老年人主客观起立功能不一致与新发日常生活活动受限的纵向关联

孙亚莎[1] 姚 波[2,3]（通讯作者） 徐 凡[4]

1.贵州省普安县人民医院康复医学科 贵州 普安 561500

2.遵义医科大学附属医院全科医学科 贵州 遵义 563000

3.贵州省兴仁市鲁础营回族乡卫生院（兴仁市鲁础营回族乡妇幼保健计划生育服务站） 贵州 兴仁 562309

4.遵义医科大学附属医院中医科 贵州 遵义 563000

【摘 要】：目的：分析老年人自报起立困难与五次椅子起立测试的一致性及其与新发日常生活活动（ADL）受限的关联。方法：基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011—2020年数据，以Wave 1～3为滚动基线，纳入年龄≥60岁、基线6项ADL均独立且主客观起立资料完整者。以测试时间＞15 s定义客观时间延长，采用Cohen κ评价一致性，改良Poisson回归估计4种主客观组合与新发ADL受限的风险比（RR），并探索客观测试的额外信息。结果：共纳入7738人，总体一致率74.1%，κ=0.103（95%CI：0.079～0.127）。自报无困难但测试＞15 s者584人（7.5%），ADL受限发生率25.0%，完全调整RR=1.34（95%CI：1.13～1.58）。加入客观测试后模型拟合改善（P=0.002），但10折交叉验证曲线下面积（AUC）仅由0.716升至0.717。限制性立方样条显示总体关联P=0.041，非线性P=0.277。结论：自报起立困难与客观表现不能相互替代。客观测试可识别部分自报无困难但后续ADL受限风险较高者，但整体判别增益有限，更适合作为进一步综合功能评估的触发工具。

【关键词】：老年人；椅子起立试验；主客观不一致；日常生活活动；纵向研究

DOI:10.12417/2811-051X.26.14.033

引言

ADL受限是老年人由独立生活向照护依赖转变的重要功能结局，其发生风险随年龄增加而上升[1]。基层、社区和康复随访常以自报询问了解功能状态，但自报反映真实生活中的主观体验，表现性测试则在标准化条件下观察任务完成能力，两者并不完全等价[2]。五次椅子起立测试操作简便、重复测量可靠性较好[3]，较慢表现与后续跌倒及失能有关[4-5]。目前较少研究直接评价：在老年人自报无起立困难时，客观测试能否发现额外的功能风险。本研究利用CHARLS纵向数据，分析主客观起立功能的一致性、4种组合与新发ADL受限的关联，并探索客观测试在自报信息基础上的补充价值。

1 资料与方法

1.1 研究对象与设计

CHARLS为全国性中老年人纵向调查[6]。本研究使用2011、2013、2015、2018和2020年公开数据，以Wave 1→2、Wave 2→3和Wave 3→4构建相邻基线-结局区间，每名受访者仅保留首次符合条件的基线。纳入年龄≥60岁、基线穿衣、洗澡、进食、上下床、如厕和控制排尿6项ADL均无困难、自报起立资料及五次椅子起立测试有效，并有下一波ADL结局者。

1.2 变量定义

依据CHARLS相应问卷条目[7]，将在椅子上坐时间久后站起存在任何程度困难定义为自报起立困难。客观指标为连续完成5次坐-站所需时间。考虑测试程序及界值存在异质性[8]，预设＞15 s为时间延长，仅用于研究分层，并以＞12 s进行敏感性分析。组合为：无困难/≤15 s、无困难/＞15 s、有困难/≤15 s和有困难/＞15 s，以第一组为参照；“无困难/＞15 s”为核心不一致组。基线6项ADL均独立，下一波任一项出现困难定义为新发ADL受限。

1.3 统计学方法

采用2×2列联表、总体一致率和Cohenκ评价主客观一致性。改良Poisson回归估计RR及95%CI[9]，并按社区聚类计算稳健标准误。主要模型依次调整年龄、性别、基线波次、随访时间、社会人口学、慢性病、BMI、认知、CES-D 10、睡眠、吸烟、饮酒、自评健康、住院史和基线IADL。协变量缺失采用20次链式方程多重插补[10]。探索性完整病例分析比较仅含临床协变量和自报信息的模型与加入客观测试后的模型拟合，并进行10折交叉验证。亚组按性别、年龄和城乡分层，以交互项检验异质性；在自报无困难者中采用限制性立方样条分析测试时间与风险关系。双侧P＜0.05为差异有统计学意义。CHARLS原始调查经北京大学伦理审查委员会批准（IRB00001052-11015），受访者均签署知情同意。

