

# 代际流动性的地区差异及影响因素

——来自中国的微观证据

袁晓燕 石磊

**摘要** 代际流动性是测度社会不平等的重要指标，区域发展不平衡则是中国的客观现实。运用人口普查数据和《中国城市年鉴》，可发现中国现阶段代际流动性的三个特征：（1）全国层面的代际收入弹性为 0.673。（2）代际流动性呈现出显著的地区及城市差异，沿海、北方的代际流动性明显高于内陆及南方。代际收入弹性最低的省会城市是天津（0.107），最高的是江西南昌（0.686）；地级市分别是山东莱芜（0.124）和云南丽江（0.76）。（3）具有以下特征的地区具有更高的代际流动性：沿海及经济发达地区，高校更多、中小学教育投入更多的地区，非少数民族聚集地，革命老区。从微观机理上分析代际流动性的地区差异，可以为中国区域平衡发展政策提供理论依据。

**关键词** 代际流动性 地区差异 影响因素

作者袁晓燕，上海大学经济学院副教授（上海 200444）；石磊，复旦大学经济学院教授（上海 200433）。

中图分类号 F24

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2021)04-0066-15

## 一、引言

改革开放以来中国 GDP 取得高速增长的同时，也伴随着收入不平等的持续增加，比如，基尼系数从 0.31 增长到 0.47。由于对国家发展带来的长期负面影响，收入不平等成为中国政府关注的焦点。<sup>①</sup>更为重要的，不平等不仅包括不同家庭的同一代人在截面意义上的不平等，而且包括同一家庭内部由于子代与父代在经济、社会地位之间相关性带来的不平等，相关性越强表明代际流动性越低，社会越不平等，反之亦然。这一不平等通常用代际流动性度量。<sup>②</sup>

在中国，以代际流动性来度量的“贫富官垄”等“二代”现象早已成为媒体和网络的热议话题，《人民日报》于 2015 年 3 月 31 日、2017 年 12 月 26 日分别以《向上流动、路在何方》《社会阶层固化趋势加剧：一代穷世代穷》为题，就中国的代际流动性问题发表专门社论，直指中国社会结构的固化趋势。与此同时，学界也出现了提高代际流动性的呼声。比如，蔡洪滨认为，最可怕的不平等就是固化在代际中的不

<sup>①</sup> Zhu, Xiaodong, “Understanding China’s Growth: Past, Present, and Future,” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 26, no. 4 (2012), pp. 103-124; Xie, Yu and Zhou, Xiang, “Income Inequality in Today’s China,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 111, no. 19 (2014), pp. 6928-6933.

<sup>②</sup> G. Becker and N. Tomes, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility,” *Journal of Political Economy*, vol. 87 (1979), pp. 1153-1189; G. Becker and N. Tomes, “Human Capital and the Rise and Fall of Families,” *Journal of labor economics*, vol 4, no. 3 (1986), pp. S1-S39.

平等。<sup>①</sup> 社会阶层固化问题之所以会备受关注，是因为它代表现有生产和分配格局改变的可能性。社会中不同层次人员的流动有利于整个社会和谐，尤其是从收入、地位等较低层面向较高层面的流动越活跃、通道越畅通，社会就会越有活力，而固化在代际中的不平等，会成为长期无法改变的不平等。比如，Acemoglu 就曾指出精英社会不能长期繁荣的原因在于社会流动性低。由于精英阶层之外的人看不到机会和希望，因此不愿意去努力，最终浪费了长期增长的动力。因此，改善代际流动性可以显著促进经济增长；<sup>②</sup> 不仅如此，Fogli and Guerrieri 进一步指出，阶层固化造成的隔离可以解释整个社会 28% 左右的不平等。由此可见，改善代际流动性不仅可以促进经济增长，而且可以有效改善社会不平等。<sup>③</sup>

新中国成立以来，收入分配格局发生巨大变化的同时，也伴随着区域经济格局的巨大变化。两者重叠交错，极大地影响了中国宏观经济。在农业人口众多、相对封闭的计划经济年代，一系列支持内地发展的政策客观上推动了地区间平衡发展。然而，改革开放后，由于改革进程的不同，各个地区的差距不断扩大，这一趋势在中央政府的偏向性发展战略下还进一步被强化。<sup>④</sup> 比如，改革开放以来，地区间的发展差距一度呈现出波动上升的趋势，但自 2004 年以来，这一差距有所缩小。而近年来，南北之间的经济发展差距有所扩大，成为区域经济学界关注的新问题。但是，现有研究都是基于总量及人均 GDP 差距、职工平均工资差距等维度来度量截面意义上的地区差异，这种差异是否也会体现在代际流动性上？甚至，代际流动性的地区差异是否会更进一步加深地区之间本来就存在的差异？这都是现有研究忽略的问题。为此，研究代际流动性可能存在的地区差异，可以为解决中国目前区域发展不平衡提供相应的解决思路，也同时有助于提高中国公共政策制定的效率。

运用人口普查数据和《中国城市年鉴》，本文发现了中国现阶段代际流动性的三个特征。一是全国层面的代际收入弹性为 0.673；二是代际流动性呈现出显著的地区及城市差异。沿海、北方的代际流动性明显高于内陆及南方。代际收入弹性最低的省会城市是天津（0.107），最高的是江西南昌（0.686）；地级市分别是山东莱芜（0.124）和云南丽江（0.760）。三是具有以下特征的地区具有更高的代际流动性：（1）沿海及经济发达地区；（2）高校更多、中小学教育投入更多的地区；（3）非少数民族聚集地；（4）革命老区。

## 二、文献综述

为什么现有研究如此关注代际流动性？因为两代人之间经济、社会地位联系的紧密程度与社会机会的公平性密切相关，由于社会机会公平性的直接量化较为困难，代际流动概念作为研究机会不均现象的重要切入点，近几十年在学界受到越来越多研究者的关注。如果社会中个体的发展更多取决于其外生的市场环境和内生的个人能力，更少受到其原生家庭社会地位的影响，那么这个社会具有较高的机会公平，社会的代际流动性也将处于较高的水平。<sup>⑤</sup>

社会学家除了关注父代和子代在收入上可能存在的相关性，还关注他们基于教育、职业和社会地位的

① 蔡洪滨：《最可怕的不平等是什么》，《中国企业家》2011 年第 Z1 期。

② Acemoglu, D., "Cross-Country Inequality Trends," *The Economic Journal*, vol. 113, no. 2 (2003), pp. 121-149.

③ Fogli, Alessandra & Veronica Guerrieri, "The End of the American Dream? Inequality and Segregation in US Cities," NBER Working Paper No. 26143, National Bureau of Economic Research, Inc, 2019.

④ Démurger S., D. Sachs, J. & Woo W T., "The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China's Regional Development: Being in the Right Place and Having the Right Incentives," *China Economic Review*, vol. 13, no. 4 (2002), pp. 444-465; 陆铭、李鹏飞、钟辉勇：《发展与平衡的新时代——新中国 70 年的空间政治经济学》，《管理世界》2019 年第 10 期。

⑤ Fan, Y., Yi, J. & Zhang, J., "Rising Intergenerational Income Persistence in China," *Forthcoming at American Economic Journal: Economic Policy*, 2020; Chen, Yuyu, Naidu, Suresh, Yu, Tinghua & Yuchtman, Noam., "Intergenerational Mobility and Institutional Change in 20th Century China," *Explorations in Economic History*, vol. 58, (2015), pp. 44-73; Chetty, R., N. Hendren, Patrick Kline, and Emmanuel Saez, "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States," *Quarterly Journal of Economics* 129(4): pp. 1553-1623, 2014; Chetty, R., J. Friedman, N. Hendren, M. Jones & S. Porter, "The Opportunity Atlas: Mapping the Childhood Roots of Social Mobility," NBER Working Paper No. 25147, National Bureau of Economic Research, Inc., 2018; 王学龙、袁易明：《中国社会代际流动性之变迁：趋势与原因》，《经济研究》2015 年第 9 期；李任玉、杜在超、何勤英、龚强：《经济增长、结构优化与中国代际收入流动》，《经济学季刊》2018 年第 3 期。

