

我国财政转移支付与个人所得税的收入分配效应评估——基于分位数回归的增长率曲线与洛伦兹曲线

袁婧^a，蔡宗武^b，王艳明^a

^a 山东工商大学统计学院，烟台，山东 264005

^b 堪萨斯大学经济系，Lawrence, KS 66045, USA

摘要：公共转移支付与个人所得税是我国收入再分配政策体系中调节居民收入分配的重要手段。本文基于 2012、2020 和 2022 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，运用事实与反事实增长率曲线、增量洛伦兹曲线，系统评估了我国公共转移支付和个人所得税的收入分配调节效应。研究发现：公共转移支付政策对全样本、农村家庭及城镇家庭的收入分配均具有显著调节作用；农村家庭的收入分配状况可通过婚姻与教育因素得到有效改善，而全样本和城镇家庭的收入分配受上述因素影响不显著；2022 年我国城镇家庭中等收入人群占比已提升至 53%，趋近橄榄型分配格局的理想水平，但农村家庭与全样本下低收入人群占比仍处于高位。公共转移支付政策展现出显著的“提低”和“扩中”政策效应，而个人所得税的收入再分配调节效应尚不明显。基于研究结论，本文提出公共转移支付政策需进一步向农村中低收入家庭倾斜，强化政策瞄准性与精准性；个人所得税政策则亟待深化改革，切实提升其收入分配调节效能

关键词：转移支付；个人所得税；增长率曲线；洛伦兹曲线

The Evaluation of the Income Distribution Effect of China's Fiscal Transfer Payment and Personal Income Tax Based on the Growth Rate Curve and the Lorenz Curve of Quantile Regression

Jing Yuan^a, Zongwu Cai^b, Yanming Wang^a

^aSchool of Statistics, Shandong Technology and Business University, Yantai, Shandong 265600

^bDepartment of Economics, University of Kansas, Lawrence, KS 66045

Abstract

Public transfer payments and individual income tax are crucial instruments in China's income redistribution policy system. Based on data from the China Family Panel Studies (CFPS) in 2012, 2020, and 2022, this paper utilizes factual and counterfactual

growth curves and incremental Lorenz curves to systematically evaluate the income distribution effects of public transfer payments and individual income tax in China. The findings indicate that public transfer payment policies have a significant regulatory effect on the income distribution of the full sample, rural households, and urban households. The income distribution status of rural households can be effectively improved through marital status and education; however, these factors show no significant impact on the full sample or urban households. In 2022, the proportion of middle-income groups among urban households increased to 53%, approaching the ideal level of an "olive-shaped" distribution pattern; nevertheless, the proportion of low-income groups remains high for rural households and the full sample. Public transfer payment policies demonstrate significant effects in "raising the bottom" and "expanding the middle," whereas the income redistribution effect of individual income tax remains insignificant. Based on these conclusions, the paper proposes that public transfer payment policies should be further tilted towards low- and middle-income rural households to enhance targeting precision, while the individual income tax system requires urgent deepening reforms to effectively improve its efficacy in income distribution regulation.

Keywords: Transfer payments; personal income tax; growth rate curve; Lorenz curve

我国公共转移支付和个人所得税的收入再分配效应再探究

内容提要：公共转移支付与个人所得税是我国收入再分配政策体系中调节居民收入分配的重要手段。本文基于 2012、2020 和 2022 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，运用事实与反事实增长率曲线、增量洛伦兹曲线，系统评估了我国公共转移支付和个人所得税的收入分配调节效应。研究发现：公共转移支付政策对全样本、农村家庭及城镇家庭的收入分配均具有显著调节作用；农村家庭的收入分配状况可通过婚姻与教育因素得到有效改善，而全样本和城镇家庭的收入分配受上述因素影响不显著；2022 年我国城镇家庭中等收入人群占比已提升至 53%，趋近橄榄型分配格局的理想水平，但农村家庭与全样本下低收入人群占比仍处于高位。公共转移支付政策展现出显著的“提低”和“扩中”政策效应，而个人所得税的收入再分配调节效应尚不明显。基于研究结论，本文提出公共转移支付政策需进一步向农村中低收入家庭倾斜，强化政策瞄准性与精准性；个人所得税政策则亟待深化改革，切实提升其收入分配调节效能。

关键词：转移支付；个人所得税；增长率曲线；洛伦兹曲线

一、引言与文献回顾

习近平总书记在党的二十大报告中指出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。共同富裕的实现，需要构造更合理优化的收入分配格局（李实，2021）。党的二十届四中全会再次阐明，规范收入分配秩序和财富积累机制，有效增加低收入群体收入，稳步扩大中等收入群体规模，合理调节过高收入，推动形成橄榄型分配格局。政府主导的再分配政策对我国家庭收入分配有直接影响，其中个人所得税和公共转移支付是核心调节手段。这两项政策通过直接作用于居民收入的分配途径，具有普惠性强、适用面广的特点。当前，几乎全球所有国家都通过公共转移支付¹和税收²等再分配政策调节收入分配（Acemoglu et al, 2015），这两项政策对改善一个国家的收入不平等也非常重要。

对公共转移支付和个人所得税这两项再分配政策的效果评估是收入分配的重要研究领域之一。在全球财政体系框架下，国外学者考察了世界各国财政转移支付对收入分配的影响，阐明了财政转移支付的影响途径和显著影响效应（Liu, 2022; Avram, 2022; Tang, 2024）。同时，研究表明，社会保障制度越完善，财政转移支付的再分配调节效应会越强，对美国、卢森堡、瑞典等国家的研究表明，这些国家的社会保障所产生的收入再分配效应使得收入差距平均降幅在 30% 左右。对于欧美等发达国家来说，贫富悬殊、两极分化是一种结构性困境，收入再分配政策在“托底”上效应显著，但在缓解两极分化问题上表现不明显（聂爱霞，2020）。

¹这里的公共社会转移支付包括以现金或非现金形式支付的社会保险、社会救助、全民收入等政府向普通民众的转移支付。在本文分析中，将社会养老保险与公共转移支付加以区分，使用不包括养老保险的公共转移支付定义。

²本文主要讨论个人所得税(个税)。

评估我国财政转移支付的政策效应，国内学者多则采用 RE 指数法、基尼系数法、MT 指数法以及 Kakwani 指数法等（汪昊和娄峰，2017；徐静等，2018；唐高洁等，2023；岳希明和徐静，2024；戚昌厚等，2025；周强等，2025）。由于采用的评价指标和评估方法存在差异，导致结论往往存在不一致性。比如 RE 指数法和基尼系数分解法，两者所提供的有关收入再分配效应的相关信息不同。前者评估的是与初始收入差距相比，实行政策后的收入差距缩小程度；而后者回答的是在既有分配政策状况下，进一步实行政策对居民收入分配的作用方向及程度如何。对于衡量收入不平等，基尼系数等指标只是汇总统计数据，并没有提供收入分配的完整细节。Ferreira 等（2019）构建增长率曲线和洛伦兹曲线评估了巴西和美国的经济增长和收入分配，这两个曲线可以绘制整个收入分配的动态变化，能够回答收入不平等改善的来源，是因为高收入群体的收入增长放缓或为负增长，还是因为低收入群体的收入增长加快，或者两者兼而有之。但 Ferreira 等（2019）没有进一步对收入分配政策进行评估。

对于具有累进性的个人所得税的再分配政策评估，学者们也多采用 MT 指数等进行分析（岳希明和徐静，2012；徐建炜等，2013；万莹和熊惠君，2019）。研究结果表明我国个税累进性较高，但平均税率偏低，导致个税政策调节收入分配的作用有限，其调节效应远低于财政转移支付（岳希明和陈保同，2013；蔡萌和岳希明，2016；解垚，2018；李实和朱梦冰，2023；范子英和池雨乐，2026）。

