

新型コロナウイルス感染症流行下における 緊急事態宣言前後の不安について

辻本 耐・森山花鈴・奥田太郎・MERE, Winibaldus Stefanus

1. 問題

1.1 パンデミック下における行動制限

2019年12月に中国湖北省で確認された新型コロナウイルス（以下COVID-19）は、瞬く間に世界中に拡大した。2020年1月30日には世界保健機関（WHO）により「国際的に懸念される公衆衛生上の緊急事態」に指定され、同年3月11日に「パンデミック（世界的大流行）」と宣言されるまでに至った。

ウイルスは増殖と感染を繰り返しながら変異することが知られており、COVID-19についても一部の変異株で感染力や毒性が強くなったり、時に深刻な呼吸器疾患を引き起こしたりした。そのため、各国はこのウイルスの感染拡大を防ぐために、ワクチン接種と並行して、国境の閉鎖、学校の閉鎖、公共イベントの禁止といったさまざまな政策を実施してきた。欧米諸国の国や都市の中ではロックダウン（都市封鎖）が行われ、罰則を伴う夜間の外出禁止といった厳しい行動制限が課されたところもあった。

日本においても2020年1月に国内初の感染者が報告されてから、イベントの自粛や学校の臨時休校、テレワークの推奨などが発表された。そして、国内の新規感染者の増加と医療提供体制の逼迫に伴い、2020年4月に一部の都府県を対象に1回目の緊急事態宣言が発令された。この緊急事態宣言は2021年9月までに計4回発令され、不要不急の外出、移動の制限、感染拡大につながるような施設の利用制限が要請された。

こういったロックダウンをはじめとする大規模な防疫政策は、感染拡大を抑えることに大きく貢献したという報告がある [Flaxman et al, 2020; Hsiang et al, 2020]。一方、外出制限や対人接触の減少、それに伴う生活習慣の変化は、社会・経済的な影響のみならず、我々の精神的健康にも大きな影響をもたらした [Brooks et al., 2020]。こういった政策が長期にわたって継続されると、人間は心理的に不安定となり、抑うつ障害や不安障害、心的外傷後ストレス障害などの問題に悩まされる可能性が高いということも指摘されている [Bao et al., 2020]。例えば、中国におけるCOVID-19流行の初期段階に実施されたロックダウンにおいて、回答者の半数以上が心理的影響を中等度から重度と評価し、約3分の1が中等度から重度の不安を訴えたと報告されている [Wang et al., 2020]。

1.2 COVID-19に対する恐怖と不安

今回のパンデミックでは、COVID-19に対する情動反応の中核をなす恐怖や不安の程度を測定す

るための尺度開発が行われてきた¹⁾。その代表的な尺度が、COVID-19 に対する感染恐怖を測定する「新型コロナウイルス恐怖尺度 (Fear of COVID-19 Scale; FCV-19S)」である [Ahorsu et al., 2020]。この尺度を用いた一連の研究では、精神的健康の悪化が COVID-19 に対する恐怖と関連していることが示唆されている [Sugawara et al., 2022]。

一方、COVID-19 に対する不安については、Lee [2020] が「コロナウイルス不安尺度」を開発している。ただし、この不安尺度は、COVID-19 に関連する機能不全を伴う不安とその深刻な症状を特定することを目的としているため、睡眠障害や食欲減退などを含む日常生活に支障をきたすような項目で構成されている。

辻本ら [2023] は、COVID-19 禍において病的な症状につながる不安ではなく、程度の差はあれども誰もが感じる社会的・認知的不快感 [Gullone et al., 2000] を測定するための尺度を作成した。この尺度は9項目から構成される自記式質問紙であり、自らが感染したことで周囲から非難されることへの不安を表した「疎外不安」、感染に対する神経質な様子を表した「敏感不安」、感染したことの結果 (影響) への不安を表した「結果不安」の3因子で構成されている。

パンデミックにおける行動制限下では、抑うつ障害や不安障害といった深刻な状態にまで至らなくとも、多くの人々が社会的・認知的不快感を覚えたと考えられる。行動制限が人間の心理状態に及ぼす影響を考えるうえで、こういった COVID-19 特有の不安を検討することも重要である。本研究では、辻本ら [2023] が作成した「COVID-19 に対する不安尺度」を用いて、緊急事態宣言期間とその前後の不安の変化について検討することを第1の目的とする。

1.3 緊急事態宣言下における予防行動

日本において発令された緊急事態宣言は、「新型インフルエンザ等対策特別措置法」と「感染症の予防及び感染症の患者に対する医療に関する法律及び検疫法」が一部改正されて施行された。この緊急事態宣言には、個人に対して感染後の罰則は存在するが、行動制限を破った場合の罰則は定められていない。つまり、緊急事態宣言の発令に伴う行動制限はあくまで要請であり法的な拘束力のある措置ではなかった。しかし、Watanabe と Yabu [2021] が日本政府の介入施策 (緊急事態宣言と学校閉鎖) の効果を検討したところ、2020年4月～5月の緊急事態宣言は人々の外出をそれ以前と比較して8.5%抑制させる効果があったと報告している²⁾。

