

Barthel 指数在内科老年住院患者活动能力评估适用性的 Rasch 分析*

陈晓莹, 丁琳, 吴家岚, 易雅研, 廖晓艳

(南方医科大学南方医院护理部, 广东广州, 510515)

[摘要] 目的 运用 Rasch 分析检验 Barthel 指数在内科老年住院患者日常生活活动能力评估中的适用性。方法 采用便利抽样法, 选择在广州市某三级甲等医院住院治疗的老年患者 190 例进行 Barthel 指数评估, 从信度、区分度、单维性、匹配度、条目难度、响应阈值有序性、条目功能差异等方面对评估结果进行 Rasch 分析。结果 Barthel 指数的受试者信度和条目信度分别为 0.90 和 1.00, 受试者区分度和条目区分度分别为 3.08 和 16.19。残差主成分分析中第一维度解释了 78.3% 的变异, 第二维度解释了 5.1% 的变异; 除条目“平地行走”和“床椅转移”的加权拟合均方 (Infit Mean square) > 1.5 外, 其余条目均与 Rasch 模型拟合较好; “控制大便”和“控制小便”之间的残差相关系数 > 0.7。受试者能力 (0.01 ± 0.75 Logit) 与条目难度匹配可接受, 仍有 14.2% 的受试者未被条目覆盖。条目难度排序为: 洗澡 > 修饰 > 上下楼梯 > 如厕 > 穿衣 > 饮食 > 控制小便 > 控制大便 > 平地行走 > 床椅转移。条目响应水平的阈值有序, 但条目“上下楼梯”、“平地行走”和“床椅转移”中存在难度间距过小的响应水平 (< 1.4 Logit)。未检测到功能偏倚的条目。结论 Barthel 指数是一个信度和区分能力良好的单维性工具, 但在评估老年住院患者日常生活活动能力时仍存在一定的局限性, 活动相关条目与模型拟合欠佳, 评估界限有待明晰; 大、小便控制条目相互依赖性高, 因此需谨慎解读内科老年住院患者的 Barthel 指数总分。

[关键词] Barthel 指数; Rasch 分析; 老年人; 日常生活活动能力

[中图分类号] R47 [文献标识码] A [文章编号] 1671-8283(2019)04-0031-08 [DOI] 10.3969/j.issn.1671-8283.2019.04.006

Rasch analysis of Barthel Index in assessment of elderly hospitalized patients

Chen Xiaoying, Ding Lin, Wu Jialan, Yi Yayan, Liao Xiaoyan//Modern Clinical Nursing, -2019, 18(4):31.

(Department of Nursing, Nanfang Hospital, Southern Medical University, Guangzhou, 510515, China)

[Abstract] **Objective** To examine the psychometric properties of the Barthel Index (BI) in the assessment of older patients admitted to internal medicine wards using Rasch analysis. **Methods** A total of 190 older inpatients were included from the internal medicine wards of a general hospital in Guangzhou by convenient sampling. All participants were evaluated using BI. Rasch analysis was conducted for the BI data from reliability, discrimination, unidimension, matched-degree, item difficulty, response threshold validity and item functional difference. **Results** The Rasch analysis showed that item reliability (1.0) and person reliability were acceptable (0.90). The person discrimination and item discrimination were 3.08 and 16.19. For the principal component analysis of the residuals, Rasch dimension explained 78.3% of the variance, while the first contrast explained 5.1% of the unexplained variance. The item ‘mobility’ and ‘transfers’ were slightly misfitting to the Rasch model (Infit Mean square > 1.5). Local dependence was identified between ‘bowels’ and ‘bladder’ (residual correlation > 0.7). The mean value of the person location was 0.01 Logits ($SD = 0.01 \pm 0.75$), indicating a good matching between item difficulty and person ability, despite the capability of 14.2% participants below the easiest item. All the response thresholds appeared orderly, but the items ‘mobility’, ‘stairs’, and ‘transfers’ had narrow intervals between response categories

