·专题报道——宣传普及老年健康知识，提高老年人健康素养·

中老年人异质化多维健康转移模式及其对医疗服务利用的影响

叶玲珑[1]，吴政熳[1]，秦磊[2]

1. 厦门大学公共事务学院，厦门 361005；
2. 对外经济贸易大学统计学院，北京 100029
通信作者：秦磊，E-mail：qinlei@uibe.edu.cn

【摘　要】目的　从基于大健康视角的生理、心理和社会 3 个维度，引入潜在的人群异质性，探究中老年人潜在多维健康转移模式及其对医疗服务利用的影响，为精准推进中老年人健康老龄化提供借鉴和参考。**方法**　利用中国健康与养老追踪调查（2011—2018）4 期数据，运用重复测量潜在类别分析识别中老年人潜在多维健康转移模式，采用两部模型分析潜在多维健康转移模式对医疗服务利用的影响，其中，第 1 部分是否利用医疗服务采用 logit 模型，第 2 部分针对费用和次数分别采用线性回归模型和负二项回归模型。**结果**　中老年人存在 7 种多维健康转移模式，分别是“心理健康恶化”（11.11%）、“社会健康恶化”（27.89%）、“生理和社会健康较差”（7.02%）、“心理和社会健康较差”（13.44%）、“持续不健康”（7.09%）、“随访期内死亡”（10.46%）和“持续健康”（22.98%）。各健康转移模式对门诊和住院医疗服务利用存在显著的影响，特别是在是否利用门诊、是否住院以及门诊次数 3 个方面。相较于“持续健康”组，“心理健康恶化”“生理和社会健康较差”“心理和社会健康较差”和“持续不健康”组的门诊和住院服务利用概率都更高，“社会健康恶化”（*OR*=0.83, 95%*CI*=0.70 ~ 0.98）组的门诊服务利用概率更低（*P*<0.05），“心理健康恶化”（*β*=0.30, 95%*CI*=0.03 ~ 0.58）和“持续不健康”（*β*=0.33, 95%*CI*=0.00 ~ 0.65）组的门诊服务利用费用更高（*P*<0.05），“生理和社会健康较差”（*β*=0.28, 95%*CI*=0.03 ~ 0.52）组的住院服务利用费用更高（*P*<0.05），“心理健康恶化”（*IRR*=1.48, 95%*CI*=1.27 ~ 1.73）、“社会健康恶化”（*IRR*=1.19, 95%*CI*=1.03 ~ 1.38）、“生理和社会健康较差”（*IRR*=1.28, 95%*CI*=1.06 ~ 1.55）、“心理和社会健康较差”（*IRR*=1.39, 95%*CI*=1.18 ~ 1.64）和“持续不健康”（*IRR*=1.49, 95%*CI*=1.25 ~ 1.78）组的门诊服务利用次数更高（*P*<0.05），“心理健康恶化”住院服务（*IRR*=1.15, 95%*CI*=1.01 ~ 1.32）利用次数更高（*P*<0.05）。**结论**　我国中老年人中存在 7 种异质化的多维健康转移模式，各健康转移模式对门诊和住院服务利用的费用和次数存在不同的影响。

【关键词】 多维健康转移模式；人群异质性；潜在类别分析；医疗服务利用；中老年人

Heterogeneous multidimensional health transition patterns and their impact on healthcare service utilization among middle-aged and elderly people: an analysis of CHARLS data from 2011 to 2018

YE Linglong[1], WU Zhengman[1], QIN Lei[2] (*1. School of Public Affairs*, *Xiamen University*, *Xiamen* 361005, *China*; *2. School of Statistics*, *University of International Business and Economics*, *Beijing* 100029, *China*)
Corresponding author: QIN Lei, E-mail: qinlei@uibe.edu.cn

【Abstract】 Objective To explore the potential multidimensional health transition patterns of the middle-aged and elderly and their impact on healthcare service utilization from the perspective of physical, psychological, and social dimensions, incorporating potential population heterogeneity, and to provide insights for promoting healthy aging. **Methods** Using four waves of data (2011 - 2018) from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), we applied repeated measurement latent class analysis to identify potential multidimensional health transition patterns among middle-aged and elderly. A two-part model was employed to analyze the impact of these patterns on healthcare service utilization. The first part used a logit model to determine whether healthcare services were utilized, while the second part took linear regression and negative binomial regression models for cost and frequency, respectively. **Results** Seven distinct multidimensional health transition patterns were identified the among middle-aged and elderly: “Deteriorating Psychological Health” (11.11%), “Deteriorating Social Health” (27.89%), “Poor Physical and Social Health” (7.02%), “Poor Psychological and Social Health” (13.44%), “Persistently Unhealthy” (7.09%), “Death During Follow-up” (10.46%), and “Persistently Healthy” (22.98%). These health transition patterns significantly influenced both outpatient and inpatient healthcare service utilization, particularly regarding whether outpatient services were used, whether hospitalization occurred, and the frequency of outpatient visits. Compared to the “Persistently Healthy” group, the “Deteriorating Psychological Health,” “Poor Physical and Social Health,” “Poor Psychological and Social Health,” and “Persistently Unhealthy” groups had higher probabilities of utilizing both outpatient and inpatient services. The

开放获取：CC BY-NC-ND 4.0 DOI：10.11847/zgggws1145652
基金项目：中央高校基本科研业务费项目（2072021132）；福建省社会科学基金项目（FJ2024C166）
第一作者：叶玲珑（1989—），副教授，博士，研究方向：卫生政策与管理和人口社会学。
收稿日期：2024-08-09　修回日期：2025-01-20　录用日期：2025-03-14
利益冲突：不存在　伦理审查：免除审查　出版授权：全体作者已与编辑部签署作者贡献声明及版权转让协议

"Deteriorating Social Health" group (*OR* = 0.83, 95%*CI*: 0.70 - 0.98) had a lower probability of utilizing outpatient services ($P < 0.05$). The "Deteriorating Psychological Health" ($\beta = 0.30$, 95%*CI*: 0.03 - 0.58) and "Persistently Unhealthy" ($\beta = 0.33$, 95%*CI*: 0.00 - 0.65) groups incurred higher outpatient service costs ($P < 0.05$), while the "Poor Physical and Social Health" group ($\beta = 0.28$, 95%*CI*: 0.03 - 0.52) had higher inpatient service costs ($P < 0.05$). The "Deteriorating Psychological Health" (*IRR* = 1.48, 95%*CI*: 1.27 - 1.73), "Deteriorating Social Health" (*IRR* = 1.19, 95%*CI*: 1.03 - 1.38), "Poor Physical and Social Health" (*IRR* = 1.28, 95%*CI*: 1.06 - 1.55), "Poor Psychological and Social Health" (*IRR* = 1.39, 95%*CI*: 1.18 - 1.64), and "Persistently Unhealthy" (*IRR* = 1.49, 95%*CI*: 1.25 - 1.78) groups had a higher frequency of outpatient service utilization ($P < 0.05$). The "Deteriorating Psychological Health" group also had a higher frequency of inpatient service utilization (*IRR* = 1.15, 95%*CI*: 1.01 - 1.32) ($P < 0.05$). **Conclusions** Seven heterogeneous multidimensional health transition patterns exist among middle-aged and elderly in China. These patterns differentially affect the cost and frequency of outpatient and inpatient service utilization.

