

수입곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향 분석*

김종진** 박성진*** 박지원****

Keywords

수입곡물 가격(imported grain prices), 소비자물가(consumer prices), 가격 전이모형(price transmission model), 비대칭적 가격 전이(asymmetric price transmission)

Abstract

This study analyzes the effects of international grain price variations on the domestic consumer price index using a nonlinear ARDL model, which significantly reduces specification errors. The key results show that only when international grain prices increase, the domestic consumer price index goes together with them but not vice versa. More specifically, when international grain price increased by 10%, the domestic total consumer price index went up by 0.39%. These results have significance as we obtained very similar results from our analysis of the effects of using individual products. Also, this study is distinguishable from others because we considered the possibility of omitted variable biases from exchange rates and imported prices of other goods closely correlated with imported grain prices.

차례

- 1. 서론
- 2. 수입곡물의 국내 영향 개관
- 3. 분석 모형 및 자료
- 4. 분석 결과
- 5. 결론

* 이 연구는 한국농촌경제연구원 『해외곡물 도입정책 진단과 개선방안』(2019)의 일부를 발췌하여 논문화한 것임.

** 한국농촌경제연구원 연구위원, 교신저자. e-mail: jkim@krei.re.kr

*** 한국농촌경제연구원 부연구위원.

**** 한국농촌경제연구원 연구원.

1. 서론

2007~2008년의 세계 곡물 가격 급등은 국내 식료품 물가 급등으로 이어졌다. 이는 밀, 옥수수, 콩 등과 같은 쌀 이외의 곡물 소비 대부분을 수입에 의존하는 구조로 인해 국내 식료품 물가가 세계 곡물 가격과 연동되면서 발생하였다. 2000년대 초반과 비교할 경우 2008년 국내 사료와 식품 물가는 각각 45.7%, 69.5%나 상승하였다(김종진 외 2014). 세계 곡물 시장 위기가 국내에 미친 영향은 해외 곡물의 안정적 도입 방안 마련과 세계 곡물 시장 위기 대응 체계 구축에 대한 사회적 관심을 증대시켰으며 다양한 관련 연구 수행으로 이어졌다. 이러한 연구는 해외농업개발(강체책 2009; 권태진 외 2010; 김병률 외 2011; 최용규 외 2014; 이대섭 외 2017), 수입곡물 조달체계(이철호 외 2009; 이정환 외 2012; 안병일·한두봉 2012; 김용택 외 2017; 김한호 외 2018), 국제곡물 조기경보시스템(김태훈·승준호 2009; 김종진 외 2014; 양승룡 2014; 김종진·김지연 2016a, 2016b) 등의 분야를 중심으로 수행되어왔다. 또한, 해외 곡물의 안정적 도입과 세계 곡물 시장 위기 대응 체계 구축을 위한 기초자료를 제공하는 수입곡물 가격변동이 국민경제에 미치는 영향의 정도와 형태에 관한 연구도 2010년대에 들어 상당수가 수행되었다(이용선 외 2011; 김관수 외 2012; 성명환 외 2014; 김종진 외 2016, 2017).

세계 곡물 시장 위기 대응 체계 구축은 정책적 노력과 함께 많은 재원이 소요되는 만큼, 세계 곡물 가격의 정확한 국내 파급 경로와 영향 정도의 계측이 선행되어야 비용 효율적이며 효과적인 대응 체계를 설계할 수 있다. 이러한 측면에서 종합적이면서 정확한 영향 평가는 세계 곡물 시장 위기 대응 체계 구축에 선행하여 수행될 필요가 있다. 그러나 수입곡물 가공품이 식품을 비롯한 다양한 산업과 소비자물가에 영향을 줄 수 있음에도, 이제까지 수행된 관련 연구는 1차 가공품인 사료, 밀가루, 전분당 등의 개별 품목(김태훈·김배성 2009; 전상근 외 2013; 김종진 외 2014; 김종진·최선우 2015) 중심으로 이루어져 전체 국민경제에 미치는 영향을 과소평가할 여지가 존재한다. 즉, 이제까지의 관련 연구는 수입곡물 전방산업의 가치사슬 전반을 고려하기보다는 사료, 식품소재 등의 특정 상품에 한정되어 연구가 진행되면서 전체적으로 국민경제에 미치는 영향을 추정하기에는 한계가 존재하였다.

본 연구는 수입곡물 가격변동이 전체 소비자물가(CPI)에 미치는 영향 정도와 행태를 추정하여

수입곡물 가격변동이 국민경제에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다. 물론, 수입곡물 가격변동은 관련 전방산업의 생산량, 경영성과, 고용 등에도 영향을 줄 수 있으나 수입곡물은 대체품도 거의 없을 뿐만 아니라 소비량도 일정하게 유지되는 모습을 보이므로 산업 생산량, 고용 등의 실질변수에 대한 영향은 상대적으로 크지 않을 것으로 생각된다. 따라서 본고는 소비자물가에 집중하여 분석을 진행하였으며 전체적인 영향 정도를 추정하기 위한 전체 소비자물가지수에 대한 영향 분석에 더하여 몇몇 주요 가격 전이 경로를 별도로 식별·분석함으로써 추가적인 정보 제공과 함께 최종적인 결과의 신뢰도를 높이고자 하였다.

원료 가격변동이 최종 생산물의 생산비 혹은 가격에 미치는 영향은 산업연관표를 이용하여 투입재의 원가 비중을 계산하는 방법으로 산출할 수 있다. 그러나 기업의 이윤추구 행위, 해당 품목의 수급 상황, 시장의 불완전 경쟁 등으로 투입재 가격변동으로 인한 생산원가 변동이 모두 시장에서의 상품 가격변동으로 귀결되지 않는 것이 현실이다. 많은 경우 원가변동은 시차를 두고 최종 생산물 가격에 반영되거나 원가 상승 시와 하락 시에 반영되는 모습이 상이하다. 따라서 본 연구는 산업연관표를 이용한 원가 측면의 분석이 아닌 시계열 자료를 이용한 실증적인 가격 전이(price transmission) 행태 분석을 시도하였다. 가격 전이모형은 1950년대 농산물 가격 분석을 위해 개발된 이후 시계열 계량경제학의 방법론을 차용하면서 영향의 정도뿐만 아니라 전이 행태(단기 영향, 중장기 영향, 비대칭성 유무, 전이 속도 등)도 분석할 수 있게 개선되어왔다.¹ 본 연구는 장기적인 균형 관계를 나타내는 공적분 계수(cointegration coefficient)의 비대칭성을 허용하여 모형설정 오류를 최소화할 수 있는 Shin et al.(2014)의 비선형 ARDL(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model)을 이용하였다.