それでは、なぜ日本人は法的拘束力のなかった緊急事態宣言の要請に従ったのであろうか。渡辺 [2021] は、「介入効果」と「情報効果」という2つのチャンネルによって、人々に行動変容が生じると述べている。介入効果とは、政府の命令や要請による効果のことであり、情報効果とは、人々が感染に関する情報を取得した結果、感染に対する恐怖心によって行動を自発的に変化させる効果のことである。この指摘からも、ウイルスに対する恐怖や不安といった情動が予防行動に影響を及ぼしていることが考えられる。

日本を含む10カ国間でFCV-19Sの得点を比較した研究 [Lin et al., 2021] では、日本はイラン、バングラデシュ、キューバに次いで4番目に得点が高いことが示されている。このように日本人の

1) 恐怖と不安が示す感情的、生理的パターンは重なり合うため [Gullone et al., 2000]、両者を区別することは困難である。しかし、感情的・生理的な反応パターンが共通であっても、認知的な構成はまったく異なるという指摘 [Gullone et al., 2000] があることから、本研究においては恐怖と不安は異なる情動として扱った。

2) 法的拘束力のあったアメリカのロックダウンにおける効果は7.6%であったと報告されている [Goolsbee & Syverson, 2021]。

ウイルスに対する恐怖が比較的高いことから、緊急事態宣言の行動変容において情動の果たす役割は大きかったことが予想される³⁾。そこで、2つ目の目的として、本研究では緊急事態宣言期間とその前後における COVID-19 に対する特有の不安が、予防行動に先立つリスク評価に及ぼす影響を検討する。

2. 方法

2.1 手続きと対象者

筆者らは、2020年9月から2022年9月にかけて、愛知県名古屋市内の大学において、COVID-19 禍における大学生の精神的健康状態を定期的に調査していた。当時の感染状況は、新規感染者が増加した第4波から第5波にかけての時期であった。本研究では、この一連の調査の中で、緊急事態宣言が発令された影響を検討するために、宣言発令前後に実施した調査（以下調査1）と、宣言が解除された影響を検討するために、解除前後に実施した調査（以下調査2）の2つを取り上げる（図1）。

調査1は、2021年4月から6月までに開講された2つの一般教養科目（授業Aと授業B）において行われた。この時期の感染状況は、都市部を中心に多くの自治体で新規感染者数と重症者数が急速に増加していた〔国立感染症研究所, 2021〕。筆者らの調査は学期始めに行われることになっていたため、まず緊急事態宣言が発令されていなかった4月に調査（以下前半）を実施した（調査期間：4月12日～18日）。その後、4月25日から東京・大阪・兵庫・京都の4都府県に、5月12日から愛知県に緊急事態宣言が発令された。そこで、愛知県内に緊急事態宣言が発令された5月12日以降に、同授業内で2回目の調査（以下後半）を行った（調査期間：5月24日～30日）。

調査2は、2021年9月から11月までに開講された2つの一般教養科目（授業Cと授業D）において行われた。この時期は、7月下旬から8月にかけて、これまでに経験したことのない規模の感染拡大が続いていたため、多くの都道府県に緊急事態宣言が出されていた。9月に入ると新規感染者数も減少傾向となり、9月末には緊急事態宣言が解除された。調査2についても、9月の学期始めに調査（前半）を行い（調査期間：9月16日～22日）、緊急事態宣言が解除された9月30日以降に同授業内で2回目の調査（後半）を行った（調査期間：11月1～7日）。

調査方法は調査1と調査2ともに質問紙調査であった。当時は、COVID-19 禍の影響のもと、オンライン形式（リアルタイム型双方向配信）での開講が主流であった。そのため、調査対象者が質問紙に回答するための Web フォーム（株式会社マクロミルの“Questant”を利用：<https://questant.jp>）を作成して、授業内でその URL を配布し、Web 上で質問紙への回答を求めた。配布した URL の有効期間は1週間程度であった。

調査1を実施した授業Aに履修登録した受講者は444名、授業Bは719名、調査2を実施した授業Cは482名、授業Dは535名であった。いずれの調査においても、両方の授業に登録している受講者には、どちらか一方の授業で Web フォームに回答するように求めた。回答を締め切ったところ、調査1の前半で578名（49.7%）、後半で422名（36.3%）、調査2の前半で580名（57.0%）、

3) COVID-19 禍における予防行動に及ぼす要因のうち、恐怖や不安以外の変数を扱ったものとして、薊 [2022] は羞恥、樋口他 [2021] は防護動機理論と規範焦点理論、小森他 [2023] は COVID-19 に関する知識量に注目している。

