

# “统计外收入”对基尼系数的影响<sup>\*</sup>

张车伟 赵文

内容提要：“统计外收入”是影响居民收入核算和基尼系数测算的重要因素。本文梳理了“统计外收入”的各类来源，解析居民自有住房统计制度对“统计外收入”和居民可支配收入核算的影响，估计了包含“统计外收入”的居民可支配收入的基尼系数。居民可支配收入中，尽管居民自有住房折算净租金是财产性收入的一部分，但是属于虚拟收入，与统计漏报现象无关。因此，我们在计算统计漏报率的时候，不涉及居民自有住房折算净租金。研究发现，近年来约有 20% 的居民可支配收入未能被现有的住户调查覆盖，2015 年的统计遗漏率为 19.5%。遗漏率最高的是经营性收入和财产性收入。考虑到“统计外收入”主要为高收入群体所拥有，当把“统计外收入”回填到基尼系数测算中后，我们发现，我国基尼系数提高了约 10 个百分点，基尼系数呈现出高位波动而非下降的态势。

关键词：可支配收入 遗漏率 住户调查 统计外收入 基尼系数

## 一、近期收入差距的变化及其解读

一个国家的收入差距，既受到发展因素的影响，也受到市场因素和制度因素的影响。2009 年以来，国家统计局公布的基尼系数出现了下降，这体现了经济社会发展形势中发展因素的一些积极变化，比如城乡收入差距和区域收入差距的缩小（储德银等，2013；赵文、张展新，2013；欧阳志刚，2014；罗楚亮，2017；刘华军、杜广杰，2017）。因此，基尼系数下降有积极意义。但也要认识到，并非所有因素都在向着积极的方向变化。由于市场本身不完善和发展方式不合理（张车伟、赵文，2015），我国收入差距仍然很大。最近惠农政策的力度有所减弱使 2016 年基尼系数出现了小幅度回升（李实，2018），个人所得税迟迟不能很好地发挥调节收入差距的作用（张车伟、赵文，2016），垄断行业收入畸高（岳希明、蔡萌，2015），进一步缩小收入差距的挑战仍然很多。

对于近期我国基尼系数的下降，各界有不同的判读。国家统计局认为，基尼系数的下降是“趋势性”的，2016 年基尼系数虽然有所提高，但并没有改变总体下降的趋势<sup>①</sup>。杨天宇、曹志楠（2016）认为，截至 2015 年，工资性收入均等化是基尼系数下降的主因。但是，岳希明、李实（2013）认为，还不能认定基尼系数的下降是趋势性的，因为导致收入差距缩小的一些因素或者不具有长期持续性，或者其影响作用还不足以大到抵消导致收入差距扩大因素的作用。杨耀武、杨澄宇（2015）发现，2008—2013 年居民收入基尼系数的 5 次连续下降中，只有 3 次是统计显著的，以此推断中国居民收入基尼系数已进入下行通道可能还为时过早。

对于基尼系数下降，各方出现不同的解读并不奇怪，因为影响收入差距的因素很多，全面把握收入分配的形势往往非常困难。从发展的因素来看，Kuznets 的“倒 U”型假说一直在暗示中国即将出现收入差距转折点。Kuznets（1955）在《经济增长与收入不平等》一文中解释了一个经济体在工业化

\* 张车伟、赵文，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，邮政编码：100028，电子邮箱：zhangjw@cass.org.cn。

① 国家统计局：《国家统计局局长就 2016 年全年国民经济运行情况答记者问》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201701/t20170120\\_1456268.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201701/t20170120_1456268.html)。

过程中收入不平等的变化趋势。根据早期发达国家零散的数据资料观察,Kuznets发现在工业化中后期出现了收入不平等的下降,这种下降是城镇化、工业化带来的。这与中国目前的情形极为接近,也是乐观派的依据之所在。但在发展因素之外,市场因素从来都是扩大收入差距的重要力量,表现为人力资本差距(张车伟,2006)、户籍身份差异(万海远、李实,2013)、代际传递(徐晓红,2015;李任玉等,2015)、健康差距(周广肃等,2014)、资产差距(张传勇等,2014)等方面。更关键的问题还在于分配不公的制度造成了社会阶层的分化和宏观收入分配格局不合理(张车伟、程杰,2013)。

即便只从住户收入调查来看,我们对收入分配形势的判断也应该慎重。大家都知道,居民收入是最难统计准确的。在住户收入调查中得到的收入,并不能完全真实反映个人收入的实际情况。低收入群体的收入相对容易统计,而高收入群体往往漏报自己的收入。因此,尽管住户收入调查的数据具有前后一致性,但考虑到收入漏报,居民收入的真实状况及收入差距变化的形势怎样,是我们需要探讨的问题。

