

中国农村居民的收入分配与收入流动性

杨园争 方向明*

内容提要 收入流动以动态视角切入收入分配，反映了机会公平对长期收入格局的影响。本文利用中国农村固定观察点1995年至2013年八省份微观农户调查数据，将绝对收入流动性完全分解，并通过交换流动性的主体地位和基尼系数变动量的分解，共同说明了基尼系数的上升并不意味着低收入群体状况的恶化。通过收入流动对收入分配的实证检验，证明了收入位次变化显著推高基尼系数的结论，但同时也明确指出分散流动性对收入差距拉大的显著作用，这是要高度重视和警惕的。

关键词 收入流动性 交换流动性 收入分配 基尼系数 分解

一 引言及文献回顾

基尼系数不断攀升是中国改革开放后与经济高速发展同样引人注目的现象。中国全体居民基尼系数从1978年的0.160（杨巍、刘宇，2011），一路上行至2008年的0.491^①；农村地区基尼系数也从1997年开始步入递增时期，2006年0.498的高值已经远超0.40的警戒线（江金启，2010），距离收入分配极不均等水平0.50仅有一步之遥，收入差距呈现出不断扩大的趋势（Yang，1999；Gibson et al.，2001；李实、罗楚亮，2011）。事实上，中国正在从一个收入较为平等的国家转变为收入不平等水平非常

* 杨园争，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：yangyz@cass.org.cn；方向明，中国农业大学经济管理学院，电子邮箱：xmfang@cau.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”（70673035）对本研究的资助，以及与国际食物政策研究所（IFPRI）高级研究员陈志钢的讨论。

① 来自国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/ztc/zdtjgz/yblh/zysj/201710/t20171010_1540710.html。

高的国家（王小鲁、樊纲，2005），发展的不平等已经与不充分一起，共同构成了中国的主要矛盾。无论是城乡各自内部，还是城乡之间、地区之间，基尼系数的不断攀升和居民收入不平等的加剧已是不争的事实，这一点已成为绝大多数学者和国际研究机构的共识（赵人伟等，1999）。

根据紧张理论和相对剥夺理论（Merton, 1938; Crosby, 1976），收入差距的扩大将会导致社会摩擦增多、犯罪率上升，甚至是社会的剧烈动荡。然而，中国身处基尼系数高启的格局之下，并未爆发剧烈的社会问题，也没有中止经济的快速增长（雷欣、陈继勇，2012）。那么，这又该如何解释呢？较高的基尼系数是否直接意味着收入分配的绝对恶化呢？

越来越多的学者认为，基尼系数并非是判断收入分配不平等程度的唯一有效指标，两国基尼系数相等或接近，并不一定代表二者的实际收入不平等程度相等或接近（权衡，2004）。由于基尼系数是一个由截面收入数据计算得出的收入差距指标，它仅能反映某一时间点的收入分配情况（周兴、王芳，2010），但却无法追踪个体的收入变动路径，只显示结果不解释原因，只能做到“知其然”，而无法解释“其所以然”。

章奇等（2007）将1987-2002年的收入由低到高分为8组后发现，对绝大多数收入组中位数增长贡献最大的，并非是那些“固定”在该组的人群，而是从较高收入组下降而来的“不幸者”；处于收入层级顶端的那1/10的人，其收入占总收入份额的上升，也主要来自于其他低收入组向上流动性的提高。也就是说，各个收入组的成员在不同时点是流动的，这种收入地位的改变如此重要，以至于“揭示出了收入差距的上升所具有的令人欣慰的一面”。然而对于这一变化，基尼系数是无法反映的。应该注意到，基尼系数所刻画的是收入分配的象征，但缺乏对其变动路径的追溯。

简言之，缺乏对收入的动态变化即收入流动性的考量，是基尼系数对收入分配解释力受限的重要原因之一。熊彼得“宾馆模型”中住户在不同档次房间之间的搬动，二人社会中甲和乙的收入由（100，0）转变为（0，100），昨天的穷人变成了今天的富人，“风水轮流转”，“三十年河东三十年河西”等，这些都是对收入流动的形象阐述。

收入流动反映的是收入分布的动态时间路径（雷欣、陈继勇，2012），是指同一个人或同一群体不同时期的收入位次和收入水平在社会整体收入分配中的变化（周兴、王芳，2010），且有绝对与相对之分。相对收入流动性是指同一个体或群体的收入水平在经过一段时间（通常为一年）的变化后，相对于另一个体或群体收入排序的变动情况，重在强调相对地位的变化，不考虑绝对数额的变动。而绝对收入流动性指的是同

一个体在不同时期收入的定向变动 (directional income movement) 或非定向变动 (non-directional income movement), 即只要收入值偏离了其初始水平, 就会产生收入流动 (Fields & Ok, 1996), 这既包括收入地位的相对变化, 也包括收入分布的转化, 还包括收入数量的增长。

