

中国城镇居民家庭收入流动性研究

万相昱 石雪梅 唐 亮*

内容提要 利用中国家庭收入调查 (CHIPs) 数据, 本文从收入跃迁的视角对中国城镇居民家庭的收入流动问题进行了量化研究。研究发现: 以收入层级为参照系, 家庭的收入流动性结构呈现倒 U 型分布, 收入流动性水平先升后降; 而以时间序列为参照系, 家庭的收入流动性动态整体呈现下降趋势; 同时, 流动性质量轻度降低, 表现为向上流动与向下流动的比值持续下降。在进一步对收入单层流动与多层流动的影响因素进行对比分析时发现, 家庭收入跃迁机制呈现金字塔型的双向通行结构, 表现为: 家庭所处的收入阶层越高, 向上跃迁的阻力越大; 收入水平越低, 向下跃迁的阻力越小。此外, 教育投资是促进家庭向上跃迁与防止家庭向下跃迁的最有效的积极因素。

关键词 收入流动 收入跃迁 收入转移矩阵

一 引言

改革开放以来, 中国经济取得了举世瞩目的成就。然而, 由中国居民收入差距日益扩大的客观事实和主观评价所引发的社会问题也日益凸显, 着力应对和解决社会发展不平衡、不充分问题成为当下热点。学者们基于经典量化技术对中国收入分配状态进行了描绘, 研究普遍发现, 中国居民收入的基尼系数由 20 世纪 80 年代的 0.3 左右上升到目前的 0.45 左右, 已超出 0.4 的国际警戒水平 (Chen & Ravallion, 2004)。虽然

* 万相昱, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、北京师范大学中国收入分配研究院, 电子邮箱: xiangyu_wan@hotmail.com; 石雪梅, 中国社会科学院大学, 电子邮箱: shixm064@163.com; 唐亮, 东北师范大学商学院, 电子邮箱: tangl123@nenu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重点项目“综合集成模拟实验平台的设计与构建研究”(批准号: 18AJL006) 的资助。

基于不同研究方法得到的基尼系数有所差别，但改革开放以来中国收入差距呈扩大趋势是不争的事实。事实上，截至 20 世纪 90 年代末期，中国已经成为收入差距较大的国家（Lipton & Zhang, 2007）。

有学者担忧收入分配长期的不和谐可能会带来更加严重的社会问题（周天勇，2006），但更多的学者对这一问题持乐观态度，认为收入差距本身并不致命，甚至并非经济命题，因为处于低收入状态的居民存在向高收入跃迁的可能性，只要收入阶层并未固化，机会公平仍可保障，则社会动荡风险将可以被有效削减。由此，收入流动性的概念被引入。在考察收入公平性问题时，不仅要考察收入差距的大小，也要关注收入阶层的向上跃迁机制，以确定穷人能够具有收入机会的公平（Hertz, 2006；Thomas & Sawhill, 2002）。因此，即便是存在较大的截面收入差距，只要居民收入具有足够高的流动性，从长期来看，收入分配仍有公平性可言，则无必要引入特别机制对收入分配过度干扰（Khor & Pencavel, 2007）。Jenkins & Van Kerm（2006）将收入差距分解为收入流动与收入增长两个方面，这进一步科学解释了收入流动对于收入差距的动态影响。

为了准确分析中国长期收入差距的变化以及收入公平性问题，有关中国收入流动性的研究在近 10 年开始大量涌现。王海港（2005）利用中国健康与营养调查（CHNS）数据分析了中国家庭 20 世纪 90 年代的收入流动性，研究发现尽管流动性作为收入平衡器的作用在逐渐减弱，但是长期来看，收入流动性还是有利于缩小收入差距。权衡（2008）认为收入流动性能够缓解长期的收入不平等问题，收入流动性可以实现收入分配效率与公平的统一。周兴和王芳（2010）对 1989 - 2004 年的收入差距、收入流动与社会福利等问题进行研究时发现，中国居民的收入流动性一直处于一个较高的水平，并且各时期的收入流动性都有利于缓解长期收入差距过大的问题，城乡基尼系数的不断变化很大程度上反映了低收入群体向上跃迁的过程。尹恒等（2006）利用中国家庭收入调查（CHIPs）数据研究了 20 世纪 90 年代以来收入流动的变动趋势，结果表明，中国城镇人口的收入流动在 90 年代末期有了全面的降低。章奇等（2007）利用农业部农村观察点 1987 - 2002 年数据对收入分配与收入流动性问题进行了研究，发现最底层农村居民收入阶层向上流动的可能性在增加，而中等阶层向上流动的可能性几乎停滞。严斌剑等（2014）使用多维收入流动测度指标对中国农村家庭的收入流动性进行了研究，发现农村家庭的收入流动性呈现不断下降的趋势，低收入群体的固化现象严重。王洪亮等（2012）根据中国健康与营养调查（CHNS）数据的分析认为，居民获得公平收入的可能性在下降，居民收入流动性呈现 U 型结构，不同阶层、不同区域的流动性

特征存在差异。罗锋和黄丽（2013）利用 Logit 模型对 1989 - 2009 年农村家庭的收入流动性影响因素进行了理论与实证分析，结果表明，不同类型的人力资本在不同时期对于收入流动性的影响是不同的。杨穗和李实（2016）利用 CHIPs 数据对影响城镇家庭收入流动的因素进行研究时发现，就业特征、收入结构、人口结构、户主特征、地区发展等都会对居民家庭收入流动产生影响。

