

## 财产性收入差距及其影响的国际比较

高晶晶 闫晶晶 王伟尧 杨澄宇\*

---

**内容提要** 本文利用2010年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)和欧元区国家家庭金融和消费调查(HFCS)数据,采用基尼系数的分解方法,研究了财产性收入对居民收入分配的影响,并详细讨论了财产性收入的规模、组成及其对收入分配差距的贡献。研究发现,财产性收入的基尼系数较高,对总收入差距也有显著影响。本文的贡献在于引入自有住房租金作为财产性收入的一部分,发现不考虑自有住房租金的传统财产性收入差距能够拉大基尼系数;而加入自有住房租金之后,基尼系数下降至不考虑财产性收入时的水平,甚至更低。对比欧元区国家希腊和意大利,发现其结果与中国基本一致,这表明房产的普遍拥有具有缩小收入分配差距的效应。

**关键词** 收入差距 财产性收入 自有住房租金

---

### 一 引言

随着中国经济的持续发展,收入差距问题一直受到广泛关注。国家统计局公布的基尼系数显示,近几年中国的基尼系数开始出现小幅下降。然而不少学者却指出,在基尼系数下降的背后,财富及财产性收入差距却在不断拉大(Gustafsson et al., 2006; 李实等, 2005; 迟巍、蔡许许, 2012)。最新发布的《中国民生发展报告2014》更是指出,“中国的财产不平等程度明显高于收入不平等,并且在持续升高,1995年中国财产

---

\* 高晶晶,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:jgao@mail.bnu.edu.cn;闫晶晶,清华大学五道口金融学院,电子邮箱:niuniu\_1612@126.com;王伟尧,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:weiyao12@me.com;杨澄宇,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:cyang@bnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目(批准号:71173018)的资助。

的基尼系数为 0.45，2002 年为 0.55，2012 年中国家庭净财产的基尼系数达到 0.73，顶端 1% 家庭占有全国 1/3 以上的财产，底端 25% 家庭拥有的财产总量仅占 1% 左右”（谢宇等，2014）。财富分布差距带来的财产性收入差距远远高于居民工资性收入的差距，对总体收入差距的影响也越来越大。由于财产性收入的“马太效应”，富裕家庭积累大量的房屋或金融资产，而这些资产又进一步产生收入，增加财富的积累，进一步拉大贫富差距。因此，在研究收入差距问题时，财产和财产性收入的差距也非常值得关注。

已有对收入差距研究的文献中对工资收入差距的研究较多（Gustafsson & Li, 2001；Appleton et al., 2005；迟巍等，2008），而对财产性收入的研究还比较有限，一部分原因是关于财产性收入微观调查数据的缺失。李实等（2000）和 Gustafsson et al.（2006）利用 1995 年城镇调查数据，对城镇居民的财产分布进行了估计，并对财产分布与收入分布之间的关系进行了分析。李实等（2005）对居民财产分布的不均等进行了研究，发现中国居民的财产分布差距呈现明显的扩大趋势，且主要是由城乡之间的差距急剧拉大造成的。迟巍和蔡许许（2012）利用国家统计局入户调查数据，研究了财产性收入差距随时间的变动以及在东、中、西部之间的地区差异，发现财产性收入的分布极为不均等，并且差距随时间不断拉大，发达地区的差异也明显高于不发达地区。对欧洲发达国家财产性收入和收入差距影响的研究也比较少见。

本文利用中国和欧洲数据库，对中国和欧洲国家对比分析财产性收入的差距及其对收入差距的贡献程度。特别之处在于：第一，考虑到房屋这一资产对财富分布及财产性收入的重要影响，本文研究了将自有住房租金折算进财产性收入之后带来的财产性收入差距的变化及其对收入差距的影响；第二，本文对财产性收入进行了分解，研究了财产性收入的主要组成部分和其差距不断拉大的影响因素；第三，本文还进一步对总收入进行了分解，详细刻画了每一部分收入所占份额、不平等程度及其对总收入差距的贡献率。

