

확률적 균형대체모형을 활용한 농업생산부문 최저임금 인상의 후생효과 추정

An Estimation of Welfare Effects of Minimum Wage Increase in an Agricultural Production Sector Using a Stochastic Equilibrium Displacement Model

유기환(Kihwan Yu)* · 김관수(Kwansoo Kim)**

Abstract

Despite of the fact that a rapid increase of minimum wage would bring huge impacts on an agricultural production sector, a study focused on the impacts of minimum wage increase on an agricultural production sector has not been done. In this study, we analyze the welfare effects of minimum wage increase in an agricultural production sector by using a stochastic equilibrium displacement model. The estimation results show that a notable effect would not take place in agricultural output market, however, the production factor market would absorb the impacts of minimum wage increase. In 2020, it is estimated that the total surplus change of the economic participants in agricultural production factor markets will be about -204.8 billion won and a major part of the impacts is shifted to farmers, whose surplus change is estimated to be about -138.9 billion won.

Key words: Minimum Wage, Stochastic Equilibrium Displacement Model, Wage Function, Welfare Analysis

1. 서론

최근 최저임금 인상이 급격히 이루어짐에 따라 경제 전반과 각 산업분야에 미칠 것으로 예상되는 영향에 대한 논의가 활발히 진행되고 있다. 비농업부문에서는 최저임금의 고용탄력성에 대한

* 서울대학교 농업생명과학대학 농업생명과학연구원

** 서울대학교 농경제사회학부 교수, 농생명과학연구원 겸임연구원(교신저자: kimk@snu.ac.kr)

연구가 다수 진행된 바 있으며(이병희, 2008; 김영민, 2015; 강승복·박성철, 2015 등), 더 나아가 임금효과에 대한 연구(이정민·황승진, 2018), 소득재분배효과에 대한 연구(조경엽, 2018) 등 최저임금 인상에 대한 광범위한 논의가 이루어지고 있다.

최저임금의 인상으로 인하여 농업부문에 많은 영향이 미칠 것으로 예상되고 있으나, 아직 이에 대한 체계적인 연구는 제한적이다. 그동안 진행되었던 농업부문 최저임금 연구는 타산업부문에 비해 다양한 측면에서 이루어지지 않았으며, 분석결과도 다소 제한적인 것으로 나타났다. 예를 들어, 황의식 외(2018)는 최저임금 인상이 농가경영비 증가 요인으로 작용할 것으로 전망한 바 있으나, 이에 따른 농가의 피해에 대한 구체적인 분석은 이루어지지 못하였다. 비교적 최근에 발표된 김윤진 외(2018)의 연구는 농가경제조사를 활용하여 최저임금의 인상에 따른 농가의 인건비 증감액을 분석한 바 있다. 그러나 최저임금 인상의 영향을 받는 그룹을 고용노동자에게 최저임금 미만을 지급하는 농가로 제한하여, 최저임금 인상으로 인한 간접적인 영향(최저임금 이상을 지급하는 농가가 받는 영향)을 고려하지 못하였다는 점이 한계점으로 제기될 수 있다. 이러한 이유로 인하여 김윤진 외(2018)의 분석결과는 최저임금 인상으로 인한 인건비 증가액의 하한(lower bound)로 해석되어야 한다는 제약이 존재한다. 또한 이 들의 연구는 농가의 생산요소 대체 가능성이 고려되지 못하였다는 한계점을 가지고 있다.

본 연구에서는 전술된 선행연구를 기초로 기존 연구의 한계점을 반영하고 분석대상과 분석내용의 범위를 확장한다는 관점에서 최저임금 인상에 대한 농업생산부문 경제주체의 후생분석을 시도하였다. 특히, 본 연구에서는 농업생산부문의 생산물시장 및 생산요소시장을 수평적·수직적으로 연결하여 확률적 균형대체모형(Stochastic Equilibrium Displacement Model, SEDM)을 구축하고, 이를 활용한 분석을 시도하였다. 이 모형을 구축하는 과정에서 농업부문 임금함수, 농식품 수요함수 및 농축산물 비용함수를 추정하였으며, 추정된 함수를 활용하여 최저임금 인상의 영향에 대해 실증적으로 분석하였다. 분석과정에서는 최저임금의 임금탄력성 추정을 통해 최저임금 인상의 직·간접 효과를 함께 고려하여 최저임금 인상의 영향을 분석하였다. 최저임금의 직접효과는 최저임금 미만을 지급받고 있는 근로자에게 미치는 직접적인 임금효과로 정의될 수 있으며, 간접효과는 최저임금 이상을 지급받는 근로자에게 발생할 수 있는 효과로, 직접적으로 최저임금 인상에 영향을 받지 않지만 전체적인 유보 임금 수준 변화, 기회비용 변화 등으로 인해 발생하는 임금효과로 정의될 수 있다. 유찬희 외(2018)의 연구에서는 구체적인 정량분석을 진행하지 않았지만 일종의 프리미엄 개념을 도입하여 간접효과의 발생 가능성을 제시한 바 있다¹⁾.

1) 유찬희 외(2018)는 농작업자가 '농작업을 수행할 때 추가로 받고자 하는 금액'을 일종의 프리미엄으로 간주하여, 최저임금에

본 연구에서는 최저임금의 간접적인 효과도 포괄적으로 분석하였다는 점에 있어서 기존연구와의 차별성이 있다. 또한 최저임금 인상시 농가의 후생은 투입물의 대체관계에 의해 다양한 경로로 영향을 받는다는 점을 고려하였으며, 가족노동시장과 고용노동시장의 구분을 통해 가족노동과 고용노동이 이질적일 수 있다는 점을 분석과정에 반영하였다. 더불어 확률적 균형대체모형을 활용함으로써 일반적인 균형대체모형(Equilibrium Displacement Model, EDM)의 한계점인 모수의 확정성 가정을 완화하였으며, 그 결과 후생효과 추정치의 신뢰구간을 제시할 수 있었다. 마지막으로 본 연구에서는 후생변화를 각 생산주체별로 세분화하였으며, 이를 통해 생산요소시장 내 후생변화의 귀착 결과를 구체적으로 제시하여 정책수립 시 필요한 기초자료를 제시하였다는 점에 있어서 정책적인 기여 또한 존재한다.

II. 분석모형

1. 확률적 균형대체모형

부분균형모형의 일종인 균형대체모형(EDM)은 수요함수와 공급함수에 대한 구체적 정보 없이도 이 둘 함수의 선형근사를 통해 도출된 해당 변수의 변동률과 탄력성을 분석에 활용하는 시장분석모형이다. 이 모형은 국내 연구자들에게 자주 활용되고 있으나, 외생적 충격에 대해 제약(예, 농경지 확대 규모에 대한 제약)을 둘 수 없다는 한계점, 그리고 투입 모수의 확정성 가정²⁾에 따른 한계점 등이 존재하는 것으로 알려져 있다(Harrington, 2008). 본 연구에서는 EDM의 주요 한계점인 모수의 확정성 가정을 완화하여 민감도 분석을 대체할 수 있는 Davis and Espinoza(1998)의 확률적 균형대체모형(SEDM)을 활용하여 분석을 진행하였다. 구체적으로 본 연구에서는 Alston et al. (1995)에 기반하여 기본 모형을 구축하고, Davis and Espinoza(1998)에 따라 투입모수의 분포를 가정한 뒤 몬테카를로 기법³⁾을 통해 추정치의 경험적 분포를 생성하기 위해 기본 모형을 100,000회 추정하였다. 이 방법론을 활용하면 모형의 추정 결과물인 내생변수의 변화율의 경험적 분포가 생성될 수 있기 때문에 이 추정치에 대한 통계적 추론이 가능해진다. 생산물시장은 농축산물 시장으로 설정

프리미엄을 합산한 금액 수준에서 유보 임금 수준을 정할 가능성이 있다고 밝힌 바 있다.

