

# 스트레스와 흡연, 음주, 건강 인식의 관계: 지역별 패널자료를 중심으로\*

박 성 훈\*

최근 한국 사회에서는 정신건강에 관한 관심이 높아지고 있으며, 정부는 정신건강 증진을 위해 다양한 정책을 추진하고 있다. 특히, 정부는 지역사회 중심의 정신건강 서비스 체계 구축을 위해 노력하고 있다. 이러한 사회적 배경을 고려하면서 본 연구는 지역별 스트레스 요인을 파악하고자 하였다. 스트레스와 관련된 주요 요인으로 흡연율, 음주율, 주관적 건강수준 인지율 등이 있으며, 스트레스와 이들 요인의 관계는 지역별로 다를 수 있다. 이를 고려하여, 2008~2022년 전국 시군구별 228개 기초자치단체로 구성된 패널 자료를 이용해 회귀분석과 그랜저 인과성 검정을 시행하였다. 본 연구는 패널분석을 통해 다음의 결과를 얻는다. 첫째, 흡연율은 스트레스 인지율에 유의한 양(+의 영향을 주었으며, 흡연율과 스트레스 인지율은 악순환하는 양방향 그랜저 인과관계를 보였다. 둘째, 음주율은 서울을 포함한 6대 광역시 권역에서 스트레스 인지율에 음(-)의 영향을, 전북·전남을 제외한 비광역시 권역에서 양(+의 영향을 주었으며, 두 변수 사이에 그랜저 인과성은 보이지 않았다. 셋째, 주관적 건강수준 인지율은 스트레스 인지율에 유의한 음(-)의 영향을 주었지만, 두 인지율 간 그랜저 인과성은 보이지 않았다. 본 연구의 결과는 스트레스 요인을 파악하는 정신보건 정책을 채택하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다.

주제어 \_ 동적 패널 회귀분석, 스트레스 인지율, 패널 그랜저 인과성 검정, 흡연율·음주율·주관적 건강수준 인지율

\* 귀한 심사평을 보내주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다. 이 논문은 조선대학교 연구지원금의 지원을 받아 연구되었음(2023년도).  
\*\* 조선대학교 경제학과 교수(단독저자)

# Relationship between Stress and Smoking, Drinking, and Perceived Health : A Focus on Regional Panel Data

Park, Sung-Hoon\*

---

In recent years, there has been growing interest in mental health in Korean society, and the government has been pursuing various policies to promote mental health. In particular, the government has been making efforts to establish a community-based mental health service system. Considering this social background, this study aimed to identify regional stress factors. The key factors associated with stress include smoking rate, drinking rate, and subjective perception of health status. The relationship between stress and these factors may vary by region. Taking this into consideration, we conducted regression analysis and Granger causality tests using panel data composed of 228 local government units at the city and district level nationwide from 2008 to 2022. Through panel analysis, this study yields the following results. Firstly, the smoking rate has a significant positive (+) impact on stress perception rate, and there is a bidirectional Granger causality between smoking rate and stress perception rate, forming a vicious cycle. Secondly, the drinking rate has a negative (-) impact on stress perception rate in the six major metropolitan areas including Seoul, and a positive (+) impact in non-metropolitan areas excluding Jeonbuk and Jeonnam, but no Granger causality is observed between the two variables. Thirdly, the subjective perception of health status has a significant negative (-) influence on stress perception rate, but no Granger causality is observed between the two perception rates. The results of this study are expected to contribute to the adoption of region-specific mental health policies that identify stress factors.

**Key words** \_ Health Index, Dynamic Panel Regression Analysis, Stress Index, Panel Granger Causality Test

---

\* Professor, Dept, of Economics, Chosun University(First Author)

## I. 서론

통계청에 따르면, 한국인의 스트레스 인지율은 점차 줄어들고 있지만(『지역별 통계』), 한국 사회에서 정신건강에 관한 관심이 지속해서 높아지고 있다. 스트레스에 관한 관심이 높아진 이유는 스트레스 감소가 개인과 사회에 유익을 가져다주기 때문이다 - 스트레스 감소는 개인의 신체적, 정신적 건강 향상으로 이어지며, 스트레스 관리를 통해 개인의 건강과 생산성이 향상되면, 개인으로 구성된 조직 전체의 성과도 향상될 것이다.<sup>1)</sup> 이를 반영하여 정부는 정신건강 증진을 위해 다양한 정책을 추진하고 있다. 예를 들어 2020년에는 ‘정신건강정책 혁신방안’을 발표하여 100만 명 심리상담 서비스 지원과 10년 내 자살률 50% 감축목표를 세웠다. 또한 정부는 지역사회 중심의 정신건강 서비스 체계 구축을 위해 노력하고 있으며, 기초 및 광역정신건강복지센터 설립 등을 통해 정신질환자를 위한 사회안전망을 마련하고 있다.<sup>2)</sup> 스트레스는 다양한 요인들과 관련이 있다. 이들 요인 중에 본 연구가 관심을 두는 요인은 흡연, 음주, 생활 습관, 건강 수준이다.

흡연과 음주는 건강에 악영향을 미치는 습관으로 널리 알려져 있다. 보건복지부(2022)의 국민건강영양조사에 따르면, 한국의 흡연율은 2011년 47.3%에서 2021년 31.3%로 감소한 것으로 나타났다. 그러나 여전히 국내 흡연율은 주요 국가들에 비해 높은 수준이다.<sup>3)</sup> 또한, 월간 폭음률도 2011년 55.9%에서 2021년 47%로 줄었지만, 이 또한 다른 나라들과 비교했을 때 여전히 상당히 높은 수치이다.<sup>4)</sup> 흡연과 음주는 스트레스를 유발하고, 스트레스를 통해 흡연과 음주를 유발하는 악순환이 생길 수 있다. 한편 건강한 생활 습관인 규칙적인 운동과 영양 균형을 유지하는 것은 스트레스 관리에 도움을 줄 수 있다고 알려져 있다. 아이러니하게도 흡연, 음주 및 운동은 스트레스를 감소시키기 위한 행동으로 간주된다. 이에 따라 다음과 같은 질문이 제기될 수 있다: 흡연, 음주 및 운동은 실제로 스트레스를 감소시키는가? 또는 스트레스는 이러한 요인들에 영향을 주는가? 본 연구는 이러한 질문에 대한 답을 찾고자 한다.

본 연구는 2008~2022년 전국 시군구별 228개 기초자치단체로 구성된 패널 자료를 이용해 흡연, 음

1) 예를 들어, 직장 내 스트레스 요인을 사전에 분석하고 관리하면 직원들의 심리적 안녕감을 향상할 수 있으며, 이는 직원들의 업무 몰입도와 생산성 향상으로 이어져 조직 전체의 성과 향상에 이바지할 수 있다(박남수, 2012).

2) 보건복지부는 정신건강복지센터, 기초정신건강복지센터, 광역정신건강복지센터, 정신건강상담전화 등을 운영하고 있다(<https://www.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10706040000>).

3) 통계청 자료에 따르면, 2020년 기준 중국(남성: 47.8%), 인도네시아(남성: 62.7%)보다는 낮지만, 미국(남성: 10.3%), 캐나다(남성 11.3%), 일본(남성: 21.7%), 스페인(남성: 23.3%), 이탈리아(남성: 22.5) 등 대부분의 국가보다 높은 수준이다(통계청, 『국제통계』).

4) 2019년 한국의 1인당 알코올음료 소비량은 8.3%이며 주요 국가의 1인당 알코올음료 소비량은 다음과 같다(통계청, 『국제통계』): 미국(9.0%), 캐나다(8.0%), 스페인(10.8%), 일본(7.1%), 이탈리아(7.7%), 중국(4.8%), 인도네시아(0.1%).