收入流动是收入分配的动态化过程, 其必然会对长期的收入分配产生影响。一些学者认为, 若向上的收入流动较大, 则长期收入差距会有所减小, 收入分配趋于合理化。对美国、巴西等的研究均发现 (Buchinsky & Hunt; Adelman et al., 1994), 向上的收入流动性降低了长期收入分配的不平等程度; 国内一些学者也认为, 向上流动的比率大于向下流动时, 收入流动可以减小收入分配不平等所带来的消极影响 (王海港, 2005; 权衡, 2005; 尹恒等, 2006)。但也有部分学者认为, 收入流动对永久性收入作用不大, 甚至可能会扩大顶层和底层群体之间的收入差距 (Gottschalk & Danziger, 1997); 在中国农村, 收入流动趋缓, 向上流动比率有限 (严斌剑等, 2014), 加固了现有的收入分层, 产生“穷者越穷、富者越富”的马太效应 (杨俊、黄潇, 2010)。

与现有研究相比, 本研究主要的不同之处在于: 首先, 本文采用 1995 - 2013 年全国农村固定观察点微观住户调查数据这一目前中国最完整的微观农户数据 (严斌剑等, 2014), 足够长的时间序列使数据噪声大幅下降。其次, 从交换流动性占比、基尼系数变动量的分解以及基尼系数的决定等三个层面, 共同剖析收入流动的作用, 角度更加全面。最后, 将绝对收入流动性的分解与对基尼系数的回归相结合, 不仅明确了收入流动对收入分配产生的影响, 同时还细化了这种影响的具体路径。

本文的第二部分是数据说明和方法介绍; 第三部分是对绝对收入流动性的测度及分解; 第四部分运用动态视角研究基尼系数的决定, 实证检验收入流动对收入分配的影响; 第五部分通过基尼系数变动量的分解进一步说明收入流动对收入分配的作用; 第六部分是结论和政策含义。

二 主要方法与数据

(一) 研究方法

本研究主要通过收入流动性的测度及分解, 采用动态视角解释收入流动性对基尼系数变动量和收入累进性的作用, 并实证检验收入流动对收入分配的影响。

1. 收入流动性的测度

Fields & Ok (1996) 曾构造了一个基于绝对测度的距离函数 $d_n: R^2 \rightarrow R_+$ 来衡量

绝对流动性。本研究所采用的则是由 Fields & Ok (1999) 在其基础上定义的运用范围最广的测度方式:

$$M_{FO}(y^0, y^1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n | \log y_i^1 - \log y_i^0 | \quad (1)$$

式(1)中0和1代表基期和末期, y_i^k ($i=1, 2, \dots, n, k \in \{0, 1\}$) 为个体 i 在第 k 期的收入水平, n 为样本个数。该指标是所有个体或家庭收入变动的总和, 考虑了每一个个体或家庭收入绝对量的变动。该指标的数值越大, 则绝对收入流动性越大。该函数同时满足了子群体可分解性 (subgroup decomposability)、倍增路径可分离性 (multiplicative path separability)、规模不变性 (scale invariance) 和对称性 (symmetry) 这四个性质 (Van Kerm, 2004), 并可以进一步完全分解为交换流动性、增长流动性与分散流动性。

2. 绝对收入流动性的分解

绝对收入流动性可完全分解为交换流动性和结构流动性, 后者又可具体分解为增长流动性和分散流动性。以大蛋糕来比喻整个社会的全部收入, 每个人分到的小蛋糕代表个人收入, 并将个人按照所得蛋糕由少到多进行排序。只要个体基期与末期间的蛋糕产生了变化, 就发生了收入流动, 且该变化可能且仅可能属于以下三种情况: 第一, 大蛋糕的总量和切法均未改变, 但是小蛋糕在所有者间的分配发生了变化, 即仅改变个人序位而导致的交换流动性; 第二, 仅仅由于蛋糕总量变大后每个人小蛋糕的同比例增长, 此为增长流动性; 第三, 大蛋糕的总量和每个人的序位不变, 但是具体切法发生变化, 导致了单人蛋糕份额在始末两期的不同, 此为分散流动性。

首先来看增长流动性。构建一个收入分布的形态与末期收入 y^1 相同, 但其个体在收入分布中的位置与基期的收入 y^0 相同的收入分布, 计算基期收入 y^0 与所构建的新的收入分布的收入流动性就是结构流动性。结构流动性中的增长流动性反映的是在维持个体收入排序和占总收入比例不变的前提下, 与总收入规模的扩张同步的个体收入的同比例变化而产生的收入流动性。通过构造向量 $G(y^0; y^1)$ 可得, 具体构造方式为:

$$G(y^0; y^1) = \frac{\mu^1}{\mu^0} \times y^0 \quad (2)$$

式(2)中, μ^1 和 μ^0 分别代表收入向量 y^1 和 y^0 的均值。例如 (1, 2, 3) \rightarrow (100, 200, 300) 中总体收入与个人收入均扩大 100 倍, 同时位序与占比均不变, 此时的流动性仅为增长流动性。增长流动性反映的是全体的同比例变动, 是普遍意义上

福利的改善，个体之间的相对差距并没有变化，而这正是绝对流动性较之相对流动性所更多关注之处。

其次看分散流动性。结构流动性中的分散流动性体现的是个体占总收入比例的改变，是在保持个体收入序位和总收入规模不变的前提下，收入在不同个体间重新分配所形成的流动性。通过构造向量 $D(y^0; y^1)$ 可得：

$$D(y^0; y^1) = \frac{\mu^0}{\mu^1} \times L \times y^0 \quad (3)$$

式(3)中， L 为 $n \times n$ 维对角矩阵，其对角元素为 $y_{r(y^1)}^1 / y_i^0$ 。 $R(y_i^0)$ 是个体 i 在 y^0 中的排序数。(100, 200, 300) \rightarrow (120, 170, 310) 中收入总量与个体序位均未变，此时的流动性仅为分散流动性。分散流动性反映的是整体收入分布的改变情况，而剔除了序位改变和经济增长的影响。

