

中国收入流动性的变动及影响因素研究

——基于 CHNS 数据的分析

陈 怡, 谈碧云, 李海玲
(南京审计大学, 江苏 南京 211815)

摘要:利用 CHNS 数据对中国收入流动性的变化趋势进行分析,并实证研究了中国收入流动性的影响因素。研究发现:中国的总体收入流动性在上个世纪九十年代初有微弱上升,但在 2000 年代初期呈现较为明显的下降趋势,当分城乡进行分析时该趋势仍然存在,且城镇收入流动性下降相对于农村更为显著。此外,农村收入流动性始终高于城镇。人口学特征、工作单位属性变量及地理因素变量都显著影响着中国的收入流动性。因此,提高居民的受教育水平,完善社保制度、技能培训,协调城乡和区域的发展,规范垄断行业收入,有利于促进居民收入向上流动。

关键词:收入流动;收入不平等;收入转换矩阵

中图分类号:F014.44 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-0098(2020)02-0025-08

一、问题的提出

改革开放以后,中国在经历经济快速增长的同时,收入不平等也在增长。根据国家统计局公布的官方数据,1989 年基尼系数仅为 0.341,2008 年达到 0.491 的高点后,此后有所下降,2016 年的基尼系数为 0.465,但是收入不平等依然较为严峻。

Friedman(1962)^[1]指出,在一个有着刚性收入分配的社会中,如果所有人年复一年保持着收入排名的位置不变,那么这个社会无论在何种意义上都比一个流动的社会更加不公平。收入差距的扩大只是一个社会分配格局的静态景象,要想把握一个社会分配格局的全貌,还需从动态的角度来考察差距背后存在的机会公平性问题。

对收入流动性的实证研究主要是从宏观和微观流动性两方面展开的。前者主要解决收入流动性的大小及其变化,后者主要解决什么样的个体或群体会比其他个体或其他群体具有更大的收入流动性。因此从以上两个维度进行研究,认识一国收入流动性的现状,并找出收入流动性的主要影响因素具有重要的理论和现实意义。

较早研究我国收入流动的是 Nee(1996)^[2],他利用截止到 1989 年的农村数据,发现随着中国走向市场经济的制度变换,农户收入流动加快,原有的收入分层发生较大变化。章奇等(2007)^[3]、孙文凯等(2007)^[4]、严斌剑等(2014)^[5]、杨惠(2016)^[6]和朱诗娥等(2018)^[7]学者对中国农村收入流动性也进行了研究,以上学者利用不同的数据来源对中国农村收入流动性进行了研究,得出的结论也有差别,如朱诗娥等(2018)^[7]发现三十多年来,中国农村收入流动性一直在下降,而杨惠(2016)^[6]发现农村家庭的收入流动性在 2007-2009 年有了明显的上升。Khor and Pencavel(2006)^[9]、尹恒等(2006)^[11]、杨惠和李实(2016)^[10]等对中国城镇收入流动性进行了讨论,得出的结论也存在差别,杨惠和李实(2016)^[10]发现中国城镇收入流动性在 2007-2009 年曾有短暂的回升,但总体下降趋势不变。多数研究也认为,城镇收入流动性在下降。

收稿日期:2019-12-20

基金项目:国家社会科学基金“中外财富差距与收入差距的比较研究”(15BJL018);江苏省研究生科研创新计划项目“我国居民的财产分布及国际比较”(KYCX18_1694)

作者简介:陈 怡(1976-),女,江苏东台人,博士,教授,研究方向为经济学。

也有学者对中外的收入流动性进行比较,Khor and Pencavel(2006)^[9]认为,与其他国家相比,中国的总体流动性相对较高,中国城市的收入流动性比美国更大。

就收入流动性的影响因素来看,认为影响收入流动的因素主要有:学校教育、家庭禀赋(劳动力或土地)、社会资本(朱诗娥等,2018)^[7];人口结构、劳动力就业特征变化、收入结构(杨惠和李实,2016)^[10];职业特征(王洪亮等,2012)^[12]。