주, 건강수준이 스트레스에 미치는 영향, 그리고 이들 요인과 스트레스 사이의 인과관계를 조사한다. 본 연구에서 흡연과 스트레스, 그리고 음주와 스트레스의 관계에 관심을 두는 이유는 두 요인(흡연, 음주)이 스트레스에 미치는 영향이 다를 수 있기 때문이다. 예를 들어, 중독성이 상대적으로 높은 행위는 흡연으로 알려져 있다.<sup>5)</sup> 또한 흡연과 달리, 적절한 음주는 일시적으로 스트레스를 덜어주는 효과를 가져올 수 있다. 이를 고려하여, 본 연구는 전국을 ‘서울과 6개 광역시’ 그리고 ‘세종과 9개 비광역시’로 분류하여 흡연율, 음주율, 그리고 주관적 건강수준 인지율과 스트레스 사이의 관계를 조사한다. 또한 세부적으로 각 시도를 대상으로 흡연율, 음주율, 그리고 주관적 건강수준 인지율(이하, 건강지수)<sup>6)</sup>이 스트레스에 미치는 영향을 분석한다. 이를 통해 각 건강지수와 스트레스의 관계가 지역별로 차이가 있는지를 분석하게 된다. 연구 결과는 한국인의 스트레스 인지율을 낮추는 요인을 확인하고, 스트레스를 줄이기 위한 정신보건 정책을 수립하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 제 II장에서는 선행연구를 검토한다. 이를 통해 본 연구의 핵심 개념을 이해하고, 본 연구에서 다루고자 하는 문제가 어떤 측면에서 중요한지 파악하게 된다. 또한 선행 연구에서 사용된 방법론과 접근 방식을 통해 본 연구에 적합한 방법론을 선택하게 될 것이다. 제 III장에서는 228개 기초자치단체를 대상으로 건강지수와 스트레스 인지율을 확인한다. 이를 통해 건강지수와 스트레스 인지율의 지역별 특성이 있는지 분석할 것이다. 또한 패널분석을 위한 패널 단위근 검정을 시행한다. 제 IV장에서는 동적 패널 회귀분석(Dynamic Panel Regression Analysis)을 통해 흡연율, 음주율, 그리고 주관적 건강수준 인지율이 스트레스에 미치는 영향을 확인한다. 회귀분석은 건강지수와 스트레스의 인과성을 파악하는 데 한계가 있다. 이에 따라, 제 V장에서는 건강지수와 스트레스 사이의 인과관계를 검정하기 위해 패널 그랜저 인과성 검정(Panel Granger Causality Test)을 실시한다.<sup>7)</sup> 마지막 제 VI장에서는 연구를 요약하고, 시사점을 제시한다.

5) 흡연은 니코틴이라는 중독성 물질을 함유한 담배를 피우는 행위로, 니코틴은 신체적으로 중독성이 높은 성분이다. 담배를 피우는 과정에서 흡연자는 니코틴에 대한 신체적인 의존도가 생기고, 금단 현상이 나타날 때 흡연해야 한다. 반면 음주는 알코올을 소비하는 행위로, 중독성은 존재하지만, 흡연에 비해 중독성 정도가 상대적으로 낮을 수 있다.

6) 설명의 편의를 위해 이하에서는 흡연율, 음주율, 주관적 건강수준 인지율을 통칭하는 용어로 ‘건강 지수’를 사용한다.

7) 패널분석을 위해 본 연구는 STATA 13.1을 사용한다.

## II. 선행연구 검토

스트레스가 흡연을 유발한다는 사실은 널리 알려져 있다. 이경희 외(2006)는 15세 이상 성인 총 1,055명을 대상으로 흡연 여부와 스트레스 수준, 기타 인구사회학적 특성 및 건강행태에 대한 다변량 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 그들은 흡연 여부와 관련이 있는 요인으로 스트레스와 음주를 제시하였다.<sup>8)</sup> 박한주 외(2007)는 대학병원 종합검진센터를 방문한 성인 남성(263명)을 대상으로 다단계 다중회귀분석을 시행하였다. 그들은 스트레스 인지율이 높을수록 흡연율이 높음을 보였다. 김희정(2019)은 금연하고자 하는 143명의 대학생을 대상으로 흡연과 스트레스의 관계를 분석하였으며, 흡연과 스트레스의 유의미한 양의 상관관계를 보였다.

음주와 스트레스의 관계를 분석한 선행연구 역시 존재한다. 하영미·정미라(2015)는 두 직장에서 모집된 191명의 직원을 대상으로 음주 동기, 음주 거절 효능감, 그리고 직무스트레스와 문제성 음주 간의 관계를 분석하였다. 그들은 문제성 음주에 유의미한 영향을 주는 주요 요인으로 대처 동기(스트레스나 부정적 정서를 해소하려는 동기)를 제시하였다. 이다은 외(2017)는 직장인을 대상으로 직무스트레스와 문제성 음주와의 관계를 규명하고자 하였다. 그들은 직무스트레스 하위 항목(예를 들어, 직무 불안정, 보상 부적절 스트레스)을 독립변수로, 음주 상태를 종속변수로 한 이분형 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 그들은 남성의 경우에 직무스트레스 중 직무 불안정, 보상 부적절 스트레스가 문제성 음주와 유의미한 연관성이 있음을 보고하였다. 그들의 연구는 대규모 인구 집단(19세~65세, 남녀 직장인 72,119명)을 대상으로 분석하였다는 점에서 선행연구들과 차이점을 보인다. 이다은 외(2017)는 직무스트레스가 문제성 음주와 유의미한 연관성이 있음을 확인하였으며, 추가로 과거나 현재의 흡연자 비율은 문제성 음주군과 정상군에서 유의미한 차이가 있음을 보였다. 한석례 외(2019)는 215명의 성인 음주 운전자를 대상으로 설문조사를 실시하여 음주 동기, 스트레스, 특성 분노 등이 문제성 음주에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 하영미·정미라(2015)와 유사하게 대처 동기가 문제성 음주에 유의미한 영향을 준다는 결과를 보였다. 이계승(2021a, 2021b)은 장애인의 음주문제를 예방하기 위한 방안을 제시하기 위해 장애인의 음주 행동 변화유형을 분석하였다. 이계승(2021a)은 장애여성의 장애유형, 장애스트레스, 차별, 자존감, 건강상태 사회경제적 수준 등이 장애여성의 음주행동을 예측할 수 있는 요인으로 보고하였다. 이계승(2021b)은 이계승(2021a)의 연구를 확장하여 일반 장애인의 음주행태 변화궤적을 확인하였다.

건강수준과 스트레스의 관계를 분석한 선행연구들로 김준호·장세진(2012)을 들 수 있다. 김준호·장

8) 이 외에도 성(sex), 거주지역, 교육수준, 직업이 흡연과 관련이 있음을 보였다.

세진(2012)은 6,793명의 근로자를 대상으로 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 그들은 고위험 직무스트레스를 받는 근로자는 육체적, 정신적으로 건강하지 않다는 결과를 보고하였다. 김희정(2019)은 건강증진 행위와 스트레스의 유의미한 음의 상관관계를 보였다.

기존 연구들은 주로 스트레스와 건강지수 간의 관계를 이해하기 위해 회귀분석을 수행하였으며, 스트레스가 건강지수에 미치는 영향을 분석하는 데 초점을 맞추었다. 본 연구는 지역별 스트레스와 건강지수의 관계를 규명하기 위해 지역별 동적 패널 회귀분석과 패널 그랜저 인과성 검정을 함께 진행한다. 선행연구와 달리, 동적 패널 회귀분석에서는 개별 건강지수가 스트레스에 어떤 영향을 미치는지를 중점적으로 분석한다. 또한, 패널 그랜저 인과성 검정을 이용하여 각 건강지수와 스트레스 인지율 간의 그랜저 인과관계를 분석한다. 이를 통해, 각 지역에서 어떤 건강지수가 스트레스 인지율을 감소시키는 지, 그리고 스트레스와 그랜저 인과관계를 갖는 건강지수는 무엇인지를 확인하고자 한다.

### Ⅲ. 기초분석

#### 1. 분석자료

본 연구는 패널 회귀분석과 패널 그랜저 인과성 검정을 위해 통계청 국가통계포털에서 제공하는 자료를 활용한다. 연구 대상은 2008~2022년(15년) 전국 시군구별 228개 기초자치단체로서 총 표본은 3,420개이다.<sup>9)</sup> 서울과 6개 광역시(부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)에 대한 표본은 1,110개이며, 나머지 시도(세종, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주; 이하 비광역시)에 대한 표본은 2,310개이다.<sup>10)</sup>

〈표 1〉은 각 변수의 정의를 보여준다.

9) 인천광역시 남구는 2019년 이후 미추홀구로 편성되었으며, 충청남도 연기군은 2013년 이후 세종특별자치시로 편성되었다. 또한, 본 연구는 제주특별자치도를 하나의 지역으로 분류하였다. 따라서 연도별 표본 수는 31개이다.

10) 설명의 편의를 위해 이하에서는 '서울과 6개 광역시'를 광역시 그리고 나머지 시도를 비광역시로 명명한다.

