

www.krei.re.kr  
eISSN 2713-9506  
2022년 9월호

제45권 제3호 (통권 192호)



# 농촌경제

Journal of  
Rural Development

---

미국 곡물 수출시장의 비대칭적 가격전이와 시장지배력 분석  
- 한국과 일본을 중심으로 - /01

승준호, 콘도 타쿠미

Impact of Captive Supply on Cash Price in the U.S. Cattle Procurement Market:  
A Dynamic Modeling Approach /27

Lee Jungmin, Chung Chanjin

암거배수시설 설치사업의 성과평가 및 경제성 분석 /51

민선형, 이항미, 김관수

한국농촌경제연구원

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

**원장** 김홍상

**편집위원장** 박기환(한국농촌경제연구원)

<b>편집위원</b>	김민경(건국대학교)	김선웅(충북대학교)
	김승규(경북대학교)	김윤형(전남대학교)
	김종진(한국농촌경제연구원)	김태영(경상대학교)
	김화년(제주대학교)	서동희(고려대학교)
	엄진영(한국농촌경제연구원)	우병준(한국농촌경제연구원)
	유도일(서울대학교)	유찬희(한국농촌경제연구원)
	윤종열(한국농촌경제연구원)	이상현(고려대학교)
	정원호(부산대학교)	황윤재(한국농촌경제연구원)

제45권 제3호 (통권 192호)



# 농촌경제

Journal of  
Rural Development

---

미국 곡물 수출시장의 비대칭적 가격전이와 시장지배력 분석  
- 한국과 일본을 중심으로 - /01

승준호, 콘도 타쿠미

Impact of Captive Supply on Cash Price in the U.S. Cattle Procurement  
Market: A Dynamic Modeling Approach /21

Lee Jungmin, Chung Chanjin

암거배수시설 설치사업의 성과평가 및 경제성 분석 /41

민선형, 이향미, 김관수

농촌경제는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다.

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

농촌경제는 이중 기고를 허용하지 않습니다.

이 책에 실린 논문은 필자의 학문적 견해입니다.



# 미국 곡물 수출시장의 비대칭적 가격전이와 시장지배력 분석\* - 한국과 일본을 중심으로 -

승준호\*\*, 콘도 타쿠미\*\*\*

## 차례

1. 서론 .....	3
2. 분석 모형 .....	5
3. 분석 자료 .....	10
4. 분석 결과 .....	14
5. 요약 및 결론 .....	21

## Keywords

비대칭적 가격전이(asymmetric price transmission), 비선형 ARDL모형(nonlinear autoregressive distributed lag model), 시장지배력(market power), 잔여 수요(residual demand)

## Abstract

한국과 일본은 쌀을 제외한 대부분의 곡물을 수입에 의존하고 있으며, 양국의 밀, 옥수수, 콩 수입시장에서 미국의 점유율이 가장 높게 유지되어 왔다. 본 연구에서는 한국과 일본을 대상으로 하는 미국의 곡물 수출 과정에서 발생 가능한 비대칭적 가격전이와 시장지배력의 존재를 분석하고자 하였다. 비선형 ARDL모형을 이용하여 가격전이 실태를 분석한 결과, 미국의 농가수취가격과 수출가격의 전이에서 비대칭성이 확인되었다. 따라서 미국의 국내 곡물가격 및 수출가격과 경쟁국의 수출가격에 대한 모니터링을 강화하여 비대칭적 가격전이 현상을 제거하기 위한 정책적 노력이 필요하다. 잔여 수요 모형 추정 결과, 미국은 한국에 비해 수입 의존도가 높은 일본의 옥수수와 콩 수입시장에서 시장지배력을 갖지만, 한국 시장에 대한 미국의 시장지배력은 없는 것으로 나타났다. 이는 일본과 다르게 우리나라의 곡물 수입시장에서는 미국과 여타 수출국과의 경쟁 구조가 형성되고 있음을 시사한다.

\* 이 연구는 제1저자의 박사학위 논문 일부를 수정·보완한 것임.

\*\* 한국농촌경제연구원 전문연구원

\*\*\* 홋카이도대학교 농업경제학과 교수(近藤 巧), 교신저자. e-mail: kondot@agecon.agr.hokudai.ac.jp

# Analysis of Asymmetric Price Transmission and Market Power of the U.S. Grain Export Market: Focused on Korea and Japan\*

Seung Jun-ho\*\*, Kondo Takumi\*\*\*

## Keywords

asymmetric price transmission, nonlinear autoregressive distributed lag model, market power, residual demand

## Abstract

Korea and Japan rely on imports for most of the grain except rice, and the U.S. has maintained the highest shares of wheat, corn, and soybean import markets in both countries. This study aims to analyze the existence of asymmetric price transmission and market power that could occur in the U.S. grain export process targeting Korea and Japan. The results of asymmetric price transmission analysis using a nonlinear ARDL model show that, in the long run, when domestic prices (received by farmers) of wheat, corn, and soybeans in the U.S. increase, the impact on export prices to Korea and Japan is greater than when they decrease. Through the long-run asymmetry test, it was confirmed that there was statistically significant positive asymmetry in the domestic and export price transmissions of wheat, corn, and soybeans in the U.S. Also, in the short run, it was found that there is a positive asymmetry in the domestic and export prices of wheat and corn. Therefore, it is necessary to strengthen the monitoring of domestic and export prices of the U.S. to eliminate asymmetric price transmission. According to the result of the residual demand model estimation, residual demand elasticity was negative and statistically significant only in the case of corn and soybeans of Japan. In other words, it was found that the U.S. has market power in the corn and soybean import market of Japan, which is highly dependent on imports compared to Korea, but does not have market power in the Korean market. This suggests that, unlike Japan, in Korea's grain import market, there is a competitive structure between the U.S. and other exporting countries.

---

\* This study is a revision and expansion of part of the lead author's doctoral dissertation.

\*\* Research Associate, Korea Rural Economic Institute

\*\*\* Professor, Department of Agricultural Economics, Hokkaido University, corresponding author, e-mail: kondot@agecon.agr.hokudai.ac.jp

## 1. 서론

우리나라는 쌀을 제외한 대부분의 곡물을 수입에 의존하고 있다. 2020년 한국의 쌀 자급률은 93%로 높은 수준을 유지하고 있지만, 사료용을 포함한 밀, 옥수수, 콩의 자급률은 각각 0.5%, 0.7%, 7.5%에 불과하다. 일본의 상황도 한국과 비슷하다. 쌀을 제외한 주요 곡물의 자급률이 낮고, 수입 의존도는 높다. 2020년 일본의 쌀 자급률은 97%로 100% 자급에 가까운 수준이지만, 밀과 보리(쌀보리 포함)의 자급률은 각각 15%, 12%이며, 수입자유화 품목인 콩의 자급률은 6%에 머물고 있다.

국제 시장에서 밀, 옥수수, 콩의 수출은 일부 국가에 집중되어 있으며, 그중에서도 미국이 높은 점유율을 유지하고 있다. 2020/21년도 세계 밀, 옥수수, 콩 수출에서 미국의 점유율은 각각 13%, 38%, 37%로 밀은 세계 3위, 옥수수는 1위, 콩은 2위를 차지하고 있다(USDA, 2022). 한편, 한국과 일본의 수입시장에서도 미국으로부터의 곡물 수입이 가장 많은 것으로 나타난다. 최근 5년간(2016~2020년) 한국의 미국산 밀, 옥수수, 콩의 수입 비중은 각각 33%, 41%, 56%이며, 일본은 같은 기간 각각 49%, 75%, 73%로 한국보다 미국에 대한 수입 의존도가 높다.

이와 같이 한국과 일본은 특정 국가에 곡물 수입을 의존하고 있기 때문에 생산량 감소 등에 따른 해당 국가의 수출가격이 급등했을 경우 국내 수입가격이나 가공품 물가의 상승을 초래할 가능성이 높다. 실제로 2000년대 후반 국제곡물 가격의 급등은 양국의 물가 상승에 큰 영향을 미쳤다. 그러나 국제곡물 가격이 하락세로 돌아섰음에도 불구하고 수입 곡물을 원료로 하는 가공품 물가는 여전히 높은 수준을 유지하였다. 즉, 투입 가격 상승 시와 하락 시의 산출물 가격이 조정되는 정도나 속도가 다르다는 비대칭적인 가격전이가 관찰되어 학계나 국민의 관심이 높아졌다.

이를 계기로 밀, 옥수수, 콩의 국제가격 및 수입가격에서 가공품 가격으로의 전이 실태에 관한 연구가 수행되어왔다. 김태훈·김배성(2009)은 Houck(1977)의 모형을 이용하여 밀, 옥수수, 콩의 수입가격과 가공식품 및 배합사료 가격 간의 비대칭적 가격전이를 분석하였다. 분석 결과, 밀은 수입가격 하락 시 대비 상승 시에 밀가루 가격에 전이되는 정도가 크고 비대칭성이 존재하였으나, 수입 콩과 식용유, 수입 옥수수 및 대두박과 배합 사료의 가격전이에서는 비대칭성이 발견되지 않았다. 전상곤 외(2013)는 Houck(1977)의 모형을 이용하여 밀가루, 전분, 배합 사료 등 9개 가공품의 물가지수를 대상으로 국제곡물 가격이 미치는 영향을 분석하고, 모든 품목에서 가격전이의 비대칭성이 존재함을 시사하였다. 김종진·최선우(2015)는 비선형 ARDL모형을 이용하여 사료원료 가격이 국내 배합사료 가격에 전이되는 형태를 추정하였다. 분석 결과, 배합사료에 대한 사료원료의 가격전이는 전체 배합사료 시장에서의 비대칭성이 발견되지 않았지만, 일부 축종에서는 비대칭성이 나타나 시장이 비효율적으로 작동하였음을 시사하였다. 김종진 외(2020)는 비선형 ARDL 모형을 이용하여 수입곡물 가격과 소비자물가(CPI) 간의 전이 실태를 분석하였다. 분석 결과, 수입곡물 가격은 상승할 경우에만 소비자물가에 전이되는 것으로 나타났으며, 구체적으로는 곡물 가격이 10% 상승하면 전체 소비자물가는 0.39% 상승하

는 것으로 추정되었다. 또한 수입 곡물과 개별 소비자물가의 전이 실태에서도 비슷한 결과를 확인하고, 이상의 분석 결과가 수입곡물의 가치사슬 구조와 일관성을 유지하는 것으로 시사하였다.

국제곡물 가격 및 수입가격과 국내 가공품 가격의 전이 실태에 관한 연구는 비교적 활발하게 수행되어 왔으나, 주요 곡물 수출국의 수출 과정에서의 가격전이에 대해서도 주목할 필요가 있다. 수입된 곡물이 가공 및 유통 단계를 거쳐 소비자에게 도달하는 과정에서 나타난 바와 같이, 곡물 수출시장에서도 비대칭적 가격전이가 발생할 수 있기 때문이다.

또한, 비대칭적 가격전이의 원인에 대한 검토도 중요한 연구 과제이다. Meyer & von Cramon-Taubadel(2004)은 비대칭적인 가격전이의 주요 원인으로 시장지배력의 존재를 시사하였다.<sup>1)</sup> 곡물 수출국의 시장지배력에 대한 국내 연구는 많지 않으며, 양승룡·이원진(2001)이 대표적이다. 양승룡·이원진(2001)은 밀과 옥수수의 수입 비중이 가장 큰 미국과 여타 수출국을 대상으로 Goldberg & Knetter(1999)의 잔여 수요 모형과 Nevo(1996)의 이산적 선택 모형을 이용하여 시장지배력을 분석하였다. 밀은 미국, 호주, 캐나다, 옥수수는 미국, 중국을 대상 국가로 선정하고, 분석기간은 1991년 1분기(밀은 1993년 1분기)에서 1999년 3분기까지로 설정하였다. 잔여 수요 모형 추정 결과, 한국의 밀 수입시장에서 미국, 캐나다, 호주가 시장지배력을 행사하고, 옥수수 수입시장에서는 미국의 시장지배력이 존재하였으며, 이산적 선택 모형에서는 미국이 한국의 밀 수입시장에서 시장지배력을 갖는 것으로 나타났다.

국제곡물 가격전이 및 시장지배력에 관한 일본의 선행연구로는 中島亨(2012)가 TAR모형(Threshold Autoregressive Model)을 이용하여 식물유지 원료(팜유, 콩, 유채)의 국제 시장에서의 비대칭적 가격전이 실태를 분석하고, 잔여 수요 모형을 이용하여 주요 수출국의 시장지배력을 추정하였다. 전반적으로 수출시장이 과점적인 경우나 수입시장이 경쟁적이면 비대칭적 가격전이가 나타나고, 미국은 일본에 시장지배력을 행사하고 있음을 시사하였다. 특히, 콩은 TAR모형 추정 결과, 미국의 국내가격과 수출가격 전이에서 양의 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났으며, 잔여 수요 모형 추정 결과를 통해 일본 시장에 대한 미국의 시장지배력도 존재하는 것이 확인되었다.

선행연구의 한계점과 본 연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 수입 곡물 가격전이에 관한 기존 연구들은 대부분 곡물이 수입된 이후의 유통단계별 전이 실태에 집중해 왔다. 그러나, 전술한 바와 같이 비대칭적 가격전이는 곡물의 수출과정에서도 발생할 수 있으며, 본 연구는 곡물이 수입되기 전 수출국에서의 국내가격과 수출가격 간의 전이 실태를 분석한다는 점에서 선행연구들과 차별성을 갖는다. 둘째, 곡물 수출 및 수입과 관련된 시장지배력을 다룬 국내 선행연구는 밀과 옥수수를 대상으로 1990년대 말까지의 자료를 이용한 양승룡·이원진(2001)이 유일한 것으로 보인다. 그러나 2000년대 이후 우리나라의 곡물 수입시장에서의 주요 수출국 비중 변화 등 달라진 여건을 반영하고 밀, 옥수수와 함께 수입액

<sup>1)</sup> 그 밖에도 조정비용(adjustment costs), 정부 개입, 비대칭 정보, 재고 관리 등을 비대칭적 가격전이의 원인으로 시사함(Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004).



비중이 높은 콩에 대한 분석도 필요하다. 셋째, 곡물 수급 및 수입 여건이 우리와 유사한 일본과의 비교 분석을 통하여 시사점을 도출하고자 하였으며 이는 향후 관련 연구의 기초 자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 비선형 ARDL모형을 이용하여 우리나라 곡물 수입시장에서 가장 높은 점유율을 차지하는 미국을 대상으로 밀, 옥수수, 콩 수출에서 발생하는 비대칭적 가격전이 실태를 분석하고, 잔여 수요 모형을 이용하여 미국의 시장지배력에 대하여 분석하였다. 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 분석 모형에 대하여 설명하고, 3장에서 분석에 사용된 자료를 제시하였다. 4장에서는 미국의 곡물 수출 과정에서의 비대칭적 가격전이 및 시장지배력에 대하여 분석하였다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점을 도출하였다.

## 2. 분석 모형

### 2.1. 비선형 ARDL 모형<sup>2)</sup>

Shin et al.(2014)은 비대칭적 공적분 관계를 설정한 Schorderet(2001)의 방법론을 Pesaran et al.(2001)의 ARDL(p, q)모형에 적용하였다. 우선 Schorderet(2001)의 비대칭적 공적분 관계는 간단히 식(1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (1)$$

여기에서  $x_t$ 는 이전 유통단계의 가격,  $y_t$ 는 다음 유통단계의 가격을 나타내는 I(1) 변수이다.  $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ 로 표현되며,  $x_t$ 를 초기값( $x_0$ )을 기준으로 증가분의 부분합( $x^+$ ) 및 감소분의 부분합( $x^-$ )으로 분리한 것이다.  $x^+$ 와  $x^-$ 는 각각 식(2)와 식(3)으로 나타낼 수 있다.

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_i, 0) \quad (2)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_i, 0) \quad (3)$$

이상의 접근방법은 일부 실증분석에서는 유용할 수 있으나, 약내생성(weak endogeneity) 및 계열 상관성이 발생할 경우 OLS 추정치가 초일관성을 유지하지만 점근적 분포는 정규분포가 아니므로 일반적인 방법으로 가설검정이 불가능하다(Shin et al., 2014). 이와 같은 문제의식 하에 Shin et al.(2014)

<sup>2)</sup> 이 부분은 Shin et al.(2014)을 참고하여 작성함.

은 우선 식(1)의 비대칭적 장기 공적분 관계를 ARDL(p, q)모형에 적용한 식(4)를 고려하였다.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\theta_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \epsilon_t \quad (4)$$

여기에서  $\phi_i$ 는 자기회귀 파라미터,  $\theta_i^+$ 와  $\theta_i^-$ 는 비대칭적 시차분포항의 파라미터를 나타내며,  $\epsilon_t$ 는  $iid(0, \sigma_\epsilon^2)$ 를 따른다. 식(4)의 비선형 ARDL(p, q)모형을 오차수정모형의 형태로 고쳐 쓰면 식(5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\psi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \psi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \epsilon_t \\ &= \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\psi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \psi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기에서  $\rho = \sum_{i=1}^p \phi_i - 1$ ,  $\gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \phi_j$  ( $i=1, \dots, p-1$ ),  $\theta^+ = \sum_{i=0}^q \theta_i^+$ ,  $\theta^- = \sum_{i=0}^q \theta_i^-$ ,  $\psi_0^+ = \theta_0^+$ ,  $\psi_i^+ = -\sum_{j=i+1}^q \theta_j^+$  ( $i=1, \dots, q-1$ ),  $\psi_0^- = \theta_0^-$ ,  $\psi_i^- = -\sum_{j=i+1}^q \theta_j^-$  ( $i=1, \dots, q-1$ )이다.  $u_t = y_t - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^-$ 는 오차수정항,  $\beta^+$ 와  $\beta^-$ 는 각각  $-\theta^+/\rho$ ,  $-\theta^-/\rho$ 로 비대칭적 장기 관계를 나타낸다. 한편, 식(5)의 약내생성 문제의 가능성을 고려하여 Shin et al.(2014)은 식(6)과 같이  $\Delta x_t$ 가 AR(q) 과정을 따르는 것으로 가정하였다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{q-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + v_t \quad (6)$$

위 식에서  $v_t$ 는  $iid(0, \sigma_v^2)$ 를 따른다. 다음으로 Pesaran & Shin(1998)에 의해 식(5)의 오차항  $\epsilon_t$ 와 식(6)의 오차항  $v_t$ 의 관계를 식(7)과 같이  $e_t$ 와  $v_t$ 가 상관관계를 갖지 않도록 특정화하였다.

$$\epsilon_t = \omega v_t + e_t = \omega \left( \Delta x_t - \sum_{i=1}^{q-1} \delta_i \Delta x_{t-i} \right) + e_t \quad (7)$$

여기서  $e_t$ 는  $iid(0, \sigma_e^2)$ 를 따른다. 식(7)을 식(5)에 대입하여 정리하면 설명변수와 오차항이 상관관계를 가지지 않기 때문에 내생성 문제를 해결할 수 있고 OLS로 추정 가능한 다음의 비선형 ARDL모형을 도출할 수 있다.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + e_t \quad (8)$$

위 식에서  $\pi_0^+ = \theta_0^+ + \omega$ ,  $\pi_0^- = \theta_0^- + \omega$ ,  $\pi_i^+ = \phi_i^+ - \omega \delta_i$ ,  $\pi_i^- = \phi_i^- - \omega \delta_i$ 이며,  $i=1, \dots, q-1$ 이다.

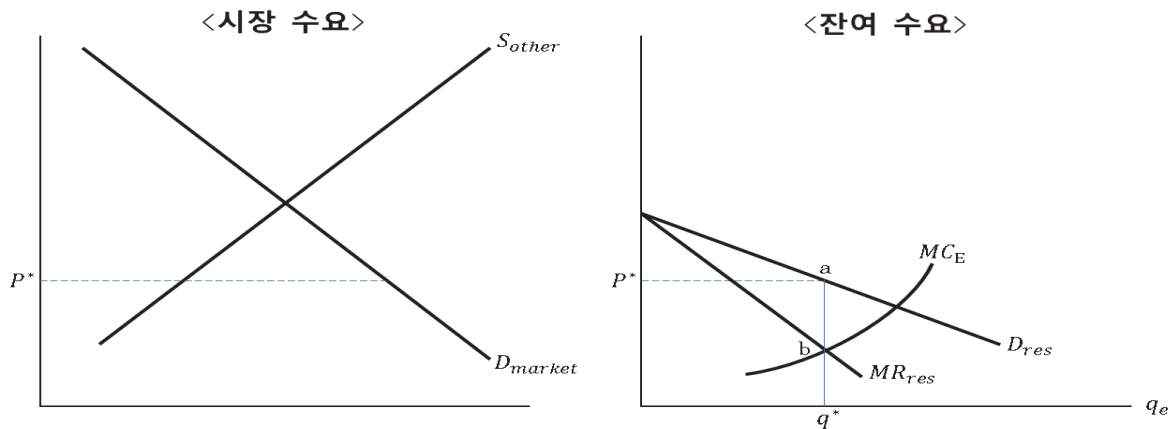
가격전이의 비대칭성을 검증하는 과정은 다음과 같다. 우선 단위근 검정을 통하여 변수들의 안정성

을 검토한다. 다음으로 공적분 관계의 유무를 검정하여 변수 간의 장기적인 균형 관계의 존재를 확인한다. 비대칭적 공적분 관계는 식(8)을 추정하고 Banerjee et al.(1998)의  $t$ -검정( $t_{BDM}$ )과 Pesaran et al.(2001)의  $F$ -검정( $F_{PSS}$ )을 이용하여 검정한다. 다음으로 식(8)의 추정 결과를 바탕으로 가격전이의 크기와 장기 및 단기 가격전이의 비대칭성 유무를 검정한다.

## 2.2. 잔여 수요 모형<sup>3)</sup>

Goldberg & Knetter(1999)는 국제 시장에서 수출국의 시장지배력 추정을 위하여 잔여 수요 모형을 이용하였다. <그림 1>은 수입국 시장에서 수출국이 직면하는 잔여 수요 곡선을 나타낸다. 좌측 그래프는 수입국의 시장 수요와 해당 수출국을 제외한 모든 경쟁 수출국의 공급 곡선을 나타낸다. 우측 그래프는 해당 수출국의 공급 곡선인  $MC_E$ 와 잔여 수요 곡선을 나타내며, 선분ab는 해당 수출국의 시장지배력(마크업)을 의미한다. 잔여 수요는 시장 수요( $D_{Market}$ )와 공급( $S_{other}$ )의 차이( $D_{res} = D_{Market} - S_{other}$ )로 정의할 수 있다. 즉, 잔여 수요 곡선은 시장 수요와 경쟁 수출국의 공급 곡선의 성질에 의해서 결정된다. 다양한 수입국에서 시장 수요가 동일한 탄력성을 갖는다고 가정하면, 수입국 사이의 잔여 수요 곡선은 공급 곡선( $S_{other}$ )의 성질에 의해서만 결정된다. 수입국 시장이 완전 경쟁 시장일 경우 해당 수출국의 잔여 수요 곡선은 수평이 되고 시장지배력은 없어진다. 이때 해당 수출국의 공급량 변화는 가격에 전혀 영향을 주지 않고 마크업은 0이 된다. 한편, <그림 1>과 같이 잔여 수요 곡선이 기울기를 갖게 되면 시장지배력이 생기고 기울기가 커질수록 시장지배력도 커진다. 따라서 잔여 수요 탄력성을 추정하여 시장지배력의 존재 및 크기를 파악할 수 있다.

그림 1. 잔여 수요 곡선과 시장지배력



자료: Goldberg & Knetter(1999).

3) 이 부분은 Goldberg & Knetter(1999)를 참고하여 작성함.

간여 수요 탄력성을 추정하기 위해 Goldberg & Knetter(1999)는 우선 수입국(M국) 시장에 재화를 수출하는 수출국(E국)의 수요함수를 고려하였다.<sup>4)</sup>

$$p^E = D^E(Q^E, p^1, \dots, p^n, Z) \quad (9)$$

여기서  $p^E$ 는 E국이 M국에 수출하고 있는 재화의 가격,  $Q^E$ 는 수출량,  $p^1, \dots, p^n$ 은 경쟁 수출국의 수출가격,  $Z$ 는 M국의 수요 변동 요인(demand shifters) 벡터를 의미한다.<sup>5)</sup> 마찬가지로, 경쟁 수출국 k의 수요함수도 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$p^k = D^k(Q^k, p^j, p^E, Z). \text{ 단, } j = 1, \dots, n, j \neq k. \quad (10)$$

한편, M국에서 E국의 수출기업 i는 다음의 이윤 극대화 문제에 직면한다.

$$\max_{q_i^E} \prod_i^E = p^E q_i^E - e C_i^E \quad (11)$$

여기에서  $e$ 는 M국과 E국간의 환율(E국 통화 1단위 당 M국 통화),  $C_i^E$ 는 E국의 기업 i의 비용(E국 통화 기준)을 나타낸다. E국의 수출기업 i의 이윤 극대화 1계 조건을 적용하고,  $p^E$ 에 대해 정리하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p^E = e \cdot MC_i^E - q_i^E \cdot D_1^E \left( 1 + \sum_{j \neq i} \frac{\partial q_j^E}{\partial q_i^E} \right) \left( 1 + \sum_{j \neq i} \frac{\partial D^E}{\partial p^k} \frac{\partial D^k}{\partial p^E} \right) \quad (12)$$

여기서  $MC_i^E$ 는 E국의 기업 i의 한계비용이며,  $D_1^E$ 는 수요함수의 최초 인수에 대한 편미분을 나타낸다. 첫 번째 괄호는 E국 수출기업 간의 경쟁 관계, 두 번째 괄호는 E국과 k국의 수출기업 간의 경쟁 관계를 의미하며, 각각  $\theta_i, \phi$ 로 나타내면 식(13)과 같다.

$$p^E = e \cdot MC_i^E - q_i^E \cdot D_1^E \cdot \theta_i \cdot \phi \quad (13)$$

식(13)은 E국의 수출 기업 i의 한계 수입이 자국 내 기업과의 상호작용, 경쟁국 기업과의 상호작용에 의해서 결정되는 것을 의미한다. 식(13)을 추정하기 위해서는 각 기업의 데이터가 필요하지만, 실제로 기업은 해당 데이터를 공개하지 않는 경우가 많아 자료 수집에 한계가 있다. 이에 따라 Goldberg & Knetter(1999)는 개별 기업의 집합인 산업 평균의 관점에서 접근하였는데, E국의 개별 기업의 데이터를 각 기업의 시장 점유율로 가중 평균한 값을 이용하였다. 식(13)의 양변에, 각각의 수출 기업의 시장 점유율을 적용하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\sum_i s_i \cdot P^E = \sum_i s_i \cdot e \cdot MC_i^E - \sum_i s_i \cdot q_i^E \cdot D_1^E \cdot \theta_i \cdot \phi \quad (14)$$

4) 역수요함수의 종속변수(가격)는 해당 품목의 소비량, 대체 및 보완 관계에 있는 품목의 가격, 그리고 소득에 영향을 받는 것으로 가정해야 함(한석호 외, 2004).

5) 경쟁 수출국을 포함한 모든 수출가격은 수입국 M의 통화 기준임.

여기서  $\sum_i s_i = 1$ ,  $q_i^E = s_i \cdot Q^E$ 임을 적용하면 개별 기업의 데이터가 아닌 시장 수준의 데이터를 이용하여 추정할 수 있는 다음의 이윤 극대화 1계 조건을 얻는다.

$$P^E = e \cdot MC^E - Q^E \cdot D_1^E \cdot \theta \cdot \phi \quad (15)$$

단,  $MC^E = \sum_i s_i \cdot MC_i^E$ ,  $\theta = \sum_i s_i^2 \cdot \theta_i$ 이다.

