농촌경제

2020
제43권 제1호

논문

쌀 소득보전직불제의 생산연계효과 실증분석
_이문호, 김관수

기상환경 변화가 배추 · 무 단수와 가격 변동성에 미치는 영향 분석
_최병옥, 최선우, 임효빈

개인의 특성이 식품물가지수와 소비자체감물가 간의 차이에 미치는 영향
_허태호, 황혜정, 이상현

임산업체의 산림인증목재 구입 지불의사액 추정
_전철현, 이호상, 김동현

한국농촌경제연구원

KREI
한국농촌경제연구원

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 김홍상

편집위원장 박준기(한국농촌경제연구원)

위 원
김관수(서울대학교)
김승규(경북대학교)
김윤형(전남대학교)
김화년(제주대학교)
박미성(한국농촌경제연구원)
박지연(한국농촌경제연구원)
서동희(고려대학교)
엄진영(한국농촌경제연구원)
우병준(한국농촌경제연구원)
유찬희(한국농촌경제연구원)
이상현(강원대학교)
장재봉(건국대학교)
전상곤(경상대학교)
정원호(부산대학교)
조재성(충남대학교)

농촌경제

2020
제43권 제1호

논문

쌀 소득보전직불제의 생산연계효과 실증분석 1
_이문호, 김관수

기상환경 변화가 배추 · 무 단수와 가격 변동성에 미치는 영향 분석 21
_최병옥, 최선우, 임효빈

개인의 특성이 식품물가지수와 소비자체감물가 간의 차이에 미치는 영향 49
_허태호, 황혜정, 이상현

임산업체의 산림인증목재 구입 지불의사액 추정 71
_전철현, 이호상, 김동현

한국농촌경제연구원

쌀 소득보전직불제의 생산연계효과 실증분석*

이문호** 김관수***

Keywords
쌀 직불제(direct payments for rice), 생산연계(coupling), 기대효용극대화 모형(expected utility maximization model), 안정화 효과(insurance effects), 자산효과(wealth effects), 절단분산(truncated variance)

Abstract
This study provides empirical estimation results concerning the degree of production coupling for the fixed and variable direct payment program designed for stabilizing rice farmers' income. Based on a set of producer's expectation formulations, we analyzed the impacts of direct payments on the rice cultivation area, using a panel data estimation technique. To consider the risk preference of farmers, we used an expected utility maximization model under the expected utility hypothesis. Also, we explicitly included a variable capturing truncated variance of rice price related to variable direct payments. Our estimation results indicate that both fixed and variable direct payments tend to have production coupling effects. Specifically, we found that the production coupling effect of variable direct payments was higher than that of fixed direct payments. We also discovered that the rice cultivation area has been affected by these direct payments via the insurance effects (variable direct payments) and wealth effects (fixed direct payments).

차례

1. 서론
2. 선행연구 검토
3. 분석모형 및 자료
4. 분석 결과
5. 요약 및 결론

* 이 연구는 한국농촌경제연구원의 수탁연구 내용 일부를 논문화한 것이며 논문작성에 도움을 주신 김종진 박사님께 감사의 말씀을 드립니다.

** 경남연구원 연구위원
*** 서울대학교 농경제사회학부 교수, 교신저자. e-mail: kimk@snu.ac.kr

1. 서론

우리나라는 1995년 WTO 체제 출범 이후 시장개방 가속화에 따라 농가소득 지원, 경영 위험 완화 등을 위해 각종 직접지불제도(이하 직불제)를 확대 시행해 오고 있다. 경영이양직불제, 친환경농업직불제, 조건불리지역직불제, 경관보전직불제, 쌀 소득보전직불제, 밭농업직불제 등 다양한 직불제도를 나름의 정책 목적을 가지고 도입·시행 중이다. 특히 2004년 이후 쌀의 완전한 시장개방 우려 등으로 농가의 불안감이 증폭하였고, 이에 대한 많은 대책이 논의되었다. 이후 양정제도 개편을 통해 약정수매제도를 폐지하고, 2005년부터 쌀 소득보전직접지불제도를 시행하여 현재에 이르고 있다. 쌀 소득보전직불제는 고정직불제와 변동직불제로 구분하여 시행 중이다. 쌀 고정·변동직불제는 그동안 기준단수 조정, 고정직불 단가 인상, 변동직불 목표가격 재설정, 관련 법·제도 정비 등을 통해 쌀 농가의 소득 지원 및 경영 안정을 위한 정책 수단으로 활용되고 있다.

한편 이러한 쌀 직불금에 대한 제도 개선의 필요성이 꾸준히 제기되고 있다. 직불금의 지주 귀속으로 소득안정화 효과가 상쇄된다는 주장(김관수·안동환 2006; 김관수·안동환·이태호 2007; Goodwin 1992), 직불금이 생산과 연계된다는 주장(김윤식 2006; 사공용 2007, 2009; 이용기 2005; 안병일 2015) 등이 핵심적인 논점이다. 특히 2016년에는 쌀 가격 하락에 따라 지급되는 변동직불금의 규모가 감축 대상 보조금 총액(AMS)을 넘을 우려가 제기되는 등 쌀 직불금을 둘러싼 논란이 끊이지 않고 있다. 최근에는 법률[1] 에 정해진 대로 목표가격을 재설정해야 하는 난제를 안고 있다. 정부는 2018년산 쌀부터 196,000원으로 목표가격을 올린 안을 국회에 제출하였으나 농민단체, 국회와의 갈등으로 직불제 개편이 난항을 겪고 있다.

쌀 직불금이 생산과 연계(coupled)된다는 주장은 다음과 같은 쌀 직불제 설계의 특징에서 비롯된다. 고정직불금은 쌀 시장 상황과는 관계없이 지급되는 현금 보조 정책이지만 농가의 소득을 증가시켜 이로 인한 부의 자산효과(wealth effects)가 생산 왜곡으로 이어질 수 있다는 것이다. 쌀 변동직불금은 쌀을 생산해야만 지급되는 보조금이므로 원천적으로 생산과 연계되어 있고, 또한 목표가격이 정해져 있어서 쌀 가격이 목표가격보다 하락할 경우 목표가격과 시장가격 차이의 85%에서

1 「농업소득의 보전에 관한 법률」 제11조(목표가격의 고정 및 변경)에 따라 5년 단위로 목표가격을 변경해야 한다. 2013년산 쌀부터 2017년산 쌀까지 설정된 목표가격은 188,000원으로 고정되어 있다.

고정직불 단가를 제한 만큼을 정부가 보상해주므로 생산을 더 늘리고자 하는 유인이 된다는 주장이다.

위에서 제시된 여러 가지 논점들 중에서 생산연계성 부분은 국내외에서 많은 연구가 진행되었다. 우리나라뿐만 아니라 미국, 유럽 등 대부분의 선진국에서 우리나라의 쌀 고정 및 변동직불금과 유사한 형태의 제도를 운영하고 있으며 그들도 비슷한 고민들을 하고 있기 때문이다. 국내에는 이와 관련된 선행연구들이 있으나 실증분석을 통해 이들 직불제가 생산, 또는 재배면적에 얼마만큼 영향을 주는지를 분석한 실증연구가 많지 않은 편이다. 또한 개별 농가의 재배면적 자료, 개별 쌀 직불금 수령액을 직접적인 변수로 활용한 연구는 제한적이다.[2] 특히 변동직불제로 인해 발생하는 쌀 가격 안정화 효과분석을 위해 절단분산(truncated variance)값을 설명변수로 활용한 점, 위험 중립성 가정을 완화한 모형을 적용한 점, 그리고 패널 자료를 활용한 점은 본 연구의 차별성이라고 할 수 있다.

쌀 고정 및 변동직불제의 생산연계효과는 변동직불금 및 고정직불금의 정책적 함의와 관련된 논의의 중요한 기초자료로 활용될 수 있고, 쌀 생산 농가의 소득과도 직접적으로 관련되므로 면밀히 실증분석될 필요가 있다.

2. 선행연구 검토

직불제의 생산연계효과와 관련된 해외의 선행연구는 주로 미국, EU, 캐나다와 같이 쌀 직불제와 유사한 제도를 시행하는 국가에서 주로 이루어지고 있다. Becker and Judge(2014)는 인디카 쌀 주산지 3개 지역의 12년간 패널 자료(1997~2008년)를 이용하여 생산비연계(decoupled)직불로 평가받아왔던 직불제(생산탄력계약직불(PFC), 직접지불(DP), 시장손실보전직불(MLAP))와 가격보전직불제(CCP)의 생산왜곡효과를 추정하였다. 추정 결과, 모든 직불제가 세 지역 모두에서 쌀 재배면적을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 특히 미국 인디카 쌀 재배면적의 51%를 차지하는 아칸소주에서 생산연계효과가 가장 큰 것(생산연계직불 탄성치: 아칸소주 0.194, 미시시피주 0.079, 멕시코만 0.092, 생산비연계직불-아칸소주 0.045, 미시시피주 0.039, 멕시코만 0.027)으로

2 유찬희 외(2016)의 연구에서 『농가경제조사』 자료와 『농업경영체 DB』 자료를 이용하여 생산연계효과를 분석한 바 있으나 본 연구에서는 고정 및 변동직불금액 변수 산출방법, 변수활용(절단분산값)에서 차이가 있다.

추정되었다. Girante et al.(2008)은 캔자스주 농가 자료를 이용하여 통합(Pooled) OLS, 고정효과 모형 분석을 통해 생산비연계(decoupled)직불이 낮은 수준이기는 하지만 콩, 옥수수, 밀 재배면적에 유의미한 영향을 주고 있음을 밝혔다. Mary(2013)는 농가부채 제약하에서 유럽의 농가단위직불(SFP)과 미국의 가격보전직불제(CCP) 중 어떤 직불제가 더 생산을 왜곡하는지 동태모형을 구축하고 시뮬레이션 분석을 시도하였다. 농가단위직불제는 우리나라의 고정직불제와 유사하고, 가격보전직불제는 변동직불제와 유사한 성격을 가진다. 두 직불제 모두 기존의 연구들보다는 작은 수준에서 생산왜곡효과가 있으며, 가격보전직불제의 생산왜곡효과가 큰 것으로 추정되었다. Goodwin and Mishra(2006)는 직불금이 미국 농가의 생산에 어느 정도 영향을 주는지, 생산왜곡효과가 있는지를 실증분석하였다. 분석 결과, 생산비연계직불(Agricultural Market Transition Act payment: AMTA payment)은 미약하지만 생산연계효과가 있는 것으로 나타났다. 그리고 시장 상황에 따라 지급되는 직불금(Market Loss Assistant payment: MLA)은 AMTA보다 더 큰 생산왜곡효과가 있는 것으로 추정되었다.

Bakhshi and Gray(2012)는 WTO Green Box 보조로 분류되어 있는 캐나다 농가지원 프로그램이 생산과 연계되는지 실증분석하였다. Chavas and Holt(1990)의 이론적 모형을 토대로 부의 자산효과(wealth effect)와 안정화 효과(insurance effect)가 농가의 자원배분 결정에 영향을 주는지 검토하였다. 분석 결과, 모든 농가지원 프로그램이 분석 대상인 9개 품목의 생산에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. Chavas and Holt(1990)는 미국 옥수수, 콩 재배 농가가 재배면적을 결정할 때 불확실성에 대한 고려가 어느 정도 영향을 주는지를 실증분석하였다. 대표 농가가 직면한 제약을 감안한 기대효용극대화 모형을 이용, 불확실성(risk)과 부의 자산효과(wealth effect)가 농가의 재배면적 결정에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 시뮬레이션을 통해 정부의 지지가격 상승은 해당 품목의 기대수입을 상승시키고, 분산을 하락시켜 해당 품목의 재배면적을 늘리며 대체 품목의 재배면적 하락효과를 가져올 수 있다는 것을 보여주었다.

Hennessy(1998)는 불확실성을 감안할 때 정부의 개입은 생산에 어떤 영향을 주는지 알아보고자 하였다. 소득지지 프로그램의 생산효과를 세 가지(자산(wealth), 안정화(insurance), 연계(coupling)) 효과로 분해하였고, 아이오와주 옥수수 농가 자료를 활용하여 시뮬레이션 분석을 하였다. 소득이 증가하면서 경제주체들의 위험회피 정도가 감소한다면 비연계(decoupled) 정책일지라도 그 정도가 크지는 않지만 생산에 영향을 줄 수 있음을 주장하였다.

국내의 실증분석 선행연구는 제한적이다. 사공용(2007)은 쌀 생산비용의 차이로 인해 농가가 직불제에 서로 다르게 반응할 수 있다고 주장하였다. 기대효용극대화 모형을 이용하여 생산연계효과를 분석하였고 그 효과는 크지 않으나 시장가격에 따라 효과가 다름을 주장하였다. 사공용(2010)에서는 직불제가 쌀 생산과 연계되기 때문에 초과 공급이 발생된다고 주장하였다. 이 연구에 따르면, 고정직불금으로 인해 논벼 재배면적이 1.8만 ha, 변동직불금으로 인해 3.4만 ha 증가된 것으로 추정되었다. 안병일(2015)은 이윤극대화 모형을 통해 최적의 쌀 재배면적 반응함수를 도출하고, 총량자료를 활용하여 직불제의 효과를 추정하였다. 또한 불확실한 시장가격이나 변동직불금에 대한 농가의 기대는 단순 기대 가설, 적응적 기대 가설을 따른다는 가정하에 직불제의 효과를 분석하였다. 분석 결과, 고정직불금은 생산연계효과가 존재하지 않으며, 변동직불금은 연계효과가 있으나 그 정도는 매우 제한적임을 보였다. Lee(2006)에서는 불확실성을 고려했을 때 쌀 직불제가 쌀 생산과 얼마나 연계되는지 검토하였다. 불확실성을 고려했을 때 변동직불금은 생산과의 연계성이 매우 높아 허용보조(Green box) 요구 조건에 부합되지 않으므로 변동직불을 고정직불로 전환하는 것이 필요하다고 주장하였다.

이상의 실증분석 선행연구들을 종합해보면 다음과 같다. 고정직불금과 변동직불금의 생산연계효과가 있다고 주장하거나, 변동직불금만 생산연계효과가 존재한다는 주장이 혼재한다. 해외의 선행연구에서는 우리나라와 유사한 고정 및 변동직불제 모두 생산연계효과가 있으나 생산연계의 정도는 크지 않다는 주장이 대부분이다. 분석방법론상으로는 대부분의 연구가 단일방정식을 추정하여 생산연계효과를 검토하고 있다. 방정식의 도출은 불확실성을 감안할 수 있는 기대효용극대화 모형을 주로 이용하고 있는 것으로 나타났다.

3. 분석모형 및 자료

3.1. 분석모형

쌀 생산 농가는 현실적으로 생산 및 가격의 불확실성에 항상 직면한다. 미래의 가격, 수입, 소득 등이 불투명한 상태에서 생산 결정을 해야 한다. 여기서는 이러한 불확실성을 고려할 수 있는 기대효용극대화 모형을 적용하였다. 본 연구의 이론 모형은 Chavas and Holt(1990)의 연구에서 제시된 모형에 기초한다.

농가는 주어진 예산 제약, 부존자원 제약(면적)하에서 자신의 기대효용을 극대화하는 선택변수(A, G)를 선택함을 가정한다.

$$(1)\quad Max_{A,G}\quad EU(G)$$
$$s.t.\quad I+\sum_{i=1}^{n} p_i Y_i A_i - \sum_{i=1}^{n} c_i A_i = qG$$
$$f(A)=0$$

여기서 i는 생산품목, A는 재배면적 벡터, G는 농가의 재화구입량, I는 (외생적) 소득(wealth), p는 산출물 단위당 가격, Y는 단수, c는 단위면적당 생산요소 가격, q는 구입재화의 가격, E는 기대연산자, U(·)는 효용함수를 의미한다. 첫 번째 제약 조건은 농가가 직면한 예산 제약, 두 번째 제약 조건은 부존자원(면적) 제약이다.

선택변수가 2개인 극대화 문제는 첫 번째 제약조건을 목적함수에 대입하고 구입재화 가격인 q로 표준화(normalize)하면, 다음과 같이 최적면적 A를 선택하는 문제로 전환될 수 있다.

$$(2)\quad Max_A \quad EU(w+\sum_{i=1}^{n}\pi_i A_i) \quad s.t.\, f(A)=0,$$

여기서 $w=(I/q)$, $\pi_i=(p_i/q)Y_i-(c_i/q)$이다. 선택변수인 A는 생산을 결정하기까지 농가가 직면한 확률변수인 시장가격(p)과 단수(Y)에 대한 확률분포에 따라 결정된다. 본 연구에서는 쌀 품목 하나만을 분석 대상으로 하므로 위의 식을 간단히 하면 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다. 프라임(′) 부호가 붙은 변수는 구입재화 가격으로 나누어 실질화(소비자물가지수로 디플레이트)한 변수를 의미한다.

(3) $Max_A \quad EU[I' + (p' Y - c')A] \quad s.t. f(A) = 0,$

따라서 최적의 재배면적 A*는 I'(초기 부(wealth)), p'(쌀 기대가격), Y(쌀 단수), c'(쌀 단위면적당 생산비용), 그리고 p'와 Y가 주관적 확률분포를 가지는 확률변수로 불확실성을 띠게 되므로 스케일 파라미터인 $\sigma(p', Y$의 2차 또는 3차 적률(moment))에도 의존하게 된다. 식 (3)의 기대연산자 E는 확률변수 p', Y에 관한 것이고, 농가의 쌀 재배면적 결정 과정에서 요구되는 정보(information)에 따라 이 값은 달라진다. 이처럼 기대효용(EU) 극대화 모형을 적용함으로써 불확실성(uncertainty)이 종속변수에 미치는 영향을 논의할 수 있게 된다. 이것을 축약형(reduced form)으로 표현하면 아래와 같다.[3]

(4) $A^*(I', p', Y, c', \sigma)$

위 식을 추정하면 각각의 변수를 통해 부의 자산효과(wealth effect), 기대가격 효과(평균효과), 분산효과 등을 분석할 수 있다.[4]

본 연구의 주된 목적인 쌀 고정 및 변동직불금이 쌀 재배면적에 어떻게 작용하는지를 살펴보기 위해 위의 축약형 함수를 식 (5)와 같이 변형하였다.

(5) $A_t = f(\widetilde{p_t}, c_t, \sigma_p, FDP_t, I_t)$

여기서 p_t는 t시점의 쌀 가격, c_t는 t시점의 생산요소 가격, FDP_t는 t시점에 농가가 수령하는 쌀 고정직불금, I_t는 생산 결정을 내리기 이전에 농가가 보유한 부(wealth)의 수준을 의미한다. $\widetilde{p_t}$는 쌀 재배면적을 결정할 시점에 농가가 가진 정보(각각의 기댓값, 분산 등)에 조건부로 그 값이 결정되는 확률변수이다. σ_p는 수확기 쌀 가격의 분산을 의미한다. 쌀 변동직불금의 경우, 목표가격[5] 이

3 단수(Y)는 변동직불금액, 고정직불금액 결정 시 반영되므로 변수로 이용하지 않았다. 그러나 보다 정확한 분석을 위해서는 단수에 관한 예측치, 분산 등을 모형에 반영하여 확률변수 간의 공분산 관계까지 고려하는 것이 필요하다. 이 부분은 추후 연구과제로 남겨둔다.

4 추정식의 도출과정은 Chavas and Holt(1990)의 논문과 동일하다. 단, 본 연구에서는 쌀 수입액을 변수로 사용하기보다는 쌀 수입액 계산의 기초변수인 쌀 가격, 단위당 쌀 생산비를 직접적인 설명변수로 활용하였다. 그리고 쌀 단수는 변동 및 고정직불금 산정식에 이미 반영되어 있으므로 별도의 변수로 고려하지 않았다.

5 2005년산 쌀부터 2012년산 쌀까지 170,083원, 2013년산 쌀부터 2017년산 쌀 까지는 188,000원의 목표가격이 정해져 있다. 2018년산 쌀부터는 새로운 목표가격이 적용된다.

존재한다. 법률에 정해진 (80kg 가마당) 쌀 목표가격 아래로 시장가격이 떨어질 때 그 부족분의 일부[6] 를 정부가 보상하므로 농가가 인식하는 수확기 쌀 가격의 확률분포는 절단된(truncated) 형태[7] 를 갖게 된다. 이로 인해 농가가 생각하는 쌀 가격의 기댓값에 영향을 주게 되고, 분산을 낮추어 쌀 수입을 안정화시키는 효과가 발생한다(Chavas et al. 1983; Chavas and Holt 1990; Holt and Johnson 1989). 이러한 효과를 검토하기 위해 Chavas and Holt(1990), Bakhshi and Gray(2012)의 연구에서와 같이 절단된(truncated) 쌀 가격의 분산을 계산하여 식 (5)의 σ_p 의 변수로 활용하였다. I_t 는 부의 자산효과(wealth effect)를 의미하는 변수이고, 고정직불금(FDP_t)은 그 특성상 정부가 쌀 농가에게 매년 현금을 지급하는 것이므로 I_t 와 동일한 특징을 가진다. 따라서 정부가 고정직불금을 지급함으로 인해 발생하는 부의 자산효과(wealth effect) 또는 소득효과(income effect)를 계측하기 위한 변수로 고정직불금(FDP_t)이 포함되었다.

3.2. 분석 자료와 방법

본 연구의 실증분석에 활용된 자료는 통계청의 농가경제조사 패널 자료이고, 분석 기간은 2013년부터 2017년까지 5년이다. 농가경제조사 자료는 매 5년마다 표본이 상이하므로 장기간의 패널 분석은 불가능하다는 단점이 있다. 하지만 매 5년간의 패널 자료는 확보가능하다. 패널 자료는 횡단면과 시계열적 특성을 모두 가지므로 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation) 문제로 인해 비효율적 추정량이 도출될 경우 이 문제를 해소할 수 있다. 본 연구에서는 패널 GLS(generalized least square) 추정모형을 이용하였고, 각 패널 개체의 이질적 특성을 고려하기 위해 고정효과(fixed effects)모형과 패널 개체 간 변동을 고려할 수 있는 개체 간 효과(between effects)모형도 추정하였다. 분석에 활용된 주요 변수는 <표 1>과 같고 분석 결과의 신뢰도 향상을 위해 다음과 같이 농가경제조사 자료를 활용해 필요변수를 재산출하는 과정을 거쳤다.

---

6 목표가격과 시장가격 차액의 85%에 해당하는 금액에서 쌀 80kg 가마당 고정직불금을 차감한 금액이 쌀 농가에 지급된다.

7 절단된 평균, 분산의 개략적 개념은 다음과 같다(Chavas and Holt(1990)). 절단된 확률변수는 $p = \begin{cases} H & \text{if } P < H \\ P & \text{if } P \geq H \end{cases}$ 의 형태로 나타난다. 시장가격(P)이 목표가격(H)보다 낮다면 확률변수 p는 H로 나타나고, 시장가격(P)이 높다면 확률변수 p는 P로 나타난다. 이때 실제 관찰된 시장가격과 농가가 쌀 한가마당 직면한(실제 수령하는) 가격은 목표가격으로 인해 달라진다. 따라서 쌀 목표가격은 수확기 쌀 시장가격의 분산을 낮추는 효과가 있으며 따라서 쌀 수입을 안정화시키는 효과가 있다.

표 1. 변수 설명 및 출처(패널 자료)

변수	단위	설명
논벼 재배면적	ha	통계청 농가경제조사를 활용한 계산값
고정직불금 수령액	원	통계청 농가경제조사를 활용한 계산값
변동직불금 수령액	원	통계청 농가경제조사를 활용한 계산값
수확기 쌀 평균가격	원	농림축산식품부 양정 자료
쌀 경영비	원	통계청 농가경제조사
농가자산	원	통계청 농가경제조사

농가경제조사에서 관찰할 수 있는 면적변수는 두 가지가 있다. 첫째는 경지규모 변수, 둘째는 지목별(논-일모작·이모작, 일반밭, 과수원, 묘포, 임야, 대지, 기타) 면적 변수이다. 경지규모는 범주형 변수이므로 개별 쌀 농가의 정확한 논 면적을 알 수 없다. 쌀 농가별 논 면적은 지목별 논 면적(일모작+이모작)을 통해 산출이 가능하다. 그러나 이렇게 계산된 면적의 경우, 논벼 재배면적을 과다 추정할 가능성이 있다. 이 연구의 주된 목적 중의 하나는 변동직불금이 쌀 재배면적에 어떤 영향을 주는지 알아보고자 하는 것이다. 변동직불금은 쌀 생산을 조건부로 지급되는 보조금인데 어떤 농가는 논을 보유하고 있으나 전혀 생산을 하지 않을 수도 있고, 쌀을 생산했다하여도 변동이나 고정직불금 지급 대상 면적에 포함되지 않을 가능성이 있다. 따라서 농가경제조사 자료의 면적을 변동직불금 분석의 종속변수로 활용하기에는 무리가 있다. 그러나 변동직불금이 쌀 생산을 조건부로 지급되는 점을 감안하면 '미곡 수입액' 변수를 활용해 비교적 정확한 재배면적 도출이 가능하다.[8]

농가경제조사 자료를 분석에 활용하는 데 있어 또 다른 문제는 변동직불금과 고정직불금 수령액을 농가별로 정확히 알 수 없다는 것이다. 농가경제조사 조사표에는 변동직불금 항목과 고정직불금 항목을 따로 조사하고는 있으나 다른 항목들과 통합되어 제공된다는 한계가 있다. 쌀 고정직불금은 경상적인 보조금이므로 공적보조금(농업투자보조금) 항목, 쌀 변동직불금은 농업잡수입 항목에 포함되어 있다. 이들 변수를 그대로 활용할 수 없으므로 앞서 계산된 농가별 재배면적을 토대로 재산출된 고정 및 변동직불금 수령액을 사용하였다. 단, 이렇게 계산된 값이 0이 아니지만 농가경제조사 자료의 공적보조금(농업투자보조금), 농업잡수입이 0인 농가는 실제로 고정·변동직불금을 수령하

8 쌀 수입은 P*Y*L인데 P와 Y는 알려져 있으므로 재배면적 도출이 가능하다. 여기서 P는 수확기(10월~익년1월) 산지 전국 평균 쌀 가격(80kg당), Y는 단수, L은 면적이다. 분석 기간의 변동직불금 지급액 산출에 이용되는 단수는 2008~2012년 61가마/ha, 2013~2016년 63가마/ha이므로 개인 농가별 변동직불금 지급 대상 면적을 보다 정확하게 산출해 낼 수 있다. 그러나 현실적으로 농가별로 직면한 쌀 가격에 지역별·농가별 차이가 존재하고, 단수 역시 기술 수준, 농지의 상태에 따라 차이가 존재한다. 본 연구에서는 자료의 한계 및 변동직불금 산정 기준에 근거하여 이러한 부분까지는 고려하지 못한 한계가 있음을 밝혀둔다.

지 않은 농가로 분류될 수 있으므로 분석 대상에서 제외하였다. 재산출된 변수 중 농가별 고정직불금 수령액 변수는 지급 대상 면적이 쌀 생산을 조건부로 하지 않기 때문에 다소 정확하지 않을 수 있다. 따라서 고정직불금 지급 대상 면적은 계산된 변동직불금 수령액을 추출한 표본 농가들의 원래 논 면적을 기준으로 설정되었다. 즉, 관찰된 원래의 논 면적이 더 큰 경우에는 그 면적만큼 휴경을 하거나 고정직불금을 수령하면서 다른 작목을 재배하는 것으로 가정하였다.

수확기 쌀 가격에 대한 농가의 기댓값은 안병일(2015)에서와 동일하게 단순 기대(naive expectation), 적응적 기대(adaptive expectation)로 구분[9] 하여 계산되었다. 확보된 분석 자료의 기초 통계량을 살펴보면, 표본 쌀 농가들의 평균 쌀 재배면적은 약 1.2ha이고, 농가당 고정직불금 수령액은 평균 89만 원, 변동직불금 평균 수령액은 약 64만 원이며, 평균 자산규모[10] 는 4억 6천만 원 수준인 것으로 나타났다.