综合以上研究可以发现，学者们在以下两个方面具有共识：第一，收入流动性有利于缩小收入差距，维持收入阶层间的跃迁通道能够缓解收入公平性问题；第二，收入流动性在不同收入阶层以及不同时期的趋势存在较大差别。而在中国未来收入流动性的趋势判断、收入跃迁的结构分解和影响因素的定量分析方面，当前研究结论存在一定争议。此外，目前关于收入流动性的研究仍有值得拓展的空间，而相关研究方法也存在一定缺陷：首先，现有文献主要集中于收入流动性的趋势与变化，鲜有学者从收入流动质量角度对收入流动性问题进行定量研究；其次，现有文献缺乏对于收入跃迁自身特征的解析，缺乏从微观视角对中国居民收入跃迁的程度和跃迁方向的定量刻画；最后，现有文献普遍基于整体分析视角，缺乏基于收入阶层和人口统计特征对收入跃迁的分类研究，从而忽略了收入阶层的异质性特征和影响因素，可能直接导致流动性的定位偏差。

基于此，本文拟在现有研究基础上，进一步量化家庭收入流动性特征，并着重对收入跃迁进行分类比较研究，分别对单层跃迁和多层跃迁两种方式进行影响因素分析，尝试校准促进家庭收入阶层向上流动的主导因素，最终为应对目前收入公平性问题提供建设性参考依据。

二 数据与描述性统计

首先，本文使用的数据来源于中国家庭收入调查（Chinese Household Income Project Survey，简称 CHIPs），数据涵盖了北京、江苏、山西、辽宁、河南、安徽、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃等 12 个省（直辖市）的 6800 户家庭。王洪亮（2009）认为，衡量收入流动性的一个合理方式是考察同一个人或同一组人在不同时期的收入在同一群体收入分配中的位置变化。因此，除包括收入在内的受访年度家庭及个人信息之外，还需要获取其滞后年份的收入数据。2013 年 CHIPs 数据中包含了受访者滞后两年的回忆性收入数据，而 2002 年 CHIPs 数据中则包含了滞后四年的回忆性收入数据。由此，可以分别构建时序长度为 3 和 5 的短面板数据。然而，两组面板数据的时

间间隔存在差异，这可能导致收入流动性的测算结果差别（王洪亮等，2012）。因此，为获得具有可比性的收入流动性数据，我们将1998-2002年的样本数据拆分成1998-2000年和2000-2002年两个时间段，由此构建了三个相等时间段的面板数据，并将其作为流动性比较的时间分类基础。

在完成数据基础构建的条件下，我们基于本文的研究目标进一步做出如下假定和处理。

第一，由于样本数据缺失回忆年份准确的家庭人口统计信息，我们假定家庭人口结构在回忆的滞后年份里没有发生变化，这是一个较强的假定，但符合研究规范。

第二，回忆性资料往往存在偏差，随回忆时间拉长，偏差幅度加剧。但由于数据可得性限制，使用回忆数据仍是有效的解决途径。同时，在个体记忆偏差完全随机或者趋势相同以及不影响整体收入分布序列的假设下，回忆数据的有效性则可以保障。

第三，本文以家庭为收入分配基础度量单位，家庭收入阶层的划分不仅要依赖其收入水平，还要考虑其实际消费能力，无收入个体作为家庭的一分子不创造收入但是依旧通过消费影响家庭效用水平。因此，与通常使用的有效收入样本（即剔除无收入人群）不同，本文研究尽量保留了可得数据样本信息，不会轻易地将无收入群体从样本中剔除。同时，考虑到家庭总收入与家庭人均收入都不能准确地反映家庭的真实福利水平（Woolard & Klasen, 2005），本文采取净等价收入（net equivalent income, 简称NEI）计算家庭实际收入水平，计算公式参照万相昱（2015）。该研究根据中国城镇居民收入调查数据（UNS），以家庭直接效用函数为基础测算了家庭的净等价收入，其计算公式如下：

$$NEI = \frac{\text{家庭可支配收入}}{1 + 0.9 * \text{除户主的成年人数} + 0.7 * 16 \text{岁以下未成年人数} + 0.5 * 60 \text{岁以上老年人数}} \quad (1)$$

以上测算指标通过不同的权重禀赋区分了人口结构对家庭实际效用的影响，同时考虑了家庭规模经济效应。下文中如无特别说明均采用净等价收入测算家庭收入水平。

第四，本文删除了家庭净等价收入小于等于零的样本，并对极端值进行了（1, 99）的缩尾处理，同时进一步将所有数据按照国家统计局公布的城镇居民消费价格指数进行了一致性处置。

通过以上处理，共获得2013年有效家庭样本6426个，2002年有效家庭样本6698个。表1描述了城镇家庭人均收入的整体变化状况，表格反映了如下直观事实：1998年以来，中国城镇家庭的总体收入水平不断提高，由1998年的年人均收入7975元上升到了2013年的20730元，增长了160%；2002年以前，家庭收入名义增长率与实际增长率之间的差距并不显著，2011年以后，通货膨胀率提升，收入名义值与实际值之间

的差异开始呈现；1998 年以来，家庭收入的标准差经历了由小到大的过程，反映了收入差距的变化趋势。

表 1 家庭人均收入描述性统计

实际收入(1998 年价格)	1998 年	2000 年	2002 年	2011 年	2013 年
均值(元)	7975	9019	10998	17228	20730
增长率(%)	—	9.87	13.08	—	11.37
中位数(元)	6850	7840	9530	14207	17478
标准差	6354	5855	6824	14447	16342
名义收入	1998 年	2000 年	2002 年	2011 年	2013 年
均值(元)	7975	8989	10929	21827	27674
增长率(%)	—	7.88	11.98	—	14.26
中位数(元)	6850	7826	9464	18000	23333
标准差	6354	5818	6760	18304	21817

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

三 中国城镇家庭收入流动的趋势与质量

（一）收入流动性衡量方式

收入转换矩阵是研究收入流动问题中最常用的框架工具之一。本文在 Prais & Houthakker（1955）经典模型的基础上构建了适应中国收入流动性度量的转移矩阵。具体实现中，本文按净等价人均收入对家庭进行排序，并自低向高将家庭均分为 n 个等分^①，将各个等分的排序号标记为个体收入位置的序号。假设样本在初始年份所处的收入位置为 i ，在终止年份所处的收入位置为 j ，计算从初始位置 i 变动到终止位置 j 的人数占初始位置为 i 的总人数的比例，记为 p_{ij} 。遍历所有变动概率的实验空间，就构成了收入转换矩阵。

