

## 人口流动与养老金地区差距：基于回归的不平等分解

王震\*

**内容提要** 本文使用2001-2014年的省际面板数据，分析了人口流动对地区养老金差距及不平等的影响。使用固定效应模型以及基于回归的不平等分解的结果显示，在控制经济发展水平等变量后，人口流入越多则地区养老金水平越高，人口流动因素扩大了地区养老金的不平等程度。在人口流动常态化的背景下，基本养老保险的地区分割将带来老年风险的“责任转嫁”。人口流入地区获得养老金的“流动人口溢出”，而人口外流地区则承担养老金的“流动人口损失”。这种老年风险与保障的错配将极大冲击本就脆弱的欠发达地区的社会保障体系。

**关键词** 人口流动 养老金地区差距 不平等分解

### 一 引言

中国的社会养老保险待遇存在巨大的地区差距（郑秉文，2012；郑功成，2015），这其中既有经济发展水平的原因，也与大量流动人口特别是农民工对流入地养老保险基金的贡献有很大的关系（朱玲，2010）。当前中国基本养老保险仍然是区域化的，跨区转移较为困难。根据人力资源和社会保障部（简称“人社部”）的要求，自2010年起，城镇企业职工基本养老保险的参保人（包括农民工）不允许退保，转移接续时缴纳的统筹基金的12%可以转走，8%留在当地，个人账户全部转移（人力资源和社会保障部，2009），但在实际操作中能够转移成功的并不多。因为以农民工为主体的外来流动人口在打工城市的就业和居留年限难以满足15年的规定（章铮等，2008；姚宇，2009；王震，2015a，2015b），由此，也难以在退休后顺利获得职工养老金待遇。在统

\* 王震，中国社会科学院经济研究所，电子邮箱：wangzhen09@126.com。

筹基金现收现付的制度设计下，他们在城市就业期间的缴费贡献成为补贴当地退休职工高额养老金的重要来源。

近年来东部沿海一些地区和城市从原来限制农民工参加本地城镇企业职工养老保险，逐步转为放开乃至强制外来农民工参加本地城镇企业职工基本养老保险。例如，上海市在2002年专门为外来工建立了单独的综合保险制度（上海市人民政府，2002），北京市在2001年出台农民工参加养老保险办法（北京市劳动和社会保障局，2001），严格限制农民工参加本地城镇企业职工养老保险；但是两地在2011年都将外来农民工纳入了本市基本养老保险，并规定他们“应当参加本市城镇企业职工基本养老保险”（沈静等，2016）。这其中固然有响应中央有关农民工社会保险的政策之意，但更为重要的是，这些城市的高额养老金需要外来流动人口的缴费支持。

这样一种状况不仅对流动人口是不公平的，而且极易产生老年风险的“责任转嫁”，导致风险与保障之间的错配。在流动人口年老体衰回到中西部地区以及农村地区之后，他们的老年风险也转回这些欠发达地区，这会给本就脆弱的社会保障体系带来巨大的冲击。

那么，人口流动对地区间养老金差距的影响如何以及对地区间养老金不平等的贡献有多大？这个问题还需要进一步的经验证据。从现有文献来看，对人口流动和地区养老金差距的研究主要有两条线索：一是研究地区养老金差距的影响因素（王晓军、赵彤，2006；彭浩然、吕玉红，2009；蔡小慎、张瑞丽，2009；李有根、张顺发，2011；丁煜、沈金花，2012）；二是从完善流动人口的养老保障角度进行研究（刘传江、程建林，2008；郑秉文，2008；朱玲，2009）。但是，这些研究并未突出流动人口的缴费贡献对地区养老金不平等的影响，也未对这种贡献的大小进行分析。对这一问题的回答有助于理解地区养老金差距背后的人口流动因素，为下一步养老保险的全国统筹和跨区转移的政策设计提供参考。

基于此，本文在2001-2014年30个省级（西藏、中国港澳台除外）单位城镇企业职工养老金数据的基础上，分析人口流动因素对地区养老金差距的影响，并使用基于回归的分解方法分析人口流动对地区养老金不平等的贡献。

## 二 制度背景与已有研究

中国社会养老保险分为两个制度：覆盖就业职工的城镇企业职工基本养老保险和

覆盖农村居民及城镇非就业居民的居民养老保险<sup>①</sup>。居民养老保险的筹资以政府补贴和个人缴费为主，养老金发放分为国家基础养老金和个人账户养老金两部分，其中基础养老金全部由政府支付。城镇企业职工基本养老保险以“雇主+雇员”缴费为主，实行“社会统筹+个人账户”制度，企业缴费部分进入社会统筹，实行现收现付的财务制度，个人账户则是基金积累制的财务制度<sup>②</sup>。

截止到2015年，这两项基本养老保险的总覆盖人数为8.58亿，其中城镇职工覆盖人数（包括在职和退休）为3.54亿，占基本养老保险覆盖人数的41.2%；虽然覆盖人数不占多数，但职工养老保险的基金支出却占到了两项基本养老保险基金支出的92.4%。以2015年数据计算，城镇职工人均养老金每月2353元，居民人均养老金每月只有119元，二者相差将近20倍（人力资源和社会保障部，2016）。从这个意义上来说，城镇企业职工养老保险是当前基本养老保险的主体，本文分析的对象也锁定在城镇企业职工养老保险上。

目前，这两项基本养老保险均为属地化管理，基本的统筹区域是县级单位。提高养老保险的统筹层次是中央政府的重要任务（胡晓义，2004；白维军、童星，2011；林毓铭，2013），“十三五规划”提出职工养老金实现全国统筹的目标。从目前的情况看，31个省级单位中有4个是省级统筹（北京、上海、天津和陕西），其他省份也都实现了调剂金形式下的“省级统筹”。调剂金指的是在省内不同的统筹区之间基金的余缺调剂，但不同的统筹区的基金仍然是“独立的”，因此，很难说是实现了省级统筹（郑秉文、孙永勇，2012）。而提高统筹层次之所以困难是因为基本养老保险的财政兜底责任，根据《社会保险法》的规定，基本养老保险由财政兜底，而在实践中一般是与统筹区相同层次的政府财政负责兜底。这样一来，养老保险统筹层次的提高就与一个地区财政兜底责任相挂钩。在当前的财税体制下，这对地方政府而言是一个极大的负担。

在流动人口养老保险制度设计上，2009年之前经历了一个各地探索的过程，出现了不同的模式，其中不允许外来务工人员参加本地城镇职工养老保险是一个主流的做法（华迎放，2004，2005）。这背后的原因不外乎是担心外来务工人员退休后本地要支

① 2009年中国开始建立覆盖农村居民的“新型农村养老保险”，2011年在城镇建立覆盖城镇非就业居民的“城镇居民养老保险”，2014年中央政府决定二者合并为“城乡居民养老保险”。