## 二、“统计外收入”的规模和来源

本文所研究的“统计外收入”是指难以被常规的住户调查包括进来的居民收入。这部分收入虽然未能体现在居民收入统计中,但确实是居民收入的组成部分,是实实在在的居民收入。因此,考虑到“统计外收入”后,居民收入的均等程度当然会有所不同。王小鲁(2010)认为被统计遗漏的“隐性收入”为9.26万亿,约占当年GDP的30%多。甘犁(2013)认为统计上的居民收入是实际收入的93%。“统计外收入”大致可分为三个部分:一是合理合法但没有被统计的收入。李实、罗楚亮(2011)利用胡润榜、福布斯榜以及上市公司高管薪酬信息,估算了高收入群体的收入及其对基尼系数的影响,发现2007年城镇基尼系数上升了9个百分点,全国基尼系数上升了5个百分点。白重恩(2015)认为2002—2009年家庭收入的平均遗漏程度为65%,隐性收入规模约占我国2002—2009年相应各年GDP的19%~25%;城镇基尼系数为0.5,而非国家统计局公布的0.34。二是非法非正常收入。这些收入居民不愿意也不敢公开,具有很强的隐蔽性,因而资料的可获性及准确性是相关研究最大的障碍。陈宗胜、周云波(2001)利用执法机关公布的资料,对非法非正常收入的规模及其对基尼系数的影响进行了估计,发现1997年全国基尼系数上升了9个百分点。三是虚拟收入,主要是指居民自有住房服务业产生的财产性收入。杨巧、党琳(2017)的研究表明,虚拟租金纳入我国居民收入统计后,居民收入分配差距总体上缩小了。

上述研究的共同点都是要借助微观调查数据来监测“统计外收入”或者漏报收入。我们(张车伟、赵文,2018)利用国家统计局两本账,测算了1992—2014年“统计外收入”的规模和结构。根据最新的统计资料推算,2015年我国“统计外收入”的规模为7.33万亿,遗漏率为19.5%,占全国GDP的比重为10.6%。这部分收入主要是高收入群体的部分收入(图1)。如此巨大的“统计外收入”对全国基尼系数有着怎样的影响,是本文主要回答的问题。

“统计外收入”的主要来源是两端遗漏,即高端收入和低端收入的遗漏。目前,我国居民收入数据是根据国家统计局居民住户调查资料推算的。在2013年建立城乡统一的住户调查制度之前,我国居民收入一直是按城乡分别调查的。其中,农村住户调查始于1954年,城镇住户调查始于1955年。城镇调查的是居民可支配收入,农村调查的是农民纯收入,但没有全国统一的居民收入和消费支出数据。由于分别调查,农村居民与城镇居民收入、支出等指标的统计口径有所不同,数据也不完全可比。这一调查方式不能满足时代的需要,尤其是在大量农民进城务工之后,传统的“流出地调查”方法无法有效捕捉到在外务工人员的收入信息,这就遗漏了大量的农民工收入(蔡昉、王美艳,2009)。为此,从2013年起,国家统计局采用全国住户收支与生活状况调查制度采集数据,实现统一抽样,并按“在地”原则进行统计,尤其是对家在农村又常年外出的农民工,其收支情况由原来在农村户籍地向其家人调查,改为在常住地向其本人直接调查,比较全面地掌握了在城市中常住的农民工的收支情况。统计遗漏问题得到了一些缓解。另外,低收入群体可能因为居住偏远、记账困难而存

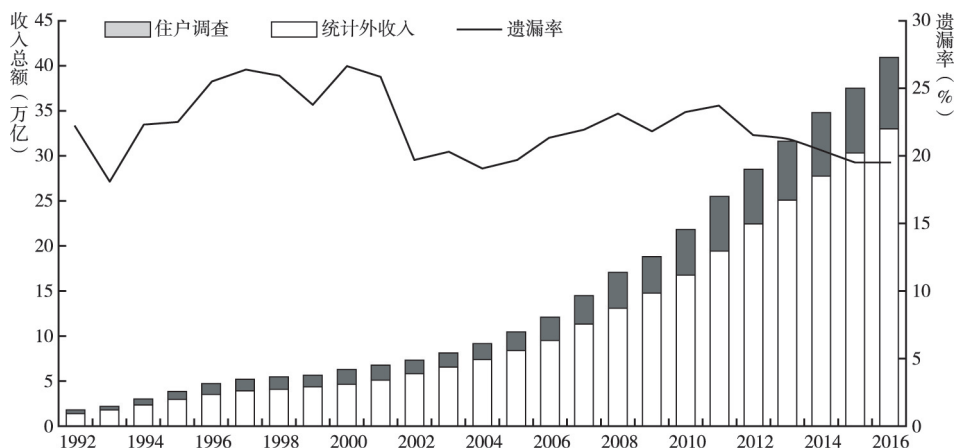


图1 居民可支配收入总额、“统计外收入”及遗漏率

注：遗漏率是住户调查结果与《资金流量表》结果的差值占《资金流量表》结果的比重。

居民可支配收入总额是《资金流量表》核算的结果。

数据来源：根据《中国统计年鉴》计算。

在的抽样不足问题(如果存在的话)是容易纠偏的。毕竟联系人口普查资料、农业普查的资料,大致能够判断其规模数量和收入水平,同时,低收入群体抽样不足和记账困难,两者对于基尼系数的影响是反向的,因此低收入群体统计遗漏的问题比较小。除此之外,还有一类“统计外收入”来自高收入群体,这仍然和我国的统计体系有关。受高收入户配合程度低、样本代表性不够强等因素的影响,住户调查数据往往低估实际收入状况,从这个意义上说,居民收入存在着我们所谓的“统计外收入”。

