

담뱃값 인상으로 인한 흡연율 감소가 체질량지수와 몸무게에 미치는 영향

김 대 환¹

¹ 동아대학교

초 록

전 세계적으로 흡연율은 감소하는 반면 비만율은 빠르게 증가해 왔으며, 보건경제학자들은 흡연이 비만에 미치는 인과관계를 실증해 왔다. 국내에서도 흡연율은 감소하고 비만율은 증가하는 현상이 뚜렷하지만, 흡연과 비만에 관한 연구는 매우 미흡하다. 이에 본 연구는 한국의료패널의 2013~2016년 자료를 활용해 흡연이 체질량지수와 몸무게에 미치는 영향을 분석하였다. 고정효과모형에 도구변수기법을 적용하여 두 변수 간 인과관계를 분석한 결과, 2015년 담뱃값 인상이 흡연율을 감소시켰고 나아가 금연은 BMI를 1.30만큼, 몸무게를 3.09kg 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 2015년 담배가격 인상이 국민들의 흡연율은 낮추었지만, 몸무게를 증가시킨 것으로 분석되었다. 흡연 못지않게 비만으로 인한 사회경제적 비용을 고려하여, 향후 금연정책을 강화할 때 비만을 증가와 같은 부작용이 초래되지 않도록 비만을 감소시키기 위한 보건정책과 교육이 병행될 필요가 있겠다. 본 연구가 패널자료를 활용해 두 변수 간 인과관계를 분석한 첫 번째 시도라는 점에서 의미가 있겠으나 향후 추가 분석을 통해 더욱 의미 있는 시사점이 제시될 필요가 있겠다.

주요 용어: 흡연, 비만, 체질량지수, 도구변수, 고정효과모형

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 전 세계적으로 흡연율은 감소하는 반면 비만율은 빠르게 증가해 왔으며, 보건경제학자들은 흡연율 감소가 비만을 초래하는 것은 아닌지 분석해 왔다. 국내에서도 흡연율은 감소하고 비만율은 증가하는 현상이 뚜렷하지만, 흡연과 비만에 관한 연구는 매우 미흡하다. 이에 2015년 담뱃값을 2,500원에서 4,500원으로 인상한 정책이 국민들의 몸무게와 체질량지수를 증가시켰는지 분석했다.

새롭게 밝혀진 내용은? 전 국민을 대표하는 표본(한국의료패널)을 활용해 분석한 결과, 2015년 담뱃값 인상이 흡연율을 감소시켰고 나아가 금연은 BMI를 1.30만큼, 몸무게를 3.09kg 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 2015년 담배가격 인상이 국민들의 흡연율은 낮추었지만, 몸무게를 증가시킨 것으로 분석되었다. 결과적으로 흡연은 몸무게와 깊은 관련이 있다는 의학적 주장과 일치하는 결과를 도출할 수 있었다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 국내 보건의료정책은 비만보다는 상대적으로 흡연에 집중해왔다. 그런데 최근 국내 남녀노소 모든 그룹에 비만율이 빠르게 증가하고 있으며, 이에 따라 비만으로 인한 천문학적 비용이 발생하고 있다. 그러므로 비만을 감소시키기 위한 적극적인 보건의료정책이 필요하며, 특히 향후 금연정책을 강화할 때 비만을 증가와 같은 부작용이 초래되지 않도록 비만을 감소시키기 위한 정책과 교육이 병행될 필요가 있다.

본 연구는 동아대학교 교내연구비 지원에 의하여 연구되었음.

- 투 고 일: 2021. 08. 13.
- 수 정 일: 2022. 01. 21.
- 게재확정일: 2022. 01. 25.

1. 서론

한국은 OECD 국가 중 의료비 증가율이 가장 높다(OECD, 2021a). [그림 1]은 한국과 OECD 국가의 과거 10년간 실질 의료비 증가율 추이를 보여주는데, 한국의 의료비 증가율이 OECD 평균에 비해 낮은 적이 없으며, 과거 10년 동안 한국의 실질 의료비 증가율은 6.4%로 OECD의 1.8%에 비해 무려 3.5배가 높다.

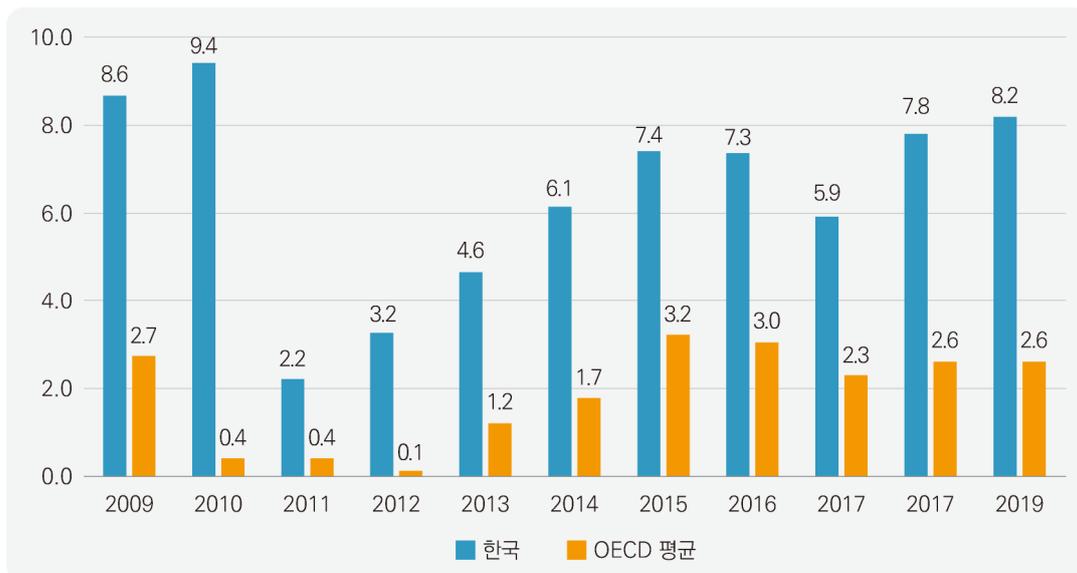
한 나라의 의료비를 증가시키는 요인은 수없이 많지만, 흡연과 비만이 대표적인 요인으로 지목된다. 흡연은 폐암과 후두암을 비롯한 다양한 암뿐 아니라 만성질환, 혈관질환 등을 유발하는 직접적인 원인이다(U.S. Department of Health and Human Services, 2017, p.3). 그뿐만 아니라 생산성, 인적자본, 나아가 경제성장에도 부정적인 것으로 알려져 있다. 미국의 경우, 흡연은 연간 생산성 손실비용이 1,560억 달러에 달하고, 성인의 의료비를 2,250억 달러 정도 증가시키는 등 매년 3,000억 달러 이상의 사회적 비용을 초래하는 것으로 알려져 있다(U.S. Department of Health and Human Services, 2017, p.631; Xu et al., 2021, p.1). 한국에서도 흡연으로 인한 직접비용 2조 8,106억 원 이외에도 간접비용 4조 2,908억 원까지 고려할 때 사회적 비용이 7조 원을 초과한다(이선미

외, 2015, pp.426-489). 전 세계적으로는 매년 800만 명이 흡연으로 인해 사망하는데, 그중 흡연자 700만 명뿐 아니라 120만 명은 간접흡연으로 사망한다(Global Burden of Disease, 2021¹⁾).

비만 역시 암, 뇌졸중, 만성폐쇄성폐질환, 당뇨병, 심혈관계 질환, 근골격계 질환, 수면무호흡증, 담낭 질환 등을 초래하는 위험요소인 동시에(Finkelstein et al., 2004, pp.18-24; Schulte et al., 2007, pp.428-436) 기업의 생산성을 저해하는 대표적인 원인으로 지목된다(Burton & Conti, 1999, pp.34-36; Tucker and Friedman, 1998, pp.202-207). Sturm(2002, pp.245-253)의 연구에 따르면 미국의 경우 비만으로 인한 사회적 비용이 흡연이나 음주보다 높다고 알려져 있다. 국내에서 흡연으로 인한 사회적 비용을 추정한 이선미 외(2015, p.622)는 비만으로 인한 국내 사회적 비용은 연간 6조 7,695억 원이라고 추정하였다. 비교적 최근에 이루어진 연구에 따르면 한국에서 비만으로 인한 사회적 비용이 11조 5,000억 원 정도에 달한다는 연구 결과도 제기된다(국민건강보험공단, 2018, p.1).

