

농촌경제

2016
제39권 제3호

논문

한우고기와 수입 쇠고기 시장 차별화에 대한 실증분석 _이형우, 강대운, 한석호

논벼 · 양념채소 농가의 농업소득 변동 요인분석 _전지연, 유찬희, 박준기

사과 SPS 수입금지 조치 해제의 경제적 효과 실증분석:
가격 격차(price-wedge) 방법론의 적용 _한석호, 엄정완, 서홍석

식사규칙성이 성인 비만에 미치는 효과 분석:
성향점수 매칭기법을 중심으로 _박미성, 안병일

수요대응형 교통수단 서비스의 지불용의액 추정에 관한 연구 _기명성, 이영성, 김민재

식생활 라이프스타일에 따른 수산물 선호도 분석 _정연희, 김규호, 임정빈



한국농촌경제연구원은 농림경제 및 농어촌사회 발전에 관한 종합적인 조사, 연구를 통하여 농업정책 수립을 지원하고 국민경제 발전과 국민복지 증진에 이바지하기 위해 설립된 정부 출연 연구기관입니다.

농촌경제는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다.
농촌경제에는 누구나 자유로이 기고할 수 있습니다.

- ☐ 농촌경제에 접수된 원고를 공정하게 심사하기 위하여 필자와 심사자의 이름을 밝히지 않습니다.
- ☐ 농촌경제는 이중 기고를 허용하지 않습니다.

원 장 김 창 길

편집위원장 김 홍 상 (선임연구위원), B. Wade Brorsen(오클라호마주립대)

위 원	강 혜 정(전 남 대)	안 병 일(고 려 대)
	권 오 상(서 울 대)	유 영 봉(제 주 대)
	김 관 수(서 울 대)	이 상 민(연 구 위 원)
	김 미 복(연 구 위 원)	전 익 수(충 북 대)
	김 성 훈(충 남 대)	정 민 국(선임연구위원)
	김 태 균(경 북 대)	조 재 환(부 산 대)
	김 태 훈(연 구 위 원)	한 석 호(연 구 위 원)
	마 상 진(연 구 위 원)	

농촌경제

2016

제39권 제3호

논문

- | | |
|---|-----|
| 한우고기와 수입 쇠고기 시장 차별화에 대한 실증분석
_이형우, 강대운, 한석호 | 1 |
| 논벼·양념채소 농가의 농업소득 변동 요인분석
_전지연, 유찬희, 박준기 | 23 |
| 사과 SPS 수입금지 조치 해제의 경제적 효과 실증분석:
가격 격차(price-wedge) 방법론의 적용
_한석호, 엄정완, 서홍석 | 49 |
| 식사규칙성이 성인 비만에 미치는 효과 분석:
성향점수 매칭기법을 중심으로
_박미성, 안병일 | 79 |
| 수요대응형 교통수단 서비스의 지불용의액 추정에 관한 연구
_기명성, 이영성, 김민재 | 123 |
| 식생활 라이프스타일에 따른 수산물 선호도 분석
_정연희, 김규호, 임정빈 | 143 |

한우고기와 수입 쇠고기 시장 차별화에 대한 실증분석

이형우* 강대운** 한석호***

Keywords

쇠고기 소비자 가격(beef retail price), 시장 차별화(market differentiation), 공적분 검정(cointegration test), VECM(vector error correction model), 대체 탄력성(substitution elasticity)

Abstract

This study analyzes market differentiation issues between Hanwoo and an imported beef market using cointegration test, VECM analysis and demand function estimation. According to our cointegration test and VECM analysis, separability between Hanwoo and imported chilled-beef is low. The Hanwoo market is closely related with US beef than Australian beef. As results of Hanwoo demand functions, prices of chilled beef are estimated to have a relatively larger impact on Hanwoo demand than prices of frozen beef. Also, imported substitution elasticity of rib demand function is greater than imported substitution elasticity of sirloin and bulgogi.

차례

- | | |
|--------------|------------|
| 1. 서론 | 3. 실증분석 |
| 2. 쇠고기 시장 현황 | 4. 요약 및 결론 |

* 한국농촌경제연구원 전문연구원.

** 한국농촌경제연구원 연구원.

*** 한국농촌경제연구원 연구위원, 교신저자. e-mail: shohan@krei.re.kr

1. 서론

일반적으로 많은 사람들이 한우고기와 수입 쇠고기에는 시장 차별화가 존재한다고 인식하고 있다. 과연 우리나라 쇠고기 시장에서 한우와 수입 쇠고기는 완전 차별화된 독립된 형태의 제품인가? 사실상 완전경쟁시장하에서 국내산과 외국산이 동질재(homogeneity)라면 국내가격과 수입가격이 같아야 하지만, 현실에서는 국내가격과 수입가격 간의 차이가 존재한다. 이는 두 상품의 이질성(heterogeneity)과 소비자의 국산 선호도(home good preference), 위생검역조치(SPS) 등 비관세 장벽의 무역장벽, 보험비용 및 운송비용 등 무역을 통해 들어가는 거래비용 등 다양한 요인이 작용하기 때문이다. 여기서 우리는 품질에 대한 부분을 주목하여 볼 필요가 있다. 한우고기의 경우 대부분 냉장으로 유통되는 것이 일반적이다. 그러나 수입 쇠고기의 경우 약 80%가 냉동으로 수입되어 유통된다. 냉장 한우고기와 냉동 수입 쇠고기는 당연히 품질차이가 존재한다. 그러나 최근에는 FTA로 인한 관세율 하락 및 유통기술(해동기술 등) 향상 등으로 냉장 쇠고기 수입량의 비중이 점차 증가하고 있는 실정이라 국산 품질 차별화에 위협이 되고 있다.

1997년 수입 개방 이후 수입 쇠고기의 국내 시장 점유율은 지속적으로 증가되어 왔다. 한우업계와 정부는 개방에 대비하여 국내 한우산업의 경쟁력을 키우는 데 꾸준히 노력하였다. 한우산업의 가장 대표적인 경쟁력 확보 전략이 품질 차별화라는 것은 주지된 사실이다. 그러나 고급육 생산이 생산비를 증가시켰고 이는 가격에 반영되었다. 실제 한우고기와 수입 쇠고기의 차이는 소비자가격에 반영되고 있다. 또한 한우고기와 냉장 수입 쇠고기는 가격 측면에서 대체성이 발견되고 있다(이계임·최지현 2000).

국내에서 한우와 수입 쇠고기 수요와 가격에 대한 비교 연구는 다수 존재한다. 선행 연구를 세 가지의 주제로 분류해보면 다음과 같다. 먼저 한우와 수입 쇠고기의 대체성과 분리성에 대한 선행연구를 살펴본다. 이계임·최지현(2000)은 1차 차분 형태의 LA/AIDS 모형을 이용하여, 국내산 쇠고기 가격이 10% 상승할 때 수입 쇠고기 수요는 5.7% 증가하고, 이와 반대로 수입 쇠고기 가격이 10% 상승할 경우 국내산 수요는 2.3% 증가하는 것으로 분석하였다. 조재환 외(2011)는 쇠고기 수입 증가가 국내 한우 산업에 미치는 영향이 적을 것으로 예상하였으며, 수입 쇠고기는 돼지고기 및 육우와 대체성이 높으며 한우 3등급과는 대체성이 미미한 것으로 보았다. 정경수 외(2015)는 이상치 문제를 과학적 방법으로 탐색하고 교정하는 방법을 사용하여, 한우고기에 대한

수입 쇠고기의 교차탄력성은 0.134~0.154으로 비탄력적인 것으로 추정하였고, 국내 쇠고기 시장에서 한우고기가 수입 쇠고기와 비교하여 안전성과 고품질을 유지하면서 소비자의 기호에 맞는 고급육 수요를 담당하고 있다고 판단하였다. 두 번째로, 한우가격과 수입 쇠고기의 가격전이 현상을 분석한 선행연구를 살펴보면, 권용덕(2008)은 쇠고기 시장에서 국제시장과 국내 소매시장은 시장통합 현상이 나타나며, 시장개방으로 인해 국내 쇠고기 시장이 국제가격 변화에 전면적으로 영향을 받고 있는 것으로 분석하였다. 즉, 가격전이 탄력성이 시간이 경과함에 따라 증가하고 있어 국내 쇠고기 시장이 국제시장 환경 변화에 신속히 반응하고 있는 것으로 판단하였다. 이정환·김재훈(2008)은 미국산 쇠고기 수입량이 늘어남에 따라 한우고기 가격은 4.9% 정도 추가 하락할 가능성이 있으며, 미국산 쇠고기 수입재개가 산지가격에 미치는 영향은 수급조건보다 산지시장에서의 가격교섭력에 따라 결정되고 한우산업의 연착륙은 미국산 쇠고기 수입보다 한우공급량 변화 동향에 따라 결정된다고 주장하였다. 마지막으로 한우가격의 가격변동성을 연구한 사례로, 강태훈(2007)은 1977년부터 2006년까지의 기간을 국산 쇠고기 자급률이 90% 이상인 1989년 전후, 쿼터제의 실시로 자급률이 상승한 1995년 전후, 관세화가 실시된 2001년을 기준으로 각각 구분한 다음 시계열 분석방법 중의 하나인 GARCH-t 모형을 이용하여 수입확대 및 개방에 따른 국산 쇠고기 가격의 변동을 분석하였다.

하지만, 위의 선행연구들은 분석에는 여러 한계점이 존재한다. 첫 번째로, 분석에 사용한 수입 쇠고기의 CIF(Cost Insurance and Freight) 가격은 국내 소비시장에 대한 정보가 반영되어 있지 않기 때문에 최종적으로 국내 소비자의 구매행동에 영향을 주는 대형마트 등 수입 쇠고기의 실제 국내 판매가격을 사용하는 것이 적절하다. 두 번째로, 쇠고기의 부위(갈비, 등심, 불고기 등)를 구분하지 않은 가격자료를 사용하였다. 한우시장에 대한 수입 쇠고기 시장의 영향은 부위별로 차이가 존재할 가능성이 있어 집계편의(Aggregation Bias)에 의해 분석결과의 신뢰성이 낮아질 수 있다. 세 번째로, 수입 쇠고기의 보관상태(냉장, 냉동)를 구분하지 않거나 냉동 가격을 기준으로 분석하였다. 현재 수입 쇠고기의 약 80%가 냉동형태로 수입되고 있어 한우가격과 냉동으로 보관되는 수입 쇠고기 가격 간의 교차탄력성 분석은 큰 의미를 갖지 못한다. 특히 품질차별성에 대해서는 더욱 그렇다. 국내 소비자들은 냉동보다는 냉장 고기를 선호하고 앞으로 냉장육의 수입물량이 증가할 가능성이 높기 때문에 품질차별화 분석에는 수입 냉장 쇠고기와 한우가격 간의 분석이 필요하다. 네 번째로, 여러 선행연구에서 수입 국가별로 세분화되지 않은 수입가격을 사용했기 때문에 개별 수입국이 한우시장에 미치는 영향

을 파악할 수 없었다. 이와 같은 한계점들을 보완하기 위하여 본 연구에서는 CIF 가격 대신 국내 소비시장에서 판매되는 수입 쇠고기가격을 사용하였고, 쇠고기의 부위(갈비, 등심, 불고기), 보관상태(냉동, 냉장), 수입국별로 구분하여 분석하였다.

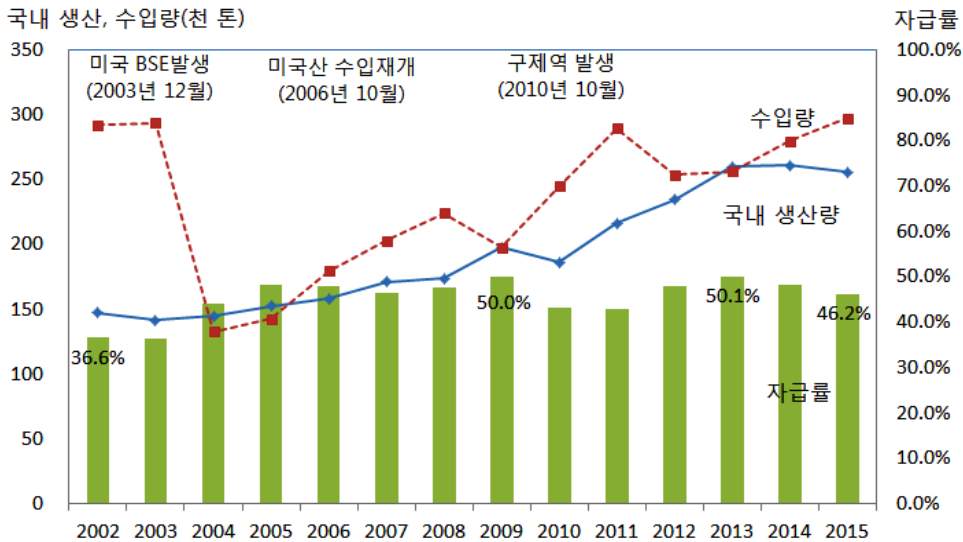
본 연구의 목적은 부위, 보관상태, 수입국별로 한우 시장과 수입 쇠고기 시장이 차별화되어 있는지 파악하는 것이다. 분석을 위해 한우 및 수입 쇠고기 소비자 가격을 부위, 보관상태(냉동, 냉장), 수입국별로 구분하였고 시장 차별화 분석을 위해 시계열 분석과 수요함수 추정을 활용하였다. 먼저 자료의 시계열적 특성을 활용하여 장기적으로 한우와 수입 쇠고기 시장의 분리가능성을 살펴본다. 한우와 수입 쇠고기의 시장이 차별화되어 있다면 장기균형관계의 존재가능성이 낮을 것이고 이는 두 시장이 분리되어 있을 가능성이 높음을 의미한다. 반대로, 두 시장의 차별화 정도가 낮다면 장기균형관계의 존재 가능성이 높을 것이다. 이러한 시계열 분석결과는 수요함수 추정결과를 뒷받침할 수 있다. 한우 수요함수 추정결과, 특정한 설명변수 대체탄력성이 다른 변수 대체탄력성보다 크게 계측되는 것은 한우 수요가 다른 변수보다 특정한 변수에 민감하게 반응하며 더 밀접한 관계가 존재함을 의미한다. 만약 추정한 수요함수의 분석 대상에 대해 장기균형관계가 존재한다는 시계열 분석결과가 도출된다면, 이는 수요함수 추정결과를 강조하는 역할을 할 수 있을 것이다.

자세한 분석과정은 다음과 같다. 첫 번째로, 한우고기와 수입 쇠고기 가격 간 Johansen 공적분 검정을 통해 장기적으로 밀접한 관계(시장통합의 가능성)가 있는지 여부를 확인하였다. Johansen 공적분 검정은 선형적인 장기균형 관계를 가정하기 때문에 비선형 장기균형 관계의 여부를 검정할 수 있는 Hansen and Seo(2002) 검정을 추가적으로 시행하여 한우와 수입 쇠고기 가격 간의 구조적 변화의 여부를 검증하였다. 두 번째로, VECM 모형을 추정한 뒤 장기조정계수를 통해 한우가격이 장기균형가격으로 조정되는 형태를 살펴보았다. 세 번째로, 한우의 부위별 수요함수를 추정한 뒤 수입 냉장과 수입 냉동 가격탄력성을 비교하여 수입 쇠고기 가격이 한우 수요에 미치는 영향을 분석하였다. 연구의 구성으로 제1장은 서론, 제2장은 쇠고기 시장 현황, 제3장은 실증분석, 제4장은 요약 및 결론이다.

2. 쇠고기 시장 현황

지난 2001년 쇠고기 수입 전면 자유화로 어려움에 직면하고 있던 국내 쇠고기 산업은 2003년 미국의 BSE 발생으로 커다란 전환점을 맞이하며, 2004년 이후에는 양적·질적 성장을 지속하게 된다. 국내 생산량 증가로 2009년 쇠고기 자급률은 50%까지 상승하였으나 2010년 구제역 발생 이후 쇠고기 수입량이 늘어나면서 2015년 국내산 자급률은 46.2%까지 하락하였다<그림 1>. 한편, 소비자의 식품 안전성에 대한 신뢰도를 높이기 위한 제도(음식점 원산지표시제, 생산·유통단계 이력제, 수입육이력제 등) 도입으로 쇠고기 소비량은 꾸준히 증가하는 추세이다.

그림 1. 국내 쇠고기 생산과 수입량 및 자급률 추이



자료: 농림축산식품부.

<그림 2>의 쇠고기 수입형태에서 냉장의 비중을 살펴보면, 지난 2004년 이전까지는 수입 쇠고기 냉장 비중이 10% 미만에 불과하였으나, 2005년 이후부터는 추세적으로 비중이 점차 확대되는 모습을 보이고 있다. 2010년 이후에 냉장 비중 추이와 관련하여 관심이 가는 대목은 국내 가격이 하락 국면일 경우에는 쇠고기 수입량 중 냉장의 비중이 낮아지는 반면, 최근에 국내 가격이 상승 국면에 접어들면서 냉장 쇠고기 수입 비중이 점차 확대되는 점이다. 이러한 추세는 향후 국내 쇠고기 시장에 미치는 영향이 확대

될 것으로 예상되며, 수입 냉장육 시장의 확대로 한우 1등급 이상 고급육과의 경쟁이 불가피해 보인다.

실증분석의 대상이 되는 갈비, 등심, 불고기를 중심으로 <표 1>의 평년 수입량을 살펴보면, 갈비는 주로 미국에서 수입하고 있으며, 등심과 불고기의 수입량은 호주산이 차지하는 비중이 크다. 갈비의 수입량이 94,322톤이었으며, 그중 미국에서 수입하는 비중은 54.5%였다. 등심과 기타 부위의 수입량은 각각 29,718톤, 114,041톤이었으며, 호주에서 수입하는 비중은 각각 74.1%, 63.1%로 집계되었다. 부위별 전체 수입량 중 냉장의 비중을 보면, 갈비는 10.1%, 등심은 14.9%, 기타 부위는 17.0%로 나타났다.

쇠고기 시장에서 수입 개방과 관련해서는 이미 주요 수출국과의 FTA 이행을 통해 수입 관세 철폐 수순을 밟고 있다<그림 3>. 지난 2012년에는 한·미 FTA가 발효되었으며, 2014년 말 한·호주 FTA가 발효되어 쇠고기 관세율 40%는 15년에 걸쳐 순차적으로 철폐된다. 또한 2015년 말에는 한·뉴질랜드 FTA가 발효되면서 관세가 단계적으로 인하되고 있다. 2016년 주요국의 쇠고기 수입 관세율은 미국산 26.7%, 호주산, 32.0%, 뉴질랜드산 34.7%이다.

이러한 한·미, 한·호주, 한·뉴질랜드 FTA 발효로 수출국의 가격 경쟁력이 높아지면서 향후 쇠고기 수입량은 꾸준히 늘어날 전망이다.¹ 사육 마릿수 감소로 2016년에도 국내 쇠고기 생산량이 감소 국면에 있으며, 쇠고기 수입량이 지속적으로 늘어난다면 국내산 자급률 하락은 당분간 불가피할 전망이다.² 이는 국내 시장에서 수입 쇠고기 점유율 확대로 이어질 가능성이 높다. 이러한 자급률 하락세는 2019년을 저점(38.8%)으로 반등할 것으로 보이나 40%대 초반에 머물 것으로 예상된다. 이러한 수입 쇠고기의 국내 시장 잠식 가속화는 지속가능한 한우산업 발전에 위협요인이 될 수 있다.

표 1. 쇠고기 부위별(갈비, 등심, 불고기) 평년 수입량(2011~2015년)

단위: 톤

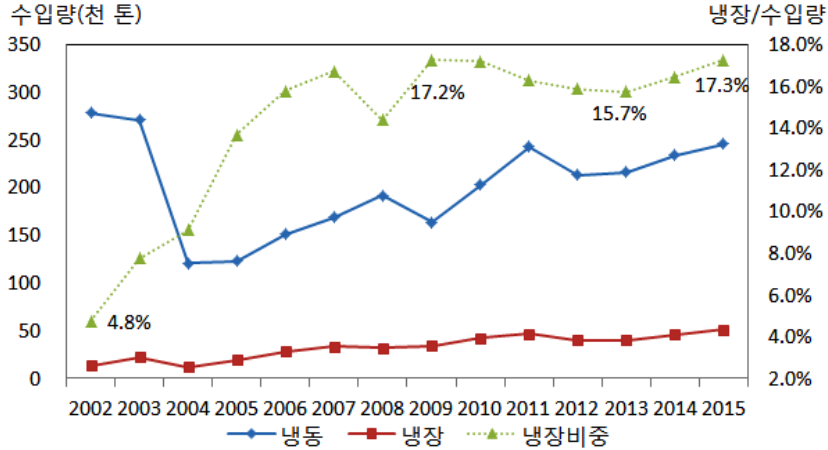
	합계			냉동			냉장		
	갈비	등심	기타 (불고기용 등)	갈비	등심	기타 (불고기용 등)	갈비	등심	기타 (불고기용 등)
미국	51,423	5,879	25,863	48,545	5,236	22,670	2,878	643	3,012
호주	27,526	22,012	71,993	20,968	18,254	56,094	6,558	3,758	15,855
기타	15,373	1,827	16,365	15,262	1,788	15,829	111	39	535
소계	94,322	29,718	114,041	84,774	25,278	94,638	9,547	4,440	19,402

자료: 한국육류유통수출협회.

¹ 한국농촌경제연구원. 2016. “축산물 수급 동향과 전망.” 「농업전망」

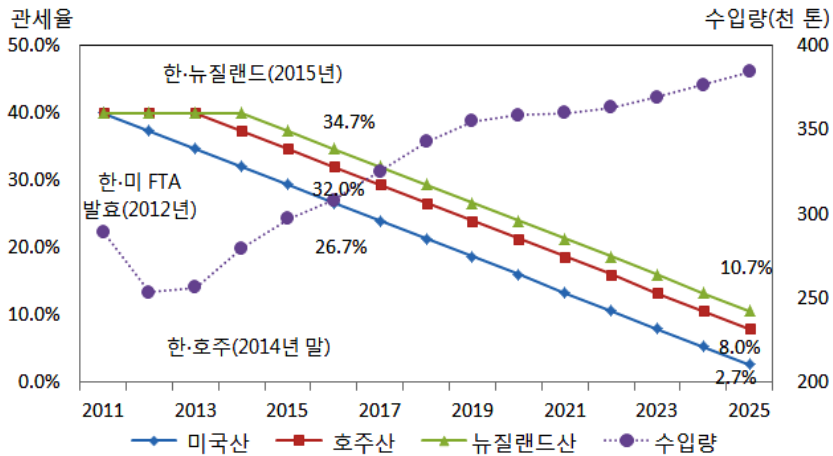
² 한국농촌경제연구원. 2016. “쇠고기 자급률 동향과 전망.” 「현안분석」 제12호.

그림 2. 쇠고기 수입량 중 냉장 비중 추이



자료: 농림축산검역본부.

그림 3. 수입 쇠고기 관세인하와 수입량 전망



자료: 한국농촌경제연구원 전망치.

3. 실증분석

실증분석을 위해 한국농수산물유통공사(aT)에서 제공하는 한우와 수입 쇠고기의 월평균 소비자가격을 이용하였다. 한우와 호주산 쇠고기 가격자료의 기간은 2006년 4월

부터 2016년 4월까지이다. 미국산 쇠고기의 경우에는 소비자가격이 2010년 7월부터 제공되기 때문에 2010년 7월부터 2016년 4월까지의 자료를 분석에 사용하였다.

<표 2>를 보면 냉장상태의 쇠고기 소비자 가격이 냉동상태의 소비자가격보다 변동성이 큰 것을 알 수 있다. 한우 갈비, 등심, 불고기 가격의 변이계수는 각각 0.204, 0.093, 0.120으로 나타났으며, 동일한 부위의 수입 쇠고기 가격보다 변동성이 크게 나타났다. 동일한 부위에 대해 보관상태(냉동, 냉장)별로 변이계수(CV)를 비교해보면, 수입 냉장 쇠고기 가격이 냉동 가격 변동성보다 크게 나타났다. 이는 냉동 쇠고기는 냉장보다 상대적으로 보관기간이 길어 판매시기 조절이 가능한 환경이 반영된 것으로 보인다.

표 2. 소비자 가격자료 기초통계량

단위: 원/100g

		표본수	평균	표준편차	변이계수	최대값	최소값
한우	갈비(1등급) ³	121	5,500	1,119	0.204	7,490	4,013
	등심(1등급)	121	6,594	616	0.093	8,118	5,091
	불고기(1등급)	121	3,533	423	0.120	4,592	2,872
호주산	갈비(냉동)	121	1,704	185	0.108	2,207	1,307
	갈비(냉장)	121	2,098	276	0.131	2,756	1,567
	등심(냉동)	121	1,295	109	0.084	1,530	1,095
	등심(냉장)	97	4,085	403	0.099	4,962	2,992
	불고기(냉동)	121	1,183	156	0.132	1,501	889
	불고기(냉장)	121	1,722	320	0.186	2,363	1,221
미국산	갈비(냉동)	70	2,028	270	0.133	2,367	1,515
	갈비살(냉장) ⁴	70	2,797	283	0.101	3,819	2,437
	불고기(냉동)	70	1,490	177	0.119	1,763	1,200
	불고기(냉장)	70	2,333	383	0.164	2,974	1,583

자료: 한국농수산물유통공사.

3.1. 단위근 검정 및 최적시차 결정

일반적으로 시계열 자료의 특성상 불안정성(Non-stationary)을 내포할 가능성이 높다. 이로 인해 가성회귀(Spurious Regression) 문제가 발생하여 분석의 신뢰도가 낮아질

³ 2015 축산물등급판정 통계연보에 따르면, 한우의 1등급 출현율은 31.4%, 3등급 출현율은 8.0%로 집계되어, 출현율이 높은 한우 1등급 가격을 대표가격으로 사용하였다.

⁴ 미국산 냉장 갈비 가격이 제공되지 않아 미국산 냉장 갈비살 가격을 대신 사용하였다.

수 있다. ADF 검정을 통해 단위근 검정을 시행하였고 검정결과는 <표 3>과 같다. 호주산 냉장 등심과 호주산 냉장 불고기의 단위근 검정결과, ‘해당 자료는 단위근을 가진다’는 귀무가설이 기각되므로 안정적인 시계열 자료이다. 하지만, 이 자료와 함께 분석하는 한우 등심과 한우 불고기 가격이 불안정하기 때문에 가성회귀 문제가 발생할 가능성이 존재하여 공적분 검정 및 VECM을 이용하여 분석하였다.

공적분 검정 및 VECM 분석을 위해서 먼저 최적 시차를 결정해야 한다. 분석하고자 하는 관계에 대해 시차별로 VECM을 추정한 후 Schwarz criterion 값이 가장 작게 계산되는 시차를 최적시차로 선택하였고 <표 4>가 부위, 보관상태별 최적시차 결정결과이다.

표 3. ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정결과

		수준 변수		1차 차분 변수	
한우	갈비	-1.744695	(0.7251)	-8.163415***	(0.0000)
	등심	-1.410207	(0.8533)	-9.245278***	(0.0000)
	불고기	-1.968988	(0.3002)	-8.323898***	(0.0000)
호주산	갈비(냉동)	-2.024806	(0.5816)	-8.479538***	(0.0000)
	갈비(냉장)	-3.054161	(0.1224)	-10.81568***	(0.0000)
	등심(냉동)	-1.874856	(0.6613)	-9.567560***	(0.0000)
	등심(냉장)	-4.238300***	(0.0058)	-10.12852***	(0.0000)
	불고기(냉동)	-2.390935	(0.3824)	-9.781343***	(0.0000)
	불고기(냉장)	-4.600255***	(0.0016)	-11.72827***	(0.0000)
미국산	갈비(냉동)	-2.393037	(0.3798)	-5.251063***	(0.0000)
	갈비살(냉장)	-3.333518**	(0.0696)	-11.31833***	(0.0000)
	불고기(냉동)	-4.337377***	(0.0050)	-6.517281***	(0.0000)
	불고기(냉장)	-4.601990***	(0.0022)	-7.503579***	(0.0000)

주 1) 수준 자료에 대한 단위근 검정은 추세(trend)와 상수항(intercept)를 포함.

2) 1차 차분 자료에 대한 단위근 검정은 상수항(intercept)만 포함.

3) 괄호 안의 숫자는 P-value를 의미함.

표 4. 최적시차 선택

	Schwarz criterion				
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5
한우 갈비-호주산 갈비(냉동)	24.29001	24.45464	24.55502	24.70394	24.83113
한우 갈비-호주산 갈비(냉장)	26.70941	26.79121	26.90757	27.03988	27.18398
한우 등심-호주산 등심(냉동)	23.39460	23.43653	23.60724	23.75955	23.83612
한우 등심-호주산 등심(냉장)	28.03657	28.20567	28.41196	28.58306	28.78105
한우 불고기-호주산 불고기(냉동)	21.85002	21.94875	22.12451	22.28574	22.39130
한우 불고기-호주산 불고기(냉장)	24.60477	24.68278	24.80772	24.97531	25.06080
한우 갈비-미국산 갈비(냉동)	24.05177	24.01359	24.06886	24.25511	24.32749
한우 갈비-미국산 갈비살(냉장)	26.23407	26.38975	26.59211	26.81024	26.97689
한우 불고기-미국산 불고기(냉동)	23.17545	22.99901	23.15922	23.24452	23.36180
한우 불고기-미국산 불고기(냉장)	26.00224	25.92157	26.07137	26.00241	25.25551

주: VECM 모형을 시차 별로 추정한 후 Schwarz criterion이 가장 낮게 측정되는 시차를 선택함.

3.2. Johansen 공적분 검정 및 Hansen and Seo(2002) 검정⁵

일반적으로 Johansen 공적분 검정은 시장의 통합 가능성을 확인하기 위해 많이 활용된다. 한우 가격이 등급에 따라 차이가 있다고 해서 등급별로 시장이 분리되어 있다고 판단하기는 어렵다. <표 5>의 공적분 검정결과에서도 확인할 수 있듯이, 한우 갈비 1등급과 3등급은 하나의 시장에서 가격이 움직이는 것을 알 수 있다. 이와 마찬가지로 한우와 수입 쇠고기의 관계도 장기균형관계의 검증을 통해 시장이 분리되어 있는지 확인하는 것이 가능하다. 서론에서 언급한 선행연구의 한계점을 보완하기 위해 본 연구에서는 한우-수입 쇠고기의 공적분 검정을 부위, 보관상태(냉동, 냉장) 그리고 주요 수입국으로 구분하여 분석을 시행하였다. 한우 시장과 수입 쇠고기 시장이 분리되었는지 알아보기 위해 Johansen 공적분 검정을 시행하였고 검정결과는 <표 6>과 같다.

한우-호주산 갈비의 공적분 검정결과, 호주산 냉동 갈비의 경우에는 장기적인 균형

⁵ Threshold cointegration은 비선형적인 장기균형관계를 의미하며 Balke and Fomy(1997)에 의해 처음 개발되었다. 이 개념은 장기균형관계에 거래비용의 존재를 고려했기 때문에 장기균형으로 향하는 형태와 속도가 다를 수 있다는 가능성을 포함한다. 거래비용의 효과가 낮다면, 일반적으로 알고 있는 선형적인 공적분관계가 나타난다. 하지만, 거래비용의 효과가 크다면, 일정한 임계점(γ)을 기준으로 $ECT_{t-1} > \gamma$ 경우와 $ECT_{t-1} < \gamma$ 경우로 구분되고, 각 영역마다 장기균형관계가 다르게 나타난다. Threshold cointegration 효과의 유의성을 검증하기 위해 Hansen and Seo(2002)가 고안한 검정을 사용하였으며, 이 검정의 귀무가설은 ‘선형적인 공적분 관계가 존재한다’이고 대립가설은 ‘threshold cointegration이 존재한다’이다.

관계가 형성되지 않았으며, 장기균형관계가 형성되지 못한 이유는 전체 냉동 갈비 수입량 중 호주산 냉동 갈비 수입량이 차지하는 비중이 적기 때문이라 판단된다. 반대로, 호주산 냉장 갈비와는 장기균형관계가 존재하는 것으로 밝혀졌다. 이는 한우 갈비와 호주산 냉동 갈비 간에는 밀접한 관계가 형성되지 않은 것으로 판단되나, 한우 갈비와 호주산 냉장 갈비의 경우에는 밀접한 관계가 형성되어 시장 분리가능성이 낮음을 의미한다. 한우-호주산 등심의 공적분 검정결과, 호주산 냉동 등심에서 한우 등심과 장기균형관계가 나타나, 시장 분리가능성이 낮음을 알 수 있다. 한우-호주산 불고기의 경우, 호주산 냉동 불고기에서는 공적분 관계가 존재하지 않은 것으로 분석되었지만, 냉장에서는 공적분 관계가 유의한 것으로 나타났다. 한우-호주산 쇠고기에서는 냉동 쇠고기보다 냉장 쇠고기와 장기균형관계가 더 많이 나타났고, 이는 호주산 냉동육과 한우 시장이 분리되어 있을 가능성이 크지만 냉장육과 한우 시장은 밀접한 관계가 있음을 암시한다.

한우-미국산 쇠고기의 공적분 검정결과는 한우-호주산 쇠고기의 경우와는 결과가 상이하였다. 미국산 쇠고기의 부위, 보관상태(냉동, 냉장)와 상관없이 한우가격과 장기적인 균형관계가 나타나, 시장 분리가능성이 낮은 것으로 판단된다.

종합하면, 수입 냉장 쇠고기 가격은 한우 가격과 장기적인 균형관계가 나타나 시장 분리 가능성이 낮고, 미국산 쇠고기 가격의 경우, 부위, 보관상태(냉동, 냉장)와 상관없이 한우 가격과 장기적인 균형관계가 나타나 호주산보다 미국산이 국내 한우시장에 더욱 민감한 영향을 줄 수 있다는 시사점이 있다.

표 5. 한우 부위별 등급 간 Johansen 공적분 검정

		Hypothesized No. of CE(S)	Trace Statistic	5% Critical Value	Prob.
한우 갈비	1등급-3등급	None	15.99378	15.49471	0.0420**
		At most 1	1.116453	3.841466	0.2907
한우 등심	1등급-3등급	None	21.94924	20.26184	0.0287**
		At most 1	4.471354	9.164546	0.3464
한우 불고기	1등급-3등급	None	19.87546	18.39771	0.0309**
		At most 1	1.442727	3.841466	0.2297

주: **와 ***는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함.

표 6. 한우-수입 쇠고기 간의 Johansen 공적분 검정

	Hypothesized No. of CE(S)	Trace Statistic	5% Critical Value	Prob.
한우 갈비-호주산 갈비(냉동)	None	9.159340	15.49471	0.3509
	At most 1	2.366380	3.841466	0.1240
한우 갈비-호주산 갈비(냉장)	None	17.03752	15.49471	0.0291**
	At most 1	1.599256	3.841466	0.2060
한우 등심-호주산 등심(냉동)	None	22.00609	18.39771	0.0150**
	At most 1	2.177017	3.841466	0.1401
한우 등심-호주산 등심(냉장)	None	16.87252	15.49471	0.0308**
	At most 1	2.544358	3.841466	0.1107
한우 불고기-호주산 불고기(냉동)	None	5.176726	15.49471	0.7898
	At most 1	0.046696	3.841466	0.8289
한우 불고기-호주산 불고기(냉장)	None	20.92773	18.39771	0.0217**
	At most 1	1.625669	3.841466	0.2023
한우 갈비-미국산 갈비(냉동)	None	15.78081	12.32090	0.0127**
	At most 1	0.509288	4.129906	0.5383
한우 갈비-미국산 갈비살(냉장)	None	44.56565	25.87211	0.0001***
	At most 1	6.558383	12.51798	0.3929
한우 불고기-미국산 불고기(냉동)	None	26.17013	15.49471	0.0009***
	At most 1	0.085823	3.841466	0.7695
한우 불고기-미국산 불고기(냉장)	None	18.33833	15.49471	0.0181**
	At most 1	0.517270	3.841466	0.4720

주: **와 ***는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함.

위의 Johansen 공적분 검정은 장기균형관계가 선형적으로 나타나는 것을 가정하기 때문에 비선형적인 공적분 관계 여부를 파악하기 위하여 Hansen and Seo(2002) 검정을 시행하였다. <표 7>을 살펴보면, 수입국가, 부위, 보관상태(냉동, 냉장)와 상관없이 모든 경우에서 ‘선형적인 공적분 관계가 존재한다’라는 귀무가설이 기각될 수 없으므로 Threshold Cointegration 효과는 유의하지 않은 것을 알 수 있다. 따라서 한우와 수입 쇠고기 시장 사이에서 가격조정과정이 선형적으로 나타나고 있고 구조적인 변화는 존재하지 않는다. 이는 한우가격의 등락여부와 관계없이 수입육 가격과 장기적인 균형 관계가 존재한다는 것을 의미한다.

표 7. Threshold Cointegration 검정

	test statistic	95% critical value	P-value
한우 갈비-호주산 갈비(냉장)	3.530659	10.80063	0.9504
한우 등심-호주산 등심(냉동)	8.681438	15.91238	0.6956
한우 불고기-호주산 불고기(냉장)	11.06217	16.07186	0.452
한우 갈비-미국산 갈비(냉동)	11.10049	14.27746	0.2684
한우 갈비-미국산 갈비살(냉장)	12.17333	13.98715	0.1588
한우 불고기-미국산 불고기(냉동)	8.176989	11.92167	0.3854
한우 불고기-미국산 불고기(냉장)	7.812925	13.95753	0.7706

주 1) Hansen and Seo(2002) test를 통해 threshold cointegration을 검정하였음.

2) Number of bootstrap replication: 5,000

표 8. 공적분 검정결과 요약

		호주산						미국산			
		갈비 (냉동)	갈비 (냉장)	등심 (냉동)	등심 (냉장)	불고기 (냉동)	불고기 (냉장)	갈비 (냉동)	갈비살 (냉장)	불고기 (냉동)	불고기 (냉장)
한우	갈비	×	○	-	-	-	-	○	○	-	-
	등심	-	-	○	○	-	-	-	-	-	-
	불고기	-	-	-	-	×	○	-	-	○	○
		한우 갈비 3등급				한우 등심 3등급		한우 불고기 3등급			
한우 갈비 1등급		○				-		-			
한우 등심 1등급		-				○		-			
한우 불고기 1등급		-				-		○			

주: Johansen 공적분 검정을 이용했으며, 유의수준 5% 수준에서 공적분 관계를 결정하였음.

3.3. VECM 분석

<표 9>는 공적분 관계를 갖는 한우와 호주산 쇠고기 가격 관계를 대상으로 VECM⁶을 추정한 결과이다. 한우 갈비-호주산 갈비(냉장)의 경우, 오차수정항(ECT_{t-1})의 계

⁶ VECM은 선형적인 장기균형관계를 가정하여 변수 간 장기, 단기적인 영향을 분석하는 데 유용한 모형이고 아래의 식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^1 & \beta_i^2 \\ \beta_i^3 & \beta_i^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-i} \\ \Delta X_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

ECT_{t-1} 은 장기평균가격으로부터 이탈한 정도를 나타내며 λ 는 장기평균으로 조정되는 속도를 의미하고 파라미터 β 는 변수 간 단기적으로 미치는 영향을 설명한다.

수가 0.000441로 추정되어 한우 갈비 가격은 장기균형가격으로부터 이탈하는 것으로 추정되었지만, 계수가 유의하지 않아 한우 갈비 가격이 반응하지 않은 것으로 나타났다. 한우-호주산 등심(냉동)의 경우, 오차수정항의 계수가 -0.086578으로 유의하게 추정되어, 한우 등심 가격이 한우 등심 가격과 호주산 등심(냉동)의 장기균형가격으로 수렴하고 있는 것을 의미한다. 한우 불고기-호주산 불고기(냉장)의 경우에는 조정계수가 유의하게 추정되지 않았기 때문에 한우 불고기 가격이 장기균형으로 수렴하거나 이탈하는 모습을 보이지 않았다.

표 9. 한우-호주산 쇠고기 가격 간 VECM 추정결과

한우-호주산 갈비(냉장)				
	D(한우 갈비)		D(호주산 갈비_냉장)	
ECT_{t-1}	0.000441	(0.00058)	0.002145***	(0.00054)
C	-8.462639	(16.9595)	-5.593421	(15.7901)
D(한우 갈비(-1))	0.274291***	(0.09153)	0.081765	(0.08522)
D(호주산 갈비_냉장(-1))	0.034054	(0.10551)	0.092269	(0.09823)
한우-호주산 등심(냉동)				
	D(한우 등심)		D(호주산 등심_냉동)	
ECT_{t-1}	-0.086578***	(0.03106)	0.004012	(0.00395)
C	8.302180	(19.9612)	2.092088	(2.54135)
D(한우 등심(-1))	0.181815**	(0.08980)	-0.010968	(0.01143)
D(호주산 등심_냉동(-1))	-0.283132	(0.71828)	0.258969***	(0.09145)
한우-호주산 등심(냉장)				
	D(한우 등심)		D(호주산 등심_냉장)	
ECT_{t-1}	0.001481	(0.00769)	0.032363***	(0.00841)
C	-4.596555	(24.0455)	-5.458588	(26.2966)
D(한우 등심(-1))	0.138183	(0.10354)	0.075377	(0.11323)
D(호주산 등심_냉장(-1))	0.081461	(0.09373)	0.062138	(0.10251)
한우-호주산 불고기(냉장)				
	D(한우 불고기)		D(호주산 불고기_냉장)	
ECT_{t-1}	-0.050184	(0.03079)	-0.036149**	(0.01935)
C	1.607453	(12.2085)	5.708450	(7.67083)
D(한우 불고기(-1))	0.268758***	(0.09300)	0.072829	(0.05843)
D(호주산 불고기_냉장(-1))	0.211269	(0.14986)	-0.112369	(0.09416)

주 1) 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.

2) 분석에 사용한 한우 가격은 모두 1등급 기준임.

<표 10>은 한우-미국산 쇠고기 가격 간의 VECM을 추정한 결과이고 한우-호주산 쇠고기 가격 분석결과와 다르게 나타났다. 한우-미국산 쇠고기의 경우, 부위와 보관상태(냉동, 냉장)와 관계없이 한우에 대한 모든 오차수정항의 계수가 음(-)의 값으로 추정되었고 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 한우 가격이 장기균형가격으로 수렴하고 있는 현상을 관찰할 수 있다. 공적분 관계가 검정된 모든 경우에서 한우 가격이 장기균형으로 점차 조정되는 형태를 보였고 이를 통해 호주산 쇠고기보다 미국산 쇠고기에서 더욱 밀접한 관계가 있는 것으로 판단된다.

표 10. 한우-미국산 쇠고기 간의 VECM 추정결과

한우-미국산 갈비(냉동)				
	D(한우 갈비)		D(미국산 갈비_냉동)	
ECT_{t-1}	-0.080951***	(0.02127)	0.005378	(0.00676)
C	-14.05227	(18.3130)	7.118250	(5.81854)
D(한우 갈비(-1))	0.255198**	(0.11242)	0.031916	(0.03572)
D(한우 갈비(-2))	0.148720	(0.11383)	0.111025***	(0.03617)
D(미국산 갈비_냉동(-1))	-0.409773	(0.37252)	0.331699***	(0.11836)
D(미국산 갈비_냉동(-2))	-0.658467*	(0.36617)	0.017110	(0.11634)
한우-미국산 갈비살(냉장)				
	D(한우 갈비)		D(미국산 갈비살_냉장)	
ECT_{t-1}	-0.234403***	(0.05917)	0.096718*	(0.05738)
C	-8.354660	(18.5657)	4.905906	(18.0021)
D(한우 갈비(-1))	0.216114**	(0.10665)	-0.015045***	(0.10341)
D(미국산 갈비살_냉장(-1))	-0.069235	(0.12546)	-0.354644	(0.12165)
한우-미국산 불고기(냉동)				
	D(한우 불고기)		D(미국산 불고기_냉동)	
ECT_{t-1}	-0.076765***	(0.01426)	0.002742	(0.00534)
C	21.53108	(13.6323)	10.66652**	(5.10752)
D(한우 불고기(-1))	0.060862	(0.10384)	-0.110663***	(0.03891)
D(한우 불고기(-2))	-0.242773**	(0.10358)	0.050480	(0.03881)
D(미국산 불고기_냉동(-1))	-1.043754***	(0.33119)	0.046597	(0.12408)
D(미국산 불고기_냉동(-2))	-0.784722**	(0.3288)	-0.261448**	(0.12322)
한우-미국산 불고기(냉장)				
	D(한우 불고기)		D(미국산 불고기_냉장)	
ECT_{t-1}	-0.057786***	(0.01476)	0.027750	(0.02069)
C	10.19251	(13.9559)	23.14275	(19.5608)
D(한우 불고기(-1))	0.180125*	(0.10752)	0.021726	(0.15070)
D(한우 불고기(-2))	-0.125145	(0.10688)	-0.131592	(0.14980)
D(미국산 불고기_냉장(-1))	-0.118112	(0.08852)	-0.211928*	(0.12407)
D(미국산 불고기_냉장(-2))	-0.260695***	(0.08720)	-0.222648*	(0.12222)

주 1) 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.

2) 분석에 사용한 한우 가격은 모두 1등급 기준임.

3.4. 부위별 한우 수요함수 추정

쇠고기 부위별(등심, 갈비, 불고기)로 한우고기에 대한 수입 냉동육과 수입 냉장육의 대체탄력성을 추정하기 위하여 분기별 log-log 형태의 마샬리안 소비함수를 아래와 같이 설정하였다. 쇠고기 부위별 소비대체재로는 돼지고기와 닭고기 등이 설명변수에 포함될 수 있으나, Hicksian separability 이론을 적용하여 CPI를 설명변수에 포함하였다. 이는 본 연구의 목적에 맞게 한우 부위별 수요에 대한 한우 자체 가격탄력성과 수입 보관상태별 대체탄력성을 비교하는 데 초점을 두었기 때문이다. 또한 모형설정은 model 1에서는 수입 냉동육 가격만을 설명변수로 사용하였고, model 2에서는 수입 냉장육 가격만을 설명변수로 사용하였다. model 3에서는 설명변수로 수입 냉동육 가격과 냉장육 가격을 모두 사용하였다.

$$(1) \quad \log \frac{D_{i,kor,t}}{pop_t} = \beta_0 - \beta_1 \log \frac{P_{i,kor,t}}{CPI_t} + \beta_2 \log \frac{P_{i,import,t}^f}{CPI_t} + \beta_3 \log \frac{P_{i,import,t}^c}{CPI_t} + \beta_4 \log \frac{I_t}{CPI_t} + u_t \quad 7$$

주: $D_{i,kor}$ = 한우 부위별 1인당 소비량, i = 갈비, 등심, 불고기

$P_{i,kor}$ ⁸ = 한우 부위별 소매가격

$P_{i,import}$ ⁹ = 수입 쇠고기 부위별 소매가격, f = 냉동, c = 냉장

I = 1인당 국민처분가능소득

CPI = 소비자물가지수

본 연구에서는 수요함수 추정을 위해 2SLS(Two-Stage Least Squares)를 이용하였다. 종속변수와 독립변수가 서로 영향을 주고받는 내생성 문제가 발생할 가능성이 있기 때문에 전기의 한우 부위별 1인당 소비량과 비육우 배합사료가격을 도구변수(IV)로 활용하여 내생성 문제를 해결한 뒤 부위별 한우 수요의 가격탄력성과 수입 쇠고기 대체탄력성을 추정하였다.

갈비 수요함수 추정결과와 <표 11>과 같다. model 1과 model 2의 추정결과, 수요이론에 따라 한우갈비 가격탄력성은 음(-)의 값으로 나타났지만, 수입 쇠고기는 대체재의

⁷ $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ 로 가정하여 mean regression 회귀기법을 사용하였으며, 이를 다시 로그로 변환하였다.

⁸ 한우 수요의 계절성을 반영하기 위해 분기데이터를 사용하였으며, 한우 소비자 가격은 월별 소비량의 가중치를 적용하여 분기단위의 가격자료로 변환하였다.

⁹ 수입 쇠고기 부위별 소비자 가격은 호주산 소매가격과 미국산 소매가격을 해당 부위별 수입량 기준으로 가중치를 적용하여 산출하였다.

성격을 갖기 때문에 냉장·냉동상태의 수입 쇠고기 가격탄력성 모두 양(+)의 값으로 분석되었다. 자체 가격탄력성은 model 1과 model 2에서 동일하게 -0.63로 계산되었지만, 수입 쇠고기 가격탄력성은 보관상태(냉동, 냉장)에 따라 차이가 나타났다. model 2의 수입 냉장육 가격탄력성은 0.46로 model 1의 수입 냉동육 가격탄력성 0.41보다 크게 계측되어, 한우 갈비 수요는 수입 냉동육 가격보다 수입 냉장육 가격에 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 즉, 냉장 갈비 수입량 비중은 약 20%로 냉동육의 수입량 비중과 비교하여 작은 수치임에도, 한우 갈비 수요에 더 큰 영향을 미치는 결과가 도출되었다. 수입 냉동육과 수입 냉장육 가격을 설명변수로 동시에 포함한 model 3의 분석에서도 유사한 결과를 얻었다. 한우 갈비 가격탄력성은 음(-)의 값으로 -0.69, 대체재의 성격을 갖는 수입(냉장)과 수입(냉동) 가격탄력성은 양(+)의 값으로 추정되었으며, 수입 냉장육 가격탄력성은 0.33으로 수입 냉동육 가격탄력성 0.30보다 높은 것으로 나타났다.

등심의 수요함수 추정결과는 <표 12>에 제시되어 있고 한우 등심 자체 가격탄력성은 음(-)의 값, 수입 가격탄력성은 양(+)의 값으로 수요이론과 일치하는 결과가 도출되었다. model 2의 수입 냉장육 가격탄력성은 0.11로 model 1의 수입 냉동육 가격탄력성 0.12와 비슷하게 계산되어 한우 등심 수요에 미치는 영향의 차이가 거의 없는 것으로 나타났지만, model 3의 추정결과에서는 수입 냉장육 가격이 냉동육 가격보다 한우 등심 수요에 미친 영향이 더 큰 것을 확연히 알 수 있다.

<표 13>은 모형설정별 한우 불고기 수요함수를 추정한 결과이다. model 1과 model 2의 결과를 살펴보면, 수입 냉장육 가격탄력성이 0.16로 수입 냉동육 가격탄력성 0.06보다 크게 나타나, 냉장상태로 수입되는 불고기 가격변화가 한우불고기 수요에 미치는 영향력이 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 수입 냉동가격과 냉장가격을 동시에 포함하여 추정한 결과(model 3)에서도 한우 불고기 수요는 수입 냉장가격에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

수입 쇠고기를 냉동과 냉장상태로 구분하여 부위별 한우 수요함수를 추정한 결과를 요약해보면, 수입 쇠고기의 보관상태(냉동, 냉장)에 따라 한우 수요에 미치는 영향력이 다른 것으로 나타났다. 수입 냉장육이 수입 냉동육보다 한우 수요의 대체탄력성이 높게 추정되었고, 이는 한우의 부위별 수요는 수입 냉동육 가격보다는 수입 냉장육 가격의 변화에 더 민감하게 반응하는 것을 의미한다. 또한, 쇠고기의 부위에 따라 한우 수요에 대한 수입 쇠고기의 영향이 다르게 나타난다. 수입 냉장육을 기준으로, 수입 쇠고기의 가격 변화에 가장 민감하게 반응하는 부위는 갈비이며, 다음으로 불고기, 등심 순으로 나타났다.

표 11. 한우 갈비 수요함수 추정결과(2SLS)

	model 1 (한우 갈비와 수입 냉동 갈비 대체성)		model 2 (한우 갈비와 수입 냉장 갈비 대체성)		model 3 (한우 갈비와 수입 갈비 대체성)	
	추정치	P-value	추정치	P-value	추정치	P-value
상수항	-9.25	0.22	-6.39	0.32	-12.99	0.10
한우 갈비 가격탄력성	-0.63***	0.00	-0.63***	0.00	-0.69***	0.00
수입(냉동) 갈비 대체 탄력성	0.41**	0.05			0.30	0.16
수입(냉장) 갈비 대체 탄력성			0.46**	0.06	0.33	0.18
소득탄력성	-0.23	0.76	0.09	0.89	-0.57	0.46
Adjusted R^2	0.82		0.82		0.83	
Durbin-Watson	2.10		2.28		2.44	

주 1) **와 ***는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) model 1, model 2, model 3은 2분기와 3분기 더미변수를 포함한 분석결과임.

표 12. 한우 등심 수요함수 추정결과(2SLS)

	model 1 (한우 등심과 수입 냉동 등심 대체성)		model 2 (한우 등심과 수입 냉장 등심 대체성)		model 3 (한우 등심과 수입 등심 대체성)	
	추정치	P-value	추정치	P-value	추정치	P-value
상수항	3.68	0.16	4.92*	0.06	10.40***	0.00
한우 등심 가격탄력성	-0.52***	0.00	-0.48***	0.00	-0.65***	0.00
수입(냉동) 등심 대체탄력성	0.12	0.59			0.07	0.79
수입(냉장) 등심 대체탄력성			0.11	0.21	0.23**	0.04
소득탄력성	1.10***	0.00	1.26***	0.00	1.82***	0.00
Adjusted R^2	0.90		0.91		0.89	
Durbin-Watson	1.80		1.96		1.73	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) model 1, model 2는 2분기, 3분기, 2009년 1분기~2009년 3분기 더미변수와 2011년 4분기 이후의 구조더미변수를 포함한 분석결과임. model 3은 2분기, 3분기, 2009년 1분기~2009년 3분기+2011년 4분기 더미변수를 포함한 결과임.

표 13. 한우 불고기 수요함수 추정결과(2SLS)

	model 1 (한우 불고기와 수입 냉동 불고기 대체성)		model 2 (한우 불고기와 수입 냉장 불고기 대체성)		model 3 (한우 불고기와 수입 불고기 대체성)	
	추정치	P-value	추정치	P-value	추정치	P-value
상수항	2.56	0.52	1.80	0.58	2.23	0.53
한우 불고기 가격탄력성	-0.44***	0.00	-0.44***	0.00	-0.37***	0.00
수입(냉동) 불고기 대체탄력성	0.06	0.81			0.04	0.89
수입(냉장) 불고기 대체탄력성			0.16	0.38	0.13	0.50
소득탄력성	0.98***	0.01	0.93***	0.00	1.01***	0.00
Adjusted R^2	0.87		0.87		0.90	
Durbin-Watson	1.53		1.58		1.79	

주 1) ***는 1% 수준에서 유의함.

2) model 1, model 2은 2분기, 3분기, 2011년 4분기 이후의 구조터미변수를 포함한 결과임. model 3은 2분기, 3분기, 2009년 1분기~2009년 3분기 터미변수와 2011년 4분기 이후의 구조터미변수를 포함한 분석결과임.

4. 요약 및 결론

본 연구는 공적분(선형, 비선형) 검정, VECM 분석, 수요함수 추정 등의 분석방법을 활용하여 한우 고기와 수입 쇠고기 시장의 차별화를 검증하기 위한 실증분석을 시도하였다. 서론에서 언급했던 기존 선행연구의 한계점을 보완하고 한우와 수입 쇠고기 시장의 관계를 보다 정밀히 알아보기 위하여 쇠고기 소비자 가격자료를 부위(갈비, 등심, 불고기), 보관상태(냉동, 냉장), 수입국별(미국, 호주)로 구분하였다.

실증분석 결과, Jonhansen 공적분 검정을 통해 대체로 한우와 수입 냉장육 가격은 하나의 시장에서 형성되는 모습을 보였고 이는 시장 분리의 가능성이 낮음을 시사한다. 또한, 부위, 보관상태(냉동, 냉장)에 따라 공적분 관계가 상이하게 나타나는 호주산 쇠고기보다는 부위, 보관상태와 상관없이 장기균형관계가 나타나는 미국산이 한우 시장과 더 밀접한 관계가 있는 것으로 판단할 수 있다. 시장의 구조적 변화가 있는지 확인하기 위해 비선형 공적분 관계를 고려하는 Hansen and Seo(2002) 검정을 시행해 본 결과, 오차수정항(ECT_{t-1})의 크기에 상관없이 장기균형가격으로 조정되는 속도가 일정한 것으로 나타나, 시장의 구조적 변화는 발견되지 않았다.

또한, 한우 가격이 호주산 쇠고기보다 미국산 쇠고기 가격과 더 밀접한 관계를 가진

다는 결과를 VECM 분석을 통해서 확인할 수 있었다. 한우와 호주산 쇠고기의 VECM 분석 결과, 한우-호주산 등심(냉동)의 경우에만 조정계수가 유의하였지만, 한우와 미국산 쇠고기의 VECM 결과에서는 부위와 보관상태와 관계없이 조정계수가 유의하게 나타났다고 이를 통해 한우가격이 장기균형가격으로 수렴하고 있는 것을 알 수 있다.

수입 쇠고기 가격이 한우 수요에 미치는 영향을 분석해본 결과, 쇠고기의 부위와 보관상태에 따라 자체 가격탄력성과 수입 대체탄력성에 차이가 존재했다. 수입 냉장육 가격이 냉동육 가격보다 상대적으로 한우 수요에 미친 영향력이 더 크게 추정되었고, 이 결과는 앞의 공적분 검정결과와 일치하는 것을 확인할 수 있다. 또한, 쇠고기 부위에 따라 수입 가격 변화에 대한 수요의 반응이 다르게 나타났다. 등심과 불고기의 경우, 수입 쇠고기 대체탄력성이 0.06~0.16로 나타났지만, 한우 갈비 수요의 수입 대체탄력성은 0.41~0.46으로 추정되었다. 따라서 본 연구는 기존연구와 달리, 보관상태와 부위를 구분하여 탄력성을 계측하여, 한우 수요에 대한 수입 쇠고기의 영향을 보다 정밀히 파악하는 데 노력하였다.

본 연구는 한우와 수입 쇠고기의 시장차별화에 대해 보다 면밀한 검증을 시도했으며, 쇠고기의 부위, 보관상태, 수입국에 따라 시장 차별 가능성이 낮을 수 있음을 시사하고 기존 선행연구보다 수입 쇠고기 가격의 변화가 한우 수요에 미치는 영향은 더 클 수 있다는 결론을 도출하였다.

특히, 한우 수요가 수입 냉장육 가격에 탄력적으로 민감하게 반응하는 결과를 고려한다면, 냉동육보다는 냉장육을 선호하는 국내 소비자의 성향, 수입개방으로 인한 관세율 하락, 유통기술의 발달 등으로 향후 냉장육 수입 증가가 예상되며 추가적인 자급률 하락이 예상된다. 본 연구 결과에서는 가격 측면을 고려할 경우 한우고기와 수입 쇠고기는 시장에서 완전히 차별화되지 않는다는 결론에 이르렀다. 이는 향후 현재보다 고품질의 외국산 냉장 쇠고기 수입비중이 늘어날 경우 한우고기 품질과 가격 경쟁력을 약화시킬 우려가 있다. 이에 따라 생산비 절감을 통한 경쟁력 확보가 필연적으로 요구되며, 기존의 한우 고품질 및 시장차별화 전략에 대한 새로운 방안을 모색해야 한다.

끝으로 한우 시장에 대해 면밀히 파악하기 위하여 한우와 수입 쇠고기의 인과관계분석, 수입 쇠고기의 원산지 간 관계분석, 한우의 부위 간 관계분석 또한 중요한 연구주제가 될 수 있다. 하지만, 본 연구에서는 한우와 수입 쇠고기의 시장차별화에 대한 실증분석을 위해 장기균형관계 여부 및 대체탄력성을 분석하는 것에 집중하였으므로 위에 제시된 연구주제들은 향후 연구과제로 남긴다.

참고 문헌

- 강태훈. 2007. “주요 축산물 가격변동의 시계열적 특성.” 「농업경영정책연구」 제34권 제2호. pp. 369-388.
- 권용덕. 2008. “수입개방이 국내 쇠고기가격의 전이성에 미치는 영향.” 「농업경영정책연구」 제35권 제1호 pp. 72-90.
- 우병준, 이형우. 2016. “쇠고기 자급률 동향과 전망.” 「현안분석」 제12호.
- 이계임, 최지현. 2000. “육류수요의 대체성과 분리성 분석.” 「농업경제연구」 제41권 제1호. pp. 45-60.
- 이정환, 김재훈. 2008. “미국산 쇠고기 수입재개: 한우산업에 태풍인가? 미풍인가?” 「시선집중 GSnJ」 제64권. pp. 1-15.
- 정경수, 김민경, 서한손. 2015. “회귀진단을 통한 한우고기와 수입 쇠고기의 대체성 추정.” 「농업경제연구」 제56권 제4호. pp. 31-52.
- 조재환, 이정환, 조영득. 2011. “국내산 쇠고기의 등급별 대체성과 가격 결정.” 「농업경제연구」 제52권 제3호. pp. 79-92.
- 지인배, 황윤재, 이형우, 한봉희. 2015. 「한우와 돼지고기 수요변화 요인 분석」. 한국농촌경제연구원.
- 한국농촌경제연구원. 2016. 「농업전망 2016: 급변하는 농업농촌. 내일을 기획한다」.
- Balke, N.S. and T.B. Fomby. 1997. “Threshold cointegration” *International Economics Review*. vol. 38, no. 3, pp. 627-645.
- Hansen, B. E. and Seo, B. 2002. “Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models” *Journal of econometrics*. vol. 110, no. 2, pp. 293-318.
- Varian, Hal R. 1992. *Microeconomic Analysis*. Norton & Company.

원고 접수일: 2016년 6월 27일
원고 심사일: 2016년 7월 1일
심사 완료일: 2016년 9월 9일

논벼·양념채소 농가의 농업소득 변동 요인분석*

전지연** 유찬희*** 박준기****

Keywords

농업소득 변동(agricultural income variability), 분산분해(variance decomposition), 논벼(rice), 양념채소(spicy vegetables)

Abstract

This study aims at disclosing factors affecting farm income taking into account crop- and farm-specific characteristics. The variance decomposition method is employed to conduct an analysis using 2008-2012 farm-level panel data on Korean rice and spicy vegetables farms. Key findings go as follows. First, the most influential factors on farm income variability vary across crops, as expected. For instance, pepper and garlic producers' farm income variability most largely depends on, among others, price changes meanwhile rice and onion farms are relatively more vulnerable to yield fluctuation. Besides, rice farms' income instability is more dependent on management cost changes relative to other types of farms. Second, in case of rice farms, a significantly different level of income variation is observed based on planted acre sizes. It implies that more-tailored policy mixes are required to serve as more effective and efficient risk management measures.

차례

- | | |
|----------------------|-----------------------|
| 1. 서론 | 4. 농업소득 변동요인 분해 분석 결과 |
| 2. 농가의 소득 및 경영 변동 실태 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 분석 자료 및 방법 | |

* 본 연구는 2014년 한국농촌경제연구원에서 수행한 ‘농가경영안정지원제도 운영 실태와 정책 과제(2의 1차년도)’의 일환으로 진행된 것임. 또한 2014년 12월 18일(목)에 개최된 한국농업경제학회 동계학술대회에서 발표한 자료를 기초로 논의와 분석을 추가·보완하였음.