[基金项目] * 本课题为国家自然科学基金青年基金项目, 项目编号为 81400868; 广东省科技计划项目, 项目编号为 2017A020215041。

[收稿日期] 2019-02-16

[作者简介] 陈晓莹(1994-), 女, 广东珠海人, 护士, 硕士在读。

[通信作者] 廖晓艳, 主任护师, 博士生导师, 博士, E-mail: liaoxy@smu.edu.cn。

基础性日常生活活动 (basic activity of daily living, BADL) 能力是住院患者照护需求的重要依据^[1], 也常被用作临床干预的结局指标^[2]及疾病预后的预测指标^[3]。作为评估康复患者 BADL 而设计的 Barthel 指数 (Barthel Index, BI)^[4], 因具有操作简便、易计分等优点, 成为全球范围内应用最广泛的 BADL 评估工具之一^[5]。2014 年, 国家卫生健康委员会推荐 Barthel 指数为住院患者护理分级的依

(<1.4 logit). No gender-related differential item functioning was observed. **Conclusion** The BI was proved to be a reliable unidimensional instrument. Refining the items to improve local fit, local dependence, and threshold ordering would allow the instrument to better assess basic activities of daily living in older hospitalized patients.

[Key words] Barthel Index; Rasch analysis; aged people; basic activities of daily living

据之一^[6]。随着我国人口老龄化日益加剧,老年人群的慢性疾病负担与健康需求不断提高^[7],了解Barthel指数在老年住院患者中的适用性有助于医护人员更好地利用该工具进行护理分级,制订出院计划,指导临床实践。基于项目反应理论(Item Response Theory,IRT)的Rasch分析是一种适用于等级量表的分析方法,其指标既可以评价量表的质量,又可以探索受试人群的潜在特质^[8]。因此,本研究拟采用Rasch分析检验Barthel指数在内科老年住院患者中的适用性。现将方法和结果报道如下。

1 对象与方法

1.1 研究对象

采用便利抽样法,抽取2017年7月10日至7月16日在广州市某三级甲等综合医院住院治疗的190例老年患者为研究对象,其中心血管内科76例,消化内科44例,呼吸内科36例,神经内科34例。纳入标准:①年龄≥65岁;②意识清醒,本人能理解并回答评估者的询问;③自愿参与本研究。排除标准:①有老年痴呆、精神分裂症或其他精神疾病的诊断;②疾病终末期;③合并躯体功能残疾;④脑卒中或接受神经康复治疗的患者;⑤接受重症监护治疗的患者。前期研究已经显示,Barthel指数在评估脑卒中后患者^[9]、神经康复患者^[10]、社区门诊康复患者^[11]时单维性受损,影响了Barthel指数总分在评估上述患者BADL时的可靠性。同时,Barthel指数在评估疾病终末期及重症监护患者时存在显著的地板效应^[12];本课题组的前期研究也发现Barthel指数不适用于失智患者。因此,本研究将上述患者从本次研究受试对象中排除。此外,本研究未剔除存在天花板效应和/或地板效应的患者。

1.2 样本量估算

对于Rasch分析,150例的样本量可提供较稳定的Rasch模型参数估计值^[13],因此,本研究拟纳

入样本190例。

1.3 研究工具

1.3.1 Barthel指数 该量表由MAHONEY等^[4]研制,共包含10个条目,即进食、穿衣、如厕、大便控制、小便控制、上下楼梯、床椅转移、平地行走、洗澡、修饰。其中,前6个条目均设有完全独立、需要部分帮助、需要极大帮助3个响应水平,对应分值为10、5、0分;床椅转移、平地行走条目设有完全独立、需要部分帮助、需要极大帮助、完全依赖4个响应水平,分别为15、10、5、0分;洗澡、修饰条目设有完全独立、需要部分帮助2个响应水平,对应分值为5分和0分。量表总分为0~100分,得分越高,表示日常生活活动能力越好。目前临床普遍的分类方法为,总分≤40为重度依赖,全部需要他人照护;41~60分为中度依赖,大部分需要他人照护;61~99分为轻度依赖,小部分需要他人照护;100分为无需依赖,完全自理^[6]。

1.3.2 Rasch模型 Rasch模型是一种基于项目反应理论的概率数学模型^[14],具有以下特征^[14~16]:①假定受试者正确回答某一项目的概率取决于受试者的能力水平和条目的难度,即能力高的患者应答每一个条目的得分概率应比能力低的患者更高,每名受试者在低难度条目的得分概率应大于在高难度条目的得分概率;②量表必须具有单维性才能用来测量单一潜在的结构或特质;③通过log-odds概率单位将等级变量转换为等距变量,实现在同一Logit尺下受试者能力和条目难度匹配的可能性。

