

城镇居民区域收入流动、 税收负担及收入分配动态均衡

崔景华¹, 谢远涛²

(1. 对外经济贸易大学 公共管理学院, 北京 100029; 2. 对外经济贸易大学 保险学院, 北京 100029)

摘要:文章基于持久收入假说和盖尔顿收入均值模型, 梳理税收对收入流动性的影响机理, 利用动态面板系统 GMM 和面板有序 Logistic 回归模型, 分析多维收入流动性与税收政策之间的联动作用机制。研究发现: (1) 税收负担是影响城镇居民绝对和相对收入流动的主要原因之一, 但其作用程度受到各地区家庭人口结构的影响。地区平均家庭就业人口少于 2 人时, 减税政策能够增加地区绝对收入的流动性, 但降低了地区收入位次向上移动的概率, 这一结果与家庭就业人口为 2 人及以上的地区相反。(2) 个人所得税费用扣除标准占家庭人均月收入的比重高的地区, 其绝对收入的流动性和收入位次向上移动的概率均低于其他省份。(3) 历年个人所得税改革对提高绝对收入流动性的正向效应较为显著。此外, 劳动力受教育年限、收入来源结构、产业结构及城市化程度等因素对收入流动性的影响也呈现出阶段性和异质性。这意味着税收制度设置应凸显家庭及地区的特征因素, 注重横向和纵向公平课税原则, 促进居民收入区域间的流动, 降低收入固化程度, 实现收入分配的动态均衡。

关键词: 税收负担; 收入流动; 动态面板系统 GMM 模型; 面板有序 Logistic 回归

中图分类号: F812.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2017)08-0043-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2017.08.004

一、引言

30 多年的市场经济体制改革使得中国经济迅速腾飞, 人均 GDP 占世界平均水平的比重从 1978 年的 9.1% 增长到 2016 年的 81% (IMF, 2017), 且仅用约十年的时间就从低收入国家跨越到中等偏上收入国家行列。^① 但是, 贫富差距不断加大的问题成为了经济运行中最为突出的矛盾, 影响社会的和谐与稳定。中国官方公布的 2003—2016 年全国基尼系数大多介于 0.47—0.49 之间, 突破了国际公认的 0.40 这一收入分配差距警戒水平。^② 中国从改革

收稿日期: 2016-11-30

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71403050); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(13YJA790008); 北京市哲学社会科学青年基金项目(13JGC064)

作者简介: 崔景华(1979—), 女, 吉林珲春人, 对外经济贸易大学公共管理学院副教授;

谢远涛(1982—), 男, 湖北随州人, 对外经济贸易大学保险学院副教授。

^①2017 年 IMF 公布的世界各国人均 GDP 数据显示, 中国为 8 113 美元, 世界平均值为 10 038 美元。按照世界银行的划分方法, 我国在 2001 年之前为低收入国家, 2001 年成为了中等偏下收入国家, 2010 年跨入中等偏上收入国家行列。

^②国家统计局在 2013 年首次公布了 2003—2012 年的全国基尼系数。2003 年至 2013 年的基尼系数都超过了 0.47, 2014 年首次下降至 0.47 以下, 为 0.469, 2015 年为 0.462, 2016 年同比小幅增加, 为 0.465。

开放之前收入分配绝对平均的国家转变为收入差距较大(甚至是悬殊^①)的国家。收入分配领域的变化使得人们开始质疑以竞争激励为先导的市场化改革取向的合理性和有效性。如何实现分配的公平考验着中国的改革实践,而解决这一问题的关键是打破贫富凝固,让更多中低收入者实现收入增长,形成高低收入阶层之间、地区之间有效的收入流动机制,从而构建“经济增长—收入差距—收入流动—机会均等—协调发展”的良性发展模式。那么,何为收入流动?收入分配领域中的流动性具有哪些意义和作用?

为了解释上述问题,本文首先剖析流动性的含义及本质。流动性最早起源于社会学,是观察和度量社会结构变化的重要工具。经济学家将流动性应用到收入分配领域,考察收入分布状况的演变模式。经济学中的收入流动性是指期初不同收入水平的个体在期末收入规模或收入位次发生变动的程度和方向,有时也可以衡量当代人的收入分配结构是否会复制到下一代人身上。前者称为代内收入流动,后者则称为代际收入流动。研究收入流动性具有较强的理论和政策意义。首先,从理论层面而言,这一研究丰富和拓展了收入分配问题的研究范式。流动性既体现了收入分布的跨期变动情况,也涉及公众对贫富差距的感知、价值判断与容忍程度。因此,有效弥补了高低阶层之间收入比、基尼系数、泰尔指数等从静态角度衡量收入分配差距的传统指标所存在的不足,增强了分配领域的动态研究视角。其次,从政策实践层面而言,实现收入流动性有利于收入分配中公平与效率的统一。如果一个社会有较好的收入流动机制,那么收入分配不公的问题可能没有人们想象的那样严重(Sawhill, 2000; 章奇等, 2007)。因为期初收入低的人可以在期末取得较高收入,今天的穷人可能会成为明天的富人(Khor 和 Pencavel, 2006)。在这样的经济社会运行机制中,所谓的公平与否不仅体现在贫富差距的高低,更体现在经济增长和分配机制中获得机会的均等程度。与此同时,收入流动性在长期内能够改善收入不平等所带来的社会压力和冲突,促进经济的稳定增长及长远发展,从而有效提升经济效率。

有关收入流动性的研究始于 20 世纪五六十年代,随后受到广泛关注。1962 年 Friedman 在其研究中解释了何为收入流动性。在此基础上,关于收入流动性的定义及指标体系建构、与其他收入差距指标之间的关系、影响因素实证分析、国别及国际比较分析等的文献开始大量涌现。其中,国别分析包括 Jarvis 和 Jenkins(1998)对英国的研究、Corak 和 Heisz(1999)对加拿大的研究、Canto(2000)对西班牙的研究、Piraino(2007)对意大利的研究、Piketty 和 Saez(2006)以及 Lee 和 Solon(2009)针对美国 20 世纪初期以来的最高收入阶层的收入流动性变动情况进行的探索等。在国别研究基础上,进一步延伸出不同国家之间特定时期的流动性指标的国际比较问题。例如,Benabou 和 Ok(2001)利用税收累进指标来衡量意大利和美国收入流动性大小的研究,Aberge 等(2002)对斯堪的纳维亚和美国的比较研究, Van Kerm(2004)对比利时、联邦德国和美国的比较研究,Fields 等(2006)对拉美国家的比较研究等。国别比较研究从制度层面深入剖析了流动性的影响机理及不同经济体制下的政策效应。此外,有些文献在进一步优化研究方法或细化研究视角方面做了大量工作,如 Lummer(2002)通过工具变量法和误差修正模型来探讨如何降低收入流动性实证分析中的测量误差,从而提高模型的稳健性。Rothwell 和 Massey(2015)从地理和社区环境因素对流动性影响的独特视角阐释了居民收入流动性问题。

