

中国城镇社会保险发展非均衡及影响因素研究

吕承超, 张学民

(青岛科技大学经济与管理学院, 山东 青岛 266061)

摘要: 采用基尼系数、泰尔指数测算中国城镇社会保险发展非均衡程度并对其分解, 构建动态面板数据模型, 分析城镇社会保险非均衡影响因素, 实证检验各因素影响效果及显著性水平。研究表明: 中国城镇社会保险发展呈由东向西依次递减态势; 中国城镇社会保险基金收入和支出非均衡程度呈先下降后上升趋势, 支出大于收入的非均衡程度; 各社会保险项目对非均衡程度影响不同; 区域内部非均衡程度大于区域之间, 基金支出大于基金收入的区域内对非均衡程度贡献率, 东部地区大于中西部地区内部非均衡程度; 循环累积效应、经济发展水平、教育、工资水平及地方财政对城镇社会保险支出和收入均具有正向作用。

关键词: 中国城镇社会保险; 非均衡; 基尼系数; 泰尔指数; GMM 估计

中图分类号: F842.6

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2015)02-0035-09

一、引言与文献综述

社会保险是由法律规定通过向劳动者及雇主筹措资金, 并用于劳动者以保障其一旦失去劳动收入后而获得一定补偿的制度。城镇社会保险是专门针对城镇居民所设立的社会保险, 主要包括养老、医疗、失业、生育、工伤五个方面。城镇社会保险制度的建立有利于社会稳定, 有利于实现社会公平, 有利于推动社会进步, 对社会经济健康发展具有重要的现实意义。

国内外学者对中国城镇社会保险进行了广泛研究, 主要涉及以下内容: 第一, 关于养老保险研究。有学者在测度中国城镇养老保险支出水平基础上分析了制约因素^[1], 其中城镇养老保险融资问题是影响养老保险的重要因素, 建议引进名义账户融资模式^[2]。部分学者探讨了养老制度设置问题, 建议采取灵活的缴费形式, 建立动态调整机制^[3]。由于人口老龄化可能对养老保险制度产生影响, 从而提出了应对人口老龄化的政策^[4]。第二, 关于医疗保险研究。医疗保险基金筹资和支出受多因素影响^[5], 需要构建社会和商业医疗保险互补、共同发展的多层次城镇医疗保险体系^[6]。黄枫(2010)利用调研数据进行实证研究, 提出了医疗改革政策和路径^[7]。李文沛(2010)通过分析城镇基本医疗保险筹资问题, 提出了制度层面的解决措施^[8]。第三, 关于失业保险研究。我国失业保险政策还存在缺陷^[9], 且失业保险制度覆盖率过低^[10], 因此, 有学者构建评价指标体系以监测我国城镇失业保险制度^[11], 并给出了完善失业保险的对策建议。

收稿日期: 2014-09-15

基金项目: 全国统计科学研究资助项目(2014309); 山东省社科规划资助项目(14DJJ03); 山东省高等学校科技计划资助项目(J14WF18)

作者简介: 吕承超(1983-), 男, 山东即墨人, 青岛科技大学经济与管理学院讲师, 博士; 张学民(1990-), 男, 山东新泰人, 青岛科技大学经济与管理学院硕士生。

现有研究存在以下不足：多集中于社会保险制度研究，而欠缺对中国城镇社会保险发展态势研究；多关注单一保险问题，而忽视对五大保险项目综合研究；多倾向于社会保险统筹协调发展研究，而缺乏对中国城镇社会保险发展非均衡及影响因素的研究。针对目前研究不足，本文借鉴以往研究，以省域和五大城镇社会保险为研究对象，分析城镇社会保险空间和项目发展非均衡，探讨影响非均衡发展因素，验证其影响程度和显著性水平。

二、研究方法 with 数据

(一) 非均衡研究方法

1. 基尼系数测算及分解方法。Yao 提出了分解不均等分组数据的基尼系数测算方法^[12]。由于本文中各省参加城镇社会保险人次不相等，属于不均等分组数据，因此采用 Yao 的方法来测算和分解基尼系数。

(1) 基尼系数测算公式。将中国按省份分成 n 组， S_i 代表第 i 省保险^①总收入(总支出)^②份额， D_i 代表第 i 省保险人均收入(人均支出)^③， P_i 代表第 i 省参加保险人次^④频数， $i = 1, 2, \dots, n$ 。按保险人均收入(人均支出) D_i 从小到大排序后，基尼系数 G 公式如下：

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n 2B_i = 1 - \sum_{i=1}^n P_i(2Q_i - S_i) \quad (1)$$

$$Q_i = \sum_{i=1}^n S_i \quad (2)$$

(2) 分项目的基尼系数分解方法。每个省保险可以按照保险项目不同分为 K 种分项目($k = 1, 2, \dots, K$)，令 C_k 为第 k 种分项目收入(支出)集中度， v_k 和 v 分别为各分项目人均收入(支出)和总保险人均收入(支出)， $r_k = v_k/v$ 表示项目 k 收入(支出)在总收入(支出)中的比重，则：

$$C_k = 1 - \sum_{i=1}^n 2B_{ki} = 1 - \sum_{i=1}^n P_i(2Q_{ki} - r_{ki}) \quad (3)$$

