际流动水平高会降低个体迁出概率，相反代际流动水平低则会对人产生挤出效应。进一步分析发现，这种效应主要发生在家庭社会次序较低但具备社会地位跃升能力的高技能人群中，而来自于高社会次序家庭或者低技能的子辈群体则对代际流动的反应不敏感。机制分析显示，地区收入不平等是代际流动影响人口迁移行为的重要传导机制，而个体迁入高代际流动地区会提高自身代际流动水平是其微观行为动机。在多种稳健性及内生性检验下，上述结论依然稳健。本文结论表明，人口在进行迁移决策时具有地区代际流动偏好，机会公平的发展环境不仅是实现社会公正的现实需要，也是城市吸聚人才、实现高质量发展的内在要求。

关键词：地区代际流动 人口迁移 代际次序相关性 社会地位

一、引言

党的十九大报告明确提出，不断促进社会公平正义，形成有效的社会治理、良好的社会秩序，使人民获得感、幸福感、安全感更加充实、更有保障、更可持续。代际流动水平反映了父辈与子辈之间经济、社会、政治等因素关联程度，是度量社会公平和社会活力的重要指标。代际流动问题的重要性在于其不仅能够反映父辈向子辈传递经济社会资源能力的纵向代际公平，也会通过改变人力资本配置效率而影响经济社会发展。因此代际流动问题不仅关乎公平，也关乎效率，是中国实现经济高质量发展的重要影响因素。因而对于代际流动进行测度并探究其外在经济影响具有重要的理论及现实意义，学术界也因此对代际流动问题进行了长期关注。

已有文献对于中国代际流动问题的关注主要集中在3个方面：一是对中国整体的代际流动水平进行测度(王美今、李仲达,2012;郭建军等,2017)，但对地区代际流动差异关注较少；二是关注纵向代际流动变化趋势，但由于方法或数据的不同，学者们对中国代际流动动态趋势判断并不一致(王海港,2005;周兴、张鹏,2013;阳义南、连玉君,2015)；三是关注代际流动的内在代际传递途径和机制(陈琳,2016;刘怡等,2017)，但对代际流动因素的外在影响关注较少。中国幅员辽阔，地区间差异极大，对整体代际流动的刻画研究无法揭示中国地区间代际流动的差异。事实上，中国地区间由于经济结构、文化传统等因素的不同，地区间代际流动水平的差异十分显著(侯瑜、谢佳松,2018)。同时，由于地区间存在显著的代际流动水平

^{*} 本文得到教育部人文社科基金项目(17YJAZH083)、国家自然科学基金重点项目(71833002)的资助。感谢陆铭教授的宝贵意见，本文先后在第三届中国劳动经济学者论坛、第二届青年经济学者东北发展论坛、东北财经大学经济科学方法workshop上宣读，得到了与会学者的宝贵建议，在此一并表示感谢。谢佳松为本文通讯作者。

差异,其对微观主体行为以及地区经济协调发展也存在重要影响。

本文旨在探究地区代际流动水平差异对人口迁移行为的影响。大规模的人口迁移是当下中国存在的一个重要社会现象,也是影响区域经济协调发展的重要因素。人口迁移的原始动力来自于对经济收入、生活环境、发展机会的追逐,已有文献也更多从经济发展水平、公共服务等视角对人口迁移行为进行研究(刘生龙,2014;夏纪军,2004),但关于城市发展机会公平对人口区位决策影响的文献还相对较少。而代际流动所反映的机会公平环境可能是对人口迁移决策产生重要影响但被忽视的关键因素。如果代际流动确实会影响人口迁移行为,则表明代际流动就不仅仅是一个关乎社会公平正义的社会问题,也更是一个关乎地区经济协调发展的经济问题。因此探究代际流动对人口迁移行为的影响就具有了重要的经济和社会意义。

地区代际流动水平影响人口迁移决策的内在逻辑是,当城市代际流动水平较低时,社会结构会呈现相对固化且封闭的状态,个体缺乏相对公平的发展机会,此时家庭社会次序较低但具备社会跃升能力的个体,在本地无法公平地获取与其能力相当的社会地位,其就会具有更强的迁出到高代际流动地区的动机。而已有文献也证明,个体迁移行为是提升自身工资溢价,获取更好生活环境的重要手段(杨振宇、张程,2017),也是其获取机会公平、提升自身代际流动水平的重要途径(孙三百等,2012)。因此,地区代际流动水平会对人口的迁移行为产生根本性影响,而这种影响又是造成中国人口迁移和集聚方向的重要因素。本文的主要工作是,在利用微观数据准确度量地区代际流动水平的基础上,通过因果识别策略克服各种内生性偏误,实证检验地区代际流动对人口迁移行为的客观影响,并探究这种影响的内在机制。

本文利用代际次序相关性(Intergenerational Rank Association)指标的统计优势,采用CLDS数据库中的个体社会地位指标信息,参考Chetty等(2014)及王伟同等(2019)的方法,实证测度中国地区绝对代际流动水平,并实证检验了地区代际流动水平对个体迁移行为的影响。主要结论有:一是地区的高代际流动水平会显著减少个体迁出概率,而低代际流动城市则会对劳动力产生挤出效应。二是这种效应主要发生在家庭社会次序较低但具备社会地位跃升能力的高技能人群中,而来自于高社会次序家庭或者低技能的子辈群体则对代际流动的反应不敏感。三是这种效应主要体现在迁入更高代际流动地区的样本中,而迁入更低代际流动地区的样本则没有受到代际流动的影响,即受到原所在地代际流动滞固影响而做出迁出决策的劳动力倾向于迁入代际流动更高的城市。四是从宏观和微观两个方面探讨了地区代际流动对人口迁移行为的影响机制,宏观机制表明,收入不平等是代际流动影响人口迁移行为的重要机制,代际不平等导致了收入不平等,而收入不平等导致了人口的迁出行为。微观机制表明,个体迁入更高代际流动地区确实提高了个体自身的代际流动水平,具有更高的概率摆脱代际传承陷阱。为克服内生性问题,本文分别从样本选择、评估遗漏变量影响以及寻找工具变量等方面对可能的估计偏误进行处理,验证了本文结论的稳健性和可信性。

本文余下结构安排如下:第二部分是关于代际流动和人口迁移问题的文献梳理;第三部分为理论假说及城市绝对代际流动的指标构建;第四部分为数据说明和描述性统计;第五部分为实证分析;第六部分为内生性讨论;第七部分为机制分析;最后一部分为结论及政策意涵。

二、文献综述

对于代际流动性的度量,经济学家Becker和Tomes(1979)最先提出了代际收入流动的概念,即一个社会个体的收入状况在多大程度上由父辈决定,代际收入弹性也被认为是度量一个社会给予所有社会成员平等的成功机会程度的最佳指标之一(Ichino et al., 2011)。在代际收入研究兴起之初,学者们主要感兴趣于通过新的数据或新的模型准确度量出代际收入弹性与代际收入相关性。经典方法代际收入弹性(intergenerational income elasticity, IGE)的度量存在着两个问题,由单年收入观测值代替永久收入产生的衰减偏误和两代人职业周期不同产生的生命周期偏误。Solon(1992)和Zimmerman(1992)的开创性研究考虑了衰减偏误的影响,运用个体追踪调查面板数据测得美国的代际弹性至少为0.413。此外,Baker和Solon(2003)、Mazumder(2005)、Haider和Solon(2006)、Böhlmark和Lindquist(2006)、Grawe(2006)分别讨论了存在持续短暂的收入冲击与生命

周期偏误下,对代际收入弹性衡量的影响,进一步精确和完善代际收入弹性的估计。国内方面,学者们也开始尝试使用新方法和追踪数据来解决样本选择偏误和衰减偏误等问题。如方鸣和应瑞瑶(2010)、郭建军等(2017)使用TS2SLS法减少测量的内生性;王美令和李仲达(2012)通过构建一个合理的IV估计量分析框架,测度了中国居民收入的代际流动系数。陈琳(2016)使用CHIP数据,对暂时性收入冲击和生命周期偏误进行了检验和修正。

虽然相关文献广泛采用代际收入弹性这一指标衡量代际流动,但是这种对数—对数基本范式(log-log specification)对于流动性的估计是非常不稳定的。首先,两代人收入之间的关系具有非线性,传统线性模型显然不能很好地拟合现实状况。其次,这种方法对零收入或收入较低的子辈的样本很敏感,Chetty等(2014)发现,当选择父亲收入在10%~90%之间且排除子辈收入为0的样本后,IGE的估计值为0.45,否则得到的估计就会处于0.26~0.70之间。为了得到一个更稳定的代际流动指标,Dahl和DeLeire(2008)采用了一种新的方法,计算父亲在所有父辈永久收入分布中的排序与子辈在所有子辈永久收入分布中的排序之间的相关性,并称之为代际次序相关性(intergenerational rank association,IRA),代际次序相关性反映了一个社会中子辈对父辈经济位置的继承,因而可以更好地比较不同地区之间的代际流动程度。进一步地,Chetty等(2014)运用代际次序相关性的高度线性拟合特征测度了美国不同区域的绝对代际流动大小,并验证了其收入不平等、种族隔离及基础教育等的相关性。综上,根据已有文献对测量误差和估计偏误的讨论,本文指标构建部分将考虑中国数据的特征和局限,构造更为精确的区域代际流动指标。

