



# COVID-19 팬데믹 시대 성인의 불안과 우울의 예측 요인\*

손정남<sup>1)</sup>

1) 한서대학교 간호학과, 교수

## Predictors of anxiety and depression in Korean adults during COVID-19 pandemic\*

Sohn, Jung Nam<sup>1)</sup>

1) Professor, Department of Nursing, Hanseo University

**Purpose:** This study was conducted to identify the mental health status of Korean adults during the COVID-19 pandemic and to verify the predictors and mediating effects of avoidance coping on the relationship between the intolerance of uncertainty and anxiety and the intolerance of uncertainty and depression. **Methods:** An online survey was completed by 191 Korean adults from 19 to 64 years old. Using the IBM SPSS Win 19.0 program, the data were analyzed through the frequency, mean, t-test or analysis of variance, Pearson's correlation coefficient, linear regression analysis and Sobel test. **Results:** Of the survey respondents 21.5%, and 33.5% respectively were classified into anxiety and depression risk groups. The predictors of anxiety were intolerance of uncertainty ( $\beta=.52$ ), avoidance coping ( $\beta=.21$ ), and response efficacy ( $\beta=-.15$ ). Those variables explained 47.7% of the respondents' anxiety. The predictors of depression were intolerance of uncertainty ( $\beta=.40$ ), avoidance coping ( $\beta=.20$ ), and response-efficacy ( $\beta=-.12$ ). These variables explained 34.9% of the participants' depression. Among the predictors of anxiety and depression, avoidance coping was the significant mediating variable. **Conclusion:** The predictors of anxiety and depression during the COVID-19 pandemic were revealed to be intolerance of uncertainty, avoidance coping, and response-efficacy. These results indicate the necessity of providing the cognitive interventions and reducing the use of avoidance coping strategies on a personal level. Community-level efforts, including early detection and health communication strategies, should prioritize risk groups for example young adults. The study suggests it will be necessary to provide sufficient information, psychological support and economic policy alternatives related to the COVID-19 pandemic on the national level.

**Keywords:** Anxiety, COVID-19, Depression, Mental health

## 서론

### 연구의 필요성

Coronavirus disease 2019 (COVID-19)는 2002년의 사스, 2012년 메르스, 2013~2016년 에볼라에 이어 전 세계적으로 확산하면서 전 세계인들에게 공포와 공황 상태를 유발하고[1] 인류 전체의

**주요어:** 불안, 코로나바이러스 감염증, 우울, 정신건강

**Address reprint requests to:** Sohn, Jung Nam

Department of Nursing, Hanseo University,

46, Hanseo 1-ro, Haemi-myeon, Seosan-si, 31962, Republic of Korea

Tel: \*\*\* - \*\*\*\* - \*\*\*\* Fax: +82-41-660-1087, E-mail: jnsohn@hanseo.ac.kr

**Received:** April 26, 2022 **Revised:** July 5, 2022 **Accepted:** July 8, 2022

\* 본 논문은 2021년도 한서대학교 교내학술연구지원 사업에 의해 연구되었음.

\* This work was supported by the Hanseo University Research Fund, 2021.

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

건강과 생존을 위협하는 감염병이다. 2022년 2월 9일 기준 전 세계적으로 COVID-19 누적 확진자 403,190,000명, 누적 사망자 5,780,000명에 이르며[2], 한국은 2022년 2월 9일 0시 기준으로 누적 확진자 1,131,939명, 일일 확진자 인구 10만 명당 95.99명으로 보고되었다[3]. 전 세계의 확진자 수는 2022년 1월 31일 기준으로 감소추세에 있지만[2], 한국에서는 1월 30일부터 확진자가 대폭 증가하기 시작하여 2월 9일 기준으로 일일 확진자가 54,122명으로 급등하는 양상이다[2]. COVID-19에 대응하기 위해 한국은 백신접종을 실시하고 사회적 거리두기 등의 방역 정책을 해왔으나 COVID-19가 장기화하면서 국민의 정신건강에 영향을 미치는 위기가 지속되고 있다.

COVID-19과 같은 공중보건 위기 상황은 다양한 정신건강 문제를 유발하여 우울, 불안 등의 문제가 보고되고 있다[4-8]. COVID-19로 인해 발생한 다양한 정신건강 문제 중 불안과 우울의 발생비율을 COVID-19 발병 이전 외국의 선행 연구와 비교해보면, 불안은 8.3%~50.9% [4,5]로 COVID-19 이전 미국의 불안 유병률 19.1% [9]보다 대체로 증가한 양상을 보였고, 우울은 14.6%~48.3% [4,6], 불안과 우울의 혼합양상도 19.4%가 경험했다고 보고하였다[6]. 한국에서는 COVID-19 유입 이후 불안은 18.9%~48.8% [7,8], 우울은 22.1%~29.7% [7,8]로 보고되어 COVID-19 유행 전 2019년 국민건강영양조사에서 우울 위험군이 10.2%였던 결과[10]와 비교하면 우울은 2~3배 이상 증가하였다. 또한, COVID-19 팬데믹의 영향으로 발생한 여러 정신건강 문제 중 불안과 우울의 발생비율이 문제 음주 18.3%~20.7% [7], 자살 생각 9.7%~16.3% [5-7]에 비해 상대적으로 높다. 불안과 우울은 흔히 공존하는 정신질환으로 우울장애가 있는 사람 중 67%가 불안장애를 동반하고, 불안장애가 있는 사람 중 63%가 우울장애를 동반한다[11]. 우울 증상은 불안의 경과를 만성화시키고, 대상자의 기능이 저하되어 재발률이 높다고 보고하고 있다[11]. 두 증상이 공존하는 사례 중 57%는 불안 증상이 우울 증상보다 먼저 나타났다, 18%는 우울 증상이 불안 증상보다 먼저 나타났다[11]. 따라서 불안과 우울은 서로 구분되지만 공존 이환율이 매우 높아 두 증상을 동시에 평가하는 것이 필요하므로 불안과 우울을 동시에 연구할 필요가 있다. 감염병으로 인한 심리·사회적 영향은 감염병이 종식된 뒤에도 장기간 지속될 수 있으며[1], COVID-19의 새로운 변이 바이러스는 현재도 발생할 수 있고 그 영향이 언제까지 지속될지 불확실하므로 COVID-19로 인해 정신건강에 미치는 중장기적 영향을 파악하는 일은 의미가 있을 것이다.

COVID-19로 인해 실업, 경제적 어려움과 같은 사회적 요인들은 불안, 우울 등의 정신건강에 복합적으로 작용한다[12]. COVID-19의 세계적 대유행은 기존의 빈부의 차이, 고용의 불안정성 등과 같은 불형평성 패턴을 강화하는 결과를 낳아 감염병 대유행 이전에도 존재했던 건강 불형평적인 구조에 따라 인구집단 간에 차별적으로 건강 영향이 나타났고 그 격차는 COVID-19로 인해 더욱

심화하였다[13]. COVID-19로 정신건강 문제에 영향을 미치는 인구·사회학적 요인으로는 여성[4], 40세 이하 연령[4,6]과 소득감소 [8] 등이라고 보고되었다. COVID-19 이전과 달리 40세 이하의 젊은 연령층이 사회적 거리두기 등과 같은 제한으로 경제적 타격, 고용의 불안정과 같은 문제가 크고[4], 직업 방해, 사회활동 및 여가생활, 가정생활 방해를 묻는 일상생활을 방해받는 정도를 10점 만점으로 분석할 때 30대가 평균 4.91점, 20대가 4.76점으로 전체 연령층의 평균 4.41점이나 60대 이상의 3.91점에 비해 높아서[7] 건강 영향이 크다. 따라서 COVID-19로 인한 정신건강 문제 취약 계층의 인구·사회학적 특징을 파악하여 정신건강의 위협을 최소화해야 할 필요가 있다.