〈표 1〉 변수의 정의

변수	정의
스트레스 인지율(STR)	"13세 이상 인구를 대상으로 지난 2주일 동안 일상생활 중 스트레스를 '대단히 많이' 또는 '많이' 느끼는 사람의 비율"을 말한다. 인지율이 높을수록 한 지역에 거주하는 지역민의 평균 스트레스 지수가 높음을 의미한다.
흡연율(SMK)	"만 19세 이상을 대상으로 평생 5갑(100개비) 이상 흡연한 사람으로서 현재 흡연하는 지역민의 비율"을 말한다. 흡연율이 높을수록 한 지역에 거주하는 지역민의 평균 흡연율이 높음을 의미한다.
음주율(ALC)	"만 19세 이상을 대상으로 최근 1년 동안 한 달에 1회 이상 술을 마신 적이 있는 지역민의 비율"을 말한다. 음주율이 높을수록 한 지역에 거주하는 지역민의 평균 음주율이 높음을 의미한다.
주관적 건강수준 인지율(SHEA)	"13세 이상 인구를 대상으로 주관적 건강수준을 '매우 좋음' 또는 '좋음'으로 응답한 사람의 비율"을 말한다. 인지율이 높을수록 한 지역에 거주하는 지역민의 주관적 건강수준 인지율의 평균이 높음을 의미한다.

자료: KOSIS(국가통계포털), 자료 원출처: 질병관리청(지역사회건강조사)

〈표 2〉는 각 변수의 기초 통계량을 보여준다. 표의 마지막 열은 관측치의 개수를 보여주는데,  $n = 228$ 은 228개 기초자치단체의 숫자이고,  $T = 15$ 는 2008~2022년의 시간변수의 관측치 숫자이다. 따라서, 총관측치 개수는 3,420개이다. overall은 전체 관측치( $N = 3,420$ )의 개념이며, 전체 관측치를 대상으로 계산한 기초 통계량을 제시하게 된다, between은 패널 그룹 간의 개념으로 그룹 간 특성을 측정하는 것이다. 그리고 within은 패널 그룹 내의 개념이다. 모든 변수는 between 편차가 within 편차에 비해 작게 나타났는데 이는 기초자치단체 간 차이에 따른 변동보다 시간에 따른 변동이 더 크다는 것을 말해준다.

〈표 2〉 기초 통계량(전국)

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	관측치
스트레스 인지율(STR)	overall	26,429	4,744	3,700	43,300	N = 3,420 n = 228 T = 15
	between		2,984	17,293	32,206	
	within		3,693	10,909	46,249	
흡연율(SMK)	overall	22,747	3,623	10,400	33,600	N = 3,420 n = 228 T = 15
	between		1,928	14,726	27,840	
	within		3,069	12,120	31,573	
음주율(ALC)	overall	57,378	5,473	29,900	71,000	N = 3,420 n = 228 T = 15
	between		3,681	46,573	63,933	
	within		4,057	40,705	72,525	
주관적 건강수준 인지율(SHEA)	overall	47,551	7,193	29,500	79,400	N = 3,420 n = 228 T = 15
	between		3,870	36,213	64,366	
	within		6,068	30,024	76,957	

〈표 3〉은 광역시를 대상으로 한 각 변수의 기초 통계량이다. 광역시는 74개의 기초자치단체로 구성되며, 총관측치 개수는 1,100개이다. 광역시로 한정된 자료에서도 모든 변수는 between 편차가 within 편차에 비해 작게 나타났는데 이는 기초자치단체 간 차이에 따른 변동보다 시간에 따른 변동이 더 크다는 것을 말해준다.

〈표 3〉 기초 통계량(광역시)

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	관측치
스트레스 인지율 (STR)	overall	27,834	4,066	14,300	424,300	N = 1,110 n = 74 T = 15
	between		2,275	22,533	32,206	
	within		3,379	15,440	41,367	
흡연율 (SMK)	overall	22,168	3,750	12,100	31,600	N = 1,110 n = 74 T = 15
	between		1,989	17,033	27,606	
	within		3,186	12,908	30,994	
음주율 (ALC)	overall	59,816	4,288	43,100	69,700	N = 1,110 n = 74 T = 15
	between		2,038	52,000	63,646	
	within		3,779	43,649	69,156	
주관적 건강수준 인지율 (SHEA)	overall	47,155	7,016	29,700	72,700	N = 1,110 n = 74 T = 15
	between		3,714	36,213	56,546	
	within		5,966	32,249	68,222	

〈표 4〉는 비광역시에 대한 각 변수의 기초 통계량을 보여준다. 비광역시는 154개의 기초자치단체로 구성되며, 총관측치 개수는 2,310개이다. 광역시와 마찬가지로 모든 변수는 between 편차가 within 편차에 비해 작게 나타난 결과를 알 수 있으며, 이는 기초자치단체 간 차이에 따른 변동보다 시간에 따른 변동이 더 크다는 것을 말해준다.

〈표 4〉 기초 통계량(비광역시)

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	관측치
스트레스 인지율 (STR)	overall	25,754	4,897	3,700	43,300	N = 2,310 n = 154 T = 15
	between		3,055	17,293	31,706	
	within		3,835	10,234	45,574	
흡연율 (SMK)	overall	23,025	3,527	10,400	33,600	N = 2,310 n = 154 T = 15
	between		1,841	14,726	27,840	
	within		3,012	12,398	31,712	
음주율 (ALC)	overall	56,206	5,595	29,900	71,000	N = 2,310 n = 154 T = 15
	between		3,724	46,573	63,933	
	within		4,185	39,533	71,353	
주관적 건강수준 인지율 (SHEA)	overall	47,741	7,271	29,500	79,400	N = 2,310 n = 154 T = 15
	between		3,941	39,053	64,366	
	within		6,117	30,214	77,147	

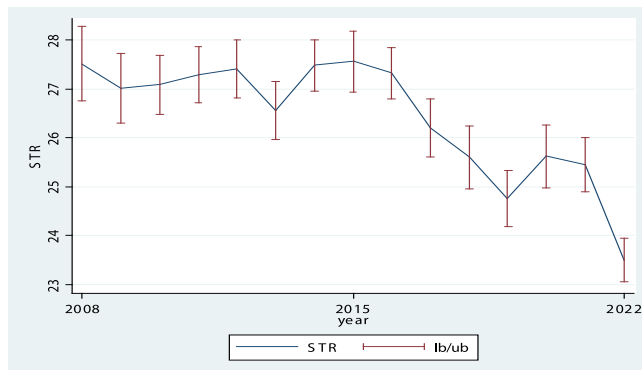


〈그림 1〉-〈그림 4〉는 각 건강지수의 연도별 평균값과 그 신뢰구간을 보여준다. 각 그림에서 수직선은 연도별 건강지수 평균값에 대한 95% 신뢰구간의 하한(lb)과 상한(ub)을 표시한 것이다.

## 2. 연도별 추이

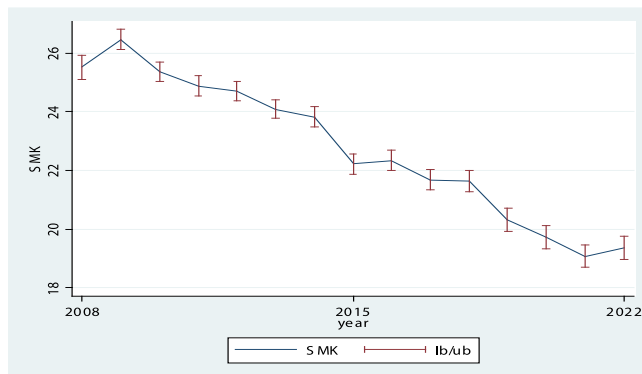
스트레스 인지율은 2020년 코로나 사태 이전까지 낮아지는 추세였으며, 2020년에 상승한 후 다시 낮아지고 있음을 알 수 있다(〈그림 1〉). 이는 코로나 사태가 스트레스를 상승시키는 원인이었을 가능성을 보여주는 것이다.

〈그림 1〉 연도별 평균값 및 신뢰구간(STR)



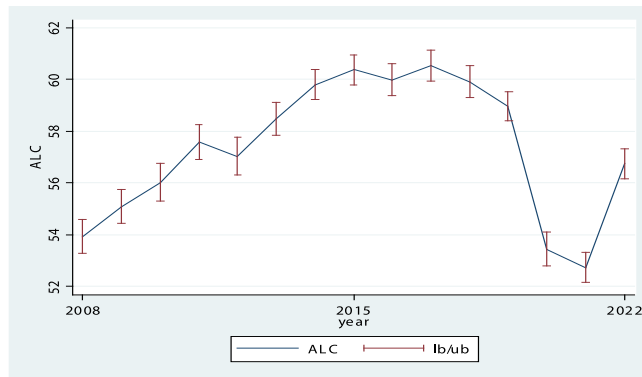
〈그림 2〉는 연도별 흡연을 평균값과 신뢰구간을 보여주고 있다. 연도별 흡연을 역시 지속해서 낮아지는 추세이다.

