

거주지 주변의 식품환경과 비만의 관련성 연구: 2013 전국사업체조사와 2013-2014 국민건강영양조사 자료를 이용하여

김 윤 정¹⁾²⁾ · 한 성 립^{2)3)†}

¹⁾질병관리본부 건강영양조사과, ²⁾서울대학교 생활과학대학 식품영양학과, ³⁾서울대학교 생활과학연구소

Associations between Exposure to Unhealthy Food Outlets Within Residential District and Obesity: Using Data from 2013 Census on Establishments and 2013-2014 Korea National Health and Nutrition Examination Survey

Yoonjung Kim¹⁾²⁾, Sung Nim Han^{2)3)†}

¹⁾Division of Health and Nutrition Survey, Centers for Disease Control and Prevention, Cheongju-si, Korea

²⁾Department of Food and Nutrition, College of Human Ecology, Seoul National University, Seoul, Korea

³⁾Research institute of Human Ecology, College of Human Ecology, Seoul National University, Seoul, Korea

†Corresponding author

Sung Nim Han
Department of Food and Nutrition, College of Human Ecology, Seoul National University, Seoul 08826, Korea

Tel: (02) 880-6836
Fax: (02) 884-0305
E-mail: snhan@snu.ac.kr
ORCID: 0000-0003-0647-2992

Received: October 11, 2016
Revised: October 17, 2016
Accepted: October 17, 2016

ABSTRACT

Objectives: Environmental, social and personal factors influence eating patterns. This study aimed to investigate the relationship between unhealthy food outlets within a residential area and obesity using nationally representative Korean survey data and data from the Census on Establishments.

Methods: Data on the food intakes and socioeconomic variables of a total of 9,978 adults aged ≥ 19 years were obtained from the 2013-2014 Korea National Health and Nutrition Examination Survey. Geographic locations of restaurants were obtained from the 2013 Census on Establishments in Korea. Administrative area was categorized into tertiles of count of unhealthy food outlets based on the distribution of number of unhealthy food outlets among all urban (Dong) and rural (Eup or Myun) administrative districts in Korea. Multilevel logistic regressions model were used to assess the association between the number of unhealthy food outlets and obesity.

Results: People living in the district with the highest count of unhealthy food outlets had higher intakes of fat (45.8 vs. 44.4 g/day), sodium (4,142.6 vs. 3,949.8 mg/day), and vitamin A (753.7 vs. 631.6 $\mu\text{gRE/day}$) compared to those living in the district with the lowest count of unhealthy food outlets. A higher count of unhealthy food outlets was positively associated with frequent consumption of instant noodles, pizza, hamburgers and sandwiches, sweets and sour pork or pork cutlets, fried chicken, snacks, and cookies. Higher exposure to unhealthy food outlets was associated with increased odds of obesity (1st vs. 3rd tertile; OR 1.689; 95% CI 1.098-2.599).

Conclusions: A high count of unhealthy food outlets within a residential area is positively associated with the prevalence of obesity in Korea. The results suggest that food environmental factors affects the health outcomes and interventions aiming to restrict the availability of unhealthy food outlets in local neighborhoods may be a useful obesity prevention strategy.

Korean J Community Nutr 21(5): 463~476, 2016

KEY WORDS Unhealthy food outlets, food environment, obesity, Korea National Health and Nutrition Examination Survey, Census on Establishments

서 론

생태학적 모형(Ecological models)에 의하면 개인의 행동이란 개인, 물리적 환경(집, 학교, 음식점 등), 거시적 환경(사회 및 문화적인 규범, 대중매체, 정책 등)의 다양한 다수준의 영향을 받아 형성된다[1]. 이러한 이론에 근거하여 세계보건기구(WHO: World Health Organization) [2], 미국 의학연구소(IOM: Institute of Medicine) [3], 국제비만특별대책팀(IOTF: International Obesity Task Force) [4], 미국 질병관리본부(CDC: Centers for Disease Control) [5]에서는 개인의 식행동, 신체활동, 체중조절을 향상시키기 위한 효과적인 전략으로 개인과 환경수준의 복합적인 측면을 고려한 사회생태학적 접근을 강조하였다.

식품환경(Food environment)이란 지역사회, 가정, 음식점, 학교, 직장, 미디어 및 정보 등 개인을 둘러싸고 있는 물리적 환경에서의 식생활 관련 요인을 의미하며 [6], 미국 국립 암연구소(National Cancer Institute) [7] 및 캐나다의 보건복지부(Health Canada) [8]에서는 식품환경을 측정할 수 있는 다양한 도구 및 방법론을 제시하였다. 특히, 지역사회의 식품환경을 측정하는 방법으로 음식점의 밀집도(density), 거리(proximity), 수(count), 비율(ratio), 존재여부(presence) 등을 사용하였으며 [6,9-12], 식품환경과 개인의 식품섭취 및 비만발생이 관련이 있음을 미국, 영국, 호주 등에서 밝혀 왔다. 슈퍼마켓이 많은 지역에 거주하는 사람은 과일과 채소를 많이 섭취하고, 패스트푸드는 적게 섭취하였으며 [13], 패스트푸드점과 가까운 거리에 거주할수록 패스트푸드 섭취 빈도가 높았고 [14], 패스트푸드점이 많이 밀집되어 있거나, 가까운 거리에 거주하는 사람은 비만 발생 위험이 높다고 보고 [15-18]하였다. 또한, 26개 나라의 인구 10만명 당 Subway 밀집도에 따른 비만율을 조사한 결과, 밀집도가 높은 미국(10만명 당 7.52개)과 캐나다(10만명 당 7.43)는 비만율이 높은 경향을 보였고, 밀집도가 낮은 한국(10만명 당 0.13개)과 노르웨이(10만명당 0.19개)는 비만율이 낮은 경향을 보였다 [19].

우리나라의 영양소별 1일 섭취량을 1998년과 비교해보면 1세 이상의 에너지 섭취량은 남자는 증가(1998년 2,151.6 kcal, 2014년 2,376 kcal)하였고, 여자는 비슷한 수준(1998년 1,728.5 kcal, 2014년에 1,763.8 kcal)이며, 탄수화물 섭취량은 감소하고(1998년 315.5 g, 2014년 308.0 g), 지방은 증가하여(1998년 40.1 g, 2014년 49.7 g) 에너지 섭취량에 대한 지방의 기여율이 1998년

17.9%에서 2014년 21.6%로 크게 상승하였다. 비만 유병률은 남자의 경우 1998년 25.1%에서 2014년 37.7%로 증가하였고, 여자는 큰 변화는 없지만 1998년 26.2%에서 2014년 23.3%로 약 25% 수준을 유지하고 있다 [20].

이러한 변화의 원인은 여성의 사회진출 증가로 인해 가정 내 식생활이 변화하여, 가정에서의 식사는 감소하면서 외식이 꾸준히 증가하고, 고열량·저영양 식품 섭취가 증가하는 것 등으로 해석되고 있다 [20-22]. 특히 하루 1회 이상 외식하는 사람은 2014년에 남자 41.9%, 여자 22.5%로, 2008년(남자 34.9%, 여자 14.1%) 이후 꾸준히 증가하고 있다 [20]. 또한 2010년에 비해 2014년의 전국 음식점 증가율을 살펴보면, 체인화 편의점은 50% (2010년 17,919개, 2014년 26,874개), 제과점업은 18.8% (2010년 13,883개, 2014년 16,496개), 피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사 음식점업은 14.5% (2010년 12,774개, 2014년 14,630개), 치킨 전문점은 13.5%가 증가(2010년 27,782개, 2014년 31,529개) 하여 [23], 개인의 식행동에 영향을 주는 요인으로 작용했을 것으로 생각된다. 국내 대부분의 연구에서는 개인 식행동의 원인을 개인에서 찾고 있으며, 해외 연구와 같은 식품환경이 개인의 식품섭취 및 비만 발생에 미치는 영향에 관한 연구는 미흡한 실정이다.