사회경제적으로 천문학적 손실을 초래하는 흡연과 비만에 대한 연구는 매우 활발하지만, 흡연이 비만에 미치는 영향에 대한 국내 연구는 매우 미흡한 실정이다. 특히 흡연이 체중

그림 1. 한국과 OECD 국가의 의료비 증가율 추이



자료: OECD(2021a)를 활용해 저자가 그림.

1) <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/tobacco>

을 감소시킨다면 정부의 금연 정책이 오히려 국민의 비만율을 높일 수 있다는 문제 제기도 지속되고 있기 때문에(Chou et al., 2004, pp.565-587) 흡연과 비만 간 인과관계를 밝히는 것은 보건복지정책 차원에서도 중요하다.

이에 본 연구는 금연이 체질량지수(Body Mass Index, BMI)와 몸무게에 미치는 인과관계를 실증하고자 한다. 선행연구 및 실증분석 모형 부분에서 상세히 설명하겠지만, 흡연이 몸무게에 미치는 영향을 분석하는 실증연구에서 내생성(endogeneity)의 문제를 해결하는 것이 핵심이다(Baum, 2009, pp.3-19). 두 변수 간 인과관계를 밝히기 위해 본 연구에서는 패널모형(panel model)을 활용하는 동시에 도구변수(Instrument Variable, IV)기법을 활용하였다.

한국의 경우 60%에 달하는 남성 흡연율을 감소시키기 위해 2004년 담배가격을 2,000원에서 2,500원(29%)으로 인상했고²⁾ 그 결과 흡연율이 2006년 44.1%로 감소했다. 이후 한국 남성의 흡연율은 OECD 국가 중 가장 높은 수준에서 담보 상태로 머물러 있었다(조경숙, 윤장호, 2014, p.501). 그러다가 10여 년이 흐른 2015년 한국 정부는 담배가격을 2,500원에서 4,500원으로 무려 80%를 증가시켰다. 그러므로 흡연율을 낮추기 위한 정부의 금연정책은 흡연 또는 금연이 비만에 미치는 인과관계를 밝히는 데 유용한 IV로 활용될 수 있다(Gruber & Frakes, 2006, pp.183-197).

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 본 연구와 직접적으로 관련된 국내외 선행연구를 고찰한다. 제3장에서는 금연이 BMI 및 몸무게에 미치는 인과관계를 분석하는 데 활용된 실증분석 모형과 자료에 대해 기술한다. 제4장에서는 실증분석 결과를, 마지막으로 제5장에서는 결론, 정책적 시사점 그리고 연구의 한계를 제시한다.

II. 선행연구

흡연이 BMI, 비만, 몸무게 등에 미치는 영향에 대한 연구는 주로 해외에서 활발히 연구되어 왔다. 그중에서도 흡연과 비만에 관한 연구는 비만율이 세계에서 가장 높은 미국에서 가장 활발하다. 의학적으로는 흡연이 식욕을 감소시키고, 열량을 태우고, 신진대사의 변화를 초래해 몸무게가 감소할 수 있

다고 알려져 있다(U.S. Department of Health and Human Service, 1996, p.135). 몸무게는 결국 칼로리 섭취량과 소비량의 균형에 의해 결정되는데, 특히 니코틴이 칼로리 섭취량과 소비량의 균형을 헤치는 중심적인 역할을 하는 것으로 보고된다. 예를 들어, 니코틴은 대사율(metabolic rate)을 높여 체중을 줄이는 것으로 알려져 있다. 또한 니코틴은 교감신경 흥분제로서 말초 조직에 대한 작용과 뇌의 신진대사 조절을 통해 에너지 소비를 증가시킨다. 이에 더하여 니코틴은 신체 조직 내에서 노르에피네프린의 국소 방출과 부신에서 에피네프린의 전신 방출을 촉진하며 부분적으로 지방 분해를 증가시키고 지방산을 트리글리세리드로 재순환함으로써 지방 조직의 열 생성을 증가시켜 몸무게를 감소시킨다는 것이 의학적인 설명이다(Audrain-McGovern & Benowitz, 2011, pp.164-168).

흡연과 몸무게에 관한 의학적인 연구와 함께 보건경제학자들은 두 변수 간 인과관계를 밝히기 위해 많은 실증연구를 시도해왔다. 특히 미국의 경우, 흡연율은 지속적으로 감소한 반면 비만율은 증가해 흡연율 감소가 비만율을 높인 것은 아닌지에 대한 연구가 활발하다. Chou et al.(2004, pp.565-587)은 미국의 급증하는 비만율의 요인이 다양하겠지만 그중 하나가 흡연율의 감소라고 지적하였다. 하지만 Chou et al.(2004, pp.565-587) 이후 Gruber & Frakes (2006, pp.183-197)은 Chou et al.(2004, pp.565-587)과 달리 비만율 증가가 흡연율 감소의 원인이 아니라고 주장하였다. Gruber & Frakes(2006, pp.183-197)의 주요 논리는 흡연율의 감소와 비만율의 증가는 단순히 추세적인 현상일 뿐 흡연율 감소가 비만율 증가를 설명하지 못한다는 것이다. 특히 Gruber & Frakes(2006, pp.183)은 Chou et al.(2004, pp.565-587)의 연구방법론에 문제가 있다고 지적하였으며, 이후 Chou et al.(2006, pp.389-393)은 즉각 후속연구를 통해 본인들의 방법론에 문제가 없으며 흡연이 몸무게에 영향을 준다는 결론을 유지하였다.

이후 Nonnemaker et al.(2009, pp.366)은 위 선행연구의 결과를 확인하기 위해 실증분석을 재시도한 결과, 흡연 또는 금연이 비만율에 미치는 영향이 있다고 주장하기 어렵다는 결론을 제시하였다. Baum(2009, pp.3-19) 역시 동일한 주제를 분석하였는데, 흡연이 비만에 매우 유의한 영향을 끼친다는 결론을 제시하였다.

2) 한국의 담배가격은 1974년 200원, 1980년 500원, 1988년 600원, 1996년 1,000원, 2010년 2,500원으로 인상되어 왔다.

여전히 보건경제학자들의 연구 결과가 상충되기도 하지만 흡연이 몸무게를 감소시킨다는 결과가 일반적이다(Audrain-McGovern & Benowitz, 2011, pp.164-168). 이러한 결과로 인해 흡연자들은 금연을 할 경우 몸무게가 증가할 것을 염려해 금연하지 못한다는 연구들도 많다(Meyers et al., 1997, pp.448-452). 실제로 흡연자가 금연을 한 뒤에 몸무게가 증가한다는 분석도 이루어졌으며(CDC, 2009, pp.2651-2654), 특히 흡연자의 금연이 비만으로 연계되고 나아가 제2형 당뇨병(Yeh et al., 2010, pp.10-17) 및 고혈압(Janzon et al., 2004, pp.266-272) 등의 위험을 증가시킨다는 연구도 존재한다.

최근에는 아시아 국가들에서도 흡연이 비만에 미치는 영향을 분석하기 위한 연구가 이루어지기 시작했는데, Sohn (2015)은 인도네시아의 패널데이터를 활용해 흡연이 몸무게, BMI, 비만이 될 가능성 모두에 영향을 끼치기는 하지만 그 정도가 미미하다고 주장하였다. Wang(2015, pp.1-8)은 중국의 데이터를 활용해 분석한 결과, 흡연은 과체중이 될 가능성을 13%, 비만이 될 가능성을 10% 감소시킨다고 주장하였다.

해외와 달리 국내에서는 흡연이 비만, BMI, 몸무게 등에 미치는 영향을 분석한 사례는 많지 않다. 홍성훈(2011, pp.127-144)은 흡연자와 비흡연자 간 비교를 통해 흡연자가 체질량지수, 허리둘레 비만유병률, 그리고 복비부만유병률 모두 낮다는 것을 보였다. 다만, 분석에 활용된 자료가 국민건강영양조사(2005년)로 횡단면자료(cross-sectional data)이기 때문에 흡연이 비만에 미치는 인과관계를 분석하지 못한 한계가 존재한다. 물론 내생성을 통제하기 위해 IV기법을 적용하였지만 IV로 거주지역의 음식점 수 및 운동시설 수 등을 활용한 오류가 관측된다. IV기법에 대해서는 아래에서 자세히 설명하겠지만 IV는 종속변수인 몸무게에 영향을 주지 않아야 하는데 거주 지역의 음식점 수나 운동시설 수 모두 몸무게에 영향을 주는 변수다.