$$Q_{ki} = \sum_{i=1}^i r_{ki} \quad (4)$$

其中， Q_{ki} 是项目 k 从 1 到 i 累积收入(支出)比重。令 l_{ki} 为第 i 省项目 k 人均收入(支出)，则 $r_{ki} = P_i * l_{ki}/v_k$ 是第 i 省项目 k 收入(支出)在全国项目 k 总收入(支出)中比重。各省按人均收入(支出) D_i 由小到大排序，则各省保险收入(支出)基尼系数可表示为：

$$G = \sum_{k=1}^K r_k C_k \quad (5)$$

$$shG_k = \frac{C_k}{G} \quad (6)$$

$$\sum_{k=1}^K shG_k = 1 \quad (7)$$

shG_k 表示项目 k 收入(支出)对总收入(总支出)不均等贡献率。若 shG_k 为负，表示该保险项目起到了均衡收入(支出)的作用；反之，则没有起到均衡收入(支出)的作用，反而拉大了收入(支

① 下文不做特殊说明，保险均表示城镇社会保险。

② 本文从社会保险基金收入和社会保险基金支出两个角度测算和分解基尼系数。

③ 城镇社会保险人均收入(人均支出) = 社会保险基金收入(支出)/参加城镇社会保险人次。

④ 城镇社会保险参保人数 = 城镇基本养老保险参保人数 + 城镇基本医疗保险参保人数 + 失业保险参保人数 + 工伤保险参保人数 + 生育保险参保人数。

出)差距。

2. Theil 指数测算及分解方法。泰尔指数(Theil)利用信息理论熵概念计算个人或地区收入差距,泰尔指数值越大,差距越大。

$$T = \sum_i \sum_j \left[\frac{Y_{ij}}{Y} \right] \ln \left[\frac{Y_{ij}/Y}{N_{ij}/N} \right] \quad (8)$$

$$T_i = \sum_j \left[\frac{Y_{ij}}{Y_i} \right] \ln \left[\frac{Y_{ij}/Y_i}{N_{ij}/N_i} \right] \quad (9)$$

其中, T 为泰尔指数, Y_{ij} 为 i 地区 j 省保险总收入(总支出), Y 为保险总收入(总支出), N_{ij} 为 i 地区 j 省参加保险人次, N 为参加保险总人次。 T_i 为 i 地区内各省之间差异, Y_i 和 N_i 分别是 i 地区保险总收入(总支出)和参加保险人次。

$$T_{BR} = \sum_i \left[\frac{Y_i}{Y} \right] \ln \left[\frac{Y_i/Y}{N_i/N} \right] \quad (10)$$

$$T_{WR} = \sum_i \left[\frac{Y_i}{Y} \right] T_i = \sum_i \sum_j \left[\frac{Y_i}{Y} \right] \left[\frac{Y_{ij}}{Y_i} \right] \ln \left[\frac{Y_{ij}/Y_i}{N_{ij}/N_i} \right] \quad (11)$$

其中, T_{BR} 和 T_{WR} 分别为地区之间的差异和地区内的差异,适用于对两次分组数据加以处理,即某一收入(支出)单元又分为若干亚收入(支出)单元。 T 为整体收入(支出)泰尔指数, T_i 为每个收入(支出)单元内泰尔指数, T_{BR} 为组间泰尔指数, T_{WR} 为组内泰尔指数。

(二) 系统 GMM 估计

为了克服解释变量内生性问题,以便将内生解释变量水平值和差分值作为工具变量而不需要再寻求其他工具变量,本文采用系统 GMM 估计处理动态面板数据。系统 GMM 具有更好的有限样本性质,在很大程度上可以解决差分 GMM 由于工具变量不足而导致的弱工具变量问题,并降低差分 GMM 估计偏误,同时提高估计效率^①。

(三) 数据来源及处理

本文将城镇社会保险基金收入、支出及参保人次作为衡量中国城镇社会保险发展水平指标,包括养老、医疗、失业、工伤、生育保险等。城镇社会保险基金收支情况及参保人数数据取自 2001 年至 2012 年《中国劳动统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

三、中国城镇社会保险发展非均衡测算及分解

(一) 中国城镇社会保险发展非均衡现状

考察期内,保险基金收入和支出年均分别增长 22.50% 和 20.91%, 都保持两位数增长。参加保险人次年均增长 13.16%, 其中 2004 年和 2009 年增长幅度较大。基金人均收入和支出年均分别增长 8.25% 和 6.85%, 其中 2004 年和 2009 年由于参保人数增长较多,导致人均支出负增长。

中国城镇社会保险基金收入和支出均呈现出东、中、西部^②依次递减趋势。如表 1 所示,东部地区基金收入、支出均处于绝对优势,但从 2001 年到 2012 年东部地区基金收入占全国比重从

① Arellano 和 Bond(1991)提出“差分 GMM”估计法虽较好地解决了内生解释变量导致的估计有偏和非一致性问题,但可能引起由于工具变量不足而导致的弱工具变量问题。Arellano 和 Bover(1995)重新回到了差分之前的水平方程,通过增加新的有效工具变量来解决工具变量较弱问题,提出了“水平 GMM”。Blundell 和 Bond(1998)将差分 and 水平方程作为一个方程系统进行 GMM 估计,实现了差分 and 水平 GMM 的结合,称为“系统 GMM”。

