

中国居民转移性收入不平等成因的实证分析

杨天宇

(中国人民大学经济学院,北京 100872)

摘要:中国的转移性收入不平等,已成为居民总体收入不平等的重要原因,但学术界对转移性收入不平等本身的形成原因还缺乏足够的分析。本文利用中国家庭金融调查(CHFS)2011年的微观数据,考察了收入来源和家庭特征对转移性收入不平等的影响。研究发现,从收入来源来看,养老金和离退休金、医疗保险、住房公积金以及企业年金都成为扩大转移性收入差距的影响因素,家庭间转移性收入、政府补贴和失业保险可以在一定程度上缩小转移性收入差距;从家庭特征来看,城乡、地区和教育水平差异都是扩大转移性收入差距的因素。上述问题导致某些弱势群体的转移性收入反而更低,这表明转移性收入的分配机制存在偏误。据此,本文提出推进社会保障的全国统筹和城乡统筹,扩大政府补贴、失业保险和企业年金等转移性收入的覆盖面,对弱势群体设立专项转移支付项目和通道等政策建议。

关键词:收入来源;家庭特征;转移性收入;收入不平等

中图分类号:F036 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2018)01-0042-09

一、引言

近年来我国居民收入差距不断扩大,收入再分配正是缓解这一问题的重要工具。然而,目前我国的收入再分配还难以发挥促进社会公平的作用。若以转移性收入来代表收入再分配,转移性收入虽然缩小了城镇内部收入差距,却扩大了农村内部和城乡收入差距,总的效果是扩大了居民总体收入差距^[1]。出现这种结果其实并不奇怪,因为转移性收入分配本身就是不平等的^[2]。本文的主要目的,就是要弄清楚我国居民转移性收入不平等的形成原因,并以此为基础探讨如何缩小居民转移性收入不平等。

众所周知,转移性收入是收入再分配反映在居民收入上的载体,这种收入本身的分配不平等,显然无法促进社会公平。转移性收入分配的不平等,必定是由于转移性收入的各组成部分出现了分配不平等。根据国家统计局的统计指标定义,转移性收入是指国家、单位、社会团体对居民家庭的各种转移支付,以及居民家庭间的收入转移,具体来说包括养老金或离退休金、价格补贴、抚恤和社会福利救济、赡养收入、亲友赠送、搭伙费和记账补贴等。从《中国统计年鉴》公布的人均转移性收入数据来看,具有收入再分配功能的政府转移性支付,即养老金或离退休金、价格补贴、抚恤和社会福利救济

收稿日期:2017-09-30

基金项目:教育部2011年中国特色社会主义经济建设协同创新中心子项目“认识、适应和引领经济新常态研究”

作者简介:杨天宇(1972—),男,吉林吉林人,中国人民大学经济学院教授,博士。

等,在全部人均转移性收入中占据主导地位。换句话说,转移性收入的不平等,意味着上述各分项收入,尤其是属于政府转移性支付的各分项收入出现了分配不平等。

党的十九大报告提出“履行好政府再分配调节职能,加快推进基本公共服务均等化,缩小收入分配差距”,这就要求我们通过收入分配制度改革,努力缩小转移性收入的不平等。而要达到这个目的,我们就需要清楚转移性收入不平等的大小及其形成原因。例如,从分项收入看,哪种类型转移性收入的分配增加了转移性收入不平等?从影响因素看,哪些家庭特征因素影响了转移性收入不平等?如何通过调整转移性收入分配来缓解转移性收入不平等?现有研究转移性收入的文献,主要分析了转移性收入不平等对居民总体收入不平等的影响,但这种分析很少涉及转移性收入不平等本身的形成原因,因此难以回答上述问题。本文试图从转移性收入的收入来源和影响因素的角度,考察我国居民转移性收入不平等的形成原因,期望可以为有关部门履行政府再分配调节职能提供经验支持和政策参考。

