

일별 외식여부에 따른 소비자의 칼로리 섭취 효과 분석

박미성* · 안병일** · 한두봉***

1. 서 론

식량이 부족할 당시에는 기아문제를 해결하는데 초점을 맞춰 안정적인 식량생산기반을 위한 수확량이 많은 개량종을 도입하여 식량의 증산을 도모하는 농업정책이 추진되었지만, 최근에는 기아문제보다는 소비자의 건강 측면에 초점을 맞춰 충분한 영양공급과 식품의 안전성에 대한 사회적 관심이 높아지고 있다. 최근 미국에서 비만과의 전쟁을 위해 뉴욕은 레스토랑 등에서 라지사이즈 탄산음료의 판매를 금하는 법안을 추진하였고, 로스앤젤레스(LA)도 공공장소에서 탄산음료 판매를 제한하는 방안을 내놓은 것도 국민의 영양측면에 초점을 맞춘 정책이라 할 수 있다.

미국의 성인 비만비율은 현재 35.7%인데 미국 듀크대 글로벌위생연구소 에릭 핀켈쉬타인 교수 연구에 따르면 2030년에는 42%로 증가할 것으로 전망되고 있다. 또한 체질량지수¹⁾가 40이 넘거나 체중이 표준을 약 45kg 이상 웃도는 중증비만자가 2030년에 전체 성인의 11%를 차지하며 비만과 관련된 질병의 의료비도 5,495억 달러 늘어날 것으로 예상되고 있어, 비만이 개인적인 건강상의 문제가 아닌 국가차원의 사회적 이슈가 되고 있다. 이러한 이유로 미국에서는 비만과 영양에 대한 연구가 활발하게 진행

* 고려대학교 식품자원경제학과 대학원

** 고려대학교 식품자원경제학과 교수

*** 고려대학교 식품자원경제학과 교수

1) 체질량지수(Body Mass Index)란 체중(kg)를 키의 제곱(m²)으로 나눈 값이다. 이는 카우프지수 또는 체적지수라고도 하며, 비교적 정확하게 체지방의 정도를 반영할 수 있어 가장 많이 이용되는 비만 지표이다. 체질량지수가 20 미만이면 저체중, 20~25는 정상체중, 25~30은 과체중, 30 이상은 비만, 35 이상은 고도비만으로 본다.

되고 있으며, 이를 예방하기 위한 다양한 정책이 수립되고 있다.

우리나라 정부도 최근 2012년 7월 5일 제 1차(2012~2016) 국민영양관리 기본계획을 수립하였다. 이러한 기본계획의 수립 배경이 된 “2010 국민건강통계”에 의하면, 우리나라 국민 중 영양섭취가 부족한 사람은 10%에 불과하지만, 성인 30%는 비만에 해당하는 등 국민들의 영양 불균형 및 식생활 문제가 심각한 수준이라고 한다. 즉, 영양과잉 및 섭취 부족, 영양소 섭취 불균형, 비만을 증가²⁾ 등 국민 영양관리가 제대로 이뤄지지 않고 있어 정부가 영양표시제도 대상을 확대하고, 국민의 건강 수준 향상을 위한 생애주기별 영양관리를 지원하며, 영양관리 식생활 행태조사, 식품 규제와 영양 정책의 기반이 되는 한국인 영양섭취기준의 제·개정 등 영양관리 정책의 기반을 마련한다는 방침이다.

우리나라 현대인의 식생활은 국민생활수준의 상승, 여성의 경제활동 참여율 증가 등의 요인과 함께 외식산업의 급성장으로 인해 외식비중이 점점 높아지고 있다. 특히 직장인과 학생의 경우 하루 한 끼 이상을 급식이나 외식에 의존하고 있다. 통계청의 가계동향조사 결과에 따르면 가구당 월평균 외식 소비지출액은 1988년 2만 2,550원에서 2008년 28만 1,875원으로 11.5배 증가한 반면, 식료품비는 1988년 16만 2,827원에서 2008년 60만 7,394원으로 2.7배 증가하였다. 이는 지난 20년 동안 식료품비의 변화는 적은 반면, 외식비는 크게 증가한 것을 보여주고 있다. 또한 국내 외식산업의 매출액 기준 시장규모도 1988년 7조원에서 2009년 56조원으로 8배 정도 증가하였다. 즉, 외식비중이 과거에 비해 높아진 것이 현대 식생활의 특징 중 하나임을 알 수 있다.

이러한 국민 식생활에서 외식이 차지하는 비중이 높아지면 국민영양 및 건강에 있어서의 외식의 역할이 증가하게 되므로 외식이 칼로리 및 영양소에 미치는 효과 등에 대한 연구의 필요성이 대두된다. 미국의 연구결과에 따르면 미국인의 칼로리 섭취증가는 외식으로 인한 것이며, 이러한 외식증가가 미국인의 비만증가에 기여하고 있는 것으로 나타났다(Nielsen SJ et al., 2002; Binkely JK et al., 2000). 한국의 경우에도 최근 현대 식생활에서 비중이 커지고 있는 외식이 성인의 비만을 증가와 관계가 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 한국 성인들의 일별 외식여부에 영향을 주는 개인 특성에 대해 알아보고, 일별 외식여부가 성인의 칼로리 섭취에 미치는 효과를 분

2) 우리나라 성인 비만율은 1998년 26.0%에서 2010년 30.8%로 12년 동안 4.8%p 증가하였다. 아동·청소년의 경우도 6~11세는 1998년 5.8%에서 2010년 8.8%, 12~18세는 1998년 9.2%에서 2010년 12.7%로 각각 증가하였다.

석하고자 한다.

2. 선행연구 검토

외식과 칼로리 또는 영양소 섭취에 대한 국외 선행연구의 대부분은 미국 농무성이 국민을 대상으로 실시한 대규모 식생활 조사인 Continuing Survey of Food Intakes by Individuals(CSFII) 자료를 이용한 사례가 많다. Lin B et al.(1997)은 미국 CSFII 자료를 이용하여 가정식과 외식의 영양학적 질을 비교 연구하였으며, 그 결과 가정식은 대체적으로 칼슘과 섬유질의 밀도가 높았고, 외식은 가정식에 비해 지방과 콜레스테롤 함량이 높았으며, 특히 레스토랑에서 제공되는 음식의 경우 나트륨과 콜레스테롤 함량이 높은 것으로 나타났다.

Nielsen SJ et al.(2002, 1)은 2~18세, 19~39세, 40~59세, 60세 이상으로 연령 구분한 후 연령군별 미국인의 칼로리 섭취 경향을 분석한 결과, 외식으로 인한 음식섭취 비중이 커졌으며, 소금간이 많이 된 스낵, 소프트드링크, 피자로부터의 칼로리 섭취는 크게 증가한 것으로 나타났고, 지난 20년간 모든 연령대의 칼로리 섭취 증가는 가정식보다 외식에 기인한 것이라고 보고하고 있다. Nielsen SJ et al.(2002, 2)에서는 청소년(12-18세)과 젊은 성인층(19~29세)에서 외식의 빈도가 증가하고 있으므로 외식의 영양 개선이 필요하다고 하였다.

Binkely JK et al.(2000)은 미국 주와 대형 마켓 데이터를 이용하여, 지역 비만율의 차이가 식품 소비의 차이와 관계가 있는지를 분석하였다. 연구 결과, 식품섭취의 최근 변화가 비만증가의 원인이라는 증거는 발견하지 못하였지만, 최근의 주요한 변화가 외식으로 인한 식품소비 비중의 증가, 특히 패스트푸드, 간편식 등의 증가라고 하면서, 외식증가가 미국인의 비만증가에 기여하고 있다고 하였다.