^①诸多类似研究中,西南财经大学的研究结果与国家统计局的数据差距最大。2012 年 12 月,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心根据住户调查得出,2010 年中国基尼系数为 0.61,城镇基尼系数为 0.56,农村基尼系数为 0.60。公开资料显示,改革开放之前中国基尼系数为 0.18,属于收入分配绝对公平的国家。

随着家庭微观数据库的开发和实证研究方法的普及,针对中国居民收入流动性的研究成果越来越丰硕。Khor 与 Pencavel(2005)比较分析了 1990—1995 年间中国与美国的城镇居民收入流动性,认为这一期间中国的收入流动性高于美国,但是没有深入探讨中国收入流动性的特征及影响因素。王海港(2005、2007)依据面板数据研究了农村和城市收入流动性的阶段性特征,并将家庭按照家长的受教育程度进行分组后探讨教育对收入流动性的影响以及不同家庭组别之间的差异性。尹恒等(2006)在考察 20 世纪 90 年代以来中国城镇居民收入流动时间趋势的基础上,进一步分析了收入流动性在企业所有制性质、是否退休、工作岗位特征、文化程度等层面上的异质性。孙文凯等(2007)、权衡(2005、2015)、Yuan(2015)等学者也开展了类似的研究。这些研究虽然较为全面地分析、比较了不同时期、不同阶层及不同背景的城市和农村居民的收入流动性,但是没有进一步深入探讨影响收入流动性的各类因素的边际效应。章奇等(2007)的研究则较好地弥补了上述不足。他们利用多项 *Logit* 模型对可能影响收入流动性的各种因素进行了定量分析,发现家庭抚养人口、人力资本禀赋和土地转包等因素对农村居民的收入流动性有显著影响。这一研究虽然度量了收入流动性与其影响因素之间的因果关系,但是流动性的指标设定较为单一,缺乏全面、综合的评价体系。基于此,王朝明等(2008)、张立冬(2011)和严斌剑等(2014)从各种维度选取收入流动性指标来估算我国居民多维收入流动的程度,从而丰富了收入流动性的测算方法和研究范式。此外,与前人研究不同,王洪亮(2009)基于区域的视角,构造出了新的收入流动性指标的分析框架,并阐释了城乡之间以及东中西部之间的收入流动状况,为地区间收入流动性的研究提供了理论方法和实证分析依据。

国内外已有研究大多注重收入流动性的测算及其新方法的探索,对不同地区之间居民收入流动性的影响因素及作用机理的研究较少,而且将税收这一收入分配重要手段纳入分析框架来讨论二者间关系的文章更是凤毛麟角。混合经济运行模式不仅充分体现了市场机制在参与劳动力报酬初次分配中的效率,而且可以通过政策手段来弥补市场经济运行中出现的收入分布不均等问题。税收作为政府调节收入分配的主要政策工具,对收入流动性产生重要影响(Atkinson, 1992)。在诸多税种当中,个人所得税是影响城镇居民收入水平的关键因素。我国自 1980 年实施个人所得税以来,费用扣除标准和税率级次等制度要素经过了多次改革和调整。那么,改革前后个人所得税税负的冲击对收入流动性的影响是否有显著差异? 制度调整是推动了收入位次向上流动还是位次的向下滑落? 如何理解费用扣除标准、家庭及地区特征对收入流动性的影响机制?

本文围绕上述问题展开了系统而深入的研究。首先,通过构建理论模型来阐述收入流动性及税收对收入流动性的作用机理。其次,以地区为主要研究对象,设定多维视角下的收入流动性指标分析体系。第三,建立实证分析框架,利用动态面板 *GMM* 模型和面板有序 *Logistic* 模型分别揭示税收对绝对和相对收入流动性的边际效应。本文的研究结果表明:(1)税收是影响城镇居民收入规模变动和收入位次变动的重要因素,但是其对两种收入流动性的作用程度和方向因地区的家庭人口结构和就业人数的不同而产生显著差异;(2)个税的费用扣除标准占家庭人均收入比重越高,不仅削弱了绝对收入流动的增长态势,而且降低了相对收入流动性中地区位次向上移动的概率;(3)农业产值比重、城市化率、居民收入来源结构、受教育程度等特征变量对收入流动性呈现出显著的区域异质性。

与已有文献相比,本文的主要贡献有:首先,拓展了收入流动性的研究范畴,弥补了基尼系数等静态指标不能有效反映生命周期内动态收入分配状况的缺陷。其次,构建了税收与

收入流动性之间的理论分析模型和框架,并在实证检验模型中将税收作为影响收入流动性的重要因素来探讨二者之间的内在调节机理,填补了原有研究在这一领域的缺失和不足。第三,从收入分配动态均衡的角度提出了税收制度及相关政策的创新性改革建议,为缩小和缓解收入分配差距提供了新的治理思路。