在收入流动性衡量中，还需引入加权平均移动率、惯性率、亚惯性率、卡方指数等指标来具体测度收入流动性的量值，用以比较不同年份、不同分类或不同属性的收

^① 也有研究采取非等分划分方式，如尹恒等（2006）使用收入聚类法将低于收入中位数 65% 的人群划分为最低收入类，将收入处于中位数 65% ~ 95% 的人群归为较低收入类，将收入处于中位数 95% ~ 125% 的人群划分为中等收入类，将收入处于中位数 125% ~ 155% 的人群归为较高收入类，将收入高于中位数 155% 的人群划分为最高收入类。但这种划分目前学术应用较少。

入流动性之间的差异。其中，加权移动平均率是以移动的阶层数目为权重对跃迁概率进行加权，可以表示为：

$$W = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 |j-i| p_{ij} \quad (2)$$

惯性率衡量的是位置没有发生流动的样本所占的比重，具体表示为：

$$I = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 p_{jj} \quad (3)$$

亚惯性率则记录位置没有发生变化或者只上下移动了一个位置的样本所占的比重，表示为：

$$SI = \frac{1}{5} \sum_{j=i-1}^{i+1} \sum_{i=1}^5 p_{ij} \quad (4)$$

卡方指数测度收入跃迁矩阵与完全流动矩阵的距离，完全流动矩阵在收入五等分的情况下，各元素值均为 0.2，所以卡方指数可以写为：

$$\chi^2 = \sum_{ij} \frac{(p_{ij} - 0.2)^2}{0.2} \quad (5)$$

在充分流动状态下，加权平均移动率为 1.60，惯性率为 0.20，亚惯性率为 0.52，卡方指数为 0。因此，加权平均移动率越大而惯性率、亚惯性率与卡方指数越小，则收入流动性越大。

（二）中国城镇居民家庭收入转换矩阵

中国城镇居民家庭在各时间段内的收入流动性在表 2 中以收入转换矩阵的形式给出。其中 K_i ($i=1, 2, 3, 4, 5$) 分别对应最低收入群体、较低收入群体、中等收入群体、较高收入群体和最高收入群体。收入转换矩阵所显示的信息表明：在 1998 - 2000 年间，最低收入群体维持现状的比例达到 77.5%，而最高收入群体维持现状的可能达到 79.56%，而中间阶层的流动性比较大，只有 53.38% 的人维持在原位。该时间段收入流动整体呈现由中间向两端逐渐减小的趋势，中间收入阶层具有最大的收入跃迁概率。而到了 2000 - 2002 年间，收入流动性较前两年有了明显的提升，各收入阶层的固化趋势变弱，最低收入群体维持现状的比例降到了 71.53%，最高收入群体维持现状的比例降到了 73.73%，但总体分布特征无显著变化，收入流动能力依旧由中间收入阶层向两端逐渐递减。最后，在 2011 - 2013 年间，收入流动性较以往变得更加滞缓，社会各阶层的流动能力显著弱化，收入阶层固化现象加重。其中，最低收入群体有 79.34% 的可能留在原收入阶层，而最高收入群体保持收入顶层的概率上升到 83.84%。与此同时，中间收入阶层的流动性也呈下降趋势。

表 2 中国城镇居民家庭的收入转换矩阵

1998 - 2000 年	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5
K_1	0.7750	0.1618	0.0390	0.0154	0.0066
K_2	0.1823	0.5721	0.1912	0.0441	0.0110
K_3	0.0257	0.2110	0.5338	0.2000	0.0279
K_4	0.0103	0.0456	0.2081	0.5787	0.1559
K_5	0.0059	0.0103	0.0294	0.1618	0.7956
2000 - 2002 年	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5
K_1	0.7153	0.1886	0.0638	0.0191	0.0125
K_2	0.2186	0.5209	0.1900	0.0418	0.0279
K_3	0.0430	0.2414	0.4505	0.2150	0.0455
K_4	0.0160	0.0418	0.2524	0.5172	0.1753
K_5	0.0059	0.0081	0.0382	0.2091	0.7373
2011 - 2013 年	K_1	K_2	K_3	K_4	K_5
K_1	0.7934	0.1469	0.0282	0.0168	0.0137
K_2	0.1921	0.6480	0.1204	0.0305	0.0076
K_3	0.0114	0.1986	0.6044	0.1563	0.0274
K_4	0.0023	0.0046	0.2401	0.6417	0.1113
K_5	0.0008	0.0019	0.0053	0.1540	0.8384

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

表 3 中，我们应用基本的收入流动性测度指标，研究 1998 年以来中国城镇居民家庭收入流动性的整体变化趋势。表中测度数据显示，1998 年以来，收入流动性总体呈现先上升后下降的倒 U 型结构。1998 - 2000 年期间，收入流动性相对平稳，可以作为基础参照群体。而 2000 - 2002 年期间，收入流动性达到相对高点，这与中国经济高速增长阶段在时间上相吻合：一方面经济转型的持续深入促进了整个社会收入阶层的流动，从而推动经济快速增长；另一方面，收入阶层的充分流动也可能成为促进经济增长的因素。2011 年以后，收入流动性显著变弱，与表 2 中显示的各收入阶层维持现状比例均明显增加的情况相印证，无论是低收入家庭向高收入群体跃迁，还是高收入家庭向低收入群体跃迁，都存在较大阻力，各收入群体的总体跃迁比例显著下降，收入阶层的固化现象开始显现。

