

농촌경제

2020

제43권 제3호

논문

지속가능한 축산에 대한 지불의향 분석

_성재훈, 조원주, 김수석

커피 생두의 계절별 수요 분석

_주준형, 남경수, 안병일

북한 쌀 시장의 효율성 검증

_김상덕, 김태화, 양승룡

역 귀농·귀촌 의향과 결정에 미치는 요인 분석

_최원실, 허태호, 이상현



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.

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

원 장 김 홍 상

편집위원장 박 준 기 (한국농촌경제연구원)

편 집 위 원	김 관 수 (서 울 대 학 교)	우 병 준 (한국농촌경제연구원)
	김 승 규 (경 북 대 학 교)	유 찬 희 (한국농촌경제연구원)
	김 윤 형 (전 남 대 학 교)	이 상 현 (강 원 대 학 교)
	김 화 년 (제 주 대 학 교)	장 재 봉 (건 국 대 학 교)
	박 미 성 (한국농촌경제연구원)	전 상 곤 (경 상 대 학 교)
	박 지 연 (한국농촌경제연구원)	정 원 호 (부 산 대 학 교)
	서 동 희 (고 려 대 학 교)	조 재 성 (충 남 대 학 교)
	엄 진 영 (한국농촌경제연구원)	

농촌경제

2020

제43권 제3호

논문

지속가능한 축산에 대한 지불의향 분석 1

_성재훈, 조원주, 김수석

커피 생두의 계절별 수요 분석 27

_주준형, 남경수, 안병일

북한 쌀 시장의 효율성 검정 51

_김상덕, 김태화, 양승룡

역 귀농·귀촌 의향과 결정에 미치는 요인 분석 65

_최원실, 허태호, 이상현

한국농촌경제연구원

지속가능한 축산에 대한 지불의향 분석*

성재훈** 조원주*** 김수석****

Keywords

지속가능한 축산(sustainable livestock production), 지불의향(willingness-to-pay), 선택실험법(choice experiment)

Abstract

Sustainable livestock production has been on the focus as an alternative to conventional factory livestock. This study analyzed society's demand for sustainable livestock production and its policy implications. The enhancement in breeding conditions, the supply of safe livestock products, and decreases in negative environmental effects were defined as the three attributes of sustainable livestock production. The choice experiment was applied to evaluate the demand for sustainable livestock production. Policy portfolios consisted of policies regarding three attributes and additional taxation for the implementation of those policies. Given the policy portfolios, respondents were asked to choose a preferable option. The results show that the WTP (willingness to pay) for breeding condition enhancement and WTP for the supply of safe livestock products are more extensive than WTP for decreases in negative environmental effects. The aggregated WTP for sustainable livestock production is also quite large. To be specific, the aggregated WTP for sustainable pig production is about 3.7 ~ 4.4 trillion won per year. The aggregated WTP for sustainable cattle production is about 3.4 ~ 3.9 trillion won per year. Lastly, the aggregated WTP for sustainable chicken production is about 3.4 ~ 4.2 trillion won per year. These results imply that the government would have to correspond to high demand for sustainable livestock production by facilitating related policies and programs.

차례

- | | | |
|-----------------|----------|-------|
| 1. 서론 | 3. 분석 모형 | 5. 결론 |
| 2. 분석 방법 및 조사설계 | 4. 분석 결과 | |

* 이 연구는 한국농촌경제연구원에서 수행한 “농업의 다원적 기능 가치평가: 지속가능한 축산 사례 중심으로”의 일부를 발췌하여 논문화한 것임.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원

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

**** 한국농촌경제연구원 명예선임연구위원

1. 서론

우리나라의 육류 생산량은 꾸준히 증가하고 있으나 생산량에 비해 수요량이 여전히 크다. 1995년 국내 육류 생산량은 육류 소비량보다 124만 6천 톤 많은 125만 8천 톤이었지만 2017년 현재 우리나라 육류 생산량은 육류 소비량의 2/3 수준인 169만 1천 톤에 불과하다. 우루과이 라운드(UR) 타결 이후 수입 축산물 의존도가 커지게 되어 국내 축산업의 경쟁력 확보가 중요한 문제로 대두되었다. 그 결과 국내 축산업은 경쟁력 확보를 위해 대규모 축산물 생산이 가능한 공장식 밀집사육 방식으로 생산성 향상을 추구하였다. 공장식 밀집사육은 축산농가의 생산성과 소득 향상에 도움을 주었지만(성재훈·우성휘 2017), 공장식 밀집사육으로 발생하는 부작용에 따라 이를 개선하라는 소비자의 요구가 점차 커지고 있다.

공장식 밀집사육으로 다음과 같은 부작용이 발생하였다. 첫째, 가축 질병 발생이 빈번해졌다. 조류인플루엔자(AI)는 밀집사육 지역에서 자주 발생하였으며(2003년 이후 총 954건 중 169건), 특히 밀집사육 지역인 충북 음성과 전북 김제에서 총 127건의 조류인플루엔자(AI)가 발생하였다(지인배 외 2017). 또 가축질병에 대처하기 위해 백신과 항생제 등을 사용하고 있는데, 동물약품이 오남용될 경우 자칫 축산물 안정성에 큰 위협이 될 수도 있다. 2017년에는 살충제 성분인 피프로닐과 비페트린이 국내에 유통된 계란에서 검출되어 사회적으로 큰 파장을 일으켰다.

둘째로, 축산 악취 문제를 둘러싼 거주민들과 축산업자 간의 갈등이 증가하고 있다. 공공기관의 지방 이전과 농촌관광 활성화 및 귀농·귀촌 인구의 증가 등으로 농촌 지역이 혼주화(混住化)되고 정주 인구가 증가하여 축산 악취 관련 문제가 자주 발생하고 있다. 전체 악취 민원 중 축산 악취 민원이 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 축산 악취 관련 민원은 2013년 2,604건에서 2017년에는 6,112건으로 큰 폭으로 증가하였으며, 같은 기간 전체 민원 중 차지하는 비중 역시 20%에서 27%로 증가하였다(우병준 외 2019).

마지막으로 현재 공장식 밀집사육은 국내 농경지가 소화할 수 없는 양의 가축분뇨를 발생시키고 있다. 축산분뇨의 해양 투기가 금지된 2012년 이후 축산분뇨는 자원화되어 농경지에 퇴비로 살포되고 있다. 하지만 농경지가 소화할 수 있는 양분요구량에 비해 축산분뇨 발생량이 현격히 많다. 구체적으로 2013년 기준 우리나라 농지의 연간 양분요구량(질소·인산성분)은 30만 9천 톤인 데 비해

연간 축산분뇨 발생량은 68만 톤으로 연간 양분요구량의 두 배가 넘는다. 특히 연간 양분요구량을 초과하여 살포된 축산분뇨는 우리나라 농경지의 양분수지가 악화된 직접 원인으로 작용하고 있다(김창길 외 2015). OECD의 토양 양분 수지 최근 통계자료를 살펴보면 우리나라 농경지의 질소 수지는 212kg/ha로 OECD 회원국 중 가장 높으며, 인 수지는 46kg/ha로 일본(57kg/ha)에 이어 두 번째로 높다(OECD Data).

이러한 공장식 밀식사육의 문제점을 극복하기 위해서 많은 선행연구가 이루어져 왔다. 지인배 외(2017)는 축산업 구조개선을 위한 과제로 “가축 사육환경의 근본적 개선”, “축산물 안전관리 시스템 혁신”, “친환경 등 인증제 전면 개편”, “가축 질병 상시 예방 체계 구축”을 제시하고 이에 대한 현황과 개선 방안을 연구하였다. 우병준 외(2016)는 국내외 축산업의 여건 변화와 현재 진행 중인 국내외 축산정책에 대해 정리하였다. 또한 새로운 축산 정책의 목표로 지속가능한 축산업을 제시하였으며, 이를 위한 과제로 “축산물 위생·안전성”, “친환경 축산”, “농가경영 안정”, “생산기반 유지”, 그리고 “미래성장 산업화”를 제시하였다. 이병오 외(2012)는 미래 축산은 효율성을 극대화하기 위한 공장식 밀집사육이 아니라 생산자, 가축, 그리고 지구환경이 조화를 이루는 것에 초점을 맞춘 지속가능한 축산으로 재편되어야 하며, 이를 바탕으로 가치를 창출하고 소비자에게 초점을 맞춘 축산업을 지향해야 한다고 주장하였다. 정민국 외(2011)는 축산업 선진화를 환경적으로 지속가능하고(sustainable), 방역 및 사양기술이 뛰어나며(technological), 생산성과 품질 수준이 높고(advanced), 생산과 소비 간 또는 축산과 비축산 간 신뢰가 가능하며(believed), 축산업 종사자의 의식수준이 높고(level-up) 공정하여(equitable) 전체적으로 안정된(stable) 상태로 정의하였다. 또한 이를 달성하기 위해서는 앞으로의 축산정책 방향이 경제적 가치뿐만 아니라 사회·환경적 가치를 동시에 고려해야 한다고 주장하였다.

선행연구는 현재 공장식 밀집사육 방식의 축산업이 지닌 한계점과 지속가능한 축산을 위한 방향성을 제시하였으나, 지속가능한 축산에 대해 명확한 정의를 내리고 이에 대한 사회적 수요를 분석한 연구는 없었다. 본 연구와 비슷한 맥락에서 사회적 수요를 계측한 연구는 농업의 다원적 기능 가치 평가에 대한 국내외 연구가 있었다. 해당 선행연구는 농업의 다원적 기능에 대한 정의를 내리고 이에 대한 사회적 수요를 가상가치법, 선택형 실험, 여행비용법, 대체법 등 다양한 경제학적 방법론을 이용하여 계측하였다(오세익 외 2001, 2004; 권오상·이태호 2001; 이상영 외 2003; 권오상·김기철·노재선 2004; 유진채 외 2010; 양승룡 외 2012; 김용렬 외 2013; 공기서 외 2013; 이홍림 외

2015; 황영모 외 2016; 김동원·박혜진 2016; Bennet et al. 2004; Colombo et al. 2005; Kallas et al. 2007; Grammatikopoulou et al. 2012; Sangkapitux et al. 2017; Jourdain et al. 2017). 하지만 지속가능성의 관점에서 축산업의 새로운 정책 방향을 설정하고 이에 대한 사회적 수요를 국내 소비자를 대상으로 계측하지는 않았다. 따라서 본 연구는 선행연구를 바탕으로 지속가능한 축산을 정의하고, 지속가능한 축산을 구성하는 각 속성에 대한 지불의향을 계측하는 데 목적이 있다. 새로운 정책을 시행함에 앞서 정책에 대한 사회적 수요를 파악하고 이를 정책 수립에 반영하는 것은 정책에 대한 저항감을 줄이고 정책이 효과적으로 운용되는 데에 꼭 필요한 절차이다. 본 연구에서 도출된 지속가능한 축산의 정의와 각 속성에 대한 소비자들의 지불 의사는 향후 축산 관련 정책 방향 설정에 유용한 자료로 활용될 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장은 지속가능한 축산의 사회적 수요를 계측하기 위해 사용한 분석 방법 및 조사설계에 대해 알아본다. 구체적으로 지속가능한 축산의 정의와 속성, 그리고 선택 실험법을 사용하기 위해 설정한 대리지표와 수준에 대해 설명한다. 이후 선택실험법 조사설계 방식에 대해 검토하는데, 특히 연구 결과의 신뢰도를 높이기 위해 설문지에 구성된 특정 장치들에 대해 알아본다. 제3장과 제4장에서는 본 연구에서 이용한 분석모형에 대해 살펴보고, 분석 결과를 요약하였다. 마지막 제5장에서는 연구 결과 요약 및 후속 연구 과제를 제시하면서 본 논문을 마무리 짓고자 한다.

2. 분석 방법 및 조사설계

2.1. 분석 방법

지속가능한 축산에 대한 사회적 수요 계측을 위해 본 연구에서는 진술선호를 바탕으로 한 선택 실험법을 이용하였다. 크게 세 가지 이유에서 선택실험법을 사용하였다. 첫째, 본 연구의 분석 대상인 지속가능한 축산을 구성하는 각 속성의 시장 거래 자료를 확보하는 데에는 한계가 있다. 따라서 설문조사를 바탕으로 한 진술선호를 이용한 가상가치평가법이나 선택실험법을 이용할 수밖에 없다.

둘째, 지속가능한 축산을 구성하는 속성 각각의 사회적 수요를 계측하기 위해서는 선택실험법이 가상가치법보다 비용 효율적이다. 셋째, 가상가치평가법을 통해 지속가능한 축산의 개별 속성의 가치를 각각 계측하여 합산할 경우 지속가능한 축산 전체 가치를 계측한 것과 다를 수 있다(Bateman et al. 1997). 이러한 부분-전체 편향(part-whole bias)을 극복하기 위해서는 지속가능한 축산을 구성하는 개별 속성의 가치가 동시에 계측되어야 하는데, 이를 위해서는 선택실험법이 적합한 분석 방법이다.

선택실험법 역시 한계를 가지고 있는데 가상가치법에 비해 유인일치(incentive compatible)한 설문지 구성이 어려우며, 분석 대상의 속성들과 이를 나타내는 매개변수를 설정하는 데 어려움이 있다(Johnston et al. 2017). 이러한 한계점을 극복하기 위해 본 연구에서는 설문지에 대한 평가와 문헌에서 추천하는 설문 구성 방법을 보다 적극적으로 이용하였으며, 설문지에 대한 평가를 바탕으로 추정 결과값에 대한 강건성 점검을 실시하였다.

선택실험법을 이용하여 지속가능한 축산에 대한 사회적 수요를 계측하기 위해서는 지속가능한 축산을 정의하고, 지속가능한 축산이 가진 속성을 선택하여야 한다. 이를 위해 본 연구는 축산업 구조개선 논의와 최근 이루어지고 있는 지속가능성과 농업의 다원적 기능에 대한 논의를 바탕으로 지속가능한 축산을 다음과 같이 정의하였다(정민국 외 2011; 이병오 외 2012; 우병준 외 2016; 지인배 외 2017; 유찬희 외 2018; Kijlstra and Eijck 2006; CNS-FAO 2016). 본 연구에서 정의하고 있는 지속가능한 축산이란 “동물과 사람이 자연의 일부라는 인식하에 자연과 더불어 사는 가축 사육 방식”을 지칭한다.

구체적으로 본 연구에서 정의한 지속가능한 축산은 다음과 같은 특징을 가진다. 첫째, 공장식 밀집사육을 지양하고, 가축의 습성을 고려하여 동물 복지 기준에 부합하는 적절한 사육 환경을 제공한다. 둘째, 가축의 면역력 및 저항력 강화를 목표로 하고, 항생제 대신에 식물치료제와 같은 동종요법 치료를 우선시한다. 셋째, 작물 생산과 가축 생산이 선순환 체계로 상호 결부되는 것을 지향한다. 앞서 언급하였듯이 지속가능한 축산은 동물과 사람이 자연의 일부라는 인식하에 자연과 더불어 사는 가축 사육방식이다. 이에 따라 본 연구에서는 동물과 인간 그리고 주변 자연환경이라는 세 가지 범주와 앞서 언급한 지속가능한 축산의 특징을 바탕으로 지속가능한 축산의 속성을 다음과 같이 선택하였다. 구체적으로 본 설문에 이용된 지속가능한 축산의 속성은 적절한 사육여건(동물), 고품질 안전식품 공급(인간), 환경부하 최소화(환경)이다.

또한 본 연구에서는 연구진과 국내 전문가들과의 협의를 통해 지속가능한 축산의 속성에 대응되는 지표 혹은 대리변수를 결정하였다. 구체적으로 적절한 사육 여건 제공은 동물복지기준에 준하는 사육 여건 제공, 고품질 안전식품 공급은 유기 축산물 공급 확대, 마지막으로 환경부하 최소화는 경축순환 농업을 통한 가축 분뇨 감소로 설정하였다. 고품질 안전식품 공급과 관련하여 ‘안전’이라는 요소는 일부 축산물의 시장 가격에 반영되어 있기 때문에 지속가능한 축산의 사회적 수요와 실제 지속가능한 축산의 긍정적 외부효과의 가치와는 차이가 있을 수 있다. 하지만 본 연구의 목적은 지속가능한 축산을 구성하는 속성에 대한 사회적 수요를 계측하는 데 방점이 있다. 즉, 선택실험법의 결과는 지속가능한 축산 정책의 필요성과 그 방향 설정을 위한 것이다. 따라서 비록 시장재를 포함 하더라도 식품 안전과 관련된 실제 가치보다는 축산물 안전에 대한 사회적 수요를 계측하는 것이 연구의 목적에 부합한다고 할 수 있다. 또한 현재 낙농품과 달걀을 제외한 유기농 축산물의 비중은 0%에 가깝다. 이는 양돈의 사회적 수요는 실제 지속가능한 축산의 가치와 직접적으로 연결될 수 있음을 의미한다. 또한 국내 연구에서 식량 안전성을 농업의 다원적 기능에 포함하고 있어 고품질 안전식품 공급을 지속가능한 축산의 가치에 포함해도 큰 무리가 없다고 판단된다(농림축산식품부 2017).

각 속성의 수준은 범위효과(scope effect)나 합산의 문제(adding-up problem)를 방지하기 위해 각 속성을 대표하는 대리변수를 제공하는 것과 제공하지 않는 것으로 설정하였다. 이는 사전조사 결과에 따라 다수의 응답자들이 속성들의 수준, 예를 들어 동물복지 기준에 준하는 사육 여건에서 길러지는 가축의 비중이 1%인 것과 5%인 것에 대한 차이를 인지하지 못하는 것으로 나타났기 때문이다.

본 연구는 지불 수단으로 연간 부과되는 세금을 가정하였다. 세금을 정책이 시행되는 한 해만 부과하느냐 혹은 매년 부과하느냐는 각각의 장단점을 가지고 있다(Egan et al. 2015; Johnston et al. 2017). 우선 Egan et al.(2015)은 매년 부과되는 세금을 이용해야 한다고 주장하고 그 이유를 다음과 같이 제시하였다. 1) 응답자가 정책으로 받는 미래의 효용이 언제까지 지속될 것인가에 대한 인지가 부족하며, 2) 미래에 발생하는 효용의 현재가치화를 위해 필요한 각 개인의 할인율 역시 합리적이 아닌 경우가 많으며, 3) 세금이 한 해만 부과될 경우 응답자들이 자신들의 예산 제약을 잘 인지하지 못할 수 있다. 하지만 이에 반해 매년 세금이 부과될 경우, 각 개인의 할인율이 아닌 외부의 할인율을 바탕으로 분석 대상의 현재가치를 계측해야 하는 한계점이 있다(Johnston et al. 2017).

결과적으로 세금이 부과되는 횟수는 맥락특이적(context-specific)로 결정해야 한다.

구체적으로 사전 조사(pilot test) 결과 축산업 구조조정이 단기간에 끝나는 사업이 아니기 때문에 한 번의 세금으로는 사업 진행이 어려울 수 있다는 의견이 대다수였다. 또한 본 연구의 목적이 지속가능한 축산의 절대적인 현재 가치를 측정하는 데에 있는 것이 아니라, 지속가능한 축산과 이를 구성하는 세 가지 속성에 대한 사회적 수요가 어느 정도인지를 가늠하고 이를 향후 정책에 반영하는 것이기 때문에 연간 가치로 계측된 지속가능한 축산의 가치 역시 큰 정책적 의미를 가지는 것으로 판단되었다. 이에 따라 정책 추진에 따라 부과되는 세금은 연간 1만 원, 3만 원, 5만 원, 그리고 7만 원으로 설정하였다. 연간 부과되는 세금액은 2018년 축산업 관련 예산(5천 4백 억 원)을 경제활동인구 인구수(2018년 11월 기준 2천 8백만 명)로 나눈 금액과 유기농업에 대한 가치평가 결과(김창길 외 2016), 그리고 네 차례의 사전조사 결과를 반영하여 설정하였다. 선택실험법에 사용된 지속가능한 축산의 세 가지 속성, 지표 그리고 지표의 수준은 <표 1>과 같다.

표 1. 선택실험법에 사용한 지속가능한 축산의 속성, 지표 및 수준

속성	지표	수준
적절한 사육 여건	동물복지기준에 부합하는 사육 여건 제공	제공함, 제공하지 않음
고품질 안전식품 공급	유기축산물 기준에 부합하는 축산물 생산	제공함, 제공하지 않음
환경부하 최소화	경축순환농업을 통한 환경친화적 생산기반 조성	제공함, 제공하지 않음
정책 집행 비용	추가적인 세금(연간)	0원, 10,000원, 30,000원, 50,000원, 70,000원.

응답자에게는 지속가능한 축산에 대한 정의와 각 속성에 대한 구체적인 설명을 제시하고 관련된 정책 시나리오를 다음과 같이 제시하였다.

“공장형 밀식사육의 문제점을 극복하기 위해 정부는 앞서 언급한 지속가능한 축산 정책을 추진하려 합니다. 정부의 지속가능한 축산 정책은 앞서 설명한 세 가지 요소들에 대한 사회적 수요를 바탕으로 만들어집니다. 만약 정부가 추진하고자 하는 지속가능한 축산 정책이 실제 추진된다면, 이에 필요한 추가적인 재정을 확보하기 위해 매년 추가적인 세금이 부과될 것입니다. 하지만 만약 지

속가능한 축산에 대한 사회적 수요가 없을 경우 추가적인 세금부담은 없습니다. 마지막으로 설문 분석 결과 응답자들이 가장 선호하는 대안은 농림축산식품부의 향후 정책 방향과 예산, 그리고 세 부계획에 우선적으로 반영될 수 있습니다.”

2.2. 조사 설계

선택형 설문은 현재 상태와 2개의 대안으로 구성하였으며, 총 선택형 질문의 구성은 STATA의 dcreate(Hole 2015)를 이용하였다. 선택형 질문이 유인일치성(incentive compatibility)을 가지기 위해서는 현 상태와 대안 하나로 구성된 선택형 질문을 응답자에게 한 번만 설문하는 것이 일반적이다(Collins et al. 2009; Vossler et al. 2012; Johnston et al. 2017). 따라서 본 연구에서 이용한 선택형 질문은 유인일치성이 떨어지는 형태이며, 이는 본 연구의 한계점이다. 비록 선택형 질문에 포함된 대안의 수에 따라 결괏값이 민감하다는 선행연구는 존재하지만(Oehlmann et al. 2017), 선택실험법의 선택형 질문의 구성에 대한 논의는 여전히 진행 중인 문제다(de Becker-Grob et al. 2012). 예를 들어 Johnston et al.(2017)은 선택형 질문의 구성은 유인일치성과 더불어 응답자와 시나리오의 특징을 반영한 유동성이 필요하다고 주장하였다. 본 연구의 설문형 질문 형태는 모두 현 상태와 두 가지 대안으로 구성된 선택형 질문을 이용하였다. 그 이유는 선택실험법을 이용하여 농업의 다원적 기능을 계측한 선행 연구들이 이와 같은 형태의 선택형 질문을 사용하였기 때문이다(Bennet et al. 2004; Colombo et al. 2005; Kallas et al. 2007; Grammatikopoulou et al. 2012; Sangkapitux et al. 2017; Jourdain et al. 2017). 또 사전조사 결과 현 상태와 대안 하나만을 제시하는 설문 형태의 경우 응답자들이 정책을 선택하는 데에 어려움을 겪는 것으로 판단되어 현재 상태와 두 가지 대안으로 구성된 선택형 질문을 사용하였다. 이에 따라 선택형 질문을 구성할 수 있는 총 질문조합의 수($2^5 \times 2^5$) 중 D-efficiency를 기준으로 16개 최적 조합을 선택하였으며, 이를 4개의 블록(block)으로 나누어 응답자에게 4개의 선택형 질문을 제시하였다. <그림 1>은 실제 응답자에게 제공된 선택형 질문의 예시다.

그림 1. 선택형 질문 예시

4 선택형 질문에 속해 있는 세 가지 대안 중 선호하는 하나를 선택해 주십시오.

속성	현재	대안 1	대안 2
동물복지 인증 기준에 따른 가축 사육	제공하지 않음	제공함	제공하지 않음
유기축산물 인증 기준에 따른 축산물 생산	제공하지 않음	제공하지 않음	제공함
경축순환농업을 통한 가축분뇨 처리	제공하지 않음	제공하지 않음	제공함
추가적인 세금 부담액	없음	연간 50,000	연간 70,000
어떤 정책을 지지하십니까?	☐	☐	☐

본 연구는 <그림 1>과 같은 선택형 질문을 반복적으로 제시하였을 경우 발생할 수 있는 편향을 보정하고 설문지의 신뢰도를 높이기 위해 다음과 같은 장치를 이용하였다. 우선 순서 효과(order effect)를 통제하기 위해 선택형 질문의 순서는 각 응답자에게 무작위로 제공하였으며, 각 선택형 질문에 대한 응답자의 독립적 응답을 위해 “4개의 선택형 질문 각각에 대한 응답은 독립적으로 연구에 사용됩니다. 따라서 응답자께서는 전후 선택형 질문에 대한 응답과 관계없이 각각의 질문에서 가장 선호하는 대안을 선택해 주십시오.” 라는 문구를 선택형 질문 앞에 제시하였다.

그림 2. 수요효과를 통제하기 위한 도구

C. 지속가능한 축산 정책에 대한 사회적 수요조사

지속가능한 축산 정책은 정부가 추진하고자 하는 농업정책 목표 중의 하나이며, 지속가능한 축산 정책의 필요성에 대한 의견에는 정답이 있을 수 없습니다. 따라서 응답자께서는 전문가의 의견이나 도덕적 판단이 아니라 응답자께서 실제 가지고 있는 지속가능한 축산 정책에 대한 의견과 선호를 바탕으로 아래 선택형 질문에 응답해 주십시오. **응답자의 진실된 응답은 본 설문조사의 가장 중요한 부분입니다.**

또 수요효과(demand effect)를 극복하고 응답자의 진정한 선호를 끌어내기 위해 <그림 2>와 같은 문단을 선택형 질문 앞에 제시하였다(Carlsson et al. 2018). 만약 응답자가 자신의 선호가 아닌

도덕적인 기준이나 전문가의 의견, 설문지 안에 포함되어 있는 자료들에 간접적으로 나타나 있는 설문자의 의도 등을 기준으로 선택형 질문에 응답할 경우 즉, 수요효과(demand effect)가 있는 경우 신뢰성 있는 연구 결과를 얻기 어렵기 때문에 <그림 2>와 같은 장치를 추가적으로 배치하였다.

셋째, 본 설문 결과의 실효성(consequentiality)을 높이기 위해 분석 결과가 정부 정책에 직접적으로 반영될 수 있음을 반복적으로 강조하였다(Czajkowski et al. 2017). 구체적으로 설문지의 시작하는 부분과 지속가능한 축산에 대한 서술이 시작되는 부분, 그리고 선택형 질문 앞에 “본 설문의 목적은 정부가 추진하고자 하는 지속가능한 축산 정책에 대한 응답자의 선호를 파악하는 것입니다. 설문결과는 정부의 축산 정책의 목표와 예산 등을 수립하는 데에 중요한 자료로 이용됩니다.”와 같은 문구를 반복적으로 제시하여 실효성을 담보하기 위해 노력하였다.

마지막으로 선택형 질문 뒤 설문 결과가 정책에 어느 정도 반영될 것이라 예상하는지를 응답자에게 추가적으로 질문하여 응답자가 실제 느끼고 있는 실효성을 점검하였다(Vossler et al. 2012; Czajkowski et al. 2017). 예를 들어 응답자들이 가장 선호하는 대안이 정책에 가장 우선적으로 반영된다는 점을 고려하면 응답자들은 자신들이 가장 싫어하는 대안이 선정되는 것을 방지하기 위해 의도적으로 현재 상황이나 선호하지 않는 대안을 선택하는 전략적 행위를 할 수 있다(Collins et al. 2009; Johnston et al. 2017). 즉, 자신이 원하는 대안의 선택 확률을 높이기 위해 다른 사람들의 예상 응답 결과나 이전 설문형 질문에 대한 자신의 응답을 바탕으로 선호하지 않는 대안을 일부러 선택할 수도 있다. 따라서 본 설문에서는 이러한 전략적 행위를 점검하기 위해 선택형 질문 뒤에 선택형 질문 응답 시 다른 응답자의 예상 설문 결과를 고려했는지 여부와 선택형 질문 각각을 독립적으로 간주하였는지 여부를 추가적으로 설문하였다(Vossler et al. 2012).

본 연구는 축종별 사육 여건, 유기축산물 기준 등의 특징을 고려하기 위해 축종별로 설문조사를 따로 실시하였다.¹ 설문조사 대상은 전국 만 19세~69세 남녀로 주민등록인구통계(2018년 11월 말 기준)를 반영하여 지역별, 성별, 연령별로 비례 할당하였으며, (주)마크로밀엠브레인의 온라인 패널을 이용하였다. 응답자 수는 축종별로 800명이며, 조사 기간은 2018년 12월 10일부터 2018년 12월 24일이다.² <표 2>는 설문조사 응답자의 기초통계량을 나타내며, 비합리적인 응답을 한 응답자

1 본 설문에서는 각 속성별 축종별 설명을 구분하여 제시하였다. 예를 들어 닭의 경우, 동물복지에 대한 설명으로 현재 공장식 밀집 사육에서 사용하는 케이지 크기를 제시한 반면, 돼지와 관련된 동물복지에는 돼지의 사육 틀인 스톨의 크기를 제시하였다. 또한 안전 축산물 공급은 관행 사육 여건에서 사용되는 호르몬제와 항생제에 대한 내용과 지속가능한 축산이 추구하는 유기 축산 기준인 유기사료, 무항생제 관련 내용을 제시하였다.

의 설문은 제외하였다. 예를 들어 지배적인(dominant) 응답이 있음에도 이를 선택하지 않은 응답은 분석에서 제외하였다.

표 2. 기초통계량

변수	변수 설명	돼지		닭		소	
		평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
성별	남성=1, 여성=0	0.512	0.500	0.501	0.500	0.499	0.500
교육수준	초등학교 졸업=1, 중학교 졸업=2, 고등학교 졸업=3, 대학(전문대 포함) 재학 또는 졸업=4, 대학원 재학 또는 그 이상=5	3.915	0.585	3.942	0.616	3.925	0.593
소득수준	200만 원 미만=1, 200만~299만 원=2, 300만~399만 원=3, 400만~499만 원=4, 500만~599만 원=5, 600만~699만 원=6, 700만~799만 원=7, 800만~899만 원=8, 900만~999만 원=9, 1,000만 원 이상=10	4.041	2.283	4.170	2.416	4.085	2.228
축사 주변	거주지 주변에 축사가 있으면 1, 없으면 0	0.078	0.268	0.055	0.227	0.071	0.256
축산물 주 구매자	축산물 주 구매자이면 1, 아니면 0	0.693	0.461	0.721	0.449	0.701	0.458
동물복지 인증 축산물에 대한 사전 지식	1. 잘 알고 있다 2. 대충 알고 있다. 3. 들어본 적 있다. 4. 잘 모른다.	2.702	0.847	2.696	0.873	2.706	0.853
유기축산 인증 축산물에 대한 사전 지식	1. 잘 알고 있다 2. 대충 알고 있다. 3. 들어본 적 있다. 4. 잘 모른다.	2.848	0.825	2.806	0.834	2.806	0.838
주변 축사로 부터 악취와 수질 오염 경험	경험한 적이 있으면 0, 아니면 1	0.954	0.211	0.969	0.173	0.959	0.198
유효 응답자 수		709		713		708	

2 본 연구에서 작성한 설문 대상의 모집단은 국내 경제활동인구이다. 하지만 국내 온라인 설문조사를 이용하여 경제활동인구를 모집단으로 한 표본들을 추출하기에는 한계가 있다. 이는 국내 온라인 설문조사가 사후적으로 통계청에서 발표하는 인구학적 특징에 따라 사후적으로 표본을 배분하기 때문이다. 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구는 경제활동이 가능한 연령대를 이용하였다. 하지만 경제활동인구와 전국 만 19세~69세 남녀는 차이가 있을 수밖에 없으며, 이는 본 연구의 한계이다.

