

# 收入流动性测度方法述评

洪兴建

(浙江工商大学 统计与数学学院, 杭州 310018)

**摘要:**收入流动性主要有两种研究思路,一是将流动性本身作为研究对象,对个体流动进行加总,反映了所有个体收入水平、位次或收入份额的平均变动程度;二是研究收入流动性的影响,主要关注一段时间的收入分配失衡和社会福利水平是否得到补偿以及补偿的程度。转换矩阵和位次变动是流动性的早期测度方法,收入水平变动及其测度方法是流动性概念的一个延伸,随机占优和统计推断是流动性测度的一个拓展,而基于不平等、贫困、极化和社会福利水平的变动应该是流动性测度的最重要方法。

**关键词:**收入流动性;测度方法;述评

**中图分类号:**F120      **文献标识码:**A      **文章编号:**1009-1505(2013)06-0065-08

一般而言,收入分配失衡主要有收入不平等、贫困和极化(包括两极分化)三种形式,但这些失衡通常以年度收入为研究对象,而居民在不同年度的收入水平以及排序会发生变化,年度的收入分配失衡较大,并不意味着长期的收入分配失衡一定较大,因此测度收入流动性是非常必要的。上世纪七十年代一些学者开始关注收入流动性(Hart, 1976<sup>[1]</sup>; Shorrocks, 1976<sup>[2]</sup>、1978a<sup>[3]</sup>、1978b<sup>[4]</sup>),从此收入流动性成为收入分配研究的一个重要组成部分。

收入流动性测度不满足匿名性(Anonymity)公理<sup>①</sup>,它重点说明每个单位在不同年度的收入变动以及长期收入分布的状况,其中观察单位可以是个人、家庭、部门(行业)、地区甚至国家。当然,无论微观层面、中观层面还是宏观层面的收入流动性,其最终的立足点仍然为个人,一般指这些单位人均收入的流动性。从个人收入流动的时间跨度看,可以分为某一代人在不同时间的收入流动以及不同代人之间的收入流动,即代际内收入流动和代际间收入流动。从收入流动性的所指来看,其含义非常丰富,有的注重收入位次或组别的变化,有的着眼于收入水平变动或分布的相似性,还有的关注长期收入分配失衡和社会福利的变化。

**收稿日期:**2013-09-23

**基金项目:**国家社会科学基金项目(11BTJ008);浙江省自然科学基金(LY12G03023);国家自然科学基金项目(71173189);国家社会科学基金重大招标项目(11&ZD013)

**作者简介:**洪兴建,男,安徽南陵人,浙江工商大学统计与数学学院教授,经济学博士,主要从事收入分配统计及经济统计研究。

①在收入不平等、贫困和极化的测度中,只关注收入数值,与每个收入单位的具体名称无关,此即匿名性公理。

## 一、基于转换矩阵的流动性测度方法

假设转换矩阵  $B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \cdots & b_{1m} \\ b_{21} & b_{22} & \cdots & b_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ b_{m1} & b_{m2} & \cdots & b_{mm} \end{pmatrix}$ , 其中  $b_{ij}$  表示始期第  $i$  个阶层转向末期第  $j$  个阶层的概率,

这是早期分析流动性的常用做法。若将所有人口等分为几个部分,  $B$  就是分位数转移矩阵。分位数转移矩阵的优点是为双随机矩阵, 即满足  $\sum_j b_{ij} = \sum_i b_{ij} = 1$ , 稳定状态下能够得到比较满意的结果。不足是只有发生了组别变化才被认为流动性, 不能刻画前后两期收入分配的社会福利变化。而且由于稳定状态的马尔科夫矩阵在实际收入分配中基本是不存在的, 因而这种方法通常只适用于两个时期的流动性分析。

对于不同的转换矩阵, 一般借助某个综合指标分析收入流动性大小, 主要有惯性率、亚惯性率和移动等级, 公式分别为:

$$M_1(B) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m b_{ii} \quad (1)$$

$$M_2(B) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \sum_{j=i-1}^{i+1} b_{ij} \quad (2)$$

$$M_3(B) = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m b_{ij} |i-j| \quad (3)$$