相对于已有文献，本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，本文借鉴了 Ferreira 等（2019）的方法，进一步采用增长率曲线和洛伦兹曲线对我国转移支付和个人所得税政策进行了评估，研究了较长时间跨度内我国收入不平等的变化，提供了总体收入不平等下降的证据。第二，构建的事实与反事实增长率曲线和洛伦兹曲线深入分析了政策的作用机制。本文通过区分政策效应和结构效应回答了我国收入分配和收入不平等发生变化是由于政策实施还是由于影响收入的其他因素如婚姻和教育状况等发生变化，为今后的公共政策实施提供了证据。第三，本文模型采用分位点回归估计曲线，可以更为精确地捕捉到不同百分位点家庭收入的增长变化，度量低收入、中等收入和高收入家庭在收入分配政策实施后收入份额的变化，分析结果回答了我国公共转移支付和个人所得税的再分配政策是否起到“调高、扩中、提低”的效应，这也是 Ferreira 等（2019）的方法的进一步应用，基于中国实际的政策评估可以为其他国家及其他政策评估提供有效借鉴。

二、增长发生率曲线与增量洛伦兹曲线构建、估计及推断

（一）增长发生率曲线与增量洛伦兹曲线的构建

研究收入分配的一种方法是考察反映全社会收入的某个指标的变化情况，如平均收入增长率或基尼系数等；另一种方法是在全社会收入函数的基础上构建增长发生率曲线（GIC）和增量洛伦兹曲线（DLC），两个曲线都能够提供收入分配变化的完整细节，区别是增长发生率曲线给出了特定分位点的收入水平增长率，而增量洛伦兹曲线给出了直至 α 的所有分位点累计占有的收入份额随时间的变化。

收入（随机）变量 Y 在 $t=0$ 和 $t=1$ 两个不同时间段的累积分布函数（CDF） 分别用 F_{y_0} 和 F_{y_1} 表示。平均收入增长率（ γ ）可以根据收入的累积分布函数计算，公式为：

$$\gamma = \frac{\mu_1}{\mu_0} - 1 \quad (1)$$

其中 $\mu_t = \int_{-\infty}^{+\infty} y dF_{y_t}(y)$ 是时期 t 的平均收入水平。

采用收入累积分布函数（CDF）的反函数 q 来构建洛伦兹曲线，对于所有的 $\alpha \in (0,1)$ ，

定义 $q_{0(\alpha)} = F_{y_0}^{-1}(\alpha)$ 和 $q_{1(\alpha)} = F_{y_1}^{-1}(\alpha)$ 。洛伦兹曲线计算公式为：

$$L_t(\alpha) = \int_0^\alpha \frac{q_t(a)}{\mu_t} da \quad (2)$$

根据洛伦兹曲线可以计算基尼系数：

$$G_t = 1 - 2 \int_0^1 L_t(\alpha) d\alpha \quad (3)$$

采用平均收入增长率或基尼系数分析收入分配变化的局限性在于，它们只是分布的汇总统计量，无法呈现整个收入分配的演变情况。Ravallion 和 Chen（2003）引入了增长发生率曲线（Growth Incidence Curve，GIC），表示每个给定分位点 α 处的收入增长率的曲线：

$$GIC(\alpha) = \frac{q_1(\alpha)}{q_0(\alpha)} - 1 \quad (4)$$

相对应的，两个时期的洛伦兹曲线（Lorenz curve）之差称为增量洛伦兹曲线（Delta Lorenz Curve，DLC），其公式为：

$$DLC(\alpha) = L_1(\alpha) - L_0(\alpha) \quad (5)$$

（二）政策效应与结构效应分解

影响收入分配变化的因素包括影响总体收入的某些协变量和经济政策两方面。本文在事实收入分配函数 $F_{y_1}(y)$ 基础上构建对应的反事实收入分配函数 $F_{y_1}^*$ ，即在所有 d 个可观测协变量 $X = (X_1, \dots, X_d)$ 的联合分布不变的情况下的收入分配函数。收入分配的变化分解为：

$$F_{y_1}(y) - F_{y_0}(y) = (F_{y_1}(y) - F_{y_1}^*(y)) + (F_{y_1}^*(y) - F_{y_0}(y)) \quad (6)$$

第一项 $F_{y_1}(y) - F_{y_1}^*(y)$ 称为结构效应，表示由可观测协变量的联合分布变化引起的收入分配变化。第二项 $F_{y_1}^*(y) - F_{y_0}(y)$ 称为政策效应，表示除协变量之外的政策冲击导致的收入分配变化。

用 F_{x_0} 表示在 $t=0$ 时, 所有可观测协变量的联合分布函数。反事实收入分配函数 F_{y1}^* 公式为:

$$F_{y1}^*(y) = \int F_{y1|x1}(y|x) dF_{x0}(x) \quad (7)$$

其中: $F_{y1|x1}$ 是在 $t=1$ 时, 固定 X 时 Y 的条件分布, 并且积分区域是所有可观测协变量的联合分布集。反事实分位数被定义为反事实分布的逆函数, 即对于所有 $\alpha \in (0,1)$, 有 $q_1^*(\alpha) = F_{y1}^{*-1}(\alpha)$ 。相应的, 可以通过使用反事实分布来对收入分布的变化进行反事实分析。反事实增长发生率曲线是指如果协变量分布不变时的增长发生率曲线, 公式为:

$$CIC^*(\alpha) = \frac{q_1^*(\alpha)}{q_0(\alpha)} - 1 \quad (8)$$

反事实增量洛伦兹曲线公式为:

$$DLC^*(\alpha) = L_1^*(\alpha) - L_0(\alpha) \quad (9)$$

其中: $L_1^*(\alpha) = \int_0^\alpha \frac{q_1^*(a)}{\mu_1^*} da$ 是反事实洛伦兹曲线, $\mu_1^* = \int_{-\infty}^{+\infty} y dF_{y1}^*(y)$ 是反事实平均收入。

(三) 检验统计量的构造

第一步, 检验我国的收入分配和收入不平等是否发生变化。检验 1 的原假设为广义增长曲线 (GIC) 在所有分位点上恒为零, 检验 2 的原假设为收入分配的变化在各分位点是均匀的, 检验 3 的原假设为我国的收入不平等没有发生变化。若结果拒绝 1-3 的原假设, 表明我国的收入分配和收入不平等发生了变化。

第二步, 检验收入分配是否存在显著的结构效应。检验 4 的原假设为反事实广义增长曲线在所有分位点上恒为零, 检验 5 的原假设为反事实广义增长曲线在各分位点是均匀的, 检验 6 的原假设为反事实增量洛伦兹曲线在所有分位点上恒为零。若结果拒绝 4-6 的原假设, 表明收入的协变量 (结合我国的具体数据, 本文选择了婚姻和教育两个协变量) 对收入分配存在影响效应。

$$\text{检验 1: } H_0 : GIC(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1) \text{ 与 } H_A : GIC(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$$

$$\text{检验 2: } H_0 : GIC(\alpha) = \bar{\gamma} \forall \alpha \in (0,1) \text{ 与 } H_A : GIC(\alpha) \neq \bar{\gamma} \exists \alpha \in (0,1)$$

$$\text{检验 3: } H_0 : DLC(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1) \text{ 与 } H_A : DLC(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$$

$$\text{检验 4: } H_0 : GIC^*(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1) \text{ 与 } H_A : GIC^*(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$$

检验 5: $H_0: GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma} \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: GIC^*(\alpha) \neq \bar{\gamma} \exists \alpha \in (0,1)$

检验 6: $H_0: DLC^*(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: DLC^*(\alpha) = 0 \exists \alpha \in (0,1)$

第三步, 排除结构效应, 检验政策对收入分配和收入不平等的影响效应。

假设没有采取政策调节, 估计每个 $\alpha = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$ 对应的收入分配分位数, 然后估计增长发生率曲线 $\widehat{GIC}_0(\alpha)$ 和反事实曲线 $\widehat{GIC}_0^*(\alpha)$ 及其增量洛伦兹曲线 $\widehat{DLC}_0(\alpha)$ 和反事实曲线 $\widehat{DLC}_0^*(\alpha)$ 。我们仍然构造以下六个检验。

检验 7: $H_0: GIC_0(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: GIC_0(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$

