

为了机会公平而流动

——收入代际传递对劳动力流入的影响

曹 晖 罗楚亮*

内容提要 本文根据2005年中国1%人口抽样调查、中国流动人口动态监测调查以及城市层面的数据，探讨了代际收入弹性如何影响流动人口在不同城市之间的选择。研究发现，代际收入弹性越高的城市，劳动力选择其作为流入目的地城市的可能性越小。本文采用分样本、不同的代际收入弹性测度方式都得到了相似的估计结果。进一步分析表明，这一结论不会因为流动选择的内生性、暂时收入偏差和同住偏差等而改变。此外，本文还发现，代际收入弹性对于人口流入的阻碍作用，突出体现在落户门槛高的城市和受教育水平较高的个体。本文的研究结果体现了公平竞争的社会环境与营商环境的重要性。

关键词 代际收入弹性 劳动力流动 条件 Logit

一 引言

改革开放过程中，农村经济发展释放了剩余劳动力，为城市经济发展提供了劳动力。因此，劳动力持续地从农村向城镇、从内地向沿海、从农业向非农产业转移。对这一现象的研究大多侧重于劳动力资源的配置效率。近年来不断强调要放松或取消落户限制，以深化改革户籍制度和基本公共服务提供机制为路径，打破阻碍劳动力自由流动的不合理壁垒，促进人力资源优化配置，各地也积极开展抢人大战。如果说各地

* 曹晖，上海大学经济学院，电子邮箱：10009623@shu.edu.cn；罗楚亮，中国人民大学劳动人事学院，电子邮箱：luochl@ruc.edu.cn。作者感谢上海市哲学社会科学基金项目“代际收入流动性的地区差异及其后果”（项目编号：2016EJL001）对本文研究的资助。

政策最初阶段还是着眼于吸引各类高端人才，后来则是力图吸引各层级的劳动力。这反映了各地政府在实践中不断深化了自己的认识，越来越意识到了高技术人才和低技术劳动力的强互补性，一个城市要想取得长足的发展，必须要对各类劳动力都有较强吸引力，否则就会造成人力资本错配（梁文泉、陆铭，2016）。

尽管地方政府采取各种办法来吸引人才，但流动人口在选择目标迁移地区时可能依然会非常谨慎。对机会公平的权衡可能是其重要考量因素。流动人口往往支付高额的迁移成本，如果不能获得一个相对公平的发展机会，那么从经济理性的角度是不划算的。但是一个有挑战性的问题在于如何刻画社会公平。社会公平可以分为机会公平和结果公平，结果公平强调人们参加社会活动之后获得的待遇分配具有公正性，这往往需要借助强力的社会再分配才能实现，而机会公平则不强调人们的结果相似，只是要求人们在事前拥有同等的机会。尽管哲学家对于自由平等的相对价值有很多争议（诺齐克，1991；罗尔斯，2001），但这些政治哲学家都十分重视机会平等的重要性。从收入分配研究的角度而言，收入代际流动状况在一定程度上反映了社会经济中的机会公平。在一个缺乏流动性的社会中，前一阶段的经济表现对于后一阶段将具有决定性的影响。最为常见的表现形式是父辈收入越高，就越有可能为子女提供更好的发展条件和机会，从而子女也将获得更高的收入；反之，父辈收入越低，子女更有可能处于不利境况，从而也更有可能会陷入低收入状态。这一现象已经引起了广泛关注。一些研究表明，中国收入代际流动呈现下降倾向，也就是父辈对于子代发展的决定性影响越来越明显（Fan et al., 2021）。这将导致收入乃至社会阶层分布的固化以及子代成长初始条件的不公平。

尽管收入流动性和劳动力流动是两个重要的社会经济现象，但目前探讨两者之间关联性的研究较少，即收入流动性如何影响到劳动力的流动选择，或者劳动力流动对于收入流动性造成了怎样的影响。本文将关注前一个问题。本文的逻辑出发点是，收入代际流动性衡量了收入决定中的机会公平，劳动力流动可能更为倾向于流向机会公平程度更高的地区。因此，寻求机会公平可能成为促成劳动力在不同城市之间流动选择的重要因素。各地区的代际收入弹性在短期内不易发生明显改变，在一定程度上可以看作是该地区的特征之一。本文估计了各城市的代际收入弹性，并研究它对于人口流动的影响。本文的经验结果证实了寻求机会公平是构成劳动力流动的重要动机。

本文剩余部分安排如下：第二部分是相关文献回顾；第三部分介绍本文的基本研究思路；第四部分说明数据来源及相关变量特征；第五部分和第六部分是主要回归结果及分析，包括条件 Logit 模型的结果和线性回归模型的结果等；最后是全文的总结。

二 文献回顾

代际收入问题一直备受关注。早期的研究基于美国数据，发现美国的代际收入弹性约为 0.2（如 Becker & Tomes, 1979, 1986）。之后的学者（如 Solon, 1992; Zimmerman, 1992; Mazumder, 2005）则在纠正了早期研究中的暂时收入偏差后，得到了 0.4 ~ 0.6 的代际收入弹性，这说明美国的社会固化远比想象的高。这也激发大量学者进行跨国比较，基本观点是北欧国家和加拿大的代际收入弹性较低（Björklund & Jäntti, 1997; Corak & Heitz, 1999），而美国和英国相对较高（Solon, 1992; Dearden, 1997; Chetty et al., 2014）。

鉴于代际收入流动性的重要性，近年也涌现了大量针对中国的研究（详见表 1）。不难发现，由于方法、数据、样本区间的不同，导致估计结果大相径庭，最高的达到 0.843，最低的不到 0.2，而且大量研究发现了城乡之间、不同年龄段之间的代际流动性的异质性。

表 1 对中国代际收入弹性的不同估计

文献	年份	地区	代际收入弹性	数据来源
Fan et al. (2021)	2010 – 2016	城镇	0.1840 ~ 0.2880	CFPS
		农村	0.3420 ~ 0.3910	
王伟同等(2019)	2014	全样本	0.2649 ~ 0.3503	CLDS 和 CSMAR
阳义南(2018)	2008 – 2012	全样本	0.0770 ~ 0.1180	CGSS
刘怡等(2017)	2014	全样本	0.4240	CFPS
		城镇	0.3940	
		农村	0.3720	
Fan(2016)	1995 – 2002	城镇	0.5010 ~ 0.5340	CHIP
陈琳(2015)	1995 – 2002	城镇	0.3490 ~ 0.8430	CHIP
阳义南和连玉君(2015)	2008 – 2012	全样本	0.0170 ~ 0.3880	CGSS 和 CLDS
徐晓红(2015)	2002 – 2012	城镇	0.3272 ~ 0.4720	CHIP 和 CFPS
		农村	0.2569 ~ 0.4348	
邸玉娜(2014)	2011 – 2012	全样本	0.1218	CHARLS
Deng et al. (2013)	1995 – 2002	城镇	0.47 ~ 0.53	CHIP
周兴和张鹏(2013)	1991 – 2011	全样本	0.3580 ~ 0.3930	CHNS
何石军和黄桂田(2013)	2000 – 2009	全样本	0.3500 ~ 0.6600	CHNS

