

博士論文

Examining of the psychometric properties of
the Model of Human Occupation Screening Tool
Japanese version

人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の
精神測定学的検討

指導教員 石井良和 教授

首都大学東京大学院 人間健康科学研究科
作業療法科学域 研究生

野藤弘幸

2013 年 9 月

博士論文

Examining of the psychometric properties of
the Model of Human Occupation Screening Tool
Japanese version

人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の
精神測定学的検討

指導教員 石井良和 教授

首都大学東京大学院 人間健康科学研究科
作業療法科学域 研究生

野藤弘幸

2013 年 9 月

目 次

I 学位論文・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 1

Examining of the psychometric properties of the Model of Human Occupation Screening Tool Japanese version

野藤弘幸，山田 孝，小林法一，石井良和，
Kirsty Forsyth

Hong Kong Journal of Occupational Therapy, 2013 (印刷中)

II 副論文 1・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 43

「人間作業モデルスクリーニングツール」と 「作業に関する自己評価・改訂版」の信頼性と 妥当性に関する研究

野藤弘幸，山田 孝，小林法一

作業行動研究 第 15 巻 第 3 号

III 副論文 2・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 63

日本語版・人間作業モデルスクリーニングツールの 信頼性に影響する要因の検討

野藤弘幸，山田 孝，小林法一，石井良和

作業行動研究 第 17 巻 第 1 号

学位論文

Examining of the psychometric properties of
the Model of Human Occupation Screening Tool
Japanese version

野藤弘幸^{*1} 山田 孝^{*2} 小林法一^{*3},
石井良和^{*3} Kirsty Forsyth^{*4}

*1 常葉大学保健医療学部作業療法学科

*2 目白大学大学院リハビリテーション学研究科,
首都大学東京名誉教授

*3 首都大学東京大学院人間健康科学研究科作業療法科学域

*4 Department of Occupational Therapy, Queen Margaret
University

Hong Kong Journal of Occupational Therapy, 2013

(印刷中)

Received 14 January 2013; Accepted 5 June 2013

Summary

Objective/Background: The Model of Human Occupation Screening Tool- Japanese version (J-MOHOST) was developed, and it was identified that the J-MOHOST did not have any problems in linguistic validation. The purpose of this study is to examine the psychometric properties of the J-MOHOST for the physical disabilities.

Methods: Forty-four participants were recruited from the rehabilitative wards and data, including demographic variables and the J-MOHOST scores, were obtained. The fit statistics, rating scale characteristics, and reliability index were examined using the Rasch analysis.

Results: There were no misfitting participants, and the J-MOHOST measures reliably separated the participants into 3.95 statistically distinct strata with a person reliability of .88. The result of item fit showed that it did not have noticeable problem in the items of the J-MOHOST. Moreover, the item reliability was .88. The content of the item difficulty could represent the characteristics of occupational participation of the participants in conformity with the rating system of the J-MOHOST.

Conclusion: The J-MOHOST rating scale could discriminate the level of occupational participation in physical disabilities. The results indicate that the J-MOHOST is an effective tool for measurement. Further studies are needed to increase the number of participants with a variety of disabilities and settings.

Key words

**Model of Human Occupation, Model of Human Occupation
Screening Tool (MOHOST), occupational participation**

Introduction

In Japan, the effect of rehabilitation for the physical disabilities is often identified by the change in the Activities of Daily Living (ADL) indexes from admission to discharge. The most popular tools used to measure the level of ADL include Functional Independence Measure, Barthel Index, and Nishimura's scale for rating of activities of daily living of the elderly (N-ADL). Therefore, ADL training is emphasized in the rehabilitation settings (Watanabe, 2009). However, from an occupational therapy perspective, it was proposed that evaluating and intervening to support the clients' engagement in meaningful occupations was critical (Fujimoto & Yamada, 2009). Further, the assessments and intervention focused on meaningful occupation is more effective for improving ADL (Shinohara, Yamada, Kobayashi, & Forsyth, 2012). The engagement in personally and socially meaningful occupations is conceptualized occupational participation (Kielhofner, 2008).

To assess strengths and limitations in occupational participation of the clients, the Model of Human Occupation Screening Tool (MOHOST) was developed (Parkinson, Forsyth, & Kielhofner, 2006). The MOHOST is based on the Model of Human Occupation (MOHO), which is one of the most frequently used occupational therapy conceptual models of practice (Lee, Taylor, Kielhofner, & Fisher, 2008). Moreover the model has been applied and empirically tested within various cultures (Lee et al., 2008)

The MOHOST measures relevant MOHO concepts, and each of the concepts has four items: (a) volition or motivation for occupations (appraisal of ability, expectation of success, interest, and choices), (b) habituation or pattern of occupation (routine, adaptability, roles, and responsibility), (c) communication and interaction skills (nonverbal skills, conversation, vocal expression, and relationships), (d) process skills (knowledge, timing, organization, and problem-solving), (e) motor skills (posture and mobility, co-ordination, strength and effort, and energy), and (f) environment (physical space, physical resources, social groups, and occupational demands) (Parkinson et al., 2006). Each of the 24 items is rated using 4-point rating scale: F=facilitates occupational participation, A=allows occupational participation, I=inhibits occupational participation, and R=restricts occupational participation (Parkinson et al., 2006).

The MOHOST has multiple data collection methods such as client observation and interviews with a client, ward staff, and relatives. Moreover, its language has been adapted to facilitate communication among wider, multi-disciplinary teams of professionals (Parkinson et al., 2006). As such, it can be used in the evaluation of a wide range of clients with psychosocial and/or physical disabilities, by occupational therapists while sharing information about their clients with rehabilitation teams. The MOHOST also helps occupational therapists to develop intervention plans at an early stage of rehabilitation. These characteristics of the MOHOST offer a cost-effective

intervention (Hawes & Houlder, 2010) and prove useful with clients who are not able to self-report (Yabuwaki, Kobayashi, & Yasuda, 2013).

There are four international psychometric studies that examined the measurement properties of the MOHOST as follows. The first study on 166 participants employed confirmatory factor analysis, which showed that there were six underlying factors for each MOHO dimension (Kielhofner et al., 2009). The second study on 54 clients in an inpatient rehabilitation unit indicated that the MOHOST could detect change in clients from admission to discharge (Kramer, Kielhofner, Lee, Ashpole, & Castle, 2009). The third study on 101 clients provided evidence of the internal consistency, construct validity, and inter-rater reliability (Pan et al., 2011). The latest study of 1039 adult psychiatric service users showed good construct validity, concurrent validity, and separation reliability, which indicate the reproducibility of the person ability and item difficulty (Kielhofer et al., 2010).

As the MOHOST was primarily developed for use in the mental health settings, all participants in the above studies had psychiatric disabilities. However in Japan, there were five case studies that discussed the application of the MOHOST in the rehabilitation settings for physical disabilities (Asano & Ishii, 2010; Hasegawa & Yamada, 2011; Irobe, Shinohara, & Yamada, 2011; Hayakawa, Minami, Kawatsu, Notoh, and Yamada, 2011; Yabuwaki et al., 2013). These studies reported that the MOHOST was a useful tool to identify challenges in occupational participation for clients with physical disabilities.