本文以代内收入流动(即个人/户主生命周期中的收入流动)为研究对象^①,将利用 CHNS 数据对中国的城乡家庭收入流动性运用收入转换矩阵与收入流动性指数进行测度,关注点主要放在两年期的收入流动性的研究上。之所以主要研究两年期的收入流动性是因为:CHNS 的调查年份间隔不同,不同时间间隔的收入流动性不具可比性,因此,需选择时间间隔相同的时间区间进行收入流动性的比较,而时间间隔为两年期是 CHNS 数据中可使用时间区间最多的^②。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是方法与数据;第三部分是对中国的收入流动性分城乡利用收入转换矩阵以及收入流动性指数进行测度;第四部分是对中国收入流动性的影响因素进行实证分析;第五部分是结论与政策建议。

二、方法与数据

(一)收入转换矩阵

转换矩阵是对收入流动性分析的重要工具。假设 S 为所有可能状态值的集合,这里的状态值为家户在整体家户中的排名,那么状态值 $S = [0, 1]$,即状态值 S 介于零至一之间。定义子集 $S_1, \dots, S_K \in S$ 使得 $\bigcup_{k=1}^K S_k = S$ 并且 $S_k \cap S_{k'} = \emptyset$ 。 n_{kl} 是家户数量,在 t_0 期是 S_k 而在 t_1 期是 S_l ,转换矩阵 P 是 $K \times K$ 方阵(如公式(2)所示),那么,转换矩阵中的元素可以写成:

$$P_{kl} = \frac{n_{kl}}{\sum_{j=1}^K n_{kj}} \quad (1)$$

转换矩阵中的所有元素大于 0 小于 1,每行和每列的元素之和为 1。观察矩阵的主对角线上的元素,主对角线上的元素越大说明 t_0 期处于 K 水平的家户在 t_1 期仍处于 K 水平的概率越大,因此,收入流动性就越低。这样矩阵 P 的对角线上的值表示在 t_0 期开始到 t_1 期结束仍处于位置 K 的家户的比例。

$$\begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1K} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2K} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ P_{K1} & P_{K2} & \cdots & P_{KK} \end{pmatrix} \quad (2)$$

(二)收入流动性指数

转换矩阵虽然是反映样本收入流动性大小的一种简便方法,但它较为粗略,基于以上原因,使用一种简便且被大家普遍接受的流动性统计指标公式(3)来进行度量就非常有实用(Prais,1955;Trede,1999)^[13,14],因为该指标能考虑到家庭收入中可用的更多信息。

转换矩阵中的所有元素大于 0 小于 1,每行和每列的元素之和为 1。观察矩阵的主对角线上的元素,主对角线上的元素越大说明 t_0 期处于 K 水平的家户在 t_1 期仍处于 K 水平的概率越大,因此,收入流动性就越低。这样矩阵 P 的对角线上的值表示在 t_0 期开始到 t_1 期结束仍处于位置 K 的家户的比例。

$$M(p) = \frac{K - \sum_{k=1}^K p_{kk}}{K - 1} \quad (3)$$

其中, p_{kk} 为转换矩阵中主对角线上的元素, K 为按收入由低到高的顺序排列的等级数。公式(3)是测度收入流动性大小的常用指数(Shorrocks,1978)^[15]。若 $A1 - A2$ 年的收入转换矩阵为 P_A ,而相同跨度年份的 $B1 - B2$ 年的收入转换矩阵为 P_B ,当且仅当 $M(P_A) > M(P_B)$ 时,称 $A1 - A2$ 年的收入流动性比 $B1 - B2$ 年的收入流动性更大。