2) 균형대체모형에서는 모형을 설정하는 과정에서 활용되는 모수들(탄력성 등)이 확정적으로 주어진 것으로 가정한다. 따라서 어떤 모수를 활용하느냐에 따라 균형대체모형의 결과 값이 달라질 수 있으며, 이러한 문제를 해결하기 위해 균형대체모형을 사용하는 선행연구들에서는 민감도 분석을 실시하여 모수 추정치 변화에 따른 균형대체모형 결과 값의 변화를 함께 제시한다.

3) 몬테카를로(Monte Carlo) 기법은 분포에 대한 정보(평균, 분산, 분포의 형태 등)를 바탕으로 난수를 이용하여 경험적인 분포를 형성하는 방법이다.

하고 생산요소를 가족노동, 고용노동, 자본, 토지, 중간투입물로 구분하였으며($i, j = 1, \dots, 5$), 최저임금 인상시 농업생산부문에는 고용노동의 가격이 상승하게 된다고 가정하였다. 또한 Alston et al. (1995)에 따라 생산물 시장과 생산요소 시장은 완전경쟁시장이라고 가정하고, 생산기술은 규모에 대한 수익불변(CRTS)이라고 가정한 후 초기시장조건을 다음과 같이 구성하였다.

$$Q = f(P) \tag{1}$$

$$P = c(W_1, W_2, W_3, W_4, W_5) \tag{2}$$

$$X_i = g_i(W)Q, \quad \forall i = 1, \dots, 5 \tag{3}$$

$$W_i = g_i(X_i), \quad \forall i = 1, \dots, 5 \tag{4}$$

위의 식 (1)은 농산물 수요함수를 나타내며, Q 는 농산물의 균형 수요량, P 는 농산물의 균형 가격을 나타낸다. 식 (2)는 시장청산 조건으로, $c(\cdot)$ 는 단위비용함수이며, 규모에 대한 수익불변 가정 하, 한계비용함수와 같아진다. 이때 W_i 는 i 번째 생산 요소의 가격을 나타낸다. 식 (3)은 농산물을 생산하는데 투입되는 생산요소의 요소수요함수를 의미하며, X_i 는 i 번째 생산요소의 균형 요소수요량으로 순서에 따라 가족노동, 고용노동, 자본, 토지, 중간투입물을 나타내고, $W \in R^5$ 는 요소 가격 벡터를 의미한다. 마지막으로 식 (4)는 요소 공급함수를 나타내는데, $g_i(\cdot)$ 는 i 번째 생산요소에 대한 요소공급함수를 의미한다. 본 연구에서는 생산요소를 총 5가지로 구분하였으므로, 총 12개의 식을 구성하였다. 이 식을 전미분한 뒤 탄력성과 변화율의 형태로 변환하고, 외생적 충격에 대한 변수를 추가한 후 행렬형태로 정리하면 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 & 1 & \eta \\ 0 & \cdots & 0 & S_1 & \cdots & S_5 & 0 & -1 \\ 1 & \cdots & 0 & -\eta_{11}^* & \cdots & -\eta_{15}^* & -1 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 & -\eta_{51}^* & \cdots & -\eta_{55}^* & -1 & 0 \\ 1 & \cdots & 0 & -\epsilon_1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 & 0 & \cdots & -\epsilon_5 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} EX_1 \\ \vdots \\ EX_5 \\ EW_1 \\ \vdots \\ EW_5 \\ EQ \\ EP \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_2 \beta_k \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \tag{5}$$

식 (5)에서 η 는 농축산물 수요탄력성, S_i 는 i 번째 생산요소의 비용비중(cost share), η_{ij}^* 는 j 번째 생산요소의 가격에 대한 i 번째 생산요소의 수요탄력성, ϵ_i 는 i 번째 생산요소의 공급탄력성이다. 또한 내생변수 벡터의 EX_i 는 i 번째 생산요소의 균형요소수량의 변화율, EW_i 는 i 번째 생산요소

의 균형요소가격 변화율, EQ 는 농축산물 균형수량 변화율, EP 는 농축산물 균형가격 변화율을 나타낸다. 그리고 외생충격 모수인 β_k 는 고용노동시장에 가해지는 최저임금 인상 충격을 나타낸다. 본 연구에서는 최저임금 인상 시나리오를 2018년에 7,530원, 2019년에 8,350원, 2020년에 10,000원으로 설정하고, 이에 따라 외생충격 모수를 총 3개로 구성하여($k = 1, 2, 3$), 구축된 모형에 번갈아가며 충격을 가하는 시뮬레이션을 진행하였다. 시뮬레이션을 통해 균형변화율이 계측되면, 최저임금 인상으로 인한 농축산물 시장 및 생산요소시장의 균형변화를 살펴볼 수 있고, 생산주체별 후생분석을 진행할 수 있다. 후생분석은 Alston et al.(1995) 및 김동준 외(2018)에 따라 다음과 같이 진행되었다.

$$\Delta PS_i = W_i X_i [E W_i + \beta_k] [1 + 0.5 EX_i] \tag{6}$$

$$\Delta CS_f = -W_2 X_2 E W_2 [1 + 0.5 EX_2] + \sum_{i=1}^5 (s_i - 1) \Delta PS_i + \Delta PS_2 \tag{7}$$

위의 식 (6)의 ΔPS_i 는 i 번째 생산요소시장의 공급자 잉여변동분, W_i 는 i 번째 생산요소의 가격, X_i 는 i 번째 생산요소의 수량을 나타내며, 식 (7)에서 ΔCS_f 는 생산요소시장의 수요자인 농가의 최종 잉여변동분, s_i 는 i 번째 생산요소에 대한 농가공급비중을 나타낸다. 이 식을 활용하면 Kinnucan et al.(2001)에 따라 농가가 자체적으로 공급하는 생산요소에 대한 준지대(quasi rent)가 고려되어, 각 경제주체의 잉여변화 분을 보다 정확히 계측할 수 있다는 장점이 있다. 한편, SEDM 구축에 필요한 투입모수별 정보 수집 경로는 다음 <표 1>과 같이 정리될 수 있다.

<표 1> 투입모수별 정보 수집 경로

파라미터	정의	수집 경로	비고
η	최종재 수요탄력성	자체추정	LA-AIDS
η_{ij}^*	요소 수요탄력성	자체추정	초월대수 비용함수
ϵ_i	요소 공급탄력성	선행연구	엄진영 외(2016), OECD(2001) 등
β_k	외생충격	자체추정	임금함수

2. 농업부문 임금함수

본 연구에서는 SEDM 구축에 필요한 외생충격 모수(β_k)를 추정하기 위해 최저임금이 독립변수로 포함된 임금함수를 추정하였다. 최저임금 연구는 이중차분법을 활용한 연구(Card and Krueger,

1994), 최저임금지수에 기반한 연구(Kaitz, 1970), 시계열 자료에 기반한 연구(Williams and Mills, 2001), 패널데이터를 활용한 연구(Neumark and Wascher, 1992)로 구분될 수 있다. 국내에서는 주로 이중차분법 활용 연구(이병희, 2008)나 패널데이터 기반 연구(김영민, 2015)가 대다수를 이루고 있다. 본 연구에서는 이중차분법에 기반한 방법은 전국적으로 동일한 최저임금을 가진 우리나라에서는 참조집단과 비교집단의 구분이 어려워 적용이 어렵다는 점, 국내외 최근 연구들은 대부분 패널데이터를 기반으로 진행되었다는 점 등을 고려해 패널데이터에 기반하여 임금함수를 추정하였다.