However, to date, the psychometric properties of the MOHOST for the physical disabilities in Japan have not been examined. Therefore, the purpose of this study is to examine the psychometric properties of the MOHOST in the rehabilitation settings for physical disabilities in Japan.

Methods

Participants

This study applied Rasch analysis as a method of statistical analysis. The number of the participants for the analysis is assumed to be ≥ 30 , and this analysis does not require random sampling (Bond & Fox, 2007). In this study, over 30 participants were recruited voluntarily from rehabilitative settings for physical disabilities of two research hospitals using convenience sampling. The exclusion criteria included the existing diagnosis of dementia and/or higher brain dysfunction. The demographic characteristics of the participants are presented in Table 1. The study protocol was positively reviewed by the Research Ethics Committee of the Arakawa Campus, Tokyo Metropolitan University (No. 09080).

The Japanese version of MOHOST

In order to develop the Japanese version of MOHOST (J-MOHOST) to examine its applicability in the context of physical rehabilitation, the criteria and rating scale of the MOHOST was translated into Japanese. This was followed

by a back translation, which was performed independently by two occupational therapists with a deep understanding of the MOHO, and expertise in using the model in clinical practice. A pilot study was conducted with five people with physical disabilities. This study supported the linguistic validity of the J-MOHOST (Notoh, Yamada, Kobayashi, & Kobayashi, 2009). Following the pilot study, the J-MOHOST was subjected to further revisions.

Similar to the original MOHOST, each of the J-MOHOST items is rated using a 4-point rating scale: F=4, A=3, I=2, and R=1. The rating is based on the information gathering from the observation of each participant within occupational settings, an interview, and the reports from the rehabilitation team.

Data collection

The first author who was familiar with the MOHO and with the protocol of the MOHOST, together with one of the translators of the MOHOST Japanese manual, rated the J-MOHOST following the observation and interview. This was based on 40-60-minute-long occupational therapy assessment sessions with each participant. Participants' demographic characteristics were gathered from the occupational therapists in charge of the participants' rehabilitation.

Data analysis

The Rasch analysis was used to examine the data as it can calculate the relationships of people's ability relative to item difficulty. This is done while simultaneously

converting an ordinal scale into a unidimensional interval scale (Bond & Fox, 2007). The Rasch analysis was performed using FACETS 3.67.1 (Linacre, 2010).

Fit statistics and the Standardized error

The fit statistics of the Rasch analysis indicate whether or not the items are unidimensional. Infit mean square residual (InMnSq) and Standardized as a z score (Zstd) are indexes of fit statistics (Wright, & Stone, 1979). The range of fit statistics is different according to the characters of the tests. In the clinical assessment, an InMnSq >1.7 associated with Zstd >2.0 indicates a misfit, that is, an issue with the internal consistency of test items, the ability pattern of participants or the measurement pattern (Bond & Fox, 2007). It is assumed that the reliable measurement is performed in the presumption of the person ability and item difficulty as the standardized error of each item is ≤ 0.30 logits (Tham, Bernspång and Fisher, 1999).

Rating scale and Item characteristics

The category probability curve, the item characteristic curve, and the item information curve are obtained according to the Rasch analysis. The category probability curve is the probability of responding to any particular category, given the difference in estimates between any person ability and any item difficulty. Item characteristic curve represents the relationship between the odds of success and the person ability and the item difficulty difference. Moreover, the item information curve shows the

sensitivity of the amount of information that discriminates person ability (Bond & Fox, 2007).

Person separation and the Rasch reliability

Rasch analysis also provides two indexes of how the J-MOHOST discriminates the clients into levels of occupational participation. These indexes are the person reliability and the item reliability. The person reliability represents the replicability of person ordering being given the same construct test items (Bond & Fox, 2007). The person reliability is estimated using the person separation index which is calculated as $4 [\text{separation index}] + 1/3$. The person separation index indicates the statistically distinguishable levels of the construct that is represented by the items (Wright, 1996). The item reliability is equivalent to the test reliability of internal consistency of the classical test theory. The values of both reliabilities are required to be $> .8$ (Linacre, 1997).

Results

Fit statistics and the Standardized error

The average of the person ability measures was 1.41 logits (Standard deviation [SD] = .33) logits, and the range was from -0.22 logits to 4.09 logits. The average of the standardized error was 0.33 logits (SD = .88 logits), and the range was from 0.27 logits to 0.68 logits. Twenty-one participants showed their standardized error was > 0.3 logits. The average InMnSq of the person difficulty measure was 0.65 logits (SD = .30 logits), and Zstd was -1.4

logits (SD= 1.30 logits). Table 2 shows the results of the Rasch analysis of the item difficulty measure, the standardized error, InMnSq, Zstd, and the hierarchical order of item difficulty of the J-MOHOST. The average of the item difficulty measures was 0.00 logits (SD= .68 logits), and the range was from -1.26 logits to 1.93 logits. The item difficulty measure of “posture and mobility” was significantly higher than the other items for the participants. The average standardized error was 0.24 logits (SD= .22 logits), and the range was from 0.21 logits to 0.30 logits. No item showed a standardized error above 0.3 logits. The average InMnSq of the item difficulty measure was 0.67 logits (SD = .21 logits), and Zstd was -1.80 logits (SD =1.30 logits). In terms of the hierarchical order of item difficulty, the items of “posture and mobility” and “co-ordination” in the area of “motor skills”, and the items in the area of “motivation for occupations”, were harder than other items for the participants. Comparatively, the items in the area of “communication and interaction skills”, “process skills” and “environment” were easier than other items.

The results of the fit statistics and the standardized error showed that there were no misfitting participants and items, although the ability of the participants was relatively higher than the item difficulty. The number of the standardized error indicators for the person ability was > 0.3 logits. The results indicate a reliable measurement of items difficulty, but not of person ability.

Rating scale and item characteristics

According to the results of the category probability curve, the item characteristic curve, and the item information curve of the J-MOHOST, the item difficulty measure changed “R” into “I” at -1.47 logits, “I” into “A” at -0.18 logits, and “A” into “F” at 1.65 logits. These results show that the rating category of the J-MOHOST was along the order of the 4-point scales. The observed counts of each 4-point rating scale indicated that the “R” was 20 (2%), “I” was 123 (12%), “A” was 406 (38%), and “F” was 507 (48%). This result indicates that the ability level of the participants were relatively high. The items within the range of almost -1.0 - 0 logits, which were in the area of “communication and interaction skills”, “process skills” and “environment”, showed a high amount of information.

Person separation and the Rasch reliability

The person reliability was .88 as the person separation index was 2.71, which results in 3.95 different levels of occupational participation. The item reliability was .88. This indicates the required level of reliability.