$M_1(B)$  为所有主对角线元素的平均数, 表示前后两个时期位置不变的人口所占的比重, 其值越小意味着流动性越大。 $M_2(B)$  不仅包括位置不变人口的比重, 还包括上升或下降一个位置人口所占的比重(注意式中的  $b_{0,1} = b_{m,m+1} = 0$ )。 $M_3(B)$  由 Bartholomew(1982)<sup>[5]</sup> 提出, 是一个反映每组移动级数的相对数, 其值越大表示流动性越大。惯性率的不足之处在于忽视了主对角线以外的具体转移概率, 而亚惯性率虽然考虑了紧挨主对角线的人口移动, 但是对其他位置的变动仍然没有反映。 $M_3(B)$  虽然考虑了各组的移动, 而且对移动的级数进行了分析, 不过从社会福利的角度看, 将不同等级的移动级数同等看待是不合适的。Jorge 等(2006)<sup>[6]</sup> 对  $M_3(B)$  进行了拓展, 提出的一个流动性指标为:

$$M_4(B) = \sum_{i=1}^m \omega_i \left[ \sum_{j=1}^m |b_{ij} - e_{ij}|^\alpha \varphi(|i-j|) \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (4)$$

其中  $\omega_i$  为第  $i$  个等级的权重, 且  $\sum_{i=1}^m \omega_i = 1$ ,  $\varphi(\cdot)$  为等级差的函数, 参数  $\alpha$  大于 1,  $e_{ij}$  为单位矩阵相应的元素。作为  $M_4(B)$  的一个特例, Paul(2009)<sup>[7]</sup> 假定第  $i$  个等级的绝对权重为  $(m+1-i)$ , 相对权重为  $\omega_i = \frac{m+1-i}{m(m+1)/2}$ ,  $\varphi(|i-j|) = |i-j|^\alpha$ , 从而给出的指标为:

$$M_5(B) = \frac{2}{m(m+1)} \sum_{i=1}^m (m+1-i) \sum_{j=1}^m |i-j|^\alpha b_{ij} \quad (5)$$

Shorrocks(1978a) 则从公理的角度探讨收入流动性的测度方法, 证明了 Prais(1955) 提出的测度方法满足其公理, 即:

$$M_6(B) = \frac{m - \text{trace}(B)}{m-1} \quad (6)$$

其中  $\text{trace}(B)$  表示矩阵  $B$  的迹, 也即主对角线元素之和。 $M_6(B)$  度量了每个人离开初始位置的平

均概率,不足是与主对角线以外的元素无关。此外,对于转移矩阵  $B$ ,还可以借助列联表的卡方统计量分析流动性。

如果没有构造转换矩阵,也可以直接度量始期和末期位次或秩的流动性。由于秩相关系数衡量了等级相关性,等级相关性越大意味着位次流动性越小,因此秩相关系数一定程度上能够反映位次流动性。假设始期  $n$  个单位的收入向量为  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \square_+^n$ , 末期这  $n$  个单位对应的收入向量为  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n) \in \square_+^n$ , 设  $r(x_i)$ 、 $r(y_i)$  分别为第  $i$  个单位收入在始期和末期的位次, 根据斯皮尔曼 (Spearman) 等级相关系数构造的流动性指标为:

$$M_s(X, Y) = \frac{6}{n(n^2 - 1)} \sum_{i=1}^n (r(y_i) - r(x_i))^2 \quad (7)$$

此外,王洪亮(2009)<sup>[8]</sup> 利用  $\sum_{i=1}^n |r(y_i) - r(x_i)|$  代替  $\sum_{i=1}^n (r(y_i) - r(x_i))^2$  构造流动性测度公式, 由于位次差的绝对值不满足转移敏感性公理, 而位次差的平方满足转移敏感性公理, 因而其性能不如  $M_s(X, Y)$  好。当然, 如果将每个单位看作一组,  $M_4(B)$  或  $M_5(B)$  也是秩流动性的某种度量形式。