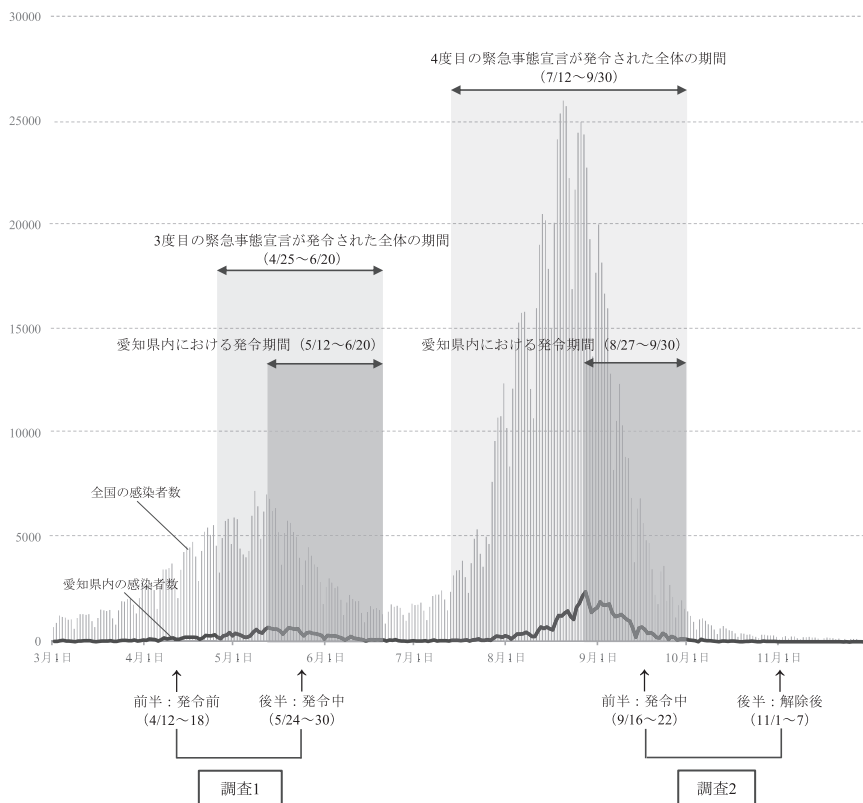


図1 全国および愛知県内の新規感染者数と調査時期
 愛知県内における「まん延防止等重点措置」の発令期間は、4/20～5/11、6/21～7/11、8/8～26であった
 出典：筆者ら作成

後半で359名(35.3%)から回答を得た。

2.2 調査内容

まず、各調査の前半と後半で対象者を紐付けるために、回答者に誕生日(月と日)と学生番号の下3桁を組み合わせた5～7桁のIDの作成を依頼した。次に、基本属性(性別、年齢、学年、居住形態、主観的健康状態(5件法))について尋ね、以下のような心理尺度とリスク評価の意識に関する項目に回答を求めた。

COVID-19に対する不安を測定するために、辻本ら[2023]が作成したCOVID-19に対する不安尺度を用いた。この尺度は、自らが感染したことで周囲から非難されることへの不安を表した「疎外不安」、感染に対する神経質な様子を表した「敏感不安」、感染したことの結果(影響)への不安を表した「結果不安」の3因子で構成されている[付録参照]。「まったく当てはまらない(1)」から「非常に当てはまる(7)」までの7件法で回答を求め、値が高いほどそれぞれの不安が高いことを意味する。

精神的健康を測定するために Kessler Psychological Distress Scale (K6) 日本語版 (以下 K6) [Furukawa et al., 2008] を用いた。この尺度は、過去 30 日間の心理的ストレスを測定するためのもので、「いつも (1)」から「まったく (5)」の 5 件法で回答を求め、「いつも」を 4 点、「まったく」を 0 点として得点化した。尺度の信頼性を確認するために Cronbach の α 係数を算出したところ、調査 1 の前半が .88、後半が .90、調査 2 の前半と後半ともに .89 であった。分析に際しては、項目得点の合計を用いた。

リスク評価として、感染リスクが高まると考えられる 3 つの生活活動⁴⁾を取り上げ、これらの活動に対する抵抗感を測定した。「電車やバスといった公共交通機関を利用する」「都道府県をまたいで旅行する」「友だちと外食する」の各項目に対して、どの程度抵抗を感じるのかを「まったく感じない (1)」から「非常に感じる (7)」までの 7 件法で回答を求めた。得点が高いほど、感染リスクが高まる行動を脅威と感じていることを意味する。これらの項目の信頼性を確認するために Cronbach の α 係数を算出したところ、調査 1 の前半が .75、後半が .72、調査 2 の前半が .75、後半が .76 であった。分析に際しては、項目得点の合計を項目数で割ったものを用いた。

2.3 統計分析

統計解析には R (version 4.3.1) を使用した。確証的因子分析に際しては、Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) を用いてモデルの適合度を評価した。確証的因子分析には lavaan パッケージ [Rosseel, 2012], パス解析には sem パッケージ [Fox, 2006] を用いた。

平均値を比較する場合は t 検定、相関分析には Pearson の積率相関係数を用いた。相関係数の強さの値は $r \leq .30$ で「弱い」、 $.30 < r < .60$ で「中程度」、 $r \geq .60$ で「強い」と判断した [Andresen, 2000]。全ての統計的評価において、.05 より小さい p 値が統計的有意性を示すものとした。

2.4 倫理的配慮

調査実施前に、調査の概略、調査への参加が任意であること、いつでも回答を中断できること、参加しないことにより不利益が生じないことなどを記載した電子書面を閲覧してもらい、第 2 著者よりオンライン上で口頭でも説明を行った。本調査は無記名で実施されており、対象者の匿名性が担保されているため、回答の送信をもって調査参加への同意とみなした。

この調査は南山大学研究審査委員会の承認 (2020 年 5 月 19 日承認・承認番号 20-011) を得たうえで実施した。

3. 結果

3.1 対象者

各調査において、前半と後半の ID が一致した対象者を抽出した。さらに、本研究では、回答者が調査内容を精読し、正確に理解して回答しているかを判断するために、選択すべき選択肢を指示