Discussion

The results of this study showed that there were no misfitting people and that there were items with good estimations of reliability. Moreover, the content of item difficulty measure represented the characteristics of occupational participation of the clients who had physical disabilities.

The results showed that the person ability measures

were relatively higher than item difficulty measures. The average standardized error of person ability was 0.33 logits, though there were no misfitting participants. This result was related to the characteristics of the participants. Typically, clients are admitted to the rehabilitative wards within 1 month after receiving acute care (Watanabe, 2009), and within this time frame ADL improves markedly. The participants of this study, however, were 1.8 months from onset and had a N-ADL score median of 36 points (out of a possible 50 points), which indicated requirement for some assistance in ADL (Kobayashi et al., 1988). Additionally, the range of N-ADL indicates a wide range of variance of participants' ADL ability. These factors were responsible for the low reliability of the measurement of personal ability. The majority of the participants had a diagnosis of a "fracture". Consequently, the most difficult items were "posture and mobility" and "co-ordination" of "motor skills". It is anticipated that the stable environment should facilitate occupational participation (Kielhofner, 2008). All the participants were within hospital wards (from acute to rehabilitation) and it could be argued that their "appraisal of ability" in their new environment was still developing and that their "choices" were interrelated with their new environment as they attempted to put plans into action (Parkinson et al., 2006). Moreover, functioning within a hospital environment made the development of the "interest" difficult. This indicates a need for occupational therapists to focus therapy on developing "motivation for occupations" alongside "motor skills" as a priority, given

its level of difficulty for clients. The items of “environment” were the easiest, which is consistent with being within a supportive ward environment. “Communication and interaction skills” were also indicated as easy items as the participants were not experiencing impairments in this area. The discrimination among the items difficulties caused the problem in the standardized error of person ability. However, the items of the J-MOHOST could distinguish clients into at 3.95 statistically distinct strata with a person reliability that was .88, and there was no misfitting of person ability measure. This allows occupational therapists to discriminate clients’ abilities into many different levels of occupational participation. Moreover, the standardized error of all items of the J-MOHOST in this study was between 0.21 logits to 0.30 logits, which is indicative of a reliable measurement. The result of the item reliability was .88. There was also no misfitting item. The results indicated no issues with the reliability of replicability of person ordering, or with internal consistency of the J-MOHOST items, including the results of the standardized error of the person ability.

It could be argued that the items of “communication and interaction skills”, “process skills”, and “environment” (those measure were in the range of -1.0 - 0 logits) contributed to the distinction of participants’ abilities from the item information curve in this study. In occupational therapy practice, clinicians often intervene for “communications and the interaction skills” and “process skills” through the adaptation of the

“environment” (Forsyth, Lai & Kielhofner, 1999) when the physical disabilities is significant. Indeed, some case studies have illustrated that occupational participation has increased through skill based interventions (Asano & Ishii, 2010; Hasegawa & Yamada, 2011; Irobe et al., 2011; Hayakawa et al., 2011). From this clinical point of view, the items within areas of “communications and the interaction skills”, “process skills”, and “environment” are indicative of clients’ increased need for occupational therapy services. The result of the item information curve was expected clinically. Moreover, the result that the expected score was in order of the 4-point scale of the J-MOHOST reflected the item difficulty and indicated the tools’ ability to assess clients according to their occupational participation.

It is ideal to develop a rating scale that generates the average of person ability measure as 0.0 logits (Kobayashi, Yamada, Kawamata, Ishibashi, & Ishii, 2010). When the 4-point J-MOHOST rating scale divides into two that is, occupational participation strengths (“F” and “A”) and occupational participation difficulties (“I” and “R”), the category probability of “A” and “I” changed at -0.18 logits. The J-MOHOST rating scale was, therefore, able to distinguish the difficulty of occupational participation of the participants close to 0.0 logits. Moreover, it was thought that the rating scale was adapted to the clients who had various ranges of the abilities as the ability measure was widely distributed within the range of -3.0 - 3.0 from the findings in the category probability curve and the item characteristic curve. It was suggested that the

4-point scale of the J-MOHOST as ordinal was able to discriminate among the clients' problems of ability of occupational participation for clinical use.

There are limitations of this study. The representation of occupational participation of general clients with physical disabilities was not sufficiently reflected in the results as this study had a limited number of participants, though the minimum requirement for the Rasch analysis was met. Additionally, many of the participants in this study experienced orthopedic diseases. This increased item's difficulty on the subscale of "motor skills" of the J-MOHOST. This sampling bias influenced the reliable measurement of person ability. A future study should examine the validity of the items of the J-MOHOST with increasing participants who are of different rehabilitation settings and of different disabilities. Additionally, in this study, the first author rated the J-MOHOST as it had not yet percolated through to every settings of occupational therapy in Japan. The fit statistics of raters should be examined in a future study.

Conclusion

This study examined the psychometric properties of the J-MOHOST for the clients who had physical disability within rehabilitative wards. Data, including demographic variables and scores on the J-MOHOST were retrieved from 44 clients. The Rasch analysis was used to examine the observed consistencies in test responses, the fidelity of the scoring structure, and the reliability. There were no

misfitting participants, and the J-MOHOST measures reliably separated the participants into 3.95 statistically distinct strata with the person reliability of .88 in conformity with the rating system of the J-MOHOST. Moreover, the fit index of the items did not indicate noticeable problems, and item reliability was .88. The content of item difficulty could represent the characteristics of occupational participation of the participants. Further studies are needed to apply the J-MOHOST for the clients with a variety of disabilities and settings.

Acknowledgments

The authors thank all the participants and the occupational therapists in the hospital that supported this research, as well as members of the Yamada Laboratory, Doctor's Course of Graduate School of Health Sciences, Tokyo Metropolitan University, for their helpful advice.

Table 1 Demographic characteristics of the participants (n=44)

Age (years)	
Mean (SD)	80.7 (8.03)
Range	65-96
Sex (n)	
Male	7
Female	37
ADL (N-ADL)	
Median	36
Range	19-50
Diagnosis	
Fracture of femur	27
Vertebral compression fracture	4
Other fractures	4
Cerebrovascular disease	6
Spinal cord injury	1
Disuse atrophy	2
Period from the onset (months)	
Mean (SD)	1.8 (1.5)
Range	1-8

N-ADL is an observed assessment for the activities of daily living of the elderly, and the ranges form 0 to 50 points.