1.4 资料收集方法

本研究已获得南方医科大学南方医院伦理委员会批准。由两名研究者向受试者或其法定监护人说明研究目的与方法,获得受试者或其法定监护人同意并签署知情同意书。在受试者入院48h内,由经过统一培训的责任护士与受试者本人或法定监护人进行床边面对面访谈和评估。本研究

共发放问卷 190 份,回收有效问卷 190 份,回收有效率为 100.00%。

1.5 统计学方法

正态分布计量资料采用均数±标准差进行描述,偏态计量资料采用中位数(四分位间距)进行描述;计数资料采用频数、百分比进行描述。采用 WINSTEP 4.0 软件进行 Rasch 分析。受试者和条目难度特征的稳定性采用受试者信度和条目信度进行评价,>0.8 为良好,>0.9 为非常好^[16]。量表对样本的区分能力以及条目的难度层次采用受试者区分度和条目区分度进行评价,区分度 1.5、2、3 分别表示可接受、良好和非常好^[17]。通过残差主成分分析检验量表的单维性,若第一维度(Rasch 维度)所解释的变异>60%,且第二维度所解释的变异<10%,可认为量表符合单维性^[18-19]。通过加权拟合均方(infit mean square)与拟合均方(outfit mean square)评估各条目与 Rasch 模型的拟合度,介于 0.5~1.5 为可接受^[16]。通过条目残差相关系数检验条目局部独立性,>0.7 提示存在局部依赖^[16]。通过 Item-Person Map 了解受试者能力和条目难度的匹配程度,Rasch 模型规定条目难度的 Logit 均值为 0,若受试者能力均值越接近 0,代表两者的匹配程度越好^[16]。检验条目中各响应水平的排列有序性,以及相邻响应水平的难度间距(1.4~5Logit 为可接受)^[20]。以性别分组进行项目功能差异(differential item functioning,DIF)分析,DIF Contrast 绝对值>0.43,且 Mantel-Haenszel 分析 $P<0.05$,表明存在 DIF^[16]。通过绘制测试信息函数曲线图(test information function graph)评估 Barthel 指数的有效测量范围,测试信息量越大表示测量越精确^[16]。信息量值可转换为 Cronbach's α 系数,信息量>10 相当于 Cronbach's α 系数>0.9。

2 结果

2.1 老年住院患者一般资料

最终符合纳入标准的老年住院患者共 190 例,男 78 例,女 112 例,年龄 65~89 岁,平均(67.91±10.61)岁。心血管内科患者 76(40.00%)例,消化内科患者 44(23.20%)例,呼吸内科患者 36(18.95%)例和神经内科患者 34(17.89%)例。

2.2 Rasch 分析结果

2.2.1 老年住院患者 Barthel 指数各条目的原始分及 Logit 值 老年住院患者 Barthel 指数各条目的原始分及 Logit 值见表 1。

表 1 患者 Barthel 指数各条目的原始分

及 Logit 值 [n=190; 分, M(P₂₅, P₇₅)]

| 条目 | 原始分 | Logit 值 |
|------|----------------------|---------|
| 洗澡 | 5.00 (0.00, 5.00) | 1.10 |
| 修饰 | 5.00 (5.00, 5.00) | 0.97 |
| 上下楼梯 | 5.00 (0.00, 10.00) | 0.60 |
| 如厕 | 10.00 (5.00, 10.00) | 0.09 |
| 穿衣 | 10.00 (5.00, 10.00) | -0.12 |
| 进食 | 10.00 (10.00, 10.00) | -0.23 |
| 小便控制 | 10.00 (10.00, 10.00) | -0.40 |
| 大便控制 | 10.00 (10.00, 10.00) | -0.46 |
| 平地行走 | 15.00 (10.00, 15.00) | -0.72 |
| 床椅转移 | 15.00 (10.00, 15.00) | -0.84 |

2.2.2 受试者信度及区分度和条目信度及区分度 Barthel 指数的受试者信度和条目信度分别为 0.90 和 1.00; 受试者区分度和条目区分度分别为 3.08 和 16.19。

