

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*

蓝嘉俊 魏下海 吴超林

【内容摘要】老龄化与收入不平等是当今世界两个突出现象,老龄化是否为解释收入不平等变化的一支重要力量?文章利用跨国面板数据实证考察老龄化对收入不平等的影响。全样本估计结果表明,老龄化会显著地拉大收入不平等,这种影响主要来自顶部老龄化而非底部老龄化的有力推动。对老龄化作用异质性研究发现,对于收入水平较高或者老龄化水平较高的国家,老龄化对收入不平等的促进作用更大。这意味着,老龄化对收入不平等的影响是随着经济发展阶段性变化而逐渐释放的。在考虑更多的控制变量、内生性问题以及异常样本点影响之后,上述结论依然稳健。研究基于跨国数据获得的经验发现,能够为当今中国应对日益严峻的老龄化和收入分配问题提供新的政策洞见。

【关键词】收入不平等;人口老龄化;老年抚养比;少儿抚养比

【作者简介】蓝嘉俊,华南师范大学经济与管理学院硕士研究生;魏下海,华南师范大学经济与管理学院、华南市场经济研究中心副教授;吴超林,华南师范大学经济与管理学院、华南市场经济研究中心教授。广州:510006

The Effect of Population Ageing on Income Inequality: Evidence from 76 Countries, 1970 – 2011

Lan Jiajun Wei Xiahai Wu Chaolin

Abstract: Population aging and income inequality are two prominent phenomena across the world. Is aging one of the most important factors influencing income inequality? This paper presents empirical evidence on the effect of population aging on income inequality, using a panel dataset from 76 countries and regions from 1970 and 2011. The empirical results show that population aging does increase income inequality significantly. Moreover, this impact is mainly from top – aging rather than bottom – aging. Population aging also has a greater impact on income inequality in those countries having higher income levels and higher levels of aging. Impact of population aging on income inequality varies with the stages of economic development. The results are robust when several control variables are added in the model as well as potential endogenous problems and abnormal sample points are considered.

Keywords: Income Inequality, Population Aging, Old – age Dependency Ratio, Child Dependency Ratio

Authors: Lan Jiajun is Master's Student, School of Economics and management, South China Normal University; Wei Xiahai is Associate Professor, School of Economics and management, South China Normal University; Wu Chaolin is Professor, School of Economics and management, South China Normal University. Email: bluelanji@126.com.

* 本文得到国家社会科学基金项目(项目编号:13CJ025)、教育部人文社会科学研究规划基金项目(项目编号:11YJA790163)、教育部人文社会科学研究一般项目(项目编号:11YJC790202)、广东省哲学社会科学“十二五”规划项目(项目编号:GD12YYJ05)、华南师范大学研究生科研创新基金(项目编号:2013kyjj062)资助。

1 研究背景

长期以来,人口老龄化与收入分配问题受到不少学者的广泛关注,老龄化是解释收入不平等的重要因素(Winegarden,1978; Repetto,1979; Morley,1981; Lam,1987; Deaton and Paxson,1994,1995,1997; Von Weizsacker,1995; Nielsen and Alderson,1997; Dahan and Tsiddon,1998; Miyazawa,2005)。然而,国内鲜有文献讨论人口老龄化对收入不平等的影响。就我们查阅到的相关资料,仅有曲兆鹏和赵忠(2008)、Zhong(2011)、董志强等(2012)和刘金东等(2014)专门对这一议题做了研究。国内外的研究多数是在一国视野下进行的,利用跨国数据进行研究的较少。本研究利用跨国数据经验考察老龄化对收入不平等的影响,不仅能够得到老龄化对收入不平等影响更加一般性的结论,而且能够为中国当前公共政策的应对提供重要借鉴。

在国际视野下研究人口老龄化对收入不平等的影响,首先要理解全球收入不平等的概念。Milanovic(2002)定义了三个不同的衡量全球收入不平等的概念:一是无权重地衡量国家间的人均GDP差异;二是以人口数量为权重衡量国家间的人均GDP差异;三是加总国家间和国家内的差异,得到总的全球收入不平等。根据Milanovic(2002)的分析,全球收入不平等的研究可分为两支,即世界收入不平等和国际收入不平等。世界收入不平等是把世界看成一个整体,分析全世界公民的收入差距问题;而国际收入不平等则是以国家为单位,分析各国间的人均收入差距问题(蒋志永,2005)。

由于数据所限,难于直接比较世界收入不平等水平,但是可以比较国际收入不平等水平。世界经济论坛发布的《2013年全球风险报告》指出,20世纪80年代以来,全球大部分地区的收入不平等加剧,收入不平等是未来10年全球的最主要风险,收入不平等已成为21世纪的中心议题。

老龄化,顾名思义是指总人口年龄结构中,老年人口比重不断上升的趋势和过程。利用笔者整理的数据库测算发现,2011年的76个国家(地区)中,已有49个进入老龄化社会,26个进入深度老龄化社会,3个进入重度老龄化社会(意大利、德国和日本)^①。中国已于2000年进入老龄化社会(老龄化系数为7.01%),到2011年中国老龄化系数为8.37%,超过了2011年世界平均老龄化系数水平(约为7.67%),是发展中国家中老龄化程度较为严重的国家。

人口结构变化会对与年龄相关的收入和消费等经济变量造成影响,进而影响社会的不平等。对于不同的经济发展阶段,老龄化与收入不平等的关系可能表现出不同的阶段性特征。正由于中国人口转型和经济发展阶段的特殊性,有必要追问,这种关系是否具有普适性?在全球范围内是否存在一定规律性特征?基于此,本文在国际视野下考察人口老龄化对收入不平等的影响,利用1970~2011年76个国家(地区)面板数据经验研究发现,人口老龄化对收入不平等有明显的拉大作用。具体而言,老龄化系数上升1%,会使收入不平等上升约0.118%;老年抚养比上升1%,会使收入不平等上升约0.131%;而少儿抚养比的变化对收入不平等影响不显著。在控制一系列可能影响收入不平等的因素,并考虑内生性问题和异常样本点的影响之后,结论依然稳健。

2 文献回顾与理论假说

2.1 人口结构影响收入不平等的理论机制

生育率的下降和人均预期寿命的延长都会引起老龄化^②,进而改变资源的跨期配置,最终影响收入不平等。Boulier(1975)认为高生育率会使收入分配更不平等,由于高生育率带来高人口增长率,人

^① 根据国际标准,如果一个社会中65岁及以上人口占总人口比重超过7%,就可称为老龄化社会;如果这一比重超过14%,则进入深度老龄化社会;如果超过20%,则进入重度老龄化社会。

^② 生育率下降带来的少儿人口比重下降,主要导致了底部老龄化;而人均预期寿命延长带来的老年人口比重上升,主要导致了顶部老龄化。

口快速增长会使利润、租金相对于劳动报酬的比重上升,由于利润和租金的分布比劳动报酬的分布更不平等(Kuznets,1963),因此,高生育率会导致收入不平等拉大。此外,高收入群体与低收入群体之间的生育率差异,也拉大了收入不平等。一般情形下,贫困阶层生育率的提高会使得贫困家庭的孩子数量多于富裕家庭。如果转移不受限制,贫富家庭生育率差距的扩大,将会通过代际转移的形式使得下一代人群的收入不平等程度进一步拉大(Dietzenbacher,1989)。

另有一些学者从组间(between)和组内(within)收入不平等的角度来解释老龄化对收入不平等的影响。Winegarden(1978)和Morley(1981)的研究都认为,人口快速增长带来的更具年轻型的年龄结构是收入不平等上升的原因。Repetto(1979)的研究则相反,认为低生育率和低死亡率将会使年龄结构逐渐老化,这会扩大劳动年龄的变化区间,使收入不平等程度上升。Lam(1987)认为以上两种观点各有道理,前者考虑了年轻工人通常具有较低的平均工资水平,年轻人口比重的增加会拉大组间收入不平等,反之,如果收入不平等随着年龄增加而增加,那么,人口结构的老龄化将会拉大组内收入不平等。总之,收入不平等是由年龄组群间和组群内的差异共同决定的。随后,Lam(1997)对总收入不平等的决定因素展开细致的研究,他使用收入对数的变异系数衡量收入不平等,根据年龄群体把总收入不平等分解为组间不平等和组内不平等。Lam(1997)发现,由于组内不平等和组间不平等的中和作用,年龄结构变化对收入不平等的影响方向不确定。一个年轻型结构对收入不平等的组间效应和组内效应通常是反方向的,因为年轻者通常具有较低平均工资水平,年轻人口比重的增加会使组间不平等拉大;另一方面,如果收入不平等随着年龄而增加,那么年轻人口比重增加将会使组内不平等缩小。

Deaton and Paxon(1994,1995,1997)对人口年龄结构变化的收入不平等效应展开了系统的研究。他们基于传统生命周期理论,提出“相关生命周期假说”,该假说将人口增长与收入及收入不平等联系起来,并将人口结构变化对收入不平等的效应分解为同期出生组组内效应和出生组组间效应。其中,组内不平等是随着年龄增加而上升的。持久收入假说认为,消费是由对终生财富的随机冲击(不确定性)决定的,对于固定人群,其消费水平差异会随着时间扩大,进而使收入水平差异扩大,即同一年龄群体内的收入不平等是随着年龄增加而上升的。组间不平等则主要来源于技术进步和经济增长,因为技术和经济的发展会提高劳动收入和生活水平,此外,如果老年人和年轻人的消费模式差别很大,老年人口比重的提高也会拉大组间收入不平等。