표 2. 개별농가 자료 기초통계량

변수	평균	표준편차	최소	최대
논벼 재배면적(ha)	1.17	1.54	0.03	26.2
전년도(단순 기대) 쌀 가격(원)[1)]	159,150	16,757	130,411	174,707
이동평균(적응적 기대) 쌀 가격(원)[2)]	163,061	8,494	148,856	171,598
경영비(원)	15,756,612	18,953,357	415,990	128,994,800
고정직불금 수령액(원)	887,405	981,552	0	9,100,890
변동직불금 수령액(원)	636,928	1,588,297	0	26,406,591
절단된(truncated) 가격분산[3)]	12,094,707.4	12,257,218.4	208,922.3	29,089,196.1
자산규모(원)	462,234,832	443,274,292	4,747,000	4,778,142,285
연령	67.5	9.3	35	91

주 1) 농가가 생산 직전에 기대하는 수확기 쌀 가격이 전년도 수확기 평균 쌀 가격과 동일할 것으로 기대함을 가정.

2) 3개년 이동평균값을 적용함.

3) Chavas and Holt(1990)가 제시한 계산식을 활용함. 절단평균(truncated mean)은 $\overline{x_i} = E(x_i) = \overline{X_i} + \sigma_{ii}^{1/2}\overline{e_i}$, 절단분산(truncated variance)은 $V(x_1) = E(x_i - \overline{x_i})^2 = \sigma_{ii}(M_{ii} - \overline{e_i^2})$, 여기서 $\overline{e_i} = E(e_i) = \phi(h_i) + \Phi(h_i)$, $M_{ii} = E(e_i^2) = 1 - \Phi(h_i) + h_i\phi(h_i) + h_i^2\Phi(h_i)$로 계산되며 $\phi(\cdot)$는 표준정규밀도함수이고 $\Phi(\cdot)$는 표준정규분포함수, $e_i = (x_i - \overline{X_i})/\sigma_{ii}^{1/2}$, $h_i = (H_i - \overline{X_i})/\sigma_{ii}^{1/2}$를 의미함.

4) 자산규모는 고정자산과 유동자산을 모두 포함하는 금액임.

---

9 안병일(2015)에서와 같이 단순 기대하 쌀 가격은 전년도 쌀 가격, 적응적 기대하 쌀 가격은 과거 3개년 이동평균값을 적용하였다.

10 농가의 전체 자산을 변수로 사용한 것은 쌀 생산을 목적으로 하는 합리적인 농가의 경우, 자신의 모든 자산을 생산에 유연하게 활용할 수 있다는 다소 강한 가정에 기반한 것임을 밝혀둔다.

4. 분석 결과

생산자들은 불확실한 생산 환경에 대해 자신의 경영 상황, 성향 등에 따라 서로 다르게 반응한다. 이러한 사실을 모형에 반영하기 위해 기대효용극대화 모형을 구축하고 최적의 재배면적 선택 행위를 도출한 결과는 식 (5)와 같다. 분석에 이용된 모든 가격, 금액 변수는 소비자물가지수를 적용하여 실질화하였다. 또한 재배면적 반응함수의 추정계수가 탄성치로 해석이 용이하도록 로그-로그(log-log) 형태로 추정하였다. 분석 결과는 쌀 생산자의 기대형성 방법이 단순 기대를 따른다고 가정한 경우와 적응적 기대 방식을 따르는 경우로 구분하여 제시하였다.

농가의 위험에 대한 태도(risk preferences)가 그들이 보유하고 있는 부(wealth)의 수준에 영향을 받는다면, 생산 결정 또는 재배면적 결정에 부(wealth)가 영향을 줄 수 있다(Chavas 1990; Goodwin 2006)는 선행연구에 기초하여 쌀 농가의 자산(asset)을 분석모형에 포함하여 부의 자산효과(wealth effect)를 분석하였다. 또한 제도 설계상 생산과 연계되지 않은(decoupled) 고정직불금은 쌀 농가가 농지를 보유함으로써 정부로부터 얻는 추가적인 부(wealth)에 해당한다고 볼 수 있으므로 재배면적 결정에 중요한 요인이 될 수 있다. 따라서 농가의 자산변수와 함께 고정직불금 변수를 명시적으로 포함하여 그 효과를 분석하였다.

<표 3>은 단순 기대하의 분석 결과를 보여준다. 분석에 이용된 데이터가 패널 구조라는 것을 무시하고 합동(pooled) OLS할 경우 추정량이 BLUE(best linear unbiased estimator)가 되지 않을 가능성이 크다. 따라서 이분산성(heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation)이 있는 경우 효율적인 추정량을 도출할 수 있는 패널 GLS 모형으로 추정하였다. 또한 패널 개체별 특징을 고려하여 일치추정량을 확보할 수 있는 고정효과(fixed effects: FE) 모형, 패널 개체 간 변동을 고려할 수 있는 개체 간 효과(between effects: BE)모형의 결과도 함께 제시하였다.

표 3. 위험기피 선호하 쌀 재배면적 반응함수 추정 결과(단순 기대)

변수	단순 기대(Naive Expectation)		
	Panel GLS 모형	FE 모형	BE 모형
log(단순 기대 쌀 가격)	1.064***	2.040***	-
	(0.0594)	(0.186)	
log(경영비)	-0.379***	-0.212**	0.819**
	(0.0411)	(0.0944)	(0.358)
log(경영비 제곱)	0.0221***	0.0137***	-0.0108
	(0.00140)	(0.00387)	(0.0109)
log(고정직불금)	0.00895***	0.00822*	0.0244***
	(0.00162)	(0.00445)	(0.00870)
log(쌀 가격 절단분산)	0.0449***	0.0476***	-
	(0.00428)	(0.0140)	
log(농가자산)	0.130***	0.0271	0.0808*
	(0.0143)	(0.0793)	(0.0449)
log(농가부채)	0.000064	-0.000140	-0.00132
	(0.000945)	(0.00302)	(0.00484)
log(연령)	10.71***	8.986	8.179
	(3.670)	(14.67)	(8.824)
log(연령 제곱)	-1.347***	-0.665	-1.075
	(0.441)	(1.775)	(1.065)
상수항	-28.12***	-43.12	-19.03
	(7.593)	(30.09)	(18.33)
관측치	4,420	4,420	4,420
R-squared		0.086	0.305
패널 개체 수	884	884	884

주: 괄호 안은 표준오차임. ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%에서 유의함을 나타냄.

패널 GLS와 고정효과 모형 결과에서 알 수 있듯이 재배면적 가격탄성치는 1.06~2.04로 유의하며 탄력적인 것으로 추정되었다. 농가는 평균적으로 경영비가 1% 상승하면 재배면적이 0.21~0.38% 줄어들고, 줄어드는 속도는 체증(경영비 제곱항 부호는 +)하는 것으로 나타났다. 본 연구의 주요 관심사항인 고정직불금 및 쌀 가격 절단분산으로 계측된 변동직불금의 계수는 각각 0.00822~0.00895, 0.0449~0.0476으로 추정되었으며, 통계적으로도 유의미한 것으로 나타났다. 이 분석 결과는 변동직불금 지급에 따른 생산연계효과가 고정직불금의 효과보다 더 큰 것을 의미한다. 또한 이 결과는

해외의 선행연구 결과와 일치되는 분석 결과로서 우리나라의 경우에도 쌀 고정직불금이 부의 자산효과(wealth effects)로 인해 생산연계효과가 발생하지만, 그 크기는 변동직불금의 생산연계효과와 비교하여 크지 않다는 것을 의미한다.

패널 GLS 모형에서는 농가자산이 1% 증가하면 쌀 재배면적이 0.13% 증가하나, 고정효과 모형에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 농가부채는 재배면적에 영향을 줄 수 있는 변수로 판단하여 변수로 활용하였으나 추정계수의 크기도 매우 작고, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 또한 농가 연령도 재배면적에 영향을 줄 수 있으므로 변수로 추가하였는데, 분석 결과 연령이 증가하면 재배면적이 증가하되 그 속도는 연령이 높아질수록 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 고정효과 모형에서는 농가 연령 탄성치의 크기도 작게 나타났고 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. BE(between effects) 모형은 농가 간 특성을 검토하기 위한 모형이다. 쌀 가격 및 변동직불금(절단분산) 탄성치의 계수가 추정되지 않았는데 그 이유는 분석 자료 확보의 한계로 인한 것이다. 개별 농가별로 직면하는 쌀 가격을 알 수 있는 방법이 없기 때문에 쌀 가격은 쌀 수확기 전국 평균 가격을 모든 농가가 동일하게 직면한다는 가정이 작동되기 때문이다. 농가가 직면하는 쌀 가격이 모두 동일(비교불가)하므로 농가 간 한계효과(marginal effects)를 알 수 없기 때문에 나타난 한계점이다. 마찬가지로 변동직불금(쌀 절단분산) 역시 농가 간 직면하는 목표가격과 시장가격이 동일하므로 한계효과 추정이 불가능하였다. 통계적 유의성이 있는 경영비, 고정직불금, 농가자산 변수의 해석은 다음과 같다. 먼저 경영비 변수에 있어서의 계수 0.819는 특정 A농가의 경영비가 B농가의 경영비보다 1% 더 많을 경우, A농가의 재배면적이 B농가의 재배면적보다 평균적으로 0.819% 많다는 것으로 해석될 수 있다. 마찬가지로 고정직불금을 더 많이 받는 농가의 재배면적이 적게 받는 농가에 비해 평균적으로 0.024% 증가한다고 할 수 있고, 농가자산이 더 많은 농가의 재배면적이 평균적으로 0.08% 더 증가한다고 할 수 있다. 이러한 경향은 쌀 생산 농가가 적응적 기대를 따른다는 가정하에서도 유사하게 나타난다(<표 4> 참조). 그러나 재배면적에 미치는 영향의 크기에서는 차이를 보인다. 재배면적의 가격탄성치는 단순 기대의 경우보다 높게 나타났고 통계적으로도 유의한 것으로 추정되었다. 고정직불금과 변동직불금(쌀 가격의 절단분산)의 탄성치는 각각 0.00805~0.00982, 0.0498로 추정되었다.

표 4. 위험기피 선호하 쌀 재배면적 반응함수 추정 결과(적응적 기대)

변수	적응적 기대(Adaptive expectation)		
	Panel GLS 모형	FE 모형	BE 모형
log(적응적 기대 쌀 가격)	1.720***	2.831***	-
	(0.137)	(0.517)	
log(경영비)	-0.381***	-0.207**	0.819**
	(0.0402)	(0.0944)	(0.358)
log(경영비 제곱)	0.0225***	0.0135***	-0.0108
	(0.00138)	(0.00387)	(0.0109)
log(고정직불금)	0.00982***	0.00805*	0.0244***
	(0.00167)	(0.00444)	(0.00870)
log(쌀 가격 절단분산)	0.0498***	0.0142	-
	(0.0117)	(0.0432)	
log(농가자산)	0.148***	0.0328	0.0808*
	(0.0139)	(0.0779)	(0.0449)
log(농가부채)	0.000381	0.000472	-0.00132
	(0.000949)	(0.00301)	(0.00484)
log(연령)	9.912***	8.655	8.179
	(3.563)	(14.61)	(8.824)
log(연령 제곱)	-1.234***	-0.624	-1.075
	(0.429)	(1.765)	(1.065)
상수항	-35.18***	-51.76*	-19.03
	(7.535)	(30.69)	(18.33)
관측치	4,420	4,420	4,420
R-squared		0.086	0.305
패널 개체 수	884	884	884

주: 괄호 안은 표준오차임. ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%에서 유의함을 나타냄.

위와 같은 표면적인 추정 결과는 쌀 생산 농가의 불확실성을 반영한 이론적 배경으로 인해 다음과 같은 추가적인 해석을 가능하게 한다. 우선, 본 연구에서 주목하는 변동직불금이 쌀의 재배면적에 미치는 한계효과는 최소 0.0449에서 최대 0.0498 수준이다. 우리나라는 목표가격제도로 인해 쌀 시장가격의 하한선을 지정해 둔 상황이므로 쌀 농가의 입장에서는 쌀 가격 변동에 따른 쌀 수입 불안정성이 크게 완화되는 효과가 있다. 이러한 안정화 효과로 인한 쌀 재배면적 증가효과가 위에 제시된 수치라고 할 수 있다. 변동직불제와 더불어 현재 시행 중인 고정직불제 역시 부의 자산효과로 인해 재배면적이 늘어나는 효과가 미미하지만 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 그 효과는 변동직불제도에 비해 매우 낮은 수준인 것으로 추정되었다. 고정직불금은 시장 상황이나 쌀 가격과는 상관없이 농가에 지급되는(decoupled) 직불금이다. 이 직불금은 쌀 농가가 일정 수준의 지급 기준을 충족하기

만 하면 지급되는 보조금이므로 제도설계상 생산연계효과가 없는 것으로 주로 논의되어 왔다. 그러나 재배면적 반응함수의 추정 결과에서는 고정직불금이 재배면적을 0.00805~0.00982% 증가시키는 것으로 나타났다. 이 추정 결과는 통계적으로 유의하며 따라서 고정직불제 역시 생산연계효과가 작지만 존재한다는 것을 의미한다. 고정직불금은 정부가 개별 농가에게 현금을 직접 보조하는 것인데, 이는 쌀 농가의 자산을 늘려주는 것과 동일하므로 자산이 늘어날 때 재배면적이 증가하는 것과 동일하게 부의 자산효과(wealth effect)가 존재하기 때문인 것으로 해석될 수 있다. 유의하게 추정된 고정직불금의 생산연계효과는 현실적으로 소규모 농가의 쌀 생산을 유지하게 해주는 역할을 하며, 대규모 농가에게는 생산을 늘리고자 하는 유인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다.

농가자산 변수는 부의 자산효과(wealth effect)의 대리변수이다. 추정계수의 부호를 볼 때 우리나라 쌀 농가의 위험회피성향(risk preference)이 DARA(decreasing absolute risk aversion)의 특징을 보이는 것으로 해석될 수 있다.[11] 쌀 농가의 자산변수 추정계수는 0.13~0.14이며 1% 수준에서 유의한 것으로 추정되었는데, 이는 쌀 농가의 자산이 증가하면 쌀 재배면적이 그만큼 증가하는 것으로 부의 자산효과(wealth effect)가 있다는 것을 의미한다. 따라서 우리나라 쌀 농가의 위험회피 선호는 자산이 증가하면 위험회피 정도가 낮아져서(DARA) 재배면적을 미약하게나마 증가시키는 쪽으로 작용하는 것이라 할 수 있다.

추정된 탄성치를 토대로 (다른 모든 조건이 일정하다는 가정하에서) 시뮬레이션을 해본 결과는 다음과 같다. 고정직불금이 현행 ha당 100만 원에서 110만 원으로 증가하면, 즉 고정직불금이 10% 증가하면 재배면적이 현재 837,000ha 수준에서 추가로 673~821ha 증가하고, 150만 원으로 증가하면, 즉 고정직불금이 50% 증가하면 3,368~4,109ha 더 증가할 것으로 예상된다.

표 5. 고정직불금 재배면적 탄성치를 활용한 시뮬레이션

단위: ha

구분(탄성치)	고정직불금 지급단가(100만 원/ha)				
	10% 증가	20% 증가	30% 증가	40% 증가	50% 증가
최소(0.00805)	673.7	1,347.6	2,021.3	2,695.4	3,368.9
최대(0.00982)	821.9	1,643.8	2,465.8	3,287.7	4,109.6

주: 2016년산 쌀의 고정직불금 지급 대상 면적 837,000ha를 기준으로 계산함.

11 Sandmo(1971), Chavas and Holt(1990), Hennessy(1998)에 의하면 공급반응을 볼 때, 양(+)의 부의효과(positive wealth effect) ($\partial A^{*}/I > 0$)는 DARA를 의미한다고 하였다.

한편, 변동직불금의 재배면적 탄성치(최소 0.044, 최대 0.049)를 토대로 고정직불금의 경우처럼 간단한 시뮬레이션을 시도해본 결과는 아래의 <표 6>과 같다. 현행 목표가격의 10% 상승은 최대 3.4만 ha의 재배면적의 증가를 가져오고, 20% 상승은 6.9만 ha의 쌀 재배면적 증가를 유도할 수 있는 것으로 나타났다. 과거 목표가격 상승에서도 이와 유사한 현상이 발생했을 수 있었을 것으로 생각된다. 그러나 추세적으로 논 면적이 늘어나지 않고 감소하는 것은 논이 밭으로 전환되거나 건물 등 다른 용도로 전환되는 논 면적이 매년 약 3만~4만 ha여서 논 면적 증가분이 상쇄되기 때문인 것으로 사료된다.

목표가격의 상승은 변동직불금 관련 소요예산의 변화를 가져올 것으로 예상된다. 이러한 결과는 쌀 시장가격이 매년 15만 원 수준, 고정직불금의 지급단가(15,873원/kg) 등이 변하지 않고 고정되어 있고, 지급 대상 면적도 2016년 수준으로 고정되어 있다는 가정하에서 추산된 것이다. 그러나 현실적으로 지급 대상 면적, 시장가격도 매년 변동하게 될 것이므로 위 결과의 해석에 주의가 필요하다. 예를 들어. 목표가격이 상승한 경우에도 시장가격의 수준에 따라 변동직불금의 규모가 변화하기 때문에 <표 6>의 시뮬레이션 분석에서 제시된 예산은 달라질 수 있다.

표 6. 변동직불금 재배면적 탄성치를 활용한 시뮬레이션

구분		목표가격 변화에 따른 변동 내역				
목표가격(원)		188,000	197,400	206,800	216,200	225,600
목표가격 증가율(%)		0	5	10	15	20
면적 증가(ha)	최소(0.044)	0	15,532	31,064	46,596	62,128
	최대(0.049)	0	17,297	34,594	51,891	69,188
변동직불금 지급 대상 면적(ha)		706,000(2016년 지급 대상 면적)				
소요예산(억 원)		7,650	10,857	14,823	18,954	23,250
변동직불금 미지급 쌀 시장가격(원/80kg)		169,326	178,726	188,126	197,526	206,926

주 1) 시뮬레이션에는 쌀 수확기 시장가격(150,659원/80kg), 보전율 85%, 고정직불금 단가(15,873원/kg, 2015년산 지급단가), 재배면적 탄성치 0.044, 0.049를 적용함.

2) 변동직불금 지급 대상 면적은 현실적으로 매년 줄어드나 분석 편의를 위해 2016년산 쌀 변동직불금 지급 대상 면적이 706천 ha로 고정되어 있는 것으로 가정함.

3) 소요예산에서 7,650억 원은 2015년산 쌀에 대한 변동직불금 지급 총액 수준과 유사함. 소요예산은 면적 증가의 평균값을 적용하여 산정함.

5. 요약 및 결론

이 연구에서는 쌀 고정직불금과 변동직불금이 쌀 재배면적에 미치는 영향을 실증적으로 고찰하였다. 분석 결과의 신뢰도 향상을 위해 활용되는 변숫값을 재산출하는 과정을 거쳤으며, 특히 변동직불제로 인해 발생하는 가격안정화 효과분석을 위해 절단분산값을 설명변수로 활용하였다. 국내의 선행연구에서는 활용된 바 없는 개별농가 패널 자료를 활용하여 분석 결과를 도출했다는 점과 위험 중립성 가정을 완화한 모형을 적용해 분석한 부분은 본 연구의 차별성이라고 할 수 있다.

분석 결과 우리나라 쌀 농가에게 지급되는 고정직불금이 부의 자산효과(wealth effect)로 인해 쌀 재배면적을 늘리는 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 고정직불금을 더 많이 받는 농가(논 면적이 큰 농가)일수록 쌀 재배면적을 더 확대되는 효과가 있음을 BE 모형을 통해 알 수 있었다. 그러나 자료의 제한으로 인해 변동직불금의 농가 간 한계효과를 살펴보지 못한 것은 분석의 한계이다. 또한 개별 농가의 규모별, 분위별 재배면적 반응함수를 추정한다면 보다 다양한 정보와 정책적 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

변동직불금은 쌀 가격의 분산을 낮추는 안정화 효과가 존재하고, 이로 인하여 쌀 재배면적이 증가하는 경향이 있는 것으로 추정되었다. 우리나라의 변동직불금과 구조가 유사한 직불금이 고정직불금에 비해 더 큰 생산연계(왜곡)효과가 있다고 한 해외의 선행연구 결과와 탄성치의 크기 차이는 있으나 방향은 동일한 것으로 나타났다.

정책적으로 볼 때 고정·변동직불금의 단가 인상과 같은 제도 개편은 신중히 접근해야 할 것으로 판단된다. 실증분석 결과에서 알 수 있듯이 일정 수준의 생산을 왜곡시키는 효과가 존재하고, 특히 목표가격이 존재하는 변동직불금의 생산왜곡효과가 크게 나타나므로 제도 개편에 더욱 신중할 필요가 있다. WTO 체제에서 우리나라의 국내 농업보조총액(AMS)은 1조 4,900억 원이다. 지난 2016년 쌀 가격 폭락으로 인해 직불금만으로 이 보조금 한도를 초과한 사례가 발생하기도 하였다. 특히 변동직불금은 목표가격과 연동되는 구조이기 때문에 본 논문에서 시도된 생산연계효과의 분석 결과는 중요한 함의를 가진다. 제도 개편 방안을 수립할 때 쌀 목표가격이나 고정직불금 인상 문제는 쌀 생산연계성 측면에서 기본적으로 신중히 접근해야 할 문제인 것이다. 한편, 최근 국회를 통과한 '농업·농촌공익증진직불제'에서의 변동직불금의 폐지 및 소농직불과 면적직불을 포함한 기본

형 직불과 선택형 직불의 도입에 따라 많은 변화가 예견되는바, 이러한 변화가 초래할 수 있는 생산연계효과의 실증분석도 향후에 추가적으로 시도될 필요가 있다. 구체적으로 향후 공익직불제의 단가 설정에 있어 이 논문에서 시도된 것과 같은 정량적인 실증적 분석 결과의 활용이 필요하다고 판단된다.

보다 정밀한 직불금 정책의 효과분석을 위해서는 정확한 분석 자료의 확보가 필수적이다. 농가경제조사에서는 변동 및 고정직불금을 별도로 조사하고 있음에도 농업잡수입(변동직불금), 농업투자보조금(고정직불금)에 포함시켜서 자료를 제공하고 있다. 정책적으로 그 중요도가 점차 높아지는 변수인 만큼 별도로 분리하여 제공할 필요가 있다. 또한 분석에 활용된 농가당 고정직불금 수령액은 변동직불금과 달리 대상 면적을 농가경제조사에서 제공하는 논 면적을 기반으로 한 것이다.[12] 추정에 활용된 논이 고정직불금 지급 대상인지는 정확히 알 수가 없으므로 추정계수에 편의(bias)가 발생할 수 있는 여지가 있다. 또한 중앙정부 이외에 쌀에 대해서 직불금을 지급하는 지방정부도 있으므로 직불금의 생산연계효과는 도출된 탄성치보다 더 클 수도 있을 것이라는 점도 추가적으로 고려될 필요가 있다.

12 실제로 고정직불금 지급 대상 면적은 분석을 위해 계산된 변동직불금 지급 대상 면적보다 더 크다. 고정직불금은 지급 대상 논에 쌀을 재배하지 않아도 지급되므로 분석 대상 쌀 농가의 논 면적(농가경제조사 논 면적 항목)을 고정직불금 지급 대상 면적으로 가정하여 그 차이를 둔 것이며, 차이가 나는 논 면적은 휴경, 논에서 생산 가능한 타 작물 등을 생산한다고 가정한 것이다.

참고 문헌

김관수, 안동환. 2006. “직접지불금의 임차료 귀속과 규모별 쌀소득.”, 『농업경영·정책연구』 제 33권 제4호. pp 803-825. 한국농업정책학회. UCI: G704-000650.2006.33.4.015

김관수, 안동환, 이태호. 2007. “쌀소득보전직불제가 농지 임차수요에 미치는 영향: 규모화 역행 효과 논의를 중심으로.” 『농업경영·정책연구』 제 34권 제2호. pp. 264-289. 한국농업정책학회. UCI: G704-000650.2007.34.2.004

김윤식. 2006. “한국과 미국의 쌀 직접지불정책의 생산 중립성 분석.” 『농촌경제』 제29권 제3호. pp. 19-32. 한국농촌경제연구원. UCI: G704-000576.2006.29.3.001

사공용. 2007. “소득보전직불제의 생산연계성 계측: 농가별 생산비용 차이를 고려한 시뮬레이션 평가.” 『농업경제연구』 제48권 제1호. pp. 1-22. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2007.48.1.001

사공용. 2009. “쌀 소득보전직불제의 정책변수가 농가 기대순수익에 미치는 영향.” 『농업경제연구』 제50권 제1호. pp. 59-79. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2009.50.3.003

사공용. 2010. “고정직불제도의 생산연계효과 계측.” 『농촌경제』 제33권 제5호. pp. 1-16. 한국농촌경제연구원. UCI: G704-000576.2010.33.5.002

이용기. 2005. “한국 쌀 산업 직접지불제와 디커플링.” 『농업경제연구』 제46권 제4호. pp. 215-233. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2005.46.4.003

안병일. 2015. “쌀 소득보전 직불제가 쌀 재배면적에 미치는 영향분석.” 『농업경영·정책연구』 제42권 제3호. pp. 467-486. 한국축산경영학회, 농업정책학회. UCI: G704-000650.2015.42.3.005

유찬희, 박준기, 김종인, 박지연. 2016. 『직접지불제 효과 분석과 개선방안 연구(1/2차년도)』. 한국농촌경제연구원.

Bakhshi, S, R. Gray. 2012. “Acreage Response to whole farm income stabilization program.” *Journal of Agricultural Economics*. vol. 63, no. 2, pp. 385-407. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2011.00332.x

Becker. A, R. Judge. 2014. “Evidence of distortionary effects of decoupled payments in U.S. Indica rice production.” *Atl Econ J*. vol. 42, pp. 265-275. DOI: 10.1007/s11293-014-9421-7

Chavas, J-P, R. Pope, and R. Kao. 1983. "An Analysis of the Role of Futures Prices, Cash Prices, and Government Programs in Acreage Response." *Western Journal of Agricultural Economics* 8. pp. 27-33.

Chavas, J-P, M. Holt. 1990. “Acreage decision under risk: the case of corn and soybeans.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 72, no. 3, pp. 529-538. DOI: 10.2307/1243021

Goodwin, B, F. Ortalo-Magne. 1992. “The Capitalization of Wheat Subsidies into Agricultural Land Values.” *Canadian Journal of Agricultural Economics* 40. pp. 37-54. DOI: 10.1111/j.1744-7976.1992.tb03676.x

Goodwin, B, A. Mishra. 2006. “Are “Decoupled” farm program payments really decoupled? an empirical evaluation.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 88, no. 1, pp. 73-89. DOI: 10.1111/j.1467-8276.2006.00839.x

Girante. M, B. Goodwin, A. Featherstone. 2008. “Farmers’ Crop Acreage Decisions in the Presence of Credit Constraints: Do Decoupled Payment Matter?” Selected Paper, 2008 AAEA Annual Meeting, Orlando, Florida, USA.

Hennessy, D. 1998. “The Production effects of agricultural income support policies under uncertainty.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 80, pp. 46-57. DOI: 10.2307/3180267

Holt, M., S. Johnson. 1989. "Bounded Price Variation and Rational Expectations in an Endogenous Switch-ing Model of the U.S. Com Market." *Review of Economics and Statistics* 71. pp. 605-13. DOI: 10.2307/1928102

Lee, Y-K. 2006. “The degree of Decoupling of Direct Payments for Korea’s Rice Industry under Uncertainty.” *The Korean Journal of Agricultural Economics* (KJAE). vol. 47, no. 3, pp. 119-139.