代际相关性。<sup>①</sup> 在经济学文献中, Becker and Tomes 最早采用代际收入弹性 IGE (Intergenerational Elasticity) 和代际收入相关性 IGC (Intergenerational Correlation) 来衡量父代和子代在收入上的这种相互依赖, 他们开创性的研究为研究者利用微观数据计算代际流动性提供了理论依据。<sup>②</sup> 代际收入弹性聚焦在成长于不同家庭中子女成年后的收入差别, 是目前大多数代际流动性研究的主要目标。然而, 由于度量收入通常会面临测量误差以及零值等异常值现象, 研究者往往还采用“父母及子女收入排序相关性”来度量相对代际收入流动性, 该指标是用子女在其同年龄人群中的收入排序, 对父母在其同年龄人群中的收入排序做回归得到的系数。通过对收入排序来测度收入流动, 该方法有效减轻经典文献使用绝对收入指标带来的误差以及异常值等因素而导致的偏误。<sup>③</sup> 不仅如此, 学者还运用绝对代际流动性来度量可能的代际相关性。绝对代际流动性是指给定父母收入水平, 该类家庭子女成年后的收入是多少? 有两个指标可以反映绝对代际流动性。第一个指标为绝对向上流动性。比如, 如果父母处于国民收入分布的 25 分位点, 子女的收入均值处于国民收入分布的哪个分位点? 第二个指标度量从收入分布底端到顶端的可能性。比如, 当父亲收入在其自身同年龄群体的国民收入分布的 95% (底部 5%) 时, 其子女能达到自身同年龄收入群体的国民收入分布的前 5% 的概率是多少?<sup>④</sup>

伴随着工业化和市场化的推进, 代际流动性会随之上升<sup>⑤</sup>, 这恰好是中国经济转型的大背景。然而, 对于中国代际收入流动性的测算并没有得到相对一致的结论。一些学者发现, 改革开放以来中国代际收入弹性呈下降趋势;<sup>⑥</sup> 然而, 另一些研究却发现代际收入弹性上升或不变;<sup>⑦</sup> 甚至李任玉等还发现中国总体代际流动性趋势呈现倒 U 型, 即在 20 世纪 30 至 60 年代出生的人群与其父辈之间的代际收入弹性呈上升趋势; 而 60 年代中期之后出生人群与父辈之间的代际收入弹性呈下降趋势<sup>⑧</sup>。陈琳和袁志刚发现在 1988—2005 年间, 中国城市地区代际流动性显著上升, 而农村地区却开始下降。<sup>⑨</sup> 中国的不同代际人群存在着截然不同的代际流动性, 并未表现出代际流动性随着工业化和市场化的推进逐步增加的趋势。<sup>⑩</sup>

以上研究一方面没有对转型期中国代际流动性得出相对一致的结论, 另一方面都仅是针对全国层面的代际流动性进行研究, 没有就其可能存在的地区异质性进行深入解析, 这忽视了当前中国存在巨大区域差异的基本事实。而对于地区差异的度量, 现有研究多采用诸如人均 GDP、基尼系数、财政收入、房价、产业结构等多个指标来进行测度, 希望从这些视角入手, 深入剖析城乡及地区差异的内在机制。<sup>⑪</sup> 然而, 作

① Cheng, Yuan and Jianzhong Dai, “Intergenerational Mobility in Modern China,” *European Sociological Review*, vol. 11, no. 10 (1995), pp. 17-35.

② G. Becker and N. Tomes, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility,” *Journal of Political Economy*, vol. 87 (1979), pp. 1153-1189; G. Becker and N. Tomes, “Human Capital and the Rise and Fall of Families,” *Journal of labor economics*, vol. 4, no. 3 (1986), pp. S1-S39.

③ Solon, Gary, “Intergenerational Mobility in the Labor Market,” in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, (1999) pp. 1761-1800; Black, Sandra E. and Paul J. Devereux, “Recent Developments in Intergenerational Mobility,” in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, no. 16 (2011), pp. 1487-1541.

④ Corak, Miles and Andrew Heisz, “The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,” *Journal of Human Resources*, vol. 34, no. 3 (1999), pp. 504-533.

⑤ Blau, P. M., and Duncan, O. D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley and Sons.

⑥ 李任玉、陈悉榕、甘犁:《代际流动性趋势及其分解: 增长、排序与离散效应》,《经济研究》2017 年第 9 期; 阳义南、连玉君:《中国社会代际流动性的动态解析》,《管理世界》2015 年第 4 期; 何石军、黄桂田:《中国社会的代际收入流动性趋势: 2000—2009》,《金融研究》2013 年第 2 期; 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。

⑦ Fan, Y., Yi, J. and Zhang, J., “Rising Intergenerational Income Persistence in China,” *Forthcoming at American Economic Journal: Economic Policy*, 2020; Chen, Yuyu, Naidu, Suresh, Yu, Tinghua & Yuchtman, Noam., “Intergenerational Mobility and Institutional Change in 20th Century China,” *Explorations in Economic History*, vol. 58, (2015), pp. 44-73.

⑧ 李任玉、杜在超、何勤英、龚强:《经济增长、结构优化与中国代际收入流动》,《经济学季刊》2018 年第 3 期。

⑨ 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。

⑩ 王学龙、袁易明:《中国社会代际流动性之变迁: 趋势与原因》,《经济研究》2015 年第 9 期。

⑪ 梁文泉、陆铭:《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》,《经济研究》2016 年第 12 期; 韩立彬、陆铭:《供需错配: 解开中国房价分化之谜》,《世界经济》2018 年第 10 期; 夏怡然、陆铭:《跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动》,《经济研究》2019 年第 1 期; 宋弘、吴茂华:《高房价是否导致了区域高技能人才资本流出?》,《金融研究》2020 年第 3 期。

为收入不平等最直接深刻的度量指标，代际流动性是否存在地区差异仍是一个有待研究者回答的问题。

### 三、数据及模型

由于需要计算全国及地区层面的代际流动性，为此需要识别每一家庭户成员及其收入等相关个人特征信息，本文利用我们能够获取的最新数据——2005年1%人口抽样调查，将其和《中国城市统计年鉴1996—2005》中基于地级市的城市特征数据匹配在一起进行研究。由于2005年1%人口抽样调查的时点是2005年11月1日零时，而且表征城市特征的指标对于劳动力市场的影响具有一定的滞后效应，本文选取了中国城市统计年鉴1996—2005年的数据，对其求平均值，以期获得更为稳健的城市影响效应。

本文样本选择需要满足以下条件：（1）选择的每一父代及子代样本都来自同一个家庭；（2）样本年龄在16—65周岁之间。虽然中国法定退休年龄为男性60周岁，女性55周岁，但是由于代际流动性更为关注所选择样本的永久而非一期收入，而本文所使用的2005年截面数据仅仅度量当期收入，为此我们需要采用相应的计量方法来处理这一可能导致的偏误问题，因此，无须选择当前劳动力市场上的有效劳动力作为父亲样本；（3）非在校学生。

本文选择的变量包括两类，第一类为子女个人特征变量，包括收入、年龄、受教育程度、民族、婚姻状况以及健康水平等。第二类为父亲个人特征变量，包括收入、年龄、受教育年限等。在考虑用父亲抑或母亲的收入指代父辈收入时，不同的学者有不同的看法。由于中国是个传统的父系社会，学者多认为父辈对子女的影响主要来自父亲。为此本文在基准回归中通过控制父亲的特征变量来刻画其家庭背景。<sup>①</sup>另外，由于相对年龄较大的子女可能已经成家，与其父母不属于同一户口，如果只将数据中的父母对子女匹配，可能造成样本的缺失。为了尽可能增加样本量，本文不仅进行了父母与子女的匹配，还进行了父母与祖父母的匹配，再将两次匹配的数据合并，构成本文的研究样本。处理后的父亲样本为74037个，子女样本为96103个，变量的描述性统计见表1。

表1 样本的描述性统计（不包括零值）

	定义	均值	标准误	最小值	最大值
子女个人特征变量					
收入	月收入（元）	544.959	562.287	1	25000
年龄	2005—出生年份	23.416	5.209	16	45
性别	男性为1	0.681	0.466	0	1
婚姻	已婚为1	0.335	0.472	0	1
受教育年限	受教育年限	9.263	2.554	0	19
健康	健康为1	0.995	0.073	0	1
父亲个人特征变量					
父亲收入	月收入（元）	576.676	763.854	1	99000
父亲年龄	2005—出生年份	50.535	6.601	41	65
父亲教育	受教育年限	7.718	3.049	0	19

