

共変情報の処理におけるワーキングメモリ負荷の影響 Working memory and contingency information

服部 郁子
Ikuko HATTORI

立命館大学
Ritsumeikan University
iht23083@pl.ritsumeikan.ac.jp

Abstract

This study investigated the effects of working memory (WM), sample size and stimuli type that causal strength and reliability of the target contingency on causal judgment. Participants were allocated to either WM load condition or control condition. The WM group was asked to tap on a table at a steady pace while observing the stimuli (dual tapping task). In the UE stimuli, two fictitious candidate ballplayer players were different in causal strength but the same in reliability. In the UUu stimuli, they were different in both indices in the opposite directions. Stimuli type and sample size affected participants' judgments significantly. There were significant differences by WM load between the beginners who had no experience of learning keyboard instruments and the controls and between the beginners and the experts. This result suggests that the explicit thinking process would be demanded to calculate the contingency information in causal judgment.

Keywords — causal judgment, causal strength, reliability, dual process of thinking, working memory

1. はじめに

因果判断は、ある事象と別の事象とがどの程度共に起こるかという客観的な共変情報を反映している。しかし、共変情報の因果判断における影響力が大きく偏っていることはこれまでも多くの研究によって指摘されてきた(e.g., Anderson & Sheu, 1995)。共変情報を、原因あり・結果ありの場合(以後、aセルと表記)、原因あり・結果なしの場合(bセル)、原因なし・結果ありの場合(cセル)、原因なし・結果なしの場合(dセル)に分類すると、因果的影響力は通常 $a > b > c > d$ の順に強い。本研究は、(1)各共変情報の因果的影響力は変化するか、変化するならばどのような場合なのか、また、(2)共変情報の処理に関して、思考の二重過程がどのように影響しているのか、について調べるために行われた一連の実験のひとつである。

人が共変情報からどのように事象間の因果関係とその関連性の強さ(因果強度)を推測するのかに関して、様々なモデルが提案されている。規範

的モデルである ΔP 理論(Allan & Jenkins, 1983)では、各セルの頻度情報が比較的均等に扱われる。そのため、実際の人間の因果判断は ΔP 理論と乖離しやすいことが指摘されている。それに対して、Power PC理論(PW)(Cheng, 1997)や H (Hattori, 2003)といった記述的モデルでは、a, b, c, 3つのセルの頻度情報の影響力が強い。しかし一方で、dセルの頻度情報は、他のセルに比べれば弱いとはいえ、条件によっては通常よりも比較的強く因果判断に影響するという指摘もある(e.g., McKenzie & Mikkelsen, 2007)。

因果判断には、事象間の因果強度だけではなく、入力データ自体の因果的な推定力(データの信頼性)もまた影響すると考えられる。データの信頼性、すなわち、サンプリングされたデータがどの程度正確に因果関係を推定させうるかには、aセル(正例)やbセル(反例)だけでなく、cセルやdセルといった原因事象が生じていない場合の頻度情報も重要となる。Anderson and Sheu (1995)は、学習時のサンプル数の増大が被験者の因果判断を変化させることを実験によって示した。つまり、4つのセルの相対的比率が等しくても、因果判断にサンプル数 N の増大による影響がみられる。 N 自体が大きいほどデータの信頼性が高いのは当然のことだが、この際に、特に問題となるのは、dセルのような通常無視されやすい頻度情報なのではないだろうか。

一方、思考には潜在的なヒューリスティック過程と顕在的な分析的過程が存在するという二重過程理論が様々な研究者によって提案されている(e.g., Evans & Over, 1996)。二つの過程は並列的かつ競合的に働き(e.g., Sloman, 1996)、分析的過程と認知能力(知性)との関連性が指摘されている(Stanovich, 1999)。二重過程理論による因果判断の説明はまだあまりないが、他の推論課題同様に、因果判断もまた二つの過程の影響を受けると考えられる。多くのモデルでは、共変情報の頻度に対する何らかの心的計算(見積もり)を仮定している。頻度の計算にはおそらく顕在的な分析的過程が重要な役割を果たすと考えられる。しかし、日