Mary. S. 2013. “To which extent are counter-cyclical payments more distorting than single farm payments? Evidence from a farm household model.” *European Review of Agricultural Economics.* vol. 40, no. 4, pp. 685-706. DOI: 10.1093/erae/jbt009

Sandmo, A. 1971. "On the Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty." *American Economic Review* 61. pp. 65-73.

원고 접수일: 2019년 7월 15일
원고 심사일: 2019년 7월 17일
심사 완료일: 2020년 3월 17일

기상환경 변화가 배추·무 단수와 가격 변동성에 미치는 영향 분석*

최병옥** 최선우*** 임효빈****

Keywords
기상환경(Meteorological Environment), 시계열 자료(Time Series Data), 단수 함수(Yield Functions), 가격 변동성(Price Fluctuations)

Abstract
This study targeted two purposes. Firstly, we examined the effect of climate changes on crop changes such as Chinese cabbages and Korean radishes, which are typically grown in unprotected farm fields. Through this examination, we intended to estimate cabbage and Korean radish yield models reflecting relevant weather factors and examine the effect on cabbage and Korean radish yields. Secondly, we aimed to assess the time series model of cabbages and Korean radishes, reflecting seasonal features to examine characteristics of price changes and find out which climate changes occur when prices significantly change. The result of this study will contribute to examining what climate changes occur in the season and when the price of Chinese cabbages and Korean radishes dramatically changes. We believe that our accomplishment will help the government establish preemptive strategies for stabilized supply and demand of Chinese cabbages and Korean radishes.

차례

1. 서론
2. 연구 자료 및 방법
3. 계절별 기상변화 발생 현황
4. 기상변화를 반영한 배추·무 작형별 단수 모형 분석
5. 시계열 분석 모형을 통한 배추·무 가격 변동성 분석
6. 요약 및 결론

* 이 연구는 한국농촌경제연구원 기본과제 『주요 채소류 수급환경 변화와 대응 방안(2018)』의 일부를 발췌하여 논문화한 것임.

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

1. 서론

배추와 무는 한국인의 식탁에 가장 중요한 김치의 주원료가 되는 품목이다. 이에 정부는 해당 품목을 비롯한 고추, 마늘, 양파 등의 생산과 유통, 소비 등의 분야에서 수급 안정을 위한 다양한 형태의 사업을 실시하고 있다. 배추와 무는 계절 변화에 따라 봄, 여름, 가을, 겨울 4작기에 생산되므로 정식 시기 이전부터 작기별로 재배면적, 출하 및 가격 등 관측정보를 제공하여 농협과 농업회사 법인 등의 생산자 단체와 농민의 계약재배 사업이 효과적으로 실시될 수 있도록 하고 있다. 또한, 생산 및 출하되는 시기에 생산이 과잉되거나 부족할 때에는 수매비축이나 시장격리를 하는 등의 다양한 수급 안정 사업을 실시하여 가격 안정을 위하여 노력하고 있다.

2000년대 이전에는 채소류를 대표하는 배추·무 수급 불안은 차기 작형 재배면적에 영향을 미치므로 배추·무의 적정 가격을 유지하는 것이 재배면적을 안정적으로 유지할 수 있는 주요한 수단으로 인식되었다.

그러나 2010년 이후에는 농산물의 가격변동에 있어 재배면적 변화에 따른 영향보다는 기상변화가 단수에 미치는 영향이 커지고 있으며, 단수 변화에 의해 가격변동이 발생한다는 선행연구가 많아지고 있다. 최근 기상변화가 농산물 단수와 가격에 미치는 영향을 규명하는 연구가 활발한 것은 지구 온난화 등의 영향으로 집중호우, 폭염 및 한파 등의 이상기상 발생 빈도가 과거보다 증가하여 농산물의 안정적 생산에 위협요소로 작용하기 때문이다.

세계적으로 농산물의 수급 및 가격 안정은 인간이 안정적인 식생활을 유지하기 위한 중요조건으로 기상변화가 농산물 수급 및 가격 변화에 미치는 효과를 규명하여 농산물 생산량 감소, 식량 부족 등의 현상에 효과적으로 대응하기 위한 연구는 활발히 진행될 것이다.

기후변화가 농업 생산성에 미치는 영향을 분석한 논문은 조재환 외(2012, 2013), 노재선 외(2012), 권오상 외(2008), 김창길 외(2009), 심교문 외(2016), 명수정(2018) 등이 있다. 이들 연구는 기후변화(이상기후) 발생이 농업 생산성 및 경제적으로 미치는 영향을 회귀분석, 균형대체(EDM), 준모수적방법, 리카디언 모형 등을 이용하여 분석하였다. 분석 결과 대부분 기후변화(이상기후) 발생 시 농업 생산성이 유의미하게 감소하면서 경제적 손실도 증가하는 것을 밝혔다.

기상요인과 단위당 수량과의 관계를 분석한 논문도 다수 존재한다. 한석호(2011, 2016), 정호중

외(2016), 조재환 외(2012), 이용선 외(2004)는 쌀과 배추, 과채류 단수에 미치는 영향을 규명하기 위해 변수로 기상요인을 이용하고 패널 자료를 활용하여 단수모형을 분석하였다. 이에 평균기온은 양의 값, 비선형 관계를 설명하는 2차항은 음의 값을 나타냈고, 특히 적산 온도가 단수에 유의한 영향을 미치는 것을 밝혔다.

또한 하용현 외(2016)는 변이계수를 이용하여 채소류 생산 변동성을 재배면적 및 단수효과로 나누어 분석하였다. 분석 결과 대부분 작형에서 재배면적 효과가 크게 나타났으나, 고랭지 배추의 경우 단수효과의 비중이 상대적으로 큰 것으로 나타나 기상환경 변화에 민감한 것으로 분석되었다.

기상과 농산물 생산에 미치는 영향을 분석한 선행연구는 주로 기상변화가 농업 부문 전체와 쌀 생산에 미치는 영향에 관하여 분석하였고, 채소류 분야는 단수모형에서 기온, 강수량, 일조시간 등의 일반적인 기상 변수가 단수 및 생산량 변화에 영향을 미치는 것이라고 밝히고 있다. 기존 연구는 채소류 기상과 단수 관련 통계자료 부족으로 분석 및 추정에 한계가 있었으나, 이 연구는 일반적인 기상 변수 이외에 채소류 생육과 생산량 변화에 큰 영향을 미치는 가뭄과 집중호우를 표준강수지수(SPI)로 대체 및 적용하였고, 태풍 등의 다양한 기상 변수도 포함하였다. 또한, 통계청이 조사 및 발표하지 않는 고랭지 배추·무 단수 자료는 각 시군 지자체 자료를 이용하여 분석한 것이 기존의 선행연구와 차별성을 갖는 부분이다.

그러므로 이 연구는 채소류 중 가장 중요한 품목인 배추·무를 대상으로 계절별로 발생하는 기상환경 변화가 배추·무 작형별 단수에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고, 배추·무 가격변동이 어떻게 변화하는가를 규명하는 것에 연구 목적이 있다.

따라서 이 연구의 구체적인 연구 목적은 두 가지이다.

첫째, 노지 채소류의 대표적 품목인 배추와 무를 대상으로 계절 변화에 따라 작형별 기상요인을 포함한 단수모형을 추정하여 단수 변화에 영향을 미치는 주요 기상요인이 무엇인가를 밝히는 것이다. 둘째, 배추·무 기상환경 변화로 인한 생산량 변동은 가격 변동을 초래하는 수급의 메커니즘이 존재하므로 배추·무 생산량과 가격의 인과관계를 규명하고 가격 시계열 변동성의 크기를 측정하여 해당 시기에 어떠한 기상환경 변화가 발생했는지를 밝히는 것이다.

이러한 연구는 정부와 농협 등의 생산자 단체가 기상환경 변화에 따른 생산량 변화와 가격 변동성에 대한 예측을 가능하게 하여 평상시 계약재배를 통하여 수급 안정에 이바지하는 물량을 확보하거나, 기상변화가 크게 발생하는 여름철과 가을철을 대비하여 밭 기반 정비, 비축물량 확보 등으로

채소류 수급 안정을 위하여 노력하는 논리적 근거를 제공할 수 있다.

2. 연구 자료 및 방법

2.1. 연구 자료

기상환경과 배추·무 단수의 관계를 분석하기 위하여 사용된 자료는 다음과 같다. 본 연구는 최근 기상환경 변화를 분석하기 위해 기간을 2000년 이후부터 적용하였다. 종속변수로 설정한 봄 및 가을 배추·무 단수는 통계청에서 도별로(경기·강원, 충청, 영남, 호남) 제공하는 2000년부터 2018년까지의 농산물생산조사 자료를, 강원도에 집중되어 있는 고랭지 배추와 무는 2000년부터 2017년까지 강원도 각 시군(삼척, 태백, 정선, 강릉, 평창, 홍천, 횡성, 영월 등 총 8개 시군)의 단수 자료를 이용하였다. 고랭지 배추·무 시군별 단수 자료는 통계청에서 따로 조사 및 발표하지 않기 때문에 각 시군이 직접 조사하여 발표하는 통계연보를 이용하였다. 또한 봄 및 가을과 달리 2017년까지의 단수 자료를 사용한 것은, 아직 각 시군의 2018년 통계가 집계되지 않았고, 발표시점도 2020년이므로, 자료의 수집이 제한되었기 때문이다.

독립변수로 사용한 기상 관련 자료는 기상청에서 제공하는 시군별 기온, 강수량, 표준강수지수(Standardized Precipitation Index: SPI)[1] 로, 기간은 2000년부터 2018년까지이다. 특히 표준강수지수(SPI)는 지수 값에 따라서 가뭄(SPI<-1)과 습함(SPI>1)을 구분하였는데, 가뭄의 경우 심한 정도에 따른 효과를 분석하기 위해 수준별로 '보통 가뭄(-1.9<SPI<-1)', '심한 가뭄(SPI<-2)'으로 구분하여 사용하였다. 표준강수지수 기상 자료는 도별 통합 자료를 제공하고 있지 않아, 시군별 자료에서 도를 대표하는 배추·무 주산지를 선정하여 도별 자료로 대신하였다.

또한, 단수 함수에 사용된 설명변수와 종속변수는 시계열 자료를 사용하는 것보다 추정의 효율성을 높이기 위해 연도 및 지역별 단수와 기상 자료 형태의 패널데이터를 구축하여 분석에 활용하

1 Mckee, Doesken & Kleist(1993)가 개발한 가뭄지수로 강수량만을 이용하여 가뭄 심도를 산정하며 각 시간 단위에 따른 강수량의 과잉 혹은 부족을 나타내기 때문에 시간 단위에 따라 장·단기 가뭄을 유연하게 나타낼 수 있음(기상청 수문기상 가뭄정보 시스템).

였다. 회귀분석 시 패널데이터를 사용하면 일반적으로 시계열에서 많이 나타나는 설명변수 간의 공선성(collinearity) 문제가 발생할 수 있는 확률이 낮아진다. 또한, 추정량의 편의(biase)를 감소시킬 수 있는데, 변수가 누락될 경우 횡단면 자료로는 변수를 추가할 수 없으나 패널 자료에서 누락된 변수로 추가하여 편의를 감소시킨다.

배추·무 가격 시계열과 변동성을 분석하기 위한 월별 가격 자료는 농수산물유통정보(KAMIS)에 나타난 특·광역시를 포함한 15개 공영도매시장의 평균 가격 자료이며, 품질은 상품, 1kg당 가격을 사용하였다. 분석 기간은 2000년 1월부터 2018년 6월까지이며 해당 가격은 소비자물가지수를 이용하여 실질 가격으로 환산하였다. 특정 품목의 가격 변동성은 물가 변동분을 제거한 실질 가격 자료를 사용할 때 효과적으로 나타낼 수 있기 때문이다.

표 1. 분석에 이용된 자료 출처 및 내용

구분	세부 변수내용	출처	기간
기상	기온, 강수량, 태풍 횟수 (수원, 홍천, 제천, 서산, 부안, 장흥, 문경, 진주)	기상청	2000. 1.~2018. 12.
가뭄지수	표준강수지수(SPI) (수원, 홍천, 제천, 서산, 부안, 장흥, 문경, 진주)	기상청	2000. 1.~2018. 12.
봄, 가을 작형 단수	봄 및 가을 배추·무 단수 (경기, 강원, 충북, 충남, 경북, 경남, 전북, 전남)	통계청	2000~2018
고랭지 작형 단수	고랭지 배추·무 단수 (강릉, 삼척, 영월, 정선, 태백, 평창, 홍천, 횡성)	각 시군 통계연보	2000~2017
도매가격	전국 15개 도매시장 평균 가격	KAMIS	2000~2018

2.2. 분석 방법

2.2.1. 단수모형

분석에서 패널 자료 이용 시, 추정량의 편의를 감소시킬 수 있는 장점은 각 패널 자료 간 이질성을 어떻게 제어하느냐에 따라 달렸다. 따라서 본 연구는 고정효과를 반영함으로써 지역 간 단위당 수량의 이질성을 모형에 적용하였다. 일반적인 패널 분석은 고정효과모형과 확률효과모형으로 구분한다. 이는 패널 자료에 일반적으로 적용할 수 있는 분석 방법으로, 아래 식 (1)은 패널모형의 기본으로 첨자 i는 패널 개체를, 첨자 t는 시간을 나타낸다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 X_{i,t} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

α = 상수항

β = 계수

X = 시간에 따라 변화하는 변수(강수량, 최고온도 등)

u_i = 패널 개체에 따라 변하는 이질적 특성을 나타내는 오차항

ϵ = 패널 개체의 시간에 따라 변화하는 순수 오차항

패널분석을 사용할 때 누락이 된 변수를 제어하기 위해서 식 (1)과 같이 오차항을 구분하는 방법을 사용한다. 시간 변화에 따라 변동하지 않는 패널 개체의 특성을 나타낸 u와 기간과 패널 개체에 따라 변하는 ϵ이다. 이는 패널데이터에서 개별적인 특성 효과를 포함한 상수항이 각각의 개체마다 상이하다는 가정에서 계수를 추정하는데 이때, 가변수최소자승(Least Squares Dummy Variable: LSDV)모형을 이용하게 된다. 가변수모형을 이용하면 개체마다 상수항을 다르게 추정하여 개별 특성을 분리할 수 있다는 장점이 있으나 u_i를 고정된 모수로 가정했기 때문에 이를 추정하기 위해서는 필수적으로 자유도가 감소하는 문제가 발생한다. 개체 수가 증가할수록 모수의 수도 함께 증가하기 때문에 우발적인 모수 문제(incidental parameter problem)[2] 가 발생할 수 있으며 시계열 자료 수가 적을 경우는 자유도가 감소되므로 고정효과모형 이용은 적합하지 않다.

그러나 확률효과모형은 고정효과모형과는 다르게 u_i를 확률변수로 가정하여 분석한다. 일반적 확률효과모형 분석 시 GLS모형을 이용한다. 본 연구는 고랭지 채소 단수 및 기상 자료는 지역별 단수인 횡단면 개수보다 많은 28개 연도로 구성되어 있으므로 확률효과모형보다는 가변수최소자승 모형을 이용하는 것이 적합하다.

패널데이터 분석 시 '독립변수와 오차항이 서로 관련이 없다'라고 귀무가설을 설정하는 hausman-test 결과를 참고하여 확률 및 고정효과모형을 선택하는데, 유의수준 15%에서 기각되어 오차항과 독립변수가 관련이 있으면 고정효과모형을 이용할 수 있으므로 배추·무 2개 품목 모두 고정효과모형 이용이 적합하다고 판단된다. 또한, 일반적으로 지역별로 표본을 추출한 것이 아니라

2 자세한 논의는 Chamberlain(1984)을 참조하였음.

고랭지 채소 대부분을 포함하는 주산지를 선정하여 분석하였기 때문에 이런 경우 고정효과모형을 간접적으로 선택할 수 있다.

본 연구는 기상 변수를 적용한 분석에서 강수량, 최고기온 등의 변수를 단순히 양적 자료로 취급하지 않고 단위당 수량과 비선형 관계를 가정하였다. 이는 기온과 강수량의 경우 단수와의 관계를 선형적인 관계가 아닌, 일정 온도나 강수량을 넘어서면 단수가 크게 감소하는 배추·무 생육의 특성을 고려한 것이다. 예를 들어 생육시기에 적절한 강수량은 작황에 도움이 되지만 폭우가 발생하면 유실이나 병해충이 발생할 가능성이 매우 높아 작황이 크게 나빠진다.

2.2.2. 시계열 분석

계절성을 포함한 배추·무 가격 변동성을 분석하기 위해 ARMA모형을 추정하고 가격 변동성의 특성을 파악하기 위해서 ARCH와 GARCH효과를 검정하였다. 먼저 Box-Jenkins Model Specification (박스-젠킨스 모델 구체화법)을 이용하여 채소 품목별 가격 시계열의 ARMA(Autoregressive Moving-Average) 구조를 파악하였다. 배추·무 가격은 과거의 가격 충격과 계절성을 포함한 변동특성에 영향을 받으므로 자기회귀(AR)항과 이동평균(MA)항을 추가하여 적정 차수를 선택하는 것이 필요하다. AR항과 MA항의 차수선택은 각각의 차수를 늘려 반복 추정하면서 도출되는 Akaike 정보 통계량(Akaike info criterion)이 가장 작은 값을 찾아내는 방법을 활용하였다. 또한 해당 모형에 삼각함수 변수를 추가하여 사인(SIN)함수와 코사인(COS)함수를 변수로 추가하여 가격의 상승, 하락이 반복되는 주기적인 계절성의 특성을 반영하였다.

식 (2)는 ARMA모형 식이다. 품목별 가격의 과거 가격(자기회귀항)과 오차항(이동평균)을 변수로 하여 가격 자료의 자기회귀성과 이동평균항의 조합을 찾아낸다.

$$y_t^i = c + \alpha_1 y_{t-1}^i + \alpha_2 y_{t-2}^i + \cdots + \alpha_p y_{t-p}^i + \beta_1 \epsilon_{t-1}^i + \beta_2 \epsilon_{t-2}^i + \cdots + \beta_p \epsilon_{t-p}^i + \gamma_1 SIN(2\pi I/6) + \gamma_2 COS(2\pi I/6) + \gamma_3 SIN(2\pi I/12) + \gamma_4 COS(2\pi I/12) \quad (2)$$

(y = 품목별가격, i = 품목(배추,무), t = 시간, $p = 1 \cdots n$, ϵ = 오차항)

가격 시계열에 어떠한 충격이 가해지고 균형으로 수렴하지 못하면 변동성이 일정 기간 동안 커지는 현상이 발생한다. 이러한 변동성의 특성을 보인 구간에서는 크게 유지되고 어느 구간에서는 작

아지는 현상이 발생한다. 이처럼 시계열모형에서 변동성이 커지고 작아지는 구간이 반복적으로 발생하는 것을 변동성 군집현상(Volatility Clustering)이라고 한다. 일반적인 평균방정식의 경우 해당 종속변수의 조건부 평균값을 모형화한 것으로 배추·무 가격 변동성 군집현상을 분석하기 위해서는 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)효과 검정을 통하여 나타낼 수 있다. 이는 변동성 군집현상과 확률분포의 꼬리가 두꺼워지는 현상을 설명하기 위해 Engle(1982)에 의해 고안된 개념이다.

ARCH효과를 검정하기 위해 사용하는 방법은 LM(Lagrangian Multiplier) 방식이며 귀무가설로 ARCH효과가 없다는 가설을 세우고 가설 검정을 위한 추정을 실시한다.

하지만 일반적으로 ARCH의 경우 얼마나 긴 시차를 선택해야 하는지 모호하다는 것과 많은 수의 오차항이 변수로 들어가야 하기 때문에 비효율이 발생한다. 이를 해결하기 위해 Engle의 ARCH 모형을 Bollerslev(1986)[3] 가 일반화한 GARCH분석을 실시하였다. GARCH모형은 ARCH모형에 조건부 분산의 시차를 추가하여 분석한 것이다. 따라서 추정된 식을 표현하면 다음과 같다.

$$y_t = \beta X_t + \beta_1 SIN(2*\pi*I/6) + \beta_2 COS(2*\pi*I/6) + \beta_3 SIN(2*\pi*I/12) + \beta_4 COS(2*\pi*I/12) + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\epsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p\epsilon_{t-p}^2 + \gamma_1\sigma_{t-1}^2 + \gamma_2\sigma_{t-2}^2 + \cdots + \gamma_q\sigma_{t-q}^2 + \beta_1 SIN(2*\pi*I/6) + \beta_2 COS(2*\pi*I/6) + \beta_3 SIN(2*\pi*I/12) + \beta_4 COS(2*\pi*I/12) \quad (4)$$

3 Bollerslev, T. 1986. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.” *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.

3. 계절별 기상변화 발생 현황

최근 기상은 가뭄, 집중호우 및 태풍, 고온 및 한파 등의 급격한 변화로 농산물의 재배 시기, 품질, 생산량 등에 다양한 영향을 미치고 있다. 그중에서도 배추·무는 기상환경의 변화에 크게 반응하는 노지 채소 작목 중 하나로 계절별 기상에 따라 배추·무에 미치는 영향은 크게 달라진다. 봄철 특히 배추·무가 활발하게 성장하는 6~7월에 가뭄이 지속될 경우, 칼슘 결핍, 생육 불균형 등으로 단수가 감소하게 된다. 여름철은 7~8월 폭염, 집중호우, 태풍 유무에 따라 무름병, 뿌리혹병 등이 발병 및 확산된다. 가을은 기상변화가 크게 발생하는 시기가 아니어서 태풍 발생 여부에 따라 작황이 변동한다. 겨울철은 1~2월의 한파에 따른 동해가 가장 큰 현상이다. 이처럼 기상환경 변화는 작형별 배추·무 생산량에 큰 영향을 미친다.

표 2. 작형별 생산량에 영향을 미치는 기상 현상

작형	봄	여름	가을	겨울
파종 및 생육기	1~7월	6~10월	8~11월	9월~익년 4월
현상	가뭄 집중호우	고온, 폭염 집중호우 태풍	태풍 우박	한파

3.1. 가뭄

1970년대와 비교하여 최근으로 올수록 전국의 강수량은 지속적으로 감소하여 매년 가뭄이 발생하는 것으로 나타났다. 특히, 봄 및 고랭지 채소류의 주산지에 해당하는 전라남도, 경상북도, 강원도는 강수량이 크게 감소한 것으로 나타났다. 이에 따라 주산지에서는 칼슘 결핍, 생육 불균형, 상품성 저하(비상품 증가) 등의 피해가 발생하였다.

표 3. 지역별 연평균 강수량 비교

단위: mm

구분	1970년대(B)	1980년대	1990년대	2000년대	2010년대(A)	차이(A-B)
경기도	12,634	11,843	13,885	13,359	10,567	-2,067
강원도	12,601	12,101	13,810	13,965	10,660	-1,941
충청북도	11,735	12,331	12,613	12,466	9,766	-1,969
충청남도	11,666	12,202	13,196	12,502	10,076	-1,590
전라북도	12,205	13,294	12,748	13,318	9,794	-2,411
전라남도	13,680	14,060	13,096	14,762	10,504	-3,176
경상북도	11,428	10,858	11,292	12,278	8,704	-2,724
경상남도	14,943	15,449	14,553	15,290	12,367	-2,576
제주도	13,701	15,070	15,051	14,768	11,652	-2,049

자료: 기상청 기상자료개방포털.

3.2. 집중호우 및 태풍

2010년 이후 1일 강수량 80mm 이상의 비가 내린 날은 연평균 총 66일이고, 1일 강수량 150mm 이상의 집중적인 비가 내린 날은 연평균 27일인 것으로 나타났다. 실제 월평균 집중호우 발생일수를 비교해 볼 경우, 1년 강수량의 80% 내외는 6~9월 중에 내린 것으로 나타났으며, 그중에서도 여름 장마, 태풍 등의 기상 영향을 크게 받는 7월과 8월 여름철에 집중적으로 비가 내리는 것으로 나타났다.

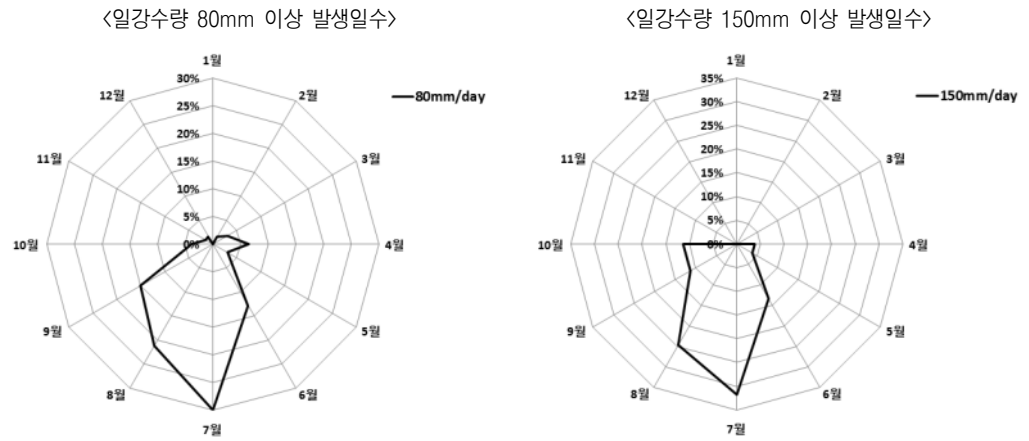
표 4. 월평균 강우량 발생일수(2010~2017년)

단위: 횟수, %

강우량		1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	계
일강우량 ≥80mm 발생일수	평균	0	1	2	4	2	8	20	14	10	3	1	1	66
	비율	0.0	1.5	3.1	6.5	3.1	12.8	30.0	21.2	15.0	3.8	1.5	1.5	100.0
일강우량 ≥150mm 발생일수	평균	0	0	0	1	1	4	8	7	3	3	0	0	27
	비율	0.0	0.0	0.0	3.7	3.7	14.8	29.6	25.9	11.4	11.1	0.0	0.0	100.0

자료: 기상청 기상자료개방포털.

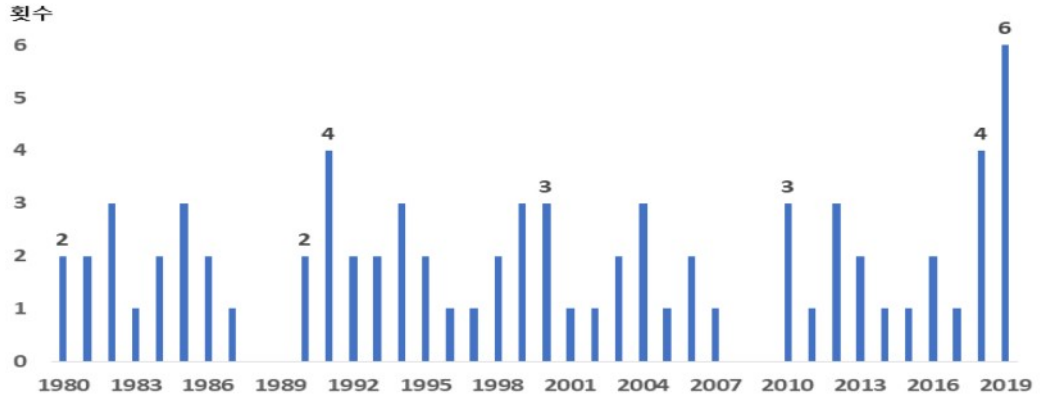
그림 1. 월평균 집중호우 발생일수의 비율(2010~2017년)



자료: 기상청 기상자료개방포털.

가을은 여름과 달리 기온의 변화나 집중호우가 많지 않아 단수 변화가 적다. 다만, 태풍이나 태풍의 간접적 영향에 따른 비가 국지적으로 내릴 경우, 작황 피해가 크게 발생하게 된다. 1980년부터 8~10월 3개월 동안 국내에 영향을 미친 태풍 횟수를 보면 평균 2회로 크게 많지 않아 가을철 배추·무의 단수는 지속적으로 증가하는 추세에 있었다. 그렇지만 2018년과 2019년의 경우 태풍 횟수가 각각 4회, 6회로 크게 증가하였다.