김대환 외(2012, pp.111-132)는 흡연이 비만에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 내생성의 문제를 해결하고자 간접흡연을 흡연의 대리변수(proxy)로 활용하였다. 즉 분석 대상을 비흡연자로 한정하여 간접흡연에 노출된 사람들이 비만이 될 가능성이 낮다고 주장하였다. 다만, 이 연구 역시 횡단면자료를 활용했기 때문에 흡연이 비만에 미치는 인과관계를 규명했다고 보기 어렵다.

김지훈, 정완교(2014, pp.45-64)도 내생성을 고려하여 간접흡연과 비만 간의 관계를 분석하였는데, 김대환 외(2012)의

연구와는 달리 간접흡연에 노출되는 시간이 비만 가능성이 증가하지 않는다는 결론을 제시하였다. 하지만 이들 역시 김대환 외(2012)처럼 동일한 횡단면 자료(국민건강영양조사)를 활용했다는 한계가 있다. 이 밖에도 흡연이 비만에 미치는 영향을 분석하기보다는 두 변수 간 상관관계를 연구한 국내 연구도 존재한다. 예를 들면, 권정대 외(2010, pp.369-376)는 흡연하는 여학생이 비흡연 여학생에 비해 비만도가 높다는 결과를 제시하였다. 이 연구 역시 횡단면 자료를 활용하였으며, 특히 자체 설문조사를 통해 수집된 표본을 활용했기 때문에 분석결과를 일반화하기는 어렵다.

홍성훈, 최정은(2007, pp.75-93)은 국내 관련 연구들과 달리 흡연이 주관적인 비만에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 사람들이 금연을 하게 될 경우 몸무게가 증가하거나 비만이 될 것이라는 인식을 가지고 있다는 것을 보였다. 하지만 이 연구 역시 특정 해의 횡단면 자료를 활용했다는 점에서 흡연과 몸무게 간 인과관계를 규명하기에는 한계가 있다.

주요 선행연구를 정리하자면 흡연이 몸무게, BMI, 비만 가능성 등에 미치는 영향에 대한 연구는 주로 해외에서 활발히 이루어져 왔지만 국내의 모두 의견이 공통적이지는 않다. 하지만 선행연구에서 공통적으로 주장하는 것은 흡연과 비만과의 관계를 실증분석하는 과정에서 내생성을 충분히 고려해야 한다는 것이다. 두 변수 간 내생성을 충분히 고려하지 않는 실증분석 모형은 인과관계가 아닌 상관관계를 보여주는 것에 불과하기 때문에 선행연구는 두 변수 간 인과관계를 분석하기 위해 공통적으로 두 가지를 강조한다. 첫째, 패널자료의 활용이다(Baum, 2009, p.3). 횡단면 자료에서도 인과관계를 밝힐 수 있는 다양한 계량경제모형이 개발되었지만 구조적으로 패널자료의 활용이 두 변수 간 인과관계를 밝히는 데 우월하기 때문이다. 둘째, IV의 활용이다. IV에 대해서는 아래에서 상세히 설명하겠지만 대부분 위에 언급한 모든 미국 관련 선행연구, 그리고 아시아 지역의 경우 Wang(2015, pp.1-8)의 연구가 IV를 활용했는데, 공통적으로 담배가격 또는 세금 등을 IV로 활용하였다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 의미가 있다고 하겠다. 첫째, 흡연이 몸무게, BMI, 비만 등에 미치는 영향은 여전히 연구 중이며 특히 결론이 명확하지는 않기 때문에 추가 연구가 필요하다. 둘째, 위에서 설명했듯이 국내에서는 흡연과 BMI에 대한 연구가 매우 미흡하다. 특히, 국내 연구의 경우, 관련 선행연구 모두 횡단면 자료를 활용했다는 점에서 한계가 명확하

다. 셋째, 한국 정부가 2015년 갑작스럽게 담배가격을 인상하였는데, 한국은 다른 나라들과 달리 담배가격이 지역별로 차등화되어 있지 않고 모든 국민에게 동일하게 적용될뿐더러 담배가격 인상이 한 번에 무려 80%나 인상되었다. 이러한 갑작스럽고 큰 폭의 담배가격 인상은 분명 흡연율에 영향을 끼쳤을 것이기 때문에 정부의 금연정책은 두 변수 간 인과관계를 밝히기 위해 적합한 IV가 될 수 있다. 넷째, 본 연구는 국내 선행연구에 비해 패널자료에 IV기법을 적용해 내생성 문제를 해결하였다는 것에 더하여 선행연구들과 달리 정부의 담배가격 인상이 흡연을 감소를 초래하였는지, 그리고 흡연자가 금연을 한 뒤에 몸무게가 어떻게 변했는지를 분석하였다. 즉, 본 연구는 전 국민을 대표하는 패널자료를 활용해 금연이 BMI와 몸무게에 미치는 인과관계를 영향을 분석하고 정책적 시사점을 제시하였다.

III. 실증분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

흡연 또는 금연이 BMI에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (1)을 활용하였다. 실증분석에 횡단면 자료를 활용할 경우, 분석 결과는 흡연이 BMI에 미치는 영향이 아닌 흡연자와 비흡연자 간 BMI의 차이를 비교하는 정도에 그치게 된다. 그러므로 흡연자가 금연할 때 또는 비흡연자가 흡연을 할 때 BMI의 변화 정도를 분석해야 하는데, 이처럼 특정 사건 이전과 이후의 종속변수의 변화를 분석하기 위해서는 패널자료(panel data)의 활용이 필수다(Cameron & Trivedi, 2005, pp.697-734).

$$BMI_{it} = \alpha Smoking_{it} + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 2013, 2014, 2015, 2016$

BMI_{it} 는 종속변수(dependent variable)로 개인 i 의 t 기 체질량지수를 의미한다. $Smoking_{it}$ 은 개인 i 가 t 기에 흡연을 하면 1이, 흡연을 하지 않으면 0이 부여된 더미변수(dummy variable)다. X_{it} 는 $Smoking_{it}$ 이외에도 BMI_{it} 에 영향을 줄 수 있는 통제변수(control variable)의 벡터(vector)이며, u_{it} 는 오차항(error term)이다. α 는 흡연이 BMI에 미치

는 영향을 보여주는 회귀계수이며, β 는 통제변수들의 회귀계수 벡터다. 선행연구에 따르면 $\alpha < 0$ 을 예상할 수 있는데, 이는 흡연이 BMI를 감소시키는 것을 의미한다.

이때 α 의 불편추정량(unbiased estimator)을 추정하기 위해서는 내생성을 충분히 통제 또는 제거해야 한다. 오차항 u_{it} 에 일반적인 오차의 특성을 지닌 e_{it} 이외에도 연구자에게 관측되지 않는 개인 i 의 내재적인 성향 μ_i 가 포함될 수 있다. 이때 μ_i 를 개인고정효과(individual fixed effect)라고 하는데, 시간이 지나도 값이 변하지 않는 변수(time-invariant variable)에 해당된다. 예를 들어, 위험회피적인 성향을 지닌 개인은 흡연할 가능성이 낮은 동시에 몸무게 또는 BMI를 적절히 관리할 가능성이 높다. 만약 이러한 관측불가능한 개인고정효과가 존재하는 동시에 μ_i 와 설명변수들 간 상관관계가 존재할 경우 식 (1)을 확률효과모형(random effect model)으로 분석하면 편의추정량(biased estimator)이 산출된다(Hausman, 1978, pp.1251-1271; Wooldridge, 2010, pp.441-460).

$$u_{it} = \mu_i + e_{it} \quad (2)$$

이렇게 관측불가능한 개인고정효과로 초래되는 내생성 문제를 해결하기 위해 고정효과모형(fixed effect model)이 활용될 수 있다. 참고로, 식 (1)의 각 변수들을 $\overline{BMI}_i = \sum_{t=1}^T BMI_{it}$ 방식으로 산출된 평균 개념의 변수들로 빼주면 u_{it} 에 포함된 μ_i 가 제거된다. 참고로, 오차항에 μ_i 가 존재하는지 그리고 설명변수들과 상관관계를 갖는지는 Hausman 검정으로 확인할 수 있는데(Hausman, 1978, pp.1251-1271), 검증 결과 모든 분석에서 고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었다($p < 0.01$).