O'Dwyer Na et al.(2005)는 아일랜드 성인을 대상으로 한 대규모 식생활 조사인 North/South Ireland Food Consumption Survey의 자료를 이용하여 식사 준비 장소에 따른 영양 섭취를 분석하였다. 이 연구에서는 아일랜드 성인의 칼로리, 단백질, 지방, 탄수화물의 섭취가 가정식보다는 외식에서 유의적으로 높았으며, 특히 외식의 경우 지방으로부터 섭취하는 칼로리가 권장량을 넘어서는 것으로 보고되고 있다. 국외 선

행연구결과에서 보듯이 식생활에서 비중이 점차 늘어나고 있는 외식이 칼로리 섭취량 및 비만에 큰 영향을 미치는 것으로 생각할 수 있다.

국내 선행연구로는 국민건강영양조사 자료를 이용한 정상진 외(2006)과 김지혜(2005), 조사 자료를 이용한 이윤나 외(1992), 이수경(1991), 서운석 외(2010) 등이 있다.

정상진 외(2006)은 2001년 국민건강영양조사의 영양조사부문 중 24시간 회상법에 의해 수집된 1일 식품 섭취량 조사 자료에서 점심식사 자료를 추출한 후, 각 식사가 준비된 장소에 따라 가정식과 외식으로 그리고 외식을 다시 상업적 외식 및 급식으로 나누어 총 세군 간의 점심 식사 질을 영양적으로 비교 평가하였다. 분석 대상은 19~64세 이하이며, 분석방법은 공분산분석(ANCOVA)과 던칸의 사후 검정법 등을 이용하였다. 분석 결과, 가정식으로 점심식사를 한 경우가 외식을 한 경우보다 유의적으로 적은 열량을 섭취하고 있었으며, 지방으로부터의 열량섭취비율은 상업적 외식군이 가정식군이나 급식군보다 유의적으로 높게 나타났다.

김지혜(2005)는 2001년 국민건강영양조사의 식품영양섭취 자료 중 초·중·고등학교의 1일 섭취 음식 자료를 이용하여 학령기 아동의 가정식과 학교 급식간의 영양을 비교 연구하였다. 이윤나 외(1992)와 이수경(1991)에서는 조사를 통한 샘플자료를 이용하여 어린이를 대상으로 가정식과 단체급식의 영양적 질을 비교하였다.

서운석 외(2010)은 20세 이상의 대전시민을 137명을 대상으로 조사한 설문조사를 바탕으로 일별 외식여부에 따른 대전시민의 영양상태를 비교하였다. 분석 결과, 일별 외식여부가 높은 주 4회 이상 외식군은 칼륨, 식이섬유소, 비타민 C 등이 영양소의 평균 필요량이나 충분섭취량에 못 미치는 부족자의 비율이 높게 나타났으나, 총단백질, 동물성단백질, 동물성 지방 등의 평균 섭취량은 일별 외식여부가 낮은 그룹에 비해 높게 나타났다.

국내 선행연구에서는 그룹을 구분하여 그룹간의 영양소 섭취량에 차이가 있는지를 통계학적 검증방법을 이용하여 비교분석한 것이 대부분이고, 성인을 대상으로 외식과 칼로리 또는 영양섭취와의 관계를 본 연구가 있긴 하지만 점심식사에 한정되어 있다. 본 연구에서는 성인의 일별 외식여부가 칼로리 섭취에 미치는 영향을 분석하여 일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취효과를 분석 한다 점에서 기존의 연구와 차별성이 있다. 또한 기존 선행연구의 방법론인 통계학적 검증 방법이 아닌 계량경제학적 방법을 이용한다는 점에서 차별성이 있다.

3. 분석모형과 효과 측정 방법

3.1. 분석모형

일별 외식여부가 칼로리 섭취에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 1단계로 식(1)과 같이 일별 외식여부에 대한 수요함수 모형을 고려할 수 있다.

$$(1) \quad L_i^* = Z_i\gamma + v_i \quad L_i = \begin{cases} 1 & \text{if } L_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } L_i^* \leq 0 \end{cases}$$

여기서 L_i^* 는 관찰할 수 없는 잠재변수(unobserved latent variable)이며, Z_i 는 개인의 특성을 포함한 설명변수이고, v_i 는 $v_i \sim N(0, 1)$ 인 잔차항이다. L_i 는 일별 외식여부에 대한 것으로 하루 1회 이상 외식을 하는 경우에는 1, 하루 1회 미만인 경우에는 0으로 나타난다.

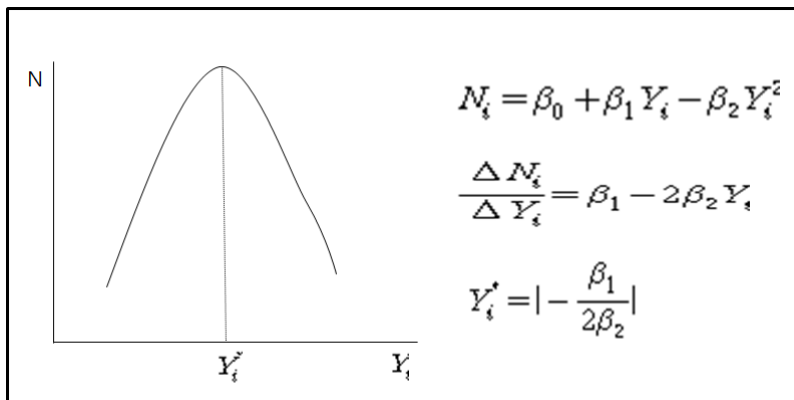
일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취 효과를 측정할 때 연구자가 관찰할 수 없는 변수(L_i^*)들이 일별 외식여부와 개인의 1일 칼로리 섭취량에 영향을 줄 수 있기 때문에 일별 외식여부 변수를 고려할 필요가 있으며, 1단계 추정모형인 일별 외식여부에 대한 수요함수 모형은 probit모형을 이용하여 추정가능하다. 일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취효과를 분석하기 위한 수요함수 추정을 위한 실증모형은 다음과 같다.

$$(2) \quad N_i = \beta X_i + \delta L_i + \mu_i$$

여기서 N_i 는 1일 칼로리 섭취량이며, X_i 는 식생활상태 및 패턴, 건강상태 및 질병 유무 등 개인 인구학적 특성을 나타내며, L_i 는 일별 외식여부이고, μ_i 는 $\mu_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ 인 잔차항이다. 개인의 인구학적 특성을 나타내는 X_i 변수 중에서 소득이 증가함에 따라 1일 칼로리 섭취량이 증가할 것으로 예상된다. 하지만 <그림 1>과 같이 소득이 증가한다고 하여 소비자가 자신의 칼로리 섭취량을 지속적으로 증가시키기 보다는 일정 수준의 소득 이상이 되면 칼로리 섭취의 양적 측면보다는 유기농 식품 등 질적 측면에 더 관심을 가질 것으로 예상된다. 즉 개인의 소득과 칼로리 섭취와의 관계는 단순

한 선형방정식이 아니라 비선형방정식 중 2차 함수형태를 띠 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 칼로리 섭취함수의 회귀계수를 이용하여 다른 설명변수는 고정시키고 소득변화에 따른 칼로리 섭취의 변화를 확인하여, 소득 변곡점을 알아보고자 한다.

또한 연령에 따른 칼로리 섭취량도 소득과 칼로리 섭취량간의 관계와 비슷하게 일정 연령이 되면 칼로리 섭취량도 감소할 것으로 예상된다. 따라서 식 (2) 칼로리 섭취 함수에다가 연령의 제곱 변수와 소득의 제곱 변수를 추가하여 추정할 것이다.