COVID-19 팬데믹 시대의 불안 및 우울과 관련된 선행 연구에서 감염병이 다른 재난과 구분되는 특징은 불확실성과 지속성이라고 하였다[12]. 새로운 감염병은 경제적 스트레스, 실업 등의 사회적 불평등[1], 질병에 대한 정보 부족[1,12], 대책의 부족 등으로 불확실성이 증가한다[12]. 불확실성은 대중이 지각하는 위협 수준을 증가시키며[12], 불확실성이 증가할수록 우울과 같은 정신건강에 부정적인 영향을 미친다[8]. 불확실성에 대한 인내력 부족은 불확실한 상황으로 인한 부정적 결과를 위협적으로 지각하고 견디지 못하는 특성으로 정신건강 문제와 양의 상관관계가 있다 [14]. 불확실성에 대한 인내력이 부족한 사람은 부적응적 대처를 많이 사용하고, 이는 불안과 우울 수준을 높인다[14]. 불확실성에 대한 인내력이 부족한 사람은 예측되지 않는 상황의 위협 수준을 과대평가하고 자신의 대처 능력은 과소평가하는 경향이 있다[15]. 또한, 불확실성에 대한 인내력 부족은 걱정에 직·간접적 효과를 나타내며[15], 불안과 우울 등의 정신건강 문제의 공통적인 예측 요인으로 나타났다[14]. 불확실성 스트레스 모델(Uncertainty Distress Model)에 의하면 불확실성에 대한 인내력 부족은 지각된 위협에 영향을 미치고 최종적으로 불확실성 스트레스에 영향을 미친다고 하였다[16].

보호 동기 이론(Protection Motivation Theory, PMT)에 의하면 질병에 걸릴 가능성을 말하는 지각된 위협과 위협에 대처할 수 있다는 대처 효능감은 건강 태도와 행위에 영향을 미친다[17]. 중국의 연구에서 COVID-19에 대한 지각된 위협이 클수록 정신건강 문제가 심각한 것으로 나타났다[1]. COVID-19에 대한 지각된 위협과 대처 효능감 등은 정신건강에 직·간접적으로 영향을 미치며, 정신건강을 23.4% 설명하는 변수로 나타났다[1]. 지각된 위협과 대처 효능감 중 어느 것이 더 높은지에 따라 정신건강에 차이가 있는데 지각된 위협이 대처 효능감보다 높을 때보다 대처 효능감이 지각된 위협보다 높을 때 정신건강이 좋다[1]. 대처 효능감과 지각된 위협은 정신건강을 매개하고[1], 대처 효능감은 정신건강에 긍정적 영향을 미치므로[4,6] 정신건강 문제를 중재하기 위해 대처 효능감을 증진 시키는 것이 중요한 심리적 면역 방법이라고 하였다[1].

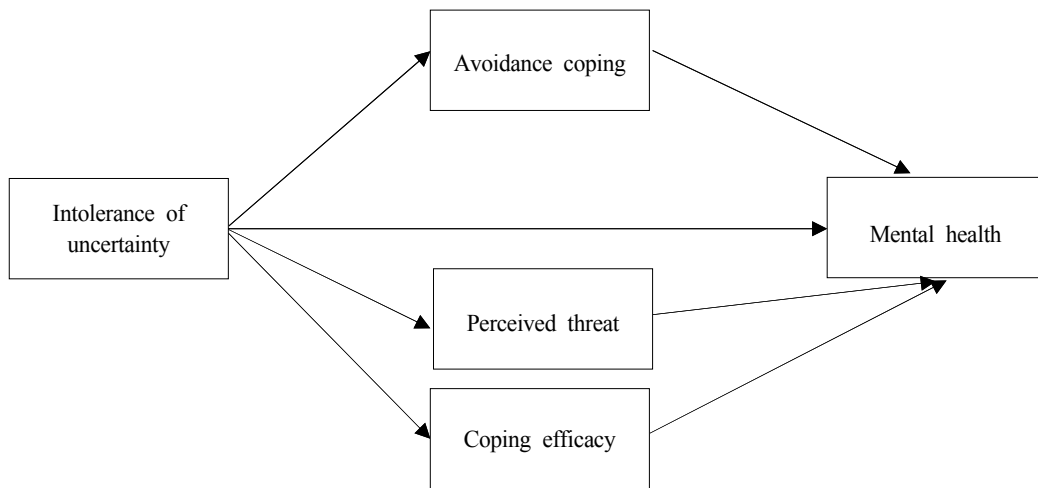


Figure 1. Theoretical framework

대처는 내-외적 스트레스 원에 대한 개인의 인지적, 행동적 노력으로[18]. 스트레스 상황에서 잘 적응하는데 필요한 자원이 무엇인지 알려주어 효율적 개입에 도움을 줄 수 있다[19]. 부정적 대처를 사용할수록 불안, 우울과 같은 정신건강 문제가 나타나고 [14], 대처의 유형 중 부정, 행동적 회피, 주의산만, 약물 사용과 같은 회피 대처는 COVID-19의 정신건강을 매개하는 요인으로 보고되고 있다[14,20]. 회피 대처를 많이 사용하는 사람이 COVID-19로 인한 우울 및 불안 수준이 높고, 회피 대처의 사용은 시간이 지남에 따라 불안과 우울 수준을 증가시킨다[20]. 또한, 불확실성에 대한 인내력이 부족한 사람은 인지적 회피를 거쳐 걱정이라는 문제에 영향을 미친다고 하여 불확실성에 대한 인내력 부족이 회피 대처를 매개로 하여 정신건강 문제와 관련성이 있음을 제시하고 있다[15]. 이에 본 연구는 COVID-19와 관련된 불안과 우울을 예측할 수 있는 하나의 이론적 모델이 없어 불확실성에 대한 인내력 부족이 정신건강 문제를 예측하는지, 지각된 위협, 대처 전략과 대처 효능감이 매개 요인으로 작용하는지를 확인하기 위해 실증적 연구 결과를 근거로 이론적 기틀을 구축하였다(Figure 1).

COVID-19 팬데믹은 이전의 사스나 메르스와 같은 감염병보다 더 심각하며 장기화로 감염과 관련된 두려움이 증가하는 양상이고[7] 19세~70세 대상으로 한 연구에서 일상생활을 방해받는 정도가 2020년~2021년 조사 시점에 따라 10점 만점에 평균 4.42~5.58점 수준으로 나타나며 불안과 우울 평균 평점도 COVID-19 발생 전보다 증가한 양상을 나타내어[7] COVID-19가 국민의 정신건강에 중-장기적으로 영향을 미치고 있다. 따라서 COVID-19로 인한 불안과 우울의 예측 요인을 파악하여 효과적인 증상기적 전략과 정신건강 중재 방안을 마련하는 것이 필요하다.

또한, 불안과 우울의 일반적 예측 요인에 대해서는 많이 연구가 진행되었으나 COVID-19라는 감염병의 특징적 요인을 고려한 불안과 우울에 관한 연구는 매우 제한적이고[1,4,6,20], 요인들 간의 관계를 포괄적으로 파악한 연구를 찾아보기 어려웠다. 따라서 본 연구는 한국 성인의 COVID-19로 인한 불안과 우울을 예측하는 요인과 매개 요인을 확인하고자 수행하였다. 이를 통해 일반 대중에게 COVID-19로 인해 경험할 수 있는 정신건강 문제에 대한 가이드라인 및 심리지원 방안을 체계화하고, 효과적인 정신건강을 증세할 수 있는 간호전략 방안을 모색하고자 시도되었다.

### 연구 목적

본 연구의 목적은 다음과 같다.

- 성인의 불안, 우울, 불확실성에 대한 인내력 부족, 지각된 위협, 대처 효능감, 대처 전략의 정도를 파악한다.
- 일반적 특성에 따른 불안과 우울의 차이를 파악한다.
- 성인의 불안과 우울을 예측하는 요인을 파악한다.
- 성인의 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 및 우울을 매개하는 요인을 파악한다.

### 연구 방법

#### 연구 설계

본 연구는 한국 성인의 COVID-19으로 인한 불안과 우울 정도를 확인하고 팬데믹 시대의 불안과 우울을 예측하는 요인과 매개 요인을 규명하고자 시도된 횡단적 조사연구이다.

