

공익직불제의 농가소득 분배효과*

허등용**

Contents

| | |
|---------------|----|
| 1. 서론 | 3 |
| 2. 분석 방법 및 자료 | 4 |
| 3. 분석 결과 | 15 |
| 4. 결론 | 19 |

Keywords

공익직불제(Public Interest Direct Payment), 농가소득 분배(Farm income distribution), 지니계수(Gini coefficient), Lerman-Yitzhaki 분해(Lerman-Yitzhaki decomposition), Shapley 값 분해(Shapley value decomposition)

Abstract

본 연구는 2020년 공익직불제 도입 이후 직불금 제도의 개편이 농가소득 불평등에 미친 영향을 살펴보기 위해 동일 연도에 기존 직불금과 공익직불금이 각각 지급되는 가상적인 상황을 설정하고 시뮬레이션을 통해 두 직불제의 농가 소득분배효과를 직접 비교한다. 분석 자료는 국가데이터처 농가경제조사(2018~2022년)의 미시자료를 활용한다. 직불금이 농가소득 불평등에 미치는 효과를 측정하기 위해 지니계수(Gini coefficient)를 산출하고, 지니계수에 대한 Lerman-Yitzhaki 분해방법과 Shapley 값 분해방법을 적용한다. 분석결과 전체적으로 공익직불제는 기존 직불제보다 농가소득 불평등 완화 효과가 큰 것으로 나타난다. 이러한 효과는 직불금이 역진적 구조로 변화한 것도 있지만 역진적 구조 하에서 직불금 규모가 확대된 것에 더 크게 기인하는 것으로 확인된다. 분해분석을 통해 공익직불금은 기존 직불금과 비교하여 농가에 상대적으로 더 균등하게 배분되며, 농가소득 불평등에 대한 기여는 작고, 농가 간 소득순위 변동을 덜 발생시키면서 불평등을 완화하는 것으로 평가된다.

* 이 논문은 2024년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 신진연구지원사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2024S1A5A8024692).
본 연구를 세심히 읽고, 개선에 큰 도움을 주신 익명의 세 심사자님께 감사드립니다.

** 경북대학교 식품자원경제학과 부교수 및 지역개발연구소 연구원. e-mail: dyheo81@knu.ac.kr

Farm Income Distribution Effects of the Public Interest Direct Payment*

Deung-yong Heo**

Keywords

Public Interest Direct Payment, Farm income distribution, Gini coefficient, Lerman–Yitzhaki decomposition, Shapley value decomposition

Abstract

This study examines the impact of the 2020 public interest direct payment system reform on income inequality among farm households by using the Korean Farm Household Economic Survey micro-data (2018–2022). A hypothetical scenario is created where both the old and new direct payment systems are implemented in the same year, and a simulation is used to directly compare their effects on farm household income distribution. To measure the effect of direct payments on farm household income inequality, the Gini coefficient is calculated, and the Lerman–Yitzhaki decomposition and Shapley value decomposition methods are applied. The results show that, overall, the public interest direct payment system has a greater effect on alleviating income inequality among farm households compared to the old system. This effect is partly due to the regressive design of the public interest direct payment system; however, it is found to be more strongly driven by the expansion of the payment amount under such a regressive framework. The decomposition analysis suggests that the public interest direct payment is distributed more equitably among farm households, contributes less to income inequality, and reduces inequality with fewer changes in income rankings compared to the old direct payment system.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF–2024S1A5A8024692). I am grateful to the three anonymous reviewers for their thorough reading of this manuscript and their valuable suggestions that significantly improved the quality of this study.

** Associate Professor, Department of Food and Resource Economics/ Institute of Regional Development, Kyungpook National University, Daegu Metropolitan City, Korea. e-mail: dyheo81@knu.ac.kr

1. 서론

우리나라 농정에서 핵심적 정책수단 중 하나인 직접지불제는 2020년 5월 1일부터 공익직불제로 개편되었다. 1997년 경영이양직불제 도입 이후 다양한 형태의 직불제가 운영되어 왔으나, 기존 쌀고정직불이나 밭고정직불은 경지면적에 비례하여 지급되는 방식으로 설계되어 영세농의 비중이 큰 농업구조에서는 소농에 대한 소득보전 효과가 제한적이라는 한계가 지적되어 왔다(이명현, 2005; 김태곤 외, 2014; 김관수 외, 2014; 민선형 외, 2015; 박준기 외, 2015; 김태훈 외, 2018). 또한 쌀변동직불금 역시 생산량에 비례하여 지급되므로 소농 지원 효과가 미흡하였으며, 직불제도가 쌀에 과도하게 집중됨으로써 공급과잉 문제와 쌀 이외 작목 농가에 대한 소득보전 미흡 문제가 병존하였다.

이러한 문제를 해소하기 위해 정부는 기존 직불제를 공익직불제로 통합·개편하였다. 공익직불제는 농업활동을 통해 환경보전, 식량의 안정적 공급, 농촌 공동체 유지 등 공익적 기능을 수행하는 것을 전제로 농업인과 농촌 주민에게 직불금을 지급하는 제도로 정의된다(농림축산식품부, 2020). 이 제도는 다양한 직불제를 고정형 직불제 체계로 단일화하고, 지급방식을 역진적 구조(하후상박)로 전환함으로써 농가소득보전 기능에 더해 소득재분배적 성격을 강화하였다. 경지면적 0.5ha 이하의 소규모 농가는 면적과 무관하게 120만 원의 고정직불금을 지급받으며, 그 외 농가는 역진적 단가 구조의 면적직불금을 지급받도록 설계되었다.

공익직불제 도입 이후의 정책효과에 관한 연구는 아직 제한적이다. 이용기(2021)는 이론적 모형을 통해 역진적 지급체계가 실질적 효과를 충분히 달성하지 못하고 있음을 지적하며, 역진성 강화를 제안하였다. 김태화·양승룡(2022)은 공익직불제의 소득효과 및 분배효과를 분석한 결과, 쌀 가격이 일정 수준 이상일 경우 유리하나 가격 하락 시 불리할 수 있으며, 소득분배 효과 또한 기존 쌀소득보전직불제가 더 크다고 보고하였다. 오세윤 외(2023)는 경지규모별 형평성 개선 여부를 분석하여 공익직불제가 소농과 대농 간 소득분배 형평성 개선 및 농가소득 안정화에 기여했음을 확인하였다.

기존 연구들은 주로 소득분배 효과에 초점을 두었으나, 불평등 지수를 명시적으로 활용한 분석은 제한적이었다. 김태화·양승룡(2022)은 지니계수의 총 변화만을 단순 비교하여 시사점 제공에 한계가 있었으며, 이용기(2021)와 오세윤 외(2023)는 농업보조금이나 총소득의 역진성 여부에 국한하여 분석하였다. 따라서 공익직불제가 설계 의도대로 실질적인 소득재분배 효과를 발휘하고 있는지 다각적으로 검증하는 연구가 요구된다.

본 연구는 공익직불제가 소득재분배에 미치는 영향을 다양한 측면에서 고찰한다. 첫째, 기본적으로 공익직불제 도입에 따른 지니계수 변화를 살펴보고 제도 변화가 농가소득 재분배에 미친 영향을 평가한다. 둘째, Lerman & Yitzhaki(1995)가 제안한 지니계수 분해법을 사용하여 직불금의 형평성을 살펴본다. 이 방식은 직불금이 농가소득 불평등에 미친 영향을 격차감소효과와 순위변동효과로 분해할 수 있다. 격차감소효과란 소득순위의 변동 없이 직불금이 농가 간 소득격차를 감소시키는 효과를 말하

며, 순위변동효과란 직불금이 농가 간 소득순위를 변동시키면서 소득 격차를 감소시키는 효과를 말한다. 만약 공익직불금이 기존직불금보다 농가소득 불평등을 완화시킨다고 하더라도 농가 소득순위를 변동시켜 소득이 역전되는 효과가 크게 발생한다면 농가 간 형평성이 훼손될 수 있다. 따라서 두 효과를 구분하여 분석하는 것은 공익직불제의 소득재분배 기능에 대한 형평성을 평가하는 데 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 소득불평등 분석에 이와 같은 방법론을 사용한 연구로는 Angel-Urdinola & Wodon(2004), Törmälehto & Sauli(2010), 허등용(2020), 허등용(2024) 등이 있다. Angel-Urdinola & Wodon(2004)은 브라질과 콜롬비아의 최저임금 인상이 소득분배에 미친 효과를, Törmälehto & Sauli(2010)는 귀속임대소득(imputed rent)이 유럽 국가들의 소득불평등에 미친 효과를 분석하였다. 허등용(2020)과 허등용(2024)은 이전소득이 각각 농가와 여가소득 분배에 미친 효과를 분석하였다.

셋째, 지니계수의 Shapley 값 분해법을 사용하여 직불금이 농가소득 불평등에 기여하는 정도를 살펴본다. 영점 Shapley 값 분해와 평균 Shapley 값 분해 방식을 모두 사용하여, 공익직불제 도입 전후 직불금의 자체적인 불평등 기여도 변화와 소득에서 차지하는 비중을 고려한 불평등 기여도 변화를 살펴보고 시사점을 얻을 수 있다.¹⁾ 소득불평등 분석에 이와 같은 방법론을 사용한 연구로는 이성재·이우진(2017), 우병준 외(2017), 허등용(2018) 등이 있다. 이성재·이우진(2017)은 우리나라 일반 가구의 소득 원천별 불평등 기여도를, 우병준 외(2017)와 허등용(2018)은 농가소득의 소득 원천별 불평등 기여도를 분석하였다.

이를 위해 동일 연도에 기존 직불금과 공익직불금이 각각 지급되는 가상 시나리오를 설정하고, 시뮬레이션을 통해 두 제도의 소득분배 효과를 직접 비교한다. 두 제도 간 지급기준과 단가가 상이하므로 농가들이 지급받는 직불금의 합 즉, 직불금 규모에서 차이가 발생할 수 있는데, 이를 고려하여 기존 직불금 총액에 맞추어 공익직불금을 정규화하는 시나리오를 추가로 구성하였다. 또한 실제 제도 운영을 반영하기 위해 농지면적 상한과 농외소득 상한 등 지급기준을 적용하였다. 분석 자료로는 국가데이터처의 농가경제조사 미시자료(2018~2022)를 활용하였다.