〈그림 1〉 소득변수와 칼로리 변수간의 예상 관계

식 (1)과 식 (2)의 잔차항인 v_i 와 μ_i 사이에는 식 (3)과 같은 행렬을 가지며, 잔차항 간에 상관관계가 존재한다. 연구자가 관찰할 수 없는 변수들(L_i^*)이 일별 외식여부의 수요함수와 칼로리 수요함수에 영향을 미치기 때문이다.

$$(3) \quad \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

식 (2)에서 L_i 는 연구자가 관찰할 수 없는 변수들의 영향을 받는 내생변수이기 때문에 일반적으로 추정하는 최소자승법(OLS)으로 분석하면 bias를 유발하는 term이 존재하게 된다. 따라서 본 논문에서는 내생성(Endogeneity) 문제를 통제하기 위해 가장 일반적으로 사용되는 도구변수를 이용한 2단계 추정(Two Step Least Squares)을 1차적으로 시도하고, 추정과정에서 샘플 선택에 의해 발생할 수 있는 샘플 선택 문제(Sample Selection Bias)를 통제하기 위해 Heckman 모형(Heckman Selection Model)과 효과분석모

형(Treatment Effect Model)을 추정할 것이다. 즉, 내생성만 통제하였을 때와 내생성과 표본 선택 편의를 통제하였을 때를 고려한 세 모형의 추정결과를 비교하고자 한다.

1단계에서 일별 외식여부에 대한 수요함수를 probit모형을 이용하여 추정하고, 이를 이용한 $\Pr(L_i = 1|Z_i) = \Phi(Z_i\hat{\gamma})$ 로부터 식 (4)를 도출한다.

$$(4) \quad \begin{aligned} h_i &= \phi(Z_i\hat{\gamma})/\Phi(Z_i\hat{\gamma}) & L_i &= 1 \\ &= -\phi(Z_i\hat{\gamma})/1-\Phi(Z_i\hat{\gamma}) & L_i &= 0 \end{aligned}$$

여기서 ϕ 는 표준정규분포밀도함수이고, Φ 는 표준누적정규분포함수이다. 2단계는 1단계의 h_i 를 설명변수로 추가하여 식 (5)를 추정한다. 하지만 식 (5)의 OLS의 표준오차 추정치는 일치추정량이 아니므로 이를 조정할 필요가 있다.

$$(5) \quad N_i = \beta X_i + \delta L_i + \beta_h h_i + \mu_i$$

3.2. 효과 측정 방법

일별 외식여부가 칼로리 섭취에 미치는 효과는 $E(N_i|L_i = 1) - E(N_i|L_i = 0)$ 로 측정할 수 있다. 여기서 $E(N_i|L_i = 1)$ 은 일별 외식여부가 높은 사람의 칼로리 섭취량의 기댓값을 의미하며, $E(N_i|L_i = 0)$ 은 제도 또는 정책, 여건 변화로 하루 1회 이상 외식을 하던 사람이 하루 1회 미만으로 하게 된 사람의 칼로리 섭취량의 기댓값을 의미한다. 따라서 식 (9)를 이용하여 일별 외식여부의 효과를 계산할 수 있다.

$$(6) \quad E(N_i|L_i) = \beta X_i + \delta L_i + \rho\sigma h_i$$

$$(7) \quad E(N_i|L_i = 1) = \hat{\beta}X_i + \hat{\delta} + \hat{\rho}\hat{\sigma}[\phi(Z_i\hat{\gamma})/\Phi(Z_i\hat{\gamma})]$$

$$(8) \quad E(N_i|L_i = 0) = \hat{\beta}X_i + \hat{\rho}\hat{\sigma}[-\phi(Z_i\hat{\gamma})/1-\Phi(Z_i\hat{\gamma})]$$

$$(9) \quad E(N_i|L_i = 1) - E(N_i|L_i = 0) = \hat{\delta} + \hat{\rho}\hat{\sigma}[\phi(Z_i\hat{\gamma})/\Phi(Z_i\hat{\gamma})(1-\Phi(Z_i\hat{\gamma}))]$$

일별 외식여부의 효과가 통계적으로 유의한지의 여부는 x^2 검정을 통해 검정이 가능하다. 이는 일별 외식을 하는 사람의 칼로리 섭취량과 일별 외식을 하지 않는 사람

의 칼로리 섭취량의 차이를 구한 후, 둘 간의 차이가 0과 같다는 귀무가설을 검정하는 것이다. 만약 이 귀무가설을 기각하지 못한다면 일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취량에 대해 효과가 없는 것으로 볼 수 있다.

4. 분석자료

질병관리본부가 조사하여 제공하고 있는 국민건강영양조사 제 5기 1차년도(2010년) 자료를 이용하였다. 국민건강영양조사는 1969년 이후 매년 실시된 국민영양조사와 1962년에 시작된 국민건강 및 보건의식행태조사를 통합한 것으로 1998년에 제 1기 조사가 이루어졌다. 초기에는 3년 주기로 진행되다가 4기(2007)부터 매년 조사가 이루어지고 있으나, 패널자료는 아니다. 국민건강영양조사 문항 중 최근 1년 동안 평균적으로 외식(매식(배달음식, 포장음식 포함), 급식, 종교단체 제공음식 등)을 얼마나 자주 하는지에 대한 질문 내용이 1998년(제1기)부터 조사되고 있어 일별 외식여부가 칼로리 섭취량에 미치는 효과분석에 적합한 것으로 판단된다.

국민건강영양조사 자료는 건강설문조사, 영양조사, 검진조사로 구분되는데 질병여부 등 성인에게만 질문되는 변수를 고려함에 따라 표본대상을 19세 이상으로 한정하였다. 질문에 대해 모름 및 무응답 응답자를 분석대상에서 제외한 후 분석에 이용된 표본의 수는 5,312개이다.

<표 1>는 일별 외식여부에 따른 칼로리 및 영양소 섭취량의 평균과 표준편차를 나타내고 있다. 국민건강영양조사 2010에서는 일별 외식여부를 7가지 카테고리로 구분하여 답하게 하고 있지만, 성인 특히 직장인들의 경우 하루 한끼 이상을 외식으로 해결하는 점을 감안하여 본 연구에서는 외식을 하루 1회 이상 하는 경우(일별 외식을 하는 경우)를 1, 하루 1회 미만 하는 경우(일별 외식을 하지 않는 경우)를 0으로 변환한 이진(dichotomous) 변수를 일별 외식여부 변수로 이용하였다. 일별 외식을 하는 사람은 전체 응답자의 19%이며, 총 칼로리 섭취량은 1992kcal이고, 탄수화물은 325g, 조섬유는 7.8g이며, 지방은 39g, 중성지방은 1231mg/dl, 총콜레스테롤은 178mg/dl, 나트륨은 5,013mg으로 나타났다. 일별 외식을 하는 사람은 일별 외식을 하지 않는 사람에 비해 총칼로리, 탄수화물, 중성지방, 총콜레스테롤, 나트륨을 적게 섭취하고 있는 것

으로 나타났다.