본 연구에서는 Card(1992) 및 이정민·황승진(2016)의 모형에 기초하여 최저임금이 인상되면 최저임금의 적용을 받는 근로자 수가 증가한다는 점에 착안하여 최저임금 적용률⁴⁾을 활용하여 임금함수를 추정한다. 이정민·황승진(2016)에 따르면, 국내 노동시장은 지역에 따라 분할되어 있기보다는 근로자의 인구사회학적 특성에 따라 분할되어 있다. 따라서 우리나라 노동시장에서 최저임금 인상의 영향은 근로자의 인구사회학적 특성에 따라 다르게 나타날 수 있다. 이러한 점을 고려하여 이정민·황승진(2016)의 연구에 기초하여 근로자의 인구사회학적 특성을 바탕으로 근로자 집단을 구성하고 아래의 식 (4), 식 (5)와 같이 임금함수를 추정하였다.

$$\ln(w_{l,t}) - \ln(w_{l,t-1}) = \gamma T_{l,t-1} + \sum_{t=1}^n \rho_t D_t + v_{l,t}, \quad (8)$$

$$T_{l,t} = \theta(\Delta m w_{t-1}) + \lambda w_{l,t-1} + \alpha_l + u_{l,t} \quad (9)$$

식 (8)의 $w_{l,t}$ 는 근로자 집단 l 의 t 년도 평균 시간당 임금으로 좌변은 평균 시간당 임금의 상승률을 의미하고, 우변의 $T_{l,t-1}$ 는 근로자 집단 l 의 $t-1$ 년도 최저임금 적용근로자 비중, D_t 는 t 년도에 대한 연도더미변수이다. 따라서 식 (8)의 γ 를 통하여 최저임금 적용근로자 비중이 평균 시간당 임금 증가율에 미치는 영향을 측정할 수 있다. 식 (9)의 $\Delta m w_{t-1}$ 은 t 년과 $t-1$ 년 사이의 실질최저임금 인상률, $w_{l,t-1}$ 는 근로자 집단 l 의 $t-1$ 년도 평균 시간당 임금을 의미하고, α_l 은 적용근로자 비중이 영향을 미치는 집단 l 의 시간불변의 특성, 그리고 $u_{l,t}$ 는 오차항을 의미한다. 식 (9)의 θ 는 최저임금 인상으로 인한 실질최저임금 인상률이 적용근로자 비중이 미치는 영향에 대한 추정량(estimator)으로 해석될 수 있다. 패널 모형으로 식 (8)과 식 (9)를 추정하고 θ 와 γ 의 추정치

4) 최저임금 적용률은 t 년도에는 최저임금보다 높은 수준의 임금을 받고 있었으나, $t+1$ 에는 최저임금 이하의 임금을 받을 것으로 예상되는 근로자의 비율로 정의된다.

를 곱하면, 최저임금 인상이 평균 시간당 임금에 미치는 영향(최저임금의 임금탄력성)을 도출할 수 있다. 추정과정에서 각 집단의 특성이 종속변수에 미치는 고정효과가 통제될 수 있기 때문에 추정계수의 일치성(consistent)을 확보할 수 있다. 이 경우 추정된 임금탄력성은 농업생산부문의 평균적인 임금탄력성을 의미하게 된다.

또한 이 모형에서는 식 (9)를 통해 최저임금 인상률이 집단 l 의 최저임금 적용률에 영향을 미치게 되고, 식 (8)를 통해 다시 각 집단의 최저임금 적용률은 모든 근로자의 평균 시간당 임금에 영향을 미치게 된다. 이 과정에서 최저임금의 인상은 집단 l 의 최저임금 적용근로자의 임금뿐만 아니라(직접적인 효과) 최저임금 비적용근로자의 임금(간접적인 효과)에도 영향을 미칠 수 있게 된다. 결과적으로 이 모형에서는 최저임금 인상이 전체 근로자에게 미치는 임금효과에 대한 추정이 가능하다. 추정된 탄력성을 활용하면 농업부문 최저임금 인상 시 전체 임금은 얼마나 증가하는지 계산할 수 있다. 이렇게 추정된 최저임금 탄력성은 외생충격 모수 산정에 활용되었다.

3. 농식품 수요함수 및 농축산물 비용함수

농축산물에 대한 수요탄력성(η)을 확보하기 위하여 농식품 수요함수를 추정하였다. 이 때 추정모형은 Deaton, A. and J. Muellbauer(1980)의 LA-AIDS 모형에 기반하였다. 본 연구에서는 약분리성(weak separability) 가정 하에 분석 품목을 농축산물, 수산물, 가공식품, 외식서비스로 총 4개 품목으로 구분하고($m, n = 1, 2, 3, 4$), 가구 특성 변수를 반영하여 최종적으로 아래와 같은 모형을 추정하였다.

$$w_m(p, M) = \alpha_m + \sum_{n=1}^4 \gamma_{mn} \ln p_n + \beta_m [\ln M - \ln g(p)] + \sum_{d=1}^7 \delta_{md} D_{md}$$

이 때, $\ln g(p) = \sum_{n=1}^4 w_n \ln p_n$,

$$\sum_{m=1}^4 \beta_m = \sum_n \gamma_{mn} = 0, \quad \gamma_{mn} = \gamma_{nm}, \quad \sum_{m=1}^4 \alpha_m = 1,$$

$$\forall m, n = 1, 2, 3, 4$$
(10)

식 (10)에서 $w_m(\cdot)$ 는 m 번째 품목의 지출비중, $p \in R^4$ 은 농식품 가격벡터, M 은 농식품 지출액, p_j 는 j 번째 품목의 가격, D_{md} 는 m 번째 품목에 대한 d 번째 가구 특성 변수를 나타내고, $\ln g(p)$ 는 LA-AIDS의 추정방법에 따라 스톤가격지수(Stone's price index)로 대체하였다. 가구 특성 변

수는 선행연구(권오상, 2015; 김동준 외, 2018)와 같이 소득더미(저소득 가구, 중소득 가구)⁵⁾ 및 가구 유형더미(근로자 가구), 분기별 더미(1분기, 2분기, 3분기), 연도추세변수이다.