## 二、基于收入水平变动和相关性的流动性测度方法

对于收入分布变化  $X \rightarrow Y$ , Fields & Ok(1996, 1999)<sup>[9,10]</sup> 认为流动性的大小等价于  $X$  和  $Y$  相距的距离, 从公理的角度探讨了度量收入水平流动的绝对指标和相对指标<sup>①</sup>。在满足一系列公理的条件下, Fields & Ok(1996) 给出的绝对指标为:

$$M_{d1}(X, Y) = \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - x_i|^\alpha \right]^{1/\alpha} \quad (8)$$

其中参数  $\alpha > 1$ 。考虑到相对指标的大量运用, Fields & Ok(1999) 讨论了收入流动性相对测度的性质, 给出了一般形式的相对流动性指标, 即:

$$M_{d2}(X, Y) = c \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\ln y_i - \ln x_i|^\beta \right)^{1/\beta} \quad (9)$$

其中  $c$  为大于 0 的常数, 参数  $\beta > 0$ 。此外, 如果满足  $M_d(X, Y) = -M_d(Y, X)$  和  $M_d(X, \alpha X) > M_d(X, X)$  (参数  $\alpha > 1$ ), 称这样的流动性指标为有方向的收入流动, Fields & Ok(1999) 据此给出的公式为:

$$M_{d3}(X, Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln y_i - \ln x_i) \quad (10)$$

不难发现, 计算  $M_{d2}$  时先对收入水平进行了对数运算, 如果对原始收入取其他的合适变换  $g(\cdot)$ , 其一般表达式为  $M_d(X, Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varphi(g(y_i) - g(x_i))$ , 其中  $\varphi(\cdot)$  别表示某个函数。假如  $\varphi(x) = x^2$ ,

$g(x_i) = \frac{x_i - \mu_x}{\sigma_x}$ , 则得到 Checchi 和 Dardanoni(2002) 的测度指标<sup>[11]</sup>:

$$M_{d4}(X, Y) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i - \mu_y}{\sigma_y} - \frac{x_i - \mu_x}{\sigma_x} \right)^2 = 1 - \rho_p(X, Y) \quad (11)$$

其中  $\rho_p(X, Y)$  表示  $X$  和  $Y$  的皮尔逊 (Pearson) 线性相关系数。若对所有收入先进行对数变换, 与

①所谓绝对指标,指的是所有个体收入均增大或减少相同数值,指标数值不变;相对指标指的是所有个体收入同比变化,指标数值不变。

$M_{da}$  类似的一个测度指标为:

$$M_{ds}(X, Y) = 1 - \rho_p(\ln x, \ln y) \quad (12)$$

该指标被称为 Hart 指数。由于  $M_s(X, Y)$  仅仅度量了收入位次的流动性,  $M_{da}(X, Y)$  容易受极值变化的影响, 因而两者的结合可以同时反映位次和收入水平的相关性, 对收入流动性的把握更为全面。

### 三、基于收入分配失衡变化的流动性测度方法

设  $x_{it}$  表示第  $i$  个单位在第  $t$  期的收入,  $i = 1, 2, \dots, n, t = 1, 2, \dots, T, X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  为第  $t$  期的收入向量,  $\hat{X}_i = \sum_{t=1}^T x_{it}$  表示第  $i$  个单位的长期收入(即各期可比收入之和),  $\hat{X} = (\hat{X}_1, \hat{X}_2, \dots, \hat{X}_n)$  为长期收入向量。关于流动性对收入不平等的影响, Shorrocks(1978b) 给出的测度指标为:

$$M_{IS} = 1 - I(\hat{X}) / [\sum_{t=1}^T w_t I(X_t)] \quad (13)$$

其中  $I$  为任何一个符合洛伦茨准则的不平等指标, 权重为  $w_t = \mu_t / (\sum_{s=1}^T \mu_s)$ ,  $\mu_t$  为第  $t$  期的平均收入。如果长期不平等小于各年不平等的加权平均, 则有  $M_{IS} > 0$ , 表明流动性降低了长期不平等; 若  $M_{IS} < 0$ , 说明流动性加剧了长期不平等。从关注长期不平等降低的角度看,  $M_{IS}$  越大意味着收入流动性越强。虽然  $M_{IS}$  重点关注长期不平等, 但长期不平等的比较基准为各年不平等的加权平均, 分母的某个数值可能对应了多种情形, 因而具有较大的不确定性。Fields(2009)<sup>[12]</sup> 也对此提出了质疑, 并主张将第 1 期作为长期收入的比较基准, 即为:

$$M_{IF} = 1 - I(\hat{X}) / I(X_1) \quad (14)$$

上述两个指标取中, 长期收入为各期收入之和, 而 Maasoumi 等(1986)<sup>[13]</sup> 认为, 第  $i$  个单位的每期平均收入应该为幂平均数  $l_i = [\sum_{t=1}^T \varphi_t x_{it}^\beta]^{1/\beta} (\beta \neq 0)$  或  $\prod_{t=1}^T x_{it}^{\varphi_t} (\beta = 0)$ , 长期收入为  $\hat{X}_i = T l_i$ , 其中  $\varphi_t$  为第  $t$  期的权重, 且  $\sum_t \varphi_t = 1$ 。之所以采用幂平均的形式, 是因为一般认为收入波动存在一定的风险, 参数  $\beta$  的取值正好反映了人们对风险成本的偏好程度。

由于一个确定的  $I(\hat{X})$  可能对应了不同的分布  $\hat{X}$ , 流动性指标  $M_{IS}$  和  $M_{IF}$  均存在一定的欠缺。对于两期收入分布变化  $X \rightarrow Y$ , Yitzhaki & Wodon(2003)<sup>[14]</sup> 提出的流动性指标为:

$$M_{YW} = 1 - \text{cov}(X, F(Y)) / \text{cov}(X, F(X)) \quad (15)$$

其中  $\Gamma_{XY} \equiv \text{cov}(X, F(Y)) / \text{cov}(X, F(X)) \equiv \Gamma_{XY}$ , 称作基尼(Gini)相关系数。需要指出的是,  $M_s(X, Y)$ 、 $M_{da}$  和  $M_{YW}$  虽然都可以视作相关性基础上的流动性指标, 但是它们相关系数的定义不同。只要始期和末期的收入位次是固定的, 不管收入水平是多少,  $M_s(X, Y)$  的数值就是惟一的。 $M_s(X, Y)$  主要反映了始末两期某种收入形式的线性相关程度, 与收入不平等变化并不完全一致。 $M_{YW}$  的结果虽与始期收入水平有关, 但与末期收入水平无关, 而既定排序下的末期收入水平变动也会影响长期收入不平等, 因此 Yitzhaki & Wodon(2003) 还提出了一个同时考虑始期和末期收入水平的流动性指标。

收入流动性也会影响贫困和收入极化, 目前这方面的研究文献相对较少。Borooah & Creedy(1998)<sup>[15]</sup> 主要从暂时贫困和长期贫困的角度分析了收入流动性的影响, 不过他们的分析只适用于两个时期, 并且没有提出明确的流动性指标。Poggi & Silber(2009)<sup>[16]</sup> 虽然探讨了流动性对极化的影响, 但是他们选择的极化测度方法并不科学, 而且只适用于两等分组的极化分析。一个可行方法为, 将一段时期的居民收入按一定规则进行累加得到长期收入, 利用长期收入测度的贫困或极化与某个基准时期对比反映流动性, 也即类似于  $M_{IS}$  和  $M_{IF}$ <sup>[17]</sup>。