检验 8: $H_0: GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma} \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: GIC_0(\alpha) \neq \bar{\gamma} \exists \alpha \in (0,1)$

检验 9: $H_0: DLC_0(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: DLC_0(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$

检验 10: $H_0: GIC_0^*(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: GIC_0^*(\alpha) \neq 0 \exists \alpha \in (0,1)$

检验 11: $H_0: GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma} \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: GIC_0^*(\alpha) \neq \bar{\gamma} \exists \alpha \in (0,1)$

检验 12: $H_0: DLC_0^*(\alpha) = 0 \forall \alpha \in (0,1)$ 与 $H_A: DLC_0^*(\alpha) = 0 \exists \alpha \in (0,1)$

这六个检验的原理与上文的六个检验相同, 其检验一是排除结构效应后我国收入分配是否发生变化, 二是检验政策对收入分配是否存在效应。

构造 KS 检验统计量和 CVM 检验统计量³:

$$KS = \sqrt{n} \sup_{\alpha} |\hat{\beta}(\alpha) - r(\alpha)|, \quad CVM = \sqrt{n} \int_0^1 |\hat{\beta}(\alpha) - r(\alpha)| d\alpha$$

三、我国财政转移支付的政策效应评估

(一) 数据及变量说明

本文数据来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 组织实施, 包含了个体数据、家庭数据和社区数据, 覆盖了全国 25 个省、市、自治区 (不包括港澳台地区以及新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南) 的人口。CFPS 重点关注中国居民的经济与非经济福利, 包括经济活动、教育获得、家庭关系与家庭动态、人口迁移、身心健康等多种研究主题。最新 CFPS 数据库是 2022 年, 由于 2012—2020 年跨越了我国转移支付政策的完善阶段和成熟阶段, 因此本文使用该时间段做基准回归, 采用 2020—2022 年做最新证据的稳健性分析。本文利用家庭关系库和家庭经济库匹配家庭收入信息和户主个人信息。可观测的协变量选取户主的年龄、户主的受教育水平、农村虚拟变量 (农村=1)、性别虚拟变量 (女性=1) 和婚姻虚拟变量 (已婚=1)。剔

³具体细节参见 Ferreira 等 (2019)。

除样本中变量空缺值的家庭，家庭人均收入和家庭人均转移性收入都为正值。最终得到 19919 个观测值，其中城镇家庭 6144 个，农村家庭 13775 个。数据描述性统计分析见表 1、表 2 和表 3。结果显示：（1）2020 年城镇家庭人均年收入增长为 14550 元，农村家庭人均年收入增长为 10114 元；（2）2020 年含转移支付与不含转移支付的家庭人均年收入差值比 2012 年多，2020 年差值为 2766 元，2012 年差值为 1576 元，其中，城镇家庭差值为 6612 元，而农村家庭差值为 1386 元。

表 1 2012 年和 2020 年全样本数据变量的描述性统计

年份		2012				2020			
变量		均值	方差	最小值	最大值	均值	方差	最小值	最大值
家庭人均年收入(元)	含转移支付	12087	1.22*10 ⁸	1100	75611	23098	2.90*10 ⁸	1107	75800
	不含转移支付	10511	1.02*10 ⁸	1	75611	20332.23	2.68*10 ⁸	8.33	75714.29
年龄		49.13	160	3	93	49.04	207	2	95
受教育水平		2.71	1.47	1	8	2.95	1.89	1	8
农村		0.70	0.21	0	1	0.74	0.19	0	1
女性		0.46	0.25	0	1	0.43	0.25	0	1
已婚		0.89	0.10	0	1	0.84	0.13	0	1

表 2 2012 年和 2020 年城镇家庭所有变量的描述性统计

年份		2012				2020			
变量		均值	方差	最小值	最大值	均值	方差	最小值	最大值
家庭人均年收入(元)	含转移支付	17957	1.83*10 ⁸	1125	75611	32507	3.12*10 ⁸	1250	75800
	不含转移支付	13874	1.57*10 ⁸	2	75611	25895	3.21*10 ⁸	25	75600
年龄		49.66	169	14	92	49.56	210	2	95
受教育水平		3.50	1.73	1	8	3.76	2.02	1	8
女性		0.51	0.25	0	1	0.49	0.25	0	1
已婚		0.87	0.11	0	1	0.84	0.14	0	1

表 3 2012 年和 2020 年农村家庭所有变量的描述性统计

年份		2012				2020			
变量		均值	方差	最小值	最大值	均值	方差	最小值	最大值
家庭人均年收入(元)	含转移支付	9607	7.62*10 ⁷	1100	74333	19721	2.40*10 ⁸	1107	75714
	不含转移支付	9090	7.22*10 ⁷	1	74000	18335.27	2.34*10 ⁸	8.33	75714
年龄		48.9	156	3	93	48.85	207	10	90
受教育水平		2.38	0.99	1	8	2.66	1.52	1	8
女性		0.44	0.25	0	1	0.41	0.24	0	1
已婚		0.89	0.09	0	1	0.85	0.13	0	1

（二）我国财政转移支付政策效应评估

首先估计包含转移支付的增长率曲线和洛伦兹曲线，以此评估我国收入分配是否具有结构效应，然后估计不包含转移支付的增长率曲线和洛伦兹曲线，评估我国收入分配是否具有政策效应，并进行相应检验。

1.全样本政策有效性评估

（1）收入分配结构效应检验。图1报告了包含转移支付的增长发生率曲线及其反事实曲线、增量洛伦兹曲线及其反事实曲线的估计结果。图1显示，估计的增长发生率在所有分位

点上为正，呈现先增长再波动下降的趋势。估计的增长发生率在第26百分位点达到最大值162%，估计的平均收入增长率($\hat{\gamma}$)约为121%。估计的反事实增长发生率同样在所有分位点上为正，并呈现先增长再波动下降的趋势。估计的反事实增长发生率在第11百分位点达到最大值152%，估计的反事实平均收入增长率($\hat{\gamma}^*$)约为99.3%。由于所有分位点上增长发生率都为正，意味着中国2012-2020年期间高中低收入人群的收入都有所增长。估计的增量洛伦兹曲线在第10百分位点及以上为正，并在第90百分位点达到最大值0.0391。估计的反事实增量洛伦兹曲线在第6百分位点及以上为正，并在第83百分位点达到最大值0.0317。估计的基尼系数从2012年的0.442降至2020年的0.407，下降了0.035，说明我国财政转移支付政策使得2012-2020年收入不平等得到改善。

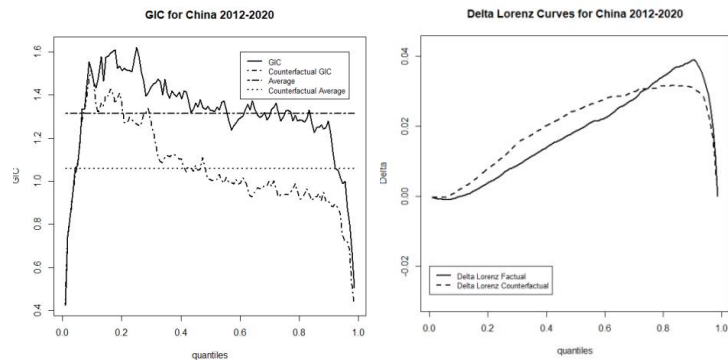


图1 包含转移支付的增长发生率曲线、增量洛伦兹曲线及其估计的反事实曲线

注：横轴为百分位点，纵轴为估计的增长发生率和洛伦兹增量，实线和虚线为事实和反事实曲线。以下同。

表4报告了1-6的KS检验和CVM检验统计量结果。表4结果显示，检验1、2和3都在0.01显著性水平下拒绝原假设，说明2012-2020年间我国收入分配发生了一定的变化，收入分配的变化在各百分位点上是不均匀的。检验4、5和6都在0.05显著性水平下接受原假设，说明2012-2020年间我国收入分配的变化不存在结构效应。