二、关于转移性收入不平等的文献评论

已有研究转移性收入不平等的文献,可以分为三个方面:转移性收入不平等与总收入不平等的关系;转移性收入不平等的测算;转移性收入不平等的影响因素分析。

学术界对中国转移性收入不平等的研究,主要集中在转移性收入不平等与总收入不平等的关系上。黄祖辉等人的论文是这方面比较早的文献^[1]。他们运用GE指数分解法,发现1993~2001年的转移性收入缩小了城镇内部居民收入差距,但同时扩大了农村内部和城乡居民收入差距,即存在逆向调节的情况。此后杨穗等人利用基尼系数得出了相同的结论^[3]。此外,还有许多文献对转移性收入的重要组成部分(如政府转移性支出或社会保障)进行了分析,如朱国才运用计量分析方法研究了政府转移性支出对收入差距的影响^[4],高文书用基尼系数和泰尔指数测算了收入差距并研究了社会保障对收入差距的影响等^[5]。他们得出的结论也都认为,政府的转移性支出或社会保障缺乏再分配效应。但也有学者提出了相反的观点,如郭庆旺利用UL模型和2007年住户调查数据,发现政府转移性支出对全国、城镇和农村的收入差距都有缩小的作用^[6]。产生分歧的原因可能与数据来源不同和计算误差有关。郭庆旺只计算了居民得自政府的转移性收入,而由此测算出转移性收入仅导致农村内部基尼系数下降了0.0093,这样微弱的作用很可能就是由于数据来源不同和计算误差导致的。但它至少说明,即使转移性收入在农村内部真的存在再分配效应,也是十分微弱的,而这其实与黄祖辉论文的结论并无本质差别。

与上述研究相比,学术界对中国转移性收入不平等本身的测算相对较少。田卫民利用宏观数据计算了城乡居民的转移性收入基尼系数,发现在2002~2010年间,城镇居民转移性收入基尼系数由0.349下降到0.306,农村居民转移性收入基尼系数由0.456下降到0.308^[7]。杨天宇和曹志楠同样利用宏观数据,发现2002~2011年全国居民的转移性收入基尼系数由0.684下降到0.554^[2]。这两项研究都是采用宏观数据,而宏观数据只能观察到组间影响,无法观察到组内影响,因此容易低估不平等程度。

关于中国转移性收入不平等的影响因素分析,相关文献还很少,其中从收入来源和家庭特征角度分析转移性收入不平等成因的文献,笔者还未发现。从影响因素来看,邹杰利用2000~2013年省级面板数据,实证研究了财政支农支出对城乡转移性收入不平等的影响,但该项研究没有涉及收入来源和家庭特征的影响,而这可能是我们理解转移性收入不平等的关键^[8]。一些文献发现,我国转移性收入的不平等与政府转移性支出的瞄准机制失灵有很大关系^[9],而瞄准机制的失灵很有可能反映在家庭特征上,即政府的转移性支出可能并没有使最需要帮助的家庭受益。这就需要我们关注家庭特征对转移性收入不平等的影响。

从文献的梳理可以看出,已有文献对转移性收入不平等的形成原因缺乏深入分析。本文利用CHFS2011的微观数据,首先依据Lerman和Yitzhaki提出的基尼系数分解法,分析收入来源对转移

性收入不平等的影响^[10]，然后利用基于回归的收入差距指数分解法，从家庭特征角度分析转移性收入不平等的形成原因，最后利用分位数回归分析不同收入分位点上的家庭特征对转移性收入不平等的影响。其中，家庭特征角度分析和分位数回归可以让我们看清楚，转移性收入的瞄准机制出现了哪些偏误。例如，如果高收入分位点上的家庭获得的转移性收入显著高于低收入分位点上的家庭，则说明转移性收入未能向低收入阶层倾斜，需要改善相应的瞄准机制，而不仅仅是增加转移性收入。通过以上过程，本文试图找到转移性收入不平等的具体成因，并给出有针对性的政策建议。

与以往研究不同，本文的创新之处主要体现在两个方面：第一，利用大型微观数据库测算了中国居民转移性收入不平等的程度；第二，具体研究了各项收入来源和家庭特征对转移性收入不平等的影响，这大大扩展了我们对转移性收入不平等形成原因的理解，有助于提出更合理的政策建议。

三、理论分析、研究方法和数据来源

(一)理论分析

党的十九大报告指出，我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的发展之间的矛盾。本文研究的居民转移性收入不平等，正是不平衡不充分发展的体现。具体来说，有以下方面：

1.我国长期以来存在着区域之间、城乡之间的发展差距，由此造成了区域之间和城乡之间政府财力的差距。转移性收入的主要来源是政府的转移支付，若政府财力存在差距，则必然导致离退休金、养老金、政府补贴、失业保险和医疗保险等方面的社会保障标准差距，从而造成区域和城乡户籍居民之间转移性收入的不平等。

2.不同所有制企业之间的社会保障标准差别很大，非国有企业普遍没有建立与国有企业一致的分享机制。例如，企业年金制度在国有企业中已普遍建立，在非国有企业中却很罕见，这就形成了转移性收入不平等。

3.虽然我国社会生产力水平已经显著提高，但让人民共享经济发展成果的制度建设还很不完善。例如，教育程度越高的家庭就越有可能享有更高的转移性收入，而低学历的家庭却缺乏获得转移性收入的渠道；住房公积金、政府补贴和失业保险只能由企事业和政府机关的工作人员享有，而农村贫困家庭却没有渠道享有这几项收入，这也造成了转移性收入不平等。