본고는 다음과 같이 구성되었다. 우선, 제2장에서는 산업연관표와 소비자물가지수를 이용하여 수입곡물 산업 가치사슬을 분석하고, 본 연구 분석대상 기간 내에서의 수입곡물 가격과 소비자물가 추이를 살펴보았다. 제3장에서는 분석 모형을 간략하게 설명하였으며 분석에 사용되는 자료의 특성과 본 연구 목적으로 사용의 적절성 등을 검토하였다. 제4장에서는 분석 결과를 전체 소비자물가에 대한 종합적인 영향과 주요 경로별 개별 영향을 함께 제시하여 결과의 신뢰성이 검증될 수 있도록 하였다. 마지막으로 제5장에서는 연구 결과를 요약하여 제시하고 본 연구의 한계점 및 후속연구 등을 서술하였다.

1 김종진·최선우(2015) 연구를 참조하기 바란다.

2. 수입곡물의 국내 영향 개관

2.1. 수입곡물의 국내 물가 파급 경로

우리나라는 밀, 옥수수, 콩, 쌀 등의 곡물 약 1천 7백만 톤을 매년 해외로부터 수입한다.² 이는 국내 곡물 생산량의 4배를 상회하는 양으로,³ 쌀 이외 곡물 소비의 대부분을 해외로부터의 수입에 의존하고 있는 실정이다. 따라서 국제 곡물 가격변동은 국내 곡물 가공식품 및 배합사료 산업의 경영 성과뿐만 아니라 가공식품 및 사료 물가변동의 주요인으로 작용하게 된다. 본 절에서는 산업연관표를 이용한 수입곡물 전방산업의 가치사슬 분석을 통하여, 향후 수입곡물 가격변동이 국내에 미치는 영향을 분석하기 위한 가격 전이 경로를 식별하고자 하였다.

수입곡물은 대부분 식품소재 및 사료 산업의 원료(투입재)로 사용되나 일부는 가공과정 없이 민간소비지출(최종수요)로 직접 사용된다. 우선, 식용 밀은 제분 산업의 원료로 사용되어 밀가루로 가공된 후 식품제조업, 음식점 등에 공급된다. 식용 옥수수는 대부분 전분당 제조업에서 전분, 당류 등으로 가공되어 식료품 제조업을 포함한 여러 산업의 원료로 사용된다. 또한, 콩은 채유 산업을 통해 대두유와 대두박으로 가공되어 식품 및 사료 산업의 중간재 투입재로 사용되거나 직접적인 민간소비로 이어진다. 마지막으로 사료용 곡물(밀, 옥수수, 대두박 등)은 사료 산업을 통해 배합사료로 가공되어 축산업 및 양식업의 투입재로 사용되며 축산업 및 양식업의 생산물은 식료품 제조업, 음식점 등에 공급되거나 최종수요로 소비된다.

이러한 수입곡물이 국민경제 내에서 거래되는 모습은 산업연관표의 사용표, 공급표, 거래표 등을 통해 확인할 수 있다. 다만, 산업연관표(기본부문)는 곡물을 ‘맥류 및 잡곡,’ ‘콩류,’ ‘정곡(쌀),’ ‘유지’로만 분류하고 있어, 수입곡물의 가치사슬을 세부적인 용도 및 품목별로 탐색하지 못하는 한계점은 존재한다.⁴

2 관세청 수출입무역통계를 이용하여 연평균(2016년부터 2018까지의 최근 3년 평균) 곡물 수입량을 추정하면 식용이 522만 톤(계분용 밀 231만 톤, 식용 옥수수 229만 톤, 채유 및 식용 콩 125만 톤, 쌀 41만 톤), 사료용이 1,215만 톤(옥수수 749만 톤, 밀 177만 톤, 대두박 187만 톤)으로 계산된다.

3 우리나라 2017년도 곡물 생산량은 쌀이 420만 톤, 보리쌀 등의 잡곡류가 29만 톤으로 총 449만 톤이다. 곡물 자급률은 쌀은 100% 수준을 유지하고 있으나 콩 5.4%, 밀 0.9%, 옥수수 0.8%로 매우 낮은 수준이다.

우선, 수입곡물이 중간재 및 최종재로 사용되는 양태를 보면 ‘맥류 및 잡곡’은 2014년을 기준으로 총 4조 989억 원이 수입되어 ‘동물용 사료 및 조제식품 제조업’의 중간재로 2조 3,449억 원(57.2%)이 사용되었으며 ‘곡물 제분업’에 9,270억 원(22.6%)이, ‘전분제품 및 당류 제조업’에 4,044억 원(9.9%)이 중간재로 투입되어 수입액의 98.8%가 중간재로 사용되었다. 반면, ‘콩류’와 ‘정곡’은 최종수요(민간소비지출)로 사용되는 부분이 ‘맥류 및 잡곡’에 비해 훨씬 큰데, ‘콩류’의 경우 전체 수입액 8,422억 원 중 ‘동물성 및 식물성 유지 제조업’에 34.6%를 비롯하여 중간수요로 사용되는 비율이 77.6%이며, 쌀의 경우 전체 수입액 3,324억 원 중 ‘일반음식점업’에 30.2% 등 중간투입으로 사용되는 비율이 58.2%였다. ‘유지’는 ‘동물용 사료 및 조제식품 제조업’에 53.7%가 사용되어 중간투입으로 사용되는 비율은 88.7%에 이르렀다. 전체적으로는 총 8조 1,612억 원이 수입되어 ‘동물용 사료 및 조제식품 제조업,’ ‘곡물 제분업,’ ‘동물성 및 식물성 유지 제조업,’ ‘전분제품 및 당류 제조업’에 각각 49.3%, 11.4%, 5.9%, 5.0%가 사용되는 등 중간투입으로 사용되는 비중이 91.4%에 이르는 것으로 나타났다. 이상의 분석은 대부분의 수입곡물이 1차 가공 산업을 거치면서 사료, 제분, 전분당, 유지로 가공된다는 것을 의미한다.

표 1. 수입곡물 거래 내역

단위: 억 원, %

| | 맥류 및 잡곡 | 콩류 | 정곡 | 유지 | 합계 |
|-------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|
| 곡물 제분업 | 9,270 (22.6) | 29 (0.3) | 0 (0.0) | 21 (0.1) | 9,320 (11.4) |
| 전분제품 및 당류 제조업 | 4,044 (9.9) | 26 (0.3) | 0 (0.0) | 18 (0.1) | 4,088 (5.0) |
| 동물성 및 식물성 유지 제조업 | 366 (0.9) | 2,911 (34.6) | 0 (0.0) | 1,574 (5.5) | 4,851 (5.9) |
| 동물용 사료 및 조제식품 제조업 | 23,449 (57.2) | 970 (11.5) | 335 (10.1) | 15,518 (53.7) | 40,272 (49.3) |
| 조미료 및 식품 첨가물 제조업 | 481 (1.2) | 521 (6.2) | 11 (0.3) | 757 (2.6) | 1,770 (2.2) |
| 기타 식료품 제조업 | 659 (1.6) | 608 (7.2) | 134 (4.0) | 253 (0.9) | 1,654 (2.0) |
| 일반음식점업 | 195 (0.5) | 65 (0.8) | 1,003 (30.2) | 1,086 (3.8) | 2,349 (2.9) |

4 유지는 식용유 원유(조유)와 대두박을 포함한다.