续表

文献	年份	地区	代际收入弹性	数据来源
陈琳和袁志刚(2012)	1988 – 2005	城镇	0.3000 ~ 0.5100	CHIP 和 CGSS
		农村	0.2200 ~ 0.4200	
Gong et al. (2012)	2004	城镇	0.1740 ~ 0.9730	UHEES 和 UHIES
孙三百等(2012)	2006	全样本	0.5200 ~ 0.6700	CGSS
韩军辉和龙志和(2011)	1989 – 2006	农村	0.2940 ~ 0.3500	CHNS
王海港(2005)	1988	城镇	0.3449 ~ 0.3940	CHIP
	1995	城镇	0.3524 ~ 0.4841	

注：CHIP 为中国家庭收入调查；CFPS 为中国家庭追踪调查；CLDS 为中国劳动力动态调查；CSMAR 为国泰安数据库；CHARLS 为中国健康与养老追踪调查；CGSS 为中国综合社会调查；CHNS 为中国健康与营养调查；UHEES 为国家统计局城镇住户教育就业调查；UHIES 为国家统计局城镇住户收支调查。

资料来源：作者整理得到。

研究者对于代际收入弹性背后的影响因素和影响机制也颇为关注。Corak (2013) 指出，代际收入弹性大体上受到家庭、劳动力市场以及公共政策三类因素的影响。Björklund & Jäntti (1997) 和刘怡等 (2017) 发现，家庭因素尤其是婚姻中的正向选择是产生代际传递的重要机制；阳义南 (2018) 认为市场化改革会增强代际收入流动；王海港 (2005) 和 Fan et al. (2021) 则发现随着市场化改革，代际收入流动性有所下降。Mayer & Lopoo (2008) 和 Li et al. (2014) 都探讨了公共支出尤其是公共教育支出对代际收入弹性的影响，发现增加政府公共教育支出有助于缓解代际固化。郑筱婷等 (2020) 从产业结构研究代际收入流动性的决定，发现第二产业和第三产业的扩张尤其是中高端服务业的发展能够增强代际流动性。

尽管已有大量关于代际流动的研究，但少有文献讨论收入代际流动所可能产生的影响，缺乏相应的经验证据来表明代际流动对于社会经济生活的重要性。只有王伟同等 (2019) 的研究，探讨了地区代际流动偏好对人口迁移的影响。这与本文的研究主题基本相同，但本文直接基于当年收入计算代际流动性，而该文则是基于回顾性信息 (14 岁时你家居于何种社会位置) 来进行分析，此外本文讨论了同住偏差和暂时收入偏差。

研究人口跨地区流动的原因的文献有很多，现有文献主要考虑的是户籍制度、房价、环境、公共服务等因素。梁琦等 (2013) 发现现行户籍制度阻碍了劳动力流动，并通过数值模拟发现户籍制度导致城市规模结构偏离帕累托最优。孙文凯等 (2011) 使用双重差分方法研究发现，2003 – 2006 年发生的大中城市户籍制度改革未能有效地

促进劳动力流动。刘生龙（2014）用省级面板数据研究发现，影响流动人口跨省流动的排在前四名的因素是迁出省份的人均 GDP、迁出省份的总人口、迁入省份的人均 GDP 和迁移存量。夏怡然和陆铭（2015）使用 2005 年 1% 人口抽样调查和地级市城市特征数据，发现劳动力选择流向某个城市，不仅考虑就业和工资，还会考虑该城市的医疗教育服务。张莉等（2017）发现房价上涨会以倒 U 型方式影响人口流出，宋泓和吴茂华（2020）发现高房价显著提高了大学毕业生离开本地就业的概率。还有一些文章讨论了环境对于劳动力流动的影响（邓曲恒、邢春冰，2018）。但是既有研究除了极少数文献都在一定程度上忽视了软实力的重要性，换言之，没有考虑到阻碍人口流动的因素不仅仅是房价、教育医疗、环境、户籍等因素，做决策的个体也会考虑当地是否机会平等，是否有充足的代际流动性。

三 基本研究思路

劳动力向不同城市的流动选择，是基于不同城市的特征所做出的效用最大化选择行为。个体 i 流向城市 c 的所获得的效用表示为：

$$U_{i,c} = \alpha + \delta IGE_c + \beta Z_{i,c} + \mu_c + \varepsilon_{i,c} \quad (1)$$

其中， IGE_c 为城市 c 的收入代际流动性； $Z_{i,c}$ 指的是其他控制变量，包括城市层面的特征变量及其与个体特征的交互项，衡量个体 i 在城市 c 的基本特征； μ_c 指的是城市固定效应； $\varepsilon_{i,c}$ 为随机扰动项。

假设个体 i 可以在不同城市之间做出选择，其选择城市 c 为目的地城市的概率可以表示为，对于任意的 $c \neq k$ ， $Pr(U_{i,c} > U_{i,k})$ ，即流入城市 c 对于个体 i 所带来的效用要高于其他城市。如果假设 $\varepsilon_{i,c}$ 服从第一类型的极值分布，则可以将个体 i 选择城市 c 为目的地城市的概率表示为：

$$Pr(city_i = c) = Pr(U_{i,c} > U_{i,k}) = \frac{\exp(\alpha + \delta IGE_c + \beta Z_{i,c} + \mu_c)}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha + \delta IGE_j + \beta Z_{i,j} + \mu_j)} \quad (c \neq k) \quad (2)$$

相应系数可以通过最大似然法估计得到。估计系数 $\delta > 0$ ，表示一个城市的收入代际流动性越高，则会增加人们选择该城市的概率；反之，如果 $\delta < 0$ ，表示一个城市的收入代际流动性越高，人们越不倾向于选择这样的城市。

在本研究中，代际收入流动性是关键指标。本文以代际收入流动性分析中的常用指标代际收入弹性来衡量，并通过城市层面的回归分析得到。按照代际收入弹性的通常估计思路，本文将对城市层面估计下列方程：

$$\ln INC_y = \alpha + \pi_c \ln INC_o + f(\text{age}_y) + \varphi(\text{age}_o) + \theta Z + \varepsilon \quad (3)$$

其中, $\ln INC_y$ 和 $\ln INC_o$ 分别表示子代和父辈的对数收入, Z 为控制变量, 包括孩子性别、孩子的学历以及城镇类型; $f(\text{age}_y)$ 与 $\varphi(\text{age}_o)$ 表示分别以年龄的多项式衡量子代与父辈的生命周期效应。 π_c 为城市 c 的代际收入弹性, 衡量了代际流动性, 其基本含义是父辈收入增长 1 个百分点导致子代收入增长 $\pi_c\%$ 。代际收入弹性越高, 则代际收入流动性越低。

