

长期护理保险制度中的失能群体结构性变化

——基于某副省级城市的试点证据

吴舒祥 臧文斌 叶小兰 赵绍阳*

摘要: 基于某副省级城市 2017—2020 年长期护理保险试点数据,本文研究长期护理保险实施过程中失能群体健康状况的结构性变化。研究发现从试点第 1 年到第 4 年,重度失能群体的平均期望余寿从 23.1 个月增加到 43.8 个月。在失智群体纳入照护支持范围的初期,本文也识别到了类似的平均健康水平变化趋势。在长期护理保险制度的渐进式扩展过程中,这种变化可能使实际发生的长期护理保险基金支出逐步偏离预期。本文建议在推进长期护理保险试点工作的过程中,建立以失能群体平均健康水平为基础的筹资动态调整机制,以保障制度的可持续性发展。

关键词: 长期护理保险;非时齐 Markov;可持续性风险

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.05.05

一、引言

在人口老龄化持续加剧的背景下,中国当前面临的老年护理问题日益严峻。根据《2023 年度国家老龄事业发展公报》,截至 2023 年,全国 60 岁及以上人口已达 2.97 亿,占总人口的 21.1%。与此同时,民政部数据显示,全国失能老年人约为 3 500 万人,占老年人口的 11.6%。预计到 2050 年,失能老年人口将增至约 5 800 万,进一步加重养老服务体系的压力。在此背景下,建立长期护理保险(以下简称长护险)制度成为完善社会保障体系、促进社会经济发展的重要战略部署。国家人力资源和社会保障部于 2016 年印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》,在全国范围内确定 15 个城市和吉林、山东两个重点联系省份作为首批试点地区,标志着长护险制度探索的正式启动。2024 年,国家医疗保障局发布《长期护理保险经办规程(试行)》,标志试点阶段告一段落,长护险制度进入全面推广与制度化建设的新阶段。随着制度覆盖范围的不断扩大,其可持续性问题已成为当前制度建设的核心议题与关键挑战(房连泉,2018;程影,2024)。所谓制度的可持续性,主要是指在人口老龄化和健康状况变化趋势下,长护险基金的筹资政策

* 吴舒祥、叶小兰,西南财经大学金融学院;臧文斌,西南财经大学公共管理学院;赵绍阳,四川大学经济学院。
通信作者及地址:臧文斌,四川省成都市温江区柳台大道 555 号西南财经大学公共管理学院,611130;电话:15928570752;E-mail:zangwenbin@swufe.edu.cn。感谢国家自然科学基金项目(72273111、72273094)和四川省人口与发展数据实验室的支持。

与待遇支付政策能否在长期内保持平衡。在实务操作中,这一问题通常依赖精算模型对不同失能状态下参保人预期生存期的测算(例如,黄枫和吴纯杰,2012;王新军和王佳宇,2018;张琳和汤薇,2020)。由于长护险政策核心涉及对参保人“失能状态”与“生命状态”的判定,主流研究(例如,黄枫和吴纯杰,2012;张琳和汤薇,2020等)多采用马尔可夫健康状态转移模型,该方法可以在大样本下通过预测参保人发生失能(或死亡)的状态转移概率来刻画失能群体的健康变迁过程。在此基础上,通过估算不同年龄段的平均失能时间,即可实现区域间长期护理服务需求差异的识别和量化(如陈璐和时晓爽,2021;崔晓东等,2022;张园和王伟,2021)。在试点初期,各地政府通常基于历史数据评估失能群体的平均健康状态,并据此预测未来长护险基金的支出规模及所需筹资水平。

现有关于长护险制度的研究,主要聚焦其建立对市场资源配置结构所产生的影响(如王贞和封进,2021;陈璐和王璐,2024;朱铭来和康琢,2024;吴敏和刘冲,2024;余央央等,2025)。这些研究清晰揭示了长护险在优化医保基金使用、扩大养老服务供给、缓解群体间健康不平等、提升照护资源配置效率等方面的积极作用,为制度的稳步推进提供了有力的实证支持。然而,长护险制度能否在运行中实现长期可持续性,是上述市场功能能否有效发挥的根本前提。目前,关于制度可持续性的研究仍相对有限,主要集中在对不同试点城市筹资政策和待遇支付政策的横向比较分析(如孙凌雪等,2020;王庆和于保荣,2021;陈倩,2022)。基于实证数据的量化研究,大多依托于全国性抽样调查数据(如崔晓东等,2022;刘方涛和费清,2023;张园和王伟,2021)或模拟数据(如 Comas-Herrera et al., 2007;陈璐和徐南南,2013;李元,2018)进行建模与预测。然而,这类数据往往难以与实际政策受益人群精确对应,研究结论与长护险在各地试点实践中所面临的问题之间,可能存在一定偏离,限制了其对制度完善的直接指导价值。

本文基于某副省级市长护险试点初期(2017—2020年)数据,运用 Markov 健康状态转移模型对重度失能群体的健康水平及其动态演化趋势进行了量化分析。该模型具有较好的横向扩展性(适用于任意试点地区)和政策扩展性(健康状态数量可根据政策调整),可以从试点数据中量化失能群体的平均健康水平及变化趋势。研究发现,试点初期的失能人群呈现出显著的结构变化趋势,具体体现为平均健康水平逐步上升以及待遇支付期延长。在失智群体样本中,模型也识别到了类似的结构变动特征。上述发现表明,试点初期失能群体较低的健康水平可能导致地方政府低估长护险基金的总支出,从而带来除人口老龄化之外的潜在可持续性风险。进一步地,本文在失能群体平均健康水平量化工作基础上完成了长护险筹资动态调整机制的探究,为应对失能群体平均支付期的非预期增长和长护险基金可持续性提供了政策优化思路。

相较于既有文献,本文在以下三个方面作出贡献:(1)提供了更深入的量化研究视角。相较于以往主要聚焦于长护险制度积极市场功能的研究,本文将研究重心转向其制度可持续性这一核心议题。为此,本文采用某副省级市长护险试点阶段的行政微观数据,所有样本均基于权威失能等级评估结果,克服了现有研究中常见的数据代表性不足

与样本偏差问题。(2)提出了更具适用性的分析方法。本文构建了一套面向中国长护险试点数据的量化评估方法,可识别并测度失能群体平均健康状态的动态变化。已有研究虽通过计量模型识别了制度实施后失能人群健康水平的改善趋势(如 Sohn, 2020; Choi and Joung, 2016; 谢宇菲和封进, 2022),但难以准确估算其对个体余期寿命及基金支出的实际影响。本文通过提取失能人群健康状态向量,构建 Markov 健康状态转移模型,在不同试点年度数据基础上量化健康状态变动趋势,从而为制度可持续性提供可操作的评估工具。(3)探索了更具政策指导意义的研究范式。长护险研究中,精算路径通常关注不同年龄与失能等级个体的余期寿命,而政策研究则更侧重于政策实施前后地区整体健康水平的变化。本文尝试融合这两种研究范式,既考虑微观个体层面的寿命测度,也关注宏观层面的健康结构演化,形成了一种更契合政策制定与制度运行实践的新型研究路径。

二、相关概念及理论推导

(一) 长护险制度的渐进式扩展过程

长护险制度具有“广覆盖”与“窄受益面”的特点。图 1 报告了该副省级城市城镇职工基本医疗保险的年龄分布与获得长护险支持的重度失能参保人员年龄分布。长护险制度是通过多渠道筹资建立社会统筹基金,为符合条件的参保人员提供生活照料和专业护理服务或费用补偿的一种社会保险制度^①,其通过引导失能老人转向社区或居家护理、提供预防性健康干预来减少医疗资源占用,能够有效缓解老龄化背景下的医疗费用快速增长(王贞和封进, 2021; 宗庆庆等, 2020; 于新亮等, 2023a; 于新亮等, 2023b)。相较于社会医疗保险统筹基金,长护险统筹基金的分配对象(失能群体)更集中于老龄人口;而相较于社会养老保险统筹基金,并非所有老龄、参保人员都能够获得长护险统筹基金的支持,仅限于“符合失能条件的参保人员”^②。在该制度的特点下,过高的筹资水平会严重降低社会长护险制度的效率,增加所有参保人员的经济负担;过高的待遇支付水平和保障范围也会降低长护险基金的风险储备。

因此,中国长护险政策主要采取渐进式扩展策略(房连泉, 2018; 程影, 2024)。在该策略下,各长护险试点城市^③均在确定筹资标准的基础上,初期设定较低的保障范围和待遇支付标准,以确保保障基金的正常运转,然后逐步扩大保障范围和待遇支付标准。2020 年,国家医疗保障局会同财政部印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》也明确指出了长护险制度的渐进式扩展策略,要求有条件的试点地区逐步扩大和调整参