(계속)

| | 맥류 및 잡곡 | 콩류 | 정곡 | 유지 | 합계 |
|--------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|
| 여타 산업 | 2,013 (4.9) | 1,405 (16.7) | 451 (13.6) | 6,399 (22.2) | 10,269 (12.6) |
| 중간수요 계 | 40,477 (98.8) | 6,535 (77.6) | 1,936 (58.2) | 25,626 (88.7) | 74,573 (91.4) |
| 최종수요 계 | 512 (1.2) | 1,887 (22.4) | 1,388 (41.8) | 3,251 (11.3) | 7,039 (8.6) |
| 총수요 계 | 40,989 | 8,422 | 3,324 | 28,877 | 81,612 |

주: 괄호 안은 해당 수입곡물이 각 산업에 배분되는 비율을 나타냄.

원자료: 한국은행, 2014년 산업연관표, 수입 사용표.

곡물 총 수입액 4조 989억 원은 제분, 전분당, 유지, 사료 산업에서 ‘제분,’ ‘전분 및 당류,’ ‘유지,’ ‘사료’로 1차 가공되며 이들 품목의 총생산액은 20조 5,810억 원으로 증가하는 것으로 집계된다. 생산된 ‘제분,’ ‘전분 및 당류,’ ‘유지,’ ‘사료’의 92.5%는 타 산업의 중간재로 다시 사용되며 최종수요로 사용되는 부분은 이 중 7.5%에 지나지 않는다. 타 산업의 중간재로 사용되는 부분을 보다 구체적으로 보면 43.1%가 ‘축산물’에, 31.0%가 식음료품 제조의 중간재로 사용되었다. 또한, 외식 산업인 ‘음식점 및 주점’에도 3.8%가 사용되었으며 다양한 여타 산업에 12.2%가 중간재로 투입되었다. 즉, 수입곡물 가격변동은 1, 2차 가공 산업을 통해 특히 축산물, 가공식음료품, 외식업 생산원가를 변동시키며 이는 이들 품목의 물가변동을 촉발시키는 요인으로 작용하게 된다.

표 2. 수입곡물 1차 가공품 거래표

| | 단위: 억 원, % | | | | |
|-----------------|------------|---------|--------|--------|---------------|
| | 제분 | 전분 및 당류 | 유지 | 사료 | 합계 |
| 농림수산식품 | 8 | 4 | 115 | 93,539 | 93,666 (45.5) |
| 축산물 | 5 | 4 | 63 | 88,630 | 88,702 (43.1) |
| 수산물 | 4 | 0 | 8 | 4,909 | 4,921 (2.4) |
| 여타 | 0 | 0 | 43 | 0 | 43 (0.0) |
| 식음료품 | 14,877 | 13,533 | 31,228 | 4,149 | 63,786 (31.0) |
| 떡, 과자 및 면류 | 7,439 | 2,980 | 6,609 | 0 | 17,027 (8.3) |
| 조미료 및 유지 | 711 | 1,822 | 4,005 | 0 | 6,537 (3.2) |
| 사료 | 4,475 | 422 | 17,305 | 4,149 | 26,351 (12.8) |
| 기타식음료품 | 2,253 | 8,309 | 3,309 | 0 | 13,871 (6.7) |
| 음식점 및 주점 | 2,554 | 1,021 | 4,267 | 0 | 7,842 (3.8) |
| 여타 산업 | 358 | 1,276 | 9,727 | 13,658 | 25,018 (12.2) |

(계속)

| | 제분 | 전분 및 당류 | 유지 | 사료 | 합계 | |
|-------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| 중간수요계 | 17,797 | 15,834 | 45,336 | 111,345 | 190,312 | (92.5) |
| 최종수요계 | 2,123 | 2,038 | 8,328 | 3,009 | 15,498 | (7.5) |
| 총수요계 | 19,919 | 17,872 | 53,664 | 114,354 | 205,810 | (100.0) |

주: 괄호 안은 해당 산업에 배분되는 비율을 나타냄.

원자료: 한국은행, 2014년 산업연관표, 거래표.

2.2. 국내 수입곡물 관련 물가 추이

수입곡물 가격변동이 국내 물가에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 수입곡물이 중간재로 사용되는 비중이 높은 품목의 물가를 중심으로 수입곡물 가격추이를 분석하여야 한다. 2.2절의 산업연관표 분석 결과는 국내로 수입된 곡물이 사료, 제분, 전분당, 채유 산업 등의 1차 가공 산업을 거쳐 축산물, 식음료, 외식(음식점 및 주점) 산업의 중간재로 사용된다는 것을 보여준다. 따라서 수입곡물 가격변동은 수입곡물 원료 사용 비중이 높은 사료, 제분, 전분당, 식용유의 가격에 1차적으로 전이되며 이후 2차 가공품인 축산물, 가공식음료품 및 외식 물가로 파급되어 소비자에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

아래 <표 3>은 소비자물가지수의 품목별 가중치를 보여준다. 수입곡물 가격변동은 최종적으로 특히, 축산물, 가공식품, 외식 등의 물가변동으로 귀착되며 이들 품목의 소비자물가 가중치는 24.5, 71.9, 126.6이다. 따라서 개별 품목 분석을 통한 전체 소비자물가 지수에 대한 영향의 도출은 개별 품목에 대한 영향 정도를 해당 품목의 물가 가중치로 가중 평균하는 방식을 사용할 수 있다.

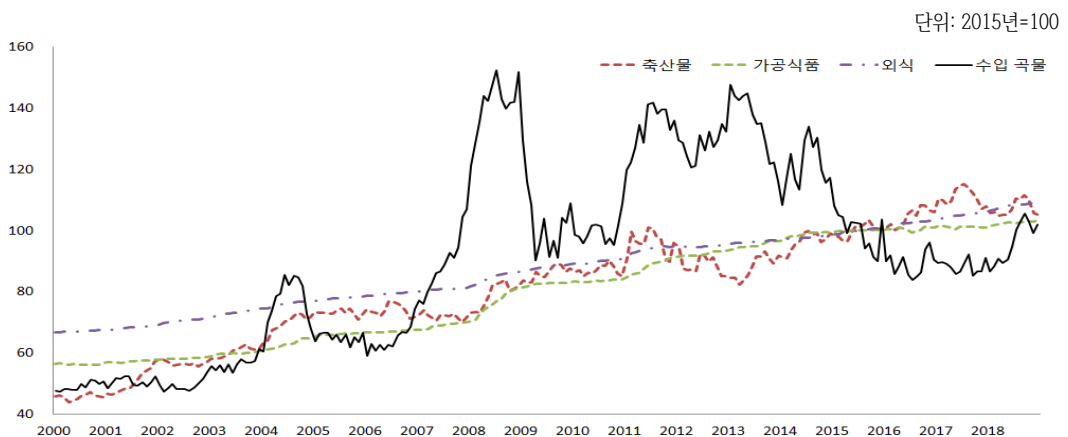
표 3. 품목별 소비자물가지수 구성

| 품목별 | 가중치 | 품목별 | 가중치 |
|-----------|-------|----------|-------|
| 총지수 | 1,000 | 전기·수도·가스 | 38.3 |
| 농축수산물 | 77.1 | 집세 | 93.7 |
| (농산물)곡물 등 | 52.6 | 공공서비스 | 142.5 |
| 축산물 | 24.5 | 개인서비스 | 315.3 |
| 공업제품 | 333.1 | 외식 | 126.6 |
| 가공식품 | 71.9 | 외식 제외 | 188.7 |
| 내구재 등 | 261.2 | | |

자료: 통계청, 소비자물가지수.