그림 2. 8~10월 국내에 영향을 미친 태풍 발생 횟수 추이

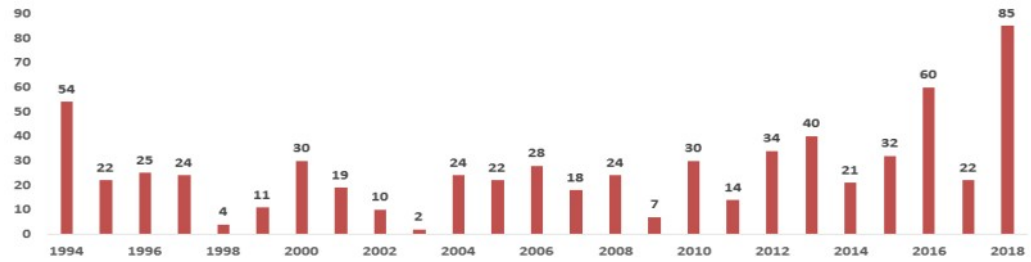


자료: 기상청 기상자료개방포털.

3.3. 고온 및 폭염

기온 상승은 작물의 생육에 직접적인 영향을 미쳐 채소류 생산량 감소를 유발하게 된다. 특히 18~20℃의 호냉성 기후에 생육이 잘 이루어지는 노지 채소류의 특성상 기온 상승은 단수를 감소시킨다. <그림 3>에서 살펴볼 경우, 7~9월 평균 강원도 채소 주산지(평창, 강릉, 정선 등) 폭염일수는 2000년대부터 최근까지 증가하고 있으며, 2010년대에 들어 평균 37일 내외까지 증가한 것으로 집계되었다. 이처럼 폭염이 지속되면서 고랭지 배추·무의 단수(단위당 수확량)는 감소한 것으로 나타났다.

그림 3. 고랭지 주산지 폭염(33℃ 이상)일수 추이

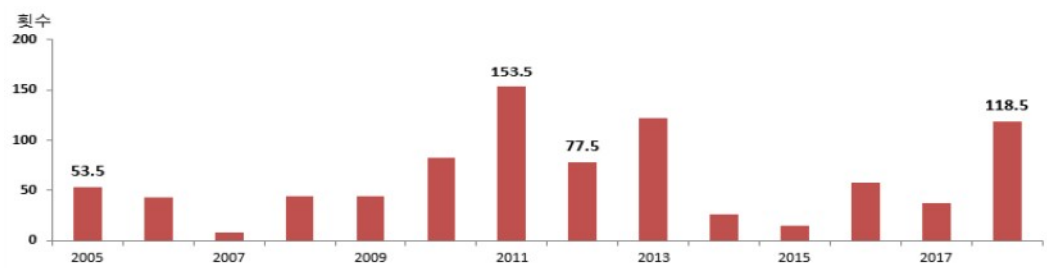


자료: 기상청 기상자료개방포털.

3.4. 한파

겨울철에 발생하는 한파는 2010년 이전에는 1~2월 영하 12℃ 이하인 날의 수가 평균 46회 수준이었으나, 2010년 이후에는 평균 76회로 2010년 이전보다 많은 것으로 나타났다. 한파가 발생할 경우 동해를 받아 상품성이 급격히 떨어지며 수확이 불가능한 비중이 크게 높아진다.

그림 4. 겨울철(1~2월) 영하 12℃ 이하를 기록한 횟수



자료: 기상청 기상자료개방포털.

4. 기상변화를 반영한 배추·무 작형별 단수모형 분석

4.1. 봄 작형 배추 · 무 단수모형

봄 작형 배추·무 기상변화를 반영한 변수는 평균기온, 최저기온, 일교차가 있으며, 가뭄과 습함을 나타내는 표준강수지수(SPI)도 변수에 포함하여 분석하였다. 분석 결과, 평균기온은 상승할수록 단수가 증가하는 결과를 나타냈다. 봄배추는 4~5월이 생육기이며 무는 5~6월에 주로 생육 및 수확되므로 품목별로 맞는 시기를 적용하였을 때 유의하게 나타났다. 봄배추와 무의 기온변수 2차항의 경우 모두 음의 부호를 나타내어 일정 온도에 도달하면 단수가 감소하는 것으로 분석되었다. 봄 작형 배추·무에 냉해가 발생하면 생육 과정에서 정상적인 생육이 어려워 배추·무의 속이 여물지 못하거나 크기가 작아져 단수가 감소한다.

봄배추·무는 가뭄을 보통 가뭄과 극심한 가뭄으로 구분하여 추정한 결과 극심한 가뭄에만 단수가 감소하는 것으로 나타나 생산자가 일반적으로 알고 있는 속설과는 다른 결과가 나타났다. 생산자는 봄에 발생하는 가뭄으로 배추와 무의 단수가 감소하여 가격이 상승한다고 알고 있으나, 분석 결과 보통 이하의 가뭄은 봄배추·무의 단수 감소에 영향이 없고 극심한 가뭄만 단수를 감소시키고 있다. 봄배추는 1개월 누적 가뭄지수가 보통 가뭄 이하일 경우 양(+)의 부호로 유의하게 나타났고, 무의 경우 1개월 누적 가뭄지수가 역시 양의 부호로 유의하게 나타났다. 이러한 분석 결과는 과거와 달리 밭 기반 정비와 관개수로 정비에 따른 저수지, 스프링클러 등의 농업용수 설치로 물이 적절한 시기에 공급되면서 심한 가뭄 이외 보통 수준의 가뭄에서는 단수가 큰 폭으로 감소하지 않는다는 것을 의미한다. 반대로 습함 지수는 통계적으로 유의한 수준에서 배추와 무 단수가 감소하는 것으로 나타났다. 봄 작형의 배추·무 단수는 여타 기상요인보다는 심한 가뭄, 비가 계속해서 내려 습함 지수가 나타날 때 감소하는 것으로 나타났다.

표 5. 봄배추 · 무 단수모형 추정 결과

구분		배추	무
상수항		-6,864.772 (5115.973)	-45,737.16** (21497.46)
SPI1 (보통 가뭄)	6월	370.5299** (144.7554)	255.3306* (154.8649)
SPI3 (심한 가뭄)	6월	-	-487.6431* (292.2370)
	7월	-536.8036* (280.5065)	-
SPI1 (습함)	6월	-360.5462* (187.2712)	-172.1355* (126.5619)
SPI3 (습함)	6월	-	-236.3266* (145.1971)
평균기온	4~5월	1574.882** (713.5019)	-
	5~6월	-	4,865.60** (2223.412)
평균기온^2	4~5월	-55.0407** (24.8048)	-
	5~6월	-	-119.0634** (57.44403)
R^2(adjusted)		0.31	0.46
F-statistic		8.4139	12.6267

주 1) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의함을 의미하며, ( ) 안은 표준오차를 나타낸다.

2) 변수로 사용된 SPI1, SPI2, SPI3은 30일, 60일, 90일 누적 강수량을 지수화한 것이며, 분석의 편의를 위해 가뭄과 습함일 경우 '1', 정상일 때는 '0'인 더미변수로 설정하였음.

3) SPI 지수는 수준에 따라 '약한 가뭄(-1.5<SPI<-1)', '보통 가뭄(-1.9<SPI<-1)', '심한 가뭄(SPI<-1.9)'으로 변수를 구분하였음.

4.2. 여름 작형 배추 · 무 단수모형

여름 작형의 배추·무 단수모형 분석 결과, 가뭄이 단수에 미치는 영향은 배추는 8월 1개월 누적 가뭄지수, 무의 경우 6월 1개월 누적 가뭄지수와 9월 3개월 누적 가뭄지수에서 음(-) 부호를 나타냈으며 통계적으로도 유의하였다. 이는 봄철 강수량 감소가 고랭지 채소 초기 생육인 6월에 영향을 미쳐 고랭지 배추·무 단수가 감소한다는 것을 의미한다. 또한, 강수량 정도를 나타내는 습함 지수는 배추 6월과 9월 1개월 누적 가뭄지수, 무 8월 1개월 가뭄지수가 통계적으로 유의성을 나타냈다. 습함 지수는 여름철 배추·무 단수와 관계에서 모두 음(-)의 부호를 나타냈다. 이는 여름철 강우가 지속하여 습도가 높으면 배추와 무에 무름병, 모자이크병, 노균병 등의 병해가 발생하여 단수가 감소하

는 현상을 설명하고 있다고 여겨진다.

기상 변수들 중 최고기온은 배추·무 모두 통계적 유의성을 나타냈으며 유의하게 나타났다. 또한 단수와 최고기온과의 비선형 관계를 분석하는 2차항 변수는 두 품목 모두 유의하게 나타났다. 배추는 8~9월의 2개월간의 평균 최고기온이 29.3도를 넘고, 무는 27.6도를 초과하면 단수 감소 현상이 발생하였다.[4] 따라서 과거보다 여름철 배추·무 주산지 폭염일수가 증가하는 기상환경 변화는 여름철 배추·무 단수를 감소시키는 결정적 요인 중 하나로 나타났다.

표 6. 여름 작형 배추 · 무 단수모형 추정 결과

구분		배추	무
상수항		-18442.820*** (6843.291)	-21197.35** (8148.607)
SPI1 (가뭄)	6월	38.083 (162.113)	-367.345** (171.755)
SPI2 (가뭄)	8월	-318.675* (182.343)	
SPI3 (가뭄)	9월		-410.81** (199.008)
SPI1 (습함)	6월	-272.970** (133.309)	
	8월		-284.970* (172.881)
	9월	-201.284* (117.320)	
최고기온	6~7월	1015.454** (388.271)	
	8~9월	712.168* (411.399)	1813.752*** (644.742)
최고기온^2	6~7월	-20.180*** (7.514)	
	8~9월	-12.145* (8.254)	-32.843*** (12.671)
R^2(adjusted)		0.31	0.49
F-statistic		5.065	10.508

주 1) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의함을 의미하며, ( ) 안은 표준오차를 나타낸다.

2) 변수로 사용된 SPI1, SPI2, SPI3은 30일, 60일, 90일 누적 강수량을 지수화한 것이며, 분석의 편의를 위해 가뭄과 습함일 경우 '1', 정상일 때는 '0'인 더미변수로 설정하였음.

3) SPI 지수는 수준에 따라 '약한 가뭄(-1.5<SPI<-1)', '보통 가뭄(-1.9<SPI<-1)', '심한 가뭄(SPI<-1.9)'으로 변수를 구분하였음.

4 단수 함수인 $y = \beta_0 + \beta_1 T_i - \beta_2 T_i^2$에서 $\frac{\triangle y}{\triangle T_i} = \beta_1 - 2\beta_2 T_i$이므로, 변곡점(optimal point) T^*는 $|-\frac{\beta_1}{2\beta_2}|$로 산출할 수 있음($T$=기온).

4.3. 가을 작형 배추 · 무 단수모형

가을 작형 배추·무 단수모형을 분석한 결과 평균기온이 상승할수록 단수가 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 가을 작형 배추·무는 봄 작형과 마찬가지로 극심한 가뭄을 제외하고는 보통 수준의 가뭄에는 별다른 영향이 없고 오히려 가을 배추·무의 단수를 증가시키는 것으로 나타났다. 11월 1개월 누적 보통 가뭄지수는 배추는 유의하지 않았지만, 무는 양(+)의 부호로 유의하게 나타났다. 반대로 심한 가뭄의 경우 배추·무 모두 음(-)의 부호가 나타났고 통계적으로 유의성을 나타냈다. 이러한 현상은 9~11월 김장철을 앞두고 고랭지 배추 2기작과 가을배추·무의 생육 시기에 심한 가뭄이 발생하였을 경우, 생육 지연 등의 피해가 나타나 단수가 감소하는 것으로 판단된다.

또한 3개월 누적 11월 습함 지수는 배추·무 모두 음(-)의 부호이며 유의하게 나타났다. 우리나라의 강수량은 보통 7월에서 9월까지 장마와 집중호우 등의 발생으로 150mm 이상의 많은 비가 내리지만, 10월부터는 비가 자주 내리지 않아 강수량이 100mm 이하로 감소하는 특성이 있다. 여름철에 장마가 시작되거나 집중호우 등의 기상 현상이 발생하여 비가 많이 내리면 침수 피해, 바이러스 피해 등이 발생하여 단수가 감소하는 것으로 판단된다. 가을배추·무 정식(파종)기 및 생육 시기에는 태풍이 자주 발생하여 우리나라에 집중호우, 강풍 등으로 농작물에 큰 피해를 주기 때문에 태풍을 더미변수로 처리하여 태풍의 영향도 분석하였다. 태풍을 변수로 포함함에 있어, 태풍마다 태풍의 강도도 상이하고 배추·무 주산지에 직접적인 영향을 미치는 지역도 달라, 가을배추·무 주산지(호남, 충청) 8~10월 강풍이 경보 기준(풍속 21m/s 또는 순간풍속 26m/s)에 도달하거나, 총 강우량이 200mm 이상인 경우에 한해서만 더미처리를 실시하였다. 분석 결과, 두 품목 모두에서 태풍 발생 시 통계적으로 유의한 수준에서 단수가 감소하였다.

표 7. 가을배추 · 무 단수모형 추정 결과

구분		배추	무
상수항		-21589.870** (9352.876)	-30961.03** (14241.500)
SPI1 (보통 가뭄)	11월	96.431 (242.3612)	769.7268*** (261.648)
SPI2 (심한 가뭄)	11월	-971.268* (638.596)	-2003.480* (1283.120)
SPI3 (습함)	11월	-595.781*** (168.818)	-495.889*** (176.494)
평균기온	8~11월	3661.869*** (1158.178)	3492.265** (1460.690)
평균기온^2	8~11월	-104.063*** (35.802)	-79.646** (37.430)
태풍여부	8~11월	-170.801*** (63.698)	-171.657*** (70.112)
R^2(adjusted)		0.62	0.50
F-statistic		22.828	15.520

주 1) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의함을 의미하며, ( ) 안은 표준오차를 나타냄.

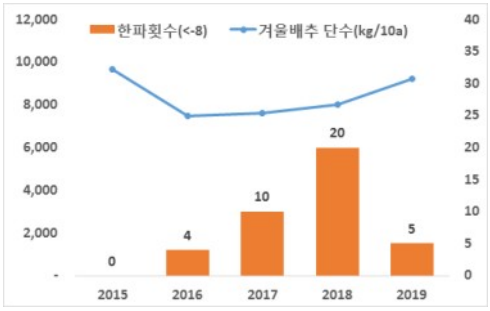
2) 변수로 사용된 SPI1, SPI2, SPI3은 30일, 60일, 90일 누적 강수량을 지수화한 것이며, 분석의 편의를 위해 가뭄과 습함일 경우 '1', 정상일 때는 '0'인 더미변수로 설정하였음.

3) SPI 지수는 수준에 따라 '약한 가뭄(-1.5<SPI<-1)', '보통 가뭄(-1.9<SPI<-1)', '심한 가뭄(SPI<-1.9)'으로 변수를 구분하였음.

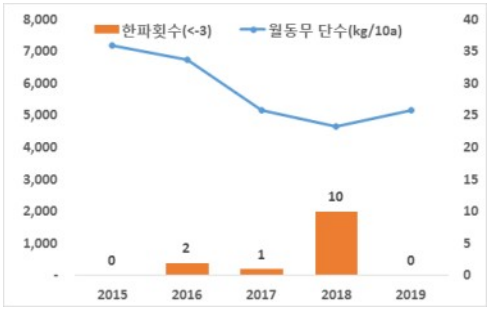
4.4. 겨울작형 배추 · 무 단수모형

타 작형(봄, 고랭지, 가을)은 통계청(KOSIS)에서 재배면적과 생산량 데이터를 과거부터 제공하였으나, 월동 배추·무의 경우는 통계에서 제외되어왔다. 그러나 최근 월동 작형의 중요성 및 필요성이 꾸준히 부각되면서 2014년에 신설되었다. 이에 따라 시계열 자료 부족으로 단수 패널 모형 구축이 제한적이어서 단수모형을 분석하는 데 한계가 존재하였다. 다만 월동 배추·무 단수와 주산지 한파 횟수를 보면 상관관계가 있음을 알 수 있다. 배추는 한파가 자주 발생하였던 2015~2017년산 단수가 상대적으로 낮게 나타나지만 큰 차이는 보이지 않고, 월동 무는 한파 발생으로 2017년 단수가 뚜렷하게 감소한 것으로 나타났다.

그림 5. 월동 배추 · 무 단수와 주산지 한파 횟수 추이(1~4월)



〈배추〉



〈무〉

주: 배추는 해남 기준, 무는 제주(성산) 기준이며, 월동채소 단수는 해당 연도 생산분 기준임.

자료: 기상청 기상자료개방포털, 통계청.

4.5. 배추 · 무 단수와 도매가격 간의 인과성 분석

봄, 고랭지, 가을 배추·무 단수와 도매가격 간 세 가지 유형에 대해 Granger 인과관계를 분석하여 작형별의 단수가 감소 또는 증가할 경우 도매가격도 인과관계를 유지하면서 변동하는가를 검증하였다. 분석 결과, 배추와 무 모두 작형별 단수가 작형의 출하기 가격에 유의미하게 영향을 주는 것으로 분석되었다. 다만 가격이 단수에 주는 영향은 거의 없는 것으로 분석되었다. 이는 단수에 따라 각 작형의 생산량이 변동하고 생산량이 가격에 영향을 주기 때문인 것으로 보인다.

표 8. 도매가격과 단수 간 인과관계 분석 결과

귀무가설	배추 P-value	무 P-value
봄 단수 ⇒× 봄 가격	0.08* (3.587)	0.074* (3.697)
봄 가격 ⇒× 봄 단수	0.267 (1.366)	0.354 (0.915)
고랭지 단수 ⇒× 고랭지 가격	0.055* (4.298)	0.042** (5.073)
고랭지 가격 ⇒× 고랭지 단수	0.914 (0.012)	0.572 (0.336)
가을 단수 ⇒× 가을 가격	0.010** (8.426)	0.023** (6.412)
가을 가격 ⇒× 가을 단수	0.403 (0.739)	0.039** (5.111)

주 1) 도매가격과 단수의 lag는 1이며, ( )는 F 통계량임. 2) 분석 기간은 2000~2018년임.

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의함을 의미함.

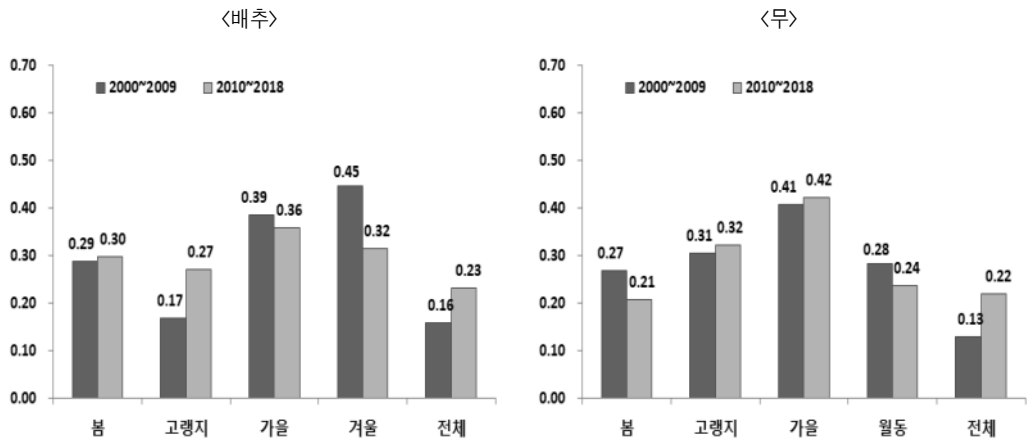
자료: KAMIS; 통계청.

5. 시계열 분석 모형을 통한 배추·무 가격 변동성 분석

5.1. 가격 변동성 추이

배추와 무의 시기별 변이계수 산출 결과 대부분의 작형에서 가격 변이계수가 2000년대에 비해 2010년대에 확대된 것을 알 수 있다. 특히 겨울 작형은 최근 계속된 겨울철 따뜻한 기온으로 가격 변동성이 감소하지만, 여름철인 고랭지 작형은 태풍, 집중호우 등의 기상변화가 심하여 가격 변동성이 커지는 것을 알 수 있다.

그림 6. 배추 · 무 시기별 변이계수 변화



5.2. 시계열 분석 결과

5.2.1. 단위근 검정

본고에서는 시계열 자료의 정상성 여부를 검증하기 위해 ADF검정과 PP검정 방법을 사용하여 단위근 검정을 실시하였다. 검정모형은 상수항만 포함한 모형과 상수항과 추세항을 모두 포함한 모형으로 구분하였다. 또한 시차는 통상적으로 이용하는 AIC(Akaike Information Criteria) 기준을

적용하여 적정 수준의 시차를 도출하였다. <표 9>는 배추·무의 단위근 검정 결과를 나타낸다. 배추·무 가격 시계열 자료 모두 절편과 추세를 포함한 상태에서 단위근 검정을 실시하였다. ADF검정과 PP검정 모두 절편과 추세를 포함한 수준에서 귀무가설을 5%, 1% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타나 단위근이 존재하지 않는 안정적 시계열로 판명되었다.

표 9. 단위근 검정 결과

구분	ADF검정		PP검정	
	절편	추세 포함	절편	추세 포함
배추	-2.587	-2.922*	-8.739**	-8.997**
무	-6.325**	-7.575**	-6.265**	-7.609**

주 1) ADF와 PP검정 임계치
절편: 1%=-3.463 5%=-2.876, 추세포함: 1%=-4.004 5%=-3.432
2) *, **는 각각 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

5.2.2. ARMA 분석

배추·무 월별 도매가격에 대해 단위근 검정을 실시한 결과 안정 시계열로 판명되어 Box-Jenkins 방법을 이용하여 ARMA모형의 적정 시차를 추정하였다. AR항은 과거의 가격이 현재 가격이 미치는 영향을 나타내고 MA항은 현재 가격에 일정 기간 동안의 평균 가격 추세가 미치는 영향을 의미한다. <표 10>은 배추·무에 대한 ARMA모형 분석 결과로 배추·무는 AR(1) 모형이 가장 적합한 것으로 나타나 1개월 전의 가격에 현재 가격이 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 12, 13개월 전의 가격도 현재 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 배추·무의 품목 특성상 작기가 1년에 4번으로 구분되어 연중 생산과 출하체계가 이루어져 1개월 전 가격변동이 현재의 가격에 영향을 미치지만, 전년도 동일시기 가격 변화도 현재 가격에 영향을 미치는 것을 의미한다. 또한, 품목별 가격 시계열이 계절성을 포함하고 있는가를 분석하기 위하여 사인(SIN)함수와 코사인(COS)함수를 ARMA구조 분석에 추가하였다. 분석 결과, 배추와 무의 계절성이 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 배추와 무는 여름 작형인 2분기에 통계적인 유의성이 나타나 여름 작형의 계절성이 뚜렷한 것으로 분석되었다. 또한 배추는 겨울 작형인 4분기에 통계적으로 유의한 수준에서 계절성이 존재하는 것으로 나타났다.

표 10. 계절성을 포함한 배추 · 무의 가격 시계열 모형 추정 결과

변수	배추	무
상수	552.1470 (28.439***)	418.4639 (24.7567***)
1차 자기회귀	0.4016 (6.8919***)	0.5783 (11.8583***)
2차 자기회귀	-	-
12차 자기회귀	0.2419 (3.1677***)	-
13차 자기회귀	-0.2186 (-3.0023***)	-
36차 자기회귀	-	-
SIN(2*3.1415*I/6) (1분기 계절성)	19.9199 (1.8619*)	-3.3174 (-0.5180)
SIN(2*3.1415*I/12) (2분기 계절성)	25.4928 (2.1743**)	-21.3636 (-2.2589**)
COS(2*3.1415*I/6) (3분기 계절성)	0.5824 (0.0536)	3.7332 (0.5517)
COS(2*3.1415*I/12) (4분기 계절성)	36.2366 (2.7811***)	-8.8487 (-0.8903)
추세	0.2948 (1.9370*)	0.5911 (4.2050***)
Adjusted R-squared	0.3346	0.5026
Durbin-Watson stat	1.9740	1.9591

주: * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

5.3. GARCH 변동성 분석

ARCH효과가 존재하는 배추·무에 대하여 GARCH 검정을 실시하였다. 배추 가격에 대해 GARCH효과 분석 결과 GARCH(2,1)모델이 가장 적합한 모형으로 나타났다. 오차항과 분산이 변수인 분산식에서는 계절적 영향이 없는 것으로 나타났으나, 평균 방정식에서는 1분기, 4분기에서 계절적 영향을 받는 것으로 나타나, 해당 시기에는 가격이 상승하는 계절성이 존재하는 것으로 추정된다. 또한 GARCH효과를 의미하는 분산의 계수 값이 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나 과거의 변동성이 현재의 변동성을 설명할 수 있다는 것을 나타낸다.

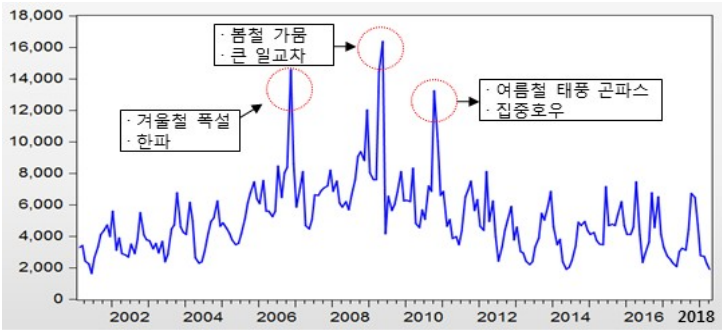
표 11. 계절성을 포함한 배추의 GARCH 추정 결과

변수	z-통계량	변수	z-통계량
평균 방정식			
상수	555.6408 (29.6399***)	SIN(2*3.1415*I/6) (1분기 계절성)	23.1347 (2.1814**)
1차 자기회귀	0.4247 (5.9903***)	SIN(2*3.1415*I/12) (2분기 계절성)	6.1028 (0.4443)
12차 자기회귀	0.2344 (3.4832***)	COS(2*3.1415*I/6) (3분기 계절성)	3.3333 (0.2938)
13차 자기회귀	-0.2128 (-3.2898***)	COS(2*3.1415*I/12) (4분기 계절성)	40.0978 (3.1337***)
추세	0.2260 (1.5585)		
분산 방정식			
상수	35.6660 (1.8462*)	SIN(2*3.1415*I/6) (1분기 계절성)	151.3310 (0.2037)
RESID(-1)^2	0.1501 (259.6164***)	SIN(2*3.1415*I/12) (2분기 계절성)	-532.7775 (-1.3023)
RESID(-2)^2	-0.1845 (-233.7262***)	COS(2*3.1415*I/6) (3분기 계절성)	-247.1280 (-0.3553)
GARCH(-1)	1.0291 (4073.5470***)	COS(2*3.1415*I/12) (4분기 계절성)	-197.4814 (-0.5152)
설명 통계량			
R-squared	0.3449	AIC	11.4715
Adj. R-squared	0.3185	D-W stat.	1.9729

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

또한 일정 구간 변동성이 크게 변동하는 변동성 군집현상이 나타났다. <그림 7>의 배추가격 조건부 분산 그래프에서 배추 가격은 2006년, 2008년, 2009년, 2010년에 각각 변동성이 크게 증가하는 구간이 나타나고 있다. 특히 2006년, 2009년, 2010년의 경우 다른 시기보다 상대적으로 조건부 분산이 3~4배가량 높게 나타났다. 조건부 분산이 높았던 연도의 기상환경을 보면, 2006년에는 겨울철 폭설과 한파, 2009년에는 봄철 가뭄과 큰 일교차, 2010년에는 강한 태풍과 집중호우가 발생하였다. 해당 시기에는 기상이변으로 배추의 단위당 수확량이 감소하여 가격이 큰 폭으로 상승하였다.