① 收入流动有不同的研究视角,包括代际间的收入流动、代内的收入流动等。

② 在后文的数据部分中将有详细阐述。

(三)数据

本文的数据来自 CHNS (China Health and Nutrition Survey), CHNS 数据是由北卡罗来纳大学人口中心和中国疾病预防控制中心营养与食品安全所合作的追踪调查项目,该调查范围涵盖中国东中西部 12 个不同经济发展水平省(区)的城市和农村地区^①,该调查采用多阶段分层整群随机抽样方法,每次调查大约访问 220 个左右的社区样本,共得到大约 4000 户家庭住户,26000 个个人样本。目前该数据已被广泛用于经济学、社会学和医学等领域的研究。在分析收入流动性时,以家庭为单位进行考察,这也是学术界对收入进行研究的常见做法 (Gittleman 和 Joyce, 1999)^[16]。对家庭总收入的处理上使用了被广泛接受的 Buhmann et al. (1988)^[17] 的家庭等价规模 (Equivalent Scale) 方法,即把家庭总净收入除以家庭人口的平方根作为人均家庭收入。由于 CHNS 的数据调查年份间隔时间并不相同 (1989/1991/1993/1997/2000/2004/2006/2009/2011),因此不能简单地对不同时间间隔的性别收入流动大小进行纵向对比,由于这里可供研究的时间间隔为两年的时间区间样本 (1989 - 1991/1991 - 1993/2004 - 2006/2009 - 2011) 比时间间隔为三年 (1997 - 2000/2006 - 2009) 和四年 (1993 - 1997/2000 - 2004) 的时间区间样本更多且时间跨度更长,因此本文把两年期的收入流动性作为研究重点。

表 1 从收入分配的角度简要描述了 1998 - 2011 年的 CHNS 样本的描述性统计。不平等现象的度量反映在基尼系数、变异系数以及第 90% 与第 10% 分位处的比率以及变异系数上。总体基尼系数从 1989 年的 0.39 到最高点 2006 年的 0.50,此后有回落 2011 年为 0.46。利用 CHNS 计算出的总体基尼系数与国家统计局公布的基尼系数变化态势基本趋同,利用 CHNS 数据计算出的总体基尼系数显示 2009 比 2006 年有所下降,此后的 2009 和 2011 的基尼系数都比上一个调查年份有所下降,而国家统计局公布的基尼系数显示 2008 年到达 0.491 的高点后,此后的基尼系数有下降趋势,2012 年的基尼系数为 0.474 (如图 1)。第 90% 与第 10% 分位处的比率以及变异系数的变化趋势与基尼系数相似。

表 1 1989 - 2011 年 CHNS 各调查年份家庭收入描述性统计

| | 1989 | 1991 | 1993 | 1997 | 2000 | 2004 | 2006 | 2009 | 2011 |
|-----------------------------------------|------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 均值 | 6046 | 5846 | 6642 | 7974 | 10172 | 12595 | 14783 | 20957 | 25429 |
| 中值 | 5294 | 5130 | 5292 | 6513 | 8021 | 9179 | 10284 | 15057 | 19964 |
| Gini(总) | 0.39 | 0.37 | 0.41 | 0.41 | 0.44 | 0.47 | 0.50 | 0.49 | 0.46 |
| Gini(农村) | 0.42 | 0.39 | 0.43 | 0.42 | 0.52 | 0.47 | 0.51 | 0.50 | 0.48 |
| Gini(城镇) | 0.30 | 0.29 | 0.37 | 0.37 | 0.41 | 0.45 | 0.47 | 0.46 | 0.42 |
| 90 th /10 th (总体) | 7.87 | 6.72 | 8.39 | 8.54 | 10.81 | 13.43 | 13.77 | 12.71 | 13.60 |
| 90 th /10 th (农村) | 9.43 | 7.47 | 9.46 | 9.31 | 11.47 | 12.61 | 13.74 | 13.27 | 14.18 |
| 90 th /10 th (城镇) | 3.89 | 4.47 | 6.40 | 6.63 | 7.87 | 12.19 | 11.10 | 10.53 | 9.36 |
| C. V. (总体) | 0.83 | 0.72 | 0.86 | 0.84 | 1.02 | 1.01 | 1.31 | 1.27 | 1.07 |
| C. V. (农村) | 0.85 | 0.80 | 0.86 | 0.87 | 1.05 | 1.02 | 1.33 | 1.27 | 1.13 |
| C. V. (城镇) | 0.76 | 0.56 | 0.83 | 0.78 | 0.94 | 0.95 | 1.24 | 1.23 | 0.96 |

三、中国收入流动性的变动

(一)收入转换矩阵的变化

1. 总体

总体来看,表 1 中四个为期两年跨度的收入转换矩阵主对角线上的元素中,底部 p_{11} 和顶部 p_{55} 显得都比对角线上的其他元素大,如 1989 年处于顶部 20% 的家庭在 1991 仍保持在顶部 20% 的概率为 45.7%,而 1989 年处于底部 20% 的家庭在 1991 年仍处于底部 20% 的概率为 41.3%,处于顶部 20% p_{55} 和底部 20% p_{11} 的这两个概率要大于处于次顶层 p_{44} (31.8%) 和次底层 p_{22} (29.2%) 以及中间层 p_{33} (26.6%) 的概率。其他三个跨期两年的矩阵与上述情况相似。