文章第二部分对相关概念进行界定并介绍本文的分析方法，第三部分介绍数据来源及样本处理，第四部分为结果描述及分析，第五部分是结论和政策建议。

## 二 相关概念及分析方法

### （一）收入的界定

总收入主要包括工资性收入、转移性收入、经营性收入和财产性收入四部分。财

产性收入是指因家庭持有资产，如房屋、土地、存款、证券等获得的收入，包括租金、利息、股息和红利等。

## （二）自有住房租金的估算

自有住房租金是指如果家庭将自住房屋出租出去可以获得的虚拟租金。目前在国民核算体系中，自有住房服务已通过估算其虚拟租金而计入国内生产总值（GDP）中。国家统计局在2012年12月启动的全国城乡一体化住户调查中，也将城镇居民居住的自有房屋计算租金净收入，纳入城镇人均可支配收入中。关于将自有住房折算租金纳入收入差距的计算中这一问题，也早有讨论，但目前相关研究的文献并不多，这很大一部分是由于微观调查数据的缺失造成的。李实和罗楚亮（2007）指出，在国家统计局的定义中，在农村居民纯收入和城镇居民可支配收入中均未加入自有住房租金，这使得收入被严重低估。根据Khan & Riskin（2005）利用中国家庭收入调查（CHIPS）数据进行的估算，自有住房租金分别占1995年与2002年居民收入的11.6%与13.5%。显然将自有住房租金作为收入的一部分是必要且有意义的。本文分别计算了加入自有住房租金前后的财产性收入均值、基尼系数及其对总收入差距的贡献率等，进行对比分析。

本文对自有住房租金的估算采用的方法是，直接利用样本中房屋所有者回答的租金数值，除以其房屋面积，计算出某一地区的平均租金，对房屋是属于自有的住户进行租金的折算。之前文献和学者对自有住房租金进行估算时，采用较多的有以下两种方法：市场租金方法（如Khan & Riskin，2005）和回报率（或机会成本）方法（李实等，2013）。而本文直接采用样本数据计算平均租金，而没有采用以上两种方法，主要是考虑到一方面样本中涉及的地区较多，有一些小城镇和农村，租房市场并不完善，因此市场租金数据不可得；另一方面，我们使用的数据中，房屋所有者自答租金的数据占比较高，自答租金也能反映一些更真实更贴近当地经济状况的事实。此外，我们对一些市场租金数据可得的样本进行了验证。以北京为例，由样本中家庭自答计算得到的平均租金（44.7元/平方米/月）与当年当月北京市平均租金（45.3元/平方米/月）很接近，说明微观调查数据可信度还是比较高的。因此，本文在计算时选择了利用样本数据本身包含的信息对自有住房租金进行估算。

## （三）分析方法

本文对总收入分布和财产性收入的基尼系数进行分解时，采取了Pyatt et al.（1980）的方法。李实等（2005）以及迟巍和蔡许许（2012）分别采用了类似方法对居民金融资产和财产性收入进行了分解。

设样本中有  $n$  个观测，第  $i$  个人的总收入为  $y_i$ ，将样本根据其收入从低到高排序，序号记为  $r_i$ ， $i = 1, \dots, n$ 。基尼系数的计算公式如式 (1) 所示<sup>①</sup>。

$$G(y) = \frac{2}{ny} \text{cov}(y, r(y)) \quad (1)$$

其中， $G(y)$  为总收入的基尼系数， $\bar{y}$  为总收入的均值。

设总收入共包含  $m$  类不同类别的收入，分别记为  $y_{ik}$ ， $k = 1, \dots, m$ ，则有

$$y_i = \sum_{k=1}^m y_{ik} \quad (2)$$

$$\bar{y} = \sum_{k=1}^m \bar{y}_k \quad (3)$$

其中， $\bar{y}_k$  为第  $k$  类收入的均值，代入式 (1) 可得  $G(y) = \frac{2}{ny} \text{cov}(\sum_{k=1}^m y_k, r(y))$ ， $y_k$  为第  $k$  类收入的总和。令  $\phi_k = \frac{\bar{y}_k}{\bar{y}}$ ，表示第  $k$  类收入占总收入的份额，可以得到

$$G(y) = \sum_{k=1}^m \phi_k c(x_k, y) \quad (4)$$

其中， $c(x_k, y) = \frac{2}{ny_k} \text{cov}(y_k, r(y))$  是第  $k$  类收入的集中率。可以看出，收入集中率与基尼系数定义的差别在于排序。计算分项收入的基尼系数时是根据本项收入的高低进行排序，而计算收入集中率时是根据总收入高低进行排序，收入的集中率可以看作该项收入广义上的基尼系数。