Table 2 Item fit statistics for the 24 items of the J-MOHOST

Items	Item Difficulty Measures	Standardized Error	InMnSq	Zstd	The Hierarchical Order of Item Difficulty
Motivation for occupations					
Appraisal of ability	0.52	0.22	0.65	-1.90	5
Expectation of success	0.37	0.22	0.50	-2.90	7
Interest	0.66	0.21	0.52	-2.80	3
Choice	0.63	0.21	0.62	-2.10	4
Pattern of occupation					
Routine	0.29	0.22	0.49	-2.90	9
Adaptability	0.03	0.23	0.35	-4.00	12
Responsibility	0.33	0.22	0.61	-2.10	8
Roles	0.48	0.22	0.41	-3.60	6
Communication and interaction skills					
Nonverbal skills	-0.64	0.26	0.78	-0.90	19
Conversation	-0.71	0.26	0.70	-1.30	21
Vocal expression	-0.64	0.26	0.92	-0.20	20
Relationships	-0.57	0.25	0.50	-2.60	18
Process skills					
Knowledge	-0.22	0.24	0.63	-1.90	16
Timing	-0.27	0.24	0.43	-3.20	17
Organization	-0.16	0.24	0.45	-3.10	15
Problem-solving	0.08	0.23	0.53	-2.60	11
Motor skills					
Posture and mobility	1.93	0.21	1.21	1.00	1
Co-ordination	0.84	0.21	0.60	-2.30	2
Strength and effort	0.29	0.22	0.90	-0.40	10
Energy	-0.02	0.23	0.87	-0.50	13
Environment					
Physical space	-0.79	0.27	0.87	-0.50	22
Physical resources	-1.05	0.28	0.80	-0.80	23
Social groups	-1.26	0.30	0.65	-1.50	24
Occupational demands	-0.11	0.24	1.05	0.30	14

J-MOHOST =The Model of Human Occupation Screening Tool Japanese version;

InMnSq=Infit mean square residual; Zstd= standardized as a z score

References

- Asano, T., & Ishii, Y. (2010). "I want to take a trip again"; A case report of rebuilding an active life, by using of Model of Human Occupation Screening Tool for the case who had second attack on cerebral-vascular accident. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 13, 248-258 (in Japanese).
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2007). *Applying the Rasch model: fundamental measurement in the human sciences* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Forsyth, K., Lai, J. S., & Kielhofner, G. (1999). The assessment of communication and interaction skills (ACIS): Measurement properties. *British Journal of Occupational Therapy*, 62, 69-74.
- Fujimoto, K., & Yamada, T. (2009). A study concerning to the subjective effectiveness of occupational therapy among the inpatients in rehabilitation wards for the recovery stage. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 13, 1-12 (in Japanese).
- Hasegawa, Y., & Yamada, T. (2011). A case who improved the behavioral disorder of the dementia by inflection of MOHOST. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 14, 274-283 (in Japanese).
- Hayakawa, R., Minami, S., Kawatsu, T., Notoh, H., & Yamada, T. (2011). A case that improved occupational participation through occupation-focused intervention in palliative care. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 15, 29-37 (in Japanese).

- Hawes, D., & Houlder, D. (2010). Reflections on using model of human occupation screening tool in a joint learning disability team. *British Journal of Occupational Therapy*, 73, 564-567.
- Irobe, C., Shinohara, K., & Yamada, T. (2011). A case report concerning the intervention of MOHO-based occupational therapy for an elderly client with dementia using a day service. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 15, 20-28 (in Japanese).
- Kielhofner, G. (2008). *A Model of Human Occupation: Theory and Application* (4th ed.). Philadelphia, PA: F.A. Davis.
- Kielhofner, G., Fan, C. W., Morley, M., Garnham, M., Heasman., Forsyth, K., et al. (2010). A psychometric study of the Model of Human Occupation Screening Tool (MOHOST). *Hong Kong Journal of Occupational Therapy*, 20, 63-70.
- Kielhofner, G., Fogg, L., Bravemann, B., Forsyth, K., Kramer, J., & Duncan, E. (2009). A factor analytic study of the Model of Human Occupation Screening Tool of hypothesized variables. *Occupational Therapy in Mental Health*, 25, 127-137.
- Kobayashi, N., Yamada, T., Kawamata, H., Ishibashi, Y., & Ishii, Y. (2010). Examining internal validity of revised occupational self assessment for healthy older people using Rasch analysis. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 14, 33-40 (in Japanese).
- Kobayashi, T., Hariguchi, Y., Nishimura, K., Takeda, M., Fukunaga, T., Inoue, O., et al. (1988). A new clinical scale for rating of mental states and activities of daily

- living of the elderly (NM-scale and N-ADL). Japanese Journal of Clinical Psychiatry, 17, 1653-1668 (in Japanese).
- Kramer, J., Kielhofner, G., Lee, S. W., Ashpole, E., & Castle, L. (2009). Utility of the Model of Human Occupation Screening Tool for detecting client change. Occupational Therapy in Mental Health, 25, 181-191.
- Lee, S.W., Taylor, R., Kielhofner, G., & Fisher, G. (2008). Theory use in practice: a national survey of therapists who use the Model of Human Occupation. The American Journal of Occupational Therapy, 62, 106-117.
- Linacre, JM. (1997). KR-20/ Cronbach Alpha or Rasch Reliability: Which Tells the "Truth"? Rasch Measurement Transactions, 11, 580-581.
- Notoh, H., Yamada, T., Kobayashi, N., & Kobayashi, R. (2009). Linguistic validation of the Model of Human Occupation Screening Tool in the Japanese subjects. Japanese Journal of Occupational Behavior, 12, 74-81 (in Japanese).
- Pan, A. W., Fan, C. W., Chung, L., Chen, T. J., Kielhofner, G., Wu, M. Y., et al. (2011). Examining the validity of the Model of Human Occupation Screening Tool; using classical test theory and item response theory. British Journal of Occupational Therapy, 74, 34-40.
- Parkinson, S., Forsyth, K., & Kielhofner, G. (2006). The Model of Human Occupation Screening Tool (Version 2.0). Chicago, IL: Model of Human Occupation Clearinghouse, Department of Occupational Therapy, College of Applied Health Sciences, University of Illinois at Chicago.

- Shinohara, K., Yamada, T., Kobayashi, N., & Forsyth, K (2012). The model of human occupation-based intervention for patients with stroke: a randomized trial. *Hong Kong Journal of Occupational therapy*, 22, 60-69.
- Tham, K., Bernspång, B, Fisher, A. G. (1999). Development of the assessment of awareness of disability. *Scandinavian Journal of Occupational Therapy*, 6, 184-190.
- Watanabe, S. (2009). Current state and future challenges facing Kaifukuki rehabilitation wards. *Japanese Journal of Rehabilitation Medicine*, 46, 799-807 (in Japanese).
- Wright, B. D., & Linacre, J. M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, 370.
- Wright, B. D. (1996). Reliability and Separation. *Rasch Measurement Transactions*, 9, 472.
- Wright, B.D., & Stone, M. (1979). *Best test design*. Chicago, IL: MESA Press.
- Yabuwaki, K., Kobayashi, R., & Yasuda, M. (2013). Promotion of occupational participation among long-term hospitalized elderly patients using the model of human occupation screening tool. *Japanese Journal of Occupational Behavior*, 16, 258-266 (in Japanese).

