

# 灵活就业群体社会保障参与的结构变迁与分化机制研究

## ——基于CGSS 2013~2023年重复截面数据的实证分析

周 道

南通大学商学院(管理学院), 江苏 南通

收稿日期: 2026年7月2日; 录用日期: 2026年8月5日; 发布日期: 2026年8月17日

### 摘 要

灵活就业群体社会保障参与关系到劳动者风险防护、就业质量提升和社会保障体系完善。文章基于CGSS 2013~2023年重复截面数据, 借鉴安德森行为模型, 并结合多层次社会保障与社会保障层次分化视角, 将基本养老保险、基本医疗保险、商业医疗保险和商业养老保险纳入同一分析框架, 考察灵活就业群体社会保障参与的结构变迁及分化机制。研究发现: 补充保障参与水平较早期明显提高, 但总体比例仍低于基础保障完整性; 基础保障完整性与补充保障参与存在关联, 但在纳入收入、教育和自评阶层等资源能力变量后, 其影响不再稳定; 收入水平、受教育程度和自评社会阶层显著提高补充保障参与可能性, 说明保障差异正由基础覆盖差异进一步转向保障层次差异。研究认为, 应在继续巩固基础保障覆盖的同时, 提高灵活就业群体保障质量, 降低补充保障参与门槛, 完善面向低收入、低教育和农村户籍群体的分类支持机制。

### 关键词

灵活就业, 社会保障参与, 基础保障, 补充保障, 保障层次分化

## Structural Change and Differentiation Mechanism of Social Security Participation among Flexible Workers

### —An Empirical Analysis Based on CGSS 2013~2023 Repeated Cross-Sectional Data

Dao Zhou

Business School (Management School), Nantong University, Nantong Jiangsu

## Abstract

Flexible workers' participation in social security is closely related to risk protection, employment quality and the improvement of the social security system. Based on repeated cross-sectional data from CGSS 2013~2023, this study applies Andersen's behavioral model and combines the perspectives of multi-level social security and welfare stratification. It examines the structural change and differentiation mechanism of social security participation among flexible workers by incorporating basic pension insurance, basic medical insurance, commercial medical insurance and commercial pension insurance into one analytical framework. The results show that supplementary insurance participation has increased, but it remains much lower than the completeness of basic security. The effect of basic security completeness becomes unstable after income, education and subjective social class are included. Income, education and subjective class significantly increase the likelihood of supplementary participation. The study suggests improving both the coverage and quality of basic security, lowering barriers to supplementary protection and providing targeted support for disadvantaged flexible workers.

## Keywords

Flexible Employment, Social Security Participation, Basic Security, Supplementary Security, Differentiation of Security Levels

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

随着平台经济、个体经营、自由职业和临时性就业不断发展，灵活就业已经成为劳动市场中不可忽视的就业形态。相较于传统单位就业人员，以外卖员为代表的灵活就业群体虽然形式上具有较强灵活性，但其劳动过程受到平台规则、算法分配和考核机制影响，呈现出不同于传统单位制就业的劳动组织特征[1]。因此，灵活就业群体的社会保障参与，不只是“是否参保”的问题，也是进入制度后能否获得较高保障层次的问题。

近年来，基本养老保险和基本医疗保险覆盖面不断扩大，灵活就业人员进入基础保障体系的参保可及性持续改善。但基础保障完整并不等于保障充分，社会保障高质量发展不仅要关注覆盖范围，也要关注保障水平、制度可及性和可持续性[2]。若社会保障差异从基础制度外部转向制度内部，就需要进一步解释：基础保障扩展是否真正带来补充保障参与？哪些群体更容易进入更高保障层次？

更重要的是，灵活就业群体内部并不均质。部分个体具有较强收入能力、较高教育水平和稳定职业预期，可以主动配置商业保险；另一部分个体则可能收入低、风险高、制度信息不足，只能维持最低程度的基础参保。补充性商业医疗保险虽然具有一定普惠属性，但其参保扩展、风险分担和可持续运行仍受到支付能力、风险结构和产品认知等因素影响[3]。若政策分析只停留在总体参保率，就容易遮蔽这种内部差异，也难以解释为什么在基础保障持续扩面的同时，补充保障参与仍呈现明显分化。

基于此，本文使用 CGSS 2013~2023 年重复截面数据，将基本养老保险、基本医疗保险、商业医疗保

险和商业养老保险放入同一框架，重点分析灵活就业群体社会保障参与的结构变迁及其分化机制。与单一险种研究不同，本文更关注基础保障与补充保障之间的关系，以及收入、教育、户籍等资源条件在保障层次分化中的作用。