随后学者们进行更为细致的理论研究,通过不同的理论模型来解释人口年龄结构与收入不平等的关系。Von Weizsacker(1995)在模型中把人口分为劳动人口和退休人口,劳动人口获得工资收入并缴纳一部分养老金税,退休人口则从劳动人口缴纳的养老金税中获得退休金。利用变异系数平方项来衡量收入不平等程度,把总体收入不平等分解成经济和人口两种效应,发现当社会中劳动人口数大于退休人口数,且劳动人口获得的平均工资大于退休人口获得的平均养老津贴时,劳动人口比重的提高会缩小收入不平等。这意味着老年人口比重提高会拉大收入不平等。Dahan and Tsiddon(1998)构建了小型开放经济下的世代交叠模型,研究人口结构转变与收入分配的动态关系。假设个人存活两个时期:少儿成长时期(可进行人力资本投资或者简单非技能劳动)和成年工作时期(获得由人力资本投资带来的高收入或者作为非技能工人的低报酬)。研究表明生育率与收入不平等存在倒U型关系,在早期,生育率提高会拉大收入不平等;在后期,生育率下降,人力资本变得更加充裕,收入分配变得更加平等,人均收入增长开始起飞。这是由于在早期,穷人没有意识到人力资本投资在未来的高回报,不清楚成为技能型人才是较有生产力的,穷人的生育率上升,数量不断增多,穷人工资下降。此时,富人数量增长速度比穷人慢,富人工资则保持增长,占总人口小部分的富人数量变得越来越富有,这一期间收入分配变得越来越不平等。后期,穷人意识到进行人力资本投资的好处,更多地进行人力资本投资,生育率下降,非技能型劳动供给数量下降,技能型劳动供给上升,这使非技能型劳动工人工

资上涨,技能型劳动工人工资下降,最终缩小收入不平等。Miyazawa(2005)构建了考虑遗赠动机情形的两收入群体模型,考察老龄化对储蓄和收入不平等的影响。模型假设人们具有相同偏好,即边际储蓄率相同。当把非劳动所得收入(如遗赠)纳入到总收入中时,相对于工资的储蓄率将随着遗赠数量增加而提高。由于高收入群体接受相当一部分的遗赠,而低收入群体没有遗赠,那么高收入群体具有相对较高的储蓄率。老龄化主要通过遗赠-工资比来影响收入不平等,假设同代人内的收入不平等是由高收入和低收入群体间的收入差距决定的,由于遗赠只发生在高收入群体,遗赠-工资比的增加仅使高收入群体受益。那么,高收入群体变得更为富有,低收入群体仍处于原来收入水平,造成收入顶部十分位数持续增长和底部十分位数停滞不前,老龄化同时拉大了代际间和同代人内的收入不平等,最终拉大了总收入不平等。在国内,董志强等(2012)通过一个数理模型发现,当不同年龄组内部的收入不平等随着年龄增加而扩大时,老龄化会加剧收入不平等。

总之,学者们通过不同的理论机制考察老龄化对收入不平等的影响,结论表明老龄化会拉大收入不平等。

2.2 人口结构与收入不平等关系的经验研究

在早期发展的理论上,学者们对人口年龄结构的收入不平等效应展开了大量的经验研究,人口年龄结构与收入不平等的关系得到许多经验文献的证实。

Deaton and Paxson(1994、1997)在其发展的理论上,利用多国家家庭调查数据,经验研究证实了同一年龄段人口群体内的收入和消费不平等是随着年龄增加而上升的。老龄化会拉大这些国家的收入不平等,因为老龄化使人口往更老且更不平等的年龄段分布。Nielsen and Alderson(1997)的发现略有不同,他们利用美国的数据研究发现,老龄化系数对收入不平等的影响并不恒定,1970~1980年间,老龄化系数的提高会拉大收入不平等,而1980年后,老龄化系数的提高会缩小收入不平等。Ohtake and Saito(1998)拓展了Deaton and Paxson(1994)等人研究方法,利用日本1979年、1984年以及1989年的家庭微观数据进行分析,发现日本在上世纪80年代收入不平等的增加有一半的因素是由老龄化引起的。Miyazawa(2005)从人口结构角度考察了其对经济增长和收入不平等的影响,研究发现,在老龄化初始阶段,老年人口死亡率的下降将促进经济增长,并使代际间和同代人内的收入不平等拉大。随着老龄化进入成熟稳定阶段,收入不平等进一步拉大。

我国也面临老龄化问题,且日益严峻。因此,从人口结构的视角探寻收入不平等的原因颇具研究价值和现实意义。曲兆鹏和赵忠(2008)利用CHIP微观数据考察了中国农村消费和收入不平等与老龄化之间的关系,结果表明中国农村的收入不平等大于消费不平等,并且每个时期的组内不平等都占据主导地位,然而老龄化对消费和收入不平等的影响很小。Zhong(2011)利用“中国健康营养调查”数据(CHNS),从中国农村家庭劳动人口比重角度考察其对收入不平等的影响,结果表明家庭中劳动人口比重下降对1997~2006年间中国收入不平等上升的贡献率从1997年的2.7%上升到2006年的8.5%,并且其对这一时期收入不平等总变化的贡献率高达21.9%。这可能是因为劳动力短缺和工业化的扩张使具有较高劳动人口比重的家庭收入回报率提高,然而这种回报率分布却是更加不平等的,最终拉大了中国农村收入不平等。Zhong(2011)的研究从侧面说明老龄化(将使劳动人口比重下降)会拉大收入不平等。曲兆鹏和赵忠(2008)和Zhong(2011)的研究仅仅考察中国农村的情况,这可能是由于中国大多数人口尚居住在农村,而且老龄化对农村的影响更明显。然而,在全国范围内老龄化对收入不平等的影响如何?董志强等(2012)利用1996~2009年中国省际面板数据,经验发现老龄化显著加剧我国收入不平等。刘金东等(2014)利用CHNS数据对中国1993~2009年间老龄化效应对收入不平等的贡献率进行了精确计算,研究认为中国老龄化效应主要源于年龄间效应,虽然老龄化对中国收入不平等具有负面影响,但其贡献率远低于国外。

根据以上对人口结构影响收入不平等的理论与经验研究的分析,我们提出待检验的理论假说:人口老龄化会拉大收入不平等。

本文与既有文献主要有以下不同:首先,既有文献集中于考察各国国内的收入不平等情况,鲜有在国际视野下对多国收入不平等进行考察的。这可能是由于跨国收入不平等数据难以获得,因为不同国家的调查数据基准一般不同,有的基于个人调查,有的则基于家庭调查,并且调查覆盖范围不同(农村或者城市)也会使结果不同,这些因素使收入不平等难于在各国间进行比较。本文利用世界收入不平等数据库(WIID)对数据进行标准化筛选,匹配出一套具有可比性的跨国面板数据。其次,本文采用跨国宏观面板数据,能反映各国家(地区)在收入分布方面不可观测的差异,通过控制双向固定效应,我们对人口老龄化与收入不平等的关系有更准确的估计。然后,本文将既有文献提到的影响收入不平等的因素作为控制变量纳入估计模型中,这种做法不仅提高了我们对人口老龄化系数估计结果的稳健性,而且对控制变量的分析能够验证既有研究的发现或者对影响收入不平等的原因提供新的解释。最后,本文分子样本研究发现,老龄化对收入分配的影响是随着经济发展阶段性变化而逐渐释放的,这一结果是对既有研究结论的有益补充。

3 数据与计量模型

3.1 数据说明

本文使用基尼系数衡量国家内的收入不平等水平。各国基尼系数数据主要来自世界收入不平等数据库(United Nations University, 2008)。WIID数据库是由联合国大学世界发展经济研究机构(UNU-WIDER)测算整理的发达国家、发展中国家和转型国家的收入不平等数据,最新版本包含了1950~2006年159个国家(地区)的收入不平等数据。WIID所提供的收入不平等指标是由多种不同测算方法得到的,譬如,有些指标是根据家庭的可支配收入来测算,而有些指标是以个人的消费支出来测算。WIID的《用户指南与数据来源》(User Guide and Data Sources)中翔实提供了不同基准测算结果的修正方法,基于总收入(gross incomes)测算的收入不平等比基于可支配收入(disposable incomes)平均高出5~10个百分点,基于净收入(net earnings)测算的收入不平等比基于净支出(net expenditure)平均高出5个百分点。

为了使测算结果具有可比性,且在时间上保持连续,本文采取相应的样本筛选方法:(1)优先选择基于家庭单位(household)测算的数据,其次选择基于个人(person)和家族(family)的数据。(2)优先选择覆盖所有地区(all)测算的数据。基于城市(urban)的测算结果一般比基于所有地区的低10个百分点,而基于农村(rural)的测算结果则高出5个百分点。因此,对于基于城市的数据统一加上10个百分点,对于基于农村的数据统一减去5个百分点。(3)优先选择覆盖所有人口、所有年龄的测算数据。(4)优先选择以可支配收入衡量收入水平的测算数据。对于基于总收入测算的数据统一减去7.5个百分点,对于基于净支出测算的数据统一加上5个百分点。(5)优先选择利用人均家庭收入均衡调整后的数据。(6)优先选择数据质量评估等级高的数据。此外,在选择每个国家各个年份的数据时,尽量保持数据来源及其他选取基准的一致性。