注：因为数据中只有受教育水平，我们根据中国的实际情况将教育水平换算成教育年限。具体赋值方法如下：文盲、小学、初中、高中、大专、大学和研究生对应的教育年限分别为0、6、9、12、15、16和19年。

由表1可以看出，子女的月平均收入为544.96元，父亲收入略高于子女收入，为576.68元，但收入差距并不显著。子代和父代的年龄均值分别为23.42岁和50.54岁，均为劳动力市场上的有效劳动力。子女的受教育年限为9.26年，均已完成初中教育；而父亲则为7.72年，已完成小学但未完成初中教育。本文的子女样本中有68.1%为儿子，仅有31.9%为女儿；其中已婚子女比例为33.5%，未婚子女占比66.5%。几乎所有子女的身体健康水平良好。

① 刘精明：《市场化与国家规制——转型期城镇劳动力市场中的收入分配》，《中国社会科学》2006年第5期。在稳健性检验中，我们转而控制了母亲的个人特征变量，结果是一致的。限于篇幅，文中没有汇报，如有需要，可向作者索取。

为了更加准确地估计代际收入弹性，我们沿用 Solon<sup>①</sup> 在回归方程中增加本人与父亲年龄及其平方项的估计办法，用以克服单年收入数据导致的向下估计偏误。估计方程如下：

$$Lny_{ci} = \beta_0 + \beta_1 Lny_{fi} + \beta_2 Z_i + \mu_i \quad (1)$$

其中  $Lny_{ci}$  和  $Lny_{fi}$  分别为子女和父亲收入对数， $\beta_1$  为代际收入弹性， $1-\beta_1$  则反映代际收入流动性。 $Z_i$  为控制变量，包括子女及父亲个人特征变量，以及本人所在城市特征的变量。

除了研究收入的代际传递，我们还将教育的代际传递作为可能的稳健性检验。具体的经验回归方程如下：

$$Cedu_{ci} = \beta_0 + \beta_1 Fedu_{fi} + \beta_2 Z_i + \mu_i \quad (2)$$

其中  $Cedu_{ci}$  为本人的受教育年限， $Fedu_{fi}$  为父亲的受教育年限， $\beta_1$  测度教育的代际流动性， $Z_i$  为控制变量，和方程 (1) 中的控制变量相同。

#### 四、全国层面的代际流动性：基准回归及稳健性检验

本文选择了收入和教育两组方程来研究代际流动性，其中方程 (1) 仅用父代收入对子代收入进行回归，得到的结果就是代际收入弹性 IGE。IGE 高说明社会的代际流动性低，与之相反，IGE 低则说明社会的代际流动性高，阶层固化没有那么严重。方程 (2) 则从教育的视角来考察整个社会的阶层固化程度。具体在本文中，是用父亲的受教育年限对子女的受教育年限进行回归从而得到教育的代际流动性。在方程 (3) 和 (4) 中，除了控制父亲的收入及受教育年限变量以外，还控制了子女年龄、年龄平方、受教育年限、婚姻状况、健康状况等个人特征变量。由于本文的这一部分研究全国层面的代际流动性，为此我们没有控制地区和城市变量。具体结果见表 2。

表 2 基准回归

	收入对数 (1)	受教育年限 (2)	收入对数 (3)	受教育年限 (4)
父亲收入对数	0.673*** (0.0028)		0.613*** (0.00296)	
父亲受教育年限		0.386*** (0.0027)	-0.0121*** (0.000831)	0.329*** (0.0027)
个人特征变量	NO	NO	YES	YES
Obs	74037	74037	74037	74037
R-squared	0.4412	0.2124	0.5166	0.2966

注：\*\*\*，\*\*，\* 分别表示在 1%，5% 和 10% 水平上显著。括号中报告的是地级市层面聚类的稳健标准误。

从表 2 的方程 (1) 和 (3) 可以看出，变量“父亲收入对数”的回归系数为本文测度的代际收入弹性 IGE。这一数据清晰显示：当父亲收入增加 1% 时，子女收入会增加 0.613% 至 0.673%。和 Chetty et al<sup>②</sup> 根据美国全样本数据计算得到的代际收入弹性 (0.344%) 相比，中国代际收入弹性相对偏高。<sup>③</sup> 说明中国父代和子代在收入上存在着较强的正相关性。方程 (2) 和方程 (4) 刻画了教育的代际流动性，结果发现，当父亲受教育年限增加 1 年，子女受教育年限增加了 0.329—0.386 年，两者存在显著的正相关关系。由上述分析可以看出，无论是基于收入还是教育代际传递，中国父代和子代之间存在着显著的正相关性，意味着中国的阶层固化现象不容忽视。

为了得到更为稳健的研究结果，在基准回归的基础上，本文选择不同样本，采取不同方法进行了一系列稳健性检验。

一方面，本文将父代及子代样本按其个人特征变量进行了区分，其分类标准如下：

(1) 由于 Chadwick and Solon 发现，在代际收入传递过程中，女儿受到的影响要小于儿子。<sup>④</sup> 为此，

① Solon, Gary. "Intergenerational Income Mobility in the United States," *American Economic Review*, vol. 82, no. 3 (1992), pp. 393-408.

② Chetty, R., N. Hendren, Patrick Kline, and Emmanuel Saez, "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States," *Quarterly Journal of Economics* 129(4): pp. 1553-1623, 2014.

③ Chetty et al(2014) 在计算美国代际流动性时，并未控制其他变量，因此，用本文方程 (1) 计算得到的 0.673% 和美国相比，更具可比性。

④ Chadwick, Laura and Gary Solon, "Intergenerational Income Mobility Among Daughters," *American Economic Review*, vol. 92, no. 1 (2002), pp. 335-344.

本文将子代样本区分男女，分别对其进行回归，计算并比较儿子及女儿各自的代际流动性，试图寻找代际流动性可能存在的性别差异，进而为我们深入了解代际流动性的内在传导机制提供可能的契机。

(2) Haider and Solon 指出，劳动者的年龄和收入存在非线性关系，收入先是随着劳动者年龄的增长而增长，增长到一定程度就会随着年龄的增长而下降，为此，必然存在某一个年龄对应的收入水平最高。为此，如果子女样本年龄过于年轻，他们未来收入增长空间会比较大，因此按照此时收入估算出来的代际流动性结果可能存在低估。<sup>①</sup>而本文统计研究发现，子女 30 岁时的收入均值最大，为此我们选择子女年龄在 29—31 岁之间的样本。

(3) 生命周期理论同时还指出，年纪过长或过轻的父母，无论从生理、社会角色，抑或收入水平，他们对子女的影响都会和生育年龄正常的父母存在差异。<sup>②</sup>为了获得更为稳健一致的估计结果，本文考察父代生育年龄对于代际流动性的影响，为此选择了父亲年龄在 26—30 岁之间时生育子女的样本。

(4) 不仅如此，根据 Becker and Lewis 提出的“人口数量和质量的替代理论 (Quantity-Quantity Trade-off)”<sup>③</sup>，在“父母对子女一视同仁”“家庭面临预算约束”和“信贷市场失灵”这三条假定下，由于家庭资源的稀缺性，子女数量增多必然意味着父母只能对每个子女进行更少的人力资本投资，因此子女数量和以人力资本为度量的子女质量之间存在着负相关关系。那么，如果父辈的家庭结构有异于常态，其对于子女的收入也会存在持续的影响。为此，本文选择“是否单亲家庭”作为家庭结构的代理变量，据以考察父代的家庭结构对子女收入的影响。我们将该变量设置为虚拟变量，父亲“已婚”为 1，“离异丧偶”为 0。