## 2. 文献综述与理论框架

既有研究主要从三条路径讨论灵活就业群体的社会保障参与。

第一，围绕参保困难展开分析。既有研究指出，互联网平台用工在劳动关系认定、劳动权益保障和社会保险衔接方面存在制度适配难题，这使新就业形态劳动者的社会保障参与面临不同于传统劳动者的现实约束[4]。

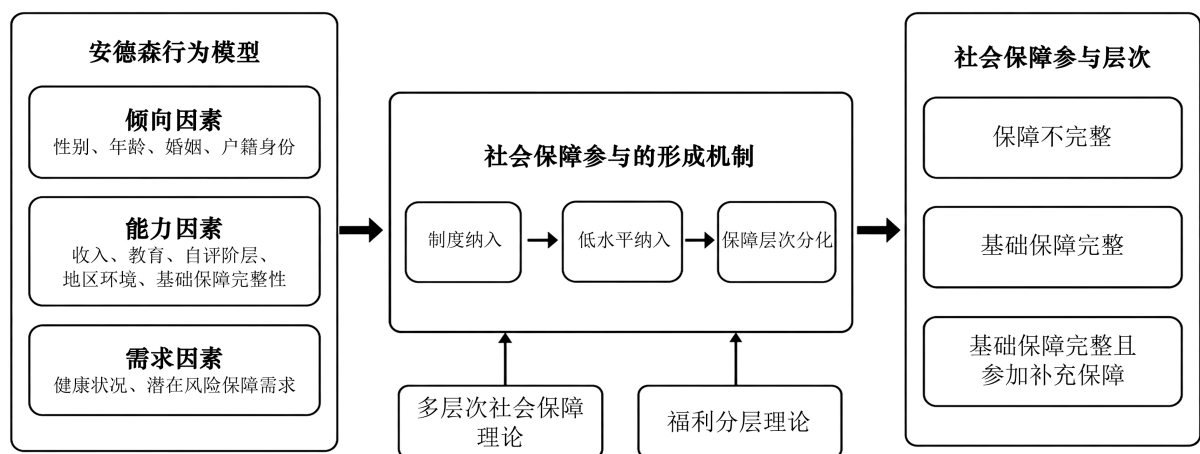
第二，围绕基础保障与补充保障关系展开讨论。多层次养老保险研究认为，基本养老保险主要承担基础保障功能，而企业年金、职业年金、商业养老保险和个人养老金等补充性安排则用于提高保障水平、满足差异化养老需求[5]。

第三，围绕社会保障分化展开分析。既有社会保障研究强调，社会保障制度不仅要解决“有没有保障”的问题，还要进一步回应不同群体在保障水平、保障质量和制度可及性上的差异[2]。

从公共管理视角看，灵活就业社会保障问题还体现出政府、市场与个人之间的责任重新划分。基础社会保险主要由国家制度安排提供基本风险防护，强调普遍覆盖和基本可及；补充性保障则更多依赖市场供给与个人选择，强调差异化配置和风险规划能力。两类保障并非简单替代关系，而是共同构成多层次社会保障体系。正因为二者的制度属性不同，基础保障扩面后是否能够进入补充保障，就成为观察灵活就业群体保障质量的重要切口。

总体看，已有研究为理解灵活就业群体参保行为提供了重要基础，但仍存在三点不足：其一，较多研究聚焦单一险种，对基础保障和补充保障之间的结构关系讨论不足；其二，较多研究将社会保障参与处理为“参保 - 未参保”的二元状态，对保障层次差异关注不够；其三，基于多期数据考察灵活就业群体社会保障结构变迁的研究仍较有限。本文据此从社会保障参与结构出发，讨论制度纳入之后的层次分化问题。

灵活就业群体社会保障参与的理论分析框架



注：基础保障包括基本养老保险与基本医疗保险；补充保障包括商业医疗保险与商业养老保险。

Figure 1. Theoretical framework

图 1. 理论框架图

理论上,本文借鉴安德森行为模型。该模型认为个体对服务或保障的利用,受到倾向因素、能力因素和需求因素共同影响[6]。用于解释灵活就业群体社会保障参与时,倾向因素包括性别、年龄、婚姻和户籍身份,能力因素包括收入、教育、自评阶层、地区环境和基础保障完整性,需求因素则包括健康状况和潜在风险保障需求。在此基础上,本文结合多层次社会保障理论和社会保障分层研究,提出“制度纳入-低水平纳入-保障层次分化”的分析框架。如图1所示。