한편, 요소수요탄력성 η_{ij}^* 를 확보하기 위해서는 초월대수 비용비중함수(translog cost share function)를 추정하였다. 비용함수를 추정한 기존연구들에서는 노동을 가족노동과 고용노동으로 구분하지 않은 경우가 많다(이명현, 2011; 김응규 외, 2016 등). 노동을 가족노동과 고용노동으로 구분하지 않고 노동의 수요탄력성을 추정하면 암묵적으로 가족노동과 고용노동의 수요탄력성이 동일하다는 가정을 부과하는 것과 같다고 할 수 있다. 그러나 Salhofer(1999)의 연구에 따르면, 농업부문 노동의 공급탄력성을 추정한 선행연구들을 종합해본 결과, 가족노동과 고용노동의 포함여부에 따라 공급탄력성이 0.03에서 2.84까지 다양하게 나타난 바 있다. 따라서 가족노동과 고용노동은 서로 상이한 성질을 가지고 있다고 보는 것이 타당하며, 본 연구에서는 이러한 점을 노동의 수요탄력성 추정 시 반영하였다. 이에 따라 생산요소를 가족노동, 고용노동, 자본, 토지, 중간투입물로 구분하였으며, 최종적으로 추정된 비용비중함수는 다음과 같다.

$$S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} (\ln W_j) + \beta_{iy} \ln Y + \beta_{it} t \quad (11)$$

이때, $\beta_{ij} = \beta_{ji}$, $\sum_{i=1}^5 \beta_i = \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} = \sum_{j=1}^5 \beta_{jj} = \sum_{j=1}^5 \beta_{jt} = 0$, $\forall i, j = 1, 2, \dots, 5$

식 (11)의 S_i 는 i 번째 생산요소의 비용비중(cost share), W_j 는 j 번째 생산요소의 가격, Y 는 농축산물 생산량을 나타내고, t 는 연도추세변수를 의미한다. 이때, 식 (11)의 설명변수인 $\ln(W_2)$ 는 고용노동의 임금을 의미하는데, 식 (8)에서는 근로자 집단별 평균 시간당 임금의 인상률을 종속변수로 활용하고 있다. 이 두 함수는 모두 임금과 관련이 있으나, 내생성 문제가 제기될 여지가 크지 않을 것으로 보인다. 이는 식 (8)의 종속변수는 고용노동의 임금 그 자체를 의미하는 것이 아니라 인상률을 나타내기 때문이다. 따라서 비용함수의 설명변수가 일종의 확률변수로 고려되기 어려울 것으로 보이며, 내생성 문제가 발생할 여지가 크지 않다고 할 수 있다. 이와 같이 농식품 수요함수와 농축산물 비용비중함수를 추정하면, 2015년을 기준으로 각각의 탄력성이 확보될 수 있고, Krinsky and Robb(1986)에 따라 탄력성의 경험적인 분포를 도출하여 확률적 균형대체모형에 활용하였다.

5) 소득분위 1,2,3분위에 해당하는 가구를 저소득 가구, 4,5,6,7분위에 해당하는 가구를 중소득 가구, 8,9,10분위에 해당하는 가구를 고소득 가구로 분류하고 이를 반영한 더미변수를 도입하였다.

Ⅲ. 분석자료

1. 농업부문 임금함수

농업부문 임금함수 추정을 위해 활용된 자료는 2008년부터 2017년까지의 고용형태별 근로실태조사이다. 이 통계자료는 1인 이상의 근로자를 고용한 사업체를 대상으로 각 사업체의 임금대장에 기초하여 조사된 자료이다. 따라서 최저임금 관련 연구에 활용할 시 다른 통계들에 비해 상대적으로 정확도가 높다고 평가되고 있고(황승진, 2016), 사업체를 대상으로 진행되기 때문에 외국인 근로자에 대한 정보가 포함되어 있다. 그렇기 때문에, 이 자료를 활용하여 도출된 임금탄력성은 최저임금 비적용근로자와 외국인 근로자를 포괄할 수 있다는 장점이 있다. 이 통계에서 조사되는 농림어업 종사자의 실 근로시간 및 급여액을 활용하여 시간당 임금을 산출하였으며, 각 연도별 실질 최저임금을 활용해 최저임금 적용률을 적용하였다. 활용된 자료에 대한 기초통계량은 부록에 수록되어있다.

본 연구에서는 이정민·황승진(2016)의 접근법을 활용하여 근로자 집단을 구성하되, 농업의 특성을 고려하여 분류 수준을 달리 적용하였다. 구체적으로 성별은 2개 범주로 구분하고, 교육수준은 4개 범주(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상), 연령은 5개 범주(30세 미만, 30대, 40대, 50대, 60대 이상), 사업체 규모는 3개 범주(5인 이하, 5~30인, 30인 이상), 근속연수는 4개 범주(2년 이하, 2~5년, 5~10년, 10년 이상)으로 구분하였다. 이 범주로 근로자 집단을 구성하면 총 480개의 근로자 집단이 구성되며, 10년간의 자료에서는 총 4,800개의 관측치가 존재하게 된다. 하지만, 실제로는 모든 집단의 관측치가 존재하지는 않으므로, 최종적으로 활용된 관측치는 3,857개이다. 한편, 자료의 부족으로 2018년에 대한 관측치는 수집되지 못하였다. 2018년 최저임금은 7,530원으로 전년에 대비 16.4% 인상되어 기존보다 급격한 인상률을 보인 바 있으나, 2018년 자료는 포함하지 못하였으므로 본 연구에서 도출된 임금탄력성은 다소 과소추정의 여지가 있을 수 있음에 주의할 필요가 있다. 또한 농업생산부문의 근로자 집단은 생선품목, 작목반 유무 등에 의해서도 구분되어질 수 있다. 하지만 이러한 근로자 집단의 특성 데이터를 체계적으로 확보하기는 쉽지 않다. 따라서 최신 자료 확충, 근로자 집단 구성의 세분화 등을 포함한 추가적인 분석은 향후 연구과제로 남는다.

2. 농식품 수요함수 및 농산물 비용함수

농식품 수요함수 추정에는 2007년에서 2016년까지의 가계동향조사를 활용하였다. 권오상(2015)과 마찬가지로 가계동향조사의 가구 유형별 월평균 지출액 자료를 활용하였으며, 품목은 농축산물, 수산물, 가공식품, 외식으로 구분되었다. 농축산물에는 곡물, 과일 및 과일가공품, 채소 및 채소가공품, 육류가 포함되며, 수산물에는 신선수산동물, 가공식품에는 빵 및 떡류, 육류가공품, 유제품 및 알, 당류 및 과자류, 주스 및 기타음료 등이 포함되었다. 가격자료는 공표되고 있는 소비자 물가지수 중 품목성질별 소비자 물가지수를 사용하였다. 단, 농축산물의 경우에는 가격지수가 따로 제공되지 않고 있기 때문에, 농산물과 축산물에 대한 가격지수와 가중치를 활용하여 라스파이레스스 지수(Laspeyres index)의 산식에 따라 계산한 후, 이를 활용하였다. 품목 분류는 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 농식품 수요체계 품목 구분 및 가격지수

분류	세부품목	가격지수
농축산물	곡물, 과일 및 과일가공품, 채소 및 채소가공품, 육류	농축산물
수산물	신선수산동물	수산물
가공식품	빵 및 떡류, 육류가공품, 염건수산동물, 기타 수산동물 가공, 유제품 및 알, 유지류, 해조 및 해조가공품, 당류 및 과자류, 조미식품, 기타식품, 커피 및 차, 주스 및 기타음료	가공식품
외식	식사비	외식

농축산물 비용함수 구축에는 허정희 외(2017)의 부록에 수록되어 있는 1987년부터 2015년까지 한국 농업 KLAM 자료(K 는 자본, L 은 노동, A 는 토지, M 은 중간투입물을 의미)를 활용하되, 가족노동과 고용노동 자료는 권오상 외(2016)의 자료를 활용하였다. 이 자료는 2013년까지만 제공되고 있으므로, 불가피하게 2014년과 2015년의 가족노동, 고용노동 자료는 농가경제조사 활용하여 추가하였다. 이 자료는 전국단위, 품목별, 투입요소별 자료로서 톰크비스트(Törnqvist) 지수를 활용하여 구축된 자료이다. 톰크비스트 지수는 경제이론에 기반함으로써 생산기술에 대해 불필요한 제약을 가하지 않고도 결합산출·투입물의 변화율을 비교적 정확하게 지수화할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 또한 Diwert(1976)에 의하면, 톰크비스트 지수를 활용하여 구축된 비용함수는 초월대수 형태의 생산함수가 가지는 기술특성과 일치성을 가진다고 알려진 바 있어 본 연구에서 추정하려고 하는 비용함수에 적합하다고 할 수 있다.