表4 包含转移性收入的KS检验和CVM检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC(\alpha) = 0$	1.6208***	161.681***	$GIC^*(\alpha) = 0$	1.5157	130.3515*
$GIC(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.8892***	16.4022***	$GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.6307	19.3615
$DL C(\alpha) = 0$	0.0391***	2.1909***	$DL C^*(\alpha) = 0$	0.0317	2.4249

(2) 收入分配政策效应检验。图2报告了不包含转移支付的估计增长发生率曲线及其反事实曲线、增量洛伦兹曲线及其反事实曲线。图2显示，估计的增长发生率在所有百分位点上全为正，在第17百分位点之前快速增长，在第90百分位点之后快速下降，在其之间呈缓慢波动下降趋势。估计的增长发生率在第26百分位点达到最大值154%，估计的平均收入增长率($\hat{\gamma}$)约为122%。估计的反事实增长发生率曲线与估计的增长发生率曲线趋势类似，估计的反事实增长发生率在第26百分位点达到最大值158%，估计的反事实平均收入增长率($\hat{\gamma}^*$)约为125%。由于所有百分位点上增长发生率都为正，意味着中国2012-2020年期间各水平的收入都有所增长。此外，在第22百分位点之前估计的增长发生率曲线高于其估计的反事实增长发

生率曲线，意味着该水平的收入增长主要来自政策效应。估计的增量洛伦兹曲线在第36百分位点及以上为正，并在第92百分位点达到最大值0.0222。估计的反事实增量洛伦兹曲线在第52百分位点及以上为正，并在第92百分位点达到最大值0.0252，表明转移支付政策对中低分位数家庭的影响效应更大些。估计的基尼系数从2012年的0.437降至2020年的0.410，下降了0.027，表明政策效应能够有效降低收入不平等程度。

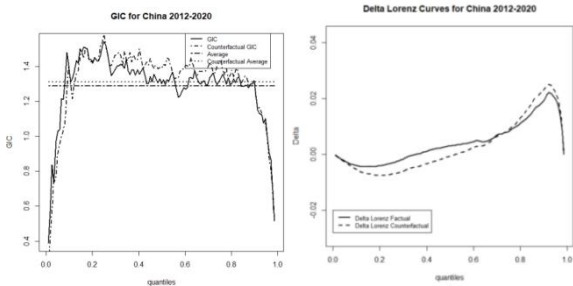


图2 不包含政府转移支付时的估计增长发生率曲线及增量洛伦兹曲线及反事实曲线

表5报告了7-12的KS检验和CVM检验统计量结果。表5结果显示，由于检验7、8和9都在0.01显著性水平下拒绝原假设，说明我国2012-2020年收入再分配发生了一定程度的变化，收入分配的变化在各百分位点上不均匀。检验10、11和12都在0.05显著性水平下拒绝原假设，表明我国收入分配存在显著政策效应，2012-2020期间政策效应缩小了收入不平等状况。

表 5 不包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC_0(\alpha) = 0$	1.3704***	138.1696***	$GIC_0^*(\alpha) = 0$	1.352**	135.4277**
$GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma}$	1.2754***	20.5078***	$GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	1.3862**	27.4046**
$DL C_0(\alpha) = 0$	0.0222***	0.7514***	$DL C_0^*(\alpha) = 0$	0.0252**	0.9113**

以上分析表明，在政府转移支付政策下，至少一半的人口实现了5%以上的收入增长。政策实施能有效促进全体人口的收入增长，并且使得低百分位点家庭的收入增长高于高百分位点家庭。与此同时，政府转移支付政策能够使得低收入人群比高收入人群从政策中受益更多，从而显著降低了我国的收入不平等。

我国收入分配的变化受到婚姻状况和受教育状况的影响不显著，不存在结构效应，但是存在政策效应，政策效应使估计的基尼系数下降了0.027，转移支付政策使第52百分位点下的人群获益最大，即中低百分位点家庭获益最大，政策使中低收入人群收入份额上升具有一定的“提低”“扩中”效应。

为了更全面评估我国转移支付政策效应，本文根据事实和反事实曲线测算了2012-2020年低收入人群、中等收入人群和高收入人群的占比变化⁴以及家庭人均年收入均值的变化，结果见表6。结果显示：（1）相比于2012年，2020年我国低收入、中等收入及高收入人群

⁴国内测算中等收入群体有四种标准：一是国家统计局的划分方法，将2018年价格下一个三口之家年收入在10—50万元之间（即家庭人均年收入达到3.33—16.67万元）的人群界定为中等收入者；二是按照世界人口当年收入中位数的67%~200%（当年价格）为中等收入人；三是按照世界银行向发展中国家推荐的标准，以每人每天10—100美元（2005年购买力评价）作为界定中等收入人群的标准；四是按我国人口当年收入中位数的75%~200%划分中等收入人群。参考已有文献（李金昌等，2023；李金昌等，2024），本文按照第一种测算方法进行测算。

家庭人均年收入均值涨幅分别为 65.12%、15.04%和 8.42%，说明我国居民“富裕”程度总体得到了提升，尤其是低收入群体，涨幅是中等收入群体的 4.33 倍、高收入群体的 7.73 倍；

（2）相比于 2012 年，2020 年我国低收入人群占比大大下降，从 94.1%下降到 70.3%，降低了 23.8 个百分点；中等收入人群占比显著提高，从 5.63%上升到 27.6%，提高了 21.97 个百分点。已有文献研究表明（胡祖光，2004；洪兴建，2007；李金昌等，2023），以基尼系数为参照，当一国低收入群体、中等收入群体以及高收入群体的规模比例接近 3:6:1 时，其收入分配格局表现为相对合理的“橄榄型”结构，据此推算我国扩大中等收入群体比重的目标应当设定为 55%到 60%左右，降低低收入群体比重的目标设定为 30%-35%左右，因此，相比 3:6:1 的“橄榄型”合理分配格局，我国低收入群体比重仍然偏高，中等收入群体比重仍然偏低；（3）从公共转移支付的政策效应来看，低收入群体占比降低、收入均值提高，中等收入群体和高收入群体占比和收入均值均提高，表明转移支付政策具有“提低”“扩中”效应，但不具有“限高”效应。

表 6 政策实施下的低、中、高收入人群占比及家庭人均年收入测算结果

年份	收入等级	含转移支付家庭人均年收入		不含转移支付家庭人均年收入	
		占比（%）	均值（元）	占比（%）	均值（元）
2012	低	94.10	27557	95.60	24678
	中	5.63	164120	4.26	167132
	高	0.27	953578	0.17	1096679
2020	低	70.30	45503	75.10	41435
	中	27.60	188811	23.20	189438
	高	2.09	1033891	1.72	888019

2.稳健性分析

以 2020-2022 年数据做稳健性分析。表 7 报告了 2022 年数据的描述统计分析。

表 7 全样本 2022 年数据的描述性统计

变量		均值	方差	最小值	最大值
家庭人均年收入(元)	含转移性收入的家庭	31317	5.62*10 ⁸	4020	119783
	不含转移性收入的家庭	26829	5.46*10 ⁸	0	117500
年龄		48.71	223.01	0	95
受教育水平		3.22	2.08	1	8
农村		0.68	0.22	0	1
女性		0.45	0.25	0	1
已婚		0.82	0.15	0	1

图 3 报告了包含转移支付的增长发生率曲线及其反事实曲线、增量洛伦兹曲线及其反事实曲线的估计结果。图 3 显示，估计的增长发生率在小于第 77 百分位点上均为正，估计的平均收入增长率($\hat{\rho}$)约为 0.22。估计的反事实增长发生率在小于第 83 百分位点上为正，估计的反事实平均收入增长率($\hat{\rho}^*$)约为 0.25。估计的增量洛伦兹曲线在所有百分位点上为正，并在第 85 百分位点处达到最大值 0.087。估计的反事实增量洛伦兹曲线在所有百分位点上为正，并在第 87 百分位点处达到最大值 0.0841。估计的基尼系数从 2020 年的 0.407 降至 2022 年的 0.397，下降了 0.01。图 4 报告了不包含转移支付的增长发生率曲线及其反事实曲线、增