表 3 收入流动性测度指标

时间段	加权平均移动率	惯性率	亚惯性率	卡方指数
1998 - 2000 年	0.4173	0.6510	0.9455	7.3206
2000 - 2002 年	0.5051	0.5882	0.9263	5.8784
2011 - 2013 年	0.3357	0.7052	0.9691	8.8237

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

（三）中国城镇居民家庭收入流动质量

以上对于收入流动性的量化主要侧重于收入流动性的大小度和趋势分析，但现实中，收入流动的质量应该是更值得关注的指标。从社会学角度出发，人们更希望收入流动性具有机会公平的属性，即实现社会收入群体总体向上流动的机会优于向下流动的机会。相反，如果社会收入群体总体向下流动的可能性大于向上流动的可能性，那么，即使收入流动性再高，也不利于社会整体效益的提高和整体福利的增加。事实上，收入流动机会的公平，也创造和维系着社会稳定和可持续发展的空间，是更为重要的社会学和经济学指标。

本文中，我们使用向上流动概率与向下流动概率的比值来衡量收入流动质量，其中向上流动不仅仅限定为家庭收入阶层的上跃。依据 Albornoz et al. (2007) 提出的研究框架，如果一个家庭的人均收入相对于前一期有提高，且提高的幅度大于整个社会收入变动的均值，同时在家庭收入阶层排序中，该家庭的收入阶层有所提高，我们则认为该家庭向上流动了，其数学表示为：

$$\Delta Y_{it} > 0, \Delta Y_{it} > \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta Y_{it}, I_{it} > I_{it-1} \quad (6)$$

其中 ΔY_{it} 代表 i 家庭在 t 期相对于 $t-1$ 期的收入变化， I_{it} 代表 i 家庭在 t 期的收入阶层排序， n 为家庭样本总数。

向下流动指的是某一个家庭相对于上一期人均收入下降，且下降的幅度小于所有家庭变动的均值，同时在家庭收入阶层排序中，该家庭的收入阶层有所下降，其数学表示为：

$$\Delta Y_{it} < 0, \Delta Y_{it} < \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta Y_{it}, I_{it} < I_{it-1} \quad (7)$$

基于以上数学模型框架并进行总量和分布测算，我们就可以度量各时间段的收入流动质量，结果见表 4。整体来看，中国城镇居民家庭的收入流动质量相对较高，在各个时间段内向上流动的机会都要优于向下流动的机会，整个社会的收入分配发展格局并未恶化，具有进一步自我完善的可能和空间。但与此同时，家庭收入流动的质量也呈现随时间不断下降的趋势，从 1998-2000 年的 1.92 下降到了 2011-2013 年的 1.54，居民收入向上流动的口径越来越窄。而从收入分组看，较低收入群体的收入流动质量较差，且呈现逐年下降的趋势，收入流动质量问题日趋严峻；而较高收入群体反而流动质量较高，收入向上流动的可能性要明显高于向下流动的可能性。家庭所处的收入阶层越高，其收入流动性质量越高，这是一个值得长期关注、深入研究并着力解决的社会公平问题。

表4 收入流动质量

时间段	总体	较低收入群体	中等收入群体	较高收入群体
1998-2000年	1.92	1.79	1.91	1.94
2000-2002年	1.69	1.49	1.76	2.00
2011-2013年	1.54	1.23	1.39	1.64

注：王洪亮等（2012）认为，较低收入群体与较高收入群体这两个阶层向上流动与向下流动的阶层不匹配，即较高收入群体向上流动只有1阶，向下却有3阶，较低收入群体正好相反，所以如果采用简单的向上/向下流动比率，不能很好地说明问题，因此这两个阶层的流动均指上下1阶的比率。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

四 中国城镇居民家庭收入流动的影响因素

在度量收入流动性的大小和质量的基础上，我们进一步应用建模技术结构解析收入跃迁的影响因素。传统跃迁影响因素的研究通常忽略收入跃迁的幅度，直接分析向上流动与向下流动的异同。而事实上，不同幅度的收入跃迁存在不同的概率机制和影响因素。而基于上文构建的收入转移矩阵，我们可以发现，在居民收入跃迁的过程中，大部分家庭均围绕自身所处收入阶层进行或上或下的单层跃迁，这是收入跃迁的主体内容，但多个阶层跃迁的可能性也仍然普遍存在，且具有独特的结构特征。因此，本文分别从单层跃迁与多层跃迁两个视角来审视收入流动性的影响因素。而对于模型解释变量（自变量）的选择，我们将更主要地基于经典理论、统计发现和微观数据信息。

首先，经典劳动经济学理论认为，人力资本禀赋是影响个体收入差距的主要因素，因为具有较高人力资本的市场相较于较低人力资本市场有着更高的劳动生产率，并且这个优势将长期保持，并且高的人力资本将在市场中获得更多的就业机会和更高的劳动报酬（Becker, 1964; Schultz, 1961）。其次，家庭人口统计属性也是影响收入阶层定位的重要因素，不同人口规模的家庭，其收入流动性往往是不同的，人口数目会显著影响家庭的跃迁能力（杨穗、李实，2016）。而我们通过对收入转移矩阵进行的分析发现，收入跃迁也具有阶层异质性，不同收入阶层向上流动和向下流动的能力不同，其流动概率也不同，因此，家庭所处的收入阶层也是其流动性的禀赋因素。此外，家庭收入的结构特征也是影响家庭收入流动性的重要因素，且在不同时期，收入结构对于流动性的作用存在差异。同时，地区间发展的不平衡也会影响家庭收入跃迁的能力，经济的长期稳定增长能够显著增强居民的绝对收入流动性（常亚青，2013）。

