궁촌정제

2019 제42권 제1호

논문

농가 유형별 소득 불평등도 분해 _이두영, 박준기, 김미복, 박지연

청년 창업농의 성공적 정착에 미치는 요인 분석 _마상진, 김남훈

계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생효과 분석 _ 조현경, 박윤선, 권오상, 김한호

건강기능식품 원료 규제에 대한 업체의 인식 차이 분석: 개별인정형 제품 보유 여부에 따른 업체구분을 중심으로 _남경수, 하인혜. 안병일

> 정부 정책이 귀농인 가구소득에 미친 효과 분석 _전익수



한국농촌경제연구원



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

충 초 경제 는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다. 농촌경제에는 누구나 자유로이 기고할 수 있습니다.

□ 농촌경제에 접수된 원고를 공정하게	심사하기	위하여	필자와	심사자의
이름을 밝히지 않습니다.				

□ 농촌경제는 이중 기고를 허용하지 않습니다.

원 장 김창길

편집위원장 박 준 기 (한국농촌경제연구원), B. Wade Brorsen(오클라호미주립대)

위 원 김 관 수 (서 울 대 학 교) 심 재 헌(한국농촌경제연구원) 김 승 규 (경 북 대 학 교) 이 상 현(강 원 대 학 교) 김 윤 형(전 남 대 학 교) 장 재 봉(건 국 대 학 교) 김 종 진(한국농촌경제연구원) 전 상 곤(경 상 대 학 교) 김 태 훈(한국농촌경제연구원) 전 익 수(충 북 대 학 교) 박 지 연(한국농촌경제연구원) 정 원 호(부 산 대 학 교) 서 동 희(고 려 대 학 교) 조 재 성(충 남 대 학 교) 성 주 인(한국농촌경제연구원)

安全정제

2019

제42권 제1호

노	므
$\overline{}$	프

- 농가 유형별 소득 불평등도 분해 _이두영, 박준기, 김미복, 박지연
- 청년 창업농의 성공적 정착에 미치는 요인 분석 27 _ 마상진. 김남훈
- 계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생효과 분석 51 조현경, 박윤선, 권오상, 김한호
- 건강기능식품 원료 규제에 대한 업체의 인식 차이 분석: 79 개별인정형 제품 보유 여부에 따른 업체구분을 중심으로 _남경수, 하인혜, 안병일
 - 정부 정책이 귀농인 가구소득에 미친 효과 분석 103 _전익수

한국농촌경제연구원

농가 유형별 소득 불평등도 분해*

이두영** 박준기*** 김미복**** 박지연*****

Keywords

농가소득(farm household income), 소득 불평등(income inequality), 지니계수(Gini coefficient), 소득불평등 요인분해(inequality decomposition), 표준영농규모(standard farm size)

Abstract

This study uses the Gini coefficient to analyze farm household income inequality and decomposes the inequality by farm types during 2008~2017. The Gini coefficient is decomposed into three elements: between-groups, within-groups, and residual term contributions, and the farm households are classified by farm owner's age and standard farm size. This study shows that the Gini coefficient has not changed significantly in the last 10 years. However, the relative contributions of the elements have changed significantly due to the structural change in agriculture: the aging of farm owners and the decrease in farm size per household. Specifically, the relative contribution of small and older farmers to the Gini coefficient has increased over time.

차례

1. 서론

3. 분석 결과

2. 분석 자료와 분석 방법

4. 결론 및 시사점

^{*} 본 논문은 한국농촌경제연구원의 『2017 농업경영체 실태 분석』과 『농업·농촌 정책고도화를 위한 정보지원체계 구축 방안(1/5)』의 일부 내용을 수정 보완하여 작성하였음. 이 연구는 연구자 개인의 관점일 뿐 연구자 소속기관의 관점을 대변하지 않음.

^{**} 한국농촌경제연구원 부연구위원.

^{***} 한국농촌경제연구원 선임연구위원, 교신저자. e-mail: jkpark@krei.re.kr

^{****} 한국농촌경제연구원 연구위원.

^{*****} 한국농촌경제연구원 연구원.

1. 서론

농산물 시장개방이 본격화되고, 고령화가 빠르게 진행되면서 농업 경영의 불안정과 농가소득 불평등 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 농산물의 시장 경쟁이 심화되면서 농가 간 소득격차가 발생하는 것은 불가피하지만, 지나치게 과도한 소득 불평등은 농업의 지속 가능성과 농촌지역경제 활성화 측면에서 부정적 영향을 초래할 수 있다. 즉, 농가소득의 불평등 심화는 농촌 사회의 불안정을 유발하고, 저소득층의 농촌 이탈 요인으로 작용할 수 있다.

이 연구에서는 사회적 문제로 대두되고 있는 소득 불평등 문제를 농가경제에 적용하여 분석하였다. 농가소득 불평등도에 대해서는 다양한 연구들이 수행되었다. 이 연구에서는 불평등도 분석의 대표 지표인 지니계수를 활용하였음에도 농가 유형화 방식에서 연령과 영농규모의 개별적 접근이 아닌 연계방식을 적용하여 농가 특성별 소득 불평등 정도를 비교 분석하였다. 또한 농가 유형별로 농가소득원별 불평등도가 전체 농가소득 불평등도에 어떻게 영향을 주고 있는지를 분석하였다.

농가소득 불평등도 관련 선행연구는 다음과 같이 다수의 연구가 있다. 이병기(2000)는 1991년 부터 1999년까지 지니계수(Gini coefficient)를 이용하여 한국경제 위기 전후 농가소득 불평등도와 요인을 분석하였다. 안동환(2004)은 일반적 엔트로피 방법을 적용하여 농가경제조사와 도시가계조사 자료를 활용하여 그룹별·소득원천별로 소득 불평등도에 대한 기여도를 분석하였다. 박준기외(2004)는 지니계수와 대수편차평균(Mean Log Deviation)을 이용하여 농가소득을 원천별로 분석하고, 농가소득 불평등도의 요인을 일반적 엔트로피(Generalized Entropy) 분석방법을 적용하여 연령별·표준영농규모별로 분석하였다. 정진화외(2012)와 오내원외(2013)는 EGR지수·DER지수·등 양극화지수를 이용하여 소득양극화 정도를 계산하였고, 고갑석(2016)은 2008년부터 2012년까지 지역별·소득원천별로 지니계수의 상대적 기여도를 분석하였다. 우병준외(2018)는 지니계수, 울프슨(Wolfson)지수, 피케티적 접근(Piketty 2014)을 이용하여 농가소득의 불평등도를 분석하였고, 허등용(2018)은 샤플리 값 분해(Shapley value decomposition)를 이용하여 소득원천별로지니계수 기여도를 분석하였다.

선행연구에서는 농가소득의 불평등도가 전반적으로 증가하고 있으며, 소득원천별 소득 불평등도는 높은 편이지만 서로 소득을 보완하는 측면이 있고, 농가소득의 불평등도는 개별항목의 소득

불평등도보다는 낮다는 결과를 보여주었다. 그러나 기존 연구결과들은 주로 농가의 평균적 관점에서 소득원천별로 소득 불평등도를 분석하여 농가의 다양한 특성을 고려하지 못하였다. 또한 농가유형별 소득 불평등도 실태와 유형별 소득 불평등도가 전체 소득 불평등도에 어떻게 영향을 주고 있는지에 대해서는 연구가 부족하였다.

농가 유형화는 농가의 특성별 실태를 파악하기 위해 필수적이다. 이를 위하여 다양한 형태의 농가 유형 구분 방식이 제시되었다. 김수석 외(2005)는 군집분석을 통해 농가를 유형화하였으며, 김한호 외(2012)에서는 의사결정나무 방법을 이용하여 농가를 유형화하였다. 황의식 외(2003, 2013), 김미복 외(2016), 우병준 외(2017, 2018)에서는 표준영농규모와 연령을 활용하여 유형화하였고, 이태호(2016)와 황수철(2018)은 농업총수입과 연령을 이용하여 농가를 유형화하였다. 이 연구에서는 이러한 농가 유형화 방식 중에서 생산 규모와 경영주 특성의 대표 요인으로 주로 활용되어 온 표준영 농규모(최양부 1983)나와 연령을 채택하였다 (황의식 외 2003; 김미복 외 2016; 우병준 외 2017, 2018). 이 연구에서 사용한 표준영농규모와 연령을 통한 유형화는 농가의 기술, 작목, 축종, 영농형태 등 농가의 특성을 모두 반영하는 데 한계점이 존재한다. 하지만 이 연구는 표준영농규모가 최대한 농가의 고정자산(토지, 건물, 기계, 대식물, 대동물) 등 물질적 요소를 영농규모로 변환함으로써 이한계점을 완화한다고 판단한 다수 선행연구의 방식을 따랐다.2

이 연구에서는 경영주 연령과 표준영농규모로 농가를 유형화하고, Lambert and Aronson(1993), 임병인 외(2005), Bellù and Liberati(2006)의 연구에서 제시된 방법으로 그룹(유형)별 지니계수 기여도를 분석하였다. 특히, 그룹 내 지니계수 기여도, 그룹 간 지니계수 기여도, 그리고 그룹 내 지니계수 기여도와 그룹 간 지니계수 기여도로 설명되지 않는 기여도 부분(잔차항)에 대하여도 분석하였다. 또한 기존의 소득원천별 소득 불평등도 분석이나 연령과 영농규모 그룹을 개별적으로 분석한 것에 비해 본 연구에서는 유형화를 통하여 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다. 이를 통

표준영농규모(최양부1983)는 농가의 고정자산(토지 제외, 건물, 기계, 대식물, 대동물)의 가격을 농지가격으로 나누어 경지면적으로 환산한 후 경지면적과 합한 규모의 개념이다. 여기에서는 최양부(1983), 박준기 외(2004), 김미복 외(2016), 우병준 외(2018), 박준기 외(2018) 등에서 사용한 표준영농규모 산출방식을 이용하여 계산하였으며, 표준영농규모는 다음과 같이 정의된다.

SSF(표준영농규모 $)=L_{A}+rac{F_{V}}{L_{P}},$ 여기서 L_{A} 는 농가의 경지면적, F_{V} 는 고정자산평가액, L_{P} 는 전국평균지가를 의미한다.

² 토지 면적만을 기준으로 농가를 유형화할 경우 토지 외 고정자산을 주로 투입하는 축산 및 시설원에 등의 농가 규모가 과소 추계될 수 있어서 본 연구에서는 표준영농규모 개념을 적용하였다. 영농형태별 토지면적과 표준영농규모 간 관계의 일관성 및 안정성 확보 여부를 확인하기 위하여 2009, 2013, 2017년 자료를 분석하였다. 토지면적 대비 표준영농규모 간 차이를 살펴본 결과, 다음 표에서 보는 바와 같이 영농형태별 특성에 따른 편차는 있지만 특정 영농형태의 연도 간 차이는 안정적인 것을 확인할 수 있다.

하여 유형별로 농가소득의 불평등도를 파악하고, 농업구조가 어떻게 변화하고 있는지 세밀하게 분석할 수 있다.

2. 분석 자료와 분석 방법

2.1. 분석 자료

농가의 소득 실태를 파악하기 위하여, 통계청에서 매년 조사하는 농가경제조사 원자료를 사용하였다. 3 분석기간은 2008년부터 2017년까지 10년간의 명목소득 자료를 이용하였다. 그런데 농가경제조사는 2,600개의 표본가구를 5년마다 교체하고, 이 연구의 분석대상 기간 중 2013년에 표본교체가 이루어졌다. 농가경제조사의 표본교체 시 소득의 연속성이 고려되지만, 2008년부터 2012년 분석 결과와 2013년부터 2017년까지의 분석 결과를 구분하여 해석하였다. 2014년부터 농가경제조사에 단독가구를 나타내가 위한 가중치가 사용되었지만, 자료의 일관성을 위하여 이 연구에서는 2인 가구 이상을 대상으로 분석하였다. 마지막으로 농가소득이 음의 값을 가지는 문제에 대해서는 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development)의 분배지표 계

<영농형태별 평균 토지면적과 표준영농규모>

단위: ha

	구분	평균	논벼	과수	채소	특용 작물	화훼	일반 밭작물	축산	기타	2종 겸업
2009	토지면적	1.2	1.6	1.7	1.1	1.5	1.9	1.0	1.3	1.2	0.9
2009	표준영농규모	2.1	2.6	2.4	2.0	3.0	2.3	1.8	2.6	2.0	1.4
2013	토지면적	1.1	1.4	1.8	1.0	1.3	0.6	0.9	1.6	1.2	0.7
2013	표준영농규모	2.0	2.7	2.6	1.7	1.5	1.7	1.9	4.7	3.2	1.2
2017	토지면적	1.1	1.3	1.2	1.1	1.5	0.8	1.1	1.7	1.5	0.7
2017	표준영농규모	1.8	2.6	1.8	1.6	1.6	1.4	2.0	3.3	2.5	1.2

자료: 통계청 MDIS, 농가경제조사.

³ 농가경제조사는 농가경제의 실태를 파악하여 농업정책 수립, 농업경영개선, 농업문제 연구 등을 수행하려는 이용자에게 정보 제공을 목적으로 하며, 농가수지·부채·자산 등의 정보를 제공한다(통계청 2016).

산방법에 따라 농가소득(=농업소득+농외소득+이전소득+비경상소득) 항목별로 음수를 0으로 처리한 후 합해서 계산하였다(홍민기 2016).4

2.2. 분석 방법

소득 불평등도 분석을 위하여 이 연구에서는 지니계수(Gini coefficient)를 사용하였다. 울프슨 (Wolfson)지수, 대수편차평균(Mean Log Deviation), EGR지수, DER지수, FW지수 등 여러 분석 방법이 존재하지만, 농가 유형별 그룹 간, 그룹 내, 잔차(그룹 간과 그룹 외로 설명되지 않는 부분)를 통한 소득 불평등도 분석을 위하여 지니계수를 이용하였다. 지니계수는 다음과 같이 정의한다.

지니계수
$$= \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{n} \displaystyle\sum_{j=1}^{n} |y_i - y_j|}{\displaystyle2 \displaystyle\sum_{i=1}^{n} \displaystyle\sum_{j=1}^{n} y_j} = \frac{\displaystyle\sum_{i=1}^{n} \displaystyle\sum_{j=1}^{n} |y_i - y_j|}{\displaystyle2 n \displaystyle\sum_{j=1}^{n} y_j},$$

여기서 y_i 는 농가(i)의 소득, n은 전체 농가의 수, μ 는 전체 농가의 평균소득을 의미한다. 지니계 수는 소득 불평등 정도에 따라 0과 1 사이의 값을 가지며, 그 값이 1이면 완전불평등한 경우를 의미하고, 그 값이 0이면 모든 구성원의 소득이 동일한 완전 평등한 상태를 의미한다. USRISD(2013)은 보통 지니계수의 값이 0.4가 넘으면 불평등도가 높은 상태라 평가하는데 이 연구에서는 이러한 해석을 따랐다.

이 연구는 지니계수의 그룹별 기여도 분해를 위하여 Lambert and Aronson(1993), 임병인 외(2005), Bellù and Liberati(2006)에 제시된 그룹별 지니계수 분해방법을 사용한다. 지니계수는 다음과 같이 분해(Decomposition)될 수 있다.

$$G = G_B + G_W + R = G_B + \sum a_k G_k + R,$$

여기서 G는 지니계수를 의미하고, G_B 는 그룹 간 지니계수를 의미한다. G_W 는 그룹 내 지니계수를 의미하며, G_k 는 각 그룹의 지니계수를 의미한다. k=1,2,...,m으로 m개의 전체 농가 내 그룹 개수를 의미한다. R은 잔차항으로 그룹 간 소득이 겹치는 것으로 인하여 발생하는 그룹 내 지니계

^{4 2008}년부터 2017년까지 소득원천별 농가소득 동향은 부표 1을 참고하기 바란다.

수와 그룹 간 지니계수로 설명되지 않는 부분을 의미한다.

그룹을 이용한 지니계수 분해는 직관적으로 다음과 같이 설명될 수 있다. 먼저 표본 전체의 지니계수는 각 그룹의 인구비중과 소득에 따라 각 그룹의 가중 지니계수의 합($\sum a_k G_k$)과 각 그룹의 평균소득과 전체 평균소득의 차이로 인해 발생하는 그룹 간 지니계수(G_B)의 합으로 표현될 수 있다. 마지막으로 그룹 간 소득이 겹쳐지는 부분으로 인해 발생하는 잔차(R)를 고려한다. 유형에 따른 농가의 구분은 소득에 따른 구분이 아니기 때문에, 그룹 간 평균소득이 서로 다르더라도, 평균소득이 낮은 그룹의 가장 높은 가구소득이 평균소득이 그보다 높은 다른 집단의 가장 낮은 가구소득보다 높아서 소득이 집단 간 겹치는 상황이 발생할 수 있고, 이를 고려한 것이 잔차항이다. 따라서 잔차항의 값이 클수록 그룹 간 소득의 범위가 겹치는 부분이 많다는 것을 의미하고, 잔차항의 값이 0이면, 그룹에 따라 가구소득의 높고 낮음이 명확함을 의미한다.

지니계수 분해는 수학적으로 다음의 과정을 통해 계산된다(Lambert and Aronson 1993; 임병인외 2005). 여기에서는 세 개의 부분 집단(m=3)으로 이루어진 전체 집단을 가정한다. 지니계수는 기하학적으로 소득이 낮은 가구부터 높은 가구 순으로 정렬하였을 때, 완전평등선(OA)과 로렌츠 곡선(Lorenz curve, L(q))과의 차이 면적을 완전평등선의 삼각형 면적(OA1)으로 나누어 준 값을 의미한다.

그러나 전체 집단이 세 개의 부분 집단으로 나누어졌을 때, 각 집단을 소득이 낮은 가구부터 높은 가구로 정렬하면 소득의 분포는 $C(\mathbf{q})$ 의 곡선으로 이루어지며, 각 집단의 완전평등분배는 $L_B(q)$ 처럼 표현되어 로렌츠 곡선과는 차이가 있다. 여기에서 각 집단의 평균은 각각 $\mu_1 \leq \mu_2 \leq \mu_3$ 로 표현되어 전체 평균 μ 와 차이를 보인다.5

<그림 1>을 이용하여 지니계수를 계산하였을 때, 지니계수의 면적은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{split} G &= G_B + \sum a_k G_k + R = 2 \int_0^1 [q - L(q)] dq \\ &= 2 \int_0^1 [q - L_B(q)] dq + 2 \int_0^1 [L_B(q) - C(q)] dq + 2 \int_0^1 [C(q) - L(q)] dq \end{split}$$

이를 통하여 지니계수 분해식 각 항의 값을 도출하기 위해, 먼저 지니계수(G)의 값을 계산하고,

⁵ Lambert and Aronson(1993)는 계산과 이해의 편의를 위해 일반성을 잃지 않는 범위에서 가구 수의 합과 가구소득의 합을 각각 1로 변환하여 계산하였다.

그 다음에 각 그룹의 가구를 그 그룹의 평균소득으로 대체하여 그룹 간 지니계수 (G_B) 를 계산한다. 그리고 구간별 가중치 $(\sum_{N^2\mu}^{N_k^2\mu_k}G_k)$ 를 고려한 그룹 내 지니계수 (G_W) 를 계산하고, 마지막으로 항등식의 원리에 따라 잔차(R)를 계산한다.6

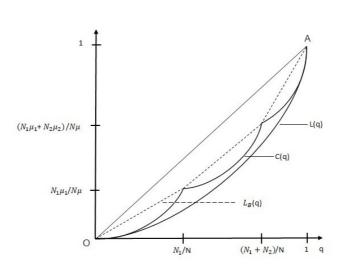


그림 1. 지니계수 분해

자료: Lambert and Aronson(1993).

3. 분석 결과

이 장에서는 연령과 표준영농규모를 이용한 네 가지 유형별 소득 불평등도 분석 결과를 제시하였다. 먼저 연령과 표준영농규모를 개별적으로 고려한 소득 불평등도를 살펴보고, 이를 바탕으로 농가 유형화를 통한 소득 불평등도를 분석하였다.

농가의 유형화를 위하여 이 연구에서는 앞에서 언급한 바와 같이 표준영농규모와 연령을 사용한

⁶ 잔차(R)를 계산하는 과정 중 지니계수(G)의 값, 그룹 간 지니계수(G_B)의 값, 그룹 내 지니계수(G_W)의 값을 구하는 순서는 무방하다. 자세한 증명과정은 Lambert and Aronson(1993)을 참고하기 바란다.

8 동李컵제 제42권 제1호

다. 구분 기준은 선행연구에서 사용한 표준영농규모 2ha와 경영주 연령 65세 이상을 사용한다(김 미복 외 2016; 우병준 외 2017, 2018; 박준기 외 2018).

경영주 연령 65세 미만은 청장년농가, 65세 이상은 고령 농가로 구분하고, 표준영농규모 2ha 미만은 소농, 2ha 이상은 중대농으로 구분한다. <그림 2>에서와 같이 전체 농가를 청장년 소농(65세 미만, 2ha 미만), 청장년 중대농(65세 미만, 2ha 이상), 고령 소농(65세 이상, 2ha 미만), 고령 중대 농(65세 이상, 2ha 이상) 등 네 개의 그룹으로 유형화하였다.7

 고룹 3:
 그룹 4:

 고령 소농
 고령 중대농

 연령
 그룹 1:

 청장년 소농
 청장년 중대농

 표준영농규모

그림 2. 표준영농규모와 경영주 연령을 고려한 유형화

자료: 박준기 외(2018) 참고.

3.1. 연령별 소득 불평등도 분석

< 표 1>은 연령별 지니계수 기여도를 분석한 표이다. <표 1>은 2008년부터 2017년 까지 연도별로 경영주 연령 구분별 인구 구성비, 평균연령, 평균소득, 연령별 평균 농가소득, 전체 지니계수, 그룹 지니계수를 보여준다. 또한 <표 1>은 상대적 그룹 내 지니계수 기여도, 그룹 간 지니계수 기여도, 잔차(그룹 내 지니계수 기여도와 그룹 간 지니계수 기여도로 설명되지 않는 부분)를 통해 각 그룹을 이용한 지니계수 분석을 보여준다. 상대적 기여도는 전체 지니계수의 값에서 각 그룹을 이용

⁷ 이 연구에서는 소농과 중대농, 청장년농과 고령농의 기준을 기본적으로 선행연구에서 분류한 방식을 차용하였다. 이러한 연구에서 65세와 표준영농규모 2ha를 기준으로 농가를 분류한 이유는 농가의 특성에 변화가 발생하기 때문이다. 65세 전후를 기준으로 경영 규모의 확대보다는 경영규모의 축소가 이루어지며, 표준영농규모 2ha를 기준으로 농업소득의 비중이 다른 소득보다 높아지고 전문 성이 증가한다. 이러한 기준은 경영주의 건강수준 향상과 농업의 수익성 변화에 따라 향후 변화할 수 있다.

한 지니계수가 차지하는 비중을 의미하며 그 합은 1이다.

농가소득의 지니계수는 2008년 0.39에서 2012년 0.43으로 다소 증가하는 추세를 보이다가, 2013년 이후로 0.41 수준을 유지하여 높은 수준을 유지하고 있다. 따라서 전체 농가의 농가소득 불평등도는 최근 큰 변화를 보이지 않는다.

연령별 지니계수 기여도 결과는 살펴보면, 65세 미만 농가(청장년 농가)의 청장년 농가의 지니계수는 분석기간 동안 큰 변화를 보이지 않는다. 청장년 농가의 지니계수는 2008년 0.38에서 표본이 바뀌는 2013년 0.37이고, 2017년은 0.38로 큰 변화를 보이지 않는다. 한편, 경영주 연령 65세이상 농가(고령 농가)의 지니계수는 2008년 0.36에서 2012년 0.41로 증가하였지만, 2013년 0.38에서 2017년 0.37로 낮아져 전체적으로 큰 변화를 보이지 않고 있다. 전체 농가의 농가소득 불평등도가 큰 변화를 보이지 않는 것처럼 청장년 농가와 고령 농가의 농가소득 불평등도도 각각 큰 변화가 없다. 하지만 청장년 농가와 고령 농가 각각의 그룹 지니계수보다 전체 지니계수의 값이 높은 것은 각각의 그룹 지니계수로는 전체 지니계수를 모두 설명할 수 없음을 보여준다.

< 표 1>의 결과는 지니계수의 기여도 측면에서 지난 기간 변화가 있음을 보여준다. 청장년 농가의 전체 지니계수에 대한 기여도는 감소하고 고령 농가의 기여도는 증가하였다. 2008년 청장년 농가의 전체 농가의 지니계수에 대한 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 0.26이었으나 2012년에는 0.16으로 감소하였다. 그리고 2013년 상대적 기여도는 0.23에서 2017년 0.13으로 감소하였다. 반면에 2008년 고령 농가의 그룹 내 지니계수 상대적 기여도는 0.20에서 2012년 0.31로 증가하였다. 그리고 2013년 상대적 기여도는 0.21에서 2017년 0.33으로 증가하였다.

이러한 결과는 고령화에 따른 고령 농가의 상대적 비중 증가를 요인으로 볼 수 있다. 농가경제조 사를 이용한 농가의 평균연령은 2008년 63.9세에서 2017년 68.9세로 상승하였다. 그 결과 2008년 청장년 농가와 고령 농가의 인구 구성비는 각각 0.47과 0.53이었는데 2017년 각각 0.31과 0.69로 변화하였다. 이는 고령 농가의 평균소득이 전체 평균소득보다 낮지만 인구 비중의 증가 효과가 더 커서 그룹 내 지니계수의 기여도가 증가하였음을 알 수 있다.

그룹 간지니계수의 상대적 기여도 또한 지난 기간 변화를 보인다. 2008년 그룹 간지니계수의 상대적 기여도 0.30에서 2012년 0.32로 증가하였고, 2013년 0.37에서 2017년 0.38로 증가하였다. 이는 농가의 평균소득은 증가하고 있지만 고령농의 소득은 정체하여 평균소득과 고령농가의 소득 격차가 확대되었기 때문이다. 하지만 최근 전체 농가의 지니계수가 큰 변화가 없는 것과 그룹 간 지니

계수의 기여도 또한 큰 변화가 없는 것은 고령농의 비중 증가와 고령 농가와 평균 농가의 소득 격차가 감소함이 원인으로 파악된다. 따라서 향후 고령농의 비중이 추가적으로 증가하면 농가소득의 지니계수는 오히려 그룹 간 지니계수의 기여도의 하락으로 감소할 수 있음을 시사한다.

표 1. 연령별 지니계수 기여도

단위: 세, 천 원

연도	경영주	인구	교그어려	평균	그룹	기니게스	그룹	ć	상대적 기여도	TI AI, 2 E
인포	연령	구성비	평균연령	소득	평균소득	지니계수	지니계수	그룹 내	그룹 간	잔차항
2008	65세 미만	0.47	63.9	30,521	39,134	0.39	0.38	0.26	0.30	0.23
2000	65세 이상	0.53	03.3	30,321	24,124	0.55	0.36	0.20	0.30	0.23
2009	65세 미만	0.44	64.7	30,814	42,041	0.40	0.37	0.24	0.37	0.18
	65세 이상	0.56	04.7	30,014	23,046	0.40	0.36	0.21	0.37	0.10
2010	65세 미만	0.42	65.4	32,121	45,276	0.42	0.39	0.23	0.37	0.18
2010	65세 이상	0.58	05.4	52,121	24,289	0.42	0.38	0.22	0.37	0.10
2011	65세 미만	0.39	66.2	30,148	43,979	0.42	0.39	0.19	0.35	0.20
	65세 이상	0.61	00.2	30,140	24,223	0.42	0.39	0.26	0.55	0.20
2012	65세 미만	0.36	67.1	31,031	45,345	0.43	0.38	0.16	0.32	0.21
2012	65세 이상	0.64	07.1	31,031	25,744	0.43	0.41	0.31	0.02	U.Z.I
2013	65세 미만	0.44	65.7	34,524	47,801	0.41	0.37	0.23	0.37	0.18
2013	65세 이상	0.56	03.7	34,324	25,950	0.41	0.38	0.21	0.57	0.18
2014	65세 미만	0.40	66.7	34,950	50,612	0.42	0.39	0.21	0.38	0.18
2014	65세 이상	0.60	00.7	34,330	26,640	0.42	0.37	0.24	0.30	0.10
2015	65세 미만	0.37	67.4	37,215	54,530	0.41	0.39	0.18	0.38	0.17
2013	65세 이상	0.63	07.4	37,213	28,677	0.41	0.37	0.27	0.30	0.17
2016	65세 미만	0.33	68.3	37,197	56,734	0.41	0.38	0.15	0.39	0.15
2010	65세 이상	0.67	00.3	37,197	29,228	0.41	0.37	0.30	0.39	0.15
2017	65세 미만	0.31	68.9		58,958	0.41	0.38 0.13	0.38	0.16	
2017	65세 이상	0.69	00.9	30,239	30,652	0.41	0.37	0.33	0.36	0.10

주: 명목소득 기준임.

자료: 통계청 MDIS(mdis.kostat.go.kr).

잔차항의 기여도는 2008년 0.23에서 2012년 0.21로 감소하였고, 2013년 0.18에서 2017년 0.16 으로 감소하여 그룹 내 지니계수의 기여도와 그룹 간 지니계수의 기여도에 비하여 전체 지니계수에 기여하는 바가 낮은 편이다. 시간의 흐름에 따라 연령에 따른 소득의 차이가 나타나 소득의 겹침이 상대적으로 작아지고 있음을 보여준다.

3.2. 표준영농규모별 소득 불평등도 분석

< 포 2>는 표준영농규모별 지니계수 기여도를 분석한 표이다. < 포 2>는 각 연도별로 표준영농 규모 구분별 인구 구성비, 평균 표준영농규모, 평균소득, 표준영농규모별 농가소득, 전체 지니계수, 그룹 지니계수를 보여준다. <표 2> 또한 < 표 1>에서와 같이 상대적 그룹 내 지니계수 기여도, 그룹 간 지니계수 기여도, 잔차의 기여도를 제시한다.

2ha 미만 농가(소농)의 지니계수는 2008년 0.37에서 2012년 0.40으로 증가하였고, 2013년 0.40에서 2017년 0.39로 다소 감소하였다. 2ha 이상 농가(중대농)의 지니계수는 2008년 0.40에서 2012년 0.43으로 증가하였고, 2013년 0.39에서 2017년 0.41로 다소 증가하였다. 전체적으로 소농과 중대농의 2008년과 2017년 지니계수의 차이가 크지 않다. 그리고 분석기간 동안 소농의 그룹 지니계수는 전체 농가의 지니계수보다 낮은 기간이 많고, 중대농의 그룹 지니계수는 전체 분석기간 동안 전체 농가의 지니계수보다 같거나 높은 기간이 많다. 또한 소농의 지니계수는 분석기간 동안 중대농의지니계수보다 변동 정도가 작은 편임을 알 수 있다. 이러한 연구 결과는 중대농 간 소득의 차이가 소농보다 큰 편이고 중대농 간 연간 소득 차이의 변화가 소농보다 큰 편임을 보여준다.

< 포 2>의 결과는 지니계수의 상대적 기여도가 분석기간 동안 변화가 있음을 보여준다. 2008년 2ha 미만 농가(소농)의 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 0.35에서 2012년 0.38로 다소 증가하였고, 2013년 0.43에서 2017년 0.47로 증가하였다. 반면 2ha 이상 농가(중대농)의 지니계수 상대적 기여도는 2008년 0.15에서 2017년 0.09로 감소하였다. 이러한 현상의 요인으로 농가의 표준영 농규모 감소가 있다. 이 기간 동안 농가의 평균 표준영농규모는 2008년 2.0ha에서 2017년 1.8ha로 감소하였다.8 농가의 영농규모가 확대되지 않고 오히려 최근 들어 감소하는 현상을 보이고 있다. 그 결과 2008년 표준영농규모 기준 소농과 중대농의 인구구성비는 0.67과 0.33에서 2017년 0.75와 0.25로 변화하였다. 소농의 비중은 증가하고 중대농의 비중이 감소하여 중대농의 평균 대비 높은 소득에도 그룹 내 기여도가 감소하였다.

⁸ 농가의 표준영농규모 감소 요인으로는 경지면적의 감소와 농지가격의 상승이 있다. 통계청 농가경제조사에 따르면 농가의 평균 경지면적은 2008년 13,725㎡에서 2017년 12,546㎡으로 감소하였고, 농가의 경지면적당(㎡) 가격 평가액은 2008년 14.4천 원/㎡에서 2017년 22.4천 원/㎡으로 증가하였다.

표 2. 표준영농규모별 지니계수 기여도

단위: ha, 천 원

МE	표준	인구	평균표준	겁기시드	그룹	지니	그룹	ć	상대적 기여도	Ē	
연도	영농규모	구성비	영농규모	평균소득	평균소득	계수	지니계수	그룹 내	그룹 간	잔차항	
2008	2ha 미만	0.67	2.0	30,521	26,467	0.39	0.37	0.35	0.25	0.25	
2000	2ha 이상	0.33	2.0	30,321	40,418	0.55	0.40	0.15	0.23	0.25	
2009	2ha 미만	0.66	2.1	30,814	26,614	0.40	0.38	0.35	0.25	0.25	
	2ha 이상	0.34	2.1	30,014	40,871	0.40	0.40	0.15	0.23	0.25	
2010	2ha 미만	0.67	2.0	32,121	27,756	0.42	0.39	0.35	0.26	0.24	
	2ha 이상	0.33	2.0	52,121	44,243	0.42	0.43	0.15	0.20	0.24	
2011	2ha 미만	0.65	2.1	30,148	26,955	0.42	0.40	0.34	0.24	0.26	
	2ha 이상	0.35	2.1	30,140	41,308	0.42	0.42	0.16	0.24	0.20	
2012	2ha 미만	0.68	2.0	31,031	27,890	0.43	0.40	0.38	0.24	0.25	
	2ha 이상	0.32	2.0	31,031	43,164		0.43	0.13	0.24	0.20	
2013	2ha 미만	0.70	2.0	34,524	31,351	0.41	0.40	0.43	0.20	0.26	
2013	2ha 이상	0.30	2.0	34,324	45,575	0.41	0.39	0.11	0.20	0.26	
2014	2ha 미만	0.70	2.0	34,950	31,322	0.42	0.40	0.40	0.22	0.26	
2014	2ha 이상	0.30	2.0	34,330	47,408	0.42	0.43	0.12	0.22	0.20	
2015	2ha 미만	0.72	1.9	37,215	32,617	0.41	0.38	0.41	0.25	0.22	
2013	2ha 이상	0.28	1.5	57,215	52,601	0.41	0.43	0.11	0.23	0.22	
2016	2ha 미만	0.74	1.8	37,197	34,032	0.41	0.39	0.45	0.21	0.24	
2010	2ha 이상	0.26	1.0	57,137	50,681	0.41	0.42	0.10	0.21	0.24	
2017	2ha 미만	0.75	1.8	38,239	34,783	0.41	0.39	0.47	0.22	0.23	
2017	2ha 이상	0.25	1.0	30,233	53,351	0.41	0.41	0.09	0.22	0.23	

주: 명목소득 기준임.

자료: 통계청 MDIS(mdis.kostat.go.kr).

그룹 간지니계수의 상대적 기여도 또한 지난 기간 변화를 보인다. 2008년 그룹 간지니계수의 상대적 기여도는 0.25에서 2017년 0.22로 다소 감소하였다. 그리고 <표 1>에서 살펴본 연령별 지니계수의 그룹 간 기여도에 비하여 낮은 비중을 보인다. 이는 연령별 구분에 의한 평균소득 차이가 표준영농별 구분에 의한 평균소득 차이보다 크기 때문이다. 또한 평균 농가소득과 격차가 작은 소농의 비중 증가와 평균 농가소득과 격차가 큰 중대농의 비중 감소로 인하여 발생한 것으로 판단된다.

잔차항의 2008년 기여도는 0.25에서 2017년 0.23으로 다소 감소하였다. 잔차항의 기여도가 <표 1>에서의 잔차항보다 높다는 점은 표준영농규모로 구분한 농가의 소득 겹침 정도가 연령을 기준으로 한 농가의 소득 겹침 정도보다는 크다는 것을 보여준다. 이는 농가의 농외소득 비중 등의 증가로 표준영농규모는 작지만 높은 소득을 얻고 있는 농가가 많은 것과 연관된 것으로 판단된다.

3.3. 농가 유형별 소득 불평등도 분석

< 표 3>은 농가 유형별 지니계수 기여도를 분석한 표이다. <표 3>은 각 연도별로 유형별 인구 구성비, 평균소득, 유형별 농가소득, 전체 지니계수, 그룹 지니계수, 상대적 그룹 내 지니계수 기여도, 그룹 간 지니계수 기여도, 잔차의 기여도 분석 결과를 보여준다.

청장년소농, 청장년중대농, 고령소농의 지니계수는 2008년 각각 0.35, 0.40, 0.35에서 2017년 0.35, 0.40, 0.35로 큰 변화를 보이지 않는다. 고령중대농의 지니계수는 2008년 0.35에서 2017년 0.37로 약간 증가하였다. 같은 연령대에서 소농보다는 중대농의 지니계수가 높으며, 중대농의 지니계수 변동이 소농보다 높은 모습을 보인다. 또한 유형별 각 그룹의 지니계수보다 전체 지니계수의 값이 높은 경우가 많다. 이는 유형별 농가소득 격차가 전체 농가의 소득 격차보다 작음을 보여준다. 하지만 청장년중대농의 농가소득 격차는 상대적으로 다른 유형의 농가보다 크다는 특징을 가지고 있다.

유형별 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 분석기간 동안 변화를 보인다. 이는 앞에서 제시한 바와 같이 유형별 인구 비중의 변화에 따른 결과로 판단된다. 청장년소농 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 2008년 0.07에서 2017년 0.05로 감소하였다. 같은 기간 청장년소농의 인구 비중은 2008년 0.26에서 2017년 0.21로 감소하였다. 청장년중대농의 전체 지니계수에 대한 그룹 내 상대적 기여도는 2008년 0.06에서 2017년 0.02로 감소하였으며, 인구구성비 또한 2008년 0.20에서 2017년 0.10으로 감소하였다. 반면에 고령소농의 2008년 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 0.10이었지만 2017년 0.17로 증가하였고, 인구 비중은 2008년 0.40에서 2017년 0.54로 증가하였다. 고령중대농의 그룹 내 지니계수의 상대적 기여도는 2008년 0.02에서 2017년 0.02로 큰 변화를 보이지 않고 있다. 이 기간 동안 고령중대농의 인구 비중은 2008년 0.13에서 2017년 0.15로 약간증가하였다. 이러한 결과는 청장년중대농이 상대적으로 높은 지니계수를 보이지만 인구 비중의 감소로 농가 전체의 지니계수 증가에는 큰 영향을 주지 못하고 있음을 보여준다.

유형 간 상대적 기여도 또한 변화가 있음을 보여준다. 그룹 간 지니계수의 상대적 기여도는 2008 년 0.40에서 2017년 0.47로 높은 비중을 차지하고 있다. 이는 농가 유형이 증가함에 따라 그룹 내

지니계수 기여도 값은 감소하지만, 전체 소득 평균과 유형별 소득 평균 차이가 세분화됨에 따라 발생하는 것으로 판단된다.

유형별 지니계수 분석의 잔차 또한 분석기간 동안 변화를 보인다. 그룹 내 지니계수와 그룹 간 지니계수로 설명되지 않는 잔차는 2008년 0.36에서 2012년 0.33으로 감소하였고, 2013년 0.30에서 2017년 0.27로 감소하였다. 이는 유형별 소득이 겹치는 부분의 정도가 과거에 비해 최근 감소하여 유형별로 소득의 차이가 뚜렷해지고 있음을 보여준다. 이러한 현상은 고령소농의 비중 증가로 인하여 농가소득의 겹치는 부분이 감소했기 때문인 것으로 판단된다.

지니계수 분석 결과는 지난 10년간 유형별 기여도에 변화가 있음을 보여준다. 2008년부터 2012년 사이 전체 농가의 지니계수 증가는 고령농의 그룹 지니계수 증가, 고령소농의 그룹 내 기여도 증가, 잔차항의 감소로 발생하였다. 하지만 2013년부터 2017년 사이 농가 전체 지니계수가 큰 변화없이 유지되는 것은 농가의 유형별 비중이 유지된 상황에서 유형 간 소득 불균형이 완화된 것이 아닌 농가의 고령소농화에 있음을 보여준다. 고령소농의 그룹 지니계수가 2013년 0.38에서 2017년 0.35로 감소하였고, 기여도는 0.11에서 0.17로 증가하였다. 이 과정에서 유형별 소득 차이로 인한 기여도는 0.45에서 0.47로 약간 증가하였고, 유형별 소득의 겹침(잔차항)은 약간 감소하였다. 이러한 결과는 향후 고령소농의 증가가 지속되면 전체 농가의 지니계수가 고령소농의 지니계수에 더욱 크게 영향을 받을 수 있음을 보여준다. 그리고 유형 간소득의 차이 또한소득 불평등도에 중요한 요소로 작용할 수 있음을 제시한다. 한편으로 농가의 고령소농화가 상당히 진행된 상황에서는 높은소득을 올리고 있는 소수의 농가 유형으로 인하여 전체 농가의 소득 불평등도가 고령소농의 소득 불평등도보다 높다. 2017년 고령소농의 비중은 전체의 54%이고 그룹 지니계수는 0.35이지만 농가 전체의 지니계수는 이보다 높은 0.41이다. 따라서 농가의 소득 불평등도를 관점에 따라 다르게 이해할 수 있다.

표 3. 유형별 지니계수 기여도

단위: 천 원

		017		72		72	,	상대적 기여5	단위: 선 원 =
연도	유형	인구 구성비	평균소득	그룹 평균소득	지니계수	그룹 지니계수	그룹 내	그룹 간	잔차항
	청장년소농	0.26		33,521		0.35	0.07		
0000	청장년중대농	0.20	00 504	46,434		0.40	0.06	0.40	0.00
2008	고령소농	0.40	30,521	21,837	0.39	0.35	0.10	0.40	0.36
	고령중대농	0.13		31,123		0.35	0.02		
-	청장년소농	0.24		36,116		0.35	0.06		
0000	청장년중대농	0.20	00.014	49,333	0.40	0.38	0.06	0.40	0.01
2009	고령소농	0.42	30,814	21,104	0.40	0.36	0.10	0.46	0.31
	고령중대농	0.14		28,884		0.36	0.02		
	청장년소농	0.24		37,877		0.34	0.05		
2010	청장년중대농	0.18	20 101	54,877	0.42	0.41	0.06	0.46	0.30
2010	고령소농	0.43	32,121	22,129	0.42	0.37	0.11	0.46	0.30
	고령중대농	0.15	1	30,706		0.40	0.02		
	청장년소농	0.22		38,163		0.36	0.05		
2011	청장년중대농	0.17	30,148	51,151	0.42	0.41	0.05	0.44	0.32
2011	고령소농	0.44	30,140	21,442	0.42	0.38	0.11	0.44	0.32
	고령중대농	0.17		31,308		0.39	0.03		
	청장년소농	0.21		39,003		0.35	0.04		
2012	청장년중대농	0.15	31,031	53,967	0.43	0.40	0.04	0.41	0.22
2012	고령소농	0.48		23,126		0.39	0.15		0.33
	고령중대농	0.17		33,315		0.43	0.03		
	청장년소농	0.28		43,153		0.36	0.08	0.45	0.30
2013	청장년중대농	0.16	34,524	56,121	0.41	0.37	0.04		
2013	고령소농	0.42	34,324	23,487	0.41	0.38	0.11		
	고령중대농	0.14		33,516		0.36	0.02		
	청장년소농	0.25		44,567		0.36	0.07		
2014	청장년중대농	0.14	34.950	61,260	0.42	0.42	0.03	0.47	0.30
2014	고령소농	0.44	04,000	23,758	0.42	0.36	0.11	0.47	0.50
	고령중대농	0.16		34,759		0.37	0.02		
	청장년소농	0.24		46,180		0.35	0.06		
2015	청장년중대농	0.12	37,215	70,864	0.41	0.41	0.03	0.48	0.28
2010	고령소농	0.48	07,210	25,700	0.11	0.35	0.13	0.10	0.20
	고령중대농	0.15		37,880		0.38	0.02		
	청장년소농	0.23		51,609		0.35	0.06		
2016	청장년중대농	0.11	37.197	67,609	0.41	0.41	0.02	0.48	0.27
2010	고령소농	0.51	37,197 26,	26,158	0.11	0.34	0.15	0.10	0.57
	고령중대농	0.16		39,141		0.39	0.02		
	청장년소농	0.21		52,416		0.35	0.05		
2017	청장년중대농 0.10 38 23	38,239	73,181	0.41	0.40	0.02	0.47	0.27	
2011	고령소농	0.54	00,200	27,777	0.11	0.35	0.17	0.47	0.27
	고령소농 0.54 고령중대농 0.15		40,694		0.37	0.02			

주: 명목소득 기준임.