已有文献研究表明,代际流动与经济社会发展之间存在密切关系,适度的代际流动水平对于经济社会发展具有重要意义。从社会因素角度考虑,一个较高的社会流动性对于打破阶层之间的交往壁垒存在积极作用(边燕杰、芦强,2017)。即跨阶层代际流动的群体增加了自身的人际网络规模与身份认同,强化了社会和谐氛围。从经济发展角度考虑,学者讨论代际流动性对经济发展的影响机制主要从人力资本积累、劳动力市场配置与激励因素等角度出发。首先,Galor和Mova(2004)运用理论模型论证了高代际流动水平对教育资源配置效率的积极作用,从而提高整个社会的人力资本积累,促进了经济增长;其次,代际流动水平决定了劳动力市场的匹配标准是“先赋因素”还是“绩效准则”。较低的社会流动性使得先赋力量在劳动力市场中起到决定性作用,造成人力资本错配,最终使得技术进步放缓、经济增长受阻(Galor and Tsiddon, 1997);再次,考虑代际流动的激励效应。由于经济社会不断发展的动力源于个体努力的合力,那么要想使得劳动力不懈努力,就需要社会在物质市场与地位市场同时提供足够的激励。高度流动的社会给予了劳动力足够的回报,因此社会流动通过影响个人追求更高的社会地位这一重要动机而影响了经济的增长。

人口合理有序的自由迁移是推动中国社会发展的的重要因素。改革开放以后,中国人口开始大规模迁移,随着城镇化进程的发展,农村劳动力迁入城市、落后地区劳动力迁入发达地区,促进了各地区的经济发展。因此,人力资本的跨区域流动也愈加受到人们的关注。直观上,经济因素是影响劳动力迁移决策的首要原因。现有研究发现,迁出地和迁入地经济发展水平是决定人口迁移的因素之一(刘生龙,2014),高技能劳动力倾向于迁移至劳动生产率较高地区寻求劳动回报以获得较高的工资溢价(杨振宇、张程,2017)。除经济因素外,较多文献也从公共服务、财政支出等方面探讨了个体迁移的原因,并实证检验了地方财政支出对劳动力省际迁移的显著作用(张丽等,2011;Zhang and Song, 2003)。夏纪军(2004)从地方政府控制人口流动角度分析,考察了公共品供给、地区差异化的政策对人口流动的影响。公共产品的供给可以有效地影响人口迁移。此外,户籍制度也是影响人口流动的重要因素之一,户籍歧视普遍存在使得无法获得其他地区户口的劳动力流动受阻,进而影响人力资本在空间上的有效配置(万海远、李实,2013)。

根据对以往文献的梳理可以发现,既然适度的代际流动水平可以提高整个社会的人力资本积累,优化劳动力市场配置效率,同时,人力资本的跨区域流动也可以实现在空间上的有效配置。那么较高代际流动水平的地区在空间上对劳动力的吸聚作用是不是代际流动促进经济增长的重要机制呢?为了对这一假说机制进行检验,就要刻画区域代际流动特征事实并验证劳动力是否对开放的社会结构存在偏好。也有少量学者对中

国地区代际流动的刻画进行了研究。赵红霞和冯晓妮(2016)将全国划分为东部、中部、西南和西北,研究教育代际流动的地区差异;侯瑜和谢佳松(2018)以东北为视角比较了社会代际流动的区域差异;陈琳和袁志刚(2012)则以收入中位数划分高收入阶层和低收入阶层,并比较分析二者代际收入弹性变化的趋势。但由于数据或方法上的掣肘,现有研究对代际流动的讨论最多仅停留在省际区域及以上的水平。

显然,省级层面的社会指标掩盖了省内部各个城市的差异与特征,且劳动力的迁移决策大多由城市因素影响。因此,需要进一步构建城市层面的代际流动指标,验证代际流动对劳动力迁移行为的影响。本文可能的创新和边际贡献在于,一是在准确测度城市代际流动水平的基础上,利用微观数据和因果识别策略,从城市机会公平视角丰富了已有文献关于人口迁移行为逻辑的解释;二是从宏观机制和微观动机两个层面探究了地区代际流动影响人口迁移决策的内在机制,有助于进一步了解人口迁移决策的行为逻辑,能够为人才制度改革提供有益参考;三是不同于已有文献更多从社会公平的视角关注代际流动问题,本文从人口迁移行为视角讨论了地区代际流动的重要性,意味着代际流动不仅关乎公平也关乎效率,研究结果表明,机会公平的发展环境不仅是实现社会公正的现实需要,也是城市吸聚人才、实现高质量发展的内在要求。

三、理论假说与指标构建

(一)理论假说

理性个体做出跨区迁移决策的根本动机是追求个人福利的最大化,这种福利既体现为更多的经济收入、更好的生活环境,也体现为更公平的发展机会。与物质利益相比,社会地位同样是驱使个人行为的强大动力。因此对更高社会地位的追求,同样是影响个体迁移决策的重要因素。地区代际流动水平的高低,反映了地区社会机会结构的开放性,也决定了个体能够公平地获得谋求更高社会地位的机会大小。因此,对于具备跃升社会地位能力的个体而言,更高代际流动水平地区所具有的更加开放的社会结构和更加公平的发展机会,会对其具备更大的吸引力,从而提高这类群体向高代际流动地区进行迁移的概率,这是本文所要实证检验的基本逻辑。为此,本文提出理论假说1,即开放的社会结构对劳动力具有吸引力,高代际流动地区会减少人口迁出,而低代际流动地区则会相应对人口具有挤出效应。

如若理论假说1成立,那么受到代际流动影响而做出迁移决策的人应该迁入到代际流动更高地区,而非代际流动更低的地区。虽然无法排除存在受到工资水平、公共服务以及个人社会关系网络因素而迁入代际流动更低地区的人口迁移行为,但从代际流动因素对人口迁移行为的影响看,这种效应只应当发生在迁入到更高代际流动地区的人群中。只有这样,代际流动对人口迁入行为影响的逻辑才能够合理且自洽。因此,本文提出理论假说2,即地区代际流动水平对个体迁移行为的影响效应,应当发生在迁入更高代际流动地区的群体中,而迁入更低代际流动地区的个体则不会受到地区代际流动水平的影响。

从代际流动影响个体迁移行为的基本逻辑看,较低社会次序家庭子辈中具有高能力的群体更容易受到地区代际流动水平的影响。这是因为这部分群体具备更强的社会地位跃升能力,但受到地区封闭社会结构的阻碍难以获得与其能力相匹配的社会地位,同时较低社会次序的家庭背景意味着拥有较少的社会资源与较低的迁移成本,因而会更加具有向更高代际流动地区迁移的动机,从而获得更加公平的发展机会。陈钊等(2009)研究发现,教育程度会显著增加劳动力进入高收入行业的可能性,即低社会阶层中具有更高教育水平的子辈,相比于相同阶层中低教育水平的子辈,具有更强跃升社会阶层的能力,也相应会具有更高的向高代际流动地区迁移的意愿。因此,本文提出理论假说3,较低社会次序家庭中具备社会地位跃升能力的个体更容易受到地区代际流动的影响而进行跨区迁移。

著名的盖茨比曲线反映了地区间横向的收入不平等与纵向的代际不平等之间的相关性,这意味着缓慢的代际流动往往意味着更高的收入不平等。而地区的收入不平等是导致人口迁移的重要因素。因此,由代际不平等导致的收入不平等可能是地区代际流动影响人口迁移行为的重要机制。而从个体层面看,个体迁移的目的是为了获得更高的社会地位和收入水平,孙三百等(2012)研究发现劳动力的自由迁移显著提高了个体的代

际流动性。因此,迁入更高代际流动地区的个体应该能够获得自身更高的代际流动水平,这样才能从微观层面证明个体受到地区代际流动因素而进行迁移的内在动机。因此,从地区代际流动影响个体迁移决策的内在机制方面,本文提出理论假说4,即地区的收入不平等是地区代际流动影响个体迁移决策的重要机制,同时,迁入更高代际流动地区的个体具有自身更高的代际流动水平。

(二)地区代际流动指标的构建

通过估计代际收入弹性来测度地区代际流动水平是较为普遍的度量方式。但已有文献研究表明,使用代际收入弹性来度量代际流动存在着衰减偏误、生命周期偏误问题。在数据要求方面,要想准确估计出中国地区代际收入弹性,需要大样本量和长期追踪的高质量面板数据的支撑。而中国收入调查数据仍面临着可靠性较低、测量误差偏大、样本对高住户的代表性不足等问题(杨耀武、杨澄宇,2015)。同时代际收入弹性作为一个相对流动性指标,当利用个体面板数据测得两个国家或地区代际次序相关性相仿时,这只能说明两个地区平均意义上的代际持续性相同,而无法比较其代际流动性,因为回归后残差方差更大的地区显然有着更高的代际流动性(Jantti et al., 2005),因而使用代际收入弹性测度代际流动指标会出现一系列的偏误。

为了得到一个更稳定的代际流动指标,本文利用代际次序相关性指标所具有的线性统计优势,借鉴 Chetty 等(2014)和王伟同等(2019)的方法来构建中国绝对代际流动指标。具体构建过程如下:首先对代际次序相关性进行估计,估计模型由式(1)所示。其中, P_{sic} 衡量了出生在 c 地区的子辈 i 在同群体中的社会地位次序,同样的, P_{fic} 表示 c 地区父辈 i 在同群体中的社会地位次序。通过将子辈次序回归到父辈次序,得到的斜率 β_c 即为代际次序相关性,其衡量了 c 地区的相对代际流动程度, α_c 为截距项。

$$P_{sic} = \alpha_c + \beta_c P_{fic} + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

