

미세 먼지 농도가 돼지고기 구매에 미치는 영향*

김성용** 이균식***

Keywords

미세 먼지 농도(particulate matter concentrations), 돼지고기 구입액(expenditure on pork meats), 패널 토빗모형(Panel Tobit Model), 감정 일치 효과(mood congruency effect)

Abstract

Drawing upon the evidence produced in economics and psychology, we show that air-quality-induced mood changes affect the decisions of consumers expenditure on pork meats. We collect the particulate matter (PM) concentrations records at three regions-Seoul, Incheon, and Gyeonggi, and after de-seasonalizing its daily records, combine them with the weekly household food expenditure data set obtained from the household panel survey conducted from January 2010 to December 2014 by Korea's Rural Development Administration. We utilize a random effect tobit panel model augmented by Mundlak's device. After controlling for socio-economic and other seasonal factors affecting pork meats expenditure, we find the ambient air pollution is strongly significantly correlated with the pork meats expenditure. A week with a PM10 that is $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ higher than the average in that month of the five years would be predicted to see 23.9 won increased in the next week per household expenditure on pork meats. As potential explanations of this finding, we propose a mood congruency effect, saliency effect, and availability heuristic prevail in consumers' food purchasing behavior.

차례

- | | |
|-------------------------------|------------|
| 1. 서론 | 3. 분석 방법 |
| 2. 대기오염 농도의 영향에 관한
몇 가지 가설 | 4. 분석 결과 |
| | 5. 요약 및 결론 |

* 이 연구는 농촌진흥청 연구사업(과제 번호: PJ01142401)에서 자료 도움을 받았음.

** 경상대학교 식품자원경제학과 교수, 농업생명과학연구원 책임연구원. 교신저자.

e-mail: sungyong@gnu.ac.kr

*** 경상대학교 대학원 농업경제학과 박사과정.

1. 서론

미세 먼지(Particulate Matters, PM) 농도 증가에 따른 환경 질병 발생과 건강 부담으로 인하여 이에 대한 사회적인 관심이 높아지고 있다.¹ WHO(2006)는 물론 국내의 다수의 문헌들이 미세 먼지에 대한 장단기 노출이 호흡기계 질환을 유발하고 몸의 면역 기능을 저하시켜 상병 및 사망 발생률을 높이는 것으로 보고하고 있다(Pope et al. 2002; 배현주 외 2008; 공성용 외 2012, 2013; 조용성·손양훈 2004).² 이러한 미세 먼지의 영향은 인간의 소비 행위에도 영향을 주어 공기청정기, 마스크, 구강세정제, 향균 비누뿐만 아니라 청량감을 주는 캔디 상품의 판매량도 늘어나고 있다(조선비즈 2016).

환경이 소비자의 구매 행위에 유의미한 영향을 주는가에 대한 연구는 무엇보다도 마케팅 분야에서 먼저 수행되어 왔다. 날씨나 온도 등과 같은 외부적인 환경 상태는 아니지만 매장의 환경을 어떻게 조성할 때 소비자의 구매에 영향을 줄 수 있는가에 대해 많은 조사와 연구가 진행되어왔다(Turley & Milliman 2000; Bagozzi et al. 1999). 일례로 쇼핑 매장 내의 배경 음악은 구매자로 하여금 어떤 의도된 행위나 태도를 유도할(달리 말하면 그러한 환경을 조정할) 목적으로 사용하고 있음은 주지의 사실이다. 같은 맥락에서 여러 경제학 분야에서 환경 변화와 관련하여 날씨 변동이 사람들의 다양한 경제행위에 미치는 영향에 대한 연구들이 진행되어 왔다. 기상 여건과 백화점의 패턴 의류 제품 매출액 또는 맥주, 아이스크림 등 계절 상품의 매출액과의 관련성을 분석하거나(장은영 2002, 홍진환 2012), 일일 기온이나 날씨(예: 맑음, 흐림 등)가 투자자 행동과 주식시장 수익률에 미치는 영향을 분석한 연구(Cao & Wei 2002; Hirshleifer & Shumway 2003; Goetzmann & Zhu 2005), 구입 시점의 날씨가 구입하는 차종에 대한 영향을 분석한 연구(Busse et al. 2004) 등이 있다. 또한 폭염, 비, 눈 등의 날씨 변동은

¹ 미세 먼지는 공기 중에 존재하는 고체 및 액적 입자의 혼합물로 직경에 따라 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 이하인 먼지(PM₁₀)와 $2.5\mu\text{g}/\text{m}^3$ 이하인 먼지(PM_{2.5})로 구분된다. 미세 먼지는 배출원으로부터 직접 배출되거나 아황산가스, 질소화합물과 같은 가스 상태의 물질에 의해 2차적으로 생성되며 주로 호흡기에 영향을 미친다(국립환경과학원 2012).

² Pope et. al(2002)은 PM_{2.5}가 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가할 때 전체 원인 사망률은 4%, 심폐 관련 사망률은 6%, 폐암 사망률은 8% 증가하는 것으로 보고하였다. 배현주 외(2008)는 PM₁₀ 농도가 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가할 때 천식 입원 위험이 0.8% 증가한다고 보고하였고, 공성용 외(2012, 2013)에 따르면 미세 먼지(PM₁₀) 농도가 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 만큼 증가할 때, 전체 원인 사망발생 위험은 0.44% 증가하며 특히 65세 이상 연령 집단의 심혈관계 관련 질환 사망발생 위험은 0.80% 높아지는 것으로 나타났다. 조용성·손양훈(2004)은 총 먼지(total suspended particles, TSP) 농도의 개선 효과를 추정하였는데, TSP 농도 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 개선의 경제적 편익은 약 1,836억 원으로 추산했다.

사람들의 개인 활동별 시간 배분에도 영향을 주어 내부 활동과 쇼핑 등 외부활동에 대한 시간 배분을 변화시켜 소비에 영향을 주거나(Parsons 2001; 이용관 2012), 여가나 노동시간의 변화를 초래한다(Connolly 2008; Zivin & Neidell 2014)는 등의 연구가 다수 있다.

이 연구들로부터 공통으로 발견된 점은 날씨, 온도 등 기후 변화는 의사결정 시점에서 투자자나 소비자의 기분(Mood), 감정(Emotion) 등에 영향을 주어 합리적인 의사결정에 일종의 편이(bias)를 초래한다는 점이다. 기온의 변화에 따라 빙과류나 의류의 판매가 영향을 받는 점은 당연한 사실이지만, 자동차와 같은 비교적 오랜 기간 사용해야 하는 내구재의 구입 의사결정에서도 구입 차종이 구입 시점의 날씨에 의해 크게 좌우되어 전통적인 효용이론과 부합하지 않는다는 Busse et al.(2014)의 연구결과는 매우 흥미롭다.³ 이 연구에서는 소비자의 경제 행위에 환경이 미치는 영향에 대한 선행연구에 주목하면서, 전술한 미세 먼지 농도와 소비자의 돼지고기 구매 행위 간의 연관성을 살펴보고자 한다. 미세 먼지 농도 등 대기환경의 변화는 날씨, 기온 등과 같이 구매 시점에서 소비자의 기분이나 감정에 영향을 줄 수 있다(Sagar et al. 2007). 돼지고기를 분석대상 품목으로 선정하는 이유는 다음과 같다. 돼지고기 특히 삼겹살의 섭취가 미세 먼지를 체내로부터 배출한다는 것은 과학적인 증거가 없는 속설임에도 불구하고, 황사로 인해 대기환경의 질이 나빠질 때 대형마트에서 평소보다 삼겹살 판매량이 늘기 때문이다. 효용극대화를 추구하는 합리적인 소비자라면 미세 먼지 농도에 반응하여 돼지고기 구매를 늘릴 이유가 없다. 그런데 구매가 늘어났다면 미세 먼지 농도의 증가가 날씨, 기온 등의 경우와 같이 소비자의 기분이나 감정에 영향을 주어 돼지고기 구입의 유보가격에 변화를 초래함으로써 구입액을 변화시켰다고 생각해볼 수 있을 것이다.