① 根据“十四五”规划《纲要》名词解释整理。

② 某副省级数据显示,老龄参保人员与重度失能参保人员的比例约为 70 : 1。

③ 试点资料来源于中国长期护理保险试点政策数据库(CLIP)。

保和保障范围。^①

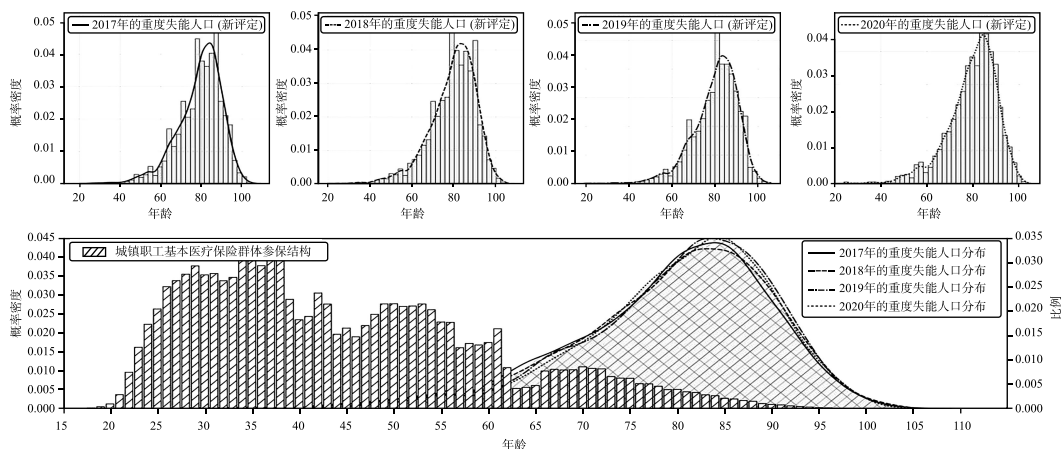


图1 失能参保人的年龄分布^②

渐进式扩展策略可以有效保证各地区在长护险试点初期避免基金的收支平衡压力，但其弊端在于保障水平相对较低，导致老龄失能群体获得的照护标准可能无法满足其实际照护需求，更无法对人口老龄化背景下快速增长的医疗费用产生实际性缓解作用(Alemayehu and Warner, 2004)。另外，由于福利刚性的存在(黄少安等, 2018)，后期的扩展会影响长护险基金的可持续性(特别是在人口老龄化加剧的背景下)，最终形成的基金支付压力可能传导到医保统筹基金和地方财政。因此，地方政府部门需要不断优化和调整长护险政策，建立与当地经济社会发展水平相适应的长护险制度，以确保长护险的可持续性发展。

(二) 长护险制度推行初期的不同失能群体类别

长护险基金的支付压力通常来源于受益面(失能群体)的非预期增长。当地区满足待遇支付条件的失能群体远高于原有政策设计的区间范围时，长护险基金将形成赤字。为保证长护险基金支出的可预期性，有两个受益面数据需要在较长的时间范围内进行预测：(1)每年长护险政策口径下新增的失能群体；(2)每年长护险政策口径下退出的失能群体(主要为死亡)。失能新增主要体现为所在地区非失能群体到失能状态的转移量，该指标可以通过人口数据构建关于年龄、出生队列和失能率的模型进行预测。而失能群体的死亡量不仅取决于政策口径下的失能群体总量，还受到失能群体平均健康情况的影响。同失能等级下的不同失能群体，其平均健康情况可能存在大幅度差异，主要反映为死亡率和生存期的不同。附录I报告了长护险试点初期存在的三类失能群体以及该副

^① 例如，河北承德市在启动长护险制度的第二年提高了入住定点护理服务机构保障对象的待遇支付标准；江苏南通市在启动长护险制度的第三年提高了待遇支付标准，并将保障范围从重度失能群体扩展到了“中度+重度”失能群体。

^② 参保群体的年龄分布来源于某副省级城市城镇职工基本医疗保险2024年底的参保群体统计结果，仅用于对比全样本与重度失能群体大致的年龄分布差异。

省级城市长护险试点初期长护险政策口径下的失能群体增量、失能群体总量和平均死亡率的变化趋势。^①一方面,数据中所呈现的失能群体平均死亡率下降趋势提示,新发生失能的人群(相较于试点发生失能的群体)平均健康水平可能更高,在总体上拉低了政策口径下所有群体的平均死亡率。另一方面,在长护险介入后,失能群体的平均健康水平恶化速度也可能得到显著减缓(Lei et al., 2022; Sohn et al., 2020; Choi and Joung, 2016; 谢宇菲和封进, 2022)。因此,无论是由失能新增群体构成变化,还是长护险在照护支持方面对健康恶化速度的延缓作用,都会引起在长护险政策视角下失能群体结构的系统性变化。

在长护险制度逐步扩展的过程中,地方政府需反复评估一个核心问题:扩展后的新政策能否持续保障长护险基金的长期收支平衡。在这一评估中,制度初期失能群体的结构性变化尤为关键,因为其可能导致未来实际待遇支付总额超过原有预期,从而加剧基金压力。根据本文对失能群体的划分(附录 I 详细分析了失能群体之间平均健康水平的理论差异),长护险制度可分为三个阶段:(1)无长护险制度阶段(长护险试点前)。该阶段由于不存在长护险制度,达到失能条件的参保人员无法获得长护险提供的照护支持。在该阶段发生失能的群体可分为两类,即第一类失能群体(试点前失能+试点前死亡)和第二类失能群体(试点前失能+试点后死亡)。(2)长护险试点初期。在该时期的制度口径下,失能群体表现为增量高和死亡率高,主要为第二类失能群体(试点前失能+试点后死亡)和少量第三类失能群体(试点后失能+试点后死亡)。(3)长护险制度建立。该时期主要指在政策不变的前提下,第二类失能群体(试点前失能+试点后死亡)逐渐死亡,所有长护险支持对象主要为长护险试点后达到失能状态的第三类失能群体(试点后失能+试点后死亡)。

在长护险试点初期^②,随着各年度第二类失能群体比例的不断下降(由死亡导致),其与第三类失能群体的平均健康状态差异,就体现为长护险政策支持群体平均健康水平的变化。本文称该过程为长护险制度初期的失能群体结构性变化。由于该变化并不会在短期内对总基金支出产生较大影响(短期内的基金支出受总失能人数影响),因此其具有隐蔽性。本文认为,准确地识别和量化长护险试点初期所发生的失能群体结构性变化,能够帮助政府部门更高效地进行长护险政策的渐进式扩展。

(三) 失能群体平均健康状况的量化

为准确识别失能群体的结构性变化,有必要构建一种既适用于不同类型长护险试点数据和政策,又可随着制度渐进式扩展同步调整的理论分析方法,用以量化失能群体的平均健康状况。参考 Robinson(1996)、黄枫和吴纯杰(2018),本文采用 Markov 健康状态转移模型对失能群体的平均健康状况进行量化,并通过其在时间维度上的变化趋势,

① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 附录 II 报告了长护险试点数据的统计过程和该副省级城市长护险制度的具体安排。

识别失能群体的结构性变化。在本文中,失能余寿 T_u 是度量失能群体平均健康水平的基础指标,指同年龄、同失能等级下参保人员的平均期望失能寿命,该指标不仅是参保人员的健康程度有效反映,也直接决定了可能获得的待遇支付总次数。在长护险试点中,参保人的健康状态通常分为多个等级。以该副省级城市的失能评估结果为例,健康状态被划分为8个等级:完好、轻度失能、中度失能(1级、2级、3级)和重度失能(1级、2级、3级),加上死亡状态,共构成9个子状态。在传统分析范式下,逐一讨论各健康状态下人群的失能预期寿命(T_u)较为困难,原因在于除死亡状态外,其他健康状态之间在理论上均存在相互转化的可能性。针对健康状态数量的进一步扩展,长护险定价领域研究中通常借助随机过程中的状态转移概率对长护险各类问题进行讨论(例如,李云龙和王晓军,2021;张琳和汤薇,2020;朱铭来和马智苏,2023;胡耀岭等,2024;陈璐和时晓爽,2021;崔晓东等,2022;张园和王伟,2021)。为保证理论模型的可延展性,参保人 q 的健康状态 S_q 可看作离散状态空间 $I = \{1, 2, 3, \dots, n\}$ ^① 的随机过程 $\{S(t)\}$ (其中状态 n 代表死亡状态, $S(t)$ 越小意味着健康状况越好)。由于未来健康状态 $S(t + \Delta t)$ 通常只与当前健康状态 $S(t)$ 有关而与过去健康状态 $S(t - \Delta t)$ 无关,天然满足马尔可夫性^②。随机过程 $\{S(t)\}$ 也称为马尔可夫(Markov)过程(时间 t 连续)。在过程 $\{S(t)\}$ 中,一个年龄为 t 、状态为 i 的参保人在 $t + \Delta t$ 时刻状态为 j 的概率通常用式(1)表示^③。

$$\text{Prob}(S(t) = i, S(t + \Delta t) = j) = p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)} = \frac{l_{t+\Delta t, j}}{l_{t, i}}, \quad (1)$$

$$\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)} = \begin{bmatrix} p_{11}(t, \Delta t) & p_{12}(t, \Delta t) & \cdots & p_{1n}(t, \Delta t) \\ p_{21}(t, \Delta t) & p_{22}(t, \Delta t) & \cdots & p_{2n}(t, \Delta t) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{n1}(t, \Delta t) & p_{n2}(t, \Delta t) & \cdots & p_{nn}(t, \Delta t) \end{bmatrix}, \quad (2)$$

$$\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t_1 + \Delta t_2)_{(i, j \in I)} = \mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t_1) \cdot \mathbf{P}_{ij}(t + \Delta t_1, \Delta t_2)_{(i, j \in I)}. \quad (3)$$