2.2.3 单维性检验和拟合度 Barthel 指数的第一维度解释了 78.3% 的变异,第二维度解释了 5.1% 的变异,两者的特征值比值为 33/2.4,提示 Barthel 指数是单维性量表。在条目拟合分析中,“床椅转移”和“平地行走”这两个条目的加权拟合均方与拟合均方>1.5;“洗澡”条目的加权拟合均方与拟合均方<0.5;“如厕”、“穿衣”两个条目的拟合均方<0.5。其余条目与 Rasch 模型的拟合程度均可接受,结果见表 2。

2.2.4 局部独立性 Barthel 指数各条目的残差相关系数矩阵见表 3。从表 3 可见,“大便控制”和“小便控制”两个条目的残差相关系数>0.7,其余条目的残差相关系数<0.7。

2.2.5 条目难度和受试者能力的匹配度 患者日常生活活动能力与 Barthel 指数条目难度的频数分布匹配程度见图 1。从图 1 所示,Barthel 指数的条目难度排序依次为:洗澡>修饰>上下楼梯>如厕>穿衣>进食>控制小便>控制大便>平地行走>床椅转移。本研究受试者的能力水平未能达到难度最

表 2 Barthel 指数各条目与 Rasch 模型的

| 条目 | 拟合结果 (n=190) | |
|------|-----------------|------|
| | 加权拟合均方 | 拟合均方 |
| 洗澡 | 0.29 | 0.23 |
| 修饰 | 0.56 | 1.24 |
| 上下楼梯 | 0.77 | 0.71 |
| 如厕 | 0.64 | 0.41 |
| 穿衣 | 0.64 | 0.44 |
| 进食 | 0.78 | 0.64 |
| 小便控制 | 0.93 | 0.80 |
| 大便控制 | 0.94 | 0.80 |
| 平地行走 | 1.96 | 2.27 |
| 床椅转移 | 1.68 | 1.94 |

表 3 Barthel 指数各条目的残差相关系数矩阵

| 条目 | 大便控制 | 小便控制 | 进食 | 修饰 | 洗澡 | 穿衣 | 如厕 | 上下楼梯 | 床椅转移 | 平地行走 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 大便控制 | - | 0.77 | 0.27 | 0.38 | 0.02 | 0.17 | -0.12 | -0.26 | -0.59 | -0.67 |
| 小便控制 | 0.77 | - | 0.26 | 0.36 | -0.11 | 0.12 | -0.22 | -0.19 | -0.55 | -0.56 |
| 进食 | 0.27 | 0.26 | - | 0.34 | 0.09 | 0.09 | -0.12 | -0.31 | -0.39 | -0.46 |
| 修饰 | 0.38 | 0.36 | 0.34 | - | 0.10 | 0.21 | -0.11 | -0.33 | -0.51 | -0.46 |
| 洗澡 | 0.02 | -0.11 | 0.09 | 0.10 | - | 0.32 | -0.01 | -0.36 | -0.20 | -0.21 |
| 穿衣 | 0.17 | 0.12 | 0.09 | 0.21 | 0.32 | - | -0.17 | -0.30 | -0.32 | -0.39 |
| 如厕 | -0.12 | -0.22 | -0.12 | -0.11 | -0.01 | -0.17 | - | -0.03 | 0.00 | -0.03 |
| 上下楼梯 | -0.26 | -0.19 | -0.31 | -0.33 | -0.36 | -0.30 | -0.03 | - | 0.09 | 0.28 |
| 床椅转移 | -0.59 | -0.55 | -0.39 | -0.51 | -0.20 | -0.32 | 0.00 | 0.09 | - | 0.41 |
| 平地行走 | -0.67 | -0.56 | -0.46 | -0.46 | -0.21 | -0.39 | -0.03 | 0.28 | 0.41 | - |

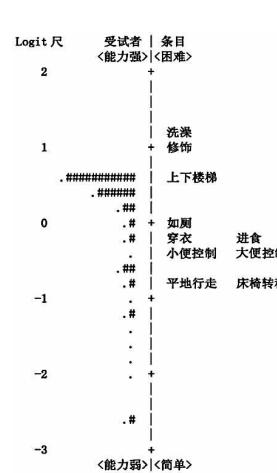


图 1 患者日常生活活动能力与 Barthel 指数条目难度的频数分布匹配图

注：图中纵坐标为 Logit 尺，难度自上而下逐渐减小。Logit 尺右侧为条目难度的频数分布；Logit 尺左侧为受试者能力的频数分布，每个“#”号代表 6 位患者，每个“.”号代表 1 至 5 位患者。