最后看交换流动性。交换流动性体现的是剔除总体收入规模和收入分布形态改变后的、纯粹由个体收入位次改变而导致的流动性。收入向量 $s(y^0; y^1)$ 的分布形态与末期收入 y^1 一致，即 $s(y^0; y^1)$ 的收入分布函数及总收入规模都与 y^1 保持一致，但其每一个体在 $s(y^0; y^1)$ 中的排序情况与基期收入 y^0 相同。从 $s(y^0; y^1)$ 到 y^1 的变动，反映的是完全由个体在收入分布中位置调换所导致的流动性，计算 $s(y^0; y^1)$ 到 y^1 的流动性就是交换流动性。在 (120, 170, 310) \rightarrow (310, 120, 170) 的变动中，总收入依旧为 600，三份收入的具体份额亦未变，只有排序发生了变化，此时的流动性仅为交换流动性。

3. 基尼系数变动量的分解

基尼系数在两期间的变动方向和大小可以在一定程度上反映收入分配的改善程度，O'Neill & Van Kerm (2008) 通过构造收入集中曲线，运用式(4)至式(7)之方法将基尼系数的变动分解为收入增长的累进性和收入流动性两部分。

$$\Delta G \equiv (G_1 - C_0^1) - (G_0 - C_0^1) = M - P \quad (4)$$

$$M \equiv G_1 - C_0^1 = 2 \int_0^1 [C(p) - L_1(p)] dp \quad (5)$$

$$P \equiv G_0 - C_0^1 = 2 \int_0^1 [C(p) - L_0(p)] dp \quad (6)$$

$$C_0^1 = 2 \int_0^1 [p - C(p)] dp \quad (7)$$

收入增长的累进性指的是低收入者收入增长较快，从而长期收入差距趋向减小的收入增长模式 (pro-poor income growth process) (周兴、王芳, 2010)，是初期的洛伦兹

曲线到构造出的收入集中曲线之间的变化量,体现了不同收入层级的农户间由于收入增长速度不同而产生的对收入差距的影响,可用式(4)中的 P 表示。收入流动性代表了构造出的收入集中曲线到末期的洛伦兹曲线之间的变化,是个体间收入序位在始末两期的重新排列所引起的收入分配的变动,可用式(4)中的 M 表示。其中, G_0 是初期基尼系数; G_1 是末期基尼系数; $C(p)$ 是收入集中函数,也就是收入集中曲线所描述的函数; C_0^1 是收入集中系数。

当 $P > 0$ 时,收入具备累进性,即长期的收入差距小于初期的收入差距,穷人的收入增长速度更快;当 $P < 0$ 时,收入不具备累进性,即长期收入差距要大于初期的收入差距,收入分配的不平等程度恶化。由式(4)可知,基尼系数变动量的正负和大小取决于收入累进性与收入流动性的综合作用:当收入不发生流动时,收入增长累进性越大,基尼系数的变动量越小,末期的基尼系数越小,收入分配的改善幅度越大;当收入流动不为零时,收入流动与收入增长的累进性同时作用于基尼系数的变动,其正负和大小需要二者共同来决定。

(二) 样本及数据来源

本文所用数据来自中国农村固定观察点,时间范围是1995年至2013年^①,包含黑龙江、江苏、浙江、江西、山东、湖北、四川和甘肃八个省。为了保证跟踪的连续性,本文只保留1995年至2013年间户码一致的农户,其余户予以剔除,收入有缺失的样本也做剔除处理,最终获得有效样本1741户。为了横向与纵向比较的有效性,我们将农户收入转化为户内人均收入,并依据2013年各省的价格水平进行折算,计算八省份各村的跨年收入流动性。

三 绝对收入流动性的测度及分解

绝对收入流动性既能测度出类似于基尼系数所代表的收入分布的变动量,又能计算出基尼系数所不能刻画收入序位的改变。对绝对收入流动性进行分解可明晰各分流动性的变化趋势,并得出总流动性的主要组成部分,进而明确基尼系数所忽略的收入地位的变化是否具有进一步考量的必要性。

计算各村的绝对收入流动性并将其分解,结果如表1所示。绝对流动性的变动形成了以2008年、2010年和2012年为顶点的“W”形,上升与下降趋势交替出现。然

^① 因2002年与2003年的数据可能存在较大误差,故而没有采用(孙文凯等,2007)。

而不论总流动性如何变化，交换流动性占比始终过半，在 1999 - 2000 年达到最大值 70%。在结构流动性内部，增长流动性的占比较大，但这一优势不断减小；纯粹反映收入分布形态变动的分散流动性占比不断上升。

考虑到基尼系数计算方法对其经济意义的局限，当我们从全局角度令个体的收入相对占比不变即分散流动性为零时，无论增长流动性和交换流动性是否为零，基尼系数始终相同。也就是说，这样的基尼系数对相对收入位置的转变完全不敏感，故而无法从其数值上反映收入等级的变化。而事实上，忽略了贫富转变的可能，单纯看固定时点的贫富差距，并不符合理性人整个生命周期下的预算约束，漠视“三十年河东，三十年河西”的收入等级转变的预期明显缺乏解释现实的合理性。