^① 这 12 个省(区)包括辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州、北京、上海和重庆(2011 年增加了对北京、上海和重庆这三个直辖市的调查)。按照国家统计局颁布的标准:东部地区包括辽宁、江苏、山东和广西等 4 省(区);中西部地区包括黑龙江、河南、湖北、湖南和贵州等 5 省。



图1 中国基尼系数的变化

数据来源:国家统计局

从纵向比较看,1989-1991年与1991-1993年相比,对角线矩阵有略微差异但不明显。随着时间的推移,2004-2006年和2009-2011年的对角线矩阵有明显变化,特别是位于顶层和底层20%的概率。就位于顶层20%的概率来说,1989-1991年为45.7%,2009-2011年增长为51.1%,即顶层20%的家庭在两年后仍然位于顶层的概率显著增加;就底层20%的概率来说,1989-1991年为41.3%,2009-2011年增长为45.0%,即底层20%的家庭在两年后仍然位于底层的概率也增加了。换句话说,保持在收入顶层相对更加容易,而脱离底层难度相对更大。比较对角线的其它元素 p_{22} 、 p_{33} 、 p_{44} ,发现2009-2011年都较1989-1991年更大。

表2 1989-2011年两年期的收入转换矩阵(总体)

| | | 1991 | | | | | 1993 | | | | |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1989 | 1 | 0.413 | 0.256 | 0.161 | 0.097 | 0.074 | 1 | 0.413 | 0.258 | 0.155 | 0.113 |
| | 2 | 0.254 | 0.292 | 0.194 | 0.146 | 0.114 | 2 | 0.257 | 0.281 | 0.213 | 0.156 |
| | 3 | 0.163 | 0.225 | 0.266 | 0.211 | 0.135 | 3 | 0.158 | 0.227 | 0.253 | 0.203 |
| | 4 | 0.101 | 0.133 | 0.226 | 0.318 | 0.221 | 4 | 0.103 | 0.138 | 0.234 | 0.301 |
| | 5 | 0.069 | 0.093 | 0.151 | 0.228 | 0.457 | 5 | 0.068 | 0.097 | 0.144 | 0.228 |
| | | 2006 | | | | | 2011 | | | | |
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 2004 | 1 | 0.442 | 0.261 | 0.141 | 0.087 | 0.069 | 1 | 0.450 | 0.246 | 0.144 | 0.092 |
| | 2 | 0.228 | 0.297 | 0.246 | 0.146 | 0.084 | 2 | 0.232 | 0.313 | 0.228 | 0.147 |
| | 3 | 0.166 | 0.220 | 0.278 | 0.217 | 0.119 | 3 | 0.152 | 0.241 | 0.296 | 0.192 |
| | 4 | 0.103 | 0.135 | 0.222 | 0.313 | 0.226 | 4 | 0.073 | 0.129 | 0.217 | 0.343 |
| | 5 | 0.060 | 0.087 | 0.115 | 0.237 | 0.501 | 5 | 0.074 | 0.078 | 0.097 | 0.239 |

2. 农村

农村四个时期的两年期转换矩阵的对角线元素也有增加趋势,在农村1989-1991年底层20%的家庭在两年后仍保持在底层的概率为34.4%,但是这个概率在2009-2011年增长到41.0%,顶层的这个数字是从42.4%增加到46.4%。