由于WIID提供的收入不平等数据有些年份是缺失的,我们根据WDI数据库(World Bank, 2013)、OECD国家数据库(OECD iLibrary, 2013)和PovcalNet数据库(World Bank, 2014)提供的收入不平等数据对缺失数据进行补充,特别是对于2007~2011年基尼系数的补充。对于在某些年份有缺失值的国家,收入不平等指标通常是每两年有一个缺失值。我们采用简单算术平均法填补位于中间的缺失值,对于两端的缺失值,我们采用差分移动平均法填补缺失值^①,以捕捉数据的变动趋势。由于

^① 即 $Gini_t = 2Gini_{t-1} - Gini_{t-2}$ 。

以上填补缺失数据的方法并没有破坏各国基尼系数的变动趋势,我们认为这种方法是较为合理的,后文的稳健性分析也证明这种处理方法是合适的。最终我们得到了两套基尼系数数据,一套是仅由 WIID 整理得到的数据(统计描述中的 Gini_WIID 变量)样本观测值较少;另一套是利用其他数据库补充后得到的数据(统计描述中的 Gini 变量)样本观测值比较完整。

本文的核心解释变量——抚养比指标数据来自世界银行的世界发展指标数据库(WDI, World Bank 2013)。WDI 提供了 1960~2011 年两百多个国家(地区)的经济发展数据。其余变量指标来源如下:人均 GDP、进出口总额占比、政府消费支出占比、技术差距和消费物价指数的指标均来自 WDI 数据库;人力资本指标来自 Penn World Table 数据库(Feenstra et al. 2013)。从源数据上,部分国家提供的基尼系数缺失较为严重(仅提供 5 个或少于 5 个年度数据),故在不影响估计结果和研究结论的情况下将其样本剔除,最终本文得到 1970~2011 年 76 个国家(地区)面板数据^①。

3.2 统计事实

表 1 给出了变量统计描述。其中, Gini 变量是指经过填补缺失值调整后的基尼系数数据,而 Gini_WIID 变量是原始的基尼系数数据。Gini_WIID 变量的观测数为 1737 个,而填补缺失值调整后的 Gini 变量观测数为 3192 个, Gini_WIID 与 Gini 变量的其他指标统计特征相似;老龄化系数(Aging)是由少儿抚养比和老年抚养比计算得到的^②;技术差距(Tecgap)衡量一国人均 GDP 与美国人均 GDP 的差距^③。由表 1 可见,两个基尼系数变量指标差别不大,且其他变量具有良好的统计特征。

本文首先考察全球范围内的国际收入不平等水平与老龄化水平。图 1 显示了以各国人口数量为权重,以各国人均 GDP 进行测算的各年国际收入不平等水平。实线段部分是根据世界发展指标(WDI, World Bank 2013)提供的数据测算所得^④,虚线段部分是根据 Penn World Table(PWT, Feenstra et al. 2013)提供的数据测算所得^⑤。1970~2011 年间,由 WDI 测算的国际收入不平等水平处于 0.70 左右,2000 年后缓慢下降;PWT 测算结果比 WDI 低,从 1970 年的 0.63 下降到 2010 年的 0.48 左右,下降幅度比 WDI 大。此结果与 Dowrick and Akmal(2005)的研究一致,Dowrick and Akmal(2005)指出,以上两种收入测算方法会产生偏误,基于汇率的比较忽视了非贸易品的相对价格,低估那些低生产率或者低收入国家的实际购买力;而 PWT 基于固定价格的方法会受到替代偏误的影响。Almas(2012)考察了 PWT 中使用经购买力平价调整的收入对国际收入不平等测算值的影响,结果表明 PWT 中的 PPP 偏误使国际收入不平等被低估了。

可见,由于数据来源不同,国际收入不平等水平的测算结果存在较大差异。国际收入不平等只能提供世界每年的一个收入不平等值,且其涵义忽略了国家内部的收入不平等,对实证研究作用不大。为了探寻影响各国收入不平等的因素,有必要利用各国国内的收入不平等数据来做进一步的考察。

① 被筛掉国家(地区)基尼系数变量总观测值个数为 346 个,均值为 0.393,中位数为 0.386,标准差为 0.101,与表 1 中进入样本的国家(地区)基尼系数变量(Gini)的统计特征相近,二者仅仅在观测数上有较大差异。对于其他主要变量(如老龄化指标、人均 GDP 变量等),被筛掉国家(地区)与进入样本国家(地区)的各项统计特征也相近,仅仅在观测数上有差异。因此,我们认为本文筛选得到的样本数据的回归结果不会受到样本选择的影响。

② 计算公式为: $Aging = \frac{Odep}{(1 + Ydep + Odep)}$ 。

③ 计算公式为: $Tecgap_i = 1 - \left(\frac{PGDP_i}{PGDP_{USA}}\right)$, i 代表所要计算的国家, $PGDP_{USA}$ 指美国人均 GDP。

④ WDI 提供的人均 GDP 指标是基于汇率的比较(2000 年不变价美元)。

⑤ PWT 提供的人均 GDP 指标是基于购买力平价(PPP)的比较(2005 年购买力平价国际元)。

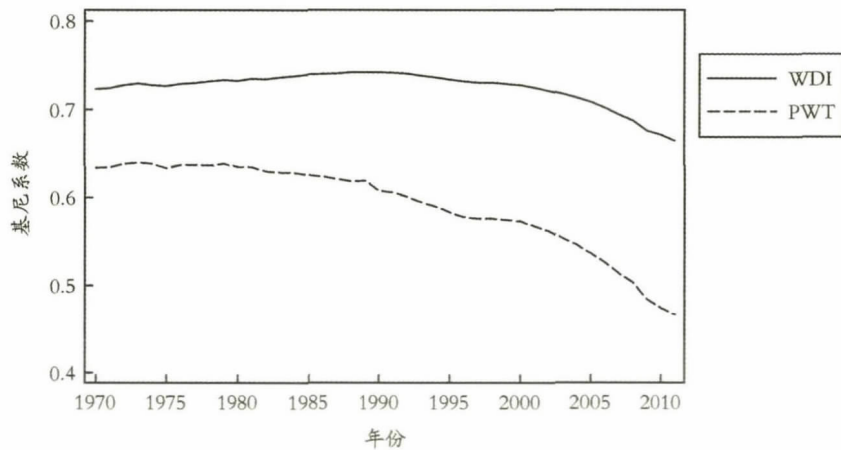
表 1 变量的描述统计

Table 1 Descriptive Statistics of Variables

变量	定义	观测数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Gini	基尼系数	3192	0.379	0.361	0.106	0.178	0.700
Gini_WIID	基尼系数(WIID)	1737	0.373	0.349	0.106	0.178	0.700
Aging	老龄化系数(%)	3192	8.909	8.730	4.725	2.430	23.387
Odep	老年抚养比(%)	3192	13.856	13.608	6.702	4.623	36.928
Ydep	少儿抚养比(%)	3192	47.869	41.182	21.336	14.743	106.427
Dep	总抚养比(%)	3192	61.724	56.174	16.295	31.939	112.766
PGDP	人均 GDP	2893	9140.92	4140.08	10284.16	122.29	56388.99
Open	进出口总额占比	2857	0.752	0.608	0.573	0.053	4.605
Gov	政府消费支出占比	2863	0.155	0.151	0.058	0.030	0.434
Inv	国内投资总额占比	2880	0.232	0.225	0.064	0.016	0.598
HC	人力资本	2972	2.476	2.572	0.535	1.185	3.619
Tecgap	技术差距	2893	0.686	0.859	0.335	-0.461	0.993
Inf	消费者价格指数	2721	59.100	61.744	43.056	0.000	248.402

图 1 国际收入不平等水平(1970~2011)

Figure 1 Inter-country Income Inequality 1970 to 2011



资料来源:世界银行世界发展指标数据库(<http://data.worldbank.org/frontpage>); 格罗宁根大学宾大世界表(Penn World Table)(<http://www.ggdc.net/pwt>)。

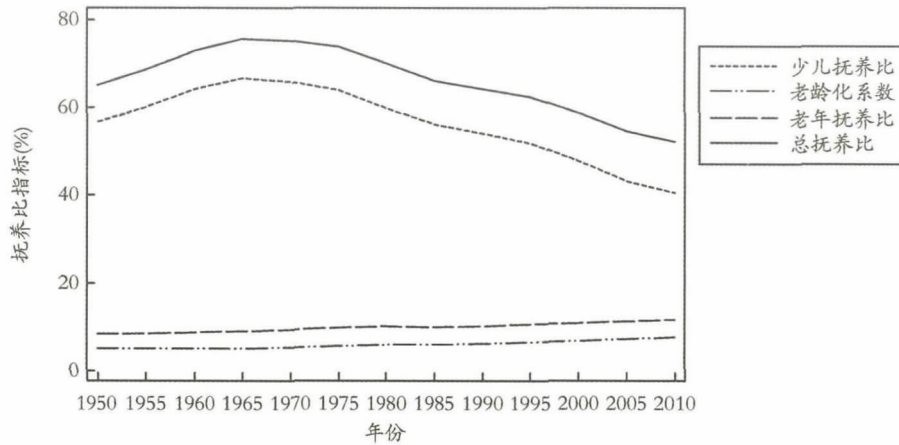
图 2 显示了全球各抚养比指标的变化趋势图^①,总抚养比和少儿抚养比在 1970 年后逐步下降,且下降幅度相当,老年抚养比和老龄化系数则缓缓上升,人口老龄化问题逐渐显现。图 3 可见,1970 年后,全