이 논문에서는 이러한 목적을 수행하기 위해 농촌진흥청이 수행한 2010~2014년 농식품 소비자 패널 조사의 식품 구입액 자료와 한국환경공단(<http://www.Airkorea.or.kr>)의 일일 미세 먼지 자료를 서로 병합하여 미세 먼지 농도와 삼겹살 구입액 간의 관련성을 분석하였다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 미세 먼지 농도의 효과에 대한 몇 가지 가설을 심리학과 행동경제학적인 관점에서 설명한다. 3장에서는 분석에 사용된 자료,

³ 이들은 미국 전역에 있는 200여 개의 자동차 판매소(DMA)로부터 입수한 4천만 건이 넘는 자동차 거래 자료를 분석하였는데, 자동차 판매의 계절적인 패턴을 제거한 이후에도 일일 평균기온이 해당 주의 평균 기온보다 화씨기준으로 10도 상승할 때 DMA당 자동차 일일 판매 대수에서 컨버터블 차량(convertibles)의 판매 비중은 0.07% 증가하는 반면, 일일기온이 평균기온보다 10도 하락할 때 4륜구동 차량의 판매비중이 0.32% 증가하는 것으로 나타났다.

분석모형인 패널 토빗모형, 그리고 추정에서 사용된 설명변수들에 대해 설명한다. 4장에서는 분석결과를 기술하고, 5장은 요약 및 결론이다.

2. 대기오염 농도의 영향에 관한 몇 가지 가설

일반적으로 소비자들은 특정 상품에 대한 자신의 유보가격이 실제가격보다 높을 때 해당 상품을 구매하게 된다. 이러한 유보가격은 해당 상품의 한계효용과 밀접하게 연관되며, 한계효용은 상품의 물리적 특성(가격, 외관, 품질, 영양 성분 등)에 대한 소비자 평가뿐만 아니라 소비자가 처한 환경, 그리고 환경에 따른 감정 변화에 의해서도 영향을 받게 된다. 대기오염으로 인한 감정 변화가 소비자의 구매 의사결정과 관련하여 상품의 한계효용 가치에 영향을 주고, 이로 인해 해당 상품에 대한 소비자의 유보가격이 영향을 받는다면 이는 구매행위에서 변화를 초래할 수 있을 것이다. 이 장에서는 대기오염 농도가 소비자의 감정변화를 매개로 하여 돼지고기 구매 결정에 미치는 기제(mechanism)에 관한 몇 가지 가설을 심리학과 행동경제학적인 관점에서 기술한다.

2.1. 심리적 오귀인 효과

대기오염은 직접적인 독성에 의한 생리적인 효과 이외에도 노출된 사람에게 중대한 스트레스성 자극을 유발하여 인간의 정서와 감정에 영향을 준다. 대기오염과 정서 상태에 관한 시계열자료나 횡단면 자료를 분석한 외국의 연구들은 대기오염 물질에 노출될 경우 기분상태, 인지스트레스 등의 지표에 의해 측정된 정서적인 안녕(well-being)에 영향을 주거나 염려, 낙담, 긴장, 기분 저하, 피로감 수준이 높아지는 등 다양한 정서적, 정신적인 감정 변화가 나타남을 보고하고 있다(Bullinger 1989; Evans et al. 1988).

심리학 분야의 연구들에 의하면 기분(mood)이나 감정(emotion)이 인간의 판단과 행위에 영향을 주는 것으로 나타난다(Forgas 1995; Bless et al. 1996). 기분이나 감정의 주된 역할은 의사결정 과정에서 인간이 직면한 환경에 대해 가치 있는 정보를 제공한다는 점이다. 기분, 감정에 입각한 추론은 종종 잘못되어 사람들로 하여금 자신의 기분이나 감정 상태가 자신이 직면한 환경의 본질인 것처럼 착각하게 하는 감정일치 효과(mood congruency effect)를 유발한다. 즉 쾌청한 대기나 날씨 때문에 기분이 좋은 상

태에 있는 사람은 무의식적으로 이러한 좋은 감정의 원인을 미래에 대한 낙관적인 기대감이나 전망으로 오인한다. 이러한 감정의 오귀인(misattribution) 현상이 나타날 때 의사결정 과정에서 오류나 편향이 발생하게 된다.

이와 유사하게 돼지고기 구입에 대한 미세 먼지 농도의 영향을 설명할 수 있는 심리학적인 기제의 또 다른 개념은 현저성 편향(salience bias)이다. 현저성 편향은 어떤 특징이 유난히 눈에 띈다는 이유로 원래 그것이 갖고 있는 의미보다 더 큰 의미를 부여하고 나아가 행위의 원인으로 여기게 하는 오류이다(Bordalo, Gennaioli, and Shleifer 2013). 날씨가 쾌청할 때 주식거래가 증가하고 이로 인해 주식가격은 상승하는 반면 흐리고 칙칙한 날에는 주식가격은 하락하는 등 주식시장이 투자자의 기분이나 감정에 반응하여 변동하거나, 날씨가 좋을 때 컨버터블 자동차의 구매 비중이 늘어난다든가 하는 것은 기분의 오귀인 현상이나 현저성 편향에 기인한 결과로 해석할 수 있다(Goetzmann & Zhu 2005; Busse et al. 2014)

이에 따르면 대기오염이 심각하지 않을 때에는 가격이 돼지고기의 구입 시 현저한 특성으로 인식되지만, 대기오염이 심각해질 경우 가격보다는 돼지고기의 다른 속성, 예를 들면 효능이 (비록 속설일지라도) 보다 현저한 특징으로 부각될 수 있다. 이러한 경우 소비자의 유보가격은 이전보다 더 높게 되어, 돼지고기 구매 증가가 나타나게 된다.

이러한 대기오염의 심리적 효과를 고려할 때 미세 먼지 농도의 증가는 인간의 정서적 감정이나 인지적인 기능에 영향을 주게 되어 돼지고기 구입의 유보가격에 영향을 줄 수 있다는 추론이 가능하다. 즉 미세 먼지 농도 증가로 인한 기분의 하락(아마도 일시적인 하락)이 자신의 영양 상태나 건강 등으로부터 비롯된 것으로 오인하게 된다. 이러한 판단의 오류는 돼지고기의 단위당 효용가치와 주관적인 유보가격을 종전보다 높임으로써 구매 증가로 연결될 수가 있다.

2.2. 휴리스틱 효과

감정 변화를 경험하는 소비자들은 의사결정 과정에서 휴리스틱(heuristic)을 자주 사용하는 경향이 있다. 휴리스틱은 문제를 해결하거나 불확실한 상황에 대해 판단을 내려야 하지만, 명확한 실마리가 없을 경우에 사용하는 편의적인 방법이다. 쉽게 말하자면 휴리스틱은 간편법, 어림셈, 주먹구구 등으로 바꿔 표현할 수 있다. 휴리스틱을 이용한 의사결정은 때때로 해답을 재빨리 큰 노력 없이 얻을 수 있으나 완전한 해법이 아니므로 때로는 터무니없는 오류나 실수의 원인이 되기도 한다(友野典男 2006).

대기오염 농도와 소비자의 돼지고기 구매 행위 간의 관계를 설명할 수 있는 휴리스틱으로 감정 휴리스틱(affect heuristic)과 가용성 휴리스틱(availability heuristic)을 검토해볼 수 있다. 감정 휴리스틱은 전술한 감정의 오귀인 현상과 매우 유사한 개념이다. 감정 휴리스틱의 가장 큰 특징은 감정이나 기분 상태가 소비자가 직면하고 있는 어떤 환경에 대한 가치 있는 정보를 제공한다는 점이다. 이러한 경우 소비자들은 감정에 입각한 의사결정을 하게 된다. 반면, 가용성 휴리스틱은 어떤 사건이 나타날 빈도나 확률을 판단할 때 그 사건이 발생했다고 쉽게 알 수 있는 사례(최근 사례나 현저한 사례)를 생각해내고 그것을 기초하여 판단하는 것을 의미한다. 이 때 기억이 중요한 역할을 한다. 저장된 기억으로부터 바로 사용할 수 있는 사례가 떠오르고, 당장 머릿속에 잘 떠오르니 중요하다고 판단하여 그 사례에 따라 의사결정을 하는 것이 가용성 휴리스틱이다. 가용성 휴리스틱에 의한 의사결정은 머리에 쉽게 떠오르는 기억이나 정보가 그 대상의 빈도나 확률을 정확하게 나타내지 못할 때 판단의 편향이나 오류가 발생한다(友野典男 2006).