4) 生活活動とは、余暇、職業活動上、家事など、日常生活において自己で選択した運動以外の身体活動のことである [斎藤・竹中, 2013]。

表1 対象者の属性

	調査1 N = 287		調査2 N = 289			
	Min	Max	M (SD)	Min	Max	M (SD)
性別						
男性			83	28.9%	107	37.0%
女性			203	70.7%	180	62.3%
学年						
1			183	63.8%	180	62.3%
2			66	23.0%	67	23.2%
3			28	9.8%	32	11.1%
4			10	3.5%	10	3.5%
居住形態						
1人暮らし			268	93.4%	269	93.1%
その他			19	6.6%	20	6.9%
主観的健康状態	1	5	4.05 (0.83)	1	5	4.03 (0.95)
精神的健康 (K6)	0	20	6.98 (4.88)	0	20.5	6.90 (5.08)

主観的健康状態と K6 の値は前半と後半の平均値を用いた
出典：筆者ら作成

する DQS (Directed Questions Scale) 項目 [三浦・小林, 2015] を採用しており、この項目に対して指示されていない回答を選択した者も除外した。最終的に調査1では287名、調査2では289名を分析対象とした。対象者の属性を表1に示す。

調査1における対象者の平均年齢は18.61歳 ($SD = 0.90$)、調査2における対象者の平均年齢は19.12歳 ($SD = 1.12$)であった。いずれの調査においても、女性(調査1:70.7%・203名、調査2:62.3%・180名)と大学1年生(調査1:63.8%・183名、調査2:62.3%・180名)の割合が高かった。

3.2 不安尺度の内的構造の確認と信頼性の検討

まず、辻本ら [2023] と同一の因子構造が再現されるかを検証するため、各調査の前半と後半ごとに確認的因子分析を行った⁵⁾。その結果を表2に示す。RMSEAの値が.80~.10と高かったものの、CFIとTLIは十分な値を示したため、適合度は許容範囲だと考えた。

次に、信頼性を検討するためにCronbachの α 係数を算出した(表2)。その結果、F2とF3の α 係数は.70以下であった。しかし、尺度全体の値が.80以上であったため、この尺度に一定の内的一貫性があると判断した。

以降の分析では、各因子に含まれる項目得点の合計を項目数で割ったものを不安尺度の下位尺度得点として用いた。

5) 辻本ら [2023] が行った確認的因子分析では、適合度を改善するために、項目間に誤差共分散を仮定したが、本研究ではそれを行わなかった。

表2 COVID-19 に対する不安尺度の適合度指標と信頼性係数

	適合度指標			信頼性係数			
	CFI	TLI	RMSEA	F1	F2	F3	全体
調査1							
前半	.94	.92	.08	.84	.67	.55	.80
後半	.92	.88	.10	.85	.66	.63	.82
調査2							
前半	.94	.91	.10	.89	.67	.64	.81
後半	.95	.93	.09	.91	.67	.69	.83

CFI : Comparative Fit Index, TLI : Tucker-Lewis Index, RMSEA : Root Mean Square Error of Approximation

F1 = 疎外不安, F2 = 敏感不安, F3 = 結果不安

信頼性係数は Cronbach の α 係数

出典 : 著者ら作成

3.3 緊急事態宣言発令前後の不安およびリスク評価の変化

各調査の前半と後半における不安尺度の下位尺度得点とリスク評価の得点, 後半の得点から前半の得点を引いたそれぞれの変化量の記述統計量を表3に示す。

まず, 各調査において前半と後半の不安尺度の下位尺度得点とリスク評価の得点に差があるかどうかを検討するために, t 検定 (対応あり) を行った。その結果, 調査1では, 「疎外不安」において有意な差は認められず ($t[286] = 1.33, n.s.$), 「敏感不安 ($t[286] = -4.18, p < .001, d = 0.22$)」と「結果不安 ($t[286] = -2.50, p < .05, d = 0.12$)」において, 前半よりも後半の得点が高かった。リスク評価についても, 前半よりも後半の得点が高かった ($t[286] = -4.38, p < .001, d = 0.21$)。

調査2では, 全ての不安尺度の下位尺度得点において, 後半よりも前半の得点が高かった (疎外不安: $t[288] = 2.65, p < .01, d = 0.11$; 敏感不安: $t[288] = 10.06, p < .001, d = 0.53$; 結果不安: $t[288] = 6.26, p < .001, d = 0.30$)。リスク評価についても, 後半よりも前半の得点が高かった ($t[288] = 11.64, p < .001, d = 0.59$)。

次に, 調査1と調査2の調査間で各変数の変化量に差があるかどうかを確認するために, t 検定 (対応なし) を行った。その結果, 「疎外不安」の変化量において有意な差は認められず ($t[573.36]$

表3 COVID-19 に対する不安感とリスク評価の記述統計量

	調査1			調査2		
	前半(発令前)	後半(発令中)	変化量	前半(発令中)	後半(解除後)	変化量
疎外不安	4.79 (1.38)	4.70 (1.42)	-0.09 (1.12)	4.29 (1.58)	4.11 (1.64)	-0.18 (1.17)
敏感不安	3.90 (1.17)	4.16 (1.20)	0.26 (1.05)	4.14 (1.19)	3.53 (1.15)	-0.61 (1.04)
結果不安	4.96 (1.06)	5.08 (1.09)	0.12 (0.84)	5.08 (1.14)	4.72 (1.21)	-0.36 (0.96)
リスク評価	4.45 (1.37)	4.73 (1.33)	0.28 (1.09)	4.69 (1.35)	3.89 (1.36)	-0.80 (1.16)