16 놓추경제 제42권 제1호

추가적으로 <부표 2>, <부표 3>, <부표 4>, <부표 5>는 유형별 농업소득, 농외소득, 이전소득, 비경상소득의 지니계수 기여도를 분석한 표이다.9 2017년 농업소득, 농외소득, 이전소득, 비경상 소득의 지니계수는 각각 0.76, 0.68, 0.44, 0.64이며, 각 원천별 소득의 지니계수는 농가소득의 지 니계수(0.41)보다 높은 수준이다. 이는 각 소득이 서로 보완하며 불평등을 완화하는 방향으로 작용 하고 있음을 보여준다. 그런데 농업소득의 지니계수는 다른 소득의 지니계수와 달리 분석기간 동안 소득 불평등도가 심화되고 있다. 청장년중대농을 제외한 청장년소농, 고령소농, 고령중대농의 지 니계수가 상승하고 있으며, 평균소득과 유형 간 소득 차이로 인한 그룹 간 지니계수 기여도가 큰 비 중을 차지하고 있다. 2008년 고령소농의 농업소득에 대한 그룹 지니계수는 0.53에서 2017년 0.68 로 증가하였고. 기여도는 0.07에서 0.13으로 증가하였다. 하지만 고령소농의 2008년 이전소득에 대한 그룹 지니계수는 0.48에서 2017년 0.36으로 감소하였으며, 기여도는 0.17에서 0.24로 증가하 였다. 비경상소득은 비슷한 결과를 보여주고 있으며, 농외소득은 그룹 지니계수에 큰 변화가 없지. 만 기여도는 증가하는 모습을 보여준다. 이러한 결과는 농가소득에서 농업소득의 비중 감소와 다른 소득의 불평등 완화 효과로 농가소득 전체의 불평등도가 최근 유지되고 있음을 보여주며, 농업소득 만으로는 농가소득 불평등도 완화와 소득의 안정성을 이루는 것이 쉽지 않음을 시사한다. 또한 고 령소농의 농업소득 지니계수가 악화되는 모습은 고령소농 간에도 농업의 효율성 차이가 높은 편임 을 보여준다.

4. 결론 및 시사점

이 연구는 연령과 표준영농규모를 이용하여 농가를 유형화하고, 소득 불평등 분석 결과를 도출하였다. 구체적으로는 지니계수를 활용하여 2008년부터 2017년까지 불평등도를 농가 유형별로 분석하고, 유형별 그룹 내 지니계수, 그룹 간 지니계수, 그리고 그룹 내와 그룹 간으로 설명되지 않는 부분(잔차)의 지니계수가 전체 지니계수에 기여하는 정도를 분석하였다.

⁹ 소득원천별 기여도 분석은 기존의 연구에서 많이 제시되어 있고, 이 연구는 소득 불평등도의 농가 유형별 기여도 분석을 목적으로 하기 때문에 소득원천별 결과는 부표로 제시하였다.

분석기간 동안 농가소득원별 전체 지니계수는 2008년에서 2012년 사이 증가하다가 최근 들어 큰 변화 없이 높은 수준을 유지하고 있다. 각 유형별 지니계수의 값 또한 큰 변화 없이 유지되고 있으며 오히려 몇몇 유형의 경우 농가 전체의 소득 불평등도보다 낮은 수준을 보이고 있다. 그러나 지니계수의 기여도 측면에서 변화가 있음을 확인할 수 있었다. 첫째, 연령별 분석 결과, 경영주 연령 65세 미만 농가(청장년 농가)의 전체 지니계수에 대한 그룹 내 기여도는 감소하였으나 65세 이상 농가(고령 농가)의 기여도는 증가한 것으로 나타났다. 둘째, 표준영농규모별 분석 결과, 2ha 미만 농가(소농) 그룹 내 지니계수의 전체 지니계수에 대한 기여도는 증가하고 있고, 2ha 이상 농가(중대농)의 그룹 내 지니계수의 기여도는 감소하였다. 셋째, 연령과 표준영농규모를 결합한 농가 유형별 분석 결과, 청장년소농, 청장년중대농의 그룹 내 지니계수의 전체 지니계수에 대한 기여도는 감소하고 있지만, 고령소농의 기여도는 증가하고 있고, 고령중대농의 기여도는 큰 변화를 보이지 않고 있다. 이러한 분석 결과를 통해 전체 농가의 지니계수와 각 그룹의 지니계수는 큰 변화를 보이지 않고 있지만, 농가의 유형별 비중이 변함에 따라 기여도 측면에서 농가의 소득 불평등의 성격이 변화하고 있음을 확인할 수 있었다.

최근 농가소득의 지니계수에 큰 변화가 없는 것은 전체 농가에서 소규모 농가와 고령 농가의 비중이 늘어나면서 농가의 동질화가 진행되고 있음을 시사한다. 즉, 농가의 영농규모가 확대되거나 농가소득이 상향평준화되어 소득 불평등도가 유지되고 있다기보다는 농가의 고령화와 소규모화가 더 빠르게 진행되고 있다는 의미이다. 한편, 농가소득 원천별 분석 결과를 살펴보면, 농업소득의 지니계수는 악화되고 있지만, 다른 소득원의 불평등도 완화 효과로 인하여 전체 농가소득의 불평등도 심화를 완화시키고 있다. 이는 농업소득은 불안정성이 높은 반면, 농외소득과 정부의 보조금 등 이전소득의 불평등도가 낮아 농가소득 불평등도 심화를 보완하고 있음을 의미한다.

농가 유형별 소득 불평등 분석 결과의 시사점을 정리하면 첫째, 고령 소농에 대한 정부 지원방식의 전환을 검토할 필요가 있다. 분석 결과에서 확인할 수 있듯이 농가의 고령화, 소농화 비중이 높아지면서 동질성이 확대되고 있다는 점, 농가 간 소득 불평등도의 심화도 문제이지만, 고령농가일수록 정부 보조금 등 이전소득에 대한 의존도가 높은 농가 비중이 높아진다는 점 등에서 정책적 시사점을 도출해 볼 수 있다. 직불금 지원방식의 경우, 현재는 농지면적 단위로 지원하고 있어서 영농규모별 편차가 크다. 현행 면적 기준 지원 방식을 농가 혹은 농업인 기준으로 전환하여 일정 금액을 지원할 경우 농가 간소득 불평등 정도를 완화시킬 수 있을 것이다. 둘째, 표준영농규모가 큰 중대농은

18 놓추경제 제42권 제1호

소농에 비하여 상대적으로 지니계수의 연도별 변화 폭이 큰 것으로 나타났다. 이는 기후변화와 농산물 가격 등 경영상 불확실성이 상대적으로 크다는 점을 시사한다. 이 그룹의 경영 및 소득 안정화를 위해서는 재해보험 확충, 농가 수입 안정성 확보 등 경영위험을 효과적으로 관리할 수 있는 지원 방안의 확충이 필요하다.

이 연구는 선행연구에서 적용한 다양한 농가 유형화 방식 중에서 연령과 표준영농규모를 적용하여 지니계수 기여도를 분석하였다. 그러나 농가 유형화는 다양한 방식이 있으며, 어떤 유형화 방식을 적용하느냐에 따라 분석 결과와 시사점에 차이가 있을 수 있다. 또한 농가소득원별 불평등도 분석 결과를 토대로 한 시사점 도출에 초점을 두었으며, 농가 구성 변화와 영농규모 변화 등 농업구조 변화가 농가경제에 미치는 영향을 분석하는 데는 한계가 있었다. 이러한 부분은 이 연구의 한계로 별도의 연구에서 수행될 필요가 있다.

참고 문헌

- 고갑석·김윤식. 2016. "지니계수 분해법을 활용한 농가소득의 불평등 분석." 『농업경영·정책연구』제43권 제4호. pp. 733-758. 한국농식품정책학회. UCI: G704-000650.2016.43.4.001
- 김미복·오내원·황의식. 2016. "농가유형별 소득구조 변화와 정책적 시사점." 『KREI 농정포커스』 제132호. 한국농촌 경제연구원.
- 김수석·김태곤·강혜정. 2006. 『맞춤형 농정을 위한 농가유형 구분 연구』, W29. 한국농촌경제연구원.
- 김한호·김재경·김부연·윤성은 한봉희. 2012. 『농업경영체 등록정보를 활용한 유형별 농업경영체 특성분석』. 농림수산식품부.
- 박준기·김미복·김태훈·이두영·박지연. 2018. 『농업·농촌 정책고도화를 위한 정보지원체계 구축방안(1/5차년도)』. R858. 한국농촌경제연구원.
- 박준기·문한필·김용택. 2004. "농가소득 불평등도의 요인분해." 『농촌경제』 제27권 제4호 pp. 15-27. 한국농촌경제연구원. UCI: G704-000576.2004.27.4.006
- 안동환. 2004. "도시근로자가구와 농가의 소득불평등도 비교 분석: 엔트로피지수의 그룹별·소득원별 분해." 『농업경 제연구』제45권 제1호. pp. 21-46. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2004.45.1.007
- 오내원·박준기·정원호·권오상·강혜정. 2013. 『농가소득의 중장기 실태 분석』. M135. 한국농촌경제연구원.
- 우병준·임소영·이두영·이형용·한보현. 2017. "농가유형에 따른 소득 변화와 시사점." 『KREI 농정포커스』제157호. 한국농촌경제연구원.
- 우병준·임소영·이두영·이형용·한보현. 2018. 『2017년 농업경영체 실태 분석』. 한국농촌경제연구원
- 이병기. 2000. "한국경제위기 전후 농가소득불균등 변화와 정책과제." 『농업경영·정책연구』제27권 제2호. pp. 25-40. 한국농식품정책학회.
- 이태호. 2016. "한국 농업의 생산구조와 농정방향." 『계간농정연구』 제60권 제0호. pp. 65-102. 농정연구센터.
- 임병인·전승훈. 2005. "연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석." 『한국노동패널 학술대회 논문집 제6회』, pp. 421-436. 한국노동연구원.
- 정진화·조현정. 2012. "농가소득의 양극화: 경영주 연령 및 소득원별 비교." 『농업경영·정책연구』제39권 제3호. pp. 420-450. 한국농식품정책학회. UCI: G704-000650.2012.39.3.002
- 최양부·박성재·오내원. 1983. 『농가경제의 유형과 성격분석』. 한국농촌경제연구원.
- 통계청. 2016. 『농가경제조사 통계정보 보고서』.
- 허등용. 2018. "샤플리 값을 이용한 농가소득 불평등도의 소득원천별 기여도 분석." 『농촌경제』제41권 제4호. pp. 1-27. 한국농촌경제연구원.
- 홍민기. 2016. 『불평등 지표 개선연구』. 2016-04. 한국노동연구원.
- 황수철. 2018. "농업발전전략을 바꿔라." 『농정연구』 제67권 제0호. pp. 14-79. 농정연구센터.
- 황의식·문한필. 2003. 『농가경제 불안정 실태와 요인 분석』. R464. 한국농촌경제연구원.
- Bellù, L.G. and Liberati, P.. 2006. "Policy impacts on inequality: Decomposition of income inequality by subgroups." Food and Agriculture Organization of the United Nations. EASYPol Module, 52.
- Lambert, P.J. and Aronson, J.R. 1993. "Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited." *The Economic Journal*. vol. 103, no. 420, pp. 1221-1227. doi: 10.2307/2234247
- Piketty, T. 2014. Capital in the 21st Century. Harvard University Press. doi: 10.4159/9780674369542
- UNRISD. 2013. Inequalities and the Post-2015 Development Agenda: A Concept Note. Geneva: United Nations

20 놓추경제 제42권 제1호

Research Institute for Social Development. 통계청 MDIS. <mdis.kostat.go.kr>. 접속일: 2018. 10. 30.

원고 접수일: 2019년 2월 7일 원고 심사일: 2019년 2월 11일 심사 완료일: 2019년 3월 14일

부표 1. 농가소득 동향

단위: 천 원, %

0.17					
연도	농가소득	농업소득	농외소득	이전소득	비경상소득
2008	30,521	9,653	11,352	5,289	4,226
2009	30,814	9,698	12,128	5,481	3,508
2010	32,121	10,098	12,946	5,610	3,467
2011	30,148	8,753	12,949	5,453	2,993
2012	31,031	9,127	13,585	5,614	2,705
2013	34,524	10,035	15,705	5,844	2,940
2014	34,950	10,303	14,799	6,819	3,029
2015	37,215	11,257	14,939	7,906	3,114
2016	37,197	10,068	15,252	8,783	3,095
2017	38,239	10,047	16,269	8,902	3,022
'17/'16 증감률(%)	2.8	-0.2	6.7	1.4	-2.4
'08~'17 연평균 증감률(%)	2.5	0.4	4.1	6.0	-3.7

주: 명목소득 기준임.

부표 2. 유형별 농업소득 지니계수 기여도

단위: 천 원

		인구	평균		그룹		상대적 기여도		
연도	유형	구성비	농업소득	지니계수	 지니계수	그룹 내	그룹 간	- - - - - - - - - - - - - - - - - - -	
	청장년소농	0.26	5,535		0.67	0.04			
0000	청장년중대농	0.20	23,100	0.05	0.61	0.09	0.50	0.07	
2008	고령소농	0.40	5,261	0.65	0.53	0.07	0.52	0.27	
	고령중대농	0.13	15,134		0.48	0.02			
	청장년소농	0.24	6,592		0.71	0.04			
0000	청장년중대농	0.20	23,759	0.07	0.60	0.08	0.50	0.00	
2009	고령소농	0.42	5,198	0.67	0.59	0.08	0.50	0.28	
	고령중대농	0.14	12,605		0.51	0.02			
	청장년소농	0.24	7,522		0.74	0.04			
2010	청장년중대농	0.18	27,049	0.71	0.67	0.08	0.40	0.29	
2010	고령소농	0.43	5,403	0.71	0.61	0.08	0.49	0.29	
	고령중대농	0.15	13,014		0.59	0.02			
	청장년소농	0.22	6,899		0.75	0.03			
2011	청장년중대농	0.17	23,400	0.70	0.66	0.06	0.47	0.31	
2011	고령소농	0.44	5,212	0.70	0.61	0.08	0.47	0.51	
	고령중대농	0.17	15,186		0.57	0.04			
	청장년소농	0.21	6,665		0.75	0.03			
2012	청장년중대농	0.15	26,443	0.71	0.64	0.05	0.47	0.31	
2012	고령소농	0.48	5,728	0.71	0.64	0.11	0.47	0.51	
	고령중대농	0.17	16,334		0.63	0.04			
	청장년소농	0.28	6,980		0.76	0.05			
2013	청장년중대농	0.16	28,396	0.70	0.60	0.05	0.49	0.30	
2013	고령소농	0.42	5,749	0.70	0.61	0.08	0.43	0.30	
	고령중대농	0.14	15,800		0.58	0.02			
	청장년소농	0.25	7,672		0.78	0.05			
2014	청장년중대농	0.14	31,597	0.73	0.64	0.05	0.50	0.29	
2014	고령소농	0.44	5,504	0.75	0.63	0.08	0.50	0.25	
	고령중대농	0.16	15,544		0.62	0.03			
	청장년소농	0.24	7,090		0.79	0.04			
2015	청장년중대농	0.12	39,642	0.75	0.63	0.04	0.53	0.27	
2010	고령소농	0.48	5,879	0.75	0.65	0.10	0.55	0.27	
	고령중대농	0.15	17,845		0.63	0.03			
	청장년소농	0.23	7,734		0.79	0.04			
2016	청장년중대농	0.11	36,538	0.76	0.65	0.03	0.51	0.27	
2010	고령소농	0.51	5,358	0.70	0.68	0.11	0.51	0.27	
	고령중대농	0.16	18,047		0.66	0.03			
	청장년소농	0.21	7,846		0.85	0.04		0.28	
2017	청장년중대농	0.10	37,097	0.76	0.63	0.03	0.49		
2017	고령소농	0.54	5,673		0.68	0.13	0.10		
	고령중대농	0.15	18,812		0.62	0.03			

주: 명목소득 기준임.

부표 3. 유형별 농외소득 지니계수 기여도

단위: 천 원

		인구	평균		그룹	Į.	상대적 기여5	단귀· 선 년
연도	유형	구성비	농외소득	지니계수	지니계수	그룹 내	그룹 간	- - - - - - - - - - - - - - - - - - -
	청장년소농	0.26	19,712		0.54	0.10		2 10
	청장년중대농	0.20	13,242		0.63	0.05		
2008	고령소농	0.40	6,829	0.67	0.72	0.10	0.39	0.35
	고령중대농	0.13	5,580	1	0.74	0.01		
	청장년소농	0.24	21,206		0.52	0.08		
0000	청장년중대농	0.20	15,456	0.00	0.62	0.05	0.00	0.00
2009	고령소농	0.42	7,378	0.66	0.70	0.11	0.39	0.36
	고령중대농	0.14	6,338		0.72	0.01		
	청장년소농	0.24	22,996		0.51	0.08		
0010	청장년중대농	0.18	16,286	0.00	0.59	0.04	0.00	0.07
2010	고령소농	0.43	8,128	0.66	0.70	0.12	0.38	0.37
	고령중대농	0.15	7,492		0.72	0.01		
	청장년소농	0.22	24,403		0.52	0.07		
0011	청장년중대농	0.17	17,447	0.68	0.63	0.04	0.40	0.25
2011	고령소농	0.44	8,066	0.68	0.71	0.12	0.40	0.35
	고령중대농	0.17	6,858		0.75	0.02		
	청장년소농	0.21	25,805		0.50	0.06		
0010	청장년중대농	0.15	17,451	0.00	0.63	0.03	0.27	0.20
2012	고령소농	0.48	9,247	0.68	0.72	0.16	0.37	0.36
	고령중대농	0.17	7,568		0.74	0.02		
	청장년소농	0.28	29,025		0.49	0.11		
2013	청장년중대농	0.16	17,867	0.64	0.61	0.03	0.46	0.29
2013	고령소농	0.42	8,839	0.04	0.67	0.10	0.40	0.29
	고령중대농	0.14	7,165		0.70	0.01		
	청장년소농	0.25	28,667		0.51	0.10		
2014	청장년중대농	0.14	18,851	0.67	0.64	0.02	0.44	0.31
2014	고령소농	0.44	8,291	0.07	0.69	0.11	0.44	0.31
	고령중대농	0.16	7,965		0.70	0.01		
	청장년소농	0.24	30,580		0.50	0.09		
2015	청장년중대농	0.12	18,789	0.67	0.62	0.02	0.46	0.28
2013	고령소농	0.48	8,192	0.07	0.70	0.13	0.40	0.20
	고령중대농	0.15	8,079		0.69	0.01		
	청장년소농	0.23	34,107		0.49	0.08		
2016	청장년중대농	0.11	19,128	0.68	0.62	0.01	0.49	0.25
2010	고령소농	0.51	8,570	0.00	0.68	0.14	0.40	0.25
	고령중대농	0.16	7,345		0.73	0.01		
	청장년소농	0.21	34,516		0.48	0.07		0.27
2017	청장년중대농	0.10	23,328	0.68	0.62	0.01	0.45	
2017	고령소농	0.54	10,094	0.00	0.70	0.18	0.40	
	고령중대농	0.15	8,195		0.73	0.01		

주: 명목소득 기준임.

부표 4. 유형별 이전소득 지니계수 기여도

단위: 천 원

		인구	평균		그룹	,	상대적 기여5	단위· 선 편
연도	유형	구성비	이전소득	지니계수	 지니계수	그룹 내	그룹 간	잔차항
	청장년소농	0.26	3,836		0.63	0.06		2 10
	청장년중대농	0.20	5,241		0.52	0.04		
2008	고령소농	0.40	6,052	0.52	0.48	0.17	0.17	0.54
	고령중대농	0.13	5,950	-	0.38	0.01		
	청장년소농	0.24	4,038		0.63	0.06		
0000	청장년중대농	0.20	5,458	0.50	0.52	0.04	0.40	0.54
2009	고령소농	0.42	5,741	0.50	0.42	0.16	0.19	0.54
	고령중대농	0.14	7,244		0.45	0.02		
	청장년소농	0.24	3,689		0.61	0.05		
0010	청장년중대농	0.18	5,981	0.50	0.52	0.04	0.10	0.50
2010	고령소농	0.43	6,093	0.50	0.46	0.18	0.19	0.52
	고령중대농	0.15	6,872		0.41	0.02		
	청장년소농	0.22	3,637		0.63	0.04		
0011	청장년중대농	0.17	5,732	0.40	0.53	0.03	0.10	0.54
2011	고령소농	0.44	5,779	0.49	0.41	0.17	0.18	0.54
	고령중대농	0.17	6,617		0.43	0.03		
	청장년소농	0.21	3,893		0.65	0.04		
0010	청장년중대농	0.15	6,039	0.48	0.52	0.03	0.10	0.54
2012	고령소농	0.48	5,859	0.40	0.41	0.20	0.16	0.54
	고령중대농	0.17	6,648		0.42	0.03		
	청장년소농	0.28	4,086		0.68	0.07		
2013	청장년중대농	0.16	6,531	0.51	0.47	0.03	0.20	0.52
2013	고령소농	0.42	6,283	0.51	0.44	0.17	0.20	0.52
	고령중대농	0.14	7,310		0.36	0.02		
	청장년소농	0.25	5,083		0.69	0.07		
2014	청장년중대농	0.14	7,367	0.49	0.52	0.02	0.16	0.56
2014	고령소농	0.44	7,218	0.43	0.39	0.17	0.10	0.50
	고령중대농	0.16	7,990		0.34	0.02		
	청장년소농	0.24	5,267		0.67	0.06		
2015	청장년중대농	0.12	8,863	0.45	0.46	0.02	0.20	0.50
2010	고령소농	0.48	8,570	0.40	0.36	0.20	0.20	0.50
	고령중대농	0.15	9,242		0.32	0.02		
	청장년소농	0.23	6,759		0.67	0.06		
2016	청장년중대농	0.11	8,909	0.45	0.48	0.01	0.15	0.53
2010	고령소농	0.51	9,154	0.40	0.37	0.22	<u> </u>	0.55
	고령중대농	0.16	10,423		0.33	0.02		
	청장년소농	0.21	6,306		0.67	0.05		0.48
2017	청장년중대농	0.10	8,878	0.44	0.47	0.01	0.20	
2017	고령소농	0.54	9,279		0.36	0.24	0.20	
	고령중대농	0.15	11,201		0.31	0.02		

주: 명목소득 기준임.

부표 5. 유형별 비경상소득 지니계수 기여도

단위: 천 원

		인구	평균		그룹	,	상대적 기여5	단위· 선 편
연도	유형	구성비	비경상소득	지니계수	지니계수	그룹 내	그룹 간	잔차항
	청장년소농	0.26	4,438		0.72	0.08		2 10
	청장년중대농	0.20	4,850		0.67	0.05		
2008	고령소농	0.40	3,696	0.67	0.62	0.13	0.09	0.64
	고령중대농	0.13	4,459		0.68	0.02		
	청장년소농	0.24	4,279		0.78	0.08		
0000	청장년중대농	0.20	4,659	0.75	0.75	0.05	0.45	0.50
2009	고령소농	0.42	2,787	0.75	0.72	0.13	0.17	0.56
	고령중대농	0.14	2,697		0.66	0.01		
	청장년소농	0.24	3,670		0.77	0.06		
0010	청장년중대농	0.18	5,561	0.74	0.80	0.06	0.00	0.50
2010	고령소농	0.43	2,504	0.74	0.66	0.12	0.22	0.52
	고령중대농	0.15	3,327		0.73	0.02		
	청장년소농	0.22	3,224		0.79	0.05		
0011	청장년중대농	0.17	4,573	0.74	0.79	0.05	0.10	٥٢٢
2011	고령소농	0.44	2,385	0.74	0.67	0.14	0.18	0.55
	고령중대농	0.17	2,647		0.68	0.02		
	청장년소농	0.21	2,640		0.78	0.04		
0010	청장년중대농	0.15	4,035	0.72	0.81	0.04	0.14	0.50
2012	고령소농	0.48	2,292	0.73	0.65	0.17	0.14	0.58
	고령중대농	0.17	2,765		0.73	0.03		
	청장년소농	0.28	3,063		0.81	0.09		
2013	청장년중대농	0.16	3,328	0.71	0.76	0.03	0.08	0.64
2013	고령소농	0.42	2,616	0.71	0.62	0.14	0.06	0.04
	고령중대농	0.14	3,242		0.65	0.02		
	청장년소농	0.25	3,146		0.77	0.08		
2014	청장년중대농	0.14	3,444	0.68	0.76	0.03	0.07	0.65
2014	고령소농	0.44	2,745	0.00	0.57	0.15	0.07	0.03
	고령중대농	0.16	3,260		0.65	0.03		
	청장년소농	0.24	3,243		0.74	0.07		
2015	청장년중대농	0.12	3,570	0.65	0.79	0.02	0.06	0.63
2010	고령소농	0.48	3,058	0.00	0.57	0.19	0.00	0.03
	고령중대농	0.15	2,715		0.56	0.02		
	청장년소농	0.23	3,009		0.78	0.09		
2016	청장년중대농	0.11	3,033	0.68	0.77	0.01	0.02	0.65
2010	고령소농	0.51	3,075	0.00	0.60	0.23	0.02	0.00
	고령중대농	0.16	3,326		0.65	0.03		
	청장년소농	0.21	3,748		0.77	0.07		0.54
2017	청장년중대농	0.10	3,878	0.64	0.75	0.01	0.13	
2017	고령소농	0.54	2,731		0.57	0.23	0.10	
	고령중대농	0.15	2,486		0.51	0.02		

주: 명목소득 기준임.

청년 창업농의 성공적 정착에 미치는 요인 분석*

마상진** 김남훈***

Keywords

청년 창업농(young beginning farmers), 농촌 정착(settlement in rural community), 토빗 모델(tobit model), 순위 로지스틱 모델(ordered logistic model)

Abstract

As aging is the biggest problem in the rural community of South Korea, fostering young farmers is the most effective policy to solve the aging problem. Thus, in this study, we investigate significant factors that affect young beginning farmers' successful settlement in rural communities. We used the young beginning farmers' settlement survey which was conducted by the Korea Rural Economic Institute in 2017. We analyzed young beginning farmers' income and their quality of life for their successful settlement by employing left-censored tobit and ordered logistic regression. The estimation results show that succession of a farm from parents, sufficient start-up funds, and keeping the books are the significant factors to increase young beginning farmers' income. The results also show that low conflicts with local residents, a good relationship with the community, and enough agricultural income for a living are the significant factors to improve their quality of life.

차례

1. 서론

4. 분석 결과

2. 선행연구 검토

5. 결론

3. 분석 자료와 모형

^{*} 이 연구는 한국농촌경제연구원 보고서 『고령화 시대 청년 창업농업인 육성체계 개선방안』(마상진·정은미·김경인 2017)에 실린 내용 일부를 발췌하여 수정·보완 후 논문화한 것임.

^{**} 한국농촌경제연구원 연구위원.

^{***} 한국농촌경제연구원 부연구위원, 교신저자. e-mail: hoonkim@krei.re.kr

1. 서론

현재 우리 농업·농촌은 지속 가능성이 불가능할 정도로 농가의 고령화가 심각하게 진행된 수준이다~표 1>. 40세 미만 청년 농가는 2000년대 약 9만 1천 명이었으나 2010년에는 약 3만 2천여 명, 그리고 2015년에는 1만 4천여 명으로 감소하여 지난 15년간 연간 11.6% 감소하였다. 이에 비해 60세 이상 고령 농가는 2000년에 전체 농가의 50%를 넘고, 2015년에는 68.3%에 이르렀다. 따라서 현재 청년 농가는 네 마을당 한 농가가 있고 청년 농가 하나가 100호 이상의 고령 농가를 책임지는 구조가 되었다. 이러한 고령화에 대비해 우리나라는 1970년대부터 농업계 학교 육성, 1980년대부터 후계농업경영인 육성, 1990년대에 한국농수산대학 설립 및 운영, 그리고 2000년대 후반부터 귀 농·귀촌 지원사업 등을 펼쳐왔으나 여전히 청년 농업인의 부족 문제는 해결이 요원한 상황이다.

2000~2015 연령대 2000 2005 2010 2015 증감 변화율 39세 이하 91,516 (6.6)42,392 (3.3)33.143 (2.8)14,336 (1.3)-77.180 -11.6237,737 185,849 -153,712 40~49세 (17.3)(14.6)140,479 (11.9)84,025 (7.7)-6.7(22.7)50~59세 348,067 (25.3)302,852 (23.8)287,139 (24.4)246,824 -101,243 -2.3479,485 (34.8)430,473 (33.9)352,427 (30.0)332,158 (30.5)-147,327 -2.460~69세 70세 이상 226,663 (16.5)311,342 (24.5)364,130 (31.0)411,145 (37.8)-184,482 4.0 합계 1.376.198 | (100) |1,270,526 | (100) |1,175,622 | (100) 1.087,726 | (100) -288,472 -1.6

표 1. 농가 경영주의 연령 분포 변화

자료: 통계청(각 연도); 마상진·정은미·김경인(2017) 재인용.

프랑스, 일본과 같은 농업 선진국은 농업인력구조 개선을 위한 선제 대응으로 농가 고령화에 성 공적으로 대처하고 있다. 프랑스는 EU 공동농업정책 차원의 청년 농업직불금(Young Farmers Direct Payment) 외에 신규 청년농(40세 미만, 영농경력 5년 이하)들에 원화로 약 2,000여만 원의 기본 수당(Dotation Jeunes Agriculteurs)을 지급하는 등의 적극적인 유입 정책을 1970년대부터 실시하여, 10%대의 청년농 비율을 현재 20% 수준까지 끌어올렸다. 일본은 농업 종사자의 고령화가 심각하여 청년농의 비중이 과거 우리나라의 수준보다 낮았다. 그러나 프랑스의 제도를 벤치마킹하여 2012년부터 청년취농급부금(45세 미만 청년농에게 최장 7년간 기초생활비 지급, 우리 돈으

로 연간 1,200만 원 정도) 제도를 추진하여 제도 시행 5년 정도가 지난 현재, 전체 농가에서 차지하는 청년농의 비중이 우리의 수준을 넘어섰다. 이들 국가 사례는 농가의 고령화 문제는 어쩔 수 없는 대세가 아니라 국가가 어떠한 정책적 노력을 하느냐에 따라 충분히 달라질 수 있음을 보여준다(마상진·김경인 2017).

그동안 다양한 정책들이 농업인력 육성의 측면에서 논의되고 정책 대안으로 제시되어왔다. 우선 김정호·마상진(2005) 연구에서는 신규 취농을 위한 교육 훈련 확충, 신규 취농 희망 청년들을 위한 취농 정보 및 상담 제공, 농업 경영 승계 활성화를 위한 가족경영협약 도입, 그리고 신규 취농 통계체제 마련을 제안하였다. 마상진·장기환(2008) 연구에서는 기존 농촌의 영농 관련 조직과의 네트 워크 구축, 단계적 취농 준비 지원이라는 기본 방향하에 영농 도제 프로그램 지원, 농업법인 활성화, 신규 취농자! 네트워크 활성화 및 경제적 자본 형성 지원, 매뉴얼 개발 및 보급 등 신규 취농 지원을 위한 체제 구축을 제안하였다. 또한, 마상진·박대식·김강호(2010) 연구에서는 후계농 선정 행사를 이벤트화하고 영농기반이 취약한 신규 후계농의 경제적 자본 형성 지원 강화, 육성 사업에 대한 평가체제 운영, 민간 주도의 후계농업경영인 육성 기반 지원을 제안하였다. 청년농 육성을 위한 농업계 학교 육성과 관련하여 농업계 학교 교육내용 체계화 및 현장실습 내실화 지원(박동열 외 2012), 고등학교 단계의 국립 농고 설립 제안(김현수 외 2014), 그리고 농고와 농대 교육 개편과 더불어졸업 이후 커리어 패스를 창업과 승계로 나누어 개발하는 정책(정제영 외 2015) 등을 제시하였다. 마지막으로 김정호 외(2016) 연구에서는 청년농을 신규 창업농과 승계 창업농으로 구분하고 창업 준비단계에서 차별화된 연수를 이수할 경우 창업안정자금을 지급하는 방안을 제시하였다. 그리고 효과적 사후관리를 위해 청년농 간 네트워크 구축이 필요함을 주장하였다.

이처럼 청년 창업농과 관련하여 다양한 현황 진단과 정책 개선방안을 제시하고 있지만, 전반적으로 청년 창업농에 특화된 다양한 정착 실태분석이 빈약한 것이 사실이다. 특히 창농 유형별 준비과 정, 창업 초기에 겪는 어려움이 청년 창업농의 정착에 미치는 영향에 대한 차별화된 분석이 부족하였고 이에 따라 단순한 대안 나열에 불과한 경우가 많았다.

이 연구는 농가 고령화에 대비해 청년 농업인 육성이 중요한 정책적 대안이라 보고 청년 농업인의

¹ 마상진·장기환(2008)의 연구에서는 신규 취농을 "새로이 농업 분야에 종사하는 행위"로 "농업 생산 분야에 가족 경영체로 창업하 거나 부모님의 농장을 승계하는 행위"로 정의하였다. 또한, 신규 취농자는 "신규 취농을 준비하거나 취농 이후 농업 경영이 안정적 단계에 이르지 않는 자"로 정의하고 있다.

30 **동추정**제 제42권 제1호

성공적 정착에 미치는 요인을 청년 농업인 정착 관련 설문 자료를 토대로 실증 분석하였다. 정착 성공의 척도를 농가의 소득과 삶의 질에 대한 만족으로 가정하고 이를 바탕으로 농지 특성, 창농 과정, 농가 경영 특성, 지역과의 관계, 개인적 특성이 청년농의 정착 성공에 미치는 영향을 추정하였다.

2. 선행연구 검토

2.1. 청년농의 정착단계

(Establishing)

청년농의 나이 기준과 관련하여 35세부터 45세까지 다양한 정의가 존재한다. 일본(日本 農林水産省 2017)의 경우 청년취농급부금의 수급 대상자를 정하면서 45세 미만 농업경영주로 한정하고 있는가 하면, EU(EC 2016)는 청년농업인직접지불(Young Farmers Direct Payment) 대상자를 40세 미만으로 정하고 있었다. 주요 국내외 청년 농업인 관련 단체(Europeancouncil of young farmers, American Farm Bureau Federation: CEJA, 한국4-H본부)에서는 35세를 기준으로 회원 가입 범위를 한정하고 있다. 2청년농의 정착과 관련하여 Johnson et al.(2001)은 창농 이후 10년 정

단계구분 설명 농업에 대해 흥미·적성을 가지고 있지만 아직 농업을 자신의 직업으로 생각하고 있지 않은 잠재기 (Recruits) 사람, 교양과목으로 농업 과목을 이수한 자 또는 농가 출신자 예 탐색기 농업을 자신의 직업으로 탐색 중인 사람 비 (Explorers) 계획기 농업인이 되기 위해 교육을 이수하거나 제반 여건을 준비 중인 사람 (Planners) 개시기 영농 경력 3년 이하의 사람 (Start-ups) 초 재구조기 영농경력이 4~7년 정도로 취농 시작기의 영농구상을 재조정하거나 재구조화하고 있는 사람 (Re-strategists) 정착기 농업경영, 시장확보, 기타 생활 등에서 어느 정도 안정 단계에 접어든 농가

표 2. 청년농의 정착단계

자료: Johnson et al.(2001: 5-6); 마상진 외(2008: 12) 재인용.

² 이 연구에서 청년 농업인은 40세 미만의 농업경영주를 의미하는 것으로 하였다.

도가 소요된다고 하면서 구체적인 단계를 잠재기, 탐색기, 계획기, 개시기, 재구조기, 정착기 등 6 단계로 구분하고 구체화하였다. 이 단계 구분에 의하면 관련 자원과 네트워크 지원이 필요한 개시 기(startups)를 영농 시작 이후 3년까지로 보고 있었다.

청년 창농 시 경험하는 장애요인과 관련하여 Johnson et al.(2001)은 청년 창농의 환경을 크게 기술 및 지식(Skills and Knowledge), 가족 및 지역사회(Family and Community), 자원 및 시장 (Resources and Markets) 등으로 나누었다. Greendale et al.(2004)은 미국의 창업 농업인들이 접하는 핵심적 도전요인을 ① 지식, 훈련, 기술 지원에 대한 접근성(Access to Information and Education), ② 재정 지원에 대한 접근성(Access to Financial Resources), ③ 토지 접근성(Access to Land), ④ 시장 접근성(Access to Markets) 등 네 가지로 구분하였다. Reeve&Stayner(2006)는 호주의 창업 농업인 문제를 연구하면서 영농분야에 신규 진입 시 발생하는 문제나 현안을 ① 자본 및 신용에 대한 접근성, ② 토지 접근성, ③ 경작/사육 권리, ④ 학습 기회, ⑤ 시장 접근성 등으로 구분하기도 하였다. 마상진·정기환(2008: 71)은 이들 선행연구와 기존의 국내 창농 관련 연구(서규선·번재면 2001; 김정호·마상진 2005; 강대구 2006) 분석을 바탕으로 창업농의 진입장애를 자본, 전문성, 시장, 사회 네트워크 등 네 가지로 구조화하였다. 그리고 이들 진입장벽의 영향은 각 준비 그룹마다 차이가 있는데 농업계 학생은 사회 네트워크 요인과 시장 요인, 귀농을 준비하는 일반인은 전문성 요인, 이미 창농한 농업인은 자본 요인과 관련된 장애를 더 많이 겪는다고 하였다.

2.2. 청년농의 성공정착 관련 선행연구

청년농의 성공적 정착 여부는 다양한 기준으로 확인할 수 있으며 이 연구에서는 양적 기준으로 농가 소득, 질적 기준으로 삶의 질 만족도를 설정하였다. 우선 최근 국내에서 수행된 농업인의 소득 에 미치는 요인을 분석한 주요 연구를 다음과 같이 검토하였다.

최재혁·고석남(2005) 연구에서는 농가 소득에 미치는 다양한 요인의 영향 정도를 실증적으로 분석하였다. 이 연구에서 농가의 농업 소득은 전업농일 경우, 도시 근교의 평야 지대일 경우, 화훼, 채소, 과수농가일 경우 높은 것으로 나타났으며 축산규모가 클수록, 나이가 적을수록 농가 소득은 증가하며 학력은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한, 농업 외소득은 여성일 경우, 겸업농일 경우, 도시 근교일 경우 높았으며 학력이 높을수록 농업 외소득은 증가하였으나 축산규모는 유의하지 않

은 것으로 추정하였다.

마상진·정기환(2008) 연구에서는 창업 농업인이 직면하는 각종 장애 요인으로 자본과 전문성 부족, 시장과 사회 네트워크 부재를 진입 장애 요인으로 도출하였다. 이를 해결하기 위한 세부 추진과 제로 사회 네트워크를 구축하고 단계적 취농 준비를 위해 취농 도제 시스템 지원, 농장 취업 활성화, 경제적 지원, 영농 관련 교육 지원 등의 정책을 제시하였다.

김제안·채종훈(2009) 연구에서는 농가 유형별 농가 소득의 결정요인을 분석하였다. 이 연구에서 전업농의 경우 축산소득과 1인당 농업 생산성, 패리티지수가 농업 소득 결정요인으로 추정했지만, 겸업농가의 소득은 1인당 농업 생산성, 농작물소득, 1인당 GNI, 1인당 농업 노동생산성을 결정요인으로 추정하였다. 따라서 농가 소득의 안정을 위해서 1인당 농업 노동생산성 향상과 축산소득의 안정화를 정책 과제로 제시하였다.

정진화·노재선·조현정(2013) 연구에서는 농가의 고령화가 농가 소득에 부정적 영향을 주고 있음을 확인하였다. 이 연구에서 현재 농업인의 고령화는 빠른 속도로 진행 중이며 경영주 나이별 소득 격차가 확대되어 농가 소득의 양극화가 심화되고 있음을 보여주었다. 또한, 같은 연령층 내 양극화도 뚜렷하여 40대 내 양극화는 농업 소득의 양극화, 70세 이상 고령농의 양극화는 농외소득의 양극화에 기인하고 있다고 결론 내리고 있다.

권오상·강혜정(2013) 연구에서는 농가 소득과 관련하여 농가 개별 특성과 함께 농가가 속한 지역의 특성이 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서 개별 농가의 특성과 지역의 특성 모두가 농가소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 농업 소득은 경지면적이나 전업농이 많은 지역과 같은 생산여건이 좋은 지역일수록 증가하고 농외소득은 인구성장률 등과 같은 도시화진행속도가 미치는 영향이 크게 나타났다. 따라서 개별 농가소득 증가를 위해서 농가가속한 지역의 여건을 충분히 활용하여 이에 맞는 정책이 필요함을 시사하였다.

또한, 농업인, 특히 귀농·귀촌인의 삶의 질에 미치는 요인을 분석한 주요연구도 다음과 같이 검토하였다.

박공주·윤순덕·강경하(2006) 연구는 귀농인이 농촌 생활 적응에 미치는 요인을 조사하고 관련 요인이 생활만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석을 통해서 귀농인의 현 건강상태가 좋을수록, 영농교육을 통한 준비가 충실할수록, 귀농 자본이 많을수록 만족도가 높다고 추정하였다. 또한, 지역 주민과의 관계도 만족에 긍정적인 영향을 주는 것으로 추정하였다.

강희숙·이도희(2004) 연구는 충남 서해안 지역 농촌 주민들의 삶의 질을 평가하고 삶의 질에 미치는 다양한 요인을 분석하였다. 이 연구를 통해 충남 서해안 지역 농촌 주민들은 사회적 관계와 관련된 삶의 질이 가장 높았으나 생활환경과 관련된 삶의 질은 가장 낮음을 확인하였다. 또한, 실증 분석을 통해 농촌에 오래 거주할수록, 기족 구성원이 건강할수록, 남자일수록, 나이가 많을수록 삶의 질이 높음을 확인하였으며 특히 소득이 높을수록 삶의 질이 향상되었음을 보여주었다. 따라서 삶의 질 향상을 위해 농가 소득을 높이고 주거 및 정착 환경을 개선할 수 있는 정책이 필요함을 주장하였다.

문승대·김소라(2012) 연구에서는 귀농인들의 삶의 질에 대한 인식과 인식 수준의 집단별 차이를 분석하였다. 이 연구에서 저자들은 귀농인들은 가족관계와 자아실현에 높은 인식 수준을 보인 반면 경제활동과 지역 환경 부분에서는 낮은 인식 수준을 보여주었다. 또한, 여성 귀농인이 남성 귀농인 보다 삶의 질 인식 수준이 낮았으며 농촌 생활 경험이 있는 경우와 고향으로 귀농을 한 경우 삶의 질 인식 수준이 높았다. 따라서 귀농인의 삶의 질 향상을 위해 귀농인의 노력뿐 아니라 귀농지의 선택이 중요함을 보여주었고 정책 방향으로 농촌 경험이 없는 귀농인에 대한 귀농 교육 증대를 제시하였다.

홍성권 외(2013) 연구는 도시민과 귀촌인의 삶의 질 차이와 관련 영향 요인을 분석하였다. 이 연구에서 삶에 대한 만족도는 귀촌인이 도시민보다 높았으며 귀촌인의 삶의 질은 주관적 경제상태, 주관적 건강, 내적 가치 순서로 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이를 토대로 귀촌인의 삶의 만족도는 절대적 소득수준에 좌우되지 않으며 귀촌인의 자기 주도적 성향은 삶의 질을 높이는 역할을하고 있음을 확인하였다. 또한, 귀촌인의 귀촌 지역 내 주민과의 관계도 중요한 역할을 하는 것으로 나타났으며 향후 다양한 특성을 가진 귀촌인의 이주로 인한 지역사회 갈등을 해결하기 위한 프로그램 개발을 제시하였다.

34 · 농추정제 제42권 제1호

3. 분석 자료와 모형

3.1. 분석 자료

이 연구에서는 한국농촌경제연구원에서 2017년 실시한 40세 미만 청년농 정착 실태 조사 자료3를 분석에 이용하였다. 조사는 전국적으로 이뤄졌고 총 504명의 표본 중에서 소득 관련 설문과 승계 창업 관련 설문에 응답하지 않거나 농지면적 질문에 응답하지 않은 청년 창업농 41명과 영농경력 오기자 1명을 제외하고 최종 462명의 표본을 이용하였다.

분석에 사용된 종속 변인은 청년 창업농의 성공정착의 척도로, 현재 소득과 삶의 질에 대한 만족도였다. 경제적·양적 성공 척도를 소득, 사회적·질적 성공 척도를 삶의 질에 대한 만족도로 본 것이다. 우선 현재 소득으로 청년 창업농의 현재 농업 소득과 농가 소득 두 가지를 사용하였다. 농업 소득은 농산물 매출과 관련 소득이며 농가 소득은 농업 소득과 농외소득, 그리고 기타 소득의 합이다. 또한, 삶의 질에 대한 만족 변수는 농업인으로서의 만족을 5단계 리커트 척도(매우 불만족, 불만족한 편, 보통, 만족하는 편, 매우 만족하는 편)로 분석하였다.

청년 창업농의 소득 관련 변인들은 관련 선행 연구(최재혁·고석남 2005; 마상진·정기환 2008; 김 제안·채종훈 2009; 마상진·김강호 2010; 마상진 외 2013) 분석을 통해 다음과 같이 도출하였다. 첫 번째는 창농 과정의 특성이다. 창농 특성 변인으로 승계 창농 여부, 창농 교육 기간, 창농 자금 규모, 그리고 법인 경험의 여부를 고려하였다. 승계 창농 여부는 처음 농사를 지을 때 토지를 승계받거나 부모와 함께 경영했다고 답변한 경우 승계 창업으로 분류하고 나머지 답변은 신규 창업으로 분류하였다. 창농 교육 기간은 청년 창업농의 취농 전 농업 준비 교육·연수를 받은 총 기간으로 하였다. 창농 자금의 규모는 청년 창업농의 농사 시작을 위해 준비한 자기 자본의 규모로 하였다. 또한, 법인 경험 여부는 창농 전 농업법인에서 종업원으로 일한 경험의 여부를 이용하였다. 두 번째는 영농경력이다. 영농경력을 본격적으로 농사를 시작한 연도에 조사 연도의 차를 이용하였다. 세 번째는 농

³ 이 조사는 마상진 외(2017) 연구의 목적으로 전문 조사업체 칸타코리아에 의해 영농 4-H회원을 대상으로 2017년 8월 7일~9월 8일 동안 면접 조사를 통해 이뤄졌으며, 조사내용은 창농 준비, 농업경영실태, 지역 활동 및 삶의 질 실태, 청년농 육성정책 평가와 요구 등이었다.