那么,哪一类收入是“统计外收入”的最主要的来源呢?这需要分析“统计外收入”的结构。如表1所示,遗漏率最高的是经营类收入(约为50%),其次是转移类收入(约为19%~20%),然后是工资类收入(4%~6%)和财产类收入(6%~8%)。根据资金流量表,经营类收入的规模远大于转移类收入。因此,“统计外收入”的最主要的来源是经营类收入。国家统计局发布了2013年三种不同口径的居民收入数据,这三种口径是①城镇居民人均总收入和农村居民人均纯收入;②城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入;③全国居民人均可支配收入。我们把①称为老口径,②称为新口径,③称为新口径(城乡一体)。为了便于在全国层面比较,我们把各类平均收入乘以城乡居民数量,得到各项居民收入的总额,如表1所示。

可以发现,新老口径的居民收入及其结构有所不同,部分的原因是统计口径不同。根据联合国欧洲经济委员会《堪培拉家庭收入统计手册》(Canberra Group Handbook on Household Income Statistics, 2011),住户收入可以用于当前的消费,同时不会减少住户的净资产,比如不会减少手存现金、不需处置其他金融或非金融资产或者增加负债。因此,新口径的城镇居民可支配收入不包括非经常性收入和偶然性的一次性所得,比如剔除了老口径中出售财产溢价、拆迁征地等一次性赔偿金、婚丧嫁娶礼金所得等非经常性所得,将这些归类为非收入所得。增加了自有住房折算净租金(财产净收入)、报销医疗费等项目。把老口径的转移性收入、财产性收入指标改为转移净收入、财产净收入,需要扣减转移性支出、财产性支出、生产性固定资产折旧等,具体包括社会保障支出、交纳所得税、赡养支出、外来从业人员寄给家人支出等转移性支出,以及住房贷款利息支出等财产性支出。

经过上述的口径调整,居民收入结构及遗漏率出现了一些变化。从总量上看,新口径下按照城乡分别统计的居民可支配收入总额为25.2万亿,城乡统一的居民可支配收入总额为24.9万亿,遗漏率分别为20%和21%,相差不大。同样是按照城乡分别统计的居民收入总额和遗漏率,老口径的遗漏率为14%,新老口径之间差别较大。从结构上看,老口径下,工资性收入和转移类收入的遗漏率

出现了负数,意味着一些经营类或者财产类的收入项目被错误地计入了工资性收入和转移类收入,或者某些支出没有被扣减,“总收入”代替了“净收入”。新口径下,工资性收入和转移类收入占比下降,经营类收入和财产类收入占比上升。

工资性收入和转移类收入是中低收入群体主要的收入来源。虽然每个人都可能怀有藏富心理,但相对于高收入群体来说,中低收入群体的这一动机显然较弱。即便考虑到农民工收入在一定时期有着系统性的漏报现象,工资性收入的遗漏总额仍然相对非常小。经营类收入的遗漏率高,说明了高收入群体的收入统计遗漏多。转移类收入遗漏率的变化,主要是由扣减项目调整带来的。

表1 2013年居民各项收入总额及遗漏率:新老口径对比

		全部收入	工资	经营	财产	转移
遗漏率	老口径	14	-9	52	63	-9
	新口径	20	4	50	6	19
	新口径(城乡一体)	21	6	50	8	20
收入结构 (%)	老口径	100	60	16	3	21
	新口径	100	57	18	8	17
	新口径(城乡一体)	100	57	19	8	17
	资金流量统计	100	48	29	7	16
收入总额 (亿元)	老口径	272031	163742	44332	7766	56191
	新口径	252873	144488	46527	19880	41977
	新口径(城乡一体)	249158	141661	46736	19367	41394
	资金流量统计	316418	150719	93021	21062	51615

注:遗漏率是住户调查结果与《资金流量表》结果的差值占《资金流量表》结果的比重。  
数据来源:根据《中国统计年鉴》计算。

### 三、居民自有住房和“统计外收入”范围界定的补充讨论

表1中有一个引人注意的变化,即老口径下财产类收入的遗漏率从63%下降到了新口径下的6%和8%,老口径下的财产类收入总额为7766亿元,新口径提高到了19880和19367亿元。那么,这一变化是统计效率改进带来的吗?高收入群体的财产类收入被有效地统计出来了吗?要了解这一点,必须从居民住房说起。