① 本文抚养比指标包含:总抚养比、少儿抚养比、老年抚养比和老龄化系数。总抚养比指 0~14 岁人口与 65 岁及以上人口之和占 15~64 岁人口的比重;少儿抚养比指 0~14 岁人口占 15~64 岁人口的比重;老年抚养比指 65 岁及以上人口占 15~64 岁人口的比重;老龄化系数指 65 岁及以上人口占总人口的比重。

球人口稳定增长的同时,全球年龄中位数从 21 岁上升到 28 岁,从侧面反映出全球人口老龄化问题。

图 2 全球各抚养比指标变化趋势

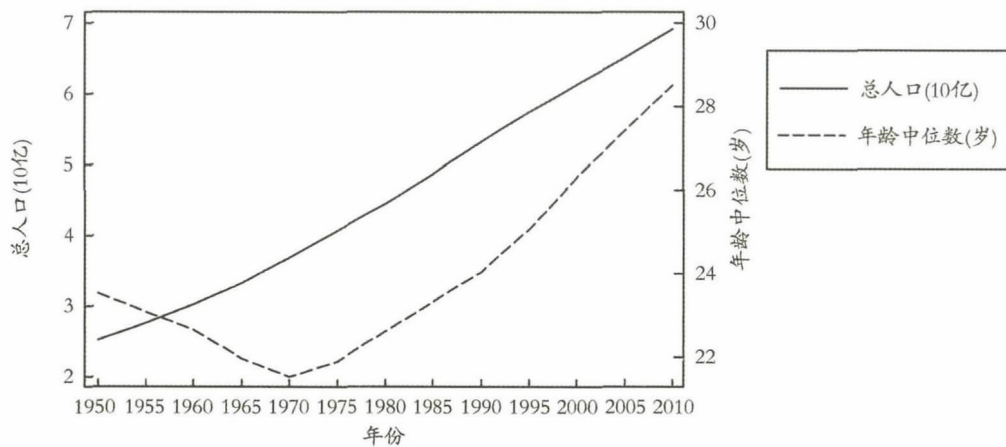
Figure 2 Trend of World Dependency Ratio Index



资料来源:联合国经济和社会事务部人口计划署《世界人口展望(2012版)》,(<http://esa.un.org/unpd/wpp/>)。

图 3 全球总人口与年龄中位数变化趋势

Figure 3 Trend of World Population and Median Age



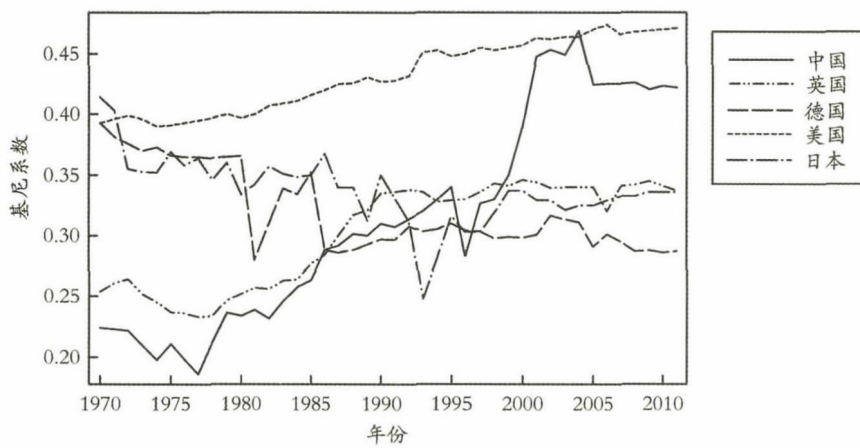
资料来源:联合国经济和社会事务部人口计划署《世界人口展望(2012版)》,(<http://esa.un.org/unpd/wpp/>)。

本文选取几个典型国家对将要考察的主要变量进行特征事实描述。由图 4 可见,1970~2011 年间,中国的基尼系数大幅上升,从 0.22 上升到 0.42 左右,基尼系数于 2004 年达到最大值(0.46)。美国和英国的基尼系数变化趋势较为相似,两国的基尼系数在 2005 年以前缓慢上升,此后保持平稳。而日本和德国的基尼系数在这一期间缓慢下降。图 5 显示了这些国家的老龄化水平,可见所有国家老龄化都不断加剧,德国等发达国家的人口老龄化程度明显比中国高,其中,德国和英国的老龄化程度最高,而日本和美国居中,中国最低。此外,日本老龄化速度最快,1990 年以前,日本的老龄化水平尚居于倒数第二,而 1990 年以后,日本的老龄化水平急速上升,到 2000 年以后其老龄化水平超过了

其他国家。图 6 显示了这些国家少儿抚养比的变化趋势,由图可见各国少儿抚养比都逐渐下降,可能是由于经济发展使生育率水平下降,导致少儿人口比重显著降低。中国少儿抚养比下降的最为厉害,从 1970 年的 70% 下降为 2010 年的 30% 左右,下降幅度高达 40 个百分点。图 7 显示了基尼系数与经济发展水平的散点图及拟合线,由图可见,基尼系数与经济发展水平呈倒 U 型规律特征,在人均 GDP 提高的初期,基尼系数不断上升,而随着人均 GDP 进一步提高,基尼系数达到最大值后逐渐下降。

图 4 典型国家基尼系数变化趋势图

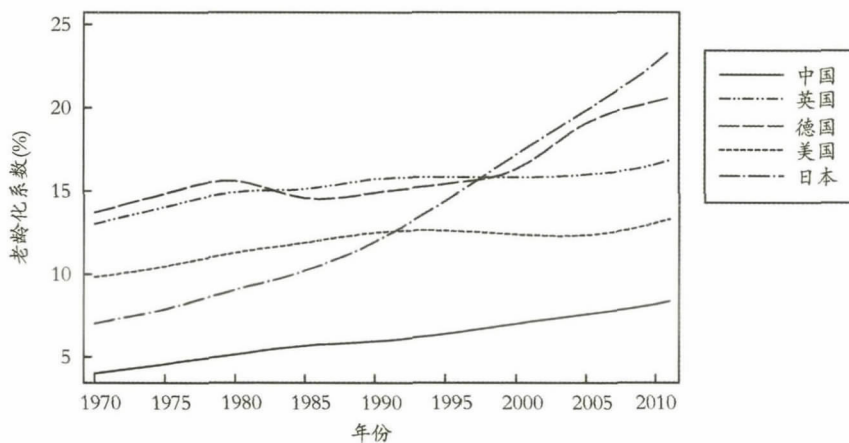
Figure 4 Trend of Gini Coefficient Index



资料来源:笔者根据世界收入不平等数据库(WIID)、世界发展指标数据库(WDI)、OECD 国家数据库和 PovcalNet 数据库计算所得。

图 5 典型国家老龄化系数变化趋势图

Figure 5 Trend of Population Aging Coefficient



资料来源:同图 4。

3.3 计量估计模型

本文研究目的是考察人口老龄化对收入不平等的影响。文献回顾中的理论机制和经验研究表明,人口老龄化会拉大收入不平等。此外,除了人口结构因素,还需要考虑其他诸多因素(比如经济发展水平、人力资本、贸易全球化等)对收入不平等的影响,以避免遗漏变量产生的内生性问题。基于

此,本文建立如下线性估计模型:

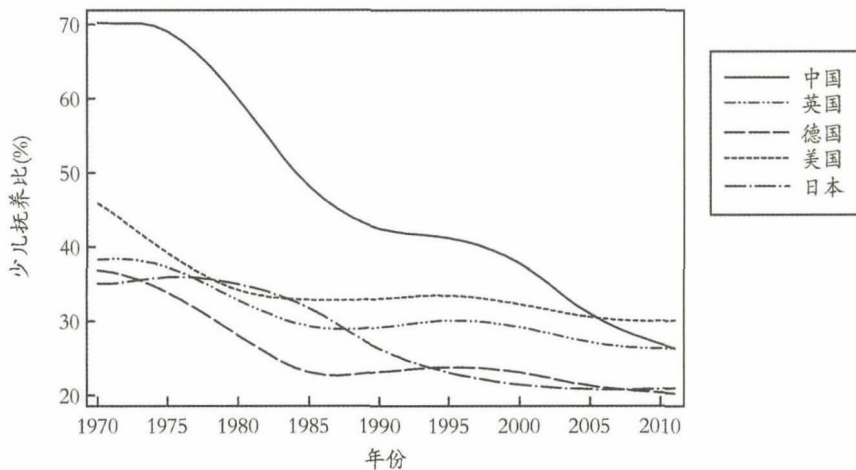
$$\ln(Gini_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Aging_{it}) + \delta CV_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 分别表示国家和时期; u_i 为不可观测国家(地区)固定效应,控制不随时间变化且与解释变量相关的国家(地区)影响因素,如风俗习惯、资源禀赋和地理位置等; u_t 为时间固定效应; ε_{it} 为服从正态分布的随机扰动项。模型被解释变量为 $\ln(Gini_{it})$,是经过数据补充后的基尼系数数据,取自然对数。模型的核心解释变量是老龄化系数 $\ln(Aging_{it})$,取自然对数。由于老龄化是死亡率和生育率的下降共同造成的,即老年抚养比上升和少儿抚养比下降都是老龄化的表现。前文提到不同年龄群体内的收入不平等程度是不同的,且随着年龄增加而拉大。基于此,本文将老龄化系数 ($Aging_{it}$) 分解为老年抚养比 ($Odep_{it}$) 和少儿抚养比 ($Ydep_{it}$),对这两个指标进行更为细致的考察,以确认顶部老龄化和底部老龄化对收入不平等的影响孰大孰小。本文建立第二个线性估计模型:

$$\ln(Gini_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(Odep_{it}) + \lambda_2 \ln(Ydep_{it}) + \delta CV_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