이에 본 연구에서는 개인 섭취량 자료인 국민건강영양조사 자료와 거주지역의 전국 식당 정보가 포함된 전국사업체조사(Census on Establishments, CE) 자료를 활용하여 거주지 주변의 불건강음식점의 분포정도에 따른 식품섭취량을 비교해 보고, 비만 유병률에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

연구대상 및 방법

1. 연구자료 및 대상

본 연구에서는 질병관리본부에서 제공하는 2013년과 2014년 국민건강영양조사 원시자료와 통계청에서 제공하는 2013년 전국사업체조사 원시자료를 이용하여 분석하였다 [23,24]. 영양소 섭취 분석 대상자는 국민건강영양조사 자료에서 검진조사, 건강설문조사, 영양조사에 참여한 만19세 이상 성인으로 1일 에너지 섭취량이 500 kcal 미만 또는 5000 kcal 초과인 경우를 제외한 9,978명(남자 4,028명, 여자 5,950명)을 분석에 이용하였다. 식품섭취 빈도 분석 대상자는 식품섭취빈도조사 대상자인 만19-64세이며 7,962명을 분석에 이용하였다. 전국사업체조사는 한국표준산업분류 중 농림(개인경영), 어업(개인경영), 국방, 가사서비스업, 국제 및 기타 외국기관을 제외한 약 330만개의 전국 사

업체를 대상으로 1994년 이후 매년 실시하고 있으며, 이 중 3,482개 동읍면 지역의 체인화 편의점, 제과점업, 피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사 음식점업, 치킨 전문점 자료만을 분석에 이용하였다. 동읍면 별 1,000명 당 인구밀집도를 산출하기 위해 행정자치부에서 제공하는 주민등록인구수를 이용하였다.

2. 연구내용 및 방법

1) 일반적 특성

국민건강영양조사의 건강설문조사 자료에서 연령, 성별, 교육수준, 직업, 결혼여부, 월평균 가구소득, 거주지역(동, 읍/면), 주거형태(일반주택/아파트), 가구의 거주자 수, 주관적 건강인지, 걷기 실천 변수를 이용하였다. 월평균 가구소득은 소득사분위수를 기준으로 상, 중상, 중하, 하로 분류하였고, 직업은 비노동직(관리자, 전문가 및 관련 종사자), 서비스 및 판매직, 노동직(농림어업 숙련 종사자, 기능원, 장치·기계 조작 및 조립 종사자, 단순노무종사자), 무직으로 재분류하였다. 걷기 실천은 최근 1주일 동안 1회 10분 이상, 1일 총 30분 이상 주 5일 실천으로 정의하였고, 주관적 건강 인지율은 평소에 본인의 건강이 ‘매우 좋음’ 또는 ‘좋음’이라고 생각하는 경우로 정의하였다.

비만 분류를 위해 국민건강영양조사에서 측정된 신장, 체중 변수를 이용하였으며, 아시아-태평양 비만 진단 기준을 적용하여, 체질량지수(Body Mass Index, BMI, 체중(kg)/신장²(m²))가 < 18.5이면 저체중(Underweight), 18.5 ≤ BMI < 25은 정상(Normal), BMI ≥ 25은 비만(Obese)으로 분류하였다.

2) 영양 및 식품 섭취

영양소 섭취는 국민건강영양조사의 24시간회상법 자료를 이용하여 분석하였고, 에너지와 영양소 섭취의 적절함은 한국영양학회에서 제시한 2010 한국인 영양섭취기준(The Korean Nutrition Society 2010)을 근거로 판단하였다. 영양소별 섭취부족 기준으로는 에너지 필요추정량의 75% 값과 영양소별 평균 필요량, 지방의 에너지적정비율 하한선을 사용하였다. 과잉섭취 기준으로는 에너지는 필요추정량의 125%를, 지방은 지방에너지적정비율의 상한선을 사용하였다.

식품섭취 빈도는 만19-64세 대상에게 조사한 63개 항목으로 구성된 식품섭취빈도조사 자료를 이용하여 분석하였다. 이 중 본 연구 목적과 관련이 있거나, 통계적으로 의미 있는 쌀밥, 라면(컵라면 포함), 단팥빵(호빵, 크림빵 포함), 카스텔라(케이크, 초코파이포함), 피자, 햄버거(샌드위치 포

함), 돼지고기 탕수육(돈까스 포함), 치킨, 우유, 액상 요구르트, 탄산음료(콜라, 사이다, 과일탄산음료), 스낵과자, 쿠키(크래커 포함) 섭취빈도를 분석에 이용하였다.

3) 불건강음식점 및 분석대상 집단 정의

본 연구에서는 어린이식생활안전관리특별법에 근거한 열량이 높고 영양가가 낮은 고열량·저영양 식품을 많이 판매하고 있는 체인화 편의점, 제과점업, 피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사 음식점업, 치킨 전문점을 불건강음식점(unhealthy food outlets)으로 정의하였다. 전국의 동읍면별 불건강음식점 분포를 파악하고, 분석 대상 집단을 분류하기 위해 전국사업체조사 자료를 이용하여 동읍면별(3,482개) 불건강음식점 수(count)의 3 분위수(33.33백분위수, 66.67백분위수) 기준에 의해 3군(1군: 0-7개, 2군: 8-30개, 3군: 31-244개)으로 분류하였다. 모집단 자료(전국사업체조사)에서 분류된 3군에 따라 2013-2014년 국민건강영양조사 대상자의 거주지역(364개 동읍면)을 3군으로 분류하였으며, 불건강음식점 수가 가장 적은 1군은 Low Count Group(LCG; 0-7개 분포; n=895), 중간인 2군은 Middle Count Group(MCG; 8-30개 분포; n=3,150), 가장 많은 3군은 High Count Group(HCG; 31-244개 분포; n=5,933)으로 정의하였다.

본 연구에 사용한 2013-2014년 국민건강영양조사 조사 지역의 불건강음식점 분포가 모집단(전국사업체조사) 분포를 잘 반영하는지 확인하기 위해 음식점 수의 최소, 25백분위수, 50백분위수, 75백분위수, 최대 값을 비교한 결과(Table 1), 모집단의 체인화 편의점, 제과점업, 피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사 음식점업, 치킨 전문점 분포와 유사하였다.

3. 분석방법

국민건강영양조사는 복합표본설계로 구성된 자료이므로 집락변수, 층화변수, 가중치를 고려하였으며, SAS 9.4 (SAS Institute, Cary, NC, USA) 프로그램을 이용하여 분석하였다.

대상자의 일반적 특성은 빈도와 가중치가 고려된 백분율로 제시하였고, 유의성 검증을 위해 SURVEY FREQ Procedure를 이용하여 Rao-Scott chi-square test를 실시하였다. 영양소 섭취량 및 식품섭취 빈도는 평균과 표준오차로 제시하였으며, SURVEY REG Procedure를 이용하여 p for trend를 계산하였으며, 군간의 차이는 $\alpha=0.05$ 수준에서 Bonferroni의 다중 비교 검정을 이용하여 사후검정을 실시하였다. 공변량은 성별, 연령, 교육수준, 직업, 월평

Table 1. Distribution of fertile groups according to the count of unhealthy food outlets

| | | No. in CE database (3,482 areas) | | | No. in study's database (364 areas) | | |
|------------------------|-------|----------------------------------|-----|-----|-------------------------------------|-----|-----|
| | | LCG | MCG | HCG | LCG | MCG | HCG |
| Convenience store | Maxi. | 5 | 22 | 118 | 4 | 15 | 118 |
| | 75th | 1 | 7 | 20 | 1 | 7 | 20 |
| | 50th. | 0 | 5 | 14 | 0 | 4 | 15 |
| | 25th | 0 | 3 | 10 | 0 | 3 | 10 |
| | Mini. | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 3 |
| Bakery | Maxi. | 5 | 19 | 56 | 2 | 9 | 35 |
| | 75th | 0 | 5 | 12 | 0 | 5 | 13 |
| | 50th. | 0 | 3 | 9 | 0 | 3 | 9 |
| | 25th | 0 | 2 | 6 | 0 | 2 | 6 |
| | Mini. | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| Fast-food restaurants | Maxi. | 4 | 11 | 40 | 2 | 10 | 40 |
| | 75th | 0 | 4 | 11 | 0 | 4 | 12 |
| | 50th. | 0 | 2 | 8 | 0 | 3 | 8 |
| | 25th | 0 | 1 | 6 | 0 | 1 | 5 |
| | Mini. | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| Chicken restaurant | Maxi. | 6 | 20 | 74 | 5 | 20 | 74 |
| | 75th | 2 | 9 | 23 | 2 | 11 | 25 |
| | 50th. | 1 | 7 | 17 | 1 | 8 | 19 |
| | 25th | 0 | 5 | 13 | 0 | 5 | 14 |
| | Mini. | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 | 3 |
| Unhealthy food outlets | Maxi. | 7 | 30 | 244 | 7 | 30 | 244 |
| | 75th | 3 | 24 | 64 | 5 | 26 | 70 |
| | 50th. | 1 | 18 | 47 | 2 | 21 | 48 |
| | 25th | 0 | 13 | 38 | 1 | 14 | 38 |
| | Mini. | 0 | 8 | 31 | 0 | 8 | 31 |

균 가구소득, BMI, 식사조절 여부, 동읍면 거주 여부를 사용하였다.