마찬가지로 경쟁 수출국 k의 이윤 극대화 1계 조건도 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P^k = e^k \cdot MC^k - Q^k \cdot D_1^k \cdot \vartheta^k. \text{ 단, } k = 1, \dots, n. \quad (16)$$

잔여 수요 곡선을 유도하기 위한 다음 단계는 식(10)과 식(16)의 연립 방정식을 풀어 경쟁 수출국 k의 가격과 수출량을 도출하는 것이다. 여기서  $MC^k$ 가  $Q^k$ 와 비용 변동 요인( $W^k$ )의 함수라고 가정하면 식(16)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$p^k = e^k \cdot MC^k(Q^k, W^k) - Q^k \cdot D_1^k(Q^k, p^j, p^E, Z) \cdot \vartheta^k \quad (17)$$

식(10)과 식(16)의 연립 방정식을 풀면 경쟁 수출국 k의 가격은 비용 변동 요인, 수요 변동 요인, E국의 수출량  $Q^E$ 의 함수로 나타낼 수 있다. 한편, 경쟁 수출국 각 기업의 비용 변동 요인과 행동 파라미터의 합집합을 각각  $W^N$ ,  $\vartheta^N$ 이라고 하면, 경쟁 수출국 k국의 수출가격은 식(18)과 같이 나타낼 수 있다.

$$p^k = p^{k*}(Q^E, W^N, Z, \vartheta^N). \text{ 단, } k = 1, \dots, n. \quad (18)$$

여기서  $p^{k*}$ 는 부분축약형(partial reduced form)을 나타내며, 유일한 내생 변수는  $Q^E$ 이다. 식(18)을 최초의 식(9)에 대입하여 경쟁 수출국의 가격을 제거하면 수출국 E의 잔여 수요 곡선을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$p^E = D^E(Q^E, p^{1*}(\cdot), \dots, p^{n*}(\cdot), Z) = D^{Res, E}(Q^E, W^N, Z, \vartheta^N) \quad (19)$$

식(19)를 유도하는 과정에서 많은 정보가 손실되었으나 수출국 E의 시장지배력을 측정할 수 있게 되었다. 잔여 수요 곡선은 수출국 E의 수출량( $Q^E$ ), 수입국 M의 수요 변동 요인( $Z$ ), 경쟁 수출국의 비용 변동 요인( $W^N$ )의 관측 가능한 세 가지 인수를 갖는다. 잔여 수요 곡선의 기울기는 수입국 M의 시장에서 모든 경쟁 수출국과의 상호작용을 고려한 결과이며, 수출국 E가 직면하는 수요 곡선의 기울기를 나타낸다. 한편, 잔여 수요 탄력성을 추정하기 위한 조건으로 수출국 E의 생산비용을 변동시키는 외생적 충격을 고려할 필요가 있다. Goldberg & Knetter(1999)는 외생적 충격으로 수출국 E와 수입국 M 간의 환율을 도구변수로 이용하였다.<sup>6)</sup>

<sup>6)</sup> 환율은 수출국 E의 비용 변동 요인에 포함되는 변수로 경쟁 수출국과 관계없이 독립적으로 E국의 상대적인 비용을 변동시키며, 국제시장에서 대표적인 도구변수로 고려됨(Goldberg & Knetter, 1999).

식(19)를 바탕으로 양변에 로그를 취하고, 실증분석을 위한 수출국 E의 잔여 수요 함수를 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\ln p_{Mt}^E = \lambda_M + \eta_M \ln Q_{Mt}^E + \alpha_M' \ln Z_{Mt} + \beta_M' \ln W_{Mt}^N + \epsilon_{Mt} \quad (20)$$

여기에서  $\epsilon_{Mt}$ 는 *iid*를 따르는 오차항,  $p_{Mt}^E$ 는 수입국 M에 대한 수출국 E의 수출가격(M국 통화 기준),  $Q_{Mt}^E$ 는 수입국 M에 대한 E국의 수출량,  $\alpha_M'$ 과  $\beta_M'$ 은 파라미터 벡터이다.  $\eta_M$ 은 잔여 수요 탄력성으로 0일 경우 완전 경쟁 시장을 의미하며, 절댓값이 커질수록 수출국 E의 시장지배력이 커진다.  $Z_{Mt}$ 는 수입국 M에서의 수요 변동 요인 벡터이며 추세(trend), 실질 소득, 가격 수준 등이 포함된다.  $W_{Mt}^N$ 은 경쟁 수출국의 비용 변동 요인 벡터를 나타내며, 수입국 M과 관계가 없는 경쟁 수출국의 비용 항목과 수입국 M과 관련성을 갖는 환율로 대별 된다. 전자는 임금, 원재료 가격 등을 고려할 수 있으며, 후자의 경우는 전술한 바와 같이 수입국 M과 경쟁 수출국 간의 환율이 이상적인 변수이다. 임금, 원재료 가격 등 비용 변동 관련 데이터가 존재하지 않는 경우, Goldberg & Knetter(1999)는 도매가격지수 및 노동비용지수를 적용하였으며 中島亨(2012)는 생산자물가지수(PPI)를 이용하였다.

본 연구는 식(20)에서  $Q_{Mt}^E$ 의 내생성을 고려하여 통상최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)과 2단계최소자승법(2-Stage Least Squares: 2SLS)을 이용하여 추정하였다. 내생성이 존재할 경우 OLS 추정량은 편의 및 불일치성이 발생함에 따라 2SLS 추정량이 효율적이다. 따라서 내생성 검정을 위해 2SLS 추정 후 Hausman 검정을 실시하여  $Q_{Mt}^E$ 가 외생변수라는 귀무가설이 기각될 경우 2SLS 추정 결과를 이용하고, 귀무가설이 기각되지 않을 경우 OLS 추정 결과를 이용하였다. 2SLS 추정 시 도구 변수는 모든 독립변수를 포함하여 수출국 E의 비용 변동 요인을 적용하였다. 수출국 E의 비용 변동 요인으로는 M국과 E국 간의 환율, E국의 PPI를 사용하였다. 한편, 추정 결과의 이분산성과 자기상관 가능성을 고려하여 Newey-West 표준오차를 이용하였다.

## 3. 분석 자료

### 3.1. 비대칭적 가격전이 분석 자료

미국의 밀, 옥수수, 콩 수출시장에서의 비대칭적 가격전이는 미국의 국내가격과 한국 및 일본 수출가격을 대상으로 분석하였다. <표 1>은 분석에 사용된 변수의 기초 통계량을 나타낸다.

미국의 밀, 옥수수, 콩의 국내가격은 USDA NASS(National Agricultural Statistics Service)의 전국 평균 농가수취가격을 사용하였다. 미국의 수출가격으로는 USDA FAS(Foreign Agricultural

Service)의 세계 농업 무역 시스템(Global Agricultural Trade System, GATS)에서 공개하고 있는 수출 단가를 수집하여 이용하였다. 분석 대상 기간은 한국의 밀, 옥수수, 콩이 모두 수입 자유화된<sup>7)</sup> 1995년 1월부터 2020년 12월까지로 설정하였다.

〈그림 2〉는 미국의 밀, 옥수수, 콩의 농가수취가격과 수출가격 추이를 나타낸 것이다. 미국의 농가수취가격과 수출가격은 전반적으로 비슷한 움직임을 보이고 있으나, 변동폭에서는 차이를 보이고 있다. 한편, 한국과 일본으로의 수출가격은 거의 같은 수준으로 변동하고 있는데, 미국의 농가수취가격과 수출가격의 전이 실패는 한국과 일본이 큰 차이를 보이지 않을 가능성이 크다. 다만, 시장지배력 분석 결과는 경쟁수출국의 상황과 수입국의 수요변동 등에 의해 차이를 보일 수 있다.

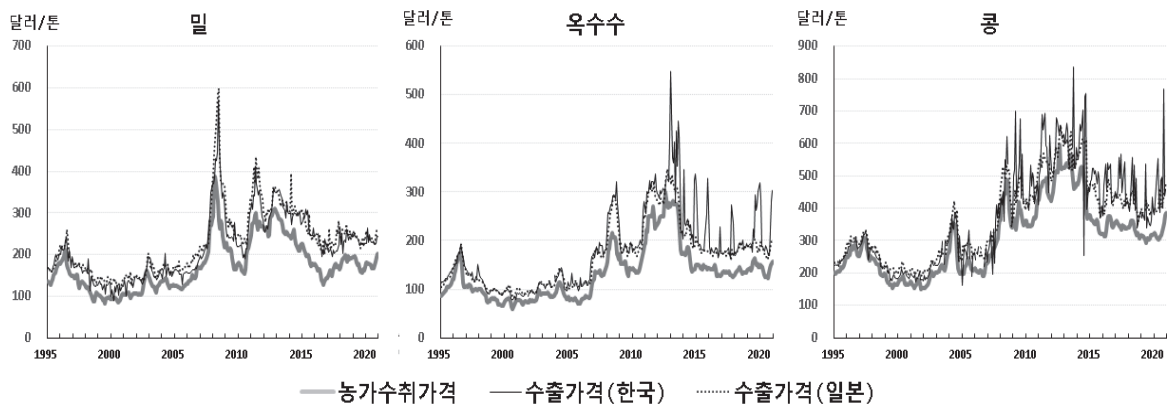
표 1. 비대칭적 가격전이 분석 자료의 기초 통계량

	변 수	단위	관측치수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
$x_t$ (미국의 국내가격)	밀 농가수취가격	달러/톤	312	173.4	60.6	81.6	385.8
	옥수수 농가수취가격	달러/톤	312	132.7	53.8	59.8	300.4
	콩 농가수취가격	달러/톤	312	307.1	107.1	150.3	595.2
$y_t$ (미국의 수출가격)	대 한국 밀 수출단가	달러/톤	312	217.3	75.8	89.8	570.4
	대 한국 옥수수 수출단가	달러/톤	312	179.1	80.7	77.5	548.7
	대 한국 콩 수출단가	달러/톤	312	374.0	149.5	161.0	837.1
	대 일본 밀 수출단가	달러/톤	312	229.9	79.7	124.6	597.2
	대 일본 옥수수 수출단가	달러/톤	312	167.0	63.3	80.9	348.0
	대 일본 콩 수출단가	달러/톤	312	367.8	122.4	190.1	657.1

주: 수출 단가는 FOB 가격임.

자료: USDA NASS; USDA FAS GATS.

그림 2. 미국 곡물의 농가수취가격과 수출가격



자료: USDA NASS; USDA FAS GATS.

7) 우리나라는 밀이 1982년 수입 자유화된 이후 우루과이라운드 합의에 의해 옥수수와 콩이 1995년부터 수입 자유화되었음.

### 3.2. 시장지배력 분석 자료

〈표 2〉와 〈표 3〉은 각각 한국과 일본의 주요 곡물 수입국의 점유율을 나타낸 것이다. 분석 기간(1995~2020년) 동안 한국의 밀, 옥수수, 콩 수입에서 상위 4개국의 점유율이 85% 이상으로 나타나며, 같은 기간 일본은 상위 3개국의 점유율이 96% 이상이다. 한국의 밀 수입은 미국, 호주, 캐나다, 우크라이나 4개국의 점유율이 전체의 85%를 내외를 유지하고 있으며, 일본은 미국, 캐나다, 호주 3개국으로부터의 수입 점유율이 100%에 가깝다. 특히, 양국 모두 미국의 밀 수입 점유율이 가장 높게 나타났으나, 한국은 1995년 이후 미국산 수입 비중이 감소해 오고 있으며 일본의 미국산 수입 비중은 2010년 이후 감소 추세를 보이고 있다. 옥수수도 밀과 마찬가지로 양국 모두 미국으로부터의 수입량이 가장 많다. 한국의 미국산 옥수수 수입 비중은 1995~2000년 68%에서 2016~2020년 41%까지 감소하였다. 일본도 같은 기간 미국의 점유율이 감소하였으나, 여전히 전체 옥수수 수입량의 75% 이상을 미국에 의존하고 있다. 한국과 일본의 콩 수입에서 미국, 브라질, 캐나다, 중국의 점유율은 90% 이상이다. 한국의 콩 수입에서 차지하는 미국산 비중은 2000년대 후반 국제곡물 가격 상승 이후 감소하였으나, 일본의 미국산 콩 수입 비중은 큰 변화를 보이지 않고 있다.

표 2. 한국의 국가별 곡물 수입 비중(상위 4개국)

단위: %

기 간	밀					옥수수					콩				
	미국	호주	캐나다	우크라이나	상위 4개국	미국	중국	브라질	아르헨티나	상위 4개국	미국	브라질	중국	캐나다	상위 4개국
95~00	44.1	25.4	11.0	8.6	89.0	67.8	27.8	0.0	3.2	98.9	91.0	7.2	1.2	0.1	99.5
01~05	36.4	28.4	11.3	7.1	83.2	26.3	55.2	11.6	5.2	98.3	77.6	17.8	4.3	0.0	99.7
06~10	37.2	24.3	9.2	17.0	87.7	75.7	12.2	6.5	1.7	96.1	44.8	43.7	11.0	0.5	99.9
11~15	31.4	30.7	12.3	7.2	81.7	40.2	0.0	23.0	10.2	73.4	45.9	38.9	6.4	1.0	92.2
16~20	33.1	26.9	6.8	19.8	86.5	41.4	0.0	19.5	17.8	78.8	56.4	33.7	3.2	1.3	94.7
전기간	36.4	27.1	10.1	11.9	85.6	50.3	19.0	12.1	7.6	89.1	63.1	28.3	5.2	0.6	97.2

자료: 관세청.

표 3. 일본의 국가별 곡물 수입 비중(상위 3개국)

단위: %

기 간	밀				옥수수				콩			
	미국	캐나다	호주	상위 3개국	미국	브라질	아르헨티나	상위 3개국	미국	브라질	캐나다	상위 3개국
95~00	54.6	25.7	19.6	100.0	94.6	0.0	2.8	97.4	79.1	10.8	2.5	92.4
01~05	55.6	23.0	21.0	99.6	91.7	1.5	1.4	94.7	74.6	15.8	5.1	95.4
06~10	60.1	20.6	18.8	99.5	94.9	0.9	2.0	97.8	75.2	13.3	8.9	97.4
11~15	53.3	26.6	18.0	97.9	74.7	14.5	4.2	93.5	65.8	19.8	12.7	98.3
16~20	49.3	32.4	16.1	97.9	75.3	21.7	0.4	97.5	72.9	16.1	10.1	99.2
전기간	54.6	25.7	18.7	99.0	86.2	7.7	2.2	96.2	73.5	15.2	7.9	96.5

자료: 일본 재무성.

〈표 4〉는 시장지배력 분석에 사용된 변수의 기초 통계량을 나타낸다. 미국의 밀, 옥수수, 콩의 수출 가격( $P_{Mt}^E$ )은 USDA GATS의 수출 단가에 달러 대비 환율을 적용하고, 한국과 일본의 소비자가격지수



(2010년=100)를 이용하여 실질화하였다. 미국의 밀, 옥수수, 콩 수출량( $Q_{Mt}^E$ )은 USDA FAS의 GATS 자료를 사용하였다. 수입국의 수요 변동 요인( $Z_{Mt}$ )은 한국과 일본의 분기별 실질 GDP를 이용하고, 추세(TREND)를 적용하였다. 실질 GDP는 통계청과 일본 내각부 데이터를 이용하였다. 경쟁 수출국은 한국과 일본의 수입 비중을 고려하여 밀은 호주, 캐나다, 옥수수는 브라질, 아르헨티나, 콩은 브라질, 캐나다로 설정하였다. 경쟁 수출국의 비용 변동 요인( $W_{Mt}^N$ )은 한국과 일본의 곡물 수입시장에서 미국과 경쟁하는 수출국의 PPI와 해당 경쟁 수출국의 환율을 사용하였다. PPI와 환율은 IMF IFS의 데이터를 이용하였다.<sup>8)</sup>

한편, 수출량( $Q_{Mt}^E$ )의 내생성 문제를 고려한 도구변수는 모든 독립변수와 함께 대상 수출국의 비용 변동 요인으로써 미국 PPI 및 달러 대비 환율을 적용하였다.

분석 기간은 비대칭적 가격전이 분석과 마찬가지로 한국의 밀, 옥수수, 콩이 모두 수입 자유화된 1995년 1분기부터 2020년 4분기까지로 설정하였다.

표 4. 시장지배력 분석 자료의 기초 통계량

변수		단위	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값	
$P_{Mt}^E$	대 한국 밀 수출가격	천 원/톤	104	239.2	83.5	114.7	477.4	
	대 한국 옥수수 수출가격	천 원/톤	104	194.3	89.8	87.3	565.0	
	대 한국 콩 수출가격	천 원/톤	104	410.0	163.5	173.2	846.5	
	대 일본 밀 수출가격	천 엔/톤	104	24.2	7.1	13.6	58.9	
	대 일본 옥수수 수출가격	천 엔/톤	104	17.5	5.1	9.3	30.9	
	대 일본 콩 수출가격	천 엔/톤	104	38.7	10.5	19.7	63.2	
$Q_{Mt}^E$	대 한국 밀 수출량	천 톤	104	348.1	88.8	196.3	728.0	
	대 한국 옥수수 수출량	천 톤	104	1,089.5	735.7	5.1	2,757.1	
	대 한국 콩 수출량	천 톤	104	215.8	127.9	1.8	499.4	
	대 일본 밀 수출량	천 톤	104	767.8	133.2	520.7	1,250.4	
	대 일본 옥수수 수출량	천 톤	104	3,406.6	773.7	1,172.5	4,457.0	
	대 일본 콩 수출량	천 톤	104	721.9	233.1	207.2	1,190.5	
$Z_{Mt}$	한국 실질 GDP	10억 원	104	320,676.5	94,392.5	156,877.7	489,418.0	
	일본 실질 GDP	10억 엔	104	127,219.5	7,695.0	110,520.9	141,933.0	
$W_{Mt}^N$	캐나다 PPI	2010=100	104	99.5	11.4	83.0	119.1	
	호주 PPI	2010=100	104	91.9	17.2	67.7	119.7	
	브라질 PPI	2010=100	104	94.7	56.0	23.8	282.7	
	아르헨티나 PPI	2010=100	104	166.9	237.3	22.4	1,216.9	
	원/캐나다달러 환율	원/CAD	104	886.2	151.1	556.6	1,140.2	
	원/호주달러 환율	원/AUD	104	838.3	156.9	555.5	1,193.8	
	원/레알 환율	원/BRL	104	541.9	221.1	207.4	1,430.2	
	원/페소 환율	원/ARS	104	459.5	414.5	14.0	1,612.5	
	엔/캐나다달러 환율	엔/CAD	104	85.7	9.8	61.6	115.2	
	엔/호주달러 환율	엔/AUD	104	81.1	10.2	58.5	100.6	
	엔/레알 환율	엔/BRL	104	54.0	26.0	19.4	119.5	
	엔/페소 환율	엔/ARS	104	46.8	43.3	1.3	140.1	
	$W^E$	미국 PPI	2010=100	103	91.4	17.5	66.8	116.5
		원/달러 환율	원/USD	104	1,108.6	148.8	763.3	1,611.7
엔/달러 환율		엔/USD	104	108.0	13.2	77.4	140.0	

자료: USDA FAS GATS; IMF IFS; Statistics Canada; National Institute of Statistics and Census of Argentina; 통계청; 일본 내각부.

8) 아르헨티나와 캐나다는 각각 National Institute of Statistics and Census of Argentina와 Statistics Canada의 자료를 이용함.

## 4. 분석 결과

### 4.1. 비대칭적 가격전이

#### 4.1.1. 단위근 검정 결과

분석에 앞서 변수들의 단위근 검정을 실시하였다. 비선형 ARDL모형을 적용하기 위해서는 분석에 이용하는 모든 변수가 I(0) 또는 I(1) 과정임을 확인해야 한다.<sup>9)</sup> I(2) 이상의 변수는 1차 차분에 의해 정상 시계열 변수가 되지 않기 때문에 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생할 수 있다.

본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정을 실시하였다 <표 5>. 적정 시차를 선택하기 위해 SBIC(Schwarz Bayesian Information Criterion) 기준을 적용하였다. 단위근 검정 결과, 분석에 사용된 모든 변수가 유의수준 1%에서 I(1) 과정을 따르는 것으로 나타났다.

표 5. 단위근 검정 결과

변 수	원자료		1차 차분		
	ADF검정	PP검정	ADF검정	PP검정	
$x_t$ (미국의 국내가격)	밀 농가수취가격	-2.412	-2.095	-10.910***	-11.587***
	옥수수 농가수취가격	-2.361	-2.062	-9.514***	-11.143***
	콩 농가수취가격	-2.412	-2.119	-9.861***	-11.284***
$y_t$ (미국의 수출가격)	대 한국 밀 수출단가	-2.170	-2.680	-13.429***	-23.830***
	대 한국 옥수수 수출단가	-3.162*	-3.137*	-13.957***	-20.323***
	대 한국 콩 수출단가	-2.901	-5.341***	-18.976***	-34.666***
	대 일본 밀 수출단가	-2.140	-2.492	-12.602***	-20.321***
	대 일본 옥수수 수출단가	-2.461	-2.115	-9.225***	-13.638***
	대 일본 콩 수출단가	-2.282	-2.371	-12.916***	-18.521***

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

#### 4.1.2. 비선형 ARDL 모형 추정 결과

비대칭적 가격전이 실태를 분석하기 위해 적정시차를 선택하여 식(8)을 추정하고 오차항이 백색잡음 과정을 따르는지에 대한 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 적정시차를 선택하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion), SBIC 등의 기준을 적용하는 대신 모수축약방법(general-to-specific approach)를 이용하였다.<sup>10)</sup> 자기 회귀 부분의 시차(p)는 12개월, 단기 반응 시차(q)는 6개월로 최대

<sup>9)</sup> 비선형 ARDL모형은 I(0) 또는 I(1) 과정을 따르는 변수가 혼재되어 있는 경우에도 적용할 수 있는 장점이 있음(Shin et al., 2014).

<sup>10)</sup> Shin et al.(2014)은 식(8)의 시차를 적절히 설정함으로써 시계열 데이터의 계열 상관관계 문제를 해결할 수 있음을 시사하고, 최대 시차(p, q를 각각 12개월)를 적용한 이후 통계적으로 유의하지 않은 시차를 제거해 가는 모수축약방법(general-to-specific

시차를 적용한 이후 유의성(유의수준 10% 기준)이 없는 시차 변수를 제거하였다. 다음으로 적정시차를 적용한 식(8)의 최종 추정치를 바탕으로 Portmanteau Q-검정을 실시한 결과, 모든 추정 결과에서 오차항이 백색잡음 과정을 따르는 것으로 확인되었다. 이상의 과정을 거쳐 가격전이 실태 분석에 필요한 비대칭적 공적분 검정, 장기 및 단기 가격전이의 비대칭성 검정 등을 실시하였다(표 6).

우선 변수 간에 장기적인 균형 관계가 존재하는지에 대해서 Pesaran et al.(2001)의  $F$ -검정( $F_{PSS}$ )과 Banerjee et al.(1998)의  $t$ -검정( $t_{BDM}$ )을 실시하였다. 검정 결과, 모든 추정식에서 유의수준 1% 상한 임계치를 초과하여 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 기각되어 장기적 균형관계가 존재하는 것이 밝혀졌다. 미국의 농가수취가격과 수출가격의 공적분 관계를 나타내는 파라미터  $\rho$ ,  $\theta_i^+$ ,  $\theta_i^-$ 의 추정치는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

가격전이의 장기 효과를 의미하는  $L_x^+(\beta^+ = -\theta^+/\rho)$ 와  $L_x^-(\beta^- = -\theta^-/\rho)$ 는 밀의 경우 미국 농가수취가격→한국 수출가격에서 각각 0.867, 0.834, 미국 농가수취가격→일본 수출가격에서 각각 0.829, 0.799로 추정되었다. 이는 미국의 밀 농가수취가격이 1% 상승하면 한국 수출가격은 0.87% 오르지만 농가수취가격이 1% 하락하면 한국 수출가격은 0.83% 하락하는 것을 의미한다. 마찬가지로 일본 수출가격도 농가수취가격이 상승하는 경우의 영향이 큰 것을 알 수 있다. 한편, 옥수수 가격전이의 장기효과는  $L_x^+$ ,  $L_x^-$ 가 미국 농가수취가격→한국 수출가격에서 각각 0.967, 0.918, 미국 농가수취가격→일본 수출가격에서 각각 0.847, 0.813으로 추정되어 농가수취가격 상승 시의 영향이 컸다. 콩의  $L_x^+$ ,  $L_x^-$ 의 추정치는 미국 농가수취가격→한국 수출가격이 각각 0.936, 0.884, 미국 농가수취가격→일본 수출가격에서 각각 0.865, 0.833으로 나타났다.

이상의 결과는 미국의 밀, 옥수수, 콩의 농가수취가격이 상승할 경우 하락 시에 비해 한국과 일본 수출가격에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 단,  $L_x^+$ ,  $L_x^-$ 에서 제시된 가격전이의 비대칭성이 통계적으로 유의미한지 확인할 필요가 있다. 장기적 비대칭성 검정을 실시한 결과( $W_x^{LR}$ ), 모든 회귀식에서 농가수취가격의 상승 시와 하락 시 수출가격에 미치는 영향이 동일하다는 귀무가설( $H_0: \beta^+ = \beta^-$ )이 기각되었다. 이는 미국의 밀, 옥수수, 콩 농가수취가격과 수출가격 전이에서 정의 비대칭성이 존재함을 의미한다. 즉, 미국의 수출업자는 국내가격 하락 시 대비 상승 시에 큰 폭으로 수출가격을 조정하여 초과 이윤을 얻고 있음을 시사한다.

단기 가격전이 효과( $S_x^+ = \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^+$ ,  $S_x^- = \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^-$ )를 보면, 밀은 미국 농가수취가격→한국 수출가격에서  $S_x^+$ ,  $S_x^-$ 가 각각 1.044, -0.318 추정되고, 미국 농가수취가격→일본 수출가격의 경우  $S_x^+$ 는 1.646으로 추정되었으나,  $S_x^-$ 는 통계적으로 유의한 추정치를 얻을 수 없었다. 이는 미국의 밀 농가수취가격이 하락함에도 불구하고 한국 수출가격은 상승하는 것을 나타내며,<sup>11)</sup> 농가수취가격의 단기적인

approach)을 이용함. Enders(2014)와 Fousekis & Trachanas(2016)는 이 방법에 의해 비선형 ARDL모형 추정 결과의 정확도를 높일 수 있다고 시사함.

하락분이 일본 수출가격에 반영되지 않음을 의미한다. 옥수수의 경우  $S_x^+$ ,  $S_x^-$ 의 추정치는 미국 농가수취가격→한국 수출가격이 각각 0.822, -0.396, 미국 농가수취가격→일본 수출가격에서 각각 1.395, 0.479로 나타났다. 콩 가격전이의 단기효과는  $S_x^+$ ,  $S_x^-$ 가 미국 농가수취가격→한국 수출가격에서 각각 0.506, 0.603로 추정되어 가격하락 시의 영향이 컸고, 미국 농가수취가격→일본 수출가격은 각각 0.597, 0.284로 추정되었다.