表3 1989-2011年两年期的收入转换矩阵(农村)

| | | 1991 | | | | | 1993 | | | | |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1989 | 1 | 0.344 | 0.245 | 0.171 | 0.138 | 0.103 | 1 | 0.379 | 0.246 | 0.186 | 0.124 |
| | 2 | 0.285 | 0.211 | 0.244 | 0.142 | 0.117 | 2 | 0.240 | 0.278 | 0.212 | 0.184 |
| | 3 | 0.170 | 0.263 | 0.224 | 0.203 | 0.140 | 3 | 0.167 | 0.229 | 0.268 | 0.167 |
| | 4 | 0.123 | 0.175 | 0.179 | 0.310 | 0.214 | 4 | 0.141 | 0.128 | 0.199 | 0.302 |
| | 5 | 0.076 | 0.107 | 0.183 | 0.208 | 0.424 | 5 | 0.073 | 0.118 | 0.135 | 0.222 |

| | | 2006 | | | | | | | 2011 | | | | |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 2004 | 1 | 0.397 | 0.261 | 0.154 | 0.096 | 0.092 | 2009 | 1 | 0.410 | 0.251 | 0.152 | 0.110 | 0.077 |
| | 2 | 0.242 | 0.277 | 0.235 | 0.144 | 0.102 | | 2 | 0.238 | 0.285 | 0.221 | 0.161 | 0.096 |
| | 3 | 0.146 | 0.216 | 0.270 | 0.227 | 0.141 | | 3 | 0.161 | 0.236 | 0.277 | 0.204 | 0.122 |
| | 4 | 0.152 | 0.142 | 0.208 | 0.292 | 0.206 | | 4 | 0.097 | 0.131 | 0.219 | 0.309 | 0.243 |
| | 5 | 0.063 | 0.104 | 0.133 | 0.242 | 0.458 | | 5 | 0.093 | 0.097 | 0.131 | 0.215 | 0.464 |

3. 城镇

城镇四个时期的两年期转换矩阵的对角线元素的增加较农村更为明显(如表4),城镇1989-1991年底层20%的家庭在两年后仍保持在底层的概率为49.4%,这个概率在2009-2011年增长到54.1%,顶层的这个数字则从44.4%增加到53.3%。

如果横向比较每个时期农村与城镇的收入转换矩阵,我们会发现城镇的顶层和底层家庭保持在原位的概率都要大于农村,也就是就底层和顶层来说,农村的收入流动性比城镇的收入流动性要大。

表4 1989-2011年两年期的收入转换矩阵(城镇)

| | | 1991 | | | | | | | 1993 | | | | |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1989 | 1 | 0.494 | 0.253 | 0.099 | 0.099 | 0.056 | 1991 | 1 | 0.505 | 0.211 | 0.118 | 0.093 | 0.074 |
| | 2 | 0.245 | 0.288 | 0.245 | 0.112 | 0.112 | | 2 | 0.255 | 0.289 | 0.225 | 0.157 | 0.074 |
| | 3 | 0.133 | 0.258 | 0.266 | 0.202 | 0.142 | | 3 | 0.107 | 0.234 | 0.288 | 0.249 | 0.122 |
| | 4 | 0.043 | 0.142 | 0.240 | 0.326 | 0.249 | | 4 | 0.078 | 0.152 | 0.235 | 0.275 | 0.260 |
| | 5 | 0.085 | 0.060 | 0.150 | 0.261 | 0.444 | | 5 | 0.054 | 0.112 | 0.137 | 0.224 | 0.473 |

| | | 2006 | | | | | | | 2011 | | | | |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 2004 | 1 | 0.538 | 0.241 | 0.101 | 0.085 | 0.035 | 2009 | 1 | 0.541 | 0.260 | 0.087 | 0.074 | 0.037 |
| | 2 | 0.230 | 0.325 | 0.240 | 0.150 | 0.055 | | 2 | 0.227 | 0.397 | 0.240 | 0.083 | 0.054 |
| | 3 | 0.085 | 0.265 | 0.325 | 0.235 | 0.090 | | 3 | 0.103 | 0.207 | 0.347 | 0.231 | 0.112 |
| | 4 | 0.100 | 0.095 | 0.215 | 0.320 | 0.270 | | 4 | 0.070 | 0.083 | 0.211 | 0.372 | 0.260 |
| | 5 | 0.045 | 0.070 | 0.120 | 0.210 | 0.550 | | 5 | 0.058 | 0.054 | 0.116 | 0.240 | 0.533 |