大的条目，且在 Logit 尺左侧有 14.22% 能力较低的患者没有对应难度的条目覆盖。受试者的 BADL 能力范围为 -2.59~0.59 Logits，均值为 0.01 Logit (标准差=0.75)。Barthel 指数的条目覆盖了 85.78% 的受试者 (即能力值介于最大和最小条目难度值之间的受试者占总人数的百分比为 85.78%)。

2.2.6 条目阈值有序性和条目功能差异 Barthel 指数条目的响应阈值排序见图 2。从图 2 可见，在“上下楼梯”、“平地行走”及“床椅转移”3 个条目上，“完全独立”和“需要极大帮助”之间的难度间距均小于 1.4 Logit，提示存在选项合并的潜在要求；其余条目的响应阈值间距均在可接受范围内。

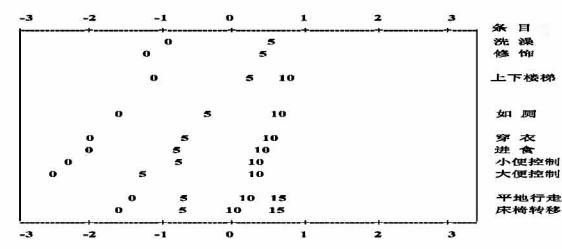


图 2 Barthel 指数条目的响应阈值排序

注：方框顶部与底部均为 Logit 尺；方框右侧的 Barthel 指数条目按难度排序，难度自上而下逐渐减小；各条目的响应水平阈值排序见方框内的数值顺序(即各选项的分值顺序)

各条目的 DIF Contrast 均小于 0.43，未见存在功能差异的条目(见表 4)。

2.2.7 Barthel 指数有效测试范围 Barthel 指数测试信息函数曲线图见图 3。从图 3 可见，Barthel 指数有效测量范围为 -2.25~2.61 Logit(受试者能力值为 -2.25~2.61 Logit 时，测量信息大于 10)。

表 4 Barthel 指数在不同性别亚组间的条目功能差异分析结果

| 条目 | 条目难度差值 | χ^2 | P |
|------|--------|----------|-------|
| 进食 | 0.10 | 0.93 | 0.334 |
| 洗澡 | 0.00 | 0.05 | 0.831 |
| 修饰 | 0.12 | 5.07 | 0.024 |
| 穿衣 | 0.00 | 0.35 | 0.555 |
| 控制大便 | 0.12 | 1.00 | 0.317 |
| 控制小便 | 0.08 | 0.25 | 0.619 |
| 如厕 | -0.13 | 2.43 | 0.119 |
| 床椅转移 | -0.09 | 0.01 | 0.916 |
| 平地行走 | -0.09 | 0.11 | 0.736 |
| 上下楼梯 | -0.07 | 0.00 | 0.947 |

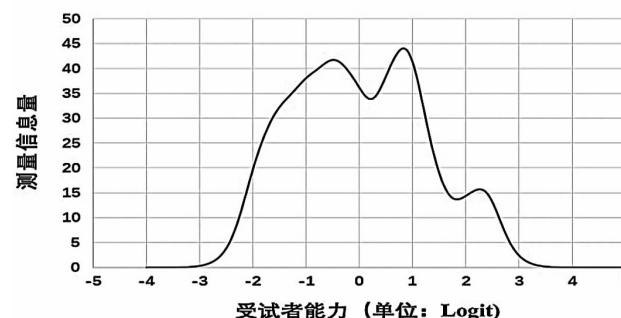


图 3 Barthel 指数在老年住院患者中的信息函数曲线图

注：曲线图的横轴为受试者能力估计值(θ)，纵轴为 Barthel 指数在测量受试者能力值时提供的信息量($I(\theta)$)。

3 讨论

3.1 Barthel 指数信度良好且在老年住院患者BADL 评估中保持了相同的测量特征

在 Rasch 分析中,受试者信度反映受试者特征的稳定性,等同于 Cronbach's α 系数;条目信度则反映条目难度特征的稳定性。本研究显示,Barthel 指数的受试者信度和条目信度分别达到 0.90 和 1.00,说明 Barthel 指数在评估老年住院患者 BADL 能力时具有良好的信度,与既往的相关研究^[21]一致。此外,本研究的条目功能差异分析显示,Barthel 指数各个条目在不同性别亚组中保持了相同的测量特性,未出现偏倚条目。