主論文和訳

人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の
精神測定学的検討

Examining of the psychometric properties of
the Model of Human Occupation Screening Tool
Japanese version

野藤弘幸^{*1}, 山田 孝^{*2}, 小林法一^{*3},
石井良和^{*3}, Kirsty FORSYTH ^{*4}

*1 常葉大学保健医療学部作業療法学科

*2 目白大学大学院リハビリテーション学研究科,
首都大学東京名誉教授

*3 首都大学東京大学院人間健康科学研究科作業療法科学域

*4 Department of Occupational Therapy, Queen Margaret
University

Hong Kong Journal of Occupational Therapy, 2013

(印刷中)

2013年1月14日受付, 2013年6月5日受理

【要旨】

背景と目的：人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の開発にあたり，言語的妥当性に問題のないことが明らかとなっている．本研究の目的は，身体障害領域の作業療法場面において，人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の精神測定学的検討を行うことである．

方法：回復期リハビリテーション病棟に入院している 44 名のクライアントを対象者として，その属性と人間作業モデルスクリーニングツール日本語版のデータを取得した．Rasch モデルにより，適合度，尺度構成，そして信頼性を検討した．

結果：対象者に不適合はみられなかった．人間作業モデルスクリーニングツール日本語版は，対象者能力の再現性に関する信頼性係数 0.88 をもって，Rasch モデル上，3.95 の異なった領域に対象者を区分していた．項目の適合度にも問題はなく，項目難易度の再現性に関する信頼性係数は 0.88 であった．人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の評定基準に則って，項目の難易度は対象者の作業参加の属性を表していた．

結論：人間作業モデルスクリーニングツール日本語版の尺度構成は，身体障害のクライアントの作業参加の能力を弁別していた．人間作業モデルスクリーニングツール日本語版はクライアントの作業参加を評定する上で良好な質をもっていると考えられた．今後は，多様な能力障害とより多くの対象者に対する適合を検討する必要性が示唆された．

【キーワード】

人間作業モデル，人間作業モデルスクリーニングツール，作業参加

はじめに

日本では、身体障害領域のリハビリテーションの効果は、機能的自立度評価法、Barthel index、そして、N式老年者用日常生活動作能力評価尺度（Nishimura's scale for rating of activities of daily living of the elderly：以下、N-ADL）といった、日常生活活動（Activities of Daily Living：以下、ADL）の評価に主眼を置いて効果検証がなされる。それゆえ、ADLへの介入がリハビリテーションでは求められる¹⁾。しかし、作業療法（Occupational Therapy：以下、OT）の立場から、クライアントの主観的認識を評価して、意味ある作業の達成を満たす介入が、高い効果を生み出すことも主張されている²⁾。また、意味ある作業に焦点をあてた評価と介入がADLの改善には有効であることも示されている³⁾。個人的で、社会的に意味のある作業に従事することは、作業参加と概念化されている⁴⁾。

作業参加の評価法として、英国で人間作業モデルスクリーニングツール（the Model of Human Occupation Screening Tool；以下、MOHOST）が開発されている⁵⁾。MOHOSTは、多様な文化のもとで適用されている⁶⁾OTの概念的実践モデルである人間作業モデル（A Model of Human Occupation：以下、MOHO）に基づいて開発された評価法である。

MOHOSTは、MOHOの構成要素に対応した「意志」と同一概念である「作業への動機づけ」、同じく「習慣化」と同一概念である「作業のパターン」、そして、「コミュニケーションと交流技能」「処理技能」「運動技能」「環境」の6つの領域から構成されている。「作業への動機づけ」は「能力の評価」「成功への期待」「興味」「選択」、 「作業のパターン」は「日課」「適応性」「役割」「責任」、 「コミュニケーションと交流技能」は「非言語的技能」「会話」「音声による表現」「関係性」、

「処理技能」は「知識」「タイミング」「組織化」「問題解決」，「運動技能」は「姿勢と可動性」「協調性」「力と努力」「エネルギー」，「環境」は「物理的空間」「物的資源」「社会集団」「作業要求」の各々4項目を含んでいる．評定基準は，「F=作業参加を促進する=4点」「A=作業参加を支持する=3点」「I=作業参加を抑制する=2点」「R=作業参加を制限する=1点」の4段階である⁵⁾．

MOHOSTは，作業場面の観察と面接，家族・介護者・他職種からの情報といった複数の資料収集法を用いることで，心理社会的障害および身体的障害を含む様々な能力障害のクライアントの評価が可能であり，多職種に情報提供できるようMOHOの概念を一般的な用語に置き換えている．また，自己洞察が困難なクライアントに有用である⁷⁾．このような特徴により，OTの介入計画の早期立案に貢献することから，リハビリテーションの対費用効果にも貢献すると考えられている⁸⁾．

これまでに，MOHOSTに関して，4つの国際的な精神測定学的研究が行われている．最初の研究は，166人の精神障害者を対象に行われた確認的因子分析による研究であり，MOHOSTの項目はMOHOの構成要素に対応していたことが示された⁹⁾．次に，54人の入院者に対して，入退院時のMOHOSTの評定を比較検討した結果，MOHOSTは作業参加の変化を鋭敏にとらえることが明らかとなった¹⁰⁾．3番目に行われた101人のクライアントを対象にした研究では，内的妥当性，構成概念妥当性，評定者間信頼性に関して良好な結果が得られた¹¹⁾．4番目に行われた1039人の精神障害者を対象とした研究では，構成概念妥当性は良好であることが示された¹²⁾．

MOHOSTが精神障害領域のOT場面で開発されたことから，以上の研究は精神障害のクライアントを対象として行われて

いるが，日本では，身体障害領域を対象とした 5 つの事例研究が報告されており，MOHOST がクライアントの作業参加の変化を明らかにできること，および，介入に有用であることが報告されている^{13,14,15,16,17)}．しかし，日本において，身体障害領域を対象とした MOHOST の精神測定学的検討は報告されていない．本研究の目的は，日本の身体障害領域の OT 場面における MOHOST の精神測定学的検討を行うことである．

方法

対象者

本研究では Rasch モデルを統計的検討に用いた．Rasch モデルはランダムサンプリングを必要とせず，対象者が 30 人以上であれば適用することができる¹⁸⁾．このことから，便宜的サンプリングにより，2 つの研究協力施設にある回復期リハビリテーション病棟（以下，回復期リハ病棟）で対象者が 30 人以上となるよう募集した．認知症や高次脳機能障害がなく，研究への参加を自ら申し出たクライアントを対象者とした．対象者の属性は表 1 に示した．本研究は 2009 年度首都大学東京荒川キャンパス研究安全倫理委員会の承認を得て実施された（承認番号 09080）．

評価法

人間作業モデルスクリーニングツール日本語版

人間作業モデルスクリーニングツール日本語版（The Model of Human Occupation Screening Tool Japanese version；以下，J-MOHOST）を開発し，身体障害領域で検討を行うにあたり，筆者らは，J-MOHOST の精神測定学的検討を行う前段階として，言語的妥当性を検討した．最初に，

MOHO に精通している独立した 2 名の作業療法士 (Occupational therapist, registered: 以下, OTR) が, MOHOST の評定基準を日本語に順翻訳し, それを, 日本における MOHO の研究指導者が 1 つにまとめ, 次に, 英語と日本語のバイリンガルであり, 順翻訳を行った者とは別の OTR が逆翻訳を行った. その結果を, 原著者である Kielhofner 博士に送付し, 見解を得た. その結果, 言語的妥当性に問題はないと検討された¹⁹⁾ことから, 実践による検証のために, MOHOST の日本語訳を確定し, 出版した.

