

# 人口老龄化对收入不平等的影响

## ——基于省域数据的空间计量模型分析

文建东<sup>a,b</sup>, 谢 聪<sup>b</sup>

(武汉大学 a. 经济发展研究中心; b. 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

**[摘要]** 收入不平等是我国经济增长过程中的突出现象, 而人口老龄化对收入不平等有着重要影响。利用全域莫兰指数(Moran's I)和局域空间自相关的LISA聚集图, 对我国各省域收入不平等的空间相关性进行检验, 并运用1998—2014年省级面板数据构建空间滞后模型和空间误差模型, 探索老龄化影响收入不平等的作用机制, 结果表明: 我国各省域居民收入不平等具有显著的空间正相关性, 即收入差距较大(小)的省域倾向于与其他收入差距较大(小)的省域相邻; 老龄化会显著地拉大收入不平等, 并且这种影响主要来自顶部老龄化, 因为不同年龄群体内的收入不平等是随着年龄增加而扩大的。

**[关键词]** 人口老龄化; 收入不平等; 顶部老龄化; 底部老龄化; 空间计量模型; 基尼系数; Moran's I指数; 人力资本水平

**[中图分类号]** F126.2 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2017)04-0012-12

### 一、引言

改革开放以来, 中国经济一直保持高速增长态势, 居民收入差距却在不断扩大。北京大学公布的《中国民生发展报告 2015》明确指出, 中国的基尼系数从 20 世纪 80 年代初的 0.3 左右上升至现在的 0.45 以上, 早已超过 0.4 的国际警戒线水平<sup>①</sup>。中国收入不平等问题日趋严重已成为事实, 与此同时, 我们可以观察到目前恰好也是中国人口老龄化程度逐渐凸显的时期。由于计划生育政策的有效实施, 我国人口出生率大幅度下降, 这使得年龄结构发生了很大的变化, 老年人口所占比重不断增加。中国已于 2000 年进入了老龄化社会(老龄化系数为 7.01%), 2014 年老龄化系数为 10.06%, 明显超过了世界平均水平(约为 8.5%), 由此看来我国属于老龄化程度较为严重的发展中国家。

由于人口的异质性, 不同群体内部的收入不平等存在显著的差异。改变群体的相对人口规模, 总体的收入不平等程度就会随之改变。如果按照年龄来划分不同群体, 那么老龄化就会改变不同年龄群体的相对人口规模, 这会影响消费和收入等与年龄相关的经济变量, 从而影响总体的不平等程度。收入不平等与人口老龄化的内在关系可能会因所处经济发展阶段的不同而表现出不同的阶段性特征。当前, 我国正处在经济发展和人口转型的关键时期, 因此从人口老龄化的角度出发探索二者之间的作用机制具有重大意义, 这将有助于我们进一步理解当前中国收入不平等持续扩大的原因, 并据此

**[收稿日期]** 2017-03-14

**[作者简介]** 文建东(1964—), 男, 湖北随州人, 武汉大学经济发展研究中心教授, 武汉大学经济与管理学院经济系主任, 博士生导师, 主要研究方向为经济学; 谢聪(1993—), 女, 湖北鄂州人, 武汉大学经济与管理学院硕士生, 主要研究方向为经济学。

<sup>①</sup>《中国民生发展报告 2015》是基于北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)撰写的系列专题报告, 以全国 25 个省市 160 个区县的 14960 个家庭为基线样本, 探讨民生状况、差异、原因和社会机制等问题。

制定出有效政策。

现有的大部分相关研究都假设地区之间的经济活动相互独立,而忽视了空间地理位置在经济研究中的重要作用,因此容易在设定模型时出现偏误,进而导致研究结果与经济现实不相符。然而,相邻地区之间要素的流动会使得居民收入差距存在空间相关性。作为一个经济快速发展的大国,我国的收入不平等主要表现为不同地区间的收入不平等,为了更切实地反映我国各地区人口老龄化对收入不平等的影响,本文拟选取1998—2014年我国30个省域(除西藏及港澳台地区)的样本数据,基于空间计量模型,分析人口老龄化与收入不平等之间的关系。

## 二、文献综述

### (一) 人口老龄化影响收入不平等的机制分析

早期关于人口老龄化和收入不平等问题的研究大致可分为两类:第一类是从生育率的角度出发展开的研究,认为生育率的下降使得少儿人口所占比重下降,从而导致底部老龄化,由于资源的跨期配置发生变化,进而影响收入的不平等程度。Boulier 研究发现,生育率的上升会造成人口快速增长,劳动者的抚养负担不断加重。相对于利润、租金而言,劳动报酬所占比重的降低更能扩大收入不平等<sup>[1]</sup>。Robert 认为高收入群体与低收入群体之间存在明显的生育率差距且这一差距不断扩大,收入不平等将通过代际转移的形式传递下去<sup>[2]</sup>。Dietzenbacher 的研究结果表明,如果代际转移不受限制,那么最贫困阶层生育率的提高必然会使得贫困家庭孩子所占比例上升,最终导致收入不平等不断扩大<sup>[3]</sup>。第二类是从组间和组内不平等的角度来解释人口老龄化对收入不平等的影响。Deaton 等的研究最具代表性,他们将人口年龄结构对收入不平等的影响效应分为同期出生组组间效应和组内效应。组间不平等反映的是特定出生年份或年代对收入不平等的影响,主要原因在于技术进步和经济增长会提高劳动收入和生活水平。组内不平等反映的是由于年龄增长积累冲击所导致的同一出生组内个体收入不等的变化,它随年龄增长而扩大。他们发现老年人口所占比重的上升会扩大收入不平等<sup>[4-5]</sup>。Lam 研究发现,年龄结构变化影响收入不等的方向并不确定,因为总体的收入不平等是由年龄组间和组内不平等共同决定的。一般情况下,年轻型的年龄结构对收入不平等的组间和组内影响效应呈现出相反方向,原因在于:一方面,年轻人的平均收入水平较低,提高年轻人口所占比重将会扩大组间不平等;另一方面,若收入差距随年龄增长而拉大,那么提高年轻人口所占比重将有助于减少组内不平等<sup>[6]</sup>。Ohtake 等力图探究经济总体不平等变化的原因,在 Deaton 等人的研究基础上,他们把收入不平等的影响效应运用方差分解的办法进一步细分为同期出生组效应、年龄间效应和人口效应。他们对日本的经验研究结果表明,收入不平等的加剧有一半以上是人口老龄化导致的<sup>[7]</sup>。