$$(BMI_{it} - \overline{BMI}_i) = \alpha(Smoking_{it} - \overline{Smoking}_i) + (X_{it} - \overline{X}_i)' \beta + (u_{it} - \overline{u}_i) \quad (3)$$

하지만 식 (3)의 고정효과모형은 μ_i 가 초래하는 내생성은 해결하더라도 종속변수가 설명변수에 영향을 주면서 초래되는 내생성은 해결하지 못한다. 예를 들어, 흡연이 BMI에 영향을 줄 수 있지만, 반대로 BMI가 흡연에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어, BMI가 높은 사람은 몸무게를 감소시키기 위해 흡

연을 할 가능성이 있다. 이러한 내생성은 IV를 활용해 해결할 수 있다(Cameron & Trivedi, 2005, pp.187-195). 또한 본 연구의 종속변수인 몸무게 또는 체질량지수에 영향을 주는 모든 설명변수를 통제하기란 쉽지 않다. 예를 들어, <표 1>이 보여주는 것처럼 많은 통제변수가 추가되었음에도 불구하고 종속변수에 영향을 줄 수 있는 많은 요인들(예, 운동, 식습관, 개인적 의지 등)이 존재하는데, 일부는 관측할 수 없으며, 관측되더라도 물리적으로 모든 관련 변수를 통제하기가 쉽지 않을 뿐만 아니라 통제해야 할 변수들의 선정 자체가 매우 주관적일 수 있다. 이러한 누락변수(omitted variable)는 실증분석에서 신뢰하기 어려운 추정계수를 산출한다는 단점이 있는데, IV를 활용하는 주요 목적 중 하나가 누락변수로 인한 문제를 해결하기 위함이다(Becker, 2016, p.1, Cameron & Trivedi, 2005, pp.706-716).

IV를 활용한 회귀분석은 두 단계로 구분되는데, 첫 번째 단계는 식 (4)를 통해 내생변수인 $Smoking_{it}$ 의 추정값 $\widehat{Smoking}_{it}$ 를 산출하게 된다. 적절한 IV로 두 가지 조건이 성립되어야 하는데, 첫째는 IV가 내생변수에 유의한 영향을 주어야 하며, 이는 식 (4)의 회귀분석을 통해 귀무가설 $H_0 : \gamma = 0$ 을 검증하는 방식이다. 둘째, IV가 내생변수에는 유의한 영향을 주는 반면 종속변수인 BMI_{it} 에는 직접적인 영향을 주지 않아야 한다.

$$Smoking_{it} = \gamma IV_{it} + \delta_{it} \quad (4)$$

두 번째 단계는 내생변수인 $Smoking_{it}$ 을 (식 4)에서 도출한 $\widehat{Smoking}_{it}$ 으로 대체해 (식 5)를 분석하는 것으로, 불편추정량 α 를 산출할 수 있다.

$$\begin{aligned} (BMI_{it} - \overline{BMI}_i) &= \alpha (\widehat{Smoking}_{it} - \overline{Smoking}_i) \\ &+ (X_{it} - \overline{X}_i)' \beta + (u_{it} - \overline{u}_i) \end{aligned} \quad (5)$$

마지막으로 본 연구에서는 종속변수인 BMI_{it} 를 몸무게(kg)를 의미하는 $Weight_{it}$ 로 교체하여 추가 분석하였다. 이는 BMI_{it} 를 계산하는 과정에서 키가 고려되기 때문에 몸무게에 비해 변동성이 작기 때문이며, 선행연구(Sohn, 2015)처럼 흡연이 BMI에 미치는 영향뿐 아니라 몸무게 자체에 미치는 영향을 분석하는 것도 학술적으로나 해석의 간결성 차원에

서 의미가 있다.

$$\begin{aligned} (Weight_{it} - \overline{Weight}_i) &= \alpha (\widehat{Smoking}_{it} \\ &- \overline{Smoking}_i) + (X_{it} - \overline{X}_i)' \beta + (u_{it} - \overline{u}_i) \end{aligned} \quad (6)$$

2. 자료

흡연이 BMI 또는 몸무게에 미치는 영향을 분석하기 위해 한국의료패널(Korea Health Panel Study, KHPS)을 활용했다. KHPS는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 매년 동일한 사람을 대상으로 설문하여 구축하는 패널조사 자료다. KHPS는 전국민을 대표하는 표본을 활용하기 때문에 분석 결과를 일반화할 수 있을 뿐 아니라 국내 가용한 모든 패널자료 중 건강과 관련한 가장 세부적인 정보를 포함하고 있다.

실증분석에는 KHPS의 2013~2016년 자료가 활용되었다. 이는 한국에서 담뱃값이 2015년 1월부터 인상되었기 때문에 인상 시기를 기준으로 전후 2년 치를 활용한 것이다. 분석 대상은 20세 이상으로 한정하였으며, 동 기간에 출산한 경험이 있는 여성은 제외하였다. 임신부의 경우, 태아의 몸무게로 인해 몸무게가 증가할 뿐만 아니라 임신 기간 동안 흡연을 꺼리기 때문에 임신부를 포함시킬 경우, 흡연을 하지 않을 경우 몸무게가 증가하는 분석 결과를 초래하게 된다.

<표 1>은 실증분석에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여 주는데, 분석 대상은 2013~2016년 동안 <표 1>에 포함된 모든 변수들에 대한 정보를 제공한 사람들로 한정하였다. 또한 모든 연구기간(2013~2016년) 동안 설문에 참여한 사람들로 분석 대상을 한정하는 방법으로 균형패널자료(balanced panel data)를 구축하였다. 즉, 2013년을 기준으로 각 개인의 흡연 행태와 BMI 그리고 몸무게 등을 지속 추적하여 흡연하다가 금연할 경우, 반대로 금연하다가 흡연할 때 몸무게가 어떻게 변하는지를 분석하는 방식이다. 결과적으로 실증분석에 총 35,280개의 관측치(매년 8,820명의 표본)가 활용되었다.

종속변수인 BMI_{it} 는 kg으로 측정된 몸무게를 m로 측정된 키의 제곱값으로 산출된다(Schulte et al., 2007, p.429). 참고로, 종속변수가 $Weight_{it}$ 인 식 (6)에는 통제변수 X_{it} 에 각 개인의 키(cm)를 추가하였다. 이는 BMI_{it} 와 달리 $Weight_{it}$ 에는 키의 정보가 포함되지 않기 때문이며, 종속변수인

$Weight_{it}$ 는 키와 매우 밀접하게 연관되기 때문이다.

$$BMI_{it} = \frac{\text{몸무게}_{it}(kg)}{\text{키}^2(m)} \quad (7)$$

IV는 담뭍값이 인상된 시기(2015~2016년)이면 1을 부여하고 담뭍값이 인상되기 이전 시기(2013~2014년)면 0을 부여한 더미변수다. 앞에서 설명하였듯이 IV는 두 가지 조건을 만족해야 하는데, 첫 번째 조건으로 IV가 내생변수인 $Smoking_{it}$ 에 유의한 영향을 주어야 한다. 즉, 담뭍값 인상

이후 흡연율이 유의하게 변해야 하며, 식 (4)에 따르면 $\gamma < 0$ 이 예상된다. 둘째, IV는 내생변수인 $Smoking_{it}$ 에 영향을 줄뿐 종속변수인 BMI_{it} 또는 $Weight_{it}$ 에 직접적인 영향을 주지 않아야 하는데, 담뭍값을 인상한 정부의 정책이 몸무게나 체질량지수(몸무게와 키) 등에 직접적인 영향을 주기 어렵다. 이러한 논리에 기반하여 대부분 해외 선행연구도 담뭍가격이나 세금 인상과 같은 정책변수를 IV로 활용하였다.