가 경영 특성이다. 이 연구에서는 농가 경영 특성으로 부기 기장의 여부와 농업법인 참여 여부를 이용하였다. 부기 기장의 여부는 농업 경영과 관련하여 부기 기장을 하는 경우 부기 기장으로 분류하였고 현재 부기 기장을 하지 않는 경우 앞으로 하고자 하는 의사가 있더라도 부기 기장을 하지 않는 것으로 분류하였다. 또한, 농업법인 참여 여부는 청년 창업농이 현재 농업법인에 참가하고 있는 경우 참여로 분류하였고 현재 참여하지 않는 경우 참여할 의사가 있더라도 참여하지 않음으로 분류하였다. 한편 통제 변인으로 개인 특성, 농지 특성, 현 농가 경영 역할을 고려하였다. 개인 특성으로 나이, 성별, 세대원 수, 결혼 여부, 대졸 여부를, 농지 특성으로 농지면적, 시설 재배 면적, 가축의 사육두수를, 농가 경영 역할로 종업원, 현재 경영주, 그리고 일부 책임 경영 여부를 고려하였다.

청년 창업농의 삶의 질 관련 변인들은 관련 선행 연구(박옥임·김정숙·정영해 2004; 김숙영·손신 영 2012; 홍성권 외 2013; 허철무·하규수 2014) 고찰을 통해 다음과 같이 도출하였다. 우선 지역연대 특성이다. 지역연대 특성으로 멘토의 유무, 주민과의 왕래 여부, 지역 활동 참여 여부, 지역의 기대 여부, 그리고 지역 갈등의 여부를 고려하였다. 멘토의 유무는 창농 준비 전, 또는 현재 농업 경영관련 조언이나 도움을 받을 멘토의 유무를 이용하였다. 주민의 왕래는 청년 창업농이 주민과 거의왕래가 없는 경우 왕래가 없는 것으로 분류하였고 최소 연 3~4회 왕래하는 경우 왕래가 있는 것으로 분류하였다. 지역 활동 참여 여부는 청년 창업농이 농업 관련 조직의 위원 혹은 임원으로 활동한경우 지역 활동에 참여한 것으로 분류하였다. 지역의 기대 여부는 청년 창업농이 본인이 지역 농업의 일꾼으로 기대를 받고 있다고 인식하면 지역의 기대가 있다고 분류하였다. 마지막으로 지역의 갈등은 농촌의 기존 마을 주민과 갈등을 경험한 적이 있으면 지역 갈등이 존재한다고 분류하였다. 두 번째로는 청년 창업농의 소득 변인을 고려하였다. 우선 농가 소득 규모를 변인으로 이용하였고 이는 농업 소득과 농가 소득을 이용하였다. 또한, 가용 소득 규모를 변인으로 이용하였고 이는 설문지상 현재 농업 소득으로의 생계 가능 여부를 이용하였다. 한편, 삶의 질 관련 통제 변인으로 연령, 성별, 세대원 수, 결혼 여부, 그리고 대졸 여부와 같은 개인 특성을 이용하였다.

3.2. 분석 모형

이 연구는 청년 창업농의 농업 소득과 농가 소득, 그리고 삶의 질을 종속 변인으로 설정하고 선행연구에서 언급된 관련 변인을 설명 변인으로 설정하여 실증 분석을 진행하였다.

36 놓추정제 제42권 제1호

우선 청년 창업농의 농업 소득과 농가 소득은 분포가 0 값을 가지는 경우가 많다. 청년농의 농업소득에서 소득이 0인 경우는 123명으로 약 26.6%, 농가소득에서는 77명으로 약 16.6%이다. 이러한 0 값이 누락 변수(missing variable) 또는 무응답 변수(nonresponsive variable)가 아니라 실제 관찰되는 값으로 볼 수 있다.4 또한, 0 이상의 관찰 값은 연속 변수의 성질을 가지고 있다<그림 1>. 따라서 이 연구는 청년 창업농의 농업소득 및 농가소득을 종속 변수로 하는 좌측 절단 (left-censoring) 토빗(tobit regression) 모델을 이용하여 회귀 분석을 실시하였다(Amemiya 1973; Greene, W. 2008).

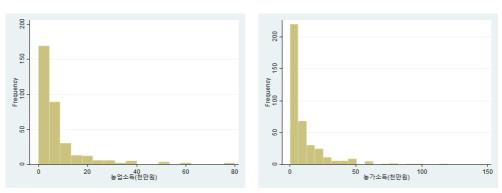


그림 1. 청년 창업농의 농업 소득 및 농가 소득 분포 현황 1)

주: 소득이 0인 대상자를 제외한 분포임. 자료: 저자 작성

이를 근거로 회귀 분석을 위해서 사용한 토빗 모델은 다음과 같다.

(1)
$$\begin{cases} y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \ \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \\ y_i = y_i^* \ \text{if} \ y_i^* > 0, \ y_i = 0 \ \text{if} \ y_i^* \le 0 \end{cases}$$

식 (1)의 x_i 는 청년 창업농의 소득에 영향을 주는 설명변수를 나타낸다. 또한 , y_i 는 관찰되는 청년 창업농의 소득이며 y_i^* 는 이와 관련된 관찰되지 않는 잠재 소득(latent variable)이다. 청년 창업농의 관찰되지 않는 잠재소득이 0보다 큰 경우 창업농의 소득은 연속 변인으로 관찰되며 잠재소득이 0과 같거나 0보다 작은 경우, 0으로 관찰된다고 가정한다. $\Phi(\cdot)$ 을 표준정규분포의 누적분포함수

⁴ 분석 자료에서 0으로 처리된 값의 실제 관찰값은 모두 0이며 0보다 작은 값이나 결측치는 없는 것으로 확인하였다.

로 $\phi(\cdot)$ 를 표준정규분포의 확률분포함수로 정의하면 식 (1)의 우도 함수(likelihood function)는 다음과 같다.

(2)
$$L(\boldsymbol{\beta}, \sigma | \boldsymbol{y}, X) = \prod_{i=1}^{n} \left[\Phi\left(\frac{-\boldsymbol{x_i'\beta}}{\sigma}\right) RIGHT \right]^{I(y_i > 0)} \left[\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \boldsymbol{x_i'\beta}}{\sigma}\right) RIGHT \right]^{I(y_i = 0)} \right]$$

식 (2)에서 $I(\cdot)$ 는 항등함수(identity function)를 나타낸다.

청년 창업농의 삶의 질 척도는 언급한 대로 5단계 리커트 척도인 매우 불만족, 불만족한 편, 보통, 만족하는 편, 매우 만족하는 편으로 측정했으므로 순위로지스틱(ordered logistic regression) 모델을 이용하여 회귀 분석을 실시하였다(McCullagh 1980; Greene, W. 2008). 회귀 분석 후 각 변인에 대한 오즈비(odds ratio)를 추정하였다. 회귀 분석을 위해서 사용한 순위로지스틱 모델은 다음과 같다.

$$(3) \begin{cases} z_{i}^{*} = x_{i}'\beta + \varepsilon_{i}, \ \varepsilon_{i} \sim N(0, \sigma^{2}) \\ z_{i} = k_{k} \ \text{if} \ \alpha_{k-1} < z_{i}^{*} \leq \alpha_{k,} \ k \\ \in 1, \cdots, 5, \ \alpha_{0} = -\infty, \ \alpha_{5} = \infty \end{cases}$$

식 (3)의 x_i 는 청년 창업농의 삶의 질에 영향을 주는 설명 변인을 나타낸다. 또한, z_i 는 관찰되는 청년 창업농의 삶의 질 척도이며 z_i^* 는 이와 관련된 관찰되지 않는 잠재 삶의 질 척도이다. 식 (3)에서 α_k , k \in $\{1,\cdots,5\}$ 는 분기점(cut point) 또는 한계점(threshold)을 의미한다. 즉 잠재 삶의 질이 특정 범위 안에 있으면 그에 해당하는 리커트 척도로 관찰된다고 가정한다. 분기점 또는 한계점은 모델 내에서 다른 매개 변인과 함께 추정된다. 식 (3)의 우도 함수는 다음과 같다.

$$(4)\ L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\sigma}, \boldsymbol{\alpha} | \boldsymbol{y}, \boldsymbol{X}) = \prod_{i=1}^{n} \prod_{y_i=k}^{5} \left[\varPhi \left(\alpha_{k-1} - \boldsymbol{x_i'} \boldsymbol{\beta} \right) - \varPhi \left(\alpha_{k} - \boldsymbol{x_i'} \boldsymbol{\beta} \right) RIGHT \right]^{I(y_i=k)}$$

이 연구에서는 추리 통계의 통계적 유의미성은 5% 수준에서 판단하였다.

4. 분석 결과

청년 창업농의 인구통계학적 특성으로부터 다음과 같은 특징이 관찰된다<표 3>. 청년 창업농의 평균 연령은 29.3세이며 여성비율은 6.5%로 낮았다. 기혼 청년 창업농은 39.1%이고 세대원 수는 평균 3.5명이며 대졸 이상 학력을 가진 청년 창업농은 85.3%로 높았다. 청년농 중에서 승계농의 비율은 68.4%. 평균 영농경력은 5.06년. 평균 영농면적은 7.276평으로 나타났다.

청년 창업농의 농업 소득과 농가 소득 관련 변인 분석 결과 다음과 같은 특징이 관찰된다<표 3>. 우선 창농 과정 변인과 관련하여 청년농의 농업 소득과 농가 소득5 이 높을수록 승계를 통한 창농 비 율이 높았다. 농업 소득을 기준으로 저소득 청년농 중 승계자의 비율은 64.8%였으나 고소득은 그 비율이 77.3%까지 증가하였다. 창농 자금 규모도 청년농의 농업 소득과 농가 소득이 높을수록 증 가하였다. 농업 소득을 기준으로 저소득 청년농의 평균 창농 자금 규모는 7천 354만 원이었으나 고 소득 청년농은 2억 5천 573만 원에 달하였다. 또한. 농업 소득과 농가 소득이 고소득인 청년농의 경 우 창농 전 법인 경험 비율이 높았다. 농업 소득 기준으로 저소득 청년농의 22.2%가 창농 전 농업법 인에서 일한 경험이 있다고 응답했지만, 고소득 청년농은 그 비율이 30.3%에 달하였다. 그러나 창 농 교육 기간의 경우 농업 소득이 높을수록 교육 기간이 길었으나 농가 소득의 경우 중간소득 청년 농의 교육 기간이 가장 길었다. 농업 소득을 기준으로 본 저소득, 중간소득, 고소득 청년농의 평균 농업 교육은 시간은 각각 1.705년, 1.955년, 1.959년이었으나 농가 소득을 기준으로 본 중간소득 청년농의 평균 교육 기간은 2.036년으로 고소득 청년농의 1.885보다 높았다. 농가의 경영 특성 변 인과 관련하여 청년농의 농업 소득과 농가 소득이 증가할수록 부기 기장을 하는 청년농의 비율이 높았다. 농업 소득을 기준으로 저소득 청년농의 27.3%만이 농가 경영을 위하여 부기 기장을 하였 으나 고소득 청년농은 그 비율이 47.9%로 크게 증가하였다. 농업법인 참여 비율도 농업 소득 및 농 가 소득이 증가할수록 높아지는 경향을 보였으나 농가 소득 저소득 청년의 경우 농업법인의 참여 비율이 중간소득의 청년보다 높았다. 농업 소득을 기준으로 저소득, 중간소득, 고소득 청년농의 농

⁵ 농업 소득을 기준으로 저소득은 중위소득(2천만 원) 미만, 중간소득은 중위소득 이상 3분위 소득(7천만 원) 미만, 고소득은 3분위 소득 이상으로 정의함. 또한, 농가 소득은 농업 소득, 농외소득, 기타 소득의 합산 소득으로 저소득은 중위소득(4천만 원) 미만, 중간소 득은 중위소득 이상 3분위 소득(1억 원) 미만, 고소득은 3분위 소득 이상으로 정의하였다.

업법인 참여율은 33.3%, 34.6%, 그리고 35.3%로 각각 증가하였으나 농가 소득을 기준으로는 저소 득, 중간소득, 고소득 청년농의 참여율은 33.0%, 32.7%, 그리고 40.2%로 저소득 청년농의 참여율 이 중간소득 청년농의 참여율보다 약간 높았다.

표 3. 청년 농업인의 농업 소득 및 농가 소득별 관련 변인 기초통계량

	<u>.</u>	동업 소득 ¹		<u>.</u>	5가 소득 ²⁾		
관련 변인	저소득	중간 소득	고소득	저소득	중간 소득	고소득	합계
표본 수	216	127	119	276	104	82	462
개인 특성							
 연령(평균)	28.194	30.622	29.950	28.656	30.712	29.756	29.314
 여성(비율)	0.083	0.039	0.059	0.072	0.048	0.061	0.065
세대원 수(명)	3.542	3.370	3.630	3.464	3.615	3.573	3.517
기혼(비율)	0.296	0.504	0.445	0.333	0.500	0.451	0.392
대졸 이상(비율)	0.815	0.858	0.916	0.812	0.913	0.915	0.853
농지 특성							
	4.588	7.303	12.128	4.981	8.199	13832	7.276
 시설 면적(천 평)	0.234	0.594	1.453	0.286	0.942	1.487	0.647
 가축 사육 두수(천 마리)	0.332	5.335	6.865	0.611	5.598	9.943	3.390
창농 과정							
승계(비율)	0.648	0.661	0.773	0.659	0.654	0.805	0.684
창농 교육 기간(년, 평균)	1.705	1.955	1.959	1.751	2.036	1.885	1.839
	7.354	8.817	25.573	7.355	10.424	32.161	12.449
법인 경험(비율)	0.222	0.291	0.303	0.236	0.250	0.366	0.262
영농경력	3.921	5.701	6.454	4.312	5.981	6.427	5.063
농가 경영 역할							
종업원(비율)	0.148	0.071	0.042	0.138	0.029	0.061	0.100
현 경영주(비율)	0.384	0.346	0.420	0.370	0.433	0.366	0.383
일부 책임 경영(비율)	0.468	0.583	0.538	0.493	0.538	0.573	0.517
농가 경영 특성							
부기 기장 여부(비율)	0.273	0.362	0.479	0.301	0.356	0.512	0.351
농업 법인 참여 여부(비율)	0.333	0.346	0.353	0.330	0.327	0.402	0.342

주 1) 저소득-중위소득(2천만 원) 미만; 중간소득-중위소득 이상 3분위 소득(7천만 원) 미만; 고소득-3분위 소득 이상 2) 저소득-중위소득(4천만 원) 미만; 중간소득-중위소득 이상 3분위 소득(1억 원) 미만; 고소득-3분위 소득 이상 자료: 저자 작성

40 놓추정제 제42권 제1호

청년 창업농의 삶의 질 만족도 관련 변인 기초통계량 분석 결과 다음과 같은 특징이 관찰된다<표 4>. 우선 지역연대 특성과 관련하여 삶의 질에 만족하는 청년농일수록 멘토 또는 조언자가 존재하 였다. 삶의 질에 매우 불만족한 청년농의 65.0%가 멘토 또는 조언자가 존재한다고 답변하였으나 삶의 질에 매우 만족하는 청년농은 그 비율이 80.1%로 크게 증가하였다. 삶의 질에 만족하는 청년 농일수록 대체로 지역의 기대가 높은 편이며 지역 갈등 비율도 낮은 것으로 파악된다. 삶의 질에 매 우 불만족한 청년농의 경우 지역의 기대를 받고 있다고 응답한 비율이 30.0%에 불과하나 삶의 질에 매우 만족하는 청년농의 경우 이 비율이 75.0%까지 크게 증가하였다. 또한, 삶의 질에 매우 불만족 한 청년농의 40.0%가 지역 주민과의 갈등을 겪고 있다고 응답하였으나 삶의 질에 매우 만족하는 청 년은 오직 20.0%만이 갈등을 겪고 있다고 응답하였다. 또한, 지역 주민과의 왕래가 잦을수록 청년 농의 삶의 질이 높아지는 결과도 관찰된다. 예를 들어, 삶의 질에 매우 불만족한 청년의 40.0%가 지 역 주민과 거의 왕래를 하지 않는다고 응답했지만. 삶의 질에 매우 만족하는 청년농의 경우 오직 11.7%만이 거의 왕래를 하지 않는다고 응답하였다. 소득 관련 변인도 청년농의 삶의 질에 영향을 주는 것으로 보인다. 전반적으로 삶의 질에 만족하는 청년농일수록 농가 소득이 증가하나 매우 불 만족한 청년농의 경우도 농가 소득이 매우 만족하는 청년농 다음으로 높았다. 삶의 질에 불만족한 편, 보통, 만족하는 편, 매우 만족하는 편이라고 응답한 청년농의 평균 농가 소득은 각각 6억 88만 원, 7천 289만 원, 9천 708만 원, 1억 5천 637만 원으로 증가하였으나 삶의 질에 매우 불만족한 청년 농의 경우 농가 소득이 1억 4천 215만 원에 달하였다. 또한, 농가 소득으로 생계가 가능하다고 응답 한 비율이 삶의 질에 만족하는 청년농일수록 대체로 높다고 할 수 있으나 매우 불만족한 청년농의 경우도 그 비율이 상당히 높았다. 삶의 질에 매우 만족하는 청년농의 85.0%가 농업 소득으로 생계 가 가능하다고 응답하였고 그 비율은 감소하여 삶의 질에 만족하는 편, 보통, 불만족한 편인 청년농 의 62.5%, 53.8%, 28.8%였다. 그러나 삶의 질에 매우 불만족인 청년농은 절반 정도가 농업 소득으 로 생계가 가능하다고 응답하였다.

표 4. 청년 농업인의	삶의 질 만족도별 ·	관련 변인 기초통계량
--------------	-------------	-------------

관련 변인	매우 불만족	불만족 하는 편	보통	만족 하는 편	매우 만족	합계
표본 수	20	52	171	159	60	462
개인 특성						
 연령(평균)	28.950	29.615	29.386	28.918	30.017	29.314
여성(비율)	0.000	0.077	0.094	0.044	0.050	0.065
세대원 수(명)	2.950	3.192	3.380	3.704	3.883	3.517
기혼(비율)	0.250	0.327	0.398	0.377	0.517	0.392
대졸 이상(비율)	0.900	0.885	0.842	0.843	0.867	0.853
지역연대						
멘토의 유무(비율)	0.650	0.712	0.801	0.843	0.917	0.814
주민 왕래(비율)	0.400	0.269	0.251	0.164	0.117	0.212
지역 활동 참여(비율)	0.600	0.481	0.550	0.453	0.317	0.481
지역의 기대(비율)	0.300	0.404	0.310	0.610	0.750	0.481
지역 갈등(비율)	0.400	0.404	0.316	0.233	0.200	0.286
영농경력(평균)	5.650	4.808	4.830	4.818	6.400	5.063
소득						
농업 소득(천만 원, 평균)	8.955	3.761	4.169	5.953	10.560	5.774
농가 소득(천만 원, 평균)	14.215	6.088	7.289	9.708	15.637	9.370
생계 가능 여부	0.500	0.288	0.538	0.623	0.850	0.578

자료: 저자 작성

창업농의 소득 관련 변인 회귀 분석 결과는 다음과 같았다<표 5>. 농업 소득은 농지면적, 시설면적, 승계 여부, 창농 자금 규모, 영농경력, 농업경영역할, 부기 기장 여부 등이 통계적으로 유의미(5%수준)한 관련성이 있었으며, 농가 소득은 농지면적, 승계 여부, 창농 자금 규모, 법인 경험, 영농경력, 농업경영역할, 부기 기장 여부 등이 통계적으로 유의미(5%수준)하게 관련성을 가지고 있었다.

첫째, 승계를 통한 창농 가구가 농지를 사거나 임차, 또는 농업 관련 임금 노동자로 시작한 신규 창농 가구보다 높은 수입을 가졌다. 추정 결과, 승계 창농 가구는 신규 창농 가구보다 농업 소득으로 약 1,685만 원, 농가 소득으로 약 2,574만 원 높았다. 둘째, 창농 준비 자금의 규모가 농가의 농업 및 농가 소득과 깊은 연관성이 존재한다는 사실을 보여주고 있다. 추정 결과, 청년 창업농이 0.1만 원더 많은 준비 자금을 확보할수록 농가의 농업 소득은 약 38만 원, 농가 소득은 약 44만 원 증가하고 그 증가는 통계적으로 유의미하였다. 또한, 경영 장부 기록 여부가 청년 농업인의 농업 및 농가 소득에 깊은 관련성이 존재한다는 사실을 실증적으로 보여주고 있다. 추정 결과, 농업 경영과 관련하여

42 **大李경제** 제42권 제1호

부기 기장을 하는 농가의 농업 소득은 그렇지 않은 농가의 농업 소득보다 약 1,1918만 원 높았다. 또한, 부기 기장을 하는 농가의 가구 소득도 그렇지 않은 농가의 가구 소득보다 약 3,400만 원 높았다. 마지막으로, 영농경력 또한 농가의 농업 및 농가 소득과 깊은 연관성이 존재하여 영농경력이 증가할수록 농가의 소득은 증가함을 실증적으로 보여주고 있다.

표 5. 청년 농업인의 농업 소득 및 농가 소득 관련 변인 회귀 분석 결과

게러 버이	농	업 소득(천만	원)	농	가 소득(천만	원)
관련 변인	한계효과 ³⁾ 추정계수 표준오차		한계효과	추정계수	표준오차	
개인 특성						
연령(세)	-0.024	-0.040	0.131	-0.165	-0.246	0.159
여성	0.861	1.439	1.928	1.111	1.657	3.038
세대원 수(명)	-0.156	-0.261	0.427	0.623	0.929	0.490
결혼 여부	0.781	1.305	1.458	-0.136	-0.202	1.935
대졸 이상	1.503	2.512	1.307	1.310	1.954	1.710
농지 특성						
농지 면적(천 평)	0.065	0.109*	0.055	0.134	0.200*	0.094
시설 면적(천 평)	0.327	0.547**	0.212	0.305	0.454	0.300
 가축 사육 두수(천 마리)	0.023	0.038	0.022	0.013	0.020	0.019
창농 과정						
승계	1.685	2.816**	1.002	2.574	3.839**	1.399
장농 교육 기간(년)	0.132	0.221	0.294	0.012	0.018	0.430
창농 자금 규모(천만 원)	0.038	0.064**	0.023	0.044	0.065*	0.028
법인 경험	1.010	1.687	1.459	2.902	4.328*	1.812
멘토의 유무	1.168	1.952	1.620	1.537	2.292	1.948
영농경력(년)	0.842	1.408**	0.456	0.970	1.446**	0.537
영농경력 제곱	-0.032	-0.054*	0.024	-0.035	-0.052*	0.024
농가 경영 역할(종업원)						
 현 경영주	2.544	4.494*	1.923	3.325	5.261*	2.279
일부 책임 경영	1.634	3.010	1.739	2.862	4.584*	2.215
농가 경영 특성						
부기 기장 여부	1.918	3.205**	1.190	3.400	5.070**	1.646
농업법인 참여 여부	0.396	0.662	1.328	0.271	0.404	1.717

주 1) ** p<0.01; * p<0.05;

자료: 저자 작성

²⁾ 평균한계효과(Average marginal effect)를 계산함.

창업농의 삶의 질 만족도 회귀 분석 결과는 다음과 같았다<표6>. 지역연대 특성 중 멘토의 유무, 지역 활동 참여 여부, 지역의 기대 여부, 지역 갈등의 유무와 소득 특성 중 생계 가능 여부 등이 통계 적으로 유의미(5% 수준)하게 삶의 질 만족도와 관련성을 가지고 있었으나 개인 특성과 영농경력은 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 따라서 농업 경영에 있어 지역연대 관련 요인이 중요한 역할을 함을 알 수 있다. 첫째, 멘토의 유무가 청년농의 삶의 질에 영향을 미치고 있다. 추정 결과, 청년농이 경영상 문제에 대하여 조언이나 도움을 받을 수 있는 멘토나 조직이 있으면 그러한 멘토나 조직이 없는 청년농에 비해 높은 삶의 질 만족도를 보일 확률이 약 1.860배 또는 약 1.876배 높았다. 둘째, 지역 활동 참여의 중요성이다. 추정 결과, 각종 농업 관련 단체의 임원이나 위원으로 활동한 청년농 은 그렇지 않은 청년농에 비해 삶의 질에 만족할 확률이 약 1.491배 또는 약 1.498배 높았다. 셋째, 지역 갈등의 여부가 청년 창업농의 삶의 질에 중요한 문제가 될 수 있음을 알 수 있다. 추정 결과를 보면, 창업농이 농업 경영 지역의 마을 주민과 갈등(말다툼, 싸움)을 경험한 적이 있으면 경험한 적 이 없는 창업농보다 낮은 삶의 질 만족도를 보일 확률이 약 0.566배 또는 약 0.565배 낮았다. 넷째, 지역의 기대와 삶의 질 만족도의 관련성이다. 추정 결과를 보면, 지역 농업의 일꾼으로 기대를 받고 있다고 인식한 청년농이 그렇지 않은 청년농에 비해 높은 삶의 질 만족도를 보일 확률이 약 2.660배 또는 2.692배 높았다. 마지막으로, 소득 관련 변인도 청년농의 삶의 질에 깊은 연관성이 있었다. 그 러나 그 관련성은 농가 소득의 규모가 아니라 농업 소득으로의 생계 가능 여부에 따라 결정되었다. 추정 결과. 농업 소득으로 생계가 가능하다고 답변한 농가는 그렇지 않다고 답변한 농가보다 높은 삶의 질 만족도를 보일 확률이 약 2.624배 또는 약 2.674배 높았다.

44 **놓추성**제 제42권 제1호

표 6. 청년 농업인의 삶의 질 만족도 관련 변인 회귀 분석 결과

	삶의 질	만족도(농업	소득) ²⁾	²⁾ 삶의 질 만족도(농가 소득)		
선언 선언	오즈비	오즈비 추정계수 표준의		오즈비	추정계수	표준오차
개인 특성						
 연령(세)	0.983	-0.017	0.023	0.983	-0.017	0.023
 여성	0.700	-0.357	0.350	0.703	-0.352	0.352
세대원 수(명)	1.128	0.120	0.067	1.128	0.120	0.066
 결혼 여부	1.498	0.404	0.214	1.507	0.410	0.213
대졸 이상	0.896	-0.110	0.230	0.904	-0.101	0.229
지역연대						
 멘토의 유무	1.860	0.621**	0.238	1.876	0.629**	0.237
 주민 왕래	0.693	-0.367	0.234	0.692	-0.368	0.235
지역 활동 참여	1.491	0.399*	0.189	1.498	0.404*	0.033
지역의 기대	2.660	0.978**	0.201	2.692	0.990**	0.202
지역 갈등	0.566	-0.569**	0.203	0.565	-0.570**	0.203
- 영농경력						
	0.936	-0.067	0.058	0.940	-0.062	0.057
영농경력 제곱	1.005	0.005	0.003	1.004	0.004	0.003
 승계	0.961	-0.040	0.201	0.966	-0.034	0.201
소득						
농업 소득(천만 원)	1.003	0.003	0.011			
농가 소득(천만 원)				0.999	-0.001	0.008
생계 가능 여부	2.624	0.965**	0.186	2.674	0.984**	0.185

주 1) ** p<0.01; * p<0.05;

^{2) 1=}매우 불만족; 2=불만족하는 편; 3=보통; 4=만족하는 편; 5=매우 만족하는 편; 농업 소득을 이용함.

^{3) 1=}매우 불만족; 2=불만족하는 편; 3=보통; 4=만족하는 편; 5=매우 만족하는 편; 농가 소득을 이용함. 자료: 저자 작성

5. 결론

이 연구는 청년 창업농의 농업 소득, 농가 소득에 영향을 주는 변인 그리고 삶의 질 영향을 주는 변인을 경제학적 분석을 통해 조사하였다. 이 연구의 실증 분석 결과를 선행연구와 비교 분석하여 다음과 같은 결론을 도출하였다.

첫째, 청년농 중에 승계 창농자가 신규 창농자 보다 높은 수입을 가진다. 승계농이 신규 창업농보다 높은 영농 성과와 소득을 보이느냐와 관련하여서는 상반된 견해가 있다(마상진·김강호 2010). 농가 경영의 승계는 농지나 자금과 같은 재산 상속과 더불어 경영교육과 같은 역량 전수가 되어, 정착기 초반에 신규 창업자보다 유리할 수 있다(이성호 외 1995; Barclay et al. 2007). 하지만 부모의 경영기법이나 철학이 변형되지 않고 자식 세대에게 전수되기를 바라는 측면도 있기에 정착 이후 새로운 시장 탐색이나 혁신에 걸림돌이 될 수도 있다(Koh 2001). 이 연구에서는 전자의 견해를 지지하는 결과가 도출되었다. 부모의 경영기반 전수 및 이들로부터 전수받은 농업 관련 지식 및 기술의 중요성은 신규 창농자에 대한 체계적 농업 교육과 더불어 은퇴한 숙련 농업인이 신규 창업농의 농가 경영에 직접 관여하여 농업 지식을 전수할 수 있는 제도적인 지원을 중요한 정책 수단으로 고려할 필요가 있음을 시사한다.

둘째, 창농 준비 자금의 규모가 청년농의 소득에 영향을 미친다. 이러한 결과는 다양한 선행 연구 (박문호·오내원·임지은 2012; 마상진·정기환 2008)가 신규로 영농 창업을 하는 이들의 창농 초기소득 문제를 지적하고 있는 것과 맥을 같이 하는 결과이다. 이는 창농으로 안정적인 농가소득을 확보하기 전에 창농 과정에서 소요되는 농지 및 축사의 임대·구매비용과 초기 정착비로 생활비 및 주거비 등의 확보가 필요함을 시사한다.

셋째, 창농 준비 자금의 중요성과 함께 영농경력 또한 청년농의 소득에 영향을 미친다는 결과로 Johnson et al.(2001)의 연구와 연계를 할 수 있음을 보여주었다. Johnson et al.(2001)은 청년농의 정착단계를 예비단계와 초보단계로 구분하고 각 단계의 특성을 설명하였다. 이 연구에서는 Johnson et al.(2001)의 모든 이론적 논의내용을 분석에 직접 설명하지는 못하였으나, 청년농의 창 농과정 관련 변수와 영농경력을 변인으로 추가하여 이를 실증분석을 실시하였고 이를 통해 간접적으로 분석하고자 하였다. 분석 결과, 청년농의 창농 과정에서 효율성과 영농경력이 청년농의 소득

46 놓추정제 제42권 제1호

을 증가시키고 있으며, 이를 근거로 청년농의 충실한 정착 및 영농 준비와 이를 지원하는 맞춤 정책 이 실제로 효과적일 수 있음을 보여주었다.

넷째, 경영 장부 기록 여부는 청년농의 소득에 영향을 미친다. 마상진·박대식·김강호(2010)와 마상진 외(2013)는 후계농업경영인 대상 조사에서 경영·회계장부 작성이 영농 규모 및 수입의 변화에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다고 보고하고 있는데, 이와 일치하는 결과이다. 또한, 최윤지 외(2003)가 농가의 재무관리·금융 지식이 농가 소득의 효율적 관리에 도움을 주기에 이를 위한 체계적 교육프로그램을 제안하는 연구와 맥을 같이한다. 이는 효율적 영농을 위해 전체 경영에 대한 재무적 통제 가능성이 중요한 요인으로 인식되고 있음을 보여준다. 또한, 농가가 경영 장부를 기록함으로써 재무적 위기에 대처할 수 있는 능력을 갖출 수 있음을 시사한다.

다섯째, 지역 주민과의 갈등은 청년농의 삶의 질과 밀접한 관계가 있다. 윤순덕 외(2017)는 귀농· 귀촌인 중에 11.2%가 역 귀농· 귀촌을 하고 있고, 이에 대해 마상진 외(2016)는 지역 주민과의 갈등이 그 중요한 원인 중에 하나라고 보고하고 있는데 분석 결과에서처럼 청년농의 농촌 정착의 경우에서도 발견할 수 있었다. 박문호 외(2012)는 원주민과 귀농· 귀촌인의 갈등을 원인으로 귀농· 귀촌인에 대한 지역 주민의 선입견 및 텃세와 더불어 농촌사회에 대한 귀농· 귀촌인의 이해 부족을 원인으로 진단하고 있었다.

여섯째, 지역사회에서 청년농에 대한 기대와 관심, 멘토의 유무 등과 같은 청년농의 농촌 지역사회와의 관계가 청년농의 삶의 질에 영향을 준다. 이는 허철무·하규수(2014)가 지역사회로부터의 사회적 지지(social support)가 귀농인의 만족도에 영향을 준다는 결과와 맥을 같이한다. 이 연구 분석 결과, 지역사회로부터의 기대, 멘토의 유무는 청년농 삶의 질 만족도에 유의미한 영향을 주고 있었다. 마상진·정기환(2008), 김철규 외(2011), 김정섭·성주인·마상진(2012) 등에서는 신규 취농 또는 귀농·귀촌 정착에 있어 기존 지역사회 네트워크로의 편입이 무엇보다 중요하다고 지적한다. 한편 마상진 외(2015)는 원주민과 귀농·귀촌인 간의 갈등은 귀농·귀촌인 연수가 쌓이고 그들이 지역사회에 참여하고 귀농·귀촌인의 유입으로 인한 다양성의 증가가 해결의 실마리가 된다고 보고하고 있으므로 청년농의 정착과 관련하여 정착 초기 일정 기간 사회적 관계 지원이 필요함을 시사한다.

일곱째, 농가 소득의 절대적 규모보다 농업 소득으로의 생계 가능성이 청년농의 삶의 질에 영향을 미친다. 일반적으로 소득은 삶의 질 만족의 중요한 요인이고, 허철무·하규수(2004)의 연구에서도 귀농인은 고소득일수록 만족도가 높다고 하였다. 이 연구에서는 청년농의 경우 단순 소득 규모

는 오히려 삶의 질 만족도와 통계적으로 유의미한 관련성이 없었다. 이보다는 지역 생활비, 초기 안 정기까지의 기초생활비용 등의 농가 가용 소득 또는 경제적 자립 여부가 더 중요함을 시사한다.

최근, 도시 고용사정의 악화와 더불어 사회적으로 농촌적 삶에 대한 선호 경향이 높아지면서 연령과 세대를 불문하고 귀농·귀촌이 증가하고 있다. 특히 농정 당국의 새로운 후계농 정책(청년 창업 농 영농정착지원사업)의 추진과 더불어 청년세대의 농업·농촌 유입이 증가하고 있는데, 이는 새로운 혁신인력의 확보와 농촌의 활성화라는 관점에서 농업농촌의 새로운 기회 요인으로 작용할 수 있다. 현재 통계청의 농업(총)조사, 농가경제조사, 농림축산식품부의 농업경영체DB 등을 통해 청년 농업인에 대한 실태 조사가 진행되고 있지만, 청년농 관련 정책을 설계하기에는 자료의 대표성이나조사 항목 등에 한계가 많은 실정이다. 추후에 청년들이 어떠한 경험을 바탕으로, 무엇을 목적으로 어디에서 어떻게 적응하고 있고, 어려움은 무엇인지에 대한 체계적 추적 조사가 필요하다.

이 연구에서는 청년농의 성공정착을 소득과 삶의 질 만족이라는 두 가지(양적, 질적) 관점에서 보고 자기 보고식 설문 조사 자료를 근거로 분석하였다. 이에 따라, 소득이 0인 다수 사례에 대하여서는 의미하는 바를 심도 있게 파악하기 힘들었다. 삶의 질 만족도를 한 개 문항(5점 리커트 척도)으로 측정하다 보니, 다양한 삶의 질의 영역(교육, 보건, 복지, 문화, 여가, 환경, 안전 등)에 대한 다각적접근이 부족했다. 추후 연구에서는 성공적 농촌 정착에 대한 좀 더 면밀한 검토와 측정을 하여 이 연구의 결과를 검증해볼 필요가 있겠다.

참고 문헌

- 강대구. 2006. 『최근 귀농실태와 지원대책방안 연구』. 농림부.
- 강희숙·이도희. 2004. "농촌 주민들의 주관적 삶의 질에 관한 연구. 충남 서해안지역을 중심으로." 『보건과 사회과학』 제16권. pp. 201-225. UCI: G704-001339.2004.16..004
- 권오상·강혜정. 2013. "지역특성을 반영한 농가소득 결정요인 분석 ." 『농업경제연구』제54권 제2호. pp. 75-93. UCI: G704-000586.2013.54.2.001
- 김숙영·손신영. 2012. "농촌 여성노인의 건강 관련 삶의 질에 미치는 영향 요인." 『노인간호학회지』 제14권 제2호. pp. 91-98. UCI: G704-SER000008641.2012.14.2.002
- 김정섭·성주인·마상진. 2012. "최근의 귀농·귀촌 실태와 정책 과제." 『KREI 농정포커스』 제13호.
- 김정호·김정희·박해청·금경연. 2016. 『농업·농촌분야 청년일자리 등 창출방안 연구』. R30. (사)환경농업연구원.
- 김정호·마상진. 2005. 『신규 취농의 실태와 정책과제』. R504. 한국농촌경제연구원.
- 김제안·채종훈. 2009. "농가유형별 소득결정요인 분석." 『산업경제연구』제22권 제4호. pp. 1641-1658. UCI: G704-001438.2009.22.4.022
- 김철규·이해진·김기홍·박민수. 2011. 『귀농귀촌인의 성공적 정착과 농촌사회 발전 방안 연구』. 농림수산식품부.
- 김현수·허영준·마상진·김명찬. 2014. 『중장기 농업인력 육성대책 수립 연구』. 농림수산식품문화정보원.
- 문승태·김소라. 2012. "귀농인의 삶의 질 인식 수준." 『농업교육과 인적자원개발』제44권 제2호. pp. 1-21. doi: 10.23840/agehrd.2012.44.1.1
- 마상진·김강호. 2010. "신규 취농 진입장애요인과 영농성과의 구조적 관계: 창업농과 승계농의 비교." 『농촌경제』제 33권 제4호. pp. 1-18. UCI: G704-000576.2010.33.4.005
- 마상진·김경인. 2017. 『청년 영농창업 활성화를 위한 지원 프로그램 개발』, C2017-09. 한국농촌경제연구원,
- 마상진·박대식·김강호, 2010. 『후계농업경연인 육성사업 진단 및 성과평가』, C2010-55, 한국농촌경제연구원,
- 마상진·박대식·박시현·최용욱·남기천·남승희·최윤지. 2015. "귀농·귀촌 시기별 귀농·귀촌 과정 및 경제·지역사회
- 활동 실태 변화 분석." 『농업교육과 인적자원개발』 제47권 제2호. pp. 1-21. doi: 10.23840/agehrd.2015.47.2.1 마상진·오내원·김경덕·남기천. 2013. 『정예 농어업인 육성을 위한 중장기 로드맵 수립』. C2013-01. 한국농촌경제연구원. 마상진·정기환. 2008. 『신규 취농의 진입장애 해소방안』. R580. 한국농촌경제연구원.
- 마상진·정은미·김경인, 2017. 『고령화 시대 청년 창업농업인 육성체계 개선방안』, R807. 한국농촌경제연구원,
- 박동열·정태화·장명희·김영생·김민규. 2012. 『농업계 특성화고 졸업자의 취·창업률 제고를 위한 직종 및 직무 연구』. 한국직업능력개발원
- 박공주·윤순덕·강경하. 2006. "은퇴 후 귀농인의 농촌생활만족도에 영향을 미치는 요인 ."『농촌계획』제12권 제4호. pp. 63-76. UCI: G704-001610.2006.12.4.002
- 박문호·오내원·임지은. 2012. 『농촌지역 활성화를 위한 귀농·귀촌 추진방안』. R676. 한국농촌경연구원.
- 박옥임·김정숙·정영해. 2004. "농촌지역 중년여성의 삶의 질에 영향을 미치는 요인에 관한 연구." 『한국농업교육학 회지』제36권 제4호, pp.89-99. UCI: G704-000464.2004.36.4.002
- 서규선·변재면. 2000. "U턴 귀농자를 위한 장·단기 프로그램 개발." 『한국농촌지도학회지』 제7권 제1호. pp. 137-153. 한국농촌지도학회.
- 성주인·김성아. 2012. 『제9장 도시민의 귀농·귀촌 실태와 정책 과제』. E04-2012. pp. 239-263. 한국농촌경제연구원. 이성호·김정호. 1995. 『농가의 상속과 경영승계에 관한 연구』. 한국농촌경제연구원.

- 정제영·김왕준·이찬·김성기·박주형·정성수·하연섭·주윤직·한유경·남수경·박상완·정찬영·마상진·최수정. 2015. 『농업 직업교육체계 개편방안 연구』. 농림축산식품부.
- 정진화·노재선·조현정. 2013. "한국농가의 고령화와 농가소득에의 영향." 『농업경제연구』제54권 제2호. pp. 55-74. UCI: G704-000586.2013.54.2.006
- 최윤지·박영자·최현자. 2003. "농가 재무관리 교육프로그램 개발을 위한 기초조사-농가 재무관리 실태 및 재무정보. 요구분석을 중심으로"『한국지역사회생활과학회지』제14권 제2호. pp. 15-27. 한국지역사회생활과학회. UCI: G704-001337.2003.14.2.004
- 최재혁·고석남. 2005. "한국의 농가소득 결정에 미치는 요인 분석." 『산업경제연구』 제19권 제3호. pp. 1139-1159. UCI: G704-001438.2005.18.3.009
- 허철무·하규수. 2014. "귀농자의 귀농만족도에 미치는 영향요인 연구." 『벤처창업연구』제9권 제2호. pp. 237-248. doi: 10.16972/apjbve.9.2.201404.233
- 홍성권·김재현·김종진·장주연·태유리. 2013. "도시민과 귀촌인의 삶의 만족도" 『농촌계획』제19권 제4호. pp. 237-248. doi: 10.7851/ksrp.2013.19.4.237
- Amemiya, T. 1973. "Regression analysis when the dependent variable is truncated normal." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. vol. 41, no. 6, pp. 997–1016. doi: 10.2307/1914031
- Barclay, E., Foskey, R. and Reeve, I. 2007. "Farm Succession and Inheritance: Comparing Australian and International Trends." Rural Industries Research and Development Corporation.
- Greendale, M., Bowlan, M, Hering, D. and Ruhf, K. 2004. Policy Tool Kit. NESFI.
- Greene, W. 2008. "Econometric Analysis, Sixth Edition." Upper Saddle River, NJ. Pearson Education.
- Johnson, S. E., Bowlan, M., Ruhf, K. and Sheils, C. 2001. *Exploring the Concept of Farming Career Paths*. Belchertown, MA: The New England Small Farm Institute.
- Koh, S. 2001. "The Social Reproduction Crisis of Farm Succession in South Korea: A Riverside Village Case Study." *Journal of Rural Development*. vol. 24, no. 1, pp. 31-63.
- McCullagh, P. 1980. "Regression models for ordinal data." *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* (Methodological), pp. 109-142. doi: 10.1111/j.2517-6161.1980.tb01109.x
- Reeve, I. and Stayner, R. 2006. Preparing Entrants to Farming: Scoping Programs and Strategies. RIRDC.

원고 접수일: 2018년 12월 25일 원고 심사일: 2019년 1월 10일

심사 완료일: 2019년 3월 14일

계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생효과 분석*

조현경** 박윤선*** 권오상**** 김한호*****

Keywords

살충제 계란(fipronil eggs), 식품 안전(food safety), 소비자 후생(consumer welfare), 무지의 비용(cost of ignorance)

Abstract

This study analyzes the impact of the 2017 egg contamination incident in South Korea on consumers' welfare. We estimate two types of single equation demand systems for eggs, and those equations incorporate consumers' subjective perception of eggs' quality. The estimation is based on a survey on agri-food expenditure designed and implemented by the Rural Development Administration, and the aggregated household data from the survey are used to represent national price and consumption of eggs as well as agri-food expenditure. Our results show that the total consumer welfare loss was 811.8~854.9 billion won, and the cost caused by ignorance about the incident accounted for 12.0~12.9% (102.7~104.9 billion won) of the total loss. These results suggest that dissemination of accurate information and prompt action after a contamination incident along with efforts to secure safety of goods' quality are important in order to alleviate consumers' welfare loss.

차례

1. 서론

- 3. 분석 결과
- 2. 분석 모형과 분석 자료
- 4. 요약 및 결론

^{*} 본 논문은 농림축산식품부가 지원한 "농식품 안전관리체계 개선 방안 연구(2019)"의 일부를 논문 형식으로 수정·보완한 것임. 본고는 연구자들의 개인 저작물로서 농림축산식품부의 공식견해와 관련 없음을 밝힘. 본 연구에서 사용한 농식품 소비자패널 자료를 이용하는 데 도움을 주신 농촌진흥청 김미옥, 박성호 박사님께 감사드림.