针对方程 (3), 本文还采用了分位数回归 (quantile regression) 估计了中位数、25 分位数和 75 分位数对应的 π_c 。其中, 25 分位数和 75 分位数的 π_c 分别表示收入 (条件) 分布低分位点和高分位点的代际收入弹性。

四 数据来源与描述性统计

本文所采用的数据主要有三个来源: 以中国流动人口动态监测调查数据 (CMDS, China Migrants Dynamic Survey) 度量人口流动的城市选择, 这是本文的因变量; 根据 2005 年 1% 人口抽样调查估计城市层面的代际流动性, 这是本文的关键解释变量; 本文所用到的城市层面控制变量来自于统计年鉴, 包括《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》以及《中国房地产年鉴》等。

(一) 代际流动 (传递) 性的描述统计

本文采用 2005 年 1% 人口抽样调查数据来估计各个城市的代际流动性。这一调查覆盖了 1.31% 的全国人口, 本研究使用的数据约为 258 万个个人观测值, 并且这一数据中包含了个人收入信息。这为在城市层面估计代际流动性提供了必要的信息, 包括父亲和子代的收入信息以及足够多的“父亲—子代”匹配组合。

本文根据城镇样本识别了“父亲—子代”组合。为了避免识别偏差, 本文将父亲样本限定在 80 岁以下, 子代样本限定在 20 岁以上, 父亲和子代的年龄差在 16 岁以上。为了保证每个城市有足够多的“父亲—子代”组合样本用以估计城市层面的代际流动性, 本文剔除了个体观测值小于 50 的城市。为了避免逆向因果性, 本文进一步剔除了父亲或子代离开了户口登记地的样本, 以防止由于人口在地区之间的流动而影响收入代际传递。最终, 本文用以估计城市层面代际流动性的样本组合总数为 24670 对“父亲—子代”组合。父亲与子代样本的基本特征如表 2 所示。

父亲与子代收入都来自于 2005 年, 两者的均值差异并不明显, 子代月收入标准差稍微高一些。父亲与子代年龄平均相差将近 28 岁。但父辈与子代的教育程度构成

有明显的差异。从表 2 中可以看出，父辈学历主要集中在小学和初中，两者之和接近 80%。但子代学历构成中，只有 9.44% 为小学，比父辈要低 31 个百分点；大学的比重则比父辈要高出 9.43 个百分点。教育程度的代际差异来自于教育水平总体扩张的结果。

表 2 父亲与子代基本特征

	父亲		子代	
	均值	标准差	均值	标准差
月收入(元)	797.55	837.38	783.57	944.41
年龄(岁)	53.55	6.27	25.82	4.90
性别(女性比例, %)			32.48	46.83
小学(%)	40.34	49.06	9.44	29.23
初中(%)	39.14	48.81	52.82	49.92
高中(%)	14.41	35.12	22.20	41.56
大学(%)	6.11	23.95	15.54	36.23

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

对方程 (3) 进行 OLS 回归可以得到收入代际弹性的估计结果。本文剔除了 π_c 不具有统计显著性 (t 值 < 1.96) 的 12 个城市，最终保留了 183 个城市的代际收入弹性。所得到的收入弹性分布如图 1 所示，其中沿海城市的代际收入弹性相对较低，而内地城市的代际收入弹性相对较高。

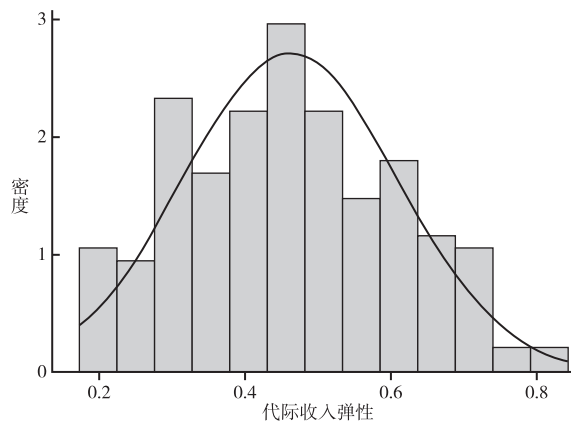


图 1 代际收入弹性的分布 (地级市)

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

在本文的样本中，不同地区之间的代际收入弹性均值是 0.42，这个数值和 Fan et al. (2021) 比较接近。针对方程 (3)，本文还采用了分位数回归，估计了中位数、25 分位数和 75 分位数对应的 π_c 。其中，25 分位数和 75 分位数的 π_c 分别表示收入（条件）分布低分位点和高分位点的代际收入弹性。

Chetty et al. (2014) 指出，用子代收入对父亲收入做回归，得到的结果不如用子代的收入排序等级（rank）对父亲的收入排序等级回归得到的结果稳定。因此，本文将父辈和子代样本合并划分为三个年龄组，分别为 20~30 岁、30~40 岁、40 岁以上，计算各自在年龄组内的收入排序等级，这样就可以构造基于此的代际流动估计结果，本文也考虑了这一度量方法所得到的代际收入弹性对于劳动力流动的影响。

对于城市内部的代际收入弹性（IGE，intergenerational income elasticity）的不同估计，都具有统计显著性（ $t > 1.96$ ）的城市数量一共为 141 个，所得到的不同 IGE 均值以及相关系数矩阵如表 3 所示。从表 3 可以看出，IGE 与 IGE_rank 具有非常强的相关性，年龄组内标准化对于 IGE 估计结果并没有造成明显影响。不同分位点上的 IGE 略有差别，IGE_25 和 IGE_50 的均值比较接近，而 IGE_75 的均值为 0.492。这意味着收入分布较高分位点上的流动性可能会更高一些。从相关系数矩阵来看，不同的代际收入弹性估计结果之间具有比较强的相关性，几乎都在 0.6 以上。在后文的讨论中，本文会考虑到不同方法所得到的代际收入弹性对于劳动力流动的影响。

表 3 不同代际收入弹性估计的相关性

	均值	标准差	相关系数矩阵			
			IGE	IGE_50	IGE_25	IGE_75
IGE	0.499	0.137				
IGE_50	0.551	0.187	0.890			
IGE_25	0.571	0.163	0.819	0.814		
IGE_75	0.492	0.186	0.860	0.817	0.593	
IGE_rank	0.520	0.115	0.795	0.664	0.616	0.673

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

进一步地，本文根据年龄组内的相对位次构造了向上流动和向下流动度量指标。也就是根据父辈和子代各自在年龄组内的排序等级（rank）进行比较，将子代的百分位排名比父辈高至少 10 个百分位点定义为向上流动，将子代的百分位排名比父辈低至少 10 个百分位点定义为向下流动，然后在城市层面分别计算向上流动

和向下流动的百分比。在后文的讨论中，本文也分别考虑了向上流动和向下流动的不同效应。

（二）劳动力流动

本文采用中国流动人口监测调查数据（CMDS）来描述劳动力流动状况。CMDS 是国家卫生健康委员会自 2009 年开始进行的针对全国流动人口的年度抽样调查，覆盖全国 31 个省份（包括新疆生产建设兵团）中流动人口较为集中的流入地，每年样本量接近 20 万户。相比较于其他住户调查数据而言，该数据由于样本量的优势在省份和城市层面可能具有更好的代表性。