表 1 各村总流动性及其分流动性占比的均值

年份	绝对流动性	各分流动性占比(%)			
		交换流动性	结构流动性	增长流动性	分散流动性
1995 - 1996	0.43	62	38	23	15
1996 - 1997	0.39	65	35	20	15
1997 - 1998	0.37	67	33	18	16
1998 - 1999	0.39	66	34	18	16
1999 - 2000	0.35	70	30	17	14
2000 - 2001	0.38	67	33	17	16
2004 - 2005	0.35	67	33	14	19
2005 - 2006	0.36	67	33	19	14
2006 - 2007	0.39	62	38	23	15
2007 - 2008	0.32	64	36	18	17
2008 - 2009	0.44	55	45	27	18
2009 - 2010	0.46	62	38	22	16
2010 - 2011	0.41	61	39	20	19
2011 - 2012	0.36	61	39	21	18
2012 - 2013	0.39	58	42	22	20

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

交换流动性作为测度个体贫富变化机会大小的重要指标，在三个分流动性当中占据最大的比重，是分散流动性的 2 倍至 4 倍。也就是说，这一最主要的收入分流动性

无法被基尼系数所体现。因此，非常有必要将以收入流动为工具的动态视角，引入到收入分配的研究中，弥补这一不足。

四 收入流动对收入分配的影响：基尼系数的决定

(一) 模型设定与变量

收入流动不仅会通过改变收入水平直接影响收入分配，还会通过收入地位的改变影响大众对收入再分配政策的偏好，进而间接影响收入分配（Rodríguez et al., 2008）。为了检收入流动性对收入不平等的影响效应，特构建收入流动性与收入不平等的回归模型如下：

$$Inequality_{it} = \alpha_i + \beta * Mobility_{it} + \gamma * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式（8）中，下标 i 代表不同样本村， t 为不同年份。被解释变量 $Inequality_{it}$ 为地区 i 在第 t 期的收入不平等程度，本研究中采用村级基尼系数加以测度。 $Mobility_{it}$ 表示地区 i 从 $(t-1)$ 期到 t 期的收入流动性，是主要解释变量。由于交换流动性和增长流动性对收入分配的影响主要表现为间接影响，而分散流动性为直接影响，故而在估计过程中，将三者分别引入，检验各分流动性对收入不平等的差异化效应。 X 为村级控制变量构成的向量， α_i 为地区固定效应， β 和 γ 为待估系数， ε_{it} 为随机干扰项。

在收入流动性文献中，家庭背景、人口结构特征、人力资本状况等被认为是最具影响力的因素（章奇等，2007）。因此在本研究中， X 选取了抚养比（即 16 岁以下，60 岁以上人口占总人口比例）作为代表人口结构特征的变量；用受教育程度（学历为高中及以上的个体占比是否大于 70%）、受培训人数比（包括农业及非农职业培训）、党员和村干部占比、健康水平（1 分至 5 分自评健康程度）等代表人力资本状况。同时， X 还包括反映要素市场参与率和要素水平的变量：外出务工率、土地流转面积比（包括转入面积占比和转出面积占比）、生产成本借款比例、户均农机数和粮食种植面积占比。此外，税收占纯收入的比例也包含于 X 当中。所有变量的描述性统计参见表 2。

表 2 主要变量的统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
基尼系数	0.26	0.09	0.00	0.64	975
绝对流动性	0.39	0.18	0.03	1.96	975
交换流动性占比	0.64	0.19	0.00	1.00	975

续表

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
结构流动性占比	0.36	0.19	0.08	1.00	975
增长流动性占比	0.20	0.17	0.00	1.00	975
分散流动性占比	0.16	0.14	0.16	0.95	975
高学历水平	0.02	0.15	0.00	1.00	975
受培训比	0.37	0.52	0.00	4.23	975
健康水平	4.53	0.36	3.39	5.00	975
抚养比	0.21	0.08	0.01	0.45	975
外出务工率	0.27	0.23	0.00	1.00	975
党员比	0.18	0.11	0.00	0.54	975
村干部比	0.10	0.09	0.00	0.41	975
土地流转比	0.15	0.18	0.00	1.06	975
借款—生产成本比例	0.05	0.10	0.00	0.97	975
户均农机数	0.57	0.62	0.00	3.85	975
粮食种植面积比	0.77	0.21	0.03	1.00	975
税收—纯收入比例	0.02	0.04	-0.02	0.53	975

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

从表3及图1对历年基尼系数均值的描述可知，基尼系数大致浮动在0.26上下，从1996-1999年和2010-2013年两区间可见其连续上升，人均纯收入的总流动性与其