〈표 1〉 일별 외식여부에 따른 칼로리 및 영양소 섭취량의 평균과 표준편차

1인 1일 섭취량 기준	전체 (5,312명)		일별 외식하는 경우 (993명)		일별 외식을 안하는 경우 (4,319명)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
일별 외식여부 (하루 1회 이상 : 1)	0.19	0.39	1	0	0	0
총칼로리섭취량 (kcal)	1,992	857	2,411	1,055	1,896	773
탄수화물 (g)	325	122	353	136	319	118
조식유 (g)	7.8	5.8	8.0	5.2	7.8	5.9
지방 (g)	39	30	56	37	35	27
중성지방 (mg/dl)	123	108	133	114	121	106
총콜레스테롤 (mg/dl)	178	57	180	45	177	59
나트륨 (mg)	5,013	3,273	5,971	3,716	4,793	3,122

〈표 1-1〉 일별 외식여부에 따른 칼로리 및 영양소 섭취량의 평균과 표준편차(남성)

1인 1일 섭취량 기준	전체 (2,173명)		일별 외식하는 경우 (675명)		일별 외식을 안하는 경우 (1,498명)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
총칼로리섭취량 (kcal)	2,386	971	2,645	1,083	2,270	892
탄수화물 (g)	366	126	378	133	360	123
조식유 (g)	8.6	5.7	8.6	5.2	8.7	5.9
지방 (g)	47	36	60	39	42	32
중성지방 (mg/dl)	149	138	153	128	148	143
총콜레스테롤 (mg/dl)	178	54	182	46	176	57
나트륨 (mg)	6,052	3,554	6,654	3,871	5,780	3,368

〈표 1-2〉 일별 외식여부에 따른 칼로리 및 영양소 섭취량의 평균과 표준편차(여성)

1인 1일 섭취량 기준	전체 (3,139명)		일별 외식하는 경우 (318명)		일별 외식을 안하는 경우 (2,821명)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
총칼로리섭취량 (kcal)	1,719	639	1,914	789	1,698	616
탄수화물 (g)	297	111	299	128	297	109
조섬유 (g)	7.2	5.8	6.7	4.8	7.3	5.9
지방 (g)	33	24	46	30	31	23
중성지방 (mg/dl)	105	75	92	60	106	77
총콜레스테롤 (mg/dl)	178	58	177	43	178	60
나트륨 (mg)	4,294	2,851	4,520	2,874	4,269	2,847

일별 외식여부에 따른 칼로리 및 영양소 섭취량을 성별로 구분하여 살펴보면, 남성의 경우 일별 외식을 하는 사람들은 총칼로리, 탄수화물, 지방, 중성지방, 총콜레스테롤, 나트륨을 일별 외식을 하지 않는 사람들에 비해 더 많이 섭취하고, 조섬유는 더 적게 섭취하고 있는 것으로 나타났다. 여성의 경우 일별 외식을 하는 사람들은 일별 외식을 하지 않는 사람들보다 총칼로리와 탄수화물, 지방, 나트륨을 더 많이 섭취하는 것으로 나타났다. 남성의 일별 외식을 하는 사람의 비중은 31.1%인 반면, 여성의 경우는 10.1%로 남성에 비해 낮게 나타났다. 이는 여성의 경제활동 참여율이 남성에 비해 낮기 때문인 것으로 판단된다. 성별로 구분한 일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취량의 평균값을 살펴본 결과, 일별 외식을 하는 사람들의 칼로리 섭취량이 일별 외식을 하지 않는 사람에 비해 칼로리 섭취량이 확연히 높음을 알 수 있다.

제5차 개정 한국인의 영양권장량을 성인 활동별로 살펴보면, 남성의 경우는 64kg 기준 2,200~3,500kcal로 보통속도로 걷기, 마루땀기, 빨래, 목욕, 가벼운 운동과 같은 중등활동을 하는 경우 2,500kcal이며, 여성의 경우는 53kg기준 1,800~2,800kcal로 중등활동을 하는 경우 2,000kcal이다. 우리나라 여성의 평균 칼로리 섭취량은 1,719kcal로 중등활동의 칼로리 권장량에 미치지 못하고, 앉아서 하는 일, 타이핑, 글쓰기 등 가벼운 활동의 경우 칼로리 권장량 수준인 1,800kcal 수준이다.

실증모형 추정에서 설명변수로 이용가능한 변수들의 기초통계량은 <표 3>에 제시되어 있다. 성별 더미의 평균값이 0.41이므로 여성비율이 상대적으로 높으며, 연령의

평균값은 50.33세이며, 최대값은 92세, 최소값은 19세이다. 거주지역이 광역시이면 1, 그렇지 않으면 0인 지역변수의 평균값은 0.45이며, 동읍면 변수의 평균값은 0.77로 동에 거주하는 사람의 비율이 높음을 알 수 있다. 교육수준은 2.65로 중졸과 고졸 사이 정도의 수준임을 알 수 있다. 이는 평균연령이 높기 때문인 것으로 보인다.

〈표 2〉 이용 가능한 변수 설명 및 기술통계

변 수		변수 설명 및 생성방법	평균	표준편차	최소값	최대값
개 인 인 구 적 특 성	성별(sex)	성별(남자 1, 여자 0)	0.41	0.49	0	1
	만연령(age)	만연령(만 19세 이상)	50.33	16.36	19	92
	결혼여부(marri)	기혼이면 1, 미혼이면 0	0.88	0.33	0	1
	시도(region)	거주지역이 광역시이면 1, 그렇지 않으면 0	0.45	0.50	0	1
	동읍면(town_t)	거주지역이 동이면 1, 읍/면지역이면 0	0.77	0.42	0	1
	교육수준(edu)	교육수준이 초졸 이하이면 1, 중졸이면 2, 고졸이면 3, 대졸 이상이면 4	2.65	1.17	1	4
	가구원수(cfam)	가구원수(명)	3.27	1.31	1	10
	세대유형 (genertn)	세대구성이 1세대이면 1, 2세대이면 2, 3세대이면 3	1.86	0.64	1	3
	세대유형 1 (genertn 1)	세대구성이 1세대이면 1, 그렇지 않으면 0	0.29	0.45	0	1
	세대유형 2 (genertn 2)	세대구성이 2세대이면 1, 그렇지 않으면 0	0.57	0.50	0	1
	세대유형 3 (genertn 2)	세대구성이 3세대이면 1, 그렇지 않으면 0	0.14	0.35	0	1
소 득	개인소득4분위수 (incm)	1. 하 2. 중하 3. 중상 4. 상	2.50	1.11	1	4
	가구소득4분위수 (ho_incm)	1. 하 2. 중하 3. 중상 4. 상	2.59	1.09	1	4
	가구소득(ainc)	월평균가구총소득(만원)	387.19	610.43	0	9167
경제 활동	가정주부여부 (housewife)	가정주부이면 1, 그렇지 않으면 0	0.53	0.50	0	1
	경제활동상태 (EC1)	경제활동을 하면 1, 그렇지 않으면 0	0.58	0.49	0	1

변 수		변수 설명 및 생성방법	평균	표준편차	최소값	최대값
건강 상태	고혈압유병유무 (hypertension)	고혈압이 있으면 1, 그렇지 않으면 0	0.24	0.43	0	1
	당뇨병유병유무 (diabetes)	당뇨병이 있으면 1, 그렇지 않으면 0	0.09	0.28	0	1
	임신여부 (pregnancy)	임신 중이면 1, 그렇지 않으면 0	0.01	0.09	0	1
	주관적 건강상태 (subhealth)	자신의 건강상태에 대한 5점 척도 (1. 매우 좋음 2. 좋음 3. 보통 4. 나쁨 5. 매우 나쁨)	2.86	0.89	1	5
	활동제한_여부 (LQ4_00)	활동제한이 있으면 1, 그렇지 않으면 0	0.13	0.33	0	1
	성인활동제한사유_ 당뇨병(LQ4_07)	활동제한사유가 당뇨병이면 1, 그렇지 않으면 0	0.00	0.07	0	1
	성인활동제한사유_ 고혈압(LQ4_08)	활동제한사유가 고혈압이면 1, 그렇지 않으면 0	0.00	0.05	0	1
	성인활동제한사유_ 비만(LQ4_21)	활동제한사유가 비만이면 1, 그렇지 않으면 0	0.00	0.03	0	1
	주관적 체형인식 (subbodytype)	자신의 체형에 대한 5점 척도 (1. 매우 마른편 2. 약간 마른편 3. 보통 4. 약간 비만 5. 매우 비만)	3.27	0.95	1	5
건강 관심	현재흡연여부 (tobaco)	현재 흡연하고 있다면 1, 그렇지 않으면 0	0.19	0.39	0	1
	음주빈도 (drink)	1년간 음주빈도 (1. 최근 1년간 전혀 마시지 않았다 2. 월 1회 미만 2. 월 1회 정도 4. 월 2-4회 5. 주 2-3회 정도 6. 주 4회 이상)	2.91	1.65	1	6
	주당 격렬한 운동일수 (hardexercise)	1주일간 격렬한 신체활동일수 (1. 전혀 하지 않음 2. 1일 3. 2일 4. 3일 5. 4일 6. 5일 7. 6일 8. 7일)	1.87	1.69	1	8
식 생 활	식사규칙성 (Regular_meals)	조사 2일전부터 6끼를 모두 먹은 경우 1, 한 끼라도 안 먹었으면 0	0.70	0.46	0	1
	식이요법여부 (N_Diet)	식이요법을 하면 1, 그렇지 않으면 0	0.25	0.43	0	1
	일별 외식여부 (eatingout)	하루 1회 이상 외식을 하면 1, 하루 1회 미만 외식을 하면 0	0.19	0.39	0	1

