



京都大学大学院経済学研究科
ディスカッションペーパーシリーズ

日本と英国におけるCOVID-19に対する 主観的リスク評価と行動変容

佐藤 真行 神戸大学大学院人間発達環境学研究科・教授
木下 信 龍谷大学経済学部・准教授
依田 高典 京都大学大学院経済学研究科・教授

No. J-22-002

2023 年 1 月

〒606-8501
京都市左京区吉田本町
京都大学大学院経済学研究科

日本と英国における COVID-19 に対する主観的リスク評価 と行動変容

佐藤 真行[†], 木下 信^{*}, 依田高典^{**}

要旨

本研究は、COVID-19 の拡大初期における人々の行動変容を、主観的確率との関係から分析し、リスク認識・評価が外出制限などの行動変容に与える影響を明らかにするものである。2020 年 11 月～12 月にかけて英国・日本を対象とするインターネット調査を用いた社会調査を行い、コロナウイルス感染リスクに対する主観的確率、およびその規定要因を定量的に分析した。その結果、英国においては感染確率に対して楽観的な評価を行う人の割合が日本に比べて高いことが示された。また、リスク評価と行動変容など行動に相関がみられそうな場合について、見かけ上無関係な回帰分析 (Seemingly Unrelated Regression) を 2 変量順序プロビットモデルに適用したモデルにより、楽観バイアスが強いと行動変容に繋がりにくいことを示した。この結果から、悲観バイアスが強い場合には、行動の自由など人々の権利を尊重しつつ人々の自律に委ねる対策でもある程度の効果が期待できる一方で、楽観バイアスが強い場合には、公共性の観点からある程度の強制力の行使はやむを得ない場合があることが示唆された。

Key words: COVID-19, Subjective probability, Seemingly Unrelated Regression, United Kingdom,

Japan

[†] 神戸大学大学院人間発達環境学研究科 msat@port.kobe-u.ac.jp

^{*} 龍谷大学経済学部 skinoshita@econ.ryukoku.ac.jp

^{**} 京都大学大学院経済学研究科 ida@econ.kyoto-u.ac.jp

1. イントロダクション

本研究は、英国および日本を対象事例として、COVID-19の2020年春の拡大初期における人々の行動変容を、主観的確率との関係から分析するものである。2019年末から感染が拡大している新型コロナウイルスは、2020年2月頃から欧州においても感染被害が拡大し、人々の経済活動や生活に大きな影響を与えた。英国は感染拡大時期こそ他の欧州諸国と比べて相対的に遅かったものの、3月に入って急速に深刻化して、結果的には世界でも最も被害を被った国の一つとなった。英国においては2020年3月に、Imperial College Londonのレポートを受けて、それまでの適応を前提とした緩やかな方針を転換し、公立学校の休校などを含めた積極的な感染拡大防止措置に転換した。そして、賛否さまざまな国民的意見があるなかで、3月23日に外出禁止措置を伴うロックダウンを実施した。金融的支援などの保障も同時に施行されたが、国民の生活に与える影響は甚大であった。当初予定していたロックダウン期間は、感染改善が不十分であったため延長され、およそ2ヶ月弱の後5月10日によりやく緩和された。当時の感染被害状況は図1に示される（イングランドのみ）。ロックダウン緩和後として7月1日時点をとると、この間、累積で243,910人の感染者が発生し、そのピークは4月22日の4,797人であった。英国政府は抗体検査などから感染者数を推定し、ロンドンで17%、その他地域で5%程度と予測した¹。5月21日時点で確認された感染者数は人口の0.4%にのぼった。

図1 英国と日本における新型コロナウイルス感染者数の推移

一方で、日本は初期の被害は相対的に少なく、日本人特有の交差免疫の存在やBCG摂取率の高さといった未確認の要素「ファクターX」が検証されたほどであった²。2020年4月7日に東京を含め感染拡大が深刻な大都市圏である7都府県に緊急事態宣言が発出されて以降、自主的で法的強制力や罰則のない外出制限が課せられた。英国の状況と比べると感染（陽性）者数でいえばかなり少ないものの（図1）、国民の危機意識は高かった。

こうした感染状況のなかで、英国においても日本においても、人々は新型コロナウイルスに対する感染防止における行動変容に迫られた。しかしながらそうした社会的要請に対する人々の受け止め方は様々であった。こうした人々の行動変容に対する意識は、各個人が置かれた経済的状況や社会的状況に規定されることはいままでもないが、本研究は新型コロナウイルスというこれまで経験したことのない未知のリスクに対して、どのように認識・評価するかという主観的リスク評価の観点から感染防止政策の異なる英国と日本について対照しながら分析するものである。現在も感染が継続しているが、ワクチン開発など

¹ <https://metro.co.uk/2020/05/21/17-londoners-5-rest-uk-have-coronavirus-antibodies-12739901/>

² <https://asia.nikkei.com/Business/Science/Yamanaka-on-COVID-19/Uncovering-Japan-s-coronavirus-X-factor-matters-to-the-world>

も進み、一定の感染対策の効果は見え始めているが、この一連のパンデミック経験のなかで、感染拡大初期における新型コロナウイルス感染リスクの発生と対応について分析することは、今後の資料としても非常に重要な経験知の蓄積となるだろう。

本研究では、主観的確率の規定要因と、主観的確率が行動変容に与える影響について実証的に分析する。まず、COVID-19の感染リスクに関する主観的確率評価にあたっては認知バイアスの存在に注目する。感染の有無についてPCR (Polymerase Chain Reaction)検査が実施されるが、感染リスクの確率判断には、感染しているのに陰性と判断される偽陰性、感染していないのに陽性と判断される偽陽性となる可能性があり、そうした偽陰性や偽陽性の発生確率を考慮して正しく感染リスクを判断するには高度な数的処理能力や認知能力が求められる。しかし多くの人々はこうした精密な演算を行うことができず、特に感染リスクを計算する際の基礎となる全人口のうち感染者が実際のどの程度いるかといった事前確率（ベースレート）を無視する傾向が知られている³。例えば、女性の乳がんの事前確率が1%、がんに罹っている者で陽性判定を受ける感度が80%、がんに罹っていない者で陽性判定を受けない特異度が90%であるとしよう。この時、ベイズ定理を使えば、検査が陽性の時に、その人ががんに罹っている確率は8%となる。しかし、この問題に対する正答率は5%以下に留まり、多くの人々がベースレートを無視して高すぎたり低すぎたりする回答をする(Eddy 1982)。さらに近年の研究では、ベースレートの無視は、素人のみならず、医師のような専門家にも広く観察されることが知られている(Gigerenzer and Hoffrage 1995; Hoffrage et al. 2000; Hertwig and Hoffrage 2002)。つまり、ベースレートの無視は、単なる知識の不足や計算間違いに由来する認知バイアスではなく、さまざまな要因が主観的確率の規定要因として考えられるということである。

そのうえで、Bundorf et al. (2021)およびHamano et al.(2020)によれば、感染リスクの認知バイアスが、感染予防行動に対して体系的に影響していることが指摘されている。すなわち、主観的確率の形成要因の分析は感染予防行為の実践に向けての示唆をもたらすものである。しかしながら認知バイアスの楽観、悲観と感染予防行動の間には、期待される関係があるかどうかは現状では明らかでない。したがって、認知バイアスと感染予防行動バイアスの関係を定量的に理解する必要がある。また、感染予防の意図が必ずしも実際の行動に繋がるとは限らないことも指摘されている(Falco and Zaccagniz 2020, Barari et al. 2020, Everett et al. 2020, Wong et al. 2020, Dai et al. 2021)⁴。感染拡大中でも休業できないエッセンシャルワーカーのように、感染予防行動をとりたくても、実際の外出制限など希望通りの感染予防をとれるとは限らない。したがって、意図と行動の乖離 (intention-to-action gaps) を

³ このベースレートの無視は、臨床心理学のMeehl and Rosen (1955)、社会心理学のKahneman and Tversky (1981)等によって指摘された。詳細はGrether (1980)を参照のこと。

⁴ 少なくとも短期では、情報提供による行動変容の効果があるという研究結果も報告されており、エビデンスの蓄積が求められる(Krpan et al. 2020, Moriwaki et al. 2020, Sasaki et al. 2022)。

定量的に理解する必要がある。

一方で、感染予防行動を促進するために、外出頻度や接触人数を減らす社会的距離の促進策について研究され、社会的距離を促進させる情報提供の種類を論じた実験的研究により、損失回避や社会比較が有効なナッジであることを指摘する研究が報告されている⁵。また、人々の社会属性が対策行動に影響することが明らかにされてきた (Qian et al. 2020)。

先行研究を踏まえると、主観的確率の形成要因と行動への影響を同時に考慮して感染拡大防止の円滑な実施にむけてエビデンスを蓄積することが重要である。特に、ロックダウンや緊急事態宣言下において人々が感染リスクをどのように認知し行動に感染防止行動に移したかを分析することは、今後の感染症防止政策に対して示唆をもたらすものである。

本研究は新型コロナウイルス感染に対する2つの異なる認識傾向をもつ英国と日本において比較分析を行う。英国はロックダウンを実施し、外出や他人との接触について罰則を伴う厳格な行動変容を要請した。それに対して日本は、緊急事態宣言の発出という手段に訴え、外出や他人との接触の自粛を要請するという罰則や法的な強制力のない手段を取った。そのため、時短や休業要請に従わずに営業する飲食店が存在し、個人も要請に従わずに自由に外出、同居家族以外と会うことや共に飲食すること、他都道府県への旅行が可能であった。この点が商店に対する営業禁止や個人に対する外出禁止といったいわゆるロックダウンを実施し、違反者には罰金を科したイギリスなど諸外国と異なる点である。こうした政策の異なる両国について、主観的確率の違いがいかなる行動変容に結びついたかを分析する。

主観確率を問う質問には、確率型を採用した。計量経済分析には、順序プロビットモデルに加え、2変量順序プロビットモデルを採用した。このモデルは見かけ上無関係な回帰としてよく使用されるSUR(Seemingly Unrelated Regression)モデルを順序プロビットモデルに拡張したものである。回答した主観確率が、ロックダウンや緊急事態宣言の必要性や効果に対する評価、外出頻度や接触人数削減といった感染予防行動等にどのように影響したかを分析する。またこのモデルでは、相関関係が予想される2つの行動、例えば、ロックダウンの必要性と効果に対する評価の関係を考慮する。

本研究結果として、第一に、ロックダウンと緊急事態宣言において、楽観バイアスを持つ人ほど、経済活動を重視する傾向が強いことが確認された。第二に、英国において、悲観バイアスを持つ人の方が、楽観バイアスを持つ人よりも、ロックダウンの必要性と効果について、低く評価をしていた。他方で、第一波において、日本では、諸外国に比べて、感染被害が軽微であったために、悲観バイアスを持つ人の方が、楽観バイアスを持つ人よりも、ロックダウンの必要性と効果を高く評価をした。第三に、外出頻度や接触人数を削減するような行動変容に対して、悲観バイアスと楽観バイアスのような感染リスクの認知

⁵ 社会的距離の参考論文として、Barari et al. (2020), Everett et al. (2020), Falco and Zaccagni (2020), Heffner et al. (2021), Jordan et al. (2020), Lunn et al. (2020), Luttrell and Petty (2021), Moriwaki et al. (2020), Sasaki et al. (2021), Utych and Fowler (2020)等を参照のこと。

が関係していることが確認された。第四に、削減する意思を持っていても、実際に削減できたかという意図と行動の乖離が、日本の悲観バイアスの持ち主において観察された。これらの結果は、COVID-19の感染拡大を防止する場合、パターンリスティックな政策が有効であることを示唆している。また、本論文の結果から、感染拡大防止のための規制の強制力の程度は、国民のリスク態度に依存する可能性があることが示された。

本論文の構成は次の通りである。第2節で調査の内容について解説する。第3節では主観的確率の分布を確認し、第4節では、計量経済分析の方法を説明する。第5節では、どのような個人がどのような主観的確率を形成しているかに関する推定結果を、第6節では分析結果の考察と結論を述べる。