아래 <그림 1>은 수입곡물 가격과⁵ 수입곡물 가공품 중간재 사용 비중이 높은 축산물, 가공식품 및 외식 소비자물가지수(CPI) 추이를 보여준다. 2000년 대비 2018년 수입곡물 가격은 96.0% 상승하였으며, 수입곡물 관련 품목인 축산물, 가공식품, 외식 물가는 동 기간 각각 135.1%, 82.3%, 61.2%가 상승하여 전체 소비자물가 상승률(56.9%)에 비해 높았다. 이는 전체 소비자물가지수보다 큰 수입곡물 가격 상승률이 수입곡물의 중간 투입재로 사용하는 상품과 서비스의 물가에 영향을 미쳤기 때문으로 판단된다. 또한, 수입곡물 가격지수는 2007~2008년 애그플레이션 시기에 급등한 이후 변동성이 매우 큰 가운데 2014년까지 높은 수준을 유지하였다. 이는 국제 곡물 가격 추이가 그 대로 반영된 것이라 할 수 있다. 반면, 축산물, 가공식품, 외식 물가는 수입곡물 가격보다 변동성이 훨씬 작은 가운데 수입곡물 가격이 크게 상승한 2008년과 2012년에 비교적 크게 상승하였으나 수입곡물 가격이 하락한 2009년과 2014년 이후에도 완만한 상승세가 지속된 것으로 나타났다. 즉, 원료가격 상승 시에는 동반 상승하나 하락 시에는 동반 하락하지 않는 비대칭적인 모습을 보인다. 그러나 이러한 도식적 분석은 이들 품목의 수입곡물 이외의 원료와 임금, 자본재 가격 등이 고려되지 않은 것으로, 비대칭적으로 가격이 전이된다고 단정하기에는 성급한 측면이 존재한다. 즉, 수입곡물 가격 전이 행태를 이해하기 위해서는 수입곡물 이외에 생산원가 및 수급 상황에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제할 필요가 있는 것이다.

그림 1. 수입곡물 가격지수와 국내 물가 추이



원자료: 통계청, 소비자물가지수: 관세청, 곡물 수입 단가 및 수입량을 사용하여 재구성함.

5 수입곡물 가격지수는 사료 및 식용 수입곡물의 수입단가(달러화 기준)를 수입량으로 가중평균한 이후 2015년을 100으로 지수화한 것이다.

3. 분석 모형 및 자료

3.1. 분석 모형

수입곡물 가격변동은 수입곡물 혹은 이의 가공품을 중간재로 사용하는 축산물, 가공식품, 외식 등의 생산 원가변동으로 이어져 이들 상품과 서비스의 가격변동을 유발한다. 그러나 수입곡물 최종 가공품과 서비스 가격은 수입곡물 이외의 중간재 가격뿐만 아니라 임금, 자본재 가격(이자율), 해당 품목의 시장 수급 상황, 기업의 이윤추구 행위 등에도 영향을 받는다. 특히, 시장지배력 보유 등으로 인해 원가 인상 시의 가격 전이와 인하 시의 가격 전이는 많은 산업에서 서로 다른 모습을 보이는 것으로 실증 분석되고 있어 단순히 원가구조를 통한 가격 전이 분석은 많은 한계를 갖게 된다.⁶

본 연구에서는 이상과 같은 원가 분석의 한계점을 감안하여 가격 전이의 시차 및 비대칭성을 반영할 수 있는 가격 전이모형(price transmission model)을 통해 분석 결과의 현실성을 재고하고자 하였다. 가격 전이모형은 1950년대 Farrel에 의해 시작된 이후 농식품, 유류, 금융상품 등 다양한 분야의 가격추이를 분석하는 모형으로 확대 및 정교화되어 왔다. 특히, 1990년대에는 Engel and Granger(1987)의 공적분(cointegration) 개념을 도입한 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)을 사용하면서 장기적인 균형관계하에서 단기적 가격 전이 형태를 분석할 수 있게 되었다. 이에 더하여 Shin et al.(2014) 연구 이후에는 장기적인 균형관계의 비대칭성으로 인한 모형설정 오류를 크게 줄일 수 있는 비선형 자기회귀시차분포모형(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model: 이하 비선형 ARDL 모형)이 개발되기에 이르렀다.

본 연구는 Shin et al.(2014)의 비선형 ARDL 모형을 이용하여 수입곡물 가격 전이 행태를 분석하였다. 비선형 ARDL 모형은 공적분 관계를 나타내는 아래 식 (1)에서부터 출발한다.

$$(1) y_t = \alpha + \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + e_t$$

위 식에서 y_t 는 t 기의 축산물, 가공식품과 같은 수입곡물 가공품 가격을 의미하며 $x_{1,t}$ 와 $x_{2,t}$ 는

6 원가구조를 통한 분석은 산업연관분석을 통해 수행될 수 있으나 가격 결정의 다양한 요인을 충분히 반영하지 못하는 측면이 존재한다.