据此提出以下假设:

- H1: 2013~2023年间,灵活就业群体基础社会保障参与水平总体提高。
- H2: 基础社会保障参与的提高并未同步带来补充性保障的充分扩展。
- H3: 灵活就业群体社会保障参与呈现由基础覆盖差异向保障层次差异转化的趋势。
- H4: 基础保障参与越完整,进入补充保障层次的可能性越高。
- H5: 资源能力越强,进入较高社会保障参与层次的可能性越高。
- H6: 资源能力对补充性保障参与的影响存在阶段性变化。

### 3. 数据、变量与模型设定

本文数据来源于中国综合社会调查 CGSS 2013~2023 年数据。由于 CGSS 不同年份样本并非对同一批受访者进行连续追踪,本文使用的是重复截面数据,而非面板数据,因而研究目标不是追踪同一个体的参保变化,而是比较不同时期灵活就业群体社会保障参与结构的总体差异。研究对象为区别于传统单位稳定就业的劳动者,主要包括个体经营者、自雇劳动者、自由职业者、临时性就业者、无固定单位就业者以及其他非标准就业人员。剔除核心变量严重缺失样本后,形成最终分析样本。

因变量包括三类。第一,基础保障完整性:若受访者同时参加基本养老保险和基本医疗保险,赋值为1,否则为0。第二,补充保障参与:若受访者参加商业医疗保险或商业养老保险之一,赋值为1,否则为0。第三,社会保障参与层次:未同时参加基本养老保险和基本医疗保险赋值为0,表示保障不完整;同时参加基本养老保险和基本医疗保险但未参加补充保障赋值为1,表示基础保障完整;在基础保障完整基础上进一步参加商业医疗保险或商业养老保险赋值为2,表示基础保障完整且参加补充保障。

核心解释变量包括年份、基础保障完整性和资源能力。年份以2013年为参照组设置虚拟变量;资源能力包括收入水平、受教育程度和自评社会阶层。控制变量包括性别、年龄、年龄平方、婚姻状况、健康状况、城乡属性和地区固定效应。描述性统计显示,基础保障完整性为61.1%,补充保障参与为17.5%;在社会保障参与层次中,保障不完整占39.6%,基础保障完整占49.1%,基础保障完整且参加补充保障占11.3%。这说明,灵活就业群体已经较多进入基础保障体系,但补充保障参与仍处于较低水平。

在变量处理上,本文尽量保持不同年份口径可比。由于CGSS各期问卷在就业状态和保险项目表述上存在差异,研究在清洗过程中优先保留能够跨期比较的社会保障项目,并将不同表述统一归入基本养老、基本医疗、商业医疗和商业养老四类。收入变量采用对数化方式降低极端值影响,教育变量以小学及以下为参照组,户籍身份以农业户口为参照组,地区变量用于控制不同区域经济发展、政策执行和保险市场环境差异(见表1)。

模型设定为:  $\ln[p_i/(1-p_i)] = \beta_0 + \beta_1 \text{Year}_i + \beta_2 \text{Hukou}_i + \beta_3 \text{Basic}_i + \beta_4 \text{Resource}_i + \gamma \text{Controls}_i + \varepsilon_i$ 。

其中,  $p_i$  表示灵活就业者参与相应社会保障项目的概率,  $\text{Year}_i$  表示年份变量,  $\text{Hukou}_i$  表示户籍身份,  $\text{Basic}_i$  表示基础保障完整性,  $\text{Resource}_i$  表示收入、教育和自评阶层等资源能力变量,  $\text{Controls}_i$  表示控制变量。表2中报告发生比,以便解释各因素对补充保障参与可能性的影响。

需要特别说明的是,基础保障完整性与补充保障参与可能受到收入、教育、风险偏好和制度认知等共同因素影响,基础保障完整性本身并非严格外生变量。因此,模型3中基础保障完整性的系数只能解