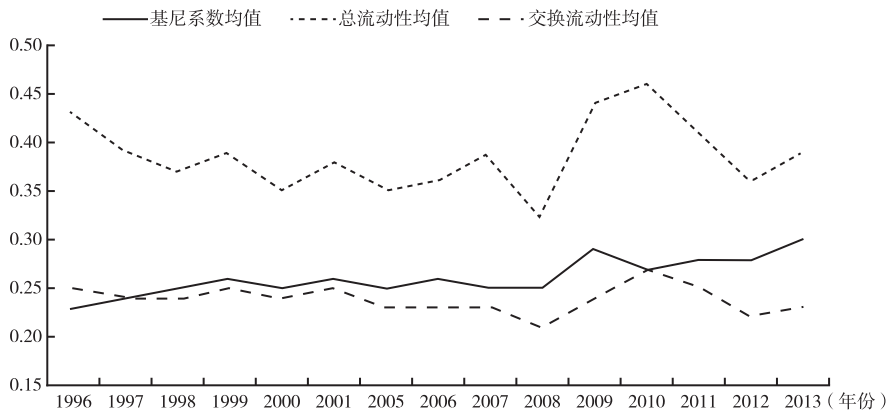


图1 基尼系数、总流动性及交换流动性的时间趋势

注：横轴变量代表以标记年份为末期的时间段，如1996年代表1995-1996年。

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

主要组成部分交换流动性的走势高度一致，且除去2008年至2010年以外，其余年份二者均与基尼系数呈明显的相同趋势，即收入流动性变大，基尼系数也变大。

表3 基尼系数与各收入流动性均值的时间趋势

年份	基尼系数	总流动性	交换流动性	结构流动性	增长流动性	分散流动性
1996	0.23	0.43	0.25	0.18	0.12	0.06
1997	0.24	0.39	0.24	0.14	0.09	0.05
1998	0.25	0.37	0.24	0.13	0.08	0.06
1999	0.26	0.39	0.25	0.15	0.09	0.06
2000	0.25	0.35	0.24	0.11	0.07	0.05
2001	0.26	0.38	0.25	0.13	0.07	0.06
2005	0.25	0.35	0.23	0.11	0.05	0.06
2006	0.26	0.36	0.23	0.13	0.08	0.05
2007	0.25	0.39	0.23	0.16	0.11	0.05
2008	0.25	0.32	0.21	0.11	0.05	0.06
2009	0.29	0.44	0.24	0.2	0.11	0.08
2010	0.27	0.46	0.27	0.19	0.11	0.08
2011	0.28	0.41	0.25	0.16	0.08	0.08
2012	0.28	0.36	0.22	0.14	0.08	0.06
2013	0.30	0.39	0.23	0.16	0.08	0.08

注：“年份”代表收入流动性末期年份，如1996年代表1995-1996年的收入流动性。

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

(二) 回归模型估计结果

以基尼系数为被解释变量，以绝对收入总流动性和三项分流动性为解释变量，得到表4的实证结果。根据Hausman检验结果，模型1、模型2和模型6采用固定效应模型，模型3、模型4和模型5因检验失效同时汇报两种情况。

从模型1中总流动性对收入分配的影响为正且在1%的水平上显著可知，收入流动性会显著促使基尼系数的上升，即短期收入分配不平等程度的加剧有一部分可归因于收入水平和地位的变动，这与之前的分析是一致的。也就是说，收入差距的扩大不是简单的“阶层锁定”下的分配恶化，而是将每个人收入动态变化也包含在内的新构成下的收入分布的变化。那么，这些动态变化是如何推高基尼系数的呢？