② 个人账户实行基金积累制，因此，在跨区转移接续时不存在问题。本文研究的问题实际上主要存在于现收现付制的社会统筹部分。

付外来工的养老金待遇，而这又直接与本地财政相关。2009年初，人社部就农民工养老保险提出了两个文件（《农民工参加基本养老保险办法》和《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》）的征求意见稿，但最终只有后者得以颁布实施。《农民工参加基本养老保险办法》之所以没有出台有很多原因，例如担心形成新的“制度分割”，但最关键还是该办法大幅度降低了农民工的费率（企业12%，个人4%~8%），而且全部记入个人账户，在就业关系转移时全部转走。这样一来，东部一些主要依赖农民工缴费贡献支持养老金支付的地区受到了非常大的压力<sup>①</sup>。之后得以实行的《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》采取了折中的办法：外来务工人员统筹缴费的12%在就业关系转移时可以转走，8%的缴费贡献留在当地。

但是，在实际操作中流动人口的基本养老保险关系转移接续仍存在诸多困难，在需要转移接续的参保人中能够实际转成功的比例仍然较低（黄匡时、嘎日达，2011；褚福灵，2013）。其中，农民工群体的转移接续尤为困难（仙蜜花，2013；甄鑫、宋绍智，2014；魏毅娜，2014）。而以农民工为主体的外来流动人口只有大概30%在打工地城市的平均就业和居留年限能够满足15年的条件（王震，2015b）<sup>②</sup>。在这样的情况下，外来流动人口参保后缴纳的统筹部分（企业缴纳的20%）将成为支付本地退休职工养老金的重要来源。由此，可以判断外来流动人口多的地区职工基本养老保险的收支结余更多，退休职工养老金的水平更高。养老金的地区差距中，外来流动人口应该有较大的贡献。

现有文献也涉及到流动人口因素对地区养老金差距的影响。王晓军和赵彤（2006）使用精算模型对省际养老金差距进行了分析，发现人口结构直接影响基本养老金的制度抚养比，而广东和浙江等省年轻劳动力大量流入，大大降低了制度抚养比。蔡小慎和张瑞丽（2009）对2001-2006年基本养老保险的替代率进行了回归分析，发现制度抚养比是影响地区养老金差距的主要因素之一，而能否顺利扩面，将更多年轻劳动力纳入，是保证养老保险基金收支平衡的重要政策手段。薛新东（2012）使用省级面板数据和广义矩估计（GMM）方法分析养老保险支出水平的影响因素，发现城市化水平、城镇单位职工平均报酬等因素对养老保险支出有显著正向影响，而城市化水平高

① 2009年笔者作为“农民工养老保险制度设计”课题组的成员到长三角城市调研，当地人社部门认为，降低农民工费率并且在农民工就业关系转移时全部转走的制度设计，将直接导致当地职工基本养老保险崩盘。

② 若达不到15年的缴费年限，只能领取个人账户养老金。

的地区也意味着外来流动人口占比较高。左香乡和许新星（2014）使用省际面板数据分析了社会保障区域差异的影响因素，发现城市化率与社会保障支出呈正相关。江华等（2012）使用2001-2010年省际社会保障数据进行分析，研究发现，中国社会保障发展不平衡，地区差距明显，其中流动不足是导致非均衡的重要因素。发达地区对经济欠发达地区存在社会保障的“责任转嫁”，青年劳动力从中西部流动到东部，但大部分转移劳动力在年龄偏大后回流，在社会保障流动性不足的情况下，回流后的社会保障责任“被转嫁”到本就不发达的中西部地区。然而，这些文献并未突出流动人口对地区养老金差异的影响，也未深入分析外来流动人口对地区养老金不平等的贡献。

在现有文献基础上，本文利用2001-2014年省际面板数据，对流动人口因素对地区养老金差距的影响及对地区养老金不平等的贡献进行分析。本文的贡献主要有两方面：一是在控制其他变量的基础上，设计流动人口系数，将流动人口作为主要变量分析其对地区养老金差距的影响；二是使用基于回归的分解方法，分析外来流动人口对地区养老金不平等的贡献。根据“十三五”规划，在未来5~10年，中国将继续大力推进城镇化进程，大规模的跨区人口流动将成为常态。在这样的背景下，本文的研究结果对理解当前中国的人口流动与社会保障改革之间的关系提供洞见，也有助于将人口流动这一因素纳入到政策设计框架中。

### 三 分析框架与估计策略

设一个地区外来流动人口中在本地参保的总人数为 $M$ ，其中有 $m$ 的比例有资格在本地退休并领取养老金，即外来人口中在本地参保并退休领取养老金的人数为 $M1 = m * M$ 。设每个流动人口参加本地城镇职工基本养老保险的缴费贡献为 $W$ ，退休后得到的养老金为 $P$ 。假定城镇企业职工养老保险实现完全的精算平衡，即 $W = P$ ，那么，流动人口对一个地区企业职工基本养老金的影响取决于 $m$ 的大小：

若 $m = 1$ ，则 $M1 = M$ ，不存在“流动人口扰动”，参保的流动人口可视同本地职工；

若 $m < 1$ ，则 $M1 < M$ ，有一部分外来流动人口虽然在本地参保，但不在本地退休，外来人口的总缴费贡献大于总养老金支出，本地养老保险存在“流动人口溢出”；

若 $m > 1$ ，则 $M1 > M$ ，该地区有不在本地缴费但在本地退休并领取养老金的人口（外地转回的人口），这部分人口的总缴费贡献小于总养老金支出，该地区存在养老保险的“流动人口损失”。

第一种状况既适用于没有外来流动人口参保的情况，也适用于全国统筹的情况，

即不论在哪里参保都可在参保地退休。第二种状况适用于人口流入的地区,主要是东部沿海地区和一些大城市。这其中的原因还在于当前外来流动人口在就业地的平均居留年限不足以满足退休领取养老金的条件(章铮等,2008;姚宇,2009;王震,2015b)。即使可以零成本转移接续,因为企业缴费中(进入统筹基金)的8%要留在当地,那么,流动人口参加本地养老保险仍然存在“流动人口溢出”;而从现实情况看,转移接续的成本很高,大部分流动人口难以转移接续。特别是对于农民工而言,他们如果回到农村,那么城镇企业职工养老保险关系不能转入居民养老保险。从当前的估计看,有30%左右的农民工可以在打工地居留满15年,大约70%的农民工将成为打工地养老保险基金的“净贡献者”(王震,2015a,2015b)。第三种情况主要适用于中部和西部人口流出地区,这些地区将承担东部沿海地区的“养老责任”转嫁,存在净“流动人口损失”。由是,有如下假定:

假定1:养老保险基金存在“人口流动溢出”的地区,人均养老金水平高;

