

# 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.

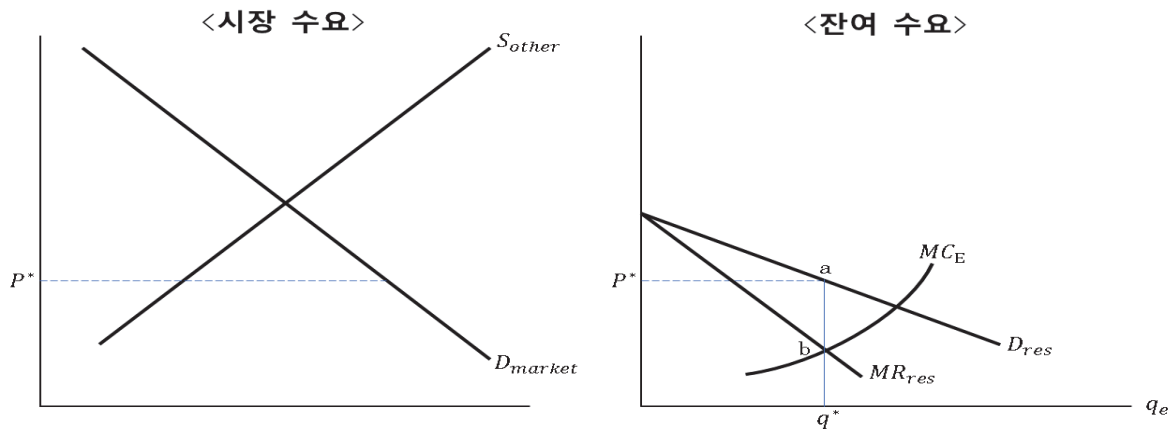
가격전이의 비대칭성을 검증하는 과정은 다음과 같다. 우선 단위근 검정을 통하여 변수들의 안정성

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.

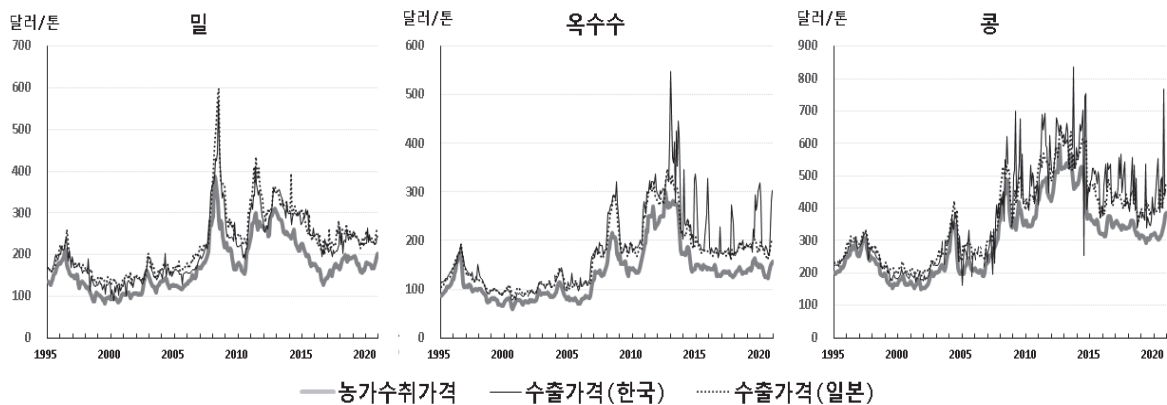
표 1. 비대칭적 가격전이 분석 자료의 기초 통계량

	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***
$L_x^-$		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)
$Z_{Mt}$	GDP	0.785* (0.424)	1.242** (0.617)	-0.605 (0.461)	-0.543 (0.759)
	TREND	-0.019*** (0.007)	-0.032** (0.013)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.006)
$W_{Mt}^N$	브라질 PPI	0.296* (0.175)	0.236 (0.295)	0.736*** (0.139)	0.730*** (0.226)
	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)
DW-statistic		0.928		0.476	
Hausman 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 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.

#### 4.2.3. 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 Q가 외생 변수라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 이에 따라 한국과 일본 모두 OLS 추정 결과를 이용하여 검토하였다.

잔여 수요 탄력성을 나타내는 Q의 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.