量洛伦兹曲线及其反事实曲线的估计结果。图 4 显示，估计的增长发生率第 1 至 74 百分位点为正，在第 1 百分位点处达到最大值 0.75，估计的平均收入增长率($\hat{\gamma}$)约为 0.09。估计的反事实增长发生率第 1 百分位点处达到最大值 0.55，估计的反事实平均收入增长率($\hat{\gamma}^*$)约为 0.09。估计的增量洛伦兹曲线在所有百分位点上为正，并在第 84 百分位处达到最大值 0.077。估计的反事实增量洛伦兹曲线在所有百分位点上为正，并在第 87 百分位点处达到最大值 0.071。

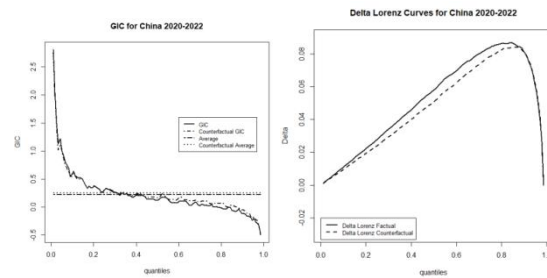


图3 2020—2022包含转移支付的增长发生率曲线、增量洛伦兹曲线及其估计的反事实曲线

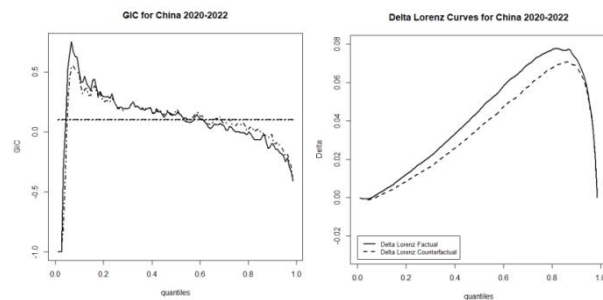


图4 2020—2022不包含转移支付的增长发生率曲线、增量洛伦兹曲线及其估计的反事实曲线

表 8 2020-2022 年包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC(\alpha) = 0$	2.8158***	34.1978***	$GIC^*(\alpha) = 0$	2.7555**	35.3869**
$GIC(\alpha) = \bar{\gamma}$	2.5912***	30.5967***	$GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	2.5056**	27.3808**
$DLC(\alpha) = 0$	0.0871***	6.2756***	$DLC^*(\alpha) = 0$	0.0842**	5.7809**

表 9 2020-2022 年不包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC_0(\alpha) = 0$	1***	25.5782***	$GIC_0^*(\alpha) = 0$	1**	24.7946**
$GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma}$	1.0996***	22.1268***	$GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	1.0987**	19.3267**
$DLC_0(\alpha) = 0$	0.0777***	5.0155***	$DLC_0^*(\alpha) = 0$	0.0707**	4.2384**

表 10 2022 年政策实施下的低中高收入人群占比及家庭人均年收入测算结果

收入等级	含转移支付家庭人均年收入		不含转移支付家庭人均年收入	
	占比 (%)	均值 (元)	占比 (%)	均值 (元)
低	64.3	48664	70.6	41958
中	33	191184	27.2	192833
高	2.74	1389900	2.17	1093869

表 8 和表 9 报告了 2020-2022 年包含和不包含转移支付的 KS 检验统计量和 CVM 检验

统计量结果，表 10 报告了 2022 年低收入人群、中等收入人群和高收入人群的占比及家庭人均年收入均值的变化。2020-2022 年分析结果显示：（1）2020-2022 年转移支付政策对收入分配和收入不平等有效；（2）与 2012—2020 年分析结果不同的是，2020-2022 收入分配存在结构效应；（3）由于政策已经成熟，所以获益人群范围从 2020 年的 52%扩大到 2022 年的 87%；（4）低收入人群占比从 2020 年的 70.3%下降到 2022 年的 64.3%，中等收入人群占比从 2020 年的 27.6%上升至 33%，转移支付政策显现出“提低”和“扩中”效应。

3.异质性分析

（1）城镇和农村家庭收入分配结构效应检验。首先估计了包含转移支付的城镇家庭（图 5）和农村家庭（图6）增长发生率曲线及其反事实曲线、增量洛伦兹曲线及其反事实曲线。图5显示，估计的城镇家庭增长发生率在所有百分位点上为正，在第8百分位点之前快速增长，之后呈波动下降趋势。估计的基尼系数从2012年的0.389降至2020年的0.305，下降了0.084。说明政府转移支付政策对城镇家庭收入不平等调节具有显著影响，对基尼系数的调节效应优于全国样本。图6显示，估计的农村家庭增长发生率在所有百分位点上为正，在第12百分位点之前波动增长，其之后呈波动下降趋势。估计的基尼系数从2012年的0.435降至2020年的0.419，下降了0.016。结果说明，政府转移支付政策对农村家庭收入不平等调节也具有显著影响，但对基尼系数的调节效应弱于城镇家庭。

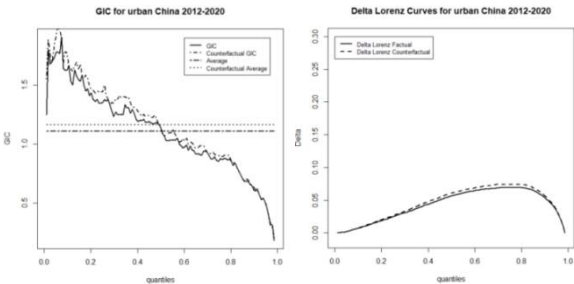


图5 城镇家庭包含政府转移支付时的曲线及反事实曲线

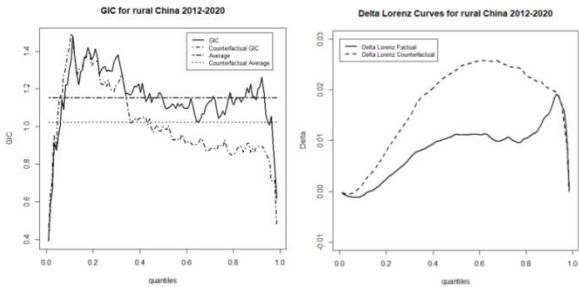


图6 农村家庭包含政府转移支付时的曲线及反事实曲线

表 11 和表 12 分别报告了城镇家庭和农村家庭 1-6 的 KS 检验和 CVM 检验统计量结果，表 11 结果显示，由于检验 1、2 和 3 都在 0.01 显著性水平下拒绝原假设，说明我国城镇家庭 2012-2020 年收入分配发生了一定程度的变化，收入分配的变化在各百分位点不均匀。KS 检验 4、5 和 6 都在 0.05 显著性水平下接受原假设，表明我国城镇家庭收入分配变化不存在结构效应。

表 11 城镇家庭包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC(\alpha) = 0$	1.907***	136.5077***	$GIC^*(\alpha) = 0$	2	143.2799*
$GIC(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.9259***	36.134***	$GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.9808	39.5621
$DLC(\alpha) = 0$	0.0692***	5.253***	$DLC^*(\alpha) = 0$	0.0745	5.6236*

表12结果显示，检验1-6都在0.1显著性水平下拒绝原假设，说明我国农村家庭2012-2020年收入分配发生了一定程度的变化，变化在各百分位点上不均匀。与城镇家庭不同的是，我国农村家庭收入分配存在结构效应，农村家庭的婚姻和教育因素可以有效改善收入分配和收入不平等问题。

表 12 农村家庭包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC(\alpha) = 0$	1.4793***	141.8772***	$GIC^*(\alpha) = 0$	1.4967*	125.712*
$GIC(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.7594***	12.9587***	$GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.628*	20.1772*
$DLC(\alpha) = 0$	0.0192***	1.0274***	$DLC^*(\alpha) = 0$	0.0258*	2.0895*