在此基础上,利用代际次序相关性所具有的线性统计特征(王伟同等,2019),通过估计出的式(1)中的截距 α_c 和斜率 β_c ,可以构建 c 地区社会阶层处于 p 百分位上子辈的代际流动水平。定义地区 c 在 p 百分位上的代际流动 $\bar{r}_{p,c}$ 是 c 地区父辈社会地位次序位于整个地区 p 百分位上的子辈的期望次序。由式(2)所示:

$$\bar{r}_{p,c} = \alpha_c + \beta_c p \quad (2)$$

由于代际次序具有线性关系,那么, c 地区父辈社会地位处于 p 百分位的子辈的未来次序期望就等于整个社会次序分布位于 p 百分位上父辈次序的子辈的平均社会地位次序,该指标越大说明 c 区域社会地位次序为 p 的劳动力群体的代际流动性越强。其经济含义的表达是一个地区父辈社会地位次序处于 p 百分位,其子辈期望向上跃升次社会地位排序的期望空间,该数值越大说明子辈脱离父辈社会地位影响的可能性越大,因此地区代际流动水平越高。

在实际测度过程中,考虑我国现有收入数据的局限性和父子样本对数目过少,无法满足对城市层面代际流动的度量。此外,相比于收入水平,劳动力个体主观社会地位是对社会进行分层的更准确的依据且主观福利调查数据可靠性更高(Krueger and Schkade, 2008)。因此,借鉴阳义南和连玉君(2015)的做法,本文采用2012年和2014年中国劳动力动态调查数据中,关于受访者自身社会地位和14岁时家庭社会地位的调查信息来构造父子两代社会地位数据,并以此为基准进行地区代际流动指标测度。该数据有以下几点优势:一是其调查范围大且广,包含全国29个省(自治区、直辖市),覆盖了本文研究所需地区数据;二是主观社会地位相对于暂时性的收入,更不易受到暂时性收入冲击的影响;三是利用个体14岁时家庭社会地位次序作为家庭社会地位次序,可以进一步降低生命周期偏误。

在指标具体构造过程中,我们对数据做了如下处理。一是为增大样本量,选取CLDS2012、2014两年样本,剔除追踪调查样本;二是为避免人口迁移产生的干扰,更好地度量本地人口代际流动状况,剔除了所有发生过迁移的个体样本,仅保留未迁移的个体样本。由于在剔除被访者户口发生过迁移的基础上,仍存在着访问地和户口所在地不在一个省份的样本,为保证严谨,将这部分样本也予以剔除^①;三是核心变量为本人现在的社会地位及14岁时家庭社会地位。该指标为被访者主观评价,由低到高依次取值为1~10。本文以城市为基础,将父子社会地位分别排序,然后按照上述方法测度各地区代际流动水平;四是为了进一步减轻生命周期偏误

问题,我们在式(1)的基础上,加入子辈个体年龄回归项以得到更稳健的截距和斜率;五是代际流动问题中,政策制定者与人们更多关心中低社会地位次序家庭子辈能否向上流动的问题,因此本文以 25 百分位,即中低社会地位次序个体的代际流动水平为基准,作为地区代际流动水平的度量。最终本文得到 117 个城市的 P25 绝对代际流动水平,其中部分城市代际流动大小如表 1 所示。

表 1 展示了部分城市的绝对代际流动水平。由低到高(1%~100%)每 10 个百分位取一个城市,共计 11 个城市。由表可知,北京市在所有 117 个城市中的绝对代际流动(P25)水平仅为 3.0619,位列末位,表示在北京市社会地位位列北京 25%次序家庭的子辈预期社会地位次序仅为 30.6%。反之,绝对代际流动水平最高的无锡市,其中低社会地位(P25)家庭子辈未来预期社会地位次序高达 48.5%,已然迈入中产阶层行列。同时从表中可以看出,不同城市间绝对代际流动水平变异较大,也为后文实证分析论证提供了前提。

表 1 不同城市的绝对代际流动性(P25)

次序	1%	10%	20%	30%	40%	50%
城市名称	北京市	泰安市	锦州市	长沙市	保定市	温州市
绝对代际流动(P25)	3.0619	3.4183	3.5946	3.7536	3.8395	3.9198
次序	60%	70%	80%	90%	100%	
城市名称	嘉兴市	扬州市	东莞市	江门市	无锡市	
绝对代际流动(P25)	3.9743	4.0714	4.1432	4.3533	4.8465	

注:由于社会地位由低到高取值为 1 到 10。故中低社会地位家庭(设为 25%百分位家庭)的社会地位取值为 2.5,中等社会地位家庭社会地位取值为 5。

四、研究设计与数据说明

对城市层面地区代际流动水平的测度,为我们进一步探究地区代际流动如何影响个体迁移行为提供了研究基础。在实证研究中,本文所使用的个体层面数据为中国劳动力动态调查(CLDs)2014 年个体调查数据库,其在全国范围内采用多阶段、多层次的随机概率抽样方法,共调查了全国 29 个省份共 2 万余个个样本,样本量、区域范围、变量均符合本文研究范围。城市层面数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、CSMAR 数据库。为验证本文提出的理论假说,建立如下估计模型:

$$migrate_{ic} = \alpha + \beta_1 InterMobility_{25,c} + \beta_2 Eco_c + \beta_3 Edu_c + \delta X_i + \varphi M_c + v_p + \varepsilon_{ic} \quad (3)$$

其中,下标 i, c 分别表示个体和个体出生地所在城市, β_1 为核心待估参数, ε_{ic} 为随机扰动项。 $migrate_{ic}$ 表示出生地位于 c 城市的个体 i 在 16 岁以来是否发生户口迁移,迁移取 1,否则取 0。考虑到大学生群体在读书期间会把户口迁移到学校所在城市,而非真正意义上的人口迁移,为此,样本中剔除了因升学原因而进行户口迁移的个体。核心解释变量 $InterMobility_{25,c}$ 表示 c 城市 25% 百分位的绝对代际流动。根据本文假设,劳动力会倾向于流入社会结构更开放的地区,更高的地区代际流动水平会减少其迁移行为,因此期待估参数 β_1 为负。 Eco_c 表示 c 城市经济特征,经济因素是影响劳动力迁移的重要因素(蔡昉、王德文, 2003; 刘生龙, 2014), 因此本文从地区发展水平和人均工资两个角度对其进行控制,包括对数城市 GDP、对数城市人均工资水平。 Edu_c 表示 c 城市文化教育特征,考虑地区教育质量与绝对代际流动存在正相关关系(Chetty et al., 2014), 本文从地方财政教育、科学事业费支出占比及公共图书馆藏书量等维度进行考虑。 M_c 是一组控制城市特征的协变量,其中包括城市规模、产业结构、城市的公共产品和福利支出等。首先,考虑人口存量对人口迁移的影响(Zhang and Song, 2003), 用对数城市总人口控制城市人口存量规模对人口流动的影响;用城市人口密度、人口自然增长率控制并判断人口集聚是否存在对劳动力的吸附效应;其次,用城市第三产业产值占比控制城市产业结构;再次,城市的公共产品和福利支出可以影响人的迁移决策(杨义武等, 2017), 同样其与代际流动之间也存在着相关性(Levine and Zimmerman, 1996), 本文通过控制公共服务,包括城市的病床数、医生数、城市道路面积、公车数量等可能存在的各种遗漏变量,控制地区间可能存在的福利支出差异。最后,估计方程中还控制了省级固定效应 v_p 。描述性统计如表 2 所示。

五、实证结果

(一)基准回归结果

由于本文的核心解释变量是城市层面变量,为了使估计结果的显著性更加精确,本文的统计推断均采用城市层面的聚类标准误,在更严格的显著检验下进行实证分析。表 3 给出了式(3)在不同控制变量下的基准

回归结果。所有回归均控制了省级固定效应,其中(1)列控制了所有个体特征、城市规模、公共产品及产业结构等,(2)列增加了对城市经济因素的控制,(3)列进一步控制了城市文化教育因素。考虑到中国户籍迁移变动存在一定限制,多次进行户籍迁移的样本可能为异常样本,为保证结果的稳健性,表3第(4)~(6)列剔除了户口迁移两次以上及因升学愿意迁移的样本。

从结果来看,在控制不同控制变量组的情况下,城市绝对代际流动系数均显著为负,表明城市代际流动水平显著降低了人口迁出的概率,意味着城市如果具有较为开放的社会结构和更多的机会公平,则会显著减少劳动力迁出行为。以变量控制最为严格的式(3)为例,核心解释变量代际流动的估计系数为-0.0408,其经济含义是城市中社会地位处于下25百分位群体中子辈未来可能跃升的空间每提高1个百分点,则本地区居民的迁出概率下降4.08个百分点。在控制了城市经济指标后,代际流动系数和显著性基本没有变化,这说明了代际流动因素在对人口迁移影响的解释上,相对于经济指标有着较好的稳健性。进一步控制城市社会人文教育因素后,核心解释变量代际流动的系数由-0.0472下降到-0.0408,这说明城市代际流动对于人口迁移的影响中,有约10%可以由城市的教育文化因素来解释,这也与美国数据得出的结论相符(Chetty et al., 2014),其中地方财政教育事业费支出系数为-0.7263,在5%的统计水平显著为负,表明城市文化教育因素也显著减少了人口流出。列(4)~(6)在剔除了户口迁移两次以上可能的潜在异常样本后,结论依旧稳健。综上表明,城市的代际流动水平是影响人口迁移行为的重要影响因素,劳动力对于更自由、开放的社会结构存在偏好,因此验证了本文所提出的第一个理论假说。