3. 분석 모형

3.1. 혼합로짓모형

본 연구는 지속가능한 축산에 대한 응답자들의 지불 의사를 분석하기 위해 혼합로짓모형(mixed logit model)을 이용하였다. 혼합로짓모형은 선택 확률이 특정 형태로 나타나는 모든 모형 구성(specification)을 지칭하는 용어이다(Train 2009: 134). 구체적으로 응답자 n 이 J 개의 대안 중 i 번째 대안을 선택할 확률이 아래 식 (1)과 같은 형태로 표현되는 모든 모형 구성을 혼합로짓모형이라 부른다. 여기서 V_n 은 연구자가 관찰할 수 있는 자료이며 $f(\beta)$ 는 β 의 확률 분포를 뜻한다.

$$(1) \quad P_{ni} = \int \frac{e^{V_{ni}(\beta)}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{nj}(\beta)}} f(\beta) d\beta$$

혼합로짓모형은 매우 유동적인(flexible) 모형으로서 다음과 같은 장점을 가진다(Train 2009: 134-143). 우선 각 변수에 대한 개인의 서로 다른 선호를 반영할 수 있으며, 로짓모형 혹은 다항로짓 모형의 한계점인 IIA(independence from irrelevant alternatives)와 조건부로짓에서 볼 수 있는 제한적인 대체관계를 극복할 수 있다. 또 응답자의 선택이 반복적으로 일어날 경우, 각 선택 간에 존재할 수 있는 눈에 보이지 않는 요소(unobserved factor)를 통제할 수 있는 장점이 있다. 마지막으로 혼합로짓모형은 임의효용모형(random utility model)을 근사할 수 있으며, 이에 따라 (임의) 효용 극대화를 가정한 선택형 모형에 특별한 가정 없이 광범위하게 적용할 수 있다.

3.2. 실증 모형

본 연구는 특정 파라미터를 임의 파라미터(random parameter)로 가정하는 임의 파라미터 접근법을 이용하여 임의로짓모형을 도출하였다. 구체적으로 N 명의 응답자가 J 개로 구성된 T 개의 설문형 질문에 응답하며, 개인 n 이 t 번째 선택형 질문 포함된 j 번째 대안을 선택할 때 얻을 수 있는 효용(U_{njt})을 아래 식 (2)와 같은 임의효용함수로 가정하였다. 여기서 V_{njt} 은 확정적인(deterministic)

혹은 연구자에게 관찰되는 부분이며, ϵ_{njt} 은 확률적인(random)인 혹은 연구자에게 관찰되지 않는 부분을 나타낸다. 그리고 극단값 분포(extreme value distribution)를 가지며, 선택형 질문과 대안 그리고 응답자들 사이에 독립적이며 동일하게 분포한다고 가정하였다.

$$(2) \quad U_{njt} = V_{njt} + \epsilon_{njt}$$

응답자 n 은 자신의 V_{njt} 과 ϵ_{njt} 를 알기 때문에 t 번째 선택형 질문 포함된 j 번째 대안은 $U_{njt} > U_{nkt}, j \neq k$ 일 경우에만 선택하게 된다. 따라서 만약 $V_{njt} = \beta_n x_{njt}$ 이며, β_n 을 분포를 가지는 임의파라미터($\beta_n \sim f(\beta|\theta)$)를 가정하면, 응답자 n 이 t 번째 선택형 질문에서 대안 j 를 선택할 확률은 아래 식 (3)과 같이 나타낼 수 있으며, 응답자 n 이 T 번 응답했을 때의 확률은 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$(3) \quad P_{njt}(\beta_n) = \frac{\exp(\beta_n' x_{njt})}{\sum_{k=1}^J \exp(\beta_n' x_{nkt})}$$

$$(4) \quad S_n(\beta_n) = \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J P_{njt}(\beta_n)$$

하지만 식 (4)는 β_n 을 알고 있을 때의 조건부 확률이다. 따라서 식 (4)를 추정이 가능한 무조건부 확률로 만들어야 하며, 이를 위해 적분을 통해 β_n 의 영향을 통제해야 한다(식 (5) 참조).

$$(5) \quad P_n(\theta) = \int S_n(\beta) f(\beta|\theta) d\beta$$

추정에는 시뮬레이션 최우추정치(the maximum simulated likelihood estimator: MSLE)를 이용하였다(Train 2009: 144). 로그우도함수(log-likelihood function)는 아래 식 (6)과 같이 나타낼 수 있지만 식 (5)의 값은 적분 때문에 산술적으로 계산할 수 없다. 따라서 β 를 $f(\beta|\theta)$ 부터 β 값을 R 번 생성하고 이를 바탕으로 식 (5)의 값을 근사시킬 수밖에 없다. 식 (5)의 근사 시뮬레이션 로그우도함수(simulated log-likelihood function)는 식 (7)과 같으며, 본 연구에서는 식 (7)을 극대화시키는 θ 를 추정하였다.

$$(6) \quad LL(\theta) = \sum_{n=1}^N \ln P_n(\theta)$$

$$(7) \quad LL(\theta) = \sum_{n=1}^N \ln \left\{ \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R S_n(\beta^r) \right\}$$

본 연구는 설명변수(x_{njt})를 세금(p_{njt})과 기타 설명변수(z_{njt})로 나누었으며 세금 이외 변수들의 파라미터(α)는 정규 분포를 가지는 임의 파라미터로 가정하였다. 구체적으로 본 연구의 임의 확률 모형(random utility model)은 식 (8)과 같다.

$$(8) \quad V_{njt} = \beta_n^p p_{njt} + \alpha' z_{njt} + \epsilon_{njt}$$

지속가능한 축산의 각 속성에 대한 지불 의사는 식 (9)를 통해 계측하는데, 각 속성에 대한 지불 의사의 통계학적 유의성을 검정하기 위해 Krinsky & Robb(1986)가 제안한 모수적 부트스트래핑(parametric bootstrapping)을 이용하였다. 식 (9)의 α^k 는 지속가능한 축산의 k 번째 속성과 대응되는 추정계수를 의미한다. 분석에는 STATA의 mixlogit(Hole 2007) 패키지를 이용하였다.

$$(9) \quad E(WTP^k) = - \frac{E(\alpha^k)}{\beta_n^p}$$

마지막으로 본 연구는 응답자들의 개인적인 특성과 지속가능한 축산을 구성하는 세 가지 속성 간의 교차항을 통해 응답자들의 개인적인 특성이 응답자들의 지불 의사나 지속가능한 축산을 구성하는 속성에 대한 선호도에 미치는 영향을 통제하였다. 구체적으로 개인의 특성을 나타내는 변수로 응답자의 소득과 성별, 주지 주변 축사 여부, 축산물 주 구매자 여부, 각 속성을 대표하는 지표에 대한 사전 지식을 이용하였다. 만약 교차항이 있을 경우 각 속성에 대한 지불의사는 식 (10)을 통해 계측하였으며, 지불 의사의 통계적 유의성은 500번의 비모수적 부트스트래핑(non-parametric bootstrapping)을 이용하였다. 여기서 α^k 는 지속가능한 축산의 k 번째 속성과 대응되는 추정계수이며, α_j^k 는 k 번째 속성과 j 번째 개인의 특징으로 구성된 교차항의 추정계수를 나타낸다. K은 k 번째 속성과 연관된 총 교차항 수를 의미한다.

$$(10) \quad E(WTP^k) = - \frac{E(\alpha^k + \sum_{j=1}^K \alpha_j^k x_j)}{\beta_n^p}$$

마지막으로 진술 선호를 바탕으로 한 분석은 응답자의 진정한 선호를 바탕으로 하며, 설문지의 유인일치성에 큰 영향을 주는 실험성과 선택형 질문들 간의 독립성은 응답자의 진정한 선호를 표출

하게 만드는 매우 중요한 요소들이다(Vossler et al. 2012). 따라서 본 연구에서는 앞서 언급한 실효성과 전략적 행위에 관한 설문조사 결과를 바탕으로 본 연구 결과의 강건성을 점검하였다.

4. 분석 결과

4.1. 추정 결과

<표 3>과 <표 4>는 축종별 혼합로짓모형 추정 결과를 나타낸다. 여기서 모형 1은 임의 파라미터들 간의 독립성을 바탕으로 연간 세금과 지속가능한 축산의 속성만을 설명변수로 사용한 모형을 의미한다. 모형 2는 모형 1과 설명변수는 같지만, 임의파라미터 간의 독립성을 가정하지 않은 모형이다. 마지막으로 모형 3은 응답자의 특성을 통제하기 위해 지속가능한 축산의 속성과 응답자의 특성 간의 교차항을 모형 2에 추가하였다.

우선 지속가능한 축산을 구성하는 세 가지 속성과 세금의 추정계수는 모형과 관계없이 1% 수준에서 유의한 것으로 분석되었다. 추정계수의 부호 또한 경제적 직관과 일치하는 것으로 나타났다. 구체적으로 연간 세금의 추정계수는 모든 축종에서 0보다 작은 것으로 계측되었다. 이는 같은 조건일 경우 응답자들이 세금 부담액 큰 대안보다 세금 부담액이 작은 대안을 선호했음을 의미한다. 또 지속가능한 축산을 구성하는 속성에 대응하는 추정계수 역시 양의 값을 가지는 것으로 계측되었다.

표 3. 혼합로짓모형 분석 결과

변수	돼지		소		닭	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
연간세금	-0.00006 (0.0000)***	-0.00005 (0.0000)***	-0.00007 (0.0000)***	-0.00005 (0.0000)***	-0.00007 (0.0000)***	-0.00005 (0.0000)***
동물복지 평균	2.0341 (0.1772)***	2.0178 (0.1768)***	1.9860 (0.1903)***	1.9820 (0.1900)***	2.2012 (0.1978)***	2.1298 (0.1915)***
유기축산물 평균	1.9932 (0.1800)***	1.9277 (0.1783)***	2.1680 (0.1958)***	2.0762 (0.1890)***	2.2734 (0.2005)***	2.1260 (0.1928)***

(계속)

변수	돼지		소		닭	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
경축순환 평균	1.8524 (0.1683)***	1.6993 (0.1578)***	1.8132 (0.1821)***	1.6776 (0.1727)***	1.9605 (0.1877)***	1.7519 (0.1683)***
동물복지 표준편차	2.7399 (0.2067)***	2.5833 (0.2126)***	3.0511 (0.2346)***	2.8864 (0.2444)***	3.1178 (0.2380)***	2.8347 (0.2430)***
동물복지 표준편차	3.0660 (0.2196)***	2.9974 (0.2415)***	3.2195 (0.2349)***	3.0935 (0.2462)***	3.2250 (0.2398)***	3.0970 (0.2561)***
경축순환 표준편차	2.8459 (0.2084)***	2.4988 (0.2123)***	3.1430 (0.2324)***	2.7964 (0.2346)***	3.2300 (0.2392)***	2.7247 (0.2348)***
AIC	4196.766	4083.223	4150.067	4072.842	4161.193	4042.086
응답자 수	709		708		713	

주: () 표준오차를 뜻함. 모형 2는 모형 1과는 달리 임의파라미터 간의 상관관계를 허용하였음. *** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.1$. 본 연구에서는 임의파라미터들의 정규 분포를 가진다고 가정함. 이에 따라 추정 결과 역시 정규 분포를 구성하는 평균과 표준편차로 구성됨.

모형 1을 기준으로 할 경우 돼지는 동물복지의 평균에 대응되는 추정계수가 다른 속성의 평균에 대응하는 추정계수에 비해 큰 것으로 나타난 반면, 소는 유기축산물 평균의 추정계수가 다른 속성의 평균에 대응하는 추정계수에 비해 큰 것으로 추정되었다. 이는 응답자들이 돼지는 적절한 사육 여건 제공에, 소는 안전한 식품공급에 더 민감하게 반응함을 의미한다. 마지막으로 닭은 적절한 사육 여건 제공과 안전한 식품공급의 추정치가 거의 일치하는 것으로 분석되었다. 이러한 결과들은 살충제 계란 파동으로 인해 동물복지와 축산물 안전에 대한 국민들의 높아진 관심이 반영된 것으로 해석할 수 있다.

모형 2는 모형 1과 구성은 같지만 임의파라미터 간의 상관관계를 허용했다는 점에서 모형 1과 차별된다. 분석 결과에 따르면 임의파라미터 간의 상관관계가 존재하며, 이를 모형에 반영할 경우 모형의 추정계수 부호와 유의성에는 변화가 없으나 모형의 적합도(AIC)가 향상되는 것으로 분석되었다.

앞서 언급하였듯이 모형 3은 응답자의 특징과 속성 변수와의 교차항을 통해 응답자의 특징이 각 속성에 대한 응답자의 선호와 지불 의사에 미치는 영향을 통제하였다. 또한 모형 2와 같이 임의파라미터 간의 상호관계를 허용하여 모형의 적합도를 향상시켰다. 모형 3을 바탕으로 지속가능한 축산을 구성하는 속성과 응답자의 특징 간의 교차항을 분석한 결과는 다음과 같다<표 4>. 우선 지속가능한 축산을 구성하는 속성들과 소득의 교차항은 세 축종 모두에서 통계적으로 유의하지 않는 것으로

로 분석되었다. 이는 응답자의 소득수준이 지속가능한 축산을 구성하는 속성들에 대한 응답자의 지불 의사에 유의한 영향을 미치지 못함을 의미한다. 둘째, 축산물 구매의 경험이 많을수록 지속가능한 축산을 구성하는 속성들이 응답자의 지불 의사가 큰 것으로 분석되었다. 구체적으로 동물복지와 축산물 주 구매자 간의 교차항, 그리고 경축순환과 축산물 주 구매자 간의 교차항은 모든 축종에서 통계적으로 유의하며, 응답자의 지불 의사에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유기축산과 축산물 구매자 간의 교차항 역시 닭을 제외한 모든 축종에서 응답자의 지불 의사에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 유기축산과 성별 간의 교차항, 그리고 경축순환과 성별 간의 교차항은 닭을 제외한 모든 축종에서 응답자의 지불 의사에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 동물 복지과 성별 간의 교차항은 축종에 관계없이 통계적으로 유의하며, 응답자의 지불 의사의 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성이 남성보다 지속가능한 축산에 대한 지불 의사가 큼을 의미한다. 마지막으로 지속가능한 축산을 구성하는 속성에 대한 사전 지식과 경험 역시 지속가능한 축산에 대한 지불 의사에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 소와 돼지의 경우, 지속가능한 축산을 구성하는 속성에 대한 사전 지식이 많을수록 지속가능한 축산의 각 속성에 대한 지불 의사가 증가하는 것으로 나타났다. 또한 경축순환에 대한 지불 의사는 축종에 관계없이 응답자 거주지 주변에 축사가 존재할수록 증가하는 것으로 나타났다.

표 4. 응답자의 특징을 고려한 혼합로짓모형 분석 결과(모형 3)

변수		돼지		소		닭	
연간세금		-0.00005	(0.0000)***	-0.00005	(0.0000)***	-0.00005	(0.0000)***
동물복지 평균		2.93897	(0.6299)***	3.15338	(0.6700)***	1.60883	(0.6393)***
유기축산물 평균		2.32117	(0.6943)***	2.45434	(0.7177)***	2.85331	(0.7022)***
경축순환 평균		1.65181	(0.3647)***	1.48335	(0.3877)***	1.72598	(0.3856)***
동물복지 표준편차		2.53283	(0.2107)***	2.75030	(0.2363)***	2.68376	(0.2423)***
동물복지 표준편차		2.91761	(0.2341)***	2.97557	(0.2342)***	2.99933	(0.2476)***
경축순환 표준편차		2.36953	(0.2026)***	2.70832	(0.2205)***	2.53070	(0.2147)***
교 차 항	동물복지×소득	-0.06332	(0.0596)	0.09856	(0.0651)	0.03597	(0.0575)
	동물복지×성별	-0.56960	(0.2753)**	-0.70395	(0.2880)**	-0.58400	(0.2811)**
	동물복지×축사 여부	0.75935	(0.5209)	-0.27754	(0.5908)	-0.31834	(0.6433)
	동물복지×축산물 주 구매자	0.73452	(0.2994)**	0.44488	(0.3186)**	1.35883	(0.3265)***
	동물복지× 동물복지에 대한 사전 지식	-0.34292	(0.1575)**	-0.54847	(0.1664)**	-0.10222	(0.1558)
	유기축산물×소득	0.05539	(0.0621)	-0.03039	(0.0663)	-0.03304	(0.0603)

(계속)

변수		돼지		소		닭	
교 차 항	유기축산물×성별	-0.52429	(0.2932)*	-0.37653	(0.2962)*	-0.37778	(0.2983)
	유기축산물×축사 여부	0.57098	(0.5599)	0.36037	(0.5885)	-0.20095	(0.6773)
	유기축산물×축산물 주 구매자	0.90261	(0.3206)***	0.76974	(0.3302)***	0.45309	(0.3364)
	유기축산물× 유기축산물에 대한 사전 지식	-0.34996	(0.1700)**	-0.22758	(0.1721)**	-0.26109	(0.1720)
	경축순환×소득	-0.03444	(0.0531)	-0.00029	(0.0619)	-0.05935	(0.0535)
	경축순환×성별	-0.48075	(0.2525)*	-0.48126	(0.2744)*	-0.35085	(0.2617)
	경축순환×축사 여부	4.68340	(1.4488)***	1.49551	(1.5329)***	-3.32265	(1.7105)*
	경축순환×축산물 주 구매자	0.50649	(0.2742)*	0.46114	(0.2969)*	0.56503	(0.2971)*
	경축순환×주변 축사로부터 악취와 수질 오염 경험	-2.87231	(0.9536)***	-0.34692	(0.9952)***	1.78859	(1.1027)
임의파라미터 간의 상관관계		있음		있음		있음	
AIC		4059.73		4063.469		4038.447	
설문 참여자		709		708		713	

주: ()는 표준오차를 뜻함. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. 본 연구에서는 임의파라미터들의 정규 분포를 가진다고 가정함. 이에 따라 추정 결과 역시 정규분포를 구성하는 평균과 표준편차로 구성됨.

<표 5>는 축종별 그리고 모형별 지불 의사 추정액을 나타낸다. 우선 모든 지불 의사 추정액이 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 계측되었다. 또한 모형 2와 모형 3의 축종별·속성별 평균 지불 의사가 모형 1의 축종별·속성별 평균 지불 의사에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 축종별 총 지불 의사는 돼지(100,749~118,413원)가 가장 큰 것으로 나타났으며, 닭(97,331~113,871원)과 소(91,871~105,311원)가 그 뒤를 잇는 것으로 나타났다.³

지속가능한 축산의 속성별 평균 지불 의사 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 고품질 안전 식품 공급이 돼지를 제외한 모든 축종에서 가장 큰 평균 지불 의사를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다른 속성에 비해 소비자들이 자신들의 효용에 직접적으로 영향을 미치는 고품질 안전 식품 공급에 큰 지불가치를 가지는 것으로 해석할 수 있다. 적절한 사육 여건을 제공하는 것에 대한 소비자 지불 의사는 돼지와 닭에서 상대적으로 크게 나타났다. 이는 최근 증가하고 있는 돼지·닭과 관련된 가축 질병의 발병과 방제를 위한 살처분에 대한 소비자들의 부정적인 인식이 반영된 결과라

3 지속가능한 축산의 속성의 가치와 관련된 연구는 정민국 외(2011)와 우병준 외(2019)가 있으나, 모두 축산물 인증(예를 들어, 유기 인증, 동물복지 인증 등)과 관련된 소비자 추가적인 지불 의사를 계측하였다. 하지만 선행 연구들의 결과는 1) 정보 가치가 포함된 인증의 가치를 평가하였다는 점, 2) 분석의 단위가 소비자들이 축산물을 소비하는 단위, 예를 들어 삼겹살 500g 등이었다는 점에서 본 연구의 결과와 비교하기에는 한계가 있다.

해석할 수 있다. 환경부하 최소화에 대한 소비자들의 평균 지불 의사는 축종과 관계없이 가장 작은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공공재 성격이 강한 농업이 환경에 미치는 부정적 외부효과 개선에 대한 소비자들의 지불 의사가 다른 속성에 비해 작은 것으로 해석할 수 있다.

표 5. 지불의사 분석 결과

단위: 원

	축종	적절한 사육 여건 제공	고품질 안전식품 공급	환경부하 최소화	총합
모형 1	돼지	34,855 (29,872~39,786)	34,153 (29,193~39,905)	31,741 (26,853~37,104)	100,749
	소	30,576 (25,727~35,365)	33,379 (28,561~38,788)	27,916 (23,163~33,062)	91,871
	닭	33,259 (28,430~38,027)	34,349 (29,778~39,610)	29,622 (24,869~34,790)	97,331
모형 2	돼지	42,158 (35,881~48,593)	40,275 (34,409~47,244)	35,504 (29,832~41,856)	117,937
	소	36,390 (30,489~42,278)	38,119 (33,062~44,213)	30,801 (25,413~36,684)	105,311
	닭	40,369 (34,281~46,500)	40,296 (34,759~46,711)	33,206 (27,766~39,288)	113,871
모형 3	돼지	42,760 (34,014~51,506)	39,733 (31,424~48,041)	35,921 (29,079~42,764)	118,414
	소	34,783 (27,548~42,017)	37,184 (29,939~44,428)	31,609 (25,349~37,870)	103,575
	닭	39,390 (31,473~47,306)	39,868 (32,020~47,716)	34,011 (27,379~40,643)	113,268

주: ()는 95% 신뢰구간을 뜻함. 단, 모형 3의 추정치와 추정치의 신뢰구간은 500번의 비모수적 부트스트래핑을 통해 계측하였다. 축종별로 다른 설문지를 서로 다른 응답자에게 설문하였기 때문에 축종 간의 합을 통해 세 축종 모두를 포함하는 지속가능한 축산에 대한 지불 의사를 계측하는 것은 부분-전체 편향을 발생시킬 수 있음.

4.2. 강건성 검증

본 연구는 설문지의 실효성과 전략적 행위에 관한 질문을 추가하여 설문지 구성에 대해 평가하였다. 선택형 질문 이후 본 설문지의 실효성에 대해 질문한 결과 전체 응답자의 82% 이상이 설문 결과가 정책에 일정 부분 이상 반영될 것이라고 응답하였다. 하지만 선택형 질문 이후 전략적 행위에 대한 질문에는 약 20%가 넘는 응답자가 전략적 행위의 일환으로 선택형 질문의 응답을 수정한 것으로 나타났다.

표 6. 지불 의사 추정치의 강건성 검정(모형 3 기준)

단위: 원

	축종	적절한 사육 여건 제공	고품질 안전식품 공급	환경부하 최소화	합계
모형 3 (전체 표본)	돼지	42,760 (34,014~51,506)	39,733 (31,424~48,041)	35,921 (29,079~42,764)	118,414
	소	34,783 (27,548~42,017)	37,184 (29,939~44,428)	31,609 (25,349~37,870)	103,575
	닭	39,390 (31,473~47,306)	39,868 (32,020~47,716)	34,011 (27,379~40,643)	113,268
실효성	돼지	47,167 (37,891~58,888)	44,846 (35,704~53,925)	40,605 (33,355~48,118)	132,617
	소	41,238 (32,958~49,684)	42,706 (35,149~50,168)	35,286 (28,124~43,586)	119,230
	닭	44,542 (35,971~54,684)	46,894 (38,709~55,752)	41,237 (34,290~49,073)	132,672
전략적 행위	돼지	45,990 (36,493~58,070)	40,358 (29,456~52,627)	34,036 (25,767~43,094)	120,384
	소	30,845 (22,705~39,025)	32,108 (25,303~39,779)	27,005 (20,184~33,934)	89,958
	닭	35,544 (26,948~43,909)	35,721 (27,516~44,715)	32,170 (23,803~40,815)	103,435
실효성+전략적 행위	돼지	51,454 (41,223~64,355)	45,439 (34,845~58,395)	38,980 (29,891~49,817)	135,873
	소	37,114 (28,756~46,178)	38,447 (30,444~46,280)	31,821 (23,834~39,567)	107,383
	닭	39,998 (30,730~49,054)	42,252 (32,740~51,761)	40,959 (32,497~49,714)	123,210

주: ()는 95% 신뢰구간을 뜻함. 축종별로 다른 설문지를 서로 다른 응답자에게 설문하였기 때문에 축종 간의 합을 통해서는 축종 모두를 포함하는 지속가능한 축산에 대한 지불 의사를 계속하는 것은 부분-전체 편향을 발생시킬 수 있음.

<표 6>은 모형 3을 바탕으로 실효성이 있다고 답한 응답자들과 전략적 행위를 하지 않은 것으로 나타난 응답자들을 대상으로 지속가능한 축산에 대한 지불 의사를 분석한 결과를 나타낸다. 분석 결과를 보면 각 속성에 대한 지불 의사 금액은 통계적으로 유의성에 큰 차이가 없는 것으로 분석되었으나, 지속가능한 축산에 대한 지불 의사는 전반적으로 커진 것으로 나타났다. 구체적으로 전략적 행위를 하지 않았으며, 설문 결과가 정책에 반영될 것이라고 응답한 응답자들만을 대상으로 지불 의사를 계속할 경우, 1인당 지속가능한 축산에 대한 지불 의사는 돼지는 135,873원, 소는 107,383원, 닭은 123,210원으로 계속되었다. 이는 <표 6>의 모형 3의 결과보다 작게는 3천 원, 크게는 2만 원 이상 증가한 금액이다. 이러한 결과는 실효성이 높아질수록 바람직하다고 생각되는 정책에 대한 지불 의사가 커지는 것으로 해석할 수 있으며, 이는 Czajkowski et al.(2017)의 연구 결과

와 일치한다. 흥미로운 점은 전략적 행위를 한 응답자들을 제외했을 때 지불 의사 금액의 크기는 <표 5>의 값보다 오히려 작은 것으로 계측되었다는 점이다. 이는 응답자들의 전략적 행위가 지속가능한 축산 정책의 지불 의사 금액에 긍정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

5. 결론

본 연구는 국내 소비자들의 지불 의사 금액을 바탕으로 지속가능한 축산 정책의 확산이 농정의 핵심목표가 될 수 있는 실증적 근거와 그 방향을 제시하고자 하였다. 이런 맥락에서 본 연구의 분석 결과는 다음과 같은 정책적 함의를 도출할 수 있다. 우선 분석 결과에서 가장 크게 눈에 띄는 사실은 지속가능한 축산에 대한 국민(소비자)들의 지불 의사가 상당히 크게 나타났다는 점이다. 구체적으로 추정된 소비자의 지불 의사 금액에 모집단인 20~69세 인구수(2017년 기준 36,961,583명)를 곱하여 모집단 전체의 지불 의사 금액을 계측하면, 양돈의 지속가능한 축산에 대한 국민들의 연간 지불 의사 금액은 3조 7천억 원 ~ 4조 4천억 원에 이르는 것으로 계측되었다. 소는 가장 작은 연간 지불 의사를 가지며, 그 크기는 3조 4천억 원 ~ 3조 9천억 원인 것으로 나타났다. 닭(양계 혹은 산란계)의 지속가능한 축산에 대한 국민들의 지불 의사 금액은 3조 6천억 원 ~ 4조 2천억 원으로 계측되었다. 이는 지속가능한 축산 및 이와 결부된 다원적 기능의 확산에 대한 국민적 요구가 매우 크다는 것을 의미한다. 지속가능한 축산에 대한 사회적 수요가 크다는 것은 농정당국이 농정의 방향을 이러한 수요에 부응하는 형태로 전환하고, 이러한 수요에 부응하는 정책 어젠다 및 프로그램을 개발할 필요가 있음을 의미한다. 이는 축산업계를 포함한 농업계 역시 지속가능성을 개선시키기 위한 방향으로 더 많은 노력을 기울여야 한다는 것을 지칭한다. 마지막으로 분석 결과를 보면 축종별·속성별로 연간 지불 의사가 다르게 추정되었다. 축종별로는 돼지와 관계된 지속가능한 축산에 대한 국민들의 지불 의사가 가장 크게 나타났고, 속성별로는 적절한 사육 여건 제공과 고품질 안전식품 공급에 대한 수요가 환경부하 최소화보다 크게 분석되었다. 따라서 지속가능한 축산 확산을 위한 정책 프로그램 개발 시 본 연구에서 수행한 축종별 또는 속성별 연간 지불 의사, 즉 정책적 수요를 우선순위 방식으로 면밀히 분석하여 프로그램의 도입 순서 또는 예산 배분의 크기 등을 정할 필요가 있다.

향후 지속가능한 축산에 대한 국민들의 수요를 보다 정확히 계측하기 위해서는 다음과 같은 연구가 진행되어야 할 것으로 생각된다. 첫째, 본 연구에서는 사회경제적인 특징뿐만 아니라 농업에 대한 개인의 사전지식 혹은 인식 역시 통제하였다. 하지만 이러한 변수들은 자칫 내생성의 문제를 가질 수 있다. 이에 따라 Czajkowski et al.(2017)가 사용한 하이브리드 혼합로지트모형(hybrid mixed logit model)이나 통제함수(control function)를 이용하여 내생성을 통제해 줄 필요가 있다(Wooldridge 2010: 651-653). 둘째, 대부분의 응답자들이 지속가능한 축산의 속성에 대응하는 대리지표가 적절하게 선택되었다고 응답하였다. 하지만 본 연구에서 이용한 지표들이 지속가능한 축산을 구성하는 속성 각각을 완벽하게 대체할 수는 없으며, 이는 본 설문을 통해 계측된 지속가능한 축산에 대한 응답자의 지불 의사가 실제와 다를 수 있음을 의미한다. 예를 들어 축산업이 주변 환경에 미치는 영향은 매우 광범위하다. 즉, 본 연구에서 이용한 경축순환을 바탕으로 한 분뇨처리는 축산업의 환경적 영향의 일부분이며, 설문 시 축종별 차이를 식별하기에는 한계가 있을 수 있다. 이는 경축순환을 대리지표로 활용하여 지속가능한 축산의 환경적 기능에 대한 지불 의사에 편향이 발생할 수 있음을 의미한다. 따라서 지속가능한 축산을 나타내는 대리지표들을 더욱 발굴하여 이를 활용한 지속가능한 축산에 대한 지불의향 계측 연구를 추가적으로 진행할 필요가 있다. 마지막으로 지속가능한 축산 정책 추진을 위한 더 구체적인 정책적 함의를 얻기 위해 잠재 계층 모형(latent class model)을 이용하여 응답자의 특성(예를 들어, 주변 축사 여부 등)에 따라 구분된 다양한 그룹들의 지불 의사를 비교·분석할 수 있을 것이다.⁴

4 거주지 주변 축사 여부에 따라 구분된 그룹들의 축종별·속성별 지불 의사를 모형 2를 바탕으로 분석한 결과, 축사 여부에 따른 그룹 간 지불 의사에 차이가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 돼지와 소의 경우, 축사 주변에 거주하는 응답자 그룹의 환경부하 최소화 에 대한 지불 의사가 그렇지 않은 그룹에 비해 크게 계측되었다. 또한 축사 주변에 거주하는 응답자 그룹의 지속가능한 축산에 대한 지불 의사가 그렇지 않은 그룹에 비해 크게 나타났다.