2. 분석 방법 및 자료

2.1. 직불제도 개편

2020년 공익직불제가 도입됨에 따라 기존의 쌀소득보전직불제(고정·변동), 밭농업직불제(고정·논이모작)는 기본형 공익직불로 통합되었으며, 조건불리지역직불, 경관보전직불, 친환경직불(농업·축산)은

¹⁾ 전술한 바와 같이 두 지니계수 분해방법을 통해 얻을 수 있는 정보와 시사점이 상이하므로 이 둘은 불평등을 분석하는데 있어 상호 보완적이라 할 수 있다. 본 연구는 공익직불제가 소득분배에 미치는 영향을 다각도로 살펴보기 위해 두 가지 방법을 모두 사용하여 분석한다.

선택형 공익직불로 재편되었다. 반면, FTA 피해보전직불 및 경영이양직불제 등 구조개선을 목적으로 하는 직불제는 공익직불제에 포함되지 않고 별도로 운영되고 있다.

표 1. 공익직불제 개편 내용

| 개편 전 | 개편 후 | | |
|-------------------------|-------------------------|----------|-----------------------|
| 쌀소득보전직불(고정, 변동) | 공익직불 | 기본형 공익직불 | 소농직불, 면적직불 |
| 밭농업직불(고정, 논이모작) | | 선택형 공익직불 | 경관보전직불, 친환경직불(농업, 축산) |
| 조건불리지역직불 | | | |
| 경관보전직불, 친환경직불(농업, 축산) | | | |
| FTA피해보전직불, 폐업지원, 경영이양직불 | FTA피해보전직불, 폐업지원, 경영이양직불 | | |

자료: 농림축산식품부(2020).

2018년과 2019년의 경우, 쌀고정직불금 지급단가는 평균 1,000,000원/ha(농업진흥지역 안 1,076,416원/ha, 농업진흥지역 밖 807,312원/ha)였으며, 밭고정직불금은 평균 500,000원/ha(농업진흥지역 안 637,844원/ha, 농업진흥지역 밖 478,383원/ha), 논이모작 직불금은 500,000원/ha로 책정되었다. 농업인별 면적상한(지원 한도)은 쌀소득보전직불 30ha, 밭고정직불 4ha, 논이모작직불 30ha로 제한되었다. 또한 쌀변동직불금은 “(목표가격-수확기산지쌀값)×0.85-고정직불금”의 산식에 따라 산정되었다. 해당 직불금은 농업인이며, 농외소득이 3,700만 원 미만인 경우에만 지급되었다.²⁾ 아울러 밭고정직불금은 쌀소득보전직불금 및 논이모작직불금과 중복 지급되지 않았으나, 쌀소득보전직불금과 논이모작직불금은 중복 수령이 가능하였다.

표 2. 기존 직불금 지급단가 및 기준(2018, 2019년)

| 구분 | | 지급단가 | 면적상한 | 비고 |
|---------|------|---|------|----------------------------------|
| 쌀소득보전직불 | 고정 | 평균 1,000,000원/ha (농업진흥지역 안 1,076,416원/ha, 농업진흥지역 밖 807,312원/ha) | 30ha | 농외소득 3,700만 원 미만인 경우 지급 |
| | 변동 | (목표가격 - 수확기 산지 쌀값) × 0.85 - 고정직불금 | | |
| 밭농업직불 | 고정 | 평균 500,000원/ha (농업진흥지역 안 637,844원/ha, 농업진흥지역 밖 478,383원/ha), | 4ha | |
| | 논이모작 | 500,000원/ha | 30ha | |

자료: 농림축산식품부(각 연도), 쌀소득보전직접지불제 사업지침, 농림축산식품부(각 연도), 밭농업직불금사업 사업지침.

기존 직불제는 면적에 상관없이 동일한 지급단가를 적용함으로써 영세농에 대한 소득보전 효과가 제한적이라는 한계가 지속적으로 제기되었다. 이에 따라 2020년 공익직불제는 역진적 지급체계를 도입하여 농가 소득보전 기능에 더해 소득재분배적 성격을 강화하였다. 분석기간인 2020~2022년 동안 경지면적이 0.5ha 미만인 농업인에게는 면적과 무관하게 연 120만 원의 소농직불금이 지급되었으며, 면

²⁾ 농외소득이 3,700만 원 이상인 경우 농업을 주로하는 농업인이라고 보기 어렵다고 판단한다.

직불금은 농업진흥지역 여부, 논·밭 구분, 경지면적 규모에 따라 차등적으로 산정되었다.

표 3. 기본형 공익직불금 지급단가 및 기준(2020~2022년)

| 구분 | 논, 밭 구분 | 소농직불(만 원) | 면적직불(만 원/ha) | | |
|----------|---------|--|--------------|-------------------------|--------|
| | | 0.5ha 이하 | 2ha 이하 | 2~6ha | 6ha 초과 |
| 농업진흥지역 안 | 논, 밭 | 120 | 205 | 197 | 189 |
| 농업진흥지역 밖 | 논 | | 178 | 170 | 162 |
| | 밭 | | 134 | 117 | 100 |
| 면적상한 | - | - | 30ha | | |
| 비고 | - | 농외소득 4,500만 원 미만, 축산업으로 인한 소득금액 5,600만 원 미만, 시설재배업으로 인한 소득금액 3,800만 원 미만인 경우 지급 | | 농외소득 3,700만 원 미만인 경우 지급 | |

자료: 농림축산식품부(각 연도), 기본형 공익직접지불사업 시행지침.

면적직불금을 신청한 농업인은 지급대상 농지의 총 면적을 기준으로 구간별 지급단가를 적용한 합계액을 수령한다. 농업진흥지역 안과 밖에 동시에 경작지를 보유한 농업인에게는 「농업진흥지역 안 논·밭 → 농업진흥지역 밖 논 → 농업진흥지역 밖 밭」의 순서로 구간별 단가를 적용하여 직불금이 지급된다.

2.2. 분석 방법

2.2.1. 지니계수에 대한 Lerman-Yitzhaki 분해

Lerman & Yitzhaki(1995)가 제안한 지니계수 분해법은 직불금이 농가소득 불평등에 미치는 영향을 격차감소효과와 순위변동효과로 구분할 수 있게 한다. 격차감소효과는 소득순위의 변동 없이 직불금이 농가 간 소득격차를 감소시키는 효과를 측정한다. 한편 일부 농가의 직불금이 충분히 큰 경우 직불금을 지급하기 전과 후 농가 간 소득순위가 변동하면서 소득 격차가 감소할 수 있는데, 순위변동효과는 이러한 영향을 측정한다. 만약 직불금 지급 후 농가 소득순위가 변화한다면 직불금이 농가소득 불평등을 완화한다고 하더라도 이를 긍정적으로 평가하는 것에는 신중할 필요가 있다. 이는 직불금이라는 정부 이전지출이 농가 간 소득을 역전시킴으로써 형평성을 훼손할 수 있기 때문이다. 따라서 두 효과를 구분하여 분석하는 것은 직불금 정책의 형평성 평가에 중요한 시사점을 제공한다.

농가소득을 y , 농가소득의 누적분포를 F , 농가의 평균 소득을 μ , 평균으로 나누어준 농가소득을 $s(=y/\mu)$ 라고 하면 지니계수는 평균으로 나누어준 소득과 소득 누적분포 간의 공분산으로 표현할 수 있다(Lerman & Yitzhaki, 1984).

$$G = 2cov(s, F) \quad \text{식 (1)}$$

Musgrave & Thin(1948)이 제시한 방식에 따르면, 직불금 지급 전후 지니계수의 차이를 통해 불평

등 변화 정도를 측정할 수 있다. 아래 식에서 b 는 직불금 지급 이전의 상태를, a 는 직불금 지급 이후의 상태를 나타낸다.

$$G_b - G_a = 2cov(s_b, F_b) - 2cov(s_a, F_a) \quad \text{식 (2)}$$

지니계수는 0과 1의 값을 갖고 그 값이 클수록 불평등도가 높은 상태를 의미한다. 따라서 식(2)의 값이 양이면 직불금이 소득 불평등을 완화한다고 할 수 있다. 추가로 식(2)의 우변에 $2cov(s_b, F_a)$ 를 더하고 빼주는 방식으로 변형하면 직불금이 소득 불평등에 미치는 영향을 격차감소효과와 순위변동효과로 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} G_b - G_a &= 2cov(s_b, F_b) - 2cov(s_a, F_a) \\ &= 2cov(s_b, F_a) - 2cov(s_a, F_a) + 2cov(s_b, F_b) - 2cov(s_b, F_a) \\ &= 2cov(s_b - s_a, F_a) + 2cov(s_b, F_b - F_a) \end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

식(3) 마지막 등식에서 $2cov(s_b - s_a, F_a)$ 는 직불금 지급 후 평균으로 나누어준 소득변화와 소득순위 간의 공분산으로 소득순위가 유지된 상태에서 순수한 농가소득 격차감소효과를 측정한다. 한편 $2cov(s_b, F_b - F_a)$ 는 평균으로 나누어준 소득과 직불금 지급 후 소득순위변화 간의 공분산으로 표준소득이 유지된 상태에서 순위변동효과를 측정한다. 지니계수의 특성상 직불금 지급의 소득불평등 완화 효과가 클수록 두 지니계수의 격차는 양의 값을 가지며 절댓값이 커진다. 따라서 $2cov(s_b - s_a, F_a)$ 이 양의 값을 갖고 절댓값이 클수록 직불금의 격차감소효과로 인한 농가소득 불평등 완화효과가 커지고, $2cov(s_b, F_b - F_a)$ 이 양의 값을 갖고 절댓값이 클수록 직불금의 순위변동효과로 인한 농가소득 불평등 완화효과가 커지는 것으로 해석할 수 있다.

2.2.2. 지니계수에 대한 Shapley 값 분해

본 연구는 지니계수에 대한 Shapley 값 분해방법(Shapley value decomposition)을 사용해 소득 원천 중 하나인 직불금의 농가소득 불평등 기여도를 규명한다.³⁾ Shapley 값은 협조적 게임이론에서 각 참여자의 한계 기여도를 반영하여 전체 보수를 배분하는 균형 규칙이지만 이를 소득불평등 기여도 산정에도 활용할 수 있다(Sastre & Trannoy, 2002). Shapely 값에 대한 정의와 소득불평등에 대한 분해방법은 다음과 같다.

참여자 집합을 $N = \{1, 2, \dots, i, \dots, n\}$ 이라 하고, 보수함수를 $v: 2^N \rightarrow R$ 로 정의하며, $v(\emptyset) = 0$ 라고 하자. 또한, 참여자들이 구성하는 연합을 S 라고 하고 S 의 원소의 개수를 s 라고 하면 S 는 N 의 부분집합이 되며, 연합의 가치는 보수함수인 $v(S)$ 가 된다.