^{**} 한국 마사회 말산업연구소 위촉연구원.

^{***} 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 박사과정.

^{****} 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 교수 겸 농업생명과학연구원 겸무연구원, 교신저자. e-mail: kohsang@snu.ac.kr

^{*****} 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학전공 교수.

1. 서론

최근 발생한 식중독, 조류 독감, 구제역, 계란 살충제 성분 검출 등 농식품 안전사고로 인해 소비 자의 우려가 커지고 있다. 농식품 안전사고는 생산, 가공, 유통, 소비 등 각 단계에서 나타날 수 있으며, 이러한 오염사고는 농가와 유통업계 전반에 타격을 줄 뿐 아니라 해당 농식품의 소비를 감소시키는 등 사회 전체에 큰 영향을 미치게 된다.

식품 안전의 중요도가 높아짐에 따라 식품 안전과 관련된 정책적, 학술적 논의가 국내외에서 다양하게 진행되었다. 이 과정에서 원래는 생산자 간 공정경쟁을 유도하는 차원에서 실시되던 식품의 성분 표시제도(food labeling)가 1990년대 중반부터는 소비자의 먹거리 안전, 정보 접근성 강화 등을 위해 제공되어야 할 필수 정보로 인식되기 시작하였고(Golan et al. 2001), 식품 안전 관련 정책의 사회적 영향에 대한 연구도 활발하게 진행되어 왔다.

식품 안전사고는 물론, 이를 예방하고자 하는 사전적 정책도 경제의 여러 계층에 영향을 미친다. 생산자들은 안전사고가 발생하지 않더라도 각종 규제준수나 예방조치를 위해 비용을 지불해야 하고, 안전사고 발생 시에는 생산된 농식품을 폐기하기 위한 비용도 지불해야 한다. 소비자들은 식품의 안전성이나 성분 변화로부터 직접적인 후생 변화를 경험하며, 생산자가 지불하는 규제준수비용의 일부를 높아진 식품가격으로 부담하기도 한다. 정부 역시 다양한 정책 비용을 지불해야 할 것이다. 이와 같은 식품의 안전성 관련 사회적 비용들을 절감할 수 있도록 적절한 수준의 효과적인 정책수단이 개발되고 집행될 필요가 있다.

생산자들이 안전성과 관련하여 지불하는 비용의 경우 직접적인 계측치를 구하기가 상대적으로 용이하다. 사고 발생 시 생산된 농식품 폐기에 따른 손실은 시장가치를 이용해 비교적 쉽게 추정할 수 있다. 사전 규제 정책으로 인한 생산자 비용은 Klein and Brester(1997)처럼 식품회사의 재무제 표 자료를 활용하여 검사 시스템 규제가 비용구조에 미치는 영향을 분석하거나, Antle(2000)처럼 축산업계 비용함수를 추정하여 규제가 생산성 하락을 통해 비용을 높이는 정도를 분석할 수도 있다. 생산자 비용은 또한 Lusk and Anderson(2004)이나 이홍림(2015)처럼 시장균형분석을 통해 소비자 비용과 함께 계측되기도 하였다.

식품 안전사고의 소비자 후생효과는 생산자의 경우보다는 분석이 어려운 점이 있다. 소비자 후생

의 분석을 위해서는 식품의 안전도 변화 시 소비자들이 어떤 경로를 통해 어떤 종류의 후생 변화를 경험하는지가 먼저 규명되어야 하는데 이것이 분명하지 않은 점이 있고, 아울러 식품 안전도의 변화 이전과 이후에 이미 행해진 소비 행위 자료를 통해 후생효과를 어떻게 실제로 추정할 수 있을지도 관건이 된다.

식중독 사고처럼 구체적인 질병 발생이나 심지어 사망에 이르게 하는 경우도 있지만, 안전사고가 발생해도 적어도 단기적으로는 질병이나 사망과 관련해서 직접적인 피해가 관측되지 않는 경우가 많다. 하지만 이 경우에도 소비자들은 분명히 안전성에 대한 우려 때문에 후생 감소를 경험하므로 이를 분석하여 정책에 반영하여야 한다. 아울러 많은 경우에 식품 안전성 위해가 발생해도 상당 기간 이것이 소비자들에게 알려지지 않을 수 있고, 이 경우에도 소비자들의 후생 손실은 분명히 발생하기 때문에 이도 분석할 수 있어야 한다.

이런 점을 감안할 때 2017년 8월에 국내에서 발생했던 일명 '계란 살충제 성분 검출 사건'이 소비자들의 후생에 미친 영향을 분석하는 것은 상당한 의미를 가질 수가 있다. 사용 금지된 피프로닐 (Fipronil), 비펜트린(Bifenthrin) 등이 산란계 농장에서 기준치 이상으로 사용된 사실이 밝혀져 계란의 정상적인 유통이 이루어지지 않게 되었고, 그 소비가 정상 수준을 회복하는 데 상당한 시일이소요되었다. 그뿐만 아니라 오염에 관한 공식 발표가 있기 전에도 상당 기간 오염이 발생했었고, 그상태에서 생산된 계란이 오염 사실이 알려지지 않은 채 유통되었을 것으로 추측되기 때문에 이 사건의 후생효과를 적절히 분석하는 것이 쉽지가 않은 상황이다. 본고는 이런 점에 착안하여 계란 오염사고를 사례로 하여 식품 안전사고가 유발하는 소비자 후생효과를 종합적으로 분석하는 시도를하고, 그 예방적 정책과 사후 처리의 중요성을 확인하려한다.

이미 언급한 바와 같이 계란에서 살충제 성분이 검출된 사건은 구제역이나 식중독처럼 발생과 거의 동시에 파악·보고되고 소비자에게까지 알려지는 경우와는 차이가 있다. 즉 '안전사고가 발생했으나 인지되지 못한 상태에서 소비 행위 지속 →사고 발생이 인지되고 공표→안전성에 대한 우려로 소비가 급감하고 사태 수습 진행→안전성이 회복되고 소비가 서서히 이전 상태로 복귀'하는 전체과정에 대한 분석이 필요한데, 이를 시도한다는 점에 있어 본고는 식품 안전 관련 국내에서 진행된 여러 연구들과 차별화된다.

건강에 영향을 미칠 수 있는 식품의 특성에 대한 경제적 분석은 Teisl et al.(2001)이나 Piggott and Marsh(2004)와 같이 수요체계 분석을 통해 식품영양성분이나 안전성 관련 정보 제공의 경제

54 놓추경제 제42권 제1호

적 가치를 분석하기도 하고, Huffman(2003)처럼 실험경매를 통해 유전자변형식품에 대한 정보 제 공이 소비에 미치는 영향을 분석하기도 하는 등, 대단히 많은 연구가 있다. 국내에서도 유전자변형 식품, 우수농산물관리(GAP), 원산지 표시제, 안전성 조사 등에 대한 소비자 추가지불의사 추정과 이를 바탕으로 한 사회적 후생 추정에 관련된 연구가 지속적으로 이루어졌다(권오상 2003; 박재홍·유소이 2005; 허정회 2006; 김성훈·이계임 2009; 이계임 외 2011; 권오상 외 2017).

본고가 분석하고자 하는 것은 이러한 식품의 안전성이나 특성에 대한 사전 관리와 정보 제공의효과가 아니고 구체적인 식품 안전사고와 그에 대한 정보 제공이 초래하는 후생효과인데, 이와 관련하여 이해춘·임현술(2007)은 가상가치평가법을 통해 소비자의 조류인플루엔자 회피를 위한 추가지불금액을 추정하였다. 그 외에도 질병비용법, 확률적 생명가치 추정법 등의 방법으로 식중독등 식품 안전사고로 인해 발생하는 사회적 후생 손실에 대한 연구가 다수 이루어진 바 있다(이계임외 2007; 신호성외 2010). 비교적 최근에 해외에서 이루어진 연구로는 E.coli(대장균)와 광우병 발생(Oniki 2006), 후쿠시마 원전 사고(Ito and Kuriyama 2017) 등 특정 사건 발생에 따른 소비자 후생 변화를 도출한 연구들이 있다. 이상의 국내외 선행연구들은 구체적이고 유익한 분석 정보를 제공하였지만, 허정회(2006)를 제외하면 안전사고에 대한 인지역부를 명시적으로 반영하여 후생효과를 분석하지는 않았다.

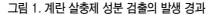
본고가 분석하고자 하는 바와 같이 안전사고 발생 이후의 인지 단계별 후생효과를 경제 이론과 부합되고 실제 자료와 일치하게 분석하는 기법은 Foster and Just(1989)의 매우 영향력 있는 연구에서 처음 제시되었다. 1982년에 하와이에서 낙농가가 사료대체재로 사용하던 파인애플 부산물이위해 농약에 오염되었던 사건을 분석한 이들의 연구는, 소비자 행위에 대한 이론적 근거를 기반으로 실제 소비 자료를 활용해 오염에 대한 정보가 공개되기 전과 후의 후생효과를 모두 분석하는 틀을 제시하였는데, 본고는 이들의 방법을 한국의 계란 살충제 성분 검출 사건에 적용하려고 한다. 아울러 Foster and Just(1989)가 제시한 식품 특성이 반영된 소비자 선택모형은 물론, 이후 Larson(1991)이 제시한 보다 일반적으로 사용되는 약보완성(weak complementarity)하의 수요시스템도 함께 변형하여 적용하며, 분석 자료로는 가계 단위의 실측된 일별 계란 소비량 자료를 활용하다.

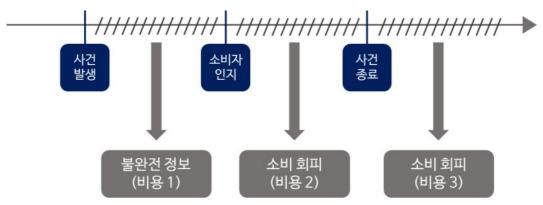
이상의 목적을 가진 본고의 제2장에서는 계란 오염사고의 소비자 후생 분석을 위한 수요모형과 분석을 위해 사용한 자료에 대해서 설명하고, 제3장에서는 계란의 수요 함수를 추정하고 그 결과를 바탕으로 소비자 후생 분석 결과를 도출한다. 마지막으로 제4장에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 내린다.

2. 분석 모형과 분석 자료

2.1. 분석 모형

농식품 안전사고는 질병 발생, 사망률 증가, 소비 행위 변화 등을 유발하여 소비자 후생에 영향을 미친다. 질병 발생이나 사망률 변화의 경우 앞서 언급한 바와 같이 질병비용법, 확률적 생명가치 추정법 등으로 추정할 수 있다. 그러나 본 연구의 분석 대상인 계란 살충제 성분 검출 사건의 경우 실제로 식품 안전도에 문제가 발생했지만 이로 인한 질환자는 거의 발생하지 않았고, 장기적 사망률에 미치는 영향 역시 미미한 것으로 간주된다. 다만 오염사고에 대한 정보가 언론이나 정부 발표를 통해 알려지면서 소비자들은 농식품 안전성에 대해 확신할 수 없게 되고 오염사고가 건강에 미칠 영향을 우려하며 평소와 다른 소비 행위를 선택하는 모습을 보였다. 즉, 사고 발표 직후 소비자가 인지하는 농산물 안전성에 대한 정보 변화에 따라 소비 행위를 달리하면서 후생 변화가 발생한다(비용2). 또한 이 사건은 사고 발생 의심 시점으로부터 한참 후에 소비자에게 사고 관련 정보가 공표되었을 가능성이 존재하는데, 이 경우 소비자들은 정확한 정보를 가지지 못한 상태로 의사 결정을 한 것이 되므로 이로 인한 소비자 후생 손실까지 유발된다(비용1). 마지막으로 농식품 안전사고에 대한보도 등으로 소비자가 해당 식품 소비를 기피하게 되고, 오염 문제가 해결되더라도 소비 회피는 일정기간 지속된다. 계란 살충제 성분 검출 사건도 유사한 모습을 보이며 이 부분에서도 역시 소비자후생 손실이 발생한다(비용3). 결과적으로 이 모든 과정을 도식화하면 <그림 1>과 같다.





자료: Foster and Just(1989)의 내용을 바탕으로 저자 작성.

계란 살충제 성분 검출 사건의 특성을 고려한 모형 설정은 다음과 같이 이루어진다. x는 오염 위험성이 있는 상품인 계란의 소비량, q는 x의 오염 여부를 포함하는 품질 수준, y는 x가 아닌 재화에 대한 지출액을 나타낸다고 하자. 상품의 품질 수준 q는 확률변수로, 파라미터가 θ 인 확률분포를 가진다고 할 때, 소비자의 기대효용 극대화 문제는 식 (1)과 같이 표현된다(Foster and Just 1989: 269).1

(1)
$$\max_{x,y} E_{\theta} \{ U(x,q,y) \}$$
 s.t. $px + y = m$
$$\max_{x} \overline{U}(x,m,\theta) \equiv \max_{x} E_{\theta} [U(x,q,m-px)]$$

여기서 p와 m은 각각 기타 재화(y) 가격에 대한 x의 상대가격과 상대소득을 의미한다. 이 최적 화 행위의 결과 기대효용을 극대화하는 통상(ordinary) 수요함수 $x(p,m,\theta)$ 가 도출되며, 극대화된 기대효용을 $V(p,m,\theta)=E_{\theta}[U(x(p,m,\theta),q,m-px(p,m,\theta))]$ 와 같이 식품의 특성 파라미터 θ 를 포함하는 일종의 간접효용함수로 나타낼 수 있다.

또한 목표수준의 기대효용 \overline{U} 를 얻는 데 필요한 최소한의 지출은 다음과 같은 지출 최소화 문제를 풀어 도출할 수 있다.

(2)
$$e(p, \overline{U}, \theta) = \min_{x} \{px + y | E_{\theta}[U(x, q, y)] \ge \overline{U}\}$$

¹ 본고가 사용하는 이론모형은 Foster and Just(1989)가 처음 제시하였으나, 이후 Just et al.(2004: 433-469)에서 보다 일반화되었고, Bockstael and McConnell(2007: 91-94)에서 재해석되었다. 본고는 이 세 가지 논의를 통합하여 사용한다.

식 (2)의 지출 최소화 문제의 해로 보상(compensated) 수요함수 $h(p,\overline{U},\theta)$ 가 도출되고, 그목적함수 $e(p,\overline{U},\theta)$ 는 식품의 특성 파라미터 θ 를 포함하는 지출함수(expenditure function)이다. 이제 안전성 관련 파라미터 θ 의 변화가 유발하는 후생효과를 분석하되, 안전사고가 발생한 사실이 정확히 발표되어 소비자가 이를 인지하고 있다고 하자. 사고가 발생하기 이전에 소비자들은 x의 가격이 p_0 인 상태에서 소득 m_0 을 가지고 \overline{U}_0 의 기대효용을 얻고 있었다고 하자. 그렇다면 소비자가 느끼는 주관적인 품질분포 θ 가 θ_0 에서 θ_1 로 악화되었다고 할 때, 소비자의 후생 변화를 측정할 수 있는 보상변화(Compensating Variation: CV)는 아래 식 (3)과 같다(=비용 2, 비용 3).2

(3)
$$CV = e(p_0, \overline{U}_0, \theta_0) - e(p_0, \overline{U}_0, \theta_1) = m_0 - e(p_0, \overline{U}_0, \theta_1)$$

식품 안전사고가 알려지게 되면 소비자들은 소비행위를 바꾸게 된다. θ_0 일 때 지출액을 최소화하는 계란선택은 x_0 이고, θ_1 일 때는 그 선택이 x_1 이 된다고 하자. x의 소비량이 달라지면 동일 만족도를 얻기 위해 필요한 y의 소비량도 달라져야 한다. 이렇게 소비선택을 바꾸게 되면 소비자들이원래 얻던 만족도 \overline{U}_0 를 유지하는 데 소요되는 비용이 달라지므로 이를 지표로 나타낸 것이 CV이다.

안전사고가 발생했지만 어떤 이유로 인해 소비자들이 이를 인지하지 못하고 소비 행위를 계속 하고 있다면 이때의 후생효과는 어떻게 될까? 이 상황은 소비자들이 계란에 안전하지 않은 성분이 들어있다는 사실을 알았다면 소비량을 x_0 에서 x_1 으로 바꾸려 했겠지만 오염 사실이 알려지지 않아여전히 x_0 의 선택을 강요받고 있는 것이나 마찬가지이다. 따라서 다음과 같은 수량제약 하의 지출함수가 도입될 수 있을 것이다.

(4)
$$\tilde{e}(p, U_0, \theta, x_0) \equiv \{\min(px + y); x = x_0, E_{\theta}[U(x_0, q, y)] \ge U_0\}$$

이렇게 소비량이 x_0 으로 제약된 상태에서의 지출함수가 정의되면 오염사고가 발생했지만 이를 인지하지 못한 상태에 있는 소비자의 후생 변화는 다음과 같은 보상잉여(Compensating Surplus: CS)로 표현할 수 있다(=비용 1).3

² Foster and Just(1989)는 두 지출함수의 순서를 바꾸어 CV를 표현하였다. 그러나 이는 후생을 높이는 사건의 후생지표는 양(+)이 되게 하고 낮추는 사건의 후생지표는 음(-)이 되게 하는 다수 문헌의 처리방식(예: Bockstael and McConnell 2007; Freeman 1993)과 반대이기 때문에 본고는 식 (3)처럼 지표를 표시한다. 사태수습이 어느 정도 진행된 후에 발생하는 비용3의 경우 θ_1 의 값이 현재 오염이 존재하는 상태일 때의 비용인 비용2에서의 θ_1 에 비해서는 θ_0 에 더 가까운 값을 가진다.

$$(5) \quad CS = e\left(p_0, \overline{U}_0, \theta_0\right) - \tilde{e}\left(p_0, \overline{U}_0, \theta_1, x_0\right) = m_0 - \tilde{e}\left(p_0, \overline{U}_0, \theta_1, x_0\right)$$

즉 CS는 안전사고가 발생했지만 여전히 x_0 를 소비하도록 제약을 받는 소비자가 기준이 되는 기대효용 \overline{U}_0 를 얻는 데 필요한 지출액과 안전사고가 발생하기 이전에 동일 효용을 얻기 위해 지출하던 비용의 차이이다. 식(5)의 CS는 두 가지 서로 다른 구조를 가진 지출함수, 즉 수량제약이 없는 지출함수와 제약을 가진 지출함수를 포함하고 있기 때문에 실제로 지표를 어떻게 측정할 것인가 하는 문제가 대두된다. Foster and Just(1989)가 이 문제를 해결한 방식은 수량제약하의 비용함수를 다음과 같이 다시 정의하는 방식이다.

(6)
$$\tilde{e}(p_0, \overline{U}_0, \theta_1, x_0) = e(p_1, \overline{U}_0, \theta_1) - (p_1 - p_0)x_0$$

식 (6)에서 p_1 은 오염사고가 발생해 θ_1 이 알려진 상태에서 소비자들이 소비행위를 자유롭게 했을 때에도 이들이 오염사고 이전의 선택 수량 x_0 을 여전히 선택하게 하는 계란 가격이다. 이렇게 되기 위해서는 계란 가격이 많이 하락해야 하므로 $p_1 < p_0$ 의 관계가 성립해야 할 것이다. 식 (6)에서 $e(p_1,\overline{U_0},\theta_1)$ 는 오염사실이 정확히 알려졌음에도 불구하고 소비자가 x_0 을 그대로 선택할 정도로 가격이 p_1 으로 변했을 때의 지출액을 나타낸다. 따라서 정의상 $e(p_1,\overline{U_0},\theta_1)$ 에서의 $x \not = y$ 소비량은 $\tilde{e}(p_0,\overline{U_0},\theta_1,x_0)$ 에서의 소비량과 같고 물론 기대효용수준 \overline{U} 도 서로 같다. 그러나 동일 소비량을 위해 지불해야 하는 가격이 각각 p_0 와 p_1 으로 다르고 후자가 더 작은 값이기 때문에 지출함수의 값은 $\tilde{e}(p_0,\overline{U_0},\theta_1,x_0)$ 가 $e(p_1,\overline{U_0},\theta_1)$ 의 경우보다 더 커야 한다. 그 차이를 식 (6)에서 $(p_1-p_0)x_0$ 가 나타낸다. 따라서 CS, 즉 비용 1은 다음과 같이 다시 표현된다.

$$(7) \quad CS = e\left(p_0, \overline{U}_0, \theta_0\right) - e\left(p_1, \overline{U}_0, \theta_1\right) + \left(p_1 - p_0\right)x_0 = m_0 - e\left(p_1, \overline{U}_0, \theta_1\right) + \left(p_1 - p_0\right)x_0$$

이상과 같이 두 가지 지표 *CV*와 *CS*가 도입되면, 이제는 안전사고가 발생했지만 이를 빨리 인지하지 못하는 것의 비용, 즉 순수한 정보의 비용도 도출할 수 있다. 비록 사전 예방조치가 불충분하여 안전사고가 발생했다 하더라도 사후 모니터링이 효과적으로 작동한다면 사고가 인지되지 못한 상태에서 소비가 지속되는 것은 막을 수 있다는 점에 있어서도 이 후생 손실의 추정은 중요하다.

³ Foster and Just(1989)는 이 지표를 보상잉여, *CS*로 불렀지만 사실 이 명칭을 일반화하기는 어렵다. 후생경제학 문헌에서 수량을 특정 수준에 묶어두는 것의 후생효과를 흔히 보상변화가 아닌 보상잉여로 표현하기 때문에(Freeman 1993: 48) 이들이 이런 표현을 사용한 것으로 보이는데, 본고도 편의상 이들의 명칭을 따르기로 한다.

Foster and Just(1989)는 이를 무지의 비용(Cost of Ignorance: *CI*)이라 부르고, 다음과 같이 정의하였다. 이 비용은 동일하게 오염사고가 발생했더라도 소비자들이 이를 알고 지내는 하루와 모르는 상태에서 보내는 하루 동안 발생하는 후생 손실의 차이이다.

(8)
$$CI = CS - CV = e(p_0, \overline{U}_0, \theta_1) - e(p_1, \overline{U}_0, \theta_1) + (p_1 - p_0)x_0$$

식(3), (7), (8)을 통해 각각 정의된 CV(=비용 2, 비용 3), CS(=비용 1), CI를 자료를 이용해 실제로 측정하기 위한 수단이 필요한데, 그 수단은 x 즉 계란의 통상수요함수이다. 지출함수는 직접 관측이 되지 않기 때문에 가격과 소득 자료를 이용해 통계적으로 추정할 수 있는 통상수요함수 $x(p,m,\theta)$ 를 활용하되, 이 함수는 식품 안전성 파라미터 θ 의 영향을 반영할 수 있어야 한다. 또한 식(7)의 CS에서 사용되는 안전사고 후에도 소비자들이 스스로 원래의 계란 소비량 x_0 을 선택하도록 하는 가격 p_1 을 도출하기 위해서라도 수요함수 추정은 필요하다.

계란의 수요함수 추정 시 반영되어야 하는 성질 가운데 하나가 약보완성(weak complementarity) 이다. 이는 계란의 안전성이 계란 소비의 한계효용에 영향을 미치지만, 그계란의 소비량이 0인 상태에서는 안전성 변화는 소비자의 후생에 영향을 미치지 않는다는 일종의 가정인데(권오상 2013: 467-472), Mälor(1974)의 고전적 연구가 보여준 이래 특성 파라미터 θ 가 달라지면서 발생하는 수요곡선의 이동이 만들어내는 흔적을 이용해 후생효과를 분석하기 위해 반드시 필요한 조건으로 정착되었다. 아울러 이 조건은 Larson(1991), Bockstael and McConnell(2007: 51-52)이 보여준 바와 같이 특정 통상수요함수로부터 그에 해당되는 지출함수를 찾기 위해 필요한 가정이기도 하다.4 Foster and Just(1989)는 식(9)와 같은 지수형태의 수요함수와 약보완성을 가지는 지출함수를 도출하였다. 아울러 본고는 Larson(1991)이 시도한 바와 같은 선형의 수요함수로부터 지출함수를 도출하는 과정을 본고의 연구목적에 맞게 적용하여 식(10)의 수요함수와 그에 해당되는 약보완성을 가지는 지출함수도 도출하였다. $f(\theta_t)$ 와 $g(\theta_t)$ 는 시점 t에서의 안전성 파라미터 θ_t 의 함수이고, K는 임의의 상수이다.

⁴ 약보완성은 $\partial\overline{U}(0,m,\theta)/\partial\theta=0$ 을 의미하고, p^* 가 x의 소비가 0이 될 정도로 높은 가격이라면 $\partial e(p^*,\overline{U},\theta)/\partial\theta=0$ 을 의미하기도 한다. 후생효과 분석을 위해서는 Roy의 항등식과 음함수 정리를 이용해 도출한 $dm/dp=x(p,m,\theta)$ 의 미분방정식을 적분하여(integrate back) 통상수요함수 $x(p,m,\theta)$ 와 일치하는 지출함수 $e(p,\overline{U},\theta)$ 를 찾아내야 한다. 그러나 이때 특성 파라미터 θ 를 포함하지 않는 일반 수요함수에서 지출함수를 도출한 Hausman(1981)의 경우와 달리 적분상수에 \overline{U} 뿐만 아니라 θ 도 포함되는 문제가 있고, 따라서 약보완성을 추가 제약으로 가하지 않으면 특정 수요함수로부터 무수히 많은 수의 지출함수가 도출되게 된다.

$$\begin{split} \text{(9)} \ x_t &= x(p_t, m_t, \theta_t) = f(\theta_t) \exp(\alpha p_t + \gamma m_t) \\ & e\left(p_t, \overline{U}_t, \theta_t\right) = -\frac{1}{\gamma} ln \Big\{ \gamma \Big[-\frac{1}{\alpha} f(\theta_t) \exp(\alpha p_t) + K - \overline{U}_t \Big] \Big\} \end{split}$$

$$(10) \ x_t = A + \alpha p_t + \gamma m_t + g(\theta_t)$$

$$e(p_t, \overline{U}_t, \theta_t) = \overline{U}_t \exp\left(\frac{\gamma}{\alpha} \left[g(\theta_t) + \alpha p_t\right]\right) - \frac{1}{\gamma} \left(A + \alpha p_t + g(\theta_t) + \frac{\alpha}{\gamma}\right)$$

식 (10)의 수요함수에서는 $0 \le x < -\frac{\alpha}{\gamma}$ 의 범위에서 지출함수가 $e_{pp} < 0$ 이라는 오목성 조건을 충족한다. $f(\theta_t)$ 혹은 $g(\theta_t)$ 도 추정 파라미터를 포함할 수 있기 때문에 두 수요함수는 파라미터에 대한 비선형함수가 된다. 본고는 두 가지 수요함수 모두 비선형 최소자승법(non-linear least squares)으로 추정하며, 식 (9)는 로그변환한 후 추정하였다.

2.2. 분석 자료와 모형 설정

본고가 구체적으로 사용하는 자료와 분석 모형에 대한 설명은 2017년 발생한 계란 오염사고에 대한 이해를 먼저 필요로 한다. 2017년 7월, 유럽에서 피프로닐(Fipronil)이 함유된 계란이 유통되었다는 사실이 알려진 후, 2017년 8월, 국내에서도 산란계 농장에서 사용 금지된 피프로닐, 비펜트린(Bifenthrin) 등이 기준치 이상으로 검출되면서 일명 계란 살충제 검출 사건의 파동이 일었다. 이에 따라 살충제가 검출된 농가에서 생산된 계란에 대해 유통·판매 중단 조치를 취하고(2017년 8월 14일), 국내 산란계 농가 전수에 대해 조사를 실시하였다. 전수조사 결과 전체 1,239 농장 중 52개 농장이 부적합 판정을 받았고, 이 중에서도 친환경 농장이 31개로 부적합 농가의 약 63.2%를 차지하여, 국내 농·축산물의 안전성에 대한 소비자의 불안감이 확대되었다(농림축산식품부 보도자료 2017. 8. 21.).

일각에서는 이 사고가 예견된 일이었다는 반응을 보였다. 2016년 5월 친환경 산란계 농장에서 비펜트린이 기준치 이상 검출되었었고, 같은 해 8월에는 언론에 위험성이 예고되기도 했다. 뒤이어 10월에 식약처 국정감사에서 관련 문제가 제기되자 식약처는 표본조사를 실시하였고 그 결과 아무

문제가 없다고 보고했다. 그러나 2017년 4월, 한국소비자연맹이 주최한 간담회 자리에서 발표된 내용에 따르면 시중에 유통 중인 계란을 조사한 결과 비펜트린 등이 검출되었으며, 전국 산란계 농가 설문조사 결과, 94.2%가 닭 진드기에 감염된 사실이 있고, 이를 방제하기 위해 피프로닐과 비펜트린 등을 사용하고 있다고 응답한 것으로 나타났다(한국과학기술한림원 2017). 그러나 언론에는 2017년 8월 15일이 되어서야 대대적으로 보도되기 시작했다. 이에 전수조사가 시작되었고 8월 18일 모든 산란계 농가에 대한 전수조사 종료, 8월 21일 보완조사가 종료되었다. 농림축산식품부가 시행한 전수조사에서 살충제 성분이 부적합하게 검출된 농가의 유통물량은 전량 회수 및 폐기 조치되었고, 8월 21일 이후 추가적인 살충제 검출 농가는 발견되지 않았다.5

이상과 같은 사고 경위를 반영하여 식 (9)와 (10)의 안전성관련 함수 $f(\theta_t)$ 와 $g(\theta_t)$ 는 각각 다음과 같이 설정하였고, 사용된 변수들에 대한 설명은 <표 1>과 같다.

$$(11) f(\theta_t) = A exp \left\{ \delta_0 d_{t-2} + \delta_1 d_t + \sum_{\tau=0} a_{\tau} D_{t\tau} + b(1+t)^c D_t^* \right\}$$

(12)
$$g(\theta_t) = \delta_0 d_{t-2} + \delta_1 d_t + \sum_{\tau=0} a_\tau D_{t\tau} + b(1+t)^c D_t^*$$

계란(x)의 대체재로는 계란처럼 비교적 낮은 가격으로 단백질을 소비하게 하는 우유를 채택하여 우유 가격 대비 계란 가격(p) 및 식료품 지출액(m)을 산출하여 수요함수에 포함하였다. 계란의 품질 인식에 영향을 주는 변수로는 계란 오염사고의 영향을 반영할 수 있는 변수를 고려하였다. 우선, 8월 15일 대대적인 뉴스 보도 시작, 8월 18일 전수조사 종료, 8월 21일 보완조사 종료라는 점을 고려하여 해당 기간에 대해서 일단위로 주관적인 품질분포가 변한다고 보고 일별 더미변수를 반영했다. 또한 정보의 효과가 시간이 지날수록 감소한다는 점을 반영하기 위해 $b(1+t)^c D_t^*$ 를 추가하였고 (단, c < 0), 이 부분의 기점은 8월 22일로 설정하였다. 계란의 품질 인식에 영향을 주는 변수는 아니지만 계란 소비를 크게 변화시킨다는 점에서 명절의 효과도 반영하였다. 계란 소비 추이를 살펴보았을 때 명절 당일에는 구매가 거의 발생하지 않고, 명절 이틀 전에 대부분 소비를 하는 것으로 확인되어 명절 당일 더미와 명절 이틀 전 더미를 각각 부여하였다.

⁵ 국내 계란 살충제 성분 검출과 관련해 이균식 외(2018)는 순위 로짓 모형을 이용하여 사건 이후 소비자 구매 행동에 대해 분석하고 사건 이후 계란 소비가 회복되기까지 3개월가량의 시간이 소요되었다고 추정하였다.

⁶ 계란 소비량에 영향을 미칠 수 있는 조류 인플루엔자(AI) 변수는 모형에 반영하지 않았다. 분석 기간 동안 조류 독감의 발병 시기는

62 동추정제 제42권 제1호

변수명 설명 가구당 계란 소비량 (단위: 30개) x_t 우유(1L) 가격 대비 계란 가격 (단위: 원) p_t 우유(1L) 가격 대비 가구당 식료품 지출액 (단위: 원) m_t θ_t 계란 품질 관련 파라미터 계란 살충제 성분 검출 발생 기간 일별 더미변수 (2017년 8월 15 ~ 21일) $D_{t\tau}$ 계란 살충제 성분 검출 이후 더미변수 (2017년 8월 22일 ~ 2017년 12월 31일) D_t^* t 2017년 8월 22일을 기준(t=0)으로 하는 추세 변수 d_{t-2} 명절(설날, 추석) 이틀 전을 나타내는 더미변수 d_{t} 명절(설날, 추석) 당일을 나타내는 더미변수

표 1. 계란 수요함수 변수 및 파라미터

자료: 저자 작성.

계란 살충제 성분 검출에 따른 조사 기간이 일주일 남짓에 불과하기 때문에, 본고의 분석은 계란의 소비량 및 가격, 식료품 지출액 등 분석에 포함되는 변수에 대해 최소한 가구당 주별(weekly) 자료를 요구한다. 가구의 소비와 관련하여 우선적으로 『가계동향조사』 자료를 고려할 수 있는데, 『가계동향조사』의 원시자료는 일별(daily) 해상도를 가지고 있으나 접근 가능한 자료의 해상도는 분기별(quarterly) 자료에 불과하다. 더불어 2017년 지출액 자료는 연간 자료만 접근 가능하도록 개편되었다. 가격 자료는 한국농수산식품유통공사 농산물유통정보(aT KAMIS)에서 일별 자료를 제공하고 있기는 하나 공휴일 자료는 제공되지 않고 있다. 계란 살충제 성분 검출 사건은 언론 보도 기점이 8월 15일 광복절로 공휴일에 해당하고 주말, 그 외 자료 누락 등으로 인해 결국 aT KAMIS에서는 사고 기간에 해당하는 7일(2017년 8월 15~21일) 중 단 이틀만 가격 자료를 확인할 수 있다는 문제를 지난다.

이에 대한 대안으로 본고는 농촌진흥청에서 구축한 농식품 소비자패널조사를 이용하였다. 농식품 소비자패널조사는 2010년 수도권(서울, 경기, 인천) 소비자 1,000가구를 패널 가구로 선정하여

²⁰¹⁶년 3~4월, 2016년 11월~2017년 7월, 2017년 11월~12월로 분석대상 기간 729일 중 530일에 해당하는데, 조류 독감 역시 본고 에서 명명하는 (비용3)을 유발할 수 있기 때문에 결과적으로 분석기간 내내 영향을 미칠 수 있다. 이 때문에 분석 대상이 되는 기간 조류 독감으로 인한 영향을 파악하는 것이 쉽지 않다. 또한 배형호 외(2018: 137)에 따르면, AI 발생 후 소비량에 변화가 없었다는 답 변이 38.6%로 가장 높은 빈도를 차지했고, 그 뒤로 소비량이 감소했으나 예전과 비슷(30.2%), 소비량이 증가했으나 예전과 비슷(17.7%), 소비량 감소(11.6%), 소비량 증가(2.0%) 순이었다. 이를 바탕으로 추론했을 때, AI는 계란보다는 닭고기의 안전성에 주로 영향을 미치는 요인이라 계란 소비에 있어 소비자의 주관적 품질 분포에 극적인 영향을 미치지는 않는 것으로 보이며, 실제로 분석에 조류 독감 더미변수를 추가하여 분석할 경우 계란 수요량에 음의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.

데이터베이스를 구축한 것을 시작으로, 2015년 광역시, 2016년 전국 단위로 표본 범위가 확대되었다. 패널로 선정된 가구는 일일 소비에 대해 기장 및 영수증을 첨부하도록 하였고, 구입 상품명, 구입처, 구입액, 구입량, 브랜드, 원산지, 구입시기, 결제 수단 등 구입 행위에 대한 정보를 기입하도록 하였다. 뿐만 아니라 패널의 소득, 직업, 학력, 나이, 거주지, 가족 구성원 정보, 식사인원 등 인구 통계학적 정보 또한 조사되었다. 또한 농식품을 대분류>중분류>소분류 단위로 세분화하여 제공하고있고, 계란의 경우 축산물>난류>계란(영양란/유정란/특대란/기타난류)으로 구분되어 있다(농촌진흥청 2016).

본고는 계란 오염사고의 발생시점과 진행기간 등을 감안하여 2016년 1월 1일~2017년 12월 31일까지를 분석 기간으로 설정하였고, 이 중 표본 내에서 계란 소비가 전혀 발생하지 않은 2016년 7월 1일과, 표본이 1개뿐인 2017년 10월 6일을 분석에서 제외하였다. 또한 농식품 소비자패널조사자료가 개별 소비자의 일일 구매 정보로 구성되어 있으므로, 본고에서는 개별 소비자의 구매 정보를 평균하여 일별 자료로 전환하였다. 7우선 각 가구별로 기장되어 있는 자료를 일별로 합친 후 해당 연도의 패널 가구 수(2016년 659가구, 2017년 652가구)로 나누어 일평균 농식품 소비 지출액과계란 소비 지출액을 도출하였다. 계란 가격은 이상치를 제거한 뒤 상품 구입액을 구입량으로 나누어 단위당 가격(30입 당 가격)으로 환산하였고, 이를 다시 우유 가격으로 나누어 계란의 대체재가우유라는 것을 간접적으로 반영하였다($p=p_{eng}/p_{milk}$).8

< 표 2>의 기초 통계량을 살펴보면 가구당 농식품 일평균 지출액은 약 13,840원이고, 이 중에서 계란의 일일 평균 구입액은 약 245원으로 나타났다. 또한 계란 1판(30입)의 평균적인 구입 가격은 7,325원, 대체재인 우유의 1L당 평균 가격은 2,595원이다. 9 가구당 계란 일평균 지출액과 계란의 단위 가격을 통해 계산된 가구당 일평균 계란 소비량은 약 0.035판(1.05개)으로 드러났다.

⁷ 농식품 소비자패널조사 자료가 제공하는 바와 같이 가구별·일별 자료를 이용할 경우 데이터는 불균형 패널 형태가 된다. 개별 가구가 계란을 소비하지 않는 경우, 다시 말해 소비량이 "0"의 값을 가지는 경우는 자료에 포함되지 않기 때문이다. 따라서 불균형 패널 자료를 풀렁하여 이용할 경우 구매하지 않은 가구의 데이터를 임의로 삭제하여 편의(bias)를 유발하는 것과 같다. 본 연구는 이와 같은 편의를 발생시키지 않기 위해 가구 평균치를 사용하였고, 그 결과 일별로 한 개의 관측치를 바탕으로 분석을 수행하였다.

⁸ 본 연구에서는 비교적 낮은 가격에 단백질을 섭취할 수 있는 우유, 두부를 계란의 대체재로 각각 설정하여 분석을 시도하였다. 그러나 우유와 두부 중 무엇을 계란의 대체재로 보느냐 하는 것은 분석 결과에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 지면 관계상 본문에서는 우유에 대해서만 논의하고자 한다.

⁹ 실제 분석에서는 가구당 농식품 일평균 지출액과 계란 단위 가격을 우유 가격으로 정규화하였다.

64 농추정제 제42권 제1호

표 2. 기초 통계량

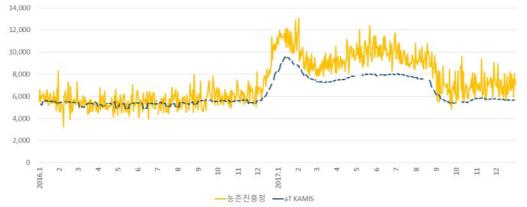
변수명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
가구당 일평균 농식품 지출액(원)	13,840	5,372	5,584	92,067
가구당 일평균 계란 지출액(원)	245	84	28	729
계란 단위 가격(원/30입)	7,325	2,047	3,240	13,047
우유 단위 가격(원/1L)	2,595	233	1,935	3,491
가구당 일평균 계란 소비량(30입)	0.035	0.011	0.003	0.083

자료: 농촌진흥청 농식품 소비자패널조사 자료를 바탕으로 저자 작성.

시간의 흐름에 따른 주요 변수의 추이는 다음과 같다. 우선 본고에서 구축한 계란 한 판당 단위 가격의 추이는 <그림 2>에 제시되며, 더불어 <그림 2>는 aT KAMIS의 계란 가격도 함께 제시한다. 본고에서 농촌진흥청 자료를 바탕으로 구축한 2016년 계란 가격은 aT KAMIS 자료와 비슷한 수준이다. 그러나 2017년 가격은 aT KAMIS 자료와 경향성은 공유하나 소폭 높은 수준인 것으로 나타났다. 10 2016년은 전반적으로 계란 가격의 큰 변동이 없다가, 12월 조류 독감이 크게 발생하면서 많은 수의 산란계가 살처분되어 계란 가격이 급등했다. 계란 가격은 1월 중순경 최고 가격을 기록한

그림 2. 계란 가격 추이

(단위: 원/30입)



주: aT KAMIS 자료는 축산물>계란>특란>중품의 일평균 소매가격이며, 기본적으로 공휴일 자료가 제공되지 않기 때문에 그래프가 불연속적임.

자료: 한국농수산식품유통공사 농산물유통정보(aT KAMIS) 홈페이지(http://www.kamis.or.kr); 농촌진흥청 농식품 소비자패널조사.

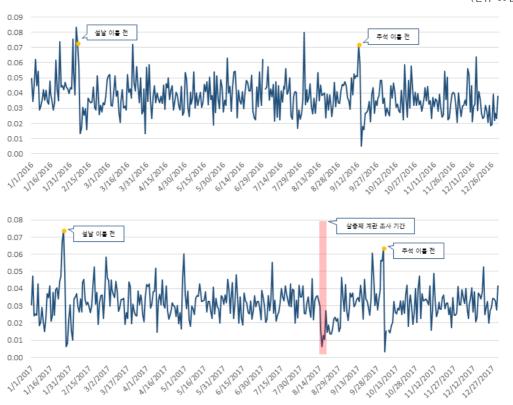
¹⁰ 구체적으로 농촌진흥청 자료를 바탕으로 구축한 계란 한 판당 평균 가격은 2016년, 2017년 각각 5,852원 8,801원 수준이나 aT KAMIS 자료는 5,492원, 7,161원 수준이다.

후 해외 신선란 수입 등의 조치를 통해 3월까지 완만하게 하락했다. 그러나 그 이후 미국의 조류 독감 발생, 여름임에도 불구하고 국내 조류 독감 발생 등으로 인해 하락세가 멈추고 9월까지 높은 가격을 유지하다가 그 이후가 되어서야 가격이 평년 수준에서 크게 벗어나지 않는 수준으로 회복하는 양상을 보였다.

다음으로 계란 구입액과 구입가격을 바탕으로 가구당 평균 계란 소비량을 계산한 결과는 <그림 3>과 같다. 가구당 일평균 계란 소비량은 2016년 약 0.0377판(1.1314개)에서 2017년 약 0.0315판 (0.9457개)으로 줄었다. 이는 계란 살충제 성분 검출에 대한 언론 보도의 영향인 것으로 추론된다. 실제로 관련 언론 보도가 시작된 2017년 8월 15일 가구당 일평균 계란 소비량은 0.0163판이었고 2017년 8월 가구당 일평균 계란 소비량은 0.0246판에 불과했다. 9월은 명절효과로 인해 가구당 일평균 0.0343판이 소비되었으나 10월은 0.0303판, 11월은 0.0305판, 12월은 0.0324판이 소비되면

그림 3. 기구당 일평균 계란 소비량

(단위: 30입)



자료: 농촌진흥청 농식품 소비자패널조사 자료를 바탕으로 저자 작성.

66 농추경제 제42권 제1호

서 2017년 평균 소비량을 밑돌거나 소폭 상회한 것으로 나타났다. 또한 <그림 3>과 <표 3>으로부터 명절이 계란 소비에 큰 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 2016년 2월 가구당 일평균 계란 소비량은 약 0.0390판이지만, 설날 직전 0.0728판으로 평균에 비해 약 2배가량 증가하였고 설 당일에는 0.0131판으로 소비가 거의 이루어지지 않았다. 2016년 추석, 2017년 설날, 추석 모두 이와 마찬가지로 명절 이틀 전 소비량이 급증했다가 명절 당일 소비량이 급감하는 형태를 보였다.

표 3. 명절 기간 계란 소비량

(단위: 30입)

명절	명절 이틀 전 소비량	명절 당일 소비량	해당 월 평균 소비량	해당 년 평균 소비량
2016년 설날 (2016년 02월 08일)	0.0728	0.0131	0.0390	0.0377
- 2016년 추석 (2016년 09월 15일)	0.0718	0.0051	0.0379	0.0377
	0.0738	0.0063	0.0324	0.0315
 2017년 추석 (2017년 10월 04일)	0.0561	0.0034	0.0303	0.0315

자료: 농촌진흥청 농식품 소비자패널조사 자료를 바탕으로 저자 작성.

3. 분석 결과

계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생효과 분석을 위해 계란의 수요함수를 추정하였고, 분석 결과 두 모형 모두에서 대부분의 변수가 통계적으로 유의하게 추정되었다 <표 4>.11 추정 결과 식 (9) 및 (11)(=지수모형)과 식 (10) 및 (12)(=선형모형)의 순서대로 계란 소비량(x)에 대해서 농식품 소비 지출액(m)은 양의 효과 $(\gamma=0.047,0.002)$ 를, 계란 가격은 음의 효과 $(\alpha=-0.127,-0.004)$ 로 추정되어 수요 이론에 부합하는 것으로 나타났다. 또한 명절 이틀 전 더미변수 δ_0 가 양(+)의 부호를, 명절 당일 더미변수 δ_1 가 음(-)의 부호를 가지는 것으로 추정되었다. 살충제 계란 오염사고에 대

¹¹ Foster and Just(1989) 또한 다양한 식의 추정을 시도하였으나 경제 이론에 부합하도록 추정된 식은 지수함수 형태의 수요함수뿐이 었음을 밝힌 바 있다. 이에 반해 본고는 지수함수, 선형함수 모두 경제 이론에 부합하는 추정치를 얻을 수 있었다.