在联合国统计委员会《国民经济核算2008》中,国民经济核算中有一个特别的核算门类。从机构部门生产核算的角度来说,它和住户部门的住房有关;从产业部门生产核算的角度来说,它和房地产业有关。这个门类就是居民自有住房增加值的核算。自给性服务生产通常不在生产范围之内,但自有住房为居民自身最终消费而提供的服务是个例外,这种服务的价值是国民经济核算的一部分。租用住房与自有住房的比例,在不同经济体之间,在一个经济体的不同地区之间,甚至在同一经济体或同一地区的各个时期之间,都可能较大的变化。因此,如果不计算出自有住房所产生的服务的价值,直接比较不同经济体或者不同时期的住房产生的生产总值就会失真。有些经济体还对自有住房服务的生产总值征税,税收的核算也会失实。

在我国,居民自有住房增加值核算的具体方法是利用收入法来核算“居民自有住房服务业”的现价增加值。这里的收入法增加值只包括固定资产折旧,劳动者报酬、生产税净额和营业盈余均为零。固定资产折旧等于居民自有住房虚拟折旧。

$$\begin{aligned}
 & \text{城镇居民自有住房虚拟折旧} = \text{城镇居民自有住房价值} \times \text{折旧率}(2\%) \\
 & = (\text{城镇居民人均住房建筑面积} \times \text{城镇居民年平均人口} \times \text{城镇住宅单位面积造价}) \\
 & \quad \times (\text{原有私房比重} + \text{房改私房比重} + \text{商品房比重} + \text{租赁私房比重}) \\
 & \quad \times \text{折旧率}(2\%)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{农村居民自有住房虚拟折旧} &= \text{农村居民自有住房价值} \times \text{折旧率}(3\%) \\ &= \text{农村居民人均住房面积} \times \text{农村居民年平均人口} \times \text{农村居民住房单位面积价值} \\ &\quad \times \text{折旧率}(3\%) \end{aligned}$$

这一核算思想反映到居民收入上,就形成了虚拟收入的概念。国家统计局在2013年的住户调查中,使用了一个新的概念:自有住房折算净租金,并将其归为财产净收入。自有住房折算净租金指的是住户为自身消费提供住房服务的折算价值扣除折旧后得到的净租金。自有住房年度折算净租金=自有住房年度折算租金-购建房年度分摊成本。购建房年度分摊成本按照购建房价格及城乡相应的年折旧率计算,其中,城镇按照50年进行折算。假设农村不存在住房交易市场,不进行折算。

自有住房折算租金的多少,应主要通过住房附近的市场租金来确定(康远志,2014)。但是,考虑到国内很多地区不存在规范和成熟的房屋租赁市场,目前我国住户调查中,自有住房折算租金采用折旧法计算。具体方法是:

$$\text{自有住房折算租金} = \text{自有住房市场现价估值} \times \text{年折旧率}(\text{城镇地区} 2\%, \text{农村地区} 3.03\%)$$

自有住房年度折算净租金

$$\begin{aligned} &= (\text{城镇居民自有住房市场现价估值} - \text{城镇居民自有住房购建房价值}) \times 2\% \\ &\quad + \text{农村居民自有住房市场现价估值} \times 3.03\% \end{aligned}$$

目前,我国住户调查体系中,自有住房购买价格调查数据较为准确,但房屋市场价估计值采用调查员辅助调查户填报,由于房屋市场价估计值变化大,在实际操作过程中存在调查困难现象,而且随意性较大,从而影响居民可支配收入和消费支出计算的精确度(蔡波等,2016)。《中国住户调查年鉴》提供了2013—2015年的全国居民人均自有住房折算租金分别为1793.2元、1934.5元和2126.4元,分别占当年官方公布的居民人均可支配收入的9.8%、9.6%和9.7%。

自有住房折算净租金给“统计外收入”范围界定带来了一些困难。我们核算的居民可支配收入总额,严格遵循了“可支配”的概念。职工社保缴费、雇主社保缴费等广义上的居民收入都不在可支配收入的范围内,遑论虚拟收入。就自有住房折算净租金本身而言,还没有公开的资料可以表明,在居民自有住房服务业的增加值中,有多大的比例应该归为自有住房折算净租金(总额),以及目前官方给出的全国居民人均自有住房折算租金,是不是仍然是低估的。