② 本文东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、浙江、上海、广东、广西、福建、海南,西部地区包括陕西、甘肃、四川、贵州、重庆、云南、新疆、宁夏、青海、西藏,中部地区包括内蒙古、黑龙江、吉林、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西。

60.98% 下降到 58.71%，基金支出占比从 59.74% 下降到 56.77%，优势在逐年下降。中部和西部地区保险处于弱势，但保险基金收入和支出占全国比重逐年增加。

表 1 中国城镇社会保险的地区分布

单位：%

| 年份 | 东部 | | | 中部 | | | 西部 | | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 基金收入 | 基金支出 | 参保人次 | 基金收入 | 基金支出 | 参保人次 | 基金收入 | 基金支出 | 参保人次 |
| 2001 | 60.98 | 59.74 | 56.28 | 15.65 | 15.73 | 14.60 | 23.38 | 24.53 | 29.12 |
| 2002 | 59.74 | 59.26 | 56.89 | 15.72 | 15.71 | 14.62 | 24.54 | 25.03 | 28.49 |
| 2003 | 60.81 | 60.00 | 57.24 | 15.55 | 15.76 | 14.53 | 23.64 | 24.24 | 28.23 |
| 2004 | 60.39 | 60.20 | 56.65 | 15.32 | 15.42 | 14.88 | 24.28 | 24.38 | 28.47 |
| 2005 | 60.40 | 60.21 | 57.83 | 15.16 | 15.21 | 14.90 | 24.44 | 24.59 | 27.27 |
| 2006 | 59.52 | 59.15 | 58.50 | 15.51 | 15.78 | 14.64 | 24.97 | 25.08 | 26.86 |
| 2007 | 59.35 | 58.83 | 59.36 | 15.62 | 15.71 | 14.29 | 25.02 | 25.45 | 26.34 |
| 2008 | 59.04 | 58.55 | 60.04 | 16.10 | 16.02 | 14.09 | 24.86 | 25.43 | 25.87 |
| 2009 | 58.32 | 58.08 | 57.24 | 16.07 | 16.59 | 14.74 | 25.61 | 25.33 | 28.02 |
| 2010 | 57.88 | 57.49 | 58.11 | 17.42 | 17.04 | 14.75 | 24.70 | 25.47 | 27.14 |
| 2011 | 57.49 | 57.23 | 58.67 | 17.94 | 17.31 | 15.18 | 24.57 | 25.46 | 26.14 |
| 2012 | 58.71 | 56.77 | 58.13 | 17.34 | 17.67 | 16.43 | 23.95 | 25.56 | 25.43 |

(二) 中国城镇社会保险发展非均衡测算——基于基尼系数和 Theil 指数

如表 2 所示，保险支出均大于收入的基尼系数值和 Theil 值，说明支出大于收入的非均衡程度。收入和支出非均衡均呈现先下降后上升的“U”型趋势。考察期内可分为两个阶段：第一阶段从 2001 至 2006 年，收入基尼系数由 0.1632 下降到 0.0822，年均下降 14.07%，Theil 指数由 0.0209 下降到 0.0048，年均下降 34.28%；支出基尼系数由 0.1943 下降为 0.1195，年均下降 10.22%，Theil 指数由 0.0300 下降到 0.0107，年均下降 22.83%。第二阶段 2007 至 2012 年，收入基尼系数由 0.0910 上升到 0.1531，年均上升 10.97%，Theil 指数由 0.0058 上升到 0.0166，年均上升 23.57%；支出基尼系数由 0.1325 上升到 0.1856，年均上升 6.98%，Theil 指数由 0.0130 上升到 0.0249，年均上升 13.97%。

表 2 中国城镇社会保险的基尼系数和 Theil 指数

| 年份 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| GINI(收入) | 0.1632 | 0.1324 | 0.1408 | 0.1085 | 0.1003 | 0.0822 | 0.0910 | 0.1055 | 0.1403 | 0.1409 | 0.1464 | 0.1531 |
| GINI(支出) | 0.1943 | 0.1563 | 0.1693 | 0.1381 | 0.1288 | 0.1195 | 0.1325 | 0.1495 | 0.1706 | 0.1752 | 0.1811 | 0.1856 |
| THEIL(收入) | 0.0209 | 0.0130 | 0.0151 | 0.0095 | 0.0076 | 0.0048 | 0.0058 | 0.0078 | 0.0141 | 0.0135 | 0.0147 | 0.0166 |
| THEIL(支出) | 0.0300 | 0.0189 | 0.0236 | 0.0163 | 0.0138 | 0.0107 | 0.0130 | 0.0166 | 0.0206 | 0.0217 | 0.0233 | 0.0249 |

(三) 中国城镇社会保险发展非均衡分解

1. 分项目非均衡分解——基于基尼系数分解。分项目收入(支出)对总收入(支出)基尼系数贡献主要受两个变量影响：一是分项目收入(支出)占总收入(支出)比重；二是分项目收入(支出)集中率，即分项目收入(支出)自身存在非均衡。