一些学者也通过构建模型对人口老龄化和收入不平等进行了较为细致的理论分析。Von Weizsacker 假设只存在劳动人口和退休人口,并且劳动人口在获得工资收入的同时需要缴纳一定数额的养老金税作为退休人口的退休金。他通过构建模型将总体收入的不平等分解成人口效应和经济效应,研究表明:当劳动人口的数量大于退休人口,并且劳动人口获得的平均工资大于退休人口的退休金时,提高劳动人口所占比重会明显地改善收入不平等的状况<sup>[8]</sup>。也就是说,在大多数工业化国家都经历了出生率和死亡率快速下降的背景下,老年人口所占比重的提高会扩大收入不平等。Miyazawa 构建的收入模型假设人们具有相同的边际储蓄率,且总收入中包含非劳动所得(如遗赠),研究表明:随着遗赠数量的增加,相对于工资的储蓄率会明显提高。由于低收入群体几乎没有获得遗赠,高收入群体获得的遗赠数量较多,从而使得后者的储蓄率相对较高。老龄化会改变遗赠与工资之比,进而间接作用于收入不平等。模型假设同代人内的收入不平等取决于高收入群体和低收入群体之间的收入差距,遗赠只在高收入群体中发生,遗赠与工资之比的提升仅会使得高收入群体受益。同时,低收入群体仍处于较低的收入水平,而高收入群体更加富有,这不仅会造成收入底部十分

位数停滞不前,还会使得顶部十分位数呈现出持续增长的态势,人口老龄化同时拉大了同代人内和代际间的收入不平等<sup>[9]</sup>。国内关于老龄化和收入不平等问题的研究中,董志强等构建模型研究发现老龄化会加剧收入不平等程度<sup>[10]</sup>。以上研究结果均表明人口老龄化会拉大收入不平等。

## (二) 人口老龄化影响收入不平等的经验研究

在人口老龄化影响收入不平等的经验研究方面,Deaton 等采用跨国数据,通过研究美国、英国、泰国及中国台湾的一系列家庭微观数据发现,这些国家和地区的人口老龄化均会恶化收入不平等状况<sup>[11]</sup>。Lam 运用美国和英国的数据研究得出了不确定的结论<sup>[6]</sup>。Von Weizsacker、Ohtake 等利用国别数据,得出了和 Deaton 等相一致的结论<sup>[7-8]</sup>。此外,从国内相关经验研究来看,曲兆鹏等和刘华一致认为人口老龄化对农村地区收入不平等的影响较小,不同之处在于曲兆鹏等认为经验或者年龄带来的收入和消费差异是收入不平等的主因<sup>[12]</sup>,而刘华认为不同出生组之间不平等程度的加剧是收入不平等的主因<sup>[13]</sup>。Zhong 则利用 1977 年、2000 年、2006 年的中国健康和营养调查数据(CHNS)研究发现,人口老龄化会显著地扩大中国农村地区的收入分配不均等,原因可能是工业化发展和劳动力短缺使得劳动人口占比较高的家庭获得了更高的收入<sup>[14]</sup>。郭继强等利用 1988—2009 年中国城镇住户调查数据(UHS)研究发现,人口老龄化效应在逐渐缩小,对收入不平等变动起主导作用的是出生组效应,即出生年代的差异是造成收入不平等变动的最重要因素,出生年代越晚,组内收入越不平等,这可能与我国正处在社会经济转型期密切相关<sup>[15]</sup>。董志强等运用我国省级面板数据研究发现,老龄化会使得收入不平等状况恶化<sup>[10]</sup>,蓝嘉俊等利用 76 个国家(地区)的面板数据也得出了类似的结论<sup>[16]</sup>。

综上所述,现有文献所得研究结论倾向于认为,在全国范围内,老龄化会扩大收入不平等,这为研究我国人口结构变化与收入不平等之间的关联奠定了重要基础。但是,现有研究也存在以下局限性:一是大部分研究都采用国别或地区数据,而忽略了我国经济发展中存在的区域经济发展不平衡所带来的区域间居民收入不平等这一情况;二是相关文献往往都是将人口结构变化对收入不平等的影响效应进行分解,或对常规面板数据进行普通最小二乘法(OLS)估计,而并未考虑相邻区域内的居民收入不平等在地理空间上的相关性特征,使得在设定模型时容易出现偏误。

因此,本文拟在已有研究的基础上做出以下创新:第一,考虑到我国收入不平等在不同省份存在着较大差异,我们在全中国范围内运用省域面板数据进行更加细致的考察,以使得研究结果更具有针对性,能为我国公共政策的制定提供更为现实的建议。第二,新经济地理学理论和空间计量经济学的发展为研究中国各省域间收入不平等提供了一个新的视角,强调空间地理位置在老龄化与不平等程度关系中的重要性,因此我们拟采用空间计量模型来控制空间相关性,对已有研究作进一步的补充与拓展,以期能更加客观全面地反映经济现实。

## 三、理论分析

为了解人口老龄化如何影响收入不平等程度,我们假设经济中存在非常多可以看作是近似连续的年龄群体。我们用  $m \in M$  表示年龄, $M$  为 0 岁到最高年龄的集合。设总人口为 1,即  $\int_M \phi(m) = 1$ ,其中密度函数  $\phi(m)$  表示给定年龄的人口密度。我们将给定年龄的人口中收入不平等函数记为  $h = h(m) \geq 0$ ,总体的收入不平等则记为式(1):

$$h = \int_M h(m) \phi(m) dm \quad (1)$$

当人口年龄结构产生变化时,也就意味着密度函数  $\phi(m)$  发生改变。假设密度函数从  $\phi(m)$  变化到  $\varphi(m)$ ,对于任意的  $m^* \in M$ ,  $\int_0^{m^*} \phi(m) dm \geq \int_0^{m^*} \varphi(m) dm$ ,即人口年龄结构变化后小于年龄  $m^*$  的人口所占比重下降,说明出现了人口老龄化现象。那么在其他条件不变的情况下,密度函数改变后