변 수		변수 설명 및 생성방법	평균	표준편차	최소값	최대값
식 생 활	가족과 함께 아침식사 여부(L_BR_FAM)	가족과 함께 아침식사를 했으면 1, 그렇지 않으면 0	0.58	0.49	0	1
	가족과 함께 점심식사 여부(L_LN_FAM)	가족과 함께 점심식사를 했으면 1, 그렇지 않으면 0	0.31	0.46	0	1
	가족과 함께 저녁식사 여부(L_DN_FAM)	가족과 함께 저녁식사를 했으면 1, 그렇지 않으면 0	0.70	0.46	0	1
신 체 지 수	체질량지수 (HE_BMI)	체질량지수(kg/m ²)	23.56	3.36	14	43
	허리둘레 (HE_WC)	허리둘레(cm)	81.04	14.03	52	798
에 너 지 및 영 양 소	1일 칼로리 (N_EN)	1일 칼로리 섭취량(kcal)	1992.26	856.77	134	11509
	1일 지방섭취량 (N_FAT)	1일 지방 섭취량(g)	38.71	30.18	0	385
	1일 탄수화물 (N_CHO)	1일 탄수화물 섭취량(g)	325.16	122.09	10	1196
	1일 조섬유 (N_FIBER)	1일 조섬유 섭취량(g)	7.81	5.81	0	131
	1일 나트륨 (N_NA)	1일 나트륨 섭취량(mg)	5013.22	3273.23	26	53699
	총콜레스테롤 (HE_chol)	총 콜레스테롤(mg/dl)	177.83	56.60	0	431
	HDL_콜레스테롤 (HE_HDL)	HDL_콜레스테롤(mg/dl)	49.88	17.47	0	116
	HDL_콜레스테롤 (전환식)(HE_HDL_tr)	HDL_콜레스테롤(전환식)(mg/dl)	44.89	16.62	0	103
	중성지방 (HE_TG)	중성지방(mg/dl)	123.11	107.99	0	2774
도구 변수	지역 음식점수 (restaurants)	소비자가 속해있는 지역의 음식점수(개) (자료 : 통계청, 「도소매업통계조사」)	46126	29625	6294	83244

가구원수의 평균값은 3.27명이며, 개인소득 4분위수 평균값은 2.50으로 중간임을 알 수 있고, 월평균가구 총소득은 387만원이다. 경제활동상태에 대한 더미변수는 0.58로 나타나 58% 정도가 경제활동을 하고 있었다. 5점 척도(1. 매우 좋음 2. 좋음 3. 보통

4. 나쁨 5. 매우 나쁨) 기준으로 자신의 건강상태에 대한 답변의 평균값은 2.86으로 보통에 가깝다. 자신의 체형에 대한 5점 척도(1. 매우 마른편 2. 약간 마른편 3. 보통 4. 약간 비만 5. 매우 비만)의 평균값은 3.27로 보통 비중이 높게 나타났다. 격렬한 운동을 며칠이나 하는지를 8개 카테고리로 물어본 평균값은 1.87로 일주일에 하루도 채 안되게 운동을 하는 것으로 나타났다.

5. 추정결과

5.1. 일별 외식여부에 대한 수요함수 추정 결과

일별 외식여부에 대한 수요함수 추정결과는 <표 3>과 같다. 칼로리에 대한 수요함수와 일별 외식여부에 대한 수요함수를 나타내는 probit 모형을 동시에 추정할 때, 식 (1)과 식 (2)의 잔차항간의 상관관계를 나타내는 ρ 의 값 때문에 식 (1)만을 추정한 결과와 동일하지 않을 수 있다. 그러나 식(1)의 추정결과와 식 (1)과 식 (2)를 연결한 추정결과와 부호는 일치하고, 계수값도 큰 차이가 없게 나타났다. 따라서 식 (1)의 추정결과와 설명변수의 한계효과를 보는 것도 의미가 있을 것으로 예상되어 <표 3>에 나타냈다.

한계효과에 따르면 나이가 어릴수록, 여자보다는 남자가, 미혼일 경우, 대도시(동읍면)에 거주할수록, 교육수준이 높을수록 일별 외식여부가 높은 것으로 나타났다. 또한 소득 수준이 높은 사람일수록, 경제활동을 하는 사람일수록, 음주빈도가 높은 사람일수록, 지역내 음식점업체수가 많을수록 일별 외식을 하는 것으로 나타났다.

한계 효과 중에서 경제활동 참여 변수에 대한 효과가 0.148506으로 가장 크고, 성별에 대한 효과가 0.139501로 두 번째로 크게 나타났다. 경제활동에 참여한 사람일수록 일별 외식여부가 높은 것으로 나타났는데, 이는 직장인의 경우 하루 한끼 이상은 직장내 구내식당이나 외부 식당을 이용하기 때문인 것으로 판단된다. 또한 경제활동 참여율이 남자가 여자보다 높은 점을 감안할 때 여자보다는 남자의 일별 외식여부가 높게 나타난 것으로 판단된다.

〈표 3〉 일별 외식여부에 대한 수요함수 추정(Probit) 결과

변 수		계 수		한계효과
		추정값	p값	
상 수 항		-1.39639	0.000***	-
연 령	age	-0.02076	0.000***	-0.0039
성 별	sex	0.684229	0.000***	0.139501
결혼여부	marri	-0.39325	0.000***	-0.08788
지 역	region	0.102847	0.04**	0.019474
동 읍 면	town_t	0.332633	0.000***	0.055975
교 육	edu	0.085113	0.004***	0.016004
세대유형	genertn	-0.02777	0.517	-0.00522
월평균가구소득	ainc	0.00034	0.000***	0.000064
월평균가구소득의 제곱	ainc_sq	-3.73E-08	0.002***	-7.01E-09
경제활동여부	ec1	0.845697	0.000***	0.148506
현재 흡연여부	tobaco	0.077138	0.19	0.014932
음주 빈도	drink	0.039682	0.014**	0.007462
주당 격렬한 운동일수	hard exercise	-0.00177	0.896	-0.00033
지역 음식점 업체수	restaurants	1.58E-06	0.046**	2.98E-07
Pseudo R ² : 0.2562				

주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준임.