原版の MOHOST と同じく, J-MOHOST も複数の資料収集法により評定されて, その基準は, 「F=作業参加を促進する=4 点」「A=作業参加を支持する=3 点」「I=作業参加を抑制する=2 点」「R=作業参加を制限する=1 点」の 4 段階である.

データ収集

MOHO と MOHOST の実施に精通し, MOHOST の実施手引書の翻訳者のひとりである第 1 筆者が, J-MOHOST のデータを収集した. J-MOHOST の評定は, OT 評価の一貫として複数の資料収集法を用いて, 40 分から 60 分かけて行われた. 対象者の属性に関する情報は, 対象者を担当する OTR から得た.

データ分析

Rasch モデルは, 順序尺度で測定される対象者能力と項目難易度を一次元の間隔尺度に置き換えて推計する統計手法である¹⁸⁾. Rasch モデルの解析には Facets 3.67.1 を使用した.

適合度と標準誤差

測定の客観性は, データの一次元性を判定する適合度により検討される. 適合度の指標には, 主にインフィット平均平

方 (infit mean square : 以下, InMnSq) と標準不偏分散 (standardized as a z-score : 以下, Zstd) が用いられており²⁰⁾, J-MOHOST のように観察を主とした測定では, InMnSq>1.7 logits かつ Zstd>2.0 logits の場合であると, テスト項目の内部一貫性や対象者能力への適合, そして, 測定のパターンに不適合があるとされている¹⁸⁾. また, Rasch モデルにより推定される各項目の標準誤差が 0.30 logits 以下である場合, 各項目の難易度と対象者の能力との推定において信頼性のある測定が行われているとされている²¹⁾.

測定尺度と項目特性

Rasch モデルからは, カテゴリー確率曲線, 期待値曲線, 項目情報曲線が得られる. 項目の各点数をとることができる対象者の能力推定値の確率はカテゴリー確率曲線で示され, 各点数の序列と対象者の能力推定値の関係は期待値曲線で示される. また, 項目情報曲線は, 各項目の点数を取るに見合った能力推定値を持つ対象者がその点数をとる確率, すなわち, 対象者の能力を弁別できる感度を示している¹⁸⁾.

対象者区分と Rasch 信頼性

Rasch モデルは, J-MOHOST がクライアントの作業参加の能力をどのように区分しているのかに関して, 2 つの指標を提供する. これらは, 対象者能力に関する信頼性係数と項目難易度に関する信頼性係数である. 対象者能力に関する信頼性係数は, 同じ構成概念のテスト項目に対する対象者能力の再現性を表すものである¹⁸⁾. 対象者能力に関する信頼性係数は, 対象者区分の指標をもとに, $(4[\text{対象者区分の指標}] + 1) / 3$ の式により算出される. 対象者区分に関する指標は, 項目難易度に対する対象者能力の統計学的区分を表すものである²²⁾. 項目難易度に関する信頼性係数は, 同じ対象者能力

に対する項目難易度の再現性であり，古典的テスト理論における内部一貫性の指標と同様にとらえられている．両者の信頼性係数はともに，0.8以上が望ましいとされている²³⁾．

結果

適合度と標準誤差

対象者能力の推定値は，平均 $1.41 \pm \text{SD}0.33$ logits であり，範囲は -0.22 logits から 4.09 logits であった．対象者能力の推定値の標準誤差は，平均 $0.33 \pm \text{SD}0.88$ であり，範囲は 0.27 logits から 0.68 logits であった．対象者のうち，21人が 0.3 logits より高い標準誤差を示した．対象者の能力推定値の InMnSq は，平均 $0.65 \pm \text{SD}0.30$ logits であり，Zstd が平均 $-1.40 \pm \text{SD}1.30$ logits であった．

表 2 に，Rasch モデルにおける J-MOHOST の各項目の難易度推定値，標準誤差，InMnSq，Zstd，そして項目難度の順位を示した．項目難易度の推定値は，平均 $0.00 \pm \text{SD}0.68$ logits であり，範囲は -1.26 logits から 1.93 logits であった．「姿勢と可動性」の項目難易度は他の項目よりも際だって高い結果が得られた．項目難易度の推定値の標準誤差は，平均 $0.24 \pm \text{SD}0.22$ logits であり，範囲は 0.21 logits から 0.30 logits であった． 0.3 logits 以上の標準誤差を示した項目はなかった．項目難易度の推定値の InMnSq は，平均 $0.67 \pm \text{SD}0.21$ logits であり，Zstd が平均 $-1.80 \pm \text{SD}1.30$ logits であった．項目難易度の順位をみると，「運動技能」の領域のうち，「姿勢と可動性」と「協調性」の項目，そして，「作業への動機づけ」に含まれる項目は他の項目よりも難度が高かった．「コミュニケーションと交流技能」「処理技能」「環境」に含まれる項目は比較的難度が低かった．

適合度と標準誤差に関する結果は，対象者と項目の推定に

不適合はみられなかったが，項目難易度に比較して対象者能力は高いことが示された．対象者能力の推定値の標準誤差は 0.3 logits を超えるものが多くみられたことから，項目難易度に関しては信頼性の高い測定が行われたが，対象者能力に関しては低い結果がうかがわれた．

測定尺度と項目特性

Rasch モデルによって推定された期待値曲線，カテゴリー確率曲線，そして項目情報曲線の結果から，項目難易度推定値が -1.47 logits のときに R と I の， -0.18 logits のときに I と A の， 1.65 logits のときに A と F のカテゴリー確率の変化が逆転し，期待値は J-MOHOST 評定基準の 4 段階の順に並んでいた．評定された順序尺度による各段階の評定値の集計数は，「R」が 20 (2%)，「I」が 123 (12%)，「A」が 406 (38%)，そして，「F」が 507 (48%) であった．この結果から，対象者の作業参加の能力は高かったことがうかがわれた．高い情報量を示したおおよそ -1.0 logits から 0.0 logits の範囲にあったのは，「コミュニケーションと交流技能」「処理技能」「環境」の領域に含まれる項目であった．

対象者区分と Rasch 信頼性

対象者能力に関する信頼性係数は 0.88 であり，対象者区分の指標は 2.71 であった．これは，Rasch モデル上，対象者が 3.95 の異なった作業参加の能力に区分されることを示していた．項目難易度に関する信頼性係数は 0.88 であった．両信頼性係数とも望ましい値を示していた．