## 연구 대상

본 연구는 온라인 리서치 전문회사인 마크로밀 엠브레인 패널 가입 회원 중 만 19세 이상~64세 이하 성인을 유한모집단으로 하여 비확률적 표출법으로 편의 표출하였다. 대상자는 Uniform Resource Locator (URL)을 통해 접속한 대상자 중 연구대상자용 설명서를 읽고 본 연구목적을 이해하고 자발적으로 연구에 참여한 사람으로 하였다. 본 연구에서 필요한 대상자 수는 G\*Power 3.12 프로그램을 이용하여 회귀분석을 위한 통계적 검정력 95%, 중간수준의 효과 크기 .15, 유의 수준 .05, 예측변수 9개로 설정할 때 필요한 최소 표본 수는 166명이다. 15%~20%의 탈락률을 예상하여 191명을 대상으로 설문조사 하였으며 조사된 자료 중 부적절한 자료가 없어 총 191부의 설문지를 최종 분석대상자로 하였다.

## 연구 도구

### ● 불안(Anxiety)

불안은 Spitzer 등[21]이 개발한 한국어판 불안 도구(General Anxiety Disorder-7, GAD-7) [22]로 측정하였다. 이 도구는 범불안장애를 스크리닝하기 위해 최근 2주간의 증상의 정도를 평가하는 총 7문항 4점 척도(0-3)로 구성된 자가 평가 도구이다. 이 도구는 The Patient Health Questionnaire website [22]에서 별도의 허가 없이 여러 언어 버전으로 무료로 이용하도록 공개되어있다. 이 도구는 총점 21점으로 5점 이상 경증, 10점 이상 중등도, 15점 이상 중증으로 심각도를 분류하며 10점 이상을 중재가 필요한 불안장애로 분류하고 있다[23]. 원 도구의 Cronbach's  $\alpha=.93$ 이었으며[24], 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha=.92$ 였다.

### ● 우울(Depression)

우울은 Spitzer 등[21]이 개발한 한국어판 우울증 선별 도구(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9) [22]로 측정된 점수로 최근 2주간의 증상을 묻는 총 9문항 4점 척도(0-3)로 구성되어 있다. 이 도구는 The Patient Health Questionnaire website [22]에서 무료로 이용하도록 한국어판 도구가 공개되어있다. 총점 27점 중 5점 이상 경증, 10점 이상 중등도, 15점 이상 중상, 20점 이상 중증으로 심각도를 분류하며, 10점 이상을 치료계획을 세워야 하는 우울 그룹으로 분류하고 있다[23]. 이 도구의 Cronbach's  $\alpha=.81$ , 검사-재검사 신뢰도는 .89로 보고되었고[25], 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha=.89$ 였다.

### ● 불확실성에 대한 인내력 부족(Intolerance of uncertainty)

불확실성에 대한 인내력 부족은 불확실성이 내포하고 있는 부정적 결과의 가능성을 위협적으로 지각하고 견디지 못하는 특성

으로[14] Freeston 등[26]이 개발한 불확실성에 대한 인내력 부족 도구를 Choi [27]가 번안한 도구로 측정하였다. 이 도구는 모호한 상황에 대한 인지, 정서, 행동적 반응 및 불확실성에 대한 생각 등을 측정하는 27개 문항 5점 척도로 구성되어 있다. 도구 사용에 대한 허락을 받고 도구를 사용하였다. 점수가 높을수록 불확실한 상황을 감내하는 능력이 부족함을 의미한다. 원 도구의 Cronbach's  $\alpha=.93$ 이었으며[27], 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha=.97$ 이었다.

### ● 지각된 위협(Perceived threat)

지각된 위협은 Zhang [1]이 Slovic [28] 모델에 근거하여 개발한 COVID-19로 인한 위협을 묻는 지각된 위협 도구[1]를 사용하였다. 총 6문항의 5점 척도로 구성되어 있고, 도구 사용에 대한 허락을 얻은 후 번안하여 사용하였다. 점수가 높을수록 지각된 위협이 높음을 의미한다. 원 도구의 Cronbach's  $\alpha=.85$ 였으며[1], 본 연구에서의 Cronbach's  $\alpha=.83$ 이었다.

### ● 대처 효능감(Coping efficacy)

대처 효능감은 위협에 효과적으로 반응할 수 있을지에 대한 신념을 말하는 반응 효능감(Response efficacy)과 자신이나 집단이 위협에서 보호할 수 있을지를 말하는 자기효능감(Self efficacy)을 말한다[20]. 본 연구에서는 COVID-19의 위협에서 효과적으로 대처할 수 있는지에 대한 신념을 평가하는 Zhang [1]이 개발한 대처 효능감 도구를 사용 허가를 받고 번안하여 사용하였다. 이 도구는 반응 효능감 2문항과 자기효능감 2문항 5점 척도로 구성되어 있다. 점수가 높을수록 대처 효능감이 높음을 의미한다. 원 도구의 Cronbach's  $\alpha=.91$ 이었으며[1], 본 연구에서의 대처 효능감 전체 Cronbach's  $\alpha=.85$ , 반응 효능감 Cronbach's  $\alpha=.80$ , 자기효능감 Cronbach's  $\alpha=.86$ 이었다.

### ● 대처(Coping)

대처란 개인의 수용 능력을 위협하는 것으로 평가하는 내외적 요구를 다루는 모든 인지적, 행동적 노력으로 스트레스 사건과 적응을 매개하는 핵심 기제이다[18]. 본 연구에서는 대처 반응을 확인하기 위해 Shin과 Kim [19]의 스트레스 대처 전략 도구를 저자의 사용 허가를 받고 사용하였다. 이 도구는 사회적 지지 추구 대처(social support seeking coping) 11문항, 문제해결 대처(problem solving coping) 11문항, 회피 대처(avoidance coping) 11문항 총 33문항의 3점 척도로 구성되어 있다. 각 하부 영역의 점수가 높을수록 해당 대처 전략이 높음을 의미한다. 원 도구의 사회적 지지 추구 대처 Cronbach's  $\alpha=.90$ , 문제해결 대처 Cronbach's  $\alpha=.88$ , 회피 대처 Cronbach's  $\alpha=.67$ 이었으며[19], 본 연구에서는 사회적 지지 추구 대처 Cronbach's  $\alpha=.88$ , 문제해결 대처 Cronbach's  $\alpha=.89$ , 회피 대처 Cronbach's  $\alpha=.74$ 였다.

### 자료 수집 방법

본 연구의 자료는 2022년 1월 21일에서 1월 27일까지 구조화된 설문지를 이용하여 100만 이상의 패널을 보유하고 있는 마이크로밀 엠브레인을 통해 온라인 설문조사를 실시하였다. 만 19세 이상 64세 이하 성인 패널을 대상으로 연구 참여 이메일을 발송한 후 설문조사에 참여한 사람을 대상으로 하였다. 설문지에 응답하는데 소요된 시간은 10분 정도였다. 총 191부를 최종분석에 사용하였다. 연구참여자에게는 소정의 포인트가 지급되었다.

### 윤리적 고려

본 연구는 한서대학교 생명윤리 위원회의 승인(HS-21-04-02)을 받은 후 실시하였다. 본 연구에 참여하지 않을 자유가 있고, 참여하지 않더라도 어떠한 불이익이 없다는 점, 그리고 참여를 했다 하더라도 원치 않을 경우는 언제든지 부담 없이 응답 및 참여를 중단할 수 있음을 설명하였다. 온라인 설문지 상에서 ‘동의’란에 체크를 하면 이를 서면동의로 간주하였다. 수집된 자료는 연구목적 이외에는 어떠한 용도로도 사용하지 않고 잠금장치가 있는 개인 사물함에 보관하며, 연구 종료 3년 경과 후 자료를 삭제할 것임을 설명하였다. 온라인 설문조사 회사(마이크로밀 엠브레인 www.embrain.com) 시스템에서 작성된 설문지와 코딩자료는 연구 종료 후 회사 내부 데이터베이스에 3개월 보관되며, 3개월 후 컴퓨터에 남은 자료는 자동삭제됨으로써 개인정보 처리에 대한 윤리적 측면을 고려하였다.