表 4 模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3		模型 4		模型 5		模型 6
	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
绝对流动性	0.0982 ^{***} (4.65)								
交换流动性		0.0709 ^{**} (1.96)							0.0786 [*] (1.95)
结构流动性			0.1123 ^{***} (5.04)	0.1141 ^{***} (5.03)					
分散流动性					0.2740 ^{***} (5.74)	0.2816 ^{***} (6.44)			0.2747 ^{***} (6.91)
增长流动性							0.0488 ^{**} (2.41)	0.0491 ^{***} (2.92)	0.0318 (0.83)
高学历水平	0.0027 (0.64)	0.0038 (0.77)	0.0019 (0.39)	-0.0289# (-1.61)	0.0078# (1.62)	-0.0287# (-1.57)	0.0020 (0.35)	-0.0284# (-1.55)	0.0073# (1.56)
受培训比	-0.0005 (-0.04)	0.0014 (0.12)	-0.0006 (-0.06)	0.0010 (0.11)	0.0000 (0.00)	0.0014 (0.15)	0.0008 (0.08)	0.0025 (0.26)	-0.0005 (-0.05)
健康水平	-0.0172 (-0.67)	-0.0191 (-0.77)	-0.0162 (-0.61)	-0.0197 (-0.84)	-0.0122 (-0.50)	-0.0157 (-0.74)	-0.0187 (-0.72)	-0.0223 (-0.95)	-0.0128 (-0.53)
抚养比	-0.1521 [*] (-1.81)	-0.1416 ^{**} (-2.01)	-0.1869 ^{**} (-2.05)	-0.2141 ^{**} (-2.53)	-0.1576 [*] (-1.72)	-0.1895 ^{**} (-2.21)	-0.1757 ^{**} (-2.22)	-0.2087 ^{**} (-2.57)	-0.1390 (-1.56)
外出务工率	-0.0188 (-1.16)	-0.0331 [*] (-1.84)	-0.0234# (-1.32)	-0.0150 (-1.24)	-0.0205 (-1.23)	-0.0134 (-1.06)	-0.0346 [*] (-1.82)	-0.0240 ^{**} (-1.96)	-0.0132 (-0.81)
党员比	-0.1812 [*] (-1.75)	-0.1734# (-1.58)	-0.1949 ^{**} (-1.97)	-0.1570 ^{***} (-2.99)	-0.1828 [*] (-1.92)	-0.1452 ^{***} (-2.84)	-0.1876 [*] (-1.77)	-0.1568 ^{***} (-2.71)	-0.1766 [*] (-1.80)
村干部比	-0.0255 (-0.35)	-0.0278 (-0.31)	-0.0145 (-0.19)	-0.0081 (-0.12)	-0.0351 (-0.49)	-0.0294 (-0.47)	-0.0152 (-0.17)	-0.0022 (-0.03)	-0.0399 (-0.62)
土地流转比	0.0103 (0.52)	0.0097 (0.43)	0.0083 (0.42)	0.0078 (0.44)	0.0037 (0.18)	0.0022 (0.13)	0.0091 (0.42)	0.0087 (0.45)	0.0058 (0.29)
借款占生产成本比	0.0102 (0.19)	0.0416 (0.77)	0.0241 (0.45)	0.0247 (0.44)	0.0568 (0.25)	0.0677 (1.24)	0.0380 (0.73)	0.0398 (0.74)	0.0473 (0.77)
户均农机数	0.0042 (0.43)	0.0029 (0.28)	0.0014 (0.14)	0.0043 (0.40)	0.0050 (0.57)	0.0064 (0.66)	0.0003 (0.03)	0.0037 (0.33)	0.0070 (0.83)
粮食种植面积比	0.1581 ^{***} (3.72)	0.1711 ^{***} (3.72)	0.1479 ^{***} (3.34)	0.0820 ^{**} (2.33)	0.1433 ^{***} (3.89)	0.0750 ^{**} (2.39)	0.1617 ^{***} (3.50)	0.0870 ^{**} (2.48)	0.1473 ^{***} (4.05)
税收占纯收入比	-1.7495 (-1.12)	-0.7970 (-0.47)	-1.4806 (-1.00)	-1.0524 (-0.63)	-2.2809 ^{**} (-2.03)	-1.8997# (-1.49)	-0.6199 (-0.37)	-0.1435 (-0.08)	-2.6669 ^{**} (-2.32)
税收占总支出比	1.7231# (1.49)	0.9581 (0.79)	1.3811 (1.05)	1.1329 (0.82)	2.1054 [*] (1.87)	1.8800# (1.63)	0.7040 (0.51)	0.4375 (0.30)	2.4966 ^{***} (2.67)

续表

	模型 1	模型 2	模型 3		模型 4		模型 5		模型 6
	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
常数项	0.2802 *** (2.13)	0.3022 *** (2.51)	0.3192 *** (2.33)	0.3826 *** (3.44)	0.2891 *** (2.48)	0.3582 *** (3.67)	0.3337 *** (2.66)	0.4057 *** (3.85)	0.2580 *** (2.09)
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Hausman 检验	40.80 (0.00)	66.74 (0.00)							67.39 (0.00)
样本量	975	975	975	975	975	975	975	975	975

注：括号中为稳健标准误；***、**、*、#分别表示在1%、5%、10%、15%的水平上显著。

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

从具体影响路径上来讲，绝对收入流动性可以完全分解为增长流动性、交换流动性和分散流动性，这三者通过各不相同的方式对收入分配产生影响。增长流动性来源于收入总量与分量的同比例上涨，这虽然并不会改变社会整体的收入分布，但会在累进税制情况下扩大税收总额，进而提高政府可用于再分配的资金，提高调节收入格局的能力，降低收入不平等程度；相反，增多的收入也可能带来“货币幻觉”，使人们误以为实际购买力得到了提升，降低了对缩小收入差距政策的需求或偏好，这不利于对基尼系数上升的抑制。在模型5中，无论是固定效应还是随机效应，增长流动性都对基尼系数有显著的拉升作用，即收入的同比扩大也会推高基尼系数，短期分配差距的扩大很可能是经济增长的结果之一。

模型2的回归结果显示，交换流动性的确显著提高了基尼系数。也就是说，收入地位的“洗牌”会使基尼系数升高，产生截面收入差距扩大的表征。这一作用是如何产生的呢？同以上增长流动性对收入分配的间接影响类似，交换流动性也是通过影响人的心理预期进而影响收入分配的。交换流动性是剥离了经济增长和收入分布变化后的纯粹的由收入地位转变而带来的流动性，故而从计算的角度来讲，它不会对基尼系数产生任何影响。然而，交换流动性代表的是穷人“翻盘”的可能，是支出智力和体力后可能获得的收入层级上升的希望，比起结果的公平，这一机会的公平更可能引致个体心理和行为的变化。正如 Benabou & Ok (2001) 提出的反政策干预模型所述，如果一个社会收入地位发生转变的概率较高，民众会认为收入差异是由努力程度和暂时运气的不同而导致的，并非一成不变，那么那些在当期处于均值以下的个体会同均值及其以上的个体联合起来，反对和抵制再分配政策的实施，以确保他们在分配政策大