二、理论机理分析

持久收入假说(Friedman 和 Kuznets, 1954)表明,个体 i 在时间 t 的收入 W_{it} 由持久收入成分 F_{it} 和暂时收入成分 U_{it} 构成。

$$W_{it} = F_{it} + U_{it} \quad (1)$$

公式(1)中,持久收入 F_{it} 反映了个体 i 的自身素质、教育、职业培训、所处位置以及其他的因素,这些被假定为不随时间变化;暂时收入 U_{it} 则是反映了偶然性或一个特定时期内影响收入的因素。在这个简单的持久收入模型中,收入流动性的程度依赖于暂时收入引起的变动比例,但期初与期末的收入之间没有特殊的联系,因此,无法体现真正意义上的收入动态变化。为此,本文引入盖尔顿(Galton, 1889)^①趋于均值的自回归模型:

$$W_{it} = \beta W_{it-1} + U_{it} \quad (2)$$

与此同时,放宽模型(2)中“不同时期的随机项之间不相关(无序列相关性)”这一假设,并借鉴切尔希(Chesher, 1979)、克里迪和哈特(Creedy 和 Hart, 1979)等学者的思路,把暂时收入成分 U_{it} 设定为一阶自回归过程的随机项:

$$V_{it} = \alpha V_{it-1} + U_{it} \quad (3)$$

利用 V_{it} 来代表盖尔顿模型(公式 2)中的随机项(公式 2 转变为 $W_{it} = \beta W_{it-1} + V_{it}$),并按照放宽了的假设条件,重新定义 t 期和 $t-1$ 期的收入模型:

$$W_{it} = F_{it} + V_{it}; W_{it-1} = F_{it-1} + V_{it-1} \quad (4)$$

为了获取两期收入的流动程度,在盖尔顿模型(公式 2)等式两侧同时减去固定收入的一阶滞后项 W_{it-1} ,将此差分记为收入流动性 $mobility_{it}$,并利用公式(3)替换 U_{it} ,新的方程为 $mobility_{it} = \beta W_{it-1} - W_{it-1} + V_{it} - \alpha V_{it-1}$ 。通过方程(4)进一步更换 V_{it} 和 V_{it-1} ,最终得到模型 5:

$$mobility_{it} = (1 - \alpha - \beta) \{ [F_{it-1} \alpha / (1 - \alpha - \beta)] - W_{it-1} \} + V_{it} \quad (5)$$

由模型(5)可知,两期收入流动程度与上一期的固定收入 F_{it-1} 的一定比例和 W_{it-1} 的差额及随机项 V_{it} 相关。当政府介入收入分配领域时,个人在固定收入部分 F_{it-1} 缴纳的所得税 $T(F_{it-1})$ 影响两期收入流动程度。因此,加入税收因素后的收入流动方程界定如下:

$$mobility_{it} = (1 - \alpha - \beta) \{ [F_{it-1} - T(F_{it-1})] \alpha / (1 - \alpha - \beta) - W_{it-1} \} + V_{it} \quad (6)$$

公式(6)表明,税收主要通过固定收入部分影响人们的可支配收入并作用于两期收入流动。如果 $(\alpha + \beta)$ 小于 1,则税收对两期收入流动性的影响为负,即随着个人缴纳的税收额度的增加,两期收入动态变化程度将减少。与此相反, $(\alpha + \beta)$ 大于 1,则税收对两期收入流动性的影响为正。非经常性收入或偶然性收入如股息红利、彩票收益等暂时收入在扰动项 V_{it} 中体现,这些收入也应按照一定比例缴纳税金,但由于各期暂时收入不明确,因此暂不考虑这一部分的税收因素对收入流动性的影响。此外,个人及家庭特征因素、地区经济结构及发展程度等也会直接或间接通过固定收入和暂时收入影响收入流动程度。

^①阿特金森著(平新桥等译).收入流动性的实证研究[M].北京:北京大学出版社,2005.

三、流动性度量方法及实证模型设定

(一)流动性度量方法。关于收入流动性的研究主要集中在两个层面,一是基于绝对收入水平变动带来的流动性,二是基于相对收入水平变动带来的流动性。

1. 绝对收入流动性。绝对收入流动性指标衡量两期之间居民收入水平的变动程度。这一指标表明只要组内成员偏离了其初始收入水平就会产生收入流动,强调收入流动性是绝对存在的一个概念。研究绝对收入流动性的目的在于探讨不同个体之间跨期收入规模的变动幅度和增减比例。本文基于欧氏距离度量法(Fields 和 Ok, 1996),构造线性对数距离函数来界定两类绝对收入流动性指标:

$$aaic_u = \frac{1}{n} \sum |\log w_{it} - \log w_{it-1}| \quad (7)$$

$$aic_u = \frac{1}{n} \sum (\log w_{it} - \log w_{it-1}) \quad (8)$$

公式(7)和(8)中的 w_{it} 和 w_{it-1} 分别表示第 i 个个体在 t 期和 $t-1$ 期的绝对收入水平。 $aaic$ 表示非方向性收入流动, aic 为方向性收入流动。

2. 相对收入流动性。相对收入流动性则把收入流动定义为收入水平的重新排列现象,仅衡量组内成员收入位次的变动程度,而完全不考虑收入规模是否发生变化,因此是一个强调相对性的概念。基于收入转换矩阵的相对主义公理方法是目前为止所有指标中最符合研究收入流动性初衷的一种方法(Formby 和 Smith, 2004; 王朝明和胡棋智, 2008)。为了分省份研究税收与相对收入流动性的关系,本文在实证模型检验部分利用基期和末期各个省份收入位次的变动情况作为相对收入流动性的代理指标。按照人均可支配收入由低到高排序后形成顺序统计量为 ξ_u , 第 $t-1$ 年至第 t 年的收入相对流动指标为:^①

$$mobi_u = \begin{cases} 1, & \text{若 } \xi_u > \xi_{i(t-1)} \\ 0, & \text{若 } \xi_u = \xi_{i(t-1)} \\ -1, & \text{若 } \xi_u < \xi_{i(t-1)} \end{cases} \quad (9)$$

(二)实证模型设定。

1. 绝对收入流动性实证模型。以非方向性绝对收入流动性作为被解释变量构建计量模型如下:

$$aaic_u = \alpha_0 + \alpha_1 iitpro_u + \alpha_2 iitpro_u \times houemp_u + X_u \alpha_3 + Z_u \alpha_4 + \mu_u \quad (10)$$

其中: $iitpro_u$ 代表税收负担, α_0 和 μ_u 分别表示常数项和扰动项。本文将税收负担和家庭就业人口规模的交互项($iitpro \times houemp$)纳入模型,检验家庭或个人为单位的不同征税方式是否产生制度效应的异质性。另外,本文还选取了影响城镇居民绝对收入流动的个人和家庭特征变量(X_u)、地区经济特征及税收制度变革(Z_u)等因素作为控制变量。

2. 相对收入流动性实证模型。考察税收对相对收入流动性的作用机理时,被解释变量的取值范围设定为三种类型。一是期末与期初相比收入位次向上移动、二是收入位次没有发生变动、三是收入位次下降,用数字分别表示为 -1 、 0 和 $+1$,这三个整数是有序的离散变量,因此在随机扰动项 ε 服从 *Logistic* 分布的假设下,选取面板有序 *Logit* 模型进行回归分析,其计量模型如下:

^①可以参见王洪亮等(2012)针对我国居民收入流动性的相关研究。

$$\log \left[\frac{p(mobi_{it} \leq k)}{1 - p(mobi_{it} \leq k)} \right] = \beta_0 + \beta_1 iitpro_{it} + \beta_2 iitpro_{it} \times houemp_{it} + X_{it}\beta_3 + A_{it}\beta_4 + v_{it} \quad (11)$$

模型(11)中 k 表示收入位次变动的三种类型,除了代表个人和家庭特征的变量 X_{it} 以外, A_{it} 代表地区收入排序和政策等特征变量。

(三)变量选取与数据说明。本文的解释变量如下:(1)税收负担。这是本文的关键解释变量。Atkinson(2005)认为,个人所得税等直接税是影响收入流动性的重要因素。本文选择各个省份平均个人税收支出占家庭总收入的比重来表示。(2)税收负担与家庭就业人口交互项。本文选取各个省份的家庭就业人口与税收负担的交互项来反映课税单位对收入流动性的影响程度。(3)代表税收制度变革的相关变量:第一,个税改革虚拟变量,2006年、2008年和2011年对个税制度进行了调整(北京和上海分别在1999年和2003年率先实施改革,故这两个省份做了特殊处理^①),为了检验个税改革对收入流动性是否产生影响,本文设定 $reform$ 变量来代表改革的三个不同阶段;第二,个税费用扣除标准占家庭月人均总收入比重,因三次改革中新的费用扣除标准执行时间各不相同,^②为了全面体现新旧制度交替年份的费用扣除标准的变动情况,当年的月平均费用扣除标准采用加权平均方法来计算。^③

除此之外,本文还选取了影响收入流动性的其他控制变量。(1)代表个人和家庭特征的变量:一是受教育程度,这一变量用于考察人力资本对收入流动性的影响,本文选择各地区居民小学、初中、高中、大专及以上学历人口的比重及其相应的教育年限相乘后取得各年的受教育程度作代理变量。另外,将各省份大专及以上学历人口的比重作为受教育程度的代理变量放入相对位次流动的实证检验方程中进行分析。二是城镇居民收入结构相关变量,城镇居民的收入来自工资收入、经营收入、财产收入和转移收入,其中用工资收入占家庭总收入的比重来作为居民收入结构的代理变量。(2)代表地方经济特征的变量:一是产业结构相关变量,合理化的产业结构对地区经济发展和居民收入水平产生较大影响(于春晖等,2011),本文选取第一产业产值占地区生产总值的比重来作为产业结构的代理变量;二是地区人均实际 GDP 水平;三是城市化比率,本文选取城市人口中非农业人口比重和城镇人口比重这两个指标来代表城市化比率。

本文实证部分各个变量的原始数据取自1996—2014年的《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、国务院发展研究中心网络数据库、国家发展和改革委员会的中国宏观经济网络数据库以及国家信息中心的中国经济信息网数据库。为了确保不同变量选取年份的一致性,本文选取1997年至2011年的平衡面板数据进行检验。回归模型中城镇居民可支配收入、地区人均 GDP 、税收等数据均以2000年的消费者价格指数进行了价格平减。各变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量符号	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
aic	方向性绝对收入流动	24.2723	14.6849	-4.7628	71.0145

^①1999年北京和上海分别将个人所得税费用扣除标准调整为1 000元和960元,2003年3月两地又提高至1 200元和1 000元。

^②除了2006年的改革是1月1日起实施以外,2008年和2011年的费用扣除标准改革分别在3月1日和9月1日推行。

^③以2008年3月1日的费用扣除标准由1 600元调整到2 000元为例,加权平均费用扣除标准为 $1\ 600 \times (2/12) + 2000 \times (10/12) = 1\ 933.33$ 。其他年份的加权平均费用扣除标准以此类推。

续表1 变量的描述性统计

变量符号	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>aaic</i>	非方向性绝对收入流动	24.3073	14.6267	0.0241	71.0145
<i>mobi</i>	相对收入流动(向上为+1, 不流动为0, 向下为-1)	0.0289	0.7735	-1	1
<i>iitpro</i>	个人交纳的收入税占家庭人均总收入比重	0.3365	0.3652	0.0002	1.9722
<i>fiavpro</i>	第一产业产值占地区生产总值比重	14.7363	7.5969	0.6509	36.4451
<i>wagepro</i>	工资收入占家庭人均总收入比重	65.1232	6.9587	39.8362	82.1605
<i>iitpro_houemp</i>	税收比重和家庭劳动力数量的交叉项	0.5233	0.5796	0.0004	3.2147
<i>gdpper</i>	人均地区生产总值	15 838.55	13 021.31	2 183.98	67 484.59
<i>edu</i>	劳动力平均受教育年限	9.3038	0.9786	7.3960	12.7305
<i>edu2</i>	劳动力平均受教育年限平方	87.5163	18.7777	54.7006	162.0664
<i>fykcbzppro</i>	个人所得税费用扣除标准占家庭月人均收入比重	135.0712	42.0710	44.8715	253.6090
<i>collegepro</i>	大专及以上学历人口占城镇6岁以上人口比重	10.4719	6.6133	0.9676	38.1834
<i>urbpoppro</i>	城镇人口比重	44.3131	16.6507	17.1827	89.3000
<i>urbonagrpro</i>	市户籍人口中非农业人口比重	50.4779	15.7986	23.9300	91.8300
<i>baserank</i>	前一年各省收入由低到高的排序(1到31)	15.9067	8.9890	1	31
<i>houempop</i>	家庭就业人口数	1.5886	0.1608	1.2400	2.0787
<i>reform</i>	以2006年和2008年为节点分成3个阶段	1.6667	0.8702	1	3
<i>high</i>	最高(由低到高排序后最高的6个省份,是为1,否为0)	0.2000	0.4004	0	1
<i>subhigh</i>	较高(由低到高排序后较高的6个省份,是为1,否为0)	0.1800	0.3846	0	1
<i>middle</i>	中等(由低到高排序后中间的7个省份,是为1,否为0)	0.2311	0.4220	0	1
<i>sublow</i>	较低(由低到高排序后较低的6个省份,是为1,否为0)	0.1933	0.3954	0	1
<i>lowest</i>	最低(由低到高排序后最低的6个省份,是为1,否为0)	0.1956	0.3971	0	1