** 서울대학교 농업생명과학대학 농경제사회학부 박사과정.

*** 한국농촌경제연구원 부연구위원, 교신저자. e-mail: chrhew@krei.re.kr

**** 한국농촌경제연구원 선임연구위원.

1. 서론

시장개방이 확대되고 기상이변, 병충해, 가축질병 등이 빈번하게 발생하면서 농업경영에서 불확실성(uncertainty)과 위험(risk)이 높아지고 있다(황의식·이용호 2008: 3).¹ 이는 농업소득 하락과 더불어 농가가 직면하는 경영 불안정성이 더욱 커질 수 있음을 시사한다.

농업 부문 위험은 개별 농가 차원에서 대응·관리하기 어려운 면이 있기 때문에, 자체적인 대응 외에도 정부의 정책적 보완이 필요하다. 우리나라에서도 직접지불제, 계약재배 및 수급안정사업, 재해보험과 수입보장보험(현재 시범사업 중) 등 관련 제도를 운영하고 있다(박준기 외 2014). 그러나 이러한 제도들이 농가가 직면하고 있는 경영위험과 그 요인에 충분하게 대응하고 있는지는 불투명하다. 농업경영위험에 효과적으로 대응할 수 있는 지원제도의 개편 및 확충을 위해서는 품목 특성별 소득 변동 실태와 요인에 대한 실태 분석이 선행되어야 한다.

그동안 농가의 소득수준 및 변동, 결정 요인, 관련 정책 등에 대한 연구는 다양하게 이루어졌다. 최근 연구로는 박준기(2012), 이태호(2012), 권오상·강혜정(2013), 김미복·박성재(2014) 등이 있다. 소득 불평등이나 양극화 등 소득분포에 대해서도 많은 논의가 이루어졌다(강혜정·권오상 2008; 정진화·조현정 2012; 윤영석 외 2013). 그러나 기존 연구는 농가 단위 분석이 주를 이루어, 품목 단위의 소득 변동 원인을 분석하려는 시도는 상대적으로 적었다.

농업소득은 생산량, 농가수취가격(농산물 판매가격), 경영비 변동과 각 요인 변동의 상호작용에 따라 변화한다. 자연조건 의존도가 높은 농업의 특성상 기후, 병충해 등에 따라 생산 변동이 크게 발생할 수 있다. 가격 등 시장조건의 변화를 정확하게 예측하거나 가격변화에 따라 즉각적으로 생산을 조정하는 것은 쉽지 않으며, 지속적인 경영비 상승은 농가의 경영압박 요인으로 작용할 수 있다. 한편, 품목별로 소득변동에 영향을 미치는 요인과 그 정도는 상이할 것이다. 그럼에도 개별 품목 단위로 소득분석을 실시한 연구는 논벼에 집중되었으며,² 소득 변동 요인을 생산(단위면적당 수확량, 이하 단수), 가격, 경영비로 분해하여 변동실태를 분석한 연구는 이루어지지 않았다.

1 황의식·이용호(2008)는 불확실성과 위험 사례로 투입재 가격의 급격한 상승, 수입개방 확대와 풍작에 따른 농가수취가격 하락 등을 들고 있다. 불확실성과 위험의 정의는 황의식·이용호(2008) 4쪽을 참고하기 바란다.

2 설문조사 자료(단년도) 또는 통계청의 「농가경제조사」 자료를 이용하여 영농형태별(논벼, 과수, 채소, 축산 등)로 분석한 연구가 대부분이다. 채소는 수급 변동이 크고, 유통경로 등이 다양하기 때문에 품목별 접근이 필요하다. 최칠구(2014) 등 일부 연구에서 농촌진흥청의 「농축산물소득자료」를 이용하여 품목별 분석을 실시하였다. 그러나 해당 자료는 표본 수가 작고 농가별·연도별 자료로 연결하여 사용할 수 없는 한계가 있다.

이 연구에서는 개별 품목 생산비 자료를 확보할 수 있는 논벼와 양념채소 중 고추, 마늘, 양파를 중심으로 품목별 소득 변동에 영향을 주는 요인을 미시적으로 분석하였다. 쌀은 2014년 현재 농업생산액의 17.6%를 차지하고 전체 농가의 60.3%가 생산에 참여하고 있다(농림축산식품부 2015). 최근으로 올수록 쌀 소비량 감소와 실질소득 하락³으로 논벼 재배면적이 감소하고 있어서 안정적 생산기반 유지와 논벼농가의 소득안정 및 증대에 대한 관심이 높아지고 있다. 양념채소는 산지 집중도가 높고⁴ 노지재배 위주로 기상여건에 따른 생산량 변동 폭이 크기 때문에 가격 변동성과 소득 변동성이 크다.

이 연구에서는 농가 단위에서 소득 변동 실태를 살펴보고, 「농산물생산비조사」를 이용하여 분석대상 품목별로 소득 변동 요인을 분석하였다. 특히, 품목별 분석에서는 영농규모에 따른 위험요인 차이를 분석하였다. 분석방법은 Burt and Finley(1968)와 El Benni and Finger(2012)의 연구 등에서 사용한 분산분해(variance decomposition)를 적용하였다. 논벼는 「농가경제조사」 자료와 결합하여 농업소득 수준과 논벼 재배소득 변동위험을 함께 분석하였다. 한편, 분산분해 적용에서 분석대상 기간인 2008~2012년 동안 재배면적이 변화함에 따라 소득 변동 유발요인의 과대 또는 과소 추정 가능성을 배제하기 위해 단위면적(10a)당 소득 자료를 활용하였다. 이러한 접근은 생산규모의 영향을 제한적으로 반영할 수밖에 없는 한계를 지닌다. 5년마다 표본이 교체되는 자료의 특성상 장기간의 자료를 활용할 수 없다는 것도 연구의 한계점 중 하나이다.

이 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 농가의 소득 실태 및 변동성 요인 등을 통해 농업경영의 변동성을 제시하였다. 다음으로 분석 자료 및 방법에 대하여 설명하였으며, 품목별 소득 변동 분해 분석 결과와 함의를 제시하고 연구결과 요약 및 시사점을 제시하였다.

³ 황성혁(2013)은 2005년 이후 합산 쌀소득(직불금을 포함한 쌀 실질소득)은 계속 감소하고 있으며, 2005~2011년 동안의 평균 합산 쌀소득은 추곡수매제 폐지 이전인 1995~1999년의 69.0%, 2000~2004년의 75.0%에 불과하다고 하였다.

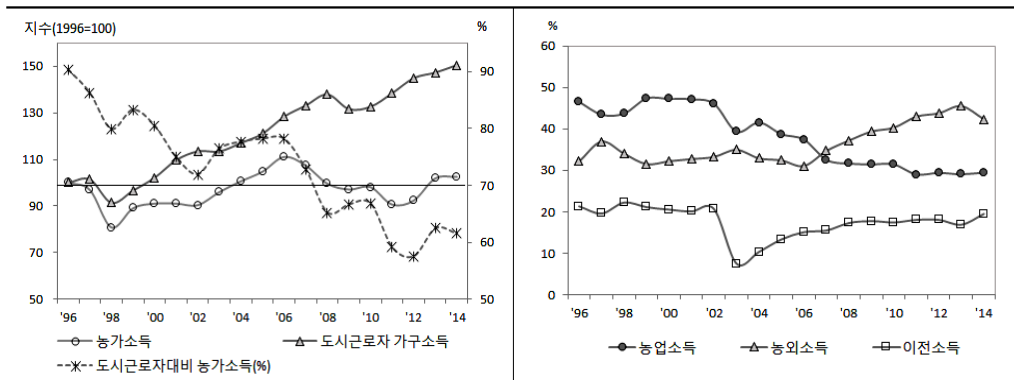
⁴ 2010년 「농림어업총조사」 자료에 의하면, 고추, 마늘, 양파 수확면적 기준 상위 5개(15개) 시·군의 집중도는 각각 15.9%(32.8%), 39.6%(75.4%), 48.8%(75.4%)이다. 2005년에 비해 양파의 주산지 집중도는 소폭 하락(상위 15개 시군 기준, $\Delta 1.4\%$ p)하였으나, 고추, 마늘의 주산지 집중도는 각각 3.0%p, 7.2%p 증가하였다.

2. 농가의 소득 및 경영 변동 실태

2.1. 농가소득 실태⁵

실질 농가소득은 2000년대 중반부터 하락 추세를 보이다가 2013년 이후 상승하여 1996년과 비슷해졌다<그림 1>.⁶ 2014년 실질 농가소득은 3,357.5만 원이다. 같은 기간 도시근로자가구 실질소득은 지속적으로 상승하여 도시근로자가구 대비 농가소득 수준은 2014년 현재 61.5% 수준에 머물렀다. 농가소득 구성원별 변화 추이를 보면, 농업소득 비중은 1996년 46.5%에서 2014년 29.5%로 크게 감소하였으며,⁷ 2007년 이후에는 농외소득 비중이 농업소득 비중을 초과하였다.

그림 1. 농가소득 및 농가소득원별 변화(실질)



자료: 국가통계포털(KOSIS). 「가계동향조사」, 「농가경제조사」.

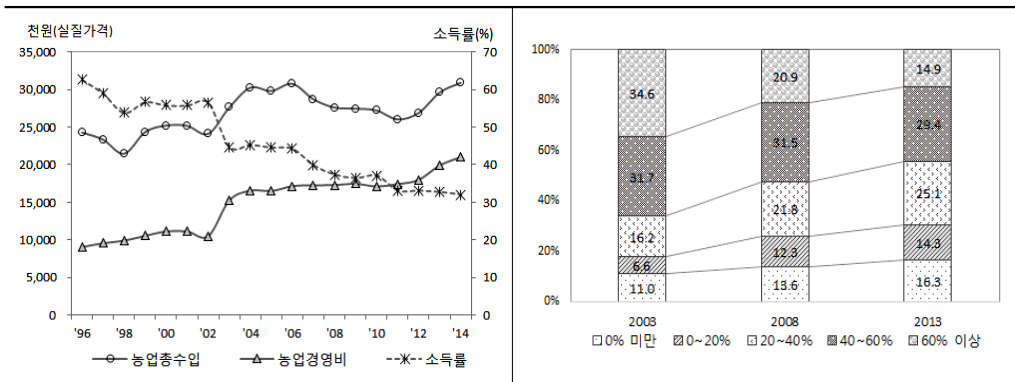
5 「농가경제조사」 자료를 이용하여 농가소득 실태와 특성을 파악하였다. 「농가경제조사」는 전수 조사가 아니고 완전한 확률표본에 의해 조사되는 자료는 아니지만 현재로서는 모든 형태의 농가 소득원을 조사하는 유일한 자료로 소득분석에 적합하다(권오상·강혜정 2013). 소득 자료는 GDP 디플레이터(2010=100)를 이용하여 실질변수로 전환하였다.

6 최근 정책의 장기화가 우려되던 농가소득이 상승 국면으로 진입하였다. 김미복·박성재(2014)는 동일 표본이 유지되는 5년 동안은 같은 농가의 경제 상황 변화를 의미하고, 5년마다 바뀌는 새로운 표본의 통계는 농업구조 변화를 반영하는 것이라고 분석하였다.

7 농가소득은 경상소득과 비경상소득으로 구분된다. 경상소득은 농가순소득(농업소득과 농업외소득)과 이전소득을 합산한 총액이며, 비경상소득은 경조수입, 퇴직일시금, 사고보상금 등 우발적인 사건으로 발생하는 소득이다.

농업총수입 중 농업소득 비중을 나타내는 농업소득률도 지속적으로 하락하여 2014년 농업소득률은 32.0%이다<그림 2>.⁸ 농업소득률이 60% 이상인 농가 비중은 2003년 34.6%에서 2008년 20.9%, 2013년 14.9%로 지속적으로 감소한 반면 농업소득률이 20% 미만인 농가 비중은 2003년 17.6%에서 2008년 25.9%, 2013년 30.6%로 증가하였다.⁹ 일정 수준의 경영비 상승은 구조적 측면에서 불가피하나, 최근에는 경영비가 기존 추세보다 빠르게 상승하면서 농가경영 변동성을 심화시키고 있다.

그림 2. 농업소득률 수준별 농가분포 변화



자료: 국가통계포털(KOSIS). 「농가경제조사」 원자료.

한편, 1990년대에 비해 2000년대 이후 농가소득 변동성은 다소 완화되었으나, 농업소득의 변동성은 더욱 심화되었다<표 1>. 이는 영농형태별 농업소득 변동 실태를 보다 상세히 살펴보아야 함을 시사한다.

표 1. 농가소득 및 농업소득(2010 = 100)의 변동(실질, 변이계수)

구분	1991~2000년(A)	2001~2014년(B)	증감(B-A)
농가소득	9.2	6.5	-2.7
농업소득	9.1	17.3	8.2

자료: 국가통계포털(KOSIS). 「농가경제조사」.

⁸ 2003년부터 경영비가 급증하였다. 표본농가를 변경한 결과일 수도 있고, 2003년 조사 항목 변경이 영향을 미쳤을 수 있다. 2003년에는 생산원가와 판매관리비를 나누어 조사했고, 농업지출을 기존 24개에서 33개로 나누어 조사했다.

⁹ 「농가경제조사」의 표본 개편이 시행된 2003년(2003~2007년), 2008년(2008~2012년), 2013년(2013년 이후)의 농가단위 자료를 이용하여 분석·비교하였다.

2.2. 영농형태별 농업소득 변동실태¹⁰

「농가경제조사」 자료를 이용하여 영농형태별 농가의 2009~2012년 농업소득 변화 실태를 분석하였다<그림 3>.¹¹ 농업소득 분포의 이동 및 분산(변동성)을 활용하여 연도별 증감 및 변동 정도를 분석하였다. 소득분포곡선에서 양측 꼬리(tail)의 두께도 농업소득 분포 변화에 대한 정보를 제공한다. 소득분포곡선이 좌측(우측)으로 움직일수록 평균소득이 감소(증가)하였음을 의미한다. 분포곡선의 폭이 넓어질수록 표본농가 간 소득분포 편차가 확대된 것을 의미하며, 좌측(우측) 꼬리가 두꺼워질수록 표본농가 내 ‘저소득’('고소득') 농가의 비중이 증가함을 의미한다.

‘통상적인’ 논벼 농가는 2009~2012년 동안 농업소득이 줄고, 경영 변동 폭도 평균적으로 감소한 듯하다. 논벼농가의 농업소득은 2009년(805.3만 원), 2010년(863.6만 원)에 비해 2011년에는 637.1만 원으로 크게 감소하였다. 2009~2010년에는 농업소득 4천만 원 이상인 논벼농가가 증가하였으나 2011~2012년에는 대부분이 3천만 원 이하의 농업소득을 올렸다(박준기 외 2014: 46). 이 기간에 한정해 보면 일종의 ‘하향평준화’가 이루어진 것 같다. 한편 2011~2012년 동안 농업소득의 분산은 감소하였고, 중앙값(median) 이하 소득을 올린 농가 비중도 2010년보다 낮아졌다. 이는 2011~2012년 평균 농업소득은 감소하는 가운데 농가 간 불균형이 소폭 감소하고 상대적으로 적은 소득을 올린 농가 비중도 감소하였음을 의미한다.

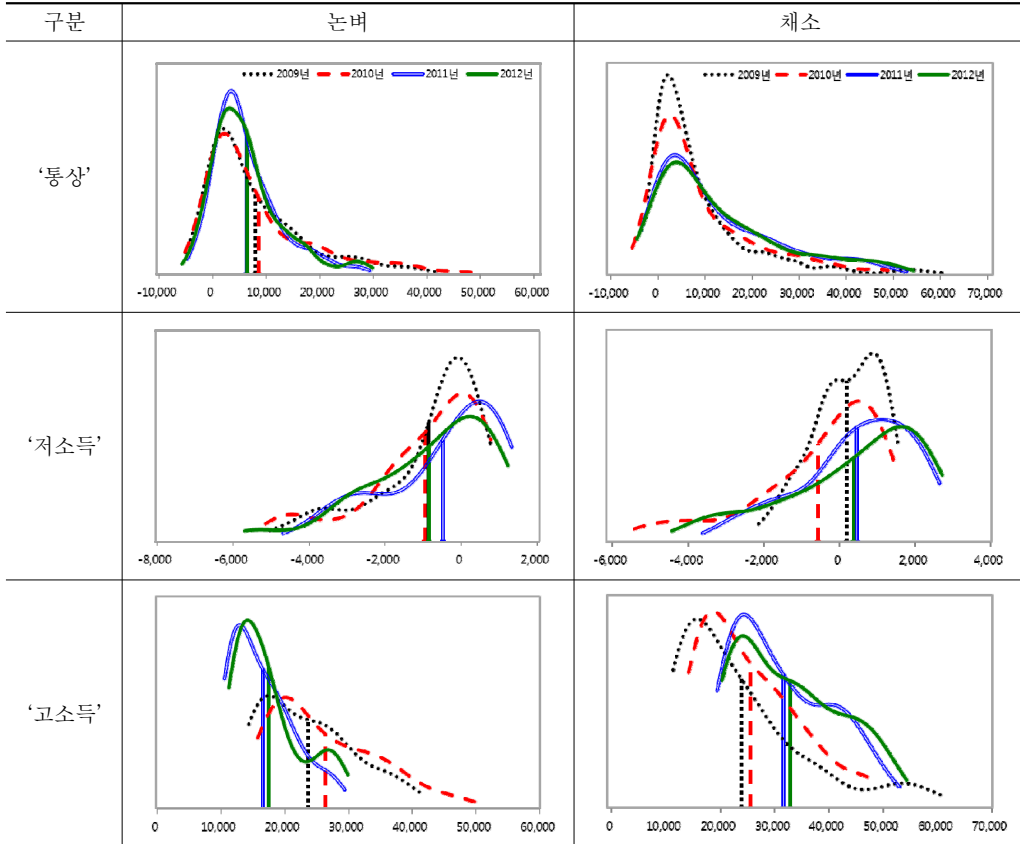
‘저소득’ 농가의 농업소득은 2009~2012년 동안 대체로 감소하였다. 2011~2012년 농가소득은 2009~2010년에 비해 ‘왼쪽 꼬리가 두꺼워지는’ 양상을 보였다. 이 기간 동안 농업소득이 음(negative)인 농가 비중이 늘어나고, 농업경영 변동성이 증가하고 있음을 시사한다. ‘고소득’ 농가도 같은 기간 동안 소득하락을 경험하였다. 특히, 농업소득 3천만 원 이상 농가 비중이 2011~2012년 동안 현격하게 감소하였다.

¹⁰ 「농가경제조사」에서 사용하는 ‘영농형태’의 정의상 특정 영농형태 농가라고 해도 해당 부류에서만 농업소득을 얻는 것은 아니다. 예를 들어, 논벼 농가로 분류되어도 채소나 축산 소득이 있을 수 있다. 이 분석에서는 농업소득을 별도로 디스플레이하지 않았다.

¹¹ 전체 표본농가를 대상으로 할 경우, 일시적 영농성과에 따라 변화 폭이 큰 농가들이 존재한다. 따라서 표본농가 중 소득 수준 상·하위 5% 농가를 제외한 농가를 ‘통상적’ 농가로 정의하였다. 더불어 소득 상·하위 20% 농가를 각각 ‘고소득’, ‘저소득’ 농가로 정의하여 3개 그룹의 연도별·영농형태별 농업소득 분포 변화를 파악하였다.

그림 3. 논벼 및 채소농가의 농업소득 분포 변화

단위: 천 원(가로축)



주: 분포곡선 밑의 수직선은 연도별 평균 농업소득을 의미함.

자료: 박준기 외(2014: 44-48).

2009~2012년에 한정할 때, ‘통상적인’ 채소농가의 평균 농업소득은 증가한 반면, 경영위험은 오히려 완화되었다. 채소농가의 평균 농업소득은 2009~2010년 895.5만 원에서 2011~2012년 1,284.3만 원으로 증가하였다. 같은 기간 농업소득 1천만 원 미만 농가 비중은 감소한 반면, 1천만 원 이상 농가 비중은 증가하였다.

‘저소득’ 농가와 ‘고소득’ 농가의 농업소득 변화 양상은 상당히 달랐다. 2009년과 이후 3년을 비교하면 ‘저소득 농가’는 ‘왼쪽 꼬리가 길어지고 두터워지는’ 양상이 지속되고 있다. 채소농가들의 소득분포가 개선되고 있음에도 ‘저소득’ 농가의 경영 여건은 오히려 악화되고 있음을 시사한다(박준기 외 2014: 48). 반면, ‘고소득’ 채소농가의 농업소득은 2009~2012년 동안 지속적으로 늘어났다. ‘고소득’ 농가의 ‘오른쪽 꼬리가 두터

워지는' 효과가 '저소득' 농가의 '왼쪽 꼬리가 길어지고 두터워지는' 효과보다 커서 평균 농업소득을 증가시키고 경영위험을 감소시켰다.

2.3. 품목별 경영 변동 요인: 생산, 가격, 경영비 변화¹²

2.3.1. 생산 측면

논벼는 재배면적이 지속적으로 감소하면서 생산량이 줄어드는 추세이다<표 2>.¹³ 고추, 마늘의 재배면적은 노동력 부족, 식품 소비패턴의 변화, 수입 증가 등으로 감소하다가, 농가수취가격이 높게 형성된 2012년과 2013년에 소폭 상승한 바 있다. 양파는 수요 증가 등에 힘입어 2014년 재배면적이 24천 ha에 달했다.¹⁴

표 2. 논벼·양념채소의 재배면적 및 생산량 변화 추이

단위: 천 ha, 천 톤

구분		1996년	2000년	2004년	2008년	2012년	2013년	2014년	2015년
논벼	면적	1,049	1,055	984	928	847	831	814	798
	생산량	5,322	5,239	4,960	4,825	4,002	4,227	4,228	4,323
고추 (건고추)	면적	91	74	62	49	45	45	36	35
	생산량	218	194	155	124	104	118	85	98
마늘	면적	42	45	30	28	28	29	25	21
	생산량	456	474	358	375	339	412	354	266
양파	면적	10	17	16	15	21	20	24	18
	생산량	579	878	948	1,035	1,196	1,294	1,590	1,094

주: 논벼 생산량은 정곡 기준임.

자료: 국가통계포털(KOSIS). 「농작물생산조사」.

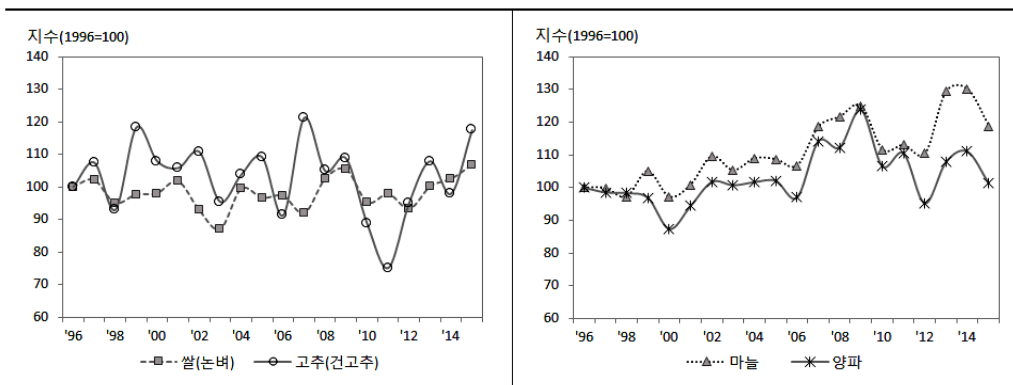
¹² 「농작물생산조사」와 「농산물생산비조사」 자료를 경영 변동 실태 분석에 활용하였다. 가격자료는 한국농수산식품유통공사 농산물유통정보(KAMIS)에서 제공하는 월별 도매가격(상품 기준)을 양곡연도 또는 연산기준으로 변환하여 사용하였다. 모든 금액자료는 GDP 디플레이터(2010=100)를 이용하여 실질변수로 전환하였다.

¹³ 2011~2015년 동안 논벼 재배면적은 평균적으로 쌀 재배면적(생산량)의 99.8%(99.9%)이다.

¹⁴ 양파는 건강에 대한 관심 증가, 가공식품의 개발, 육류 소비 증가 등에 기인하여 1인당 소비량이 큰 폭으로 증가하였다(박준기 외 2014). 2014년 양파 1인당 소비량은 31.2kg으로 최근 10년(2005~2014년) 동안 연평균 증가율이 7.0%이다(농림축산식품부 2015).

논벼의 단위(kg/10a) 변동은 타 품목에 비해 안정적이나, 2000년대 이후 풍·흉작 여부에 따라 변동 폭이 다소 확대되었다.¹⁵ 2015년 논벼 단수는 역대 최고인 542kg/10a이다. 양념채소의 단위 변동(1996=100)을 보면, 고추(건고추)는 2007년에 최대치(121.2)를 나타내고, 2011년에 최저치(75.1)를 보여 양념채소 중 단위 변동 폭이 가장 컸다. 마늘과 양파도 최근 단위 변동 폭이 커졌다<그림 4>.¹⁶

그림 4. 논벼·양념채소의 단위 변동



자료: 국가통계포털(KOSIS). 「농작물생산조사」.

2.3.2. 가격 측면

쌀과 양념채소의 가격변화를 농가판매가격지수를 통해 보면,¹⁷ 2001~2012년(B) 동안 고추(건고추)와 마늘의 가격 변동성이 1990년대(A)에 비해 높아졌다<표 3>. 특히 고추는 두 기간 동안 가격 변동성이 11.3에서 41.5로 크게 증가하였다. 양파는 두 기간 동안 변동성이 34.3에서 23.7로 감소하였으나 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. 쌀(일반미)은 타 품목에 비해 가격 변동이 크지 않은 편이며, 최근 들어 가격 변동 폭이 감소하였다.¹⁸

¹⁵ 2000년대 들어 고품질 논벼 생산정책으로 등숙률이 높은 품종으로 전환되었다. 해당 품종은 8월 하순부터 9월 하순까지의 기상여건에 다소 민감한 특성을 지닌다(한석호 외 2013).

¹⁶ 양파 생산량 중 만생종 비중이 80% 이상인데, 재배 비중이 높은 남부 지역에서 만생종 구비대 기인 5월 하순에 고온현상이 발생하게 되면 단수가 감소한다(한국농촌경제연구원 2016).

¹⁷ 품목별 농가판매가격지수(2005=100)는 2012년까지 제공되며, 기준연도가 2010년으로 변경된 자료는 2005년 이후의 자료를 제공한다.

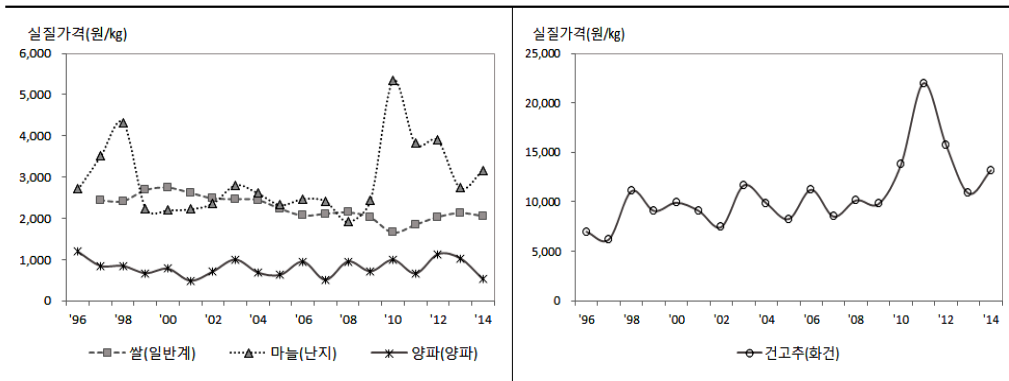
¹⁸ 2005년부터 시행한 쌀소득보전직불제 중 쌀변동직불제가 영향을 미쳤을 수 있다.

표 3. 주요 품목별 농가판매가격지수(2005 = 100)의 변동(변이계수)

구분	1991~2000년(A)	2001~2012년(B)	증감(B-A)
쌀(일반미)	18.7	6.3	-12.3
고추(건고추)	11.3	41.5	30.9
마늘	28.3	34.6	6.1
양파	34.3	23.7	-8.9

자료: 국가통계포털(KOSIS). 『농작물생산조사』.

그림 5. 쌀, 양념채소의 도매가격(실질) 변화 추이



주: 가격자료는 양곡연도 또는 연산기준 도매가격(상품)이고, 쌀(일반계, 20kg), 고추(건고추, 화건, 60kg), 마늘(난지, 10kg), 양파(1kg)를 kg 단위로 환산한 자료임.

자료: 농산물유통정보(KAMIS).

쌀 가격은 2000년산 2,749원/kg(실질 도매가격 기준)에서 2010년산 1,662원/kg으로 지속적으로 하락하였다<그림 5>. 이후 소폭 상승하여 2014년산 쌀 가격은 2,062원/kg이다. 양념채소는 품목별로 다르나 주기적인 가격 변동이 나타나고 있다. 고추는 탄저병 발생, 마늘은 기상여건 악화와 양파로의 작목전환에 따른 재배면적 감소¹⁹로 가격이 급상승한 바 있다. 2011년산 고추가 가격은 21,996원/kg으로 전년 대비 59.4% 상승하였고, 2010년산 마늘가격은 5,339원/kg으로 전년 대비 119.5% 상승하였다. 양파가격은 국내 생산량 변화에 따라 매년 등락을 반복하고 있다. 최근 소비 확대로 가격 상승세가 지속되고 있었으나, 2014년에는 재배면적이 역대 최고로 증가하여 생산량이 큰 폭으로

¹⁹ 양파와 마늘은 일부 지역에서 주산지 및 작기가 유사하여 상호 재배전환이 가능하다. 특히 2010년에는 파종기 마늘종자 부족 및 양파의 수익성 양호로 작목 전환한 농가가 증가한 것으로 보인다(박준기 외 2014). 2009년도 마늘과 양파의 10a당 실질 농가소득은 각각 124.0만원, 210.9만원이다.

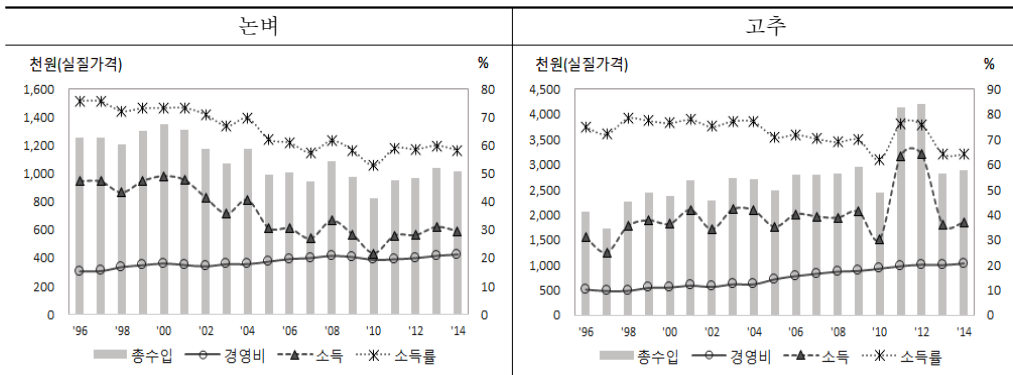
늘어나면서 가격이 전년 대비 49.2% 하락한 523원/kg이다. 요컨대, 양념채소는 가격위험 노출 정도가 크고, 가격 변동성이 심화되고 있다.²⁰

2.3.3. 경영비 측면

논벼와 양념채소 재배농가의 실질경영비는 1996년 이후 지속적인 상승 추세를 보이고 있다<그림 6>. 논벼 재배농가의 실질경영비는 연평균 1.9% 증가하였고, 고추, 마늘, 양파 재배농가의 실질경영비는 각각 연평균 4.0%, 4.1%, 4.3% 증가하였다.²¹

논벼 재배농가의 실질소득은 지속적인 감소 추세를 보이다가 2010년 이후 반등하였지만 2014년 소득률은 58.1%로 1996년 대비 23.1%p 하락하였다. 양념채소 재배농가의 실질소득은 최근 들어 극심한 변동을 보이고 있다. 이 결과 2010~2014년 동안 고추 재배농가의 농업소득률은 62.1~76.4%이고, 마늘과 양파 재배농가의 농업소득률은 각각 52.8~74.4%, 40.1~71.1%로 변동하고 있다.

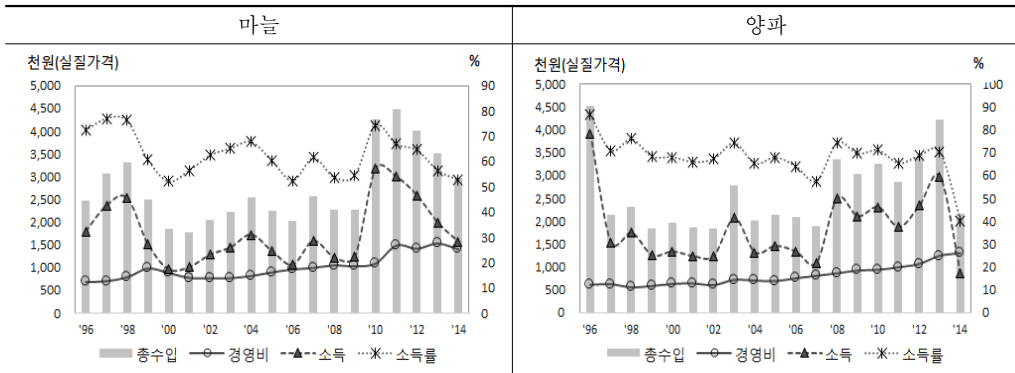
그림 6. 논벼, 양념채소 농가의 10a당 총수입, 경영비, 소득 변화(실질)



²⁰ Coppock(1977)의 연구에 따라 1996년부터 2013년까지 월별 도매가격 자료를 이용하여 가격 변동성(‘정상 수준에서 과도하게 벗어나는’) 분석을 수행한 결과, 고추(건고추)와 마늘의 실질 가격이 하락하는 추세인 것으로 나타났다. 또한 양념채소 모두 가격이 증감을 반복하고 최근 더욱 변동성이 증가하는 것으로 분석되었다.

²¹ 전반적으로 실질경영비는 증가 추세인 가운데 품목별 농업총수입이 크게 변동하면서 농업총수입에서 실질경영비가 차지하는 비중 역시 큰 폭으로 변화하고 있다. 분산분해 분석대상 기간인 2008~2012년 동안 품목별 10a당 농업총수입에서 경영비가 차지하는 비중은 논벼의 경우, 38.4~47.2% 수준이다. 고추, 마늘, 양파는 각각 23.6~30.9%, 25.6~46.2%, 25.5~34.6%였는데, 양파는 2014년에 59.9% 수준까지 상승하였다. 경영비 자체가 차지하는 비중이 상당한 것을 고려할 때, 농업소득 변동에서 경영비 변동을 살펴보는 것은 매우 중요하다.

(계속)



자료: 국가통계포털(KOSIS). 「농작물생산조사」.

2008~2012년 동안의 세부항목별 평균 경영비 비중은 품목별로 상이했다. 논벼는 위탁영농비(28.7%), 임차 토지용역비(28.6%)의 비중이 큰 것으로 나타났고, 다음으로 농구비(11.9%), 비료비(11.8%), 농약비(7.0%) 순이다. 양념채소 중 고추는 농약비(16.7%), 고용노동비(16.3%), 비료비(14.7%), 종묘비(12.9%) 순으로 높게 나타났고, 마늘은 종묘비(45.6%), 비료비(17.8%), 고용노동비(15.1%), 농약비(5.0%) 순이었다. 양파는 고용노동비(30.0%) 종묘비(20.5%), 비료비(20.0%), 임차 토지용역비(7.4%) 순으로 나타났다. 논벼는 토지 임대차가 활발하고 위탁영농이 일반적이며, 양념채소는 투입재 의존도가 높고, 정식·수확기 등에 인력 수요가 늘어나는 특성이 반영된 것 같다.

3. 분석 자료 및 방법

3.1. 분석 자료

이 연구에서는 「농산물생산비조사」 자료를 주로 이용하여 품목별 농업소득 변동 분해를 실시하고 농가특성에 따른 농업소득 변동 위험을 살펴보았다.²² 「농산물생산비조사」는 농업경영 개선 및 경쟁력 제고 등 농업정책 활용에 필요한 기초자료 제공을 목

²² 생산비 및 각종 수익성 지표가 작성되어 국가통계포털(KOSIS)에서 공표되고 있다. 그러나 품목별 해당연도의 지역별(시·도)·규모별·경영주연령별 평균적인 수준변화만 파악할 수 있고, 품목별 동일연도 내 농가별 자료의 분포 또는 농가의 연도 간 자료의 변동 및 변동에 미치는 영향 등을 파악하는 데 한계가 있다.

적으로 재배면적, 생산량, 투입자재 및 노동시간 등에 관한 사항을 조사한다(통계청 2013).²³ 논벼 재배농가를 대상으로 「농가경제조사」와 「농산물생산비조사」 원자료를 결합·분석해 농업소득 수준과 농업소득 변동위험을 추가 분석하였다.²⁴

「농산물생산비조사」와 「농가경제조사」는 5년 단위로 표본농가가 변경되는 반복횡단면 자료²⁵여서 최신 패널인 2008~2012년 자료를 중심으로 분석하였다.²⁶ 품목별로 5년 동안 관측치가 전부 있는 농가 자료만을 이용하여 분석하면 표본 손실이 매우 컸다.²⁷ 따라서 이 연구에서는 최소 3개년 이상 관측치가 있는 농가 자료를 이용하였고, 패널 교체 여부를 식별하여 분석대상에서 제외하였다.²⁸ 패널 교체로 판단되어 제외된 농가는 논벼(일반메벼) 8농가, 고추 3농가, 마늘(난지) 2농가, 양파 3농가이다.

이 연구에서 분석한 논벼, 고추, 마늘, 양파는 초기 투자비용이 크지 않고, 단년생이기 때문에 당해년도에 식부면적을 결정하면 이후 고정 투입요소의 변동이 크지 않다. 이러한 이유로 「농산물생산비조사」 자료는 농가별 연간자료 변동을 이용하는 분산분해를 적용하기에 적합하다.

소득 및 가격자료는 GDP 디플레이터(2010=100)를 이용하여 실질변수로 전환하였고, 농업소득 변동 분해를 위해 단위면적당(10a)으로 환산하였다.²⁹

-
- 23 「농산물생산비조사」는 「농가경제조사」 표본농가(2008~2012년 기준 2,800호) 중 조사대상 작물을 일정 규모 이상(논벼: 1,980㎡, 고추·마늘: 660㎡, 양파: 330㎡) 재배하는 농가를 대상으로 면적별로 계통추출하고, 논벼와 양파에 한해 농업조사 표본에서 주산지 시·군을 추가 추출한다(통계청 2013). 논벼는 김제시, 익산시, 부안군, 군산시, 해남군 내 31개 농가를, 양파는 무안군, 함평군, 신안군, 창녕군, 함천군의 9개 농가를 추가 할당하였다.
- 24 「농산물생산비조사」와 「농가경제조사」 자료는 동일 농가번호를 결합하여 이용할 수 있다. 다만 주산지 시·군에서 추가로 추출된 농가는 결합자료 이용에 제한을 받을 수 있다.
- 25 반복횡단면 조사는 동일한 대상을 상대로 특정 주제에 대해 반복적으로 측정하는 조사이다. 표본을 추적조사하지 않기 때문에 전통적인 의미의 패널 조사라고 할 수 없으나, 매년 상당한 정도의 동일 표본이 조사에 응한다면 패널 조사의 속성을 지니게 된다.
- 26 5년 이내의 짧은 시계열에서 나타나는 분산이나 변동성 지표를 지속되는 추세라고 해석하기에는 다소 문제의 소지가 있을 수 있다. 그러나 표본 농가를 5년마다 교체하는 「농가경제조사」 자료의 특성상 장기간의 자료를 이용하는 경우에도 변동성을 일관되게 반영하는 데 어려움이 있다.
- 27 논벼(일반메벼) 재배농가 중 분석대상 기간 동안 모두 자료가 있는 농가는 607호로 전체 1,932호의 31.4%이다. 고추 재배농가는 690호 중 189호(27.4%), 마늘 재배농가는 140호 중 47호(33.6%), 양파 재배농가는 161호 중 28호(17.4%)만이 5년 모두 관측치가 있다.
- 28 경영주 연령그룹 변수를 이용하여 표본 교체 검토대상으로 분류하였으나, 농가특성을 비교하여 3년 이상 동일농가로 판단되면 이상치(outlier)를 제거한 후 분석에 사용하였다. 동일 가구일 지라도 경영주가 교체되면 경영주 역량에 따라 단수에 차이가 발생할 수 있고, 농산물 품질 차이 때문에 수취가격이 달라질 수 있다(기상요인, 재배농지 변경으로 인한 단수변화를 배제하기 위해 동일지역 농가의 단수변화 추이와도 비교하였다). 「농산물생산비조사」는 2011년까지 연령이 아닌 연령그룹 변수를 제공하고 있고, 교육수준과 같은 대체로 5년 이내 변동이 발생되지 않는 변수가 다양하지 않은 관계로 표본 대체 여부 파악에 한계가 있다.

3.2. 분석 방법: 분산분해(variance decomposition)

농업소득은 총수입에서 경영비³⁰를 제한 것으로 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다. 농가 i 의 10a당 농업소득은 각 구성요인인 농가수취가격(농산물 판매가격), 단수, 경영비 변동과 각 요인 변동의 상호작용에 영향을 받는다. 다른 조건이 일정할 때, 농산물 판매가격이 상승(하락)하거나 단수가 증가(감소)하면 농업소득은 증가(감소)할 것이다. 반대로, 경영비가 증가(감소)하면 농업소득은 감소(증가)할 것이다.

$$(1) \quad I_i = TR_i - C_i = P_i \times Q_i - C_i$$

I_i : 단위면적당 농업소득, TR_i : 단위면적당 농업총수입,

C_i : 단위면적당 경영비, P_i : 농가수취가격(농산물 판매가격),

Q_i : 단위면적당 생산량(단수)

「농산물생산비조사」 자료에서 개별농가의 농가수취가격 정보는 알 수 없지만, 해당 연도의 주산물 평가액과 주산물 생산량 자료를 이용하여 가격을 추정할 수 있다.³¹ 부산물은 주산물 생산과정에서 필연적으로 발생하는 결합생산물(joint-product)이며, 해당 품목 생산 소득에 미치는 영향이 크지 않다. 농업총수입에는 주산물 관련 자료만을 포함하였다.³²

Burt and Finley(1968), Bohrnstedt and Goldberger(1969)가 고안한 분산분해 방법을 이용하여 농업소득 변화에 영향을 주는 요인을 가격, 단수, 경영비 변동으로 구분할 수

²⁹ 분산분해 방법의 적용을 위해 2008~2012년 동안 농가자료(소득, 단수, 가격, 총수입, 경영비 등)의 평균, 분산, 공분산을 이용하게 된다. 단위면적당(10a) 자료의 이용은 농가의 연도별 재배면적 변화 정도에 따른 소득 변동 유발요인의 과대·과소 추정 가능성을 배제시킬 수 있다. 그러나 이러한 접근은 생산규모의 영향을 감안하지 못하는 한계를 지닌다. 의견을 주신 익명의 심사위원회께 감사드린다.

³⁰ 경영비는 해당 품목 생산을 위해 투입된 생산비 중 내급비(농가경제 내부에서 조달한 노동(가족노동력), 자본(고정자본, 유동자본), 토지(자작지)에 대한 기회비용)를 제외한 비용으로 생산에 투입된 모든 현금 및 현물지출과 감가상각비를 포함한다.

³¹ 농가수취가격은 재배기술 수준, 토지 및 기상여건 등에 따른 농산물 품질 차이, 유통경로 등에 따라 차이가 발생할 수 있다.

³² 논벼 부산물로는 벼짚, 왕겨 등이 있고, 사료, 퇴비, 연료 등으로 이용되고 있다. 고추 부산물에는 고춧잎, 고춧대, 풋고추가 있고, 마늘, 양파의 부산물에는 풋마늘(잎양파), 종 등이 있다(당초 풋고추, 풋마늘 생산을 목적으로 재배하는 경우에는 생산비 조사대상에서 제외된다). 2008~2012년 동안의 평균 농업총수입 중 부산물이 차지하는 비중은 논벼(3.1%), 마늘(2.2%), 고추(0.8%), 양파(0.0%) 순이다.

있다. El Benni and Finger(2012)는 분산분해 방법을 통해 스위스 주요 농산물의 순수입 변동을 가격, 생산, 종자비, 비료비, 농약비 변동으로 구분하고, 보다 높은 가격위험에 노출된 농가의 특성을 분석하였다. 이 연구에서도 El Benni and Finger(2012)의 방법을 적용하였지만, 순수입 대신 농업소득을 분해하였다.³³ 경영비는 투입재비용(C^1), 노동비용(C^2), 간접비용(C^3)으로 구분하였다.³⁴

식 (1)을 테일러급수 전개(Taylor series expansion)한 후, 농업소득의 기댓값을 식 (2)와 같이 도출할 수 있다. 따라서 분산분해 적용을 위한 식은 식 (3)과 같다.³⁵

$$(2) \quad E(I_i) = \mu_{P_i} \mu_{Q_i} - \mu_{C_i^1} - \mu_{C_i^2} - \mu_{C_i^3} + Cov(P_i, Q_i)$$

$E(I)$: 농업소득의 기댓값(평균),

$\mu_{P_i}, \mu_{Q_i}, \mu_{C_i^j}$: 가격, 단수, 경영비(세부항목)의 기댓값(평균),

$Cov(\cdot)$: 공분산

$$(3) \quad Var(I_i) = \mu_{Q_i}^2 Var(P_i) + \mu_{P_i}^2 Var(Q_i) + Var(C_i^1) + Var(C_i^2) + Var(C_i^3) \\ + 2\mu_{P_i} \mu_{Q_i} Cov(P_i, Q_i) - 2Cov(TR_i, C_i^1) - 2Cov(TR_i, C_i^2) - 2Cov(TR_i, C_i^3) \\ + 2Cov(C_i^1, C_i^2) + 2Cov(C_i^1, C_i^3) + 2Cov(C_i^2, C_i^3) \\ + Var(P_i) Var(Q_i) + Cov(P_i, Q_i)^2$$

μ_{P_i}, μ_{Q_i} : 가격, 단수의 기댓값(평균), $Var(\cdot)$: 분산, $Cov(\cdot)$: 공분산

식 (3)에서 우변의 첫 번째 행은 가격 변동, 단수 변동, 경영비 변동이 소득 변동에 미치는 직접효과를 나타낸다. 두 번째 행은 가격과 단수, 총수입과 경영비 항목 간 상

³³ 농가의 경제구조와 경영 여건을 파악하려면 농가순수입보다 농가소득을 이용하는 것이 보다 합리적이다. 특히 경영비 상승이 두드러지는 최근 추세를 고려할 때, 농가순수입을 분석에 사용하면 농가로 실제로 직면한 경영 변동 정도를 과소 추정할 가능성이 있다. 농가소득 대신 농업소득을 사용한 이유는 농외소득이나 이전소득의 변동 폭이 상대적으로 작고, 여건 변화나 농가의 의사결정에 상대적으로 영향을 적게 받기 때문(특히 이전소득)이다. 마찬가지로 비경상 소득이 농가경영 상태에 영향을 준다고 보기 어렵다.

³⁴ 투입재비용에는 종묘비, 비료비, 농약비, 기타재료비, 영농광열비, 영농시설비, 수리비, 농구비, 조세 및 기타비용, 생산관리비용을 포함한다. 노동비용에는 고용노동비, 위탁영농비를 포함하며, 간접비용에는 임차 토지용역비를 포함한다.

³⁵ Burt and Finley(1968), Schmit et al(2001)을 참고하여 도출한 식은 경영비 세부 항목 간의 공분산 부호가 El Benni and Finger(2012)의 연구와 다르게 나타났다. 한편, $Var(Q_i)$ 는 분석 기간인 2008~2012년 동안 농가 i 의 10a당 생산량(단수)의 분산이다. $Cov(P_i, Q_i)$ 는 동일 기간 동안 농가 i 의 연도별 수취가격과 10a당 생산량(단수)의 공분산으로 두 변수 간의 상관성 정도와 방향을 나타낸다. 예를 들어 공분산은 위에서 논의할 자연 헥지 현상을 반영할 수 있다.

호작용에서 생기는 간접효과이며, 세 번째 행은 경영비 항목 간 상호작용에서 비롯된 간접효과이다. Burt and Finley(1968)에 의하면 마지막 행은 거의 영향을 미치지 않는다. 대응표본 t-검정을 통해 식 (3)에서 우변의 세 번째 행까지만 이용하여 소득 변동을 근사(近似)하게 파악하는 것이 적절한지 검토하였다. 좌변과 우변이 유의한 차이가 없으면, 2차 이상의 고차항을 분석에 포함하지 않아도 된다. t-검정 결과에 따라 고추, 마늘, 양파는 1차 상호작용항까지 분석에 포함하였고, 논벼는 식 (3)의 모든 항을 고려하였다.

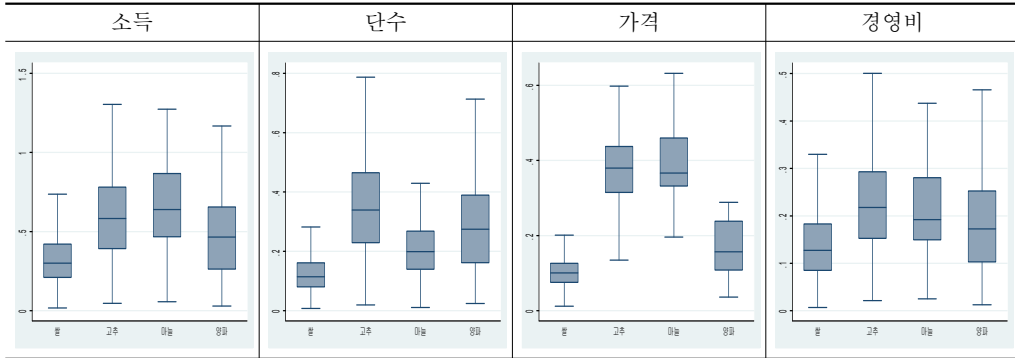
각 직접효과와 1차 상호작용항을 직접효과의 합으로 나누면, 가격, 생산(단수), 경영비 세부 항목의 변동이 소득 변동에 미치는 영향을 계측할 수 있다. 이 값들은 표준화(normalized)되었기 때문에 합산하면 100이 된다. 직접효과를 나타내는 요인의 분산이 증가하면 소득 변동이 증가한다. 가격과 단수의 공분산이 음의 부호를 가지면 소득 변동을 감소시킨다. 두 변수의 공분산이 0보다 작을 때는, 단수가 줄어들어(늘어나) 생산량이 감소하면(증가하면) 가격 상승(하락) 요인으로 작용하는 자연 헷지(natural hedge)가 생길 수 있기 때문이다. 반대로 가격과 단수의 공분산이 0보다 크면 소득 변동성이 오히려 증가할 수 있다. 총수입과 경영비 항목 간 공분산이 양(+)이면 소득 변동을 감소시킨다.

4. 농업소득 변동요인 분해 분석 결과

4.1. 분석대상 가구의 특성

분산분해 분석에 이용된 자료는 분석대상 기간인 2008~2012년 동안 최소 3개년 이상 관측치가 있는 농가로 논벼 1,413농가, 고추 394농가, 마늘 81농가, 양파 79농가이다.

그림 7. 논벼·양념채소 농가의 농업소득 및 경영 변동 요인 변동(변이계수)³⁶



앞에서 논의한 것처럼 논벼 농가의 단위면적당 경영 변동성은 다른 품목 농가보다 작았다<그림 7>. 10a당 논벼 재배농가의 연간 소득 변동 중앙값은 30.0으로 양념채소 농가보다 낮게 나타났고, 양념채소 중에서는 양파 재배농가의 연간 소득변동 중앙값이 46.5로 고추(58.2), 마늘(63.9) 재배농가에 비해 변동수준이 적은 것으로 나타났다. 농가의 연간 단수 변동은 논벼 재배농가의 중앙값이 11.5로 가장 안정적이고, 양념채소 중에서는 마늘농가의 연간 단수 변동 중앙값이 19.9로 나타나 고추(34.0), 양파(27.5)에 비해 낮은 수준이다. 논벼 재배농가는 가격과 경영비의 연간 변동도 가장 적은 것으로 나타났다. 고추, 마늘은 분석대상 기간 중 가격 변동이 커서 농가의 수취가격 연간 변동도 매우 높게 나타났다.

2008~2012년 동안 논벼 재배농가의 10a당 실질 조수입은 평균 88.0만 원이고, 고추 365.4만 원, 마늘 303.9만 원, 양파 275.5만 원이다<표 4>. 양념채소에 비해 논벼 재배 농가별 실질 조수입 차이는 크지 않지만, 실질 경영비 차이는 비슷했다. 논벼 재배농가의 10a당 실질 소득은 평균 48.3만 원이고, 고추 272.2만 원, 마늘 185.5만 원, 양파 188.2만 원이다. 마늘, 양파 재배농가의 평균적인 실질 소득은 큰 차이가 없는 데 반해 마늘 재배 농가 간의 소득 격차는 양파 재배농가에 비해 큰 것으로 나타났다. 논벼 재배농가는 농가 간 단수와 수취가격 차이가 가장 적었다.

³⁶ 분석대상 기간 동안 품목별 재배농가별 10a당 소득, 단수, 가격, 경영비 평균과 표준편차 자료를 이용하여 변동 정도(변이계수)를 산출하였다. 이후 전체 재배농가의 소득 등 변이계수를 상자그림(box plot) 형태로 제시하여 농업소득, 경영 변동 요인의 변화 정도를 파악하고자 하였다. 예를 들어, 논벼 재배농가의 연간 소득 변동 중앙값이 30.0이라는 것은 위의 방식으로 산출한 변이계수를 크기순으로 나열하였을 때, 중앙에 위치하는 값이 30.0임을 의미한다.

표 4. 분석대상 자료의 기초통계량(2008~2012년, 실질)

구분		논벼(일반메벼)	고추	마늘(난지)	양파
농가 수		1,413	394	81	79
10a당 조수입 (천 원)	평균	880	3,654	3,039	2,755
	표준편차	109	1,249	941	833
	최대값	1,413	8,573	5,981	5,346
	최소값	392	1,331	1,352	1,115
10a당 경영비 (천 원)	평균	397	932	1,184	873
	표준편차	95	274	249	208
	최대값	858	3,594	1,862	1,377
	최소값	154	373	724	431
10a당 소득 (천 원)	평균	483	2,722	1,855	1,882
	표준편차	141	1,195	937	824
	최대값	934	6,844	4,870	3,969
	최소값	70	258	40	304
단수 (kg/10a)	평균	643	242	1,214	5,510
	표준편차	78	73	306	1,292
	최대값	965	554	2,145	8,801
	최소값	304	88	593	2,730
가격 (원/kg)	평균	1,323	15,452	2,574	507
	표준편차	100	3,067	735	96
	최대값	2,456	28,784	5,992	807
	최소값	1,063	7,077	1,151	337

4.2. 품목별 농업소득 변동요인 분해 결과

모든 품목에서 경영비보다는 농산물 가격 변동이나 생산(단수) 변동이 농업소득 변동에 더욱 큰 영향을 미쳤다<표 5>. 고추와 마늘은 가격 변동이 소득 변동에 미치는 영향 비중이 각각 50.8%, 70.5%로 생산 변동보다 더 컸다. 논벼, 양파는 생산 변동이 소득 변동에 미치는 정도가 각각 45.9%, 61.5%로 가격 변동 영향보다 컸다. 논벼는 경영비 변동으로 인한 농업소득 변동이 18.8%로 양념채소에 비해 매우 높게 나타났다. 경영비 항목 중에서는 투입재비용 변동으로 인한 농업소득 변동이 가장 큰 것으로 분석되었다.

표 5. 주요 품목별 위험 분산분해 결과³⁷

구분		논벼(일반메벼)	고추	마늘(난지)	양파
직접 효과	가격	35.3	50.8	70.5	33.8
	생산(단수)	45.9	46.4	25.0	61.5
	경영비(투입재비용)	7.5	1.8	3.2	2.3
	경영비(노동비용)	6.4	0.8	1.1	2.1
	경영비(간접비용)	4.9	0.2	0.1	0.4
간접 효과	가격, 단수	4.4	-13.4	-15.8	-13.6
	조수입, 경영비(투입재비용)	-1.6	-5.4	-10.6	-3.1
	조수입, 경영비(노동비용)	-0.7	-2.1	-1.5	-1.7
	조수입, 경영비(간접비용)	-3.3	-0.7	-0.6	-1.1
	경영비(투입재비용, 노동비용)	-1.6	0.2	0.8	0.4
	경영비(투입재비용, 간접비용)	-0.2	+0.0	-0.0	0.2
	경영비(노동비용, 간접비용)	+0.0	+0.0	-0.0	+0.0

주: 0.0 앞의 부호(+, -)는 반올림하는 과정에서 0.0으로 기입되나, 미약하게 해당 방향으로 영향이 있는 것을 나타냄.

품목 전반에 걸쳐 나타나는 몇 가지 특징은 주목할 만하다. 첫째, 직접효과가 간접효과보다 소득 변동에 더 크게 영향을 미쳤다. 이는 간접효과를 계측하기 위해 사용한 변수의 효과가 상쇄되기 때문인 것 같다. 예를 들어, 조수입과 경영비가 동시에 늘거나 줄면 소득 변동은 상대적으로 작아진다. 세부 경영비 항목도 대체 관계가 있을 수 있다. 예를 들어 농약이나 비료를 더 많이 사용하면 노동력 투입이 상대적으로 줄 수 있다.

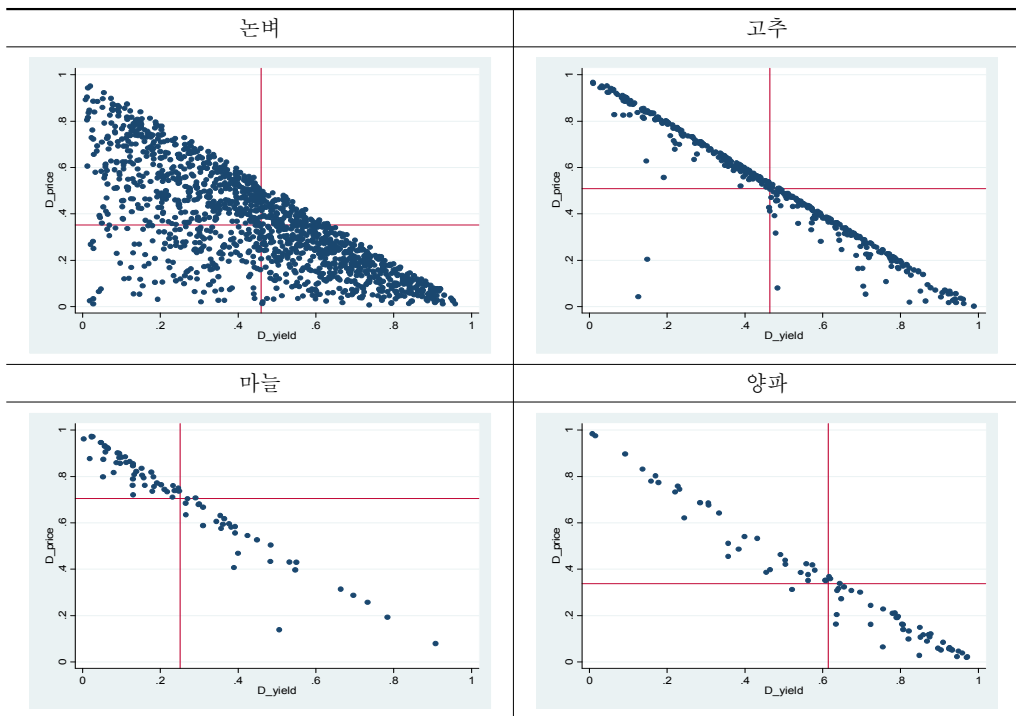
둘째, 간접효과 중 가격·단수 간 상호작용의 영향이 상대적으로 컸다. 뒤에서 논의할 자연 헷지 때문이다. 양념채소는 생산 변동과 가격 변동 간에 음의 상관관계(negative correlation)가 있었다. 두 요인의 상호작용이 소득 변동을 감소시키는 효과가 있음을 시사한다. 단수가 떨어져 생산량이 감소하면 가격이 올라 소득 변동을 완충하는 자연 헷지가 발생하는 것이다. 즉, 자연 헷지를 통해 ‘사전적으로’ 경영위험을 일정 부분 완화시켰다고 볼 수 있다. 자연 헷지의 정도는 마늘이 고추, 양파보다 조금 높은 경향을 보였다.

셋째, 가격·단수 간접효과가 소득 변동에 미치는 영향의 방향은 논벼에서만 다르게 나타났다. 논벼에서는 자연 헷지가 나타나지 않았고, 변동직불제 등 제도의 영향을 크게 받은 듯하다. 다른 품목에 비해 가격에 영향을 주는 정책을 보다 적극적으로 시행하

³⁷ 식 (3)에서 소득의 변동(좌변)을 가격, 단수, 경영비 변동 등(우변)을 통해 설명하기 위해서는 양변에 차이가 없다는 귀무가설(H_0)을 기각해서는 안 된다. 분석대상 품목 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타났다(논벼(일반메벼) 0.0700, 고추 0.7649, 마늘(난지) 0.8983, 양파 0.6977).

는 것이 한 원인일 수 있다. 예를 들어, 쌀변동직불제는 수확기 산지 쌀 가격이 목표가격보다 낮으면 발동한다.³⁸ 단수가 늘어나 생산량이 증가한 결과 시장가격이 하락하면 변동직불이 발동하기 때문에 농가소득은 오히려 증가할 수 있다. 반면 생산량이 감소하여 시장가격이 목표가격 이상으로 인상되면 변동직불제는 발동하지 않고, 쌀소득이 감소할 수도 있다. 이러한 여건 때문에 가격과 단수 간 상호작용이 소득 변동성을 증가시켰을 수 있다.

그림 8. 품목별 가격 변동과 단수 변동의 관계(농가 분포)



분산분해 결과 중 가격 변동과 단수 변동의 영향을 <그림 8>에 나타냈다. 가로축(X축)은 단수 변동이 소득 변동에 미치는 영향 정도를 나타내고, 세로축(Y축)은 가격 변동의 영향 정도를 나타낸다. 예를 들어, 논벼 재배농가는 평균적으로 농업소득의 변동 중 단수 변동과 가격 변동에서 기인하는 비중이 각각 45.9%, 35.3%(두 실선의 교차점에 해당)이다. 또한 원점에 가까운 농가일수록 경영비 변동에 따른 소득 변동 정도가 크다고 해석할 수 있다.³⁹

³⁸ 분석 기간 중 2009년과 2010년에 변동직불제가 발동하였다.