总体的收入不平等为式(2):

$$\bar{h} = \int_M h(m) \varphi(m) dm \quad (2)$$

式(2)减去式(1)得到式(3):

$$\Delta h = \bar{h} - h = \int_M h(m) \varphi(m) dm - \int_M h(m) \phi(m) dm \quad (3)$$

式(3)用以衡量人口年龄结构变化对收入不平等的影响。通过公式推导我们发现,当  $h'(m) > 0$  时,  $\Delta h > 0$ ; 当  $h'(m) < 0$  时,  $\Delta h < 0$ ; 当  $h'(m) = 0$  时,  $\Delta h = 0$ 。也就是说,当不同年龄群体内的收入不平等随年龄增长而上升(下降或不变)时,老龄化会扩大(缩小或不影响)总体的收入不平等。生命周期理论和永久收入假说理论从消费的角度出发,认为消费由影响终生财富的随机冲击决定,不同年龄群体的消费水平差距会随着时间的积累而扩大,从而扩大收入不平等。也就是说,年龄较大群体内的收入不平等大于年龄较小群体。此外,我们也可以从资本积累的角度来分析,个体的收入包括劳动收入和非劳动收入,年轻的个体由于初始条件相差不大,因此劳动收入差距很小,但是随着年龄的增长和经验的积累,劳动者积累的人力资本和工作报酬都会呈现出越来越大的差距;同时,个体的非劳动所得(如赠予)也会随着年龄的增长而不断积累。因此,人力资本和物质资本的共同作用就会使得收入差距随年龄增长而扩大。

以上理论分析表明不同年龄群体内的收入不平等会随着年龄增长而上升,由此我们做出如下推测:老龄化会扩大收入不平等。绝大部分现有研究都假设地理空间具有均质性特征,即地区之间的经济活动相互独立,但是在此假设下得到的研究成果会由于未考虑空间效应而与经济现实不相符。新经济地理学理论认为,在报酬递增和不完全竞争的条件下,经济活动会形成空间集聚的现象,从而使得自然资源、劳动、资本和技术知识等要素在现实经济系统中呈现出非均衡分布的状态,不同地理单元之间的空间距离会影响区域间要素的流动,导致居民收入差距具有空间相关性。因此,本文在使用省域面板数据研究人口老龄化影响收入分配差距的过程中必须运用空间计量模型来控制这一因素。

#### 四、研究设计

##### (一) 研究方法

Anselin 认为与传统计量模型相比,空间计量模型考虑了经济学中普遍存在的空间相关性,即一个地区的样本观测值与其他地区的观测值相关,观测值在空间上缺乏独立性<sup>[17]</sup>。空间计量模型的构建主要分为两步:第一步,判断研究对象是否具有空间相关性;第二步,选择空间计量模型的类型,包括空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。

##### 1. 空间自相关性分析

通常被用来综合检验区域变量是否存在空间自相关性的指标有两个:Moran 提出的全域 Moran's I 指数<sup>[18]</sup>和 Anselin 提出的局部 Moran's I 统计量<sup>[19]</sup>。全域 Moran's I 指数在整体上揭示了空间依赖程度,其计算公式如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  代表区域  $i$  的观测值,  $n$  为区域总数,  $W_{ij}$  为空间权重矩阵。Moran's I 取值介于 -1 和 1 之间:小于 0 表示变量存在负空间自相关;大于 0 表示变量存在正空间自相关,数值越大正相关程度越强。

由于全域 Moran's I 指数无法对不同地理位置的空间关联模式进行分析,Anselin 建议采用局部

Moran's I 统计量继续进行检验<sup>[19]</sup>, 计算公式如下:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (5)$$

在式(5)中,  $Z_i$  和  $Z_j$  分别为区域  $i$  和区域  $j$  观测值的标准化值, 该统计量与全域 Moran's I 指数的含义相似。通过将 Moran's I 散点图与 LISA 显著性水平相结合, 可以形成 LISA 聚集图, 它能够进一步揭示指标值之间的空间关联关系。

## 2. 选择空间计量模型

若通过检验发现研究变量具有显著的空间自相关性, 则传统的回归模型不再适用, 而应该建立考虑空间效应的计量模型来分析变量之间的内在关系。空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)主要考察变量在某一区域是否存在显著的溢出效应, 即该区域内的个体经济行为对相邻区域经济行为造成的影响。当区域经济指标间的相互作用因所处相对位置的不同而存在差异时, 应当采用空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)。两种模型分别表示如下:

$$\text{空间滞后模型(SLM)}: y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$\text{空间误差模型(SEM)}: y = X \beta + \varepsilon \quad (7)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \quad (8)$$

其中,  $X$  是外生解释变量矩阵,  $y$  为被解释变量,  $W$  为空间权重矩阵;  $\rho$  和  $\lambda$  为空间滞后回归系数和空间误差回归系数, 分别用来度量邻近区域解释变量  $X$ 、误差冲击  $\varepsilon$  对中心区域  $y$  的作用方向及程度;  $\varepsilon$  和  $\mu$  为随机误差项。

选择 SLM 或 SEM 的标准主要根据拉格朗日乘子统计量(Lagrange Multiplier, LM)及其稳健性(Robust LM)的显著性来判断, 并进一步通过比较拟合优度  $R^2$  来选择拟合效果更好的模型。

### (二) 模型构建和变量选取

本文从人口老龄化的角度全面分析收入差距的影响机制。由于收入差距在地理空间上存在显著的相关性, 若在构建模型时未考虑到这种空间相关性, 则将导致计量结果出现一定的偏误。因此, 按照上述研究方法, 我们将空间滞后模型(SLM)设定如下:

$$Gini_{iu} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Odep_{iu}) + \beta_2 \ln(Ydep_{iu}) + \beta_k D_{iu} + \rho \sum_j W_{ij} Gini_{ju} + \varepsilon_{iu} \quad (9)$$

在式(9)中, 系数  $\rho$  表示邻近区域解释变量对区域  $i$  收入差距的影响力。当空间相关性由模型以外的因素所决定时, 可将空间误差模型(SEM)设定为:

$$Gini_{iu} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Odep_{iu}) + \beta_2 \ln(Ydep_{iu}) + \beta_k D_{iu} + \lambda \sum_j W_{ij} \varepsilon_{ju} + \mu_{iu} \quad (10)$$