四、实证检验结果及分析

(一)税收负担与绝对收入流动——基于动态面板系统GMM模型的分析。为了考察税收对绝对收入流动性的影响程度,我们利用系统GMM模型进行实证检验。表2汇报了系统GMM估计结果。所有回归方程均通过了AR(2)、sargan检验和hansen检验。

第一,在控制了其他变量的前提下,降低税收负担将显著增加绝对收入流动的程度,即减少税收负担比重有利于促进期末收入规模的增长。从回归结果看,税收负担(*iitpro*)的系数在1%的水平上显著为负,个人交纳的收入税占家庭总支出的比重降低0.1个百分点,城镇居民的绝对收入流动性平均增加约130个单位。与此相反,如果增加个人所得税负担,将降低居民的绝对收入流动程度。这是因为,减少各地区居民税收负担比重,将有利于增加居民的可支配收入,对增加绝对收入流动性起到促进作用。

第二,税收负担对绝对收入流动性的边际效应受到各地区家庭就业人口规模的影响。回归结果中税收负担和各地区家庭就业人口数量的交互项(*iitpro_houempop*)的系数在1%的水平上显著。与税收负担的系数不同,交互项的符号为正。因此,在控制了其他变量并仅考虑税收负担和交互项时,各地区平均的家庭就业规模为1人还是2人及以上将对税收负担的边际效应产生较大异质性。当某一地区平均家庭就业人口仅为1人时,税收负担

的系数为负,表明增加税收负担将减少地区的绝对收入流动性。当某一地区平均家庭就业人口超过 1 人即 2 人或更多时,税收负担的系数为正,表明增加税收负担将有利于提升地区的绝对收入流动程度。究其原因,是因为就业人口越少受税收冲击的影响越大。以就业人口数量不同的两个三口之家为例,月总收入均为 9 000 元(家庭人均收入为 3 000 元),但家庭 A 就业人口为 1 人,家庭 B 就业人口为 2 人(每个就业者的月收入为 4 500 元)。此时,A 家庭适用 20% 的税率缴纳 545 元的税款,而 B 家庭的每个劳动力的收入仅适用 3% 的税率分别缴纳 30 元的税款。因此,家庭就业人口较少的地区(依据实证分析结果少于 2 人的地区),税收负担对可支配收入的负向影响较大,减少地区绝对收入流动性的作用显著。家庭就业人口 2 人及以上的地区则呈现相反的结果。^①

第三,考察个税制度安排及改革相关因素对绝对收入流动性的作用机理。回归结果表明,提高费用扣除标准占家庭月人均收入比重将在 1% 的水平上显著降低绝对收入的流动性。导致这一结果的原因可能是,70% 以上的省份这一指标超过了 100%,大多数省份的家庭月人均总收入低于费用扣除标准,能够享受免征个人所得税优惠待遇的家庭较多。因此,若进一步提高费用扣除标准且其调整幅度大于收入增长幅度时,将削弱税收调节收入分配的作用,减少绝对收入的流动程度。此外,加入费用扣除标准占比的平方项以后,其一次项和平方项的系数虽然都不显著,但符号相反,表明费用扣除标准占家庭收入的比重和收入流动性之间存在一定的非线性关系。

最后,考察个税三次全国性改革的不同时间节点上绝对收入流动性的变动程度。从回归结果可知,历次个人所得税改革均明显增加了城镇居民绝对收入的流动性。表明以提高免征额、降低最低边际税率、缩减累进级次等方式开展的历次个人所得税改革切实提高了居民的可支配收入水平(岳希明等,2012),从而有效增加了地区绝对收入的流动性。

其他控制变量中,居民收入来源结构、受教育程度等代表家庭特征的因素和产业结构、城市化水平等代表地区特征的因素对绝对收入流动性的作用均非常显著。其中,人均受教育年限(*edu*)及其平方项(*edu2*)的系数均通过了显著性检验,但二者的符号不同。这表明随着家庭人均受教育年限的增加绝对收入流动性呈现出先降后升的非线性规律,绝对收入流动性处在最低点时的受教育年限约为 9.68 年。出现这一结果的原因可能是,在我国,大学的教育回报率最高,为 16.3%,其次是大专和中专,高中的教育回报率最低,仅为 4.5%(李宏斌,2014)。本文选取的样本中各地区平均受教育年限仅为 9.3,大多数省份的劳动力仅完成了初中阶段的教育,而受教育年限较低的劳动力获得的收入水平普遍较低,故无法有效提升绝对收入的流动性。本文以市户籍人口中非农业人口比重(*urbonagrpro*)来代表城市化程度,其系数显著为负,这与城镇人口比重(*urbpoppro*)来代表城市化程度时的回归结果类似。究其原因可能是,我国城市非农业人口的收入分配格局固化现象普遍存在(李实,2015),城市化水平较高的地区,承载农业劳动力的空间较少,阻碍人口的自由流动,收入规模进一步上升的可能性也较低。

表 2 税收对城镇居民地区绝对收入流动性的动态面板 GMM 回归

解释变量	model1	model2	model3	model4	model5
<i>L.aic</i>	-1.177*** (-3.38)	-1.091*** (-4.18)	-0.892*** (-3.54)	-0.765*** (-2.70)	-0.910*** (-3.45)
<i>litpro</i>	-1457.411*** (-4.09)	-1450.677*** (-4.32)	-1224.987*** (-3.53)	-1255.169*** (-2.63)	-1436.254*** (-3.32)
<i>iiipro_houempop</i>	826.779*** (3.89)	836.755*** (4.08)	654.693*** (3.37)	697.458** (2.55)	756.506*** (3.31)