本文使用 2011 - 2016 年期间的调查数据，选择了 2010 - 2013 年期间流入目的地城市的样本，并且剔除了所有居住在村委会的流动人口样本，本文将流动人口年龄限制在 20 ~ 80 岁之间，最终得到 411349 个个体。表 4 给出了流动人口的个体特征。

表 4 流动人口的个体特征

变量	均值	标准差
年龄(岁)	31.79	8.84
性别(男性比例, %)	53.99	49.84
小学及以下学历(%)	12.86	33.48
初中学历(%)	51.86	49.97
高中学历(%)	19.00	39.23
大学及以上学历(%)	16.28	36.92

资料来源：根据 2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据计算得到。

（三）城市变量

本文将流动人口的目的地城市选择作为考察对象，城市特征是影响流动决策的重要因素。因此，本文根据流动的时间匹配了该年份的城市层面信息。除了前面所提到的代际收入弹性外，其他城市层面的特征还包括“每万人在校大学生人数”、“每万人医院数”、“职工平均工资（对数）”、“房价工资比”以及“第三产业占 GDP 的比重”等变量。这些变量通过《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》以及《中国房地产年鉴》构造得到。这些变量也是文献中通常认为会影响迁移意愿的重要因素。相应变量在城市层面的基本特征如表 5 所示。需要说明的是，这里的样本量是城市和年份数量的乘积，但个别年份存在变量缺失。

表 5 城市基本特征

城市变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
代际收入弹性	680	0.454	0.145	0.174	0.845
每万人在校大学生人数	680	212.206	242.939	0.000	1270.5
每万人医院数	679	0.601	0.689	0.012	11.813
Ln(职工平均工资)	676	10.542	0.231	9.95	11.354
房价工资比(%)	642	12.709	10.502	4.530	110.021
第三产业占 GDP 的比重(%)	680	44.388	9.858	18.940	77.260
城市人口规模(对数)	680	4.809	0.813	3.105	7.941

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

五 基础回归结果及其稳健性

(一) 基础回归

根据条件 logit 模型 (conditional logit model), 表 6 是基础回归结果。第一列是将所有年份的观测值进行合并回归的结果, 后面四列根据到达目的城市的年份进行回归。所有回归中都控制了省级固定效应。表 6 所报告的为方程 (2) 的估计系数。根据条件 logit 模型的性质, 根据这些估计系数可以推算出相应的胜算比 (odds ratio), 即 $\frac{p}{1-p}$, 其中 p 为目的城市 c 的概率, 各变量对于胜算比的影响可以表示为 $\frac{\partial(p/(1-p))}{\partial x_j} = \exp(\beta_j)$, 表示 x_j 增加一单位, 导致选择目的地城市为 c 的概率相对于其他选择可能的变化倍数。其中的关键临界值是 $\exp(\beta_j)$ 是否大于 1, 如果 $\exp(\beta_j) > 1$, 则该因素增加的边际效应倾向于提高胜算比, 否则将降低胜算比。

从表 6 可以看出, 代际收入弹性对于劳动力的流动选择具有显著的影响。如果某城市的代际收入弹性较高 (代际收入流动性更低), 则流动人口选择该城市作为目的地的可能性将会下降。根据表 6 第一列的估计结果, 代际收入弹性的估计系数为 -1.8557 , 转换为胜算比为 0.1563 。也就是说, 如果某城市的代际收入弹性比另一个城市高出 100 个百分点, 那么选择该城市的概率将是选择另一个城市的 0.1563 。本文估计的各城市代际收入弹性, 最高的是 0.77 , 最低的为 0.15 , 两者相差 62 个百分点, 按照表 6 的估计结果, 选择该城市 (代际收入弹性高) 的概率是另一个城市 (代际收

入弹性低)的0.0969倍,也就是低91.31%。从到达目的地城市的时间的分年份估计结果来看,代际收入弹性对劳动力流动的这种影响仍然存在,并且这里估计的胜算比有上升倾向,也就是说代际收入弹性对于劳动力流动的不利影响有所下降。

其他控制变量的结果也符合经验研究的预期。总体上说,教育水平高、医疗条件好的城市会更容易吸引流动人口,工资高低对流动人口选择的影响相对更少,第三产业占比提高也可能因为对于流动人口提供了更多的就业机会而提高该城市对于流动人口的吸引力。人口流动也更倾向于选择人口多的大城市。房价收入比越高的城市对于流动人口通常具有更高的吸引力。当房价收入比增加一个单位时,该城市人口流入的胜算比提高将近1%,各年份的估计结果中这一效应为3~7%。这可能表明,房价高并不仅仅衡量的是某城市的生活成本,更有可能成为降低未来收入不确定性的信号(张莉等,2017)。

表6 基础回归结果

被解释变量	是否选择该城市				
	2010 - 2013	2010	2011	2012	2013
到达本地时间					
代际收入弹性	-1.8557 *** (0.0285)	-1.4986 *** (0.0603)	-1.6063 *** (0.0587)	-0.9658 *** (0.0626)	-0.7790 *** (0.0615)
每万人在校大学生人数	0.0005 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0004 *** (0.0000)	0.0004 *** (0.0000)	0.0006 *** (0.0001)
每万人医院数	0.2070 *** (0.0029)	0.3504 *** (0.0166)	0.2289 *** (0.0094)	0.1823 *** (0.0052)	0.2519 *** (0.0172)
Ln(职工平均工资)	2.3905 *** (0.0195)	2.8009 *** (0.0440)	2.6908 *** (0.0434)	1.8147 *** (0.0454)	2.4126 *** (0.0474)
房价工资比	0.0061 *** (0.0002)	0.0274 *** (0.0008)	0.0669 *** (0.0011)	0.0560 *** (0.0014)	0.0403 *** (0.0017)
第三产业占GDP的比重	0.0261 *** (0.0004)	0.0141 *** (0.0008)	0.0215 *** (0.0008)	0.0172 *** (0.0009)	0.0110 *** (0.0008)
Ln(城市人口数)	0.4812 *** (0.0044)	0.5901 *** (0.0128)	0.3108 *** (0.0094)	0.6683 *** (0.0123)	0.7090 *** (0.0113)
观测值个数	33181801	9136650	8637860	8167415	7239876
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R 平方	0.111	0.127	0.118	0.119	0.107

注:本表报告的是条件logit模型的估计系数,括号内为标准误;*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

资料来源:根据2005年1%人口抽样调查、2011-2016年中国流动人口动态监测调查(CMDS)、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