(5) 为了减少异常值的影响，本文选择了父亲收入处于 10 到 90 分位之间的样本。

除了基准回归中传统用来计算代际流动性的双弹性模型，本文还改变度量方法进行了相应的稳健性检验。在计算代际流动性时，Dahl and DeLeire 采用了一种不同于双弹性模型的度量方法。他们先把子女在其同年龄人群收入分布中的位置进行排序，然后把父母也按其自身同年龄人群收入分布的位置进行排序，进而用子女的排序对父母的排序进行回归。<sup>④</sup>这一方法有效解决了双弹性模型不能包括零值的缺憾。作为收入的最小值，零值样本可能是国民收入分布中的最底层人群，不包括零值可能存在估计上的向上偏误，不仅如此，包括零值还极大地增加了样本量。然而我们遗憾地发现，包含零值后，父代和子代收入之间的关系不再是线性的。而且包含零值后，虽然样本量扩充为 136859，比未包含零值时增加了 62822 人，但是考察这些收入为零的样本后发现，他们大多数 (78.23%) 还有工作，因此可能是他们没有报告收入，为此，我们认为零值样本在回归中的意义不大，于是本文选择了未包括零值的样本来进行分析。<sup>⑤</sup>

本文不仅研究了父代收入对子代收入的影响，而且研究了父代收入对其他一些影响子女收入的中间变量的可能影响。首先，本文研究了父亲收入对于子女大学入学率的影响。由于子女是否接受高等教育是影响其收入的重要途径。比如，Angrist and Krueger 的研究表明，接受高等教育可以使得收入提高 8%—10%<sup>⑥</sup>，为此通过考察父亲收入如何影响子女大学入学率，会为我们更为深刻地认识收入代际流动性提供一个可能视角。其次，婚姻状态会影响劳动者在劳动力市场上的收入已经成为经济学研究中不争的命题<sup>⑦</sup>，那么，研

① Haider, Steven and Gary Solon, "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings," *American Economic Review*, vol. 96, no. 4 (2006), pp. 1308-1320.

② Heckman, James J., L. J. Lochner, and P. E. Todd. "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond," *Handbook of the Economics of Education*, vol.1, no. 6 (2006), pp. 307-458.

③ Becker, Gary S and H. G. Lewis, "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 2 (1973), pp. 279-88.

④ Dahl, Molly W. & Thomas DeLeire, "The Association between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates using Administrative Data," University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty. (2008).

⑤ 我们用包括零值的非工作样本进行了回归，研究发现和未包括零值的样本高度一致，为此本文选择了未包括零值的样本。

⑥ Angrist, J. D. and A. B. Krueger, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, no. 4 (1991), pp. 979-1014.

⑦ 陈昊：《婚姻对女性工资的影响：升水还是诅咒？——来自中国家庭收入调查的证据》，《世界经济文汇》2015 年第 2 期；袁晓燕、邢春冰：《城市规模、家庭迁移及收入增长：基于农村外出劳动力的证据》，上海大学工作论文，2021 年。

究父亲收入是否会影响子女婚姻状态，从而影响子女在劳动力市场上的收入，成为理解代际流动性的一个有效视角。本文选择子女离婚与否作为其婚姻状态的度量，考察父亲收入如何影响子女离婚率，作为我们认识代际流动性一个新的切入点。最后，本文研究了父亲受教育程度对子女受教育程度的影响，用教育的代际流动性作为收入代际流动性的一个补充性证据，进而提供认识代际流动性的多维度视角。

在表 3 中，第一列用全样本提供基准回归结果。第二至第八列则分别对应“儿子”“女儿”“子女在 29—30 岁之间”“父亲生育年龄在 26—30 岁之间”“父亲的婚姻状况”，以及“父亲收入在 10 至 90 分位之间”。第二行为父亲收入对数，用以计算代际收入弹性。第三行是采用排序法计算得到的代际流动性。第四行度量了父亲收入对于子女大学入学率的影响。第五行则度量父亲收入对于子女离婚率的影响。每一种度量方法我们都采用全样本及子样本进行相应的稳健性检验。

表 3 基准回归及各种稳健性检验（样本及方法）

VARIABLES	基准 (1)	儿子 (2)	女儿 (3)	子女 29—31 (4)	父亲生育年龄 26—30 (5)	父亲单身 (6)	父母健在 (7)	父亲收入 10—90 (8)
父亲收入对数	0.673*** (0.0028)	0.668*** (0.0033)	0.708*** (0.0048)	0.656*** (0.0092)	0.670*** (0.0043)	0.673*** (0.0029)	0.681*** (0.0146)	0.687*** (0.0044)
排序法	0.647*** (0.0028)	0.651*** (0.0034)	0.664*** (0.0047)	0.651*** (0.0100)	0.655*** (0.0044)	0.648*** (0.0029)	0.648*** (0.0155)	0.612*** (0.0038)
父亲收入对子女 大学入学率的影响	0.0144*** (0.0010)	0.0131*** (0.0010)	0.0136*** (0.0019)	0.0202*** (0.0031)	0.0145*** (0.0017)	0.0138*** (0.0010)	0.0203*** (0.0035)	0.0114*** (0.0013)
父亲收入对子女 离婚率的影响	-0.0004 (0.0005)	-0.0001 (0.0006)	-0.0013* (0.0008)	0.0002 (0.0026)	0.0008 (0.0008)	-7.62e-05 (0.0005)	-0.0076** (0.0033)	0.0016** (0.0007)
父亲受教育对子女 受教育的影响	0.386*** (0.0027)	0.346*** (0.0032)	0.472*** (0.0053)	0.385*** (0.0089)	0.419*** (0.0043)	0.387*** (0.0028)	0.300*** (0.0133)	0.301*** (0.0031)
Obs	74037	50402	23635	6608	30270	2892	71145	60929

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著。括号中报告的是地级市层面聚类的稳健标准误。

从表 3 可以看出，基于全样本和用于稳健性检验的子样本，使用传统代际收入弹性方法计算得到的结果处于 0.656%—0.708% 之间，而采用排序法得到的结果处于 0.612%—0.664% 之间。因此，如果取上述结果的中间值，中国全国层面的代际流动性处于 0.656%—0.664% 之间，和本文表 1 方程 1 中的 0.673% 相当接近。说明中国的代际流动性程度比较低，阶层固化相对比较严重。不仅如此，从回归表 3 的第三行至第五行可以看出：当父亲的收入增加了 1%，子女大学入学率增加了 1.14%—2.03%，两者表现出显著的正相关关系。说明父代的确通过影响子女的高等教育入学而最终影响其收入，这也为研究代际流动性的教育传导机制提供一个切入点。然而，虽然父亲收入和子女离婚率是负相关关系，但是统计上并不显著，说明父亲的收入不会显著影响子女在婚姻市场上的表现。父亲的受教育程度和子女的受教育程度呈现出显著的正相关关系，具体来说，当父亲的受教育程度增加 1 年，子女的受教育程度增加了 0.301—0.472 年。意味着对于受教育程度高的父亲，他会更加愿意在子女的人力资本上进行投资，从而使得子女接受更多的教育。以上结果都表明，中国子代对父代的依赖程度相对较高，代际流动性显著更低，阶层固化现象不容忽视。

更进一步，本文还从绝对代际收入流动性视角进行了分析。具体来讲，本文研究父母处于国民收入分布的 25 分位点时，其子女收入均值会位于哪个分位点。其计算公式为  $AM = (\text{rank-rank intercept}) + 25 * \text{rank-rank slope}$ 。本文在这里引用的“rank-rank slope”是我们在表 3 第二行中采取排序法计算的结果，“rank-rank intercept”也是该方法计算得到的纵截距。根据 Corak and Heisz 对于绝对代际流动性的度量，本文选取了当父亲收入在其同龄人群体的国民收入分布的 95%（底部 5%）时，其子女能达到自身同年龄群体国民收入分布前 5% 的概率是多少？<sup>①</sup> 由于这一概率度量子代从位于收入底端的家庭跃升至收入顶端的可能性，为此也被称为盖茨比转移概率或者逆袭概率。而且由于选择该指标的依据为父亲位于收入底端，子女

① Corak, Miles and Andrew Heisz, “The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,” *Journal of Human Resources*, vol. 34, no. 3 (1999), pp. 504-533.