在上述两式中, 被解释变量用基尼系数( $Gini$ )表示, 用来衡量各省域的收入不平等程度。由于《中国统计年鉴》中城镇居民和农村居民收入分组的数据格式并不一致, 无论是按等份还是按非等份进行分组, 传统的计算基尼系数的方法均无法提供口径一致的计算结果。为了解决这一问题, 田卫民根据基尼系数的定义推导出如下计算公式<sup>[20]</sup>:

$$G = 1 - \frac{1}{PT} \sum_{k=1}^n (T_{k-1} + T_k) \times P_k \quad (11)$$

在式(11)中,  $G$  为基尼系数,  $n$  表示观察值数,  $P$  为总人口,  $P_k$  表示第  $k$  组的人口占总人口的比重,  $T$  为总收入,  $T_k$  为第  $k$  组的累计收入。该方法有效地解决了收入分组的难题。由式(11)我们可分别计算出各省域城镇居民和农村居民收入的基尼系数, 再通过 Sundrum 提出的“分组加权法”<sup>[21]</sup>求得居民总体收入的基尼系数:

$$G = P_c^2 \frac{u_c}{u} G_c + P_r^2 \frac{u_r}{u} G_r + P_c P_r \frac{u_c - u_r}{u} \quad (12)$$

在式(12)中,  $G_c$ 、 $G_r$  分别代表城镇居民和农村居民收入的基尼系数,  $P_c$ 、 $P_r$  分别代表城镇人口和

农村人口所占比重,  $u_c$ 、 $u_r$  分别代表城镇和农村的人均收入,  $u$  则代表该省域的人均收入。本文居民收入的基尼系数部分直接采用田卫民计算得到的结果<sup>[20]</sup>, 其余的按上述公式计算, 资料来源于各省 1999—2015 年的《统计年鉴》和《中国农村住户调查年鉴》。

出生率和死亡率的下降均会导致人口结构逐渐老化, 即少儿抚养比的下降和老年抚养比的上升都是老龄化的表现, 这也是目前中国人口变迁的趋势。如前文所述, 收入不平等在不同年龄群体内存在着明显的差异, 且随年龄增长而扩大。为了确认顶部老龄化和底部老龄化对收入不平等的影响程度及大小, 以进行更为细致的研究, 本文的核心解释变量采用老年抚养比 ( $Odep$ ) 和少儿抚养比 ( $Ydep$ ) 两个指标来表示, 其中,  $Odep$  的计算指标为 65 岁及以上人口与 15 岁至 64 岁人口的比值 (%),  $Ydep$  的计算指标为 15 岁以下人口与 15 岁至 64 岁人口的比值 (%)。在经验研究中,  $Odep$ 、 $Ydep$  可根据时间变化反映出人口年龄结构变化情况, 二者均取自然对数。

$D_i$  是根据已有研究选取的影响收入不平等程度及其变化的一系列控制变量, 主要包括: (1) 经济发展水平 ( $\ln RGDP$ ), 采用人均 GDP 的对数 (1990 年不变价格) 来表示, 同时加入人均 GDP 的一次项和平方项。一个国家或地区的经济发展水平与收入分配状况密切相关。美国经济学家 Kunzets 指出, 在传统的农业经济向城市工业经济发展的过程中, 收入不平等先逐渐扩大后逐渐缩小, 即著名的倒 U 型假说<sup>[22]</sup>。随后, 诸多学者也从经验上验证了这一假说。(2) 外资开放程度 ( $FDI$ ), 采用各省外商直接投资实际利用额与 GDP 的比值来表示。 $FDI$  的流入会对收入不平等造成一定的影响。Xing 等运用中国 20 世纪 90 年代的数据研究了外国直接投资对我国不同省份之间收入不平等的影响, 结果表明外资开放程度的差距越大, 各省份的收入差异就越明显。也就是说, 加大外资开放程度对东道国的收入不平等程度有促进作用<sup>[23]</sup>。郭宝忠等采用我国东中西三大区域 1978—2008 年的样本资料, 运用柯布—道格拉斯生产函数研究发现,  $FDI$  分布的空间差别是造成地区收入分配不平等的关键原因之一<sup>[24]</sup>。(3) 金融发展水平 ( $FIR$ ), 采用 Goldsmith 提出的金融相关比率 (金融机构存贷款余额和与 GDP 的比值) 来表示不同区域的金融发展水平<sup>[25]</sup>。金融在现代经济资源配置中占据核心地位, 目前关于金融发展与收入不平等研究尚未得到一致结论。最早由 Greenwood 等提出的 G-J 模型证明金融发展与收入分配差距之间呈现出倒 U 型的曲线特征<sup>[26]</sup>。Banerjee 等建立了一个三部门的动态模型, 探索了个人职业选择和财富分配的相互作用, 结果表明国家或社会经济系统中金融市场的健康可持续发展能够遏制收入不平等状况的恶化<sup>[27]</sup>。而 Maurer 等通过大量的实例研究发现, 随着社会经济系统中金融市场的持续进步和逐步完善, 最有可能受益于金融深化和金融市场发展的是富裕阶级而不是贫困阶级或低收入群体, 从而使得收入不平等程度呈现出不断加剧的消极态势<sup>[28]</sup>。(4) 城市化水平 ( $URB$ ), 采用城镇人口占总人口的比重来表示。中国城市和农村之间的居民收入差距对收入不平等程度的贡献是最大的, 因此有必要将城市化水平作为影响收入不平等的控制变量。陆铭等指出, 中国近年来的城市化水平对调整城乡收入不平等有着积极和消极的双重影响, 这主要取决于不同城市化政策的路径选择<sup>[29]</sup>。(5) 对外贸易程度 ( $TRADE$ ), 采用进出口总额与 GDP 的比值来表示。Williamson 通过翔实的数据分析发现, 20 世纪 80 年代的对外贸易是扩大美国收入不平等的重要因素。由于美国在生产技术密集型产品上具有比较优势, 因此大量出口技术密集型产品并进口劳动密集型产品, 这造成了美国非技能劳动力失业, 而对技能人才的需求又不断扩大, 从而最终导致非技能人才与技能人才之间的收入差距显著扩大<sup>[30]</sup>。Bergh 等的研究也得出了贸易自由化会扩大收入不平等的结论<sup>[31]</sup>。(6) 人力资本水平 ( $HUM$ ), 采用 6 岁及以上人口的平均受教育年限来表示。平均受教育年限由各层次受教育人口加权平均后得到, 其中文盲和半文盲为 1 年, 小学为 6 年, 初中为 9 年, 中专和高中为 12 年, 大学 (包括专科、本科和研究生) 为 16 年。教育是决定收入分配的重要因素, Gregorio 等通过分析 100 个国家和地区 1960—1990 年的资料发现, 受教育程度越高以及受教育机会越平等将会缩小收入不平等<sup>[32]</sup>。Climent 等则认为教育水平的改善并不能缩小收入不平等, 他们采