4.3. 농가특성별 농업소득 변동요인 분해 결과

경영 위험요인이 농업소득 변동에 미치는 평균적인 영향도 중요하나, 경영규모(재배 면적) 등 농가의 특성에 따라 직면하게 되는 위험의 정도가 다를 수 있다. 특정 유형의 농가가 상대적으로 특정 경영 위험요인에 더 취약하다면, 분석 결과를 토대로 보다 적합한 위험관리 방안을 마련해야 한다. 농가의 재배면적은 분석 기간인 2008~2012년 동안의 평균값을 사용하였다. 논벼는 0.5ha 미만, 0.5~3.0ha, 3.0ha 이상으로 구분하였고, 양념채소는 0.1ha 미만, 0.1ha 이상으로 구분하였다.⁴⁰

대상 품목 모두 경영규모가 증가하면 단수 변동보다는 가격 변동으로 인한 소득 변동이 더 커졌다<표 6>. 이는 경지면적이 넓어질수록 경지분포별 단수 차이가 상쇄되어 변동성이 감소하기 때문(Schurle 1996)인 것으로 판단된다. 단수가 일정하다면 경지면적과 생산량은 비례하기 때문에 가격 변동이 총수입에 미치는 효과도 증가한다. 논벼와 고추는 경영규모가 증가할수록 경영비 변동이 농업소득에 미치는 영향이 감소하였다. 이는 경지규모에 관계없이 초기 고정비용 증가분이 적은 것이 원인일 수 있다.

표 6. 영농규모별 위험분해 직접효과 비교

구분	규모	농가 수	가격	단수	경영비		
					투입재비용	노동비용	간접비용
논벼	0.5ha 미만	487	32.0	47.5	7.8	8.1	4.7
	0.5~3ha	842	37.0	45.1	7.1	5.8	5.1
	3ha 이상	84	38.1	44.7	9.5	3.7	4.1
고추	0.1ha 미만	99	45.4	50.6	2.8	1.0	0.2
	0.1ha 이상	295	52.6	45.1	1.4	0.8	0.2
마늘	0.1ha 미만	10	56.1	41.0	2.0	0.1	0.0
	0.1ha 이상	71	72.5	22.8	3.4	1.2	0.1
양파	0.1ha 미만	17	21.4	74.7	1.9	1.5	0.5
	0.1ha 이상	62	37.1	57.8	2.4	2.2	0.4

³⁹ 특정 교점 (X, Y)에서 경계까지 거리는 가격 변동과 단수 변동 외의 다른 요인(여기서는 경영비변동)이 소득 변동에 미치는 영향의 강도를 나타낸다. 따라서 원점에 가까울수록 또는 경계까지 거리가 멀수록, 경영비 변동이 소득 변동에 미치는 영향이 커진다.

⁴⁰ 논벼는 경영규모에 따라 0.5ha 미만은 영세농, 3ha 이상은 대규모로 구분할 수 있고, 양념채소는 0.1ha 미만은 영세농, 0.7ha 이상은 전문경영으로 구분할 수 있다(농촌진흥청 2012). 농업총조사(2010)에 의하면 논벼 재배농가의 가구당 평균 수확면적은 1.07ha이다. 수확면적 0.5ha 미만 가구 비중은 전체 가구의 47.3%이며, 0.5~3.0ha는 46.2%, 3ha 이상은 6.5%이다. 양념채소 재배농가의 가구당 평균 수확면적은 고추 0.14ha, 마늘 0.15ha, 양파 0.32ha이다. 수확면적 0.1ha 미만 가구 비중은 고추 60.8%, 마늘 63.4%, 양파 41.9%이다. 수확면적 0.7ha 이상 가구는 각각 1.6%, 3.2%, 11.2% 이다.

경지구모별로 가격·단수·경영비 변동이 농업소득 변동에 미치는 영향에 차이가 있는지를 검정하였다<표 7>. 논벼는 경영규모를 3구간으로 나누었기 때문에 일원배치 분산분석(one-way anova)을 이용하였고, 양념채소는 독립표본 t-검정을 실시하였다. 검정 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 논벼는 경영규모에 따라 가격 변동과 경영비 변동 중 노동비용이 농업소득 변동에 미치는 영향 차이는 통계적으로 5% 수준에서 유의하다. 투입재비용 변동은 10% 수준에서 유의하다. 고추는 가격 변동과 단수 변동이 5% 수준에서 유의하고, 노동비용을 제외한 경영비 세부항목의 변동은 10% 수준에서 유의하다. 마늘과 양파는 경영규모에 따른 가격 변동과 단수 변동이 농업소득 변동에 미치는 영향 차이가 5% 수준에서 유의하나, 경영비 변동에는 차이가 있다고 판단하기 어렵다.

표 7. 영농규모별 가격·단수·경영비 변동 영향 차이 검정

구분	요인별 영향	유의확률
논벼	가격 변동 영향	0.000
	생산(단수) 변동 영향	0.167
	경영비(투입재(C1)/노동(C2)/간접(C3))	0.090/ 0.000/ 0.538
고추	가격 변동 영향	0.011
	생산(단수) 변동 영향	0.046
	경영비(투입재(C1)/노동(C2)/간접(C3))	0.024/ 0.506/ 0.445
마늘	가격 변동 영향	0.017
	생산(단수) 변동 영향	0.005
	경영비(투입재(C1)/노동(C2)/간접(C3))	0.389/ 0.468/ 0.223
양파	가격 변동 영향	0.025
	생산(단수) 변동 영향	0.018
	경영비(투입재(C1)/노동(C2)/간접(C3))	0.651/ 0.406/ 0.808

주: 등분산 가정을 하지 않음.

품목별로 농업소득 변동 또는 농가경영에 더 많은 영향을 미치는 위험요인이 있음을 확인하였다. 그러나 같은 품목을 주로 재배하는 농가 집단 내에서도 농가 특성에 따라 직면한 위험요인에 다르게 반응할 수 있다. 이에 <각주 11>에서 정의한 ‘고소득’, ‘통상’, ‘저소득’ 농가의 농업소득 변동에 가장 큰 영향을 미치는 위험요인이 다른지를 검정하였다. 표본 수가 비교적 많은 논벼 농가를 대상으로 추가 분석을 실시하였다<표 8>. ‘고소득’과 ‘저소득’ 농가 간에 통계적으로 유의한 차이는 나타나지 않았으나, 다음과 같은 점이 요인별로 경영에 미치는 영향 정도에 차이를 줄 수도 있다. 농업소득이

높은 논벼농가일수록 가격 변동이 미치는 영향이 큰 반면, 소득 규모가 낮은 농가는 경영비 변동의 영향 비중이 늘어나는 경향이 있다. 이 결과는 다음과 같은 원인에서 기인할 수 있다. 첫째, 논벼는 고정 및 변동직불제 등 제도적 안정장치가 다른 작목보다 잘 갖추어져 있고, 시장격리 등 정책 개입도 빈번하게 이루어지기 때문에 가격 진폭이 비교적 작다. 둘째, 경작규모가 커질수록 단수가 증가하는 경향이 있다.⁴¹ 즉, 가격 진폭이 작더라도 단수가 많은 대규모 농가의 조수입 변동 폭이 클 가능성이 높고, 이 농가 중 상당수가 ‘고소득’ 농가일 개연성이 높다. 셋째, ‘규모의 경제’가 ‘저소득’ 농가가 경영비 변동에 더 크게 영향을 받는 원인이 될 수 있다. 재배규모가 작을수록 단위 면적당 생산비가 많으므로⁴² 경영비 인상에 더 민감할 수 있다.

표 8. 농업소득 수준별 논벼 재배소득 변동 위험 요인 차이(직접효과)

구분		‘고소득’농가	‘통상’농가	‘저소득’농가
직접 효과	가격	40.7	37.1	36.1
	생산(단수)	43.5	45.0	44.5
	경영비(투입재비용)	6.6	7.1	8.3
	경영비(노동비용)	5.1	6.1	6.3
	경영비(간접비용)	4.2	4.7	4.9
간접 효과	가격, 단수	-1.4	1.8	0.6
	조수입, 경영비(투입재비용)	5.5	-0.4	-5.0
	조수입, 경영비(노동비용)	-0.6	-0.4	1.4
	조수입, 경영비(간접비용)	-4.0	-4.8	-4.5
	경영비(투입재비용, 노동비용)	-2.5	-1.5	-2.2
	경영비(투입재비용, 간접비용)	-0.3	-0.2	-0.5
	경영비(노동비용, 간접비용)	-0.4	0.1	-0.3

⁴¹ 2003~2014년 「농산물생산비조사」를 이용하여 재배규모별 평균 단수(주산물 기준)를 비교하면 0.5ha 미만은 2,510kg/ha, 1.5~2.0ha는 4,720kg/ha, 5.0~7.0ha는 6,333kg/ha, 10ha 이상은 7,234kg/ha이다.

⁴² 2003~2014년 「농산물생산비조사」를 이용하여 재배규모별 10a당 생산비를 비교하면 0.5ha 미만은 70만 1,112원, 1.5~2.0ha는 63만 1,574원, 5.0~7.0ha는 62만 5,640원, 10ha 이상은 58만 3,262원이다.

5. 요약 및 결론

이 연구에서는 농업소득 변동성 실태를 살펴보고, 논벼와 양념채소(고추, 마늘, 양파) 농가를 중심으로 경영위험 수준을 파악하였다. 또한 생산(단수), 가격, 생산비 중 어느 요인이 농업소득 변동에 보다 영향을 미치는지 분산분해방법을 활용하여 분석하였다.

논벼는 실질가격이 지속적으로 하락하고 경영비가 빠르게 상승하여 농업소득률이 하락하고 있다. 양념채소는 최근 기상조건에 따라 생산량이 큰 폭으로 변화하면서 가격 변동이 심화되고, 농업소득 불안정성이 확대되고 있다. 품목에 따라 경영위험 원인이 다르고, 논벼의 경영 변동 정도가 양념채소에 비해 상대적으로 작다는 점을 확인하였다.

주요 품목별 위험을 분산분해 분석한 결과에서도 요인별로 경영위험에 미치는 영향 정도가 다름을 확인할 수 있었다. 논벼는 경영비 변동의 영향이 다른 대상 품목보다 현격하게 크고, 가격 변동의 영향 정도는 마늘, 고추, 논벼, 양파의 순으로 크게 나타났다. 같은 품목 내에서도 농가의 특성(이 분석에서는 경영규모)에 따라 요인별 영향 정도 차이가 나타났다. 논벼 농가의 경우, 경영규모가 클수록 가격 변동이 농업소득 변동에 미치는 영향이 커지는 반면, 경영비 변동이 미치는 영향은 감소하였다. 이러한 분석 결과는 경영안정대책을 모색할 때 보다 세분화된 접근이 필요함을 시사한다. 예를 들어, 가격 변동 영향이 상대적으로 큰 조미채소를 대상으로 수급안정사업을 고도화하면 소득 변동 감소에 기여할 수 있으나, 논벼를 대상으로 이러한 방식의 접근은 적절하지 않을 수 있다. 쌀은 최근 수급 불균형과 재고관리 비용, 변동직불제 등에 대한 논쟁이 심화되고 있다. 쌀의 소득 불안정 완화를 위해서는 타 품목에 비해 투입재와 노동비용의 변동이 소득 변동에 미치는 영향이 큰 것을 고려하여 경영비 부담을 완화하는 정책적 접근이 더 효과적일 수 있다. 생산규모가 작을수록 단위면적당 경영비 부담이 커지는 추세를 감안하면 더욱 그러하다. 양파, 쌀 등을 대상으로 시범 사업을 진행한 수입보장보험 역시 단수뿐만 아니라 가격 변동이 소득 변동에 미치는 영향을 완화할 수 있을 것으로 기대되나 아직은 초기 단계이기 때문에 제도 설계 시 위와 같은 품목별 특성을 반영할 필요가 있다.

한편, 분산분해 적용에서 단위면적당 농업소득 변동성 분석은 수급 변동이나 재배면적 변화 등이 미치는 영향을 제한적으로 반영할 수밖에 없는 한계점을 지닌다.

참고 문헌

- 강혜정, 권오상, 2008. “농가소득의 양극화 실태 분석.” 「농업경제연구」 제49권 제1호. pp.39-60.
- 권오상, 강혜정. 2013. “지역특성을 반영한 농가소득 결정요인 분석.” 「농업경제연구」 제54권 제2호. pp. 75-93.
- 김미복, 박성재. 2014. “농업구조 변화와 농가경제, 정책적 시사점.” 「KREI 농정포커스」 제95호.
- 김한호, 이태호, 김창호, 이문호, 남대회. 2014. 「쌀 소득보전직접지불제 개선방안 연구」. 농림축산식품부.
- 농림축산식품부. 2015. 「농림축산식품 주요통계」.
- 농촌진흥청. 2012. 「FTA 대응 품목별 경쟁력 제고 대책」.
- 박준기. 2012. “농가소득·경영안정화, 이렇게 접근해야 한다.” 「농정이슈 심층 토론회」. 한국농촌경제연구원.
- 박준기, 김태곤, 유찬희, 김영준, 전지연. 2014. 「농가경영안정지원제도 운영 실태와 정책과제(1/2차년도)」. 한국농촌경제연구원.
- 박준기, 오내원, 지성태, 이현근, 정호연. 2015. 「농가경영안정지원제도 운영 실태와 정책과제(2/2차년도)」. 한국농촌경제연구원.
- 이태호. 2012. “농가의 계층분화와 농가소득 정책방향.” 「농정연구」 통권 43호 pp. 15-46.
- 윤영석, 이병훈, 박준기. 2013. “농가의 고령화가 소득불평등에 미치는 영향 : 연령효과의 실증분석을 중심으로.” 「농촌경제」 제36권 제3호. pp. 33-51.
- 정진화, 조현정. 2012. “농가소득의 양극화 : 경영주 연령 및 소득원별 비교.” 「농업경영·정책연구」 제39권 제3호. pp. 420-450.
- 최칠구. 2014. “경영분석을 통해 본 고소득 경영포인트.” 「최신원예」.
- 통계청. 2013. 농축산물생산비조사(농산물) 지침서.
- 한국농촌경제연구원. 2016. 「농업전망」.
- 한석호, 박동규, 승준호, 김대석, 김경덕. 2013. 「쌀 산업 중장기 발전방안」. 한국농촌경제연구원.
- 황의식, 이용호. 2008. 「전업농 위험관리방안 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 황성혁. 2013. “쌀 농가 소득실태와 시사점.” 「NHERI 리포트」 제211호.
- Borhnrstedt G.W. and Goldberger A.S. 1969, “On the Exact Covariance of Products of Random Variables.” *Journal of the American Statistical Association*. vol. 64, pp.1439-1442.
- Burt O.R. and Finley R.M. 1968, “Statistical Analysis of Identities in Random Variables.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 50, pp.734-744.
- Coppock, J.D. 1977. *International trade instability*. Westmead, UK: Saxon House.
- EL Benni, N. and Finger, R. 2012. “Where is the risk? Price, yield and cost risk in Swiss crop production.” paper presented at the IAAE 2012 Triennial Conference, Brazil, August pp. 18-24.
- Schmit T.M., Boisvert R.N. and Tauer L.W. 2001. “Measuring thr Financial Risk of New York Dairy Producers.” *Journal of Dairy Science*. vol. 84, no. 2, pp. 411-420.

Schurle, B. 1996. "The Impact of Size on Yield Variability and Crop Insurance Premiums."
Review of Agricultural Economics. vol. 18, no. 3, pp. 415-422.

원고 접수일: 2016년 4월 28일
원고 심사일: 2016년 5월 12일
심사 완료일: 2016년 9월 9일

사과 SPS 수입금지 조치 해제의 경제적 효과 실증분석 가격 격차(price-wedge) 방법론의 적용

한석호* 염정완** 서홍석***

Keywords

환태평양경제동반자협정(Trans-Pacific Partnership: TPP), 동식물위생검역(Sanitary and Phytosanitary Measures: SPS), 가격 격차 방법론(price-wedge), 사과(apple)

Abstract

With the recent conclusion of the Trans-Pacific Partnership (TPP), other mega-FTAs are expected to be discussed in the near future. Since mega-FTAs discuss issues related to trade rules, approaches different from those to bilateral FTAs are necessary. In the agricultural sector, animal and plant quarantine regulations are a major trade rule. This study aims at presenting a practicable methodology to estimate economic effects of Sanitary and Phytosanitary Measures (SPS), particularly to analyze the effects of lifting an import ban on items that have not been imported. We applied the price gap approach that reflects home-good preference, and carried out a case study about apples. The results show that expected imports of apples depend on the degree of Korean consumers' preference for domestic products. The more domestic apples are preferred, the less lifting the import ban will bring production reduction effects on apples and the overall agricultural sector. This study is expected to be used in researching basic analysis methods of strategies that can minimize Korea's membership fee in mega-FTA negotiations, and to contribute to the trade authorities' policy-making.

차례

- | | |
|--------------------------------|-------------------|
| 1. 서론 | 4. 사과 SPS 수입금지 조치 |
| 2. TPP/SPS 협정의 내용과 검역 현황 | 해제의 영향분석 |
| 3. SPS 조치로 인한 수입금지 해제의 영향평가 방법 | 5. 요약 및 결론 |

* 한국농촌경제연구원 연구위원.

** 한국농촌경제연구원 연구원.

*** 한국농촌경제연구원 부연구위원, 교신저자. e-mail: hongseokseo@krei.re.kr

1. 서론

최근 메가 FTA 중 논의가 가장 활발했던 환태평양경제동반자협정(Trans-Pacific Partnership: TPP)이 타결됨에 따라 여타 메가 FTA에 대한 논의도 급물살을 탈 것으로 예상된다. 우리나라는 2013년 11월 TPP 참여의사를 밝히고, TPP 참여국들과 참여가능성을 타진하기 위해 3차례에 걸친 예비 양자 협의를 추진하였다.

메가 FTA의 특징적인 이슈 중 하나인 동식물위생검역(Sanitary and Phytosanitary Measures: SPS) 규정은 2015년 10월에 타결된 TPP의 SPS 협정에서 기존 WTO/SPS에 비해 SPS 규정의 동등성, 투명성 및 정보전달 등이 더욱 강화되어 수입국에 불리한 상황이다. 또한 이는 국내 검역·검사 절차 등에 부담이 될 전망이다, 사과(뉴질랜드, 미국, 일본, 대만 등)·배(일본 등) 등 일부 품목은 상대국 수입허용 요청 후 20년 이상 장기간 경과된 상태로 TPP 가입 이후 통상문제 제기가 우려된다. 이에 따라, 향후 TPP 및 역내포괄적경제동반자협정(Regional Comprehensive Economic Partnership: RCEP) 등 메가 FTA 가입에 앞서 우리나라가 취하고 있는 SPS 수입조치 해제가 국내 농업부문에 미칠 영향을 사전적으로 분석할 필요성이 증대되고 있다. 따라서 최근 증가하고 있는 SPS 조치에 대한 구체적인 대응방안과 SPS 규정의 경제적 효과 분석이 필요하다. 그러나 SPS 조치와 관련된 영향 분석은 TPP/SPS 협정문서에 기초하여 TPP 가입 시 예상되는 영향과 시사점, 대응방안을 제시하는 수준의 정성적 영향평가에 그치고 있다(이상현 외 2015).

따라서 본 연구의 목적은 SPS 규정 강화로 인한 SPS 수입조치의 변경 및 철폐가 우리나라 농업부문에 미치는 경제적 효과를 분석하기 위한 방법론을 모색하고, 설정된 방법론을 토대로 그동안 수입이 없었던 사과를 중심으로 SPS 수입조치 해제가 국내 농업부문에 미칠 경제적 영향을 정량적으로 분석하는 것이다.

본 연구의 연구방법은 SPS 규정 해제가 우리나라 농업에 미치는 경제적 효과를 계량적으로 분석하는 방법론에 초점을 맞추고 있기 때문에, SPS 규정의 목적과 특징, 현황 등 SPS 규정을 전반적으로 개관하고, 선행연구를 검토하여 SPS 규정을 포함한 비관세조치가 무역에 미치는 영향을 정량화하는 방법론을 모색한다. 또한, 현재 수입조치가 진행 중인 사과 사례를 분석하여 모형에 적용 가능한 영향평가 분석방법론을 모색한 다음, 한국농촌경제연구원의 한국 농업 시뮬레이션모형(KREI-KASMO)에 삽입하여 SPS 수입조치 해제가 직간접적으로 국내 농업부문에 미치는 경제적 영향을 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 TPP/SPS 협정의 내용과 우리나라의 개괄적인 식물검역 현황을 살펴본다. 제3장에서는 SPS 규정의 경제적·정량적 효과 추정과 관련된 선행연구 분석방법에 대해 고찰하고, 사과 SPS 수입금지 조치 해제에 대한 실증연구 분석 방법을 설명한다. 제4장에서는 제3장의 실증 분석 방법을 토대로 사과 SPS 수입금지조치 해제가 우리나라 농업부문에 미치는 영향 분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제5장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

2. TPP/SPS 협정 내용과 검역 현황

2.1. TPP/SPS 협정 내용¹

2015년 10월 뉴질랜드가 공개한 TPP/SPS 협정 문서에서는 협정을 강화하고 구축한다는 목적을 제시하여 기존 FTA 협정에서 일반적으로 사용하고 있는 SPS 규정보다 협정이 강화되었고, TPP 가입국의 SPS 규정 관련 의무와 권한의 변화가 있음을 명시하였다.

TPP/SPS 협정 내용을 살펴보면 먼저 지역화 개념이 있다. 지역화 개념은 WTO/SPS 협정의 지역화 인정(regionalisation, zoning) 이외에도 구역화(compartmentalisation)² 개념을 추가하여, 보다 좁은 범위의 지역화 인정도 고려하여야 함을 명시하였다.

두 번째로, 동등성 개념은 우리나라와 기 체결한 FTA 협정문 대부분에는 없는 의무지만, WTO/SPS 위원회 결정문상 내용이 포함된 부분으로 권고사항에서 명시된 의무로 전환된 것이 차이점이다. 특히, 미국이 국제 기준을 근거로 우리나라에 동등성 인정을 요구할 경우 30개월 이상 쇠고기의 수입허용이 불가피해진다.

세 번째로, 과학과 위험분석(Risk analysis)은 SPS 조치가 정량적이고 정성적인 정보를 활용하여 객관적이고 과학적인 근거에 기초할 것을 명시적으로 보장하고 있다. 만

¹ 뉴질랜드 외교부 TPP 협정문의 내용을 바탕으로 작성하였다.

² 구역화란 세계동물보건기구(World Organization for Animal Health: OIE) 등에서 언급하는 개념으로, 자연적 경계에 의한 구분을 의미하는 지역(region/zone)과는 달리, 생물보완(biosecurity)과 관리방식을 동일하게 운영하는 하나 또는 그 이상의 시설(농장/재배지 포함)을 의미한다. 예를 들어 계육업체의 계열농장이 여러 지역에 산재하면서 동일한 관리 방식으로 운영되고 있는 경우 모든 농장을 묶어 하나의 구역으로 다룰 수 있다는 것을 나타낸다.

약, 한 회원국의 특정상품에 대한 SPS를 검토할 때, 다른 당사국에서 생산하는 상품의 수입이 허용되어 있으면 검토 중이라는 이유만으로 수입을 금지할 수 없다. 특히 TPP/SPS 협정 위험분석은 위험평가, 위험관리 및 위험정보 전달을 모두 포함하고 있고, WTO/SPS 협정에서 의무화하고 있지 않은 위험분석 관리 이외의 다른 사안들에 대해서도 의무가 발생할 수 있다.

네 번째로, 수입검사는 부당한 지연 없이 반드시 위험(risk)에 기초함을 보장해야 한다는 것을 명시하고 있다. 회원국이 수입검사 요청을 받을 경우 수입절차와 위험에 대한 검사, 검사 빈도 등에 대한 정보를 요청국에 제공해야 하고, 수입검사 빈도 등에 대한 근거를 제공해야 한다.

다섯 번째로, WTO/SPS 협정에서는 국제 기준이 없거나 이에 부합하지 않으면서 무역에 중대한 영향을 미칠 경우 통보하도록 하고 있지만, TPP/SPS 협정에서는 국제 기준에 부합하는 조치를 포함한 모든 SPS 조치의 투명성에 대한 중요성을 명시하고 있다. 따라서 국제 기준에 부합하더라도 다른 당사국에 모든 SPS 조치를 통보해야 한다. 투명성을 이행할 때는 WTO/SPS 위원회의 결정과 국제 규율 및 절차를 고려해야 한다. 또한, 긴급 상황과 무역 원활화 조치 이외에 입법 예고 후 최소 60일의 의견수렴기한을 허용하고, SPS 조치의 공표와 발효 사이에 최소 6개월의 기간을 허용해야 한다. SPS 조치, 법적 근거, 서면의견 등은 공식저널이나 웹사이트를 통해 공개해야 하며, 국제 기준에 미흡한 SPS 조치는 연구자료 및 전문가 의견 등에 근거하여 제시해야 한다.

여섯 번째로, 긴급 SPS 조치를 도입할 경우, 해당 조치에 대해 대표 부서(Primary representative)와 관련 부서를 통해 신속히 통보하고, 6개월 내 재검토 및 결과를 통보해야 한다.

일곱 번째로, 양자 협의채널을 통한 사안해결 실패 시 협력적 기술협의(Cooperative Technical Consultation: CTC)를 진행하고 동 절차로 해결 불가 시 TPP 분쟁해결절차에 회부함을 명시하고 있다. CTC는 회원국 요청에 의해 진행되고, 요청 시 요청 이유와 관련 조항을 문서로 작성해야 한다. 회원국은 협의요청을 받은 날로부터 7일 이내에 문서로 확인해야 하고, 수령통지일로부터 30일 내 회합, 요청일로부터 180일 이내에 해결을 시도해야 하며, 회의는 대면 또는 전자적으로 이루어져야 한다.

여덟 번째로, TPP 회원국 간의 SPS 관련 분쟁해결은 WTO 절차가 아닌 TPP 분쟁해결 절차를 적용해야 한다. 이러한 TPP 분쟁해결 절차는 수입국에 불리하게 작용될 가능성이 높으므로 분쟁해결 절차 적용 전에 기존 협의 채널을 활용해 해결하는 것도 고려해야 한다. TPP/SPS 현안 중 동등성, 수입검사, 감사는 TPP 협정 발효 1년 후부터

적용되고, 과학과 위험분석은 협정 발효 2년 후부터 적용할 수 있다. 또한, 과학 또는 기술적 사안과 관련된 문제는 분쟁해결을 위해 패널을 형성하여 분쟁 당사국 간 협의를 거쳐 선택된 전문가의 자문을 구할 수 있고, 패널은 어느 한 당사국의 요청 또는 자율적으로 기술전문가 자문그룹을 구성하거나 관련 국제기구의 자문을 얻을 수 있다.

아홉 번째로, 수입국(감사 국가)은 수출국(감사받는 국가)의 SPS 조치가 수입국의 SPS 요건을 충족시킬 수 있는지 확인하기 위한 감사를 시행할 수 있음을 명시하였다. 감사는 WTO/SPS 위원회의 결정과 국제 규율 및 절차에 따라 시행되어야 한다. 감사의 적용범위가 수입위험분석 중의 현지조사 등을 포함하는 광범위한 개념일 경우 오히려 수입국의 권한을 제한할 가능성이 있다. 감사 시행 전 수입국은 수출국에 대한 감사 결정 이유 및 기준 등에 대해 설명하고 서로 간의 합의가 이루어져야 한다. 그리고 수입국이 수출국을 감사할 때 객관적인 증거와 자료에 근거해 감사를 시행해야 한다.

열 번째로, TPP 회원국이 자국의 SPS 조치를 이행하려면 다른 TPP 회원국에서 조치하고 있는 SPS와 관련된 다른 시스템도 인정해야 하며, 수입국은 SPS와 관련 있는 증명서만 수입요건으로 요청할 수 있다.

열한 번째로, SPS 협정은 회원국 간의 협력, 공동작업, 정보교환 등이 중요하고, 원활하게 이행될 수 있도록 긴밀하게 협조해야 한다고 명시하였으며, 마지막으로, TPP 회원국은 다른 회원국의 SPS 정보를 해당국에 요청할 수 있고, 이러한 요청을 받은 회원국은 가능한 빠른 시일 내 요청 받은 정보를 제공해야 한다.

이와 같이 TPP/SPS 협정문은 WTO/SPS를 기본으로 권한과 의무를 인정하고는 있으나, WTO PLUS적으로 합의된 것으로서 위험분석, 동등성, 지역화, 투명성 등 기존 의무의 강화 및 감사 등 기존에 없던 새로운 규정이 도입되어 수입국으로서의 기존 의무에 비해 많은 의무가 법적 구속력을 갖게 된다. 특히 수입위험분석과 관련하여 상대국 요청에 의해 CTC가 진행될 경우 180일 이내 해결을 시도해야 하며, 해결 불가 시 수입국에 불리하게 작용할 가능성이 높은 TPP 분쟁해결 절차로 회부함을 명시한 협정 내용을 비추어 보았을 때, 우리나라의 TPP 가입 추진 시 SPS 관련 상대국이 제기할 수 있는 주요 이슈는 사과·배 등 신선 과일류와 토마토·딸기 등 신선 과채류 위험분석에 대한 신속한 처리완료일 것으로 판단된다. 따라서 TPP 가입 이후 수입금지 품목의 수입허용 및 시장개방이 불가피할 것으로 예상된다.

2.2. 우리나라의 검역 현황³

우리나라의 수입식물 검역은 감, 포도, 참다래를 비롯한 20종류의 신선과일 및 열매 채소의 생과실 품목에 대해 지역적으로 수입을 허용하고 있고, 일부 품목에 대해서는 모든 국가로부터 수입을 금지하고 있다. 감귤과 레몬은 하와이, 텍사스 및 플로리다를 제외한 미국 전 지역과 규슈와 류큐 열도를 제외한 일본 전 지역, 그리고 뉴질랜드 전 지역으로부터 수입을 허용하고 있고, 신선 및 냉장상태의 사과, 배, 복숭아, 오이, 고추, 수박, 대추 등 8개 세번에 대해서는 현재 모든 국가로부터의 수입이 금지되어 있다.

상대국이 수입금지 실행 중인 식물을 우리나라에 수출하기 위해서는 총 8단계의 수입위험분석(Import Risk Analysis: IRA)⁴을 통과해야 한다. 우리나라는 2016년까지 42개국으로부터 70개 품목에 대하여 IRA를 요청받았으며, 전체 요청 건수는 188건이고, IRA 절차를 통해 수입이 허용된 품목은 53개로 26개국으로부터 수입을 허용하고 있다. 국가별로 다수의 품목에 대하여 IRA를 요청할 수 있지만, 우선순위에 따라 1순위 품목 하나만 IRA 절차가 진행된다. 하지만 우선순위 변경을 통해 IRA 진행 품목이 변경될 수 있으며, 이는 수입금지 품목의 수입허용 속도를 늦추는 요인이 되고 있다.

본 연구는 TPP 가입 시 SPS 수입조치 해제의 영향평가를 위한 사례연구로 사과를 대상으로 수행하고자 한다. 사과를 선택한 이유는 TPP 가입 시 우리나라 사과의 SPS 수입 조치가 해제될 가능성이 다음의 네 가지 이유로 여타 품목에 비해 상대적으로 높다고 판단되기 때문이다. 첫째로, 농림축산검역본부에 따르면 미국, 일본, 호주, 뉴질랜드의 사과 수입 허용 요청연도는 여타 품목에 비해 빠르나, 20년 이상 해결되지 않고 있다. 과거 미국·일본 간, 호주·뉴질랜드 간 사과 SPS 분쟁이 오랫동안 이어진 사례를 비추어 봤을 때 사과가 주요 이슈 품목이 될 것으로 판단된다. 둘째로, 여타 품목에 비해 사과의 IRA 진행단계가 높다. 2016년 현재 사과 IRA 진행단계는 미국과 일본이 5단계이고 뉴질랜드는 3단계로 미국, 일본보다 진행단계가 낮지만, 현재 1순위 품목으로 수입위험평가가 지속적으로 진행되고 있어 수입허용이 미국, 일본보다 먼저 이뤄질 가능성이 높다. 셋째로, 사과 수입 허용을 신청하지 않은 TPP 회원국 중 사과 주요수출

³ 농축산검역본부(<http://www.qia.go.kr>) IRA 진행상황 자료를 참고하여 작성하였다.

⁴ 식물의 수입위험분석은 요청하는 국가에서 위험분석자료를 첨부하여 국가간 공식채널로 신청하는 1단계(접수)에서부터 2단계(착수), 3단계(병해충 예비위험평가), 4단계(개별 병해충 위험평가), 5단계(병해충 위험관리 방안 작성), 6단계(수입허용 요건 초안 작성), 7단계(고시의뢰 및 입안예고), 8단계(고시 및 수입허용)를 거쳐 수입허용이 이루어진다. 동·축산물의 경우 유사하지만 다소 상이한 8단계의 절차가 별도로 존재한다.

국인 멕시코, 캐나다, 베트남은 사과 SPS 수입조치 해제에 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 마지막으로, 과채 부류 중 캐나다 토마토 5단계, 미국 딸기가 4단계로 높은 IRA 진행단계에 있지만, 저장기간이 짧아 쉽게 부패하기 때문에 신선 상태로 수입이 어렵다고 판단되어 본 연구 대상 품목에서 제외하였다. 따라서 본 연구에서 사과를 대상으로 TPP 가입 시 SPS 조치로 인한 수입금지 해제의 영향평가를 진행하였다.

3. SPS 조치로 인한 수입금지 해제의 영향평가 방법

본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 계량경제학적 기법을 활용한 사후분석 방법론과 시뮬레이션을 통한 사전분석 방법이 함께 이루어져야 한다. 본 연구는 단순히 SPS 규정 조치의 효과를 분석하는 것이 아니라 SPS 규정 조치의 해제 또는 변경이 우리나라 농업부문에 미치는 영향을 사전에 예측하는 것이 연구의 핵심이다.

SPS 효과를 계량화하는 것은 현실적으로 어려운 점이 많지만 SPS를 포함한 NTMs의 경제적 효과 또는 영향력을 측정하는 많은 방법들이 시도되어 왔다. 선행연구의 사후분석 방법론을 살펴보면 수량 기준 계량경제학적 방식과 가격 기준 계량경제학적 방식으로 분류된다. 수량 기준 계량경제학적 방식은 양자 간 무역은 근본적으로 무역 상대국 간의 거리와 규모에 의해 설명된다는 중력모형의 형태를 이용하며, SPS 규정의 수준을 측정하는 지수(Xiong and Beghin 2011; Wilson, Otsuki, and Majumdsar 2003) 혹은 SPS 조치의 빈도와 범위 척도(Disdier, Fontagne, and Mimouni 2007)를 설명변수로 설명하는 회귀분석이다. 가격 기준 계량경제학적 방식은 SPS 효과를 수량의 변화와 비슷하게 가격 측면에서 측정하는 것으로 변화된 국내가격을 국경가격과 같은 기준가격을 기준으로 기타 변수들(교역, 운송 마진, 관세와 같은 전통적인 무역장벽)의 효과를 제거함으로써 SPS 규정의 순수 가격효과를 추정하는 방법이다. 수입금지 조치의 영향을 추정한 대표적인 연구로서 Yue and Beghin(2009)은 소비자 선택에서 외부해(corner solution)를 추정하는 Wales and Woodland(1983)의 접근법을 이용하여 SPS 수입금지 기간과 수입허용 기간의 양자 간 무역흐름의 변동을 활용하여 뉴질랜드산 사과에 시행한 호주의 SPS 수입금지 조치의 영향력을 추정하였다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 우리나라는 사과를 SPS 수입금지 품목으로 지정하였으며 과거 어느 국가로부터도 사과 수입 실적이 존재하지 않는다. 따라서 기존의 SPS 영향추정 방법론을 적용하는 것이 불가능하다.

본 연구에서는 과거 수입실적이 존재하지 않을 때, 향후 우리나라의 TPP 가입에 따른 SPS 수입금지 조치의 해제가 우리나라의 사과를 비롯한 농업부문 전체에 미치는 경제적 영향평가 방법론을 고안하였다. 방법론 아이디어는 우리나라의 SPS 수입금지 조치로 인해 과거에 수입 실적이 존재하지 않았지만, 과거 SPS 수입금지 조치가 시행되지 않았다면 들어올 수 있는 (가상의) 수입량을 추정하여 사전 영향평가를 위해 필요한 수입수요함수의 계수를 도출하는 것이다. 분석은 먼저 가격 격차 방법론을 활용하여 우리나라 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치를 도출하고, 도출한 관세상당치를 이용하여 과거 우리나라가 SPS 수입금지 조치를 하지 않았을 경우 예상되는 사과 수입량을 도출한다. 도출한 과거 20여 년의 예상 수입량을 이용하여 사과 수입수요함수를 추정한 다음, KREI-KASMO 2015⁵ 모형에 수입수요함수를 반영하는 모듈을 삽입한 후, 시뮬레이션을 통해 SPS 수입금지 해제 시 사과의 예상 수입량 및 농업부문의 직간접 피해액을 추정한다.

3.1. SPS 수입금지 조치의 관세상당치

SPS와 TBT 조치가 교역량과 국제시장 균형에 미치는 영향을 정량화하기 위한 많은 연구에서 가격 격차(price-wedge) 접근법이 사용되어 왔다. 선행 연구에서는 각 국가에서 생산된 상품들을 완전대체에 가까운 대체제("close" substitute)로 가정하여 각 상품 간에 관찰된 가격 차이와 운송비용, 무역비용(관세), 그 외 다른 정책비용을 고려하면 SPS 관세상당치의 추정치를 도출할 수 있다는 이론에 바탕을 두고 분석을 하였다. 그러나 국산 사과와 외국산 사과의 품질 차이 때문에 소비자가 국산 사과를 더 선호한다면 이를 고려하지 않은 가격 격차 방법 사용은 SPS 관세상당치를 과대 추정할 수 있다.

Yue, Beghin, and Jensen(2006)은 기존의 가격 격차 방법론으로부터 국내산과 외국산 상품의 품질 차이에 따른 국내 소비자의 국산 선호(home-good preference)와 이질성(heterogeneity)을 함께 고려할 수 있는 방법론을 개발하였다. 이론적인 배경은 국산 사과와 외국산 사과의 품질 차이에 기인한 소비자 선호도 및 이질성을 고려하기 위해 CES(Constant Elasticity of Substitution) 모형을 사용하면, 소비자 효용극대화 함수는 식 (1)과 같다. 국산과 외국산 사과의 수요함수는 식 (2)와 (3)과 같이 나타난다. 여기

⁵ KREI-KASMO 2015의 이론 및 구조는 한석호, 서홍석, 염정완, 김충현(2015) 『농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2015 운용·개발 연구』를 참고하기 바란다.

서, σ 는 $1/(1-\rho)$ 로 두 상품 간의 대체 탄성치이며, α 는 품질 차이로 인한 국내 소비자의 국산 사과 선호도 계수이다. 즉, 국산 사과 선호도 계수 α 는 품질 변화의 역할을 하는 것으로, 국산선호도 계수가 클수록 국산 사과의 실효가격(effective price)은 낮아지고 국산수요량은 증가하게 된다. 반면, 외국산 사과 수요량에는 정반대 영향을 주는데, 외국산 사과의 실효가격을 상승시켜 외국산 사과 수요량을 감소시킨다. 사과 SPS의 수입금지 조치는 외국 생산자의 한계생산비용 및 공정비용을 상승시키며 국내 도착 후에도 검역상 요구조건과 같은 추가비용이 부과된다. 이러한 모든 SPS 수입금지 조치와 관련된 비용 상승분을 SPS라고 하면, 외국산 사과의 국내 소비자가격 P_M 은 식 (4)와 같다. 사과 SPS 수입금지 조치의 관세등가는 외국산 사과의 국내 소비자가격에서 사과수입을 허용하는 국가로 수출하는 FOB 가격, 국제운송 부과비용, 수입관세비용, 국내 운송·거래비용을 제한 것이다. 식 (1)의 효용극대화 함수로부터 외국산과 국내산의 한계대체율(Marginal Rate of Substitution: MRS)은 두 상품의 상대가격과 같으므로, 식 (5)를 도출할 수 있다. 식 (5)를 사과 SPS 수입금지 조치의 관세등가인 SPS에 관한 식으로 정리하면 식 (6)과 같게 된다.

$$(1) \quad MAX_{D,M} U(D,M) = (\alpha D^\rho + (1-\alpha)M^\rho)^{1/\rho}$$

$$s.t. \quad P_D D + P_M M = E$$

D : 국산 사과 수요량,

M : 외국산 사과 수요량,

α, ρ : 외국산 사과와 국산 사과의 품질차이를 반영하는 파라미터,

P_D : 국산 사과의 소비자가격,

P_M : 외국산 사과의 국내 소비자가격,

E : 사과 소비액

$$(2) \quad D(P_D, P_M, E_T) = \left(\frac{\alpha}{P_D}\right)^\sigma \frac{E}{\alpha^\sigma P_D^{1-\sigma} + (1-\alpha)^\sigma P_M^{1-\sigma}}$$

$$(3) \quad M(P_D, P_M, E_T) = \left(\frac{1-\alpha}{P_M}\right)^\sigma \frac{E}{\alpha^\sigma P_D^{1-\sigma} + (1-\alpha)^\sigma P_M^{1-\sigma}}$$

$$(4) \quad P_M = P_{FOB} + ETC_R + Tariff + T_R + SPS$$

P_{FOB} : 외국산 사과와 수출 FOB 가격,

ETC_R : 우리나라가 수입 시 지불하는 보험료, 선적료 등 국제무역비용,

$Tariff$: (종가)수입관세,

T_R : 항만에서 소매시장으로 운송 및 거래비용

SPS : SPS 조치의 관세등가

$$(5) \quad MRS = \frac{MU_D}{MU_M} = \frac{P_D}{P_M} = \frac{P_D}{P_{FOB} + ETC_R + Tariff + T_R + SPS}$$

$$(6) \quad SPS = P_D \frac{1-\alpha}{\alpha} \left(\frac{D}{M} \right)^{\frac{1}{\sigma}} - P_{FOB} - ETC_R - Tariff - T_R$$

식 (6)을 이용하여 사과 SPS 수입금지 조치의 관세등가를 도출하기 위해서는 국내 소비자의 국산 사과 선호도계수 α 와 국산과 외국산 사과의 수요 대체탄성치(σ)를 추정해야 한다. 그러나 SPS 수입금지 조치로 인해 수입량 및 수입가격과 같은 과거의 수입실적 자료가 없어 추정이 불가능하다. 하나의 대안으로 우리나라와 인접하며 사과 품질 선호가 비슷한 일본 소비자의 일본산 사과와 외국산 사과에 대한 소비성향 분석 결과를 활용할 수 있다. Yue, Beghin and Jensen(2006)은 일본의 사과 수입이 허용된 2000년부터 2004년까지 월별 수입자료를 활용하여 일본 소비자의 일본산 사과와 외국산 사과에 대한 소비성향을 분석하였다. 분석 시 국산 사과 수요량과 외국산 사과 수입량 비율을 설명변수로 설정하고 사과구입지출변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 2SLS 방법을 사용하여 추정하였다. 추정 결과, 국산 사과 선호도 계수(α)는 0.64, 근사 표준편차는 0.05로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 국산과 외국산의 대체탄성치(σ)는 7.12, 근사표준편차는 2.09로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

우리나라 사과 SPS 수입금지 조치의 관세등가를 도출하기 위해 일본의 분석결과를 그대로 이용한다고 하더라도, 우리나라 과거 수입량 자료(M)가 존재하지 않기 때문에 식 (6)을 이용하여 SPS 관세등가를 도출할 수 없다. 따라서 분석을 위해 국산과 외국산 사과는 완전대체재이며($\sigma \rightarrow \infty$) 국산 사과와 외국산 사과의 선호가 같다고 ($\alpha = 0.50$) 가정하면 식 (7)과 같게 된다. 그러나 자료 가용성의 한계 때문에 국산 사과와 외국산

사과의 동질성 및 선호 동일을 가정한다면, 품질 차이로 인해 우리나라 소비자가 국산 사과를 더 선호할 경우 이를 고려하지 않은 가격 격차 방법 사용은 SPS 관세상당치를 과대 추정하게 될 우려가 있다.

일본 사과시장에서 국내산과 외국산 사과의 선호도를 분석한 선행 연구를 살펴보면, 일본 소비자들은 외국산에 비해 국내산을 선호하는 것으로 나타났다(American University 2005; Kajikawa 1998; Shim Gehrt and Lotz 2002). 일본 소비자는 사과가 적절한 수준의 당산도, 단단함, 과즙, 크기, 맛을 갖춰야 한다고 믿는 데 반해, 외국산 사과는 일본 사과에 비해 이런 조건을 만족시키지 못하고 있다. 특히, 외국산 사과는 크기가 작고 과즙이 적을 뿐만 아니라 일본 소비자 기준에서는 과도하게 신맛이 강하여 일본 소비자의 구미에 맞지 않는 것으로 나타났다. 이러한 사과에 대한 일본 소비자의 선호는 우리나라 소비자에게도 비슷하게 나타날 것으로 예상되므로 일본 소비자 국산선호도 계수를 반영하는 Yue, Beghin and Jensen(2006)의 가격 격차 방법론을 활용하는 것이 바람직하다. 따라서 일본 소비자의 국산선호도 계수 추정의 중앙값(central values)과 표준편차를 이용한 5가지의 시나리오를 고려하여,⁶ 품질의 차이 또는 원산지 차이로 인해 외국산 사과보다 국산 사과를 선호하는 ($\alpha > 0.5$) 경우의 SPS 증가관세를 식 (7-1)을 이용하여 도출하였다.⁷ 식 (7)과 식 (7-1)로부터 도출한 SPS는 증가관세등가이며, 일반적인 관세율처럼 증가관세등가로부터 과거 20년도의 관세상당치(τ_{SPS_t})를 식 (8)과 같이 도출하였다. 식 (8)과 같이 도출된 관세상당치는 관세등가와 사과수출국의 수출 FOB 가격, 국제운송, 보험, 선적비용을 포함한 수입국 지불가격의 비율로 계산된다.

$$(7) \quad SPS = P_D - P_{FOB} - ETC_R - Tariff - T_R$$

$$(7-1) \quad SPS = P_D \frac{1-\alpha}{\alpha} - P_{FOB} - ETC_R - Tariff - T_R$$

$$(8) \quad \tau_{SPS_t} = SPS_t / (P_{FOB_t} + ETC_{R_t})$$

6 중앙값인 0.64와 표준편차인 0.05를 이용하여 0.54, 0.59, 0.64, 0.69, 0.74의 국산 사과 선호도계수를 이용하여 SPS 수입금지 조치의 관세등가를 각각 도출하였다.

7 일본의 대체탄성치 7.12를 준용하여 SPS 관세등가를 도출하려면 식 (6)에서 우리나라의 사과 수입량이 존재해야 한다. 그러나 SPS 수입금지 조치로 인한 자료의 한계 때문에 외국산 사과와 국산 사과의 완전대체재 가정이 불가피해더라도, 국내 소비자의 국산선호 정도를 고려하지 않는 것은 SPS 관세등가의 과대추정이 우려된다. 또한 Yue, Beghin, and Jensen(2006)의 CES 효용함수 모형에서 도출된 국산선호도와 대체탄성치는 서로 독립적인 관계에 있다.

이후 분석단계에서 수입수요함수 추정 시 효율성을 높이기 위해 가능한 한 장기간의 관세상당치가 필요하기 때문에 유통연도 기준 1995년부터 2014년까지 20년 자료를 수집하였다. 사과 유통연도는 사과 조생종의 수확시기가 8월 초순부터 시작되기 때문에 8월부터 다음 해 7월까지 기간을 유통연도로 하여 모든 분석 자료를 유통연도 기준으로 재구성하였다.

사과 수입을 허용하는 국가로 수출하는 FOB 가격과 국제운송 관련 부과비용의 합인 수입국가의 사과 CIF 가격을 활용하였으며 Global Trade Atlas(GTA)에서 제공하고 있는 중국의 사과 수입 CIF 가격자료⁸를 이용하여 관세상당치를 추정하였다. 사과의 국제운송 관련 비용을 독립적으로 추산하는 것은 현실적으로 불가능하기 때문에 우리나라와 인접한 중국의 수입가격 CIF 가격을 식 (7)의 $P_{FOB} + ETC_R$ 부분에 산입하였다. 지난 20여년 동안 사과 수입을 허용하며 우리나라와 지리적으로 인접한 국가는 중국이 대표적이고, TPP 회원국 전체로부터 사과를 수입하고 있기 때문에 중국의 CIF 가격을 이용하여 분석을 시행하였다. 중국의 외국인 사과 가격은 TPP 국가들의 수입량을 가중 평균하여 구성하였으며, 환율을 적용하여 원화화하였다.

우리나라 사과 수입관세는 FTA를 체결하지 않은 일본, 멕시코의 경우 WTO 양허관세를 기준으로 구성하였고, FTA 체결국의 경우 각각의 FTA 양허안을 기준으로 구성한 후, TPP 국가들의 사과 수출량을 가중 평균하여 도출하였다. TPP 국가들의 사과 수출량은 Global Trade Atlas의 수출 자료를 활용하였다. 국산 사과의 소매가격은 한국농수산식품유통공사에서 공표하는 월간 소매가격을 단순 평균하여 계산하였다.

3.2. 과거 SPS 수입금지 조치 해제 시 예상 수입량

이전 단계에서 도출한 우리나라의 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치를 적용하여 과거에 SPS 수입금지 조치가 해제되어 수입을 허용하였을 경우, 예상 수입량을 수요탄성치와 공급탄성치를 이용하여 추정하였다. 당산도나 크기에 따라 외국산 사과와 국산 사과에 대한 국내 소비자의 선호도가 다를 수 있으나, 국내시장에서 외국산 사과는 국산 사과와 동질이며 완전대체재라고 가정하고 분석한다. 사과 수입량과 SPS 관세

⁸ 일본의 사과 수입가격을 활용하여 관세상당치를 추정한다면 중국 사과 수입가격을 사용할 경우 보다 단순하고 직관적으로 이해하기 용이할 것이라고 판단되지만, 일본의 사과 수입 허용 기간이 2000년부터 2004년으로 짧아 데이터를 활용하여 수입수요함수를 추정하는 데 한계가 존재하여 중국 사과 수입가격을 활용하였다.

등가를 내생적으로 결정하는 2개의 방정식으로 구성된 부분균형모형을 고려하면 식 (9), (10), (11)와 같다. 즉, SPS 수입금지 조치의 관세상당치를 포함한 외국산 사과와 국내소비시장 가격이 국산 사과의 가격보다 크면 수입량이 없으나, 같거나 작으면 수입이 이루어진다.

$$(9) \quad P_D \leq P_I(1 + tc + \tau + \tau_{SPS}) \quad \text{if } M = 0$$

$$(10) \quad P_D = P_I(1 + tc + \tau + \tau_{SPS}) \quad \text{if } M > 0$$

$$(11) \quad M = D(P_D) - S(P_D)$$

P_D : 국산 사과 소매가격, P_I : 외국산 사과의 CIF 수입가격,

τ : 관세율(%), tc : 국내에서의 운송·거래비용(=10%),

τ_{SPS} : 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치,

M : 사과 수입량, $D(P_D)$: 수요함수, $S(P_D)$: 공급함수,

SPS 수입금지 조치 해제로 인해 사과의 SPS 관세상당치(τ_{SPS})가 제거되었을 때, 국내시장 사과 가격의 하락에 따른 예상 수입량은 식 (12)과 같이 사과의 수요·공급 탄성치를 이용하여 도출된다. 사과 SPS 수입금지가 과거 특정 시점에 해제(수입허용)되었다고 가정한다면 국내사과시장 가격은 <그림 1>에서 나타내는 것처럼 P_D^0 에서 P_D^2 로 SPS 수입금지 조치의 관세상당치만큼 하락할 것이다. 이에 따라 국내공급과 국내수요가 변화하여 초과수요량인 M 만큼 사과가 수입되게 된다. 식 (8)로부터 도출된 과거 20년도의 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치인 $\hat{\tau}_{SPS}$ 를 식 (9)에 대입하면, 과거 SPS 조치가 해제되었을 경우의 예상 수입량 추정 값인 $\hat{M}_t$ 을 식 (12)으로부터 도출할 수 있다. 식 (12)으로부터 도출된 식 (13)에서 사과의 수입허용 시 예상수입량의 결정 요인 자료는 다음과 같이 구성된다. 사과의 수요탄성치(ϵ_D)는 KREI-KASMO 2015의 사과 수요탄성치인 -0.62를 사용하였다. 공급탄성치의 경우 유목사과가 성목이 될 때까지 일반적으로 4년이 걸리기 때문에, 단기(short-run) 공급탄성치는 비탄력적이다. 따라서 Calvin and Krissoff와 Yue, Beghin, and Jensen의 연구를 준용하여 사과의 공급탄성치(ϵ_S)인 0.1를 사용하였다. 국내에서의 운송·거래비용(tc)은 외국산 사과 CIF 가격의 10%라고 가정⁹하였고, 국내 사과 소비량(D^1)은 국내 사과공급량에서 수출량을 차감하여 구성하였다.

$$(12) \quad M = (\epsilon_D - \epsilon_S) \left(\frac{P_D^2 - P_D^1}{P_D^1} \right) D^1 \quad \text{if } M=0$$

M : 외국산 사과 수입량,

D^1 : 국내 사과 소비량,

ϵ_D : 사과의 국내수요 가격탄성치,

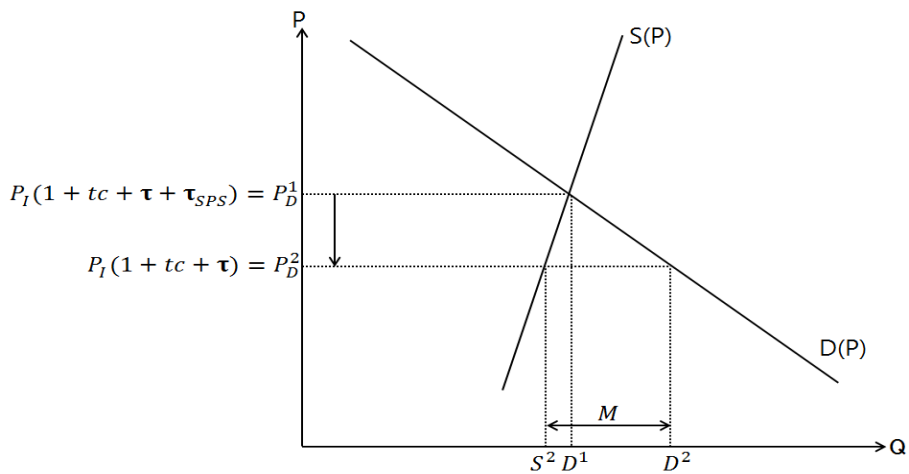
ϵ_S : 사과의 국내공급 가격탄성치,

P_D^1 : 사과 SPS 수입금지 조치 시행 시 국내산 사과 가격 ($= P_I(1+tc+\tau+\tau_{SPS})$)

P_D^2 : 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 국내산 사과 가격 ($= P_I(1+tc+\tau)$)

$$(13) \quad \widehat{M}_t = (\epsilon_D - \epsilon_S) \left(\frac{-\widehat{\tau_{SPS}_t}}{1+tc+\tau_t+\widehat{\tau_{SPS}_t}} \right) D_t^1$$

그림 1. 국내시장에서 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 수입량



⁹ 국내에서의 운송·거래비용에 대한 데이터가 없다. 따라서 과일 수입업체를 통해 운송·거래비용을 조사하였고, 조사 결과 평균적으로 운송·거래비용이 CIF 가격의 10% 수준인 것으로 나타나 이를 준용하여 분석에 활용하였다.

3.3. 사과 수입수요함수

전 단계에서 도출한 SPS 조치가 없었을 때 사과 예상 수입량과 1단계에서 사용한 사과 예상수입가격, 그리고 국산 사과 가격을 이용하여 사과의 수입수요함수를 추정하였다. 사과의 수입수요함수 형태 선정 시 외국산 사과에 대한 국내 소비자의 반응을 고려해야 한다. 국산 사과와 외국산 사과의 동질성 또는 이질성에 따라 사과의 수급모형과 수입수요함수 형태가 달라지기 때문이다. 완전대체성을 갖는 동질적 상품이라고 가정하면, 외국산과 국산 사과는 시장균형가격 도출과정에서 시장 일원화되어, 총공급량은 국내생산량과 수입량을 포함하며 총수요량(총소비량)은 국내생산량과 수입량이 포함된다. 따라서 국산 사과 수요함수의 설명변수는 국산 사과 가격과 소비대체 품목의 가격, 그리고 가처분소득으로 구성되며, 수입수요함수는 국산 사과 가격과 외국산 사과가격으로 결정된다. 반면에 외국산 사과가 이질적 상품이라면 균형가격 도출과정에서 국산 사과와 외국산 사과를 이원화하여 구분한다. 즉, 총공급량에 국내산 생산량만 포함되며, 수요함수에도 국내산 생산량만 포함되어 국산 사과 수요함수에는 국산 사과가격, 소비대체 품목가격, 가처분소득뿐만 아니라 국산 사과의 대체재인 외국산 사과가격을 설명변수로 포함된다. 사과 수입수요함수에는 국산 사과 가격과 외국산 사과가격, 가처분소득을 설명변수로 포함한다.

표 1. 동질성·이질성 가정에 따른 수급모형 구조와 수입수요함수 형태 비교

동질성 가정	이질성 가정
*시장 일원화	*시장을 국산과 외국산으로 이원화
총공급=생산량+수입량 총수요=국내수요+수출량	총공급=생산량 총수요=국내수요+수출량 수입수요=수입공급
$Demand_{i,t}/pop_t = f(price_{i,t}, price_{j,t}, I_t)$ $M_{i,t} = f(price_{i,t}, price_{m,t})$	$Demand_{i,t}/pop_t = f(price_{i,t}, price_{j,t}, price_{m,t}, I_t)$ $M_{i,t} = f(price_{i,t}, price_{m,t}, I_t)$

주: pop =인구 수, i =국내산, j =대체재, m =외국산, M =수입량, I =소득

자료: 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO(2015).

앞서 언급하였듯이 외국산 사과와 국산 사과의 동질성 검정을 위해서는 외국산 소비자가격과 국내산 소비자가격의 데이터 흐름에 대한 시계열분석이 필요하나 SPS 수입금지 조치로 인해 분석이 불가능하여 동질적이라고 가정하였다. 따라서 외국산 사과와

국산 사과를 시장 일원화하여 수급모형을 구축하였으며 사과 수입수요함수를 식 (14)의 형태로 추정하였다. 사과의 기대 수입량은 국산 사과의 소비자가격과 환율을 고려한 외국산 사과의 CIF 가격에서 관세율과 국내에서의 운송 및 거래비용을 적용한 외국산 사과의 국내 소비자가격에 의해 결정되도록 구성하였다.

$$(14) \log(M_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(P_{D,t}) + \beta_2 \log[P_{I,t} * (1 + tc + \tau_t)]$$

M_t : 외국산 사과 예상 수입량, $P_{D,t}$: 국산 사과의 소비자가격,

$P_{I,t}$: 외국산 사과 예상 CIF 가격, tc : 항만에서 소매시장까지의 운송·거래비용(%)

τ_t : 우리나라의 사과 평균관세율

4. 사과 SPS 수입금지 조치 해제의 영향분석

사과 SPS 수입금지 조치 해제에 따른 영향평가 분석방법은 SPS 수입금지 조치로 인해 신선사과의 수입이 허용되지 않았을 경우(베이스라인)를 연차별(15년)로 전망하고, 수입금지 조치 해제로 인해 수입이 허용될 경우(시나리오)의 연차별 전망치를 비교하여 산출하였다.

사과 SPS 수입금지 조치해제에 따른 사과의 수입량 증가는 초과공급으로 전환되고 시장청산 균형가격은 하락하며, 가격하락은 동기 또는 차기의 사과 생산량(재배면적)을 감소시킨다. 이에 따라 사과 SPS 수입금지 조치 해제로 국내 농업생산액은 감소하게 된다. 이러한 농업생산액 감소는 직접피해효과와 간접피해효과로 구분할 수 있다. 먼저 직접피해효과는 사과의 균형가격 하락 폭과 사과의 국내생산량 감소 폭의 곱인 국내사과 생산액 감소로 나타난다. 간접피해효과는 사과의 균형가격 하락이 사과 생산 및 소비대체재가 되는 품목의 가격을 하락시켜 타 품목의 수급균형에 영향을 미쳐 나타난다. 공급 측면에서의 간접피해효과는 사과의 가격하락으로 인해 사과를 생산하는 농업인들이 생산대체재인 타 품목으로 품목을 전환하여 타 품목의 생산량(재배면적)을 증가시킴에 따라 타 품목의 균형가격을 하락시켜 피해를 발생시킨다. 수요 측면에서의 영향은 사과의 가격하락으로 소비대체재 품목의 가격하락을 야기하는 것이다. 이와 같이 공급과 수요 측면을 모두 고려해 보았을 때 일반적으로 타 품목의 생산액은 감소하나 절대적으로 감소하지는 않는다.¹⁰ 이러한 직접피해효과와 간접피해효과로 인한 농업생산액 피해액은 베이스라인 생산액 전망치와 시나리오 생산액 전망치의 차이를 통해 추정할 수 있다.

SPS 영향평가에 앞서 국내 소비자의 국내산과 외국산 사과의 선호도에 따라 우리나라 농업부문에 미치는 영향평가의 민감도 분석을 위해 앞에서 언급한 6개의 선호도계수를 이용하여 산출하였으며, 현재 우리나라의 TPP 가입예상 시점인 2018년에 사과 SPS 수입금지 조치가 해제될 것으로 가정하였다. 또한, 2014년 중국의 가중 평균한 외국산 사과 CIF 가격이 앞으로 지속될 것으로 가정하였다.

4.1. 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치와 수입허용 시 예상 수입량

과거 우리나라 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치와 수입허용 시 과거 예상 수입량을 추정하기 위한 기초자료는 <표 2>와 같다. 국산 사과의 소매가격 대비 외국산 사과의 예상시장가격 상대비율은 1995년 20.4%에서 2014년 49.8%로 증가하였다. 1995년부터 2014년까지 국산 사과의 소매시장 가격을 살펴보면 시기에 따라 상승과 하락을 보이고 있지만, 1995년 kg당 2,161원에서 2014년 5,435원으로 연평균 5.0% 증가추세를 나타내고 있다. 외국산 사과의 국내시장 가격은 중국의 외국산 사과 평균단가로부터 우리나라의 사과 관세율, 국내 운송비와 환율을 적용하였고, 외국산 사과의 예상 국내시장 가격은 1995년 kg당 442원에서 2014년 kg당 2,705원으로 연평균 10.0% 상승하고 있다. 외국산 사과의 국내시장가격 인상률은 1995년부터 2014년까지 우리나라의 사과 관세율이 8.5%p 감소하였음에도, 환율의 상승폭이 관세율 하락폭을 크게 상회하여 연평균 10.0% 상승한 것으로 나타났다.

SPS 조치를 관세상당치로 전환하고 수입을 허용하였을 때 사과의 예상 수입량은 우리나라 소비자의 국산선호 정도에 따라 상이하게 나타났다<표 2>. 즉, 외국산 사과에 비해 국산 사과의 선호도가 높아질수록 SPS 수입금지조치의 관세상당치는 감소하며, 수입허용 가정 시 예상수입량도 감소하게 된다. 우리나라 소비자가 국산 사과와 외국산 사과에 대한 선호가 동일하다고 가정하고 관세상당치를 추정하면 사과 수입금지 조치의 관세등가는 국산 사과 소매가격으로부터 외국산 사과 예상 시장가격을 차감하여 구한다. 1995년 관세등가는 kg당 1,719원으로 SPS 수입금지 조치의 (종가)관세상당치는 수입단가의 6배 이상인 621%로 나타났다. 2014년 관세등가는 kg당 2,730원으로 1995년에 비해 높아졌지만 외국산 사과 단가의 상승으로 인해 관세상당치는 153%로

¹⁰ 만약, 재배면적 증가 폭이 균형가격 하락 폭보다 클 경우에는 해당 품목의 생산액은 증가할 수 있다.