각각 관심변수인 수입곡물 가격(달러화 표시 수입곡물 가격 및 대미환율)과 여타 수입곡물 가공품에 영향을 미칠 수 있는 변수(통제변수)들의 벡터이다. 주의할 것은 관심변수인 수입곡물 가격($x_{1,t}$)이 곡물 이외의 여타 수입 식료품 가격, 유가, 여타 투입재 가격 등의 통제변수($x_{2,t}$)와 상관관계가 존재함에도 이들 통제변수를 포함하지 않을 경우 누락변수에 의한 편의(omitted variable bias)가 발생할 수 있다는 것이다. 따라서 일치성(consistent) 있는 β_1 을 추정하기 위해서는 적절한 통제변수($x_{2,t}$)가 포함되어야 한다.⁷ 실제 추정에서는 생산요소 가격이라 할 수 있는 임금, 이자율, 곡물을 제외한 수입품 가격을 통제변수로 사용하였다. Wolfram(1971)의 방법론에 따라 식 (1)의 $x_{1,t}$ 를 누적변동을 사용하여 상승과 하락 시로 분해하면 $x_{1,t} = x_{1,0} + x_{1,t}^+ + x_{1,t}^-$ 로 나타낼 수 있으며 이를 이용하면 식 (1)은 아래의 식 (1')로 변형할 수 있다. 단, 상승과 하락 시의 누적변동을 나타내는 $x_{1,t}^+$ 와 $x_{1,t}^-$ 는 $\sum_{i=1}^t \max(\Delta x_{1,i}, 0)$, $\sum_{i=1}^t \min(\Delta x_{1,i}, 0)$ 를 의미한다.

$$(1') y_t = \alpha + \beta_1^+ x_{1,t}^+ + \beta_1^- x_{1,t}^- + \beta_2' x_{2,t} + e_t$$

Shin et al.(2014)의 비선형 ARDL 모형은 식 (1')의 비대칭성을 반영한 공적분 관계를 Pesaran et al.(2001)의 방법론에 따라 다음과 같이 ARDL 모형과 결합한 것이다.

$$(2) \Delta y_t = \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \epsilon_t$$

$$= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{1,t-1}^+ + \theta^- x_{1,t-1}^- + \delta' x_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \lambda + \epsilon_t$$

위 식 (2)에서 ρ 는 오차수정 속도를 나타내며 θ^+ 와 θ^- 는 각각 가격 상승 및 하락 시의 장기적인 가격 전이 정도를 의미하는 파라미터로 공적분 계수는 $\beta_1^+ = -\theta^+/\rho$ 와 $\beta_2 = -\delta/\rho$ 로 계산된다. 식 (2)의 추정 결과를 이용한 공적분 검증은 Banerjee et al.(1998)에서 제시된 t-검정과⁸ Pesaran et al.(2001)의 F-검정을⁹ 적용할 수 있다. 또한, 장기적 균형관계(공적분)의 비대칭성은 $\beta_1^+ = \beta_1^-$ 의 귀무가설을 통상적인 Wald 검정을 이용하여 검증할 수 있다.

7 다만, 분석의 편의를 위해서 통제변수($x_{2,t}$)는 비대칭성을 가정하지 않았다.

8 Banerjee et al.(1998)의 t-검정은 귀무가설 $\rho = 0$ 와 대립가설 $\rho < 0$ 을 검증한다.

9 Pesaran et al.(2001)의 F-검정은 $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ 의 귀무가설을 검증한다.

3.2. 분석 자료

<표 4>는 분석에 사용된 자료의 출처와 기초 통계량을 정리한 것이다. 우선, 종속변수는 전체 소비자물가지수와 산업연관분석 결과 수입곡물 가공품 원재료 비중이 높은 축산물, 가공식품, 외식 소비자물가지수를 사용하였다. 또한, 축산물의 경우 배합사료 가격으로 1차 전이된 이후 축산물로 전이되는 과정을 분석하기 위해 사료 생산자물가지수도 종속변수로 사용하였다.¹⁰ 설명변수는 수입곡물 가격과 통제변수로 구성된다. 수입곡물 가격은 관세청에서 발표하는 각 곡물의 수입 단가(달러 표시)를 수입량으로 가중 평균하여 사용하였으며 사료로의 전이 행태 분석을 위하여 사료용 곡물 수입 단가(가격)를 별도로 계산하였다. 통제변수는 수입곡물 이외의 원가요인을 고려하기 위한 것으로 환율, 임금¹¹, 이자율, 곡물을 제외한 수입물가지수, 원유 수입가격지수, 축산물 수입가격지수가 사용되었다. 그리고 분석대상 기간은 2000년 1월부터 2019년 3월까지로 월별자료를 사용하였다.

표 4. 분석에 사용된 자료의 출처 및 기초통계

| 변수명 | | | 출처 등 | 단위 | 평균 | 표준편차 | 최솟값 | 최댓값 |
|----------|-------------|------------------------------|---------------------------------|-----------|--------|-------|-------|--------|
| 종속 변수 | 소비자물가 지수 | 전체 | 통계청, 소비자물가지조사 | 2015년=100 | 87.6 | 12.2 | 65.8 | 105.7 |
| | | 축산물 | | | 81.7 | 19.0 | 43.9 | 115.2 |
| | | 가공식품 | | | 80.2 | 17.0 | 56.0 | 104.2 |
| | | 외식 | | | 87.4 | 12.8 | 66.6 | 110.1 |
| | 생산자물가 지수 | 사료 | 한국은행, 생산자물가지조사 | 2010년=100 | 87.1 | 28.1 | 44.5 | 117.9 |
| 설명 변수 | 수입곡물 가격 | 전체 | 관세청 수출입무역통계 | 달러/톤 | 247.3 | 81.8 | 127.9 | 412.8 |
| | | 식용 | | 달러/톤 | 262.7 | 92.8 | 131.5 | 569.9 |
| | | 사료용 | | 달러/톤 | 241.2 | 79.2 | 122.8 | 406.2 |
| | 거시경제 | 환율 | 한국은행 | 원/달러 | 1124.2 | 103.8 | 915.9 | 1462.0 |
| | | 임금 | 대한건설협회, 건설업임금실태조사 (전체 직종) | 천 원 | 124 | 39 | 71 | 212 |
| 이자율 | | 한국은행, 회사채 (장외 3년, AA- 등급) | % | 4.7 | 2.0 | 1.6 | 10.3 | |

10 사료는 축산물 생산의 중간재로 사용되어 소비자물가지수가 존재하지 않는다.

11 임금은 월별 임금자료를 구할 수 없어 반기별로 발표되는 전체직종의 건설업 임금을 선형 보간하는 방법으로 월별자료로 전환하였다.

(계속)

| 변수명 | | | 출처 등 | 단위 | 평균 | 표준편차 | 최솟값 | 최댓값 |
|----------|------------|-------|-------------------------|-----------|-------|------|------|-------|
| 설명 변수 | 수입물가 지수 | 전체 | 한국은행, 수출입물가조사, 달러 기준 | 2015년=100 | 103.9 | 23.3 | 62.8 | 149.1 |
| | | 곡물 | | | 104.1 | 23.2 | 63.0 | 149.3 |
| | | 곡물 제외 | | | 93.9 | 32.1 | 45.0 | 149.1 |
| | | 원유 | | | 122.5 | 59.2 | 34.8 | 259.9 |
| | | 축산물 | | | 82.6 | 17.4 | 52.9 | 118.1 |

이상의 자료를 사용하여 식 (2)를 추정하기 위해서는 식 (1)의 공적분 관계가 성립하기 위한 필요 조건인 변수들의 1차 적분($I(1)$) 가정이 충족되어야 한다. 식 (2)의 추정은 서로 다른 단위로 인한 추정 결과의 해석상 어려움을 회피하기 위하여 모든 변수를 log 변환하였으므로 1차 적분 여부 검증도 log를 취한 변수를 대상으로 하였다. 1차 적분 여부를 보기 위한 안정성 검증 결과 분석에 사용된 모든 변수의 원자료(레벨)는 불안정 시계열인 데 반해 1차 차분한 변수는 99% 신뢰 수준에서 모두 안정적 시계열로 검증되어 모든 변수가 1차 적분된 변수로 판명되었다.