(二) 稳健性

本文从两个方面对代际收入弹性影响劳动力流动选择的效应进行稳健性分析。一个方面是对分析的样本范围做出不同限制,如只考虑务工经商人群在不同城市之间的流动选择,或者只考虑跨省劳动力转移。另一个方面考虑代际收入弹性的不同度量方式对于劳动力流动的影响。表 7 给出了不同情形下代际收入弹性对于劳动力流动选择的估计结果,每个单元格对应不同情形下代际收入弹性影响劳动力流动选择的效应估计。

如果将分析样本限定在务工经商而进行迁移的流动人口,从而排除随迁、婚嫁、拆迁、投亲、学习等相对“被动”原因所造成的迁移^①,可以发现所得到的结果与表 6 是类似的,都表明劳动力不愿意选择代际收入弹性高的城市,这一结果很大程度上由“务工经商”的流动人口驱动。代际收入弹性越高,则意味着机会公平相对更差,对于务工经商这一动机驱动的流动人口而言,将会更加回避缺乏流动性的社会环境。如果将流动人口限定在跨省流动范围,估计系数绝对值会有所上升,变为 -2.6806,代际收入弹性对于全部流动人口跨省流动的胜算比降至 0.0685。这一现象意味着,对于跨省流动而言,收入代际弹性具有更为重要的影响。

从代际收入弹性的不同度量方式来看,对劳动力流动选择的基本方向的影响也是相似的。总体而言,流动人口在选择目的城市时,倾向于回避代际收入弹性更高的城市。对不同分位点的代际收入弹性估计结果而言,低分位点代际收入弹性的影响更为敏感,这可能是由于低分位点代际收入弹性所蕴含的机会公平意义对于流动人口更为重要。

表 7 代际收入弹性影响劳动力流动选择的稳健性分析

	不同样本范围		代际收入弹性的不同度量方式			
	务工经商	跨省流动	IGE_rank	IGE_25	IGE_50	IGE_75
代际收入弹性	-1.8408 *** (0.0409)	-2.6806 *** (0.0515)	-0.4670 *** (0.0295)	-1.2023 *** (0.0260)	-1.6607 *** (0.0268)	-0.3723 *** (0.0246)
每万人在校大学生人数	0.0004 *** (0.0000)	0.0003 *** (0.0000)	0.0005 *** (0.0000)	0.0005 *** (0.0000)	0.0005 *** (0.0000)	0.0003 *** (0.0000)
每万人医院数	0.2115 *** (0.0044)	0.2073 *** (0.0058)	0.1590 *** (0.0031)	0.1699 *** (0.0030)	0.1835 *** (0.0031)	0.1451 *** (0.0031)

^① 2011 年和 2012 年调查数据中没有询问流动原因,因此在表 7 第一列的回归分析中排除了这两年的样本。

续表

	不同样本范围		代际收入弹性的不同度量方式			
	务工经商	跨省流动	IGE_rank	IGE_25	IGE_50	IGE_75
Ln(职工平均工资)	2.1563 *** (0.0281)	2.2599 *** (0.0312)	2.3869 *** (0.0209)	2.3635 *** (0.0211)	2.2361 *** (0.0219)	2.4791 *** (0.0208)
房价工资比	0.0054 *** (0.0004)	0.0222 *** (0.0005)	0.0036 *** (0.0002)	0.0096 *** (0.0003)	0.0076 *** (0.0004)	0.0088 *** (0.0002)
第三产业占 GDP 的比重	0.0234 *** (0.0005)	0.0231 *** (0.0006)	0.0220 *** (0.0004)	0.0232 *** (0.0004)	0.0233 *** (0.0004)	0.0268 *** (0.0004)
Ln(城市人口数)	0.5719 *** (0.0064)	0.5277 *** (0.0073)	0.5084 *** (0.0044)	0.4709 *** (0.0047)	0.4911 *** (0.0046)	0.4711 *** (0.0046)
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R 平方	0.107	0.182	0.113	0.117	0.119	0.117
观测值个数	15722520	14851002	28877249	28016587	26619490	23648249

注：本表报告的是条件 logit 模型的估计系数，括号内为标准误；其他控制变量同表 6；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查、2011-2016 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

（三）向上流动与向下流动

代际流动包括向上流动和向下流动两种可能，这代表着不同的未来发展预期。向上流动性越高，可能意味着更多的改善机会；而向下流动性越高，则可能会导致人们形成对未来不良的发展预期。因此，向上流动与向下流动对于劳动力流动选择也将具有不同的影响。表 8 报告了当地城市向上流动和向下流动对于劳动力流动目的地城市选择的影响。从中可以看出，向上流动的估计系数显著为正，也就是向上流动比例越高的城市，明显更有可能成为劳动力流动选择的目的地城市；而向下流动的估计系数显著为负，因此向下流动比例越高的城市，劳动力流动选择时将更为回避。

表 8 向上流动与向下流动对劳动力流动选择的影响

被解释变量	是否选择该城市	
向上流动	0.8193 *** (0.0477)	
向下流动		-1.1287 *** (0.0369)
控制变量	控制	控制

续表

被解释变量	是否选择该城市	
	控制	控制
省级固定效应		
Pseudo R 平方	0.109	0.110
观测值个数	33181801	33181801

注：本表报告的是条件 logit 模型的估计系数，括号内为标准误；其他控制变量同表 6；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查、2011–2016 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

六 代际收入弹性影响劳动力流动的进一步证据

（一）落户门槛的影响

尽管总体而言，中国城乡分割的户籍制度依然存在，但在不同城市之间仍存有较大的差异性。是否能够获得流入地城市的户籍，对于外来人口是否能够融入当地生活、是否能够均等化地享有当地教育医疗等基本公共服务通常具有先决性的影响。随着农村劳动力向城镇地区转移的逐渐增加，不同城市对这一现象的基本态度和回应程度都存在着比较明显的差异。一些城市试图通过严格的落户条件以管控乃至阻止外来人口流入，而一些城市则倾向于通过较为宽松的落户条件吸引外来劳动力。这一现象也引起了研究者的关注。张吉鹏和卢冲（2019）构造了 120 个城市在 2000–2013 年和 2014–2016 年的落户门槛指数。本文选择了与所使用样本相同的 82 个城市的综合落户门槛指数，以考察户籍管制是如何作用于劳动力流动决策中的代际收入弹性效应。

表 9 落户门槛的影响

被解释变量	是否选择该城市		
代际收入弹性	-2.7565 *** (0.0412)	-2.5485 *** (0.0421)	-2.0754 *** (0.0525)
落户门槛指数		-1.2821 *** (0.0650)	
高落户门槛			1.0055 *** (0.0353)
代际收入弹性与高落户门槛交叉乘积			-2.3629 *** (0.0839)

续表

被解释变量	是否选择该城市		
	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制
Pseudo R 平方	0.102	0.102	0.102
观测值个数	12703830	12703830	12703830

注：本表报告的是条件 logit 模型的估计系数，括号内为标准误；其他控制变量同表 6；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查、张吉鹏和卢冲（2019）数据、2011 - 2016 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