假定2:养老保险基金存在“人口流动损失”的地区,人均养老金水平低;

假定3:在当前养老保险区域分割的情况下,人口流动带来的“流动人口溢出”和“流动人口损失”效应扩大了养老金的地区不平等程度。

为验证上述三个假定,本文的估计策略是在控制其他变量的情况下,使用普通最小二乘法(OLS)估计一个地区流动人口状况对地区养老金差距的影响:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中 $Y$ 为以省为单位的人均养老金水平, $\beta_0$ 为常数项, $\beta_1$ 到 $\beta_k$ 为待估计的系数, $X_j$ ( $j=1, \dots, k$ )为影响省际人均养老金水平的变量,其中 $X_k$ 为流动人口变量, $\varepsilon$ 为误差项。

然而,使用OLS存在内生性以及由此导致的估计偏误,根据Wooldridge(2002),本文使用固定效应面板数据模型(Fixed Effects, FE)对式(1)进行估计,并对OLS估计结果和固定效应面板数据模型的估计结果进行豪斯曼(Hausman)检验<sup>①</sup>。

不论是使用OLS还是使用固定效应面板数据模型估计,如式(1),结果只是流动人口对地区养老金水平的影响,而不是对地区养老金不平等程度的影响。为了对假定3进行验证,本文使用基于回归的不平等分解方法分析流动人口对地区养老金不平等的贡献。

<sup>①</sup> 若豪斯曼检验显示二者的估计结果不存在显著差异,那么后面分解使用OLS的估计结果;若结果显示二者存在显著差异,那么后面分解使用固定效应模型的估计结果。

传统上，对不平等指数的分解包括按照收入来源的分解（Shorrocks, 1982）以及按照不同人群组的分解（Shorrocks, 1984）。但是这两种方法的结果主要是描述性的，难以对不同影响因素的贡献进行分析。而基于回归方程的分解则可以分析多种影响因素对不平等的贡献大小，并且在回归过程中还可以处理内生性带来的偏误（Manna & Regoli, 2012）。Morduch & Sicular（2002）和 Fields（2003）在基于收入来源分解的框架中，将不平等的分解扩展到收入方程的分解上。大致的思路是，首先估计收入方程得到回归系数，之后使用估计出来的系数作为权重来估计不同因素对不平等的贡献。之后基于回归方程的不平等分解方法主要有两个：第一个是基于 Fields（2003）的方法，第二个是基于夏普利值（Shapley value）的方法（Wan, 2004；Wan & Zhou, 2005；Wan et al., 2007）。基于夏普利值的方法的主要贡献是可以对回归中的常数项和残差对不平等的贡献进行分析。

夏普利值是合作博弈中的一个概念，其基本思想是将参与者的贡献与其所得“公平地”相匹配（Winter, 2002）。实现“公平匹配”的方法是使每个参与者的所得等于所有可能的合作排序下该参与者边际贡献的平均值。在不平等的分解中，夏普利值分解的基本逻辑是单个因素对总体不平等的贡献等于所有不同组合下贡献的平均值；一个变量对不平等的贡献等于包括全部变量的总体不平等指数与去掉该变量后回归得到的不平等指数之间的差。

在具体估计过程中，首先通过回归得到式（1）中的回归系数  $\beta_j$  ( $j=1, \dots, k$ )，令  $Y_j = \beta_j X_j$  ( $j=1, \dots, k$ )，可知  $Y_j$  为变量  $X_j$  对地区养老金  $Y$  的贡献。地区养老金水平  $Y$  可以表示为如下三项之和：

$$Y = a_0 + \sum_{j=1}^k Y_j + u = a_0 + \bar{Y} + u \quad (2)$$

其中， $a_0$ 、 $\bar{Y}$ 、 $u$  分别为通过回归得到的常数项、分项贡献之和以及残差项。令  $I(\cdot)$  为不平等指数（例如基尼系数、泰尔指数或变异系数）， $\Phi(X_j, I)$ ,  $j=1, 2, \dots, k$  为变量  $X_j$  对总体不平等  $I(Y)$  的贡献。夏普利值分解中， $\Phi(X_j, I)$  等于包括全部因素在内的回归方程决定的不平等指数与去掉该因素后的回归方程决定的不平等指数之间的差。根据夏普利值的思想，去掉某一变量的顺序对回归结果是有影响的，因此要得到  $X_j$  对总体不平等的贡献，需要对按照不同顺序去掉该变量的所有方程进行回归。这需要进行  $2^k - 1$  次方程的回归估计，并对每一个回归方程的预测值进行不平等指数的计算，然后再进行平均：

$$\Phi(X_j, I) = \frac{1}{k!} \sum_{\pi \in \Pi_k} [I(\hat{Y} | B(\pi, X_j) \cup \{X_j\}) - I(\hat{Y} | B(\pi, X_j))] \quad (3)$$

其中,  $I(\hat{y} | x)$  为基于回归方程的预测值的不平等指数;  $\Pi_k$  是  $k$  个变量的所有可能的排列顺序;  $B(\pi, X_j)$  为给定顺序  $\pi$  中在  $X_j$  之前的变量集合。在得到所有变量的贡献之后, 常数项和残差项的贡献可以通过下面的式子得到:

$$\Phi(a_0, I) = I(Y) - I(\hat{Y} | u = 0) \quad (4)$$

$$\Phi(u, I) = I(Y) - I(\hat{Y} | a_0 = 0) \quad (5)$$

在得到变量  $X_j$  对总体不平等的贡献后, 可得到对总体不平等的相对贡献份额:

$$s_j = \frac{\Phi(x_j, I)}{I(y)} \quad (6)$$

#### 四 变量设定与描述统计

本文使用的数据为 2001 - 2014 年间的 30 个省级单位城镇企业职工基本养老保险的平衡面板数据 (不包括西藏及中国港澳台地区), 总样本量为 420。所有数据均来自历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》以及《中国人力资源和社会保障年鉴》。

##### (一) 省级养老金及其差距

在本文中, “地区养老金”是指省级单位的人均每月养老金额度 (元), 等于当年省级单位城镇企业职工基本养老保险基金的总支出除以该年度退休领取养老金人数, 再除以 12 得到人均月养老金 (PPM)<sup>①</sup>。

表 1 给出了 2001 - 2014 年省级单位的地区养老金差距情况。北京和上海的人均养老金最高, 中部和东北地区如重庆、江西和吉林等地的养老金最低。自 2001 年, 地区养老金之间的差额呈现不断扩大的趋势。2001 年二者之间的差额为 426 元/月, 到 2014 年二者相差扩大到 1434 元/月。但从二者的比值看, 则呈现逐渐缩小的趋势。差距最大时, 最高的人均养老金是最低人均养老金的 2.12 倍, 差距最小时为 1.88 倍。从不平等程度看, 各年份的基尼系数维持在 0.1 至 0.8 之间, 且大致上呈现不断下降的趋势。