出典 : 著者ら作成

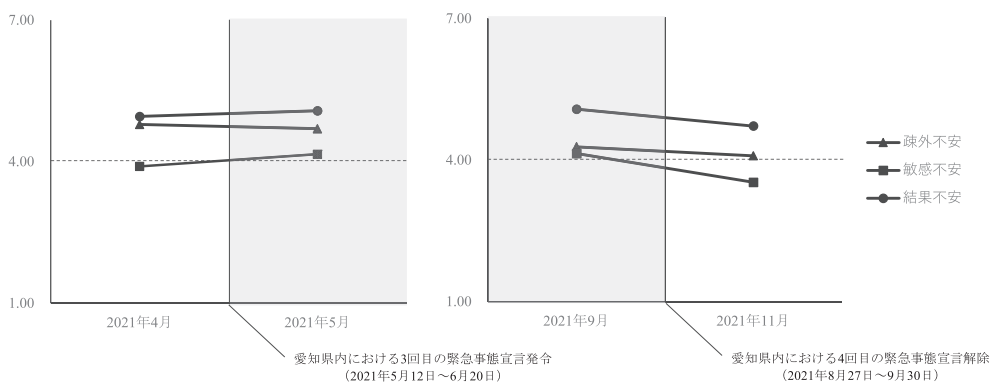


図2 緊急事態宣言発令・解除前後の COVID-19 に対する不安感の変化

出典：筆者ら作成

= 0.98, *n.s.*), 「敏感不安 ($t[573.86] = 10.04, p < .001, d = 0.84$)」と「結果不安 ($t[564.57] = 6.36, p < .001, d = 0.53$)」において調査 1 よりも調査 2 の変化量が大きかった。リスク評価についても、調査 1 よりも調査 2 の変化量が大きかった ($t[571.72] = -16.93, p < .001, d = 1.41$)。

3.4 COVID-19 に対する不安がリスク評価に及ぼす影響

不安がリスク評価に及ぼす影響を検討するため、リスク評価を従属変数、3つの不安を独立変数としたモデルを仮定した。調査ごとの各変数の相関係数を表4に示す。調査2における前半の「疎

表4 COVID = 19 に対する不安とリスク評価の相関係数

調査 1	疎外不安	敏感不安	結果不安	リスク評価
疎外不安		.46*	.42*	.32*
敏感不安	.38*		.47*	.40*
結果不安	.43*	.43*		.39*
リスク評価	.30*	.38*	.31*	

下段：前半（発令前） 上段：後半（発令中）

調査 2

疎外不安		.40*	.45*	.28*
敏感不安	.32*		.46*	.37*
結果不安	.44*	.41*		.29*
リスク評価	.23*	.37*	.34*	

下段：前半（発令中） 上段：後半（解除後）

* $p < .001$

Pearson の積率相関係数

出典：筆者ら作成

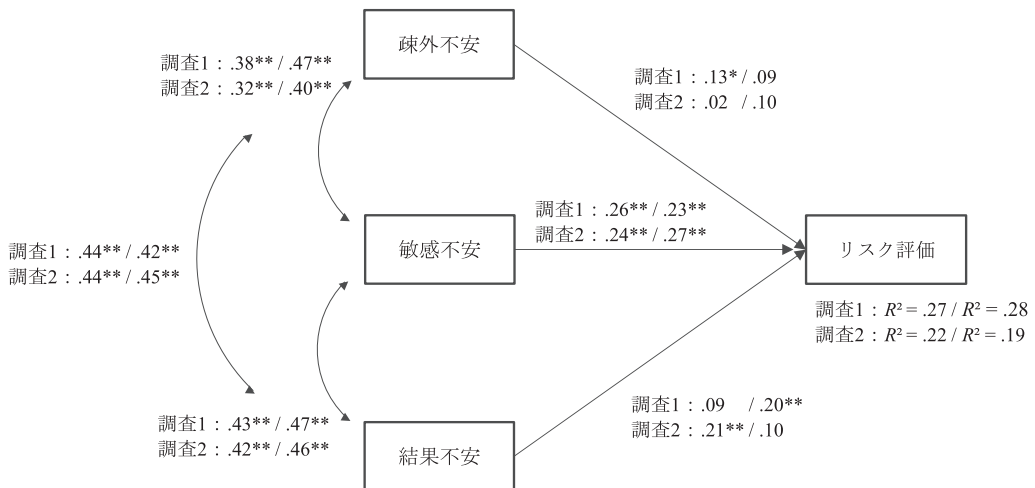


図3 緊急事態宣言発令後および解除後の不安感がリスク評価に及ぼす影響

* $p > .05$, ** $p > .001$

パス係数・ R^2 左：前半 / 右：後半

パス係数の値は標準化係数を用いた

統制変数として、性別・学年・居住形態、主観的健康状態、精神的健康 (K6) を用いた

性別 (女性 = 1) と居住形態 (1人暮らし = 1) はダミー変数を用いた

統制変数と誤差変数は省略した

出典：筆者ら作成

外不安」とリスク評価 ($r = .23$)、後半の「結果不安」とリスク評価 ($r = .29$) に弱い相関、その他の変数間に中程度の相関が認められた。独立変数間に中程度の相関があったことから、独立変数間に共分散を仮定した。