참고로, <표 1>의 변수 중 범주형 변수들의 경우, 30대, 무배우자, 고졸 미만, 무직, 만성질환 없음, 금주, 소득1, 여성이

표 1. 변수 이름 및 정의(Name and Definition of Variable)

| 구분 | 변수 | 정의 |
|----------|---------|---------------------------------|
| 종속변수 | BMI | 체질량 지수(키(m)/몸무게(kg)의 제곱값) |
| | 몸무게 | 몸무게(kg) |
| 주요 설명변수 | 흡연 | 현재 흡연 중이면 1, 아니면 0 |
| 연령 | 20대 | 20대면 1, 아니면 0 |
| | 30대 | 30대면 1, 아니면 0 |
| | 40대 | 40대면 1, 아니면 0 |
| | 50대 | 50대면 1, 아니면 0 |
| | 60대 | 60대면 1, 아니면 0 |
| | 70세 이상 | 70세 이상이면 1, 아니면 0 |
| 혼인상태 | 미혼 | 미혼이면 1, 아니면 0 |
| | 배우자 | 혼인하였고 배우자가 있으면 1, 아니면 0 |
| | 무배우자 | 혼인하였지만 배우자가 없으면 1, 아니면 0 |
| 학력수준 | 고졸 미만 | 고등학교를 졸업하지 않았으면 1, 아니면 0 |
| | 고졸 | 고등학교까지 졸업하였으면 1, 아니면 0 |
| | 대졸 | 대학교 이상의 학력수준이면 1, 아니면 0 |
| 근로상태 | 무직 | 무직 상태이면 1, 아니면 0 |
| | 근로 | 근로하고 있으면 1, 아니면 0 |
| 건강 관련 변수 | 만성질환 없음 | 만성질환이 없으면 1, 있으면 0 |
| | 만성질환 | 만성질환이 있으면 1, 없으면 0 |
| | 금주 | 금주하거나 음주 빈도가 주 1회 미만이면 1, 아니면 0 |
| | 음주 | 주 1회 이상 술을 마시면 1, 아니면 0 |
| 소득 | 소득1 | 균등화소득 10% 이하이면 1, 아니면 0 |
| | 소득2 | 균등화소득 11~20%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득3 | 균등화소득 21~30%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득4 | 균등화소득 31~40%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득5 | 균등화소득 41~50%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득6 | 균등화소득 51~60%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득7 | 균등화소득 61~70%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득8 | 균등화소득 71~80%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득9 | 균등화소득 81~90%에 속하면 1, 아니면 0 |
| | 소득10 | 균등화소득 91~100%에 속하면 1, 아니면 0 |
| 키 | | 키(cm) |
| 성별 | 여성 | 여성이면 1, 남성이면 0 |
| | 남성 | 남성이면 1, 여성이면 0 |
| 도구변수 | IV | 담뭍가격이 인상된 시기면 1, 인상 이전이면 0 |

주: 각 범주형 변수의 경우, 30대, 무배우자, 고졸 미만, 무직, 만성질환 없음, 금주, 소득1, 여성이 준거그룹(reference group)으로 활용됨.

준거그룹(reference group)으로 활용되었다. 비록 이러한 준거그룹들은 실증분석에서 제외되지만 가독력을 위해 <표 1> 그리고 아래 기술통계(descriptive statistics)에 포함하였다. 마지막으로, 통제변수에 포함된 소득수준은 균등화소득을 산출한 다음 10개의 더미변수로 세분되었는데, 이는 연구자가 직접 산출하지 않고 KHPS가 제공하는 변수들이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계(Descriptive Statistics)

<표 2>는 실증분석에 활용된 자료의 기술통계를 보여주는 데, 기술통계는 전체 샘플을 흡연자와 비흡연자별로 세분하였다. 또한 독립표본 t-검정으로 흡연자와 비흡연자 간 각 변수

표 2. 기술통계(Descriptive Statistics)

| 변수 | 총 샘플 | | 흡연자 샘플 | | 비흡연자 샘플 | |
|---------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|
| | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) |
| BMI | 23.29*** | 3.09 | 23.44 | 3.00 | 23.26 | 3.11 |
| 몸무게 | 62.11*** | 10.98 | 67.94 | 10.86 | 60.76 | 10.56 |
| 흡연 | 0.19*** | 0.39 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 20대 | 0.07*** | 0.26 | 0.06 | 0.24 | 0.07 | 0.26 |
| 30대 | 0.13*** | 0.33 | 0.17 | 0.37 | 0.12 | 0.32 |
| 40대 | 0.22*** | 0.41 | 0.30 | 0.46 | 0.20 | 0.40 |
| 50대 | 0.19*** | 0.39 | 0.21 | 0.40 | 0.18 | 0.39 |
| 60대 | 0.18*** | 0.39 | 0.15 | 0.35 | 0.19 | 0.40 |
| 70세 이상 | 0.21*** | 0.41 | 0.12 | 0.33 | 0.23 | 0.42 |
| 미혼 | 0.13*** | 0.34 | 0.19 | 0.39 | 0.12 | 0.32 |
| 배우자 | 0.73 | 0.45 | 0.72 | 0.45 | 0.73 | 0.45 |
| 무배우자 | 0.14*** | 0.35 | 0.09 | 0.29 | 0.15 | 0.36 |
| 고졸 미만 | 0.36*** | 0.48 | 0.25 | 0.43 | 0.38 | 0.49 |
| 고졸 | 0.32*** | 0.47 | 0.39 | 0.49 | 0.31 | 0.46 |
| 대졸 | 0.32*** | 0.47 | 0.36 | 0.48 | 0.31 | 0.46 |
| 무직 | 0.39*** | 0.49 | 0.21 | 0.41 | 0.43 | 0.50 |
| 근로 | 0.61*** | 0.49 | 0.79 | 0.41 | 0.57 | 0.50 |
| 만성질환 없음 | 0.31*** | 0.46 | 0.43 | 0.50 | 0.29 | 0.45 |
| 만성질환 | 0.69*** | 0.46 | 0.57 | 0.50 | 0.71 | 0.45 |
| 금주 | 0.70*** | 0.46 | 0.41 | 0.49 | 0.77 | 0.42 |
| 음주 | 0.30*** | 0.46 | 0.59 | 0.49 | 0.23 | 0.42 |
| 소득1 | 0.07*** | 0.26 | 0.06 | 0.23 | 0.07 | 0.26 |
| 소득2 | 0.08*** | 0.28 | 0.06 | 0.24 | 0.09 | 0.28 |
| 소득3 | 0.09 | 0.29 | 0.09 | 0.28 | 0.09 | 0.29 |
| 소득4 | 0.10 | 0.30 | 0.10 | 0.30 | 0.10 | 0.30 |
| 소득5 | 0.10*** | 0.30 | 0.11 | 0.32 | 0.10 | 0.30 |
| 소득6 | 0.11** | 0.31 | 0.11 | 0.32 | 0.11 | 0.31 |
| 소득7 | 0.11** | 0.31 | 0.12 | 0.32 | 0.11 | 0.31 |
| 소득8 | 0.11*** | 0.32 | 0.13 | 0.33 | 0.11 | 0.31 |
| 소득9 | 0.11** | 0.32 | 0.12 | 0.33 | 0.11 | 0.31 |
| 소득10 | 0.11* | 0.31 | 0.10 | 0.31 | 0.11 | 0.32 |
| 키 | 163.00*** | 8.79 | 170.00 | 6.95 | 161.37 | 8.37 |
| 여성 | 0.55*** | 0.50 | 0.07 | 0.25 | 0.66 | 0.47 |
| 남성 | 0.45*** | 0.50 | 0.93 | 0.25 | 0.34 | 0.47 |
| IV | 0.50*** | 0.50 | 0.47 | 0.50 | 0.51 | 0.50 |
| 표본 수 | 35,280 | | 6,644 | | 28,636 | |

주: *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함.

의 평균 값의 차이를 검증하여 통계적 유의성을 표시하였다.

전체 샘플 35,280명 중 흡연자율 19%(6,644명)였는데, BMI와 몸무게 모두 흡연자 샘플에서 높게 나타났다. 이는 흡연 인구 중 여성보다는 남성이 다수를 차지하기 때문이다. 연령별 분포를 고려할 때 비흡연자에서 고령자(60대 및 70세 이상)의 비중이 높고, 흡연자에서는 30~50대의 비중이 상대적으로 높다. 참고로, 기술통계에는 없지만 비흡연자의 평균 연령(55.05세)이 흡연자(50.31세)보다 많다. 그러므로 혼인상태 역시 흡연자 샘플에서는 미혼자의 비중(19%)이 높고 비흡연자 샘플에서는 결혼을 하였으나 배우자가 없는 사람의 비중(15%)이 높다. 반면 결혼을 하였고 배우자와 함께 살고 있는 비중은 두 그룹 간 차이가 없었다.

학력 수준은 흡연자 비중이 높는데 이는 흡연자가 비흡연자에 비해 상대적으로 젊은 층이기 때문인 것으로 이해된다. 근로를 하고 있는 사람의 비중도 흡연자(79%)가 비흡연자(57%)보다 높다. 만성질환 보유자와 음주하는 사람의 비중 역시 상대적으로 나이가 많은 비흡연자(각각 71%, 77%) 샘플보다 흡연자(각각 57%, 41%) 샘플에서 높다.

