

中高生を対象とした食品安全に対する理解度調査

An survey based study of understanding of food safety among junior and high school students

田村 昌彦¹⁾, 稲津 康弘²⁾, 江渡 浩一郎³⁾, 松原 和也¹⁾, 天野 祥吾¹⁾, 野中 朋美¹⁾, 松村 耕平¹⁾, 永井 聖剛¹⁾, サトウタツヤ¹⁾, 堀口 逸子⁴⁾, 和田 有史¹⁾

Masahiko Tamura, Yasuhiro Inatsu, Koichiro Eto, Kazuya Matsubara, Shogo Amano, Tomomi Nonaka, Kohei Matsumura, Masayoshi Nagai, Tatsuya Sato, Itsuko Horiguchi, Yuji Wada

¹⁾ 立命館大学, ²⁾ 農研機構, ³⁾ 産業技術総合研究所, ⁴⁾ 東京理科大学

Ritsumeikan University, National Agriculture and Food Research Organization, National Institute of Advanced Industrial Science and Technology, Tokyo University of Science
m-tamura@fc.ritsumei.ac.jp

概要

食に関する知識尺度を用い, 中高生に対して調査を実施することで, 食に関する知識獲得に対する探索的な検討を行った. 調査の結果, 中高生の添加物・安全性に関する知識は, 他の知識よりも尺度の基準集団である大人に近いことが示された. このことは, 一般消費者が高等学校卒業後, 添加物・安全性に関する知識をあまり獲得していないことを示唆するものである.

キーワード: 食品安全, 項目反応理論 (IRT)

1. はじめに

食の安全について社会的関心が寄せられるようになって久しい. しかし, 一般消費者の食に関する知識は十分であるとは言えず, しばしば, 誤った知識に基づく判断を行っている [1, 2]. このような現状は, 世界的な食糧不足が懸念される中 [3], フードロスの増加という深刻な社会問題を増大させる要因となっている.

食に関する知識におけるこれまでの研究では, 誤った知識に基づく判断の原因として, 二重過程理論 (たとえば, [4, 5]) に基づく思考様式が影響していることが示されてきた [6, 7]. つまり, 直感的な思考様式である System 1 を好んで用いる人よりも, 熟考的な思考様式である System 2 を好んで用いるの方が, 正しい知識を獲得しやすい. 著者らも, これまでの一連の研究において, 食に関する複数の知識尺度を作成し, 思考様式と知識獲得の関連を検討しており [8, 9], 先行研究と一貫した知見が得られている.

では, 何故, あるいは, どのような経緯で, 食に関する知識において, System 1 を好んで用いる人が誤った知識に基づく判断を行いやすいのだろうか. System 1 による意思決定は, ヒューリスティックや直感を用いた意思決定が影響を与えていることを考えると, 一

般消費者がこれまでに獲得してきた知識が影響を与えていることが考えられる. 仮に, 一般消費者が獲得してきた知識が, 食に関する知識を判断する上で有用でないか, 誤った知識であった場合, System 1 による意思決定は誤った判断を導きやすくするだろう.

これを検討する上で, 一般消費者が有している食に関する知識を測定する必要がある. そのため, 前述の通り, 著者らのこれまでの取り組みでは, 測定指標 (尺度) を作成した [9]. ただし, これらの尺度は一般消費者を基準集団とした, 相対的な評価を行うものである. 一般消費者の知識の偏りについて明らかにするためには, 他の集団と比較する必要がある. なお, 本稿で扱う一般消費者とは, 成人した社会人 (専業主婦・主夫を含む) を指す.

そこで, 本研究では当該尺度を用いて, 中学生, および, 高校生と比較することで一般消費者の知識の偏りを探索的に検討した. なお, 当該尺度は 4 種類あり, それぞれ, 食品に関する構成概念に基づいて作成されている. これら 4 種類の構成概念は, 食品・安全性 (食品に関する安全性やリスクに関する知識), 食品・一般 (食品に関する一般的な知識), 添加物・安全性 (添加物に関する安全性やリスクに関する知識), 添加物・一般 (添加物に関する一般的な知識) である.