5.2. 칼로리 섭취량에 대한 수요함수 추정 결과

일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취량에 대한 수요함수 추정결과는 <표 4>에 나타나 있다. 두 번째 열에 있는 Two-Step Least Squares는 일별 외식여부에 대한 수요함수인 식 (1)을 probit으로 추정한 후, 추정치를 칼로리 섭취량에 대한 수요함수인 식 (2)에 삽입하여 추정한 결과이다. 추정 결과 연령변수에 대한 추정치가 양의 부호인 반면, 연령제곱 변수에 대한 추정치가 음의 부호로 나타났으며, 소득에 대해서도 예상한 것처럼 소득변수의 추정치는 양의 부호인 반면, 소득 제곱변수에 대해서는 음의 부호

로 나타났다. 연령과 소득 변화가 칼로리 섭취량 변화에 어떤 영향을 주는지는 추가분석이 필요하다. 또한 남성인 경우, 세대가 적을수록, 식이요법을 안 하는 사람일수록, 규칙적인 식사를 하는 경우, 음주빈도가 잦은 사람이, 격렬한 운동을 하는 사람이, 일별 외식을 하는 사람이 칼로리 섭취량이 더 많은 것으로 나타났다.

2단계 추정모형(Two-Step Least Squares), 효과분석모형(Treatment Effect Model), 헤크만 모형(Heckman Selection Model) 추정시 식 (1)과 식 (2)의 식별변수로써 1단계 추정식인 일별 외식여부 수요함수에 지역의 음식점업체수를 이용하였는데 지역의 음식점업체수 변수가 두 모형에서 통계적으로 유의하게 나와서 적절한 식별변수로 판단된다. 지역의 음식점 업체수는 개인의 일별 외식여부와는 관계가 있지만, 칼로리 섭취량과는 관계가 없어 도구변수의 2가지 요건인 관련성(relevance)과 외생성(exogeneity)을 충족하는 것으로 보인다.

내생성 문제를 통제하기 위해 가장 일반적으로 사용되는 도구변수를 이용한 2단계 추정(Two-Step Least Squares) 결과를 단순 OLS 추정결과와 비교해 보면, 경제활동여부에 대한 더미변수와 일별 외식여부 변수의 추정치를 제외하고는 계수의 부호 및 유의성이 유사하게 나타났다. 경제활동 여부에 대한 더미변수는 단순 OLS에서 양의 부호였으나 2단계 추정에서는 음의 부호이고 통계적으로 유의하지 않게 나타나 이 변수에 대해 의미를 부여하기 어려운 것으로 판단된다. 일별 외식여부 변수는 단순 OLS와 2단계 추정에서 계수의 부호는 양(+)의 방향으로 일치하지만, 2단계 추정에서 계수의 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다(OLS결과는 부표 1 참조).

식 (2)에서 일별 외식여부(L_i)가 연구자가 관찰할 수 없는 변수들의 영향을 받는 내생성 문제와 표본 선택에 의해 발생할 수 있는 표본선택편의(Sample Selection Bias, Non-Random Bias)를 통제하기 위해 효과분석모형(Treatment Effect Model)과 헤크만 모형(Heckman Selection Model)을 추정하였다. 효과분석모형 추정결과를 2단계 추정결과와 비교하면, 계수의 부호는 일치하고 추정치의 통계적 유의성이 개선되었다. 2단계 추정결과에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타났던 연령제곱, 결혼여부, 일별 외식여부 변수가 효과분석모형에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 그리고 본 논문에서 관심을 갖고 있는 변수인 일별 외식여부 변수의 계수 추정치가 2단계 추정의 계수 추정치보다 1.7배 더 크게 추정되었고, 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다.

헤크만 모형의 추정결과는 효과분석모형 추정결과와 비교하여 통계적으로 유의한 변수의 숫자가 급격히 떨어졌다. 또한 관심 변수인 외식 변수의 계수 추정치는 효과분

석모형보다 1.5배, 2단계 추정모형보다 5.7배 크게 나타났으며 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 헤크만은 표본선택편의 문제를 생략된 변수(omitted variable) 문제로 접근하여 Inverse Mill's Ratio를 추가하여 추정한다.³⁾ 식 (1)과 (2)의 오차항간의 상관계수인 ρ 가 0이라는 귀무가설을 LR테스트한 결과, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하므로 표본선택편의에 의해 발생된 오차항간의 상관관계가 존재한다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 칼로리 섭취량에 대한 수요함수 모형

변 수		Two-Step Least Squares	Heckman's LIML		Treatment Effects Model	
			일별 외식여부	칼로리	일별 외식여부	칼로리
상 수 항		2050.835***	-1.37702***	981.7711	-1.39639***	1535.805***
개 인 특 성	연 령	6.169662	-0.02119***	4.849192	-0.02076***	8.281394
	연령의 제곱	-0.13622***	-	-0.15176	-	-0.18131***
	성 별	424.8477***	0.687109***	397.96	0.684229***	491.1436***
	결혼여부	123.4071	-0.35843***	282.3356	-0.39325***	102.3862**
	지 역	-24.9027	0.069253	-81.4101	0.102847**	-17.2204
	동 읍 면	-84.065	0.313057***	-122.23	0.332633***	-46.5725
	교 육	-18.1019	0.075785***	0.653405	0.085113***	-6.18453
	세대유형	-59.8958***	-0.02564	-63.3511	-0.02777	-62.7114***
소 득	월평균가구소득	0.169485*	0.000397***	0.093653	0.00034***	0.198905***
	월평균가구소득 제곱	-2.3e-05**	-4.56e-08***	-1.6e-05	-3.73e-08***	-2.6e-05***
	경제활동여부	-102.084	0.790715***	-163.631	0.845697***	-6.89146
식 생 활	식이요법여부	-145.997***	-	-171.125***	-	-146.71***
	규칙적인 식사	284.08***	-	346.2871***	-	285.4213***

3) $E(N_i|L_i = 1) = \beta X_i + E(\mu_i|v_i > -Z_i\gamma) = \rho_{\mu v}\sigma_\mu\lambda_i(-Z_i\gamma) = \beta_\lambda\lambda_i(-Z_i\gamma)$ 여기서, $\lambda_i(-Z_i\gamma)$ 는 Inverse Mill's Ratio $[\phi(-Z_i\gamma)/1-\Phi(-Z_i\gamma)]$ 이고, β_λ 는 unknown parameter이다.

변 수		Two-Step Least Squares	Heckman's LIML		Treatment Effects Model	
			일별 외식여부	칼로리	일별 외식여부	칼로리
건강	주관적 체형인식	-5.28415	-	-10.3365	-	-6.39822
	현재 흡연여부	19.35383	0.100566*	-72.3729	0.077138	9.475099
	음주 빈도	21.27*	0.043241***	51.09987	0.039682**	27.33145**
	격렬한 운동일수	20.1136***	0.003211	5.297032	-0.00177	19.91688***
지역 음식점수		-	1.81e-06**	-	1.58e-06**	-
일별 외식여부		226.1726	-	1508.69*	-	603.6268***
rho(ρ)		-	0.977549		-0.35298	
sigma(σ)		-	1586.641		760.3349	
lamda(λ)		-	1551.019		-268.383	
모형 적합도		R ² =0.2415	LR chi2(18)=387.49 prob > chi2=0.0000		Wald chi2(31)=2571.88 prob > chi2=0.0000	

주 : *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 5〉 일별 외식여부 변수의 추정 결과 정리