개인의 비만 발생에 영향을 미치는 개인적 요인과 환경적 요인의 효과를 구분하여 분석하기 위해 GLIMMIZ Procedure를 이용하여 다수준 로지스틱 회귀분석(Multilevel Logistic Model)을 실시하였으며 교차비(OR, Odds Ratio)와 95% 신뢰구간(95% CI, 95% Confidence Interval)을 산출하였다. 본 연구에서는 세 가지 모형을 고려하였으며, 모형 1은 자료의 기초정보를 확인하기 위해 개인수준과 지역수준의 변수를 모두 추가하지 않고 절편만을 포함하는 기초모형을 분석하였고, 모형 2에서는 지역수준의 고정 효과를 제외한 개인 수준의 변수만을 추가하여 개인적 요인이 개인의 비만 발생에 미치는 영향을 분석하였으며, 모형 3에서는 모형 2에 지역 수준의 변수를 추가하여 환경적 요인이 개인의 비만 발생에 미치는 영향을 분석하였다.

국민건강영양조사 대상자의 조사구 주소는 개인을 식별할

수 있어, 제한적으로 분석할 수 있다. 통계분석은 질병관리본부 학술연구자료처리실에서 수행하였으며, 개인정보보호법에 준수한 범위내에서 분석하였는지 질병관리본부의 승인을 받은 결과만을 사용하였다.

결 과

1. 일반적인 특성

거주지 주변의 불건강음식점 수를 3분위수로 분류한 집단의 일반적 특성은 Table 2에 제시되어 있다. 성별은 군간에 유의적인 차이가 없었으며, 모든 군에서 여자가 남자보다 많았다. 연령은 군간에 유의적 차이가 있었으며, LCG군은 60세 이상(49.2%)이, MCG군과 HCG군은 40-50대(39.1%, 41.1%)가 가장 많았다. 교육수준은 LCG군에서는 초등학교 이하의 사람(51.9%)이, MCG군과 HCG군에서는 고등학교 이상의 사람(70.4%, 77.5%)이 많았다. 주

Table 2. Characteristics of tertile groups according to the count of unhealthy food outlets

| Variables | Low Count Group (LCG; 1st tertile, n=895) | | Middle Count Group (MCG; 2nd tertile, n=3,150) | | High Count Group (HCG; 3rd tertile, n=5,933) | | p value |
|---|--|--------|---|--------|---|--------|---------|
| Gender | | | | | | | |
| Male | 379 | (47.1) | 1,243 | (45.9) | 2,406 | (47.3) | 0.3814 |
| Female | 516 | (52.9) | 1,907 | (54.1) | 3,527 | (52.7) | |
| Age | | | | | | | |
| 19 – 39 years | 78 | (13.8) | 865 | (35.8) | 1,826 | (39.1) | <0.0001 |
| 40 – 59 years | 240 | (37.0) | 1,112 | (39.1) | 2,337 | (41.1) | |
| 60 years and over | 577 | (49.2) | 1,173 | (25.0) | 1,770 | (19.8) | |
| Education level | | | | | | | |
| Less than elementary school | 471 | (51.9) | 751 | (18.8) | 1,053 | (14.1) | <0.0001 |
| Middle school | 102 | (12.1) | 351 | (10.8) | 533 | (8.4) | |
| High school | 152 | (25.2) | 962 | (38.5) | 1,910 | (38.7) | |
| University or above | 66 | (10.7) | 825 | (31.9) | 1,925 | (38.8) | |
| Employment status | | | | | | | |
| Non-manual | 312 | (33.8) | 1,280 | (40.7) | 2,353 | (38.9) | <0.0001 |
| Manual | 395 | (53.0) | 675 | (23.4) | 1,057 | (20.2) | |
| Service | 48 | (7.2) | 361 | (13.4) | 721 | (14.5) | |
| Students, housewives, not working | 34 | (5.9) | 573 | (22.5) | 1,287 | (26.4) | |
| Marital status | | | | | | | |
| Married | 856 | (93.0) | 2,703 | (79.4) | 5,078 | (79.4) | <0.0001 |
| Unmarried | 39 | (7.0) | 446 | (20.6) | 845 | (20.6) | |
| Perceived health state (% ± SE) | | | | | | | |
| | 21.9 ± 2.1 | | 31.9 ± 1.3 | | 33.7 ± 0.8 | | <0.0001 |
| Walking physical activity (% ± SE) | | | | | | | |
| | 30.0 ± 2.4 | | 40.0 ± 1.3 | | 39.0 ± 0.9 | | 0.0048 |
| BMI | | | | | | | |
| Underweight | 35 | (3.7) | 137 | (4.2) | 253 | (4.8) | 0.5065 |
| Normal | 553 | (62.9) | 1,995 | (62.9) | 3,757 | (63.7) | |
| Obese | 304 | (33.5) | 1,000 | (32.8) | 1,871 | (31.5) | |
| Current diet control | | | | | | | |
| No | 765 | (86.6) | 2,423 | (77.0) | 4,506 | (77.0) | <0.0001 |
| Yes | 130 | (13.4) | 727 | (23.0) | 1,427 | (23.0) | |
| Frequency of eating out | | | | | | | |
| ≥ 2 times a day | 28 | (4.4) | 200 | (8.2) | 462 | (10.0) | <0.0001 |
| 1 time a day | 47 | (7.4) | 445 | (17.0) | 977 | (19.7) | |
| 5 – 6 times a week | 56 | (7.8) | 377 | (14.1) | 799 | (14.3) | |
| 3 – 4 times a week | 40 | (5.0) | 328 | (11.1) | 674 | (12.0) | |
| 1 – 2 times a week | 203 | (24.3) | 764 | (23.1) | 1,426 | (22.3) | |
| 1 – 3 times a month | 287 | (28.8) | 691 | (18.8) | 1,160 | (16.7) | |
| < once a month | 234 | (22.3) | 328 | (7.6) | 393 | (5.0) | |
| Household monthly income | | | | | | | |
| 1st quartile (low) | 417 | (40.6) | 677 | (16.2) | 973 | (13.9) | <0.0001 |
| 2nd quartile | 243 | (30.1) | 844 | (27.5) | 1,472 | (24.2) | |
| 3rd quartile | 144 | (18.0) | 860 | (29.7) | 1,644 | (29.5) | |
| 4th quartile (high) | 83 | (11.4) | 755 | (26.6) | 1,811 | (32.5) | |
| Urban-rural status | | | | | | | |
| Urban (Dong) | 92 | (9.6) | 2,833 | (91.9) | 5,015 | (84.1) | <0.0001 |
| Rural (Eup or Myun) | 803 | (90.4) | 317 | (8.1) | 918 | (15.9) | |
| House type | | | | | | | |
| Conventional house | 819 | (89.9) | 1,654 | (54.3) | 2,609 | (46.6) | 0.0003 |
| Apartment | 76 | (10.1) | 1,496 | (45.7) | 3,324 | (53.4) | |

Data are expressed as unweighted frequency and weighted percentage or mean. p-value was obtained from the Rao-Scott χ^2 test for categorical variables and Bonferroni correction of multiple comparison for continuous variables.

관적 건강인지율은 LCG군이 21.9%로 가장 낮았으며, HCG군이 33.7%로 가장 높았다. 걷기 실천율은 LCG군이 30.0%로 가장 낮았으며, MCG군(40.0%)과 HCG군(39.0%)은 비슷한 수준이었다. BMI는 군간에 유의적인 차이가 없었으며, 모든 군에서 정상인 사람은 약 63%, 비만인 사람은 약 33%였다. 현재 식사조절을 하고 있는 사람은 LCG군에서는 13.4%로 MCG군(23.0%)과 HCG군(23.0%)에 비해 낮았다. 외식빈도는 군간에 유의적인 차이가 있었으며, 주 1회 미만 외식하는 비율은 LCG군에서 51.1%인 반면, MCG군은 26.4%, HCG군은 21.7%였고, 하루에 1회 이상 외식하는 비율은 LCG군은 11.8%, MCG군은 25.2%, HCG군은 29.7%였다. 월평균 가구소득이 가장 낮은 사람은 LCG군은 40.6%인 반면, MCG는 16.2%, HCG는 13.9%였다. LCG군의 일반적 특성을 종합해보면, MCG군과 HCG군에 비해 연령이 높고($p < 0.0001$), 교육수준이 낮고($p < 0.0001$), 육체노동자($p < 0.0001$)가 많고, 결혼한 사람($p < 0.0001$)이 많고, 월평균 가구소득이 낮고($p < 0.0001$), 읍면지역($p < 0.0001$) 또는 일반주택($p < 0.001$)에 거주하는 사람이 많이 분포되어 있었다.