참고 문헌

- 공기서, 이충열, 이명훈. 2013. “기후변화를 고려한 논농업의 다원적 기능 가치.” 『농업경영·정책연구』 제40권 제2호. pp. 352-380. UCI : G704-000650.2013.40.2.011
- 권오상, 김기철, 노재선. 2004. “설문조사기법을 이용한 다원적 농업의 범위의 경제성 검증.” 『농업경제연구』 제45권 제2호. pp. 85-110. UCI : G704-000586.2004.45.2.001
- 권오상, 이태호. 2001. 『농업의 다원적 기능 관련 실증분석 방향제시 및 정책 제안』. 농촌진흥청.
- 김동원, 박혜진. 2016. 『농업·농촌에 대한 2016년 국민의식 조사 결과』. D426. 한국농촌경제연구원.
- 김용렬, 정학균, 민자혜. 2013. “농업·농촌의 공익적 가치에 관한 국민 지불의사와 지불금액 평가.” 『KREI 농정포커스』 제53호. 한국농촌경제연구원(2013. 3. 29.).
- 김창길, 정학균, 임평은, 김태훈. 2015. 『양분총량제 도입방안 연구』. C2015-5. 한국농촌경제연구원.
- 김창길, 정학균, 구자춘, 이혜진. 2016. 『유기농업의 비시장적 가치평가』. D428. 한국농촌경제연구원.
- 농림축산식품부. 2017. “농업·농촌 개헌 대응 TF 1차 회의 자료(2017.11).”
- 성재훈, 우성휘. 2017. “농업생산양극화 추이에 대한 연구.” 『산경논문전집』 제8권 제6호. pp. 87-95.
- 양승룡, 임송택, 양혜경, 이춘수. 2012. 『농업·농촌의 가치평가』. 고려대학교 산학협력단. 농촌진흥청.
- 오세익, 김수석, 강창용. 2001. 『농업의 다원적 기능의 가치평가 연구』. C2001-31. 한국농촌경제연구원.
- 오세익, 김동원, 박혜진. 2004. 『농업의 다원적 기능에 대한 국민의식조사』. 한국농촌경제연구원.
- 우병준, 김현중, 서강철, 정세미. 2016. 『국민경제를 고려한 미래 축산정책 개선방안 연구』. C2016-15. 한국농촌경제연구원.
- 우병준, 김현중, 석준호, 김명수. 2019. 『축산업의 사회적 책임 이행 실태와 정책과제(2/2차년도)』. R896. 한국농촌경제연구원.
- 유진채, 공기서, 여순식, 서명철. 2010. “유기농업의 공익 기능에 대한 경제적 가치 평가-실험선택법을 적용하여.” 『한국유기농업학회지』 제18권 제3호. pp. 291-313. UCI : G704-000972.2010.18.3.003
- 유찬희, 조원주, 김선웅. 2018. 『농업의 다원적 기능 확충 방향과 과제』. R844. 한국농촌경제연구원.
- 이병오, 양정희, 김성철. 2012. “지속가능한 축산시스템 구축방안.” 『강원 농업생명환경연구』 제24권 제1호. pp. 46-56.
- 이상영, 신용광, 김영. 2003. “농촌의 다원적 기능에 대한 지불의사 분석.” 『농업경영·정책연구』 제30권 제3호. pp. 524-535. UCI : G704-000650.2003.30.3.003
- 이흥립, 박운선, 권오상. 2015. “편익이전 기법을 이용한 개별 및 지역별 농촌 어메니티 자원의 가치 추정.” 『농업경제연구』 제56권 제3호. pp. 1-26. UCI : G704-000586.2015.56.3.006
- 정민국, 이명기, 황윤재, 김윤형, 김현중, 이용건. 2011. 『축산업 선진화 방안 연구』. C2011-24. 한국농촌경제연구원.
- 지인배, 우병준, 황윤재, 박성진, 김현중, 김원태, 이형우, 김진년, 심민희, 한봉희, 서강철, 정세미, 김명수. 2017. 『축산업의 구조개선 대책 마련 연구』. M153. 한국농촌경제연구원.
- 황영모, 이민수, 신동훈, 배균기. 2016. 『농업·농촌의 다원적 기능과 지원 프로그램 연구』. 전북연구원.
- Bateman, I., Munro, A., Rhodes, B., Starmer, C. and Sugden, R. 1997. “Does part – whole bias exist? An experimental investigation.” *The Economic Journal*. vol. 107, no. 441. pp. 322-332. <https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.1997.160.x>
- Bennett, J., Van Bueren, M. and Whitten, S. 2004. “Estimating society's willingness to pay to maintain viable rural communities.” *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 48, no. 3, pp. 487-512.

- <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2004.00254.x>
- Carlsson, F., Kataria, M. and Lampi, E. 2018. "Demand effects in stated preference surveys." *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 90, pp. 294-302. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2018.06.003>
- CNS-FAO(Swiss National FAO Committee). 2016. *Working towards Sustainable Agriculture and Food Systems*.
- Collins, J.P. and Vossler, C.A. 2009. "Incentive compatibility tests of choice experiment value elicitation questions." *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 58, no. 2, pp. 226-235. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2009.04.004>
- Colombo, S., Hanley, N. and Calatrava-Requena, J. 2005. "Designing policy for reducing the off-farm effects of soil erosion using choice experiments." *Journal of Agricultural Economics*. vol. 56, no. 1, pp. 81-95. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2005.tb00123.x>
- Czajkowski, M., Vossler, C.A., Budziński, W., Wiśniewska, A. and Zawajska, E. 2017. "Addressing empirical challenges related to the incentive compatibility of stated preferences methods." *Journal of Economic Behavior & Organization*. vol. 142, pp. 47-63. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2017.07.023>
- de Bekker-Grob, E.W., Ryan, M. and Gerard, K. 2012. "Discrete choice experiments in health economics: a review of the literature." *Health economics*. vol. 21, no. 2, pp. 145-172. <https://doi.org/10.1002/hec.1697>
- Egan, K.J., Corrigan, J.R. and Dwyer, D.F. 2015. "Three reasons to use annual payments in contingent valuation surveys: Convergent validity, discount rates, and mental accounting." *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 72, pp. 123-136. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2015.05.002>
- Grammatikopoulou, I., Pouta, E., Salmiovirta, M. and Soini, K. 2012. "Heterogeneous preferences for agricultural landscape improvements in southern Finland." *Landscape and Urban Planning*. vol. 107, no. 2, pp. 181-191.
- Hole, A. R. 2015. "DCREATE: Stata module to create efficient designs for discrete choice experiments." Statistical Software Components S458059. Boston College Department of Economics. revised 25 Aug 2017.
- Hole, A. R. 2007. "MIXLOGIT: Stata module to fit mixed logit models by using maximum simulated likelihood." Statistical Software Components S456883. Boston College Department of Economics. revised 20 Apr 2016.
- Johnston, R.J., Boyle, K.J., Adamowicz, W., Bennett, J., Brouwer, R., Cameron, T.A., Hanemann, W.M., Hanley, N., Ryan, M., Scarpa, R. and Tourangeau, R. 2017. "Contemporary guidance for stated preference studies." *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*. vol. 4, no. 2, pp. 319-405. <https://doi.org/10.1086/691697>
- Jourdain, D. and Vivithkeyoonvong, S. 2017. "Valuation of ecosystem services provided by irrigated rice agriculture in Thailand: a choice experiment considering attribute nonattendance." *Agricultural Economics*. vol. 48, no. 5, pp. 655-667. <https://doi.org/10.1111/agec.12364>
- Kallas, Z., Gómez-Limón, J.A. and Arriaza, M. 2007. "Are citizens willing to pay for agricultural multifunctionality?" *Agricultural Economics*. vol. 36, no. 3, pp. 405-419. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2007.00216.x>
- Kijlstra, A. and Eijck, I.A.J.M., 2006. "Animal health in organic livestock production systems: a review." *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*. vol. 54, no. 1, pp. 77-94.
- Krinsky, I. and Robb, A.L. 1986. "On approximating the statistical properties of elasticities." *The Review of Economics and Statistics*. vol. 68, no. 4, pp. 715-719. <https://doi.org/10.2307/1924536>
- Oehlmann, M., Meyerhoff, J., Mariel, P. and Weller, P. 2017. "Uncovering context-induced status quo effects in choice experiments." *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 81, pp. 59-73.

<https://doi.org/10.1016/j.jeem.2016.09.002>

- Sangkapitux, C., Suebpongsang, P., Punyawadee, V., Pimpaoud, N., Konsurin, J., and Neef, A. 2017. "Eliciting citizen preferences for multifunctional agriculture in the watershed areas of northern Thailand through choice experiment and latent class models." *Land Use Policy*. vol. 67, pp. 38-47. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2017.05.016>
- Train, K.E. 2009. *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge university press.
- Vossler, C.A., Doyon, M. and Rondeau, D. 2012. "Truth in consequentiality: theory and field evidence on discrete choice experiments." *American Economic Journal: Microeconomics*. vol. 4, no. 4, pp. 145-171. <https://doi.org/10.1257/mic.4.4.145>
- Wooldridge, J.M. 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

OECD Data. <<https://data.oecd.org/agrland/nutrient-balance.htm>>. 검색일: 2020. 9. 8.

원고 접수일: 2020년 07월 20일
원고 심사일: 2020년 08월 04일
심사 완료일: 2020년 09월 24일

커피 생두의 계절별 수요 분석

주준형* 남경수** 안병일***

Keywords

선형근사 준이상수요체계(Linear Approximated Almost Ideal Demand System), 커피 소비(coffee consumption), 수요의 가격 탄력성(price elasticity of demand), 수요의 교차 가격 탄력성(cross price elasticity of demand), 지출 탄력성(expenditure elasticity), 지출 비중(expenditure share)

Abstract

This study analyzes the demand for coffee green beans from the top five countries based on the amount of domestic imports using the Linear Approximated Almost Ideal Demand System (LA/AIDS). According to the analysis, own/cross-price elasticities of coffee green beans turn out to be below 1. Thus, coffee green beans in Korea are analyzed as goods whose consumption (import) does not change significantly due to price changes. The results of own-price elasticity indicate Vietnam, Brazil and Ethiopian coffee green beans are consumed in summer when iced coffee is mostly consumed. On the other hand, Colombian, Guatemalan coffee green beans are consumed in the market in winter when hot coffee is mainly consumed. Next, as a result of analyzing preferences using expenditure elasticity, coffee green beans from Ethiopia and Guatemala are preferred in summer and coffee green beans from Vietnam, Brazil, and Colombia are preferred in winter. It is analyzed that there is no clear correlation between the harvest season and the preference for coffee green beans at the time.

차례

- | | |
|-----------------------------|------------|
| 1. 서론 | 3. 연구 방법 |
| 2. 커피 생두의 특성 및 국내 수입, 소비 특성 | 4. 분석 결과 |
| | 5. 요약 및 결론 |

* 한국농촌경제연구원 위촉연구원, 제 1저자

** 고려대학교 식품자원경제학과 박사과정, 제 2저자

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

1. 서론

커피는 국내 식품 소비에서 점점 그 비중과 중요도가 높아져 온 품목이다. 한국은 서구화된 식생활과 외식문화의 확산으로 인해 커피 소비가 지속적으로 증가하여 2018년 기준, 세계 커피 수입량에서 6위를 차지할 정도로 높은 커피 소비량을 보여주고 있다(현대경제연구원 2019). 국내 커피 시장의 규모는 2018년 약 6조 8천억 원에서 2023년에는 약 8조 6천억 원까지 성장할 것으로 전망되고 있으며, 2020년 현재 운영 중인 커피 업체 수는 8만 3천여 개로(한국경제신문 2020), 국내 외식 업종 중 한식, 치킨에 이어 세 번째로 많은 것으로 나타났다(KB금융지주 경영연구소 2019).

현재 한국 커피 시장에서는 개인이 직접 원두를 구매하거나, 캡슐 커피를 이용해 ‘홈카페’를 즐기는 등 여러 가지 소비 행태가 등장하고 있으며, 커피에 관한 소비자들의 지식 수준이 크게 높아진 상황이다(한국농촌경제연구원 2017). 또한 스페셜티(Specialty) 커피¹로 대표되는 고급 커피 시장이 점차 대중화(현대경제연구원 2019)되고 있으며, 가격이 다소 높더라도 점차 새롭고 고급스러운 맛을 찾는 소비자들이 증가하고 있다(한국경제신문 2020). 미국의 대표적인 커피 체인점 스타벅스의 프리미엄 브랜드인 ‘스타벅스 리저브(Starbucks Reserve)’의 국내 매장 확대나 지난 2019년 한국에 입점한 미국의 유명 스페셜티 커피 전문점인 ‘블루 보틀(Blue Bottle)’이 현재까지도 화제가 되고 있는 것을 그 예로 들 수 있다. 이와 같이 고급 커피에 대한 수요가 증가하면서 고급 커피와 일반 커피의 가격이 최대 27배까지 차이가 나는 등 산업 내 가격 차별화 마케팅도 쉽게 찾아볼 수 있다(현대경제연구원 2019).

커피 소비량의 증가, 그리고 국내의 다양한 커피 소비 트렌드와 더불어 자연히 한국 전체 커피류 수입량 중 90%를 차지하는 커피 생두의 수입량 역시 크게 증가해 왔으며, 지난 2019년 국내 커피 수입량은 16만 8천여 톤으로 역대 최고치를 경신한 바 있다. 하지만 실상 한국의 기후조건은 커피 생두 생산에 적합하지 않은데, 국내에서도 커피 재배가 소규모로 이루어지고는 있으나 그 규모는 매우 영세한 상황이며(한국농촌경제연구원 2014), 국내에서 유통되는 커피 관련 제품의 원재료는 99% 수입에 의존하고 있다(한국농수산식품유통공사 2013). 따라서 국내 커피 업계의 산업 안정성

1 지리나 기후, 생산지 등 선별된 재배 환경에서 재배된 커피 생두 중 ‘미국 스페셜티 커피 협회(Specialty Coffee Association of America: SCAA)’의 평가에서 기준점수인 80점 이상을 받은 커피를 뜻함.

을 확립하고, 나아가 관련 산업에 대한 종사자들의 이해도를 높이며 향후 마케팅 전략 마련에 활용할 만한 근거 자료를 제공할 필요성이 있다는 점에서 국내 커피 수요 체계에 대한 정치한 분석이 이루어져야 할 것으로 판단된다.

비단 국내뿐만 아니라 세계적으로도 점차 확대돼 가는 커피 시장의 규모에 맞게, 커피 소비 및 수요 체계에 대한 경제학적 연구도 국외의 경우 다수 진행되었다(E.W. Goddard et al. 1989; Daniel et al. 1997; Alamo et al. 2012). 이러한 연구는 대체적으로 농축수산물의 수요 체계 분석(J.S. Eales et al. 1988; Koo et al. 1993; Andino et al. 2004; Grant et al. 2010)에 높은 빈도로 사용돼 온 준이상수요체계(Almost Ideal Demand System: AIDS)를 이용하여 이루어졌는데, 모두 커피 생두의 원산지별로 2개 이상 국가들의 커피 생두 관련 데이터를 1개의 국가에서 수입된 것처럼 합하여 수요 체계를 분석하였다는 특징이 있다.

국내의 경우 신선영 외(2007), 조예원 외(2018), 김귀영 외(2019), 정선미 외(2019), 김명관 외(2020) 그리고 김현주 외(2020) 등이 경영학 또는 관광학적 측면에서 커피 소비 행태를 분석한 연구 이외에 커피 수요를 경제학적으로 분석한 연구는 많이 이루어지지 않은 것으로 보인다. 현재까지 국내에서 수행된 커피 수요와 관련된 경제학적 연구는 이명환 외(2014)와 지정훈 외(2019)의 연구에 한정되어 있다.

이명환 외(2014)는 커피 수요 분석에 있어 국내 연구 중 농축수산물 또는 식품의 수요 체계를 분석한 김병호 외(1995), 이계임 외(1999), 양승룡 외(2000), 이상덕 외(2003), 윤성민 외(2003), 김성용 외(2014)의 연구와 같이 준이상수요체계(AIDS) 모형을 사용하였다. 이 연구에서는 담배, 주류와 커피를 하나의 모형 안에 묶어 커피 수요를 분석하였다. 해당 연구에서는 상기한 해외 선행연구들이 택한 접근법과 유사하게 커피의 가공 형태나 원산지에 대한 구분 없이 국내에서 소비되는 모든 종류의 커피를 “커피류”로 통합(aggregation)하여 추정하였다. 따라서 해당 연구에서 도출된 가격 탄력성들은 조제 커피나 액상 커피, 또는 인스턴트 커피와 같이 다양한 형태로 소비되는 실제 커피에 대한 탄력성들과는 차이가 있을 가능성이 있다. 다음으로 지정훈 외(2019)는 Rotterdam 수요 함수를 이용해 한국이 수입하는 커피 생두들 간의 탄력성을 도출하였다. 하지만 해당 연구 역시 국내로 수입되는 커피 생두 각각의 수요를 추정하지는 않고, 일부 특정 원산지의 커피 생두들은 하나의 원산지에서 수입된 것처럼 자료를 통합하여 수요를 추정하였다.

국내 및 해외의 커피 수요에 관련한 선행연구와 본 연구는 다음과 같은 차별성을 가진다. 첫 번째,

본 연구는 선행연구와 달리 분석 대상이 되는 커피 생두들 모두를 원산지별로 구별하여 수요 체계를 분석하였다. 두 번째, 커피 생두 수입량의 계절적 패턴 변화를 월별, 계절 더미변수를 활용하는 방식으로 모형 내에 고려하여 계절별로 원산지별 커피 생두들 사이의 대체, 보완, 또는 독립 관계를 분석하였다. 이를 통해, 계절에 따라 특정 원산지의 커피 생두가 다른 원산지의 커피 생두와 쉽게 대체되어 특정 계절에 수입선이 바뀔 수 있는 경우도 확인하고자 하였다. 나아가 본 연구에서는 계절별 지출 탄력성의 분석 결과를 국내로 수입되는 커피 생두들의 원산지별 수확기와 비교하여 커피 생두의 수확기에 따른 국내 커피 생두의 수입 수요의 변화가 존재하는지를 살펴보았다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 국내 커피 수입 및 소비 특성을 살펴보고, 제3장에서는 연구 방법 및 분석 모형인 선형근사 준이상수요체계(Linearly Approximated Almost Ideal Demand System: LA/AIDS)모형을 이용한 수요 추정 방식, 그리고 이를 바탕으로 가격 탄력성의 산출식들을 설명한다. 제4장에서는 추정된 수요 함수의 계숫값들을 이용해 탄력성들을 산출하여 커피 생두의 수요 체계를 살펴보고, 이어서 제5장의 요약 및 결론에서는 제4장에서 분석된 결과값들을 이용하여 관련 업계가 참고할 만한 시사점들을 도출하였다.

2. 커피 생두의 특성 및 국내 수입, 소비 특성

2.1. 국내 수입 커피 생두의 품종별 특성

커피는 꼭두서니과(Rubiaceae) 코페아속(Coffea)에 속하는 농산물로 공식적인 품종의 수만 103종에 달하는데, 그중 대표적으로 생산되는 품종은 전 세계 커피 생산량 중 76%를 차지하는 아라비카(Arabica)와 약 20% 정도의 생산량을 나타내는 로부스타(Robusta-Canephora) 품종이다(한국농촌경제연구원 2012).

아라비카 품종의 경우 열대나 아열대 고지대에서 생산되며 병충해 및 질병에 노출되기 쉬워 재배 요구 조건이 까다롭기 때문에 단수가 낮고 생산비는 높다는 특징을 가진다. 하지만 이 품종은 식물학적으로 커피의 향미를 특징짓는 염색체의 수(44개)가 많아 향미가 우수하고, 단맛, 신맛, 감칠맛

등 다채로운 맛이 뚜렷한 성질로 인해 소비자들의 선호도가 높다. 본 연구에서 분석 자료로 쓰인 아라비카 품종 커피 생두는 콜롬비아, 에티오피아, 그리고 과테말라산 커피 생두이다. 이 커피 생두들 중 콜롬비아산은 균형 잡힌 풍부한 맛과 산미로 인해 높은 등급의 커피로 여겨지고, 에티오피아산은 과일, 와인과 같은 뚜렷한 개성의 향미를 가진 커피, 과테말라산은 화산지형에서 재배가 이루어지는 특성상 고급 스모크 커피²가 유명하다(한국농수산식품유통공사 2019).

반면, 로부스타 품종의 경우 저지대에서 재배가 가능하며 습도와 병충해에도 강한 면역력을 갖고 있기 때문에 재배 조건이 까다롭지 않아(한국농촌경제연구원 2012) 아라비카 품종에 비해 단수가 높고, 생산비는 낮게 형성되는 특징을 가진다. 하지만 커피의 향미를 결정짓는 염색체의 수가 아라비카 품종의 절반(22개)인 관계로 향미가 상대적으로 다양하지 않고, 쓴맛이 다소 강한 편이다. 따라서 주로 인스턴트 커피 또는 아이스 커피의 원료로 이용되거나(한국농촌경제연구원 2014) 아라비카 품종의 커피 생두를 볶을 때(로스팅 시) 향미 증진의 재료로써 사용되는 경우가 많다(김기동 2011). 본 연구에서 분석 자료로써 사용된 로부스타 품종 커피 생두는 베트남, 그리고 브라질산으로 두 커피 생두 모두 특징적인 향미가 강하지 않지만 맛의 균형이 좋아 블렌드용으로 적합하다고 평가되고 있다(한국농수산식품유통공사 2019).

2.2. 한국의 커피 생두 수입 특성

본 연구는 앞서 살펴본 5개의 커피 생두(베트남, 브라질, 콜롬비아, 에티오피아, 그리고 과테말라산)들을 대상으로 분석을 진행하였으며 선정 기준으로 국내로 수입되는 커피 생두들의 수입 금액을 사용하였다. 그런데 커피 생두는 생산국들의 기후 특성에 따라 수확기가 다르다는 특징을 가지므로 분기별로 각각 국내 수입량의 변화가 존재할 가능성이 높다. 앞서 언급한 커피 생두 생산국들의 수확기는 아래 <표 1>과 같이 정리할 수 있다. 베트남, 에티오피아, 과테말라와 같이 북반구에 위치한 국가들은 주로 겨울철에 커피 생두를 수확하는 반면 브라질, 콜롬비아와 같이 남반구에 위치한 국가들은 각기 다른 계절에 커피 생두를 수확하고 있다.

² 타는 듯한 향을 가진 커피

표 1. 커피 생두 생산국별 수확기

	베트남	브라질	콜롬비아	에티오피아	과테말라
수확기	겨울 (1~4월)	여름 (5~9월)	봄, 겨울 (10~2월, 4~6월)	겨울 (10~2월)	겨울 (1~3월)

자료: 두산백과 doopedia(<http://www.doopedia.co.kr/index.do>). 검색일: 2020. 6. 2.

먼저, 아래 <표 2>에서 지난 8년간 국내로 수입된 분기별 각 커피 생두의 단가를 살펴보면, 여름철에 해당하는 3분기에 모든 커피 생두에 대한 단가가 가장 높게 형성되었으며, 연중 내내 국내 수입 단가가 일정한 브라질과 콜롬비아산 커피 생두를 제외한 나머지 국가의 커피 생두는 모두 수확기에 국내 수입 단가가 가장 낮게 형성돼 왔음을 확인할 수 있다.

표 2. 분기별 커피 생두의 단가(2011년 1월 ~ 2018년 12월)

		베트남 (겨울)	브라질 (여름)	콜롬비아 (봄, 겨울)	에티오피아 (겨울)	과테말라 (겨울)	기타국
가격 (단가)	3분기(여름)	2,063	3,518	4,183	5,053	5,048	4,088
	2/4분기(봄/가을)	2,044	3,462	4,123	4,936	4,879	3,982
	1분기(겨울)	1,965	3,516	4,146	4,496	4,527	3,903

주: 괄호 안의 계절은 해당 커피 생두의 수확기를 의미함.

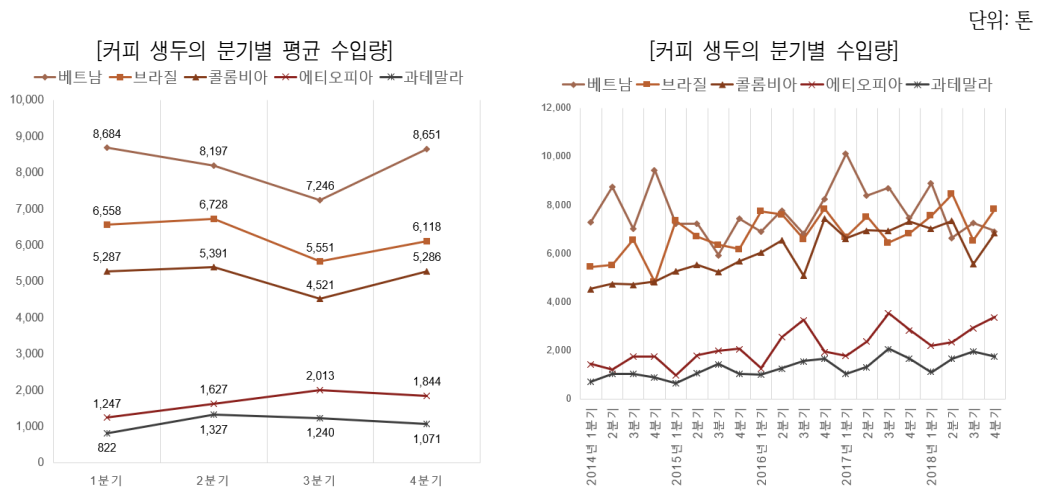
자료: 관세청(<https://unipass.customs.go.kr>). 검색일: 2019. 12. 12.

상기한 5개 커피 생두들의 분기별 평균 수입량을 나타내는 <그림 1>을 살펴보면, 여름철에 해당하는 3분기에 국내 전체 생두 수입량의 60% 이상을 차지하는 베트남, 브라질, 콜롬비아산 커피 생두들의 수입량이 감소하는 것을 확인할 수 있다. 직관적으로, 베트남이나 콜롬비아는 각각 수확기가 여름철이 아니므로 해당 현상에서 특이한 점을 찾을 수 없지만, 여름철이 주 수확기인 브라질산 커피 생두의 경우 해당 시기인 여름(3분기)에 평균 수입량이 가장 낮게 나타난 것은 반직관적이라 할 수 있다. 이와 유사하게 수확기가 겨울철인 에티오피아, 과테말라산 커피 생두는 오히려 겨울철에 수입량이 가장 적고, 에티오피아산 커피 생두 같은 경우 여름철에 평균 수입량이 가장 높게 나타났다.

다음으로, 지난 5년간(2014~2018년) 분기별 한국의 커피 생두 수입량을 살펴보면 베트남, 브라질산 생두 수입량의 경우 연간 주로 한 개에서 두 개의 봉우리가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 하지만 이 두 국가의 커피 생두 수확기인 겨울철(1분기)이나 여름철(3분기)에는 수입량에 있어 어떠한 패턴을 나타내지는 않는 것으로 보인다. 콜롬비아는 커피 재배에 있어 두 번의 수확기가 존재하는

데, 해당 커피 생두 수입량의 경우에도 명확한 계절적 수입 패턴은 없는 것으로 판단된다. 반면 수확기가 겨울철인 에티오피아와 과테말라산 커피 생두의 경우, 여름철에 해당하는 3분기에 일정하게 수입량이 증가하는 것을 확인할 수 있으며, 수확기인 겨울철에 해당하는 1분기에는 앞서 살펴본 평균 수입량과 같이 오히려 국내 수입량이 감소해 다소 직관적이지 않은 수입 패턴을 갖는 것으로 보인다. 생산 국가에서 커피 생두가 수확된 후 선적되어 수입 국가에 도달하기까지 2개월가량(아프리카의 경우 약 3개월) 시간이 소요될 수 있다는 것을 감안하더라도, 해당 분기별 수입량 자료는 단순히 주요 수확기에 맞물려 해당 커피 생두의 수입량이 증가하는 것이 아니라는 것을 방증한다고 할 수 있다. 즉, 커피 생두의 국내 수입 패턴은 생산 국가의 수확기와 별개로 국내 커피 업계 및 소비자들의 커피 수요(수입) 특성이 반영된 결과일 가능성이 있다고 판단된다.

그림 1. 분기별 및 국가별 생두 수입량(2014~2018년)



자료: 한국농수산물유통공사(2019), 관세청(<https://unipass.customs.go.kr>) 수입량 자료(2019)를 이용하여 재구성함.

2.3. 커피 생두의 국내 유통 및 국내 커피 소비의 특성

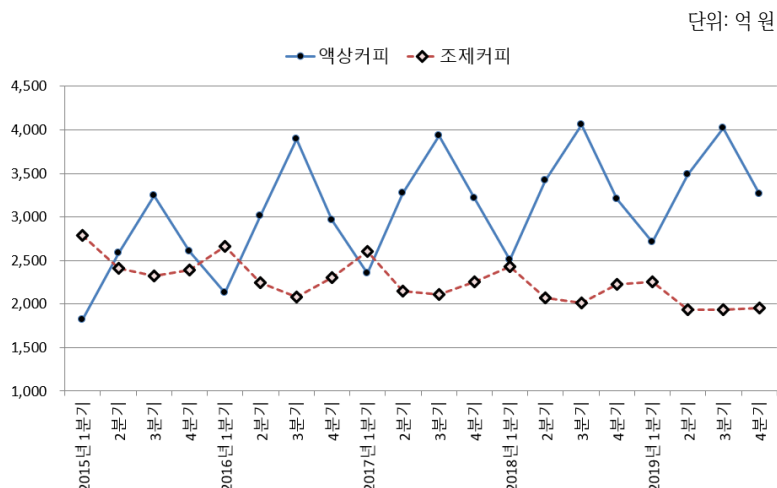
국내 커피 업계의 주원료로써 수입되는 커피 생두의 유통은 크게 커피 제조기업과 커피전문점을 중심으로 이루어지고 있다(한국농수산물유통공사 2019).³ 그런데 이러한 커피 생두가 최종재인

³ 2018년 기준 커피 제조기업과 커피전문점의 시장규모는 각각 2.5조 원, 4.3조 원으로 집계됐으며, 특히 커피전문점의 시장규모는

커피로 가공·제조된 후 차갑거나(Iced) 따뜻한(Hot) 온도로 소비된다는 특성상 계절에 따라 각기 다른 형태(Iced/Hot)의 커피가 소비자들에게 선호되고 있을 가능성이 있다. 예를 들어 커피 제조기업에서 대표적으로 판매되는 커피의 형태인 액상 커피와 조제 커피의 매출액을 살펴보면, <그림 2>에서와 같이 계절(분기)별로 일정한 패턴을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 주로 아이스 커피나 캔커피와 같이 차가운 형태로 소비되는 액상 커피의 경우 여름철인 3분기에 매출액이 가장 높고, 겨울철에 해당하는 1분기에 가장 낮은 매출액을 나타낸다. 반면 분말 형태의 커피 믹스와 같이 대체로 따뜻한 형태로 소비되는 조제 커피의 경우, 액상 커피와 달리 겨울철인 1분기에 가장 높은 매출액을 보이며, 여름철에 해당하는 3분기에는 매출액이 연중 가장 낮게 집계돼 온 것을 확인할 수 있다.

소비자가 구매하는 커피의 형태(Iced/Hot)는 물론 개개인의 기호나 상황에 따라 계절과 무관하게 불규칙적으로 나타날 수 있다. 하지만 계절(분기)에 따라 상이한 형태를 나타내는 액상 커피와 조제 커피의 매출액 추이로 미루어볼 때, 소비자들은 커피 제조기업이 생산한 커피뿐만 아니라 커피전문점에서 커피를 소비할 때도 일반적으로 여름철에는 아이스 커피를, 겨울철에는 따뜻한 커피를 선호한다고 전제할 수 있다.

그림 2. 커피 소매점의 분기별 매출액 추이(2015~2019)



자료: 한국농수산물유통공사. FIS 식품산업통계정보(품목별 POS 소매점 매출액) 자료를 재구성함.

2016년 3.5조 원으로 2년 새 매출액이 약 22% 증가한 것으로 나타남.

3. 연구 방법

3.1. 분석 모형

본 연구에서는 한국 커피 업계의 커피 생두에 관한 수요분석을 위해 Deaton and Muellbauer(1980)가 PIGLOG(Price Independent Generalized Logarithmic) 형태의 선호를 가정하여 도출한 준이상수요체계(Almost Ideal Demand System: AIDS) 모형을 사용하였다. 이 모형은 Rotterdam 수요 모형과 트랜스로그 수요 모형의 장점을 선형지출모형(Linear Expenditure System: LES)의 추정 방식과 결합한 것으로, 동시에 여러 가지 품목에 대한 수요 체계를 분석함에 범용성이 높아 원산지별 커피 생두들의 수요 분석에 적합한 특성을 가진다고 판단된다. 이 수요 모형을 이용할 경우 자체 가격 탄력성뿐만 아니라 교차가격 탄력성을 도출할 수 있어 품목 간 경쟁 관계에 대한 함의도 이끌어 낼 수 있으며, 지출 탄력성 또한 도출이 가능하여 필수재/사치재 여부에 대한 논의도 가능하다는 장점이 있다. 이 수요 모형은 고정된 가격 내에서 소비자가 특정 효용을 얻는 데 소요되는 지출을 최소화하는 지출함수를 기반으로 하는 특징을 가지며 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다. 이 식에서 w_i 는 품목 i 에 대한 지출 비중, p_j 는 품목 j 의 가격을 나타내며, α_i , γ_{ij} , 그리고 β_i 는 수요자(또는 소비자)의 효용 및 지출 함수와 관련된 매개변수에 해당한다. 식 (2)의 경우 가격지수 P 의 트랜스로그 형태를 의미하며 이러한 AIDS 모형의 세 가지 제약식은 아래 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{E}{P} \right)$$

$$(2) \quad \ln P = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

$$(3) \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 : \text{Adding-up}$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 : \text{Homogeneity}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} : \text{Symmetry}$$

단, 앞서 살펴본 식 (2)의 경우, 비선형인 형태를 띠고 있기 때문에 이를 포함한 식 (1), 즉 AIDS 모형의 기본 형태를 이용하여 수요 체계를 추정한다면 다중공선성 문제가 발생할 수 있다. 그러므로 가격지수인 P 대신 스톤 가격지수(Stone price index)인 P^* 를 대입하여 아래의 식 (4)와 같은 선형(근사)화된(LA: Linearly Approximated) 형태의 AIDS모형을 사용해 수요를 추정한다.

$$(4) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{E}{P^*} \right)$$

$$\text{단, } \ln P^* = \sum_{k=1}^n w_k \ln p_k$$

먼저, 계절성을 고려하지 않고 월별 효과를 고려한 더미변수(d_i)와 습관적 소비⁴를 반영한 전기의 지출 비중($w_{i,t-1}$)만을 추가하여 수요 분석을 실시한 모형은 식 (4-1)과 같다. 다음으로, 국내 커피 생두 수요 체계를 계절별로 분석하기 위해 계절 더미변수를 추가한 식은 식 (4-2)와 같이 쓸 수 있다.⁵

$$(4-1) \quad w_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{E}{P^*} \right) + \sum_{i=1}^{11} \xi_i d_i + \phi_i w_{i,t-1}$$

$$(4-2) \quad w_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{E}{P^*} \right) + D^{\text{여름}} \left\{ \sum_{j=1}^n \theta_{ij} \ln p_j + \sigma_i \ln \left(\frac{E}{P^*} \right) \right\} + D^{\text{겨울}} \left\{ \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} \ln p_j + \tau_i \ln \left(\frac{E}{P^*} \right) \right\} + \sum_{i=1}^{11} \xi_i d_i + \phi_i w_{i,t-1}$$

계절 더미변수⁶를 추가한 LA/AIDS 모형인 식 (4-2)에 대해서는 통상적인 LA/AIDS의 제약식인 식 (3)에서 아래의 식 (5)와 같이 변형된 제약식이 적용된다.