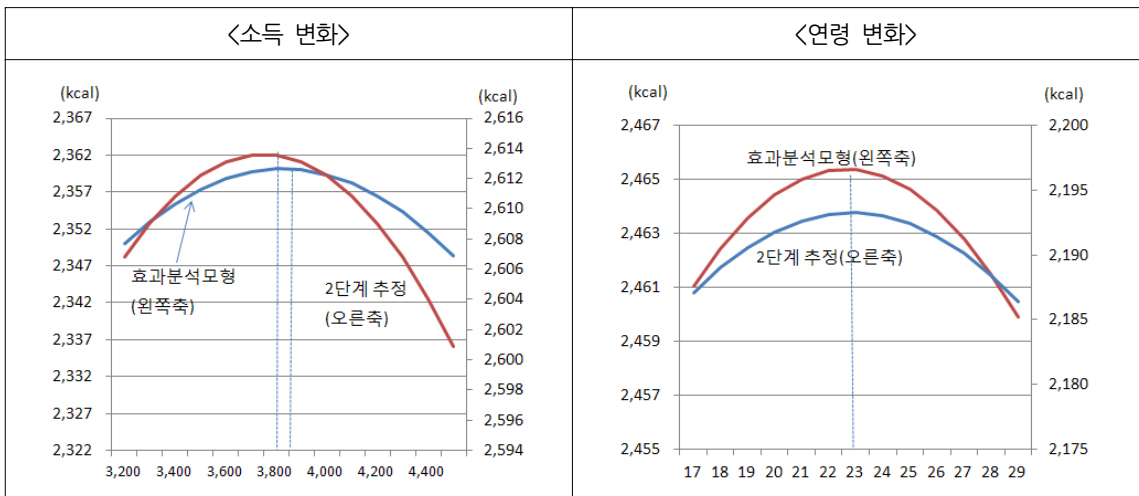
	OLS	Two-Step Least Squares	Heckman's LIML	Treatment Effects Model
일별 외식여부 추정치	153.615***	226.1726	1508.69*	603.6268***

주 : *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 5>는 칼로리 섭취 수요함수에서 일별 외식여부 변수의 추정 결과만 정리한 표이다. 일별 외식여부가 칼로리 섭취량에 미치는 효과는 최소자승법(OLS)이 가장 작고, 다음으로 2단계 추정모형, 효과분석모형, 헤크만모형 순으로 나타났다. 즉, 단순 OLS 추정 결과보다 내생성 문제만 통제한 모형의 일별 외식여부 계수 추정치가 더 크고, 내생성 문제와 표본선택문제까지 통제한 모형의 일별 외식여부 계수의 추정치가 더 크게 나타났다. 따라서 내생성 문제와 표본선택편의 문제를 무시하고 단순 OLS로 추정하면, 일별 외식여부가 칼로리 섭취량에 미치는 효과를 과소 추정할 우려가 있다.

소득과 연령이 증가함에 따라 1일 칼로리 섭취량이 증가하고 일정 수준의 소득이나

연령이 되면 칼로리 섭취량이 감소할 것으로 예상되어 소득과 연령 변수를 제공하여 변수로 추가하였다. 이런 소득과 연령 변수가 칼로리 섭취에 미치는 효과를 구체적으로 알아보기 위해 이들 변수가 유의하게 추정된 2단계 추정모형과 효과분석모형의 회귀계수를 이용하여 다른 설명변수는 고정시키고 소득과 연령변화에 따른 칼로리 변화를 비교하였다. <그림 2>에서 보듯이 소득변수의 계수는 양의 부호이고, 소득제곱 변수의 계수는 음의 부호이므로 분석모형에서 예상한 것과 같이 2차 방정식 형태를 띠고 있다. 소득변화에 따른 칼로리 섭취량 변화 그래프를 보면, 효과분석모형에서는 가구당 월평균 소득이 3,800만원을 기점으로, 2단계 추정모형에서는 가구당 월평균 소득이 3,850만원을 기점으로 감소하는 것으로 나타났다.



〈그림 2〉 소득과 연령변화에 따른 칼로리 섭취량 변화

추정결과로 보면 소득이 일정 수준을 넘어 높아질수록 칼로리 섭취량이 감소할 것으로 예상되지만, 합리적인 소득 범위 내에서는 나타나지 않아 현실적으로 도달가능성이 없어 보인다. 즉, 소득제곱 변수의 계수 추정치가 너무 작고, 타 변수의 영향이 더 크게 작용하여 소득이 크게 늘어도 칼로리 섭취량의 감소 효과가 없어 보인다. 연령변화에 따른 칼로리 섭취변화도 같은 방식으로 다른 설명변수는 고정시키고 연령 변수만 변화시켜 살펴본 결과, 효과분석모형과 2단계 추정모형 모두 23세를 기점으로 그 이전에는 칼로리 섭취량이 증가하다가 23세를 지나면서 칼로리 섭취량이 감소하는 것으로 나타났다.

5.3. 일별 외식여부에 따른 효과분석

식 (9)를 사용하여 일별 외식여부가 칼로리 섭취에 대한 효과를 추정한 결과가 <표 6>과 같이 나타났다. 식 (2)의 일별 외식여부 변수의 계수 추정치는 일별 외식을 하는 사람과 하지 않는 사람간의 칼로리 섭취량의 차이이다. 일별 외식여부가 칼로리 섭취량에 미치는 효과를 정확하게 추정하기 위해서는 동일한 사람에 대한 평가가 이루어져야 하지만, 현실적으로 현재 일별 외식을 하는 사람이 제도 또는 정책, 여건 변화 이전에 일별 외식여부가 어떠했는지를 아는 것은 사실상 불가능하다. 따라서 본 논문에서는 현재 일별 외식을 하는 사람이 제도 또는 정책, 여건 변화로 인해 일별 외식여부를 변화하게 된다면 칼로리 섭취량에 어떤 변화가 있을 지를 측정하기 위해 **Average Treatment Effect on the Treated** 방법론을 이용하였다.

<표 6>에서 보듯이 칼로리 섭취량에 대한 일별 외식여부의 효과는 1인 1일 칼로리 기준으로 140.8kcal를 증가시키는 것으로 나타났으며, 카이자승검정결과 5% 유의 수준에서 유의하게 나타났다. 이런 칼로리 섭취량의 증가 효과는 하루 1회 이상 외식을 하는 사람의 평균 칼로리 섭취량(2,409kcal)의 5.8%에 해당한다.

〈표 6〉 일별 외식여부에 따른 칼로리 섭취량에 대한 효과 추정 결과

	효과 추정치	표준오차	P값
칼로리 섭취량(kcal)	140.8307**	54.66047	0.010

주 : **은 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

6. 요약 및 결론

우리나라 성인의 30%는 비만에 해당하는 등 국민의 영양 불균형 및 식생활 문제가 대두되고 있다. 한편 현대인의 식생활은 국민생활수준의 상승, 여성의 경제활동 참여율 증가 등의 요인으로 외식비중이 점점 높아지고 있다. 미국 등 선진국에서는 외식으로 인해 칼로리 섭취가 증가하고 이러한 외식증가가 비만증가에 기여한다는 연구 결과가 나오는 등 영양과 비만에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있지만, 한국의 경우

에는 외식이 칼로리 섭취에 영향을 주는지에 대한 연구는 그리 많지 않다. 따라서 본 연구에서는 한국 성인들의 일별 외식여부가 성인의 칼로리 섭취량에 미치는 효과를 분석하는 것을 목적으로 하였다.