### 四、基于社会福利水平变化的流动性测度方法

收入流动会给社会福利水平带来一定变化,构造测度指标反映流动性导致的社会福利变化,是流动性测度的一个重要方面。对于两期收入分布  $X$  和  $Y$ , 设末期收入分布  $Y$  按从小到大排序后的第  $i$  个收入为  $y_i$ , 末期收入按始期从小到大排序后的第  $i$  个收入记为  $\tilde{y}_i$ , 则 King(1983)<sup>[18]</sup> 定义的比例顺序统计量(Scaled Order Statistic)为  $s_i = |y_i - \tilde{y}_i| / \mu_Y$ , 其中  $\mu_Y$  为末期平均收入,  $i = 1, 2, \dots, n$ 。记  $S = (s_1, s_2, \dots, s_n)$ , King(1983) 的社会福利函数形为  $W = W(Y, S)$ , 并假设该社会福利函数是加法可分离的, 即  $W = \sum_{i=1}^n F(y_i, s_i)$ , 其中  $F$  表示个体的福利水平。在一定的假定条件下, King(1983) 给出的指标为:

$$M_k = \begin{cases} 1 - \left[ \frac{\sum_i (y_i e^{\gamma s_i})^k}{\sum_i y_i^k} \right]^{-1/k}, & k \neq 0 \\ 1 - e^{-\frac{\gamma}{n} \sum_i s_i}, & k = 0 \end{cases} \quad (16)$$

其中  $\gamma \geq 0$  为不流动性厌恶参数,  $k$  为相对风险或横向不平等的厌恶参数。按照 King(1983) 的流动性概念, 如果两期的收入排序不发生变化, 就不存在流动性。一般而言, 即便收入排序不变, 只要收入份额发生了变化, 从社会福利的角度看都应存在流动性, 因此 King 指数仅是一个以位次变化为主的流动性测度方法。

为了确定多期收入流动性的福利比较基准, Chakravarty, Dutta & Weymark(1985)<sup>[19]</sup> 首先定义了完全相对不流动性, 即每个单位在各期的收入份额都保持不变。对于  $T$  期收入分布  $(X_1, X_2, \dots, X_T)$ , 其完全相对不流动的收入结构为  $X' = \left( X_1, X_1 \cdot \frac{\mu(X_2)}{\mu(X_1)}, \dots, X_1 \cdot \frac{\mu(X_T)}{\mu(X_1)} \right)$ 。由于实际的长期收入分布为  $\hat{X} = \left( \sum_{i=1}^T x_{1t}, \sum_{i=1}^T x_{2t}, \dots, \sum_{i=1}^T x_{nt} \right)$ , 完全相对不流动的长期收入分布为  $\hat{X}' = \left( \sum_{i=1}^T x_{1t} \cdot \frac{\mu(X_i)}{\mu(X_1)}, \sum_{i=1}^T x_{2t} \cdot \frac{\mu(X_i)}{\mu(X_1)}, \dots, \sum_{i=1}^T x_{nt} \cdot \frac{\mu(X_i)}{\mu(X_1)} \right)$ , 因而可以通过比较  $\hat{X}$  和  $\hat{X}'$  的社会福利反映收入流动性的影响。令  $W(\hat{X})$  表示收入分布  $\hat{X}$  的社会福利水平, Chakravarty, Dutta & Weymark(1985) 给出的流动性指标为:

$$M_{CDW} = W(\hat{X}) / W(\hat{X}') - 1 \quad (17)$$

$M_{CDW}$  度量了实际社会福利相对于完全不流动状态下社会福利的变化速度, 如果  $W(\hat{X}) < W(\hat{X}')$ , 有  $M_{CDW} < 0$ , 表示该收入流动是社会不合意的; 若  $W(\hat{X}') < W(\hat{X})$ , 则有  $M_{CDW} > 0$ , 表示该收入流动为社会合意的。

关于收入分布变动  $X \rightarrow Y$ , 其相对完全不流动性的收入分布为  $X' = X \cdot \mu(Y) / \mu(X)$ , 并假定  $\bar{Y}$  的元素与  $Y$  完全相同, 但是按照  $X$  的顺序排列, 则 Ruiz-Castillo(2004)<sup>[20]</sup> 给出的结构流动性和交换流动性指标<sup>①</sup>分别为:

$$SM(X, Y) = [W(X + \bar{Y}) - W(X + X')] / W(X + X') \quad (18)$$

$$EM(X, Y) = [W(X + Y) - W(X + \bar{Y})] / W(X + X') \quad (19)$$

不难发现,  $SM$  度量了在排除两期收入排序变化情况下的收入流动性,  $EM$  则测度了两期位次变化下的收入流动性, 将两式相加可得  $M_{CDW} = SM(X, Y) + EM(X, Y)$ , 从而表明  $M_{CDW}$  可以分解为结构流