4 양성범·양승룡(2012), 김원태(2016)는 수요 체계 분석 연구에서 습관적으로 특정 재화를 소비하는 특성을 모형에 반영하기 위해 전기의 지출 비중을 준이상수요체계(AIDS) 모형에 추가하여 분석을 진행하였다.

5 이와 같이 월별 더미변수와 계절(분기)더미변수를 동시에 사용할 경우, 동일한 시기에 해당하는 월별, 계절 더미변수에 의해 모형 내 다중공선성이 발생할 가능성이 다소 높아질 수 있으나, 계절성과 더불어 커피 생두 생산 국가별로 상이한 주요 수확기에 따라 특정 달에 수입량이 0에 가깝게 감소하는 시기가 존재하는 것과 같은 월별 트렌드 모드를 모형 내에 반영할 수 있게 된다는 장점이 있다.

6 계절 더미는 여름은 3사분기에 해당하는 7, 8, 9월을, 겨울은 1사분기에 해당하는 1, 2, 3월로 설정하였다.

$$\begin{aligned}
(5) \quad & \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \xi_i = 0, \sum_{i=1}^n \phi_i = 0, \\
& \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \sum_{i=1}^n \sigma_i \times D^{\text{여름}} = 0, \sum_{i=1}^n \tau_i \times D^{\text{겨울}} = 0 : \text{Adding-up} \\
& \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0, \sum_{j=1}^n \theta_{ij} \times D^{\text{여름}} = 0, \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} \times D^{\text{겨울}} = 0 : \text{Homogeneity} \\
& \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \theta_{ij} = \theta_{ji}, \lambda_{ij} = \lambda_{ji} : \text{Symmetry}
\end{aligned}$$

이렇게 통상적인 LA/AIDS 모형과 계절을 고려한 변형된 LA/AIDS에서 추정한 계숫값들을 활용하여 다섯 가지 커피 생두들의 자체가격 탄력성 및 교차가격 탄력성, 그리고 지출 탄력성을 도출할 수 있으며, 마샬리안(Marshallian) 가격 탄력성, 지출 탄력성 순으로 아래 식 (6), (7)과 같이 나타낼 수 있다. 식 (6)의 δ_{ij} 는 크로네킨(Kronecker) 델타(delta)로서 자체가격을 나타내는 의미로 $i = j$ 이면 1, 교차가격을 나타내는 의미로 $i \neq j$ 이면 0의 값을 가진다.

$$(6) \quad \epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right)$$

$$(7) \quad \eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$$

또한 가격의 변화로부터 비롯되는 순수한 대체효과만을 반영한 Hicksian(Hicksian) 가격 탄력성 (ϵ_{ij}^*)은 통상적인 LA/AIDS 모형의 경우 식 (8)과 같이 도출할 수 있다.

$$(8) \quad \epsilon_{ij}^* = \epsilon_{ij} + \eta_{ij} w_j$$

다음으로, 계절 더미변수를 추가한 LA/AIDS 모형에 대한 탄력성 계산식은 아래와 같다. 통상적인 LA/AIDS모형에서의 탄력성 산출식들과 같이 마샬리안 가격 탄력성과 지출 탄력성은 각각 식 (9)와 (10)을 통해 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
(9) \quad & \epsilon_{ij}^{\text{여름}} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij} + \theta_{ij}}{w_i} - (\beta_i + \sigma_i) \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \\
& \epsilon_{ij}^{\text{겨울}} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij} + \lambda_{ij}}{w_i} - (\beta_i + \tau_i) \left(\frac{w_j}{w_i} \right)
\end{aligned}$$

$$(10) \quad \eta_i^{\text{여름}} = 1 + \frac{\beta_i + \sigma_i}{w_i}$$

$$\eta_i^{\text{겨울}} = 1 + \frac{\beta_i + \tau_i}{w_i}$$

소득효과를 제거한 Hicksian 가격 탄력성은 계절별로 식 (11)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(11) \quad \epsilon_{ij}^{*\text{여름}} = \epsilon_{ij}^{\text{여름}} + \eta_{ij}^{\text{여름}} w_j$$

$$\epsilon_{ij}^{*\text{겨울}} = \epsilon_{ij}^{\text{겨울}} + \eta_{ij}^{\text{겨울}} w_j$$

이처럼 본 연구는 국내 커피 생두 수요 체계를 분석함에 있어 일반적인 수요의 가격 탄력성 이외에 계절별 수요의 가격 탄력성을 추가로 도출한다. 그리고 이를 바탕으로 계절에 따라 커피 생두 수요 체계에 변화가 발생하는지, 그리고 커피 생두별 주요 수확기와 국내 커피 생두 수요 체계 사이에 일종의 상관관계가 존재하는지 살펴본다.

3.2. 분석 자료

이 연구는 커피 생두에 관한 국내 수입 자료를 이용하여 한국 커피 업계의 수요 체계를 분석하였다. 분석 자료로는 관세청의 무역통계에서 제공하는 ‘카페인을 제거하지 않고, 로스팅하지 않은’ 커피 생두 자료(HS Code: 090111)가 사용되었다. 이 중 한국이 수입하는 커피 생두의 생산 국가들 중 수입 금액을 기준으로 상위 5개 생산국(콜롬비아, 브라질, 베트남, 에티오피아, 과테말라)으로부터 수입하는 커피 생두의 수입 가격과 수입량을 이용하였다. 분석 대상이 되는 기간은 2011년 1월부터 2018년 12월로 총 96개월이다.

한국이 커피 생두를 수입하는 다섯 개 생산 국가들의 커피 생두별 가격과 수입량에 대한 기초통계량은 아래 <표 3>과 같다. 분석에 사용한 자료의 평균 가격을 살펴보면, 에티오피아와 과테말라산 커피 생두가 각각 4,854달러/톤, 4,833달러/톤으로 가장 높게 나타났으며 베트남산 커피 생두의 평균 가격이 2,029달러/톤으로 가장 낮은 것으로 확인되었다. 커피 생두별 월평균 수입량의 경우 베트남산 커피 생두가 2,742톤으로 가장 많았고, 다음으로 브라질, 콜롬비아, 에티오피아, 과테말라 순으로 많게 나타났다. 추가로, 기타국 커피 생두의 평균 가격은 3,988달러/톤, 그리고 월평균 수입량은 3,043톤으로 확인되었다.

표 3. 기초 통계량

단위: 달러/톤, 톤

		베트남	브라질	콜롬비아	에티오피아	과테말라	기타국
가격(단가)	평균	2,029	3,489	4,143	4,854	4,833	3,988
	최댓값	2,467	5,828	7,051	6,386	6,932	6,531
	최솟값	1,668	2,416	2,944	3,641	2,908	2,760
	표준편차	183	891	1,039	643	803	957
월평균 수입량	평균	2,742	2,087	1,698	576	348	3,043
	최댓값	4,507	3,301	3,569	1,529	757	4,906
	최솟값	1,206	880	452	144	40	1,229
	표준편차	547	513	641	306	186	745

자료: 관세청(<https://unipass.customs.go.kr>). 검색일: 2019. 12. 12.

4. 분석 결과

4.1. 국내 커피 생두별 탄력성

본 연구에서는 설명변수인 커피 생두의 단위당 가격들이 모두 외생적으로 결정된다는 가정하에 SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 이용하여 국내 커피 업계의 수입 수요 체계를 분석하였다.

해당 수요 체계에서 추정된 수치들을 바탕으로 도출한 통상적인(계절을 고려하지 않은) 커피 생두들 간의 탄력성은 <표 4>와 같이 정리할 수 있다. 본 연구는 자체가격 탄력성, 지출 탄력성 외에도 커피 생두 간 교차가격 탄력성을 산출하였는데, 이에 따라 가격 변화에 따른 소득효과를 배제한 Hicksian(Hicksian) 가격 탄력성을 중심으로 분석을 진행하였다. 먼저, <표 4>의 Hicksian 가격 탄력성 항목의 대각선에 나타나 있는 자체가격 탄력성들은 모두 음의 값으로 나타나 수요 이론과 합치하는 결과를 보였다. 자체가격 탄력성의 경우 기타국을 제외하면 과테말라가 -0.7155로 가장 높게 나타났으며 브라질산 커피 생두의 경우 -0.3135로 가장 낮은 수치를 보였다. 이는 각각의 커피 생두 가격이 1% 증가할 때 과테말라산 커피 생두의 수요는 0.7155% 감소하며, 브라질산 커피 생두 수요는 0.3135% 감소함을 의미한다. 이처럼 도출된 탄력성들의 절대적인 수치 비교를 통해 한국 커피 업계는 과테말라산 커피 생두의 가격 변화에 수입량이 가장 크게 변화하며, 브라질산 커피 생두의 가

격 변화에는 수입량이 상대적으로 작게 변화하는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 아라비카 커피 생산국들만의 자체가격 탄력성을 살펴보면, 에티오피아산 커피 생두가 -0.3366 으로 가장 낮고, 앞서 언급한 과테말라산 커피 생두가 가장 높은 것으로 나타났다. 이를 바탕으로, 아라비카 품종에 해당하는 커피 생두 중 국내에서는 에티오피아산 커피 생두에 대해 가장 높은 고정적인 수요(수입)가 형성돼 있는 것으로 해석할 수 있다.

교차가격 탄력성의 경우, 베트남산 커피 생두는 브라질산 생두와 보완 관계가 있는 것으로 나타났다지만 통계적 유의성이 확보되지 못했고, 오직 아라비카 품종에 해당하는 콜롬비아산 커피 생두와 대체 관계에 있는 것으로 나타났다. 이는 베트남산 커피 생두는 대표적인 로부스타 품종으로서 다른 커피 생두들과 블렌딩 시 향미를 증진시키는 역할을 하는 특성에 의해 대부분의 커피 생두들과 보완 관계를 가질 것으로 예상했던 것과는 반대되는 결과이다. 이는 현재 국내에서 커피는 저가, 중저가, 고가 브랜드와 같이 다양한 유통경로를 통해 공급·소비되고 있다는 것을 고려할 때, 저가인 베트남산 커피 생두와 고가인 아라비카 품종 커피 생두들 간에 수요(수입) 체계에 있어 일종의 대체 관계가 형성되어 있음을 시사한다.

또한 브라질산 커피 생두의 경우 콜롬비아, 에티오피아산 커피 생두와의 대체 관계를 제외한 다른 커피 생두들과는 대체 관계나 보완 관계가 없는 것으로 나타났다. 브라질과 콜롬비아, 에티오피아는 모두 아라비카 품종을 생산한다는 점과 <표 3>에서 살펴본 것처럼 수입 단가가 큰 차이를 보이지 않는다는 점에서 해당 국가들에서 생산된 커피 생두들이 상대적으로 쉽게 대체되고 있는 것으로 판단된다.

콜롬비아산 커피 생두는 국내로 수입되는 아라비카 품종만을 생산하는 국가들의 커피 생두들과는 보완 관계나 대체 관계가 형성되지 않는 것으로 나타났다. 이는 시장에서 정합하는 다른 아라비카 품종 커피 생두가 거의 없으며, 그 자체로 국내에서 높은 경쟁력을 갖고 있는 것으로 해석할 수 있다.

가장 높은 수입단가를 보이는 에티오피아산 커피 생두의 경우 로부스타 품종을 생산하는 베트남, 브라질산 커피 생두와는 상호 간에 독립제에 해당하는 것으로 나타났고, 아라비카 품종 생산국인 콜롬비아, 과테말라산 커피 생두와의 관계에서만 각각 보완, 대체 관계에 있는 것으로 나타났다. 국가 내에서도 게샤(Gesha), 시다모(Sidamo), 예가체프(Yirgacheffe)와 같은 재배 산지(지역)에 따라 높은 수준의 차별화·고급화 정책을 실시하고 있는 에티오피아의 특성을 고려하였을 때, 해당 국가의 커피 생두는 콜롬비아산 커피 생두와 더불어 한국의 커피 시장에서 높은 경쟁력을 갖고 있다

고 판단된다.

다음으로 과테말라산 커피 생두의 경우, 같은 브라질, 콜롬비아산 커피 생두와는 보완 관계가, 그리고 에티오피아산 커피 생두와는 대체 관계에 있는 것으로 나타났다.

표 4. 커피 생두 간 자체가격 및 교차가격 탄력성(계절 비교)

품종		로부스타	로부스타&아라비카	아라비카			로부스타&아라비카
커피 생두 수입국가		베트남	브라질	콜롬비아	에티오피아	과테말라	기타국
마살리안 가격 탄력성	베트남	-0.4770	-0.2262	0.0122	-0.2951	-0.0896	-0.0618
	브라질	-0.1700	-0.4846	0.0031	-0.1530	-0.5377	-0.1197
	콜롬비아	0.2146	0.1077	-0.8237	-0.7750	-1.0133	0.0237
	에티오피아	-0.0406	-0.0057	-0.2690	-0.4457	0.2849	0.0262
	과테말라	0.0351	-0.0836	-0.2185	0.1868	-0.7909	0.0930
	기타국	0.0650	-0.1757	-0.1135	-0.0806	0.4410	-0.9031
혁신안 가격 탄력성	베트남	-0.4149	-0.0552	0.2848	-0.1861	-0.0143	0.2481
	브라질	-0.1079	-0.3135	0.2756	-0.0439	-0.4624	0.1902
	콜롬비아	0.2767	0.2787	-0.5511	-0.6660	-0.9379	0.3336
	에티오피아	0.0215	0.1653	0.0036	-0.3366	0.3603	0.3361
	과테말라	0.0972	0.0874	0.0541	0.2958	-0.7155	0.4029
	기타국	0.1271	-0.0047	0.1590	0.0284	0.5164	-0.5932

주: 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의할 경우 음영 처리함.

4.2. 국내 커피 생두의 계절별 탄력성

본 연구는 앞서 살펴본 제2장 3절의 커피 생두의 유통 및 커피 소비 특성에서 전제한 바와 같이, 여름철에는 주로 아이스 커피가, 겨울철에는 주로 따뜻한 커피가 소비되고 있다고 가정하고 커피 생두에 대한 수요가 두 계절에 따라 변화하는지를 확인하였다. 따라서 이 절에서는 봄/가을의 탄력성을 기준으로, 여름철과 겨울철의 커피 생두별 탄력성 변화에 초점을 맞춰 분석을 진행하였다.

먼저, 로부스타 품종을 생산하는 베트남산 커피 생두는 자체가격 탄력성이 여름철 -0.0339로 매우 낮은 수치를 보인 반면, 겨울철에는 -0.8123으로 높게 나타나, 겨울철 대비 여름철에 고정 수요(수입)가 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 베트남산 커피 생두가 여름철 아이스 커피 제조에 더 고정적으로 소비(수입)되고 있다고 해석할 수 있다.

브라질산 커피 생두는 봄/가을의 자체가격 탄력성이 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 반면 여름철의 자체가격 탄력성은 -0.3374, 겨울철의 자체가격 탄력성은 -0.7606으로 베트남산 커피 생두와 같이 상대적으로 겨울철 대비 여름철에 더 높은 수준의 고정적인 수요(수입)가 존재하는 것으로 분석되었다.

콜롬비아산 커피 생두의 경우 여름철에는 자체가격 탄력성이 -1.5561로 겨울철 자체가격 탄력성인 -0.8580보다 높은 수치를 나타냈는데, 이를 통해 콜롬비아산 커피 생두는 여름철보다는 겨울철에 상대적으로 더 높은 고정 수요를 가진다는 것을 알 수 있다.

다음으로, 에티오피아산 커피 생두 역시 브라질, 콜롬비아산 커피 생두와 같이 봄/가을의 경우 자체가격 탄력성의 통계적 유의성은 확보되지 않았다. 하지만 여름철 자체가격 탄력성은 -0.3915, 겨울철은 -0.8585로 산출되어 여름철의 고정 수요(수입)가 겨울철보다 더 높은 것으로 나타났다.

과테말라산 커피 생두의 경우, 자체가격 탄력성은 여름철과 겨울철 모두 1 이상의 높은 수치를 보였고, 분석에 사용된 다섯 가지 커피 생두 중 수요(수입)가 가격 변화에 가장 크게 반응하는 것으로 나타났다. 이 커피 생두의 자체가격 탄력성의 크기는 여름철 대비 겨울철이 더 낮게 도출돼 상대적으로 겨울철 따뜻한 커피 제조에 더 고정적으로 소비(수입)되고 있는 것으로 확인되었다.

자체가격 탄력성의 결과들을 종합해볼 때, 주로 로부스타 품종에 해당하는 베트남, 브라질산 커피 생두는 여름철에 고정적으로 소비되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 제2장 1절의 국내 수입 커피 생두의 품종별 특성에서 살펴본 바와 같이 로부스타 품종이 아이스 커피 제조에 주로 사용된다는 것과 상통한다고 할 수 있다. 이는 차가운 온도로 인해 향미가 약해지는 아이스 커피 제조에 있어 로부스타 품종의 쓴맛이 향미 증진에 더 적합하기 때문인 것으로 추측된다. 에티오피아산 커피 생두가 아라비카 품종에 해당하는 커피 생두 중에서는 유일하게 여름철에 더 높은 고정 수요를 보이는 것으로 확인되었다. 이는 에티오피아 커피 특유의 신맛과 과일향이 겨울철 주로 소비되는 따뜻한 커피보다는 청량감이 중시되는 여름철 음료인 아이스 커피에 상대적으로 더 적합하다는 속성에서 기인한 결과로 생각된다.

반면, 아라비카 품종에 해당하는 콜롬비아, 과테말라산 커피 생두는 겨울철에 높은 고정 수요(수입)를 나타냈다. 이는 해당 커피 생두들의 향미가 앞서 살펴본 세 가지 커피 생두와 달리 쓴맛이나 신맛과 같은 특정 맛에 치우쳐져 있지 않고, 여러 가지 맛이 균형 잡혀있다는 데서(김기동 외 2011) 비롯된 것으로 추측된다. 즉, 다양한 향미를 가진 커피 생두는 아이스 커피보다는 따뜻한 커피에 더

적합하다는 암시적인 기준하에 겨울철에는 콜롬비아, 과테말라산 커피 생두가 주로 소비(수입)돼 온 것으로 보인다.

다음으로 커피 생두 간 교차가격 탄력성을 살펴보면, 대체적으로 수확기가 겹치거나 특정 계절에 국내 수입량이 증가하는 시기에 커피 생두들은 대체 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 그 시기에 대체 관계에 있는 커피 생두들에 대한 수입선이 자유롭게 변경될 수도 있음을 시사한다. <표 5>를 살펴보면, 겨울철에 재배되는 베트남산 커피 생두의 경우, 수확기가 겨울철인 콜롬비아나 에티오피아, 그리고 과테말라산 커피 생두와 단가 차이가 크게 남에도 대체 관계에 있는 것이 확인되었다. 겨울에도 수확기가 존재하는 콜롬비아산 커피 생두의 경우, 주 수확기가 겨울철인 에티오피아 및 과테말라산 커피 생두와 대체 관계를 나타냈다. 단, 에티오피아와 과테말라산 커피 생두는 여름철 및 겨울철 모두 대체 관계에 있는 것으로 나타났는데, 이는 양국의 커피 생두 수확기가 겨울철로 동일하며, 앞서 제2장 2절의 <그림 1>에서 살펴본 바와 같이 특히 여름철 국내 수입량이 높다는 특성에서 기인한 것으로 판단된다.

표 5. 계절별 커피 생두 간 탄력성

품종			로부스타	로부스타& 아라비카	아라비카			로부스타& 아라비카
커피 생두 수입국가			베트남 (겨울)	브라질 (여름)	콜롬비아 (봄, 겨울)	에티오피아 (겨울)	과테말라 (겨울)	기타국 (해당 없음)
혁신안 가격 탄력성	베트남 (겨울)	여름	-0.0339	0.4119	0.5756	-0.9803	-0.4692	0.2481
		봄/가을	-0.3342	-0.1304	0.1335	-0.1762	-0.0413	0.2706
		겨울	-0.8123	-0.2387	0.2668	0.3932	0.3478	0.4133
	브라질 (여름)	여름	0.4082	-0.3374	0.2956	0.6847	-1.6577	0.1902
		봄/가을	-0.0721	0.3543	-0.4990	-0.0561	-0.3239	0.3958
		겨울	-0.5992	-0.7606	0.5609	0.2166	0.5453	0.2051
	콜롬비아 (봄, 겨울)	여름	0.5171	0.3112	-1.5561	-1.0731	-0.4404	0.3336
		봄/가을	0.1436	-0.6128	0.1470	-0.0943	-0.2753	0.2940
		겨울	0.1340	0.5608	-0.8580	-0.3690	-0.7805	0.3199
	에티 오피아 (겨울)	여름	-0.1160	0.4119	-0.2454	-0.3915	0.7651	0.3361
		봄/가을	0.0294	0.0941	0.1413	-0.2415	-0.1294	0.2987
		겨울	0.3581	0.2916	0.0943	-0.8585	0.6535	0.0887
	과테말라 (겨울)	여름	0.0692	-0.1912	0.0903	0.5933	-1.5256	0.4029
		봄/가을	0.1102	-0.0175	0.0887	-0.0868	-0.0707	0.3103
		겨울	0.2348	0.3251	0.1910	0.3619	-1.2851	0.1078
	기타국 (해당 없음)	여름	-0.5971	-0.3683	0.8826	0.0287	2.1488	-0.5932
		봄/가을	0.2500	0.3762	0.2266	0.1086	0.0924	-0.9671
		겨울	0.5239	0.1667	0.2834	-0.2375	-0.4803	-0.7744

주 1) 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의할 경우 음영 처리함.

2) 괄호 안의 계절은 해당 커피 생두의 수확기를 의미함.

4.3. 커피 생두별 지출 탄력성 비교

계절을 고려하지 않은 경우의 지출 탄력성을 살펴보면 베트남과 브라질산 커피 생두의 경우 해당 수치가 0 이상, 1 이하로 필수재적 성격을 띠는 것으로 나타났다. 이는 두 생산국의 로부스타 품종 생산 비중이 높으며, 일반적으로 해당 품종은 고급 커피 생두로 인식되지 않는다는 점에서 기인한 것으로 해석된다. 반면 대부분 아라비카 품종만을 재배해 수출하는 콜롬비아, 에티오피아, 그리고 과테말라의 커피 생두는 지출 탄력성이 모두 1을 초과하여 사치재에 해당하는 것으로 나타났으며 국내 소비자들에게 고급 커피 생두로 받아들여지고 있는 것으로 확인되었다.

이러한 특성은 계절별로 살펴본 지출 탄력성 수치들에서도 유사하게 나타났는데, 여름과 봄/가을의 베트남과 브라질산 커피 생두의 지출 탄력성은 계절을 고려하지 않은 경우와 같이 0 이상, 1 이하로 나타나 해당 커피 생두들은 필수재로 확인되었다. 다만 겨울에는 베트남 및 브라질산 커피 생두도 지출 탄력성이 1에 근사한 수치로 도출되면서, 타 계절 대비 겨울철에 선호도가 다소 높아지는 것으로 분석되었다.

아라비카 품종만을 생산하는 콜롬비아, 에티오피아, 그리고 과테말라 커피 생두의 경우 계절을 구분한 결과에서도 지출 탄력성이 모두 1을 초과해 사치재의 성격을 띠는 것으로 나타났다. 하지만 콜롬비아산 커피 생두는 겨울의 지출 탄력성 수치가 여름의 그것보다 높았고, 나머지 에티오피아와 과테말라산 커피 생두는 반대의 결과가 도출되었다. 따라서 콜롬비아산 커피 생두는 겨울철에, 에티오피아와 과테말라산 커피 생두는 여름철에 더 선호되는 경향이 있다고 할 수 있다.

다만 지출 탄력성과 커피 생두별 수확기 간에는 상관관계가 없는 것으로 판단된다. <표 6>의 커피 생산 국가별 수확기를 살펴보면 베트남의 경우 수확기인 겨울의 지출 탄력성이 다른 계절에 비해 높게 나타났지만, 브라질의 경우 수확기가 여름철인데 외려 겨울철 지출 탄력성이 더 높게 도출된 것을 확인할 수 있다. 또한 수확기가 겨울철인 에티오피아나 과테말라산 커피 생두의 지출 탄력성은 반대로 여름철에 더 높게 산출되었다. 이로부터 국내 커피 업계는 생산 국가별 커피의 수확기에 따라 탄력적으로 커피 생두를 교체해 가며 소비(수입)하는 것이 아니라 일정한 형태의 수요 체계 하에서 커피 생두를 수입해 온 것이라 판단할 수 있다.

표 6. 계절별 커피 생두에 대한 지출 탄력성

커피 생두 생산 국가	수확기	계절 비교력	계절별		
			여름	봄/가을	겨울
베트남	겨울	0.3729	0.5575	0.3778	1.0000
브라질	여름	0.8882	0.5891	0.8660	1.0180
콜롬비아	봄, 겨울	1.4094	1.2886	1.2124	1.5250
에티오피아	겨울	1.5627	1.9857	1.3429	1.2527
과테말라	겨울	1.7056	1.6553	1.5773	1.3060
기타국	해당 없음	0.9416	1.1590	1.1031	0.5742

주: 모든 지출 탄력성은 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함.

5. 요약 및 결론

지속적으로 확대되고 있는 국내 커피 시장의 규모와 매년 최고 기록을 경신해 온 커피 수입량을 고려하면 국내 커피 수요 체계에 대한 정치한 분석은 산업의 안정성 확립뿐만 아니라 산업 발전 측면에서도 필수적이라 할 수 있다. 국내 커피 소비량은 전 세계에서 유래를 찾기 힘들 정도로 빠르게 증가하고 있으며, 홈카페, 고급 커피의 대중화와 같은 다양한 소비 행태가 등장하고 있다. 이에 본 연구는 선행연구와 달리 국내에서 수입하고 있는 커피 생두들 각각에 대한 자료를 그대로 활용하여 커피 업계의 수입 수요를 조사하고, 이를 통해 한국 소비자들의 커피 수요 체계(소비 행태)를 분석해 보고자 하였다. 분석을 위해 한국이 수입하는 여러 가지 커피 생두들에 대해 수입금액을 기준으로 상위 5개국을 선정하였고, 분석 방법으로는 선형근사 준이상수요체계 모형(LA/AIDS)을 사용하였다. 이 과정에서 수요 체계를 계절별로 분석함으로써 각 계절에 주로 소비되는 커피의 형태(Iced/Hot)에 따라 국내에서 고정적으로 소비(수입)되거나, 선호도가 높은 커피 생두가 존재하는지를 확인하였다. 그리고 추가적으로 각 커피 생두의 생산지별 주요 수확기에 따라 국내 커피 수요 체계에 변화가 발생하는지를 규명하려 하였다.

본 연구의 주된 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 커피 생두들의 자체/교차가격 탄력성은 대부분 1 이하로 산출되어 전반적으로 커피 생두는 국내에서 가격 변화에 의해 쉽게 그 소비(수입)가 변동하지 않는 재화인 것으로 나타났다. 이는 국내 커피 업계에서 커피를 수입해 가공·판매함에 있어 커피

생두들의 배합(블렌드) 비율 및 기본 사용량이 이미 일정한 수준에서 정형화되어 있음을 의미하는 것으로 추측된다.

둘째, 타 계절에 비해 아이스 커피의 소비 비중이 높은 여름철에는, 쓴맛이 강한 로부스타 품종에 해당하는 베트남, 브라질산 커피 생두와, 신맛과 과일향이 강해 청량감을 내는 데 적합한 에티오피아산 커피 생두에 대해 고정적인 수요(수입)가 이루어져 온 것으로 나타났다. 반면 겨울철에는 신맛이 적고 여러 가지 향미가 어우러진 콜롬비아, 과테말라산 커피 생두에 대한 고정적인 수요가 존재하는 것으로 확인되었다. 또한, 커피 생두 간 교차가격 탄력성 분석 결과, 수확기가 유사하거나 특정 계절에 높은 국내 수입량을 보이는 커피 생두들은 해당 기간에 대체 관계를 갖는 것으로 나타났다. 특히 상기한 조건에 모두 해당하는 에티오피아, 과테말라산 커피 생두는 여름, 겨울철 모두 대체 관계에 있는 것으로 확인되어 해당 시기에 수입선이 자유롭게 변경될 수 있음을 시사한다.

셋째, 아라비카 품종의 커피 생두만을 생산하고 수출하는 콜롬비아와 에티오피아, 그리고 과테말라산 커피 생두의 지출 탄력성은 모두 1 이상으로 나타나 사치재적 성격을 띠며 국내에서 고급 커피 생두로 인식되고 있다는 것이 확인되었다. 그리고 베트남과 브라질산 커피 생두에 대한 지출 탄력성은 대부분 0 이상, 1 이하로 나타나 필수재의 성격을 띠면서 아라비카 품종 커피 생두들에 비해 낮은 선호도를 가진 것으로 나타났다. 이는 현재 국내에서 증가하고 있는 고급 커피에 대한 수요와 소비자들의 선호가 반영된 결과라 해석할 수 있다.

넷째, 두 번째 결과에서 교차가격 탄력성을 기준으로 특정 계절이나 커피 생두의 수확기에 따라 커피 생두들 간 대체 관계가 형성되는 것으로 나타났지만, 계절별 지출 탄력성 변화를 분석할 시 수확기에 따른 커피 생두 선호도의 일관적인 변화는 관찰되지 않았다. 이를 통해 특정 커피 생두에 대한 선호도는 수확기와 관련이 있는 것이 아니라, 앞서 언급한 국내에 이미 형성돼 있는 일정한 형태의 커피 소비 체계에 의해 대체로 정형화되어 있는 것으로 추측된다.

상기한 분석 결과들로부터, 현재 국내 커피 산업의 특성 파악 및 향후 커피 업계가 활용할 만한 정보의 제공 측면에서 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 커피 생두라는 재화가 이미 특정한 소비(수입) 체계를 갖추고 있는 것으로 판단되므로, 이러한 전반적인 수요 체계의 특성을 파악하는 것은 커피 업계로 하여금 시장 이해도를 높이는 데 도움이 될 수 있을 것으로 생각된다. 둘째, 업계의 측면에서 이윤을 극대화하기 위해서는 소비자들의 선호를 명확히 파악해야 한다. 그러므로 계절별로 주로 소비되는 커피의 형태(Iced/Hot)에 대한 소비자의 선호를 고려해 제조한 커피를 시장에 공

급하는 데 본 연구의 분석 결과가 유용한 자료로 활용될 수 있을 것이다. 끝으로, 커피 생두들 간의 대체, 보완, 그리고 독립 관계를 면밀하게 파악하는 것은 급작스런 커피 생두의 가격이나 공급량(수입량) 변화에 대비해 경영적 측면에서 사전적인 대응 방안을 마련하는 데 모종의 도움이 될 수 있을 것이라 판단된다.