<sup>①</sup> 在描述统计中使用原始值, 在后面的回归和分解中使用剔除了通货膨胀后的实际值。



表 1 2001 - 2014 年地区养老金差距

年份	人均最小值(元/月)		人均最大值(元/月)		最大值 - 最小值	最大值/最小值	地区养老金基尼系数
2001	394	湖南	821	上海	426	2.08	0.110
2002	481	重庆	894	上海	414	1.86	0.098
2003	478	江西	948	上海	470	1.98	0.098
2004	474	江西	1005	上海	531	2.12	0.102
2005	542	江西	1050	北京	508	1.94	0.103
2006	631	江西	1184	北京	553	1.88	0.093
2007	739	江西	1332	北京	593	1.80	0.089
2008	846	江西	1645	北京	799	1.94	0.095
2009	982	江西	1840	北京	859	1.87	0.096
2010	1020	吉林	2056	北京	1037	2.02	0.094
2011	1153	江西	2323	北京	1171	2.02	0.094
2012	1309	江西	2532	北京	1223	1.93	0.087
2013	1418	江西	2783	北京	1365	1.96	0.086
2014	1630	重庆	3064	北京	1434	1.88	0.087

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》计算得到。

## (二) 人口流动与地区养老金差距

本文将流动人口系数 ( $MIG$ ) 定义为地区内常住人口与户籍人口之比<sup>①</sup>。若  $MIG > 1$ ，则常住人口数量大于户籍人口数量，存在人口流入，且  $MIG$  越大表明外来流动人口越多；若  $MIG < 1$ ，则常住人口数量小于户籍人口数量，存在人口流出，且  $MIG$  越小表明本地人口迁出越多。该指标包含了两个信息：一是折射出不同地区对人口的吸引力，二是反映了在不同地区人们获得本地户籍的难易程度。例如， $MIG$  越大反映了两种情况：一是反映了该地区对非本地户籍人口的吸引力较大，二是反映了外地户籍的流动人口获得本地户籍的难度较大。

表 2 给出了各省级单位流动人口系数在 2001 - 2014 年间的情况。人口流入的地区主要是东部沿海地区，其中，上海、北京和天津三个直辖市的流动人口系数最高。上海 2001 - 2014 年的流动人口系数高达 1.50，外来流动人口占到了上海户籍人口的一半。这一方面说明这三个大城市的吸引力高，另一方面也表明这些大城市的户籍制度

① 中国已经推动的户籍制度改革主要体现在区域内部特别是中小城镇农村户籍与城镇户籍的统一，当前中国跨区域特别是跨省份的户籍分割仍然是非常严格的。而即使是一些宣称已经统一省内城乡户籍的地区，仍然通过诸如“是否是农村经济体经济组织成员”等标志来区分农村居民和城镇居民。

最为严格。流动人口系数小于1的地区主要集中在重庆、贵州、河南和安徽等中西部地区。

流动人口系数与省级人均养老金之间存在明显的正相关，人口流入越多的地区人均养老金也越高。北京、上海、天津、广东和浙江等东部沿海地区都是人口净流入地区，这些地区的人均养老金也明显较高。这一点不仅在2001-2014年间的均值水平上体现出来（图1），而且也在各个年份流动人口系数与人均养老金之间的关系中体现出来（图2给出了2014年的散点图）。

表2 各省级单位流动人口系数（MIG）情况（2001-2014年）

省份	均值	标准差	最小值	最大值	省份	均值	标准差	最小值	最大值
上海	1.50	0.157	1.26	1.69	山东	1.00	0.004	1.00	1.01
北京	1.41	0.150	1.23	1.61	海南	1.00	0.022	0.97	1.03
天津	1.23	0.150	1.08	1.49	宁夏	0.99	0.010	0.98	1.01
广东	1.19	0.027	1.15	1.23	河北	0.99	0.010	0.97	1.00
浙江	1.10	0.035	1.05	1.15	陕西	0.98	0.023	0.95	1.02
青海	1.05	0.032	1.00	1.09	江西	0.96	0.023	0.92	0.99
江苏	1.05	0.006	1.04	1.05	甘肃	0.96	0.018	0.94	0.99
福建	1.04	0.006	1.03	1.05	湖南	0.95	0.038	0.91	1.01
云南	1.03	0.013	1.02	1.05	湖北	0.94	0.008	0.93	0.95
辽宁	1.02	0.010	1.01	1.04	广西	0.93	0.057	0.86	1.01
吉林	1.02	0.007	1.01	1.03	四川	0.92	0.030	0.89	0.97
山西	1.02	0.014	0.99	1.04	安徽	0.91	0.040	0.87	0.97
新疆	1.02	0.013	0.99	1.03	河南	0.91	0.056	0.85	0.99
内蒙古	1.01	0.007	1.00	1.03	贵州	0.91	0.085	0.81	1.02
黑龙江	1.01	0.011	1.00	1.03	重庆	0.88	0.013	0.87	0.91

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

### （三）其他控制变量

除了流动人口系数外，本文使用的其他对地区养老金的影响因素还包括：第一，经济发展水平。经济发展水平越高的地区，人均养老金水平越高。在本文中我们使用省级单位的人均国内生产总值（PGDP）来表示地区经济发展水平。第二，经济结构因素。因为中国的城镇企业职工基本养老保险是建立在国有企业改革的基础上的，在20世纪90年代末期，该制度建立之初，整个参保人群分为“老人”、“中人”和“新人”（国务院，1997）。“老人”指的是新制度建立之前已经退休的职工，“中人”指新制度建立