释为条件相关，不能直接解释为基础保障对补充保障的因果效应。

**Table 1.** Descriptive statistics of variables

**表 1.** 变量描述性统计

| 变量类型 | 变量名称     | 变量取值          | 比例    | 标准差         | 观测值  |
|------|----------|---------------|-------|-------------|------|
| 因变量  | 基础保障完整性  | 否             | 38.9% | 0.48750947  | 5798 |
|      |          | 是             | 61.1% |             |      |
| 因变量  | 补充保障参与   | 否             | 82.5% | 0.380083079 | 5694 |
|      |          | 是             | 17.5% |             |      |
| 因变量  | 社会保障参与层次 | 保障不完整         | 39.6% | 0.655044871 | 5685 |
|      |          | 基础保障完整        | 49.1% |             |      |
|      |          | 基础保障完整且参加补充保障 | 11.3% |             |      |
| 自变量  | 调查年份     | 2013 年        | 29.7% | 3.174287227 | 5900 |
|      |          | 2017 年        | 28.3% |             |      |
|      |          | 2018 年        | 28.1% |             |      |
|      |          | 2023 年        | 14.0% |             |      |
| 自变量  | 户籍身份     | 农业户口          | 59.4% | 0.743077762 | 5840 |
|      |          | 非农业户口         | 25.3% |             |      |
|      |          | 居民户口          | 15.3% |             |      |
| 自变量  | 收入水平     | 低收入组          | 33.5% | 0.811522545 | 5899 |
|      |          | 中收入组          | 34.1% |             |      |
|      |          | 高收入组          | 32.4% |             |      |
| 自变量  | 受教育程度    | 小学及以下         | 21.9% | 0.995547149 | 5899 |
|      |          | 初中            | 37.9% |             |      |
|      |          | 高中/中专/技校      | 23.9% |             |      |
|      |          | 大专及以上学历       | 16.3% |             |      |
| 自变量  | 自评社会阶层   | 自评社会阶层低       | 28.4% | 0.565018166 | 5864 |
|      |          | 自评社会阶层中等      | 63.8% |             |      |
|      |          | 自评社会阶层高       | 7.8%  |             |      |
| 控制变量 | 性别       | 女             | 40.2% | 0.490350279 | 5900 |
|      |          | 男             | 59.8% |             |      |

续表

|      |      |         |       |             |      |
|------|------|---------|-------|-------------|------|
| 控制变量 | 年龄   | 30 岁以下  | 13.5% | 1.011270725 | 5900 |
|      |      | 30~39 岁 | 26.3% |             |      |
|      |      | 40~49 岁 | 32.0% |             |      |
|      |      | 50 岁及以上 | 28.2% |             |      |
| 控制变量 | 婚姻状况 | 无配偶     | 17.1% | 0.376164944 | 5892 |
|      |      | 有配偶     | 82.9% |             |      |
| 控制变量 | 健康状况 | 自评身体不健康 | 7.7%  | 0.618211177 | 5899 |
|      |      | 自评身体一般  | 19.5% |             |      |
|      |      | 自评身体健康  | 72.7% |             |      |
| 控制变量 | 城乡属性 | 农村      | 63.1% | 0.482662153 | 5900 |
|      |      | 城市      | 36.9% |             |      |
| 控制变量 | 地区分布 | 华北      | 15.4% | 1.986829814 | 5900 |
|      |      | 东北      | 10.4% |             |      |
|      |      | 华东      | 25.6% |             |      |
|      |      | 华中      | 12.3% |             |      |
|      |      | 华南      | 8.7%  |             |      |
|      |      | 西南      | 13.1% |             |      |
|      |      | 西北      | 14.5% |             |      |
|      |      |         |       |             |      |

注：表中为进入描述性统计的有效样本分布。

4. 实证结果分析

表 2 报告了灵活就业群体补充保障参与的 Logit 嵌套模型结果。模型 1 仅纳入控制变量，模型 2 加入年份和户籍身份变量，模型 3 进一步加入基础保障完整性，模型 4 在模型 3 基础上加入收入、教育和自评社会阶层等资源能力变量。总体上，年份变量、年龄、教育和收入对补充保障参与的影响较为突出，而性别和婚姻状况的影响并不稳定。

描述性统计已经初步呈现层次分化特征。样本中基础保障完整性达到 61.1%，而补充保障参与仅为 17.5%；社会保障参与层次中，基础保障完整但未参加补充保障的群体占 49.1%，基础保障完整且参加补充保障的群体只占 11.3%。这意味着，制度扩面确实使相当一部分灵活就业者进入基础保障体系，但补充保障仍是少数群体能够进一步获得的保障层次。

从个体特征看，年龄及年龄平方在各模型中均显著。年龄变量发生比大于 1，年龄平方发生比小于 1，说明年龄对补充保障参与可能存在倒 U 型影响，即随着年龄增长，补充保障参与可能性先上升，之后趋于下降。健康状况在部分模型中显著，但在加入资源能力变量后不再稳定，说明健康需求并不能完全转化为补充保障参与，支付能力和信息理解能力仍然关键。