(1) 收入基尼系数分解。如表 3 所示，2003 - 2008 年城镇基本养老保险、失业保险和医疗保险的收入集中率 $C_k > G$ ，说明这三项保险扩大了城镇社会保险收入非均衡。这种趋势在 2008 年出现转折，养老保险和医疗保险收入集中率 $C_k < G$ ，而失业保险收入集中率 $C_k > G$ ，说明从 2008 年后失业保险成为拉大非均衡的主要因素。此外，2001 - 2012 年工伤保险收入集中率 $C_k < G$ ，说明工伤保险一直起到了抑制社会保险发展非均衡的作用。

表3 城镇社会保险基金收入非均衡的基尼系数分解

| 年份 | | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
|----------|---------|--------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 养老 保险 | C_k | 0.156 | 0.120 | 0.128 | 0.093 | 0.092 | 0.073 | 0.086 | 0.110 | 0.145 | 0.143 | 0.153 | 0.157 |
| | r_k | 0.802 | 0.783 | 0.754 | 0.737 | 0.730 | 0.730 | 0.727 | 0.719 | 0.724 | 0.713 | 0.703 | 0.692 |
| | shG_k | 0.768 | 0.708 | 0.684 | 0.631 | 0.672 | 0.650 | 0.691 | 0.749 | 0.749 | 0.722 | 0.733 | 0.708 |
| 失业 保险 | C_k | 0.158 | 0.137 | 0.127 | 0.131 | 0.108 | 0.106 | 0.111 | 0.110 | 0.171 | 0.203 | 0.157 | 0.185 |
| | r_k | 0.060 | 0.053 | 0.051 | 0.050 | 0.049 | 0.047 | 0.044 | 0.043 | 0.037 | 0.035 | 0.038 | 0.039 |
| | shG_k | 0.059 | 0.055 | 0.046 | 0.061 | 0.053 | 0.060 | 0.054 | 0.045 | 0.045 | 0.050 | 0.041 | 0.048 |
| 医疗 保险 | C_k | 0.232 | 0.207 | 0.199 | 0.163 | 0.133 | 0.112 | 0.107 | 0.097 | 0.116 | 0.131 | 0.133 | 0.141 |
| | r_k | 0.124 | 0.150 | 0.182 | 0.197 | 0.202 | 0.202 | 0.206 | 0.213 | 0.231 | 0.229 | 0.230 | 0.240 |
| | shG_k | 0.176 | 0.235 | 0.257 | 0.297 | 0.268 | 0.276 | 0.243 | 0.197 | 0.191 | 0.214 | 0.209 | 0.221 |
| 工伤 保险 | C_k | -0.060 | -0.125 | 0.057 | 0.022 | 0.000 | -0.007 | -0.009 | 0.006 | 0.082 | 0.091 | 0.074 | 0.080 |
| | r_k | 0.009 | 0.008 | 0.008 | 0.010 | 0.013 | 0.014 | 0.015 | 0.016 | 0.015 | 0.015 | 0.019 | 0.018 |
| | shG_k | -0.003 | -0.007 | 0.003 | 0.002 | 0.000 | -0.001 | -0.002 | 0.001 | 0.009 | 0.010 | 0.010 | 0.010 |
| 生育 保险 | C_k | 0.037 | 0.234 | 0.260 | 0.182 | 0.129 | 0.167 | 0.169 | 0.095 | 0.108 | 0.091 | 0.116 | 0.195 |
| | r_k | 0.004 | 0.005 | 0.005 | 0.005 | 0.006 | 0.007 | 0.008 | 0.008 | 0.008 | 0.008 | 0.009 | 0.011 |
| | shG_k | 0.001 | 0.010 | 0.010 | 0.009 | 0.008 | 0.015 | 0.014 | 0.008 | 0.006 | 0.005 | 0.007 | 0.013 |
| GINI | | 0.163 | 0.132 | 0.141 | 0.108 | 0.100 | 0.082 | 0.091 | 0.106 | 0.140 | 0.141 | 0.146 | 0.153 |

(2) 支出基尼系数分解。表4所示, 2002-2008年医疗和生育保险支出集中率 $C_k > G$, 说明二者提高了保险总支出非均衡程度。2008年发生逆转, 医疗和生育保险支出集中率 $C_k < G$ 。自2003年后失业保险支出集中率 $C_k > G$, 说明失业保险扩大了保险支出非均衡。2001-2012年工伤保险支出集中率 $C_k < G$, 说明工伤保险阻碍了保险非均衡发展。