式(2)为由 $n \times n$ 个状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 组成的状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$, 其重要性质是能够对 t 年龄任意状态的失能人员健康状态变化趋势进行量化。由于状态 n 为吸收状态(死亡), 所以状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 最后一行总满足

$$p_{ni}(t, \Delta t)_{i \in I} = \begin{cases} 0, & i \neq n \\ 1, & i = n \end{cases}. \quad \text{式(3)是状态转移矩阵 } \mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)} \text{ 的重要性质, 本文}$$

在附录Ⅲ中进行了详细证明。值得强调的是, 传统时间齐次马尔可夫(Markov)过程的状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 通常只与转移间隔有关, Δt 与时间 t 无关。由于人的健康状态会随时间进行变化, 本文所讨论 Markov 健康状态转移过程 $\{S(t)\}$, 其状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 将与间隔大小 Δt 和时间 t 同时相关。因此, 状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 应当同时满足式(4)中的两个不等式。

① 状态空间 I 可随保障范围(“重度”、“重度+中度”、“重度+中度+轻度”)调整。

② 根据 Karlin and Taylor(2014), 马尔可夫性即未来状态在给定当前状态下, 与过去历史条件独立。

③ l_t 表示同时出生的一批人(l_0)平均活过 t 岁的人数。

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial p_{ij}(t, \Delta t)_{i \neq n}}{\partial \Delta t} \neq 0 \\ \frac{\partial p_{ij}(t, \Delta t)_{i \neq n}}{\partial t} \neq 0 \end{array} \right. , \quad (4)$$

$$\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)} = f_{ij}(t, \Delta t, S(t), S(t + \Delta t)) . \quad (5)$$

健康状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 和健康状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 可视为参保人各类健康变量所构成的经验方程(如式(5)),在数据可得的前提下,我们即可通过一系列参数量化不同地区各类失能群体的健康状况以及变化规律。由于过程 $\{S(t)\}$ 的非时齐性,对于初始年龄 t 以及初始健康状态 $S(t)$ 不同的参保人而言,相同转移间隔期 Δt 后参保人在各健康状态的期望概率是不同的。为量化该差别,本文引入一个 n 维的状态向量 $\vec{q}_s(t, \Delta t)$ 用于度量参保人在 $t + \Delta t$ 时刻各健康状态的期望概率,如式(6)所示。根据式(7),当 $\Delta t = 0$ 时, $\vec{q}_s(t, 0)$ 即代表当前健康状态 $S(t)$ 。状态向量 $\vec{q}_s(t, \Delta t)$ 和初始状态向量 $\vec{q}_s(t, 0)$ 恰好能通过状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 建立等式关系,即式(8)。

$$\vec{q}_s(t, \Delta t) = \begin{bmatrix} \text{Prob}(S(t + \Delta t = 1) \mid S(t) = s) \\ \text{Prob}(S(t + \Delta t = 2) \mid S(t) = s) \\ \cdots \\ \text{Prob}(S(t + \Delta t = n) \mid S(t) = s) \end{bmatrix} , \quad (6)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \vec{q}_1(t, 0) = [1, 0, \cdots, 0]^T \\ \vec{q}_2(t, 0) = [0, 1, \cdots, 0]^T \\ \cdots \\ \vec{q}_n(t, 0) = [0, 0, \cdots, 1]^T \end{array} \right. , \quad (7)$$

$$\vec{q}_s^T(t, 0) \cdot \mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t) = \vec{q}_s^T(t, 0) \cdot \begin{bmatrix} p_{11}(t, \Delta t) & p_{12}(t, \Delta t) & \cdots & p_{1n}(t, \Delta t) \\ p_{21}(t, \Delta t) & p_{22}(t, \Delta t) & \cdots & p_{2n}(t, \Delta t) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{n1}(t, \Delta t) & p_{n2}(t, \Delta t) & \cdots & p_{nn}(t, \Delta t) \end{bmatrix} = \vec{q}_s^T(t, \Delta t) . \quad (8)$$

状态向量 $\vec{q}_s(t, \Delta t)$ 的重要意义在于,当两个相邻状态向量 $\vec{q}_s(t, k\Delta t)$ 和 $\vec{q}_s(t, (k+1)\Delta t)$ 之间的间隔 Δt 足够小时,状态向量 $\vec{q}_s(t, k\Delta t)$ 可理解为单位时间内各个子状态的期望持续时间。因此,在多状态 Markov 状态转移过程中,各子状态期望持续时间 $E(T_s(t, S(t)))$ 可根据多个时点的健康状态向量 $\vec{q}_s(t, 0), \vec{q}_s(t, \Delta t), \vec{q}_s(t, 2\Delta t), \cdots, \vec{q}_s(t, k\Delta t), \cdots$ 计算得到,即式(9)。

$$\begin{bmatrix} E(T_{s=1}(t, S(t))) \\ E(T_{s=2}(t, S(t))) \\ \cdots \\ E(T_{s=n}(t, S(t))) \end{bmatrix} = \sum_{k=0} \vec{q}_{S(t)}(t, k\Delta t) \cdot \Delta t . \quad (9)$$

最终,在已知各子状态 j 的期望时间 $E(T_j(t, S(t)))$ 和待遇支付标准 c_j 的前提下,

我们可以求得长护险基金的期望总支出。假设某地区失能人口数量为 N 且短时间内不发生大幅度变化,我们根据式(10)即可得到一个基于 Markov 健康状态转移过程的长护险基金总支出模型 $E(TC)$,即所有失能人员的期望待遇支付总和。

$$E(TC) = \sum_{n=1}^N E(C(t_n, S(t_n))) = \sum_{n=1}^N \vec{c}^T \cdot (\sum_{k=0}^{\infty} \vec{q}_{S(t_n)}(t_n, k\Delta t) \cdot \Delta t). \quad (10)$$

$E(TC)$ 与年度支付次数、年度总支出等传统指标存在明显差异,原因是失能群体结构性变化主要影响单个参保人的平均待遇支付期,短期内并不能通过改变失能人数来影响年度支付次数、年度总支出等传统衡量长护险基金支出的指标。 $E(TC)$ 的基本逻辑是预测长护险覆盖群体在未来可能产生的所有状态时间,进而计算每个失能参保人在未来所有时间的长护险待遇领取情况,用来衡量平均健康水平变化对长护险基金支出的影响。在 Markov 健康状态转移过程中,失能群体的结构性变化主要表现为,某一群体健康水平的健康状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}$ 和健康状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}$ 受到外生冲击(本文中表现为随时间的推移,第二类失能的比例下降)而产生的改变。该变化表现为:对于 t 时刻任意失能子状态 i ,其状态恶化($i < j$)概率的减小和状态优化($i > j$)概率的增加。

$$\begin{cases} p_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}^{before} \geq p_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}^{after}, & i < j \\ p_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}^{before} \leq \Delta p_{ij}(t, \Delta t)_{(i,j \in I)}^{after}, & i > j \end{cases}. \quad (11)$$

三、研究设计

(一) 数据及预处理

研究数据来源于前述某副省级城市首个试点阶段(2017—2020年)的失能评估和死亡数据,共包含 26 442 个研究对象^①。该城市作为长护险 15 个首批试点城市之一,于 2017 年正式启动长护险试点,其失能评定和待遇支付等政策在国内均具有较强的代表性和参考价值。^② 样本城市与其他试点城市一样,参保和待遇支付政策均执行渐进式扩展的策略。^③ 附图 A1 报告了重度失能和“重度+中度”两种情况下所有参保人的健康状态转移过程。在 2017 年至 2020 年间,保障范围仅限定于重度失能群体,其中重度失能 1 级、2 级和 3 级的待遇支付比例依次为 0.6 : 0.8 : 1。由于数据中未出现重度失能状态复评为中度失能及以下的健康状态,健康状态转移过程可分为两个阶段——非支付阶段和支付阶段。在非支付阶段中,参保人的健康状态在健康、轻度失能和中度失能之间转移,不产生待遇支付;参保人达到重度失能状态且通过失能评定并完成建档后,即从非支付阶段进入支付阶段,次月根据评定等级获得长护险基金提供的待遇支付,直至生存状态终止。

① 截止到 2020 年 10 月,该副省级城市共有 40 218 人参与失能评定。本文的 26 442 个研究对象指完成失能建档、建档时间未缺失的申请者数量。另外,有 10 196 个申请者未完成建档(占总样本比例的 25.35%)、1 个失能人员建档时间缺失、3 579 个失能人员的评定等级缺失。