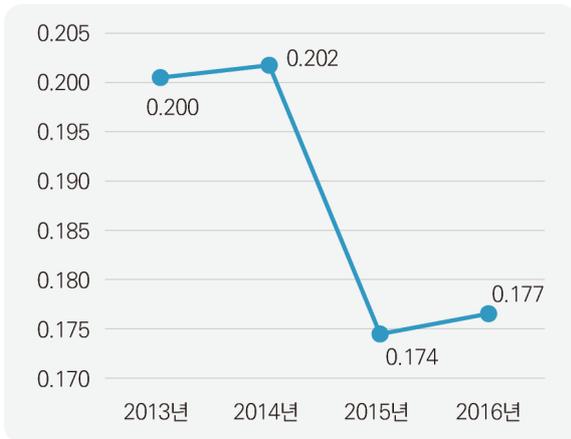
비흡연자보다 흡연자 샘플의 소득수준이 상대적으로 높다. 2018년 기준 한국의 노인빈곤율은 43.4%로 OECD 평균(15.0%)에 비해 2.9배 정도 높은데(OECD, 2021b), 비흡연자 중 노인인구 비중이 높기 때문에 비흡연자의 소득수준도 상대적으로 낮은 것으로 이해할 수 있다. 흡연자 샘플의 키(170.0cm)도 비흡연자(161.37cm)에 비해 월등히 큰데 이는

표 3. 흡연이 체질량지수에 미치는 영향: IV 미적용

| 변수 | Model1: 확률효과모형 | | Model2: 고정효과모형 | |
|-------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| 흡연 | -0.21*** | 0.04 | -0.18*** | 0.05 |
| 30대 | 0.49*** | 0.08 | 0.26*** | 0.09 |
| 40대 | 0.60*** | 0.09 | 0.31*** | 0.11 |
| 50대 | 0.56*** | 0.10 | 0.24* | 0.13 |
| 60대 | 0.47*** | 0.11 | 0.18 | 0.14 |
| 70세 | 0.08 | 0.12 | 0.00 | 0.15 |
| 미혼 | -1.01*** | 0.11 | -0.87*** | 0.19 |
| 배우자 | -0.29*** | 0.06 | -0.19** | 0.08 |
| 고졸 | -0.29*** | 0.07 | 0.03 | 0.17 |
| 대졸 | -0.45*** | 0.08 | 0.17 | 0.20 |
| 근로 | -0.02 | 0.03 | -0.02 | 0.03 |
| 만성질환 | 0.07** | 0.04 | -0.05 | 0.04 |
| 음주 | -0.01 | 0.03 | -0.01 | 0.03 |
| 소득2 | -0.07 | 0.04 | -0.09** | 0.04 |
| 소득3 | -0.02 | 0.05 | -0.06 | 0.05 |
| 소득4 | 0.02 | 0.05 | -0.04 | 0.05 |
| 소득5 | 0.09* | 0.05 | 0.03 | 0.05 |
| 소득6 | 0.04 | 0.05 | -0.01 | 0.05 |
| 소득7 | 0.07 | 0.05 | 0.02 | 0.06 |
| 소득8 | 0.05 | 0.05 | 0.01 | 0.06 |
| 소득9 | 0.09* | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| 소득10 | 0.09 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| 남성 | 0.92*** | 0.06 | | |
| _cons | 23.01*** | 0.13 | 23.38*** | 0.18 |

주: 1) Model1: Prob > chi2 = 0.0000, Model2: Prob > F = 0.00
 2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함.
 3) HausmanTest: Prob > chi2 = 0.00
 4) 표본수(number of observations): Model1~Model2 = 35,280

그림 2. 흡연을 추이



성별 분포에서 알 수 있듯이 흡연자 중 90% 이상이 남성이기 때문이다.

참고로 기술통계를 흡연자와 비흡연자로 구분하기는 했으나, 동일한 사람을 추적하여 작성한 것이 아니기 때문에 동일한 사람이 흡연자, 그리고 비흡연자 샘플에 포함될 수 있다. 예를 들어, A란 사람이 2013년에 흡연자였다면 A의 2013년 정보는 흡연자 샘플의 기술통계에 반영되고, 2015년에 금연하였을 경우 A의 2015년 정보는 비흡연자 샘플의 기술통계에 반영되는 구조다. 그러므로 기술통계가 전달하는 정보는 제한적이며, 흡연에 따른 BMI나 몸무게의 차이 또는 변화를 살펴 보기 위해서는 회귀분석이 요구된다.

2. 흡연이 BMI에 미치는 영향

<표 3>은 흡연 또는 금연이 BMI에 미치는 영향을 보여주는 데, IV를 적용하지 않고 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석한 결과다. Hausman 검증 결과 확률효과모형보다 고정효과모형이 적합($p < 0.01$)하지만, 두 모형 모두 흡연과 BMI 간 음(-)의 관계가 관측되었다. 고정효과모형(Model2)의 추정계수에 따르면, 금연자가 흡연을 하게 되면 BMI가 0.18만큼 감소하는 것으로 나타났는데, 반대로 해석하자면 흡연자가 금연을 하게 되면 BMI가 0.18만큼 증가하는 것과 같다. <표 3>의 분석 결과는 IV를 적용하지 않은 분석결과이기 때문에 다른 통제변수의 추정계수에 대한 해석은 생략한다.

<표 4>는 IV를 적용한 회귀분석(2단계 분석) 이전에 IV의 유용성을 평가하기 위한 1단계 분석의 결과를 보여준다. 분석

표 4. 1단계 분석

| 구분 | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
|-------|-----------------------|--------------------------|
| IV | -0.03*** | 0.00 |
| _cons | 0.20*** | 0.00 |

주: 1) Modell: Prob > chi2 = 0.00

2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계 유의성을 의미함.

3) 표본수(number of observations): 35,280

결과, 담배가격 인상 이후 흡연율이 3%p 감소하는 것으로 나타났다. 신뢰수준 99%에서 통계적으로 유의하다. 또한 [그림 2]를 통해서 알 수 있듯이, 담배가격 인상 이전에 흡연율이 20% 정도에서 유지되다가 담배가격을 인상한 즉시 17% 대로 감소하는 것을 확인할 수 있듯이, 담배가격 인상이 IV로 적합하다는 것을 가늠할 수 있다.

<표 5>는 IV를 적용하여 확률효과모형과 고정효과모형으로 흡연이 BMI에 미치는 영향을 분석(2단계 분석)한 결과를 보여준다. Hausman 검증 결과 확률효과모형보다 고정효과모형이 적합($p < 0.01$)하지만, 두 모형 간 추정계수의 크기는 크게 다르지 않다. 고정효과모형의 추정계수에 따르면 흡연을 하다가 금연을 하면 BMI가 1.3만큼 증가하는 것으로 나타났는데, 이러한 추정계수의 규모는 IV를 적용하지 않은 <표 3>의 모델2의 추정계수에 비해 7.2배 큰 것이다.

20대와 50대, 60대 그리고 70세 이상 계층 간 BMI 차이는 없었으나 30~40대는 20대에 비해 BMI가 높다. 추정계수에 따르면, 20대에 비해 30대와 40대 모두 BMI가 0.29만큼 높다. 또한 결혼을 했으나 배우자가 없는 계층에 비해 미혼자와 배우자가 있는 사람들은 BMI가 각각 0.81, 0.20만큼 낮다. 소득 수준의 경우, 균등화소득이 11~20%에 속하는 계층만 BMI가 낮을 뿐 전반적으로 소득이 BMI에 유의한 영향을 끼친다고 결론 내리기는 어렵다. 다른 통제변수들은 BMI에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않은 것으로 분석되었다. 성별에 따른 BMI의 차이는 확률효과모형으로만 추정 가능한데, 추정계수에 따르면 남성은 여성에 비해 BMI가 1.35만큼 높다.