表4 城镇社会保险基金支出非均衡的基尼系数分解

| 年份 | | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
|----------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 养老 保险 | C_k | 0.184 | 0.151 | 0.153 | 0.121 | 0.116 | 0.113 | 0.128 | 0.154 | 0.177 | 0.186 | 0.194 | 0.200 |
| | r_k | 0.845 | 0.830 | 0.777 | 0.757 | 0.748 | 0.756 | 0.757 | 0.749 | 0.723 | 0.712 | 0.707 | 0.702 |
| | shG_k | 0.802 | 0.804 | 0.702 | 0.664 | 0.676 | 0.713 | 0.730 | 0.771 | 0.752 | 0.755 | 0.758 | 0.757 |
| 失业 保险 | C_k | 0.215 | 0.019 | 0.191 | 0.219 | 0.174 | 0.148 | 0.181 | 0.204 | 0.252 | 0.218 | 0.196 | 0.253 |
| | r_k | 0.057 | 0.041 | 0.050 | 0.046 | 0.038 | 0.031 | 0.028 | 0.026 | 0.030 | 0.029 | 0.024 | 0.020 |
| | shG_k | 0.063 | 0.005 | 0.056 | 0.072 | 0.052 | 0.038 | 0.038 | 0.035 | 0.044 | 0.036 | 0.026 | 0.028 |
| 医疗 保险 | C_k | 0.309 | 0.254 | 0.255 | 0.196 | 0.172 | 0.146 | 0.147 | 0.133 | 0.143 | 0.144 | 0.150 | 0.144 |
| | r_k | 0.089 | 0.119 | 0.163 | 0.186 | 0.200 | 0.197 | 0.197 | 0.205 | 0.227 | 0.239 | 0.245 | 0.250 |
| | shG_k | 0.141 | 0.194 | 0.245 | 0.264 | 0.267 | 0.242 | 0.219 | 0.182 | 0.191 | 0.197 | 0.203 | 0.194 |
| 工伤 保险 | C_k | -0.155 | -0.172 | -0.145 | -0.121 | -0.039 | -0.019 | 0.035 | 0.061 | 0.091 | 0.087 | 0.086 | 0.106 |
| | r_k | 0.006 | 0.006 | 0.007 | 0.007 | 0.009 | 0.011 | 0.011 | 0.013 | 0.013 | 0.013 | 0.016 | 0.018 |
| | shG_k | -0.005 | -0.006 | -0.006 | -0.006 | -0.003 | -0.002 | 0.003 | 0.005 | 0.007 | 0.006 | 0.008 | 0.010 |
| 生育 保险 | C_k | -0.079 | 0.166 | 0.154 | 0.176 | 0.199 | 0.183 | 0.193 | 0.142 | 0.137 | 0.130 | 0.133 | 0.201 |
| | r_k | 0.003 | 0.004 | 0.003 | 0.004 | 0.005 | 0.006 | 0.007 | 0.007 | 0.007 | 0.007 | 0.008 | 0.010 |
| | shG_k | -0.001 | 0.004 | 0.003 | 0.005 | 0.008 | 0.009 | 0.010 | 0.007 | 0.006 | 0.006 | 0.006 | 0.011 |
| GINI | | 0.194 | 0.156 | 0.169 | 0.138 | 0.129 | 0.119 | 0.132 | 0.150 | 0.171 | 0.175 | 0.181 | 0.186 |

2. 区域非均衡分解——基于 Theil 指数分解。表5所示, 保险基金收入和支出区域内部大于区域之间非均衡对总体非均衡的贡献度, 支出大于收入的区域内贡献率。区域内部非均衡呈现先降后升的“V”型趋势。2001-2006年, 收入区域内部差异由0.0173降到0.0044, 此后逐渐上升, 直至2012年的0.0163。区域内部非均衡对总体非均衡贡献度呈持续上升趋势, 收入区域内贡献率从2001年82.67%上升到2012年98.13%, 支出区域间贡献率从2001年92.33%上升到2012年98.93%, 说明保险区域内部非均衡在逐渐增大。区域之间非均衡也呈先降后升的“V”型态势。2001-2006年, 收入区域之间差异由0.0036下将到0.0004, 此后逐渐上升, 直至2011年0.0013,

和支出区域之间差异态势基本一致。区域之间非均衡对总体非均衡贡献度呈持续下降趋势，收入区域间贡献率从 2001 年 17.33% 下降到 2012 年 1.87%，支出区域间贡献率从 2001 年 7.67% 降到 2012 年 1.07%，说明区域之间非均衡有所收敛。

表 5 城镇社会保险发展非均衡的 Theil 指数分解

| 年份 | 基金收入 | | | | 基金支出 | | | |
|------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|
| | T_{WR} | 区域内贡献率 | T_{BR} | 区域间贡献率 | T_{WR} | 区域内贡献率 | T_{BR} | 区域间贡献率 |
| 2001 | 0.0173 | 82.67% | 0.0036 | 17.33% | 0.0277 | 92.33% | 0.0023 | 7.67% |
| 2002 | 0.0113 | 86.78% | 0.0017 | 13.22% | 0.0176 | 92.97% | 0.0013 | 7.03% |
| 2003 | 0.0127 | 84.46% | 0.0023 | 15.54% | 0.0218 | 92.41% | 0.0018 | 7.59% |
| 2004 | 0.0076 | 79.41% | 0.0020 | 20.59% | 0.0145 | 88.64% | 0.0019 | 11.36% |
| 2005 | 0.0067 | 87.89% | 0.0009 | 12.11% | 0.0130 | 94.07% | 0.0008 | 5.93% |
| 2006 | 0.0044 | 90.73% | 0.0004 | 9.27% | 0.0102 | 95.64% | 0.0005 | 4.36% |
| 2007 | 0.0054 | 92.95% | 0.0004 | 7.05% | 0.0126 | 97.13% | 0.0004 | 2.87% |
| 2008 | 0.0071 | 90.72% | 0.0007 | 9.28% | 0.0160 | 96.11% | 0.0006 | 3.89% |
| 2009 | 0.0133 | 94.60% | 0.0008 | 5.40% | 0.0195 | 94.69% | 0.0011 | 5.31% |
| 2010 | 0.0120 | 89.02% | 0.0015 | 10.98% | 0.0207 | 95.50% | 0.0010 | 4.50% |
| 2011 | 0.0130 | 91.22% | 0.0013 | 8.88% | 0.0226 | 96.85% | 0.0007 | 3.15% |
| 2012 | 0.0163 | 98.13% | 0.0003 | 1.87% | 0.0247 | 98.93% | 0.0003 | 1.07% |