<sup>①</sup>将末期和始期存在排序变化下的流动性称为交换流动性(Exchange Mobility), 两期不存在排序变化下的流动性称为结构流动性(Structural Mobility)。

动和交换流动两部分之和。由于  $X$  到  $Y$  的收入变动可以分解为  $X \rightarrow X' \rightarrow \bar{Y} \rightarrow Y$ , Kerm(2004)<sup>[21]</sup> 直接提出了增长、分散和交换三步分解法,即:

$$M(X, Y) = M(X, X') + M(X', \bar{Y}) + M(\bar{Y}, Y) \quad (20)$$

其中  $M(\cdot)$  为任何一个流动性指标。由于  $X'$  的每个收入都是  $X$  的一定倍数,  $X \rightarrow X'$  完全是由于经济规模增长造成的,因而  $M(X, X')$  反映了收入流动性的“增长”成分;而  $X'$  与  $\bar{Y}$  的收入总量相同,但是个体的收入份额(有可能)发生变化,因此  $M(X', \bar{Y})$  反映了收入流动性的“分散”成分; $\bar{Y}$  与  $Y$  中的所有收入份额是相同的,但是每个收入份额对应的个体可能不同,从而  $M(\bar{Y}, Y)$  反映了收入流动性的“交换”成分。

## 五、收入流动性的随机占优和统计推断方法

因为不同流动性指标并非单调变换关系,它们对流动性大小的排序可能存在不一致,因而随机占优(Stochastic Dominance)也成为收入流动性的判断方法之一。依据流动性内涵的不同,也有不同方面的流动性随机占优。

如果某个基期收入分布的分位数转换矩阵有两个,分别为  $B$  和  $B'$ ,第  $i$  个收入阶层的初始概率为  $\pi_i$ (收入阶层按从低到高排列),如果有:

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \pi_j b_{ij} \leq \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \pi_j b'_{ij} (\forall k, l = 1, 2, \dots, m) \quad (21)$$

并且至少对某些  $k$  和  $l$  不等式严格成立,那么根据社会福利水平, Dardanoni(1993)<sup>[22]</sup> 认为  $B$  的流动性随机占优于  $B'$ 。同样基于社会福利的影响, Danny & Eyal(2008)<sup>[23]</sup> 还利用随机矩阵探讨了转移矩阵的随机占优。Bénabou & Ok(2001)<sup>[24]</sup> 则提出了机会均等随机占优的概念及方法。设  $m$  个收入阶层的收入水平从低到高分别为  $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_m$ , 对于转换矩阵  $B$ , 始期位于第  $i$  个阶层的人在末期的期望收入为  $e_i = \sum_{j=1}^T b_{ij} \eta_j$ ; 类似地, 在转换矩阵  $B'$  下的期望收入为  $e'_i = \sum_{j=1}^T b'_{ij} \eta_j$ 。如果满足:

$$\frac{e_1}{e'_1} \geq \frac{e_2}{e'_2} \geq \dots \geq \frac{e_m}{e'_m} \quad (22)$$

且至少对某些  $i$  不等式严格成立,则称  $B$  的机会或条件期望收入随机占优于  $B'$ 。Fields, Leary & Ok(2002)<sup>[25]</sup> 提出了收入流动分布的概念,它是所有单位收入流动的分布。所谓单位收入流动性指的是每个单位收入的变动,比如收入份额的变动或者位次的变化等。设两个  $n$  维收入分布的流动性分别为  $X_0 \rightarrow X_1$  和  $Y_0 \rightarrow Y_1$ , 将两个分布的每个单位的收入流动分别按升序排列,记为  $m_X = (m_{x_1}, m_{x_2}, \dots, m_{x_n})$  和  $m_Y = (m_{y_1}, m_{y_2}, \dots, m_{y_n})$ , 其中  $m_{x_i}$  表示  $X$  所有  $n$  个单位的收入变动中处于第  $i$  个位次的收入变动。绘制收入流动性分布的一般方法为:横坐标为自然数排序,纵坐标为相应的  $m_{x_i}$ , 将所有  $m_{x_i}$  顺次连接起来即为收入流动性分布图形。如果  $X$  的收入流动分布不在  $Y$  之下,且至少部分图形位于  $Y$  的上方,则称  $X$  的流动性分布一阶随机占优于  $Y$ 。

