



# 橄榄型收入分配结构——中国有希望吗？

孔庆洋

(安徽师范大学 经济管理学院, 芜湖 241002)

**[摘要]** 利用 CGSS 数据, 以地区家庭收入中位数的 75%–125% 为标准估计中等收入群体比重, 发现中国城市中等收入群体比重偏低, 橄榄型收入分配结构尚未达成。依据地区样本, 空间回归模型表明中等收入群体比重具有负的空间溢出效应, 人均 GDP 与中等收入群体比重正相关, 与低收入群体比重负相关, 随着经济和社会发展, 中国有希望实现橄榄型收入分配结构。提高教育程度是扩大中等收入群体的主要途径, 为子女提供良好的教育机会是进入中等收入群体的基本途径。城镇化和 FDI 更有利于高收入群体, 转移支付能够改善收入分配结构, 但效果有限。

**[关键词]** 橄榄型收入分配结构; 中等收入群体比重; 人均 GDP

**[中图分类号]** F014.4 **[文章编号]** 1002-3054(2018)01-0026-14

**[文献标识码]** A **[DOI]** 10.13262/j.bjsshkxy.bjshkx.180103

## 一、引言

全球化以来, 发达国家中等收入群体收入增长缓慢, 收入差距扩大; 中国收入分配结构由 2002 年的“金字塔”型转变为 2010 年的“葫芦”型, 低收入群体扩大, 中等收入群体相对规模下降,<sup>[1]</sup> 扩大中等收入群体因而成为十八大的目标之一。

测算中等收入群体的收入标准和比重是研究中等收入群体流动性的基础。1990 年世界银行报告将人均日收入 1–2 美元设定为相对贫困, 基于此, 一些经济学家把经购买力平价调

整后的日收入超过 2 美元的人设定为中等收入群体, 即广义的“中等收入群体”分类法。<sup>[2]</sup> 中等收入群体应该享有较好的生活质量, 收入的统计口径有人均可支配收入、家庭可支配收入。<sup>[3–4]</sup> 由于本期生活水平可能与储蓄及借贷有关, 收入水平与生活水平不完全一致, 因此收入水平只能是唯一的依据, 同时还应考虑地区差异。

中等收入者比重的测算方法主要有恩格尔系数法、等分法、固定比例法、主观评价法、基尼系数法、拟合收入分布函数法和收入的中位数方法。其中, 中位数法最简单, 应用也最广泛。按中位数方法, 收入介于中位数 50%–

**[收稿日期]** 2017-07-08

**[作者简介]** 孔庆洋 (1968–), 男, 吉林白山人, 安徽师范大学经济管理学院教授。

**[基金项目]** 教育部人文社科一般项目 (13YJA790040)

125%的人或家庭为中等收入群体。<sup>[5]</sup>这一收入水平可以维持中等收入群体的消费和生活方式。这种中等收入群体比例测定方法很快流行起来，尤其在美国十分盛行。美国皮尤研究中心2008年将美国中等收入群体的标准设定为收入中位数的75%—150%，2012年和2015年将标准定为中位数的67%—200%。<sup>[6]</sup>由于中国的人均收入和平均家庭收入较低，物价较高，严格按照类似的中位数标准界定，中等收入群体达不到较好的生活质量。为提高中等收入群体的社会认同感，国内学者提高了中等收入群体收入标准，如将城镇家庭收入平均线以上到平均线的2.5倍，或城镇家庭人均年收入2.5倍的人群，定义为“中等收入群体”，<sup>[7-8]</sup>但类似方法扩大了低收入群体的比例，如按家庭年均收入6.9万—23.6万元标准，全国低收入群体比例达到了78.9%。<sup>[9]</sup>

由于中等收入群体测算标准和数据不同，中等收入群体的比例和演化趋势尚存在争议。依据中国健康与营养调查数据库（CHNS）1988—2010年居民住户调查微观数据，以中位数的75%—125%、75%—150%和50%—150%三种度量标准定义中等收入群体，中等收入群体占比都呈下降趋势，城市中等收入群体占比下降幅度大于农村。<sup>[10]</sup>按照七等分法，经过数据调整后，常兴华、李伟乐观地认为到2020年中国将开始步入橄榄型收入分配结构。<sup>[11]</sup>根据中国统计年鉴数据，依据收入分布中国没有达到“橄榄型”收入结构，为典型的“葫芦型”，有可能陷入“中等收入陷阱”。<sup>[1]</sup>鉴于中国收入差距较大，应分区域和城乡建立中等收入群体相对或绝对指标，然后依权重合成全国指标。

中国难以达成橄榄型收入分配结构，扩大中等收入群体存在诸多困境，如改革滞后、社会阶层固化。<sup>[12-13]</sup>由于中等收入阶层主要包括机关、企事业单位负责人、技术人员以及金融等垄断性行业员工，<sup>[14]</sup>如果市场化和行政改革如期

推进，中等收入群体比重可能缩小。<sup>[15]</sup>人力资本是收入结构的核心因素，中级（高中及类似学历）和高级人力资本（大学以上学历）与中等收入群体比重存在双向因果关系，<sup>[16]</sup>这说明提高教育程度是进入较高收入群体的主要阶梯。

对居民收入差距的理论分析通常借助城乡二元框架，如Kuznets理论，以此为基础，现有的理论分析可大致划分为两种类型。第一类是以二元经济结构转换为背景，在纳入体制转换因素的基础上考察城镇部门收入差距的变动规律。<sup>[17]</sup>第二类方法是考虑二元结构转换的作用，在一个“经典”的经济环境中，增加人力资本的异质性、体制转型、政府政策等因素，对单部门收入差距的变动趋势进行研究，分析收入分配结构的演变规律。<sup>[18]</sup>

## 二、中等收入群体的测算及演化趋势

采用中国社会调查数据（CGSS）家庭人均年收入的微观调查数据，研究中国中等收入群体规模动态演化规律。该数据采用多层次随机抽样方法，以家庭为样本单位，剔除了家庭收入缺失的数据。样本包括2006、2010、2011、2012和2013五年数据。<sup>[19]</sup>到2013年止，CGSS调查样本没有涵盖西藏、海南，新疆只有2006年进行了调查，所以样本为28个地区，不包括西藏、海南和新疆。