3) 지니계수에 대한 Shapley 값 분해방법은 그동안 많이 사용되어 온 Yitzhaki(1983)가 제안한 분해방법과 비교하여 대칭성(순서 의존성)과 범용성 등 다양한 측면에서 우월하므로 본 연구에서는 Shapley 값 분해방법을 사용한다.

참여자 수가 고정된 상황에서 모든 게임의 집합을 $B^n = \{v: 2^n \rightarrow R | v(\phi) = 0\}$ 이라 하면 협조적 게임 (v, N) 에서의 참여자 i 가 기여도에 따라 받는 보수(Shapley 값) $Sh_i: B^n \rightarrow R^n$ 은 다음과 같이 표현된다.

$$Sh_i = \sum_{S \subseteq N/i} \frac{(s-1)!(n-s)!}{n!} [v(S) - v(S - \{i\})] \quad \text{식 (4)}$$

비록 Shapley 값은 원래 협조적 게임에서 개발된 개념이지만, 소득원천별 불평등 기여도 측정에도 적용될 수 있다. 이때 원천별 소득을 참여자로, 불평등지수를 보수함수로 간주하면 산출된 Shapley 값은 전체 소득불평등에 대한 원천별 소득의 한계 기여도를 의미한다. 일반적으로 Shapley 값을 산정하는 경우 각 참여자를 한 사람으로 보아 참여자 간 동일한 비중을 두고 계산한다. 하지만 각 소득 원천이 농가소득에서 차지하는 비중은 다를 수 있다. 그러므로 Shapley 값을 이용하여 농가소득 불평등을 분해할 경우 이와 같은 비중이 다르다는 것을 고려해야 한다.

기본적으로 부분집합 S 에 속하지 않는 원천별 소득을 어떻게 다루느냐에 따라 비중에 대한 고려가 달라진다. 먼저 S 에 속하지 않는 소득원천은 0의 값을 가진다고 가정한 후 소득 불평등의 한계기여를 계산할 수 있는데, 이러한 방법을 영점 Shapley 값 분해(zero Shapley value decomposition)라고 부른다. S 에 속하지 않는 소득원천의 비중은 0이므로 비중을 감안하지 않은 각 원천별 소득의 자체적인 불평등도가 전체 기여도 산정에 반영된다. 이와는 달리 S 에 속하지 않는 소득원천이 각 원천별 소득의 평균값을 가진다고 가정하고, 이를 S 에 속한 소득원천에 더하여 불평등도 기여도를 계산할 수 있는데 이러한 방법을 평균 Shapley 값 분해(mean equalized Shapley value decomposition)라고 부른다. 이때는 원천별 소득불평등 기여도 산정 시 이들의 비중이 영향을 미친다.

지금부터는 앞에서 설명한 참여자가 농가에 대응된다고 가정하고, 추가적으로 원천별 소득의 집합을 $K = \{1, 2, \dots, j, \dots, k\}$ 라고 가정하자. 또한, 보수함수는 지니계수에 대응된다고 하자. 농가의 집합과 원천별 소득 집합으로 행렬을 만들고 행렬의 원소를 x_i^j 라고 하면, j 유형의 소득원천에 대한 소득분포는 n 차원 벡터인 $x^j = [x_1^j, \dots, x_n^j]$ 로 표현할 수 있다. 다음으로 원천별 소득의 부분집합을 $S \subset K$ 라고 하고, S 의 원소의 개수를 s 라고 하자. 이 경우 k 개의 원천별 소득으로 만들 수 있는 부분집합 S 의 개수는 2^k 개가 된다. 원천별 소득의 비중을 고려하지 않으면 집합 $S \subseteq 2^k$ 에 속하는 원천별 소득의 합으로 n 차원 소득벡터($y^z: 2^k \rightarrow R^n$)를 식 (5)와 같이 만들 수 있다.

$$y^z(S) = [\sum_{j \in S} x_1^j, \dots, \sum_{j \in S} x_n^j] \quad \text{식 (5)}$$

다음으로 집합 S 에 속하지 않는 원천별 소득의 평균값을 $\mu(x^j)$ 라고하면, 집합 S 에 속하는 원천별 소득 값에 이러한 평균값을 더해 소득 비중을 고려한 n 차원 소득 벡터($y^e: 2^k \rightarrow R^n$)를 식(6)과 같이 만들 수 있다.

$$y^e(S) = [\sum_{j \in S} x_1^j + \sum_{j \notin S} \mu(x^j), \dots, \sum_{j \in S} x_n^j + \sum_{j \notin S} \mu(x^j)] \quad \text{식 (6)}$$

소득 분포 $y = [y_1, \dots, y_n]$ 에 대한 지니계수를 $G(y) : R^n \rightarrow [0, 1]$ 이라고 하면, j 유형 소득원천에 대한 영점 Shapley 값은 식(7), 평균 Shapley 값은 식(8)과 같이 표현할 수 있다.

$$Sh_j^z(N, K, G) = \sum_{\substack{S \subseteq J \\ j \in S}} \frac{(s-1)!(k-s)!}{k!} [G(y^z(S)) - G(y^z(S - \{j\}))] \quad \text{식 (7)}$$

$$Sh_j^e(N, K, G) = \sum_{\substack{S \subseteq J \\ j \in S}} \frac{(s-1)!(k-s)!}{k!} [G(y^e(S)) - G(y^e(S - \{j\}))] \quad \text{식 (8)}$$

2.2.3. 시나리오 설정

본 연구는 공익직불제가 농가 소득분배에 미치는 효과를 분석하기 위해, 동일 연도에 기존 직불제와 공익직불제가 각각 시행되는 가상적 상황을 설정하고 시뮬레이션을 통해 두 제도의 소득분배효과를 비교한다. 기존 직불금은 쌀소득보전직불금(고정·변동), 밭고정직불금, 논이모작직불금을 대상으로 산정하며, 공익직불금은 기본형 공익직불을 기준으로 산정한다. 시뮬레이션에서 기준소득은 농가소득 중 직불금을 제외한 금액으로 정의한다.

분석 절차는 다음과 같다. 먼저 시나리오 1(S1)은 기존 직불제도가 적용되는 상황을 가정하며, 이 경우 농가소득은 기준소득에 기존 직불금을 합산하여 산정한다. 시나리오 2(S2)는 공익직불제가 적용되는 상황을 가정하며, 농가소득은 기준소득에 공익직불금을 더하여 산정한다. 그러나 두 제도는 지급기준과 단가가 상이하므로 농가들이 수령하는 직불금의 합, 즉 직불금 규모(예산)에서 차이가 발생할 수 있다. 따라서 시나리오 1과 시나리오 2에서 나타나는 농가 소득 불평등을 단순 비교하는 경우, 지급기준 개편에 따른 효과와 직불금 규모 변화에 따른 효과를 구분하기 어렵다는 한계가 존재한다.

공익직불제 도입의 주요 목적 중 하나는 역진적 지급기준을 통해 소득재분배 기능을 강화하는 데 있다. 이에 따라 본 연구는 추가적으로 시나리오 3(S3)을 설정한다. 시나리오 3에서는 기존 직불금의 총 규모에 맞추어 공익직불금을 정규화(normalization)하여 직불금 규모 차이로 인한 소득분배효과를 통제함으로써, 역진적 지급기준 자체의 소득분배효과를 명확하게 식별하고자 한다.⁴⁾

4) 정규화된 기본형 공익직불금 = 가구별 공익직불금 × (기존 직불금 총 규모/기본형 공익직불금 총 규모).

표 4. 시나리오 구성

| 구분 | 농가소득 | 농가소득 산정 방식 |
|------------|---------|------------------------|
| 기준점 | 기준소득 | 기준소득(=농가소득에서 직불금 제외) |
| 시나리오 1(S1) | 농가소득_S1 | 기준소득 + 기존 직불금 |
| 시나리오 2(S2) | 농가소득_S2 | 기준소득 + (기본형)공익직불금 |
| 시나리오 3(S3) | 농가소득_S3 | 기준소득 + 정규화된 (기본형)공익직불금 |

자료: 저자 작성.

2.3. 분석 자료

분석을 위해서는 농가소득, 경지면적, 쌀 목표가격 및 산지가격에 관한 자료가 필요하다. 농가소득 자료는 국가데이터처의 MDIS(Microdata Integrated Service)를 통해 제공되는 농가경제조사 미시 자료를 활용한다. 농가경제조사는 매년 수행되며, 5년 주기로 모집단 변화를 반영한 표본 재설계가 이루어진다. 최근 표본 개편 연도는 2018년과 2023년으로, 본 연구에서는 표본의 연속성을 고려하여 동일 가구 표본으로 구성된 2018~2022년 자료를 이용한다.

농가경제조사에서 소득은 농업소득, 농외소득, 이전소득, 비경상소득으로 구분된다. 이 중 본 연구는 직불금이 농가 소득분배에 미치는 일반적인 영향을 살펴보기 위해 비경상소득을 제외한 경상소득(=농업소득+농외소득+이전소득)에 초점을 둔다. 직불금은 제도적 성격에 따라 서로 다른 소득 항목으로 집계된다. 기존 직불제의 경우 쌀변동직불금은 농업소득의 세부 항목인 농업잡수입 중 농업피해보상금으로, 쌀고정직불금·밭고정직불금·논이모작직불금은 이전소득 중 농업보조금으로 분류된다(박준기 외, 2019). 반면, 공익직불제에서의 소농직불금과 기본형 공익직불금은 공적보조금 중 농업보조금에 포함된다. 다만, 농업피해보상금에는 쌀변동직불금 외에도 가격보상금, 피해보상금이 포함되며, 농업보조금에는 직불금 뿐 아니라 농업투자보조금, 농민수당, 농자재 구매지원금 등이 포함되어 직불금 규모를 농가 단위에서 정확히 구분하기 어렵다. 더욱이 2018년과 2019년의 쌀변동직불금은 2020년에 지급되어 해당 연도의 피해보상액 자료에 반영되지 않는 한계가 존재한다.