해서 일별 더미변수(2017. 8. 15.~2017. 8. 21.)를 모형에 추가한 결과 대체적으로 유의하게 음(-)으로 추정되어 이 사건이 계란 소비에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다($a_i < 0$). 추세변수(t)와 관련된 파라미터(b,c) 또한 음수로 추정되어 계란 살충제 성분 검출이 비록 계란 소비에 부정적 영향을 미쳤지만 시간이 지남에 따라 그 효과는 점차 감소했음을 알 수 있다. 또한 식 (10)의 선형모형에 대응하는 지출함수가 가격의 오목함수가 되기 위한 조건인 $0 \le x < -\frac{\alpha}{\gamma}$ 역시 전 기간에서 만족한다.

	식 (9) & (11): 지수모형		식 (10) & (12): 선형모형		
변수명	추정치	t-값	변수명	추정치	t-값
$\ln A$	-3.268 ***	-77.38	A	0.038 ***	26.71
γ	0.047 ***	9.69	γ	0.002 ***	11.24
α	-0.127 ***	-11.51	α	-0.004 ***	-11.39
a_0	-0.469 *	-1.80	a_0	-0.010	-1.19
a_1	-1.611 ***	-6.20	a_1	-0.025 ***	-2.92
a_2	-0.918 ***	-3.53	a_2	-0.021 **	-2.38
a_3	-0.965 ***	-3.71	a_3	-0.017 **	-1.99
a_4	-0.108	-0.42	a_4	-0.005	-0.56
a_5	-0.648 **	-2.49	a_5	-0.015 *	-1.67
a_6	-0.449 *	-1.73	a_6	-0.012	-1.35
b	-0.786 ***	-4.13	b	-0.016 ***	-2.90
c	-0.487 ***	-5.29	c	-0.354 ***	-3.23
δ_0	0.308 **	2.26	δ_0	0.019 ***	4.15
δ_1	-1.541 ***	-11.79	δ_1	-0.022 ***	-5.06

표 4. 계란 수요함수 파라미터 추정 결과

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 통계적으로 유의함을 의미함. 자료: 저자 작성.

추정된 파라미터를 바탕으로 계란 수요의 자기가격탄력성과 지출액 탄력성을 도출할 수 있다 <표 5>. 탄력성은 평가 기준점에 따라 그 값이 달라지는데, 본 연구에서는 분석 기간인 2016년 1월 1일부터 2017년 12월 31일까지의 우유 가격으로 정규화된 평균 계란 가격 2.861원, 평균 농식품 소비 지출액 5.362원, 평균 계란 소비량(0.035판)을 기준점으로 설정하였다. 12 지수함수와 선형함수 모형의 해당 기간 내에서 평균 자기가격탄력성은 각각 -0.364, -0.348로 나타났고, 지출액 탄력성

68 동추정제 제42권 제1호

은 각각 0.253, 0.283으로 나타나 가격과 지출액 모두에 비교적 비탄력적인 것으로 나타났다. 이는 계란가격이 상승해도 소비자가 소비를 크게 줄이지 않고, 마찬가지로 농식품 지출액이 증가해도 계란의 소비를 크게 늘리지 않아 가구 내에서 일종의 필수 소비재로 계란이 소비됨을 의미한다.13

표 5. 계란 수요 탄력성

식 (9):	지수모형	식 (10): 선형모형		
자기가격 탄력성 지출액 탄력성		자기가격 탄력성 지출액 탄력성		
-0.364	0.253	-0.348	0.283	

자료: 저자 작성.

다음으로 가구당 소비자 후생 손실분을 도출하였다. 앞서 기술한 것처럼 이 사건으로 인한 후생 손실은 크게 3가지로 나뉜다. 이를 시간 순으로 정리하면 다음과 같다. 살충제 성분 검출 보도일(8월 15일) 이전에 오염된 계란이 있었다면, 오염이 발생했음에도 불구하고 그 사실이 알려지지 않아소비자들이 오염된 계란을 본인이 원하는 것 이상으로 소비함으로써 후생 손실을 입었다(비용 1). 언론 보도로 해당 기간 동안 계란의 안전성에 문제가 있음이 알려지면서 소비자들이 소비행위를 바꾸고 이에 따른 후생 손실이 발생한다(비용 2). 마지막으로 계란 오염사고가 종료된 후에도 소비자들이 여전히 안전성에 의구심을 가져 소비 회복에 한동안 시간이 소요되므로 이 기간에도 후생 손실이 발생한다(비용 3). 앞서 언급한 바와 같이, 본고는 (비용 2), (비용 3)의 경우 후생 손실분을 보상변화(CV)로 계측하고, (비용 1)은 보상잉여(CS)로 계측하였다. 본 연구에서 설정한 각각의 수요함수에 부합하는 보상변화, 보상잉여, 및 무지의 비용(CI)은 <표 6>과 같다.14

¹² 우유 가격으로 정규화하지 않으면 계란 가격은 7,422원, 농식품 지출액은 13,912원이다.

¹³ 계란의 대체재로 두부를 이용할 경우 지수함수와 선형함수 모형에서 평균 자기가격탄력성은 각각 -0.385, -0.372로 나타났고, 지출액 탄력성은 각각 0.253, 0.276으로 나타나 우유가 대체재인 경우와 매우 가깝다.

¹⁴ 식 (9)와 식 (10)에 각각 해당되는 p_1 은 $p_1=p_0+\left[\ln f(\theta_0)-\ln f(\theta_1)\right]/\alpha$ 와 $p_1=p_0+\left[g(\theta_0)-g(\theta_1)\right]/\alpha$ 의 관계를 충족하여 야 한다. 식 (9)의 CV와 CS 공식 도출과정은 Foster and Just(1989)가 보여주고 있고, 식 (10)에 해당되는 CV와 CS 공식은 저자들이 도출한 것이다.

	W_1 = =	#=# ## ## ## ## ## ## ## ## ## ## ## ##
모형	계란 살충제 성분 검출 보도 이전	계란 살충제 성분 검출 보도 이후
۸۱	$C\!S\!=\!-\frac{x_0}{\alpha}\left[\ln\!f(\theta_1)-\ln\!f(\theta_0)\right]$	1 [\alpha]
식 (9)	$CV = \frac{1}{\gamma} ln \left[\frac{\gamma}{\alpha} (x_0 - x_1) + 1 \right]$	$CV = \frac{1}{\gamma} ln \left[\frac{\gamma}{\alpha} (x_0 - x_1) + 1 \right]$
	CI = CS - CV	
식 (10)	$\begin{split} CS &= \frac{x_0}{\alpha} [g(\theta_0) - g(\theta_1)] \\ CV &= \left[\frac{1}{\gamma} (x_0 + \frac{\alpha}{\gamma}) \right] \left[1 - \exp \left(\frac{\gamma}{\alpha} (g(\theta_1) - g(\theta_0)) \right) \right] \\ &+ \frac{1}{\gamma} \big(g(\theta_1) - g(\theta_0) \big) \\ CI &= CS - CV \end{split}$	$\begin{split} CV &= \bigg[\frac{1}{\gamma}(x_0 + \frac{\alpha}{\gamma})\bigg] \bigg[1 - \exp\bigg(\frac{\gamma}{\alpha}(g(\theta_1) - g(\theta_0))\bigg)\bigg] \\ &+ \frac{1}{\gamma} \big(g(\theta_1) - g(\theta_0)\big) \end{split}$
주)	$ heta_0$ 는 계란 오염에 대한 정보가 없을 때의 주관적 품질 분포, $ heta_1$ 은 계란 오염에 대한 정보를 얻었다고 가정했 을 때 주관적 품질 분포를 의미함.	"

표 6. 보상 변화(CV), 보상 잉여(CS), 무지의 비용(CI)

자료: Foster and Just(1989, pp. 279-281) 및 저자 도출.

<표 6>에 나타난 지표들을 이용해 우선 계란 살충제 성분 검출이 보도되기 이전, 오염된 계란이 이미 존재했지만 소비자가 이를 인지하지 못한 채 소비를 지속할 때 발생한 후생 손실분을 측정한 다(비용 1). 2017년 4월 6일, 이미 계란에 대한 자체적 검사 결과 살충제가 검출되었다는 점을 반영 하여15 본고는 살충제 계란의 실제 오염이 2017년 4월 6일부터 시작되었지만 소비자들이 8월 14일 까지 이를 인지하지 못하고 소비를 지속하였다고 간주하였다. 즉, 2017년 4월 6일부터 2017년 8월 14일까지의 후생 손실을 보상이여(CS)로 도출하였다. 이는 언론 보도 이전 시점의 소비자의 주관적 품질분포가 언론 보도 이후의 품질 분포를 따른다는 가정 하에 계산되기 때문에 어느 시점을 보도 이후의 품질 분포로 보느냐에 따라 값이 달라진다. 특히 본 연구의 경우 계란 오염사고의 일별 더 미변수($a_0 \sim a_6$)의 추정치 값에 큰 차이가 나타나기 때문에 특정 더미변수를 기준으로 하여 CS를 도출할 경우 그 범위가 매우 크다는 문제를 갖는다. 따라서 본 연구에서는 식(11), 식(12)의 $a_0 \sim a_6$ 추정치의 조화평균 값(-0.3767, -0.0116)을 CS 도출에 활용하였다. <표 7>에는 언론 보도 이전에 발생한 계란 소비로 인한 가구당 소비자 후생 손실의 제시되어 있다. 불완전 정보로 인한 소비자 후생 손실을 계산한 결과 식(9)의 지수함수 모형에서 평균적으로 가구당 약 227원, 식(10)의 선형함수

¹⁵ 그 이전부터 살충제를 사용했을 가능성이 존재하지만 2016년 10월에 실시된 식약처의 조사 결과에서는 문제가 없었다는 점을 바탕으로 2017년 4월 6일을 기준 시점으로 정하였다.

70 놓추경제 제42권 제1호

모형에서 약 212원의 일일 후생 손실이 발생한 것으로 나타났다. 이 중 약 82%는 소비자가 오염에 대한 정확한 정보하에서 소비를 했을 때에도 나타나는 후생 손실(CV)을 의미하고, 나머지 18%는 소비자가 정보를 정확히 파악하지 못한 채 소비함으로써 발생하는 순수한 정보문제 비용으로, 이를 무지의 비용(CI)이라 한다.

표 7. 계란 살충제 성분 검출 보도 이전 가구당 소비자 후생 손실(비용 1)

(단위: 원)

	식	(9): 지수모	형	식 (10): 선형모형		
기간	보상 잉여(CS)	보상 변화(CV)	무지의 비용(CI)	보상 잉여(CS)	보상 변화(CV)	무지의 비용(CI)
2017년 4월 6일 ~ 2017년 8월 14일	-29,794	-24,701	-5,093	-27,755	-22,552	-5,203
일평균	-227.4	-188.6	-38.9	-211.9	-172.2	-39.7

자료: 저자 작성.

다음으로 <표 8>에는 계란의 안전성에 문제가 있다는 정보가 알려진 후 소비자들이 소비행위를 바꾸면서 발생하게 된 후생 손실을 나타낸다(비용 2). 지수함수 모형과 선형함수 모형 모두 사건이 발생하지 않았을 때 (θ_0) 와 오염 사건이 발생했을 때 (θ_1) 계란의 지출함수 차이를 바탕으로 보상변화(CV)를 도출한 결과, 소비자 후생 손실은 사건 공표 직후 가파르게 증가했다가, 상대적으로 오랜

표 8. 계란 살충제 성분 검출 보도 기간 가구당 일일 소비자 후생 손실(비용 2)

(단위: 원, %)

	اِ	닉 (9): 지수모형		식 (10): 선형모형			
기간	보상 변화(CV)	피해액의 실제 계란 지출액 대비 비중 (%)	피해액의 평균 계란 지출액 대비 비중 (%)	보상 변화(CV)	피해액의 실제 계란 지출액 대비 비중 (%)	피해액의 평균 계란 지출액 대비 비중 (%)	
2017년 8월 15일	-152.4	93.4	62.2	-105.3	64.5	42.9	
2017년 8월 16일	-529.0	996.4	215.8	-312.2	588.0	127.4	
2017년 8월 17일	-363.7	338.3	148.4	-273.9	254.8	111.7	
2017년 8월 18일	-336.3	301.9	137.2	-199.8	179.4	81.5	
2017년 8월 19일	-57.3	21.3	23.4	-79.8	29.7	32.6	
2017년 8월 20일	-244.9	165.7	99.9	-175.9	119.0	71.8	
2017년 8월 21일	-220.5	123.7	90.0	-180.6	101.3	73.7	

주: 실제 계란 지출액은 해당 날짜에 실제로 발생한 가구당 계란 소비액을 의미하고, 평균 계란 지출액은 연구 기간 (2016년1월~2017년12월) 동안의 일평균 가구당 지출액 245원을 의미함.

자료: 저자 작성

시간에 걸쳐 서서히 감소하는 것으로 나타났다. 전반적으로 지수함수 모형에서 손실분이 더 크게 나타나며, 사건 발표 다음날인 8월 16일 소비 급감으로 인한 후생 손실이 기간 중 가장 큰 529원으로 추정되고, 이는 당일 실제 계란 지출액 대비 약996%, 평균 계란 지출액 대비 약216%에 달한다.

마지막으로, 계란 살충제 성분 검출 사건은 공식적으로 8월 21일 일단락되었지만, 그 이후 소비가 다시 회복되기까지 시간이 소요되므로 이 기간에도 후생 손실이 발생하게 된다(비용 3). 본고에서는 이균식 외(2018)에서 사건 이후 계란 소비가 회복되기까지 3개월가량의 시간이 소요되었다고한 점을 고려하여 2017년 12월 31일까지 오염사고의 여파가 지속될 것이라 설정하였다. 16 추정 결과 소비 회복 시기의 가구당 일평균 후생 손실은 지수함수 모형의 경우 약81.6원, 선형함수 모형의경우 85.3원으로 앞서 사건 보도 기간 중 후생 손실에 비해 훨씬 낮았다.

표 9. 계란 살충제 성분 검출 전수조사 종료 이후 소비 회복까지 가구당 소비자 후생 손실(비용 3)

(단위: 원, %)

		식 (9): 지수모형	ļ	식 (10): 선형모형			
기간	보상 변화(CV)	피해액의 실제 계란 지출액 대비 비중 (%)	피해액의 평균 계란 지출액 대비 비중 (%)	보상 변화(CV)	피해액의 실제 계란 지출액 대비 비중 (%)	피해액의 평균 계란 지출액 대비 비중 (%)	
2017년 8월	-193.0	103.6	78.7	-155.8	83.6	63.6	
2017년 9월	-107.4	46.0	43.8	-107.1	45.8	43.7	
2017년 10월	-69.0	34.7	28.2	-75.9	38.1	31.0	
2017년 11월	-58.8	27.5	24.0	-68.8	32.2	28.1	
2017년 12월	-52.7	23.5	21.5	-64.0	28.6	26.1	
일평균	-81.6	37.6	33.3	-85.3	39.3	34.8	

주 1) 2017년 8월은 사고 전수조사 종료 이후인 8월 22일부터 8월 31일을 의미함.

- 2) 비용 3의 보상변화(CV)는 일일(day) CV의 월별 평균을 의미함.
- 3) 실제 계란 지출액은 해당 날짜에 실제로 발생한 가구당 계란 소비액을 의미하고, 평균 계란 지출액은 연구 기간 (2016년1월~2017년12월) 동안의 일평균 가구당 지출액 245원을 의미함.

자료: 저자 작성.

후생 변화가 발생했을 것으로 간주한 전체 기간(2017년 4월 6일~2017년 12월 31일)의 소비자 후생 손실은 <그림 4>에 제시된다. 지수함수 모형과 선형함수 모형의 가구당 후생 손실은 전 기간

¹⁶ 이군식 외(2018)의 결과뿐 아니라 본고의 수식(11)과(12)의 시차효과 추정모형에서도 3개월이 지나면 계란 소비가 원래 수준을 대부분 회복하는 것으로 나타났다. 그러나 본고의 분석결과는 오염사고의 시작시점과 그 영향의 종료시점에 있어 어느 정도의 불확실성이 있음을 감안하고 해석하여야 한다.

72 동추**경**제 제42권 제1호

에 걸쳐 거의 유사하게 나타났지만, 지수함수 모형에서 사건 기간 동안의 후생 손실 최댓값이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 또한 CI로 도출되는 무지의 비용은 사건 공표 이전(8월 15일 이전)에만 존재하는 사회적 비용으로 일일 약 38~39원으로 추정된다.

(단위: 원) 식 (9): 지수모형 600.0 500.0 400.0 300.0 200.0 100.0 0.0 식 (10): 선형모형 400.0 300.0 200.0 100.0 0.0 CV CI

그림 4. 계란 살충제 성분 검출로 인한 가구당 소비자 후생 손실

주: 2017년 4월 6일부터 8월 14일까지의 후생 손실은 CV와 CI를 합한 CS로부터 계측됨. 자료: 저자 작성.

또한 앞서 제시한 후생 손실은 가구당 소비자 후생 손실로, 이를 바탕으로 소비자 전체의 후생 손실을 추정할 수 있다. 해당 기간 동안 가구당 후생 손실분에 2017년 총 가구 수 20,167,922가구를 곱하면 17 소비자 전체 후생 감소분이 도출된다. 추정 결과 계란 살충제 성분 검출로 인한 전체 소비

¹⁷ 통계청(2018). 『인구총조사』.

자 후생 손실은 두 모형에서 각각 약 8.549억 원, 8.118억 원으로 나타났다<표 10>.18

식 (9): 지수모형 식 (10): 선형모형 소비자 전체 소비자 전체 구분 (기간) 가구당 소비자 가구당 소비자 후생 손실 후생 손실 후생 손실(원) 후생 손실(원) (억 원) (억 원) 비용1 $(2017. 4. 6. \sim 2017. 8.14.)$ 29.794 6,009 27.755 5,598 1.904 1.328 비용2 $(2017, 8.15, \sim 2017, 8.21)$ 384 268 비용3 $(2017. 8.22. \sim 2017.12.31.)$ 10.690 2.156 11.171 2.253 합계 42.388 8.549 40.253 8,118

표 10. 계란 살충제 성분 검출의 소비자 전체 후생 손실

자료: 저자 작성.

4. 요약 및 결론

최근 여러 농식품 안전사고의 발생으로 소비자의 농식품 안전에 대한 불안감이 확대되었다. 본고는 농식품 안전사고 중 국내에서 최근에 발생한 계란 살충제 성분 검출의 소비자 후생 손실을 분석하기 위해 국내 계란 수요함수를 추정하였다. 식품 안전사고와 관련해 국내에서도 다양한 연구가진행된 바 있지만 대부분 설문조사를 통해 소비자의 지불 용의를 추정하거나 생산 측면에서의 손실을 분석하였다. 이에 반해 본고는 미시적 소비 자료인 농촌진흥청 농식품 소비자패널조사를 활용하여 소비자의 실제 소비행위를 바탕으로 한 계란의 수요함수를 도출하였다. 또한 단순히 안전사고발생으로 인한 소비자 후생 손실뿐만 아니라 안전사고 발생 시 소비자가 불완전 정보 하에서 의사결정을 함으로써 발생하는 추가적인 후생 손실을 추정하였다. 농촌진흥청의 조사 자료는 Lusk and

¹⁸ 농촌진흥청의 농식품 소비자패널조사는 수도권 소비자의 농식품 구매 데이터를 수집하기 위한 목적으로 시작되어 현재 전국 단위로 패널이 확대되었다. 본 연구에서는 2010년부터 연속적으로 가계부를 기장한 650여 가구에 대한 데이터를 바탕으로 분석을 진행하였는데, 가구 중 일부가 지방으로 이전하여 지방에서 구매한 기록도 관측되나 분석 대상 패널의 약97%가 현재에도 수도권에 거주하고 있는 것으로 나타났다. 계란의 경우 수도권 가구와 지방 가구의 월평균 소비량에 큰 차이가 없다는 판단 하에 가구당 소비자 후생 손실에 전국 가구 수를 곱하여 소비자 전체 후생 손실을 추정하였다. 다만 대부분의 조사 가구가 현재에도 수도권에 거주한다는 점을 감안하여, 가구당 후생손실에 2017년 수도권 총 가구 수 9,827,488가구를 곱하여 수도권 소비자만의 전체 후생 손실을 도출할 수도 있다. 수도권 소비자의 전체 후생 손실은 지수모형, 선형모형에서 각각 4,166억 원, 3,956억 원으로 추정되었고, 비용1, 비용2, 비용3은 지수모형에서 2,928억 원, 187억 원, 1,051억 원, 선형모형에서 2,728억 원, 130억 원, 1,098억 원으로 추정되었다.

74 놓추정제 제42권 제1호

Brooks(2011)가 언급한 것처럼 해당 조사의 표본 성질에 따라 결과의 편의(bias) 발생 여지가 있는 것도 사실이나, 계란 오염사고가 짧은 기간 동안 집중적으로 보도되고 조치가 이루어져 일 단위로 식별되는 유일한 자료인 농촌진흥청 자료를 분석에 채택하였다.

본고는 지수함수, 선형함수 두 가지 형태의 계란 수요함수를 설정하였고, 모형에 관계없이 계란 소비량이 농식품 소비 지출액에 대해 정(+)의 부호, 계란 가격에 대해 부(-)의 부호로 추정되어 경제 이론에 부합하는 것으로 나타났다. 지수함수, 선형함수 각각 자기가격탄력성은 -0.364, -0.348, 지출액 탄력성은 0.253, 0.283의 값을 갖는 것으로 나타나 모형 간 큰 차이는 확인되지 않았다. 또한 명절 관련 더미변수를 통해 명절 직전에는 계란 소비량이 증가, 명절 당일에는 계란 소비량이 감소 함을 확인하였고, 오염사고 시기의 일별 더미변수를 통해 사고 발생으로 계란 소비량이 유의하게 줄어드는 것을 밝혔다. 한편, 사고 이후 추세 변수를 통해 안전사고가 소비에 부정적 영향을 미치지만 시간이 지남에 따라 그 효과가 감소함을 알 수 있었다.

다음으로, 추정한 계란 수요함수를 바탕으로 시기별 소비자의 후생 손실을 도출하였으며, 이 또한 모형에 관계없이 전반적으로 유사하게 도출되었다. 계란에서 살충제 성분이 검출되었지만 소비자가 이를 인지하기 못해 불완전한 정보하에서 계란을 소비할 때 발생했던 가구당 후생 손실은 해당 기간 전체에 걸쳐 27,755~29,794원 수준인 것으로 나타났다. 그 이후 사고 보도 기간 동안 발생한 가구당 후생 손실은 1,328~1,904원, 사고 종료 후 발생한 가구당 후생 손실은 10,690~11,171원으로 추정되어 계란 살충제 성분 검출로 인한 가구당 후생 손실은 총 40,253~42,388원인 것으로 나타났다. 이를 국가 전체로 환산하면 8,118~8,549억 원 수준이며 이 중 12.0~12.9%(1,027~1,049억 원)는 계란의 품질 변화가 아닌 소비자가 제대로 된 정보를 제공받지 못해 발생한 비용이었다. 이상의 후생 손실분은 계란의 품질 관리는 물론 오염사고 발생 후 신속한 모니터링과 수습 대처를 통해 소비자가 우려하는 기간을 줄일 경우 상당 부분 감액할 수 있다.

본고는 이상과 같이 식품 안전사고 발생 시 질병이나 사망률 증가와 같은 심각한 위해가 발생하지 않아도 소비자들은 불안감에 따른 소비 행위 변화를 선택할 수밖에 없어 후생 손실을 가지게 되며, 만약 안전사고가 발생했음에도 불구하고 이를 파악하지 못할 경우 그 피해는 더욱 커지고, 오염 문제가 수습된 이후에도 상당기간 동안 소비자들의 신뢰도 저하에 따른 후생 손실이 지속됨을 보여주었다. 이런 점을 감안할 때 본고는 식품 안전사고의 사전 예방조치와 사고 발생 시 이를 즉각 인지할 수 있는 사후 모니터링 시스템, 사고 수습 후 소비자의 신뢰도를 회복하기 위한 제반 정책조치가

모두 중요하며, 식품 안전도관리 전 과정에 걸친 체계적인 시스템의 구축과 운영이 대단히 중요함 을 강조하고자 한다.

참고 문헌

- 권오상. 2003. "가상가치평가법을 이용한 유전자변형제품의 소비자 수용성에 관한 계량분석." 『농업경제연구』제44 권 제2호. pp. 111-131. UCI: G704-000586.2003.44.2.005
- 권오상. 2013. 『환경경제학』 제3판. 서울: 박영사.
- 권오상·김한호·이문호·이승호·이홍림·한미진. 2017. "국가 농산물 품질관리의 소비자 후생 효과 분석." 『농촌경제』 제40권 제2호, pp. 1-30.
- 김성훈·이계임. 2009. "농산물 안전성 제고 정책에 대한 경제성 분석: 사과의 발암 농약 사용 금지 시나리오를 중심으로" 『농업경제연구』제50권 제1호. pp. 57-84. UCI: G704-000586.2009.50.1.003
- 농림축산식품부 보도자료. 2017. 8. 21. "계란 살충제 성분 시도 추가 보완검사(420농가) 결과."
- 농촌진흥청. 2016. 『농식품소비자패널 자료 통계연보』.
- 박재홍·유소이. 2005. "농산물 안전성 관리에 대한 지불의사분석 우수농산물관리제도 사례." 『농업경영·정책연구』 제32권 제1호. pp. 35-54. UCI: G704-000650.2005.32.1.005
- 배형호·손지용·신정섭·하지혜. 2018. 『2018 우유·유제품 및 계란 소비실태 조사결과』. 농촌진흥청 국립축산과학원. 서울대학교 산학협력단. 2019. 『농식품 안전관리체계 개선방안 연구』. 농림축산식품부.
- 신호성·이수형·김종수·김진숙·한규홍. 2010. "식중독의 사회경제적 비용추정: 삶의 질 개념을 적용한 질병비용추정 법을 이용하여." 『예방의학회지』 제43권 제4호. pp. 352-361. UCI: G704-000038.2010.43.4.005
- 이계임·김성훈·이문호. 2007. "식품 위해물질 관리의 비용편익분석 방법과 적용 사례." 『농촌경제』 제30권 제4호. pp. 1-29. UCI: G704-000576.2007.30.4.009
- 이계임·조소현·전상곤·김성훈·송양훈. 2011. 『농식품 원산지표시의 효과 분석과 활용도 제고 방안』. 한국농촌경제 연구원.
- 이균식·김태영·김성용. 2018. "계란 살충제 성분 검출 사건 이후의 소비자 구매 행동." 2018 한국농업경제학회 하계 학술대회 발표자료.
- 이홍림. 2015. "균형대체모형(EDM)을 이용한 구제역 발생의 후생 효과 분석 2010년-2011년 구제역 발생을 중심으로." 서울대학교 경제학 석사학위 논문.
- 이해춘·임현술. 2007. "인수공통전염병의 경제적 손실가치: 조류인플루엔자를 중심으로." 『보건경제와 정책연구』 제13권 제1호. pp. 19-40. UCI: G704-001714.2007.13.1.002
- 통계청. 2018. 인구총조사.
- 한국과학기술한림원. 2017. 『살충제 계란 사태로 본 식품 안전관리 진단 및 대책』. 제 117회 한림원탁토론회 자료 발제 1.
- 한국농수산식품유통공사 농산물 유통정보(aT KAMIS). http://www.kamis.or.kr>. 접속일: 2018. 09. 11.
- 허정회. 2006. "Measuring the Welfare Effects of Food Safety Information : the Case of BSE Reports." 서울대학교 경제학 석사학위 논문.
- Antle, J. M. 2000. "No such thing as a free safe lunch: the cost of food safety regulation in the meat industry." *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 82, no. 2, pp. 310-322. doi: 10.1111/0002-9092.00027
- Bockstael, N. E. and McConnell, K. E. 2007. Environmental and Resource Valuation with Revealed Preferences: A Theoretical Guide to Empirical Models, Springer. doi: 10.1007/978-1-4020-5318-4
- Foster, W., and Just, R. E. 1989. "Measuring welfare effects of product contamination with consumer uncertainty."

- Journal of Environmental Economics and Management. vol. 17, no. 3, pp. 266-283. doi: 10.1016/0095-0696(89) 90020-X
- Freeman, M. A. 1993. *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods.* Resources for the Future.
- Golan, E., Kuchler, F., Mitchell, L., Greene, C. and Jessup, A. 2001. "Economics of food labeling." *Journal of Consumer Policy*. vol. 24, no. 2, pp. 117-184. doi: 10.1023/a:1012272504846
- Hausman, J. 1981. "Exact consumer's surplus and deadweight loss." American Economic Review. vol. 71, pp. 661-676.
- Huffman, W. E. 2003. "Consumers' acceptance of (and resistance to) genetically modified foods in high income countries effects of labels and information in an uncertain environment." *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 85, no.5, pp. 1112-1118. doi: 10.1111/j.0092-5853.2003.00517.x
- Ito, N. and Kuriyama, K. 2017. "Averting behaviors of very small radiation exposure via food consumption after the Fukushima nuclear power station accident." *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 99, no.1, pp. 55-72. doi: 10.1093/ajae/aaw078
- Just, R. E., Hueth, D. L. and Schmitz, A. 2004. *The Welfare Economics of Public Policy: A Practical Approach to Project and Policy Evaluation*. Edward Elgar.
- Klein, N. L. and Brester, G. W. 1997. "Economic impacts of the zero tolerance directive on the cost structure of beef packing companies." *Western Agricultural Economics Association Meetings* presented at the 1997.
- Larson, D. M. 1991. "Recovering weakly complementary preferences." *Journal of Environmental Economics and Management*. vol. 21, no. 2, pp. 97-108. doi: 10.1016/0095-0696(91)90035-h
- Lusk, J. L. and Anderson, J. D. 2004. "Effects of country-of-origin labeling on meat producers and consumers." *Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 29, no. 2, pp. 185-205.
- Lusk, J. L. and Brooks, K. 2011. "Who participates in household scanning panels?" *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 93, no. 1, pp. 226-240. doi: 10.1093/ajae/aaq123
- Mälor, K. -G. 1974. *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*. Johns Hopkins University Press for Resources for the Future.
- Oniki, S. 2006. "Valuing food-borne risks using time-series data: The case of E. coli O157: H7 and BSE crises in Japan." *Agribusiness: an International Journal*. vol. 22, no. 2, pp. 219-232. doi: 10.1002/agr.20081
- Piggott, N. E. and Marsh, T. L. 2004. "Does food safety information impact US meat demand?" *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 86, no. 1, pp. 154-174. doi: 10.1111/j.0092-5853.2004.00569.x
- Teisl, M. F., Bockstael, N. E. and Levy, A. 2001. "Measuring the welfare effects of nutrition information." *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 83, no. 1, pp. 133-149. doi: 10.1111/0002-9092.00142

원고 접수일: 2019년 1월 14일 원고 심사일: 2019년 1월 22일

심사 완료일: 2019년 3월 14일

건강기능식품 원료 규제에 대한 업체의 인식 차이 분석: 개별인정형 제품 보유 여부에 따른 업체구분을 중심으로

남경수* 하인혜** 안병일***

Keywords

건강기능식품(health functional food), 규제(regulation), 원료(raw material), 전환기간(conversion period)

Abstract

The high level of regulation hinders the growth of the health functional food industry, although the consumers' food choices shift from the emphasis on taste and nutrients to safety and health. This paper investigates how the companies that produce health functional food show different attitudes toward the regulations of health functional food. Most companies and related workers in the health functional food industry appear to be in favor of deregulation for the growth of the industry. However, it is analyzed that health functional food companies with a large number of individual raw materials oppose reducing the conversion period.

차례

1. 서론

- 4. 실증 분석
- 2. 건강기능식품 산업 현황
- 5. 분석 결과

3. 이론 모형

6. 요약 및 결론

^{*} 고려대학교 식품자원경제학과 박사과정.

^{**} 고려대학교 식품자원경제학과 석사과정.

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

1. 서론

경제 성장과 인구구조 변화 등 생활 여건이 급격히 변화하면서, 식품소비 관련 주요 관심사가 맛과 영양소에서 안전과 건강으로 옮겨가고 있는 중이다. 이와 같은 추세를 반영하여 정부에서도 2003년 건강기능식품의 중요성을 인식하고 이에 관한 법률을 제정하여 보다 체계적으로 건강기능식품의 생산과 판매 및 유통을 관리해 오고 있다. 법률의 규정에 따르면 건강기능식품은 단순히 건강에 좋은 식품이 아닌 특정 기능성을 가진 원료와 성분을 사용하여 제조한 것으로, 일일섭취량이 정해져 있고 건강기능식품에 관한 규정과 절차에 따라 생산된 제품으로 '건강기능식품'이라는 문구 또는 마크가 표시된 제품이다. 그러나 건강기능식품은 식품과 의약품의 성격을 동시에 가지고 있어 일반 식품보다는 의약품 쪽에 가까운 수준의 높은 규제가 적용되고 있으며, 이로 인해 산업 성장에 장애를 겪고 있다는 지적이 건강기능식품 생산 업계로부터 지속적으로 제기되어 왔다.

따라서 현재 건강기능식품 시장에서 가장 중요한 이슈 중 하나는 어떻게 하면 국민의 건강을 보호하면서도 산업 성장을 견인할 수 있도록 적정 수준으로 규제를 완화할 것인가이다. 이와 같은 배경에서 건강기능식품 활성화를 위한 연구로 김규호 외(2015)에서는 건강기능식품 관련 법제 마련 및 시장 확대에도 불구하고 시장 성장세가 주춤하는 상황에 주목하여 건강기능식품 관련 시장 및 산업의 지속적인 발전을 위해 필요한 정책과제를 선정하고 이들 정책과제 간 우선순위를 평가하였다. 이 연구의 계층분석법(Analytic Hierarchy Process: AHP) 및 네트워크분석법(Analytic Network Process: ANP) 분석 결과에 따르면, 전문가들은 시장의 현 상황을 타개하는 데 있어 생산 및 판매를 직접적으로 확대하는 것보다는 관련된 법적·제도적 인프라를 정비하고 연구개발을 강화하는 것이 보다 유효할 것이라 평가하였다. 하지만 관련 전문가들은 일차적으로 기능성 원료의 인정을 위한 평가 절차가 생산자에게 상당한 부담감을 주고 있으며, 이러한 부담감 해소를 위해 현행제도에 대한 적응 지원 시스템이 필요하다고 주장하였다. 심영(2008)에서는 건강기능식품 산업을 발전시키고 이를 통해 국민 건강이 증진될 수 있는 방안으로 올바른 식품의 적정한 판매를 강조하였다. 이를 위해 산업의 발전과 소비자의 보호 및 국민건강을 증진할 궁극적 목표를 함께 달성할 수 있는 규율체계가 필요하다고 주장하였다. 또한, 소비자 보호에 충실하면서 건강기능식품 산업을 발전시킬 수 있는 방안으로 건강기능식품 판매업에 대한 제한, 특히 영업신고제도를 보완하고 광고의

경우에는 현행 제도보다 규제를 완화할 것을 제안하였다. 그 밖에 곽노성(2008), 박성진(2016)에서는 건강기능식품의 규제에 초점을 맞추는 대신 일반 기능성 농식품 활성화를 위해 건강기능식품 산업에서의 정책과제가 무엇인지를 구명하였다.

본 연구에서는 이들 선행연구와 달리 건강기능식품을 개발·제조·판매하는 업체의 건강기능 식품 규제에 대한 태도를 조사하고, 업체별 특성 중 특허와 유사한 성격을 보이는 개별인정형 원료! 보유 여부가 건강기능식품 규제에 대한 인식에 미치는 영향을 분석하였다.

이를 위해 본 연구에서는 먼저 기능성 원료를 이미 인정받아 독자적인 제품을 생산하고 있는지의 여부를 명시적으로 고려하는 건강기능식품 생산업체의 이윤함수를 정의하고, 규제완화가 이윤함수에는 어떠한 영향을 미치고 그에 따른 업체의 최적 행동은 어떻게 달라지는지를 이론모형을 통해 규명하였다. 이론적으로 논의된 업체들의 예상되는 행동(인식)이 실제로도 나타나는지는 업체에 대한 설문조사 결과를 분석하여 확인하였다.

2. 건강기능식품 산업 현황

2.1. 건강기능식품 시장 현황

2016년 기준 국내 건강기능식품은 생산액, 생산량, 매출액 등 모든 부분에서 전년 대비 15% 이상 증가하였다. 생산액은 29.9%, 생산량 24.9% 증가하였으며, 총 매출액은 2조 1,260억 원으로 전년 대비 16.6% 증가하였다. 총 매출액을 내수 판매액과 수출 판매액으로 나누어 살펴보면, 내수용 건강기능식품 판매액은 전년 대비 16.4%, 수출용은 19.9% 증가하였다. 수출용 건강기능식품의 판매액이 전년 대비 크게 증가한 것으로 나타났으나, 2016년 기준 총매출액에서 수출용 판매액이 차지하는 비중은 5% 수준으로 여전히 수출보다 내수 중심의 수요가 발생하고 있다.

¹ 개별인정형 원료는 건강기능식품 공전에 등재되지 않은 원료로 식품의약품안전처장이 별도로 인정한 원료 또는 성분을 말한다. 이 경우, 영업자가 원료의 안전성, 기능성 기준 및 규격 등의 자료를 제출하여 관련 규정에 따른 평가를 통해 기능성 원료로 인정을 받아야하며, 인정받은 업체만이 같은 원료를 제조 또는 판매할 수 있다.

	제조업체 생산액		생산량	총	총	내	수용	수출용	
구분	세포함세 수	생산택 (억 원)	(톤)	매출액 (억 원)	매출량 (톤)	판매액 (억 원)	판매량 (톤)	판매액 (억 원)	판매량 (톤)
2014	460	11,208	32,494	16,310	30,545	15,640	29,500	670	1,045
2015	487	11,332	36,083	18,230	34,568	17,326	33,016	904	1,551
2016	487	14,715	45,060	21,260	43,123	20,175	41,142	1,084	1,981
전년 대비 증감률(%)	-	29.9	24.9	16.6	24.7	16.4	24.6	19.9	27.7
연평균 증감률(%)	2.9	14.6	17.8	14.2	18.8	13.6	18.1	27.2	37.7

표 1. 국내 건강기능식품 생산 추이

자료: 한국식품안전관리인증원(2017). 『2016 건강기능식품 국내 시장규모 동향 분석』.

국내 건강기능식품의 총 매출액은 지속적으로 증가하고 있으나, 제조업체 수는 2015년 이후 정체되고 여전히 영세한 제조업체가 높은 비중을 차지하고 있다. 2016년 기준 매출액 10억 이하 업체가 총 487개 제조업체 중 350개 업체로 약 72%에 달한다. 이에 반해 매출액 규모는 2.8% 수준으로 매우 영세하다 할 수 있다. 반대로 매출액 500억 이상 업체는 9곳에 불과하지만 전체 비중은 57.5%에 달한다.

구분	제조업	체 현황	매출 규모		
十 世	제조업체 수	비율	매출액	시장점유율	
총계	487	100.0	21,260	100.0	
10억 원 미만	350	71.9	593	2.8	
10억~50억 원 미만	81	16.6	1,834	8.6	
50억~100억 원 미만	25	5.1	1,671	7.9	
100억~300억 원 미만	17	3.5	2,821	13.3	
300억~500억 원 미만	5	1.0	2,100	9.9	
500억~1,000억 원 미만	7	1.4	4,644	21.8	
1,000억 원 이상	2	0.4	7,598	35.7	

표 2. 2016년 매출액 규모별 건강기능식품 제조업체 현황

자료: 한국식품안전관리인증원(2017). 『2016 건강기능식품 국내 시장규모 동향 분석』.

건강기능식품 원료별 매출액 현황을 살펴보면 홍삼이 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 2016년 기준으로 홍삼제품의 매출액은 2014년 대비 48.3%(비중: 43→52%) 증가한 9,900억 원이었다. 반면

개별인정형 원료의 매출액은 25.8%(비중: 22→12%) 감소한 2,357억 원이었다. 개별인정형 원료를 제외한 대부분의 주요 원료 매출액은 증가하였다.

밀크씨슬 밀크씨슬 2016년 2014년 추출물 추출물 기타 기타 5% 11% 11% 비타민 및 비타민 및 무기질 무기질 홍삼 홍삼 10% 9% 43% 52% 프로 바이오텍스 五字 개별인정형 개별인정형 10% 원료 바이오텍스 원료 9% 12% 22%

그림 1. 원료별 매출액 현황

자료: 한국식품안전관리인증원(2017). 『2016 건강기능식품 국내 시장규모 동향 분석』.

개별인정형 원료는 건강기능식품 공전에 등재되어 있지 않고 개별 업체가 원료의 안전성, 기능성 기준 및 규격 등의 자료를 제출하여 기능성 원료로 인정을 받은 원료로 인정받은 업체만이 제조 또는 판매할 수 있다. 이와 같은 개별인정형 원료의 종류에는 당귀, 헛개나무, 청홍합, 과채유래유산 균, 황기, 석류, 왁스알코올, 미역, 망고종자, 보스웰리아, 백수오 등이 있으며 당귀혼합추출물의 매출액이 532.8억 원(22.6%)으로 가장 높은 수치를 보이고, 헛개나무과병추출분말 248.8억 원(10.6%), 초록입홍합추출물오일복합물은 145억 원(6.2%)인 것으로 나타났다. 고시형 원료의 홍삼과 같이 하나의 원료가 높은 비중을 차지하고 있는 것은 아니지만, 개별인정형 원료의 경우에도특정 몇몇 원료의 비중이 높은 것을 볼 수 있다. 이는 개별인정형 원료의 인정을 위해 투입되는 시간 및 비용 수준이 높고, 힘들게 개발된 원료의 경우에도 일정 기간(신규 기능성 원료인정 후 6년) 이후고시형으로 전환되어 충분한 이윤을 창출하지 못하는 것도 주요 원인 중 하나인 것으로 판단된다.

고시형 원료 개별인정형 원료 매출액 비율 매출액 비율 품목 품목 (억 원) (억 원) (%) (%) 52.4% 22.6% 홍삼 9,899.6 당귀혼합추출물 532.8 프로바이오틱스 1,903.1 10.1% 헛개나무과병추출분말 248.8 10.6% 비타민 및 무기질 1,842.7 9.7% 초록입홍합추출오일복합물 145.0 6.2% 밀크씨슬(카르두스 5.8% 과채유래유산균 125.9 5.3% 1,090.7 마리아누스) 추출물 EPA 및 DHA 함유 유지 700.4 3.7% 황기추출물등복합물 98.1 4.2% 알로에 2.5% 4.0% 474.9 석류농축액 95.1 폴리코사놀-사탕수수 인삼 311.4 1.6% 93.2 4.0% 왁스알코올 루테인 308.6 1.6% 미역 등 복합추출물(잔티젠) 3.7% 86.1 1.5% 2.3% 라르시나이캄보지아 추출물 277.9 화일드망고종자 추출물 54.1 차전자피식이섬유 167.6 0.9% 보스웰리아 추출물 47.5 2.0% 157.8 0.8% 백수오 등 복합추출물 46.7 2.0% 녹차추출물 기타 1768 9.4% 기타 784.0 33.3% 합계 18,902.7 100.0% 합계 2,357.3 100.0%

표 3. 2016년 원료별 매출액 현황

자료: 한국식품안전관리인증원(2017). 『2016 건강기능식품 국내 시장규모 동향 분석』.

2.2. 건강기능식품 관련 규제

일반적으로 건강기능식품을 생산하여 판매되는 과정을 살펴보면 크게 원료단계, 생산단계, 판매 단계로 구분할 수 있다. 대부분의 규제도 이 3단계의 범위를 크게 벗어나지 않는다. 국가별로 건강 기능식품에 대한 규제의 특징을 살펴보면, 일본의 경우 생산단계, 즉 완성된 제품에 대한 규제가 높 은 편으로 완성된 제품의 분류(특정보건용, 영양기능, 기능성표시)에 따라 원료에 대한 규제 및 표 시·광고에 대한 규제가 달리 적용된다. 일본 정부는 단계별 기준을 명확히 하고 관리·감독 역할을 수행하며, 개별 단계의 허가 및 신고 여부에는 깊게 관여하지 않는다.

미국의 경우에는 대부분의 규제가 비교적 낮은 수준이다. 업체 자율적으로 결정할 수 있는 권한이 큰 반면, 기준을 위해하였거나 문제가 발생할 경우 업체의 책임이 커진다. 미국은 판매단계에서 건 강 강조 제품으로 판매하는 경우에 규제가 강한 편이다.

한국의 경우에는 원료단계에서만 두 가지(고시형, 개별인정형)로 구분되고 이후 생산과 판매단

계에서는 동일한 규제가 판매시점까지 적용되는데 그 규제가 미국과 일본의 높은 수준(일본: 특정보건용 식품, 미국: 건강 강조)의 규제와 유사한 형태를 보인다.