### 자료 분석 방법

본 연구의 자료는 SPSS 19.0 프로그램으로 분석하였다. 연구대상자의 일반적 특성, 제 변수들의 정도는 서술통계로 분석하였다. 연구대상자의 인구학적 요인에 따른 우울, 불안 점수의 차이는 t-test 또는 one-way analysis of variance (ANOVA)으로 분석하고 사후 검정은 Scheffé’s test를 하였다. 제 변수들의 상관관계는 Pearson 상관관계로 분석하였다. 연구대상자의 우울과 불안 예측 요인은 다중공선성을 공차한계(Tolerance)와 분산팽창지수(Variance Inflation Factor, VIF)로 진단 후 선형 회귀분석으로 분석하였다. 매개효과를 확인하기 회귀분석을 실시하였고, 매개효과의 유의성은 Sobel test로 확인하였다

## 연구 결과

### 대상자의 일반적 특성 및 일반적 특성에 따른 차이

본 연구대상자의 평균 연령은 44.07세였으며, 40~49세 20.9%, 30~39세 20.4%, 50~59세 19.9%, 19~29세 19.4%, 60~64세

19.4%로 분포하였다. 성별은 여자 57.1%, 남자 42.9%였다. 학력은 대졸 이상이 82.7%였다. 소득은 200만원 이상~300만원 미만 이 28.3%였다. 고용상태는 69.6%가 고용 중이었고, 이중 정규직 이 78.2%였다. 소득변화는 ‘변함없다’가 44.0%, ‘약간 감소했다’ 25.1%, ‘증가했다’ 19.4%, ‘매우 감소했다’ 11.5% 순이었다. 거주 지역은 경기, 인천 34.0%, 서울 33.5%, 기타 시·군지역 18.9%, 5대 광역시 13.6%였다. 불안 군은 전체 대상자의 21.5%이었고, 우울 군은 전체 대상자의 33.5%이었다(Table 1).

일반적 특성에 따른 차이에서 불안은 소득변화( $F=6.68, p<.001$ )에 따라 유의한 차이가 나타나 소득이 ‘매우 감소’한 그룹이 다른 그룹에 비해 불안 점수가 유의하게 높았다. 우울은 연령( $F=4.28, p=.002$ ) 및 소득변화( $F=4.39, p=.005$ )에 따라 유의한 차이가 있었으며 30대가 다른 연령대에 비해 우울 점수가 유의하게 높았고, 소득이 ‘매우 감소’한 그룹이 ‘변함없다’ 그룹과 ‘감소했다’는 그룹에 비해 우울 점수가 유의하게 높았다. 불안 군의 불안 정도는 평균 12.59점으로 비 불안 군의 평균 3.33점에 비해 유의하게 높았다( $t=-18.40, p<.001$ ). 우울 군의 우울 정도는 평균 13.90점으로 비 우울 군 평균 4.02점에 비해 유의하게 높았다( $t=-21.08, p<.001$ ) (Table 1).

### 연구변수들의 서술통계 및 상관관계

본 연구변수들의 서술통계는 다음과 같다(Table 2). 불안은 평균 5.31±4.76점이었고, 우울은 평균 7.34±5.58점이었다. 불확실성에 대한 인내력 부족은 평균 2.63±0.84점, 지각된 위협은 평균 3.49±0.73점, 반응 효능감은 평균 2.74±0.89점, 자기효능감은 평균 3.05±0.90점이었다. 대처는 사회적 지지 추구 대처 1.86±0.42점, 문제해결 대처 2.08±0.41점, 회피 대처 1.75±0.36점이었다. 상관관계분석에서 불안은 불확실성에 대한 인내력 부족( $r=.62, p<.001$ )이 높을수록, 회피 대처( $r=.43, p<.001$ )가 높을수록, 반응 효능감( $r=-.14, p=.047$ )이 낮을수록 불안 점수가 높았다. 우울은 불확실성에 대한 인내력 부족( $r=.49, p<.001$ )이 높을수록, 회피 대처( $r=.38, p<.001$ )가 높을수록, 반응 효능감( $r=-.16, p=.027$ )이 낮을수록 우울 점수가 높았다(Table 2).

### 불안과 우울의 예측 요인 및 매개 요인

본 연구의 자료가 회귀분석에 적합한지 진단하기 위하여 회귀 모형의 가정인 등 분산 검정을 위해 잔차 도표(plot)를 살펴본 결과 등분산성이 확인되었고, 선형 회귀분석을 실시하기 전 다중공선성을 검증한 결과 제 변수들의 VIF가 불안은 1.01~1.18, 우울은 1.03~1.18로 10보다 작아 자기상관이 없는 것으로 간주할 수 있다. 또한, 오차항의 독립성을 확인하기 위한 더빈-왓슨(Durbin-Watson) 값은 불안은 2.04, 우울은 2.07로 나타나 독립성

가정을 만족하였다.

불안 예측 요인을 파악하기 위해 차이 분석에서 유의하게 나타난 소득변화 여부를 가변수 처리하고, 상관관계에서 유의하게 나타난 불확실성에 대한 인내력 부족, 반응 효능감, 회피 대처를 투입한 결과 불확실성에 대한 인내력 부족( $\beta=.52, p<.001$ ), 회피 대처( $\beta=.21, p<.001$ ), 소득변동( $\beta=.18, p=.001$ ), 반응 효능감( $\beta=-.15, p=.005$ )이 유의한 예측 요인으로 나타났다. 즉 불확실성에 대한 인내력 부족이 1 증가 시 불안은 0.52 증가하고 회피 대처가 1 증가 시 불안은 0.21 증가하며 반응 효능감이 1 증가 시 불안은 0.15 감소하는 것으로 나타났다. 소득변동이 ‘매우 감소’한 경우

불안은 0.18 증가하였다. 이 요인들이 불안에 대한 설명력은 47.7%였다. 이들 요인 중 가장 영향력이 있는 예측 요인은 불확실성에 대한 인내력 부족이었다(Table 3).

우울 예측 요인을 파악하기 위해 차이 분석에서 유의하게 나타난 소득변동 여부를 가변수 처리하고 상관관계에서 유의한 변수로 나타난 불확실성에 대한 인내력 부족, 반응 효능감, 회피 대처, 연령을 투입한 결과 불확실성에 대한 인내력 부족( $\beta=.40, p<.001$ ), 회피 대처( $\beta=.20, p=.002$ ), 연령( $\beta=-.17, p=.006$ ), 소득변동( $\beta=.16, p=.009$ ), 반응 효능감( $\beta=-.12, p=.042$ )이 우울 예측 요인으로 나타났다. 즉 불확실성에 대한 인내력 부족이 1 증가 시 우울은

Table 1. Difference in Variables according to General Characteristics (N=191)