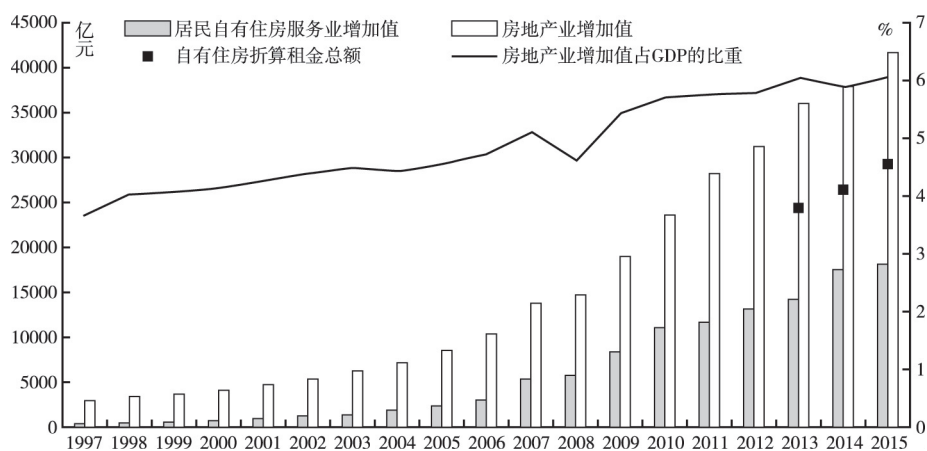


图2 居民自有住房服务业、自有住房折算租金和房地产业增加值比较

根据之前的方法(张车伟、赵文,2015),我们计算了住户部门自有住房服务增加值,即房地产业中的居民自有住房服务业的增加值,并将其与《中国统计年鉴》发布的房地产业增加值及根据《中国住户调查年鉴》计算的自有住房折算租金总额进行了比较,结果如图2所示。理论上,居民自有住房服务业的增加值等于自有住房折算租金总额。但是,我们计算的居民自有住房服务业的增加值远小

于自有住房折算租金总额。有观点认为,国家统计局采用的成本法明显低估了自有住房价值(许宪春,2013),也就低估了房地产业增加值和自有住房折算租金。不论目前统计局给出的居民自有住房折算租金总额和我们计算的居民自有住房服务业增加值是否准确,它们都属于住户调查之外的“收入”,但却因为是虚拟收入,不能算作“可支配”收入。

为了减少自有住房折算净租金问题的影响,我们在计算全部可支配收入总额的时候,仍然严格遵循“可支配”的概念,财产性收入中不包括自有住房折算净租金,结果如表2所示。我们发现,新口径下,居民可支配收入的统计遗漏率为24%~25%,大幅度高于老口径的原因是新口径突出了“可支配”的概念,把老口径中的一些常规性的支出项目(比如外来从业人员寄给家人支出等转移性支出,住房贷款利息支出等财产性支出)从总收入中扣除了。经营类收入和财产类收入的漏报率最高,说明“统计外收入”主要源自高收入群体。

表2 2013年居民各项收入总额及遗漏率:新老口径对比

		全部收入	工资	经营	财产	转移
遗漏率 (%)	老口径	14	-9	52	63	-9
	新口径	24	4	50	65	19
	新口径(城乡一体)	25	6	50	68	20
收入结构 (%)	老口径	100	60	16	3	21
	新口径	100	60	19	3	17
	新口径(城乡一体)	100	60	20	3	17
	资金流量统计	100	48	29	7	16
收入总额 (%)	老口径	272031	163742	44332	7766	56191
	新口径	240300	144488	46527	7308	41977
	新口径(城乡一体)	236585	141661	46736	6794	41394
	资金流量统计	316418	150719	93021	21062	51615

注:遗漏率是住户调查结果与《资金流量表》结果的差值占《资金流量表》结果的比重。  
数据来源:根据《中国统计年鉴》和《中国住户调查年鉴》计算。

#### 四、“统计外收入”对基尼系数的影响

居民收入统计遗漏问题一直是学术研究的热点,虽然我们无法直接判定“统计外收入”属于哪个收入群体,但现有的文献都将收入漏报指向了高收入群体,这为我们提供了有益的参考。出于避税和保护隐私原因,高收入群体在家庭收入统计调查中总会有意无意瞒报收入(Clotfelter,1983; Slemrod,1985; Andreoni et al,1998; Johnson et al,1998)。Alstadsæter et al(2017)利用国际清算银行等公开数据和几次泄露事件透出的信息,考察了避税天堂中的财富存量,发现安放在避税天堂的财富约为世界GDP的10%,前0.01%的家庭掌握了这部分财富的一半。为了估计收入瞒报的分布情况,Pissarides & Weber(1989)将家庭分为雇员和自我雇佣两大类,基于消费支出对真实收入水平进行测算,得到英国自我雇佣家庭的漏报收入约占GDP的5.5%。这一方法随后得到广泛沿用,例如Kukk & Staehr(2014)估计了爱沙尼亚高收入家庭相对于工薪阶层的收入漏报程度,发现高收入家庭少报了实际总收入的62%,工薪阶层家庭也会少报收入,但幅度较小。Hurst et al(2010)分别发现西班牙和美国的家庭调查中,自雇部门存在明显的收入漏报。Wang & Woo(2010)对中国高收入家庭的收入进行测算,发现高收入家庭存在严重的瞒报。总体来看,收入漏报主要来自高收入群体的观点是站得住脚的。根据以上信息,我们把“统计外收入”回填到高收入群体的收入数据中,观察基尼系数的变化。

由于资料获取困难,很多研究给出的收入基尼系数的数据是非常粗糙的,任何对基尼系数的修正都是困难的。比如,Deininger & Squire(1996,1998)及Forbes(2000)在对收入不平等和经济增长