(二)收入流动性指数的变化

根据收入流动性指数的计算结果,总体收入流动性指数表明,1991-1993年比1989-1991年的收入流动性有微弱上升,2004-2006年以及2009-2011年的收入流动性有下降趋势。城市收入流动性在1991-1993年与1989-1991年基本持平,但在此后两个时期的两年期(2004-2006年以及2009-2011年)收入流动性指数是下降的。农村收入流动性指数在这四个时期一直呈现收入流动性的下降趋势。可以看出,收入流动性指数的结果与收入转换矩阵得出的粗略结果基本一致。从图2还可以看出,相较于农村收入流动性,城镇收入流动性下降更为明显。

四、中国收入流动性的影响因素

(一)模型设定与变量选择

我国家庭收入位次的变动受很多因素的影响,参考相关文献(尹恒,2006;孙文凯,2007;王洪亮等,2012)^[11,4,12],本文在分析中引入如下变量,这些变量按所属的类别大致可以分为人口学特征因素、户主工作单位属性因素、户主工作状态因素、地理因素。具体各类因素包含的变量及变量解释如表5所示。同时,鉴于年龄与收入位次的变动间可能存在非线性关系,本文加入了年龄的平方项。模型中因变量为收入位次的变动,该变量代表在某一时期期初和期末收入流动位次的变动。若期末收入位次 $p_{i,t}$ 高于期初收入位次 $p_{i,t-1}$,那么mob取值为1;若期末收入位次 $p_{i,t}$ 低于期初收入位次 $p_{i,t-1}$,那么mob取值为-1;若期末收入位次 $p_{i,t}$ 等于期初收入位次 $p_{i,t-1}$,那么mob取值为0。回归采用的是Order Logit模型。

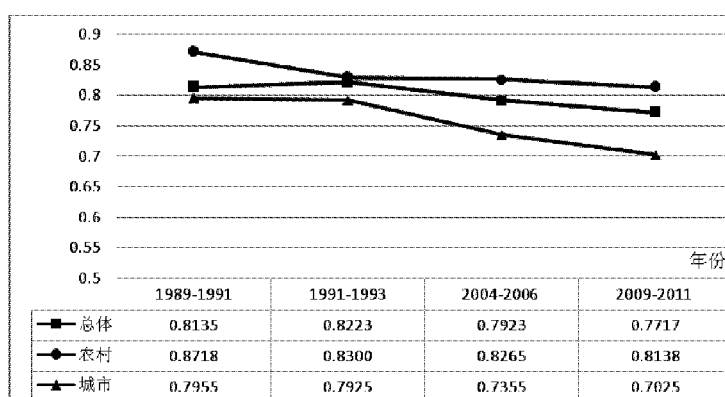


图2 1989-2011年两年期收入流动性指数之变化

表5 各变量说明

| 类别 | 变量名称 | 变量说明 |
|------------|----------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 收入位次的变动 | mob | $p_{i,t} > p_{i,t-1}$ 时, $mob = 1$ $p_{i,t} = p_{i,t-1}$ 时, $mob = 0$ $p_{i,t} < p_{i,t-1}$ 时, $mob = -1$ |
| 人口学特征因素 | age | 户主年龄 |
| | $age2$ | 户主年龄的平方 |
| | edu | 户主受教育年限 |
| 户主工作单位属性因素 | $occup$ | 在政府及事业单位工作 = 1, 否则 = 0 在国有企业工作 = 1, 否则 = 0 在集体企业工作 = 1, 否则 = 0 在私人企业工作 = 1, 否则 = 0 在三资企业工作 = 1, 否则 = 0 |
| 地理因素 | $urban$ | 城乡虚拟变量: 城市, $urban = 1$ 农村, $urban = 0$ |
| | $east$ | 地区虚拟变量: 东部, $east = 1$ 中西部, $east = 0$ |
| 控制变量 | $rankt0$ | 期初收入位次 |