用 146 个国家 1950—2010 年的跨国面板数据研究发现, 尽管由于世界各地的文盲数量下降数亿人, 人力资本不平等程度下降, 但是收入分配的不平等几乎没有改变<sup>[33]</sup>。此外, 我们在选择空间权重矩阵时, 采用省际地理距离矩阵来测度, 即矩阵的主对角线元素均为 0, 而非对角线元素为两个省的省会距离的倒数。

本文的研究样本为 1998—2014 年 30 个省份的面板数据, 共 510 组观测值, 数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国 55 年统计资料汇编》及各省历年《统计年鉴》。由于统计资料的限制, 我国西藏及港澳台地区不作为研究样本。各研究变量的描述性统计结果如表 1 所示, 由统计结果可知, 各变量均具有良好的统计特征。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测值	截面数
<i>Gini</i>	0.383	0.385	0.529	0.161	0.057	510	30
<i>lnOdep</i>	2.449	2.482	3.086	1.812	0.212	510	30
<i>lnYdep</i>	3.233	3.284	3.859	1.877	0.345	510	30
<i>lnRGDP</i>	8.978	8.969	10.629	7.259	0.711	510	30
<i>ln<sup>2</sup>RGDP</i>	81.1	80.44	112.965	52.695	12.831	510	30
<i>FDI</i>	0.028	0.02	0.184	0.001	0.027	510	30
<i>FIR</i>	2.521	2.384	7.242	1.288	0.909	510	30
<i>URB</i>	0.476	0.452	0.945	0.166	0.156	510	30
<i>TRADE</i>	0.316	0.129	1.722	0.032	0.394	510	30
<i>HUM</i>	8.332	8.296	12.045	5.304	1.017	510	30

### 五、实证分析

#### (一) 空间自相关检验

本文利用 1998—2014 年中国各省域居民收入的基尼系数, 将各省份按照《中国统计年鉴》顺序由 1 到 30 进行编号, 结合式(4)运用 Stata13.0 软件可得到相应年份的全域 Moran's I 指数, 具体如表 2 所示, 并绘制出 1998 年和 2014 年各省收入差距的 Moran's I 指数散点图, 详见图 1 和图 2。

由表 2 可知, 各年份的全域 Moran's I 指数均大于零, 且在 1% 的水平下显著, 说明我国各省份收入差距具有显著的正自相关性, 存在空间集聚现象。结合图 1 和图 2 我们可以看出, 大部分散点均分布在第一象限和第三象限中, 即收入差距大的省域倾向于与其他收入差距大的省域相邻, 而收入差距小的省域倾向于与其他收入差距小的省域相邻, 这表明我国各省域收入差距的空间相关性整体来看是客观存在的。

表 2 1998—2014 年我国各省收入差距的 Moran's I 统计值

年份	I 值	p-value	年份	I 值	p-value
1998	0.080	0.002	2007	0.224	0.000
1999	0.106	0.000	2008	0.230	0.000
2000	0.133	0.000	2009	0.237	0.000
2001	0.142	0.000	2010	0.228	0.000
2002	0.172	0.000	2011	0.176	0.000
2003	0.180	0.000	2012	0.144	0.000
2004	0.171	0.000	2013	0.183	0.000
2005	0.209	0.000	2014	0.139	0.000
2006	0.188	0.000			

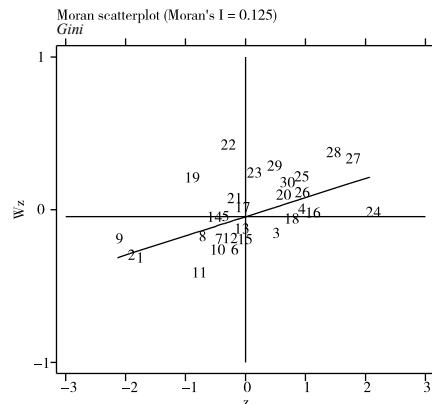
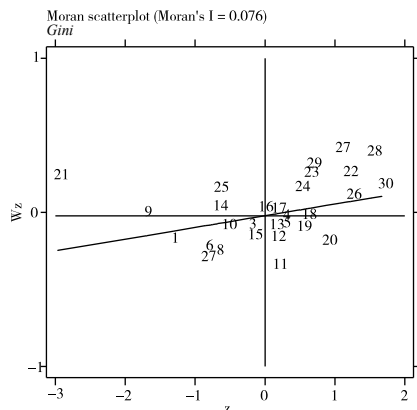


图 1 1998 年 *Gini* 的 Moran's I 指数散点图      图 2 2014 年 *Gini* 的 Moran's I 指数散点图

注: Moran's I 指数散点图的四种空间联系类型: 第一象限(H-H 型)和第三象限(L-L 型)表现出正相关关系, 即高(低)水平省域周围是其他高(低)水平省域; 第二象限(L-H 型)和第四象限(H-L 型)则表现为负相关关系。由于篇幅有限, 本文未列出其他年份的 Moran's I 指数散点图。

为进一步分析各省域收入差距的局域空间特征,本文利用 ArcGis 软件分别绘制出 1998 年和 2014 年的 LISA 聚集图(见图 3 和图 4)发现:大部分省域显示出收入差距的空间正自相关性。其中,第一象限(H-H)的省域主要集中在我国中部和西部地区,这些地区经济发展水平不高,并且受到基础设施、技术水平和地理条件等因素的限制;第三象限(L-L)的省域大多位于我国东部和沿海地区,北京和上海是 L-L 区的两个中心点,这两个收入差距低水平区域辐射影响周围省份。结合全域空间自相关检验结果和 LISA 聚集图我们发现,我国各省域收入不平等具有显著的空间相关特征。