**Table 2.** Analysis results of the Logit model  
**表 2.** Logit 模型分析结果

|        | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|--------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|        | 补充保障参与              | 补充保障参与              | 补充保障参与              | 补充保障参与              |
| 补充保障参与 |                     |                     |                     |                     |
| 男性     | 0.984<br>(0.072)    | 1.039<br>(0.078)    | 1.042<br>(0.078)    | 0.955<br>(0.074)    |
| 年龄     | 1.134***<br>(0.030) | 1.116***<br>(0.030) | 1.110***<br>(0.030) | 1.136***<br>(0.034) |
| 年龄平方   | 0.998***<br>(0.000) | 0.999***<br>(0.000) | 0.999***<br>(0.000) | 0.999***<br>(0.000) |
| 婚姻状况   | 0.885<br>(0.088)    | 1.036<br>(0.108)    | 1.034<br>(0.109)    | 0.990<br>(0.108)    |
| 健康状况   | 1.137**<br>(0.047)  | 1.143**<br>(0.048)  | 1.133**<br>(0.048)  | 1.038<br>(0.047)    |
| 城乡属性   | 0.608***<br>(0.048) | 0.764**<br>(0.069)  | 0.773**<br>(0.070)  | 0.830<br>(0.081)    |
| 华北     | 1.000<br>(.)        | 1.000<br>(.)        | 1.000<br>(.)        | 1.000<br>(.)        |
| 东北     | 0.538***<br>(0.078) | 0.531***<br>(0.078) | 0.539***<br>(0.080) | 0.654**<br>(0.100)  |
| 华东     | 0.812*<br>(0.083)   | 0.842<br>(0.087)    | 0.845<br>(0.088)    | 0.921<br>(0.099)    |
| 华中     | 0.388***<br>(0.056) | 0.385***<br>(0.057) | 0.402***<br>(0.060) | 0.513***<br>(0.078) |
| 华南     | 0.532***<br>(0.081) | 0.571***<br>(0.089) | 0.582***<br>(0.091) | 0.662*<br>(0.107)   |
| 西南     | 0.565***<br>(0.073) | 0.602***<br>(0.080) | 0.610***<br>(0.082) | 0.698**<br>(0.096)  |
| 西北     | 0.547***<br>(0.069) | 0.531***<br>(0.068) | 0.548***<br>(0.071) | 0.682**<br>(0.090)  |

续表

|                      |          |          |          |
|----------------------|----------|----------|----------|
| 2013 年               | 1.000    | 1.000    | 1.000    |
|                      | (.)      | (.)      | (.)      |
| 2017 年               | 1.428**  | 1.425**  | 1.415**  |
|                      | (0.160)  | (0.160)  | (0.169)  |
| 2018 年               | 1.549*** | 1.539*** | 1.548*** |
|                      | (0.173)  | (0.174)  | (0.188)  |
| 2023 年               | 1.917*** | 1.912*** | 1.655*** |
|                      | (0.252)  | (0.252)  | (0.231)  |
| 农业户口                 | 1.000    | 1.000    | 1.000    |
|                      | (.)      | (.)      | (.)      |
| 非农业户口                | 1.851*** | 1.832*** | 1.096    |
|                      | (0.158)  | (0.158)  | (0.106)  |
| 居民户口                 | 1.855*** | 1.831*** | 1.195    |
|                      | (0.181)  | (0.180)  | (0.129)  |
| 基础保障完整性              |          | 1.173*   | 0.974    |
|                      |          | (0.093)  | (0.080)  |
| 收入水平                 |          |          | 1.081*** |
|                      |          |          | (0.021)  |
| 小学及以下                |          |          | 1.000    |
|                      |          |          | (.)      |
| 初中                   |          |          | 2.097*** |
|                      |          |          | (0.281)  |
| 高中/中专/技校             |          |          | 3.061*** |
|                      |          |          | (0.434)  |
| 大专及以上                |          |          | 5.463*** |
|                      |          |          | (0.849)  |
| 自评社会阶层               |          |          | 1.158*** |
|                      |          |          | (0.027)  |
| 观察值                  | 5686.000 | 5631.000 | 5572.000 |
| PseudoR <sup>2</sup> | 0.033    | 0.051    | 0.051    |
|                      |          |          | 0.097    |