② 附录 II 中,本文报告了样本城市的相关背景信息。

③ 附录 II 中,本文报告了长护险制度的具体安排和数据统计过程。

在数据处理过程中,我们根据参保人建档时间判断其是否进入待遇支付阶段,并依据其死亡时间判断其是否退出该阶段。长护险政策按月为所有有效建档的失能人员提供相应等级的待遇支付,因此,每月有效建档的失能人数可视为该月的待遇支付人次。附表 A1 报告了 2017—2020 年的失能建档群体的人数变化以及年龄结构的描述性统计。^① 结合政策背景,研究对象的健康状态分为五个阶段,即状态空间 $\hat{I} = \{0, 1, 2, 3, 4\}$ 。其中状态 0 代表非支付状态,即第一阶段中健康、轻度失能和中度失能这三类无法获得待遇支付健康等级所复合的状态;状态 1、状态 2 和状态 3 分别代表重度失能 1 级、重度失能 2 级和重度失能 3 级;状态 4 代表死亡状态。长护险政策仅对处于状态 1、状态 2 和状态 3 的参保人提供待遇支付,并且数据中处于状态 1、状态 2 或状态 3 的失能样本未出现向状态 0 转移的情况,因此,可以仅考虑第二阶段(状态 1)以后的健康状态转移过程。

此时在 Markov 健康状态过程中,状态 4(死亡)为吸收状态,其余三种状态之间均可以相互转移。与理论部分一致,本文令一个年龄为 t ,健康状态为 $i(i \in \hat{I})$ 的参保人在年龄 $t + \Delta t$ 时健康状态为 $j(j \in \hat{I})$ 的概率为 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)} = f(t, \Delta t, S(t) = i, S(t + \Delta t) = j)$ 。由于状态 4 作为吸收状态,可得 $[p_{41}(t, \Delta t), p_{42}(t, \Delta t), p_{43}(t, \Delta t), p_{44}(t, \Delta t)] = [0, 0, 0, 1]$ 。进一步可得,由所有状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 组成的状态转移概率矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 。根据理论推导结论,初始失能评定等级和年龄分别为 $S(t)$ 和 t 的失能人员,其期望失能余寿 $E(T_u)$ 可由状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t)_{(i, j \in I)}$ 计算得到,如式(12)所示。

$$\begin{aligned} E(T_u) &= \left(\frac{\vec{c}^T}{c_{n-1}} \right) \cdot \sum_{k=0} \vec{q}_{S(t)}(t, k\Delta t) \cdot \mathbf{P}(t, k\Delta t) \cdot \Delta t \\ &= [0.6, 0.8, 1, 0]^T \cdot \sum_{k=0} \vec{q}_{S(t)}(t, k\Delta t) \cdot \mathbf{P}(t, k\Delta t) \cdot \Delta t \end{aligned} \quad (12)$$

(二) 健康状态变化过程 $\{S(t)\}$ 的提取与模型结构

本文在附录 IV 中报告了状态转移数据的提取过程、模型拟合方式与代码逻辑。式(13)报告了状态转移概率 $p_{ij}(t, \Delta t)$ 的模型参数结构。通过非线性估计,我们可以从状态转移数据中得到所有状态转移概率的最优模型参数。本文结合数据特点,对所有参数估计过程均采用加权最小二乘法(WLS),局部的状态转移数量越多,权重越大。按照长护险制度的试点流程和统计模式,我们基于 Python 语言完成了 WLS-Markov 健康状态转移模型的代码编写(相关矩阵运算通过 Numpy 库完成)和测试工作。

$$\hat{p}_{ij}(t) = f_{ij}(t) = \sum_{k=0} \beta_{ij,k} t^k. \quad (13)$$

^① 在本文中,长护险覆盖人群特指失能评定等级满足长护险待遇支付标准的人群。试点初期未达到长护险最低支付等级的失能人员可能因健康状况的恶化而重新评定为更高的失能等级,进而获得长护险支持。本文中任意一个时点下所有已完成失能建档且未退出的参保人员,即长护险覆盖人群。

四、实证过程及分析

(一) 模型拟合与状态转移矩阵估计

首先,本文基于样本城市2017—2020年四个年度的长护险试点数据,完成了健康状态转移数据的提取和WLS-Markov健康状态转移模型的拟合。作为总样本下的基准状态转移矩阵 $\mathbf{P}(t, \Delta t)$,每个基准概率模型 $\hat{p}_{ij}(t)$ 均为月度转移概率模型,目的是使基础转移间隔 Δt 与长护险试点工作中的待遇支付频率一致(Δt 均设置为1/12)。为尽可能获得准确的状态转移概率,月度概率模型的参数 k 数量均为4个(即 $\hat{p}_{ij}(t) = f_{ij}(t) = \sum_{k=0}^3 \beta_{ij,k} t^k$)。

附图A2报告了总样本下各月度转移概率模型拟合效果和相关拟合参数。由于重度失能3级的过程数和样本数比较少,且没有出现向重度失能1级和重度失能2级状态转移的情况,概率模型 $P_{31}(t)$ 和 $P_{32}(t)$ 均为常数0。初始状态为重度失能1级和2级的样本量比重度失能3级的相对要大,故拟合效果相对较好(关键概率模型的可决系数较高,且所有模型均方误差MSE、平均绝对误差MAE和根均方误差RMSE均接近0)。基于该结论,后续主要对初始状态为重度失能1级和2级的样本做进一步量化研究。通过将概率模型在每个时点的输出结果视作转移间隔为1个月的状态转移矩阵 $\mathbf{P}_{ij}\left(t \mid \Delta t = \frac{1}{12}\right)$,我们即可根据 $\mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t_1 + \Delta t_2)_{(i,j \in I)} = \mathbf{P}_{ij}(t, \Delta t_1) \cdot \mathbf{P}_{ij}(t + \Delta t_1, \Delta t_2)_{(i,j \in I)}$ 将月度概率模型转化为受年龄 t 和转移间隔 Δt 同时影响的标准状态转移概率模型 $\hat{p}_{ij}(t, \Delta t)$ 。

在标准状态转移概率模型 $\hat{p}_{ij}(t, \Delta t)$ 中,我们利用一系列估计参数对失能群体平均健康水平进行量化,最终的状态转移矩阵为 $\hat{\mathbf{P}}(t, \Delta t)$ 。由图2可得,失能人员的健康状态保持和改善概率基本随状态转移间隔 Δt 的增加而下降,失能人员的死亡概率随状态转移间隔 Δt 的增加而增加,符合前述理论推导结论。该量化方式的优势在于,我们可以任意地在数据时间范围内选择一个子区间进行平均健康水平的评估,并且不同时间区间范围内的评估结果具有概率意义上的可比性。同时,基于状态转移矩阵 $\hat{\mathbf{P}}(t, \Delta t)$,我们可以计算任意一个年龄 t 、失能状态为 $S(t)$ 的失能参保人未来处于各个子状态的期望余寿 $E(T(t, S(t)))$ 。

图3第一个子图报告了总样本下老龄、重度失能群体的期望余寿。期望余寿在一定程度上反映了重度失能群体的健康水平,随着年龄的增长,同一失能等级下的期望余寿呈明显的下降趋势。对于非失能老龄群体而言,也存在一个随年龄下降的期望余寿变化趋势。本文通过第七次全国人口普查(2020)数据中提供的全国死亡人口数据,分别计算了全国城市、乡镇和农村老龄人口在不同年龄下的期望余寿,如图3第二个子图所示。通过与全部人口(人口普查数据)失能余寿的对比结果可以看出,达到重度失能人口的健康状态远低于社会平均水平。