나타났다. 사과수입을 허용할 경우 예상 수입량은 1995년 621천 톤에서 2014년 153천 톤으로 감소한 것으로 추정된다.

표 2. 사과 SPS 분석 기초자료

단위: \$/kg, 원/kg, %, 천 톤

구분	'95	'00	'05	'10	'11	'12	'13	'14	연평균 변화율 (%)
									'14/'95
국산 소매가격	2,161	4,043	5,585	5,878	6,858	6,389	5,616	5,435	5.0
외국산 사과의 국내 시장가격	442	816	1,245	2,513	2,565	2,878	2,854	2,705	10.0
외국산 사과 CIF 가격	0.36	0.46	0.78	1.40	1.50	1.66	1.71	1.69	8.5
관세율	50	47	45	45	44	43	42	42	-8.0p
국내운송비	28	52	80	162	166	188	187	178	10.2
소비량	716	489	368	460	380	395	494	475	2.1

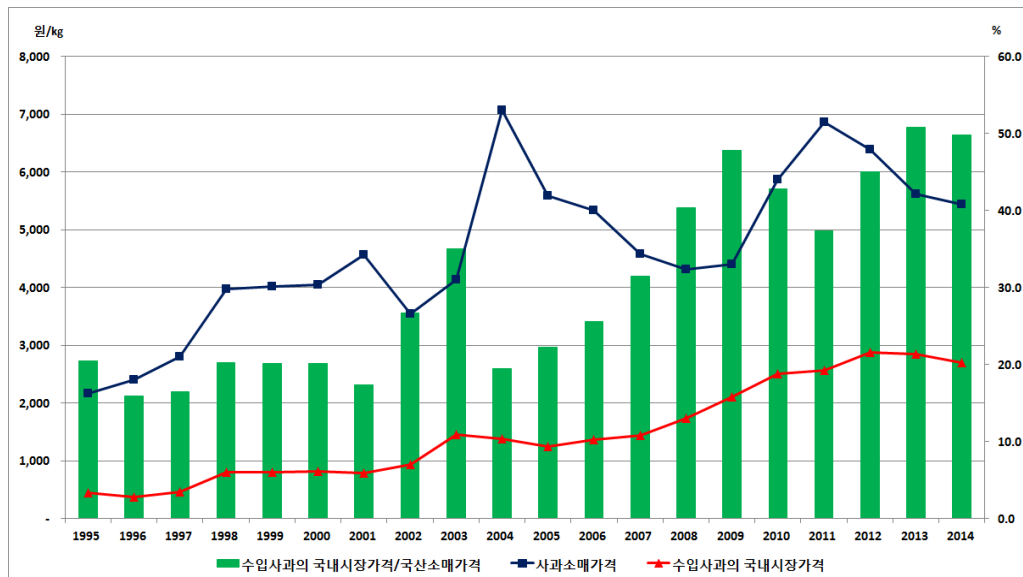
주 1) 외국산 사과의 국내 시장가격=수입단가*환율*(1.1+관세/100)

2) 수입단가=중국의 TPP 12개 국가로부터의 수입량을 가중평균하여 계산

3) 관세=TPP 12개 국가 수출량을 가중 평균하여 계산

4) 국내운송비=수입단가*환율*0.1

그림 2. 국산 소매가격 및 외국산 사과의 국내 시장가격 추이



자료: 농산물유통정보(KAMIS), Global Trade Atlas.

일본 소비자의 국산 선호도계수 중앙값인 0.64를 적용하였을 때 1995년 SPS 수입금지 조치의 관세상당치는 279%로 나타났으며 수입허용 시 예상 수입량은 336천 톤으로 추정된다. 2014년 관세상당치는 20%로 예상 수입량은 42천 톤에 불과한 것으로 추정되었다.

국산 사과의 무차별(=0.50)과 5가지의 다른 선호도계수를 적용한 후 수입허용 시 과거 예상 수입량을 비교한 결과, 예상 수입량은 국산선호도 계수 값에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 특히, 일본소비자의 국산 선호도계수 중앙값보다 0.05 큰 0.69를 적용할 경우, 2012년부터 선호도를 고려한 외국인 사과의 실질가격(effective price)은 국산 사과의 실질가격을 크게 상회하여 국내 소비자의 외국인 사과 수요량(소비량)은 0일 것으로 추정된다. 즉, 외국인 사과의 수입물량은 없는 것으로 추정된다. 또한, 국산 선호도 계수 0.74를 적용한 경우 외국인 사과 물량은 2010년부터 0일 것으로 추정된다.

표 3. 사과 SPS 관세상당치와 금지조치 해제 시 예상 수입량 추정결과

단위: 원/kg, %, 천 톤

국산선호도		'95	'99	'03	'07	'11	'12	'13	'14
0.50	<i>SPS</i>	1,719	3,214	2,691	3,144	4,293	3,511	2,762	2,730
	τ_{SPS}	621	627	287	338	258	187	148	153
	<i>M</i>	415	286	175	220	175	161	181	177
0.54	<i>SPS</i>	1,399	2,618	2,077	2,464	3,277	2,565	1,930	1,925
	τ_{SPS}	505	510	222	265	197	137	103	108
	<i>M</i>	398	274	159	203	158	139	149	148
0.59	<i>SPS</i>	1,060	1,987	1,427	1,745	2,201	1,562	1,049	1,072
	τ_{SPS}	383	387	152	188	132	83	56	60
	<i>M</i>	371	256	135	177	131	104	100	102
0.64	<i>SPS</i>	774	1,454	878	1,137	1,293	716	305	352
	τ_{SPS}	279	284	94	122	78	38	16	20
	<i>M</i>	336	232	103	143	96	60	37	42
0.69	<i>SPS</i>	529	999	409	618	516	---	---	---
	τ_{SPS}	191	195	44	66	31	---	---	---
	<i>M</i>	289	201	61	99	48	---	---	---
0.74	<i>SPS</i>	317	605	3	169	---	---	---	---
	τ_{SPS}	115	118	0.3	18	---	---	---	---
	<i>M</i>	224	157	1	35	---	---	---	---

주: ---는 사과 SPS 수입금지 조치의 관세등가와 관세상당치가 음의 값인 것으로 이는 관세상당치가 0인 것을 의미함. 이는 외국 사과의 수입이 허용되었다고 하더라도, 수입물량은 없었을 것을 의미함.

4.2. 사과 수입수요함수 추정

국산선택도 계수 α 의 가정에 따라 추산된 예상 수입량을 이용하여 사과 수입수요함수를 추정하였다. 국산선택도 가정에 따른 수입수요함수의 계수 값은 <표 4>와 같다. <표 3>에서와 같이 국산선택도가 클수록 수입량은 줄어들고, 사과 수입량은 외국산 사과 가격과 국산 사과 가격에 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다. 수입수요함수 추정결과 추정함수식의 적합도와 독립변수의 설명력을 예측하는 R2 값이 1에 근접하였다. 이는 외국산 사과 수입량 분산의 97% 정도를 외국산 사과 가격과 국산 소매가격으로 예측이 가능하다는 것을 의미한다. 설명변수의 추정결과도 국산·외국산 간 무차별하다고 가정한 경우 소매가격 탄성치를 제외한 모든 추정치는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

국산 사과와 외국산 사과의 선택도가 동일하다고 가정한 경우, 외국산 사과 수입량은 수입가격과 국산소매가격에 비탄력적인 것으로 나타났다. 다른 조건이 동일할 때 수입가격이 1% 상승하면 수입량은 0.57% 감소하며, 국내산 가격이 1% 상승하면 수입량은 0.03% 증가하는 것으로 나타났다.

국산선택도에 따른 민감도 분석 결과 국산을 선호할수록 사과 수입량은 수입가격과 국산 사과 가격 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 일본 소비자의 국산선택도 계수 중앙값(=0.64)을 적용한 경우, 수입수요량은 국내·수입가격 변화 모두에 매우 탄력적으로 반응하였다. 외국산 사과 가격이 1% 상승하면 사과 수입량은 1.69% 감소하며, 국산 사과 가격이 1% 상승하면 사과 수입량은 1.02% 증가하는 것으로 분석되었다.

표 4. 사과 수입수요함수(log-log) 추정결과

구분		계수	표준오차	t-통계량	P값	R2	D-W
국산선택도	변수						
0.50	상수항	7.05	0.12	58.50	0.00	0.97	1.97
	수입가격	-0.57	0.05	-10.40	0.00		
	소매가격	0.03	0.01	2.61	0.02		
0.54	상수항	7.22	0.12	61.81	0.00	0.98	2.46
	수입가격	-0.67	0.05	-12.56	0.00		
	소매가격	0.03	0.01	2.73	0.01		
0.59	상수항	6.29	0.37	17.00	0.00	0.98	1.99
	수입가격	-0.98	0.09	-11.48	0.00		
	소매가격	0.41	0.11	3.64	0.00		
0.64	상수항	5.34	0.66	8.04	0.00	0.97	1.96
	수입가격	-1.69	0.09	-19.67	0.00		
	소매가격	1.02	0.19	5.52	0.00		

4.3. 시뮬레이션 결과: SPS 수입금지 조치 해제 시 사과부문 영향평가

TPP 가입 예상시점인 2018년에 사과 SPS 수입금지 조치가 해제되어 외국산 사과의 수입이 허용될 경우, 국내 사과부문에 미치는 생산액 감소분은 소비자의 국산선호도에 따라 베이스라인 대비 최대 39.0%까지 생산액이 감소하는 것으로 예상된다<표 5>. 분석결과 2018년 외국산 사과의 수입허용에 따른 2018년부터 2027년까지 연평균 예상 수입량은 국산 사과의 선호 정도에 따라 0~184천 톤으로 전망된다. 일본 소비자의 국산 선호도계수 중앙값인 0.64를 가정하면 2018년에 31천 톤의 물량이 수입되며 2027년에는 41천 톤이 수입될 것으로 전망된다. 예상 수입량은 국산 선호도계수가 작아질 수록 증가하며 국산과 외국산 사과의 선호가 동일하다고 가정할 경우 2018년 174천 톤, 2027년 196천 톤의 사과가 수입될 것으로 전망된다. 반면 국산 선호도계수가 중앙값인 0.64보다 큰 0.69와 0.74일 경우 수입물량은 거의 없을 것으로 예상된다.

농판가격의 경우 외국산 사과의 수입허용에 따라 국산 사과의 농판가격은 급격하게 하락할 것으로 전망된다. 국산 선호도계수 가정에 따라 감소율이 다르게 나타나면 해제시점 이후 10년 동안 베이스라인 대비 28.7%까지 감소할 것으로 전망된다<그림 3>. 국산·외국산에 무차별하다고 가정하면 2018년 농판가격은 kg당 1,187원으로 베이스라인(kg당 1,929원) 대비 38.4% 하락하는 것으로 전망된다. 국산 선호도계수가 0.54일 경우 2018년 농판가격은 kg당 1,265원(34.4% 하락), 0.59일 경우 kg당 1,493원(22.6%), 0.64일 경우 kg당 1,747원(9.4% 하락)으로 전망된다. 즉, 소비자의 국내산 선호도가 낮을수록 농판가격 하락 폭이 커짐을 확인할 수 있다.

재배면적은 농판가격이 하락하면서 2019년부터 유목 입식면적이 줄어들 것으로 전망되며,¹¹ 유목면적 감소에 따라 전체 재배면적 감소 폭은 확대될 것으로 예상된다<그림 3>. 국산과 외국산 사과 선호도가 동일할 경우 2019년 재배면적은 31천 600ha로 베이스라인 대비 1.3% 감소하며, 2027년 재배면적은 22천 800ha로 베이스라인 대비 21.3% 감소할 것으로 예상된다. 국산 선호도계수가 0.54일 경우 재배면적은 연평균 7.1% 감소하고 0.59일 경우 4.7% 감소, 0.64일 경우 2.0% 감소할 것으로 전망된다.

생산량은 성목면적이 감소하면서 2022년부터 사과 생산량이 감소할 것으로 전망되고,¹² 생산량 감소 폭은 시간이 지나면서 확대될 것으로 예상된다. 국산 선호도계수가

¹¹ 2018년부터 외국산이 들어오므로 생산자가 다음 해의 의사결정에 이 변화를 반영한다고 가정하였다.

¹² 유목에서 성목으로 자랄 때까지 일반적으로 4년이 소요된다고 가정하였다.

0.64일 경우 2027년 사과 생산량은 508천 톤으로 베이스라인 대비 2.6% 감소할 것으로 예상되며 국산·외국산 사과가 무차별할 경우 2027년 사과 생산량은 460천 톤으로 베이스라인 대비 11.8% 감소할 것으로 전망된다.

표 5. 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 사과품목 영향 분석결과

단위: 십억 원, 원/kg, 천 톤, 천 h

구분		'15	'18	'21	'24	'25	'26	'27	베이스라인 대비 증감률
베이스 라인	생산액	891	1,005	1,026	1,058	1,072	1,087	1,102	-
	농판가격	1,572	1,929	1,924	1,987	2,028	2,075	2,128	-
	생산량	583	525	538	536	532	527	521	-
	수입량	-	-	-	-	-	-	-	-
	재배면적	31.6	32.1	31.7	30.5	30.0	29.4	28.9	-
0.50	생산액	891 (0.0)	621 (-38.2)	630 (-38.7)	642 (-39.3)	650 (-39.4)	658 (-39.5)	665 (-39.7)	-39.0
	농판가격	1,572 (0.0)	1,187 (-38.4)	1,176 (-38.9)	1,237 (-37.8)	1,294 (-36.2)	1,365 (-34.2)	1,440 (-32.3)	-37.3
	생산량	583 (0.0)	525 (0.0)	538 (0.0)	521 (-2.8)	503 (-5.5)	482 (-8.6)	460 (-11.8)	-3.0
	수입량	-	174	181	189	191	194	196	-
	재배면적	31.6 (0.0)	32.1 (0.0)	29.7 (-6.2)	26.2 (-13.9)	25.1 (-16.4)	23.9 (-19.0)	22.8 (-21.3)	-10.3
0.54	생산액	891 (0.0)	661 (-34.2)	669 (-34.9)	681 (-35.6)	690 (-35.7)	699 (-35.7)	707 (-35.8)	-35.1
	농판가격	1,572 (0.0)	1,265 (-34.4)	1,250 (-35.0)	1,308 (-34.1)	1,365 (-32.7)	1,436 (-30.8)	1,511 (-29.0)	-33.6
	생산량	583 (0.0)	525 (0.0)	538 (0.0)	523 (-2.5)	507 (-4.8)	487 (-7.6)	467 (-10.4)	-2.7
	수입량	-	148	156	164	166	168	171	-
	재배면적	31.6 (0.0)	32.1 (0.0)	29.9 (-5.6)	26.7 (-12.5)	25.5 (-14.8)	24.4 (-17.1)	23.4 (-19.2)	-9.2
0.59	생산액	891 (0.0)	779 (-22.5)	792 (-22.8)	810 (-23.4)	820 (-23.5)	830 (-23.7)	838 (-23.9)	-23.1
	농판가격	1,572 (0.0)	1,493 (-22.6)	1,483 (-22.9)	1,544 (-22.3)	1,596 (-21.3)	1,659 (-20.1)	1,724 (-19.0)	-21.9
	생산량	583 (0.0)	525 (0.0)	538 (0.0)	528 (-1.6)	516 (-3.1)	502 (-4.8)	487 (-6.5)	-1.7
	수입량	-	85	89	95	97	100	103	-
	재배면적	31.6 (0.0)	32.1 (-0.0)	30.6 (-3.6)	28.0 (-8.3)	27.1 (-9.7)	26.2 (-11.2)	25.3 (-12.5)	-6.1

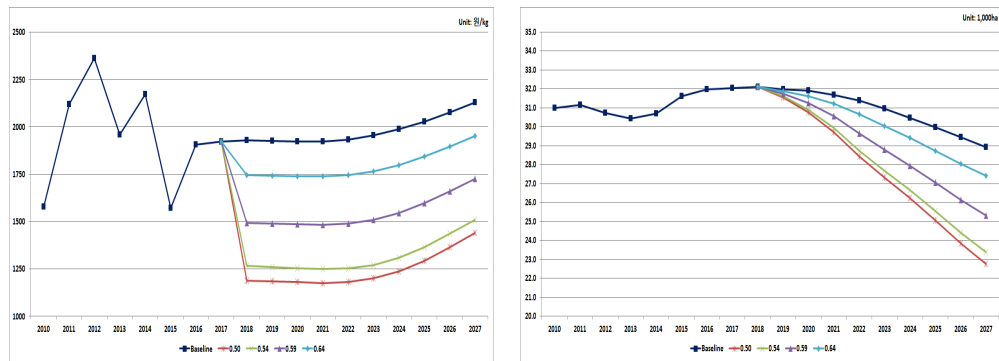
(계속)

구분		'15	'18	'21	'24	'25	'26	'27	베이스라인 대비 증감률
0.64	생산액	891 (0.0)	911 (-9.4)	928 (-9.6)	952 (-10.0)	963 (-10.2)	975 (-10.3)	985 (-10.6)	-9.9
	농판가격	1,572 (0.0)	1,747 (-9.4)	1,738 (-9.6)	1,798 (-9.5)	1,843 (-9.1)	1,896 (-8.7)	1,951 (-8.3)	-9.3
	생산량	583 (0.0)	525 (0.0)	538 (0.0)	533 (-0.7)	526 (-1.2)	517 (-1.9)	508 (-2.6)	-0.7
	수입량	-	31	33	36	37	39	41	-
	재배면적	31.6 (0.0)	32.1 (0.0)	31.2 (-1.5)	29.4 (-3.5)	28.7 (-4.1)	28.1 (-4.7)	27.4 (-5.3)	-2.5

주: ()는 베이스라인 대비 증감률임.

자료: 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO.

그림 3. 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 사과 농판가격과 재배면적 변화



자료: 농산물유통공사(KAMIS), 통계청(KOSIS), 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO.

4.4. 시뮬레이션 결과: SPS 수입금지 조치 해제 시 농업부문 영향평가

베이스라인의 농업생산액은 중장기적으로 완만하게 증가하여 2027년 농업생산액은 2015년 대비 연평균 1.0% 증가한 50조 7,120억 원으로 전망된다<표 6>. 향후 물가는 지속적으로 상승하고 경제성장률은 둔화될 것으로 전망된다. 또한, 가처분소득 하락에 따라 국내 농산물 소비가 위축될 것으로 전망되어 2027년 과일류 생산액은 2015년 대비 1.4% 증가한 3조 9,350억 원으로 예상되며, 2027년 과채류 생산액은 2015년 대비 2.1% 증가한 6조 3,120억 원으로 전망된다. 무역수지 적자는 기 체결 FTA 영향이 누

적되면서 지속적으로 악화될 전망이고 2027년 무역수지 적자는 2015년 대비 연평균 1.7% 증가할 것으로 전망된다.

국산선호도 시나리오별 분석 결과 국산 사과를 선호할수록 농업생산액 피해는 감소하는 것으로 분석된다. 먼저 국산·외국산 사과에 대한 선호가 동일할 경우 생산액 피해가 연평균 5,980억 원 수준으로 가장 큰 피해가 발생하는 것으로 나타났고, 농업 GDP는 베이스라인 대비 연평균 1.3% 감소할 것으로 전망된다. 농축산물 무역수지 적자는 사과 수입허용에 따른 수입액 증가로 인해 연평균 2.9억 달러 수준으로 악화될 것으로 분석되었다. 사과 수입허용으로 인해 가장 영향을 크게 받는 품목은 사과로, 생산 감소액은 연평균 4,080억 원 수준으로 전체 농업 분야 피해의 68.2%를 차지한다. 사과와 생산·소비 대체 품목인 기타 과일품목의 생산 감소액은 연평균 1,270억 원 수준으로 전체 농업부문 피해의 21.2%를 차지하고 있다. 주요 과일 품목의 생산 감소액을 살펴보면, 포도의 생산액 감소분은 연평균 340억 원으로, 생산액은 베이스라인 대비 연평균 6.7% 감소할 것으로 전망된다. 감귤, 배, 복숭아의 피해는 각각 310억 원, 250억 원, 5억 원으로 베이스라인 대비 연평균 4.7%, 9.0%, 1.6% 감소할 것으로 분석되었다. 사과의 소비대체 품목인 수박, 참외, 딸기, 토마토 등을 포함하는 과채류의 생산 감소액은 연평균 490억 원으로, 이는 전체 농업 분야 피해의 8.2%를 차지하고 베이스라인 대비 연평균 0.8% 감소할 것으로 전망된다.

일본 소비자의 선호도계수 중앙값을 적용한 시나리오 분석 결과, 농업 GDP 감소액은 연평균 1,480억 원 수준으로 베이스라인 대비 연평균 0.3% 감소할 것으로 전망된다. 농축산물 무역수지 적자는 사과 수입 증가로 인해 연평균 0.54억 달러 수준으로 악화될 것으로 전망된다. 전체 농업 생산 감소액의 69.6%가 사과부문에서 발생하고 있고, 생산액 감소는 연평균 1,340억 원 수준인 것으로 분석된다. 사과를 제외한 기타 과일품목의 연평균 생산 감소액은 310억 원 수준으로, 이는 전체 농업 분야 피해의 20.9%를 차지한다. 베이스라인 대비 생산액 감소 폭이 큰 품목은 배로 연평균 60억 원 감소하는 것으로 전망되고, 그 다음으로 포도(-1.6%)와 감귤(-1.1%)의 감소폭이 큰 것으로 분석되었다. 과채류의 연평균 생산액 피해는 110억 원이고, 이는 전체 농업분야 피해의 7.4%를 차지하고, 과채류 생산액은 베이스라인 대비 연평균 0.2% 감소할 것으로 전망된다.

표 6. 농업 부문 전망 베이스라인

단위: 억 달러, 십억 원

구분	'15	'18	'21	'24	'27
농업생산액	45,263	44,928	46,409	48,536	50,712
수출액	57	60	64	68	72
수입액	248	261	275	290	306
무역수지	-192	-201	-211	-221	-234
과일	3,329	3,552	3,663	3,794	3,935
- 사과	891	1,005	1,026	1,058	1,102
- 배	265	260	273	288	302
- 포도	453	496	511	524	535
- 복숭아	262	294	318	345	371
- 감귤	606	616	637	658	680
- 기타	852	881	898	922	944
과채	4,931	5,456	5,782	6,054	6,312
기타	37,002	35,920	36,965	38,689	40,465

주: 품목별 피해규모의 과일 기타는 단감, 뽕은감, 키위(참다래), 매실, 유자, 무화과, 자두, 기타품목은 곡물, 과채를 제외한 채소, 특용·기타, 축산임.

자료: 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO.

표 7. 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 생산감소액(국산선평가수 0.50 가정)

단위: 억 달러, 십억 원

구분	'18	'21	'24	'27	연평균 (%)
농업생산액	-518	-585	-610	-623	-598(-1.3)
수출액	-0.02	-0.03	-0.03	-0.04	-0.03(-0.04)
수입액	2.75	2.81	2.91	3.04	2.87(1.0)
무역수지	-2.78	-2.84	-2.95	-3.08	-2.90(1.3)
과일	-512	-528	-546	-553	-535(-14.3)
- 사과	-384	-397	-415	-437	-408(-39.0)
- 배	-24	-25	-26	-25	-25(-9.0)
- 포도	-36	-37	-35	-27	-34(-6.7)
- 복숭아	-4	-5	-6	-7	-5(-1.6)
- 감귤	-31	-32	-31	-26	-31(-4.7)
- 기타	-32	-32	-33	-30	-32(-3.5)
과채	-6	-54	-52	-51	-49(-0.8)
기타	-0.1	-3	-12	-19	-14(-0.03)

주 1) 품목별 피해규모의 과일 기타는 단감, 뽕은감, 키위(참다래), 매실, 유자, 무화과, 자두, 기타품목은 곡물, 과채를 제외한 채소, 특용·기타, 축산임.

2) ()는 베이스라인 대비 증감률임.

자료: 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO.

표 8. 사과 SPS 수입금지 조치 해제 시 생산감소액(국산선호계수 0.64 가정)

단위: 억 달러, 십억 원

구분	'18	'21	'24	'27	연평균 (%)
농업생산액	-125	-142	-152	-162	-148(-0.3)
수출액	-0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01(-0.01)
수입액	0.49	0.50	0.54	0.62	0.53(0.2)
무역수지	-0.49	-0.51	-0.55	-0.63	-0.54(0.2)
과일	-124	-129	-137	-146	-134(-3.6)
- 사과	-94	-99	-106	-116	-103(-9.9)
- 배	-6	-6	-6	-6	-6(-2.2)
- 포도	-8	-9	-8	-7	-8(-1.6)
- 복숭아	-1	-1	-1	-2	-1(-0.4)
- 감귤	-7	-7	-7	-7	-7(-1.1)
- 기타	-7	-8	-8	-8	-8(-0.8)
과채	-1	-12	-12	-12	-11(-0.2)
기타	-0.1	-1	-3	-5	-4(-0.01)

주 1) 품목별 피해규모의 과일 기타는 단감, 뽕은감, 키위(참다래), 매실, 유자, 무화과, 자두, 기타품목은 곡물, 과채를 제외한 채소, 특용·기타, 축산임.

2) ()는 베이스라인 대비 증감률임.

자료: 한국농촌경제연구원 KREI-KASMO.

5. 요약 및 결론

본 연구는 최근 증가하고 있는 SPS 조치에 구체적으로 대응하기 위해 SPS 규정의 정량적 효과 분석 방법론을 검토하고, 이를 활용하여 TPP 가입 시 SPS 조치의 변경·해제가 우리나라 농업부문에 미치는 영향분석 방법을 제시하였으며, 과거 수입실적이 없었던 사과를 대상으로 사례분석을 실시하였다.

우리나라는 사과를 SPS 수입금지 품목으로 지정하였고, 과거 어느 국가로부터도 사과 수입 실적이 존재하지 않아 기존의 SPS 영향추정 방법론을 적용하는 것이 어려워 SPS 수입금지 조치 해제의 경제적·정량적 영향평가를 위한 방법론을 고안하였다. 먼저 국산선호도를 반영하는 가격 격차 방법론(price-wedge)을 이용하여 우리나라 사과 SPS 수입금지 조치의 관세상당치를 도출하였고, 도출한 관세상당치를 이용하여 과거 우리나라가 SPS 수입금지 조치를 하지 않았을 경우 예상되는 사과 수입량을 산출하였다. 산출한 과거 20여 년의 예상 수입량을 이용하여 사과 수입수요함수를 추정하였고, 추

정된 수입수요함수를 국내 사과 수급모형에 반영하는 모듈을 개발하고 KREI-KASMO 2015 모형에 삽입한 뒤 시뮬레이션을 시행하였다.

분석결과 사과의 예상 수입량은 우리나라 소비자의 국산선호 정도에 따라 상이하게 나타났다. 즉, 외국산 사과에 비해 국산 사과의 선호도가 높아질수록 SPS 외국산 사과 금지조치의 관세상당치는 감소하며, 수입허용 가정 시 예상 수입량도 감소하는 것으로 분석되었다. 국산선호도 계수 값의 가정에 따라 추산된 예상 수입량을 이용하여 사과 수입수요함수를 추정하였고, 사과 수입수요함수 추정결과 국산선호도가 클수록 수입량은 감소하고, 사과 수입량은 외국산 사과가격과 국산 사과 가격에 탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다.

KREI-KASMO 2015를 활용하여 시뮬레이션한 결과 우리나라 소비자가 국산 사과를 선호할수록 SPS 조치 해제에 따른 사과부문 및 전체 농업부문의 생산 감소효과는 미미해지는 것으로 분석되었다. 국산·외국산 간 무차별하다고 가정한 시나리오 분석결과 사과부문 피해액은 연평균 4,080억 원 수준이고, 농업 GDP 피해액은 5,980억 원 수준으로 전망된다. 선호도계수 0.64를 적용한 시나리오의 경우 사과부문 생산 감소액은 연평균 1,030억 원 수준이며 농업 GDP 감소액은 연평균 1,480억 원 수준으로 전망된다. 우리나라 사과에 대한 선호도가 높다고 가정한 0.69, 0.74의 경우에는 사과수입을 허용하더라도 전체 농업부문에 미치는 영향은 거의 없을 것으로 전망된다.

본 연구에서는 사용가능한 자료가 부족하여 부득이하게 강한 가정을 설정하여 분석을 수행하였다. 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구에서 제안한 방법론을 활용하여 배, 복숭아와 같이 SPS 조치로 인해 수입실적이 없는 품목의 수입허용 시 우리나라 농업부문에 미치는 영향을 사전적으로 평가할 수 있을 것으로 기대된다. 수입실적이 전무한 품목의 경우, SPS 수입금지 조치 해제에 따른 경제적·정량적 효과를 실증 분석한 연구가 거의 없는 상태에서 본 연구에서 제안한 방법론은 사전 효과분석을 위한 하나의 대안이 될 수 있다. 그리고 SPS 조치의 변경 또는 해제의 시나리오 분석을 기존의 관세감축 및 관세할당물량(Tariff Rate Quota: TRQ) 증량의 시나리오 분석과 병행하면 사전 영향평가를 수행할 수 있다. 이를 바탕으로 추후 TPP 가입을 위한 협상 시 합리적인 대응 및 의사결정에 큰 도움이 될 것으로 기대된다. 또한 외국의 SPS 수입금지 조치 때문에 수출할 수 없던 품목에 위의 방법론을 적용하여 해당 품목의 예상수출량과 농업부문에 미칠 영향을 전망하는 데 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

참고 문헌

- 이상현, 김종인, 정대회, 안수정. 2015. “환태평양경제동반자협정(TPP) 타결, 농업부문 협상결과와 시사점.” 『농정포커스』 제114호(2015.10.20.). 한국농촌경제연구원.
- 한석호, 서홍석, 염정완, 김충현. 2015. 『농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2015 운용·개발 연구』. 한국농촌경제연구원.
- American University. Mandala Project. Japan-US Apple Trade, Case Study of Mandala Projects, American University, Washington, D.C.
- Beghin, J.C. and J.C. Bureau. 2001. “Quantification of Sanitary, Phytosanitary, and Technical Barriers to Trade for Trade Policy Analysis.” Working Paper 01-WP 291. Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University Ames, Iowa 50011-1070.
- Calvin, L., B. Krissoff. 1998. “Technical Barriers to Trade: A Case Study of Phytosanitary Barriers and U.S.-Japanese Apple Trade.” *Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 23, no. 2, pp. 351-366.
- Disdier, A.C., L. Fontagne, and M. Mimouni. 2007. “The Impact of Regulations on Agricultural Trade: Evidence from SPS and SPS Agreements.” CEPII Working Paper No. 2007-4, Paris.
- Kajikawa, C. 1998. “Quality Level and Price in Japanese Apple Market.” *Agribusiness: An International Journal*. vol. 14, no. 3, pp. 227-233.
- OECD. 2005. “Analysis of Non-Tariff Barriers of Concern to Developing Countries.” OECD Trade Policy Working Papers. No. 16. OECD Publishing.
- Shim, S., K. Gehrt, and S. Lotz. 2002. “Competitive Market Analysis of U.S. Apples in the Japanese Market.” Proceedings of the World Congress of Computer in Agricultural and Natural Resources ASAE Publication No 701P0301: 758-765.
- UNCTAD. 2013. Classification of Non-Tariff Measures February 2012 Version. UNCTAD/DITC/TAB/2012/2. <<http://goo.gl/1UaEtI>>.
- Wales, T.J., A.D. Woodland. 1983. “Estimation of Consumer Demand systems with Binding Nonnegativity Constraints.” *Journal of Econometrics*. vol. 21, pp. 263-285.
- Wilson, J.S., T. Otsuki, and B. Majumdsar. 2003. “Balancing Food Safety and Risk: Do Drug Residue Limits Affect International Trade?” *Journal of International Trade and Development*. vol. 12, no. 4, pp. 377-402.
- Xiong, B. and J. Beghin. 2011. “Does European Aflatoxin Regulation Hurt Groundnut Exporters from Africa?” *European Review of Agricultural Economics*. doi 10.1093/erae/jbr062.
- Yue, C., and J.C. Beghin. 2009. “Tariff Equivalent and Forgone Trade Effects of Prohibitive Technical Barriers to Trade.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 91, no. 4, pp. 930-941.
- Yue, C., and J.C. Beghin, and H.H. Jensen. 2006. “Tariff Equivalent of Technical Barriers to Trade with Imperfect Substitution and Trade Costs.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 88, no. 4, pp. 947-960.

농림축산검역본부 홈페이지. <<http://www.qia.go.kr>>.

뉴질랜드 외교부. 『TPP 협정문』.

원고 접수일:	2016년	6월	27일
원고 심사일:	2016년	7월	1일
심사 완료일:	2016년	9월	9일

식사규칙성이 성인 비만에 미치는 효과 분석* 성향점수 매칭기법을 중심으로

박미성** 안병일***

Keywords

식사규칙성(meal regularity), 아침식사규칙성(breakfast meal regularity), 성향점수매칭(propensity score matching method), 비만(obesity), BMI(body mass index)

Abstract

This paper analyzes the effect of meal regularity on adult obesity. For solving a potential endogeneity problem, a propensity score matching method is applied. BMI, waist and daily energy intake are selected as outcome variables. We set the two hypotheses on the relationship between obesity and eating regular meals or eating breakfast regularly.

Analytical results show that the adults who are having regular meals intake more calories than those eating irregular meals, but his or her BMI is lower than those eating irregular meals. And the adults eating regular breakfast are proven to intake more calories than those eating irregular breakfast, but his or her BMI is lower than those eating breakfast irregularly. These results suggest that regular eating is effective in reducing obesity.

차례

- | | |
|------------|------------|
| 1. 서론 | 5. 분석 자료 |
| 2. 선행연구 검토 | 6. 분석 결과 |
| 3. 이론적 모형 | 7. 요약 및 결론 |
| 4. 연구 방법 | |

* 이 논문은 통계청 통계개발원의 제12회 대학원생 논문 공모전에서 장려상(통계청장상) 수상 및 제4회 국가통계방법론 심포지엄, 2014년 한국농업경제통계학술대회에서 발표한 논문을 수정·보완한 것이며, 학위논문의 일부를 정리한 것임.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원. e-mail: mspark@krei.re.kr

*** 고려대학교 식품자원경제학과 부교수, 교신저자. e-mail: ahn08@korea.ac.kr

1. 서론

식량이 부족할 당시 식량정책은 안정적인 식량생산기반을 확보하는 것이 주요 목표였다. 하지만, 경제가 발전하여 식량문제가 해결되면서 식량정책은 충분한 영양 공급과 보다 안전한 식품을 제공하는 것을 최우선으로 하고 있다. 최근 들어서는 영양분의 과다 섭취로 인한 비만문제에 식품정책의 역량을 집중하는 국가들이 늘어나고 있다(박미성 외 2014).

미국의 현재 성인 비만비율은 매년 증가하여 35.7%이다. 그런데 미국 듀크대 글로벌 위생연구소 에릭 핀켈쉬타인 교수 연구¹에 따르면 2030년에는 42%로 증가할 것으로 예상되고 있어, 비만이 개인적인 건강상의 문제가 아닌 국가 차원의 사회적 이슈가 되고 있다. 이러한 이유로 미국 등 선진국에서는 비만과 영양에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있으며, 이를 예방하기 위한 다양한 정책이 수립되고 있다(박미성 외 2014).²

우리나라 정부도 최근 제1차(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 보고되고 있다. 영양 과잉 및 섭취 부족, 영양소 섭취 불균형, 비만을 증가³ 등의 이유로 정부는 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 마련하게 되었다(박미성 외 2014). 선진국으로 갈수록 비만과 영양에 대한 관심이 더욱 커진다. 이와 같이 전 세계적으로 주요한 이슈가 되고 있는 비만과 영양·건강에 대한 연구가 국내에서는 아직 활발하게 이루어지고 있지 않은 실정이다.

비만은 식생활패턴, 식습관 이외에도 운동, 개인 체질, 사회 환경 등 다양한 요인에

¹ 메디파나뉴스(2012. 5. 8.)를 참고하였다.

² 뉴욕시가 레스토랑 등에서 탄산음료 라지사이즈(large size)의 판매를 금하는 법안을 추진한 것, 로스앤젤레스(LA)시가 공공장소에서 탄산음료 판매를 금지하는 방안을 내놓은 것이 그 대표적인 사례라 할 수 있다.

³ 우리나라 성인 비만율은 1998년 26.0%, 2010년 30.8%, 2014년 31.5%로 16년 동안 5.5%p 증가하였다. 아동(6~11세)은 1998년 5.8%에서 2010년 8.8%로 증가하였다가 2014년 5.9%로 감소한 반면, 청소년(12~18세)은 1998년 9.2%, 2010년 12.7%, 2014년 15.5%로 16년 동안 6.3%p 증가하였다.

의해 영향을 받는다. 하지만 본 연구에서는 식생활패턴 중에서 식사규칙성이라는 측면에서 비만에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 식사규칙성은 「국민영양관리법」에 의한 영양정책 중에서 식생활지침에 포함된 내용이며, 「식생활교육지원법」에 의한 농림축산식품부의 식생활교육 기본계획과 관련이 있다. 최근 규칙적인 식사의 중요성이 강조되고 있지만, 식사규칙성과 비만과의 연관성에 대한 연구논문은 거의 없기 때문이다.

다른 모든 조건은 일정하다는 (*ceteris paribus*) 전제하에 식사규칙성이라는 원인에 의한 영향만을 분석하기 위해서는 엄밀성이 요구된다. 식습관, 유전자, 신진대사율 이외에 기타 다른 요인들을 통제하는 것은 해당 변수를 설명변수로 삼입하는 등의 방법을 통해서 해결할 수 있기 때문에 경제학적 분석에 큰 이슈가 되지는 않는다. 하지만, 식사규칙성과 비만 간의 관계에 영향을 미칠만한 변수인 식습관을 계량화하기 어렵고, 유전자 및 신진대사율과 같은 요인은 관찰이 불가능하다는 자료의 한계성으로 인해 내생성(endogeneity) 문제⁴가 발생한다. 이러한 내생성으로 인해 편의(bias)가 발생하여 그 효과 추정치가 과대 평가 또는 과소 평가된다. 일반적인 분석에서는 통제되는 설명변수가 충분히 많아지면 관심 설명변수와 오차항 간에 독립성이 발생한다는 매우 강한 외생성(exogeneity) 가정에 기반하여, 관심 설명변수 이외에 이용 가능한 많은 설명변수들을 추가하여 관심 설명변수의 내생성의 정도를 줄이고자 하고 있다. 그러나 통제변수를 추가하여도 관심 설명변수의 내생성 문제를 근본적으로 해결하지는 못한다. 따라서 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석할 때에는 내생성을 어떻게 통제할 것인가가 주요한 이슈가 된다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 식생활패턴 중 하나인 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 엄밀하게 분석하기 위해 식사규칙성을 정의한 후 식사규칙성과 비만과의 관계에 대한 2가지 가설을 세우고, 그 가설을 검증하기 위해 엄밀한 분석을 실시하여 식사규칙성과 비만과의 관계를 규명하고자 한다.

본 연구는 식사규칙성을 영양과 건강 측면에서만 접근하던 시야를 넓히고자 하는 연구이다. 식사를 규칙적으로 하게 되면 에너지섭취량이 많아 비만도(체질량지수)와 양의 상관관계가 있을 것으로 예상되는데 실질적으로 어떤 영향을 지니고 있는지를 잠재된 내생성 문제를 해결하기 위한 분석기법인 성향점수매칭법을 이용하여 분석함으로써 식사규칙성 여부가 성인 비만에 미치는 순수한 효과 분석을 시도할 것이다. 그리고 분석방법의 타당성 검증 및 분석결과의 타당성 검증을 하여 분석결과의 강건성을 확인할 것이다.

⁴ 생략된 변수(omitted variables), 측정오차(measurement error), 역인과관계(reverse causality), 선택적 편의(selection bias) 등의 이유로 인해 내생성(endogeneity) 문제가 발생한다.

2. 선행연구 검토⁵

식사규칙성과 관련된 선행연구를 살펴보면, 식사를 규칙적으로 했을 때의 자연과학적 관점에서의 연구들, 결식률이 상대적으로 높은 아침식사에만 초점을 맞춘 연구들, 연구대상을 성인남녀와 남녀 고등학생으로 구체적으로 구분한 연구들이 있었다.

대부분의 자연과학적 연구에서는 규칙적인 식사가 불규칙적인 식사보다 좋다고 보고하고 있다. 식사를 규칙적으로 하면 그렇지 않았을 때에 비해 위장의 기능장애를 완화할 수 있으며, 혈당 관리 측면에서도 좋다고 한다(통합기능의학 국제 세미나 자료, 2013.11.11. MK뉴스기사). 또한 결식률이 높을수록 비만도가 높고(이경혜 외 2001), 규칙적인 식사를 하는 사람이 신체적, 정신적으로 건강하다고 한다(김은경 2001).

아침식사에 한정한 선행연구들도 있다. 아침식사는 하루 동안 생활의 활력소로 힘과 지구력을 향상시키고 일상생활에서 더 좋은 태도로 임할 수 있게 하며 일정한 혈중 포도당 농도를 유지시킨다(Schlundt et al. 1992). 또한 아침식사는 다른 끼니에서의 과식을 막아주는 역할을 하는데 규칙적이지 못한 아침식사를 하게 되면 부적절한 식이 섭취를 초래하는 원인이 되며(Zabik M.E. 1987), 비만인 사람들의 아침식사 결식률이 그렇지 않은 사람에 비해 높게 나타났다고 한다. 따라서 아침식사를 하는 것이 체중 조절에 도움이 된다는 연구결과를 임상적으로 증명한 연구 결과도 있다(Schlundt et al. 1992).

아침식사에 관한 연구 중에서도 연구대상을 구체적으로 구분한 연구들이 있었다. Nickas et al.(1993)은 아침식사를 결식한 아동이 아침식사를 한 학령기 아동에 비해 총 에너지섭취량과 지방으로부터의 에너지 섭취는 낮고 탄수화물로부터의 에너지 섭취는 높으며 비타민과 무기질의 섭취량은 권장량에 미치지 못한다는 연구결과를 보고하였다. 따라서 성장기에 충분한 영양공급이 필요한 학령기 아동이 아침식사를 거르게 되면 하루 동안의 권장소비량을 보충할 기회를 갖지 못하므로 문제가 있다고 하였다. 이선희 외(1996)는 아침식사의 규칙성이 중년 남녀의 식습관 및 영양 상태에 미치는 영향을 남성과 여성으로 구분하여 분석하였는데, 아침식사가 불규칙적인 사람의 비율은 남성이 23.7%, 여성이 31.1%이었다. 아침식사가 불규칙한 남성의 경우, 과식을 하는 경우가 많으며, 고지방 육류와 술 섭취빈도가 높고, 체지방률이 높으며, 체중과 혈청 내 중성지방(serum triglyceride) 및 지방간의 발병률이 더 높은 경향을 보였다. 한편 총 에너지섭취량은 아침식사를 할 때와 큰 차이가 없으나, 영양소 및 식품 섭취량이 낮은

⁵ 박미성 외(2014a)의 선행연구 검토를 정리하였다.

경향을 보였다. 아침식사가 불규칙한 여성의 경우, 과식하는 경우가 많으며, 외식과 술 섭취 빈도가 높았다. 반면 총 에너지섭취량은 아침식사가 규칙적인 그룹에 비해 적고, 영양소 및 식품 섭취량도 낮은 경향을 보였다.

연구대상을 성인남녀와 남녀 고등학생으로 한정하여 식사의 규칙성을 살펴본 연구도 있었다. 김이수(2001)는 서울지역에 사는 성인남녀를 대상으로 식사의 규칙성이 생활 실태에 미치는 영향을 분석하였는데, 식사가 규칙적인 집단일수록 외식과 편식을 덜하고, 인스턴트 식품 섭취가 적은 것으로 나타나서 생활 실태에 바람직한 양상을 보이고 있다고 하였다. 김금란·김미정(2011)은 서울 시내와 경기도 파주시 소재 고등학교에 재학 중인 남녀 고등학생의 식사규칙성과 1일 식사 횟수(식사 섭취 횟수)에 대해 교차분석을 실시하였다. 남녀 고등학생의 50.6%가 하루의 식사가 규칙적이라고 하였으며, 1일 동안의 식사횟수 비중은 1일 3식이 가장 크게 나타난 반면, 남학생 34.0%와 여학생 25.8%는 1일 2식을 하는 것으로 나타났다. 또한 가족 수가 5명이고, 용돈이 3만 원 이하이며, 어머니가 식사준비를 하는 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 상대적으로 하루 식사가 규칙적인 것으로 유의차가 나타났다. 부모의 연령과 교육 정도가 높고 월 가구소득이 많을수록 하루 식사가 비교적 규칙적으로 나타났다.

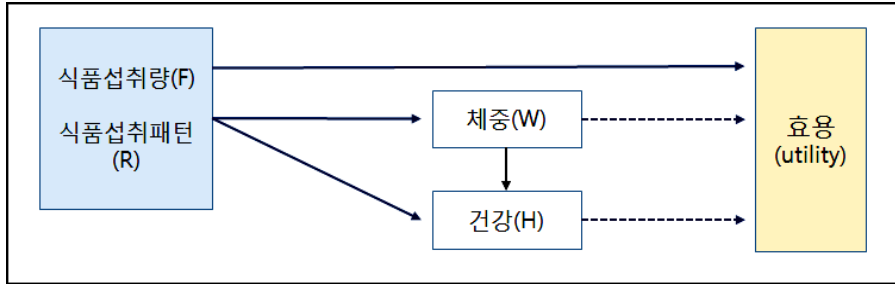
앞에서 살펴보았듯이, 기존의 연구들은 규칙적인 식사를 하는 사람들이 불규칙적인 식사를 하는 사람들보다 영양소나 건강 측면에서 더 바람직하다는 연구 결과를 교차분석 등 통계학적 검증방법을 통해 보여주고 있을 뿐, 비만과의 연관성에 대한 연구나 비만에 미치는 효과 분석에 문제점으로 인식될만한 내생성에 대한 고려조차 하지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석하는 데 예상되는 문제인 내생성을 고려한 분석기법으로 성향점수매칭법을 이용하여 엄밀한 분석을 시도하였다는 점에서 차별성이 있다고 할 수 있다. 규칙적인 식사가 비만과 양의 관계인지, 음의 관계인지를 밝힘으로써 향후 한국 성인들의 건강을 위해 도움이 될만한 식습관을 제안하고, 국민들의 영양·건강에 대한 정부 정책수립을 위한 기초자료 및 근거자료로 활용 가능할 것이다.

3. 이론적 모형

<그림 1>은 식품 섭취가 개인의 효용에 영향을 주는 경로를 간단히 도식화한 것이다. 식품섭취량과 식품 섭취패턴은 3가지 경로를 통해 개인의 효용에 영향을 주는 것

으로 가정하였다. 첫째, 맛(taste)을 통해 직접적으로 효용에 영향을 주고, 둘째, 체중을 통해 간접적으로 효용에 영향을 준다.⁶ 셋째, 식품 섭취는 건강을 통해 간접적으로 효용에 영향을 주고, 체중도 건강에 영향을 준다.

그림 1. 분석 체계도



이러한 경로를 반영하는 대표적인 개인의 효용함수는 식 (1)과 같이, 식품 이외 다른 상품들(또는 행위들)(C), 식품 소비량(F), 식사규칙성이라는 행위(R), 체중(W), 건강(H)에 의해 결정되는 것으로 설정하였다.

$$(1) \quad \text{Max } U(C, F, R, W, H; X_U, \mu_U)$$

$$\text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^M P_j C_j + P_F F + P_R R \leq I_0 + wL \equiv I$$

$$\sum_{j=1}^M T_j + T_F + T_R = T - L$$

$$H = h(C, F, R, W, X_H, \mu_H)$$

$$\Delta W = c(F, R) - f(\alpha_1, \dots, \alpha_M, \alpha_F, \alpha_R, G) - \delta(G)W$$

여기서 X_U 는 개인 효용에 영향을 주는 관찰 가능한 외생변수들(개인 특성변수들), μ_U 는 개인 효용에 영향을 주지만 연구자가 관찰 불가능한 변수들(오차항)을 나타낸다. 개인은 예산제약, 시간제약, 건강 생산함수 이외에 생물학적 제약식을 추가하였으며, 이러한 제약하에 자신의 효용을 극대화하는 것으로 가정하였다. 체중변화를 나타내는 생물학적 제약식은 Cawley(2004)를 참고하였다.

⁶ 식품 섭취에 의해 체중이 증가하면, 비만인 사람에게는 음의 효용을 주는 반면, 영양부족 및 저체중인 사람에게는 양의 효용을 준다.

첫 번째 제약식은 예산 제약식을 나타낸다. 여기서 C_j 의 생산함수가 $C_j = f_j(x_j, T_j)$ 라고 가정하면, 시장에서 구입한 재화 x_j 와 투입시간 t_j 를 이용하여 C_j 가 생산된다는 것이다. 이러한 생산함수는 $x_j \equiv b_j C_j$, $T_j \equiv \alpha_j C_j$ 로 표현할 수 있다. Becker(1965)의 가계 생산모형에서의 예산제약식은 $\sum_j P'_j x_j \leq I$ 과 같이 시장에서 구입한 투입물(x_j)로 표현하였지만, 본 논문에서는 $\sum_j P'_j b_j C_j = \sum_j P_j C_j \leq I$ 와 같이 최종 상품 또는 행위 (C_j)로 표현한 예산제약식이다. 즉, $P'_j b_j = P_j$ 이다. 여기서 P_j 는 식품 이외 다른 상품들(또는 행위들)을 시장에서 판매하는 가격이고, P_F 는 시장에서 판매하는 식품의 가격이며, P_R 은 식사를 규칙적으로 하기 위해 소요되는 비용이다. I_0 는 비임금소득, w 는 시간당 임금, L 은 노동시간이므로 wL 은 임금소득이다.

두 번째 제약식은 시간제약식을 나타내며, $T_i = \alpha_j C_j$, $T_F = \alpha_F F$, $T_R = \alpha_R R$ 로 표현할 수 있다. 여기서 α_j 는 C_j 한 단위를 소비하기 위해 필요한 시간의 양이며(Contoyannis & Jones 2004), α_F 는 한 단위의 식품을 생산하는 데 필요한 시간의 양이다. α_R 은 건강관련 행동 중 하나인 식사규칙성이라는 행위를 하기 위해 필요한 시간의 양이다. 식사규칙성은 식품 소비패턴과 관련된 행위이므로 식품 소비시간으로 해석할 수 있다. T 는 개인이 이용 가능한 총 시간을 나타낸다. 여가(leisure)는 상품(또는 행위) 소비에 이용되고, 임금노동시간 이외의 모든 시간은 상품(또는 행위) 소비에 이용되는 것으로 가정한다. 예를 들어 여가시간에 농구를 한다면, 농구공이라는 투입물과 시간이 소요된다.

세 번째 제약식은 건강생산함수이며, 건강은 식품 이외 다른 상품들(또는 행위들)(C), 식품 소비량(F), 식사규칙성이라는 식품 소비패턴과 관련된 건강 관련 행동(R), 체중(W), 건강에 영향을 주는 관찰 가능한 외생변수들(개인 특성변수들, X_H), 건강에 영향을 미치지만 연구자가 관찰 불가능한 변수들(오차항, μ_H)에 의해 결정된다고 가정하였다. 건강에 영향을 미치지만 연구자가 관찰 불가능한 변수의 예로는 신진대사율, 유전자 등 유전적 요인들을 생각할 수 있다. 또한 건강생산함수에 포함된 C 는 M벡터이지만 어떤 상품 및 행동에 있어서는 0을 포함하고 있다.

네 번째 제약식은 체중 변화를 나타내는 생물학적 제약식이다. 체중변화는 에너지섭취량과 다양한 모든 행위를 통한 에너지소모량에 의해 결정된다. 여기서 첫 번째 항인 $c(F, R)$ 는 식품을 소비함으로써 얻은 에너지를 나타내며, 두 번째 항은 다양한 활동을 통한 에너지소모량으로, G 는 유전자를 나타낸다. 세 번째 항은 기초대사량을 나타내는 것으로 자신의 체중(W)과 신진대사율(δ)에 비례한다.

두 번째 제약식인 시간제약식에서 노동시간(L)을 정리해 첫 번째 제약식인 예산제약식에 대입하여 정리하면, 식 (2)와 같은 총 소득 제약식(full income constraint)이 된다.

$$(2) \quad \sum_{j=1}^M (P_j + w\alpha_j)C_j + (P_F + w\alpha_F)F + (P_R + w\alpha_R)R \leq I_0 + wT$$

여기서 $(P_j + w\alpha_j)$ 는 C_j 한 단위의 총 가격으로, C_j 한 단위를 생산하기 위해 이용된 재화와 시간의 가격들의 합을 의미한다. 식 (2)와 같은 총 소득과 식 (1)의 세 번째와 네 번째 식 제약하에 효용함수를 극대화하는 문제는 랑그랑지함수를 이용하여 정리한 후, 1계 조건을 구하여 최적 해를 도출할 수 있다.

$$(3) \quad \begin{aligned} C^* &= f_C(Z, \mu) \\ F^* &= f_F(Z, \mu) \\ R^* &= f_R(Z, \mu) \end{aligned}$$

여기서 Z 는 X, P, w, I_0, α 를 나타낸다. X 는 개인 효용에 영향을 미치는 관찰 가능한 외생변수들(개인 특성변수들), P 는 가격변수들, w 는 시간당 임금, I_0 는 비임금 소득, α 는 규칙적인 식사를 포함한 다양한 활동을 위해 필요한 시간의 양을 의미한다. 체중의 최적 해는 신진대사율(δ)과 유전자(G)에 의해 결정되지만, 개인의 신진대사율과 유전자는 관찰이 불가능한 변수이므로 오차항(μ)에 포함하는 것으로 표현하였다.

식 (3)에서 식사규칙성에 대한 축약방정식(reduced form equation)과 식 (1)에서의 체중함수의 구조방정식(structural form equation)을 이용하여 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 실증분석할 수 있다. 식 (1)에서의 체중함수에 영향을 주는 변수를 살펴보기 쉽게 간단히 정리하면 식 (4)와 같으며, 실증 분석을 위한 축차적 구조방정식(recursive structure equation)은 식 (5)와 같다.

$$(4) \quad W = g(F, R, \alpha_1, \dots, \alpha_M, \alpha_F, \alpha_R, X_W, \mu_W)$$

$$(5) \quad W = g(F^*, R^*, \alpha_1, \dots, \alpha_M, \alpha_F, \alpha_R, X_W, \mu_W)$$

식 (3)에서의 식사규칙성에 대한 축약방정식에서의 오차항(μ)과 식 (4)에서의 오차항(μ_W)은 상관관계가 있기 때문에 내생성 문제가 발생하게 된다. 따라서 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 실증분석할 때는 내생성을 고려하여 추정해야 할 것이다. 본 연구에서는 식사규칙성이 비만에 미치는 효과 분석 시 발생할 수 있는 내생성 문제를 통

제하기 위해 성향점수매칭법을 이용하고자 한다.⁷ 식 (5)에서 X_W 는 체중함수에 영향을 줄만한 관찰 가능한 외생변수들(개인 특성변수들)로 사회인구학적 특성, 소득, 건강 상태, 식생활, 건강관심 변수 등을 고려할 수 있을 것이다. 이러한 변수들은 성향점수 매칭에서 조건부 확률이라는 성향점수를 추정할 때 통제변수로 활용하고자 한다.

4. 연구 방법

4.1. 매칭기법을 이용한 효과 분석

매칭기법은 크게 성향점수매칭법(propensity score matching)과 공변량매칭(covariate matching)으로 구분할 수 있다. 공변량매칭은 관찰된 설명변수들을 조건으로 처리그룹과 유사한 비교그룹을 선택하여 두 집단 간의 성과 차이를 비교하는 것인데, 만약 조건으로 하는 설명변수들이 너무 많아 고차원이 된다면, 매칭된 개인들을 찾기가 어렵다는 차원의 문제(dimension problem)가 발생한다. 성향점수매칭은 관찰된 변수들을 조건으로 한 조건부 확률이라는 성향점수를 활용함으로써 이러한 차원의 문제를 완화할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 따라서 본 연구에서는 처리 이전의 변수들을 최대한 활용하여 성향점수라는 조건부 확률을 구하고, 이를 이용하여 매칭을 하는 성향점수매칭을 한 후, 식사규칙성에 따른 비만의 효과를 분석하였다.

매칭분석과 관련하여 조건부 독립성 가정과 공통영역 가정이라는 두 가지 주요한 가정이 필요하다.

(6) 참여 성향점수: $p(X) \equiv \Pr(T=1|X) = E(T|X)$

조건부 독립성 가정⁸: $(Y_i(1), Y_i(0)) \perp T_i | p(X) \text{ for } X \in \tilde{X}$

공통영역 가정: $0 < \Pr(T=1|X=x) < 1 \text{ for } x \in \tilde{X}$

⁷ 식사규칙성이 비만에 미치는 효과분석 시 내생성을 고려하지 않고 일반회귀분석을 하는 경우 추정치가 편의를 갖게 된다는 내용은 박미성(2015: 82)를 참고하기 바란다.

⁸ 조건부독립성 가정이란, 관찰 가능한 변수를 조건으로 해서 처리(treatment)가 무작위 배정된 것으로 conditional independence, unconfoundedness, ignorability of treatment(randomization of treatment), selection on observables, exogenous treatment 등으로 불리운다.

참여성향점수는 참여자들이 관찰 가능한 개인 특성 벡터 X 를 조건으로 한 조건부 참여확률을 의미한다. Rosenbaum & Rubin(1983)에 의하면 참여 여부가 X 로 정의되는 영역에서 확률적으로 결정된다면, 참여성향점수 $p(X)$ 에 의해 정의되는 영역 안에서도 확률적으로 결정된다고 하였다. 성향점수매칭에서 조건부 독립성 가정은, 성과결과(Y)가 참여성향점수 $p(X)$ 를 조건부로 한 참여 여부(T)와 독립적이라는 것이다. 이는 참여 여부가 동일한 참여성향점수를 가진 개인들에서 확률적으로 결정되기 때문에 연구자가 관찰 가능한 변수에 의해 결정되며, 참여 여부와 처리효과에 동시에 영향을 주는 설명변수들이 관찰되어 처리효과에 대한 불편추정치를 얻을 수 있게 됨을 의미한다.

공통영역 가정은, 비교그룹의 관찰된 변수들(X)의 분포가 처리그룹에서 관찰된 변수들의 분포와 비슷해야 한다는 것을 의미한다. 즉, 처리그룹과 비교그룹을 위한 X 의 값들이 중복되는 공통영역은 $0 < \Pr(T=1|X=x) < 1$ 이어야 하며, 이러한 공통영역에서 매칭 추정치가 추정되어야 한다는 것이다. 조건부 독립성 가정을 적용하면, $B = [E(Y_i(0)|T_i=1) - E(Y_i(0)|T_i=0)] = 0$ 이 되어 처리효과는 식 (7)과 같다. 따라서 각 그룹의 평균 차이는 ATE, ATT와 같아지게 된다.

$$(7) \quad \tau_{**} = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i=1] = E[Y_i(1)|T_i=1] - E[Y_i(0)|T_i=1]$$

$$\tau_{ATE} = E[Y_i(1) - Y_i(0)] = E[Y_i(1) - Y_i(0)|T_i=1]$$

$$= E[Y_i(1)|T_i=1] - E[Y_i(0)|T_i=0]$$

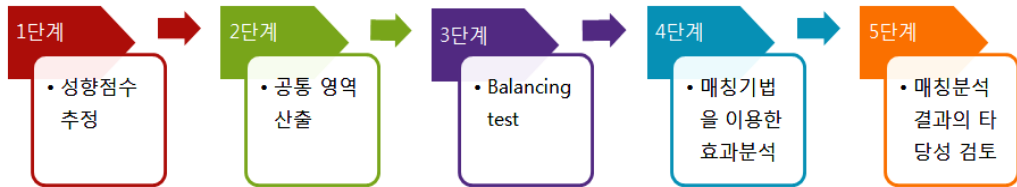
$$(8) \quad E[Y_i(1)|T_i=1] - E[Y_i(0)|T_i=0] = \tau_{ATE} = \tau_{**}$$

성향점수매칭법을 이용한 분석 절차 및 단계는 <그림 2>와 같다. 1단계에서는 프로빗모형이나 로짓모형을 이용하여 참여성향점수를 추정하고, 2단계에서는 추정된 성향점수를 기준으로 공통영역을 산출할 것이며, 3단계에서는 처리그룹과 매칭된 비교그룹의 설명변수들이 얼마나 유사하게 매칭이 되었는지에 대한 balancing test를 매칭 전후 두 그룹의 평균을 비교하는 t-test를 통해 검정할 것이다. 4단계에서는 최근접 매칭(Nearest-Neighbor Matching), 반경매칭(Radius Matching), 커널매칭(Kernel Matching), 로컬선형회귀매칭(Local Linear Regression Matching), 스플라인매칭(Spline Matching) 등 다양한 매칭기법⁹을 이용하여 해당 처리집단에 대한 평균효과를 추출할 것이다. 5

⁹ 다양한 매칭기법은 Becker & Ichino(2002), Heckman et al.(1997), 김성용(2010b)을 참고하기 바란다.

단계에서는 부트스트랩(bootstrap)을 이용하여 성향점수매칭법의 표준편차와 신뢰구간을 구하여 매칭분석결과의 타당성을 검토할 것이다.

그림 2. 성향점수매칭법을 이용한 분석 절차 및 단계



4.2. 가설 설정 및 분석 설계

본 연구에서는 선행연구를 참고하여 식사규칙성과 비만에 대한 2가지 가설을 설정하였다. 그리고 각 가설을 검증하기 위해 처리그룹과 통제그룹을 각각 다르게 설계한 결과, 가설1(식사규칙성)에 대한 처리그룹 5개, 가설2(아침식사규칙성)에 대한 처리그룹 6개로 총 11개 처리그룹과 통제그룹에 대한 분석을 실시할 것이다.

4.2.1. 가설1(식사규칙성)

식사를 규칙적으로 하는 사람들은 불규칙적으로 하는 사람들에 비해 비만도가 낮을 것이다.

가설에 대한 검증에 앞서 식사규칙성에 대한 정의가 필요하다. 일반적으로 규칙적인 식사란 아침, 점심, 저녁 하루 3번 식사를 하는 것을 의미하고 있으며, 앞서 살펴본 선행연구에서도 1일 3식을 기준으로 분석을 하고 있기 때문에, 본 연구에서는 아침, 점심, 저녁 1일 3식을 규칙적인 식사라고 가정하고자 한다. 사회 통념상으로 1일 3식의 규칙적인 식사가 건강상 유익하다고 알고 있으며, 자연과학자나 의학자들 역시 1일 3식의 규칙적인 식사를 권유하고 있다.