中学生や高校生の食に関する知識が, 一般消費者である大人と比較して低くなることは容易に予測できる. その一方で, その差異, すなわち, 知識量の乖離の大きさは, 尺度間で異なるかもしれない. 本研究ではこの違いを明らかにすることが主な目的である.

2. 方法

2.1 調査対象者

中学生 251 人 (男性 119 人, 女性 132 人, 平均年齢 12.99 歳, $SD = 0.76$, 12 歳~15 歳), 高校生 122 人 (男性 35 人, 女性 87 人, 平均年齢 17.09 歳, $SD = 0.72$, 16 歳~18 歳) を対象に, 後述の課題を実施した。

2.2 課題

食の知識に関する尺度 [9] を用いた。この尺度は, 前述の通り, 4 種類の構成概念に基づき, 4 種類の尺度から構成されている。また, 各尺度は, 複数の問題項目で構成されており, 全ての問題項目は正解が設定された 3 者択一の選択問題である。

調査対象者は, 食品・安全性 (12 問), 食品・一般 (9 問), 添加物・安全性 (9 問), 添加物・一般 (10 問) の各尺度の問題, 合計 40 問と, 24 問の問題項目と同形のフィラー問題を加えた合計 64 問の問題に取り組んだ。

2.3 手続き

調査対象者は, Web システムを介した調査, もしくは, 紙媒体による調査のいずれかによって前述の課題に取り組んだ。

はじめに, 全ての調査対象者は調査に関する説明を受け, 調査の趣旨に同意した対象者のみが調査に協力した。調査では, 前述の課題 64 問に取り組んだ。なお, 問題項目の提示順はランダムであった。全ての問題項目に回答後, 調査対象者は認知反射テスト (CRT[10]) にも取り組んだが, CRT は予備的に取得したものであったため, 以降では CRT については扱わない。

3. 結果

本研究で用いた尺度は, 項目反応理論を適用して作成された尺度である。したがって, 尺度ごとに, 各問題項目の困難度と識別力 (これらを項目パラメタとよぶ) のパラメタ推定がされており, これらの項目パラメタを用いることで, 個人ごとのスコア (潜在特性値 θ) を推定することが出来る。つまり, 調査対象者ごとに, 各尺度に対応した 4 種類の潜在特性値 θ を算出することができる。なお, 潜在特性値 θ は基準集団の平均を $\theta = 0$ とし, 平均より高い対象者は正数で, 平均より低い対象者は負数で表現される。この尺度の基

準集団は成人社会人であり, これは本研究で対象とする一般消費者と等しい集団である。

本研究では, 各尺度の項目パラメタを用い, ベイズ推定により調査対象者ごとの潜在特性値 θ を推定した。潜在特性値 θ はモデルに基づく推定値であるため, 極端な回答パターンなどでは, 適合しないことがある。そこで, 推定された潜在特性値 θ ごとに適合度 $z3$ を求め, この適合度の絶対値が 2 より大きい ($|z3| > 2.0$) 尺度が 1 つでも存在した調査対象者を以降の分析から除外した。その結果, 中学生では 214 人, 高校生では 112 人が分析対象となった。

以上の分析により, 中学生の調査対象者における各尺度の潜在特性値 θ の平均は, 食品・安全性が $\theta = -0.57$ ($SD = .51$), 食品・一般が $\theta = -0.42$ ($SD = .47$), 添加物・安全性が $\theta = -0.22$ ($SD = .55$), 添加物・一般が $\theta = -0.75$ ($SD = .63$) であった。また, 高校生の調査対象者における各尺度の潜在特性値 θ の平均は, 食品・安全性が $\theta = -0.59$ ($SD = .55$), 食品・一般が $\theta = -0.50$ ($SD = .47$), 添加物・安全性が $\theta = -0.19$ ($SD = .54$), 添加物・一般が $\theta = -0.51$ ($SD = .61$) であった。対象グループ (中学生, 高校生) ごと尺度ごとの潜在特性値 θ の平均を図 1 に示した。