이러한 제약으로 인해 본 연구는 농가경제조사에서 산출한 경상소득에서 농업피해보상금 및 농업보조금을 차감하여 직불금 등을 제외한 기준소득을 도출한다. 이후 지급기준, 단가, 경지면적 정보를 적용하여 기존 직불제와 공익직불제하에서의 직불금을 각각 산정하고, 이를 기준소득에 합산하여 새로운 농가소득 자료를 구축한다.⁵⁾

직불금 산정에 필요한 가구별 경지면적은 농가경제조사 토지 자료에서 확보한다. 경지면적은 자가 소유 면적과 임차 면적을 합산하며, 논은 일모작과 이모작 면적의 합으로, 밭은 일반밭·과수원·모밭 면

5) 앞서 언급한 바와 같이, 농업피해보상금액과 농업보조금에는 직불금 외에도 다양한 형태의 보험금 및 보조금이 포함되어 있다. 따라서 본 연구에서 사용한 기준소득은 엄밀히 말하면 농가소득에서 직불금만을 차감한 값이 아니라, 직불금을 포함한 각종 농업보험금과 보조금을 함께 차감한 소득으로 정의된다. 또한 공익직불제 개편 이후에는 쌀변동직불금이 지급되지 않음에 따라, 기준소득 산정 시 원칙적으로 피해보상금액을 차감할 필요가 없다. 그러나 개편 이전 시기의 기준소득 산정 방식과의 일관성을 유지하고 시계열적 비교 가능성을 확보하기 위하여, 본 연구에서는 개편 이후에도 동일하게 피해보상금액을 차감하여 기준소득을 산정한다.

적의 합으로 정의한다. 쌀변동직불금을 제외한 대부분의 직불금은 실제 생산 여부와 무관하게 경지면적을 기준으로 산정되므로, 표본 농가의 보고 면적을 그대로 활용한다. 반면 쌀변동직불금은 생산을 전제로 지급되므로, 단순히 조사된 논 면적을 기준으로 산정할 경우 과대 추정의 가능성이 있다. 따라서 본 연구는 농업총수입 중 농작물수입 내 ‘미곡금액’을 활용하여 쌀 재배면적을 추정한다. 구체적으로 쌀 재배면적은 미곡금액을 쌀가격×단수로 나누어 산출하며, 이때 쌀가격은 수확기(10월~익년 1월) 산지정곡가격(80kg 단위), 단수는 정책단수인 67가마/ha를 적용한다.⁶⁾ 수확기 산지가격은 국가데이터처 산지쌀값조사 자료를 활용한다.

표 5. 직불금 산정 시 적용 경지면적

| 구분 | 기존 직불금 | | | | 공익직불금 | |
|---------|----------|------------|----------|-------------|-----------------|-----------------|
| | 쌀고정직불 | 쌀변동직불 | 밭고정직불 | 논이모작 | 소농직불 | 면적직불 |
| 적용 경지면적 | 조사된 논 면적 | 추정한 쌀 재배면적 | 조사된 밭 면적 | 조사된 논이모작 면적 | 조사된 경지면적 (논, 밭) | 조사된 경지면적 (논, 밭) |

자료: 저자 작성.

또한 일부 직불금은 농업진흥지역 여부에 따라 지급 단가가 달라지나, 농가경제조사에서는 해당 정보가 제공되지 않는다. 이에 따라 본 연구는 평균 단가를 적용한다. <표 2>에서 볼 수 있듯이 2018년과 2019년에 쌀고정직불금과 밭고정직불금의 평균 단가는 각각 100만 원/ha, 50만 원/ha이다.⁷⁾ 공익직불제의 경우 지침에서 평균단가가 제시되지 않으므로, 본 연구에서는 논·밭의 농업진흥지역 안과 밖의 면적 비율을 추정하여 가중평균 단가를 산출한다. 구체적으로 쌀고정직불금 단가 및 밭고정직불금 단가로부터 농업진흥지역 안과 밖의 논과 밭 면적 비율을 각각 추정하여 <표 3>에 주어진 면적직불 단가를 가중 평균한다.⁸⁾

쌀변동직불금의 1ha당 단가는 80kg당 변동직불금을 산출한 뒤 정책단수(67가마/ha)를 곱하여 도출한다. 80kg당 쌀변동직불금은 “(목표가격 - 수확기 산지 쌀값) × 0.85 - 고정직불금”의 산식으로 산정하며, 이 값이 음으로 나오는 해에는 변동직불금을 미지급한다. 분석기간 동안 목표가격은 2018년과 2019년산에 대해 214,000원/80kg으로 설정된 가격을 사용한다.⁹⁾ 쌀변동직불금 산정시 사용하는 수확기 산지 쌀값은 국가데이터처의 산지쌀값조사 자료에서 수확기(10월~다음해 1월)의 5일, 15일, 25일 가격의 단순평균가격을 산술평균하여 산정한다.¹⁰⁾ 80kg당 쌀고정직불금은 100만 원/ha를 정책단

6) 서세옥(2021)에 따르면, 2018년과 2019년의 정책단수는 67가마/ha로 보고된다. 본 연구에서는 분석기간(2020~2022년) 동안 쌀 생산성의 유의미한 변화가 크지 않았다고 판단하여, 동일한 정책단수가 적용된 것으로 가정한다. 또한 추정된 쌀 재배면적은 조사된 논 면적을 초과할 수 없으므로, 이러한 불일치가 발생하는 경우에는 추정된 재배면적 대신 실제 조사된 논 면적을 적용한다.

7) 2020~2022년에 쌀고정직불금과 밭고정직불금이 지불되는 가상적인 상황에서도 동일한 단가가 지급된다고 가정한다.

8) 논·밭의 농업진흥지역 안 면적 비율은 $0.716 = (1,000,000 - 807,312) / (1,076,416 - 807,312)$, 밭의 농업진흥지역 안 면적 비율은 $0.136 = (500,000 - 478,383) / (637,844 - 478,383)$ 으로 산정되며, 분석기간 동안 동일하다고 가정한다.

9) 2020년부터는 공익직불제가 도입됨에 따라 목표가격은 제시되지 않았으나, 목표가격 협상 당시 이를 5년간 유지하기로 협의했던 것에 근거하여 2020년~2022년의 목표가격도 동일하다고 가정한다.

10) 2023년부터 단순평균가격 자료를 제공하지 않고 조사 대상업체의 유통량을 가중값으로 하여 도출한 비추정평균가격만을 제공함

수(67가마/ha)로 나눈 14,925원을 적용한다.¹¹⁾ 본 연구에서 도출한 분석연도의 쌀변동직불금은 다음과 같다.

표 6. 쌀변동직불금 산정

(단위: 원/80kg)

| 구분 | 목표가격 | 수확기 산지 쌀값 | 고정직불금 | 변동직불금 |
|--------|---------|-----------|--------|-------|
| 2018년산 | 214,000 | 193,448 | 14,925 | 2,544 |
| 2019년산 | 214,000 | 189,994 | 14,925 | 5,480 |
| 2020년산 | 214,000 | 216,984 | 14,925 | - |
| 2021년산 | 214,000 | 211,391 | 14,925 | - |
| 2022년산 | 214,000 | 186,844 | 14,925 | 8,158 |

주: 쌀변동직불금 = $\max((\text{목표가격} - \text{수확기 산지 쌀값}) \times 0.85 - \text{고정직불금}, 0)$

자료: 국가데이터처(각 연도), 산지쌀값조사.

이와 같은 방식으로 산정된 직불금 단가는 <표 7>과 같다. 2018년과 2019년에는 기존 직불금 단가가 현실에서 적용된 것이며, 공익직불금 단가는 가상적인 상황을 가정하는 데 활용된다. 반대로 2020~2022년에는 공익직불금 단가가 현실에서 적용된 것이며, 기존 직불금 단가는 가상적인 상황을 가정하는 데 활용된다.

표 7. 직불금 단가 추정치

| 구분 | 기존 직불금 | | | | 공익직불금 | | | | |
|------|---------------|---------------|---------------|----------------|-----------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| | 쌀고정 (원/ha) | 쌀변동 (원/ha) | 발고정 (원/ha) | 논이모작 (원/ha) | 소농직불금 | 면적직불금(원/ha) | | | |
| | | | | | | 종류 | 2ha이하 | 2~6ha | 6ha 초과 |
| 2018 | 1,000,000 | 170,448 | 500,000 | 500,000 | 1,200,000 | 논 | 1,975,100 | 1,895,020 | 1,814,940 |
| | | | | | | 밭 | 1,436,560 | 1,278,800 | 1,121,040 |
| 2019 | 1,000,000 | 367,160 | 500,000 | 500,000 | 1,200,000 | 논 | 1,975,100 | 1,895,020 | 1,814,940 |
| | | | | | | 밭 | 1,436,560 | 1,278,800 | 1,121,040 |
| 2020 | 1,000,000 | - | 500,000 | 500,000 | 1,200,000 | 논 | 1,975,100 | 1,895,020 | 1,814,940 |
| | | | | | | 밭 | 1,436,560 | 1,278,800 | 1,121,040 |
| 2021 | 1,000,000 | - | 500,000 | 500,000 | 1,200,000 | 논 | 1,975,100 | 1,895,020 | 1,814,940 |
| | | | | | | 밭 | 1,436,560 | 1,278,800 | 1,121,040 |
| 2022 | 1,000,000 | 546,486 | 500,000 | 500,000 | 1,200,000 | 논 | 1,975,100 | 1,895,020 | 1,814,940 |
| | | | | | | 밭 | 1,436,560 | 1,278,800 | 1,121,040 |

주: ha당 쌀변동직불금은 단가는 80kg당 쌀변동직불금 단가에 정책단수 67가마/ha를 곱하여 산정함.

자료: 저자 작성.

본 연구는 다음의 기준에 따라 일부 농가를 표본에서 제외한다. 첫째, 미곡금액이 음수인 농가를 제외한다. 미곡금액은 농가총수입을 구성하는 한 부분으로 일반적으로 음의 값이 발생할 수 없으며, 음수인 경우 쌀 경작면적 추정을 통한 쌀변동직불금 산정이 불가능하기 때문이다. 둘째, 경지면적(논+밭)이

에 따라 2022년 수확기 정곡가격 산정 시 사용한 2023년도 1월의 산지쌀값은 단순평균가격이 아닌 비추정평균가격을 사용한다.

11) 분석기간 동안 쌀고정직불금의 평균 단가는 100만 원/ha로 고정되어 있다고 가정한다.