2. 調査目的とデータ

本研究では、英国と日本を対象として、新型コロナウイルス感染リスクに対する主観的確率の形成要因と行動への影響を分析する。英国は世界的に見ても感染被害が大きく、法的強制力も罰則もあり、大規模で厳しいロックダウンを実施した。それに対して、日本は被害の大きさは国際比較で見ても小さく、緊急事態宣言中も行動規制は政府や自治体からの要請に留まり、法的強制力も罰則もなく、国民の自律的な行動抑制に訴える対策が取られた。こうした被害や対策の異なる英国と日本を分析対象にとりあげ、両国の人々のリスク認知や行動様式についてのデータに基づきながら、感染抑制策の許容度や評価について分析する。

本研究では独自に英国および日本における社会調査を行なった。英国については、2020年11月25日から12月3日にかけて英国全土を対象とするインターネット調査を用いた社会調査を行い、1135の回答データを収集した。ここでは、イングランド、スコットランド、ウェールズ、北アイルランドにおける人口構成比に基づき、各国の回収サンプルサイズを定めて実施した。イングランドにおいては、イングランドを構成する9つのリージョンの人口比率に基づき、各リージョンの回収サンプルサイズを定め、その上で、各リージョンの回収サンプルサイズを5つの年代区分に均等割付けし、男女比1対1で回収した。イングランド以外の3か国（ウェールズ、スコットランド、北アイルランド）については、全体の回収サンプルを5つの年代に均等割付けし、男女比1対1で回収した。

日本については、2020年11月19日から25日にかけて日本全国に住む家庭を対象とするインターネット調査を実施し1000の回答を回収した。英国同様に、全体の回収サンプルサイズを20歳代から60歳代の5つの年代に均等割付けし、男女比1対1となるようにしたうえで、イギリス同様の人口の地域分布を考慮して日本の47都道府県の人口分布に比例するようにサンプリングを行った。

両国におけるリスク認知や対策行動を比較分析するために、社会属性、コロナ感染拡大下での健康状態などの状況、リスク認知、抑制行動、政策評価について質問した。本研究では特に以下の項目のデータを用い、分析をおこなう。

- (1) ロックダウン時／緊急事態宣言時における身体的状況。5段階評価で、「1=非常に悪かった」、「2=どちらかと言うと悪かった」、「3=どちらとも言えない」、「4=どちらかと言うと良かった」、「5=非常に良かった」として測る。
- (2) ロックダウン時／緊急事態宣言時における精神的状況。5段階評価で、「1=非常に悪かった」、「2=どちらかと言うと悪かった」、「3=どちらとも言えない」、「4=どちらかと言うと良かった」、「5=非常に良かった」として測る。
- (3) 回答者の社会属性（居住地、性別、年齢、婚姻状況、同居家族人数、学歴、就業状況）居住地はロンドン／東京=1 それ以外=0 とするダミー変数。性別は男性=0, 女性=1 とするダミー変数。婚姻状況は婚姻していれば1, していなければ0 とするダミー変数。学歴は 1=Graduate degree, 2=Undergraduate degree, 3=Associate degree or vocational school, 4=Technical school, 5=College/Sixth form, 6=Secondary school, 7=Other とした。
- (4) 回答者および周囲の感染状況。自身、家族、および近親者について、入院を要しない感染あり、入院を要する感染あり、死亡、感染なしのいずれかで回答。
- (5) 感染リスクの主観的確率評価。感度と特異度を想定し、感染リスクを回答。3節で詳しく説明する。
- (6) コロナ対策の評価と行動（経済対策とのバランス、ロックダウンおよび緊急事態宣言の必要性・有効性、外出削減の希望と実際、接触人数削減の希望と実際）。経済対策とのバランスは、コロナ感染リスクと経済活動のどちらを重視するかについて0~4の5段階で回答し、大きいほどコロナ対策重視であることを表す。ロックダウン及び緊急事態宣言の必要性・有効性について5段階で回答し、大きいほど高く評価していることを表す。外出および接触人数の削減については、0割~10割の11段階の尺度で回答。

本節では得られたデータの状況を概観する。図2は、まず、ロックダウン／緊急事態宣言が発出された当時の身体的状態についてまとめている。どちらの国も過半の人々が「どちらかと言うと良かった (Generally good)」以上と回答していることから分かるように回答者の多くは悪くはない状態であるものの、英国では81.9%の人が良好であると答えているのに対して日本では61.5%にとどまっている。また、英国では6.9%の人が「どちらかと言うと悪かった (Generally bad)」あるいは「非常に悪かった (Very bad)」と答えているのに対して、日本はそれよりも多い10.2%の人が体調の不調を申告している。日本よりも英国のほうが、感染被害が深刻であったにもかかわらず、人々の申告による体調不良の割合は日本のほうが高い点が興味深い。こうした体調認識の差異は感染対策や行動変容に影響している可能性があり、3節における計量分析では計量モデルに導入する。

図2 ロックダウン時の身体的状態

図3は、両国における人々の精神的状況を示している。ロックダウン／緊急事態宣言下の外出規制は人々のストレスに直結するため、精神的状態の悪化も懸念され、身体的健康だけでなく精神的健康の状況も人々のリスク判断に影響する可能性が考えられる。図3は、身体的状態に比べて、精神的状態について不調を訴えている人々の割合が両国ともに多く、また日本は英国よりも不調者が多いことを示唆している。「非常に良かった (Very good)」あるいは「どちらかと言うと良かった (Generally good)」と答えている人の割合は英国で68.5%、日本で36.6%とであり、いずれも身体的健康に比べて精神的健康状態が悪いことがわかる。また「非常に悪かった (Very bad)」あるいは「どちらかと言うと悪かった (Generally bad)」と答えた人の割合は英国で15.5%、日本で26.1%であり、この点からも身体的健康に比べて精神的健康の面で不調を訴える人が多い。日本のほうが英国よりも不調の割合が高いことは、身体的健康のケースと同様である。日本の人々はマスクの着用や手洗いの徹底など、極めて自律的な遵守を行った結果、ストレスを感じながら生活を送っていたことを示唆するが、これは日本の人々は感染防止に対して大きな努力を払った結果でもあると考えられる。

図3 ロックダウン時の精神的状態

図4は、自身あるいは近親者がCOVID-19に感染した経験の有無を表している。実際の感染者数と整合するように英国の方が身近な感染者を持つ人が多くなっており、英国において回答者自身の入院治療を要しない感染経験6.2%、入院治療を要する観戦経験は3.2%であった。一方、日本の回答者で自身が感染した経験とする回答はなかった。また、家族を対象を広げると、英国においては入院を要しない感染が14.2%、入院を要する感染が5.1%、死亡に至った経験も4%に登っている。それに対して日本においては、家族を対象を広げても感染経験は皆無といってよい。知人にまで広げると、英国においては30.5%の入院を要しない感染、8.5%の入院を要する感染、7.6%の死亡が申告されているように英国の状況の悪さが確認される。それに対して、初期において感染者の少なかった日本においては、いずれも英国よりも割合が非常に低く、入院を要しない感染が5.7%、入院を要する感染が1.8%、死亡のケースは0.3%にとどまっている。こうした感染経験は、感染対策への評価や人々の行動の変容に作用すると考えられるため、後の計量モデルにこの要因を導入する。また、図4から感染状況は英国のほうが日本よりも悪いことは明らかであるが、身体的健康および精神的健康の状態は日本のほうが英国よりも悪いことが申告されている。こうした差異が、両国の人々の感染リスク対策への評価や行動変容に対してどのように影響しているかを次節以降で分析する。

図4 回答者の COVID-19 感染状況

図5は、日英両国におけるコロナ対策に対する意見の分布について、本社会調査ではコロナ感染拡大期においてコロナ対策を重視するか経済対策を重視するかという問いに対する回答である。図5から、日英両国において経済を重視すべきと考える人は少数にとどまっていたことが分かる。英国においては65.9%、日本においては50.4%の人が、経済に影響が出てコロナ対策を進めることを支持しており、共通してコロナ対策を実施することを支持する傾向が見て取れる。コロナと経済の間で逡巡している人の割合は日本で高く、コロナ対策に対する支持は英国の方が日本よりも強いように見受けられる。これは感染状況の悪化によるものと考えられる。

図5 日英両国における対策についての重点（経済 vs コロナ）

次に、英国ではロックダウン、日本では緊急事態宣言による外出抑制などの行動規制が取られたが、そうした施策の感染抑制に対する必要性および有効性を尋ねた。図6から、英国では80%以上の人々がロックダウンは必要であり、日本では70%以上の人々が、緊急事態宣言が必要だと認めていることを示しており、英国の方が強硬な措置に対する支持が高い。この背景には被害の大きさの違いが考えられる。その一方で、それらの有効性については、両国において70%程度であり、特に英国において10%を超える人が有効でなかったと評しており、必要性に対して有効性の評価が相対的に低いことが分かる。これは実施形態に対する不満の現れであり、ロックダウン時における行動制限の実態が不十分と考える人の存在が推察される。

図6 ロックダウン（UK）および緊急事態宣言（Japan）に対する評価

ロックダウン／緊急事態宣言のもとでの人々の行動変容として、図7は、英日両国における外出削減について、希望と実際について示している。外出の削減について、イギリスは日本と比べ、特に90%や100%といった高い割合の削減を希望し、現実にも減らしていることが示されているように、イギリスにおいてかなり高い削減意識が見て取れる。一方で、現実の削減率が0~50%と回答した人の割合が多いことがわかる。このことは、日本においては外出を削減したいという希望が現実行動に現れていないことを示している。こうした違いは英国のロックダウンに比べて日本の緊急事態宣言は制限力の弱いことによるものと考えられる。英国においては強力な統制により外出頻度を強力に抑え込んだといえる。

図7 外出削減の希望と実際

接触人数についても概ね同様の傾向が示されている（図 8）。英国においてはロックダウンによって、外出機会の削減よりも接触人数の削減が厳格に実施された。接触人数を 90% や 100% といった高い割合での削減を人々が希望し、現実には削減している。一方で日本においては希望も実態も低い削減割合となっている。日本においては、接触人数の削減割合は 50% 程度に留まっている人の割合が一番高かった。

図 8 接触人数削減の希望と実際

図 6、図 7 および図 8 として観察されたようなロックダウンや緊急事態宣言に対する評価および行動変容に、人々の主観的なリスク評価がいかに関与しているかを、日英の違いに注目しながら次節以降で分析する。

3. 感染リスクの主観的確率

主たる調査項目の一つとして、英国および日本の回答者に対して、新型コロナウイルス感染に関する主観的確率を測定した。その結果として得られた主観的確率を示したのが図 9 である。図 9 の主観的確率は、回答者が感染リスクをベイズ推定に基づいてどの程度正しく見積もっているかを表している。本調査においては、この前提として i) 市中感染リスクを 0.1%、ii) 新型コロナ感染者が PCR 検査を受けたときに陽性と正しく判定される確率（感度）を 80% とし、iii) 感染していない人が正しく陰性と判定される確率（特異度）を 99.9% としたうえで、次の質問に対する回答を求めた⁶。

ある人が PCR 検査を受けて、陽性の判定を受けました。陽性の判定を受けた人が実際に新型コロナに感染している確率はどの程度だと思いますか。

この質問形式をとっている先行研究は、乳がんのリスクを例にした Gigerenzer (1996) を始め多数存在する。本研究においても標準的な質問フォーマットを踏襲し、コロナ感染確率に関して、事象 H を PCR 陽性、事象 -H を PCR 陰性、事象 D を感染、余事象 -D を非感染としたとき、PCR 検査で陽性反応が出たときの感染確率は次のように計算される。

$$P(D|H) = \frac{P(D) * P(H|D)}{P(D) * P(H|D) + P(-D) * P(H|-D)}$$

⁶ 感度と特異度については、医療分野における先行研究（Chan et al 2020; Kucirka et al 2020; Sethuraman et al 2020）を参考に設定した。

$$= \frac{0.001 \times 0.8}{0.001 \times 0.8 + 0.999 \times 0.001} \doteq 0.445$$

この推論のように、合理的にベイズ推定を行えば 44.5%と見積もられるはずであるが、実際に調査すると必ずしも人々は正しく推定できないことは過去の研究でも明らかになっている。

本研究における焦点は、そうした推定のエラーに、国ごとあるいは個人ごとに固有の構造的な傾向があるか否かである。図 9 は主観的確率についての回答が、英国は下方に、日本は上方に偏っていることを示している。平均値は英国が 31.3%であるのに対して、日本は 56.2%である。分布の歪みを示す歪度は、英国では 0.73 であり左に偏っているのに対し、日本では-0.49 であり右に偏っている。こうした回答分布の違いは、英国ではコロナ感染リスクを過小に見積もられる楽観的傾向にあるのに対して、日本では過大に見積もられる悲観的傾向があることを示している。