致不变的情况下实现收入层级上升的预期。

与以上两个分流动性不同，分散流动性通过锁定个体排位和经济总量，仅仅改变收入份额，对基尼系数产生直接影响。模型 4 显示，分散流动性显著抬高了基尼系数，带来了明显的使穷者越穷、富者越富的“马太效应”。由分散流动性所带来的基尼系数的扩大是更深意义上收入格局的恶化，因为此时每个人的收入地位已被牢牢锁定，如果基尼系数变大，那么只可能是“削低补高”，继续扩大收入的两级分化。

结构流动性结合了增长流动性和分散流动性，模型 3 中对基尼系数的正向作用也是显著的，它在一定程度上加速了基尼系数的扩大。模型 6 将三个分流动性共同引入固定效应模型，显示交换流动性和分散流动性依然显著且方向不变，增长流动性的影响依然为正但不再显著。由此可知，在三个分流动性当中，交换流动性作为绝对收入流动性的主体，确实导致了基尼系数的上升，我们不应该用完全消极的眼光去看待这一收入分配的变化，而应将收入地位的动态转变纳入到分析视野中，合理评估其带来的“好”的收入差距。然而更需要引起警示的是分散流动性的较大正系数，即“马太效应”依然是基尼系数上升的重要原因，收入分配领域方面的不平等的确是当前社会的主要矛盾之一。

从模型 6 中控制变量的系数来看，高学历村（村中高中及以上学历占比大于 70%）显著扩大了收入差距。可能的解释是，不同于村内农户普遍低学历所带来的普遍低收入和低基尼系数，高学历村中的高学历者与低学历者的收入差距较大，显著提高了村基尼系数。代表综合素质的村党员数占比与收入分配具有显著的反向关系，即党员占比越大，综合素质越高，基尼系数越小。税收占纯收入的比例对基尼系数也有显著负向作用，税收占比大时，基尼系数小，这也反映了税收对收入分配公平化的作用。此外，本研究中高外出务工比率也会显著减小基尼系数，促进收入分配公平。

五 收入流动对收入分配的解释：基尼系数变动量的分解

依照以动态视角研究收入分配的思路，我们参考周兴和王芳（2010）的思路，再利用基尼系数变动量的分解，进一步将基尼系数的变化和收入流动置于统一的分析框架下，并通过收入累进性解释长期收入格局所发生的变化，结果如表 5 所示。

为了更好地明确长期收入的变动情况，我们将时间跨度由单年份扩大至 3 年或 4 年，即 1995 年至 1999 年的 T1 阶段、2000 年至 2005 年的 T2 阶段、2006 年至 2009 年的 T3 阶段和 2010 年至 2013 年的 T4 阶段。

表5 农户人均纯收入基尼系数变化量的分解

时期	初期年份	末期年份	初期基尼系数	末期基尼系数	基尼系数的变化	收入流动因素(M)	收入增长累进因素(P)
T1	1995	1999	0.6900	0.7150	0.0240	0.5200	0.4950
T2	2000	2005	0.7320	0.6750	-0.0580	0.5300	0.5870
T3	2006	2009	0.6980	0.6240	-0.0740	0.4250	0.4990
T4	2010	2013	0.5890	0.5760	-0.0130	0.3920	0.4050

注：基尼系数为各年度八省全部样本统一求得，非村级基尼系数的均值。

资料来源：根据中国农村固定观察点数据计算得到。

由上文式(4)可知，基尼系数变动量的正负和大小取决于收入累进性与收入流动性的综合作用。当 $M=0$ 时， P 越大， ΔG 进而 G_1 越小。也就是说，当收入不发生流动或不将收入流动引入分析中时，收入增长累进性越大，末期的基尼系数越小，低收入群体的改善($P>0$)和全社会收入分布的公平化($G_1<G_0$)将同时出现。这符合我们的一贯认知，在逻辑上也更容易解释，这正是T2、T3和T4所显示的情况。

然而当考虑收入流动性时，可能出现穷人的境况有所改善($P>0$)，但基尼系数却在同时变大($G_1>G_0$)的情形。即T1阶段的情况，此时的收入分布虽然具有累进性($P=0.495$)，降低了长期的收入分配不平等程度，但却并未从基尼系数中得以反映，即 ΔG “出乎意料”地大于零($\Delta G=0.024$)，基尼系数不降反升。也就是说，收入流动的存在使更大的基尼系数与更优的长期收入分配得以同时存在。

解释这一现象的关键就在于收入流动。收入的流动即农户收入位次的转换让低收入者进入到更高的收入层级中，而高收入者则有可能下行至较低层级中，这种收入地位的转换改变了两期间相对贫富的特定的人群，而这种改变所带来的正是低收入者地位的改善。也就是说，拉大末期收入差距的并不是期初的贫困者与富裕者，而是末期的贫困者与富裕者，而此贫困者非彼贫困者，他们的人员构成已经发生了变换。这种转换可能使收入分布变得更加集中，收入水平向中层收敛，甚至出现末期的富者比初期的富者更富，而末期的穷者比初期的穷者更穷的现象，那么此时长期收入趋向均等与基尼系数升高就会同时出现。可见，基尼系数的上升并不一定代表了收入分配不平等程度的扩大，还可能是收入累进与收入流动同时作用的结果。