上述不平衡不充分发展的问题，都指向了我国居民转移性收入的来源和家庭特征问题，因此，本文准备从这两个方面入手，研究居民转移性收入不平等形成的原因。

(二)研究方法

基尼系数是衡量居民收入差距的常用指标，本文采用按照收入来源测算和分解基尼系数的方法，考察转移性收入各组成部分对转移性收入不平等的影响。总体基尼系数以及伪基尼系数(即基尼系数集中率)的计算方法主要参考 Yao 的论文^[11]。该方法的主要原理如下：

将总人口分为 n 个收入组(每个收入组可以包含 1 个人, 1 个家庭, 或者多个人)。本文将 1 个家庭看作 1 个收入组。设 p_i 为第 i 个收入组人数占总调查人数的比重, m_i 为第 i 个收入组的平均收入, 并按照 m_i 的大小对这 n 个收入组进行升序排列。

如果总收入有 k 个收入来源, 那么第 k 种收入来源的集中率为 \overline{G}_k (即伪基尼系数)：

$$\overline{G}_k = 1 - \sum_{i=1}^n p_i (2Q_{ki} - S_{ki}) \quad (1)$$

其中, S_{ki} 为第 i 个收入组的第 k 种收入在全部第 k 种收入中所占的比重, Q_{ki} 代表前 i 个收入组第 k 种收入在全部第 k 种收入中所占比重的累积和, $Q_{ki} = \sum_{m=1}^i S_{km}$ 。在求出各项收入的伪基尼系数之后, 总基尼系数 G_0 可表示为：

$$G_0 = \sum_{k=1}^K \overline{G}_k S_k \quad (2)$$

其中, S_k 表示第 k 种收入来源占总收入的比重。

为进一步分析各分项收入来源对总收入不平等的影响程度, 本文采用 Lerman 和 Yizhaki 提出的方法, 用 V_k 表示第 k 种收入对总收入差距的贡献程度^[10]:

$$V_k = S_k \overline{G_k} / G_0 \quad (3)$$

我们用 η_k 表示基尼弹性系数, 即第 k 种收入对总收入不平等的边际影响, 若第 k 种收入增加 1%, 则总基尼系数增加 η_k 。基尼弹性系数可由式(4)表示:

$$\eta_k = S_k \left(\frac{\overline{G_k}}{G_0} - 1 \right) \quad (4)$$

我们还需要考察家庭特征对转移性收入不平等的影响, 本文采用 Fields 和 Yoo 提出的基于回归方程的基尼系数分解方法^[12]。首先构造转移性收入的回归方程 $\ln Y_i = \alpha' Z$, 其中 Y_i 为转移性收入, Z 为转移性收入的影响因素矩阵, α 为系数矩阵, $\alpha = [\beta_0, \beta_1 \cdots \beta_j, 1]$, $Z = [1, x_1 \cdots x_j, \varepsilon]$ 。根据回归结果, 可以利用以下公式测算各项家庭特征对转移性收入不平等的贡献率:

$$s_j = \text{cov}(\alpha_j Z_j, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) = \frac{\alpha_j * \sigma(Z_j) * \text{cor}(Z_j, \ln Y)}{\sigma(\ln Y)} \quad (5)$$

其中, s_j 是 j 因素对转移性收入不平等的贡献率。 $\text{cor}(Z_j, \ln Y)$ 是 Z 与 $\ln Y$ 的相关系数。

(三) 数据来源

本文使用的数据主要来自西南财经大学 2011 年中国家庭金融调查(CHFS), 该数据库提供了比较详细的转移性收入来源数据。目前学术界应用的许多微观数据库, 虽然样本量和时间长度均优于 CHFS 数据库, 但难以提供详细的转移性收入来源数据, 无法适应本文的研究。CHFS 数据库从中国 25 个省份, 选取了 8438 个家庭作为样本。调查内容主要涉及家庭资产与负债、保险与保障、收入与支出三部分。本文按照 CHFS2011 数据库对家庭可支配收入来源的分类, 将家庭可支配收入分为工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入四大类。根据 2016 年《中国统计年鉴》的界定, 转移性收入是指国家、单位或个体之间经常性的收入转移。本文根据转移性收入的来源, 将转移性收入分为养老金或离退休金、失业保险、医疗保险、政府补贴、企业年金、住房公积金和家庭间转移性收入。其中政府补贴包括救济金、抚恤金、五保户补助、特困户补助和食物补贴, 家庭间转移性收入包括赡养费、亲友赠送、节假日礼金收入。

调查问卷中有部分调查值为 0。这可能有两种情况, 一种是该项收入确实为 0, 另一种是存在该项收入, 但是住户不愿意回答而造成数据缺失。以下统计性描述各项数值只计算有该项收入的家庭, 剔除了调查值为 0 的家庭, 因此可能存在一些误差。处理后保留 6067 个家庭样本。具体统计描述见表 1。