基于此，我们将影响家庭收入跃迁的特征变量化，筛选重要影响因素作为解释变量，并分别建立了单层跃迁和多层跃迁的影响因素分析模型。

(一) 单层跃迁影响因素分析

我们设定 *Mobility* 为跃迁测度变量，当发生 *i* 层向上跃迁时 *Mobility* 取值为 *i*，当发生 *i* 层向下跃迁时取值为 $-i$ ，不发生流动时为 0。模型的因变量为 *Mobility* 取特定值的概率。同时，样本被分为向上跃迁和向下跃迁两个部分，因此分别量化向上跃迁和向下跃迁的影响因素。对于单层跃迁模型而言，向上跃迁时因变量值域为 $(0, 1]$ ，取值越大，表明家庭发生单层向上跃迁的概率越大；而向下跃迁时因变量值域为 $[-1, 0)$ ，取值越小，家庭向下单层跃迁的概率越大。因为因变量本身是二元离散变量，不能使用普通最小二乘 (OLS) 方法直接估计。我们假定模型残差项服从 Logistic 分布，使用 Binary Logit (BL) 方法进行估计，估计的模型如下所示：

$$P(Mobility = \lambda_i) = f(Age, Agesq, Workingtime, Employ, Health, Education, Familysize, Familyclass, Wageincome, Growth, \varepsilon) \quad (8)$$

该模型主要是衡量人力资本、家庭特征以及地理位置特征对家庭收入阶层变动的影 响，变量的取值与说明见表 5。其中，解释变量前 6 项为 人力资本禀赋，分别为家庭成员平均年龄、平均年龄的平方、平均就业年限、就业人数占总人数的比例、平均健康

表 5 变量定义与说明

变量类别	变量	变量名称	变量取值及说明
因变量	<i>Mobility</i>	收入阶层变动	$\Delta Y_{it} > 0, \Delta Y_{it} > \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta Y_{it}, I_{it} > I_{it-1}$ ，则取值为 1 $\Delta Y_{it} < 0, \Delta Y_{it} < \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta Y_{it}, I_{it} < I_{it-1}$ ，则取值为 -1 其他，则取值为 0
人力资本特征	<i>Age</i>	年龄	家庭成员平均年龄
	<i>Agesq</i>	年龄平方	家庭成员平均年龄的平方
	<i>Workingtime</i>	就业年限	家庭成员平均就业年限
	<i>Employ</i>	就业比例	家庭中就业人数占总人数的比例
	<i>Health</i>	健康状况	家庭成员的平均健康状态
家庭特征	<i>Education</i>	教育年限	家庭成员的平均受教育年限
	<i>Familysize</i>	人口规模	家庭总人口数
	<i>Familyclass</i>	收入阶层	家庭初期所处的收入阶层 ($i = 1, 2, 3, 4, 5$)
	<i>Wageincome</i>	收入结构	工资性收入占家庭可支配收入的比例
经济发展特征	<i>Growth</i>	地区经济发展	家庭所在省份在研究期间的平均经济增长率

注：对于健康状况变量，在数据中用 1、2、3、4、5 分别代表与同龄人相比的健康水平，取值越大，健康水平越低。

状态、平均受教育年限；而 *Familysize*、*Familyclass*、*Wageincome* 为家庭特征，分别代表家庭总人口数，家庭所处收入阶层、工资性收入占可支配收入比例；*Growth* 变量为经济发展变量。

如前所述，由于本文使用的数据中，1998 - 2000 年样本信息来自 2002 年调查数据的分离，而 1998 - 2000 年的有关变量信息缺失，因此，在影响因素分析中，本文只划分为 2000 - 2002 年与 2011 - 2013 年两个时间段。

从模型估计的结果看（表 6），首先，人力资本特征表现为收入向上流动的积极因素。在 2000 - 2002 年间，家庭成员的年龄越大，越不利于收入向上流动，时代背景能够对该现象做出解释：该时期内，市场经济不断发展，国内外经济形势显著变化，进入市场的自主创业者以中青年为主体，因此该年龄段的人具有更多的机会实现收入阶层的跃迁，而到了 2011 年前后，经济发展相对稳定，年轻人创业优势开始减弱，年龄对于收入阶层的跃迁不再产生显著影响。家庭的就业比率无论在什么时期对于收入阶层的提高都具有显著影响，就业比率越高，人均收入水平越高，实现就业是低收入家庭实现收入阶层跃迁的先决条件，而政府也能通过降低失业率提高社会的整体福利水平，促进社会公平和稳定。教育作为人力资本中最重要一个因素，对于收入阶层的流动也有着非常显著的影响，而且这种显著影响具有不断提升的趋势，其边际贡献由 2000 - 2002 年间的 9.33% 上升到 2011 - 2013 年间的 11.49%。同时，提高对教育的投资，更能有效抑制阻止家庭收入的相对减少和收入阶层的下滑。

表 6 基于 BL 模型的收入单层流动影响因素研究

变量	2000 - 2002 年		2011 - 2013 年	
	1	-1	1	-1
<i>Age</i>	-0.1435 *** (0.0368)	-0.0420 (0.0315)	0.0086 (0.0241)	0.0059 (0.0335)
<i>Agesq</i>	0.0022 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0002)
<i>Workingtime</i>	0.0145 ** (0.0061)	-0.0019 (0.0074)	0.0016 (0.0012)	-0.0003 (0.0023)
<i>Employ</i>	0.7412 *** (0.2730)	0.2011 (0.2568)	0.6779 *** (0.1989)	-0.0424 (0.2642)
<i>Health</i>	-0.0441 (0.0735)	0.0937 (0.0800)	-0.2089 ** (0.0831)	-0.0918 (0.1100)
<i>Education</i>	0.0933 *** (0.0268)	0.1150 *** (0.0280)	0.1149 *** (0.0227)	0.1102 *** (0.0300)

