

쌀 소득보전직불제의 생산연계효과 실증분석*

이문호** 김관수***

Keywords

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

Abstract

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

차례

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

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

** 경남연구원 연구위원

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

1. 서론

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

한편 이러한 쌀 직불금에 대한 제도 개선의 필요성이 꾸준히 제기되고 있다. 직불금의 지주 귀속으로 소득안정화 효과가 상쇄된다는 주장(김관수·안동환 2006; 김관수·안동환·이태호 2007; Goodwin 1992), 직불금이 생산과 연계된다는 주장(김윤식 2006; 사공용 2007, 2009; 이용기 2005; 안병일 2015) 등이 핵심적인 논점이다. 특히 2016년에는 쌀 가격 하락에 따라 지급되는 변동직불금의 규모가 감축 대상 보조금 총액(AMS)을 넘을 우려가 제기되는 등 쌀 직불금을 둘러싼 논란이 끊이지 않고 있다. 최근에는 법률¹에 정해진 대로 목표가격을 재설정해야 하는 난제를 안고 있다. 정부는 2018년산 쌀부터 196,000원으로 목표가격을 올린 안을 국회에 제출하였으나 농민단체, 국회와의 갈등으로 직불제 개편이 난항을 겪고 있다.

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

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

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

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

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

2. 선행연구 검토

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

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

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

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

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

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

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

3. 분석모형 및 자료

3.1. 분석모형

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

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

$$(1) \quad \begin{aligned} & \text{Max}_{A, G} \quad EU(G) \\ & \text{s.t.} \quad I + \sum_{i=1}^n p_i Y_i A_i - \sum_{i=1}^n c_i A_i = qG \\ & \quad \quad f(A) = 0 \end{aligned}$$

여기서 i 는 생산품목, A 는 재배면적 벡터, G 는 농가의 재화구입량, I 는 (외생적) 소득(wealth), p 는 산출물 단위당 가격, Y 는 단수, c 는 단위면적당 생산요소 가격, q 는 구입재화의 가격, E 는 기대연산자, $U(\cdot)$ 는 효용함수를 의미한다. 첫 번째 제약 조건은 농가가 직면한 예산 제약, 두 번째 제약 조건은 부존자원(면적) 제약이다.

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

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

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

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

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

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

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

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

$$(5) A_t = f(\tilde{p}_t, c_t, \sigma_p, FDP_t, I_t)$$

여기서 p_t 는 t 시점의 쌀 가격, c_t 는 t 시점의 생산요소 가격, FDP_t 는 t 시점에 농가가 수령하는 쌀 고정직불금, I_t 는 생산 결정을 내리기 이전에 농가가 보유한 부(wealth)의 수준을 의미한다. \tilde{p}_t 는 쌀 재배면적을 결정할 시점에 농가가 가진 정보(각각의 기댓값, 분산 등)에 조건부로 그 값이 결정되는 확률변수이다. σ_p 는 수확기 쌀 가격의 분산을 의미한다. 쌀 변동직불금의 경우, 목표가격⁵이

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

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

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

존재한다. 법률에 정해진 (80kg 가마당) 쌀 목표가격 아래로 시장가격이 떨어질 때 그 부족분의 일부를 정부가 보상하므로 농가가 인식하는 수확기 쌀 가격의 확률분포는 절단된(truncated) 형태⁷를 갖게 된다. 이로 인해 농가가 생각하는 쌀 가격의 기댓값에 영향을 주게 되고, 분산을 낮추어 쌀 수입을 안정화시키는 효과가 발생한다(Chavas et al. 1983; Chavas and Holt 1990; Holt and Johnson 1989). 이러한 효과를 검토하기 위해 Chavas and Holt(1990), Bakhshi and Gray(2012)의 연구에서와 같이 절단된(truncated) 쌀 가격의 분산을 계산하여 식 (5)의 σ_p 의 변수로 활용하였다. I_t 는 부의 자산효과(wealth effect)를 의미하는 변수이고, 고정직불금(FDP_t)은 그 특성상 정부가 쌀 농가에게 매년 현금을 지급하는 것이므로 I_t 와 동일한 특징을 가진다. 따라서 정부가 고정직불금을 지급함으로써 인해 발생하는 부의 자산효과(wealth effect) 또는 소득효과(income effect)를 계측하기 위한 변수로 고정직불금(FDP_t)이 포함되었다.

3.2. 분석 자료와 방법

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

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

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

표 1. 변수 설명 및 출처(패널 자료)

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

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

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

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

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

수확기 쌀 가격에 대한 농가의 기댓값은 안병일(2015)에서와 동일하게 단순 기대(naive expectation), 적응적 기대(adaptive expectation)로 구분⁹ 하여 계산되었다. 확보된 분석 자료의 기초 통계량을 살펴보면, 표본 쌀 농가들의 평균 쌀 재배면적은 약 1.2ha이고, 농가당 고정직불금 수령액은 평균 89만 원, 변동직불금 평균 수령액은 약 64만 원이며, 평균 자산규모¹⁰는 4억 6천만 원 수준인 것으로 나타났다.

표 2. 개별농가 자료 기초통계량

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

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

2) 3개년 이동평균값을 적용함.

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

4) 자산규모는 고정자산과 유동자산을 모두 포함하는 금액임.