能够进入到收入顶端的概率，为此不能截取父亲收入分布的 10—90 分位来进行计算，因此，表 4 第三行第八列的数据是不可得的。具体结果见下表 4。

表 4 绝对向上流动性

	基准 (1)	儿子 (2)	女儿 (3)	子女 30 (4)	父亲生育年龄 26—30 (5)	父亲单身 (6)	父母健在 (7)	父亲收入 10—90 (8)
绝对向上流动性	18.044	18.367	17.857	18.868	18.409	18.063	18.150	17.368
向上流动概率	0.0509	0.0564	0.0390	0.0801	0.0584	0.0398	0.0511	N.A.
样本量	74037	50402	23635	6608	30270	2892	71145	60929

由表 4 第一行可以看出，当父亲收入处于 25 分位点时，其子女收入处于 17.368—18.868 分位点之间，也就是说当父亲是低收入阶层时，其子女也大概率是低收入阶层，而且在其同龄人中的收入分布还低于其父亲在其同龄人中的收入分布，说明父亲的贫穷加剧了子女的贫穷程度，贫穷开始了加速度的代际转移。

由表 4 第二行结果可以看出，当父亲收入位于其同龄人收入分布底端 5% 的时候，其子女能够跨越阶层，进入到其同龄人收入分布的前 5% 的概率仅为 3.90%—8.01%，均值集中在 5% 左右。说明在中国现阶段，体现逆袭的这一盖茨比转移概率还是相对较低。有趣的是，盖茨比转移概率在本文子样本中表现出显著差异，比如，女儿实现这种盖茨比转移的概率最小，可能是对于贫困家庭而言，由于资源约束，父代会选择性将稀缺资源投放在儿子而非女儿身上，这也和 Becker and Lewis<sup>①</sup> 的分析不谋而合。而父亲在 30 岁左右生育的子女实现这种逆袭的概率最大，说明对于贫困家庭而言，父代在其收入和生理状态达到顶峰时生育的子女，一方面得到了父代最好的资源投入，另一方面也遗传了最优良的基因，因此其子女实现盖茨比转移的概率最大。

## 五、代际流动性的空间分布

2017 年，党的十九大报告提出，中国社会主要矛盾已经转化为“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾”，区域收入差距是经济发展不平衡的一种体现，实施区域协调发展战略成为下一步工作的重要方向，但如何在区域平衡发展中兼顾效率和公平仍然是重大课题。为此，本文聚焦于代际流动性可能存在的地区差异，以便对中国目前广泛存在的地区发展不平衡问题提供一个新的视角。

借鉴上节研究，为了获得更为稳健一致的代际流动性计算结果，本文选取了代际收入弹性（Intergenerational Elasticity）、绝对向上流动性（Absolute Mobility）以及逆袭概率（Probability of Great Gatsby Curve）等三个变量来表征各地区之间的差异。

鉴于中国地区之间存在的显著差异，我们首先按照传统地理意义上的东中西及东北进行分类。其中，东部包括北京、天津、河北、江苏、上海、浙江、福建、广东、山东、海南等 10 省市；中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 6 省；西部省份则是指陕西、宁夏、甘肃、四川、重庆、贵州、广西、云南、西藏、内蒙古、青海、新疆等 12 省区市；东北包括黑龙江、辽宁、吉林 3 省。在分别控制了各区域固定效应的前提下，我们计算了中国东、中、西部及东北的代际流动性。具体结果见表 5。

表 5 东中西及东北的代际流动性

	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	东北 (4)
父亲收入对数	0.583*** (0.005)	0.552*** (0.007)	0.659*** (0.005)	0.603*** (0.010)
常数项	2.662*** (0.030)	2.617*** (0.042)	1.858*** (0.028)	2.283*** (0.060)
样本量	25959	16512	24565	7001
R-squared	0.367	0.273	0.424	0.353

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示在 1%，5%和 10%水平上显著。括号中报告的是地级市层面聚类的稳健标准误。

① Becker, Gary S and Gregg H.Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*. vol. 81, no. 2 (1973), pp. 279-288.



从上表 5 可以看出,中国东中西及东北部的代际收入流动性并未呈现出显著的差异,可能是各地区内部存在不容忽视的显著差距,因此很难从均值层面找到其内在规律。也就是说,地区之间的差异可能更多来自东、中、西及东北内部的差异,而非上述区域之间的差异。我们也尝试以胡焕庸线为分界线,对中国东部和西部的代际流动性进行了计算,但是由于中国 94% 以上的人口都居住在胡焕庸线以东,居住在胡焕庸线以西的人口相对稀少,进行这样的比较意义不大。

其次,我们还对传统意义上的北方和南方进行了计算。参照盛来运等<sup>①</sup>的定义,北方地区包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆;南方地区包括上海、江苏、浙江、山东、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、贵州。

更进一步,本文还按照沿海及内陆地区划分后进行计算。沿海地区包括辽宁、河北、天津、山东、江苏、浙江、上海、福建、广东、广西、海南,其他省区市为内陆地区。

最后,由于沿海沿江港口城市的地理优势,在改革开放和对外贸易中,进行海路运输有着难以比拟的优势,为此其就业机会更多,经济更为发达,为此,我们对沿海沿江港口城市单独进行回归。沿海沿江港口城市包括:珠江流域的广州、佛山、深圳、珠海、东莞、惠州、中山、江门、肇庆;长江流域的武汉、鄂州、黄石、黄冈、九江、安庆、池州、铜陵、芜湖、马鞍山、南京、镇江、扬州、泰州、南通、上海、宁波、舟山。<sup>②</sup>

为了研究传统的地理分布是否存在代际流动性的显著差异,本文设置了三组虚拟变量来进行比较。首先,通过设置一个“是否南方”的虚拟变量,本文将中国传统的北方和南方进行比较。其次,通过设置“是否沿海”虚拟变量,本文将沿海地区和内陆地区进行比较。最后,我们将沿海沿江的港口城市从沿海地区里剔除,通过设置“不包括沿海沿江港口城市的沿海地区”虚拟变量来进一步比较沿海地区和内陆地区的差异。为了得到相应的比较效应,我们生成了这三个虚拟变量和“父亲收入对数”变量的交互项,然后运用全样本对其进行回归,具体结果见下表 6。

表 6 基于南北、沿海及内陆差异的代际流动性

	子女收入对数 (1)	子女收入对数 (2)	子女收入对数 (3)
父亲收入对数	0.638*** (0.005)	0.654*** (0.004)	0.657*** (0.003)
南方	-0.280*** (0.035)		
父亲收入对数*南方	0.056*** (0.006)		
沿海地区		0.515*** (0.036)	
父亲收入对数*沿海地区		-0.047*** (0.006)	
不包括沿海沿江港口城市的沿海地区			0.703*** (0.382)
父亲收入对数*不包括港口城市的沿海地区			-0.087*** (0.006)
常数项	2.104*** (0.028)	1.948*** (0.004)	1.933*** (0.023)
样本量	74037	74037	64023

注: 1. \*\*\*, \*\*, \*分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。括号中报告的是地级市层面聚类的稳健标准误。2. 以上回归均控制了地区固定效应。

从表 6 可以看出,区分南北、沿海及内陆、以及剔除港口城市之后,计算得到的代际收入弹性分别为 0.638, 0.654 及 0.699, 和未控制任何变量得到的全国层面基准回归结果 (0.673) 没有显著差异。但是,如果把视角聚焦于虚拟变量以及交互项,会发现很多有趣的结果。首先,和直觉相悖,方程 (1) 告诉我们,