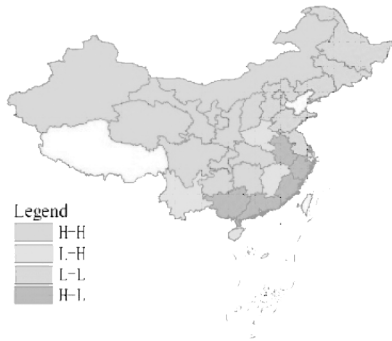


图 3 1998 年 Gini 的 LISA 聚集图

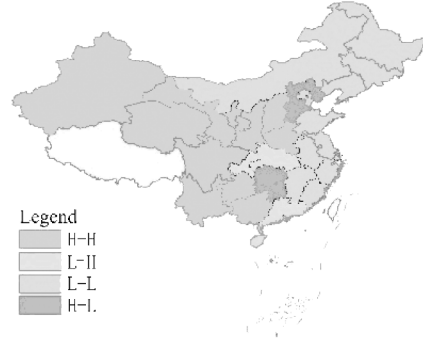


图 4 2014 年 Gini 的 LISA 聚集图

(二) 空间回归估计结果与分析

由前文分析结果可知,我国各省域居民收入不平等存在显著的空间正相关性,因此,在对收入不平等问题的研究方面,考虑空间相关性是十分必要的。在选择空间计量模型类型时,根据 Anselin 提出的模型判别准则<sup>[19]</sup>,我们对空间面板进行拉格朗日乘子统计量(LM)检验,结果如表 3 所示。LM error(88.653)和 Robust LM error(69.841)在 1% 的水平下显著,LM lag(27.324)在 5% 的水平下显著,而 Robust LM lag(11.039)未通过 10% 的显著性水平,因此本文选择空间误差模型(SEM)更为合适。

豪斯曼检验结果显示,固定效应优于随机效应,而且在通常情况下,当回归局限于一些特定的个体时,应该采用固定效应模型。SLM 和 SEM 的固定效应模型按照空间和时间两类非观测效应的不同控制可分为无固定效应(nonF)、时间固定效应(tF)、空间固定效应(sF)、既有时间又有空间的固定效应(stF)四种。表 4 为本文运用 Matlab R2012b 分别对 SLM、SEM 的固定效应检验结果。

表 3 LM 及 Robust LM 检验

检验	统计量
Lagrange Multiplier( error)	88.653 ***
Robust LM( error)	69.841 ***
Lagrange Multiplier( lag)	27.324 **
Robust LM( lag)	11.039

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著。下同。

表 4 SLM、SEM 模型的固定效应检验

变量	SLM				SEM			
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF
lnOdep	-0.1022 **	0.0327 ***	-0.1242 ***	0.0275 ***	-0.1205 **	0.0342 ***	-0.1441 ***	0.0299 ***
lnYdep	-0.0652 *	-0.0369 ***	-0.1006 **	-0.0402 ***	0.0443 *	-0.0228	0.06528 **	-0.0216
lnRGDP	0.3968 ***	0.3894 ***	0.6227 ***	0.1207 ***	0.5446 ***	0.5039 ***	0.8209 ***	0.1401 ***
ln <sup>2</sup> RGDP	-0.1552 ***	-0.0276 ***	-0.0229 ***	-0.0157 ***	-0.1721 ***	-0.0276 ***	-0.0262 ***	-0.0193 ***
FDI	0.6445 ***	-0.8322 ***	0.3368 *	-1.1603 ***	0.7095 ***	-0.9833 ***	0.4287 **	-1.1652 ***
FIR	-0.0128 *	0.0059 **	-0.0481 *	0.0112 **	-0.0101 *	0.0049 *	-0.0287 *	0.0105 *
URB	-0.2411 *	-0.0620 *	-0.2913 *	-0.0406 **	-0.3623 *	-0.0771 **	-0.4365 **	-0.07702 **
TRADE	0.0059 *	-0.0022	0.0213	-0.0020	0.0076	-0.0031	0.0374	-0.0024
HUM	0.3265 ***	-0.0161 ***	0.8923 ***	-0.0155 ***	0.3321 ***	-0.0189 ***	0.8988 ***	-0.0177 ***
constant	-1.4276 ***				-1.6996 ***			
ρ/λ	0.0086 *	0.0442 **	0.2688	0.2752 **	-0.1306 **	-0.0365 **	-0.0021 **	-0.0009 **
R <sup>2</sup>	0.6596	0.7159	0.6153	0.6924	0.6621	0.7189	0.6276	0.7034
Adjust R <sup>2</sup>	0.6318	0.6991	0.5799	0.6698	0.6389	0.7062	0.5988	0.6792
Log L	858.9648	889.7743	841.6224	875.3374	862.9662	893.6977	851.6647	886.0211



由表4可知,SEM空间固定效应模型的拟合优度最高(71.89%),对数似然函数值最大(893.6977),表明该模型是最优的选择,接下来我们对其估计结果进行分析。就空间误差回归系数 $\lambda$ 来看,其估计值为-0.0365,并通过了5%水平下的显著性检验,这进一步说明我国各省域居民收入不平等确实存在空间效应。主要解释变量 $\ln Odep$ 和 $\ln Ydep$ 的系数分别为0.0342和-0.0228,即老年抚养比的上升和少儿抚养比的下降均会恶化我国的收入不平等状况,且前者的影响程度要大于后者,这进一步说明日益凸显的人口老龄化才是目前影响我国收入不平等的主要年龄结构因素。

为了进一步明确人口老龄化对收入不平等的影响到底是主要源于顶部老龄化还是底部老龄化,本文在SEM空间固定效应模型中逐步加入解释变量,以观察老龄化指标的估计系数及其显著性变化情况。结果如表5所示。

首先,我采用不加入其他控制变量的SEM空间固定效应模型(见表5中回归结果(1)),结果表明老年抚养比和少儿抚养比的估计系数均显著为正。其次,我们加入了经济发展水平( $\ln RGDP$ )及其平方项( $\ln^2 RGDP$ ),分析经济发展水平与收入不平等的内在联系(见表5中回归结果(2))。最后,我们加入其他控制变量,在控制其他因素的条件下检验人口老龄化对收入不平等影响的稳健性(见表5中回归结果(3))。表5的回归结果表明,老年抚养比的估计系数显著为正,说明老年抚养比的增加会拉大收入不平