식사를 규칙적으로 하는 사람들은 불규칙적으로 하는 사람에 비해 식사횟수가 많아 에너지섭취량이 더 많고, 이로 인해 비만도가 더 높을 것으로 생각되기 쉽다. 그러나

기존의 연구에서는 식사를 규칙적으로 하는 사람들의 비만도가 식사를 불규칙적으로 하는 사람들에 비해 더 낮다고 보고하고 있다(이경혜 외 2001). 이에 대한 가설을 검증하기 위해, <그림 3>과 같이 식사규칙성에 따른 처리그룹을 정의하였다. 분석에 이용된 자료는 질병관리본부가 조사하여 제공하는 국민건강영양조사 5기(2010년, 2011년, 2012년)의 원시자료로, 조사 문항 중 조사 2일 전 아침, 점심, 저녁식사 섭취 여부와 조사 1일 전 아침, 점심, 저녁식사 섭취 여부를 각각 묻고 있다. 이를 1일 3회라는 식사규칙성의 정의에 따라 조사 1일 전에 3회 식사를 한 경우(T11), 조사 2일 전에 3회 식사를 한 경우(T22), 그리고 2일 동안 6회 식사를 한 경우(T12)로 정리하였다. 2일 동안 6회 식사를 한 경우는 조사 1일 전에 3회 식사를 하고, 조사 2일 전에도 3회 식사를 한 경우이므로 두 그룹의 교집합인 ①영역에 해당된다. 이는 ②영역과 ③영역보다 더 식사를 규칙적으로 한 그룹이라고 볼 수 있다. 식사규칙성이 비만에 미치는 효과 분석을 위해 처리그룹과 통제그룹의 설계를 <표 1>과 같이 하였다.

그림 3. 식사규칙성에 따른 처리그룹 정의

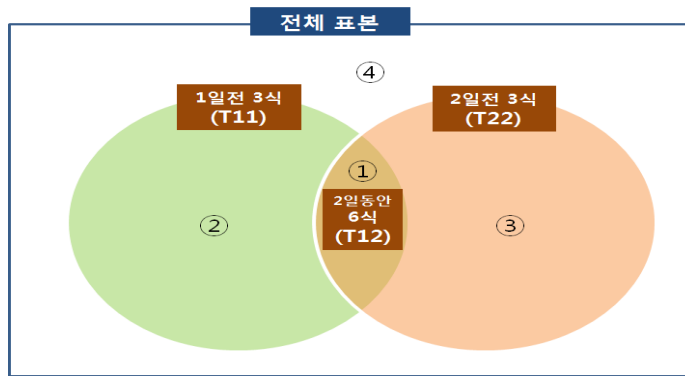


표 1. 식사규칙성의 효과 분석을 위한 처리그룹과 통제그룹 설계

구분	처리그룹	통제그룹
T1	1일 전 3회 식사를 한 경우 (T11, ①+②)	1일 전 한 번 이상 결식한 경우 (others, ③+④)
T2	2일 전 3회 식사를 한 경우 (T22, ①+③)	2일 전 한 번 이상 결식한 경우 (others, ②+④)
T3	2일 동안 6회 식사를 한 경우 (T12, ①)	2일 동안 한 번 이상 결식한 경우 (others, ②+③+④)
T4	2일 동안 6회 식사를 한 경우 (T12, ①)	1일 3회 식사를 한 경험이 있는 경우 (②+③)
T5	2일 동안 6회 식사를 한 경우 (T12, ①)	하루 한 번 이상 결식한 경우 (④)

식사규칙성이 성인 비만에 미치는 효과를 분석하기 위해 총 5개의 처리그룹과 통제그룹을 설정하였다. 첫째, 1일 전 3회 식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 1일 전 한 번 이상 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 둘째, 2일 전 3회 식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 전 한 번 이상 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 셋째, 2일 동안 6회 식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 동안 한 번 이상 결식을 한 경우를 통제그룹으로 하였다. 첫째 분석과 둘째 분석은 일자별 식사규칙성을 처리그룹으로 살펴보았다면, 셋째 분석은 통상적인 식사규칙성의 의미와 일치하는 경우로 매일같이 1일 3회 식사를 하는 경우를 처리그룹으로 설정하였다. 이는 앞선 두 처리그룹에서 일자별 변이가 제외된 경우라 할 수 있다. 넷째, 2일 동안 6회 식사를 한 경우(일자별 식사규칙성의 변이가 제외된 경우)를 처리그룹으로 하고, 1일 3회 식사를 한 경험이 있는 경우(일자별 식사규칙성 변이가 있는 경우)를 통제그룹으로 하였다. 즉, 매일 1일 3회라는 규칙적인 식사를 하는 그룹과 1일 3회 식사를 한 경험은 있지만 매일 하지는 못하는 그룹 간의 비교라고 할 수 있다. 다섯째, 2일 동안 6회 식사를 한 경우(매일 1일 3회 식사를 하는 경우)를 처리그룹으로 하고, 하루 한 번 이상 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다.

셋째, 넷째, 다섯째 분석은 처리그룹이 같기 때문에 수치상의 차이를 통해 비교분석이 가능할 것이다. 식사를 규칙적으로 하는 사람들과 하루 한 번 이상 결식하며 1일 3회 식사를 하지 않는 사람들(규칙적인 식사 경험이 없는 사람)과의 비만도 차이는 넷째 분석 결과(가끔 규칙적으로 식사하는 경우)에서의 비만도의 차이보다 더 클 것으로 예상된다(예상1). 또한 다섯째 분석 결과의 비만도 차이는 식사를 가끔 규칙적으로 식사를 하는 경우와 규칙적인 식사 경험이 없는 경우를 통제그룹으로 분석한 셋째 분석 결과보다 클 것으로 예상된다(예상2). 그리고 식사를 규칙적으로 하는 사람들과 식사를 규칙적으로 하지 않는 사람들의 차이를 나타내는 비만도의 처리효과 추정치는 음수 부호를 나타낼 것으로 예상된다(예상3). 한편, 식사를 규칙적으로 하는 사람들은 그렇지 않은 사람들에 비해 식사횟수가 많기 때문에 1일 에너지섭취량이 많을 것으로 예상되므로 식사규칙성이 에너지섭취량에 미치는 처리효과 추정치는 양수로 예상된다(예상4). 따라서 식사규칙성 효과 분석에서 예상되는 결과를 정리하면, <표 2>와 같다.

표 2. 식사규칙성 효과 분석의 예상 결과

구분	예상 결과
예상1	T5의 비만도의 차이 > T4의 비만도의 차이
예상2	T5의 비만도의 차이 > T3의 비만도의 차이
예상3	비만도의 처리효과추정치는 음수 부호
예상4	에너지의 처리효과추정치는 양수 부호

4.2.2. 가설2 (아침식사규칙성)

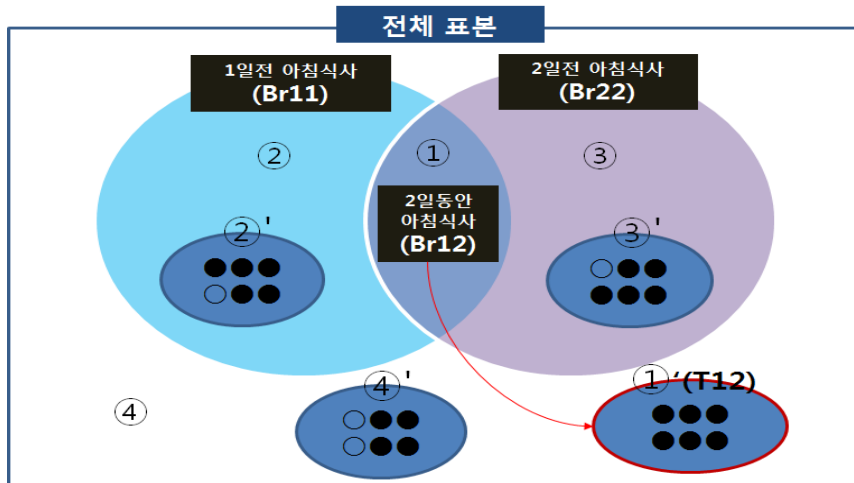
아침식사를 규칙적으로 하는 사람들은 아침식사를 불규칙적으로 하는 사람들에 비해 비만도가 낮을 것이다.

두 번째 가설은 식사 중 결식률이 가장 높은 아침식사규칙성에 대한 것이다. 아침식사에 대한 선행연구에서 규칙적이지 못한 아침식사를 하게 되면 부적절한 식이 섭취를 초래하는 원인이 되며(Zabik M.E. 1987), 비만인 사람들의 아침식사 결식률이 그렇지 않은 사람에 비해 높게 나타났다고 하였다(Schlundt et al. 1992). 따라서 가설2는 “아침식사를 규칙적으로 하는 사람들이 아침식사를 규칙적으로 하지 않는 사람들에 비해 비만도가 낮을 것이다”라고 설정하였다. 가설2를 검증하기 위해 <그림 4>과 같이 아침식사규칙성에 따른 처리그룹을 정의하였다. 본 연구에서는 아침식사규칙성을 매일 아침식사를 하는 경우로 가정하였다. 아침식사규칙성의 정의에 따라 조사 1일 전에 아침식사를 한 경우(Br11), 조사 2일 전에 아침식사를 한 경우(Br22), 그리고 2일 동안 아침식사를 한 경우(Br12)로 정리하였다. 2일 동안 아침식사를 한 경우는 조사 1일 전에 아침식사를 하고, 조사 2일 전에도 아침식사를 한 경우이므로 두 그룹의 교집합인 ①영역에 해당된다. 이는 ②영역과 ③영역보다 더 아침식사를 규칙적으로 한 그룹이라고 볼 수 있다. 아침식사규칙성이 비만에 미치는 효과 분석을 위해 처리그룹과 통제그룹의 설계를 <표 3>과 같이 하였다.

아침식사규칙성이 비만도에 미치는 효과를 분석하기 위해 총 6개의 처리그룹과 통제그룹을 설정하였다. 첫째, 조사 1일 전 아침식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 1일 전 아침식사를 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 둘째, 2일전 아침식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 전 아침식사를 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 셋째, 2일 동안 아침식사를 모두 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 동안 하루 이상 아침식사를 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 첫째 분석과 둘째 분석은 일자별 아침식사규칙성을 살펴보았다면, 셋째 분석은 통상적인 아침식사규칙성의 의미와 일치하는 경우로 매일 아침식사를 하는 경우이며, 첫째와 둘째 분석에서의 처리그룹에서 일자별 변이가 제외된 경우라 할 수 있다. 넷째, 2일 동안 아침식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 동안 하루 아침식사를 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다. 이는 매일 아침식사를 하는 그룹과 아침식사를 한 경험은 있지만 매일 아침식사를 규칙적으로 하지는 못하는 그룹 간의 비교이다. 다섯째, 2일 동안 아침식사를 한 경우를 처리그룹으로 하고, 2일 동안 아침식사를 모두 결식한 경우를 통제그룹으로 하였다.

그러나 위 다섯 가지 분석의 경우 아침식사 여부만을 고려하였을 뿐 점심, 저녁식사가 동일한 조건인지에 대한 고려는 되어있지 않다. 엄밀한 분석을 위해서는 점심과 저녁식사 여부가 동일한 조건하에서 아침식사 여부가 비만에 미치는 효과를 분석해야 할 것이다. 이를 고려하기 위해 점심과 저녁 식사를 2일 동안 모두 했다는 동일한 조건하에 아침식사 여부에 대한 처리를 구분하여 여섯째 분석 설계를 하였다. <그림 4>에서 보듯이 영역①은 2일 동안 6회 식사를 모두 한 경우(①')를 포함하고 있다. ①' 밴다이어그램에서 첫 번째 줄은 조사 2일 전 아침, 점심, 저녁식사 여부를 나타내고, 두 번째 줄은 조사 1일 전 아침, 점심, 저녁식사 여부를 나타낸다. 마찬가지로 ②, ③, ④ 영역은 ②', ③', ④'와 같은 영역을 포함하고 있다. 비만도의 차이가 아침식사로 인한 순수한 효과의 차이로 해석하기 위해서는 ①' 영역과 ②', ③', ④'영역에 속하는 사람들만을 대상으로 비만도의 차이를 분석하여야 할 것이다.

그림 4. 아침식사규칙성에 따른 처리그룹 정의



주: ●는 식사를 한 경우, ○는 결식한 경우를 나타냄.

표 3. 아침식사규칙성 효과 분석을 위한 처리그룹과 통제그룹 설계

구분	처리그룹	통제그룹
B1	1일 전 아침식사를 한 경우 (Br11, ①+②)	1일 전 아침식사를 결식한 경우 (others, ③+④)
B2	2일 전 아침식사를 한 경우 (Br22, ①+③)	2일 전 아침식사를 결식한 경우 (others, ②+④)
B3	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 하루 이상 아침식사를 결식한 경우 (others, ②+③+④)

(계속)

구분	처리그룹	통제그룹
B4	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 하루 아침식사를 결식한 경우 (②+③)
B5	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 아침식사를 모두 결식한 경우 (④)
B6 (동일조건하 비교)	2일 동안 6회 식사를 모두 한 경우 (T12, ①')	점심, 저녁은 모두 먹고, 아침만 결식한 경우 (②'+③'+④')
	①' ●●●●●●	②' ●●● ○●● (1일 전 아침식사만 결식) ③' ○●● ●●● (2일 전 아침식사만 결식) ④' ○●● ○●● (2일 동안 아침식사만 결식)

주: ●는 식사를 한 경우, ○는 결식한 경우를 나타냄.

5. 분석 자료

분석에 이용된 자료는 질병관리본부가 조사하여 제공하고 있는 국민건강영양조사 제5기(2010, 2011, 2012년)의 원시자료이다. 국민건강영양조사는 건강설문조사, 검진조사, 영양조사, 의료이용, 구강조사, 식품별 영양소 섭취량 자료로 구성되어 있다. 또한 국민건강영양조사는 건강, 영양, 식품섭취에 대한 국가 차원의 대표적인 조사자료이므로 한국 성인의 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석하는 데 분석자료로 이용하기에 적합하다. 특히 본 연구에서 비만에 대한 성과변수로 이용할 체질량지수와 허리둘레 자료가 있으며, 24시간 회상자료에 근거한 식품섭취량과 에너지(칼로리) 섭취량 자료도 포함하고 있어 본 연구에 이용하기에 적합한 것으로 판단된다. 분석에 이용된 표본수는 19세 이상 성인으로 한정하고, 처리변수로 이용되는 식사규칙성과 성과변수로 이용되는 체질량지수, 허리둘레, 에너지섭취량 등에 대한 자료가 없는 경우를 제외한 16,306개이다.

분석에 이용된 설명변수와 성과변수에 대한 기술통계량은 <표 4>와 같다. 남성비율이 40.2%이며, 평균 연령은 51.6세이고, 광역시에 거주하는 비율은 45.7%이며, 평균 가구원수는 3.3명이다. 기혼자 비율은 87.6%로 다소 높은 편이며, 경제활동을 하는 비율은 57.3%이고, 가구소득 4분위수 평균값은 2.59로 중간임을 알 수 있다. 5점 척도 기준으로 자신의 건강상태에 대한 응답의 평균값은 2.86으로 보통에 가까우며, 자신의 체형에 대한 5점 척도의 평균값은 3.26으로 보통 비중이 높다. 스트레스 인지율의 평균값은 25.7%로, 응답자 중 25.7%가 스트레스를 많이 느끼고 있는 것으로 나타났다.

식생활에 대한 변수로 외식, 가족동반 식사 여부, 식생활지원프로그램 수혜경험 여부, 식품섭취량 등의 변수를 이용하였다. 끼니별 가족과 함께 식사를 하는 비율은 저녁이 67.8%, 아침이 57.1%, 점심이 29.6%로 나타났으며, 식생활지원프로그램을 수혜한 경험은 2.4%로 나타났다. 건강관심 변수로는 격렬한 신체활동일수, 영양교육 여부, 영양표시 이용 여부, 식이보충제 복용 여부 등의 변수를 이용하였다. 1주일 중 땀이 날 정도로 격렬한 신체활동을 10분 이상 한 일수의 평균값은 0.8일로 일주일에 하루도 채 안 되게 운동을 하는 것으로 나타났다. 영양교육 비율은 4.1%, 영양표시 이용 여부는 21.96%이며, 최근 1개월 동안 주 1회 이상 식이보충제를 복용한 비율은 40.1%로 나타났다.

조사 1일 전에 아침, 점심, 저녁 3회 식사를 한 사람의 비율은 74.9%이며, 2일 전에 3회 식사를 한 사람의 비율은 79.1%이고, 2일 동안 6회 식사를 한 사람의 비율은 69.9%이다. 아침식사 여부에 대한 변수로 조사 1일 전에 아침식사를 한 비율은 84.4%이며, 조사 2일 전에 아침식사를 한 비율은 84.9%, 2일 동안 아침식사를 한 비율은 80.4%로 나타났다. 본 연구에서는 성인의 비만도를 나타내는 체질량지수(BMI)와 허리둘레 그리고 에너지섭취량을 성과변수로 활용하였다. 체질량지수(BMI)의 평균값은 23.6으로 비만의 기준인 25보다 적어 정상임을 알 수 있으며, 허리둘레의 평균값은 81.1cm로 나타났다. 하루에 섭취한 에너지의 평균값은 1956.6kcal이며, 간식으로 섭취한 평균 에너지는 382.02kcal로 1일 평균 에너지섭취량(1956.6kcal)의 19.5%에 해당된다.

표 4. 변수 설명 및 기술통계

구분	변수명	변수	변수설명	평균	표준 편차
사 회 인 구 특 성	gender	성별	남성이면 1, 여성이면 0	0.4019	0.4903
	age	연령	만 나이	51.569	16.713
	bigcity	광역시 거주	광역시에 거주하면 1, 그렇지 않으면 0	0.4571	0.4981
	edu1	교육더미 1	중졸이면 1, 그렇지 않으면 0	0.1110	0.3142
	edu2	교육더미 2	고졸이면 1, 그렇지 않으면 0	0.3262	0.4688
	edu3	교육더미 3	대졸이면 1, 그렇지 않으면 0	0.2922	0.4548
	cfam	가구원수	가구원수(명)	3.1606	1.2880
	marri_1	결혼 여부	기혼이면 1, 그렇지 않으면 0	0.8761	0.3295
	ec1_1	경제활동상태	경제활동을 하면 1, 그렇지 않으면 0	0.5732	0.4946
소 득	ho_incm	가구소득(4분위수)	1. 하 2. 중하 3. 중상 4. 상	2.5923	1.0910
	allownc_now	기초생활수급	조사시점 기초생활수급자이면 1, 그렇지 않으면 0	0.0273	0.1631

(계속)

구분	변수명	변수	변수설명	평균	표준 편차
건강 상태	chronic5	5대 성인병 보유수	고혈압, 뇌졸중(중풍), 당뇨병, 심근경색증, 협심증 5대 성인병 보유 개수	0.3389	0.6295
	d_1_1	주관적 건강상태	1. 매우 좋음 2. 좋음 3. 보통 4. 나쁨 5. 매우 나쁨	2.8684	0.8727
	bo1	주관적 체형인식	1. 매우 마른 편 2. 약간 마른 편 3. 보통 4. 약간 비만 5. 매우 비만	3.2621	0.9523
	mh_stress	스트레스 인지율	1. 스트레스 많이 느낌 0. 스트레스 적게 느낌	0.2573	0.4372
	n_prg_dumm	임신 및 수유 여부	1. 예 0. 아니오	0.0176	0.1314
식 생 활	l_out_fq	외식횟수	0. 월 1회 미만 1. 월 1~3회 2. 주 1~2회 3. 주 3~4회 4. 주 5~6회 5. 하루 1회 6. 하루 2회 이상	2.4294	1.8107
	l_br_fam	아침 가족동반 여부	가족과 함께 아침식사하면 1, 그렇지 않으면 0	0.5708	0.4949
	l_in_fam	점심 가족동반 여부	가족과 함께 점심식사하면 1, 그렇지 않으면 0	0.2959	0.4564
	l_dn_fam	저녁 가족동반 여부	가족과 함께 저녁식사하면 1, 그렇지 않으면 0	0.6784	0.4671
	lf_care	식생활지원 프로그램 수혜경험	1. 예 0. 아니오	0.0238	0.1526
	n_intk	식품섭취량	1일 식품 섭취량(g)	1443.4	805.25
	n_dusual_much	평일 대비 과식 여부	평일 대비 과다 섭취했으면 1, 그렇지 않으면 0	0.1693	0.3750
건 강 관 심	bs3_11	신체활동일수	1주일 중 격렬한 신체활동을 10분 이상 한 일수	0.8065	1.6018
	lk_edu	영양교육 여부	1. 예 0. 아니오	0.0413	0.1991
	lk_lb_us	영양표시 이용 여부	1. 예 0. 아니오	0.2196	0.4140
	ls_1mo	식이보충제 복용	최근 1개월 동안 주 1회 이상 식이보충제 를 복용하였으면 1, 그렇지 않으면 0	0.4006	0.4900
식 사 규 칙 성	l_regularmeal11	1일 전 3식 기준	조사 1일 전에 3식을 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.7488	0.4336
	l_regularmeal22	2일 전 3식 기준	조사 2일 전에 3식을 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.7910	0.4065
	l_regularmeal12	2일 동안 6식 기준	조사 1, 2일 전에 6식을 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.6990	0.4587
	l_num_meal12	2일 동안 식사횟수	조사 1, 2일 전 총 식사횟수	5.4995	0.8562
	l_br11	1일 전 아침식사	조사 1일 전 아침식사를 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.8437	0.3631
	l_br22	2일 전 아침식사	조사 2일 전 아침식사를 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.8488	0.3582
	l_br12	2일 동안 아침식사	조사 1, 2일 전 아침식사를 한 경우 1, 그렇지 않으면 0	0.8041	0.3968

(계속)

구분	변수명	변수	변수설명	평균	표준 편차
성과 변수	he_bmi	체질량지수	몸무게를 신장의 제곱으로 나눈 값(kg/m ²)	23.625	3.3951
	he_wc	허리둘레	허리둘레(cm)	81.136	11.466
	n_en	에너지(칼로리)	1일 에너지섭취량(kcal)	1956.6	847.37
	n_en4	간식칼로리	1일 간식으로 인한 에너지섭취량(kcal)	382.02	435.60

6. 분석 결과

6.1. 식사규칙성이 비만에 미치는 효과 분석(가설1 검증)

6.1.1. 1단계: 성향점수 추정

식사를 규칙적으로 하는 처리집단에 속할 조건부 확률인 성향점수를 추정하기 위해 로짓모형을 추정한 결과는 <표 5>와 같다. 이 때 종속변수는 식사규칙성 여부를 나타내는 이진변수(binary variable)이며, 성향점수 추정을 위한 설명변수로는 성별, 연령, 학력, 결혼 여부 등 사회 인구학적 변수와 소득변수, 5대 성인병 보유수 등과 같은 건강상태변수, 평일 대비 과식 여부 등과 같은 식생활변수, 격렬한 신체활동일수 등과 같은 건강관심변수를 이용하였다.

표 5. 식사규칙성 여부의 성향점수 추정을 위한 로짓모형 추정 결과

변수		T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
사회 인구 특성	성별	0.0818	-0.0014	0.1015**	0.2018***	0.0219
	연령	0.0372***	0.0446***	0.0407***	0.0330***	0.0516***
	광역시 거주	-0.1120***	-0.1101**	-0.1358***	-0.1510***	-0.1241**
	교육더미1	-0.1005	-0.3571***	-0.1591**	-0.0315	-0.3362***
	교육더미2	0.0259	-0.1430*	0.0252	0.1681*	-0.1558
	교육더미3	0.0799	-0.1763*	0.0480	0.1945**	-0.1299
	가구원수	-0.0291	-0.0262	-0.0243	-0.0011	-0.0376
	결혼 여부	0.1456**	0.0086	0.1381*	0.0939	0.0919
	경제활동상태	0.0282	0.0078	0.0516	0.0842	-0.0098

(계속)

변수		T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
소득	가구소득	0.0352	0.0248	0.0267	0.0119	0.0377
	기초생활수급	-0.3853***	-0.4369***	-0.3468***	-0.1010	-0.6334***
건강 상태	5대 성인병 보유수	0.0701*	0.0657	0.0663*	0.0555	0.0802
	주관적 건강상태	0.0089	-0.0103	0.0028	0.0035	-0.0081
	주관적 체형인식	-0.1058***	-0.0776***	-0.0875***	-0.0566	-0.1148***
	스트레스 인지율	-0.1869***	-0.2752***	-0.2700***	-0.2682***	-0.2651***
	임신 및 수유 여부	0.3020**	0.0068	0.1264	0.0422	0.2110
식 생활	외식횟수	0.0342**	0.0601***	0.0306**	-0.0048	0.0702***
	아침 가족동반 여부	1.3400***	1.6597***	1.3088***	0.6452***	2.1168***
	점심 가족동반 여부	-0.1888***	-0.0620	-0.0684	0.0663	-0.2593***
	저녁 가족동반 여부	0.1976***	0.1628***	0.1691***	0.1267**	0.2384***
	식생활지원프로그램 수혜경험	0.1919	-0.1786	-0.0041	-0.0784	0.0796
	식품섭취량	0.0003***	0.0002***	0.0002***	0.0001***	0.0004***
	평일 대비 과식 여부	0.2686***	-0.0768	0.0658	-0.0242	0.1599**
건강 관심	격렬한 신체활동일수	-0.0029	0.0325**	0.0165	0.0186	0.0169
	영양교육 여부	0.1145	0.1993	0.1449	0.1221	0.1870
	영양표시이용 여부	0.1694***	0.2304***	0.1619***	0.0646	0.2834***
	식이보충제 복용	0.2261***	0.1711***	0.2217***	0.2125***	0.2420***
상수		-1.9075***	-1.7143***	-2.2641***	-0.8543***	-2.3245***
Pseudo R^2		0.1471	0.194	0.1598	0.0733	0.2569
LR chi2 (prob>chi2)+		2564.74 (0.0000)	3088.7 (0.0000)	3026.9 (0.0000)	864.79 (0.0000)	3278.41 (0.0000)

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

앞서 설명한 5개 가설 중 엄격한 의미의 식사규칙성을 나타내는 다섯 번째 가설의 성향점수 추정 결과를 중심으로 설명하고자 한다.¹⁰ 추정된 계수에 따르면 연령이 높고, 광역시에 거주하지 않으며, 중졸이 아닌 사람이 식사를 규칙적으로 하는 것으로 나타났다. 또한 가구소득 변수는 양수로 나타났지만, 통계적으로 유의하지 않아 의미를 부여할 수는 없었다. 하지만, 소득과 관계가 깊은 변수인 기초생활수급더미변수의 부

¹⁰ 성향점수 추정에서 관심은 모형의 모수추정이 아니라 공변량이 균형을 갖는지이며, 성향점수는 공변량 균형을 얻기 위한 도구로써만 이용되기 때문에, 모형의 정확성은 공변량이 균형을 갖는 한 덜 중요하다(Augurzky and Schmidt 2001, Stuart 2010).

호가 음수로 나타나 기초생활수급권자가 아닐수록 식사를 규칙적으로 하는 것으로 나타났다. 주관적 체형인식이 마른 편이라고 생각하는 사람이 그렇지 않은 경우에 비해 식사를 더 규칙적으로 하고, 스트레스 인지율이 낮을수록 식사를 규칙적으로 하는 것으로 나타났다. 또한 외식횟수가 많고, 아침과 저녁에 가족과 함께 식사를 하는 경우 식사를 더 규칙적으로 하는 것으로 나타났다. 하지만 점심식사의 경우에는 가족과 함께 식사를 하지 않는 경우에 식사를 규칙적으로 하는 것으로 나타났는데, 이는 가족이 경제활동을 하는 경우 함께 점심식사를 하기가 쉽지 않기 때문인 것으로 보인다. 식품 섭취량이 많고, 평일 대비 과식을 하였으며, 영양표시를 이용하고, 식이보충제를 복용하는 사람들이 식사를 더 규칙적으로 하는 것으로 나타났다.

6.1.2. 2단계: 공통영역 산출

각 처리(treatment)별 로짓모형 추정결과를 활용하여 개인들의 식사규칙성에 대한 확률값을 예측하고, 이를 각 개인의 성향점수로 활용한다. <그림 5>에서 아래쪽 그림들은 식사규칙성의 정의에 따른 처리그룹과 통제그룹에 속하는 사람들의 성향점수 분포를 보여주고 있다. 가로축은 성향점수를, 세로축은 빈도수를 나타내고 있다. <그림 5>의 위 그림들은 식사를 규칙적으로 하는 처리그룹에 속한 사람들의 성향점수 분포와 식사를 불규칙적으로 하는 통제그룹에 속한 사람들의 성향점수 분포에서 산출된 공통영역을 히스토그램으로 표현한 그래프이다. 만약 식사를 규칙적으로 하는 처리그룹에 속한 사람의 성향점수와 유사한 성향점수를 지닌 사람이 통제그룹에 없다면, 그 사람의 성향점수가 공통영역 밖에 존재하게 되어 매칭이 이루어지지 못하고 처리효과추정치 산출을 위한 표본에서 제외됨에 따라 처리 표본수는 감소하게 된다. <그림 5>에서 살펴본 바와 같이 공통영역 산출에서 제외된 처리집단의 표본은 T4에서만 조금 나타나, 제외된 표본수가 아주 적음을 육안으로 확인할 수 있다.

그림 5. 성향점수 분포와 공통영역 산출

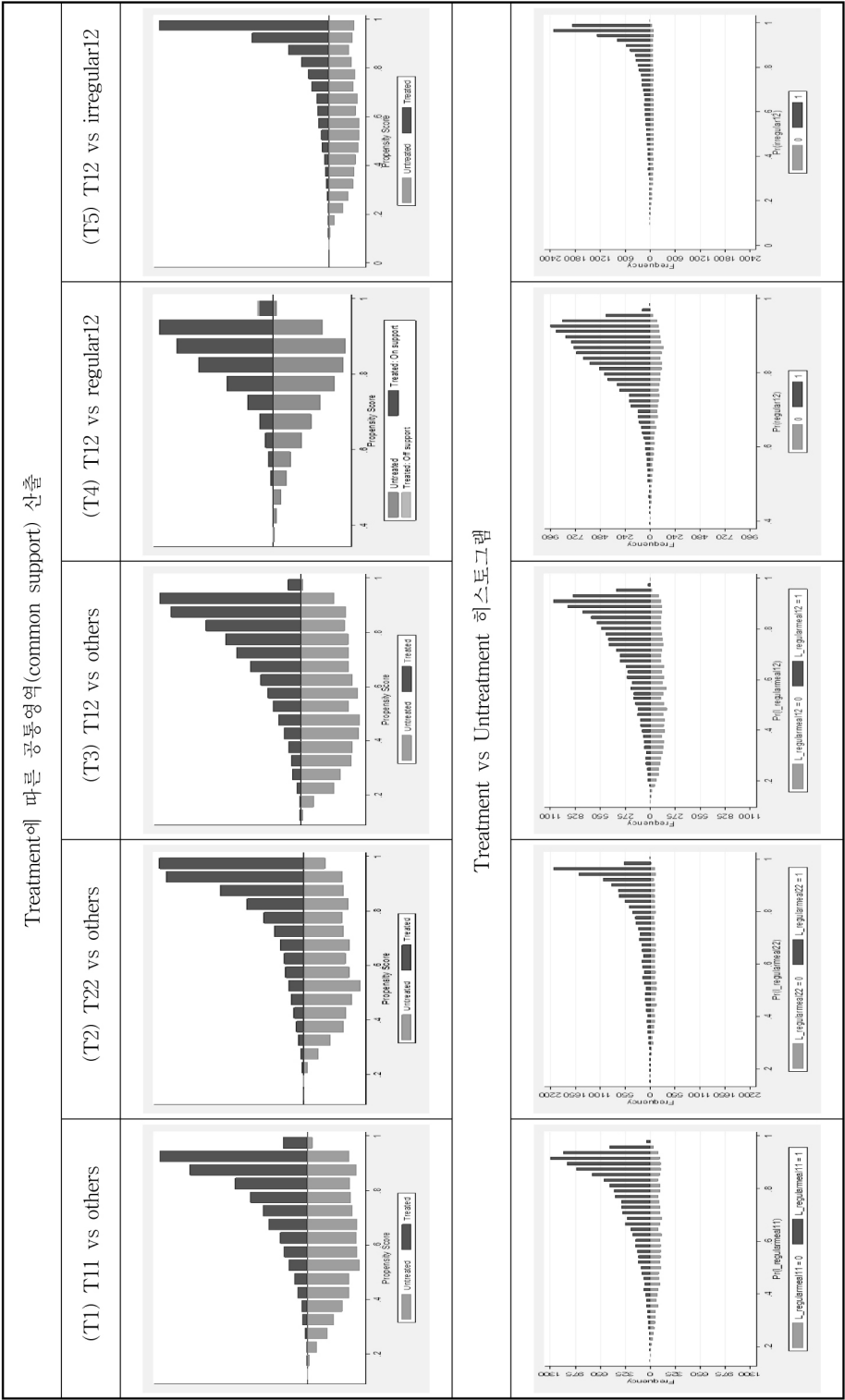


표 6. 공통영역 산출에서 제외된 처리집단 표본수와 공통영역의 범위

	Before	After	Lost in %	Common Support probability scores	
Treatment	Matching			Min	Max
(T 1) 1일 전 3회 식사	11,599	11,599	0.00	0.1367	0.9887
(T 2) 2일 전 3회 식사	12,225	12,225	0.00	0.1425	0.9944
(T 3) 2일 동안 6회 식사	10,815	10,815	0.00	0.1079	0.9843
(T 4) 2일 동안 6회 식사	10,815	10,766	0.45	0.3494	0.9766
(T 5) 2일 동안 6회 식사	10,815	10,815	0.00	0.0724	0.9985

<표 6>은 공통영역 산출에서 제외된 처리집단 표본수와 공통영역의 범위를 나타내고 있다. 두 번째 열은 매칭 이전의 처리집단 표본수이고, 세 번째 열은 매칭 이후의 처리집단 표본수를 나타내며, 네 번째 열은 공통영역 산출에서 제외된 처리집단의 표본수가 매칭 이전의 처리집단의 표본 수에 비해 몇 %에 해당되는지를 나타내고 있다. 처리4(T4)의 경우에만 공통영역 산출에서 제외된 처리집단 표본수가 1% 이내이므로 양호함을 보여주고 있다.

식사규칙성에 대한 처리그룹과 통제그룹 간의 공통영역 산출결과, 추정된 성향점수 확률값이 0보다 크고 1보다 작아 공통영역 가정을 만족하고 있다. 각 처리별로 공통영역의 범위를 살펴보면, 1일 전 3회 식사를 한 사람을 처리그룹으로 하고 그렇지 않은 사람을 통제그룹으로 한 처리1(T1)의 공통영역은 0.1367~0.9887, 2일 전 3회 식사를 한 사람을 처리그룹으로 하고 그렇지 않은 사람을 통제그룹으로 한 처리2(T2)의 공통영역은 0.1425~0.9944, 2일 동안 6회 식사를 한 사람을 처리그룹으로 하고 그렇지 않은 사람을 통제그룹으로 한 처리3(T3)의 공통영역은 0.1079~0.9843이다. 또한 2일 동안 6회 식사한 사람을 처리그룹으로 하고, 1일 3회 식사를 한 경험이 있는 사람을 통제그룹으로 한 처리4(T4)의 공통영역은 0.3494~0.9766이며, 2일 동안 6회 식사한 사람을 처리그룹으로 하고, 하루 한 번 이상 결식한 사람을 통제그룹으로 한 처리5(T5)의 공통영역은 0.0724~0.9985로 산출되었다.

6.1.3. 3단계: Balancing Test

처리그룹과 비교그룹의 설명변수들이 얼마나 유사하게 매칭이 되었는지 알아보기 위해, 매칭 전후 두 그룹의 각 설명변수들의 평균을 비교하는 t-test를 통해 설명변수들

의 **balancing test**를 실시하였다. 다양한 매칭기법을 이용하여 매칭을 할 때마다 매칭 전후의 설명변수들의 평균을 비교하는 **t-test** 검정을 실시하였는데, 몇 개 변수를 제외하고는 매칭 이전에 비해 매칭 이후에 두 그룹의 평균이 유사하게 되었음을 확인할 수 있었다. 처리1(T1)~처리 5(T5)의 모든 매칭기법의 **balancing test** 결과는 지면상의 문제로 인해 모두 제시하지 않고, 조사 1일 전 3회 식사를 한 사람을 처리그룹으로 하고 그렇지 않은 사람을 통제그룹으로 한 처리1(T1)에 대해 최근접매칭 기법을 이용한 경우의 **balancing test** 결과를 <표 7>에 제시하였다.

예를 들어 식사를 규칙적으로 하지 않은 통제그룹의 평균 연령이 매칭 이전에는 44.2세로 식사를 규칙적으로 한 처리그룹의 평균 연령 54.0세와 차이가 있었지만, 매칭 이후에는 통제그룹의 평균 연령이 53.9세로 처리그룹의 평균 연령 53.7세와 유사하게 되었다. 이를 매칭 전후 두 집단의 평균을 비교하는 **t-test**를 통해 검정하여 보면, 매칭 이전에는 두 집단 간의 평균 연령이 같다는 귀무가설에 대한 검정 통계량값이 33.6으로 나타나 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 있다. 따라서 매칭 이전에 두 집단 간의 평균 연령이 다르다는 것을 보여주고 있다. 하지만, 매칭 이후에는 두 집단 간의 평균 연령이 같다는 귀무가설을 기각하지 못해 두 집단 간의 평균 연령이 다르지 않다는 검정결과를 보여주고 있다. 이러한 결과는 % bias를 통해서도 확인할 수 있다. 연령에 대한 편의가 매칭 이전에 60.2%였는데 매칭 이후에 -1.4%로 편이의 절댓값이 97.7% 감소하였음을 확인할 수 있다.

표 7. 매칭 전후 설명변수들의 **balancing test** 결과(T1의 최근접매칭, 비만)

변수		평균		% bias	% reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t-value	$p > t $
성별	매칭 이전	0.4137	0.3670	9.6	98.3	5.28	0.000
	매칭 이후	0.4129	0.4137	-0.2		-0.12	0.904
연령	매칭 이전	54.028	44.235	60.2	97.7	33.55	0.000
	매칭 이후	53.729	53.958	-1.4		-1.09	0.277
광역시 거주	매칭 이전	0.4434	0.4979	-10.9	92.9	-6.07	0.000
	매칭 이후	0.4431	0.4469	-0.8		-0.59	0.552
교육더미1	매칭 이전	0.1170	0.0931	7.8	32.8	4.14	0.000
	매칭 이후	0.1169	0.1009	5.2		3.92	0.000
교육더미2	매칭 이전	0.3066	0.3844	-16.4	93.2	-9.06	0.000
	매칭 이후	0.3068	0.3121	-1.1		-0.87	0.386
교육더미3	매칭 이전	0.2763	0.3397	-13.8	99.7	-7.62	0.000
	매칭 이후	0.2769	0.2771	0		-0.03	0.977
가구원수	매칭 이전	3.1133	3.3019	-14.6	80.4	-8.11	0.000
	매칭 이후	3.1158	3.1528	-2.9		-2.17	0.030

(계속)

변수		평균		% bias	% reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t-value	p > t
결혼 여부	매칭 이전	0.9155	0.7584	43.5	97.9	26.95	0.000
	매칭 이후	0.9157	0.9124	0.9		0.89	0.373
경제활동상태	매칭 이전	0.5642	0.6000	-7.2	65.7	-3.94	0.000
	매칭 이후	0.5656	0.5533	2.5		1.88	0.060
가구소득	매칭 이전	2.5665	2.6696	-9.6	87.3	-5.20	0.000
	매칭 이후	2.5779	2.5648	1.2		0.91	0.365
기초생활수급	매칭 이전	0.0245	0.0360	-6.8	93.3	-3.93	0.000
	매칭 이후	0.0233	0.0241	-0.5		-0.39	0.697
5대 성인병 보유수	매칭 이전	0.3797	0.2173	27.3	96.6	14.38	0.000
	매칭 이후	0.3908	0.3853	0.9		0.64	0.524
주관적 건강상태	매칭 이전	2.8793	2.8359	5	59.5	2.71	0.007
	매칭 이후	2.8795	2.8619	2		1.51	0.131
주관적 체형인식	매칭 이전	3.2298	3.3586	-13.5	82.6	-7.39	0.000
	매칭 이후	3.2296	3.2520	-2.3		-1.76	0.079
스트레스 인지율	매칭 이전	0.2373	0.3171	-17.9	86.2	-9.99	0.000
	매칭 이후	0.2374	0.2484	-2.5		-1.96	0.050
임신 및 수유 여부	매칭 이전	0.0170	0.0193	-1.8	100	-0.99	0.323
	매칭 이후	0.0172	0.0172	0		0.00	1.000
외식횟수	매칭 이전	2.3159	2.7678	-25	98.3	-13.90	0.000
	매칭 이후	2.3297	2.3220	0.4		0.33	0.745
아침 가족동반 여부	매칭 이전	0.6594	0.3067	75.4	96.7	41.49	0.000
	매칭 이후	0.6615	0.6499	2.5		1.87	0.062
점심 가족동반 여부	매칭 이전	0.3292	0.1966	30.5	74.3	16.22	0.000
	매칭 이후	0.3281	0.2940	7.8		5.61	0.000
저녁 가족동반 여부	매칭 이전	0.7165	0.5648	32	74.2	18.16	0.000
	매칭 이후	0.7183	0.6793	8.2		6.49	0.000
식생활지원 프로그램 수혜경험	매칭 이전	0.0240	0.0234	0.4	-117.3	0.20	0.840
	매칭 이후	0.0229	0.0241	-0.8		-0.61	0.544
식품섭취량	매칭 이전	1467.7	1370.9	11.5	45.1	6.66	0.000
	매칭 이후	1475.9	1529.1	-6.3		-4.23	0.000
평일 대비 과식 여부	매칭 이전	0.1703	0.1664	1	44.9	0.58	0.565
	매칭 이후	0.1731	0.1753	-0.6		-0.43	0.665
신체활동일수	매칭 이전	0.8020	0.8200	-1.1	-70	-0.61	0.541
	매칭 이후	0.8018	0.8323	-1.9		-1.42	0.156
영양교육 여부	매칭 이전	0.0432	0.0357	3.9	16.8	2.10	0.036
	매칭 이후	0.0436	0.0373	3.2		2.43	0.015
영양표시 이용 여부	매칭 이전	0.2066	0.2584	-12.3	95.2	-6.94	0.000
	매칭 이후	0.2105	0.2080	0.6		0.47	0.640
식이보충제 복용 여부	매칭 이전	0.4212	0.3394	16.9	99.3	9.26	0.000
	매칭 이후	0.4254	0.4248	0.1		0.09	0.926

<표 7>의 여섯 번째 열은 편의 절댓값의 감소율을 나타내고 있는데 이 값이 양수이면 편의가 줄어들었음을 의미하고 음수이면 편의가 늘어났음을 의미한다. 처리1(T1)에 대해 최근접매칭기법을 이용한 경우, 격렬한 신체활동일수와 식생활지원프로그램 수혜경험 더미변수에 대한 편의 절댓값의 감소율이 음수로 나타나 매칭 이후 편의가 증가하였음을 나타낸다. 하지만 이들 변수의 평균값이 매우 작아 편의의 비율(%)이 크게 나타난 경우로써 처리효과추정치에 영향을 줄 정도로 심각한 것은 아닌 것으로 판단된다. 또한 이들 변수들은 매칭 이전에 두 그룹의 평균이 다르지 않았던 변수들로 매칭 이후에도 두 그룹의 평균은 다르지 않다는 결과를 t-test를 통해 확인할 수 있다. 전반적으로 매칭 이전에는 두 그룹의 평균이 다른 변수들이 많았으나, 매칭 이후에는 두 그룹의 평균이 다르지 않은 변수들이 많아져서 매칭이 잘 이루어졌음을 알 수 있다.

6.1.4. 4단계: 다양한 매칭기법을 이용한 효과 분석

식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석하기 위해 성향점수를 이용한 다양한 매칭기법을 이용하였다. <표 8>은 성향점수를 이용한 최근접매칭, 반경매칭, 커널매칭, 로컬선형회귀매칭, 스프라인매칭 기법에 의한 효과 분석을 나타내고 있다.

최근접매칭은 두 그룹을 무작위로 정렬시킨 후, 첫 번째 처리그룹에서의 개체와 가장 가까운 거리를 갖는 개체를 통제그룹에서 선택하는 방법을 말한다. 처리그룹에서의 개체를 매칭시킬 때마다 통제그룹을 복원하는 경우와 통제그룹을 복원하지 않는 경우가 있다. 즉, 처리그룹의 모든 개체들이 동일한 통제그룹을 대상으로 매칭을 하는 것을 복원추출이라고 하고, 매칭이 진행되면서 매칭된 개체들이 줄어드는 것을 비복원추출이라고 한다. 복원추출이 더 유사한 비교개체와의 매칭이 가능하다는 장점이 있기 때문에 본 연구에서는 성향점수를 이용한 최근접매칭법을 복원추출방식으로 추정하였다.

체질량지수와 에너지를 성과변수로 하여 추정한 결과는, 다양한 매칭기법을 이용한 모든 추정치가 통계적으로 유의한 값을 갖고 있는 반면, 허리둘레를 성과변수로 하여 추정한 결과는 처리1(T1)과 처리3(T3), 처리4(T4)의 경우에만 모든 추정치에서 통계적으로 유의한 값을 가졌다. 추정치의 통계적 유의성을 확인하기 위해 500회 부트스트랩핑을 실시하여 얻어진 표준편차를 이용하여 95% 신뢰구간을 도출하였다.

먼저 체질량지수의 추정치를 살펴보면, 식사를 규칙적으로 하는 사람들과 식사를 불규칙적으로 하는 사람들 간의 체질량지수 추정치는 음수로 나타나, 식사를 규칙적으로 하는 사람들의 비만도가 그렇지 않은 사람들의 비만도보다 낮음을 확인할 수 있었다.

이는 <표 2>의 식사규칙성 효과 분석의 예상 결과 3번과 일치한다. 또 다른 비만도의 성과변수로 이용된 허리둘레의 효과 추정치도 음수로 나타나, 식사를 규칙적으로 하는 사람들의 비만도가 그렇지 않은 사람들의 비만도보다 낮다는 체질량지수 효과 추정치의 분석결과를 보완 설명한다고 할 수 있다.

표 8. 식사규칙성의 효과 분석결과(ATT 차이)

성과 변수	매칭기법	T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
비만 BMI	매칭 이전 [treat-cont]	-0.0368 [23.624-23.661]	0.0924 [23.652-23.885]	0.0117 [23.637-23.625]	-0.0210 [23.637-23.658]	0.0408 [23.637-23.596]
	최근접매칭 (복원추출)	-0.3905***	-0.2332*	-0.4008***	-0.4370***	-0.3583**
	반경매칭 (caliper=0.1)	-0.3475***	-0.2142**	-0.3609***	-0.3042***	-0.2871**
	반경매칭 (caliper=0.01)	-0.3376***	-0.2876**	-0.3172***	-0.2900***	-0.4401***
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	-0.3543***	-0.3339***	-0.3659***	-0.3228***	-0.3968***
	로컬선형회귀매칭 (tri-cube, bw=0.8)	-0.3092***	-0.3064***	-0.3772***	-0.3456***	-0.3684**
	스플라인매칭 (spline matching)	-0.3349***	-0.3317***	-0.3289***	-0.2790***	-0.4253***
허리 둘레	매칭 이전 [treat-cont]	1.1539*** [81.407-80.253]	1.7842*** [81.493-79.709]	1.5049 [81.571-80.066]	1.3045 [81.571-80.267]	1.6829*** [81.571-79.888]
	최근접매칭 (복원추출)	-1.0597***	-0.1162	-1.004***	-0.9180***	-0.6404
	반경매칭 (caliper=0.1)	-0.5303**	-0.2849	-0.4989**	-0.2383	-0.1291
	반경매칭 (caliper=0.01)	-0.8206***	-0.3195	-0.6989***	-0.7159**	-0.6624
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	-0.7532***	-0.2313	-0.7141***	-0.6016**	-0.3439
	로컬선형회귀매칭 (tri-cube, bw=0.8)	-0.7148***	-0.0482	-0.6288**	-0.5639**	-0.4561
	스플라인매칭 (spline matching)	-0.8039***	-0.4064*	-0.7276***	-0.7110***	-0.6096

(계속)

성과 변수	매칭기법	T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
에너지	매칭 이전 [treat-cont]	267.926*** [2031.6-1763.7]	130.378*** [1991.9-1861.5]	204.390*** [2026.1-1821.7]	160.966*** [2026.1-1865.1]	242.962*** [2026.1-1783.1]
	최근접매칭 (복원추출)	203.3***	180.4***	202.2***	157.5***	282.5***
	반경매칭 (caliper=0.1)	245.5***	171.8***	215.9***	186.9***	267.3***
	반경매칭 (caliper=0.01)	220.9***	189.2***	199.3***	177.3***	284.8***
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	235.4***	186.9***	215.2***	190.8***	278.4***
	로컬선형회귀매칭 (tri-cube, bw=0.8)	216.8***	130.7***	196.2***	179.0***	196.3***
	스플라인매칭 (spline matching)	206.6***	187.2***	197.7***	177.7***	262.4***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

분석결과 간의 수치 비교를 하고자 처리그룹은 동일하지만 통제그룹을 변화시켜 처리3(T3), 처리4(T4), 처리5(T5)와 같은 처리그룹과 통제그룹을 설계하였다. 그런데 매칭기법에 따라 효과 추정치 크기의 차이는 크지 않지만, 추정치크기의 순위가 변화하는 경우가 있었다. 따라서 본 연구에서는 다양한 매칭기법에 따라 처리그룹과 통제그룹 간의 ATT 차이가 큰 것을 1위로 하여 5위까지 순위를 매겼으며, 각 처리별로 순위를 단순 평균하여 평균 순위를 생성하였다. 또한 평균 순위가 동일한 경우 비교가 가능하도록 다양한 매칭기법에 따른 효과 추정치들의 평균값을 제시하였다. <표 9>는 식사 규칙성 효과 분석결과(ATT 차이)의 평균 순위 및 평균 효과 추정치를 나타내고 있다.

2일 동안 6회 식사를 하는 사람들과 하루 한 번 이상 결식한 사람들과의 비만도 차이를 나타내는 처리5(T5)의 체질량 지수의 차이는, 처리4(T4)의 분석결과(가끔 규칙적으로 식사하는 경우)에서의 비만도의 차이보다 더 크게 나타났다. 이는 <표 2>의 예상 결과 1번과 일치한 결과를 보이고 있다. 처리5(T5) 분석결과의 비만도의 차이는, 규칙적인 식사 경험이 없는 경우를 통제그룹으로 분석한 처리3(T3)의 분석결과와 평균 순위는 비슷하지만 평균 효과 추정치가 더 크게 나타나, 예상 결과 2번과 일치함을 확인할 수 있다.

1일 에너지섭취량을 성과변수로 한 처리효과추정치는 모든 매칭기법에서 모두 양수

로 나타나 <표 2>에서 예상 결과 4번과 일치하였다. 즉, 식사를 규칙적으로 하는 사람들은 그렇지 않은 사람에 비해 에너지섭취량이 더 많다는 것을 알 수 있었다. 또한 2일 동안 6회 식사를 하는 사람들과 하루 한 번 이상 결식하는 사람들과의 에너지섭취량의 차이(T5)는, 처리4(T4)의 분석결과(가끔 규칙적으로 식사하는 경우)에서의 에너지섭취량의 차이보다 더 크게 나타났다. 또한 처리5(T5)에 대한 에너지섭취량의 차이는 2일 동안 한 번 이상 결식한 경우를 통제그룹으로 분석한 처리3(T3)의 에너지섭취량의 차이보다 크게 나타났다. 따라서 식사를 규칙적으로 하는 사람들은 식사를 불규칙적으로 하는 사람들보다 1일 에너지섭취량이 많지만, 비만도는 더 낮다는 것을 알 수 있었다.

표 9. 식사규칙성 효과 분석결과(ATT 차이)의 평균 순위 및 평균 효과 추정치

성과 변수	매칭 기법	T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
비만 BMI	최근접매칭	3	5	2	1	4
	반경매칭(0.1)	2	5	1	3	4
	반경매칭(0.01)	2	5	3	4	1
	커널매칭(0.06)	3	4	2	5	1
	로컬선형회귀매칭	4	5	1	3	2
	스프라인매칭	2	3	4	5	1
	평균 순위	2.67	4.50	2.17	3.50	2.17
	평균 효과 추정치	-0.3457	-0.2845	-0.3585	-0.3298	-0.3793
에너지	최근접매칭	2	4	3	5	1
	반경매칭(0.1)	2	5	3	4	1
	반경매칭(0.01)	2	4	3	5	1
	커널매칭(0.06)	2	5	3	4	1
	로컬선형회귀매칭	1	5	3	4	2
	스프라인매칭	1	5	3	4	2
	평균 순위	1.67	4.67	3.00	4.33	1.33
	평균 효과 추정치	221.4	174.4	204.4	178.2	261.9

6.1.5. 5단계: 매칭 품질 및 분석결과의 타당성 검토

매칭기법을 이용한 평균처리효과의 강건성을 확인하기 위해서는 매칭분석 결과의 타당성 검토를 해야 한다. 매칭기법의 타당성을 검토하기 위한 방법은 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫 번째는 다양한 매칭기법을 활용한 타당성 검토이다. 이는 성향점수 방정식을 우선 추정한 후, 결과를 비교하기 위해 다양한 매칭 방법을 활용하는 것이다. 매칭 기법들마다 평균처리효과를 구하는 방식이 차이가 있지만, 만약 다양한 매칭기법을 이용한 결과값들이 방향이나 크기에서 일관되게 나타난다면 매칭분석 결과가 타당하다고 할 수 있다. <표 8>에서 보듯이 다양한 매칭기법을 이용한 효과 분석결과 값들이 방향이나 크기에서 일관되게 나타나고 있어 본 연구결과가 타당하다고 할 수 있다.

두 번째는 매칭 이전과 이후의 프로빗(로짓) 모형의 결정계수값(R^2) 또는 표준화 편의(standardized bias)을 비교하는 경우이다(Caliendo & Kopeinig 2008; 김성용 2010). 즉, 참여집단(처리집단)과 비슷한 특성을 가진 비참여집단(통제집단)을 매칭하여 참여 효과를 분석하기 때문에, 두 집단 간 비슷한 특성을 지닌다는 특징으로 인해 매칭 이후 모형의 결정계수값(R^2)은 매칭 이전 모형의 결정계수값에 비해 낮아진다. 표준화 편의 값 역시 같은 이유로 매칭 이후의 표준화 편의값이 매칭 이전에 비해 더 작아진다.

$$(9) \text{ (매칭 이전의 표준화 편의값)} \quad SB_b(X) = 100 \frac{\overline{X_{1b}} - \overline{X_{0b}}}{\sqrt{(\overline{V_{1b}}(X) + \overline{V_{0b}}(X))/2}}$$

$$(10) \text{ (매칭 이후의 표준화 편의값)} \quad SB_a(X) = 100 \frac{\overline{X_{1a}} - \overline{X_{0a}}}{\sqrt{(\overline{V_{1a}}(X) + \overline{V_{0a}}(X))/2}}$$

$\overline{X_{1b}}$ ($\overline{X_{1a}}$) : 매칭 이전(이후)의 참여집단(처리집단)에 대한 설명변수의 평균값

$\overline{X_{0b}}$ ($\overline{X_{0a}}$) : 매칭 이전(이후)의 비참여집단(통제집단)에 대한 설명변수의 평균값

$V_{1b}(X)$ ($V_{1a}(X)$) : 매칭 이전(이후)의 참여집단에 대한 설명변수의 분산

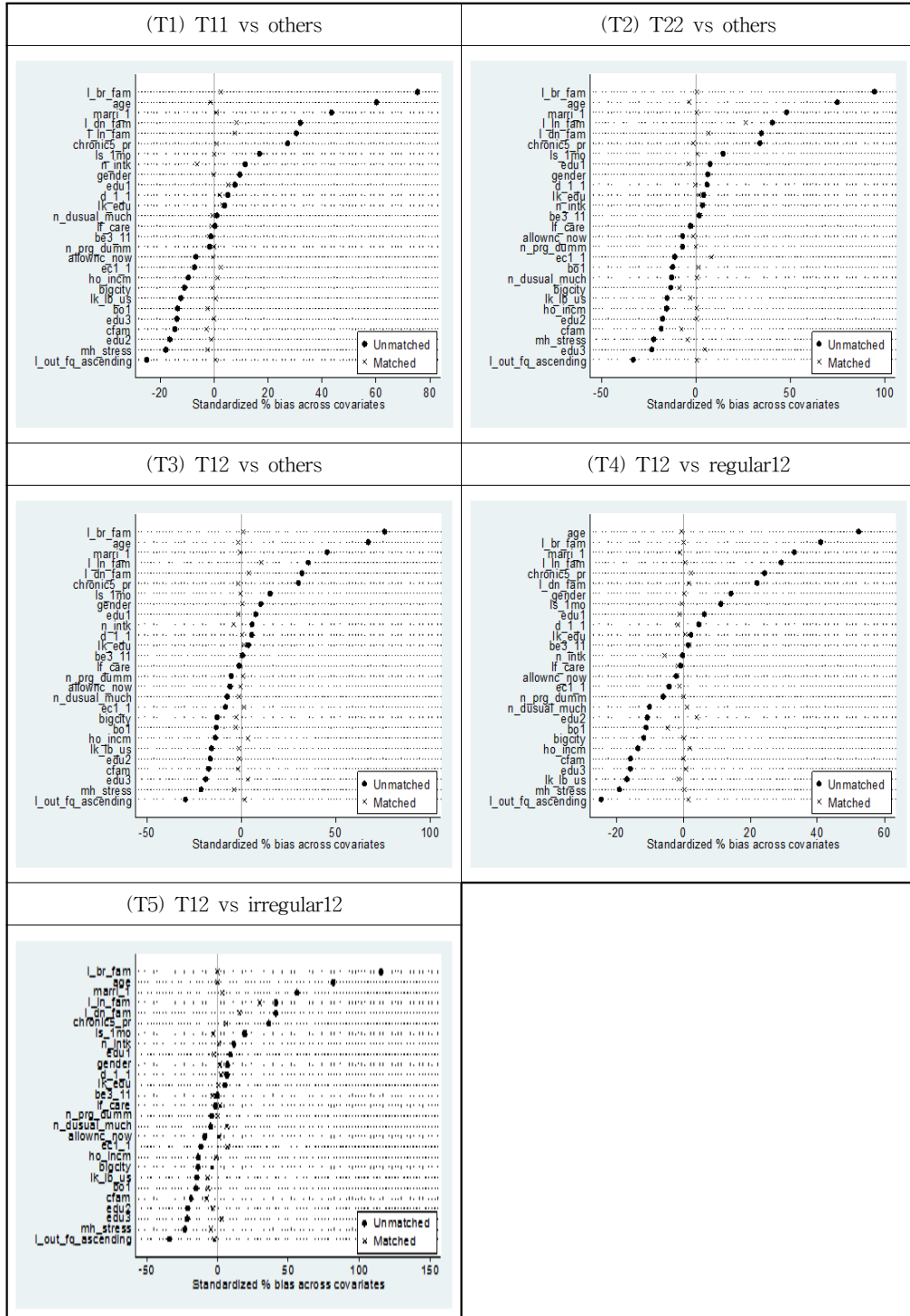
$V_{0b}(X)$ ($V_{0a}(X)$) : 매칭 이전(이후)의 비참여집단에 대한 설명변수의 분산

다양한 매칭기법에 따른 매칭 품질 검증 및 세 번째 방법에 의한 타당성 검증은 <표 10>과 같다. <표 10>에서 보듯이 매칭 이후 모형의 결정계수값은 매칭 이전 모형의 결정계수값에 비해 작아졌다. <그림 6>은 매칭 이후의 표준화 편의값들을 그래프로 나타낸 것이다. 가로축은 설명변수들의 표준화된 편의값이며, 세로축은 설명변수들이다. 굵은 점은 매칭 이전의 설명변수들의 표준화된 편의값이며, x 표시는 매칭 이후의 설명변수들의 표준화된 편의값이다. 표준화 편의값 역시 같은 이유로 매칭 이후가 매칭 이전에 비해 더 작아짐을 확인할 수 있다. 이는 <표 10>에서 매칭 이전의 평균 편의값(설명변수들의 편의값의 평균)에 비해 매칭 이후의 평균 편의값이 감소한 것을 통해서도 알 수 있다. 따라서 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석한 결과는 타당하다고 할 수 있다.

표 10. 매칭 품질 및 분석결과의 타당성 검정(비만)

		T1	T2	T3	T4	T5
		T11 vs others	T22 vs others	T12 vs others	T12 vs regular12	T12 vs irregular12
[매칭 이전]	Mean bias	17.6	21.6	19.4	15.0	23.6
	PseudoR2	0.145	0.193	0.159	0.073	0.254
	LR chi2	2534.87	3070.47	3003.19	857.94	3237.63
[매칭 이후] 최근접매칭 (복원추출)	Mean bias	2.1	3.8	2.0	1.4	4.7
	PseudoR2	0.005	0.019	0.005	0.003	0.027
	LR chi2	157.52	646.68	135.38	77.98	803.65
반경매칭 (caliper=0.1)	Mean bias	3.7	6.7	3.5	4.6	7.3
	PseudoR2	0.008	0.023	0.007	0.012	0.030
	LR chi2	243.77	764.02	220.54	362.43	912.49
반경매칭 (caliper=0.01)	Mean bias	1.7	3.5	1.8	1.0	4.2
	PseudoR2	0.004	0.015	0.004	0.001	0.023
	LR chi2	119.90	512.89	112.50	30.16	704.54
커널매칭 (epan, bw=0.06)	Mean bias	2.2	4.4	1.4	2.1	5.3
	PseudoR2	0.004	0.015	0.004	0.003	0.023
	LR chi2	129.89	510.47	122.78	86.85	702.33
로컬선형회귀 매칭(LLR) (tri-cube, bw=0.8)	Mean bias	2.1	3.8	2.0	1.4	4.7
	PseudoR2	0.005	0.019	0.005	0.03	0.027
	LR chi2	157.52	646.68	135.38	77.98	803.65
스플라인매칭 (spline matching)	Mean bias	2.1	3.8	2.0	1.4	4.7
	PseudoR2	0.005	0.019	0.005	0.003	0.027
	LR chi2	157.52	646.68	135.38	77.98	803.65

그림 6. 매칭 전후 설명변수들의 표준화된 편익값(최근점매칭 기준, 비만)



6.2. 아침식사규칙성이 비만에 미치는 효과 분석(가설2 검증)

<표 11>은 식사 중 결식률이 가장 높은 아침식사에 대한 규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 성향점수매칭법의 분석 단계 중 4단계 추정 결과치를 제외한 1, 2, 3, 5단계에 대한 일부 분석결과는 <부록>에 제시하였다. 비만도의 성과변수로 이용된 체질량지수와 허리둘레의 추정치가 음수로 나타났지만, B1~B5 설계의 경우 통계적으로 유의하지 않아 의미를 부여할 수는 없다. 하지만, 엄밀한 분석을 위해서 점심과 저녁식사 여부가 동일한 조건하에서 아침식사 여부가 비만에 미치는 효과를 분석한 B6 설계의 경우, 체질량지수의 효과 추정치가 통계적으로 유의하게 나타났다. 따라서 점심과 저녁식사를 2일 동안 모두 했다는 동일한 조건하에 아침식사를 규칙적으로 하는 사람들은 아침식사를 결식하는 사람들보다 0.2457~0.4350 정도 체질량지수가 낮다고 할 수 있다.