图 6 典型国家少儿抚养比变化趋势图

Figure 6 Trend of Child Dependency Ratio



资料来源:同图 4。

模型 2 中,核心解释变量分别为老年抚养比 $\ln(Odep_{it})$ 和少儿抚养比 $\ln(Ydep_{it})$,取自然对数。 β_1 、 λ_1 和 λ_2 是我们最为关心的估计系数,根据前文分析,我们预测 β_1 和 λ_1 符号为正,而 λ_2 符号为负。

CV_{it} 是控制变量集,主要根据既有对收入不平等影响因素的研究选取控制变量。(1) 经济发展水平(PGDP),用人均 GDP(2000 年不变价美元)表示,取自然对数,并加入其平方项。Kuznets(1955) 提出著名的倒 U 型假说,即经济发展从传统农业经济向城市工业经济转变的过程中,收入不平等将先逐渐拉大,随后逐渐缩小。Robinson(1976) 通过一个简单的数理模型推导证明倒 U 型假说是成立的,随后众多学者从经验上证实了倒 U 型假说(Nielsen and Alderson, 1997; Gregorio and Lee, 2002)。(2) 贸易开放度(Open),用进出口总额占 GDP 比值表示,衡量贸易全球化水平。Williamson(1998) 研究了美国 20 世纪 80 年代的收入不平等,认为贸易及全球化拉大了美国收入不平等,这是由于第三世界国家生产劳动密集型产品具有比较优势,大量劳动密集型产品的进口使美国非技能劳动力失业,而技术密集型产品的大量出口则扩大对技能人才的需求,这使得技能人才与非技能人才之间的收入差距拉大。Bergh and Nilsson(2010) 采用 SWIID 的数据检验了 1970~2005 年 80 个国家, KOF 全球化指数以及经济自由度指数对国家内收入不平等的影响,结果发现贸易自由度的提高会拉大收入不平等,并且在富

国更为明显。与此相反 Zhou et al. (2011) 和 Asteriou et al. (2014) 的研究则发现贸易自由化缩小了收入不平等。可见,贸易及全球化对国家内的收入不平等既有拉大也有缩小的作用。Demir et al. (2012) 利用 WIID 数据整理得到 1981~2005 年 55 个发展中国家的面板数据集,研究发现如果制造业中的劳动力比重高于某一门槛值,那么制造业产品出口比重的增加将会缩小该国的收入不平等。(3) 政府消费支出(Gov),用政府消费支出占 GDP 比值表示,衡量政府干预程度。Gregorio and Lee (2002) 利用 1965~1990 年 49 个国家面板数据研究发现政府消费支出增加有利于缩小收入不平等。Dollar and Kraay(2002) 的研究也得到同样的结论,这是因为在教育和健康方面,穷人通常从增加的政府社会支出中受益更多。(4) 国内投资水平(Inv),用国内投资总额占 GDP 比值表示。Oskooee et al. (2012) 利用 16 国面板数据研究储蓄与投资缺口对收入不平等的影响^①。结果表明储蓄缺口对收入不平等有显著的影响,但其影响方向不同,有些国家储蓄缺口会拉大收入不平等,有些国家则会缩小收入不平等。(5) 人力资本(HC),用来衡量人均人力资本的水平,该指标是由平均受教育年限和教育回报率综合计算得到。人力资本积累与收入不等的关系也是备受争议的,学者们的研究结论不尽相同。Jacobs(1985) 利用教育异质性研究发现受教育程度低或者受教育程度高的人口比重越大,收入不平等都会拉大。而 Chevan and Stokes(2000) 的研究则不同,不管是受教育程度高的人口比重增加还是受教育程度低的人口比重减少,都会拉大收入不平等,这是因为这两种变化都使收入转移到更上层的群体。以上学者是从受教育水平人口比重的角度间接考察的,也有学者从受教育程度直接考察其对收入不平等的影响。一些学者研究认为受教育程度越高以及教育机会越平等将会缩小收入不平等(Gregorio and Lee, 2002; Jaumotte et al., 2013) 然而也有学者认为教育水平的改善并不能缩小收入不平等(Climent and Domenech, 2014)。(6) 技术差距(Tecgap),用该国人均 GDP 与美国人均 GDP 的差距水平表示。Leamer(1996) 和 Williamson(1998) 研究了技术进步对发达国家的影响,认为技术进步是这些国家收入不平等拉大的主要原因,这是因为技术变革导致对技能人才需求的快速膨胀,扩大了其与非技能人才的收入差距。Jaumotte et al. (2013) 利用 WIID 数据库,对 1981~2003 年 51 个国家的经验研究发现,发达国家和发展中国家在此期间出现的收入不平等拉大,很大部分是由于技术进步造成的。(7) 通货膨胀(Inf),用消费者价格指数表示,取对数。通常用它来反映价格波动或宏观经济的不确定性对居民收入的影响,但影响方向并不确定。

4 估计结果及稳健性分析

4.1 基本估计结果

本文采用固定效应模型估计方法^②并同时控制了国家(地区)和年份固定效应。首先,采用不加入其他控制变量的计量模型(见表 2 第(1)、(2)列),回归结果表明老龄化系数和老年抚养比变量估计系数显著为正,而少儿抚养比变量估计系数虽为正,但值较小。其次,加入经济发展水平变量(人均 GDP 及其平方项),考察收入不平等与经济发展水平的关系(见表 2 第(3)、(4)列)。最后,在模型中加入其它一系列控制变量,在控制其他因素情形下检验人口老龄化对收入不平等的影响是否稳健(见表 2 第(5)、(6)列)。结果表明,我们关注的人口老龄化变量估计系数没有显著变化,而这些控制变量对收入不平等整体有解释作用。具体而言,加入控制变量后(表 2 第(3)~(6)列)老龄化系数变量和老年抚养比变量估计系数值比仅加入抚养比变量的模型(表 2 第(1)、(2)列)大,且都高度显著,而少儿抚养比变

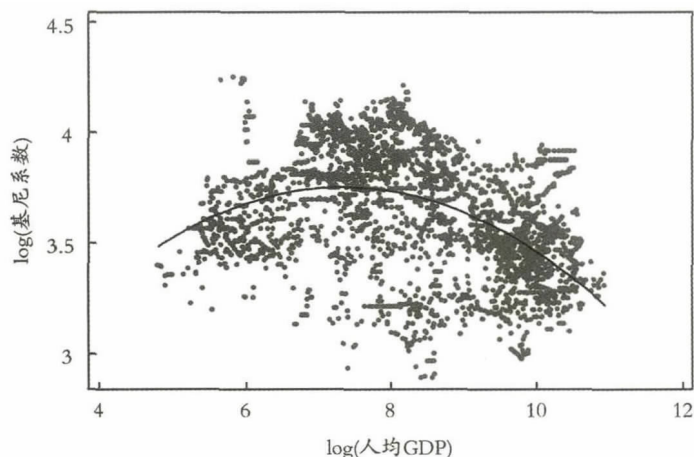
① 储蓄与投资缺口是指储蓄与投资的差额占 GDP 的比重,用来衡量金融领域未被满足的需求。

② 面板数据的估计有三种基本方法:混合模型(Pooled Model)、固定效应模型(Fixed Effect Model)和随机效应模型(Random Effect Model)。本文利用 F 检验、Breusch-Pagan 检验和 Hausman 检验发现使用固定效应模型估计的结果最无偏一致。这也说明,对于本文使用的跨国面板数据,由于可能存在国家(地区)的固定效应和时间效应,选择固定效应模型估计是合适的。

量估计系数变得不显著。从数量关系看,老龄化系数每提高 1%,会使收入不平等上升约 0.118%;老年抚养比的影响水平与老龄化系数相当,每提高 1%,会使收入不平等上升约 0.131%;少儿抚养比的影响不显著。这一结果验证了前文提出的假说,即人口老龄化会拉大收入不平等。

图 7 基尼系数与经济发展水平关系

Figure 7 Relationship between Gini Coefficient and Economic Development



资料来源:同图 4。

由表 2 得到一个很有意义的发现。表 2 中老龄化系数和老年抚养比变量的估计系数都显著为正,说明人口老龄化会拉大收入不平等。然而少儿抚养比变量的估计系数有正有负,且当加入所有控制变量时变得不显著。我们据此推断人口老龄化是通过老年人口比重的上升(顶部老龄化)来影响收入不平等的,而少儿人口比重下降(底部老龄化)的影响很小。这一结果使我们回想起 Deaton and Paxson(1994, 1995, 1997)的研究,即同一年龄段人口群体内的收入不平等是随着年龄增加而上升的,当人口增长率下降时,老年人口比重将会上升,这些人口具有更高的组内收入不平等,对总收入不平等有正向作用,这也部分解释了为什么少儿人口比重对收入不平等影响不显著,因为低年龄段群体内的收入不平等对总收入不平等的影响不大。