표 5. 흡연이 체질량지수에 미치는 영향: 2단계 분석(IV 분석)

| 변수 | Model1: 확률효과모형 | | Model2: 고정효과모형 | |
|-------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| 흡연 | -1.39** | 0.59 | -1.30** | 0.52 |
| 30대 | 0.54*** | 0.09 | 0.29*** | 0.09 |
| 40대 | 0.62*** | 0.09 | 0.29*** | 0.11 |
| 50대 | 0.55*** | 0.10 | 0.21 | 0.13 |
| 60대 | 0.42*** | 0.11 | 0.12 | 0.14 |
| 70세 | -0.01 | 0.13 | -0.07 | 0.16 |
| 미혼 | -1.01*** | 0.11 | -0.81*** | 0.19 |
| 배우자 | -0.34*** | 0.07 | -0.20** | 0.08 |
| 고졸 | -0.32*** | 0.08 | 0.04 | 0.18 |
| 대졸 | -0.51*** | 0.09 | 0.20 | 0.20 |
| 근로 | 0.00 | 0.03 | 0.00 | 0.03 |
| 만성질환 | 0.05 | 0.04 | -0.06 | 0.04 |
| 음주 | 0.03 | 0.03 | 0.02 | 0.03 |
| 소득2 | -0.07 | 0.04 | -0.09*** | 0.04 |
| 소득3 | -0.03 | 0.05 | -0.06 | 0.05 |
| 소득4 | 0.02 | 0.05 | -0.03 | 0.05 |
| 소득5 | 0.09* | 0.05 | 0.03 | 0.05 |
| 소득6 | 0.03 | 0.05 | -0.02 | 0.06 |
| 소득7 | 0.06 | 0.05 | 0.02 | 0.06 |
| 소득8 | 0.04 | 0.06 | 0.00 | 0.06 |
| 소득9 | 0.08 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| 소득10 | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| 남성 | 1.35*** | 0.22 | | |
| _cons | 23.14*** | 0.15 | 23.60*** | 0.21 |

주: 1) Model1: Prob > chi2 = 0.0000, Model2: Prob > F = 0.00
 2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함.
 3) HausmanTest: Prob > chi2 = 0.00
 4) 표본수(number of observations): Model1~Model2 = 35,280

3. 흡연이 몸무게에 미치는 영향

<표 6>은 <표 3> 및 <표 5>와 동일하게 분석하되, 종속변수 BMI를 몸무게(kg)으로 대체한 결과다. 참고로, 통제변수 역시 <표 3> 및 <표 6>과 동일한데 키(cm)만 추가하였다.³⁾ Model1과 Model2는 IV를 적용하지 않은 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여주는데, Hausman 검증결과 적합한 모형으로 판명된 고정효과모형의 추정계수에 따르면 흡연자가 금연을 하게 되면 몸무게가 0.4kg 증가한다는 것

을 의미한다. 비록 흡연 또는 금연이 몸무게에 통계적으로 유의한 영향을 끼치지만 그 정도가 미미하다.

Model3과 Model4는 IV를 적용하여 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여주는데, Hausman 검증결과 적합한 모형으로 판명된 고정효과모형의 추정계수에 따르면 흡연자가 금연을 하게 되면 몸무게가 3.09kg 증가한다는 것을 의미한다. 참고로, 표에는 생략되어 있지만 Model4에 따르면 키가 1cm 클 때 몸무게는 0.33kg 증가하는 것으로 분석되었다.

3) 위에서 설명하였듯이 종속변수 BMI 자체에는 키의 정보가 반영되지만, 몸무게에는 키가 직접적으로 반영되지 않고 또한 몸무게는 키와 상관관계가 매우 높기 때문이다.

표 6. 흡연이 몸무게에 미치는 영향

| IV 미적용 | | | | |
|--------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|
| 변수 | Model1: 확률효과모형 | | Model2: 고정효과모형 | |
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| 흡연 | -0.48*** | 0.12 | -0.40*** | 0.12 |
| IV 적용 | | | | |
| 변수 | Model3: 확률효과모형 | | Model4: 고정효과모형 | |
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| 흡연 | -5.24*** | 1.51 | -3.09** | 1.33 |

주: 1) Model1 and Model3: Prob > chi2 = 0.0000, Model2 and Model4: Prob > F = 0.00
 2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함.
 3) IV 적용 여부와 무관하게 HausmanTest: Prob > chi2 = 0.00
 4) 표본수(number of observations): Model1~Model4 = 35,280

V. 결론 및 시사점

흡연과 비만 모두 암, 만성질환, 혈관 관련 질환 등 다양한 질병을 초래할 뿐만 아니라 생산성을 감소시켜 경제성장에서 부정적 영향을 초래해 결과적으로 사회경제적으로 천문학적 인 비용을 유발한다(U.S. Department of Health and Human Services, 2017, pp.3-631). 한국뿐 아니라 전 세계적으로 비만율은 지속적으로 증가하는 반면 흡연율은 감소해 왔는데(OECD, 2021a), 많은 보건경제학자들은 두 건강변수 간 인과 관계를 밝히는 데 노력해 왔다. 특히 흡연이 비만에 미치는 인과관계를 실증하기 위해 많은 연구들이 시도되어 왔는데, 결론에 대해서는 여전히 논쟁 중이다. 주로 미국을 중심으로 동 주제에 대한 연구가 시도되어 왔는데 최근에는 아시아 국가들에서도 연구가 이루어지고 있다. 하지만, 흡연이 비만에 미치는 영향에 대한 국내 연구는 매우 미진하며, 특히 금연 이후 몸무게 변화에 대한 연구는 찾아보기 어렵다. 무엇보다 흡연 및 몸무게와 관련하여 패널분석을 통해 두 변수 간 인과 관계를 분석한 국내 연구는 본 연구가 최초다.

이에 본 연구에서는 KHPS의 2013~2016년 패널자료를 활용해 금연이 BMI와 몸무게에 미치는 영향을 분석하였다. 인과관계를 산출하기 위해 고정효과모형에 IV기법을 적용하였으며, 정부의 금연 정책 변수를 IV로 활용하였다. 분석 결과, 2015년 담배가격 인상은 흡연율을 감소시켰으며, 흡연자가 금연을 하면 BMI를 1.30만큼, 몸무게를 3.09kg 증가시키는

것으로 분석되었다.

본 연구의 분석 결과는 보건경제학적으로 매우 중요한 시사점을 제공한다. 물론 비만을 초래하는 원인은 매우 다양하며 그중 유전적인 요인도 무시할 수 없을 것이다. 하지만 보건경제학자들은 빠르게 증가하는 비만율을 유전의 탓으로 설명할 수 없다는 논리를 통해 유전보다는 생활습관이 비만을 초래하는 더 중요한 원인이라고 지목한다(Chou et al., 2004, pp.565-587). 흡연이 몸무게, BMI, 나아가 비만 가능성을 낮춘다면 정부의 금연정책이 강화될수록 흡연율은 감소하지만 결과적으로 비만율이 증가할 가능성이 높고, 이러한 주장은 이미 해외 연구자들에 의해 제기되어왔다. 한국 역시, 비만율이 빠르게 증가해 2020년 기준 3명 중 1명 정도가 비만일 정도인 상황에 직면해 있다(질병관리청, 2021, p.6). 본 연구에서도 2015년 급격한 담배가격 인상이 국민들의 흡연율을 낮추었지만 몸무게를 증가시킨 것으로 분석되었다. 그러므로 향후 금연정책을 시행·강화할 때 비만을 증가와 같은 부작용이 초래되지 않도록 비만을 감소를 위한 보건정책과 교육이 병행될 필요가 있겠다.

다만, 본 연구는 금연이 몸무게 및 BMI에 미치는 영향을 성별로 구분하지 못했다. 2015년 담배가격이 인상된 이후에도 2019년 기준 한국 남성의 흡연율은 28.5%로 터키(41.3%), 라트비아(35.2%), 그리스(31.3%), 리투아니아(29.9%) 다음으로 높다. 반면 여성의 흡연율은 4.4%로 OECD 국가 중 가장 낮다(OECD, 2021a). 실증분석에서 안정

적인 결과를 도출하기 위해서는 표본이 충분해야 하는데, 본 연구에서 활용된 샘플에서도 여성의 흡연율이 낮아 충분한 표본의 확보가 어려워 실증분석을 성별로 구분하지 못했다. 흡연은 몸무게와 관련이 있고 남성보다는 여성이 몸무게 변화에 더 민감할 수 있기 때문에 남성과는 다른 흡연 및 금연 행태를 보일 수 있다(Meyers, 1997, pp.448-452). 또한 본 연구에서는 흡연 여부를 주요 설명변수로 설정하였는데, 흡연량도 고려할 수 있을 것이다. 예를 들어, 담배가격 인상 이후 흡연자가 금연을 하지는 않았더라도 흡연량만 줄었을 가능성도 있다. 본 연구가 패널자료를 활용해 금연이 몸무게 변화를 초래한 인과관계를 분석한 첫 번째 시도라는 점에서 의미가 있겠으나 향후 추가 분석을 통해 더욱 의미 있는 시사점이 제시될 필요가 있겠다. 특히, 흡연자가 금연을 한 뒤에 몸무게가 증가하고 장기적으로 만성질환 유병률이 증가한다는 해외연구

(Janzon et al., 2004, p.266; Yeh et al., 2010, p.10)를 고려할 때, 국내에서도 장기의 패널자료를 활용해 금연 및 흡연의 다양한 장기적 영향을 분석할 필요가 있겠다. 또한 몸무게 및 체질량 지수에는 운동, 음식 섭취, 생물학적 기전 등도 영향을 줄 수 있는 중요한 변수인데 본 연구에서는 이들 변수를 통제하지 않았다. IV기법은 이러한 누락변수의 문제를 해결하는 것으로 알려져 있지만(Becker, 2016, p.1), 실제로 누락변수로 인해 어떠한 문제가 초래되었는지 그리고 IV로 문제를 해결하였는지는 확인하지 못했다.