3.2 需谨慎解读 Barthel 指数总分变化在老年住院患者 BADL 中的临床指导意义

单维性是指量表中各条目都一致地测量某种特质,是量表使用条目总分反映目标特质的首要前提,也是 Rasch 模型中的关键指标。本研究结果显示,Barthel 指数的第一维度和第二维度分别解

释了 78.3% 和 5.1% 的变异,提示 Barthel 指数是一个单一维度的评估工具。但在进一步的条目拟合分析中,发现“平地行走”和“床椅转移”条目与 Rasch 模型拟合欠佳,提示该两个条目与其他条目所测量的受试者特质有所差异,即患者的活动能力与 Barthel 指数所测量的其他能力之间缺乏良好的一致性,更好的活动能力并不意味着更加独立的生活自理能力。因此,患者“床椅转移”和“平地行走”得分与其他生活自理能力之间的不一致可能会影响医护人员对 Barthel 指数结果的判读。本研究调查对象 40% 来自心血管内科,心血管内科患者因疾病因素导致活动耐力受限,这些很可能是导致本研究中“床椅转移”和“平地行走”条目与模型拟合欠佳的原因。在分别删除该两个条目后,量表的受试者信度下降,提示这两个条目可能是 Barthel 指数不可分割的组成部分。实际上,Rasch 模型是一个理想模型,由于现实测量往往涉及混杂因素,试验数据不可能完美地拟合^[22]。“平地行走”和“床椅转移”是老年患者活动能力的基本体现,也是执行其他复杂任务的基础,对 ADL 具有重要意义,保留条目可能更为合适^[23]。

除此以外,局部独立性分析显示,“控制大便”与“控制小便”两个条目的相关系数>0.7,提示两条目共享超过一半的变异,可能只有一个条目是必须的^[16],可考虑合并为“控制大小便”^[8]。研究^[9,24]显示,“控制大便”和“控制小便”在评估脑卒中及脊髓损伤患者时与 Rasch 模型拟合不佳。从概念上看,失禁条目也与其他项目有所不同,世界卫生组织将失禁分类为躯体功能受损,将其他条目归类为活动受限^[25]。

尽管 Barthel 指数在不同人群中已得到广泛应用^[5,21,24],但由于条目之间存在难度差异,且条目响应水平具有等级变量属性,不同条目的相同得分可能代表不同的能力水平;具有相同 Barthel 指数总分的患者之间的实际 ADL 能力很可能存在显著差别^[26],将条目得分视为等距变量进行相加求和,以量化患者 BADL 能力的计分方式并不合理^[26-27],因此在评估老年住院患者 BADL 时,医护人员需要谨慎解读条目得分给 Barthel 指数总分带来变化时的临床指导意义。

3.3 根据患者特征修订并界定 Barthel 指数的条目选项可以提高量表的敏感性

Rasch 模型的强大功能之一在于其精确地计算受试者能力和条目难度参数，并通过比较两者在同一 Logit 尺度上的位置，发现冗余或缺如条目，了解受试者能力与条目难度的匹配程度，从而能够为 Barthel 指数在住院患者 BADL 能力评估中给予更多的解释，也能够为 Barthel 指数的条目和响应水平的进一步修订提供具体信息。本研究发现，Barthel 指数的条目难度均匀分布，未见明显的条目空缺，且受试者能力均值与条目难度均值接近，说明 Barthel 指数的条目难度与老年住院患者的 BADL 能力匹配程度可接受。然而，仍有 14.2% ADL 能力较低的患者没有相应难度的条目可匹配，即这部分患者没有能力完成 Barthel 指数覆盖的各项日常生活活动。未被条目覆盖的患者能力范畴不利于医护人员识别这部分 BADL 能力低下患者的特异性照护需求及干预效果。

本研究还发现，“洗澡”条目与 Rasch 模型存在过度拟合的情况，过度拟合可能是因为测量数据的变异较高引起，或由异常数据所致^[16]，提示该项目在老年患者中的照护需求可能存在较大差异。此外，“洗澡”和“修饰”条目是对本研究中老年住院患者来说最难的条目，但仅有“完全独立”和“需要部分帮助”两个选项，未涵盖老年患者需要不同程度协助的情形。为了提高 Barthel 指数捕捉老年住院患者 ADL 变化的敏感性，建议未来修订 Barthel 量表时，考虑增加上述两个条目的响应水平。