根据式 (4) 可以计算出第  $k$  类收入对总收入基尼系数的贡献率为：

$$\omega_k = \frac{\phi_k c(x_k, y)}{G(y)} \quad (5)$$

### 三 数据来源和处理

#### (一) 数据来源

本文数据来自两个微观家庭调查数据库，即中国家庭动态跟踪调查 (Chinese Family Panel Studies, CFPS) 数据和欧洲中央银行发布的欧元区国家家庭金融和消费调查 (Eurosystem Household Finance and Consumption Survey, HFCS) 数据。

<sup>①</sup> 具体推导过程见 Pyatt et al. (1980)。

中国家庭动态跟踪调查 (CFPS) 由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 负责实施, 是一项全国性的综合社会跟踪调查项目, 重点关注中国居民的经济及非经济福利, 包括经济活动、教育获得、家庭关系与家庭动态、人口迁移、身心健康等诸多主题。2010年, CFPS 在全国 25 个省 (市、自治区) 进行了基线调查, 共涉及 162 个区 (县), 649 个村/居, 完成家户调查 14960 户, 家户成员调查 42590 人。

欧元区国家家庭金融和消费调查 (HFCS) 由欧元区家庭金融和消费网络 (The Household Finance and Consumption Network, HFCN) 负责实施。组建于 2006 年的欧元区家庭金融和消费网络由欧洲央行的调查专家、统计和经济学家以及各成员国的央行或统计机构组成。HFCS 收集了包括德国、法国、意大利、西班牙、波兰、奥地利、芬兰等 15 个欧元区国家微观层面的家庭金融及消费数据, 实地调查工作于 2010 年底开始, 2011 年初结束, 2013 年 4 月数据对外第一次发布。该数据是采用科学抽样方法获得, 包括 62558 个家庭, 154247 名个体。数据提供了详实的家庭和个人信息, 包括家庭的人口社会学、收入、资产持有及消费情况等。由于本文的主要目的是研究自有住房租金对财产性收入及收入分配的影响, 而在 HFCS 中仅意大利和希腊有自有住房租金估值的信息, 所以我们只选取了这两个国家和中国进行对比分析。

## (二) 样本处理

本文中我们将总收入划分为财产性收入、工资性收入、经营性收入和转移性收入四个部分。其中 CFPS 数据中财产性收入主要包括租金 (含出租房屋租金总收入、出租土地或其他生产资料的租金总收入、出租其他资产的租金总收入和出卖财物的总收入)、金融市场收入 (包括存款利息、股票和基金收益<sup>①</sup>)、自有住房租金及由于征地而获得的补偿金总额。HFCS 数据中财产性收入主要包括租金 (主要为出租房屋租金)、金融市场收入 (存款利息、股票、基金收益) 及自有住房租金。

---

① CFPS 数据给出了利息总额, 但并没有直接给出股票和基金收益, 只是给出了居民持有股票和基金的市值。我们根据当年股票和基金的平均收益率进行了折算得到其收益。关于住户调查中金融资产的低估问题仍需进一步讨论。根据居民存款余额宏观数据计算出的利息明显比利用微观调查计算得到的利息高, 主要原因有三个: 第一, “公款私存”, 即金融系统获得的居民存款包括了一部分单位存款, 这是由于中国特色造成的; 第二, 被调查户低报其资产份额及调查问卷中金融产品涵盖不全面; 第三, 样本户抽样偏差造成高收入户样本比例偏低。至于每个原因各自造成了多大程度的低估仍需进一步研究。