대기오염 농도가 증가할 때, 소비자들은 미세 먼지가 건강에 대한 미치는 악영향과 위험에 대응하여 적절한 행동을 취해야 하는 상황에 직면하게 된다. 휴리스틱 효과에 따르면 미세 먼지의 위험이나 폐해에 대응하여 해법을 찾을 때 소비자들은 일부러 그 해법을 찾기보다는 당장 주변에서 손쉽게 구할 수 있는 정보나 자신의 머릿속에 떠오르는 기억에 우선적으로 의존하게 된다. 그러한 정보나 기억은 예를 들면, 돼지고기가 황사나 미세 먼지를 씻어낸다는 속설의 기억이다.⁴ 미세 먼지의 폐해를 알리는 언론 보도나 인터넷 소통이 빈번해질 때 미세 먼지의 건강에 대한 영향에 대한 인지적 위험이 높은 소비자들은 쉽게 얻게 되는 속설 정보에 의존하여 의사결정을 하는 휴리스틱이 나타나게 된다. 이러한 휴리스틱은 효용극대화에 입각한 돼지고기의 구매액 결정에서 체계적인 오류를 초래하게 되어 돼지고기의 구매가 증가하게 된다.

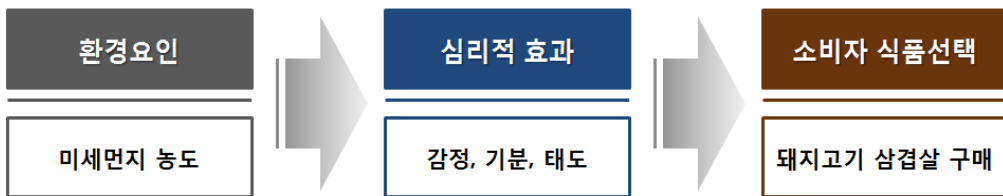
4 한때 석탄 광산의 광부들이 진폐증 예방에 좋다는 속설이 전해 내려와 돼지고기를 즐겨 먹었다. 한국식품연구원은 2007년 피혁 가공공장 등의 근로자 58명을 대상으로 6주간 돼지고기를 일정한 양 섭취시킨 결과 혈액과 소변 속의 납, 카드뮴 등 중금속 농도가 줄어든 것을 확인했다고 밝혔다. 앞서 1996년과 1999년에는 흰쥐를 대상으로 한 실험에서 돼지고기가 중금속 배출을 촉진하는 것으로 나타났다고 밝힌 바 있다. 그러나 반대 견해도 많다. 2016년 4월 환경부는 이러한 돼지고기의 효능은 과학적으로 근거가 불충분한 속설에 불과하다고 발표한 바가 있다.

2.3. 가설의 종합적인 검토

위에서 언급한 미세 먼지 농도와 돼지고기 구입 간의 관련성을 설명하는 행동심리학적 가설들은 유사하여 서로 구분하는 것이 어렵다. 하지만 이들 가설들을 종합하면 미세 먼지 농도와 돼지고기 구입액 간의 관계는 <그림 1>에서 보듯이 다음과 같은 가설을 세울 수 있을 것이다.

가설: 미세 먼지 농도 증가는 소비자의 감정에 영향을 주게 되고, 소비자 자신은 이러한 감정 변화의 원인을 자신의 영양 상태나 건강이 좋지 않은 것으로 오인하게 된다. 이로 인해 돼지고기의 효능에 대한 속설 정보가 가치를 가지게 되고, 소비자는 돼지고기에 대한 자신의 유보가격 설정이나 효용극대화 과정에서 체계적인 오류가 범하게 된다. 그 결과 돼지고기 구입을 늘리게 된다.

그림 1. 연구가설의 체계



3. 분석 방법

3.1. 자료 구축

미세 먼지 농도가 돼지고기 구매에 미치는 영향을 알아보기 위해 다양한 기관으로부터 관련 자료를 수집하였다. 분석에 사용된 설명변수의 유형과 생성방법, 기술통계량 정보는 <표 1>과 같다. 먼저, 미세 먼지는 직경에 따라 PM10과 PM2.5로 구분된다. PM2.5의 경우 2011년에 관련 기준이 신설되고 측정업무가 본격화되어 이 연구에서는 PM10의 자료만을 활용하였다. 한국환경관리공단 홈페이지(www.airkorea.or.kr)로부터 수집한 서울, 경기, 인천의 일일 평균 PM10 측정치를 농식품 패널 조사의 각 가구 주거지 정보와 연동하여 각 가구가 주거하는 지역의 해당 일자 미세먼지 농도 자료를 구축하였다.

표 1. 분석에 사용된 변수의 설명 및 기술통계량

변수명		변수 설명 및 생성방법	구분	평균	표준편차	최소값	최대값
삼겹살 구입액		패널 가구의 1주 삼겹살 구입액 (2010~14년 실질가격, 원)	전체	2,018.8	6,852.47	0	314,367
			집단간		1,522.63	32.689	9,690
			집단내		6,681.41	-7,670.2	314,526
미세 먼지 농도		금주 미세 먼지 농도의 일일평균값($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	전체	50.557	19.189	13.714	144.714
			집단간		4.105	45.406	54.260
			집단내		18.742	15.015	145.964
삼겹살 가격		KAMIS 기준 삼겹살 소매가격 (원/100g)	전체	1781.28	248.213	1234	2495
			집단간		0	1781.28	1781.28
			집단내		248.213	1234	2495
구매자 연령		식품 구매자(주부)의 연령(세)	전체	46.776	7.920	26	71
			집단간		7.765	27.992	68.992
			집단내		1.585	24.245	70.283
구매자 학력	중졸 이하	식품구매자 학력이 중졸 이하이면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.088	0.283	0	1
			집단간		0.281	0	1
			집단내		0.030	-0.812	0.188
	고졸	식품구매자 학력이 고졸이면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.552	0.497	0	1
			집단간		0.494	0	1
			집단내		0.056	-0.348	1.452
	대졸 이상	식품구매자 학력이 대졸 이상이면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.360	0.480	0	1
			집단간		0.478	0	1
			집단내		0.048	-0.540	1.260
구매자 취업 여부		식품구매자가 취업하면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.465	0.499	0	1
			집단간		0.400	0	1
			집단내		0.299	-0.450	1.365
가구 소득		월평균 가구소득(천원)	전체	3814.34	1636.39	400	15,000
			집단간		1336.94	1505.39	9165.39
			집단내		944.93	-452.97	10,368
가구원 수		패널 가구의 가구원수	전체	3.771	1.036	1	9
			집단간		0.926	1	8.131
			집단내		0.465	0.733	6.371
외식 횟수		패널 가구의 주별 외식 횟수 (8=월 5회 이상, 7=월 3회 이상, 1=3개월에 1회 미만)	전체	4.784	1.721	1	8
			집단간		1.333	1	7.215
			집단내		1.091	0.038	9.015
자동차 보유 대수		패널 가구의 자동차보유 대수	전체	1.102	0.601	0	3
			집단간		0.583	0	3
			집단내		0.148	-0.467	2.671
공휴일 여부		해당 주가 공휴일이 있으면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.204	0.403	0	1
			집단간		0	0.204	0.204
			집단내		0.403	0	1
행사특보 여부		해당 주에 행사특보가 발행되었다면 1, 그렇지 않으면 0	전체	0.091	0.287	0	1
			집단간		0.002	0.088	0.092
			집단내		0.287	-0.001	1.002

돼지고기 구입에 대한 미세 먼지 영향은 개별 가구들이 인지하는 미세 먼지 농도의 위해성에 대한 태도에 영향을 받으며, 미세 먼지의 위해성 인지 정도는 가구 특성에 따라 달라질 수 있다. 이러한 이유로 시계열적인 평균 자료 보다는 개별 가구의 돼지고기 구매에 관한 자료가 사용될 필요가 있다. 이를 위해 농촌진흥청의 농식품 소비자패널 조사 자료를 활용하였다. 이 패널 조사 자료는 서울, 경기, 인천의 200개 읍·면·동에서 추출한 1,000호의 표본 가구 패널로부터 수집된 농식품 구입 자료이다. 이 패널 자료에는 개별 가구의 소득, 주구매자(주부) 연령, 학력, 취업 여부 등 인구사회적인 특성, 식품 구매 패턴, 일일 구입 식품의 종류와 중량, 금액 등에 관한 정보를 포함하고 있다. 실제 분석에 사용되는 가구 수는 패널 가구로 유지된 703호 가구에서 5년 간 돼지고기 구입액이 전혀 없는 가구 4호를 제외한 699호 가구이다. 분석기간은 2010년 1월부터 2014년 12월까지 총 260주(week)이며, 1주 동안의 삼겹살 구입액이 분석에 사용되었다.⁵

1주간 삼겹살 구입액은 2010년 기준 소비자 물가지수를 적용하여 실질금액으로 환산하였는데, 주당 평균 구입액은 2,019원이다. 삼겹살 구입액은 집단 간 및 집단 내 표준편차에서 보듯이 가구 간 차이보다는 시점(주)별로 차이가 더 큰 것으로 나타났다.⁶ 삼겹살 소매가격은 패널 조사 자료에서 얻어진 구매액과 구입량을 기초로 환산한 가격 보다는 농수산식품유통공사의 KAMIS에서 제공하는 국산 냉장 삼겹살의 소매가격 정보를 사용하였다. 그 이유는 패널 조사 원자료에 구입량이 있으나 구입액이 없는 경우 또는 그 반대인 경우가 빈번하게 나타났고, 특정한 주의 경우 환산 가격이 소매업체에서 실시하는 판촉으로 인해 낮게 나타나 삼겹살의 수급상황을 반영하는데 적절하지 않다고 판단하였기 때문이다. 서울, 인천, 경기의 삼겹살 소매가격 정보를 패널 가구의 주거지 정보와 연동하여 각 가구가 직면하는 주별 삼겹살 가격 변수를 생성하였다.