(二)迁入地区和迁移个体的异质性分析

由于封闭的社会结构会提高人口的迁出概率,那么受到低代际流动影响而迁出的个体应当迁入到代际流动更高的地区,而非代际流动更低的地区。否则,本文之前所验证的个体对自由开放社会结构存在偏好的结论就无法自洽。基于这种逻辑判断,我们应当看到地区代际流动水平对个体迁移行为的影响效应,应当仅发生在迁入更高代际流动地区的群体中,而迁入更低代际流动地区的个体则不会受到地区代际流动水平的影响。

表2 变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量
16岁以来是否发生户口迁移	0.147	0.354	0	0	1	16027
14岁以来是否发生跨市县流动	0.082	0.275	0	0	1	15064
绝对代际流动P25	3.917	0.353	3.062	3.906	4.847	16027
性别	0.481	0.500	0	0	1	16027
受教育年限	8.570	4.358	0	9	22	16027
党员身份	0.075	0.263	0	0	1	16027
年龄	43.398	13.715	14	46	65	16027
年龄平方项	2071.449	1131.373	196	21165	4225	16027
是否参军	0.030	0.171	0	0	1	16027
健康状况	3.719	0.987	1	4	5	16027
出生时户口性质	0.176	0.380	0	0	1	16027
父亲党员身份	0.116	0.320	0	0	1	16027
母亲党员身份	0.024	0.153	0	0	1	16027
病床数	1.853	2.302	0.100	0.919	11.227	16027
医生数	0.900	1.248	0.045	0.396	8.713	16027
城市道路面积	0.282	0.321	0.007	0.135	1.276	16027
公交车数量	0.254	0.387	0.005	0.084	2.359	16027
城市绿化面积	0.280	0.445	0.003	0.119	2.691	16027
对数城市总人口	6.234	0.617	4.688	6.349	8.119	16027
城市人口密度	533.979	367.010	31.330	513.570	2259.210	16027
城市第三产业产值占比	39.273	9.549	21.950	38.230	76.850	16027
城市人口增长率	7.742	5.258	-4.600	6.900	25.600	16027
城市人均工资水平对数	10.729	0.206	10.276	10.711	11.451	16027
城市GDP对数	7.637	1.005	5.519	7.442	9.981	16027
地方财政教育事业费支出占比	0.194	0.043	0.098	0.196	0.285	16027
公共图书馆藏书量	0.010	0.011	0.001	0.007	0.067	16027
地方财政科学事业费支出占比	0.017	0.013	0.002	0.013	0.063	16027
政府—企业员工平均受教育年限之比	1.442	0.088	1.216	1.439	1.757	16207
城市综合落户门槛	0.298	0.611	0	0	3.176	16027

表3 基准逐步回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	16岁以来是否发生户口迁移					
	剔除升学迁移及户口迁移两次以上样本					
绝对代际流动(P25)	-0.0472** (0.0214)	-0.0485** (0.0212)	-0.0408** (0.0205)	-0.0487** (0.0211)	-0.0497** (0.0206)	-0.0418** (0.0200)
ln城市人均工资水平		0.0361 (0.0751)	0.0829 (0.0714)		0.0412 (0.0704)	0.0835 (0.0687)
lnGDP		-0.0021 (0.0230)	0.0134 (0.0283)		0.0014 (0.0211)	0.0103 (0.0256)
地方财政教育事业费支出占比			-0.7263** (0.2969)			-0.7039** (0.2892)
公共图书馆藏书量			-0.9705 (0.6776)			-0.7257 (0.6864)
地方财政科学事业费支出占比			0.0326 (1.2517)			0.4521 (1.1896)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16027	16027	16027	15718	15718	15718
R ²	0.1045	0.1045	0.1062	0.1072	0.1073	0.1089

注:观测值为个体层面,括号内数值为城市层面聚类标准误;***、**、*分别代表估计参数在1%、5%、10%的水平上显著;Yes表示控制了该固定效应,下同。

为此,本文通过对比迁移样本出生地和迁入地代际流动水平的高低来区分迁移样本,将其分为迁入高代际流动地区和迁入低代际流动地区两类迁移样本,然后分别将其与未迁移样本进行回归,来考察两类群体受到地区代际流动的差异化影响。估计结果由表4的第(1)、(2)列给出。从结果来看,在仅保留迁入更低代际流动城市的迁移样本和未迁移样本的组别中,代际流动对劳动力迁移的影响系数为-0.0321,较之基准回归下降30%且并不具有统计上的显著性;当仅保留迁入更高代际流动城市的迁移样本和未迁移样本时,其系数为-0.0460,且在5%的统计水平显著为负。这表明仅有迁入更高代际流动地区的样本会受到本地代际流动的影响,而迁入代际流动更低地区的样本并没有受到本地代际流动的影响,这验证了本文所提出的第2个理论假说,也进一步验证了代际流动影响人口迁移行为的内在逻辑。

由于不同个体自身家庭背景和自身人力资本水平存在差异,因此其迁移行为受到本地区代际流动水平的影响也会存在差异。从个体理性的角度分析,低社会次序家庭子辈中具有社会地位跃升能力的群体更容易受到地区代际流动水平的影响。这是因为这部分群体具备社会地位跃升能力,但受到地区封闭社会结构的桎梏,难以获得与其能力相匹配的社会地位,因而会更加具有向更高代际流动地区迁移的动机,从而获得更加公平的发展机会。为此,本文定义高中及以上学历的人口为高技能人口,初中及以下为低技能人口,分别考察两类人口的迁移行为受到地区代际流动的影响。表4中的第(3)、(4)列给出的两类群体的估计结果表明,高技能样本中代际流动系数在1%统计水平显著为负,且估计系数绝对值大于全样本时估计系数,而低技能样本中代际流动的系数不再具有统计意义上的显著性,且估计系数绝对值大幅降低,仅为高技能样本估计系数的1/4。这表明相对于低技能个体而言,高技能个体更容易受到地区代际流动的影响,意味着具备跃升社会地位能力的群体对地区社会结构开放程度和机会公平程度更加敏感。

进一步看,如果高技能个体更容易受到地区社会结构的桎梏,而受到地区代际流动的影响发生迁移行为,那么这种效应会更多发生在低社会次序家庭的高技能群体中。因为从个体理性的角度考虑,只有那些本身处于较低社会地位且具备较强跃迁社会阶层能力的个体,才会更容易受到本地区代际流动水平的影响,进而通过迁移到更高代际流动地区以寻求更为通畅的跃升环境。而对于本身就处于相对更高社会次序家庭的高技能个体而言,其已处于较高的社会地位,因而跃升自身社会次序的空间和意愿均相对较低,同时迁出的机会成本较大,因此地区代际流动对其迁移行为的影响会相对较弱。现有研究也表明,高阶层和低阶层家庭的迁移成本存在差异(Piyapromdee, 2019)。为验证这一逻辑假设,我们进一步将估计的样本区分为高低社会次序家庭^②中的高技能和低技能四类群体中,比较四类群体受到地区代际流动影响的差异。表5中给出的结果表明,在四类家庭中,只有低社会次序的高技能子辈个体会受到地区代际流动的影响,而无论是低社会次序中的低技能群体还是高社会次序中的高低技能群体,均不会受到地区代际流动的影响。这一结果表明,只有低社会次序中具备跃升社会阶层能力的高技能群体会显著受到地区代际流动的影响,这也正是本文提出的第3个理论假说的内容。值得注意的是,这种异质性可能是高技

表4 迁入地区与迁移个体的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	16岁以来是否发生户口迁移(剔除升学迁移及户口迁移两次以上样本)			
	剔除迁移地代际流动 更高地区样本	剔除迁移地代际流动 更低地区样本	高技能人口	低技能人口
绝对代际流动 (P25)	-0.0321 (0.0206)	-0.0460** (0.0203)	-0.1249*** (0.0284)	-0.0345 (0.0210)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15234	15290	1764	13954
R ²	0.1077	0.1084	0.1154	0.1168

表5 家庭背景与自身能力对迁移决策的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	16岁以来是否发生户口迁移(剔除升学迁移及户口迁移两次以上样本)			
	低社会次序家庭		高社会次序家庭	
	低技能子辈	高技能子辈	低技能子辈	高技能子辈
绝对代际流动 (P25)	-0.0294 (0.0216)	-0.1460*** (0.0526)		
绝对代际流动 (P75)			-0.0191 (0.0163)	0.0306 (0.0426)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	6586	1110	7363	652
R ²	0.1215	0.1240	0.1238	0.1959

注:考虑潜在户籍的高技能偏向问题,表5将被解释变量由户口迁移变为跨市县流动的非户籍迁移进行稳健性检验,两者结果相同且结论不变。限于篇幅并未报告,详情备案。

能劳动力迁移的机会成本小和高技能对社会结构开放程度更敏感两种效应同时存在的结果,而目前的回归结果还无法准确加以区分,这也是未来值得研究的方向。

(三)地区代际流动对非户籍迁移行为的影响

本文之前对迁移行为的定义为户籍发生跨区迁移,而中国人口迁移行为中除了户籍迁移以外,还存在着更为普遍的非户籍迁移行为,即所谓的流动人口,这部分群体存在常住地和户籍地分离的情况。但对于代际流动影响人口迁移行为的基本逻辑而言,个体追求更加开放自由的社会结构,也会发生在非户籍迁移的人口流动行为上,因此本文通过重新定义迁移行为,以劳动力14岁以来是否发生跨市县流动作为人口迁移行为的度量,来实证检验地区代际流动如何影响非户籍迁移的人口流动行为。在实证分析中,考虑到人口流动的原因有很多,但地区代际流动可能只影响因为个体发展需要而实施的主观迁移行为,因此家属随迁、婚姻、参军等非主观因素导致的迁移行为与本文所要检验的逻辑不符,因此,剔除这些由于非主观因素发生迁移的样本,仅保留因为务工、经商等原因发生的迁移样本。