【Keywords】 multidimensional health transition patterns; population heterogeneity; latent class analysis; healthcare service utilization; middle-aged and elderly people

为了积极应对人口老龄化，有针对性地推进具有不同健康转移模式的中老年人健康老龄化是成本低、效益好的长久之计。对于健康，习近平总书记明确指出要"树立大卫生、大健康的观念，把以治病为中心转变为以人民健康为中心"。中老年人的健康转移模式评估应以基于疾病的生理和心理健康为中心，转变为以基于大健康的个体在生理–心理–社会 3 个维度的全面健康为中心。我国老年人口规模大，人口老龄化进程快，中老年人口健康转移模式呈现复杂多样的差异化特点，存在"人以类聚"、可分为不同潜在组群（latent class）的异质性（heterogeneity），表现为在同一个组群内部为同质化，在不同组群之间有所差异[1–2]。对中老年人多维健康转移及其模式的研究，学界已经进行了一定的探索。多维健康转移通常指包含多个维度的整体健康状况从一种多维健康状况转换为另一种多维健康状况，即多个健康维度同步变化的转移过程，而多维健康转移模式则指这样的转移在人群中存在不同的模式。现有相关研究主要侧重于生理和心理维度[3–5]，鲜少从整合了社会维度的大健康视角切入，对其潜在的人群异质性及其医疗服务利用也还需要进一步厘清。本研究利用 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study，CHARLS）4 期数据，从生理、心理和社会 3 个维度，引入人群异质性，运用重复测量潜在类别分析识别中老年人多维健康转移模式，基于 Andersen 医疗服务利用理论模型，运用两部模型量化分析各模式对医疗服务利用的影响。

1 资料与方法

1.1 资料来源　采用 CHARLS 中的 Harmonized CHARLS 2011、2013、2015 和 2018 年 4 期数据进行分析。该数据将 CHARLS 数据与美国健康与退休研究数据的变量衔接，整合处理大量变量，在一定程度上减少了缺失变量，有效提高了数据质量。25 586 个原始样本首先剔除 45 岁以下、多维健康指标缺失的样本，共 10 368 个样本纳入多维健康转移模式分析；其次，剔除第 4 期 2018 年门诊和住院服务利用数据缺失、协变量缺失、随访期内死亡的样本，共 8 710 个样本纳入医疗服务利用的影响因素分析。此外，由于 CHARLS 2020 年数据医疗服务利用相关数据存在缺失，故未纳入分析。

1.2 变量测量

1.2.1 多维健康变量　从生理、心理和社会 3 个维度测量中老年人多维健康状况，借鉴 Chang 等[3]，将"在随访期内死亡"作为各维度健康状况的其中一种类别，而不是一个单独变量纳入研究。使用最为常用的日常生活自理能力（activities of daily living，ADL）量表测量生理维度，包括穿衣、洗澡、吃饭、室内活动、上厕所和控制大小便共 6 项。若在任何一项 ADL 都不需他人帮助，则编码为"日常生活自理无困难"，其他为"日常生活自理有困难"。采用 10 项流行病学调查中心抑郁水平评定量表（10-item Center for Epidemiologic Studies Depression scale，CESD-10）测量心理健康，该量表包含"我因一些小事而烦恼""我在做事时很难集中精力"等 10 个问题，其中"我对未来充满希望"和"我很愉快"为反向问题。各问题调查前一周内发生频率。将各项赋值为 0～3 分，并反向编码反向问题，总得分为 0～30，得分越高、心理健康状况越差。参考李月等[6]，若 CESD 得分≤10 分，则编码为"不存在抑郁症状"，其他为"存在抑郁症状"。通过社会活动参与评估社会维度，包括"与朋友交往""打麻将、下棋、打牌或去社区俱乐部""去体育、社交或其他类型的俱乐部""参加社区相关组织""参加社区相关组织""做志愿或慈善工作"和"参加教育或培训课程"6 项。若受访者参加至少一项社会活动，则编码为"不缺乏社会参与"，其他为"缺乏社会参与"。

1.2.2 医疗服务变量　采用第 4 期 2018 年门诊和住院服务利用数据测量医疗服务利用情况，包括是否利用、利用次数和费用。门诊和住院服务费

用取自然对数后纳入模型。

1.2.3 协变量 所有协变量均使用基期变量，根据 Andersen 医疗服务利用理论模型，协变量分为 3 个方面：倾向特征、使能资源和健康行为。倾向特征包括年龄（45～<55、55～<65、≥65 岁）、性别（男性、女性）、教育程度（文盲、识字或小学、初中及以上）、工作（农业工作、非农业工作、退休、其他）和婚姻状况（有伴侣、无伴侣）；使能资源包括居住安排（独居、与他人共同居住）、居住地（城市、农村）、地理区域（东部、中部、西部、东北部）和公共医疗保险（有、无）；健康行为包括吸烟行为（是、否）和饮酒行为（是、否）。

1.3 统计分析 首先通过潜在类别分析（latent class analysis，LCA）的纵向拓展模型，即重复测量的潜在类别模型（repeated-measures latent class analysis，RMLCA）识别中老年人多维健康转移模式。潜在类别概率（latent class probabilities）和条件概率（conditional probabilities）是 LCA 包含的两类参数。潜在类别概率用于描述各潜在类别的分布情况，即在样本中随机选择的个体属于某一潜在类别的概率。条件概率又称项目反应概率，即属于不同潜在类别的个体对不同外显变量的水平做出反应的概率[7]。条件概率反映了外显变量与潜在变量间的关联，基于条件概率能够对潜在类别进行命名[1]。LCA 主要采用最大似然法（maximum likelihood，ML）估计参数。模型适配的评价指标一般为贝叶斯信息准则（Bayesian information criterion，BIC）、校正的贝叶斯信息准则（adjusted Bayesian information criterion，aBIC）、赤池信息量准则（Akaike's information criterion，AIC）、一致的赤池信息量准则（consistent Akaike's information criterion，cAIC）等。本研究通过 BIC、aBIC 和 cAIC 确定 2～10 种分类模型中的最佳模型，进而通过条件概率判断各类别的反应倾向作为命名依据。此外，借鉴 Collins L M[8] 的研究，并考虑到 logistic 回归中的经验准则问题，将 3 个随访期内死亡的类别合并为同一类别。其次，利用两部模型（two-part model）分析医疗服务利用数据。在两部模型中，将医疗服务利用决策分为两个阶段：第 1 个阶段的决策为“是否利用”，采用 logit 估计；第 2 阶段的决策为“利用的费用”或“利用的次数”，构建医疗服务利用数据中正观测值部分的广义线性模型，使用普通最小二乘法估计连续数据，选择负二项回归模型估计计数数据。所有统计分析过程均使用 R4.3.2。