한국의 원료단계와 판매(표시·광고) 단계의 규제가 타 국가에 비해 절대적으로 높은 수준이라고 단언하기는 어려우나 미국과 일본에서 신축적인 제도가 마련되어 있는 것과는 매우 대조적이다. 우리나라의 경우 별도의 구분이 없이 모두 동일한 기준을 충족해야 하기 때문에 건강기능식품을 생산하는 업체는 규제가 높은 수준이라 인식할 수 있으며 이는 업체가 다양한 상품을 개발하고 소비자의 인지도를 제고하는 데에 제약으로 작용할 수 있다.

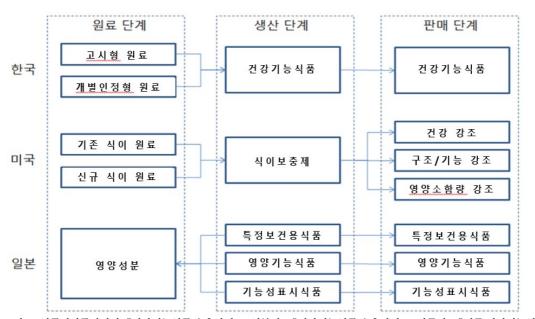


그림 2. 국가별 건강기능식품 생산·판매 과정 비교

자료: 식품의약품안전처. 『건강기능식품 수출가이드: 일본편』; 『건강기능식품 수출가이드: 미국편』; 『미국 건강기능식품 기준 및 규격 비교 조사』; 『건강기능식품 공전』 재정리.

		원료 규제		표시 · 광고 규제
	구분	특징	구분	특징
	고시형 원료	-제조 기준이 적합할 경우 별도 인정 절차는 없음.	질병위험 감소	الم الم
한국 	개별인정형 원료	-기능성, 기준규격, 안전성 등 평가 -사전 허가	생리활성영양소	'-사전 승인 -광고표시 사전 심사
	식이보충제 원료	시판 75일 전 통지	건강 강조표시	FDA 사전 승인
미국	신규식이원료	-NDI 신고 -기능성 입증 자료 필수 제출 은 아님(단, 따로 규정한 자료	구조/기능 강조표시	-시판 30일 이내 통지 -질병 치료, 진단, 예방 목적이 아님을 명시
		는 없으나, 독성연구 등 임상 시험자료 제출).	영량소함량 강조표시	-시판 후 통지
	특정보건용식품	-성분규격이 엄격함. -식품 허가	특정보건용식품	-건강증진법에 따라 표시 허가 -의무 기재 사항 존재 -용기 제한
일본	영양기능식품	-기준 적합하면 허가, 승인, 신고 없이 상품 개발 및 판매	영양기능식품	-영상성분 표시 가능 -성분 열량 등 표시기준 충족 -몇몇 영양소를 제외하고 표시는 자유로움.
	기능성표시식품	-과학적 근거에 따라 기능성 표시 -허가 심사 없이 신고	기능성표시식품	-질병 위험 저감을 제외한 기능성 표시 -민간자율 사전 신고

표 4. 건강기능식품 원료 및 표시 · 광고 국가별 규제

자료: 식품의약품안전처. 『건강기능식품 수출가이드: 일본편』; 『건강기능식품 수출가이드: 미국편』; 『미국 건강기능식 품 기준 및 규격 비교 조사』; 『건강기능식품 공전』 재정리.

이와 같이 일률적인 규제를 적용하는 것에 대한 문제점은 본 연구의 설문조사 결과에서도 확인할수 있다. 엄격한 규제가 산업발전에 영향을 미치는지를 묻는 질문에, '전혀 그렇지 않다'고 조사된응답자는 1.3%, '그렇지 않다' 3.9%, '보통이다' 23.7%, '그런 편이다' 47.4%, '매우 그렇다' 23.7%로 조사되어 건강기능식품 관련 규제가 엄격하다고 느끼는 업체가 70% 이상인 것으로 나타났다. 본 연구에서는 규제를 주요 10개 분야로 구분하고 각 분야별 규제의 중요도(필요성)와 규제완화가 필요한 분야도 조사하였다. 일반적으로 업체가 중요하다고 인식하는 규제에 대해서는 완화를 요구하지 않을 것으로 예상할 수 있는데, 본 연구의 조사결과에서도 대체로 규제의 중요도가 높을수록 규제 완화에 대한 필요성은 낮은 것으로 나타났다. 하지만 개별인정형 원료의 기준 및 규격

에 대해서는 규제의 중요성에 대한 인식이 평균 이상으로 높게 조사되었고, 규제완화가 필요하다는 의견도 높게 나타나 표면적으로는 서로 상충되어 보이는 결과가 나타났다. 이는 개별인정형 원료에 대한 업체의 인식이 업체가 처한 여건에 따라 매우 상이하다는 것을 보여주는 것이라 할 수 있다. 이 와 같은 결과는 사실상 본 논문에서 가장 중요한 문제의식 대상이 되는 것으로, 이후 본 논문에서는 개별인정형 원료의 보유 여부를 중심으로 업체의 인식 차이에 대한 논의를 진행하고자 한다.

표 5. 규제완화가 필요한 분야

1	2	3	4	⑤	6	7	8	9	10	없음
1.3	2.6	6	2.6	30.3	3.9	6.6	31.6	11.8	7.9	1.3

- ① : 영업신고 또는 허가
- ②: 품목제조신고
- ③ : 품질관리인 고용 ④ : 품질관리교육 이수
- ⑤ : 새로운 원료(개별인정형) 기준·규격
- ⑥: 자가품질검사
- ⑦ : 이력추적관리 등록기준
- ® : 표시·광고 기준 및 심의
- ⑨ : 행정제재(영업취소, 제조정지, 과징금) ⑩ : 수입·통관 관련 준수사항

자료: 저자 작성.

표 6. 규제의 중요도 및 필요성

	매우불 필요	불필요	보통	중요	매우 중요	평균
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(5점)
영업 신고 또는 허가			15.8	46.1	38.2	4.22
품목제조신고			11.8	52.6	35.5	4.24
품질관리인 고용		1.3	21.1	55.3	22.4	3.99
품질관리교육 이수		1.3	30.3	48.7	19.7	3.87
새로운 원료(<u>개별인정형)</u> 기준·규격		2.6	15.8	46.1	35.5	4.14
자가품질검사			25.0	53.9	21.1	3.96
이력추적관리 등록기준	3.9	6.6	38.2	39.5	11.8	3.49
표시・광고 기준 및 심의	1.3	5.3	34.2	43.4	15.8	3.67
행정제재(영업취소, 제조정지, 과징금)			30.3	52.6	17.1	3.87
수입·통관 관련 준수사항		1.3	28.9	51.3	18.4	3.87

자료: 저자 작성.

3. 이론 모형

건강기능식품을 생산하는 개별 기업이 추구하는 바로 사회적 가치 및 고용 창출 등 다양한 목표 를 스스로 제시할 수도 있겠으나. 기본적으로 기업이 추구하는 가장 큰 목표를 식(1)로 표현된 이윤 (π) 의 극대화라고 간주하는 데는 큰 무리가 없을 것이다.

$$(1) \pi = \pi^{old} + \pi^m$$

식 (1)에서 π^{old} 는 정부에 의해 이미 인정되어 범용 생산이 가능한 기존 고시형 원료로 제품을 생 산하여 얻을 수 있는 이윤이며, π^m 는 개별인정형 원료를 개발하고 제품을 생산하여 얻을 수 있는 이윤이다. 만약 개별인정형 원료를 보유하지 않고 있거나 개발하지 않는다면, $\pi^m=0$ 으로 $\pi=\pi^{old}$ 가 된다고 할 수 있다. 고시형 원료로 제품을 생산하여 얻을 수 있는 이윤 (π^{old}) 은 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

(2)
$$\pi^{old} = \sum_{q=1}^{k} \{ P_q^{old} Q_q^{old} - C_q^{old} (Q_q^{old}) \}, \ k = f(q^{cm})$$

식 (2)에서 P_q^{old} 는 고시형 원료로 생산한 q번째 건강기능식품의 가격, Q_q^{old} 는 고시형 원료로 생산한 건강기능식품 q의 생산량, $C_q^{old}(Q_q^{old})$ 는 고시형 원료 q로 건강기능식품을 생산하는 데 드는 비용이다. k는 고시형 원료로 생산하는 제품의 종류이며, q^{cm} 은 개별 기업이 자유롭게 사용할 수 있는 국내 전체 고시형 원료 종류의 개수이다. 여기서 개별 업체가 생산하는 건강기능식품의 종류 k는 다른 여러 요인에 의해서도 영향을 받지만, 국내에서 사용할 수 있는 고시형 원료 개수 (q^{cm}) 에 의해서도 결정된다고 할 수 있다. 즉, 국내 전체 고시형 원료의 종류 (q^{cm}) 가 많아진다면, 개별 기업이 선택할 수 있는 폭이 넓어지므로 고시형 원료로 생산하는 제품의 종류(k)가 많아진다고 가정할 수 있다.

한편, 개별인정형 원료를 개발하여 건강기능식품을 생산하는 기업은 법적으로 정해진 일정 기간 (n) 특허와 유사한 독점권을 가진다. 즉, 해당 개별인정형 원료를 직접 개발한 기업만 독점적으로 생산·판매할 수 있기 때문에 해당 제품의 가격은 독점권이 보장되는 기간에는 시장에서 주어진 것을 받아들이는 것이 아니라 직접 이윤 극대화를 달성할 수 있는 수준으로 결정할 수 있다. 하지만 특정 기간(n)이 지나면 고시형 원료로 전환되어 모든 기업이 해당 원료를 사용해 건강기능식품을 생산할 수 있어 독점력이 사라진다. 개별인정형 원료가 특정 기간(n)이 지나 고시형 원료로 전환될 경우, 사실상 기업의 이윤구조는 식(2)와 같아지기 때문에, 본 연구에서는 개별인정형 원료를 이용하여 생산한 제품에서 얻는 이윤은 독점권이 보장되는 기간에만 적용되는 것으로 가정하여 아래 식(3)과 같이 설정하였다.

(3)
$$\pi^{m} = n \sum_{j=1}^{J} \left\{ P_{j}^{m}(Q_{j}^{m}) Q_{j}^{m} - C_{j}^{m}(Q_{j}^{m}) \right\} - \sum_{j=1}^{J} CF_{j}$$

 π^m 는 현재 개별인정형 원료를 보유하고 이를 통해 제품을 생산하여 획득하는 업체의 이윤으로 고시형 원료로 제품을 생산하여 이윤을 얻는 경우와 유사하다. J는 현재 기업이 보유하고 있는 개별 인정형 원료 개수이며, n은 개별인정형 원료가 고시형 원료로 전환되는 기간이다. 개별인정형 원료

로 건강기능식품을 생산하는 기업은 일정 기간 독점적 생산권리를 갖도록 허용되므로, 본 논문에서는 해당 기업은 독점적 권리를 보유하는 동안 동일한 가변이윤을 n년 동안 얻을 수 있다고 가정하여, 식 (3)과 같이 가변이윤에 n을 곱하여 이윤함수를 설정하였다. P_j^m 는 개별인정형 원료 j로 생산한 건강기능식품의 가격이며, Q_j^m 는 개별인정형 원료 j로 생산한 건강기능식품의 생산량이다. 개별인정형 원료로 제품을 생산하는 동안 가격은 해당 업체가 결정한 물량 (Q_j^m) 에 의해 결정된다 $(P_j^m = P_j^m(Q_j^m))$. $C_j^m(Q_j^m)$ 는 개별인정형 원료 j로 건강기능식품을 생산하는 데 드는 비용이다. 또한 CF_j 는 개별인정형 원료 j를 개발하고 허가받는 데 소요된 모든 비용으로, 개발과정에서 투입된 고정비용이다.

만일 특정 기업이 신규 개별인정형 원료를 개발하고 이를 생산하고자 할 경우 기대되는 기대이윤 (π^N) 은 다음과 같이 정의할 수 있다.

(4)
$$\pi^{N} = n \operatorname{Pr}(J) \{ P^{N}(Q^{N}) Q^{N} - C^{N}(Q^{N}) \} R - \{ RD^{N}(J,R) + E^{N}(J) \} R^{2}$$

(4-1)
$$TR_{R} = n \operatorname{Pr}(J) \{ P^{N}(Q^{N}) Q^{N} - C^{N}(Q^{N}) \} R$$

(4-2)
$$TC_{R} = \{RD^{N}(J,R) + E^{N}(J)\}R$$

 π^N 은 신규 개별인정형 원료를 개발하여 건강기능식품을 생산할 경우의 기대 수익이며, $\Pr(J)$ 는 신규 개별인정형 원료의 개발 성공 확률이다. 이 성공확률은 기존에 해당 업체가 정부로부터 인정받아 보유하고 있던 개별인정형 원료의 개수(J)가 많을수록, 즉 신규 원료 개발에 대한 경험이 많은 업체일수록 그 확률이 높아지는 것으로 가정할 수 있다. Q^N 과 P^N , 그리고 C^N 은 신규 개발된 개별인정형 원료로 생산한 건강기능식품의 생산량과 가격, 비용으로 식 (3)과 동일하게 고시형으로 전환되는 기간(n)의 생산량과 가격을 업체가 결정할 수 있는 독점력을 가진다. R는 신규로 개발하고자 하는 개별인정형 원료 개수이며, $RD^N(J,R)$ 는 신규 개별인정형 원료 개발에 투입되는 비용으로, 개발하고자 하는 신규 원료의 개수(J) 에 의해 결정된다고 가정할 수 있다. $E^N(J)$ 는 개별인정형 원료 인·허가 및 서류 처리에 소요되는

² 논의를 단순화하기 위해, 신규 개별인정형 원료를 개발하여 얻는 단위당 이윤은 개별인정형 원료의 종류를 구분하지 않고 일정하다고 가정하였다.

시간적, 공간적, 인적자원 비용으로 기존에 보유하고 있는 개별인정형 원료의 개수(J)에 의해 결정된다고 가정할 수 있다.

위의 식에서 일반적인 비용과 수익의 측면이 아닌 신규 원료의 개발(R) 여부를 중심으로 수입과 비용을 구분하면 총수입은 식 (4-1), 비용은 식 (4-2)로 구분할 수 있다.

신규 원료 개발 비용 중 인·허가 비용은 기존에 경험이 많은 업체일수록, 즉 업체가 보유하고 있는 개별인정형 원료의 개수(J)가 많을수록 낮아질 것이므로, 식 (5)와 같은 관계가 도출될 것이다.

$$\frac{\partial E^{N}(J)}{\partial J} \le 0$$

전술한 바와 같이 신규 개별인정형 원료를 개발할 경우, 해당 원료는 고시형으로 전환되는 기간 (n) 특허와 같이 독점적으로 생산하여 이윤 (π^N) 을 창출할 수 있다. 따라서 해당 업체는 신규 원료를 이용하여 생산한 제품의 가격과 물량을 결정하기 이전에 몇 개의 신규 개별인정형 원료를 개발할 것인지 결정해야 할 것이다 $(R \geq 0)$.

신규 개별인정형 원료 개발 개수(R)에 대한 이윤 극대화를 통해 개별인정형 원료 개발(R)과 개별 인정형 원료의 고시형 전환기간(n), 기존 개별인정형 보유 개수(J) 등의 관계는 다음과 같은 한계수 입, 한계비용을 이용하여 살펴볼 수 있다.

(6)
$$\frac{\partial \pi^N}{\partial R} = 0,$$

$$nPr(J)\left\{P^{N}(Q^{N})-C^{N}(Q^{N})\right\}-\left\{RD^{N}(J,R)+\frac{\partial RD(J,R)}{\partial R}R+E^{N}(J)\right\}=0$$

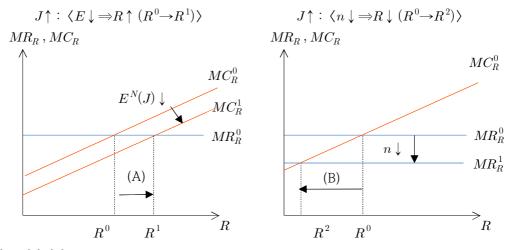
$$nPr(J)\{P^{N}(Q^{N}) - C^{N}(Q^{N})\} = RD^{N}(J,R) + \frac{\partial RD(J,R)}{\partial R}R + E^{N}(J)$$

(6-1)
$$MR_R = n \Pr(J) \{ P^N(Q^N) - C^N(Q^N) \}$$

(6-2)
$$MC_R = RD^N(J,R) + \frac{\partial RD(J,R)}{\partial R}R + E^N(J)$$

신규 개별인정형 원료(R)를 개발할 경우, 얻을 수 있는 한계수입 (MR_R) 은 식(6) 결과의 우변, 즉식(6-1)과 같이 표현되며, 신규 개별인정형 원료를 개발하는 데 투입되는 한계비용 (MC_R) 은 식(6)의 좌변, 즉식(6-2)와 같이 표현할 수 있다. 따라서 신규 개별인정형 원료(R)를 개발하여 얻을 수 있는 최적의 신규 개별인정형 원료 개발 개수는 원료 개발을 통해 얻을 수 있는 한계수입 (MR_R) 과 이에 소요되는 한계비용 (MC_R) 이 만나는 점 (R^0) 에서 결정된다고 할 수 있다<그림 3>.

그림 3. 개별인정형 원료를 다수 보유한 업체의 신규 개별인정형 원료(R) 최적 개발 개수 변화



자료: 저자 작성.

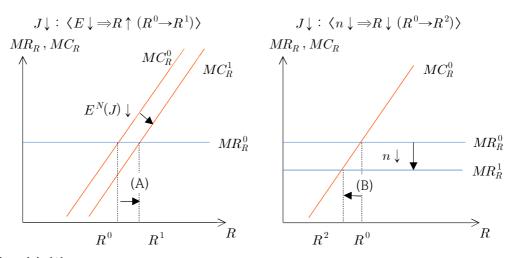
만일 규제 완화로 인·허가 비용 $(E^N(J))$ 이 줄어든다면, 한계비용 (MC_R) 은 감소 $(MC_R^0 \to MC_R^1)$ 하여 신규 개별인정형 원료를 개발하고자 하는 개수 $^3(R)$ 는 증가하게 된다. 몇 개의 신규 원료를 개발하고자 하는지는 기업의 내부(기밀) 계획에 해당하는 것으로 외부로 표출되기는 어렵다. 따라서 실증 분석에서 실제 개발 개수에 대한 정보를 파악하여 분석을 수행하기는 매우 어렵다. 따라서 본 논문에서는 개발하고자 하는 신규 원료의 개수는 개발하고자 하는 기업의 의지와 밀접한 양의 상관 관계를 보일 것이고, 이는 결국 기업이 해당 규제에 대해 어떠한 인식을 가지고 있는가를 통해 간접 적으로 파악할 수 있다고 간주하였다. 즉, 본 연구에서는 R를 나타내는 대리변수로 규제 완화 등에 대한 "기업의 인식"을 사용하여 실증 분석을 수행하였다.

³ 신규 개별인정형 원료를 개발하고자 하는 개수는 현재 개발되어진 것이 아닌 개발의지로 해석할 수 있다.

92 **동추정**제 제42권 제1호

한편, 개별인정형 원료의 고시형 원료 전환기간(n)이 줄어들 경우, 한계수입(MR_R)이 감소 ($MR_R^0 \to MR_R^1$)하고 신규 개별인정형 원료 개발 의지는(R)는 감소하게 된다. <그림 3>에서 비용 감소로 인한 신규원료 개발 의지 증가효과 A와 고시형 전환기간 단축으로 감소한 개발 의지 감소효과 B의 크기는 어느 것이 더 큰지 정확히 알 수 없다. 다만, 신규 개별인정형을 개발할 경우 발생하는 수입과 비용에 대한 논의로만 제한한다면, 현재 개별인정형 원료를 보유한 업체는 상대적으로 완만한 한계비용(MC_R)곡선을 나타낼 것이며, 개별인정형 원료를 보유하지 못한 업체는 상대적으로 가파른 한계비용(MC_R)곡선을 나타낼 것이다. 즉, 개별인정형 원료를 보유한 업체는 규제 완화로 인한 신규 개별인정형 원료의 인·허가 비용감소($E^N(J) \downarrow$)와 고시형 전환기한 단축($n \downarrow$)에 대해 더 민감하게 반응하여 개별인정형 원료 개발 의지가 크게 변화할 것임에 반해(그림 3과 같은 효과), 개별인정형 원료를 보유하지 못한 업체는 인·허가 비용 및 고시형 전환기간에 덜 민감하게 반응할 것이다(그림 4와 같은 효과).

그림 4. 개별인정형 원료를 보유하지 못한 업체의 신규 개별인정형 원료(R) 최적 개발 개수 변화



자료: 저자 작성.

고시형 원료 전환기간(n)이 짧아지면 개별인정형 원료에 대한 개발 의지는 더 낮아지겠지만, 국내 전체 고시형 원료의 개수 (q^m) 는 증가하는 효과가 나타날 것이다. 즉, 식(2)에서 살펴본 바와 같이 개별인 정형 원료를 보유하지 않고 있어 신규 원료 인정에 대한 규제 완화에 민감하지 않은 업체의 경우, 고시형 전환기한이 짧아지고 이로 인해 국내 고시형 원료 (q^m) 의 개수가 증가하는 것을 선호하게 될 것이다.

고시형 전환기간(n)이 증가하더라도 신규 원료 개발 의지가 크게 변화하지 않는 업체는 전환기간이 늘어남에 따라 기대되는 이원 (π^N) 의 변화가 매우 낮아 신규 개별인정형 원료 개발 의지가 0에 가까울 것이다. 따라서 신규 원료 개발로 얻을 수 있는 이윤보다는, 전환기간이 짧아져서 고시형 원료 $(q^{mn} \uparrow \to k \uparrow)$ 가 증가하고 이를 통해 발생하는 이원 (π^{old}) 이 상대적으로 더 클 것이다.

(7)
$$R^* \ge 0 \text{ if, } \frac{\partial \pi}{\partial \pi^{old}} \le \frac{\partial \pi}{\partial \pi^N}$$

$$R^* \equiv 0 \text{ if, } \frac{\partial \pi}{\partial \pi^{old}} \ge \frac{\partial \pi}{\partial \pi^N}$$

이와 같은 이유로 이미 개별인정형 원료를 많이 보유하고 있는 업체일수록 신규 원료 개발로 인한 기대이윤이 상대적으로 높아지기 때문에 전환 단축에 민감하고 전환기간 연장을 선호할 것임을 예상할 수 있다. 반면, 개별인정형 원료를 아예 보유하지 못하고 있거나 상대적으로 적은 수의 개별인정형 원료를 보유하고 있는 경우에는 전환기간을 줄이는 것을 선호할 것임을 예상할 수 있다.

4. 실증 분석

4.1. 분석 자료(DATA)

앞서 이론모형을 통해 예상한 결과들이 실제로도 나타나는지를 알아보기 위해, 본 연구에서는 한 국건강기능식품협회의 협조를 받아 2018년 5월 25일부터 6월 22일까지 4주간 국내 건강기능식품 제조·판매·연구개발 업체 192곳(회원사 전수 조사)을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였다. 전체 설문 중 76건(39.6%)이 회수되어 이를 대상으로 분석을 실시하였으며 주요 설문내용은 전반적인 규제의 강도, 필요성, 주요 애로사항, 업체 특성 등이다. 조사 문항은 일부 주관식과 선택형 그리고 5점 척도로 구성되어 있다. 다양한 설문 문항으로 조사를 실시하였으나, 연구의 목적에 따라 기본적인 업체의 정보만 활용하고 개별인정형 원료의 보유에 따른 업체의 인식 차이를 중심으로 자료를 구성하여 분석하였다.

94 동추건제 제42권 제1호

표 7. 분석모형에 사용된 변수 설명 및 기술통계량

구분	변수유형	설명	평균	표준 편차	최소	최대
종속	Q1 개별인정형 원료 전환기간 단축	· 개별인정형 원료 전환기간 및 심사기준 완화 관련 질문 전혀 아니다=1 아니다=2	2.78	1.09	1	5
변수 Q2 개별인정 심사기취	Q2 개별인정형 원료 심사기준 완화	아니다=2 보통이다=3 도움이 된다=4 매우 도움이 된다=5	3.86	0.81	1	5
	개별인정형 원료 개수	· 연속변수(단위: 개 제품)	1.49	1.54	0	5
원료 허 인정 _원	원료인정 허가 준비		0.54	0.97	0	4
	원료인정 허가 신청	· 2018년 새 제품 출시 및 준비 (단위: 건)	0.12	0.41	0	2
	2018년 제품 출시 건수		3.86	8.50	0	50
	고시형 원료로 생산한 제품 수	· 연속변수(단위: 개 제품)	29.75	71.38	0	500
업체	종사 기간	· 연속변수(단위: 년)	7.61	5.48	0.5	25
특성	설립연도	· 업체 설립연도	2000	13.12	1941	2017
	종업원 수	· 연속변수(단위: 명)	350	1019.5	3	6,200
	매출액	· 업체 매출액(단위: 억 원)	654	1450	0	10,000
-1-1	더미변수1 (업체 형태)	1.소기업 2.중소기업 3.중견기업 4.대기업 5.창업기업 6.벤처기업 7.이노비즈기업 8.경영혁신형기업				
더미 변수 	더미변수2 (업체 분야)	1.건강기능식품제조업 2.건강기능식품판매업 3.건강기능식품제조+판매업 4.기타				

자료: 저자 작성.

4.2. 분석 방법: 순서형 로짓(Ordered Logit)

이론적 모형에서 개별인정형 원료를 많이 보유하고 있는 업체일수록 신규 원료 개발로 인한 기대 이윤이 상대적으로 높아지기 때문에 전환 단축에 부정적 인식을 보일 것이고, 개별인정형 원료를 아예 보유하지 못하고 있거나 상대적으로 적은 수의 개별인정형 원료를 보유하고 있는 업체의 경우 전환기간 단축을 선호할 것이라 예상하였다. 따라서 본 연구에서는 설문조사를 바탕으로 업체의 개 별인정형 원료 보유 개수가 개별인정형 원료 전환기간 단축에 대한 인식에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였으며, 비교를 위해 개별인정형 원료 보유 개수가 개별인정형 원료 심사기준에 대한 인식에 미치는 영향을 같이 분석하였다. 두 종속변수가 순서를 지닌 변수로 분석을 위해 모수가 클수록 분포도 같이 커지는 로지스틱 분포($\chi \sim Logistic(\alpha,\beta)$ 를 가정한 순서형 로짓 모형을 활용하였다. 순서형 로짓 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

(8)
$$Y = \beta X_i + u_i , \quad u_i \sim N[0, \pi^2/3]$$

$$Y = 1 \text{ if } Y \leq 1$$

$$Y = 2 \text{ if } \mu_1 < Y \leq \mu_2$$

$$Y = 3 \text{ if } \mu_2 < Y \leq \mu_3$$

$$Y = 4 \text{ if } \mu_3 < Y \leq \mu_4$$

$$Y = 5 \text{ if } \mu_4 < Y$$

여기서 Y는 순서형 중속변수4로 개별인정형 원료의 전환기간 단축에 대한 인식 그리고 개별인정형 원료의 심사기준 완화에 대한 인식의 잠재적 선택확률이며, 관찰이 가능한 βX_i 와 관찰이 불가능한 u_i 로 구성되어 있다. 여기서 X_i 는 개별인정형 원료 보유 개수를 포함한 원료인정 관련 변수와 매출액 등 업체특성변수, 업체의 형태와 분야에 대한 더미변수로 구성하였다. μ_i 는 경계 값으로 다른 선택 대안의 확률을 계산하는 데 이용된다. 대안 선택확률은 식 (9)와 같이 표현할 수 있다.

(9)
$$\begin{split} P(Y=1) &= \varPhi(-\beta' x) \\ P(Y=2) &= \varPhi(\mu_1 - \beta' x) - \varPhi(-\beta' x) \\ P(Y=3) &= \varPhi(\mu_2 - \beta' x) - \varPhi(\mu_1 - \beta' x) \\ &\cdots \\ P(Y=5) &= 1 - \varPhi(\mu_{y_{1:}-1} - \beta' x) \end{split}$$

분석된 각계수들은 설명변수와 종속변수 사이의 관계에 대한 변화와 방향만 설명하며 그 영향의 크기는 설명하지 못한다. 따라서 각 설명변수가 종속변수에 미치는 영향인 한계효과(marginal effect) 추정을 위해 식(10)을 활용하게 된다. 한계효과는 타 설명변수가일정할 때 해당 설명변수의 변화에 따른 종속변수의 순서변화 확률을 나타낸다.

^{4 &#}x27;1 전혀 도움이 되지 않는다'부터 '5 매우 도움이 된다' 서열을 가진 순서형 종속변수임.

(10)
$$\frac{\partial P[Y=1]}{\partial x} = -\psi(\beta'x)\beta$$
$$\frac{\partial P[Y=2]}{\partial x} = [-\psi(-\beta'x) - \psi(\mu - \beta'x)]\beta$$
$$\frac{\partial P[Y=3]}{\partial x} = -\psi(\mu - \beta'x)\beta$$

주미영(2000), 홍지연 외(2011)에서는 도출된 순서형 로짓모형의 적합도를 로그우도 검정통계량(LR)으로 판단할 수 있다. LR는 식 (11)과 같이 계산할 수 있다.

(11)
$$LR = -2(LR_0 - LR_1) \sim \chi^2(df)$$

여기서 LR_0 는 설명변수를 모두 제외하고 절사점(Cutoff point)만을 추정했을 경우의 로그우도 함수 값이며, LR_1 은 모든 모형의 설명변수를 포함했을 경우의 로그우도함수 값이다. 모형의 추정 치가 χ^2 (Chi-Square) 분포를 가정하고 있으므로 모형의 적합도(변수 간의 독립성)를 평가하기 위해서 χ^2 의 임계치(Critical value)를 활용한다.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

 $H_1: \beta_i \neq 0 \ (j = 1, 2, \dots, k)$

5. 분석 결과

순서형 로짓 모형 분석 결과, <표 8>에서 확인할 수 있는 바와 같이 업체의 분야(건강기능식품제 조, 판매, 연구개발 등)나 매출액 규모, 업체 형태(소기업, 중소기업, 창업기업, 벤처기업, 이노비즈기업, 대기업 등)에 따른 규제의 인식 정도는 특정 차이를 보이지 않았다. 뿐만 아니라 업체 및 조사자의 특성에 따른 유의미한 관계도 나타나지 않았다. 하지만 본 연구에서 주목하였던 특정 여건에 대해서는 유의미한 관계를 발견할 수 있었다. 즉, '개별인정형 원료 개수'를 제외한 대부분의 변수가 유의미한 값을 가지지 않으며, 몇몇 유의한 변수의 경우에도 뚜렷한 특징은 보이지 않는 것으로 나타났다.

< 표 8>은 개별인정형 원료를 고시형으로 전환하는 기간을 줄였을 때 산업에 긍정적 효과를 미칠 수 있는가에 대한 질문으로 '1: 전혀 그렇지 않다' 부터 '5: 매우 도움이 된다'로 설정된 변수를 종속변수로 사용하여 분석한 결과이다. 5 여기서 주목할 점은 개별인정형 원료를 다수 보유한 업체일수록 개별인정형 원료 전환기간 단축에 매우 부정적 경향이 나타나는 것으로 분석되었다는 점이다. 즉, 개별인정형 원료를 보유하고 있는 업체의 입장에서는 개별인정형 원료의 고시형 원료 전환 시기가 앞당겨지는 것은 특허권과 같이 독점적 이윤을 얻을 수 있는 기간을 단축하는 것으로 받아들여 이에 부정적인 입장을 갖는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 원료 인정 허가를 준비 중인 업체는 고시형 전환기간 단축에 긍정적으로 반응하였다. 이는 업체들이 전환기간 단축과 신규원료 인·허가에 대한 규제를 분리하지 않고 전환기간이 단축되면 인·허가 규제도 같이 완화되는 것으로 인식하고 있기 때문인 것으로 보인다.

	변수		Coef.	Std Err.	Z	p> z
	개별인정형 원	료 개수	-0.7671***	0.1988	-3.86	0.000
원료인정	원료인정 허	가 준비	0.4781*	0.2766	1.73	0.084
변수	원료인정 허	가 신청	0.2095	0.5918	0.35	0.723
	2018년	출시	-0.0359	0.0293	-1.22	0.221
	고시형 원료로 생	산한 제품 수	0.0053	0.0039	1.36	0.173
이레트리	종사 기	간	-0.0009	0.0436	-0.02	0.983
업체 특성 변수	설립 연	도	0.0135	0.0179	0.75	0.452
건구	종업원	수	-0.0005*	0.0003	-1.67	0.095
	매출액		0.0000	0.0000	-1.30	0.193
더미변수1	중소기	업	0.5580	0.8562	0.65	0.515
(형태)	중견기업		1.1680	1.0298	1.13	0.257
기준변수:	대기인	1	1.0440	1.5652	0.67	0.505
소기업	벤처기	업	2.5120	2.0208	1.24	0.214
더미변수2 (분야)	건강기능식품	F판매업	-0.3029	0.6737	-0.45	0.653
기준변수:	건강기능식품제	조+판매업	-0.7827	0.6957	-1.13	0.261
건강기능식품 제조업	기타		1.9607	1.2551	1.56	0.118
LF	$\chi^2(16)$	29.9	Number of obs			75
Pr	ob > χ^2	0.018		0.136		

표 8. '개별인정형 원료의 고시형 전환기간 단축'에 대한 업체 인식 분석

자료: 저자 작성.

^{*}는 p < 0.1, **는 p < 0.05, ***는 p < 0.01

^{5 &#}x27;개별인정형 원료의 고시형 전환기간 단축이 건강기능식품 산업에 어떠한 영향을 미치는가'에 대한 업체별 인식은 업체의 개별인정 형 원료 보유 여부에 따라 다르게 나타났다. 이와 같은 결과는 단순히 산업을 바라보는 관점의 차이로 해석할 수 있으나, 본 연구에서는 고시형 전환기간 단축이 개별인정형 원료의 보유 여부에 따라 개별 업체의 이윤에 영향을 미치며, 이로 인해 건강기능식품 산업에 대한 인식이 좌우될 수 있는 것을 가정하였다.

98 **동추정**제 제42권 제1호

개별인정형 원료 보유 개수(X)가 한 단위 증가할 경우, 개별인정형 원료의 고시형 전환기간 단축에 대한 인식(Y1) 변화(선택 확률 변화=한계효과) 정도를 추정한 결과 개별인정형 원료 보유 개수가 증가할수록 부정적 응답을 할 확률은 증가하였고, 긍정적 인식에 대한 응답 확률은 감소하는 것으로 나타났다. <표 9>에 제시되어 있는 바와 같이, 개별인정형 원료 보유 개수가 1단위 증가하면 전환기간 단축이 전혀 도움이 되지 않는다고 응답할 확률이 5.9%p, 도움이 되지 않는다고 응답할 확률이 12.4%p 증가하고, 도움이 된다고 응답할 확률은 10.1%p, 매우 도움이 된다고 응답할 확률은 1.9%p 감소하는 것으로 분석되었다.

표 9. 개별인정형 원료 개수 변화에 따른 개별인정형 원료의 고시형 전환기간 단축에 대한 인식 변화(한계효과)

Y1	계수값(X) (Coefficient)	선택확률1 (Probability1)	한계효과 (dy/dx)	선택확률2 (Probability2)	
Pr(Y1=1)		0.083	0.059	0.142	
Pr(Y1=2)		0.310	0.124	0.434	
Pr(Y1=3)	-0.767	0.411	-0.062	0.349	
Pr(Y1=4)		0.170	-0.101	0.069	
Pr(Y1=5)		0.025	-0.019	0.006	

자료: 저자 작성.

<표 10>은 '개별인정형 원료 심사기준 완화가 산업에 긍정적 효과를 미치는가'라는 질문에 대해 5점 척도로 조사한 변수를 종속변수로 하여 분석한 결과이다. 표에서 확인할 수 있는 바와 같이 개별인정형 원료를 보유한 업체와 개별인정형 원료 허가를 준비 중인 업체 모두 개별인정형 원료 심사기준 완화에는 긍정적인 것으로 분석되었다. 개별인정형 원료를 보유하고 있거나 그 개수가 증가할수록 개별인정형 원료 심사기준 완화에 찬성하는 것으로 나타났다. <표8>과 비교해 보면 개별인 정형 원료를 많이 보유하고 있는 업체일수록 심사기준 완화에는 찬성하지만, 개별인정형 원료의 고시형 전환 시기는 늦춰지는 것을 선호한다는 것을 알 수 있다.

	변수		Coef.	Std Err.	Z	p≻ z
원료인정 변수	개별인정형 원료 개수		0.3145*	0.1912	1.64	0.099
	원료인정 허가 준비		0.5885**	0.2905	2.03	0.043
	원료인정 허가 신청		-0.4138	0.6525	-0.63	0.526
	2018년 출시		0.0023	0.0290	0.08	0.936
업체 특성 ⁻ 변수 -	고시형 원료로 생산 제품		0.0044	0.0039	1.12	0.261
	종사 기간		0.0800*	0.0439	1.83	0.068
	설립 연도		-0.0045	0.0183	-0.25	0.806
	종업원 수		0.0001	0.0004	0.36	0.722
	매출액		0.0000	0.0000	-0.19	0.847
더미변수1 (형태) 기준변수: 소기업	중소기업		-1.9568**	0.8982	-2.18	0.029
	중견기업		-1.2376	1.0497	-1.18	0.238
	대기업		-3.0157*	1.7805	-1.69	0.090
	벤처기업		-2.9256	2.1431	-1.37	0.172
더미변수2 (분야) 기준변수: 건강기능식품 - 제조업	건강기능식품판매업		1.7205**	0.7037	2.44	0.014
	건강기능식품제조+판매업		1.6835**	0.7392	2.28	0.023
	기타		2.3623*	1.3571	1.74	0.082
LR $\chi^2(16)$		27.8	Number of obs			75
Prob > χ^2		0.033	Pseudo \mathbb{R}^2			0.144

표 10. '개별인정형 원료의 심사기준 완화'에 대한 업체 인식 분석

자료: 저자 작성.

개별인정형 원료 보유 개수(X)가 한 단위 증가할 경우 개별인정형 원료 심사기준 완화에 대한 인식변화(Y2)(선택 확률 변화=한계효과)정도를 추정한 결과 개별인정형 원료 개수가 증가할수록 개별인정형 원료 심사기준 완화를 긍정적으로 인식하는 것으로 추정되었다. <표 11>에서 확인할 수있듯이 개별인정형 원료 개수가 한 단위 증가하면 개별인정형 원료 심사기준 완화가 매우 도움이된다고 응답할 확률이 약 4.9%p 상승하는 것으로 추정되었다. 반대로 도움이 되지 않는다고 응답할 확률은 1.3%p 하락한 것을 확인할 수 있다.

^{*}는 p < 0.1, **는 p < 0.05, ***는 p < 0.01

계수값(X) 선택확률1 하계효과 선택확률2 Y2 (Coefficient) (Probability1) (dy/dx)(Probability2) 0.006 -0.0020.004 Pr(Y2=1)0.044 -0.0130.031 Pr(Y2=2)Pr(Y2=3)0.315 0.182 -0.0410.141

0.575

0.193

0.007

0.049

0.582

0.242

표 11. 개별인정형 원료 개수 변화에 따른 개별인정형 원료 심사기준 완화에 대한 인식 변화(한계효과)

자료: 저자 작성.

Pr(Y2=4)

Pr(Y2=5)

분석 결과를 종합해 보면, 앞의 이론적 모형 식(1)~(7)을 통해 예상한 결과와 동일하게 이미 개별 인정형 원료를 많이 보유한 업체일수록 개별인정형 원료의 심사기준 완화에 찬성하고, 고시형 전환 기간 단축에는 반대한 것으로 나타났다. 즉, 전환기간 단축 시 개별인정형 원료를 많이 보유한 업체일수록 이윤감소가 크게 나타나며 이로 인해 신규 원료 개발 의지도 크게 줄어들게 된다는 것이 확인되었다. 반면, 개별인정형 원료를 보유하지 못한 업체의 입장에서는 전환기간을 줄이는 것을 선호할 수 있다. 즉, 전환기간이 줄어들어 건강기능식품을 생산에 활용할 수 있는 고시형 원료 개수가증가하고 이로 인해 발생하는 기대이윤이 더 클 것이라 인식하는 것이다.

6. 요약 및 결론

건강기능식품 시장은 최근 전 세계적으로 성장하고 있는 식품시장이다. 2016년 기준 국내 건강 기능식품은 생산액, 생산량, 매출액 등 모든 부분에서 15% 이상 증가하였다. 수출용 건강기능식품 판매액이 전년 대비 19.9%, 내수용이 16.4% 상승하였으나, 여전히 수출액 비중은 5% 수준에 머물러 있다. 본 연구에서는 건강기능식품 시장이 지금보다 조금은 더 빠르게 성장할 수 있음에도 불구하고 엄격한 규제로 인해 산업의 성장이 더디게 이루어지고 있다는 인식을 실제 업체들이 어느 정도 하고 있으며, 그 인식은 업체가 처한 특성에 따라 차이가 있는지를 실증적으로 규명해 보고자 하였다.

분석 결과, 업체의 분야나 매출액 규모, 업체 형태 등에 따라 규제를 인식하는 데 특정 차이를 보이지 않았다. 하지만 본 연구에서 주목하였던 특정 여건에 대해서는 유의미한 관계를 발견할 수 있었다. 개별인정형 원료를 많이 보유하고 있는 업체일수록 심사기준 완화에는 찬성하지만 전환기간을 줄이는 것에는 반대하는 것으로 분석되었다.

건강기능식품 생산 및 제조 시장에서 개별인정형 원료는 특허와 동일한 가치를 지닌다고 해석할수 있는데, 건강기능식품 시장의 성장을 유도하기 위한 규제 완화가 실제 현장에서는 오히려 투자개발을 감소시키고 성장을 저해하는 요인으로 작용할 수도 있다. 개별인정형 원료 보유 여부로 업체를 구분할 경우, 신규 개별인정형 원료의 고시형 전환기간을 연장하는 것은 개별인정형 원료를 많이 보유한 업체의 독점력을 증가시키기 때문에 전반전인 산업발전으로 이어진다고 확신할 수는 없다. 그렇다고 전환기한 단축 등으로 개별인정형 원료를 보유하지 않은 업체의 이윤을 증가시킨다면 장기적으로 추가적인 개별인정형 원료 개발이 지금보다 더 줄어들 수도 있다. 산업의 발전과 성장을 위한 규제 완화는 대부분의 업체와 관련 종사자들이 반기는 일이지만 특정 규제 부문에서는 현재 수준을 유지하거나 오히려 강화하는 것이 성장을 유발할 수도 있을 것이다.

중장기적으로 보면 개별인정형 원료 개발의 활성화는 산업발전에 가장 핵심적인 요소라 할 수 있다. 따라서 신규 개별인정형 원료 개발 의지를 제고시킬 수 있는 요소인 전환기간 연장, 허가비용 인하 및 기간 단축, 개발비용 지원 등을 목적 및 단계에 맞춰 적용하고 동시에 광고규제 완화를 통한 건강기능식품의 수요창출도 필요한 정책과제 중의 하나라 할 수 있을 것이다.

참고 문헌

곽노성. 2008. "건강기능식품 관리 현황 및 개선방향." 『보건복지포럼』 제136권.

김규호·박혜민·임정빈. 2015. "건강기능식품 관련 정책의 우선순위 평가에 관한 연구." 『한국농식품정책학회』 제42 권 제2호, UCI: G704-000650.2015.42.2.002

박성진·전창곤·김동훈. 2016. 『기능성 농식품 시장의 활성화 방안』. 한국농촌경제연구원.

식품의약품안전처. 2016. 『건강기능식품 공전』.

2016. 『건강기능식품 수출가이드-미국편』.

2016. 『건강기능식품 수출가이드-일본편』.

2016. 『미국 건강기능식품 기준 및 규격 비교 조사』.

심영. 2008. "건강기능식품 산업 변화에 따른 법령개선방안에 관한 연구." 『법학연구』제18권 제2호. 연세대학교법학연구원, UCI: G704-002101.2008.18.2.005

주미영. 2000. "프로빗과 순차적 프로빗 분석에 대한 이해와 적용." 『정부학연구』제6권 제1호. pp. 24-28.

한국식품안전관리인증원. 2017. 『2016 건강기능식품 국내 시장규모 동향 분석』.

홍지연·김경태·이수범. 2011. "순서형 프로빗 모형을 적용한 공사장 교통사고심각도 분석." 『한국안전학회지』 제26 권 제2호. UCI: G704-000647.2011.26.2.011

원고 접수일: 2018년 11월 9일

원고 심사일: 2018년 11월 16일

심사 완료일: 2019년 3월 14일

정부 정책이 귀농인 가구소득에 미친 효과 분석

전익수*

Keywords

귀농관련 정책(urban-to-rural migration related policy), 귀농인(urban-to-rural migrant farmer), 가구소득(household income), 성향점수매칭(propensity score matching), 이중차분분석(difference in difference)

Abstract

This paper analyzed the effects of urban-to-rural migration related policies on the household income of urban-to-rural migrant farmers. The policies were classified into 5 central government policies and 5 local government policies. For the policy effects to be analyzed without bias, propensity score matching and difference in difference were used in a consecutive manner as an analysis method. The analysis used survey data on 1027 people collected for a comprehensive support plan for urban-to-rural migrant farmers for 5 years from 2017 to 2021. The result showed that the household income of urban-to-rural migrant farmers with at least one of central government and local government policies was higher than those without any benefits of central government and local government. However, the result was not statistically significant. In other words, there was statistically no difference between the urban-to-rural migrant farmers with benefit of at least one of central government and local government policies and those without any benefit. For the specific central government policy, the policy of house and agricultural facility fund support and the policy of residential support were statistically positive in household income effect. For the specific local government policy, only the policy of living cost support such as education, child support expense and childbirth grant had statistically positive household income effect.