此外, Mitra & Ok(1998)<sup>[26]</sup> 探讨了绝对距离函数的流动性随机占优问题。如果对于任意  $\alpha \in [1, \infty)$ , 均有:

$$\left( \sum_{i=1}^n |x_{1i} - x_{0i}|^\alpha \right)^{1/\alpha} \geq \left( \sum_{i=1}^n |y_{1i} - y_{0i}|^\alpha \right)^{1/\alpha} \quad (23)$$

则  $X_0 \rightarrow X_1$  随机占优于  $Y_0 \rightarrow Y_1$ 。总体上看,由于流动性的内涵不同,随机占优的形式也不尽相同,而影响收入分配失衡的流动性随机占优方法还有待深入研究。

## 六、结 语

收入流动性重点关注个体在不同年份的收入变动及其对收入分配失衡和社会福利的影响,应该说这些研究一定程度上弥补了单纯年度收入分配的缺陷,使得最终结论更加全面准确。虽然流动性的内涵非常丰富,但是关注收入流动性的主要原因还是因为流动性能够影响收入不平等、贫困、极化以及社会福利水平,特别是流动性的存在可能一定程度上降低长期收入分配失衡,因而从收入分配失衡和福利水平变化的角度测度收入流动性无疑是非常重要的方法。总体上看,对于收入分布变化  $X \rightarrow Y$  的流动性刻画,一方面可以构造转换矩阵并进而构建测度指标,另一方面可以从两个分布的距离、相似性、福利水平或者长期差距等方面构建测度指标,此时  $M$  相当于  $n$  维  $\times n$  维非负实数集到一维实数集的一个映射,即  $M: \mathbb{R}_+^n \times \mathbb{R}_+^n \rightarrow \mathbb{R}^1$ 。

本文主要对收入流动性各方面的测度方法进行了述评,这些方法均着眼于已有样本数据的度量,但是由于样本的随机性,检验样本流动性数值是否在统计上具有显著意义,以及对总体流动性进行区间估计都是非常重要的。收入流动性的统计推断近年来引起了部分学者的关注, Schluter(1998)<sup>[27]</sup> 探讨了  $M_6(B)$  和  $M_{IS}$  的渐进正态分布, Maasoumi 等<sup>[28]</sup> (2001) 给出了  $M_{IF}$  的渐进正态分布, Formby 等(2004)<sup>[29]</sup> 分析了四种形式转移矩阵的渐进分布, Biewen(2002)<sup>[30]</sup> 则采用自助法探讨了  $M_{IF}$  和  $M_6(B)$  的统计推断。应该说,随着实证分析中随机样本的大量出现以及模拟方法的不断完善,流动性的统计推断将发挥越来越大的作用。