표 11. 아침식사규칙성의 비만도 효과 분석결과(ATT 차이)

성과 변수	매칭기법	B1	B2	B3	B4	B5	B6
		Br11 vs others	Br22 vs others	Br12 vs others	Br12 vs L_Br12	Br12 vs Br	Br12 vs Brr
비만 BMI	매칭 이전 [treat-cont]	0.3008*** [23.7-23.4]	0.3576*** [23.7-23.3]	0.3167*** [23.7-23.4]	0.2304** [23.7-23.5]	-0.3816** [23.7-23.3]	0.2612*** [23.6-23.4]
	최근접매칭 (복원추출)	-0.2998	-0.1227	-0.3431**	-0.0238	-0.6214*	-0.4350**
	반경매칭 (caliper=0.01)	-0.2008	-0.1217	-0.2016*	-0.0862	0.0073	-0.3417**
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	-0.1449	-0.0476	-0.1315	-0.1076	0.1247	-0.2457*
	스프라인매칭 (spline matching)	-0.2129*	-0.1566	-0.1825*	-0.0923	0.1074	-0.3202**
허리 둘레	매칭 이전 [treat-cont]	2.2051*** [81.5-79.3]	2.4355*** [81.5-79.1]	2.4029*** [81.6-79.2]	2.2924*** [81.6-79.3]	2.486*** [81.6-79.1]	2.2951*** [81.6-79.3]
	최근접매칭 (복원추출)	-0.8879*	0.2125	-0.8562*	0.1525	-0.3490	-0.9684**
	반경매칭 (caliper=0.01)	-0.4196	0.1358	-0.3809	-0.0291	0.4354	-0.6783
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	0.1351	0.5796	0.1137	-0.3818	0.8597	-0.0304
	스프라인매칭 (spline matching)	-0.2713	0.1895	-0.2236	-0.0534	0.8094	-0.4826

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<표 12>는 아침식사규칙성이 에너지섭취량에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 1일 에너지섭취량의 추정치가 양수로 나타나, 아침식사를 규칙적으로 하는 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 1일 에너지섭취량이 더 많다는 것을 알 수 있었다. 하지만 간식으로 섭취한 에너지는 아침식사를 규칙적으로 하는 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 더 적게 섭취하는 것으로 나타났다. 점심, 저녁식사를 모두 섭취했다는 동일 조건하에 아침식사 여부에 대해서만 처리를 한 처리6(B6)의 경우를 살펴보면, 매일 규칙적으로 아침식사를 하는 사람들은 아침식사를 결식하는 사람들보다 1일 에너지섭취량이 216.0~284.0kcal 많지만, 간식으로부터 얻는 에너지섭취량은 91.1~95.5kcal 더 적은 것으로 나타났다. 따라서 아침식사를 결식하는 경우에는 아침식사로부터 얻어야 하는 에너지를 간식을 더 섭취함으로써 보충하고 있음을 확인할 수 있었다.

표 12. 아침식사규칙성의 에너지섭취량 효과 분석결과(ATT 차이)

성과 변수	매칭기법	B1	B2	B3	B4	B5	B6
		Br11 vs others	Br22 vs others	Br12 vs others	Br12 vs L_Br12	Br12 vs Br	Br12 vs Brr
에너지	매칭 이전 [treat-cont]	149.9*** [1987-1837]	234.0 [1968-1945]	83.1*** [1981-1898]	58.7** [1981-1922]	101.4*** [1981-1879]	54.0*** [2026-1972]
	최근접매칭 (복원추출)	189.9***	239.2***	289.2***	334.2***	390.6***	284.0***
	반경매칭 (caliper=0.01)	235.2***	218.5***	267.8***	282.7***	267.8***	259.0***
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	226.6***	112.9***	224.2***	225.0***	194.3***	216.0***
	스프라인매칭 (spline matching)	243.8***	138.7***	257.5***	291.5***	213.8***	246.2***
간식 칼로리	매칭 이전 [treat-cont]	-163.9*** [359-523]	-155.7*** [361-517]	-153.9*** [354-508]	-111.8*** [354-466]	-185.493*** [354-540]	-150.2*** [338-488]
	최근접매칭 (복원추출)	-187.9***	-58.4***	-107.9***	-37.7*	-135.0***	-91.2***
	반경매칭 (caliper=0.01)	-151.4***	-79.1***	-97.3***	-55.2**	-192.9***	-93.9***
	커널매칭 (epan, bw=0.06)	-157.1***	-105.3***	-106.9***	-69.5***	-208.0***	-95.5***
	스프라인매칭 (spline matching)	-141.8***	-94.9***	-97.0***	-51.6***	-210.1***	-91.1***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

7. 요약 및 결론

본 논문에서는 식생활패턴 중 하나인 식사규칙성이 성인 비만에 미치는 효과를 분석하였다. 식사규칙성과 비만 간의 관계에 영향을 미칠만한 변수인 식습관을 계량화하기 어렵고, 유전자 및 신진대사율과 같은 요인은 관찰이 불가능하다는 자료의 한계성으로 인해 내생성 문제가 발생한다. 따라서 내생성을 고려한 분석기법인 성향점수매칭법을 이용하여 분석하였다. 식사규칙성과 비만에 대한 2가지 가설(식사규칙성, 아침식사규칙성)을 설정하여, 각 가설을 검증하기 위해 처리그룹과 통제그룹을 설계하고 이를 검증하는 방식으로 연구가 진행되었다. 비만을 나타내는 성과변수로는 체질량지수, 허리둘레, 에너지섭취량 3개를 설정하였고, 각 가설에 대해 5~6개 처리그룹과 통제그룹을 설계하여 다양한 매칭기법을 이용하여 분석하였다. 그리고 매칭 품질 및 분석결과의 타당성을 검증하여 분석결과의 강건성을 확인하였다.

규칙적인 식사란, 사회통념과 선행연구에서의 정의를 참고하여 아침, 점심, 저녁 하루 3번 섭취하는 것으로 가정하였다. 식사를 규칙적으로 하는 사람들은 불규칙적으로 하는 사람들에 비해 비만도가 낮을 것이라는 가설 1을 검증하기 위해 처리그룹 5개를 설계하여 분석을 실시하였다. 분석 결과, 매일 1일 3회로 식사를 규칙적으로 하는 사람들은 식사를 불규칙적으로 하는 사람들에 비해 1일 에너지섭취량이 많지만 체질량지수(비만도)는 낮은 것으로 나타났다.

식사를 규칙적으로 하는 사람들과 하루 한 번 이상 결식하는 사람들과의 비만도 차이(T5)는, 규칙적인 식사 경험에 있기는 하지만 매일 규칙적으로 식사하고 있지 않는 사람들과의 비만도의 차이(T4)보다 더 크게 나타났다. 그리고 식사를 규칙적으로 하는 사람들과 하루 한 번 이상 결식하는 사람들과의 비만도의 차이(T5)는 2일 동안 한 번 이상 결식하는 사람들과의 비만도 차이(T3)보다 더 크다는 것을 확인할 수 있었다.

가설 2는 아침식사를 규칙적으로 하는 사람들은 아침식사를 결식하는 사람들에 비해 비만도가 낮을 것이라는 아침식사규칙성에 대한 것이다. 가설 2를 검증하기 위해 처리그룹 6개를 설계하여 분석하였으며, 그중 여섯째 분석 설계는 엄밀한 분석을 위해 점심과 저녁식사를 모두 했다는 동일한 조건하에 아침식사 여부에 대한 처리를 구분하였다. B6의 분석 결과, 점심과 저녁식사를 모두 섭취했다는 동일한 조건하에서 매일 규칙적으로 아침식사를 하는 사람들은 아침식사를 결식하는 사람들보다 1일 에너지섭취량은 216.0~284.0kcal 많지만, 체질량지수는 0.2457~0.4350 낮은 것으로 나타났다.

또한 아침식사를 결식한 사람들은 간식으로부터 얻는 에너지섭취량이 91.1~95.5kcal 더 많은 것으로 나타났다.

최근 전 세계적으로 주요 이슈가 되고 있는 비만에 대한 연구를 선행연구에서는 시도하지 않았던 식사규칙성에서 접근하여 비만에 미치는 효과를 분석했다는 측면에서, 그리고 내생성문제를 통제하는 연구방법을 이용하여 정밀하게 추정하려고 시도했다는 점에서 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다. 또한 식사를 규칙적으로 하게 되면 칼로리섭취량이 많아 비만과 양의 상관관계가 있을 것으로 예상할 수 있는데, 본 연구 결과 식사를 규칙적으로 하게 되면 에너지섭취량은 그렇지 않은 경우에 비해 증가하지만 비만도(체질량지수)는 낮은 것을 확인할 수 있었다. 특히, 식사 중 결식률이 높은 아침식사를 매일 규칙적으로 하는 사람은 아침식사를 결식하는 사람들에 비해 1일 에너지 섭취량은 많지만, 비만도는 낮다는 결과를 얻을 수 있었다. 본 연구의 분석 결과에 따르면 한국 성인들의 건강을 위해 식사를 규칙적으로 하는 것이 비만도 측면에서 바람직하다는 결론을 얻을 수 있으며, 이는 국민들의 영양·건강에 대한 정부 정책수립을 위한 기초자료 및 근거자료로 활용 가능할 것이다. 따라서 식생활지침과 식생활교육 기본계획에 포함된 식사규칙성이 비만 측면에서 바람직하다는 내용으로 국민건강캠페인에서 홍보를 할 수 있는 근거자료가 될 수 있을 것이다.

식사규칙성은 식사횟수와도 관계가 있지만, 식사시간과도 관계가 있다. 하지만 본 연구에서는 식사시간에 대한 고려는 하지 못하고 식사횟수를 기준으로 식사규칙성을 정의하고 있다는 한계점이 있다. 또한 남성과 여성의 신체적 특징 등의 차이로 인해 1일 섭취해야하는 에너지 권장량이 차이가 있고, 최근에 여성은 외모에 대한 관심 증가로 저체중 문제 등이 발생하기도 한다. 이러한 이유로 남성과 여성의 경우, 식사규칙성이 비만에 미치는 영향이 다를 수 있다. 따라서 식사시간과 식사횟수를 고려한 식사규칙성을 정의해야 할 필요성이 있으며, 남성과 여성 표본을 분리하는 것이 적절한지에 대한 검증 이후 식사규칙성이 비만에 미치는 효과를 분석하는 것도 필요할 것이다. 이러한 한계점은 향후 연구과제로 남긴다.

참고 문헌

- 김금란, 김미정. 2011. “남녀 고등학생의 식생활태도에 관한 조사: 식사의 규칙성과 1일 식사횟수에 대하여.” 「한국식품영양과학회지」 제40권 제2호. pp. 183-195.
- 김성용. 2010. “Matching 기법에 의한 식품 표시정책의 효과 분석: 영양표시제를 중심으로.” 「농업경제연구」 제51권 제3호. pp. 47-71.
- 김은경. 2001. “한국 아동의 식행동과 영양문제.” 「대한지역사회영양학회지」 제6권 제5호. pp. 905-920.
- 김이수. 2001. “식사의 규칙성이 식생활 실태에 미치는 영향.” 「한국조리학회지」 제7권 제2호. pp. 133-156.
- 김태양, 한두봉, 안정훈, 이상현. 2013. “어머니의 영양표시 이용이 자녀의 비만에 미치는 영향.” 「보건경제와 정책연구」 제19권 제3호. pp. 51-82.
- 박미성. 2015. 「식품소비시간과 식품소비행태관계에 대한 연구」. 고려대학교 박사학위 논문.
- 박미성, 안병일. 2014. “한국 성인의 식사 규칙성 결정요인 분석.” 「농업경영·정책연구」 제41권 제4호. pp. 722-750.
- 박미성, 안병일, 한두봉. 2014. “외식이 칼로리 섭취에 미치는 영향분석.” 「농업경제연구」 제55권 제1호. pp. 73-98.
- 보건복지부. 각연도. 「국민건강영양조사」.
- 이경혜, 황권증, 허은실. 2001. “창원시 일부 초등학교 고학년의 비만도에 따른 체형인식도, 식습관, 식행동 및 영양섭취상태에 대한 비교연구.” 「대한지역사회영양학회지」 제6권 제4호. pp. 577-591.
- 이계임. 2007. 「한국인의 식품소비 트렌드 분석」. 한국농촌경제연구원.
- 이선희, 심정수, 김지윤, 문형아. 1996. “아침식사의 규칙성이 중년 남녀의 식습관 및 영양 상태에 미치는 영향.” 「한국영양학회지」 제29권 제5호. pp. 533-546.
- MK뉴스기사. 2013. 11. 11. 통합기능의학 국제 세미나 자료.
- Augurzky B., and C. Schmidt. 2001. “The propensity score: A means to an end.” IZA discussion paper 271. Institute for the Study of Labor(IZA).
- Becker, S.O. and A. Ichino. 2002. “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores.” *The Stata Journal*. vol. 2, no. 4, pp. 358-377.
- Caliendo, M. and S. Kopeinig. 2008. “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity score Matching.” *Journal of Economics Surveys*. vol. 22, no. 1, pp. 31-72.
- Cawley, J. 2004. “An Economic Framework for Understanding Physical Activity and Eating Behaviors.” *American Journal of Preventive Medicine*. vol. 27, no. 3S, pp. 117-125.
- Heckman, J.J., H. Ichimura, and P.E. Todd. 1997. “Matching as a Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme.” *Review of Economic Studies*. vol. 64, pp. 605-654.

- Leuven, E. and B. Sianesi. 2003. PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing.
- Nicklas, T.A., W. Bao, L.S. Webber, and G.S. Berenson. 1993. "Breakfast consumption affects adequacy of total daily intake in children." *Journal of the American Dietetic Association*. vol. 93, no. 8, pp. 886-891.
- Rosenbaum, P.R. and D.B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika*. vol. 70, no. 1, pp. 41-55.
- Schlundt, D.G., J.O. Hill, T. Sbrocco, J. Pope-Cordle, and T. Sharp. 1992. "The role of breakfast in the treatment of obesity: a randomized clinical trial." *The American Journal of Clinical Nutrition*. vol. 55, no. 3, pp. 645-651.
- Stuart, E.A. 2010. "Matching methods for causal inference: A review and a lookforward." *NIH Public Access Author Manuscript*. vol. 25, no 1, pp. 1-21.
- Zabik, M.E. 1987. "Impact of ready-to-eat cereal consumption on nutrition intake." *Cereal Foods World*. vol. 32, pp. 235-239.
- 메디파나뉴스 <http://www.medipana.com/news/news_viewer.asp?NewsNum=80660&MainKind=A&NewsKind=5&vCount=12&vKind=1>.
- 매일경제 <<http://news.mk.co.kr/newsRead.php?year=2013&no=1115014>>.

부록. 성향점수매칭법 분석 단계(아침식사규칙성)

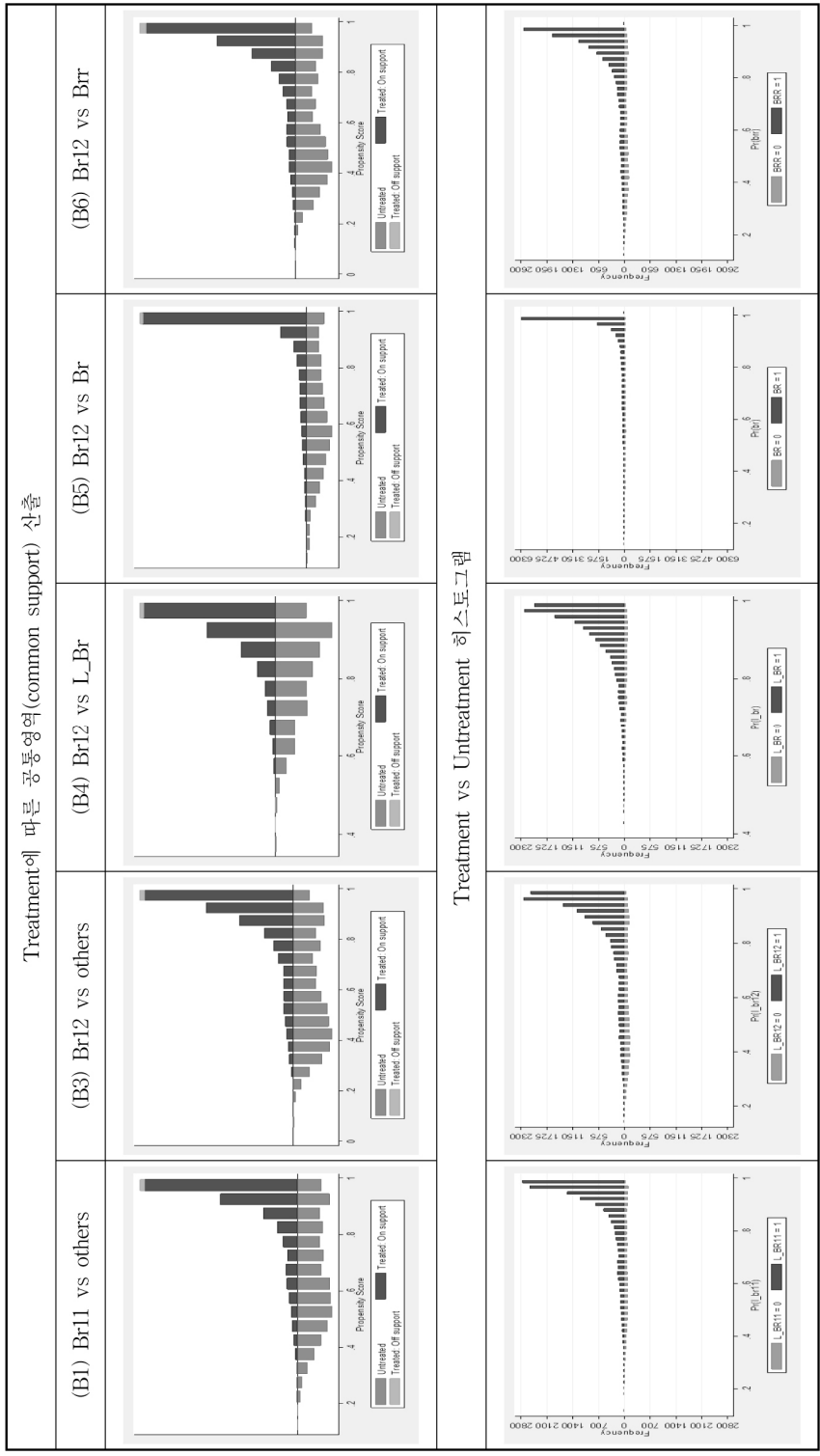
1단계: 성향점수 추정

부표 1. 아침식사규칙성의 성향점수 추정 결과(로지모형)

변수		B1	B2	B3	B4	B5	B6
		Br11 vs others	Br22 vs others	Br12 vs others	Br12 vs L_Br12	Br12 vs Br	Br12 vs Brr
사회인구	성별	0.0446	0.0185	0.0723	0.1556**	0.0130	0.0597
	연령	0.0509***	0.0551***	0.0543***	0.0466***	0.0615***	0.0588***
	광역시 거주	-0.0395	-0.0566	-0.0702	-0.1000	-0.0345	-0.1187**
	교육더미1	-0.0863	-0.3677***	-0.2033*	-0.1699	-0.2536*	-0.2198*
	교육더미2	-0.1806*	-0.3410***	-0.2376**	-0.1727	-0.2781**	-0.1877*
	교육더미3	-0.1786	-0.4444***	-0.2687***	-0.1631	-0.3541***	-0.2358**
	가구원수	-0.0080	0.0008	0.0054	0.0360	-0.0042	0.0034
	결혼 여부	-0.0815	-0.2310***	-0.1295*	-0.1423	-0.1262	-0.1467*
	경제활동상태	-0.0888	-0.1132*	-0.0731	-0.0022	-0.1612**	-0.0607
소득	가구소득	0.0083	0.0292	0.0146	-0.0010	0.0203	-0.0028
	기초생활수급	-0.4984***	-0.4109**	-0.4062**	-0.1561	-0.6424***	-0.5901***
건강상태	5대 성인병 보유수	0.1827***	0.1747***	0.1933***	0.2227***	0.1796**	0.1910***
	주관적 건강상태	-0.0030	-0.0011	-0.0007	-0.0021	-0.0142	0.0038
	주관적 체형인식	-0.0565**	-0.0313	-0.0542**	-0.0695**	-0.0426	-0.0520*
	스트레스 인지율	-0.2531***	-0.2459***	-0.3185***	-0.3848***	-0.2271***	-0.3070***
	임신 및 수유여부	0.3094*	0.1508	0.2346	0.1753	0.2670	0.2291
식생활	외식횟수	-0.0050	0.0141	-0.0167	-0.0586**	0.0283	-0.0087
	아침 가족동반 여부	2.0776***	2.4257***	1.9892***	1.0680***	3.1864***	2.0948***
	점심 가족동반 여부	-0.5915***	-0.5830***	-0.4572***	-0.0602	-0.9407***	-0.4575***
	저녁 가족동반 여부	-0.0811	-0.0892	-0.0937*	-0.0626	-0.1165*	-0.1273**
	식생활지원프로그램 수혜경험	0.2095	-0.1851	-0.1250	-0.4429**	0.1990	-0.0649
	식품섭취량	0.0002***	0.0002***	0.0002***	0.0001**	0.0003***	0.0002***
	평일대미 과식여부	0.1841***	-0.0500	0.0118	-0.1021	0.1203	-0.0055
건강관심	격렬한 신체활동	0.0116	0.0363**	0.0289*	0.0311	0.0268	0.0348**
	영양교육 여부	0.0453	0.1701	0.1132	0.1409	0.1454	0.1121
	영양표시 이용 여부	0.2064***	0.2719***	0.2044***	0.0900	0.3647***	0.2090***
	식이보충제 복용	0.1768***	0.2128***	0.2015***	0.1751***	0.2432***	0.1977***
상수		-1.3167***	-1.2897***	-1.6369***	-0.0731	-1.6747***	-1.8106***
Pseudo R^2		0.2324	0.2697	0.2488	0.1419	0.3309	0.2652
LR chi2 (prob>chi2)		3116.51 (0.0000)	3558.06 (0.0000)	3811.28 (0.0000)	1222.01 (0.0000)	3484.25 (0.0000)	3395.01 (0.0000)

2단계: 공통영역 산출

부도 1. 아침식사규칙성의 성향점수 분포와 공통영역 산출



부표 2. 아침식사규칙성 분석 시 공통영역 산출에서 제외된
처리집단의 표본수와 공통영역의 범위

Treatment			Before	After	Lost in %	Common Support probability scores	
구분	처리그룹	통제그룹	Matching			Min	Max
B1	1일 전 아침식사를 한 경우 (Br11, ①+②)	1일 전 아침식사를 결식한 경우 (others, ③+④)	13,063	12,896	1.28	0.1069	0.9979
B2	2일 전 아침식사를 한 경우 (Br22, ①+③)	2일 전 아침식사를 결식한 경우 (others, ②+④)	13,127	13,039	0.67	0.1145	0.9984
B3	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 하루 이상 아침식사를 결식한 경우 (others, ②+③+④)	12,444	12,320	1.00	0.0887	0.9970
B4	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 하루 아침식사를 결식한 경우 (②+③)	12,444	12,302	1.14	0.3908	0.9960
B5	2일 동안 아침식사를 모두 한 경우 (Br12, ①)	2일 동안 아침식사를 모두 결식한 경우 (④)	12,444	12,311	1.07	0.0608	0.9996
B6	2일 동안 6회 식사를 모두 한 경우 (T12, ①')	점심, 저녁은 모두 먹고, 아침만 결식한 경우 (②'+③'+④')	10,815	10,650	1.53	0.0687	0.9975

3단계: Balancing Test

부표 3. 매칭 전후 설명변수들의 balancing test 결과(B6의 최근접매칭, 비만)

변수		평균		% bias	% reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t-value	p > t
성별	매칭 이전	0.4174	0.4107	1.4	-410.5	0.63	0.530
	매칭 이후	0.4154	0.3811	7.0		5.11	0.000
연령	매칭 이전	54.823	39.770	102.0	99.7	44.92	0.000
	매칭 이후	54.138	54.089	0.3		0.23	0.819
광역시 거주	매칭 이전	0.4379	0.5061	-13.7	41.7	-6.32	0.000
	매칭 이후	0.4397	0.4794	-8.0		-5.82	0.000
교육더미1	매칭 이전	0.1183	0.0699	16.6	92.0	7.04	0.000
	매칭 이후	0.1189	0.1151	1.3		0.87	0.382
교육더미2	매칭 이전	0.3030	0.4039	-21.2	93.5	-9.83	0.000
	매칭 이후	0.3061	0.3126	-1.4		-1.04	0.299

(계속)

변수		평균		% bias	% reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t-value	p > t
교육더미3	매칭 이전	0.2661	0.4320	-35.3	92.5	-16.62	0.000
	매칭 이후	0.2699	0.2575	2.6		2.05	0.040
가구원수	매칭 이전	3.0940	3.4375	-27.4	49.5	-12.44	0.000
	매칭 이후	3.0984	3.2717	-13.8		-9.61	0.000
결혼 여부	매칭 이전	0.9245	0.7271	53.9	93.5	26.69	0.000
	매칭 이후	0.9239	0.9111	3.5		3.39	0.001
경제활동상태	매칭 이전	0.5610	0.6553	-19.4	72.8	-8.69	0.000
	매칭 이후	0.5686	0.5430	5.3		3.77	0.000
가구소득	매칭 이전	2.5486	2.8359	-27.4	86.4	-12.10	0.000
	매칭 이후	2.5665	2.6056	-3.7		-2.61	0.000
기초생활수급	매칭 이전	0.0244	0.0296	-3.2	-69.5	-1.53	0.127
	매칭 이후	0.0235	0.0147	5.4		4.71	0.000
5대 성인병 보유수	매칭 이전	0.3935	0.1226	49.5	91.9	20.03	0.000
	매칭 이후	0.3907	0.4126	-4.0		-2.37	0.018
주관적 건강상태	매칭 이전	2.8831	2.7733	13.0	72.2	5.75	0.000
	매칭 이후	2.8803	2.9108	-3.6		-2.50	0.012
주관적 체형인식	매칭 이전	3.2239	3.3286	-11.0	47.1	-5.03	0.000
	매칭 이후	3.2331	3.2885	-5.8		-4.16	0.000
스트레스 인지율	매칭 이전	0.2290	0.3373	-24.2	68.3	-11.41	0.000
	매칭 이후	0.2316	0.2659	-7.7		-5.79	0.000
임신 및 수유 여부	매칭 이전	0.0155	0.0272	-8.2	64.1	-4.12	0.000
	매칭 이후	0.0159	0.0116	2.9		2.65	0.008
외식횟수	매칭 이전	2.2698	3.1651	-50.5	93.9	-23.19	0.000
	매칭 이후	2.2950	2.3494	-3.1		-2.25	0.024
아침 가족동반 여부	매칭 이전	0.6778	0.2004	109.7	98.7	48.29	0.000
	매칭 이후	0.6751	0.6688	1.4		0.98	0.328
점심 가족동반 여부	매칭 이전	0.3424	0.1801	37.6	81.8	16.30	0.000
	매칭 이후	0.3428	0.3133	6.8		4.58	0.000
저녁 가족동반 여부	매칭 이전	0.7242	0.6073	25.0	72.6	11.84	0.000
	매칭 이후	0.7245	0.6927	6.8		5.15	0.000
식생활지원프로그램 수혜경험	매칭 이전	0.0233	0.0207	1.8	7.9	0.82	0.413
	매칭 이후	0.0219	0.0244	-1.7		-1.18	0.237
식품섭취량	매칭 이전	1458.3	1526.8	-8.1	72.7	-3.98	0.000
	매칭 이후	1470.4	1451.6	2.2		1.30	0.193
평일 대비 과식 여부	매칭 이전	0.1609	0.2217	-15.5	98.0	-7.40	0.000
	매칭 이후	0.1658	0.1646	0.3		0.24	0.810

(계속)

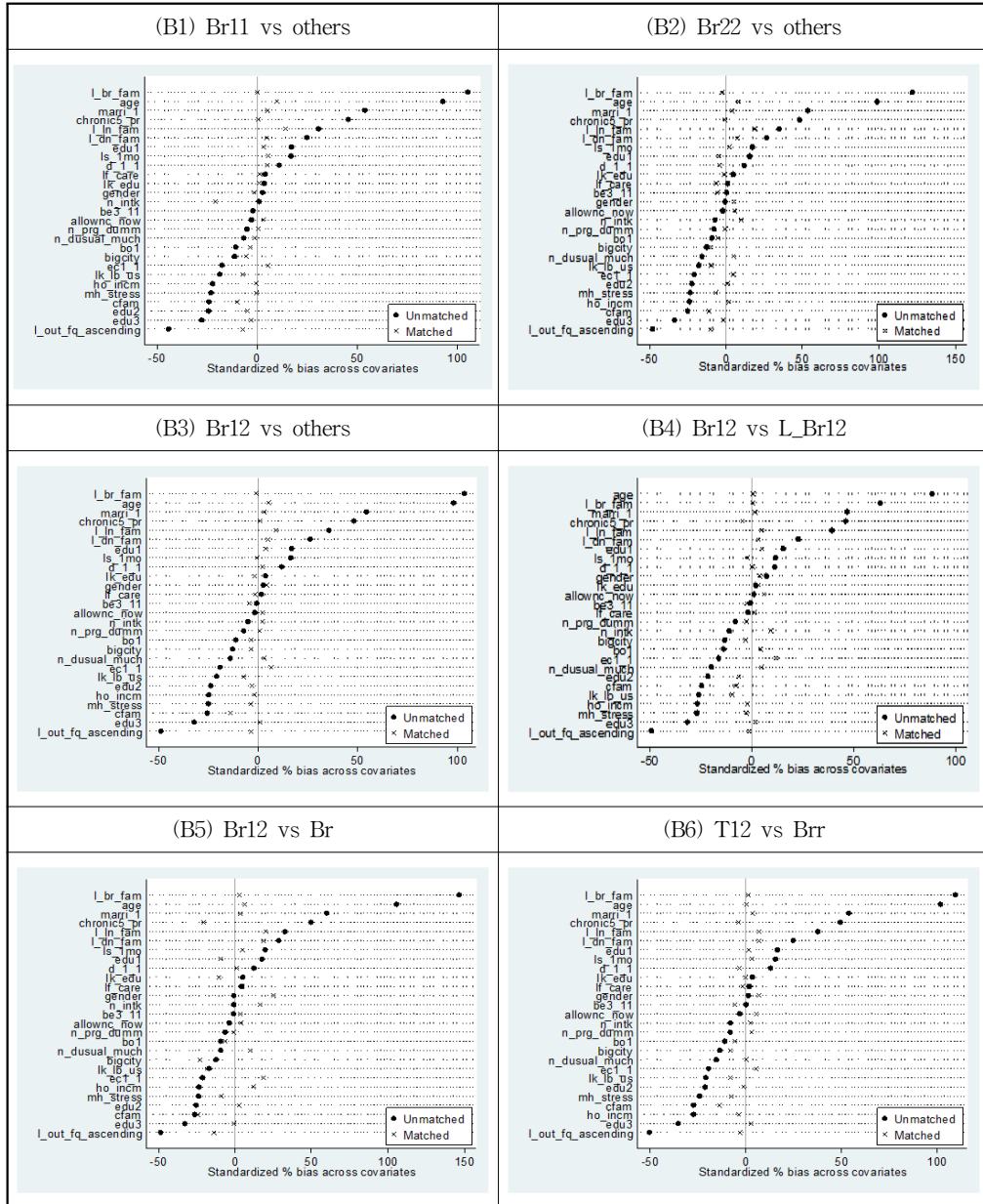
변수		평균		% bias	% reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t-value	p > t
신체활동일수	매칭 이전	0.8097	0.8073	0.2	-373.2	0.07	0.946
	매칭 이후	0.8135	0.9056	-5.9		-4.12	0.000
영양교육 여부	매칭 이전	0.0436	0.0368	3.5	93.1	1.55	0.120
	매칭 이후	0.0431	0.0436	-0.2		-0.17	0.866
영양표시 이용 여부	매칭 이전	0.1998	0.2893	-20.9	61.3	-10.04	0.000
	매칭 이후	0.2066	0.2412	-8.1		-6.07	0.000
식이보충제 복용 여부	매칭 이전	0.4232	0.3479	15.5	80.7	7.07	0.000
	매칭 이후	0.4258	0.4113	3.0		2.15	0.031

5단계: 매칭 품질 및 분석결과의 타당성 검토

부표 4. 매칭 품질 및 분석결과의 타당성 검정(아침식사규칙성, 비만)

		B1	B2	B3	B4	B5	B6
		Br11 vs others	Br22 vs others	Br12 vs others	Br12 vs L_Br12	Br12 vs Br	T12 vs Brr
[매칭 이전]	Mean bias	24.1	26.1	25.6	23.9	27.6	26.5
	PseudoR2	0.232	0.270	0.248	0.142	0.330	0.265
	LR chi2	3110.87	3558.63	3805.11	1223.19	3474.67	3391.74
[매칭 이후] 최근접매칭 (복원추출)	Mean bias	4.7	5.7	5.2	4.0	10.8	4.3
	PseudoR2	0.014	0.021	0.016	0.011	0.069	0.014
	LR chi2	498.62	749.42	554.74	387.88	2344.22	149.11
반경매칭 (caliper=0.01)	Mean bias	4.6	6.4	3.6	3.0	9.5	4.4
	PseudoR2	0.011	0.022	0.009	0.007	0.038	0.013
	LR chi2	395.29	802.49	317.03	255.65	1303.59	393.16
커널매칭 (epan, bw=0.06)	Mean bias	8.0	10.7	6.8	6.0	12.1	7.8
	PseudoR2	0.018	0.038	0.015	0.017	0.049	0.019
	LR chi2	629.24	1366.97	527.53	564.27	1666.29	559.18
스프라인매칭 (spline matching)	Mean bias	4.7	5.7	5.2	4.0	10.8	4.3
	PseudoR2	0.014	0.021	0.016	0.011	0.069	0.014
	LR chi2	498.62	749.42	554.74	387.88	2344.22	419.11

부도 2. 매칭 전후 설명변수들의 표준화된 편익값(최근점매칭 기준, 비만)



원고 접수일: 2016년 6월 12일

원고 심사일: 2016년 7월 1일

심사 완료일: 2016년 9월 9일

수요대응형 교통수단 서비스의 지불용의액 추정에 관한 연구

기명성* 이영성** 김민재***

Keywords

조건부가치측정법(CVM), 지불용의액(WTP), 농촌교통(rural area transportation), 수요대응형 교통수단(DRT)

Abstract

Demand-Responsive Transport (DRT), almost the same with call-taxis, is operated to protect rural villagers' mobility rights. Currently its pricing is extemporaneous without reasonable ground. To decide its optimal price and subsidy, this study estimates willingness-to-pay of DRT using the Contingent Valuation Method (CVM), based on the case of Jinan-gun, Jeollabuk-do. The average WTP of DRT per person and trip is ₩4,987 when both bus and DRT are serviced at the same time and ₩5,986 when only DRT is serviced. In addition, how socio-economic variables impact people's willingness-to-pay is explored. The results' implications to economic efficiency and efficient pricing are also examined.

차례

1. 서론
2. 이론적 배경과 선행연구
3. 조건부가치측정법 설계
4. 수요대응형 교통수단 지불용의액 분석결과
5. 결론

* 서울도시철도공사 사원.

** 서울대학교 환경계획학과 부교수, 교신저자. e-mail: yl123@snu.ac.kr

*** 서울대학교 환경계획학과 박사과정.

1. 서론

인구감소와 초고령화 때문에 농어촌 지역에서는 버스에 대한 수요가 급격하게 줄어들고 있다. 대부분의 농어촌 버스회사가 적자에 시달리면서 지방정부는 버스회사를 지원하는 보조금에 부담을 느끼고 있다(박상우 외 2008a; 전상민 외 2012). 버스 운영을 줄이거나 노선을 폐지하면 버스회사의 적자가 줄어들고 지방정부는 보조금에 대한 부담을 덜겠지만, 농촌 주민들의 이동권이 보호받지 못한다. 이러한 상황에서 대안으로 논의되는 것이 바로 수요대응형 교통수단이다(장태연 외 2011). 정부가 요금의 일부를 사용자에게 보조하고, 사용자는 편리한 시간에 예약하여 이용하는 수단이다(전상민 외 2012). 수요대응형 교통수단으로는 주로 택시를 많이 활용한다.

농촌 지역에서 수요대응형 교통수단이 운용되는 상황은 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째, 기존의 버스 노선을 유지하면서 수요대응형 교통수단을 추가로 도입하는 것이다. 농촌 마을 가운데에는 하루에 2~3번만 버스가 운행되는 곳이 많다. 수요대응형 교통수단은 버스의 정규 운행 시간 이외에 농촌 주민의 이동권을 보호하는 데 도움이 된다. 둘째, 버스 운행에 따른 적자가 너무 커서 노선 자체를 아예 폐지할 수밖에 없는 경우이다. 이렇게 되면 자가용이 없거나 운전을 할 수 없는 주민(예를 들어 고령자)은 마을을 벗어나기 힘들다. 이 때, 수요대응형 교통수단은 농촌 주민이 이용할 수 있는 유일한 대중교통 수단이 된다.

수요대응형 교통수단은 「농업농촌기본법」에 의거한 공공투자사업의 일환으로서, 비용의 상당 부분을 지방정부가 부담한다. 지방정부의 재원은 국민의 세금에서 나온다. 농촌의 교통약자 보호라는 공익을 추구하더라도 국민 세금이 투입된다면 효과적으로 목표를 달성하기 위해 노력할 필요가 있다. 경제적으로 가장 효율적인 방안은 이용자들이 수요대응형 교통수단의 편익만큼을 비용으로 부담하고, 그 비용과 시장에서 형성된 실제 이용료(예를 들어, 통상적인 콜택시의 실제 이용료)의 차이를 지방정부가 보조하는 것이다. 물론 수요대응형 교통수단이 제공하는 편익의 100%에 맞춰서 이용료를 부과하는 것은 현실 정치에서 이루어지기가 힘들다. 그렇지만, 이용자의 수요대응형 교통수단에 대한 편익을 파악한다면, 현재 가격체계의 문제점을 파악하고, 앞으로의 방향을 모색하는 출발점이 될 수 있다. 선행연구들은 이 점을 고려하지 않은 채 수요대응형 교통수단의 운용방식을 연구했다(김원철 외 2015).

그런데 수요대응형 교통수단의 편익은 시장에서 관찰하기 힘들다. 수요대응형 교통수단의 실제 사례가 많지 않은 데다, 그 가격이 정치적 필요에 의해 책정되면서 잠재가

격(shadow)을 반영하지 못하고 있다. 시장에서 재화나 서비스의 편익을 알기 힘들 때 학계에서는 지불용의액(Willingness to Pay: WTP)을 추정한다. 후생경제학에 따르면 소비자의 지불용의액은 재화나 서비스의 가격에 소비자잉여를 더한 것으로서 편익을 보여주기 때문이다. 이 때 널리 쓰이는 방법이 조건부가치추정법(Contingent Valuation Method: CVM)이다. 본 연구는 조건부가치추정법을 통해 버스와 수요대응형 교통수단이 같이 운영될 때와 (버스노선이 폐지되고) 수요대응형 교통수단만 운영될 때의 지불용의액을 통해 수요대응형 교통수단의 편익을 파악한다. 또한 마을 특성(권역, 대중교통 접근성, 중심지와 거리)과 수요대응형 교통수단에 대한 지불용의액 사이의 관계를 알아본다. 이를 통해 수요대응형 교통수단의 현재 가격 체계가 지니는 문제점을 파악하고, 향후의 개선 방향을 모색한다.

2. 수요대응형 교통수단의 사례와 선행연구

「농어업·농어촌 및 식품사업 기본법」에 따르면, ‘수요응답형 여객자동차운수사업’은 운행계통·운행시간·운행횟수를 이용자의 요청에 따라 탄력적으로 운행하는 사업이다(김원철 외 2015). 학계에서는 ‘수요대응형’이라는 표현이 더 많이 쓰인다. 수요대응형 교통수단은 버스 운행비용을 줄이고, 택시처럼 수요자가 원하는 곳까지 서비스를 제공하기 때문에 이용자의 만족도가 상대적으로 더 높다(박상우 외 2008b). 그동안은 주로 인구밀도가 낮은 농촌에서 오지마을 주민들에게 교통서비스를 제공하기 위해 논의되었다(장태연 외 2011).

우리나라에서는 서천군이 2013년 6월에, 아산시가 그 해 9월에 각각 ‘희망택시’와 ‘마중택시’를 시행하면서 수요대응형 교통수단을 선도했다. 수요대응형 교통수단으로 택시만 활용되는 것은 아니다. 실제로 아산시는 소형 버스를 활용한 ‘마중버스’를 시행하고 있다. 2014년과 2015년에는 농림축산식품부가 농촌 지역의 교통여건 개선을 위한 ‘농촌형 교통모델 발굴사업’을 시행했다. 13개 시·군에 총 10억 원이 지원되는 사업이다. 2014년에는 7개 시·군이, 2015년에는 고창군·창녕군·봉화군 등 6개 시·군이 지원받아 운행 중이다. 광역자치단체로는 강원도, 전라남도, 경기도가 각각 ‘행복택시’, ‘100원 택시’, ‘따복택시’라는 이름 아래 수요대응형 교통수단을 운영 중이다. 이 외에 충남 서산시·금산군, 경북 상주시·성주군·예천군, 경남 사천시·하동군이 수요대응형 교통수단을 운영 중이거나 운영을 계획하고 있다.

그동안 학계에서는 수요대응형 교통수단의 운용 방안을 모색하고, 운용비용을 추산하는 데 초점을 맞추었다. 박상우 외(2008b)는 수요대응형 교통서비스의 효율성, 생산성, 서비스 질에 대한 평가지표를 제시하고, 개선방안을 찾고자 했다. 전상민 외(2012)는 3개 농어촌지역을 대상으로 수요대응형 교통수단 도입방안을 가상적으로 설정하고, 운행비용과 도입에 필요한 제반 사항을 검토하였다. 장태연 외(2011)는 남원시의 오지 노선으로 꼽히는 운봉읍, 아영면, 인월면, 산내면, 이백면에 수요대응형 교통수단을 전달하는 회사가 사전예약제에 의해 차량(택시와 소형 버스)을 운행할 때 필요한 비용을 추산했다. 차량과 장비를 구매하고 운전기사를 고용할 경우, 연간 운용 경비를 3억 6천만 원으로 추산했다. 흥미롭게도 해당 사례 지역에서는 버스 노선의 연간 손실액이 약 4억 3천만 원이었다. 버스보다 이용자 만족도가 더 높은 수요대응형 교통수단이 운용비용도 적게 든다는 것이다. 이들 연구들은 수요대응형 교통수단의 운용비용에만 초점을 맞췄기 때문에, 수요대응형 교통수단의 운용을 통해 거두어들이는 이용료 수입이 얼마나 될 것인지, 이용료 수입과 운용비용을 감안할 때 지방정부가 수요대응형 교통수단에 지불해야 하는 보조금은 얼마나 되는지, 수요대응형 교통수단을 효과적으로 운용할 수 있는 가격체계는 무엇인지를 알려주지 못한다. 이런 맥락에서 윤동현(2015)은 중요한 시사점을 던진다. 그에 따르면 농촌의 교통 공무원들 대다수는, 수요대응형 교통수단이 잠재적 이용자에게 주는 편익을 모르는 상황에서 수요대응형 교통수단의 이용료와 (수요대응형 교통수단으로 쓰이는) 택시회사에 대한 보조금을 설정해야 하는 것이 가장 근본적인 애로사항이라고 답하였다.

실제 현실에서는 수요대응형 교통수단의 이용료가 매우 저렴하다. 아산시 ‘마중택시’는 최근거리의 시내버스 정류장이나 운행거리 3km까지는 100원, (3km를 초과하는) 읍면사무소 및 동주민센터 소재지까지는 1,400원을 이용자가 지불하고, 나머지는 아산시가 택시업체에 보조한다. 2014년 1월 1일부터 2015년 6월 30일까지 총 이용건수는 36,183건(하루 평균 70.4건)이며, 택시업체에 대한 아산시의 보조금은 월 800만~900만 원이다.¹ 서천군 ‘희망택시’는 마을회관에서 면 소재지까지 택시 한 대당 100원, 마을회관에서 읍 소재지까지는 탑승자 1인당 (농어촌버스 요금과 같은) 1,300원이며, 기존 택시요금과의 차액은 서천군이 택시회사를 보조한다. 담당공무원과의 인터뷰² 결과 서천군이 택시업체를 보조한 금액은 2015년에 약 1억 2,000만 원이었다. 아산시와 서천군은

1 아산시청 교통행정과 마중택시 담당공무원(2016년 4월 4일) 인터뷰 내용 중, 아산시가 택시업체를 보조한 금액은 2014년에 1억 1,592만 원이었다.

2 서천군청 지역경제과 희망택시 담당공무원(2016년 4월 4일) 인터뷰 내용 중

수요대응형 교통수단을 버스 노선을 그대로 유지한 상태에서, 즉 기존의 버스 회사에 대한 보조금은 그대로 유지하면서 운용하고 있다. 아산시에는 2015년 말 기준 (주)온양교통 100대, (주)아산여객 58대 등 총 158대의 버스가 운행되고 있다. 아산시는 비수익 노선·벽지노선·학생 할인·무료 환승·저상버스 재정지원·마중 버스 손실보상·특별재정지원·유가보조금·대폐차 구입·마중버스 구입·차량래핑보조금 등의 명목으로 2014년 온양교통에 63억 3,854만 원, 아산여객에 33억 4,060원을 지원했다. 연간 100억 원가량이 버스회사의 보조금으로 지급된 것이다. 서천군의 경우에도 2014년 (주)서천여객에 4억 7천여만 원을 보조금으로 지급했다. 기존 버스 회사에 대한 보조금에 수요대응형 교통수단에 대한 보조금이 추가되면서 지방정부의 지출 부담이 그만큼 증가한 것이다.

버스의 운행이 어려운 벽지노선에 대한 접근성 강화, 노년층의 교통서비스 제고를 목적으로 도입된 수요대응형 교통수단에 대한 수요는 도입 초기 과도하게 폭증하는 현상이 나타났었다. 실제로 아산시의 ‘마중택시’ 사업에서는 저렴한 비용 탓에 주민들이 ‘마중택시’를 과도하게 이용하면서, 아산시가 매월 보전해야 하는 금액이 1,200만 원 수준이 되어 지방정부 재정운용에 부담을 안겨주기도 했다. 이에 따라 최근에는 마을별로 일일 운행가능 횟수를 왕복 6회, 편도 12회로 제한하기에 이르렀다. 농촌 오지 마을의 이동권을 보장하는 것은 공익적 차원에서 필요하지만, 만약 요금이 지나치게 낮다면 요금체계를 한 번 짚은 되짚어 볼 필요가 있다. 가능하면 적절한 수준의 공공서비스를 제공하고 유지하기 위해 투입되는 비용을 절감하는 노력도 필요하기 때문이다. 그러나 현재로서는 수요대응형 교통수단의 적절한 이용료를 설정하는 데 의지할 수 있는 연구를 찾기 힘든 것이 현실이다.

수요대응형 교통수단의 편익을 파악하는 연구가 기존에 없었던 것은 아니다. 예를 들어 조건부가치추정법의 개방형 설문조사를 이용한 김원철 외(2015)에 따르면 수요대응형 교통수단 1회 이용(단독편도이용)에 대한 부여군 외산면 주민들의 지불용의액은 1,638원이었다. 수요대응형 교통수단에 대한 사람들의 편익과 최대 지불가능 이용료가 1,638원이라는 뜻이다. 이 연구에서는 두 가지 아쉬움이 남는다. 첫째, 수요대응형 교통수단의 목적지를 명시하지 않은 조사였다. 설문응답자들이 저마다 다른 목적지를 염두에 두고 답한 것이다. 따라서 이 조사 결과를 동일선상에서 취합하여 결과를 해석하기가 쉽지 않다. 둘째, 개방형 설문으로 물어본 결과를 단순 산술평균했다는 점이다. 이는 최근의 방법론과 큰 차이를 보인다. 최근의 확률효용이론에서는 사람들이 답한 지불용의액은 참값이라기보다는 (참값과 어느 정도 차이가 있을 수 있는) 하나의 관측치로 해석한다. 이 관측치 안에는 기댓값이 ‘0’인 요소들, 예를 들어 일시적인 요인들을 비롯한 여러 가지 교란요인들이 반영되어 있다. 이러한 요소를 제거하고 지불용의

액의 참값을 구하는 것이 확률효용이론의 핵심이다. 게다가 개방형 질문은 피설문자들이 응답하기가 힘들고, 많은 설문부수를 필요로 하기 때문에, 최근에는 예비설문조사로만 국한시켜 활용하는 추세이다. 그에 따라 본 연구에서는 설문조사를 시행할 때, 피설문자의 거주지는 다르더라도 목적지는 하나로 통일했으며, 지불용의액을 확률효용이론의 연장선상에서 통계적으로 추정하고 있다.

3. 조건부가치추정법의 설문 설계와 사례 대상지

비시장재화(non-market goods)'의 가치를 추정하기 위한 방법론 중 후생경제학이 요구하는 엄밀성과 신뢰성을 충족시키는 방법은 조건부가치추정법(Contingent Valuation Method)과 선택모형(Choice Modelling)이다. 이 두 가지 방법 모두 가상의 상황을 상정한 뒤, 피설문자에게 지불용의액을 묻는다. 후자는 대상 재화를 몇 가지 속성으로 나눈 뒤, 이들 속성의 다양한 조합에 대해 소비자의 선호도를 묻고, 이를 통해 지불용의액을 추정한다. 대상 재화를 구성하는 속성별로 지불용의액을 알 수 있다는 것은 장점이지만, 그렇게 명료하게 대상 재화의 속성을 나눌 수 있는 경우가 많지 않다는 것은 선택모형의 단점이다(이영성 외 2008). 반면에 조건부가치추정법은 대상 재화의 속성들을 명료하게 분리하기 힘든 상황에도 적용할 수 있다. 농촌지역의 수요대응형 교통수단이 제공하는 편익(통행시간 절감편익, 운행비용 감소편익 등)도 독립된 속성들로 분리하기가 힘들기 때문에, 본 연구는 조건부가치추정법을 사용했다.

조건부가치추정법에서 지불용의액을 물어보는 방식에는 이중양분선택법과 단일경계모형이 있다. 이중양분선택법은 처음 임의의 액수를 지불할 의사가 있는지를 물었을 때, 피설문자가 지불하겠다고 응답하면 처음 제시액의 두 배를 지불할 의사가 있는지를 묻고, 피설문자가 처음 제시액을 지불할 의사가 없다고 답하면 그 절반을 되묻는다. 단일경계모형은 이와 달리 한 번만 묻는다. 두 가지 방식은 각기 장단점이 있다. 이중양분선택형은 단일경계와 비교해서 적은 표본으로도 더 많은 정보를 얻을 수 있다(Kanninen 1993). 반면에 두 번째 제시액에 대한 피설문자의 응답이 첫 번째 제시액에 대한 응답과 독립적이어야 하는데, 실제 많은 연구에서 그렇지 못하다는 비판이 있다. 또한 첫 번째 응답과 두 번째 응답에서 '아니오, 아니오'라고 응답할 경우를 어떻게 처리할 것인가에 대한 문제가 있다. 반면, 단일경계모형은 이중양분선택형이 지니는 단점은 극복할 수 있지만, 설문의 표본이 커야 하는 문제가 있다. 농촌의 오지 마을을 답

사하면서 설문 표본을 충분하게 구하는 것이 생각보다 힘들기 때문에 본 연구에서는 적은 표본으로도 더 풍부한 정보를 얻을 수 있는 이중양분선택형을 이용했다.

이중양분선택모형에서 제시되는 서비스에 대한 피설문자들의 잠재적 지불용의액 y_i^* 는 확률효용함수를 이용하여 식 (1)로 나타낼 수 있다(Cameron and Quiggin 1994). ε_i 는 지불용의액의 분포에 널리 활용되는 Weibull 분포를 가정한다. y_i^* 는 직접적으로는 관측할 수 없고 간접적으로만 추정할 수 있다.

$$(1) \quad y_i^* = x_i\beta + \sigma\varepsilon_i$$

(x_i : 설명변수들의 벡터, β : 계수벡터, σ : 척도모수(scale parameter))

일정한 금액을 지불할 의사가 있는지를 물었을 때, 식 (2)와 식 (3)과 같은 지시함수를 정의할 수 있다(Cameron and Quiggin 1994).

$$(2) \quad I_{ji} = 1, \text{ if } y_i^* \geq t_{ji}$$

$$(3) \quad I_{ji} = 0, \text{ if } y_i^* < t_{ji}, \quad j = 1, 2$$

i 번째 사람에게 첫 번째 단계에서 제시된 금액이 t_{1i} 인데 이에 대한 피설문자의 응답이 ‘예’로 나왔다면 t_{1i} 는 1의 값을 가지며, 첫 번째 제시된 금액이 그의 잠재적 지불용의액보다 더 작거나 같다는 정보를 얻는다. 만약 ‘아니오’로 나왔다면, t_{1i} 는 ‘0’의 값을 가지며, 첫 번째 제시된 금액이 그의 내재 지불용의액보다 더 컸다는 정보를 얻는다(서울시정개발연구원 2001). 두 번째 단계에서 제시된 금액이 t_{2i} 일 때, 이에 대한 응답이 ‘예’로 나왔다면 t_{2i} 는 1, ‘아니오’라면 ‘0’의 값을 가지며, t_{1i} 와 동일하게 해석할 수 있다. 첫 번째와 두 번째를 조합할 경우 $(t_{1i}, t_{2i}) = (1, 1), (1, 0), (0, 1), (0, 0)$ 으로 나타나게 된다. 응답자가 t_{1i} 에 대해 ‘예’, 그리고 t_{2i} 에 대해서도 ‘예’라고 대답한 경우 $(t_{1i}, t_{2i}) = (1, 1)$ 을 가지며, 이 때 응답자의 잠재적 지불용의액 y_i^* 가 관찰될 확률은 식 (4)와 같다.

$$(4) \quad \Pr(I_{1i} = 1, I_{2i} = 1) = \Pr(y_i^* \geq t_{2i}) = 1 - F(t_{2i}) = \exp\left(-\exp\left(\frac{t_{2i} - \mu}{\sigma}\right)\right)$$

여기서 $F(\cdot)$ 는 Weibull 분포의 누적확률분포함수, μ 는 위치모수(location parameter), σ 는 척도모수(scale parameter)이다. 이 방식으로 $(t_{1i}, t_{2i}) = (1, 0), (0, 1), (0, 0)$ 인 경우의 확

를 정리하면 식 (5), (6), (7)과 같다(Cameron and Quiggin 1994). 이 때 로그우도함수(log likelihood function)는 식 (8)과 같으며 최우추정법으로 추정한다.

$$(5) \quad \Pr(\Pi_i = 1, \Pi_i = 0) = F(t2_i) - F(t1_i)$$

$$(6) \quad \Pr(\Pi_i = 0, \Pi_i = 1) = F(t1_i) - F(t2_i)$$

$$(7) \quad \Pr(\Pi_i = 0, \Pi_i = 0) = F(t2_i)$$

$$(8) \quad \ln L = \sum_i [(\Pi_i \Pi_i) \log(1 - F(t2_i)) + \Pi_i (1 - \Pi_i) \log(F(t2_i) - F(t1_i)) \\ + (1 - \Pi_i) \Pi_i \log(F(t1_i) - F(t2_i)) + (1 - \Pi_i)(1 - \Pi_i) \log(F(t2_i))]$$

조건부가치추정법에서는 피설문자가 설문 취지와 사업 내용을 쉽게 알 수 있도록 설문지를 만들어야 한다. ‘수요대응형 교통수단’이 일반인에게 친숙한 표현은 아니기 때문에, 본 연구의 설문조사에서는 장태연 외(2010)처럼 ‘정부가 비용의 일부를 지원하는 콜택시’라고 설명했다.³ 사례지역이 농촌 산간 마을이기 때문에 이용자가 콜택시를 하루 전에 예약하여 편도로 혼자 탑승한다고 가정했다(사례지역에 대해서는 뒤에서 상술함). 목적지는 사례 대상 지역에서 마을들의 중심지로 통일하는 것이 바람직하다. 목적지가 다르면 피설문자들의 지불용의액을 비교하기 힘들기 때문이다. 조건부가치추정법에서 지불수단으로는 세금, 기부금, 부담금, 이용료가 많이 쓰인다. 수요대응형 교통수단은 택시와 비슷하기 때문에 본 연구에서는 ‘1회 이용 시의 이용료’로 물어보는 것이 연구 취지에 잘 부합되고, 피설문자가 이해하기도 쉽다고 판단했다. 또한 피설문자들이 지불용의액을 낮게 밝혀서 수요대응형 교통수단의 이용료가 지나치게 저렴하게 결정되면, 해당 사업이 지속되기 힘들다는 점을 설명했다. 반대로 피설문자들이 지불용의액을 높게 밝혀서 수요대응형 교통수단의 이용료가 지나치게 높게 책정되면, 해당 사업이 지속될 확률은 높아지지만, 이용자의 부담은 늘어나서 소비 여력이 감소할 수 있다는 점 역시 피설문자에게 전달했다. 수요대응형 교통수단이 운용되는 시나리오오는 두 가지로 설정했다. 첫 번째는 기존 버스가 그대로 다니는 상태에서 수요대응형 교통수단이 운용되는 경우이다. 두 번째는 기존 버스노선이 폐지되고, 수요대응형 교통수

³ 수요대응형 교통수단이 반드시 택시만을 지칭하지는 않는다. 일부 지자체에서는 소형 버스를 수요대응형 교통수단으로 활용하기도 한다. 하지만, 사례대상지역에서는 수요대응형 교통수단으로 택시만을 이용하고 있기 때문에, 본 연구에서는 이렇게 표현했다.

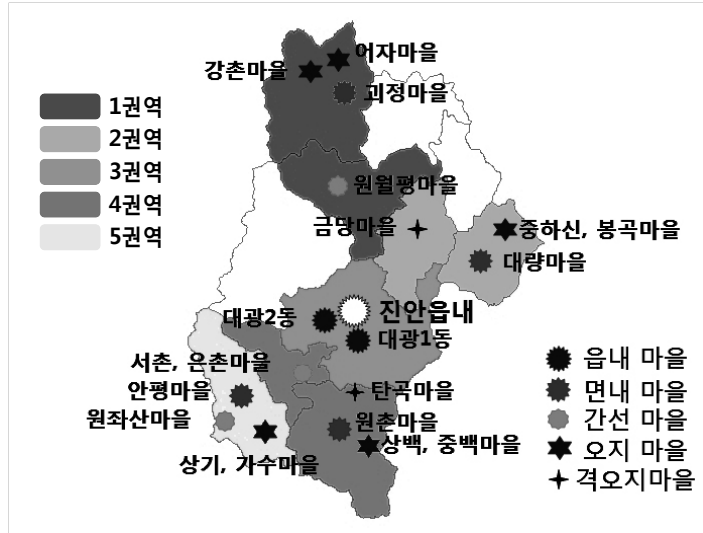
단만을 대중교통수단으로 이용할 수 있는 경우이다. 피설문자들이 응답할 때 참고할 수 있도록 기존의 버스 및 택시 요금이 얼마나 되는지를 알려주었다. 이중양분선택형 모형에서는 본 설문조사에 앞서 개방형의 예비설문조사를 시행하는 것이 일반적이다. 흔히 예비설문조사에서 확인한 지불용의액의 상위 15% 금액을 상한선, 하위 15% 금액을 하한선으로 설정하고, 그 사이를 적절하게 나누어서 제시금액을 정한다.

본 연구를 위한 대상지로는 두 가지 조건이 필요하다. 우선, 해당 지역의 주민들과 자치단체가 수요대응형 교통수단의 필요성을 느끼고 있어야 한다. 그 필요성을 느끼지 못하는 곳을 연구할 수는 없다. 다음으로 수요대응형 교통수단 이용자의 목적지가 비슷할수록 연구결과의 신뢰성이 높다. 저마다 이용하는 목적지가 다르다면, 사람들의 지불용의액을 같은 연장선상에서 비교하기 힘들다. 농촌지역에서 목적지가 비슷하려면 하나의 중심지가 분명하고, 다른 행정 구역과 뚜렷하게 분리되어 있어야 한다.

전라북도 진안군은 이러한 요건을 잘 갖추고 있다. 첫째, 진안군은 인구가 감소하고 자가용 보유율이 증가하면서 버스 운영이 힘든 상태이다. 진안군 인구는 1966년에 102,515명으로 정점을 찍은 뒤 2014년에는 26,474명(진안군 홈페이지 자료)에 불과해졌는데, 자가용 보유율은 41.76%에 육박한다. 진안군의 유일한 농어촌버스회사인 무진장여객은 전라북도 버스 회사 중 유일하게 법정관리를 받은 상태이며, 적자가 심각한 오지 노선의 버스 운행 횟수를 줄이거나 오지 노선을 폐지하기를 희망하고 있다. 그러나 버스 운행 횟수가 줄거나 운행 자체가 폐지되면 농촌 오지 마을 주민의 이동권에 심각한 타격을 줄 수 있다. 자가용 보유율이 많이 증가했지만, 농촌 마을에는 자가용이 없거나 고령자들처럼 자가용을 이용하기 힘든 주민이 여전히 많다. 그에 따라 수요대응형 교통수단에 대한 필요성이 제기되고 있다. 둘째, 운정산과 마이산으로 둘러싸인 진안군은 인근 지역과 뚜렷하게 분리되어 있고, (진안군청과 진안읍사무소가 있는) 진안읍내가 단일의 중심지 역할을 하고 있다. 진안군내 오지에 있는 사람들의 주된 목적지는 진안읍내인 경우가 많다.

<그림 1>은 전라북도 진안군 마을현황을 보여준다. 본 연구에서는 <표 1>에서 보듯이 진안군의 마을들을 교통 접근도에 따라 다섯 가지 유형으로 구분한 뒤, 각 유형별로 골고루 설문조사를 했다. 수요대응형 교통수단을 이용하여 가고자 하는 목적지는 진안읍내로 설정했다. 개방형의 예비설문조사는 2015년 1월 26일부터 29일까지 167명을 직접 인터뷰하면서 진행했다. 이중양분선택형의 본 설문조사는 2015년 2월 10일부터 12일까지 204명을 대상으로 진행했다. 설문조사를 할 때 가장 힘들었던 점은 연구에 필요한 최소한의 표본을 확보하는 것이었다. 진안군의 인구 규모가 작은 데다, 산간 오지 마을이 대부분이기 때문에, 표본을 확보하는 것은 지난(至難)한 작업이었다. 그럼에도, 랜덤 표본(random sample)으로 표본을 최대한 확보하기 위해 노력했다.