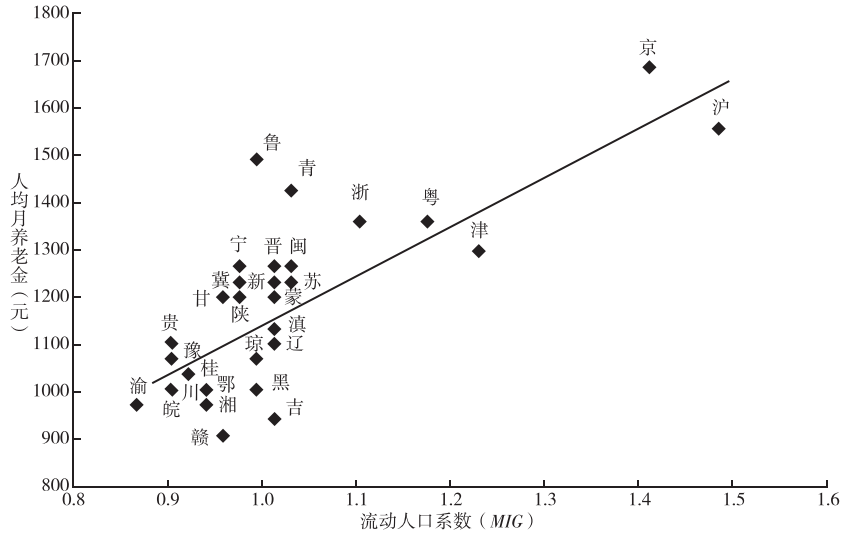


图1 地区养老金与流动人口系数（2001 - 2014 年）

注：图中数据为各省份 2001 - 2014 年人均月养老金平均值。

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

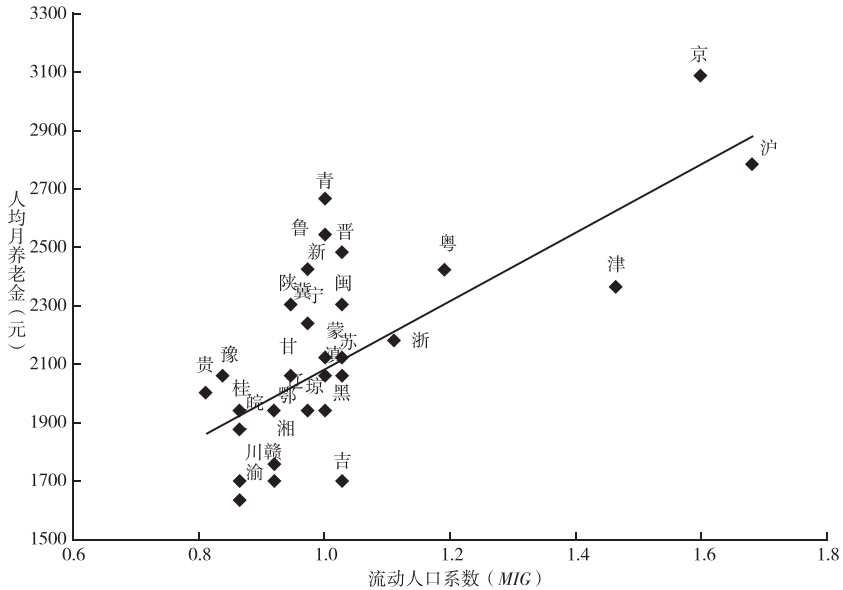


图2 地区养老金与流动人口系数（2014 年）

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

时已参加工作但未退休的职工，“新人”指新制度建立之后参加工作的职工。其中，“老人”的退休养老金和“中人”的过渡性养老金均需要从当前收缴基金中进行支付。一个地区国有企业职工占全部就业人员的比重（*SOE*）反映了该地区养老保险基金的支付压力，该比重越高则人均养老金越低；另一方面，由于国有企业职工的谈判能力更高，因此也有可能国有企业职工占比越高，人均养老金越高。第三，老龄化程度。本文使用老年抚养比（*ODR*），即65岁以上人口比15~64岁人口，来表示老龄化程度。老龄化程度越高，则该地区潜在的养老负担越重，人均养老金水平也越低。第四，制度抚养比（*DEP*）。养老保险的制度抚养比等于参保缴费的在职职工人数比退休领取养老金人数，反映的是在该地区多少个缴费人口负担一个退休人口养老金的水平。制度抚养比越低则该地区养老保险基金的支付压力越大，从而人均养老金水平越低。第五，去年基金结余率（*SUPR*）。去年基金结余率等于截止到上一年度的养老保险基金累积结余除以去年当年的基金支出额，反映的是以去年的支出水平而论累积结余能够支付的年数。结余率越高则表示基金支出能力越强，养老金水平越高。当然，也可能存在相反效应，即人均支出越高则累积结余越少。第六，财政社会保障支出占该地区财政总支出的比重（*FR*）。根据《社会保险法》的规定，各级财政要对本级基本养老保险基金承担兜底责任。一些地区根据实际情况每年从财政收入中向养老保险基金进行拨付。社会保障财政支出对各地养老金水平有直接的影响（柯卉兵，2007），财政的社会保障支出越高，人均养老金越高；当然，可能存在相反的效应，即人均养老金水平越低，基金支付压力越大，从而导致财政支出占比高。第七，年份控制变量。从2004年开始，国务院要求各地城镇职工养老金每年增加10%。这10%的增长并不体现在养老金的计发公式中，而是外生增长，因此，需要控制年份变量。

上述变量的统计描述见表3，本文需要估计的地区养老金决定方程如式（7）：

$$PPM = \beta_0 + \beta_1 MIG + \beta_2 PGDP + \beta_3 SOE + \beta_4 ODR + \beta_5 DEP + \beta_6 SUPR + \beta_7 FR + \sum_{j=2001}^{2004} YR_j + \varepsilon \quad (7)$$

在实际的估计过程中，为了剔除通货膨胀的影响，本文使用各地区城镇居民消费价格指数对养老金水平进行了调整（去年=100），同时使用各地区国内生产总值（GDP）指数对人均GDP进行了调整（去年=100）。

表 3 变量定义及描述统计

变量定义	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
人均月养老金(元)	全体	1143	525	388	3016
	组间		185	855	1622
	组内		492	240	2538
流动人口系数	全体	1.032	0.146	0.811	1.686
	组间		0.138	0.884	1.498
	组内		0.054	0.791	1.291
人均 GDP(元/年)	全体	26059	19982	817	106312
	组间		13528	10415	62455
	组内		14898	-11162	76130
国有企业职工占比	全体	0.571	0.158	0.164	0.833
	组间		0.131	0.312	0.751
	组内		0.092	0.306	0.780
老年抚养比	全体	0.122	0.024	0.070	0.219
	组间		0.021	0.086	0.163
	组内		0.014	0.056	0.181
制度抚养比	全体	2.968	1.218	1.459	9.786
	组间		1.153	1.936	7.751
	组内		0.442	1.427	5.004
基金结余率	全体	1.119	0.691	0.042	4.451
	组间		0.546	0.471	3.295
	组内		0.434	-0.641	2.644
财政社会保障支出占比	全体	0.134	0.041	0.036	0.260
	组间		0.035	0.063	0.207
	组内		0.022	0.055	0.233

注：数据为 2001 - 2014 年 30 个省份的平衡面板数据，观测值为 420。表中人均月养老金与人均 GDP 为经过各地区城镇居民消费价格指数和 GDP 指数调整（去年 = 100）的数据，与前文的原始数据有差别。后面的估计中使用经过调整的数据。

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

## 五 估计结果

### （一）地区养老金影响因素回归方程的估计结果

本文首先使用 OLS 方法对地区养老金方程即式（7）进行回归。为了控制可能存在

的内生性导致的偏误，本文使用面板数据的固定效应模型（FE）对方程进行估计，估计结果见表4。为了检验FE估计的有效性，本文还使用豪斯曼检验对OLS与FE的回归结果进行了检验，结果显示二者存在系统性差异<sup>①</sup>。因此，本文使用FE的回归结果，同时在下一步的不平等分解过程中也使用FE的估计结果。结果显示：