2 结 果

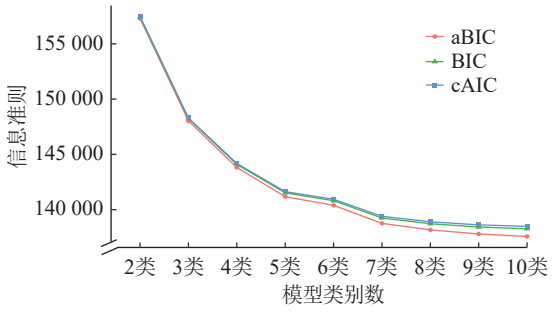
2.1 健康转移模式识别（表 1） 共有 10 368 名≥45 岁的中老年人纳入多维健康转移模式分析，2011—2018 年 4 期多维健康状况见表 1。

表 1 2011—2018 年中老年人 4 期多维健康状况

Table 1 Multidimensional health status of middle-aged and elderly people in four surveys from 2011 to 2018

变量	2011年		2013年		2015年		2018年	
	人数	构成比/%	人数	构成比/%	人数	构成比/%	人数	构成比/%
生理维度								
日常生活自理无困难	8 642	83.35	8 312	80.17	7 599	73.29	7 253	69.96
日常生活自理有困难	1 726	16.65	1 729	16.68	2 139	20.63	2 030	19.58
死亡			327	3.15	630	6.08	1 085	10.46
心理维度								
不存在抑郁症状	6 960	67.13	7 206	69.50	6 712	64.74	6 034	58.20
存在抑郁症状	3 408	32.87	2 835	27.34	3 026	29.19	3 249	31.34
死亡			327	3.16	630	6.07	1 085	10.46
社会维度								
不缺乏社会参与	4 806	46.35	5 314	51.25	4 597	44.34	4 015	38.72
缺乏社会参与	5 562	53.65	4 727	45.59	5 141	49.59	5 268	50.81
死亡			327	3.16	630	6.07	1 085	10.47

2.1.1 模型选取（图 1） 选择 2～10 类别模型进行拟合。BIC、aBIC 和 cAIC 的值均随潜在类别数量的增加而下降，并且在 8 类别模型后，下降的趋势逐渐平缓。而 9 类别模型所确定的分类可以更充分地代表异质性的多维健康转移模式，包括健康状态的维持、不同健康指标的变化和不同时期的死亡。因此，选择 9 类别模型作为最终模型。

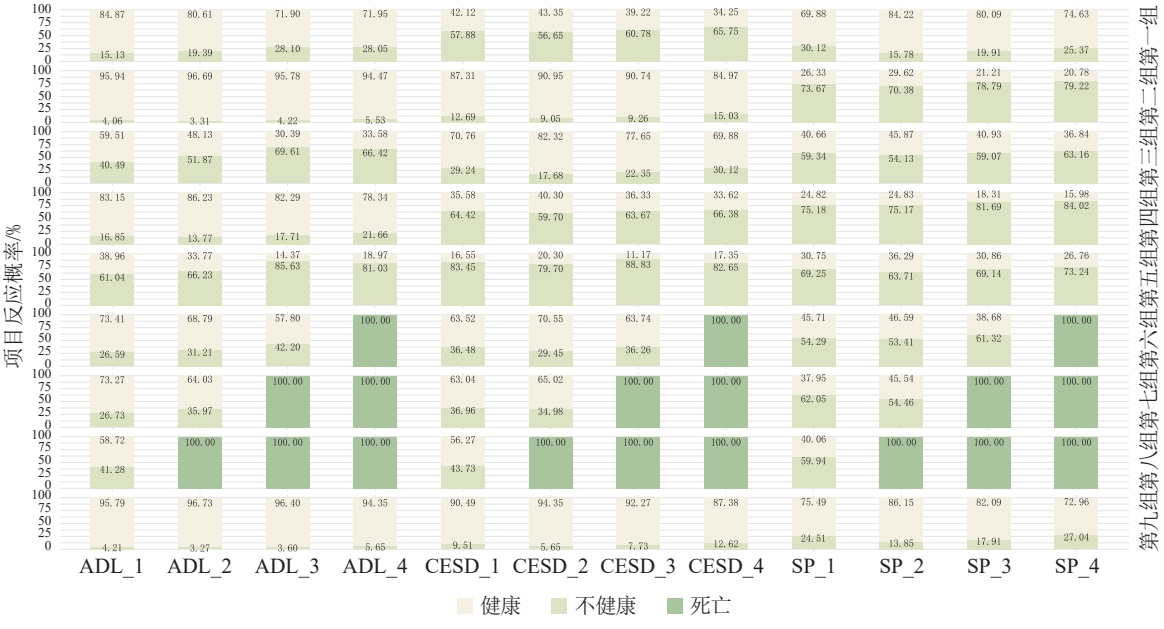


注：aBIC：校正的贝叶斯信息准则（adjusted Bayesian information criterion）；BIC：贝叶斯信息准则（Bayesian information criterion；cAIC：一致的赤池信息量准则（consistent Akaike's information criterion）。