表5 SEM空间固定效应模型回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	回归系数	P值	回归系数	P值	回归系数	P值
$\ln Odep$	0.0865***	0.005	0.0499***	0.004	0.0342***	0.002
$\ln Ydep$	0.0169***	0.003	-0.0468***	0.006	-0.0228	0.286
$\ln RGDP$			0.5326***	0.000	0.5039***	0.000
$\ln^2 RGDP$			-0.0233***	0.000	-0.0276***	0.000
$FDI$					-0.9833***	0.001
$FIR$					0.0049*	0.069
$URB$					-0.0771**	0.014
$TRADE$					-0.0031	0.892
$HUM$					-0.0189***	0.000
$\lambda$	0.1302***	0.000	-0.0142**	0.000	-0.0365**	0.022
$R^2$	0.4331		0.6115		0.7198	
Adjust $R^2$	0.3988		0.5759		0.7062	
Log L	802.3027		846.6008		893.6977	

等;少儿抚养比的估计系数有正有负,加入所有控制变量则变得不显著。由此我们可以推测,我国人口老龄化对收入不平等的影响主要源于老年人口所占比重的上升(即顶部老龄化),相比之下,少儿人口所占比重的下降(即底部老龄化)对收入不平等的影响较小,这正好可以用前文的理论部分来解释这一结果,即当我国的人口增长率下降时,随着老年人口所占比重的上升,其收入愈加不平等,进而提高了总体的收入不平等程度;而低年龄段群体的收入不平等对总收入不平等的影响不大,因此少儿人口所占比重对收入不平等的影响相对较小。

除此之外,研究各控制变量对收入不平等的影响也极为重要。(1)经济发展水平( $\ln RGDP$ ),人均GDP一次项的估计系数显著为正,二次项的估计系数显著为负,说明在经济发展初期,收入差距逐渐扩大,而当经济发展水平达到一定规模后这一差距则逐渐缩小,这验证了Kuznets的倒U型假说。(2)外资开放程度( $FDI$ )的估计系数显著为负,说明 $FDI$ 的流入能积极促进收入不平等状况的改善,这与Xing等采用中国数据得出的结论相一致。原因主要在于 $FDI$ 在我国各地区的分布不均,尤其是在西部地区的省份, $FDI$ 在促进其经济发展中占有重要的地位,流入的 $FDI$ 能对西部省份的收入分配产生一定的积极作用。(3)金融发展水平( $FIR$ )的估计系数较小且为正,并在10%的水平下显著,说明我国金融发展水平虽然不利于缩小收入差距,但影响较小。虽然我国的金融体系不断完善,较富裕群体能从中获得更多的好处,但是金融发展水平较低和市场不够完善导致其对收入不平等的消极影响较小。(4)城市化水平( $URB$ )的估计系数显著为负,即城市化水平越高的省域,居民收入差距越小,这与陆铭等的研究结论<sup>[29]</sup>相一致,可能的原因是:在城市化进程中,农村劳动力的转移一方面增

加了城市劳动力供给,导致城市劳动力工资下降;另一方面农村剩余劳动力的减少提高了农村的劳动生产率和收入水平。因此,通过促进劳动力的流动有助于实现要素报酬的均等化,城市化对改善收入不平等状况起到了积极作用。(5)对外贸易程度(*TRADE*)的估计系数很小且为负,未能通过10%的显著性水平检验,原因可能是出口仅通过惠及小部分人而使得收入不平等缩小,但影响并不明显。(6)人力资本水平(*HUM*)的估计系数显著为负,表明人力资本积累能够积极缩小收入差距。一般来说,教育对收入不平等的影响方向并不确定:一方面,提高教育水平会使得低收入群体拥有更好的技能和更高的报酬,进而使得贫富差距得到缩小;另一方面,教育的异质性特征也会使得受教育程度高的人群比受教育程度低的人群获得更高的教育回报率,教育水平的提高虽然改善了底层人群的生活状况,但顶层人群的收入提高得更多,最终收入转移到更高阶层的群体中,进而加剧了收入不平等。本文的实证结果在一定程度上支持了Gregorio等提出的人力资本积累能够缩小收入不平等的观点,这也表明政府应通过加大教育投入来缩小居民收入差距。

## 六、结论和政策建议

### (一) 结论

本文采用我国1998—2014年的省级面板数据,运用基尼系数来测度收入不平等程度,以少儿抚养比下降和老年抚养比上升作为人口老龄化的衡量指标,并选用一系列控制变量构建空间计量模型,分析了人口老龄化与收入不平等之间的作用机制。根据实证分析结果我们得出以下结论:(1)我国各省域居民收入不平等具有显著的空间正相关性,呈现出空间集聚特征。收入不平等程度高的省份集聚现象主要在我国中部和西部地区,收入不平等程度低的省份集聚现象主要在我国东部和沿海地区。(2)不同年龄群体内的收入不平等程度是随着年龄增加而上升的,主要是来自顶部的人口老龄化会显著地拉大收入不平等。(3)经济发展水平与收入不平等之间的关系呈现倒U型特征,外资开放程度、城市化水平、对外贸易程度以及人力资本水平的提高都会缩小收入不平等,而金融发展水平的提高会拉大收入不平等。

### (二) 政策建议

基于本文所得实证分析结论,我们提出以下政策建议:

1. 在居民收入差距问题的分析与政策制定过程中,应该考虑不同区域之间的收入差距可能存在空间相互作用这一因素,并结合中国的实际情况和经济理论切实分析收入差距的内在成因和发展趋势。这就要求各级政府部门要认真落实国家有关促进地区经济和社会发展的规划和政策,促进居民收入差距向着良性方向发展。

2. 中国已进入老龄化社会,政府在制定政策改善收入不平等时应注意人口年龄结构变化对收入不平等的影响。具体来讲,可以从加快建设和完善中国老年人口的社会保障体系着手,因为老年人群体的社会保障问题是我国社会保障体系的重要组成部分之一,政府应该继续深化改革,积极构建一个多元化、多层次、广覆盖的社会保障体系。