此外，从图 2 可以看到，“床椅转移”、“平地行走”、“上下楼梯”等 3 个条目的选项“需要部分帮助”和“完全独立”之间阈值均过小(<1.4 Logits^[28])，该现象与在脑卒中患者中的研究^[9]相一致，提示有必要收敛上述条目的选项。值得考虑的一个潜在原因是，由于选项定义不清晰，评估者可能难以准确界定受试者的情况。例如，因活动无耐力而在行走时需要部分帮助的老年患者，在短距离可以独立行走；老年患者在院期间一般会乘坐电梯上下楼，因此在“上下楼梯”条目上更加倾向于选择完全独立和完全依赖。由于可能存在对 Barthel 指数条目选项理解上的差异，有必要针对老年患者的

特征，制订详尽的使用指引以保证评估的规范性^[2]。

3.4 了解目标患者的 Barthel 指数条目难度排序有利于把握患者的照护需求

Barthel 指数条目原始得分的 Logit 转换，使得各条目难度之间以及患者能力之间的比较成为可能^[28]，护理人员能通过患者 Logit 得分情况了解不同患者的 BADL 能力水平差异及可能需要的辅助照护，对制订护理计划和配置照护资源有较好的参考价值。Barthel 指数条目难度排序在不同患者群体中表现不同。研究显示^[29]，对中风 1 年后的患者来说，“床椅转移”和“平地行走”最容易，“洗澡”和“穿衣”最难；对急性病老年住院患者来说，“进食”和“大便控制”最容易，“上下楼梯”、“洗澡”和“平地行走”最难^[24]。在本研究中，老年住院患者的 Barthel 指数条目难度排序依次为：洗澡>修饰>上下楼梯>如厕>穿衣>进食>控制小便>控制大便>平地行走>床椅转移。对目标群体 Barthel 指数条目难度排序的了解，有利于护理人员把握患者的照护需求特征。值得注意的是，尽管 Orem 自护理念已为国内护理同行熟知，但国内外基础护理实践上还存在差异，可能会导致跨文化的条目理解差异。

3.5 局限性

本研究的局限性：由于本研究选取了一周内住院的患者，时间跨度较小，可能会存在短时间内某种疾病或某类患者聚集的现象，导致入组患者同质性偏高的问题，出现选择性偏倚，考虑到增大时间跨度可能会带来新的选择性偏倚问题，例如，季节性差异、老年人多次入院带来的重复抽样问题等，因此，本研究未进一步增加样本采集的时间跨度。

4 结论

本研究采用 Rasch 分析检验了 Barthel 指数在老年住院患者 BADL 评估中的适用性，结果表明，Barthel 指数是一个信度良好的单维工具，且条目难度与老年住院患者的能力基本匹配，但活动相关条目与模型拟合欠佳，且响应阈值的难度间距过小；大、小便控制条目存在局部依赖性，需要进一步合并。因此，Barthel 指数在老年住院患者中使用存在一定的局限性，根据 Barthel 指数总分评估