由于样本量发生了较大改变，因此表 9 的第一列给出了这 82 个城市的基准回归结果作为对照，和表 6 一样，这里也是采用条件 logit 模型且没有控制落户门槛指数，所不同的是样本范围缩小到有落户门槛指数的城市。结果大于表 6 的全样本估计结果，但系数符号保持一致。第二列是控制落户门槛指数时的估计结果，从中可以看到，落户门槛的估计系数显著为负。流动人口的目的地城市选择倾向于回避落户门槛高的城市，也就是户籍管制较严格的地区。这是流动人口基于这一政府管控政策而做出的选择。但代际收入弹性的估计结果没有明显改变。第三列的设定与前面略有不同，本文将样本城市按照综合落户门槛的中位数分为两组，高于中位数的取 1，低于中位数的取 0，交互项的结果表明，落户门槛的提高会增强代际传递对人口流入的负面影响。

综上所述，落户门槛和代际收入弹性具有相似的性质，即对人口流入具有阻碍效应。从性质上说，这两个指标可能也具有相似的意义，都是机会不公平的度量方式。代际收入弹性和高落户门槛的交叉乘积项显著为负，意味着这两个因素对于劳动力流入选择的不利影响具有相互强化的倾向。

（二）个体特征的异质性

为了讨论代际收入弹性对于劳动力流动效应在不同人群中的异质性，本文采用了张莉等（2017）的做法，通过相应的个体特征与代际收入弹性交叉项的方式来体现这种异质性影响。这里主要考虑了性别、年龄与教育程度的异质性。具体结果见表 10。

由于代际收入弹性的增加会降低流动到该城市的概率，所以如果交互项的估计系数显著为正，说明这部分人群的迁移概率受代际收入弹性的影响较小。从表 10 可以发现，男性、年龄大的人群较少受到代际收入弹性的影响。本文还根据教育程度区分了

高技能与低技能劳动力（高中、大学及大学以上定义为高技能，否则为低技能）。从表 10 可以看出，高技能与代际收入弹性的交叉项显著为负，意味着代际收入弹性对于高技能劳动力的流入选择具有更为严重的不利影响，高技能人群对于代际收入流动性差的城市具有更强的回避倾向。这些结果与张莉等（2017）以及宋弘和吴茂华（2020）的结果是比较类似的。这在格外重视人才强国、科教兴国战略的今天对政策制定具有重要的启示，吸引高技能人才流入更加需要创造机会公平的社会环境。

表 10 个体异质性

被解释变量	是否选择该城市		
	IGE		
代际收入弹性	-1.9554 *** (0.0332)	-3.2161 *** (0.0647)	-1.7490 *** (0.0318)
代际收入弹性 × 男性	0.1890 *** (0.0324)		
代际收入弹性 × 年龄		0.0432 *** (0.0018)	
代际收入弹性 × 高技能			-0.2462 *** (0.0327)
控制变量	控制	控制	控制
观测值个数	33181801	33181801	33181801
省级固定效应	控制	控制	控制
Pseudo R 平方	0.111	0.111	0.111

注：本表报告的是条件 logit 模型的估计系数，括号内为标准误；其他控制变量同表 6；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2005 年 1% 人口抽样调查、2011–2016 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国房地产年鉴》数据计算得到。

（三）反向因果性

劳动力流动也可能影响到代际收入弹性（孙三百等，2012）。为了避免这种反向影响，本文已经采取了一些相应措施。例如，在估算代际收入弹性时，所采用的人群样本为没有离开过户籍所在地的个体，这个群体的收入水平可能与人口流动并不直接相关，而分析中所采用的受影响群体完全是流动人口。换言之，被解释变量和解释变量涉及的群体基本不存在交集。此外，在计算城市代际收入弹性时采用的是 2005 年 1% 人口抽样调查数据，而估计劳动力流动采用的是 2010–2016 年的流动人口监测数据，

时间上的差异也在一定程度上避免了这种内生性偏误。

尽管如此，本部分仍从城市层面，用工具变量估计方法讨论代际收入弹性对于劳动力流动的影响^①。需要说明的是，这一讨论不再基于前面的条件 logit 模型，而是根据各城市的常住人口和户籍人口之差的绝对值（lnnet）来衡量（累积的）外来人口净流入量^②，从而在城市层面讨论代际收入弹性对于人口流动的影响。图 2 展示了城市代际收入弹性与人口净流入对数的散点图，可以看出两者之间呈现出负相关性，即代际收入弹性高的城市的人口净流入量相对较低。

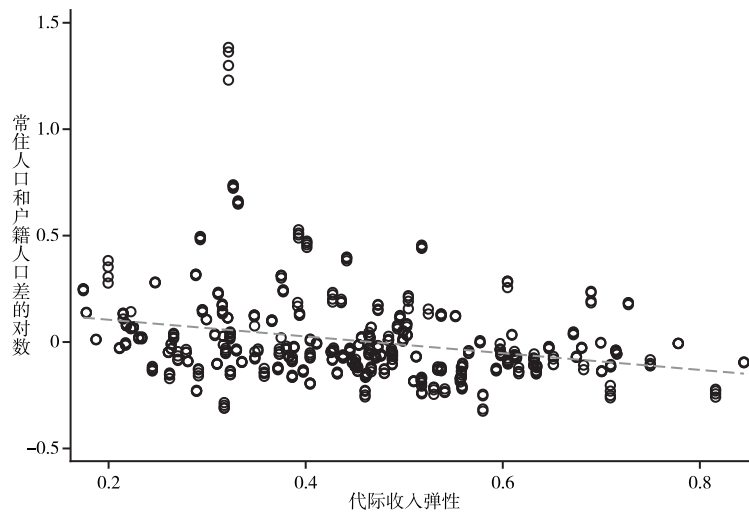


图 2 城市劳动力流动与代际收入弹性的关系

资料来源：根据《新中国六十年统计资料汇编》和 2010 - 2013 年 CEIC 数据库数据计算得到。

本文选取各省 2005 年在岗职工中的国有职工比例作为代际收入弹性的工具变量^③。国有职工占比较高的地区，代际收入弹性会相对较大，从而对人口流入产生不利影响。表 11 是工具变量的估计结果。作为对照，本文也给出了相应的最小二乘（OLS）估计

① 一个较为相似的思路是王伟同等（2019）的研究，他们采用三线建设建成或迁入的企业、科研单位等在城市层面的数量分布作为代际流动性指标的工具变量，基本思路是这一事件直接由中央决策，并且距今已有一定的时间，因此具有外生性。但由于数据可得性，本文无法借鉴这一识别策略。

② 城市常住人口和户籍人口数据来自于 CEIC 数据库。

③ 根据《新中国六十年统计资料汇编》整理得到。

结果。这个工具变量的逻辑在于国有部门相对比较稳定，并且存在“子顶父职”传统，因而这一比例可能会影响城市的代际流动性，由于这一指标是省级层面加总，而本文的核心解释变量在城市层面，因而逆向因果性可能较小。