2. 영양소 섭취

거주지 주변의 불건강음식점 수를 3분위수로 분류한 집단의 하루 영양소 섭취량은 Table 3에 제시되어 있다. 거주지 내 불건강음식점이 적은 군에서 많은 군으로 갈수록 지방(p for trend=0.0446), 나트륨(p for trend=0.0140), 티아민(p for trend=0.0226)의 섭취량이 유의하게 증가하는 경향이 나타났다. 비타민 A의 하루 평균 섭취량은 LCG군($631.6 \pm 36.4 \mu\text{gRE/day}$)이 MCG군($784.4 \pm 25.1 \mu\text{gRE/day}$, $p < 0.01$)과 HCG군($753.7 \pm 14.7 \mu\text{gRE/day}$, $p < 0.01$)에 비해 유의하게 낮았다.

거주지 주변의 불건강음식점 수를 3분위수로 분류한 집단의 영양소 섭취기준 미만 및 과잉 섭취자의 비율은 Table 4에 제시되어 있다. 지방 섭취기준 미만 섭취자는 거주지 내 불건강음식점이 적은 군에서 많은 군으로 갈수록 유의하게 감소하는 경향(p for trend=0.0381)이었다. 또한 비타민 A의 섭취기준 미만 섭취자 비율은 LCG군($51.7\% \pm 2.6$)이 MCG군($44.2\% \pm 1.2$, $p < 0.05$)과 HCG군($44.7\% \pm 0.7$, $p < 0.05$)에 비해 유의하게 높았다. 에너지 및 지방 과잉 섭취자는 거주지 내 불건강음식점 수가 적은 군에서 많은 군으로 갈수록 유의하게 증가하는 경향이 있었으며(p for trend=0.0037), HCG군은 MCG군보다 유의하게 높았다(9.3% vs. 6.7% , $p < 0.01$).

3. 식품섭취빈도

거주지 주변의 불건강음식점 수를 3분위수로 분류한 집단의 주당 식품섭취빈도는 Table 5에 제시되어 있다. 거주지 주변의 불건강음식점 수가 가장 적은 군에서 많은 군으로 갈수록 라면(컵라면 포함) (p for trend=0.0182), 단팥빵(호빵, 크림빵 포함) (p for trend=0.0325), 피자(p for trend=0.0251), 햄버거(샌드위치 포함) (p for trend=0.0150), 돼지고기 탕수육(돈까스 포함) (p for trend=0.0013), 치킨(p for trend=0.0343), 액상 요구르트(p for trend=0.0407), 스낵과자(p for trend < 0.0001), 쿠키(크래커 포함) (p for trend=0.0007)의 주당 섭취빈도가 유의하게 증가하는 양상을 보였다. HCG군은 MCG군보다 단팥빵(HCG vs. MCG; 0.30 vs. 0.24 회/주, $p < 0.05$), 피자(0.16 vs. 0.14, $p < 0.05$), 햄버거(0.25 vs. 0.20, $p < 0.05$), 돼지고기 탕수육(0.27 vs. 0.22, $p < 0.01$), 스낵과자(0.82 vs. 0.65, $p < 0.001$), 쿠키(0.51 vs. 0.43, $p < 0.05$)의 섭취빈도가 유의적으로 높았으나, LCG군과 MCG군간의 유의한 차이는 없었다.

4. 거주지 주변의 불건강음식점과 비만의 관련성

거주지 주변의 불건강음식점과 비만 유병과 관련이 있는지 분석하기 위해 비만 발생에 영향을 미치는 요인을 개인 수준과 지역수준 요인으로 나누어 분석하였으며, 그 결과는 Table 6에 제시되어 있다. 독립변수의 영향을 고려하지 않았을 때 비만 여부를 확인한 모형 1 결과에서 지역수준의 분산은 0.1227로 급내 상관 계수(ICC, intraclass correlation coefficient) 값이 0.03595로 나타났으며 전체 분산 중에서 지역 수준의 분산이 차지하는 비율이 3.6%임을 확인할 수 있었다.

개인수준의 변수들과 비만 유병의 관계를 살펴본 모형 2를 분석한 결과, 여성에 비해 남성(OR 1.901, 남자 vs. 여자), 40-50대일수록(OR 1.176, 40-50대 vs. 60대 이상), 고학력자일수록(OR 0.546, 초등졸 이하 vs. 대학졸 이상), 현재 식사조절을 하는 사람일수록(OR 1.769, 식사조절 중 vs. 식사조절 안함), 하루 1회 이상 외식을 할수록(OR 1.201, 하루 1회 이상 vs. 월 3회 이하) 개인의 비만 발생위험이 유의하게 높았다.

개인요인을 통제하였을 때 지역 수준의 환경적 요인과 비만 유병의 관계를 살펴본 모형 3을 분석한 결과, 아파트에 비해 일반주택에 거주할수록(OR 1.193, 일반주택 vs. 아파트), 불건강음식점 수가 적은 지역에 비해 많은 지역에 거주할수록(OR 1.680, 2nd vs. 1st; OR 1.689, 3rd vs. 1st) 개인의 비만 발생에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

Table 3. Daily nutrient intake across fertile groups according to the count of unhealthy food outlets

| | LCG (n=895) | MCG (n=3,150) | HCG (n=5,933) | Lower and upper of differences of adjusted means ¹⁾ | | | p for trend ²⁾ |
|----------------------|------------------------------|------------------|------------------|--|--------------------|------------------|---------------------------|
| | | | | LCG vs. MCG | LCG vs. HCG | MCG vs. HCG | |
| Energy (kcal/day) | 2,084.4 ± 39.8 ³⁾ | 2,024.6 ± 21.0 | 2,071.9 ± 13.1 | (-47.5 - 167.1) | (-87.4 - 112.4) | (-105.7 - 11.0) | 0.1656 |
| Protein (g/day) | 72.7 ± 1.9 | 70.8 ± 0.8 | 73.1 ± 0.6 | (-3.1 - 6.8) | (-5.1 - 4.3) | (-4.8 - 0.2) | 0.0751 |
| Fat (g/day) | 44.4 ± 1.4 | 44.1 ± 0.7 | 45.8 ± 0.5 | (-3.4 - 4.2) | (-4.9 - 2.1) | (-3.9 - 0.4) | 0.0446 |
| Calcium (mg/day) | 481.7 ± 15.4 | 495.7 ± 7.5 | 499.5 ± 5.1 | (-55.6 - 27.6) | (-56.4 - 20.7) | (-25.6 - 17.9) | 0.3639 |
| Phosphorus (mg/day) | 1,110.0 ± 28.8 | 1,091.4 ± 10.7 | 1,112.1 ± 8.4 | (-56.2 - 93.3) | (-72.3 - 68.1) | (-53.4 - 12.1) | 0.2366 |
| Sodium (mg/day) | 3,949.8 ± 132.0 | 3,967.0 ± 66.0 | 4,142.6 ± 44.0 | (-375.8 - 341.2) | (-523.8 - 138.0) | (-366.7 - 15.5) | 0.0140 |
| Potassium (mg/day) | 3,121.9 ± 101.4 | 3,072.2 ± 36.0 | 3,076.3 ± 27.6 | (-210.3 - 309.7) | (-201.8 - 293.0) | (-113.5 - 105.4) | 0.8358 |
| Iron (mg/day) | 20.8 ± 2.7 | 17.9 ± 0.3 | 17.7 ± 0.2 | (-3.5 - 9.3) | (-3.4 - 9.5) | (-0.7 - 1.1) | 0.2272 |
| Vitamin A (µgRE/day) | 631.6 ± 36.4 | 784.4 ± 25.1 | 753.7 ± 14.7 | (-263.6 - -41.9)** | (-215.1 - -29.1)** | (-39.3 - 100.6) | 0.6660 |
| Thiamin (mg/day) | 2.08 ± 0.1 | 2.02 ± 0.0 | 2.11 ± 0.0 | (-0.12 - 0.24) | (-0.20 - 0.14) | (-0.16 - -0.01)* | 0.0226 |
| Riboflavin (mg/day) | 1.3 ± 0.0 | 1.4 ± 0.0 | 1.4 ± 0.0 | (-0.1 - 0.1) | (-0.2 - 0.03) | (-0.1 - 0.02) | 0.0509 |
| Niacin (mg/day) | 16.1 ± 0.5 | 16.2 ± 0.2 | 16.6 ± 0.1 | (-1.3 - 1.2) | (-1.6 - 0.6) | (-1.0 - 0.2) | 0.0678 |
| Vitamin C (mg/day) | 91.7 ± 8.0 | 100.0 ± 3.5 | 102.7 ± 2.5 | (-29.8 - 13.2) | (-31.6 - 9.7) | (-12.7 - 7.4) | 0.2343 |

1) The p-values for differences across groups were calculated according to Bonferroni correction of multiple comparisons at alpha=0.05 using PROC SURVEYREG (*: p<0.05, **: p<0.01).