0.033ha 미만인 농가는 제외한다. 이는 농업경영체 등록 요건을 고려한 것으로, 오세윤 외(2023)에서도 가장 완화된 경지면적 요건인 0.033ha 미만의 경지면적을 가진 농가는 농업경영체 등록이 되지 않아 농가로 보기 어렵다고 판단하였다.¹²⁾ 셋째, 기준소득이 음수인 농가는 제외한다. 미시자료를 이용하여 소득불평등을 살펴볼 때는 음의 소득을 가지는 가구의 소득을 0으로 절삭하거나 표본에서 제외한 후 분석하는 것이 일반적이다. 이는 불평등지수에 따라 음의 소득이 정의되지 않는 경우도 있고, 정의가 되더라도 그 값이 통상적으로 정의되는 범위를 벗어날 수 있으므로 해석에 왜곡을 초래하기 때문이다 (Cowell, 2011). 구체적으로 지니계수의 경우에는 음의 소득이 존재하면 불평등을 실제보다 과대추정할 수 있다. 이로 인해 OECD나 World Bank 등에서는 지니계수 산정 시 음의 소득을 그대로 사용하지 않고 음의 소득을 0으로 절삭하거나 음의 소득을 가지는 가구를 표본에서 제외하고 있다. 특히 Lerman-Yitzhaki 방식으로 지니계수를 분해하는 경우 음의 소득이 있으면 한계효과 추정 시 오류가 발생할 수 있고, 이전원칙(the principle of transfer)이 충족되지 않을 수 있다(Manero, 2017).¹³⁾

정확한 분석을 위해 본 연구도 음의 기준소득이 존재하는 경우 이를 0으로 절삭할 것인지, 이러한 가구를 표본에서 제외할 것인지 결정해야 한다. 본 연구의 목적은 직불금이 농가소득 불평등에 미치는 영향 살펴보는 것인데, 음의 기준소득을 0으로 절삭할 경우 농가소득이 직불금의 크기에 의해 결정되어 농가 간 소득을 왜곡시키는 효과가 발생할 수 있으므로 표본에서 제외할 필요가 있다.¹⁴⁾

위와 같은 과정을 거쳐 최종적으로 확보된 표본 수는 2018년 2,857가구, 2019년 2,833가구, 2020년 2,854가구, 2021년 2,866가구, 2022년 2,804가구이다. 한편, 논과 밭을 모두 가지고 있는 농가는 기존 직불금 산정 시 쌀 관련 직불금과 밭 관련 직불금을 수령할 자격이 주어진다. 다만, 쌀소득보전직불금은 논이모작직불금과 중복지급 가능하지만 밭고정직불금은 쌀소득보전직불금 및 논이모작직불금과 중복지급되지 않음에 따라 이들을 동시에 수령하는 것은 불가능하다. 또한 면적직불금을 받는 대상 중 경지면적을 제외한 나머지 모든 조건을 충족하면서 면적직불금이 소농직불금보다 작은 경우에는 소농직불금의 수령을 선택할 수 있다.¹⁵⁾ 합리적인 농가라면 선택할 수 있는 직불금 중 가장 큰 직불금을 선택할 것이다. 이에 본 연구에서는 실효 기존 직불금 = $\max\{\text{쌀소득보전직불금} + \text{논이모작직불금}, \text{밭고정직불금}\}$, 실효 공익직불금 = $\max\{\text{소농직불금}, \text{면적직불금}\}$ 으로 하여 농가소득 산정 시 적용한다. 이렇게 정리된 농가의 주요 변수에 대한 기초통계량을 살펴보면 <표 8>과 같다.¹⁶⁾ 이를 보면 농가가 수

12) 농업경영체 등록요건은 1,000㎡ 이상의 농지에 농작물 재배, 농지에 660㎡ 이상의 채소·과실·화훼작물 재배, 농지에 330㎡ 이상의 고정식 온실, 벼재배사, 비닐하우스 시설을 설치하여 농작물을 재배하는 것이다(국립농산물품질관리원, 2021).

13) 지니계수의 Shapley 값 분해에서는 음의 소득을 포함한다고 해도 이론적으로 문제가 발생하지는 않지만, 분석결과의 일관성을 위해 Shapley 값 분해 시에도 음의 기준소득을 가지는 가구를 제외한다.

14) A농가와 B농가가 동일한 농가소득을 얻는다고 가정해보자. 이때 A농가는 기준소득이 음이고 B농가는 기준소득이 양이라고 해보자. 그렇다면 A농가는 B농가보다 더 많은 직불금을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 이 때 기준소득을 0으로 대체한다면 이러한 처리 후 A농가의 소득은 B농가의 소득보다 커지는 왜곡이 발생하게 된다.

15) 소농직불금 산정시 가구의 농외소득 기준은 농가경제조사에서 직접 얻을 수 있다. 축산업수입금액은 개인별로 5,600만 원 미만이어야 하지만, 개인별 금액 자료를 얻을 수 없으므로 농가 평균 축산업수입금액(=축산업수입금액/가구원 수)으로 소농직불금 수령여부를 판단한다. 반면, 시설재배업으로 인한 수입은 농가경제조사에서 제공하지 않으므로 본 연구에서는 시설재배업 기준은 미적용하여 면적직불금 지급 대상 중 소농직불금 수령 대상을 선별한다.

취한 평균직불금은 기존 직불제보다 공익직불제하에서 더 큰 것으로 나타남에 따라 농가들의 공익직불금 합(규모)이 기존 직불금 합(규모)보다 더 크다는 것을 알 수 있다.

표 8. 기초통계량

(단위: 원)

| 2018년(N=2,857) | | | | | | |
|----------------|---------------|------------|------------|---------------|---------------|---------------|
| 구분 | 기준소득 | 실효 기존 직불금 | 실효 공익직불금 | 농가소득_S1 | 농가소득_S2 | 농가소득_S3 |
| 평균 | 37,764,060 | 813,894 | 2,107,446 | 38,577,954 | 39,871,506 | 38,577,954 |
| 표준편차 | 37,372,566 | 1,653,310 | 2,714,618 | 37,642,209 | 37,913,088 | 37,558,989 |
| 최소값 | 81,879 | 0 | 0 | 171,079 | 1,281,879 | 545,318 |
| 최대값 | 767,628,928 | 39,390,572 | 50,492,006 | 769,628,928 | 787,671,360 | 775,369,280 |
| 2019년(N=2,833) | | | | | | |
| 구분 | 기준소득 | 실효 기존 직불금 | 실효 공익직불금 | 농가소득_S1 | 농가소득_S2 | 농가소득_S3 |
| 평균 | 37,012,099 | 934,847 | 2,185,848 | 37,946,945 | 39,197,947 | 37,946,945 |
| 표준편차 | 38,050,958 | 2,190,178 | 3,130,196 | 38,313,086 | 38,464,605 | 38,197,035 |
| 최소값 | 239,689 | 0 | 0 | 626,617 | 1,577,988 | 812,055 |
| 최대값 | 842,767,936 | 45,646,528 | 54,029,328 | 844,767,936 | 862,810,368 | 851,339,712 |
| 2020년(N=2,854) | | | | | | |
| 구분 | 기준소득 | 실효 기존 직불금 | 실효 공익직불금 | 농가소득_S1 | 농가소득_S2 | 농가소득_S3 |
| 평균 | 39,235,055 | 796,107 | 2,236,873 | 40,031,161 | 41,471,928 | 40,031,161 |
| 표준편차 | 40,123,329 | 1,666,545 | 3,107,805 | 40,321,017 | 40,557,714 | 40,250,970 |
| 최소값 | 11,975 | 0 | 0 | 209,480 | 1,298,930 | 526,012 |
| 최대값 | 905,166,592 | 32,409,600 | 52,787,288 | 907,166,592 | 925,209,024 | 912,299,712 |
| 2021년(N=2,866) | | | | | | |
| 구분 | 기준소득 | 실효 기존 직불금 | 실효 공익직불금 | 농가소득_S1 | 농가소득_S2 | 농가소득_S3 |
| 평균 | 42,560,069 | 708,805 | 2,058,083 | 43,268,874 | 44,618,152 | 43,268,874 |
| 표준편차 | 38,489,074 | 1,348,499 | 2,687,853 | 38,658,981 | 38,821,630 | 38,582,797 |
| 최소값 | 67,835 | 0 | 0 | 330,185 | 1,267,835 | 481,116 |
| 최대값 | 1,022,681,664 | 20,020,550 | 37,510,232 | 1,024,681,664 | 1,040,734,912 | 1,028,899,264 |
| 2022년(N=2,804) | | | | | | |
| 구분 | 기준소득 | 실효 기존 직불금 | 실효 공익직불금 | 농가소득_S1 | 농가소득_S2 | 농가소득_S3 |
| 평균 | 42,125,296 | 891,907 | 1,996,336 | 43,017,203 | 44,121,631 | 43,017,203 |
| 표준편차 | 44,607,724 | 1,839,228 | 2,594,293 | 44,660,235 | 44,743,310 | 44,649,726 |
| 최소값 | 155,182 | 0 | 0 | 634,879 | 991,620 | 754,627 |
| 최대값 | 934,170,432 | 26,093,538 | 34,893,280 | 939,537,984 | 940,871,296 | 937,164,160 |

주 1) 농가소득_S1=기준소득 + 기존 직불금, 농가소득_S2=기준소득 + 기본형 공익직불금, 농가소득_S3=기준소득 + 정규화된 기본형 공익직불금

2) 직불금은 농외소득 상한, 면적상한 등 직불금 지급기준을 모두 반영하여 산정한 값임.

자료: 국가데이터처(각 연도), 농가경제조사 미시자료.

마지막으로 지니계수 산정 시에는 가구원 수에 따른 소득의 후생수준 차이를 반영하기 위해 가구원수로 표준화한 농가소득 자료를 이용한다. 표준화하는 방식은 OECD 기준을 따라 농가소득을 가구원수의 제곱근 값으로 나누어 산출한다.

16) 본 연구에서 사용하는 모든 변수의 통계량 및 분석결과는 농가경제조사에서 제공하는 전국가중값을 적용하여 도출한 결과이다.

3. 분석 결과¹⁷⁾

2.1. 공익직불제 도입으로 인한 농가소득 불평등 변화

공익직불제 도입 전후의 농가소득 불평등도를 비교한 결과, 제도 도입 후 농가소득의 불평등도는 감소한 것으로 나타난다.¹⁸⁾ 공익직불제 도입 전인 2018년과 2019년의 지니계수는 각각 0.4179, 0.4163이었으나 2020~2022년의 지니계수는 각각 0.3944, 0.3774, 0.3942로 공익직불제 도입 후 에 크게 감소하였다. 이와 같은 불평등도의 변화는 연도별 기준소득의 변화, 공익직불제의 하후상박 역진적 구조로 인한 변화와 함께 농가들이 수령하는 직불금의 합 즉, 직불금 규모의 변화 등 복합적 요인 에 기인한 결과이다. 특히 직불금이 소득에서 차지하는 비중은 기존 직불제 하에서는 2.21~2.57% 수 준이었으나, 공익직불제 도입 후 4.70~5.58%로 크게 증가하였다. 따라서 공익직불제의 소득분배효과 를 보다 정확하게 규명하기 위해서는 기준소득을 동일하게 설정한 상황에서 소득불평등 변화를 공익직 불제의 순수한 구조적 요인(이후 구조변화 효과)과 공익직불제 하에서의 직불금 규모 변화에 의한 요인 (이하 규모변화 효과)으로 구분하여 분석할 필요가 있다.