表 6 表示 2001 - 2012 年地区内部非均衡发展水平。横向比较，东部地区内部非均衡程度高于中、西部地区。纵向比较，东、西、中地区均呈“V”型变化趋势，收入和支出内部非均衡发展均呈先降后升趋势。以东部为例，收入地区内部非均衡程度从 2001 年 0.0223 下降至 2006 年 0.0048 后，在 2012 年上升到 0.0227，基本恢复到 2001 年的水平。

表 6 2001 - 2012 年城镇社会保险三大地区内部非均衡

| 年份 | 基金收入地区内部非均衡 | | | 基金支出地区内部非均衡 | | |
|------|-------------|--------|--------|-------------|--------|--------|
| | 东部地区 | 西部地区 | 中部地区 | 东部地区 | 西部地区 | 中部地区 |
| 2001 | 0.0223 | 0.0071 | 0.0112 | 0.0404 | 0.0072 | 0.0097 |
| 2002 | 0.0147 | 0.0057 | 0.0066 | 0.0252 | 0.0054 | 0.0073 |
| 2003 | 0.0173 | 0.0041 | 0.0067 | 0.0327 | 0.0041 | 0.0064 |
| 2004 | 0.0103 | 0.0034 | 0.0035 | 0.022 | 0.0036 | 0.0028 |
| 2005 | 0.0081 | 0.0028 | 0.0055 | 0.0194 | 0.0030 | 0.0033 |
| 2006 | 0.0048 | 0.0026 | 0.0044 | 0.0158 | 0.0022 | 0.0023 |
| 2007 | 0.0064 | 0.0032 | 0.0043 | 0.0197 | 0.0021 | 0.0026 |
| 2008 | 0.0091 | 0.0025 | 0.0051 | 0.0252 | 0.0023 | 0.0035 |
| 2009 | 0.0166 | 0.0106 | 0.0076 | 0.0301 | 0.0037 | 0.0055 |
| 2010 | 0.0166 | 0.0038 | 0.0070 | 0.0322 | 0.0026 | 0.0069 |
| 2011 | 0.0184 | 0.0051 | 0.0075 | 0.0351 | 0.0035 | 0.0073 |
| 2012 | 0.0227 | 0.009 | 0.0058 | 0.0367 | 0.0106 | 0.0076 |

四、中国城镇社会保险发展非均衡影响因素分析

(一) 影响因素设计

我国社会保险呈现非均衡发展态势，影响因素分析如下：第一，人均地区生产总值。社会保险发展水平与一国经济发展水平相适应，人均地区生产总值作为一项重要的宏观经济指标反映了各地区经济运行情况，对社会保险发展产生重要作用。第二，总抚养比。人口年龄结构对社会保险支出会产生一定影响。第三，6 岁及以上人口受大专及以上教育人数。受教育水平越高的地区，用人单

位和劳动者更倾向于依法参加社会保险,缴纳社会保险费。第四,城镇就业人员工资总额。社会保险基金的重要来源是参保人按其工资收入一定比例缴纳的保险费,所以地区工资水平直接影响社会保险发展水平。第五,城镇居民人均收入。社会保险对收入起到了再分配作用,当社会保险收入增加时对劳动者个人当期可支配收入增加起到了抑制作用,而社会保险以支出方式再次流入到劳动者时,有助于提高劳动者收入。第六,地方财政一般预算支出。社会保险基金来源的另一途径是政府对社会保险的财政补贴。第七,循环累积效应^①。由于社会保险的来源之一是银行利息或投资回报,因此不可避免的受到前期保险基金的影响。

(二) 计量模型设定与变量描述

本文构建模型式(12)和(13),其中, $SSFI_{it}$ 和 $SSFE_{it}$ 分别表示第 i 省第 t 年城镇社会保险基金收入和支出,代表城镇社会保险发展水平。滞后一期 $SSFI_{i,t-1}$ 和 $SSFE_{i,t-1}$ 表示循环累积效应,代表城镇社会保险的初始发展水平。 GDP 表示人均地区生产总值,反映当地经济发展水平。 DR 表示总抚养比,代表人口年龄结构对社会保险发展影响。 EDU 表示 6 岁及以上人口受大专及以上学历人数,反映各地教育水平,由于教育具有明显的滞后效应,在模型构建过程中对教育采取滞后若干期处理。 SAL 和 INC 分别表示城镇就业人员工资总额和城镇居民人均收入,代表工资和收入水平。 LFE 为地方财政一般预算支出,表示地方财政对城镇保险的影响。对各变量取自然对数, α 是常数项, μ_i 是个体效应, ε 是随机扰动项。

$$\ln SSFI_{it} = \alpha + \beta_1 \ln SSFI_{i,t-1} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln DR_{it} + \beta_4 \ln EDU_{i,t-2} + \beta_5 \ln SAL_{it} + \beta_6 \ln INC_{it} + \beta_7 \ln LFE_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln SSFE_{it} = \alpha + \beta_1 \ln SSFI_{i,t-1} + \beta_2 \ln GDP_{i,t-1} + \beta_3 \ln DR_{i,t-1} + \beta_4 \ln EDU_{i,t-3} + \beta_5 \ln SAL_{it} + \beta_6 \ln INC_{it} + \beta_7 \ln INC_{i,t-1} + \beta_8 \ln LFE_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