图 1　多维健康转移模式模型拟合结果

Fig. 1　Multidimensional health transition patterns fitting results

2.1.2　健康转移模式类别（图 2）　各模式依据各类别的项目反应概率命名。第 1 类（n=1 152，11.11%）的特点是存在抑郁症状的概率较高，并且呈现轻微下降后逐渐上升的趋势。同时，日常生活自理有困难和缺乏社会参与的概率则持续较低。因此，将该组命名为“心理健康略有改善，随后恶化”，简称为“心理健康恶化”。第 2 类（n=2 892，27.89%）缺乏的社会参与概率持续较高，并且呈现轻微下降后逐渐上升的趋势。同时，日常生活自理有困难和存在抑郁症状的概率则持续较低。故命名为“社会健康略有改善，随后恶化”，简称为“社会健康恶化”。第 3 类（n=728，7.02%）日常生活自理有困难的概率持续较高，并且呈现持续上升后轻微下降的趋势；缺乏社会参与的概率持续较高，并且呈现轻微下降后逐渐上升的趋势。存在抑郁症状的概率则持续较低。故命名为“生理和社会健康状况持续较差”，简称为“生理和社会健康较差”。第 4 类（n=1 393，13.44%）存在抑郁症状的概率持续较高，并且呈现轻微下降后逐渐上升的趋势；缺乏社会参与的概率持续较高，并且在保持相对平稳后逐渐上升，日常生活自理有困难的概率则持续较低。故命名为“心理和社会健康状况持续较差”，简称为“心理和社会健康较差”。第 5 类（n=735，7.09%）日常生活自理有困难、存在抑郁症和缺乏社会参与的概率都持续较高，故称为“持续不健康”。第 6 类（n=455，4.39%）、第 7 类（n=303，2.92%）和第 8 类（n=327，3.15%）分别对应在各随访期内死亡的样本，合并为同一类别，命名为“随访期内死亡”（n=1 085，10.46%）。最后一类受访者（n=2 383，22.98%）各维度健康状况相对较好，故命名为“持续健康”。因此，在合并了 9 类别模型随访期死亡样本后，采用了 7 种不同类别的健康转移模式。



注：ADL_1、ADL_2、ADL_3 和 ADL_4 分别为 4 期调查中中老年人日常生活自理能力情况；CESD_1、CESD_2、CESD_3 和 CESD_4 分别为 4 期调查中中老年人抑郁症状情况；SP_1、SP_2、SP_3 和 SP_4 分别为 4 期调查中中老年人社会参与情况

图 2　多维健康转移模式的项目反应概率

Fig. 2　Item response probabilities of the multidimensional health transition patterns

2.2　医疗服务利用及其的影响因素的基本情况（表 2～4）　剔除第 4 期 2018 年门诊和住院服务利用数据缺失、协变量缺失、在随访期内死亡的样本，共 8 710 个样本纳入医疗服务利用的影响因素研究，其基期基本特征见表 2，其医疗服务利用情况见表 3～4。不同健康转移类别在是否利用门诊（χ^2=136.733）和住院服务（χ^2=171.309）、门诊费用（Kruskal-Wallis=11.406）、门诊次数（Kruskal-Wallis=16.456）、住院费用（Kruskal-Wallis=18.519）和住院次数（Kruskal-Wallis=19.308）的组间差异有统计学意义（P<0.05）。

表 2 医疗服务利用影响因素研究样本的基期基本特征

Table 2 Baseline characteristics of the study sample in age, gender, education level, job, marital status, living arrangement, rural and urban areas, geographic area, public health insurance, smoking and drinking for healthcare service utilization influencing factors

变量	人数	构成比/%	变量	人数	构成比/%
倾向特征			使能资源		
年龄/岁			居住安排		
45～<55	3 296	37.8	独居	379	4.4
55～64	3 667	42.1	与他人共同居住	8 331	95.6
≥65	1 747	20.1	居住地		
性别			农村	5 685	65.3
男性	3 914	44.9	城市	3 025	34.7
女性	4 796	55.1	地理区域		
教育程度			东部地区	2 710	31.1
文盲	2 317	26.6	中部地区	2 519	28.9
识字或小学	3 588	41.2	西部地区	2 879	33.1
初中及以上	2 805	32.2	东北地区	602	6.9
职业			公共医疗保险		
农业工作	3 987	45.8	有	8 190	94.0
非农工作	2 048	23.5	无	520	6.0
退休	2 514	28.9	健康行为		
其他	161	1.8	吸烟		
婚姻状况			是	2 562	29.4
有伴侣	7 827	89.9	否	6 148	70.6
无伴侣	883	10.1	饮酒		
			是	2 590	29.7
			否	6 120	70.3

表 3 不同健康转移类别下是否利用门诊和住院服务情况

Table 3 Utilization of outpatient and inpatient services across different health transition categories

多维健康转移类别	总体		门诊服务利用				住院服务利用			
			未利用		利用		未利用		利用	
	人数	构成比/%	人数	构成比/%	人数	构成比/%	人数	构成比/%	人数	构成比/%
持续健康	2 236	25.7	1 909	26.4	327	22.2	1 903	26.8	333	20.8
心理健康恶化	1 094	12.6	835	11.5	259	17.6	847	11.9	247	15.4
社会健康恶化	2 688	30.9	2 360	32.6	328	22.2	2 327	32.7	361	22.5
生理和社会健康较差	680	7.8	540	7.5	140	9.5	507	7.1	173	10.8
心理和社会健康较差	1 317	15.1	1 078	14.9	239	16.2	1 041	14.6	276	17.2
持续不健康	695	7.9	513	7.1	182	12.3	483	6.9	212	13.3
全样本	8 710	100.0	7 235	100.0	1 475	100.0	7 108	100.0	1 602	100.0

表 4 不同健康转移类别下医疗服务利用费用和利用次数情况

Table 4 Healthcare service utilization costs and frequencies under different health transition categories

多维健康转移类别	门诊服务						住院费用					
	利用费用/元 [a]			利用次数			利用费用/元 [a]			利用次数		
	频数	平均值	标准差	频数	平均值	标准差	频数	平均值	标准差	频数	平均值	标准差
持续健康	308	5.95	1.67	301	1.88	1.62	321	8.92	1.27	333	1.45	1.09
心理健康恶化	239	6.16	1.67	243	2.73	3.74	234	8.69	1.29	247	1.70	1.23
社会健康恶化	307	5.79	1.67	301	2.29	2.34	337	8.77	1.18	361	1.46	1.14
生理和社会健康较差	131	5.92	1.56	130	2.40	3.20	161	9.05	1.24	173	1.61	1.29
心理和社会健康较差	223	5.95	1.46	224	2.60	3.57	252	8.65	1.31	276	1.57	1.13
持续不健康	165	6.12	1.50	166	2.68	2.90	193	8.55	1.39	212	1.74	1.27
全样本	1 373	5.97	1.61	1 365	2.39	2.90	1 498	8.77	1.28	1 602	1.57	1.18