図 9. 英国と日本の主観的確率回答分布

日本においては、緊急事態宣言という形で英国ほど厳しいロックダウンを実施しなかったが、国民の多くは外出を積極的に抑制した。マスク装着や手洗いも積極的に行い、2020年春の第一波の段階では感染者数・感染率ともに世界的にも低位であった。一方で英国は、コロナ感染拡大初期において大きな打撃を被った主たる国の一つである。こうした両国において感染リスクに対する国民の評価に違いがあったことは注目に値する。次節において、それぞれの国民の主観的確率や社会経済属性が、対策評価や行動変容にどのような影響を与えるかを定量的に分析する。

4. 計量モデル

本節では、主観的確率の評価の違いが、どのような行動変容につながっているかを分析するために、英国および日本のデータを用いた計量分析を行う。ここでは評価や行動変容に関するデータは序数データであるため、誤差項 ε が正規分布に従うと仮定した順序プロビットモデル(1)を当てはめる。

$$y_i^* = \text{const} + \beta_{SP}SP + \beta_{Pess}SP * Pess + \beta_1X_1 + \dots + \beta_{11}X_{11} + \varepsilon \quad (1)$$

ここで y_i^* は、対策評価や行動変容に関する回答データ y_i に対応する潜在的連続変数であり、以下のように定義され、順序プロビットではこの閾値を含めて推定する。

$$y_i = j \leftrightarrow \mu_{j-1} < y_i^* < \mu_j$$

分析対象となる被説明変数は以下のとおりである。

- a) コロナ対策重視か，経済重視か
- b) ロックダウンの必要性評価，有効性評価
- c) ロックダウン時の行動変容
 - c1) 外出削減の希望と実際
 - c2) 接触人数削減の希望と実際

(1)式では，説明変数として主観確率 SP を導入している。さらに，悲観／楽観バイアスの影響を分析するために計量モデルでは悲観バイアスダミーPess を導入し，主観確率が44.5%よりも高く推定した場合にのみ1を取る変数としてSPとの交差項をとっている。これにより， $y_i=44.5\%$ での回帰直線の屈折を分析でき， β_{SP} は44.5%よりも低い値における主観確率の係数（楽観バイアスを持っているときの傾き），そして $(\beta_{SP}+\beta_{Pess})$ は44.5%よりも高い値における主観確率の係数（悲観バイアスを持っているときの傾き）を表すことになる。表1～表4においては，SPの係数 β_{sp} と交差項の係数 β_{pess} を記載しているが，前者がOptimistic Biasを帯びている人の確率認識の影響，そして $(\beta_{sp}+\beta_{pess})$ がPessimistic Biasを帯びている人の確率認識の影響を示している。表5は，楽観バイアスと悲観バイアスについて，表1～4の推定結果をまとめて掲載している。なお係数の和の有意性については， $H_0: (\beta_{SP}+\beta_{Pess})=0$ についてワルド検定を適用し（Hensher et al., 2015），有意レベルを検証することができる。

その他の説明変数として X_1 は居住地（London / Tokyo ダミー）， X_2 は初回ロックダウン時の身体的健康， X_3 は初回ロックダウン時の精神的健康， X_4 は性別（女性=1）， X_5 は年齢， X_6 は婚姻状況（婚姻=1）， X_7 は家族サイズ， X_8 は子供の有無（子供あり=1）， X_9 は学歴： X_{10} は就業状況（給与の有無，あり=1）， X_{11} は感染経験（自身および知人，あり=1）を検証する。

ロックダウンや緊急事態宣言の必要性と有効性，また外出機会や接触人数削減の希望と実際など，関連性が強いと考えられる評価項目については，その関連を考慮するためにSeemingly Unrelated Regression (SUR) を適用する。いずれの回帰式も被説明変数が順序を持つため2変量順序プロビットモデルを採用した(Butler and Chatterjee, 1997)。

2方程式の誤差項の相関 $\text{Cor}(u_1, u_2)=\rho$ を考える。 ρ が有意であれば，2つの行動には関係があると言える。パラメータの推定には完全情報最尤法(full information maximum likelihood estimation, FIML)を用いる。

5. 分析結果

5.1 経済重視 vs コロナ対策重視

本項では経済対策とコロナ対策のバランスに対する評価と感染リスク認識の相関関係を分析する。いずれの国においてもコロナ対策を行うことには大きな経済の悪影響を伴う。英国においてもロックダウンを実施する際には大きな社会的なとまどいが生じた。特に学

校・パブ・レストランの閉鎖は、英国の日常生活に制約となり、賛否両論が提起された。日本においては、英国ほど厳格な外出規制は課されなかった。国民は自律的に感染拡大の防止に努めながらも、経済再開のタイミングが議論された。ここでは、感染リスク認識がコロナ対策への意見形成にどのように寄与したかを分析する。

表1 経済 vs コロナ

表1では、英国と日本の両方で、コロナ対策重視か経済重視かという分布の規定要因として、感染の主観的確率が有意に正の影響があり、つまり感染リスクを高く見積もる人ほどコロナ対策を重視することが示されている。また、英国においては、交差項が統計的に有意で、正答である44.5%を境界点として、係数の大きさ（回帰線の傾き）が変化している。

表5では、楽観バイアス($-\beta_{SP}$)と悲観バイアス($\beta_{SP} + \beta_{Pess}$)のそれぞれに対して、感染の主観的確率の係数とワルド検定によるカイ2乗値(χ^2)が掲載されている。楽観バイアスも、悲観バイアスも、それらの係数は、ベイズ推論の正答である44.5%からの差で測られる。英国では、楽観バイアスに関する係数が -0.017 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.005 である。楽観バイアスが大きくなると、統計的に有意に経済重視が強まる($\chi^2 = 23.47, 1\%$ 有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意にコロナ対策重視が強まる($\chi^2 = 20.93, 1\%$ 有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が -0.008 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.003 である。楽観バイアスが大きくなると、統計的に有意に経済重視が強まる($\chi^2 = 2.92, 10\%$ 有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意にコロナ対策重視が強まる($\chi^2 = 9.56, 1\%$ 有意)⁷。

日本と英国の感染の主観的確率とコロナ対策の重視度の相関関係を比較すると、楽観バイアスの傾向が強まると経済重視になり、悲観バイアスが強まるとコロナ重視になる点で共通している。係数の大きさの絶対値は、悲観バイアスと楽観バイアス共に、英国の方が日本よりも大きい。感染被害の大きかった英国において、多数を占める楽観バイアスと少数に過ぎない悲観バイアスの間で、経済重視とコロナ対策重視の意見の隔たりが大きい証拠かもしれない。

また、その他の変数の影響について、英国においては高齢者や感染経験者ほどコロナ対策を重視しており、日本においては女性、高齢者、家族サイズの大きい人ほどコロナ対策を重視する一方、有職者ほど経済を重視していることが統計的に有意に観察された(表1)。

⁷日本において、悲観バイアスの係数が絶対値で見ても小さいにもかかわらず、統計的に有意水準が高いのは、悲観バイアスを持つ人のサンプルが多く、その分だけ、標準誤差が小さくなり、検出力が高かったと考えられる。

5.2 ロックダウンの評価

本項では、ロックダウンに対する評価と感染リスク認識との相関関係を分析する。英日両国において、ロックダウンや緊急事態宣言の必要性や有効性に対する市民の反応は様々であったが、こうした意見の分布を規定する要因として、感染の主観的確率を含む変数で2変量のSURプロビットモデルによる分析を行った(表2)。ロックダウン/緊急事態宣言の必要性と有効性を連立方程式で設定し、その誤差項の相関が ρ として報告されている。いずれも有意に推定されており、必要性と有効性に対する評価は連動していることがわかる。

表2 ロックダウンの評価

ロックダウン/緊急事態宣言の必要性

表5より、英国では、楽観バイアスに関する係数が0.007であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は-0.006である。楽観バイアスが大きくなると、統計的有意にロックダウンの必要性が高まる($\chi^2 = 3.34$, 10%有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的有意にロックダウンの必要性が低まる($\chi^2 = 29.32$, 1%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が-0.002であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は0.003である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的有意に統計的有意には緊急事態宣言の必要性が低くなるわけではない($\chi^2 = 0.22$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的有意に緊急事態宣言の必要性が高まる($\chi^2 = 5.69$, 5%有意)。

日本と英国の感染の主観的確率とロックダウン/緊急事態宣言の必要性の相関関係を比較すると、楽観バイアスと悲観バイアスが必要性に与える影響が逆である。理由の解釈は難しい。英国では、厳しいロックダウンを実施したにも関わらず、大きな感染被害をもたらした。楽観バイアスの持ち主は、懐疑的であったロックダウンがやはり必要だったと反省しているのに対して、悲観バイアスの持ち主はロックダウンがさほど役に立たなかったことに不満なのかもしれない。反対に、日本では、緩い緊急事態宣言だったにもかかわらず、小さな感染被害で済んだ。楽観バイアスの持ち主は緊急事態宣言がなくても感染被害は防げたと感じているのに対して、悲観バイアスの持ち主は緊急事態宣言よりも強い対策が必要だったと感じているのかもしれない。いずれにせよ、理由の解明には、より詳細な調査が必要だろう。

また、その他の変数の影響について、英国においては、高齢者、感染経験者ほどロックダウンの必要性の評価は低かった(表2)。それに対して日本は、高学歴者や就業している人ほど緊急事態宣言の必要性を低く評価しており緊急事態宣言を避けたいと考える傾向がみられた。ただし日本においては、感染経験者は緊急事態宣言の必要性を高く評価していることも観察された。

ロックダウン／緊急事態宣言の有用性

実際の施策がどれほど有効であったかという点についても、日英両国ともに必要性和類似の結果が得られた。表5より、英国では、楽観バイアスに関する係数が0.007であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は-0.004である。楽観バイアスが大きくなると、統計的に有意にロックダウンの有効性が高まる($\chi^2 = 4.56$, 5%有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意にロックダウンの有効性が低まる($\chi^2 = 14.65$, 1%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が-0.001であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は0.003である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意には緊急事態宣言の有効性は低くならない($\chi^2 = 0.11$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意に緊急事態宣言の有効性が高まる($\chi^2 = 7.00$, 1%有意)。

必要性の評価と同様に、日本と英国の感染の主観的確率とロックダウン／緊急事態宣言の有効性の相関関係を比較すると、楽観バイアスと悲観バイアスが有効性に与える影響が逆である。英日における符号の違いは、対策の必要性のケースと同じく、被害結果を参照して、複雑な感染リスク認識が形成されたと考えられる。

また、その他の変数の影響について、両国共に、高齢者ほど有効性を高く評価する傾向にある。それに加えて英国においては、精神的に不調を感じている人ほどロックダウンの有効性を評価しており、高齢者や家族サイズの大きい人は有効性を評価していない。一方で、日本においては身体的な不調を感じているひとの有効性評価が低く、高齢者・女性・感染経験者は有効性を高く評価している。また、日本においては高学歴者や就業している人ほど有効性を評価していないのは、必要性についての分析と同様の結果となっている。

5.3 行動変容

5.3.1 ロックダウン時の外出削減の希望と実態

ここでは、感染の主観的確率と外出機会削減について分析する。分析結果は、表3にまとめられている。表3の上表には、ロックダウン時に求められた外出削減に関して、目標とする削減努力に対して、感染の主観的確率がどのように影響したかが掲載されている。表3の下表には、実際の外出削減に対して、感染の主観的確率がどのように影響したかが掲載されている。

表3 外出機会削減

希望

表5より、英国では、楽観バイアスに関する係数が-0.003であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は0.002である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に希望する外出削減水準が減るわけではない($\chi^2 = 0.68$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意に希望する外出削減水準が増える($\chi^2 = 7.02$, 1%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が 0.002 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.003 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的有意に希望する外出削減水準が増えるわけではない($\chi^2 = 0.22$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的有意に希望する外出削減水準が増える($\chi^2 = 5.85$, 5%有意)。

日本と英国の感染の主観的確率と希望する外出削減水準の相関関係を比較すると、英日両国ともに、感染の主観的確率が希望する外出削減に影響を及ぼすのは悲観バイアスを持つ人のみであることが分かる。他方で、楽観バイアスを持つ人々は希望する外出削減には影響していない。