### 参考文献:

- [1] HART P E. The comparative statics and dynamics of income distributions[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1976, 139: 108-125.
- [2] SHORROCKS A F. Income mobility and the markov assumption[J]. The Economic Journal, 1976, 86 (September): 566-578.
- [3] SHORROCKS A F. The measurement of mobility[J]. Econometrica, 1978a, 46: 1013-1024.
- [4] SHORROCKS A F. Income inequality and income mobility[J]. Journal of Economic Theory, 1978b, 19: 376-393.
- [5] BARTHOLOMEW D J. Stochastic models for social processes[M]. London: Wiley, 1982.
- [6] JORGE A, EZCURRA R, PASCUAL P. Mobility as movement: a measuring proposal based on transition matrices[J]. Economics Bulletin, 2006, 4(22): 1-12.
- [7] PAUL S A. Measure of income mobility with an empirical application[R]. Working Paper, University of Western Sydney, 2009.
- [8] 王洪亮. 中国区域居民收入流动性的实证分析[J]. 管理世界, 2009(3).
- [9] FIELDS GS, OK EFE A. The meaning and measurement of income mobility[J], Journal of Economic Theory, 1996, 71(2): 349-377.
- [10] FIELDS G S, OK EFE A. Measuring movement of incomes[J]. Economica, 1999, 66: 455-471.
- [11] CHECCHI D, DARDANONI V. Mobility comparisons: does using different measures matter? [EB/OL]. (2002-01-01) [2013-07-01]. <http://www.economia.unimi.it/uploads/wp/wp46.pdf>.
- [12] FIELDS G S. Does income mobility equalize longer-term incomes? new measures of an old concept[J]. Journal of Economic Inequality, 2009, 8(4): 409-427.
- [13] MAASOUMI E, ZANDVAKILI S. A class of generalized measures of mobility with application[J]. Economics Letters, 1986, 22: 97-102.
- [14] YITZHAKI S, WODON Q. Mobility, inequality, and horizontal equity[R]. World Bank Working Paper, 2003.

- [15] BOROOAH V K, CREEDY J. Income mobility, temporary and permanent poverty[J]. Australian Economic Papers, 1998, 37(1):36-44.
- [16] POGGO A, SIBLER J. On polarization and mobility: a look at polarization in the wage-career profile in Italy[R]. ECINE Working Paper 138, 2009.
- [17] 洪兴建. 居民收入分配失衡的测度方法研究[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [18] KING M A. An index of inequality with applications to horizontal equity and social mobility[J]. Econometrica, 1983, 51: 99-115.
- [19] CHAKRAVARTY S R, DUTTA B, D WEYMARK J A. Ethical indices of income mobility[J]. Social Choice and Welfare, 1985, 2:1-21.
- [20] RUIZ C J. The measurement of structural and exchange income mobility[J]. Journal of Economic Inequality, 2004, 2:219-228.
- [21] KERM P V. What lies behind income mobility? reranking and distributional change in Belgium, western Germany and the USA[J]. Economica, 2004, 71(282):223-239.
- [22] DARDANONI V. Measuring social mobility[J]. Journal of Economic Theory, 1993, 61:372-394.
- [23] DANNY BEN S, EYAL S. Partial ordering of unpredictable mobility with welfare implications[J]. Economica, 2008, 75: 592-604.
- [24] BÉNABOU R, OK EFE A. Mobility as progressivity: ranking income process according to equality of opportunity[R]. New York: New York University, 2001.
- [25] FIELDS GS, JEARY J B, OK EFE A. Stochastic dominance in mobility analysis[J]. Economics Letters, 2002, 75:333-339.
- [26] MITRA T, OK EFE A. The measurement of income mobility: a partial ordering approach[J]. Economic Theory, 1998, 12: 77-102.
- [27] SCHLUTER C. Statistical inference with mobility indices [J]. Economics Letters, 1998, 59:157-162.
- [28] MAASOUMI E, TREDE M. Comparing income mobility in Germany and the United States using generalized entropy mobility measures[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83:551-559.
- [29] FORMBY J P, SMITH W J, ZHENG B. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference[J]. Journal of Econometrics, 2004, 120:181-205.
- [30] BIEWEN M. Bootstrap inference for inequality, mobility and poverty measurement[J]. Journal of Econometrics, 2002, 108:317-342.

## A Review on the Measurement of Income Mobility

HONG Xing-jian

(School of Statistics & Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** There are mainly two concepts in income mobility: one is income movement itself, which is gained by every unit's change and reflects all the movement of income level, rank and share; the other is effects by income mobility, which accounts for compensation of income disequilibrium and social welfare. Transition matrix and rank change are main methods in early stage, and income level movement and its measurement is another facet. Stochastic dominance and statistical inference are extending methods of income mobility. But the methods which are based on income inequality, poverty, polarization and social welfare are most important.

**Key words:** income mobility; measurement; review

(责任编辑 何志刚)