Variables	Category	n (%) or Mean±SD	Anxiety				Depression					
			Mean	SD	t or F	$\rho$	Scheffé's test	Mean	SD	t or F	$\rho$	Scheffé's test
Age (year)	Total	44.07±13.17	5.31	4.76			7.33	5.58				
	19-29 <sup>a</sup>	37 (19.4)	6.11	5.15	1.40	.235	7.73	5.47	4.28	.002	a<b	
	30-39 <sup>b</sup>	39 (20.4)	6.15	4.61			9.85	5.74				
	40-49 <sup>a</sup>	40 (20.9)	5.33	4.50			6.80	5.34				
	50-59 <sup>a</sup>	38 (19.9)	5.03	4.50			7.39	5.06				
	60-64 <sup>a</sup>	37 (19.4)	3.92	4.93			4.81	5.36				
Gender	Male	82 (42.9)	5.63	5.12	0.79	.422	7.73	5.90	0.85	.396		
	Female	109 (57.1)	5.07	4.47			7.04	5.34				
Education level	≤High school	33 (17.3)	4.18	4.39	-1.51	.133	5.91	5.62	-1.62	.107		
	≥College	158 (82.7)	5.55	4.81			7.63	5.55				
Average monthly income (1,000 won)	<100	23 (12.0)	6.00	5.14	0.73	.599	8.30	6.64	1.08	.373		
	100≤~<200	21 (11.0)	5.52	4.66			7.10	5.80				
	200≤~<300	54 (28.3)	4.91	4.68			7.24	5.37				
	300≤~<400	41 (21.5)	5.68	5.13			8.15	6.14				
	400≤~<500	29 (15.2)	5.97	4.78			7.55	4.85				
	≥500	23 (12.0)	3.91	4.02			5.09	4.36				
Employment status	Employed	133 (69.6)	5.20	4.63	-0.52	.603	7.59	5.28	0.94	.347		
	Unemployed	58 (30.4)	5.59	5.06			6.76	6.22				
Type of employment	Full time	104 (78.2)	5.08	4.74	-0.55	.578	7.40	5.31	-0.75	.453		
	Part time or contract worker	29 (21.8)	5.62	4.25			8.24	5.22				
Income change	Very decreased <sup>a</sup>	22 (11.5)	9.09	6.42	6.68	<.001	a>b	11.05	7.59	4.39	.005	a>b
	A little decreased <sup>b</sup>	48 (25.1)	5.77	3.79			7.15	4.44				
	No change <sup>b</sup>	84 (44.0)	4.51	4.56			6.35	5.52				
	Increased <sup>b</sup>	37 (19.4)	4.30	4.15			7.62	4.9				
Region	Seoul	64 (33.5)	5.48	4.74	0.75	.522	7.34	5.51	1.08	.359		
	Metropolis	65 (34.0)	5.57	4.83			7.58	5.34				
	5 Major city	26 (13.6)	5.73	4.69			8.50	5.71				
	Other	36 (18.9)	4.25	4.75			7.34	5.58				
Anxiety	<10	150 (78.5)	3.33	2.89	-18.40	<.001						
	≥10	41 (21.5)	12.59	2.73								
Depression	<10	127 (66.5)					4.02	2.91	-21.08	<.001		
	≥10	64 (33.5)					13.90	3.34				

SD=standard deviation

0.40 증가하고, 회피 대처가 1 증가 시 우울은 0.20 증가하며, 반응 효능감이 1 증가 시 우울은 0.12 감소하였다. 연령이 1단위 증가 시 우울은 0.17 감소하고, 소득변동이 ‘매우 감소’ 한 경우 우울이 0.16 증가한 것으로 나타났다. 이 요인들이 우울에 대한 설명력은 34.9%였다. 이들 요인 중 가장 영향력이 있는 예측 요인은 불확실성에 대한 인내력 부족이었다(Table 3).

불안의 예측변수로 나타난 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 간의 관계에서 회피 대처가 어떠한 매개효과를 갖는지 3단계 절차에 따라 분석한 결과 1단계, 불확실성에 대한 인내력 부족은 회피 대처의 매개효과에 통계적으로 유의한 영향( $\beta=.37, p<.001$ )을 미쳤으며, 2단계, 불확실성에 대한 인내력 부족은 불안에 유의한 영향( $\beta=.62, p<.001$ )을 미쳤다. 3단계, 불확실성에 대한 인내력 부족( $\beta=.53, p<.001$ )과 회피 대처( $\beta=.23, p<.001$ )는 불안의 유의한 예측 요인으로 나타났으며, 2단계의  $\beta$  값이 3단계의  $\beta$  값보다 크게 나타나 회피 대처가 부분 매개하는 것으로 나타났다(Figure 2-A). 이들 두 변수가 불안을 설명하는 설명력은 42.5%로 나타났다. Sobel test로 매개효과 크기에 대한 유의성 검정 결과 회피 대처가 불안의 유의한 매개변인( $Z=3.21, p<.001$ )인 것으로 나타났다(Table 3).

우울의 예측변수로 나타난 회피 대처가 불확실성에 대한 인내력 부족과 우울 간의 관계에서 매개효과를 나타내는지에 대해 3단계 절차에 따라 분석한 결과 1단계, 불확실성에 대한 인내력 부

족은 회피 대처의 매개효과에 통계적으로 유의한 영향( $\beta=.37, p<.001$ )을 미쳤으며, 2단계, 불확실성에 대한 인내력 부족은 우울에 유의한 영향( $\beta=.49, p<.001$ )을 미쳤다. 3단계, 불확실성에 대한 인내력 부족( $\beta=.41, p<.001$ )과 회피 대처( $\beta=.24, p<.001$ )는 우울에 유의한 예측 요인으로 나타났으며, 2단계의  $\beta$  값이 3단계의  $\beta$  값보다 크게 나타나 회피 대처가 부분 매개하는 것으로 나타났다(Figure 2-B). 이들 두 변수가 우울을 설명하는 설명력은 28.1%로 나타났다. 매개효과 크기에 대한 Sobel test 결과 회피 대처가 우울의 유의한 매개변인( $Z=2.98, p=.001$ )인 것으로 나타났다(Table 3).

## 논 의

한국에서 2020년 1월 21일 최초 COVID-19 확진자가 발생한 이후 2022년 2월 현재 오미크론이 우세 종으로 자리 잡아 2022년 2월 9일 기준 일일 49,567명의 신규 확진자가 발생하는 팬데믹이 지속되고 있다[3]. 감염병은 감염의 위협, 사망 위험성, 방역 조치로 인한 개인 생활의 제한과 경제적 영향 등으로 불안과 우울 등의 심각한 정신건강 문제를 야기하고 있다[7,8]. 본 연구에서 불안 비율은 21.5%였는데 이는 한국에서 2020년 19세~70세 대상으로 본 연구와 같은 도구를 사용한 연구에서 18.9%라는 결과[7]와 유사하며, 미국에서 2020년 18세 이상 대상 GAD-7 10점

Table 2. Descriptive Statistics and Correlations Matrix of Measurable Variables

(N=191)

Variables	Anxiety	Depression	IU	PT	RE	SE	SSSC	PSC	AC	Mean	SD	Min	Max
	<i>r</i> ( <i>p</i> )												
Anxiety	1									5.31	4.76	0.00	20.00
Depression	.82 ( <i>&lt;.001</i> )	1								7.34	5.58	0.00	22.00
IU	.62 ( <i>&lt;.001</i> )	.49 ( <i>&lt;.001</i> )	1							2.63	0.84	1.07	4.67
PT	.14 (.056)	.02 (.788)	.24 (.001)	1						3.49	0.73	1.00	5.00
RE	-.14 (.047)	-.16 (.027)	.05 (.492)	.02 (.762)	1					2.74	0.89	1.00	5.00
SE	-.09 (.206)	-.12 (.087)	.08 (.266)	.09 (.214)	.60 ( <i>&lt;.001</i> )	1				3.05	0.90	1.00	5.00
SSSC	-.01 (.967)	-.05 (.539)	.02 (.739)	.04 (.567)	-.05 (.529)	.12 (.113)	1			1.86	0.42	1.00	3.00
PSC	.05 (.498)	-.05 (.507)	.16 (.028)	.02 (.825)	.13 (.066)	.28 ( <i>&lt;.001</i> )	.38 ( <i>&lt;.001</i> )	1		2.08	0.41	1.00	3.00
AC	.43 ( <i>&lt;.001</i> )	.38 ( <i>&lt;.001</i> )	.37 ( <i>&lt;.001</i> )	.04 (.584)	-.05 (.511)	.04 (.621)	.18 (.015)	.09 (.224)	1	1.75	0.36	1.00	3.00

AC=avoidance coping; IU=intolerance of uncertainty; Max=maximum; Min=minimum; PSC=problem solving coping; PT=perceived threat; RE=response efficacy; SD=standard deviation; SE=self efficacy; SSSC=social support seeking coping