注：表中报告发生比；括号内为标准误；\*p < 0.05，\*\*p < 0.01，\*\*\*p < 0.001。

从年份变化看,以2013年为参照,2017年、2018年和2023年的发生比在模型4中分别为1.415、1.548和1.655,均显著为正。这表明,与2013年相比,灵活就业者在后续年份参加商业医疗保险或商业养老保险的可能性总体提高。由此可以认为,补充保障参与并非停滞不前,而是在社会保障体系发展和商业保险市场扩展背景下有所提升。不过,补充保障参与水平提高并不意味着分化消失,因为资源能力变量仍然显著。

年份效应还可能受到政策环境与商业保险市场变化的共同影响。2022年个人养老金制度出台并开始实施,形成与基本养老保险、企业(职业)年金相衔接的补充养老安排,为商业养老保险和个人养老金金融产品提供了新的制度场景;与此同时,样本后期地方普惠型商业医疗保险“惠民保”逐步扩展,提升了部分居民接触低保费、广覆盖商业医疗保障产品的机会。这些变化可能通过提高制度认知、产品可获得性和风险规划意愿,推动补充保障参与率在后续年份上升。但由于本文使用重复截面数据,且2023年样本无法对具体政策暴露进行识别,年份系数只能被理解为多重制度与市场因素共同作用下的关联,不能归因于某项政策。

从基础保障完整性看,模型3中基础保障完整性的发生比为1.173,且在5%水平上显著,说明在未纳入资源能力变量之前,同时参加基本养老保险和基本医疗保险的灵活就业者,更可能进一步参加商业医疗保险或商业养老保险。但模型4加入收入、教育和自评阶层后,基础保障完整性的发生比下降为0.974且不再显著。这说明基础保障完整性对补充保障参与的影响部分被资源能力解释,基础保障完整并不会自动转化为补充保障参与。

从资源能力看,模型4显示,收入水平发生比为1.081,且在0.1%水平上显著;相较于小学及以下学历,初中、高中/中专/技校和大专及以上学历群体的发生比分别为2.097、3.061和5.463,均显著为正;自评社会阶层发生比为1.158,也显著为正。这表明补充保障参与具有明显资源差异。收入越高,个体越能承担商业保险保费;教育水平越高,越容易理解保险条款、保障责任和长期风险规划意义;主观阶层位置越高,也更可能形成稳定的风险管理预期。由此,H4得到部分支持,H5得到较强支持,H2和H3也获得经验证据。

这一结果也说明,社会保障政策不能简单假定“先基础、后补充”的自然递进逻辑。基础保障完整者可能更熟悉社会保险制度,但商业保险还需要额外保费、产品理解和长期规划。对于收入较低或教育水平较低的灵活就业者而言,即使已经进入基本养老和基本医疗保险,也可能因为当前生活压力较大、保险条款复杂或风险规划不足而放弃补充保障。因此,补充保障参与不是基础参保的自动结果,而是制度可及性与个体能力共同作用的结果。

## 5. 稳健性检验

为检验基准结果可靠性,本文进一步采用更换模型方法、更换因变量口径和分样本回归进行稳健性检验。表3模型1采用替代模型估计补充保障参与,模型2和模型3分别以商业医疗保险参与、商业养老保险参与作为因变量,模型4和模型5按不同户籍样本进行分组回归。稳健性检验总体支持基准结论。

首先,更换模型方法后,收入水平、受教育程度和自评社会阶层仍显著为正,说明支付能力、信息理解能力和风险规划能力对补充保障参与具有稳定影响。其次,更换因变量口径后,收入水平对商业医疗保险和商业养老保险参与均具有显著正向影响,受教育程度在两个模型中也保持较强解释力。尤其是基础保障完整性对商业养老保险参与显著为正,说明基础保障完整性与补充保障之间并非完全无关,其作用可能更多体现在长期养老风险规划上。再次,分户籍样本回归显示,教育变量在不同样本中仍具有较强稳定性,收入变量的显著性则受到户籍身份和样本结构影响。总体看,资源能力仍是解释补充保障参与和保障层次分化的核心机制。