표 5. 안정성 검증

| 구분 | 변수명 | | ADF 검정 | PP 검정 | |
|----------|-------------|-------------------|--------------|--------------------|--------------------|
| 종속 변수 | 소비자물가 지수 | log(전체 소비자물가) | 원자료 1차 차분 | -0.07 -12.06*** | -0.08 -11.33*** |
| | | log(축산물 소비자물가) | 원자료 1차 차분 | -2.11 -11.85*** | -2.06 -12.98*** |
| | | log(가공식품 소비자물가) | 원자료 1차 차분 | -0.61 -4.51*** | -0.59 -9.64*** |
| | | log(외식 소비자물가) | 원자료 1차 차분 | -1.56 -7.57*** | -1.37 -11.42*** |
| | 생산자물가 지수 | log(사료 생산자물가) | 원자료 1차 차분 | -1.83 -4.64*** | -0.83 -12.46*** |
| 설명 변수 | 수입곡물 가격 | log(전체 수입곡물 가격) | 원자료 1차 차분 | -1.62 -9.22*** | -1.58 -16.25*** |
| | | log(식용 사료용 곡물 가격) | 원자료 1차 차분 | -1.50 -10.35*** | -1.67 -15.73*** |
| | 거시경제 | log(환율) | 원자료 1차 차분 | -2.29 -10.48*** | -2.39 -9.97*** |
| | | log(임금) | 원자료 1차 차분 | -2.81 -4.19*** | -1.14 -4.41*** |
| | | log(이자율) | 원자료 1차 차분 | -2.48 -9.65*** | -2.13 -9.69*** |

(계속)

| 구분 | | 변수명 | | ADF 검정 | PP 검정 |
|----------|------------|-------------------|-------|----------|-----------|
| 설명 변수 | 수입물가 지수 | log(곡물 제외 수입물가지수) | 원자료 | -1.72 | -1.41 |
| | | | 1차 차분 | -7.50*** | -8.51*** |
| | | log(원유 수입물가지수) | 원자료 | -2.14 | -1.94 |
| | | | 1차 차분 | -8.85*** | -10.82*** |
| | | log(축산물 수입물가지수) | 원자료 | -3.35* | -2.59 |
| | | | 1차 차분 | -6.97*** | -10.31*** |

주: 표 안의 숫자는 τ -통계치이며 최적 시차는 BIC(Bayesian Information Criterion) 기준을 적용하여 도출하였고 안정성 검증 모형은 상수항과 추세항을 모두 포함한 모형을 사용하였다. *와 ***는 MacKinnon p-값을 기준으로 각각 10%와 1% 유의수준에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다.

4. 분석 결과

3.1절에서 설명한 바와 같이 공적분 관계를 나타내는 식 (1)은 누락변수에 의한 편의 발생 가능성에 주의할 필요가 있다. 특히, 가공식품의 경우 수입곡물뿐만 아니라 곡물 이외의 수입 원료를 사용하면서 원화로 표시된 수입곡물 가격만으로 분석할 경우 환율효과에 의해 이러한 문제에 노출되기 쉽다. 따라서 본 연구에서는 곡물을 포함한 수입 원료가격은 달러화로 표시된 가격(지수)과 대미환율을 함께 설명변수로 사용하였다. 이에 더하여 수입곡물은 수입 원유(oil) 및 수입 축산물 등과 상관관계가 큰 것으로 분석되어 이들 변수들을 각각 통제변수로 사용하여 분석하였다.¹²

식 (2)에서 최적 시차를 나타내는 p, q 는 가능한 충분한 시차를 모두 포함하여 추정한 후 유의수준 10%에서 통계학적으로 유의미하지 않은 시차를 제외하는 방식으로 식별하였다.¹³ 또한, 이렇게 식별된 시차변수를 포함하여 추정한 결과의 잔차가 자기상관(serial correlation) 문제에 노출되어 있지 않은지를 검토하기 위하여 Portmanteau Q-검정을 실시하였다. 이하에 제시된 결과는 잔차항이 모두 백색잡음으로 검정된 것이다.

12 log(전체 수입곡물 가격)와 log(곡물제외 수입물가지수), log(원유 수입물가지수) 및 log(축산물 수입물가지수)의 상관계수는 각각 0.90, 0.87, 0.80으로 매우 높게 계산되었다.

13 통상적인 최적 시차 결정을 위한 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등의 기준을 사용할 수 있으나 통계학적으로 유의미한 시차를 제외하여 설정 오류를 발생시킬 수 있으므로 가능한 모든 시차를 포함한 후 통계학적으로 유의미하지 않은 시차 변수를 제외하는 방식으로 필요 시차 변수를 식별하였다.

4.1. 전체 소비자물가 영향

<표 6>은 수입곡물 가격변동이 전체 소비자물가에 전이되는 형태를 분석하기 위해 전체 소비자물가지수를 종속변수로 하고 수입곡물 가격을 설명변수로 하여 식 (2)를 추정할 결과이다. 원화로 표시된 수입곡물 가격은 달러화로 표시된 수입곡물 가격에 더하여 대미환율에 의해서도 변동할 수 있다. 그러나 국제 곡물 시장에서의 곡물 구매와 구매 대금의 지불 시기가 상이할 뿐만 아니라 대미환율의 경우 곡물 이외의 수입 원료의 원화표시 가격변동의 요인으로 작용할 수 있어 이들 두 효과를 분리하여 추정하였다.¹⁴ <표 6>은 세 가지의 추정 결과를 제시하고 있는데, 결과(1)과(2)는 누락변수로 인한 편의 영향을 살펴보기 위하여 관심변수인 $\log(\text{수입곡물 가격})$ 와 상관관계가 매우 높은 $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ 를 제외 혹은 포함하여 분석한 결과이다. 결과(3)은 누락변수에 의한 편의가 발생하지 않도록 모형을 설정한 후 통계학적으로 유의미한 시차 변수들로만 추정한 최종 결과이다.