그림 7. 배추 가격의 조건부 분산 변화 추이



무 가격에 대해 GARCH효과 분석 결과, GARCH(1,1)모델이 가장 적합한 것으로 나타났다. <표 12>에 나타난 무 가격의 조건부 분산은 2분기, 3분기, 4분기에 계절적 영향을 받는 것으로 나타났으며, 계절성의 영향으로 무 가격의 변동성은 2분기, 3분기에는 증가하고 4분기에는 감소하는 것으로 분석되었다.

표 12. 무의 GARCH 추정 결과

변수	z-통계량	변수	z-통계량
평균 방정식			
상수	411.6047 (27.5218***)	SIN(2*3.1415*I/12) (2분기 계절성)	-9.5313 (-1.0399)
1차 자기회귀	0.5753 (9.4349***)	COS(2*3.1415*I/6) (3분기 계절성)	15.5756 (2.7947***)
추세	0.6724 (5.6140***)	COS(2*3.1415*I/12) (4분기 계절성)	-4.2932 (-0.5238)
SIN(2*3.1415*I/6) (1분기 계절성)	-6.4202 (-1.0849)		
분산 방정식			
상수	614.5420 (2.5383***)	SIN(2*3.1415*I/12) (2분기 계절성)	398.5259 (2.4800**)
RESID(-1)^2	0.2811 (3.4386***)	COS(2*3.1415*I/6) (3분기 계절성)	660.1392 (2.2099**)
GARCH(-1)	0.5590 (4.9368***)	COS(2*3.1415*I/12) (4분기 계절성)	-519.9563 (-1.9812**)
SIN(2*3.1415*I/6) (1분기 계절성)	274.6458 (1.1526)		
설명 통계량			
R-squared	0.5116	AIC	10.8760
Adj. R-squared	0.4978	D-W stat.	1.9488

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

<그림 8>의 무 가격 조건부 분산 그래프에서는 2000년, 2007년, 2011년, 2017년에 변동성이 크게 증가하는 구간이 나타난다. 무 가격은 변동성이 주기적으로 상승과 하락을 반복하는 패턴이 나타나는데, 이는 계절적 요인이 작용하고 있음을 나타낸다. 변동성이 증가하는 해당 연도의 기상환경을 보면, 2000년에는 가을철 태풍과 집중호우, 2007년에는 봄철 가뭄 및 고온, 여름철 집중호우, 2011년에는 여름철 장마 및 이후 가뭄, 2017년에는 장마와 가뭄이 발생하였다. 해당 시기에는 이와 같은 기상이변으로 인해 단위당 수확량이 감소하여 가격이 큰 폭으로 상승하였다.

그림 8. 무 가격의 조건부 분산 변화 추이

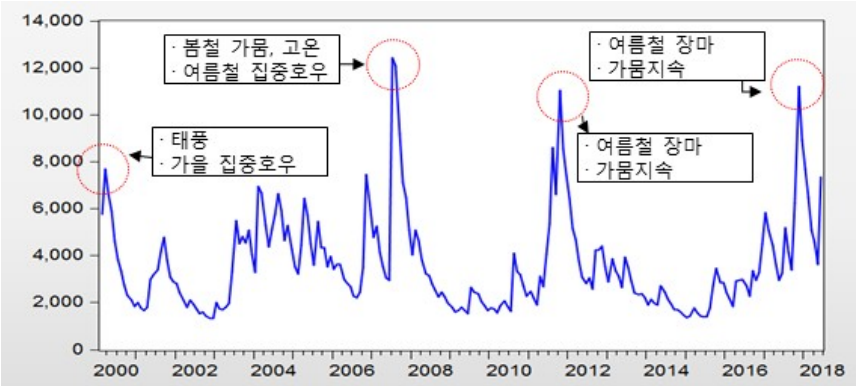


표 13. 배추 · 무 변동성 크기에 영향을 미친 이상기후

구분	현상	시기	영향
2010년	폭염	7~9월	고랭지 배추·무 단수 감소
	집중호우	8월	고랭지 배추·무 단수 감소
	태풍, 집중호우	9월	태풍 '곤파스'로 고랭지 및 가을 배추·무 단수 감소
2011년	집중호우	7월	7~8월 고랭지 배추·무 작황 악화
	폭염	8~9월	8월 고랭지 배추·무 작황 악화
2016년	폭염	7~8월	고랭지 배추·무 7~9월 작황 악화
	태풍, 집중호우	10월	태풍 '차바'로 인해 가을 및 월동 배추·무 작황 악화
2017년	한파	1~2월	월동 배추·무 일시적 작업 제한, 단수 감소
	가뭄	6월	봄배추·무 및 고랭지 배추·무 단수 감소
	폭염	7~8월	고랭지 배추·무 7~9월 작황 악화
	우박	9월	가을배추·무 단수 감소, 결구 및 비대 지연
2018년	한파	1~2월	월동 배추·무 일시적 작업 제한, 단수 감소
	집중호우	7월	고랭지 배추·무 7~8월 작황 악화
	폭염	7~8월	고랭지 배추·무 7~8월 작황 악화

주: 이상기후 판단 기준은 배추와 무 작황에 유의한 영향을 주었을 경우로 한정함.

자료: 기상청, 이상기후보고서 2010~2018.

6. 요약 및 결론

이 연구는 기상변화가 배추·무 생산에 미치는 영향을 분석하기 위하여 계절별 이상기상이 배추·무 단수에 어떠한 영향을 미치는지 개괄적으로 살펴보고 배추·무 단수 변화에 영향을 미치는 기상변화를 설명변수로 활용하여 작형별 단수 함수를 추정 및 분석하였다. 배추·무 작형별 단수 함수 추정 결과, 봄철 배추와 무는 보통 이하의 가뭄은 단수감소에 큰 영향이 없으나 극심한 가뭄이 발생하거나 비가 계속 내려서 습할 때 단수가 감소하는 것으로 분석되었다. 또한, 다양한 기상변화가 발생하는 여름철에는 가뭄과 폭염 일수 증가, 비가 계속되는 습함 지수가 높을수록 무름병, 모자이크병, 노균병 등이 확산되어 단수가 감소하는 것으로 나타났다. 매년 김장철이 시작되는 가을 작형의 배추와 무는 생육기에 자주 발생하는 태풍을 동반한 집중호우에 취약한 것으로 분석되었다. 실제로 2019년 가을배추·무는 정식 시기인 9월과 10월에 세 차례의 태풍으로 경작지가 유실되고, 배추·무의 뿌리가 약해져 뿌리썩음병, 뿌리혹병 등이 발생, 단수가 크게 감소하여 작황이 양호하였던 전년대비 가격이 큰 폭으로 상승하는 현상이 나타나고 있다. 월동 배추·무는 기상 상황과 관련된 시계열 자료가 부족하여 단수모형 구축이 제한적이지만 배추보다는 월동 무에서 한파 발생으로 인한 단수 감소 현상이 뚜렷하게 나타나는 것으로 분석되었다.

또한, 시계열 분석방법을 활용하여 30여 년 동안의 배추·무 월별 가격 시계열을 활용하여 계절적 변동성 특성을 고려한 ARMA모형을 추정하고 변동성의 구조를 파악할 수 있는 GARCH모형 추정과 동시에 조건부 분산의 변동성 크기를 파악하였다. 분석 결과 2010년 이후 배추·무 변동성 크기에 가장 영향을 미친 기상요인은 가을 작형 생육과 수확 시기인 8월부터 10월까지 폭염, 집중호우, 태풍 등으로 나타났다.

고랭지 배추·무 출하기에는 폭염이나 집중호우에 의해 작황이 부진해질 가능성이 높아 비교적 안정적으로 생산되는 봄배추·무를 저장하여 이상기상으로 인한 물량 부족에 대비해야 할 것이다. 특히 10월 하순부터는 김장철로 배추·무 소비가 집중되는 시기이며, 해당 시기의 물량 부족은 김장비용을 크게 높일 수 있다. 따라서 가을 배추·무 생육기에 집중호우 발생이 예상될 경우 수급이 불안정해질 가능성이 있으므로 해당 시기에 출하예정인 배추·무의 계약재배 물량은 출하기 시장 가격 상승분을 반영하거나 의무 출하물량 부과, 작업비 및 물류비 지원 등의 대책으로 농가가 계약재배

이행률을 높이는 방안이 마련되어야 한다.

또한 현재 배추·무 수급과 관련하여 가용한 자료는 통계청에서 제공하는 연 단위, 도 단위 자료가 대부분이어서 정확한 관측을 하는 데 제한이 따른다. 따라서 이상기상이 발생했을 경우 조기에 대처하기 위해 지역별·시기별 기상, 단수, 피해 여부 등의 세부 데이터를 구축하고 예측모형 개발 등의 관측 고도화가 필요하다.

중장기적인 배추·무 수급 안정을 위해서는 밭 기반 정리사업, 내한 및 내습성 품종 개발, 농가별 재배기술 교육 등 급격한 기후변화에 대응할 수 있는 체계적인 인프라 구축이 필요할 것으로 보인다.

참고 문헌

권오상, 김창길. 2008. “기후변화가 쌀 단수변화에 미치는 영향: 비모수적 및 준모수적 분석.” 『농업경제연구』 49(4): 45-64. UCI: G704-000586.2008.49.5.002

김창길, 이상민. 2009. “기후변화가 농업부문에 미치는 경제적 영향 분석.” 『농업경제연구』 50(2): 1-24.

노재선, 권오상, 조승현. 2012. “기후변수와 쌀 단수간의 인과성 및 이상기후가 쌀 단수에 미치는 영향 분석.” 『농업경제연구』 53(1): 21-39. UCI: G704-000586.2012.53.1.001

명수정. 2018. “기후변화 관련 자연재해가 우리나라의 쌀 생산에 미치는 영향.” 『한국방재학회논문집』 18(7): 53-60.

심교문, 정명표, 김용석, 최인태, 김호정, 강기경. 2016. “엘니뇨 발생연도의 우리나라의 이상기상 특징과 쌀 수량과의 관계.” 『한국농림기상학회지』 18(3): 143-150. DOI: 10.5532/KJAFM.2016.18.3.143

이용선, 정학균, 김원태, 최익창. 2004. 『과채류의 작형별 단수함수 추정』. P73. 한국농촌경제연구원.

정호중, 정원호. 2016. “배추수급모형 추정을 통한 가격변동 시나리오 분석.” 『농업경영·정책연구』 43(4): 897-920.

조재환, 서정민, 진경호, 강점순, 홍창오, 임우택, 이상규. 2012. “기온 및 강수량 변동이 노지 건고추 단수에 미치는 영향.” 『한국환경과학지』 21(12): 1503-1510. DOI: 10.5322/JES.2012.21.12.1503

조재환, 서정민, 진경호, 강점순, 홍창오, 임우택, 이상규. 2013. “노지 가을배추 단수의 고온 및 다우 피해 계측.” 『한국환경과학지』 22(2): 235-242. DOI: 10.5322/JESI.2013.22.2.235

하용현, 김관수. 2016. “변이계수를 이용한 채소류 생산 변동성의 단수효과 및 재배면적효과로의 분해.” 『농업경제연구』 57(3): 37-53. UCI: G704-000586.2016.57.3.004

한석호. 2016. “쌀 단수 예측모형 개발연구.” 『농업생명과학연구』 50(3): 219-229. DOI: 10.14397/jals.2016.50.3.219

한석호, 이병훈, 박미성, 승준호, 양현석, 신성철. 2011. 『기상요인을 고려한 단수예측모형 개발 연구』. P152. 한국농촌경제연구원.

Bollerslev, Tim. 1986. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics.* vol. 31, pp. 307-327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1

Chamberlain, G. 1984. “Panel data.” in Z., Griliches and M. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics.* vol. 2, New York: Elsevier.

Engle, Robert F. 1982. “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation.” Econometrica. vol. 50, pp. 987-1008. DOI: 10.2307/1912773

McKee, T. B., N. J. Doesken, and J. Kleist. 1993. “The relationship of drought frequency and duration to time scales.” Eighth Conf. on Applied Climatology, Anaheim, CA, Amer. Meteor. Soc., pp. 179-184.

KAMIS 농산물 유통정보. <https://www.kamis.or.kr>. 검색일: 2019년 5월~12월.

KOSIS 국가통계포털. <http://kosis.kr>. 검색일: 2019년 5월~12월.

기상청 수문기상 가뭄정보 시스템<http://hydro.kma.go.kr>. 검색일 2019년 5월~12월.

기상청 기상자료개방포털. <http://www.kma.go.kr>. 검색일: 2019년 5월~12월.

기상청 기후정보포털<http://www.climate.go.kr>. 이상기후 보고서. 검색일: 2019년 5월~12월.

각 시군(강릉시, 삼척시, 영월군, 정선군, 태백시, 평창군, 홍천군, 횡성군). 각 연도. 『통계연보』. 검색일: 2019년 5월.

원고 접수일: 2019년 10월 29일
원고 심사일: 2019년 11월 7일
심사 완료일: 2020년 3월 17일

개인의 특성이 식품물가지수와 소비자체감물가 간의 차이에 미치는 영향

허태호* 황혜정** 이상현***

Keywords
식품물가지수(Food price index), 소비자체감물가(consumer sentiment price), 물가체감간격지표(Price Index and Cognition Difference Index(PICDI)), 구매행동요인(purchasing behavior factors), 식품구매(food purchase)

Abstract
In this study, we calculated the Price Index and Cognition Difference Index(PICDI) by analyzing the difference between the real food price index and consumer sentiment price. Our analysis of the PICDI calculated in this study shows that most consumers perceive the consumer sentiment price index higher than the real food price index. We also analyzed the factors influencing this difference. The result shows that both the real food price index and consumer sentiment price are influenced by gender, occupation, purchasing frequency, purchasing location, income, and expenditure.

차례

1. 서론
2. 이론적 개념과 선행연구
3. 연구 방법
4. 연구 결과
5. 결론

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

1. 서론

한국은행 보도자료에 따르면 2019년 8월 소비자물가 상승률이 사상 처음 0%를 기록했지만, 일반 시민들이 느끼는 체감물가와 괴리는 6년 만에 가장 큰 수준(2.1%)으로 더욱 벌어진 것으로 나타났다. 이는 지표물가와 일반 소비자가 주관적으로 느끼는 체감물가 간 차이가 더 벌어졌다고 추정할 수 있는 대목이다(연합뉴스 2019).

소비자물가지수는 가장 기본적인 경제통계의 하나로서 현실 경제에서 매우 중요하게 활용되는 지표이다. 소비자물가지수는 경기를 판단하는 기초자료로 사용하거나, 화폐의 구매력 변동을 측정하는 대표적인 물가지표로서 매년 정부의 재정·금융 정책의 기초자료로 널리 이용되고 있다.

하지만 소비자물가지수는 라스파이레스(Laspeyres) 지수 산식에 따라 본질적인 상향편의(upward bias)가 있다(조지성 2013). 즉 소비자물가지수는 실제보다 크게 물가가 변동하고 있는 것처럼 과장한다는 것이다. 하지만 문제는 소비자물가지수의 계측방법 자체로부터 발생하는 상향편의에도 불구하고 소비자들의 체감물가지수는 소비자물가지수보다 여전히 높다는 것이다. 통계청 및 여러 정부 기관들에서는 이러한 문제점을 인식하고 소비자의 물가 체감 정도를 소비자물가지수에 포함하고자 많은 노력을 하고 있다. 이런 소비자물가는 국내 연구를 통해 다른 경제지표에 의해 영향을 받는다는 것이 확인되었다. 먼저 소비자물가는 유가와 환율에 민감하며, 환율과 유가가 상승할 때 소비자물가에 큰 영향을 준다고 분석되었고(이충열 1996; 정동빈 2007), 실업률도 소비자물가지수에 영향을 주는 것으로 나타났다(임성식 2011).

한편 소비자물가지수와 소비자체감물가지수는 상당한 차이를 보이는데 재화의 가격 변화에 두 지수는 서로 상이하게 변동을 느끼기 때문이다(이정욱 1997). 이 과정에서 체감물가지수와 실제물가지수의 차이가 발생한다. 체감물가는 개별 소비자가 일상생활에서 자주 구입하는 품목들의 가격 변동의 영향을 크게 받으며 소비자들의 연령, 성별, 소득 수준에 따라서도 달라질 수 있기 때문에 개개인별로 또는 가구별로 그 차이가 있을 수 있다. 즉 객관성을 가지고 작성되는 소비자물가와 달리 체감물가는 주관적인 입장이 평가되기 때문에 이러한 차이가 발생한다. 이처럼 소비자물가지수와 소비자체감물가지수의 차이는 인식되고 있으나, 그 차이가 왜 발생하는지 개별 소비자에 있어서 어떤 요인들이 그 차이를 크게 또는 작게 만드는지 분석된 바는 없다. 조지성 외(2015)의 경우, 체감물

가지수와 소비자물가지수 간의 차이가 발생하는 원인으로 크게 두 가지를 언급하였는데, 첫째는 소비자들의 주관적인 평가 차이이며 두 번째는 가중치로 평균지출액만 고려된다는 점이다. 후자와 관련하여서는 새로운 가중치를 고려하여 소비자체감물가지수 개발을 수행한 조지성 외(2015)와 같은 연구들이 수행된 바 있으나, 소비자들의 주관적인 평가 차이의 발생 원인에 대하여서는 자료의 한계 등의 이유로 실증 분석이 이루어지지 못하였다. 체감물가지수와 소비자물가지수 간의 소비자들의 주관적인 평가 차이의 발생 원인이 규명된다면 소비자 인식 연구에 기여할 뿐만 아니라 정부의 생활물가 정책대응에도 중요한 시사점을 줄 수 있을 것으로 사료된다.

이에 본 연구는 한국농촌경제연구원의 식품소비행태조사(2016~2018년) 원자료를 토대로 실제 물가지수와 소비자가 체감하는 물가 간의 차이에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 소비자들이 인식하는 체감물가와 실제 생활물가지수와의 차이에 있어서 성별, 연령대, 학력, 직업, 월 소득 등과 같은 인구통계학적 요인들과 온라인을 통한 식품구매 여부, 식품구매 빈도수, 식료품 구입처, 월평균 가구 소득 대비 식품지출액 비율 등과 같은 구매 행동요인이 영향을 미치는지를 알아보았다.

2. 이론적 개념과 선행연구

2.1. 이론적 개념

물가는 국민들이 생활해 나가는 데 필요한 소비재 및 생산재에 대한 전반적인 가격 수준을 말하는 것으로서, 이는 국민생활과 밀접한 관련을 가진다. 일상생활을 위해 구입하는 재화 및 서비스들이 물가가 오르면 그만큼 국민들은 소비에 부담이 되기 때문이다. 소비자물가의 경우에는 노동자들이 생활을 영위해 나가는 데 필요한 적절한 임금 수준을 파악하기 위해 식료품을 중심으로 한 가격 변동을 측정하기 위해 비롯되었다(임윤성 외 1989). 그런데 시장에는 수많은 종류의 재화와 서비스가 있고, 이러한 재화와 서비스들은 지역·생산자·판매자·품질 등에 따라 다양한 가격들을 형성하고 있다. 또한 재화와 서비스들의 가격 증감은 개별 품목에 따라 다를 뿐만 아니라 변화 폭도 상이하기 때문에 단일 품목의 가격 변동만으로 물가가 올랐다거나 내렸다고 단정하기가 쉽지 않다.

따라서 재화와 서비스의 가격 동향과 관련된 정확한 경제 현상을 설명하고 분석하기 위하여 이러한 재화와 서비스들의 가격 변동을 종합하여 하나의 숫자로 나타내는 것이 필요하다. 다시 말하면 재화와 서비스들의 전반적인 가격 동향을 파악하기 위해서 이들 개별 재화와 서비스들의 가격 변화를 종합하는 체계적인 방법이 필요하게 된다. 개별 재화와 서비스의 가격은 거래 단위에 따라 다를 뿐만 아니라 그 단위도 일치하지 않는 것이 보통이며, 단위가 일치하더라도 상호 간에 비교가 어렵기 때문에 가격 자체를 이용한 평균값은 의미가 없다. 따라서 개별적인 가격 변동을 종합하는 방법으로 물가지수(price index)[1] 를 구성하게 된다.

또한 소비자물가지수(CPI)[2] 는 소비 측면에서 가구들이 취득하거나 사용하는 소비재 및 서비스의 가격 변동을 측정하는 지수이다. 소비자물가지수는 인플레이션 측정 및 소비자의 구매력 변화, 생계표준에서의 변동 등에 관심을 두고 있기 때문에 가구들의 소비지출품목 대상을 최종 유통단계, 즉 소매점에서 거래되고 있는 상품과 서비스의 가격 변동을 종합적으로 측정한다. 소비자물가지수는 라스파이레스 지수 방식(Laspeyres' Formula)[3] 을 이용해 구한다. 라스파이레스 지수 방식의 장점은 소비자물가지수를 작성할 때 기준 연도 가중치를 구한 다음, 매 기준 연도에는 가격의 변화만 측정하면 손쉽게 지수를 산출할 수 있다는 점이다. 이는 일반인들도 이해하기 쉽고 측정도 쉬워 정부의 조사 비용이 절감된다. 이러한 장점으로 많은 국가에서 라스파이레스 지수 방식을 소비자물가지수를 계산할 때 사용하고 있다(김대유 2012).

한편 생활물가지수[4] 는 소비자들의 체감물가를 지수화하기 위해 구매 빈도수가 가지는 중요성을 고려하여 소비자물가지수의 품목 중 구매 빈도가 높은 품목들만 따로 모아 산정한 지수이다. 하지만 생활물가지수의 품목별 가중치는 소비자물가지수와 동일하여 결국 소비자물가지수의 근본적인 한계를 극복하지는 못하였다. 또한 구성 품목을 빈도수가 높은 품목만으로 한정시키는 것은 빈도수

---

1 물가지수는 일종의 비례수로서, 일정한 시기 사이의 가격집합에서의 변동을 비율 또는 백분율로 예측한 것이다.

2 소비자물가지수는 (1) 경기가 상승 국면 시 수요 증가로 상승, 경기가 하강 국면 시 수요 감소로 하락하는 경향이 있으며, (2) 물가 상승 시 화폐 구매력을 하락시키고, (3) 한국은행의 통화정책 체계로 물가안정목표제를 채택할 때 소비자물가지수를 사용한다는 특징을 가지고 있다.

3 독일의 통계학자인 라스파이레스가 1864년에 발표한 물가지수 방식으로 각 품목 가격의 변동(기준 연도 → 비교 연도)을 기준 연도 가중치로 가중산술평균하여 계산한다. 통상 물가지수를 산출할 때 품목별 가격에 해당 품목의 판매량을 곱해 소비지출액 규모를 기준으로 삼는데, 이 방식의 전제는 기준 연도와 비교 연도의 판매량이 같다는 특징이 있다.

4 생활물가지수는 소비자들이 자주 구입하는 품목과 기본생필품 141개 품목을 대상으로 고안된 지수로서 1975년도부터 월별, 분기별, 연도별 자료를 제공하고 있다.

만이 소비자들의 물가체감에 영향을 미치는 요인으로 가정한 것으로, 이는 다른 요인들로 인해 소비자들의 체감 정도가 달라질 수 있는 가능성을 사전에 차단하였다는 점에서 한계점이 존재한다고 볼 수 있다(조지성 2013).

이처럼 소비자물가지수가 이미 개발되어 활용되고 있고, 소비자들의 체감을 반영하기 위하여 빈도를 가중치로 지수도 개발되어 있지만, 여전히 개별 소비자들이 물가지수와 체감 간의 차이는 발생하고 있다. 본 연구는 그 차이에 관한 지수를 개발하여 이에 영향을 주는 요인들을 분석하고자 한다.

2.2. 선행연구

국내에서 소비자물가지수에 대한 연구는 체감물가 관련 연구와 소비자물가지수 산정에 대한 연구가 주를 이루어 왔다. 기존 소비자물가지수를 산정하는 방식이 과연 현실을 제대로 반영하고 있는가의 문제, 즉 지수 산정 시 편의(bias) 문제를 어떻게 줄일 수 있는가의 문제를 주로 분석하였다. 또한 실제 생활면에서 소비자는 물가가 많이 올랐다고 느끼는데 정부에서 발표하는 물가 상승률이 이에 미치지 못할 경우 신뢰상의 문제로 확대되기도 한다. 따라서 공식적인 소비자물가지수와 소비자가 체감하는 물가 간에는 괴리감이 존재하며 이를 줄이고자 하는 연구도 그동안의 주된 관심 사항으로 논의되어 왔다.[5]

김대유(2012)는 파쉐 방식, 피셔 방식, 통크비스트 방식, 라스페이레스 방식 등 총 4개 지수 방식과 연쇄방법 지수계산식을 활용하여 지수 방식별 소비자물가지수를 실증 비교분석하였다. 2005년부터 2009년까지 분석한 결과 가장 상승률을 높게 나타내어 상향편의가 있는 것이 라스파이레스 방식임을 밝혀냈다. 이를 통해 개선 방안으로 현행 대표품목 및 가중치의 개편주기를 단축하고, 중기적으로 현행 고정방식을 연쇄방식으로 변경함이 필요하며, 피셔 방식, 통크비스트 방식 등을 소급하여 소비자물가지수를 계산하고 품목 간 대체 효과로 인한 영향 등을 주기적으로 분석할 필요가 있음을 주장하였다. 임윤성 외(1989)는 전기통신요금 정책과 소비자물가지수 연구에서 국내 소비자물가지수의 전기통신 부문 시내·외 전화요금 가중치가 실제와 크게 다르기 때문에 전화요금 변화

5 소비자물가지수와 체감물가 간 괴리의 원인으로, 장인성(2012)은 물가지수 측정 시 발생하는 오차, 체감물가의 심리적 특성, 물가지수 대표성(지수 측정 시 품목별 가중치) 문제 등을 지적했고, 통계청 홈페이지에는 두 물가 간 괴리 원인으로 포괄 범위의 차이, 가중치의 차이, 체감물가 인식에 영향을 미치는 요소하고 제시하고 있음.

가 물가에 미치는 실제 영향이 물가지수상에 나타나는 영향과 다르게 나타나고 있다고 지적하였다. 그들은 이러한 현상으로 인해 물가지수의 신뢰도 문제뿐만 아니라 심각하게 통신요금 정책에 악영향을 끼쳐 전기통신 부문 발전의 저해요소로 작용하고 있음을 주장하였다.

조지성(2013)은 소비자체감물가지수 산정에 관한 연구에서 기존 소비자물가지수와 소비자체감물가와의 괴리를 지적하고 2005년부터 2011년까지의 체감 가중치를 도출한 후 소비자체감물가지수를 산정하였다. 그 결과, 가중치가 큰 가공식품의 경우 가중치가 소비자들의 체감 정도를 제대로 반영하지 못한다고 주장하였다. 유종구(1992)는 소득계층별 물가지수 산정에 대한 연구를 처음 시도하였다. 그는 노사 간 임금협상 테이블에서 기초 잣대가 되는 소비자물가지수가 저소득층을 제대로 반영하지 못한다고 문제를 제기하였다. 그리고 1980년부터 1988년까지의 도시가계조사 자료에 근거한 소득계층별 소비지출액 가중치를 구하고 소득계층별 소비자물가지수 산출 및 전체 물가지수와 비교 분석하였다. 분석 결과, 계층별 물가 변동의 차이는 가중치가 큰 품목의 가격 변동이 영향이 있음을 밝혀냈다. 또한, 저소득층의 물가는 생필품의 가격 변화에 민감하며, 고소득층의 물가는 노동 집약적인 서비스 제품의 물가 변동에 민감하게 반응하고 있음을 알아내었다.