2 结果

最终纳入7738人，新发ADL受限1400例（18.1%）。4组分别为5414、584、1422和318人；自报起立困难1740人（22.5%），测试时间＞15 s者902人（11.7%）。两种测量一

致者 5732 人，总体一致率 74.1%，κ=0.103（95%CI：0.079～0.127），McNemar 检验 P＜0.001。核心不一致组占 7.5%，而“有困难/≤15 s”占 18.4%，提示不一致具有双向性。

4 组新发 ADL 受限发生率依次为 13.2%、25.0%、28.4%和 42.8%。完全调整后，与“无困难/≤15 s”相比，核心不一致组 RR=1.34（95%CI：1.13～1.58），有困难/≤15 s 组 RR=1.55（95%CI：1.37～1.74），有困难/＞15 s 组 RR=1.73（95%CI：1.46～2.05），均 P＜0.001。完整病例、失访加权、12 s 替代界值、未完成测试处理、疾病排除及进一步调整关节炎和髋部骨折后方向一致；固定 2015 年基线随访至 2020 年的核心组 RR=1.47（95%CI：1.28～1.70）。

在 6425 名完整病例中，加入“测试＞15 s”后 Akaike 信息准则（AIC）由 5455.7 降至 5447.8，似然比检验 P=0.002，但交叉验证 AUC 仅由 0.716 升至 0.717。自报无困难者中，测试时间每延长 5 s，新发 ADL 受限 RR=1.10（95%CI：1.01～1.20）。限制性立方样条总体关联 P=0.041，非线性 P=0.277，风险随测试时间延长总体呈上升趋势，15 s 处未见突变（图 1）。

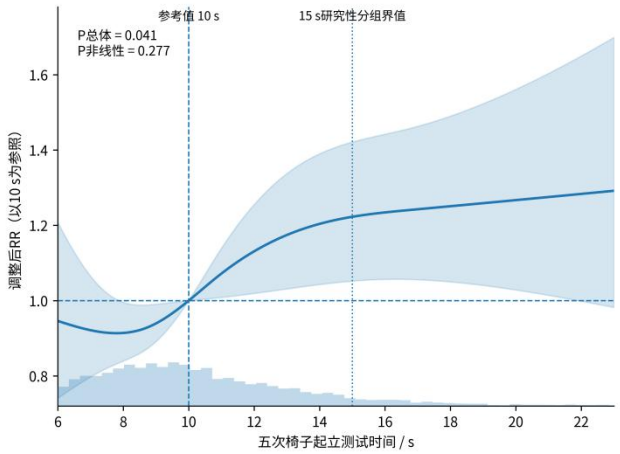

图 1 自报无起立困难者五次椅子起立测试时间与新发日常生活活动受限的限制性立方样条分析

注：以 10 s 为参照；实线为调整后 RR，阴影为 95%CI；15 s 为研究性分组界值。

亚组分析中，核心不一致组男性和女性 RR 分别为 1.45 和 1.26，60～69 岁和≥70 岁分别为 1.40 和 1.25，城市和农村分别为 1.31 和 1.34；性别、年龄和城乡交互 P 分别为 0.382、0.479 和 0.927，均未见明确异质性（图 2）。