2) The p for trend obtained to trend as the levels of the predictor variable increase.

3) The means of daily nutrient intake were analyzed after adjusting for gender (male, female), age (19-39, 40-59, ≥60), education level (less than elementary school, middle school, high school, university or above), employment status (non-manual, manual, service, not working), household monthly income (quartile), BMI (<18.5, 18.5-24.9, ≥25), current diet control (yes, no), urban-rural status (urban, rural).

Table 4. Insufficient or excessive nutrient intakes across fertile groups according to the count of unhealthy food outlets

| | LCG (n=895) (%±SE) | MCG (n=3,150) (%±SE) | HCG (n=5,933) (%±SE) | Lower and upper of differences of adjusted means ¹⁾ | | p for trend ²⁾ |
|---------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|--|---------------|---------------------------|
| | | | | LCG vs. MCG | LCG vs. HCG | |
| Insufficient intake | | | | | | |
| Energy | 27.2 ± 2.0 ³⁾ | 29.0 ± 1.1 | 28.6 ± 0.7 | (-7.6 - 4.0) | (-6.8 - 4.0) | 0.9419 |
| Protein | 15.9 ± 1.9 | 16.5 ± 0.9 | 15.8 ± 0.5 | (-5.9 - 4.7) | (-4.9 - 5.0) | 0.6015 |
| Fat | 38.5 ± 2.8 | 35.2 ± 1.1 | 33.3 ± 0.7 | (-4.1 - 10.7) | (-1.9 - 12.4) | 0.0381 |
| Calcium | 71.4 ± 2.4 | 69.3 ± 1.2 | 68.6 ± 0.8 | (-4.5 - 8.6) | (-3.4 - 8.9) | 0.3283 |
| Phosphorus | 12.5 ± 2.0 | 12.6 ± 0.8 | 12.4 ± 0.4 | (-5.4 - 5.2) | (-4.9 - 5.0) | 0.8670 |
| Iron | 14.1 ± 1.7 | 12.9 ± 0.8 | 12.7 ± 0.5 | (-3.4 - 5.7) | (-2.9 - 5.6) | 0.5613 |
| Vitamin A | 51.7 ± 2.6 | 44.2 ± 1.2 | 44.7 ± 0.7 | (0.5 - 14.4)* | (0.5 - 13.4)* | 0.2367 |
| Thiamin | 7.9 ± 1.4 | 8.8 ± 0.7 | 8.5 ± 0.4 | (-4.8 - 3.1) | (-4.2 - 3.1) | 0.9281 |
| Riboflavin | 49.2 ± 3.2 | 43.1 ± 1.1 | 44.2 ± 0.8 | (-2.1 - 14.3) | (-2.9 - 13.0) | 0.6630 |
| Niacin | 36.0 ± 2.7 | 31.2 ± 1.1 | 32.2 ± 0.7 | (-2.4 - 12.1) | (-3.0 - 10.7) | 0.8120 |
| Vitamin C | 59.5 ± 3.2 | 58.1 ± 1.6 | 56.4 ± 0.9 | (-7.4 - 10.1) | (-5.0 - 11.2) | 0.2231 |
| Excessive intake | | | | | | |
| Energy | 20.9 ± 2.2 | 18.8 ± 1.0 | 21.0 ± 0.7 | (-3.7 - 8.0) | (-5.6 - 5.6) | 0.1586 |
| Fat | 24.6 ± 2.5 | 27.2 ± 1.1 | 27.6 ± 0.7 | (-9.1 - 3.9) | (-9.0 - 3.1) | 0.3965 |
| Energy & Fat | 7.9 ± 1.3 | 6.7 ± 0.6 | 9.3 ± 0.5 | (-2.3 - 4.6) | (-4.7 - 1.9) | 0.0037 |

1) The p-values for differences across groups were calculated according to Bonferroni correction of multiple comparisons at alpha=0.05 using PROC SURVEYREG (*: p<0.05; **: p<0.01).

2) The p for trend obtained to trend as the levels of the predictor variable increase.

3) The percentage were analyzed after adjusting for gender (male, female), age (19-39, 40-59, ≥60), education level (less than elementary school, middle school, high school, university or above), employment status (non-manual, manual, service, not working), household monthly income (quartile), BMI (<18.5, 18.5-24.9, ≥25), current diet control (yes, no), urban-rural status (urban, rural).

Table 5. Weekly food consumption frequency across fertile groups according to the count of unhealthy food outlets

| Consumption of food items from Food Frequency Questionnaires (19 - 64 years old) | LCG (n=449) (times/week±SE) | MCG (n=2,461) (times/week±SE) | HCG (n=5,052) (times/week±SE) | Lower and upper of differences of adjusted means ¹⁾ | | | p for trend ²⁾ |
|--|-----------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--|------------------|--------------------|---------------------------|
| | | | | LCG vs. MCG | LCG vs. HCG | MCG vs. HCG | |
| Cooked rice | 6.31 ± 0.56 ³⁾ | 6.05 ± 0.17 | 6.30 ± 0.13 | (-1.17 - 1.69) | (-1.38 - 1.41) | (-0.77 - 0.27) | 0.3936 |
| Instant noodles, instant cup noodles | 0.91 ± 0.07 | 1.01 ± 0.03 | 1.08 ± 0.02 | (-0.30 - 0.10) | (-0.36 - 0.01) | (-0.17 - 0.02) | 0.0182 |
| Sweet red-beans buns, steamed sweet red-bean buns, cream buns | 0.27 ± 0.06 | 0.24 ± 0.01 | 0.30 ± 0.01 | (-0.12 - 0.18) | (-0.18 - 0.13) | (-0.10 - -0.01)* | 0.0325 |
| Sponge cake (castella), cake, choccopie | 0.26 ± 0.04 | 0.20 ± 0.01 | 0.24 ± 0.01 | (-0.04 - 0.16) | (-0.08 - 0.11) | (-0.09 - 0.00)* | 0.0914 |
| Pizza | 0.16 ± 0.02 | 0.14 ± 0.01 | 0.16 ± 0.01 | (-0.03 - 0.08) | (-0.05 - 0.04) | (-0.06 - 0.00)* | 0.0251 |
| Hamburgers, sandwiches | 0.23 ± 0.03 | 0.20 ± 0.01 | 0.25 ± 0.01 | (-0.06 - 0.11) | (-0.10 - 0.05) | (-0.09 - 0.00)* | 0.0150 |
| Sweets and sour pork, pork cutlets | 0.23 ± 0.03 | 0.22 ± 0.01 | 0.27 ± 0.01 | (-0.07 - 0.08) | (-0.12 - 0.03) | (-0.09 - 0.01)** | 0.0013 |
| Fried chicken | 0.32 ± 0.03 | 0.35 ± 0.01 | 0.38 ± 0.01 | (-0.11 - 0.06) | (-0.14 - 0.02) | (-0.08 - 0.01) | 0.0343 |
| Milk (low fat, regular) | 2.25 ± 0.22 | 2.33 ± 0.08 | 2.39 ± 0.06 | (-0.64 - 0.48) | (-0.69 - 0.40) | (-0.31 - 0.18) | 0.4169 |
| Liquid type yogurt | 0.88 ± 0.15 | 1.02 ± 0.05 | 1.13 ± 0.05 | (-0.52 - 0.25) | (-0.62 - 0.13) | (-0.28 - 0.05) | 0.0407 |
| Soft drink (cola, soda, fruit juice soda) | 0.86 ± 0.17 | 0.84 ± 0.06 | 0.85 ± 0.04 | (-0.43 - 0.45) | (-0.42 - 0.43) | (-0.17 - 0.16) | 0.9862 |
| Snacks | 0.57 ± 0.11 | 0.65 ± 0.03 | 0.82 ± 0.03 | (-0.36 - 0.19) | (-0.52 - 0.01) | (-0.27 - -0.06)*** | <0.0001 |
| Cookies, crackers | 0.35 ± 0.06 | 0.43 ± 0.02 | 0.51 ± 0.02 | (-0.24 - 0.08) | (-0.32 - -0.01)* | (-0.16 - -0.01)* | 0.0007 |

1) The p-values for differences across groups were calculated according to Bonferroni correction of multiple comparisons at alpha=0.05 using PROC SURVEYREG (*: p<0.05; **: p<0.01; ***: p<0.001).