### 1. 中等收入群体规模测算方法

研究重点在于了解中等收入群体比重的变化和规律，所以仅从经济学意义上对中等收入群体进行界定，把中等收入群体理解为一个国家或地区在一定时期内收入水平处于中等区间范围内的所有人员的集合。借鉴常用的部分排序法来确定中等收入群体的比重，<sup>[10]</sup>排序法为动态方法，落入该区间的中等收入群体比重逐年变化；同时，在该相对标准下，中等收入群体的收入上下限也是动态变化的，优于国内的一些静态标准分析方法。另外，这种方法不需

要事先对原始数据进行分组,适用性较强。

## 2. 城市居民收入分配结构演化趋势

根据图1,从2005-2012年,以家庭收入中位数75%-125%为标准的中国城市收入分配结构为哑铃型,低收入群体比重(lincome)略微下降,高收入群体比重(hincome<sub>1</sub>)略微上升,中等收入群体比重(mincome<sub>1</sub>)基本稳定。<sup>[20]</sup>由于标准不同,图2以75%-150%为标

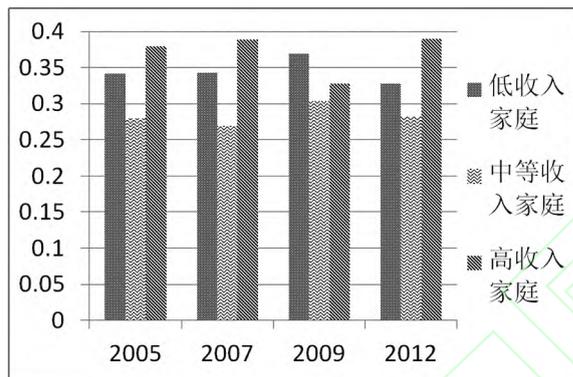


图1 中国城市75%-125%收入群体比重

准的收入分配结构呈现出了橄榄型特征。图2的中等收入群体范围包含了图1中的部分高收入群体,与图1相比低收入群体比重不变,中等收入群体比重(mincome<sub>2</sub>)上升,高收入群体比重(hincome<sub>2</sub>)下降。如果使用中位数的50%-150%标准,中国明显实现了橄榄型收入分配结构。

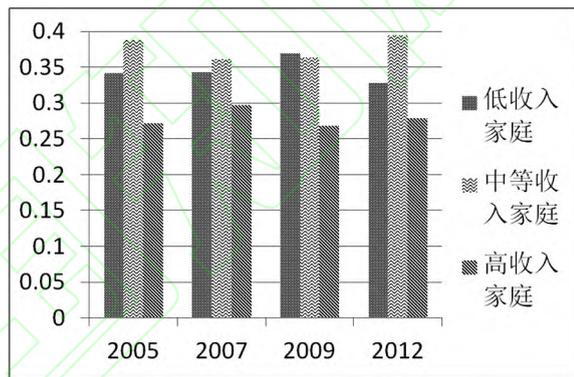


图2 中国城市75%-150%收入群体比重

中位数的75%-125%标准所涵盖的家庭范围大于等分法。2013年国家统计局按等分法测算出中等收入群体约占20%,低于图1的28.2%。李培林以中位数收入的75%-200%为标准,测算出2013年中等收入群体比重约为40%,接近橄榄型分配结构,与已有研究差异较大。以家庭收入中位数的75%-125%为标准,2013年城市中等收入群体的上下限收入分别为2250元和118750元。如果按2013年城市家庭收入中位数(5万元)标准上下限则分别为37500元、67500元,而这个标准只适用于山西省、福建省、山东省、河南省、辽宁省5个省份。各地区收入差距较大,以全国家庭收入的中位数划分各地区的中等收入群体会导致很大的偏差。

## 3. 中等收入群体的区域异质性

为观察地区行业收入差距的发展趋势,按2013年中国各地区城镇居民人均可支配收入的

25%分位数和75%分位数,将全国31个地区分为低、中等和高收入地区三组,分别包括9、13和9个地区。三类地区的城镇人均工资标准分别是18965-22275元、22368-25495元和25578-43851元。辽宁的城镇人均可支配收入略低于全国的26955元,所有中等收入地区的收入明显低于全国平均水平,中等收入地区明显被“平均”。

表1 地区收入分组

高收入地区	上海、北京、浙江、广东、江苏、天津、福建、山东、辽宁
中等收入地区	内蒙古、重庆、湖南、广西、云南、安徽、海南、湖北、陕西、河北、山西、河南、四川
低收入地区	吉林、江西、宁夏、贵州、西藏、新疆、黑龙江、青海、甘肃

根据表 2，中等收入群体存在明显的地区异质性。第一，平均而言收入越高的地区中等收入群体比重越高，只有中等收入地区在 2009 年低于低收入地区。第二，不同收入地区中等收入群体的趋势有显著差异。高收入地区的 75%-125% 标准中等收入群体比重比较稳定，75%-150% 标准在 2009 年略微下降。中等收入地区的中等收入群体比重呈 V 形趋势，2009 年明显高于 2005 年水平，总体呈上升趋势。低收入地区的中等收入群体比重与高中等收入地区明显不同，呈下降趋势，只有 75%-125% 标准在 2009 年出现短暂上升。

表 2 不同收入地区中等收入群体比重

	2005	2009	2012
高收入地区	29.32(41.14)	28.78(36.87)	29.81(42.82)
中等收入地区	27.66(37.45)	24.78(34.57)	29.26(39.17)
低收入地区	26.95(38.14)	30.09(36.85)	24.16(34.1)

注：表中括号内数据分别为中位数的 75%-125% 和 75%-150% 标准中等收入群体比重。

如图 3，以家庭收入中位数 75%-125% 为标准的中等收入群体比重具有明显的地区差异。高、低收入地区的中等收入群体比重较高，高收入地区如广东、上海、北京，低收入地区如青海、甘肃和黑龙江。中等收入地区中等收入群体比重较低，如重庆、湖南、安徽。内蒙古的家庭收入水平接近高收入地区，该地区中等收入群体比重较高可能还和产业结构单一有关，内蒙古就业以收入较高的能源行业为主。

#### 4. 地区中等收入群体比重与基尼系数

通常收入差距扩大中等收入群体比重会下降，两者虽联系紧密，但并不完全等同。高收入地区的年均泰尔指数为 0.1015，中等和低收入地区分别为 0.08748 和 0.0854。根据表 2，高收入地区的中等收入群体比重高于中等和低收入地区，但家庭收入差距（泰尔指数）亦高于中等和低收入地区。根据表 3，中等收入地区的基尼系数最低，但该地区的中等收入群体比重却低于高收入地区（见表 2），即在地区层面收入差距扩大未必导致中等收入群体比