(三) 回归结果分析

表 7 回归结果显示,尽管 Arellano-Bond AR(2)说明残差的二阶差分是序列相关的,但是 Arellano-Bond AR(1)说明一阶差分不存在序列相关,所以原残差序列也是不相关的。同时,系统 GMM 估计 Sargan 过度识别检验可以接受“所有工具变量都有效”的原假设,表明模型所选取的工具变量是恰当的,因此,本文所设定的模型是恰当的。此外,被解释变量的滞后一期在估计模型中均通过 1% 的显著性水平检验,说明社会保险基金收入和支出循环累积效应显著,其他变量的显著性水平则各不相同。

以 $\ln SSFI$ 为被解释变量估计结果中,除总抚养比外,其他解释变量均通过了 1% 的显著性水平检验。其中,基金收入滞后一期、人均地区生产总值、地区教育水平、工资水平和地方财政支出的回归系数均显著大于零,说明这些因素对保险收入具有正向影响。城镇居民人均总收入系数为负的原因可能是由于工资性收入在国民收入中的比例不断降低,而社会保险缴纳方式是以保险人工工资收入的比例来计收保险费,所以虽然工资对保险收入具有正向作用,但人均收入却对保险收入产生负向影响。其次,以 $\ln SSFE$ 为被解释变量的估计结果中,除城镇就业人员工资总额不显著外,其他解释变量均通过了 10% 的显著性水平检验。其中,基金支出滞后一期、教育滞后三期和财政支出的回归系数均显著大于零,说明保险支出也存在循环累积效应,且教育、地方财政对保险支出具有正向作用。人均地区生产总值滞后一期和人均总收入当期通过了 5% 的显著性水平检验,总抚养比滞后一期通过了 10% 的显著性检验,表明经济发展水平、当期收入水平、新出生和老龄人口的增加对保险支出起到了一定的促进作用,而人均收入滞后一期却对社会基金支出产生抑制作用。

^① 在动态社会发展过程中,缪尔达尔(1957)认为社会经济因素之间存在循环累积因果关系,某个偶然因素变化会引发另一因素的改变,并对前一因素的变化产生强化作用,导致经济沿最初的因素变化方向发展,形成循环累积效应。

表 7 模型估计结果

| 解释变量 | 变量说明 | lnSSFI 为被 解释变量 | 解释变量 | 变量说明 | lnSSFE 为被 解释变量 |
|-----------|---------------------------|------------------------|-----------|---------------------------|------------------------|
| L. lnSSFI | 基金收入滞后一期 | 0.5413 *** (5.73) | L. lnSSFE | 基金支出滞后一期 | 0.9047 *** (34.78) |
| lnGDP | 人均地区生产总值 | 0.1496 *** (3.15) | L. lnGDP | 人均地区生产总值滞后一期 | 0.0474 ** (2.22) |
| DR | 总抚养比 | -0.0085 (-0.44) | L. lnDR | 总抚养比滞后一期 | 0.0120 * (1.73) |
| L2. lnEDU | 6岁及以上受大专及以上 受教育人口数滞后两期 | 0.1033 *** (3.06) | L3. lnEDU | 6岁及以上受大专及以上 受教育人口数滞后三期 | 0.0644 *** (2.63) |
| lnSAL | 城镇单位就业人员工资总额 | 0.1579 *** (3.01) | lnSAL | 城镇单位就业人员工资总额 | -0.0211 (-0.6) |
| lnINC | 城镇居民人均收入 | -0.1205 *** (-3.10) | lnINC | 城镇居民人均收入 | 0.1772 ** (2.07) |
| lnIFE | 地方财政一般预算支出 | 0.1721 *** (3.67) | lnIFE | 地方财政一般预算支出 | -0.1878 ** (-2.19) |
| _ cons | 常数项 | 0.0183 (0.82) | _ cons | 常数项 | 0.0606 *** (3.22) |
| A - B | | -3.5354 *** | A - B | | -0.0644 *** (2.63) |
| AR(1) | 扰动项自相关检验 | (0.0004) | AR(1) | 扰动项自相关检验 | -2.999 *** (0.0027) |
| A - B | | 0.7879 | A - B | | 0.5875 |
| AR(2) | | (0.4308) | AR(2) | | (0.5568) |
| Sargan | 过度识别检验 | (27.0927) | Sargan | 过度识别检验 | (26.0689) |
| | | 1.0000 | | | 1.0000 |

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。括号内表示 z 值；Arellano-Bond 括号外表示 Z 值，括号内表示 P 值；Sargan 括号外表示 chi2 值，括号内表示 P 值。