① 盛来运、郑鑫、周平、李拓:《我国经济发展南北差距扩大的原因分析》,《管理世界》2018 年第 9 期。

② 限于篇幅,本文未报告基于上述不同分类标准计算的代际流动性结果,有需要者可以向作者索取。

虽然居住在南方的子女收入比北方的子女收入要低。<sup>①</sup>但是和北方相比,工作于南方的父亲收入每增加1%,子女的收入会多增加0.056%,也就是说,和北方相比,工作在南方的家庭,其父代和子代的代际收入弹性更高,在经济上的相互依赖也更强,本文进一步区分了迁移和非迁移样本后发现,如果父代和子代是都居住在南方的非迁移样本,那么由于南方家庭的总收入相对较高,父代的财产和人力资本更多地传递给了子代,表现出更高的代际收入弹性,也就是相对更紧密的相互依赖,阶层相对更为固化。而从方程(2)可以看出,工作于沿海地区的子女收入要显著高于工作于内陆地区的子女收入,这和我们的直觉基本一致,而且,考察交互项的结果后发现,和内陆地区相比,工作于沿海地区的父亲收入每增加1%,其子女收入则减少0.047%,这意味着沿海地区父亲和子女的收入相关性要显著低于内陆地区父亲和子女的收入相关性,说明沿海地区的代际流动性更高,阶层固化没有那么严重。而当我们把沿海沿江的港口城市从沿海地区剔除之后[方程(3)],再和内陆地区进行比较后发现,工作于非沿海沿江港口城市的沿海地区子女收入显著高于在内陆工作的子女收入,而且,其父亲收入每增加1%,其子女收入比包括整个沿海地区子女收入减少地更多,减少了0.087%。上述分析说明,一方面,沿海地区的收入高于内陆地区的收入,而且其和父辈在经济上的相关性也会显著下降,因此可以说,中国农村人口的这种“迁移”行为以及“沿海地区”这个地理意义上的界定在捕捉代际流动性的地区差异上具有显著的解释力。这也为我们寻找可能的机制解释提供了思路。

由以上分析可以看出,从传统上对中国进行东中西、东北以及南、北的划分后,并没有发现代际流动性的显著差距。甚至,南方和北方还和我们的直觉相悖。但是沿海地区的代际流动性却显著高于内陆地区,这为我们理解中国经济发展的历史和代际流动性的变迁提供了一个全新的视角。

## 六、代际流动性的省际分布

根据传统意义对中国进行了基于东中西及东北、南方和北方、东部和西部、沿海和内陆的分类计算后,本文将研究的视角转向了全国各省市。如上文,我们也分别从相对代际流动性、绝对代际流动性和盖茨比转移概率三个指标进行了计算。具体计算结果见表7前五列。

从表7可以看出,相对代际流动性的分布具有不容忽视的省际差异。各省(含直辖市)的相对代际流动性分布在0.107—0.548之间,存在显著差异。如果从相对代际流动性来看,代际流动性最高的省份是天津(代际收入弹性为0.107),其次是广东(0.129)和北京(0.135),最低的省份为新疆(0.548);<sup>②</sup>但是从绝对代际流动性的角度来看,最高的省份为上海(30.635);其次是浙江(28.660)、北京(28.32)、江苏(27.323)和天津(24.273);最低的省份为西藏(3.006),其次为云南(9.724)、青海(12.595)和新疆(13.583),也就是说,当父母收入为国民收入分布的25百分位时,上海的子女收入可以到达其同龄人收入分布的30百分位,存在一定的上升空间,但是在西藏,其子女仅能到达收入的第3百分位,这就意味着子代的收入差距被进一步放大了,贫困发生了加速度的代际转移。而从盖茨比逆袭概率这个变量来看,即当父母处于国民收入底端5%的时候,其子女能够到达收入分布顶端5%的概率最大的依然是上海(0.0404),其次是北京(0.0361),然后是浙江(0.0298)、江苏(0.0225)和广东(0.0213)。而最低的是甘肃(0.0027)、河南(0.0034)和陕西(0.0040)。可以看出,经济发达的省份,无论从哪个指标来看,代际流动性都更高,也就是说,父代和子代之间的相互依赖性没有那么严重;而与此同时,西部省份的代际流动性相对更低,意味着社会阶层固化现象更为严重。

① 由于工作于南方的子女更多为迁移样本,本身是收入更低、受教育程度更低的农村外出务工人员,所以表现出工作在南方的子女收入比工作在北方的子女收入低这一不符合直觉的现象。当我们把样本选择为未迁移的本地样本后,我们发现南方的子女收入显著高于北方的子女收入,说明外出务工人员在南方占据了不容忽视的相当大比例。由于本文主要关注代际流动性的地区差异,所以我们在这一部分没有区分迁移和非迁移样本,而仅仅是对其地区差异进行了描述,但是这一结果对于我们寻找代际流动性的地区差异的内在作用机制起到了指导性的作用。

② 本文计算的代际收入弹性和代际流动性都表述代际之间的阶层固化,但是代际收入弹性越大,代际流动性越低;与之相反,代际收入弹性越小,代际流动性越高。

表 7 各省市及省会城市的代际流动性

	省份	IGE	AM	Prob.	Obs	城市	IGE	AM	Prob.	Obs
东部	北京	0.135	28.32	0.0361	2795	北京	0.306	13.814	0.0745	732
	天津	0.107	24.273	0.0043	5980	天津	0.107	10.931	0.1008	1713
	河北	0.222	19.913	0.0098	5480	石家庄	0.395	13.070	0.0142	462
	广东	0.129	22.868	0.0213	13897	广州	0.575	17.936	0.1000	623
	海南	0.341	16.558	0.0091	1428	海口	0.637	17.361	0.0253	89
	山东	0.317	20.468	0.0059	7170	济南	0.501	15.837	0.0299	301
	上海	0.238	30.635	0.0404	5477	上海	0.274	13.730	0.0770	1661
	江苏	0.367	27.323	0.0225	4859	南京	0.238	12.701	0.0780	162
	浙江	0.208	28.660	0.0298	3594	杭州	0.176	11.754	0.1455	287
福建	0.166	19.053	0.0105	2369	福州	0.381	14.484	0.0999	188	
东北	辽宁	0.140	18.538	0.0077	4786	沈阳	0.629	17.840	0.0304	323
	吉林	0.338	15.530	0.0071	5182	长春	0.626	17.407	0.0146	567
	黑龙江	0.363	17.370	0.0090	4337	哈尔滨	0.548	15.951	0.0131	512
中部	江西	0.340	22.718	0.0097	2805	南昌	0.686	18.616	0.0234	188
	山西	0.320	18.423	0.0099	6910	太原	0.472	15.333	0.0568	231
	安徽	0.256	20.760	0.0055	3951	合肥	0.507	15.910	0.0513	155
	河南	0.312	18.178	0.0034	5373	郑州	0.360	12.147	0.0162	199
	湖北	0.270	17.908	0.0069	4817	武汉	0.489	15.485	0.0380	274
	湖南	0.133	20.633	0.0095	5233	长沙	0.362	13.827	0.0395	307
西部	广西	0.259	14.990	0.0051	2986	南宁	0.623	16.931	0.0344	246
	内蒙古	0.363	18.753	0.0091	2741	呼和浩特	0.654	18.045	0.0681	99
	重庆	0.351	19.578	0.0120	2770	重庆	0.629	18.115	0.0666	476
	四川	0.264	18.278	0.0055	4621	成都	0.378	13.296	0.0399	457
	贵州	0.304	14.828	0.0059	2763	贵阳	0.489	15.485	0.0442	145
	云南	0.457	9.724	0.0057	8060	昆明	0.362	13.827	0.0423	525
	西藏	0.267	3.006	0.0093	579	拉萨	0.575	17.936	0.1137	52
	陕西	0.317	18.333	0.0040	6615	西安	0.587	18.451	0.0386	579
	甘肃	0.316	15.740	0.0027	4839	兰州	0.623	16.931	0.0139	209
	青海	0.424	12.595	0.0088	1553	西宁	0.637	17.361	0.0309	343
	宁夏	0.243	21.133	0.0045	1224	银川	0.629	18.115	0.0467	180
	新疆	0.548	13.583	0.0082	1665	乌鲁木齐	0.378	13.296	0.0930	27

注：1. 文中的 RM 为本文采用双弹性模型计算出来的代际收入弹性，用以表示相对代际流动性（Relative Mobility），两者呈现负相关关系，代际收入弹性越大代表代际流动性越低，反之则越高。AM 为绝对代际流动性（Absolute Mobility），代表当父母处于其同龄人整体收入分布的 25 百分位时，子女能到达的百分位，数值越大，代表代际流动性越大；Prob 为盖茨比转移概率（Probability of Great Gatsby Curve），代表当父母处于整个国民收入分布的最低端 5% 时，子女能到达国民收入顶端 5% 的概率，数值越大，表明代际流动性越大。2. AM 的计算办法： $AM = (\text{rank-rank intercept}) + 25 * \text{rank-rank slope}$ ；Prob 的计算办法： $Prob = IGE * 5 + \text{Constant}$ 。以下皆同。