续表

变量	2000 - 2002 年		2011 - 2013 年	
	1	-1	1	-1
<i>Familysize</i>	0.1578 ** (0.0761)	-0.0403 (0.0800)	-0.4303 *** (0.0620)	-0.0407 (0.0811)
<i>Familyclass</i>	-0.3848 *** (0.0410)	-1.4288 *** (0.0596)	-0.5292 *** (0.0500)	-0.5612 *** (0.0671)
<i>Wageincome</i>	-0.1574 (0.1241)	0.1564 (0.1434)	-1.2682 *** (0.2092)	0.0678 (0.2165)
<i>Growth</i>	0.1254 *** (0.0341)	-0.1614 *** (0.0424)	0.2743 *** (0.0235)	-0.1571 *** (0.0561)
常数项	-0.7525 (0.7124)	-2.8608 *** (0.6700)	1.9216 *** (0.6661)	-0.6643 (0.9080)
样本量	1979	2162	1536	818
伪 R ²	0.1371	0.4023	0.0965	0.0782
Chi2	316	1185	203	88

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平；1 代表向上跃迁一个阶层，-1 代表向下跃迁一个阶层；括号里的数字代表标准误。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

另外，模型结果表明，家庭特征也是收入阶层变迁的显著性禀赋因素。首先是家庭人口数。在 2000 - 2002 年间，提高家庭人口总规模能够促进收入向上流动，而到了 2011 - 2013 年，家庭人口规模反而不利于向上跃迁。随着中国社会经济的发展、城镇化水平的提高以及家庭人口结构的变迁，家庭人口规模并不是促进收入跃迁的线性影响因素，在不同时期其影响程度甚至方向都出现了与时代发展特征相同步的剧烈变动。在家庭特征中对收入流动影响最大是家庭初期所处的收入阶层。在各个时期，家庭收入阶层与收入向上跃迁概率呈反向相关，家庭收入水平越低，其向上流动的机会更大，随着收入阶层的提高，向上单层跃迁的能力逐渐减弱，即低收入群体在向上跃迁的过程中，遇到的阻力逐渐加大，低收入群体的整体向上跃迁通路是“金字塔”形的。家庭收入结构在 2000 - 2002 年对于收入向上跃迁没有显著的影响，但到了 2011 年后，以工资作为主要收入来源的家庭则难以实现收入阶层的跃迁，其与家庭人口规模一样，在不同时期随社会经济发展结构的变迁对于收入流动的作用出现了重大变化。

除此之外，区域经济发展状况也会对收入流动产生影响，在经济发展状况比较好的省份，居民的收入跃迁能力比较高，但是在这些地区，居民向下流动的概率也会提高，所以更容易出现贫富差距过大的现象。而数据分析同样表明，在 2000 - 2002 年期

间,拥有更多青壮年劳动力的和受过良好教育的低收入阶层家庭更容易实现单阶层的正向流动。到了 2011-2013 年间,健康状况良好、受过良好教育、处于就业状态且不以工资作为主要收入来源的小规模家庭更容易实现向上流动。

(二) 多层跃迁影响因素分析

经验表明,收入跨阶层流动相对于邻近阶层跃迁更加困难,也存在更多的阻力,而其量化方法也更为复杂,学界鲜有涉及。但是对于该问题的研究却具有重要意义,特别是对于处于经济结构转型的发展中经济体而言意义更大。如果我们可以找到影响居民跨阶层跃迁的影响因素,就能帮助低收入家庭找到一条快速上升的通道,盘活低收入群体的经济活力,实现广泛意义的可持续发展。

我们选择家庭在两个时间段收入阶层的级次差作为因变量,设为 i ($i = -4, -3, -2, 2, 3, 4$),并将其分为两个部分:向上表示家庭在末期实现了阶层的向上跃迁,其值越大说明家庭跃迁的梯度越高;向下表示家庭在末期发生了收入的向下跃迁,其值越大说明家庭位置越容易发生急速下降。其他变量的解释如前文所述。在多层跃迁回归中,我们新增加了一个解释变量,即职业稳定性 (*Occupation*)。谷晓然 (2016) 认为,在国有单位工作的人其家庭具有更高的向上流动性,这些家庭更容易向上跃迁,而其他在非国有单位工作的人其家庭收入会较多受到宏观经济政策的影响,具有较高的不稳定性。所以我们将国有性质单位工作记为 1 (在 CHIPs 数据中职业类型为党政机关团体、事业单位、国有控股企业、国有独资企业),其他工作性质记为 0,使用家庭成员中在国有性质单位工作的人群占比作为家庭职业稳定性的衡量指标。

因为因变量不再是二元变量,所以无法使用 Binary Logit (BL) 方法进行估计,但是因变量依然是有序的离散型变量。假设残差服从 Logistic 分布,我们可以使用 Ordered Logit (OL) 方法进行估计,估计的模型如下所示:

$$P(\text{Mobility} = \lambda_i) = f(\text{Age}, \text{Agesq}, \text{Workingtime}, \text{Employ}, \text{Health}, \text{Education}, \text{Familysize}, \text{Familyclass}, \text{Wageincome}, \text{Occupation}, \text{Growth}, \varepsilon) \quad (9)$$

估计结果见表 7。对于多数人力资本特征而言,在各时期都对收入流动没有显著的影响,其中需要特别关注的是,2000-2002 年期间,健康状况对正向流动与逆向流动都没有影响,到了 2011-2013 年期间,拥有更好健康状况的家庭向上流动的可能性更大。而人力资本特征中对于收入流动影响最大的是教育投资,在 2000-2002 年期间,加大教育投资不仅能够加快向上流动的步伐,还能有效防止收入阶层的急剧下降,但到了 2011-2013 年期间,教育只具有正向促进作用,对于收入的逆向流动不再具有显著的影响。