注：a 取自然对数。

2.3　门诊和住院服务利用的影响因素分析结果(表 5)　控制了倾向特征、使能资源和健康行为的影响后，健康转移模式对门诊和住院服务的利用概率、费用及次数均有显著的影响。对于门诊服务，在第 1 部分模型中，即是否利用门诊医疗服务的 logistic 回归中，相较于“持续健康”组，“社会健康恶化”组利用门诊服务的概率低 17%。其余健康状况较差组利用门诊服务的概率都更高，其中“心理健康恶化”组高 78%，“生理和社会健康较差”组高 60%，“心理和社会健康较差”组高 27%，“持续不健康”组最高(117%)。在第 2 部分模型中，相较于“持续健康”组，“心理健康恶化”组的门诊服务利用费用平均高出 30%，“持续不健康”组高出 33%；相较于“持续健康”组，其余健康状况较差组门诊服务利用次数都更高。其中，“心理健康恶化”组高 48%，“社会健康恶化”组高 19%，“身体和社会健康较差”组高 28%，“心理和社会健康较差”组高 39%，“持续不健康”组高 49%。对于住院服务，在第 1 部分模型中，即是否利用住院医疗服务的 logistic 回归中，除“社会健康恶化”组外，其余健康状况较差组相较于“持续健康”组利用住院服务的概率都更高，其中“心理健康恶化”组高 70%，“生理和社会健康较差”组高 76%，“心理和社会健康较差”组高 54%，“持续不健康”组最高(136%)。在第 2 部分模型中，相较于“持续健康”组，“生理和社会健康较差”组的住院服务利用费用平均高出 28%，“心理健康恶化”组住院服务利用次数高出 15%。

表 5　门诊和住院服务利用影响因素的两部模型结果

Table 5　Two-part model results of influencing factors of outpatient and inpatient service utilization

变量	门诊服务			住院服务		
	是否利用	利用费用	利用次数	是否利用	利用费用	利用次数
	OR(95%*CI*)	*β*(95%*CI*)	*IRR*(95%*CI*)	*OR*(95%*CI*)	*β*(95%*CI*)	*IRR*(95%*CI*)
健康转移模式						
持续健康	1.00			1.00		
心理健康恶化	1.78(1.47～2.14)[a]	0.30(0.03～0.58)[b]	1.48(1.27～1.73)[a]	1.70(1.40～2.05)[a]	–0.08(–0.30～0.14)	1.15(1.01～1.32)[b]
社会健康恶化	0.83(0.70～0.98)[b]	–0.10(–0.36～0.16)	1.19(1.03～1.38)[b]	0.91(0.77～1.07)	–0.07(–0.27～0.12)	0.99(0.88～1.13)
生理和社会健康较差	1.60(1.27～2.00)[a]	0.08(–0.25～0.42)	1.28(1.06～1.55)[c]	1.76(1.42～2.19)[a]	0.28(0.03～0.52)[b]	1.07(0.92～1.25)
心理和社会健康较差	1.27(1.04～1.53)[b]	0.17(–0.12～0.47)	1.39(1.18～1.64)[a]	1.54(1.28～1.85)[a]	–0.07(–0.29～0.15)	1.05(0.92～1.21)
持续不健康	2.17(1.74～2.70)[a]	0.33(0.00～0.65)[b]	1.49(1.25～1.78)[a]	2.36(1.91～2.92)[a]	–0.15(–0.39～0.09)	1.14(0.99～1.32)
倾向特征						
年龄/岁						
45～<55	1.00			1.00		
55～64	0.87(0.76～0.99)[b]	0.08(–0.12～0.29)	1.00(0.90～1.12)	1.22(1.07～1.40)[c]	0.02(–0.14～0.19)	1.04(0.95～1.15)
≥65	0.86(0.72～1.03)	0.01(–0.26～0.28)	0.98(0.85～1.13)	1.56(1.32～1.84)[a]	–0.06(–0.25～0.14)	1.0(0.88～1.12)
性别						
男性	1.00			1.00		
女性	1.16(0.98～1.36)	–0.19(–0.43～0.05)	0.91(0.80～1.04)	0.73(0.63～0.86)[a]	–0.19(–0.37～–0.01)[b]	0.95(0.85～1.06)
教育程度						
文盲	1.00			1.00		
识字或小学	1.20(1.03～1.39)[b]	0.15(–0.07～0.38)	1.03(0.92～1.17)	1.06(0.92～1.22)	0.01(–0.16～0.18)	1.04(0.94～1.15)
初中及以上	1.31(1.10～1.56)[c]	0.24(–0.03～0.50)	1.01(0.87～1.16)	1.07(0.90～1.27)	0.11(–0.09～0.31)	1.01(0.89～1.14)
职业						
农业工作	1.00			1.00		
非农工作	0.93(0.79～1.09)	0.24(0.00～0.48)	1.01(0.89～1.15)	0.85(0.72～1.00)[b]	0.06(–0.14～0.26)	0.95(0.84～1.07)
退休	0.85(0.74～0.99)[b]	0.27(0.05～0.49)[b]	0.93(0.83～1.05)	1.13(0.98～1.30)	0.22(0.06～0.38)[c]	1.01(0.92～1.11)
其他	1.14(0.75～1.68)	0.28(–0.29～0.86)	1.01(0.73～1.41)	0.82(0.52～1.25)	–0.03(–0.53～0.48)	0.96(0.68～1.31)
婚姻状况						
有伴侣	1.00			1.00		
无伴侣	1.00(0.80～1.24)	–0.18(–0.52～0.16)	1.23(1.04～1.46)[b]	0.91(0.73～1.12)	–0.05(–0.30～0.20)	1.14(0.99～1.31)