〈그림 2〉 연도별 평균값 및 신뢰구간(SMK)



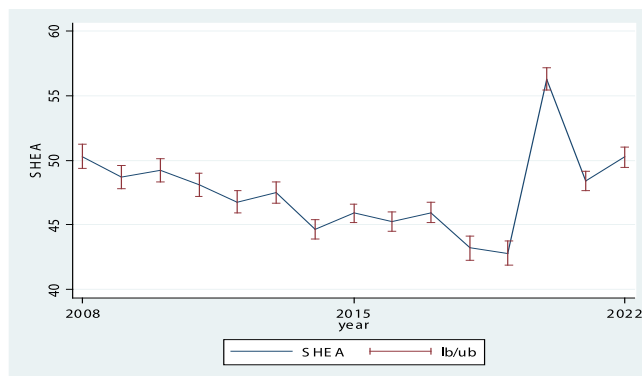
〈그림 3〉은 연도별 음주율 평균값과 신뢰구간을 보여주고 있다. 음주율은 2017년 이후 낮아지다가 2022년에 높아졌다. 음주율이 2020년에 급격히 낮아진 이유는 코로나 사태에 기인한 것으로 추측된다. 즉, 코로나 사태로 인해 회식, 야외 활동이 줄어들었기 때문일 것이다.

〈그림 3〉 연도별 평균값 및 신뢰구간(ALC)



〈그림 4〉는 연도별 주관적 건강수준 인지율 평균값과 신뢰구간을 보여주고 있다. 주관적 건강수준 인지율 역시 코로나 사태에 영향을 받을 것을 추측할 수 있다.

〈그림 4〉 연도별 평균값 및 신뢰구간(SHEA)



〈그림 1〉-〈그림 4〉를 보면, 코로나 사태가 각 변수에 주목할 만한 영향을 주었을 가능성을 제기하고 있는데, 이는 다음과 같이 해석할 수 있다. 코로나 사태는 스트레스 인지율을 높였는데, 이때 흡연율과 음주율은 떨어졌지만, 주관적 건강수준 인지율은 높아졌다. 흡연율과 음주율이 낮아진 이유는 코로나

사태로 인해 사회활동이 줄어들었고 건강에 관한 관심이 증가하였기 때문으로 추측된다. 또한, 주관적 건강수준 인지율이 높아진 이유는 건강에 관한 관심으로 흡연, 음주 등이 줄었을 뿐 아니라 감기, 독감 등 전염병의 감염이 줄어들었기 때문으로 추측된다.

### 3. 지역별 특성

〈표 5〉-〈표 8〉은 전국을 대상(2022년 기준)으로 스트레스 인지율, 흡연율, 음주율, 그리고 주관적 건강수준 인지율이 가장 낮은 기초자치단체(순위 10)와 가장 높은 기초자치단체(순위 10)를 각각 보여 준다.

〈표 5〉는 스트레스 인지율에 관한 기초자치단체별 순위다. 먼저, 비광역시 수준에서 스트레스 인지율이 낮고, 광역시 수준에서 스트레스 인지율이 높음을 알 수 있다. 흥미롭게도 228개 기초자치단체 중에서 스트레스 인지율이 낮은 지역은 모두 비광역시에 속해 있었다. 또한, 스트레스 인지율이 높은 기초자치단체 중에서 7개 지역이 광역시에 속해 있었다.

〈표 5〉 스트레스 인지율(STR, 2022)

순위	STR(낮은 지역 순)			STR(높은 지역 순)		
	지역I	지역II	STR	지역I	지역II	STR
1	전남	고흥군	11.6	대전	중구	32.7
2	전남	신안군	14.4	인천	부평구	32.2
3	전남	구례군	14.4	충북	보은군	31.8
4	전북	완주군	15.3	서울	관악구	30.9
5	전남	영암군	15.8	서울	중랑구	30.8
6	경남	거제시	16.3	광주	북구	30.8
7	전남	진도군	16.5	서울	종로구	29.6
8	충북	괴산군	16.6	충북	제천시	29.6
9	강원	의성군	16.7	인천	계양구	29.3
10	경남	창녕군	17.1	경기	군포시	29.3

흡연율 순위는 스트레스 인지율 순위와 상반되게 나타났다: 광역시 수준에서 흡연율이 낮고, 비광역시 수준에서 흡연율이 높다(〈표 6〉). 흡연율이 낮은 기초자치단체 중에서 7개 지역이 광역시에 속해 있었으며, 흡연율이 높은 기초자치단체 중에서 9개 지역이 비광역시에 속해 있었다.

〈표 6〉 흡연율(SMK, 2022)

순위	SMK(낮은 지역 순)			SMK(높은 지역 순)		
	지역I	지역II	SMK	지역	지역II	SMK
1	경기	과천시	10.4	충북	음성군	26.5
2	서울	성동구	12.5	강원	홍천군	26.4
3	경북	울진군	12.7	인천	미추홀구	26.1
4	광주	동구	13.0	강원	영월군	25.9
5	경기	하남시	13.0	충북	증평군	25.7
6	충남	계룡시	13.2	경북	문경시	25.4
7	서울	강남구	13.3	충남	서천군	25.3
8	경기	성남시	13.6	강원	태백시	25.2
9	서울	서초구	13.6	경북	칠곡군	25.1
10	서울	동대문구	13.6	강원	철원군	24.7

〈표 7〉은 음주율에 관한 기초자치단체별 순위다. 음주율 순위는 스트레스 인지율 순위와 유사하게 나타났다: 광역시 수준에서 음주율이 높고, 비광역시 수준에서 음주율이 낮다(〈표 7〉). 음주율이 낮은 기초자치단체 중에서 광역시에 속한 단체는 인천시 강화군 1개 지역이었으며, 음주율이 높은 기초자치단체 중에서 광역시에 속한 단체는 5개 지역이었다.

〈표 7〉 음주율(ALC, 2022)

순위	ALC(낮은 지역 순)			ALC(높은 지역 순)		
	지역I	지역II	ALC	지역	지역II	ALC
1	전남	영광군	41.2	경남	창원시	64.1
2	충남	금산군	42.5	강원	강릉시	64.1
3	경북	군위군	43.4	강원	동해시	64.1
4	경남	창녕군	45.1	서울	구로구	64.0
5	전남	영암군	45.4	인천	연수구	63.5
6	경북	영덕군	46.1	강원	삼척시	63.5
7	전남	고흥군	46.2	인천	부평구	63.4
8	인천	강화군	46.4	서울	강남구	63.0
9	전북	김제시	46.7	강원	고성군	63.0
10	전북	순창군	47.4	부산	기장군	62.6

마지막으로 주관적 건강지수의 지역별 특성에 대해 알아보기로 한다(〈표 8〉). 주관적 건강수준 인지율이 낮은 기초자치단체는 비광역시에 집중되었으며, 높은 기초자치단체는 광역시와 비광역시에 고루 분포된 것으로 보인다.

〈표 8〉 주관적 건강수준 인지율(SHEA, 2022)

순위	SHEA(낮은 지역 순)			SHEA(높은 지역 순)		
	지역I	지역II	SHEA	지역	지역II	SHEA
1	경남	사천시	38.2	전남	고흥군	66.7
2	경북	경주시	39.0	서울	은평구	65.7
3	경남	의령군	39.0	경북	군위군	65.4
4	경북	안동시	39.2	경남	창녕군	64.6
5	경북	고령군	39.5	경기	가평군	64.1
6	충북	보은군	39.9	서울	동작구	63.0
7	경남	고성군	40.2	서울	용산구	62.7
8	전북	부안군	40.8	서울	중구	62.1
9	강원	평창군	40.9	세종	세종시	62.1
10	경남	하동군	40.9	대전	동구	62.0

#### 4. 패널 단위근 검정

그랜저 인과성을 검정하기 위해서는 ‘시계열 과정’의 안정성(stationarity)이 확보되어야 한다. 따라서 본 연구는 각 변수의 시계열 과정의 안정성을 확인하기 위해, 스트레스 인지율과 흡연율, 음주율, 주관적 건강수준 인지율에 대해 패널 단위근 검정을 수행한다.