表 1 家庭人均转移性收入的统计描述 (单位: 元)

	平均值	标准差	最大值	最小值	样本数
转移性收入	6463	16047	445600	1	6067
养老金离退休金	12199	13351	246000	24	1681
企业年金	14913	46335	240000	9	32
住房公积金	10003	12919	100000	3	208
失业保险	933	689	2000	125	12
政府补贴	634	5463	166667	1	1842
医疗保险	4394	14547	240000	2	1564
家庭间转移性收入	2031	8848	330000	3	3987

由表 1 可以看出, 6067 个家庭拥有转移性收入, 占样本家庭总数的 71.9%, 这表明居民转移性收入的覆盖范围还是比较广泛的。在转移性收入的各个分项中, 养老金和离退休金、政府补贴、医疗保险和家庭间转移性收入覆盖范围比较广泛, 拥有上述各项收入的家庭均超过了 1000 个; 企业年金、住房公积金和失业保险样本数量明显偏低, 其中享有企业年金和失业保险的家庭分别只有 32 个和 12 个。

四、转移性收入不平等成因的实证分析

(一)收入来源对转移性收入不平等的影响

为了考察收入来源对转移性收入不平等的影响,我们首先剔除了 CHFS2011 数据中没有转移性收入的家庭,只保留存在转移性收入的家庭,这样做的原因是为了防止某些不愿提供转移性收入信息的家庭对估计结果造成影响,处理后的样本总量为 6067 个家庭。根据公式(2),我们计算出 2011 年全国转移性收入基尼系数(G_0)为 0.73,这个结果明显高于利用宏观数据测算的转移性收入基尼系数。这有可能是因为宏观数据的测算低估了组内收入差距,也有可能是因为样本大小和统计口径的不同,不过本文更加关心的是各项收入来源和家庭特征因素对转移性收入基尼系数的贡献率,因此基尼系数本身的大小似乎影响不大。转移性收入基尼系数的分解结果见表 2。

表 2 居民家庭人均转移性收入不平等程度的分解结果(样本量为 6067)

	S_k	\overline{G}_k	V_k	η_k
养老金、离退休金	0.5230	0.8677	54.70%	0.0240
企业年金	0.0122	0.9572	1.40%	0.0019
住房公积	0.0531	0.8470	5.42%	0.0011
政府补贴	0.0298	0.5898	2.12%	-0.0086
失业保险	0.0003	0.3331	0.01%	-0.0002
医疗保险	0.1753	0.8780	18.55%	0.0102
家庭间转移性收入	0.2065	0.7153	17.80%	-0.0284

由表 2 可知,家庭养老金和离退休金是中国居民转移性收入的最主要来源,占转移性收入的 52.3%,而且其集中率大于转移性收入的基尼系数,这说明养老金和离退休金的增加会扩大转移性收入差距。根据基尼弹性系数可知,养老金和离退休金收入每增加 1%,转移性收入基尼系数将增加 2.4%。可见,养老金和离退休金并没有起到缓解转移性收入不平等的作用。目前我国仍处于经济转型期,计划经济时期遗留下来的城乡、区域、单位之间的社会福利制度和标准差别仍然存在,这造成不同群体之间养老金和离退休金的分配不均衡,城市家庭大部分可以获得养老金和离退休金,但是农村家庭几乎无法享受到该项转移收入,并且发达地区家庭获得的养老金和离退休金要高于欠发达地区。同时,在养老金并轨之前,机关事业单位的养老金和离退休金标准也要高于企业退休人员。上述原因导致养老金和离退休金收入出现了严重的不平等。从 V_k 可以看出,养老金和离退休金的不平等解释了转移性收入不平等的 54.70%,说明其已成为转移性收入不平等的主要形成原因。

家庭间转移性收入占总体转移性收入的 20.65%,是仅次于养老金和离退休金的转移性收入第二大来源。得益于中国传统的家庭观念,赡养收入、亲友赠送、节假日礼金等已成为家庭收入的重要组成部分。家庭间转移性收入的基尼弹性系数为 -0.0284,说明家庭间转移性收入的增加可以缩小转移性收入不平等。在现实中,往往是相对贫困或者难以享受政府和企业转移性收入的家庭,子女的赡养费或亲友的赠送收入更多,这部分收入在一定程度上缓解了转移性收入差距。