中国是一个城乡严重分割的社会，城乡之间的财产分布差异巨大（李实等，2005）。本文不仅讨论了中国的总体情况，还分别计算了城镇和农村的情况，并加以对比。由于财产性收入数据是以家庭为单位进行收集的，因此本文中的个人收入是以家庭为单位并按家庭规模进行调整计算的。在数据处理时，对样本中收入过低的家庭分别按照2010年城镇和农村人均最低生活保障收入水平进行调整。最终得到中国家庭有效样本10287个，个人有效样本38193个。其中，城市家庭有效样本5575个，个人有效样本18766个；农村家庭有效样本4712个，个人有效样本19427个。

在选取欧洲国家和中国对比分析时，由于本文研究加入自有住房租金之后的财产性收入对总收入差距的影响，而HFCS数据库中只有希腊和意大利有自有住房租金信息，因此只选取了这两个国家进行对比研究。样本处理后最终得到，希腊家庭有效样本2971个，个人有效样本7740个；意大利家庭有效样本7951个，个人有效样本19836个。

本文利用以上数据进行了下列研究：第一，对总收入和各项收入进行描述性统计分析，包括各项收入的均值、占总收入的份额等，并对财产性收入的各组成部分进行分解分析；第二，分别计算了不加入财产性收入的基尼系数、加入去除自有住房租金外的财产性收入的基尼系数和加入全部财产性收入的基尼系数；第三，计算各个类别收入的集中率，以及对总收入基尼系数的贡献率，以获得各项收入对收入分配不均的影响程度。

## 四 实证结果及分析

### （一）描述性统计分析

在分析中，我们先对中国（包括全国、城镇和农村）、希腊和意大利的总收入进行分解，计算总收入及各类收入的均值及其所占份额，并对财产性收入做了进一步分解。

表1给出了中国、希腊及意大利的总收入及各分项收入均值，并给出了各项收入占总收入的份额。通过对比中国城镇与农村的结果发现，农村的工资性收入份额比城市低9.45%，经营性收入份额高出城镇24.83%，这是由中国城乡分割的国情决定的，农民更多地依靠经营土地获得收入。农村转移性收入份额仅为城市的1/3，反映了中国农村医疗、教育、养老等保障制度的不完善和缺失，这也成为城乡收入差距造成社会

表1 对总收入的分解

	总收入 均值(元)	工资性收入		财产性收入		经营性收入		转移性收入		其他收入	
		均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)
中国全国	12151.88	6656.39	54.78	2512.59	20.68	1750.75	14.41	1232.16	10.14	—	—
中国城镇	16866.50	9746.15	57.78	3834.31	22.73	1098.13	6.51	2187.91	12.97	—	—
中国农村	7597.68	3671.75	48.33	1235.83	16.27	2381.16	31.34	308.93	4.07	—	—
希腊	107716.03	73313.49	68.06	12517.98	11.62	1513.12	1.40	20123.34	18.68	248.09	0.23
意大利	143115.32	77745.82	54.32	19987.14	13.97	—	—	44644.11	31.19	738.26	0.52

注：(1) 调查中没有意大利的经营性收入信息，故表中为空值；(2) 希腊和意大利的收入均值根据2010年欧元对人民币平均汇率进行了折算。

资料来源：中国数据根据2010年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）计算得到；希腊和意大利数据根据2010年欧元区国家家庭金融和消费调查（HFCS）计算得到。

表2 对财产性收入的分解

	总财产性收入 均值(元)	租金收入		金融市场收益		自有住房租金		征地补偿	
		均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)	均值(元)	份额(%)
中国全国	2512.59	255.20	10.16	-47.47	-1.89	1863.79	74.18	441.06	17.55
中国城镇	3834.31	342.61	8.94	-105.34	-2.75	2923.15	76.24	673.89	17.58
中国农村	1235.83	170.77	13.82	8.44	0.68	840.46	68.01	216.16	17.49
希腊	12517.98	808.06	6.46	663.61	5.30	11046.31	88.24	—	—
意大利	19987.14	657.68	3.29	334.85	1.68	18994.60	95.03	—	—

注：(1) 希腊和意大利数据中无征地补偿项，故表中为空值；(2) 希腊和意大利的收入均值根据2010年欧元对人民币平均汇率进行了折算。

资料来源：中国数据根据2010年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）计算得到；希腊和意大利数据根据2010年欧元区国家家庭金融和消费调查（HFCS）计算得到。