이외에도 확률적 균형대체모형(SEDM)을 구축하기 위해서는 생산요소별 농가공급비중과 생산요소 공급탄력성에 대한 정보가 필요하다. 본 연구에서 활용된 초기균형 값과 생산요소별 농가공급비중, 선행연구에서 인용된 생산요소별 공급탄력성 등은 부록에 수록되어 있다.

IV. 분석결과

1. 농업부문 임금함수

농업부문 임금함수를 추정한 결과는 <표 3>과 같다. 실질 최저임금 인상률이 1% 증가하면 적용근로자 비중은 0.878% 증가하는 것으로 나타났으며, 적용근로자 비중이 1% 증가할 때 전체임금 변화율은 0.296% 증가하는 것으로 추정되었다. 이 결과는 실질최저임금이 1% 증가하면, 전체임금은 약 0.260% ($0.878 \times 0.296 = 0.260$) 증가함을 의미하여, 최저임금의 임금탄력성은 약 0.260인 것으로 해석될 수 있다. 한편, 농업생산부문 최저임금 연구인 김윤진 외(2018)에서는 2016년 최저임금을 기준으로 하여 2018년 최저임금 인상률이 적용될 경우 기존보다 전체임금은 3.77% 증가한다는 추정결과를 제시한 바 있다. 동 기간 실질최저임금은 20.487% 증가한 것으로 나타나 최저임금의 임금탄력성은 약 0.184 수준인 것으로 계산될 수 있다. 김윤진 외(2018)와 본 연구의 이러한 차이는 아래와 같은 방법론적인 차이에 기인하고 있는 것으로 판단된다. 김윤진 외(2018)에서는 2016년 최저임금 미만 지급 농가에게만 충격을 가하였기 때문에 직접적인 효과만 고려되

<표 3> 최저임금에 대한 임금함수 추정결과

구분	식 (8)	식 (9)
적용근로자비중	0.296*** (0.0678)	-
2009년	-0.039* (0.0237)	-
2010년	-0.015 (0.0233)	-
2011년	-0.004 (0.0231)	-
2012년	-0.045** (0.0229)	-
2013년	0.082*** (0.0232)	-
2014년	-0.009 (0.0231)	-
2015년	-0.056** (0.0230)	-
2016년	-0.015 (0.0229)	-
상수항	-0.001 (0.0244)	-
실질최저임금인상률	-	0.878*** (0.096)
평균 시간당 임금	-	0.081 (0.055)
집단 효과	임의	고정
관측치 수	3,857	3,857
R^2	0.03	0.12

주: 1) 함께 병기한 *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. 또한 괄호안의 숫자는 표준오차를 의미함.

2) 모형 1에 대한 하우스만 검정(Hausman test) 결과 $\chi^2 = 2.54$ 로, 임의효과 모형이 지지되었음.

3) 모형 2에 대한 하우스만 검정(Hausman test) 결과 χ^2 값이 56.956으로, 유의수준 1%내에서 고정효과 모형이 지지되었음.

었다는 점이다. 김윤진 외(2018)의 연구에서는 간접적인 효과가 고려되지 못하였기 때문에 전체 임금인상률인 3.77%(임금탄력성으로 0.184)가 전체임금 상승분의 하한으로 해석될 수 있다. 이와 대비되게 본 연구에서 추정된 임금탄력성 0.260은 최저임금 인상의 직접적인 효과(최저임금 미만 지급 농가에 미치는 영향)뿐만 아니라 간접적인 효과(최저임금 이상 지급 농가에게 미치는 영향)가 함께 고려된 것으로 해석될 수 있다.

최저임금의 임금탄력성의 추정치를 활용해서 다음과 같이 외생적 충격에 대한 임금 상승률을 도출할 수 있다. 최저임금 인상에 대한 2015년 대비 2018년 임금 상승률은 7.53%, 2015년 대비 2019년의 임금 상승률은 10.10%, 2015년 대비 2020년의 임금 상승률 15.97%로 나타났다. 이러한 추정결과는 <표 4>와 같이 나타낼 수 있으며, 다음 절에서 확률적 균형대체모형을 활용한 분석에 활용되었다.

<표 4> 외생충격에 대한 모수(임금 상승률) 추정 결과

변수	설명	추정치
$\gamma\theta$	실질최저임금의 임금탄력성	0.260
β_1	최저임금 인상에 대한 2015년 대비 2018년 임금 상승률(%)	7.53
β_2	최저임금 인상에 대한 2015년 대비 2019년 임금 상승률(%)	10.10
β_3	최저임금 인상에 대한 2015년 대비 2020년 임금 상승률(%)	15.97

2. 확률적 균형대체모형

농식품 수요함수, 농산물 비용함수를 추정하여 도출된 탄력성 추정치는 부록에 제시되어있다. 탄력성 추정치와 외생충격 모수를 활용해 SEDM을 구축하였으며, 추정결과는 <표 5>와 같다. 농축산물 시장의 경우, 최저임금 인상시 거래량이 감소하고, 가격은 증가하며, 시장규모(거래액)는 증가하는 것으로 분석되었다. 시장규모 증가 결과는 비탄력적인 농축산물 수요의 특성으로 인해 임금 상승으로 인한 균형가격 상승폭보다 균형 거래량의 감소폭이 적어서, 결과적으로 시장규모가 커지게 되는 것으로 해석될 수 있다. 하지만 농축산물 시장의 균형가격 변화는 전체임금 상승률에 비해 다소 작은 것 나타났다. 이 분석결과는 농축산물 소비자에게 농축산물 가격의 변화를 통하여 나타나게 될 최저임금 상승의 영향이 전체임금 상승률 대비 상대적으로 작을 수 있음을 의미한다.

생산요소시장의 변화를 살펴보면, 고용노동의 변화율이 동 기간 농산물 시장의 변화율에 비해 상대적으로 크다는 것을 알 수 있다. 이는 고용노동시장은 최저임금 인상에 직접적으로 영향을 받는 시장으로 사중손실(deadweight loss)이 크게 발생하기 때문인 것으로 판단된다. 한편, 일부 투입

물 시장(예, 가족노동, 중간투입물 시장 등)의 경우, 신뢰구간을 고려할 때 변화의 부호가 확정적이지 않다. 이는 우리나라 농업생산부문 전반에 있어 최저임금 인상이라는 외생적인 충격에 따른 해