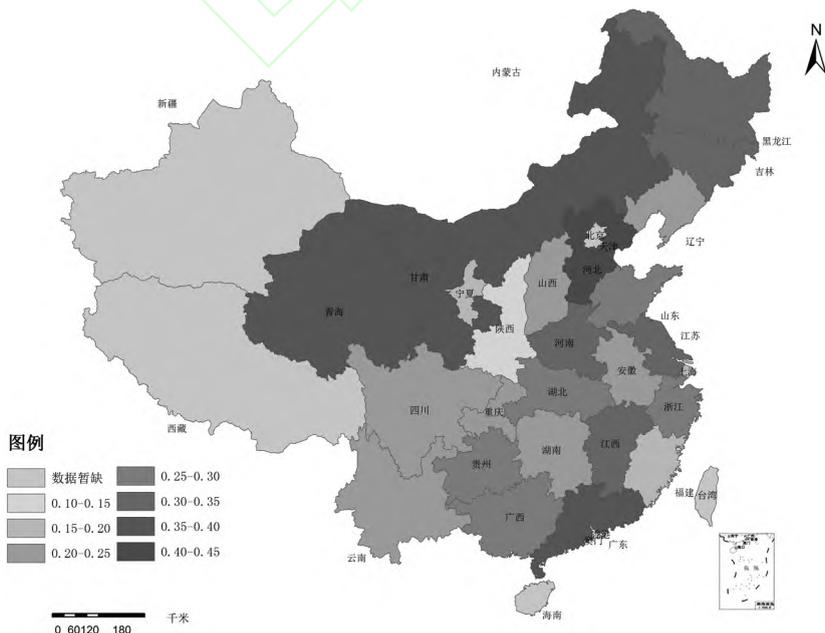


图 3 2011 年中国地区中等收入群体

重下降,中等收入群体比重与收入差距的规律并不完全一致。以地区为样本,通过回归方法计算了各收入群体比重与基尼系数的复相关系数(拟合优度),基尼系数仅能解释中等收入群体方差的51.1%,中等收入地区的基尼系数能解释86.7%,而高收入地区仅为36.2%。低、高收入群体比重与其群体内部的基尼系数相关程度更低,分别为36.8%和21%。基尼系数与中等收入群体比重的规律存在较大差异,应对二者进行独立研究。

表3 2012年中国城市家庭基尼系数与分组基尼系数

	全国	低收入地区	中等收入地区	高收入地区	复相关系数
	0.446	0.441	0.431	0.437	
低收入群体	0.512	0.433	0.444	0.519	0.368
中等收入群体	0.434 (0.434)	0.438 (0.454)	0.424 (0.435)	0.387 (0.406)	0.511 (0.503)
高收入群体	0.444 (0.448)	0.450 (0.437)	0.424 (0.408)	0.395 (0.382)	0.210 (0.269)
复相关系数	0.511 (0.503)	0.582 (0.577)	0.867 (0.757)	0.362 (0.319)	

注:表内为75%-125%标准的基尼系数和复相关系数,括号内为75%-150%标准。

从分组结果观察,低收入群体的组内收入差距最大,中等收入群体的组内收入差距最小。根据表3,高收入地区的低收入群体内部收入差距最大,高收入群体内部收入差距最小;而低收入地区和高收入群体的内部收入差距与高收入地区正好相反。在收入低且均等时,部分家庭凭借信息和能力向中和高收入群体流动,导致收入差距扩大;当收入较高时,机会更多更均等,更多的人进入了高收入群体导致高收入群体内部收入差距下降。中等收入地区群体内部收入差距大于高和低收入地区,但各收入群体间的收入差距较低,导致整

体收入差距最低。这也表明,中等收入地区的收入群体集聚程度低,稳定性较低。

### 三、中国收入分配结构规律假说

#### 1. 经济增长与收入分配结构

库兹涅兹认为一国或一地区经济发展初期,经济发展水平较低时收入分配相对公平,随着经济增长,收入分配将出现两极分化;当经济发展到富裕阶段,收入差距达到最高,之后,随着经济进一步增长,收入差距开始缩小,不平等现象缓解。<sup>[21-22]</sup>农业社会向工业社会过渡的初期收入分配比较均等,随着工业化和产业集聚,经济快速增长,劳动力迅速由低收入的农业部门向高收入的工业部门流动,收入和财富分配差距扩大;当工业化完成之后,收入差距开始缩小。根据库兹涅兹理论,收入差距在现代化前期扩大,主要是因为工业化和产业集聚的不断发展导致储蓄集中于富裕阶层;在工业化后期收入差距缩小,主要是源于政府干预、人口结构变动、技术进步和新兴行业的不断出现。在库兹涅兹之后,学者主要讨论收入差距,如基尼系数和经济增长的关系,即库兹涅兹倒U型曲线,而很少关注中等收入群体比重等收入分配结构问题。

根据CGSS数据,无论以75%-125%还是75%-150%为标准,2005年和2012年中等收入群体比重都与人均GDP正相关,如图4和图5。<sup>[23]</sup>根据图4和图5,2005年各地区中等收入群体比重与人均GDP的相关程度低于2012年,这表明无论从横向还是纵向看,经济发展都会促进中国社会改善收入分配结构。仔细观察,75%-150%的中等收入群体比重与人均GDP的散点图相比,75%-125%更均衡,意味着这部分群体更受益于经济发展。根据库兹涅兹理论和图4、图5的典型事实,提出假说1。

假说1:中等收入群体比重与经济增长正相关,高收入地区的中等收入群体比重更高。

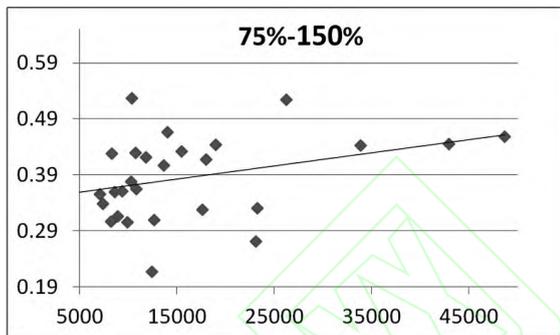
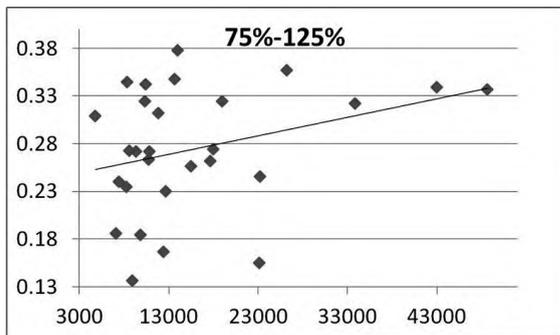