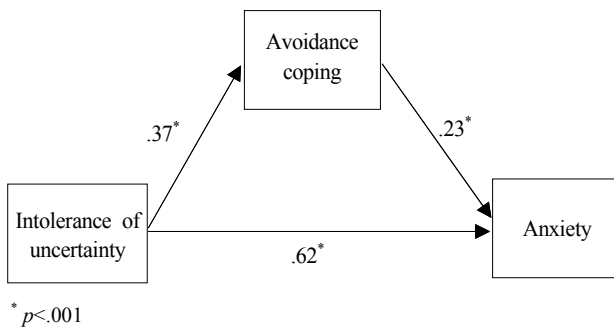


Figure 2-A. Mediation model of predicting anxiety

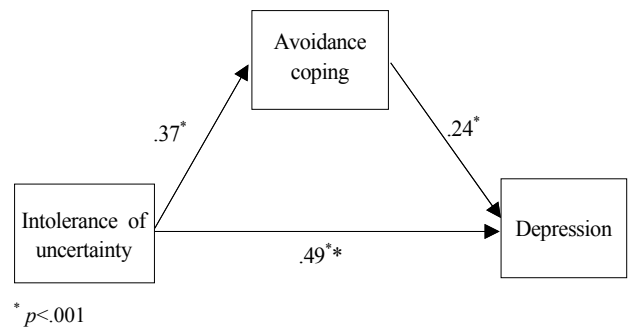


Figure 2-B. Mediation model of predicting depression

Figure 2. Mediation effect of avoidance coping

이상이 24.3%라는 결과[14]나 캐나다 성인을 대상으로 한 연구에서 29.1%라는 결과[20]보다는 약간 낮은 수준이었다. 한국에서 2016년 본 연구와 같은 불안 도구로 성인 대상 일반인구에서

3.3%라는 결과[29]와 비교할 때 COVID-19 이후 불안 군이 6.5배 증가하였다. 이는 미국에서 COVID-19 이후 불안 군의 비율이 3배로 증가하였다는 결과[30]와 유사한 변화추이를 보인다. 불안

Table 3. Predictors of Depression and Anxiety and the Mediating Effect of Avoidance Coping in the Relationships between the Intolerance of Uncertainty and the Dependent Variables

DV	Variables	B	SE	$\beta$	t	p	CS		DW
							T	VIF	
Anxiety	Constant	-5.40	1.51						
	IU	2.95	0.32	.52	9.16	<.001	.85	1.18	
	AC	2.78	0.74	.21	3.77	<.001	.86	1.16	
	Income change	2.66	0.79	.18	3.36	.001	.97	1.03	
	RE	-0.81	0.28	-.15	-2.86	.005	.99	1.01	
		F=44.30, p<.001, R <sup>2</sup> =.48							2.04
Depression	Constant	-0.79	2.24						
	IU	2.68	0.42	.40	6.35	<.001	.85	1.18	
	AC	3.05	0.97	.20	3.14	.002	.85	1.17	
	Age	-0.07	0.03	-.17	-2.78	.006	.94	1.07	
	Income change	2.76	1.04	.16	2.66	.009	.97	1.03	
	RE	-0.78	0.38	-.12	-2.10	.042	.94	1.07	
		F=21.33, p<.001, R <sup>2</sup> =.35							2.07
Step	Variables	B	SE	$\beta$	R <sup>2</sup>	F	p	Sobel test Z	p
1	IU → AC	0.16	0.03	.37	.13	29.02	<.001	3.21	<.001
2	IU → Anxiety	3.50	0.32	.62	.38	117.59	<.001		
3	IU, AC → Anxiety				.43	71.23			
	1) IU	3.02	0.33	.53			<.001		
	2) AC	3.06	0.77	.23			<.001		
1	IU → AC	0.16	0.03	.37	.13	29.02	<.001	2.98	.001
2	IU → Depression	3.25	0.42	.49	.24	59.87	<.001		
3	IU, AC → Depression				.28	38.11			
	1) IU	2.69	0.44	.41			<.001		
	2) AC	3.60	1.01	.24			<.001		

AC=avoidance coping; CS=collinearity statistics; DV=dependent variables; DW=Dubin Watson; IU=intolerance of uncertainty; RE=response efficacy; SE=standardized error; T=tolerance; VIF=variance inflation factor



은 평균 5.31점으로 2020년 한국의 트라우마 스트레스 학회의 19세~70세 대상 조사에서 평균 5.23점이라는 결과[7]와 유사하고, 2020년 캐나다 성인 대상 연구에서 6.50점[20]이라는 결과보다는 낮다.

본 연구에서 우울 비율은 33.5%였는데 이는 2020년 캐나다에서 성인 대상으로 본 연구와 같은 우울 도구를 사용한 연구에서 34.0%라는 결과[20]와 비교할 때 유사한 수준이다. 반면 2021년 3월 19세~70세 한국 국민 정신건강 실태조사에서 우울 비율이 22.8% [7], 2020년 6월 미국에서 19세 이상 성인의 우울 비율이 24.3%라는 결과[30]와 비교할 때 증가했다. 본 연구의 우울 비율은 COVID-19 발생 이전인 2019년 10.2% [10]와 비교할 때 3.28배 높다. 이는 2020년 미국에서 우울이 COVID-19 이전보다 4배로 증가했다는 결과[30]와 비슷한 양상이다. 본 연구에서 우울 점수는 7.34점으로 2020년 캐나다에서 본 연구와 같은 우울 도구로 조사된 연구 결과 7.81점[20]과 유사하고, 2021년 3월 한국의 연구 결과 5.67점[7]보다는 다소 높은 수준이다. 이러한 결과들은 본 연구의 조사 시기가 COVID-19 발생 초기보다 한국의 확진자 수가 매우 증가한 유행기였기 때문에 팬데믹의 장기화로 인해 많은 사람이 불안과 우울과 같은 정신건강 문제를 경험하고 증상이 악화하고 있음을 알 수 있다.

취약계층에 불리한 사회 구조와 시스템으로 인해 COVID-19가 취약계층에 더 불리한 결과를 낳는데[13] 본 연구에서 인구학적 특징 중 30대와 같은 젊은 연령층에서 우울 점수가 높았다. 이는 한국에서 우울 군에 대한 연령대별 비교에서 30대가 30.5%로 가장 많았다는 결과[7], 중국에서 40세 이하가 우울 위험군이라는 결과[4], 미국 연구에서 25~44세가 65세 이상보다 우울 비율이 4.96배 높다는 결과나[30] 영국에서 젊은 연령층이 우울 점수가 높다는 결과들과[14] 비슷한 추이를 보인다. COVID-19 발생 이전에는 60대 이후 노인층일수록 우울 점수가 높다는 결과[10]와 비교할 때 COVID-19로 우울의 발생 위험 연령층이 변화되었음을 보여준다. 이는 COVID-19로 인해 20대와 30대가 60대보다 사회활동 및 여가활동의 제한, 가정생활의 제한, 직업 방해 등이 커서[7] 경제적 어려움과 취업난으로 정신건강의 어려움이 있지만[8], COVID-19 이후 심리적 지지를 받지 못했다는 대상자는 연령대별 비교에서 30대가 13.1%로 가장 많아 우울 발생과 증상 악화에 영향을 미칠 수 있기 때문이다[7]. 사회경제적인 취약집단은 COVID-19 노출과 질병 부담이 가중될 뿐 아니라, 사회적 거리두기와 같은 COVID-19의 대응 정책으로 인한 경제적 부담이 상대적으로 크다[13]. COVID-19으로 중등도나 심각한 재정적 스트레스를 경험한 대상자가 불안과 우울이 더 높았고[20], 소득감소가 있는 그룹이 우울 위험군 및 경증 불안 위험군에 분류될 가능성이 크다[8]. 본 연구에서도 소득의 변화는 불안과 우울의 예측 요인으로 나타나 건강 격차에 영향을 미치는 고용, 소득 격차 등의 사회경제적인 조건 등에 대한 국가의 제도적인 지원과 사회

적 결정요인과 관련되는 공공보건으로 시스템 등에 대한 투자와 같은 정책적인 변화가 필요하다[13]. 또한, COVID-19로 인해 정신건강 문제의 인구사회학적 취약계층이 변화되었음이 확인되어 사회적, 심리적, 경제적 타격이 큰 30대 젊은 연령층과 소득변화가 큰 집단과 같은 취약계층을 위한 집중적인 관리가 필요하다.