〈표 5〉 균형대체모형을 활용하여 도출된 최저임금 인상에 따른 균형변화

변수		수량변화율(%)	가격변화율(%)	판매액 및 투입액 변화율(%)	시장 변화액 (10억 원)
2018년 최저임금 (7,530원) 적용시 균형변화	농축산물	-0.093 (-0.124, -0.062)	0.126 (0.084, 0.169)	0.033 (0.013, 0.053)	12.358 (4.906, 19.809)
	가족노동	-0.114 (-0.488, 0.26)	-0.228 (-1.721, 1.264)	-0.342 (-2.07, 1.385)	-7.858 (-47.507, 31.792)
	고용노동	-1.48 (-2.379, -0.58)	6.473 (5.827, 7.119)	4.898 (3.303, 6.492)	62.888 (42.415, 83.362)
	자본	0.036 (-0.086, 0.158)	0.024 (-0.045, 0.093)	0.06 (-0.129, 0.248)	4.808 (-10.358, 19.973)
	토지	-0.075 (-0.148, -0.002)	-0.197 (-0.395, 0.001)	-0.272 (-0.54, -0.003)	-39.368 (-78.23, -0.506)
	중간 투입물	-0.048 (-0.145, 0.049)	-0.032 (-0.088, 0.024)	-0.08 (-0.229, 0.07)	-9.212 (-26.474, 8.051)
2019년 최저임금 (8,350원) 적용시 균형변화	농축산물	-0.125 (-0.168, -0.082)	0.169 (0.111, 0.227)	0.044 (0.017, 0.071)	16.555 (6.523, 26.587)
	가족노동	-0.153 (-0.653, 0.347)	-0.306 (-2.347, 1.735)	-0.459 (-2.81, 1.892)	-10.537 (-64.495, 43.422)
	고용노동	-1.985 (-3.196, -0.773)	8.682 (7.813, 9.552)	6.526 (4.354, 8.698)	83.789 (55.899, 111.679)
	자본	0.048 (-0.115, 0.211)	0.032 (-0.061, 0.125)	0.08 (-0.172, 0.333)	6.449 (-13.894, 26.791)
	토지	-0.1 (-0.2, -0.001)	-0.264 (-0.53, 0.001)	-0.364 (-0.725, -0.003)	-52.795 (-105.123, -0.467)
	중간 투입물	-0.064 (-0.194, 0.066)	-0.043 (-0.117, 0.032)	-0.107 (-0.307, 0.093)	-12.355 (-35.515, 10.805)
2020년 최저임금 (10,000원) 적용시 균형변화	농축산물	-0.198 (-0.265, -0.13)	0.268 (0.175, 0.36)	0.07 (0.027, 0.112)	26.104 (10.178, 42.029)
	가족노동	-0.242 (-1.036, 0.551)	-0.484 (-3.83, 2.861)	-0.725 (-4.532, 3.081)	-16.65 (-104.022, 70.721)
	고용노동	-3.138 (-5.063, -1.213)	13.729 (12.348, 15.11)	10.16 (6.615, 13.705)	130.453 (84.937, 175.969)
	자본	0.076 (-0.183, 0.335)	0.051 (-0.096, 0.198)	0.127 (-0.274, 0.527)	10.198 (-22.092, 42.488)
	토지	-0.159 (-0.319, 0.001)	-0.418 (-0.852, 0.016)	-0.576 (-1.165, 0.013)	-83.443 (-168.82, 1.934)
	중간 투입물	-0.101 (-0.307, 0.104)	-0.068 (-0.186, 0.051)	-0.169 (-0.486, 0.148)	-19.532 (-56.168, 17.103)

주 : 각 추정치 하단 괄호안의 수치는 95% 신뢰구간을 의미함.

당 시장의 변화 방향이 불명확하다는 것을 의미한다. 이 결과는 일반적인 균형대체모형 분석으로는 확보되기 어려운 추정결과로서 SEDM을 통해 투입모수에 대한 확정성 가정을 완화하여 모수의 불확실성을 반영할 수 있었기 때문에 도출될 수 있었던 분석결과이다. 마지막으로, 대부분의 생산요소시장 변화 규모가 농축산물 시장의 변화 규모보다 큰 것으로 나타났다. 이는 최저임금이 인상되면 생산요소시장이 산출물 시장과 비교하여 상대적으로 크게 반응함을 의미한다. 이러한 분석결과 는 최저임금 인상의 충격이 생산요소시장에서 상당 부분 흡수된다는 것으로 해석될 수 있다.

시장충격의 상당 부분이 생산요소시장에서 흡수되면 생산요소시장에 참여하고 있는 생산주체 들의 후생변화 또한 크게 나타난다. 각 생산주체들의 후생변화 결과는 <표 6>과 같이 도출되었 다. 농업생산부문의 총 잉여변화분은 2018년에는 -957억 원에서 2020년에는 -2,018억 원 가량인 것으로 추정되었다. 이 규모는 각 생산주체의 잉여변동분을 합산한 것으로, 농업총생산액, 농업 부가가치액 등의 통계치와는 직접적인 비교가 어렵다. 따라서 김동준 외(2018)의 연구결과와 비교 해보면, 이들의 연구에서는 균형대체모형을 활용하여 농림어업용 석유류 간접세 면제제도 폐지 (이하 면세유 폐지로 약칭)에 따른 농업생산부문 후생을 분석한 결과, 총 잉여변동분이 약 6,340 억 원 으로 추정된 바 있다. 따라서 최저임금 인상 시 농업생산부문에 미치는 총 잉여변동분의 규모는 면세유 폐지의 약 31.8% 수준인 것으로 사료된다. 그러나 면세유 폐지시에는 약 6,685억 원 가량의 정부의 조세수입이 발생할 것으로 추정되지만, 최저임금 인상에서는 조세수입이 발생

<표 6> 최저임금 적용에 따른 농업 생산 부문 잉여변화 (단위: 10억 원)

구분		잉여변동분		
		2018년 최저임금 (7,530원)	2019년 최저임금 (8,350원)	2020년 최저임금 (10,000원)
농가 잉여변동분		-66.216 (-101.44, -31.091)	-88.538 (-136.025, -41.229)	-138.989 (-215.826, -62.603)
비농가부문 공급자 잉여변동분	가족노동	-	-	-
	고용노동	-13.469 (-21.6, -5.264)	-18.02 (-28.899, -7.007)	-28.328 (-45.334, -10.981)
	자본	1.923 (-3.633, 7.486)	2.58 (-4.881, 10.052)	4.08 (-7.758, 15.948)
	토지	-14.523 (-29.086, 0.05)	-19.477 (-39.024, 0.089)	-30.788 (-62.71, 1.184)
	중간 투입물	-3.684 (-10.126, 2.763)	-4.942 (-13.579, 3.707)	-7.812 (-21.459, 5.863)
총 잉여변동분		-95.97 (-96.405, -95.535)	-128.397 (-129.183, -127.611)	-201.838 (-203.811, -199.864)

주 : 각 추정치 하단 괄호안의 수치는 95% 신뢰구간을 의미함.

하지 않는다. 따라서 최저임금 인상 시 발생하는 사중손실의 규모는 농림어업용 석유류 간접세 면제제도 폐지를 크게 웃돌 것으로 예상할 수 있으며, 이러한 총 잉여변화분의 크기는 무시하기 어려운 규모로 판단된다.