图 4 中等收入群体比重与人均 GDP (2005)

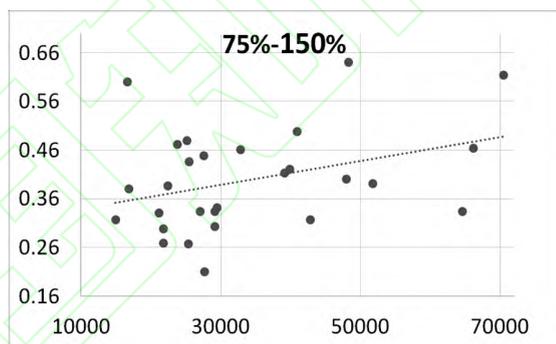
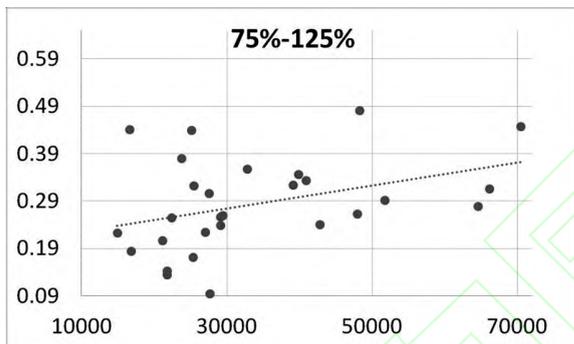


图 5 中等收入群体比重与人均 GDP (2012)

## 2. 收入分配结构的市场机制

由技术创新引起的收入分配结构变化是一个由传统向现代发展的过程，是人口从生产力较低的传统农业部门向生产力较高的城市现代部门转移的过程。在城市化过程中，传统部门不断被改造，资本和劳动力不断由传统部门转向现代部门，整个经济体经历着工业化和城市化的经济结构转变。中国是典型的二元经济结构，城市化或工业化过程伴随着劳动人口由农村进入城市。由农村进入城市的农民工，在城市中主要从事体力劳动或简单培训的技术和服务类工作。尽管工资高于农业，但较低的教育水平和各种就业限制，他们成为城市高收入群体的概率较低，更有可能成为低收入群体。

在经济结构转变过程中，适应和推动技术创新的人群获得了比传统部门更高的收入，这

些能力较强教育背景良好的较高收入者，通过技术变革和生产组织调整，重塑了社会的分配结构。技术进步和新兴行业产生知识溢出效应，白领等管理阶层以人力资本参与收入分配，导致劳动收入份额上升，中等收入群体和高收入群体获益良多。

假说 2a：城镇化率与低收入群体比重正相关。

假说 2b：教育水平与中等收入群体比重正相关。

制度是否公平影响收入分配结构。低收入群体劳动收入低，财产性收入少，如果制度不能保障其权与利，他们进入中等收入阶层的可能性将下降，社会公平缺失会诱发严重社会问题。目前各国逐步建立了社会保障制度，如最低工资法，发展公共医疗和教育，提高了低收入群体的流动性。机会公平和无歧视的制度、

税收和转移支付、慈善和捐助,使收入分配结构逐步改善。中国实施分税制后,中央财政掌握了大部分新增的税收收入,中央财政盈余也逐渐增多。财政盈余以财力性转移支付的形式拨付给地方,一方面能够缓解基层财政的困难,另一方面促进了基本公共服务的均等化。<sup>[24]</sup>

假说3:转移支付较高的地区,收入分配结构越均衡。

表4 中国中等收入群体比重的 Moran's I 及相应的 P 值

年份	2005		2007		2009		2010		2011		2012	
Moran's	0.024	0.018	0.003	0.016	0.036	0.034	0.039	0.041	0.011	0.020	-0.018	-0.011
Z-value	16.41	13.48	10.97	13.83	8.927	8.575	8.355	8.565	4.572	5.662	2.030	2.775
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.042	0.004

注:各年份第一列为  $\text{minincome}_1$  的莫兰指数值,第二列为  $\text{minincome}_2$  的莫兰指数值。

## 2. 空间计量模型设定

根据表4的 Moran's I 检验,模型设定为空间面板模型。空间面板模型不但能够缓解变量间的多重共线性,而且有助于减轻样本的空间相关性。

(1) 空间滞后模型。空间滞后模型(SLM)适用于研究空间中某地区的经济变量受其临近地区经济变量溢出的影响,即空间自相关性。SLM模型设定如下:

$$\text{minincome} = \rho W \text{minincome} + X\beta + \mu + \theta + \varepsilon \quad (1)$$

其中  $\text{minincome}$  为各地区的中等收入群体比重,  $W$  为  $N \times N$  阶空间权重矩阵;  $X$  为解释变量及控制变量的向量矩阵,  $\rho$  为空间自相关系数,  $\text{edu}_i = \sum_h \omega_{ih} \text{year}_{ih}$  为参数向量,  $\text{edu}_i$  为随机误差向量,  $i$  为地区数量。  $h$  和  $\theta$  表示特定的空间和时间效应,需通过 Hausman 检验选择固定效应或随机效应估计方法。

(2) 空间误差模型。空间误差模型(SEM)强调地区的随机冲击对邻近地区的传递效应,被解释变量本身不具有空间相关性。

## 四、模型设定

### 1. 空间相关性分析

通过 Moran's I 指数检验中等收入群体比重的空间相关性,通过表4发现中等收入群体比重的 Moran's I 值均通过了5%的显著性检验。中国家庭收入分配结构受本地区和周边地区的共同影响。

权重矩阵可以与空间滞后模型相同或不同。为保持空间模型的完整性和一致性,对二者采用相同的权重矩阵。

$$\begin{aligned} \text{minincome} &= X\beta + \mu + \theta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \zeta \end{aligned} \quad (2)$$