(2) 城镇和农村家庭收入分配政策效应检验。图7和图8绘制了不包含转移支付的城镇和农村家庭的增长率曲线和增量洛伦兹曲线。图7结果显示，城镇家庭估计的增长发生率在所有百分位点上为正，在第20百分位点之前波动增长，其之后呈波动下降趋势。估计的基尼系数从2012年的0.454降至2020年的0.387，下降了0.067，仍然是政策效应降低不平等程度更有效些。图8结果显示，农村家庭估计的增长发生率在所有百分位点上为正，在第17百分位点之前快速增长，之后较为平缓的波动。估计的基尼系数从2012年的0.446下降至2020年的0.442，下降了0.004，政策对农村家庭的调节效应弱于城镇家庭。

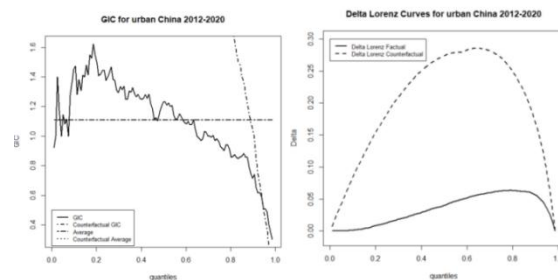


图7 城镇家庭不包含政府转移支付时的曲线及反事实曲线

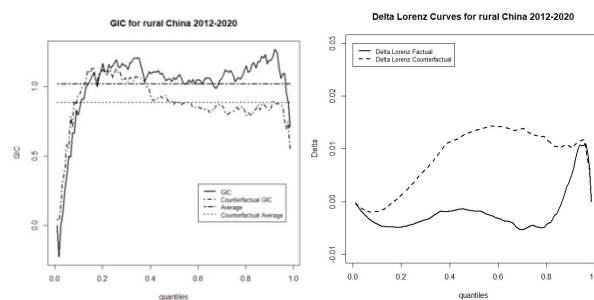


图8 农村家庭不包含政府转移支付时的曲线及反事实曲线

使用KS检验和CVM检验对城镇家庭假设7-12进行检验，表13报告了检验统计量的结果。

结果显示，检验7、8和9都在0.01显著性水平下拒绝原假设，说明我国2012-2020年城镇家庭收入分配发生了一定程度的变化，收入分配的变化在各百分位点不均匀。检验10、11和12都在0.05显著性水平下拒绝原假设，说明城镇家庭收入分配改变存在政策效应。

表 13 城镇家庭不包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC_0(\alpha) = 0$	1.6223***	136.2907***	$GIC_0^*(\alpha) = 0$	191.3077**	1349.253***
$GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.8052***	26.5045***	$GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	180.3382**	1403.52***
$DLC_0(\alpha) = 0$	0.0636***	4.1695***	$DLC_0^*(\alpha) = 0$	0.2856***	24.6301***

表14报告了农村家庭7-13检验统计量的结果。结果显示，我国2012—2020年农村家庭收入分配发生了一定程度的变化，收入分配的变化在各百分位点不均匀。与城镇家庭不同的是，2012-2020期间我国农村家庭的收入不平等状况改善的原因，一方面是政策效应，一方面是结构效应。

表15报告了城镇家庭和农村家庭低收入群体、中等收入群体和高收入群体的家庭人均年收入和占比变化。结果表明：（1）政策依然具有显著的“提低”和“扩中”效应，但是城镇家庭从2012年到2020年的政策效应比农村家庭显著；（2）2022年城镇家庭中等收入群体占比达到53%，已经非常接近目标值，但农村家庭中等收入群体占比依然偏低，只有23.7%。

表 14 农村家庭不包含转移性收入的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC_0(\alpha) = 0$	1.2674***	125.823***	$GIC_0^*(\alpha) = 0$	1.1427*	108.7669*
$GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma}$	1.2416***	17.595***	$GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.8487*	14.4692*
$DLC_0(\alpha) = 0$	0.011*	0.4546	$DLC_0^*(\alpha) = 0$	0.0143	1.0856*

表 15 政策实施下的低、中和高收入人群的占比以及家庭人均年收入测算结果

城市					
年份	收入等级	含转移支付家庭人均年收入		不含转移支付家庭人均年收入	
		占比 (%)	均值 (元)	占比 (%)	均值 (元)
2012	低	85.8	39764	90	31596
	中	13.6	162893	9.62	167910
	高	0.64	1031108	0.37	1280805
2020	低	48.3	59654	60.2	48908
	中	47.4	193021	36.2	195837
	高	4.3	930474	3.65	845392
2022	低	41.8	62123	58	42721
	中	53	195997	37.9	201563
	高	5.23	1651393	4.04	1138634
农村					
年份	收入等级	含转移支付家庭人均年收入		不含转移支付家庭人均年收入	
		占比 (%)	均值 (元)	占比 (%)	均值 (元)
2012	低	97.4	23255	97.8	22129
	中	2.44	166858	2.12	165715
	高	0.12	789904	0.09	807337
2020	低	79.2	42010	81.1	39191
	中	19.6	184683	18	184226
	高	0.12	1183902	0.94	955261
2022	低	74.7	45147	76.5	41688

	中	23.7	186161	22.2	185866
	高	1.58	984704	1.29	1028443

综合我国政府转移支付政策实施效果,得出如下结论:我国转移支付政策具有一定的“提低”和“扩中”效应;转移支付政策对全样本、农村家庭和城市家庭的收入分配均存在影响效应;农村家庭的婚姻和教育状况可以有效改善其收入分配,而全样本和城镇家庭的收入分配受婚姻和教育状况影响不显著;第 52 百分位点下的人群获益最大,即中低分位点家庭获益最大;城镇家庭第 79 百分位点下的人群获益最大;农村家庭估计的基尼系数下降了 0.004,第 57 百分位点下的人群获益最大;城镇家庭的中等收入人群占比已接近理想目标值,而农村家庭低收入人群占比偏高。

四、我国个人所得税的收入分配政策效应评估

(一) 数据及变量说明

2012 年实施的个人所得税税目较为细致,细分为工资薪金所得、经营所得和财产租赁所得等 11 项,考虑到各税目在个人所得税中的占比和数据可获得性,2012 年的税前收入计算只考虑工资薪金所得、经营所得和财产租赁所得。税前收入的计算参考卢洪友(2019)中的方法,使用 2012 年实施的个人所得税税制中对应的税率和速算扣除数进行计算。

2020 年实施的是综合与分类相结合的个人所得税税制,其税目分为综合所得、经营所得和分类所得,CFPS 数据库提供的数据有限,本文分类所得中只考虑财产租赁所得。专项附加扣除的计算以及个人所得税的税前收入推算参考万莹(2024)中的方法。其中综合所得税前收入推算中使用了工资薪金税后年收入和劳务报酬收入,工资薪金年税后收入参考李文(2019)的方法,用 CFPS 中的主要工作收入来表示。参考张楠和邹甘娜(2018)、雷根强和郭玥(2016)的方法把其他工作收入视为劳务报酬税后收入。

首先,鉴于我国目前对从事农业活动暂免个人所得税,剔除农村样本;其次考虑到学生和退休人员无需缴纳个人所得税,故只保留年龄在 18-60 岁的样本;最后剔除任一变量有空缺值的样本,得到最终样本,并对其进行描述性统计分析,如表 16 所示。

表 16 中国 2012 年和 2020 年所有变量的描述性统计数据

变量		2012 (1705)				2020 (2140)			
		均值	方差	最小值	最大值	均值	方差	最小值	最大值
收入	税前	75013.6	9.12*10 ⁹	157.9	1819848.0	82320	9.83*10 ⁹	80	1437692
	税后	69722	7.60*10 ⁹	7	1819848	78697	7.21*10 ⁹	80	1000000
年龄		53	24.74	32	60	33.3	44.08	18	56
受教育水平		4.486	1.41	1	9	5.814	1.74	0	10
女性		0.5038	0.25	0	1	0.5019	0.25	0	1
已婚		0.668	0.22	0	1	0.7369	0.20	0	1

(二) 我国个人所得税政策效应评估

1. 收入分配结构效应检验

首先我们估计了增长发生率曲线及其反事实曲线、增量洛伦兹曲及其反事实曲线(图9)。图9表明,估计的增长发生率在第8百分位点之后为正,估计的增长发生率在第99百分位点达