医疗保险收入占转移性收入的 17.53%,是转移性收入的第三大收入来源。医疗保险的基尼弹性系数为 0.0102,说明医疗保险收入扩大了转移性收入的不平等。该项收入对转移性收入不平等的贡献率为 18.55%,是除养老金和离退休金之外对转移性收入不平等贡献最大的因素。这很可能是因为,我国医疗保险还存在着巨大的城乡差异,农村居民的医疗保险水平普遍低于城镇居民。城镇居民医疗保险包括基本医疗保险、特殊人群医疗补助和特殊人群医疗保险;而农村居民医疗保险仅包括新型农合和社会医疗救助两项,模式相对简单。根据《中国统计年鉴》提供的数据,虽然新农合基金支出已从 2005 年的 61.8 亿元增至 2011 年的 1710.2 亿元,但是 2011 年新农合基金支出仅占政府卫生支出的 23.18%,与农村人口占总人口的比重 48.73%相差很远。

住房公积金收入占家庭转移性收入的 5.31%,基尼弹性系数为 0.0011,收入集中率为 0.847,高于转移性收入的基尼系数,这些都说明住房公积金扩大了转移性收入不平等。出现这种情况的主要

原因是,只有国家机关、国有企业、城镇集体企业、外商投资企业、城镇私营企业等设有住房公积金,而农村家庭几乎没有该项收入。

其他三项转移性收入,包括政府补贴、失业保险和企业年金,在转移性收入中占的比重不大,三者之和不足 5%。其中,政府补贴和失业保险主要是政府对低收入人群和失业人群的转移支付,二者的基尼弹性系数分别为-0.0086 以及-0.0002,因此都有缓解转移性收入不平等的作用,但由于所占比重较低,对缩小转移性收入差距的作用并不明显。这两项收入的比重较低,原因在于其覆盖面较小。根据西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的《中国家庭收入差距报告》,2010 年约 70.8% 的贫困家庭没有获得任何政府补贴,失业保险参保率仅为 30%,保障程度也仅为平均工资的 17%。

企业年金作为基本养老保险的补充,是城镇养老保险体系的第二支柱。但表 2 的结果表明,企业年金的基尼弹性系数为 0.0019,收入集中率高达 0.9572,具有恶化转移性收入不平等的负面作用。这可能是由于企业年金的享受者大多在国有企业工作,其他群体没有这项收入。不过,企业年金收入在转移性收入中所占比重较低(仅 1.22%),因此该项收入对转移性收入不平等的贡献率也较低(仅 1.4%)。

综上,从转移性收入内部构成的角度来看,养老金和离退休金是居民转移性收入差距的主要来源,可以解释 54.70% 的转移性收入不平等。在转移性收入的各个来源中,养老金、离退休金、医疗保险、住房公积金和企业年金的增加会扩大转移性收入差距,政府补贴、失业保险以及家庭间转移性收入在一定程度上可以改善转移性收入差距。如果再分配政策能够有针对性地向低收入家庭、欠发达地区和弱势群体倾斜,增加对贫困家庭的转移支付力度,将起到降低转移性收入不平等的作用。

(二)家庭特征对转移性收入不平等的影响

在研究了收入来源对转移性收入不平等的影响之后,本部分将研究家庭特征对转移性收入不平等的影响。本文所考察的家庭特征,包括户主户籍类型、家庭所在地区、户主的年龄以及户主的学历。剔除没有转移性收入和存在缺失值的家庭,本文使用 6040 个家庭的数据进行相关研究。限于数据的可获得性,本文考察的家庭特征变量大多为离散变量。

我们将家庭转移性收入作为因变量,记为 \lntran 。设置户主户籍的虚拟变量记为 huk ,如果户籍类型为城市,那么 $huk=1$;农村户籍为对照组, $huk=0$ 。类似地,我们设置家庭所在地区的虚拟变量: $east$ (若所在地区为东部, $east=1$)、 $northeast$ (若所在地区为东北地区, $northeast=1$)、 $middle$ (若所在地区为中部地区, $middle=1$),西部地区为对照组。考虑到户主的年龄可能对转移性收入产生影响,我们将户主的年龄 age 作为自变量。设置户主学历的虚拟变量 $edu1$ 和 $edu2$,若户主的学历为大学本科及以上则 $edu1=1$;若户主的学历为高中及高中以上,大学本科以下, $edu2=1$;初中以及初中以下学历为对照组。基本模型设定如下:

$$\lntran_i = \beta_0 + \delta_1 huk_i + \delta_2 east_i + \delta_3 northeast_i + \delta_4 middle_i + \delta_5 age_i + \delta_6 edu1_i + \delta_7 edu2_i + u_i \tag{6}$$