また、その他の変数の影響について、英日両国ともに、精神的健康の状態が外出削減の行動変容につながっていることが観察される。いずれも状態が悪いほど外出を削減しようとする目標と実践につながっている。また、感染経験は両国に共通して、外出削減を削減しようとする方向で影響している。女性の方が外出削減を削減しようとする意思が強いことも両国で共通している。さらに、英日で有意性の異なる要因も観察された。英国においては年齢が高いほど外出削減の意思が高いことが示されている。一方で日本においては、高学歴者や就業している人ほど有意に外出削減の希望を低いことが分かる。また東京エリアにおいて外出削減を希望する傾向が強く観察された。

実際

表 5 より、英国では、楽観バイアスに関する係数が-0.001 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.002 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的有意に実際の外出削減水準が減るわけではない($\chi^2 = 0.00$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的有意に希望する外出削減水準が増える($\chi^2 = 6.55$, 5%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が-0.003 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.001 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的有意に実際の外出削減水準が増えるわけではない($\chi^2 = 0.37$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなっても、統計的有意に実際の外出削減水準が増えるわけでもない($\chi^2 = 0.54$, 非有意)。

日本と英国の感染の主観的確率と実際の外出削減水準の相関関係を比較すると、日本においては、悲観バイアスを持つ人々ですら、実際の外出削減水準について有意性が認められなかった。つまり、日本の悲観バイアスの持ち主において、行動変容しようという意思を持ちながら、実現できなかったという意図と行動の乖離が観察された。このことは、そうした人々は外出削減の重要性を十分に認識しつつも、緊急事態宣言の下では、自由に外出しても罰則がなく、市民の選択の自由に任されていたことから、現実の行動をとりにくかったと解釈される。その点、英国におけるロックダウンは、外出に対して罰則があったので、外出削減の意思を実際の行動に結びついたと考えられる。

それ以外の要因については、外出削減希望のケースと同様の傾向が観察された。

5.3.2 ロックダウン時の接触人数削減の希望と実態

ここでは、感染の主観的確率と接触人数削減について分析する。分析結果は、表 4 にまとめられている。表 4 の上表には、ロックダウン時に求められた接触人数に関して、目標とする削減努力に対して、感染の主観的確率がどのように影響したかが掲載されている。表 4 の下表には、実際の接触人数削減に対して、感染の主観的確率がどのように影響したかが掲載されている。

表 4 接触人数の削減

希望

表 5 より、英国では、楽観バイアスに関する係数が -0.001 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.003 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に希望する接触人数が減るわけではない($\chi^2 = 0.02$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意に希望する接触人数が増える($\chi^2 = 7.44$, 1%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が 0.001 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.005 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に希望する接触人数が増えるわけではない($\chi^2 = 0.05$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意に希望する接触人数が増える($\chi^2 = 21.77$, 1%有意)。

日本と英国の感染の主観的確率と希望する接触人数の相関関係を比較すると、日英双方で、楽観バイアスを持つ人は、外出削減のケースと同様に、接触人数削減に務めているわけではない。他方で、悲観バイアスを持つ人は、外出削減のケースと同様に、接触人数削減に務めていることがわかる。

希望の接触人数削減にあたる諸要因に関して、以下のような点が見出せる(表 4)。共通点は、精神的健康が悪い人ほど、また女性ほど接触人数削減の意思を強めていることであり、これは外出削減の希望のケースと同じ結果となっている。異なる点として、英国においては年齢が有意な影響を及ぼしており、日本では学歴と有職ダミーが有意に負の影響を及ぼしており、感染経験が正の影響を及ぼしていることが示された。経済活動が活発なエリアとしてのロンドンには有意な影響がないのに対して、東京においては有意に接触削減の希望が強いことがわかった。

実際

表 5 より、英国では、楽観バイアスに関する係数が 0.000 であるのに対して、悲観バイアスに関する係数は 0.003 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に実際の接触人数が減るわけではない($\chi^2 = 0.02$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなると、統計的に有意に実際の接触人数が増える($\chi^2 = 7.02$, 1%有意)。

他方で、日本では、楽観バイアスに関する係数が -0.002 であるのに対して、悲観バイア

スに関する係数は 0.002 である。楽観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に実際の接触人数が増えるわけではない($\chi^2 = 0.22$, 非有意)。他方で、悲観バイアスが大きくなっても、統計的に有意に実際の接触人数が増えるわけでない($\chi^2 = 2.70$, 非有意)。

日本と英国の感染の主観的確率と希望する接触人数の相関関係を比較すると、日英双方共に、楽観バイアスを持つ人は、外出削減のケースと同様に、接触人数削減が実現できるわけではない。他方で、悲観バイアスを持つ人は、外出削減のケースと同様に、英国では接触人数削減が実現できたのに、日本では接触人数の削減が実現できなかった。つまり、日本の悲観バイアスの持ち主において、行動変容しようという意思を持ちながら、実現できなかったという意図と行動の乖離が観察された。

その他の変数については、希望の接触人数削減の希望と同様の結果が示されている(表 4)。

6 政策含意と結論

主観的確率が対策評価や行動変容に及ぼす影響は、表 5 のように整理される。外出削減や接触人数削減について要約すると、日英両国において、感染の主観的確率が行動変容の意思に影響を与えるのは悲観バイアスを持つ人のみであること、そして、意思が現実の行動変容につながっているのは英国のみであることが分かる。その理由として、英国ではロックダウンで外出が厳格に抑制されたため外出参加の意思が実際の行動に直結したのに対して、日本では緊急事態宣言で外出抑制は国民の自主的な協力に任されたため意思と実際の行動が乖離した可能性が考えられる。

表 5 主観確率と感染予防行動まとめ

ここで、感染リスクの国際比較の先行研究を紹介しよう。De Zwart et al. (2009)は、SARS パンデミックを事例として、ヨーロッパよりも、アジアの方が、リスク認識 (perceived likelihood of becoming infected) が高く確認されると示した。他方で、De Zwart et al. (2009) は、感染した際の重篤度 (risk of dying from SARS) は、アジアよりも、ヨーロッパの方が、高く認識されることを報告した。COVID-19 を事例とすると、Dryhurst et al. (2020)は、2020 年 3 月から 4 月にかけて、重篤度を含めたリスク認識を国際的に比較し、その結果、英国が COVID-19 のリスクが英国で高く評価されていることを指摘した。このように、感染リスク、重篤度を含めたリスク認知には、先行研究の間で、必ずしも見解の一致があるわけではない。一層のエビデンスの蓄積が必要である。

そこで、本論文では、ベイズの定理を用いて、COVID-19 の感染の主観的確率を分析し、日本の方が、英国よりも、感染リスクが高く認識されることを示し、さらに、英日において感染の主観的確率が政策評価や予防的行動に与える相関関係を分析した。この調査結果から、悲観バイアスを持つ人と楽観バイアスを持つ人の間で、感染の主観的確率と感染予防の行動変容の間の相関関係が異なることも分かった。

本論文の主要結論は、下記のようにまとめられる。第一に、ロックダウンと緊急事態宣言において、楽観バイアスを持つ人ほど、経済活動を重視する傾向が強い。この傾向は、英国の方が、日本よりも、顕著に観察される。

第二に、英国において、悲観バイアスを持つ人の方が、楽観バイアスを持つ人よりも、ロックダウンの必要性と効果について、低く評価をしていた。他方で、第一波において、日本では、諸外国に比べて、感染被害が軽微であったために、悲観バイアスを持つ人の方が、楽観バイアスを持つ人よりも、ロックダウンの必要性と効果を高く評価をした。

第三に、外出頻度や接触人数を削減するような行動変容に対して、悲観バイアスと楽観バイアスのような感染リスクの認知が関係している。日英の両方において、悲観バイアスを持つ人ほど、外出頻度と接触人数の削減に積極的な意思を示した。他方で、楽観バイアスを持つ人は、日英の両方において、外出および接触人数の削減に明確な意思は持つとは言えなかった。

第四に、削減する意思を持っていても、実際に削減できたかという意図と行動の乖離が、日本の悲観バイアスの持ち主において観察された。先行研究においては、リスク認知が高いほど、予防行動がとられる傾向が指摘されている (Floyd et al. 2000)。そうしたリスク認知は、リスク・コミュニケーションのような、リスク対応によって規定される (Fishoff 1995, Brewer et al. 2004)。そこで、Dryhurst et al. (2020)は、リスクコミュニケーションによって、市民の正確なリスク認知を促すことが重要だと主張した。

興味深いことに、本研究で着目したバイアスの観点からは、感染予防という社会的目標を達成するために、楽観バイアスや悲観バイアスのような、リスク認知の態度の違いを有効に利用する可能性が提起される。一般に、感染症対策では、政府や専門家が、市民の行動制限を決定するパターンリズムが採用される。しかしながら、本研究の分析結果によれば、楽観バイアスを持つ人は、感染予防の行動変容に対して消極的である一方で、悲観バイアスを持つ人は、感染予防の行動変容に対して積極的である。感染拡大の防止という観点からは、楽観バイアスは社会的に負の外部効果を持ち、悲観バイアスは社会的に正の外部効果を持つと考えられる。

この点に関連して、Camerer et al. (2003)は非対称パターンリズムを提唱した⁸。その考えによれば、「ある規制が、完全に合理的な人にはほとんどあるいは全く害を及ぼさないのに、過ちを犯した人には大きな利益をもたらす場合、その規制は非対称的にパターンリスティック (温情主義的) である (A regulation is asymmetrically paternalistic if it creates large benefits for those who make errors while imposing little or no harm on those who are fully rational.)」。COVID-19 の感染拡大の防止という観点からは、楽観バイアスは社会的

⁸ 非対称パターンリズムと類似した概念に、Sunstein and Thaler (2003)の提唱したリバタリアン・パターンリズム、Lowenstein and Haisley (2008)の提唱したライト・パターンリズムがある。

に負の外部性を持つので、そのバイアスは、リスク・コミュニケーションによって優先的に是正されることが望ましい。他方で、悲観バイアスは社会的に正の外部性を持つので、そのバイアスを敢えて是正するには及ばない。

本研究の調査によって、英国においては、楽観バイアスを帯びている人が多数観察された。英国で実施されたロックダウンは、楽観バイアスを持つ人にも、強制的に行動変容を促すことになり、感染拡大の防止に有効であったと考えられる。他方で、日本においては悲観バイアスを持つ人が多数観察された。日本で実施された法的拘束力をもたない緊急事態宣言も、日本人に多く観察される悲観バイアスを踏まえれば、彼らの自発的行動変容を通じて、感染拡大防止に有効であったと考えられる。

こうして、本論文からは、感染拡大防止の規制を取る際に、どの程度の強制性をもった規則設定にするのが望ましいかは、その国民のリスク態度によって異なりえることが示された。結論すると、楽観バイアスが強い社会では、公共性の観点から、ある程度の強制力の行使はやむを得ない。他方で、悲観バイアスが強い社会では、必ずしも強制力を行使することなく、自発的な行動変容を尊重する政策も有効だろう。