2) The p for trend obtained to trend as the levels of the predictor variable increase.

3) The means of food consumption frequency were analyzed after adjusting for gender (male, female), age (19 - 39, 40 - 59, ≥60), education level (less than elementary school, middle school, high school, university or above), employment status (non-manual, manual, service, not working), household monthly income (quartile), BMI (<18.5, 18.5 - 24.9, ≥25), current diet control (yes, no), urban-rural status (urban, rural).

Table 6. Associations between unhealthy food outlets and obesity (n=8,912)

| | Model 2 ¹⁾ | | OR | Model 3 | |
|---------------------------------|-----------------------|----------------------|-------|--------------------|--|
| | OR ²⁾ | 95% CI ³⁾ | | 95% CI | |
| Individual level | | | | | |
| Gender | | | | | |
| Male | 1.901 | (1.717 – 2.106)*** | 1.898 | (1.714 – 2.102)*** | |
| Female | 1.000 | | 1.000 | | |
| Age | | | | | |
| 19 – 39 years | 1.102 | (0.919 – 1.323) | 1.096 | (0.913 – 1.315) | |
| 40 – 59 years | 1.176 | (1.013 – 1.364)* | 1.171 | (1.009 – 1.358)* | |
| ≥ 60 years | 1.000 | | 1.000 | | |
| Marital status | | | | | |
| Married | 1.379 | (1.190 – 1.598)*** | 1.388 | (1.197 – 1.610)*** | |
| Unmarried | 1.000 | | 1.000 | | |
| Education level | | | | | |
| Less than elementary school | 0.546 | (0.453 – 0.658)*** | 0.555 | (0.460 – 0.670)*** | |
| Middle school | 0.607 | (0.514 – 0.718)*** | 0.612 | (0.517 – 0.724)*** | |
| High school | 0.770 | (0.638 – 0.929)** | 0.770 | (0.637 – 0.930)** | |
| College or over | 1.000 | | 1.000 | | |
| Employment status | | | | | |
| Non-manual | 1.000 | | 1.000 | | |
| Manual | 1.013 | (0.879 – 1.167) | 1.017 | (0.883 – 1.171) | |
| Service | 1.073 | (0.924 – 1.245) | 1.071 | (0.923 – 1.242) | |
| Not working | 1.026 | (0.872 – 1.209) | 1.024 | (0.871 – 1.204) | |
| Household monthly income | | | | | |
| 1st quartile (low) | 1.000 | | 1.000 | | |
| 2nd quartile | 0.870 | (0.735 – 1.030) | 0.887 | (0.749 – 1.051) | |
| 3rd quartile | 0.999 | (0.851 – 1.173) | 1.006 | (0.857 – 1.181) | |
| 4th quartile (high) | 1.014 | (0.867 – 1.184) | 1.018 | (0.871 – 1.190) | |
| Current diet control | | | | | |
| No | 1.000 | | 1.000 | | |
| Yes | 1.769 | (1.589 – 1.968)*** | 1.770 | (1.591 – 1.970)*** | |
| Frequency of eating out | | | | | |
| ≥ once a day | 1.201 | (1.033 – 1.397)* | 1.193 | (1.025 – 1.387)* | |
| 1 – 6 times a week | 1.024 | (0.905 – 1.159) | 1.020 | (0.902 – 1.155) | |
| ≤ 3 times a month | 1.000 | | 1.000 | | |
| Walking physical activity | | | | | |
| No | 0.956 | (0.870 – 1.050) | 0.953 | (0.867 – 1.047) | |
| Yes | 1.000 | | 1.000 | | |
| Local level | | | | | |
| Urban-rural status | | | | | |
| Urban (Dong) | | | 0.859 | (0.725 – 1.017) | |
| Rural (Eup or Myun) | | | 1.000 | | |
| House type | | | | | |
| Conventional house | | | 1.193 | (1.059 – 1.344)** | |
| Apartment | | | 1.000 | | |
| Density of population | | | | | |
| 1st tertile (low) | | | 1.000 | | |
| 2nd tertile | | | 0.862 | (0.608 – 1.223) | |
| 3rd tertile (high) | | | 0.977 | (0.686 – 1.393) | |
| Count of unhealthy food outlets | | | | | |
| 1st tertile (low) | | | 1.000 | | |
| 2nd tertile | | | 1.680 | (1.112 – 2.538)* | |
| 3rd tertile (high) | | | 1.689 | (1.098 – 2.599)* | |

1) Model 2: Adjusted for individual level variable; Model 3: Adjusted for Model 2+local level variable

2) OR; Odds Ratio, 95%

3) CI; 95% Confidence Interval

*: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

고 찰

본 연구에서는 거주지 주변의 식품환경 특히 불건강음식점의 분포정도가 식품 섭취와 비만발생에 미치는 영향을 알아보았다. 불건강음식점이 많은 지역에 거주하는 사람은 라면, 피자, 햄버거, 빵, 치킨, 과자 섭취가 높았으며, 비만 발생과 양의 상관관계가 있는 것으로 관찰되었다.

본 연구에서는 불건강음식점이 가장 적은 지역에 거주하는 LCG군 대상자들은 고령이고, 교육수준이 낮으며, 육체노동자가 많고, 월평균 가구 소득이 낮은 특성을 가지는 것으로 나타났다. 국외 연구에 의하면, 지역의 경제적 수준과 패스트푸드점 분포와 관련이 없다는 결과가 일부 보고된 적은 있었지만 [25-27], 대부분의 연구 결과에서는 경제적 수준이 낮거나 소수민족이 거주하는 지역에 패스트푸드점이 많이 분포한다고 보고하고 있어 [28-34], 본 연구에서의 결과와는 대조적이다. 우리나라는 일반적으로 대도시 또는 경제적 수준이 높은 사람이 많이 거주하는 지역일수록 건강음식점 (예, 슈퍼마켓, 과일 및 채소 판매점 등)과 불건강음식점 (예, 패스트푸드점, 편의점 등)이 많이 분포 [23,35]되어 있기 때문에 본 연구 결과는 우리나라의 특성을 반영하고 있음을 보여준다.

불건강음식점이 많은 지역에 거주하는 사람일수록 지방, 나트륨, 티아민 섭취량이 높았고, 라면, 빵류, 피자, 햄버거 (샌드위치 포함), 돼지고기 탕수육 (돈까스 포함), 치킨, 과자의 주당 섭취빈도도 유의하게 높았다. 국내 경기지역의 초등학교 (6학년)와 중학교 (2학년) 대상 연구 [36]에 의하면, 학교 200 m 이내에 패스트푸드점이 0-1개 분포하는 학교에 비해 8-12개 분포 (학교에서 도보로 15분 이내)하는 학교에 다니는 학생은 패스트푸드점 방문 횟수가 유의하게 높았다 (3.73 vs. 5.11 회/월, $p < 0.01$). 거주지 2 mile 이내에 패스트푸드점이 많은 지역에 거주하는 사람은 BMI가 높았으며, 채소 및 과일 섭취가 낮았고 [15], 풀서비스 식당 (full-service restaurants)이 적은 지역보다 많은 지역에 거주하는 사람은 포화지방산 섭취량이 낮았다고 보고되었다 [17]. 실제 외식 빈도가 잦을수록 지방과 나트륨 섭취가 증가하고, 비타민 C, 철분 등 미량영양소 섭취가 감소하였다는 연구 결과로 볼 때 [37-39] 거주지의 식품환경이 식품섭취에 영향을 미친 것으로 사료된다.