불안과 우울은 서로 관련성이 있고[11,14], 예측 요인 및 취약성도 공통적이라는 보고[11]와 같이 본 연구에서 불안과 우울 간의 상관관계가 유의하고 예측 요인이 불확실성에 대한 인내력 부족, 회피 대처, 반응 효능감으로 공통적이었다. 예측 요인 중 불확실성에 대한 인내력 부족은 모호성을 감소시키고자 문제 상황에 대한 정보 탐색에서 위협적 정보만을 선택적으로 탐색하여 불안을 증가시키고 부정적 문제해결을 한다[27]. 불확실성에 대한 인내력 부족은 불안과 우울의 공통적인 예측 요인이었는데, 불확실성에 대한 인내력이 부족한 사람은 부적응적 대처 능력을 사용할 가능성이 크고, 불안과 우울에 간접적으로 영향을 미친다[14]. 불확실성에 대한 인내력 부족은 걱정 수준이 높은 집단을 변별해주고 걱정을 직, 간접적으로 예측하는 요인이며[15], COVID-19가 종식된 이후의 삶을 예측하기 어려워 두렵다고 응답할수록 우울감 경험률이 4배 이상 증가하였다[10]. 예측할 수 없는 상황에 대한 두려움은 인간이라면 누구나 경험하는 것임에도 불구하고 모호한 상황에서 느끼는 고통을 자신 혼자만의 경험이라고 생각하며 고립감을 느껴 정신건강에 영향을 미칠 수 있다[15]. 따라서 불확실성에 대한 인내력 부족은 부정적 문제해결, 지각된 통제감 등의 인지적 특성에 의해 매개되어 불안과 연관되므로[15] 불안을 감소시키기 위해 불확실성에 대한 과도한 부정적 해석을 하기 보다는 불확실한 현실과 현재의 부정적 감정을 구분하고 감정을 통제할 수 있도록 인지적 특성을 중재하는 프로그램을 개발해야 할 것으로 생각된다.

대처 능력은 주변 환경과 상호작용을 하고 한 개인이 경험하는 감정을 다루는 방식과 관련이 있으며 상황에 맞게 유연하게 선택할 수 있다[20]. 효과적인 대처 전략은 스트레스 사건의 특성에 따라 다르다. 일반적으로는 계획은 적응형 대처로 간주 되지만, 현재 팬데믹 상황에서 계획과 같은 대처가 정신건강에 해롭다고 하였다[20]. 본 연구에서도 적응적 대처로 생각되는 사회적 지지 추구 대처나 문제해결 대처는 불안과 우울을 예측하지 않았다. 반면에 문제 상황에 직면하기보다는 심리적 거리를 두고 외면하려는 회피 대처가 불안과 우울의 두 번째 영향력이 큰 예측 요인이었으며 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 및 우울을 매개하는 요인이었다. 이는 부적응적 대처는 불안과 우울의 매개 요인이었으나 적응적 대처는 불안과 우울의 유의한 매개 요인이 아니며, 적응적 대처가 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 간의 간접 효과가 유의하지 않았다는 결과[14]와 일맥상통한다. 또한, 주의 전환과 같은 회피 대처는 불안과 관련이 있어 일반 대중매체에서 전문가의 조언은 주의 전환을 제공하지만, 감염병 상황에서는 주

의 전환이 효과적인 대처 전략이 아니고 정신건강을 더욱 악화시킬 수 있어 현재 상황에서 근거 기반한 정확한 메시지를 전달해야 한다고 하였다[20]. 회피 대처가 현재의 우울과 불안뿐만 아니라 종적 연구에서 1개월 후 우울과 불안 점수의 변화를 예측하는 요인이었다[20]. 따라서 회피 대처와 같은 대처 전략의 사용을 감소시킬 수 있는 전략이 필요하다.

본 연구에서 불안과 우울 모두에서 대처 효능감 중 반응 효능감이 예측 요인으로 확인되었다. 중국의 COVID-19 발생 초기 연구에서 대처 효능감이 정신건강에 직, 간접적 효과를 나타내어 COVID-19 노출 정도에 따라 대처 효능감이 높은 경우 정신건강이 좋은 것으로 나타났다[1]. 따라서 개인적 차원에서 반응 효능감을 증진할 수 있는 프로그램의 개발로 불안과 우울을 예방해야 한다.

본 연구에서 개인이 팬데믹으로 인해 경험할 수 있는 수많은 삶의 여러 요인을 모두 조사하지는 않았지만, COVID-19로 인해 팬데믹 이전보다 더 심각한 불안과 우울 증상을 경험하고 불안과 우울은 심리적 개입을 중재할 때 표적이 될 수 있는 예측 요인으로서 공통적이며, 예측 요인 중 회피 대처가 정신건강의 매개 요인임을 확인할 수 있었다. 따라서 개인적 차원에서는 표적이 되는 예측 요인에 대한 인지행동 중재와 같은 프로그램의 개발이 필요하다. 지역사회 차원에서 각 시, 군 단위의 정신건강복지센터에서 젊은 연령층과 소득변동이 큰 대상자와 같은 정신건강 문제 취약계층에 대한 증상기적인 모니터링을 해야 한다. 대상자를 사정할 때 불안과 우울이 공존하는 경우 자살 생각을 할 위험성이 높고 증상이 오래 지속되며 치료를 중단할 가능성이 크다는 결과를 [11] 바탕으로 불안과 우울을 함께 평가하여, 불안과 우울 모두 위험군인 경우는 정신건강 문제 고위험군으로 분류하고 체계적으로 심리지원 서비스와 중재 프로그램을 제공하여야 한다. 지역사회나 국가 차원에서는 COVID-19과 관련하여 대상자들이 원하는 필요서비스에 대한 조사에서 감염병 관련 정보, 경제적 지원, 정신건강 정보 및 정신건강 프로그램 운영 등이 우선으로 필요하다고 한 응답을[7] 바탕으로 COVID-19과 관련한 불확실성을 감소시킬 수 있는 정확한 근거에 기반한 정보를 제공하는 대국민 의사소통 전략과 체계적인 정신건강 관리 전략을 통해 정신건강 문제를 예방하고 관리하여야 한다. 또한, 건강 형평성에 영향을 미치는 요인에 대한 국가의 제도적인 차원의 지원과 사회적 결정요인과 관련되는 시스템 구축과 인프라 등에 대한 투자와[13] 같은 국가 차원의 보완방안과 정책 마련이 필요하다.

## 결론

COVID-19 유행이 지속되고 있는 현재뿐만 아니라 종식된 이후에도 국민의 정신건강은 악화시킬 수 있고 많은 후유증을 낳을 수 있다. 본 연구는 COVID-19로 인한 성인의 불안과 우울 예측

요인과 매개 요인을 확인하여 정신건강 중재 프로그램 개발을 위한 기초자료를 제공하고자 하였다. 본 연구의 의의는 COVID-19 이후 대상자의 불안과 우울을 예측하는 요인이 불확실성에 대한 인내력 부족과 회피 대처, 반응 효능감으로 공통적이라는 점을 확인했다는 점이다. 또한, 회피 대처는 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 및 우울을 매개하는 변수로 작용하는 것을 확인함으로써 개념 간의 관계를 이해하는데 근거를 마련하였다는 점이다.

본 연구 결과를 바탕으로 다음과 같이 제언하고자 한다. 팬데믹 시대의 불안과 우울을 예측하기 위해 불확실성에 대한 인내력 부족, 회피 대처, 반응 효능감과 같은 예측 요인을 사정하고 매개 요인으로 나타난 회피 대처를 중재하는 인지·행동적 중재 방안이 프로그램에 마련되어야 한다. 또한, COVID-19 이전과 비교할 때 정신건강 문제의 취약계층이 변화되어 30대의 젊은 연령층, 소득변동이 큰 집단을 정신건강 문제 취약계층으로 우선 관리해야 하며, 대상자의 정신건강을 유지하기 위해 개인적 차원, 지역사회 차원, 국가적 차원의 중재와 지원이 제공되어야 한다.

본 연구의 제한점으로 온라인을 통한 설문조사로 응답이 편향되었을 가능성도 있고, 종적 연구가 아니었으므로 COVID-19 이전과 이후의 정확한 점수 비교가 어렵다는 점에 한계가 있을 수 있다. 편의 모집으로 조사되어 일반화하는 데 한계가 있다. 또한, 횡단적 연구로 인과관계를 설명할 수 없으며, 조사 시기의 COVID-19 유행의 심각도에 따라 정신건강의 정도에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 종단적 연구를 통하여 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 및 우울의 변화에 대한 예측 요인을 탐색하는 연구와 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안 및 우울을 매개하는 새로운 요인을 확인하는 연구가 진행되어야 하고, 본 연구 결과를 확장하여 이론적 모델에 근거한 요인 간의 인과관계를 검증하는 구조모형 연구를 제언한다.