第一，流动人口系数对地区养老金有显著正向影响，人口流入越多则人均养老金越高。在使用固定效应模型控制不可观测因素后，流动人口系数的估计值虽然下降了，但仍然显著。这表明在城镇企业职工养老金待遇上存在“人口流入溢出”。

第二，经济发展水平（人均GDP）在OLS估计中对地区养老金在5%显著水平上有显著影响，但是在固定效应模型的估计中，经济发展水平对地区养老金的影响并不显著，这与一般观察到的经验不同。这一结果也表明中国的城镇企业职工养老保险与本地的经济发展水平并不一致。

第三，国有企业职工占比在OLS回归中并不显著，但在固定效应模型估计中有显著正向影响，且系数的绝对值也增大了。这一结果反映出两点：一是因为中国城镇企业职工基本养老保险在建立之初就对国有企业职工特别是“老人”有负债，因此政府对国有企业职工的养老金仍负有较大的责任。从当前企业退休职工的身份而言，主要还是当年制度建立之初的“老人”和“中人”，这部分职工绝大多数是国有企业职工。这一点从国有企业职工占比与财政社会保障支出占比二者之间的相关关系中也可以得到反映：国有企业职工占比高的地区财政的社会保障支出也越高（图3）。第二点则表明相对于非国有企业职工，国有企业职工的谈判能力更强，政府受到的压力更大，从而提高养老金水平。

第四，全社会的老年抚养比和养老保险的制度抚养比对地区养老金都有显著的影响：老年抚养比越高，老龄化程度越高，则人均养老金水平越低；而制度抚养比越高，人均养老金水平越高。

第五，上一年度基金结余率和财政社会保障支出占比对地区养老金并无显著影响，也就是说基金结余率高、财政社会保障支出高的地区并没有出现人均养老金水平的提高。

上述结果表明，人口流动、老龄化、制度抚养比以及国有企业职工占比是影响中国城镇企业职工养老金地区差距的主要因素；而经济发展水平、基金结余率以及财政社会保障支出对地区养老金并无显著影响。

<sup>①</sup> 豪斯曼检验的零假设为OLS估计结果与FE估计结果不存在系统性差异；检验结果显示的 $\chi^2$ 值为47.97， $p$ 值为0.0003，拒绝零假设，二者存在系统性差异。

表 4 地区养老金回归方程的 OLS 与 FE 回归结果

	OLS	FE
流动人口系数	8932.49 *** (1116.49)	5710.96 *** (1376.34)
人均 GDP	0.024 ** (0.012)	0.012 (0.011)
国有企业职工占比	1606.43 (1151.52)	4425.05 *** (1489.63)
老年抚养比	-16917.50 *** (4645.09)	-13766.86 *** (5078.62)
制度抚养比	506.95 *** (123.82)	732.10 *** (141.77)
基金结余率	-422.78 * (229.3)	-113.71 (231.71)
财政社会保障支出占比	-10115.82 *** (2514.03)	-4587.99 (3039.83)
常数项	-2088.28 (2000.96)	-2536.32 (2112.81)
调整的 R <sup>2</sup>	0.935	0.916
样本量	420	420

注：年份控制变量结果省略；累积结余率使用滞后一期（L1）值；固定效应模型为全体（overall）回归的 R<sup>2</sup>；括号内为标准误；\*  $p < 0.1$ 、\*\*  $p < 0.05$ 、\*\*\*  $p < 0.01$ 。

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

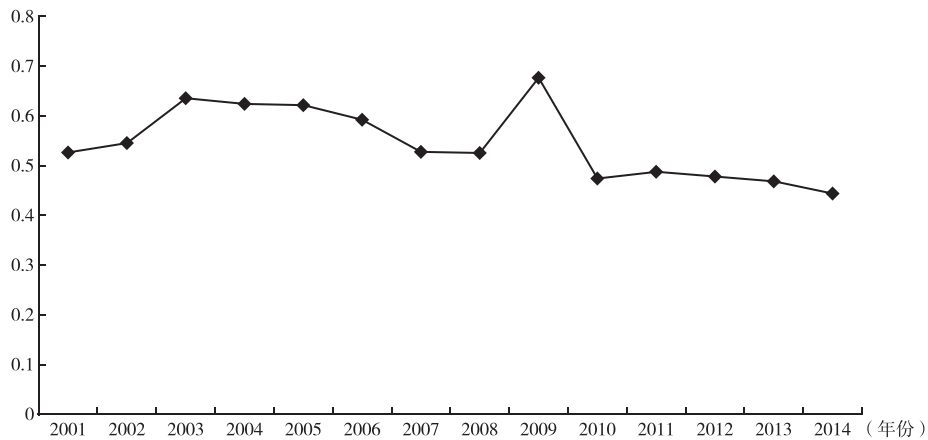


图 3 国企职工占比 (SOE) 与财政社会保障支出占比 (FR) 之间的相关系数 (2001-2014 年)

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

## (二) 养老金地区不平等的分解结果

本文使用固定效应模型的结果作为分解的基础<sup>①</sup>。在分解过程中,本文借鉴万广华(2006)及万广华等(2010)的研究,将所有地区变量和年份变量合并求解其对不平等的贡献。在分解过程中,本文使用的地区养老金不平等指数为基尼系数。表5给出了基于回归的地区养老金不平等的两个分解结果:前者是包括所有变量的分解结果,后者是仅包括在FE模型估计中显著的变量的分解结果。分解结果显示,年份变量对整体不平等的贡献最大。这是可以理解的,中国的企业职工基本养老保险以每年10%的外生速度增长,不同年份之间的差距非常明显。但年份变量并不是本文关注的变量,在这里主要是作为控制变量使用的。

不考虑时间因素的影响,对地区不平等贡献最大的是人均GDP水平,占到了整体不平等的16.67%;但是这个变量在回归中是不显著的。在控制了人均GDP后,流动人口系数对整体地区养老金不平等的贡献达到了4.30%;若不控制人均GDP以及其他不显著的变量(去年的基金结余率、财政社会保障支出占比),那么流动人口系数对地区养老金不平等的贡献上升到10.30%。

国有企业职工占比在分解结果1中起到了熨平地区养老金差距的作用,但在分解结果2中起到了扩大地区养老金差距的作用,且相对贡献还比较高(5.27%)。比较稳定的是全社会老年抚养比和制度抚养比,二者都显著扩大了地区养老金的不平等,但相对贡献并不高。