回归结果如表6所示。在全样本的回归下,虽然城市绝对代际流动的系数为负,但未通过显著性检验。从异质性影响的方面看,劳动力流入代际流动更高地区的样本更多受到了代际流动因素的影响,而流入代际流动更低区域的个体则并没有受到这种影响,与前文的结论一致。而在区分高低技能个体样本后,相比于低技能劳动力,高技能劳动力更易受到代际流动的影响,结论与户籍迁移行为也仍然一致。上述结论表明,无论是长期性的户籍迁移行为还是短期性的人口流动行为,个体在两种迁移行为中均会受到地区代际流动因素的影响。同时,地区代际流动对两类迁移行为的影响程度也大体相当,表明地区代际流动是从个体追求开放自由发展环境的基础性层面影响个体行为,其对个体迁移行为的影响程度并没有过多受到户籍因素的影响。

(四)考虑迁移行为发生时间的影响

由于本文在地区代际流动水平度量过程中,采用了2012年和2014年CLDS的样本,而所使用的问卷问题也是调查当年对受访人14岁时的家庭及当前个人社会地位的自评,因此这可能会导致出现本文度量的仅为2012年和2014年期间的中国地区代际流动,而作为被解释变量的个体迁移行为则发生于1978年以来的各个年份,因此,存在用滞后的地区代际流动解释之前的人口迁移行为,进而导致之前的估计结果不可信。事实上,地区代际流动所反映的是一个地区长期以来形成的社会结构特征,其演变是一个漫长的历史过程,Chetty等(2017)发现,美国社会的代际流动在半个世纪以来几乎未发生变化。因此代际流动水平具有相当的稳定性,短时间内发生剧烈变化的可能性很小。在此基础上,为了更加客观地验证上述判断,减少由于迁移时间问题对估计结果带来的影响,本文分别对个体迁移发生在10年内(2005~2014年)、5年内(2010~2014年)、3年内(2012~2014年)以及2014年当年的样本组别进行估计,以判断估计结果对不同时间发生迁移行为影响的敏感性和稳健性。估计结果由表7给出,结论表明,无论是哪个时间组别的迁移样本,均受到地区代际流动的显著影响,且影响系数保持高度稳定。由于地区代际流动测度的年份数据来自于2012~2014年,因此列(3)和列(4)给出的3年内和2014年当年迁移样本估计中,不存在代际流动指标和人口迁移时间错配问题,因此也更加验证了本文之前估计结果的稳健性。

表6 绝对代际流动与人口流动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	14岁以来是否发生跨市县流动				
	全样本	剔除迁入代际流动 更低地区样本	剔除迁入代际流动 更高地区样本	高技能人口	低技能人口
绝对代际流动 (P25)	-0.0243 (0.0262)	-0.0491** (0.0230)	0.0126 (0.0238)	-0.1732*** (0.0630)	-0.0149 (0.0265)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15780	15370	15299	1952	13828
R ²	0.0797	0.0660	0.0660	0.1563	0.0685

表7 不同迁移时间样本的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	16岁以来是否发生户口迁移 (剔除户口迁移两次以上及升学迁移样本)			
	10年内 (2005~2014年)	5年内 (2010~2014年)	3年内 (2012~2014年)	2014年
绝对代际流动(P25)	-0.0497** (0.0205)	-0.0489** (0.0206)	-0.0485** (0.0205)	-0.0430** (0.0211)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15605	15557	15542	14816
R ²	0.1103	0.1103	0.1101	0.1040

六、内生性问题处理

鉴于本文所使用的数据结果为截面数据,且核心解释变量在时间维度上没有变化,因此上述估计均是采用了OLS方法进行估计,这可能会出现由于内生性问题而导致估计偏误,为进一步验证本文之前估计结果的稳健性和可信性。为此,本文将对可能出现的内生性问题进行如下处理和检验。

(一)代际流动度量误差对估计结果的影响

本文关于代际流动的测度是基于本地出生且未迁移过的样本来计算的,没有考虑城市中的外来迁入样本。采用本地居民计算代际流动是相关文献的普遍做法,认为用本地居民测度代际流动更为合理和客观(Chetty et al., 2014)。但由于我国改革开放以来人口出现了向东南沿海集聚的趋势,尤其是北京、上海、广州、深圳等一线城市外来人口占有较高比重,因此仅用本地人口测度代际流动可能会在这些城市中存在较大度量误差问题,进而大致估计出现偏误。针对这一问题,本文认为这种误差度量的偏误会低估之前的估计结果,但是并不影响得出的基本结论。一方面是经典误差假设下,度量误差会导致向零的估计偏误,导致估计系数被低估,因此实际的效应只可能更大;另一方面是因为根据本地居民测度的数据显示,北京、上海等人口净流入城市的代际流动水平都较低(分别位于117个城市中的第117和101位),如果这些城市没有考虑外来人口而导致代际流动被低估,那么低估的代际流动水平和高人口净流入之间恰恰说明之前估计得出的高代际流动抑制人口迁出的效应是被低估的,因此不会改变本文的基本结论。为了进一步准确检验城市外流人口因素导致的代际流动度量误差可能带来的影响,本文剔除样本中人口净流入规模前10位的城市^③,然后进行回归并讨论结果的稳健性。其结果如表8第(1)列所示,在剔除了这些城市的样本后,系数的绝对值由0.0418上升至0.0445,表明剔除人口高净流入城市样本后,代际流动对劳动力迁移决策的影响程度变大,这表明全样本下的估计结果存在一定程度的低估,但基本结论没有变化。

(二)重要遗漏变量对估计结果的影响

虽然本文控制了多种维度的城市层面控制变量和个体层面控制变量,但是可能仍存在着潜在的遗漏变量。那么除了经济、城市规模及公共服务因素外,不能排除还存在与地区代际流动和人口迁移行为同时相关的因素,如果存在这种因素就可能出现由于遗漏重要变量而导致估计结果出现偏误。

户籍制度是影响人口迁移行为的重要地区性制度因素,由于各地区落户门槛难度不同,其背后所蕴含的由公共服务所体现的户籍价值也不同,因此个体在做出迁移决策时会受到迁入地和迁出地户籍因素的影响。以北京为例,通过本地居民测度的代际流动在所有城市中最低,但北京出生而迁移到其他城市的样本则非常少,这背后的因素可能是北京户籍价值较高,抑制了人口的迁出行为。户籍制度也可能与地区代际流动密切相关,高户籍门槛也往往意味着更为封闭的社会结构和相对保守的社会观念,因此户籍制度可能会成为一个重要的遗漏变量。为检验户籍因素可能对之前估计结果的影响,本文在估计方程中引入吴开亚和张力(2010)给出的各城市落户门槛指数^④,以此控制城市的户籍制度进而检验其对估计结果的影响。结果如表8第(2)列所示,可以发现在控制城市户籍指数后,代际流动的估计系数没有发生显著变化,依然显著为负,且估计系数由0.0418上升至0.0449略有增大,这表明排除户籍因素影响后,高代际流动对人口迁移行为的抑制作用依然存在且略有提高。

人们的就业观念和偏好也是可能同时影响代际流动和人口迁移行为的因素。当一个地区人们普遍倾向于到政府部门就职时,则反映了这个地区企业家精神相对缺失,社会观念相对保守,因此往往与较低的代际流动相关联。而这种倾向于政府的就业偏好也会对个

表8 进一步控制可能遗留变量的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	16岁以来是否发生户口迁移(剔除升学及户口迁移两次样本)				
绝对代际流动(P25)	-0.0445** (0.0220)	-0.0449** (0.0203)	-0.0457** (0.0198)	-0.0487** (0.0204)	-0.0505** (0.0201)
户籍指数		-0.0368 (0.0203)		-0.0356 (0.0431)	-0.0399 (0.0433)
政府—企业员工平均受教育年限之比			-0.2818* (0.1517)	-0.2801* (0.1495)	-0.2562* (0.1522)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	14914	15718	15718	15718	15657
R ²	0.1141	0.1091	0.1100	0.1101	0.1151

体迁移行为产生影响,因为具有企业家精神或向往更加市场化发展环境的个体会倾向于离开这些地区。因此就业偏好可能是影响本文估计结果的重要因素,为此本文参照李世刚和尹恒(2017)的做法,通过构造政府—企业员工平均受教育年限之比度量不同城市的人力资源配置偏好并对其进行控制,以检验其对本文基本估计结果的影响。实际估计过程中,本文利用2005年1%抽样调查数据计算整理了各个城市的人力资本配置偏好,估计结果如表8第(3)列所示。结果表明,控制政府—企业员工平均受教育年限之比后,地区代际流动的估计系数相较于基准回归没有变化,表明就业偏好因素并没有影响本文的估计结果。在同时控制户籍制度和就业偏好两个指标后,城市代际流动的系数及显著性水平依然没有显著变化。