차례

 1. 서론
 3. 분석 결과

 2. 이론적 모형과 분석 방법
 4. 요약 및 결론

^{*} 충북대학교 농업경제학과 부교수. e-mail: iksuinje@cbnu.ac.kr

1. 서론

2007년 농촌에서 도시로 유출되는 인구보다 도시에서 농촌으로 유입되는 인구가 더 많아지는 역전현상이 일어난 이후, 최근 그 정도가 증가하면서 정부는 보다 적극적으로 귀농·귀촌정책을 펼쳐오고 있다. 주민등록 전입신고서를 기초로 작성되는 통계청의 국내인구이동통계로 분석한 도농전출입 인구이동실태에 따르면 2007년 농촌에서 도시로 유출된 이촌향도 인구가 462,431명인 반면도시에서 농촌으로 유입된 이도향촌 인구는 472,048명으로 농촌으로의 순유입이 9,617명이었는데, 2015년에는 이촌향도 333,773명, 이도향촌 375,073명으로 농촌으로의 순유입 인구가 41,300명으로 크게 늘어났다(김한종 2016). 정부는 2009년과 2012년 2차례에 걸쳐 귀농·귀촌 지원 대책을 수립·추진하였고,최근 2017년부터 2021년까지의 귀농·귀촌 종합 지원 계획을 발표하였다(농림축산식품부 2016).

그러나 그간 추진된 귀농·귀촌 지원 대책은 귀농인 및 귀촌인 수의 양적 확대에 치중하여 지속가능한 정착과 지역사회 융화와 같은 내실화에는 부족하였고, 중앙정부와 지방정부 간 체계적인 공조체계도 부족했다는 평가를 받았다(김정섭 외 2016). 귀농실태조사!에서 귀농가구의 45.3%는 농업생산 외의 경제활동을 하고 있는데 그 주된 이유가 '농업소득이 부족해서'라는 비율이 72.7%로 농가소득 문제가 귀농인들의 가장 큰 관심사 중의 하나인 것으로 나타났다(김정섭 외 2016). 또한관련 연구(박문호 외 2012; 성주인·김성아 2012; 채상헌 2013)에서도 소득 부족이 초기 귀농 정착실패의 주된 요인 중의 하나라는 점을 제시하였고, 마상진 외(2016)는 귀농·귀촌인 패널조사 자료를 이용해 소득이 낮을수록 재이주(역귀농) 의향이 높게 나타나는 조사자료 분포 결과를 제시하였다. 실제로 해당 실태조사의 원시자료(raw data)에서 귀농가구의 정착 및 지속가능성에 매우 중요한 요소인 가구소득이 연소득 2,000만 원미만인 귀농가구가 45.4%로 경영기반이 약한 가구가 상당한 것으로 나타났다.

그동안 정부는 귀농·귀촌인들의 성공적인 정착을 돕기 위해 다양한 귀농 관련 정책을 펼쳐 왔고 지금도 관련 정책들을 추진하고 있다. 중앙정부에서는 귀농·귀촌 박람회, 귀농귀촌종합센터 운영

^{1 2017}년 귀농·귀촌 종합 지원 계획 수립을 위한 귀농가구 1,027명에 대한 실태조사

등을 통한 사전 귀농·귀촌 정보를 제공하고 있고, 주택 및 농업시설에 대한 자금지원, 귀농인의 집 등 체류형 귀농·귀촌 지원, 귀농닥터 등 상담/컨설팅 제공, 세제 지원 등을 하고 있다. 지방정부도 농지/주택/일자리 등 정보를 제공하고 있고, 주택수리와 이사 등에 대한 정착자금 지원, 영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원, 교육/양육비와 출산장려금 등 생활 관련 지원, 동아리와 모임 지원 등 관계형성 지원 등을 하고 있다(김정섭 외 2016). 이러한 정책들은 마상진 외(2015)에서 제시한 대로 귀농 과정에서 겪는 다양한 문제들인 기회나 관련 정보 부족, 여유 자금 문제, 영농기술 습득 문제, 지역주민과의 갈등, 토지 확보의 어려움 등의 문제를 해소하려는 목적들이 있다. 그러나 이러한 귀농·귀촌 관련 정책들이 귀농가구의 지속가능한 정착에 가장 중요한 요소인 가구소득에 실효성 있게 긍정적인 영향을 미치고 있는지 검토해 보아야 한다. 귀농·귀촌 인구가 증가하고 있는 추세와 경향에 묻혀 정부정책의 실효성에 착시현상2 이 일어날 수 있고, 이는 정부 정책의 검토와 조정에 장애가 될 수 있기 때문이다.

그동안 다양하게 수행된 귀농·귀촌 관련 연구에서 이러한 부분을 구체적으로 분석한 연구는 부족하였다. 그간 이루어진 연구들은 귀농인들의 삶의 질과 이주에 대한 만족도 조사(구본석 1999; 문숭태·김소라 2012; 박은경 2008; 허철무 2014), 귀농사례조사(김은석·하지영 2016; 박대식 외 2017a; 박문호 외 2012; 송미령 외 2006), 귀농·귀촌 실태조사(김정섭 외 2016; 마상진 외 2015; 박대식·남숭희 2015; 성주인·김성아 2012; 윤순덕 외 2017; 이철우 2015)와 같은 연구들이 많았다. 귀농 관련 정책에 대한 연구들은 위의 연구들을 통한 시사점 도출 외에도 관련정책평가(김정섭 외 2011), 법규 및 제도(김정섭 2012), 정책수립(김정섭 외 2016; 박문호 외 2012; 성주인 외 2011; 성주인·박문호 2013)에 대한 연구들이 있었고, 귀농·귀촌인들의 경제활동과 관련해서는 경제활동 유형분석(마상진·남기천 2015), 귀농·귀촌 동기 및 지속성에 대한 요인분석(마상진 2018; 박대식·남 숭희 2015; 이창우 2016; 홍성효 외 2012), 농촌 사회·경제 영향 분석(박대식 외 2017b; 박시현·최용욱 2014; 임설아·정성호 2017) 등과 같은 연구들이 있었다. 관련 정책의 소득 효과에 대해서는 최근 박대식 외(2018)가 귀농·귀촌 정책의 성과를 평가하기 위해 설문조사를 통한 정책 만족도를 조사하였고 정진화·김새봄(2018)이 정부정책의 농업소득에 대한 효과를 계측하였다. 그러나 위와 같은 다양한 연구에도 불구하고 귀농·귀촌 관련 정책의 효과. 특히 중앙정부와 지방정부의 다양한 귀

² 귀농·귀촌인구의 증가가 정부정책의 효과에 따른 것으로 착각할 수 있다는 의미

농 관련 정책들이 귀농가구의 지속가능한 정착의 중요 요소인 가구소득에 어떤 영향을 미치는지 실 증적으로 제시한 연구는 매우 부족한 실정이다.

이러한 배경으로 본 연구는 정부의 귀농 관련 정책들이 귀농인들의 소득에 미치는 효과에 대한 실증분석을 하고자 하였다. 특히, 정책효과 분석의 엄밀성을 위하여 표본의 특성에 따라 정책효과 가 다르게 나타날 수 있는 표본선택편의(sample selection bias)를 제거하기 위해 성향점수매칭분석 (propensity score matching)을 활용한 이중차분분석(difference in difference)을 적용하여 분석하였다. 즉, 귀농인들의 특성(성향, 능력)에 따른 분석상의 편의(bias)를 제어하지 않으면 귀농인들의 가구소득이 정책의 효과 때문인지 자신들의 특성 때문인지 구분이 명확하게 되지 않아 정책효과가 과대·과소 추정될 수가 있기 때문이다. 정책의 시행 전후를 비교 분석하는 이중차분추정법과 비슷한 성향의 귀농인들에 대한 정책 효과분석을 시행하는 성향점수매칭추정법을 결합하여 정책분석 그룹(귀농인 그룹) 간의 특성 및 성향에 따른 편의(bias)를 제거해 정책효과의 착시나 왜곡 문제를 보다 더 엄밀하게 해결할 수 있다(Blundell and Dias 2009; Khandker et al. 2010; 김관옥·신영전 2016; 김홍규 2013; 최환석·김양민 2018). 정책효과 분석을 위한 자료는 2017년 귀농·귀촌 종합 지원 계획 수립을 위한 귀농가구 1,027명에 대한 실태조사 원시자료(raw data)를 사용하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 제2장에서 이론적 모형과 분석 방법에 대하여 설명하고, 제3장에서 분석결과를, 제4장에서 요약 및 결론을 제시하였다.

2. 이론적 모형과 분석 방법

2.1. 성향점수매칭분석(Propensity Score Matching: PSM)

성향점수매칭분석(PSM)은 그룹의 특성에 따라 결과가 달라질 수 있는 선택편의(sample selection bias)의 문제를 해소하기 위한 방안으로 속성이 유사한 개별 샘플끼리 짝을 맞추는 표본 추출기법을 적용하여 비교대상이 되는 두 그룹의 동질성을 확보하는 통계적 기법인데, 이 과정에서 표본추출은 무작위 선택(random selection)에 근접한 것으로 알려져 있다(Rosenbaum and

Rubin 1983). 여기서 성향점수(propensity score)는 주어진 변수(공변량)하에서 개별 샘플이 정책수혜 그룹에 속할 가능성을 나타내기 때문에 이와 비슷한 정책 비수혜 그룹의 개별 샘플을 찾는 데 사용된다. 매칭(matching)은 정책수혜 그룹의 개별 샘플과 성향점수가 유사한 정책 비수혜 그룹의 개별 샘플을 찾아 정책 비수혜 그룹으로 재구성하는 과정인 것이다. 이 과정에서 사용된 변수(공변량)가 정책수혜 그룹과 비수혜 그룹에 공통으로 사용되었기 때문에 공변량측면에서 동질적인 두그룹에 대한 정책효과를 예측하는 데 편의(bias)가 발생하지 않게 된다(Caliendo and Kopeinig 2008; Heckman et al. 1997; Thoemmes and Kim 2011).

함수식으로 나타내자면 P(X) = P(Y=1|X), 여기서 P(X)는 주어진 공변량(X)에서 정책 수혜 그룹(Y=1)에 속할 확률로 성향점수를 의미한다. 성향점수를 추정하는 방법은 로짓이나 프로빗 회귀함수를 이용하게 된다. 본 연구에서 사용하는 프로빗 회귀함수는 다음과 같다.

(1)
$$probit(EY) = \Phi^{-1}(p) = \Phi^{-1}(P[Y=1]) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j x_j$$

여기서 Y는 이항 종속변수(bivariate dependent variable), $\Phi^{-1}(p)$ 는 정규확률분포의 누적확률 분포함수(CDF) 역함수인데, 이항종속변수의 평균(EY)이 성공할 확률(특정 조치를 취할 확률, p) 과 같다는 원리(이항분포의 원리, EY = p)와 정규분포함수(normal distribution function)의 특성을 이용하여 이항종속변수의 비선형성을 선형회귀식으로 전환한 것이 프로빗 선형회귀식이다. 즉, 이항종속변수 평균의 프로빗이 선형회귀식이 된다.

그러나 매칭과정에서 성향점수가 정확하게 동일한 개별 샘플을 찾는 것은 어렵기 때문에 유사한 개별 샘플들을 찾게 되는데 그 방법으로 최근법 매칭(nearest-neighbor matching), 반경매칭 (radious matching), 커널매칭(kernel matching) 등 다양한 매칭기법들을 사용하게 된다. 본 연구에서는 프로빗과 커널매칭이 사용되었다.

2.2. 이중차분분석(Difference in Difference: DID)

이중차분분석(DID)은 자연과학 실험에서처럼 정책의 수혜를 받은 그룹(treatment group)과 그렇지 않은 그룹(control group)을 구분하여 각 그룹의 정책개입 전·후의 결과 차이를 서로 비교하여

평균정책 효과(average treatment effects)를 분석해 내는 데 사용되는 모형이다. 이 모형은 정책 이 외의 영향을 주는 요인들을 배제하고 정책의 순수한 효과만을 도출하기 위한 준실험적 모형이다 (Khandker et al. 2010; Meyer 1995). 이 모형은 기본적으로 두 그룹의 정책 참여는 외생적이고, 정책 참여 여부를 제외한다면 두 그룹은 동질성을 가진다는 가정을 전제한다. 즉, 정책적 개입이 없었다면 두 그룹은 기본적으로 같은 추세를 보였을 것이라는 것이다. 그렇기 때문에 두 그룹의 추세적 차이(그룹 내 시점 간 차이)에서 차이(그룹 간 차이)가 난다면 그것은 정책 때문이라는 개념이 들어 있는 것이다(Khandker et al. 2010).

이중차분분석을 위한 모형을 수식으로 간단하게 나타내면 다음과 같다.

(2)
$$Q_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 P + \lambda P \bullet T + \sum_{j=1}^k \delta_j X_j + \epsilon$$

여기서 T는 정책 개입 시점 변수로 정책 전이면 0, 이후이면 1이고, P는 정책수혜 여부 변수로 정책수혜를 받지 않았으면 0, 받았으면 1인 더미 변수이고, Xj는 공변량이다. 만약 개별 귀농인들에 적용한다면 하첨자가 덧붙여져야 한다.3 각 그룹의 정책개입 전후 성과 차이에 대한 차이인 λ (시점 구분변수와 그룹구분변수의 결합한 변수인 상호작용항의 계수)가 바로 이중차분의 결과치 $E[Q_{11}-Q_{10}]-E[Q_{01}-Q_{00}]=\lambda$ 가 된다. 여기서 $E[Q_{11}-Q_{10}]$ 은 정책의 수혜를 받은 그룹의 정책개입 전후시기의 성과 차이이고, $E[Q_{01}-Q_{00}]$ 은 정책수혜를 받지 못한 그룹의 정책개입 전후 시기의 성과 차이이다. 그러므로 이중차분분석에서는 λ 의 통계적 유의성과 규모를 집중적으로 분석하게 된다.

그러나 이중차분분석에서 전제하고 있는 두 그룹 간 동질성 가정은 사회과학적 분석에서 자연과학 실험 수준 정도를 구현하기는 쉽지 않기 때문에 '가정'으로 전제하고 진행하고 있으며 이를 보완하기 위해 성향점수매칭분석 방법을 사용하게 된다. 성향점수매칭분석 대비 이중차분분석의 장단점을 비교해 보면, PSM은 특정 정책 프로그램 참여 여부(policy program participation)에 대한 샘플 그룹의 선택적 편의(sample selection bias)를 제어할 수 있는 장점이 있는 반면, 관찰된 요인만

³ 분석자료의 개별 귀농인을 고려하여 본 연구에서는 log-linear 형태를 사용하여 분석하였는데, 개별 하침자 i를 가미한다면 $\ln Q_{i_i} = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 P_i + \alpha_3 P_i \bullet T_i + \sum_{i=0}^{b} \delta_j X_j + \epsilon_{i_i}$ 이고, 패널 데이터(횡단면 특성과 시계열 특성을 동시에 지닌 자료) 모형에서 $\epsilon_{i_i} = \mu_i + \nu_{i_i}$ 인데 μ_i 는 개별샘플의 보이지 않는 특성이고, 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model) 선정 여부는 μ_i 와 설명변수들과의 상관성을 검증하는 Hausman test를 통해 상관되어 있지 않으면 확률효과모형을 사용한다 (Wooldridge 2001)

결과에 영향을 미친다는 가정을 전제하고 있는 약점이 있다. 반면, DID는 특정 정책 프로그램 참여에 영향을 미치는 보이지 않는 특성들이 존재할 수도 있다는 점을 고려하여 프로그램 참여 전과 참여 후의 성과를 비교하게 된다. 물론 그룹별로 관찰되지 않는 특성들은 비교 기간 동안에는 일정하다는 점을 가정한다. 다만 두 그룹에 대한 선택편의에 대한 부분이 어떻게 제어되었는지 알 수는 없다. 그러므로 두 방법을 함께 사용하면 서로의 약점을 보완할 수 있게 된다(Khandker et al. 2010;김홍규 2013; 최환석·김양민 2018).

본 연구에서는 성향점수매칭분석(PSM)과 이중차분분석(DID) 기법을 순차적으로 이용하여 정책효과를 분석하였기 때문에 두 그룹(정책수혜그룹 P, 비수혜그룹 C), 두 시기(1기와 2기)의 각 정책(i)에 대한 정책효과는 다음과 같이 추정된다(Khandker et al. 2010).

(3)⁴
$$\lambda_{DIDi} = (Q_{i2}^P - Q_{i1}^P) - \sum_{j \in C} \omega(i,j) (Q_{j2}^C - Q_{j1}^C)$$

여기서 Q_k^P 는 정책(i) 수혜그룹의 k기 실적, Q_{jk}^C 는 비수혜그룹 개체 j의 k기 실적, $\omega(i,j)$ 는 PSM에서 정책 비수혜그룹을 수혜그룹에 매칭시키는 가중치로 다음과 같은 가우스커널 가중치가 적용된다.

$$(4) \quad w(i,j) = \frac{K(\frac{P_j - P_i}{a_n})}{\displaystyle\sum_{k \in C} K(\frac{P_k - P_i}{a_n})}$$

여기서 P_i 는 정책수혜그룹 개체(i)의 성향점수이고, P_j 는 정책비수혜그룹 개체(j)의 성향점수이고 $K(\cdot)$ 는 커널함수이고, a_n 은 대역폭(bandwidth) 계수(parameter)이다.

2.3. 분석 자료

본 연구의 정책효과 분석을 위한 자료는 2017년부터 2021년까지의 귀농·귀촌 종합 지원 계획

⁴ 성향점수매칭과 이중차분을 순차적으로 적용하여 분석할 때, 분석 자료가 패널 데이터이기 때문에 고정효과모형(fixed effect model) 또는 확률효과모형(random effect model)을 적용하여 추정하는데 적절한 추정방식은 Hausman test로 검증하여 적용한다 (Gujarati, 2014).

110 놓추경제 제42권 제1호

수립을 위한 귀농가구 1,027명에 대한 실태조사 원시자료(raw data)이다. 조사는 2016년 7월 18일부터 9월 13일까지 시행되었고, 2012년부터 2015년의 응답자 구성비(%)는 22.3~28.0%까지 분포되어 있다. 보다 구체적인 조사 대상자들의 구성은 아래 <표 1>에 정리되어 있다. 이 실태 조사에서 귀농인이란 "동 지역에서 1년 이상 거주하고 2012~2015년에 농업인이 되기 위하여 농어촌 읍·면 지역으로 이주한 사람 중 농업경영체 또는 농지원부에 등록한 사람"으로 정의하고 있다(김정섭 외 2016).

표 1. 귀농기구 실태조사 응답자 구성

구분		사례수(가구)	구성비(%)
 전 체		1027	100.0
	2012년도	229	22.3
기누여드	2013년도	246	24.0
귀농연도	2014년도	264	25.7
	2015년도	288	28.0
	30대 이하	56	5.5
	40대	160	15.5
가구주연령	50대	432	42.0
	60대	316	30.8
	70대 이상	64	6.2
	1명	183	17.9
71 기이 사	2명	505	49.1
가구원 수	3명	162	15.7
	4명 이상	177	17.3
	경기	92	9.0
	충북	86	8.4
	충남	115	11.2
	전북	116	11.3
지역	전남	172	16.7
	경북	202	19.6
	경남	132	12.9
	강원	85	8.2
	제주	26	2.6

주: 귀농인을 대상으로만 수행된 조사임.

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

본 연구에서는 정부(중앙정부와 지방정부)의 귀농·귀촌 관련 정책이 귀농인들의 가구소득에 어

느 정도 기여하였는지를 분석하였는데, 그 대상이 되는 정책은 아래 <표 2>(실태조사에 사용된 표)에서 제시된 것과 같이 중앙정부 5개 부문과 지방정부 5개 부문이었다. 이들은 성향점수계산(프로 빗 분석)에서 종속변수들이 된다.

구분	귀농·귀촌정책 (수혜=1, 비수혜=0)	관측치(개)	평균	표준편차	최소	최대
	사전 귀농·귀촌 정보 제공 (박람회, 귀농귀촌종합센터 등)	1,027	0.2561	0.4367	0	1
	주택 및 농업시설 자금지원	1,027	0.1675	0.3736	0	1
중앙 정부 정책 ⁵	체류형 귀농·귀촌 지원 (귀농인의 집 등)	1,027	0.0915	0.2885	0	1
	상담/컨설팅 제공 (귀농닥터 등)	1,027	0.1120	0.3155	0	1
	세제 지원	1,027	0.0867	0.2815	0	1
	정보 제공 (농지/주택/일자리 등)	1,027	0.1879	0.3908	0	1
1.0	정착자금 지원 (주택수리, 이사 등)	1,027	0.1889	0.3916	0	1
지방 정부(지자체) 정책 ⁶	영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원	1,027	0.2259	0.4184	0	1
0 7	생활 관련 지원 (교육/양육비, 출산장려금 등)	1,027	0.0536	0.2253	0	1
	관계형성 지원 (동아리, 모임지원 등)	1,027	0.1305	0.3370	0	1

표 2. 중앙 및 지방정부 귀농 · 귀촌 관련 정책 변수 특성

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

정부(중앙정부와 지방정부)에서 시행하고 있는 다양한 귀농·귀촌 관련 정책들에 대해서는 아래 <표 3>에서 간략하게 소개하였다. 아래에 소개된 정책들은 귀농·귀촌 실태조사 당시 시행되고 있던 정책들에 한정된 것으로 더 자세한 내용 및 최근 정책에 대해서는 김정섭 외(2016)와 귀농귀촌 종합센터(http://www.returnfarm.com)를 참고하면 된다.

⁵ 중앙정부 정책 중 하나라도 참여하는 귀농가구에 대한 특성은 관측치 1,027개, 평균 0.3720, 표준편차 0.4836, 최소 0, 최대 1이다.

⁶ 지방정부 정책 중 하나라도 참여하는 귀농가구에 대한 특성은 관측치 1,027개, 평균 0.4430, 표준편차 0.4970, 최소 0, 최대 1이다.

표 3. 중앙 및 지방정부 귀농 · 귀촌 관련 정책에 대한 소개

구분	귀농 · 귀촌정책	정책개요(정책시기 등)
	사전 귀농·귀촌 정보 제공 (박람회, 귀농귀촌종합센터 등)	-귀농귀촌종합센터는 농촌진흥청에서 운영하던 것을 2014년 7월 농정원으로 이전하여 관리하고 귀농닥터 지원, 국내 귀농·귀촌박람회, 취·창업박람회 등 출장상담 및 지원정책세미나, 귀농·귀촌정책 등 홍보 -귀농·귀촌 창업박람회는 귀농·귀촌 관심·희망자들을 대상으로 귀농·귀촌 관련정보, 상담·체험 기회 등을 제공하며 2011년부터 매년 1회씩 박람회 개최
	주택 및 농업시설 자금지원	-귀농인에게 농업창업 및 주거 마련 지원을 통한 안정적 농촌 정착과 성공적인 농업 창업 지원. 농협자금을 활용하고 정부에서 이자 차이만 보조하는 이차보 전사업 -(이주 기한) 2010년 1월 1일부터 사업 신청일 전에 세대주(단독세대 가능)가 가족과 함께 농어촌으로 이주하여 실제 거주하면서 농업에 종사하고 있거나 하고자 하는 자(2015년 사업계획서 기준)
중앙 정부 정책	정부	-체류형 귀농·귀촌 지원사업은 귀농을 희망하는 예비 농업인을 대상으로 일정 기간 가족과 함께 체류하면서 농촌 이해. 농촌 적응. 농업 창업과정 실습 및 교육, 체험을 할 수 있는 One-stop지원센터를 건립·운영하는 것으로 2013년부터 자체적으로 시행하는 것을 2014년도에 중앙에서 지원하였고, 2015년부터는 2년차 사업으로 전환 -귀농인의 집은 귀농·귀촌 희망자가 거주지나 농기반 등을 마련할 때까지 거주하거나, 일정 기간 동안 농기술을 배우고 농촌체험 후 귀농할 수 있게 머물 수있는 임시 거처를 건립하는 것으로 2009년도에 100개소를 건립하고 이후 지속적으로 지원
		상담 및 컨설팅은 귀농귀촌종합센터 등을 통해 실시해 오고 있고, 2011년부터 매년 실시해온 귀농·귀촌 창업박람회에서 전문가 또는 선배 귀농인들과의 1:1 상담 등을 해 왔음. 귀농닥터 사업은 귀농·귀촌 희망자에게 귀농 및 귀촌의 안정적인 진입과 정착을 도와주고, 정착 시 애로사항이나 귀농의 문제 해결 조력자 또는 각 분야별 전문도우미인 현장밀착형 귀농닥터를 통해 귀농·귀촌 희망자에게 귀농에 필요한 사전 지식·정보 전달 및 진입단계/분야별 애로사항(문제점)을 해결하여 안정적인 귀농·귀촌 정착을 지원하는 사업임.
	세제 지원	귀농·귀촌을 촉진하고 농어촌 거주 주민의 보건복지 증진을 위하여 주택, 농지, 농기계류, 건강보험료 등 다양한 세금을 감면 또는 면제하고 있음. 이를 위해 「지방세특례제한법」에 농지에 대한 감면을 2010년 신설하고 2011년 개정함. 또한 「지방세특례제한법」에 농어촌 주택개량과 농기계류 취득세에 대한 감면을 규정함. 「소득세법」에 영농 또는 영어의 목적으로 취득한 귀농주택에 대한 양도소득세 비과세로 개정함(1998년부터 2014년까지 6회 개정). 「농어촌주민의 보건복지증진을 위한 특별법」에 농어민의 보험료 중 100분의 50 이내에 지원 가능토록 2006년, 2007년, 2011년 개정함.
	정보 제공 (농지/주택/일자리 등)	-중앙정부의 해당사업 집행과 함께 농림축산식품부에서 도시민 농촌유치 지원 사업으로 농어촌지역의 고령화, 저출산 등 인구감소로 인하여 어려움을 겪고
지방	정착자금 지원 (주택수리, 이사 등)	있는 농어촌지역의 활력증진 제고 및 귀농·귀촌 정주여건 조성 지원 -도시민 유치 의지가 높은 지자체(수도권 및 광역시 제외)를 선정하여 도시민 유치와 귀농·귀촌을 연계한 도시민 농어촌유치 프로그램 운영에 필요한 사업비
정부 (지자체)	영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원	│ 지원 -2007년부터 2009년까지 시범사업에 10개의 지자체(시·군)가 참여한 것을 시작
정책	생활 관련 지원 (교육/양육비, 출산장려금 등)	으로 2010년 22개, 2011년 25개, 2012년 27개, 2013년 35개, 2014년 40개, 2015년 50개, 2016년 55개, 2017년 58개, 2018년 58개 지자체(시·군)가 참여했고, 지자체별로 다양한 사업들을 수행
	관계형성 지원 (동아리, 모임지원 등)	-2019년부터는 주민 융화프로그램 운영 등 소프트웨어 사업비 비중을 상향 조정 (40%→50%)하여, 귀농·귀촌 초기 안정적 정착에 실질적 도움이 되도록 변경

자료: 설문조사 당시에 시행된 정책을 중심으로 개략적으로 설명하되 김정섭 외(2016), 농림축산식품부 시행지침, 귀 농귀촌종합센터(http://www.returnfarm.com) 등의 자료를 활용하여 재정리.

매칭을 위한 성향점수 추정에 사용되는 공변량으로 귀농 전 직업, 정착자금, 준비기간, 귀농시기, 귀농형태, 귀농지역(도, 읍면), 현재 가구원 수, 연령을 사용하였다. 이러한 여러 변수들로 구성된 공변량 X의 다양한 특성을 단일 변수인 성향점수로 나타내어 유사한 성향점수를 가진 대조군 $(control\ group)$ 인 비수혜 그룹을 구성하게 된다. 원래 정책 수혜그룹의 특성을 나타내는 공변량 X에 포함되는 변수가 많을수록 이와 유사한 특성을 모두 갖춘 대조군을 찾기가 어렵게 되지만 성향 점수 매칭은 이런 점을 극복할 수 있는 대안적인 기법인 것이다(Rosenbaum and Rubin 1983). 본 연구에 사용된 공변량 변수들의 특성은 다음 <표 4>와 같다.

표 4. 공변량 변수 특성

변수명	변수설명	관측치 (개)	평균	표준편차	최소	최대
귀농 전 직업	1.'관리자', 2.'전문직', 3.'사무직', 4.'판매/서비스직', 5.'생산직/기능직', 6.'단순노무직', 7.'자영업', 8.'농림어업', 9.'군인/경찰', 10.'학생', 11.'주부', 12.'무직'	1,014	5.36	2.95	1	12
정착자금	귀농 정착자금(만 원)	1,016	18,252	17,810	1	200,000
준비기간	귀농 준비한 총기간(개월)	1,027	33.32	34.86	1	240
귀농시기	1.'2010년도', 2.'2011년도', 3.'2012년도', 4.'2013년도', 5.'2014년도', 6. '2015년도'	1,027	4.59	1.12	3	6
귀농형태	1.'농촌에서 태어나 도시생활(진학, 취업, 결혼 등) 후 연고지로 이주' 2.'농촌에서 태어나 도시생활(진학, 취업, 결혼 등) 후 연고지가 아닌 곳으로 이주' 3.'도시에서 태어나 연고가 있는 곳으로 이주' 4.'도시에서 태어나 연고가 없는 곳으로 이주'	1,025	2.16	1.20	1	4
귀농지역(도)	1.'경기', 2.'충북', 3.'충남', 4.'전북', 5.'전남', 6. '경북', 7.'경남', 8.'강원', 9.'제주'	1,027	4.74	2.39	1	9
귀농지역(읍·면)	1.'읍지역', 2.'면지역'	1,004	1.77	0.42	1	2
가구원 수	현재 함께 살고 있는 가구원 수(가구주 포함)	1,027	2.36	1.08	1	5
연령	1.'10세 미만', 2.'10대', 3.'20대', 4.'30대', 5.'40대', 6.'50대', 7.'60대', 8.'70대 이상'	1,027	6.18	0.95	3	8

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

끝으로 이중차분분석(DID)의 종속변수이며 개별 귀농인의 실적변수들인 귀농 직전 연도 가구소 득과 현재(조사 시점인 2016년도) 가구소득의 특성은 다음 <표 5>와 같다. 비교를 위해 귀농시기 정보를 이용하여 귀농 직전 연도 가구소득은 실질소득기으로 전환하여 제시하였다.

변수명	변수설명	관측치(개)	평균	표준편차	최소	최대
귀농 직전 연도 총소득	귀농 직전 연도 가구소득(만 원)	1,013	4,772	3,557	0	37,904
현재 총소득	조사 시점(2016) 현재 가구소득(만 원)	1,016	2,855	4,346	0	80,000

표 5. 기구소득 변수 특성

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

3. 분석 결과

3.1. 중앙정부 귀농정책의 가구소득 효과

중앙정부의 귀농 관련 각 정책에 대한 성향점수매칭분석(PSM)과 이중차분분석(DID)을 순차적으로 적용하여 추정한 결과는 아래 <표 6>에 정리되어 있다. 성향점수매칭분석(PSM) 과정에서 도출된 매칭의 규모도 함께 제시되어 있다. 매칭 분석 그룹 간 균형조건(balancing test)은 모두 만족하였고, 이중차분분석에서는 Hausman test를 통해 모두 확률효과모형(random effect model)을 사용하였다. 또한 분석 모형이 log-linear 형태이기 때문에 계수에 100을 곱하면 정책 수혜에 따른 가구소득 증가율(%)이 나오게 되므로 정책수혜 효과가 가구소득의 증가율로 나타나게 된다.8

귀농 관련 정책에 대해서는 하나 이상의 정책에서 수혜를 입을 수 있다. 사전 정보나 컨설팅을 받고 나서 주택 및 농업시설에 대한 자금지원을 신청하고 혜택을 받는 경우들이 많다. 성공적인 정착을 위해 귀농자들에게 그렇게 하도록 권하고 있기도 하다. 그런 점에서 중복해서 정책의 수혜를 입은 경우들을 고려해야 한다. 이를 고려하기 위해 중앙정부 귀농 관련 정책들 중 하나라도 수혜를 입은 귀농가구의 가구소득이 그렇지 않은 가구에 비해서 얼마나 차이가 나는지 분석해 보았다. 중앙

$$8\ln{(Y)} = \alpha + \lambda X \text{ (여기서 } \lambda 는 X 의 계수)에서 } \frac{d\ln{(Y)}}{dX} = \lambda, 그러므로 양변 \times 100 은 \frac{\frac{dY}{Y} \times 100}{dX} = \lambda \times 100\% \text{ 임.}$$

⁷ 각 연도소비자물가지수(2015=100)인 2011년 94.978, 2012년 96.946, 2013년 98.206, 2014년 99.446, 2015년 100을 적용하였기에 귀농 직전 연도 귀농인들의 평균 가구소득이 상대적으로 다소 높게 나타남.

정부의 귀농 관련 정책들 중 하나라도 수혜를 입은 귀농인들은 그렇지 않은 귀농인들에 비해 가구소득이 16.6% 높게 나타나 관련 정책에 따른 긍정적인 영향을 받은 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 즉, 중앙정부 정책의 수혜를 입은 귀농가구의 소득과 그렇지 않은 귀농가구의소득에 통계적으로 의미가 있을 정도로 차이가 나타나지 않았다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 사전 귀농·귀촌 정보 제공 정책과 상담/컨설팅 제공 정책, 세제지원 정책에도 동일하게 나타났다.중앙정부 관련 모든 정책의 계수들이 양의 값으로 나타나 가구소득에 긍정적인 영향을 끼친 것으로보이지만 통계적으로 유의한 정책사업은 주택 및 농업시설 자금지원 사업과 체류형 귀농·귀촌 지원사업뿐이었다. 정책 비수혜 그룹에 비해 주택 및 농업시설 자금자원 사업의 수혜를 입은 귀농가구는 51.6%, 체류형 귀농·귀촌 지원사업의 수혜를 입은 귀농가구는 62.8% 더 가구소득이 높은 것으로나타났다.

		스 되레스키/ \		메취 그다(게레스)		
중앙정부 정책내역		순 정책효과(λ)		μη	칭 규모(개체 <i>수</i>	-)
0001 07917	계수	표준편차	P값	정책수혜그룹	비수혜그룹	전체 매칭수
중앙정부 정책 총 괄†	0.3017	0.1897	0.112	382	627	1,009
사전 귀농·귀촌 정보 제공	0.1079	0.2078	0.604	263	753	1,016
주택 및 농업시설 자금지원	0.5162**	0.2463	0.033	172	768	940
체류형 귀농·귀촌 지원	0.6282*	0.3257	0.054	94	608	702
상담/컨설팅 제공	0.1776	0.2852	0.533	115	802	917
세제지원	0.4000	0.3246	0.218	89	836	925

표 6. 중앙정부 귀농관련 정책효과 추정 결과

- 2) * 유의수준 10% , ** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.
- 3) 중앙정부 정책 총괄†은 중앙정부의 관련정책 5가지 중 하나라도 참여한 경우
- 4) 매칭 규모는 PSM의 결과로 매칭된 개체수를 그룹별로 제시한 것임.

주 1) 위의 결과는 각 정책에 대한 성향점수매칭분석(PSM)과 이중차분분석(DID)을 순차적으로 적용하여 얻은 결과들을 전체적으로 정리한 것임. 즉, 각 정책마다 전체적인 추정결과를 제시하고 있지만 지면 관계상 순수정책효과를 계측하는 계수에 대한 결과치만 선별 정리한 것임(구체적인 계측결과는 부록에 제시되어 있음).

3.2. 지방정부 귀농정책의 가구소득 효과

지방정부의 귀농 관련 각 정책에 대한 성향점수매칭분석(PSM)과 이중차분분석(DID)을 순차적으로 적용하여 추정한 결과는 아래 <표 7>에 정리되어 있다. 지방정부의 귀농 관련 정책의 성향점수매칭분석(PSM) 과정에서도 매칭 분석 그룹 간 균형조건(balancing test)은 모두 만족하였고, 이중차분분석(DID)에서는 Hausman test를 통해 모두 확률효과모형(random effect model)을 사용하였다. 분석 모형은 동일하게 log-linear 형태이기 때문에 정책수혜 효과는 가구소득의 증가율로나타나게 된다.

지방정부의 귀농 관련 정책에 대해서도 하나 이상의 정책에서 수혜를 입을 수 있다. 그런 점에서 중복해서 정책의 수혜를 입은 경우들을 고려해야 한다. 이를 고려하기 위해 중앙정부 귀농 관련 정책들 중 하나라도 수혜를 입은 귀농가구의 가구소득이 그렇지 않은 가구에 비해서 얼마나 차이가 나는지 분석해 보았다. 지방정부의 귀농 관련 정책들 중 하나라도 수혜를 입은 귀농인들은 그렇지 않은 귀농인들에 비해 가구소득이 15.4% 정도 더 높은 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하진 않았다. 정착자금 지원을 제외한 다른 정책들의 계수들은 양의 값으로 나타나 귀농자들의 가구소득에 긍정적인 영향을 끼친 것으로 보이지만 통계적으로 유의한 정책사업은 생활 관련 지원(교육/양육비, 출산장려금 등) 사업뿐이었다. 정책 비수혜 그룹에 비해 생활 관련 지원사업의 수혜를 입은 귀농가구는 74.5% 더 가구소득이 높은 것으로 나타났다. 자금지원사업들이 상대적으로 농가의 가구소득에 긍정적인 영향을 미치는 데 비해 주택수리, 이사 등 정착자금 지원은 통계적으로 유의하지는 않으나 음의 효과를 나타내고 있다. 단양군의 경우 호당 200만 원(2018년 기준)으로 농가주택리모델링, 보일러 교체, 지붕, 부엌 화장실, 창문 보수 도배용으로 보조금 형식으로 지원하지만 지원된 비용으로 주택수리에 충분하지 않고 오히려 추가 비용이 더 들어가기 때문에 음의 부호를 나타내는 것으로 추정해 볼 수 있다.

지방정부 귀농 관련 정책의 효과는 전반적으로 긍정적인 영향을 미친 것으로 보이지만 생활 관련 지원 정책을 제외한 대부분의 정책이 통계적으로 유의하지 않았다. 정책 수혜를 입은 귀농가구와 그렇지 않은 귀농가구의 가구소득에서 통계적으로 의미가 있을 정도로 차이가 나지 않았다는 것이다. 귀농가구의 가구소득이라는 입장에서 지방정부 정책의 실효성에 대한 의문을 제기할 수도 있는 결과이다.

지방정부 정책내역	순 정책효과(λ)			매칭 규모(개체수)			
7100T 07417	계수	표준편차	P값	정책수혜그룹	비수혜그룹	전체 매칭수	
지방정부 정책 총괄†	0.1657	0.1844	0.369	455	560	1,015	
정보 제공 (농지/주택/일자리 등)	0.2157	0.2321	0.353	193	816	1,009	
정착자금 지원 (주택수리, 이사 등)	-0.3367	0.2317	0.146	194	825	1,019	
영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원	0.3103	0.2181	0.155	232	789	1,021	
생활 관련 지원 (교육/양육비, 출산장려금 등)	0.7451*	0.4102	0.069	55	886	941	
관계형성 지원 (동아리, 모임지원 등)	0.0402	0.2720	0.883	134	877	1,011	

표 7. 지방정부 귀농 관련 정책효과 추정 결과

- 주 1) <표 6>과 같이 각 정책마다 전체적인 추정결과를 제시하고 있지만 지면 관계상 순수정책효과를 계측하는 계수에 대한 결과치만 선별 정리한 것임(구체적인 계측결과는 부록에 제시되어 있음).
 - 2) * 유의수준 10% , ** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.
 - 3) 지방정부 정책 총괄†은 지방정부의 관련정책 5가지 중 하나라도 참여한 경우
 - 4) 매칭 규모는 PSM의 결과로 매칭된 개체수를 그룹별로 제시한 것임.

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

또한, 중앙정부의 정책을 지방정부에서 집행하는 경우가 대부분인 만큼 중앙정부 정책과 지방정부 정책의 효과를 정확하게 구분하기 어렵다. 그런 점에서 중앙정부와 지방정부의 중복 수혜에 대한 부분도 고려해야 한다. 이를 위해 중앙정부 정책과 지방정부 정책 중 하나라도 수혜를 입은 경우들에 대한 전체 정책의 효과성을 분석한 결과가 아래 <표 8>에 제시되어 있다. 분석결과 정책의 효과는 정책수혜자인 귀농자의 가구소득이 상대적으로 14.0% 더 높아 긍정적인 영향을 미친 것으로 보이나 통계적으로 유의하지 않아 의미 있는 차이라고 말할 수 없는 것으로 나타났다.

표 8. 중앙정부 및 지방정부 귀농 관련 정책 전체 총괄 효과 추정 결과

~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	순 정책효과( <i>\</i> )			매칭 규모(개체수)		
6111 기	계수	표준편차	P값	정책수혜그룹	비수혜그룹	전체 매칭수
정책 <del>총</del> 괄†	0.1400	0.1861	0.452	580	433	1,013

- 주 1) 구체적인 계측결과는 부록에 제시되어 있음.
  - 2) * 유의수준 10% , ** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.
  - 3) 정책 총괄†은 중앙정부 관련정책 5가지 및 지방정부의 관련정책 5가지 중 하나라도 참여한 경우
  - 4) 매칭 규모는 PSM의 결과로 매칭된 개체수를 그룹별로 제시한 것임.

### 4. 요약 및 결론

중앙정부와 지방정부의 귀농 관련 정책들이 귀농가구의 가구소득에 어느 정도 영향을 미치는지 살펴보기 위해 성향점수매칭분석(PSM)과 이중차분분석(DID)을 순차적으로 적용하여 정책효과를 분석하였다. 중앙정부 정책 중 하나라도 혜택을 받은 귀농인들은 그렇지 않은 귀농인들에 비해가구소득이 상대적으로 높게 나타났지만 통계적으로 의미가 있을 정도로 차이가 나는 것은 아니었다. 이런 결과는 지방정부 정책에도 동일하게 나타났다. 더욱이 중앙정부와 지방정부의 모든 정책중 어떤 정책 하나라도 혜택을 입은 귀농인들의 가구소득이 그렇지 않은 귀농자들의 가구소득에 비해 높게는 나타났지만 통계적으로는 의미가 없어 가구소득이라는 입장에서 정책의 실효성에 대한문제가 있다고 할 수 있다. 중앙정부의 귀농 정책 중에서는 주택 및 농업시설 자금지원 정책사업과 귀농인의 집 등 체류형 귀농 지원 정책사업만 통계적으로 의미 있게 귀농인들의 가구소득에 긍정적인 영향을 미쳤다. 박람회, 귀농귀촌종합센터 등 사전 귀농 정보 제공 정책사업이나 귀농닥터 등 상담/컨설팅 제공 정책사업, 그리고 세제 지원 정책사업은 통계적으로 의미 있게 가구소득 증가에 기여하지 않았다. 지방정부 정책 중에서는 교육/양육비 및 출산장려금 등 생활 관련 지원만 통계적으로 유의하게 귀농인들의 가구소득에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다.

본 연구의 분석결과를 바탕으로 정책적 시사점을 제시해 보면 다음과 같다. 우선 귀농 관련 중앙 정부 및 지방정부 정책들 중에 귀농가구의 지속가능성에 가장 중요한 요소인 가구소득에 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향을 미치지 못하는 정책들에 대해서는 그 실효성에 대한 점검이 필요하다. 귀농인들의 귀농 단계를 귀농 의향 단계, 귀농 준비 단계, 귀농 실행 단계, 귀농 정착 단계로 나누어 본다면 중앙정부와 지방정부의 정보 제공은 매우 중요한 사업이지만 본 연구의 분석에서는 가구소득 측면에서 그 실효성이 명확하지 않았다. 즉, 정보 제공이 가구소득에 통계적으로 의미 있게 긍정적인 영향을 미치지 못하기 때문에 정보 제공의 질과 내용에 있어서 귀농인들의 상황에 적합하게 제공되고 있는지 점검해야 한다. 더욱이 분야별 전문가들을 활용하여 원활한 정착을 돕는 귀농닥터와 같은 상담/컨설팅 정책사업도 귀농가구의 가구소득에 통계적으로 의미 있게 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있다는 점은 보다 면밀한 점검과 함께 현장 여건에 맞게 수정·보완이 필요함을 보여준다. 2017년 국회 국정감사에서도 이러한 상황을 지적해 '귀농귀촌종합센터의 효과적인 상담체계

운영, 귀농닥터 서비스의 추진전략 보완...'을 요구했다(http://alio.go.kr/popSusiViewB1210.do). 물론 정보 제공과 상담/컨설팅이 농사 기술 및 정주 관련된 지식 외에도 판매 및 마케팅 등 실제 소득과 연관된 경영 지식과 시장과의 연결도 필요하다는 점에서 정보 제공의 질과 수준, 분야의 한계성이 있을 수 있다. 덧붙여 서론에서 언급했던 것처럼 귀농인의 가구소득은 농업소득과 농업외 소득으로 구성되어 있고, 귀농인들은 농업소득이 부족하여 상당 부분 농외소득 활동을 탐색하고 있는 만큼 관련 정보를 보다 체계적으로 제공받을 수 있는 시스템도 갖춰져야 할 것이다.