$\zeta$  是服从正态分布的随机误差向量,  $\lambda$  为解释变量空间误差自相关系数。

(3) 空间相关模型(一般空间模型)。当被解释变量与扰动项均存在空间相关时,将滞后模型和误差模型结合得到一般空间模型,简称空间相关模型(SAC)。

$$\begin{aligned} \text{minincome} &= \rho W \text{minincome} + X\beta + \mu + \theta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \zeta \end{aligned} \quad (3)$$

(4) 空间杜宾模型(SDM)。当空间相关性还体现在解释变量上时,空间模型为杜宾模型,  $\gamma$  为滞后解释变量参数。

$$\text{minincome} = \rho W \text{minincome} + X\beta + WX\gamma + \mu + \theta + \varepsilon \quad (4)$$

### 3. 权重矩阵

估计模型(1-4),需要设定表征空间单元

之间的相互依赖与关联程度的空间权重矩阵  $h$ 。产业在空间集聚的过程中，不仅通过地理空间因素影响地区和行业工资差距，还通过经济发展水平的空间依赖性产生相互影响。空间权重矩阵定义如下：

$$W_{ij} = CP_i P_j f(d_{ij}) \quad (5)$$

$W_{ij}$  是  $W$  的  $i$  行  $j$  列权重系数， $C$  为常量系数， $W_{ij}$  表示地区  $i$  和  $j$  之间的相互作用强度， $P_i$  和  $P_j$  是 GDP 规模， $f(d_{ij})$  是地区之间距离的衰减函数，函数形式选择负幂律函数。

## 五、变量选择及模型估计

为检验中国城市收入分配结构是否随经济发展而向橄榄型结构转变，模型（1-4）的被解释变量为中国城镇各地区的中等收入群体比重，代理变量为 75%-125% 和 75%-150% 的中等收入家庭比重。

### 1. 变量及数据

变量包括收入结构变量，低、中等和高收入群体的比重，分别为  $lincome$ ， $mincome$ ， $hincome$ ；经济发展水平变量——人均 GDP ( $pgdp$ )，教育发展水平变量——人均受教育年限 ( $edu$ )，经济结构变量——城镇化率 ( $urban$ )，制度变量——转移支付比例 ( $trans$ )，市场开放水平变量——外资固定资产投资占比 ( $FDI$ )。

(1) 解释变量及数据。经济发展水平或社会发展水平。人均 GDP 是一个国家经济发展水平的常用指标，同时人均 GDP 也是决定医疗、教育等社会保障和福利水平的基础变量。库兹涅茨也使用人均 GDP 分析收入差距与经济增长的关系，国内研究收入分配也经常使用人均 GDP 作为经济增长或社会发展水平的代理变量。<sup>[25]</sup> 数据来自各年《中国统计年鉴》。

城镇化水平。有学者认为用城镇人口占总人口的比重衡量城镇化水平存在一定的片面性，应考虑城镇化的质量，建立一组指标来衡量城镇化水平。由于单一衡量城镇化水平的指标已具有理论和现实的经济统计意义，城镇人

口数占总人口数的比重可以反映出城镇化的发展水平和层次。<sup>[26]</sup> 鉴于城镇化质量难以度量，本文以城镇人口数占总人口数的比重来衡量城镇化水平。数据来自各年《中国人口和就业统计年鉴》。

教育水平。如何度量人力资本或教育程度，目前学术界没能达成一致，部分学者选择中、高等学校在校生人数作为代理变量。<sup>[27-28]</sup> 鉴于毕业生流动性较强，该指标并不合适。当受教育程度提高时，本地区的人力资本数量也上升，受教育程度既能反映人力资本质量也能体现数量。公式如下：

$$edu_i = \sum_h \omega_{ih} year_{ih} \quad (6)$$

$edu_i$  为地区  $i$  的人力资本平均受教育年限。 $h$  为学历类型，分别为学前、小学、初中、高中、大专、本科和研究生学历。 $\omega_{ih}$  为  $i$  地区的  $h$  类型学历就业人员占本地区的比例， $year_{ih}$  为  $h$  类型学历的学习时间。按惯例，学历时间分别设为 0、6、9、12、15、16、19 年。各地区的学历数据来自 CGSS 数据库，经作者整理得到。

转移支付比率。考虑统计数据的可获得性和研究方便，转移支付未包括实物标准，仅限于货币标准；其中包含税收返还、一般性转移支付和专项转移支付。由于地方政府间财力能力差距很大，为了促进地方政府提供公共服务的均等化，中央政府也对地方政府安排一般性转移支付（2009 年之前称为财力性转移支付），主要向中西部地区进行财力转移。专项转移支付是对于地方政府因承担中央政府的委托事务或政府间共同事务，或者是应由地方政府承担的事务而享受中央政府补助的资金。本文转移支付包括税收返还、一般性转移支付和专项转移支付三部分。省以下单列市的转移支付加总到了各省转移支付中，转移支付比率等于转移支付货币额除以当年本地区的 GDP。数据来自《中国财政统计年鉴》。

(2) 控制变量及数据。外资占比。根据“两缺口”理论，FDI 投入越多的行业和地区，

实际工资水平也越高。<sup>[29]</sup> 外资是影响中国行业收入差距的重要因素, 外资企业的利润明显高于其他类型企业, 同时外资也是经济增长的重要推动力量。<sup>[30]</sup> 外资占比为实际利用外资额经当年汇率折算后与本地区 GDP 的比值。数据来自各年《中国统计年鉴》。

## 2. 变量统计描述

根据表 5, 由于中位数的 75%-150% 中等

收入群体比重范围大于 75%-125%,  $\text{minincome}_2$  的最小值和最大值明显大于  $\text{minincome}_1$  的相应值, 但变量的标准差相近, 两个变量在一定程度上具有可替代性。青海省直到 2010 年才纳入调查范围, 北京 2010 年和 2011 年的数据缺失, 2009 年的数据广东等 10 个地区缺失, 数据为非平衡面板。

表 5 变量统计描述

变量	单位	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本
mincome1	%	0.2779	0.2656	0.0810	0.09474	0.4872	151
mincome2	%	0.3770	0.3615	0.0862	0.1429	0.64	151
lincome	%	0.3399	0.3488	0.0608	0.1111	0.4632	151
hincome1	%	0.3822	0.3902	0.0491	0.1936	0.4741	151
hincome2	%	0.2880	0.2893	0.0600	0.1053	0.4709	151
pgdp	元	26165	22579	14686	4776	70496	168
edu	年	10.18	10.21	1.173	6.877	12.75	168
urban	%	51.36	48.32	14.42	26.87	89.3	168
trans	%	10.07	9.36	7.676	1.89	48.65	168
FDI	%	0.3390	0.1891	0.3253	0.0629	1.734	168