五、结 论

本文利用 2001 - 2012 年中国城镇社会保险基金收入和支出数据，从养老、医疗、失业、工伤、生育五个方面分析中国城镇社会保险发展非均衡及影响因素。实证结果表明：第一，中国城镇社会保险基金呈现快速增长的势头，但是，东部地区城镇社会保险发展处于强势地位，中部和西部地区发展较为落后。第二，保险基金收入和支出的基尼系数和泰尔指数呈现先降后升趋势，且支出要大于收入的非均衡程度。第三，2008 年之前，养老、失业和医疗保险扩大了社会保险收入非均衡，2008 年之后扩大社会保险非均衡的因素是失业保险，而工伤保险自始至终都起到了抑制非均衡的作用。医疗和生育保险在 2008 年前后分别对社会保险支出非均衡具有促进和抑制作用，工伤保险一直对抑制社会保险支出非均衡具有正向意义。收入和支出区域内部均大于区域之间非均衡对总体非均衡贡献度，支出大于收入的区域内贡献率。东部地区大于西部和中部地区的内部非均衡程度。第四，循环累积效应，经济发展水平、教育和工资水平以及地方财政对社会保险收入增加具有正向作用。循环累积效应，经济发展水平、当期收入水平、新出生和老龄人口的增加、教育、地方财政对社会保险支出提高具有正向作用。

上述结论对中国城镇社会保险统筹发展具有重要的政策含义：第一，要逐步完善、统筹发展城镇社会保险制度，逐渐缩小东中西部城镇社会保险差距，将城镇社会保险建设作为新型城镇化发展的重要工作。第二，要更加合理分配城镇社会保险基金支出，多渠道充实社会保障基

金收入, 统筹全国养老基金, 扩大工伤保险覆盖面, 完善失业、生育保险制度, 提高保障水平。第三, 在统筹全国城镇社会保险基础上, 各省、自治区、直辖市要不断缩小区域内部城镇社会保险非均衡, 做好省级统筹, 完善各自社会保险配套措施。第四, 要加大教育投资力度, 提高城镇居民工资水平, 加大财政支持力度, 发挥商业保险的补充性作用, 并保证相关政策的稳定性和持久性。

参考文献:

- [1] 张文宪. 我国城镇养老保险融资问题研究 [D]. 厦门: 厦门大学博士学位论文, 2006.
- [2] 黄瑞. 人口老龄化趋势下的中国城镇养老保险制度研究 [D]. 武汉: 华中科技大学博士学位论文, 2008.
- [3] 杨勇刚, 姜泽许. 中国城镇基本养老保险支出水平测量模型分析——以城镇基本养老保险的可持续发展为视角 [J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2010, (4): 58-62.
- [4] 陈永杰, 李伟俊. 城市老年贫困人口与养老保险制度——以广州城镇老年居民养老保险制度为例 [J]. 学术研究, 2012, (4): 41-46.
- [5] 王正斌, 刘慧侠. 多层次城镇医疗保险体系发展研究 [J]. 中国软科学, 2003, (2): 25-30.
- [6] 田国栋. 城镇职工基本医疗保险基金平衡的影响因素及对策研究 [D]. 上海: 复旦大学博士学位论文, 2006.
- [7] 黄枫. 中国城镇健康需求和医疗保险改革研究 [D]. 成都: 西南财经大学博士学位论文, 2010.
- [8] 李文沛. 关于城镇基本医疗保险的筹资问题 [J]. 理论探索, 2010, (1): 55-63.
- [9] 张凤凉. 转型期我国城镇失业保险政策的缺陷与完善 [J]. 华南理工大学学报(社会科学版), 2001, (3): 23-26.
- [10] 顾昕. 通向普遍主义的艰难之路: 中国城镇失业保险制度的覆盖面分析 [J]. 东岳论坛, 2006, (3): 27-32.
- [11] 黎民, 卢敏. 我国城镇失业保险制度评估体系设计探究 [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2012, (3): 26-30.
- [12] Yao, S. On the decomposition of Gini coefficients by population class and income source: a spread sheet approach and application [J]. Applied Economics, 1999, (31): 1249-1264.

Research on Non-equilibrium and Its Influencing Factors of Chinese Urban Social Insurance Development

LV Cheng-chao, ZHANG Xue-min

(School of Economics & Management, The Science & Technology University of Qingdao, Qingdao 266061, China)

Abstract: With Gini coefficient and Theil index, this paper calculates the non-equilibrium degree of the development of China's urban social insurance, decomposes it and builds a dynamic panel data model to explore the influencing factors of the non-equilibrium coverage of urban social insurance and test empirically effects of these factors and their level of significance. The results show that the development of China's urban social insurance presents a descending trend from the East to the West. The non-equilibrium degree of the income and expenditure of Chinese urban social insurance funds shows a drop-and-rise trend, and the non-equilibrium degree of expenditure is greater than that of income. It is also found different social insurance programs have varied effects on non-equilibrium level. Non-equilibrium is greater within a region than between regions. Of areas with greater fund expenditures than fund incomes, those in the East contributes more to the non-equilibrium than those in the Midwest. The cycle cumulative effect, level of economic development, education and salary, and local fiscal state all have a positive effect on income and expenditure of social insurance.

Key words: Chinese urban social insurance; non-equilibrium; Gini coefficient; Theil index; GMM estimate

(责任编辑: 原 蕴)