常生活では因果的ななんらかの判断を行なう機会が多い。中には、物理的衝突の予測のように、ほとんど意識されることなくなされる因果判断もある。本研究では、因果的事象の観察時に同時に別の課題を遂行することによって(二重課題)、ワーキングメモリに負荷をかけ、共変情報の処理に二つの過程がどのように影響しているのかを検討した。

2. 実験

2.1 方法

デザイン ワーキングメモリに対する負荷(二重タッピング課題条件(分析の際に、鍵盤楽器習得の経験者群と初心者群に分割)/コントロール条件)と刺激タイプ(タイプEU/タイプUUu)の2要因の組み合わせからなる4条件を被験者間要因として用意した。また、サンプル数(大サンプル/小サンプル)の2条件は被験者内要因であった。

参加者 実験には学部生151名が任意で参加した。コントロール条件に52名(女性24名,男性28名,平均20.0歳,SD 1.80),タッピング条件に99名¹(女性62名,男性37名,平均19.0歳,SD 3.0)を無作為に割り当てた。各条件の半数の被験者に刺激タイプUEが、残りの半数に刺激タイプUUuが与えられた。タッピング条件の参加者には実験開始時に、ピアノおよびそれに類する鍵盤楽器の習得経験(6ヶ月以上)の有無を尋ねた。経験あり41名,経験なし36名であった。これによって、コントロール群(Cntl.),経験者群(Expt.),初心者群(Bgnr.)の3群に分けて結果を比較した。

課題 架空の野球選手について、選手の今シーズンのデータを観察し、選手のチームの勝率に対する貢献度に応じて次年度の契約金を推定するという課題を用いた。すなわち、その選手が試合に出場することを原因と考えたときに、その原因がチームの勝利という結果にどの程度影響を与えるかに関する因果判断課題である。実験参加者は、4人の異なる野球選手のデータを観察し、それぞれ独立に因果判断を4回行った。

実験参加者には観察データとして、図1のような刺激が、大サンプルでは36枚、小サンプルでは24枚、コンピュータのモニター上に1枚ずつ逐次的に提示された。刺激には、ある日の試合に当該選手が出場したかどうか(原因)と試合の勝敗(結果)とが対にして表されている。4人の選手のうち、

選手Aと選手Bはそれぞれ24試合(大サンプル),選手Cと選手Dはそれぞれ36試合(小サンプル)であった。試合数は実験参加者には知らされなかった。表1のConfig.は、データの共変情報を示している。原因の有無(選手がある日の試合に出場した/欠場した)と結果の有無(その試合でチームが勝った/負けた)の組み合わせに対して、4つの数字は前から順に、a(原因あり・結果あり),b(原因あり・結果なし)c(原因なし・結果あり),d(原因なし・結果なし)のセルの頻度に相当する。実験参加者のうち、半数は大サンプルのデータ(選手AとB)を先に、残りの半数は小サンプルのデータ(選手CとD)を先に観察した。選手一人分の刺激(試合)を観察するごとに、因果判断課題(契約金の推定)が行なわれた。選手AとB,選手CとDの観察順序は被験者間でカウンターバランスされた。また、刺激(各選手のデータ)の順序はコンピュータによってランダムにされて提示された。

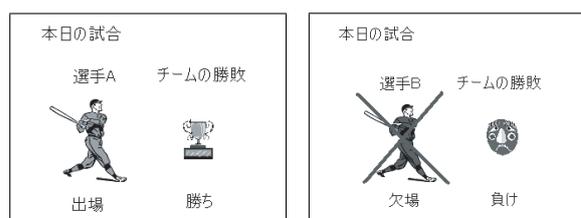


図1 刺激の提示例。左図は原因あり・結果あり(aセル)事例、右図は原因なし・結果なし(dセル)事例のモニター画面を表す。

表1の各行は、刺激の共変情報の組み合わせを示している。Str. と Rel. は選手A(またはC)と選手B(またはD)の因果強度と信頼性の比較を示す。因果強度の値の推定には、 H (Hattori, 2003), Power PC理論(PW) (Cheng, 1997), ΔP の3つのモデルを指標として用いた信頼性は $ESS = (a+b)d/(c+d)$ という指標を用いて計算された(Hattori, Hattori, & Buehner, 2006)。これらの推定値に基づいて、刺激に二つのタイプを用意した。タイプUEは、二選手の因果強度に差がある(選手AはBよりも高く、選手CはDよりも高い)が、データの信頼性に関しては二選手の間には差がない。タイプUUuは、二選手が因果強度と確実性の両方において差があるが、因果強度と信頼性で相反している。つまり、選手A(またはC)は因果強度においてB(またはD)よりも高いが、信頼性ではB(またはD)よりも低い。