注: 为按当年美元汇率折算, pgdp 为 2003 年不变价格人均收入。其中  $\text{minincome}_1$  和  $\text{minincome}_2$  为按中位数收入 75%-125% 和 75%-150% 标准的中等收入群体比重, 其他收入分配结构变量类似。

## 3. 模型估计

研究收入分配与经济的关系, 如果引入太多解释变量, 反而违背了库兹涅茨的原本思想。<sup>[31]</sup> 所以, 以人均 GDP (pgdp) 作为解释变量建立模型, 同时为分析影响中等收入群体的其他因素, 逐步引入其他变量和控制变量估计方程 (1-4)。由于外资占比与城镇化率正相关, 为避免多重共线性, 表 6 和表 7 将两变量分别建立模型。估计结果见表 6。

除杜宾模型 (SDM) 外, 空间模型都以 10% 的显著水平通过了 Wald 检验、空间识别 LR 检验, 误差相关 LM-error 检验和滞后 LM-lag 检验。检验结果表明, 通过经济权重加权是

估计地区收入分配结构的合适方法, 空间模型的  $R^2$ 、Wald 和参数估计量的 t 值等指标, 均优于 OLS 模型 (OLS 模型的估计结果见表 7)。其中, 一般空间模型 (SAC) 的自相关系数和误差项自相关系数基本在 10% 水平下显著, 无论是  $R^2$ 、Wald 还是参数估计量的显著性都明显优于其他空间模型。一般空间模型 (SAC) 自相关系数为负, 说明中等收入群体比重在空间上具有负的溢出效应, 邻近地区的中等群体比重上升将抑制本地区中等收入群体规模。中国地区间劳动力市场分割并不严重, 劳动力或人力资本可以流动到高收入地区, 地区间劳动力市场的竞争可能产生负的空间溢出效应。误

差项自相关系数大于零，说明随机冲击导致邻近地区中等收入群体比重的波动会同样传导至

本地区，这是地区间收入分配结构溢出效应的另一种形式。

表 6 收入分配结构演化模型(75%-125%)

变量	中等收入模型( $\text{mincome}_1$ )				低收入群体模型 ( $\text{lincome}_1$ )		高收入群体模型 ( $\text{hincome}_1$ )	
	SLM	SLM	SAC		SEM	SAC	SAC	SDM
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
pgdp	0.0086* (0.0043)	0.0021** (0.0009)	0.0029** (0.0012)	0.0031*** (0.0011)	-0.0009* (0.0005)	-0.0015* (0.0008)	-0.0005 (0.0006)	-0.004 (0.0007)
edu		0.0218*** (0.0036)	0.0147*** (0.0038)	0.0246*** (0.0061)	-0.0072* (0.0040)	-0.0068* (0.0041)	-0.017*** (0.0035)	-0.017*** (0.0037)
urban		-0.0018* (0.0010)	-0.0022** (0.0010)		-0.0001 (0.0007)		0.0013** (0.0006)	
trans		0.0016** (0.0009)	0.0018** (0.0008)	0.0015* (0.0007)	-0.0006 (0.0004)	-0.0009* (0.0005)	-0.0001 (0.0004)	-0.0001 (0.0005)
FDI				-0.0610** (0.0320)		-0.0017 (0.0199)		0.0409** (0.0201)
cons	0.2639*** (0.0288)	0.1305*** (0.0503)	0.2654** (0.1169)	0.2689*** (0.0926)	0.3656*** (0.0418)	0.467*** (0.0871)	0.5534*** (0.0861)	0.627*** (0.0942)
$\rho$	-0.0346 (0.1093)	-0.0551 (0.0931)	-0.4179* (0.2561)	-0.514*** (0.2048)		-0.333*** (0.225)	-0.1400 (0.1933)	0.0718 (0.0921)
$\lambda$			0.3986* (0.2446)	0.5004*** (0.1593)	-0.1724** (0.0886)	0.1487 (0.1592)	0.1034 (0.1336)	
R <sup>2</sup>	0.0831	0.3748	0.4273	0.4372	0.0649	0.0756	0.5776	0.3869
Wald	4.039**	97.98***	131.90***	133.63***	11.32**	13.25**	222.8***	170.3***
LR	1.256	2.315	4.672***	9.956***	5.231*	5.179*	3.246*	3.143
LM-erro	12.14***	12.72***	18.32***	33.56***	7.981***	8.226***	3.001*	1.632
LM-lag	13.26***	20.73***	19.26***	34.04***	6.081***	6.828***	14.55***	12.59***

注：第一行括号内为被解释变量，表内括号内为参数估计量的标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示通过1%、5%和10%水平的显著性检验。由于数据尺度太大，参数估计值太小，人均GDP的数据都除以10000。SDM模型的滞后参数估计值不显著项，省略。以上内容表7类似。

#### 4. 模型结果分析

经济增长能够改善收入分配结构。空间滞后模型（模型1）的解释变量人均GDP（pgdp）参数为正，且在1%的显著水平下显著，即随着经济和社会发展，中等收入群体比

重会上升，该结论符合库兹涅兹经济增长最终将改善收入分配结构的理论。当模型加入其他变量时，如模型2，结论仍然稳健。根据模型5和模型6，变量pgdp的参数为负值且在统计上显著，表明经济或社会发展有助于减少低收入

群体的比重,符合模型1-4的结论。高收入群体比重与人均GDP在统计上不相关,即人均收入增长并不能增加高收入群体比重,与人均GDP和中等收入群体比重正相关并不矛盾。如前所述,高收入地区的中等收入群体比重高于中等收入地区,中等收入地区略高于低收入地区,即经济发展改善收入分配结构,假说1得到验证。目前收入分配结构不均衡,中等收入群体比重偏低,随着人均收入增长,中国有望实现橄榄型社会分配结构。