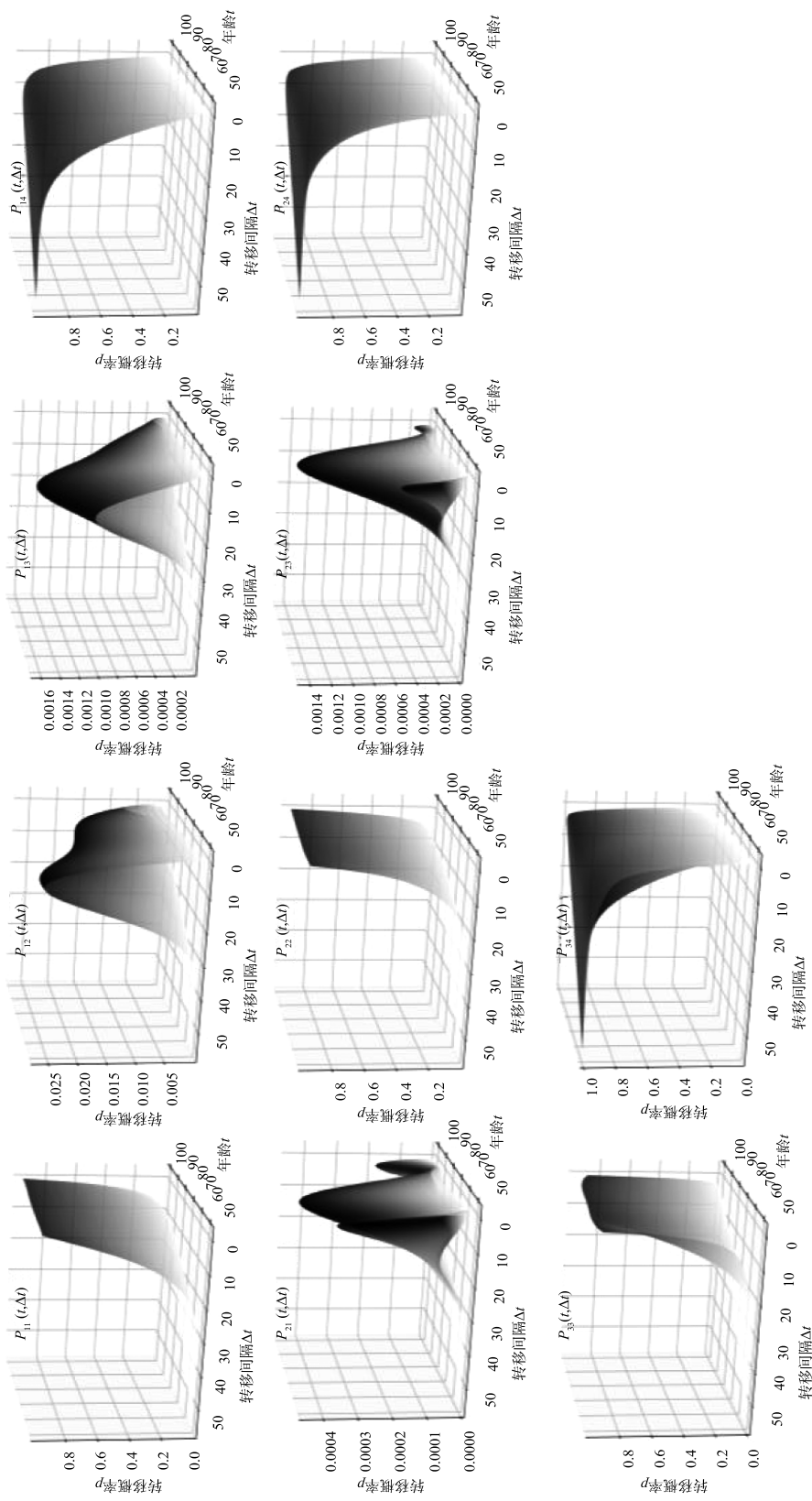


图2 标准状态转移概率模型 $p_{ij}(t, \Delta t)$

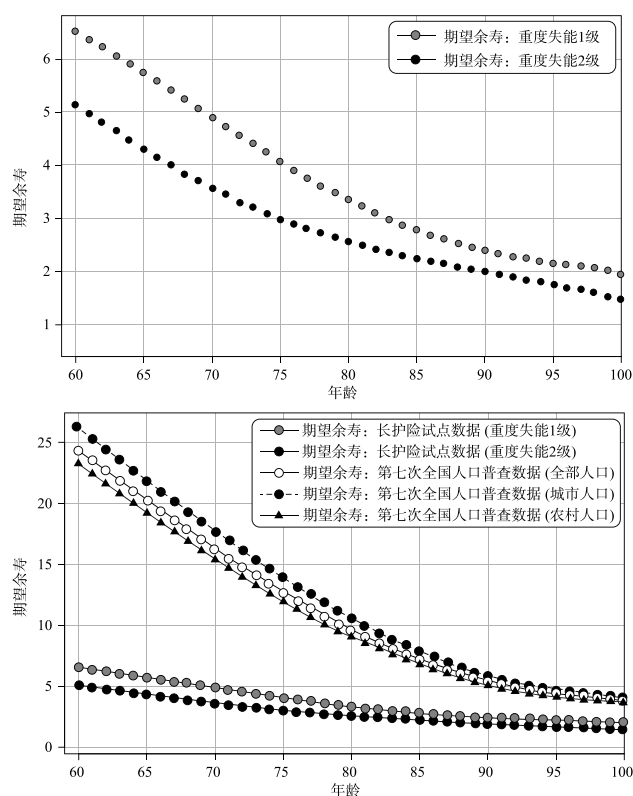


图3 不同样本下老龄人口的期望余寿

(二) 不同年度失能群体的结构性变化识别

根据前述理论分析,本文判断失能群体结构性变化主要方式是:在长护险制度建立初期,失能群体的平均健康水平是否逐年提升(这将导致人均待遇支付次数的增加)。通过将前一阶段所提取的健康状态转移数据进一步按年度分为四类 $\{S_{2017}(t)\}$, $\{S_{2018}(t)\}$, $\{S_{2019}(t)\}$, $\{S_{2020}(t)\}$,我们则可以利用WLS-Markov健康状态转移模型在时间维度上的任意性和可比性,完成对四个试点年度失能群体平均健康水平的量化和变化趋势的识别(各年度标准状态转移概率模型 $\hat{p}_{ij}(t, \Delta t)$ 都由数万条状态转移数据共同决定)。

图4报告了两类重度失能群体的死亡状态转移概率和期望余寿变化情况。各类健康状态转移概率的变化趋势表明,在长护险制度建立初期,失能群体的平均健康水平发生了显著变化。以70岁重度失能1级的群体为例,2017—2020年的估计期望失能余寿分别为3.34年、4.58年、4.92年和5.69年。在长护险基金支出方面,2017年平均健康水平的量化结果下,这个年龄群体平均能够从长护险基金领取大约24.1次待遇支付;2020年平均健康水平的量化结果下,他们平均能够从长护险基金额外领取大约17.3次待遇支付。长护险初期所呈现的结果很大概率来源于第二类失能群体比例逐步减少(因为死亡),以及在长护险支持下失能群体可能产生的健康恶化速度减缓。值得强调的是,本文并不侧重分析两类因素的相对占比,而更希望提示和分析该结构性变化对长护险基金可持续性产生的冲击,为刚启动试点或即将开始试点的城市提供具有实际指导意义的政策优化思路。