タッピング条件(メモリ負荷あり条件)では、De Neys, Schaeken, and d'Ydewalle (2005)を基に、複雑なシーケンスでの二重タッピング課題を採用した。

¹タッピング条件参加者数は実験時には105名であったが、6名はデータの一部欠損により分析から除外

表1 刺激の共変情報と実験参加者による因果判断課題の評定値(選手の次年度契約金の上3ケタの値)

Type	Str.	Rel.	Player A / C				Player B / D				Rating for A / C			Rating for B / D					
			Config.	H	PW	ΔP	EES	Config.	H	PW	ΔP	EES	Cntl.	Expt.	Bgnr.	Cntl.	Expt.	Bgnr.	
24 sample																			
UE	A > B	A = B	12,0,5,7	.84	1.00	.58	7	5,7,5,7	.46	.00	.00	7	M	87.41	82.85	75.38	26.30	28.39	36.54
	A > B	A = B	12,0,1,11	.96	1.00	.92	11	1,11,1,11	.20	.00	.00	11	SD	11.47	16.64	26.57	17.41	16.89	18.53
UUu	C > D	C < D	11,1,8,4	.73	.75	.25	4	2,10,2,10	.29	.00	.00	10	M	67.60	66.48	62.15	29.84	19.74	31.54
	C > D	C < D	11,1,7,5	.75	.80	.33	5	1,11,1,11	.20	.00	.00	11	SD	12.17	19.99	18.57	17.04	21.76	21.72
36 sample																			
UE	A > B	A = B	18,0,8,10	.83	1.00	.56	10	8,10,8,10	.47	.00	.00	10	M	77.89	77.12	68.46	25.67	31.85	35.69
	A > B	A = B	17,1,6,12	.84	.92	.61	12	2,16,2,16	.24	.00	.00	16	SD	13.65	13.41	17.72	17.78	19.92	19.12
UUu	C > D	C < D	16,2,11,7	.73	.71	.28	7	3,15,3,15	.29	.00	.00	15	M	67.20	68.78	67.15	24.00	19.52	26.58
	C > D	C < D	16,2,10,8	.74	.75	.33	8	2,16,2,16	.24	.00	.00	16	SD	19.80	24.50	17.58	14.98	19.21	21.00

De Neys et al. (2005)によると、複雑なシーケンスでの二重タッピング課題は注意を必要とし、ワーキングメモリに負荷をかける。本研究で用いた複雑なシーケンスでのタッピングとは、「親指 中指 小指 薬指 人差指」をひとつのシーケンスとし、このシーケンスを一定の速さ(一秒間に2から3回)で繰り返し机の上で音を立てながらタッピングすることを言う。タッピング条件群はまず、刺激の観察を始める前に1分間程度、利き手とは逆の手で二重タッピング課題を練習した。タッピング課題の遂行が可能であることを確認した上で刺激の観察を開始した。コントロール群と同様に、利き手でコンピュータのスペースキーを操作して刺激提示画面を更新しながら、タッピング条件群は、刺激を観察する間中ずっと、利き手とは逆の手でこの二重タッピング課題を遂行した。タッピングが止まったり、遅れたりした場合には、実験者から即座に注意があり、注意が数回繰り返された場合にはそのときの回答を欠損値とし、分析の際にデータを外した。

質問冊子として、フェイスシート1枚と因果判断の回答用紙1枚が用意された。冊子は全実験参加者に同じものが用いられた。フェイスシートには、実験の教示とカバーストーリー(表2)、刺激の例(図1)が印刷されていた。回答用紙には名前等の記入欄と、回答欄、簡単な教示が印刷されていた。回答欄として、0,000,000円のように空欄が用意され、被験者は、選手の来年度の契約金を推定して、空欄に0から100の間の数値を入れるように教示された。同時に、選手は今シーズン初めてプロ野球チームに入り、そのときの契約金は50,000,000円であったと説明された。これは、因果判断の基準値として、空欄に50が与えられているのと同じである。被験者は、選手の因果的影響力が強いと判断すればそれよりも高い数字を、低いと判断すれば低い数字を入れることになる。4人の野球選手は別々のリーグに所属し、直接対戦

