

比尺度による利き手の測定に関する予備調査

Preliminary study on the ratio scale measurement for hand preference

鈴木 国威*

Kunitake SUZUKI

要旨: 質問紙を用いた利き手の測定にはリッカート尺度が用いられることが多い。しかしリッカート尺度ではデータの分布が著しく偏り、利き手の理論で仮定されている正規分布を表してはいない。本研究では、マグニチュード推定法によって利き手を測定し、その有効性を検討する予備的な研究を実施した。因子分析の結果、リッカート尺度では1因子、マグニチュード推定法では3因子が抽出され、異なる因子構造であることが示された。マグニチュード推定法による利き手の測定は、新しい知見をもたらす可能性が存在するが、一方で様々な問題点が残されていることが明らかとなった。

キーワード: 利き手、マグニチュード推定法、比尺度、因子分析

序 論

利き手を測定する際には、文字を書く手、ボールを投げる手などの質問項目に対する反応を3～5件法からなるリッカート尺度上で収集することが多い (Oldfield, 1971; Veale, 2013)。4件法の場合には、「全て左手」、「ほとんど左手」、「ほとんど右手」、「全て右手」の4つの選択肢のいずれかを質問項目に対する反応として協力者に選択させる。この場合には、「全て右手」に著しく反応が集まるが報告されている (McManus, 2002; Van Der Elst et al., 2010)。リッカート尺度によって得られた利き手の分布は著しい偏りが生まれるために、利き手がどのような分布であるかは、観察された分布からはなかなか推測しにくい。したがって、正規分布やポアソン分布などの理論分布での代表値を、リッカート尺度によって得られた利き手のデータに、そのまま適用することは困難である。本研究では、リッカート尺度とは異なる尺度を用いて、利き手の測定を試みた。

リッカート尺度によって得られた利き手のデータは、2つの方法で分析されていることが多い。一つは右利き、左利き、どちらでもないなどのカテゴリーに変換する方法である。この方法で

* すずき くにたけ 大阪人間科学大学人間科学部

は、多項目の利き手のデータを一つの指数に合成し、その指数の得点から利き手のカテゴリーに変換する (Michel, Ovrut, & Harkins, 1985)。この方法では、利き手のデータは名義尺度として扱われ、その特性は非常に明瞭且つ直感的あるので、理論分布の適応を必ずしも必要としない。問題点としては、測定の際に得られた順序尺度や間隔尺度などの情報が欠落すること、また手の活動における相違 (例えば、文字を書くのは右手が多いが、ボールを投げることは左手が多いことなど) を反映することができないなどが挙げられる。

別の方法では、利き手は正規分布仮定の下で様々な分析が行われる (Annett, 2003; Suzuki & Ando, 2014; Van Der Elst et al., 2010)。利き手が正規分布であることを最も強く示しているのは利き手の遺伝モデルである (Annett, 1998)。代表的なモデルの一つである Annett の Right-Shift Gene モデルでは、表現型である利き手は一つの連続体として扱われる。このモデルでは、RS+ と RS- と呼ばれる 2 つの対立遺伝子が 1 つの遺伝子座に存在し、遺伝子の組み合わせによって右利きの確率 (連続体上の右利き率) が上昇する。環境の影響はランダムに表現型に影響を与える。遺伝と環境要因がお互いに独立して、利き手に影響を与えることで、利き手の分布は正規分布となる。リッカート尺度によって得られた利き手のデータに因子分析を行う場合、ピアソンの相関係数を用いるのではなく、ポリコリック相関係数を使用することが多い。ポリコリック相関では、正規分布を仮定し、リッカート尺度を順序尺度として扱うことで、利き手の項目間の関連性を示すことが可能となる。問題点は、多項目の関連性を検討する際に各項目の平均値が 0、分散が 1 である正規分布を仮定されるので、項目間の比較が困難なことである。

先行研究では、これら 2 種類の解析方法のどちらか一方のみが採用されることは少なく、双方の研究戦略によって、利き手のデータを多面的に捉えることが行われている。しかしながら、それぞれの方法は上記で指摘したように幾つかの問題点を内包している。そのため、リッカート尺度による利き手のデータ処理過程には大きなバイアスを混入している可能性がある。本研究では、これらの問題を解決するために、マグニチュード推定法を用いた比尺度によって利き手を測定する。マグニチュード推定法では、心理的な大きさに数字を割り当てることを協力者に求めるが、心理的事象は感覚のみならず、犯罪に対する罪の大きさの認知を測定することも可能であることが知られている (Gescheider, 2013)。したがって、利き手が観察される日常的な活動においても、マグニチュード推定法による測定は可能であると考えられる。本研究では、エジンバラ利き手テスト (Oldfield, 1971) による利き手のデータの因子構造と、マグニチュード推定法によって取得されたデータの因子構造を比較することで、利き手の測定におけるマグニチュード推定法の可能性を探索した。