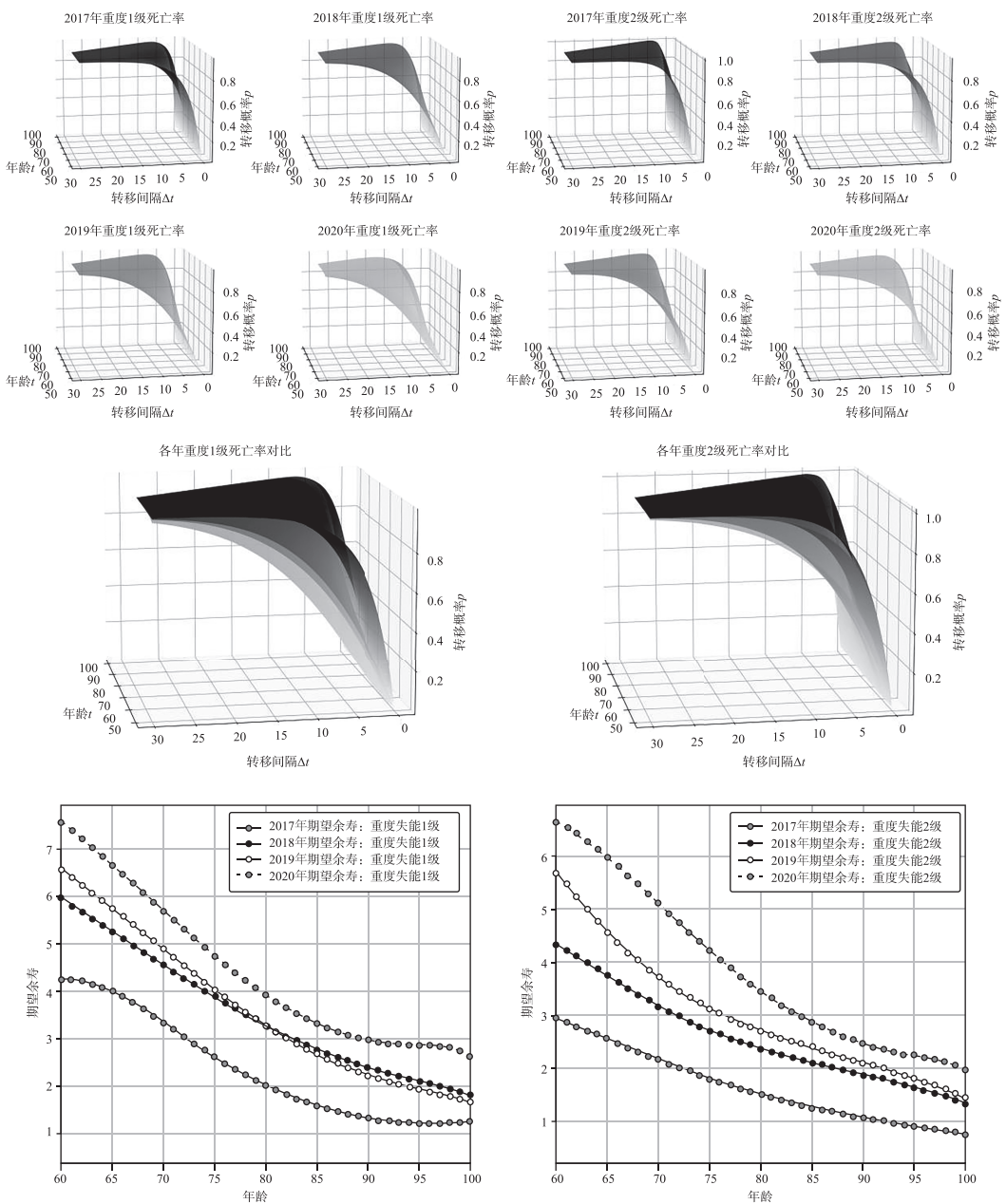


图 4 2017—2020 年重度失能群体的死亡率及期望余寿变化

（三）关于失能群体结构变化的进一步讨论

本文排除了可能导致失能群体健康水平提升的其他原因：失能评定标准变化和出生队列因素。例如，在 2017 年评估标准下仅被判定为轻度或中度失能的同一批样本，若在 2019 年的标准下被重新评估为重度失能，也可能人为提高失能群体的平均健康水平。从政策层面来看，这一解释在本研究情境下并不成立——研究所依托的该副省级城市在 2017 年至 2020 年间，其失能评定标准并未进行任何调整。此外，我们按照失能评定年份将全部样本

进行分组,并分别统计各组样本的 ADL(Activities of Daily Living)评分分布、年龄结构以及失能评级之间的关系。图5展示了不同试点年度中新纳入失能群体的 ADL 评分分布、年龄分布和出生年份分布。从数据结果可以清晰看出,各年度样本的 ADL 评分分布保持高度一致,且失能群体的出生队列亦无明显差异(主要集中在1930年至1950年出生)。

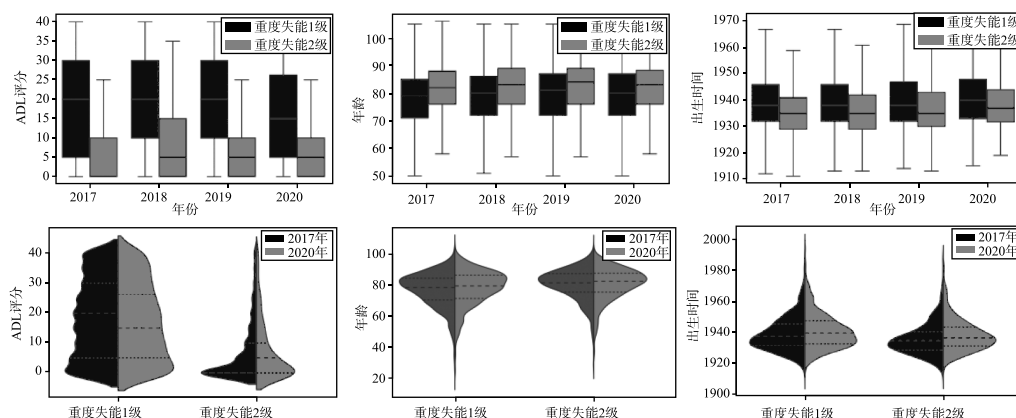


图5 不同试点年度新增失能群体的 ADL 评分分布、年龄分布和出生时间分布

另外,我们利用独立于失能群体的失智群体样本,进一步分析了长护险试点初期失智群体平均健康水平的变化。该城市于2018年底将失智人员纳入了保障范围(前述研究对象并不包含失智样本),若结构性变化在失智群体中同样存在,则能够一定程度论证失能群体的平均健康水平增加并非来自政策变动,而主要由失能群体的结构性变化所致。因此,依照同样的研究方式和模型代码,我们在2019—2020两个年度对失智群体的平均健康状态水平进行了量化和比较(样本数量为3603个)。图6报告了失智群体的模型拟合结果。数据结论显示,在开展失智群体长护险保障的初期,依然存在与失能群体相似的平均健康水平结构性变化(平均健康水平的上升)。

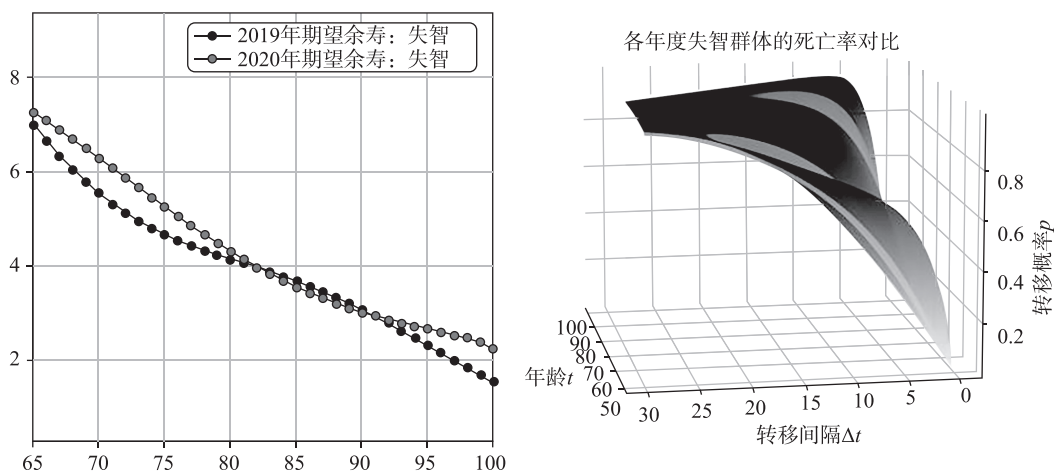


图6 失智群体平均健康水平的结构性变化

长护险对失能群体结构性变化的影响可能伴随着长护险渐进式扩展过程而长期存在,若政府部门无法准确预测失能群体平均健康水平的变化,可能导致长护险基金的预

期支出被严重低估。在第五部分中,我们将基于前述量化工作,进一步探究失能群体结构性变化对长护险基金总支出的冲击。

五、中国长护险政策的优化探究

(一) 失能群体结构性变化对长护险基金支出的影响

对于实施长护险政策的地区而言,失能群体的平均健康水平提升将直接影响长护险基金的人均支出次数。尤其是当失能群体的健康水平在长护险支持下显著改善后,失能群体的死亡比例可能逐渐低于失能群体新增水平,进而表现为越来越多的长护险受益人数。例如,德国作为建立长护险制度的典型国家(于1995年开始建立强制性长护险制度),其长护险基金在21世纪初经历了连续的基金赤字^①(2002—2005年四个年度累计亏损约22.5亿欧元)。长护险基金的赤字主要来自超出政策预期的失能人数(长护险受益人数),而造成该现象的原因则是失能群体的平均死亡率在1995年实行长护险制度后出现了下降(Grigoriev and Doblhammer, 2019)。

附图A3分别报告了德国和日本长护险制度建立初期的失能人数变化。^②在推行长护险制度的初期,这两个国家均出现了超出老龄化速度的失能人数增长(Arntz, et al., 2007)。德国长护险制度建立第二年(1996年)获得长护险支持的失能人数占65岁以上老龄人数的约12.1%,第五年则增长到了13.4%;日本长护险制度建立的第二年获得长护险支持的失能人数占65岁以上老龄人数的约5.0%,第五年则增长到了5.86%。

失能群体的结构性变化表明,长护险基金的支付压力不仅源于老龄人口数量的持续增长,还显著受到失能人群死亡率下降的驱动。在既有研究中,学者们往往以整体人口或老龄人口为观察对象,利用ADL(Activities of Daily Living)评分或长护险试点标注对失能状况进行测度(如李云龙等,2024;吴敏和刘冲,2024;于新亮等,2025)。此类研究的优势在于其样本覆盖范围广泛,能够从宏观层面刻画人口老龄化趋势对长护险制度的潜在影响。然而,这一研究策略也存在显著局限:其所依赖的研究样本难以精确限定为已实际获得长护险政策支持的失能人群,从而无法准确识别失能人口死亡率下降对长护险基金支出所产生的具体影响程度。本文认为,相较于以国外经验或全国性宏观数据为基础的长护险制度研究,依托该副省级城市试点所获得的微观层面证据更具情境适应性和政策现实意义。在下一节中,我们将基于本研究所揭示的样本城市经验和量化结果,进一步探讨失能群体死亡率下降在长护险支付压力演变中的作用机制,为中国长护险制度在未来的渐进式扩展与优化提供具有本土适用性的实证支撑与政策启示。

^① 数据来源:德国联邦统计局(Destatis)。其中,德国长护险制度分别在2002年、2005年、2008年、2015年和2017年多次提高了其筹资标准。

^② 数据来源:德国联邦卫生部发布的官方文档 *Selected Facts and Figures about Long-Term Care Insurance* (《长期护理保险的精选事实与数据》),详见 https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3_Downloads/E/Englische_Dateien/Selected_Fact_and_Figures.pdf,访问时间:2025年3月20日。

