

余暇生活設計のためのツール開発に関する研究(2)

- ILM日本語版の信頼性と妥当性に関して -

○野村一路(日本体育大学) 佐橋由美(樟蔭女子短期大学) 茅野宏明(武庫川女子大学)

1. はじめに

平成8年度L&R総合研究所応用研究「余暇生活設計のためのツール開発に関する研究」において、余暇相談におけるインテーク時アセスメントの重要性をふまえ、クライアントの余暇生活の現状把握と後の余暇生活開発援助の方向性をさぐるためのアセスメントツールの試作と試案の検討が行われた。Wittら(1988)のLeisure Diagnostic Battery(LDB)を核とし、加えて、Leisure Boredom Scale(LBS)、Global Leisure Satisfaction Scale、Leisure Satisfaction Scale(LSS)などの理論構成や設問の具体的表現を参考に、Section 1: 余暇における充実度、Section 2: 余暇に対する考え方、Section 3: 余暇行動を阻害している要因、Section 4: 余暇活動の領域、Section 5: 余暇活動の参加スタイルについての嗜好性、の5要素からなるワークシートによって、因子の構造、信頼性、概念的妥当性などが検討された。

この結果、実際の使用にむけて特にSection 2の見直しが必要であることが示唆された。これは、対象者の余暇に対する意識を「ニーズに対する気づき」と「有能さの感覚、適性(competence)」の観点から把握することを意図したものであったが、因子分析の結果、仮定したとおりの因子構造は確認されず、尺度全体の内的一致係数も低く、一次元的な意識尺度として扱うことは適切でないことが明らかになった。一方、余暇における内発的動機づけについては、近年、Iso-Aholaら(1987)(1990)やWeissingerら(1992)(1995)が、集中して研究成果を発表している。The Intrinsic Leisure Motivation Scale(ILM)の開発と信頼性、妥当性の検討が行われ、さらに余暇における退屈さ(boredom)の問題と内発的動機づけの関連性についての理論的、実証的検討も実施されている。そこで、本研究では、余暇に対する意識や態度を把握するために、内発的動機づけの概念に着目し、Section 2には、Weissingerら(1995)によるILMの日本語版を用い、Section 1と2の信頼性や妥当性について検証した。

2. 研究の方法

Weissingerらは、余暇における内発的動機づけ傾性を「余暇行動において、内発的報酬を求める傾向性」と定義し、「この傾向性の程度(強さ)は、個々人で異なるものであるが、個人の内では比較的安定しており、状況によって変動することも少ない」と述べ、Deciら(1985)の一連の研究知見に従って、内発的動機づけ傾性をパーソナリティーの一側面として位置づけようとしている。パーソナリティーの把握が個々人の行動パターンの理解を助けるように、余暇における内発的動機づけの評定は、個人の余暇行動の特性を説明する有効な鍵になると考えられる。具体的には、内発的動機づけを、a. 自決(self-determination)、b. 適性(competence)、c. 傾倒(commitment)、d. 挑戦(challenge)の下位概念(構成要素)による把握を試みた。

本研究ではILMの最終版を基に、5段階評定を採用したILM日本語版(以下、日本語版)を作成した。訳出にあたっては、原尺度にできるかぎり忠実な逐語訳を心がけ、場合によってはより自然な表現に改めた。日本語版によるデータ収集は、平成8年11月～

平成9年1月にかけて、大学生を対象として、講義時間を利用して集団で実施された。同時に、概念的な妥当性を検証する目的でLBSも実施された。得られた有効データは291票であり、その内訳は、N大学108名、M大学80名、S短期大学103名であった(n=291)。

3. 結果と考察

本研究で得られたデータは、Weissingerら(1995)による尺度開発研究の分析手順に沿って検証された。

①記述統計

表1には、日本語版の尺度全体、下位尺度ごとの平均と標準偏差を示した。比較資料として、原尺度についての情報をWeissingerら(1995)の研究より引用、掲載した(原尺度の回答形式は7段階評定のため、得点範囲は1~7である)。