为此，一定有内部更深层次的原因导致了这一显著的地区差异，为了寻找影响代际流动性的可能因素，我们接下来进一步分析并计算了各省会城市<sup>①</sup>的代际流动性，具体计算结果见表 7 后五列。单纯从代际收入弹性来看，代际流动性最高的是天津（代际收入弹性为 0.107），最低的是南昌（0.686）。其中，代际收入弹性低于 0.30 的城市有：北京、天津、上海、南京、杭州；处于 0.30—0.60 之间的有：石家庄、沈阳、哈尔滨、太原、合肥、福州、济南、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、成都、西安、乌鲁木齐；高于 0.60 的城市有：南昌、呼和浩特、长春、重庆、南宁、贵阳、海口、昆明、西宁、兰州、银川、拉萨。从绝对代际流动性角度来看的话，我们会发现，对于各个省会城市而言，给定父辈收入在国民收入的 25 百分位，没有任何城市市辖区人口的子代收入可以超越其父代的收入，说明中国的社会阶层固化现象在省会城市不容忽视。而从逆袭概率这个视角可以看出，杭州、天津的逆袭概率最高，而哈尔滨、长春、石家

① 在比较省会城市时，我们选择的是城市市辖区的人口，与之相对应，我们也选择了直辖市市辖区的样本。

庄、兰州以及郑州的逆袭概率最低，也就是说，当父母处于国民收入的最低 5% 时，子女实现逆袭，从而进入国民收入的前 5% 的概率在这些城市之间呈现出明显不同。

但是，由于地区之间的物价、房价、工资水平等存在较大的差异，为此如果把比较的范围控制在一个相对较小的区域内，比如中国的地级市，就会更好地消除这种地区之间的差异。于是，我们进一步计算了各地级市的代际流动性，限于篇幅，本文选择了代际收入弹性最高和最低的（对应代际流动性最低和最高）的前十名地级市（含直辖市），结果见表 8。从相对代际收入流动性这一指标来看，代际流动性高的地区主要集中在东部沿海，低的集中在中国西部以及东北。

表 8 代际流动性最高和最低的十个地级市

代际流动性最高的十个地级市					代际流动性最低的十个地级市				
城市名	IGE	AM	Prob	Obs	城市名	IGE	AM	Prob	Obs
山东莱芜	0.012	8.888	0.005	63	云南丽江	0.760	20.367	0.059	173
湖北鄂州	0.037	9.006	0.088	42	四川自贡	0.729	19.910	0.035	99
浙江宁波	0.054	9.701	0.146	227	吉林松原	0.687	18.400	0.015	380
浙江金华	0.065	9.156	0.130	159	江西南昌	0.686	18.616	0.023	188
江苏常州	0.099	10.521	0.158	165	河南商丘	0.685	18.660	0.023	243
浙江嘉兴	0.106	9.613	0.180	236	广东肇庆	0.673	19.621	0.030	489
天津	0.107	10.931	0.101	1713	黑龙江鹤岗	0.670	15.970	0.023	37
江苏苏州	0.113	10.800	0.144	318	黑龙江佳木斯	0.663	17.511	0.018	152
江苏无锡	0.122	10.796	0.213	201	黑龙江齐齐哈尔	0.655	17.880	0.013	410
广东东莞	0.139	14.258	0.078	84	四川达州	0.653	17.123	0.012	168

注：甘肃嘉峪关的代际收入弹性在地级市中最大，其值为 0.791，但由于样本量仅有 9 个，结果是否稳健有待质疑，为此，我们在本表中将其删除。

## 七、影响代际流动性地区差异的可能机制

究竟哪些因素导致不同地区呈现出代际流动性的显著差异？本文分别从经济、政治、文化、地理四个维度选择表征地区差异的变量。具体来讲，我们用“人均 GDP 以及不平等程度”来度量各地区在经济上的差异；选择“是否少数民族聚集地”以及“教育（含高等教育及初等教育）的数量及质量”来度量各地区在文化上的差异；选择“是否革命老区”来度量该地区的社会资本，捕捉政治对其可能影响；选择“距离港口的距离是否在 500 公里之内”来度量该地区是否沿海，从而凸显其地理区位上的差异。在研究上述因素对于代际流动性地区差异的可能影响时，本文具体的研究方法如下：生成上述各变量和父亲收入对数的交互项，然后控制相关个人特征变量和地区特征变量，最后用父亲收入对子女收入进行回归。<sup>①</sup>

除此以外，本文还选择了以下变量作为控制变量：劳动力流入流出情况，通过设置“是否劳动力流入地”的虚拟变量，来控制迁移对于代际流动性的影响；2000—2005 年的收入增速，控制地区经济状况对于代际流动性的影响；制造业的比重，我们怀疑，是否因为改革开放以来中国制造业相对较低的技术含量，导致人力资本积累的重要性未能有效凸显，因而表现出相对更低的代际流动性。为此本文控制了“第二产业在三产中的比重”这一变量；开放度，相关文献一般都选择“贸易依存度（进出口总额/GDP）”来度量地区的对外开放程度，结合数据，本文直接选用中国城市年鉴中“外商直接投资”这一指标来进行度量；政府行为，本文用“政府财政支出占 GDP 的比重”来度量政府在经济中的重要程度；国有企业的比重，本文选择“国有企业职工人数占职工总人数的比重”来度量该地区经济国有化程度。具体结果见表 9。

从表 9 可以看出：第一，人均 GDP 越高的地区，子代的收入水平越高，和父代之间的代际收入弹性也会显著降低，两者都表现出 1% 水平上的统计显著性。这一相关性结果说明，在经济发达的地区，由于有更多提高收入的机会，父代与子代在收入上的相互依赖性不如经济欠发达地区那么紧密。

① 除此之外，我们还把上文算出来的地级市代际流动性作为被解释变量，选择可以表征地区差异的各个特征变量作为解释变量。结果和本文现在的结果高度一致，限于篇幅，我们在文中未报告这一结果，如有需要，可以向作者索取。

表 9 地区特征变量如何影响代际流动性

VARIABLES	子女收入 (1)	子女收入 (2)	子女收入 (3)	子女收入 (4)	子女收入 (5)	子女收入 (6)	子女收入 (7)
父亲收入对数	0.637*** (0.0035)	0.668*** (0.0051)	0.644*** (0.0034)	0.628*** (0.0029)	0.600*** (0.0050)	0.617*** (0.0062)	0.622*** (0.0059)
人均GDP	2.02e-05*** (1.40e-06)						
人均GDP*父亲 收入对数	-1.44e-06*** (2.09e-07)						
高校数量		0.008*** (0.0016)					
高校数量*父亲 收入对数		-0.001*** (0.0003)					
高校质量			0.035 (0.0493)				
高校质量*父亲 收入对数			0.010 (0.0079)				
中小师生师比				-0.016*** (0.0011)			
生师比*父亲 收入对数				0.012*** (0.0002)			
是否沿海					0.013*** (0.0022)		
是否沿海*父亲 收入对数					-0.009*** (0.0003)		
少数民族						-0.274*** (0.0458)	
少数民族*父亲 收入对数						0.029*** (0.0077)	
是否老区							-0.217*** (0.0712)
是否老区*父亲 收入对数							-0.027*** (0.0081)
个人特征变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区特征变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	62671	62671	62493	62582	56914	56627	58113
R-squared	0.416	0.414	0.416	0.411	0.412	0.422	0.408

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示在1%，5%和10%水平上显著。括号中报告的是地级市层面聚类的稳健标准误。

第二，该地区大学的数量和质量。我们的直觉是大学数量越多，质量越高，代际流动性也会越高。于是选择该地区“高校数量”以及“是否有 985 或 211 高校”来度量该地区的高等教育资源情况。我们认为，如果一个地区存在更多高等院校，由于教育的传导机制，整个社会的代际流动性将会显著增强，本文的实证结果发现，高校数量越多的地方，子代的收入水平越高；而且高校数量每增加一所，代际收入弹性会减少 0.1%，均表现出 1% 的统计显著性，说明高校数量的确有助于提高代际流动性，降低社会阶层固化的程度。然而，在考察高校质量对代际流动性的影响时，本文发现，如果一个地区有 985 或者 211 高校，当地的子代收入比那些没有 985、211 高校地区的子代收入高出 3.5%，但是这一结果并不显著。更为重要的是，当我们聚焦于交互项时，实证结果表明，相比没有 985 及 211 高校的地区，那些有 985 及 211 高校地区的代际收入弹性低了 1%，但是这一效应并不显著。说明一个地区的高校质量对其代际流动性的影响并不显著，这一发现和 Chetty 等人的研究结果是一致的<sup>①</sup>，说明高等教育是在成年以后对人施加的影响，其对于代际流动性的影响收效甚微。

该地区的中小学教育投入。中国城市年鉴中可用于度量“某地区中小学教育投入”的变量有：“教育业从业人员数”“教育事业费支出”“高等学校生师比”“初中等教育生师比”。借鉴 Stock and Watson 的研

① Chetty, R., N. Hendren, Patrick Kline, and Emmanuel Saez, “Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States,” *Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp. 1553-1623, 2014.