개인의 식품섭취는 거주지역내 특정 음식점보다는 다양한 업종의 음식점에 영향을 받을 것으로 생각되어 본 연구에서는 체인화 편의점, 제과점업, 피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사 음식점업, 치킨 전문점을 불건강음식점으로 통합하여 분석

하였다. 하지만 일부 연구에서는 불건강음식점 뿐만 아니라 건강음식점이 지역사회 내에 공존하면서 개인의 식습관에 상호보완적인 영향을 미치므로, 거주지 주변의 모든 음식점을 고려해야 된다고 제안하였다 [13,17,18,40]. Athens 등의 연구 [13]에 의하면 거주지 주변 1 mile 이내에 1개 이상의 패스트푸드점이 분포할 경우, 패스트푸드 섭취가 증가하였고, 거주지 주변 1/4 mile 이내에 슈퍼마켓이 존재할 경우 패스트푸드를 더 적게 섭취하였다. 캐나다 지역사회건강조사 (Canadian Community Health Survey) 대상자 연구에 의하면, 거주지 인구 10,000명당 패스트푸드점 밀집도는 BMI와 양의 상관관계이나, 풀서비스 식당의 밀집도는 BMI와 음의 상관관계였다 [17,18]. 또한 거주지 주변의 모든 음식점에 비해 패스트푸드점이 많을수록 비만 발생 위험이 증가하였다고 보고하였다 [40]. 본 연구에서는 불건강음식점만 분석에 이용하였지만 추후 연구에서는 건강음식점을 포함하여 분석한다면, 보다 뚜렷한 결과를 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

개인의 식품 섭취는 주된 활동 지역의 식품환경에 의해 영향을 받지만, 본 연구에서는 자료 이용의 제한으로 거주지 주변만으로 한정하여 분석하였고, 거주지에서 도보가 가능한 위치에 음식점이 분포하고 있는지는 고려하지 않고 분석을 하였다. 호주 여성 근로자 대상 연구 [41]에 의하면, 성별, 태어난 나라, 결혼여부, 18세 이하 자녀 존재 여부, 교육수준, 거주지역의 경제적 수준을 보정하고 분석해도 거주지 주변보다는 직장 주변에 슈퍼마켓, 과일·채소 가게가 많이 분포하면 채소와 과일 섭취가 증가하였다. Burgoine 등의 연구 [42]에서는 집, 직장, 통근노선 주변의 테이크아웃 음식점과 피자, 햄버거, 튀긴 음식 섭취는 모두 양의 상관관계이며, 이중 직장 주변의 노출은 양의 상관관계가 가장 높았고, 집, 직장, 통근노선 주변을 모두 통합하여 분석할 경우 각각을 분석한 결과보다 더 강한 양의 상관관계가 있었다. 또한 비만 발생 가능성도 더 증가한다고 보고하였다. Rundel 등의 연구 [43]에서는 채소, 과일을 판매하는 식품점이 거주지에서 걸어갈 수 있는 거리에 많이 분포할수록 비만 발생위험이 낮아졌다. 본 연구에서는 주된 활동 지역 및 거리를 측정할 수 있는 대상자 및 음식점 주소의 좌표 정보를 이용할 수 없어 관련 분석을 시도하지 못했지만, 이러한 자료들이 제공된다면 유의미한 결과를 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

본 연구는 전국의 음식점 분포를 잘 반영한 자료를 이용하여 분석하였기 때문에 우리나라를 대표할 할 수 있는 결과라는 점과 개인 요인을 통제한 후에도 여전히 식품환경의 중요성을 확인 할 수 있었다는 점을 장점으로 들 수 있다. 그러나 국민건강영양조사는 횡적 연구이기 때문에 인과관계를 설명

하기 어려우며, 정보이용의 제한 때문에 2013년 동읍면별 음식점 정보를 2014년에도 동일하게 사용하여 2014년에 폐업, 창업한 음식점을 반영하지 못했다는 것이 한계점으로 볼 수 있다. 이러한 한계에도 불구하고 본 연구 결과는 국외 선행연구와 잘 부합되는 점에서 신뢰성이 있고, 식품환경이 식품섭취에 영향을 미치고, 비만 발생과 관련이 있다는 국내 연구가 드문 점에서 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있겠다.

우리나라는 2008년 이후 외식률이 꾸준히 증가하고 있어 [20], 식품환경의 중요성은 간과할 수 없는 상황이다. 따라서 본 연구 방법 및 결과를 기초로 하여, 추후 다양한 식품환경 노출 측정 방법을 활용하여 식품환경이 식품섭취에 미치는 영향 연구가 지속적으로 이루어진다면, 식품환경 중재를 위한 영양정책 수립의 기초자료가 될 수 있을 것이다.

요약 및 결론

본 연구는 거주지 주변의 불건강음식점 수에 따라 영양소 섭취량, 식품섭취 빈도에 차이가 있는지 분석하였다. 또한 거주지 주변의 불건강 음식점 수와 비만발생과 관련이 있는지 알아보았으며, 그 결과는 거주지 주변의 불건강음식점은 건강하지 않은 식품의 섭취와 비만발생과 양의 상관관계가 나타났으며, 그 내용을 요약하면 다음과 같다.

1. 거주지 주변의 불건강음식점 수를 3분위수로 분류한 결과, LCG군은 MCG와 HCG군에 비해 연령이 높고($p < 0.0001$), 교육수준이 낮고($p < 0.0001$), 월평균 가구소득이 낮으며($p < 0.0001$), 육체노동자($p < 0.0001$), 결혼한 사람($p < 0.0001$), 읍면지역($p < 0.0001$) 또는 일반주택($p < 0.001$)에 거주하는 사람이 많이 분포되어 있었으며, 주관적 건강인지(21.9%, $p < 0.0001$), 현재 식사조절(13.4%, $p < 0.0001$), 월 1회 이하 외식빈도(22.3%, $p < 0.0001$)는 낮았다.

2. 불건강음식점이 많은 지역에 거주할수록 지방(p for trend=0.0446), 나트륨(p for trend=0.0140), 티아민(p for trend=0.0226)의 섭취가 높고, 에너지/지방 과잉 섭취(p for trend=0.0037)도 높은 경향을 보였다.

3. 불건강음식점이 많은 지역에 거주할수록 라면(컵라면 포함)(p for trend=0.0182), 단팥빵(호빵, 크림빵 포함)(p for trend=0.0325), 피자(p for trend=0.0251), 햄버거(샌드위치 포함)(p for trend=0.0150), 돼지고기 탕수육(돈까스 포함)(p for trend=0.0013), 치킨(p for trend=0.0343), 액상 요구르트(p for trend=0.0407), 스낵과자(p for trend < 0.0001), 쿠키(크래커 포함)(p for trend=0.0007)의 주당 섭취빈도가 높은 경향을 보였다.

4. 개인의 비만발생과 거주지 주변의 불건강음식점 수와 관련이 있는지 분석한 결과, 개인수준 요인은 남성(OR 1.901, 남자 vs. 여자), 40-59세 연령(OR 1.176, 40-50대 vs. 60대 이상), 결혼(OR 1.379, 결혼 vs. 기혼), 고학력자(OR 0.546, 초등졸 이하 vs. 대학졸 이상), 현재 식사조절(OR 1.769, 식사조절 중 vs. 식사조절 안함), 하루에 1회 이상 외식(OR 1.201, 하루 1회 이상 vs. 월 3회 이하)과 관련이 있었으며, 지역수준 요인은 일반주택에 거주할수록(OR 1.193, 일반주택 vs. 아파트), 불건강음식점 수가 많은 지역에 거주할수록(OR 1.680, 2nd vs. 1st; OR 1.689, 3rd vs. 1st) 개인의 비만 발생에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

본 연구 결과로 볼 때, 불건강음식점이 많은 지역에 거주하는 사람은 건강하지 않은 식품을 더 섭취하게 되고, 지방 및 나트륨의 섭취도 더 많아지고, 비만 발생 위험이 증가하는 것으로 보인다.

향후 본 연구결과에서 지적된 한계점을 개선하고, 식품환경 노출을 다양한 측정방법으로 시도한 연구결과가 축적된다면, 더 정확한 결과를 얻을 수 있을 것으로 보인다. 이러한 결과를 근거로 지역사회 식품환경관련 제도 및 정책이 수립된다면 지역주민의 식생활에 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것으로 생각한다.