돼지고기 구매 수준, 즉 구입 여부와 구입액에 영향을 주는 구매자 및 가구 특성 변수로, 구매자의 연령, 학력, 취업 여부, 가구소득, 가구원수, 자동차 보유 대수를 모형의 설명변수로 고려하였다. 구매자의 연령과 구입액 간의 비선형적인 관계를 반영하기 위해 연령 변수는 연령뿐만 아니라 연령 제곱도 설명변수에 추가하였다. 구매자의 학력

5 미세 먼지 농도의 영향을 계측하기 위한 종속변수로 구입액보다는 구입량을 사용하는 것이 일견 바람직할 수 있다. 하지만 농진청의 소비패널 조사 자료의 경우 구입량의 단위가 통일되어 있지 않아 일관된 구입량의 추계가 어려웠고, 구입량 자료가 미비한 가구도 다수 존재하여 이러한 분석을 수행할 수 없었다.

6 집단 내 표준편차는 $\sqrt{\frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x - \bar{x}_i + \bar{x})^2}$, 집단 간 표준편차는 $\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2}$ 로 계산되며, 전체 표준편차는 이 둘을 합한 $\sqrt{\frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x - \bar{x})^2}$ 이다.

은 2장에서 논의한 돼지고기 효능에 관한 속설의 인지 여부나 가치 평가와 직접적으로 관련된다고 판단하여 설명변수에 포함하였다. 구매자의 취업 여부를 설명변수로 고려한 이유는 식품 주 구매자가 취업한 경우 전업주부에 비해 쇼핑 시간의 기회비용이 상대적으로 높아 돼지고기 구매에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 자동차 보유 대수를 설명변수로 사용한 것은 가구의 생활수준이나 식생활 관련 라이프스타일의 차이를 나타내는 목적 이외에 평소에 자가용으로 마트에 방문하는 자는 미세농도 수준에 관계없이 동일한 구매 패턴이나 빈도를 나타낼 수 있다고 판단했기 때문이다.

외식 빈도는 가구의 식생활 패턴을 나타내는 변수의 하나로서, 외식 횟수에 따라 8점 척도로 측정하여 월 5회 이상이면 8, 월 3회 이상 5회 미만이면 7, 월 1회이면 2, 월 1회보다 적으면 1점을 부여하는 방식으로 해당 변수를 생성하였다.

삼겹살 구매액은 가격이외에도 계절적인 수급상황이나 명절 등 특수에 의해 영향을 받기 때문에 계절 더미변수와 공휴일 여부를 나타내는 더미변수를 설명변수로 추가하였다. 또한 황사에 의한 돼지고기 구입 증가 여부를 규명하기 위해 황사특보 발령 여부도 설명변수에 포함하였다.

패널 가구의 식품구매자 즉, 주부의 평균 연령은 46.8세였고, 학력이 중졸 이하인 비중은 8.8%, 고졸 55.2%, 대졸 이상은 36.0%였다. 구매자의 46.5%는 취업한 것으로 나타났다. 패널 가구의 월 평균 가구 소득은 약 381만원으로 조사되었고, 평균 가구원 수는 3.7명이었다. 가구들은 평균적으로 1.1대의 자동차를 보유하고 있었다. 평균 외식 횟수는 4.8점으로 측정되어, 이를 환산하면 대략 월 1~2회이다.

3.2. 분석 모형

모형 추정에서 종속변수인 돼지고기 구입액은 값이 0인 관측치를 포함하고 있는데, 이 비율이 81.9%에 달한다. 이는 개별 소비자들이 삼겹살 등 육류를 매주 구입하는 경우는 흔치 않기 때문에 나타난 결과이다. 따라서 종속변수와 설명변수간의 연속적인 관계를 가정하여 모형을 추정하는 방식은 미세 먼지 농도의 영향에 대한 편이된(biased) 추정치를 초래한다. 이러한 문제 때문에 다음의 패널 토빗(panel tobit)모형을 사용하였다.

$$(1) \quad Exp_{i,t}^* = \alpha + \beta_1 PM_{i,t} + \beta_2 PM_{i,t-1} + \theta PP_{i,t} + \gamma H_{i,t} + \delta S_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\begin{cases} Exp_{i,t} = Exp_{i,t}^*, & \text{if } Exp_{i,t}^* > 0 \\ Exp_{i,t} = 0, & \text{if } Exp_{i,t}^* \leq 0 \end{cases}$$

식 (1)에서 $Exp_{i,t}$ 는 t 시점에서 관측된 가구 i 의 돼지고기 구매액을 나타내며, $Exp_{i,t}^*$ 는 동일 시점에서 동일 가구의 돼지고기에 대한 잠재(latent) 구매액을 나타낸다.⁷ $PM_{i,t}$ 와 $PM_{i,t-1}$ 는 가구 i 가 거주하는 지역의 t 시점과 $t-1$ 시점의 미세 먼지 농도를 나타낸다. 즉, 돼지고기에 대한 t 시점의 구매액은 t 시점뿐만 아니라 $t-1$ 시점의 미세 먼지 농도에 의해 영향을 받을 것이라 가정하였다. $PP_{i,t}$ 는 가구 i 가 거주하는 지역에서 t 시점의 돼지고기 100g당 가격을 나타내며, 돼지고기의 지역별, 시점별 수급 상황을 반영하기 위해 설명변수에 포함하였다. $H_{i,t}$ 는 가구 또는 구매자 i 의 인구사회적인 특성과 식생활 패턴을 나타내는 변수 벡터로, 가구소득, 가구원수, 구매자의 연령, 학력, 자동차 보유대수, 외식 빈도 등을 포함한다. S_t 는 돼지고기 구매의 계절적인 패턴을 반영하기 위한 변수 벡터로 계절별 더미변수와 명절 등 공휴일 여부를 나타내는 더미변수(해당 주에 일요일이 아닌 공휴일이 있다면 1의 값을 가짐)를 포함한다. $\varepsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

식 (1)의 추정에는 세 가지 방식으로 추정해볼 수 있다. 먼저, 자료의 패널적인 특성을 무시한, 즉 돼지고기의 선호나 구입패턴에서 나타나는 가구들 간의 차이나 미세 먼지 농도에 대한 반응의 가구 간 이질성 등을 고려하지 않은 통상적인 토빗 모형(pooled tobit model)을 추정한다. 이러한 추정 방식은 미세 먼지 농도가 가구 전체에 미치는 평균적인 효과를 나타낸다고 할 수 있다. 그러나 전술한 대로 미세 먼지에 대한 가구의 반응이 구매자의 감정이나 인지 특성과 관련이 깊고, 이러한 인지 특성은 가구 특성에도 무관하지 않기 때문에, 미세 먼지 농도의 돼지고기 구입에 대한 영향을 분석할 때 가구 전체의 평균적인 효과를 분석하는 것보다는 가구 고유의 특성을 감안하는 것이 중요하다. 이러한 이유로 인해, 두 번째 추정 방식으로 자료의 패널 특성을 고려할 수 있는 임의효과 토빗 모형(random effect tobit model)을 적용하였다.⁸ 임의효과 모형에서 가구 간의 이질성은 다음과 같이 표현된 잔차항의 구조에 의해 반영된다.