(二) 回归结果

表6 收入流动性影响因素回归结果

| | 1989-1991 | 1991-1993 | 2004-2006 | 2009-2011 |
|----------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| age | 0.083*** (0.013) | -0.010 (0.018) | -0.036** (0.014) | 0.034** (0.015) |
| $age2$ | — | — | 0.0004*** (0.000) | — |
| edu | 0.058*** (0.010) | 0.022** (0.010) | 0.074*** (0.012) | 0.069*** (0.009) |
| $occup$ | 参照组私人企业 | | | |
| 政府事业 | 0.819*** (0.151) | 0.523*** (0.214) | 0.798*** (0.157) | 0.404*** (0.098) |
| 国有企业 | 0.675*** (0.185) | 0.316 (0.239) | 0.320* (0.181) | 0.288** (0.137) |
| 集体企业 | 0.336*** (0.145) | -0.286 (0.211) | 0.253** (0.102) | 0.105** (0.034) |
| 三资企业 | — | — | 0.649*** (0.214) | 0.420 (0.505) |
| $urban$ | 0.277*** (0.098) | -0.054 (0.089) | 0.316*** (0.105) | 0.289** (0.134) |
| $east$ | 0.012 (0.072) | 0.356*** (0.073) | 0.476*** (0.09) | 0.329*** (0.056) |
| $rankt0$ | -0.824*** (0.027) | -0.795*** (0.029) | -0.804*** (0.038) | -0.482*** (0.022) |

| | 1989 - 1991 | 1991 - 1993 | 2004 - 2006 | 2009 - 2011 |
|-------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>cut1</i> | -0.956 (0.919) | -2.639*** (0.382) | -3.147*** (0.535) | -2.825*** (0.633) |
| <i>cut2</i> | -0.949 (0.847) | -2.616** (0.379) | -3.125*** (0.531) | -1.451** (0.632) |
| 样本数 | 3880 | 3679 | 4286 | 4225 |
| 伪 R^2 | 0.184 | 0.165 | 0.162 | 0.121 |
| χ^2 | 1571.31 | 1320.23 | 834.09 | 868.98 |

回归结果见表6,从人口特征来看,年龄对家庭收入向上流动概率的影响在多数时期显著为正。说明年龄较大的家庭向上流动概率越大,同时一些年份存在年龄与家庭收入位次变动的非线性关系。教育的影响都在1%的水平上显著为正,说明教育能显著提高个人收入向上流动的概率。实际上劳动者教育程度越高,避免被裁员的可能性就越高,且再就业的机会就越多(Maurer - Fazio, 2007)^[18]。

从工作单位属性来看,以私人企业为参照组,在政府及事业单位工作的户主所在家庭向上流动的概率更高。以私人企业为参照组,在国有企业工作的户主所在家庭收入向上流动的影响没有政府及事业单位的影响稳健。以私人企业为参照,在集体企业工作的户主所在家庭收入在80年代末90年代初向上流动的概率更高且更显著,“放权让利”“承包制”等制度方面的变革,强调了集体企业的独立自主地位和自身独立的利益,在政策实施初期释放了更多的动力。以私人企业为参照组,在三资企业工作的个人收入向上流动的概率更高,但并不稳定。

从地理变量来看,城乡虚拟变量多数时期显著为正,说明城市家庭的收入位次更易上升。地区虚拟变量在多数时期显著为正,说明东部地区的个人收入位次相对于中西部更容易上升,这也和Kanbur and Zhang (2005)^[19]的研究结果一致。Kanbur and Zhang 分析了1952 - 2000年间的省际不平等,发现中国省际间的不平等自改革以来持续上升,并且自1980年代后期已出现了沿海和内陆的实质性显著的不平等。最后,作为控制变量的初始收入位次的影响都在1%的水平上显著为负,说明初始收入位次的高低直接影响了未来收入位次上升的空间。

五、结论与政策建议

本文利用CHNS数据对中国收入流动性的变化趋势进行分析,实证分析了中国收入流动性的影响因素。研究发现中国的总体收入流动性在上个世纪九十年代初有微弱上升,但是总体收入流动性在短暂地上升后,在2000年代初期开始呈现较为明显的下降趋势,当分城乡进行分析时该趋势仍然存在,且城镇收入流动性下降相对于农村更为显著。此外,农村收入流动性始终高于城镇。人口学特征、工作单位属性变量及地理因素变量都显著影响着中国的收入流动性。