このモデルについて、調査ごとに前半と後半でパス解析を行った (図3)。なお、統制変数として、性別、学年、居住形態、主観的健康状態、K6を用い、統制変数間に共分散を仮定した飽和モデルを設定した。その結果、調査1の前半では「疎外不安 (.13)」と「敏感不安 (.26)」、後半では「敏感不安 (.23)」と「結果不安 (.20)」、調査2の前半では、「敏感不安 (.24)」と「結果不安 (.21)」、後半では「敏感不安 (.27)」からリスク評価へのパスが有意であった。

4. 考察

4.1 緊急事態宣言が不安に及ぼす影響

本研究の第1の目的は、辻本ら [2023] が作成した「COVID-19 に対する不安尺度」を用いて、緊急事態宣言期間とその前後の不安の変化について検討することであった。

まず、不安得点の記述統計量を確認すると、調査1の前半と調査2の後半における「敏感不安」を除いて、全ての不安得点が中央値 (4.00) 以上であった。その中でも、「結果不安」の得点が、調査1・2を通して高い傾向にあった。辻本ら [2023] は不安尺度の作成にあたり、尺度項目の収集を目的として、COVID-19の感染拡大下で感じている不安の具体的な内容を自由記述形式で収集した ($N = 85$ 名)。その内容を整理したところ、総反応数 202例のうち、最も多かった反応が「自

分から他者に感染させること」であり（頻度：60，29.7%），次いで「後遺症が残ること」であった（頻度：34，16.8%）。「結果不安」の項目には，多くの懸念が反映されたこれらの反応が含まれていることから，今回の調査においてこの下位尺度の得点が高くなったと思われる。

次に，調査ごとに前半と後半の不安尺度の下位尺度得点に差があるかどうかを検討するために *t* 検定を行った。その結果，調査1の前半における「疎外不安」を除いて，緊急事態宣言が発令されている時期の方がそうでない時期と比較して不安が高かった。2021年の調査当時はCOVID-19に対する社会的関心が高かったことに加え，感染が拡大した第4波から第5波にかけての時期であった。そのため，緊急事態宣言が発令されていない時期であっても，多くの人々が社会的・認知的不快感を覚えていた様子が窺えた。しかし，緊急事態宣言が発令されたことでさらにその不安が高まっていたことから，法的な拘束力のない宣言であっても我々の心理状態に影響を及ぼすことが明らかとなった⁶⁾。

「疎外不安」については，感染そのものに対する不安ではなく，人間関係に起因した不安である。調査1の前半は，緊急事態宣言発令前であったが，感染が拡大していた時期であった。こういった状況の中で，たとえ本人が予防行動をとっていたとしても，不運にもウイルスに感染してしまうと，感染対策を怠ったために感染したのではないかと疑われ，非難される恐れがあった。そのため，緊急事態宣言発令前にあたる調査1の前半において，既に不安が高まっていた可能性が推察される。

最後に，2つの調査における前半と後半の変化量を比較したところ，緊急事態宣言発令前から発令中にかけて実施した調査1よりも，発令中から解除後にかけて実施した調査2の変化量が大きかった。調査2を実施した時期の感染状況を確認すると，2021年8月中旬から下旬にかけて，全国的にほぼ全ての地域においてこれまでに経験したことのない感染拡大が継続していた。しかし，調査2の時期に該当する9月上旬から中旬頃になると新規感染者数は急速に減少傾向となり，11月に入ると1年前の夏以降で最も低い水準となった〔国立感染症研究所，2021〕。本研究の結果は，感染拡大の時期よりも，感染が収束する時期の方がより心理的な変化が大きいことを示唆するものであるが，調査2の後半において感染状況がかなり落ち着いていたことも影響したと考えられる。

4.2 緊急事態宣言発令前後の不安がリスク評価に及ぼす影響

本研究の第2の目的は，緊急事態宣言期間とその前後におけるCOVID-19に対する特有の不安がリスク評価に及ぼす影響を検討することであった。リスク評価を従属変数，3つの不安を独立変数としたモデルを仮定し，調査ごとに前半と後半でパス解析を行った。その結果，「疎外不安」は調査1の前半，「敏感不安」は全ての時期，「結果不安」は調査1の後半と調査2の前半においてリスク評価を促進しており，緊急事態宣言が発令されている時期とそうでない時期によって不安がリスク評価に及ぼす影響が異なっていた。

前述した通り，「疎外不安」は感染そのものではなく人間関係に起因した不安であるため，感染

6) 及川と及川〔2010〕は，09年に生じた新型インフルエンザの感染拡大時に4時点にわたって調査したところ，調査を重ねるごとに新型インフルエンザに対する不安感情は低下していったと報告している。その理由として，インフルエンザ関連の報道が何週も繰り返されることで，感情反応の飽和が生じたためだと推測している。この研究においても4時点中2番目の調査において国内の一部地域に緊急事態宣言が出されたが，不安感情が高まることはなかった。COVID-19のパンデミックと比較して，新型インフルエンザの感染拡大が短期間で収束したこと，死者数が少なかったことなどの違いもあるが，本研究においてはこういった感情の飽和化は認められなかった。

リスクが高まる行動に抵抗を感じるリスク評価とは一部の時期においてしか影響が認められなかった。「結果不安」は感染したことの結果（影響）への不安を表したものであるため、自らへの感染の可能性が高まる時期、つまり緊急事態宣言の発令中（調査1の後半と調査2の前半）においてリスク評価を促進したのだと考えられる。一方、「敏感不安」は感染に対する神経質な様子を表したものであるため、緊急事態宣言が発令された時期の有無にかかわらずリスク評価を促進していた。