续表 5
Table 5 Continued

变量	门诊服务			住院服务		
	是否利用	利用费用	利用次数	是否利用	利用费用	利用次数
	OR(95%*CI*)	*β*(95%*CI*)	*IRR*(95%*CI*)	*OR*(95%*CI*)	*β*(95%*CI*)	*IRR*(95%*CI*)
使能资源						
居住安排						
独居	1.00			1.00		
与他人共同居住	1.07(0.77～1.51)	–0.07(–0.60～0.46)	1.05(0.80～1.38)	0.85(0.63～1.15)	–0.05(–0.39～0.30)	1.18(0.96～1.46)
居住地						
农村	1.00			1.00		
城市	1.02(0.90～1.16)	0.07(–0.13～0.27)	1.01(0.91～1.13)	1.34(1.18～1.52) [a]	0.17(0.03～0.32) [b]	0.93(0.85～1.02)
地理区域						
东部地区	1.00			1.00		
中部地区	0.93(0.80～1.08)	0.02(–0.21～0.25)	0.73(0.65～0.83) [a]	1.46(1.26～1.69) [a]	–0.35(–0.52～–0.17) [a]	1.10(0.99～1.23)
西部地区	1.10(0.95～1.27)	0.07(–0.15～0.28)	0.89(0.79～1.00) [b]	1.52(1.31～1.76) [a]	–0.36(–0.53～–0.19) [a]	1.02(0.92～1.14)
东北地区	0.70(0.53～0.91) [c]	0.76(0.34～1.20) [a]	0.65(0.51～0.84) [a]	1.01(0.78～1.30)	–0.08(–0.39～0.23)	1.07(0.88～1.29)
公共医疗保险						
有	1.00			1.00		
无	0.71(0.54～0.92) [b]	0.40(–0.01～0.81)	1.03(0.82～1.28)	1.00(0.79～1.26)	0.10(–0.17～0.37)	0.91(0.76～1.08)
健康行为						
吸烟						
是	1.00			1.00		
否	1.17(0.99～1.37)	0.00(–0.23～0.24)	1.08(0.95～1.24)	1.24(1.07～1.44) [c]	–0.08(–0.26～0.09)	0.96(0.86～1.07)
饮酒						
是	1.00			1.00		
否	1.09(0.94～1.26)	0.12(–0.10～0.34)	0.92(0.82～1.04)	1.08(0.94～1.24)	0.11(–0.05～0.27)	1.08(0.98～1.20)

注：a P<0.001；b P<0.05；c P<0.01。

3 讨 论

本研究拓展了以往针对单一维度的健康轨迹研究[9–10]，系统地整合了生理、心理和社会 3 个维度的指标，更加深入地分析了中老年群体的异质化多维健康转移模式。鉴于我国人口老龄化的规模和速度均为全世界之最，相比其他国家或地区[3, 11]，我国中老年人口多维健康转移模式会更加复杂多样化。此外，不同潜在健康转移模式显著地影响了医疗服务利用，再次证明了 Grimsmo A 和 Siem H 等[12] 的观点：需求因素是医疗服务利用最主要的影响因素。本研究结果为大健康理念、潜在人群异质性、整合型医疗服务理念等视角之间的有机融合做了前期的探索，并奠定了一定的基础。与 Ye L 等[13] 基于截面数据的静态研究结果相似，本研究发现我国中老年群体在生理、心理和社会健康维度上存在明显的差异。对于纵向研究，除了生理和心理维度[3, 11]，本研究还引入了社会维度。各模式类别中有 3 个类别与社会健康的恶化相关，分别是“社会健康恶化”“生理和社会健康较差”和“心理和社会健康较差”组，3 组的占比合计超过 50%。其中，“社会健康恶化”组的大多数受访者在随访期间缺乏社会参与，并呈现出先略有改善后恶化的趋势，与 Guo L 等[14] 和 Ye L 等[9] 等观察到的波动情况一致。“生理和社会健康较差”和“心理和社会健康较差”组除了分别在生理和心理维度出现健康恶化，还同时存在社会健康恶化的情况。Barbieri P N[15] 同样证明了社会参与和生理功能、抑郁症状之间的复杂相互关系。因此，对于生理或心理健康状况不佳的中老年人，同样需要关注他们社会维度的健康状况。

在本研究中，“心理健康恶化”组与“社会健康恶化”组相似，同样观察到受访者在随访期间存在抑郁症状并呈现出先略有改善后恶化的趋势，这也与高丽和李树茁[16] 对农村老年人心理健康发展轨迹的研究结论相类似。此外，在“生理和社会健康较差”和“持续不健康”组中生理健康都呈

现出先逐渐恶化后略有改善的趋势。这与 Xu W H 等[17] 所得出的 ADL 损伤能够逐渐恢复的结论一致。本研究观察到 3 个健康维度的波动，证明了中老年人健康状况有可能随着时间的推移而短暂恢复，为健康老龄化政策和实践提供了证据。

与本研究结论相似，Liu T Y 等[18] 发现，在控制其他健康维度后，更高的社会参与能够提高中老年人门诊和住院医疗服务利用的概率。这可能是因为：首先，更高的社会参与可改善中老年人与亲戚和朋友的关系，减轻了中老年人面临医疗服务时的心理压力并且提高了其接受经济支持的概率[19]，而缺少社会参与的个体在较大的心理和经济压力下，大部分的医疗服务需求未能转化为医疗服务利用；其次，即使医疗卫生政策逐步完善，缺乏社会参与也可能导致老年人较少获得预防性医疗服务[20–21]，降低了医疗服务利用的概率。可见，社会健康水平较差的中老年人存在医疗服务利用需求未被充分满足的情况。本研究显示，与社会健康状况对是否利用门诊医疗服务利用的影响不同，较差的社会健康水平提高了医疗服务利用次数，与 Lim K K [22] 的研究结论一致。这可能是因为缺乏社会参与的个体即使利用医疗服务，也会因为无法明确地表达其医疗服务需求，因而无法获得足够的有效服务来控制他们的疾病，需要通过增加医疗服务利用次数满足其医疗服务需求[23]。一项针对美国的研究则认为，缺乏社交的老年人能够通过提高医疗服务利用次数，增加与医生的交往，从而降低孤独感[24]。此外，低社会参与的中老年人存在延迟治疗的问题，可能导致更多维度的健康状况恶化，从而提高门诊服务利用次数[25]。因此，应特别关注长期缺乏社会参与的中老年人的实际医疗服务需求，可通过提高其预防性医疗服务可及性对其潜在医疗服务需求进行识别。存在抑郁症状的中老年人医疗服务利用概率显著增加，与 Frye M A 等[26] 的研究结果一致。其可能的原因主要有：第一，存在抑郁症状的中老年人往往在主观上对自己的健康状况有更差的评价，倾向于夸大自身健康问题，当出现较轻的不适感时就及时寻求医疗服务，即在主观上提高了医疗服务需求，从而提高利用门诊和住院服务的概率和次数[27]；第二，当存在抑郁症状，但没有确诊心理疾病时，大多数中老年人并不会接受专门的心理健康治疗，而是在感知到医疗服务需求时接受门诊或住院服务[28]。特别是在中国的社会文化背景中，人们对心理健康问题的认知不够全面，甚至存在接受度较低、排斥程度较高的问题，许多存在心理健康问题的人无法充分利用专业的心理健康服务，而转向提高对门诊和住院服务利用[29]。此外，本研究发现较差的心理健康状况导致更高的门诊医疗服务费用，这可能是因为随着门诊服务利用次数的提高，提供门诊医疗服务的供给方倾向于提供不同的诊疗方案，从而提高门诊医疗服务利用费用。尤为特别的是，“心理健康恶化”是本研究中唯一一个显著影响住院服务利用次数的类别，因此，医疗机构在接收住院次数较多的中老年患者的过程中，不仅要关注其生理健康状况，还应注意排查其心理健康问题。