关系的三部曲研究中,依照三个标准调整了基尼系数:收入或者支出数据必须源自住户调查,这些住户必须能够代表全国,这些收入或者支出数据必须全面,包括自雇收入、工资外收入以及非金融收入等。结果,2600个观察值中只有682个合格。被丢弃的数据,有很多是权威调查和权威研究使用的数据。经过这样的调整,才得到了广泛认可的研究结论:前期收入差距越大,后期经济增长率越高。有关我国基尼系数调整困难性,前文已有论述。这里需要说明的是,在没有微观住户调查数据作为研究基础的情况下,基尼系数的重新估计存在着技术上的困难。

比如,国家统计局发布了2003—2016年的基尼系数,还发布了城乡居民分别按收入5等份分组的人均可支配收入数据。但是,按照城乡居民分别按收入5等份分组的人均可支配收入数据,是无法计算出准确的基尼系数的。原因有两点:一是重叠效应。基尼系数的计算要求居民或者居民组按照收入高低排列。但按照城乡居民分别按收入5等份分组的人均可支配收入数据,尽管也能够按照收入高低排列,但高收入组中的低收入群体的收入,不一定比低收入组中的高收入群体的收入高,即两个收入组中的个体在收入水平上有重叠。如果对各个分组内部的收入结构不了解,那么就很难断定这个收入重叠对总体基尼系数估计误差的影响程度。关于这个问题,可以参照李实(2002)的研究。二是,即便不存在收入重叠问题,仍然难以估计组内收入差距对基尼系数的影响。

如图3所示,近年来10等份分组的基尼系数下降较快。这是因为10等份分组的基尼系数忽略了组内差距,还包括了重叠效应。比如,2016年国家统计局给出的基尼系数为0.465,10等份分组的基尼系数为0.382,两者差值0.083即组内差距和重叠效应。如果我们假设组内差距和重叠效应对高收入组的收入变化不敏感,则可以把“统计外收入”按照某个比例分摊回填为收入最高的几个组的收入,则组间差距会扩大。把这个扩大的数值加到国家统计局给出的基尼系数上,能够得到某种结果。这一扩大的数值列示于表3。

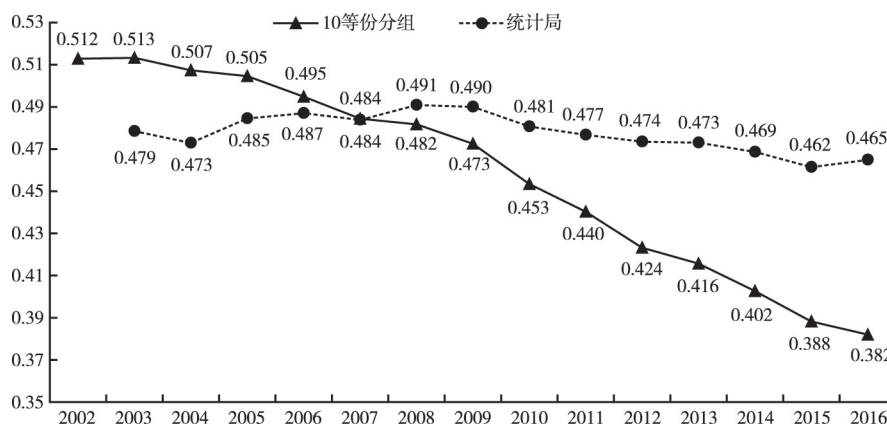


图3 居民按收入10等份分组的人均可支配收入基尼系数

本文使用的按收入10等份分组的人均可支配收入属于离散型分布,那么洛伦兹曲线以上到对角线部分的面积可以表示为  $G_j = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n Q_i (P_{i-1} - L_{i-1} + P_i - L_i)$ 。其中,  $Q_i$  是各组人口占总人口百分比,  $P_i$  是人口累积百分比,  $L_i$  是收入累积百分比,  $i$  为第  $i$  个样本组,  $i=1, 2, \dots, n$ 。我们设计了四种方案来分摊“统计外收入”。方案1,“统计外收入”全部归为最高组收入;方案2,“统计外收入”2/3归为最高组收入,1/3归为次高组收入;方案3,“统计外收入”1/2归为最高组收入,1/2归为次高组收入;方案4,“统计外收入”平均回填到收入最高的5组中。由此,我们得到4组  $G_j, j=1, 2, 3, 4$ 。把图3中的10分组基尼系数表示为  $G_o$ , 国家统计局公布的基尼系数表示为  $G_T$ , 则方案中给出的基尼系数  $G_{S,j} = \frac{G_T}{G_o} \cdot G_j$ 。结果分别如表3和图4所示:把“统计外收入”考虑在内后,居民收入差距的基尼系

数增大。比如,相对于国家统计局给出的2015年0.462的基尼系数来说,“统计外收入”提高了基尼系数最多达12个百分点。

总体来看,考虑了“统计外收入”后,基尼系数改变了2009年以来的下降趋势,呈现出一种高位波动的态势,只有方案4的走势和国家统计局提供的基尼系数相同。这说明,2009年以来基尼系数的下降可能是高收入群体收入统计遗漏的结果。尽管统计遗漏率在2012年略有下降,但我们并不清楚是哪个收入阶层的统计遗漏率在下降。按照我们的模拟方案,“统计外收入”归于哪个收入阶层,对于基尼系数的测算来说是非常敏感的。从实际操作层面来说,国家统计局2012年进行的城乡一体化住户调查,主要目的是解决居民可支配收入的统计核算问题,尤其是农民工收入的核算问题。从这个角度来说,有理由推断统计遗漏率2012年以来的下降并不是高收入阶层的收入统计改善的结果。也就是说,高收入阶层仍然存在着大量的收入统计漏报现象。这一点,从我国个人所得税的增长情况也可以推断出来。总之,从本文的计算结果看,我国实际的基尼系数没有出现趋势性的下降。