패널 자료에 대한 단위근 검정 방법은 Harris and Tzavalis(1999), Breitung(2000), Hadri(2000), Im et al.(2003), Levin et al.(2002), 그리고 ADF와 PP검정 등을 이용한 Maddala and Wu(1999)의 Fisher형 검정이 있다. 이 중에서 본 연구는 Levin et al.(2002)의 공통 단위근 검정, Im et al.(2003)과 Maddala and Wu(1999)의 개별 단위근 검정을 시행한다. 〈표 9〉는 패널 단위근 검정 결과를 보여준다.

〈표 9〉 패널 단위근 검정 결과<sup>11)</sup>

변수	수준변수			1차차분변수		
	공통 단위근 L-L-C	개별 단위근		공통 단위근 L-L-C	개별 단위근	
		IPS	ADF-Fisher		IPS	ADF-Fisher
STR	-13.05***	-19.01***	53.75***	-34.09***	-31.49***	186.12***
SMK	-5.82***	-4.89***	6.65***	-34.06***	-32.41***	208.55***
ALC	-15.40***	-15.33***	26.45***	-24.79***	-28.22***	122.78***
SHEA	-15.01**	-18.61***	41.29***	-31.67***	-31.47***	174.50***

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

11) 〈표 9〉에서 L-L-C는 Levin, Lin, and Choi(2002)의 t-ration test, IPS는 Im, Pesaran and Shin(2003)의 w-test, 그리고 ADF-Fisher는 Maddala and Wu(1999)의  $\chi^2$ -test이다.

1차 차분변수를 포함한 패널 단위근 검정 결과, 모든 변수에 대해 패널 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 시계열 과정의 안정성이 확보되었음을 의미한다.

## IV. 패널 회귀분석

### 1. 동적 패널 회귀분석의 이론 및 분석모형

본 연구는 패널 회귀분석을 위해 종속변수의 과거값을 설명변수로 하는 동적 패널 모형(dynamic panel model)을 사용한다. 즉, 본 연구는 스트레스 인지율의 과거값( $STR_{t-1}$ ), 흡연율( $SMK_t$ ), 음주율( $ALC_t$ ), 주관적 건강수준 인지율( $SHEA_t$ )이 스트레스 인지율( $STR_t$ )에 영향을 주는지 살펴본다.<sup>12)</sup>

패널 회귀분석에서는 횡단면 분석과 달리 오차항을 시간 불변인 패널 개체의 특성을 나타내는  $u_i$ 와 순수 오차항에 해당하는  $e_{it}$ 로 나누어서 모형을 구성한다 ( $i = 1, 2, \dots, n$  그리고  $t = 1, 2, \dots, T$ ). 이를 회귀식으로 표현하면 식(1)과 같다.

$$STR_{it} = a_i + \beta_0 STR_{it-1} + \beta_1 SMK_{it} + \beta_2 ALC_{it} + \beta_3 SHEA_{it} + u_i + e_{it},$$

$$i = 1, 2, \dots, n \text{ 그리고 } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

식(1)에 종속변수의 과거값인  $STR_{it-1}$ 이 설명변수에 포함되어 있다. 따라서 도구변수(instrumental variable)를 이용한 1차 차분모형을 추정해야 한다. 또한, 순수 오차항에 해당하는  $e_{it}$ 는 자기상관이 존재하지 않아야 한다:  $cov(e_{it}, e_{it-1}) = 0$ .

추정을 위한 1차 차분모형은 다음과 같다.

$$\Delta STR_t = \beta_0 \Delta STR_{t-1} + \beta_1 \Delta SMK_{it} + \beta_2 \Delta ALC_{it} + \beta_3 \Delta SHEA_{it} + \Delta e_{it} \quad (2)$$

동적 패널 모형은 Allerano and Bond(1991)에 의해 소개된 차분 GMM 추정방법과 Allerado and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)의 시스템 GMM 추정방법으로 분류할 수 있다. 시스템 GMM은 식(1)과 식(2)에 적률조건을 적용하여 방정식 시스템을 최소화하는 목적함수를 설정하며, 차분

12) 스트레스 인지율의 과거값을 설명변수로 추가함으로써 본 연구의 분석 개수는 3,192개로 축소된다.

GMM보다 더 효율적인 추정량(efficient estimator)으로 알려져 있다(김계숙·민인식, 2010). 본 연구에서도 시스템 GMM 추정방법을 사용하기로 한다.

〈표 5〉-〈표 8〉에서 보는 바와 같이, 광역시와 비광역시 간 관측값이 다르다. 이를 고려하여, 본 연구는 광역시와 비광역시를 분류하여 패널분석을 시행한다. 또한, 두 권역의 분석 결과를 검토하기 위해 시도별 패널분석을 함께 시행한다.

## 2. 패널분석 결과

동적 패널 모형을 이용한 분석 결과는 〈표 10〉-〈표 13〉에 요약된다.<sup>13)</sup>

먼저 전국 및 광역시, 비광역시의 패널분석 결과를 검토하기로 한다 (〈표 8〉 참조). 전국적으로 과거 스트레스는 현재 스트레스에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤다. 흡연율은 스트레스에 유의미한 양(+)의 영향을 주었는데, 이는 흡연이 스트레스 지수를 높인다는 것을 의미할 수 있다. 흥미로운 결과는 음주율과 스트레스의 관계이다. 음주율은 광역시에서 스트레스에 유의미한 음(-)의 영향을 주었지만, 비광역시에서 유의미한 영향을 주지 못했다. 이는 다음과 같은 해석이 가능하다. 대도시에서는 음주가 스트레스 완화나 긴장 해소의 수단으로 사용될 수 있으며, 이러한 해석은 지역의 특성, 문화, 사회적 요인 등과 관련이 있을 수 있다는 것을 말해준다.<sup>14)</sup> 다음으로 주관적 건강수준 인지율은 전 지역에서 스트레스 인지율에 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤다.

〈표 10〉 패널분석 결과 I(시스템 GMM)

구분	전국	광역시	비광역시
$STR_{t-1}$	0.179*** (0.027)	0.175*** (0.039)	0.171*** (0.034)
SMK	0.267*** (0.023)	0.301*** (0.037)	0.263*** (0.028)

13) 본 연구에서는 지역별 분석을 위해 전국을 ‘광역시와 비광역시’, 그리고 15개 시도로 분류하였다. 지역 변수를 더미(dummy)로 사용하는 경우 더미변수는 228개에 달한다. 더미변수가 많은 경우에도, LSDV(최소제곱더미변수) 추정량을 얻을 수 있으며, 더미변수의 추정계수가 0인지 F검정을 실시할 수 있다. 더미변수의 사용에 관해 논평해 주신 심사위원께 감사드린다.

14) 본 연구에서 사용한 음주율은 “만 19세 이상을 대상으로 최근 1년 동안 한 달에 1회 이상 술을 마신 적이 있는 지역민의 비율”이다. 통계청에서 제공하는 고위험음주율(자료 원출처: 질병관리청)을 설명변수로 사용한다면, 비광역시에서도 고위험 음주는 스트레스 지수를 높이는 역할을 할 수 있을 것으로 판단된다. 여기서 고위험음주율이란 “만 19세 이상을 대상으로 최근 1년 동안 음주한 사람 중에서 남자는 한 번의 술자리에서 7잔 이상(또는 맥주 5캔 정도), 여자는 5잔 이상(또는 맥주 3캔 정도)을 주 2회 이상 마시는 사람의 비율”로 정의된다(통계청).

<i>ALC</i>	-0.002 (0.020)	-0.086** (0.029)	0.025 (0.024)
<i>SHEA</i>	-0.108*** (0.017)	-0.106*** (0.021)	-0.113*** (0.022)
<i>Constant</i>	20.838*** (1.767)	26.401*** (2.551)	19.2091*** (2.2591)
<i>Wald <math>\chi^2</math></i>	327.14	149.17	214.19

주 1) \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

주 2) 괄호 안은 Robust 표준오차임.