“生理和社会健康较差”组门诊和住院服务利用概率更高，同时可能产生更高的医疗服务利用费用和次数。这与此前针对生理健康的研究结论基本一致[10,30]，但也与部分研究结论存在不同[31]。其原因可能在于：首先，日常生活自理有困难的中老年人，可能同时伴随着衰老带来的其他生理健康问题，如慢性病共病、跌倒等[31]，这导致了更高的医疗服务利用概率、次数和费用；其次，日常生活自理有困难的中老年人需要他人照顾，直接导致其社会参与的减少；但同样因为需要他人照顾，其产生医疗服务需求时更容易被采用正向照护应对方式、照护经验丰富、具有较高水平健康素养的照顾者察觉[32]，使得医疗服务需求更有效地转化为医疗服务利用[33]，产生实质性的医疗服务利用，并提高医疗服务利用次数和费用。在本研究中，“生理和社会健康较差组”是除“持续不健康”组外，住院服务利用概率最大的一个类别，并且是唯一一个住院费用显著高于“持续健康”组的类别。其原因可能在于：①生理健康较差的中老年人更需要通过实质性的住院治疗改善健康问题，并且需要通过更高的住院服务费用获得充足的服务；②由于日常生活能力受限的人容易产生其他生理健康问题，导致更多额外的住院费用[34]；③鉴于存在社会隔离的老年人较少获得疫苗、筛查、结肠镜、牙齿护理等预防性医疗服务[20–21]，生理健康和社会健康均较差的老年人健康严重恶化的风险较高，导致更高的医疗服务费用；④来自亲友的非正式照料等社会支持能够帮助老年人更好地执行医嘱，按时服药、及时输液以及进行恢复锻炼等，提供心理慰藉，使得老年人更快康复，显著减少住院费用支出[35]；相较之下，缺少社会参与的老年人，医疗费用往往更高[36]。因此，针对日常生活能力受损并且伴随低社会参与的中老年人，应制定相应的预防策略，减少其健康进一步恶化的风险，并降低其医疗负担。可以通过社区和家庭适老化改造，减少其跌倒和伤害的风险，也可以通过提高社区医疗服务的可及性，为其提供更为便捷的针对其生理功能康复的医

疗服务，逐步促进中老年人的日常生活活动能力的恢复。此外，我国正在推行的家庭医生服务也被证明是提升生理功能受限的老年人生活质量的重要方式[37]。在所有的健康转移模式中，“持续不健康”组门诊和住院服务利用概率、门诊服务利用费用和次数都是最高的，这与大量关注多维健康与医疗服务利用的研究结论相似[38]。可能是因为存在多种健康问题的老年人更倾向于通过利用门诊医疗服务获得药物治疗和健康咨询[39]。事实上，同时存在多维健康问题的中老年人具有更为复杂的护理需求，门诊服务并不能够完全满足其医疗服务需求。因此，可以借鉴 Yu J H 等[40] 研究证明有效的慢病管理思路，在门诊服务中引入专业药剂师，可能有助于减轻就诊者的门诊费用负担。此外，针对未被满足的医疗服务需求，除传统的家庭护理模式外，还需要构建以机构和社区为基础的综合性和可持续的长期护理体系作为补充[41]。

本研究还存在一些局限。一是对多维健康指标的选择不够全面。本研究为了相对清晰地呈现出多维健康转移模式，各维度只纳入一个指标，没有纳入更多可观测的指标，如慢性病、焦虑等。二是多维健康转移模式对医疗服务利用指标的影响作用可能有一定偏误。受限于 CHARLS 2020（第 5 期）数据中医疗服务费用变量缺失，本研究未能利用前 4 期数据得到的转移模式分析第 5 期医疗服务利用数据。

本研究结果表明，我国中老年人中存在 7 种异质化的多维健康转移模式，各健康转移模式对门诊和住院服务利用的费用和次数存在不同的影响。本研究的结果对与我国人口老龄化趋势相适应的积极有效对应之策的制定和优化具有一定的参考意义，包括：（1）健全以人为本、以人群为基础的多维健康支持体系。近年来，随着健康观念的不断发展，以人为本、以人群为基础的理念日益凸显，维度逐渐多元[42]，但现有政策在人群的理念上往往侧重于预先已知分类特征的亚组、在维度上主要强调生理和心理维度，有待健全完善针对潜在人群异质性、包含社会维度的多维健康支持体系。（2）完善精准而有效的整合型医疗服务资源配置。人口老龄化带来日益复杂且多样化的健康需求，发展整合型医疗服务是世界各国的主要应对之策。在全世界最大规模、最快速度的人口老龄化进程下，我国整合型医疗服务错配问题更加严峻。针对中老年人不同多维健康转移模式优化整合型医疗服务配置，有助于提高整合型医疗服务供给的精准性，促进服务体系的结构优化和质量提升，切实增加老龄福祉。

参考文献

[1] 李丽霞, 赵丽, 周舒冬, 等. 群体异质性研究的潜变量分析方法 [J]. 中国卫生统计, 2015, 32(4): 711-715.

[2] 王孟成, 毕向阳, 叶浩生. 增长混合模型: 分析不同类别个体发展趋势 [J]. 社会学研究, 2014, 29(4): 220-241, 246.

[3] Chang W C, Lu F P, Lan T Y, et al. Multidimensional health-transition patterns among a middle-aged and older population[J]. Geriatrics and Gerontology International, 2013, 13(3): 571-579.

[4] 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 [J]. 中国人口科学, 2024, 38(2): 19-34.

[5] Sun S, Yu Z H, An S S. Patterns of physical and mental co-occurring developmental health among Chinese elderly: a multidimensional growth mixture model analysis[J]. SSM-Population Health, 2024, 25: 101584.

[6] 李月, 陆杰华, 成前, 等. 我国老年人社会参与与抑郁的关系探究 [J]. 人口与发展, 2020, 26(3): 86-97.

[7] 曾宪华, 肖琳, 张岩波. 潜在类别分析原理及实例分析 [J]. 中国卫生统计, 2013, 30(6): 815-817.

[8] Collins L M, Lanza S T. Latent class and latent transition analysis: with applications in the social, behavioral, and health sciences[M]. Hoboken, New Jersey: John Wiley and Sons, 2010: 172-176.

[9] Ye L, Xiao J, Fang Y. Heterogeneous trajectory classes of social engagement and sex differences for elderly in China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17(22): 8322.