김대환은 University of California, Davis에서 경제학 박사학위를 받았으며, 동아대학교 경제학과에서 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 고령화(건강, 연금), 보건경제학, 계량경제학, 보험경제학이며, 현재 인구고령화 및 보건경제학 분야를 연구하고 있다.

(E-mail: kimdh@dau.ac.kr)

참고문헌

- 국민건강보험공단. (2018). **비만으로 한해 11조 4,679억원의 사회적 손실 발생**(보도자료).
- 권정대, 김범택, 김광민, 박샛별, 김유진, 장충수, 김보영, 주남석. (2010). 청소년에서 흡연과 비만의 관련성. *가정의학*, 31(5), pp.369-376.
- 김대환, 이기효, 정기택. (2012). 흡연이 비만에 미치는 영향분석과 건강보험에 대한 정책적 시사점. *보험금융연구*, 23(2), pp.111-132.
- 김지훈, 정완교. (2014). 간접흡연과 비만간의 관계 분석. *보건경제와 정책연구*, 20(3), pp.45-64.
- 이선미, 윤영덕, 백종환, 현경래, 강하렵. (2015). 주요 건강위험요인의 사회경제적 영향과 규제정책의 효과 평가. *건강보험정책연구원*.
- 조경숙, 윤장호. (2014). 담배가격 인상에 따른 청소년 흡연행태 변화. *보건사회연구*, 34(4), pp.500-522.
- 질병관리청. (2021). **2020 지역건강통계 한눈에 보기**. 지역사회건강 조사.
- 홍성훈. (2011). 금연과 비만과의 관계에 대한 실증분석. *보건경제와 정책연구*, 17(1), pp.127-144.
- 홍성훈, 최정은. (2007). 흡연이 주관적 비만도 평가에 미치는 영향. *보건경제와 정책연구*, 13(1), pp.75-93.
- Audrain-McGovern, J., & Benowitz, N. L. (2011). Cigarette smoking, nicotine, and body weight. *Clinical Pharmacology & Therapeutics*, 90(1), pp.164-168.
- Baum, C. L. (2009). The effects of cigarette costs on bmi and obesity. *Health Economics*, 18(1), pp.3-19.
- Becker, S. O. (2016). Using instrumental variables to establish causality. *IZA World of Labor*, 250, pp.1-10. doi: 10.15185/izawol.250.
- Burton, W. N., & Conti, D. J. (1999). The real measure of productivity. *Business and Health*, 17, pp.34-36.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- CDC. (2009). Cigarette smoking among adults and trends in smoking cessation-United States 2008. *Journal of the American Medical Association*, 302(24), pp.2651-2654.
- Chou, S. Y., Grossman, M., & Saffer, H. (2004). An economic analysis of adult obesity: results from the behavioral risk factor surveillance system. *Journal of Health Economics*, 23(3), pp.565-587.
- Chou, S. Y., Grossman, M., & Saffer, H. (2006). Reply to Jonathan Gruber and Michael Frakes. *Journal of Health Economics*, 25(2), pp.389-393.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press.
- Finkelstein, E. A., Fiebelkorn, I. C., & Wang, G. (2004). State-level estimates of annual medical expenditures attributable to obesity. *Obesity Research*, 12, pp.18-24.
- Global Burden of Disease. (2021). Database. DC: Institute of Health Metrics; 2019. IHME. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/tobacco>에서 2021. 6. 16. 인출.
- Gruber, J. & Frakes, M. (2006). Does falling smoking lead to rising obesity? *Journal of Health Economics*, 25(2), pp.183-197.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46(6), pp.1251-1271.
- Janzon, E., Hedblad, B., Berglund, G., & Engström, G. (2004). Changes in blood pressure and body weight following smoking cessation in women. *Annals of Internal Medicine*, 255(2), pp.266-272.
- Meyers, A. W., Klesges, R. C., Winders, S. E., Ward, K. D., Peterson, B. A., and Eck, L. H. (1997). Are weight concerns predictive of smoking cessation? A prospective analysis. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65(3), pp.448-452.
- Nonnemaker, J., Finkelstein, E., Engelen, M., Hoerger, T., & Farrelly, M. (2009). Have efforts to reduce smoking really contributed to the obesity epidemic? *Economic Inquiry*, 47(2), pp.366-376.
- OECD. (2021a). Health Statistics. <https://www.oecd.org/els/health-systems/health-data.htm>에서 2021. 7. 20. 인출.
- OECD. (2021b). *Inequality Statistics*. <https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm>에서 2021. 6. 24. 인출.
- Schulte, P. A., Wagner, G. R., & Ostry, A. (2007). Work, obesity, and occupational safety and health. *American Journal of Public Health*, 97(3), pp.428-436.
- Sohn, K. (2015). The effects of smoking on obesity: evidence from Indonesian panel data. *Tobacco Induced Diseases*, 13(39), pp.1-8.
- Sturm, R. (2002). The effect of obesity, smoking, and drinking on medical problems and costs. *Health Affairs*, 21(2),

pp.245-253.

- Tucker, L. A., & Friedman, G. M. (1998). Obesity and absenteeism: an epidemiologic study of 10,825 employed adults. *American Journal of Health Promotion*, 12, pp.202-207.
- U.S. Department of Health and Human Services. (1996). *Physical activity and health: a report of the surgeon general*. Atlanta, GA: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion.
- U.S. Department of Health and Human Services. (2017). *The health consequences of smoking-50 years of progress: a report of the surgeon general*. Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health.
- Wang, Q. (2015). Smoking and body weight: evidence from China health and nutrition survey. *BMC Public Health*, 15(1238), pp.1-8.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press.
- Xu, X., Shrestha, S. S., Trivers, K., Linda, T., Neff, L., Armour, B. S. & King B. A. (2021). U.S. healthcare spending attributable to cigarret smoking in 2014. *Preventive Medicine*, 150. doi: 10.1016/j.ypmed.2021.106529.
- Yeh, H. C., Duncan, B. B., Schmidt, M. I., Wang, N. Y., & Brancati, F. L. (2010). Smoking, smoking cessation, and risk for type 2 diabetes mellitus: a cohort study. *Annals of Internal Medicine*, 152(1), pp.10-17.

The Effect of Smoking Cessation due to Cigarette Price Increase on Body Mass Index and Weight

Kim, Daehwan¹

¹ Dong-A University

Abstract

While smoking rate is declining worldwide, obesity rate has risen rapidly, and health economists have demonstrated a causal relationship between smoking and obesity. In Korea, however, there are few studies on smoking and obesity. Therefore, this study analyzed the effects of smoking cessation on body mass index and body weight using panel data from the Korea Health Panel Study for years 2013~2016. My empirical analysis, which applied the IV technique to the fixed-effects model to investigate the causal relationship between two variables, found that smoking cessation increased BMI by 1.30 and weight by 3.09kg. In particular, it was analyzed that the rapid increase in cigarette prices in 2015 lowered the smoking rate of the people but increased their weight and body mass index. Considering the socioeconomic cost of obesity as well as smoking, when strengthening the smoking cessation policy in the future, it is necessary to combine health policy and education to reduce the obesity rate so as not to cause adverse effects such as an increase in the obesity rate. Although this study is significant in that it is the first attempt to analyze the causal relationship between two variables using panel data, there is a need to present more meaningful implications through additional analysis in the future.

Keywords: Smoking, Body Mass Index, Obesity, Instrument Variable, Fixed Effect Model