다음으로 각 시도의 패널분석 결과를 검토하기로 한다 (<표 11>-<표 13> 참조). 먼저, 과거 스트레스가 현재 스트레스에 유의미한 양(+의 영향을 주는 지역은 대구, 인천, 광주, 대전, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주로 나타났다. 흡연율은 대전과 울산을 제외한 지역에서 스트레스에 유의미한 양(+의 영향을 주었으며, 음주율은 서울, 광주 울산 등 광역시 권역에서 스트레스에 유의미한 음(-)의 영향을 주었으며, 비광역시 권역에서 유의미한 영향을 준 지역은 없는 것으로 나타났다. 주관적 건강수준 인지율은 부산, 대구, 인천, 경기, 경남 등 5개 시도를 제외한 지역에서 스트레스에 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 11> 패널분석 결과 II(시스템 GMM)

구분	서울	부산	대구	인천	광주
<i>STR<sub>t-1</sub></i>	0.100 (0.083)	0.86 (0.106)	0.274* (0.119)	0.167** (0.059)	0.382*** (0.065)
<i>SMK</i>	0.348*** (0.063)	0.246*** (0.064)	0.272** (0.104)	0.431*** (0.099)	0.301* (0.114)
<i>ALC</i>	-0.111* (0.047)	-0.013 (0.052)	-0.042 (0.064)	-0.027 (0.123)	-0.215*** (0.051)
<i>SHEA</i>	-0.098*** (0.027)	-0.036 (0.036)	-0.125 (0.066)	-0.120 (0.085)	-0.153*** (0.028)
<i>Constant</i>	30.748*** (3.769)	20.515 (3.720)	20.558*** (4.908)	21.428* (10.273)	30.636*** (5.088)
<i>Wald <math>\chi^2</math></i>	72.19	27.25	29.49	60.26	4159.84

주 1) \*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

주 2) 괄호 안은 Robust 표준오차임.



〈표 12〉 패널분석 결과 III(시스템 GMM)

구분	대전	울산	경기도	강원도	충북
$STR_{t-1}$	0.240** (0.073)	0.067 (0.055)	0.146 (0.101)	0.109 (0.077)	0.102 (0.070)
SMK	0.279 (0.150)	-0.068 (0.126)	0.285*** (0.049)	0.246** (0.081)	0.333** (0.107)
ALC	-0.090 (0.004)	-0.235* (0.111)	0.059 (0.058)	0.058 (0.057)	0.119 (0.067)
SHEA	-0.305*** (0.034)	-0.186*** (0.041)	-0.069 (0.043)	-0.197** (0.058)	-0.152* (0.061)
Constant	36.484*** (7.853)	46.773*** (8.067)	17.975*** (4.211)	22.987*** (5.613)	16.555** (6.295)
Wald $\chi^2$	2043.41	21.70	126.41	23.27	31.82

주 1) \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05

주 2) 괄호 안은 Robust 표준오차임.

〈표 13〉 패널분석 결과 IV(시스템 GMM)

구분	충남, 세종	전북	전남, 제주	경북	경남
$STR_{t-1}$	0.033 (0.090)	0.153* (0.072)	0.138* (0.060)	0.188* (0.082)	0.157** (0.049)
SMK	0.338** (0.107)	0.292** (0.109)	0.196** (0.062)	0.220* (0.098)	0.375*** (0.060)
ALC	0.128 (0.091)	-0.026 (0.067)	-0.067 (0.071)	0.045 (0.057)	0.043 (0.039)
SHEA	-0.132** (0.045)	-0.127*** (0.027)	-0.322*** (0.056)	-0.081* (0.031)	-0.013 (0.055)
Constant	18.034*** (5.567)	22.009*** (4.291)	36.111*** (5.991)	14.915** (5.380)	9.874** (3.715)
Wald $\chi^2$	52.94	66.48	82.17	34.27	73.23

주 1) \*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05

주 2) 괄호 안은 Robust 표준오차임.

순수 오차항  $e_{it}$ 에 시계열 상관성이 없는지에 관한 여부를 검정하기로 한다. 이를 위해  $\Delta e_{it}$ 의 자기상관에 관한 가설검정(Arellano-Bond 검정)을 하기로 한다. 〈표 14〉와 〈표 15〉는 그 검정 결과를 정리한다. 검정 결과를 보면, 식(2)의  $\Delta e_{it}$ 에 1계 자기상관이 없다는 귀무가설은 대부분 기각되며<sup>15)</sup>, 2계 자기상관이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 결론적으로, 식(1)의 순수 오차항에 해당하는  $e_{it}$ 에는 1계 자기상관이 존재하지 않는다고 판단할 수 있다.

15) 예외도 있는데, 울산에서  $\Delta e_{it}$ 에 1계 자기상관이 없다는 귀무가설은 기각되지 않았다.

〈표 14〉 오차항의 자기상관 검정 I

		z	p > z
전국	AR(1)	-12.098	0.000
	AR(2)	0.223	0.822
광역시	AR(1)	-7.248	0.000
	AR(2)	0.860	0.389
비광역시	AR(1)	-9.971	0.000
	AR(2)	-0.227	0.820

〈표 15〉 오차항의 자기상관 검정 II

		z	p > z
서울	AR(1)	-4.252	0.000
	AR(2)	-0.892	0.372
부산	AR(1)	-3.411	0.000
	AR(2)	-1.225	0.220
대구	AR(1)	-2.199	0.027
	AR(2)	0.606	0.544
인천	AR(1)	-2.509	0.012
	AR(2)	0.816	0.414
광주	AR(1)	-2.173	0.029
	AR(2)	-0.854	0.392
대전	AR(1)	-1.984	0.047
	AR(2)	1.257	0.208
울산	AR(1)	-1.888	0.059
	AR(2)	1.130	0.258
경기도	AR(1)	-4.352	0.000
	AR(2)	-1.346	0.178
강원도	AR(1)	-3.445	0.000
	AR(2)	-0.676	0.498
충북	AR(1)	-2.813	0.000
	AR(2)	-1.130	0.258
충남, 세종	AR(1)	-3.348	0.000
	AR(2)	0.803	0.421
전북	AR(1)	-3.355	0.000
	AR(2)	0.804	0.421
전남, 제주	AR(1)	-3.908	0.000
	AR(2)	-1.059	0.289
경북	AR(1)	-3.993	0.000
	AR(2)	-0.386	0.699
경남	AR(1)	-3.713	0.000
	AR(2)	-0.066	0.947

## V. 패널 그랜저 인과관계 분석

### 1. 그랜저 인과관계의 이론 및 분석모형

패널 그랜저 인과관계를 분석하기에 앞서, Granger(1969)가 개발한 방법론을 살펴보기로 한다. 두 안정적 시계열(stationary series)  $x_t$ 와  $y_t$ 를 고려하자.  $x$ 가  $y$ 의 그랜저 원인인지를 분석하기 위한 모형은 다음과 같다.

$$y_t = a + \sum_{k=1}^K \gamma_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

식(3)을 통해, 다음과 같은 해석이 가능하다:  $y$ 의 과거값들이 모델에 포함되었을 때도  $x$ 의 과거값들이  $y$ 의 현재 값을 유의미하게 예측한다면,  $x$ 는  $y$ 에 인과적인 영향을 미친다고 판단될 수 있다. 식(3)으로부터, F-test에 기초한 인과관계를 검정하기 위한 다음과 같은 귀무가설을 설정할 수 있다.

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_K = 0 \quad (4)$$

식(4)에서  $H_0$ 가 기각되면,  $x$ 가  $y$ 의 그랜저 원인이라고 결론 내릴 수 있다. 또한  $y$ 가  $x$ 의 그랜저 원인인지 분석할 때도 이 모델은 사용된다.

본 연구는 스트레스 인지율과 건강지수 사이에 인과관계를 분석하기 위해 그랜저가 제시한 모형을 확장하여 Dumitrescu and Hurlin(2012)의 이산적 패널에 관한 그랜저 비인과관계 검정(Granger non-casuality test for heterogeneous panels, 이하 DH test)을 시행한다. DH test는 일반적 그랜저 인과관계 분석과 달리 패널 데이터를 활용하여 변수들 사이에 인과관계를 분석한다.