基于回归的地区养老金不平等分解结果显示,人口的流动对地区养老金不平等的相对贡献并不低,不是一个可以忽略的因素。而人口流动对地区养老金的这种影响,背后是未来老年风险和社会保障责任从东部沿海地区向中西部经济欠发达地区转移的过程。囿于地区之间的分割,这种转移过程背后并未同时伴随基金的转移,从而为将来中西部地区社会保障体系的可持续性带来不可估量的冲击。

---

<sup>①</sup> 在实际操作中使用的是最小二乘虚拟变量(Least Squares Dummy Variables, LSDV)的估计结果。二者的估计结果是一致的(Wooldridge, 2002),不影响分解结果。考虑到数据是包含时间序列变量的动态面板,可能存在自相关偏误,本文还使用Arellano & Bond(1991)给出的线性动态面板数据估计方法对式(7)进行了估计,并将结果与FE估计结果进行了豪斯曼检验,结果显示二者不存在系统性差异( $chi^2 = 4.66$ ,  $Prob > chi^2 = 0.9997$ )。因此,本文仍然使用FE估计结果(即LSDV估计结果)来进行不平等分解。



表 5 地区养老金不平等分解结果

来源	分解结果 1		来源	分解结果 2	
	绝对贡献	相对贡献		绝对贡献	相对贡献
常数项	0.000	0.00%	常数项	0.000	0.00%
流动人口系数	0.011	4.30%	流动人口系数	0.026	10.30%
人均 GDP	0.043	16.67%			
国有企业职工占比	-0.0004	-0.15%	国有企业职工占比	0.014	5.27%
老年抚养比	0.004	1.60%	老年抚养比	0.005	1.97%
制度抚养比	0.006	2.52%	制度抚养比	0.003	1.27%
基金结余率	-0.005	-1.94%			
财政社会保障支出占比	0.008	3.21%			
年份变量	0.181	70.63%	年份变量	0.199	77.70%
省份变量	0.002	0.88%	省份变量	0.002	0.74%
残差项	0.006	2.27%	残差项	0.007	2.75%
总体基尼系数	0.256	100.00%	总体基尼系数	0.256	100.00%

注：分解结果 1 为全部变量都进入回归的分解结果；分解结果 2 为只放入在固定效应模型估计中显著的变量后的分解结果。

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》及《中国人力资源和社会保障年鉴》数据计算得到。

## 六 结论及政策含义的讨论

本文分析和探索了人口流动与地区养老金差距之间的关系，其背后的逻辑是在当前人口大规模流动常态化的情况下，区域化的基本养老保险制度将会导致老年风险与应对风险的保障体系之间的冲突。大量外来流动人口在年轻时进入东部沿海城市务工就业，虽然参加了当地的企业职工基本养老保险，但是很难在当地退休并领取养老金。随着他们年龄的增长退出城市劳动力市场后，老年风险也随之转移至中西部地区，但是他们的缴费贡献却没有随之转移，而是成为支撑当地职工养老金待遇发放的重要来源。其导致的结果是未来大量老年风险将对本就脆弱的中西部农村社会保障体系产生严重冲击。若这种风险转移逐年积累，而缴费贡献却没有逐年积累（用于发放当地退休职工养老金），可以预计将对整个社会稳定产生重大影响。

为了对上述逻辑提供经验证据，本文使用 2001 - 2014 年间 30 个省级单位的省际面板数据，对人口流动因素对企业职工养老金地区差距及对不平等的影响进行实证研究。估计结果显示，在控制其他相关因素后，人口流动对地区养老金差距有显著影响，人

口流入的地区人均养老金水平显著较高。基于回归的地区养老金不平等分解结果显示,人口流动对地区养老金不平等的相对贡献在4%~10%左右,是除去时间变量和经济发展水平变量外的贡献最大的变量。不管估计结果如何,可以肯定的一点是人口流动是扩大地区养老金不平等的不可忽视的因素。

基于上述估计结果,可以判断东部沿海人口流入的地区在企业职工养老金上获得了“流动人口溢出”,而中西部人口流出地区则遭受了“流动人口损失”。要想在“溢出”与“损失”之间取得平衡,实现风险与保障之间的匹配,政策思路有两个。第一个思路是提高统筹层次,实现基础养老金的全国统筹。这一点已在“十三五”规划中得以明确,但是问题在于之前实现的所谓“省级统筹”也并不是真正的基金池合并,而只是省级调剂金制度。调剂金制度固然可以实现余缺增补,但其激励机制是“鞭打快牛”,那些有基金结余的地区有很强的动力通过提高养老金水平将结余消化掉而不是调剂到其他地区。若全国统筹仍然是省际调剂金制度,将不可避免出现东部沿海地区提高本地养老金水平以消化结余的激励,仍不能实现从东部地区向中西部地区的基金转移。第二个思路是改革和完善职工养老保险关系跨区转移接续办法。目前的《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》是一个折中的办法,流动人口的缴费贡献在转移时一部分留在当地(8%),另一部分(12%)随之转移。这样设计的初衷是在转出地与转入地之间进行“折中”,否则转出地不愿转出,因为要带走全部统筹基金;转入地不愿接受,因为要在没有该职工缴费贡献的情况下承担该职工退休后的养老金支付。然而,这一折中的办法在实际操作中困难重重,一方面,转出地仍然不愿转出,因为在这一分配比例下,要同时转走12%的统筹基金;另一方面转入地也没有动力转入,因为要用12%的缴费贡献支付未来全部的基础养老金。

从未来一段时间看,推动城镇化仍然是中国发展中的一个重要任务,人口的大规模流动将成为常态。在这样的背景下,改革和完善基本养老保险制度还应当考虑流动人口的需要。

## 参考文献:

- 白维军、童星(2011),《“稳定省级统筹,促进全国调剂”:我国养老保险统筹层次及模式的现实选择》,《社会科学》第5期,第91-97页。
- 北京市劳动和社会保障局(2001),《北京市农民工养老保险暂行办法》,北京市劳动和