中学生や高校生の知識は, 基準集団とどの程度の差異があるのだろうか。また, その差異は尺度によってどのように異なるのだろうか。これを検討するために, 対象グループを参加者間要因 (対象グループ要因, 2 水準), 尺度を参加者内要因 (尺度要因, 4 水準) の 2 要因混合要因計画による分散分析を実施したところ, 対象グループ要因の主効果 ($F(1, 324) = 1.26$, $ns.$, $\eta_p^2 = .004$) は有意ではなかったが, 尺度要因の主効果 ($F(2.88, 933.84) = 37.82$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .105$), および, 交互作用 ($F(2.88, 933.84) = 5.00$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .015$) が有意であった。単純主効果の検定の結果, 添加物・一般における対象グループ要因の単純主効果が有意であり ($F(1, 324) = 10.39$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .031$), 中学生より高校生の方が潜在特性値 θ が高いことが示された (なお, 参加者内要因において球面性の仮定が棄却されたため, ϵ による自由度の調整を行った)。また, 中学生における尺度要因の単純主効果 ($F(2.89, 614.63) = 37.69$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .150$), および, 高校生における尺度要因の単純主効果 ($F(3, 333) = 13.00$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .105$) が有意であった。これらについて, Holm の方法による多重比較の結果, 中学生では添加物・安全性 > 食品・一般 > 食品・安全性 > 添加物・一般の順で有意に潜在特性値 θ の値が高かった ($ps < .05$)。また, 高校

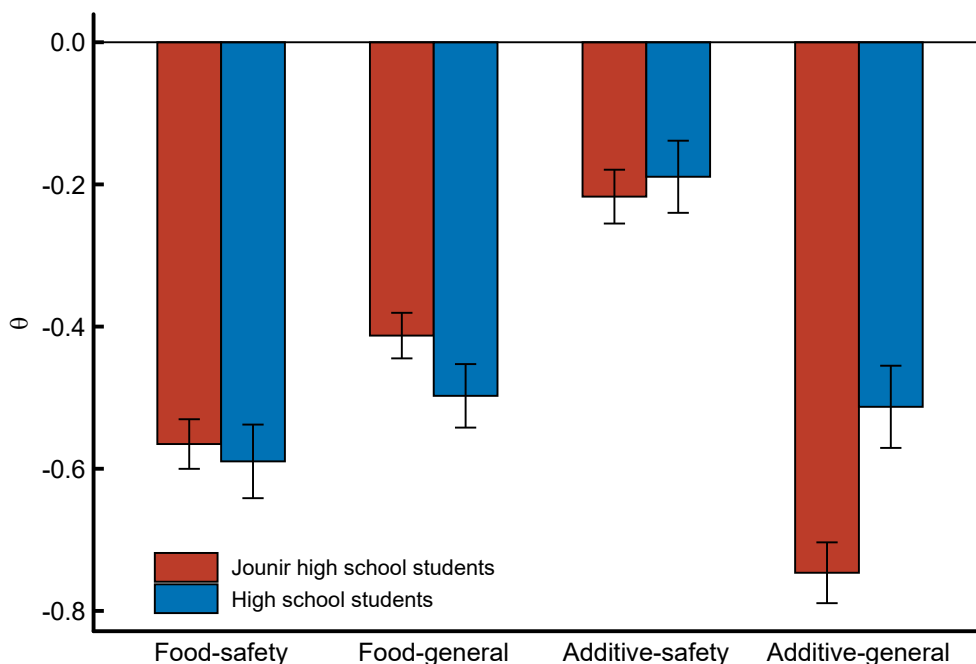


図1 対象グループごと尺度ごとの潜在特性値 θ の平均。エラーバーは標準誤差。

生では添加物・安全性が、他の3種類の尺度より有意に潜在特性値 θ の値が高かった ($p < .05$)。

4. 考察

分散分析の結果から、以下の2点が明らかになった。第1に、添加物・一般の知識について、効果量はあまり大きいとは言えないものの、中学生と高校生の間で違いがあるという点である。一般に、中学生や高校生が食に関する知識を獲得する機会が多いとは言えないだろう。このことは、添加物・一般以外の尺度では違いは認められなかったことから推察される。この違いについて、本研究では明確にすることが出来ないが、学校教育における科学的な学習効果が影響していることが考えられる。添加物に関する知識は、化学に関する知識と関連しているものも多く、中学校教育から高等学校教育における知識獲得が影響を与えていたのかもしれない。