단기적으로도  $S_x^+$ ,  $S_x^-$ 의 추정 결과에서 나타난 비대칭성이 통계적으로 유의한지 확인할 필요가 있다. 단기적 비대칭성 검정 결과( $W_x^{SR}$ ), 콩을 제외한 모든 회귀식에서 농가수취가격 상승 시와 하락 시 수출가격에 미치는 영향이 동일하다는 귀무가설( $H_0 : \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^+ = \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^-$ )이 기각되어 양의 비대칭성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 콩 가격의 단기 전이의 경우 한국 수출가격과 일본 수출가격 모두 귀무가설을 기각하지 못함에 따라 비대칭성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

표 6. 비선형 ARDL 모형 추정 결과

구 분		미국 농가수취가격→한국 수출가격			미국 농가수취가격→일본 수출가격		
		밀	옥수수	콩	밀	옥수수	콩
공적분 관계	<i>constant</i>	2.418*** (0.251)	2.359*** (0.229)	4.884*** (0.310)	1.896*** (0.197)	1.135*** (0.184)	4.105*** (0.277)
	$y_{t-1}$	-0.483*** (0.050)	-0.516*** (0.049)	-0.909*** (0.058)	-0.375*** (0.038)	-0.248*** (0.040)	-0.753*** (0.051)
	$x_{t-1}^+$	0.419*** (0.045)	0.499*** (0.051)	0.851*** (0.060)	0.311*** (0.034)	0.210*** (0.036)	0.651*** (0.044)
	$x_{t-1}^-$	0.403*** (0.045)	0.474*** (0.050)	0.804*** (0.059)	0.300*** (0.034)	0.201*** (0.035)	0.627*** (0.043)
	$\Delta y_{t-1}$	-0.205*** (0.050)			-0.291*** (0.053)	-0.126** (0.056)	
AR항	$\Delta y_{t-2}$				-0.123** (0.051)		
	$\Delta y_{t-7}$	0.097** (0.046)					-0.070* (0.040)
	$\Delta y_{t-9}$		-0.160*** (0.049)				
	$\Delta y_{t-10}$			-0.100** (0.045)			
	$\Delta y_{t-11}$				-0.080* (0.044)		

11) Bailey & Brorsen(1989)은 모든 경쟁사의 가격 인상이 예상되는 경우 가격 경쟁(가격 인상)에 의한 리스크가 저하되기 때문에 기업은 판매 가격을 올리는 등의 비대칭적 가격 전략을 취한다고 주장함. 예를 들면, 미국에서 풍작으로 농가수취가격이 하락하더라도 경쟁 수출국의 수출가격은 흉작 등의 요인에 의해 가격이 높아진 경우 미국의 수출업자도 수출가격을 인상할 수 있음.

(계속)

구 분		미국 농가수취가격→한국 수출가격			미국 농가수취가격→일본 수출가격		
		밀	옥수수	콩	밀	옥수수	콩
시차 분포항	$\Delta x^+$	0.399*** (0.119)	0.822*** (0.202)	0.506* (0.306)	0.251*** (0.092)	0.474*** (0.072)	0.597*** (0.101)
	$\Delta x_{t-1}^+$					0.527*** (0.079)	
	$\Delta x_{t-2}^+$				0.508*** (0.106)	0.394*** (0.078)	
	$\Delta x_{t-3}^+$	0.330** (0.129)			0.497*** (0.108)		
	$\Delta x_{t-4}^+$	0.315** (0.126)			0.390*** (0.105)		
	$\Delta x^-$			0.603** (0.268)		0.224*** (0.065)	0.330*** (0.091)
	$\Delta x_{t-1}^-$	-0.318* (0.168)				0.386*** (0.074)	
	$\Delta x_{t-2}^-$					-0.131* (0.070)	
	$\Delta x_{t-3}^-$						0.244*** (0.082)
	$\Delta x_{t-4}^-$		-0.396** (0.175)				
	$\Delta x_{t-5}^-$						-0.290*** (0.082)
장기 효과	$L_x^+$	0.867***	0.967***	0.936***	0.829***	0.847***	0.865***
	$L_x^-$	0.834***	0.918***	0.884***	0.799***	0.813***	0.833***
단기 효과	$S_x^+$	1.044***	0.822***	0.506***	1.646***	1.395***	0.597***
	$S_x^-$	-0.318*	-0.396**	0.603**	-	0.479***	0.284*
공적분 검정	$t_{BDM}$	-9.701***	-10.442***	-15.693***	-9.845***	-6.262***	-14.823***
	$F_{PSS}$	31.392***	36.457***	82.251***	32.811***	14.655***	73.968***
비대칭성 검정	$W_x^{LR}$	28.570***	29.880***	50.370***	21.990***	29.120***	116.600***
	$W_x^{SR}$	26.760***	21.320***	0.041	67.180***	33.580***	2.430
검정 통계량	Q-통계량 (p-값)	37.10 (0.602)	51.44 (0.106)	23.12 (0.985)	35.90 (0.655)	31.25 (0.838)	38.73 (0.527)

주 1)  $t_{BDM}$ 은  $H_0 : \rho = 0$ ,  $H_a : \rho < 0$  검정하는  $t$ -통계량이며, 유의수준 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 [-2.57, -2.91], [-2.86, -3.22], [-3.43, -3.82]임.  $F_{PSS}$ 는  $H_0 : \rho = \theta = 0$ 을 검정하는  $F$ 통계량이며, 유의수준 10%, 5%, 1%에서의 임계치는 각각 [4.04, 4.78], [4.94, 5.73], [6.84, 7.84]임.

2)  $L_x^{LR}$ ,  $L_x^{SR}$ 은 각각  $H_0 : \beta^+ = \beta^-$ ,  $H_0 : \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^+ = \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i^-$ 를 검증하는 Wald 통계량을 나타냄.

3) Q-통계량은 오차항이 백색잡음 프로세스라는 귀무가설을 검정하는 Portmanteau Q-통계량을 나타냄.

4) ( ) 안은 표준오차를 의미하며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

## 4.2. 시장지배력

### 4.2.1. 밀 잔여 수요 모형 추정 결과

〈표 7〉은 한국과 일본의 밀 수입시장에서 미국의 시장지배력을 분석한 결과를 나타낸다. 2SLS 추정 후 내생성 검정(*Hausman* 검정)을 실시한 결과, 한국에서는  $Q_{Mt}^E$ 가 외생 변수라는 귀무 가설이 5% 유의 수준에서 기각되었지만, 일본은 귀무 가설이 기각되지 않았다. 따라서 한국은 2SLS의 추정 결과를 이용하고, 일본은 OLS 추정 결과를 바탕으로 검토하였다.

잔여 수요 탄력성이 0보다 작을 경우 잔여 수요 곡선은 수평이 아니며 기울기를 갖고 수출국의 시장 지배력이 존재하는 것을 의미한다. 잔여 수요 탄력성( $\eta_M$ )을 나타내는  $Q_{Mt}^E$ 의 계수는 한국과 일본 모두 0보다 작은 것으로 추정되었으나, 양국 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 한국과 일본의 밀 수입 시장에서 미국이 시장지배력을 갖지 않는 것을 시사한다.

경쟁 수출국의 비용 변동 요인은 한국의 경우 호주 PPI의 계수는 통계적으로 유의하지 않게 추정되었으나, 캐나다의 PPI는 통계적으로 유의하게 추정되었다. 일본의 추정 결과에서는 미국의 경쟁 수출국인 캐나다와 호주의 PPI 추정계수는 모두 통계적으로 유의미하였고, 캐나다의 PPI 추정계수는 호주에 비해 절댓값이 큰 것으로 나타났다. 한편 한국은 호주 달러 대비 환율, 일본은 캐나다 달러 대비 환율의 계수가 통계적으로 유의미하게 추정되었다.

이상의 추정 결과는 한국과 일본의 밀 수입시장에서 캐나다와 호주가 경쟁 수출국으로서 미국의 시장지배력을 제약하고 있음을 시사한다. 특히, 캐나다산 밀은 호주산에 비해 미국산 밀에 가까운 대체재로 해석할 수 있다. 실제로 미국산 밀(강력분이나 준강력분)은 주로 식빵이나 중화면에 사용되고 있으며, 캐나다산(강력분)의 주된 용도도 식빵이지만, 오스트레일리아산(중력분)의 주된 용도는 우동이다(농림수산성, 2021).

표 7. 밀 잔여 수요 모형 추정 결과

구 분		한국		일본	
		OLS	2SLS	OLS	2SLS
$Q_{Mt}^E$	미국의 밀 수출량	-0.143* (0.075)	-1.235 (0.763)	-0.014 (0.095)	-0.430* (0.259)
$Z_{Mt}$	GDP	-0.425 (0.300)	-1.167 (0.735)	-0.767* (0.458)	-1.320** (0.559)
	TREND	-0.009* (0.005)	-0.010* (0.006)	-0.008** (0.003)	-0.010** (0.004)
$W_{Mt}^N$	캐나다 PPI	1.654 (1.529)	3.656*** (1.222)	1.842* (1.010)	2.152** (0.864)
	호주 PPI	0.945* (0.529)	0.818 (0.787)	1.104*** (0.377)	1.319*** (0.509)
	캐나다 달러 대비 환율	0.160 (0.314)	-0.323 (0.362)	0.750** (0.290)	0.852** (0.365)
	호주 달러 대비 환율	0.662** (0.332)	1.373*** (0.432)	0.451 (0.288)	0.518* (0.282)
constant		-1.904 (6.511)	11.302 (14.560)	-3.686 (6.268)	5.420 (5.664)
DW-statistic		0.456		0.567	
Hausman 검정				6.251 [0.014]	
$R^2$		0.501		0.734	

주 1) ( )는 Newey-West 표준 오차, [ ]는 p값을 나타냄.

2) 2SLS 추정에서 도구변수는 모든 독립변수와 달러 대비 환율 및 미국 PPI를 이용함.

3) Hausman 검정의 귀무가설은 Q가 외생변수이며, 대립가설은 Q가 내생변수임.

4) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

#### 4.2.2. 옥수수 잔여 수요 모형 추정 결과

〈표 8〉은 한국과 일본의 옥수수 수입시장에서 미국의 시장지배력을 분석한 결과를 나타낸다. Hausman 검정 결과, 한국은 1% 유의수준에서 Q가 외생변수라는 귀무가설이 기각되었으나, 일본은 Q가 외생변수라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 따라서 한국은 2SLS 추정 결과를 이용하고, 일본은 OLS 추정 결과를 이용하여 검토하였다.

한국은 잔여 수요 탄력성이 0보다 크고 통계적으로도 유의하지 않게 추정되었다. 그러나 일본의 잔여 수요 탄력성은 -0.161로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 따라서 미국은 한국의 옥수수 수입시장에서 시장지배력을 갖지 않지만, 일본의 옥수수 수입시장에서는 미국의 시장지배력이 존재하는 것으로 시사된다. 이는 일본의 옥수수 수입시장에서 미국 점유율이 86%(분석기간 평균)로 한국에 비해 미국산 의존도가 높기 때문인 것으로 해석된다.

경쟁 수출국의 비용 변동 요인에서 한국은 아르헨티나의 PPI 계수가 1.625로 통계적으로 유의미하게 추정되었지만, 여타 비용 변동 요인의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 한국의 옥수수 수입시장에서 아르헨티나가 미국의 시장지배력을 제약하고 있음을 시사한다. 일본은 브라질의 PPI 및 레알 대비 환율의 계수가 각각 0.736, 0.704로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 추정되었으

나, 수입 점유율이 상대적으로 작은 아르헨티나의 PPI 및 환율에서는 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못하였다.

표 8. 옥수수 잔여 수요 모형 추정 결과

구 분		한국		일본	
		OLS	2SLS	OLS	2SLS
$Q_{Mt}^E$	미국의 옥수수 수출량	-0.064*** (0.018)	0.050 (0.090)	-0.161** (0.063)	-0.088 (0.339)
	GDP	0.785* (0.424)	1.242** (0.617)	-0.605 (0.461)	-0.543 (0.759)
$Z_{Mt}$	TREND	-0.019*** (0.007)	-0.032** (0.013)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.006)
	브라질 PPI	0.296* (0.175)	0.236 (0.295)	0.736*** (0.139)	0.730*** (0.226)
$W_{Mt}^V$	아르헨티나 PPI	0.969*** (0.274)	1.625* (0.872)	0.179 (0.168)	0.304 (0.423)
	브라질 레알 대비 환율	0.674*** (0.120)	0.290 (0.416)	0.704*** (0.093)	0.663*** (0.184)
	아르헨티나 페소 대비 환율	0.551*** (0.170)	0.999 (0.622)	0.178 (0.123)	0.261 (0.300)
	constant	-13.347** (5.804)	-22.747** (10.929)	7.282 (5.633)	4.877 (14.884)
<i>DW</i> - statistic		0.928		0.476	
<i>Hausman</i> 검정			8.049 [0.006]		0.225 [0.636]
$R^2$		0.718	0.512	0.742	0.740

주 1) ( )는 Newey-West 표준 오차, [ ]는  $p$ 값을 나타냄.

2) 2SLS 추정에서 도구변수는 모든 독립변수와 달러 대비 환율 및 미국 PPI를 이용함.

3) *Hausman* 검정의 귀무가설은  $Q$ 가 외생변수이며, 대립가설은  $Q$ 가 내생변수임.

4) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

#### 4.2.3. 콩 잔여 수요 모형 추정 결과

〈표 9〉는 한국과 일본의 콩 수입시장에서 미국의 시장지배력을 분석한 결과를 나타낸다. 내생성 검정 결과(*Hausman* 검정), 양국 모두  $Q$ 가 외생 변수라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 이에 따라 한국과 일본 모두 OLS 추정 결과를 이용하여 검토하였다.

잔여 수요 탄력성을 나타내는  $Q$ 의 계수는 한국과 일본이 각각 -0.023, -0.161로 양국이 모두 0보다 작게 추정되었는데, 한국의 잔여 수요 탄력성은 통계적으로 유의하지 않은 반면, 일본은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 이는 미국이 한국의 콩 수입시장에서 시장지배력을 갖지 않지만, 일본의 콩 수입시장에서는 미국이 시장지배력을 행사하고 있음을 시사한다. 일본의 추정 결과는 中島亨(2012)의 분석 결과와 부합한다.<sup>12)</sup>

비용 변동 요인을 보면 한국은 캐나다 달러 대비 환율과 브라질 레알 대비 환율의 계수만 통계적으로

12) 中島亨(2012)는 1995년 4분기부터 2010년 4분기까지의 자료를 이용하여 미국의 콩 수출시장에서의 시장지배력을 추정하였음. 일본 시장에서의 잔여 수요 탄력성은 -0.101로 추정되어 미국이 일본의 콩 수입시장에서 시장지배력을 갖고 있음을 시사함.



유의미하게 추정되었다. 일본의 경우 브라질의 PPI와 레알 대비 환율의 계수가 각각 0.312, 0.401로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 한편, 캐나다의 PPI 추정계수는 한국과 일본 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

표 9. 콩 잔여 수요 모형 추정 결과

구 분		한국		일본	
		OLS	2SLS	OLS	2SLS
$Q_{Mt}^E$	미국의 콩 수출량	-0.023 (0.028)	-0.049 (0.103)	-0.161*** (0.050)	-0.222 (0.180)
$Z_{Mt}$	GDP	-0.396 (0.305)	-0.312 (0.329)	-0.457 (0.436)	-0.229 (0.798)
	TREND	0.005 (0.004)	0.006 (0.004)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)
$W_{Mt}^N$	캐나다 PPI	-0.105 (0.776)	-0.089 (1.291)	0.293 (0.757)	0.106 (1.065)
	브라질 PPI	0.321 (0.211)	0.168 (0.306)	0.312*** (0.118)	0.282 (0.188)
	캐나다 달러 대비 환율	0.426** (0.192)	0.493 (0.464)	0.465** (0.189)	0.464* (0.259)
	브라질 레알 대비 환율	0.510*** (0.111)	0.463** (0.196)	0.401*** (0.089)	0.384*** (0.133)
<i>constant</i>		6.405 (4.226)	6.011 (5.510)	6.924 (4.511)	6.103 (4.980)
<i>DW-statistic</i>		0.689		0.456	
<i>Hausman</i> 검정			0.110 [0.741]		0.189 [0.664]
$R^2$		0.627	0.636	0.784	0.781

주 1) ( )는 Newey-West 표준 오차, [ ]는  $p$ 값을 나타냄.

2) 2SLS추정에서 도구변수는 모든 독립변수와 달러 대비 환율 및 미국 PPI를 이용함.

3) *Hausman* 검정의 귀무가설은  $Q$ 가 외생변수이며, 대립가설은  $Q$ 가 내생변수임.

4) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

## 5. 요약 및 결론

본 연구는 비선형 ARDL모형을 이용하여 한국과 일본의 곡물 수입시장에서 가장 높은 점유율을 차지하는 미국의 밀, 옥수수, 콩 수출에서 발생하는 비대칭적 가격전이 실태를 분석하고, 잔여 수요 모형을 이용하여 시장지배력을 분석하였다.

비선형 ARDL모형 추정 결과, 장기적으로 미국의 밀, 옥수수, 콩의 농가수취가격이 상승할 경우 한국과 일본 수출가격에 미치는 영향이 농가수취가격 하락 시에 비해 큰 것으로 나타났다. 또한, 장기 비대칭성 검정 결과, 미국의 밀, 옥수수, 콩의 농가수취가격과 수출가격전이에서 통계적으로 유의미한 양의 비대칭성이 존재함을 확인하였다. 단기적으로도 콩을 제외한 미국의 밀과 옥수수의 농가수취가격과 수출가격전이에서 통계적으로 유의미한 가격전이의 양의 비대칭성이 존재하는 것으로 분석되었다. 이는

미국의 곡물 수출업자는 국내가격 하락 시 대비 상승 시에 큰 폭으로 수출가격을 조정하여 초과 이윤을 얻고 있음을 시사한다. 한편, 미국의 콩 농가수취가격과 한국 및 일본 수출가격의 단기 전이에서는 비대칭성이 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 松井隆宏 외(2017)는 대체재의 존재가 비대칭 가격전이의 발생 가능성을 제한한다고 주장하였다. 한국과 일본에서는 수입 콩의 대부분을 채유용으로 이용하고 있는데, 양국에서는 콩기름 외에도 식용유로 카놀라유, 해바라기유 등이 사용되고 있는 점을 고려할 때 이들 대체재가 비대칭적 가격전이의 발생 가능성을 낮추는 것으로 해석된다.

잔여 수요 모형 추정 결과, 미국은 일본의 옥수수과 콩 수입시장에서 시장지배력을 가지고 있지만, 상대적으로 미국산 점유율이 낮은 밀 수입시장에서는 시장지배력을 갖지 않는 것으로 나타났다. 실제로 분석 기간 동안 일본의 미국산 밀 수입 점유율은 55%, 옥수수와 콩은 각각 86%, 74%로 나타났다. 한편, 일본에 비해 미국의 곡물 수입 의존도가 낮은 한국 시장에서는 미국의 시장지배력이 없는 것으로 분석되었다. Goldberg and Knetter(1999)는 수출국의 시장지배력은 수입국에서 경쟁 수출국의 존재와 관계가 있으며 시장지배력이 클수록 수입국 시장에서의 경쟁의 정도가 낮다고 주장하였다. 한국의 곡물 시장에서는 미국과 여타 수출국과의 경쟁 구조가 형성되고 있는 것으로 볼 수 있다.

분석 결과로부터 미국의 곡물 수출시장에서 비대칭적 가격전이가 발생하고 있지만, 한국에 대한 미국의 시장지배력은 없음을 확인하였다. 이는 Meyer & von Cramon-Taubadel(2004)에서 시사한 바와 같이 가격전이의 비대칭성이 주로 시장지배력에 의해 발생하지만, 정보의 비대칭성 등 여타 요인에 의해서도 나타날 수 있음을 시사한다. 따라서 미국의 국내 곡물 가격과 수출가격, 미국의 경쟁국 수출가격에 대한 모니터링을 강화하여 가격 협상력을 제고하는 등 미국산 곡물 수입에 있어서 비대칭적 가격전이 문제를 개선할 필요가 있다.

한편, 일본의 곡물 수입시장에서도 가격전이의 비대칭성이 존재하고 옥수수, 콩에 대해서는 미국이 시장지배력을 갖는 것으로 나타났는데 이는 일본의 곡물 수입에 있어서 높은 미국 의존도가 반영된 결과로 해석된다. 한국에 비해 일본의 미국 의존도가 높은 이유 중 하나로 젠노 및 일본 종합상사가 미국을 중심으로 곡물을 조달하고 있다는 점을 들 수 있다. 内山智裕 외(2022)는 일본의 옥수수와 콩 수입의 대부분을 담당하고 있는 젠노 및 종합상사가 70% 이상의 물량을 미국으로부터 조달하고 있다고 지적하였다. 이는 젠노 및 종합상사를 통해 대량의 곡물을 안정적으로 도입할 수 있는 장점이 있지만, 수출 및 수입 과정에서 시장지배력에 의한 비대칭적 가격전이가 발행할 수 있음을 시사한다.

우리나라는 2010년 한국농수산물유통공사의 자회사인 aT Grain Company(AGC)를 통해 산지와 수출엘리베이터를 확보하여 미국에서 곡물 구매를 비롯한 저장 및 운송과 국내 반입 체계를 확립한다는 목표로 국가 곡물 조달시스템 사업을 추진하였다. 그러나 현지에서의 과도한 프리미엄 요구로 엘리베이터 확보에 난항을 겪고, 참여한 민간기업들이 투자를 중단하면서 AGC는 유의미한 성과를 창출하지 못하고 청산되었다(박성진 외, 2019). 최근의 우크라이나 사태를 계기로 전 세계적 공급망 불안과 같은 위기 상황이 발생할 경우에 대비하여 정부는 민간기업이 해외 식량 공급망(해외 곡물 엘리베이터

1개소)을 확보할 수 있도록 지원할 계획이다(농림축산식품부, 2022). 이처럼 향후 우리나라가 식량안보를 위해 해외곡물 조달 시스템을 구축하고 국제곡물 유통 분야에 진출할 때, 일본의 분석 결과가 시사하는 바를 참고하여 공급망 확보가 특정 국가에 편중되지 않도록 할 필요가 있다. 또한, 해외 식량 공급망 확보 정책의 추진과 확대 가능성을 고려하여 미국 이외의 주요 곡물 수출국에 대해서도 비대칭적 가격전이 및 시장지배력을 분석하는 추가 연구가 필요하며, 이때 본 연구가 기초자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

## 참고문헌

- 관세청. 무역통계. <<https://unipass.customs.go.kr/ets/>>. 검색일: 2021. 9. 18.
- 김종진, 박성진, 박지원. (2020). 수입곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향 분석. *농촌경제*, 43(2), 29-58.  
<http://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.2.002>
- 김종진, 최선우. (2015). 국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 분석. *농촌경제*, 38(2), 1-30.  
<http://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.2.001>
- 김태훈, 김배성. (2009). 곡물가공품 가격의 반응시차와 비대칭적 가격전이 분석. *농촌경제*, 32(1), 21-40.  
<http://doi.org/10.36464/jrd.2009.32.1.002>
- 농림수산성. (2021). *보리를 둘러싼 최근의 동향*.
- 농림축산식품부. (2022). 농림축산식품부 보도자료. (2022. 8. 31.). “23년 예산안 17조 2,785억 원 편성” 검색일: 2022. 9. 1.
- 박성진, 김종진, 박지원. (2019). *해외 곡물 도입 정책 진단과 개선 방안*. 한국농촌경제연구원.
- 양승룡, 이원진. (2001). 한국 농산물 수입시장 주요 수출국의 시장지배력 분석. *농업경제연구*, 42(1), 99-115.
- 일본 내각부. 분기별 GDP 속보. <[https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sokuhou/sokuhou\\_top.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sokuhou/sokuhou_top.html)>. 검색일: 2021. 9. 16.
- 일본 재무성. 무역통계. <<https://www.customs.go.jp/toukei/info/index.htm>>. 검색일: 2021. 10. 26.
- 전상곤, 한석호, 최진용. (2013). 수입 곡물과 국내 주요 곡물가공품간의 가격전이 분석. *농업경영·정책연구*, 40(4), 987-1005.
- 통계청. 경제활동별 GDP 및 GNI. <[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT\\_111Y011&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_111Y011&conn_path=I3)>. 검색일: 2021. 9. 16.
- 한석호, 김병률. (2004). 시장개방하의 배추 수급모형과 전망. *농촌경제*, 27(3), 35-53.
- 中島亨. (2012). *植物油原料の国際市場における価格伝達と市場支配力*. 東京大学大学院, 博士学位論文.
- 松井隆宏, 中島亨, 阪井裕太郎, 八木信行. (2017). 水産物の流通・消費形態と価格伝達に関する実証分析. *日本水産学会誌*, 83(5), 795-801. <https://doi.org/10.2331/suisan.15-00013>
- 内山智裕, 西嶋亜矢子. (2022). 日系商社による米国飼料穀物·油糧種子事業をめぐる戦略の動向. *東京農大農学集報*, 67(1), 12-23.
- Bailey, D. & Brorsen, B. W. (1989). Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2), 246-252.
- Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283.  
<https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Dickey, DA., & WA. Fuller. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.  
<https://doi.org/10.2307/2286348>
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition, New York: Wiley.
- Fousekis, P. & Trachanas, E. (2016). Price Transmission in the International Skim Milk Powder Markets. *Applied Economics*, 48(54), 5233-5245. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1173183>
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1999). Measuring the Intensity of Competition in Export Markets. *Journal of International Economics*, 47(1), 27-60. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(98\)00015-4](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(98)00015-4)
- Houck, J.P. (1977). An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 570-572. <https://doi.org/10.2307/1239663>

- IMF IFS. <<https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>>. 검색일: 2021. 09. 14.
- Meyer, J. & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611.
- National Institute of Statistics and Census of Argentina. El Sistema de índices de precios mayoristas. <<https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-3-5-32>>. 검색일: 2021. 09. 14.
- Nevo, A. (1996). *Measuring Market Power Using Discrete Choice Models of Demand: An Application to the Ready-to-eat Cereal Industry*, Proceedings of NE-165 Conference, June 20-21, 1996, Washington, D.C.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1998). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, In *Econometrics and Economic Theory: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Strom S, ed., Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Schorderet, Y. (2001). *Revisiting Okun's Law: An Hysteretic Perspective*, Mimeo. University of California San Diego.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. Springer, New York. 281-314. [https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3\\_9](https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9)
- Statistics Canada. Industrial product price index. <<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/en/tv.action?pid=1810026501>>. 검색일: 2021. 09. 14.
- USDA NASS. Data & Statistics. <<https://quickstats.nass.usda.gov/>>. 검색일: 2021. 09. 14.
- USDA FAS GATS. <<https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx>>. 검색일: 2021. 09. 18.
- USDA. (2022). World Agricultural Supply and Demand Estimates. WASDE-626.



# Impact of Captive Supply on Cash Price in the U.S. Cattle Procurement Market: A Dynamic Modeling Approach

Lee Jungmin\*, Chung Chanjin\*\*

## Keywords

Cash market, Captive supply, Kalman filter, Market conduct, Dynamic approach

## Abstract

This paper examines the impact of captive market supply on cash market price in the U.S. cattle procurement market with consideration of dynamic interactions between captive and cash markets. Both conceptual and empirical analyses explore advantages of dynamic models over static models by focusing on the temporal change in the ratio of captive purchase to packers' total procurement and discount factor. Empirical models were estimated using the Kalman filter procedure with three alternative cost functions: generalized Leontief, translog, and quadratic functions. Dynamic estimation results found a statistically significant and negative relationship between captive market quantity and cash market prices from all functional forms of cost function. However, results of static models showed that the captive market quantity – cash market price relationship was sensitive to functional forms of cost function. Findings from our empirical analysis suggest that dynamic models could be more appropriate than static models in examining the impact of captive supply on cash price in the cattle procurement market.