住院老年患者BADL时的临床意义需要谨慎解读。后续研究将对相应条目进行修订完善，并在更大的样本中检验。

参考文献：

- [1] PEREZ M J, FLORES A M, CASREO S A, et al. Inpatient dependency in activities of daily living predicts informal caregiver strain: Across-sectional study [J]. Chin Nurs, 2018, 27(1-2):e177-e185.
- [2] QUINN T J, LANGHORNE P, STOTT D J. Barthel index for stroke trials: development, properties, and application [J]. Stroke, 2011, 42(4):1146-1151.
- [3] AVELINO-SILVA T J, FARFEL J M, CURIATI J A, et al. Comprehensive geriatric assessment predicts mortality and adverse outcomes in hospitalized older adults [J]. BMC Geriatr, 2014, 14(1):129.
- [4] MAHONEY F I, BARTHEL D W. Functional evaluation: The Barthel Index [J]. Md State Med J, 1965, 14:61-65.
- [5] BUURMAN B M, van MUNSTER B C, KOREVAAR J C, et al. Variability in measuring (instrumental) activities of daily living functioning and functional decline in hospitalized older medical patients: a systematic review [J]. J Clin Epidemiol, 2011, 64(6):619-627.
- [6] 中华人民共和国国家卫生健康委员会. 护理分级 [EB/OL]. (2013-11-14) [2018-08-01]. <http://www.nhfpc.gov.cn/zhus/pjl/201412/941e75f5e9514b8ea1b5e2e05954d09e.shtml>.
- [7] 胡乃军. 中国人口老龄化与老年人口医疗费用研究 [J]. 老龄化研究, 2014, 1(1):34-43.
- [8] TENNANT A, CONAGHAN P G. The Rasch measurement model in rheumatology: what is it and why use it? When should it be applied, and what should one look for in a Rasch paper? [J]. Arthritis Rheum, 2007, 57(8):1358-1362.
- [9] van HARTINGSVELD F, LUCAS C, KWAKKEL G, et al. Improved interpretation of stroke trial results using empirical Barthel item weights [J]. Stroke, 2006, 37(1):162-166.
- [10] KUCUKDEVICI A A, YAVUZER G, TENNANT A, et al. Adaptation of the modified Barthel Index for use in physical medicine and rehabilitation in Turkey [J]. Scand J Rehabil Med, 2000, 32(2):87-92.
- [11] HONG I, WOO H S, SHIM S, et al. Equating activities of daily living outcome measures: The functional independence measure and the Korean version of modified Barthel Index [J]. Disabil Rehabil, 2018, 40(2):217-224.
- [12] SILVEIRA L, SILVA J, SOLER J, et al. Assessing functional status after intensive care unit stay: The Barthel index and the Katz index [J]. Int J Qual Health Care, 2018, 30(4):265-270.
- [13] LINACRE J M. Sample size and item calibration stability [J/OL]. Rasch Measurement Transactions, 1994, 7(4): 328.
- [14] DE CHAMPLAIN A F. A primer on classical test theory and item response theory for assessments in medical education [J]. Med Educ, 2010, 44(1):109-117.
- [15] TENNANT A, MCKENNA S P, HAGELL P. Application of Rasch analysis in the development and application of quality of life instruments [J]. Value Health, 2004, 7 (Suppl 1):S22-S26.
- [16] LINACRE J. A user's guide to Winsteps® Rasch measurement computer programs [M]. Chicago:MESA press, 2017:297-499.
- [17] PARK E Y, CHOI Y I. Rasch analysis of the London handicap scale in stroke patients: a cross-sectional study [J]. J Neuroeng Rehabil, 2014, 11(1):114.
- [18] FISHER W P. Rating scale instrument quality criteria [J/OL]. Rasch Measurement Transactions, 2007, 21(1):1095.
- [19] ARCURI G G, PALLADINI L, DUMAS G, et al. Exploring the measurement properties of the montreal cognitive assessment in a population of people with cancer [J]. Support Care Cancer, 2015, 23(9):2779-2787.
- [20] LINACRE J M. Optimizing rating scale category effectiveness [J]. J Appl Meas, 2002, 3(1):85-106.
- [21] HSUEH I P, LIN J H, JENG J S, et al. Comparison of the psychometric characteristics of the functional independence measure, 5 item Barthel index, and 10 item Barthel index in patients with stroke [J]. J Neurol Neurosurg Psychiatry, 2002, 73(2):188-190.
- [22] 晏子. 心理科学领域内的客观测量—Rasch模型之特点及发展趋势 [J]. 心理科学进展, 2010, 18(8):1298-1305.
- [23] BOHLIG M, Jr. FISHER W P, MASTERS, et al. Content validity and misfitting items [J/OL]. Rasch Measurement Transactions, 1998, 12(1):607.
- [24] MORTON N A, KEATING J L, DAVIDSON M. Rasch analysis of the Barthel index in the assessment of hospitalized older patients after admission for an acute medical condition [J]. Arch Phys Med Rehabil, 2008, 89(4):641-647.
- [25] World Health Organization (WHO). International classification of functioning, disability and health [M]. Geneva: WHO, 2001:167-169.
- [26] TENNANT A, GEDDES J M, CHAMBERLAIN M A. The Barthel Index: an ordinal score or interval level measure? [J]. Clin Rehabil, 1996, 10(4):301-308.