表 7 基于 OL 模型的收入多层流动影响因素研究

变量	2000 - 2002 年		2011 - 2013 年	
	向上	向下	向上	向下
<i>Age</i>	-0.0153 (0.0100)	-0.0009 (0.0007)	0.0312 (0.0541)	0.0396 (0.0487)
<i>Agesq</i>	-2.82E-05 (0.0001)	-0.0132 (0.0400)	-0.0002 (0.0012)	-0.0003 (0.0024)
<i>Workingtime</i>	0.0133 (0.0085)	0.0132 (0.0083)	0.0006 (0.0017)	0.0005 (0.0021)
<i>Employ</i>	0.3219 (0.3526)	0.3167 (0.3469)	0.4950 (0.4000)	0.3887 (0.3648)
<i>Health</i>	-0.0708 (0.0767)	-0.1187 (0.1124)	-0.3346 ** (0.1270)	-0.0706 (0.1120)
<i>Education</i>	0.0579 ** (0.0271)	0.0141 ** (0.0016)	0.0958 *** (0.0346)	0.0245 (0.0300)
<i>Familysize</i>	0.3454 (0.2196)	0.4681 * (0.2790)	-0.7118 *** (0.1518)	-0.4305 (0.2913)
<i>Familyclass</i>	-0.4419 *** (0.0691)	-0.0761 (0.1127)	-0.6004 *** (0.0838)	-0.3735 *** (0.0759)
<i>Wageincome</i>	-0.4345 (0.3685)	-0.4146 (0.3581)	-0.2023 (0.3500)	0.2219 ** (0.0890)
<i>Occupation</i>	0.6137 *** (0.3053)	0.1872 (0.2956)	-0.9622 *** (0.2677)	-0.1981 (0.2700)
<i>Growth</i>	0.1247 *** (0.0741)	-0.1189 * (0.0631)	0.1423 *** (0.0354)	-0.1029 *** (0.0312)
样本量	741	758	895	933
伪 R ²	0.0600	0.0535	0.0914	0.0347
LR 统计量	65	57	89	34

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平；向上流动包含 2、3、4 三个取值，向下流动包含 -2、-3、-4 三个取值；括号里的数字代表标准误。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIPs）数据计算得到。

家庭特征变量对于收入流动性有较强的影响，但在不同时期、不同收入流动方向中的作用存在差异。具体来看，家庭规模在 2000 - 2002 年期间对于正向流动没有显著的影响，但有利于防止家庭收入阶层的快速下降，但到了 2011 - 2013 年期间，家庭规模过大，会不利于收入的向上跃迁。家庭本身所处的阶层是影响收入流动的最主要的一个特征，无论处于什么时期，家庭所处的收入阶层越低，其能够实现多层向上跃迁的可能越大，而处于高收入阶层的家庭具有更高的向下跃迁的可能。在 2000 - 2002 年以工资为主要收入来源的家庭很难实现多阶层的收入跃迁，到了 2011 - 2013 年，以工资为主要来源的家庭具有较强的稳定性，虽然工资不具有促进作用，但是能够防止家庭收入地位的大幅下滑。

至于职业稳定性,在2000-2002年间在国有性质企业工作的比例越高,其向上流动的阶层数越高,但到了2011-2013年间在国有性质单位工作的比例越高,其向上流动的阶层数越低。同单层跃迁一致,对于不同经济发展水平的地区而言,家庭的跨阶层流动概率也是不相同的,在经济增长较快地区,家庭更有可能实现跨阶层流动,经济增长越快,能跨越的阶层数越高,但是在这些地区家庭也更容易发生阶层的剧烈下降。

从上面的分析可以看出,不同于单层跃迁,多层跃迁发生的概率很大程度上取决于其自然属性,即家庭原本所处的收入阶层,而个人的能力与意愿能够发挥的作用相对较小。而在各种家庭中,原本处于较低收入阶层、受过良好教育、不以工资作为主要收入来源且具有国有性质单位就业属性的家庭在21世纪初更容易实现跨阶层流动,而到了2011年以后,原本处于较低收入阶层、不在国有性质单位就业的小规模知识分子家庭更容易实现跨阶层的流动。

五 结论

本文利用2002年与2013年CHIPs数据,以收入跃迁为度量手段对中国城镇居民家庭收入流动性的总体数量特征和质量特征进行了分析。在理论和数据分析基础上,我们通过建立单层跃迁模型和多层跃迁模型,对不同跃迁形式下家庭收入流动的影响因素进行了量化,研究有以下几个发现。

第一,自1998年以来,中国城镇居民家庭的收入流动性呈先上升后下降的倒U型结构。在2002年左右收入流动性上升到相对较高水平,到2013年左右则出现较明显的下降。长期来看,中国城镇居民家庭的收入流动性整体呈下降趋势。

第二,在各个时间阶段内,中国城镇居民家庭收入流动性均呈现“中间高、两端低”的分布特征,中间三个收入阶层上下跃迁相对活跃,而两端的最低与最高收入群体则显现出一定的收入固化现象。

第三,在各个时间阶段内,家庭向高收入阶层流动的机会都要优于向低收入阶层流动的机会,整个社会的收入分配发展格局具有机会公平性,但从时间趋势看,收入流动的质量持续下降,且随收入阶层的降低,收入流动质量弱化。

第四,对于邻近式的单层跃迁而言,无论在什么时期,就业均能显著提高家庭正向收入跃迁的能力;而教育也是促进收入向上流动的有利因素,且能有效削减家庭向下流动的可能性;家庭初期所处的收入阶层越低,向上流动的可能性越大。

第五,对于跨越式的多阶层跃迁而言,教育能够促进家庭实现收入的跨越式跃迁,

在 2000 - 2002 年期间还能有效防止家庭收入阶层的快速下降，但这种预防作用到了 2011 - 2013 年期间不再显著；与单层跃迁一致，家庭初期所处的阶层越低越容易实现跨阶层正向流动，所处的阶层越高越容易发生向下的快速流动；至于人口规模、职业稳定性等在不同时期，在不同流动方向中的作用呈现出不同特征。