최근 장인성(2012)은 소득계층별의 지수 산출을 연구하였다. 그는 소득계층별 물가지수의 차이가 체감물가에 미치는 영향 연구에서 소비자물가지수와 가계동향조사의 소비지출액을 매칭하여 1990년 1/4분기부터 2011년 2/4분기까지 라스파이레스 지수를 소득계층별로 작성하여 각 지수 간 차이를 실증분석하였다. 분석 결과, 21년 동안 하위소득 10% 계층의 물가 상승률이 상위소득 10% 계층에 비해 6.7% 상승한 것을 밝혔다. 특히, 하위소득 10% 가구의 물가지수가 물가 상승기에는 더 높은 폭으로 오르고 물가 하락기에는 더 낮게 하락하는 경향도 발견하였다. 그는 이러한 변동성은 경제위기와 물가 상승이 중첩된 시기에는 저소득층의 생계비 부담을 가중시키게 되고, 자산이 부족한 저소득층이 체감물가와의 괴리를 더 크게 느끼게 하는 원인이 된다고 지적하였다. 따라서 저소득층 대상의 급여 책정 시에 소비자 물가지수를 단순 적용하기보다 소득계층별 물가 변동을 고려하여 반영하는 것이 바람직하다고 주장했다.

한편, 소비자체감물가와 소득 및 연령 등 인구통계학적 요인과의 관계를 분석한 선행연구도 있다. 조지성(2013)은 소비자의 주관적 느낌이 체감물가에 영향을 미치는데, 이는 품목에 대한 구매빈도수와 최근 가격이 오른 품목에 대한 기억 등이 유의하다고 밝혔다. 김영준 외(2016)는 임금 등 고용 상황을 반영하는 변수들이 소득이 낮은 계층의 체감경기에 크고 분명한 영향을 미치는 것을

밝혀냈다. 먼저 임금의 경우 전체 계층에서 체감경기에 유의한 영향을 미치는 가운데 저소득 계층일수록 계수 값이 더 큰 경향을 보였다. 생활물가지수도 전 계층에서 실제물가의 상승률이 클수록 체감물가를 부정적으로 인식하며 특히 저소득 계층일수록 이런 효과가 더 크다. 또한 연령별로 보면 고령 소비자들의 체감경기가 상대적으로 크고 분명하게 영향을 미치는 것을 확인하였다. 하지만 인구통계학적 요인 외에도 구매 빈도, 구매 장소 등 행동요인들도 소비자체감물가와 실제 물가지수와의 차이에 영향을 줄 수 있으나, 선행연구에서는 충분히 고려되지 못하였다.

3. 연구 방법

3.1. 연구 목적 및 연구모형

본 연구는 실질식품물가지수와 소비자들이 느끼는 물가체감 수준 사이의 차이에 영향을 미치는 요인을 알아보았다. 먼저 소비자가 느끼는 물가체감 수준은『2016~2018년 식품소비행태조사』를 통해 수집했다. 소비자물가체감 수준은 전년도 식품물가 수준을 100이라 할 때, 소비자가 체감하는 물가 수준을 평가해 달라는 문항을 제시하였다. 예를 들어 응답자는 전년도와 비교해 봤을 때, 물가가 5% 하락했다고 생각되면 95, 10% 정도 상승했다면 110, 물가에 변화가 없다고 생각하면 100으로 응답하였다. 소비자가 체감하는 물가 수준을 활용하여 본 연구에서는 실제 식품물가지수와 소비자물가체감 수준 간의 차이를 측정하는 지표, 물가체감간격지표(Price Index and Cognition Difference Index: PICDI)를 개발하였다. 즉, 물가체감간격지표(PICDI)는 전년 대비 당해 연도 실질 식품물가지수의 변동을 소비자가 어느 정도 체감하고 있는지를 확인하고 그 차이를 보여주는 지표이다.

(1) PICDI 산출식

$$\text{물가체감간격지표}(PICDI) = \frac{(\text{전년대비당해연도물가체감수준} - 100)}{100} - \text{전년대비당해연도실질식품물가지수등락률}$$

예로 2016년 조사에서 A 응답자가 전년 대비 당해 연도 물가체감 수준을 105로 응답하였다면,

$$(2)\ PICDI = \left\{\frac{(105)-(100)}{100}\right\} - 전년대비당해연도실질식품물가지수등락률$$

$$= (0.05)-(0.026)$$

$$= 0.024$$

위와 같이 A 응답자의 PICDI 값은 0.024로 산출된다. 이는 A 응답자의 경우 물가체감 수준이 당해 연도 실질식품물가지수보다 0.024 %만큼 높다는 것을 의미하게 된다. 만약 A 응답자가 물가 상승률을 정확히 인지하거나 또는 체감함에 따라 설문에서 물가체감 수준을 102.6으로 응답하였다면, 이때 PICDI 값은 0이 된다. 따라서 PICDI 값이 0에 가까울수록 소비자물가체감 수준과 실질식품물가지수가 비슷하다는 것을 의미한다. 또한 음의 방향으로 커질수록 소비자물가체감 수준이 실질식품물가지수보다 낮다는 것을 의미하며 양의 방향으로 커질수록 소비자물가체감 수준이 실질식품물가지수보다 높다는 것을 의미한다.

표 1. 연도별 물가체감간격지표값

연도별	전년 대비 당해 연도 실질식품물가지수 등락률	최솟값	최댓값	평균값	표준편차
2016 (n=3,290)	2.6 %	-0.33	0.47	0.08	0.11
2017 (n=3,061)	3.3 %	-0.33	0.27	0.09	0.09
2018 (n=3,437)	2.3 %	-0.32	0.28	0.08	0.11

주: 연도별 실질식품물가지수 등락률은 통계청(2018)의 생활물가지수 등락률(식품) 자료 참고.

위 <표 1>과 같이 2016년부터 2018년까지 식품소비행태조사 원자료를 토대로 물가체감간격지표를 산출하였다. 지표 산출에 활용한 실질식품물가지수 등락률은 통계청(2018)이 발표한 자료를 참고하였다. 연도별 물가 체감간격지표를 산출한 결과, 2016년과 2018년의 평균값은 0.08, 2017년은 0.09로 나타났다. 이는 실질식품물가지수와 소비자들의 물가체감 수준 사이에 차이가 발생하며, 소비자물가체감 수준이 실질식품물가지수에 비해 높다는 것을 의미한다. 이러한 물가체감간격지표(PICDI)에는 인구통계학적 요인과 소비자들의 구매행동 요인들이 모두 영향을 미칠 수 있다.

6 통계청(2018). "2018년 12월 및 연간 소비자물가동향." 자료 중 생활물가지수 등락률(식품) 참고.

이에 본 연구는 2016~2018년 식품소비행태조사의 원자료에서 소비자물가체감지수에 영향을 미칠 만한 요인들을 <표 2>와 같이 선정하였다. 소비자들이 인식하는 물가체감 수준과 실질식품물가지수와의 차이에 있어서 연도별, 성별, 연령대, 학력, 직업, 월 소득 등과 같은 인구사회학적 요인들과 온라인을 통한 식품 구입 여부, 식품 구입 빈도, 식료품 구입처, 월 소득 대비 월평균 식품지출액 비율 등과 같은 구매행동 요인이 영향을 미칠 것으로 가정하였다.

표 2. 변수 설명

변수			설명
종속변수		물가체감간격지표 (PICDI)	$\frac{(\text{전년대비당해연도물가체감수준}-100)}{100}-$ 전년대비당해연도실질식품물가지수등락률
독립변수	인구사회학적 특성	연도	2016년 = 1, otherwise = 0
			2017년 = 1, otherwise = 0
			2018년 = 1, otherwise = 0
		성별	여성 = 1, 남성 = 0
		연령대	① 10대 ② 20대 ③ 30대 ④ 40대 ⑤ 50대 ⑥ 60대 ⑦ 70대 ⑧ 80대
		학력	① 미취학 ② 중졸 이하(초/중/고등학생 포함) ③ 고졸(대학생 포함) ④ 대졸(전문대졸/대학원생 포함) ⑤ 대학원졸
		직업	관리자 = 1, otherwise = 0
			전문직 및 전문기술직 = 1, otherwise = 0
			평근로자(사무/서비스/판매직) = 1, otherwise = 0
			단순노무직 = 1, otherwise = 0
			주부 및 무직 = 1, otherwise = 0
			학생 = 1, otherwise = 0
			기타 = 1, otherwise = 0
		월평균 가구 소득 제곱변수	연속변수
	구매행동 특성	온라인을 통한 식품 구입 여부	미구입 = 1, 구입 = 0
		식료품 구입 빈도	① 매일 ② 주 2~3회 ③ 주 1회 ④ 2주일에 1회 ⑤ 한 달에 1회 ⑥ 그보다 드물게
		식료품 구입 장소 1순위	슈퍼마켓(중소형, 대기업, 농협) = 1, otherwise = 0
			대형마트 및 백화점 = 1, otherwise = 0
			재래시장 = 1, otherwise = 0
			친환경 식품 전문점 = 1, otherwise = 0
			인터넷 = 1, otherwise = 0
			편의점 = 1, otherwise = 0
			기타(이동차량, 노점상, 직접 또는 가족 재배 등) = 1, otherwise = 0
			직거래 = 1, otherwise = 0
		월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율	연속변수

주: 직업/식료품 구입 장소/월평균 가구 소득/월평균 소득 대비 식료품비 지출액 비율은 연도별 변수가 상이하여 재가공함.

자료: 한국농촌경제연구원(2016~2018). 식품소비행태조사 원시자료.

위 설정된 독립변수들의 종속변수에 대한 영향을 확인하고자 아래와 같은 회귀방정식 모형을 설정하였다.

$$(3)\quad PICDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 YEA_{it} + \beta_2 GEN_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 SCH_{it} + \beta_5 JOB_{it} + \beta_6 INT_{it} + \beta_7 FDS_{it} + \beta_8 MAR_{it} + \beta_9 INC_{it} + \beta_{10} MFB_{it} + e$$

$PICDI_{it}$는 i응답자의 t년도 물가체감간격지표 즉, 종속변수를 의미한다. YEA_{it}는 응답자의 설문 응답 연도, GEN_{it}은 성별, AGE_{it}는 연령대, SCH_{it}는 교육 수준, JOB_{it}는 직업군, INT_{it}는 온라인을 통한 식품 구입 여부, FDS_{it}는 식료품 구입 빈도, MAR_{it}은 식료품 구입 장소, INC_{it}는 월평균 가구 소득, MFB_{it}는 월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율, e는 오차항을 의미한다. 여기에서 월평균 가구 소득(INC_{it})은 제곱변수이며, 월평균 가구 소득(INC_{it})과 월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율(MFB_{it})은 연속변수로 설정하고, 응답 연도(YEA_{it}), 성별(GEN_{it}), 직업군(JOB_{it}), 온라인을 통한 식품 구입 여부(INT_{it}), 식료품 구입 장소(MAR_{it})는 더미변수로 설정하였다.

본 연구에서는 먼저 최소제곱법(OLS)을 통해 위 설정된 독립변수들이 설명변수에 유의한지 확인하였다. 최소제곱법(OLS)분석이 최우수선형불편추정량(BLUE)이 되기 위한 가정 중에서 동분산성 가정은 가장 효율적인 추정량을 얻는 데 중요한 역할을 한다. 만약 이분산성이 존재한다면 표준오차의 추정량이 올바르지 않게 되고, 따라서 추정계수에 대한 가설검정에도 문제가 발생한다. 이에 아래와 같이 BP 검정과 White 검정을 진행하였다.

표 3. 이분산성 검정(BP 검정 및 White 검정)

구분	Breusch-Pagan 검정	White 검정
Chi2	22.30	565.83
Prob > chi2	0.0000	0.0000

BP 검정과 White 검정 모두 귀무가설은 동분산성이고, 대립가설은 이분산성이다. 두 검정 모두 P값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준 내에서 귀무가설이 기각됨에 따라 이분산성이 존재함을 확인하였다.

이에 추가적으로 일반화 최소제곱법(Generalized Least-Squares: GLS)과 일반화 선형모형(Generalized Linear Model: GLM)을 추가 분석하였는데 세 모형의 추정값이 동일함에 따라, 선형

모형의 주요 가정인 반응변수의 정규성과 오차항의 동분산성을 상정하지 않아 포괄적인 적용이 가능한 GLM모형을 최종 선택하였다.

3.2. 자료

본 연구는 2016~2018년 식품소비행태조사 원자료를 이용하였다. 해당 원자료는 인구주택총조사 가구명부(2010년)에 근거하여 표본을 추출함에 따라 표본에 대한 대표성이 높으며 전체 표본가구는 9,788가구이다.

분석 대상자의 인구·사회학적 특성 및 구매행동 특성의 기초통계량을 살펴본 결과 응답자의 성별은 여성 89.2%, 남성 10.8%로 여성 응답자가 압도적으로 많았으며, 연령대는 40대 25.4%, 60대 19.4%, 30대 15.9% 순으로 나타났다(<부표 1> 참고). 학력을 살펴보면, 고졸이 43.8%로 가장 많았으며, 직업은 46.9%의 절반 가까운 응답자가 평근로자(사무직/서비스직/판매직)에 종사하고 있었다. 그 외 응답자들의 평균을 보면, 이들 대부분은 온라인으로 식품을 구매하지 않고 있으며, 상차림에 필요한 식료품은 주 1회, 슈퍼마켓(중소형, 대기업, 농협)에서 구매하고 있다. 이들의 월평균 가구 소득은 350만 원 이하이고, 이 중 월평균 식료품비 지출액은 50만 원 이하이다.

이를 토대로 분석에 사용된 변수들의 통계량은 <표 4>와 같다.

표 4. 변수들의 통계

변수명		평균	표준편차	최솟값	최댓값
물가체감간격지표 (PICDI)		0.08	0.11	-0.33	0.47
월평균 가구 소득 제곱변수(만 원)		152,747.2	153,695.6	2,500	1,102,500
월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율(%)		22.43	18.02	1.82	260
변수명				평균	표준편차
연도	2016년 = 1, otherwise = 0			0.34	0.47
	2017년 = 1, otherwise = 0			0.31	0.46
	2018년 = 1, otherwise = 0			0.35	0.48
성별	여성 = 1, 남성 = 0			0.89	0.31
연령대	연령대			4.68	1.29
학력	교육 수준			3.11	0.82

(계속)

변수명		평균	표준편차
직업	관리자 = 1, otherwise = 0	0.02	0.12
	전문직 및 전문기술직 = 1, otherwise = 0	0.21	0.41
	평근로자(사무/서비스/판매직) = 1, otherwise = 0	0.47	0.49
	단순노무직 = 1, otherwise = 0	0.04	0.19
	주부 및 무직 = 1, otherwise = 0	0.26	0.44
	학생 = 1, otherwise = 0	0.001	0.08
	기타 = 1, otherwise = 0	0.001	0.08
온라인을 통한 식품 구입 여부	미구입 = 1, 구입 = 0	0.73	0.45
식료품 구입 빈도	식료품 구입 빈도수	2.77	0.85
식료품 구입 장소 1순위	슈퍼마켓(중소형, 대기업, 농협) = 1, otherwise = 0	0.41	0.49
	대형마트 및 백화점 = 1, otherwise = 0	0.36	0.48
	재래시장 = 1, otherwise = 0	0.23	0.42
	친환경 식품 전문점 = 1, otherwise = 0	0.004	0.06
	인터넷 = 1, otherwise = 0	0.003	0.05
	편의점 = 1, otherwise = 0	0.003	0.06
	기타(이동차량, 노점상 등) = 1, otherwise = 0	0.0002	0.01

주: 표본 수 9,788명(가구).

4. 연구 결과

4.1. 물가체감간격지표에 영향을 미치는 요인 분석

분석 결과를 독립변수별로 살펴보면, 먼저 연도의 경우 2017년 응답이 2016년, 2018년에 비해 5% 수준 내에서 통계적으로 유의하게 나타났다<표 5>. 성별의 경우 여성일수록 남성에 비해 5% 유의수준 내에서 물가체감간격지표는 -0.0071만큼 낮아지는 것으로 나타났다. 또한, 관리자 직업군 대비 전문직 및 전문기술직 직업군은 1% 유의수준 내에서, 단순노무직 직업군은 10% 유의수준 내에서, 주부 및 무직 직업군은 5% 유의수준 내에서 모두 부(-)의 영향을 물가체감간격지표에 미치는 것으로 나타났다. 이는 물가체감의 차이에 있어 직업의 차이가 영향을 준다는 의미이다.

식료품 구입 장소에 있어서는, 슈퍼마켓 대비 대형마트 및 백화점은 1% 유의수준 내에서, 재래시장은 10% 유의수준 내에서 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 슈퍼마켓 대비, 위 두 곳을 주 식료품 구입 장소로 찾는 소비자들의 경우 다른 장소를 주 구매처로 활용하는 소비자들에 비하여 물가체감간격지표는 높아지는 것으로 나타난 것이다. 이는 슈퍼마켓에 비해 대형마트 및 백화점의 식료품이 비싸다는 일반적인 소비자 인식과, 재래시장의 경우 상점마다 상이한 식료품 가격이 소비자로 하여금 부정적인 인식을 가지게 만들고 이는 물가 체감에 있어 부정적인 영향을 미치는 것으로 추측된다.

월평균 가구 소득 대비 식료품비 지출액 비율을 살펴보면, 1% 유의수준 내에서 식료품비 지출액이 증가할수록 물가체감간격지표도 증가하는 것으로 나타났다. 위 분석 결과 흥미로운 내용은 1% 유의수준 내에서 월평균 가구 소득이 높을수록 물가체감간격지표는 증가하고, 역시 1% 유의수준 내에서 식료품 구입 빈도가 많은 소비자일수록[7] 체감물가가 상대적으로 높다는 것이다. 즉, 고소득 계층의 경우 오히려 실제물가보다 물가체감 수준이 높으며, 일주일에 식료품 구입 빈도가 많은 소비자일수록 마찬가지로 물가체감이 상대적으로 높은 것이다. 김영준 외(2016)에 따르면, 소득이 낮은 계층의 경우 경기 체감에 있어 부정적으로 나타난다고 분석한 반면, 본 연구에서는 오히려 소득이 낮은 계층이 실질물가와 물가체감 간의 괴리가 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 이는 소득이 낮은 계층일수록 평소 식료품의 가격 변동에 민감하고 이에 실질물가를 보다 정확하게 파악하기 때문인 것으로 추측된다. 또한 식료품 구입 빈도가 높을수록 다양한 제품의 가격 정보를 접하기가 용이하여, 구입 빈도수는 체감감격지표에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

7 식료품 구입 빈도 설문의 응답값은 높을수록 빈도수가 적음을 의미함.

표 5. 독립변수들이 물가체감간격지표(PICDI)에 미치는 영향 추정결과(일반화선형모형(GLM))

변수명		GLM 분석		
		추정계수	표준오차	유의확률
연도 (기준변수=2016년)	2017년 (여 =1, 부 = 0)	0.0061	0.0027	0.025**
	2018년 (여 =1, 부 = 0)	0.0023	0.0027	0.387
성별 (여성 = 1, 남성 = 0)		-0.0071	0.0035	0.044**
연령대		-0.0007	0.0012	0.573
학력		-0.0016	0.0019	0.391
직업 (기준변수=관리자)	전문직 및 전문기술직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0299	0.0090	0.001***
	평근로자 (사무/서비스/판매) (여 =1, 부 = 0)	-0.0082	0.0088	0.350
	단순노무직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0201	0.0104	0.053*
	주부 및 무직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0184	0.0091	0.042**
	학생 (여 =1, 부 = 0)	-0.0273	0.0169	0.108
	기타 (여 =1, 부 = 0)	0.0075	0.0155	0.631
온라인 식품 구입 여부 (미구입 = 1, 구입 = 0)		-0.0014	0.0026	0.595
식료품 구입 빈도		-0.0125	0.0013	0.000***
식료품 구입 장소 (기준변수 = 슈퍼마켓 (중소형, 대기업, 농협))	대형마트 및 백화점 (여 =1, 부 = 0)	0.0123	0.0025	0.000***
	재래시장 (여 =1, 부 = 0)	0.0057	0.0029	0.050*
	친환경 식품 전문점 (여 =1, 부 = 0)	0.0271	0.0174	0.120
	인터넷 (여 =1, 부 = 0)	-0.0132	0.0215	0.541
	편의점 (여 =1, 부 = 0)	-0.0083	0.0188	0.660
	기타 (여 =1, 부 = 0)	-0.0029	0.0735	0.969
월평균 가구 소득 제곱변수		3.61e-08	7.99e-09	0.000***
월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율		0.0002	0.0000	0.001***
상수		0.1314	0.0150	0.000
Log likelihood				8287.46
AIC				-1.688899
BIC				-89633.53

주: ***,**,*는 각각 z<0.01, z<0.05, z<0.1 수준에서 유의함을 나타냄.

4.2. 물가체감간격지표 그룹 간 비교분석

추가적으로 물가체감 수준이 실질식품물가지수보다 높은 PICDI (+) 그룹과 물가체감 수준이 실질식품물가지수보다 낮은 PICDI (-) 그룹 간을 비교분석해 보았다.

두 그룹 간 비교분석에서도 OLS, GLS, GLM 분석을 시행했으며, 아래와 같이 이분산성의 존재를 확인함에 따라 <표 7>과 같이 GLM 분석의 추정값을 최종 선정하였다.

표 6. 이분산성 검정(BP 검정 및 White 검정)

구분	PICDI (−) 그룹		PICDI (+) 그룹	
	Breusch-Pagan 검정	White 검정	Breusch-Pagan 검정	White 검정
Chi2	163.04	295.37	18.94	341.46
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

분석 결과를 살펴보면, 먼저 두 그룹 간 연도의 경우 (-) 그룹은 2016년 대비 2017년과 2018년 모두 5% 유의수준 내에서 통계적으로 유의하게 나타났으나, 2017년은 정(+)의 영향을, 2018년은 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. (+) 그룹은 2016년 대비 2017년만 1% 유의수준 내에서 통계적으로 유의하였으며, 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한 (-) 그룹에서는 학력 수준이 높을수록 1% 유의수준 내에서 부(-)의 영향을, (+) 그룹에서는 학력 수준이 높을수록 10% 유의수준 내에서 정(+)의 영향을 물가체감간격지표에 미치는 것으로 나타났는데, 이는 양 그룹 간 모두 학력 수준이 높을수록 실질물가와 물가체감과의 차이가 커졌음을 알 수 있다.

직업군을 살펴보면, (-) 그룹에서는 유의한 변수가 없었으며, (+) 그룹의 경우 전문직 및 전문기술직 직업군은 5% 유의수준 내에서, 주부 및 무직 직업군은 10% 유의수준 내에서, 학생 직업군은 5% 유의수준 내에서 모두 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 실질물가 대비 물가체감이 높은 소비자들에서만 물가체감의 차이에 있어 직업의 차이가 영향을 준다고 볼 수 있다. 식료품 구입 빈도를 살펴보면, (-) 그룹에서는 유의하지 않았으나, (+) 그룹의 경우 5% 유의수준 내에서 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실질물가 대비 물가체감이 높은 소비자들에서는 식료품 구입 빈도가 높을수록 차이가 커짐을 나타낸다. 식료품 구입 장소를 살펴보면, (+) 그룹에서는 유의한 변수가 없었으며, (-) 그룹의 경우 대형마트 및 백화점과 재래시장의 경우 1% 유의수준 내에서 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 실질물가 대비 물가체감 수준이 낮은 소비자들에서만 식료품 구매 장소가 영향을 준다고 볼 수 있다. 월평균 가구 소득 변수는 두 그

룹 간 모두 1% 유의수준 내에서 통계적으로 유의하였으나, (-) 그룹은 부(-)의 영향을, (+) 그룹은 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 소득이 높은 소비자일수록 실질물가와 물가체감 수준 간의 차이가 크다는 것을 의미한다.

반면, 온라인 식품 구입 여부와 월평균 가구 소득 대비 식료품비 지출액 비율은 양 그룹 모두에 유의하게 분석되었는데, 두 변수 모두 (-) 그룹에서는 부(-)의 영향을, (+) 그룹에서는 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 온라인을 통해 식품을 구입하고 월평균 식료품비 지출액이 커지면 실질물가와 물가체감 수준과의 차이가 커지는 것을 알 수 있다.

아래 분석 결과를 종합해보면, 소비자들의 교육 수준, 직업, 소득과 구매 행태에 따라 실질물가와 물가체감 수준 간의 차이가 발생한다는 것을 알 수 있다.

표 7. 물가체감간격지표(PICDI) 그룹 간 비교분석: GLM 추정 결과

변수명		GLM 분석	
		PICDI (−) 그룹	PICDI (+) 그룹
연도 (기준변수=2016년)	2017년 (여 =1, 부 = 0)	0.0097 (0.0047)**	-0.0091 (0.0021)***
	2018년 (여 =1, 부 = 0)	-0.0095 (0.0045)**	-0.0004 (0.0021)
성별 (여성 = 1, 남성 = 0)		-0.0006 (0.0061)	0.0003 (0.0027)
연령대		-0.0025 (0.0021)	0.0006 (0.0009)
학력		-0.0095 (0.0032)***	0.0027 (0.0015)*
직업 (기준변수=관리자)	전문직 및 전문기술직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0277 (0.0176)	-0.0168 (0.0067)**
	평근로자 (사무/서비스/판매) (여 =1, 부 = 0)	-0.0115 (0.0174)	-0.0073 (0.0065)
	단순노무직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0118 (0.0190)	-0.0019 (0.0079)
	주부 및 무직 (여 =1, 부 = 0)	-0.0120 (0.0177)	-0.0115 (0.0067)*
	학생 (여 =1, 부 = 0)	-0.0251 (0.0312)	-0.0309 (0.0127)**
	기타 (여 =1, 부 = 0)	0.0152 (0.0301)	0.0012 (0.0115)
온라인 식품 구입 여부 (미구입 = 1, 구입 = 0)		-0.0092 (0.0050)*	0.0113 (0.0020)***
식료품 구입 빈도		0.0017 (0.0020)	-0.0025 (0.0010)**
식료품 구입 장소 (기준변수 = 슈퍼마켓 (중소형, 대기업, 농협))	대형마트 및 백화점 (여 =1, 부 = 0)	0.0186 (0.0043)***	0.0006 (0.0019)
	재래시장 (여 =1, 부 = 0)	0.0223 (0.0048)***	-0.0017 (0.0022)
	친환경 식품 전문점 (여 =1, 부 = 0)	0.0596 (0.0452)	0.0026 (0.0125)
	인터넷 (여 =1, 부 = 0)	0.0312 (0.0316)	-0.0122 (0.0172)
	편의점 (여 =1, 부 = 0)	-0.0119 (0.0355)	-0.0188 (0.0141)
	기타 (여 =1, 부 = 0)	-	-0.0517 (0.0503)
월평균 가구 소득 제곱변수		-5.21e-08 (1.45e-08)***	3.43e-08 (6.02e-09)***
월평균 가구 소득 대비 월평균 식료품비 지출액 비율		-0.0003 (0.0001)***	0.0002 (0.0001)***
상수		-0.0075 (0.0274)	0.1127 (0.0114)
Log likelihood		2163.59	9676.92
AIC		-2.258931	-2.447074
BIC		-14148.75	-70572.54

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

5. 결론

본 연구에서는 실질식품물가지수와 소비자의 물가체감 수준과의 괴리에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였다. 요인분석을 위해 독립변수에 일반적으로 사용되는 연도, 성별, 연령대, 교육 수준, 직업, 월 소득 등과 같은 인구통계학적 요소들과 온라인을 통한 식품 구입 여부, 식료품 구입 빈도, 식료품 구입처, 월평균 가구 소득 대비 식료품 지출액 비율 등과 같은 구매행동 요인을 포함하였다. 조사는 한국농촌경제연구원의 식품소비행태조사 중 식품식자재 주구입자용 설문조사 2016년부터 2018년까지의 원자료를 활용하였고, 전체 가구 수는 9,788가구이다.