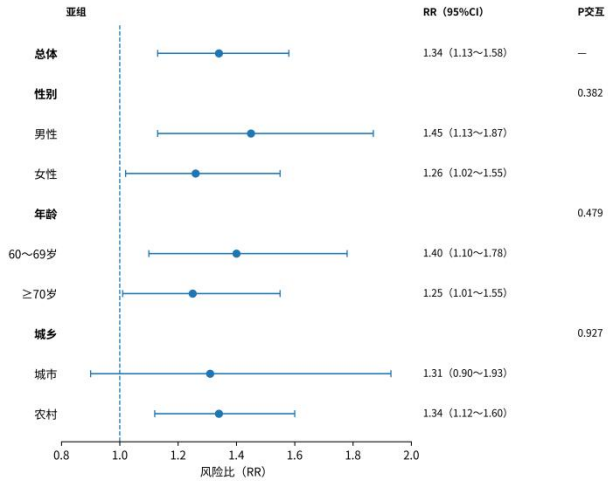

图 2 核心不一致组与新发日常生活活动受限关联的亚组分析

注：核心不一致组为自报无起立困难但测试时间＞15 s；参照组为自报无困难且≤15 s。P 交互来自正式乘法交互项检验。

3 讨论

本研究最主要的发现是，自报起立困难与五次椅子起立表现的一致性较低。约 7.5%的老年人虽然自报无困难，但测试时间＞15 s，其后续 ADL 受限发生率为 25.0%，多因素调整后风险仍较主客观均正常者高 34%。另一方面，自报有困难而测试≤15 s 者比例更高，说明客观测试不能作为纠正自报“错误”的金标准，两者反映的功能维度不同。

客观测试的补充价值需要谨慎解释。加入测试结果后模型拟合改善，但交叉验证 AUC 仅增加 0.001，说明单项体能测试难以显著提高复杂 ADL 结局的整体判别能力。更合理的临床定位是：当老年人自报无困难但存在高龄、多病或动作变慢等线索时，用简便的客观测试补充筛查；若主客观不一致，再结合 ADL/IADL、疼痛、平衡、跌倒史和家庭支持进行综合评估。

本研究还显示，测试时间与风险总体呈上升趋势，但未发现 15 s 处明确风险跃迁，因此 15 s 仅应视为研究性分组界值，而非肌少症、衰弱或失能的诊断阈值。结果在多种敏感性分析和长期随访中保持同向，性别、年龄和城乡亦未见明确效应异质性。局限性在于主观起立困难和 ADL 结局均来自自报；测试时间受疼痛、关节病、平衡和测试条件影响；主分析要求完成客观测试，可能低估功能最差者；滚动基线缺乏统一纵向权重，且仍可能存在残余混杂。因此，本研究结果反映分析样本内部关联，不宜作因果推断或全国发生率估计。

4 结论

老年人自报起立困难与五次椅子起立表现不能相互替代。自报无困难但客观测试时间延长者后续新发 ADL 受限风险较高，客观测试可提供独立补充信息，但整体风险判别增益有限。

基层和康复随访中，可将其作为进一步综合功能评估的触发工具，而不宜作为单独诊断或预测工具。

参考文献：

[1] Zheng W,Huang Z.Onset of ADL and IADL limitation among Chinese middle-aged and older adults[J].PLoS One,2023,18(7):e0287856.

[2] Twardzik E,Schrack JA,Freedman VA,et al.An incomplete model of disability:discrepancies between performance-based and self-reported measures of functioning[J].J Gerontol A Biol Sci Med Sci,2024,79(4):glad271.

[3] Muñoz-Bermejo L,Adsuar JC,Mendoza-Muñoz M,et al.Test-retest reliability of Five Times Sit to Stand Test(FTSST)in adults:a systematic review and meta-analysis[J].Biology(Basel),2021,10(6):510.

[4] Zhang F,Ferrucci L,Culham E,et al.Performance on five times sit-to-stand task as a predictor of subsequent falls and disability in older persons[J].J Aging Health,2013,25(3):478-492.

[5] Makizako H,Shimada H,Doi T,et al.Predictive cutoff values of the five-times sit-to-stand test and the Timed“Up&Go”test for disability incidence in older people dwelling in the community[J].Phys Ther,2017,97(4):417-424.

[6] Zhao Y,Hu Y,Smith JP,et al.Cohort profile:the China Health and Retirement Longitudinal Study(CHARLS)[J].Int J Epidemiol,2014,43(1):61-68.

[7] 中国健康与养老追踪调查项目组.中国健康与养老追踪调查全国问卷:2011年基线调查[EB/OL].2011.

[8] Albalwi AA,Alharbi AA.Optimal procedure and characteristics in using five times sit to stand test among older adults:a systematic review[J].Medicine(Baltimore),2023,102(26):e34160.

[9] Zou G.A modified Poisson regression approach to prospective studies with binary data[J].Am J Epidemiol,2004,159(7):702-706.

[10] White IR,Royston P,Wood AM.Multiple imputation using chained equations:issues and guidance for practice[J].Stat Med,2011,30(4):377-399.