## Table of Contents

1. Introduction .....	29
2. Literature Review and Data .....	32
3. Conceptual Discussion .....	34
4. Derivation of Empirical Dynamic Model .....	38
5. Estimation Results .....	41
6. Conclusions .....	43

\* Lead Author. Research Fellow, Department of Agroindustry Innovation Research, Korea Rural Economic Institute.  
E-mail: [fantom99@krei.re.kr](mailto:fantom99@krei.re.kr)

\*\* Corresponding Author. Department of Agricultural Economics, Oklahoma State University. Professor & Charles Breedlove Professorship in Agribusiness. E-mail: [chanjin.chung@okstate.edu](mailto:chanjin.chung@okstate.edu)

# 미국 육우시장의 선물거래 물량이 현물 가격 변동성에 미치는 영향 분석: 동적 모델링 접근

이정민\*, 정찬진\*\*

## Keywords

현물시장(Cash Market), 선물거래 물량(Captive Supply), 칼만 필터(Kalman Filter), 동적 분석(Dynamic Approach)

## Abstract

본 연구에서는 선물시장과 현물시장의 상호작용을 반영할 수 있는 동적분석 방법을 이용하여 미국내 육우시장에서 선물시장 거래물량이 현물시장 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 개념 및 실증 분석 결과 시간에 따른 선물시장 구입비율과 할인율을 고려할 수 있는 동적분석 방법이 정적분석 방법보다 효과적인 것으로 파악되었으며, 추가로 민감성 검증을 위해 일반화된 레온티에프 소비함수, 트랜스로그 소비함수, 이차(Quadratic) 소비함수에 대해 칼만필터를 이용하여 실증분석을 시행하였다. 동적분석 결과 모든 소비함수 형태에서 선물시장 거래물량은 현금시장 가격에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 결과가 도출되었다. 이에 반해 정적분석에서 선물시장 거래물량과 현금시장 가격 관계는 소비함수 형태에 따라 다양한 결과가 도출되었다. 종합적인 분석 결과 선물시장 거래물량이 현금시장 가격에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 본 연구에서 제시한 동적분석 방법이 정적분석보다 적합한 것으로 나타났다.

\* 한국농촌경제연구원 부연구위원. E-mail: fantom99@krei.re.kr

\*\* 오클라호마주립대학교 농업경제학과 교수, 교신저자. E-mail: chanjin.chung@okstate.edu



## 1. Introduction

There are two major cattle purchase methods for beef processors to acquire cattle in the U.S. cattle market. One is cash market purchase, and the other is captive supply. The cash market supply is a traditional type of cattle purchase and represented a major part of the fed cattle market over past decades. The cattle buyer inspects cattle at feed-yard and suggests price bids with negotiation based on a live weight basis. Procured cattle are usually delivered to processor plant within one week of purchase contracts. Captive supply includes forward contracts, marketing agreements, and packer-feeding (Schoreter and Azzam 2003). Cash market purchases include auction sales, sales through dealers and brokers, and direct trade through negotiation between a producer and a packer. Forward contract agreement is a way for producers and packers to price cattle ahead of an expected sale date to reduce price risk. Many producers use a basis forward contracting, where packers provide basis bid at producers' requests. The producers decide when to price the cattle prior to delivery of cattle to the packer. Delivery timing is determined by the agreement between packer and producer. Cattle quality is specified in the contract, and premiums and discounts are determined based on the specification after delivery. For the marketing agreements, a feeder and a packer agree on a specified number of cattle for some specified time period, and price is typically determined as a base price plus premiums and discounts calculated based on cattle quality. Packer-feeding cattle typically transferred to the packing plant directly from a packer-owned feedlot when cattle need to be harvested.

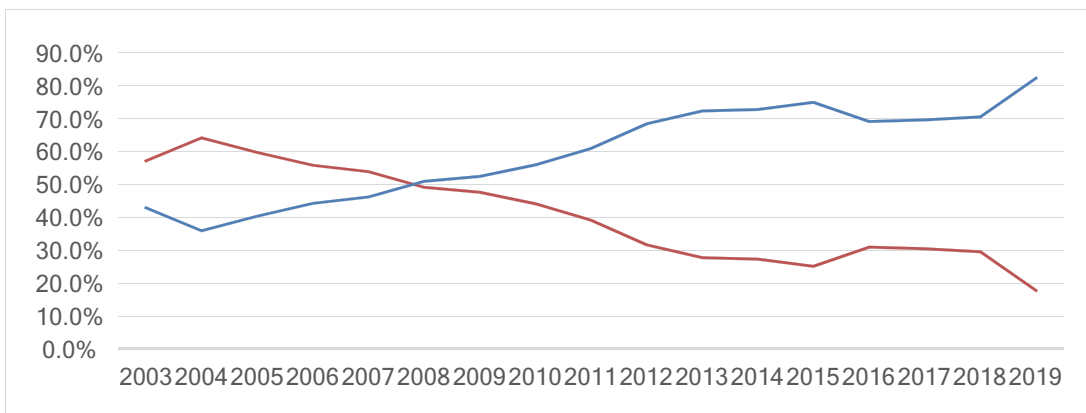
Recently as the proportion of captive cattle supplies greatly increased from 42.9% in 2003 to 82.2% in 2019 in the U.S. cattle procurement market (USDA-GIPSA), many researchers and cattle producers have been concerned about the impact of captive supplies on fed cattle prices, particularly, cash prices. For many years, cattle producers have argued that packers' captive cattle supply harms the fed cattle industry by reducing cash prices. They claim that as beef packers procure increased proportion of cattle from the captive supply market, their cattle demand from the cash market decreases and as a result, the cash price decreases. In other words, beef packers use captive supply as a tool to lower cash price and as a result, cattle producer's profit is decreased. This problem has intensified as the captive supply ratio increases (Zhang and Sexton 2000; Crespi, Saitone

and Sexton 2012). As the cash price is used as the basis for captive supply market prices under the current price discovery system, the lower cash price would lead to lower overall cattle price, and the cash market will be further shrunk and thinned. The cash market is already thin, and in some regions, the cash trade is less than 10 percent, which is not significant enough to provide an accurate base price for fed cattle.

The Cattle Price Discovery and Transparency Act recently proposed by the U.S. Congress also recognizes the importance of studying the impact of captive supply on cash prices. The proposed Act requires packers to establish minimum levels of fed cattle purchases through approved pricing mechanisms such as cash market and would penalize any large packer (i.e. any packer that has slaughtered five percent or more of cattle nationally in the past five years) that did not abide (Henderson 2022). The purpose of the Act is, in general, to limit large packers' potential market power exertion through the captive market, which can lower overall fed cattle prices.

The interaction between captive and cash markets can be represented by the ratio of captive market purchase to total procurement. Figure 1 shows change in ratios of captive supply and cash market purchase from 2003 to 2019. The ratio of captive market purchase increased year by year, while the ratio of cash market purchase continuously decreased. Specifically, the ratio of captive supply increased from 42.9% in 2003 to 82.2%, while the corresponding cash market supply decreased from 58.1% to 17.8% in 2019.

Figure 1. Ratio of Captive and Cash Market Purchases



Source: National Direct Slaughter Cattle Reports. USDA.

Prior studies suggest that when the extent of reduced demand in cash market is greater than supply decrease, the cash price decreases (Azzam 1998; Love and Burton 1999; Schroeter and Azzam 1999; Zhang and Sexton 2000). Other studies claim that the relationship between captive supply and cash prices should be neutral, as curtailed packer demand in cash market keeps in balance with its diminished supply (U.S. General Accounting Office 1987; USDA-AMS 1996). For example, a USDA report states that “If 20% of the demand of fed cattle is removed, so is 20% of the supply, then, the net effect on the market is zero” (USDA-AMS 1996, p.30). Overall, the relationship between captive supply and cash market prices has not been clearly determined in the literature.<sup>1)</sup>

Many previous studies in the literature might have reached the inconclusive ambiguous results because the results are mostly based on static models that do not consider dynamic interactions between captive and cash supplies. However, in reality, beef packers are likely to determine their cattle procurement quantity from captive market first and then fill their need from cash market. Therefore, the cattle procurement from cash market is likely to be affected by the choice of captive market quantity. This dynamic process should be repeated consecutively, which is very similar to ‘repeated game’ in dynamic analysis. Therefore, so-called “new empirical industrial organization (NEIO)” static framework used in earlier studies is not appropriate to simulate dynamic interactions between beef processors and rival firm’s reaction to each other’s quantity or price strategies (Dockner 1992).

Corts (1999) points out that if firm’s optimization process has dynamics, estimates of market power parameters are sensitive to discount factor and persistency of demand. Therefore, a static model is useful only if firms can modify their strategies instantaneously. However, firms cannot change input quantities that they process rapidly without cost and therefore need large modification costs for their inventory, capital input, and production (Karp and Perloff 1993a, 1993b; Slade 1995). Demand and supply shifts caused by captive supply are not explicit in static models as interactions between captive and cash markets continue through multi-periods. Therefore, the static model is difficult to capture shifts of demand and supply in cash market induced by captive supply change (Azzam 1998; Katchova, Sheldon and Miranda 2005; Kutu and Sickles 2012).

Among three ways of captive supply, i.e., marketing agreement, forward contract, and

---

<sup>1)</sup> Findings from previous studies are summarized in Appendix A.

packer-owned cattle, in 2019 (Livestock Monitor of LMIC), marketing agreement and forward contract have reached 74.9% and 7.3% of packers' total captive supply procurement. The cattle price from marketing agreements is calculated by base price plus premium or discount from yield grade, quality grade and carcass weight range. The base price is decided by cash market price paid the week before delivery of the cattle procured from marketing agreement. Cattle delivery takes usually one week. However, it can take more days than one week in some cases.<sup>2)</sup> Therefore, the cattle price from marketing agreement can be tied up to one- or two-week prior cash market price. In case of forward contract supply, delivery of exact cattle heads in the designated month is determined with a specified price ahead of an expected sale date. The forward contract allows packers (buyers) to reduce price risk by locking in a price ahead of the expected sale date (Ward, Koontz and Schroeder 1996).

Our study estimates the impact of captive supply on cash price in the U.S. cattle procurement market using a dynamic modelling approach. First, a conceptual illustration is provided to show that captive supply could either negatively or positively affect cash prices depending upon the discount factor and the proportion of packers' beef procurement through captive supply market. Then, an empirical dynamic model is developed to incorporate multi-period interactions between captive and cash market supplies and is estimated using the Kalman filter estimation procedure.

In the next section, we provide a brief literature review on the relationship between captive supply and cash prices in the U.S. beef industry. The following section provides conceptual discussions on the importance of using dynamic models for the analysis of the impact of captive supply and cash prices. Then, development of empirical models and estimation results are discussed. The final section presents a brief summary of findings and conclusions of this study.

## 2. Literature Review and Data

There are a limited number of studies in the literature that discuss the impact of captive supply on cash prices in the U.S. cattle procurement market. A few studies find a negative

---

<sup>2)</sup> The average delivery date is 6.98 and the standard deviation is 3.28 (Schroeter and Azzam 2004).

relationship between captive supply and cash prices, but no causal link is examined in these studies (Hayenga and O'Brien 1990, 1991; Elam 1992; Schroeder et al. 1993). Azzam (1998) uses an equilibrium displacement model and finds that captive supply causes a negative effect on cash market price. Love and Burton (1999) argue that a superior downstream firm has an incentive to integrate upstream firms to increase the efficiency of its procurement market, which could affect the open market price. Burton's study points out that the open market price can increase or decrease depending on the effect of integration on the supply elasticity of cattle. Zhang and Sexton (2000) consider high transportation cost as an important key factor in the cattle procurement market and conduct a spatial analysis using a non-cooperative game approach. The study suggests that the captive supply provides geographic buffers that reduce competition among packers but is less effective in reducing packers' competition in markets where the spatial dimension is less important.

Some studies suggest a neutral relationship between captive supply and cash prices, but causal link is not analyzed in these studies (e.g., U.S. General Accounting Office 1987; USDA-AMS 1996). The other studies show incoherent relationship depending on type of captive procurement (Ward, Koontz and Schroeder 1998; Schroeter and Azzam 2004) or model form (Wohlgenant 2013). Ward, Koontz and Schroeder (1998) examine the interdependent nature between pre-committed captive supplies and fed cattle prices from the cash market and find a negative relationship with marketing agreement and packer-fed, on the other side, a positive relation with forward contract. Schroeter and Azzam (2004) claim that the delivery timing incentive is a crucial point in explaining the captive supply-cash price relationship, and also find a negative relationship between quantities of captive deliveries and cash market prices using marketing agreement. However, their model shows an insignificant relationship if the forward market contract is considered.

Most previous studies on captive supplies in the beef packing industry have employed either the structure-conduct-performance paradigm or various econometric structural models associated with the NEIO. Both approaches have faced challenges representing dynamic interactions between captive supplies and cash prices. The empirical findings about impacts of captive supplies on cash prices are not consistent in the literature.

Weekly cattle procurement price and quantity from captive and cash markets and

wholesale beef price are obtained from the Livestock Marketing Information Center from the 1st week of 2003 to 52nd week of 2019 (Livestock Monitor of LMIC). Descriptive statistics of key variables are reported in Table 1. The average cattle procurement from captive supply market per week is 170 million lbs. and has 59.4% of total cattle procurement. The average cash market procurement is 117 million pounds, which is 40.6% of total cattle procurement for the study. Average cattle prices of captive and cash markets are \$173.2/cwt and \$172.2/cwt, respectively. Average wholesale beef price is \$180.8/cwt.

**Table 1. Descriptive Statistics of Key Variables**

	Unit	Mean	St.Dev	Maximum	Minimum
Captive Supply Procurement	1,000lbs	170,431	45,207	293,100	21,417
Cash Market Procurement	1,000lbs	116,664	47,727	265,239	26,682
Captive Supply Price	\$/cwt	173.2	36.2	266.9	114.7
Cash Market Price	\$/cwt	172.2	36.6	270.8	117.3
Wholesale Beef Price	\$/cwt	180.8	36.5	263.2	121.7

### 3. Conceptual Discussion

An analytical illustration is provided in this section to demonstrate the importance of considering dynamic interactions between captive and cash markets. The illustration focuses on the role of dynamic factors such as expectations of discount factor and the ratio of captive market purchase to total cattle purchase. The captive supply ratio has increased over time, while cattle procurement from cash market has been increasingly affected by the expanded captive market. The interaction between captive and cash markets, represented by the ratio of captive purchase, is an important component of repeated games over time in the dynamic model. In addition, the firm's decision-making process for the multi-period is represented by a packer's maximization problem of the current and discounted expected future profit for each period.

Our conceptual framework draws on Allaz and Vila (1993) and Adilov (2010). For the purpose of illustration, only two period models are constructed in this study to analyze the interactions between captive and cash markets.<sup>3)</sup> It is assumed that all processors can

<sup>3)</sup> Our conceptual illustration here is limited to periods of  $t$  and  $t+1$ . However, the empirical model is constructed

participate in captive market, but processors buy only a proportion of their cattle procurement from the captive supply market. In this framework, change in a beef processor's captive supply affects a rival processor's strategy in cash market depending upon the ratio of captive market purchase ( $r$ ) out of total cattle procurement and discount factor ( $\delta$ ).

Suppose that a closed form of demand function at time  $t$  is  $Q_t = a - P_t$  ( $a > 0$ ) and  $a$  is intercept of demand function. Here, for simplification, a linear demand function is assumed following Allaz and Villa (1993) and Adilov (2010).

A processor purchases only proportion ( $r$ ) of its cattle procurement from the captive market. Then the captive market demand is given by:

$$Q_{cap,t} = r(a - P_{cap,t}) \quad (1)$$

where  $Q_{cap,t}$  and  $P_{cap,t}$  are quantity-demanded and price in captive supply market at week  $t$ , respectively.

Then, the inverse residual demand function in cash market is:

$$P_{cash,t} = a - Q_{cash,t} - r(a - P_{cap,t}) \quad (2)$$

where  $Q_{cash,t}$  and  $P_{cash,t}$  are quantity-demanded and price in cash market at week  $t$ .

The marketing agreement price is used as captive market price because the cattle purchase quantity through marketing agreement is almost 90% of captive market. The base price of marketing management is decided by cash market prices paid the week before the delivery of the cattle procured in marketing agreement. In most cases, the delivery takes usually one week for marketing agreement.<sup>4)</sup>

Therefore, the captive market price ( $P_{cap,t}$ ) usually ties with the previous week's cash market price and we assume  $P_{cap,t+1} = P_{cash,t}$  for simplicity (Schroeter and Azzam 2004). It is also assumed that the processor incurs only fixed cost ( $c_t$ ) with zero marginal cost following Adilov (2010). Then, the processor decides captive and cash supplies in current period  $t$  maximize its discounted stream of profit in the optimization problem. In this case, the profit function of processor  $i$  at week  $t$  is:

$$\pi_t^i = \text{Max}(P_t^{beef} - P_{cap,t}) \cdot q_{cap,t}^i + (P_t^{beef} - P_{cash,t}) \cdot q_{cash,t}^i - c_t + \delta \pi_{t+1}^i, \quad (3)$$

---

as a recursive model.

<sup>4)</sup> The average delivery date is 6.98 and the standard deviation is 3.28 (Schroeter and Azzam 2004).

$$s.t. P_{cash,t} = a - Q_{cash,t} - r(a - P_{cap,t}) \text{ and } P_{cap,t} + 1 = P_{cash,t},$$

where  $P_t^{beef}$  is beef price received by the processor,  $\delta$  is discount factor,  $0 \leq \delta \leq 1$ ,  $q_{cap,t}^i$  is processor  $i$ 's cattle procurement quantity from captive market at time  $t$ ,  $q_{cash,t}^i$  is cattle procurement quantity from cash market, and  $c_t$  is fixed cost of processor  $i$  at time  $t$ .

A two-step process is involved in solution formation. In step 1, beef processor  $i$  chooses captive market quantity ( $q_{cap,t}^i$ ), and captive market price ( $P_{cap,t}$ ) is determined. In step 2, the beef processor chooses its cash market quantity ( $q_{cash,t}^i$ ), and cash market price ( $P_{cash,t}$ ), and as a result, the processor's profit is also determined.

Profit maximizing prices of captive and cash markets can be derived from the first order condition of equation (3). Then, assuming the steady state price solution, i.e.,  $P_{cash,t} = P_{cap,t}$  for all  $t$ , we obtain<sup>5)</sup>

$$P_{cash,t}^* = P_{cap,t}^* = \frac{a(r^2\beta - 2r\delta + r - 1) - 2P_t^{beef}}{r^2\delta - 2r\delta + r - 3}. \quad (4)$$

The corresponding demand quantities from captive and cash markets are:

$$Q_{cap} = \frac{2(P_t^{beef} - a)r}{r^2\delta - 2r\delta + r - 3}, \quad (5)$$

$$Q_{cash} = \frac{2(P_t^{beef} - a)(1 - r)}{r^2\delta - 2r\delta + r - 3}. \quad (6)$$

When  $\gamma = 0$ , equations (4) - (6) become the Cournot-Nash equilibrium solution without considering captive supply.

The cash price without considering captive market is equal to price under Cournot equilibrium (Adilov 2010) and can be labeled as  $P_{cournot}$ . Then,  $P_{cournot}$  is derived from equation (4) by setting  $r=0$  as follows:

$$P_{cournot} = \frac{1}{3}(a + 2P_t^{beef}). \quad (7)$$

To see the effect of packers' captive supply on the steady state cash price in the cattle procurement market, we calculate the price difference between the cash price,  $P_{cash,t}$ , of equation (4) and the price without considering captive supply,  $P_{cournot}$  of equation (7), as

---

<sup>5)</sup> Detailed derivation is presented in Appendix B.

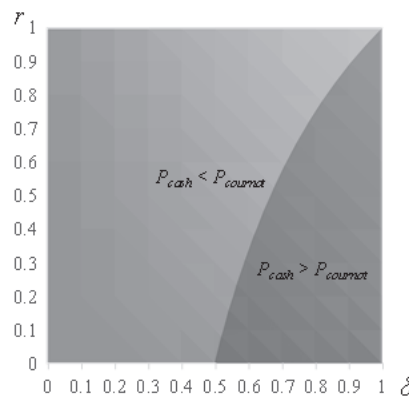


follows:

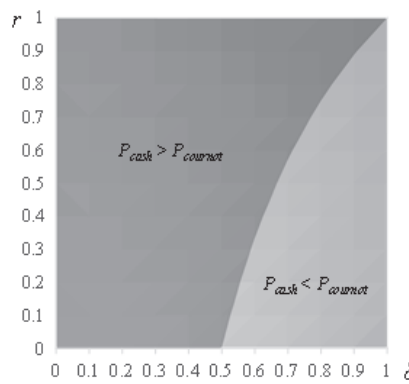
$$P_{cash,t} - P_{cournot} = \frac{2r(a - P_t^{beef})\{1 + (r - 2)\delta\}}{3(r^2\delta - 2r\delta + r - 3)} \tag{8}$$

If the equation (8) is negative, we can conclude that there exists the price-reducing effect of captive supply on cash price, while the positive equation (8) would imply that captive supply increases cash price. Equation (8) shows that the sign of the equation is dictated by captive supply purchase ratio ( $r$ ), discount factor ( $\delta$ ) and sign of  $\alpha - P_t^{beef}$ . Figures 2 and 3 show the sign of equation (8) as  $\delta$  and  $r$  change under assumptions of  $\alpha - P_t^{beef} > 0$  and  $\alpha - P_t^{beef} < 0$ .

**Figure 2. Comparison of  $P_{cash}$  and  $P_{cournot}$  as  $\delta$  and  $r$  Change under  $\alpha - P_t^{beef} > 0$**



**Figure 3. Comparison of  $P_{cash}$  and  $P_{cournot}$  as  $\delta$  and  $r$  Change under  $\alpha - P_t^{beef} < 0$**



In Figure 2 under the assumption of  $\alpha - P_t^{beef} > 0$ , equation (8) is always negative when  $0 \leq \delta \leq 0.5$  with the full range of  $r$ . However, when  $0.5 < \delta \leq 1$ , equation (8) becomes less likely to be negative as  $r$  increases. Figure 3 shows an opposite result due to the change in sign

of  $\alpha - P_t^{beef}$ . Equation (8) and figures 2 and 3 clearly illustrate the possibility of the mixed results on the relationship between captive supply and cash price from previous studies. The illustration also indicates that static models may not be well suited to analyze the dynamic relationship between captive supply and cash price in the cattle procurement market.

Our study estimates a dynamic model consecutively to incorporate packers' changing behavior of optimization over time using the Kalman filter procedure (Kalman 1960). The Kalman filtering is an efficient recursive estimation procedure that combines a series of measurements using a joint probability distribution of the variables over time; adjusting and updating are done by comparing measurement values with predicted values (Rhudy, Salguero and Holappa 2017).

## 4. Derivation of Empirical Dynamic Model

A generalized Leontief cost function<sup>6)</sup> of beef packing firm  $i$  for week  $t$  is written as:

$$c_i = q_t^i \sum_j \sum_k \beta_{j,k} (P_{j,t} P_{k,t})^{0.5}, \quad (9)$$

where  $\beta_{j,k}$  represent parameters of cost function  $j$ ,  $k=cap, cash$  indicates captive and cash markets,  $q^i$  is processor  $i$ 's total cattle procurement from captive and cash markets, i.e.,  $Q_t^i = q_{c,t}^i + q_{s,t}^i$ . Then, a profit function of processor  $i$  at time  $t$  is given by:

$$\pi_t^i = P_t^{beef} (q_{cap,t}^i + q_{cash,t}^i) - P_{cap,t} q_{cap,t}^i - P_{cash,t} q_{cash,t}^i - q_t^i \sum_j \sum_k \beta_{j,k} (P_{j,t} P_{k,t})^{0.5}. \quad (10)$$

From the first order condition of maximizing equation (10) with respect to  $q_{cap,t}^i$ , we have:<sup>7)</sup>

$$margin_{cap,t} = \theta_i \left( \eta \frac{P_{cap,t} q_{cap,t}^i}{Q_{cap,t}^i} + \lambda q_{cash,t}^i \right) - \{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \}, \quad (11)$$

where  $margin_{c,t} = P_t^{beef} - P_{cap,t}$  is packer  $i$ 's margin from the captive supply market,

$\frac{\partial Q_{cap,t}^i}{\partial q_{cap,t}^i} = \theta_i$  is packer  $i$ 's market conduct parameter in the captive supply market,

<sup>6)</sup> The cost function used in this study is a simplified form of the generalized Leontief function.

<sup>7)</sup> The detailed derivation of equation (11) is presented in Appendix C.

$$\frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}} \frac{Q_{cap,t}}{P_{cap,t}} = \eta_t \text{ is the inverse price elasticity for captive supply, } \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial Q_{cap,t}} = \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial P_{cap,t}} \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}} = \lambda$$

represents the relationship between captive supply and cash market price.

For an industry level analysis, equation (11) is summed over  $N$  firms and divided by  $N$  after imposing a symmetry assumption,  $\theta^i = \theta$  (for all  $i$ ), which gives us:

$$margin_{cap,t} = \frac{\theta}{N} (\eta P_{cap,t} + \lambda Q_{cash,t}) - \{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \}. \quad (12)$$

Following Kutlu and Sickles (2012), we incorporate a dynamic parameter,  $\mu_t^*$  in our empirical model. Assuming that the dynamic factor is linearly correlated with captive market shock ( $ds_{cap,t}$ ) and cash market shock ( $ds_{cash,t}$ ) leads to:

$$\mu_t^* = \mu_1 + \mu_2 ds_{cap,t} + \mu_3 ds_{cash,t}, \quad (13)$$

where captive and cash market shocks are defined as:

$$ds_{cap,t} = \frac{Q_{cap,t}}{Q_{cap,t+1}} - mean\left(\frac{Q_{cap,t}}{Q_{cap,t+1}}\right); ds_{cash,t} = \frac{Q_{cash,t}}{Q_{cash,t+1}} - mean\left(\frac{Q_{cash,t}}{Q_{cash,t+1}}\right).$$

Combining equations (12) and (13) gives:

$$margin_{cap,t} = \frac{\theta}{N} (\eta P_{cap,t} + \lambda Q_{cash,t}) - \{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \} + \mu_t^*. \quad (14)$$

Equation (14) is similar to traditional NEIO models equation (12) except the dynamic parameter,  $\mu_t^*$ . The processor plays a static game if  $\mu_t^*$  is zero for each time period in the equation. However, in the dynamic setting with non-zero  $\mu_t^*$ , processors can play repeated games consecutively, and  $\lambda$  is expected to be statistically significant as long as dynamic interactions exist between captive supply and cash price. Our study allows the varying nature of the relationship between captive supply and cash price, represented by  $\lambda$  over time. We construct the time-varying state,  $\lambda$  whose evolution is generated by AR(1) process following Kutlu and Sickles (2012). Then, observation equation (14) becomes as equation (15) and state equation is as (16):

$$margin_{cap,t} = \tau P_{cap,t} - \alpha_t \frac{\theta}{N} Q_{cash,t} + \lambda_t \frac{\theta}{N} Q_{cash,t} - 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} - \beta_{cash,cash} P_{cash,t} + \mu_1 + \mu_2 ds_{c,t} + \mu_3 ds_{s,t} + \epsilon_t \quad (15)$$

$$\alpha_{t+1} = \rho \alpha_t + \nu_t \quad (16)$$

where  $\tau = \eta \frac{\theta_t}{N} - \beta_{cap, cap}$ ,  $\lambda = E[\lambda_t]$ , and  $\alpha_t = \lambda_t - \lambda$ ,  $\rho$  is a transition parameter,  $\varepsilon_t$  and  $\nu_t$  are standard error terms with  $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ ,  $\nu_t \sim N(0, 1)$ .