결과(1)과(2)에서 수입곡물 가격의 소비자물가에 대한 영향은 오차수정항 추정계수($\hat{\rho}$)가 모두 1% 유의수준에서 유의미하게 추정되어 장기적으로 균형관계로의 수렴 현상이 나타나는 것을 알 수 있다. 그러나 수입곡물 가격과 대미환율의 장기 효과(공적분 계수)는 결과(1), (2)에서 상당히 다르게 추정되는데 결과(1)의 경우 수입곡물은 상승 시에, 그리고 대미환율은 하락 시에 통계학적으로 유의미한 균형관계가 성립하는 것으로 추정된 반면, 결과(2)의 경우 수입곡물 가격과 대미환율 모두 상승 시에만 유의미하게 소비자물가를 증가시키는 것으로 추정되었다. 결과(1)과(2)에서 추정된 장기적인 수입곡물 가격의 소비자물가지수에 대한 영향(공적분 계수, $\hat{\beta}_1^+ = -\hat{\theta}^+ / \hat{\rho}$)은 각각 0.076(=-0.009/-0.114), 0.037(=-0.005/-0.135)로 결과(1)이 (2)에 비해 2배 이상 크게 추정되었다.¹⁵ 또한 결과(1)의 경우 대미환율 추정치가 하락 시에만 통계학적으로 유의미하게 추정되었으며 그 크기도 수입곡물 가격 효과에 비해 매우 크게 추정되었다. 이는 결과(1)에서 수입곡물 가격과 상관관계가 매우 높으나¹⁶ 누락된 $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ 의 소비자물가 영향이 $\log(\text{수입곡물 가}$

14 통상적으로 제분, 전분당, 사료 등의 곡물 가공업체의 해외곡물 구매는 국내 도입 4~6개월 이전에 이루어지며 구매 대금의 지급은 국내 도입 3~6개월 이후에 이루어지는 것으로 알려져 있다(김종진·최선우 2015).

15 결과(1)과(2)의 추정치로 2000년 대비 2018년 수입곡물 가격 상승으로 인한 소비자물가 상승률을 계산하면 각각 7.3%(=0.96(2000년 대비 2018년 수입곡물 가격 상승률)×0.076($\hat{\beta}_1^+$)), 3.6%로 계산된다. 동 기간 소비자물가가 59.6% 상승하였으므로 결과(1)은 동 기간 수입곡물 가격 상승으로 전체 소비자물가 상승한 비중이 12.8%에 이른다는 것으로 과도하게 추정된 측면이 존재한다.

16 $\log(\text{수입곡물 가격})$ 와 $\log(\text{곡물 제외 수입물가지수})$ 의 상관계수는 0.90이다.

격) 추정치($\hat{\theta}^+$)에 더해지면서 과대 추정되었기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 $\log(\text{수입곡물 가격})$ 변수의 일치성 있는 계수를 추정하기 위해서는 반드시 $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ 변수를 포함하여 추정해야 함을 알 수 있다.

<표 6>의 결과 (3)은 누락변수에 의한 편이가 발생하지 않게 $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ 를 포함한 상태에서 통계학적으로 유의미한 시차만을 포함하여 추정한 최종 결과이다. 통계학적으로 유의미한 시차는 가능한 최대 시차 $p = 12$, $q = 6$ 을 포함하여 추정한 후 10% 유의수준에서 유의미한 추정치만 남기는 방식으로 식별하였다.¹⁷ 그리고 이렇게 추정된 결과의 Banerjee et al.(1998)의 t-통계량과 Pesaran et al.(2001)의 F-통계량이 공적분 관계를 검정하는 임계값에 비해 훨씬 커 장기적인 균형 관계를 포함하는 결과 (3)의 모형설정이 타당하다는 것을 알 수 있다.¹⁸

결과 (3)을 기준으로 소비자물가지수와 수입곡물 가격 간의 장기 균형관계를 살펴보면 수입곡물 가격 상승 시에만 비대칭적으로 소비자물가에 전이되며 10% 수입곡물 가격 상승 시에 0.39% 소비자물가가 상승하는 것으로 추정되었다. 또한, 대미환율도 수입곡물 가격과 동일하게 상승 시에만 소비자물가에 영향을 주는 것으로 분석되었으나 그 크기는 10% 대미환율 상승 시에 0.64%의 소비자물가가 상승하는 것으로 추정되어 수입곡물 가격 영향에 비해 훨씬 크게 추정되었다.¹⁹ 이는 대미환율 상승 시 원화 표시 수입곡물 가격 상승에 더하여 원화 표시 여타 수입 원자재 가격이 같이 상승하는 효과가 더해지기 때문인 것으로 판단된다. 단기 효과도 수입곡물과 대미환율 모두 상승 시에 나타나는 것으로 추정되었으며, 수입곡물 가격은 1~2개월 시차를 두고 전이되며 대미환율은 2~5개월 시차를 두고 전이되는 것으로 추정되었다.²⁰ 이러한 단기 효과에 더하여 장기적인 오차 수정 효과를 포함한 충격반응 효과는 10% 수입곡물 가격 상승 시 6개월 이후에 0.29% 소비자물가가 상승하는 것으로 나타나 충격 영향이 반기 이내에 대부분 반영된다는 것을 알 수 있다.²¹

17 이러한 최적시차 식별은 통상인 AIC, BIC 등의 기준을 사용할 경우 발생할 수 있는 설정오류를 줄이기 위한 방안으로 general-to-specific approach로 불린다. 가능한 최대 시차는 월별 시계절성이 존재할 수 있다는 측면에서 자기회귀 시차(p)는 12개월로 설정했으며 단기 효과를 나타내는 시차 분포항의 시차(q)는 거의 모든 설정에서 3개월 이상의 시차는 유의미하지 않았다.

18 <표 6>의 각주를 참고하기 바란다.

19 $\log(\text{대미환율})$ - 추정치는 통계학적으로 유의미하지 않으나 음(-, 대미환율 하락 시 소비자물가 상승 영향)으로 추정되어 설정오류를 발생시킬 가능성이 있어 0으로 제약하여 추정하였다.

20 대미환율의 단기효과는 2개월과 5개월 시차변수가 유의미하게 추정되는데 2개월 시차는 수입곡물 가격 반영과 비슷한 형태로 통상적인 가격 반영으로 볼 수 있으며 5개월 시차는 수입곡물 가공업체의 대금 지급시기가 3~6개월가량 시차를 가지는 것과 관련된 것으로 판단된다.

수입곡물 가격과 대미환율 이외에 통제변수로 도입된 변수들의 소비자물가에 대한 영향을 살펴 보면, 우선, 곡물 제외 수입 물가가 10% 변동할 때 1.15%(=-0.017/-0.148)의 소비자물가가 통계학 적으로 유의미하게 변동하는 것으로 추정되었다. 이는 수입 곡물 가격 상승 영향(10% 상승 시 0.39% 상승)의 약 3배에 이르는 것이다. 임금은 10% 상승(하락) 시 소비자물가는 0.61% 상승(하락)하며 이자율은 10% 상승(하락) 시 소비자물가는 0.2% 하락(상승)하는 것으로 추정되었다. 임 금은 생산요소 비용으로서 생산비 상승으로 인한 물가 영향이 반영된 것으로 판단되나 이자율은 자 본 비용을 통한 생산비 측면보다는 거시경제 측면에서 통화량 변동을 통한 물가 영향으로²² 역의 관계로 추정된 것으로 보인다.