矛盾和冲突的主要原因。李实等（2005）计算了2002年中国城镇居民与农村居民人均财产的相对差距为3.6:1，并有继续拉大的趋势，而这种巨大的差距主要在于房产价值和金融资产价值的差异。由于城市居民金融投资渠道更多，而且房屋租金价格更高，所以城市财产性收入份额应明显高于农村。本文结果显示，城镇财产性收入份额高出农村6.46%，差距偏小，这是由于2010年中国股市平均收益为负值，基金收益率也接近存款利息率，造成城镇居民金融资产收入缩水从而导致财产性收入份额偏低。

希腊和意大利的工资性收入所占份额与中国城镇水平接近。财产性收入份额明显比中国低，可能有以下两方面原因：一是自有住房租金的差异，欧洲国家房屋自有率较低导致自有住房租金总体水平偏低；另一方面可能是由于欧洲消费习惯与中国存在较大差异，欧洲普遍储蓄率较低，财富的积累较少，因此财产性收入较少。另一点值得注意的是，希腊和意大利的转移性收入均值和所占份额均明显高于中国水平，这依赖于其相对完善的社会保障和转移支付体系。

表2给出了中国、希腊及意大利的财产性收入的分解情况，并给出了各项收入占总收入的份额。由于自有住房租金相对于其他类别收入较高，在财产性收入中占据的份额远远高于其他类型的财产性收入，这也导致了加入自有住房租金以后财产性收入占总收入的份额急剧上升<sup>①</sup>。在中国，由于征地所获得的补偿也在财产性收入中占据了较大份额，且城镇与农村基本持平，均在17.5%左右。

## （二）财产性收入对总收入差距影响的对比分析

表3显示了中国、希腊和意大利分别在不包含财产性收入、包含财产性收入但不包含自有住房租金以及包含全部财产性收入三种情况下基尼系数对比。结果显示，加入财产性收入后的基尼系数均有所增大，而加入自有住房租金后基尼系数下降至原来不包括财产性收入时的水平，甚至更低水平。由此可以看出，包含租金、金融市场收益的传统意义上的财产性收入确实能够拉大收入差距，但加入自有住房租金以后的财产性收入却使基尼系数下降至比原来更低的水平。从某种意义上可以说明房屋作为居民资产的主要部分，房屋自有率的提升有助于缩小居民收入差距。

<sup>①</sup> 未加入自有住房租金的财产性收入在总收入中所占份额为1.91%（未在表格中呈现），而加入自有住房租金后财产性收入份额增大为20.68%。



表3 加入财产性收入及自有住房租金前后基尼系数对比

	有效样本量	$y_1$	$y_2$	$y_3$
中国全国	38193	0.5143	0.5213	0.5140
中国城镇	18766	0.4944	0.4950	0.4790
中国农村	19427	0.4705	0.4839	0.4707
希腊	7740	0.3715	0.3733	0.3560
意大利	19836	0.3720	0.3810	0.3739

注： $y_1$  为总收入中不包含财产性收入的基尼系数； $y_2$  为总收入中包含去除自有住房租金以外的财产性收入的基尼系数； $y_3$  为总收入中包含全部财产性收入的基尼系数。

资料来源：中国数据根据2010年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）计算得到；希腊和意大利数据根据2010年欧元区国家家庭金融和消费调查（HFCS）计算得到。

### （三）对总收入基尼系数的分解

表4是对中国、希腊和意大利的总收入分布的基尼系数进行分解的结果，具体包括全国、城镇、农村及希腊和意大利总收入的基尼系数、各分项收入的集中率及其对总收入基尼系数的贡献率。特别地，我们分别计算了在财产性收入中加入自有住房租金前后的各项指标以进行对比分析。结果显示，中国城镇和农村各项收入中财产性收入的集中率最高，说明财产性收入分布的贫富差距最大。此外，由于财产性收入的“马太效应”，富裕的群体积累更多的财产，获得更多的财产性收入，继而形成财产的进一步积累，如此下去会导致与低收入群体的差距越来越大。由于不加入自有住房租金时财产性收入的份额较小，略低于2%，因此贡献率也较低，为9%，对总体基尼系数的影响较小；但加入自有住房租金后，财产性收入的贡献率上升至20%以上，对总体基尼系数的影响增大。这表明，收入分配政策在通过一系列再分配手段对劳动收入进行调整的同时，还应关注对财产性收入的调节，警惕不断加剧的财产性收入分布不平等对总体收入不平等的影响。对比希腊及意大利的结果可以发现，中国的财产性收入集中率更大，说明中国的财产性收入不平等程度高于这两个欧洲国家。