我们使用固定效应模型和 stata11.0 软件对式(6)进行回归,回归结果见表 3。其中表 3 第(1)列是不考虑城乡购买力差异的回归结果,第(2)列是考虑城乡购买力差异的回归结果。根据李实等人的估算,2007 年城乡实际货币购买力为 1.3 : 1,我们在此基础上根据国家统计局提供的 2008 ~ 2010 年城乡居民消费价格指数,可计算出 2010 年城乡实际货币购买力为 1.276 : 1^[13]。从表 3 可以看出,除了户籍变量之外,第(1)列和第(2)列各变量的估计结果基本一致。

自变量	家庭人均转移性收入(1)	家庭人均实际转移性收入(2)
常数项	3.3506(0.0941) ***	3.3502(0.0941) ***
huk	1.5225(0.0509) ***	1.2787(0.0509) ***
age	0.0495(0.0015) ***	0.0497(0.0015) ***
east	0.5067(0.0668) ***	0.5067(0.0668) ***
northeast	0.3317(0.0877) ***	0.3319(0.0877) ***
middle	0.1291(0.0665) **	0.1292(0.0665) **
edu1	0.7735(0.0921) ***	0.7737(0.0921) ***
edu2	0.4686(0.0541) ***	0.4688(0.0541) ***
adjusted R ²	0.3554	0.3189

注:括号里面为 robust 标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

从回归结果可以看出：户籍虚拟变量的回归系数为 1.5225，城市户籍家庭的平均转移性收入是农村户籍家庭平均转移性收入的 1.52 倍，说明转移性收入存在严重的城乡差异。这主要是因为城乡分割的收入分配制度。城镇居民能够享受更多的来自政府和企业的转移性收入，比如养老金和离退休金、住房公积金、企业年金，以及价格暗补、最低生活保障等政府补贴；而绝大多数农村居民享受不到城镇居民住房、教育、医疗、就业等方面的待遇^[1]。

地区虚拟变量 east、northeast、middle 的回归系数均为正，说明与对照组（即西部地区）相比，东部地区家庭转移性收入高出 50.67%，东北地区家庭转移性收入高出 33.18%，中部地区家庭转移性收入高出 12.92%。各地区经济发展水平与家庭转移性收入密切相关。首先，经济发展水平高，财政相对充裕，政府转移性支出力度就会比较大，居民家庭转移性收入就比较多。其次，经济发达的地区，企业数量多，企业经济效益好，相关的职工福利和养老保障就会优厚，因此来自企业的转移性收入就会高于经济落后地区。最后，从家庭内部转移性收入来看，经济发达地区的居民往往生活更加富裕，因此来自亲友的赡养、礼金赠送的数额也会较大，家庭间转移性收入也会高于经济不发达的地区。由于上述原因，欠发达地区的家庭转移性收入反而少于发达地区。

学历水平虚拟变量 edu1 和 edu2 的系数均为正，表明户主是大学本科及以上学历的家庭，转移性收入比户主学历是初中及初中以下家庭高 77.35%；户主学历是高中以上大学本科以下的家庭，转移性收入比户主学历是初中及初中以下家庭高 46.88%。可见，学历越高的人就越有可能获得更高的转移性收入。但与此同时，更需要转移性收入的人群却是低学历人群，因为学历越低的人就越有可能陷入贫困^[14]，这也意味着转移性收入的瞄准机制存在偏误。

年龄的回归系数为 0.0497，说明户主年龄每增加 1 岁，家庭转移性收入就增加 4.97%，年龄大的人群获得的转移性收入要大于年轻人群。这个结果符合预期，因为高龄人口更有可能获得养老金和离退休金、医疗保险等转移性收入。

为深入考察家庭特征对转移性收入的影响程度，本文采用 Fields 和 Yoo 提出的基于回归方程的收入不平等因素分解方法，根据表 3 的回归结果，对影响转移性收入不平等的家庭特征因素做进一步分析^[12]。具体的计量结果见表 4。

表 4 家庭人均转移性收入不平等的因素分解结果

	β_j	$\text{cor}(Z_j, \ln Y)$	贡献率 s_j (全样本)	贡献率 s_j (城镇样本)
huk	1.5225	0.4743	0.1787	
age	0.0497	0.3426	0.1253	0.3295
east	0.5067	0.1524	0.0189	0.0145
northeast	0.3318	0.1101	0.0057	-0.0002
middle	0.1292	-0.1132	-0.0033	-0.0015
edu1	0.7735	0.1322	0.0137	-0.0002
edu2	0.4688	0.1583	0.0163	-0.0040

在表 4 中， s_j 的符号表示解释变量对转移性收入不平等的作用方向。若 $s_j > 0$ ，那么解释变量对转移性收入不平等是正向的影响，该解释变量会扩大转移性收入差距；反之，该解释变量会缩小转移性收入差距。 β_j 是解释变量的回归系数， $\beta_j > 0$ 说明在其他条件不变的情况下，该解释变量对转移性收入的影响是正向的。 $\text{cor}(Z_j, \ln Y)$ 表示解释变量与被解释变量的相关系数，若 $\text{cor}(Z_j, \ln Y) > 0$ ，说明解释变量与被解释变量是正相关关系。总的来看，表 4 中所有影响因素对转移性收入不平等的贡献率之和为 35.53%，其他因素对转移性收入不平等的贡献都体现在误差项 u 中。