세제지원 정책사업과 관련하여 해당 지원 정책으로 농어촌 주택개량에 대한 취득세 및 재산세 면제, 도시지역 주택의 양도소득 과세 특례, 농지 취득세 감면, 농기계류 취득세 감면, 건강보험료 및연금 보험료 지원 등의 세제지원 혜택을 입은 귀농인들의 가구소득이 통계적으로 의미 있게 긍정적으로 나타나지 못했다는 점에서 해당 정책의 지원 대상 및 조건에 대한 부분에서 개선의 여지가 없는지 점검해 볼 필요도 있다.

또한, 주택수리와 이사 등의 정착자금 지원, 영농시설/기계 임대 및 구매 비용 지원에서도 귀농자들에게 실제적인 도움이 될 수 있도록 개선할 부분이 없는지 검토해 보아야 한다. 특히, 정착자금 지원은 오히려 농가소득에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 만큼, 추가 비용 발생 등의 사정을 보다 면밀히 검토해 자금 지원 규모를 확대할 필요가 있다.

그러나 본 연구의 분석 결과를 해석하여 정책에 반영할 때는 연구의 한계도 고려해야 한다. 정책 마다 주된 목적과 효과의 발현시기에 차이가 있을 수 있다. 관계형성 지원 정책 사업처럼 정부 정책의 목적이 가구소득의 증대에 맞추어져 있는 것이 아닐 수 있고, 정책의 효과 측면에서 자금지원 성격은 단기적인 효과가 나타나지만, 정보 제공 등의 효과는 그렇지 않을 수 있다. 통계적으로 유의한 결과를 보여준 주택 및 농업시설 자금지원, 체류형 귀농·귀촌 지원, 생활 관련 지원 사업 등은 초기 정착 단계에서 필요한 비용 부담을 경감해 주는 측면이 있다. 반면 정보 제공, 관계 형성 제공 등은 보다 시간을 두고 효과가 나타날 수 있어, 실제로는 효과가 있을 수 있지만, 아직 발현되지 않았다고 해석될 여지가 있다. 즉, 단기적으로 평균 소득을 증대시키는 정책사업과 중장기적으로 효과를 나타낼 정책사업을 구분하여 더욱 장기간에 걸친 추적조사가 필요할 수도 있다. 또한, 본 연구에서는 농업 외 지역사회 일자리 제공 등과 같은 농외소득을 통한 농가소득에 영향을 미칠 수 있는 다양한 측면이 모두 포함된 것은 아니기에 해석에 유의가 필요한 부분도 있다.

본 연구를 통해 그간 정부가 시행해 오고 있는 귀농 관련 정책의 실효성에 근본적인 문제가 있는

### 120 농추경제 제42권 제1호

것으로 판단하기에는 성급할 수 있지만 귀농 관련 정책을 실행하는 데 가구소득 측면에서 다시 한 번 점검해 보는 계기로 삼을 수는 있을 것이다. 즉, 본 연구는 귀농인들의 지속 가능한 정착에 가장 중요한 요소 중의 하나인 가구소득에 긍정적인 영향을 미칠 수 있도록 귀농 관련 정책을 집행하고 관리해야 한다는 점을 환기하고 있다.

끝으로 본 연구가 가구소득 효과 측면에서 관련 정책들을 분석하고 해석하였지만 중앙정부와 지방정부는 그 역할과 목적 등에서 차이가 있음을 고려할 때, 중앙정부와 지방정부의 중점적인 역할에 맞는 정책을 구분하여 집중할 필요가 있다. 예를 들어 중앙정부는 신규 영농 인력의 조기 확보와 농업소득 창출에 초점을 두는 반면, 지자체는 지역별 인구 유치와 지역사회 활성화에 우선순위를 두는 방식으로 역할을 구분할 수도 있는 것이다. 그러나 이러한 역할 구분과 차별화된 정책 집행을 위해서는 관련 연구가 많이 필요하고, 중앙정부와 지자체 간의 충분한 논의와 합의도 이루어져야한다. 향후 관련 후속 연구가 계속 이루어지기를 기대한다.

### 참고 문헌

- 구본석. 1999. "귀농자의 영농정착 만족도에 관한 연구." 공주대학교 대학원 석사학위 논문.
- 김관옥-신영전. 2016. "국민건강보험 보장성 강화정책이 가계민간의료보험료에 미친 영향." 『한국보건경제정책학회』 제22권 제2호. pp. 119-141. UCI: G704-001714.2016.22.2.006
- 김은석·하지영. 2016. "베이비붐 세대의 귀농·귀촌 선택 동기와 준비 경험 : 대졸 남성 퇴직자를 중심으로." 『한국노 년학』 제36권 제2호, pp. 419-442. UCI : G704-000573.2016.36.2.016
- 김정섭. 2012. "귀농·귀촌 관련 법규 정비 필요성과 쟁점." 『귀농인과 함께하는 이야기 한마당: 공개토론회 자료집』. 한국농촌경제연구원.
- 김정섭·마상진·김종인·오정훈. 2016. 『귀농·귀촌 종합계획 수립 방향 연구』. 한국농촌경제연구원.
- 김정섭·박시현·김영단·임지은. 2011. 『농촌 지역 활성화 정책의 평가와 발전 방안』한국농촌경제연구원.
- 김한종. 2016. "도농간 인구이동 현황과 시사점." 『농촌지역 인구문제 세미나 자료집』. 전북연구원.
- 김홍규. 2013. "PSM과 DID의 순차적 적용을 통한 정부지원사업의 효과성 분석." 『Information Systems Review』 제 15권 제3호, pp. 141-150. UCI: G704-001116.2013.15.3.001
- 농림축산식품부. 2016. "농식품부, 귀농·귀촌 지원 종합계획('17~'21) 추진." 보도자료.
  - <a href="http://www.korea.kr/policy/pressReleaseView.do?newsId=156168269">http://www.korea.kr/policy/pressReleaseView.do?newsId=156168269>.
- 마상진. 2018. "귀농·귀촌 동기 유형과 관련 변인." 『농업교육과 인적자원개발』 제50권 제1호. pp. 53-72.
- 마상진·남기천. 2015. "귀농·귀촌인의 경제활동 유형별 관련 요인 탐색." 『농촌사회』 제25집 제1호. pp. 89-124.
- 마상진·남기천·최윤지. 2016. "역 귀농·귀촌 의향 영향 요인 분석." 『농촌사회』 제26집 제1호. pp. 37-63.
- 마상진·박대식·박시현·최용욱·남기천·남승희·최윤지. 2015. "귀농·귀촌 시기별 귀농·귀촌 과정 및 경제·지역사회활동 실태 변화 분석." 『농업교육과 인적자원개발』제47권 제2호. pp. 1-21. doi: 10.23840/agehrd.2015.47.2.1
- 문승태·김소라. 2012. "귀농인의 삶의 질 인식 수준." 『농업교육과 인적자원개발』제44권 제1호. pp. 1-21. doi: 10.23840/agehrd.2012.44.1.1
- 박대식·남승희. 2015. "귀농귀촌인의 지역사회 참여 실태와 관련 요인." 『농촌사회』 제25집 제1호. pp. 41-87.
- 박대식·마상진·채상헌·최용재·최윤지·윤순덕·김경인. 2017a. 『사회적 경제 부문에 있어서 국내외의 귀농·귀촌 성공 사례 조사 분석』. 한국농촌경제연구원.
- 박대식·마상진·최윤지·윤순덕·김경인·박지연. 2017b. 『귀농·귀촌이 농촌 지역사회에 미치는 사회경제적 영향 분석』. 한국농촌경제연구원.
- 박대식·마상진·황정임·김경인. 2018. 『귀농·귀촌정책 진단 및 성과 평가 보고서』. 한국농촌경제연구원.
- 박문호·오내원·임지은. 2012. 『농촌지역 활성화를 위한 귀농·귀촌 추진방안』. 한국농촌경제연구원.
- 박시현·최용욱. 2014. 『귀농·귀촌 요인과 농촌 사회·경제에 미치는 영향』. 한국농촌경제연구원.
- 박은경. 2008. "귀농인 이주만족도 조사연구." 서울시립대학교 대학원 석사학위 논문.
- 성주인·김성아. 2012. "제9장 도시민의 귀농·귀촌실태와 정책 과제." 『농업전망 2012: 도농상생을 위한 농업·농촌가 치의 재발견』. 한국농촌경제연구원.
- 성주인·박문호. 2013. "제24장 농어촌 활성화를 위한 귀농·귀촌 정책의 방향과 과제." 『농업전망 2013: 새로운 희망 새로운 선택』. 한국농촌경제연구원.
- 성주인·박시현·윤병석·이동필. 2011. 『도시민의 농어촌 정주 활성화를 위한 정책 방향과 과제』. 한국농촌경제연구원. 송미령. 2006. 『귀농·귀촌 이야기: 농어촌 복합생활공간 조성 정책대안 개발』.한국농촌경제연구원.

- 윤순덕·최정신·마상진·남기천. 2017. "귀농·귀촌 패널로 본 역귀농·귀촌 실태." 『농촌사회』제27권 제1호. pp. 59-93. 이창우. 2016. "귀농자와 예비자의 정주여건 인식 비교 연구." 『한국농촌건축학회논문집』제18권 제2호. pp. 39-46. doi: 10.14577/kirua.2016.18.2.39
- 이철우. 2015. "귀농·귀촌인(가구)의 정착 및 적응 실태와 정책적 함의." 『한국지역지리학회지』제21권 제2호. pp. 207-225. UCI: G704-000607.2015.21.2.005
- 임설아·정성호. 2017. "귀농귀촌인의 사회자본이 농촌사회발전에 미치는 영향." 『지역사회학』제18권 제1호. pp. 79-99. UCI: G704-SER000008755.2017.18.1.006
- 정진화·김새봄. 2018. "귀농정책 수혜가구의 특성과 귀농정책의 효과." 『농업경제연구』제59권 제3호. pp. 21-36. doi: 10.24997/KJAE.2018.59.3.21
- 채상헌. 2013. "[성공적인 귀농정착에의 영향 변인] 귀농정착 현황 및 귀농정착 성공요인 분석." 『한국농·산업교육학회 학술대회 발표자료집』. pp. 43-60.
- 최환석·김양민. 2018. "정부 연구개발 지원이 코스닥 기업의 외국인 지분율에 미치는 영향: PSM DID 순차적 적용을 통한 분석." 『인사조직연구』제26권 제1호. pp. 7-36. doi: 10.26856/kjom.2018.26.1.7
- 허철무. 2013. "귀농자의 귀농만족도에 미치는 영향 요인 연구." 호서대학교 대학원 박사학위 논문. doi: 10.16972/apjbve.9.2.201404.233
- 홍성효·송정기·김종수. 2012. "귀농귀촌의 지속성에 영향을 미치는 요인." 『농촌사회』 제22권 제2호. pp. 49-82. UCI: G704-000099.2012.22.2.003
- Blundell, R., and M. C. Dias. 2009. "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics." *The Journal of Human Resources*. vol. 44, no.3, pp. 565-640. doi: 10.1353/jhr.2009.0009
- Caliendo, M., and S. Kopeinig. 2008. "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching." *Journal of Economic Surveys*. vol. 22, no.1, pp. 31-72.
- Gujarati, D. 2011. Econometrics by Example. Palgrave Macmillan. doi: 10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x
- Heckman, J. J., H. Ichimura and P. E. Todd. 1997. "Matching As an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme." *Review of Economic Studies*. vol. 64, pp. 605-654. doi: 10.2307/2971733
- Khandker, S. R., G. B. Koolwal and H. A. Samad. 2010. Handbook of Impact Evaluation. The World Bank.
- Meyer, B. D. 1995, "Natural and Quasi-experiments in Economics." *Journal of Business and Economic Statistics*. vol.13, no.2, pp. 151-161. doi: 10.2307/1392369
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika*. vol. 70, no.1, pp. 41-55. doi: 10.1093/biomet/70.1.41
- Thoemmes, F., and E. S. Kim. 2011. "A Systematic Review of Propensity Score Methods in the Social Science." *Multivariate Behavioral Research*. vol. 46, no.1, pp. 90-118. doi: 10.1080/00273171.2011.540475
- Wooldridge, J. M. 2001. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press.

원고 접수일: 2019년 1월 22일

원고 심사일: 2018년 2월 12일

심사 완료일: 2018년 3월 14일

### 부록1: 중앙정부 정책 총괄에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과9

부표 1-1. 중앙정부 정책 총괄 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0389087†	0.01417	-2.75	0.006
정착자금	2.71E-07	5.20E-07	0.52	0.601
준비기간	0.001206	0.001191	1.01	0.311
귀농시기	-0.0708762*	0.037342	-1.9	0.058
귀농형태	0.0670894*	0.034246	1.96	0.050
귀농지역(도)	-0.0911876†	0.017419	-5.23	0.000
귀농지역(읍면)	-0.0235553	0.036452	-0.65	0.518
가구원 수	0.139178†	0.040007	3.48	0.001
연령	-0.1438798†	0.047435	-3.03	0.002
상수항	1.027338**	0.416509	2.47	0.014

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =85.2, Log likelihood = -635.2, Pseudo R2 = 0.0629

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 1-2. 중앙정부 정책 총괄 DID 추정 결과(panel random effect model)

( 1 - 1 - 1		=	=-	=.,
log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.177315†	0.117082	-10.06	0.000
정책수혜	0.1124245	0.14894	0.75	0.450
연도X정책수혜	0.3016679	0.189672	1.59	0.112
귀농 전 직업	0.0000659	5.46E-05	1.21	0.227
정착자금	-2.45E-07	1.72E-07	-1.42	0.155
준비기간	0.0022889	0.001553	1.47	0.140
귀농시기	-0.2403139†	0.048908	-4.91	0.000
귀농형태	0.0002167*	0.000121	1.79	0.073
귀농지역(도)	0.0193134	0.023283	0.83	0.407
귀 <del>농</del> 지역(읍면)	0.0390849	0.047693	0.82	0.412
가구원 수	0.1255397**	0.053354	2.35	0.019
 연령	-0.1018945*	0.06197	-1.64	0.100
상수항	9.019468†	0.545328	16.54	0.000

주 1) 관측치 수= 1995, Wald  $\chi^2$ =191, R2 = 0.0829

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 <표 5>에서 제시하는 DID 순수정책효과( $\lambda$ )에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

⁹ PSM 구축 과정 중 propensity score 추정을 위한 프로빗 추정결과식과 DID 추정결과식만 제시함. PSM의 결과에 의한 매칭 규모는 <표 5>와 <표 6>에 제시하고 있음.

### 부록2: 사전 귀농귀촌 정보 제공 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 2-1. 사전 귀농 · 귀촌 정보 제공 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0302103**	0.0150281	-2.01	0.044
정착자금	-2.90E-06	2.72E-06	-1.07	0.285
준비기간	0.00100	0.0012728	0.79	0.432
귀농시기	-0.0057076	0.0395577	-0.14	0.885
귀농형태	-0.0054961	0.0371711	-0.15	0.882
귀농지역(도)	-0.1070639†	0.0185368	-5.78	0.000
귀농지역(읍면)	-0.0143601	0.0396223	-0.36	0.717
가구원 수	0.0720838*	0.0419607	1.72	0.086
연령	-0.1091584**	0.0504401	-2.16	0.030
상수항	0.5680481	0.4423141	1.28	0.199

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =57.06, Log likelihood = -555.8, Pseudo R2 = 0.049

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 2-2. 사전 귀농 · 귀촌 정보 제공 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
 연도	-1.091551†	0.1063978	-10.26	0.000
정책수혜	0.2041327	0.1640054	1.24	0.213
연도X정책수혜	0.1079007	0.2078049	0.52	0.604
귀농 전 직업	0.000069	0.0000552	1.25	0.211
정착자금	0.0000112†	3.53E-06	3.18	0.001
준비기간	0.0021452	0.0015778	1.36	0.174
귀농시기	-0.2500594†	0.0493296	-5.07	0.000
 귀농형태	0.0002039*	0.0001223	1.67	0.095
귀농지역(도)	0.0209283	0.0236884	0.88	0.377
귀농지역(읍면)	0.0342453	0.0492104	0.70	0.486
가구원 수	0.1375544**	0.0537542	2.56	0.010
 연령	-0.1375202**	0.062678	-2.19	0.028
상수항	9.03363†	0.5489546	16.46	0.000

주 1) 관측치 수= 2007, Wald  $\chi^2$ =203.33, R2 = 0.0879

^{2) *} 유의수준 10% , ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이  $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과( $\lambda$ )에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

### 부록3: 주택 및 농업시설 자금지원 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 3-1. 주택 및 농업시설 자금지원 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.042048**	0.0173694	-2.42	0.015
정착자금	3.38E-06	2.77E-06	1.22	0.224
준비기간	0.0001626	0.0014126	0.12	0.908
귀농시기	-0.0591197	0.0440725	-1.34	0.180
귀농형태	0.0220956	0.0408274	0.54	0.588
귀농지역(도)	-0.0692971†	0.0205151	-3.38	0.001
귀농지역(읍면)	0.0119201	0.0410398	0.29	0.771
가구원 수	0.1243206†	0.0448832	2.77	0.006
연령	-0.2135585†	0.0557888	-3.83	0.000
상수항	0.674595	0.4790143	1.41	0.159

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =64.23, Log likelihood = -431.95, Pseudo R2 = 0.0692

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 3-2. 주택 및 농업시설 지금지원 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.208497†	0.105367	-11.47	0.000
 정책수혜	-0.0127023	0.191123	-0.07	0.947
연도X정책수혜	0.516215**	0.2463491	2.10	0.036
귀농 전 직업	0.000059	0.0000541	1.09	0.276
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	-2.49E-07	1.70E-07	-1.46	0.144
준비기간	0.0015784	0.0016078	0.98	0.326
귀농시기	-0.2483989†	0.0501551	-4.95	0.000
 귀농형태	0.0002054*	0.0001196	1.72	0.086
 귀농지역(도)	0.0136863	0.0239964	0.57	0.568
귀농지역(읍면)	0.0230015	0.0475437	0.48	0.629
 가구원 수	0.1122589**	0.0537745	2.09	0.037
 연령	-0.0734785	0.0659671	-1.11	0.265
상수항	9.094587†	0.5618108	16.19	0.000

주 1) 관측치 수= 1859, Wald χ^2 =186.32, R2 = 0.0855

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록4: 체류형 귀농·귀촌 지원 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 4-1. 체류형 귀농 · 귀촌 지원 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	0.0002606	0.0195562	0.01	0.989
정착자금	-6.24E-07	3.61E-06	-0.17	0.863
준비기간	0.0017534	0.0016874	1.04	0.299
귀농시기	0.0222592	0.0548112	0.41	0.685
귀농형태	0.1193648**	0.0494078	2.42	0.016
귀농지역(도)	-0.1701564†	0.0277968	-6.12	0.000
귀농지역(읍면)	0.017845	0.0527495	0.34	0.735
가구원 수	0.2059226†	0.056915	3.62	0.000
연령	0.0084426	0.0679324	0.12	0.901
상수항	-1.658057†	0.6001053	-2.76	0.006

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =62.64, Log likelihood = -283.00, Pseudo R2 = 0.0996

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 4-2. 체류형 귀농 · 귀촌 지원 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
 연도	-1.243326†	0.1191703	-10.43	0.000
정책수혜	0.4722026*	0.2490321	1.9	0.058
연도X정책수혜	0.6281522*	0.3257427	1.93	0.054
귀농 전 직업	0.0000957	0.0001192	0.8	0.422
정착자금	8.84E-06**	3.86E-06	2.29	0.022
준비기간	0.0008999	0.0018058	0.5	0.618
귀농시기	-0.2702081†	0.0587156	-4.6	0.000
 귀농형태	0.0003212*	0.0001685	1.91	0.057
귀농지역(도)	0.0326641	0.0354456	0.92	0.357
귀농지역(읍면)	0.0289594	0.0553466	0.52	0.601
 가구원 수	0.1400963**	0.0650289	2.15	0.031
 연령	-0.1399414*	0.0743546	-1.88	0.060
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	9.271923†	0.631586	14.68	0.000

주 1) 관측치 수= 1390, Wald  $\chi^2$ =181.97, R2 = 0.1134

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이  $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과( $\lambda$ )에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

### 부록5: 상담/컨설팅 제공 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 5-1. 체류형 귀농 · 귀촌 지원 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0414546**	0.0188919	-2.19	0.028
정착자금	-2.61E-07	1.81E-06	-0.14	0.885
준비기간	-0.0002157	0.0016501	-0.13	0.896
귀농시기	-0.0192524	0.0499809	-0.39	0.700
 귀농형태	0.0451653	0.0454564	0.99	0.320
귀농지역(도)	-0.1438799†	0.0244518	-5.88	0.000
귀농지역(읍면)	0.024932	0.0473533	0.53	0.599
가구원 수	0.0873798*	0.0520968	1.68	0.093
연령	-0.0675855	0.0628727	-1.07	0.282
상수항	-0.2442265	0.5491839	-0.44	0.657

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =53.15, Log likelihood = -333.52, Pseudo R2 = 0.0738

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 5-2. 체류형 귀농 · 귀촌 지원 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.12935†	0.1015835	-11.12	0.000
정책수혜	0.1646995	0.2239093	0.74	0.462
연도X정책수혜	0.1775658	0.2851635	0.62	0.533
귀농 전 직업	0.0000525	0.0000575	0.91	0.361
정착자금	8.81E-06†	3.28E-06	2.69	0.007
준비기간	0.002089	0.0016822	1.24	0.214
귀농시기	-0.2525972†	0.051508	-4.9	0.000
귀농형태	0.0002011*	0.0001208	1.67	0.096
귀농지역(도)	0.0261098	0.0262531	0.99	0.320
귀농지역(읍면)	0.0231963	0.050228	0.46	0.644
가구원 수	0.1275602**	0.0550833	2.32	0.021
연령	-0.146546**	0.0648605	-2.26	0.024
상수항	9.241872†	0.5599407	16.51	0.000

주 1) 관측치 수= 1390, Wald  $\chi^2$ =181.97, R2 = 0.1134

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이  $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과( $\lambda$ )에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

### 부록6: 세제지원 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 6-1. 세제 지원 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0744322†	0.0224432	-3.32	0.001
정착자금	-1.34E-07	3.28E-07	-0.41	0.684
준비기간	0.0015457	0.0016998	0.91	0.363
귀농시기	-0.0193675	0.0551106	-0.35	0.725
귀농형태	-0.0654843	0.0531613	-1.23	0.218
귀농지역(도)	-0.1709208†	0.0276352	-6.18	0.000
귀농지역(읍면)	0.0319917	0.0489918	0.65	0.514
가구원 수	0.1119039**	0.0547989	2.04	0.041
연령	-0.2238114†	0.0676832	-3.31	0.001
상수항	0.8681895	0.5920168	1.47	0.143

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =82.6, Log likelihood = -261.40, Pseudo R2 = 0.1364

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 6-2. 세제 지원 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
 연도	-1.11136†	0.1007161	-11.03	0.000
정책수혜	-0.0122989	0.2552892	-0.05	0.962
연도X정책수혜	0.4000496	0.324631	1.23	0.218
귀농 전 직업	0.0000571	0.0000548	1.04	0.297
정착자금	-2.26E-07	1.72E-07	-1.31	0.189
준비기간	0.0021573	0.0015919	1.36	0.175
귀농시기	-0.251514†	0.0513466	-4.9	0.000
 귀농형태	0.000206*	0.0001209	1.7	0.088
귀농지역(도)	0.0234609	0.025682	0.91	0.361
귀농지역(읍면)	0.03127	0.0492014	0.64	0.525
 가구원 수	0.1247461**	0.054323	2.3	0.022
 연령	-0.097753	0.0660206	-1.48	0.139
상수항	9.113773†	0.5704313	15.98	0.000

주 1) 관측치 수= 1829, Wald  $\chi^2$ =173.68, R2 = 0.0816

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이  $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과( $\lambda$ )에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

### 부록7: 지방정부 정책 총괄에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 7-1. 지방정부 정책 총괄 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0183708	0.0137056	-1.34	0.180
정착자금	1.84E-07	3.54E-07	0.52	0.603
준비기간	-0.0009316	0.0011646	-0.8	0.424
귀농시기	-0.0093182	0.0363871	-0.26	0.798
 귀농형태	0.0709331**	0.0334904	2.12	0.034
귀농지역(도)	-0.0392703**	0.0169278	-2.32	0.020
귀농지역(읍면)	-0.0247226	0.0357748	-0.69	0.490
가구원 수	0.1449058†	0.0393688	3.68	0.000
연령	-0.196945†	0.0461901	-4.26	0.000
상수항	0.9706993**	0.4054906	2.39	0.017

주 1) 관측치 수 = 1027, LR  $\chi^2$ =67.7, Log likelihood = -671.34, Pseudo R2 = 0.048

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 7-2. 지방정부 정책 총괄 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
<u> 연</u> 도	-1.139911†	0.123842	-9.2	0.000
 정책수혜	0.0606212	0.1458673	0.42	0.678
연도X정책수혜	0.165672	0.1844091	0.9	0.369
귀농 전 직업	0.0000644	0.0000555	1.16	0.245
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	-2.32E-07	1.75E-07	-1.33	0.185
준비기간	0.0025615	0.0016002	1.6	0.109
귀농시기	-0.2540627†	0.0495661	-5.13	0.000
 귀농형태	0.0002059*	0.0001228	1.68	0.094
 귀농지역(도)	0.0099198	0.0233785	0.42	0.671
귀농지역(읍면)	0.0308096	0.050357	0.61	0.541
가구원 수	0.144078†	0.054155	2.66	0.008
 연령	-0.1016181	0.0632172	-1.61	0.108
상수항	9.094642†	0.5542005	16.41	0.000

주 1) 관측치 수= 2005, Wald χ^2 =189.47, R2 = 0.0812

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록8: 정보 제공(농지/주택/일자리 등) 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 8-1. 정보 제공(농지/주택/일자리 등) 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0389715**	0.0162551	-2.4	0.017
정착자금	-5.71E-06*	3.10E-06	-1.84	0.066
준비기간	0.0008663	0.0013449	0.64	0.519
귀농시기	0.0698849*	0.0423926	1.65	0.099
귀농형태	0.0452895	0.0393004	1.15	0.249
귀농지역(도)	-0.0728026†	0.0197552	-3.69	0.000
귀농지역(읍면)	0.0330178	0.0388984	0.85	0.396
가구원 수	0.1083674**	0.0444085	2.44	0.015
연령	-0.1205155**	0.0537309	-2.24	0.025
상수항	-0.2991752	0.4699433	-0.64	0.524

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =49, Log likelihood = -471.75, Pseudo R2 = 0.049

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 8-2. 정보 제공(농지/주택/일자리 등) 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.122558†	0.1016354	-11.04	0.000
 정책수혜	0.0980322	0.1827741	0.54	0.592
연도X정책수혜	0.2157488	0.2321176	0.93	0.353
귀농 전 직업	0.0000652	0.0000551	1.18	0.237
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	0.0000112†	3.59E-06	3.12	0.002
준비기간	0.0019573	0.0015806	1.24	0.216
귀농시기	-0.2610757†	0.049578	-5.27	0.000
 귀농형태	0.0001988	0.0001221	1.63	0.104
 귀농지역(도)	0.0195453	0.0235409	0.83	0.406
귀농지역(읍면)	0.030347	0.0482327	0.63	0.529
 가구원 수	0.1350535**	0.0538427	2.51	0.012
 연령	-0.1247866**	0.0630301	-1.98	0.048
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	9.085057†	0.5434517	16.72	0.000

주 1) 관측치 수= 1993, Wald χ^2 =205.41, R2 = 0.0887

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록9: 정착자금 지원(주택수리, 이사 등) 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 9-1. 정착지금 지원(주택수리, 이사 등) 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0195098	0.0163375	-1.19	0.232
정착자금	-4.94E-06	3.04E-06	-1.62	0.105
준비기간	-0.0013503	0.0013885	-0.97	0.331
귀농시기	-0.0474771	0.0422825	-1.12	0.261
귀농형태	0.0643041	0.0391792	1.64	0.101
귀농지역(도)	-0.0784723†	0.0203133	-3.86	0.000
귀농지역(읍면)	-0.0052415	0.0431357	-0.12	0.903
가구원 수	0.131226†	0.0442248	2.97	0.003
연령	-0.1544423†	0.0528665	-2.92	0.003
상수항	0.4100585	0.4627397	0.89	0.376

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =55.05, Log likelihood = -470.18, Pseudo R2 = 0.055

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 9-2. 정착자금 지원(주택수리, 이사 등) 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-0.9977827†	0.1012255	-9.86	0.000
정책수혜	0.1409133	0.1831944	0.77	0.442
연도X정책수혜	-0.3367495	0.2317328	-1.45	0.146
귀농 전 직업	0.0000661	0.0000553	1.2	0.231
정착자금	0.0000111†	3.56E-06	3.13	0.002
준비기간	0.0021265	0.0015934	1.33	0.182
귀농시기	-0.2486987†	0.0493543	-5.04	0.000
귀농형태	0.0001974	0.0001225	1.61	0.107
귀농지역(도)	0.0137397	0.0233758	0.59	0.557
귀농지역(읍면)	0.032014	0.0482922	0.66	0.507
가구원 수	0.143825†	0.0539665	2.67	0.008
연령	-0.1424739**	0.0625982	-2.28	0.023
상수항	9.112925†	0.5458621	16.69	0.000

주 1) 관측치 수= 1993, Wald χ^2 =205.41, R2 = 0.0887

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록10: 영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 10-1. 영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0551861**	0.0272574	-2.02	0.043
정착자금	-1.34E-07	4.27E-07	-0.31	0.754
준비기간	0.0000854	0.0021339	0.04	0.968
귀농시기	-0.0109692	0.0652909	-0.17	0.867
귀농형태	-0.0490491	0.062181	-0.79	0.430
귀농지역(도)	-0.151732†	0.0331988	-4.57	0.000
귀농지역(읍면)	0.0019673	0.0704082	0.03	0.978
가구원 수	0.2483119†	0.0638885	3.89	0.000
연령	-0.2231893†	0.0796143	-2.8	0.005
상수항	0.0747636	0.696849	0.11	0.915

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =66.97, Log likelihood = -181.00, Pseudo R2 = 0.156

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 10-2. 영농시설/기계 임대 및 구입비용 지원 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.142445†	0.0997944	-11.45	0.000
정책수혜	0.0091761	0.3184271	0.03	0.977
연도X정책수혜	0.7450692*	0.4102035	1.82	0.069
귀농 전 직업	0.0000621	0.0000544	1.14	0.254
정착자금	-2.25E-07	1.71E-07	-1.31	0.189
준비기간	0.0023687	0.0016083	1.47	0.141
귀농시기	-0.2571975†	0.0505743	-5.09	0.000
귀농형태	0.0002066*	0.0001202	1.72	0.086
귀농지역(도)	0.0109435	0.0249434	0.44	0.661
귀농지역(읍면)	0.0313374	0.0496835	0.63	0.528
가구원 수	0.1371972**	0.0551683	2.49	0.013
연령	-0.0961864	0.0648797	-1.48	0.138
상수항	9.151164†	0.557395	16.42	0.000

주 1) 관측치 수= 1859, Wald χ^2 =184.07, R2 = 0.086

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 $\langle \pm 5 \rangle$ 에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록11: 생활 관련 지원(교육/양육비, 출산장려금 등) 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 11-1. 생활 관련 지원(교육/양육비, 출산장려금 등) 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0046226	0.0154592	-0.3	0.765
정착자금	3.22E-06	2.54E-06	1.27	0.205
준비기간	-0.0000175	0.0013203	-0.01	0.989
귀농시기	-0.0859861**	0.0408495	-2.1	0.035
귀농형태	0.0496047	0.0377862	1.31	0.189
귀농지역(도)	-0.0837151†	0.0192092	-4.36	0.000
귀농지역(읍면)	-0.0309964	0.0415421	-0.75	0.456
가구원 수	0.13479†	0.0427985	3.15	0.002
연령	-0.1863924†	0.0514179	-3.63	0.000
상수항	0.7396195*	0.4489911	1.65	0.099

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =68.65, Log likelihood = -514.37, Pseudo R2 = 0.063

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 11-2. 생활 관련 지원(교육/양육비, 출산장려금 등) 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.123595†	0.1038877	-10.82	0.000
정책수혜	0.1168996	0.1730449	0.68	0.499
연도X정책수혜	0.3103226	0.2180931	1.42	0.155
귀농 전 직업	0.0000651	0.0000554	1.18	0.240
정착자금	-2.45E-07	1.75E-07	-1.41	0.160
준비기간	0.0027342*	0.0015749	1.74	0.083
귀농시기	-0.2475284†	0.0494932	-5	0.000
귀농형태	0.0002142*	0.0001226	1.75	0.081
귀농지역(도)	0.0154266	0.0234328	0.66	0.510
귀농지역(읍면)	0.0371644	0.0493637	0.75	0.452
가구원 수	0.1409515†	0.0538432	2.62	0.009
연령	-0.1060491*	0.0624784	-1.7	0.090
 상수항	9.048354†	0.5515455	16.41	0.000

주 1) 관측치 수= 2019, Wald χ^2 =193.04, R2 = 0.0825

^{2) *} 유의수준 10% , ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 <표 5>에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록12: 관계형성 지원(동아리, 모임지원 등) 정책에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 12-1. 관계형성 지원(동아리, 모임지원 등) 정책 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.0326534*	0.0177098	-1.84	0.065
 정착자금	-2.15E-07	7.20E-07	-0.3	0.765
준비기간	-0.0020849	0.0015571	-1.34	0.181
귀농시기	0.0602422	0.0460019	1.31	0.190
귀농형태	-0.0508006	0.0428957	-1.18	0.236
귀농지역(도)	-0.0475688**	0.0213298	-2.23	0.026
귀농지역(읍면)	0.0049039	0.0456287	0.11	0.914
가구원 수	0.0601478	0.0484026	1.24	0.214
연령	-0.0780482	0.0572232	-1.36	0.173
	-0.5167229	0.5075252	-1.02	0.309

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =20.62 Log likelihood = -387.44, Pseudo R2 = 0.026

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 12-2. 관계형성 지원(동아리, 모임지원 등) 정책 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
 연도	-1.079817†	0.0989267	-10.92	0.000
정책수혜	-0.2178298	0.2125791	-1.02	0.306
연도X정책수혜	0.0401701	0.2720462	0.15	0.883
귀농 전 직업	0.0000656	0.0000555	1.18	0.237
정착자금	9.71E-06†	3.20E-06	3.04	0.002
준비기간	0.0021669	0.0016587	1.31	0.191
귀농시기	-0.2430851†	0.0501638	-4.85	0.000
 귀농형태	0.000196	0.0001229	1.59	0.111
귀농지역(도)	0.0070022	0.0235304	0.3	0.766
귀농지역(읍면)	0.0254184	0.0504552	0.5	0.614
 가구원 수	0.1490943†	0.0540678	2.76	0.006
 연령	-0.1463752**	0.0630014	-2.32	0.020
상수항	9.222766†	0.5430434	16.98	0.000

주 1) 관측치 수= 1997, Wald χ^2 =197.58, R2 = 0.0855

^{2) *} 유의수준 10% , ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 <표 5>에서 제시하는 DID 순수정책효과(λ)에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

부록13: 중앙정부 및 지방정부 관련 정책 전체 총괄10 에 대한 PSM 및 DID 순차적 분석 결과

부표 13-1. 중앙정부 및 지방정부 관련 정책 전체 총괄 PSM 구축을 위한 Probit 추정(propensity score) 결과

변수	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
귀농 전 직업	-0.026598*	0.0136481	-1.95	0.051
 정착자금	1.63E-07	3.52E-07	0.46	0.643
준비기간	0.0001154	0.001168	0.1	0.921
귀농시기	-0.0540411	0.0364995	-1.48	0.139
귀농형태	0.0639142*	0.033655	1.9	0.058
귀농지역(도)	-0.0587821†	0.0168479	-3.49	0.000
귀농지역(읍면)	-0.0492994	0.0351208	-1.4	0.160
가구원 수	0.1533491†	0.0403089	3.8	0.000
연령	-0.1862624†	0.0464417	-4.01	0.000
상수항	1.577931†	0.4090148	3.86	0.000

주 1) 관측치 수 = 1027, LR χ^2 =77.27 Log likelihood = -664.59, Pseudo R2 = 0.055

자료: 귀농·귀촌 실태조사 마이크로 데이터(2016).

부표 13-2. 중앙정부 및 지방정부 관련 정책 전체 총괄 DID 추정 결과(panel random effect model)

log(가구소득)	계수	표준오차	z값	p값(P>z)
연도	-1.141692†	0.1413338	-8.08	0.000
정책수혜	0.0638091	0.1467992	0.43	0.664
연도X정책수혜	0.140017	0.1860844	0.75	0.452
귀농 전 직업	0.0000647	0.0000551	1.17	0.241
정착자금	-2.32E-07	1.74E-07	-1.34	0.181
준비기간	0.0023408	0.0015863	1.48	0.140
귀농시기	-0.245446†	0.0493173	-4.98	0.000
귀농형태	0.0002074*	0.000122	1.7	0.089
귀농지역(도)	0.0121643	0.0233702	0.52	0.603
귀농지역(읍면)	0.0290455	0.0523381	0.55	0.579
가구원 수	0.1382446**	0.0538175	2.57	0.010
연령	-0.1003527	0.0629011	-1.6	0.111
상수항	9.055147†	0.5619872	16.11	0.000

주 1) 관측치 수= 2001, Wald χ^2 =185, R2 = 0.0796

^{2) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

²⁾ 진한 박스 부분이 <표 5>에서 제시하는 DID 순수정책효과 (λ) 에 대한 정보를 제시해 주고 있음.

^{3) *} 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, † 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

¹⁰ 중앙정부 또는 지방정부의 귀농 관련 정책 중 하나라도 수혜를 본 경우(그룹)에 대한 비교 분석

「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 간 사로 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 개회한다.
 - 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 지급할수 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 깊 게 읽고 필요하면 수정한 후, 편집위원회로부터 교정쇄를 전달 받은 후 48시간 이내에 회신해야 한다. 교정쇄의 수정은 조판상의 오류에 국한하며, 논문의 내용을 바꾸거나 첨가하는 것은 불가하다. 교정쇄의 내용에 대한 최종 책임은 저자가 진다.
- 제13조(중간 및 폐간) 「농촌경제」를 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 중명서) 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 개재 금지) 「농촌경제」에 투고한 논문은 다른 국내외 학술지에 게재되었거나 심사가 진행 중이지 않는 것이어야 하며, 본 학술지 심사에서 게재불가 처리된 원고는 재투고할 수 없다. 또한 본지에 게재된 것은 임의로 타지에 전재(轉載)할 수 없다.
- 제19조(저자 표기) 논문의 저자가 2인 이상일 경우 제1저자를 저자 표기 가장 앞부분에 표기하고, 나머지 연결저자는 논문집필의 기여도에 따라 순서대로 표기하여야 한다.
- 제20조(원고접수) ① 「농촌경제」의 원고는 연중 수시로 접수한다.
 - ② 원고는 e-mail(journal@krei.re.kr)로 파일을 전송한다.
 - ③ 투고된 원고는 반환하지 않는다.
- 제21조(저작권 양도) 게재가 결정된 원고의 저작권은 한국농촌경제연구원으로 양도되며 논문의 저자는 정해진 양식에 서명하여 제출한다. 한국농촌경제연구원은 원고를 다른 매체에 출판, 배포, 인쇄 등을 할 수 있는 권리를 가진다.
- 제22조(원고작성 요령) 원고 작성 시 별표 1에 의한다.

제5장 심사

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

- ② 심사위원 위촉 시 해당분야에 대한 전문성을 고려하여 선정하고, 심사의 공정성을 기하기 위해 투고 자와 동일 기관에 재직 중인 심사자는 선정하지 않는다. (개정 2017.4.)
- ③ 심사원고에 투고자의 인적사항을 기재할 수 없다.
- 제24조(논문 심사) ① 논문심사를 의뢰받은 심사위원은 심사결과를 '게재가', '수정후 게재가', '수정후 재심', 및 '게재불가' 중 하나로 평가하고 소정의 논문심사의견서를 작성하여, 정해진 마감일까지 편집위원회로 제출하여야 한다.
- ② 논문내용을 수정할 필요가 있다고 인정할 경우 심사위원은 수정·보완할 내용을 논문심사의견서에 구체적으로 밝혀야 한다.
- ③ '게재불가'로 판정할 경우 심사위원은 그 이유를 논문심사의견서에 구체적으로 밝혀야 한다.
- 제25조(논문심사 기준) ① 논문심사위원은 다음과 같은 기준에 의해 논문을 심사한다.
 - 1. 논문의 독창성: 연구주제, 분석방법, 접근방법이 (어느 것 하나라도) 새로운 것인가?
 - 2. 연구방법의 적합성: 주제, 분석 및 접근방법이 적합한가?
 - 3. 내용전개의 논리성과 일관성: 논문의 구성과 전개는 논리적이며, 적절한가?
 - 4. 분석, 평가의 타당성과 객관성: 충실하고 객관적인 자료로 타당한 분석을 하였는가?
 - 5. 기여도: 연구 결과가 학문 발전에 기여할 것으로 기대되는가?
 - 6. 정확성: 문헌, 자료 등의 서지정보를 정확하게 인용・참고하였는가?
 - 7. 구성요건의 충실성: 주제어, 국영문 요약, 서론, 본론, 결론, 참고문헌 등을 충실히 갖추었는가?
 - 8. 윤리규정준수: 제6장(연구윤리)을 준수하였는가?
- 제26조(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 심사평가 가 '게재가'나 '수정후 게재' 판정을 받은 논문을 대상으로 한다.
- ⑦ '게재가'나 '수정후 게재'의 종합판정을 받은 게재대상 논문 중 심사위원 1명이 '게재불가'의 심사의 견을 가지고 있다면, 편집위원이 판단하여 필자에게 보완·수정을 요구할 수 있다. 또한 발간일자를 고려하여 다음호 게재 대상으로 미룰 수 있다.
- ⑧ 게재결정이 내려진 투고원고가 타인의 원고를 표절한 것이거나 이미 다른 학술지에 게재한 사실이 있는 것으로 밝혀진 때에는 게재결정을 취소하며, 제6장에 따라 처리한다.

※ 심사판정표

심사자1	심사자2	심사자3	종합 판정
게재가	게재가	게재가	
게재가	게재가	수정후 게재	71171
게재가	게재가	수정후 재심사	게재가
게재가	게재가	게재불가	
수정후 게재	수정후 게재	게재가	
수정후 게재	수정후 게재	수정후 게재	
수정후 게재	수정후 게재	수정후 재심사	스저를 개대
수정후 게재	수정후 게재	게재불가	수정후 게재
수정후 게재	게재가	수정후 재심사	
수정후 게재	게재가	게재불가	
수정후 재심사	수정후 재심사	게재가	
수정후 재심사	수정후 재심사	수정후 게재	
수정후 재심사	수정후 재심사	수정후 재심사	스저희 TIVIII
수정후 재심사	수정후 재심사	게재불가	수정후 재심사
수정후 재심사	게재가	게재불가	
수정후 재심사	수정후 게재	게재불가	
게재불가	게재불가	게재불가	
게재불가	게재불가	게재가	7JITU ⊟ 7 L
게재불가	게재불가	수정후 게재	게재불가
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 제 안, 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 심 사위원에게 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, 투고논 문이 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 제재조 치를 취한다.
- ① 표절 판정을 받은 논문의 저자는 이후 일정 기간 단독 혹은 공동으로 「농촌경제」에 논문투고를 할수 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 동 시에 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 가주한다.

부 칙(2017.4.)

① 시행일) 이 지침은 원장의 승인을 얻은 날로부터 시행한다.

농촌경제 원고 작성 요령

1. 논문 작성 서식

- 분량: A4 용지(휴먼명조 12포인트, 40자×25행) 20장 내외
- 한글 원고는 한글 워드프로세서(2002 버전 이상)로 작성
- 영문 원고는 MS Word나 한글 워드프로세서(2002 버전 이상)로 작성
- > 논문 작성 서식: 우리 연구원 홈페이지(www.krei.re.kr)에 있는 논문 기고 → 논문 작성 도우미 → 한국농촌경제연구원 논문작성 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: e-mail로 전송(journal@krei.re.kr)
 - 담당자(문의처): 권도은(대외협력정보실 자료출판팀, T.061-820-2215)
- ㅇ 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

子をなれ M42社 M1호 (통권 177호)

인쇄일 2019. 3. 20.

발행일 2019. 3. 21.

발행인 김 창 길

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. 42 No. 1 | 2019

ARTICLES

Decomposition of Farm Household Income Inequality by Farm Types _Lee Dou-Young, Park Joon-Kee, Kim Mee-Bok, Park Ji-Yeon

Factors Affecting the Successful Settlement of Young Beginning Farmers _ Ma Sang-Jin, Kim Nam-Hoon

The Welfare Impacts of the Egg Pesticide Contamination Incident in Korea _ Cho Hyun-Kyoung, Park Yun-Sun, Kwon Oh-Sang, Kim Han-Ho

An Analysis of Manufacturers' Perceptions on the Certified Raw Materials of Health Functional Foods

_ Nam Kyung-Soo, Ha In-Hye, Ahn Byeong-Il

An Analysis of the Effects of Return-to-farm Related Policies on the Household Income of People Returning to Farming

_ Chun Ik-Su



전라남도 나주시 빛가람로 601 우) 58321 Tel: 1833-5500 Fax: 061-820-2211