DH test를 위한 모형은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = a_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$i = 1, 2, \dots, N$  그리고  $t = 1, 2, \dots, T$

식(5)에서  $x_{i,t}$ 와  $y_{i,t}$ 는  $t$ 연도에  $i$ 지역에서의 정상 변수들의 관측값이다. 식(5)에 표시된 계수들은 지역 간에 다를 수 있지만, 시간에 따라 변하지 않는다고 가정한다. 또한 지연 순서(lag order)  $K$ 는 모든

지역에 갖게 적용된다고 가정되며, 균형패널에서만 적용된다. Granger(1969)와 마찬가지로 인과관계의 존재를 확인하기 위한 절차는  $x$ 의 과거값들이  $y$ 의 현재값에 유의미한 영향을 미치는지 아닌지를 검정하는 것이다. 따라서 다음과 같은 귀무가설을 설정할 수 있다.

$$H_0 : \beta_{i1} = \dots \beta_{iK} = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

DH test는 일부 지역들에서는 인과관계가 존재할 수 있지만, 반드시 모든 지역에 유지되지 않는다고 가정한다. 따라서, 대립가설은 다음과 같이 표현된다.

$$H_1 : \beta_{i1} = \dots \beta_{iK} = 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, N_1$$

$$\beta_{i1} \neq 0 \text{ 또는 } \dots \text{ 또는 } \beta_{iK} \neq 0 \quad \forall i = N_{1+1}, \dots, N \tag{7}$$

DH test에 대한 절차는 Lopez and Weber(2017)에 잘 정리되어 있다. 본 연구는 Lopez and Weber(2017)가 고안한 STATA command인 `xtgcause`를 사용하여 DH test를 시행한다. DH test 절차에 따르면 Wald static의 평균( $\bar{W}$ ), 그리고  $\bar{Z}$ ,  $\tilde{Z}$ 통계량에 대한 값을 얻는다. 표준화된  $\bar{Z}$  및  $\tilde{Z}$  통계량은 Wald 통계량에서 유도되며, 다양한 패널 크기와 모델 간의 통계 비교를 가능하게 한다. 이러한 통계량이 기준 임계값보다 크다면 귀무가설  $H_0$ 를 기각하여 그랜저 인과관계의 존재를 확인한다. 본 연구에서는  $N(= 3,420)$ 이 크지만,  $T(=15)$ 가 상대적으로 작은 데이터를 다루므로, 결과를 해석할 때  $\tilde{Z}$ 통계량을 활용한다.

〈표 16〉은 패널 그랜저 인과관계 검정 체계를 제시한다.

〈표 16〉 패널 그랜저 인과 검정 체계

Casual Direction			Casual Direction		
<i>STR</i>	←	<i>SMK</i>	<i>STR</i>	→	<i>SMK</i>
<i>STR</i>	←	<i>ALC</i>	<i>STR</i>	→	<i>ALC</i>
<i>STR</i>	←	<i>SHEA</i>	<i>STR</i>	→	<i>SHEA</i>

즉, 〈표 16〉은 건강지수가 스트레스 인지율에 영향을 주는지 또는 스트레스 인지율이 건강지수에 영향을 주는지에 대한 검정 체계를 보여준다. 귀무가설이 기각되면, 패널 내에서 그랜저 인과관계가 존재한다는 것을 의미한다. 이에 따라 식(5)는 다음과 같이 특별한 모형으로 표현된다.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} STR_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} HEALTH_{it-k} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ 그리고 } t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

$$HEALTH_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} HEALTH_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} STR_{it-k} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ 그리고 } t = 1, 2, \dots, T \quad (9)$$

식(8)과 식(9)에서 *HEALTH*는 *SMK*, *ALC*, *SHEA*에 해당한다. 따라서 식(8)을 이용하여 흡연, 음주, 그리고 주관적 건강수준이 각각 스트레스의 그랜저 원인인지 검정한다. 또한 식(9)를 이용하여 스트레스가 흡연, 음주, 그리고 주관적 건강수준의 그랜저 원인인지 검정한다.

## 2. 패널 그랜저 인과성 검정

식(8)에 대한 DH test 결과를 보기로 한다. <표 17>은 식(8)의 DH test에 따른  $\tilde{Z}$  통계량을 보여준다. 먼저 흡연율과 음주율에 대해 분석하기로 한다. 전국적으로 흡연율은 스트레스 인지율의 그랜저 원인이며, 통계적으로 유의미하였다. 이에 반해, 음주율과 주관적 건강수준 인지율은 스트레스 인지율의 그랜저 원인으로 채택할 수 없는 결과를 보였다.

<표 17> DH test 결과:  $STR \leftarrow SMK, ALC, SHEA$

region	variable	Null Hypothesis		static
전국	<i>SMK</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	8.201 ***
	<i>ALC</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	1.272
	<i>SHEA</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	-0.254
광역시	<i>SMK</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	4.935 ***
	<i>ALC</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	-0.262
	<i>SHEA</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	1.169
비광역시	<i>SMK</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	6.558 ***
	<i>ALC</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	1.730
	<i>SHEA</i>	$\rightarrow$	<i>STR</i>	-1.120

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$

다음으로, 식(9)에 대한 DH test 결과를 보기로 한다. <표 18>은 식(9)의 DH test에 따른 통계량을 보여준다. 스트레스 인지율은 흡연율의 그랜저 원인이며, 통계적으로 유의미함을 보였다. 하지만 음주

울, 주관적 건강수준 인지율은 스트레스 인지율의 그랜저 원인이 아니었다.

〈표 18〉 DH test 결과: STR → SMK, ALC, SHEA

region	variable	Null Hypothesis		static
전국	STR	→	SMK	3.325***
	STR	→	ALC	1.101
	STR	→	SHEA	0.524
광역시	STR	→	SMK	2.140*
	STR	→	ALC	0.892
	STR	→	SHEA	-0.020
비광역시	STR	→	SMK	2.561*
	STR	→	ALC	0.721
	STR	→	SHEA	0.652

\*\*\* p < 0.001; \*\* p < 0.01; \* p < 0.05

동적 패널 회귀분석 결과(〈표 10〉), 건강지수의 스트레스에 대한 DH test(〈표 17〉), 그리고 스트레스의 건강지수에 대한 DH test(〈표 18〉)를 종합하면, 다음과 같다. 첫째, 흡연은 대전과 울산을 제외한 전국적으로 스트레스를 증가시킬 뿐 아니라, 흡연과 스트레스 간 양방향 그랜저 인과관계가 존재하였다. 이는 흡연이 스트레스를 직접적으로 높이는 역할을 하고 있음을 의미한다.

둘째, 서울, 광주, 울산 등 광역시 권역에서 음주는 스트레스를 줄이는 역할을 하였지만, 음주가 스트레스의 그랜저 원인은 아니었다. 이는 서울, 광주, 울산 등에서 음주는 스트레스 수준을 낮추는 요인으로 작용하였으나, 음주가 스트레스를 직접적으로 줄이는 역할을 하지는 않았음을 의미한다. 비광역시에서 음주는 스트레스에 유의미한 영향을 미치지 않았으며, 스트레스의 그랜저 원인도 아니었다.

셋째, 주관적 건강수준의 인지는 부산, 대구, 인천, 경기, 경남 등 5개 시도를 제외한 지역에서 스트레스를 줄였으나, 그랜저 인과관계를 갖지는 않았다. 이는 대부분 시도에서 주관적 건강수준 인지율이 스트레스 수준을 낮추는 요인으로 작용하였으나, 주관적 건강수준 인지율이 스트레스를 직접적으로 낮추는 역할을 하지는 않았음을 의미한다.

## VI. 결론 및 정책적 시사점

스트레스를 감소시키는 것이 개인과 사회에 유익하다는 사실은 명백하다. 이러한 이유로 스트레스에

관한 연구가 진행 중이며, 대부분 선행연구는 스트레스가 흡연율과 음주율에 미치는 영향에 초점을 맞췄다. 흡연과 음주는 스트레스에 영향을 받을 뿐만 아니라, 스트레스에 영향을 줄 수도 있다. 이에 따라 본 연구는 흡연, 음주, 주관적 건강수준이 스트레스에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 방법으로는 동적 패널 회귀분석과 패널 그랜저 인과관계 분석을 사용하였다. 연구 대상은 2008년부터 2022년까지의 전국 시군구별 228개 기초자치단체로 총 표본은 3,420개이며, 지역별 차이를 고려하기 위해 광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)와 비광역시(경기도, 강원도, 충북, 세종, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)로 분류하였다.

본 연구의 주요 결론은 다음과 같다.

첫째, 흡연은 스트레스를 증가시키며, 흡연과 스트레스 간 양방향 그랜저 인과관계가 존재하였다. 이는 흡연과 스트레스가 악순환을 이룬다는 것을 의미한다. 둘째, 광역시에서 음주는 스트레스를 감소시키는 역할을 하지만, 음주와 스트레스 간 그랜저 인과관계는 존재하지 않았다. 이에 반해, 비광역시에서 음주는 통계적으로 유의미하지는 않지만, 스트레스를 증가시켰으며, 음주와 스트레스는 그랜저 인과관계를 갖지 않았다. 셋째, 자신의 건강수준을 긍정적으로 인식하는 사람의 스트레스는 전 지역에서 낮았지만, 건강수준과 스트레스 간 그랜저 인과관계는 존재하지 않았다.

본 논문에서 도출된 결론의 함의는 다음과 같이 요약할 수 있다.