方 法

協力者

62 名の大学生 (女性 33 名、男性 29 名) が、研究の概要の説明を受け、同意した上で研究に参加した。同意の取得は大阪人間科学大学の研究倫理委員会によって承認された手続きにしたが行われた。

質問項目

調査項目は11項目であり、10項目（Oldfield, 1971）（文字、箸、ナイフ、歯ブラシ、ふた、スプーン、ボール、ハサミ、絵を描く、マッチ）と食事場面での箸を使用する手であった。それぞれの項目に対して、4件であるリッカート尺度による測定と、マグニチュード推定法による測定が行われた。4件法では、「全て左手」、「ほとんど左手」、「ほとんど右手」、「全て右手」の中から一つを選択させた。マグニチュード推定法では、左手の使用と右手の使用の度をそれぞれ数値で記入させた。マグニチュード推定法の教示では、マイナスの数値は使用しないこと、好きな数値を当てはめてよいこと、また小数でもよいことを伝えた。

分析方法

リッカート尺度によって得られた11項目のデータは、順序尺度と見なし、ポリコリック相関係数を求め、因子分析を行った。マグニチュード推定法によって測定されたデータは、左手、右手ごとに因子分析を行い、また右手から左手に割り当てられた数値の差を求めた差分の数値も因子分析を行った。因子分析では、重み付け最小二乗法によって相関行列から因子を抽出し、平行法を用いて因子数を決定した（Horn, 1965）。また因子の回転はオブリミン回転であった。

分析はR（version 2.15.3）を用いて行われた。ポリコリック相関係数の算出にはhetcor（polycor ライブラリー、version 0.7）、因子分析はfa（psych ライブラリー、version 1.2.4）を用いた。

結 果

リッカート尺度の利き手のデータは、平行法によると1因子であることが示唆された。4つの大きな値の固有値は8.30、0.43、0.22であり、固有値の変化を考慮しても1因子が妥当であると考えられる。因子負荷量を表1に示す。

表1 リッカート尺度によって得られたデータの因子負荷量

	F1	h^2	u^2
文字	0.98	0.97	0.034
箸	0.75	0.56	0.442
ナイフ	0.85	0.73	0.271
歯ブラシ	0.89	0.78	0.215
ふた	0.66	0.44	0.561
スプーン	0.93	0.87	0.135
ボール	0.86	0.74	0.262
ハサミ	0.86	0.74	0.263
絵を描く	0.99	0.97	0.029
マッチ	0.89	0.79	0.211
箸	0.96	0.92	0.08
説明率	77%		

注) h^2 は共通性、 u^2 は独自因子

マグニチュード推定法による左手及び右手の活動のデータはそれぞれ3因子であることが示された。左手の因子の固有値は5.24、1.26、0.55であり、右手は5.48、1.69、1.56であった。表2にそれぞれの因子負荷量を示す。左手と右手では、因子数が同じであるが、それぞれの因子に寄与する項目がやや異なることが示されている。左手において、文字を書く手に最も寄与している因子（FL1）は、ナイフ、歯ブラシ、スプーン、ボール、箸にも大きな影響を与えている。他方、右手において、文字を書く手に最も寄与している因子（FR2）は、歯ブラシ、スプーン、箸であった。またFL2とFR1、FL3とFR3が影響を与えている項目はおおよそ同じであった。

表2 マグニチュード推定法によって得られたデータの因子負荷量

	左 手					右 手				
	FL1	FL2	FL3	h^2	u^2	FR1	FR2	FR3	h^2	u^2
文字	0.87	-0.07	-0.14	0.64	0.36	-0.02	1	0.03	1	0.00
箸	0.11	0.07	0.64	0.49	0.51	0.11	0.11	0.77	0.68	0.32
ナイフ	0.67	-0.04	0.27	0.6	0.40	-0.02	0.07	0.83	0.7	0.30
歯ブラシ	0.52	0.05	0.44	0.63	0.37	0.32	0.85	-0.04	1	0.00
ふた	-0.06	-0.02	1.02	1	0.01	-0.07	-0.03	0.84	0.7	0.30
スプーン	0.67	0.4	-0.03	0.88	0.12	0.74	0.49	-0.11	1	0.00
ボール	0.55	0.12	0.21	0.51	0.49	1.04	-0.1	-0.17	1	0.00
ハサミ	0.3	0.73	0.05	0.87	0.13	0.97	0.1	-0.1	1	0.00
絵を描く	-0.11	1.01	-0.05	0.9	0.10	0.84	0.05	0.36	0.97	0.03
マッチ	0.03	0.97	0.04	0.99	0.01	0.84	-0.09	0.42	0.94	0.06
箸	0.75	0.05	-0.03	0.59	0.41	-0.16	1.03	0.07	1	0.00
説明率	30%	27%	17%			39%	29%	22%		

注) h^2 は共通性、 u^2 は独自因子

マグニチュード推定法による右手に割り当てられた数値から左手を差分した得点（差分得点）の因子負荷量を表3に示す。差分得点の因子数は3であり、値が大きい3つの固有値は5.18、1.65、0.76であった。因子が影響を与えている項目はFD1とFR2、FL1で類似しているが、絵を書く手やマッチをする手は影響を受ける因子は右手や左手とは異なり、また蓋をあける手は著しく共通性が低く、共通因子からの影響が少ないことが明らかとなった。