引用文献

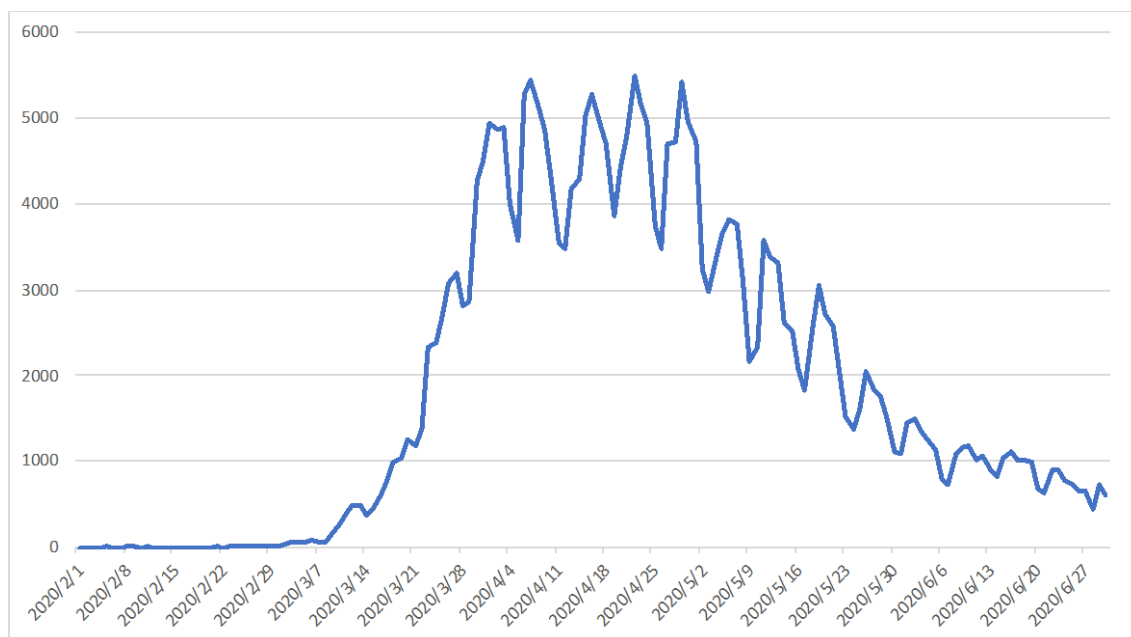
- [1] Barari, S., S. Caria, A. Davola, P. Falco, T. Fetzer, S. Fiorin, L. Hensel, A. Ivchenko, J. Jachimowicz, G. King (2020) "Evaluating Covid-19 Public Health Messaging in Italy: Self-reported Compliance and Growing Mental Health Concerns," *MedRxiv*, 2020.
- [2] Brewer, N.T., N.C. Weinstein, C.L. Cuite, J.E. Herrington, (2004) "Risk perceptions and their relation to risk behavior". *Annals of Behavioral Medicine*, 27(2), 125-30.
- [3] Bundorf, M.K., J. DeMatteis, G. Miller, M. J. Polyakova, L. Streeter, J. Wivagg (2021) "Risk Perceptions and Protective Behaviors: Evidence from Covid-19 Pandemic," *NBER Working Paper* 28741.
- [4] Butler, J.S. and P. Chatterjee (1997) "Test of the Specification of Univariate and Bivariate Ordered Probit," *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 343-347
- [5] Camerer, C., S. Issacharoff, G. Loewenstein, T. O'Donoghue and M. Rabin (2003) "Regulation for Conservatives: Behavioral Economics and the Case for 'Asymmetric Paternalism,'" *University of Pennsylvania Law Review*, 151 (3), 1211-1254.
- [6] Dai, H., S. Saccardo, M.A. Han, L. Roh, N. Raja, S. Vangala, H. Modi, S. Pandya, D.M. Croymans (2021) "Behavioral Nudges Increase COVID-19 Vaccinations: Two Randomized Controlled Trials," *medRxiv*, 14.
- [7] De Zwart O., I.K. Veldhuijzen, G. Elam, A.R. Aro, T. Abraham, G.D. Bishop, H.A.C.M Voeten, J.H. Richardus, J. Brug, (2009) "Perceived threat, risk perception, and efficacy beliefs related to SARS and other (emerging) infectious diseases: results of an international survey", *International Journal of Behavioral Medicine*, 16(1), 30-40.
- [8] Dryhurst, S., C.R. Schneider, J. Kerr, A.L.J. Freeman, G. Recchia, A.M. Van der Bles, D. Spiegelhalter, S. Van der Linden, (2020) "Risk perceptions of COVID-19 around the world", *Journal of Risk Research*, 23:7-8, 994-1006
- [9] Eddy, D.M. (1982) "Probabilistic reasoning in clinical medicine: problems and opportunities." In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- [10] Everett, J., C. Colombatto, V. Chituc, W. J. Brady, and M. Crockett. (2020) "The Effectiveness of Moral Messages on Public Health Behavioral Intentions During the COVID-19 Pandemic." *PsyArXiv*. March 20.
- [11] Falco, P. and S. Zaccagni (2020) "Promoting social distancing in a pandemic: Beyond the good intentions", *OSF Preprints*, 8 May 2020. Web.
- [12] Fischhoff, B. (1995) "Risk Perception and communication unplugged: Twenty years of process", *Risk Analysis*, 15, 137-145.

- [13] Floyd, D. L., S. Prentice-dunn, R.W. Rogers (2000) "A Meta-Analysis of Research on Protection Motivation Theory", *Journal of Applied Social Psychology*, 30(2), pp. 407-429.
- [14] Gigerenzer, G. and U. Hoffrage (1995) "How to Improve Bayesian Reasoning Without Instruction: Frequency Formats," *Psychological Review*, 102 (4), 684-704.
- [15] Grether, D. M. (1980) "Bayes Rule as a Descriptive Model: The Representativeness Heuristic," *Quarterly Journal of Economics*, 95 (3), 537-557.
- [16] Hamano, M., M. Katayama, and S. Kubota (2020) "COVID-19 Misperception and Macroeconomy", *WINPEC Working Paper Series No. E 2016*, November 2020
- [17] Heffner, J. M.L. Vives and O. FeldmanHall (2021), "Emotional responses to prosocial messages increase willingness to self-isolate during the COVID-19 pandemic", *Personality and Individual Differences*, 170.
- [18] Hensher, D. A., J. M. Rose, and W. H. Green, (2015) *Applied Choice Analysis*, Cambridge University Press.
- [19] Hertwig, R. and U. Hoffrage (2002) "Technology needs psychology: How natural frequencies foster insight in medical and legal experts," *Frequency processing and cognition*, Chapter 18, 285-302.
- [20] Hoffrage, U., R. Hertwig, and G. Gigerenzer (2000) "Hindsight Bias: A By-Product of Knowledge Updating?" *Journal of experimental psychology*, 26 (3), 566-581.
- [21] Jordan, J., E. Yoeli, and D. Rand (2021) "Don't Get It or Don't Spread It? Comparing Self-interested versus Prosocially Framed Covid-19 Prevention Messaging," *Scientific Reports*, 20222 .
- [22] Kahneman, D. and A. Tversky (1981) "The Framing of Decisions and the Rationality of Choice," *Science*, 211, pp.453-458.
- [23] Krpan, D., F. Makki, N. Saleh, S.I. Brink, and H. V. Klauznicer (2021) "When Behavioural Science Can Make a Difference in Times of COVID-19," *Behavioural Public Policy* 5.2: 153–179.
- [24] Lowenstein, G. and E. Haisley (2008) "The Economist as Therapist: Methodological Issues Raised by Light Paternalism," in A. Caplin and A. Schotter eds., *The Foundations of Positive and Normative Economics*. Oxford University Press, 210–246.
- [25] Lunn, P. C. Belton, C. Lavin, F. McGowan, S. Timmons, D. Robertson (2020) "Using behavioural science to help fight the coronavirus", *ESRI working paper no. 656* March 2020
- [26] Luttrell, A., and R.E. Petty (2021) "Evaluations of self-focused versus other-focused arguments for social distancing: An extension of moral matching effects," *Social Psychological and Personality Science*, 12(6).
- [27] Meehl, P. E. and A. Rosen (1955) "Antecedent Probability and the Efficiency of Psychometrics Signs, Patterns, or Cutting Scores," *Psychological Bulletin*, 52 (3), 194-216.

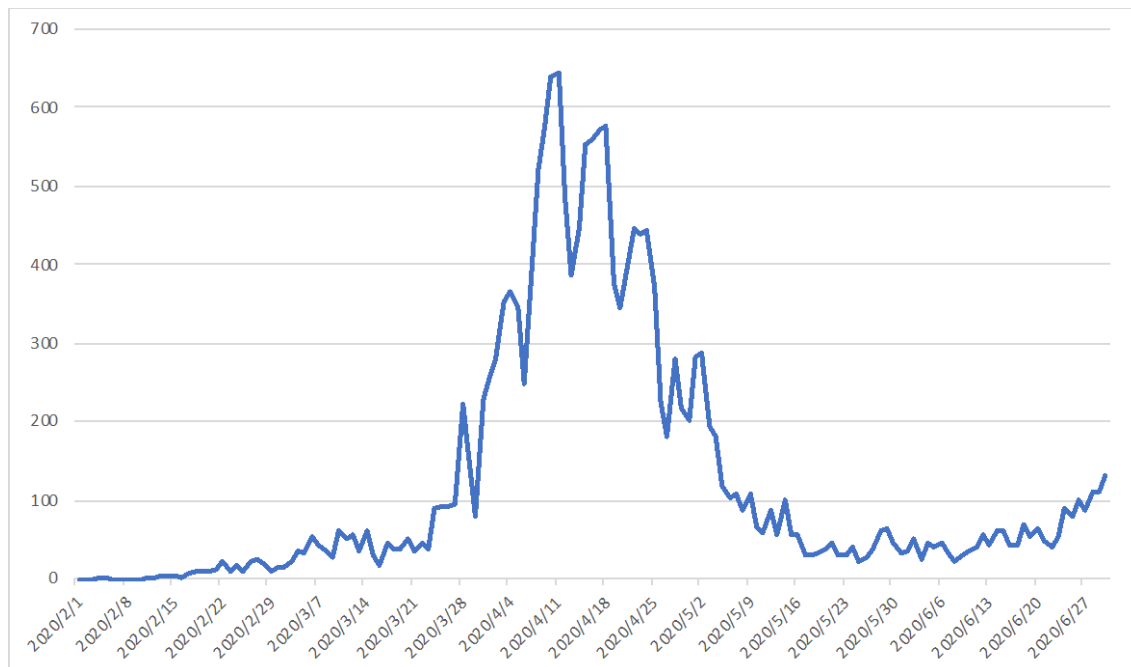
- [28] Moriwaki, D., S. Harada, J. Schneider and T. Hoshino (2020) “Nudging Preventive Behaviors in COVID-19 Crisis: A Large Scale RCT using Smartphone Advertising”, *Keio-IES DP2020-021*, Institute for Economic Studies, Keio University, 8 November, 2020
- [29] Qian K. and T. Yahara (2020) “Mentality and behavior in COVID-19 emergency status in Japan: Influence of personality, morality and ideology”, *PLoS ONE*, 15(7): e0235883.
- [30] Sasaki, S., H. Kurokawa, and F. Ohtake (2021) “Effective but Fragile? Responses to Repeated Nudge-based Messages for Preventing the Spread of COVID-19 Infection,” *Japanese Economic Review*, 72, 371-408.
- [31] Sasaki, S., T. Saito, and F. Ohtake (2022) “Nudges for COVID-19 Voluntary Vaccination: How to Explain Peer Information?” *Social Science and Medicine*, 292, January 2022, 114561.
- [32] Sunstein, C. R. and R. H. Thaler (2003) "Libertarian Paternalism Is Not an Oxymoron," *University of Chicago Law Review*, 70, 1159-1202.
- [33] Utych, S.M., and L. Fowler (2020) “Age-based Messaging Strategies for Communication about Covid-19,” *Journal of Behavioral Public Administration*, 3(1), 1-14.
- [34] Wong, L.P., H. Alias, P.F. Wong, H.Y. Lee, and S. Abu Bakar (2020) “The Use of The Health Belief Model to Assess Predictors of Intent to Receive The COVID-19 Vaccine and Willingness to Pay,” *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 16(9), 2204–2214.