## Conflict of interest

No potential conflict of interest relevant to this article was reported.

## Funding

This work was supported by the Hanseo University Research Fund, 2021.

## Acknowledgements

None

## Supplementary materials

None

## References

- Zhang L, Ma M, Li D, Xin Z. The psychological typhoon eye effect during the COVID-19 outbreak in China: The role of coping efficacy and perceived threat. *Globalization and Health*. 2020;16:105. <https://doi.org/10.1186/s12992-020-00626-8>
- Our world in data. Daily new confirmed COVID-19 cases [Internet]. Oxford: Our world in data; 2022 [cited 2022 February 9]. Available from: [https://ourworldindata.org/explorers/coronavirus-data-explorer?zoomToSelection=true&facet=none&hideControls=true&Metric=Confirmed+cases&Interval=New+per+day&Relative+to+Population=false&Color+by+test+positivity=false&country=OWID\\_WRL~KOR](https://ourworldindata.org/explorers/coronavirus-data-explorer?zoomToSelection=true&facet=none&hideControls=true&Metric=Confirmed+cases&Interval=New+per+day&Relative+to+Population=false&Color+by+test+positivity=false&country=OWID_WRL~KOR)
- Ministry of Health and Welfare. Domestic incidence trend [Internet]. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2022 [cited 2022 February 9]. Available from: [http://ncov.mohw.go.kr/bdBoardList\\_Real.do?brdId=1&brdGubun=11&ncvContSeq=&contSeq=&board\\_id=&gubun](http://ncov.mohw.go.kr/bdBoardList_Real.do?brdId=1&brdGubun=11&ncvContSeq=&contSeq=&board_id=&gubun)
- Lei L, Huang X, Zhang S, Yang J, Yang L, Xu, M. Comparison of prevalence and associated factors of anxiety and depression among people affected by versus people unaffected by quarantine during the COVID-19 epidemic in southwestern China. *Medical Science Monitor*. 2020;26:e924609. <https://doi.org/10.12659/msm.924609>
- Moghanibashi-Mansourieh A. Assessing the anxiety level of Iranian general population during COVID-19. *Asian Journal of Psychiatry*. 2020;51:102076. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2020.102076>
- Gao J, Zheng P, Jia Y, Chen H, Mao Y, Chen S, et al. Mental health problems and social media exposure during COVID-19 outbreak. *PLoS ONE*. 2020;15(4):e0231924. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0231924>
- Korean Society for Traumatic Stress Studies. COVID-19 national mental health survey [Internet]. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2021 [cited 2021 July 24]. Available from: <http://kstss.kr/?p=2301>
- Lee DH, Kim YJ, Lee DH, Hwang HH, Nam SK, Kim JY. The influence of public fear, and psycho-social experiences during the Coronavirus disease 2019 (COVID-19) pandemic on depression and anxiety in South Korea. *Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*. 2020;32(4):2119-2156. <https://doi.org/10.23844/kjcp.2020.11.32.4.2119>
- National Institute of Mental Health. Any anxiety disorder [Internet]. Bethesda: National Institute of Mental Health; 2017 [cited 2022 March 14]. Available from: <https://www.nimh.nih.gov/health/statistics/any-anxiety-disorder.shtml>
- Ministry of Health and Welfare. 2019 National health statistics: The eight Korean National Health and Nutrition Examination Survey [Internet]. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2020 [cited 2021 July 24]. Available from: <https://www.seoulnutri.co.kr/food-db/67.do>
- Lamers F, van Oppen P, Comijs HC, Smit JH, Spinhoven P, van Balkom AJ, et al. Comorbidity patterns of anxiety and depressive disorders in a large cohort study: The Netherlands study of depression and anxiety (NESDA). *The Journal of Clinical Psychiatry*. 2011;72(3):341-348. <https://doi.org/10.4088/JCP.10m06176blu>
- Sim MY. Psychological effects of the Coronavirus disease 2019 pandemic. *Korean Journal of Medicine*. 2020;95(6):360-363. <https://doi.org/10.3904/kjm.2020.95.6.360>
- Kim JH. Implications of the COVID-19 pandemic on health equity and healthy cities. *Korean Journal of Health Education and Promotion*. 2020;37(4):81-89. <https://doi.org/10.14367/kjhep.2020.37.4.81>
- Rettie H, Daniels J. Coping and tolerance of uncertainty: Predictors and mediators of mental health during the COVID-19 pandemic. *American Psychologist*. 2021;76(3):427-437. <https://doi.org/10.1037/amp0000710>
- Woo J, Hyun M. The mediating effect of self-compassion in the relationship between intolerance of uncertainty and worry. *Stress*. 2020;28(4):195-201. <https://doi.org/10.17547/kjsr.2020.28.4.195>
- Freeston M, Tiplady A, Mawn L, Bottesi G, Thwaites S. Towards a model of uncertainty distress in the context of Coronavirus (COVID-19). *The Cognitive Behaviour Therapist*. 2020;13:e31. <https://doi.org/10.1017/S1754470X2000029X>
- Maddux JE, Rogers RW. Protection motivation and self-efficacy: A revised theory of fear appeals and attitude change. *Journal of Experimental Social Psychology*. 1983;19(5):469-479. [https://doi.org/10.1016/0022-1031\(83\)90023-9](https://doi.org/10.1016/0022-1031(83)90023-9)
- Lazarus RS, Folkman S. Stress, appraisal, and coping. New York: Springer Publishing Company; 1984. p. 117.
- Shin HJ, Kim CD. A validation study of coping strategy indicator (CSI). *Korean Journal of Counseling and*

- Psychotherapy. 2002;14(4):919-935.
20. Shambraw AL, Rumas RL, Best MW. Coping during the COVID-19 pandemic: Relations with mental health and quality of life. *Canadian Psychology*. 2021;62(1):92-100. <https://doi.org/10.1037/cap0000263>
  21. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JB. Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: The PHQ primary care study. *JAMA*. 1999;282(18):1737-1744. <https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
  22. Pfizer. Patient health questionnaire (PHQ) screeners [Internet]. New York: Pfizer; 2002 [cited 2021 January 6]. Available from: <https://www.phqscreeners.com/select-screener>
  23. Pfizer. Instruction manual [Internet]. New York: Pfizer; 2002 [cited 2021 January 6]. Available from: <https://www.phqscreeners.com/images/sites/g/files/g10016261/f/201412/instructions.pdf>
  24. Ahn JK, Kim Y, Choi KH. The psychometric properties and clinical utility of the Korean version of GAD-7 and GAD-2. *Frontiers in Psychiatry*. 2019;10:127. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00127>
  25. Park SJ, Choi HR, Choi, JH, Kim KW, Hong JP. Reliability and validity of the Korean version of the patient health questionnaire-9 (PHQ-9). *Anxiety and Mood*. 2010;6(2): 119-124.
  26. Freeston MH, Rhéaume J, Letarte H, Dugas MJ, Ladouceur R. Why do people worry? *Personality and Individual Differences*. 1994;17(6):791-802. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)90048-5](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)90048-5)
  27. Choi HK. Dysfunctional effects of chronic worry on problem-solving [dissertation]. Seoul: Chung-Ang University; 1997. p. 1-101.
  28. Slovic P. Perception of risk. *Science*. 1987;236(4799):280-285. <https://doi.org/10.1126/science.3563507>
  29. Jeong H, Yim HW, Song YJ, Ki M, Min JA, Cho J, et al. Mental health status of people isolated due to Middle East Respiratory Syndrome. *Epidemiology and Health*. 2016;38: e2016048. <https://doi.org/10.4178/epih.e2016048>
  30. Czeisler Mé, Lane RI, Petrosky E, Wiley JF, Christensen A, Juai R, et al. Mental health, substance use, and suicidal ideation during the COVID-19 pandemic—United States, June 24-30, 2020. *Morbidity and Mortality Weekly Report*. 2020; 69(32):1049-1057. <https://doi.org/10.15585/mmwr.mm6932a1>