본 연구에서 산출한 물가체감간격지표(PICDI)를 살펴보면 <표 1>의 평균값으로 확인할 수 있듯이, 대다수의 소비자는 물가체감 수준이 실질식품물가지수보다 더 높은 것으로 나타났다. 분석결과를 살펴보면, 실질식품물가지수와 소비자 물가체감 수준 간의 차이에 영향을 미치는 것은 인구통계적 요소들보다는 식료품 구입 빈도, 식료품 구입 장소, 월평균 가구 소득 대비 식료품비 지출액 비율 등 행동요인이 통계적으로 더 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 소비자들의 물가체감 수준이 식품구매행동의 특징에 따라 많이 달라진다는 것을 의미한다.

선행연구와 본 연구를 비교해 보면, 조지성(2013)의 경우 구매 빈도수가 물가체감에 유의한 것으로 보았는데 본 연구 결과 역시 유의하게 나타났으며, 식료품 구매 빈도수가 줄어들수록 실질물가와 물가체감 수준 간의 차이가 줄어드는 것으로 확인되었다. 또한 김영준 외(2016)는 소득 및 연령과 물가체감 간의 관계가 유의한 것으로 분석한 바 있는데, 본 연구에서는 연령은 실질물가와 물가체감 수준 간의 차이에 있어 유의하지 않으나, 월평균 가구 소득은 유의한 것으로 확인되었다. 다만, 특이한 것은 김영준 외(2016)에서는 소득이 낮은 계층일수록, 즉 월평균 가구 소득이 적을수록 체감경기를 부정적으로 인식한다고 하였으나, 본 연구의 분석 결과 이와 반대로 소득이 높은 가구일수록 실질물가지수와 물가체감 수준 간의 차이는 늘어나는 것으로 확인되었다. 소득이 낮은 가구일수록 상대적으로 가격 변동에 더 민감하고 개별 상품의 가격을 보다 정확하게 파악하는 경향이 있어 실질물가와 물가체감 수준 간의 차이가 소득이 높은 가구보다 더 적은 것으로 추측된다.

한편 본 연구의 한계점은 도구변수 선택의 어려움과 합동횡단면자료의 특성상 분석방법의 제약으로 내생성 문제의 가능성을 충분히 해결하지 못했다는 점이며, 이는 추후 연구를 통해 보완이 필요하다.

참고 문헌

김대유. 2012. “소비자물가지수 작성방법에 관한 연구- 물가지수 지수산식 중심으로.” 고려대학교 행정대학원 석사 학위 논문.

김영준, 신석하. 2016. “우리나라 소비자 특성별 체감경기와 거시경제지표 간의 관계 분석.” 『한국산학기술학회논문지』 제17권 11호. pp. 474-482. 한국산학기술학회. DOI: 10.5762/KAIS.2016.17.11.474

연합뉴스. 2019. 9. 4. “물가상승률 0%라는데…체감물가와 괴리는 6년 만에 최대.”

유종구. 1992. “계층별 소비자 물가지수에 대한 재고.” 『경제연구』 제13권 2호. pp. 269-291. 한양대학교 경제연구소.

이정욱. 1997. “소비자물가와 체감물가의 차이: 서민경제의 위기.” 『도시와 빈곤』 제28권. pp. 17-28. 한국도시연구소.

이충열. 1996. “소비자물가와 생산자물가의 관계 및 소비자물가 변동요인에 관한 연구.” 『금융동향』 제6권 4호. pp. 1-22. 한국금융연구원.

임성식. 2011. “시계열모형에 의한 인플레이션 예측력 비교.” 『산업기술연구소 논문집』 제26권 0호. pp. 19-26. 서경대학교 산업기술연구소.

임윤성, 이은복. 1989. “정보통신요금정책과 소비자물가지수.” 『정보통신정책』 제1권 4호. pp. 1-48. 정보통신정책연구원.

장인성. 2012. “대체편의 축소와 계층별 차이를 반영한 생계비지수의 측정 및 활용.” 『재정학연구』 제5권 4호. pp. 1-35. 한국재정학회. UCI: G704-002223.2012.5.4.001

정동빈. 2007. “실물경기변동에 관한 연구.” 『한국경영교육학회 학술발표대회 논문집』 2호. pp. 1-5. 한국경영교육학회.

조지성. 2013. “소비자체감물가지수 산정에 관한 연구-가공식품을 중심으로.” 서울대학교 석사 학위 논문.

조지성, 김관수, 안동환. 2015. “가공식품의 소비자체감물가지수 개발을 위한 연구.” 『식품유통연구』 제32권 1호. pp. 79-95. 식품유통학회. UCI: G704-001503.2015.32.1.007

통계청. 2018. 12. 31. “2018년 12월 및 연간 소비자물가동향.” 보도자료. p. 12.

한국농촌경제연구원. 2013~2018. 식품소비행태조사 가구 내 식품/식자재 주구입자용 설문.

한국농촌경제연구원. 2013~2018. 식품소비행태조사 기초분석 보고서.

한국농촌경제연구원. 2013~2018. 식품소비행태조사 통계보고서.

원고 접수일: 2019년 11월 1일
원고 심사일: 2019년 11월 13일
심사 완료일: 2020년 3월 17일

부록. 분석 대상자의 인구사회학적 특성 및 구매행동 특성에 대한 기초통계량

<부표 1>은 표본가구의 인구·사회학적 특성과 구매행동 특성의 기초통계량을 나타낸다.

부표 1. 분석 대상자의 인구사회학적 특성 및 구매행동 특성에 대한 기초통계량

구분		비중(%)	응답자 수(가구)
전체		100.0	9,788
연도	2016	33.6	3,290
	2017	31.3	3,061
	2018	35.1	3,437
성별	남성	10.8	1,055
	여성	89.2	8,733
연령대	10대	0.1	2
	20대	3.5	344
	30대	15.9	1,559
	40대	25.4	2,490
	50대	28	2,736
	60대	19.4	1,894
	70대	6.9	672
	80대	0.8	91
학력	미취학	3.7	362
	중졸 이하(초/중/고 포함)	17.3	1,694
	고졸(대학생 포함)	43.8	4,283
	대졸(전문대졸/대학원생 포함)	34.6	3,392
	대학원졸	0.6	57
직업	관리자	1.6	151
	전문직 및 전문기술직	20.8	2,031
	평근로자(사무/서비스/판매)	46.9	4,591
	단순노무직	3.8	376
	주부 및 무직	25.7	2,513
	학생	0.6	61
	기타	0.6	65
온라인을 통한 식품 구입 여부	구입	27.3	2,671
	미구입	72.7	7,117
식료품 구입 빈도	매일	2	202
	주 2~3회	38.7	3,786
	주 1회	43.4	4,244

(계속)

구분		비중(%)	응답자수(가구)
식료품 구입 빈도	2주일에 1회	12.6	1,232
	한 달에 1회	2.3	228
	그보다 드물게	1	96
식료품 구입 장소 1순위	슈퍼마켓(중소형, 대기업, 농협)	40.7	3,990
	대형마트 및 백화점	35.7	3,498
	재래시장	22.5	2,204
	친환경 식품 전문점	0.4	36
	인터넷	0.3	25
	편의점	0.3	33
	기타(이동차량, 노점상 등)	0.1	2
	직거래	0	0
월평균 가구 소득	50만 원 이하	9.2	900
	150만 원 이하	15	1,464
	250만 원 이하	18.5	1,810
	350만 원 이하	20.5	2,009
	450만 원 이하	17	1,665
	550만 원 이하	12.5	1,226
	650만 원 이하	3.9	382
	750만 원 이하	2	195
	850만 원 이하	0.6	56
	950만 원 이하	0.4	41
	1,050만 원 이하	0.4	40
월평균 식료품비 지출액	10만 원 이하	6.1	599
	30만 원 이하	23.1	2,260
	50만 원 이하	26.5	2,602
	70만 원 이하	20.8	2,042
	90만 원 이하	11.1	1,088
	110만 원 이하	4.5	442
	125만 원 이하	2.8	276
	130만 원 이하	2.1	204
	150만 원 이하	1.3	129
	170만 원 이하	0.3	24
	175만 원 이하	0.5	50
	190만 원 이하	0.1	13
	225만 원 이하	0.1	19
	250만 원 이하	0.2	20
	275만 원 이하	0.1	6
	350만 원 이하	0.1	6

(계속)

구분		비중(%)	응답자수(가구)
월평균 식료품비 지출액	450만 원 이하	0.1	2
	550만 원 이하	0.1	4
	650만 원 이하	0.1	2

주: 월평균 가구 소득 및 월평균 식료품비 지출액의 기초통계량 자료는 설문조사 결과의 2차 가공자료이며, 요인분석 시에는 각각 소득제곱변수, 월소득 대비 월 식료품비 지출액 비율로 3차 가공하여 분석함.

자료: 한국농촌경제연구원(2016~2018). 식품소비행태조사 원자료 분석.

임산업체의 산림인증목재 구입 지불의사액 추정

전철현* 이호상** 김동현***

Keywords
목재합법성(timber legality), 비관세장벽(non-tariff barrier), 산림인증(forest certification), 지불의사액(willingness to pay)

Abstract
The purpose of this research is to carry out an analysis of the business's perception against non-tariff barriers to the timber trade, the impact on the Act of Legal Timber Trade Promotion, and estimate the willingness to pay off the forest certified-timber for legality certification acquisition. We conducted an interview survey targeting representatives or managers between June 12~September 30, 2018. The samples for the survey were allocated to 140 units in the metropolitan area, 30 units in the Gyungsang area, 30 units in the Chungcheong/Jeonra area, considering the proportion based on the registered companies as timber production. To summarize the main results, 66.2% of the surveyed companies in the importation of timber answered that they faced problems concerning the recognition and responses of non-tariff barriers. Regarding the areas for the national response, 60.7% of respondents pointed to 'precise technical regulatory information' and 60.2% to 'provision of solutions for technical regulations.' As for the instrument to be recognized as legality in case of a restriction on illegal timber trade among the number of measures to obtain legalization was harvesting permits (58.2%) and the acquisition of forest-related certification(FSC, PEFC) (57.2%). Regarding the estimation of payments for the recognition of timber legality, 24.4% of respondents representing additional costs to purchase forest-certified wood as a means of obtaining legality of timber pay additional costs approximately average WTP ₩28,059/㎥, Truncated WTP ₩13,188/㎥, Median WTP ₩28,428/㎥ using DBCV. This result could be useful as policy-making against NTB in timber-related business. As well, it is necessary to make an advertisement of the instrument for reducing adverse effects before implementing the new institution.

차례

1. 서론
2. 이론적 배경 및 분석 방법
3. 설문조사 및 지불의사액 추정 결과
4. 요약 및 결론

* 국립산림과학원 산림정책연구부 국제산림연구과 임업연구사
** 국립산림과학원 난대아열대산림연구소 임업연구사
*** 국립산림과학원 산림정책연구부 국제산림연구과 임업연구사, 교신저자. e-mail: kimdh3165@korea.kr

1. 서론

최근 국제적으로 산림의 역할에 대한 이슈가 크게 드러나고 있으며, 지구온난화의 영향을 조금이나마 완화할 수 있는 대안으로 산림 면적 확대나 다양한 산림생태계 서비스 기능 향상이 논의되고 있다. 지구온난화 요인 중의 하나로 간주되는 개도국의 불법 벌채에 대한 논의도 국제적으로 활발히 진행되고 있다. 영국왕립국제문제연구소(Chatham house)의 조사에 의하면 불법으로 생산되고 있는 목재의 양이 세계적으로 전체 생산량의 9% 내외가 된다고 알려져 있다(Brack 2010). 한국의 경우에는 불법목재[1] 수입량이 2000년대 이후 감소하는 추세이지만 2013년 기준으로 15% 내외로 추정되고 있으며, 일본은 10% 정도로 보고되었다(Brack 2010). 이에 국제적으로 신뢰도를 높이는 조치가 필요한 상황이다.

산림은 목재 생산과 더불어 휴양, 산림치유 등 다양한 공익적인 서비스를 직간접적으로 제공하고 있다. 현재 우리의 울창한 산림은 '지속적인 경제성장'과 더불어 '산림녹화 사업 성공 국가'로서 세계적으로 인정을 받고 있다. 국제연합환경계획(UNEP)의 아킴 사무국장은 한국을 개도국들이 배워야 할 롤모델이라고 강조하였다. 우리나라는 국토의 절반 이상(64%)이 산림이고, 원목 자급률(2016년 기준)은 57%이지만, 목재산업 원료 대부분은 수입에 의존하고 있다. 2010년도 이후에 우리나라 임목축적은 매년 2~3%씩 꾸준히 증가하여 2016년 총축적은 약 9.5억 ㎥이고, 평균 임목축적은 1ha당 150.24㎥이다. 이는 FAO(2017)가 발표한 세계 평균 임목축적인 129㎥보다 16.5% 높은 수준이다.

FAO(2017)에 따르면 세계 목재 생산은 산업용 원목, 팰릿 등에 대한 수요가 증가하여 3~6%의 성장률을 보이지만 국제적으로 불법목재거래제한을 위한 법과 제도를 갖춘 나라는 많지 않다. 대표적으로 미국은 'Lacey Act(2008)', EU는 'Timber Regulation(2013)', 일본은 '합법벌채 목재 등의 유통 및 이용 촉진에 관한 법률(2017)'을 바탕으로 제도를 시행하고 있다. 이러한 차원에서 우리 정부도 「목재이용법(2017. 3.)과 시행령·시행규칙(2018. 3.)」을 개정하여 합법적으로 인정된 목재(합법목재교역촉진제도)만을 2018년 10월부터 수입·시행하기로 하였고, 1년간 유예하였다. 즉,

1 합법목재교역촉진제도 용어는 이전에는 불법목재교역제한제도로 사용되다가 부정적인 의미가 부각되는 측면이 있어서 반대급부의 의미를 적용하여 합법목재의 교역을 촉진한다는 개념으로 전환되어 활용되고 있다.

2019년 10월부터는 산림청장에게 수입 신고를 하고, 검사기관(산림청, 한국임업진흥원)에서 통관 전에 합법적으로 벌채된 목재인지에 대한 관련 서류를 검사받아야 한다(Forest Trends 2019a).

합법성이 증명되지 않은 불법목재 교역은 경제적인 측면과 생태적인 측면 등 전체 공급체인에 부정적인 영향을 끼친다. 즉, 산림을 파괴하고, 열대림 오랑우탄 개체 수 감소 등 생물다양성(Orangutan Foundation International 2018)을 감소시킨다. 또한, 부패와 범죄 활동을 지원하는 등 법치를 훼손하는 측면이 있다(Scotland et al. 2002; Kuemmerle et al. 2009).[2] 경제적인 측면에서는 목재가격 하락을 유발하여 시장을 교란시킨다. 말레이시아 목재시장에서 불법 벌목이 약 18%를 차지하며(Gani 2013), 불법적인 목재 원재료에 의해서 세계 목재가격이 약 7~16% 하락한다고 알려진 바 있다(Seneca Creek Associates et al. 2004).

김동현 외(2018), 이상민 외(2014), Brack(2010)의 연구에서는 불법으로 벌채되고 있는 목재의 시장영향을 분석하였다. 차준희 외(2009)에서는 산림인증 목제품에 대해 개방형으로 추가 지불의사액을 분석하였는데, 복사용지에 대해서는 약 11.9%(600원), 원목액자에 대해서는 14.4%(720원), 원목식탁에 대해서는 8.2%(40,780원), 합판마루에 대해서는 8.8%(87,850원) 추가 지불할 의사가 있는 것으로 조사되었다. 그러나 본 제도의 도입으로 국내 목재시장에 미치는 영향에 관한 연구가 부족한 측면이 있어서, 본 연구에서는 국내외의 비관세장벽 및 합법목재교역촉진제도 시행에 대한 임산업체 인식 조사 및 시장영향 분석, 목재합법성 증명 수단 중 하나인 산림인증 목재에 대한 구입 행태 및 지불의사액 추정 등에 대해 설문조사하고, 그 결과를 실증 분석해 보고자 한다. 다음 장에서는 이론적 배경 및 분석 방법을 살펴보고, 임산업체 설문조사 결과 분석 및 산림인증 목재제품에 대한 지불의사액 추정 등의 순으로 논문을 구성하였다.

2. 이론적 배경 및 분석 방법

국제적으로 불법목재교역제한 혹은 합법목재교역촉진제도는 32개 국가(미국 2008년, 유럽연합

2 선행연구와 관련하여 각 국가의 입장에서는 '불법으로 생산된 목재'라는 것에 대한 정부의 신뢰 하락, 정책 부재 등의 요인으로 인식될 수 있으므로 정확한 통계를 구축할 수 없어 불법 벌채와 관련된 연구가 많지 않은 상황이며 불법 벌채와 관련하여 도구적(instrument) 차원에서 부패지수 등을 활용한 사례 및 연구가 있다(Forest Trends 2019b).

EU 2013년, 호주 2014년, 인도네시아 2016년, 일본 2017년)에서 시행 중이다<표 1>. 산림청은 2014년부터 기초연구 및 관련법령 정비, 관계기관 사전설명회 및 공청회 등을 추진하였으며, 2017년 3월에 「목재이용법 개정안」을 공포하였고, 「시행령·시행규칙(2018. 3.6.)」 및 「수입목재의 합법성 판단 세부기준 고시안」을 행정예고하여 2018년 10월 1일부터 합법목재교역촉진제도를 국내에서 시행하게 되었다. 제도 도입의 목적은 기후변화 대응, 국내 목재산업 경쟁력 강화, 세계적 불법목재 근절이며, 우선 대상품목은 원목, 제재목, 방부목재, 난연목재, 집성재, 목재 팰릿, 합판이다.

우리나라 2017년 원목 총공급량을 살펴보면 약 800만 ㎥로, 국내 생산량은 450만 ㎥(56%), 수입 원목량은 약 360만 ㎥(44%)이다. 원목산업 매출액은 2.3조 원 규모이고, 수입액은 약 586백만 달러이며 목재류 수출액은 3.2백만 달러이다(산림청 2019). OECD 국가의 산림인증 비율은 산림면적 대비 32% 수준이며, 우리나라의 경우 산림인증 수준은 6.2% 수준(390천 ha/6.3백만 ha)이다. 산림인증 목재가 일부 생산되기는 하지만 시장가격을 형성하기에는 아주 미미한 측면이 있다.

표 1. 국가별 목재합법성 관련 제도 및 도입 현황

구분	미국	EU(28개국)	인도네시아	일본
시행	2008년	2013년	2016년 1월	2017년 5월
법령	레이시 법	EU 목재규정	NOMOP 78호	클린우드 법
대상 품목	땔감, 목탄, 원목, 목재의봉, 궤도용 침목, 제재목, 단판, 성형목재, 합판, 틀, 목제공구, 창문·틀 등	땔나무, 원목, 궤도용 침목, 제재목, 단판, 성형목재, 파티클보드, 섬유판, 합판, 고밀도화 목재, 틀, 팰릿류 등	원목, 제재목, 목재조각, 베니어합판, 파티클보드, 목재도구, 창문·창문틀, 주방가구, 장신구류, 성냥개비, 기계목재 등	통나무, 제재목, 각재, 단판·베니어판, 합판, 단판 적층재·집성재, 목질팰릿, 칩·조각, 종이 등
실사 체계	자체 구축	자체 구축, 모니터링 기관에 위탁(의무)	자체 구축	합법성 판단 기준 정부 규정
합법성 확보	수입 전 실사 (자료 확보)	수입 전 실사 (자료 확보)	수입 전 실사 (자료 확보)	수입 전 실사 (자료 확보)
합법성 신고	세관신고 (실사질문지 답변 제출)	실사요건 준수 신고	수입허가 신청	의무 없음
합법성 검사	통관 시 질문지 검사·사후검사	사후검사 (최대 5년 소급)	통관 시 서류검사	사후검사
벌칙	목재 압류, 1만 달러 미만 벌금	독일, 목재 압류·1년 이상 징역(5만 유로 벌금)	목재 압류	목재생산업 등록 취소
사후적발 조치	수입업자 제재	수입업자 제재	수입업자 제재	수입업자 제재

목재시장 측면에서 불법목재는 합법적으로 생산된 목재보다 낮은 가격으로 국내 및 국제시장에

공급되기 때문에 시장을 교란시키는 원인으로 작용할 수 있다(Sheikh 2007). 이러한 차원에서 목재 합법성 인증은 자국의 목재산업 활성화 혹은 보호 차원에서 비관세장벽 중 기술장벽으로도 활용될 수 있는 측면이 있다. 일부 선진국에서는 개도국으로부터 수입되는 목재의 합법성 증명 결여를 들어 수입되는 목재를 통관 과정에서 규제하고 있는 측면이 있다(조문희 외 2017).

목재의 합법성을 인정받기 위한 대표적인 수단으로 지속가능한 산림경영의 산림인증(FSC, PEFC, CoC)[3]이 널리 적용되고 있다. 이러한 산림인증을 기업 및 개인이 받기 위해서는 비용이 발생하여 부담이 되며, 실제로 인증 받은 목재가 시장에서 인증을 받지 못한 목재보다 더 높은 가격에 거래가 된다는 보장이 없는 상황이다. 이에 FSC, PEFC, CoC 등 산림인증 목재에 대한 소비자 인지도 및 의향, 소비자 지불의사액(WTP) 등을 사전에 알고 있다면 더욱더 효율적으로 제도를 운용할 수 있을 것이다. 선행연구에서는 합법목재교역촉진제도와 관련하여 비시장가치평가법이 적용되기는 했지만, 유인일치적인 장점이 있는 이중양분선택형(폐쇄형)보다는 개방형이 적용되었다는 한계가 있다. 본 연구에서는 산림인증목재 구입에 대해서 이중양분선택형 조건부가치평가법(double bounded contingent valuation)을 적용하여 비관세조치 인지도 및 대응 조치, 합법목재교역촉진제도 도입에 대한 인지도, 임산업체의 의향 및 산림인증목재에 대한 지불의사액 등 설문지 초안 및 사전 설문조사 검토를 거쳐 이중양분선택형 조건부가치평가법에서 발생할 수 있는 출발점 편의, 프레임 효과, 인센티브 영향 등 다양한 편의(bias)를 보완했다는 장점이 있다(Watson et al. 2007).[4]

본 연구에서 간접효용함수[4]는 산림인증목재 구입을 위한 지불 여부(j), 소득(Y) 및 사회경제적 변수(Socio-economic variables, S)의 함수로 가정된다. 이는 $U_i(j, Y; S) = V_i(j, Y; S) + \epsilon_i$으로 표현되고, $i(j = 0, 1)$는 개별소비자이고, j는 소비자 i가 산림인증목재 구입을 위한 지불의사액(D)에 대한 지불 여부를 나타낸다. V_i는 관측 가능한 함수이고, j가 '일(1)'인 경우는 산림인증목재 지불에 찬성하는 것으로 '산림인증목재 구입을 통하여 개선된 효용 수준'을 나타내고, j가 '영(0)'인 경우는 산림인증목재 구입 지불에 찬성하지 않는 것으로 '현재 상태에서의 효용 수준'을 나타낸다.[5] 식으로

3 국제산림관리협회(Forest Stewardship Council), 산림상호인증프로그램(Program for the Endorsement of Forest Certificate), 임산물생산유통인증(Chain of Custody).

4 비시장가치평가법은 미시경제학의 소비자선호 이론과 계량경제학적 기법을 적용하는 방법론에 기초하고 있으며(Haab et al. 2003), 시장이 존재하지 않는 재화 및 서비스에 대해 간접효용함수를 도출하고, 지불의사모형 추정을 통하여 계량적으로 평가하고, 화폐화할 수 있는 장점이 있다(Whitehead et al. 2011). 효용함수는 확률효용모형(random utility model)에 근거한 간접효용함수(indirect utility function)이고 재화의 특성, 소득과 재화의 가격 등으로 나타낼 수 있다. 이를 기초로 후생변화를 측정할 수 있으며 이를 위해서는 계량경제학과 통계학적인 이해가 요구된다(Train 2003).

5 ε은 관측되지 않는 부분으로 '확률적으로 독립적이고 동일하게 분포된(independently identically distributed, iid)' 것으로 간주되어

표현하면, 지불에 찬성하는 경우 응답자(i)의 효용 수준은 $V_1(1, Y-D; S)+\varepsilon_1$이고, 그렇지 않을 경우의 효용 수준은 $V_0(0, Y; S)+\varepsilon_0$이다. 따라서 산림인증목재를 구입할 경우가 그렇지 않을 경우보다 효용 수준이 더 높거나 같다'는 것을 의미한다.[6] 즉, 산림인증목재 구입 지불에 찬성할 확률은 제시금액(D), 소득수준(Y), 응답자 특성 변수(S)에 의하여 영향을 받는다(Carson 2007; 전철현 외 2009).[7] 산림인증목재 구입에 대한 후생변화 평가는 의사결정자 및 지불의사분포에 따라 크게 다를 수 있기 때문에 Hanemann(1985, 1989)이 제시한 '평균값 지불의사액(Mean WTP)', '중앙값 지불의사액(Median WTP)', '절단값 지불의사액(Truncated WTP)' 등 세 가지 형태로 추정하고자 한다. 이러한 응답에 대한 경우의 조합과 일련의 과정을 통하여 $F_\epsilon(\cdot)$을 로지스틱 누적분포함수로 만들어 $dV=\alpha-\beta\times D$와 결합하여 얻은 결과는 $B_E(b)=[1+\exp(\alpha-\beta*D)]^{-1}$이며, 최대로그우도함수로 추정하게 된다.[8]

3. 설문조사 및 지불의사액 추정 결과

본 연구와 관련하여 산림청은 합법목재교역촉진제도 도입에 의한 임산업체의 영향 최소화 및 제도의 정착을 위해서 설명회와 간담회를 개최하고, 관련 법령을 개정 및 고시하였으며, 수입목재관리시스템을 관세청 전자통관시스템(UNI-PASS)과 연계하여 구축하였다. 본 연구는 합법목재교역촉진제도의 도입·시행 등 일련의 과정과 관련하여 임산업체의 합법목재교역촉진제도에 대한 인식, 시장 영향 및 산림인증목재 구입에 대한 지불의사액 추정 등 실증연구를 진행하였다.

통계적 용이성을 확보해준다(Train 2003; Greene 2012).

6 이런 경우 응답자가 제시금액 D원을 지불할 확률을 확률함수로 나타낼 수 있고, $P(\cdot)$는 확률함수를 나타내며, F_ϵ는 ϵ의 누적분포함수(cumulative distributive function)이다. β는 모델에 사용된 Y, D, S에 대한 파라미터(parameter)로 이루어진 벡터이고, $V_1(1, Y-D; S)+\epsilon_1 \geq V_0(0, Y; S)+\epsilon_0$으로 표현된다.

7 $\Pi_i = P(yes) = F_\epsilon[V_1(Y-D, S) - V_0(Y, S)] = 1-F_\epsilon[-(V_1 - V_0)] = F_\epsilon[Y_i, D_i, S_i; \beta]$

8 DBCV의 최대로그우도함수(Maximum Log-likelihood)는 '예-예(YY), 예-아니오(YN), 아니오-예(NY), 아니오-아니오(NN)'로 구성된다. 효용을 극대화하고자 하는 소비자(i)는 최초 제시금액(b_i)에 '예(Yes)'라고 응답할 때, 다음 단계에서는 초기의 제시금액(b_i)보다 두 배 높은 금액(b_i^U)을 제시받게 되고, '아니오(No)'라고 응답할 경우에는 초기에 제시된 금액의 1/2배 낮은 금액(b_i^L)을 제시받게 된다. 이는 $\ln L = \sum_{i=0}^{N}(I_i^{YY}\ln[1-B_E(b_i^U)] + I_i^{YN}\ln[B_E(b_i^U)-B_E(b_i^L)] + I_i^{NY}\ln[B_E(b_i^L)-B_E(b_i^U)] + I_i^{NN}\ln[B_E(D_i^L)])$로 표현되며, 이를 토대로 데이터 셋을 구성하게 되고, 유인일치적인 결과를 도출하게 된다(Hanemann et al. 1998; Hanemann 1984).