①按照本文选取的样本数据,在 450 个有效样本中只有 6 个地区的样本显示家庭平均的就业人口为 2 人及以上。

续表2 税收对城镇居民地区绝对收入流动性的动态面板GMM回归

解释变量	model1	model2	model3	model4	model5
<i>fykcbzppro</i>			-0.630*** (-3.42)	-0.659*** (-2.79)	-1.810(-1.36)
<i>fykcbzppro2</i>					0.004(0.91)
<i>reform</i>		8.252** (2.20)		18.972*** (3.14)	
<i>fiaopro</i>	-6.064*** (-2.96)	-7.103*** (-3.58)	-3.697* (-1.75)	-4.794* (-1.82)	-2.942(-1.23)
<i>wagepro</i>	1.580*** (3.00)	1.961*** (3.70)	2.226** (2.24)	3.214** (2.44)	2.299** (2.54)
<i>gdpper</i>	0.004*** (3.23)	0.003** (2.18)	0.005*** (2.84)	0.002(1.38)	0.006*** (2.78)
<i>edu</i>	-665.557*** (-3.82)	-654.405*** (-3.95)	-602.075*** (-4.24)	-650.433*** (-2.88)	-666.844*** (-4.21)
<i>edu2</i>	35.166*** (3.87)	34.596*** (4.00)	31.092*** (4.30)	33.729*** (2.90)	34.564*** (4.22)
<i>urbonagrpro</i>	-2.117*** (-3.83)	-1.901*** (-3.58)			
<i>urbppopro</i>			-1.338** (-2.34)	-0.644(-1.51)	-1.631** (-2.44)
<i>_cons</i>	3255.753*** (3.74)	3180.627*** (3.91)	2968.190*** (4.31)	3113.206*** (2.88)	3350.447*** (4.16)
AR(2)-P 值	0.612	0.621	0.444	0.504	0.540
Sargan 检验-P 值	0.861	0.772	0.490	0.575	0.442
Hansen 检验-P 值	0.921	0.908	0.637	0.778	0.677
N	419	419	420	420	420

注：(1)括号中的数值为系数的t值，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下表同。(2)AR(2)统计量考察一次残差序列是否存在二阶自相关，原假设为不存在自相关；Sargan 检验和 Hansen 检验用于考察矩条件是否存在过度识别，二者的原假设均为过度识别检验是有效的，即模型设定的工具变量有效，下同。

(二)税收负担与相对收入流动——基于面板有序 Logistic 模型的分析。收入位次的变化是衡量地区之间相对收入流动程度的重要因素。本文使用面板有序 Logistic 模型进行税收对相对收入流动性的实证检验，结果如表 3 所示。

表 3 税收对城镇居民地区相对收入流动性面板 Ologistic 回归

解释变量	model1	model2	model3	model4
<i>iitpro</i>	10.560*** (2.95)	10.748*** (2.95)	8.864** (2.15)	8.930** (2.38)
<i>iitpro_houemp</i>	-6.435*** (-2.93)	-6.459*** (-2.90)	-5.263** (-2.09)	-5.303** (-2.31)
<i>houempop</i>	5.203*** (4.41)	4.964*** (4.03)	4.846*** (3.63)	4.759*** (3.72)
<i>fykcbzppro</i>	-0.010** (-2.32)	-0.007* (-1.72)	-0.008* (-1.74)	-0.009** (-2.04)
<i>baserank</i>	-0.102*** (-5.36)	-0.168*** (-6.78)	-0.400*** (-7.97)	-0.383*** (-9.85)
<i>fiaopro</i>	-0.077*** (-3.97)	-0.049** (-2.19)	-0.073*** (-2.87)	-0.057** (-2.44)
<i>edu</i>	1.458(0.96)	2.301(1.49)	0.625(0.35)	1.280(0.80)
<i>edu2</i>	-0.084(-1.08)	-0.122(-1.54)	-0.038(-0.42)	-0.068(-0.84)
<i>high</i>		1.783*** (3.38)	6.971*** (6.82)	4.388*** (6.80)
<i>subhigh</i>		1.729*** (4.60)	5.759*** (7.30)	3.189*** (7.27)
<i>middle</i>			3.447*** (6.73)	
<i>lowest</i>				-3.418*** (-8.04)
<i>cut1_cons</i>	9.622(1.17)	14.171* (1.69)	3.991(0.40)	5.215(0.60)
<i>cut2_cons</i>	11.441(1.39)	16.057* (1.91)	6.099(0.61)	7.342(0.84)
<i>sigma2_u_cons</i>	0.000(0.00)	0.000(0.00)	0.072(0.57)	0.000(0.00)
N	450	450	450	450

第一，分析税收负担对城镇居民收入位次变动的影 响。在控制了其他因素仅考虑税收负担这一变量时，税收负担的系数在 1%的水平上显著为正，这表明增加税收负担将提高城镇居民收入位次向上流动的概率。值得注意的是，税收负担对相对收入流动性的作用同样受到各地区家庭就业人口数量的影响，表 3 的税收负担和各地区家庭就业人口数量的交互项系数高度显著就证明了这一观点。当地区平均家庭就业人口为 1 人时，税收负担的增加可以提高地区收入位次向上流动的概率。当地区平均家庭就业人口超过 1 人(约 1.7 人)时，税收负担对相对收入流动性的影响显著为负，表明降低税收负担有利于增加地区收入位次向上流动的概率。从样本数据看，我国各地区城镇家庭平均就业人数为 1.59 人，用于实证检验的有效样本中 75%的地区家庭就业人口没有达到 1.7 人，而家庭就业人口超过 2 人的样本仅为 6 个。可见，对大多数地区的城镇家庭而言，减税能够有效防止地区收入位次向下流动的概率。

第二,个人所得税费用扣除标准占家庭月人均收入的比重对相对收入流动性的影响显著为负。这表明,费用扣除标准占家庭月人均收入的比重越高,居民收入位次向下流动的概率就越大。究其原因,是因为在所有样本中费用扣除标准超过家庭人均月收入的省份较多,约 7 成省份的居民能够享受免征个人所得税的优惠待遇,这在一定层面上削弱了个人所得税的累进性并降低了收入分配调节功能(刘元生等,2013),从而固化了收入分配格局,不利于形成地区之间收入位次上下流通的通道。

除了税收负担及税收制度因素以外,产业结构、家庭劳动力受教育年限等因素作为控制变量放入模型中,表 3 中四个模型的回归结果表明这些变量的系数均通过了显著性检验,说明模型的设定是有效的。