図1 新型コロナウイルス感染者数の推移

(a) 英国（初回ロックダウン前後）



(b) 日本（緊急事態宣言前後）



出典：英国政府データ (<https://coronavirus.data.gov.uk/#category=nations&map=case>)
厚生労働省オープンデータ (<https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/open-data.html>)

図2 ロックダウン時の身体的状態

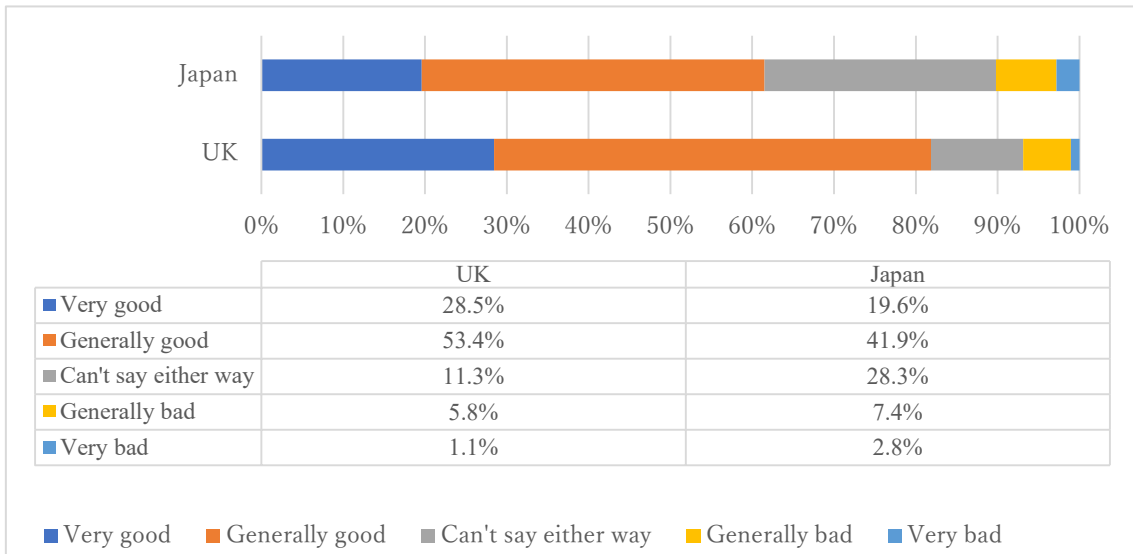


図 3 ロックダウン時の精神的状態

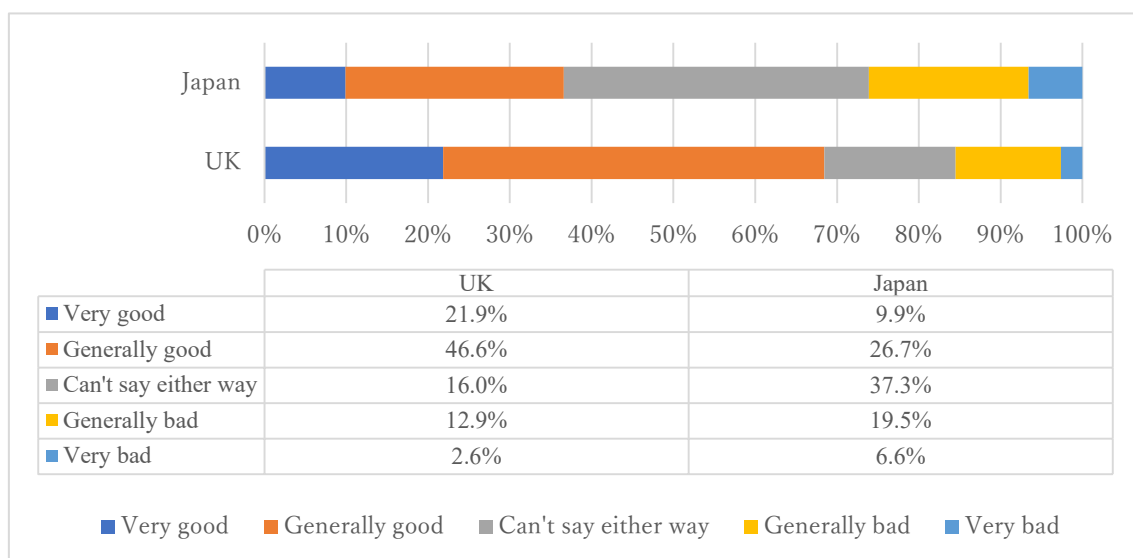
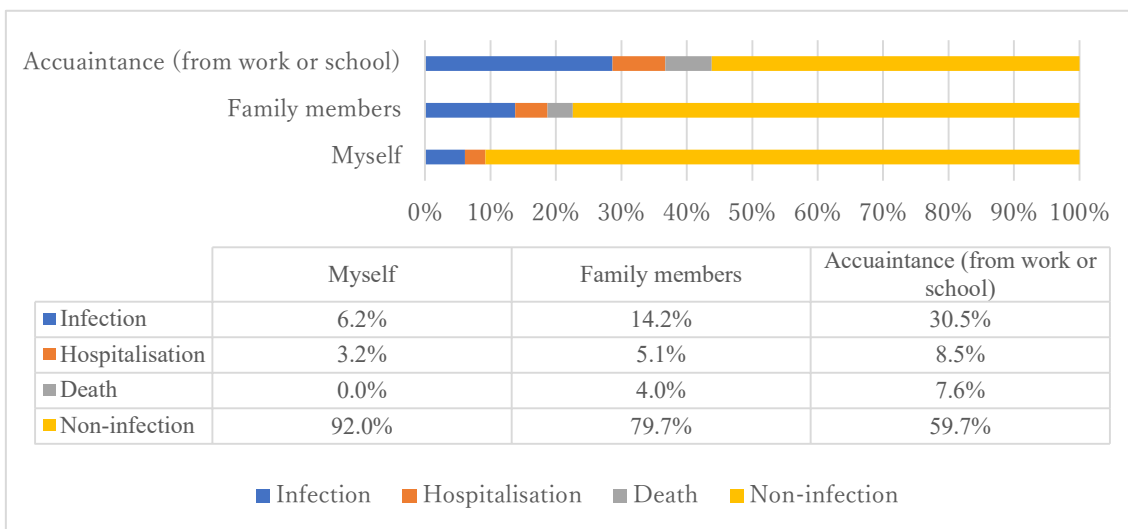


図4 回答者の COVID-19 感染状況

英国



日本

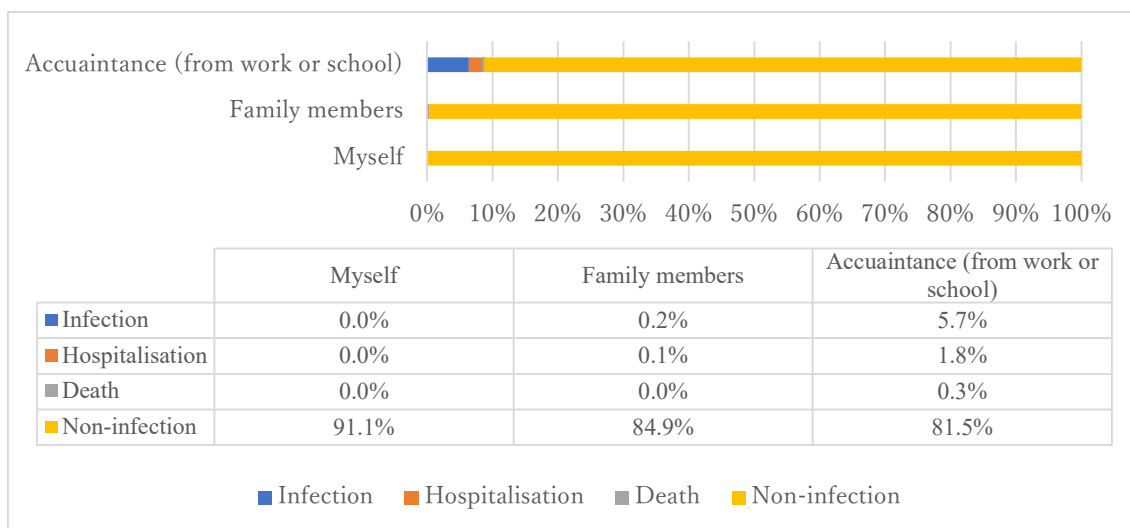


図5 日英両国における対策についての重点（経済 vs コロナ）

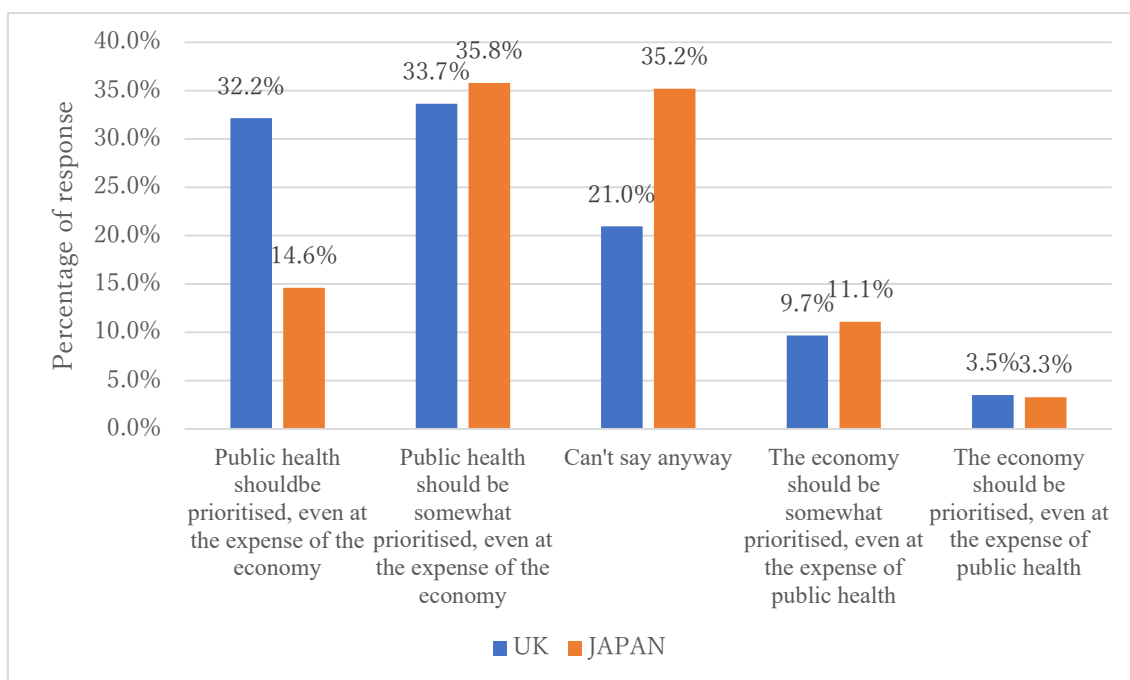
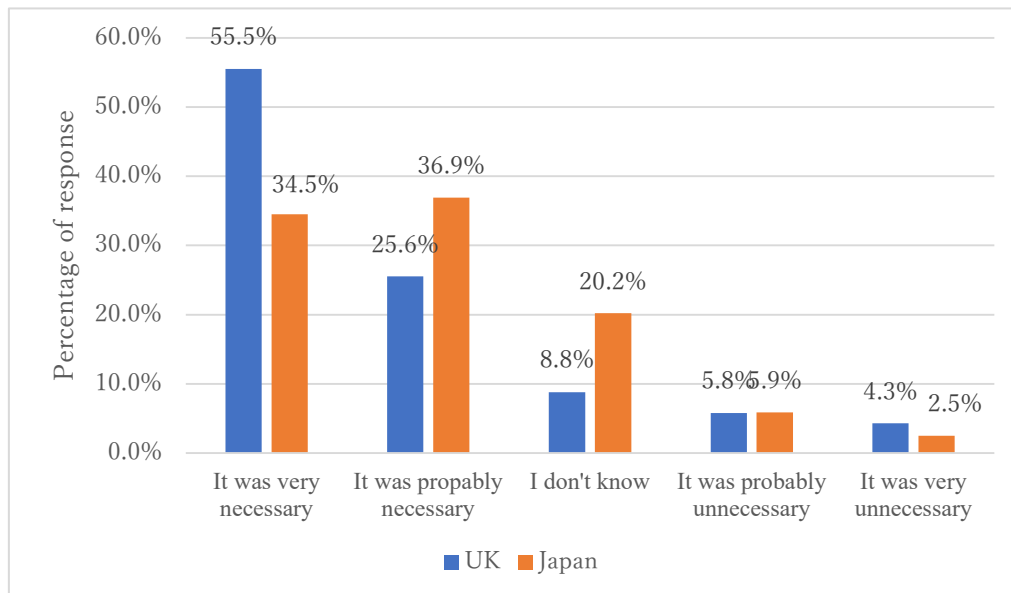