In equation (15),  $\lambda = \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial Q_{cap,t}}$  reflects the relationship between captive supply and cash market price. If the captive market quantity increases and the cash price decreases,  $\lambda$  will have a negative sign. The negative and significant  $\lambda$  indicates that cash market price decreases as beef packers increase captive supply, which is consistent with our discussion in figures 2 and 3. If  $\lambda$  is positive and significant or  $\lambda$  is insignificant, the empirical result should be inconsistent with findings from figures 2 and 3. Equations (15) and (16) reflect a dynamic interaction between captive and cash markets.

Equations (15) and (16) are a measurement equation and a transition equation, respectively, and are estimated using a Kalman filter procedure. The Kalman filter procedure used in this study has a two-step calculation process of prediction and updating. In the prediction stage, estimates of parameters from (15) are calculated using given information from a based period. After  $margin_{cap,t}$  is predicted from the prediction stage, the prediction error can be calculated by comparing the predicted value and observed values in the updating process. Then using the calculated prediction error, stated parameters in (15) are recursively modified. The Kalman filter procedure allows one to estimate the dynamic linear model specified in (15) and (16), which reflect the dynamic interaction between captive market volume at time  $t$  and cash market price at time  $t+1$ .

The static form of equation (15) without dynamic consideration is:

$$margin_{cap,t} = \tau P_{cap,t} + \lambda \frac{\theta}{N} Q_{cash,t} - 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} - \beta_{cash,cash} P_{cash,t}. \quad (17)$$

Both dynamic and static equations, (15) and (16), are estimated for the purpose of comparison in this study. For a sensitivity analysis, we also estimate the models with two other functional forms of cost function: trans-log and quadratic cost functions.<sup>8)</sup>

---

<sup>8)</sup> Derivation of empirical models with trans-log and quadratic cost functions is presented in Appendix D and E.

## 5. Estimation Results

Equations (15) and (16) are estimated using the Kalman filter procedure. The Kalman filter model typically includes two component equations: 1) observation equation and 2) state transition equation. The relationship between  $Y_t$  and  $\alpha_t$  is modeled in the observation equation, and the relationship between  $\alpha_t$  and  $\alpha_{t+1}$  is represented in the state transition model as:

$$Y_t = \alpha_t + \epsilon_t, \epsilon_t \sim (0, H), \quad (18)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t, u_t \sim N(0, Q); \alpha_1 \sim N(\alpha_1, P_1) \quad (19)$$

where  $\epsilon_t$  and  $u_t$  are noise terms of observation equation and state equation and independent mutually,  $\alpha_1$  is initial state value and its mean and variance are  $a_1$  and  $P_1$ .

Consider  $a_{t+1} = E[\alpha_{t+1} | Y_t]$ , which means that  $a_{t+1}$  is the prediction of  $\alpha_{t+1}$  conditional on  $Y_t$  at time  $t$  and  $P_{t+1} = \text{var}[\alpha_{t+1} | Y_t]$  is the conditional variance of  $\alpha_{t+1}$ . The one step ahead forecast error,  $v_t$  is calculated as  $v_t = y_t - a_t$  and its variance,  $\text{var}(v_t) = F_t$  is one of components to calculate the Kalman gain. Given  $a_t$  and  $P_t$ ,  $a_{t+1}$  and  $P_{t+1}$  can be calculated as follows:

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + K_t v_t, \quad (20)$$

$$P_{t+1} = P_t(1 - K_t) + Q, \quad (21)$$

where  $K_t = P_t/F_t$  and defined as Kalman gain,  $Q$  is process noise covariance matrix. Then,  $\alpha_t$  can be predicted by  $Y_{t-1}$ , and  $a_t$  (prediction value of  $\alpha_t$ ) can be updated by using additional information,  $Y_t$  with equations (18) and (19). The  $a_{t+1}$  (prediction value of  $\alpha_{t+1}$ ) has the same value with  $a_t$  at time  $t$  ( $a_{t|t} = E[\alpha_t | Y_t]$ ). Therefore,  $K_t$  term in the equation (19) is optimal weight between  $a_t$  and  $v_t$ . The new observation is more weighted if  $P_t$  (conditional variance of  $\alpha_t$ ) has larger value. In the same way, new observation is not reliable and has smaller weight if  $F_t$  (variance of forecasting error) has larger value. The  $P_t$  value can be updated by using equation (21) and identical logic can be applied in equation (21). The system parameters and initial values can be estimated by the maximum likelihood estimation method (Kutlu and Sickles 2012).

Three alternative cost functions, generalized Leontief, trans-log and quadratic cost

functions are considered for sensitivity of model. Table 2 presents estimation results from static and dynamic models with three types of cost functions. The estimate of  $\lambda$  is negative and statistically significant at the 1% level from the dynamic model with all three types of cost functions. The statistically significant and negative value of  $\lambda$  indicates that the cash market price decreases as captive supply increases, which is consistent with findings from some of previous studies (Schroeder et al. 1993; Azzam 1998; Love and Burton 1999; Schroeter and Azzam 1999; Zhang and Sexton 2000; Schroeter and Azzam 2003; Schroeter and Azzam 2004; Wohlgenant 2013). The estimate of  $\lambda^9$  ranges from -0.0007 to -0.0009, which implies that as captive market quantity increases by one thousand pounds, cash price decreases by \$0.0007/cwt to \$0.0009/cwt.

**Table 2. Estimates from Dynamic and Static Models with Alternative Cost Functions**

	Generalized Leontief Cost Function		Trans-log Cost Function		Quadratic Cost Function	
	Dynamic Model	Static Model	Dynamic Model	Static Model	Dynamic Model	Static Model
$\tau$	0.6670***	3.5092***	-4.0700***	2.9211***	0.5260***	0.3883***
$\lambda$	-0.0007***	0.0002***	-0.0008***	-0.0003***	-0.0009***	-0.0007***
$\beta_{cap,cash}$	-0.4830	-2.2255***				
$\beta_{cash,cash}$	0.2810	2.6405***				
$\beta_q$			-4.4400*	6.7263***		
$\beta_{cap,q}$			1.5700**	0.4468***		
$\beta_{cash,q}$			-2.0900***	0.4913***	-0.1700	0.4318***
$\beta_{q,q}$			0.9710***	-0.8543***	0.0007***	0.0009***
$\mu_1$	321.00***		240.00***		176.000***	
$\mu_2$	-12.500*		-22.900***		-24.800***	
$\mu_3$	35.000***		15.000***		16.000***	

Note: It is assumed that  $\theta=0.1$ ,  $N=20$  for simplicity following Azzam (1997).

\*, \*\*, \*\*\* indicate significant at the 10%, 5% and 1% level.

Estimates of  $\mu_2$  and  $\mu_3$ , from the dynamic parameter specification are all statistically significant at least at the 10% level, regardless of types of cost function. The statistically significant estimates of dynamic factors show the importance of using dynamic models over static models. Overall, estimates of  $\lambda$  from static models are also statistically significant at the 1% level. However, the static model with the generalized Leontief cost function estimates a positive coefficient for  $\lambda$ . Positive relations were also estimated by Hayenga and O'Brien (1990), Schroeder et al. (1993), and Ward, Koontz and Schroeder (1998).

<sup>9)</sup>  $\lambda_t$  is a time varying parameter and  $\lambda$  is the mean of  $\lambda_t$  as indicated in equation (15) ( $\lambda = E[\lambda_t]$ ).

The dynamic model found a negative relationship between captive market quantity and cash market prices regardless of different types of cost functions. However, results from static models show that the sign of  $\lambda$  estimate is sensitive to assumptions on the functional form of cost function. Findings from our empirical analysis indicate that dynamic models could be more appropriate than static models in examining the impact of captive supply on cash price in the cattle procurement market.

## 6. Conclusions

In this study, the impact of captive supply on cash price in the U.S. cattle procurement market is estimated using a dynamic modelling approach. First, the conceptual illustration showed how packers' price-reducing behavior through captive supply depended upon assumptions on dynamic factors such as expectations of discount factor and ratio of captive market purchase to cash market procurement. In this illustration, captive supply could either negatively or positively affect cash prices, depending upon the discount factor and the proportion of packers' beef procurement through captive supply market. Then, our study developed a dynamic model by incorporating multi-period interactions between captive and cash market supplies, while three different types of cost functions (generalized Leontief, trans-log, and quadratic cost function forms) were considered for a sensitivity analysis. Finally, both dynamic and static models were estimated for the purpose of comparison. The dynamic model was estimated using the Kalman filter procedure iteratively to address the dynamic interactions between captive and cash supplies.

Dynamic estimation results found a statistically significant and negative relationship between captive market quantity and cash market prices regardless of cost function types. However, results of static models showed that the captive market quantity - cash market price relationship was sensitive to assumptions on functional forms of cost function. Findings from our empirical analysis suggest that dynamic models could be more appropriate than static models in examining the impact of captive supply on cash price in the cattle procurement market.

Our findings provide important implications to the U.S. cattle market. First, cash price could be formed at a lower price than it is supposed to be as a majority of cattle

procurement is obtained through AMA. In particular, this problem could harm small-scale farms more than large farms as it is difficult for small farms to meet the proper amount of supply for AMA. Second, overall cattle price received by farmers should decrease continuously as the cash price is used as the base price for AMA. This is because when the cash price decreases, the cattle price from AMA should also decrease. Lastly, if the current cash price continues to decline, cattle quantity traded in cash market is highly likely to decline as well. In 2019, the ratio of cash market purchases was only 17.8%. If this ratio continues to fall, the cash price can no longer be able to be used as the base price.

The Korean Ministry of Agriculture, Food and Rural Affairs has continuously supported large pork processors to increase efficiency of distribution of pork products. As a result, large pork processors had about 17% of market share in the Korean pork retail market in 2021. Establishing large processors has some advantages such as product standardization, reduction of price fluctuations, and securing distribution channels. However, if these large processors further extend their market share to the higher level, e.g., 80 to 90 percent, in the future, the high concentration of market share could affect the market negatively, which would hurt both consumers and producers as we can see in the U.S. beef market. As shown in this paper, large processors and packers could use their market power to lower producer prices of pigs and beef cattle, leading to lower producer profits. Market power exertion of large processors and packers could also increase pork and beef retail prices. Findings from our study could help one to better understand current problems caused by large packers in the U.S. and could also help establish a better Korean packer system.



## References

- Adilov, N. (2010). Bilateral forward contracts and spot prices. *The Energy Journal*, 31(3), 67-81. <https://doi.org/10.5547/issn0195-6574-ej-vol31-no3-4>
- Allaz, B., and Vila, J.-L. (1993). Cournot competition, forward markets and efficiency. *Journal of Economic theory*, 59(1), 1-16. <https://doi.org/10.1006/jeth.1993.1001>
- Azzam, A. M. (1997). Measuring market power and cost-efficiency effects of industrial concentration. *The Journal of Industrial Economics*, 45(4), 377-386. <https://doi.org/10.1111/1467-6451.00054>
- Azzam, A. (1998). Captive supplies, market conduct, and the open-market price. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1), 76-83. <https://doi.org/10.2307/3180270>
- Corts, K. S. (1999). Conduct parameters and the measurement of market power. *Journal of Econometrics*, 88(2), 227-250. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00028-1](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00028-1)
- Crespi, J. M., Saitone, T. L., & Sexton, R. J. (2012). Competition in US farm product markets: Do long-run incentives trump short-run market power? *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34(4), 669-695. <https://doi.org/10.1093/aep/pps045>
- Dockner, E. J. (1992). A dynamic theory of conjectural variations. *The Journal of Industrial Economics*, 377-395.
- Elam, E. (1992). Cash forward contracting versus hedging of fed cattle, and the impact of cash contracting on cash prices. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 205-217.
- Hayenga, M., & O'Brien, D. (1990). Competition for Fed Cattle in Colorado vs. Other Areas: The Impact of the Decline in Packers and Ascent in Contracting. Paper presented at the Proceedings of the NCR Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL.
- Hayenga, M. O. B., Dan. (1991). Packer Competition, Forward Contracting Price Impacts, and the Relevant Market for Fed Cattle. *Staff Papers*, 232401 (Virginia Tech, Department of Agricultural and Applied Economics).
- Henderson, G. (2022). "Senators Revise Cattle Price Discovery and Transparency Act." *Ag Web*. <https://www.agweb.com/news/livestock/beef/senators-revise-cattle-price-discovery-and-transparency-act>. [Accessed July 20, 2022].
- Kalman, R. E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *J. Basic Engineering*, Transactions ASMA, Series D, 82, 35-45. <https://doi.org/10.1115/1.3662552>
- Karp, L. S., & Perloff, J. M. (1993a). A dynamic model of oligopoly in the coffee export market. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2), 448-457. <https://doi.org/10.2307/1242929>
- Karp, L. S., & Perloff, J. M. (1993b). Open-loop and feedback models of dynamic oligopoly. *International Journal of Industrial Organization*, 11(3), 369-389. [https://doi.org/10.1016/0167-7187\(93\)90015-5](https://doi.org/10.1016/0167-7187(93)90015-5)
- Katchova, A. L., Sheldon, I. M., & Miranda, M. J. (2005). A dynamic model of oligopoly and oligopsony in the US potato-processing industry. *Agribusiness*, 21(3), 409-428. <https://doi.org/10.1002/agr.20055>
- Kutlu, L., & Sickles, R. C. (2012). Estimation of market power in the presence of firm level inefficiencies. *Journal of Econometrics*, 168(1), 141-155. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.11.001>
- Livestock Marketing Information Center. *Livestock Monitor*. Internet site: [lmic.info](http://lmic.info)
- Love, H. A., & Burton, D. M. (1999). A Strategic Rationale for Captive Supplies. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 24(1), 1-18.
- Rhudy, M. B., Salguero, R. A., & Holappa, K. (2017). A kalman filtering tutorial for undergraduate students. *International Journal of Computer Science & Engineering Survey*, 8(1), 1-18.

- <https://doi.org/10.5121/ijcses.2017.8101>
- Schroeder, T. C., Jones, R., Mintert, J., & Barkley, A. P. (1993). The impact of forward contracting on fed cattle transaction prices. *Review of Agricultural Economics*, 15(2), 325-337.  
<https://doi.org/10.2307/1349452>
- Schroeter, J. R., Azzam, A., & Inspection, G. (1999). Econometric Analysis of Fed Cattle Procurement in the Texas Panhandle.
- Schroeter, J. R., & Azzam, A. (2003). Captive supplies and the spot market price of fed cattle: The plant-level relationship. *Agribusiness: An International Journal*, 19(4), 489-504.  
<https://doi.org/10.1002/agr.10070>
- Schroeter, J. R., & Azzam, A. (2004). Captive supplies and cash market prices for fed cattle: The role of delivery timing incentives. *Agribusiness: An International Journal*, 20(3), 347-362.  
<https://doi.org/10.1002/agr.20011>
- Slade, M. E. (1995). Empirical games: the oligopoly case. *Canadian Journal of Economics*, 368-402.
- U.S. Department of Agriculture. Economics, Statistics and Market information System. Livestock Slaughter Annual Summary. Internet site:  
<http://usda.mannlib.cornell.edu/MannUsda/viewDocumentInfo.do?documentID=1097>
- U.S. Department of Agriculture. Economics, Agricultural Marketing Service. National Direct Slaughter Cattle Reports.
- U.S. Department of Agriculture. Economics, Agricultural Marketing Service. 1996. Concentration in agriculture: a report of the USDA Advisory Committee on Agricultural Concentration.
- U.S. Department of Agriculture, Grain Inspection, Packers and Stockyards Administration.
- U.S. General Accounting Office. (1987). COMMODITY FUTURES TRADING: Purpose, Use, Impact, and Regulation of Cattle Futures Markets. *RCED-88-30*.
- Ward, C. E. (1992). Inter-Firm Differences in Fed Cattle Prices in the Southern Plains. *American Journal of Agricultural Economics*, 74(2), 480-485. <https://doi.org/10.2307/1242502>
- Ward, C. E., Koontz, S. R., & Schroeder, T. C. (1996). Short-run captive supply relationships with fed cattle transaction prices. *U.S. Department of Agriculture, Grain Inspection, Packers and Stockyards Administration*.
- Ward, C. E., Koontz, S. R., & Schroeder, T. C. (1998). Impacts from captive supplies on fed cattle transaction prices. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 494-514.
- Wohlgenant, M. K. (2013). Competition in the US Meatpacking Industry. *Annu. Rev. Resour. Econ.*, 5(1), 1-12. <https://doi.org/10.1146/annurev-resource-091912-151807>
- Zhang, M., & Sexton, R. J. (2000). Captive supplies and the cash market price: a spatial markets approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(1835-2016-149072), 88-108.

## Appendix

### A. Previous Studies on Relationship between Captive Supply and Spot Market Price

	Study	Data	Data Period	Industry	Relationship between captive supply and spot market price
1	Hayenga and O'Brien (1990)			Beef processing	P (Colorado) N (Texas)
2	Hayenga and O'Brien (1991)	Daily, State	1973-89	Beef processing	N (Kansas) I (Colorado, Texas, Nebraska)
3	Elam (1992)	Monthly, State	1988-91	Beef processing	N (national data, Kansas, Colorado) I (Nebraska, Texas)
4	Ward (1992)			Beef processing	I
5	Schroeder et al. (1993)	Transaction, Local	1990	Beef processing	N P (some packers and time periods)
6	Azzam (1998)			Beef processing	N
7	Ward, Koontz and Schroeder (1998)	Transaction, U.S.	1992-93	Beef processing	P (forward contract) N (marketing agreement and packer-fed)
8	Love and Burton (1999)			Beef processing	N
9	Schroeter and Azzam (1999)	Transaction, Regional	1995-96	Beef processing	N
10	Zhang and Sexton (2000)			Beef processing	N
11	Schroeter and Azzam (2003)	Transaction, Regional	1995-96	Beef processing	N (small magnitude)
12	Schroeter and Azzam (2004)	Transaction, Regional	1995-96	Beef processing	N (marketing agreement) I (forward contract)
13	Wohlgemant (2013)	Transaction, Weekly	2001-05	Pork processing	N I (reduced form model)

Note: P and N indicate positive and negative relationship, respectively, and I refers to statistically insignificant relationship.

### B: Derivation of Equation (4)

$$\pi_t^i = (P_t^{beef} - P_{cap,t}) \cdot q_{cap,t}^i + (P_t^{beef} - P_{cash,t}) \cdot q_{cash,t}^i + \delta \pi_{t+1}^i \quad (B-1)$$

The first order condition of equation (B-1) can be written as

$$\frac{\partial \pi_t^i}{\partial q_{cash,t}^i} = P_t^{beef} - a + 2q_{cash,t}^i + q_{cash,t}^{-i} + r(a - P_{cap,t}) + \delta \frac{\partial \pi_{t+1}^i}{\partial q_{cash,t}^i} = 0 \quad (B-2)$$

The equation (B-2) is simplified as<sup>10)</sup>

$$P_t^{beef} - a + 2q_{cash,t}^i + q_{cash,t}^{-i} + r(a - P_{cap,t}) + \delta(q_{cap,t+1}^i + r \cdot q_{cash,t+1}^i) = 0 \quad (B-3)$$

The other processor  $-i$ 's first order condition can be calculated in the same way

$$P_t^{beef} - a + q_{cash,t}^h + 2q_{cash,t}^{-h} + r(a - P_{cap,t}) + \delta(q_{cap,t+1}^{-i} + r \cdot q_{cash,t+1}^{-i}) = 0 \quad (B-4)$$

The equation (B-3) with (B-4) is as follows:

$$\begin{aligned} & 2(P_t^{beef} - a) + 3(q_{cash,t}^i + q_{cash,t}^{-i}) + 2r(a - P_{cap,t}) + \delta(q_{cap,t+1}^i + q_{cap,t+1}^{-i}) \\ & + \delta r(q_{cash,t+1}^i + q_{cash,t+1}^{-i}) = 0 \end{aligned} \quad (B-5)$$

The simple equation (B-5) is as follows<sup>11)</sup> under assumption that analysis is restricted to steady state price solution, i.e.,  $P_{cash,t} = P_{cap,t} = P$  for all  $t$ .

Then, assuming the steady state price solution, i.e.,  $P_{cash,t} = P_{cap,t}$  for all  $t$ , we obtain (6) as follows:

$$P_{cash,t}^* = P_{cap,t}^* = \frac{a(r^2\beta - 2r\delta + r - 1) - 2P_t^{beef}}{r^2\delta - 2\gamma\delta + r - 3}. \quad (B-6)$$

### C: Derivation Process of Equation (11)

The equation (11) is as follows:

$$\pi_t^i = P_t^{beef}(q_{cap,t}^i + q_{cash,t}^i) - P_{cap,t}q_{cap,t}^i - P_{cash,t}q_{cash,t}^i - q_t^i \sum_j \sum_k \beta_{j,k} (P_{j,t} P_{k,t})^{0.5}. \quad (C-1)$$

10)  $\pi_{t+1}^i = (P_{t+1}^{beef} - P_{cap,t+1}) \cdot q_{cap,t+1}^i + (P_{t+1}^{beef} - P_{cash,t+1}) \cdot q_{cash,t+1}^i + \delta \pi_{t+2}^i$  and  $P_{cash,t} = P_{cap,t}$ . Then

$$\frac{\partial \pi_{t+1}^i}{\partial q_{cash,t}^i} = \frac{\partial \pi_{t+1}^i}{\partial P_{cash,t}} \cdot \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial q_{cash,t}^i} = q_{cap,t+1}^i + \delta \cdot q_{cash,t+1}^i$$

11)  $q_{cash,t}^i + q_{cash,t}^{-i} = Q_{cash,t} = a - P_{cash,t} - r(a - P_{cash,t}) = a - P - r(a - P)$ ,  
 $q_{cap,t+1}^i + q_{cap,t+1}^{-i} = Q_{cap,t+1} = r(a - P_{cap,t+1}) = r(a - P_{cash,t}) = r(a - P)$ .

From the first order condition of maximizing equation (C-1) with respect to  $q_{cap,t}^i$ , we have:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_t^i}{\partial q_{cap,t}^i} = & P_t^{beef} - \left( \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial q_{cap,t}^i} q_{cap,t}^i + P_{cap,t} \right) - \left( \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial q_{cap,t}^i} q_{cash,t}^i \right) \\ & + \left\{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \right\} = 0. \end{aligned} \quad (C-2)$$

The equation (C-2) can be rewritten as (C-3):

$$\begin{aligned} P_t^{beef} - P_{cap,t} = & \frac{\partial Q_{cap,t}}{\partial q_{cap,t}^i} \left( \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}} \frac{Q_{cap,t}}{P_{cap,t}} \frac{P_{cap,t}}{Q_{cap,t}} q_{cap,t}^i + \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial P_{cap,t}} \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}} q_{cash,t}^i \right) \\ & - \left\{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \right\} \end{aligned} \quad (C-3)$$

The equation (C-3) can be written as simple form as the equation below:

$$\begin{aligned} margin_{cap,t}^i = & \theta \left( \eta \frac{P_{cap,t}}{Q_{cap,t}} q_{cap,t}^i + \lambda q_{cash,t}^i \right) \\ & - \left\{ \beta_{cap,cap} P_{cap,t} + 2\beta_{cap,cash} (P_{cap,t} P_{cash,t})^{0.5} + \beta_{cash,cash} P_{cash,t} \right\}, \end{aligned} \quad (C-4)$$

where  $margin_{cap,t}^i = P_t^{beef} - P_{cap,t}$ ,  $\theta^i = \frac{\partial Q_{cap,t}}{\partial q_{cap,t}^i}$ ,  $\eta = \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}} \frac{Q_{cap,t}}{P_{cap,t}}$ ,  $\lambda = \frac{\partial P_{cash,t}}{\partial P_{cap,t}} \frac{\partial P_{cap,t}}{\partial Q_{cap,t}}$ .

## D: Trans-log Cost Function Approach

Trans-log cost function form is given as:

$$\begin{aligned} \log c_i = & \beta_0 + \sum_{j=cap,cash} \beta_j \log P_{j,t} + \frac{1}{2} \sum_{j=cap,k=cap,cash} \sum_{cash} \beta_{jk} \log P_{j,t} \log P_{k,t} \\ & + \sum_{j=cap,cash}^2 \beta_j \log q_i \log P_{j,t} + \beta_q \log q_i + \beta_{q,q} (\log q_i)^2, \end{aligned} \quad (D-1)$$

where  $q^i$  is firm  $i$ 's total cattle procurement.

The price equation with marginal cost function of (D-1) can be written as:

$$\begin{aligned} margin_{cap,t} = & \frac{\theta}{N} (\beta_{cash} P_{cap,t} + \lambda Q_{cash,t}) \\ & - \frac{c}{Q_t} (\beta_q + \beta_{cap,q} \log P_{cap,t} + \beta_{cash,q} \log P_{cash,t} + 2\beta_{q,q} \log Q_t). \end{aligned} \quad (D-2)$$

Then, the model is as follows:

$$\begin{aligned}
margin_{cap,t} &= \alpha_t \frac{\theta}{N} Q_{cash,t} + \tau P_{cap,t} + \frac{\theta}{N} \lambda_t Q_{cash,t} \\
&+ \frac{c}{Q_t} (\beta_q + \beta_{cap,q} \log P_{cap,t} + \beta_{cash,q} \log P_{cash,t} + 2\beta_{q,q} \log Q) + \mu_t^*,
\end{aligned} \tag{D-3}$$

where  $\tau = \frac{\theta}{N} \beta_{cash}$ .

### E: The Quadratic Cost Function Form

$$c_i = \sum_{\substack{j=cap, \\ cash}} \beta_j P_{j,t} + \beta_q q_i + \frac{1}{2} \left( \sum_{\substack{j=cap, \\ cash}} \sum_{\substack{k=cap, \\ cash}} \beta_{jk} P_{j,t} P_{k,t} + \beta_{qq} q_i^2 \right) + \sum_{\substack{j=cap, \\ cash}} \beta_{q,j} P_{j,t} q_i, \tag{E-1}$$

where  $q_i$  is firm  $i$ 's total cattle procured in both captive and cash market,  $j, k$  is captive or cash market.

The price equation with marginal cost function of (E-1) can be written as:

$$margin_{cap,t} = \frac{\theta}{N} (\beta_{cash} P_{cap,t} + \lambda q_{cash,t}) + (\beta_{q,q} Q + \beta_{cap,q} P_{cap,t} + \beta_{cash,q} P_{cash,t}). \tag{E-2}$$

The dynamic model is as follows:

$$\begin{aligned}
margin_{cap,t} &= \alpha_t \frac{\theta}{N} q_{cash,t} + \tau P_{cap,t} + \frac{\theta}{N} \lambda_t q_{cash,t} \\
&+ (\beta_{qq} q_t + \beta_{cap,q} P_{cap,t} + \beta_{cash,q} P_{cash,t}) + \mu_t^*,
\end{aligned} \tag{E-3}$$

where  $\tau = \frac{\theta}{N} \beta_{cash}$ .