참고문헌

- 관세청 수출입 무역통계. <<https://unipass.customs.go.kr>>. 검색일: 2019. 12. 12.
- 김귀영, 조용범. 2019. “커피전문점을 이용한 고객의 체험마케팅이 고객만족과 충성도에 미치는 영향.” 『외식경영연구』 제22권 제2호. pp. 7-24. 한국외식경영학회.
- 김기동, 허중욱. 2011. “소비자 커피 맛 선호요인 Q분석.” 『관광연구저널』 제25권 제3호. pp. 145-161. 한국관광연구학회. UCI : G704-001491.2011.25.3.018
- 김명관, 김승대. 2020. “한국 성인의 커피 섭취량에 영향을 미치는 요인.” 『한국산학기술학회 논문지』 제21권 제3호. pp. 529-536. 한국산학기술학회
- 김병호, 어영준. 1995. “약분리성 검정을 통한 한국육류의 AIDS체계 분석.” 『건국자연과학연구지』 제6권. pp. 51-60. 건국대학교 과학기술융합연구소.
- 김성용, 김준업, 이용선. 2014. “과일 수요의 계절성과 경합성.” 『농촌경제』 제38권 제4호. pp. 1-24. 한국농촌경제연구원. <http://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.4.001>
- 김원태. 2016. “육류 수요변화와 돼지고기 도매가격 산정에 관한 연구.” 단국대학교 박사학위 논문.
- 김현주, 이희찬. 2020. “커피전문점 선택속성이 브랜드 선택에 미치는 영향.” 『관광경영연구』 제24권 제2호. pp. 211-230. 관광경영학회.
- 두산백과 doopedia. <<http://www.doopedia.co.kr/index.do>>. 검색일: 2020. 6. 2.
- 신선영, 정라나. 2007. “커피의 소비 유형별 품질 속성에 대한 고객 인식 분석.” 『한국식생활문화학회지』 제22권 제6호. pp. 748-756. 한국식생활문화학회. UCI : G704-000572.2007.22.6.015
- 양성범, 양승룡. 2012. “음주로 인한 사회적 비용 감소를 위한 건강증진부담금 부과 방안.” 『보건경제와 정책연구』 제18권 제1호. pp. 67-90. 한국보건경제정책학회. UCI : G704-001714.2012.18.1.004
- 양승룡, 광창근, 문진영. 2000. “위스키 주세분쟁과 주세율 조정에 따른 과급효과 분석.” 『경제학연구』 제48권 제1호. pp. 195-221. 한국경제학회.
- 윤성민, 조승우, 이승래. 2003. “AIDS 모형을 이용한 수산물 수요 분석.” 『농촌경제』 제26권 제1호. pp. 1-14. 한국농촌경제연구원.
- 이계임, 최지현. 1999. “AIDS 모형을 이용한 과일의 계절별 수요 분석.” 『농촌경제』 제22권 제3호.
- 이명환, 정군오. 2014. “준이상 수요체계(AIDS)를 이용한 한국의 커피수요분석.” 『한국산학기술학회 논문지』 제15권 제1호. pp. 72-80. 한국산학기술학회. <http://doi.org/10.5762/KAIS.2014.15.1.72>
- 이상덕, 오상현, 이순석. 2003. “AIDS를 이용한 러시아 식품수요 분석.” 『농업경영·정책연구』 제30권 제2호. pp. 324-338. 한국농식품정책학회. UCI : G704-000650.2003.30.2.011
- 정선미, 신현상. 2019. “한국 소비자의 공정무역 커피 가격프리미엄 지불의사에 대한 연구.” 『사회적기업연구』 제12권 제2호. pp. 3-44. 사회적기업연구원. <http://doi.org/10.32675/ses.2019.12.2.001>
- 조예원, 김소영, 박상희. 2018. “소비자의 과시소비성향이 커피 소비동기와 커피전문점 유형별 선호도에 미치는 영향.” 『관광연구』 제33권 제8호. pp. 387-405. 대한관광경영학회.
- 지정훈, 이상현. 2019. “수입 커피생두에 대한 국내 수요 분석.” 『농업경영·정책연구』 제46권 제1호. pp. 1-16. 한국농식품정책학회.

- 한국경제신문. <<http://newslabit.hankyung.com/article/202007099677G>>. 검색일: 2020. 7. 13.
- 한국농수산물유통공사. 2019. 『2019 가공식품 세분시장 현황-커피류 시장』.
- 한국농수산물유통공사. 2013. 『2013 가공식품 세분화 시장 보고서-커피편』.
- 한국농수산물유통공사. FIS 식품산업통계정보. 검색일: 2020. 6. 13.
- 한국농촌경제연구원. 2012. 『아프리카 커피산업 동향』.
- 한국농촌경제연구원. 2014. 『커피 수입 동향 및 국내 생산 현황』.
- 한국농촌경제연구원. 2017. 『세계 커피산업의 지속가능성』.
- 현대경제연구원. 2019. 『커피산업의 5가지 트렌드 변화와 전망』.
- KB금융지주 경영연구소. 2019. 『커피전문점 현황 및 시장여건 분석』.
- Alamo, C.I. and J.E. Malaga. 2012. “Coffee Differentiation: Demand Analysis at Retail Level in the US Market.” Department of Agriculture and Applied Economics(Selected paper for presentation).
- Andino, J. and P.L. Kennedy. 2004. “A Dynamic Import Demand Analysis of Honduran Coffee.” Southern Agricultural Economics Association(Selected paper for presentation).
- Daniel, S., E. Goddard. 1997. “Weak separability in coffee demand systems.” *European Review of Agricultural Economics*. vol. 24. no. 1, pp.133-144. <https://doi.org/10.1093/erae/24.1.133>
- Deaton, A. and John Muellbauer. 1980. “An Almost Ideal Demand System.” *American Economic Review*. vol. 70, no. 1, pp. 312-326.
- Eales, J. S. and L. J. Unnvehr. 1988. “Demand for Beef and Chicken Products: Separability and Structural Change.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 70, no. 3, pp. 521-532. <https://doi.org/10.2307/1241490>
- Goddard, E.W. and T. Akiyama. 1989. “United States demand for coffee imports.” *Agricultural Economics*. vol. 3, no. 2, pp. 147-159. [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(89\)90023-6](https://doi.org/10.1016/0169-5150(89)90023-6)
- Grant, J.H., D.M. Lambert., and K.A. Foster. 2010. “A Seasonal Inverse Almost Ideal Demand System for North American Fresh Tomatoes.” *Canadian Journal of Agricultural Economics*. vol. 58, no. 2, pp. 215-234. <https://doi.org/10.1111/j.1744-7976.2009.01176.x>
- Koo, W.W., S.S. Yang, and C. B. Lee. 1993. “Estimation of Demand for Meat in Korea.” *Journal of Rural Development*. vol. 16, pp. 205-222.

원고 접수일: 2020년 07월 30일
원고 심사일: 2020년 08월 14일
심사 완료일: 2020년 09월 24일

부록. 커피 생두 수입 수요 추정 결과

1. 계절 비교려 수입 수요

구분		계절 비교려					
		베트남	브라질	콜롬비아	에티오피아	과테말라	기타국
로부스타	베트남	0.070					
	브라질	-0.049	0.096				
아라비카	콜롬비아	0.016	0.016	0.049			
	에티오피아	-0.014	-0.003	-0.046	0.041		
	과테말라	0.001	-0.018	-0.039	0.015	0.011	
기타국		-0.024	-0.043	0.004	0.007	0.030	0.0256

주 1) $R^2=0.67$

2) 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의할 경우 음영 처리.

2. 계절 고려 수입 수요

구분			계절 고려					
			베트남	브라질	콜롬비아	에티오피아	과테말라	기타국
로부스타	베트남	여름더미	0.076					
		봄/가을	0.096					
		겨울더미	-0.089					
	브라질	여름더미	0.097	-0.110				
		봄/가을	-0.056	0.209				
		겨울더미	-0.048	-0.206				
아라비카	콜롬비아	여름더미	0.086	0.165	-0.316			
		봄/가을	-0.013	-0.141	0.190			
		겨울더미	0.012	0.217	-0.209			
	에티오피아	여름더미	-0.042	0.070	-0.061	-0.027		
		봄/가을	-0.024	-0.013	-0.016	0.066		
		겨울더미	0.055	0.028	-0.028	-0.062		
	과테말라	여름더미	-0.014	-0.047	0.007	0.056	-0.104	
		봄/가을	-0.005	-0.033	-0.027	-0.019	0.076	
		겨울더미	0.019	0.055	-0.003	0.044	-0.088	
기타국	여름더미	-0.200	-0.141	0.128	0.011	0.113	0.090	
	봄/가을	0.002	0.033	0.008	0.006	0.009	-0.058	
	겨울더미	0.054	-0.012	0.018	-0.030	-0.018	-0.012	

주 1) $R^2=0.69$

2) 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의할 경우 음영 처리.

북한 쌀 시장의 효율성 검정

김상덕* 김태화** 양승룡***

Keywords

북한 쌀 시장(North Korea's Rice Market), 시장 효율성(Market Efficiency), 인과성 검정(Causality test), 일물일가(The Law of One Price)

Abstract

This study aims to test whether North Korea's rice market is efficient from Eugene Fama's point of view. North Korea is the last communist country with a planned economy. While the government controls some extent of supply and demand and, thus, prices, most economic activities are through self-organized markets. The market efficiency, if any, would provide necessary implications not only to economic theories, but to policy designers of both parts of Korea for economic coordinations that might come shortly. To this end, this study sets three hypotheses for three major rice markets: i) the same price distributions, ii) simultaneous feedbacks among the markets, iii) law of one price holds for the markets. The results show that there is statistically no difference in the mean or variance among the three markets' prices. The Granger causality test results reveal that the price in Pyeongyang, the capital city and that in Shinuiju, the most active in border-trade with China, affect each other simultaneously. Lastly, the law of one price holds between the Pyeongyang market and the North Korea-China border markets. These results are both surprising and interesting, even though there are still rooms for improvement. The results of this study can serve as a stepping-stone for future research on markets and economic institutions in North Korea.

차례

- | | |
|-----------------|------------|
| 1. 서론 | 3. 분석 결과 |
| 2. 분석 방법과 분석 자료 | 4. 요약 및 결론 |

* 농협미래경영연구소 부연구위원, 경제학박사, 공동 1저자.

** 고려대학교 식품자원경제학과 박사수료, 공동 1저자.

*** 고려대학교 식품자원경제학과 교수, 교신저자. e-mail : sryang@korea.ac.kr

1. 서론

오늘날 북한경제를 논하는 데 가장 많은 관심을 끌고 있는 주제는 아마도 시장(market)일 것이다. 시장이란 직접 물건을 사고파는 구체적인 장소를 의미하기도 하지만, 광의로 거래 대상 자산의 가격을 결정하는 모든 수요와 공급의 집합체로서 가격 결정기구를 의미한다. 시장의 가장 중요한 역할은 한정된 자원을 효율적으로 배분하는 기준으로서의 합리적인 가격을 결정하는 것이다. 무엇을 언제 어떻게 생산·유통·소비할 것인가는 모두 가격을 기준으로 결정된다(양승룡 2016).

북한에도 시장이 존재한다. 1950년대부터 농민시장이 존재했으나, 1990년대 ‘고난의 행군’ 이후 북한 당국의 재정난으로 사실상 배급제가 중단된 상황에서 북한 주민들이 생존을 위한 거래를 하면서 ‘장마당’이라 불리는 형태의 시장이 형성되었다(통일부 통일교육원 2019).¹ 2000년대 이후 북한경제는 계획경제와 시장경제가 병존하는 이중적 경제로 구조화됨으로써 시장은 당이 주도하는 계획경제뿐 아니라 북한 주민의 생존을 위한 절대적 수단으로서 막대한 영향을 미치고 있다.²

2012년 김정은 정권 출범 이후 북한은 사회주의 계획경제의 근간을 유지하면서 시장을 매개로 하는 경제 운영시스템을 다양한 방식으로 강화해왔으며(권태진 2018; 김소영 2017), 화폐개혁의 실패를 교훈으로 삼아 오히려 시장을 적극적으로 활용해 경제를 활성화하고 내구력을 강화하려는 정책을 취하고 있다. 이러한 변화는 북한 당국이 공식적으로 인정한 종합시장의 수가 전국적으로 400개 이상으로 증가했다는 점에서 미루어 짐작할 수 있다.³

북한의 시장 확대 현상을 농업부문에 집중하여 살펴보면, 1990년대 경제위기로 사실상 식량 배급이 중단된 이후 주민들이 식량을 자력으로 조달하는 과정에서 초보적 수준의 시장 형태가 만들어졌

1 ‘고난의 행군’은 1990년대 중반 북한의 최악의 식량난으로 수십만 명의 국민이 아사하자 김일성의 항일 활동 시기 어려웠던 상황을 상기시켜 위기를 극복하려고 채택한 구호이다. 고난의 행군 시기(1996~2000년) 아사자가 300만 명이라는 주장도 제기되었지만, 2010년 11월 통계청이 유엔의 인구센서스를 바탕으로 발표한 북한 주계 인구에 따르면 실제 아사자 수는 약 33만 명으로 추정된다.

2 경제난 이전 북한은 식량, 의식주 및 기타 생필품을 배급을 통해 공급해 왔다. 그러나 경제난 이후 시장이 확대되면서 북한 주민들은 식량, 생활필수품 등의 재화를 시장을 통해서 해결하고 있으며, 기업소나 협동농장 같이 배급제에 영향을 받던 전통적인 직업이 의미를 상실하고 이에 따라 국가로부터 생활비를 전혀 받지 않는 비율도 지속적으로 증가하는 변화를 겪었다(통일부 통일교육원 2019).

3 홍민 외(2016)는 북한 내에 분포하고 있는 공식시장의 현황을 파악한 결과 전국적으로 404개의 종합시장이 존재하는 것으로 집계하였으며, 미국 존스홉킨스대 산하 한미연구소 커티스 멜빈 연구원에 의하면 위성사진으로 확인한 북한 종합시장 수를 482개로 보고하고 있다(자유아시아방송 2018. 2. 3.).

다. 시장 확대 현상과 함께 주민들은 소토지라는 사적 경작공간을 활용해 생산한 곡물을 시장에 판매하거나,⁴ 협동농장이 부족한 자금·자재 조달을 목적으로 생산물 중 일부를 시장에 처분하는 일이 늘어나면서 곡물 시장의 공급기반이 확대된 것으로 평가되고 있다(이병훈 2016; 김소영 2017).⁵

북한농업과 시장을 해석하는 연구자들은 공급기반 확대로 북한 곡물 시장의 규모가 증가하였다는 견해가 일반적이다. 그러나 시장 간 가격 차이와 시장 효율성 측면에서는 상반된 주장이 존재한다. 권태진(2018)은 김정은 정권 출범 이후 곡물의 대량 유통과 정보의 신속한 전달로 지역 간 가격 차이가 축소되었다고 주장하면서, 이와 동시에 북한 내 무선통신 서비스 발달 등으로 정보가 원활히 유통되면서 곡물 시장이 효율적으로 작동하고 있다고 주장한다.⁶ 반면, 일각에서는 차익거래를 전문으로 하는 수집 반출상(달리기 상인)의 존재를 근거로 북한 시장은 정보의 비대칭성이 발생하고 있으며, 시장이 효율적으로 작동하지 않는다고 주장한다(이병훈 2016).⁷

이처럼 다양한 시각 차이가 존재하는 상황에서 북한의 곡물 시장이 효율적으로 작동하는지를 분석하는 것은 북한이라는 특수한 경제체제 내에서도 시장의 자율 기능이 작동하는지 검증하는 측면에서 흥미롭다. 북한은 세계에서 거의 유일한 공산주의 경제체제로서 정부의 광범위한 경제통제가 존재하나, 또 다른 한편으로 대다수 일반 국민들은 정부의 통제 밖에서 시장이라는 가격 결정기구를 통해 경제활동을 영위하고 있다. 오늘날 북한경제는 자본주의 국가에서 볼 수 있는 체계화된 제도적 시장에는 미치지 못하더라도 자생적으로 발전한 시장기구가 경제활동의 핵심 역할을 하고 있다(홍제환 2017; 양문수 2014).

북한경제 내에서도 가격 결정 시 시장에 유입되는 다양한 정보가 신속하고 충분하게 반영되는지 여부는 학문적으로 흥미 있는 이슈일 뿐 아니라, 향후 남북 교류와 경제협력이 확대될 때 북한의 시장가격에 대한 객관성과 신뢰성을 확인한다는 측면에서 중요한 주제가 된다. 또한, 향후 남과 북이

4 폐기밭이라고도 칭해지는 소토지는 비경작지를 경작지로 불법적으로 개간하여 사용하는 토지를 의미함.

5 북한 협동농장은 농사를 시작할 때 부족한 영농자재 확보를 위해 양곡 업자에게 자금을 빌리고 추후 쌀로 상환하거나 생산물을 시장에 처분하여 현금으로 상환하는 것으로 알려져 있다. 이외에도 공기관이나 군대에서 빼돌려지는 쌀이 불법적으로 시장에 유입되는 것으로 알려져 있다(Daily NK 2019).

6 현재 북한 내 무선통신 서비스 사용계층이 크게 확대되고 있으며, 상업이나 공적인 용도 외에 개인적인 관계, 오락을 목적으로 무선 통신 서비스를 이용하는 계층이 증가하고 있다(이석기 외 2014).

7 차익거래란 특정 상품의 시장가격이 지역마다 서로 다를 때, 가격이 싼 시장에서 상품을 사서 비싼 시장에 팔아 매매 차익을 얻는 거래이다. 또한 ‘달리기 상인’에서 ‘달리기’란 지역 간에 부족한 물자를 유통시켜 이익을 얻는 상인을 의미한다(통일부 통일교육원 2019).

통일된 경제체제를 지향하는 경우, 경제 제도 및 정책을 디자인하거나 시장을 설립할 때 유용한 정보가 될 것이다.

그러나 현재까지 북한의 시장 효율성과 관련된 국내의 연구는 북한 쌀 시장가격과 중국 쌀 가격 간 일물일가가 성립한다는 문성민(2008)의 연구와 지역 간 가격 차이 및 가격변동의 시차를 살펴본 최지영(2015)의 연구 정도에 불과하다.

본 연구는 북한 내에서 곡물의 대량 유통과 신속한 정보 전달로 시장 간 가격 차이가 축소되었으며, 곡물 시장이 효율적으로 작동한다는 주장을 실증적으로 분석하기 위해 세 개의 가설을 설정하였다. 첫째, 북한 주요 시장(평양, 신의주, 혜산)의 쌀 가격분포는 동일(same price distributions)하다. 둘째, 쌀 시장 간 동시적 인과관계가 성립(simultaneous feedbacks)한다. 셋째, 쌀 시장 간 일물일가(law of one price)가 성립한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 가설과 분석모형을 설정하고, 분석에 사용된 자료에 대해 설명하였다. 제3장에서는 분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제4장에서는 분석 결과에 따른 함의 및 시사점을 도출하였다.

2. 분석 방법과 분석 자료

2.1. 가설 설정과 분석모형

본 연구는 Fama(1970)의 시장 효율성 가설을 이용해 북한 쌀 시장의 효율성을 분석한다.⁸ 국내 외적으로 Fama(1970)의 시장 효율성(market efficiency)을 검정하는 다양한 방법이 있지만, 본 연구에서는 자료의 한계상 시장의 여러 요인들이 작동한 결과물인 가격을 이용해 분석한다. 이러한 방법론은 다양한 시장의 효율성을 검정하는 데 광범위하게 이용되어 왔다(김남욱 외 2000; 이병훈

8 시장 효율성 가설은 정보의 범위에 따라 약형, 중간형, 강형 효율성 가설로 구분될 수 있다. 정보의 집합이 시장 내의 모든 과거 정보로 구성되어 있으면 약형 가설이며, 모든 가용한 공공정보의 경우는 중간형, 내부자 정보(inside information)를 포함한 경우는 강형 효율성 가설이라고 한다.

외 2002; 윤창식·양승룡 2009; 서경남·양승룡 2011).

북한이라는 특수 상황의 경제체제 내에서도 시장가격이 효율적으로 결정되는지에 대한 분석이 필요하다. 따라서 쌀로 대표되는 북한 곡물 시장에서 시장 간 가격 차이가 존재하는지와 시장이 효율적으로 작동하는지를 분석하기 위해 다음과 같이 세 가지 가설을 설정하였다.

- 가설 1: 3개 시장의 평균과 분산이 동일하다.
- 가설 2: 3개 시장 간 인과관계가 성립한다.
- 가설 3: 3개 시장 간 일물일가의 법칙이 성립한다.

가설 1은 북한 3개 시장 쌀 가격의 평균과 분산이 동일하다는 귀무가설을 검정한다. 이를 통해 가격분포의 동일성을 알 수 있다. 평균은 t-검정, 분산은 F-검정을 이용하였다.

$$(1) \quad \begin{aligned} H_0 : M_i &= M_j, i, j = 1, 2, 3 \\ H_1 : M_i &> M_j \end{aligned}$$

식 (1)에서 M_i = 시장 i 의 평균가격, M_j = 시장 j 의 평균가격이다.

$$(2) \quad \begin{aligned} H_0 : \sigma_i^2 &= \sigma_j^2, i, j = 1, 2, 3 \\ H_1 : \sigma_i^2 &> \sigma_j^2 \end{aligned}$$

식 (2)에서 σ_i^2 = 시장 i 의 분산, σ_j^2 = 시장 j 의 분산이다.

가설 2는 북한 쌀 시장 간에 서로 정보를 주고받는지 알아보기 위해 설정하였다. 평양은 수도이면서 북한에서 쌀 생산량이 가장 많은 지역 인근에 위치해 있어 다른 시장의 가격을 유인할 것으로 예상할 수 있다.⁹ 그러나 궁극적으로 시장이 매우 효율적이라면 시장 간 가격이 서로 영향을 주고받는 피드백(feedback) 현상을 나타낼 것이다. 인과성 검정은 선행연구에서 널리 사용하고 있는 VAR(vector autoregressive) 모형을 이용하여 검정한다(Sims 1972). 만약 식 (3)에서 $H_0 : \beta_{1,1} = \dots = \beta_{1,q} = 0$ 의 귀무가설이 기각될 경우 ‘X가 Y를 Granger Cause’ 함을 의미하고,

9 2019년 북한 벼 재배면적은 557,016ha이고, 시도별 벼 재배면적은 황해남도 26.2%, 평안북도 19.3%, 평안남도 14.6%, 함경남도 10.3%, 강원도 4.8%, 함경북도 4.7% 등의 순서로 나타남(통계청 2020).

$H_0 : \gamma_{2,1} = \dots = \gamma_{2,q} = 0$ 의 귀무가설이 기각될 경우 ‘Y가 X를 Granger Cause’ 함을 의미한다.

$$(3) \quad Y_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^q \beta_{1k} X_{t-k} + \sum_{k=1}^q \gamma_{1k} Y_{t-k} + \epsilon_{1t}$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{k=1}^q \beta_{2k} X_{t-k} + \sum_{k=1}^q \gamma_{2k} Y_{t-k} + \epsilon_{2t}$$

분석 대상 시계열의 안정성 여부를 판단하기 위해 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 사용하였다. 만약 가격이 불안정한 시계열인 경우 1차 차분한(1st differenced) 시계열로 VAR 모형을 사용하고, 불안정한 시계열 사이에 공적분 관계가 있는 경우 보다 효율적인 VECM(vector error correction model) 모형을 통해 검정한다.

가설 3은 시장 간 일물일가가 성립하는지 검정한다. 일물일가의 법칙은 시장에 반입된 모든 정보가 즉각적이고 저렴하게 모든 거래자에게 전달되어 시장가격에 반영된다면 하나의 동일 상품에 대해서 지역에 관계없이 하나의 가격이 존재해야 함을 의미한다. 권태진(2018)의 주장처럼 무선통신 서비스 발달 등으로 정보가 원활하게 전달되어 쌀 시장이 효율적으로 작동한다면 궁극적으로 지역에 상관없이 거래비용을 제외하고 동일한 쌀 가격이 성립할 것이다.

이는 식 (4)에서 모든 시장에 대해 $\beta = 1$ 이 되어야 함을 의미한다. 즉, 시장 간 가격이 일시적으로는 상이할 수 있으나 궁극적으로는 서로 다른 두 지역의 가격이 항상 같은 방향과 같은 크기로 움직여야 한다. 따라서 귀무가설 $H_0 : \beta = 1$ 을 통해 검정한다(Adreni 1989; Chowdhury 1991). 여기서 각 지역 시장 간의 거래비용과 위험프리미엄 등이 존재하기 때문에 $\alpha = 0$ 일 필요는 없다.

$$(4) \quad P_i = \alpha + \beta P_j + e$$

식 (4)에서 $P_i = i$ 시장의 가격, $P_j = j$ 시장의 가격이다.

2.2. 분석 자료

북한이 시장가격 자료를 공표하지 않는 현 상황에서 대북 전문매체인 Daily NK가 수집·조사하는 시장별 쌀 가격 자료는 북한의 최신 시장물가 동향을 파악하고, 대내외적으로 북한경제에 영향을 줄 수 있는 사건이 발생할 경우 시장변화를 파악하는 데 사용되고 있다.¹⁰ 또한, 장기적으로는 북

한 시장이 시장경제 원리에 따라 움직이는지를 분석하는 기초 자료로 활용되고 있다(최영운 2018).

Daily NK는 북한 현지 통신원을 이용해 평양, 신의주, 혜산 지역의 종합시장(공식시장)에서 거래되는 국내(북한산) 쌀 가격 데이터를 비정기적으로 수집하여 홈페이지에 공표하고 있다.¹¹ 시장별 쌀 가격 데이터는 월별 자료로 2009년 8월부터 현재까지 약 12년 기간에 대한 시계열 데이터 구축이 가능하다.¹²

본 연구는 분석 대상 기간을 김정은 집권 이후인 2012년 1월부터 2020년 3월까지로 설정하였다. 이전 시점의 가격 자료에는 2009년 11월에 단행된 북한 화폐개혁 실패로 인한 불안정한 물가수준이 반영되어 있으며, 김정일 정권에서는 북한 당국이 종합시장의 폐쇄를 반복하는 등 시장에 대한 통제가 강했던 시기로 시장 상황을 분석하기에 적합한 시기가 아니라는 점을 반영했기 때문이다.

해당 기간(2012년 1월~2020년 3월) 중 특정 월에 두 개 이상의 쌀 가격이 존재할 경우 두 자료의 단순 평균한 월 가격 자료를 이용했다. 가격 자료가 존재하지 않는 14개월의 자료는 직전 월 가격을 적용하여 시계열 데이터를 구축했다.

분석 대상 시장인 평양시장, 신의주시장, 혜산시장은 지리적으로 역삼각 형태로 위치하고 있으며, 북한 전역의 시장 동향을 대표한다고 할 수 있다. 북한의 종합시장은 주로 서쪽 해안 축을 중심으로 분포하고 있으며, 평안남도는 평양과 남포를 포함시킬 경우 116개로 전체 시장의 29%를 차지한다(홍민 외 2016). 북·중 접경지역에 위치한 신의주와 혜산시장은 중국과의 무역이 활발한 곳이다. 중국에 대한 북한의 무역의존도는 지속적으로 심화하여 2014년 90.2%에서 2018년 95.8%, 2019년 95.4%를 기록하고 있다.¹³ 3개 시장의 쌀 가격 추세는 시간이 흐름에 따라 유사한 움직임을 보이고 있다<그림 1>.

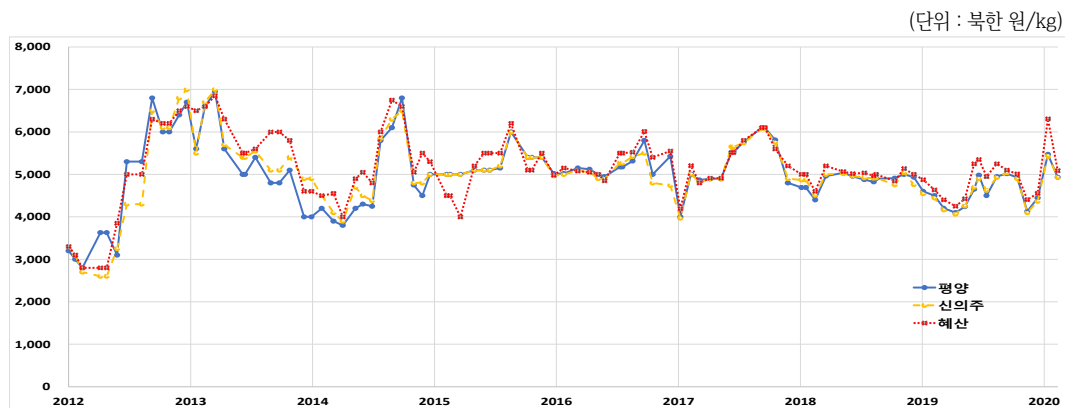
10 국내에서는 한국개발연구원 등의 연구기관에서 북한의 물가수준과 시장 동향을 분석하기 위한 기초 자료로 사용되고 있다.

11 종합시장(공식시장)은 2003년 북한 당국에 의해 공식 허가된 시장을 의미한다. 북한 당국은 2003년 ‘종합시장’개설을 허용한 후 시장에 대한 제도적 관리 차원에서 기존 장마당을 대대적으로 정비하며 ‘○○시장’이라고 이름을 공식적으로 사용하기 시작했다(통일부 통일교육원 2018).

12 Daily NK에서 공표하는 시장별 쌀 가격 데이터는 매달 0~3회 비정기적으로 수집되고 있다. 가격조사일이 매달 정확하게 일치하는 것은 아니다. 또한, Daily NK가 북한 현지 통신원과 가격조사를 수행하는 구체적인 방법은 공개하고 있지 않다. 시장별 쌀 가격 데이터는 <<https://www.dailynk.com/北장마당-동향>>에서 확인할 수 있다.

13 KOTRA. 2020. 『2019년 북한 대외무역 동향』.

그림 1. 시장별 쌀 가격 추이



자료: 저자작성

3. 분석 결과

3.1. 기초 자료 분석

3개 시장의 평균가격 및 변동성 분석 결과 평균가격은 양강도에 위치한 해산시장이 가장 높고, 평안북도의 신의주시장, 평양시장의 순서로 나타났다. 가격 변동성을 측정할 수 있는 변이계수(coefficient of variation)는 평균에 대한 상대적 변동성을 나타낸다. 변이계수는 신의주시장이 가장 높아(0.1666) 다른 시장에 비해 가장 높은 가격 변동성을 보였다. 해산시장(0.1597)과 평양시장(0.1596)의 변이계수는 비슷한 수준이지만 해산시장이 다소 높은 것으로 나타났다<표 1>.

표 1. 시장별 쌀 가격 데이터 기술 통계량

단위: 북한 원/kg, 개

구 분	평양시장	신의주시장	해산시장
평균	4,982	4,996	5,162
최대값	6,950	7,000	6,850
최소값	2,800	2,600	2,800
표준편차	795.305	832.312	824.170
변이계수	0.1596	0.1666	0.1597
관측치	99	99	99

시계열의 안정성 여부를 파악하기 위해 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정을 이용한 단위근 검정 결과 3개 시장 모두 원 시계열(raw data) 자료에 단위근이 없는 것으로 나타났다. 추가적으로 PP(Phillips-Perron) 검정을 사용한 단위근 검정 결과도 동일한 결과를 보였다<표 2>.

표 2. 단위근 검정 결과

구분(시장)	ADF 검정(level)	PP 검정(level)
평양	-3.576**	-3.522**
신의주	-3.033*	-3.258*
혜산	-3.087*	-3.229*

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

3.2. 가설 1: 3개 시장의 평균과 분산이 동일하다.

북한 주요 쌀 시장의 가격분포가 동일하다는 가설을 검정하기 위해 평균과 분산의 동일성을 검정하였다. 시장 간 평균의 동일성 검정 결과 3개 시장 모두 평균의 차이는 없었다. 또한 시장 간 분산의 동일성 검정 결과 분산의 차이도 없는 것으로 나타났다. 따라서 3개 시장의 가격분포가 동일함을 보여주고 있다<표 3>.

표 3. 평균과 분산의 동일성 검정

구분(시장)	검정통계량	검정통계량	P-값	결과
평양-신의주	평균 동일성	-0.124	0.902	차이 없음
	분산 동일성	1.095	0.653	차이 없음
평양-혜산	평균 동일성	-1.564	0.119	차이 없음
	분산 동일성	1.074	0.725	차이 없음
신의주-혜산	평균 동일성	-1.408	0.161	차이 없음
	분산 동일성	1.020	0.923	차이 없음

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 평균(분산)이 같다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

3.3. 가설 2: 3개 시장 간 인과관계가 성립한다.

인과성 검정은 시장 간 가격정보 흐름의 방향 분석을 위해 사용할 수 있다. 단위근 검정 결과 3개 시장 모두 원 시계열(raw data) 자료에 단위근이 없는 것으로 나타나, VAR(vector autoregressive) 모형을 이용해 인과성 검정을 하였다.

분석 결과 평양시장-신의주시장 간 인과성 검정 결과 서로 영향을 주고받는 것으로 나타났다<표 4>. 이는 수도이자 곡창지대 인근에 위치한 평양시장과 중국과의 교역이 활발한 신의주시장의 특성이 반영된 것으로 볼 수 있다. 또한, 평양과 신의주는 다른 지역에 비해 도로와 철도 등 물류 여건이 발달되어 있는 점도 영향을 주는 것으로 보인다.