以上の結果から、緊急事態宣言発令中にリスク評価を促進した「敏感不安」と「結果不安」において、渡辺 [2021] が指摘する「情報効果」が認められたと言えよう。しかし、「敏感不安」については、感染拡大が収束していた調査2の後半であっても、リスク評価を促進させていたことから、過剰なリスク評価をもたらしている可能性が考えられる。過剰なリスク評価は自制という形より自粛行動を促すかもしれないが、その行動がさらに恐怖の増大につながり、結果として心理的苦痛をもたらすことが指摘されている [Sugawara et al., 2022]。また、自粛行動の結果、自宅にいる時間が長くなると、メディアの視聴やソーシャルメディアの利用時間も長くなることが予想される。メディア上で毎日更新される感染拡大の情報や死者数、またはそこに氾濫する偽の情報が曝されることは、ウイルスへの恐怖や不安をさらに増大させることになる [Dong & Bouey, 2020; Mejia et al., 2020]。そのため、感染予防行動の関連要因を検討した樋口ら [2021] は、予防行動を促すためにリスクを強調したり、恐怖に訴えかけるようなアプローチをしたりするのではなく、まずは「予防行動をすべき」という規範意識の形成と、行動の予防効果のアピール、簡単にできると認知してもらうための取り組みが必要だと提言している。こういった取り組みに加えて、特に若年層におけるソーシャルメディアの利用率の高さや利用時間の長さからも、健康に関する情報の正確さを見極め、適切に活用するためのヘルスリテラシー [Nutbeam, 1986] に関する教育も平常時から行っていく必要があるだろう。

4.3 本研究の限界

最後に本研究の限界について述べる。本研究では緊急事態宣言が発令された時期とそうでない時期を比較して、その宣言が不安やリスク評価に及ぼす影響を検討した。しかし、緊急事態宣言が発令（解除）されたということは感染が拡大（収束）していることを意味している。つまり、その影響が、宣言が発令されたことによるものなのか、感染状況によるものなのかを区別することができない。また、本研究では回答期間として1週間程度の猶予を設けており、その間にも感染状況は変化し続けていた。さらに、本研究のデータは、COVID-19 禍における大学生の精神的健康状態を定期的に調査していた過程で得られたものである。そのため、緊急事態宣言が発令（解除）された直前（直後）に調査を実施していないため、宣言の影響を正確に捉えたとは言いがたい。以上のように、宣言の発令前、発令中、解除後に実施した調査の時期を統制したとは言えず、結果の解釈については慎重になる必要がある。

しかし、今回のパンデミックは我々の社会や心理状態に大きな影響をもたらしたことを考えれば、こういった時期に得られた調査結果は貴重である。今般、グローバル化の進展によって海外からの人流が数十年前と比較して格段に活発化した。そのため、世界のどこかで発生した未知のウイルスが引き起こす新たなパンデミックに、日本が再び巻き込まれる可能性は十分にある。そういった状況になれば、再び大規模な防疫政策がとられ、我々の生活が制限されるだろう。その際に、不安の状態やそれがリスク評価に及ぼす影響を検討するうえで本研究の結果は有用だと考えられる。

引用文献

[英文]

- Ahorsu, D. K., Lin, C. Y., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., and Pakpour, A. H., 2020 “The Fear of COVID-19 Scale: Development and initial validation”, *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20: 1537-1545.
- Andresen, E. M., 2000 “Criteria for assessing the tools of disability outcomes research”, *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 81: S15-S20.
- Bao, Y., Sun, Y., Meng, S., Shi, J., Lu, L., 2020 “2019-nCoV epidemic: address mental health care to empower society”, *The Lancet*, 395 (10224): E37-E38.
- Brooks, S. K., Webster, R. K., Smith, L. E., Woodland, L., Wessely, S., Greenberg, N., et al., 2020 “The psychological impact of quarantine and how to reduce it: rapid review of the evidence”, *The Lancet*, 395 (10227): 912-920.
- Dong, L and Bouey, J., 2020 “Public mental health crisis during COVID-19 pandemic, China”, *Emerging Infectious Diseases*, 26 (7): 1616-1618.”
- Flaxman, S., Mishra, S., Gandy, A., Unwin, H.J.T., Mellan, T. A., Coupland, H., et al., 2020 “Estimating the effects of non-pharmaceutical interventions on COVID-19 in Europe”, *Nature*, 584 (7820): 257-261.
- Fox, J., 2006 “Structural equation modeling with the sem package in R”, *Structural Equation Modeling*, 13: 465-486.
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., et al., 2008 “The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan”, *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17 (3): 152-158.
- Goolsbee, A. and Syverson, C., 2021 “Fear, lockdown, and diversion: Comparing drivers of pandemic economic decline 2020”, *Journal of Public Economics*, 193: 104311.
- Gullone, E., King, N. J., and Ollendick, T. H., 2000 “The development and psychometric evaluation of the Fear Experiences Questionnaire: An attempt to disentangle the fear and anxiety constructs”, *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 7 (1): 61-75.
- Hsiang, S., Allen, D., Annan-Phan, S., Bell, K., Bolliger, L., Chong, T., et al., 2020 “The effect of large-scale anti-contagion policies on the COVID-19 pandemic”, *Nature*, 584 (7820): 262-267.
- Lee, S. A., 2020 “Coronavirus Anxiety Scale: A brief mental health screener for COVID-19 related anxiety”, *Death Studies*, 44 (7): 393-401.
- Lin, C., Hou, W., Mamun, M. A., Aparecido da Silva, J., Broche-Pérez, Y., Ullah, I., et al., 2021 “Fear of COVID-19 Scale (FCV-19S) across countries: measurement invariance issues”, *Nursing Open*, 8 (4): 1892-1908.
- Mejia, C. R., Ticona, D., Rodriguez-Alarcon, J. F., Campos-Urbina, A. M., Catay-Medina, J. B., Porta-Quinto, T., et al., 2020 “The media and their informative role in the face of the coronavirus disease 2019 (COVID-19): Validation of fear perception and magnitude of the issue (MED-COVID-19)”, *Electronic Journal of General Medicine*, 17 (6): em239.
- Nutbeam, 1986 “Health promotion glossary”, *Health Promotion International*, 1 (1): 113-127.
- Rosseel, Y., 2012 “lavaan: An R package for structural equation modeling”, *Journal of Statistical Software*, 48 (2): 1-36.
- Sugawara, D., Masuyama, A and Kubo, T., 2022 “Socioeconomic impacts of the COVID-19 lockdown on the mental health and life satisfaction of the Japanese population”, *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20 (3): 1560-1574.
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C. S., et al., 2020 “Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 Coronavirus disease (COVID-19) Epidemic among the General Population in China”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17 (5): 1729.
- Watanabe, T. and Yabu, T., 2021 “Japan’s voluntary lockdown”, *PLOS ONE*, 16 (6): e0252468.