表 4 的估计结果表明：(1) 户籍变量的回归系数和相关系数都为正，户籍对转移性收入不平等的贡献率为 17.87%，是 7 个因素中对转移性收入不平等贡献率最大的因素，这说明城乡之间转移性收入的制度性差距，已成为转移性收入不平等的重要原因。(2) 地区因素解释了转移性收入不平等的 2.13%。其中中部地区回归系数为正，但是相关系数和贡献率都为负，说明虽然中部地区的转移性收入高于西部地区，但该地区还是有很大低转移性收入的家庭。东部地区变量对转移性收入不平等的

贡献率最高,达到了 1.89%,说明东部地区是高转移性收入家庭的聚集地。(3)年龄变量能够解释转移性收入不平等的 12.53%,是仅次于户籍变量的第二大因素。同时,年龄变量的回归系数与相关系数均为正,说明年龄大的人群转移性收入大于年轻人群,这可能是由于老年人能够得到养老金或退休金等年轻人无法得到的转移性收入。(4)edu1 和 edu2 的回归系数和相关系数都为正,说明学历高的家庭多为转移性收入高的家庭。edu1 和 edu2 一共可以解释转移性收入不平等的 3%。上述结果与表 3 的估计结果差别不大,再次说明转移性收入在户籍、区域和教育水平方面存在瞄准机制的偏误。表 4 的最后一列是使用城镇样本计算出的回归结果分解情况。与全样本的区别在于,地区虚拟变量和教育虚拟变量的贡献率都为负,但是数值都非常小,对转移性收入不平等的影响非常小;此外,年龄因素在城镇地区成为对转移性收入不平等贡献最大的因素。

(三)转移性收入不平等的分位数回归

为了反映不同收入群体的差异,我们还利用 stata11.0 软件进行了分位数回归。选取的分位点为 25%、50%和 75%,回归结果见表 5。

表 5 家庭人均转移性收入分位数回归结果(全样本)

分位点	25%	50%	75%
常数项	1.6832(0.1511)***	2.8031(0.1180)***	4.4598(0.1246)***
huk	1.7420(0.0975)***	1.8636(0.0665)***	1.5744(0.0570)***
age	0.0592(0.0024)***	0.0578(0.0017)***	0.0471(0.0017)***
east	0.5540(0.0908)***	0.6025(0.0976)***	0.6458(0.0987)***
northeast	0.2997(0.1508)**	0.4626(0.1083)***	0.4519(0.1073)***
middle	0.2215(0.0913)**	0.1561(0.0925)**	0.1749(0.0956)**
edu1	0.7781(0.1667)***	0.6927(0.0987)***	0.8146(0.0671)***
edu2	0.3628(0.0930)***	0.4507(0.0679)***	0.4634(0.0554)***
adjusted R ²	0.1707	0.2468	0.2548

注:括号里面为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

根据表 5 的回归结果,25%、50%和 75%分位点上的回归系数全都显著。户籍因素对中低收入家庭的影响大于高收入家庭,这说明,在 25%和 50%分位点上,城镇户籍家庭比农村户籍家庭多获得的转移性收入,要高于 75%分位点。也就是说,收入越低的阶层,城乡转移性收入差距越大。如果能够逐步消除城乡分割的社会保障体制,将使农村低收入家庭的转移性收入获得更快的增长,这在一定程度上可以缩小家庭人均转移性收入差距。此外,地区因素和教育因素都对高收入家庭产生更大的影响,也就是说,越是位于发达地区的家庭或学历越高的家庭,就越有可能获得更高的转移性收入,这样反而会拉大全社会的转移性收入差距。这些都说明转移性收入在区域和教育因素上可能存在瞄准机制偏误。上述结果再次表明,提高居民转移性收入的措施应该更加有针对性地向低收入群体倾斜。

五、结论和政策含义

本文利用 CHFS2011 的微观数据,基于基尼系数分解法、收入差距指数分解法和分位数回归方法,从收入来源和家庭特征的角度,考察了我国转移性收入不平等的形成原因。根据以上分解和回归结果,本文得到以下几点结论:

第一,养老金和离退休金是中国居民转移性收入的主要来源,也是形成转移性收入不平等的主要原因。基尼系数的分解结果表明,养老金和离退休金的分配不平等,可以解释居民转移性收入不平等的 54.70%。