此外，中国城镇转移性收入的集中率明显高于农村，约为其1.5倍，城镇转移性收入的贡献率也远远大于农村，约为其6倍，说明城镇的转移支付收入差距较农村更大。由于农村的转移性收入较少，相对较平均且贡献率较小，从而使得其对基尼系数的影响较小。对比欧洲两国发现，希腊与意大利转移性收入的集中率比中国水平低，贡献率更高，说明希腊和意大利转移支付体系更加公平且转移支付数额较大，因此对

表 4 总收入基尼系数的分解

	是否包含自有住房租金	总收入基尼系数	工资性收入		财产性收入		经营性收入		转移性收入		其他收入	
			集中率	贡献率	集中率	贡献率	集中率	贡献率	集中率	贡献率	集中率	贡献率
中国全国	否	0.5213	0.5143	0.6573	0.7826	0.0947	0.3838	0.1253	0.5344	0.1228	—	—
	是	0.5140	0.5143	0.5521	0.5959	0.2397	0.3498	0.0980	0.5583	0.1101	—	—
中国城镇	否	0.4950	0.4944	0.6770	0.7176	0.0947	0.5573	0.0887	0.4403	0.1396	—	—
	是	0.4790	0.4944	0.5574	0.5216	0.2476	0.5278	0.0717	0.4551	0.1233	—	—
中国农村	否	0.4839	0.4705	0.5451	0.7998	0.0967	0.4545	0.3310	0.2877	0.0272	—	—
	是	0.4707	0.4705	0.4875	0.5560	0.1921	0.4408	0.2935	0.3105	0.0268	—	—
希腊	否	0.3733	0.4066	0.8260	0.3715	0.0416	0.9333	0.0391	0.1747	0.0923	0.1476	0.0010
	是	0.3560	0.3888	0.7433	0.3107	0.1100	0.9320	0.0368	0.2197	0.1092	0.1101	0.0007
意大利	否	0.3810	0.3951	0.6496	0.3720	0.0611	—	—	0.3228	0.2842	0.3266	0.0051
	是	0.3739	0.3693	0.5364	0.4331	0.1861	—	—	0.3511	0.2731	0.3111	0.0043

资料来源：中国数据根据 2010 年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）计算得到；希腊和意大利数据根据 2010 年欧元区国家家庭金融和消费调查（HFCS）计算得到。

总体较低的基尼系数产生了很大影响。这一结果提示,我们在改善转移支付体系、通过再分配促进收入分配公平方面还有很大努力空间。

## 五 结论

本文利用2010年欧元区国家家庭金融和消费调查(HFCS)数据和中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据,采用基尼系数的分解方法,研究了财产性收入对居民收入分配的影响,并详细探讨了财产性收入的规模、组成、分布的不平等程度及其对收入差距的贡献。

研究发现,不包含自有住房租金在内的传统的财产性收入确实拉大了总收入的基尼系数,这与已有研究结论基本一致。但是,在财产性收入中加入自有住房租金以后,总收入基尼系数反而下降,下降至与不加入财产性收入时持平甚至更低的水平。这是由于不考虑自有住房租金时,居民的财产性收入差距非常大,拉大了总体基尼系数;加入自有住房租金后,不仅降低了居民财产性收入差距,同时对低收入人群加上其自有住房的估算租金使其收入有较大程度的提高,因此降低了总体基尼系数。但是无论是否加入自有住房租金,财产性收入的集中率较其他收入类型都较高,因此需重视财产性收入不平等对总体收入差距的影响。