五、稳健性检验

为了确保估计结果的可靠性,本文进一步使用非方向性收入流动(*aaic*)作为绝对收入流动性的代理指标进行稳健性检验。如表 4 所示,关键性解释变量税收负担的系数显著为正,且其他变量的系数与表 2 的回归结果几乎没有变化,这表明本文关于税收负担影响城镇居民绝对收入流动性的回归结果是稳健的。此外,税收规模受居民收入水平、税率、税收征管努力程度等因素的影响,两期收入位次变动等流动性因素不会直接影响税收规模,因此模型避免了反向因果关系导致的内生性问题。

表 4 以 *aaic* 作为被解释变量的稳健性检验

解释变量	<i>model1</i>	<i>medel2</i>	<i>medel3</i>	<i>medel4</i>
<i>L.aaic</i>	-1.183*** (-3.46)	-1.090*** (-4.32)	-0.910*** (-3.89)	-0.783*** (-2.73)
<i>Iitpro</i>	-1 421.362*** (-4.06)	-1370.642*** (-4.03)	-1246.757*** (-3.70)	-1253.721*** (-2.71)
<i>iitpro_houemp</i>	806.388*** (3.84)	789.630*** (3.77)	668.041*** (3.54)	698.399*** (2.62)
<i>fiavpro</i>	-6.021*** (-2.70)	-7.229*** (-3.42)	-3.493 (-1.60)	-4.654* (-1.67)
<i>wagepro</i>	1.482*** (2.82)	1.918*** (3.53)	2.195** (2.31)	3.157** (2.57)
<i>gdpper</i>	0.004*** (3.15)	0.002* (1.93)	0.005*** (2.97)	0.002(1.35)
<i>edu</i>	-652.867*** (-3.72)	-642.564*** (-3.92)	-600.691*** (-4.49)	-644.472*** (-3.04)
<i>edu2</i>	34.500*** (3.78)	33.956*** (3.97)	31.015*** (4.54)	33.437*** (3.07)
<i>urbnonag~o</i>	-2.086*** (-3.85)	-1.874*** (-3.67)		
<i>urbpoppro</i>			-1.360*** (-2.59)	-0.653(-1.52)
<i>fykcbzppro</i>			-0.635*** (-3.44)	-0.651*** (-2.86)
<i>reform</i>		8.372** (2.29)		18.904*** (3.24)
<i>_cons</i>	3200.302*** (3.65)	3130.611*** (3.89)	2961.404*** (4.56)	3083.835*** (3.04)
<i>AR(2)</i>	0.620	0.641	0.446	0.507
<i>Sargan 检验</i>	0.830	0.745	0.558	0.646
<i>Hansen 检验</i>	0.916	0.911	0.698	0.812
<i>N</i>	419	419	420	420

六、结论与政策启示

“竞争激励”为先导的市场机制及非市场化的制度安排是中国改革开放后经济发展过程中产生收入差距扩大、收入分配固化的重要原因。良好的收入流动机制可以协调不同个体之间获取机会的均等性,同时有效缓解收入差距对社会造成的压力,对长期收入分配均衡及经济良性发展具有重要意义。本文基于地区之间绝对收入流动和相对收入流动的多维指标,将税收这一收入分配的重要政策工具纳入研究视角,探讨税收负担、地区家庭就业规模、费用扣除标准等制度、地区、家庭因素对多维收入流动性的影响机理。

本文的实证分析结果表明,税收是影响城镇居民收入规模变动和收入位次变动的重要因素,但是其对两种收入流动性的作用程度和方向因地区的家庭人口结构和就业人数的不

同而产生显著差异,即家庭就业人数为1人和2人及以上的地区之间税收对流动性的异质性最为明显。当地区平均家庭就业人数为1人时,提高税收负担减少了绝对收入流动程度,但是增加了地区收入位次向上流动的概率;当地区平均家庭就业人数为2人及以上时,提高税收负担虽然增加了绝对收入流动的程度,但是提升了收入位次向下流动的概率。个税的费用扣除标准占家庭人均收入比重越高,不仅削弱了绝对收入流动的增长态势,而且降低了相对收入流动性中地区位次向上移动的概率。农业产值比重越大的地区不利于提高绝对收入流动性,且会减少收入位次上升的概率。此外,居民收入来源结构、受教育程度等家庭特征变量也对城镇居民的收入流动性产生影响;城市化率等地区经济特征变量对收入流动性呈现出显著的区域异质性。

本文的研究不仅为解释税收对地区间绝对和相对收入流动性的作用机理指出了新的理论和经验证据,而且为缩小收入差距和增进社会福利提供了政策参考。本文的政策启示主要为:第一,税收制度应注重家庭劳动力和非劳动力的规模和结构对收入流动性的作用机理,凸显家庭成员特征对税收负担的影响。将现有的以个人为单位的个税征收方式调整为以家庭为单位来征收,考虑家庭当中未成年子女和老年人等非劳动力人口的数量和比重,体现税收制度中家庭的成员结构和差异,彰显税收的横向公平和纵向公平原则,为广大中低收入者位次向上流动创造更多的机会和条件(迟福林,2016)。第二,设置富有弹性且动态化的个人所得税费用扣除标准体系,体现不同地区纳税人的量能负担原则。弹性费用扣除机制能够根据价格变动及工资指数化来及时调节税基;合理制定费用扣除标准与家庭人均收入之间的比例,确保费用扣除标准占家庭人均月收入比重处于适度的区间范围,动态反映其与居民消费支出及家庭收入规模之间的联动关系;全面考虑扣除标准的涵盖范围,均衡不同地区纳税人之间的赋税能力差异,避免各地区“一刀切”的扣除方法(高培勇,2015)。第三,构建多元化的税收调节机制,协调不同个体之间的税收负担水平。综合运用费用扣除标准以外的税率结构、累进级次等其他个税制度要素,注重不同来源的收入之间税收调节机制的协调性和完整性,减少单一改革模式带来的制度漏洞和弊端。第四,完善个人或家庭人力资本投资相关的公共收支政策体系,构建地区间更加开放、公平的就业市场和劳动力流动机制。私人及公共部门的教育投资是提高人力资本和劳动力收入水平的重要因素。考虑到我国各类教育投资回报率中,大学和职业教育的投资回报率高于其他类型的教育,因此,制定与个人的继续教育投资及家庭抚养子女的教育投资支出相关的税收减免或税前扣除等制度体系,激励私人部门的教育投资行为;扩张公共教育财政支出来源,优化政府对公共教育领域的投资结构,提高资金使用效率。同时,建立各地区开放、透明的就业市场,促进劳动力在不同就业岗位间的自由流动,从而提升地区经济的活力和效率。

本文立足于地区间收入流动性的多维视角探讨税收负担、地区特征因素对收入流动性的边际效应。由于受到数据可得性的限制,没有更加深入地研究居民个人及家庭异质性对收入流动性的作用机理。此外,本文仅从绝对和相对收入的角度刻画了流动性指标,没有细致和全面地反映不同维度下的流动性测算方法来揭示其变化与成因。今后可以结合个人、家庭及社区等微观数据,进一步考察地区之间、阶层之间、行业之间的收入流动性及相关制度的政策效应。

主要参考文献:

[1]阿特金森.收入流动性的实证研究[M].北京:北京大学出版社,2005.