第二,家庭间转移性收入、政府补贴和失业保险可以缓解转移性收入不平等,其中家庭间转移性收入的改善作用更加明显,而政府补贴和失业保险因为覆盖面有限,作用并不明显;医疗保险、住房公积金和企业年金等收入,不仅没有缩小转移性收入差距,反而扩大了转移性收入差距。

第三,从家庭特征来看,城市户籍、发达地区、高学历的家庭可以获得更高的转移性收入,其中户籍对转移性收入不平等的贡献率达到 17.87%,是所有家庭特征中贡献最大的因素。分位数回归的

结果也表明,发达地区和高学历的家庭可以获得更高的转移性收入。这些结果意味着,某些弱势群体,如农村户籍、欠发达地区和低学历家庭反而难以获得更高的转移性收入,这不但恶化了转移性收入不平等,也说明转移性收入的分配机制存在偏误。

“履行好政府再分配调节职能”的政策主张,不仅要求增加居民的转移性收入,而且要求居民转移性收入本身的分配应该向以低收入阶层为主的弱势群体倾斜。然而正如本文研究所发现的那样,目前我国转移性收入的组成部分还存在分配不平等,转移性收入分配也存在严重的瞄准机制偏误。在这种情况下,要进一步健全再分配的调节机制,仅仅增加家庭转移性收入的数量是不够的,还需要对转移性收入的内部结构和瞄准机制进行调整。

首先,由于养老金和离退休金、医疗保险等收入的分配不平等是转移性收入不平等的主要来源,因此应努力推进社会保障的全国统筹和城乡统筹,使不同户籍和地区的社会保障标准趋于统一,这将有力地改善转移性收入分配不平等。

其次,政府补贴、失业保险和企业年金等收入的覆盖面有限,也造成了转移性收入不平等。有关部门可以通过加大政府投入、改善政府补贴和失业保险的瞄准机制,使贫困家庭也能获得政府补贴和失业保险。而对于企业年金的所有制差异,可以通过降低基本养老保险费率、加大企业年金的税收优惠力度和降低企业年金门槛等措施,鼓励更多的非国有企业建立企业年金。

最后,为了解决户籍、地区和学历差别而引起的转移性收入不平等,应以农村户籍、欠发达地区和低学历家庭等弱势群体为瞄准目标,设立对这些群体的专项转移支付项目和渠道,并建立转移支付过程中的“防火墙”机制,确保对上述群体的转移支付不被干扰和挪用,以“绿色通道”的形式对上述群体直接进行转移支付,这必将大幅缩小由家庭特征引起的转移性收入不平等。

参考文献:

- [1] 黄祖辉,王敏,万广华.我国居民收入不平等问题:基于转移性收入角度的分析[J].管理世界,2003,(3): 70—75.
- [2] 杨天宇,曹志楠.中国的基尼系数为什么下降——收入来源角度的分析[J].财贸经济,2016,(11): 34—46.
- [3] 杨穗,高琴,李实.中国社会福利和收入再分配:1988—2007年[J].经济理论与经济管理,2013,(3): 29—38.
- [4] 朱国才.转移支付缩小中国收入分配差距的效果分析[J].财经理论与实践,2007,(3): 94—97.
- [5] 高文书.社会保障对收入分配差距的调节效应——基于陕西省宝鸡市住户调查数据的实证研究[J].社会保障研究,2012,(4): 61—68.
- [6] 郭庆旺,陈志刚,温新新,吕冰洋.中国政府转移性支出的收入再分配效应[J].世界经济,2016,(8): 50—68.
- [7] 田卫民.转移性收入在居民收入分配中的作用——中国居民收入分配中的逆向调节机制[J].暨南学报(哲学社会科学版),2015,(2): 92—101.
- [8] 邹杰,段龙龙,郭世芹.财政支农对城乡转移性收入不平等的影响[J].经济问题探索,2016,(6): 143—149.
- [9] 周云波,马草原.城镇居民收入差距的“倒U”拐点及其演变趋势[J].改革,2010,(5): 28—35.
- [10] Lerman, R.I., Yitzhaki, S. Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States[J]. Review of Economics and Statistics, 1985, 67(1): 151—156.
- [11] Yao, S. On the Decomposition of Gini Coefficients by Population Class and Income Source: A Spreadsheet Approach and Application[J]. Applied Economics, 1999, 31(10): 1249—1264.
- [12] Fields, G. S., Yoo, G. Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes[J]. Review of Income and Wealth, 2000, 46(2): 139—159.
- [13] 李实,罗楚亮.中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试[J].经济研究,2011,(4): 68—79.
- [14] 杨娟,赖德胜,邱牧远.如何通过教育缓解收入不平等[J].经济研究,2015,(9): 86—99.

(责任编辑:胡浩志)