앞서 제시한 바와 같이 본 연구에서는 두 제도가 각각 적용되는 가상적 상황을 설정하여 농가소득 _S1(기존 직불제 적용), 농가소득_S2(공익직불제 적용), 그리고 직불금 규모를 통제하기 위해 공익직 불금을 기존 직불금 규모에 정규화한 농가소득_S3를 산정하였다. 이에 따라 시나리오1과 시나리오3의 지니계수 차이는 기존 직불제 하에서 농가들의 직불금 합과 공익 직불제 하에서 농가들의 직불금 합이 동일하도록 직불금 규모를 통제된 상황에서 순수한 구조변화 효과를, 시나리오2와 시나리오3의 지니 계수 차이는 공익직불제 하에서의 직불금 규모변화 효과를 반영한다.¹⁹⁾

분석 결과, 모든 분석기간 동안 기존 직불제보다 공익직불제하에서 농가소득 불평등도가 감소하는 것으로 나타난다. 예컨대, 2018년과 2019년에 기존 직불금 대신 공익직불금이 지급되었다면 지니계 수는 각각 0.0124, 0.0132 감소하였을 것으로 추정된다. 반대로 2020~2022년에 공익직불금 대신 기 존 직불금이 지급되었다면 지니계수는 각각 0.0125, 0.0108, 0.0108 증가하여 불평등이 심화되었을 것이다. 또한 분석기간 동안 공익직불제의 불평등 완화 효과 중 약 9.26~16.67%는 직불금 규모를 통

17) 본 연구는 쌀 재배면적 산정시 미곡금액을 수확기 가격과 정책단수로 나누어 역산한 방식 사용함에 따라 지역별, 연도별 생산성 편차를 반영하지 못하여 직불금 산출치와 불평등 지표가 편향될 가능성이 있다. 이에 본 연구는 생산성 편차에 따른 민감도를 살펴 보기 위해 정책단수가 $\pm 10\%$ 변동한다는 가정 하에 민감도 분석을 실시하였다. 정책단수가 변동한다는 가정하에 도출한 값이 본 연구에서 제시하고 있는 값들(지니계수와 분해결과 값)과 소수점 넷째자리까지 동일함을 확인하였다. 이를 통해 본 연구의 결과는 정책단수의 변화에 민감하게 반응하지 않는 것을 알 수 있다.

18) 2018년과 2019년에는 농가소득_S1이 현실에서의 농가소득을 반영하고, 2020~2022년에는 농가소득_S2가 현실에서의 농가 소득을 반영하므로 이들 간의 비교를 통해 공익직불제 전후 농가소득 불평등을 비교한다.

19) 시나리오1과 시나리오3은 직불금 규모가 동일하므로 이 둘을 비교하면 공익직불제가 기존 직불제보다 역진적으로 설계되었기 때 문에 발생하는 소득분배효과를 측정할 수 있다. 시나리오2와 시나리오3은 동일하게 공익직불제를 적용하는 상황이므로 이 둘을 비교하면 공익직불제 하에서 직불금 규모가 변화함에 따라 발생하는 소득분배효과를 측정할 수 있다.

제한 상황에서 순수한 구조변화 효과에 기인한 것으로 나타났으며, 나머지 83.33~90.74%는 공익직불제하에서의 직불금 규모가 확대된 것에 기인한 효과로 추정된다. 즉, 공익직불제가 농가소득 불평등을 완화한 요인은 직불금이 역진적 구조로 변화한 것도 있지만 역진적 구조하에서 직불금 규모가 확대된 것에 더 크게 기인한 것으로 해석할 수 있다.

표 9. 공익직불제의 소득분배 효과: 구조변화 효과와 규모변화 효과

| 구분 | 지니계수 | | | 공익직불제로 인한 지니계수 변화 | | | 지니계수 변화에 대한 기여(비중) | | |
|------|--------|--------|--------|-------------------|---------|---------|--------------------|--------|--------|
| | S1 | S2 | S3 | 총 변화 | 구조변화 | 규모변화 | 구조변화 | 규모변화 | 합계 |
| 2018 | 0.4178 | 0.4054 | 0.4161 | -0.0124 | -0.0017 | -0.0107 | 0.1371 | 0.8629 | 1.0000 |
| 2019 | 0.4163 | 0.4031 | 0.4141 | -0.0132 | -0.0022 | -0.0110 | 0.1667 | 0.8333 | 1.0000 |
| 2020 | 0.4069 | 0.3944 | 0.4054 | -0.0125 | -0.0015 | -0.0110 | 0.1200 | 0.8800 | 1.0000 |
| 2021 | 0.3882 | 0.3774 | 0.3867 | -0.0108 | -0.0015 | -0.0093 | 0.1389 | 0.8611 | 1.0000 |
| 2022 | 0.4050 | 0.3942 | 0.4040 | -0.0108 | -0.0010 | -0.0098 | 0.0926 | 0.9074 | 1.0000 |

주: 지니계수 총 변화=S2-S1, 순수한 구조변화=S3-S1, 공익직불제하에서의 규모변화=S2-S3

2.2. 지니계수에 대한 Lerman-Yitzhaki 분해

본 연구는 Lerman-Yitzhaki의 지니계수 분해 방식을 활용하여 이전소득의 격차감소효과와 순위변동효과를 분석하였다. 직불금이 농가소득 불평등에 미치는 영향은 <표 10>에 제시되어 있다. 각 연도의 첫 번째 행은 해당 소득의 지니계수를, 두 번째 행은 기준소득 지니계수(G_b)와 각 시나리오별 지니계수(G_a) 간의 차이($G_b - G_a$)를 제시한다. 두 지니계수의 차이가 양수이면 직불금이 농가소득 불평등을 완화한 것이며, 음수이면 오히려 불평등을 심화시킨 것을 의미한다. 세 번째와 네 번째 행은 지니계수 간 차이를 격차감소효과와 순위변동효과로 분해한 결과이다. 이 값이 양수이면 해당 효과가 불평등 완화에 기여함을, 음수이면 불평등 심화에 기여함을 의미한다.

분석 결과, 모든 시나리오에서 기준소득의 지니계수보다 직불금이 포함된 농가소득의 지니계수가 낮게 나타나 직불금이 농가소득 불평등 완화에 기여하고 있음을 확인할 수 있다. 특히 시나리오 2와 시나리오 3의 지니계수는 시나리오 1의 지니계수보다 작아, 공익직불제가 기존 직불제보다 불평등 완화 효과가 더 큼을 보여준다. 또한 직불금의 불평등 완화효과는 모든 연도와 시나리오에서 격차감소효과가 순위변동효과보다 크게 나타나, 직불금의 효과가 주로 농가 간 순수한 소득 격차 감소에 의해 발생하고 있음을 알 수 있다.

한편, 모든 연도에서 시나리오 1의 지니계수 총변화는 시나리오 3보다 작음에도 불구하고, 순위변동효과는 시나리오 1에서 더 크게 나타난다. 이는 소득 불평등 완화 과정에서 순위변동효과의 기여가 시나리오 1에서 더 크다는 것을 의미한다. 즉, 직불금 규모가 동일할 경우, 공익직불금은 기존 직불금에 비해 농가 간 소득 순위 역전을 덜 유발하면서도 보다 효과적으로 불평등을 완화하는 것으로 해석된다.

따라서 소득분배효과를 강화하기 위해 역진적으로 설계된 공익직불제는 기존 직불제보다 농가소득

불평등 완화에 효과적이며, 소득 역전효과를 줄임으로써 정부 이전지출인 직불금의 형평성 제고에도 기여하고 있는 것으로 평가된다.

표 10. 농가소득 지니계수에 대한 Lerman-Yitzhaki 분해 결과

| 연도 | 구분 | 기준소득 (G_b) | 농가소득(G_a) | | |
|------|-------------------------|-------------------|---------------|--------|--------|
| | | | 시나리오1 | 시나리오2 | 시나리오3 |
| 2018 | 지니계수 | 0.4237 | 0.4178 | 0.4054 | 0.4161 |
| | 지니계수 총변화($G_b - G_a$) | - | 0.0059 | 0.0183 | 0.0076 |
| | 격차감소효과 | - | 0.0053 | 0.0173 | 0.0075 |
| | 순위변동효과 | - | 0.0005 | 0.0011 | 0.0001 |
| 2019 | 지니계수 | 0.4236 | 0.4163 | 0.4031 | 0.4141 |
| | 지니계수 총변화($G_b - G_a$) | - | 0.0073 | 0.0204 | 0.0095 |
| | 격차감소효과 | - | 0.0063 | 0.0190 | 0.0092 |
| | 순위변동효과 | - | 0.0010 | 0.0015 | 0.0002 |
| 2020 | 지니계수 | 0.4125 | 0.4069 | 0.3944 | 0.4054 |
| | 지니계수 총변화($G_b - G_a$) | - | 0.0055 | 0.0180 | 0.0070 |
| | 격차감소효과 | - | 0.0053 | 0.0170 | 0.0070 |
| | 순위변동효과 | - | 0.0002 | 0.0011 | 0.0000 |
| 2021 | 지니계수 | 0.3923 | 0.3882 | 0.3774 | 0.3867 |
| | 지니계수 총변화($G_b - G_a$) | - | 0.0041 | 0.0149 | 0.0056 |
| | 격차감소효과 | - | 0.0037 | 0.0138 | 0.0054 |
| | 순위변동효과 | - | 0.0004 | 0.0011 | 0.0001 |
| 2022 | 지니계수 | 0.3923 | 0.3882 | 0.3774 | 0.3867 |
| | 지니계수 총변화($G_b - G_a$) | - | 0.0041 | 0.0149 | 0.0056 |
| | 격차감소효과 | - | 0.0037 | 0.0138 | 0.0054 |
| | 순위변동효과 | - | 0.0004 | 0.0011 | 0.0001 |

주: 지니계수의 총변화 값과 격차감소효과+순위변동효과의 값은 반올림 오차(rounding error)로 인해 상이할 수 있음.

자료: 저자 작성.