- [2]杜莉.实行单一个人所得税制不利于调节收入分配吗——基于 2012 年城镇住户调查数据的模拟分析[J].财贸经济,2015,(8):12-24.
- [3]郭庆旺.有关税收公平收入分配的几个深层次问题[J].财贸经济,2012,(8):20-27.
- [4]胡棋智,王朝明.收入流动性与居民经济地位动态演化的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009,(3):66-80.
- [5]雷欣,陈继勇.收入流动性与收入不平等:基于 CHNS 数据的经验研究[J].世界经济,2012,(9):84-104.
- [6]刘元生,杨澄宇,袁强.个人所得税的收入分配效应[J].经济研究,2013,(1):99-109.
- [7]王朝明,胡棋智.中国收入流动性实证研究——基于多种指标测度[J].管理世界,2008,(10):30-40.
- [8]王洪亮.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[J].管理世界,2009,(3):36-44.
- [9]王洪亮,刘志彪,孙文华,等.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.
- [10]徐俊武,易祥瑞.增加公共教育支出能够缓解“二代”现象吗?——基于 CHNS 的代际收入流动性分析[J].财经研究,2014,(11):17-28.
- [11]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.
- [12]杨俊,黄潇.中国收入流动性再探讨[J].统计研究,2010,(11):24-33.
- [13]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.
- [14]于春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,(5):4-16.
- [15]岳希明,徐静,刘谦,等.2011 年个人所得税改革的收入再分配效应[J].经济研究,2012,(9):113-124.
- [16]章奇,米建伟,黄季焜.收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据[J].经济研究,2007,(11):123-138.
- [17]Atkinson A B. On intergenerational income mobility in Britain[J].Journal of Post Keynesian Economics, 1981,3(2):194-218.
- [18]Canto O. Income mobility in Spain: How much is there? [J].Review of Income And Wealth,2000,46(1):85-102.
- [19]Corak M, Heisz A. The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data[J].Journal of Human Resources,1999,34(3):504-533.
- [20]Fields G S, Duval-Hernandez R, Freije S, et al. Intragenerational income mobility in Latin America[J].Economia: Journal of The Latin American and Caribbean Economic Association,2007,7(2):101-112.
- [21]Fields G S. Does income mobility equalize longer-term incomes? New measures of an old concept[J].Journal of Economic Inequality,2010,8(4):409-427.
- [22]Fields G S, Duval-Hernandez R, Freije S, et al. Earnings mobility, inequality, and economic growth in Argentina, Mexico, and Venezuela[J].Journal of Economic Inequality,2015,13(1):103-128.
- [23]Formby J P, Smith W J, Zheng B. Mobility measurement, transition matrices and statistical inference[J].Journal of Econometrics, 2004,120(1):181-205.
- [24]Hermann-Pillath Carsten, Kirchert D, Pan J. Disparities in Chinese economic development: Approaches on different levels of aggregation[J].Economic Systems, 2002,26(1):31-54.
- [25]Hertz T. Understanding mobility in America[R].Center for American Progress Discussion Paper,2006.
- [26]Jarvis S, Jenkins S P. How much income mobility is there in Britain? [J].Economic Journal,1998,108(3):428-443.
- [27]Jenkins S P, Van Kerm P. Trends in income inequality, pro-poor income growth, and income mobility [J].Oxford Economic Papers,2006,58(3):531-548.

- [28] Lee C-I, Solon G. Trends in intergenerational income mobility[J]. *Review of Economics And Statistics*, 2009, 91(4): 766—772.
- [29] Rothwell J T, Massey D S. Geographic effects on intergenerational income mobility[J]. *Economic Geography*, 2015, 91(1): 83—106.
- [30] Van Kerm P. What lies behind income mobility? Reranking and distributional change in Belgium, Western Germany and the USA[J]. *Economica*, 2004, 71(282): 223—239.
- [31] Yuan W. The sins of the Fathers: Intergenerational income mobility in China[J]. *The Review of Income and Wealth*, 2017, 63(2): 219—233.

Regional Income Mobility of Urban Households, Tax Burden, and Dynamic Equilibrium of Income Distribution

Cui Jinghua¹, Xie Yuantao²

(1. School of Public Administration, University of International Business & Economics, Beijing 100029, China; 2. School of Insurance and Economics, University of International Business & Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Based on the lasting income hypothesis and Galton income average model, this paper summarizes the mechanism of the effect of tax on income mobility. Then it analyzes the linkage between dimensional income mobility and tax policy by systematic dynamic panel GMM model and panel Logistic regression in order. It arrives at the following conclusions: firstly, tax burden is one of the key reasons for affecting absolute and relative income mobility of urban residents; the interacting intensity is mostly determined by family workforce structure in the various regions; the reduction in tax burden increases absolute regional income mobility and reduces the upward probability of place when regional average family employed members are less than two, which are the opposite of the results when regional average family employed members are equal to or more than two. Secondly, absolute income mobility and upward probability of income place are less than ones in other provinces with higher proportion of deduction standard of individual income tax to family monthly income per capita. Thirdly, the reform of individual income tax has the significantly positive effect on the increase in absolute income mobility each year. In addition, the effects of the factors such as years of education, structure of income sources, industrial structure, and the degree of urbanization on income mobility present the characteristics of the stages and regional heterogeneity. It means that the tax system should give family and regional characteristics considerable prominence, focus on horizontal and vertical equity tax principle, promote the flow of residents' income between regions, lower income curing degree, and realize the dynamic equilibrium of income distribution.

Key words: tax burden; income mobility; systematic dynamic panel GMM model; panel Logistic regression in order (责任编辑 许 柏)