표 4. 평양시장과 신의주시장 간 인과성 검정

대 상	검정통계량(X^2 -통계량)	유의확률(P-값)
평양 $\Rightarrow$ 신의주	3.891*	0.049
신의주 $\Rightarrow$ 평양	4.135*	0.042

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 평양시장 쌀 가격(신의주시장 가격)이 신의주시장 쌀 가격(평양시장 가격)을 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

평양시장-해산시장 간 인과성 검정 결과 평양시장과 해산시장은 간 동시적 인과관계가 성립한다는 귀무가설이 기각되었다. 따라서 양 시장은 서로 영향을 주고받지 않는다고 할 수 있다. 이는 양강도에 위치한 해산시장과 평양시장 간의 물리적 거리가 멀고, 열악한 물류 여건 등이 반영된 것으로 판단된다<표 5>.

표 5. 평양시장과 해산시장 간 인과성 검정

대 상	검정통계량(X^2 -통계량)	유의확률(P-값)
평양 $\Rightarrow$ 해산	2.068	0.151
해산 $\Rightarrow$ 평양	0.519	0.471

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 평양시장 쌀 가격(해산시장 가격)이 해산시장 쌀 가격(평양시장 가격)을 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

신의주시장-해산시장 간 인과성 검정 결과, 신의주시장은 해산시장에 영향을 주는 반면 해산시장은 신의주시장에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다<표 6>. 평양 및 중국과의 거래 여건이 더 양호하고, 거래 규모가 큰 신의주시장의 쌀 가격이 해산시장에 영향을 준다고 할 수 있을 것이다.

표 6. 신의주시장과 혜산시장 간 인과성 검증

대 상	검정통계량(X^2 -통계량)	유의확률(P-값)
신의주 $\Rightarrow$ 혜산	7.083**	0.008
혜산 $\Rightarrow$ 신의주	0.863	0.353

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 신의주시장 쌀 가격(혜산시장 가격)이 혜산시장 쌀 가격(신의주시장 가격)을 Granger Cause하지 않는다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

시장 간 인과성 검증 결과를 종합해보면, 수도이면서 곡창지대에 인접한 평양시장과 중국 단둥 및 평양과의 교류가 용이한 신의주시장이 서로 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 그리고 북·중 국경 지역에 위치했다라도 교통이 발달하고 중국과의 무역거점인 신의주시장의 쌀 가격이 혜산시장의 쌀 가격에 영향을 주는 것으로 나타났다.

3.4. 가설 3: 3개 시장 간 일물일가의 법칙이 성립한다.

본 연구는 시장 간 원활한 정보 전달로 가격 효율성이 존재하는지 여부를 분석하기 위해 일물일가 검정을 사용하였다. 시장 내 모든 정보가 즉각 거래자들에게 전달되어 시장가격에 반영된다면 시장에 관계없이 동일 상품에는 단 하나의 가격만 존재하게 된다.

일물일가 검증 결과 평양시장은 북·중 접경지역 시장인 신의주시장 및 혜산시장과 일물일가가 성립하는 것으로 나타났다. 따라서 이들 시장 간에는 정보의 흐름이 원활한 시장으로 볼 수 있을 것이다. 반면 신의주시장과 혜산시장 간에는 일물일가가 존재한다는 귀무가설이 기각되었다. 이들 시장 간의 정보 불투명성에 따른 비대칭적 정보 흐름이 반영된 것으로 해석할 수 있다. 이는 시장 간 재화의 품질, 수요처, 공급처 등에서 차이가 존재할 가능성을 시사한다.

표 7. 시장 간 일물일가 검증

대 상	검정통계량(t-통계량)	유의확률(P-값)
평양-신의주	-0.529	0.598
평양-혜산	-1.592	0.115
신의주-혜산	-2.184*	0.031

주: *(**) 표기는 5%(1%) 유의수준에서 일물일가가 존재한다는 귀무가설이 기각된다는 것을 의미함.

4. 요약 및 결론

북한 곡물 시장 간 가격 차이와 시장 효율성에 대한 상반된 견해가 존재하는 현 상황에서, 본 연구는 Fama(1970)가 제시한 시장 효율성 가설을 이용하여 쌀로 대표되는 북한 곡물 시장이 효율적으로 작동하는지를 검정하였다. 이를 위해 시장 간 가격분포에 차이가 존재하는지 여부와 인과성 검정을 통해 시장 간 가격정보 흐름의 방향을 분석하였다. 또한, 일물일가 검정을 통해 시장 간 정보의 흐름을 분석하였다.

분석 결과 3개 시장(평양, 신의주, 혜산)의 쌀 평균가격은 혜산시장이 가장 높았고, 가격 변동성은 신의주시장이 가장 높은 것으로 나타났다. 시장 간 평균과 분산의 차이는 없어 가격분포가 동일한 것으로 나타났다.

인과성 검정 결과 수도에 위치한 평양시장과 중국 단둥 및 평양과의 교류가 용이한 신의주시장이 상호 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 그리고 북·중 국경 지역에 위치했다라도 교통이 발달하고 중국과의 무역거점인 신의주시장의 쌀 가격이 혜산시장의 쌀 가격에 영향을 주는 반면, 혜산시장은 신의주시장에 영향을 주지 않았다.

일물일가 검정 결과 평양시장은 북·중 접경지역 시장인 신의주시장 및 혜산시장과의 일물일가가 성립하였다. 따라서 이들 시장 간에는 정보의 흐름이 원활하다고 볼 수 있을 것이다. 반면 신의주시장과 혜산시장 간에는 일물일가가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이들 시장의 경우 정보 불투명성에 따른 비대칭적 정보 흐름이 반영된 것으로 해석 가능하다. 평양시장과 신의주시장은 인과성과 일물일가가 동시에 성립하는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과는 쌀로 대표되는 북한의 곡물 시장이 효율적으로 작동되고 있다는 주장에 대해 여전히 시장의 효율성이 제고될 여지가 존재한다는 것을 실증적으로 보여준다. 북한은 농산물 유통을 위한 저장, 가공, 물류 인프라 등 제반 요건이 열악하다. 이를 고려할 때 저장이 가능한 일부 품목을 제외한 대부분의 채소, 과일, 축산물 등 농축산물은 시장별로 농산물 가격의 편차가 크며, 부분적 효율성조차 존재하지 않을 것으로 예상된다.

북한의 시장은 시장경제와 계획경제의 불편한 동거 속에서 충분히 효율적으로 작동하지 못하고 있다. 시장의 가장 중요한 역할은 한정된 자원을 효율적으로 배분하는 기준으로서의 합리적인 가격

을 결정하는 것이다. 북한 정부에 의해 합리적이고 공정하게 관리되는 효율적인 시장은 시장경제에 대한 불안감과 거부감을 줄이고 북한의 경제성장을 촉진할 것이다. 또한, 가격 안정화와 자원의 효율적 배분을 통해 북한의 식량문제를 해결하는 데도 크게 기여할 것이다.

본 연구는 북한의 농산물 시장 발전을 위한 기초 자료로의 역할을 할 수 있을 것이다. 또한, 향후 남북의 유통 효율화를 위한 농산물 유통시스템 구축, 시장 간 연계 및 개발협력 등을 위한 연구에 활용될 것으로 기대할 수 있다.

북한의 시장 효율성에 영향을 미치는 다양한 요인들을 정확히 파악할 수 없다. 북한 당국의 쌀 가격변동에 대한 통제 가능성 등 여러 가지 요인들이 북한 전역의 쌀 가격 형성과정에 영향을 미칠 수 있다. 하지만 자료의 부재로 본 연구에 사용된 시장가격 외에 다양한 원인들에 대한 진단은 어려운 실정이다. 향후 북한 시장에 대한 신뢰성 높은 데이터가 구축된다면 추가적인 연구가 진행될 수 있을 것이다. 또한, 북한이 만성적 식량부족 국가이고 중국과의 교역 및 해외 원조 등 대외의존도가 높지만 이러한 점이 고려되지 못하였다는 점에서 한계를 가진다. 향후 중국 등 국제시장의 쌀 가격을 연계한 추가적인 분석이 필요하다.

참고 문헌

- 권태진. 2018. “북한의 농업부문 시장화 실태와 전망.” 『시선집중 GSnJ』 제249호. GSnJ.
- 김남욱, 양승룡, 한두봉, 정복조. 2000. “양재 물류센터와 가락 도매시장의 가격비교 분석.” 『농업경제연구』 제41권 제2호. pp. 91-110.
- 김소영. 2017. “경제위기 이후 북한 농업부문의 계획과 시장.” 북한대학원대학교 박사학위 논문.
- 문성민. 2008. “구매력평가이론에 근거한 북한 가격 및 환율 분석.” 『통일정책연구』 제17권 제2호. pp. 83-115. UCI : G704-001526.2008.17.2.004
- 서경남, 양승룡. 2011. “전자식 경매도입이 가락시장의 가격효율성에 미치는 영향분석.” 『농업경영·정책연구』 제38권 제2호. UCI : G704-000650.2011.38.2.005
- 양문수. 2014. 『김정은 시대의 경제와 사회 : 국가와 시장의 새로운 관계』. 한올아카데미.
- 양승룡. 2016. 『양승룡교수의 희망농업 콘서트』. 책너울.
- 이병훈. 2016. “통일대비 북한 농산물 공영도매시장 도입을 위한 연구.” 고려대학교 석사학위 논문.
- 이병훈, 양승룡, 정복조. 2002. “농안법 개정이 농산물 도매시장의 효율성에 미치는 효과분석.” 『농업경영·정책연구』 제29권 제1호. UCI : G704-000650.2002.29.1.007
- 이석기, 양문수, 정은이. 2014. 『북한 시장실태 분석』. 연구보고서 2014-738. 산업연구원.
- 윤창식, 양승룡. 2009. “강서 도매시장의 상장경매제와 시장도매인제 가격 비교분석.” 『유통연구』 제14권 제1호. pp. 67-86. UCI : G704-000527.2009.14.1.003
- 자유아시아방송. 2018. 2. 3. “북 공식 시장 꾸준히 증가, 480개 넘어.”
- 최영윤. 2018. 『북한의 쌀 시장가격 추세: 중국과 가격수준 비교를 중심으로』. KDI 북한경제리뷰. 한국개발연구원.
- 최지영. 2015. “북한의 물가와 인플레이션.” 『북한연구학회보』 제19권 제1호. pp. 27-55. UCI : G704-001326.2015.19.1.002
- 통일부 통일교육원. 2019. 『북한 이해』. 통일교육원.
- 통계청. 2020. 『2019년 북한 버 재배면적조사 결과. 통계청 보도자료』. 통계청.
- 홍민, 차문석, 정은이, 김혁. 2016. 『북한 전국 시장정보: 공식시장 현황을 중심으로』. 통일연구원.
- 홍재환. 2017. 『김정은 정권 5년의 북한 경제: 경제정책을 중심으로』. 통일연구원.
- Daily NK. 북한 장마당 쌀값, 환율 동향정보. <<https://www.dailynk.com/>>. 검색일: 2020. 04. 05.
- KOTRA. 2020. 『2019 북한 대외무역 동향』. KOTRA.
- Ardeni, P. 1989. “Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 71, pp. 661-669. <https://doi.org/10.2307/1242021>
- Chowdhury, A. 1991. “Futures Market Efficiency : Evidence From Cointegration Tests.” *Journal of Futures Markets*. vol. 11, no. 5, pp. 577-589. <https://doi.org/10.1002/fut.3990110506>
- Fama, E. 1970. “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.” *Journal of Finance*. vol. 25, no. 2, pp. 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Sims. C. 1972. “Money, Income, and Causality.” *The American Economic Review*. vol. 62, no. 4, pp. 540-552.

원고 접수일: 2020년 06월 18일
원고 심사일: 2020년 07월 06일
심사 완료일: 2020년 09월 24일

역 귀농·귀촌 의향과 결정에 미치는 요인 분석*

최원실** 허태호*** 이상현****

Keywords

역 귀농·귀촌(urban-to-rural migrants' returning to urban areas), 동기 요인(motivation factors), 의향과 행동(intention and behavior), 순서형 로짓 분석(ordered logit model), 다항 로짓 분석(multinomial logit model)

Abstract

This study analyzes the effect of motivation types on urban-to-rural migrants' intention and behavior to re-migrate to urban areas. The motivation types are classified into economical and non-economical factors. By using the ordered logit model, we analyze the effect of economical and non-economical factors on the intention to re-migrate from rural to urban areas. The effect of economical and non-economical factors on the actual decision to re-migrate to urban areas is estimated based on the multinomial logit model. According to the estimation results, urban-to-rural migrants who put economical reasons first are more likely to choose to re-migrate to urban areas. On the other hand, it is estimated that urban-to-rural migrants who took prior education before migration or moved with their families are less likely to decide to return to urban areas.

차례

- | | |
|---------------|------------|
| 1. 서론 | 3. 분석 결과 |
| 2. 분석 모형 및 방법 | 4. 요약 및 결론 |

* 본 연구는 한국농촌경제연구원에서 조사한 ‘귀농·귀촌자 장기추적조사’ 자료를 제공받아 수행하였으며, 자료 제공에 감사드립니다.

** 강원대학교 농업자원경제학과 박사과정

*** 강원대학교 농업자원경제학과 박사과정

**** 강원대학교 농업자원경제학과 조교수, 교신저자. e-mail: shl@kangwon.ac.kr

1. 서론

농림축산식품부 외(2019) 등의 발표 자료에 따르면, 우리나라 귀농·귀촌 인구는 2013년 422,770명에서 2018년 490,330명으로 증가하였다. 귀농·귀촌 인구의 증가는 농촌 지역의 인구 감소 문제를 완화하고, 다양한 산업 분야의 고용 증대와 이용 가능한 서비스를 확대시키는 등 농촌 경제 활성화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(박시현·최용욱 2014; 김정섭 외 2016; 김정덕 2012; Von Reichert et al 2014). 이러한 귀농·귀촌인의 유입이 지역 활성화에 미치는 효과는 도시민이 농촌 지역으로 이주하여 농촌 생활을 지속했을 때 나타날 수 있다. 그러나 귀농·귀촌인들이 농촌 지역에서 생활하는 것을 중단하고, 다시 도시로 돌아가는 역 귀농·귀촌 현상이나 다른 농촌으로 재이주하는 사례가 발생하고 있다(세계일보 2018. 9. 27.; 마상진 외 2016; 윤순덕 외 2017). 즉, 농촌 지역으로 유입된 인구를 통해 나타나는 농촌 지역의 경제적·사회적 활성화 효과를 극대화하기 위해서는 역 귀농·귀촌에 영향을 미치는 요인을 도출하여 역 귀농·귀촌 현상을 완화하는 방안을 수립해야 한다.

그동안 귀농·귀촌에 대한 연구는 도시민의 농촌 지역 유입을 위한 관점에서 귀농·귀촌 의향과 결정에 영향을 미치는 요인을 도출하거나(이희찬 외 2006; 우성호 외 2015; 심문보 외 2019), 귀농·귀촌 만족도(허철무 외 2014; 이지흠 외 2017; 김경호 외 2018), 귀농·귀촌 실태와 과정(강대구 2007; 박대식 외 2015) 등의 분석이 주를 이루고 있다. 한편, 귀농·귀촌인의 역 귀농·귀촌 현상에 대해 분석하는 연구는 귀농·귀촌 생활을 중단한 이주민을 대상으로 그 이유에 대해 조사하거나(장민기 외 2014), 역 귀농·귀촌인의 특성을 도출하는 것에 그치고 있으며(윤순덕 외 2017), 역 귀농·귀촌에 어떠한 요인이 얼마나 영향을 미치는지에 대해 실증적으로 분석한 연구는 부족한 실정이다. 최근 마상진 외(2016) 등의 연구에서 귀농·귀촌인이 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향에 미치는 영향 요인을 도출하였으나 실제 역 귀농·귀촌 결정에 미치는 영향은 분석하지 못했다는 한계를 밝히고, 타 지역으로의 이주를 함께 고려한 귀농·귀촌 실태 관련 연구의 필요성을 제시하고 있다.

귀농·귀촌인은 여러 가지 동기로 인해 귀농·귀촌을 결심하게 되는데, Williams and Jobes(1990) 등의 연구에 따르면 그 동기 유형은 경제적 요인과 비경제적 요인으로 구분할 수 있으며, 경제적 동기로 이주한 귀농·귀촌인은 경제적 안정이 이주의 조건으로 만족되어야 하며, 비경제적 동기로 이

주한 귀농·귀촌인은 농촌의 어메니티나 삶의 질 등이 만족되어야 할 것이라고 하였다. 이처럼 귀농·귀촌 동기에 따라 역 귀농·귀촌 행태가 다르게 나타날 것으로 예상된다. 귀농·귀촌 관련 동기에 대한 국내 연구는 귀농·귀촌 동기를 유형화하거나 유형별 특성을 분석하는 연구가 대부분이었다(이민수·박덕병 2012; 마상진 2018). 강대구(2007) 등의 연구는 귀농·귀촌 동기에 따라 농업교육 배경, 귀농 초기 및 후기 농업의 특성, 미래 농업 계획 및 농촌 거주 의사에 대해 비교하였으나 여전히 실제 역 귀농·귀촌 결정에 미치는 영향에 대한 분석은 이루어지지 않았다.

계획 행동이론에 따르면 개인의 의향은 실제 행동을 결정하는 데 영향을 미친다(Ajzen 1991). 한편, 의향은 실제 행동으로 이어지지 않을 수 있지만, 행동은 실제 결정에 의해 나타난 현상으로 의향과 행동 간에 차이(Intention-behavior gap)가 발생할 수 있다(Ajzen et al. 2004; Sheeran and Webb 2016). 따라서 귀농·귀촌인들의 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에도 차이가 존재할 것으로 생각된다.

앞서 언급한 바와 같이 귀농·귀촌인이 농촌 지역에 미치는 긍정적인 경제적·사회적 영향을 유지하기 위해서는 역 귀농·귀촌에 영향을 미치는 요인을 도출하여 귀농·귀촌인의 재이농 현상을 완화하는 것이 중요하다. 따라서 본 연구는 귀농·귀촌 동기 유형을 경제적·비경제적 동기 유형으로 구분하여 귀농·귀촌인의 도시로 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향과 실제 역 귀농·귀촌 결정에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 연구 방법은 순서형 로짓 모형(ordered logit model)과 다항 로짓 모형(multinomial logit model)을 활용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 분석 방법과 자료에 대해 설명한다. 이어 제3장에서는 분석 결과에 대해 설명하고, 제4장에서는 분석 결과를 요약하고 결론을 내린다.

2. 분석 모형 및 방법

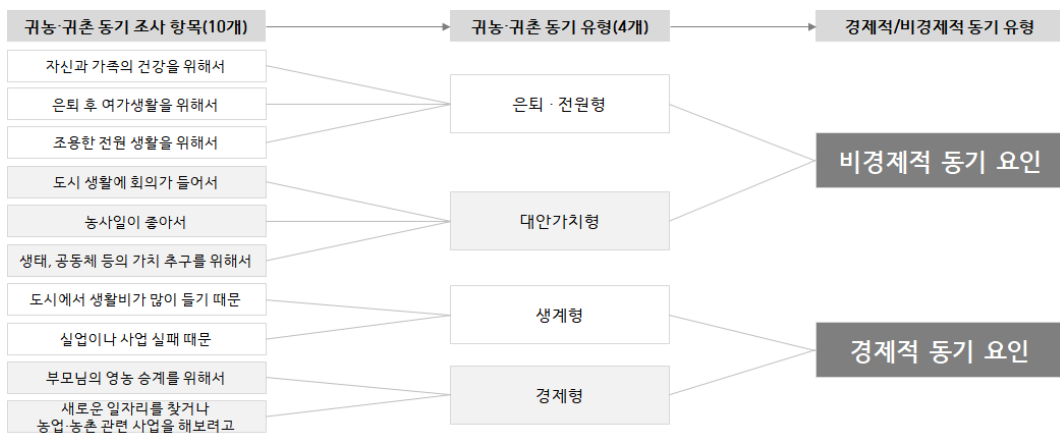
2.1. 분석 모형

도시민이 처음 귀농·귀촌을 결심하게 된 동기가 무엇인지에 따라 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향의 정도나 실제 행동 여부는 다르게 나타날 수 있다. 그 이유는 귀농·귀촌 동기 유형에 따라 농촌 생

활을 하며 성취하고자 하는 기대치나 목표가 다르기 때문이다(Williams and Jobes 1990). 따라서 본 연구에서는 귀농·귀촌 동기 유형에 따라 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 미치는 영향이 다르게 나타날 것이라고 가정한다.

마상진(2018) 등의 연구는 선행연구 검토를 통해 아래 <그림 1>과 같이 10개의 귀농·귀촌 동기 조사 항목을 선정한 후 요인 분석을 이용하여 ‘은퇴·전원형’, ‘대안가치형’, ‘생계형’, ‘경제형’ 등 4개의 귀농·귀촌 동기 유형으로 구분하였다. 또한 구분된 4개 유형 중 ‘은퇴·전원형’과 ‘대안가치형’을 비경제적 동기 요인으로, ‘생계형’과 ‘경제형’을 경제적 동기 요인으로 구분할 수 있다고 제시하고 있다(마상진 2018). 따라서 본 연구에서는 마상진(2018)의 연구와 같이 귀농·귀촌 동기 유형을 비경제적 동기 요인과 경제적 동기 요인으로 구분하고자 한다.¹

그림 1. 귀농·귀촌 동기 유형 구분



자료: 저자 작성

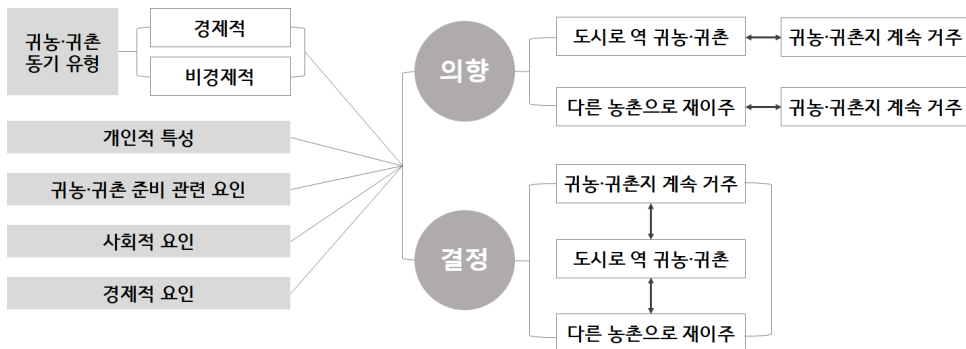
분석 모형에는 마상진 외(2016), 윤순덕 외(2017) 등의 연구에서 귀농·귀촌인의 도시로의 역 귀농·귀촌 의향에 영향을 미치는 변수로 사용하고 있는 귀농·귀촌 준비 관련 변수, 사회적 요인 변수, 경제적 요인 변수와 귀농·귀촌인의 개인적 특성을 함께 고려하고자 한다. 귀농·귀촌인의 개인적 특성 변수는 성별, 나이, 최종 학력, 연고지, 학령기 자녀 유무 여부, 가족 동반 이주 형태, 귀농·귀촌 연차 등을 포함하며, 귀농·귀촌 준비 관련 변수는 귀농·귀촌 준비 기간, 귀농·귀촌 교육 이수 시간을 포

1 본 연구의 분석을 위해 사용되는 자료는 한국농촌경제연구원에서 실시한 ‘귀농·귀촌자 장기추적조사’로 마상진(2018) 등의 연구에서 활용한 자료와 동일함.

함한다. 또한 사회적 요인 변수는 갈등 경험 유무 여부, 주민 왕래 빈도, 마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 인식 및 태도, 개인 행복과 만족에 대한 성취도, 마을 주민과의 화합에 대한 성취도, 지역 발전 기여에 대한 성취도를 포함하며, 경제적 요인 변수는 가구 소득, 자산 규모, 부채 규모를 포함한다. 기존 연구에서는 귀농·귀촌 준비 관련 변수로서 귀농·귀촌 준비 기간만을 고려하였으나, 본 연구에서는 정부와 지방자치단체에서 시행하고 있는 귀농·귀촌 교육의 효과도 함께 고려하기 위해 귀농·귀촌 교육 이수 시간 변수를 추가하였다.

본 연구에서는 귀농·귀촌인의 도시로 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향과 실제 역 귀농·귀촌 결정에 미치는 영향을 분석하는 것이 일차적 목적이다. 그러나 귀농·귀촌 생활을 중단하는 사람 중 도시로 바로 돌아오지 않고, 다른 농촌 지역으로 재이주하는 경우도 존재하기 때문에(마상진 외 2016), 귀농·귀촌인의 다른 농촌으로 재이주할 의향과 결정에 미치는 영향도 함께 분석하고자 한다. 또한, 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 영향을 미치는 요인의 차이를 도출하기 위해 ‘의향 모형’과 ‘결정 모형’에 동일한 설명 변수를 포함하였다. 의향과 실제 결정에 미치는 요인이 다를 수 있으나 Jong et al.(1985)과 Dalen and Henkens(2013) 등 의향과 행동의 차이를 분석한 선행연구에서와 같이 동일한 요인들을 사용하는 것이 직관적인 비교에 유리할 것이라고 판단하였다. 따라서 본 연구는 경제적·비경제적 동기 요인, 개인적 특성, 귀농·귀촌 준비 관련 요인, 사회적 요인, 경제적 요인이 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 재이주 의향에 어떠한 영향을 미치며, 실제 역 귀농·귀촌과 다른 농촌으로의 재이주 결정에 미치는 영향과는 어떠한 차이가 있는지를 분석하기 위해 아래 <그림 2>와 같이 ‘의향 모형’과 ‘결정 모형’을 구축하였다.

그림 2. 연구 모형



자료: 저자 작성

2.2. 분석 방법

2.2.1. 의향 모형

경제적·비경제적 동기 및 관련 요인이 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 이주 의향에 미치는 영향을 분석하기 위한 의향 모형은 추정식 (1)과 추정식 (2)로 각각 나타낼 수 있다. 식 (1)의 $UINT$ 는 역 귀농·귀촌 의향을 의미하며, 식 (2)의 $RINT$ 는 다른 농촌으로의 이주 의향을 가리킨다. 설명변수는 귀농·귀촌 동기 요인으로 경제적 동기 요인($ECONOMIC$) 변수와 비경제적 동기 요인($NON-ECONOMIC$) 변수가 사용되었으며, 개인적 특성 변수로 성별(SEX), 나이(AGE), 최종 학력(EDU), 학령기 자녀 유무 여부($CHILDREN$), 연고지 여부($HOMETOWN$), 가족 동반 이주 형태($FAMILY$), 귀농·귀촌 연차($STAY$) 변수가 사용되었다. 귀농·귀촌 준비 관련 요인으로는 준비 기간($PREPARE$) 및 귀농·귀촌 교육 이수 시간($TRAINING$) 변수가, 사회적 요인으로는 갈등 경험 유무 여부($CONFLICT$), 주민 왕래 빈도($NEIGHBOR$), 마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 인식 및 태도($ATTITUDE$), 개인 행복과 만족에 대한 성취도($HAPPY$), 마을 주민과의 화합에 대한 성취도($HARMONY$), 지역발전 기여에 대한 성취도($CONTRIBUTION$) 변수가, 경제적 요인으로 전년도 가구 소득($INCOME$), 자산 규모($ASSET$), 부채 규모($DEBT$) 변수가 사용되었다.

$$(1) \quad \begin{aligned} UINT_{it} = f(&ECONOMIC_i, NON-ECNOMIC_i, SEX_i, AGE_{it}, EDU_i, HOMETOWN_i, \\ &CHILDREN_i, FAMILY_i, STAY_{it}, PREPARE_i, TRAINING_i, \\ &CONFLICT_i, NEIGHBOR_{it}, ATTITUDE_{it}, HAPPY_{it}, HARMONY_{it}, \\ &CONTRIBUTION_{it}, INCOME_{it-1}, ASSET_i, DEBT_i) \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 1039, \quad t = 2014, 2015, 2016$$

$$(2) \quad \begin{aligned} RINT_{it} = f(&ECONOMIC_i, NON-ECNOMIC_i, SEX_i, AGE_{it}, EDU_i, HOMETOWN_i, \\ &CHILDREN_i, FAMILY_i, STAY_{it}, PREPARE_i, TRAINING_i, \\ &CONFLICT_i, NEIGHBOR_{it}, ATTITUDE_{it}, HAPPY_{it}, HARMONY_{it}, \\ &CONTRIBUTION_{it}, INCOME_{it-1}, ASSET_i, DEBT_i) \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 1039, \quad t = 2014, 2015, 2016$$

‘의향 모형’의 종속변수로 사용되는 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 이주 의향은 ‘전혀 없음’, ‘없음’, ‘아직 모름’, ‘많음’, ‘매우 많음’과 같이 선택형 범주이면서 순서형으로 나타낼 수 있다. 따라서 귀농·귀촌인이 다시 도시로 역 귀농·귀촌하려는 의향과 다른 농촌으로 이주하려는 의향에

어떠한 영향을 미치는지는 종속 변수가 선택형 범주이고, 이 범주들 사이의 순서가 있는 경우에 사용되는 순서형 로짓 모형을 이용하여 분석할 수 있다. 순서형 변수를 모형화하기 위해서 먼저 종속 변수의 선택을 결정하는 잠재변수 y^* 가 존재하고, 이는 아래와 같이 설명변수의 선형함수로 표현된다고 가정한다. 여기에서 ϵ 는 평균이 0인 대칭 분포이며, 이의 누적분포함수는 $F(\epsilon)$ 로 정의한다(우재영 2009; 민인식·최필선 2019).

$$(3) \quad y^* = \sum_{k=1}^k \beta_k x_k + \epsilon$$

여기에서 y^* 가 매우 낮은 사람은 5가지 선택 중에서 의향이 ‘전혀 없음(1)’을 선택하고, 그다음은 ‘없음(2)’, ‘아직 모름(3)’, ‘있음(4)’, ‘매우 있음(5)’ 식으로 선택한다고 가정한다. 관찰된 종속 변수 y 는 다음과 같이 결정되는 것으로 가정할 수 있다.

$$(4) \quad \begin{aligned} y &= 1 \text{ if } y^* \leq \mu_1 (= 0) \\ y &= 2 \text{ if } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \\ y &= 3 \text{ if } \mu_2 < y^* \leq \mu_3 \\ y &= 4 \text{ if } \mu_3 < y^* \leq \mu_4 \\ y &= 5 \text{ if } \mu_4 < y^* \end{aligned}$$

여기에서 $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$ 는 경계값을 나타내는 것으로 모형 안에서 추정되어야 할 모수이다. μ_j 는 다양한 값들이 추정될 수 있도록 되어 있으나 회귀분석이 용이하도록 하기 위해 $\mu_1=0$ 으로 정규화한다. 순서형 선택 모형에서는 개인 i 가 j 를 선택할 확률을 다음과 같이 구할 수 있다(우재영 2009).

$$(5) \quad \begin{aligned} \text{Prob}(y=j) &= \text{Prob}(\mu_{j-1} < y^* = \sum_{k=1}^k \beta_k X_k + \epsilon \leq \mu_j) \\ &= \text{Prob}(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^k \beta_k X_k < \epsilon \leq \mu_j - \sum_{k=1}^k \beta_k X_k) \\ &= F(\mu_j - \sum_{k=1}^k \beta_k X_k) - F(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^k \beta_k X_k) \end{aligned}$$

일반적으로 순서형 모형에서는 오차항 ϵ 에 대해 로지스틱 분포나 정규 분포를 가정하며, 로지스틱 분포를 가정할 경우 순서형 로짓 모형이 되고, 정규분포를 가정하면 순서형 프로빗 모형이 된다. 순서형 로짓 모형과 순서형 프로빗 모형의 최종적으로 도출되는 추정값은 크게 차이가 없으며, 본 연구에서는 순서형 로짓 모형을 사용한다. 따라서 누적분포함수(cumulative distribution function: CDF)

가 로짓 함수이므로 누적 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다(우재영 2009; 민인식·최필선 2019).

$$(6) \quad \text{Prob}(y \leq j) = \text{Prob}(y^* \leq \mu_j) = \frac{e^{\mu_j - \sum_{k=1}^j \beta_k X_k}}{1 + e^{\mu_j - \sum_{k=1}^j \beta_k X_k}}$$

누적 로짓분포함수를 $L(\cdot)$ 로 나타내면 귀농·귀촌인 i 가 의향 j 를 선택할 확률값은 다음과 같이 구할 수 있다(우재영 2009).

$$(7) \quad \begin{aligned} \text{Prob}(y = 1) &= L(\mu_1 - \sum_{k=1}^1 \beta_k X_k) = L(-\sum_{k=1}^1 \beta_k X_k) \\ \text{Prob}(y = 2) &= L(\mu_2 - \sum_{k=1}^2 \beta_k X_k) = L(-\sum_{k=1}^2 \beta_k X_k) \\ &\vdots \\ \text{Prob}(y = J) &= 1 - L(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^{j-1} \beta_k X_k) \quad (\because P(y \leq J) = 1, \mu_1 = 0) \end{aligned}$$

2.2.2. 결정 모형

경제적·비경제적 동기 및 관련 요인이 도시로의 역 귀농·귀촌 결정과 다른 농촌으로의 이주 결정에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형은 추정식 (8)과 같이 나타낼 수 있다. 식 (8)의 $RESI$ 는 현 거주지를 의미하며, 설명변수는 의향 모형과 동일하게 사용하였다.

$$(8) \quad \begin{aligned} RESI_i = f(&ECONOMIC_i, NON-ECONOMIC_i, SEX_i, AGE_{it}, EDU_i, HOMETOWN_i, \\ &CHLDREN_i, FAMILY_i, STAY_{it}, PREPARE_i, TRAINING_i, \\ &CONFLICT_i, NEIGHBOR_{it}, ATTITUDE_{it}, HAPPY_{it}, HARMONY_{it}, \\ &CONTRIBUTION_{it}, INCOME_{it-1}, ASSET_i, DEBT_i) \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 1039, \quad t = 2014, 2015, 2016$$

‘결정 모형’은 귀농·귀촌인이 현재 거주하고 있는 귀농·귀촌지에 계속 거주, 도시로의 역 귀농·귀촌, 다른 농촌으로 재이주 중 어떠한 거주지를 선택하는지에 대해 분석한다. 여기에서 종속변수에 해당하는 거주지 선택은 ‘귀농·귀촌지 계속 거주’, ‘도시로 역 귀농·귀촌’, ‘다른 농촌으로 재이주’와 같이 비순서형으로 나타낼 수 있다. 따라서 종속변수가 선택형 범주이지만, 비순서형인 경우에 사용되는 분석 방법인 다항 로짓 모형을 이용하여 분석할 수 있다(민인식·최필선 2019). 귀농·귀촌

인이 위의 3개의 거주지 중에서 하나를 선택할 확률을 나타내는 모형은 다음과 같다(강혜정 2006).

$$(9) \quad \text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=0}^2 e^{\beta_k x_i}}, \quad j=0,1,2$$

위의 식 (9)를 표준화하기 위해 $\beta_0 = 0$ 으로 가정하면, 각 비순서형 범주를 선택할 확률은 아래 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(10) \quad \text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^2 e^{\beta_k x_i}}, \quad j=0,1,2$$

$$\text{Prob}(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^2 e^{\beta_k x_i}}$$

추정은 아래 식 (11)과 같이 로그우도함수를 극대화하여 이루어진다. 귀농·귀촌인 i 가 j 거주지를 선택하였을 경우, d_{ij} 는 ‘1’이 되고, 나머지는 ‘0’이 된다.

$$(11) \quad \ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^2 d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j)$$

순서형 로짓 모형과 다항 로짓 모형에서 추정된 계숫값은 선택 확률 차이를 의미하는 것이지 추정된 계숫값이 각 설명변수의 각 선택에 대한 한계적인 영향을 나타내는 것은 아니다. 따라서 순서형 및 다항 로짓 모형을 분석한 후에 각 유형의 선택에 대한 설명변수의 한계 효과(marginal effects)를 추가적으로 분석하고자 한다(강혜정 2006). 다항 로짓 모형의 경우 종속변수가 independence of irrelevant alternatives (IIA) 특성에 만족해야 한다는 가정이 있으며, 이에 Hausman and McFadden 검정을 수행한 결과 통계량이 0.33로 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나, 본 모형의 종속변수가 IIA 가정을 만족시킨다는 것을 기각할 수 없었다.