此外,分析各控制变量对收入不平等的影响,并与既有研究进行对比,也是颇有意义的。(1) 经济发展水平(PGDP),人均 GDP 一次项估计系数显著为正,二次项估计系数显著为负,说明收入不平等水平在经济发展初期逐渐拉大,当经济发展水平达到一定阶段时,收入不平等逐渐缩小。这也验证了 Kuznets(1955)著名的倒 U 型假说。(2) 贸易开放度(Open),估计系数显著为正,说明贸易及全球化会拉大收入不平等。前文分析可知,贸易及全球化既可能通过影响技能人才和非技能人才的收入而使收入不平等拉大,也可能由于出口惠及大部分人而使收入不平等缩小。本文的结果倾向于支持 Williamson(1998)和 Bergh and Nilsson(2010)的结论。(3) 政府消费支出(Gov),估计系数显著为负,说明政府支出的增加有利于缩小收入不平等,这可能是由于穷人从政府支出中获得的收益更大。这一结果与既有研究是一致的(Gregorio and Lee, 2002; Dollar and Kraay, 2002)。(4) 国内投资水平(Inv),估计系数为负但不显著,表明国内投资水平对收入不平等的影响不明显,可能存在双向影响。这一结果与 Oskeee et al.(2012)的研究结论相符。(5) 人力资本(HC),估计系数显著为负,说明人力资本积累有利于缩小收入不平等。教育水平提高既可以使穷人获得更好的技能水平和更高工资的工作,缩小穷人与富人间收入差距;然而也有可能由于教育异质性,受教育程度高的人群比受教育程度低的人群的教育回报率很高,虽然教育水平提高使位于收入底层的人们生活水平改善了,但是位于收入顶层

的人们收入提高更多,收入最终转移到更上层的群体,导致拉大收入不平等。本文的结果支持人力资本积累缩小收入不平等的观点(Gregorio and Lee 2002; Jaumotte et al. 2013),这也说明政府为了缩小收入差距应加大教育投入。(6)技术差距(Tecgap)的估计系数显著为负,说明一国的技术水平越落后,与富国的技术差距越大,其国内收入不平等程度越低。这与既有研究一致,Leamer(1996)、Williamson(1998)和Jaumotte et al.(2013)的研究都表明技术进步是国家收入不平等拉大的主要原因,而技术差距越大,表明该国技术进步水平较低,因此国内收入不平等程度也较低。(7)通货膨胀(Inf)估计系数较小,但显著为正,说明通货膨胀提高会拉大收入不平等。这可能是由于通货膨胀使居民面临的不确定性变大,由于多数人都是风险规避者,讨厌不确定性,通货膨胀损害了大多数人的利益。

表2 固定效应模型估计结果

Table 2 Results of the Fixed Effect Models

被解释变量 解释变量	基尼系数,ln(Gini)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
ln(Aging)	0.084*** (0.021)		0.106*** (0.022)		0.118*** (0.022)	
ln(Odep)		0.094*** (0.022)		0.138*** (0.023)		0.131*** (0.023)
ln(Ydep)		0.036* (0.021)		0.056** (0.023)		-0.001 (0.024)
ln(PGDP)			0.224*** (0.040)	0.291*** (0.042)	0.375*** (0.047)	0.415*** (0.048)
ln ² (PGDP)			-0.016*** (0.002)	-0.019*** (0.003)	-0.029*** (0.003)	-0.031*** (0.003)
Open					0.030*** (0.011)	0.032*** (0.011)
Gov					-0.176** (0.075)	-0.193** (0.075)
Inv					-0.035 (0.046)	-0.031 (0.046)
HC					-0.183*** (0.021)	-0.169*** (0.022)
Tecgap					-0.398*** (0.060)	-0.415*** (0.061)
ln(Inf)					0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
常数项	3.548*** (0.040)	3.330*** (0.113)	2.760*** (0.169)	2.088*** (0.246)	3.023*** (0.178)	2.763*** (0.262)
国家/年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	2606	2606	2606	2606	2606	2606
Within R ²	0.067	0.068	0.084	0.090	0.139	0.141
Between R ²	0.506	0.444	0.095	0.040	0.002	0.000
Overall R ²	0.310	0.210	0.027	0.003	0.007	0.005

注:括号内为系数估计标准误;***、**、* 分别表示1%、5%、10%显著水平。表中第(1)~(6)列的回归模型中,只纳入对于所有解释变量均无缺失值的样本数据进行回归分析,以使三个模型的观测数一致。

4.2 稳健性分析

本文接下来检验估计结果的稳健性。首先,本文利用原始的基尼系数数据(Gini_WIID)重新进行计量估计,观察其与利用填补缺失值调整后的基尼系数数据(Gini)估计结果是否有显著差异。然后,本文考虑潜在的内生性问题和异常样本点的影响。

表3中第(1)列是利用填补缺失值调整后的基尼系数数据估计的结果,第(2)列是利用原始基尼系数数据的估计结果。比较两列结果可以发现,虽然后者样本观测数(1480)比前者(2606)少,且后者老龄化系数的系数估计值(0.094)比前者(0.118)小,但是老龄化系数变量的估计系数符号没有变化,且高度显著。这说明本文对基尼系数数据的处理方法是合适的,两套基尼系数数据的估计结果没有显著差异,利用填补缺失值后的基尼系数数据增加了样本的有效观测数。

前述固定效应模型估计可能遭遇内生性问题质疑。内生性问题的产生主要有两个原因:其一是遗漏变量偏误,因为很难穷尽所有可能影响收入不平等的因素,这会导致解释变量及各控制变量可能与随机误差项同期相关;其二是双向因果关系,即收入不平等也会影响老龄化水平。既有研究表明,不仅人口老龄化会影响收入不平等,收入不平等通常也会影响健康水平和预期寿命长度,进而影响老龄化水平。Rasella et al. (2013)使用2000~2009年巴西27个州的面板数据,利用固定效应模型估计方法,控制一系列人口学特征和社会经济特征下,经验研究发现基尼系数与预期寿命显著负相关,即收入不平等的拉大会降低预期寿命。而预期寿命的下降会使老年人口比重下降,即收入不平等的拉大会使老龄化水平降低。

模型存在内生性问题会使估计系数有偏且非一致,本文将分别处理这两种可能存在的内生性问题。对于第一种原因,各解释变量及收入不平等可能受到相同或相关冲击而导致各解释变量与残差项同期相关,导致内生性问题。本文在尽可能多地纳入收入不平等潜在影响因素作为控制变量的基础上,使用模型中各解释变量的滞后一期项替代其当期项,仍采用固定效应模型估计。由于滞后一期项与其当期项高度相关,且克服了当期项与其残差项可能同期相关所导致的内生性问题,估计结果更为准确可信(见表3第(3)列)。由估计结果发现,滞后一期项估计系数的符号和显著性与原来相比都没有发生显著变化。对于第二种原因,处理由双向因果造成的内生性问题的常用方法是工具变量法,即寻找与老龄化系数变量相关,但与当期残差项无关的外部工具变量。本文采用既有文献常用的方法处理联立内生性问题(邵敏和黄玖立,2010),即使用老龄化系数变量的滞后一期项作为其工具变量进行估计(见表3第(4)列)。由于此工具变量的选取满足了两个基本条件——相关性和外生性,是一个合适的工具变量,由表3第(4)列可见,利用工具变量法处理内生性问题时,老龄化系数变量的估计系数显著为正,这表明前文分析得到人口老龄化会拉大收入不平等的结论是稳健可靠的。

处理上述由于遗漏变量偏误和双向因果造成的内生性问题,还可以采用一阶差分GMM估计方法(彭国华,2005)。这是因为:①差分GMM估计属于固定效应类方法,差分过程可以部分地解决解释变量的遗漏问题和测量误差问题;②差分GMM估计是工具变量法,能够在很大程度上克服解释变量潜在的内生性问题。表3第(5)列汇报了差分GMM的估计结果, $L. \ln(\text{Gini})$ 是被解释变量——基尼系数的滞后一期项,末尾三行给出了判断一阶差分GMM估计工具变量有效性的检验结果。AR(1)检验的伴随概率小于0.05,AR(2)检验的伴随概率大于0.10,说明一阶存在序列相关,二阶不存在序列相关,不能拒绝原模型中残差不存在自相关的假设;Sargan检验的伴随概率大于0.10,不能拒绝工具变量联合有效的原假设。这说明本文使用的差分GMM方法能够通过工具变量有效性的检验。从差分GMM估计结果来看,基尼系数滞后一期项的系数估计值小于1,说明各国的收入不平等发展存在收敛趋势。本文关注的老龄化系数变量仍显著为正(为0.121),与此前双向固定效应模型的估计结果相接近,进一步强化了本文得到的人口老龄化会拉大收入不平等的结论。