⁷ 여기서 잠재 구매액은 돼지고기 구입 여부에 따른 기대효용의 차이로 해석할 수 있다. 즉 돼지고기 구입으로 인한 기대효용의 값이 구입하지 않을 경우의 기대효용값보다 크다면 실제 구매로 나타나지만, 그렇지 않을 경우, 실제 구매가 일어나지 않는다는 의미로 해석할 수 있다.

⁸ 고정효과 토빗패널(fixed effect panel tobit) 모형은 패널 프로빗 모형처럼 부수적인 모수의 문제(incidental parameters problem)로 편기된(biased) 추정치를 초래하는 것으로 알려져 있다. Honoré가 조건부 고정효과 패널 토빗모형을 제안하였지만, 이 논문에서처럼 미세 먼지 농도의 삼겹살 구매액에 대한 효과 등 설명변수들의 한계효과를 계산하는 데에는 용이하지 않다.

$$(2) \quad \varepsilon_{i,t} = \mu_i + e_{i,t}$$

식 (2)에서 μ_i 는 연구자가 관측할 수 없는 가구 고유의 특성이나 효과를 나타내는 변수로서, $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ 와 같은 정규분포를 따른다. $e_{i,t}$ 는 $N(0, \sigma_e^2)$ 을 따르는 일반적인 고유 오차항(idiosyncratic error term)이다. 임의효과 모형은 임의효과를 나타내는 μ_i 와 설명변수들 간의 독립성을 가정한다. 그러나 가구의 고유한 특성을 나타내는 변수 μ_i 와 다른 설명변수들이 서로 관련성을 가질 가능성이 매우 높기 때문에 임의효과 모형의 가정이 충족되지 않을 때 우리가 관심을 가지는 파라메타 β_1, β_2 는 일치추정량이 되지 못한다.

세 번째 추정 방식은 유사 고정효과(fixed effect-like) 토빗모형으로 Mundlak(1978), Chamberlain(1984), Wooldridge(2002) 등이 제안한 방식으로 위의 임의효과 모형에 시간변화(time-varying) 변수의 가구 평균값($\overline{M}_i$)을 설명변수로 추가함으로써 전술한 임의효과 모형이 가지는 편이 가능성을 보정하는 것이다.

$$(3) \quad Exp_{i,t}^* = \alpha + \beta_1 PM_{i,t} + \beta_2 PM_{i,t-1} + \theta PP_{i,t} + \gamma H_{i,t} + \delta S_t + \overline{M}_i + \varepsilon_{i,t}$$

실제 추정에는 종속변수의 로그 변환한 값을 사용하였다. 구매액이 영인 경우 로그변환을 하면 해당 값이 결측치가 되어 분석에 제외되는 문제가 발생한다. 이러한 문제를 회피하기 위해 결측치인 경우는 매우 작은 값(예를 들면, -0.00001)으로 대체하였다.⁹

4. 분석 결과

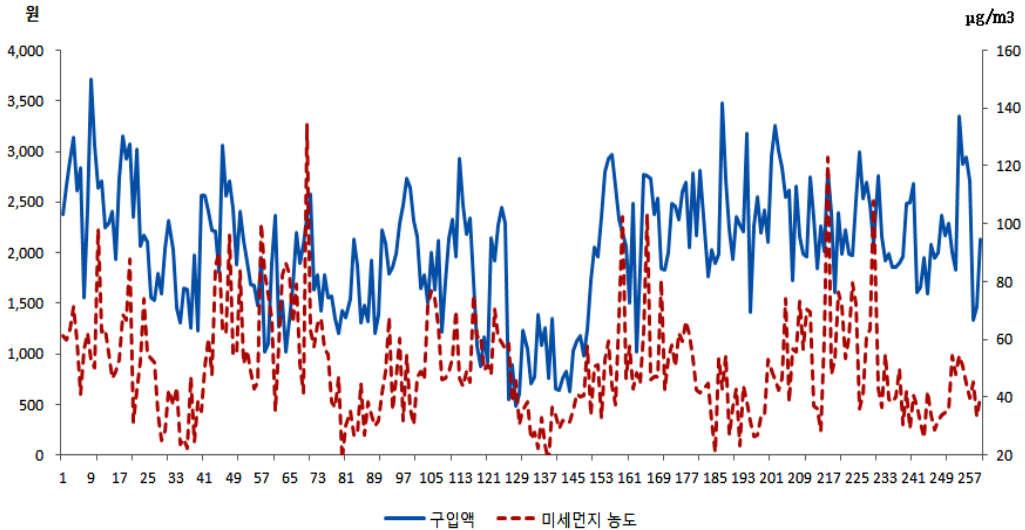
4.1. 시계열 변화 추이와 단순 회귀분석 결과

패널 토빗모형을 추정하기에 앞서, 가구의 인구사회적인 특성을 무시하고 가구당 주별 평균 삼겹살 구입액과 해당 주의 미세 먼지 농도 간의 관계를 살펴보았다. <그림 2>에서 도시한 두 시계열을 보면 미세 먼지 농도와 삼겹살 구입액 간에 양(+의 관계

⁹ 토빗모형 추정에서 로그 변환한 하한값의 크기에 따라 추정결과가 달라지는지를 검토하기 위해 0과 -0.00001로 하한값으로 부가하여 추정한 결과 동일한 파라메타 추정치가 나타났다.

를 발견할 수 있다. 미세 먼지 농도를 단일변량으로 하는 삼겹살 지출액의 회귀모형을 추정한 결과, 추정 계수값은 7.499로 0.001보다 낮은 유의확률에서 유의미하였다.

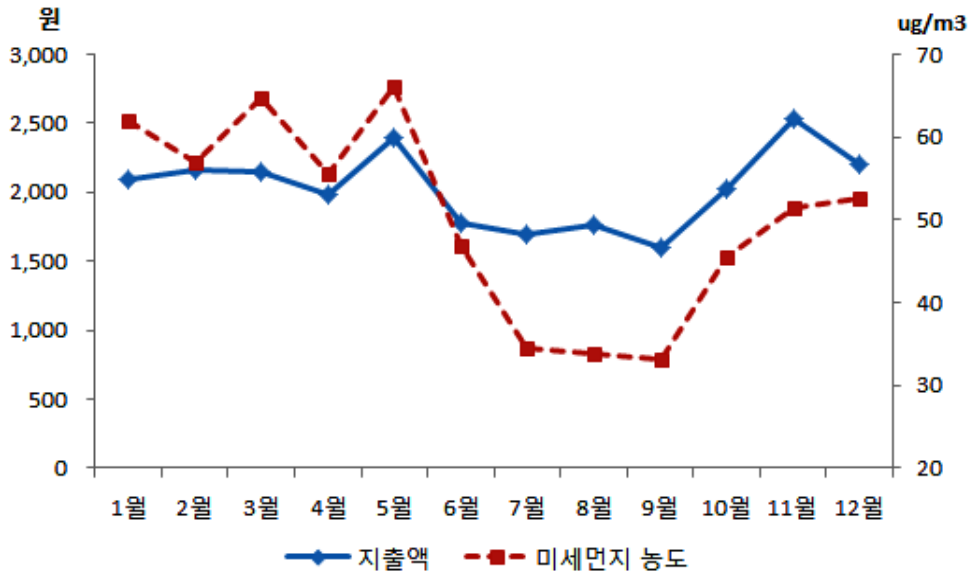
그림 2. 미세 먼지 농도와 삼겹살 구매액의 시계열적인 변화 추이, 2010-2014



이러한 결과는 1주간 평균 미세 먼지 농도가 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 만큼 증가할 때 1주당 삼겹살 구매액은 가구당 75원가량이 늘어남을 의미한다. 하지만 미세 먼지 농도뿐만 아니라 삼겹살 구입액은 <그림 2>에서 보듯이 뚜렷한 계절적인 변화 패턴을 보이며 그 변화 패턴도 유사하다. 이를 보다 쉽게 파악하기 위해 5개년 간의 미세 먼지 농도와 삼겹살 구입액의 월 평균값을 도식한 것이 <그림 3>이다. 미세 먼지 농도와 삼겹살 구입액은 <그림 3>에서 보듯이 봄철인 5월에 가장 높고, 여름철인 8월과 9월에는 대체로 낮게 나타나는 계절적인 변화 패턴을 보였다.