教育是实现均衡收入分配的基础。根据表6的模型7和模型8,受教育年限变量(edu)与高收入群体在统计上负相关,表明教育无助于扩大高收入群体规模;而根据模型2-4,受教育年限的增加在统计上能够明显提高中等收入群体比重,模型5和模型6表明提高受教育年限可以显著减少低收入群体比重,假说2b得到验证。根据表6的模型,受教育年限变量参数估计值远大于城镇化变量和转移支付,相当于人均GDP参数估计值的水平,但人均GDP是代表经济和社会发展的全面指标,这说明教育水平不但有助于提高低、中等收入群体的收入,而且是改善收入分配结构的基础和保障。高收入群体比重与教育水平负相关,表明高收入者之所以高收入不是因为受到良好的教育,而是另有原因。所以,对于普通居民和家庭而言,保证必要的储蓄,为子女提供良好的教育机会是进入中等收入群体的基本途径。

城镇化和FDI占比恶化了收入分配结构。根据表6的模型3,城镇化率(urban)与中等收入群体比重在统计上负相关,城镇化率上升降低了中等收入群体比重。根据模型7和模型8,城镇化水平与高收入群体比重在统计上正相关,而与低收入群体比重在统计上没有明显关系,说明城镇化的主要受益者是高收入群体,城镇化不但提升了高收入者收入,还间接拉高了人均收入水平,假说2a不成立。

与城镇化类似,外资也是中国经济和人均

收入增长的主要推动力量。根据表6的模型,外资占比和城镇化水平类似,与中等收入群体负相关,与高收入群体比重在统计上正相关。在中国,外资主要投资于交通运输设备制造、电气、电子、仪器等加工工业,而且外资企业的收入差距也较大,通过租金分享作用,企业的高管获得了高收入。<sup>[30]</sup>外资通过效率工资吸引高级人力资本,提高了企业高管的收入,恶化了中国的收入差距。

转移支付有助于改善收入分配结构。根据表6的模型2-4,转移支付与中等收入群体比重在统计上正相关,增加转移支付比重有助于改善收入分配结构。模型5和模型6表明,低收入群体比重与转移支付在统计上负相关,增加转移支付比重能够显著减少低收入群体比重,假说3成立。观察模型3-6,转移支付虽然在10%的水平下显著,但参数估计值较低,弹性系数远小于1,转移支付虽起到了改善收入分配结构的作用,但效果有限。根据模型7和模型8,转移支付比率与高收入群体比重无关,转移支付有助于普通和低收入城镇家庭进入中等收入群体,财政转移支付起到了应有的作用。

## 5. 稳健性检验

由于中等收入群体比重变量 $mincome_1$ 和 $mincome_2$ 具有一定的替代性,以 $mincome_2$ 为被解释变量重新估计模型(1)-(4),估计结果见表7。表7的模型与表6的模型参数估计结果类似,人均GDP、教育水平和转移支付能够改善收入分配,而城镇化和外资则恶化收入分配。

## 六、基本结论

### 1. 经济增长能够改善收入分配结构

人均GDP与中等收入群体比重正相关,即随着经济和社会的发展,中等收入群体比重会上升,该结论符合库兹涅兹经济增长最终将改善收入分配结构的理论。低收入群体比重与人均GDP负相关,经济或社会发展有助于减少低收

表 7 收入分配结构演化模型(75%-150%)

变量	中等收入模型(mincome <sub>2</sub> )				高收入群体模型(hincome <sub>2</sub> )			
	OLS	SLM	SAC		SEM	SAR	SAC	SDM
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
pgdp	0.0093 (0.0084)	0.0022** (0.0010)	0.0017* (0.0012)	0.0031*** (0.0012)	-0.0007 (0.0007)	-0.0006 (0.0008)	-0.0005 (0.0006)	-0.004 (0.0007)
edu		0.0227*** (0.0042)	0.0214*** (0.0048)	0.0155*** (0.0045)	-0.002*** (0.004)	-0.0159*** (0.0045)	-0.0171*** (0.0038)	-0.0171*** (0.0037)
urban		-0.0021** (0.0010)	-0.0023** (0.0012)		-0.0015** (0.0006)		0.0014** (0.0006)	
trans		0.0001 (0.0013)	0.0013** (0.0007)	0.0008* (0.0005)	-0.0001 (0.0006)	0.0001 (0.0007)	-0.0003 (0.0005)	-0.0001 (0.0005)
FDI				-0.0755** (0.0326)		0.0219 (0.0243)		0.0409** (0.0201)
cons	0.3243 (0.0214)	0.1571*** (0.0582)	0.1129* (0.0991)	0.4533*** (0.0974)	0.3966*** (0.0464)	0.4408*** (0.0599)	0.2949*** (0.1746)	0.6269*** (0.0942)
$\rho$		0.0379 (0.0774)	-0.1483 (0.1511)	-0.6456*** (0.1606)		-0.134*** (0.091)	-0.3902** (0.1745)	0.0718 (0.0921)
$\lambda$			0.1565* (0.0944)	0.6312*** (0.0955)	-0.1438** (0.0683)		0.4579*** (0.0034)	
R <sup>2</sup>	0.0124	0.4981	0.4273	0.4526	0.4527	0.4476	0.4542	0.3869
Wald	1.24	101.74***	118.66***	133.95***	134.85***	131.3***	135.69***	170.3***
LR		2.103	3.672*	46.32***	4.772**	5.183**	8.446***	3.143
LM-erro		1.254	25.41***	29.84***	5.423**	6.513***	6.001***	1.632
LM-lag		3.578*	17.23***	28.27***	13.27***	12.48***	13.78***	12.586***

注:75%-150%标准的低收入群体比重与75%-125%标准相同,低收入群体模型与表6相同,故省略。

入群体的比例。高收入群体比重与人均 GDP 在统计上不相关,即人均收入增长并不能增加高收入群体比重。虽然目前中国的收入分配结构不均衡,中等收入群体比重偏低,但随着人均收入的增长,有希望实现橄榄型社会结构。中等收入群体比重在空间上具有溢出效应,邻近地区的中等群体比重上升将抑制本地区中等群体比重上升,随机冲击导致邻近地区中等收入群体比重的波动会同样传导至本地区。

## 2. 教育是改善收入分配结构的基础

受教育年限与中等收入群体比重正相关,

与低收入群体比重负相关。受教育年限增加能够明显提高中等收入群体比重,并且显著减少低收入群体比重。受教育年限变量与高收入群体在统计上负相关,教育水平有助于提高低、中等收入群体的收入。高收入者之所以高收入不是因为受到良好的教育,而是另有原因。受教育年限变量参数估计值远大于城镇化变量和转移支付,这说明教育不但具有提高居民收入的功能,而且是改善收入分配结构的主要途径。