考察

本研究の結果，良好な信頼性係数をもって，対象者能力と

項目難易度の推定に不適合はみられなかった．さらに，項目難易度の構成概念は身体障害領域のクライアントの作業参加の属性を表していたと考えられた．

対象者能力の推定値に不適合はみられなかったが，標準誤差の平均は 0.33 logits であった．これは，項目難易度の推定値よりも対象者能力の推定値が比較的高い範囲を示していたことによると考えられる．回復期リハ病棟へは，発症から概ね 1 ヶ月以内に急性期治療を終えて入院する者が多く，この時期は日常生活の能力の改善が向上するときである¹⁾．本研究の対象者は発症から平均 1.8 ヶ月であり，N-ADL 評価点の中央値は 36 点であったが，これは ADL に軽度の介助を必要とする状態²⁴⁾であった．本研究の対象者の N-ADL 評価点の範囲は広く，対象者の ADL 能力の分散が大きかったことにより，対象者能力の推定の信頼性は低くなったと考えられる．対象者の主たる疾患は整形外科疾患であったことから，「運動技能」の領域のうち，「姿勢と可動性」と「協調性」の難度は高くなったと考えられる．作業参加を促進するためには，安定した環境が必要である⁴⁾が，回復期リハ病棟のクライアントは急性期病院からの転院等の環境変化を被り，適応に挑戦を求められていたことから，「能力の評価」はまだ開発している途中であり，目標を立案して自発的に取り組む「選択」⁵⁾も新しい環境との関係に依るところが大きかったと考えられる．また，入院環境に応じた「興味」の開発も困難であったと考えられる．これらは，臨床上，対象者にとって第一に難度が高かった「運動技能」の領域と関連させながら「作業への動機づけ」に OTR が焦点をあてる必要のあることを示していた．回復期リハ病棟はクライアントの療養にとって支持的な環境を提供するので，「環境」の領域に含まれる項目は難度が最も低くなったと考えられる．また，対象者は「コミュニケーションと交流技能」に関する機能障害がなかったことか

ら、この領域も難度は低かった。J-MOHOSTは、不適合なく対象者能力の再現性に関する信頼性係数 0.88をもって、Rashモデル上の 3.95 の異なった領域に対象者を区分することができていた。これは、J-MOHOSTを使用することにより、OTRはクライアントの作業参加の能力差をとらえることを可能にすると考えられる。さらに、不適合なく項目難易度の再現性に関する信頼性係数 0.88をもって、推定値の標準誤差が 0.21 logits から 0.30 logits の範囲にあったことは、項目難易度に関して、信頼性の高い測定が行われていたと考えられる。以上から、対象者能力の推定に関する標準誤差の問題を含めても、J-MOHOSTの対象者能力の再現性と項目難易度の一貫性に関する信頼性に顕著な問題はなかったと考えられる。

本研究データによる項目情報曲線から、項目難易度推定値がおおよそ -1.0～0 の範囲にある「コミュニケーションと交流技能」「処理技能」「環境」に含まれる項目が、対象者の能力の弁別に貢献していたといえる。臨床では、身体障害が顕著である場合、OTRが「環境」を操作して、クライアントの「コミュニケーションと交流技能」と「処理技能」に働きかけることは多く²⁵⁾、そのことによりクライアントの作業参加が向上することは事例研究により示されている^{13,14,15,16,17)}。項目情報曲線が示した感度は、臨床的知見を支持するものであったと考えられる。また、期待値曲線をみると、J-MOHOSTの評定基準の4段階の順に期待値が置き換わっており、対象者の属性を反映して、難易度に沿った評定段階が設定されていたと考えられる。

対象者能力の推定値の平均が 0.0 logits になるように尺度を開発するのが理想であるとの意見もある²⁶⁾。J-MOHOSTの4段階の評定基準を作業参加が可能な状態（FとA）と困難な状態（IとR）に二分すると、-0.18 logits のときにIとAのカテゴリー確率が変わることから、比較的 0.0 logits

に近い値で対象者の作業参加の難易度を弁別できる尺度構成になっていたと考えられる。また、期待値曲線とカテゴリー確率曲線をみると、能力推定値は $-3.0 \sim +3.0$ の Rasch モデル上の通常範囲²²⁾で広範に分布していた。以上から、J-MOHOST の 4 段階の評定基準は、臨床上、対象者の作業参加の問題を弁別することができていたと考えられる。

本研究には限界と課題があり、Rasch モデルによる検討に必要な最低限の対象者数は確保できていたが、本研究の結果を一般的な身体障害領域のクライアントの作業参加の状態であるとするには、本研究の対象者数は限られていたといえる。また、本研究の対象者の疾患は多くが整形疾患であった。これは、「運動技能」の領域の項目難度を高めていた。このようなサンプリングの偏りも対象者能力の推定に関する信頼性の低下に影響していたと考えられる。今後は、J-MOHOST の項目の妥当性に関して、対象者数、および、リハ期と能力障害を多様性も含めて検討することが必要である。加えて、日本の OTR には、J-MOHOST の使用がまだ浸透していなかったことから、本研究では第 1 筆者が評定を行ったが、他の OTR による評定の適合も検討する必要がある。

結語

本研究は、回復期リハ病棟のクライアントを対象として行われた J-MOHOST の精神測定学的検討に関するものである。44 名のクライアントを対象者として、その属性と J-MOHOST のデータを取得した。Rasch モデルにより、適合度、尺度構成、そして、信頼性を検討した結果、対象者に不適合はみられず、対象者能力の再現性に関する信頼性係数 0.88 をもって、Rasch モデル上、3.95 の異なった区分に対象者を弁別していた。項目の適合度にも問題はなく、項目難易度の再現性に関

する信頼性係数は 0.88 であった．項目難易度は，対象者の作業参加の属性を表していた．今後は，多様な能力障害とより多くの対象者に対する適合を検討する必要性が示唆された．

謝 辞

本研究にご協力を下さりました研究協力病院の患者様ならびにスタッフの皆様と首都大学東京大学院人間健康科学研究科作業療法科学域山田研究室の皆様に深謝いたします．

表1 対象者の属性

年齢	
平均（標準偏差）	80.7（8.03）
範囲	65-96
性別（人数）	
男性	7
女性	37
ADL（N-ADL）	
中央値	36
範囲	19-50
診断名	
大腿骨骨折	27
脊椎骨折	4
その他の骨折	4
脳血管障害	6
脊髄損傷	1
廃用症候群	2
発症からの月数	
平均（標準偏差）	1.8（1.5）
範囲	1-8