2.3. 지니계수에 대한 Shapley 값 분해

본 연구에서는 기준소득과 직불금이 농가소득에서 차지하는 비중을 고려하지 않은 경우와 고려한 경우의 불평등 기여도를 비교하기 위하여, 영점 Shapley 값 분해와 평균 Shapley 값 분해를 모두 활용한다. 우선 소득 비중을 고려하지 않은 영점 Shapley 값 분해 결과를 살펴보면, 분석기간 동안 모든 시나리오에서 직불금이 불평등에 미치는 상대적 기여는 시간이 지남에 따라 대체로 증가하는 추세를 보인다. 이는 시간이 흐를수록 직불금의 분배가 상대적으로 불평등하게 이루어지고 있음을 의미한다. 또한 동일한 연도를 기준으로 비교했을 때, 직불금의 상대적 기여는 시나리오 2와 시나리오 3에서 모두 기존 직불제를 적용한 경우보다 공익직불제를 적용한 경우에 더 낮게 나타난다. 이는 기존 직불금이 공익직불금보다 상대적으로 불평등하게 분배되고 있음을 보여준다. 해당 결과는 공익직불제가 역진적 구조를 지니고 있다는 점에 기인하는 것으로 판단된다.

표 11. 농가소득 지니계수에 대한 영점 Shapley 값 분해 결과

| 연도 | 구분 | 시나리오1 | | | 시나리오2 | | | 시나리오3 | | |
|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 |
| 2018 | 기준소득 | 0.9779 | 0.0817 | 0.1956 | 0.9448 | 0.1761 | 0.4344 | 0.9779 | 0.1814 | 0.4361 |
| | 직불금 | 0.0221 | 0.3361 | 0.8044 | 0.0552 | 0.2293 | 0.5656 | 0.0221 | 0.2346 | 0.5639 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4178 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4054 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4161 | 1.0000 |
| 2019 | 기준소득 | 0.9743 | 0.0715 | 0.1717 | 0.9417 | 0.1669 | 0.4140 | 0.9742 | 0.1724 | 0.4163 |
| | 직불금 | 0.0257 | 0.3448 | 0.8283 | 0.0583 | 0.2362 | 0.5860 | 0.0258 | 0.2417 | 0.5837 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4163 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4031 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4141 | 1.0000 |
| 2020 | 기준소득 | 0.9795 | 0.0689 | 0.1692 | 0.9442 | 0.1588 | 0.4025 | 0.9794 | 0.1643 | 0.4052 |
| | 직불금 | 0.0205 | 0.3381 | 0.8308 | 0.0558 | 0.2357 | 0.5975 | 0.0206 | 0.2412 | 0.5948 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4069 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3944 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4054 | 1.0000 |
| 2021 | 기준소득 | 0.9830 | 0.0502 | 0.1294 | 0.9521 | 0.1430 | 0.3788 | 0.9830 | 0.1476 | 0.3817 |
| | 직불금 | 0.0170 | 0.3380 | 0.8706 | 0.0479 | 0.2345 | 0.6212 | 0.0170 | 0.2391 | 0.6183 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.3882 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3774 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3867 | 1.0000 |
| 2022 | 기준소득 | 0.9785 | 0.0550 | 0.1358 | 0.9530 | 0.1628 | 0.4130 | 0.9784 | 0.1677 | 0.4152 |
| | 직불금 | 0.0215 | 0.3501 | 0.8642 | 0.0470 | 0.2314 | 0.5870 | 0.0216 | 0.2363 | 0.5848 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4050 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3942 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4040 | 1.0000 |

주 1) 절대기여의 합계 값은 지니계수를 나타냄.

2) 상대기여는 해당 지니계수 산정에 있어 기준소득과 직불금에 의해 발생하는 불평등의 기여도 비중을 나타냄.

3) 합계는 기준소득+직불금의 값과 반올림 오차(rounding error)로 인해 상이할 수 있음.

자료: 저자 작성.

다음으로 소득 점유율을 반영한 평균 Shapley 값 분해 결과를 통해 기준소득과 직불금의 농가소득 불평등 기여도를 살펴보면, 기존 직불금의 경우 2022년을 제외한 모든 기간에서 직불금의 소득 비중보다 불평등에 대한 상대적 기여가 더 크게 나타난다. 이는 직불금이 농가소득에서 차지하는 비중에 비해 농가소득 불평등에 더 큰 영향을 미쳤음을 의미한다. 반면, 공익직불금의 경우 모든 분석기간 동안 불평등에 대한 상대적 기여가 직불금의 소득 비중보다 작게 나타난다. 다시 말해, 공익직불금은 농가소득에서 차지하는 비중에 비해 농가소득 불평등에 상대적으로 더 적게 기여하고 있음을 알 수 있다.

표 12. 농가소득 지니계수에 대한 평균 Shapley 값 분해 결과

| 연도 | 구분 | 시나리오1 | | | 시나리오2 | | | 시나리오3 | | |
|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 |
| 2018 | 기준소득 | 0.9779 | 0.4086 | 0.9779 | 0.9448 | 0.3897 | 0.9613 | 0.9779 | 0.4099 | 0.9853 |
| | 직불금 | 0.0221 | 0.0092 | 0.0221 | 0.0552 | 0.0157 | 0.0387 | 0.0221 | 0.0061 | 0.0147 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4178 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4054 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4161 | 1.0000 |
| 2019 | 기준소득 | 0.9743 | 0.4055 | 0.9742 | 0.9417 | 0.3866 | 0.9591 | 0.9742 | 0.4070 | 0.9829 |
| | 직불금 | 0.0257 | 0.0108 | 0.0258 | 0.0583 | 0.0165 | 0.0409 | 0.0258 | 0.0071 | 0.0171 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4163 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4031 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4141 | 1.0000 |
| 2020 | 기준소득 | 0.9795 | 0.3985 | 0.9793 | 0.9442 | 0.3783 | 0.9591 | 0.9794 | 0.3997 | 0.9858 |
| | 직불금 | 0.0205 | 0.0084 | 0.0207 | 0.0558 | 0.0161 | 0.0409 | 0.0206 | 0.0058 | 0.0142 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4069 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3944 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4054 | 1.0000 |

(계속)

| 연도 | 구분 | 시나리오1 | | | 시나리오2 | | | 시나리오3 | | |
|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 | 소득비중 | 절대기여 | 상대기여 |
| 2021 | 기준소득 | 0.9830 | 0.3812 | 0.9818 | 0.9521 | 0.3639 | 0.9641 | 0.9830 | 0.3821 | 0.9879 |
| | 직불금 | 0.0170 | 0.0070 | 0.0182 | 0.0479 | 0.0135 | 0.0359 | 0.0170 | 0.0047 | 0.0121 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.3882 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3774 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3867 | 1.0000 |
| 2022 | 기준소득 | 0.9785 | 0.3970 | 0.9801 | 0.9530 | 0.3825 | 0.9705 | 0.9784 | 0.3988 | 0.9872 |
| | 직불금 | 0.0215 | 0.0081 | 0.0200 | 0.0470 | 0.0116 | 0.0295 | 0.0216 | 0.0052 | 0.0128 |
| | 합계 | 1.0000 | 0.4050 | 1.0000 | 1.0000 | 0.3942 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4040 | 1.0000 |

주 1) 절대기여의 합계 값은 지니계수를 나타냄.

2) 상대기여는 해당 지니계수 산정에 있어 기준소득과 직불금에 의해 발생하는 불평등의 기여도 비중을 나타냄.

3) 합계는 기준소득+직불금의 값과 반올림 오차(rounding error)로 인해 상이할 수 있음.

자료: 저자 작성.

종합적으로 볼 때, 영점 및 평균 Shapley 값 분해 결과는 공익직불금이 기존 직불금에 비해 농가 간에 상대적으로 더 균등하게 분배되고 있음을 보여준다. 또한 공익직불금은 농가소득 불평등에 대한 기여도가 낮아, 농가소득 불평등을 완화하는 데 기존 직불금보다 더 효과적인 것으로 평가된다.

4. 결론

본 연구는 2020년 공익직불제 도입 이후 직불금 제도의 개편이 농가소득 불평등에 미친 영향을 살펴 보기 위해 동일 연도에 기존 직불금과 공익직불금이 각각 지급되는 가상적인 상황을 설정하고 시물레이션을 통해 두 직불제의 농가 소득분배효과를 직접 비교하였다. 분석 자료는 국가데이터처 농가경제 조사(2018~2022년)의 미시자료를 활용하였다. 직불금이 농가소득 불평등에 미치는 효과를 측정하기 위해 지니계수(Gini coefficient)를 산출하고, 지니계수에 대한 Lerman-Yitzhaki 분해방법과 Shapley 값 분해방법을 적용하였다. 전자는 직불금이 농가 간 소득순위를 변화시키지 않고 농가소득 격차를 줄이는 효과와 농가 간 소득순위 변화를 통해 농가소득 격차를 줄이는 효과를 구분할 수 있게 하고, 후자는 직불금의 농가소득 불평등 기여도를 측정하는 데 유용하다.

본 연구는 시물레이션을 위해 시나리오를 세 가지로 구성하였다. 우선 농가소득에서 직불금을 제외한 소득을 기준소득으로 설정한 후 시나리오1에서는 기존 직불제도가 적용되는 상황을 설정하기 위해 기준소득에 기존 직불금을 더해 농가소득을 산정하고, 시나리오2에서는 공익직불제도가 적용되는 상황을 설정하기 위해 기준소득에 공익직불금을 더해 농가소득을 산정하였다. 두 직불금은 지급기준과 단가가 상이하므로 농가들이 수령하는 직불금의 합 즉, 직불금 규모의 차이가 발생할 수 있기 때문에 이를 통제하기 위해 시나리오3에서는 기준소득에 기존 직불금의 총 규모로 정규화한 공익직불금을 더하여 농가소득을 산정하였다. 시나리오1과 시나리오3의 지니계수 차이를 통해 기존 직불제 하에서 농가

들의 직불금 합과 공익 직불제 하에서 농가들의 직불금 합이 동일하도록 직불금 규모를 통제된 상황에서 순수한 구조변화 효과를, 시나리오2와 시나리오3의 지니계수 차이를 통해 공익직불제 하에서의 직불금 규모변화 효과를 추정할 수 있다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체적으로 공익직불제는 기존 직불제보다 농가소득 불평등 완화 효과가 큰 것으로 나타났다. 구체적으로 2018~2019년에 공익직불금이 지급되었다면 지니계수가 각각 0.0124, 0.0132 감소하여 불평등이 완화되고, 2020~2022년에는 기존 직불금이 지급되었다면 지니계수가 0.0108~0.0125 증가하여 불평등이 악화되는 것으로 나타났다. 이는 공익직불제가 기존 직불제보다 소득재분배 효과가 우수함을 의미한다. 둘째, 공익직불제를 통한 불평등 완화효과는 하후상박 구조의 역진적 설계로 인한 것도 있지만, 공익직불제 하에서 직불금 총액 증대에 더 크게 기인하였다. 공익직불제의 불평등 완화 효과는 약 9~17%가 구조적 변화(역진적 지급체계)에 기인하고, 83~91%는 공익직불제 하에서의 규모 확대(농가들의 직불금 총액 증가)에 기인하는 것으로 추정되었다. 셋째, Lerman-Yitzhaki 분해 결과에 따르면, 직불금은 전반적으로 농가소득 불평등을 완화하였는데, 그 효과는 주로 농가 간 순수한 격차감소효과에서 기인하였다. 특히 공익직불제는 기존 직불제보다 소득순위 변동을 덜 발생시키면서 불평등을 완화하는 것으로 나타나, 정부 이전지출의 형평성 측면에서도 긍정적인 평가를 받을 수 있었다. 넷째, Shapley 값 분해 결과, 공익직불금은 상대적으로 기존 직불금보다 균등하게 분포되어 있고 기존 직불금과는 달리 소득비중에 비해 농가소득 불평등에 상대적으로 더 적은 기여를 한다는 것을 알 수 있었다.