究<sup>①</sup>，本文选择了该地区的“中小师生比”来度量中小学的教育投入。生师比是指当地学生人数和教师人数的比例，生师比越高，代表该地的教育经费投入越少，反之则越多。本文实证结果发现，当生师比每增加一个单位，当地子女的收入水平显著下降 1.6%，代际收入弹性显著增加 1.2%，两者都表现出 1% 水平的统计显著性；这意味着随着该地区教育投入的增加，显著下降的生师比可以显著降低子女对于父母在收入的依赖，代际收入流动性也会相应增加，说明加大中小学教育投入对于改善代际流动性存在显著的积极作用。

第三，是否沿海。借鉴陆铭等人的研究<sup>②</sup>，本文设置一个“距离港口是否大于 500 公里”的虚拟变量来度量某一地区是否沿海；实证结果发现：在控制了“是否迁移”这一变量后，沿海地区比非沿海地区居民收入更高，同时其子代和父代之间还具有更高的代际流动性。其原因可能在于改革开放以来，由于沿海地区拥有更多的就业机会，致使父亲对子女的影响减弱。

第四，虽然少数民族子女的收入比非少数民族子女的收入显著低了 27.4%，但是他们和父辈在收入上的相互依赖更强，表现在本文的实证结果上，少数民族聚集地比非少数民族聚集地的代际收入弹性显著高出 2.9%，意味着他们父代和子代收入上的相互依赖更加紧密，代际流动性更低。但是，这种效应来自两种可能机制。一是个人特征方面的效应。即给定父母收入，少数民族的个体收入水平比汉族平均收入水平更低；另一种效应来自地区特征效应，即少数民族聚集地比汉族聚集地代际流动性更低，其原因可能在于以下三个方面：（1）由于具有相对共同的宗教信仰，因此父代能够更深地影响子代，从而两者表现出收入上更强的相互依赖以及更低的代际流动性。这在某种程度上体现为少数民族地区亲缘力更强；（2）相对而言，少数民族地区的教育投入更少，为此子代向上流动的途径不够丰富多样；（3）少数民族地区的就业机会更少，为此对其父辈的依赖性相对较强。

第五，是否革命老区。经历了多年的抗日战争及解放战争，新中国才得以成立，部分地区经国务院批准，被民政部和财政部划分为“中国革命老根据地”，简称“老区”，它是指土地革命战争时期和抗日战争时期，在无产阶级革命家的领导下创建的革命根据地。这些地区有很多农民曾经参加了抗日战争及解放战争并做出了很大贡献，战争结束后，来自这些地区的革命烈士以及战斗英雄都相对较多。相对于非革命老区而言，革命烈士多会使老区有烈士家庭的亲戚数量减少，进而导致其社会网络减少；但战斗英雄多则意味着老区人民可能构建更高质量的社会资本。这两者对社会资本的影响效应作用相反。本文的实证结果表明，革命老区的子代收入水平显著低于非革命老区的子代收入水平，这和我们的直觉相符，革命老区大多数属于经济落后地区。而且相较非革命老区，革命老区的代际收入弹性显著降低了 2.7%，意味着革命老区的家庭存在更高的代际流动性。说明战斗英雄这一可能原因使得来自革命老区的家庭拥有更多社会资本，为此在争取诸如投资机会、政府投入以及相关政策扶持上具有更大优势，因而具有更高的代际流动性，表现出父代和子代的依赖关系更为松散。

## 八、结论及进一步的讨论

作为测度不平等的重要指标，转型期中国的代际流动性一直是个重要的命题，更为有趣的是，社会稳定伴随着经济体制的巨大改变，使得中国的代际流动性具有了很大的特殊性，同时也意味着中国案例开创了一个在转型经济中研究代际流动性变化的独特视角。

本文基于中国区域发展不平衡的现状，选择从代际流动性的维度出发，为中国探寻地区发展不平衡寻求到一个新的研究视角，尤其是提高代际流动性作为中国跨越中等收入陷阱的有效途径，对其深入研究有着异乎寻常的重要意义。本文运用 2005 年人口普查数据和中国城市年鉴（1996—2005 年），研究发现了当代中国代际流动性的三个特征。（1）基于全国层面计算得到的代际收入弹性为 0.673；（2）中国代际流动性呈现出显著的地区和城市差异。比如说，省会城市里代际流动性最高的是天津（0.107），最低的是江西南昌（0.686）。而在地级市中，代际流动性最高的是山东莱芜（0.124），最低的是云南丽江（0.760）。

<sup>①</sup> Stock, James. and Watson, Mark, *Introduction to Econometrics*, 上海：格致出版社、上海人民出版社，2007 年。

<sup>②</sup> 陆铭、向宽虎、陈钊：《中国的城市化和城市体系调整：基于文献的评论》，《世界经济》2011 年第 6 期。

(3) 我们发现具有以下特征的地区具有更高的代际流动性：沿海及经济发达地区；非少数民族聚集地；高校更多、中小学教育投入更多的地区；革命老区。我们的研究虽然没有给出基于因果关系的机制解释，但是给出了进一步研究其内在机制的可能思路。

(本文为上海市哲学社会科学规划课题“代际流动性的地区差异：事实、机制及政策”(2019BJL003)的阶段性成果)

(责任编辑：沈敏)

## Intergenerational Income Elasticity and Regional Difference

—— Microcosmic Evidence from China

YUAN Xiaoyan, SHI Lei

**Abstract:** We use records of incomes in census 2005 and China City Yearbook (1996-2005) of more than 70 thousands children and their parents to describe three features of intergenerational mobility in modern China. First, we characterize the joint distribution of parent and child income at the national level, the conditional expectation of child income given parent income is linear in percentile ranks. On average, A 1% percentile increase in parent income is associated with 0.673% percentile increase in a child's income. Second, intergenerational mobility varies substantially across areas within the modern China. For example, the probability that a child reaches the top quintile of the national income starting from a family in the bottom quintile is the highest in Tianjin but the lowest in Nanchang. Third, we explore the factors correlated with upward mobility. (1) the coastal and developed areas; (2) the areas with more universities and low student-teacher ratio primary and high schools; (3) the areas with less minorities; (4) old revolutionary base areas.

**Key words:** intergenerational elasticity, regional differences, factors

(上接第 65 页)

## Digital Technology Empowers High-quality Development of Manufacturing

—— From the Perspective of Value Creation and Value Capture

LYU Tie, LI Zaichi

**Abstract:** This paper analyzes the new characteristics and value realization process of value creation and value capture in the digital economy era. The role of digital technology in promoting the high-quality development of manufacturing is divided into four parts, including changing the way of value creation, improving the efficiency of value creation, expanding the carrier of value creation and enhancing the ability to obtain value. Then we put forward the key tasks that should be paid attention to in the future: promoting the informatization upgrade of small and medium-sized enterprises; developing industrial Internet platform services; improving the intelligent level of digital technology; improving basic research and infrastructure construction. In order to achieve the above goals, it is necessary to increase policy guidance and support in the establishment of a special fund for digital technology government guidance, the establishment of intellectual property protection and service system, and the establishment of an effective mechanism for the transformation of achievements of universities and scientific research institutions, etc.

**Key words:** digital technology, high-quality development of manufacturing, value creation, value capture, mechanism of action