2.3. 분석 자료

본 연구의 분석에는 한국농촌경제연구원에서 2014년부터 2016년간 실시한 ‘귀농·귀촌자 장기 추적 조사’의 원자료가 사용되었다. 본 조사는 농촌진흥청의 의뢰로 2014년부터 2018년까지 5년

동안 귀농·귀촌자 동일 집단 1,039명을 대상으로 추적하는 조사이나(마상진 2018), 본 연구에서는 사용하고자 하는 변수의 자료가 포함되어 있는 2014년, 2015년, 2016년의 원자료만을 이용하였다. 그러나 ‘의향 모형’의 종속변수 중 하나인 ‘다른 농촌으로의 재이주 의향’ 변수는 2016년에만 조사된 자료이며, ‘결정 모형’의 종속 변수로 사용되는 ‘현 거주지’ 변수도 2017년 2월에 귀농·귀촌 패널 중 2015년, 2016년 조사 미응답자를 대상으로 실제 현 거주지에 대해 조사한 자료이다. 따라서 ‘다른 농촌으로의 재이주 의향’과 ‘실제 역 귀농·귀촌 결정’ 분석은 2016년 자료를 주로 활용하였다. 본 분석에 사용된 변수들의 기초통계량은 <표 1>과 같다.

표 1. 변수 설명 및 기초통계량

구분	변수 설명		관측치	비중	평균	표준편차
종속 변수	도시로의 역 귀농·귀촌 의향	전혀 없음=1	1,750	46.06	1.93	1.0527
		거의 없음=2		26.63		
		아직 모름=3		17.26		
		조금 있음=4		8.51		
		매우 많음=5		1.54		
종속 변수	다른 농촌으로의 재이주 의향	전혀 없음=1	739	44.11	2.17	1.2612
		거의 없음=2		19.08		
		아직 모름=3		15.70		
		조금 있음=4		17.59		
		매우 많음=5		3.52		
종속 변수	현 거주지	귀농·귀촌지 계속 거주=1	1,034	85.88	1.20	0.5180
		도시로 역 귀농·귀촌=2		8.61		
		다른 농촌으로 재이주=3		5.51		
개인적 특성	성별	남=1 여=0	1,787	84.33 15.67	0.84	0.3636
	나이	귀농·귀촌인의 나이(세)	1,788	-	54.26	8.8825
	최종 학력	중학교 졸업 이하=1	1,779	6.01	3.24	1.1320
		고등학교 졸업=2		27.37		
		전문대 졸업=3		12.70		
		대학교 졸업=4		44.41		
	연고지 여부	대원학원 졸업=5	2,298	9.50	0.37	0.4838
		남편 또는 부인의 연고지=1 해당 없음=0		37.34 62.66		
개인적 특성	학령기 자녀 유무 여부	있음=1 없음=0	2,220	42.84 57.16	0.43	0.4950

(계속)

구분	변수 설명		관측치	비중	평균	표준편차
개인적 특성	가족 동반 이주 형태	가족 함께 이주=1 가구주 먼저 이주 후 가족 합류=2 가구주 혼자 이주 및 생활=3 지인과 이주=4	3,063	52.50 26.35 18.71 2.45	1.71	0.8525
	귀농·귀촌 연차	귀농·귀촌 연차(년) (2016년 기준)	3,087	-	3.82	1.6050
귀농 귀촌 준비 관련	귀농·귀촌 준비 기간	준비기간 없음=1 6개월 미만=2 6개월~1년 미만=3 1~2년 미만=4 1~2년 미만=5 3년 이상=6	3,087	9.04 13.99 21.19 19.44 14.38 21.96	5.88	3.8825
	귀농·귀촌 교육 이수 시간	귀농·귀촌 관련 교육 이수 시간	2,328	-	119.375	230.5276
사회적 요인	갈등 경험 유무 여부	있음=1 없음=0	1,706	40.33 59.67	0.40	0.4907
	주민 왕래 빈도	거의 왕래 안함=1 연 3~4회=2 월 1회 이상=3 주 1회 이상=4 매일=5	1,791	4.91 6.42 16.36 38.86 33.45	3.90	1.0894
	귀농·귀촌인에 대한 마을 주민들의 인식 및 태도	매우 부정적=1 부정적=2 보통=3 긍정적=4 매우 긍정적=5	2,331	2.19 14.80 50.06 31.40 1.54	3.15	0.7669
	개인 행복과 만족에 대한 성취도	매우 실패한 편=1 실패한 편=2 보통=3 성공적인 편=4 매우 성공적인 편=5	1,781	1.29 5.90 34.19 41.38 17.24	3.67	0.8720
	마을 주민과의 화합에 대한 성취도	매우 실패한 편=1 실패한 편=2 보통=3 성공적인 편=4 매우 성공적인 편=5	1,773	2.31 10.27 37.00 37.45 12.97	3.49	0.9240
	지역발전기여에 대한 성취도	매우 실패한 편=1 실패한 편=2 보통=3 성공적인 편=4 매우 성공적인 편=5	1,774	9.86 34.27 33.31 16.40 6.14	2.75	1.0410

(계속)

구분	변수 설명		관측치	비중	평균	표준편차
경제적 요인	가구 소득	500만 원 미만=1	1,794	9.75	5.03	2.7176
		500만~1,000만 원 미만=2		10.93		
		1,000만~1,500만 원 미만=3		9.75		
		1,500만~2,000만 원 미만=4		12.54		
		2,000만~3,000만 원 미만=5		18.45		
		3,000만~4,000만 원 미만=6		13.55		
		4,000만~5,000만 원 미만=7		8.36		
		5,000만~6,000만 원 미만=8		6.02		
		6,000만~7,000만 원 미만=9		3.01		
		7,000만~8,000만 원 미만=10		2.17		
		8,000만 원~1억 원 미만=11		3.01		
		1억 원 이상=12		2.45		
	자산 규모	귀농·귀촌인의 자산 규모(만 원)	2,163	-	30,827.29	42,554.14
	부채 규모	귀농·귀촌인의 부채 규모(만 원)	1,995	-	8,132.48	17,099.32

앞서 언급한 바와 같이, 본 연구에서는 귀농·귀촌 동기 유형을 비경제적 동기 요인과 경제적 동기 요인 두 가지로 구분한다. 귀농·귀촌 동기 유형을 구분하기 위해 한국농촌경제연구원이 2016년에 실시한 ‘귀농·귀촌자 장기추적조사(3차년)’에서 5점 리커트 척도를 이용하여 귀농·귀촌 관련 동기 항목이 귀농·귀촌 결정에 영향을 미친 정도에 대해 설문조사하여 구득한 자료를 이용하였다. 귀농·귀촌 관련 동기에 관한 조사 항목은 ‘도시에서 생활비가 많이 들기 때문’, ‘실업이나 사업 실패 때문’, ‘부모님의 영농 승계를 위해서’, ‘도시생활에 회의가 들어서’, ‘농사일이 좋아서’, ‘자신과 가족의 건강을 위해서’, ‘은퇴 후 여가생활을 위해서’, ‘조용한 전원생활을 위해서’, ‘생태, 공동체 등의 가치 추구를 위해서’, ‘새로운 일자리를 찾거나 농업·농촌 관련 사업을 해보려고’ 등이었다. 조사 항목 10개에 대한 기초 통계량은 아래 <표 2>와 같다.

표 2. 귀농·귀촌 동기 조사 항목 기초 통계량

귀농·귀촌 동기 문항	5점 리커트 척도	평균	표준편차
자신과 가족의 건강을 위해서	전혀 영향을 주지 않음=1 별로 영향을 주지 않음=2 보통=3 영향을 줌=4 매우 많은 영향을 줌=5	3.57	1.16
은퇴 후 여가생활을 위해서		3.30	1.33
조용한 전원생활을 위해서		3.56	1.24
도시생활에 회의가 들어서		3.19	1.42
농사일이 좋아서		3.12	1.25
생태, 공동체 등의 가치 추구를 위해서		2.98	1.37

(계속)

귀농·귀촌 동기 문항	5점 리커트 척도	평균	표준편차
도시에서 생활비가 많이 들기 때문	전혀 영향을 주지 않음=1	2.47	1.28
실업이나 사업 실패 때문	별로 영향을 주지 않음=2	1.94	1.33
부모님의 영농 승계를 위해서	보통=3	1.56	1.14
새로운 일자리를 찾거나 농업·농촌 관련 사업을 해보려고	영향을 줌=4 매우 많은 영향을 줌=5	2.55	1.33

위의 10개 조사 항목에 대해 마상진(2018) 등의 연구에서 제시한 바와 동일한 방법으로 요인 분석을 실시하였다. 요인 수 결정에는 요인이 설명하는 변수들의 분산 크기를 가리키는 고유치(eigen value) 1 이상², 총 변량 중 공통 변량이 차지하는 비율이 60% 정도까지 설명, 요인 부하량 0.5 이상 등 세 가지 기준을 적용하였다. 요인 분석은 주성분분석법(principal component analysis)과 배리 맥스(varimax) 회전법을 사용하였다. 그 결과 마상진(2018)의 연구와 동일하게 ‘은퇴·전원형’, ‘대안가치형’, ‘생계형’, ‘경제형’ 등 4개의 동기 유형 요인이 도출되었다. ‘은퇴·전원형’은 ‘자신과 가족의 건강을 위해서’, ‘은퇴 후 여가생활을 위해서’, ‘조용한 전원생활을 위해서’ 등 3개 항목, ‘대안가치형’은 ‘도시생활에 회의가 들어서’, ‘농사일이 좋아서’, ‘생태·공동체 등의 가치 추구를 위해서’ 등 3개 항목, ‘생계형’은 ‘도시에서 생활비가 많이 들기 때문’, ‘실업이나 사업 실패 때문’ 등 2개 항목, ‘경제형’은 ‘부모님의 영농 승계를 위해서’, ‘새로운 일자리를 찾거나 농업·농촌 관련 사업을 해보려고’ 등 2개 항목으로 결집되었다. 요인 분석 결과는 아래 <표 3>과 같다.

표 3. 귀농·귀촌 동기 요인 분석 결과

귀농·귀촌 동기 문항	문항별 요인 부하량			
	은퇴·전원형	대안가치형	생계형	경제형
자신과 가족의 건강을 위해서	0.611	0.418	0.074	-0.186
은퇴 후 여가생활을 위해서	0.900	-0.081	0.015	0.108
조용한 전원생활을 위해서	0.828	0.161	-0.036	-0.093
도시생활에 회의가 들어서	0.035	0.603	0.414	-0.322
농사일이 좋아서	0.087	0.695	-0.140	0.133
생태, 공동체 등의 가치 추구를 위해서	0.108	0.775	-0.064	0.044
도시에서 생활비가 많이 들기 때문	0.133	0.024	0.804	0.022
실업이나 사업 실패 때문	-0.183	-0.183	0.654	0.320
부모님의 영농 승계를 위해서	-0.131	-0.111	0.107	0.609
새로운 일자리를 찾거나 농업·농촌 관련 사업을 해보려고	0.097	0.241	0.063	0.779
고유치	1.9676	1.7579	1.2900	1.2599
누적설명력	19.68	37.26	50.16	62.75

2 고유치가 1보다 크다는 것은 하나의 요인이 변수 1개 이상의 분산을 설명해 준다는 의미임.

마상진(2018) 등의 연구는 요인분석 결과에 따라 구분된 4개의 귀농·귀촌 동기 유형 중 ‘은퇴·전원생활형’과 ‘대안가치형’ 요인은 비경제적 요인과 관련이 있고, ‘생계형’, ‘경제형’은 경제적 요인과 관련이 있다고 제시하고 있다. 따라서 본 연구에서는 4개의 귀농·귀촌 유형을 다시 ‘경제적 동기 요인’과 ‘비경제적 동기 요인’으로 구분하였다. 비경제적 동기 요인은 귀농·귀촌 결정 시 ‘은퇴·전원생활형’과 ‘대안가치형’ 문항에 대한 평균 응답 값이 ‘영향을 주었거나(4점)’, ‘매우 영향을 준 경우(5점)’ 일 때 비경제적 동기가 있는 것으로 간주하여 ‘1’을 부여하였고, 그렇지 않은 경우는 ‘0’의 값을 부여하였다. 경제적 동기 요인도 ‘생계형’과 ‘경제형’에 대한 평균 응답 값이 ‘영향을 주었거나(4점)’, ‘매우 영향을 준 경우(5점)’이면 ‘1’을, 그렇지 않으면 ‘0’의 값을 부여하였다. 비경제적 동기와 경제적 동기 변수에 대한 기초 통계량은 아래 <표 4>와 같다.

표 4. 비경제적 동기 및 경제적 동기 기초 통계량

구분	변수 설명	관측치	평균	표준편차
비경제적 동기	있음=1, 없음=0	2,013	0.71	0.4521
경제적 동기	있음=1, 없음=0	1,977	0.16	0.3689

3. 분석 결과

3.1. 의향 모형

순서형 로짓 모형을 이용하여 경제적·비경제적 동기 요인에 따른 귀농·귀촌인의 도시로의 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 이주 의향을 분석한 결과는 아래 <표 5>와 같다. 먼저, 비경제적 동기 변수와 경제적 동기 변수를 살펴보면, 비경제적 동기로 귀농·귀촌한 이주민은 그렇지 않은 이주민과 비교하여 다시 도시로 역 귀농·귀촌할 의향이 낮은 것으로 나타났지만, 다른 농촌으로 이주할 의향은 높은 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 비경제적 동기로 귀농·귀촌한 이주민은 농촌 생활에 대한 관심을 가지고 농촌 지역으로 이주한 것이기 때문에 귀농·귀촌지에서의 생활을 포기하더라도 다시 도시 생활로 되돌아가려는 의향보다는 다른 농촌으로 이주하려는 의향이 있는 것을 확인할

수 있었다. 또한 이러한 결과는 생태공동체 추구 동기를 지닌 이주민이 역 귀농·귀촌 의향 확률이 낮다는 기존의 연구 결과를 지지한다(마상진 외 2016). 반면에 경제적 동기 변수는 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 이주 의향 모두에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 경제적 동기로 귀농·귀촌을 결심한 이주민이 농업직 종사는 포기하더라도 농촌에 계속 거주하고자 하는 의향에는 영향을 미치지 않을 수 있다는 연구 결과를 통해 이해할 수 있다(강대구 2007).

귀농·귀촌인의 최종 학력이 높을수록 도시로 이주하고자 하는 의향이 높은 것으로 나타났다. 이는 고졸 이하의 저 학력자 그룹보다 전문대 졸 이상의 고학력자 그룹에서 역 귀농·귀촌 의향이 있는 귀농·귀촌인의 비중이 높다는 연구 결과를 지지한다(마상진 외 2016). 귀농·귀촌 준비 관련 변수 중 귀농·귀촌 준비 기간은 도시 및 다른 농촌으로의 이주 의향에 유의한 영향을 미치지 않지만, 귀농·귀촌 관련 교육을 많이 이수한 귀농·귀촌인이 도시 및 다른 농촌으로의 이주 의향이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 귀농·귀촌 관련 교육이 귀농·귀촌인의 지속적인 농촌 생활 유지에 도움이 될 수 있다는 것을 확인할 수 있었다.

가족 동반 이주 형태 변수 중 지인과 함께 이주한 경우가 가족과 함께 이주한 경우보다 도시로 역 귀농·귀촌할 의향이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 가족과의 동반 이주가 안정적인 귀농·귀촌 정착에 영향을 준다는 기존의 연구 결과와 상반되지만, 본 분석에서 귀농·귀촌 시 이주에 대한 가족과의 원활한 합의 여부가 함께 고려되지 않았기 때문에 나타난 결과로 생각된다. 또한 가구주 혼자 귀농·귀촌한 경우가 가족과 함께 귀농·귀촌한 경우와 비교하여 다른 농촌으로 이주하려는 의향이 낮은 것으로 나타났다. 이 결과도 가족과 함께 이주한 경우보다 혼자 이주한 경우에 귀농·귀촌이나 적응에 있어서 가족 간의 불화 요인이 적어 다른 농촌으로 이주할 확률이 낮아질 수 있는 것으로 생각된다.

귀농·귀촌 연차가 높은 귀농·귀촌인이 도시로 역 귀농·귀촌할 의향이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 귀농·귀촌 연차가 오래될수록 귀농·귀촌 생활에 적응하기 때문이다. 이러한 결과는 귀농·귀촌 연차가 높아질수록 귀농·귀촌인들이 다양한 경제활동에 참여하면서 이들의 경제 상황도 점차 나아진다는 선행 연구 결과를 통해서도 이해할 수 있다(마상진 외 2015; 마상진 외 2016).

사회적 요인과 관련된 변수 중 갈등 경험 변수는 다른 농촌으로의 이주 의향에만 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 귀농·귀촌인이 갈등을 경험해도 귀농·귀촌 생활을 포기하지 않고, 다른 농촌으로 재이주함으로써 귀농·귀촌 생활을 이어나가려는 의향이 있다는 것을 확

인할 수 있었다. 한편, 주민의 태도, 개인의 만족 및 행복에 대한 성취감 변수는 도시로의 역 귀농·귀촌과 다른 농촌으로의 이주 의향 모두 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 마을 주민과의 화합에 대한 성취도 변수는 도시로의 역 귀농·귀촌 의향에만 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 귀농·귀촌을 결정할 때 기대한 귀농·귀촌 생활에 대해 개인의 만족과 행복이 높을수록 귀농·귀촌지에 지속적으로 거주할 확률이 높고, 마을 주민과의 화합과 마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 우호적인 인식 및 태도가 귀농·귀촌인들의 지속적인 농촌 생활 유지에 도움이 되는 것으로 생각된다.

반면에 경제적 요인 변수는 귀농·귀촌인의 도시로의 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로의 이주 의향에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 귀농·귀촌을 결심하는 것은 더 나은 삶을 위해 생활 방식을 전면적으로 전환하는 것이기 때문에 경제적 요인 이외에도 사회적·문화적 요인도 함께 고려하여 정착지를 결정하며(이해진·김철규 2013), 많은 귀농·귀촌인들이 경제적인 문제로 귀농·귀촌 생활을 힘들어하지만 역 귀농·귀촌을 선택하는 결정적인 이유는 아니라는 연구 결과를 통해 이해할 수 있다(마상진 외 2016).

표 5. 의향 모형 분석 결과

변수명		도시로 역 귀농·귀촌할 의향	다른 농촌으로 이주할 의향
비경제적 동기 여부		-0.5099*** (0.16)	0.6618*** (0.22)
경제적 동기 여부		0.2579 (0.18)	0.3785 (0.25)
성별 (남=1, 여=0)		-0.1376 (0.21)	-0.1946 (0.29)
나이		0.0117 (0.01)	-0.0172 (0.01)
최종 학력		0.1374** (0.07)	-0.0363 (0.09)
연고지 여부		-0.1259 (0.15)	-0.3037 (0.21)
귀농·귀촌 준비 기간		-0.0032 (0.04)	0.0012 (0.06)
귀농·귀촌 교육 이수 시간		-0.0007** (0.00)	-0.0009* (0.00)
학령기 자녀 유무		-0.0804 (0.16)	-0.1523 (0.21)
(기준) 가족 함께 이주	가구주 이주 후 가족 합류	0.0551 (0.16)	0.0319 (0.22)
	가구주 혼자 이주 및 생활	-0.0126 (0.18)	-0.4397* (0.24)
	지인과 이주	-1.4237** (0.66)	-0.7089 (0.66)

(계속)

변수명	도시로 역 귀농·귀촌할 의향	다른 농촌으로 이주할 의향
귀농·귀촌 연차	-0.0774*** (0.02)	0.0191 (0.02)
갈등 경험 유무 여부	-0.1033 (0.14)	0.4004** (0.19)
주민 왕래 빈도	-0.0943 (0.07)	-0.1506 (0.10)
마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 인식 및 태도 (매우 부정적=1, 부정적 =2, 보통=3, 긍정적=4, 매우 긍정적=5)	-0.2596*** (0.10)	-0.2223* (0.13)
개인 행복과 만족에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)	-0.7458*** (0.10)	-0.3046** (0.12)
마을주민과의 화합에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)	-0.2007** (0.10)	-0.1807 (0.13)
지역발전 기여에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)	0.0354 (0.07)	-0.0256 (0.10)
가구 소득	-0.0080 (0.03)	-0.0128 (0.04)
자산 규모	-0.0000 (0.00)	0.0000 (0.00)
부채 규모	0.0000 (0.00)	0.0000 (0.00)
N	837	440
Log likelihood	-968.51935	-601.25956
LR Chic	207.92***	61.27***
pseudo R2	0.0969	0.0485

주: 괄호 안의 수치는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 $p<0.01$, $p<0.05$, $p<0.1$ 을 나타냄.

추정 결과를 바탕으로 한계 효과를 이용해 귀농·귀촌 동기 요인 등이 귀농·귀촌인의 도시로 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향과 다른 농촌으로 이주하고자 하는 의향에 미치는 확률 변화를 계산한 결과는 아래 <표 6>과 같다. 한계 효과는 의향 모형 분석 결과(표 5)에서 유의하게 나타난 변수만을 계산하였다.

표 6. 의향 모형 분석 결과 유의한 변수의 한계 효과

구분		도시로 역 귀농·귀촌할 의향		다른 농촌으로 이주할 의향	
		조금 있음 $\frac{dP(y=4 x)}{dx}$	매우 많음 $\frac{dP(y=5 x)}{dx}$	조금 있음 $\frac{dP(y=4 x)}{dx}$	매우 많음 $\frac{dP(y=5 x)}{dx}$
비경제적 동기 여부		-3.26%	-0.35%	8.94%	1.74%
최종 학력		0.88%	0.10%	-	-
귀농·귀촌 교육 이수 시간		-0.00%	-0.00%	-0.01%	-0.00%
(기준) 가족 함께 이주	가구주 이주 후 가족 합류	-	-	-	-
	가구주 혼자 이주 및 생활	-	-	-5.51%	-1.03%
	지인과 이주	-5.25%	-0.54%	-	-
귀농·귀촌 연차		-0.50%	-0.05%	-	-
갈등 경험 유무 여부		-	-	5.41%	1.07%
마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 인식 및 태도		-1.66%	-0.18%	-3.00%	-0.59%
개인 행복과 만족에 대한 성취도		-4.77%	-0.52%	-4.11%	-0.80%
마을주민과의 화합에 대한 성취도		-1.28%	-0.14%	-	-

주: 통계적으로 유의한 변수들의 한계효과만을 나타냄.

3.2. 결정 모형

다항 로짓 모형을 이용하여 경제적 동기 요인과 비경제적 동기 요인이 귀농·귀촌인의 실제 도시로의 역 귀농·귀촌과 다른 농촌으로의 이주에 미치는 영향을 분석한 결과는 아래 <표 7>과 같다. 먼저, 경제적 동기 변수는 앞서 분석한 의향 모형에서는 도시로의 역 귀농·귀촌 의향에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만, 실제 도시로 역 귀농·귀촌할 확률은 높은 것으로 나타났다. 이는 강대구(2007) 등의 연구에서 귀농 동기 집단 간 향후 농촌 거주 희망 여부에 대한 차이를 분석한 결과, 사업 실패로 귀농한 집단이나 영농 승계로 귀농한 집단의 도시 선호 비율이 높다는 것에서 이해할 수 있다.

연구지로 귀농·귀촌한 이주민이 그렇지 않은 이주민보다 다른 농촌으로 재이주를 결정할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 U형 귀농·귀촌자가 다른 농촌으로의 이주자나 도시 이주자에 비해 계속 거주하는 비율이 높다는 기존의 연구 결과를 지지한다(윤순덕 외 2017).

귀농·귀촌 준비 기간이 길었던 귀농·귀촌인일수록 다른 농촌으로 이주할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 실제 도시로의 역 귀농·귀촌 의향을 낮추는 변수는 귀농·귀촌 준비 교육 이수 시간인 것

으로 나타났다. 이는 앞서 분석한 순서형 로짓 모형 분석 결과와 동일하다. 한편, 학령기 자녀를 둔 귀농·귀촌인이 도시로의 역 귀농·귀촌을 결정할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교육 및 보건 의료, 교통 등 생활환경이 농촌 주민의 거주지 선택에 영향을 미치며, 실제 도시로 역 귀농·귀촌인을 대상으로 이주 이유에 대해 설문한 결과 자녀 교육 때문에 도시로 이주한 귀농·귀촌인이 약 13%에 해당한다는 기존 연구 결과를 통해 이해할 수 있다(윤순덕 외 2017; 김정태 2018).

의향과 실제 행동은 다르게 나타날 수 있는데, 가족 동반 이주 형태 변수 중 지인과 이주한 경우가 역 귀농·귀촌 의향에는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 실제 결정에는 정(+)의 영향을 미쳤다. 즉, 귀농·귀촌 결정 시 가족과 동반하여 이주한 경우에 지인과 이주한 경우보다 도시로 역 귀농·귀촌할 의향은 높지만, 실제 행동으로 이행할 확률은 낮은 것으로 보인다. 이러한 결과는 가족 지지의 효과로 이해할 수 있다. 가족 지지는 사회적 지지 중 하나로 개인이 스트레스를 겪을 때 가족의 지지를 통해 부정적인 충격이 완화되거나 심리 상태가 긍정적인 방향으로 변화하는 등 완충 효과가 있는 것으로 알려져 있다(Cohen and Wills 1985; 김재엽·성신명·장건호 2016). 이지흠·하규수(2017) 등의 연구에서도 가족의 지지가 높을수록 귀농·귀촌의 만족도가 높다는 결과를 제시하고 있다. 따라서 귀농·귀촌 시 가족과 함께 이주하면서 발생하는 불화로 역 귀농·귀촌 의향이 높아질 수 있지만, 가족 지지 효과를 통해 귀농·귀촌 생활을 유지해 나갈 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 귀농·귀촌 초기부터 가족과 동반하여 이주하는 것이 지속적인 농촌 생활 유지에 도움이 되는 것으로 보인다.

의향 모형 결과와 동일하게 귀농·귀촌 연차가 높을수록 도시로의 역 귀농·귀촌을 결정할 확률도 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 의향 모형 분석 결과에서는 갈등 경험이 있는 귀농·귀촌인이 갈등 경험이 없는 귀농·귀촌인보다 다른 농촌으로 이주 의향이 높은 것으로 나타났지만, 실제 도시로의 역 귀농·귀촌과 다른 농촌으로의 이주를 결정할 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 갈등 경험이 있는 귀농·귀촌인의 다른 지역으로의 이주할 의향을 높이지만, 시간이 지남에 따라 갈등을 극복하게 될 경우 현재의 귀농·귀촌지에 계속 거주할 확률이 높기 때문인 것으로 생각된다. 따라서 향후 연구에서는 갈등 경험 극복 여부에 대한 변수를 고려할 필요가 있다.

표 7. 결정 모형 분석 결과

변수명		도시로 역 귀농·귀촌	다른 농촌으로 이주
비경제적 동기 여부		0.7135 (0.95)	0.4119 (1.03)
경제적 동기 여부		2.5753*** (0.94)	-0.0874 (1.23)
성별 (남=1, 여=0)		0.0028 (1.36)	-0.8803 (1.18)
나이		-0.0690 (0.06)	-0.0344 (0.05)
최종 학력		-0.0947 (0.43)	0.2198 (0.45)
연고지 여부		-0.9232 (1.00)	-2.7752** (1.27)
귀농·귀촌 준비 기간		0.3859 (0.28)	-0.5410* (0.32)
귀농·귀촌 교육 이수 시간		-0.0071* (0.00)	-0.0136 (0.01)
학령기 자녀 유무		2.4614** (1.08)	1.4427 (1.05)
(기준) 가족 함께 이주	가구주 이주 후 가족 합류	2.5185** (1.07)	0.8125 (0.95)
	가구주 혼자 이주 및 생활	1.6375 (1.20)	-0.2872 (1.13)
	지인과 이주	4.4803*** (1.70)	-15.0341 (2068.06)
귀농·귀촌 연차		-0.2504* (0.14)	-0.1912 (0.14)
갈등 경험 유무 여부		-1.8826* (1.06)	-3.1531** (1.34)
주민 왕래 빈도		0.1968 (0.45)	-0.1268 (0.43)
마을 주민들의 귀농·귀촌인에 대한 인식 및 태도 (매우 부정적=1, 부정적 =2, 보통=3, 긍정적=4, 매우 긍정적=5)		0.8403 (0.61)	-0.6111 (0.65)
개인 행복과 만족에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)		-0.0265 (0.56)	-0.2246 (0.54)
마을주민과의 화합에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)		-0.4185 (0.64)	-0.3752 (0.57)
지역발전기여에 대한 성취도 (매우 실패한 편=1, 실패한 편=2, 보통=3, 성공적인 편=4, 매우 성공적인 편=5)		-0.0006 (0.42)	0.5945 (0.45)
가구 소득		0.1585 (0.15)	-0.1777 (0.19)

(계속)

변수명	도시로 역 귀농·귀촌	다른 농촌으로 이주
자산 규모	-0.0000 (0.00)	-0.0000 (0.00)
부채 규모	-0.0000 (0.00)	-0.0001 (0.00)
상수	-5.8739 (4.28)	5.6078 (4.12)
N	448	
Log likelihood	-58.440097	
LR Chic	74.30***	
pseudo R2	0.3886	

주: 괄호 안의 수치는 표준오차이며, ***, **, *는 각각 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ 을 나타냄.