[10] Xiao J, Shi Z X, Fang Y. Association between disability trajectory and health care service utilization among elderly in China[J]. Journal of the American Medical Directors Association, 2021, 22(10): 2169-2176. e4.

[11] Xu X, Liang J, Bennett J M, et al. Socioeconomic stratification and multidimensional health trajectories: evidence of convergence in later old age[J]. Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 2015, 70(4): 661-671.

[12] Grimsmo A, Siem H. Factors affecting primary health care utilization[J]. Family Practice, 1984, 1(3): 155-161.

[13] Ye L, Luo J, Shia B C, et al. Heterogeneous health classes for elderly and their regional disparities in China: based on multidimensional health[J]. Public Health, 2020, 178: 15-22.

[14] Guo L, Wang W X, Shi J M, et al. Evaluation of social isolation trajectories and incident cardiovascular disease among middle-aged and elderly in China: national cohort study[J]. JMIR Public Health and Surveillance, 2023, 9(5): e45677.

[15] Barbieri P N. Healthy by association: the relationship between social participation and self-rated physical and psychological health[J]. Health and Social Care in the Community, 2021, 29(6): 1925-1935.

[16] 高丽, 李树茁. 农村老年人心理健康的发展轨迹——基于安徽省农村老年人福利状况调查的分析 [J]. 人口研究, 2023, 47(6): 51-64.

[17] Xu W H, Li Y X, Hu Y X, et al. Association of frailty with recovery from disability among community-dwelling Chinese elderly: China Health and Retirement Longitudinal Study[J]. BMC Geriatrics, 2020, 20(1): 119.

[18] Liu T Y, Qiu D C, Chen T. Effects of social participation by middle-aged and elderly residents on the utilization of medical services: evidence from China[J]. Frontiers in Public Health, 2022, 10: 824514.

[19] Stafford M, Von Wagner C, Perman S, et al. Social connectedness and engagement in preventive health services: an analysis of data from a prospective cohort study[J]. The Lancet Public Health, 2018, 3(9): e438-e446.

[20] Vozikaki M, Linardakis M, Philalithis A. Preventive health services utilization in relation to social isolation in elderly[J]. Journal of Public Health, 2017, 25(5): 545-556.

[21] Latham-Mintus K, Vowels A, Chavan S. Neighborhood disorder, social ties, and preventive healthcare utilization among urban-dwelling elderly[J]. Journal of Aging and Health, 2020, 32(10): 1387-1398.

[22] Lim K K, Chan A. Association of loneliness and healthcare utilization among elderly in Singapore[J]. Geriatrics and Gerontology International, 2017, 17(11): 1789-1798.

[23] Mitsutake S, Koike T, Ishizaki T, et al. Influence of co-existing social isolation and homebound status on medical care utilization and expenditure among elderly in Japan[J]. Archives of Gerontology and Geriatrics, 2021, 93: 104286.

[24] Gerst-Emerson K, Jayawardhana J. Loneliness as a public health issue: the impact of loneliness on health care utilization among elderly[J]. American Journal of Public Health, 2015, 105(5): 1013-1019.

[25] Li T, Zhang Y L. Social network types and the health of elderly: exploring reciprocal associations[J]. Social Science and Medicine, 2015, 130: 59-68.

[26] Frye M A, Calabrese J R, Reed M L, et al. Use of health care services among persons who screen positive for bipolar disorder[J]. Psychiatric Services, 2005, 56(12): 1529-1533.

[27] 韦悦, 罗恩立. 抑郁对中老年慢性病人群医疗服务利用的影响研究 [J]. 南京医科大学学报 (社会科学版), 2021, 21(6): 560-566.

[28] Katon W J, Lin E, Russo J, et al. Increased medical costs of a population-based sample of depressed elderly patients[J]. Archives of General Psychiatry, 2003, 60(9): 897-903.

[29] Mo P K H, Mak W W. Help-seeking for mental health problems among Chinese: the application and extension of the theory of planned behavior[J]. Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 2009, 44(8): 675-684.

[30] Babitsch B, Gohl D, Von Lengerke T. Re-revisiting Andersen′s behavioral model of health services use: a systematic review of studies from 1998-2011[J]. GMS Psycho-Social-Medicine, 2012, 9: Doc11.

[31] Gill T M, Allore H G, Holford T R, et al. Hospitalization, restricted activity, and the development of disability among older persons[J]. JAMA, 2004, 292(17): 2115-2124.

[32] 江萍, 陈晓悦, 胡亚平, 等. 社区脑卒中患者主要照顾者照顾能力及需求的质性研究 [J]. 中国实用护理杂志, 2017, 33(15): 1164-1169.

[33] 俞晴, 徐东娥. 慢性病照顾者健康素养研究进展 [J]. 护理研究, 2021, 35(15): 2693-2697.

[34] Liu K, Wall S, Wissoker D. Disability and medicare costs of elderly persons[J]. The Milbank Quarterly, 1997, 75(4): 461-493.

[35] 陈丽强, 宁满秀. 非正式照料对老年人医疗费用支出的影响及政策建议 [J]. 中国卫生政策研究, 2016, 9(6): 56-61.

[36] Shaw J G, Farid M, Noel-Miller C, et al. Social isolation and medicare spending: among elderly, objective isolation increases expenditures while loneliness does not[J]. Journal of Aging and Health, 2017, 29(7): 1119-1143.

[37] 许建, 彭迎春, 李琬璐, 等. 家庭医生团队照护模式对城市社区中重度失能老人生活质量的影响研究 [J]. 中国社区医师, 2022, 38(28): 142-145.

[38] Ye L, Luo J C, Shia B C, et al. Multidimensional health groups and healthcare utilization among elderly Chinese: based on the 2014 CLHLS dataset[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2019, 16(20): 3884.

[39] Bähler C, Huber C A, Brüngger B, et al. Multimorbidity, health care utilization and costs in an elderly community-dwelling population: a claims data based observational study[J]. BMC Health Services Research, 2015, 15: 23.

[40] Yu J H, Shah B M, Ip E J, et al. A Markov model of the cost-effectiveness of pharmacist care for diabetes in prevention of cardiovascular diseases: evidence from Kaiser Permanente Northern California[J]. Journal of Managed Care Pharmacy, 2013, 19(2): 102-114.

[41] Glass A P, Gao Y, Luo J. China: facing a long-term care challenge on an unprecedented scale[J]. Global Public Health, 2013, 8(6): 725-738.

[42] 胡佳, 郑英, 代涛, 等. 整合型医疗健康服务体系理论框架的核心要素与演变特点——基于系统综述 [J]. 中国卫生政策研究, 2022, 15(1): 11-19.