社会保障局网站。

- 蔡小慎、张瑞丽 (2009), 《我国基本养老保险水平地区差异的影响因素之实证分析》, 《大连理工大学学报 (社会科学版)》第 1 期, 第 93-97 页。
- 褚福灵 (2013), 《职工基本养老保险关系转移现状的思考》, 《社会保障研究》第 1 期, 第 3-5 页。
- 丁煜、沈金花 (2012), 《我国社会养老保险替代率的地区差异及其影响因素研究》, 《甘肃行政学院学报》第 5 期, 第 81-88 页。
- 国务院 (1997), 《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》, 国发【1997】26 号, 人力资源和社会保障部网站。
- 胡晓义 (2004), 《关于逐步提高养老保险统筹层次——十六届三中全会《决定》学习札记之二》, 《中国社会保障》第 1 期, 第 18-21 页。
- 华迎放 (2004), 《农民工社会保障: 思考与政策选择——来自江苏、吉林、辽宁的调查》, 《中国劳动》第 10 期, 第 21-25 页。
- 华迎放 (2005), 《农民工社会保障模式选择》, 《中国劳动》第 5 期, 第 20-23 页。
- 黄匡时、嘎日达 (2011), 《流动人口的社会保障陷阱和社会保障的流动陷阱》, 《西部论坛》第 6 期, 第 1-8 页。
- 江华、吕学静、王延中 (2012), 《中国省际社会保障经济公平非均衡发展评估》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 34-46 页。
- 柯卉兵 (2007), 《省际社会保障差异及其转移支付》, 《中国社会保障》第 10 期, 第 29-31 页。
- 林毓铭 (2013), 《体制改革: 从养老保险省级统筹到基础养老金全国统筹》, 《经济学家》第 12 期, 第 65-72 页。
- 刘传江、程建林 (2008), 《养老保险“便携性损失”与农民工养老保险制度研究》, 《中国人口科学》第 4 期, 第 61-67 页。
- 彭浩然、芮玉红 (2009), 《我国基本养老保险的地区差异研究》, 《经济管理》第 8 期, 第 169-174 页。
- 人力资源和社会保障部 (2009), 《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》, 人力资源和社会保障部网站。
- 人力资源和社会保障部 (2016), 《2015 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》, 人力资源和社会保障部网站: [http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/dongtaixinwen/buneyiaowen/201605/t20160530\\_240967.html](http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/dongtaixinwen/buneyiaowen/201605/t20160530_240967.html), 最后访问日期: 2016 年 7 月 10 日。

- 上海市人民政府 (2002),《上海市外来从业人员综合保险暂行办法》,上海市人力资源和社会保障网站。
- 沈静、邹洋、季学晔 (2016),《农民工养老保险不同模式的比较分析——以深圳、北京、上海为例》,《公共经济与政策研究》第2期,第21-37页。
- 万广华 (2006),《经济发展与收入不均等:方法和证据》,上海:上海三联书店。
- 万广华、范蓓蕾、陆铭 (2010),《解析中国创新能力的的不平等:基于回归的分解方法》,《世界经济》第2期,第3-14页。
- 王晓军、赵彤 (2006),《中国社会养老保险的省区差距分析》,《人口研究》第2期,第44-50页。
- 王震 (2015a),《以社会救助为基础重构农民工社会保障体系》,载于张平主编《中国新型城镇化道路与人的城镇化政策选择》,广州:广东经济出版社。
- 王震 (2015b),《农民工城市居留时间的一个估计》,载于张平主编《中国新型城镇化道路与人的城镇化政策选择》,广州:广东经济出版社。
- 魏毅娜 (2014),《社会养老保险关系城乡转移接续政策研究》,《公共管理与政策评论》第4期,第32-38页。
- 仙蜜花 (2013),《农民工养老保险转移接续困境归因及对策建议》,《广西经济管理干部学院学报》第3期,第6-10页。
- 薛新东 (2012),《我国养老保险支出水平的影响因素研究——基于2005-2009年省级面板数据的实证分析》,《财政研究》第6期,第7-10页。
- 姚宇 (2009),《农村迁移工人的人口学特征对其养老保险项目的影响》,载于中国社会科学院经济研究所课题组《农村迁移工人养老保险设计的性别影响》,研究报告。
- 章铮、杜峥鸣、乔晓春 (2008),《论农民工就业与城市化——基于年龄结构-生命周期分析》,《中国人口科学》第6期,第8-18页。
- 甄鑫、宋绍智 (2014),《农民工养老保险转移接续问题研究》,《经济研究参考》第35期,第75-77页。
- 郑秉文 (2008),《改革开放30年中国流动人口社会保障的发展与挑战》,《中国人口科学》第5期,第2-17页。
- 郑秉文 (2012),《中国养老金发展报告2012》,北京:经济管理出版社。
- 郑秉文、孙永勇 (2012),《对中国城镇职工基本养老保险现状的反思——半数省份收不抵支的本质、成因与对策》,《上海大学学报(社会科学版)》第3期,第1-16页。
- 郑功成 (2015),《从地区分割到全国统筹——中国职工基本养老保险制度深化改革的

- 必由之路》，《中国人民大学学报》第3期，第2-11页。
- 朱玲（2009），《农村迁移工人养老保险设计对参保者生计的影响》，《理论前沿》第21期，第15-18页。
- 朱玲（2010），《中国社会保障体系的公平性与可持续性研究》，《中国人口科学》第5期，第2-12页。
- 左香乡、许新星（2014），《我国区域社会保障差异评估与影响因素研究》，《湘潭大学学报（哲学社会科学版）》第5期，第79-82页。
- Arellano, Manuel & Stephen Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Fields, Gary (2003). Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States. *Research in Labor Economics*, 22, 1-38.
- Manna, Rosalba & Andrea Regoli (2012). Regression-based Approaches for the Decomposition of Income Inequality in Italy, 1998-2008. *Rivista di Statistica Ufficiale*, 14 (1), 5-18.
- Morduch, Jonathan & Terry Sicular (2002). Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China. *The Economic Journal*, 112, 93-106.
- Shorrocks, Anthony (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50 (1), 193-211.
- Shorrocks, Anthone (1984). Inequality Decomposition by Population Subgroup. *Econometrica*, 52 (6): 1369-1385.
- Wan, Guanghua (2004). Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-Based Approach. *Journal of Comparative Economics*, 32 (2), 348-363.
- Wan, Guanghua & Zhangyue Zhou (2005). Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data. *Review of Development Economics*, 9 (1), 107-120.
- Wan, Guanghua, Ming Lu & Zhao Chen (2007). Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from Within China. *Review of Income and Wealth*, 53 (1), 35-59.
- Winter, Eyal (2002). The Shapley Value. In Robert Aumann & Sergiu Hart (eds.), *Handbook of Game Theory*. New York: Elsevier Science B. V., 3, pp.2027-2052.
- Wooldridge, Jeffery (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

## Migration and Regional Pension Gap: Regression-based Inequality Decomposition

Wang Zhen

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

**Abstract:** This paper uses provincial panel data from the year of 2001 to 2014 and analyzes the impact of migration on regional pension gap and inequality. While controlling the level of economic development and other factors, this paper uses the fixed effect model and regression-based inequality decomposition. It finds that the factor of migration contributes to regional pension inequality, and the level of pension grows as more people flow in. As large-scale migration becomes normal, the regional segmentation of basic social pension system may lead to the transfer of responsibility for old-age-risk from developed regions to underdeveloped areas. While regions with inflows of migration would have the “spillover” impact, regions with outflows of migration would experience the “migration loss” effect. The mismatch between the old-age-risk and social protection will have a great impact on the social security system of those vulnerable underdeveloped regions.

**Keywords:** migration, regional pension gap, regression-based inequality decomposition

**JEL Classification:** J61, H55, D63

(责任编辑:王永洁)