此外,新古典移民决定理论认为,迁出地的推力与迁入地的拉力是影响劳动力区位决策的主要两部分原因(Harris and Todaro, 1970)。由于前文整体都是对迁出地特征的控制,即使考虑了很多维度的城市因素,也会存在一定程度的遗漏变量问题。在这一部分本文将继续考虑迁入地的潜在遗漏变量问题,将推力和拉力共同考虑其中,加入对迁入地特征的控制,结果如表8列(5)所示。虽然显著性水平未变,但其系数比基准回归上升约20%,表明前文结论具有较好的稳健性。

(三)其他遗漏变量可能带来的偏误

虽然本文考虑了个体层面、城市层面、地区固定效应以及户籍指数和就业偏好等各种控制变量,尽可能的回避了由于遗漏变量所导致的估计偏误。但由于所使用的是截面数据,依然无法排除存在其他遗漏变量导致内生性估计偏误的可能性。为此本文参照Altonji等(2005)及Bellows和Miguel(2009)的做法,利用可观测变量度量未观测变量带来偏误的可能性,进一步消除遗漏变量可能带来的内生性问题。

在此考虑两个不同控制集合的回归,第一个回归仅控制有限的控制集,第二个回归控制所有可能的控制集。将第一个回归估计的核心解释变量系数记为 $\hat{\beta}^R$,第二个回归估计的核心解释变量系数记为 $\hat{\beta}^F$ 。构造如下指数。

$$Ratio_{r,f} = \left| \frac{\hat{\beta}^F}{\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F} \right| \quad (4)$$

从分母的方面看,指数 $Ratio_{r,f}$ 大小与 $(\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F)$ 成反比。 $\hat{\beta}^R$ 与 $\hat{\beta}^F$ 之间的差异越小,可观测变量的解释能力越强,其可能的偏误问题对估计结果的影响就越小,即相对于可观测的变量,不可观测变量就需要更强的解释能力才能对整体效应产生影响。即 $(\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F)$ 越小, $Ratio_{r,f}$ 越大,未观测变量带来偏误的可能性就越低;从分子的方面看, $\hat{\beta}^F$ 越大,即 $Ratio_{r,f}$ 越大,表明已经控制的所有控制集具有很强的解释力。因此, $Ratio_{r,f}$ 越大,需要不可观测变量更大的解释能力才能改变估计结果的一致性,即不可观测变量对估计结果造成偏误的可能性就越小。

为了增加 $Ratio_{r,f}$ 的计算值,本文选取了3种有限集和两种全集来构造该指数。有限集包括:一是仅控制省级固定效应;二是仅控制个体性别、年龄与年龄平方项及省级固定效应;三是仅控制个体层面控制变量及省级固定效应。两个全集分别为公式(4)中控制的所有变量以及在此基础上进一步控制落户门槛及城市就业偏好指标。在3种有限集和两种全集选择下,共有6种组合可以计算 $Ratio_{r,f}$,在此基础上,被解释变量分别选取户籍迁移、16岁以来户籍迁移、剔除迁移两次以上样本的16岁以来户籍迁移3种不同的迁移行为度量,最终计算出共18个指数,结果如表9所示。结果显示在18个 $Ratio_{r,f}$ 中,数值范围为2.1978~5.3871,均值为3.0708。即若未观测变量可以对本文基准估计结果产生偏误,那么其解释能力至少要为已选择的控制变量的2.2倍,

表9 用可观测变量度量未观测变量的偏误程度

		(1)	(2)	(3)
有限集控制变量	全集控制变量	户籍迁移	16岁起户籍迁移	剔除迁移两次以上样本的16岁起户籍迁移
仅控制省级固定效应	所有控制变量	3.1970	2.7274	2.6135
仅控制性别、年龄及省级固定效应	所有控制变量	5.3871	4.3082	3.8284
仅控制个体特征及省级固定效应	所有控制变量	3.3160	2.9729	2.8256
仅控制省级固定效应	所有控制变量+政府/企业教育年限比例+户籍指数	2.5716	2.2845	2.1978
仅控制性别及年龄	所有控制变量+政府/企业教育年限比例+户籍指数	3.6261	3.1418	2.8751
仅控制个体特征及省级固定效应	所有控制变量+政府/企业教育年限比例+户籍指数	2.6393	2.4340	2.3275

平均需要超过3倍。而在本文的基准分析中,已经控制了尽可能全面的城市维度和个体维度变量,因此我们有理由相信本文由未观测变量造成估计偏误的可能性是很小的,因此可以基本排除估计结果因遗漏变量而出现估计偏误的可能,表明之前的结论是可信的。

(四)工具变量估计

之前从度量误差和遗留变量两个方面进行了内生性问题的处理,尽管检验表明本文估计结果依然存在且稳健,但仍没有在一个因果识别策略框架下进行估计,依然无法完全保证已有结果的因果性和可信性。同时,本文仍然无法排除由于双向因果导致的内生性偏误,因为人口迁移行为显然也会影响地区的代际流动水平,正如孙三百等(2012)研究表明,个体迁移行为会提高自身代际流动,那么随之更多高代际流动的个体迁入则流入地代际流动水平也提高,因此代际流动和人口迁移行为之间可能存在双向因果问题。为此本文尝试采用寻找工具变量的方式来构造因果识别策略,解决可能的内生性估计偏误问题。

本文为代际流动指标寻找的工具变量是1964年中共中央做出“三线建设”重大战略调整而建成或迁入的企业、科研单位等在城市层面的数量分布。为了应对20世纪60年代严峻的国际形势和发生战争的潜在威胁,国家决定加强战备,在全国战略布局的第三线建立一个完整的后方工业体系^⑤,进而开展的大规模经济建设运动,史称“三线建设”。据统计,在1965~1980年三线建设期间,国家累计向三线地区13省投资达2052.68亿元,占全国同期总投资的39.01%(周明长,2014)。在三线建设时期不但兴建了六盘水、十堰、渡口和金昌4个新建城市,还依托老城扩建9个中心城市、71个新型工业城市、100余个新型工业城镇。在“好人好马上三线”的时代号召下,大量的优秀技术骨干、管理干部全部集中在三线,大量城镇职工也内迁至三线地区,使得三线地区社会结构发生剧烈变化,代际流动水平也因此在短期内发生改变。

该工具变量的有效性主要体现在如下3个方面。一是三线建设带来的大量工业企业、科研机构和技术人才改变了地区社会结构,影响了地区代际流动水平。由于社会结构具有相当的延续性和稳定性,因此其建设项目数量与当下所在城市的代际流动程度相关性较高,满足工具变量的相关性要求;二是三线建设战略决策的选址及数量主要受到了当时国际政治局势的影响,按照“分散、靠山、隐蔽”的原则进行建设,因此具有较高的外生性;三是20世纪60年代的三线建设战略至今已有数十年,目前生活在三线地区的大多已是第二或第三代移民,因此当年的国家战略不大可能直接影响到现今劳动力个体的迁移决策。综上所述,本文认为三线建设项目的城市分别是城市代际流动比较合理的工具变量,构成有效的因果识别策略。

由于国有企业所代表的制度环境可以影响劳动力的迁移决策,同时国有企业与三线建设相关,因此我们继续控制了城市层面的国有企业产值占比^⑥。表10给出了使用三线建设项目在城市层面分布的数量作为城市代际流动工具变量的2SLS估计结果。被解释变量为16岁以上户籍人口是否发生迁移(剔除户口迁移两次以上及因升学原因而迁移的样本),其中第(3)、(4)列增加了对城市层面国有企业产值占比的控制。在一阶段回归中,三线建设项目数量显著增加了其所在城市当前的社会代际流动,工具变量三线建设的F值为12.09,不存在弱工具变量问题;在2SLS估计中,在控制了其他所有变量的情况下,城市代际流动对人口迁出的抑制效应仍然存在,其系数为-0.1665,是OLS估计值的4倍左右。继续控制城市层面的国有企业产值比重来增加工具变量的稳健性,结果显示,估计系数几乎没有发生变化。以上结果表明,工具变量估计系数略有增大,意味着之前OLS条件下的估计系数存在低估,但工具变量估计与之前得出的基本结论是相一致的,因此本文的结论依然

表10 使用三线建设项目数量作为城市代际流动工具变量的2SLS估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
	绝对代际流动(P25)	户籍迁移	绝对代际流动(P25)	户籍迁移
绝对代际流动(P25)		-0.1665** (0.0801)		-0.1650** (0.0760)
三线建设	0.0190*** (0.0055)		0.0194*** (0.0051)	
国有企业产值比重			-0.0007 (0.0019)	-0.0001 (0.0006)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
户籍指数	Yes	Yes	Yes	Yes
社会人力资本配置	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段F统计量	12.09 (0.0007)		14.35 (0.0003)	
观测值	15718	15718	15718	15718
R ²	0.5612	0.1015	0.5616	0.1016

存在且稳健。

七、机制分析

在验证更高的地区代际流动水平会减少人口迁出的结论基础上,本文进一步从宏观和微观两个层面探讨其内在机制。重点回答如下两个问题,一是宏观层面看,代际流动水平为何会影响人口迁移行为,其内在传递机制是什么?二是微观层面看,个体为什么会受到代际流动因素影响而发生迁移,其内在动因是什么?