表 11 工具变量回归

	工具变量回归		OLS
	第一阶段	第二阶段	OLS
	IGE	lnnet	lnnet
代际收入弹性		-0.470 * (0.257)	-0.155 ** (0.063)
国有职工比例	0.003 *** (0.001)		
观测值个数	577	577	577
R 平方	0.228	0.359	0.400
第一阶段稳健 F 值	17.487		

注：其他控制变量同表 6；括号内为城市层面聚类稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；lnnet 表示各城市常住人口和户籍人口之差的绝对值；IGE 表示各城市估计得到的代际收入弹性。

资料来源：根据《新中国六十年统计资料汇编》和 2010-2013 年 CEIC 数据库数据计算得到。

工具变量回归的结果基本符合预期，第一阶段稳健 F 值也大于 10，表明不存在弱工具变量问题。表 11 的结果表明，代际流动弹性增加 100 个百分点，会导致人口流入下降 47%，这一结果在 10% 的显著性水平上显著。OLS 的回归结果为 -0.155，工具变量估计值是 OLS 估计值的 3 倍多。王伟同等（2019）研究中的工具变量结果也出现了类似的情况，这意味着 OLS 估计存在低估。可能的原因是在存在异质性内生性的情况下，由于工具变量回归分析的是局部平均处理效应（LATE），这部分人是服从者（compliers），因而反应一般更大一点。当然如果工具变量存在测量误差的时候，也有可能引起工具变量回归偏大。总体而言，表 11 的结果依然证实了代际收入弹性对于劳动力流动的影响显著。

（四）暂时收入偏差和同住偏差

到目前为止，本文的分析还未很好地解决暂时收入偏差和同住偏差，这是因为 2005 年 1% 人口抽样调查的截面性质导致，由于无法找到更具有地区代表性的数据，因此忽略暂时收入偏差和同住选择偏差是一种必要的妥协。不过，本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）做试探性分析，以期有所弥补。

仿照 Fan et al. (2021)，本文找到 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年 CFPS 所有的父子/女对，这其中包括了大量没有报告收入的个体。这是因为 CFPS 没有搜集非同住个体的收入信息，但询问了性别、教育、年龄等信息。与之前一样，本文保留了年龄大于 20 岁的子代样本和年龄小于 80 岁的父亲样本。接着，本文采用 Heckman 两步法来分别估计父亲和子代的收入，在选择和结果方程中都控制了年龄、年龄平方、教育水平等变量，并控制了省级固定效应和年份固定效应，在选择方程中本文还控制了兄弟姐妹的人数，这是因为这一变量很容易影响同住概率从而影响收入被观测到的可能。在得到估计的收入后，保留至少被观测到两期的样本，并进行平均以克服暂时收入偏差。所有收入数据都用 2010 年不变价格进行调整。

由于样本容量有限，本文稍微放宽各城市的样本量要求，保留所有至少有 30 组观测值的城市样本，并且保留所有估计结果的 t 值高于 1.96 的代际收入弹性，最终得到 61 个城市的代际收入弹性估计结果。最后采用与之前相同的做法，以条件 Logit 模型来拟合劳动力在不同城市之间的流动选择，并且劳动力流动仍采用了流动人口动态监测调查数据。估计结果见表 12。

表 12 基于 CFPS 的回归

被解释变量	是否选择该城市				
	2010 - 2013	2010	2011	2012	2013
到达本地时间					
代际收入弹性	-2.9143 *** (0.0763)	-2.2563 *** (0.1589)	-1.9638 *** (0.1626)	-2.7004 *** (0.1692)	-2.3575 *** (0.1702)
每万人在校大学生人数	0.0006 *** (0.0000)	0.0002 *** (0.0001)	0.0012 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0002 (0.0002)
每万人医院数	0.4161 *** (0.0073)	0.4624 *** (0.0422)	0.3648 *** (0.0214)	0.4213 *** (0.0383)	0.5087 *** (0.0416)
Ln(职工平均工资)	1.8502 *** (0.0288)	2.1451 *** (0.0679)	2.2173 *** (0.0775)	2.2761 *** (0.0744)	1.7609 *** (0.0620)
房价工资比	0.0017 *** (0.0006)	0.0745 *** (0.0041)	0.0457 *** (0.0042)	0.0751 *** (0.0061)	0.0882 *** (0.0054)
第三产业占 GDP 的比重	0.0135 *** (0.0005)	0.0017 (0.0011)	0.0032 ** (0.0013)	0.0021 * (0.0012)	0.0074 *** (0.0013)
Ln(城市人口数)	0.7397 *** (0.0083)	0.8333 *** (0.0222)	0.5665 *** (0.0179)	0.7954 *** (0.0199)	0.7605 *** (0.0207)
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

续表

被解释变量	是否选择该城市				
	2010 - 2013	2010	2011	2012	2013
到达本地时间					
Pseudo R 平方	0.165	0.180	0.174	0.173	0.155
观测值个数	9499585	2606316	2435589	2381520	2076160

注：本表报告的是条件 logit 模型的估计系数，括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

从上表可以看出，使用 CFPS 数据，无论是主要解释变量还是控制变量的估计系数都和表 6 有相同的符号，且估计值的大小也比较接近。尽管这一讨论可能会在城市层面的代表性上存在缺陷，但也在一定程度上说明暂时收入偏差和同住偏差并没有影响本文的结果。

七 结论

本文根据 2005 年 1% 人口抽样调查数据、流动人口动态监测调查数据以及城市层面的特征信息，讨论了代际收入弹性如何影响流动人口在不同（流入地）城市之间的选择。本文的研究结果表明，代际收入弹性越高的城市，即收入流动性越差的城市，流动人口选择作为流入目的地城市的可能性越小。即使将样本限定在务工经商、跨省流动的人群中，这一效应依然存在。对于跨省流动的人群而言，他们对于代际收入流动性差的城市回避程度更高。本文采用不同的代际收入弹性测度方式，得到的估计结果相似。这一结论并不会因为流动选择的内生性、暂时收入偏差和同住偏差等而改变。

更进一步地，本文发现代际收入弹性对于劳动力流入选择的不利影响会因为户籍门槛而被强化。从流动人口的个体异质性来看，男性以及年龄较大的流动人口，其流动选择行为受到城市代际收入弹性的影响相对较低，但高技能人群对于城市代际收入弹性的反应将会更为敏感。这也意味着，高技能劳动力在不同城市之间的流动选择更为看重机会公平。

相对于已有的文献，本文的研究结果具有重要的社会意义。劳动力在不同城市之间的选择可能不仅仅受到工资水平、环境状况等特征的影响，也与机会公平的社会环境这种“软”要素密切相关。这对于城市层面吸引劳动力流入具有重要的启示，同时也揭示了社会流动的重要意义。