到最大值29.9%，估计的平均收入增长率($\hat{\gamma}$)约为12.1%。估计的反事实增长发生率只有在第16百分位点与第41百分位点之间为正，呈现先波动增长再波动下降的趋势。估计的反事实增长发生率在第22百分位点到最大值20%，估计的反事实平均收入增长率($\hat{\gamma}^*$)约为-24%。估计的增量洛伦兹曲线在第98百分位点及以上为正，并在第98百分位点处达到最大值0.0015。估计的反事实增量洛伦兹曲线在第14百分位点及以上为正，并在第64百分位点达到最大值0.0612。估计的洛伦兹曲线几乎全为负，说明收入不平等程度加剧。估计的基尼系数从2012年的0.426增长至2020年的0.444，增长了0.018。

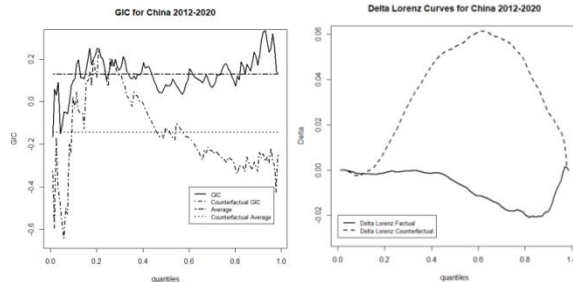


图9 包含个人所得税政策实施时的估计曲线及其估计的反事实曲线

使用 KS 检验和 CVM 检验对假设 1-6 进行检验，表 17 报告了检验统计量的结果。结果显示，KS 检验统计量均在 0.01 显著性水平下接受原假设，CVM 检验统计量只有假设 1 在 0.01 显著性水平下拒绝原假设，相比政府转移支付政策，个人所得税政策对我国收入分配实施效果不够显著。

表 17 包含个人所得税政策的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC(\alpha) = 0$	0.3333	17.0736***	$GIC^*(\alpha) = 0$	0.6429	24.5273
$GIC(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.2960	7.2753	$GIC^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.4976	18.3906
$DLC(\alpha) = 0$	0.0209	0.9030	$DLC^*(\alpha) = 0$	0.0612	4.1651

2.收入分配政策效应检验

本部分分析不包含个人所得税政策实施的增长率曲线和增量洛伦兹曲线。图10结果显示，不包含个人所得税的曲线与包含个人所得税的曲线没有显著差异。个人所得税政策总体上改善我国的收入分配和收入不平等问题不显著。

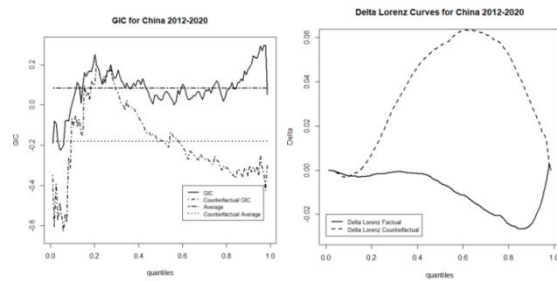


图10 不包含个人所得税政策实施时的曲线及其反事实曲线

使用 KS 检验和 CVM 检验对假设 7-12 进行检验，表 18 报告了检验统计量的结果。结果显示，KS 检验统计量只有假设 9 在 0.1 显著性水平下拒绝原假设，CVM 检验统计量只有

假设 7 和 8 在 0.05 显著性水平下拒绝原假设，相比政府转移支付政策，个人所得税政策对我国收入分配实施效果不显著。这与已有文献关于我国个人所得税的政策效果评估结论一致（岳希明和陈保同，2013；蔡萌和岳希明，2016；解垚，2018；李实和朱梦冰，2023）。

本文采用 2020—2022 年数据做稳健性分析，与 2012-2020 年结果一致，仍然不显著⁵。

表 18 不包含个人所得税政策的 KS 检验和 CVM 检验结果

假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量	假设	KS 检验 统计量	CVM 检验 统计量
$GIC_0(\alpha) = 0$	0.2987	13.2712***	$GIC_0^*(\alpha) = 0$	0.6279	26.9912
$GIC_0(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.3065	8.3162**	$GIC_0^*(\alpha) = \bar{\gamma}$	0.4469	18.2671
$DLC_0(\alpha) = 0$	0.0266*	1.1300	$DLC_0^*(\alpha) = 0$	0.0634	4.3593

五、结论与建议

本文基于 2012、2020 和 2022 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，运用事实与反事实增长率曲线与增量洛伦兹曲线方法，结合 KS 与 CVM 检验统计量，从全样本、城镇家庭、农村家庭三个维度，系统评估了我国公共转移支付和个人所得税的收入再分配效应，并精准区分了政策效应与婚姻、教育带来的结构效应，为完善我国收入再分配政策体系、推动形成橄榄型分配格局提供了经验证据与实践参考。研究得出结论如下：第一，公共转移支付政策对全样本及城乡家庭的收入分配均具有显著调节作用，是改善我国收入不平等状况的重要政策抓手，且政策整体呈现出鲜明的“提低”与“扩中”特征，有效推动了中低收入群体收入提升与中等收入群体规模扩大；第二，收入分配的结构效应存在显著城乡异质性，农村家庭的婚姻与教育状况能有效改善其收入分配格局，是缓解农村内部收入不平等的重要因素，而全样本和城镇家庭的收入分配受上述因素影响并不显著；第三，公共转移支付政策的收入调节效应存在城乡差异，政策对城镇家庭的调节效果远优于农村家庭，全样本基尼系数因政策效应下降 0.027，第 52 百分位点以下的中低分位点家庭为主要获益群体，城镇家庭基尼系数降幅达 0.067，第 79 百分位点以下人群获益最显著，而农村家庭基尼系数仅下降 0.004，第 57 百分位点以下人群为主要获益者；第四，我国收入群体结构优化呈现城乡不均衡特征，2022 年城镇家庭中等收入人群占比已达 53%，趋近 55%-60% 的橄榄型分配格局目标值，而农村家庭低收入人群占比仍居高不下，中等收入人群占比仅 23.7%，全样本下中等收入群体占比也仍处于 30%-40% 的较低区间，与理想目标存在较大差距；第五，我国个人所得税的收入再分配调节效应整体不显著，尽管个税税制历经多轮改革，累进性有所提升，但受平均税率偏低、税制结构不完善等因素影响，其对收入分配的调节作用有限，未能有效发挥“调高、扩中、提低”的政策功能。

基于上述研究结论，本文提出以下政策启示：

第一，持续完善公共转移支付政策体系，强化政策对农村中低收入家庭的精准倾斜。公

⁵实证分析结果留存被索。

共转移支付是我国调节收入分配的有效手段，后续需进一步优化政策设计，提升政策瞄准性与精准性，将政策资源更多向农村中低收入家庭、欠发达地区农村家庭倾斜，扩大农村中等收入群体规模，逐步降低农村低收入人群占比。同时，结合农村家庭的发展特征，优化转移支付政策的实施形式，除直接的收入补贴外，可增加教育、医疗、就业等民生领域的转移性支持，从根本上提升农村家庭的收入获取能力，推动农村收入分配格局持续优化。

第二，依托结构效应优化农村发展环境，夯实农村家庭收入提升的人力资本基础。农村家庭的婚姻与教育状况对其收入分配的改善作用显著，教育更是农村家庭提升收入水平的核心人力资本抓手。对此，各地政府尤其是农村贫困地区需持续强化教育扶持政策，一方面夯实农村基础教育质量，推动城乡教育资源均衡配置，为农村家庭子女提供更为公平的教育机会；另一方面提升高等教育对农村家庭的可及性，通过发放教育补贴、助学金、升学扶持等方式，降低农村家庭子女的教育成本，同时加强农村教育宣传与引导，提升农村居民的教育重视程度，以教育水平提升推动农村家庭收入持续增长，充分释放结构效应对农村收入分配的改善作用。