(一)代际不平等与截面不平等

相比于代际流动这种隐性的社会结构特征,人们可能对收入分配不公平的反应更加敏感。事实上,经济理论早已证明了纵向的代际不平等与横向的收入不平等之间存在密切关系,而这正是著名的盖茨比曲线所呈现的事实。代际间的不平等可以通过人力资本投入、社会关系网络等渠道将自身经济社会地位传递给子辈,进一步导致子辈间的收入不平等。而地区收入差距是导致中低社会次序家庭人口实施迁移行为的重要原因,因此,由代际不平等导致的收入不平等可能是地区代际流动影响人口迁移行为的重要机制。为检验这种传导机制的存在,本文通过引入城市收入分配不平等指标作为中介变量来构造中介效应模型,以检验本文之前提出的第4个理论假说。

本文采用基尼系数和泰尔指数两个指标对城市层面收入不平等进行考察,其中基尼系数取值范围为0~1,值越大,说明收入差距越大,其对整个样本中等收入水平的变化更加敏感;而泰尔指数取值为0到正无穷,取值越大收入不平等越严重,其对顶端收入水平的变化更加敏感,利用两种城市收入不平等测度指标进行回归以保证机制分析的稳健性。参考杨耀武和杨澄宇(2015)的研究,本文利用CHIP(2013)城镇和农村住户样本数据对每个城市的基尼系数和泰尔指数进行构建。实证结果如表11所示,第(1)~(4)列为OLS估计结果,第(5)~(8)列为2SLS估计结果。表中奇数列给出的是收入不平等对代际流动的估计结果,估计结果表明地区代际流动对地区收入不平等有显著负向影响,即代际流动水平越高的地区收入不平等程度越低,这正是盖茨比曲线所表达的内容。表中偶数列给出的是在基准回归基础上,引入收入不平等指标进行估计。结果显示,此时地区代际流动变量的估计系数变得不再显著,而收入不平等的估计系数则显著为正,意味着收入不平等会显著提高人口迁移概率。这表明由代际不平等导致的收入不平等确实是地区代际流动影响人口迁移行为的重要机制。无论使用OLS还是2SLS估计方法,以及使用基尼系数还是泰尔指数度量收入不平等,上述结论均是稳健的。

(二)劳动力迁移与代际弹性

除了宏观层面的机制分析外,微观层面个体迁移行为为何要受到地区代际流动的影响也是本文要探讨的重要机制,因为只有从个体层面验证其迁移的微观动机,才能完整的验证代际流动影响个体迁移行为的基本逻辑。从理性人的角度出发,个体迁移的目的是为了获得更高的社会地位和收入水平,而已有研究也确实发现了劳动力的自由迁移显著提高了个体的代际流动性(孙三百等,2012)。因此,迁入更高代际流动地区的个体应该能够获得自身更高的代际流动水平,这样才能从微观层面证明个体受到地区代际流动因素而进行迁移的内在动机,这也是本文第4个理论假说中的重要内容。

在本文使用的迁移样本中,部分样本迁入了代际流动更高的地区,而部分样本迁入了代际流动更低的地区。正如前文分析,迁入代际流动更低地区的样本可能更多受到了社会关系网络等代际流动以外因素的影响。但两类迁移人群和未迁移人群为我们提供了良

表11 代际不平等与截面不平等

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	基尼系数	迁移	泰尔指数	迁移	基尼系数	迁移	泰尔指数	迁移
	OLS				2SLS			
绝对代际流动(P25)	-0.032*** (0.002)	-0.020 (0.016)	-0.153*** (0.007)	-0.018 (0.016)	-0.235*** (0.013)	0.214 (0.202)	-1.160*** (0.067)	0.082 (0.112)
基尼系数		0.350*** (0.1269)				0.710* (0.393)		
泰尔指数				0.0883** (0.0374)				0.129* (0.076)
个体控制变量		Yes		Yes		Yes		Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8538	6963	8538	6963	8538	8565	8538	8329
R ²	0.9087	0.1316	0.5399	0.1315	0.6713	0.0347		0.0635

好的比较对象,如果个体迁移确实是受到了地区代际流动影响而迁入更高代际流动地区,那么这些迁移到更高代际流动地区的个体应当比未迁移和迁入更低代际流动地区的个体具有更高的家庭代际流动水平,这样才能使得受代际流动影响而发生迁移的个体在微观行为上具有逻辑自洽的行为动机。

为此本文将所有样本分为3类,分别是迁入代际流动更高地区样本、迁入代际流动更低地区样本及未迁移样本,分别考察不同群体的代际流动性。由于是考察不同群体的代际流动水平,我们引入 Galton–Becker–Solon 的基准模型,并参考阳义南和连义君 (2015) 的做法,对 3 个群体的代际地位弹性进行估计,如式 (5) 所示:

$$Status_now_i=\alpha+\beta Status_14_i+\delta X_i+\varphi M_i+v_p+\varepsilon_{ie}$$
 (5)

其中, $Status_now_i$ 表示本人社会地位, $Status_14_i$ 为个体 14 岁时家庭社会地位,同时控制个体层面变量、城市层面变量、省级固定效应后, β 即为代际社会地位弹性。 β 值越大说明个体社会地位更多地取决于家庭的社会地位,代际流动越低。表 12 给出了 3 类样本代际流动弹性的估计结果。第 (1)~(3) 列结果显示,迁入代际流动更高地区样本、迁入代际流动更低地区样本及未迁移样本的代际流动弹性分别为 0.2649、0.3503、0.2668。迁入代际流动更高地区的群体代际流动最高,代际流动弹性仅为 0.2649;而未迁移样本居中,代际流动弹性为 0.2668;迁入代际流动更低地区的样本则代际流动弹性最低为 0.3503,甚至低于未迁移样本。进一步考察 3 类群体中的高技能样本的代际流动弹性,也得出了相近的结果,即迁移到代际流动更高地区的样本,自身代际流动水平越高,这与孙三百等 (2012) 的研究结果相类似。上述结论意味着个体通过向更高代际流动地区的迁移,改善了自身代际流动水平,降低了子辈对父辈社会地位的依赖程度,有利于中低社会次序家庭的高技能子辈获得更好发展,符合个体迁移的行为动机。至此,通过对宏观和微观两个层面的机制加以分析,验证了本文所提出的第 4 个理论假说。

八、结论与政策启示

党的十九大报告提出,要大力保障改善民生,增进民生福祉。随着公平、普惠、共享等理念的深入人心,追求社会公平正义逐渐成为民众的内心诉求和政府工作的重点。改革开放以来,中国经济在取得举世瞩目成就的同时,社会结构也不不断变迁,代际传导关系在不同地区呈现出了显著的差异性。部分代际流动较差的地区,可能会导致劳动力和高端人才外迁现象,进而影响地区经济发展。从 2017 年至今,以杭州、西安、武汉等为代表的城市陆续出台人才引进政策,全国城市刮起了“抢人”之风,这表明当前地区经济发展竞争的重点已由争项目、争资金逐步转移到抢人才上来。除却这些城市给予人才在经济收入、住房补贴以及公共服务保障等方面的引入举措外,本文的研究结论证明了通过构建开放的社会结构和公平的发展机会,也是地区吸引高端人才或者有潜质的创新人才的重要手段。

本文通过家庭父子两辈的社会地位数据构建地区代际流动指标,通过匹配宏观城市和微观个体数据,采用因果识别策略实证检验了地区代际流动水平对个体迁移行为的影响,并得出以下结论。一是地区代际流动水平高会降低个体迁出概率,而地区代际流动水平低则会对人产生挤出效应。二是这种效应主要发生在处于较低社会次序家庭但具备提升自身社会地位能力的高技能人群中,而高社会次序家庭或者低技能的子辈群体则对代际流动的反应不敏感。三是从迁移人群的迁移去向看,只有迁移到更高代际流动地区的个体迁移行为会受到代际流动因素的显著影响。

最后的机制分析显示,地区收入不平等是代际流动影响人口迁移行为的重要传导机制,而个体迁入高代际流动地区会提高自身代际流动水平是其微观行为动机。以上结论在多种稳健性及内生性检验下依然稳健。本文结论表明,人口在进行迁移决策

表 12 迁移决策与代际流动弹性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本			高技能劳动力样本		
	迁入代际流动 更高地区	迁入代际流动 更低地区	未迁移 样本	迁入代际流动 更高地区	迁入代际流动 更低地区	未迁移 样本
14 岁时家庭 社会地位	0.2649*** (0.0466)	0.3503*** (0.0446)	0.2668*** (0.0152)	0.2536** (0.1144)	0.2918** (0.1056)	0.3420*** (0.0308)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	521	433	14997	111	112	1750
R ²	0.2310	0.3464	0.1809	0.5447	0.4850	0.2626

时具有地区代际流动偏好,机会公平的发展环境不仅是公平公正的现实需要,也是城市吸聚人才、实现高质量发展的内在要求。

本文在政策方面的建议如下,一是地区人才政策制定过程中应该更多强调发展环境的公平和便利,在经济生活待遇之外,高端人才和创新人才才会更关注发展的机会公平和开放的社会结构,致力于营造良好的社会环境可能在吸引人才方面取得事半功倍的效果。二是人口向高代际流动地区聚集的偏好,可能会进一步导致地区差异的扩大和发展模式的分化,如何有效改善低代际流动地区的社会发展环境,避免因人才流失导致的发展梗阻是下一步需要关注的问题。三是为实现中国代际流动水平的持续改善应进一步鼓励人口的自由迁移,由于人口迁移行为的代际流动偏好,导致了人口向高代际流动地区聚集,且个体通过迁移行为提高了自身代际流动水平,因此,这种人口迁移行为偏好会对中国代际流动水平持续提高产生内生动力,这也部分解释了近年来中国代际流动水平持续提高的内在原因。