第六，影响单层邻近式跃迁与多层跨越式跃迁的诸多重合性因素中，最重要的是家庭成员教育和家庭初期所处的收入阶层，一个代表着家庭向上提升的能力，一个则是家庭既定的禀赋性属性，而后者很难通过自身努力与外在条件的变化而改变。因此，在促进收入正向流动的过程中，加大教育投资是最有效、最直接的方式，而通过政策性手段消除禀赋性的差异，也是值得努力的方向。

参考文献：

- 常亚青 (2013)，《中国居民绝对收入流动性与 GDP 增长关系的实证分析》，《上海经济研究》第 11 期，第 14 - 21 页。
- 谷晓然 (2016)，《中国居民收入流动性研究》，博士学位论文，中央财经大学统计与数学学院。
- 罗锋、黄丽 (2013)，《我国农村家庭收入流动的影响因素分析：1989—2009》，《农业技术经济》第 8 期，第 72 - 81 页。
- 权衡 (2008)，《收入差距与收入流动：国际经验比较及其启示》，《社会科学》第 2 期，第 4 - 13 页。
- 万相昱 (2015)，《中国净等价收入规模的测算方法及应用》，《数量经济技术经济研究》第 11 期，第 119 - 132 页。
- 王海港 (2005)，《中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响》，《经济研究》第 1 期，第 56 - 66 页。
- 王洪亮 (2009)，《中国区域居民收入流动性的实证分析——对区域收入位次变动强弱研究》，《管理世界》第 3 期，第 36 - 44 页。
- 王洪亮、刘志彪、孙文华、胡棋智 (2012)，《中国居民获取收入的机会是否公平：基于收入流动性的微观计量》，《世界经济》第 1 期，第 114 - 143 页。
- 严斌剑、周应恒、于晓华 (2014)，《中国农村人均家庭收入流动性研究：1986—2010 年》，《经济学（季刊）》第 3 期，第 939 - 968 页。

- 杨穗、李实 (2016), 《中国城镇家庭的收入流动性》, 《中国人口科学》第5期, 第78 - 89页。
- 尹恒、李实、邓曲恒 (2006), 《中国城镇个人收入流动性研究》, 《经济研究》第10期, 第30 - 43页。
- 章奇、米建伟、黄季焜 (2007), 《收入流动性和收入分配: 来自中国农村的经验证据》, 《经济研究》第11期, 第123 - 138页。
- 周天勇 (2006), 《结构转型缓慢、失业严重和分配不公的制度症结》, 《管理世界》第6期, 第27 - 36页。
- 周兴、王芳 (2010), 《中国城乡居民的收入流动、收入差距与社会福利》, 《管理世界》第5期, 第65 - 74页。
- Albornoz, Amelina, Jose Yanez, Claudia Foerster, Celeste Aguirre, Luisa Pereiro, Verónica Burzio, Mauricio Moraga, Ariel Reyes & Marcelo Antonelli (2007). The CK1 Gene Family: Expression Patterning in Zebrafish Development. *Biological Research*, 40(2), 251 - 266.
- Becker, Gary (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Chen, Shaohua & Martin Ravallion (2004). How Have the World's Poorest Fared since the Early 1980s? *World Bank Research Observer*, 19(2), 141 - 170.
- Hertz, Tom (2006). Understanding Mobility in America. Accessed December 23, 2018, <https://www.americanprogress.org/issues/economy/news/2006/04/26/19147/understanding-mobility-in-america/>.
- Jenkins, Stephen & Philippe Van Kerm (2006). Trends in Income Inequality, Pro-poor Income Growth, and Income Mobility. *Oxford Economic Papers*, 58(3), 531 - 548.
- Khor, Niny & John Pencavel (2007). Household Income Inequality, Income Mobility, and Labor Supply in China and the United States. *Stanford Center on Global Poverty and Development Working Paper*, No. 340.
- Lipton, Michael & Qi Zhang (2007). Reducing Inequality and Poverty During Liberalisation in China: Rural and Agricultural Experiences and Policy Options. *PRUS Working Paper*, No. 37.
- Prais, Sigbert Jon & Hendrik Samuel Houthakker (1955). *The Analysis of Family Budgets, with an Application to Two British Surveys Conducted in 1937 - 9 and Their Detailed Results*. New York: Cambridge University Press.

- Schultz, Theodore (1961). Investment in Human Capital. *American Economic Review*, 51 (1), 1 – 17.
- Thomas, Adam & Isabel Sawhill (2002). For Richer or for Poorer: Marriage as an Antipoverty Strategy. *Journal of Policy Analysis and Management*, 21(4), 587 – 599.
- Woolard, Ingrid & Stephan Klasen (2005). Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa. *Journal of Development Studies*, 41(5), 865 – 897.

Income Mobility of Chinese Urban Households

Wan Xiangyu^{1,2}, Shi Xuemei³ & Tang Liang⁴

(Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;

China Institute for Income Distribution, Beijing Normal University²;

University of Chinese Academy of Social Sciences³;

School of Business, Northeast Normal University⁴)

Abstract: Based on the Chinese Household Income Project Survey (CHIPs) data, this paper makes a quantitative examination on income mobility of urban households in China. It finds that the income mobility structure of urban Chinese households shows an inverted U-shaped distribution, indicating the level of income mobility rises first and then decreases. Within time series frame, the dynamic of income mobility shows an overall downward trend. At the same time, the quality of mobility drops slightly, as the ratio of upward to downward transition decreases continuously. A further comparative analysis on the influencing factors between single-level and multi-level income mobility identifies a pyramid-shaped two-way structure in the income transition mechanism of urban households. The higher income group faces more resistance in upward mobility, while the lower income group sees less resistance in downward mobility. In addition, education investment remains the most effective factor to promote upward and to prevent downward mobility.

Keywords: income mobility, income transition, income transfer matrix

JEL Classification: C40, D31, J31

(责任编辑：西 贝)