**Table 3.** Robustness test results  
**表 3.** 稳健性检验结果

|          | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                  | (5)                 |
|----------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|          | 补充保障参与               | 商业医疗保险              | 商业养老保险               | 补充保障参与               | 补充保障参与              |
| main     |                      |                     |                      |                      |                     |
| 基础保障完整性  | -0.016<br>(0.046)    | 0.060<br>(0.088)    | 0.379***<br>(0.109)  | -0.005<br>(0.110)    | 0.007<br>(0.124)    |
| 农业户口     | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)        | 0.000<br>(.)         |                      |                     |
| 非农业户口    | 0.056<br>(0.054)     | 0.072<br>(0.103)    | 0.223<br>(0.118)     |                      |                     |
| 居民户口     | 0.117<br>(0.061)     | 0.162<br>(0.112)    | 0.319*<br>(0.129)    |                      |                     |
| 收入水平     | 0.043***<br>(0.010)  | 0.088***<br>(0.022) | 0.076**<br>(0.025)   | 0.106***<br>(0.026)  | 0.056<br>(0.030)    |
| 小学及以下    | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)        | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)        |
| 初中       | 0.378***<br>(0.068)  | 0.765***<br>(0.148) | 0.410*<br>(0.166)    | 0.921***<br>(0.163)  | 0.325<br>(0.237)    |
| 高中/中专/技校 | 0.581***<br>(0.073)  | 1.109***<br>(0.156) | 1.018***<br>(0.170)  | 1.232***<br>(0.182)  | 0.904***<br>(0.227) |
| 大专及以上    | 0.930***<br>(0.083)  | 1.777***<br>(0.169) | 1.365***<br>(0.185)  | 1.738***<br>(0.229)  | 1.577***<br>(0.232) |
| 自评社会阶层   | 0.082***<br>(0.013)  | 0.134***<br>(0.025) | 0.179***<br>(0.028)  | 0.106**<br>(0.033)   | 0.191***<br>(0.035) |
| 男性       | -0.032<br>(0.043)    | 0.001<br>(0.083)    | -0.080<br>(0.095)    | -0.131<br>(0.110)    | 0.021<br>(0.109)    |
| 年龄       | 0.066***<br>(0.016)  | 0.093**<br>(0.032)  | 0.163***<br>(0.039)  | 0.158***<br>(0.045)  | 0.116**<br>(0.042)  |
| 年龄平方     | -0.001***<br>(0.000) | -0.001**<br>(0.000) | -0.002***<br>(0.000) | -0.002***<br>(0.001) | -0.001**<br>(0.000) |
| 婚姻状况     | -0.000<br>(0.061)    | 0.062<br>(0.116)    | -0.057<br>(0.136)    | -0.062<br>(0.163)    | -0.039<br>(0.144)   |

续表

|                      |                      |                      |                      |                      |                      |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 健康状况                 | 0.018<br>(0.025)     | 0.011<br>(0.047)     | 0.117*<br>(0.058)    | 0.117<br>(0.063)     | -0.055<br>(0.064)    |
| 城乡属性                 | -0.092<br>(0.053)    | -0.272*<br>(0.106)   | -0.206<br>(0.124)    | -0.218<br>(0.116)    | 0.278<br>(0.216)     |
| 2013 年               | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         |
| 2017 年               | 0.188**<br>(0.064)   | 0.472***<br>(0.131)  | 0.296*<br>(0.149)    | 0.216<br>(0.151)     | 0.935***<br>(0.242)  |
| 2018 年               | 0.243***<br>(0.066)  | 0.560***<br>(0.132)  | 0.387*<br>(0.152)    | 0.317*<br>(0.150)    | 1.027***<br>(0.246)  |
| 2023 年               | 0.281***<br>(0.077)  | 0.669***<br>(0.151)  | 0.210<br>(0.176)     | 0.540**<br>(0.170)   | 0.780**<br>(0.265)   |
| 华北                   | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         | 0.000<br>(.)         |                      |                      |
| 东北                   | -0.230**<br>(0.085)  | -0.412*<br>(0.162)   | -0.414*<br>(0.197)   |                      |                      |
| 华东                   | -0.041<br>(0.062)    | -0.106<br>(0.113)    | 0.102<br>(0.131)     |                      |                      |
| 华中                   | -0.360***<br>(0.084) | -0.661***<br>(0.163) | -0.589**<br>(0.196)  |                      |                      |
| 华南                   | -0.218*<br>(0.090)   | -0.471**<br>(0.175)  | -0.098<br>(0.192)    |                      |                      |
| 西南                   | -0.188*<br>(0.077)   | -0.447**<br>(0.148)  | -0.186<br>(0.171)    |                      |                      |
| 西北                   | -0.210**<br>(0.074)  | -0.366**<br>(0.139)  | -0.424*<br>(0.171)   |                      |                      |
| Constant             | -3.661***<br>(0.356) | -6.277***<br>(0.701) | -8.841***<br>(0.872) | -7.872***<br>(0.951) | -6.763***<br>(0.970) |
| 观察值                  | 5534.000             | 5548.000             | 5531.000             | 3297.000             | 2237.000             |
| PseudoR <sup>2</sup> | 0.096                | 0.107                | 0.105                | 0.078                | 0.090                |