## 3. 城镇化和外资恶化了收入分配结构

城镇化率与中等收入群体比重在统计上负相

关,城镇化率上升降低了中等收入群体比重。城镇化水平与高收入群体比重在统计上正相关,而与低收入群体比重在统计上没有明显关系,说明城镇化的主要受益者是高收入群体。外资也是推动中国经济和人均收入增长的主要推动力量。外资占比和城镇化水平类似,与中等收入群体负相关,与高收入群体比重在统计上正相关。外资通过效率工资吸引高级人力资本,提高了企业高管的收入,恶化了中国的收入差距。

#### 注释:

- [1] 陈宗胜,高玉伟.论我国居民收入分配格局变动及橄榄形格局的实现条件[J].经济学家,2015(6).
- [2] 李春玲.中等收入群体与中间阶层的概念定义——社会学与经济学取向的比较[J].国家行政学院学报,2016(6).
- [3] 苏海南.努力扩大我国的中等收入者比重[J].宏观经济研究,2003(5).
- [4] 石刚,韦利媛.我国中等收入者比重研究评析[J].经济学动态,2008(11).
- [5] Nancy Birdsall, Carol Graham, Stefano Pettinato. Stuck in the tunnel: is Globalization Muddling the Middle Class? [G]. Working Paper 14, Brookings Institution, Washington, D. C., 2000.
- [6] Pew Research Center. the American Middle Class is Losing Ground: No longer the majority and falling behind financially [EB/OL]. 2015 www. pewresearch. org.
- [7] 李培林,张翼.中国中产阶级的规模、认同和社会态度[J].社会,2008(2).
- [8] 李春玲.中国中产阶级的增长及其现状[J].江苏社会科学,2008(2).
- [9] 李强,徐玲.怎样界定中等收入群体?[J].北京社会科学,2017(7).
- [10] 龙莹.中等收入群体比重的测算及比较分析——基于北京市城镇居民住户调查微观数据[J].云南财经大学学报,2012(5).

#### 4. 转移支付有助于改善收入分配结构

转移支付与中等收入群体比重在统计上正相关,增加转移支付比重有助于改善收入分配结构。低收入群体比重与转移支付在统计上负相关,增加转移支付比重能够显著降低低收入群体比重。转移支付变量的参数估计值较低,弹性系数远小于1,转移支付虽起到了改善收入分配结构的作用,但效果有限。

- [11] 常兴华,李伟.扩大中等收入者比重的实证分析与政策建议[J].经济学动态,2012(5).
- [12] 杨宜勇,吴香雪.中等收入群体:功能定位、现实困境与培育路径[J].国家行政学院学报,2016(6).
- [13] 宋晓梧,王天夫,李实.不平等挑战中国:收入分配的思考与讨论[M].北京:中国科学文献出版社,2013.
- [14] 刁永祚.中等收入群体的基本分析[J].北京社会科学,2006(3).
- [15] 徐琤,常亚青.中国“潜在中等收入群体”:理论内涵与收入结构分析[J].天津社会科学,2015(3).
- [16] 吴青荣.我国人力资本结构与中等收入群体比重的实证分析[J].经济问题探索,2015(12).
- [17] 李实.中国经济转轨中劳动力流动模型[J].经济研究,1997(1).
- [18] 尹恒,龚六堂,邹恒甫.收入分配不平等与经济增长:回到库兹涅茨假说[J].经济研究,2005(4).
- [19] CGSS的个人和家庭收入数据来自“你个人去年的总收入是多少”,所以2013年的调查给出的是2012年收入数据,本文后面均按收入的实际年份标示。
- [20] Mincome的下标1和2分别表示家庭收入中位数据的75%-125%和75%-150%标准中等收入群体比重。低收入群体比重都是家庭收入中位的75%。

所以低收入群体比重变量  $\text{lincome}$  无下标。

- [21] Kuznets S.. Economic development and income inequality [J]. American Economic Review, 1955 (1).
- [22] Kuznets, S.. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution of Income by size [J]. Economic Development and Culture Change, 1963 (2).
- [23] 图 4 和图 5 横轴为 2004 年不变价格的人均 GDP, 单位为人民币 (元)。
- [24] 范子英, 李欣. 部长的政治关联效应与财政转移支付分配 [J]. 经济研究, 2014 (1).
- [25] 宗振利, 武鹏. 基于行业视角的收入差距倒 U 假说检验 [J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2013 (3).
- [26] 阚大学, 吕连菊. 职业教育对中国城镇化水平影响的实证研究 [J]. 中国人口科学, 2014 (1).
- [27] 刘修岩, 贺小海, 殷醒民. 市场潜能与地区工资差距: 基于中国地级面板数据的实证研究 [J]. 管理世界, 2007 (9).
- [28] 张文武, 梁琦. 劳动地理集中、产业空间与地区收入差距 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (2).
- [29] 杨泽文, 杨全发. FDI 与实际工资: 我国分地区分行业的实证分析 [J]. 南开经济研究, 2004 (1).
- [30] 孔庆洋. 外资进入缩小了行业收入差距吗? ——来自中国制造业二位数子行业的证据 [J]. 当代经济研究, 2014 (2).
- [31] 万广华. 转型经济中的收入不平等和经济发展——非线性模型是否必须? [J]. 世界经济文汇, 2004 (4).

## Olive-type Income Distribution Structure——Is China Promising?

KONG Qing-yang

(School of Economic and Management, Anhui Normal University, Wuhu 241002, China)

**Abstract:** Using the CGSS data and based on the median of Regional household income from 75% to 125% to estimate the proportion of middle-income groups in China, this paper finds that the proportion of middle-income groups in Chinese cities is rather low and the distribution structure of olive-type income has not been reached. According to regional samples, the spatial regression model shows that the proportion of middle-income groups has a negative spatial spillover effect, per-capita GDP is positively correlated with the proportion of middle-income groups and negatively correlated with the proportion of low-income groups. There's a high chance to achieve Olive type income distribution structure with economic and social development in China. Education is a base route in expanding middle-income groups, therefore providing good educational opportunities for children is the basic way to enter middle-income groups. Urbanization and FDI are more favorable to high-income groups. Transfer payment can improve the income distribution structure, but the effect is limited.

**Keywords:** Olive type income distribution structure; the proportion of middle-income groups; per-capita GDP