그림 1. 본 설문조사 시행지역



총 204명 피설문자 중 69명이 남자, 135명이 여자이다. 미혼은 12명, 기혼은 192명이었다. 농촌에 고령자가 많기 때문에 설문에 응답한 주민들의 연령은 매우 높았다. 60대 미만의 주민을 대상으로 더 많이 설문하고자 했지만, 진안군의 산간 마을에서 설문에 응할 수 있는 젊은 사람을 찾는 것은 쉽지 않았다. 1인가구와 2인가구는 149명으로서 표본의 73%에 이른다. 월평균 가구소득은 50만 원 미만이 100명으로 가장 많았다. 구간별 중간 값⁴을 이용하여 구한 표본의 월평균 가구소득은 92만 원으로서, 우리나라 전체 농가의 월평균 농업소득인 월 84만 원(통계청, 2013년 기준)을 약간 상회한다. 표본의 37%가 가구원 중 자가용을 소유한 사람이 있다고 답했는데, 이는 진안군 자가용 등록률 41%와 비슷하다. 표본 중 38%인 78명이 보행 시 장애가 있었다. 진안읍내가 진안군의 중심지이지만, 일주일에 진안읍내 방문횟수가 3회 이하라는 표본이 전체의 86%에 이른다. 진안군에서 운행되는 버스가 수익성 측면에서 힘들 것임을 짐작할 수 있다.

예비설문조사를 통해 지불용의액의 분포를 확인한 뒤, 최종 본 설문조사에서 피설문자에게 제시할 금액을 <표 4>처럼 설계했다. 기존의 버스 노선이 유지될 때보다는 폐지될 때 사람들의 지불용의액이 더 높았기 때문에, 기존 버스가 폐지된다는 시나리오에서는 최초 제시액을 조금 높여서 설정했다.

4 50만 원 이하인 구간은 25만 원으로, 400만 원 이상 구간은 425만 원으로 설정

표 1. 마을특성별 설명 및 표본수

마을 특성	항목	설명 (인구*)	표본수
권역	1	진안 북방향/ 주천면, 정천면 (2,741명)	45
	2	진안 서방향/ 상전면, 동향면 (2,472명)	41
	3	진안 중앙/ 진안읍 (10,536명)	30
	4	진안 남서방향/ 성수면 (1,853명)	47
	5	진안 남방향/ 마령면, 백운면 (4,068명)	41
대중교통 접근성	격오지	하루 읍내 왕복 버스 2편 이하	30
	오지	하루 읍내 왕복 버스 3~7편	57
	간선	하루 읍내 왕복 버스 8편 이상 마을	46
	면내	하루 읍내 왕복 버스 8편 이상 면소재지	41
	읍내	하루 읍내 왕복 버스 8편 이상 읍소재지	30

표 2. 피설문자 기술통계

단위: 명					
연령	1~20세	1	월평균 가구 평균소득	50만 원 미만	100
	21~30세	4		51만~100만 원	45
	31~40세	13		101만~150만 원	11
	41~50세	12		151만~200만 원	17
	51~60세	12		201만~250만 원	11
	61~70세	29		251만~300만 원	10
	71~80세	84		301만~350만 원	8
	81~90세	47		351만~400만 원	1
	91~100세	2		401만 원 이상	1
성별	남성	69	주간 읍내 방문 빈도	0회	18
	여성	135		0.25회	19
				0.5회	29
가족원 수	1인 가구	66		1회	35
	2인 가구	83		2회	51
	3인 가구	22		3회	23
	4인 가구	16		4회	9
	5인 가구	11		5회	16
	6인 가구 이상	6		6회	4
집과 최근접 정류장 간의 거리	100m 미만	100	자가용 소유여부	있음	76
	101~200m	45		없음	128
	201~300m	11			
	301~400m	17	보행 시 장애여부	있음	78
	401~500m	11		없음	130
	501m 이상	10			

표 3. 설문조사 종류별 제시액

단위: 원

		최초 제시액 (원)	피설문자가 최초제시액을 지불하겠다고 밝힐 때 제시하는 금액(원)	피설문자가 최초제시액을 지불할 용의가 없다고 밝힐 때 제시하는 금액(원)
A	버스 유지 시	1,000	2,000	500
	버스 폐지 시	2,000	4,000	1,000
B	버스 유지 시	2,000	4,000	1,000
	버스 폐지 시	4,000	8,000	2,000
C	버스 유지 시	4,000	8,000	2,000
	버스 폐지 시	6,000	12,000	3,000
D	버스 유지 시	6,000	12,000	3,000
	버스 폐지 시	8,000	16,000	4,000

4. 수요대응형 교통수단 지불용의액 분석결과

4.1. 수요대응형 교통수단 지불용의액 추정결과

표 4. 기존 버스 노선 유지 시 수요대응형 교통수단에 대한 평균 지불용의액 추정

변수	추정치	95% 신뢰수준		Chi-square (P-value)
intercept	8.5145	8.3827	8.6464	16031.3 (<.0001)
scale	0.7696	0.6609	0.8961	
Log likelihood: - 247.45				

표 5. 기존 버스 노선 폐지 시 수요대응형 교통수단에 대한 평균 지불용의액 추정

변수	추정치	95% 신뢰수준		Chi-square (P-value)
intercept	8.6971	8.5833	8.8109	22445.2 (<.0001)
scale	0.7147	0.6216	0.8217	
Log likelihood: - 251.79				

<표 4>와 <표 5>는 SAS 9.4의 PROG LIFEREG을 이용해 추정한 결과이다. 평균지불용의액은 절편 값의 지수함수값이다. 수요대응형 교통수단을 1인 1회 이용할 때의

지불용의액은 기존의 버스 노선이 유지될 때에는 4,987원[$= \exp(8.5145)$]이며, 기존의 버스 노선이 폐지될 때에는 그보다 조금 높은 5,986원[$\exp(8.6971)$]이었다. 현재 진안군의 버스 요금은 거리에 관계없이 1,300원이다. 택시요금은 진안군 읍내에서의 근거리는 3,000원, 진안읍내에서 격오지 마을(예를 들어, 어자마을과 주천마을)까지는 40,000원이다.⁵ 수요대응형 교통수단에 대한 진안군민들의 지불용의액은 버스요금보다는 높고, 기존의 택시 요금보다는 낮은 수준이다. 이는 김원철 외(2015)가 수요대응형 교통수단에 대해 추정한 지불용의액인 1,638원보다도 큰 값이다. 김원철 외(2015)는 오지나 격오지의 주민이 수요대응형 교통수단으로 최근거리의 버스정거장까지 이동한 뒤, 그곳에서 버스로 갈아타는 교통체계를 염두에 둔 것이다. 만약 김원철 외(2015)의 연구결과를 진안군에 적용한다면, 수요대응형 교통수단으로 최근 거리의 버스정거장까지 1,638원, 그곳에서 버스를 이용할 때의 1,300원을 더해서, 총 2,938원의 비용을 이용자가 부담하게 된다. 본 연구는 김원철 외(2015)와 달리 진안군민이 거주지에서 중심지인 진안읍내까지 수요대응형교통수단으로 (버스로 갈아타는 것 없이) 곧바로 갈 때의 지불용의액이다. 이용자에게는 갈아타지 않고 곧바로 가는 것이 더 편리할 것이다. 따라서 버스로 갈아탈 필요 없이 진안읍내까지 수요대응형 교통수단으로 곧바로 갈 때의 지불용의액이 본 연구에서 4,987원~5,986원으로 나온 것은 기존 연구들과 비교해도 합리적인 결과로 판단된다.

4.2. 마을특성별 지불용의액 비교

본 연구에서는 전체 표본의 지불용의액뿐 아니라, <그림 1>의 다섯 개 생활권별로 지불용의액을 추정했다. 표 7에서 보는 것처럼 여기에는 몇 가지 특징이 있다. 첫째, 모든 권역에서 지불용의액은 버스 요금보다 컸다. 수요대응형 교통수단을 이용할 때의 편익이 버스보다 크다는 것을 뜻한다. 둘째, 진안읍내를 포함하여 교통여건이 가장 좋은 3권역에서 지불용의액이 3,500원 내외로 가장 작았다. 3권역 내에서 진안읍내로 갈 때 이용하는 기존의 택시요금과 비슷한 수준이다. 셋째, 외곽의 오지마을이거나 대중교통 노선이 적을수록 지불용의액이 높았다. 기존의 버스노선이 유지된다는 시나리오

⁵ 진안군의 택시 요금은 법정 기본요금과 거리요금에 의해 결정되기보다는 많은 농촌 오지마을이 그렇듯이 택시 이용자와 기사 사이의 협상에 의해 결정된다. 진안읍내에서의 가까운 이동을 위한 택시 요금은 대체로 3,000원이지만, 진안읍내 중심지에서 (진안군 생활권에 속해 있는 먼 가운데) 가장 먼 주천면 어자마을과 주천마을까지는 40,000원이 관행적으로 통용되는 가격이다.

에서는 2권역의 지불용의액이 7,511원으로 가장 컸다. 2권역은 진안읍내와 멀지는 않지만 용담댐 건설로 인구가 감소하면서 버스운행이 적다. 기존의 버스를 폐지할 때에는 1권역의 지불용의액이 8,916원으로 가장 컸다. 1권역은 지형이 험하고, 진안읍내와 멀리 떨어져 있다. 4권역과 5권역은 비교적 지형이 평탄하고, 도로가 잘 정비되어 있다.

이러한 현상은 <표 7>에서 더욱 분명하게 드러난다. 표 8은 오로지 진안읍내와의 거리에 따라 구간을 나눈 뒤, 구간별로 지불용의액을 추정한 것이다. 진안군청과의 거리가 멀수록 수요대응형 교통수단에 대한 사람들의 지불용의액은 증가했다. 20km가 넘는 구간에서는 기존 버스 노선이 폐지된다는 시나리오에서 지불용의액이 11,445원에 이르렀다. 그러나 수요대응형 교통수단에 대한 사람들의 지불용의액은 기존의 택시비만큼 증가하지는 않았다. 진안읍내에서 20km를 넘는 구간까지의 택시비는 현재 40,000원이다.

표 6. 권역별 수요대응형 교통수단 지불용의액

단위: 원

권역	기존 버스 노선 유지시		기존 버스 노선 폐지시	
	Chi-square (P-value)	지불용의액(원)	Chi-square (P-value)	지불용의액(원)
1	6407.43 (<.0001)	6,180	8488.5 (<.0001)	8,916
2	2592.79 (<.0001)	7,511	3941.32 (<.0001)	8,162
3	2485.64 (<.0001)	3,666	3428.34 (<.0001)	3,262
4	5145.6 (<.0001)	6,331	11735.2 (<.0001)	6,461
5	9549.43 (<.0001)	5,137	12511.1 (<.0001)	5,622

표 7. 읍과 거리별 수요대응형 교통수단 지불용의액

단위: 원

	권역	Chi-square (P-value)	Log likelihood	지불용의액		권역	Chi-square (P-value)	Log likelihood	지불용의액
버 스 유 지 시	0	2485.64 (<.0001)	-13.62	3,666	버 스 폐 지 시	0	3428.34 (<.0001)	-10.38	3,262
	0-8	3931.64 (<.0001)	-46.51	5,885		0-8	18160.7 (<.0001)	-31.96	6,663
	8-15	2726.21 (<.0001)	-22.69	5,254		8-15	3677.52 (<.0001)	-18.07	5,373
	15-20	6583.66 (<.0001)	-29.58	6,256		15-20	6840.45 (<.0001)	-33.42	7,255
	20이상	8497.64 (<.0001)	-90.28	8,713		20이상	2670.72 (<.0001)	-39.98	11,445

5. 결 론

농촌에서 적자를 보는 버스 노선이 증가하면서 수요대응형 교통수단이 대안으로 논의되고 있지만, 학계의 기존 연구는 수요대응형 교통수단의 개략적인 운용방식만을 논의했을 뿐이다. 사용자가 부담해야 하는 이용료와 수요대응형 교통수단을 운용하는 택시회사에 대한 보조금을 지방정부가 어떻게 설정해야 하는지를 고민한 연구는 찾기 힘들다. 이러한 논의 없이 수요대응형 교통수단에 대한 이용료가 임기응변으로 책정되면서, 부작용이 나타나고 있다. 기존 버스 회사를 지원하는 보조금에 더하여 수요대응형 교통수단에 대한 보조금까지 부담하면서, 지방정부 재정에 추가적인 부담이 되고 있다. 일부 지자체에서는 수요대응형 교통수단의 이용료가 너무 낮아 과도한 이용이 발생하면서 주민들의 이용횟수를 제한하기에 이르렀다. 교통약자를 보호한다는 공익적 취지는 물론 좋지만, 지속적이고 적절한 공공서비스를 제공하기 위한 방안을 모색해야 한다.

경제적으로 가장 효율적인 방안은 수요대응형 교통수단의 편익만큼을 이용자가 비용으로 지불하고, 그 비용과 시장에서 형성된 실제 이용료(예를 들어, 통상적인 콜택시의 실제 이용료)의 차이를 지방정부가 보조하는 것이다. 물론 수요대응형 교통수단에 대해 잠재적 이용자들이 평가하는 편익의 100%를 전부 이용료로 부과하는 것은 현실 정치에서 수용되기 힘들 것이다. 그럼에도 수요대응형 교통수단의 잠재적 이용자들이 평가하는 편익을 확인한다면 바람직한 가격체계를 구상하는 출발점이 될 수 있을 것이다.

그러한 문제의식 아래 본 연구는 전라북도 진안군에서 수요대응형 교통수단을 운영할 때의 편익을 지불용의액을 통해 추정하였다. 조건부가치추정법의 이중양분형으로 추정한 결과 (수요대응형 교통수단의 1인 1회 이용료로서) 평균 지불용의액은 기존 버스를 유지할 때에는 4,987원, 폐지할 때는 5,986원이었다. 권역별로 나누면 진안군의 중심지인 진안읍내 인근에서는 대략 3,500원이었으며, 가장 외진 마을에서는 1만 원 내외였다. 진안군의 현행 버스 요금(1300원)이나 아산시나 서천군의 수요대응형 교통수단 이용료보다 훨씬 큰 값이다. 아산시 ‘마중택시’의 이용료는 운행거리 3km 이내는 1인 1회당 100원, 그 이상은 1,400원이며, 나머지는 아산시가 부담한다. 서천군 ‘희망택시’는 마을회관에서 먼 소재지까지 택시 한 대당 100원, 마을회관에서 읍 소재지까지는 탑승자 1인당 (농어촌버스 요금과 같은) 1,300원이며, 기존 택시요금과의 차액은 서천군이 택시회사를 보조한다. 다른 지역의 수요대응형 교통수단 요금도 비슷하다. 이처럼 낮은 요금 때문에 아산시에서는 수요대응형 교통수단의 과도한 이용횟수를 제한하는 규정까지 만들게 되었다.

본 연구에 따르면 앞으로 수요대응형 교통수단에 대한 가격체계에 대해 다음과 같은 시사점을 제시할 수 있다. 첫째, 수요대응형 교통수단에 대한 사람들의 지불용의액을 고려할 때, 현행과 같은 요금체계는 지나치게 저렴하다. 설문조사에서 확인한 지불용의액의 100%까지 요금을 현실화하기는 힘들겠지만, 부분적으로는 좀 더 현실화할 수 있는 여지가 많다. 예를 들어 사람들이 밝힌 지불용의액의 1/3 수준으로 설정하더라도, 사람들의 편익이 그들의 이용료 부담보다 월등히 크기 때문에, 큰 저항없이 실행될 수 있을 것으로 보인다. 지불용의액의 1/3 수준으로 수요대응형 교통수단의 가격을 설정한다면, 대략 3km 이내는 기존의 버스 요금과 비슷한 가격으로 할 수 있다(앞서 3권역에서 지불용의액이 3,500원 정도였기 때문이다). 또한 진안군의 가장 오지 마을에서 진안읍내까지의 수요대응형 교통수단 이용에 대한 지불용의액이 1만 원 내외였으므로, 그에 대한 1/3 수준이면 대략 3,000원 정도이다(실제 택시비는 4만 원임). 이러한 요금체계의 단가가 버스요금보다 높기는 하지만, 통상적으로 카풀(car-pool)로(마을주민들이 같이) 수요대응형 교통수단을 이용하기에 1인당 요금은 큰 부담이 되지 않을 것이다.

둘째, 일부 지자체에서 버스 회사에 대한 보조금이 상당한데도 이용자가 적고, 이용자의 만족도 역시 낮은 것을 감안하면, 적자가 심각한 일부 버스 노선은 장이 서지 않는 날은 폐지하고 수요대응형 교통수단을 활성화하는 것을 고려할 필요가 있다. 서천군에서는 2015년에 버스 회사에 대한 보조금으로 4억 7천만 원을 보조했으며, (수요대응형 교통수단을 운용하는) 서천택시에는 1억 2천만 원을 보조했다. 진안군의 인구규모(2014년 현재 26,474명)는 서천군(2014년 현재 58,872명)보다 훨씬 적고, 버스 노선의 연장이 길어서 (진안군의 오지마을에서 진안읍내까지의 거리는 서천군의 오지마을에서 서천읍내까지의 길이보다 거의 두 배 가까이 된다), 버스 회사에 대한 지원비가 2014년에만 약 15억 원에 이르렀다. 따라서 버스 회사에 대한 연간 보조금을 오히려 수요대응형 교통수단에 대한 지원금으로 전환하고, 방금 언급한 것과 같은 가격체계로 운용한다면 경제적으로도 효과적이고, 이용자들의 만족도도 더욱 높일 수 있을 것이다.

물론 본 연구의 결과를 토대로 수요대응형 교통수단의 실제 가격 체계를 개편하기 위해서는 앞으로 더 많은 연구가 축적되어야 한다. 예를 들어, 진안군뿐 아니라 다른 농촌 지역에서 수요대응형 교통수단의 편익이 어떠한지를 확인할 필요가 있다. 본 연구의 결과가 지나치게 유별난 ‘특수해(特殊解)’라면 정책화시키기 위한 정당성을 확보하기 쉽지 않기 때문이다. 하지만, 다른 지역에서도 본 연구와 비슷한 또는 그보다 더 큰 수준의 편익이 수요대응형 교통수단에 대해서 확인된다면, 수요대응형 교통수단을 활용하여 농촌 오지 마을의 교통체계를 전반적으로 크게 개편하는 것을 추진할 필요가

있다. 또한 수요대응형 교통수단 운영 시, 읍내방문빈도에 변화가 있는지 그리고 수요대응형 교통수단을 몇 번 이용할지에 대해서도 추가하여 후속 연구에서 더욱 깊이 있게 확인하는 것이 필요하다.

참고 문헌

- 김광준. 2012. “조건부가치측정법을 이용한 해상교량가치 추정 연구.” 서울시립대 교통공학석사 학위논문.
- 김원철, 남궁문. 2015. “수요응답형교통체계 이용요금 가치 추정 연구.” 「한국지역개발학회지」 제13권 2호. pp. 221-226.
- 김태운, 김상봉. 2004. 「비용편익분석의 이론과 실제: 공공사업평가와 규제영향분석」. 박영사
- 박상우, 오재학. 2008a. 「인구저밀도 지역 교통서비스 제공방안」. 한국교통연구원
- 박상우, 장수은, 김혜자. 2008b. 「수요대응형교통체계 평가모형구축」. 한국교통연구원
- 서울시정개발연구원. 2003. 「청계천복원 타당성 조사 및 기본계획-사회적 비용 편익부분」.
- 신영철. 2000. 「환경자원의 조건부가치 측정」. 한국학술정보.
- 윤동현. 2015. “수요응답형 여객자동차운송사업 활성화 방안 연구.” 공주대 행정학석사학위논문.
- 이영성, 허재완, 김갑성. 2008. “시화멀티테크노밸리사업에 따른 환경손실의 경제적 가치 추정.” 「국토계획」 제43권 1호. pp. 235-243.
- 이환진, 오윤표. 2012. “조건부가치측정법에 의한 횡단보도 복원 및 육교 개량의 가치평가에 관한 연구” 「대한토목학회논문집」 제32권 제4D호. pp. 323-333.
- 이희연, 노승철. 2013. 「고급통계분석론」. 문우사
- 장태연, 유창남, 김학모. 2011. “전라북도 수요응답형 교통체계 도입방안.” 「교통기술과 정책」 제8권 6호. pp. 25-36.
- 전상민, 조규석, 박원일. 2012. 「농어촌 지역 수요응답형교통DRT 도입타당성 검토 연구」. 한국운수산업연구원.
- 한국개발연구원. 2008. 「예비타당성조사 표준지침 수정·보완 연구」.
- Cameron, T. A. and J. Quiggin. 1994. Estimating Using Contingent valuation Data from a Dichotomous Choice with Follow-Up Questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 27, no. 3, pp. 218-234.
- Bateman. 2002. *Economic valuation with stated preference techniques*. Edward Elgar.
- Hanemann. 1999. *Valuing Environmental Preference*. Oxford University Press.

부록 A : 사회경제적 특성에 관한 분석

구간 값을 갖는 피설문자의 지불용의액을 종속변수로 하고, 사회경제적 특성을 독립 변수로 하는 식 A-1을 추정하면 사회경제적 변수들이 지불용의액에 미치는 영향을 알 수 있다. 독립변수의 계수값에 대한 예상부호(표 A-1 참고)는 선행연구들을 토대로 작성하였다.

$$(A-1) \ln WTP = \beta_0 + \beta_1 SEX + \beta_2 AGE + \beta_3 MARR + \beta_4 IINC + \beta_5 NRES + \beta_6 CAR + \beta_7 DIS + \beta_8 TRAC + \epsilon_{ij}$$

표 A-1. 변수의 내용과 정보

요인	변수명	변수의 정의	변수의 자료화	예상부호
거주자 특성	SEX	성별	① 남자 ② 여자	+/-
	AGE	나이		+
	MARR	결혼 여부	① 기혼 ② 미혼	.
	PINC	가족원 월간 평균소득	① 50만 원 미만 ② 50만 ~ 99만 원 ③ 100만 ~ 149만 원 ④ 150만 ~ 199만 원 ⑤ 200만 ~ 249만 원 ⑥ 250만 ~ 299만 원 ⑦ 300만 원 이상	- (또는 +)
	NRES	가족원 수	① 1인 ② 2인 ③ 3인 ④ 4인 ⑤ 5인 ⑥ 6인 이상	-
	CAR	자가용과 오토바이 소유 여부	① 있다 ② 없다	+
	DIS	보행 시 장애 여부	① 있다 ② 없다	-
주택 특성	TRAC	거주자집과 최근집 정류장 거리	① 100m 미만 ② 100 ~ 199m ③ 200 ~ 299m ④ 300 ~ 399m ⑤ 400 ~ 499m ⑥ 500m 이상	+

실제 추정은 모델 1과 모델 2로 나누어서 진행했다. 모델 1은 식 A-1의 독립변수를 모두 포함한 것이다. 모델 2는 추정의 효율성을 높이기 위해 모델 1에서 유의도가 낮은 일부 변수를 제외한 것이다. 버스 유지 시와 버스 폐지 시에 공통적으로 유의도가 낮은 ‘중심지 방문 빈도’와 ‘자가용 소유 여부’가 모델 2에는 포함되어 있지 않다. 그 결과 버스 폐지 시에는 일부 변수의 유의도가 개선되는 효과가 있었다.

사회경제적인 특성과 지불용의액 관계를 분석한 결과, 버스 유지 시(표 A-2 참고)에 모델 1에서는 성별과 결혼 여부가 유의하여 기혼자와 남성의 지불용의액이 높았다. 모델 2에서는 보행 시 장애여부와 대중교통 접근성이 추가로 유의하게 나타났다. 보행 시 장애가 있는 사람이 장애가 없는 사람보다 지불용의액이 더 높았다. 또한 집과 버스정류장의 거리가 멀수록 수요대응형 교통에 대한 수요는 낮았다. 일반적으로 버스정류장에서 멀수록 수요대응형 교통에 대한 지불용의액이 더 높을 것이라고 생각한 것과 다른 결과이다. 아마도 교통에 대한 수요가 높은 사람들이 주거지를 구할 때 대중교통 가까이에 입지했기 때문인 것으로 짐작되지만, 이 부분은 선불리 단정하여 해석할 수는 없으며, 후속 연구를 통해 더 검토할 필요가 있다고 판단된다.

버스 폐지 시(표 A-3 참고)에는 모델 1에서 나이와 가족원 수가 유의하였다. 노인이거나 가족이 없을 때 지불용의액이 높다고 해석할 수 있다. 모델 2에서는 나이 변수가 유의하지 않고, 오로지 가족원 수만이 유의했다. 즉, 나이가 많더라도 가족원 수가 많아서, 도움을 얻을 수 있으면 수요대응형 교통에 대한 지불용의액이 유의하게 증가하지는 않는다는 것을 뜻한다.

이렇게 버스 유지 시와 폐지 시 지불용의액에 미치는 사회경제적 특성이 다른 것은 두 시나리오에 따라 수요대응형 교통수단의 역할이 큰 차이가 있기 때문으로 보인다. 버스 유지 시, 쾌적한 대중교통수단을 원하는 기혼 남성이 수요대응형 교통수단의 지불용의액이 높았다. 그에 비해 버스 폐지 시, 수요대응형 교통수단은 노인이나 가족이 없는 사람들의 지불용의액이 높은 것을 확인할 수 있었다.

표 A-2. 버스 유지 시 분석표

변수	모형 1		모형 2	
	추정치	P-value	추정치	P-value
성별	-0.3165	0.0463*	-0.3101	0.0515**
나이	-0.2062	0.5613	-0.1315	0.6966
결혼 여부	-0.1463	0.0398*	-0.1541	0.0272*
가구 월소득	-0.0519	0.3310	-0.0521	0.3227
가족원 수	-0.0440	0.2010	-0.0439	0.2001
읍내 주간 방문빈도	0.0111	0.7721	-	-
자가용 소유 여부	0.1221	0.5228	-	-
보행 시 장애 여부	-0.2205	0.1453	-0.2516	0.0828**
집-정류장 거리	-0.0833	0.1766	-0.0893	0.0808**

표 A-3. 버스 폐지 시 분석표

변수	모형 1		모형 2	
	추정치	P-value	추정치	P-value
성별	-0.1421	0.2719	-0.1216	0.3554
나이	0.4028	0.0960	0.2466	0.3293
결혼 여부	-0.0609	0.2966	-0.0395	0.5147
가구 월소득	-0.0105	0.8046	-0.0106	0.8070
가족원 수	-0.0652	0.0217*	-0.0661	0.0228*
읍내 주간 방문빈도	-0.0378	0.1991	-	-
자가용 소유 여부	-0.0559	0.7171	-	-
보행 시 장애 여부	0.0960	0.4219	0.1547	0.2014
집-정류장 거리	-0.0014	0.9795	-0.0647	0.1419

원고 접수일: 2016년 4월 28일

원고 심사일: 2016년 5월 16일

심사 완료일: 2016년 9월 9일

식생활 라이프스타일에 따른 수산물 선호도 분석

정연희* 김규호** 임정빈***

Keywords

수산물 선호(seafood preferences), 라이프스타일(lifestyle factors), 군집분석(cluster analysis), 순위프로빗 모형(ordered probit model)

Abstract

The objective of this study is to analyze consumer preferences for seafood products. To achieve the purposes, the 2013 Consumers Survey on Food Consumption Behavior conducted by the Korea Rural Economic Institute was used. This study classified the types of consumers by generating a potential factor called food consumption lifestyle, which was not attempted in previous studies that analyzed the consumptions of seafood products. In addition, this study is different in that it considered all the overall marine products in analysis rather than focusing on certain items in the previous studies. Also, this study could reflect the relationship between seafood and meat consumption. The analytical results show the needs of consumers by highlighting that lifestyle factors play important roles in preference for marine products over meat along with gender, age, income, and existence of child in household. The proposed results on consumer's seafood preference can be applied to build an effective marketing strategy such as sale strategy and management measures depending upon a classified target consumer group.

차례

- | | |
|------------|------------|
| 1. 서론 | 4. 분석 결과 |
| 2. 선행연구 검토 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 연구 방법 | |

* 한국해양수산개발원 연구원.

** 서울대학교 농경제사회학부 박사과정.

*** 서울대학교 교수(농경제사회학부, 농업생명과학연구원), 교신저자. e-mail: jeongbin@snu.ac.kr

1. 서론

경제성장에 따른 소득 증가와 인구 고령화, 1인 가구 증가 등의 사회구조적인 변화 속에서 우리나라의 식문화 역시 점차 변화하고 있다. 가공식품과 외식 시장이 빠르게 성장하고 있을 뿐 아니라, 일반 가정에서의 식품소비 역시 단순한 영양공급의 차원을 넘어 다양한 맛과 풍미, 즐거움 등을 함께 추구하는 경향을 보인다. 이러한 변화로 인해 주식인 쌀을 포함한 탄수화물 식품에 대한 소비는 둔화되고 있는 반면, 육류와 수산물에 비롯한 동물성 단백질 식품에 대한 수요 증가 현상은 과거 어느 때보다도 뚜렷한 것으로 관찰된다. 일례로 한국농촌경제연구원의 식품수급표(2013)에 따르면, 단백질 중에서도 동물성 단백질 비율은 1982년 약 33%에서 2013년 44.5%로 11%p 이상 증가한 반면, 같은 기간 동안 곡류에너지 비율의 경우 78%에서 65%로 13%p 정도 감소한 것으로 조사되었다. 이는 우리나라의 식품구조가 탄수화물 위주의 식단에서 점차 동물성 단백질 위주의 식단으로 바뀌어왔음을 시사한다.

2012년도 국민건강 영양조사 결과보고서에 의하면 우리나라 국민들의 단백질 섭취의 주요 공급원으로 돼지고기, 닭고기, 쇠고기, 오리고기 등 대표적 육류 4개 품목과 함께 오징어, 멸치, 명태, 동태, 고등어 등 주요 어류가 포함돼 있어 수산물이 육류와 더불어 우리나라 국민들의 대표적인 동물성 단백질 공급원임을 알 수 있다(박정아 외 2014). 이처럼 어패류나 해조류 등의 수산물은 삼면이 바다인 우리나라에서 식량자원으로 중요한 의미를 가지며, 국민 1인당 수산물 연간 소비량 역시 2012년 기준 54.9kg으로 일본이나 중국과 더불어 세계적으로 높은 수준이다. 특히 2000년도 후반 이후부터 건강한 삶과 환경 보존을 추구하려는 로하스(Lifestyles of Health and Sustainability: LOHAS) 열풍으로 건강에 대한 사회 전반의 관심 및 중요성이 강조됨에 따라 다양한 연구 및 대중매체를 통해 건강식품으로 알려진 수산물의 소비가 지속적으로 증가하고 있다. 예를 들어 국민 1인당 연평균 수산물 소비량은 2005년 49.5kg에서 2012년 54.9kg으로 불과 7~8년 사이에 10% 이상 증가한 것으로 나타난다.

이처럼 우리의 식생활에서 수산물은 이미 중요한 단백질 공급원이며 앞으로도 식품 소비에서 높은 비중을 차지할 것으로 판단된다. 그럼에도 수산물과 관련된 전반적인 소비행동 및 소비패턴 등에 대한 분석은 그리 많지 않으며, 국내 연구들은 주로 특정 품목에 집중하여 수산물 소비 실태를 분석한 사례가 대부분이다. 또한 최근 전통적인 인구·사회적인 특성, 혹은 경제적인 변수에 더하여 사회구조와 미디어의 영향이나 문화적·심리적인 요인 등에 힘입어 형성되는 소비자의 라이프스타일을 함께 고려한 소비

행동 분석 연구들이 다수 발표되고 있지만, 수산물 식품소비실태를 분석한 기존 국내 연구들의 경우 아직까지 이러한 라이프스타일 변수까지 고려하면서 분석을 시도한 연구가 거의 없다.

식품소비 라이프스타일에 대한 연구는 효과적인 시장세분화 기준이 되며, 소비자의 생활상 변화를 알려줌으로써 소비행동이나 구매행동 변화 동향의 예측, 제품이나 서비스 개발 등에 이용될 수 있다(채서일 1992; 박성연 1996; 김훈, 권순일 1999; 서정원 외 2010; 박미성·안병일 2014). 또한 라이프스타일에 입각하여 소비자의 특성을 파악하는 것은 소비자의 욕구를 구체적으로 파악할 수 있고, 마케팅 전략 수립에 활용할 수 있는 기회를 제공할 수 있다(서정원 외 2010; 박미성·안병일 2014).

이러한 관점에서 본 연구의 목적은 특정 수산물이 아닌 전체적인 수산물 소비에 초점을 두고 식품소비 라이프스타일에 따른 소비자 유형별 수산물 소비 행태에 대한 분석정보를 제공하는 데 있다. 수산식품 소비자들이 식생활과 관련된 라이프스타일에 따라서 어떻게 유형화될 수 있으며, 가정 내에서의 수산물 섭취가 소비자의 어떤 특성변수들에 의하여 영향을 받는지를 규명하는 것은 수산물 소비뿐 아니라 식품 관련 다른 업종의 소비분야 연구에도 매우 중요한 주제이다. 가령 복잡해진 현대 사회 속에서 개인의 인구·사회적 특성이나 소득 등의 경제적 여건은 식품 소비의 직접적 결정요인이 되기도 하나 한편으로는 특정한 라이프스타일에 대한 선호를 형성하여 그러한 라이프스타일에 부합하는 소비패턴을 불러오기도 하는 것이다. 따라서 이러한 다각도에서의 종합적인 소비분석을 통해 변화된 식품소비 환경 속에서 수산식품에 대한 소비 패턴 및 소비자 인식도 변화 등을 파악할 수 있다면 그 자체로서도 의미 있는 연구 성과임은 물론, 향후 소비자들의 니즈에 부합한 수산물 제품 개발과 소비촉진 등을 도모할 수 있는 기초자료로도 유용할 것으로 기대된다.

2. 선행연구 검토

2.1. 수산식품 소비에 관한 연구

이계임(2007)은 인구구조 변화가 식품 수요에 큰 영향을 미칠 것으로 보고, 식품소비지출 트렌드를 연령과 세대 효과로 구분·분석하여 젊은 세대일수록 어패류의 소비가 감소한다는 점을 보였다. 박성쾌·김민주(2009) 또한 인구구조의 변화가 수산식품 소비

패턴에 미치는 영향을 분석하였고, 한국해양수산개발원(2012)은 수산식품 소비의 결정 요인을 인구·사회구조 변화에 초점을 두어 분석한 후 수산식품에 대한 정책 방안을 제시하였다. 다만 이들 연구들은 주로 성별, 거주지, 소득, 세대, 가족 수 등과 같은 사회인구학적인 요인만으로 수산식품 소비 패턴을 분석한 아쉬움이 있다.

개별 수산품목의 소비에 관한 연구로 김봉태 외(2008)는 전복이라는 식품에 한하여 인구·사회적인 요인이 선호도, 구매횟수, 소비의향에 어떠한 영향을 미치는지 순서로 로짓 모형을 이용하여 분석하였다. 장영수·임경희(2000)는 국내 수산물 소비 특성을 분석하는 것을 목적으로 수산물 중에서도 주 품목인 어패류에 한정하여, 도시가구의 가정 내 어패류 소비의 특성에 관해 연구하였다. 백은영·김애정(2010)은 활어회 구입 시 중요하게 고려하는 여덟 가지 요인을 통하여 활어회의 선호도가 비슷한 소비자를 군집으로 묶어서 분석을 실시하였으며, 집단 특성에 따라 활어회의 소비결정 요인에 차이가 있는지 분석하였다. 이외에도 수산물 가공식품(김종성·하규수 2010), 안동간고등어(신재원 2013) 등의 연구가 있으나, 이들 연구는 특정 품목의 소비 실태를 주로 분석하다 보니 수산물 소비 전반에 대한 시사점을 얻기 어렵다는 한계가 있다.

2.2. 라이프 스타일 및 식품 소비 라이프 스타일에 관한 연구

라이프스타일은 ‘사회 전체 또는 사회의 한 부분의 구성원들이 공통적으로 갖고 있는 타인과 구별되는 특징적인 생활양식’을 가리키는 개념으로 Lazer(1963)에 의해 미국 마케팅학회에 제안되면서 소비자 행동연구에 응용되기 시작하였다. 이때까지 시장의 특성을 연구할 때 인구통계학적 특성이 가장 보편적으로 강조되었으나, 이러한 정보만으로는 시장, 혹은 소비자를 분석하기에 부족하다는 인식이 대두되어 라이프스타일 연구를 통해 심층구조와 행동양식을 분석하기에 이르렀던 것이다(김종의 외 2013). 구체적으로 라이프스타일은 태도, 가치, 견해, 활동과 관심 등을 포괄하며 VALS(Values And Lifestyle Survey), AIO(Activity, Interest, Opinion), LOV(List Of Value) 등의 측정 도구들이 개발되어 있다(Hawkins 2012).

이러한 라이프스타일을 식품소비의 중요한 변수로 보고 연구한 논문들이 국내에 다수 존재한다. 예를 들어 최수일·곽종형(2007)은 실버 소비자의 라이프스타일이 건강기능식품 구매 만족도에 미치는 영향과 구매 만족도가 재구매 의도에 미치는 영향을 분석하였으며, 박정윤·양승룡(2011)은 소비자패널을 이용하여 도시가구 소비자들의 라이프스타일을 유형화한 후 이에 따른 농식품 구매행태를 분석하였다. 이외에도 친환경

농산물이나 농식품 쇼핑물 이용형태(노채영·안병렬 2005; 서정원 외 2010) 등 다양한 품목이나 구매 행태와 관련하여 식생활 라이프스타일이 소비자 행동에 미치는 영향이 분석된 바 있다. 그러나 이러한 연구들 역시 전반적인 식품 소비 양상을 다루고 있다 보니, 이를 그대로 수산물 소비의 특징으로 보기는 어려운 측면이 있다.

3. 연구 방법

3.1. 군집분석

군집분석(Cluster Analysis)은 다변량 통계분석법의 하나로 다양한 특성을 지닌 자료들을 측정기준과 속성에 따라 몇 개의 집단으로 그룹화한 다음, 각 집단의 성격을 파악함으로써 데이터 전체의 구조에 대해 이해하고자 하는 탐색적인 분석방법이다(이훈영 2012). 본 연구에서는 소비자를 식품소비 관련 라이프스타일에 따라 그룹화하기 위하여 가장 널리 쓰이는 비계층적 군집방법인 k-평균 군집분석(K-means cluster analysis)을 이용하였다. 즉, 소비자들을 식품소비 관련 라이프스타일에 따라 그룹화한 후 각 그룹의 특징을 살펴보는 것은 물론 수산물 소비에 미치는 영향에 대해서도 분석을 수행하였다. 이 때 ‘식품소비 관련 라이프스타일’은 원자료의 관련 설문에 대한 답변 내용을 근거로 분석되었으며, 요인분석을 통하여 공통성¹이 낮은 문항을 배제하고 몇 개의 연관성 높은 잠재변수(Latent variables)를 도출하여 군집분석에 활용하였다. 군집분석에서는 분석대상 간의 유사성을 유클리디안 거리(Euclidean distance)로 측정하여 군집 중심이 바뀌지 않을 때까지 분석대상 간 가장 가까운 군집으로 할당을 거듭하는 방식을 취한다. 또한 군집의 수는 k-평균 군집분석의 특성상 우선 연구자가 미리 정한 K개의 군집 수에 따라 군집의 중심이 임의로 선택되고, 이후 분석결과에 대한 정성적 판단, 군집별 개체의 수, F-값, 이론적 배경의 존재나 직관적 이해의 용이성 등을 종합적으로 고려하여 최종결정하는 것이 일반적이다.

¹ 공통성(Communality)은 추출된 요인들에 의해서 설명되는 비율로 공통성이 낮은 변수는 요인분석에서 제외하는 것이 바람직하다.

3.2. 순위 프로빗 모형 분석

라이프스타일 변수를 비롯하여 수산물 소비에 영향을 미치는 요인들을 알아보기 위하여 순위 프로빗 모형을 설계하여 분석하였다. 이는 본 분석에 사용한 종속변수가 3단계로 구분되는 육류 대비 수산물 소비 빈도²이기 때문이다. 이처럼 설문조사를 통해 수집된 리커트형(Likert-Type Scale), 혹은 유사 리커트형 응답은 다항선택성과 이산성이라는 문제를 발생시키게 되므로 일반적인 선형회귀식이 가진 기본가정을 충족시키지 못하게 된다. 그러므로 전통적인 최소자승법에 의한 추정을 따르지 않고 범주형 모형 중 순서, 혹은 순위형 자료에 적합한 순위프로빗모형(Ordered Probit Model)을 사용하는 것이 적절하다고 볼 수 있다. 순위프로빗모형은 잠재변수(latent variable)로부터 도출될 수 있으며 다음의 수식에 의해서 결정된다고 가정한다.

$$(1) \quad U_{si} = V_{si} + \epsilon_{si}$$

위의 식(1)은 소비자 i의 수산물 소비로 얻는 효용(U_{si})을 함수형태로 나타낸 식이다. 그러나 U_{si} 는 실제로 관측 가능한 변수가 아니기 때문에 수산물 소비로 얻는 효용에 영향을 주는 요인을 분석하기 위해서, 실제 관측 가능한 변수 V_{si} 가 사용된다. ϵ_{si} 는 소비자의 효용에 영향을 주는 요인 가운데 연구자가 관찰할 수 없는 값들을 나타낸다.

$$(2) \quad Z_i = (V_{Si} + \epsilon_{Si}) - (V_{Mi} + \epsilon_{Mi})$$

소비자의 수산물 구매 의사결정 문제를 대체재인 육류와의 관계를 염두에 두고 분석하기 위해서는 위의 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다. V_{Si} 는 소비자 i가 수산물을 소비했을 때의 효용을, V_{Mi} 는 소비자 i가 육류를 소비했을 경우의 효용을 의미한다. 따라서 소비자 i는 $Z_i \leq 0$ 이라면 수산물을 전혀 소비하지 않을 것이고($Y_i=0$), $0 < Z_i \leq \mu_1$ 이라면 수산물을 가끔 소비하고($Y_i=1$), $\mu_2 \leq Z_i \leq \mu_3$ 이라면 이전보다 더 자주 소비할 것

2 원 설문은 ‘평소 태에서 식사하실 때 수산물과 육류를 드시는 빈도는 어느 쪽이 많은가요?’란 질문하에 ‘수산물을 더 많이 먹는다.’, ‘수산물을 조금 더 많이 먹는 편이다.’, ‘비슷하다.’, ‘육류를 조금 더 많이 먹는 편이다.’, ‘육류를 더 많이 먹는다.’라는 5단계 응답지로 이루어져 있다. 본고는 이를 수산물 소비의 정도가 아닌 수산물 소비의 많고 적음 자체에 초점을 맞추는 연구의 목적에 부합되게 육류에 대비하여 ‘수산물을 많이 먹는다.’, ‘비슷한 수준으로 먹는다.’, ‘적게 먹는다.’의 3단계 순서형 응답으로 재가공하여 종속변수로 사용하였다.

이며, $Z_i > \mu_3$ 이라면 소비빈도를 더욱 늘릴 것임을 알 수 있다. 즉, Z_i 는 육류와 비교한 수산물 소비빈도 증가로 얻는 효용증가분을 뜻하며, 이 값이 클수록 소비자 i 의 수산물 소비빈도는 증가하고 육류 대비 수산물을 선호한다고 판단할 수 있다.

(3) $P(Y_i = 0) = P[Z_i \leq 0]$: 수산물에 비하여 육류를 더 많이 먹는 편이다.

$P(Y_i = 1) = P[0 < Z_i \leq \mu_i]$: 수산물과 육류를 먹는 빈도가 비슷하다.

$P(Y_i = 2) = P[Z_i > \mu_i]$: 육류에 비하여 수산물을 더 많이 먹는 편이다.

위의 식 (3)은 식 (2)를 확률형태로 표현한 것으로, 변수 Y_i 는 육류 대비 수산물 구매빈도를 나타내며 육류와의 관계를 중심으로 소비자의 수산물 선호도가 3단계 순서로 반영되었다. μ_i 는 임계치(threshold value)를 나타내는 값으로 수산물의 구매빈도 증가로부터 얻어지는 효용의 증가분이 그로 인한 비용 증가분을 보상할 만큼 충분히 큰 값을 의미하며, 이에 따라 수산물 구매빈도 Y_i 는 0에서 2까지의 정수 값을 갖게 된다. 이때 식 (3)에 나타난 확률형태는 오차가 표준정규분포를 따른다고 가정할 경우, 순위화된 프로빗모형(ordered probit model)이 된다.³

(4) $Z_i = X_i\beta + \nu_i, i = 1, 2, \dots, n.$

위의 식 (4)는 수산물 구매빈도 증가로 얻는 효용증가분에 영향을 주는 인구·사회적인 특성 및 식품 소비 라이프스타일을 나타내는 설명변수 벡터 X_i 와 잔차항 ν 의 함수로 표현한 식이다. 이로부터 소비자 i 의 수산물 구매 빈도가 j 범주에 들어갈 확률은 다음 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

(5) $P(Y_i = j) = \Phi(\mu_j - X\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - X\beta), j = 0, 1, 2, \dots, J$

여기서 Φ 는 표준정규분포의 누적확률밀도함수를 나타내며, 순위화된 프로빗 모형은 최우추정법에 의해 추정되는데, 식 (5)에 대응하는 우도함수와 로그우도함수는 다음 식(6)과 같이 표현될 수 있다.

³ 순위 프로빗은 표준 정규분포의 오차에 의존하고, 순위 로짓모형은 무작위 오차가 로지스틱 분포를 따른다는 가정에 의존한다는 점에서 차이가 있으나, 결과적으로 이 두 모형 분석결과들 사이에서는 거의 차이가 없기 때문에 본 연구에서는 순위형 프로빗 모형을 이용하였다.

$$(6) \quad L = \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J [\Phi(\mu_j - X_i\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - X_i\beta)]^{Y_{ij}}$$

$$\log L = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij} \log [\Phi(\mu_j - X_i\beta) - \Phi(\mu_{j-1} - X_i\beta)]$$

3.3. 분석자료

본 연구를 위해 한국농촌경제연구원이 2013년 5월 13일부터 7월 26일까지 설문조사한 ‘식품소비행태조사’의 원자료가 사용되었다.⁴ 이 자료는 통계청의 2010년 인구주택조사 조사구(Enumeration District: ED) 및 가구명부에서 추출된 표본으로 총 3,018개 일반가구의 식품 주 구입자(주부)와 만 13세 이상 가구원을 대상으로 하였으며, 식품 주 구입자는 대면 면접조사, 가구 구성원은 자기기입식 조사방식으로 진행되었다. 설문은 가구구성원 내 식자재 주 구입자용, 성인용, 청소년용으로 총 세 부문으로 구성되어 있으며, 식품군별 구매행태·식품 관련 제도·정책의 인지도 및 가구 및 개인의 인구·사회적 특성에 관한 정보 등을 포함하고 있다. 본 연구에서는 식품소비 라이프스타일에 관련된 문항과 함께 수산물·육류 소비행태에 관한 정보를 포함하고 있는 가구 내 식품/식자재 주 구입자를 대상으로 한 설문조사 결과를 분석 자료로 사용하였다.

본 연구의 분석에 포함되는 주요 설명변수로는, 우선적으로 소비자의 라이프스타일에 따라 육류 대비 수산물 소비빈도가 다를 것이라는 전제하에 군집화된 라이프스타일 변수를 분석에 삽입하였다. 상술했듯 라이프스타일은 소비자 행동에 영향을 주는 변수로서, 종래의 인구통계학적 변수들에 의해 설명될 수 없었던 소비자 행동의 이유를 설명해 줄 수 있기 때문이다(정효선·윤혜현 2007; 김중의 외 2013). 또한 가계의 인구·사회적 특성(연령, 성별, 거주지역, 자녀 유무, 가구특성, 소득수준, 학력 등)도 기호와

⁴ 참고로 「2013 식품소비행태조사」 원자료는 본 연구를 최초 수행한 2015년 4월 전후에 입수할 수 있는 가장 최신 자료였으나, 곧 이어 「2014 식품소비행태조사」 결과의 원자료도 공표되었다. 이에 본 연구진은 2014년 원자료 역시 입수하여 검토하였지만, 2014년 조사의 경우 조사 연령대가 13~74세로 제한된 차이가 있음을 발견하였다. 이에 본 연구진은 본고의 분석대상이 되는 ‘수산물’의 경우 치아 문제 등으로 고령층 소비자가 많은 것을 감안할 때, 80대 이상의 소비자가 전체 소비자의 11% 이상 포함된 2013년 자료를 활용하는 편이 보다 합리적이라 판단하였다. 또한 2014년 자료와 1년의 시차밖에 나지 않는다는 점과 향후 2014년 자료로 유사한 분석이 행해지더라도 2013년 자료에 근거한 분석결과가 있을 때 더 의미 있는 시사점을 찾을 수 있으리라는 점도 함께 고려하여 최종적인 분석자료로 「2013 식품소비행태조사」의 원자료를 채택하기에 이르렀음을 밝혀둔다.

선호도를 반영하는 대리변수로 사용되며 소비결정에도 중요한 영향을 미치기 때문에 (백은영·김애정 2010) 변수로 포함하였으며, 특별히 경험적으로 볼 때 질병 보유 여부도 수산물 소비에 영향을 미칠 수 있다는 판단 하에 설명변수로 포함하였다. 순위 프로빗 모형의 종속변수는 앞서 밝혔듯 육류 대비 수산물 소비빈도로, 가정에서 육류보다 수산물을 더 자주 먹는 경우는 전체 설문대상자의 29.9%, 비슷하게 먹는 경우는 전체의 33.5%인 것으로 나타났다<표 1>.

표 1. 수산물 선호도 분석에 사용된 주요 변수

변수		설명변수 및 생성법	비중 (%)
육류 대비 수산물 소비		적음 = 0	36.6
		비슷함 = 1	33.5
		많음 = 2	29.9
라이프스타일 유형		I 군집	25.7
		II 군집	26.6
		III 군집	31.9
		IV 군집	15.8
인구·사회 특성	성별	여성=1, 남성=0	86.8(여성)
	연령	20대	30.5
		30대	13.2
		40대	18.2
		50대	18.6
		60대	16.9
		70대	18.8
		80대	10.3
		90대	0.9
	학력	대졸 이상=1 고졸 이하=0	26.0(대졸 이상)
	질병 유무	질병 있음=1 질병 없음=0	26.0(질병 있음)
가구특성 및 유형	거주지	1=서울 ~ 16=제주도	-
	자녀 유무	자녀 있음=1, 자녀 없음=0	29.0(자녀 있음)
	가구소득 수준 (월평균)	1 99만 원 이하	28.0
		2 100만~199만 원	18.1
		3 200만~299만 원	17.9
		4 300만~399만 원	14.9
		5 400만~499만 원	9.3
		6 500만~599만 원	7.1
		7 600만 원 이상	4.8
	1인 가구	1인 가구=1, 그 외=0	27.6(1인 가구)

주: 연령과 소득수준, 자녀 유무, 1인 가구 등의 변수는 모두 본 연구의 분석모형에 맞게 재가공하였음.
 후술할 순위 프로빗 모형 분석 시 경우에 따라 이처럼 재가공한 변수와 원자료 형태를 그대로 유지한 변수를 각기 다른 세부 모델에 포함시켜 분석을 실시함. 자세한 내용은 분석결과 참조.

4. 분석 결과

4.1. 군집 분석

우선 식생활 라이프스타일에 따른 식품구매성향에 대한 총 17개의 설문문항 중에서 공통성이 낮게 도출된 (7)번 문항과 (11)번 문항을 제외한⁵ 총 15개의 문항을 바탕으로 수행된 요인분석결과⁶는 다음 <표 2>와 같다.

표 2. 식품소비 라이프스타일에 따른 식품구매성향 요인 분석결과

변수		요인 적재량(factor loading)			
		요인 1	요인 2	요인 3	요인 4
적극적 태도 요인	(16) 처음 보는 식품이라도 맛있어 보이면 구매한다	0.752	0.222	0.289	0.046
	(5) 맛있다고 소문난 음식점을 찾아다니는 편이다	0.736	0.176	-0.041	0.294
	(15) 새로운 음식을 먹어보는 것을 좋아한다	0.732	0.020	0.323	0.012
	(17) 다양한 맛을 위해 식단을 매번 바꾸는 편이다	0.680	0.094	0.284	-0.009
	(6) 가격이 비싸도 이름난 회사의 식품을 구매한다	0.679	0.274	-0.083	0.227
	(4) 먹는 데는 돈을 아끼지 않는다	0.664	0.185	-0.087	0.296
건강 고려 요인	(8) 건강을 위해 음식을 가려먹는다	0.224	0.807	0.083	0.015
	(9) 음식을 먹을 때 영양가를 고려하는 편이다	0.295	0.778	0.081	0.026
	(10) 인스턴트식품을 가능한 먹지 않는다	-0.074	0.646	0.247	-0.231
가격 중시 요인	(14) 나는 비교적 저렴한 가격의 제품을 사는 편이다	-0.044	0.041	0.801	0.021
	(13) 식품을 구입할 때 가격정보를 늘 체크하는 편이다	0.319	0.210	0.693	0.130
	(12) 동일제품의 여러 회사 가격을 비교해서 구입하는 편이다	0.326	0.276	0.610	0.156
간편성 수용 요인	(1) 아침식사는 밥보다는 미숫가루나 빵 등으로 간단하게 먹는 편이다	0.089	0.054	0.024	0.781
	(2) 식사 대용으로 패스트푸드점을 종종 이용한다	0.250	-0.100	-0.018	0.747
	(3) 김치와 장류를 사서 먹는 것을 개의치 않는다	0.072	-0.103	0.235	0.625

5 일반적으로 공통성이 0.4 미만이면 낮다고 판정하며, 본 논문에서는 공통성이 가장 낮게 도출된 두 문항(⑦ 음식을 선택할 때 맛을 중시한다. ⑪ 유기농식품, 친환경인증제품을 자주 이용한다)이 나머지 문항과 상관관계가 적다고 판단하여 배제하였다.

6 본 연구에서는 요인을 추출하기 위해서 주성분 분석(principal component analysis)을 사용하였으며, 각 변수와 요인 간의 상관관계의 정도를 나타내는 요인 적재치의 단순화를 위하여 직교회전방식(varimax)을 채택하였다.

전체 요인은 식품소비자의 성향을 고려하여 적극적 태도 요인, 건강 고려 요인, 가격 중시 요인 및 간편성 수용 요인 총 네 개로 추출되었다.⁷ 이후 이렇게 추출된 요인을 중심으로 소비자를 식생활 라이프스타일 유형별로 파악하기 위해 군집분석⁸을 실시하였다. 군집의 수는 반복된 분석에 기초하여 분석결과가 가장 합리적으로 해석될 수 있는 4개로 결정되었으며, 최종 군집의 결과는 다음 <표 3>에 나타나 있다.

표 3. 최종 군집분석 결과

구 분		I 군 집	II 군 집	III 군 집	IV 군 집
		식품 고관여형	간편성 선호형	건강식 추구형	식품 저관여형
		n=774 (25.64%)	n=804 (26.64%)	n=964 (31.94%)	n=476 (15.77%)
요인별 평균값	적극적 태도 요인	3.28	2.91	2.41	1.78
	건강 고려 요인	3.81	2.97	3.66	2.37
	가격 중시 요인	3.62	3.00	2.97	1.99
	간편성 수용 요인	2.22	2.85	1.52	1.64

I군집은 다른 군집에 비하여 건강 및 가격적인 측면을 비롯하여 식단의 다양성을 가장 많이 추구하는 적극적인 소비자 유형으로, ‘식품 고관여⁹형’군집으로 명명할 수 있다. 즉, I군집은 식품소비 시 식품과 관련된 다양한 요소를 고루고루 체크하는 가장 적극적인 자세를 가진 소비자 유형임을 알 수 있다.

II군집의 경우는 모든 측면을 고루 조금씩 고려하는 편이나 I군집에 비해서는 전체적으로 적극성이 떨어지는 소비자 유형으로 나타났다. 전 군집 중에서 간편성을 가장 많이 고려하는 특징이 있어 ‘간편성 선호형’으로 군집의 이름을 붙였다.

7 네 가지 요인의 이름은 그룹화된 문항들의 내용을 감안하여 연구진이 임의로 붙였다.

8 군집분석과 요인분석은 주의를 기울이지 않으면 자칫 비슷한 방법론으로 비칠 소지가 있다. 본고에서 요인분석은 식품소비 라이프스타일 관련 문항 중 응답패턴이 유사한 문항들을 묶기 위하여 수행되었다. 문항별 상관관계를 이용하며 여기서 묶이는 것은 문항들 자체다. 그리고 군집분석은, 이러한 요인분석을 거친 후 생성된 4개 요인변수 각각의 수준별 조합에 해당하는 군집, 즉 피설문자들을 묶어내는 방법론이며, 방법 역시 각 대상들의 값을 거리로 환산하는 수리적 방식을 취하는 차이가 있다.

9 이는 소비자 행동연구 전통 속에서 소비자가 제품이나 구매 자체에 부여하는 가치 또는 관심의 정도를 일컫는 ‘관여(involverment)’ 개념을 적용한 이름이다(김중의 외 2013). 즉, ‘고관여(high involvement)’는 특정 제품의 구매가 개인적으로 상당히 중요하다고 생각되어 소비자가 그 제품의 구매 결정에 심리적으로 깊이 몰입하는 현상을 뜻한다. 이어질 IV군집 ‘식품 저관여형’은 이에 반대되는 소비자를 떠올리면 된다.

‘건강식 추구형’으로 명명한 III군집의 경우, 식품 소비 시 건강과 관련된 측면을 중요하게 여기나 나머지 요인에는 대체로 관심이 떨어지는 소비자 유형으로 나타났으며, 특히 전 군집 중에서 간편성에 대한 관심이 가장 없는 소비자 집단으로 분류되었다. 마지막으로 IV군집의 경우는 모든 요인에 대한 관심도가 다른 소비자 유형과 비교하여 현저히 떨어지는 것으로 나타나 식품 소비에 대한 관심이 현격히 낮은 ‘식품 저관여형’ 소비자들로 분석되었다.

한편, 군집화 결과로 도출된 소비자 유형을 인구·사회적인 특성과 결합시켜 보면 보다 확실한 특징을 발견할 수 있다. 다음 <표 4>는 각 소비자 유형별 가구의 인구 통계적 특성을 제시하고 있다. ‘식품고관여형’ 집단인 I군집과 식생활의 ‘간편성 선호형’ 집단인 II군집은 비교적 젊은 세대가 많은 것으로 나타나는 반면, ‘건강식 추구형’과 ‘식품저관여형’ 집단은 상대적으로 노년층이 많은 것으로 분석된다. 가구유형의 경우 ‘식품저관여형’ 집단의 대다수가 1인가구인 것으로 나타나는데, 고령화된 인적 구성과 결부시켜 볼 때 독거하는 노년층의 빈곤, 혹은 삶의 저활력 문제와 관련이 있을 것으로 판단된다. 이는 가구소득을 살펴보았을 때, ‘식품저관여형’ 집단의 약 58%에 해당하는 가구가 월평균 99만 원 이하의 저소득층인 것으로 나타난 반면, ‘식품고관여형’ 집단의 경우 월 300만 원 이상의 중산층, 혹은 고소득층의 비율이 높은 것으로 나타난 결과를 통해서도 뒷받침된다.

성별의 경우 ‘건강식 추구형’ 집단인 경우 여성의 비율이 특히 높은 것으로 확인되는 반면, ‘간편성 선호형’ 집단에서는 남성의 비율이 높아지는 것으로 나타난다.

이처럼 교차분석을 통해 군집별 인구 통계적 특성을 살펴본 결과, 군집별로 유의하게 차이가 있는 것으로 분석되었다. 따라서 인구·사회적인 요인이 식생활 라이프스타일 형성에 일정한 영향을 미치고 있을 것으로 판단된다.

표 4. 군집별 인구·사회적 특성: 교차분석 결과

단위: n, %

구분		식품 고관여형 군집	간편성 선호형 군집	건강식 추구형 군집	식품 저관여형 군집	전체	유의확률 $\chi^2(p)$
성별	남자	67(2.2)	144(4.8)	102(3.4)	83(2.8)	396(13.1)	42.947 (0.000)
	여자	707(23.4)	660(21.9)	862(28.6)	393(13.0)	2622(86.9)	
연령	20대	45(1.5)	100(3.3)	14(0.5)	11(0.4)	170(5.6)	787.775 (0.000)
	30대	195(6.5)	186(6.2)	67(2.2)	21(0.7)	469(15.6)	
	40대	198(6.6)	207(6.9)	127(4.2)	31(1.0)	563(18.7)	
	50대	170(5.6)	133(4.4)	176(5.8)	80(2.7)	559(18.5)	
	60대	107(3.5)	78(2.6)	237(7.9)	84(2.8)	506(16.8)	
	70대	44(1.5)	68(2.3)	264(8.8)	162(5.4)	538(17.8)	
	80대	15(0.5)	29(1.0)	76(2.5)	82(2.7)	202(6.7)	
	90대	0(0.0)	0(0.0)	3(0.1)	5(0.2)	8(0.3)	
학력	고졸 이하	455(15.1)	526(17.4)	820(27.2)	437(14.5)	2238(74.2)	264.612 (0.000)
	대졸 이상	319(10.6)	278(9.2)	144(4.8)	39(1.3)	780(25.8)	
가구 유형	1인 가구	114(3.8)	233(7.7)	252(8.3)	234(7.8)	833(27.6)	351.132 (0.000)
	2인 가구	199(6.6)	181(6.0)	390(12.9)	153(5.1)	923(30.6)	
	3인 가구	162(5.4)	186(6.2)	154(5.1)	41(1.4)	543(18.0)	
	4인 가구	225(7.5)	156(5.2)	130(4.3)	31(1.0)	542(18.0)	
	이상	74(2.5)	48(1.6)	38(1.3)	17(0.6)	177(5.9)	
소득	1 99만원 이하	76(2.5)	143(4.8)	345(11.5)	279(9.3)	843(28.0)	526.074 (0.000)
	2 100만~199만 원	112(3.7)	147(4.9)	207(6.9)	77(2.6)	543(18.1)	
	3 200만~299만 원	153(5.1)	181(6.0)	152(5.1)	51(1.7)	537(17.9)	
	4 300만~399만 원	158(5.3)	145(4.8)	109(3.6)	35(1.2)	447(14.9)	
	5 400만~499만 원	117(3.9)	81(2.7)	65(2.2)	16(0.5)	279(9.3)	
	6 500만~599만 원	92(3.1)	66(2.2)	44(1.5)	12(0.4)	214(7.1)	
	7 600만 원 이상	64(2.1)	36(1.2)	38(1.3)	6(0.2)	144(4.8)	

좀 더 세부적으로 각 소비자 유형별 수산물 소비 특성을 비교·분석한 결과는 <표 5>와 같다. ‘간편성 선호형’ 집단의 경우 역시 군집 특성에 맞게 손질된 형태로 수산물을 구매하는 소비자와 조리의 편리성을 중요하게 여기는 소비자가 가장 많은 집단인 것으로 나타났다. 또한 ‘식품고관여형’ 집단의 경우 수산물 구매 시 안전성, 영양, 신선도, 편리성 등 많은 측면을 고르게 고려하는 집단인 것으로 분석되었다. 한편, ‘건강식 추

구형' 집단의 경우 원물 그대로의 수산물을 구매하는 소비자의 비중이 가장 많았으며, 신선도, 원산지, 외관(크기, 형태) 및 품종 등을 확인하고 수산물을 구매하는 비중 역시 타 군집에 비하여 높은 것으로 나타났다. 다만 '신선도'나 '원산지'의 경우 어느 한 군집 소비자들에게 국한되기보다는 대부분 군집의 소비자들이 수산물 구매 시 가장 중요하게 여기는 식품정보인 것으로 분석되었다.