しないため、それぞれの判断は全く独立に、各選手の今シーズンのデータにのみ基づいて判断するようにという教示が、文と口頭によって実験参加者に与えられた。また、データの観察時には記録を取ったり刺激の数を数えたりしないこと、最終的な判断は直感に基づいて行なうことという教示も文と口頭によって与えられた。契約金の回答欄の下に、自分の予測に対する確信度を評価するための回答欄が用意された。こちら空欄に0から100%の数字を記入するように指示された。

表2 実験のカバーストーリーと教示

あなたはあるスポーツ新聞社で野球選手たちに関する記事を書く仕事をしていると考えてください。選手達は1年契約で各チームに所属します。次シーズンの契約金の額は今年の戦績に応じて決まります。すなわち、チームの勝利に対する貢献に応じて契約金は毎年更新されます。チームに勝利をもたらす可能性の高い選手の契約金は上がり、逆にチームの勝利に対する影響力の低い選手の契約金は下がります。

しかし、野球はチームのスポーツです。1人の優れた選手がはたしてどの程度チーム全体の成績にまで違いを及ぼすのかどうかは明らかではありません。そこで、あなたはいくつかのチームの選手について今シーズンの戦績を調査し、彼らの次シーズンの契約金を予測し記事にすることになりました。

これから4つの野球チームが今シーズンに契約した4人の選手についての成績がモニターに提示されます。選手のスコアは下の図のような形で1試合ずつ示されます。ある選手の今シーズンの全試合を見終わった後、その選手の次シーズンの契約金を予測してください。スコアには比較しやすいように、ある日の試合にその選手が出場したかどうか、勝ち試合だったのか負け試合だったのかだけが示されます。選手がチームにいる時といない時のチームの戦績を調べ、チームの勝率に対する選手の貢献度を考えてください。なお、この4チームは別リーグに所属し、互いに直接対戦することはありませんので、4人の選手の成績は互いに無関係なものとして考えてください。試合のスコアを観察する間、記録を取ったり、出てくるスコアを数えたりはしないでください(たくさんあるので数え切れなくなります)。観察した試合のスコアに基づいて選手の貢献度を直感的に判断してください。

手続き 実験は小さな個室でパーソナルコンピュータを使用して個別に実施された。実験参加者は、質問冊子を受け取り、冊子と口頭によって実験についての教示を受けたのち、実験を開始した。タッピング群は、鍵盤楽器の習得経験を口頭で答え、タッピングの短い練習を行なった後、刺激

の観察を開始した。コントロール群は教示の後すぐに観察を開始した。実験参加者は、自分のペースでコンピュータのキーを操作し、観察を行なった。全試合のデータを観察し終わった後、因果判断課題の質問に回答した。つづいて、別の選手の今シーズンのデータを観察し、その選手について因果判断課題の質問に回答した。このようにして、参加者は、4人の選手のデータを観察し、4回因果判断を行った。

2.2 結果

サンプル数別に、刺激タイプと質問条件による影響を調べた。小サンプル(サンプル数24)では、因果強度の強い選手(選手A)と弱い選手(選手)とともに、WM負荷の主効果に弱い傾向が見られた[選手A: $F(2, 150) = 2.68, MSE = 800.59, p = .072$, 選手B: $F(2, 150) = 3.03, MSE = 1090.01, p = .051$]。因果強度の強い選手では、刺激タイプ的主効果に有意な差が見られた[選手A: $F(1, 150) = 31.45, MSE = 9396.58, p < .01$, 選手B: $F(1, 150) = 1.09, MSE = 393.45, ns$]。交互作用には有意差は生じなかった[選手A: $F(2, 150) = 0.39, MSE = 115.26, ns$, 選手B: $F(2, 150) = 1.47, MSE = 528.89, ns$]。選手Aにおいて、コントロール群とタッピングの初心者群の間、タッピングの鍵盤楽器経験者群と初心者群の間に、TukeyのHSDで有意な差がみられた($p < .05$)。大サンプル(サンプル数36)では、WM負荷の主効果には有意差はみられなかった[選手C: $F(2, 150) = 1.01, MSE = 316.51, ns$, 選手D: $F(2, 150) = 1.31, MSE = 461.98, ns$]。刺激タイプ的主効果には有意な差がみられた[選手C: $F(1, 150) = 4.90, MSE = 1592.68, p < .05$, 選手D: $F(1, 150) = 5.81, MSE = 2056.37, p < .05$]。交互作用は生じなかった[選手C: $F(2, 150) = 0.73, MSE = 237.44, ns$, 選手D: $F(2, 150) = 1.14, MSE = 404.01, ns$]。