表1 尺度全体、下位尺度毎の平均、標準偏差、 α 係数

	日本語版 n=291			原尺度 Study2(n=150)			原尺度 Study7(n=460)		
	平均	sd	α	平均	sd	α	平均	sd	α
全体	3.23	.486	.881	4.94	.683	.913	4.85	.596	.891
自決	3.31	.586	.684	5.24	.685	.685	5.10	.708	.744
適性	2.94	.613	.785	4.92	.788	.796	4.81	.706	.764
傾倒	3.22	.598	.685	4.76	.988	.832	4.47	.743	.650
挑戦	3.44	.624	.729	5.61	.852	.825	5.01	.800	.818

全体的に「適性」の下位尺度の得点が他に比べ低く、また中央値3を下回り否定的な回答が多いことが特徴となっている。この点について原尺度の分析結果をみると、「傾倒」の要因も低く、「適性」だけが低いということはない。さらに、平均値は中央値4を越えており、否定的回答の比率が優勢であることを伺わせる結果も認められない。このように、日本語版の「適性」への回答傾向は特徴的であり、文化的差異を表しているものと思われる。謙遜や謙讓が美点とされる社会にあって、自分自身の能力や適性さについての自然な回答はなかなか引き出しにくいと推察される。

②尺度の内的一貫性

(1)尺度の信頼性

表1によると、日本語版は原尺度とともに α 値が0.8を上回っており、日本語版の内的一貫性に関する信頼性は高いと認められる。さらに、下位尺度毎の α 値について両者を比較しても、大きな差異は見受けられず、下位尺度の内的一貫性も信頼できる α 値を示していると理解できる。

(2)尺度全体の信頼性

尺度全体の信頼性を著しく低下させる設問は、原尺度においてはNo.13と19、日本語版においてはNo.13。信頼性の低下に影響を及ぼす可能性のある設問は、原尺度においてはNo.1、6、17、20、8、5、14、18。日本語版においてはNo.6、17、21、24、23、12、19、5、10、14、18があげられる。この結果から、特に6、17、13、19、14、18が両者に共通した影響を示していることから、和訳による影響の要因があるように思われる。しかし、日本語版

全体の α 値(0.881)は高い値を示している。

(3)下位尺度の信頼性

下位尺度の信頼性を著しく低下させる設問は、原尺度においてはNo.6(自決)、20(適性)、19(傾倒)。日本語版においては、No.13(傾倒)、18(挑戦)。信頼性の低下に影響を及ぼす可能性のある設問は、原尺度においてはNo.17(自決)、8(傾倒)、13(傾倒)。日本語版においては、No.3、6、17、21、24(以上、自決)、16、20(以上、適性)、12、19(以上、傾倒)、4、14(以上、挑戦)。

原尺度では、「自決」と「傾倒」のいくつかの設問が、それぞれの下位尺度の α 値を低下させる傾向が見られる。一方、日本語版では、同様の傾向が「自決」に強く見られ、また「傾倒」や「挑戦」にも見られ、日本語版の下位尺度における一次元性は低いと解釈できる。日本語版によって4つの下位尺度で余暇の内的動機を理解することは困難と言える。

(4)日本語版の信頼性

日本語版全体の α 値(0.881)は、原尺度と同様に高い信頼性を示し、一次元的な尺度として有効であることを示している。また、下位尺度毎の α 値はそれぞれ0.684(自決)、0.785(適性)、0.685(傾倒)、0.728(挑戦)となり、6設問からなる下位尺度であることを勘案すれば、さほど低いとは言えない。以上から、余暇に関する総体的な認識尺度としての信頼性は高いことがわかる。

(5)下位尺度間の相関関係

下位尺度間の相関係数(r)は、原尺度における下位尺度間の相関は高い方(.513~.911)と解釈できるが、日本語版における下位尺度間の相関は高い方とは言いがたい(.287~.635)。日本語版では、内的一貫性が高い一方で、下位尺度間の相関が低い。つまり、4つの下位尺度が明確に分類されていないことが理解できる。このことは、(3)で既に述べたことを支持する結果であり、さらに後述する因子分析によって、より明確にできる。