이를 통해 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 공익직불제는 기존 직불제보다 농가소득 불평등 완화에 더 효과적이다. 공익직불제는 직불금의 구조적 개편과 규모 확대를 통해 농가소득 격차를 줄이는 데 기여하였다. 또한 직불금 자체의 분배도 농가 간 상대적으로 더 균등하게 이루어졌다. 이는 제도의 설계 취지인 소농 보호와 소득재분배 기능 강화를 뒷받침하는 결과이다. 둘째, 공익직불금 예산의 확대를 통해 농가소득 불평등을 완화할 수 있는 가능성이 있다. Shapley 값 분해 결과 공익직불금의 불평등 기여도는 직불금이 소득에서 차지하는 비중보다 작은 것으로 나타났다. 이는 현행과 같은 지급기준 하에서 공익직불금 예산이 확대되더라도 농가소득 불평등이 완화될 수 있는 여력이 있다는 것을 의미한다. 셋째, 국가의 재정적 제약으로 인해 공익직불금 예산을 계속 증가시킬 수 없는 상황에서는 일정부분 역진성을 강화하는 구조 개편을 통해 형평성은 유지하면서 직불금의 농가소득 재분배효과를 강화할 수 있다. 분석기간 동안 순위변동효과의 크기는 0.0000~0.0002로 직불금 지급으로 인한 지니계수 변화에서 순위변동효과가 차지하는 비중은 0~1.2% 수준이었다. 따라서 지금보다 역진성을 다소 강화하더라도 소득역전으로 인한 불형평성을 크게 야기하지 않는 범위 내에서 농가소득 불평등을 완화할 수 있는 여유가 있다.

한편, 본 논문은 자료의 부재로 인해 실제 직불금이 아닌 추정한 직불금의 소득분배 효과를 살펴본 것으로 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 본 연구는 농업피해보상금 및 농업보조금을 구성하고 있는

직불금 이외의 이전소득을 제외하고 직불금의 소득분배효과를 측정했다는 한계가 있다. 농가경제조사의 농업피해보상금 및 농업보조금 항목에는 직불금 외 다른 이전소득들도 혼재되어 있다. 하지만 자료의 제약으로 이들 항목에서 직불금을 분리하는 것은 불가능하다. 이에 본 연구는 경상소득에서 해당 항목들을 모두 차감하여 기준소득을 산정한 뒤 추정된 직불금을 기준소득에 더해주는 방식으로 농가소득을 재구성하였는데, 이 과정에서 일부 이전소득들이 제외되었다. 둘째, 미곡금액을 수확기 가격과 정책단수로 나누어 쌀 재배면적을 역산하는 과정에서 농가별 생산성 편차를 반영하지 못해 직불금 산정치가 과대 또는 과소 추정될 수 있다. 셋째, 농가의 경지를 농업진흥지역 안과 밖으로 구분할 수 없는 한계로 인해 해당 비율을 단순 가중평균하여 직불금 단가를 산정하였는데, 이로 인해 직불금 산정치가 과대 또는 과소 추정될 수 있다. 넷째, 시설재배소득에 대한 정보 부재와 축산소득을 개인별로 정확하게 알 수 없는 한계로 인해 소농직불금 자격 요건을 정확하게 반영하지 못해 일부 농가의 직불금이 과대추정될 가능성이 있다. 다섯째, 선택형 공익직불에 대한 자료의 부재로 이를 고려하지 못한 한계가 있다. 따라서 본 연구의 결과를 적용하거나 해석할 때에는 유의할 필요가 있다. 한편, 이러한 한계는 농가경제조사 자료에서 직불금에 대한 정보가 부재하여 발생하는 것으로 향후 보다 정치한 분석을 위해서는 이에 대한 자료조사와 공개가 필요하다.

본 연구는 전체적인 공익직불제의 농가소득 분배효과를 구조변화 효과와 규모변화 효과, 격차감소효과와 순위변동효과로 구분하고, 다양한 측면에서 공익직불금의 불평등 기여도를 살펴본 기초연구로서 문헌에 기여하는 바가 있다. 다만, 농가소득 분배효과를 농가 특성별(소득 분위별, 경지규모별 등)로 구분하여 보다 세부적인 시사점 도출하지는 못하였다. 이러한 부분은 향후 연구에서 보다 구체적인 분석을 통해 보완될 필요가 있다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

- 국립농산물품질관리원. (2021). 2020년 농업경영체 등록정보 연감.
- 김관수, 안동환, 민선형. (2014). 직불제의 성과평과와 시사점. 한국농촌경제연구원.
- 김태곤, 허주녕, 전애라. (2014). 밭농업 및 조건불리지역 직불제 개선방안 연구. 한국농촌경제연구원.
- 김태화, 양승룡. (2022). 공익직불제의 정책효과 분석: 소득효과와 소득분배 효과를 중심으로. 농업경제연구, 63(1), 17-42.
- 김태훈, 김선웅, 김종인, 박지연. (2018). 직접지불제 효과 분석과 개선방안 연구(2/2차년도). 한국농촌경제연구원.
- 농림축산식품부. (2020). 2020년도 기본형 공익직접지불사업 시행지침서.
- 농림축산식품부. (각 연도). 기본형 공익직접지불사업 시행지침.
- 농림축산식품부. (각 연도). 밭농업직불금사업 사업지침.
- 농림축산식품부. (각 연도). 쌀소득보전직접지불제 사업지침.
- 민선형, 김관수, 박준기, 안동환. (2015). 농가특성별 쌀소득보전직불제의 소득효과 분석. 농업경제연구, 56(4), 51-70.
UCI : G704-000586.2015.56.5.004
- 박준기, 오내원, 지성태, 이현근, 정호연. (2015). 농가경영안정지원제도 운영 실태와 정책과제(2/2차년도). 한국농촌경제연구원.
- 박준기, 이두영, 박지연, 임준혁. (2019). 지방자치단체의 농가소득지원 실태와 정책과제. 한국농촌경제연구원.
- 서세욱. (2021). 쌀소득보전직불제 성과의 실증분석. 예산정책연구, 10(1), 43-79.
<http://doi.org/10.35525/nabo.2021.10.1.002>
- 오세윤, 이승진, 손찬호, 문한필. (2023). 공익직불제의 경지규모별 소득분배 형평성 개선 검증. 농업경영·정책연구, 50(3), 530-551.
- 우병준, 임소영, 이두영, 이형용, 한보현. (2017). 2017 농업경영체 실태분석. 한국농촌경제연구원.
- 이명현. (2005). 논농업 직불제의 소득분배효과 분석. 농촌경제, 28(1), 1-16.
UCI : G704-000576.2005.28.1.004
- 이성재, 이우진. (2017). 샤플리 값을 이용한 한국의 소득 및 자산 불평등의 원천별 기여도 분석. 한국경제의 분석, 23(1), 57-98. <http://doi.org/10.22823/jkea.23.1.201704.57>
- 이용기. (2021). 직접지불제의 소득재분배 모형에 관한 연구. 농업경영·정책연구, 48(1), 60-82.
- 국가데이터처. (각 연도). 산지쌀값조사.
- 국가데이터처. (각 연도). 농가경제조사 미시자료.
- 허등용. (2018). 샤플리 값을 이용한 농가소득 불평등도의 소득원천별 기여도 분석. 농촌경제, 41(4), 1-27.
<http://doi.org/10.36464/jrd.2018.41.4.001>
- 허등용. (2020). 공적 및 사적 소득이전에 의한 농가소득 격차감소 및 순위변동효과. 재정학연구, 13(3), 133-156.
- 허등용. (2024). 이전소득에 의한 어가소득의 순위변동 및 격차감소효과. 해양정책연구, 39(2), 115-138.
- Angel-Urdinola, D. F. & Wodon, Q. (2004). The impact on inequality of raising the minimum wage: gap-narrowing and reranking effects. LABOUR: Review of Labor economics and Industrial Relations, 18(2), 317-327. <https://doi.org/10.1111/j.1121-7081.2004.00269.x>
- Cowell, F. (2011). Measuring Inequality(Third Edition), London School of Economics Perspectives in Economic Analysis. Oxford University Press.
- Lerman, R. I. & Yitzhaki, S. (1984). A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index. Economics Letters, 15(3-4), 363-368. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(84\)90126-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(84)90126-5)
- Lerman, R. I. & Yitzhaki, S. (1995). CHANGING RANKS AND THE INEQUALITY IMPACTS OF TAXES AND TRANSFERS. National Tax Journal, 48(1), 45-59. <https://doi.org/10.1086/ntj41789122>
- Manero, A. (2017). The limitations of negative incomes in the Gini coefficient decomposition by source. Applied Economics Letters, 24(14), 977-981.

- <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1245828>
- Musgrave, R. A. & Thin, T. (1948). Income Tax Progression, 1929-48. *Journal of Political Economy*, 56(6), 498-514. <https://doi.org/10.1086/256742>
- Sastre, M. & Trannoy, A. (2002). Shapley Inequality Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues. *Journal of Economics*, 9. 51-89.
https://doi.org/10.1007/978-3-7091-6166-1_3
- Törmälehto, V-M. & Sauli, H. (2010). The distributional impact of imputed rent in EU-SILC. European Commission Methodologies and Working Papers.
- Yitzhaki, S. (1983). On an Extension of the Gini Inequality Index. *International Economic Review*, 24(3), 617-628. <https://doi.org/10.2307/2648789>