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

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

4. 분석 결과

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

표 5. 고정직불금 재배면적 탄성치를 활용한 시뮬레이션

단위: ha

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

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

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

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

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

표 6. 변동직불금 재배면적 탄성치를 활용한 시뮬레이션

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

- 주 1) 시뮬레이션에는 쌀 수확기 시장가격(150,659원/80kg), 보전율 85%, 고정직불금 단가(15,873원/kg, 2015년산 지급단가), 재배면적 탄성치 0.044, 0.049를 적용함.
- 2) 변동직불금 지급 대상 면적은 현실적으로 매년 줄어드나 분석 편의를 위해 2016년산 쌀 변동직불금 지급 대상 면적이 706천 ha로 고정되어 있는 것으로 가정함.
- 3) 소요예산에서 7,650억 원은 2015년산 쌀에 대한 변동직불금 지급 총액 수준과 유사함. 소요예산은 면적 증가의 평균값을 적용하여 산정함.

5. 요약 및 결론

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

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

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

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

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

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

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

참고 문헌

- 김관수, 안동환. 2006. “직접지불금의 임차료 귀속과 규모별 쌀소득.” 『농업경영·정책연구』 제 33권 제4호. pp 803-825. 한국농업정책학회. UCI: G704-000650.2006.33.4.015
- 김관수, 안동환, 이태호. 2007. “쌀소득보전직불제가 농지 임차수요에 미치는 영향: 규모화 역행 효과 논의를 중심으로.” 『농업경영·정책연구』 제 34권 제2호. pp. 264-289. 한국농업정책학회. UCI: G704-000650.2007.34.2.004
- 김윤식. 2006. “한국과 미국의 쌀 직접지불정책의 생산 중립성 분석.” 『농촌경제』 제29권 제3호. pp. 19-32. 한국농촌경제연구원. UCI: G704-000576.2006.29.3.001
- 사공용. 2007. “소득보전직불제의 생산연계성 계측: 농가별 생산비용 차이를 고려한 시뮬레이션 평가.” 『농업경제연구』 제48권 제1호. pp. 1-22. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2007.48.1.001
- 사공용. 2009. “쌀 소득보전직불제의 정책변수가 농가 기대순수익에 미치는 영향.” 『농업경제연구』 제50권 제1호. pp. 59-79. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2009.50.3.003
- 사공용. 2010. “고정직불제도의 생산연계효과 계측.” 『농촌경제』 제33권 제5호. pp. 1-16. 한국농촌경제연구원. UCI: G704-000576.2010.33.5.002
- 이용기. 2005. “한국 쌀 산업 직접지불제와 디커플링.” 『농업경제연구』 제46권 제4호. pp. 215-233. 한국농업경제학회. UCI: G704-000586.2005.46.4.003
- 안병일. 2015. “쌀 소득보전 직불제가 쌀 재배면적에 미치는 영향분석.” 『농업경영·정책연구』 제42권 제3호. pp. 467-486. 한국축산경영학회, 농업정책학회. UCI: G704-000650.2015.42.3.005
- 유찬희, 박준기, 김종인, 박지연. 2016. 『직접지불제 효과 분석과 개선방안 연구(1/2차년도)』. 한국농촌경제연구원.
- Bakhshi, S, R. Gray. 2012. “Acreage Response to whole farm income stabilization program.” *Journal of Agricultural Economics*. vol. 63, no. 2, pp. 385-407. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2011.00332.x
- Becker, A, R. Judge. 2014. “Evidence of distortionary effects of decoupled payments in U.S. Indica rice production.” *Atl Econ J*. vol. 42, pp. 265-275. DOI: 10.1007/s11293-014-9421-7
- Chavas, J-P, R. Pope, and R. Kao. 1983. "An Analysis of the Role of Futures Prices, Cash Prices, and Government Programs in Acreage Response." *Western Journal of Agricultural Economics* 8. pp. 27-33.
- Chavas, J-P, M. Holt. 1990. “Acreage decision under risk: the case of corn and soybeans.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 72, no. 3, pp. 529-538. DOI: 10.2307/1243021
- Goodwin, B, F. Ortalo-Magne. 1992. “The Capitalization of Wheat Subsidies into Agricultural Land Values.” *Canadian Journal of Agricultural Economics* 40. pp. 37-54. DOI: 10.1111/j.1744-7976.1992.tb03676.x
- Goodwin, B, A. Mishra. 2006. “Are “Decoupled” farm program payments really decoupled? an empirical evaluation.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 88, no. 1, pp. 73-89. DOI: 10.1111/j.1467-8276.2006.00839.x
- Girante, M, B. Goodwin, A. Featherstone. 2008. “Farmers’ Crop Acreage Decisions in the Presence of Credit Constraints: Do Decoupled Payment Matter?” Selected Paper, 2008 AAEA Annual Meeting, Orlando, Florida, USA.
- Hennessy, D. 1998. “The Production effects of agricultural income support policies under uncertainty.” *Amer. J. Agr. Econ*. vol. 80, pp. 46-57. DOI: 10.2307/3180267
- Holt, M., S. Johnson. 1989. "Bounded Price Variation and Rational Expectations in an Endogenous Switch-ing Model of the U.S. Com Market." *Review of Economics and Statistics* 71. pp. 605-13. DOI: 10.2307/1928102

- Lee, Y-K. 2006. "The degree of Decoupling of Direct Payments for Korea's Rice Industry under Uncertainty." *The Korean Journal of Agricultural Economics* (KJAE). vol. 47, no. 3, pp. 119-139.
- Mary. S. 2013. "To which extent are counter-cyclical payments more distorting than single farm payments? Evidence from a farm household model." *European Review of Agricultural Economics*. vol. 40, no. 4, pp. 685-706. DOI: 10.1093/erae/jbt009
- Sandmo, A. 1971. "On the Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty." *American Economic Review* 61. pp. 65-73.

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