추정 결과를 바탕으로 한계 효과를 이용해 경제적·비경제적 동기 요인 등에 따른 귀농·귀촌인의 도시로의 역 귀농·귀촌과 다른 농촌으로의 이주 확률 변화를 계산한 결과는 아래 <표 8>과 같다. 한계 효과는 결정 모형에서 유의하게 나타난 변수만을 계산하였다.

표 8. 결정 모형 분석 결과 유의한 변수의 한계 효과

변수		실제 도시로 역 귀농·귀촌 결정 $\frac{dP(y=2 x)}{dx}$	실제 다른 농촌으로 이주 결정 $\frac{dP(y=3 x)}{dx}$
경제적 동기 여부		0.41%	-
연고지 여부		-	-0.16%
귀농·귀촌 준비 기간		-	-0.03%
귀농·귀촌 교육 이수 시간		-0.00%	-
학령기 자녀 유무		0.39%	-
(기준) 가족 함께 이주	가구주 이주 후 가족 합류	0.62%	-
	가구주 혼자 이주 및 생활	0.22%	-
	지인과 이주	4.53%	-
귀농·귀촌 연차		-0.04%	-
갈등 경험 유무 여부		-0.30%	-0.18%

주: 통계적으로 유의한 변수들의 한계효과만을 나타냄.

4. 요약 및 결론

본 연구는 경제적·비경제적 동기 유형이 귀농·귀촌인의 도시로의 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 미치는 영향을 각각 순서형 로짓 모형과 다항 로짓 모형을 이용하여 분석하였다. 또한 귀농·귀촌인이 도시와 다른 농촌으로 이주하고자 하는 의향과 결정 간 영향 차이를 확인하기 위해 다른 농촌으로 재이주하고자 하는 의향과 결정에 미치는 영향을 함께 분석하였다.

먼저 경제적·비경제적 동기 유형이 도시로의 역 귀농·귀촌 의향에 미치는 영향을 분석한 결과, 비경제적 동기로 이주한 도시민이 도시로 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향이 낮은 것으로 나타났다. 또한 지인과 함께 이주한 경우나 귀농·귀촌 관련 교육 이수 시간, 높은 귀농·귀촌 연차가 역 귀농·귀촌 의향을 낮추는 것으로 나타났다. 사회적 변수 중 귀농·귀촌인에 대한 마을 주민의 태도가 우호적일수록, 개인의 만족 및 행복과 마을 주민과의 화합에 대한 성취도가 높을수록 귀농·귀촌인의 역 귀농·귀촌 의향이 낮아지는 것을 확인하였다. 반면에 최종 학력이 높은 귀농·귀촌인일수록 역 귀농·귀촌 의향이 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 다른 농촌으로 이주할 의향에 미치는 영향을 분석한 결과, 비경제적 동기를 지니거나 갈등을 경험한 귀농·귀촌인이 다른 농촌으로 이주할 의향이 높은 것으로 나타났다. 반면, 귀농·귀촌 관련 교육 이수 시간과 마을 주민들의 태도, 개인의 행복 및 만족에 대한 성취도는 다른 농촌으로의 이주 확률도 낮추는 것으로 추정되었다.

경제적·비경제적 동기 요인이 실제 도시로의 역 귀농·귀촌 결정에 미치는 영향을 분석한 결과, 경제적 동기로 귀농·귀촌한 이주민이 역 귀농·귀촌할 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 학령기 자녀를 둔 귀농·귀촌인과 가구주가 먼저 귀농·귀촌지로 이주한 후 가족이 합류한 경우, 지인과 이주한 경우에 역 귀농·귀촌 확률이 높은 것으로 추정되었다. 반면, 갈등을 경험한 귀농·귀촌인과 귀농·귀촌 관련 교육을 이수한 시간이 많고, 귀농·귀촌 연차가 높을수록 귀농·귀촌인이 역 귀농·귀촌할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 다른 농촌으로 이주할 확률을 분석한 결과, 갈등을 경험한 귀농·귀촌인, 연고지로 귀농·귀촌한 이주민과 귀농·귀촌을 위해 충분한 준비 기간을 가진 이주민이 다른 농촌으로 이주할 확률이 낮은 것으로 나타났다.

분석 결과를 종합해보면 도시민이 농촌 지역으로 이주하는 것을 결심할 때 비경제적 동기의 영향을 많이 받은 경우 다른 농촌으로 재이주할 의향이 높은 반면, 경제적 동기의 영향을 많이 받은 경우

에는 실제 도시로 역 귀농·귀촌할 확률이 높은 것으로 보인다. 귀농·귀촌과 관련한 교육 이수 시간과 귀농·귀촌 연차가 높아질수록 귀농·귀촌인이 도시로 역 귀농·귀촌하고자 하는 의향과 실제 결정 확률 모두 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 귀농·귀촌인이 마을 주민과의 갈등을 겪으면 다른 농촌으로 재이주할 의향은 갖게 되지만, 실제 도시로 역 귀농·귀촌하거나 다른 농촌으로 재이주할 확률은 낮아지는 것으로 보인다. 또한 학령기 자녀를 둔 귀농·귀촌인은 도시로 역 귀농·귀촌할 확률이 높고, 귀농·귀촌 초기부터 가족과 함께 이주한 경우보다 가구주가 먼저 이주 후 가족이 합류하거나 지인과 이주한 경우에 실제 역 귀농·귀촌할 확률이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 귀농·귀촌인에 대한 마을 주민의 우호적인 태도와 귀농·귀촌을 통한 개인적인 만족감이 높을수록 귀농·귀촌인들의 역 귀농·귀촌 의향과 다른 농촌으로 재이주할 의향이 낮아지는 것으로 나타났다.

분석 결과를 통해 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 실제 도시로 역 귀농·귀촌할 확률은 경제적 동기로 귀농·귀촌을 결심한 이주민이 높기 때문에 향후 경제적 동기를 지닌 귀농인을 위한 정책적 보완이 필요할 것으로 생각된다. 또한 귀농·귀촌 관련 교육을 많이 이수한 귀농·귀촌인의 역 귀농·귀촌 확률이 낮은 것으로 나타나 현재 시행되고 있는 귀농·귀촌 교육의 이수율을 높일 수 있는 방안이 필요하며, 학령기 자녀를 둔 귀농·귀촌인을 위한 농촌 지역의 초·중·고 교육 정책과 환경 개선이 필요한 것으로 보인다. 귀농·귀촌 초기부터 가족과 함께 동반 이주할 경우 도시로의 역 귀농·귀촌 의향은 높고, 실제 역 귀농·귀촌을 결정할 확률은 낮아지는 것으로 나타나 귀농·귀촌 전에 가족과 충분한 협의를 한 후 귀농·귀촌 초기부터 함께 이주할 수 있도록 유도할 필요가 있다. 이처럼 향후 귀농·귀촌 정책은 귀농·귀촌인의 지속적인 농촌 생활 유지를 위한 방향으로 수립될 필요가 있다.

본 연구는 귀농·귀촌 동기 유형을 경제적 동기 요인과 비경제적 동기 요인으로 구분하여 귀농·귀촌인들의 도시로의 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과를 통해 역 귀농·귀촌 의향과 결정에 영향을 미치는 요인의 차이를 확인하고 시사점을 제시하였다. 본 연구에서는 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 미치는 영향 요인으로 경제적 요인, 개인적 특성, 사회적 요인 등을 동일하게 사용하였으나, 의향과 결정 각각에만 영향을 미치는 특징적인 요인들이 있을 수 있다. 현재까지는 실제 역 귀농·귀촌인에 대한 조사가 부족하였는데, 이들에 대한 심층적인 조사와 분석을 통하여 역 귀농·귀촌 의향과 실제 결정에 영향을 미치는 요인의 차이에 대한 연구도 필요할 것으로 생각된다. 또한 본 연구에서는 경제적 요인에 해당되는 귀농·귀촌인의 샘플 수가 적어 동

기 유형에 따른 역 귀농·귀촌 영향 요인 차이는 분석하지 못하였다. 향후 연구에서는 귀농·귀촌인 중 비경제적 동기 요인 그룹과 경제적 동기 요인 그룹 간 역 귀농·귀촌 결정 요인 차이를 분석할 필요가 있다. 본 연구의 분석 자료로 사용된 ‘귀농·귀촌자 장기추적조사’는 매년 조사 항목이 상이하게 나타나 역 귀농·귀촌 결정 요인에 따른 귀농·귀촌 정착률을 분석하는 데 어려움이 있었다. 본 연구에서 귀농·귀촌 연차가 역 귀농·귀촌 의향과 결정에 유의한 변수로 나타난 점을 고려하여 지속적인 ‘귀농·귀촌자 장기추적조사’를 통해 귀농·귀촌인이 어느 시점에 어떠한 요인의 변화로 귀농·귀촌을 포기하게 되는지 분석할 필요가 있다.

참고 문헌

- 강대구. 2007. “귀농동기에 따른 귀농정착과정.” 『농업교육과 인적자원개발』 제39권 제1호. pp. 59-98. 한국농·산업 교육학회. <http://doi.org/10.23840/agehrd.2007.39.1.59>
- 강혜정. 2006. “다변량 분석방법을 이용한 농가 유형 구분.” 『농촌경제』 제29권 제5호. pp. 29-43. 한국농촌경제연구원. <http://doi.org/10.36464/jrd.2007.29.5.002>
- 김경덕. 2004. 『농촌·농가인구 및 농업노동력 증장기 전망과 정책과제』. 한국농촌경제연구원.
- 김경덕, 홍준표, 임지은. 2012. 『귀농·귀촌 사회적 편익 분석 연구』. 한국농촌경제연구원.
- 김경호, 정성호. 2018. “귀농·귀촌인의 농촌 생활만족도에 영향을 미치는 요인.” 『지역사회학』 제19권 제1호. pp. 5-26. 지역사회학회.
- 김재엽, 성신명, 장건호. 2016. “학업스트레스가 자살생각에 미치는 영향 - 가족 지지의 조절효과를 중심으로.” 『한국가족복지학』 제51권. pp. 187-218. 한국가족사회복지학회. <http://doi.org/10.16975/kjfs.2016..51.006>
- 김정섭, 마상진, 김종인, 오정훈. 2016. 『귀농·귀촌 종합계획 수립 방향 연구』. 농림축산식품부.
- 김정태. 2018. “생활환경이 농촌주민의 거주지 선택에 미치는 영향 - 농어촌서비스 기준을 대상으로.” 『한국지방행정학보』 제15권 제2호. pp. 97-120. 한국지방행정학회.
- 농림축산식품부, 해양수산부, 통계청. 2019. 6. 27. “2018년 기준 「귀농·귀촌인 통계」 결과.”
- 마상진, 박대식, 박시현, 최용욱, 남기천, 남승희, 최윤지. 2015. “귀농 귀촌 시기별 귀농 귀촌 과정 및 경제 지역사회활동 실태 변화 분석.” 『농업교육과 인적자원개발』 제47권 제2호. pp. 1-21. 한국농·산업교육학회. <http://doi.org/10.23840/agehrd.2015.47.2.1>
- 마상진, 남기천, 최윤지. 2016. “역 귀농귀촌 의향 영향 요인 분석.” 『농촌사회』 제26권 제1호. pp. 37-63. 한국농촌사회학회. UCI : G704-000099.2016.26.1.002
- 마상진. 2018. “귀농귀촌동기유형과 관련 변인.” 『농업교육과 인적자원개발』 제50권 제1호. pp. 53-72. 한국농·산업 교육학회.
- 민인식, 최필선. 2019. 『고급 패널데이터 분석』. (주)지필미디어.
- 박대식, 남승희. 2015. “귀농·귀촌인의 지역사회참여 실태와 관련 요인.” 『농촌사회』 제25권 제1호. pp. 41-87. 한국농촌사회학회. UCI : G704-000099.2015.25.1.003
- 박시현, 최용욱. 2014. 『귀농·귀촌 요인과 농촌 사회·경제에 미치는 영향』. 한국농촌경제연구원.
- 세계일보. 2018. 9. 27. “인생 2막 꿈꾸다 ‘귀농 난민’ 전락... 눈물로 쓴 ‘전원 일기’ [귀농·귀촌 50만 시대의 그늘].” 검색일: 2020. 6. 13.
- 심문보, 정건섭. 2019. “수도권 지역 도시민의 귀촌지역 결정과 지방자치단체의 귀촌지원 정책의 영향요인 분석.” 『한국지방행정학보』 제16권 제3호. pp. 57-81. 한국지방행정학회.
- 우성호, 이성근. 2015. “귀농·귀촌의 의사결정요인에 관한 연구.” 『농촌지도와 개발』 제22권 제2호. pp. 101-116. 한국농촌지도학회. UCI : G704-SER000009844.2015.22.2.002
- 우재영. 2009. “순서화 로짓모형을 이용한 농협의 선호도 분석: 충남지역 주민을 대상으로.” 『농촌지도와 개발』 제16권 제2호. pp. 405-438. 한국농촌지도학회. UCI : G704-SER000009844.2009.16.2.002
- 윤순덕, 최정신, 마상진, 남기천. 2017. “귀농·귀촌패널로 본 역귀농·귀촌실태.” 『농촌사회』 제27권 제1호. pp. 59-93. 한국농촌사회학회. <http://doi.org/10.31894/JRS.2017.06.27.1.59>
- 이민수, 박덕병. 2012. “도시민의 귀촌행태 유형화와 시사점.” 『농촌지도와 개발』 제19권 제4호. pp. 1137-1170. 한국

- 농촌지도학회. UCI : G704-SER000009844.2012.19.4.004
- 이지흠, 하규수. 2017. “귀농 귀촌에서 귀농만족에 미치는 영향요인 분석 : 가족 지지도를 조절효과 중심으로.” 『벤처창업연구』 제12권 제5호. pp. 39-53. 한국벤처창업학회. <http://doi.org/10.16972/apjbve.12.5.201710.39>
- 이해진, 김철규. 2013. “대안가치지향 귀농귀촌인의 사회적 특성과 역할.” 『농촌사회』 제23권 제2호. pp. 49-90. 한국농촌사회학회. UCI : G704-000099.2013.23.2.009
- 이희찬, 김현. 2006. “도시민의 농촌지역 이주의향에 관한 연구.” 『농어촌관광연구』 제13권 제2호. pp. 127-149. 한국농어촌관광학회.
- 장민기, 이준우, 허재욱, 김혜민, 채상현, 김기현, 송기선. 2014. 『귀농·귀촌 인구와의 정착실태와 관련 정책 발전 방안』. 농림축산식품부·농정연구센터.
- 허철무, 하규수. 2014. “귀농자의 귀농만족도에 미치는 영향 요인 연구.” 『벤처창업연구』 제9권 제2호. pp. 233-250. 한국벤처창업학회. <http://doi.org/10.16972/apjbve.9.2.201404.233>
- Ajzen, I. 1991. “The Theory of Planned Behavior.” *Organizational behavior and human decision*. vol. 50, no. 2, pp. 179-211.
- Ajzen, I., Brown, T. C. & Carvajal, F. 2004. “Explaining the discrepancy between intentions and actions: the case of hypothetical bias in contingent valuation.” *Personality & social psychology bulletin*. vol. 30, no. 9, pp. 1108-1121. <https://doi.org/10.1177/0146167204264079>
- Cohen, S. & Wills, T. A. 1985. “Stress, social support and the buffering hypothesis.” *Psychological bulletin*. vol. 98, no. 2, pp. 310-357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- De Jong, G.F., Root, B.D., Gardner, R.W., Fawcett, J.T. & Abad, R.G. 1985. “Migration intentions and behavior: Decision making in a rural Philippine province.” *Population and environment*. vol. 8, no. 1-2, pp. 41-62. <https://doi.org/10.1007/bf01263016>
- Sheeran, P. & Webb, T. L. 2016. “The intention-behavior gap.” *Social and Personality Psychology Compass*. vol. 10, no. 9, pp. 503-518. <https://doi.org/10.1111/spc3.12265>
- Williams, A. S. & Jobes, P. C. 1990. “Economic and quality-of-life considerations in urban-rural migration.” *Journal of Rural Studies*. vol. 6, no. 2, pp. 187-194. [https://doi.org/10.1016/0743-0167\(90\)90005-s](https://doi.org/10.1016/0743-0167(90)90005-s)
- Van Dalen, H. P., & Henkens, K. 2013. “Explaining emigration intentions and behaviour in the Netherlands, 2005 – 10.” *Population Studies*. vol. 67, no. 2, pp. 225-241. <https://doi.org/10.1080/00324728.2012.725135>
- Von Reichert, C., Cromartie, J. B. & Arthun, R. O. 2014. “Impacts of Return Migration on Rural U.S. Communities: Impacts of Return Migration.” *Rural sociology*. vol. 79, no. 2, pp. 200-226. <https://doi.org/10.1111/ruso.12024>

원고 접수일: 2020년 07월 30일 원고 심사일: 2020년 08월 14일 심사 완료일: 2020년 09월 24일

「농촌경제」 운영지침

제 정 2016. 11. .

개 정 2017. 4. .

제1장 총칙

제1조(목적) 본 지침은 한국농촌경제연구원(이하 ‘연구원’이라 한다) 「간행물발간규칙」에 의한 학술지 「농촌경제(영문명 Journal of Rural Development)」의 발간 및 관리에 관한 세부사항을 규정함을 목적으로 한다.

제2조(발행목적) 「농촌경제」는 다음 각 호의 목적을 달성하기 위해 발행한다.

1. 한국 농림식품경제 및 농촌분야의 학문발전에 기여
2. 농림식품경제 및 농촌분야 정책 관련 지식과 정보의 발전과 교류 촉진
3. 농림식품경제 및 농촌분야의 발전에 기여할 학술적 기반 확보 및 조성

제2장 편집위원회 운영

제3조(목적) 「농촌경제」 발간에 필요한 제반사항을 관장하기 위하여 편집위원회를 설치하여 운영한다.

제4조(구성 및 임기) ① 편집위원회는 위원장을 포함한 원내외 위원 10~20인 이하로 구성하고 1인의 간사로 구성하며, 기획조정실장은 당연직으로 한다.

- ② 위원장은 선임연구위원 또는 외부 전문가 중에서 원장이 임명하고, 해외 관련 분야 저명학자를 공동위원장으로 선임할 수 있다.
- ③ 위원은 원장이 연구원 직원 또는 외부 전문가 중에서 위촉하고, 간사는 출판업무 담당자 중에서 임명한다.
- ④ 위원장 및 위원의 임기는 2년으로 하며, 재위촉할 수 있다. 단, 부득이한 사유로 인해 임무를 수행할 수 없는 경우에는 임기 중에 교체할 수 있다.

제5조(편집위원회의 역할) 편집위원회의 주요 역할은 다음 각 호와 같다.

1. 논문 투고규정과 심사규정 심의
2. 기고 논문 접수
3. 기고 논문의 적합성 판단
4. 심사위원 선정 및 심사의뢰
5. 논문 게재 여부 결정
6. 편집과 출판에 관한 사항

7. 기타 발간에 필요한 사항과 원장이 필요하다고 인정하는 사항

제6조(편집위원회의 운영) ① 편집위원회 회의는 매호 발간 일정에 맞게 개최한다.

② 편집위원장이 필요하다고 인정한 때에는 임시회의를 개최할 수 있다.

③ 회의에 참석한 편집위원에게 연구원에 정한 자문비와 교통비를 지급할 수 있다.

④ 학술지 운영에 필요한 원고를 집필한 편집위원에게 예산의 범위 안에서 소정의 원고료를 지급할 수 있다.

제3장 발간

제7조(발간) 「농촌경제」는 3월21일, 6월21일, 9월21일, 12월21일 연 4회 발행하고, 영어논문 투고편수가 많을 경우 연간 2회 이내로 영문특별호(제호 Journal of Rural Development)를 발간할 수 있다.

제8조(논문투고 및 게재심사) ① 투고된 논문은 「농촌경제」의 심사지침을 준수해야 하며, 논문 게재여부는 이 심사지침에 의한 절차에 따라 편집위원회에서 결정한다.

② 기타 제반업무는 발간업무 주관부서에서 논의하여 시행한다.

제9조(원고료 및 심사료) ① 외부저자가 투고한 원고가 게재확정 되었을 때는 연구원이 정한 소정의 원고료를 지급할 수 있다.

② 외부 심사위원이 투고 논문을 심사할 때는 연구원이 정한 소정의 심사료를 지급할 수 있다.

제10조(판권 및 수익) 「농촌경제」에 게재된 논문에 대한 판권은 한국농촌경제연구원 소유하며, 원장의 사전승인 없이 무단복제, 전재, 역재할 수 없다. 판권의 양도 및 대여에 관한 사항은 「농촌경제」편집위원회의 결정에 따른다.

제11조(발행인 및 편집인) 「농촌경제」의 발행인 겸 편집인은 한국농촌경제연구원 원장이며, 인쇄인은 연구원에 등록된 인쇄업체 중 연구원의 인쇄 승인을 받은 인쇄회사의 대표자이다.

제12조(별쇄본 및 교정쇄) 별쇄본 및 교정쇄의 경우 다음 각 호에 해당한다.

1. 별쇄본: 제1저자(혹은 교신저자)에게 20부의 별쇄본을 발송하고, 공동연구자에게 배분은 제1저자(혹은 교신저자)의 자율에 따르며, 추가되는 별쇄본에 대해서는 저자가 직접 해당 인쇄처와 연락하여 그에 해당하는 인쇄비를 지불하여야 한다.
2. 교정쇄: 논문 발간에 즈음하여 제1저자(혹은 교신저자)에게 교정쇄를 전달한다. 교정쇄를 주의 깊게 읽고 필요하면 수정한 후, 편집위원회로부터 교정쇄를 전달 받은 후 48시간 이내에 회신해야 한다. 교정쇄의 수정은 조판상의 오류에 국한하며, 논문의 내용을 바꾸거나 첨가하는 것은 불가하다. 교정쇄의 내용에 대한 최종 책임은 저자가 진다.

제13조(중간 및 폐간) 「농촌경제」를 중간 또는 폐간하고자 할 경우, 편집위원회에서 이를 심의한 후 원장이 최종 결정한다.

제14조(논문 게재 순서) ① 선정된 논문의 게재 순서는 편집위원회에서 정한다.

- ② 게재 자격으로 판정된 논문이 한 호에 실릴 수 없이 많은 경우 게재 자격으로 판정된 논문이라도 다음 호로 이월할 수 있다.

제15조(게재 예정 증명서) 최종심사 결과 게재가 결정된 투고논문에 대해 출판 전 필자의 요구에 의해 이를 증명할 필요가 있을 경우에는 ‘게재 예정 증명서’를 발급할 수 있다.

제4장 투고

제16조(투고자격 및 원고내용) ① 투고자격에는 제한이 없다.

- ② 투고논문의 범위는 농림식품경제, 농촌사회복지 및 지역개발, 국제무역정책 등의 자유주제를 다른 국문 또는 영문 학술논문으로 한다.

- ③ 투고자는 논문과 함께 ‘논문투고신청서’(별지 제1호서식), ‘연구윤리서약서’(별지 제2-1호서식), 저자 점검표(별지 제2-2호서식)를 본 연구원 홈페이지(www.krei.re.kr)에서 내려 받아 작성하여 제출한다.

제17조(논문분량) ① 국문 및 영문의 원고분량은 초록과 참고문헌을 모두 포함해서 원고작성요령에 제시한 양식에 의하여 A4용지 20매(국문: 40자 25행, 영문 80자 26행) 내외로 제한한다.

- ② 논문작성에 관한 자세한 사항은 첨부한 「농촌경제」 기고안내에 따른다.

제18조(중복 투고 게재 금지) 「농촌경제」에 투고한 논문은 다른 국내외 학술지에 게재되었거나 심사가 진행 중이지 않는 것이어야 하며, 본 학술지 심사에서 게재불가 처리된 원고는 재투고할 수 없다. 또한 본지에 게재된 것은 임의로 타지에 전재(轉載)할 수 없다.

제19조(저자 표기) 논문의 저자가 2인 이상일 경우 제1저자를 저자 표기 가장 앞부분에 표기하고, 나머지 연결저자는 논문집필의 기여도에 따라 순서대로 표기하여야 한다.

제20조(원고접수) ① 「농촌경제」의 원고는 연중 수시로 접수한다.

- ② 원고는 e-mail(journal@krei.re.kr)로 파일을 전송한다.

- ③ 투고된 원고는 반환하지 않는다.

제21조(저작권 양도) 게재가 결정된 원고의 저작권은 한국농촌경제연구원으로 양도되며 논문의 저자는 정해진 양식에 서명하여 제출한다. 한국농촌경제연구원은 원고를 다른 매체에 출판, 배포, 인쇄 등을 할 수 있는 권리를 가진다.

제22조(원고작성 요령) 원고 작성 시 별표 1에 의한다.

제5장 심사

제23조(심사위원 위촉과 심사원고 송부) ① 접수된 논문은 연구원에서 운영 중인 ‘표절점검시스템(카피 킬러)’과 한국연구재단에서 운영하는 ‘논문유사도검사’를 거친 뒤 편집위원이 추천한 해당분야 전문가 중 3인을 편집위원장이 심사자로 위촉한다. (개정 2017.4.)

② 심사위원 위촉 시 해당분야에 대한 전문성을 고려하여 선정하고, 심사의 공정성을 기하기 위해 투고자와 동일 기관에 재직 중인 심사자는 선정하지 않는다. (개정 2017.4.)

③ 심사원고에 투고자의 인적사항을 기재할 수 없다.

제24조(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.

제25조(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, 국영문 요약, 서론, 본론, 결론, 참고문헌 등을 충실히 갖추었는가?
8. 윤리규정준수: 제6장(연구윤리)을 준수하였는가?

제26조(심사결과와 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.

제27조(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 최종심
으로 한다.
- ⑥ 편집위원회는 3인의 심사의견을 종합하여 게재여부를 판정하되, 아래 <심사판정표>의 최종 심사평가
가 ‘게재가’나 ‘수정후 게재’ 판정을 받은 논문을 대상으로 한다.
- ⑦ ‘게재가’나 ‘수정후 게재’의 종합판정을 받은 게재대상 논문 중 심사위원 1명이 ‘게재불가’의 심사의
견을 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, 제6장에 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	

제28조(이의제기) ① 심사위원의 심사의견, 수정요구 및 재심 이유에 대해 반론이나 서로 다른 시각 또는 견해를 밝히고자 하는 투고자는 편집위원회에 정해진 이의 신청서를 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.

제29조(심사내용의 보안) 논문 심사와 관련된 개인 정보는 편집위원회 외의 누구에게도 공개할 수 없다.

제30조(기타 논의사항) 이 규정에 명시하지 않은 사항은 편집위원회에서 결정한다.

제6장 연구윤리

제31조(목적) 본 장은 한국농촌경제연구원에서 발간하는 학술지 「농촌경제」의 발간과 관련하여 논문 게재를 원하는 자, 편집위원, 심사위원 및 윤리위원이 준수하여야 할 연구윤리기준을 정함을 목적으로 한다.

제32조(적용 대상) 이 장은 「농촌경제」에 논문의 게재를 원하는 자(이하 “투고자”라 한다), 편집위원, 심사위원 및 윤리위원에 대하여 적용된다.

제33조(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.

제34조(연구윤리기준) ① 투고자가 준수하여야 할 윤리기준은 다음 각 호와 같다.

1. 투고자는 제33조에서 제시된 연구부정행위를 하지 말아야 한다.
2. (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.
3. (논문의 수정) 투고자는 편집위원회에서 정한 규정에 따라 논문의 수정과정을 진행하고, 심사의견에 대한 반영 내용을 편집위원회에 제출하여야 한다.
4. 투고자는 편집위원회의 의견과 심사결과를 존중하여야 한다.

② 편집위원회가 준수하여야 할 윤리기준은 다음 각 호와 같다.

1. (편집위원의 기본의무) 편집위원회는 투고자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다.
2. (차별금지) 편집위원회는 「농촌경제」 게재를 위해 투고된 논문을 투고자의 성별, 나이, 소속 기관은 물론이고 어떤 선임전이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 투고 규정 및 심사 규정에 근거하여 공정하게 취급하여야 한다.
3. 공정한 심사의뢰
 - 가. 편집위원회는 투고된 논문의 평가를 해당 분야의 전문적 지식과 공정한 판단 능력을 지닌 심사위원에게 의뢰하여야 한다.
 - 나. 편집위원회가 투고된 논문을 심사의뢰 시 투고자를 알 수 있는 사항을 제외한 논문의 내용만을 심사위원에게 제공하여야 한다.
4. (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.

③ 심사위원이 지켜야 할 윤리기준은 다음과 같다.

1. 성실한 심사
 - 가. 심사위원은 학술지의 편집위원회가 의뢰하는 논문을 심사규정이 정한 기간 내에 성실하게 평가하고 평가결과를 편집위원회에 통보하여야 한다.
 - 나. 심사위원은 전공불일치 또는 다른 개인적인 사유로 인하여 심사 대상 논문의 내용을 평가할 수 없는 경우에 지체 없이 편집위원(회)에 그 사실을 통보하여야 한다.
2. 공정한 심사
 - 가. 심사위원은 심사의뢰된 논문에 대하여 제25조의 심사기준에 따라 공정하게 평가하여야 한다.
 - 나. 심사위원은 심사의뢰된 논문에 대하여 게재불가 판정을 한 경우에 그 근거를 명확하게 제시하여야 한다.
3. 투고자에 대한 존중
 - 가. 심사위원은 전문 지식인으로서의 투고자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다.

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

4. (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.

제35조(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.

제36조(연구윤리위원회의 구성과 의결) ① 제35조 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.

제37조(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.

제38조(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.

제39조(소명 기회의 보장) 연구윤리위원회는 규정 위반 의혹이 제기된 당사자에게 충분한 소명 기회를 주어야 한다.

제40조(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.

제41조(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.

제42조(제재조치) 연구윤리위원회에 의해 규정을 위반한 것으로 판정된 경우 다음 각 항에 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.

제7장 보칙

제43조(규정 외) 이 지침에서 정한 이외의 사항과 제·개정에 대해서는 「농촌경제」 편집위원회의 심의를 거쳐 원장이 결정한다.

부 칙 (2016.11.)

- ① (시행일) 이 지침은 원장의 승인을 얻은 날로부터 시행한다.
- ② (경과조치) 기존의 「심사지침」, 「농촌경제 연구윤리지침」은 이 규정의 시행일로부터 폐지하며, 종전의 「심사지침」과 「농촌경제 연구윤리지침」을 근거로 심의한 내용은 이 지침에 의거 심의한 결과로 간주한다.

부 칙 (2017. 4.)

- ①(시행일) 이 지침은 원장의 승인을 얻은 날로부터 시행한다.

농촌경제 원고 작성 요령

1. 논문 작성 서식

- 분량: 농촌경제 작성 양식에 맞추어 20장 내외
- 논문 작성 서식: 우리 연구원 홈페이지(www.krei.re.kr)에 있는 논문 기고 → 논문 작성 도우미 → 한국농촌경제연구원 논문작성 요령에 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 겹낫표(『 』)로, 서양서는 이탤릭체로 밝힘.

<보기>

이성우, 임형백. 2003. “도시와 농촌의 고용기회 결정요인.” 『농촌경제』 제26권 제1호. pp. 15-38. 한국농촌경제연구원.

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.*

2. 송고

- 원고 접수: 수시 접수
- 송고: 온라인논문투고관리시스템으로 투고 (<http://jrd.jams.or.kr>)
 - 담당자(문의처): 권도은(대외협력정보실 학술정보팀, T.061-820-2215)
- 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

농촌경제

제43권 제3호
(통권 184호)

인쇄일 2020. 9. 20.

발행일 2020. 9. 21.

발행인 김 홍 상

발행처 한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500)

58321 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. 43 No. 3 | 2020

ARTICLES

The Analysis of the WTP for Sustainable Livestock Production in Korea

_ *Sung Jae-hoon, Cho Won-joo, Kim Soo-suk*

An Analysis of Seasonal Demand for Coffee Beans

_ *Joo Joon-hyung, Nam Kyung-soo, Ahn Byeong-il*

The Efficiency Test of the North Korean Rice Market

_ *Kim Sang-deok, Kim Tae-hwa, Yang Seung-ryong*

Analysis of Factors affecting Urban-to-Rural Migrants' Intention and Behavior to Re-migrate to Urban Areas

_ *Choi Won-sil, Heo Tae-ho, Lee Sang-hyeon*

한국농촌경제연구원 www.krei.re.kr

전라남도 나주시 빛가람로 601 우) 58321

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



ISSN 1229-8263