六 结论和政策含义

反映收入地位变化的交换流动性是中国农村地区绝对收入流动性的最主要组成部

分，而这一代表机会公平的重要指标无法为基尼系数所直接反映。如果只是静态地关注于较高的基尼系数而对长期收入分配持极端的悲观态度是有失考量的。收入流动不仅解释了中国农村地区基尼系数变大与低收入群体状况改善同时出现的“矛盾”，还通过直接效应和间接效应作用于收入分配。结果显示，中国农村收入差距的拉大不是简单的阶层锁定和分化，而是经过交换流动性调整后的新的收入组合。如果一个社会呈现出较大基尼系数的同时，还具备了较高的收入流动性，那么其长期收入分配状况将会得以改善。

需要注意的是，分散流动性显著加速了收入分配不平等程度的上升，这意味着收入差距在中国农村地区的真实扩大。应积极采取措施扩大交换流动性，加快收入地位的转化，运用好税收的二次分配作用，提高农户综合素质和城镇化水平，畅通外出务工渠道，从多个角度降低农村收入分配的不平等程度。

参考文献：

- 江金启（2010），《中国农村内部的收入流动性：位移效应和增长效应》，《南方经济》第2期，第3-14页。
- 雷欣、陈继勇（2012），《收入流动性与收入不平等：基于CHNS数据的经验研究》，《世界经济》第9期，第84-104页。
- 李实、罗楚亮（2011），《中国收入差距究竟有多大？——对修正样本结构偏差的尝试》，《经济研究》第4期，第68-79页。
- 权衡（2004），《公共政策、居民收入流动与收入不平等》，《经济学家》第6期，第57-63页。
- 权衡（2005），《政府权力、收入流动性与收入分配——一个理论分析框架与中国经验》，《社会科学》第5期，第64-73页。
- 孙文凯、路江涌、白重恩（2007），《中国农村收入流动分析》，《经济研究》第8期，第43-57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。
- 王小鲁、樊纲（2005），《中国收入差距的走势和影响因素分析》，《经济研究》第10期，第24-36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》, 《经济学 (季刊)》第 13 卷第 3 期, 第 939 - 968 页。
- 杨俊、黄潇 (2010), 《中国收入流动性再探讨》, 《统计研究》第 11 期, 第 24 - 33 页。
- 杨巍、刘宇 (2011), 《对影响居民消费需求主因的研究——基于中国 31 个地区面板数据的实证分析》, 《调研世界》第 4 期, 第 12 - 17 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。
- 赵人伟、李实、卡尔·李思勤 (1999), 《中国居民收入分配再研究》, 北京: 中国财政经济出版社。
- 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。
- Adelman, Irma, Samuel Morley, Christoph Schenzler & Matthew Warning (1994). Estimating Income Mobility from Census Data. *Journal of Policy Modeling*, 16 (2), 187 - 213.
- Benabou, Roland & Efe Ok (2001). Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 447 - 487.
- Buchinsky, Moshe & Jennifer Hunt (1999). Wage Mobility in the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 81 (3), 351 - 368.
- Crosby, Faye (1976). A Model of Egoistical Relative Deprivation. *Psychological Review*, 83 (2), 85 - 113.
- Fields, Gary & Efe Ok (1996). The Meaning and Measurement of Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 71 (2), 349 - 377.
- Fields, Gary & Efe Ok (1999). Measuring Movement of Incomes. *Economica*, 66 (264), 455 - 471.
- Gibson, John, Jikun Huang & Scott Rozelle (2001). Why is Income Inequality so Low in China Compared to Other Countries? The Effect of Household Survey Methods. *Economics Letters*, 71 (3), 329 - 333.
- Gottschalk, Peter & Sheldon Danziger (1997). Family Income Mobility—How Much is There and Has it Changed? *Boston College Working Papers in Economics*, No. 398.
- Merton, Robert (1938). Science and the Social Order. *Philosophy of Science*, 5 (3), 321 - 337.

- O'Neill, Donal & Philippe Van Kerm (2008). An Integrated Framework for Analysing Income Convergence. *The Manchester School*, 76 (1), 1 – 20.
- Rodríguez, Juan Prieto, Juan Gabriel Rodríguez & Rafael Salas (2008). A Study on the Relationship between Economic Inequality and Mobility. *Economics Letters*, 99 (1), 111 – 114.
- Van Kerm, Philippe (2004). What Lies Behind Income Mobility? Reranking and Distributional Change in Belgium, Western Germany and the USA. *Economica*, 71 (282), 223 – 239.
- Yang, Dennis Tao (1999). Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China. *American Economic Review*, 89 (2), 306 – 310.

Income Distribution and Mobility of Rural China

Yang Yuanzheng¹ & Fang Xiangming²

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences¹;

College of Economics and Management, China Agricultural University²)

Abstract: Analysis of income distribution through dynamic perspectives usually reflects the impact of equal opportunity on long-term income patterns. With micro-level rural household survey data from eight provinces in China, this paper decomposes rural income mobility and Gini coefficient variations in 1995 – 2013 and explains why a rising Gini coefficient does not necessarily indicate deterioration of low-income groups. Empirical examination of income distribution indicates that changes of income rankings significantly increase the Gini coefficient. Meanwhile, it also explicitly shows a significant effect of mobility dispersion on widening of income gap, which is cautionary and deserves consideration.

Keywords: income mobility, exchange mobility, income distribution, gini coefficient, decomposition

JEL Classification: J62, I24, N35, P36

(责任编辑：封永刚)