表3 “统计外收入”对基尼系数的抬高幅度

	方案1	方案2	方案3	方案4
2003	0.084	0.067	0.059	0.020
2004	0.078	0.062	0.054	0.019
2005	0.080	0.064	0.056	0.025
2006	0.090	0.072	0.062	0.028
2007	0.094	0.075	0.065	0.029
2008	0.099	0.079	0.068	0.031
2009	0.096	0.076	0.066	0.030
2010	0.108	0.086	0.074	0.034
2011	0.113	0.090	0.078	0.035
2012	0.108	0.086	0.075	0.033
2013	0.124	0.099	0.086	0.033
2014	0.125	0.100	0.087	0.033
2015	0.124	0.099	0.086	0.024

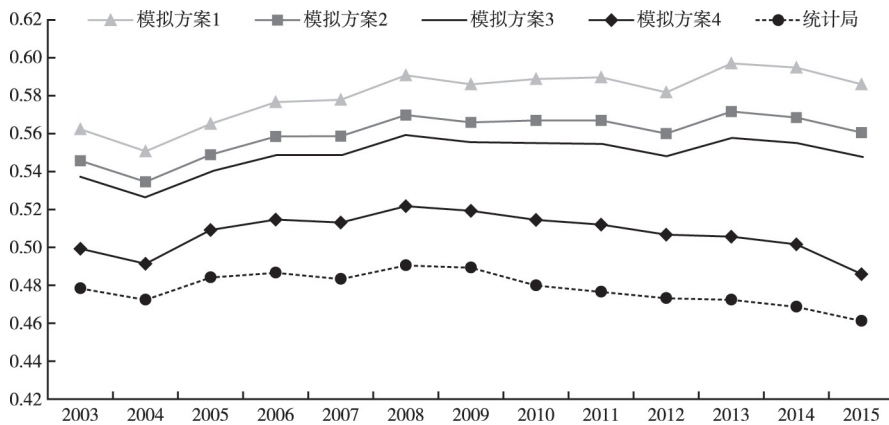


图4 “统计外收入”对基尼系数的影响

### 五、结语

“统计外收入”是影响居民收入核算和基尼系数测算的重要因素。本文梳理了“统计外收入”的各类来源,解析居民自有住房统计制度对“统计外收入”和居民可支配收入核算的影响,估计了包含



“统计外收入”的居民可支配收入的基尼系数。研究发现,居民可支配收入中,尽管居民自有住房折算净租金是财产性收入的一部分,但是属于虚拟收入,与统计漏报现象无关。因此,我们在计算统计漏报率的时候,把居民自有住房折算净租金排除在外了。“统计外收入”中,近年来约有20%的居民可支配收入未能被现有的住户调查覆盖,2015年的统计遗漏率为19.5%。遗漏率最高的是经营性收入和财产性收入。把“统计外收入”考虑到基尼系数测算中后,我国基尼系数提高了约10个百分点。这意味着我国高收入群体的收入水平比统计数据更高,居民收入差距因而更大,调节收入差距的政策难度也更大。

“统计外收入”未必是合法收入,也未必是非法收入。即便其可能主要属于高收入群体,其合理与否还需要进一步判断。但是,大量“统计外收入”毕竟是一个客观现象,它对于我们判断收入分配形势、居民收入增长形势都有很大影响。因此,我们必须对它进行估计和监测。简单来说,大量的“统计外收入”意味着我国居民收入在世界排名更加靠前,意味着我国个人所得税偷漏严重,意味着居民收入与经济实际的同步性更高,意味着我国实际工资近年来上涨明显,意味着实现2020年城乡居民人均收入比2010年翻一番目标的实际难度更大。

未来一个时期,我国收入差距仍然很大。了解真实的收入分配状况,一方面,需要我们掌握高收入群体“统计外收入”的情况;另一方面,应该挤出低收入群体的统计水分,着重提高居民收入中的实际获得部分。我国目前对居民可支配收入的统计,主要分为两个部分:一是居民实际得到的收入,二是统计方法虚拟出的收入。统计中的居民财产性收入快速增长,并非是居民通过资本市场得到了那么多的收入,而是根据某种统计方法,把居民自有住房的折旧归为居民财产性收入了。这种没有实际获得感的收入和居民的自身体会相差甚远。“被增长”“被平均”等舆论热点问题大都是由此而来的。