表3 全样本稳健性分析结果
Table 3 Robust Analysis Results

被解释变量 \ 解释变量	ln(Gini)	ln(Gini_WIID)	ln(Gini)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	Lag	IV	Dif - GMM	Outliers
ln(Aging)	0.118*** (0.022)	0.094*** (0.036)	0.118*** (0.023)	0.117*** (0.023)	0.121*** (0.034)	0.105*** (0.022)
ln(PGDP)	0.375*** (0.047)	0.467*** (0.071)	0.344*** (0.048)	0.360*** (0.048)	-0.119 (0.146)	0.357*** (0.044)
ln ² (PGDP)	-0.029*** (0.003)	-0.031*** (0.005)	-0.027*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	0.007 (0.009)	-0.026*** (0.003)
Open	0.030*** (0.011)	0.028 (0.019)	0.032*** (0.012)	0.030*** (0.011)	-0.002 (0.005)	0.019* (0.011)
Gov	-0.176** (0.075)	-0.309*** (0.119)	-0.136* (0.076)	-0.155** (0.075)	-0.048 (0.071)	-0.393*** (0.075)
Inv	-0.035 (0.046)	-0.212*** (0.072)	-0.068 (0.046)	-0.047 (0.046)	-0.028* (0.016)	0.028 (0.044)
HC	-0.183*** (0.021)	-0.162*** (0.032)	-0.189*** (0.021)	-0.181*** (0.021)	-0.099*** (0.024)	-0.189*** (0.020)
Tecgap	-0.398*** (0.060)	-0.328*** (0.102)	-0.360*** (0.061)	-0.391*** (0.061)	0.211*** (0.047)	-0.449*** (0.057)
ln(Inf)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.010*** (0.001)
L. ln(Gini)					0.687*** (0.014)	
常数项	3.023*** (0.178)	2.409*** (0.282)	3.143*** (0.182)	3.078*** (0.182)		3.102*** (0.165)
国家/年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	2606	1480	2529	2559	2482	2403
Within R ²	0.139	0.168	0.129	0.130		0.182
Between R ²	0.002	0.013	0.020	0.002		0.001
Overall R ²	0.007	0.000	0.031	0.008		0.000
AR(1) 检验					0.0001	
AR(2) 检验					0.1129	
Sargan 检验					1.0000	

注: 括号内为系数估计标准误; ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 显著水平。第(5)列是一阶差分 GMM(two step) 的回归结果, 工具变量是 $\ln(\text{Gini}_{i-2})$ 以及所有更高阶的滞后项; AR(1) 和 AR(2) 分别是一阶和二阶序列相关检验, 其原假设为不存在序列相关; Sargan 检验是针对差分 GMM 中额外的工具变量的有效性检验, 其原假设为工具变量联合有效。

为了检验估计结果是否受基尼系数数据异常样本点的影响,本文计算基尼系数的5%和95%分位数,然后只保留基尼系数数值位于5%分位数和95%分位数之间的样本点,重新进行固定效应模型估计(见表3第(6)列),结果发现剔除异常样本点后,估计结果并没有发生显著变化(估计系数为0.105,显著),说明考虑异常样本点影响后的估计结果仍然支持前述结论。

5 老龄化对收入不平等作用的异质性考察

处于不同经济发展阶段的国家,其国家内的收入不平等水平和老龄化水平也不同。本文根据世界银行对不同收入水平国家的划分,将全样本划分为两个子样本:高收入国家和低收入国家^①。由表4可见,本文得到的高收入国家和低收入国家样本数相同,且高收入国家的基尼系数均值比低收入国家低了0.103,而高收入国家的老龄化系数均值比低收入国家高了7.155个百分点。这表明,在高收入国家,往往伴随较低的收入不平等水平和较高的老龄化水平;在低收入国家,往往伴随较高的收入不平等水平和较低的老龄化水平。

表4 按收入水平分的基尼系数和老龄化系数水平

Table 4 Gini Coefficient and Population Aging Coefficient by Income Level

收入水平	观测数	基尼系数均值	老龄化系数均值(%)
高收入国家	1596	0.328	12.487
低收入国家	1596	0.431	5.332
总计	3192	0.379	8.909

那么,对于经济发展水平或者老龄化水平处于不同阶段的国家,其人口老龄化对收入不平等的影响是否有所差异呢? ①不同收入水平情形下,老龄化对收入不平等作用的异质性。根据前文提及的高收入国家与低收入国家划分方法,引入一个区分高收入国家与低收入国家的分组虚拟变量(Incomedum),高收入国家为1,低收入国家为0。在方程(1)基础上,加入分组虚拟变量(Incomedum)与所有解释变量的交互项,构建一个完全交互模型。通过老龄化系数变量(ln(Aging))与虚拟变量(Incomedum)的交互项(ln(Aging) × Incomedum)的系数来捕捉,不同收入水平下,老龄化对收入不平等的影响程度是否有差异。②不同老龄化水平情形下,老龄化对收入不平等作用的异质性。根据老龄化系数变量的中位数(8.730)作为划分标准,将老龄化系数水平高于中位数的国家划分为年老型社会,将老龄化系数水平低于中位数的国家划分为年轻成年型社会,并以此引入区分老龄化水平的分组虚拟变量(Agingdum),年老型社会为1,年轻成年型社会为0。在方程(1)基础上,加入分组虚拟变量(Agingdum)与所有解释变量的交互项,构建一个完全交互模型。通过老龄化系数变量(ln(Aging))与虚拟变量(Agingdum)的交互项(ln(Aging) × Agingdum)的系数来捕捉,不同老龄化水平下,老龄化对收入不平等的影响程度是否有差异。

表5给出了考察老龄化对收入不平等作用异质性的回归结果,其中,第(1)列是没有加入交互项的基准模型,第(2)列是加入收入水平虚拟变量(Incomedum)及交互项的完全交互模型,第(3)列是加入老龄化水平虚拟变量(Agingdum)及交互项的完全交互模型。

由表5回归结果可知,三个模型下老龄化系数(ln(Aging))变量的估计系数均显著为正,与前文得到的结论一致。表5第(2)列考察了不同收入水平情形下,老龄化对收入不平等作用的异质性,交

① 世界银行将所有国家划分为低收入国家、中低等收入国家、中高等收入国家、高收入非经合组织国家和高收入经合组织国家,本文将前三类国家归为低收入国家子样本,将后两类国家归为高收入国家子样本。

交互项 $\ln(\text{Aging}) \times \text{Incomedum}$ 的估计系数显著为正,表明高收入国家的人口老龄化对收入不平等的影响效应更大;表 5 第(3)列考察了不同老龄化水平情形下,老龄化对收入不平等作用的异质性,交互项 $\ln(\text{Aging}) \times \text{Agingdum}$ 的估计系数显著为正,表明相对于处于年轻成年型社会的国家,步入年老型社会的国家人口老龄化对收入不平等的拉大作用更明显。

表 5 老龄化对收入不平等作用的异质性

Table 5 Heterogeneity of Impact of Aging on Income Inequality

被解释变量	基尼系数, $\ln(\text{Gini})$		
	(1)	(2)	(3)
解释变量	老龄化水平异质性	基准	收入水平异质性
$\ln(\text{Aging})$	0.118 ^{***} (0.022)	0.079 ^{***} (0.030)	0.051 [*] (0.028)
$\ln(\text{Aging}) * \text{Incomedum}$		0.073 [*] (0.045)	
$\ln(\text{Aging}) * \text{Agingdum}$			0.140 ^{***} (0.043)
国家/年份	Yes	Yes	Yes
观测数	2606	2606	2606
Within R ²	0.139	0.200	0.152
Between R ²	0.002	0.298	0.066
Overall R ²	0.007	0.312	0.027

注:括号内为系数估计标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平;为节省篇幅,其余控制变量估计结果省略,可向作者索取。

上述老龄化对收入不平等作用异质性的分析表明,对于那些收入水平较高或者老龄化水平较高的国家,人口老龄化对收入不平等的正向影响更大;反之,对于那些收入水平较低或者老龄化水平较低的国家,人口老龄化对收入不平等的影响较小。这意味着,老龄化对收入分配的影响是随着经济发展水平阶段性变化而逐渐释放的。

6 结论及启示

6.1 结论

本文采用 1970 ~ 2011 年 76 个国家(地区)面板数据,系统考察了人口老龄化对收入不平等的影响。研究表明,人口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而非底部老龄化的有力推动,老龄化系数和老年抚养比对收入不平等有显著的正向影响,而少儿抚养比对收入不平等影响不显著。总的来说,老龄化系数每上升 1%,会使收入不平等上升 0.118%;老年抚养比每上升 1%,会使收入不平等上升 0.131%;而少儿抚养比变量估计系数为负,但不显著。即使在考虑更多的可能影响收入不平等的因素,并处理可能存在的内生性问题和异常样本点的影响之后,上述结论依然稳健。本文对控制变量的分析也得到更丰富且有价值的发现,对经济发展水平变量的考察证实了收入不平等与经济发展水平存在倒 U 型规律特征;政府消费支出的增加、人力资本的提高和技术差距的扩大,都会缩小收入不平等;反之,贸易开放度、通货膨胀率的提高会拉大收入不平等。通过老龄化对收入不平等作用异质性分析发现,对于收入水平较高或者老龄化水平较高的国家,人口老龄化对收