③日本語版の因子分析

Weissingerらの研究を参考に、4因子抽出による因子分析(バリマックス回転後)による各因子の寄与率と各設問の因子負荷量を算出した。その結果、4つの因子によって全分散の50.6%が説明されたにすぎず、少ない概念に情報を集約する因子分析のねらいは、十分に達成されたとは言えない。

(1)因子の構造

第一因子と特に関連の深い(0.4以上の負荷を示す)設問は、11設問(因子負荷量絶対値降順で、No.2、1、9、4、20、7、21、6、3、11、8)。「挑戦」に属する設問を除き、まんべんなく第一因子への負荷を示しているため、「自決」、「適性」、「傾倒」の概念を総合的に表現するグローバル内発的動機づけ因子としての意味をもっていると解釈できる。

第二因子は、「挑戦」の4設問が高い負荷量を示した。また、No.18もある程度の負荷量(.33)を示すことから、第二因子を挑戦因子と位置づけられる。

第三因子に対して、「自決」の2設問、「傾倒」の2設問が関連の深さを示している。第一因子同様、断定することは困難であるが、あえて位置づければ、「傾倒」優勢のように見受けられる。

第四因子は、「適性」の6設問中2設問が関連の深さを示し、No.23については負荷量が0.63、残りの設問も、0.44とある程度の負荷が見られる。「適性」以外の影響は見受けら

れない。日本語版の因子構造は、第二因子の挑戦因子以外に明確な因子を関連づけられず、原尺度の因子構造との違いを示した。

(2) 因子負荷量の少ない設問

第一因子から第四因子までのいずれの因子とも関連性を示さなかったNo.13はリバーズ設問で、原尺度と同じ結果である。Weissingerらは、リバーズ設問への負荷はあまり期待できないと記述している。また、設問文の表現からは多義的な解釈も考えられるため、No.13の設問文の修正が今後必要と思われる。

④ 日本語版の今後の課題

LMと同じ因子に分類されなかった設問については、使用した用語などを再検討しながら、調査を継続する必要があると感じられる。特に、「適性」や「傾倒」に相当する因子のキーワードを設定し直し、「自決」との差別化を図ることが重要と思われる。また、リバーズ設問(No.6、13、18)の扱いについて、LBSにおけるリバーズ設問の有効性(野村ら、1996)を参考に、今後の課題として継続的な調査研究を実施する必要があると見られる。

⑤ 日本語版の概念的妥当性

表2 日本語版とLBSの相関関係 (**1%水準で有意)

	LBS全体
日本語版全体	-.698**
自決因子	-.603**
適性因子	-.545**
傾倒因子	-.625**
挑戦因子	-.457**

日本語版とLBSの間には、ピアソン相関係数によると負の関係が認められ(表2)、日本語版の余暇アセスメントの妥当性が認められた。妥当性の検証と信頼性や因子分析の結果から、日本語版は人間の余暇認識に関する総体的な尺度としての妥当性は高いが、余暇に関する認識を細分化する尺度としては、今後継続的な研究が必要であると言える。

以上のことから、信頼性や妥当性を向上するためには、次の改善点が挙げられる。

- 日本語版の全設問が原尺度の4因子になるように、必要に応じて訳を変える。
- 各因子の設問数の半数(あるいはそれ以下)のリバーズ設問を用意する、あるいはリバーズ設問をなくす。
- 設問の順番を各因子が分散するように並べ替える。

4. まとめ

本研究の目的は、因子分析を通じて日本語版の信頼性と妥当性を検証することにあつた。日本語版全体としての α 値は高く、また妥当性も有意であり、日本語版は余暇認識を一元的に理解する尺度として使用できると言える。ところが、原尺度と同じような余暇認識の細分化には、各因子間の差別化が明確になるような設問文の再検討が必要とされる。今後、余暇認識の細分化を促進する日本語版の開発の必要性が挙げられる。

なお、本稿は平成9年度L&R総合研究所応用研究の助成を受けて行なわれ、自由時間研究第21号に掲載された論文の抄録である。