図6 ロックダウン（UK）および緊急事態宣言（Japan）に対する評価

必要性



有効性

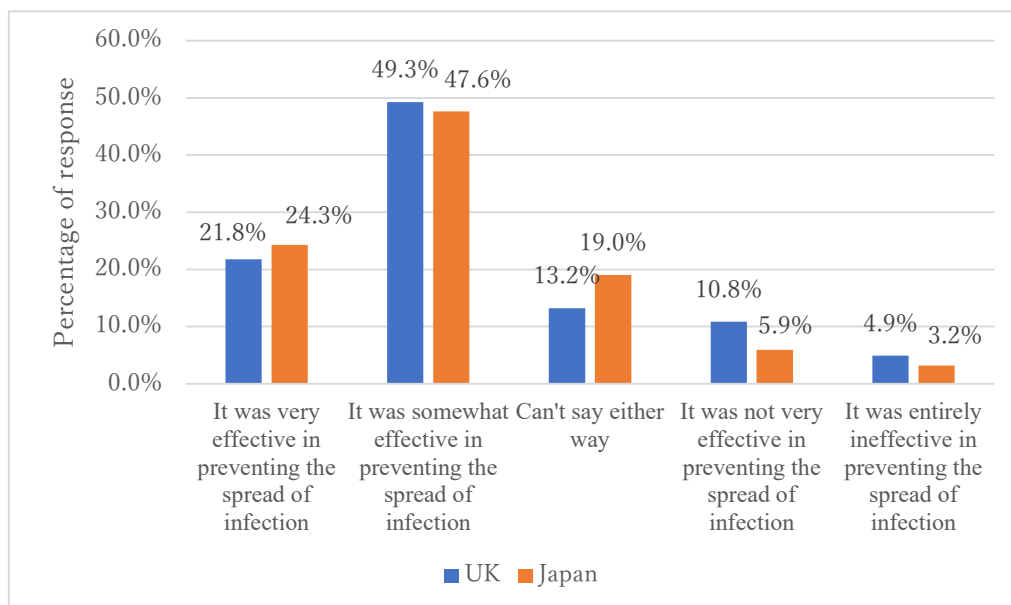
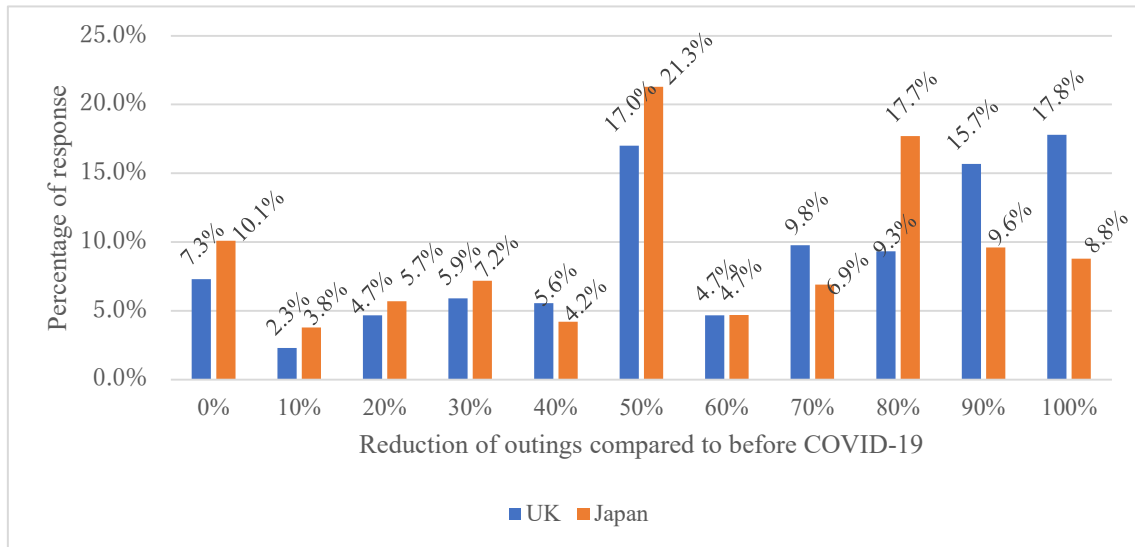


図7 外出削減の希望と実際

希望



実際

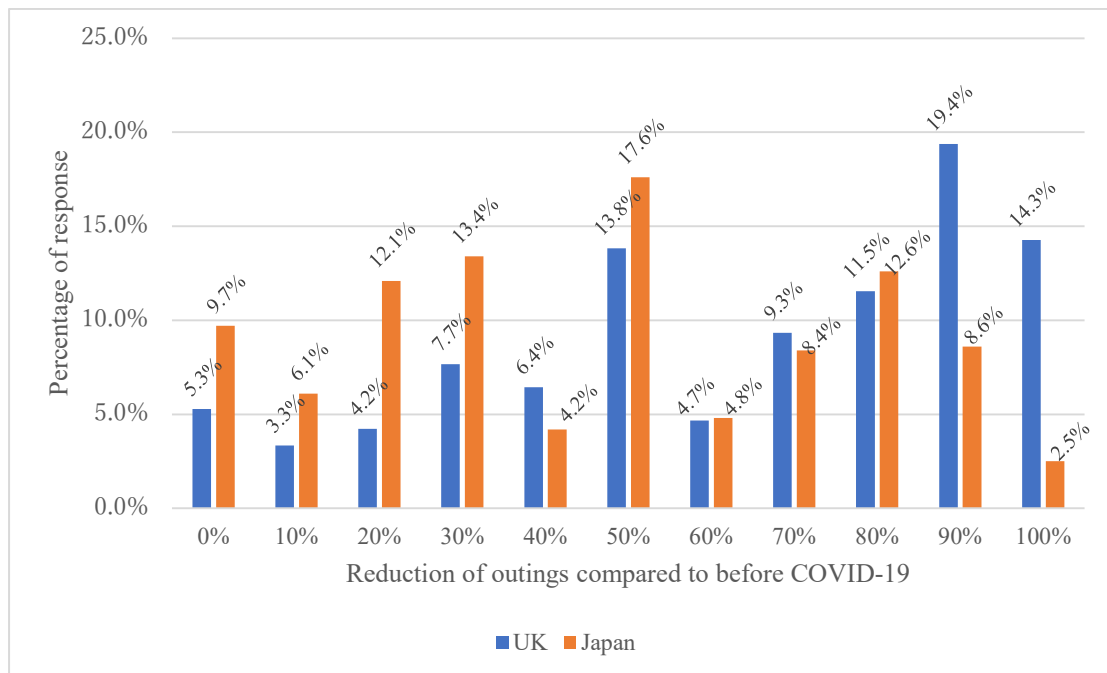
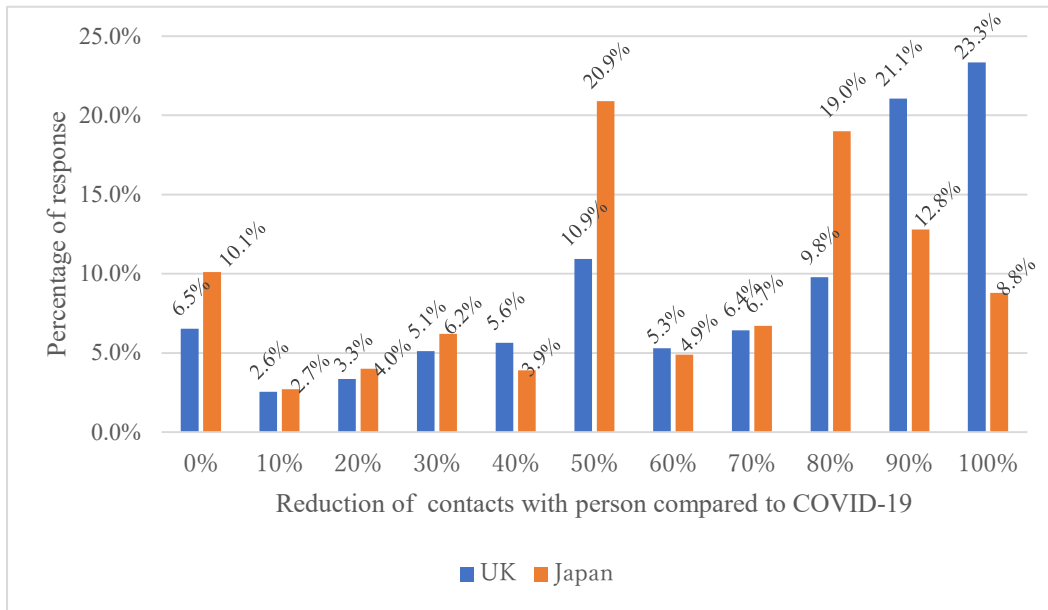