入不平等的影响更大。这意味着,老龄化对收入分配的影响是随着经济发展阶段性变化而逐渐释放的。

6.2 启示

十八大报告提出,要调整国民收入分配格局,加大再分配调节力度,着力解决收入分配差距较大的问题,使发展成果更多更公平地惠及全体人民,朝着共同富裕方向稳步前进。十八届三中全会的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出,要紧紧围绕更好保障和改善民生、促进社会公平正义深化社会体制改革,改革收入分配制度,规范收入分配秩序,形成合理有序的收入分配格局。这些都反映了政府积极关注收入分配问题。因为收入分配不平等可能会引发社会矛盾,不利于社会稳定。与此同时,中国已进入老龄化社会,老年人口绝对数量大,老龄化速度远远超过其他发达国家。本文通过跨国研究表明人口老龄化会拉大收入不平等,从人口结构角度提供了改善收入不平等的新途径,而这个因素以往则被忽视了。政府除了利用其他方式改善收入不平等,更应该关注人口老龄化对收入不平等的影响。在逐步放开“只生一胎”的计划生育政策,启动实施“单独二胎”政策之时,应抓紧在全国范围内推广实行,逐步使人口结构年轻化。同时,在受教育水平逐步提高的情形下,老年人口将更能适应新技术,保持较高的生产效率,可以适当地主张推迟退休年龄,以缓解老龄化带来的压力。

参考文献/References:

- 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. 人口研究, 2012; 5: 94-103
Dong Zhiqiang, Wei Xiahai and Tang Canqing. 2012. Does Population Ageing Aggravate Income Inequality? —Evidence from China 1996-2009. *Population Research* 5: 94-103.
- 蒋志永. 国际收入不平等变化的中国因素分析——基于控制人口因素的方法. 经济研究, 2005; 11: 68-75
Jiang Zhiyong. 2005. China Component in International Income Inequality: A Controlling for Population Factor Approach. *Economic Research Journal* 11: 68-75.
- 刘金东,冯经纶,王生发. 老龄化加剧中国收入不平等了吗?. 财经论丛, 2014; 5: 16-23
Liu Jindong, Feng Jinglun and Wang Shengfa. 2014. Did Population Aging Increase Income Inequality in China? *Collected Essays on Finance and Economics* 5: 16-23.
- 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析. 经济研究, 2005; 9: 19-29
Peng Guohua. 2005. The Disparity of Income, TFP and the Convergence Hypothesis in Chinese Provinces. *Economic Research Journal* 9: 19-29.
- 曲兆鹏,赵忠. 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响. 经济研究, 2008; 12: 85-98
Qu Zhaopeng and Zhao Zhong. 2008. The Effect of Population Aging on Consumption and Income Inequality in Rural China. *Economic Research Journal* 12: 85-98.
- 邵敏,黄玖立. 外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究. 经济学(季刊), 2010; 4: 1189-1210
Shao Min and Huang Jiuli. Foreign Investment and the Labor Share in China: An Empirical Study Based on Industrial Level Panel Data. *China Economic Quarterly* 4: 1189-1210.
- Almas, I. 2012. International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food. *American Economic Review* 2: 1093-1117.
- Asteriou, D., S. Dimelis, and A. Moudatsou. 2014. Globalization and Income Inequality: A Panel Data Econometric Approach for the EU27 Countries. *Economic Modelling* 36,1: 592-599.
- Bergh, A., and T. Nilsson. 2010. Do Liberalization and Globalization Increase Income Inequality?. *European Journal of Political Economy* 26,1: 488-505.
- Boulier, B. L. 1975. The Effect of Demographic Variables on Income Distribution. *Research Program in Economic Development Discussion Paper*: No. 61.
- Chevan, A., and R. Stokes. 2000. Growth in Family Income Inequality, 1970-1990: Industrial Restructuring and De-

- mographic Change. *Demography* 3: 365 – 380.
- 12 Climent, A. C. , and R. Domenech. 2014. Human Capital and Income Inequality: Some Facts and Some Puzzles. BBVA Working Paper: No. 12.
 - 13 Dahan, M. , and D. Tsiddon. 1998. Demographic Transition, Income Distribution, and Economic Growth. *Journal of Economic Growth* 1: 29 – 52.
 - 14 Deaton, A. S. , and C. H. Paxson. 1994. Intertemporal Choice and Inequality. *Journal of Political Economy* 102: 437 – 467.
 - 15 Deaton, A. S. , and C. H. Paxson. 1995. Saving, Inequality and Aging: an East Asian Perspective. *Asia – Pacific Economic Review* 1: 7 – 19.
 - 16 Deaton, A. S. , and C. H. Paxson. 1997. The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality. *Demography* 1: 97 – 114.
 - 17 Demir, F. , J. Ju, and Y. Zhou. 2012. Income Inequality and Structures of International Trade. *Asia – Pacific Journal of Accounting and Economics* 2: 167 – 180.
 - 18 Dietzenbacher, E. 1989. The Dynamics of Population Growth, Differential Fertility, and Inequality: Comment. *American Economic Review* 79: 584 – 587.
 - 19 Dollar, D. , and A. Kraay. 2002. Growth is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth* 1: 195 – 225.
 - 20 Dowrick, S. , and M. Akmal. 2005. Contradictory Trends in Global Income Inequality: a Tale of Two Biases. *Review of Income and Wealth* 2: 201 – 229.
 - 21 Feenstra, R. C. , R. Inklaar, and M. P. Timmer. 2013. The Next Generation of the Penn World Table. [http://www. gg–dc. net/pwt](http://www.ggdc.net/pwt).
 - 22 Gregorio, J. D. , and J. W. Lee. 2002. Education and Income Inequality: New Evidence from Cross – Country Data. *Review of Income and Wealth* 3: 395 – 416.
 - 23 Jacobs, D. 1985. Unequal Organizations or Unequal Attainment? An Empirical Comparison of Sectoral and Individualistic Explanations for Aggregate Inequality. *American Sociological Review* 2: 166 – 180.
 - 24 Jaumotte, F. , S. Lall, and C. Papageorgiou. 2013. “Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? *IMF Economic Review* 2: 271 – 309.
 - 25 Kuznets, S. 1955. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review* 1: 1 – 28.
 - 26 Kuznets, S. 1963. Quantitative Aspects of Economic Growth of Nations, Distribution of Income by Size. *Economic Development and Cultural Change* 2: Part 2: 1 – 80.
 - 27 Lam, D. 1987. Distribution Issues in the Relationship between Population Growth and Economic Development. In: D. G. Johnson and R. D. Lee, eds. , *Population Growth and Economic Development: Issues and Evidence*. University of Wisconsin Press, Madison WI: 589 – 627.
 - 28 Lam, D. 1997. Demographic Variables and Income Inequality, In M. R. Rosenzweig and O. Stark, Editors, *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier Science B. V. : 1015 – 1059.
 - 29 Leamer, E. E. 1996. Wage Inequality from International Competition and Technological Change: Theory and Country Experience. *American Economic Review* 86: 309 – 314.
 - 30 Milanovic, B. 2002. Worlds Apart: International and World Inequality 1950 – 2000. World Bank Working Paper.
 - 31 Miyazawa, K. 2005. Growth and Inequality: A Demographic Explanation. London School of Economics: Discussion Paper, No. DARP 75.
 - 32 Morley, S. A. 1981. The Effect of Changes in the Population on Several Measures of Income Distribution. *American Economic Review* 3: 285 – 294.
 - 33 Nielsen, F. , and A. S. Alderson. 1997. The Kuznets Curve and the Great U – Turn: Income Inequality in U. S. Counties, 1970 to 1990. *American Sociological Review* 1: 12 – 33.
 - 34 Ohtake, F. , and M. Saito. 1998. Population Aging and Consumption Inequality in Japan. *Review of Income and Wealth* 3: 361 – 381.
 - 35 Oskooee, M. B. , S. W. Hegerty, and H. Wilmeth. 2012. The Saving – Investment Gap and Income Inequality: Evidence from 16 Countries. *Journal of Developing Areas* 2: 145 – 158.
 - 36 Rasella, D. , R. Aquino, and M. L. Barreto. 2013. Impact of Income Inequality on Life Expectancy in a highly Unequal Developing Country: the Case of Brazil. *Journal of Epidemiol Community Healty* 1: 661 – 666.
 - 37 Repetto, R. 1979. Economic Equality and Fertility in Developing Countries. Johns Hopkins University Press, Baltimore,

- MD.
- 38 Robinson, S. 1976. A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development. *American Economic Review* 3: 437 – 440.
- 39 Von Weizsacker, R. K. 1995. Public Pension Reform, Demographics, and Inequality. *Journal of Population Economics* 2: 205 – 221.
- 40 Williamson, J. G. 1998. Growth, Distribution, and Demography: Some Lessons from History. *Explorations in Economic History* 1: 241 – 271.
- 41 Winegarden, C. R. 1978. A Simultaneous – Equations Model of Population Growth and Income Distribution. *Applied Economics* 4: 319 – 330.
- 42 World Bank. 2013. World Development Indicators (WDI) . <http://data.worldbank.org/frontpage>.
- 43 Zhong, H. 2011. The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China. *China Economic Review* 1: 98 – 107.
- 44 Zhou, L. , B. Biswas, T. Bowles, and P. J. Saunders. 2011. Impact of Globalization on Income Distribution Inequality in 60 Countries. *Global Economy Journal* 1: 1 – 16.
- 45 United Nations University (UNU – WIDER) . 2008. World Income Inequality Database(WIID) , Version 2.0c. http://www.wider.unu.edu/research/Database/en_GB/wiid/.
- 46 OECD iLibrary. 2013. OECD Social and Welfare Statistics. <http://www.oecd-ilibrary.org/statistics>.
- 47 World Bank. 2014. PovcalNet Database. <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/index.htm>

(责任编辑: 沈 铭 收稿时间: 2014 – 06)