따라서 앞의 단순 회귀분석에 의한 추정 결과는 미세 먼지 농도의 계절적 패턴에 의해 영향을 받았을 가능성이 높다. 돼지고기 구매의 계절적 변화는 식 (1)의 설명변수 S_t 에 포함된 계절적 더미변수를 사용하여 추정모형에 반영할 수 있으나, 미세 먼지 농도의 계절적 패턴으로 인한 효과는 사전에 제거할 필요가 있다. 이를 위해 이 논문에서는 먼저 5개년 간 평균 미세 먼지 농도를 월별로 구한 다음은 미세 먼지 농도의 일일 평균 측정치로부터 해당 일자가 속한 월의 5개년 평균치를 빼는 방식으로 계절성을 조정한(seasonally adjusted) 미세 먼지 농도 측정치를 설명변수로 사용하였다.

그림 3. 미세 먼지 농도와 삼겹살 구입액의 월별 추이, 2010-14년 평균치



4.2. 모형별 계수 추정값과 적합성 검토

전술한 세 가지 모형을 적용하여 삼겹살 구입액과 설명변수 간의 관계를 나타내는 식 (1)과 (2)를 추정한 결과가 <표 2>이다. 세 가지 추정모형의 적합성 검정 결과, <표 2>의 하단에 나타난 카이자승 검정 결과가 보여주듯이 추정식 모두가 유의미한 것으로 나타났다. 세 모형의 추정 결과는 추정 계수값의 부호와 크기, 유의성 여부 등을 비교할 때 다소 차이를 보였다. 그러나 미세 먼지 농도, 삼겹살 가격, 구매자 연령, 가구 소득, 계절 더미변수, 휴일 여부, 황사특보 여부 변수는 세 모형에서 모두 유의하며 동일한 부호의 계수 추정값을 가졌다.

토빗 모형의 경우 파라메타 추정값 자체가 설명변수의 한계효과를 의미하지 않는다. 여기에서는 각 설명변수의 영향을 부호와 유의성 여부 측면에서만 언급하고, 설명변수들의 한계효과는 다음 절에서 미세 먼지의 농도에 국한하여 설명한다. 추정결과에 따르면 미세 먼지 농도는 금주(t 기)뿐만 아니라 지난주($t-1$ 기)의 측정값도 삼겹살 구입액을 유의미하게 증가시키는 요인인 것으로 나타났다. 삼겹살 가격의 계수 추정값은 음의 부호를 가지는 것으로 나타나 구매량의 변화가 가격 변화에 탄력적인 것으로 판

명되었다.¹⁰ 연령 변수는 연령뿐만 아니라 연령제곱 항도 유의미하며 음의 부호를 가져, 구매자의 연령이 늘어날 때 구입액은 증가하지만 어느 연령을 넘어서면 구매액이 감소하는 형태의 비선형적인 관계를 보였다.

구매자의 학력이나 취업여부 변수는 패널 모형에서 모두 유의미하지 않았지만, 자료의 패널적 특성을 고려하지 않은 통상적인 토빗 모형에서는 대졸 이상인 구매자의 삼겹살 구매액이 중졸 이하인 구매자보다 적은 것으로 나타났다. 가구 소득이 많을수록 삼겹살 구매액은 증가하는 것으로 나타나, 삼겹살이 우등재인 것으로 판명되었다. 이러한 결과는 세 모형에서 모두 동일하였다.

가구원 수의 계수 추정값은 모두 양의 부호를 가졌으나 통상적인 토빗 모형에서만 유의미하였다. 외식 빈도의 계수값은 예상한 바대로 음의 부호를 가졌으나 세 모형에서 모두 유의성이 없었다. 자동차 보유대수는 임의효과 토빗 모형과 통상적인 토빗 모형에서 유의미하며 삼겹살의 구매액을 늘리는 요인으로 나타났다.

돼지고기 소비의 계절적 패턴을 나타내는 더미변수는 세 모형에서 모두 유의미하였다. 삼겹살의 구매액은 봄철에 가장 많았고, 겨울철, 가을철, 여름철 순으로 적었다.¹¹ 삼겹살 구입액은 일요일이 아닌 명절, 국경일 등 공휴일이 포함된 주(week)에서 그렇지 않은 주에 비해 더 많았고, 행사특보가 발행된 날이 포함된 주에서 그렇지 않은 주보다 더 많았다.

¹⁰ 이러한 해석은 다음과 같이 설명할 수 있다. 가격이 지출액에 대한 영향은 탄력성의 형태로 표현하면

$\frac{\partial E}{\partial p} = \frac{\partial pq}{\partial p} = p \frac{\partial q}{\partial p} + q \frac{\partial p}{\partial p} = q \left(\frac{\partial q}{\partial p} \frac{p}{q} + 1 \right) = q(\varepsilon_p + 1)$ 와 같다. 가격의 지출액에 대한 영향이 음의 값을 가진다면 이는 다음과 같이 수요의 가격탄력성이 탄력적임을 의미한다. 즉, $\frac{\partial E}{\partial p} < 0 \Leftrightarrow \varepsilon_p < -1$ 이다.

¹¹ 한 심사자는 캠핑문화 확대와 아웃도어(outdoor) 활동 증가로 인해 봄철과 가을철에 돼지고기 소비가 늘어나는데, 미세 먼지 농도 증가는 이러한 야외활동을 위축시켜 돼지고기 소비에 부정적인 영향을 줄 수 있다고 지적하였다. 이러한 미세 먼지 농도의 부정적인 효과는 미세 먼지 농도에 대한 사회적 관심이 증대되고 있는 최근에 와서 더욱 나타날 가능성이 있다. 2014년 이후의 자료들이 확보가 된다면, 미세 먼지 농도가 야외활동을 위축시키고 이로 인해 돼지고기 소비가 감소하는지에 대한 실증적인 검증이 가능하리라 생각된다.

표 2. 삼겹살 지출액의 결정 요인에 대한 토빗모형 유형별 추정결과

변수명		유사 고정효과 토빗		임의효과 토빗		통상적인 토빗	
		계수값	p값	계수값	p값	계수값	p값
미세 먼지농도	금주	0.0073	0.072	0.0069	0.089	0.0065	0.119
	지난 주	0.0168	<0.001	0.0164	<0.001	0.0155	<0.001
삼겹살 가격		-0.0020	<0.001	-0.0019	<0.001	-0.0018	<0.001
구매자의 인구사회적 특성	연령	1.0000	<0.001	0.8645	<0.001	1.4900	<0.001
	연령 제곱	-0.0103	<0.001	-0.0096	<0.001	-0.0164	<0.001
	고졸	0.7642	0.347	1.1828	0.136	0.1279	0.598
	대출 이상	0.0579	0.950	0.3822	0.660	-0.7406	0.005
	취업 여부	0.2662	0.167	0.2351	0.200	-0.1667	0.175
가구 특성 및 식생활 패턴	가구 소득	0.0006	<0.001	0.0006	<0.001	0.0003	<0.001
	가구원 수	0.0259	0.835	0.1773	0.120	0.5974	<0.001
	외식 빈도	-0.0591	0.293	-0.0134	0.799	0.0817	0.030
	자동차 보유 대수	0.5253	0.186	0.7291	0.010	0.6970	<0.001
삼겹살 구입액의 계절적 변동	여름	-1.2248	<0.001	-1.2340	<0.001	-1.2120	<0.001
	가을	-1.1608	<0.001	-1.1658	<0.001	-1.1215	<0.001
	겨울	-0.4546	0.006	-0.4584	<0.001	-0.4240	0.013
기타 요인	휴일 여부	0.4241	0.003	0.4156	0.004	0.4111	0.006
	황사 특보 여부	0.8114	<0.001	0.8013	<0.001	0.7978	<0.001
Mundlak의 방식에 기초한 추가 변수	연령	-0.0572	0.294				
	구매자 취업여부	-0.3364	0.583				
	가구원수	0.9404	0.002				
	가구소득	-0.0003	0.117				
	외식빈도	0.2751	0.169				
	자동차 보유 대수	0.3622	0.536				
	미세 먼지농도	금주 471.1286 지난주 -540.000	0.488 0.501				
	황사 특보 여부	302.5004	0.019				
상수항		-45.5261	0.234	-37.8824	<0.001	-51.9917	<0.001
σ_μ		5.7133	<0.001	5.8073	<0.001		
σ_e		15.2339	<0.001	15.2345	<0.001		
σ_ε						16.2148	0.097
ρ		0.1233	0.0065	0.1269	0.0066		
로그우도 함수 값		-133431.47		-133444.61		-137048.51	
$Prob[\chi^2 > \chi^2(17)]$		<0.001		<0.001		<0.001	