3.1. 조사개요

조사는 합법목재교역촉진제도에 대한 전국 임산업체의 인식, 시장 영향분석 및 목재의 합법성을 인증받기 위한 산림인증목재에 대한 구매 의사 및 지불의사액(WTP) 추정 등으로 구성되어 있다. 설문조사는 설문조사 전문기관인 리서치림에서 2018년 6월 12일~9월 30일까지 전국의 목재수입 유통업 임산업체 대표 및 관리자들(201개)과 직접 면접을 통하여 진행하였다.

설문조사 항목의 구성은 공통항목 조사(매출액, 종사자 수 등), 목재류 비관세장벽에 대한 인식과 대응, 합법목재교역촉진제도 도입 및 조치에 대한 영향, 산림인증목재 구입을 위한 추가 지불의사액, 합법성 인증을 위한 산림인증목재 구매 의사 등 총 네 가지로 구분하였다<표 2>.

표 2. 조사 설계

구분	내용
조사 대상	전국 수입유통업체 대상(임산업체의 대표자 혹은 관리자)
조사 지역	전국 임산업체
조사 내용	공통항목(매출액, 종사자 수 등) 목재류 비관세장벽에 대한 인식 및 대응 방안 등 합법목재교역촉진제도 도입 및 조치에 대한 영향 등 산림인증목재 구입의사 및 지불의사금액 등
표본 크기	201개
조사 방법	면접조사
조사 기간	2018년 6월 12일 ~ 9월 30일

표본설계는 국내 목재생산업으로 등록한 업체(2017. 12.)를 기준으로 하였으며, 3개 권역 수도권, 경상권, 충청/전라권으로 구분한 뒤 모집단의 권역별 사업체 소재지 비율을 고려하여 배분하였다. 표본 배분 및 응답 결과는 <표 3>과 같다. 실제로 설문조사를 하다 보면 업체 등록건수와 실제 영업건수가 다르고, 응답 거부, 담당자 부재 등으로 정확하게 샘플에 맞추어서 설문을 진행하기가 어려운 측면이 있어 샘플 확보에 중점을 두어 진행을 하였다.

표 3. 표본 배분 결과 및 응답 현황

단위: 개

구분	모집단 현황		표본 크기 및 응답 현황		
	개소	비율	표본 배분	응답 현황	응답률
수도권(서울, 인천, 경기, 강원)	417	69%	140	131	93.6%
경상권(경상, 부산, 울산)	107	18%	30	51	170%
충청/전라권(충청, 전라, 대전)	77	13%	30	19	63.3%
합계	601	100.0%	200	201	100.5%

주: 경상권(경상, 부산, 울산) 지역은 표본은 30개였지만 실제로는 51개 설문조사가 이루어졌고, 초기의 표본 총수보다 1개 업소가 많은 총 201개의 설문조사 결과를 확보하였음.

3.2. 설문조사 결과

본 설문조사에 응답한 업체의 기초 통계량을 살펴보면, 수도권 131개, 경상권 51개, 충청/전라권 19개 업체였다. 매출액 기준으로 20억~50억 원 미만이 35%로 가장 많았으며, 다음으로 20억 원 미만이 20%, 50억~80억 원 미만이 18%, 80억 원 이상이 약 20%를 차지하였다. 종사자 수를 기준으로 살펴보면, 10인 미만이 73%로 가장 많이 차지하고 있었으며, 10~50인 미만이 24%, 50인 이상 중·대기업이 3.5%를 차지하여, 대부분 영세기업 형태로 운영되고 있다는 것을 보여주고 있다.

표 4. 임산업체 설문 표본의 기초 통계량

단위: %

구분		표본 수(개)	비율
지역	수도권	131	65.2
	경상권	51	25.4
	충청/전라권	19	9.5
매출액	20억 원 미만	40	19.9
	20억~50억 원 미만	71	35.3
	50억~80억 원 미만	36	17.9
	80억~120억 원 미만	20	10.0
	120억~1,000억 원 미만	19	9.5
	1,000억 원 이상	2	1.0
	응답 거절	13	6.5
종사자수	10인 미만(소상공인)	146	72.6
	10~50인 미만(소기업)	48	23.9
	50~300인 미만(중기업)	6	3.0
	300인 이상(대기업)	1	0.5

목재 수입과 관련하여 비관세장벽에 대한 인식 및 대응과 관련된 질문에 대해 임산업체의 약 66.2%(133건)가 '비관세장벽에 대한 문제가 발생한 적이 있다'고 응답하였다. 이러한 응답 중에 '품질' 또는 '제품 규격에 관한 규정'의 문제가 48.1%로 가장 많았으며, 다음으로 '위생검역 등 역조치가 미비(37.6%)', '화학적 수치 제한(33.8%)'의 순으로 나타났다. 외적으로 비관세무역 조치와 관련하여 임산업체들의 체감도는 평균 2.2점(3점 규모)으로 '무역조치가 강화되고 있다'고 인식하고 있었으며, '무역조치가 점차 강화되고 있다'는 응답률(30.8%)이 '약화되고 있다(11.4%)'는 응답률보다 높았다.

국내외 기술규제의 국가적 대응 필요성에 대한 응답은 평균 3.3점(5점 규모)으로 나타나 전반적으로 국가적 차원의 대응이 필요하다는 데 동의하였고, 국가적 대응이 필요한 것으로 생각되는 분야는 '정확한 기술규제 정보 제공'이 60.7%, '기술규제 대응 솔루션 제공'이 60.2%로 높게 나타났다. 최근 5년 동안 목재를 수출한 업체의 비율은 전체의 3.5%의 수준이며, 수출 품목은 제재목이었다.

합법목재교역촉진제도에 대한 인지도와 관련하여 '알고 있다'고 응답한 업체 비율이 46.3%이고, '보통'은 34.8%, '알지 못한다'는 18.9%로 나타났다. 불법목재 교역을 제한했을 경우, 수입량 변화에 대한 예상은 '수입량 감소'에 25%가 응답하였으며, '증가'에 5.5%가 응답하였고, '변화 없음'에 69.5%로 높게 응답하였다. 즉, '수입량 감소'의 응답이 25.0%로 '증가(5.5%)'보다 높았고, 임산업체에서 예상하는 평균 감소율(15.9%)은 증가율(4.7%)보다 상대적으로 높게 나타났다.

표 5. 합법목재교역촉진제도 인지도 및 제도 시행에 따른 수입량 변화

단위: %

합법목재교역촉진제도 인지도		서류 미비로 인한 수입량 감소		제도 시행에 따른 수입량 변화 예상	
전혀 알지 못한다	5.5	전혀 그렇지 않다	2.5	감소 예상	25.0
잘 알지 못한다	13.4	별로 그렇지 않다	12.9		
보통	34.8	보통	44.3	변화 없음	69.5
잘 알고 있다	36.8	약간 그렇다	35.8		
매우 잘 알고 있다	9.5	매우 그렇다	4.5	증가 예상	5.5
합계	100.0	-	100.0	-	100.0

합법목재교역촉진제도의 목재 합법성을 담보하기 위한 수단 중 하나인 산림인증을 받은 목재의 구매 용의에 대해서는 '구매 용의 없음(51.2%)'과 '구매 용의 있음(48.8%)'이 비슷한 수준으로 나타났다. 국내외 무역기술조치 수준은 '과거와 유사'한 수준으로 응답하였고, NTB에 대한 국가 대

응은 '별로 필요치 않음'으로 응답하였고, 기업매출액은 50억 원 정도가 가장 많았으며, 응답 연령은 약 50대, 회사 설립연도는 2002년 정도였으며, 최고 오래된 임산업체는 1954년도였다<표 6>.

표 6. 주요 변수의 기술통계

설명변수	변수 설명	평균	표준편차	최소	최대
국내외 무역기술조치 수준	NTB(① 점차 악화, ② 과거와 유사, ③ 점차 강화)	2.2	0.6	1.0	3.0
NTB에 대한 국가 대응 필요성	NTBM(① 전혀 필요 없음, ② 별로 필요치 않음, ③ 보통, ④ 약간 필요, ⑤ 매우 필요)	2.6	0.7	1.0	5.0
합법목재교역촉진제도 인지 정도	KNOIL(① 전혀 알지 못함, ② 잘 알지 못함, ③ 보통, ④ 잘 알고 있음, ⑤ 매우 잘 알고 있음)	3.2	0.8	1.0	5.0
임산업체 목재수출 여부	EI(① 예, ② 아니오)	1.3	0.2	1.0	2.0
합법목재교역촉진제도 도입 이후 수입량 변화 전망	QIMFO(① 감소, ② 무변화, ③ 증가)	1.8	0.7	1.0	3.0
기업 매출액	AMSALE(① 10억 원 미만, ② 10억 원 이상~50억 원 미만, ③ 50억 원 이상~100억 원 미만, ④ 100억 원 이상~500억 원 미만, ⑤ 500억 원 이상)	2.4	0.9	1.0	5.0
기업규모	NEMP(① 10인 미만, ② 10~50인 미만, ③ 50~300인 미만, ④ 300인 이상)	1.3	0.5	1.0	4.0
연령	AGE(① 30대, ② 40대, ③ 50대, ④ 60대, ⑤ 70대 이상)	3.1	0.9	1.0	5.0
회사 설립연도	YEST(설립연도)	2002	10.5	1954	2017

초깃값 제시와 관련하여 산림인증의 속성가치가 목제품 가격의 14.1%를 차지한다는 연구 결과(김동현 외 2013)를 참고하여 2012~2016년 수입 단판의 평균가격(437,346원/㎥)보다 14.1% 높은 1㎥당 61,666원을 도출하였다. 이를 기준으로 8,000원, 17,000원, 26,000원, 35,000원, 44,000원, 52,000원, 61,000원 등 7단계로 나누어 각각 제시하였다.

3.3. 지불의사액 추정 결과

이중양분선택형 조건부가치평가법으로 추정한 산림인증목재 구입에 대한 지불의사액 모형 추정에는 제한된 종속변수 모형을 사용하게 되는데, 로짓(logit)모형과 프로빗(probit)모형이 주로 사용된다(Greene 2012). 본 연구에서는 모형 설명력, 독립변수의 예상부호, 통계적 신뢰성, 추정된 모형의 계수 설명의 용이성 등을 고려하여 로짓모형을 이용하였다.

본 연구에서는 세 가지 형태의 지불의사액을 추정하였다. <표 7>은 설문지에서 조사된 다양한 설명변수를 포함하여 추정한 지불의사액 모형으로, 통계적 유의성은 고려하지 않고 변수들의 의미를 살펴보면, 무역 기술조치에 대한 인지 수준이 높아질수록, 무역 기술조치에 대한 국가의 대응이 덜할수록, 목재의 무역 수출 경험이 있을수록, 합법목재교역촉진제도에 대한 인지도가 덜할수록, 합법목재교역촉진제도의 도입에 의한 목재 수입량 변화가 많을수록, 회사매출액이 적을수록, 회사 종사자 수가 적을수록, 연령이 낮을수록, 회사 설립연도가 짧을수록, 제시금액이 낮을수록 산림인증목재 구입 지불에 대해 찬성할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

표 7. 지불의사액 추정을 위한 로짓모형 및 추정 결과(다양한 변수 포함)

모형 / 변수	계수	Z-값	P-값
상수(Constant)	91.694*	3.588	0.000
무역기술조치 인지 수준(NTB)	0.431	1.554	0.120
무역기술조치 국가적 대응 필요성(NTBM)	-0.050	-0.210	0.834
목재 수출 여부(EI)	1.971	1.714	0.086
합법목재교역촉진제도 인지 여부(KNOIL)	-0.053	-0.258	0.797
합법목재교역촉진제도 도입에 의한 수입량 변화(QIMFO)	0.309	1.234	0.217
기업 매출액(AMSALE)	-0.117	-0.580	0.562
회사 종사자 수(NEMP)	-0.518	-1.478	0.139
연령(AGE)	-0.282	-1.491	0.136
회사 설립연도(YEST)	-0.063*	-3.441	0.001
금액(BID)	-0.709**	-2.135	0.013
모델 설명력	Log likelihood: -139.26, NcFadden Pseudo R^2: 0.104, 관측치: 201		

주: *, ** 통계적으로 각각, 1%, 5%에서 유의수준을 나타냄.

<표 8>에서는 변수와 모형의 통계적 유의성을 고려하여 주요 변수(covariates)와 제시금액(bid)을 포함하여 지불의사액 모형을 추정하였고, 반복적인 지불의사 모형을 추정한 결과, 상수(constant), 회사 설립연도(yest) 및 제시금액(bid)이 통계적으로 1%, 5%에서 유의한 수준이었다. 즉, 회사 설립연도가 짧을수록, 제시금액이 낮을수록 지불에 찬성할 확률이 높았다. 모형 설명력인 유사결정계수(McFadden pseudo R2)는 0.05로 적절한 수준으로 보인다(Greene 2012; Domencich et al. 1975). 회사 설립연도가 짧을수록 지불에 찬성할 확률이 높다는 것은 신생기업일수록 합법목재교역촉진제도에 대해 좀 더 적극적으로 대응하고 있다고 볼 수 있다. 지불의사액 모형을 이용하

여 추정한 결과 평균값은 28,059원/㎥, 절단값은 13,188원/㎥, 중앙값은 28,428원/㎥로 도출되었다.[9]

표 8. 지불의사액 추정을 위한 로짓모형 및 추정 결과(통계적으로 유의한 변수만 포함)

변수 \ 모형	계수	Z-값	P-값
상수(Constant)	91.694*	2.954	0.003
회사 설립연도(YEST)	-0.042*	-2.752	0.006
금액(BID)	-0.709**	-2.468	0.013
모델 설명력	Log likelihood: -131.94, NcFadden Pseudo R^2: 0.05, 관측치: 201		

주: *, ** 통계적으로 각각, 1%, 5%에서 유의수준을 나타냄.

<표 9>에 의하면 '산림인증목재 구매할 용의 없음'에 응답한 업체(103개)는 그 이유에 대해서 항목별로 큰 점수 차이를 보이지 않았으며, '산림인증 비용이 비싸기 때문'이 3.6점으로 가장 높았고, '산림인증목재의 불안정적인 수급 때문'이 3.4점으로 낮게 나타났다.

표 9. 산림인증목재의 구입 용의가 없는 이유

구분	그렇지 않다(%)	보통(%)	그렇다(%)	평균(5점)
산림인증 비용이 비싸기 때문	6.8	35.0	58.3	3.6
제품가격의 상승으로 인한 수요 감소	10.7	30.1	59.2	3.6
산림인증목재 제품에 대한 소비자의 요구가 없음	2.9	40.8	56.3	3.6
산림인증목재 이용으로 기대되는 프리미엄이 없음	10.7	34.0	55.3	3.6
산림인증이 아니더라도 원자재의 합법성 대안 있음	9.7	34.0	56.3	3.6
상대적인 원자재의 가격상승으로 인한 채산성 악화	11.7	42.7	45.6	3.5
산림인증을 받은 목재를 쉽게 구할 수 없기 때문	11.7	38.8	49.5	3.5
산림인증목재의 불안정한 수급 때문	4.9	56.3	38.8	3.4

9 비록 통계적 유의성은 떨어지지만, 소득변수를 대체할 수 있는 기업매출액 변수(AMSALE)를 포함하여 추정한 결과, 평균값은 28,060원/㎥, 절단값은 13,025원/㎥, 중앙값은 28,584원/㎥으로 추정되었다.

4. 요약 및 결론

국제적으로 불법 벌채된 목재생산과 이로 인한 산림생태계 파괴에 대한 관심이 증가하면서 목재생산국에 대한 책임뿐만 아니라 수입국들도 적극적으로 동참해야 한다는 요청이 많이 제기되고 있다(Forest Trends 2019b). 우리나라의 경우 원목 자급률은 과반 이상이지만, 목재산업 원료 대부분이 수입되고 있으므로 이러한 차원에서 '합법목재교역촉진제도'를 2018년 10월부터 시범적으로 시행하게 되었다. 우리나라의 합법목재교역촉진제도가 잘 운용된다면 목재를 수출하는 주요 개도국의 불법 벌채를 방지하는 데 긍정적인 영향을 발휘하여 지구 산림보전에 기여하게 될 것이다. 또한, 합법적으로 벌채된 국산 목재의 활용이 높아지고 이를 활용한 국내 목재산업이 고루 발전하여 대외 경쟁력이 강화될 수 있는 기회가 될 것이다. 선행연구 결과에서도 알 수 있듯이 개도국 산림의 불법 벌채 대부분은 주민의 생계 문제, 정부의 관리 체계 부실 등으로 발생하며, 합법성이 결여된 목재 수확 및 공급은 산림생태계와 목재시장에 혼란을 발생시키는 등 다양한 부정적 영향을 끼친다. 이러한 문제점을 해결하기 위한 수단 중 한 가지 방법으로 지속가능한 산림경영 인증(sustainable forest management certification)이 널리 활용되고 있다.

이에 목재 수입유통업에 종사하는 전국 201개 수입업체를 대상으로 국내외 목재류 비관세장벽에 관한 인식, 합법목재교역촉진제도에 대한 영향 및 대응, 목재합법성을 인증받기 위한 산림인증목재 구매 의사 및 지불의사액 추정 등에 관하여 설문·면접 조사를 2018년 6월 12일~9월 30일까지 실시하였다. 표본은 목재생산업으로 등록한 업체를 기준으로 모집단의 권역별 사업체 소재지 비율을 고려하여 3개 권역으로 나누고 수도권 140개, 경상권 30개, 충청/전라권 30개로 배분하였다. 주요 응답 결과를 분석한 결과를 살펴보면, 비관세장벽에 대한 인식 및 대응과 관련하여 목재 수입 시 조사업체의 66.2%가 '문제 발생 경험이 있음'에 응답하였고, 국가 차원의 대응이 필요한 분야는 '정확한 기술규제 정보 제공'이 60.7%, '기술규제 대응 솔루션 제공'이 60.2%로 높게 나타났다. 합법목재교역촉진제도 조치로 합법성을 인정받기 위한 수단에 대해서는 '벌채허가서(58.2%)', '산림관련 인증(FSC, PEFC, CoC) 취득(57.2%)'이 높게 나타났다.

목재의 합법성을 인정받을 수 있는 수단 중 하나인 산림인증목재를 구매하기 위한 지불의사에 대해 48.8%가 응답하였으며, 회사 설립연도가 짧을수록 합법목재교역촉진제도에 대해 적극적으로

대응할 의향이 있는 것으로 분석되었다. 이중양분선택형 조건부가치평가법에 의해서 추정된 평균값 지불의사액은 28,059원/㎥, 절단값은 13,188원/㎥, 중앙값은 28,428원/㎥이었다. 여기서 추정된 지불의사액이 선행연구(김동현 외 2013)에서 살펴본 속성가치(6만 원)보다는 낮은 측면이 있다. 이는 인증 목재 공급자는 추가 인증 비용이 발생하기 때문에 공급가격이 상승하지만, 목재 구매자는 실제로 그 비용만큼을 지불하려고 하지 않는 경향이 나타난 것이다. 즉, 산림인증목재와 미인증목재 간의 효용이 크게 다르지 않다는 것으로 유추될 수 있다. 또한, 임산업체들은 국가 차원에서 비관세장벽에 대응해 줄 것을 요구하고 있으며, 기술규제에 대한 정확한 정보 제공을 요청하고 있다. 이는 정부 차원에서의 비관세장벽에 대한 수출입 지원 정책이 필요한 측면이라고 볼 수 있다.

본 연구 결과는 전국 목재 관련 사업체들에 대한 합법목재교역촉진제도 및 비관세장벽 정책 수립에 필요한 정책 자료로 활용될 수 있으며, 합법목재교역촉진제도 안착을 위해 임산업계에 제도의 궁극적인 목표 및 장단점 등에 대해 지속해서 충분히 알려야 할 필요성이 있다. 이를 통해 제도의 긍정적 효과를 최대한 끌어낼 수 있고, 국제적으로 제기된 목재거래의 투명성을 확보함과 동시에, 소비자 만족을 위한 제도의 안착을 이룰 수 있을 것이다. 본 연구의 한계로는 전국에 등록된 업체가 601개이기 때문에 추후 연구에서는 지금보다 표본의 크기를 좀 더 확보해야 할 필요가 있다.

참고 문헌

김동현, 김의경. 2013. “목제품에 투영된 산림인증의 경제적 가치 추정.”『농업생명과학연구』제47권 1호. pp. 1-10. UCI: G704-001926.2013.47.1.011

김동현, 박현, 이호상. 2018. “불법목재의 교역제한조치가 국내 목재시장에 미치는 영향분석.”『한국산림과학회지』제107권 3호. pp. 305-315. DOI:10.14578/jkfs.2018.107.3.305

조문희, 김종덕, 박혜리, 정민철. 2017.『신보호무역주의하에서의 비관세조치 현황과 영향에 관한 연구: UNCTAD 비관세조치 분류체계를 중심으로』. 대외경제정책연구원.

이상민, 장철수, 김경덕, 송성환, 박지은. 2014. “불법벌채 목재·목제품 수입 규제에 따른 목재산업의 영향 분석.”『농촌경제』제37권 제2호. pp. 39-58. UCI: G704-000576.2014.37.2.007

전철현, 이충선, 신효중. 2009. “수질 악화로 인한 후생변화의 추정.”『환경정책』제9권 2호. pp. 135-155. DOI: 10.17330/joep.9.2.201006.135

차준희, 윤여창, 안지애. 2009. “산림인증 목재제품에 대한 소비자의 지불의사액.”『한국임학회 2009년 정기 학술연구발표회』. pp. 595-598.

Brack D. 2010. Controlling Illegal Logging: Consumer-Country Measures. Chatham House (Briefing Paper EERG IL BP 2010/01). UK.

Carson, R. T. 2007. The Stated Preference Approach to Environmental Valuation(Volume 1). ASHGATE.

Domencich, T. A., McFadden, D. 1975. Urban Travel Demand: A Behavior Analysis. North-Holland Publishing Company. Amsterdam.

FAO. 2017. Global Forest Resources Assessments 2ed.

Forest Trends. 2019 Jan. (a). Regulating the Trade in Illegal Timber: Republic of Korea Update. (Forest Trends information Brief). UK.

_____. 2019 May (b). Tackling Deforestation and the Trade in Forest Risk Commodities: Consumer-Country Measures and the Legality Approach. (Forest Trends information Brief). UK.

Gani, I. 2013. “Current Situation of Illegal Logging in Peninsular Malaysia.” *International Journal of Sciences 2*. pp. 12-17.

Greene, W. H. 2012. Econometric Analysis 7th ed(International). Pearson.

Haab, T. C., McConnell, K. E. 2003. Valuing Environmental and Natural Resources(The Econometrics of Non-market Valuation). Edward Elgar.

Hanemann, W. M. 1984. “Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 66, pp. 332-341. DOI: 10.2307/1240800

_____. 1985. “Some Issues Continuous-and Discrete-Response Contingent Valuation Studies.” *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 14, no. 1, pp. 5-13. DOI: 10.1017/s0899367x00000702

_____. 1989. “Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses Data: Reply.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 71, pp. 1057-1061. DOI: 10.2307/1242685

Hanemann, W. M., Kanninen Barbara. 1998. The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data, Department of Agricultural and Resource Economics, Working Paper No. 798.

Kuemmerle, T., Chaskovsky, O., Knorn, J., Radeloff, V.C., Kruhlov, I., Keeton, W.S., and Hostert, P. 2009. “Forest

Cover Change and Illegal Logging in the Ukrainian Carpathians in the Transition Period from 1988 to 2007." *Remote Sensing of Environment*. vol. 113, pp. 1194-1207. DOI: 10.1016/j.rse.2009.02.006

Scotland, N. and Ludwig, S. 2002. *Deforestation, the timber trade and illegal logging. EC Workshop on Forest Law Enforcement, Governance and Trade*. Brussels. April 22nd~24th, p. 9.

Seneca Creek Associates, LLC and Wood Resources International, LLC. 2004. Illegal Logging and Global Wood Markets: the Competitive Impacts on the U.S Wood Products Industry, Prepared for American Forest and Paper Association.

Sheikh, P. A. 2007. Illegal logging: Background and Issues. Report for Congress, Congressional Research Service, Washington, DC.

Train, K. E. 2003. *Discrete Choice Methods with Simulation.* Cambridge University Press.

Watson, V. and Ryan, M. 2007. "Exploring Preference Anomalies in Double Bounded Contingent Valuation." *Journal of Health Economics.*" vol. 26, pp. 463-482. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2006.10.009

Whitehead J, Haab T, Huang Ju-Chin. 2011. *Preference Data for Environmental Valuation(Combining Revealed and Stated Approaches)*. Routledge.

산림청. 2019. 임업통계연보(2019) <http://forest.go.kr>. 2019년 6월 14일.

Orangutan foundation international. 2018. <https://orangutan.org.>. 2019년 5월 11일.

원고 접수일: 2019년 10월 22일
원고 심사일: 2019년 11월 7일
심사 완료일: 2020년 3월 17일

「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 한국농촌경제연구원이 보유하며, 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 해당한 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(증간 및 폐간) 「농촌경제」를 증간 또는 폐간하고자 할 경우, 편집위원회에서 이를 심의한 후 원장이 최종 결정한다.

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

② 게재 적격으로 판정된 논문이 한 호에 실릴 수 없이 많은 경우 게재 적격으로 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 다룬 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(카피킬러)'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, 국·영문 요약, 서론, 본론, 결론, 참고문헌 등을 충실히 갖추었는가?
8. 윤리규정준수: 제6장(연구윤리)을 준수하였는가?

제26조(심사결과의 처리) ① 심사위원의 판정이 '수정후 재심'인 경우 저자에게 논문의 수정과 심사의견에 대한 답변을 요청하고, 수정된 논문과 답변서를 제출받아 재심을 의뢰한다.

② 심사위원의 의견이 '수정후 게재'인 경우 저자에게 논문의 수정과 심사의견에 대한 답변을 요청하고, 수정된 논문과 답변서를 제출받아 동일한 심사위원이 검토한다.

③ '게재불가'로 판정할 경우 동일 심사위원에게 재심사를 의뢰하지 않는다.

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 최종심으로 한다.

⑥ 편집위원회는 3인의 심사의견을 종합하여 게재여부를 판정하되, 아래 <심사판정표>의 최종 심사평가가 '게재가'나 '수정후 게재' 판정을 받은 논문을 대상으로 한다.

⑦ '게재가'나 '수정후 게재'의 종합판정을 받은 게재대상 논문 중 심사위원 1명이 '게재불가'의 심사의견을 가지고 있다면, 편집위원이 판단하여 필자에게 보완·수정을 요구할 수 있다. 또한 발간일자를 고려하여 다음호 게재 대상으로 미룰 수 있다.

⑧ 게재결정이 내려진 투고원고가 타인의 원고를 표절한 것이거나 이미 다른 학술지에 게재한 사실이 있는 것으로 밝혀진 때에는 게재결정을 취소하며, 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) ①연구부정행위(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 선입견이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 투고 규정 및 심사 규정에 근거하여 공평하게 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 위하거나, 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 적정한 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; 임꺽정 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, 상게서, 전게서, 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 제1호
(통권 182호)

인쇄일 2020. 3. 20. 발행일 2020. 3. 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. 1 | 2020

ARTICLES

An Estimation of Production Coupling Effects of Direct Payments for Rice Farms
_ *Lee Moon-ho, Kim Kwan-soo*

An Impact Assessment of Weather Changes on Yield and Price for Chinese cabbage and Korean radish
_ *Choi Byung-ok, Choi Sun-woo, Lim Hyo-bin*

Consumer Factors Affecting the Gap between Food Price Index and Consumer Sentiment Price
_ *Heo Tae-ho, Hwang Hye-jeong, Lee Sang-hyeon*

An Analysis of Forestry Companies' Willingness to Pay for Forest-certified Timber
_ *Jeon Chul-hyun, Lee Ho-sang, Kim Dong-hyun*

한국농촌경제연구원 www. krei.re.kr
전라남도 나주시 빛가람로 601 우)58321
Tel: 1833-5500 Fax: 061-820-2211

ISSN 1229-8263