#### 参考文献:

- 白重恩 唐燕华 张琼,2015:《中国隐性收入规模估计——基于扩展消费支出模型及数据的解读》,《经济研究》第6期。
- 蔡波 程顺森 赵智群,2016:《网络大数据在自有住房折算租金推算上的应用》,《统计科学与实践》第10期。
- 蔡昉 王美艳,2009:《为什么劳动力流动没有缩小城乡收入差距》,《经济学动态》第8期。
- 陈宗胜 周云波,2001:《非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释》,《经济研究》第4期。
- 储德银 黄文正 赵飞,2013:《地区差异、收入不平等与城乡居民消费》,《经济学动态》第1期。
- 甘犁,2013:《来自中国家庭金融调查的收入差距研究》,《经济资料译丛》第4期。
- 康远志,2014:《中国居民自有住房虚拟租金的一个估算》,《统计与信息论坛》第5期。
- 李任玉 等,2015:《富爸爸、穷爸爸和子代收入差距》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李实,2002:《对基尼系数估算与分解的进一步说明——对陈宗胜教授评论的再答复》,《经济研究》第5期。
- 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。
- 李实,2018:《当前中国的收入分配状况》,《学术界》第3期。
- 刘华军 杜广杰,2017:《中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于2000~2013年DMSP/OLS夜间灯光数据》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 罗楚亮,2017:《城乡收入差距的变化及其对全国收入差距的影响》,《劳动经济研究》第1期。
- 欧阳志刚,2014:《中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大》,《世界经济》第2期。
- 万海远 李实,2013:《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》第9期。
- 王小鲁,2010:《灰色收入与国民收入分配》,《比较》总第48辑,中信出版社。
- 徐晓红,2015:《中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势:2002—2012》,《中国工业经济》第3期。
- 许宪春,2013:《财产收入与其他几种类型收入的区分问题》,《财贸经济》第2期。
- 杨巧 党琳,2017:《虚拟租金核算的收入分配效应研究——基于微观数据的实证》,《统计与信息论坛》第9期。
- 杨耀武 杨澄宇,2015:《中国基尼系数是否真地下降了?——基于微观数据的基尼系数区间估计》,《经济研究》第3期。
- 岳希明 蔡萌,2015:《垄断行业高收入不合理程度研究》,《中国工业经济》第5期。
- 岳希明 李实,2013:《真假基尼系数》,《南风窗》第5期。
- 张车伟,2006:《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期。

- 张车伟 程杰,2013:《收入分配问题与要素资本化——我国收入分配问题的“症结”在哪里?》,《经济学动态》第4期。
- 张车伟 赵文,2015:《我国劳动报酬份额问题——基于雇员经济与自雇经济的测算与分析》,《中国社会科学》第12期。
- 张车伟 赵文,2016:《我国劳动报酬份额变化与个人所得税改革》,《中共中央党校学报》第4期。
- 张车伟 赵文,2018:《“统计外收入”及其对居民收入与经济增长同步性的影响——两种统计口径的对比分析》,《劳动经济研究》第1期。
- 张传勇 张永岳 武霁,2014:《房价波动存在收入分配效应吗——一个家庭资产结构的视角》,《金融研究》第12期。
- 赵文 张展新,2013:《统计方法对估计城乡收入差距的影响及重新测算》,《劳动经济研究》第1期。
- 周广肃 樊纲 申广军,2014:《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《经济研究》第7期。
- Alstadsæter, A. et al(2017), “Who owns the wealth in tax havens? Macro evidence and implications for global inequality”, NBER Working Paper, No. 23850.
- Andreoni, J. et al(1998), “Tax compliance”, *Journal of Economic Literature* 36(2):818—860.
- Clotfelter, C. T. (1983), “Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns”, *Review of Economics and Statistics* 65(3): 363—373.
- Deiningner, K. & L. Squire(1996), “A new data set measuring income inequality”, *World Bank Economic Review* 10(3):565—591.
- Deiningner, K. & L. Squire(1998), “New ways of looking at old issues: Inequality and growth”, *Journal of Development Economics* 57(2):259—287.
- Forbes, K. J. (2000), “A reassessment of the relationship between inequality and growth”, *American Economic Review* 90(4):869—887.
- Hurst, E. et al(2010), “Are household surveys like tax forms: Evidence from income underreporting of the self-employed”, NBER Working Paper, No. 16527.
- Johnson, S. et al(1998), “Regulatory discretion and the unofficial economy”, *American Economic Review* 88(2):387—392.
- Kukk, M. & K. Staehr(2014), “Income underreporting by households with business income: Evidence from Estonia”, *Post-Communist Economies* 26(2):257—276.
- Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review* 45(1):1—28.
- Pissarides, C. A. & G. Weber(1989), “An expenditure-based estimate of Britain’s black economy”, *Journal of Public Economics* 39(1):17—32.
- Slemrod, J. (1985), “An empirical test for tax evasion”, *Review of Economics and Statistics* 67(2):232—238.
- Wang, X. & W. T. Woo(2011), “The size and distribution of hidden household income in China”, *Asian Economic Papers* 10(1):1—26.

(责任编辑:陈建青)

(校对:谭易)