注：括号内为标准误；\*p &lt; 0.05，\*\*p &lt; 0.01，\*\*\*p &lt; 0.001。

## 6. 结论与启示

本文基于 CGSS 2013~2023 年重复截面数据,考察灵活就业群体社会保障参与的结构变迁及分化机制。研究发现:

第一,补充保障参与水平较早期显著提高,但总体比例仍低于基础保障完整性,说明灵活就业群体已较多进入基础保障体系,却未充分进入补充保障层次。

第二,基础保障完整性与补充保障参与存在一定关联,但在控制收入、教育和自评阶层后影响不再稳定,说明基础保障参与与完整不能自动转化为补充保障参与。

第三,收入水平、受教育程度和自评社会阶层显著提高补充保障参与可能性,表明社会保障差异正在从基础制度覆盖差异进一步转向保障层次差异。

第四,稳健性检验支持上述判断,尤其凸显教育水平对补充保障参与的稳定影响。

理论上,本文的发现意味着灵活就业社会保障研究需要从“覆盖率逻辑”进一步转向“层次质量逻辑”。基础保障扩面解决的是制度入口问题,而补充保障参与体现的是制度内部的纵向差异。对于灵活就业群体而言,能否进入更高保障层次,不仅取决于制度是否开放,也取决于其是否具备持续缴费、理解产品和规划风险的能力。

本文对社会保障分层研究的补充在于:灵活就业群体的差异并非只有“有无保障”的横向差异,还表现为基础制度覆盖与市场化补充之间的纵向组合。基础保障扩展可能带来制度纳入程度的趋同,但补充保障参与仍受支付能力、教育和风险规划能力影响。该结果也提示,既有以单位就业和国家-雇主责任为中心的分层解释,需要进一步纳入市场供给与个人选择的共同作用,才能解释灵活就业群体内部的保障层次差异。

基于上述结论,本文提出四点政策启示。

第一,应从扩大基础覆盖进一步转向提高保障质量。政策设计不仅要关注灵活就业者是否进入基本养老保险和基本医疗保险体系,还应关注其参保连续性、缴费负担和待遇充分性,避免形成“制度内低水平纳入”。

第二,应降低补充保障参与门槛。可以通过普惠型商业保险、适度保费补贴、税收优惠和平台协同缴费等方式,提高低收入灵活就业者获得补充保障的可及性。

第三,应加强社会保障信息服务和分类支持。受教育程度对补充保障参与影响突出,说明政策解释、产品。

第四,还应强化供给侧适配、监管与激励。保险机构可针对灵活就业收入波动、跨平台流动和缴费中断等特点,开发按月或按季缴费、可中断续缴、跨地区可携带的产品,并将基础责任与可选责任分层设计;同时以通俗方式披露等待期、免赔额、除外责任、续保条件和理赔流程,降低信息成本。政府可通过产品备案、信息披露、理赔时效、投诉处理和数据报送等规则加强监管,并在风险可控的前提下探索保费补贴、税收扣除或平台联合缴费等激励方式,促进低门槛、责任清晰且可持续的商业保险供给。

本文仍存在不足。CGSS 为重复截面数据,无法追踪同一个体的动态变化;问卷变量主要测量是否参保,难以识别缴费档次、待遇水平和参保连续性;商业医疗保险和商业养老保险也不能完全覆盖个人养老金、企业年金等更多补充保障形式。后续研究可结合行政数据或追踪调查数据,进一步分析灵活就业群体社会保障参与的动态过程和待遇差异。

## 致 谢

感谢中国综合社会调查项目(CGSS)提供公开数据支持。文责自负。

---

## 参考文献

- [1] 陈龙. “数字控制”下的劳动秩序——外卖骑手的劳动控制研究[J]. 社会学研究, 2020, 35(6): 113-135+244.
- [2] 郑功成. 进一步全面深化改革推动社会保障制度全面优化[J]. 中国社会保障, 2024(10): 18-19.
- [3] 马振涛, 文晓初. 商业健康保险高质量发展: 理论框架、现实困境与改善路径[J]. 西南金融, 2026(5): 66-79.
- [4] 袁文全, 毛嘉. 新就业形态劳动者社会保险权益保障的法治进路[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2025, 78(5): 188-200.
- [5] 张立华. 浅谈社会保险、企业补充保险和商业保险的关系[J]. 金融经济, 2008(18): 63-64.
- [6] Andersen, R.M. (1995) Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, **36**, 1. <https://doi.org/10.2307/2137284>