N-ADLはN式老年者用日常生活動作能力評価尺度を示す。

表2 J-MOHOSTの項目難易度推定値と標準誤差, InMnSq値, Zstd値および
項目難度順位

項目	項目難易度 推定値	標準誤差	InMnSq	Zstd	項目難度 順位
作業への動機づけ					
能力の評価	0.52	0.22	0.65	-1.90	5
成功への期待	0.37	0.22	0.50	-2.90	7
興味	0.66	0.21	0.52	-2.80	3
選択	0.63	0.21	0.62	-2.10	4
作業のパターン					
日課	0.29	0.22	0.49	-2.90	9
適応性	0.03	0.23	0.35	-4.00	12
責任	0.33	0.22	0.61	-2.10	8
役割	0.48	0.22	0.41	-3.60	6
コミュニケーションと交流技能					
非言語的技能	-0.64	0.26	0.78	-0.90	19
会話	-0.71	0.26	0.70	-1.30	21
音声による表現	-0.64	0.26	0.92	-0.20	20
関係性	-0.57	0.25	0.50	-2.60	18
処理技能					
知識	-0.22	0.24	0.63	-1.90	16
タイミング	-0.27	0.24	0.43	-3.20	17
組織化	-0.16	0.24	0.45	-3.10	15
問題解決	0.08	0.23	0.53	-2.60	11
運動技能					
姿勢と可動性	1.93	0.21	1.21	1.00	1
協調性	0.84	0.21	0.60	-2.30	2
力と努力	0.29	0.22	0.90	-0.40	10
エネルギー	-0.02	0.23	0.87	-0.50	13
環境					
物理的空間	-0.79	0.27	0.87	-0.50	22
物的資源	-1.05	0.28	0.80	-0.80	23
社会集団	-1.26	0.30	0.65	-1.50	24
作業要求	-0.11	0.24	1.05	0.30	14

J-MOHOSTは人間作業モデルスクリーニングツール日本語版を示す。InMnsqは
インフィット平均平方値を、Zstdは標準不偏分散を示す。

文献

- 1) 渡邊 進：回復期リハビリテーション病棟の現況と課題．
リハ医学 46：799-807, 2009.
- 2) 藤本一博, 山田 孝：回復期リハビリテーション病棟における作業療法の主観的効果に関する研究．作業行動研究 13：1-11, 2009.
- 3) Shinohara K. Yamada T. Kobayashi N. Forsyth K : The model of human occupation-based intervention for patients with stroke: a randomized trial. Hong Kong J Occup Th 22 : 60-69, 2012.
- 4) Kielhofner G : Model of Human Occupation Theory and Application Fourth edition . Lippincott Williams & Wilkins, Baltimore, 2007.
- 5) Parkinson S. Forsyth K. Kielhofner G (山田 孝・監訳) : 人間作業モデルスクリーニングツール使用者手引書．日本作業行動学会，秋田，2007.
- 6) Lee SW. Taylor R. Kielhofner G. Fisher G : Theory use in practice: a national survey of therapists who use the Model of Human Occupation. Am J Occup Ther 62 : 106-117, 2008.
- 7) 藪脇健司, 小林隆司, 安田 守：長期入院高齢者の作業参加を高める実践の有効性～人間作業モデルスクリーニングツールを用いた介入～．作業行動研究 16:258-266, 2013.
- 8) Hawes D. Houlder D : Reflections on using model of human occupation screening tool in a joint learning disability team. British J Occup Ther 73: 564-567, 2010.
- 9) Kielhofner G. Fogg L. Braveman B. Forsyth K. Kramer J. et al : A Factor analytic study of the Model of Human Occupation Screening Tool of Hypothesized Variables.

- Occup Ther Mental Health 25 : 127-137, 2009.
- 10)Kramer J. Kielhofner G. Lee SW. Ashpole E. Castle L :
Utility of the Model of Human Occupation Screening Tool
for detecting client change. Occup Ther Mental Health
25 : 181-191, 2009.
- 11)Pan AW. Fan CW. Chung L. Chen TJ. Kielhofner G.
et al : Examining the validity of the Model of Human
Occupation Screening Tool : using classical test theory
and item response theory. British J Occup Ther 74: 34-40,
2011.
- 12)Kielhofner G. Fan CW. Morley M. Garnham M. Heasman
D. et al : A psychometric study of the Model of Human
Occupation Screening Tool(MOHOST). Hong Kong J
Occup Ther 20 : 63-70, 2010.
- 13)浅野朝秋, 石井良和 : 「もう一度旅に出たい」～人間作業
モデルスクリーニングツールを用いた再評価により活動的
な生活を再構築した事例～. 作業行動研究 13 : 248-258,
2010.
- 14)長谷川由美子, 山田 孝 : 人間作業モデルスクリーニング
ツール (MOHOST) の活用により認知症の行動障害の軽減
に至った事例. 作業行動研究 14 : 274-282, 2011.
- 15)色部千春, 篠原和也, 山田 孝 : 通所リハビリテーション
を利用する認知症高齢者に対する人間作業モデルスクリー
ニングツールを用いた作業療法の効果. 作業行動研究 15 :
20-28, 2011.
- 16)早川 亮, 南 征吾, 河津 拓, 野藤弘幸, 山田 孝 : 作
業に焦点をあてた介入により, 終末期において作業参加が
改善した事例. 作業行動研究 15 : 29-37, 2011.
- 17)鹿田将隆, 野藤弘幸, 山田 孝 : 頭部外傷により意志の表
出が困難となった事例へのクライアント中心の実践. 作業

- 行動研究 15 : 161-170, 2012.
- 18) Bond TG. Fox CM : Applying the Rasch model : fundamental measurement in the human sciences , second edition , Lawrence Erlbaum associates , New Jersey, 2007.
- 19) 野藤弘幸, 山田 孝, 小林法一, 小林隆司 : 人間作業モデルスクリーニングツール (Model of Human Occupation Screening Tool) の日本版作成における言語的妥当性の検討. 作業行動研究 12 : 74-81, 2009.
- 20) Wright BD. Stone MH: Best test design. MESA PRESS, Chicago, 1979, pp. 1-27.
- 21) Tham K. Bernspång B. Fisher AG : Development of the assessment of awareness of disability. Scand J Occup Ther 6 : 184-190, 1999.
- 22) Wright BD : Reliability and Separation . Rasch Measurement Transactions 9 : 472, 1996.
- 23) Linacre JM : KR-20/ Cronbach Alpha or Rasch Reliability: Which Tells the "Truth"? . Rasch Measurement Transactions 11 : 580-581, 1997.
- 24) 小林敏子, 播口之朗, 西村 健, 武田雅俊, 福永知子, 井上 修 : 行動観察による痴呆患者の精神状態評価尺度 (NM スケール) および日常生活動作能力評価尺度 (N-ADL) の作成. 臨床精神医学 17 : 1653-1668, 1988.
- 25) Forsyth K. Lai JS. Kielhofner G : The assessment of communication and interaction skill (ACIS) : Measurement properties. British J Occup Ther 62 : 69-74, 1999.
- 26) 小林法一, 山田 孝, 川又寛徳, 石橋 裕, 石井良和 : 予防的作業療法プログラム参加者における「作業に関する自己評価・改訂版」の内部妥当性～ラッシュ分析による検討

～． 作業行動研究 14：33-39， 2010．