(二) 长护险制度的筹资动态调整机制探究

在前述量化工作中,从 $\{S_{2017}(t)\}, \{S_{2018}(t)\}, \{S_{2019}(t)\}, \{S_{2020}(t)\}$ 分别获得的四组状态转移矩阵 $P^{2017}, P^{2018}, P^{2019}, P^{2020}$ 即反映了结构性变化过程中不同风险水平(初始年龄和失能等级)失能群体能够从长护险基金中所产生的待遇支付次数差异。在失能群体结构性变化趋势 $P^{2017} < P^{2018} < P^{2019} < P^{2020}$ 下,总待遇支付次数的变化趋势即反映为不同的长护险基金支出水平。据此,我们可以提取所有老龄失能样本的初始年龄、评定等级和评定时间,构建一个初始条件完全一致的、关于状态转移矩阵 P 的敏感性实验,来评估不同状态转移矩阵下的长护险基金支出总额。图7分别报告了不同状态转移矩阵 P 在绝对时间维度下所产生的长护险基金总支出(图7(a))和累计长护险基金支出(图7(b)),以及在相对时间维度下的存活比例变化(图7(c))和平均寿命变化(图7(d))。其中,绝对时间维度是指所有失能样本完全按照其失能评定时间产生待遇支付。由于试点数据中失能评定样本的统计时间截止到2020年底,随着所有失能样本的陆续死亡,2025年左右所有失能样本将不再从长护险基金中产生待遇支付;相对时间维度是假设所有失能样本都在0时刻按照其初始年龄和失能等级开始发生状态变化。

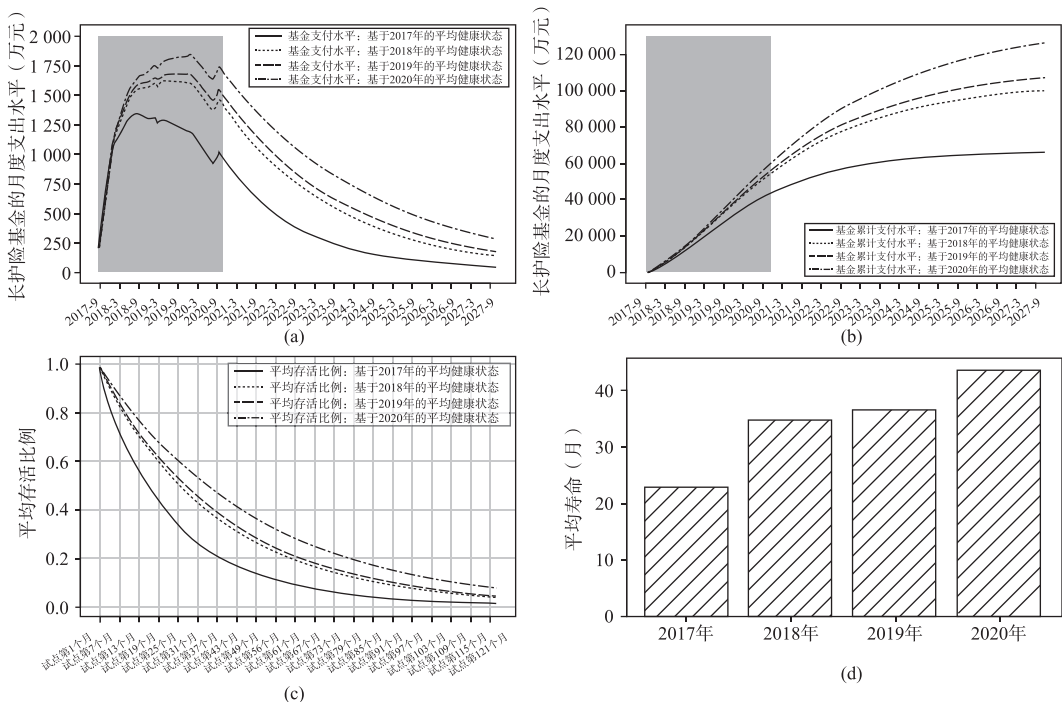


图7 不同平均健康水平下的长护险基金支出与平均寿命变化

敏感性测试结果显示,失能群体的结构性变化会导致重度失能群体的平均寿命从试点第一年度的23.1个月增加到第四年度的43.8个月。在不同的健康状态变化下,长护险基金的预计支出随试点时间的增加而不断扩大。该副省级市长护险基金将增加500万—700万的额外月度支出(控制失能人数、失能等级结构不变的前提下),并且该数字将

随参保范围、保障范围和待遇标准的扩大而进一步扩大。若政府部门只根据失能群体的历史健康水平来评估制定保障范围和待遇支付水平,则会严重低估未来的待遇支付额度。

因此,失能群体平均健康水平的量化结果可以被视为长护险筹资动态调整机制中一项重要的动态性决策因子。在每个试点年度结束后,政府部门可基于对当年度与历史年度长护险数据的系统比较,评估失能群体是否发生显著的结构性的变化,并据此判断是否有必要对筹资标准进行上调或下调。以本研究所分析的该副省级城市为例,若每年度的长护险筹资水平平均依据上一年度失能群体健康水平的量化评估结果进行调整,则在不同年度失能群体结构性变化的情境下,长护险基金的总支出分别为 2018、2019 和 2020 年度预期支出的 1.13 倍、1.04 倍和 1.12 倍。基于该动态性决策因子,可以在仅纳入 10%至 20%的风险边际条件下保障长护险基金的可持续性与支付稳定性。图 8 展示了本文基于失能群体结构性变化特征所设计的筹资动态调整机制框架。

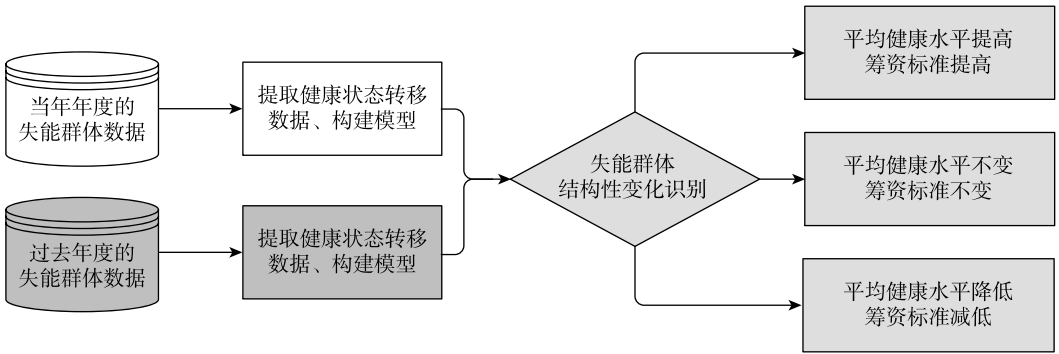


图 8 长护险政策的筹资动态调整机制

最后值得强调的是,当长护险政策发生任意形式的变化时,失能群体的结构性变化均可能发生。比如,试点区域的新增(新的试点城市)、待遇支付范围的提升(从“重度失能群体”扩展到“重度+中度失能群体”)或覆盖面的扩展(从“城镇职工基本医疗保险参保人群”扩展到“城镇职工+城乡居民基本医疗保险参保人群”),都存在与附录Ⅱ类似的变化过程。因此,本文关于失能群体结构性变化的研究过程和结论为所有长护险试点城市(尤其是即将开展长护险的城市)的政策制定提供了一种除老龄化因素以外的风险提示。

六、结论与政策建议

本文基于 Markov 健康状态转移模型的理论推导与构建,识别并验证了某副省级城市长护险试点初期失能与失智群体的结构性变化,并通过敏感性测试量化了该变化对长护险基金可持续性风险的潜在冲击。据此,对长护险政策的试点工作开展和制度建设有如下四点建议:(1)地方政府部门应长期监测失能群体平均健康水平的变化幅度,建立与经济社会发展和保障水平相适应的筹资动态调整机制。当失能群体的平均健康水平高出原政策依据的量化结果时,应定期提高筹资标准,及时保持筹资政策的适应性。(2)在

宏观层面建立失能群体平均健康水平监测机制,定期评估各区域的失能群体结构性变化。长护险主管部门可以通过定期汇总各地区的长护险数据,建立动态更新的失能群体平均健康状态量化模型。利用宏观层面的失能大数据,实现区域性长护险制度的优化和长护险基金可持续风险评估。(3)对于计划尝试或已经将待遇支付范围扩大(比如从“重度失能”到“重度失能+中度失能”)的城市而言,可在渐进式扩展过程中保留10%—20%的筹资风险边际,用于应对失能群体平均支付期的非预期增长。(4)政府部门在长护险试点工作中,应尽可能地提高失能群体健康状况的评估频率。该部分长护险基金可持续性风险管理工作可以分配到各经办保险公司,由其对所管辖区内的失能群体健康状况进行评估。