다음으로, 유사 고정효과 모형과 임의효과 모형 중에 어느 모형이 더 적합한지를 판명하기 위해 두 가지 검정을 실시하였다. 첫째는 Mundlak 방식을 따라 추가한 설명변수 ($\overline{M}_i$)의 추정 계수값이 모두 영(zero)인지에 대한 Wald 검정이고, 두 번째는 두 패널 모형에 대한 로그우도비 검정이다. 먼저, ' $\overline{M}_i$ 의 추정 계수값이 모두 영이다'라는 귀무가설에 대한 카이제곱 검정 통계량은 26.55, 유의확률은 0.0017로 나타나, 귀무가설이 기각되었다. 다음으로 임의효과 모형을 제약된(restricted) 모형, 유사 고정 효과 모형을 비제약(unrestricted) 모형이라 가정하고 로그우도비 검정을 실시한 결과, 로그우도비 검정 통계량 값은 26.28, 유의확률 값은 0.0018로 나타나, 임의 효과 모형이 적절하다는 귀무가설이 기각되었다. 이러한 검정 결과를 바탕으로 유사 고정 효과 모형에 근거하여 미세 먼지 농도의 한계효과를 계산할 것이다. 그 계산 방법과 결과는 다음 절에 제시한다.

4.3. 돼지고기 구입액에 대한 미세 먼지 농도의 한계효과

이 절에서는 우리가 주목하고 있는 변수인 미세 먼지 농도와 황사 발생 여부가 삼겹살 구매액에 미치는 한계효과 값을 추정한다. 즉 미세 먼지 농도가 $1\mu g/m^3$ 만큼 증가할 때 삼겹살 구매액은 얼마만큼 증가할 것인가 하는 것이다. 토빗 모형의 추정에서 종속 변수가 로그변환된 지출액이기 때문에 한계효과를 로그값이 아닌 실제 금액으로 나타나기 위해서는 로그 변환된 값이 아닌 원래 단위로 환산된 기댓값을 계산할 필요가 있다. 이를 위해 식 (4)의 방식을 적용하였다.

$$(4) \quad E(Exp_i | \mathbf{X}_i) = \exp \left[\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \frac{(\sigma_\mu^2 + \sigma_e^2)}{2} \right] \left[1 - \Phi \left(\frac{\gamma - \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} - (\sigma_\mu^2 + \sigma_e^2)}{(\sigma_\mu^2 + \sigma_e^2)} \right) \right]$$

McDonald & Moffitt(1980)에 따르면 토빗모형에서 설명변수의 한계효과는 식 (5)와 같이 분해할 수 있다.

$$(5) \quad \frac{\partial E[Exp_i | \mathbf{X}_i]}{\partial X_i} = \text{Prob}[Exp_i > 0] \frac{\partial E[Exp_i | \mathbf{X}_i, Exp_i > 0]}{\partial X_i} + E[Exp_i | \mathbf{X}_i, Exp_i > 0] \frac{\partial \text{Prob}[Exp_i > 0]}{\partial X_i}$$

식 (5)의 우측에서 첫 번째 항은 미세 먼지 농도가 증가할 때 삼겹살을 구매하는 기존 소비자에 의해 구매액이 늘어나는 수요 증가 효과를 의미하는 반면, 두 번째 항은 새롭게 삼겹살을 구매하는 신규 소비자에 의한 수요 창출 효과를 나타낸다.

식 (5)의 방식을 적용하여 계산한 미세 먼지 농도와 황사의 삼겹살 구매액에 대한 한계효과는 <표 3>과 같다. <표 3>에서 미세 먼지 농도의 한계효과는 식 (5)에 의해 계산된 값에 10을 곱한 것이다. 금주 미세 먼지 농도가 평년보다 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가할 때마다, 1주간 삼겹살 구매액은 가구당 10.36원가량 늘어난다. 미세 먼지 농도의 효과를 식 (5)에 따라 분해하면 삼겹살을 구매하는 기존 소비자에 의한 구매액의 증가분은 6.72원인 반면, 신규 소비자에 의해 늘어나는 구매액은 3.64원이다. 미세 먼지 농도 변화에 따른 삼겹살 구입액은 삼겹살 구입이 일어나는 날짜가 속한 주보다는 이전 주의 미세 먼지 농도에 의해 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. <표 3>에서 보듯이 지난 주 미세 먼지 농도가 평년보다 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 상승할 때 1주간 삼겹살 구매액은 가구당 23.9원가량 늘어나는 것으로 나타났다. 지난 주 미세 먼지 농도 증가 시 기존 소비자에 의한 삼겹살 구매액의 증가분은 15.5원인 반면, 신규 소비자에 의해 늘어나는 구입액은 8.4원이었다.

한편, 황사특보가 발동한 주에는 그렇지 않은 주에 비해 1주간 삼겹살 구매액이 가구당 115.5원가량 늘어나는 것으로 나타났는데, 기존 구매자에 의한 구입액의 증가는 75원인 반면, 신규 소비자에 의해 늘어나는 구매액의 증가분은 41원이었다. 이러한 분석 결과는 황사가 나타나는 시기에 대형 마트와 같은 곳에서 삼겹살 판매량이 증가하는 현상과 일치하고 있음을 보여준다.

표 3. 미세 먼지 농도와 황사의 삼겹살 구입액에 미치는 한계효과

구분		가구당 1주 삼겹살 구입액에 대한 효과(원)		
		기존 소비자의 구매 증가 효과	신규 소비자의 수요 창출 효과	전체 효과
미세 먼지 농도가 평년보다 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 상승할 때	금주	6.72	3.64	10.36
	지난주	15.51	8.39	23.91
황사특보가 발동할 때		74.92	40.55	115.47

5. 요약 및 결론

경제학, 마케팅, 그리고 심리학 분야의 많은 선행연구들이 날씨, 온도 등 소비자가 직면한 환경 조건이 소비자의 의사결정에 영향을 줄 수 있음을 보여준다. 이 논문에서는 이러한 선행연구에 착안하여 대기오염 정도가 소비자의 감정에 영향을 주어 식품 구매 행위가 변화를 받는지를 분석하였다. 대기오염 정도를 나타내는 지표로, 요즈음 그 폐해 때문에 사회적인 이슈로 부각되고 있는 미세 먼지 농도를 고려하였다. 분석 대상 식품으로는 삼겹살을 선택했다. 과학적인 근거가 없음에도 체내에 축적된 미세 먼지를 배출시킨다는 속설의 효과 때문에 대기 질이 나빠질 때 삼겹살의 소비가 늘어난다는 점에 착안했다. 분석에는 농촌진흥청의 농식품 소비자 패널조사 자료와 환경관리공단의 주요 도시별 미세 먼지 측정 자료를 서로 결합한 자료를 이용하였다.

미세 먼지 농도 이외에 소비자의 삼겹살 구매에 영향을 주는 다양한 요인들의 영향을 제거하기 위해, 구매자의 인구사회적 특성, 가구특성, 삼겹살 구매의 계절적 특성을 설명 변수로 포함하였고, 관측되지 않는 가구들 간의 이질적인 특성으로 인한 효과를 제거하기 위해 임의효과 토빗모형에 Mundlak이 제안한 장치(device)를 설명 변수로 추가한 유사 고정 효과 토빗모형을 분석에 사용하였다.

추정 결과에 따르면 미세 먼지 농도는 삼겹살 구매액을 유의미하게 증가시키는 것으로 나타났다. 미세 먼지 농도 변화에 따른 삼겹살 구입액은 금주보다는 이전 주의 미세 먼지 농도에 의해 큰 영향을 받았다. 금주의 미세 먼지 농도가 평년보다 $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 상승할 때 다음 주의 삼겹살 구매액은 가구당 23.9원가량 늘어나는 것으로 나타났다. 하지만, 농진청의 농식품 소비자 패널자료에는 외식으로 인한 삼겹살 소비량은 포함되어있지 않기 때문에 이 추정결과가 미세 먼지 농도 증가에 따른 삼겹살 지출액의 증가분 전체를 의미하지는 않는다. 미세 먼지 농도 증가가 외식으로부터의 삼겹살 수요에 미치는 영향은 예단하기 어렵다. 왜냐하면 전술한 바와 같이 미세 먼지 농도 증가 시 외식 등 외부활동에 제약을 받을 수 있기 때문이다.