当然，本文的估计结果也存在一些不足。首先是本文的代际收入弹性估计是基于一年的截面数据。一些研究（如 Solon, 1992; Mazumder, 2005; 韩军辉、龙志和, 2011）发现这种做法会导致低估。但值得说明的是，本文以代际收入弹性作为劳动力流动的解释变量，重要的是这一度量结果在不同城市之间的波动性（variation），如果这种偏误同时存在于不同城市之间，对于本文结果的影响可能不会那么严重。由于人口调查只涉及到居住在同一个家庭的人，这可能导致同住选择偏差，本文采用了 CFPS 数据作为补充，结果发现这一偏误并不影响本文的基本结论。其次，本文数据的另一个不足之处可能是采用了 2005 年的代际收入弹性。这一方面是受制于数据来源，只有 2005 年 1% 人口抽样调查数据中含有收入信息并且在城市层面能够具有较多的样本量；另一方面是为了保证代际收入弹性在本文分析中具有外生性。本文采用早于人口流动的代际收入弹性测度结果，意味着这一变量不会受到后续劳动力流动的反向作用。当然，也有不少研究发现代际收入弹性是一个相对稳定的指标，因此，基于 2005 年 1% 人口抽样调查数据所得到的代际收入弹性，可以看作城市劳动力流动选择时所面临的代际收入流动性的近似描述。

参考文献：

- 陈琳(2015)，《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）》第 1 期，第 33 - 52 页。
- 陈琳、袁志刚（2012），《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》，《世界经济》第 6 期，第 115 - 131 页。
- 邓曲恒、邢春冰（2018），《对空气质量的支付意愿：基于迁移决策的计量分析》，《劳动经济研究》第 6 期，第 23 - 43 页。
- 邸玉娜（2014），《代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究》，《经济科学》第 1 期，第 65 - 74 页。
- 韩军辉、龙志和（2011），《基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究》，《中国人口科学》第 5 期，第 26 - 35 页。
- 何石军、黄桂田（2013），《中国社会的代际收入流动性趋势：2000 - 2009》，《金融研究》第 2 期，第 19 - 32 页。
- 梁琦、陈强远、王如玉（2013），《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》，《中

- 国社会科学》第12期，第36-59页。
- 梁文泉、陆铭（2016），《后工业化时代的城市：城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据》第12期，第90-103页。
- 刘生龙（2014），《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》第4期，第83-98页。
- 刘怡、李智慧、耿志祥（2017），《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》，《管理世界》第9期，第60-72页。
- 罗尔斯（2001），《正义论》，何怀宏译，北京：中国社会科学出版社。
- 诺齐克（1991），《无政府、国家与乌托邦》，何怀宏译，北京：中国社会科学出版社。
- 宋弘、吴茂华（2020），《高房价是否导致了区域高技能人才资本流出？》，《金融研究》第3期，第77-95页。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰（2012），《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》第5期，第147-159页。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初（2011），《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》，《经济研究》第1期，第28-41页。
- 王海港（2005），《中国居民收入分配的代际流动》，《经济科学》第2期，第18-25页。
- 王伟同、谢佳松、张玲（2019），《人口迁移的地区代际流动偏好：微观证据与影响机制》，《管理世界》第7期，第89-103页。
- 夏怡然、陆铭（2015），《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》第10期，第78-90页。
- 徐晓红（2015），《中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势：2002-2012》，《中国工业经济》第3期，第5-17页。
- 阳义南（2018），《市场化进程对中国代际流动的贡献》，《财经研究》第1期，第128-141页。
- 阳义南、连玉君（2015），《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》第4期，第79-91页。
- 张吉鹏、卢冲（2019），《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1509-1530页。
- 张莉、何晶、马润泓（2017），《房价如何影响劳动力流动？》，《经济研究》第8期，第155-170页。

- 郑筱婷、袁梦、王璐 (2020), 《城市产业的就业扩张与收入的代际流动》, 《经济学动态》第 9 期, 第 59 - 74 页。
- 周兴、张鹏 (2013), 《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》第 5 期, 第 50 - 59 页。
- Becker, Gary & Nigel Tomes (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87 (6), 1153 - 1189.
- Becker, Gary & Nigel Tomes (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4 (3), S1 - S39.
- Björklund, Anders & Markus Jäntti (1997). Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *American Economic Review*, 87 (5), 1009 - 1018.
- Chetty, Raj, Nathaniel Hendren, Patrick Kline & Emmanuel Saez (2014). Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *Quarterly Journal of Economics*, 129 (4), 1553 - 1623.
- Corak, Miles (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27 (3), 79 - 102.
- Corak, Miles & Andrew Heisz (1999). The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *Journal of Human Resources*, 34 (3), 504 - 533.
- Dearden, Lorraine, Stephen Machin & Howard Reed (1997). Intergenerational Mobility in Britain. *Economic Journal*, 107 (4), 47 - 66.
- Deng, Quheng, Björn Gustafsson & Shi Li (2013). Intergenerational Income Persistence in Urban China. *Review of Income and Wealth*, 59 (3), 416 - 436.
- Fan, Yi (2016). Intergenerational Income Persistence and Transmission Mechanism: Evidence from China. *China Economic Review*, 41, 299 - 314.
- Fan, Yi, Junjian Yi & Junsen Zhang (2021). Rising Intergenerational Income Persistence in China. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13 (1), 202 - 230.
- Gong, Honge, Andrew Leigh & Xin Meng (2012). Intergenerational Income Mobility in Urban China. *Review of Income and Wealth*, 58 (3), 481 - 503.
- Li, Zhongda, Lu Liu & Meijin Wang (2014). Intergenerational Income Mobility and Public Education Spending: Evidence from China. *Children and Youth Services Review*, 40, 89 - 97.

Mayer, Susan & Leonard Lopoo (2008). Government Spending and Intergenerational Mobility. *Journal of Public Economics*, 92 (1), 139 – 158.

Mazumder, Bhashkar (2005). Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data. *Review of Economics and Statistics*, 87 (2), 235 – 255.

Solon, Gary (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82 (3), 393 – 408.

Zimmerman, David (1992). Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. *The American Economic Review*, 82 (3), 409 – 429.

Migration for Equal Opportunity: How Intergenerational Income Mobility Affects Migration

Cao Hui¹ & Luo Chuliang²

(School of Economics, Shanghai University¹;

School of Labor and Human Resources, Renmin University of China²)

Abstract: This article discusses how intergenerational income elasticity affects destination choice of migrants among different cities (where they migrate into), based on the national 1 percent population survey, China Migrants Dynamic Survey, and city-level registration statistics. The results of this study show that the higher the elasticity of intergenerational income in a city, the less likely it is for migrant workers to choose the city as their destination. Sensitivity analysis using different sub-samples and different intergenerational income elasticity measures obtains similar estimation results. Further analysis shows that the results are not affected by the endogeneity of mobility choices, temporary income bias and cohabitation bias. We also find that the barrier effect of intergenerational income elasticity on population inflow is stronger in cities with high settlement cost and among migrants with higher education levels. This study highlights the importance of intergenerational mobility and equal opportunity in understanding migration with empirical evidence.

Keywords: intergenerational income elasticity, labor migration, conditional Logit

JEL Classification: E24, O15, P25

(责任编辑: 一帆)