# 암거배수시설 설치사업의 성과평가 및 경제성 분석\*

민선형\*\*, 이항미\*\*\*, 김관수\*\*\*\*

## 차례

1. 서론	53
2. 분석 방법	54
3. 분석 자료	62
4. 분석 결과	65
5. 요약 및 결론	71

## Keywords

배수개선사업(drainage improvement project), 암거배수시설(subsurface drainage facilities), 사업평가(project evaluation), 이중차분법(difference in differences: DID), 균형대체모형(equilibrium displacement model: EDM)

## Abstract

본 연구에서는 이중차분법과 균형대체모형을 적용하여 암거배수시설의 사업성과(생산효과 및 후생효과)를 추정한 후, 추정 결과를 활용하여 사업의 경제성을 분석하고 성과 제고 방안에 대한 시사점을 제시하였다. 분석 결과, 사업 후의 단수는 사업 전보다 평균적으로 18.75kg/10a 증가하는 것으로 추정되었고, 기계구동시간은 6.61분/10a 감소하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 효과들은 경사도가 커지거나 배수등급이 나빠질 경우 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 사업성과에 따른 지역의 쌀시장 균형 변화로 인해 생산자 후생은 내구연한을 30년으로 가정했을 경우, 31.299억 원 증가하는 것으로 분석되었다. 이에 대한 순편익은 2.799억 원으로 계산되어 사업의 경제적 타당성이 있는 것으로 나타났다. 사업의 순편익은 배수등급과 경사도를 고려하여 사업대상지를 선정할 경우 증가하였고, 그 증가폭은 배수등급을 고려한 경우가 경사도를 고려한 경우보다 더 크게 나타났다. 이와 같은 결과는 사업성과 제고를 위한 사업 대상지 선정 기준 중 배수등급 조건의 상대적 중요도가 경사도의 그것 보다 크다는 것을 시사한다.

\* 본 연구는 2020년 한국농어촌공사 농어촌연구원의 「상주 한들지구 배수개선사업(농지범용화) 성과분석 연구」 내용 일부를 수정·보완한 것으로 추가 분석 수행으로 인해 상기 연구와 결과에 차이가 있을 수 있다.

\*\* 한국농촌경제연구원 정책전문연구원

\*\*\* 한국농어촌공사 농어촌연구원 책임연구원

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

# The Subsurface Drainage Facility Project: Performance Evaluation and Economic Feasibility

Min, Sunhyung<sup>\*</sup>, Yi, Hyangmi<sup>\*\*</sup>, Kim, Kwansoo<sup>\*\*\*</sup>

## Keywords

drainage improvement project, subsurface drainage facilities, performance evaluation, difference in differences (DiD), equilibrium displacement model, equilibrium displacement model (EDM)

## Abstract

This study aimed to find an effective and efficient direction for future projects through the performance evaluation of the drainage improvement project. To achieve the goal, it analyzed the effects on rice production and welfare after the drainage improvement project was administered by the Korea Rural Community Corporation (KRC) by applying the difference in differences (DID) estimation method and an equilibrium displacement model (EDM). Primarily, this study focused on subsurface drainage facilities' effects on production, which consisted of an increase in yields and a decrease in the time of operating agricultural machines. The analysis result showed that the amount of yields increased by 18.75kg/10a, while machine operation decreased by 6.61 min./10a after the implementation of the project. We found that these effects were reduced when the slope of a field increased or a drainage grade deteriorated. We also discovered that the producer surplus increased by 3,129.9 million won due to a change in the equilibrium of regional rice market affected by the project for 30 years. We calculated the net benefit to be 279.9 million won. The net profit increased when project target areas were selected in consideration of a drainage class and a slope degree. The level of increase in net profit was higher when considering the drainage class than the slope. The results implied that the drainage class is relatively more significant than the slope among the criteria for selecting project target areas to improve project effectiveness.

---

<sup>\*</sup> Research Associate, Korea Rural Economic Institute

<sup>\*\*</sup> Associate Researcher, Rural Research Institute, Korea Rural community Corporation

<sup>\*\*\*</sup> Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University. Corresponding author.  
e-mail: kimk@snu.ac.kr



## 1. 서론

지구 온난화로 인한 기후변화로 인해 국지성 집중호우와 같은 이상 기후의 발생 빈도와 강수량이 증가하였고, 이로 인한 농경지 및 시설물의 피해도 증가하였다(조진훈 외, 2011; 신안국 외, 2017). 정부는 이와 같은 수해에 대비하기 위하여 1975년부터 배수개선사업을 시행해왔다. 배수개선사업은 농작물의 침수 피해를 방지하기 위해 수해를 겪고 있는 농경지에 배수장, 배수문, 배수로 등 배수시설을 설치하는 사업이다. 최근에는 논에 시설 작물을 재배하는 농가가 증가하면서, 배수개선사업은 기존의 재해 위험 대응 수단으로서의 역할 뿐만 아니라, 논에서의 밭작물 재배가 가능하도록 논의 배수상태를 개선시키는 작업도 포함하고 있다(한국농어촌공사 농어촌연구원, 2020). 그중 본 연구가 주목하고 있는 암거배수시설은 흙 속에 수분을 정해진 기간 내 배제하여 작물 성장에 습해를 주지 않도록 지하에 토관 등을 설치하여 배수를 개선시키는 시설이다. 암거배수시설은 건답화를 통해 논의 습답피해(벼의 도복피해, 기계 빠짐 등)를 해결할 뿐만 아니라, 논 작물보다 상대적으로 습해에 대한 저항성이 낮은 밭작물도 논에서 재배가 가능토록 한다(농어촌연구원, 2018; 충청북도농업기술원, 2019).

2020년 쌀 중심의 직불제가 공익형직불제로 개편됨에 따라 농업인은 재배 작물에 상관없이 동일한 직불금을 지원받게 되었다. 기존의 쌀 재배에 대한 유인책으로 작용했던(이문호·김관수, 2020) 직불금의 개편으로 농가의 작목선택이 다양해질 것으로 예상되며, 정부는 쌀 재배농가들의 타작물 재배를 제고시키기 위해 재배단지 조성, 쌀 이외의 작물 기계화율 제고, 배수 개선 등과 같은 생산기반조성사업을 수행하고 있다(농림축산식품부, 2021). 이러한 국내의 상황을 감안하면 논에서의 밭작물 재배에 대한 수요와 이를 위한 암거배수시설에 대한 수요도 증가할 것으로 예상되므로 기존에 진행되었던 사업의 성과를 분석하고, 이를 통해 향후 배수개선사업의 효과적·효율적 추진 방향을 모색할 필요가 있다. 이와 같은 연구의 필요성하에서, 본 연구에서는 2018년에 준공된 암거배수시설의 설치 시범 지역인 A지구<sup>1)</sup>에 대한 사업의 성과와 사회후생 변화를 분석하고, 분석결과를 통해 사업의 경제성 및 성과 제고 방안에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

기존에 배수개선사업에 대한 효과 분석을 실시한 연구로는 백승우·정안성(2013), 이석주 외(2015) 등이 있다. 백승우·정안성(2013)은 관배수시설의 성과지표를 개발하기 위해 한국과 일본의 사례를 비교 분석하여 작물생산량 증대효과, 영농경비절감효과, 유지관리비용절감효과, 재해방지효과 등을 사업의 성과 지표로 제시하였다. 이석주 외(2015)는 배수개선과 같은 농업생산기반정비사업의 공통적인 편익 항목으로 작물생산의 양적변화(단수증가, 경작면적 증감)를 제시하였다. 다만, 재해방지효과와 같은 간접효과는 평가의 객관성이나 분석방법에 따른 평가액 차이가 크므로 참고용으로 활용할 뿐 전체 효과에 포함하지 않는 경우도 많다(김영주 외, 2014).

<sup>1)</sup> A지구는 경북 상주시의 공검면과 오태면의 일부분으로 구성된 지구이다. A지구는 암거배수시설사업이 본 사업으로 시행되기 전 선정된 시범 지구로서, 공사시행기관의 요청으로 인하여 지구명을 익명으로 처리하였다.

본 연구는 논에 설치한 암거배수시설 설치사업의 성과를 분석하였다. 사업성과는 분석대상 작물인 벼의 생산과 관련된 직접 효과인 단수 증가와 기계구동시간 감소 정도로 측정하였다. 암거배수시설 설치로 인한 발작물 전환 또는 재배면적 증가 등도 사업성으로 고려될 수 있다. 하지만 분석대상 지역인 A지구는 사업 이전에도 배수가 잘되지 않던 논에도 쌀 재배를 하고 있었던 것으로 조사되었다. 그 결과 사업 전후 재배면적은 변화가 없어서 이는 사업성에서 제외되었다. 단수효과는 사업 후 배수상태 및 도복 피해가 개선됨으로써 발생하는 생산성 증가 효과를 의미한다. 기계구동시간 효과는 사업 후 사업 전보다 건답화가 됨으로써 기계빠짐 현상이 해소되어 발생한 기계구동시간 감소효과를 의미한다. 본 연구에서는 사업 전/후 효과의 단순 평균 비교를 통해 직접적으로 사업효과를 살펴본 선행연구들과 달리, 표본선택편의(sample selection bias)로 인해 나타날 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 해소하기 위한 이중차분법을 적용하여 사업효과를 분석하였다.

본 연구에서 계측하고자 하는 사업성과는 사업이 시행된 모든 논에 대한 평균 효과와 이를 사업대상지(논)의 특성에 따라 분해한 효과로 구분된다. 사업 수혜 논은 주요 특성으로는 배수등급과 경사도를 들 수 있으며, 이러한 특성은 각각 벼의 생산성과 기계구동시간에 영향을 준다(한국농어촌공사 농어촌연구원, 2018; 김채수 외, 2002). 본 연구에서는 각 특성의 수준에 따라 사업성과가 얼마나 다르게 나타나는지 검증해 봄으로써, 사업성과가 최대화 될 수 있는 사업대상지의 조건을 모색해 보고자 한다.

또한, 본 연구에서는 사업효과에 대한 분석결과를 균형대체모형에 적용하여 배수개선사업으로 인한 지역(A지구)의 쌀시장 균형 변화와 이에 따른 사회후생 변화를 계측하고, 이를 활용하여 사업의 경제적 타당성을 검토하였다. 마지막으로, 평균 사업효과와 사업대상지의 조건에 따른 사업효과를 기준으로 한 후생변화의 차이를 살펴보았다. 이를 통해 평균 효과를 적용했을 경우의 편익과 사업대상지의 조건이 최적일 경우의 편익을 비교분석함으로써 사업의 성과 및 효율성 제고를 위한 시사점을 도출하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2절과 제3절에서는 각각 분석 방법과 분석 자료에 대해 설명한다. 본 연구의 분석은 '이중차분법을 적용한 사업효과 분석'과 '사업효과로 인한 사회후생 변화 분석'으로 구분된다. 제4절에서는 분석 결과를 제시하고, 제5절에서는 분석결과에 대한 요약 및 사업성과 제고방안에 대한 시사점을 제시한다.

## 2. 분석 방법

본 연구의 분석 방법은 2단계로 구분될 수 있다. 1단계에서는 배수개선사업이 시행된 논과 사업이 시행되지 않은 논을 대상으로 일종의 준실험적 효과 평가 방법인 이중차분법(difference in differences: DID)을 적용하여 사업의 효과를 살펴본다. 2단계에서는 1단계에서 추정된 사업효과로 인해 발생하는 사회적 후생 변화를 계측하고, 후생 변화로 인해 발생한 편익과 사업비용을 활용하여 사업의 경제성 분석을 시도하였다.

### 2.1. 이중차분법을 이용한 사업효과 분석<sup>2)</sup>

사업의 성과평가 방법론에서 사업효과는 식 (1)과 같이 사업 수혜 그룹인 처치그룹(treatment group)과 사업 비수혜 그룹인 통제그룹(control group)의 효과 차이의 평균으로 정의될 수 있다.

$$\text{사업 효과} = E(y_{i1} - y_{i0}) \tag{식 (1)}$$

여기서,  $y$ 는 사업 성과지표로서,  $y_{i1}$ 는 개체(논)  $i$ 가 사업을 적용받았을 때의 잠재적인 성과 값이고,  $y_{i0}$ 는  $i$ 가 사업을 적용받지 않았을 때의 성과 값을 나타낸다. 일반적으로 한 개체는 사업의 처치와 미처치 중 하나의 상태에만 존재할 수 있기 때문에  $y_{i1} - y_{i0}$ 의 값에 대한 관측이 불가능하므로  $i$ 에 대한 사업의 처치효과는  $y_{i1} - y_{i0}$ 가 아니라 평균의 차이  $E(y_{i1}) - E(y_{i0})$ 로 표현될 수 있다. 평균 처치 효과를 추정하기 위한 가장 기본적인 회귀식은 식 (2)와 같으며, 이때  $y_i$ 는 사업의 생산 관련 성과변수인 단수 또는 기계구동시간,  $G_i$ 는 사업처치 여부,  $\hat{\beta}_1^{OLS}$ 는 사업의 처치 효과를 의미한다(식 (3) 참조).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 G_i + u_i \tag{식 (2)}$$

$$E(y_{i1} - y_{i0}) = E(y_i | G_i = 1) - E(y_i | G_i = 0) = \hat{\beta}_1^{OLS} \tag{식 (3)}$$

식 (2)를 추정할 때 가장 핵심적인 이슈는 처치 변수  $G_i$ 의 내생성(endogeneity) 문제이다. 즉, 처치 변수  $G_i$ 와 오차항  $u_i$ 가 통계적으로 서로 독립적이지 않을 경우, 처치효과 추정치( $\hat{\beta}_1^{OLS}$ )는 실제 사업의 인과효과보다 사업의 효과를 과대 또는 과소평가할 수 있다는 문제가 발생한다.<sup>3)</sup> 이를 해결하기 위한 근본적인 해결책은  $G_i$ 가 무작위로 배정되는 것이지만, 횡단면 자료를 이용하는 경우, 실증분석에서  $G_i$ 의 내생성을 완전히 제거시키기에는 어려움이 따른다. 이 경우 고려해 볼 수 있는 대안 중 하나가 본 연구의 경우와 같은 패널자료를 이용한 이중차분법이다.

이중차분법은 사업 전후 처치그룹과 통제그룹의 평균 성과를 두 번 차분하여 사업의 효과를 추정하는 방법이다. 이중차분 추정량을 추정하기 위한 회귀식은 식 (4)와 같으며,  $y_{it}$ 는 논  $i$ 의  $t$ 시점에 성과변수(단수와 기계구동시간)를 의미한다.  $G_i$ 와  $P_{it}$ 는 각각 사업 처치 그룹 구분 변수와 사업 시행여부를 구분하는 변수로서 사업 성과를 살펴볼 수 있는 주요 독립변수라고 할 수 있다. 횡단면 자료를 이용한 사업성과 추정식(식 (2))에서의 처치 변수는  $G_i$ 였다면, 패널자료를 이용한 이중차분법의 사업 처치 변수는  $G_i$ 와  $P_{it}$ 의 교차항  $D_{it}$ 이다.<sup>4)</sup> 처치그룹의 경우  $G_i=1$ , 통제그룹의 경우  $G_i=0$ 으로 표시되고,  $t$ 기가 사업 시

2) 본 연구의 이중차분법 설명은 강창희 외(2014)를 본 연구의 내용에 맞게 수정 및 참고하여 작성되었다.  
 3) 두 그룹의 관측되지 않은 특성이 처치변수  $G_i$ 와 성과변수  $y_i$ 에 영향을 미친다면, 선택 편의(selection bias)에 의한 내생성(endogeneity) 문제가 발생한다.  
 4) 패널이중차분 분석의 경우, 추가적으로 처치변수  $D_{it}$ 의 '시점 간 외생성' 가정이 충족되어야 하는데, 본 연구의 분석대상인 암거배수시설의 준공 시점( $P_{it}$ )은 사업 성과에 영향을 줄 수 있는 요인(지역 특성 및 논 특성)들과 무관하게 행정적인 수요에 맞춰 진행되었으므로 외생적이라고 할 수 있다.

행 전일 경우  $P_{it} = 0$ , 시행 후일 경우  $P_{it} = 1$ 로 표시된다.

$G_i$ 와  $P_{it}$ 의 두 집단의 다른 특성 차이로 인해 발생할 수 있는 성과 차이를 통제하기 위해서는 성과변수(단수, 기계구동시간)에 영향을 미칠 수 있는 사회·경제적 요인들을 모형에 적용해야 한다. 하지만 본 연구의 처치 및 통제그룹은 동일한 농가가 소유하고 있는 여러 개의 필지 중 암거배수시설이 설치된 논과 그렇지 않은 논이다. 즉, 처치그룹은 농가 A의 논 중 시설이 설치된 논, 통제 집단은 농가 A의 논 중 시설이 설치되지 않은 논이므로 두 집단은 동질적인 경영활동적 특성(연령, 영농경력 등)을 가지고 있고, 따라서 상기 변수들은 추정식에 포함되지 않는다.<sup>5)</sup>

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 P_{it} + \beta_3 (G_i * P_{it}) + u_{it} \\ &= \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 P_{it} + \beta_3 D_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad \text{식 (4)}$$

회귀식에서 순 사업성과를 나타내는 이중차분 계수는  $\hat{\beta}_3$ 이다. 처치그룹의 사업 전후 성과 차이에는 사업과 무관하게 발생하는 성과 변수의 변화 효과( $\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3$ )까지 포함되어 있다. 반면, 통제그룹의 사업 전후 평균 성과 변수 차이( $\hat{\beta}_2$ )는 사업효과가 아닌 기타 요인(기후, 농가의 재배능력)에 의해 발생한 변화만을 의미한다. 따라서 처치그룹의 사업 시행 전후 성과 차이에서 통제그룹의 전후 성과차이를 차감해 줌으로써 순수한 사업성과( $\hat{\beta}_3$ )를 계측할 수 있다는 것이 이중차분법의 기본적인 아이디어이다.

이 방법이 유효하려면 두 집단은 처치 유무에만 차이가 있을 뿐 다른 특성은 비슷한 집단으로 설정되어야 하며, 평행추세(parallel trend) 가정이 유효하여야 한다(Abadie, 2005).<sup>6)</sup> 먼저 처치 및 통제 그룹의 유사성 검정은 표준화 차이(standardized difference)를 통해 확인할 수 있으며(신광근·김정인, 2022; 최종태 외 2021), 분석 결과 두 그룹의 주요 특성인 배수등급과 경사도의 표준화 차이는 각각 -0.32, -0.29로 0.1보다 작게 나타나 각 집단 사이의 균형이 충족된다는 것을 확인할 수 있었다.<sup>7)</sup> 평행추세 가정은 처치 그룹의 사업 시행이 없었을 경우의 값을 관측할 수 없으므로 직접적으로는 검정할 수 없지만, 사업 시행 이전에 두 그룹의 성과변수(단수와 기계구동시간) 값이 평행한 추세를 보였는지를 검토함으로써 간접적으로 확인할 있다(손호성, 2018; 이동규·성재훈, 2018).

본 연구에서는 짧은 시계열이라는 제약하에서 처치그룹과 통제그룹의 사업 시행 이전(2016년도

5) 그 외 논 토양 및 지형 특성이 단수와 기계구동시간에 영향을 줄 수 있으나, 토양과 지형은 단기간 내에 특성이 변하지 않는다. 이를 파악할 수 있는 토양도 역시 이와 같은 사실에 근거하여 정해진 갱신기간 없이 토지이용변화(지목변화)가 큰 지역에 대해서만 1년 주기로 재조사되고 있다. 본 연구의 분석 지역(경북 상주시 A지구)은 조사기간(2016~2019년도)동안 토지이용 변화가 없었으므로 토양 특성 변화가 크다고 판단하지 않았고, 이와 같은 시간불변 요소들은 고정효과 분석(식 (5) 참조)을 통해 통제될 수 있으므로 추정식에서 제외되었다.

6) 이 가정은 “처치(사업 시행)가 없었을 경우, 처치그룹과 통제그룹의 성과 값이 사업 시행 전후로 비슷한 추세를 보였을 것이다”라는 가정이다. 사업 처치 전에 처치그룹과 통제그룹이 서로 다른 추세를 가지고 있다면, 처치 후 처치그룹에서 나타나는 성과변수의 변화가 사업으로 인해 발생한 것인지, 처치 전에 이미 존재하는 추세(pre-existing trend)의 차이 때문인지 구별할 수 없게 된다(김근진, 2016).

7) 논 특성 외 성과변수에 영향을 미칠 수 있는 농가의 인구사회학적(연령, 영농경력 등) 변수 값은 두 집단이 동일하므로 이에 대한 표준화 값은 0이다. 표준화 차이(standardized difference)가 0.1보다 작다면 양쪽 두 집단의 변수가 균등하게 분배되었다는 의미이다(최종태 외, 2021).

와 2017년도)의 단수와 기계구동시간을 살펴보고, 두 그룹 사이에 평행 추세를 보인다는 것을 간접적으로 확인할 수 있었다(〈표 1〉 참조). 처치그룹의 2016년도와 2017년도 단수는 723.28kg/10a로 동일하였고, 통제그룹의 단수는 각각 726.09kg/10a, 726.96kg/10a로 증가하긴 하였지만 그 정도가 아주 미미하였다. 2016년도와 2017년도 처치그룹과 통제그룹의 기계구동시간은 각각 44.03분/10a와 37.53분/10a로 동일하게 나타나, 두 그룹의 기계구동시간은 평행한 추세를 가지고 있음을 확인하였다.

표 1. 사업 시행 전후 처치 및 통제그룹의 평균 단수 및 기계구동시간

단위: kg/10a, 분/10a

그룹	기술통계량	단수				기계구동시간			
		사업 전		사업 후		사업 전		사업 후	
		2016년	2017년	2018년	2019년	2016년	2017년	2018년	2019년
처치그룹	평균	723.28	723.28	743.43	753.75	44.03	44.03	37.34	37.34
	표준편차	61.16	61.16	73.37	74.95	17.16	17.16	14.94	14.94
통제그룹	평균	726.09	726.96	731.71	735.46	37.53	37.53	37.53	37.53
	표준편차	73.66	72.68	72.16	75.76	14.88	14.88	14.88	14.88
관측치		32		32		32		32	

처치변수( $D_{it}$ )에 영향을 줄 수 있는 논외의 시간불변(time invariant) 특성 변수를 통제하고 누락변수편의를 해소하기 위하여 고정효과 모형(fixed effect model)을 활용하여 추정을 시도하였다(식 (5) 참조).<sup>8)</sup> 여기서 논외의 시간불변 특성이란 토성, 유효토심 등<sup>9)</sup>을 의미하는 것으로 이러한 요인들은 토양의 잠재생산력 판단기준이 되며(현병근 외, 2008), 생산에 영향을 미칠 수 있는 요인들이다. 식 (5)에서 그룹 변수인  $G_i$ 는 시간불변 더미로서  $a_i$ 에 귀속하게 되고, 사업효과를 의미하는 이중차분계수는  $\hat{\alpha}_2$ 이다.

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 (G_i^* P_{it}) + a_i + \epsilon_{it} \\
 &= \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_i + a_i + \epsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

추가적으로 본 연구에서는 사업 대상 논외의 특성에 따라 사업의 효과가 다르게 나타나는지 살펴보기 위해, 기본 추정식인 식 (5)에 사업성과에 영향을 줄 수 있는 논외의 주요 특성(배수등급 및 경사도) 변수와 사업 처치변수( $D_i$ )의 교차항을 모형에 포함하였다. 논외 특성 변수인 배수등급과 경사도는 구간형 변수로서,<sup>10)</sup> 각 구간별로 더미변수로 모형에 도입되었다. 식 (5)에 제시되어 있는 모형은 모든 논외에 대한 평균 사업효과를 추정하기 위한 모형이고, 처치변수와 논외 특성 더미변수의 교차항을 추가한 모형은 사업대상

8) 실제로 식 (4)를 통상최소제곱(Ordinary Least Squares: OLS)을 적용하여 추정한 결과, 사업효과를 나타내는  $\hat{\beta}_3$ 가 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 반면, 고정효과를 적용하여 분석한 결과, 유의수준 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 사업이 성과에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

9) 토성은 토양을 구성하는 개체입자의 크기를 의미하는 것으로 모래의 함량이 많은 사토의 경우 양분이 결핍되기 쉬우며, 점토가 많은 식토는 경운 등에 어려움이 있다. 또한 유효토심이란, 식물이 자라는데 필요한 조건을 갖춘 토층의 깊이를 의미한다.

10) 배수등급은 ‘매우 양호’, ‘양호’, ‘약간 양호’, ‘약간 불량’, ‘불량’, ‘매우 불량’으로 구분되고, 경사도는 ‘0~2%’, ‘2~7%’, ‘7~15%’로 구분된다.

지의 특성에 따른 사업효과를 분해하기 위한 모형이라고 할 수 있다.

본 연구에서는 배수등급을 1단계('양호'<sup>11)</sup>), 2단계('약간 양호/약간 불량'), 3단계('불량/매우 불량')로 구분하고, 본래의 사업 대상지 선정 기준인 '배수등급 2단계'를 참조(기준) 범주로 설정하여 2개의 배수등급 더미변수(배수등급  $I_i$ , 배수등급  $III_i$ )를 모형에 추가하였다(식 (6)참조). 여기서, 배수등급  $I_i$ 는 배수가 '양호'한 논을 식별하는 더미변수이고, 배수등급  $III_i$ 는 배수등급이 '불량/매우 불량'인 논을 식별하는 더미변수이다.

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_i + \alpha_3 (D_i * \text{배수등급 } I_i) + \alpha_4 (D_i * \text{배수등급 } III_i) + b_i + \tau_{it} \quad \text{식 (6)}$$

배수등급 외에 경사도 또한 기계작업 효율성과 지형의 지하수위 및 배수와 관련이 있는 요인으로서(김채수 외, 2002; 전현정 외, 2017) 사업성과에 영향을 줄 수 있다. 따라서 식 (6)에 처치변수와 경사도 더미변수의 교차항을 추가함으로써, 경사도별로 사업의 성과가 다르게 나타나는지 여부를 살펴보았다(식 (7) 참조). 경사도는 1단계(0~2%), 2단계(2~7%), 3단계(7~15%)로 구분되며,<sup>12</sup> 경사도 1단계를 참조 범주로 설정하였다. 경사가 있는 지형의 경우, 지하수위가 낮고 강우 시 토양 수분 배수가 더 용이하다(Rahardjo et al., 2005; 전현정 외, 2017). 따라서 두 변수 사이에 존재하는 상호작용 효과를 고려해 주기 위해 배수등급과 경사도의 교차항을 모형에 포함하였다.

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 D_i + \alpha_3 (D_i * \text{배수등급 } I_i) + \alpha_4 (D_i * \text{배수등급 } III_i) + \alpha_5 (D_i * \text{경사도 } II_i) + \alpha_6 (D_i * \text{경사도 } III_i) + \alpha_7 (D_i * \text{배수등급 } I_i * \text{경사도 } II_i) + \alpha_8 (D_i * \text{배수등급 } I_i * \text{경사도 } III_i) + \alpha_9 (D_i * \text{배수등급 } III_i * \text{경사도 } II_i) + \alpha_{10} (D_i * \text{배수등급 } III_i * \text{경사도 } III_i) + b_i + \tau_{it} \quad \text{식 (7)}$$

이 경우, 준거그룹은 배수등급이 2단계이면서 경사도가 0~2%인 논이다(배수등급  $I_i$ , 배수등급  $III_i$ , 경사도  $II_i$ , 경사도  $III_i$ 가 모두 '0'). 식 (7)에서  $\alpha_3$ 와  $\alpha_4$ 는 각각 준거그룹과 배수등급 1단계 또는 3단계인 논 그룹과의 성과 차이를 의미한다. 이때 비교그룹의 경사도는 준거그룹과 마찬가지로 0~2%(경사도  $II_i=0$  and 경사도  $III_i=0$ )이다.  $\alpha_5$ 와  $\alpha_6$ 는 각각 준거그룹과 경사도가 2~7%인 그룹, 7~15%인 그룹과의 차이를 나타내고, 이때 비교그룹들의 배수등급은 참조그룹과 마찬가지로 2단계이다(배수등급  $I_i = 0$  and 배수등급  $III_i = 0$ ).  $\alpha_7$ - $\alpha_{10}$ 은 배수등급과 경사도의 교호작용을 의미한다.