농가 잉여의 경우, 2018년에 662억 원, 2019년에 885억 원, 2020년에 1,389억 원 가량 감소하는 것으로 추정되었으며, 신뢰구간을 고려할 경우 2020년 잉여 감소폭은 최대 2,158억 원 가량에 이를 수 있다. 이 때, 농가의 잉여변동분에는 각 생산요소를 자체적으로 공급함으로써 귀착되는 준지대가 포함되어 있다는 점에 주의할 필요가 있다⁶⁾. 농가의 잉여변동분이 총 후생변화에서 차지하는 비중은 약 68.9% 가량에 이르는 것으로 나타났으며, 이 비중은 신뢰구간을 고려할 경우 최대 105.8%까지 증가한다. 이러한 추정결과는 최저임금이 인상되면 농업생산부문 피해의 대부분은 농가에게 전가된다는 점을 의미한다. 이 수치는 2015년 농가경제조사 기준 농업소득 대비 1.40%, 농가경제잉여 대비 2.37%, 노무비 대비 10.82%를 차지하는 것으로 나타났다. 또한 신뢰구간의 상한을 고려할 경우 이 크기는 농업소득 대비 최대 2.16%, 농가경제잉여 대비 3.68%, 노무비 대비 16.8%에 해당할 수 있다. 이러한 분석결과는 최저임금이 인상되면 직·간접적인 경로를 통해 농가 경영은 악화될 것으로 보이며 그 규모는 상당한 수준이 될 수 있음을 의미한다.

또한 기준점(각 모수 추정치 분포의 평균)에서 평가할 경우, 토지시장의 공급자잉여는 감소하고, 자본시장의 공급자잉여는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 최저임금이 인상될 경우 경지면적 감소 등으로 인해 토지에 대한 수요는 감소하고, 기계 및 기구 확충 등 자본에 대한 수요는 증가하기 때문인 것으로 보인다. 하지만 이러한 잉여변동분의 부호는 신뢰구간의 상한과 하한에서 상이하게 추정되어 하나의 방향으로 정해지는 것은 아닌 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 여러 가지 요인에 의하여 나타날 수 있다. 자본시장의 공급자의 경우, 잉여변동분이 0에 근접하고 있기 때문에 작은 변동폭에도 부호가 변하기 쉽기 때문이다. 토지시장의 공급자의 경우에는 투입모수(고용노동 가격의 토지수요 탄력성 등)의 분산이 크다는 점이 반영된 것으로 판단된다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 최저임금 인상 시 농업생산부문에는 어떠한 영향이 있는지 분석하고자 하였다. 본 연구에서 기존의 선행연구와 차별화될 수 있는 점은 첫째, 최저임금 인상에 따른 임금효과를

6) 가족노동의 경우, 농가 공급비중이 100.0%이므로, 가족노동의 잉여변동분은 모두 농가에게 귀착되었다.

직·간접효과를 모두 포괄하여 도출하였으며, 내국인 근로자뿐만 아니라 외국인 근로자도 포함되어 분석되었다는 점, 둘째, 가족노동비중이 높은 농업의 특성을 반영하였다는 점, 셋째, 생산 투입요소의 대체관계가 고려되었다는 점, 넷째, 투입 모수의 불확실성을 반영한 분석이 시도되었다는 점, 마지막으로 분석결과를 생산주체별로 세분화하여 제시하였다는 점에 있다. 본 연구에서는 확률적 균형대체모형을 활용하였으며, 이 모형을 구축하기 위해 수요함수, 비용함수, 임금함수를 추정하였다.

분석결과를 종합해보면, 최저임금 인상 시 농업생산부문에서는 농산물시장보다 생산요소시장에서 충격의 대부분을 흡수하는 것으로 나타났다. 이에 따라 각 생산주체의 잉여에는 많은 변동이 발생하게 되는데, 특히, 농업생산부문의 충격은 대부분 농가에게 전가되는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 분석결과는 농업생산부문에 대한 후속대책 수립이 요구됨을 암시하며, 농업생산부문 최저임금 대책 수립시 농가에 대한 지원이 우선시 되어야 함을 시사한다. 이 분석결과는 차후 농업부문 최저임금 인상의 구체적인 후속대책 수립 시 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 한편으로 최저임금의 임금탄력성을 추정하였지만 최저임금이 급격히 인상된 기간의 데이터는 확보되지 못하였으며, 자료의 한계로 인해 품목별, 작목반의 유무에 기반하여 근로자 집단의 특성을 반영한 분석을 진행하지 못하였다. 또한 본 연구에서는 우리나라 농업생산부문 전반에 대한 최저임금 인상의 영향을 분석하는 것에서 그쳤지만, 최저임금의 영향은 농가의 생산 품목에 따라 상이할 수 있다는 점을 반영한 보다 정직한 후속연구가 필요하다. 마지막으로 확률적 균형대체모형을 활용한 분석과정에서 최저임금 인상으로 인한 소비자의 소득변화(평균 소득의 증감, 소득불평등도의 변화 등)를 고려하지 못하였다. 이러한 점은 본 연구의 제한점이며, 이를 보완할 수 있는 후속연구가 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 강승복·박철성(2015), “시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석,” 『노동경제논집』, 38(3), 1-22.
- 권오상·반경훈·윤지원(2016), 『한국 농업의 생산성 계측과 변화 분석』, 농촌진흥청.
- 권오상(2015), “가계동향조사 자료를 이용한 농식품 수요 및 생계비지수 분석,” 『농업경제연구』, 56(4), 1-30.
- 김동준·이경배·정규언·김관수·이상원(2018), 『2018년 조세특례 심층평가(II): 농림어업용 석유류 간접세 면제』, 기획재정부.
- 김영민(2015), 『최저임금의 변화가 임금과 고용구조에 미치는 효과분석』, 산업연구원.
- 김윤진·엄진영·유찬희(2018), “최저임금 인상이 농가경제에 미치는 영향 분석,” 『농업정책연구』, 45(4), 641-676.
- 김응규·황성혁·한두봉(2016), “연구논문 : 쌀 생산비 패널자료를 이용한 경영규모별 규모의 경제효과 분석,” 『농업경영·정책연구』, 43(1), 67-85.
- 안동환·김홍상·김관수(2006), “개별농가자료를 이용한 농지임대차시장 수요 및 공급의 특성 분석,” 『농업경제연구』, 47(4), 73-93.
- 엄진영·김광선·임지은(2016), 『농촌지역 노동시장 변화 실태와 정책 과제』, 한국농촌경제연구원.
- 유찬희·엄진영·김윤진(2018), 『최저임금 인상이 농업 생산 부문에 미치는 영향과 정책과제』, 한국농촌경제연구원.
- 이명현(2011), “패널자료를 이용한 쌀생산비 함수 추정,” 『시장경제연구』, 40(1), 107-131.
- 이병희(2008), “최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과,” 『산업노동연구』, 14(1), 1-24.
- 이정민·황승진(2016), “최저임금이 고용에 미치는 영향,” 『노동경제논집』, 39(2), 1-34.
- 이정민·황승진(2018), “최저임금 인상이 임금분포에 미치는 영향,” 『한국경제의 분석(韓國經濟의 分析)』, 24(2), 1-42.
- 조경엽(2018), “최저임금 인상이 고용과 소득재분배에 미치는 영향,” 『KERI Brief』, 1-24.
- 허정희·김수석·이청은·권오상(2017), 『농업부문 공공 R&D의 경제적 파급효과와 투자 수요 분석』, 한국농촌경제연구원.
- 황승진(2016), “최저임금의 노동시장효과,” 서강대학교 박사학위논문.
- 황의식·한석호·서홍석·김충현·이연옥·이수환(2018), 『2018년 농업 및 농가경제 동향과 전망』, 한국농촌경제연구원.
- Alston, J. M., G. W. Norton, and P. G. Pardey(1995), *Science Under Scarcity: Principles and Practice for Agricultural Research Evaluation and Priority Setting*, Cornell University Press.
- Card, D.(1992), “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage,” *ILR Review*, 46(1), 22-37.
- Card, D. and A. B. Krueger(1994), “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food

- Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, 84(4), 772-93.
- Davis, G. C., and M. C. Espinoza(1998), “A Unified Approach to Sensitivity Analysis in Equilibrium Displacement Models,” *American Journal of Agricultural Economics*, 80(4), 868-879.
- Deaton, A., and J. Muellbauer(1980), “An Almost Ideal Demand System,” *American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Diewert, W. E.(1976), “Exact and Superlative Index Numbers,” *Journal of econometrics*, 4(2), 115-145.
- Harrington, D. H., and R. Dubman(2008), *Equilibrium Displacement Mathematical Programming Models: Methodology and Model of the US Agricultural Sector*, United States Department of Agriculture.
- Kaitz, H.(1970), “Experience of the Past: the National Minimum,” *Youth unemployment and minimum wages*, 30-54.
- Kinnucan, H. W., and L. Paudel(2001), “Upstream Effects of Generic Advertising: the Case of Catfish,” *Marine Resource Economics*, 16(2), 83-107.
- Krinsky, I., and A. L. Robb(1986), “On Approximating the Statistical Properties of Elasticities,” *The Review of Economics and Statistics*, 68(4), 715-719.
- Neumark, D., and W. Wascher(1992), “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws,” *ILR Review*, 46(1), 55-81.
- OECD(2001), *Market Effect of Crop Support Measure*, OECD.
- Salhofer, K.(1999), “Distributive Leakages of Agricultural Support: Some Empirical Evidence,” *Agricultural Economics*, 30(1), 51-62.
- Williams, N., and J. A. Mills(2001), “The Minimum Wage and Teenage Employment: Evidence from Time Series,” *Applied Economics*, 33(3), 285-300.

논문접수일 2019년 05월 02일
1차 수정일 2019년 06월 15일
게재확정일 2019년 06월 19일

부 록

〈부표 1〉 임금함수 추정에 활용된 자료의 기초통계량

구분	단위	평균	표준편차	최솟값	최댓값
시간당 임금 인상률	%	4.962	29.527	-67.761	167.6238
적용근로자비중	%	3.471	12.429	0.000	100.000
실질 최저임금 인상률	%	4.154	2.134	0.068	7.026
평균 시간당임금	천원	11.639	6.460	2.396	103.026
2009년 더미변수	더미	0.101	0.302	0.000	1.000
2010년 더미변수	더미	0.100	0.300	0.000	1.000
2011년 더미변수	더미	0.101	0.302	0.000	1.000
2012년 더미변수	더미	0.101	0.302	0.000	1.000
2013년 더미변수	더미	0.096	0.295	0.000	1.000
2014년 더미변수	더미	0.100	0.300	0.000	1.000
2015년 더미변수	더미	0.100	0.300	0.000	1.000
2016년 더미변수	더미	0.101	0.301	0.000	1.000

〈부표 2〉 요소공급의 가격탄력성

변수	설명	추정치	출처
ϵ_1	가족노동	$\epsilon_1 \sim U(0.01, 0.99)$	OECD(2001)를 근거해 가정
ϵ_2	고용노동	$\epsilon_2 \sim N(1.400, 0.046^2)$	엄진영 외(2016)
ϵ_3	자본	$\epsilon_3 \sim U(1, 3)$	OECD(2001)를 근거해 가정
ϵ_4	토지	$\epsilon_4 \sim truncN(0.326, 0.052^2, lb=0)$	안동환 외(2006)
ϵ_5	중간투입재	$\epsilon_5 \sim U(1, 3)$	OECD(2001)를 근거해 가정

주: 1 $truncN()$ 은 절단정규분포, $N(\cdot)$ 은 정규분포, $U(\cdot)$ 는 균등분포를 나타냄.

주: 2 가족노동, 자본, 중간투입재는 OECD(2001)에 근거해 가정하였음. 이 연구에서는 각종 생산요소에 대한 공급탄력성을 추정한 기존 선행연구를 종합하여 연구시 활용 가능한 탄력성의 적용범위를 제시하고 있음.

주: 3 엄진영 외(2016)의 연구에서는 위계적 선형모형 활용하여 농업부문 임금근로자의 임금함수를 추정하였음.

주: 4 안동환 외(2006)의 연구에서는 농가경제조사를 활용하여 농지임대차 시장의 수요함수 및 공급함수를 추정하였음. 이 추정결과를 바탕으로 김동준 외(2018)의 연구와 마찬가지로 농가와 비농가의 토지 공급탄력성을 물량 가중평균하여 활용하였음.

〈부표 3〉 농식품 수요탄력성 및 생산요소 수요탄력성 추정결과

농식품 수요탄력성					
수량 \ 가격	농축산물	수산물	가공식품	외식	
농축산물	-0.738*** (0.057)	-0.058** (0.023)	0.589*** (0.036)	-0.161** (0.075)	
수산물	-0.361** (0.175)	-0.698*** (0.178)	0.449** (0.197)	0.56** (0.22)	
가공식품	0.44*** (0.032)	0.032 (0.024)	-0.35*** (0.058)	-0.884*** (0.062)	
외식	-0.346*** (0.036)	-0.009 (0.014)	-0.676*** (0.034)	-0.474*** (0.06)	
지출탄력성	0.368*** (0.021)	0.051 (0.044)	0.763*** (0.011)	1.504*** (0.014)	

생산요소 수요탄력성					
수량 \ 가격	가족 노동	고용 노동	자본	토지	중간투입물
가족 노동	-0.136*** (0.038)	-0.014 (0.037)	0.144*** (0.048)	-0.201*** (0.042)	0.207*** (0.055)
고용 노동	-0.024 (0.066)	-0.215*** (0.073)	0.148** (0.069)	-0.008 (0.075)	0.099 (0.079)
자본	0.041*** (0.014)	0.024** (0.011)	-0.166** (0.071)	0.044 (0.039)	0.058* (0.033)
토지	-0.032*** (0.007)	-0.001 (0.007)	0.024 (0.022)	-0.091*** (0.019)	0.099*** (0.016)
중간 투입물	0.041*** (0.011)	0.011 (0.009)	0.04* (0.023)	0.124*** (0.02)	-0.217*** (0.029)

주 : 함께 병기한 *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함. 또한 괄호안의 숫자는 표준오차를 의미함.

〈부표 4〉 생산요소별 농가공급비중

농가공급비중						
가족 노동	고용 노동	자본	토지	비료	농약	중간 투입물
1.000	0.000	0.000	0.491 ^a	0.000	0.000	0.000

a : 통계청 농지임대차조사(2015)

〈부표 5〉 확률적 균형대체모형 초기균형

변수	설명	추정치
P	2015년 농축산물 가격지수	37,510
Y	2015년 농축산물 수량지수	1.034
X_1	2015년 가족 노동 수량지수	1
X_2	2015년 고용 노동 수량지수	1
X_3	2015년 자본 수량지수	1.12
X_4	2015년 토지 수량지수	0.974
X_5	2015년 중간투입물 수량지수	1.052
W_1	2015년 가족 노동 가격지수 (단위: 10억 원)	2,295.49
W_2	2015년 고용 노동 가격지수 (단위: 10억 원)	1,284
W_3	2015년 자본 가격지수 (단위: 10억 원)	7,193
W_4	2015년 토지 가격지수 (단위: 10억 원)	14,877
W_5	2015년 중간투입물 가격지수 (단위: 10억 원)	10,997