从本文的结论看,中国的总体收入流动性虽然在上个世纪九十年代初有上升迹象,但是本世纪初期收入流动性(总体、农村和城镇)基本呈现下降趋势。收入流动可以作为抵消收入不平等的有效机制发挥重要作用,因此需要相对公平和自由竞争的环境来保证和促进收入的流动性。这就要求:协调城乡和区域的发展,改革阻碍城乡居民收入、社会地位自由流动的体制与机制性障碍,如户籍制度等;提高居民的受教育水平、完善社保制度、技能培训,提高技术技能水平,为提高居民就业能力提供人力资本保障;规范垄断行业的收入,规范高管薪酬,强化税收等收入再分配功能,形成公平合理的收入分配格局有利于促进居民收入流动。

参考文献:

- [1] Friedman M. Capitalism and Freedom [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1962.
- [2] Nee Victor. The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China [J]. American Journal of Sociology, 1996, 101 (4): 908 - 949.
- [3] 章奇, 米建伟, 黄季焜. 收入流动性与收入分配: 来自中国农村的经验证据 [J], 经济研究, 2007 (11): 124 - 139.
- [4] 孙文凯, 路江涌, 白重恩. 中国农村收入流动分析 [J]. 经济研究, 2007 (8): 45 - 59.

- [5] 严斌剑, 周应恒, 于晓华. 中国农村人均家庭收入流动性研究: 1986 - 2010 年[J]. 经济学(季刊), 2014(3): 939 - 968.
- [6] 杨穗. 中国农村家庭的收入流动与不平等[J]. 中国农村经济, 2016(2): 52 - 67.
- [7] 朱诗娥, 杨汝岱, 吴比. 中国农村家庭收入流动: 1986 - 2017 年[J]. 管理世界, 2018, 34(10): 69 - 78.
- [8] 杨穗, 李实. 转型时期中国居民家庭收入流动性的演变[J]. 世界经济, 2017, (11): 5 - 24.
- [9] Khor N, J Pencavel. Income Mobility of Individuals in China and the United States[J]. Economics of Transition, 2006, 14(3): 417 - 458.
- [10] 杨穗, 李实. 中国城镇家庭的收入流动性[J]. 中国人口科学, 2016(5): 78 - 89.
- [11] 尹恒, 李实, 邓曲恒. 中国城镇个人收入流动性研究[J]. 经济研究, 2006(10): 30 - 43.
- [12] 王洪亮, 刘志彪, 孙文华. 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[J]. 世界经济, 2012(1): 114 - 143.
- [13] Prais S. Measuring social mobility[J]. Journal of the Royal Statistical Society Series A, 1955, 118: 56 - 66.
- [14] Trede M. Making mobility visible: a graphical device[J]. Economics Letters, 1998, 59: 77 - 82.
- [15] Gittleman M, Joyce M. Have Family Income Mobility Patterns Changed[J]. Demography, 1999, 36(3): 299 - 314.
- [16] Buhmann B, L Rainwater, G Schmaus, T Smeeding. Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: Sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study(LIS) database[J]. Review of Income and Wealth, 1988, 34(2): 115 - 142.
- [17] Maurer - Fazio M. In Books One Finds a House of Gold: Education and Labor Market Outcomes in Urban China[A]. in: E. Hannum and A. Park, eds., Education and Reform in China[C]. Routledge, 2007: 260 - 276.
- [18] Kanbur R, X Zhang. Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform, and Openness[J]. Review of Development Economics, 2005, 9(1): 87 - 106.
- [19] Shorrocks F A. The Measurement of Mobility. Econometrica, 1978, 46(5): 1013 - 1024.

A Study on the Changes and the Influencing Factors of Income Mobility in China

——Analysis based on CHNS Data

CHEN Yi, TAN Biyun, LI Hailing

(Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: This paper uses CHNS data to analyze the changing trend of income mobility in China, and empirically analyzes the influencing factors of income mobility in China. The study finds that the overall income mobility in China slightly increased in the early 1990s, but the overall income mobility shows a relatively obvious downward trend in the early 2000s. When the analysis is conducted by urban and rural areas, the trend still exists, and the decline in urban income mobility is more significant than that in rural areas. Moreover, rural incomes are more mobile than urban ones. Demographic characteristics, work attribute variables and geographical variables all significantly affect income mobility in China. Therefore, improving the level of education, improving the social security system, training skills; coordinating the development of urban and rural areas and regions; regulating the income of monopolized industries are conducive to promoting the upward flow of resident income.

Key words: income flow; income inequality; income transition matrices

(责任编辑: 黎 芳)