3. 考察

刺激タイプの違いによる因果判断への影響は、大サンプルと小サンプルの双方において顕著にみられた。二人の選手の因果強度と信頼性の推定値が相反する場合(UUu)には、特に相反しない場合(UE)に比べて、選手の貢献度は相対的に低く評価される傾向がみられた。ただし、小サンプルでは、因果強度の強い選手(選手AとC)は刺激タイプの違いによる影響を受け、貢献度が低く評価されたのに比べ、弱い選手(選手BとD)には影響はみられなかった。このことは、サンプル数が多すぎると、共変情報の処理の曖昧性が高くなることを意味するのかもしれない。

一方、ワーキングメモリに対する負荷によって、因果判断には弱いけれども一定の影響がみられた。ワーキングメモリに負荷をかけることによって、強い選手と弱い選手との因果的評価における差が小さくなった。これは、因果判断の共変情報処理に顕在的な分析的過程が用いられており、ワーキングメモリの使用において競合する処理が行われることによって因果判断に影響が生じることがあるということを示唆する。

しかし、今回の実験では、ワーキングメモリに対する負荷によって一定の傾向がみられたとはいえ、有意な差とはいえなかった。この原因の可能性のひとつとして、タッピング条件を受けた参加者のうち、鍵盤楽器習得の経験者が多かったことが挙げられる。多重比較では、コントロール群とタッピング条件初心者群の間、タッピング条件経験者群とタッピング条件初心者群の間に有意な差がみられた。ピアノの演奏などの運動野を使用する技能は、訓練を積み重ねることによって徐々に意識的な制御をあまり必要としない自動化された動きへと変わる。鍵盤楽器習得の経験者にとって、今回用いた複雑なシーケンスでの二重タッピング課題は、ワーキングメモリにそれほど大きな負荷とならなかった可能性が考えられる。

References

- Allan, L. G., & Jenkins, H. M. (1983). The effect of representations of binary variables on judgment of influence. *Learning and Motivation, 14*, 381-405.
- Anderson, J. R., & Sheu, C. F. (1995). Causal inference as perceptual judgments. *Memory & Cognition, 23*, 510-524.
- Cheng, P. W. (1997). From covariation to causation: A causal power theory. *Psychological Review, 104*, 367-405.
- De Neys, W., Schaeken, W., & d'Ydewalle, G. (2005). Working memory and counterexample retrieval for causal conditionals. *Thinking and Reasoning, 11*, 123-150.
- Evans, J. St. B. T., & Over, D. E. (1996). *Rationality and reasoning*. Hove, UK: Psychology Press.
- Hattori, I., Hattori, M., & Buehner, M. (2006). Causal strength and reliability: Two processes in causal reasoning. In *Proceedings of the 28th Annual Conference of the Cognitive Science Society and the 5th International Conference of the Cognitive Science (CogSci/ ICCS 2006)* (pp. 107-108). Sheraton Vancouver Wall Centre, Vancouver, Canada.
- Hattori, M. (2003). Adaptive heuristics of covariation detection: A model of causal induction. In *Proceedings of the 4th International Conference on Cognitive Science (ICCS/ASCS 2003)* (Vol. 1, pp. 163-168). The University of New South Wales, Sydney, Australia.
- McKenzie, C. R. M., & Mikkelsen, L. A. (2007). A Bayesian view of covariation assessment. *Cognitive Psychology, 54*, 33-61.
- Slooman, S. A. (1996). The empirical case for two systems of reasoning. *Psychological Bulletin, 119*, 3-22.
- Stanovich, K. E. (1999). *Who is rational?: Studies of individual differences in reasoning*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.