References

1. Story M, Kaphingst KM, Robinson-O'Brien R, Glanz K. Creating healthy food and eating environments: policy and environmental approaches. *Annu Rev Public Health* 2008; 29: 253-272.
2. World Health Organization. Global strategy on diet, physical activity, and health [Internet]. [cited 2016 Sep 21]. Available from: <http://www.who.int/dietphysicalactivity/>.
3. Institute of Medicine. Health and Behavior: The Interplay of Biological, Behavioral, and Societal Influences. Washington, DC: National Academy Press; 2001.
4. Kumanyika S, Jeffery RW, Morabia A, Ritenbaugh C, Antipatis VJ. Obesity prevention: the case for action. *Int J Obes* 2002; 26(3): 425-436.
5. Koplan JP, Dietz WH. Caloric imbalance and public health policy. *JAMA* 2000; 282(16): 1579-1581.
6. Glanz K, Sallis JF, Saelens BE, Frank LD. Healthy nutrition environments: concepts and measures. *Am J Health Promot* 2005; 19(5): 330-333.
7. National Cancer Institute (US). Measures of the food environment [Internet]. National Cancer Institute; 2016 [cited 2016 Sep 21]. Available from: <http://epi.grants.cancer.gov/mfe/>.
8. Health Canada. Measuring the Food Environment in Canada [Internet]. Health Canada; 2013 [cited 2016 Sep 21]. Available from: <http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/pol/som-ex-sum-environ>.

- eng.php.
9. Charreire H, Casey R, Salze P, Simon C, Chaix B, Banos A et al. Measuring the food environment using geographical information systems: a methodological review. *Public Health Nutr* 2010; 13(11): 1773-1785.
 10. Fraser LK, Edwards KL, Cade J, Clarke GP. The geography of fast food outlets: a review. *Int J Environ Res Public Health* 2010; 7(5): 2290-2308.
 11. Fleischhacker SE, Evenson KR, Rodriguez DA, Ammerman AS. A systematic review of fast food access studies. *Obes Rev* 2011; 12(5): e460-e471.
 12. McKinnon RA, Reedy J, Morrisette MA, Lytle LA, Yaroch AL. Measures of the food environment: a compilation of the literature, 1990-2007. *Am J Prev Med* 2009; 36(4): S124-S133.
 13. Athens JK, Duncan DT, Elbel B. Proximity to fast-food outlets and supermarkets as predictors of fast-food dining frequency. *J Acad Nutr Diet* 2016; 116(8): 1266-1275.
 14. Sharkey JR, Johnson CM, Dean WR, Horel SA. Association between proximity to and coverage of traditional fast-food restaurants and non-traditional fast-food outlets and fast-food consumption among rural adults. *Int J Health Geogr* 2011; 10(1): 37.
 15. Kruger DJ, Greenberg E, Murphy JB, DiFazio LA, Youra KR. Local concentration of fast-food outlets is associated with poor nutrition and obesity. *Am J Health Promot* 2014; 28(5): 340-343.
 16. Reitzel LR, Regan SD, Nguyen N, Cromley EK, Strong LL, Wetter DW et al. Density and proximity of fast food restaurants and body mass index among African Americans. *Am J Public Health* 2014; 104(1): 110-116.
 17. Hollands S, Campbell MK, Gilliland J, Sarma S. Association between neighbourhood fast-food and full-service restaurant density and body mass index: a cross-sectional study of Canadian adults. *Can J Public Health* 2014; 105(3): e172-e178.
 18. Hollands S, Campbell MK, Gilliland J, Sarma S. A spatial analysis of the association between restaurant density and body mass index in Canadian adults. *Prev Med* 2013; 57(4): 258-264.
 19. De Vogli R, Kouvonen A, Gimeno D. 'Globesization': ecological evidence on the relationship between fast food outlets and obesity among 26 advanced economies. *Crit Public Health* 2011; 21(4): 395-402.
 20. Ministry of Health and Welfare, Korea Centers for Disease Control and Prevention. Korea Health Statistics 2014: Korea National Health and Nutrition Examination Survey (KNHANES VI-2). Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2015.
 21. Lee Y, Shim JE, Yoon JH. Change of children's meal structure in terms of temporal and spatial dimensions : analysis of the data from the Korea National Health and Nutrition Examination Surveys of 1998 and 2009. *Korean J Community Nutr* 2012; 17(1): 109-118.
 22. Heo GJ, Nam SY, Lee SK, Chung SJ, Yoon JH. The relationship between high energy/low nutrient food consumption and obesity among Korean children and adolescents. *Korean J Community Nutr* 2012; 17(2): 226-242.
 23. Statistics Korea. 1994-2014 Census on Establishments [Internet]. Statistics Korea; 2016 [cited 2016 Sep 21]. Available from: <https://mdis.kostat.go.kr>.
 24. Kweon S, Kim Y, Jang MJ, Kim Y, Kim K, Choi S et al. Data resource profile: the Korea National Health and Nutrition Examination Survey. *Int J Epidemiol* 2014; 43(1): 69-77.
 25. Macintyre S, McKay L, Cummins S, Burns C. Out-of-home food outlets and area deprivation: case study in Glasgow, UK. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2005; 2(1): 16.
 26. Macintyre S, Macdonald L, Ellaway A. Do poorer people have poorer access to local resources and facilities? The distribution of local resources by area deprivation in Glasgow, Scotland. *Soc Sci Med* 2008; 67(6): 900-914.
 27. Thornton LE, Crawford DA, Ball K. Neighbourhood-socioeconomic variation in women's diet: The role of nutrition environments. *Eur J Clin Nutr* 2010; 64(12): 1423-1432.
 28. Block JP, Scribner RA, DeSalvo KB. Fast food, race/ethnicity, and income: a geographic analysis. *Am J Prev Med* 2004; 27(3): 211-217.
 29. Cummins S, McKay L, MacIntyre S. McDonald's restaurants and neighborhood deprivation in Scotland and England. *Am J Prev Med* 2005; 29(4): 308-310.
 30. Lewis L, Sloane D, Nascimento L, Diamant A, Guinyard J, Yancey A et al. African Americans' access to healthy food options in south Los Angeles restaurants. *Am J Public Health* 2005; 95(4): 668-673.
 31. Macdonald L, Cummins S, Macintyre S. Neighbourhood fast food environment and area deprivation substitution or concentration? *Appetite* 2007; 49(1): 251-254.
 32. Pearce J, Blakely T, Witten K, Bartie P. Neighborhood deprivation and access to fast-food retailing: a national study. *Am J Prev Med* 2007; 32(5): 375-382.
 33. Hemphill E, Raine K, Spence J, Smoyer-Tomic K. Exploring obesogenic food environments in Edmonton, Canada: the association between socioeconomic factors and fast-food outlet access. *Am J Health Promot* 2008; 22(6): 426-432.
 34. Smoyer-Tomic K, Spence J, Raine K, Amrhein C, Cameron N, Yasenovskiy V et al. The association between neighborhood socioeconomic status and exposure to supermarkets and fast food outlets. *Health Place* 2008; 14(4): 740-754.
 35. Kim SA, Choe JS, Joung H, Jang MJ, Kim Y, Lee SE. Comparison of the distribution and accessibility of restaurants in urban area and rural area. *J Nutr Health* 2014; 47(6): 475-483.
 36. Joo, S, Ju S, Chang H. Comparison of fast food consumption and dietary guideline practices for children and adolescents by clustering of fast food outlets around schools in the Gyeonggi area of Korea. *Asia Pac J Clin Nutr* 2015; 24(2): 299-307.
 37. Chung SJ, Kang SH, Song SM, Ryu SH, Yoon J. Nutritional quality of Korean adults' consumption of lunch prepared at home, commercial places, and institutions: analysis of the data from the 2001 National Health and Nutrition Survey. *Korean J Nutr* 2006; 39(8): 841-849.
 38. Suh Y, Kang J, Kim H, Chung YJ. Comparison of nutritional status of the Daejeon metropolitan citizens by frequency of eating out. *Korean J Nutr* 2010; 43(2): 171-180.
 39. Lee HS. Studies on salt intake through eat-out foods in Andong area. *Korean J Soc Food Sci* 1997; 13(3): 314-318.
 40. Polsky JY, Moineddin R, Dunn JR, Glazier RH, Booth GL. Absolute and relative densities of fast-food versus other restaurants

- in relation to weight status: Does restaurant mix matter? *Prev Med* 2016; 82: 28-34.
41. Thornton LE, Lamb KE, Ball K. Employment status, residential and workplace food environments: associations with women's eating behaviours. *Health Place* 2013; 24: 80-89.
42. Burgoine T, Forouhi NG, Griffin SJ, Wareham NJ, Monsivais P. Associations between exposure to takeaway food outlets, takeaway food consumption, and body weight in Cambridgeshire, UK: Population based, cross-sectional study. *BMJ* 2014; 348: g1464.
43. Rundle A, Neckerman KM, Freeman L, Lovasi GS, Purciel M, Quinn J et al. Neighborhood food environment and walkability predict obesity in New York City. *Environ Health Perspect* 2009; 117(3):442-447.