서론에서 언급한 대로 소비자가 효용극대화에 입각하여 합리적인 선택을 한다면 미세 먼지 농도에 반응하여 돼지고기 구매를 늘릴 이유가 없다. 하지만 분석 결과에 따르면 미세 먼지와 관련하여 돼지고기(삼겹살)의 효능에 대한 속설은 여전히 유효한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과가 나타나는 이유를 명확하게 규명하기는 어렵지만, 심리학과 행동금융학 분야의 선행연구들이 입증하듯이 날씨, 기온 등의 경우와 마찬가지로

로 대기오염으로 인한 소비자의 감정 변화가 감정의 오귀인 현상을 초래함으로써 식품 구매 행위에도 영향을 준 것이 아닌가 생각한다.

결론에 대신하여 연구의 한계점과 향후 연구 과제를 제시하면 다음과 같다. 우선, 이 연구에서는 미세 먼지 농도 증가에 따른 영향으로 구매액의 변화에 초점을 맞추었다. 하지만 구매액에는 가격이 포함되어 있기 때문에, 소비확대 측면에서 보면 구매량이 환경의 심리적인 효과를 계측하는데 있어서 보다 정확한 지표일수가 있다. 둘째, 전술한 바대로 이 연구는 분석대상 표본이 서울, 인천, 경기도에 국한되어 있기 때문에 분석 결과가 우리나라 소비자 전체를 대표하기에는 다소 무리가 있다. 중소도시의 경우 환경으로 인한 심리적 효과가 수도권이나 대도시와 다를 수 있기 때문에 향후 전국의 소비자를 대상으로 한 심층적인 연구가 필요하다. 셋째, 최근 캠핑문화 확산으로 야외활동이 늘어남에 따라 돼지고기 소비가 증가하고 있는데, 미세 먼지 농도 증가는 야외활동에 따른 돼지고기 수요를 위축시킬 수 있다. 이러한 점은 자료의 제약 때문에 분석에서 다루질 못하였다. 마지막으로, 이 연구에서는 미세 먼지 농도의 측정치 확정 자료를 변수로 선택하였다. 정부는 미세 먼지 농도의 신체적 영향을 고려하여 2013년 8월부터 수도권 지역에서 미세 먼지 농도에 대한 예보를 실시해 오고 있다. 미세 먼지 농도 예보에 대한 자료가 확보된다면, 이러한 예보가 소비자의 선택 행위에 어떠한 변화나 영향을 주는지에 대한 연구는 대단히 흥미로울 것으로 판단된다. 소비자의 제품 선택 등 소비자행동에서 환경 등 상황적 요인의 영향이나 심리적인 요인의 효과가 날로 중요해지고 있음을 감안할 때 앞으로 소비자의 식품 선택에서도 이에 대한 연구가 지속될 필요가 있다.

참고 문헌

- 공성용, 배현주, 홍석표, 박해용. 2012. 「초미세 먼지의 건강영향 평가 및 관리정책 연구 I」. 한국환경정책평가연구원.
- 공성용, 배현주, 홍석표, 박해용. 2013. 「초미세 먼지의 건강영향 평가 및 관리정책 연구 II」. 한국환경정책평가연구원.
- 배현주, 하종식, 이애경, 박정임. 2008. “PM과 오존이 연령군별 천식 입원에 미치는 영향.” 「한국환경보건학회지」 제34권 제2호. pp. 124~130.
- 서미숙. 2015. “미세 먼지 농도가 경제활동시간에 미치는 영향.” 「여성경제연구」 제12권 제1호. pp. 75~100.
- 이용관. 2012. “날씨가 시간 사용에 미치는 영향에 관한 연구: 1999년, 2004년, 2009년 한국생활시간조사를 활용해서.” 「경제학연구」 제60권 제4호. pp. 75~100.
- 장은영. 2002. “기상요인이 의류제품 매출에 미치는 영향 분석.” 「한국복식학회지」 제52권 제4호. pp. 139~150.
- 조용성, 손양훈. 2004. “대기오염 개선이 건강에 미치는 사회적 편익 추정.” 「응용경제」 제6권 제1호. pp. 133~150.
- 홍진환. 2012. “기상요인이 할인점의 계절상품 매출에 미치는 영향.” 「유통경영학회지」 제15권 제6호. pp. 5~15.
- 국립환경과학원. 2012. 「대기환경연보」.
- 조선비즈, “한반도 강타한 미세 먼지, 관련 제품 판매 급증” 2016년 7월 4일자 기사 내용.
http://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2014/02/25/2014022501911.
- 友野典男, 이명자역, 2006. 「행동경제학」, 도서출판지형.
- Bagozzi, R. M. Gopinath, and P. Nyer. 1999. “The Role of Emotions in Marketing.” *Journal of the Academy of Marketing Science*. vol. 27, pp. 184~206.
- Bless, H. N. Schwarz, and M. Kemmelmeier. 1996. “Mood and Stereotyping: the Impact of Moods on the Use of General Knowledge structures.” *European Review of Social Psychology*. vol. 7, pp. 63~93.
- Bordalo, P. N. Gennaioli, and A. Shleifer. 2013. “Salience and Consumer Choice.” *Journal of Political Economics*. vol. 121, pp. 803~843.
- Bullinger, M. 1989. “Psychological Effects of Air Pollution on Healthy Residents-A Time-Series Approach.” *Journal of Environmental Psychology*. vol. 9, pp. 103~118.
- Busse, M.R., D.G. Pope, J.C. Pope, and J. Silva-Risso. 2014. “The Psychological Effects of Weather on Car Purchase.” *Quarterly Journal of Economics*. vol. 29, pp. 1~44.
- Cao, M. and J. Wei. 2005. “Stock Market Returns: A Note on Temperature Anomaly.” *Journal of Banking and Finance*. vol. 29, pp. 1559~1573.
- Chamberlain, G. 1984. “Panel Data” In Z. Griliches and M. Intriligator, eds, *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: North Holland.

- Connolly, M. 2008. "Here Comes the Rain Again: Weather and the Intertemporal Substitution of Leisure." *Journal of Labor Economics*. vol. 26, pp. 73~100.
- Evans, G.W., S.D. Colome and D.F. Shearer. 1988. Psychological Reactions to Air Pollution. *Environmental Research*. vol. 45, pp. 1~15.
- Forgas, J.P. 1995. "Mood and Judgement: The Affect Infusion Model(AIM)." *Psychological Bulletin*. vol. 117, pp. 39~66.
- Goetzmann, W.N. and N. Zhu. 2005. "Rain or Shine: Where is the Weather Effect?" *European Financial Management*. vol. 11, pp. 559~578.
- Hirshleifer, D. and T. Shumway. 2003. "Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather." *Journal of Finance*. vol. 58, pp. 1009~1032.
- McDonald, J. and R. Moffitt. 1980. "The Use of Tobit Analysis." *Review of Economics and Statistics*. vol. 62, pp. 318~321.
- Mundlak, Y. 1978. "On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data." *Econometrica*. vol. 56, pp. 69~86.
- Parsons, A.G. 2001. "The Association between Daily Weather & Daily Shopping Patterns." *Australasian Marketing Journal*. vol. 9, pp. 78~84.
- Pope, C.A.III, R.T. Burnett, M.J. Thun, E.E. Calle, D. Krewski, K. Ito, and G.D. Thurston. 2002. "Lung Cancer, Cardiopulmonary mortality, and Long-Term Exposure to Fine Particulate Air Pollution." *Journal of the American Medical Association*. vol. 287, pp. 1132~1141.
- Sagar, A., M. Bhattacharya, and V. Joon. 2007. "A Comparative Study of Air Pollution-Related Morbidity Among Exposed Population of Delhi." *Indian Journal of Community Medicine*. vol. 32, pp. 268~273.
- Turley, L.W. and R.E. Milliman. 2000. "Atmospheric Effect on Shopping Behavior: A Review of the Experimental Evidence." *Journal of Business Research*. vol. 49, pp. 193~211.
- Wooldridge, J. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- World Health Organization. 2006. Health Risks of Particulate Matter from Long-Range Transboundary Air Pollution, Joint WHO/Convention Task Force on the Health Aspects of Air Pollution, European Centre for Environment and Health, Bonn Office.
- Zivin, J.G. and M. Neidell. 2014. "Temperature and the Allocation of Time: Implications for Climate Change." *Journal of Labor Economics*. vol. 32, pp. 1~26.

원고 접수일: 2016년 7월 28일
원고 심사일: 2016년 8월 3일
심사 완료일: 2016년 12월 12일