図8 接触人数削減の希望と実際

希望



実際

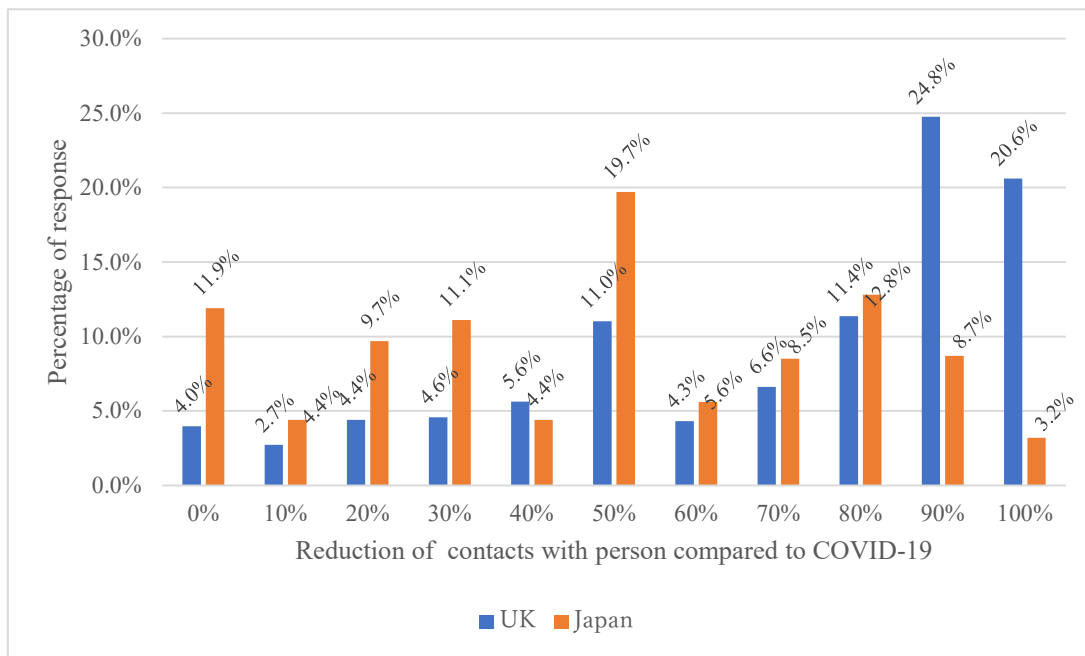


図 9. 英国と日本の主観的確率回答分布

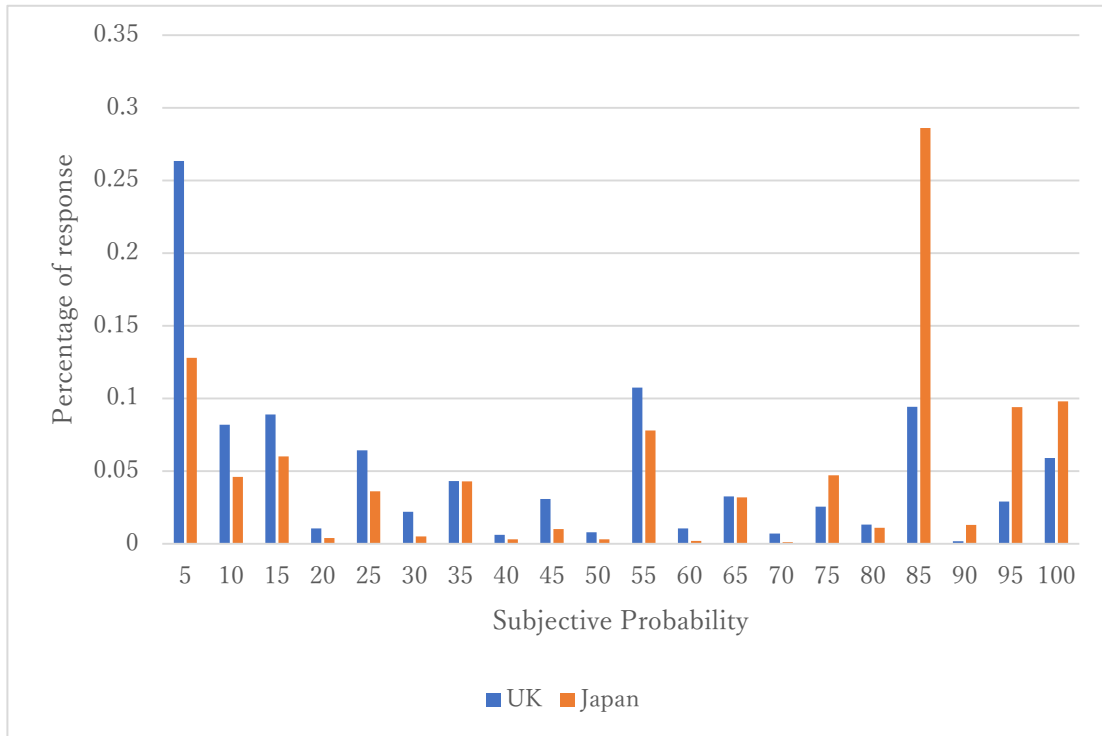


表 1 経済 vs コロナ

Variables	UK		Japan	
	Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error
Const.	1.222***	0.224	0.999***	0.247
Subjective Probability	0.017***	0.004	0.008*	0.005
Cross term	-0.013***	0.003	-0.005	0.004
London/Tokyo	-0.140	0.095	-0.077	0.091
Physical health	0.002	0.044	0.047	0.043
Mental health	-0.007	0.037	-0.012	0.040
Gender (Female=1)	-0.023	0.065	0.123*	0.071
Age	0.008***	0.003	0.011***	0.003
Marital Status	0.068	0.074	-0.023	0.080
Family member	0.004	0.030	0.054*	0.030
Child	-0.117	0.112	n.a.	
Education	0.004	0.018	-0.014	0.024
Employment	-0.107	0.077	-0.159**	0.078
Infection experience	0.256***	0.066	-0.080	0.143
Threshold 1	0.721***	0.043	0.806***	0.046
Threshold 2	1.453***	0.038	1.892***	0.041
Threshold 3	2.350***	0.043	2.976***	0.051
Log-likelihood (LL)	-1561.407		-1350.091	
Restricted LL	-1592.409		-1372.777	
Pseudo R-sq	0.019		0.017	
AIC	3156.8		2732.2	
N	1135		1000	

注：***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表2 ロックダウンの評価

	Dependent variables	UK		Japan	
		Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error
Necessity of Lockdown/State of Emergency	Const.	0.783***	0.241	1.720***	0.256
	Subjective Probability	-0.007*	0.004	0.002	0.005
	Cross term	-0.001	0.004	0.000	0.005
	London/Tokyo	0.042	0.103	0.008	0.099
	Physical health	0.018	0.050	-0.062	0.044
	Mental health	0.012	0.039	0.019	0.040
	Gender (Female=1)	-0.014	0.070	0.056	0.075
	Age	-0.012***	0.003	0.004	0.003
	Marital Status	-0.108	0.082	0.052	0.083
	Family member	-0.026	0.033	0.045	0.032
	Child	0.068	0.126	n.a.	
	Education	-0.007	0.019	-0.046*	0.025
	Employment	0.128	0.084	-0.154*	0.080
	Infection experience	-0.192**	0.076	0.338**	0.154
	Threshold 1	0.771***	0.042	0.587***	0.078
Threshold 2	1.202***	0.054	1.425***	0.092	
Threshold 3	1.687***	0.075	2.402***	0.097	
Effectiveness of Lockdown/State of Emergency	Const.	1.160***	0.225	1.601***	0.254
	Subjective Probability	-0.007**	0.004	0.001	0.005
	Cross term	0.003	0.003	0.001	0.004
	London/Tokyo	0.149	0.094	-0.046	0.099
	Physical health	0.031	0.046	-0.129***	0.041
	Mental health	0.074*	0.038	-0.027	0.039
	Gender (Female=1)	-0.070	0.066	0.160**	0.077

	Age	-0.005*	0.003	0.005*	0.003
	Marital Status	0.010	0.076	0.121	0.086
	Family member	-0.081**	0.032	0.065**	0.029
	Child	0.098	0.108	n.a.	
	Education	0.005	0.018	-0.065***	0.025
	Employment	0.040	0.081	-0.139*	0.082
	Infection experience	-0.062	0.069	0.346**	0.151
	Threshold 1	1.347***	0.049	0.503***	0.067
	Threshold 2	1.801***	0.056	1.290***	0.085
	Threshold 3	2.473***	0.078	2.633***	0.094
Disturbance Correlation	ρ	0.660***	0.020	0.571***	0.023
Log-likelihood (LL)		-2612.705		-2415.900	
Restricted LL		-2809.158		-2553.783	
Pseudo R-sq		0.070		0.054	
AIC		5295.4		4897.8	
N		1135		1000	

注：***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 3 外出削減

Dependent Variable	Variables	UK		Japan	
		Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error
Desired reduction of outings	Const.	-0.096	0.217	0.625***	0.238
	Subjective Probability	0.003	0.004	-0.002	0.005
	Cross term	-0.001	0.003	0.004	0.004
	London/Tokyo	0.013	0.093	0.233**	0.094
	Physical health	0.012	0.040	0.000	0.040
	Mental health	0.076**	0.036	0.132***	0.039
	Gender (Female=1)	0.261***	0.065	0.275***	0.070
	Age	0.016***	0.003	-0.004	0.003
	Marital Status	0.121	0.074	0.062	0.081
	Family member	-0.020	0.031	0.050*	0.029
	Child	-0.057	0.122	n.a.	
	Education	0.009	0.017	-0.054**	0.023
	Employment	-0.034	0.074	-0.179**	0.075
	Infection experience	0.152**	0.065	0.333**	0.149
	Threshold 1	0.138***	0.030	0.217***	0.037
	Threshold 2	0.371***	0.040	0.477***	0.046
	Threshold 3	0.608***	0.046	0.729***	0.050
	Threshold 4	0.798***	0.050	0.855***	0.052
	Threshold 5	1.279***	0.053	1.434***	0.059
	Threshold 6	1.400***	0.054	1.564***	0.061
Threshold 7	1.662***	0.059	1.756***	0.063	
Threshold 8	1.933***	0.063	2.319***	0.070	
Threshold 9	2.438***	0.070	2.735***	0.079	

Actual reduction of outings	Const.	0.212	0.215	0.999***	0.235
	Subjective Probability	0.001	0.004	0.003	0.004
	Cross term	0.002	0.003	-0.002	0.004
	London/Tokyo	-0.034	0.092	0.180**	0.090
	Physical health	-0.011	0.041	-0.017	0.041
	Mental health	0.100***	0.036	0.132***	0.040
	Gender (Female=1)	0.227***	0.065	0.183***	0.070
	Age	0.017***	0.003	-0.003	0.003
	Marital Status	0.041	0.074	0.069	0.080
	Family member	-0.005	0.031	0.014	0.027
	Child	-0.061	0.125	n.a.	
	Education	-0.007	0.017	-0.044*	0.023
	Employment	-0.023	0.073	-0.319***	0.075
	Infection experience	0.149**	0.065	0.293*	0.151
	Threshold 1	0.253***	0.042	0.300***	0.040
	Threshold 2	0.480***	0.049	0.724***	0.050
	Threshold 3	0.789***	0.055	1.103***	0.054
	Threshold 4	1.001***	0.057	1.217***	0.056
	Threshold 5	1.393***	0.061	1.687***	0.060
	Threshold 6	1.521***	0.063	1.823***	0.062
Threshold 7	1.778***	0.066	2.086***	0.066	
Threshold 8	2.100***	0.070	2.587***	0.074	
Threshold 9	2.760***	0.077	3.304***	0.104	
Disturbance Correlation	ρ	0.828***	0.008	0.777***	0.011
Log likelihood (LL)		-4451.316		-4042.152	
Restricted LL		-5005.398		-4447.091	
Pseudo R-sq		0.111		0.091	

AIC	8996.6	8174.3
N	1135	1000

注：***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4 接触人数の削減

	Dependent variables	UK		Japan	
		Coefficient	Standard error	Coefficient	Standard error
Desired reduction of contracts	Const.	0.081	0.227	0.402*	0.237
	Subjective Probability	0.001	0.004	-0.001	0.005
	Cross term	0.002	0.004	0.006	0.004
	London/Tokyo	-0.069	0.104	0.305***	0.094
	Physical health	-0.034	0.039	-0.013	0.041
	Mental health	0.086**	0.034	0.108***	0.038
	Gender (Female=1)	0.325***	0.064	0.284***	0.070
	Age	0.018***	0.003	0.001	0.003
	Marital Status	0.069	0.074	0.128	0.082
	Family member	-0.022	0.030	0.043	0.029
	Child	-0.111	0.119	n.a.	
	Education	-0.005	0.017	-0.065***	0.023
	Employment	-0.117	0.076	-0.224***	0.073
	Infection experience	0.092	0.069	0.338**	0.165
	Threshold 1	0.148***	0.031	0.175***	0.036
	Threshold 2	0.317***	0.042	0.379***	0.049
	Threshold 3	0.537***	0.050	0.631***	0.057
	Threshold 4	0.744***	0.054	0.766***	0.059
	Threshold 5	1.087***	0.058	1.365***	0.065
	Threshold 6	1.239***	0.061	1.500***	0.066
Threshold 7	1.421***	0.062	1.683***	0.067	
Threshold 8	1.697***	0.067	2.252***	0.073	
Threshold 9	2.320***	0.073	2.758***	0.083	
Actual reduction of contracts	Const.	0.286	0.222	0.837***	0.235
	Subjective Probability	0.000	0.004	0.002	0.005
	Cross term	0.003	0.003	-0.001	0.004
	London/Tokyo	-0.075	0.105	0.265***	0.093

	Physical health	-0.049	0.043	-0.038	0.041
	Mental health	0.099***	0.036	0.130***	0.037
	Gender (Female=1)	0.331***	0.064	0.181***	0.070
	Age	0.021***	0.003	-0.002	0.003
	Marital Status	0.011	0.073	0.092	0.078
	Family member	-0.030	0.030	0.024	0.028
	Child	-0.128	0.116	n.a.	
	Education	-0.002	0.017	-0.072***	0.024
	Employment	-0.061	0.076	-0.330***	0.074
	Infection experience	0.198***	0.069	0.335**	0.163
	Threshold 1	0.272***	0.054	0.217***	0.035
	Threshold 2	0.557***	0.066	0.580***	0.048
	Threshold 3	0.778***	0.070	0.901***	0.053
	Threshold 4	1.003***	0.073	1.016***	0.055
	Threshold 5	1.376***	0.075	1.527***	0.061
	Threshold 6	1.512***	0.076	1.681***	0.063
	Threshold 7	1.711***	0.076	1.934***	0.067
	Threshold 8	2.025***	0.076	2.418***	0.076
	Threshold 9	2.732***	0.081	3.096***	0.101
Disturbance Correlation	ρ	0.779***	0.011	0.788***	0.011
Log likelihood (LL)		-4324.682		-3964.249	
Restricted LL		-4751.323		-4381.375	
Pseudo R-sq		0.090		0.095	
AIC		8743.4		8018.5	
N		1135		1000	

注：***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 5 主観確率と感染予防行動まとめ

	英国		日本	
	楽観バイアス ($-\beta_{SP}$)	悲観バイアス ($\beta_{SP} + \beta_{Pess}$)	楽観バイアス ($-\beta_{SP}$)	悲観バイアス ($\beta_{SP} + \beta_{Pess}$)
経済 vs コロナ	-0.017 *** (23.47)	0.005*** (20.93)	-0.008* (2.92)	0.003*** (9.56)
ロックダウン/緊急事態宣言の必要性	0.007* (3.34)	-0.006*** (29.32)	-0.002 (0.22)	0.003** (5.69)
ロックダウン/緊急事態宣言の有効性	0.007** (4.56)	-0.004*** (14.65)	-0.001 (0.11)	0.003*** (7.00)
外出削減の希望	-0.003 (0.68)	0.002*** (7.02)	0.002 (0.22)	0.003** (5.85)
外出削減の実際	-0.001 (0.00)	0.002** (6.55)	-0.003 (0.37)	0.001 (0.54)
接触人数削減の希望	-0.001 (0.02)	0.003*** (7.44)	0.001 (0.05)	0.005*** (21.77)
接触人数削減の実際	0.000 (0.02)	0.003*** (7.02)	-0.002 (0.22)	0.002 (2.70)

注：楽観バイアスと悲観バイアスの係数は、ベイズ推論の正答である 44.5%からの差について計算されている。

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。