第2に、中学生と高校生では尺度間の差異のパターンに違いがあるものの、添加物・安全性についての知識は他の知識と比較して明らかに高いという点である。この点を検討する上で、潜在特性値 θ が負数であるということが重要となる。すなわち、中学生や高校生は全体的に基準集団よりも潜在特性値 θ は低いものの、添加物・安全性については他の知識よりも基準集団に近いことを意味している。換言すると、一般消費

者が高等学校卒業後、添加物・安全性に関する知識をあまり獲得していないことを示唆している。

では、何故、添加物について学習する知識（一般）と、学習しない知識（安全性）があるのだろうか。仮に添加物についての知識が、日常的に接する、あるいは、直面する態度が影響を与えるならば（すなわち、中高生よりも大人の方がより生活に密着した食品に対する知識を要求されるならば）、食品の知識のように中高生と大人で差異がみられるだろう。実際、添加物についての一般的知識はこれで説明できるかもしれない。しかし、安全性に関しては上述では説明できない。安全性に関しては、何らかの学習を阻害する要因が存在し、これが影響を与えていることも考えられる。今後はこの点に焦点を当てて検討していく必要があるだろう。

謝辞

本研究は内閣府食品安全委員会「食品健康影響評価技術研究事業（1903）」（主任研究者：和田有史）の助成を受けた。

文献

- [1] 益山光一・堀口逸子・赤松利恵・丸井英二 (2012) “消費者に求める食の安全に関する知識－日本における食品リスク評価者を対象とした質的調査－” 日本食品化学学会誌, Vol.19, No.1, pp. 44-48.

- [2] 内閣府食品安全委員会事務局, “食品に係るリスク認識アンケート調査の結果について” (2015年5月13日) (https://www.fsc.go.jp/osirase/risk_questionnaire.html)
- [3] World Food Programme, “Global Report on Food Crises 2020” (20/April/2020) (<https://www.wfp.org/publications/2020-global-report-food-crises>)
- [4] Stanovich, K., E. and West, R., F. (2000) “Individual differences in reasoning: Implications for the rationality debate?” Behavioral and brain sciences, Vol.23, No.5, pp. 645-726.
- [5] Kahneman, D. (2011) “Thinking, Fast and Slow” Macmillan Magazines Ltd..
- [6] Honda, H., Ogawa, M., Murakoshi, T., Masuda, T., Utsumi, K., Park, S., Kimura, A., Nei, D., & Wada, Y. (2015) “Effect of visual aids and individual differences of cognitive traits in judgments on food safety” Food Policy, Elsevier, Vol. 55(C), pp. 33-40.
- [7] Honda, H., Ogawa, M., Murakoshi, T., Masuda, T., Utsumi, K., Nei, D., & Wada, Y. (2015) “Variation in risk judgment on radiation contamination of food: Thinking trait and profession” Food Quality and Preference, Vol. 46, pp. 119-125.
- [8] 田村昌彦・稲津康弘・江渡浩一郎・松原和也・天野祥吾・野中朋美・松村耕平・永井聖剛・サトウタツヤ・井上紗奈・堀口逸子・和田有史 (2020) “高校生における食品安全に関する理解度調査” 第37回日本認知科学会大会発表論文集, pp. 233-236.
- [9] 田村昌彦・稲津康弘・野中朋美・松村耕平・サトウタツヤ・永井聖剛・江渡浩一郎・堀口逸子・天野祥吾・松原和也・和田有史 (2020) “認知処理の違いが食品安全知識に与える影響の検討” 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.120, No.169, pp. 40-44.
- [10] Frederic, S. (2005) “Cognitive reflection and decision making” Journal of Economic Perspectives, Vol.19, No.4, pp. 25-42.