흡연은 스트레스를 증가시키며, 이는 다시 흡연의 증가를 초래하는 악순환(vicious circle)을 발생시킨다. 따라서, 흡연 예방 및 금연 지원 정책은 스트레스를 줄이는 선순환(virtuous circle)으로 작용할 수 있을 것이다. 반면, 음주와 주관적 건강수준의 인지는 스트레스에 영향을 미칠 수는 있으나, 스트레스를 직접적으로 통제하는 역할을 하지는 않는 것으로 분석되었다. 이러한 분석은 ‘음주와 주관적 건강수준’과 스트레스의 관계를 심층적으로 이해하기 위해서는 인구사회학적 특성을 고려한 다양한 변수들을 고려한 분석이 필요하다는 것을 시사한다.

기존 문헌에 대한 공헌은 다음과 같다.

첫째, 선행연구는 흡연, 음주 등이 스트레스에 미치는 영향과 역으로 스트레스가 이들에 미치는 영향을 보였다.<sup>16)</sup> 반면 본 연구는 이들 요인과 스트레스의 시간적 선행성을 고려하였다는 점에서 차별성이 있다. 즉, 본 연구는 패널 회귀분석과 그랜저 인과성 검정을 병행함으로써, 흡연이 스트레스 지수를 직접 높이는 역할을 하나, ‘음주와 주관적 건강수준의 인지’가 스트레스를 직접적으로 통제하지는 않는다는 결과를 제시할 수 있었다.

16) 예를 들어, 이경희 외(2006)는 높은 흡연율이 스트레스 지수를 높인다는 결과를 보였고, 박한주 외(2007)는 스트레스가 흡연율을 높인다는 결과를 보였다.

둘째, 선행연구는 소규모 인구 집단을 대상으로 분석하였다.<sup>17)</sup> 반면 본 연구는 전국 데이터를 활용하여 권역별(지역별) 패널회귀 분석과 그래저 인과성 검정을 시행하였다는 점에 의의가 있다 — 본 연구는 지역별로 스트레스에 미치는 요인이 다름을 확인할 수 있었다.

전국 단위의 데이터를 활용하는 과정에서 몇 가지 한계점이 있었다. 특히, 인구사회학적 특성(예를 들어, 연령, 성별, 결혼 상태, 교육 연한, 수면시간)을 충분히 고려하지 못했다는 점이 본 연구의 주요 한계로 지적될 수 있다. 예를 들어, 국내 전체 흡연율과 음주율은 하락하는 추세이지만, 여성의 경우 흡연율과 음주율은 증가하는 추세이다. 다른 예로 본 연구에서 유도된 음주와 스트레스의 관계를 들 수 있다. 본 연구는 광역시에서 음주는 스트레스 지수를 낮추는 역할을 하였으나, 음주가 스트레스를 직접적으로 유발하지 않는다는 결론을 내렸다. 이는 음주와 스트레스의 관계를 더욱 심층적으로 이해하기 위해서는 인구사회학적 특성을 고려한 분석(예를 들어, 음주와 스트레스 사이에 매개변수를 고려한 분석)이 필요할 수 있음을 시사한다.<sup>18)</sup> 또한, 분석 대상이 다르다는 점도 한계점으로 언급될 수 있다. 예를 들어, 흡연율과 음주율에 대한 조사 대상은 만 19세이지만 주관적 건강수준 인지율과 스트레스 인지율에 대한 조사 대상은 13세이다. 이러한 한계점의 주된 이유는 분석 대상을 통계청 자료에 의존하였기 때문이다. 위의 두 가지 한계점에 대응하여 인구사회학적 특성과 조사 대상의 일관성을 고려하는 분석은 연구의 과제로 남긴다.

## ■ 참고문헌 ■

- 김계숙·민인식(2010). “집적경제가 지역-산업 고용성장에 미친 영향: System GMM 추정방법의 활용”, 『국토계획』, 45(2): 227-246.
- 김준호·장세진(2012). “근로환경에 따른 직무스트레스 수준과 건강이상과의 관련성”, 『보건과 사회과학』, 31: 5-24.
- 김희정(2019). “금연하고자 하는 대학생의 흡연동기, 흡연행동, 스트레스, 금연자기효능이 건강증진행위에 미치는 영향”, 『대한통합의학회지』, 7(3): 189-196.
- 박남수(2012). “마음챙김에 근거한 스트레스 완화 프로그램이 조직구성원의 정신건강에 미치는 효과”,

17) 대부분의 선행연구는 특정 집단이나 설문조사를 통해 스트레스를 유발하는 요인이나 스트레스가 인간 행동에 미치는 영향을 분석하였다(이경희 외, 2006; 박한주 외, 2007; 하영미·정미라, 2015; 김희정, 2019; 이계승, 2012a; 이계승, 2012b 등). 이러한 특정 대상에 대한 분석은 인구사회학적 특성, 개인의 건강행태 등을 고려할 수 있다는 장점이 있다.

18) 한계점을 지적해 주신 심사위원께 감사드립니다.



- 『한국조직학회보』, 9(2): 107-144.
- 박한주·김종성·김경민·김성민·이동훈·김성수·정진규(2007). “흡연 남성의 스트레스에 대한 내적반응이 니코틴 의존도에 미치는 영향”, 『가정의학회지』, 28(8): 604-609.
- 보건복지부(2022). 『국민건강영양조사』.
- 이경희·정우진·이선미(2006). “스트레스 수준과 흡연 여부의 관련성”, 『가정의학회지』, 27(1): 42-48.
- 이계승(2021a). “장애여성의 음주행태 변화궤적 유형과 예측요인에 관한 연구: 장애 및 심리 특성을 중심으로”, 『GRI연구논총』, 23(2): 221-252.
- 이계승(2021b). “장애인의 음주행태 변화유형과 예측요인에 관한 연구”, 『장애인평생교육복지연구』, 7(2): 85-113.
- 이다은·임세원·신동원·오강섭·신영철(2017). “한국 직장인의 문제성 음주와 관련된 직무 스트레스 요인”, 『대한불안학회지』, 13(1): 39-45.
- 하영미·정미라(2015). “남성근로자의 음주동기, 음주거절 효능감, 직무 스트레스가 문제음주에 미치는 영향”, 『한국직업건강간호학회지』, 24(1): 48-56.
- 한석례·김지영·이명하(2019). “성인 음주운전자의 음주동기, 스트레스 및 특성분노가 문제음주에 미치는 영향”, 『인문사회21』, 10(3): 1805-1820.
- 통계청(2019, 2020). 『국제통계』.
- 통계청, 각년도, 『지역별 통계』.
- Allerano, M. & S. Bover(1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- Allerano, M. & O. Bover(1995). “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, 68: 29-51.
- Blundell, R. & S. Bond(1998). “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel-data Models”, *Journal of Economics*, 87: 115-143.
- Breitung, J.(2000). “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, *Advances in Econometrics*, 15: 161-177.
- Dumitrescu, E.-I. & C. Hurlin(2012). “Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels”, *Economic Modelling*, 29: 1450-1460.
- Granger, C. W. J.(1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-

- spectral Methods”, *Econometrica*, 37: 424-438.
- Hadri, K.(2000). “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3(2): 148-161.
- Harris, R. D. & E. Tzavalis(1999). “Inference for Unit Root in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed”, *Journal of Econometrics*, 91(2): 201-226.
- Im, K. S., M. Pesaran & Y. Shin(2003). “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
- Levin, A., C.-F. Lin, & C.-S. Chu(2002). “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108(1): 1-24.
- Lopez, L. & S. Weber(2017). “Testing for Granger Causality in Panel Data”, *The Stata Journal*, 17(4): 972-984.
- Maddala, G. S. & S. Wu(1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.
- <https://www.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10706040000> 보건복지부.

---

원 고 접 수 일 | 2024년 1월 19일

1차심사완료일 | 2024년 5월 2일

2차심사완료일 | 2024년 5월 13일

최종원고채택일 | 2024년 5월 14일

박성훈 s.h.park@daum.net

2005년 미국 University of Wyoming에서 경제학 박사학위를 받았다. 현재 조선대학교 경제학과 교수로 재직 중이다. 대한민국 사회보장위원회 민간위원과 한국산업경제학회 회장을 역임하였다. 논문으로는 “Asymmetric Reimbursement and Contingent Fees in Environmental Conflicts: Observable vs. Unobservable Contracts”(2023), “Internalizing Environmental Damages and Endogenous Reimbursement in Environmental Conflicts: A Game-Theoretic Analysis”(2022), “Contingent Fees and Endogenous Timing in Litigation Contests”(2022) 등 다수 논문을 발표하였다. 주요 관심분야는 게임이론, 지역경제, 산업조직 등이다.