예를 들어 배수등급이 1등급이고 기울기가 2~7%인 논의 사업성과( $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_5 + \hat{\alpha}_7$ )는 참조그룹의 사업성과( $\hat{\alpha}_2$ )와  $\hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_5 + \hat{\alpha}_7$  만큼 차이가 나며, 여기서  $\hat{\alpha}_3$ 와  $\hat{\alpha}_5$ 는 각각 배수등급과 경사도 차이 때문에 발생

11) 본 사업의 시행된 논 가운데 배수등급이 '매우 양호'한 표본은 존재하지 않았다.

12) 본래 경사도는 '0~2%(평탄 또는 준평탄)', '2~7%(매우 약한 경사)', '7~15%(약한 경사)', '15~30%(심한 경사)', '30~60%(심한 경사)', '60% 이상(매우 심한 경사)'로 구분되지만, 본 사업의 시행된 논 가운데 경사도가 '약한 경사'를 초과하는 표본은 존재하지 않았다.

하는 성과 차이이고,  $\hat{\alpha}_7$ 는 배수등급과 경사도의 상호작용으로 인해 발생하는 성과 차이이다. 추정식 (7)의 추정계수를 통해 추정된 논의 특성별 순수 사업성과는 <표 2>와 같다.<sup>13)</sup>

표 2. 논 특성별 순수사업성과

구분	경사도I <sub>i</sub>	경사도II <sub>i</sub>	경사도III <sub>i</sub>
배수등급I <sub>i</sub>	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_5 + \hat{\alpha}_7$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_6 + \hat{\alpha}_8$
배수등급II <sub>i</sub>	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_6$
배수등급III <sub>i</sub>	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4 + \hat{\alpha}_5 + \hat{\alpha}_9$	$\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4 + \hat{\alpha}_6 + \hat{\alpha}_{10}$

## 2.2. 사회후생 변화 추정

본 연구에서는 사업의 사회후생 변화를 추정하기 위해 앞 단계에서 추정된 사업성과를 균형대체모형에 적용하여 사업으로 인해 발생한 지역의 쌀시장 균형 변화를 분석한다. 균형대체모형은 사업 및 정책 시행과 같은 외부충격으로 인한 시장 균형을 파악하고 이에 따른 사회후생 변화를 계측하는 방법이다 (Lusk et al., 2011; 이계임 외, 2011; 안병일·최지현, 2014; 강민정 외, 2019). 쌀의 시장균형모형은 아래와 같이 쌀에 대한 공급 및 수요곡선, 가격함수로 구성된다.<sup>14)</sup> 여기서  $P_f$ 는 생산자 가격,  $P_r$ 은 소비자 가격,  $S_s$ 와  $S_d$ 는 각각 쌀 공급곡선과 수요곡선을 이동시키는 요인을 의미하고,  $m$ 은 쌀 생산자 가격과 소비자 가격간의 차이를 나타낸다. 식 (8)~식 (10)을 전미분하고 식의 왼쪽 변수로 각각 나누어주면 식 (11)~식 (13)과 같은 로그 변화분( $dlnX \approx \frac{dX}{X}$ )으로 표현되는 모형으로 전환된다.

$$Q = Q(P_f; S_s) : \text{공급곡선} \tag{식 (8)}$$

$$Q = Q(P_r; S_d) : \text{수요곡선} \tag{식 (9)}$$

$$P_r = P_f + m : \text{쌀에 대한 가격 관계} \tag{식 (10)}$$

$$\frac{dQ}{Q} = \frac{\partial Q}{\partial P_f} \frac{P_f}{Q} \frac{dP_f}{P_f} - \frac{\partial Q}{\partial S_s} \frac{S_s}{Q} \frac{dS_s}{S_s} \tag{식 (11)}$$

$$\frac{dQ}{Q} = \frac{\partial Q}{\partial P_r} \frac{P_r}{Q} \frac{dP_r}{P_r} - \frac{\partial Q}{\partial S_d} \frac{S_d}{Q} \frac{dS_d}{S_d} \tag{식 (12)}$$

$$\frac{dP_r}{P_r} = \frac{dP_f}{P_f} \frac{P_f}{P_r} + \frac{dm}{m} \frac{m}{P_r} \tag{식 (13)}$$

<sup>13)</sup> 본 연구의 분석 자료의 경우, (배수등급I<sub>i</sub>\*경사도II<sub>i</sub>)외에 다른 교차조건을 만족하는 표본이 존재하지 않아 두 변수의 상호작용에 대한 효과를 추정하지 못하였다.

<sup>14)</sup> Lusk et al.(2011) p.295과 안병일·최지현(2014)의 연구방법론을 참고하여, 본 연구에 맞게 재구성하였다.

이는 다시 식 (14)~식 (16)과 같은 탄력성과 변화율로 구성된 모형으로 표시될 수 있다. 여기서  $EQ$ ,  $EP$ ,  $ES_s$ ,  $ES_d$ ,  $Em$ 은 모두 해당 변수의 변화율을 의미하며, 모수  $\epsilon_p$ ,  $\eta_p$ ,  $\epsilon_s$ ,  $\eta_d$ 는 각각 공급과 수요의 가격탄력성, 공급곡선과 수요곡선의 이동요인에 대한 탄력성을 의미한다. 또한, 파라미터  $\gamma$ 는 초기 균형상태에서 소매가격 대비 도매가격의 비율( $P_f/P_r$ )을 나타낸다.

$$EQ = \epsilon_p EP_f - \epsilon_s ES_s \quad \text{식 (14)}$$

$$EQ = \eta_p EP_r - \eta_d ES_d \quad \text{식 (15)}$$

$$EP_r = \gamma EP_f + (1 - \gamma) Em \quad \text{식 (16)}$$

본 연구와 같이 단일 시장에 하나의 상품만 존재한다고 가정한 경우, 균형대체모형의  $\epsilon_s$ 는  $-\epsilon_p$ 와 동일하므로(Lusk et al., 2011),<sup>15)</sup> 식 (14)와 식 (15)는 각각 식 (17)과 식 (18)로 변환될 수 있다.

$$EQ = \epsilon_p EP_f - \epsilon_p ES_s \quad \text{식 (17)}$$

$$EQ = \eta_p EP_r - \eta_p ES_d \quad \text{식 (18)}$$

다만, 본 연구와 같이 전국이 아닌 사업지구의 쌀 시장에만 국한하여 균형변화를 계측할 경우, 해당 지역의 쌀 생산량이 국내의 쌀 생산 부분에서 차지하는 비중은 미미하므로 지역의 쌀 생산량 증가는 시장 가격에 영향을 미치지 않는 것으로 가정할 수 있다(민선형 외, 2020). 따라서 사업으로 인한 사업 지구의 사회적 후생변화는 생산자후생 변화분만을 의미하고, 수요곡선 변화율과 가격변화율은 '0'이 되므로 균형 변화식은 아래의 식 (19)와 같이 단순화될 수 있다.

$$EQ = -\epsilon_p ES_s \quad \text{식 (19)}$$

또한 본 연구에서는 단수의 증가 뿐 아니라 기계구동시간 감소에 따른 생산비 절감도 공급곡선을 이동시키는 요인으로 작용한다. 이를 균형식에 적용해주기 위해서 기계구동시간의 감소로 X만큼 생산비용(임차료)이 덜 든다고 가정한다면, 식 (11)은 식 (20)과 같이 표현될 수 있다(안병일·최지현, 2014). 이를 다시 식 (17)에 대입하면, 식 (21)을 얻을 수 있다.

$$\frac{dQ}{Q} = \frac{\partial Q}{\partial P_f} \frac{P_f}{Q} \left( \frac{dP_f}{P_f} + \frac{X}{P_f} \right) - \frac{\partial Q}{\partial S_s} \frac{S_s}{Q} \frac{dS_s}{S_s} \quad \text{식 (20)}$$

$$EQ = \epsilon_p (EP_f + X/P_f) - \epsilon_p ES_s \quad \text{식 (21)}$$

식 (21)에 식 (19)와 마찬가지로 가격변화율은 '0'이라는 가정을 적용하면, 단수 증가와 기계구동시간

15) 이와 같은 등식은 가격변화가 없다고 가정한 경우 쉽게 증명된다. 가격변화가 없을 경우,  $EQ/ES_s = \epsilon_s$  인데, 여기서  $ES_s = (P'_0 - P_0)/P_0$  과 같이 가격 변화율을 의미하므로,  $\epsilon_s$ 는 결국 가격변화에 대한 공급변화율을 나타내는 가격탄력성을 의미한다. 다만,  $P'_0 < P_0$  이므로  $\epsilon_s = -\epsilon_p$  로 표현된다.



감소로 인한 균형 공급량 변화는 식 (22)를 이용하여 계산될 수 있다.

$$EQ = \epsilon_p X / P_f - \epsilon_p ES_s \tag{22}$$

마지막으로, 생산자잉여 변화분( $\Delta PS$ =면적 B)은 앞선 과정에서 구한  $EQ$  및  $ES_s$ 의 영향을 받아 식 (23)과 같이 계산될 수 있다.<sup>16)</sup>

$$\Delta PS = -ES_s P_0 (Q_0 + 0.5 \Delta Q) = -ES_s P_0 Q_0 (1 + 0.5 EQ)$$

$$\text{where } ES_s = \frac{(P'_0 - P_0)}{P_0}, \quad EQ = \frac{\Delta Q}{Q_0} \tag{23}$$

### 2.3. 경제성 분석

암거배수시설과 같이 편익이 다년간에 걸쳐 발생하는 경우, 사업의 경제성을 분석하기 위해서는 미래에 발생하는 비용과 편익을 현재가치화하는 작업이 필요하다. 본 연구에서는 식 (24)를 활용하여 내구연한 동안 발생하는 사업의 순편익을 현재가치로 환산하였다. 본 사업의 내구연한은 한국농어촌공사의 전문가 인터뷰를 참고하여 30년으로 가정하였고, 사회적 할인율은 기획재정부 훈령 제587호 「예비타당성 조사 수행 총괄지침」에 따라 4.5%로 가정하였다.<sup>17)</sup>

$$\text{사업의 총 순편익} = \sum_{t=0}^T \frac{B_t}{(1+r)^t} - \sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{NB_t}{(1+r)^t} \tag{24}$$

$B_t$ ,  $C_t$ ,  $NB_t$ 는 각각 t차 사업 시행연도에 발생하는 편익, 비용, 순편익을 의미한다.  $r$ 은 사회적 할인율을 나타내며,  $T$ 는 사업성고가 소멸될 때까지 소요되는 시간, 즉, 내구연한을 의미한다.

16) 본래 생산자 후생 변화는  $\Delta PS = (\Delta P - ES_s P_0)(Q_0 + 0.5 \Delta Q) = P_0 Q_0 (EP - ES_s)(1 + 0.5 EQ)$ 를 통해 계산되지만(Lusk et al., 2011), 본 연구는 가정들로 인해  $\Delta P$ 와  $EP$ 가 '0'이므로 계산식이 식 (23)과 같이 변환된다.

17) 순편익의 현재가치는 사업의 내구연수 동안 발생하는 편익의 현재가치 총액에서 비용의 현재가치 총액을 뺀 차액을 의미하고, 계산 결과가 정(+)의 수치가 나오면 적용된 할인율(자본의 기회비용)하에서 투자할 가치가 있는 사업으로 판단할 수 있다.

### 3. 분석 자료

본 연구는 분석 자료로 암거배수시설 시범사업<sup>18)</sup> 참여 농가들을 대상으로 농어촌연구원이 실시한 설문조사 자료를 활용하였다. 주요 조사 내용은 <표 3>과 같으며,<sup>19)</sup> 조사대상 42개 농가 중 분석대상은 응답에 오류가 없거나 모든 필지에 사업을 시행한 농가를 제외한 32개 농가이다.<sup>20)</sup>

표 3. 주요 조사 내용

조사 항목	세부 내용
① 응답자특성	성별, 연령, 영농 경력 등
② 사업 미시행 논 위치	사업 미시행 논 위치
③ 생산관련 사업성과	사업 전후 수확시기 기계 구동시간과 단수
④ 시설 유지비 및 수리비	시설 유지를 위한 비용과 수리(修理)비용

처치그룹(사업 시행 논)과 통제그룹(사업 미시행 논)에 대한 배수등급 및 경사도를 조사하기 위해 논 위치 정보와 농촌진흥청에서 제공되는 토양도 정보를 활용하여 자료를 구축하였다.<sup>21)</sup> 농촌진흥청 토양환경지도는 배수등급, 경사도, 심도 및 표토 특성 등을 제공하는 공간정보데이터베이스로서 사이트에서 해당 지번을 검색하거나, GIS프로그램을 활용하여 필지에 대한 토양 정보를 수집할 수 있다. 지번 정보가 있는 경우, 농촌진흥청의 흙토람 사이트에서 지번을 검색하여 해당 논에 대한 배수등급과 경사도 정보를 확보하였다. 지번 정보를 전혀 제공하지 않은 논인 경우, 논이 위치한 마을(리)의 평균 배수등급(경사도)으로 자료를 대체하였다. 평균 배수등급(경사도)은 농촌진흥청에서 제공하는 토양도의 배수등급(경사도) 지도와 국토교통부에서 제공하는 연속지적도를 GIS를 통해 중첩하여 구축하였다.

상기 과정을 거쳐 구축된 처치 및 통제그룹의 배수등급과 경사도별 분포는 <표 4>와 같다. 처치그룹에서 가장 큰 비중을 차지하는 배수등급은 '배수등급II(약간 양호/약간 불량)'(53.13%)이며, 경사도의 경우 '경사도I(0~2%)'(65.63%) 구간에 표본이 집중되어 있었다. 통제그룹의 경우, 배수등급은 '배수등급II(약간 양호/약간 불량)'(71.88%), 경사도는 '2~7%(43.75%)'인 논 비중이 가장 큰 것으로 나타났다.

18) 시범사업지구는 경상북도 상주시 공검면과 오테면(2개 면 5개 리)의 일원으로 구성되어 있으며, 사업 수혜면적은 55.6ha이다. 이 지역은 논이 오테저수지 밑에 위치하고 있어 평상시(또는 강우시) 상습침수와 습답화 문제를 겪고 있다.

19) 사업 미시행 논 위치는 토양도에서 통제그룹의 배수등급 및 경사도 정보를 조회하기 위해 조사하였다. 시설 유지비 및 수리비는 후생변화 분석 시, 공사비용 외 추가적으로 소요되는 비용을 적용하기 위해 조사하였다. 하지만 응답자 대부분이 아직 시설 준공 시점이 얼마 지나지 않아 수리비용이 발생하지 않았다고 응답하여 분석에 활용하지 못하였다.

20) 응답을 거부하거나 소유한 모든 논에 사업을 진행한 농가의 경우, 처치그룹에 대비되는 통제그룹을 구성할 수 없어 분석에서 제외하였다.

21) 본 연구에서는 한국농어촌공사를 통해 사업이 시행된 논 지번 정보를 수집하였고, 비수혜 논 위치 정보는 설문조사를 통해 수집하였다. 농가가 사업 미시행 논 지번을 정확히 모르는 경우, 지번 대신 대략적인 논 위치 또는 논이 위치한 마을(리)의 정보를 활용하여 배수등급 및 경사도 정보를 구축하였다. 대략적인 위치를 대략한 농가의 경우(예, 사업 시행 논 반경 300m 이내), 토양도의 거리(반경)측정 기능을 활용하여 위치 조건을 만족하는 논 배수등급 자료를 통제그룹의 배수등급(경사도) 자료로 대체하였다. 논 위치를 정확히 모르더라도 논 대략적인 위치를 파악할 수 있다면, 그 위치점 주변 논들은 유사한 배수등급(경사도)을 가지고 있으므로 이를 사업 미시행 논 배수등급(경사도)자료로 활용할 수 있다.

표 4. 처치 및 통제그룹의 배수 및 경사도 단계별 분포

단위: %

배수등급			경사도		
구분	처치그룹	통제그룹	구분	처치그룹	통제그룹
배수등급I (매우 양호/양호)	15.62	12.49	경사도 I (0~7%)	65.63	43.75
배수등급II (약간 양호/약간 불량)	53.13	71.88	경사도II (2~7%)	25.00	31.25
배수등급III (불량/매우 불량)	31.25	15.63	경사도III (7~15%)	9.38	25.00
전체	100.0	100.0	전체	100.0	100.0

분석에 활용된 변수들의 기초 통계는 <표 5>와 같으며, 분석대상 농가(32개 농가)의 사업 시행 논과 사업 미시행 논이 각각 처치그룹과 통제그룹의 구분되므로, 각 그룹별 샘플의 크기는 32개로 동일하다. 배수등급을 나타내는 더미변수의 경우, 암거배수시설 설치 기준인 ‘배수등급 II(약간 양호/약간 불량)’을 참조 범주로 활용하여, ‘배수등급 I’, ‘배수등급 III’으로 구분된다.

표 5. 이중차분법 분석에 활용된 변수의 기초 통계

변수	설명	평균	SD
그룹 구분	통제그룹(사업 미수혜 논)=0, 처치그룹(사업 수혜 논)=1	0.50	0.50
사업 여부	사업 전(2016~2017년)=0, 사업 후(2018~2019년)=1	0.50	0.50
배수등급 I	‘양호’인 경우=1 그렇지 않을 경우=0	0.14	0.34
배수등급 III	‘불량’, ‘매우 불량’인 경우=1 그렇지 않을 경우=0	0.23	0.42
경사도 II	논의 경사도가 2~7%인 경우=1 그렇지 않을 경우=0	0.36	0.48
경사도 III	논의 경사도가 7~15%인 경우=1 그렇지 않을 경우=0	0.19	0.39
관측치 수	256개(32농가*2그룹*4개년)		

사회후생 변화분석을 위해 사용된 자료와 모수는 다음과 같다. 가격은 3개 연도(2016~2018년)의 산지 수확기 쌀 가격의 평균값을 사용하였다. 쌀 공급의 가격탄력성은 KREI-KASMO 2016년 모형에서 제시한 값을 활용하였다. 순편익 계산에 필요한 사업비용은 농어촌연구원을 통해 수집하였으며, 본 사업의 사업면적은 55.6ha로 이에 대한 총 사업비용은 28억 원이다.

사업 전 생산량과 기계구동 시간은 사업 대상지의 2016~2017년도 평균 생산량(723kg/ha)과 평균 기계구동시간(425분/ha)을 활용하여 구축되었다. 사업 후 생산량과 기계구동시간은<sup>22)</sup> ① 평균효과 추정결과를 적용한 경우(식 (5)), ② 배수등급이 2단계인 논에만 사업이 시행되었을 경우(식 (6)), ③ 배수등급이 2단계이면서 경사도가 2% 이하인 논에 사업이 시행되었을 경우(식 (7))로 구분하여 분석되었다.

사업대상지의 조건을 고려하지 않았을 경우, 사업 후 생산량은 사업 전 생산량에 평균 단수효과(188kg/ha<sup>23)</sup>)를 더한 사업 후 단수(7,418kg/ha)와 사업면적을 활용하여 계산된다. 배수등급을 고려

22) 기계구동시간 감소로 인한 생산비 절감 효과는 기계가동시간 절감으로 인한 에너지 사용량 감소, 자가노동비 감소, 기계감가상각비 감소 등을 통해 나타난다. 하지만 각 항목별 데이터 구축의 제약으로 인하여 본 연구에서는 이에 대한 대안으로 기계임차료 감소분을 기계가동시간이 줄어들어 발생한 생산비 절감분의 대리변수(proxy)로 활용하였다.

23) 1ha=100a이므로, 10a당 효과를 나타내는 추정계수에 10을 곱한 값을 ha당 효과라고 할 수 있다.

하여 배수상태가 ‘약간 양호/약간 불량(배수등급 2단계)’인 논에 사업이 시행된 경우, 사업 후 생산량은 ‘배수등급 2단계’ 논에 대한 단수효과(약 278kg/ha)와 사업 시행면적을 곱하여 계산될 수 있다. 배수등급과 경사도를 모두 고려한 경우는 배수상태가 ‘약간 양호/약간 불량’이고 경사도가 0~2%인 논에 사업이 시행되었을 경우를 의미한다. 단수효과의 경우, 경사도별 사업성과 차이가 유의미하지 않으므로, 해당 조건을 만족하는 논에 대한 단수효과는 ‘배수등급 2단계’ 논에 대한 단수효과와 동일하게 설정하였다.

기계 임차료 절감분을 균형 변화식에 적용하기 위해서는 쌀 1kg을 생산하는데 사업 전후 기계임차료가 얼마나 감소했는지 파악해야 한다.<sup>24)</sup> 수확작업에 투입된 기계의 시간당 임차료는 2016년 농산물생산비조사<sup>25)</sup>를 활용하여 20,916원으로 도출되었다. 이를 분당으로 환산하여(약 349원/분), 사업 전후 기계 구동시간에 곱해줌으로써, 사업 전후의 ha당 기계임차료를 계산할 수 있다. 사업 전후의 kg당 기계임차료는 계산된 ha당 기계임차료를 ha당 단수로 나눠줌으로써 계산된다.

표 6. 사회후생 변화 분석을 위한 주요 모수 및 초기값

구분	설명		계측값	
가격 <sup>1)</sup>	2016~2018년 산지 쌀가격 평균		1,986원/kg	
$\epsilon_p$ <sup>2)</sup>	쌀 공급의 가격탄력성		0.11	
생산량	사업 전	사업면적 55.6ha × 단수 7,230kg/ha	401,988kg	
	사업 후	평균 효과	사업면적 55.6ha × 단수 7,418kg/ha	412,413kg
		배수등급	사업면적 55.6ha × 단수 7,508kg/ha	417,467kg
		배수등급+경사도	사업면적 55.6ha × 단수 7,508kg/ha	417,467kg
기계 임차료	사업 전	425분/ha × 349원/분 ÷ 단수 7,230kg/ha	20.49원/kg	
	사업 후	평균 효과	359분/ha × 349원/분 ÷ 단수 7,418kg/ha	16.87원/kg
		배수등급	357분/ha × 349원/분 ÷ 단수 7,608kg/ha	16.59원/kg
		배수등급+경사도	342분/ha × 349원/분 ÷ 단수 7,527kg/ha	15.85원/kg
사업비용	사업 면적 55.6ha에 대한 총 사업비용		28.5억 원	

주 1) 농림축산식품부(2019). 양정자료 2019.

2) 서홍석, 김충현(2016)의 농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2016 운용 개발 연구에서 제공하는 탄력성을 차용하였다.

24)  $EQ = \epsilon_p X / P_f - \epsilon_p ES_s$  이고  $P_f$  는 kg당 가격이므로, 기계구동시간 감소로 인해 절감된 생산비용  $X/kg$ 을 파악해야 한다.

25) 본 연구는 설문을 통해 수확시기의 기계 구동 감소 시간을 조사했으므로 수확기(9~10월) 수확 작업에 대한 기계 임차료 정보가 필요하다. 하지만 2017년도부터 기계 임차비용이 월별로 제공되지 않아 해당 금액이 어떤 작업에 대한 임차료인지 파악이 불가능하므로 2016년 자료를 활용하였다.

## 4. 분석 결과

### 4.1. 사업성과 분석결과

본 연구의 분석결과는 단수효과와 기계구동시간효과 추정결과로 구분된다(〈표 7〉과 〈표 8〉참조). 추정결과의 3개의 모형으로 구분되며, 각각 식 (5), 식 (6), 식(7)을 추정한 결과이다.<sup>26)</sup> 그룹(처리/통제)과 사업(전/후)만을 고려한 ‘모형 I’ 추정결과, 통계적으로 유의하게 배수개선사업으로 인한 순 사업성과는 18.75kg/10a( $\hat{\alpha}_2$ )인 것으로 분석되었다.

‘모형 II’는 ‘모형 I’에 배수등급을 더미변수로 추가한 모형으로서 배수등급 구분 없이 모든 논에 대한 평균 효과를 추정한 ‘모형 I’과 달리 ‘모형 II’는 사업성과를 논외 배수등급별로 분해한 결과로 해석될 수 있다. 분석결과, 처리그룹의 논 중 배수등급이 ‘약간 양호/약간 불량’인 논(준거그룹: 배수등급 I=0 and 배수등급 III=0)의 순 사업효과( $\hat{\alpha}_2$ )는 27.84kg/10a, ‘배수등급 3단계(불량/매우 불량)’인 논외의 순 사업효과( $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4$ )는 -2.07kg/10a인 것으로 나타났다.

즉, 배수등급이 ‘불량/매우 불량’인 논외에 대한 사업효과는 음(-)으로 나타났으며, 이에 대한 추정치들은 모두 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 본 연구의 분석 대상인 암거배수시설은 지하수위 저하와 토양속의 정체수 제거에 그 목적이 있으며, 시설 설치 후 필지 내 토양 이동을 발생시킨다.<sup>27)</sup> 이러한 토양 이동이 안정화되기 전까지는 생산성 감소가 발생할 수 있으며,<sup>28)</sup> 배수등급이 ‘약간 불량’이상으로 좋지 않은 논은 다른 배수등급의 논보다 토양 안정화 이루어지기 어려워 사업효과가 음(-)으로 나타난 것으로 사료된다.<sup>29)</sup>

‘모형 III’는 ‘모형 II’에 경사도 관련 변수를 추가한 모형으로 사업 수혜 논 중 배수등급이 ‘약간 양호/약간 불량’이고 경사도가 2% 이하인 논(준거그룹: 배수등급I, III=0 and 경사도II, III=0)의 순 사업효과( $\hat{\alpha}_2$ )는 29.69kg/10a으로 분석되었다. 준거그룹과 경사도는 동일하지만 배수등급이 3단계(불량/매우 불량)인 논외의 경우, 준거그룹보다 통계적으로 유의하게 사업효과가 31.75kg/10a( $\hat{\alpha}_4$ )만큼 감소하여, 사업 후 오히려 단수가 2.60kg/10a( $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4$ )만큼 감소하는 것으로 나타났다.

26) 패널회귀분석에 앞서 가설검정(Hausman-test)을 통해 모형 적합도를 확인하였다. 모든 모형에 대한 Hausman-test 결과, p값이 0.0~0.1보다 작게 나와 1~10% 유의수준에서 귀무가설( $H_0 : cov(x_{it}, u_i) = 0$ )이 기각되었다. 따라서 확률효과 모형은 일치추정량이 아니므로 본 연구에서는 고정효과 모형을 사용하여 추정결과를 제시하였다.

구분	단수			기계구동시간		
	모형1	모형2	모형3	모형1	모형2	모형3
P-value	0.04	0.01	0.09	0.01	0.00	0.02

27) 일반적으로 이와 같은 토양 이동이 안정화되기까지는 2~3년 이상이 소요된다.

28) 배수개선사업 뿐만 아니라 경지정리사업의 경우에도 표토를 20cm만 걷어내도 1~2년 안에는 생산량이 최대 30%까지 줄어들 수 있다.

29) 이와 같은 내용은 한국농어촌공사 토목 관련 담당자들의 의견을 정리한 것으로 이를 뒷받침할 수 있는 객관적 자료 구축을 위한 연구가 필요하다고 생각된다.