(作者单位:王伟同,东北财经大学经济与社会发展研究院;谢佳松,中山大学岭南学院;张玲,北京大学经济学院。责任编辑:李逸飞)

注释

①基于本地居民样本和全部居民样本计算的代际流动指标的相关性为0.756。

②由于每个城市个体的家庭社会地位自评的取值范围不同,可能存在系统性偏差,它会影响不同城市个体之间的可比性,因此这里进行标准化处理分析:将每个个体家庭社会地位自评指标在各自所在城市排序,每个个体生成一个取值范围为[0,1]的可比的代际流动水平,令(0.5,1]范围内的家庭记作高社会次序家庭、令[0,0.5)范围内的家庭记作低社会次序家庭。

③参照2010年人口普查,人口净流入前10城市分别为上海、北京、深圳、东莞、广州、天津、苏州、佛山、成都、厦门。

④该指标通过因子分析、聚类分析和投影寻踪模型构建了全国45个主要城市的落户门槛难度,指数越高说明落户门槛越大。一般认为其他城市不存在落户门槛,因此在本文的分析中,其余城市的户籍指数设为0。

⑤第一线指东北及沿海各省,二线地区指一线地区与京广铁路之间的安徽、江西及河北、河南、湖北、湖南四省的东半部。

⑥城市层面国有企业产值占比使用1998~2013年中国工业企业数据库计算得出。

参考文献

- (1) Altonji, J. G., T. E. Elder and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, Vol.113(1), pp.151~184.
- (2) Baker, M., Solon, G., 2003, "Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976~1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records", *Journal of Labor Economics*, Vol.21(2), pp.289~321.
- (3) Becker, G. S., Tomes, N., 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, Vol. 87(6), pp.1153~1189.
- (4) Bellows, J. and E. Miguel, 2009, "War and Local Collective Action in Sierra Leone", *Journal of Public Economics*, Vol.93(11~12), pp.1144~1157.
- (5) Böhlmark, A., Lindquist, M. J., 2006, "Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden", *Journal of Labor Economics*, Vol.24(4), pp.879~896.
- (6) Chetty, R., Grusky, D., Hendren, N., Hell, M., Manduca, R., Narang, J., 2017, "The Fading American Dream: Trends in Absolute Income Mobility Since 1940", *Science*, Vol.356(6336), pp.398~406.
- (7) Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E., 2014, "Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.129(4), pp.1553~1623.
- (8) Dahl, M. W. and T. DeLeire, 2008, "The Association between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data", Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- (9) Galor, O., Tsiddon, D., 1997, "Technological Progress, Mobility and Economic Growth", *The American Economic Review*, Vol.87(3), pp.363~382.
- (10) Galor, O., Moav, O., 2004, "From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development", *Review of Economic Studies*, Vol.71(4), pp.1001~1026.
- (11) Grawe, N. D., 2006, "Lifecycle Bias in Estimates of Intergenerational Earnings Persistence", *Labour Economics*, Vol.13(5), pp.551~570.
- (12) Haider, S., Solon, G., 2006, "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review*, Vol.96(4), pp.1308~1320.
- (13) Harris, J. R., Todaro, M. P., 1970, "Migration, Unemployment & Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, Vol.60(1), pp.126~142.
- (14) Ichino, A., Karabarbounis, L. and Moretti, E., 2011, "The Political Economy of Intergenerational Income Mobility", *Economic Inquiry*, Vol.49(1), pp.47~69.
- (15) Janti, M., Bratsberg, B., Roed, K., Raaum, O., Naylor, R., Osterbacka, E., Bjorklund, A., Eriksson, T., 2005, "American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and (下转第135页)

pp.2327~2367.

- (61) Peng, Y., 2004, "Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy", *American Journal of Sociology*, Vol. 109, pp.1045~1074.
- (62) Redding, S. G. and H. Michael, 1990, "An Empirical Study of Overseas Chinese Managerial Ideology", *International Journal of Psychology*, Vol. 25, pp.629~641.
- (63) Shleifer, A. and R. W. Vishny, 1997, "A Survey of Corporate Governance", *Journal of Finance*, Vol. 52, pp.737~783.
- (64) Sirmon, D. G. and M. A. Hitt, 2003, "Managing Resources: Linking Unique Resources, Management and Wealth Creation in Family Firms", *Entrepreneurship Theory and Practice*, Vol. 27, pp.339~358.
- (65) Su, F., T. Ran, X. Sun and M. Liu, 2011, "Clans, Electoral Procedures and Voter Turnout: Evidence from Villagers' Committee Elections in Transitional China", *Political Studies*, Vol. 59, pp.432~457.
- (66) Sun, J. and G. P. Liu, 2011, "Industry Specialist Auditors, Outsider Directors and Financial Analysts", *Journal of Account and Public Policy*, Vol. 30, pp.367~382.
- (67) Xu, Y. and Y. Yao, 2014, "Informal Institutions, Collective Action and Public Investment in Rural China", *American Political Science Review*, Vol. 109, pp.371~391.
- (68) Zhang, C., 2017, "Culture and the Economy: Clan, Entrepreneurship and Development of the Private Sector in China", Working Paper.

=====

(上接第103页)the United States", Economic Research Paper.

- (16) Krueger, A. B., Schkade, D. A., 2008, "The Reliability of Subjective Well-Being Measures", *Journal of Public Economics*, Vol.92 (8), pp.1833~1845.
- (17) Levine, P. B., Zimmerman, D. J., 1996, "The Intergenerational Correlation in AFDC Participation: Welfare Trap or Poverty Trap?", *Social Science Electronic Publishing*.
- (18) Mazumder, B., 2005, "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data", *Review of Economics & Statistics*, Vol.87(2), pp.235~255.
- (19) Piyapromdee, S., 2019, "The Impact of Immigration on Wages, Internal Migration and Welfare", *Pier Discussion Papers*.
- (20) Solon, G., 1992, "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, Vol.82(3), pp.393~408.
- (21) Zhang, K. H., Song, S., 2003, "Rural-urban Migration and Urbanization in China: Evidence from Time-series and Cross-section Analyses", *China Economic Review*, Vol.14(4), pp.386~400.
- (22) Zimmerman, D. J., 1992, "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, Vol.82(3), pp.409~429.
- (23) 边燕杰、芦强:《跨阶层代际流动是否增加人们的社会资本——基于中国综合社会调查的分析》,《求索》,2017年第12期。
- (24) 蔡昉、王德文:《作为市场化的人口流动——第五次全国人口普查数据分析》,《中国人口科学》,2003年第5期。
- (25) 陈琳:《中国城镇代际收入弹性研究:测量误差的纠正和收入影响的识别》,《经济学(季刊)》,2016年第1期。
- (26) 陈琳、袁志刚:《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》,《世界经济》,2012年第6期。
- (27) 陈钊、陆铭、佐藤宏:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》,2009年第10期。
- (28) 方鸣、应瑞瑶:《中国城乡居民的代际收入流动及分解》,《中国人口·资源与环境》,2010年第5期。
- (29) 郭建军、王磊、苏应生:《样本选择性偏误、TS2SLS估计与我国代际收入流动性水平》,《统计研究》,2017年第8期。
- (30) 侯瑜、谢佳松:《社会代际流动区域差异及影响因素实证研究:以中国东北为视角》,《西北人口》,2018年第3期。
- (31) 李世刚、尹恒:《政府—企业间人才配置与经济增长——基于中国地级市数据的经验研究》,《经济研究》,2017年第4期。
- (32) 刘生龙:《中国跨省人口迁移的影响因素分析》,《数量经济技术经济研究》,2014年第4期。
- (33) 刘怡、李智慧、耿志祥:《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》,《管理世界》,2017年第9期。
- (34) 孙三百、黄薇、洪俊杰:《劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角》,《经济研究》,2012年第5期。
- (35) 万海远、李实:《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》,2013年第9期。
- (36) 王海港:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》,2005年第2期。
- (37) 王美今、李仲达:《中国居民收入代际流动性测度——“二代”现象经济分析》,《中山大学学报(社会科学版)》,2012年第1期。
- (38) 王伟同、谢佳松、张玲:《中国区域与阶层代际流动水平测度及其影响因素研究》,《数量经济技术经济研究》,2019年第1期。
- (39) 吴开亚、张力:《发展主义政府与城市落户门槛:关于户籍制度改革的反思》,《社会学研究》,2010年第6期。
- (40) 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》,《经济研究》,2004年第1期。
- (41) 杨耀武、杨澄宇:《中国基尼系数是否真地下降了?——基于微观数据的基尼系数区间估计》,《经济研究》,2015年第3期。
- (42) 阳义南、连玉君:《中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据》,《管理世界》,2015年第4期。
- (43) 杨义武、林万龙、张莉琴:《地方公共品供给与人口迁移——来自地级及以上城市的经验证据》,《中国人口科学》,2017年第2期。
- (44) 杨振宇、张程:《东迁、自选择与劳动力溢价:“孔雀东南飞”背后的故事》,《经济学(季刊)》,2017年第4期。
- (45) 张丽、吕康银、王文静:《地方财政支出对中国省际人口迁移影响的实证研究》,《税务与经济》,2011年第4期。
- (46) 赵红霞、冯晓妮:《我国教育代际流动性及地区差异的比较研究——基于CHARLS 2013数据分析》,《中国青年研究》,2016年第8期。
- (47) 周明长:《三线建设与国内城市地发展(1964~1980年)》,《中国经济史研究》,2014年第1期。
- (48) 周兴、张鹏:《代际间的收入流动及其对居民收入差距的影响》,《中国人口科学》,2013年第5期。