表 3 差分得点の因子負荷量

	FD1	FD2	FD3	h^2	u^2
文字	1	0	-0.01	1.00	0.00
箸	0.21	-0.23	0.49	0.24	0.76
ナイフ	0.14	-0.45	0.54	0.25	0.75
歯ブラシ	0.85	0.3	0.03	1.00	0.00
ふた	0.16	-0.21	0.19	0.06	0.94
スプーン	0.5	0.67	0.09	1.00	0.00
ボール	-0.09	0.94	0.13	1.00	0.00
ハサミ	0.11	0.83	0.2	1.00	0.00
絵を描く	0.04	0.13	0.85	0.90	0.10
マッチ	-0.08	0.11	0.95	0.99	0.01
箸	1.03	-0.15	0	1.00	0.00
説明率	30%	24%	22%		

考 察

本研究では、従来のリッカート尺度によって得られた利き手のデータの因子構造とマグニチュード推定法によって得られたデータの因子分析の結果を比較し、比尺度による利き手データの取得が可能かどうかを考察することにある。まず、リッカート尺度によって得られた利き手のデータは1因子構造であるにも関わらず、マグニチュード推定法による利き手のデータは右手、左手、差分得点に関わらず3因子構造であった。

尺度によって因子構造が異なるのは、利き手の異なる構造を表現している可能性がある。利き手をリッカート尺度によって測定したデータの因子構造は1因子であることが多くの研究で報告されている（Porac, Coren, Steiger, & Duncan, 1980; Van Der Elst et al., 2010）。本研究の協力者集団は、利き手に関して先行研究と同質な集団であり、またデータに歪みを生じさせる様な反応を行っていないと思われる。同じ協力者から得られたマグニチュード推定法によるデータも歪み生じさせない様な反応を行っていると考えられる。したがって、マグニチュード推定法による利き手の測定は、利き手の理論に新しい知見をもたらす可能性が十分にあると考えられる。

しかしながら、マグニチュード推定法による比尺度の利き手データを取り扱う際には、尺度としての妥当性、信頼性を検討せねばならないと考えられる。また比尺度としての妥当性を検討するためには、尺度の加法性（例えば、ある2名の間で右手の使用頻度が2倍異なるのであれば、尺度上でも2倍異なっている）や推移性（AさんとBさんの利き手の度合いが同じであり、BさんとCさんの利き手の度合いが同じであれば、AさんとCさんの尺度の値は同じになる）を確認する必要がある。

さらに計算プロセスも考慮する必要がある。マグニチュード推定法によって得られた値には、著しい個人差が存在するが、その個人差をどのように修正すべきなのかは、様々な方法が模索されている（Gescheider, 2013）。データに対数変換を行ってから解析する方法や線分の長さのマグニチュード推定法による反応から、個人が感覚を数値に割り当てる傾向を検討し、個人差を補正する方法などである。今後は個人差の補正方法等も検討する必要があると思われる。

引用文献

- Annett, M. (1998). Handedness and cerebral dominance: the right shift theory. *The Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neurosciences*, 10 (4), 459–469.
- Annett, M. (2003). Cerebral asymmetry in twins: predictions of the right shift theory. *Neuropsychologia*, 41 (4), 469–479.
- Gescheider, G. A. (2013). *Psychophysics*. Psychology Press.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*.
- McManus, C. I. (2002). *Right Hand, Left Hand*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Michel, G. F., Ovrut, M. R., & Harkins, D. A. (1985). Hand-use preference for reaching and object manipulation in 6-through 13-month-old infants. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 111 (4), 407–427.
- Oldfield, R. C. (1971). The assessment and analysis of handedness: the Edinburgh inventory. *Neuropsychologia*, 9 (1), 97–113.
- Porac, C., Coren, S., Steiger, J. H., & Duncan, P. (1980). Human Laterality: A Multidimensional Approach. *Canadian Journal of Psychology*, 34 (1), 91–96.
- Suzuki, K., & Ando, J. (2014). Genetic and environmental structure of individual differences in hand, foot, and ear preferences: A twin study. *Laterality: Asymmetries of Body, Brain and Cognition*, 19 (1), 113–128. doi: 10.1080/1357650X.2013.790396
- Van Der Elst, W., Meijs, C. J. C., Hurks, P. P. M., Wassenberg, R., Van Boxtel, M. P. J., & Jolles, J. (2010). Lateral preferences and their assessment in school-aged children. *Laterality*, 1–20. doi:10.1080/13576500903527758
- Veale, J. F. (2013). Edinburgh Handedness Inventory – Short Form: A revised version based on confirmatory factor analysis. *Laterality: Asymmetries of Body, Brain and Cognition*, 1–14. doi:10.1080/1357650X.2013.783045