‘모형 II’와 ‘모형 III’의 추정결과를 비교해보면, 배수등급이 2단계이면서 경사도가 2% 이하인 논외의 단수효과(29.69kg/10a)는 배수등급이 2단계인 논외의 단수효과(27.84kg/10a)보다 크게 나타났다. 하지만 경사도별 사업효과 차이가 유의하지 않은 것으로 나타나, 동일한 배수등급 내에서 경사도에 따른 유의미한 단수효과 차이는 없는 것으로 해석된다.

모든 모형에서 이중차분계수  $\hat{\alpha}_2$ 는 통계적으로 유의하게 나타나, 배수개선사업으로 인해 사업지구의 쌀 생산성은 증가했다고 평가될 수 있다. 또한, 배수등급별 사업효과에는 유의미한 차이가 있는 것으로 분석되었고, 배수등급이 2단계일 경우 가장 큰 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 효과적이고 효율적인 사업 수행을 위해서는 논지의 배수등급 조건을 참고하여 사업 대상지를 선정할 필요가 있음을 의미한다.

표 7. 단수 증가 효과에 대한 이중차분법 추정결과

변수		Model 1	Model 2	Model 3
사업	$\hat{\alpha}_1$	6.56	6.56	6.56
		(4.44)	(4.34)	(4.34)
사업*그룹	$\hat{\alpha}_2$	18.75***	27.84***	29.69***
		(6.28)	(73.7)	(8.32)
사업*그룹*배수등급I	$\hat{\alpha}_3$		1.58	-30.00
			(12.50)	(34.76)
사업*그룹*배수등급III	$\hat{\alpha}_4$		-29.91***	-31.75***
			(9.79)	(10.52)
사업*그룹*경사도II	$\hat{\alpha}_5$			-6.25
				(14.19)
사업*그룹*경사도III	$\hat{\alpha}_6$			-6.25
				(25.59)
사업*그룹*배수등급I*경사도II	$\hat{\alpha}_7$			45.00
				(38.87)
사업*그룹*배수등급I*경사도III	$\hat{\alpha}_8$			(omitted)
사업*그룹*배수등급III*경사도II	$\hat{\alpha}_9$			(omitted)
사업*그룹*배수등급III*경사도III	$\hat{\alpha}_{10}$			(omitted)
상수	$\hat{\alpha}_0$	725.16***	725.16***	725.16***
		(2.22)	(2.17)	(2.17)
$R^2$	within	0.15	0.19	0.21
	between	0.00	0.04	0.03
	overall	0.02	0.05	0.05
F값		17.34	11.67	7.08
관측치 수		256		

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미한다.

2) ()는 표준오차를 의미한다.

3) 본 연구의 분석 자료의 경우, (배수등급 $I_i$ \*경사도 $II_i$ )외에 다른 교차조건을 만족하는 표본이 존재하지 않아 두 변수의 상호작용에 대한 효과를 추정하지 못하였다.

단수효과와 마찬가지로, 사업의 기계구동시간 감소 효과도 사업 처치만을 고려한 ‘모형 I’, 배수등급을 고려한 ‘모형 II’, 배수등급과 경사도를 고려한 ‘모형 III’로 구분된다. 추정결과 사업 후 수확기 기계구동시간은 평균적으로 6.61분/10a 감소하는 것으로 나타났다. 습답으로 인한 기계 빠짐 현상이 개선됨에 따라 통계적으로 유의하게 기계구동시간이 감소한 것이다.

‘모형 II’ 추정결과, 배수등급이 2단계인 논(준거그룹: 배수등급I, III=0)의 기계구동시간은 통계적으로 유의하게 6.77분/10a 감소하는 것으로 나타났다. 하지만, ‘배수등급 2단계’ 논과 그렇지 않은 논과의 유의미한 효과 차이는 없는 것으로 분석되었다.

표 8. 기계구동시간 감소 효과에 대한 이종차분법 추정결과

변수		Model 1	Model 2	Model 3
사업	$\hat{\alpha}_1$	0.00	0.00	0.00
		(0.67)	(0.67)	(0.65)
사업*그룹	$\hat{\alpha}_2$	-6.61***	-6.77***	-8.27***
		(0.95)	(1.17)	(1.33)
사업*그룹*배수등급I	$\hat{\alpha}_3$		-2.11	0.00
			(1.88)	(4.94)
사업*그룹*배수등급III	$\hat{\alpha}_4$		1.52	3.01*
			(21.49)	(1.60)
사업*그룹*경사도 II	$\hat{\alpha}_5$			3.17
				(2.10)
사업*그룹*경사도 III	$\hat{\alpha}_6$			8.27**
				(3.68)
사업*그룹*배수등급I*경사도II	$\hat{\alpha}_7$			-6.00
				(5.53)
사업*그룹*배수등급I*경사도III	$\hat{\alpha}_8$			(omitted)
사업*그룹*배수등급III*경사도II	$\hat{\alpha}_9$			(omitted)
사업*그룹*배수등급III*경사도III	$\hat{\alpha}_{10}$			(omitted)
상수	$\hat{\alpha}_0$	39.21***	39.21***	39.21***
		(0.34)	(0.33)	(0.32)
$R^2$	within	0.36	0.37	0.42
	between	0.02	0.01	0.02
	overall	0.01	0.01	0.01
F값		48.13	25.12	17.36
관측치 수		232		

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미한다.

2) ( )는 표준오차를 의미한다.

3) 기계구동시간에 대한 사업효과의 경우, 콤바인이 아닌 트랙터를 사용하여 수확하는 6개 농가는 분석에서 제외하였다.

4) 본 연구의 분석 자료의 경우, (배수등급 $I_i$ \*경사도 $II_i$ )외에 다른 교차조건을 만족하는 표본이 존재하지 않아 두 변수의 상호작용에 대한 효과를 추정하지 못하였다.

배수등급이 2단계이면서 경사도가 2%이하인 논(준거그룹: 배수등급I, III=0 and 경사도II, III=0)의 경우, 사업 후 기계구동시간이 8.27분/10a 감소하였다. 준거그룹보다 배수등급이 낮거나 경사도가 큰 논인 경우, 통계적으로 유의하게 기계구동시간이 각각 3.01분/10a( $\hat{\alpha}_4$ ), 8.27분/10a( $\hat{\alpha}_6$ ) 증가하는 것으로 분석되어, 준거그룹보다 유의미하게 사업효과가 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 배수등급이 3단계이고 경사도가 2% 이하인 논인 기계구동시간은 사업 후 5.26분/10a( $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_4$ )감소하고, 배수등급이 2단계이고 경사도가 7~15%인 논인 기계구동시간은 사업 전후 변화가 없는 것으로 분석되었다.<sup>30)</sup> 배수등급보다 경사도에 따른 기계구동시간 감소 효과의 차이가 큰 것으로 보아, 기계구동시간은 배수등급보다 경사도의 영향을 많이 받는 것으로 판단된다. 이와 같은 결과는 기계 효율성 효과를 고려해 주기 위해서는 사업대상지 선정 시 배수등급 뿐만 아니라 경사도도 고려될 필요성이 있음을 시사한다.

#### 4.2. 사회적 후생 변화 분석결과

사업대상지 55.6ha에 암거배수시설이 설치될 경우, 공사가 시작되는 0차년도에는 사업비용만 소요되므로 사업으로 인한 편익은 발생하지 않는다. 편익은 시설이 준공된 1차년도부터 발생하며, 사업의 내구연한(30년차)기간 동안 매년 1.922억 원씩 발생하는 것으로 분석되었다. 이 중 사업의 순수효과로 인해 발생한 효과액은 1.907억 원이고, 기계구동시간 감소로 생산비가 감소하여 발생한 효과액은 0.015억 원인 것으로 나타났다(〈표 9〉 참조).

앞선 이중차분법 분석결과에서 사업의 효과는 배수등급이 2단계(약간 양호/약간 불량)이거나 경사도가 0~2%인 논에서 증가하는 것으로 분석되었다. 본 연구에서는 사업대상지의 조건에 따라 사업의 순편익이 얼마나 증가하는지 살펴보기 위하여 “①배수등급이 2단계인 논에 사업이 시행된 경우”와 “②배수등급이 2단계이고 경사도가 2% 이하인 논에 사업이 시행된 경우”에 대한 사회후생 변화를 각각 분석하여 비교하였다.

30)  $\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_6 = 0$ 이므로 경사도가 7~15%인 논인 사업 전후 기계구동시간은 변화가 없다.



표 9. 평균 효과를 적용한 사업차수에 따른 연간 사회후생 변화액 추이 및 총액

단위: 억 원

차수	생산자 후생 증가분			현재가치금액 <sup>1)</sup>		
	단수 증가 효과	기계구동시간 감소 효과	총 생산자후생 증가분	총 생산자후생 증가분	사업비용	순편익
0차	0.000	0.000	0.000	0.000	28.500	-28.500
1차	1.907	0.015	1.922	1.839	0.000	1.839
...	...	...	...	...	...	...
20차	1.907	0.015	1.922	0.762	0.000	0.762
...	...	...	...	...	...	...
30차	1.907	0.015	1.922	0.513	0.000	0.513
합계	57.210	0.450	57.660	31.299	28.500	2.799

주 1) 할인율을 4.5%로 가정하여 현재가치로 환산한 값으로, 모든 값은 반올림되었다.

배수등급이 2단계인 논에만 사업이 시행될 경우, 매년 발생하는 총 사회후생 변화액은 평균 효과를 적용한 경우보다 약 49.1% 증가한 2.865억 원이다(〈표 10〉 참조). 이와 같은 결과는 배수등급을 고려해줌으로써 단수 증가와 기계구동시간 감소로 인한 편익이 각각 약 49%(0.941억 원), 13%(0.002억 원) 증가했기 때문이다. 각각의 효과로 인하여 매년 발생하는 총 편익은 단수효과인 경우 2.848억 원, 기계구동시간 효과인 경우 0.017억 원으로 추정되었다.

배수등급과 경사도를 모두 고려할 경우, 매년 발생하는 생산자 후생은 2.868억 원으로, 이는 논의 특성을 고려하지 않은 경우보다 약 49.2%, 배수등급만 고려한 경우보다 약 0.1% 큰 금액이다(〈표 11〉 참조). 이 경우, 단수 증가와 기계구동시간 감소로 인한 편익은 각각 2.848억 원, 0.020억 원이다. 배수등급만 고려한 경우와 분석 결과를 비교하면, 단수효과는 경사도별로 차이가 없으므로 이에 의한 후생변화액은 변화가 없으며, 기계구동시간 감소로 인한 후생은 약 17.7%(0.003억 원) 증가한 것으로 추정되었다.

표 10. 배수등급을 고려한 경우, 사업차수에 따른 연간 사회후생 변화액 추이 및 총액

단위: 억 원

차수	생산자 후생 증가분			현재가치금액 <sup>1)</sup>		
	단수 증가 효과	기계구동시간 감소 효과	총 생산자후생 증가액	총 생산자후생 증가액	사업비용	순편익
0차	0.000	0.000	0.000	0.000	28.500	-28.500
1차	2.848	0.017	2.865	2.741	0.000	2.741
...	...	...	...	...	...	...
20차	2.848	0.017	2.865	1.137	0.000	1.137
...	...	...	...	...	...	...
30차	2.848	0.017	2.865	0.765	0.000	0.765
합계	85.440	0.510	85.950	46.663	28.500	18.163

주 1) 할인율을 4.5%로 가정하여 현재가치로 환산한 값으로, 모든 값은 반올림되었다.

표 11. 배수등급과 경사도 조건을 고려한 경우, 사업차수에 따른 연간 사회후생 변화액 추이 및 총액

단위: 억 원

차수	생산자 후생 증가분			현재가치금액 <sup>1)</sup>		
	단수 증가 효과	기계구동시간 감소 효과	총 생산자후생 증가분	총 생산자후생 증가분	사업비용	순편익
0차	0.000	0.000	0.000	0.000	28.500	-28.500
1차	2.848	0.020	2.868	2.744	0.000	2.744
...	...	...	...	...	...	...
20차	2.848	0.020	2.868	1.138	0.000	1.138
...	...	...	...	...	...	...
30차	2.848	0.020	2.868	0.766	0.000	0.766
합계	85.440	0.600	86.040	46.712	28.500	18.212

주 1) 할인율을 4.5%로 가정하여 현재가치로 환산한 값으로, 모든 값은 반올림되었다.

사업의 총 순편익의 현재가치의 경우, 사업 대상지 조건을 고려하지 않은 경우, 배수등급만 고려한 경우, 배수등급과 경사도를 모두 고려한 경우로 구분된다. <표 12>와 같이 3가지의 경우에 대한 각각의 총 순편익은 2.799억 원, 18.163억 원, 18.212억 원으로 나타나 사업의 경제성이 확보되었다고 판단할 수 있다.

표 12. 사업대상지 선정 조건에 따른 사업의 후생 효과(순편익) 비교

단위: 억 원

구분	총 순편익	ha당 순편익	연평균 순편익	매년 ha당 순편익
배수등급과 경사도를 고려하지 않은 경우	2.799	0.050	0.093	0.0016
배수등급이 2단계인 경우	18.163	0.327	0.605	0.0108
배수등급이 2단계이고 경사도가 0~2%인 경우	18.212	0.328	0.607	0.0109

- 주 1) 순편익은 내구연한 30년 동안 매년 발생하는 금액에 할인율 4.5%를 적용하여 현재가치로 환산한 후 합산한 금액이다.
- 2) ha당 순편익은 총 후생변화액을 사업시공면적 55.6ha로 나눈 값이다.
- 3) 연평균 순편익은 총 후생변화액을 사업내구연한 30년으로 나눈 값이다.
- 4) 매년 ha당 순편익은 연평균 금액을 사업시공면적 55.6ha 나눈 값으로, 이는 ha당 순편익을 사업내구연한으로 나눈 값과 동일하다.

사업의 순편익은 사업대상지의 조건이 추가될수록 증가한다. 다만, 그 증가 폭의 경우, 배수등급을 고려할 경우(15.364억 원<sup>31)</sup>)가 경사도 조건을 고려할 경우(0.049억 원<sup>32)</sup>)보다 더 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 사업의 편익 중 큰 비중을 차지하는 단수효과의 후생증가분이 배수등급의 영향을 받기 때문이다. 사업 참여 농가가 매년 ha당 얻게 되는 편익은 사업 대상지 조건을 고려하지 않은 경우 약 16만 원, 배수등급이 2단계인 논에만 사업이 이루어지는 경우 약 108만 원, 배수등급이 2단계이고 경사도가 0~2%인 논에서만 사업이 이루어지는 경우 약 109만 원으로 계산되었다.

31) '평균효과를 적용한 경우'와 '배수등급이 2단계인 논에 사업이 시행된 경우'의 차이를 의미한다.

32) '배수등급만 고려한 경우'와 '배수등급과 경사도를 모두 고려한 경우'의 차이를 의미한다.

## 5. 요약 및 결론

본 연구는 암거배수시설의 사업성과(생산효과 및 후생효과)를 추정한 후, 추정 결과를 활용하여 사업의 경제성을 분석하였다. 암거배수시설의 생산 효과로는 단수 증가효과와 기계구동시간 감소효과를 들 수 있으며, 사업 성과의 분석에는 이중차분법과 균형대체모형이 적용되었다.

분석결과, 사업 후의 단수는 사업 전보다 평균적으로 18.75kg/10a 증가하는 것으로 추정되었다. 이와 같은 단수효과가 논의 배수상태에 따라 다르게 나타나는지 분해하여 살펴본 결과, 배수가 '불량/매우 불량'인 논의 단수효과(-0.27kg/10a)는 기존의 사업 대상 기준인 배수상태가 '약간 양호/약간 불량'인 논의 단수효과(27.84kg/10a)보다 통계적으로 유의하게 작아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 효과적인 사업 수행을 위해서는 사업 대상지의 배수 조건(배수등급이 '약간 양호/약간 불량'인 논)을 참고하여 대상지를 선정할 필요가 있음을 시사한다.

기계구동시간의 경우, 사업 후 습답으로 인한 기계 빠짐이 해소되면서 6.61분/10a 감소하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 효과는 배수등급이 '약간 양호/약간 불량'이면서 경사도가 0~2%인 논에서 (-8.27분/10a) 가장 큰 것으로 분석되었다. 또한, 경사도가 커지거나 배수등급이 감소할 경우, 사업의 기계구동시간 효과는 감소하는 것으로 나타났다. 기계구동시간 감소 효과는 배수등급(3.01분/10a)보다 경사도(8.27분/10a)별로 차이가 크게 나타났으며, 이는 기계효율성이 논의 특성 중 경사도의 영향을 많이 받기 때문인 것으로 판단된다. 특히, 경사도가 7~15%인 논의 경우 통계적으로 유의하게 사업 전후 기계구동시간의 변화가 없는 것으로 분석되었다. 따라서, 기계화 효율성과 관련된 사업성과를 제고하기 위해서는 경사도가 7% 이하인 논을 사업 대상지로 선정하는 방안을 고려해볼 수 있으며, 이는 이준용 외(2014)가 제안한 농기계의 효율적 이용이 가능한 조건<sup>33)</sup>과 동일한 기준이다.

사업효과에 따른 지역의 쌀시장 균형 변화로 인한 내구연한 30년 기준 생산자 후생은 31.299억 원 증가하였고, 이에 대한 순편익은 2.799억 원으로 분석되었다. 배수등급을 고려하여, 배수상태가 '약간 양호/약간 불량'인 논에만 사업이 시행될 경우, 총 순편익은 배수등급을 고려하지 않은 경우보다 15.364억 원 증가한 18.163억 원으로 분석되었다. 배수등급과 경사도를 모두 고려하여, 배수상태가 '약간 양호/약간 불량'하고 경사도가 2% 이하인 논에 사업이 시행될 경우의 순편익은 배수등급만 고려한 경우보다 0.049억 원 증가한 18.212억 원으로 나타났다.

세 가지 경우에 대한 순편익은 모두 양수로 분석되어 암거배수시설사업의 경제적 타당성이 있다고 판단할 수 있다. 또한, 이러한 편익은 사업대상지의 배수등급과 경사도를 고려했을 경우 증가하였다. 그 증가폭은 배수등급을 고려한 경우가 경사도를 고려한 경우보다 크게 나타났으며, 이는 배수등급의 영향만 받는 단수효과의 편익이 기계구동시간 감소로 발생한 편익보다 크기 때문이다. 이와 같은 결과는 사업 효과 제고를 위한 사업 대상지 선정 기준 중 단수효과에 영향을 미칠 수 있는 배수등급 조건의 상대적 중

<sup>33)</sup> 이준용 외(2014)에서는 발농업 경쟁력 제고를 위한 특성화 단지 조성을 제안하였고, 농기계의 효율적 이용이 가능하도록 평균 경사도가 7% 미만인 지역을 특성화 단지 조건으로 제시하였다.

요도가 경사도보다 크다는 것을 시사한다. 배수등급을 고려하여 사업이 시행될 경우, 사업 참여 농가의 연간 편익은 약 110만 원/ha로 계산된다. 이러한 편익은 국내 쌀 재배 농가의 ha당 농업소득 대비 약 24.4% 수준으로,<sup>34)</sup> 해당 사업이 국내 농가경제에 긍정적 영향을 미칠 수 있을 것으로 기대된다.

마지막으로 본 연구는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 암거배수시설은 본 연구의 결과와 같은 작물의 생산(성)에 긍정적인 효과를 미칠 뿐만 아니라 논에서의 타작물 재배를 가능하게 하는 것을 목적으로 한다. 본 연구의 분석대상 지역의 경우, 밭작물 관련 인프라가 부족하여 사업 후 밭작물 재배가 이루어지지 않아, 밭작물 재배가 증가함에 따라 발생하는 편익은 고려되지 못하였다. 둘째, 연구대상 지역은 시범사업지구로 연구 시점에 유지 및 보수 비용이 발생하지 않았고, 이를 비용-편익 분석에 고려하지 못하였다. 추후 사업 대상지 선정 시 주산지와 같은 밭작물 재배의지가 높은 지역들의 논을 사업대상으로 하여 밭작물 재배 증가에 따른 편익을 분석하거나, 사업 연차(예, 10년)가 지난 후 조사된 유지 및 보수비용을 고려하여 분석이 진행된다면 좀 더 의미 있는 시사점들이 제시될 수 있을 것이다.

<sup>34)</sup> 농업소득은 설문조사 대상 기간과 동일한 2016~2019년의 쌀 농가 평균 농업소득(451만원/ha)을 활용함. 이 수치는 각 연도별 쌀 농가의 'ha당 농업소득(=농업소득/경지면적)'의 평균값임.

참고문헌

강민정, 민선형, 안동환, 김지은, 김관수, 이향미. (2019). 논밭 범용화사업의 사회적 후생효과 추정: 식량작물을 중심으로. *농업경영정책연구*, 46(4), 1-27. <http://doi.org/10.30805/KJAMP.2019.46.4.537>

강창희, 이정민, 박상곤, 윤윤규. (2014). *정부정책사업의 고용영향평가를 위한 미시적 분석방법론*. 한국노동연구원

김근진. (2016). 교육복지우선지원사업이 학업성취도에 미치는 평균효과 및 분위효과 분석. *교육행정학연구*, 34(2), 119-146.

김영주, 최병한, 조래청, 최영완, 김윤식. (2014). 농업기반정비사업 편익산정을 위한 지표 개선방안. *농촌계획*, 20(2), 139-150. <http://doi.org/10.7851/ksrp2014.20.2.139>

김채수, 염대호, 한경수, 이석주, 임상봉, 김현수, 전택기, 김병국, 범선규. (2002). *GIS경사도 분석에 의한 조건불리지역 발직불제 대상구역도 작성에 관한 연구*. 농어촌연구원.

농림축산식품부. (2019). *양정자료 2019*.

농림축산식품부. (2021). *2021년도 성과계획서*.

민선형, 김관수, 이향미. (2020). 배수개선사업의 생산효과 및 사회적 후생효과 분석: 지하암거배수시설을 중심으로. *2020년 한국농업경제학회 연례학술대회 자료집*, 247-270.

백승우, 정안성. (2013). 한국 농업 관개배수사업의 경제성 평가를 위한 지표 개발 -한국과 일본의 사례를 중심으로-. *한국유기농업학회지*, 21(4), 501-522.

서홍식, 김충현. (2016). *농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2016 운용 개발 연구*. 한국농촌경제연구원.

손호성. (2018). 이중차분 추정기법의 개념과 응용. *한국정책분석평가학회 학술대회 발표논문집*, 137-151.

신광근, 김정인. (2022). 성향점수매칭(PSM)과 이중차분법(DID)을 활용한 환경기술개발사업의 기업지원 효과 분석. *환경정책*, 30(2), 1-27.

신안국, 김해도, 이재남, 강석만. (2017). 배수개선사업에 대한 비구조적 대책 적용 방안. *한국농공학회 학술발표회*.

안병일, 최지현. (2014). GAP인증 쌀에 대한 사전적 수요함수와 시장 균형가격 및 수요량 추정. *식품유통연구*, 31(2), 1-15.

이계임, 조소현, 전상곤, 김성훈, 송양훈. (2011). *농식품 원산지표시의 효과 분석과 활용도 제고 방안*. 한국농촌경제연구원.

이동규, 성재훈. (2018). 노후 석탄화력발전소 가동중단에 따른 미세먼지 농도 감소효과 분석. *2018년 한국환경경제학회 공동학술대회논문집*, 65-78.

이문호, 김관수. (2020). 쌀 소득보전직불제의 생산연계효과 실증분석. *농촌경제*, 43(1), 1-20. <http://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.1.001>

이석주, 주혜진, 고희기, 전순은. (2015). *대규모 농업개발사업의 투자타당성 평가방법 및 적용에 관한 연구*. 한국농어촌공사 농어촌연구원.

이준용, 박원규, 김만수, 윤진하, 김상현, 이채식, 유수남, 이승기, 김현태, 김학진, 최규홍, 최용, 김경수. (2014). *발농업 경쟁력 제고를 위한 발농업기제화 촉진방안 및 주요 작물별 기제화 전략 도출*. 농업기제학회.

전현정, 정기열, 최영대, 이상현. (2017). Improved Method of Suitability Classification for Sesame (*Sesamum indicum* L.) Cultivation in Paddy Field Soils. *한국토양비료학회*, 50(6), 520-529. <http://doi.org/10.7745/KJSSF.2017.50.6.520>

조진훈, 윤동균, 박명수, 한국현. (2011). *기후변화에 따른 농경지 배수체계 개선에 관한 연구*. 농어촌연구원.

최종태, 정해일, 이경근, 최승일. (2021). 미니클러스터 정부 지원사업이 경영성과에 미치는 영향에 대한 실증 연구. *한국산학기술학회논문지*, 22(8), 320-327. <http://doi.org/10.5762/KAIS.2021.22.8.320>

충청북도농업기술원. (2019). *2019년도 농촌지도사업 시행지침*.

한국농어촌공사 농어촌연구원. (2018). *논밭 범용화사업 타당성 분석 및 사업화 방안 연구*.

한국농어촌공사 농어촌연구원. (2020). *상주 한들지구 배수개선사업(농지범용화) 경제적 효과 및 사회적 후생의 계량적 추정*.

- 현병근, 임상규, 정석재, 손연규, 송관철, 노대철, 이협성, 현근수, 장용선, 홍석영, 박찬원, 김이현, 최은영, 장병춘. (2008). 우리나라 토양의 유효토심 결정시 저해인자에 관한 연구. *한국토양비료학회지*, 41(5), 293-302.
- 예비타당성조사 수행 총괄지침. (2022). 기획재정부훈령 제587호(2021.12.29., 타법개정).
- 농촌진흥청 토양환경지도. <<http://soil.rda.go.kr/geoweb/soilmain.do>>. 검색일: 2020. 3. 28.
- 농림축산식품부 사이트. <<https://www.mafra.go.kr/2019plan/1727/subview.do>>. 검색일: 2020. 5. 11.
- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimates. *Review of Economic Studies*, 72, 1-19. <https://doi.org/10.1111/0034-6527.00321>
- Lusk, Roosen, Shogren, Lusk, Jayson, Roosen, Jutta, & Shogren, Jason F. (2011). *The Oxford handbook of the economics of food consumption and policy*. New York: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199569441.001.0001>
- Rahardjo, H., T. Lee, E.C. Leong, and R.B. Rezaur. (2005). Response of a residual soil slope to rainfall. *Canadian Geotechnical Journal*, 42(2), 340-351. <https://doi.org/10.1139/t04-101>

**농촌경제** 제45권 제3호(통권 192호)

---

발행일 2022. 9. 21.  
발행인 김홍상  
발행처 한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500)  
58321 전라남도 나주시 빛가람로 601  
홈페이지 <http://www.krei.re.kr>  
정기간행물 등록 전남, 마00026  
편집·디자인 (주)에이치에이엔컴퍼니(02-2269-9917)

---

eISSN 2713-9506

- 이 책에 실린 내용을 인용할 경우 반드시 출처를 명시하여 주시기 바랍니다.
- 무단 전재하거나 복사하면 법에 저촉됩니다.

2022  
Vol.45 No.3



# Journal of Rural Development

---

## ARTICLES

**Analysis of Asymmetric Price Transmission and Market Power of the U.S. Grain Export Market:  
Focused on Korea and Japan** /01

Seung Jun-ho, Kondo Takumi

**Impact of Captive Supply on Cash Price in the U.S. Cattle Procurement Market:  
A Dynamic Modeling Approach** /27

Lee Jungmin, Chung Chanjin

**The Subsurface Drainage Facility Project:  
Performance Evaluation and Economic Feasibility** /51

Min, Sunhyung, Yi, Hyangmi, Kim, Kwansoo