분석 자료는 국민건강영양조사 제5기 1차년도(2010년) 자료를 이용하였으며, 관찰할 수 없는 변수들의 영향을 받는 내생성 문제를 통제하기 위한 2단계 추정법, 내생성과 샘플선택편의 문제를 통제하기 위한 Heckman모형과 효과분석모형을 추정한 후 세 모형의 추정결과를 비교하였다. 추정 결과 일별 외식을 하는 사람은 1일 칼로리 섭취에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며, 그 효과는 2단계 추정모형, 효과분석모형, Heckman모형 순으로 나타났다. 세 모형의 외식여부 효과는 단순 OLS 추정 결과보다 모두 크게 나타나서, 내생성 문제와 표본선택편의 문제를 무시하고 단순 OLS로 추정하는 경우 일별 외식여부의 칼로리 섭취에 미치는 효과를 과소 추정할 우려가 있음을 확인할 수 있었다. 또한 소득과 연령 변수가 유의하게 추정된 효과분석모형과 2단계 추정모형의 회귀계수를 이용하여 소득과 연령변화에 따른 칼로리 섭취량 변화를 분석하였다. 가구당 월평균 소득은 3,800~3,850만원을 기점으로, 연령은 23세를 기점으로 그 이전에는 칼로리 섭취량이 증가하다가 23세를 지나면서 칼로리 섭취량이 감소하는 것으로 나타났다. 연령변화에 따른 칼로리 섭취변화는 합리적인 범위 내에서 나타났지만, 소득의 경우는 합리적인 소득 범위 내에서는 나타나지 않아 현실적으로 도달가능성이 없어 보인다.

각 모형의 일별 외식여부 계수 추정치는 일별 외식을 하는 사람과 하지 않는 사람간의 칼로리 섭취량의 차이이다. 따라서 본 논문에서는 일별 외식효과를 보다 정확히 산정하기 위해 현재 일별 외식을 하지 사람이 제도 또는 정책, 여건 변화로 인해 일별 외식을 하지 않은 경우의 칼로리 섭취량에 대한 효과를 Average Treatment Effect on the Treated 방법론을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 칼로리 섭취량에 대한 일별 외식여부의 효과는 1인 1일 칼로리 기준으로 140.8kcal를 증가시키는 것으로 나타났으며, 카이자승검정결과 5% 유의 수준에서 유의하게 나타났다. 이는 하루 1회 이상 외식을 하는 사람의 평균 칼로리 섭취량(2,409kcal)의 5.8%에 해당한다. 일별 외식여부가 에너지섭취를 증가시키는 요인이라는 것은 본 논문에서 확인할 수 있었지만, 비만과 직접적인 관련이 있다고는 할 수 없다. 따라서 외식여부와 비만간의 상관관계를 위한 분석은 향후 연구과제로 남긴다.

참 고 문 헌

- 김성용 · 이정희. 2010. “소비자의 식품선택에 대한 영양표시 이용의 효과 분석.” 「소비자학연구」 21(3): 107-128.
- 김성훈 · 이계임 · 김윤식 · 장도환. 2007. 「FTA 협상에 따른 가공식품 및 식품 · 외식업계에 미치는 영향 분석」. 한국농촌경제연구원.
- 김지혜. 2005. “가정식과 학교급식으로 점심식사를 한 초 · 중 · 고 재학생의 식사평가 : 2001 국민건강 · 영양조사 자료를 이용하여.” 서울대학교 석사학위 논문.
- 서윤석 · 강지현 · 김한숙 · 정영진. 2010. “외식빈도에 따른 대전시민의 영양상태 비교.” 「한국영양학회지」 43(2): 171-180.
- 이수경 · 정승호 · 전미정 · 백수경 · 김창임 · 모수미 · 김익겸. 1991. “서울 시내 도시형 급식시범초등학교 어린이의 식생태조사.” 「대한보건협회학술지」 17(1): 72-89.
- 이윤나 · 김원경 · 이수경 · 정상진 · 최경숙 · 권순자 · 이은화 · 모수미 · 유덕인. 1992. “서울지역 고소득 아파트단지내 급식 국민학교 아동의 영양실태조사.” 「한국영양학회지」 25(1): 56-72.
- 이정희. 2010. “소비자의 식품선택에 대한 식품 품질 정보표시정책의 효과분석: 영양 정보표시제를 중심으로.” 경상대학교 석사학위 논문.
- 정상진 · 강승호 · 송수민 · 류시현 · 윤지현. 2006. “한국 성인의 점심식사에서 가정식, 상업적 외식 및 급식의 영양평가: 2001 국민건강 · 영양조사 자료의 분석.” 「한국영양학회지」 39(8): 841-849.
- 홍성훈. 2011. “금연과 비만과의 관계에 대한 실증분석.” 「보건경제와 정책연구」 17(1): 127-144.
- Binkely Jk, Eales J, Jekanowski M. 2000. “The relation between dietary change and rising U. S obesity.” *Int J Obes* 24(8): 1032-1039.
- Cai, Y., Alviola, P., Nayga, R. M. Jr. and Wu, X. 2008. “The effect of food away from home and food at home expenditures on obesity rates: a state level analysis.” *Journal of Agricultural and Applied Economics* 40: 1-15.
- Eun-Hae shin, Jae-Young Lim. 2010. “De-Mystifying the Inconvenient Truth: Dose Ex Post Moral Hazard Indeed Exist in Korean Private Health Insurance Market?”

Hitotsubashi Journal of Economics 51: 129-147.

- Guido W. Imbens. 2007. Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in STATA.
- Heckman, J. J. 1976. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and Simple Estimator for Such Models." *Annals of Economic Social Measurement* 5(4): 475-492.
- Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1): 53-161.
- Lin B., Frazao E. 1997. "Away-from-home foods increasingly important to quality of american diet. Washington, DC: U.S. Department of agriculture." *Economic Research Service*. May-August, pp. 33-40.
- Michael Lokshin, Zurab Sajaia. 2004. "Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models." *The Stata Journal*(2004) 4: 282-289.
- Nielsen SJ, Siega-Riz AM, Popkin BM. 2002. "Trends in food locations and sources among adolescents and young adults." *Pre Med* 35(2): 107-113.
- Nielsen SJ, Siega-Riz AM, Popkin BM. 2002. "Trends in energy intake in U.S. between 1977 and 1996: similar shifts seen across age groups." *Obes Res* 10(5): 370-378.
- O'Dwyer NA, McCarthy SN, Burke SJ, Gibney MJ. 2005. "The temporal pattern of the contribution of fat to energy and of food groups to fat at various eating locations: implications for developing food-based dietary guidelines." *Public Health Nutrition* 8(3): 249-257.
- O'Dwyer NA, Gibney MJ, Burke SJ, McCarthy SN. 2005. "The influence of eating location on nutrient intakes in Irish adults: implications for developing food-based dietary guidelines." *Public Health Nutrition* 8(3): 258-265.
- Rodolfo M. Nayga, Jr. 2008. "Nutrition, Obesity and health: policies and economic research challenges." *European Review of Agricultural Economics* 35(3): 281-302.
- William H. Green. 2000. 「Econometric Analysis. forth edition」. Prentice-Hall, Inc.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panal Data*. The Mit Press, U.S.A.

〈부 록〉

부표 1. 칼로리 섭취량에 대한 수요함수 추정 결과

변 수		계 수	
		추정값	P값
상 수 항		1692.742	0.000***
개인특성	연 령	3.132026	0.54
	연령의 제곱	-0.14665	0.002***
	성 별	557.1342	0.000***
	결혼여부	51.54796	0.248
	지 역	-7.83327	0.726
	동 읍 면	-13.4319	0.629
	교 육	-0.0812	0.995
	세대유형	-64.4302	0.000***
소 득	월평균가구소득	0.233458	0.000***
	월평균가구소득의 제곱	-3e-05	0.000***
	경제활동여부	64.34132	0.007***
식 생 활	식이요법여부	-146.58	0.000***
	규칙적인 식사	282.9466	0.000***
건 강	주관적 체형인식	-5.36986	0.634
	현재 흡연여부	29.37226	0.326
	음주 빈도	29.53019	0.000***
	주당 격렬한 운동일수	19.65716	0.001***
일별 외식여부		153.615	0.000***
모형 적합도		$R^2 = 0.2452$	

주 : *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.