표 5. 군집별 수산물 소비 특성 비교

단위: n, %

구분		식품 고관여형 군집	간편성 선호형 군집	건강식 추구형 군집	식품 저관여형 군집	전체	유의확률 $\chi^2(p)$
구매 행태	원물	193(6.6)	138(4.7)	350(11.9)	134(4.6)	815(27.7)	99.658 (0.000)
	손질된 형태	558(19.0)	596(20.3)	589(20.0)	310(10.5)	2053(69.8)	
	반조리	7(0.2)	5(0.2)	2(0.1)	6(0.2)	20(0.7)	
	조리	4(0.1)	11(0.4)	4(0.1)	52(0.2)	24(0.8)	
	기타	6(0.2)	9(0.3)	9(0.3)	7(0.2)	31(1.1)	
중요 속성	가격	101(3.4)	119(4.0)	152(5.2)	105(3.6)	477(16.2)	80.851 (0.000)
	맛	153(5.2)	187(6.3)	220(7.5)	125(4.2)	685(23.2)	
	안전성	128(4.3)	98(3.3)	112(3.8)	59(2.0)	397(13.5)	
	품질	322(10.9)	297(10.1)	419(14.2)	138(4.7)	1176(39.9)	
	영양	34(1.2)	20(0.7)	25(0.8)	20(0.7)	99(3.4)	
	구입 편리성	12(0.4)	9(0.3)	12(0.4)	9(0.3)	42(1.4)	
	조리 편리성	17(0.6)	33(1.1)	12(0.4)	4(0.1)	66(2.2)	
	기타	1(0.0)	2(0.1)	2(0.1)	2(0.1)	7(0.2)	
수산물 구매시 정보 확인 여부	생산 지역명	45(1.5)	48(1.6)	33(1.1)	17(0.6)	143(4.8)	69.522 (0.000)
	원산지	140(4.7)	124(4.2)	141(4.8)	51(1.7)	456(15.5)	
	신선도	389(13.2)	368(12.5)	503(17.1)	217(7.4)	1477(50.1)	
	브랜드	3(0.1)	3(0.1)	1(0.0)	5(0.2)	12(0.4)	
	외관 (크기, 형태)	37(1.3)	38(1.3)	58(2.0)	28(0.9)	161(5.5)	
	품종	15(0.5)	11(0.4)	17(0.6)	3(0.1)	46(1.6)	
	포장상태	6(0.2)	6(0.2)	3(0.1)	1(0.0)	16(0.5)	
	기타 인증품	1(0.1)	1(0.1)	1(0.1)	0(0.0)	3(0.1)	
	기타	2(0.1)	8(0.2)	10(0.3)	6(0.2)	26(0.9)	
	가격	130(4.4)	158(5.4)	187(6.3)	134(4.5)	609(20.7)	
	관측상품 여부	0(0.0)	4(0.1)	5(0.2)	2(0.1)	11(0.4)	
	기능성 첨가 여부	0(0.0)	0(0.0)	1(0.0)	0(0.0)	1(0.0)	

소비자 유형별 수산물 품목별 구매빈도를 비교한 결과는 다음 <표 6>과 같다. 먼저 ‘식품고관여형’ 집단의 경우 생선류를 제외한 모든 수산물 품목에 대해 자주 구매한다고 응답한 가구의 비율이 타 군집에 비해 상대적으로 높은 것으로 분석되어 이 군집 소비자들이 다양한 수산물 품목을 구매, 섭취하고 있는 것으로 판단된다. ‘간편성 선호형’ 집단의 경우 수산물 소비 자체가 타 군집에 비하여 적을 뿐 아니라, 생선류, 해조류, 조개류, 건어물류 등 수산물 세부 품목군을 전반적으로 ‘전혀 먹지 않는다’고 응답한 가구의 비율도 타 군집과 비교하여 가장 높은 것으로 조사되었는데, 이는 역시 손질이 까다로운 수산물의 특성에서 연유하는 것으로 풀이된다. 그러나 ‘건강식 추구형’ 집단의 경우 타 군집보다 생선류를 ‘자주 먹는다’고 응답한 소비자의 비율이 높게 나타나며, 다만 조개류와 갑각류의 경우 다른 군집과 마찬가지로 ‘전혀 먹지 않는다’고 응답한 가정의 수가 많은 것으로 조사되었다. 즉, 소비자 유형에 상관없이 수산물 중 갑각류와 조개류 구매빈도는 상대적으로 낮은 것으로 판단되며, 이는 손질과 요리의 번거로움이나 까다로움, 상하기 쉬운 특성, 알레르기 유발 가능성 등의 이유에서 기인하는 현상인 것으로 추측된다.

표 6. 군집별 수산물 세부 품목군 구매빈도 비교

단위: n, %

구분		식품 고관여형 군집	간편성 선호형 군집	건강식 추구형 군집	식품 저관여형 군집	전체	유의확률 $\chi^2(p)$
생선류 구매빈도 ¹⁰	자주	333(11.0)	275(9.1)	336(11.1)	129(4.3)	1073(35.6)	103.839 (0.000)
	가끔	355(11.8)	373(12.4)	449(14.9)	228(7.6)	1405(46.6)	
	드물게	66(8.5)	85(10.6)	152(15.8)	94(19.7)	397(13.2)	
	먹지 않음	20(0.7)	71(2.4)	27(0.9)	25(0.8)	143(4.7)	
해조류 구매빈도	자주	223(7.4)	181(6.0)	198(6.6)	70(2.3)	672(22.3)	150.503 (0.000)
	가끔	379(12.6)	372(12.3)	412(13.7)	172(5.7)	1335(44.2)	
	드물게	162(5.4)	203(6.7)	339(11.2)	215(7.1)	919(30.5)	
	먹지 않음	10(0.3)	48(1.6)	15(0.5)	19(0.6)	92(3.0)	
조개류 구매빈도	자주	89(2.9)	62(2.1)	64(2.1)	37(1.2)	252(8.3)	94.380 (0.000)
	가끔	345(11.4)	298(9.9)	312(10.3)	124(4.1)	1079(35.8)	
	드물게	287(9.5)	333(11.0)	477(15.8)	235(7.8)	1332(44.1)	
	먹지 않음	53(1.8)	111(3.7)	111(3.7)	80(2.7)	355(11.8)	
연체류 구매빈도	자주	73(2.4)	61(2.0)	54(1.8)	18(0.6)	206(6.8)	119.732 0.000
	가끔	399(13.2)	366(12.1)	366(12.1)	146(4.8)	1277(42.3)	
	드물게	263(8.7)	291(9.6)	446(14.8)	236(7.8)	1236(41.0)	
	먹지 않음	39(1.3)	86(2.8)	98(3.2)	76(2.5)	299(9.9)	

(계속)

구분		식품 고관여형 군집	간편성 선호형 군집	건강식 추구형 군집	식품 저관여형 군집	전체	유의확률 $\chi^2(p)$
잡각류 구매빈도	자주	38(1.3)	28(0.9)	27(0.9)	11(0.4)	104(3.4)	90.185 (0.000)
	가끔	229(7.6)	232(7.7)	188(6.2)	98(3.2)	747(24.8)	
	드물게	448(14.8)	419(13.9)	614(20.3)	263(8.7)	1744(57.8)	
	먹지 않음	59(2.0)	125(4.1)	135(4.5)	104(3.4)	423(14.0)	
건어물류 구매빈도	자주	192(6.4)	140(4.6)	164(5.4)	68(2.3)	564(18.7)	152.929 (0.000)
	가끔	299(9.9)	321(10.6)	277(9.2)	121(4.0)	1018(33.7)	
	드물게	269(8.9)	282(9.3)	499(16.5)	253(8.4)	1303(43.2)	
	먹지 않음	14(0.5)	61(2.0)	24(0.8)	34(1.1)	133(4.4)	

<표 7>은 이상의 각 군집별 특징을 요약한 것으로, 앞서 살펴보았듯이 연령이나 소득, 가구구성원의 수 등에 따라 식품소비 관련 라이프스타일 유형이 다르게 나타날 뿐 아니라, 이러한 라이프스타일의 차이가 다시 수산물 소비양상이나 패턴에도 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

표 7. 각 군집별 특성 요약

구분	특징
군집 I 식품 고관여형	○ 상대적으로 젊거나 중년층인 경우가 다수이며, 4인 가구 유형이 가장 많이 분포 ○ 중산층, 고소득층 소비자 및 수도권지역에 거주하는 소비자가 가장 많음 ○ 수산물 구매 시, 안전성·영양·신선도, 편리성 등 많은 속성을 고르게 고려 ○ 생산 뿐 아니라 다양한 수산물 품목군을 소비하는 집단
군집 II 간편성 선호형	○ 식품고관여형 집단과 연령대 분포가 유사하나 남성이 많고 1인 가구원 다수 포함 ○ 수도권지역에 거주하는 소비자가 가장 많은 집단 ○ 타 군집들에 비해 외식 빈도 및 배달음식 이용 빈도가 가장 많음 ○ 수산물 소비가 활발하지는 않으나 손질된 형태, 조리된 상태의 수산물을 선호
군집 III 건강식 추구형	○ 노년층 위주, 2인 가구 유형이 가장 많이 분포 ○ 여성비율이 높고 맛별이를 하지 않는 소비자의 비율이 가장 높음 ○ 타 군집에 비해 외식 빈도 및 배달음식 이용 빈도가 가장 낮음 ○ 원물 상태의 수산물 소비 빈도가 많으며, 수산물 중 생선류 주로 섭취
군집 IV 식품 저관여형	○ 노년층이 많으며 1인 가구원이 가장 많이 분포하는 집단 ○ 저소득층 비율이 가장 높음 ○ 수산물을 포함한 식품소비 활동이 많이 떨어지나 수산물 중에서는 상대적으로 생선류와 해조류를 자주 섭취하는 편(싼 가격과 치아 건강 등의 이유 추측)

¹⁰ 수산물 품목 구매빈도는 ① 자주 먹는다 (매일, 주 2-3회) ② 가끔 먹는다 (1주일에 1회, 2주일에 1회) ③ 드물게 먹는다 (1달에 1회, 그보다 드물게) ④ 먹지 않음으로 재설정하여 분석하였다.

4.2. 순위 프로빗 모형 분석

본 연구에서는 세 가지 순위 프로빗 모형으로 수산물 소비에 영향을 미치는 요소를 분석하였다. 첫 번째 모형은 성별, 연령, 학력, 자녀유무, 거주지역, 소득 등 전통적인 인구통계 및 사회경제적 변수들로 설명변수를 구성하였다. 이들 변수들은 다수의 소비 결정요인 연구에서 가장 기본적으로 채택되는 변수들이며, 후술할 추정 결과에서도 알 수 있듯 수산물 소비와 관련한 여러 선행연구에서도 중요하게 다루고 있는 변수들¹¹이다. 이어 두 번째 모형은 첫 번째 모형의 설명변수들에 더하여 식생활 라이프스타일로 유형화한 군집변수와 질병 유무 변수¹²를 포함하여 분석하였다. 이는 본 연구가 특히 주목하고 있는 ‘라이프스타일’의 영향을 알아보고자 함이며, 질병 역시 특수한 상황에서는 수산물 등 식품 소비의 주요 이유가 될 수 있다고 보았기 때문이다. 끝으로 세 번째 모형의 경우, 모형 2의 설명변수를 유지하되, ‘연령’과 ‘자녀유무’, ‘소득’, ‘질병 유무’ 변수를 연구 아이디어, 혹은 선행연구 등에 근거하여 범주화하거나 세분화하여 분석하였다. 즉 ‘연령’ 변수는 원자료에서 파악 가능한 나이¹³가 아니라 10년 간격으로 범주화한 20대, 30대 등의 세대별 범주로 변수화하여 20대를 기준으로 분석하였으며, 소득 역시 원자료의 11단계 구분을 박미성·안병일(2014) 등 연구를 참조하여 7단계로 재그룹핑한 후 최고 소득인 ‘600만 원 이상’을 기준으로 분석하였다. 또한 세 번째 모형에서의 ‘자녀유무’ 변수는, 어린 자녀의 수산물 소비 기피 경향에 의해 미성년 자녀가 있는 가구의 수산물 소비가 일반 가정보다 적다는 선행연구(Honkanen et al. 2005; Olsen and Ruiz 2008)나 자녀 본인의 의사가 식단에 반영될 수 있는 가능성 등을 고려하여 자녀의 나이를 초등학교 졸업 연령대인 13세를 전후로 세분한 특징이 있다. 즉, 앞서 두 모형이 ‘자녀유무’에 따른 이항 더미변수였다면, 세 번째 모형에서는 이 변수를 ‘자녀 없음, 13세 이하 자녀 있음, 14세 이상 자녀 있음’으로 재가공하여 활용하였다.¹⁴ 마지막으로 ‘질병유무’ 역시, 단순한 질병의 유무에서 나아가, 아토피, 고혈압, 당

11 다만 이런 변수들과 함께 자주 사용되곤 하는 ‘결혼 여부’의 경우 원자료의 제약상 변수화할 수 없었다.

12 ‘질병유무’ 변수는 ① 질병 있음 (아토피, 고혈압, 당뇨, 암이 있는 경우) ② 질병 없음으로 더미 변수화하여 분석하였다.

13 「2013 식품소비행태조사」에서는 연령을 직접적으로 묻는 대신 피설문자들의 출생년도를 파악하였기에, 본고에 쓰인 순위 프로빗 모형의 첫 번째와 두 번째 모형에서는 이를 다시 계산하여 연령 변수를 만들었다.

14 이 때 13세 이하 자녀와 14세 이상 자녀가 동시에 있는 경우는 ‘13세 이하 자녀 있음’으로 코딩하여 분석하였다.

노, 암을 각기 코딩하고 질병이 없는 경우를 기준으로 하여 분석을 수행하였다.¹⁵

이상의 세 가지 순위 프로빗 모형에 대한 분석결과는 다음 <표 8>과 같다. 우선 첫 번째 모형의 경우, 성별, 연령, 지역, 자녀유무 등의 변수가 육류 대비 수산물 소비 빈도에 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 즉 남성보다는 여성이, 연령이 높을수록, 그리고 서울에 비하여 부산이나 인천, 광주, 경남, 전남 등 해안에 면한 지역에 거주할수록 육류보다 수산물 소비 빈도가 많아지며, 반면에 자녀가 있거나 대구, 충북 등 내륙 지역에 거주하면 수산물 소비가 줄어드는 경향이 있는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 ‘인구 고령화가 수산물의 소비증가에 유의한 영향을 미친다’는 기존 연구(박성쾌, 김민주 2009; Myrland et al. 2000) 및 ‘여성이 남성보다 계획적인 식이 조절을 하므로 수산식품 소비 성향이 크다’(Trondsen et al. 2004)거나 ‘남성이 여성에 비해, 또한 연령이 낮을수록 육가공품을 선호하는 성향을 보인다’는 선행연구 결과(박주원·안숙자 2001)와 일치하는 맥락으로 판단된다. 또한 이는 내륙지역과 해안지역의 위치적인 특성에 따라 수산물 품목에 대한 만족도 및 기호도의 차이가 있고(백은영·김애정 2010; 황유미·최일수 2010), 연안지역에 거주할수록(김봉태 외 2012; Trondsen et al. 2004), 혹은 수산식품에 대한 접근성이 좋을수록(Birch and Fisher 1998; Burger et al. 1999) 수산물 소비가 늘어난다는 기존의 선행연구에도 부합하는 결과다. 자녀가 있는 가정의 수산물 소비빈도가 육류에 비하여 적은 점 역시 변수 선정 시 참조한 선행연구를 통해 예상 가능했던 바라고 할 수 있다.

한편, 두 번째 모형의 추정결과 역시 첫 번째 모형의 추정결과와 크게 다르지 않은 가운데, 식품소비 라이프스타일을 대표하는 군집변수가 ‘식품 저관여형’ 집단을 제외하고는 통계적으로 유의미한 영향력을 보여주는 점에 주목을 요한다. 즉, 참조집단인 ‘식품 고관여형’ 집단에 비하여 ‘간편성 선호형’ 집단일수록 수산물을 적게 먹는 반면, ‘건강식 추구형’ 집단일수록 수산물을 많이 먹는 경향이 있는 것이다. 물론 ‘질병 유무’ 변수는 유의한 영향력이 없는 것으로 나타나나 ‘건강식 추구형’ 집단의 이러한 수산물 소비 선호 성향으로 미루어볼 때, 고령층을 중심으로 같은 단백질원이라도 육류에 비

¹⁵ 이러한 설명변수들 중 일부는 상관관계가 있거나 비슷한 정보를 가졌을 가능성이 있다. 예를 들어 앞서 살펴본 바와 같이 라이프스타일 군집 변수는 군집별로 차별화되는 연령이나 소득, 성별 등의 정보를 어느 정도 포함한 상태로 재가공된 변수인 것이다. 따라서 ‘다중공선성’ 문제에 대한 확인이 요청되는 바, 본 연구진은 VIF(variance inflation factor)를 구하여 이를 체크하였으며 그 결과 모든 VIF가 10을 넘지 않는 것으로 나타나 연구진이 설정한 설명변수를 사용함에 있어서 다중공선성 문제는 없는 것으로 확인되었다.

하여 수산물이 더 건강한 식품이라는 인식을 갖고 있는 소비자가 광범위하게 존재하는 것으로 유추된다.¹⁶

세 번째 모델에서는 두 번째 모델과 달리 ‘식품 저관여형’ 군집변수와 ‘1인 가구 여부’ 변수 역시 수산물 소비에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정된다. 즉 ‘식품 고관여형’ 집단에 비하여 ‘식품 저관여형’ 집단일수록, 그리고 1인 가구일수록, 육류 대비 수산물 소비 빈도가 더 많은 것이다. 이는 연령이나 소득변수를 축소된 단계로 재그룹화하면서 일부 이탈된 정보가 라이프스타일이나 1인 가구 정보에 반영되었기 때문인 것으로 판단된다.¹⁷ 실제 ‘식품 저관여형’ 집단은 비교적 노년층이나 저소득층 소비자인 경우가 많았고, 1인 가구 역시 총 832명의 1인 가구원 소비자 중 64.8%인 539명이 60세 이상인 것으로 나타나 이러한 판단을 뒷받침한다. 세 번째 모델에서 또 한 가지 주목할 만한 사실은 ‘질병유무’ 변수를 질병별로 좀 더 세분화하였을 때, 질병이 없는 경우를 기준으로 ‘암’을 가진 소비자들의 수산물 소비가 육류보다 많다는 점이다. 이는 일차적으로 소비자들이 대체로 수산물이 육류에 비하여 더 건강에 좋다는 인식을 갖고 있기는 하나, 상대적으로 중한 질병을 앓지 않는 한 육류와 수산물 소비 패턴을 쉽게 바꾸지는 않는다는 해석을 가능하게 한다. 그러나 20대를 기준으로 할 때 30대를 제외한 전 연령대에서 육류 대비 수산물 소비빈도가 많은 것을 함께 고려해보면, 고혈압이나 당뇨 등 사회에 널리 퍼진 성인병에 대한 경각심과 이에 따른 식단조정은 꼭 특정 질병을 앓지 않더라도 중·장년층 이상 소비자에게 이미 일반화된 경향이 있는 것으로 보는 편이 좀 더 심도 있는 해석일 것으로 판단된다. 끝으로 첫 번째 모델과 두 번째 모델에서 통계적으로 유의하던 ‘자녀유무’ 변수가 세 번째 모델에서 유의하지 않은 것으로 추정된 사실도 중요하다. 13세 이하 자녀일 경우와 14세 이상 자녀일 경우의 계수 추정치 부호가 단서라 할 수 있는데, 비록 통계적으로 유의하지는 않으나¹⁸ 이에 따르면 앞선 두 모델과 일맥상통하는 결과를 보여주는 것은 14세 이상 자녀가 있는 경우인 것으로 판단된다. 즉, 첫 번째 모델과 두 번째 모델에서 자녀가 있는 가정에서 육류보

16 「2013 식품소비행태조사」 결과보고서에서도 소비자들이 수산물을 채소, 과일, 잡곡, 우유에 이어서 5번째로 건강에 좋은 식품이라고 인식하고 있는 것으로 나타나며, 이는 축산물(쇠고기 9위, 돼지고기 10위, 닭고기 12위 등)과 비교하였을 때 높은 순위이다. 즉, 같은 동물성 단백질 공급원으로서 대체관계에 있는 육류와 수산물 중에서, 일반적으로는 수산물이 좀 더 건강에 좋은 식품으로 인식되고 있는 것으로 보인다.

17 연령을 재가공하여 세대별로 범주화하면, 예컨대 20대와 60대의 차이를 보기에는 좋으나 21세와 29세의 차이, 61세와 65세의 차이 등을 확인하기는 힘들다. 소득 역시 원자료의 11단계 범주를 7단계 범주로 축소한 만큼 일정한 정보의 이탈이 불가피하다.

18 그럼에도 14세 이상 자녀의 p값은 0.103으로 통계적으로 유의한 수준에 근접한 것으로 나타난다.

다 수산물 소비 빈도가 적어지는 경향을 보였던 것은 초등학교 이하, 혹은 미취학 아동을 둔 경우보다는 청소년 자녀를 둔 경우의 그러한 경향성에 보다 큰 영향을 받았기 때문으로 추측된다. 경험적으로 볼 때 어린 자녀의 경우 부모가 생선 가시를 발라주는 등의 방식으로 수산물을 먹게 되지만, 청소년의 경우 외식이나 패스트푸드 등을 통해 육류 선호에 대한 나름의 기호가 생기고 체격이나 체력 등을 스스로 신경 쓰기 시작하면서, 혹은 섭취 시의 상대적 번거로움 등을 이유로 상대적으로 수산물 소비가 줄어드는 경향이 반영되었다고 할 것이다.

이처럼 세 모델은 서로 비슷하면서도 각기 조금씩 다른 결과를 보여주고 있는데, 수산물 소비가 대체로 성별, 지역(수산물 접근성), 가족의 수나 자녀유무, 연령, 그리고 라이프스타일 변수 등의 영향을 받는 것은 공통된 결과인 것으로 보인다. 또한 수산물 소비의 중요한 이유 중 하나가 대체로 건강에 좋다는 인식 때문인 것으로 판단되며, 특히 성별이나 연령, 라이프스타일 등에 따라 이러한 인식 수준, 혹은 인식의 실천 수준에 적지 않은 차이가 있는 것으로 나타난다.

표 8. 순위 프로빗 모형 추정 결과

			Model I	Model II	Model III
식품소비 라이프스타일 유형	간편성 선호형			-0.1728(0.004)**	-0.1532(0.012)**
	건강식 추구형			0.1169(0.052)*	0.1234(0.042)**
	식품 저관여형			0.0987(0.187)	0.1346(0.076)*
인구· 사회 특성	성별	Gender (성별: 남성=1 여성=2)	0.2033(0.002)**	0.1877(0.005)*	0.1700(0.011)**
	연령	Age (연령)	0.0190(0.000)***	0.0163(0.000)***	
		Age_Type1 (20대)			
		Age_Type2 (30대)			0.0745(0.583)
		Age_Type3 (40대)			0.3440(0.010)**
		Age_Type4 (50대)			0.6328(0.000)***
		Age_Type5 (60대)			0.8691(0.000)***
		Age_Type6 (70대)			0.8369(0.000)***
		Age_Type7 (80대)			0.8624(0.000)***
		Age_Type8 (90대)			1.1344(0.003)***
	학력	Education (학력)	0.0264(0.650)	0.0325(0.579)	0.0420(0.507)
가구 특성 및 유형	자녀 유무	Child (자녀 있음=1, 자녀 없음=0)	-0.1909(0.010)**	-0.1748(0.019)**	
		Child_Type1 (13세 이하 자녀 有)			0.1584(0.158)
		Child_Type2 (14세 이상 자녀 有)			-1.2532(0.103)
	가구원 수	familynumber(1인 가구=1, 이외=0)	0.0023(0.958)	0.0099(0.819)	0.0823(0.080)*

(계속)

			Model I	Model II	Model III
가구 특성 및 유형	거주지	Area1 (서울특별시)			
		Area2 (부산광역시)	0.7181(0.000)***	0.7475(0.000)***	0.7627(0.000)***
		Area3 (인천광역시)	0.5085(0.000)***	0.5253(0.000)***	0.5247(0.000)***
		Area4 (대구광역시)	-0.2637(0.023)**	-0.0269(0.021)**	-0.2971(0.011)**
		Area5 (대전광역시)	0.1843(0.113)	0.1651(0.169)	0.1376(0.245)
		Area6 (광주광역시)	0.2122(0.068)*	0.2071(0.075)*	0.1883(0.107)
		Area7 (울산광역시)	0.1757(0.140)	0.2126(0.076)*	0.1845(0.127)
		Area8 (경기도)	0.0157(0.859)	0.0090(0.919)	0.0022(0.980)
		Area9 (경상북도)	-0.1828(0.083)*	-0.2113(0.046)**	-0.1935(0.070)*
		Area10 (경상남도)	0.3715(0.000)***	0.4048(0.000)***	0.4120(0.000)***
		Area11 (전라북도)	0.1718(0.127)	0.1336(0.238)	0.1632(0.153)
		Area12 (전라남도)	0.5094(0.000)***	0.4702(0.000)***	0.4961(0.000)***
		Area13 (충청북도)	-0.2730(0.016)**	-0.0303(0.008)**	-0.2796(0.015)**
		Area14 (충청남도)	0.1021(0.361)	0.0996(0.374)	0.1265(0.265)
		Area15 (강원도)	-0.0086(0.933)	-0.0194(0.852)	0.0013(0.990)
		Area16 (제주도)	0.0768(0.584)	0.0936(0.505)	0.0759(0.593)
	가구 소득	Income (소득)	-0.0014(0.673)	-0.0012(0.735)	-0.0898(0.487)
		Income_Type1 (99만 원 이하)			
		Income_Type2 (100만~199만 원)			-0.1162(0.344)
		Income_Type3 (200만~299만 원)			-0.0627(0.590)
		Income_Type4 (300만~399만 원)			-0.0836(0.468)
		Income_Type5 (400만~499만 원)			-0.0914(0.447)
		Income_Type6 (500만~599만 원)			0.04490(0.720)
		Income_Type7 (600만 원 이상)			
질병유무	Sick (질병 있음=1, 질병 없음=0)		0.0212(0.697)		
	Sick_Type1 (아토피)			0.1535(0.458)	
	Sick_Type2 (고혈압)			0.0294(0.631)	
	Sick_Type3 (당뇨)			-0.0068(0.948)	
	Sick_Type4 (암)			0.3764(0.053)*	
	Sick_Type5 (없음)				
$\mu1$			1.165(0.000)***	1.024(0.000)***	0.8264(0.000)***
$\mu2$			2.129(0.000)***	1.9942(0.000)***	1.7984(0.000)***
Log-likelihood			-2999.1079	-2986.6178	-2966.1588

Standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5. 요약 및 결론

본 연구는 수산물 소비에 전반적으로 영향을 미치는 요인을 탐색함은 물론 나아가 수산식품 소비를 증대하기 위한 방안을 모색하기 위하여 수산물에 대한 소비자 선호도를 대체관계에 있는 육류와 비교하여 분석하였다. 또한 소비자의 수산물 선호도에 영향을 미치는 인구·사회경제적인 요인과 더불어, 이로는 설명될 수 없었던 소비자의 행동을 설명하기 위해 식품소비 라이프스타일 요인 또한 분석에 적용하였다. 주요 분석 결과를 바탕으로 수산물 소비에 영향을 미치는 요인 및 수산물 소비 확대를 위한 시사점을 찾아보면 다음과 같다.

첫째, 소비자의 수산물 소비빈도는 연령과 성별, 그리고 지역이나 자녀유무 및 자녀의 나이에 큰 영향을 받는 것으로 분석되었다. 이에 수산물의 소비를 확대하기 위해서는 수산식품의 접근 수준을 높이는 한편으로 소비자의 연령수준과 성별을 고려하여 시장을 세분화시키고, 세분시장별 적절한 제품을 개발하는 것이 효과적일 것으로 판단된다. 특히 수산물에 대한 젊은 소비자의 소비 빈도가 육류에 대비할 때 적은 것으로 나타나 젊은 층을 고려한 제품개발 및 마케팅 방안 모색이 필수적인 것으로 판단된다. 예로 최근 생산시설 현대화·생선살 함량의 변화·새로운 맛 가미 등으로 어묵상품을 프리미엄화하여 젊은 층뿐 아니라 해외시장으로까지 수출을 추진하고 있는 어묵 시장의 사례 및 부식으로만 인식하던 김을 스낵화하여 중국시장에 성공적으로 진출한 “스낵김”시장 사례를 벤치마킹하여 젊은 층을 공략한 새로운 유형의 수산식품의 개발이 필수적인 것으로 보인다. 더불어, 신제품 개발 외에도 소비자 기호에 맞는 요리 개발, 브랜드화, 요리경연대회, 시식회 등을 통하여 새롭게 개발된 수산식품을 적극적으로 홍보하는 노력이 지속적으로 필요한 것으로 판단된다. 물론 건강상의 이유 등으로 인해 수산물을 상대적으로 자주 소비하는 중·장년층 이상 전통적인 소비층의 지지 역시 유지해야 할 것이다. 이를 위해서는 특히 기능성 홍보나 일본의 개호식품¹⁹과 같이 중년층 이상, 혹은 여성 등을 타깃팅한 제품군 사례의 벤치마킹 등이 긴요할 것으로 판단된다.

¹⁹ ‘개호(介護)식품’은 일본 시니어 시장의 대표적인 제품군으로, 본래 병원 등의 환자식, 건강식에서 출발하여 점차 ‘씹는 밥’이나 맛, 영양성분 등에 초점을 맞추어 고령층의 건강과 편이를 동시에 고려하는 제품군으로 발전해왔다. 최근에는 고령층뿐 아니라 젊은 여성들의 다이어트 식으로도 각광을 받고 있는데, 식품 특성상 생선살, 새우나 조갯살 등 수산물을 활용한 제품이 다수 출시되고 있다.

둘째, 간편성 및 실용성을 가장 중요한 속성으로 추구하는 소비자 집단에서 수산물 소비가 현저히 적게 도출된 점을 염두에 둘 때, 빠르게 조리가 가능한 가정식사 대용식(HMR)과 같은 수산제품 개발이 최근 맛별이 증가나 1~2인 가구의 급증으로 인한 사회적인 변화양상과 맞물려 수산물 소비확대에 효과적일 것으로 판단된다.

셋째, 소비자의 식생활 라이프스타일이 수산물 소비빈도에 미치는 영향을 감안한 소비 확대전략이 필요할 것으로 판단된다. 예를 들어 ‘식품 고관여형’ 집단의 경우, 다양한 식품 소비에 적극적인 양상을 보임에도 상대적으로 수산물에 대한 관심은 낮으므로, 이들 집단의 흥미를 끌 수 있고 트렌디한 수산식품의 개발이 요구된다. 또한 ‘간편성 선호형’ 집단은 수산물 손질의 부담을 덜어줄 수 있는 제품이 소비 확대에 효과적일 것이며, ‘건강식 선호형’ 집단은 수산물과 관련된 건강 이슈 관리에 만전을 기하는 한편으로 건강이나 질병 등에 대한 각 수산물의 구체적인 기능성을 규명, 홍보하는 방향으로 소비 확대를 기해야 할 것이다. ‘식품 저관여형’의 경우 식품소비에 대한 관심이 상대적으로 떨어짐에도 불구하고 생선류 중심으로 기본 식단에 수산물이 포함되는 경향을 보이므로 저렴하고 안전한 수산물 공급이 중요하다 할 것이다.

결론적으로 본고의 분석결과에 따르면, 소득이나 학력과 같은 인구·사회경제적 변수는 적어도 그 자체로는 수산물 소비에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나며, 그보다는 오히려 거주지와 같은 여건이나, 1인 가구 여부, 자녀의 유무나 자녀 나이와 같은 가족구성, 그리고 성별이나 연령별로 공유하는 정보, 문화 등을 포함한 라이프스타일 변수가 중요한 것으로 판단된다. 물론 소득이나 학력과 같은 변수의 영향력 역시 일정 정도는 소비자가 보여주는 식생활 라이프스타일에 흡수되었을 가능성이 크다. 전통적인 인구·사회경제적 변수들이 여러 사회구조나 문화적 현상과 결합하여 소비자의 라이프스타일을 형성하고, 이러한 소비자의 성향이 다시 수산물 등의 식품소비로 이어지는 다층적 관계에 대한 고찰이 필요한 시점인 것이다. 따라서 향후 이러한 식생활 라이프스타일을 결정하는 요소들과 이로 인한 수산물 소비효과의 변화에 대한 연구가 이어진다면 본 연구결과와 연계하여 수산식품 시장에 더욱 풍성한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 예상된다.

끝으로 본 연구진은, 소비자 특성을 드러내는 주요변수나 식생활 라이프스타일 유형 등에 따른 수산물 소비빈도 차이에도, 수산물의 안전성이나 신선도 등에 대한 관심은 대부분의 소비자에게 공통된 것으로 타 식품군에 비하여 크게 두드러지는 요소라는 점을 강조하고 싶다. 특히 규제역이 발생하면 관련 식품군 안에서 소비대체가 발생하는 축산물과는 달리, 수산물의 경우는 어느 한 품목에서 안전 및 위생문제가 발생하면 해당 수산물뿐 아니라 수산물 전반에 걸쳐 소비가 감소하는 경향이 있다(박광서 2007).

결국 이러한 사회적 현상을 고려해 보았을 때, 수산물 소비확대를 위해서는 우선적으로 소비자가 수산식품을 안전한 식품으로 신뢰할 수 있도록 「식품위생법」과 「농수산물 품질관리법」 등을 비롯한 관련 법규제도를 강화해 나가야 할 것으로 판단된다. 아울러 수산물 이력제 대상 품목과 업체를 지속적으로 확대해 나가며 이에 대한 적극적인 홍보 등을 통해 수산물 소비 증대를 도모해야 할 것이다.

참고 문헌

- 김봉태, 이남수. 2008. “순서화 로짓모형을 이용한 전복의 소비자 선호, 구매횟수, 소비의향 분석.” 「해양정책연구」 제23권 제2호. pp. 165-189.
- 김봉태, 박상우, 정명생. 2012. “인구사회 구조 변화에 따른 수산식품 소비트렌드와 과제.” 「해양정책연구」 pp. 1-236.
- 김종성, 하규수. 2010. “수산물 가공식품의 선택속성 및 추구혜택에 관한 연구.” 「한국식생활문화학회」 제25권 제5호. pp. 516-524.
- 김중의 외. 2013. 「소비자행동론」. 형설출판사.
- 김훈, 권순일. 1999. “인터넷 사용자의 라이프스타일과 구매의사결정에 관한 탐색적 연구.” 「한국경영학회」 제28권 제2호. pp. 353-371.
- 노채영, 안병렬. 2005. “라이프스타일에 따른 친환경농산물의 만족도 비교.” 「농촌경제」 제28권 제3호, pp. 57-68.
- 박광서. 2007. “최근 국내 수산물 소비동향 및 대응방안.” 「해양수산동향」 제1247권. pp. 1-7.
- 박정아, 장영수, 김도훈. 2014. “인구통계적 특징에 따른 수산물 소비패턴 변화 분석.” 「水産經營論集」 제45권 제3호. pp. 1-17.
- 박성쾌, 김민주. 2009. “우리나라 인구의 연령구조 변화가 수산물 소비에 미치는 영향.” 「해양정책연구」 제23권 제1호. pp. 1-26.
- 박미성, 안병일. 2014. “식품소비 라이프스타일이 가공식품 지출에 미치는 효과 분석: 군집분석과 매칭 기법을 이용하여.” 「농촌경제」 제37권 제3호 pp. 25-58.
- 박성연. 1996. “한국인의 라이프스타일 유형과 특성.” 「마케팅연구」 제11권 제1호. pp. 19-34.
- 박정운, 양승룡. 2011. “도시가구 소비자의 농식품 구매행태 분석.” 「한국식품유통학회 동계학술발표논문집」 제2011권 제0호. pp. 69-104.
- 박주원, 안숙자. 2001. “서울지역 주민의 연령, 성별에 따른 식사행동 및 식품인식도 비교.” 「한국조리학회」 제17권 제5호. pp. 441-455.
- 백은영, 김애정. 2010. “우리나라 활어회의 소비결정에 관한 연구.” 「수산경영론집」 제41권. pp. 1-20.
- 서정원, 오상현, 김덕현. 2010. “라이프스타일에 따른 농식품 쇼핑물 이용 형태 분석.” 「한국식품유통학회」 제27권 제2호. pp. 47-66.
- 신재원. 2013. “소비자 선호분석을 통한 안동간고등어 유통활성화 방안 연구.” 경북대학교 학위논문.
- 이계임, 김성용. 2003. “수산물 소비구조 분석.” 「농촌경제」 제26호 제3호. pp. 21-38.
- 이훈영. 2012. 「연구조사방법론」. 도서출판 청람.
- 장영수, 임경희. 2000. “수산물소비의 특성에 관한 연구.” 「한국식품유통학회」 제17권 제3호. pp. 113-134.
- 정효선, 윤혜현. 2007. “식생활라이프스타일에 따른 외식소비성향에 관한 연구.” 「외식경영연구」 제10권 제2호 pp. 93-117.
- 채서일. 1992. “체계적 분석의 틀에 따른 라이프스타일 연구.” 「소비자학연구」 제3권 제1호. pp. 46-63.

- 최수일, 곽종형. 2007 “실버 소비자의 라이프스타일이 건강기능식품 구매 만족도 및 재구매 의도에 미치는 영향에 관한 연구.” 「한국식품영양학회지」 제20권 제3호. pp. 334-340.
- 황유미, 최일수. 2010 “해조류의 기호도와 구매 요인에 관한 연구.” 「대한지역사회영양학회지」 제15권 제3호. pp. 361-368.
- 황운재, 허성운. 2015. 「식품수급표 2013」. pp. 13-23.
- Birch, L. L., and J. O. Fisher. 1998. “Development of eating behaviors among children and adolescents.” *Pediatrics*. vol. 101. (3 Part 2), pp. 539-548.
- Burger, J., W.L. Jr. Stephens, C. S. Boring, M. Kuklinski, J. W. Gibbons, and M. 1999. “Factors in exposure assessment: Ethnic and socioeconomic differences in fishing and consumption of fish caught along the Savannah River.” *Risk Analysis*. vol. 19, no. 3, pp. 427-438.
- Delbert I. Hawkins. 2012. *Consumer Behavior : Building Marketing Strategy*. McGraw-Hill Education.
- Honkanen, P., S. O. Olsen, and B. Verplanken. 2005. “Intention to consume seafood the importance of habit.” *Appetite*. vol. 45, no. 2, pp. 161-168.
- Lazer, W., Life style concepts and marketing, Stephen Greyser (ed.). 1963. *Towards Scientific Marketing*, Chicago: American Marketing Association.
- Myrland, T. Trondsen, R. S. Johnston, and E. Lund. 2000. “Determinants of seafood consumption in Norway: Lifestyle, revealed preferences, and barriers to consumption.” *Food Quality and Preference*. vol. 11, no. 3, pp. 169-188.
- Olsen, S. O., and S. Ruiz. 2008. “Adolescents influence in family meal decisions.” *Appetite*. vol. 51, no. 3, pp. 646-653.
- Trodsen, T., T. Braaten, E. Lund, and A. E. Eggen. 2004. “Health and seafood consumption patterns among women aged 45-69 years: A Norwegian seafood consumption study.” *Food Quality and Preference*. vol. 15, no. 2, pp. 1-13.
- Lee KI, Choi JH, Lee CH, An BI. 1999. *Consumer Demand for Meats in Korea*. The Korea Rural Economic Institute.

원고 접수일: 2015년 10월 11일
원고 심사일: 2015년 10월 14일
심사 완료일: 2016년 9월 9일

「농촌경제」 기고 안내

1. 「농촌경제」는

- 한국연구재단이 2005년에 선정한 **등재 학술지**입니다.
- **발행 횟수와 시기**: 연 4회(3월 21일, 6월 21일, 9월 21일, 12월 21일)

2. 기고 조건, 주제, 게재 대상

- 기고 조건: 다음 조건을 갖추면 누구나 기고하실 수 있습니다.
 - 타 학술지에 게재하지 않은 원고이어야 함(본 학술지의 심사에서 게재불가 처리된 원고는 재투고 불가)
 - 한국농촌경제연구원 「농촌경제」 연구윤리지침을 준수하여야 함
 - 책으로 발행하여 일반 공중에게 배포
 - 한국연구재단의 한국학술지인용색인(www.kci.go.kr)에 목차(필자의 성명, 직장 명기)와 논문 파일을 등록
 - 한국농촌경제연구원 홈페이지에 논문을 PDF 파일로 올려 일반 공중에게 공개
- **주제**: 농림경제 및 농어촌의 경제·사회에 관한 연구 또는 조사
- **게재 대상**: 심사자들이 본지의 심사 기준을 충족하였다고 판단하는 논문
 - 농촌경제 심사요령을 따름

3. 논문 작성 서식

- **분량**: A4 용지(휴먼명조 12포인트, 40자×25행) 20장 내외
- 한글 원고는 한글 워드프로세서(2002 버전 이상)로 작성
- 영문 원고는 MS Word나 한글 워드프로세서(2002 버전 이상)로 작성
- **논문 작성 서식**: 우리 연구원 홈페이지(www.krei.re.kr)에 있는 **논문 기고** → **논문 작성 도우미** → **한국농촌경제연구원 논문작성 요령**에 맞춰 주십시오.
- **저자표시**: 저자가 두 명 이상인 경우, 대표저자(교신저자)를 표시하고, 표시가 없을 경우 첫 번째 저자를 대표저자(교신저자)로 인정
- **본문주**: 본문에서 인용한 자료의 출전은 “이름 연도” 방법으로 적음. 이름과 연도 사이에 쉼표(,)를 적지 않음.

<보기> … 증가하였다(최양부 외 1983; 임격정 2004: 63-65).

○ 참고 문헌 서식

- 저자. 연도. “논문 이름.” 「학술지 이름」 제0권 제0호. 페이지. 발행 기관:(발행지).
- 논문, 소책자, (세미나) 자료, 워킹페이퍼 등은 큰따옴표(“ ”)로 밝힘.
- 동양서는 낫표(「 」)로, 서양서는 이탤릭체로 밝힘

<보기> 이성우, 임형백. 2003. “도시와 농촌의 고용기회 결정요인.” 「농촌경제」 제26권 제1호. pp. 15-38. 한국경제농촌연구원.

Fox, W.F., H.W. Herzog and A. M. Schlottman. 1989. “Metropolitan Fiscal Structure and Migration.” *Journal of Regional Science*. vol. 29, no. 1, pp. 523-536.

- 다음 용어는 사용하지 않습니다.
- 같은 곳, 같은 책, 상계서, 전계서, 앞의 책, *ibid.*, *loc. cit.*, *op. cit.*

4. 송고

○ 원고 접수: 수시 접수

○ 송고: 담당자에게 e-mail로 전송

- 담당자(문의처): 권도은(창의정보실 자료출판팀)

전 화: 061-820-2215

e-mail: lime@krei.re.kr

○ 꼭 적어야 하는 사항

- 주제어(Keywords): 한글과 영문으로 명기. 보기: 농가(farm household)
- 요약(Abstract): 한글과 영문으로 함께 10줄 안팎
 - 연구 목적과 방법: 2~3줄
 - 연구 결과: 4~5줄
 - 시사점 또는 개선 방안: 2~3줄
- 논문 제목과 필자 이름: 한글과 영문으로 함께 명기
- 연락처: 이메일 주소, 전화번호 등

「농촌경제」 심사지침

제1조(목적)

본 지침은 한국농촌경제연구원의 학술지인 「농촌경제」의 발간을 위한 심사 및 편집과 게재여부에 필요한 제반 사항을 정함을 목적으로 한다.

제2조(주관)

본 학술지의 원고 접수, 논문심사위원 위촉, 논문심사결과 및 출판 등 학술지 발간과 관련된 다음과 같은 제반 업무는 편집위원회에서 주관한다.

- ① 투고된 논문에 대한 심사 적부 결정
- ② 논문심사위원의 선정과 심사의뢰
- ③ 편집위원회의를 통한 최종 게재여부 결정
- ④ 게재가(可)로 심사된 논문 편집 및 기타 관련 사항

제3조(심사위원 위촉과 심사원고 송부)

- ① 접수된 논문에 대하여 편집위원이 추천한 해당분야 전문가 중 편집위원장이 3인을 위촉한다.
- ② 심사위원을 선정함에 있어 해당분야에 대한 전문성을 고려하고 심사의 공정성을 기할 수 있도록 유의한다.
- ③ 심사원고에 투고자의 인적사항을 기재할 수 없다.

제4조(논문 심사)

- ① 논문심사를 의뢰받은 심사위원은 심사결과를 ‘게재가’, ‘수정후 게재가’, ‘수정후 재심’, 및 ‘게재불가’ 중 하나로 평가하고 소정의 논문심사의견서를 작성하여, 정해진 마감일까지 편집위원회로 제출하여야 한다.
- ② 논문내용을 수정할 필요가 있다고 인정할 경우 심사위원은 수정·보완할 내용을 논문심사의견서에 구체적으로 밝혀야 한다.
- ③ ‘게재불가’로 판정할 경우 심사위원은 그 이유를 논문심사의견서에 구체적으로 밝혀야 한다.

제5조(논문심사 기준)

- ① 논문심사위원은 다음과 같은 기준에 의해 논문을 심사한다.
 1. 논문의 독창성: 연구주제, 분석방법, 접근방법이 (어느 것 하나라도) 새로운 것인가?
 2. 연구방법의 적합성: 주제, 분석 및 접근방법이 적합한가?
 3. 내용전개의 논리성과 일관성: 논문의 구성과 전개는 논리적이며, 적절한가?
 4. 분석, 평가의 타당성과 객관성: 충실하고 객관적인 자료로 타당한 분석을 하였는가?
 5. 기여도: 연구 결과가 학문 발전에 기여할 것으로 기대되는가?
 6. 정확성: 문헌, 자료 등의 서지정보를 정확하게 인용·참고하였는가?
 7. 구성요건의 충실성: 주제어, 국·영문 요약, 서론, 본론, 결론, 참고문헌 등을 충실히 갖추었는가?
 8. 윤리규정준수: 한국농촌경제연구원 「농촌경제」 연구윤리지침을 준수하였는가?

제6조(심사결과의 처리)

- ① 심사위원의 판정이 ‘수정후 재심’인 경우 저자에게 논문의 수정과 심사의견에 대한 답변을 요청하고, 수정된 논문과 답변서를 제출받아 재심을 의뢰한다.
- ② 심사위원의 의견이 ‘수정후 게재’인 경우 저자에게 논문의 수정과 심사의견에 대한 답변을 요청하고, 수정된 논문과 답변서를 제출받아 동일한 심사위원이 검토한다.
- ③ ‘게재불가’로 판정할 경우 동일 심사위원에게 재심사를 의뢰하지 않는다.

제7조(심사결과 판정)

- ① 심사위원들은 논문을 심사하고 다음 네 단계로 초심결과를 판정한다.
 1. 게재가: 그대로 게재해도 좋다.
 2. 수정후 게재: 약간의 수정, 보완이 이뤄진 뒤에 게재할 필요가 있다.
 3. 수정후 재심사: 게재를 보류하고 수정·보완 후 동 심사자가 재심사한다.
 4. 게재불가: 게재하기에 부적합하다.
- ② 아래 <심사판정표>에 의거한 종합 평가 결과가 ‘게재가’와 ‘수정후 게재’인 경우 해당 논문을 게재하며, ‘게재불가’일 경우 게재불가 사실을 투고자에게 통보하고 이유를 밝힌다.
- ③ 초심 심사의 종합평가 결과가 ‘수정후 재심사’인 경우 재심사를 진행한다.
- ④ 논문의 저자가 심사위원의 의견에 대해 수정·보완 혹은 답변을 거부하거나, 재심사 의견에 대해 30일 내에 수정·보완하여 제출하지 않을 경우 재심사 결과는 ‘게재불가’로 한다.

- ⑤ 재심 심사결과는 게재가, 수정후 게재, 게재불가의 3단계로 판정한다. 이때, 재심 심사결과를 최종심으로 한다.
- ⑥ 편집위원회는 3인의 심사의견을 종합하여 게재여부를 판정하되, 아래 <심사판정표>의 최종 심사평가가 ‘게재가’나 ‘수정후 게재’ 판정을 받은 논문을 대상으로 한다.
- ⑦ ‘게재가’나 ‘수정후 게재’의 종합판정을 받은 게재대상 논문 중 심사위원 1명이 ‘게재불가’의 심사의견을 가지고 있다면, 편집위원이 판단하여 필자에게 보완·수정을 요구할 수 있다. 또한 발간일자를 고려하여 다음호 게재 대상으로 미룰 수 있다.
- ⑧ 게재결정이 내려진 투고원고가 타인의 원고를 표절한 것이거나 이미 다른 학술지에 게재한 사실이 있는 것으로 밝혀진 때에는 게재결정을 취소하며, 연구원의 ‘농촌경제」연구윤리지침‘에 따라 처리한다.

<심사판정표>

심사자1	심사자2	심사자3	종합 판정
게재가	게재가	게재가	게재가
게재가	게재가	수정후 게재	
게재가	게재가	수정후 재심사	
게재가	게재가	게재불가	
수정후 게재	수정후 게재	게재가	수정후 게재
수정후 게재	수정후 게재	수정후 게재	
수정후 게재	수정후 게재	수정후 재심사	
수정후 게재	수정후 게재	게재불가	
수정후 게재	게재가	수정후 재심사	
수정후 게재	게재가	게재불가	
수정후 재심사	수정후 재심사	게재가	수정후 재심사
수정후 재심사	수정후 재심사	수정후 게재	
수정후 재심사	수정후 재심사	수정후 재심사	
수정후 재심사	수정후 재심사	게재불가	
수정후 재심사	게재가	게재불가	
수정후 재심사	수정후 게재	게재불가	
게재불가	게재불가	게재불가	게재불가
게재불가	게재불가	게재가	
게재불가	게재불가	수정후 게재	
게재불가	게재불가	수정후 재심사	

제8조(이의제기)

- ① 심사위원의 심사의견, 수정요구 및 재심 이유에 대해 반론이나 서로 다른 시각 또는 견해를 밝히고자 하는 투고자는 편집위원회에 정해진 이의신청서를 작성하여 이의를 제기할 수 있으며, 이때 상당한 논거나 실증 사례를 제시하여야 한다.
- ② 편집위원회는 이의신청을 적극 검토하여 조치해야 하며, 익명으로 투고자와 심사위원 간의 의견교환을 중재할 수 있다. 계속 견해차가 좁혀지지 않는 경우, 그 주장의 타당성 여부는 편집위원회에서 최종 판단한다.
- ③ 투고자는 편집위원회의 최종판정에 대해서 다시 이의를 제기할 수 없다.

제9조(심사내용의 보안)

논문 심사와 관련된 개인 정보는 편집위원회 외의 누구에게도 공개할 수 없다.

제10조(기타 논의사항)

이 규정에 명시하지 않은 사항은 편집위원회에서 결정한다.

「농촌경제」 연구윤리지침

제1장 총 칙

제1조(목적) 본 연구윤리지침(이하 “지침”이라 한다)은 한국농촌경제연구원에서 발간하는 학술지 「농촌경제」의 발간과 관련하여 논문 게재를 원하는 자, 편집위원, 심사위원 및 윤리위원이 준수하여야 할 연구윤리기준을 정함을 목적으로 한다.

제2조(적용 대상) 이 지침은 「농촌경제」에 논문의 게재를 원하는 자(이하 “투고자”라 한다), 편집위원, 심사위원 및 윤리위원에 대하여 적용된다.

제3조(연구부정행위의 정의 및 적용 범위)

- ① 연구부정행위(이하 “부정행위”라 한다)라 함은 연구를 제안, 수행, 심사하거나 연구결과를 보고하는 과정에서 행하여진 위조, 변조, 표절 및 부당한 논문 저자 표시행위, 중복게재 등을 말하며 다음 각 호와 같다. 다만, 착오 또는 경미한 과실에 의한 것이거나 의견의 차이 등은 제외한다.
 1. “위조”라 함은 존재하지 않는 데이터나 연구결과를 허위로 만들고 이를 기록하거나 보고하는 행위를 말한다.
 2. “변조”라 함은 연구와 관련된 재료, 장비 및 과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터 또는 연구결과를 임의로 변경하거나 누락시켜 연구내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다.
 3. “표절”이라 함은 의도적이든 비의도적이든 일반적 지식이 아닌 타인의 아이디어, 논리, 고유한 용어, 데이터, 분석체계 등을 적절한 출처 표시 없이 자신의 것처럼 부당하게 사용하는 행위를 말한다.
 4. “부당한 논문 저자 표시”는 연구내용 또는 결과에 대하여 학문적·기술적 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자 자격을 부여하지 않거나, 학문적·기술적 공헌 또는 기여를 하지 않은 자에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문 저자 자격을 부여하는 행위를 말한다.

5. “중복게재” 또는 “자기표절”은 자신이 과거 창작한 저작물의 전부 또는 일부를 새로 창작하는 저작물에 다시 이용하면서 정당한 방법으로 출처를 표시하지 않은 행위, 또는 출처를 밝혔다고 해도 통념으로 인정될 수 있는 분량을 넘어 이용하는 행위를 말한다.
6. 기타 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 지나치게 벗어난 행위를 말한다.

제2장 연구윤리기준

제1절 투고자가 준수하여야 할 윤리기준

제4조(연구부정행위의 금지) 투고자는 제3조에서 제시된 연구부정행위를 하지 말아야 한다.

제5조(인용 및 참고 표시) 투고자는 공개된 학술 자료를 인용할 경우에는 「농촌경제」의 투고요령에 따라 그 사실을 정확하게 기재하여야 한다. 그 외의 학술 자료의 경우에는 그 정보를 제공한 연구자의 동의를 받은 후에만 인용할 수 있다.

제6조(논문의 수정) 투고자는 편집위원회에서 정한 규정에 따라 논문의 수정과정을 진행하고, 심사의견에 대한 반영 내용을 편집위원회에 제출하여야 한다.

제7조(편집위원회에 대한 존중) 투고자는 편집위원회의 의견과 심사결과를 존중하여야 한다.

제2절 편집위원회가 준수하여야 할 윤리기준

제8조(편집위원의 기본의무) 편집위원회는 투고자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다.

제9조(차별금지) 편집위원회는 「농촌경제」 게재를 위해 투고된 논문을 투고자의 성별, 나이, 소속 기관은 물론이고 어떤 선입견이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 투고 규정 및 심사규정에 근거하여 공평하게 취급하여야 한다.

제10조(공정한 심사의뢰)

- ① 편집위원회는 투고된 논문의 평가를 해당 분야의 전문적 지식과 공정한 판단 능력을 지닌 심사위원에게 의뢰하여야 한다.
- ② 편집위원회가 투고된 논문을 심사의뢰 시 투고자를 알 수 있는 사항을 제외한 논문의 내용만을 심사위원에게 제공하여야 한다.

제11조(비밀준수) 편집위원은 심사자 이외의 사람에게 투고자에 대한 사항이나 논문의 내용을 공개하거나 이를 이용하여서는 안된다. 다만, 본인의 동의를 받거나 한국연구재단의 학술지 평가에 관한 사무처리를 위하여, 기타 법령의 규정에 의한 경우에는 예외로 한다.

제3절 심사위원이 지켜야 할 윤리기준

제12조(성실한 심사)

- ① 심사위원은 학술지의 편집위원회가 의뢰하는 논문을 심사규정이 정한 기간 내에 성실하게 평가하고 평가결과를 편집위원회에 통보하여야 한다.
- ② 심사위원은 전공불일치 또는 다른 개인적인 사유로 인하여 심사 대상 논문의 내용을 평가할 수 없는 경우에 지체 없이 편집위원(회)에 그 사실을 통보하여야 한다.

제13조(공정한 심사)

- ① 심사위원은 심사의뢰된 논문에 대하여 「농촌경제」의 심사기준에 따라 공정하게 평가하여야 한다.
- ② 심사위원은 심사의뢰된 논문에 대하여 게재불가 판정을 한 경우에 그 근거를 명확하게 제시하여야 한다.

제14조(투고자에 대한 존중)

- ① 심사위원은 전문 지식인으로서의 투고자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다.

- ② 심사위원은 심사의견서를 작성함에 있어 가급적 정중하고 부드러운 표현을 사용하고, 논문에 대한 자신의 판단을 밝히되, 보완이 필요하다고 생각되는 부분에 대해서는 그 이유도 함께 설명하여야 한다.

제15조(비밀준수) 심사위원은 심사 대상 논문에 대한 비밀을 지켜야 한다. 논문에 대한 적절한 평가를 위해 반드시 조언이 필요한 경우 이외에는 이를 다른 사람에게 보여주거나 논의하여서는 안 되며, 투고논문이 게재된 학술지가 출판되기 전에 논문의 내용을 공개하지 않는다.

제3장 연구윤리위원회

제16조(연구윤리규정 위반 제기) ① 「농촌경제」 발간과 관련하여 본 규정을 위반한 의혹이 있는 경우, 제보자격에 제한 없이 본지의 편집위원장 또는 편집간사에게 관련 내용을 보고할 수 있다.

- ② 편집위원장은 의혹 제보자의 신원을 외부에 공개해서는 안 되며, 신원 비밀의 보호를 위하여 필요한 조치를 할 수 있다.

- ③ 편집위원장 및 본지의 발행기관인 한국농촌경제연구원은 의혹 제보자가 신분상 불이익이나 외부의 압력을 받지 않도록 보호하여야 한다.

제17조(연구윤리위원회의 구성과 의결) ① 제16조 제1항의 규정에 의한 제기가 있는 경우, 편집위원장은 편집위원회의 추천을 받아 관련 전문가 5인 이상으로 연구윤리위원회를 구성한다.

- ② 연구윤리위원회 위원장은 편집위원장이 임명한다.

- ③ 연구윤리위원회는 재적위원 2/3의 찬성으로 의결한다.

제18조 (연구윤리위원회의 책임과 권한) ① 연구윤리위원회는 규정 위반 사항에 대한 사실 여부를 입증할 책임이 있으며, 의혹이 제기된 당사자는 규정 준수를 입증할 책임이 있다.

- ② 연구윤리위원회는 제보자에게 규정 위반 여부 확인에 필요한 자료제출을 요구할 수 있고, 의혹 당사자에게 그에 대한 진술 및 소명자료의 제출을 요구할 수 있다.
- ③ 연구윤리위원회는 구성 후 60일 내에 조사와 심의를 종결하여야 한다.
- ④ 연구윤리위원회는 제3항의 종결 이후 조사·심의 결과를 10일 내에 편집위원장에게 보고하고, 규정 위반이 사실로 판정된 경우에는 적절한 제재조치를 건의하여야 한다.

제19조(투고자 등의 협조의무) 연구윤리기준의 위반으로 보고된 투고자 등은 연구윤리위원회에서 행하는 조사에 협조하여야 한다. 만일 투고자 등이 연구윤리위원회의 조사에 협조하지 않은 경우에, 그 자체로 연구윤리지침에 위반한 것으로 본다.

제20조(소명 기회의 보장) 연구윤리위원회는 규정 위반 의혹이 제기된 당사자에게 충분한 소명 기회를 주어야 한다.

제21조(무혐의에 대한 사후조치) 조사·심의 결과 무혐의로 판정된 경우 연구윤리위원회는 의혹 당사자의 명예회복을 위하여 사후조치를 적극적으로 마련하고 편집위원장에게 건의하여야 하며, 편집위원장은 이를 즉각 수용, 실행하여야 한다.

제22조(조사 대상자에 대한 비밀유지) 연구윤리위원회 위원을 비롯하여 규정 위반 여부의 조사·심의에 참여하는 사람은 조사의 대상이 된 의혹 내용이나 의혹 당사자의 인적사항 등을 외부에 공개하여서는 안 된다.

제4장 연구윤리규정 위반에 대한 제재

제23조(제재조치) 연구윤리위원회에 의해 규정을 위반한 것으로 판정된 경우 다음 각 호에 따라 제재조치를 취한다.

- ① 표절 판정을 받은 논문의 저자는 이후 일정 기간 단독 혹은 공동으로 「농촌경제」에 논문투고를 할 수 없다.

- ② 게재 이후 표절 판정을 받은 논문은 「농촌경제」 논문 목록에서 공식 삭제한다.
- ③ 윤리위원회의 보고를 받은 편집위원장은 제1항과 2항의 사실을 규정 위반 당사자에게 통지함과 동시에 한국농촌경제연구원의 홈페이지에서 삭제하고 이 사실을 홈페이지에 공지한다.
- ④ 편집위원장은 제3항의 업무가 종료된 후 30일 이내에 표절 판정 및 제재조치와 관련된 세부사항을 한국연구재단에 통보한다.
- ⑤ 표절 이외의 규정 위반 판정에 대해서는 연구윤리위원회에서 결정한 제재조치를 따른다.

부 칙

제1조(시행일) 이 규정은 공포된 날부터 시행한다.

농촌경제

제39권 제3호
(통권 164호)

인쇄일 2016. 9. 20. 발행일 2016. 9. 21.
발행인 김 창 길
발행처 한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500)
58217 전라남도 나주시 빛가람로 601
인터넷 홈페이지 <http://www.krei.re.kr>
정기간행물 등록 전남, 마00026(1978. 5. 30.)
인쇄소 (주)프리비(061-332-1492)

ISSN 1229-8263

- 이 책에 실린 내용을 인용할 경우 반드시 출처를 명시하여 주시기 바랍니다. 무단 전재하거나 복사하면 법에 저촉됩니다.
- 이 책에 실린 논문은 필자의 학문적 견해입니다.

Journal of Rural Development

Vol. 39 No. 3 | 2016

ARTICLES

An Empirical Analysis on Market Differentiation between Hanwoo and Imported Beef

_ *Lee Hyung-woo, Kang Dae-woon, Han Suk-ho*

A Decomposition of Income Variability: A Case Study on Rice and Spicy Vegetables Farms

_ *Jeon Ji-yeon, Rhew Chan-hee, Park Joon-kee*

The Economic effect of End to the Import Ban of Apples SPS: Application of Price-wedge Method

_ *Han Suk-ho, Youm Jung-won, Seo Hong-seok*

Effects of Meal Regularity on Adult Obesity

_ *Park Mi-sung, Ahn Byeong-il*

Estimating the WTP for Demand-Responsive Transport Services

_ *Ki Myung-sung, Lee Young-sung, Kim Min-jae*

A Study on Consumer Preference for Seafood to Lifestyle

_ *Jung Yeon-hee, Kim Kyo-ho, Im Jeong-bin*

한국농촌경제연구원 www.krei.re.kr

전라남도 나주시 빛가람로 601 우) 58217

Tel: 1833-5500 Fax: 061-820-2211

www.facebook.com/jrd2011



ISSN 1229-8263