3. 应继续坚持对外开放,加快城市化发展进程,大力发展教育,从而改善收入不平等状况。具体而言,在对外开放过程中,通过清除环节收费并且规范收费行为标准来改善对外贸易环境,强调创造一些新型的商业发展模式。在推动城市化进程中,应该有序地推进农业转移人口市民化,优化城镇化布局和形态,提高城市可持续发展能力,推动城乡发展一体化,改革和完善城镇化发展体制。在教育方面,政府必须注重基础教育并协调教育投资流向,将有限的资源更多地投资于基础教育建设,同时也要注重并培养高级人才,开发高级人才市场,清除地区之间劳动力流动的限制以及劳动力市场的分割,加强并逐渐完善劳动力市场体系。

## 参考文献:

- [1] BOULIER B L. The effects of demographic variables on income distribution[R]. Research Program in Economic Development Discussion Paper, 1975.
- [2] ROBERT G P. Fertility effect of seasonal migration and seasonal variation in fecundability: test of a useful approximation under more general conditions[J]. Demography, 1979, 16(3):475-479.
- [3] DIETZENBACHER E. The dynamics of population growth, differential fertility, and inequality: comment[J]. American Economic Review, 1989, 76(5):1103-1116.
- [4] DEATON A, PAXSON C. Intertemporal choice and inequality[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(3):437-467.
- [5] DEATON A, PAXSON C. Saving, inequality and aging: an east Asian perspective[J]. Asia-Pacific Economic Review, 1995, 1(1):7-19.
- [6] LAM D. Demographic variables and income inequality[J]. Handbook of Population and Family Economics, 1993, b(1):1015-1059.
- [7] OHTAKE F, SAITO M. Population aging and consumption inequality in Japan[J]. Review of Income and Wealth, 1998, 44(3):361-381.
- [8] VON WEIZSACKER R K. Public pension reform, demographics, and inequality[J]. Journal of Population Economics, 1995, 8(2):205.
- [9] MIYAZAWA K. Growth and inequality: a demographic explanation[J]. Journal of Population Economics, 2005, 19(3):559-578.
- [10] 董志强,魏下海,汤灿晴.人口老龄化是否加剧收入不平等?——基于中国(1996—2009)的实证研究[J].人口研究,2012(5):94-103.
- [11] DEATON A S, PAXSON C H. The effects of economic and population growth on national saving and inequality[J]. Demography, 1997, 34(1):97-114.
- [12] 曲兆鹏,赵忠.老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响[J].经济研究,2008(12):85-99.
- [13] 刘华.农村人口老龄化对收入不平等影响的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2014(4):99-112.
- [14] ZHONG H. The impact of population aging on income inequality in developing countries: evidence from rural China[J]. China Economic Review, 2011, 22(1):98-107.
- [15] 郭继强,陆利丽,姜俐.老龄化对城镇居民收入不平等的影响[J].世界经济,2014(3):129-144.
- [16] 蓝嘉俊,魏下海,吴超林.人口老龄化对收入不平等的影响:拉大还是缩小?——来自跨国数据(1970—2011年)的经验发现[J].人口研究,2014(5):87-106.
- [17] ANSELIN L, REY S. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models[J]. Geographical Analysis, 1991, 23(2):112-131.
- [18] MORAN P A P. Notes on continuous stochastic phenomena [J]. Biometrika, 1950, 37(1-2):17-23.
- [19] ANSELIN L. Local indicators of spatial association—LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2):93-115.
- [20] 田卫民.省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析[J].经济科学,2012(2):48-59.
- [21] SUNDRUM R M. Income distribution in less development countries [M]. London and New York: Routledge, 1990.
- [22] KUZNETS S. Economic growth and income inequality[J]. American Economic Review, 1955, 45(45):1-28.
- [23] XING Y, ZHANG K. FDI and regional income disparity in host countries: evidence from China [J]. International Economics, 2004, 57(3):363-379.
- [24] 郭宝忠,孙一平,马露萍. FDI对中国地区间收入不平等的影响分析[J].统计与决策,2014(20):129-132.
- [25] GOLDSMITH R W. Financial structure and development[J]. Studies in Comparative Economics, 1969, 70(4):31-45.

- [26] GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5):1076 – 1107.
- [27] BANERJEE A V, NEWMAN A F. Occupational choice and the process of development[J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101(2):274 – 298.
- [28] MAURER N, HABER S. Related lending and economic performance: evidence from Mexico[J]. *The Journal of Economic History*, 2003, 67(3):551 – 581.
- [29] 陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差异[J]. *经济研究*, 2004(6):50 – 58.
- [30] WILLIAMSON J G. Growth, distribution, and demography: some lessons from history [J]. *Explorations in Economic History*, 1998, 35(3):241 – 271.
- [31] BERGH A, NILSSON T. Do liberalization and globalization increase income inequality? [J]. *European Journal of Political Economy*, 2010, 26(4):488 – 505.
- [32] GREGORIO J D, LEE J. Education and income inequality: new evidence from cross-country data[J]. *Review of Income and Wealth*, 2002, 48(3):395 – 416.
- [33] CLIMENT A, DOMENECH R. Human capital and income inequality: some facts and some puzzles[R]. Working Papers, 2012.

[责任编辑:王丽爱]

## The Impact of Population Aging on Income Inequality: A Spatial Econometric Analysis Based on Provincial Data

WEN Jiandong<sup>a,b</sup>, XIE Cong<sup>b</sup>

(a. Economic Development Research Center,

b. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** Income inequality is an obvious phenomenon in the process of economic growth in China, and population aging has an important influence on income inequality. The paper makes an examination on the spatial correlation of income inequality between regions by the global Moran's index (Moran's I) of and spatially localized LISA map. Furthermore, this paper tries to construct the Spatial Lag Model and Spatial Error Model based on provincial level panel data of China from 1998 to 2014 and explore the aging effect mechanism of income inequality. Our estimation result shows income inequality of different provinces has significantly positive spatial correlation in China, which means provinces with high (low) income inequality tend to be adjacent. Aging Population does increase income inequality significantly. Moreover, this impact is mainly from topcaging because income inequality in different age groups increases with age.

**Key Words:** population aging; income inequality; top aging; bottom aging; spatial econometric model; Gini Coefficient; Moran's I Index; human capital level