[邦文]

- 齋理津子, 2022 「新型コロナウイルス感染症予防行動と行動基準との関連性—羞恥を媒介した検討—」『心理学研究』 93 (5) : 397-407.
- 及川晴 及川昌典 2010 「危機的状況での認知, 感情, 行動の変化—新型インフルエンザへの対応—」『心理学研究』 81 (4) : 420-425.
- 樋口匡貴 荒井弘和 伊藤拓 中村奈々子 甲斐祐子 2021 「新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言期間における予防行動の関連要因: 東京都在住者を対象とした検討」『日本公衆衛生誌』 68 (9) : 597-607.
- 国立感染症研究所 2021 「新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) 関連情報」〈<https://www.niid.go.jp/niid/ja/diseases/ka/corona-virus/covid-19.html>〉 (last accessed: 23/09/01)
- 小森めぐみ 武田美亜 高木彩 2023 「COVID-19 第1波におけるリスク認知と予防行動: 知識および社会問題リスク認知との関連」『実験社会心理学研究』 62 (2) : 195-207.
- 三浦麻子 小林哲郎 2015 「オンライン調査モニタのSatisficeに関する実験的研究」『社会心理学研究』 31 (1) : 1-12.
- 斎藤めぐみ 竹中晃二 2013 「わが国の成人を対象とした生活活動の実行可能性と個人的変数との関連: 質問紙調査による横断研究」『Health and Behavior Sciences』 12 (1) : 1-11.
- 辻本耐 森山花鈴 奥田太郎 ウィニバルドス S. メレ 2023 「COVID-19 に対する不安尺度の開発と信頼性および妥当性の検討」『アカデミア社会科学編』 25 : 165-178.
- 渡辺努 2021 「コロナ危機と行動変容」『季刊 個人金融』 2021 年春号 : 12-22.

付録 COVID-19 に対する不安尺度

[疎外不安]

新型コロナウイルスに感染すると, 周囲に自分を特定されそうで不安だ
感染者になると, 自分の噂やデマが広がりそうで不安だ
新型コロナウイルスに感染すると, 周囲から誹謗中傷を受けそうで怖い

[敏感不安]

新型コロナウイルスがそこら中にいるように感じる
周りの人が新型コロナウイルスに感染しているように思える
気づかないうちに新型コロナウイルスに感染しているかもしれない

[結果不安]

コロナウイルスの症状がおさまったとしても, 後遺症が気がかりだ
新型コロナウイルスに感染すると, 死んでしまう可能性がある
無症状だと自覚がないまま他の誰かにうつしてしまいそうで心配だ

The Condition of Anxiety Before and After the Declaration of State of Emergency During COVID-19 Pandemic in Japan

Tai TSUJIMOTO, Karin MORIYAMA, Taro OKUDA and MERE, Winibaldus Stefanus

要 旨

本研究の目的は、辻本ら [2023] が作成した「COVID-19 に対する不安尺度」を用いて、緊急事態宣言期間とその前後の不安の変化を検討し、その不安がリスク評価に及ぼす影響を明らかにすることであった。本研究では、調査1として緊急事態宣言発令前後となる2021年の4月（前半：発令前）と5月（後半：発令中）、調査2として解除前後となる同年9月（前半：発令中）と11月（後半：解除後）に調査を実施した。調査ごとに前半と後半の不安尺度の下位尺度得点に差があるかどうかを検討した。その結果、一部の下位尺度を除いて、緊急事態宣言が発令されている時期の方がそうでない時期と比較して不安が高かった。次に、リスク評価を従属変数、不安尺度の3つの下位尺度を独立変数としたモデルを仮定し、調査ごとに前半と後半でパス解析を行った。その結果、緊急事態宣言が発令されている時期とそうでない時期によって不安がリスク評価に及ぼす影響が異なっていた。