第三，对标共同富裕发展要求，完善与财政事权相适配的转移支付体系。结合党的十九大、二十大对转移支付政策的部署要求，按照权责清晰、财力协调、区域均衡的原则，规范转移支付分类设置，厘清不同类型转移支付的边界与功能定位。其中，共同财政事权转移支付需以保障和改善农村民生为核心目标，增强农村地区基本公共服务保障能力；专项转移支付需聚焦国家乡村振兴、共同富裕等重大决策部署，实现资金定向精准使用，逐步退出市场机制可有效调节的领域；一般性转移支付需向中西部财力薄弱地区、农村欠发达地区倾斜，均衡区域间基本财力配置，缓解农村地区财政压力。同时，可借鉴国际成熟经验，探索建立无条件转移支付机制，保障农村地区、欠发达地区的基本财力水平，为当地收入分配调节与民生保障提供坚实财政支撑。

第四，深化个人所得税税制改革，切实提升个税的收入再分配调节效能。针对我国个税调节效应不显著的问题，需以优化税制结构、提升调节精准性为核心方向推进改革：一是在保持个税累进性的基础上，合理优化税率设计，适度提高高收入群体的平均税率，强化个税对过高收入的调节作用，同时完善低收入群体的个税优惠与减免政策，探索推行负所得税制度，充分发挥个税“提低、限高”的双重功能；二是进一步完善综合与分类相结合的个税税制，扩大综合所得的征收范围，将更多财产性收入、资本性收入纳入综合所得计征，弥补当前税制对非劳动财富性收入调节的不足，缓解财富性收入引发的收入差距问题；三是优化专项附加扣除政策，结合城乡家庭、不同收入群体的实际生活成本差异，细化扣除标准与范围，尤其增加针对农村家庭、低收入家庭的专项扣除项，让个税改革更多惠及中低收入群体，避免中等收入群体成为个税的主要承担者。

第五，推动公共转移支付与个人所得税政策协同发力，构建多维度收入再分配政策体系。收入分配格局的优化与橄榄型收入分配社会的构建，并非单一政策所能实现，需推动公共转移支付与个人所得税政策形成协同效应，打造“转移支付提低扩中、个人所得税调高控差”

的政策组合。一方面,通过公共转移支付政策持续强化对中低收入群体的收入支持,稳步扩大中等收入群体规模;另一方面,通过个税改革有效调节过高收入,规范收入分配秩序,同时完善社保、税收、公共服务等配套政策,形成政策合力,推动我国收入分配格局持续优化,为全体人民共同富裕的中国式现代化奠定坚实的收入分配基础。

参考文献

- [1]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021(11): 4-13.
- [2]Acemoglu, D, S. Naidu, P. Restrepo, J. A. Robinson, Democracy, Redistribution and Inequality[J]. Handbook of Income Distribution, 2015(44):1885—1966.
- [3]Qijun L,Lijie S.Do intergovernmental transfers boost intergenerational income mobility? Evidence from China[J].Structural Change and Economic Dynamics,2022,6(3):293-309.
- [4]Silvia A, Daria P. Do taxes and transfers reduce gender income inequality? Evidence from eight European welfare states[J].Social Science Research,2022(10):2102644-102644.
- [5]Cheng-Tao T ,Yee C W ,Delas B O A .Effect of intergovernmental transfers on income and poverty rates: Evidence from the Philippines[J].World Development,2024,173.
- [6]聂爱霞. 非缴费型养老金:政策趋势及中国思考[M]. 中国社会科学出版社, 2020.
- [7]汪昊,娄峰.中国财政再分配效应测算[J].经济研究, 2017(1):103-118.
- [8]徐静,蔡萌,岳希明.政府补贴的收入再分配效应[J].中国社会科学,2018(10):39-59.
- [9]唐高洁, 闫东艺 冯帅章. 走向共同富裕: 再分配政策对收入分布的影响分析[J].经济研究,2023(3):23-39.
- [10]岳西明,徐静.收入再分配政策调节机制的探讨[J].经济研究,2024(4):173-189.
- [11]戚昌厚,胡一凡,岳希明. 重新评估社会保障支出的收入再分配效应—兼论收入再分配效应测量的理论澄清[J].管理世界,2025(2):128-142.
- [12]周强, 李阳, 罗楚亮. 财政转移支付的再分配效率及共同富裕效应[J].经济研究, 2024(9):173-189.
- [13]岳希明,徐静.我国个人所得税的居民收入分配效应[J].经济学动态,2012(6):16-25.
- [14]徐建炜,马光荣,李实. 个人所得税改善中国收入分配了吗—基于对1997-2011年微观数据的动态评估[J].中国社会科学,2013(6):53-72.
- [15]万莹,熊惠君.2018年我国个人所得税改革的收入再分配效应[J].税务研究,2019(6):52—56.
- [16]岳希明, 陈保同. 重新认识政府收入再分配职能改善居民收入不平等[J].中国财政, 2013,(24):50-53.
- [17]蔡萌,岳希明. 我国居民收入不平等的主要原因——市场因素还是政府政策[J].财经研究, 2016(4):4-14.
- [18]解垚. 税收和转移支付对收入再分配的贡献[J]. 经济研究, 2018(8):116-131.
- [19]李实,朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J].管理世界, 2022(1):52-76.
- [20]范子英,池雨乐. 新个税的收入再分配效应为何不高? —以专项附加扣除为例[J].管理世界,2026(1):1-23.
- [21]Francisco H.G. Ferreira,Sergio Firpo,Antonio F. Galvao. Actual and counterfactual growth incidence and delta Lorenz curves: Estimation and inference[J]. J Appl Econ. 2019(34):385—402.
- [22]Ravallion, M., & Chen, S. (2003). Measuring pro-poor growth. Economics Letters, 78, 93—99.
- [23]Koenker, R., & Bassett, G. W. (1978). Regression quantiles. Econometrica, 46, 33—49.
- [24]李文.公平还是效率:2019 年个人所得税改革效应分析[J].财贸研究,2019(4):41—55.
- [25]张楠,邹甘娜.个人所得税的累进性与再分配效应测算——基于微观数据的分析[J].税务研

究,2018(1):53-58.

[26]雷根强,郭玥.差别费用扣除与个人所得税制改革——基于微观数据的评估[J].财政研究,2016(6):28-41.

[27]罗楚亮, 刘晓霞. 教育扩张与教育的代际流动性[J].中国社会科学, 2018(2):121-140.

[28]胡祖光. 基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究[J]. 经济研究, 2004(9): 60-69.

[29]洪兴建. 基尼系数合意值和警戒线的探讨[J]. 统计研究, 2007(8): 84-87.

[30]李金昌,任志远,陈宜治.扩大中等收入群体的内在逻辑与路径选择——基于国际经验与中国实践的定量分析[J].统计研究, 2023(7):3-16.

[31]李金昌,潘美莹,任志远.扩大中等收入群体路径探析——基于随机森林模型画像[J].统计研究, 2024(6):3-17.

A Re-examination of the Income Redistribution Effects of Public Transfer Payments and Personal Income Tax in China

Abstract: Public transfer payments and personal income tax are important means for regulating household income distribution within China's income redistribution policy system. Based on the China Family Panel Studies (CFPS) for 2012, 2020, and 2022, this paper systematically evaluates the income distribution regular effects of China's public transfer payments and personal income tax using factual and counterfactual growth curves and incremental Lorenz curves. The study finds that public transfer payment policies have a significant regulatory effect on income distribution for the full sample, rural households, and urban households. The income distribution of rural households can be effectively improved by marriage and education factors, whereas the income distribution of the full sample and urban households is not significantly affected by these factors. In 2022, the proportion of middle-income groups among urban households in China has increased to 53%, approaching the ideal level of an olive-shaped distribution pattern; however, the proportion of low-income groups among rural households and the full sample remains high. Public transfer payment policies demonstration policy effects of "lifting the bottom" and "expanding the middle," while the income redistribution regulation effect of personal income tax is not yet evident. Based on these conclusion proposes that public transfer payment policies should further tilt towards rural low- and middle-income families to strengthen policy targeting and precision; meanwhile, personal income tax policies urgently require deepen effectively enhance their income distribution regulation efficacy.

Key words: transfer payment; personal income tax; growth rate curve; Lorenz curve