在未来的研究中,我们认为除年龄、失能等级等常规特征以外,部分失能相关疾病的ICD编码也可能是量化失能群体健康状况的重要特征。因此,有条件的政府部门和研究学者可以考虑合并长护险试点数据和病案数据来进一步提高模型的质量。

参考文献

- [1] Alemayehu, B., and K. E. Warner, “The Lifetime Distribution of Health Care Costs”, *Health Services Research*, 2004, 39(3), 627-642.
- [2] Arntz, M., R. Sacchetto, A. Spemann, et al., “The German Social Long-Term Care Insurance: Structure and Reform Options”, IZA Discussion Papers, 2007.
- [3] Comas-Herrera, A., R. Wittenberg, L. Pickard, et al., “Cognitive Impairment in Older People: Future Demand for Long-Term Care Services and the Associated Costs”, *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 2007, 22(10), 1037-1045.
- [4] 陈璐、时晓爽,“中国长期护理保险基金需求规模预测”,《中国人口科学》,2021年第6期,第54—67页。
- [5] 陈璐、王璐,“长期护理保险与养老服务供给——基于新增市场主体视角的检验”,《经济学动态》,2024年第3期,第96—111页。
- [6] 陈璐、徐南南,“中国长期护理保障制度的财政负担——基于德、日社会保险模式的测算”,《保险研究》,2013年第1期,第106—119页。
- [7] 陈倩,“我国长期护理保险基金可持续性研究——基于三类筹资人群的思考”,《卫生软科学》,2022年第5期,第81—85页。
- [8] 成前、陆杰华、郑保丰,“长期护理保险制度对中老年消费的影响探究——基于CHARLS追踪调查数据的检验”,《中国人口科学》,2023年第3期,第82—96页。
- [9] 程影,“渐进决策模型视角下德国长期护理保险政策研究”,《社会科学前沿》,2024年第12期,第349—357页。
- [10] Choi, J., and E. Joung, “The Association Between the Utilization of Long-Term Care Services and Mortality in Elderly Koreans”, *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 2016, 65, 122-127.
- [11] 崔晓东、周海花、朱英明、陈培文,“长寿且健康了吗?——基于状态可转移概率模型的验证”,《统计研究》,2022年第4期,第134—146页。
- [12] 房连泉,“如何引入长期护理保险制度——来自德国、日本、韩国的经验启示”,《保险理论与实践》,2018年第5期,第56—74页。
- [13] Grigoriev, O., and G. Doblhammer, “Changing Educational Gradient in Long-Term Care-Free Life Expectancy Among German Men, 1997-2012”, *PloS one*, 2019, 9: e0222842.
- [14] 胡耀岭、徐洋洋、王广州,“中国老年人口健康状态转移规律与失能预防策略研究”,《中国人口科学》,2024年第2

- 期,第 19—34 页。
- [15] 黄枫、吴纯杰,“基于转移概率模型的老年人长期护理需求预测分析”,《经济研究》,2012 年第 2 期,第 119—130 页。
- [16] 黄枫、吴纯杰,“中国老年人长期护理发生规律和保障制度模拟研究”,《数理统计与管理》,2018 年第 4 期,第 587—602 页。
- [17] 黄少安、陈言、李睿,“福利刚性、公共支出结构与福利陷阱”,《中国社会科学》,2018 年第 1 期,第 90—113 页。
- [18] Karlin, S., and H. M. Taylor, *A First Course in Stochastic Processes*. Academic Press, 2014.
- [19] Lei, X., C. Bai, J. Hong et al., “Long-Term Care Insurance and the Well-Being of Older Adults and Their Families: Evidence from China”, *Social Science & Medicine*, 2022, 296, 114745.
- [20] 李元,“我国失能老人长期护理资金规模的测算分析”,《人口学刊》,2018 年第 5 期,第 78—85 页。
- [21] 李云龙、王晓军,“夫妻联合长期护理保险的定价模型与应用”,《保险研究》,2021 年第 2 期,第 52—63 页。
- [22] 李云龙、王晓军、孙韬,“我国老年失能风险研究:基于删失数据半参转换模型”,《统计研究》,2024 年第 10 期,第 122—133 页。
- [23] 刘方涛、费清,“中国长期护理保险需求规模预测和保障路径研究——基于第七次人口普查数据的测算”,《保险研究》,2023 年第 3 期,第 59—69 页。
- [24] Peng, R., L. Ling, Q. He, “Self-Rated Health Status Transition and Long-Term Care Need of the Oldest Chinese”, *Health Policy*, 2010, 97(2-3), 259-266.
- [25] Robinson, J., “A Long-Term Care Status Transition Model Bowles Symposium on the Old-Age Crisis: Actuarial Opportunities”, Georgia State University, 1996.
- [26] Sohn, M., P. O’Campo, C. Muntaner et al., “Has the Long-Term Care Insurance Resolved Disparities in Mortality for Older Koreans? Examination of Service Type and Income Level”, *Social Science & Medicine*, 2020, 247, 112812.
- [27] Spillman, B. C., and J. Lubitz, “The Effect of Longevity on Spending for Acute and Long-Term Care”, *New England Journal of Medicine*, 2000, 342(19), 1409-1415.
- [28] 孙凌霄、冯广刚、米红,“我国长期护理保险基金支出可持续性研究——以青岛市为例”,《东岳论丛》,2020 年第 5 期,第 52—62 页。
- [29] 王庆、于保荣,“中国长期照护保险制度试点分析及未来发展的政策建议”,《卫生经济研究》,2021 年第 2 期,第 3—7 页。
- [30] 王新军、王佳宇,“基于 Markov 模型的长期护理保险定价”,《保险研究》,2018 年第 10 期,第 87—99 页。
- [31] 王贞、封进,“长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较”,《经济学》(季刊),2021 年第 2 期,第 557—576 页。
- [32] 吴敏、刘冲,“长期护理保险对医院床位利用的影响”,《经济学》(季刊),2024 年第 6 期,第 1867—1882 页。
- [33] 谢宇菲、封进,“长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?”,《保险研究》,2022 年第 10 期,第 19—33 页。
- [34] 于新亮、胡秋阳、申宇鹏,“‘退休—医疗服务波动’之谜的形成机理与破解路径——基于制度联系视角的理论及实证分析”,《管理世界》,2023 年第 10 期,第 94—115 页。
- [35] 于新亮、黄俊铭、张程荷,“农村长期护理保险对家庭消费的激励效应研究”,《金融经济研究》,2025 年第 2 期,第 114—129 页。
- [36] 于新亮、左雅璇、石玉建等,“长期护理保险对医疗费用及医保基金可持续性的影响研究”,《中国医疗保险》,2023 年第 9 期,第 55—66 页。
- [37] 余央央、张毅、封进,“长期护理保险的资源配置效应——基于制度激励与照护机构市场进入的研究”,《经济学》(季刊),2025 年第 2 期,第 293—309 页。
- [38] 张琳、汤薇,“基于非齐次 Markov 模型的长期护理保险定价研究”,《保险研究》,2020 年第 7 期,第 108—121 页。
- [39] 张园、王伟,“失能老年人口规模及其照护时间需求预测”,《人口研究》,2021 年第 6 期,第 110—125 页。
- [40] 朱铭来、康琢,“长期护理保险能够缓解健康不平等吗? ——来自 CHARLS 数据的证据”,《保险研究》,2024 年

第 4 期,第 90—100 页。

[41] 朱铭来、马智苏,“长期护理保险‘整体化’路径设计研究——基于 29 个试点城市基金可持续性测算”,《社会保障评论》,2023 年第 4 期,第 114—135 页。

[42] 宗庆庆、张熠、陈玉宇,“老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据”,《经济研究》,2020 年第 2 期,第 36—51 页。

Structural Changes in the Disabled Population within the Long-Term Care Insurance System: Evidence from a Pilot Program in a Sub-Provincial City

WU Shuxiang ZANG Wenbin* YE Xiaolan

(Southwestern University of Finance and Economics)

ZHAO Shaoyang

(Sichuan University)

Abstract: Based on data from the long-term care insurance (LTCI) pilot program in a sub-provincial city between 2017 and 2020, this study examines the structural changes in the health status of disabled populations during the implementation of LTCI. The findings indicate that from the first to the fourth year of the pilot, the average expected remaining lifespan of the severely disabled group increased from 23.1 months to 43.8 months. A similar trend of improvement in average health status is also identified in the early stages of including dementia patients within the scope of care support. During the gradual expansion of the LTCI system, such changes may cause actual fund expenditures to progressively deviate from initial projections. This study recommends establishing a dynamic financing adjustment mechanism based on the average health level of the disabled population to ensure the sustainable development of the LTCI system as pilot programs advance.

Keywords: long-term care insurance; non-homogeneous Markov; policy sustainability

JEL Classification: I10, H60, C60

* Corresponding Author: ZANG Wenbin, The School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics, No. 555 Liutai Avenue, Wenjiang District, Chengdu, Sichuan 611130, China; Tel: 86-15928570752; E-mail: zangwenbin@swufe.edu.cn.