研究结果也具有一定的政策意义。一方面,传统金融类财产性收入的差距加大了总体收入不平等程度,可以通过金融市场改革来进行调节。目前中国金融市场不完善,投资渠道较少,投资门槛较高,使得很多低收入人群被排除在市场之外。通过建立和完善多层次的资本市场,可以使居民拥有更多的投资机会和财产性收入。另一方面,实证结果发现,房屋自有率的提高在一定程度上使收入分配更加平均,政府可通过对房地产市场的调控,促进实现“居者有其屋”,从而使居民收入分配差距得到改善,也符合十七大报告提出的“创造条件让更多群众拥有财产性收入”的初衷。

此外,我们还发现中国城乡财产性收入绝对值差距较大,并且城镇的份额明显高于农村。因此,在城镇化进程中需要警惕财产性收入差距不断拉大对总体收入分配差距的影响,要注意对财产性收入的调整,否则可能加剧中国的收入不平等程度。对比中国与欧洲国家,还发现希腊和意大利转移性收入的集中率比中国低,贡献率较高,说明希腊和欧洲转移支付体系更加公平且转移支付数额较大,这对改善居民收入分配状况有很大帮助。中国可以借鉴欧洲国家的转移支付体系设计,通过再分配进一步改善收入分配状况。

## 参考文献：

- 迟巍、蔡许许 (2012), 《城市居民财产性收入与贫富差距的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第 2 期, 第 100 - 112 页。
- 迟巍、黎波、余秋梅 (2008), 《基于收入分布的收入差距扩大成因的分解》, 《数量经济技术经济研究》第 9 期, 第 52 - 64 页。
- 李实、罗楚亮 (2007), 《中国城乡居民收入差距的重新估计》, 《北京大学学报 (哲学社会科学版)》第 2 期, 第 111 - 120 页。
- 李实、魏众、丁赛 (2005), 《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》, 《经济研究》第 6 期, 第 4 - 15 页。
- 李实、魏众、B. 古斯塔夫森 (2000), 《中国城镇居民的财产分配》, 《经济研究》第 3 期, 第 16 - 23 页。
- 李实、佐藤宏、史泰丽 (2013), 《中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究 IV》, 北京: 人民出版社。
- 谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强 (2014), 《中国民生发展报告 2014》, 北京: 北京大学出版社。
- Appleton, Simon, Lina Song & Qingjie Xia (2005). Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment. *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 644 - 663.
- Gustafsson, Björn & Shi Li (2001). The Effects of Transition on the Distribution of Income in China. *Economics of Transition*, 9(3), 593 - 617.
- Gustafsson, Björn, Shi Li & Zhong Wei (2006). The Distribution of Wealth in Urban China and in China as a Whole in 1995. *Review of Income and Wealth*, 52(2), 173 - 188.
- Khan, Azizur Rahman & Carl Riskin (2005). China's Household Income and Its Distribution, 1995 and 2002. *The China Quarterly*, 182, 356 - 384.
- Pyatt, Graham, Chau-nan Chen & John Fei (1980). The Distribution of Income by Factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(3), 451 - 473.

## The Effects of Property Income on Income Distribution: An International Comparison

Gao Jingjing<sup>1</sup>, Yan Jingjing<sup>2</sup>, Wang Weiyao<sup>1</sup> & Yang Chengyu<sup>1</sup>

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University<sup>1</sup>;

PBC School of Finance, Tsinghua University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Using the household survey data from the China Family Panel Studies (CFPS) and the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey (HFCS) in 2010, this paper examines the size, composition and its contribution to income inequality of property income. We decompose income inequality into the contribution of each income component using the Gini coefficient decomposition method. We find the property income has a rather high Gini coefficient, and its contribution to total income inequality is very significant, which requires careful attention. Different from some previous literatures, we include owner-occupied housing rents as part of property income. We find the traditional property income which excludes owner-occupied housing rents will make Gini coefficient larger. And after including owner-occupied housing rents, the Gini coefficient will fall to its initial level, or even lower. Compared with Greece and Italy, we find similar results.

**Keywords:** income distribution, property income, rents for owner-occupied house

**JEL Classification:** C18, D33, E61

(责任编辑: 西 贝)