표 6. 소비자물가지수(CPI) 영향 분석

| 구분 | | 종속변수: $\Delta \log(\text{소비자물가지수(CPI)})$ | | | |
|------------------|--------------------------------|--|----------------------|----------------------|----------------------|
| 설명변수 | 시차 | (1) | (2) | (3) | |
| 장기 효과 (공적분관계) | $\log(\text{소비자물가지수})$ | $t-1$ | -0.114*** (0.042) | -0.135*** (0.040) | -0.148*** (0.026) |
| | $\log(\text{수입곡물 가격})+$ | $t-1$ | 0.009** (0.003) | 0.005 (0.003) | 0.006** (0.003) |
| | $\log(\text{수입곡물 가격})-$ | $t-1$ | 0.007** (0.004) | -0.002 (0.004) | 0.001 (0.002) |
| | $\log(\text{대미환율})+$ | $t-1$ | 0.000 (0.004) | 0.010** (0.004) | 0.009*** (0.003) |
| | $\log(\text{대미환율})-$ | $t-1$ | -0.021 (0.013) | 0.011 (0.015) | - |
| | $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ | $t-1$ | | 0.021*** (0.005) | 0.017*** (0.003) |
| | $\log(\text{임금})$ | $t-1$ | -0.005 (0.006) | 0.012* (0.007) | 0.009* (0.005) |
| | $\log(\text{이자율})$ | $t-1$ | 0.001 (0.001) | -0.004** (0.002) | -0.003** (0.001) |
| | 상수항 | - | 0.537*** (0.189) | 0.356* (0.185) | 0.457*** (0.106) |
| 단기 효과 (시차분포항) | $\Delta \log(\text{수입곡물 가격})+$ | t | -0.003 (0.008) | -0.000 (0.007) | |

21 별첨의 <부도 1>을 참조 바란다.

22 거시 경제적 측면에서 이자율이 하락할 경우 대출 증가에 따른 통화량이 증가하며 이러한 통화량 증대는 물가 상승으로 이어진다.

(계속)

| 구분 | | 종속변수: $\Delta \log(\text{소비자물가지수(CPI)})$ | | | |
|------------------|--------------------------------|--|-------------------|--------------------|---------------------|
| 설명변수 | 시차 | (1) | (2) | (3) | |
| 단기 효과 (시차분포항) | $\Delta \log(\text{수입곡물 가격})+$ | $t-1$ | 0.011 (0.008) | 0.016** (0.008) | 0.013** (0.006) |
| | | $t-2$ | 0.016* (0.008) | 0.019** (0.008) | 0.019*** (0.006) |
| | | $t-3$ | 0.009 (0.008) | 0.010 (0.008) | |
| | | $t-4$ | 0.003 (0.008) | 0.004 (0.008) | |
| | | $t-5$ | -0.003 (0.008) | -0.003 (0.008) | |
| | $\Delta \log(\text{수입곡물 가격})-$ | t | 0.012 (0.009) | 0.006 (0.008) | |
| | | $t-1$ | -0.004 (0.009) | -0.001 (0.009) | |
| | | $t-2$ | -0.001 (0.009) | 0.001 (0.008) | |
| | | $t-3$ | -0.002 (0.009) | -0.002 (0.009) | |
| | | $t-4$ | 0.013 (0.009) | 0.012 (0.009) | |
| | $\Delta \log(\text{대미환율})+$ | t | 0.004 (0.016) | 0.016 (0.015) | |
| | | $t-1$ | -0.013 (0.017) | -0.003 (0.016) | |
| | | $t-2$ | 0.030* (0.017) | 0.036** (0.016) | 0.028** (0.013) |
| | | $t-3$ | 0.013 (0.017) | 0.020 (0.016) | |
| | | $t-4$ | 0.018 (0.017) | 0.022 (0.016) | |
| | $\Delta \log(\text{대미환율})-$ | t | -0.003 (0.021) | 0.015 (0.021) | |
| | | $t-5$ | 0.015 (0.016) | 0.019 (0.016) | 0.026** (0.012) |

(계속)

| 구분 | | 종속변수: $\Delta \log(\text{소비자물가지수(CPI)})$ | | | |
|------------------|-----------------------------|--|---------------------|----------------------|----|
| 설명변수 | 시차 | (1) | (2) | (3) | |
| 단기 효과 (시차분포항) | $\Delta \log(\text{대미환율})-$ | $t-1$ | -0.005 (0.022) | -0.018 (0.021) | |
| | | $t-2$ | -0.032 (0.022) | -0.037* (0.021) | |
| | | $t-3$ | -0.014 (0.021) | -0.019 (0.020) | |
| | | $t-4$ | -0.046** (0.020) | -0.050*** (0.019) | |
| | | $t-5$ | -0.012 (0.019) | -0.013 (0.018) | |
| AR항 | | - | 생략 | 생략 | 생략 |
| 장기 효과 | 수입곡물 가격+ | 0.076*** | 0.037* | 0.039*** | |
| | 수입곡물 가격- | -0.063 | 0.014 | -0.006 | |
| | 대미환율+ | 0.004 | 0.072** | 0.064*** | |
| | 대미환율- | 0.187*** | -0.084 | - | |
| 비대칭성 검정 | 장기: 수입곡물 | 0.14 | 2.179 | 6.517** | |
| | 장기: 대미환율 | 4.44** | 0.011 | 9.453*** | |
| | 단기: 수입곡물 | 0.32 | 0.058 | 10.66*** | |
| | 단기: 대미환율 | 5.914** | 10.720*** | 7.44*** | |
| 공적분 검정 | t_{BDM} | -2.736 | -3.385 | -5.733 | |
| | F_{PSS} | 1.811 | 5.592 | 9.019 | |
| Q-통계량(lag=40) | | 35.57 | 43.33 | 50.55 | |
| (p-값) | | 0.67 | 0.331 | 0.123 | |
| 관측치 수 | | 218 | 218 | 218 | |

주: () 안은 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. L^{\pm} 는 공적분 계수인 $\beta^{\pm} = -\theta^{\pm}/\rho$ 의 추정치를 나타내며 통계적 유의성은 $H_0: \beta^{\pm} = 0$ 를 F-검정한 것이다. t_{BDM} 는 $H_0: \rho = 0$, $H_a: \rho < 0$ 를 검증하는 Banerjee et al.(1998)의 t-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 k=1, k=2일 경우 각각 -2.91, -3.21이며, F_{PSS} 는 $H_0: \rho = \theta = 0$ 를 검증하는 Pesaran et al.(2001)의 F-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 k=1, k=2일 경우 각각 4.78, 4.14이다. 여기서 k는 공적분 관계에 포함된 설명변수의 개수로 x_t^{\pm} 의 경우 1과 2 사이의 값을 가진다. W^{LR} 은 $H_0: \beta^+ (= \theta^+/\rho) = \beta^- (= \theta^-/\rho)$ 를 검증하는 Wald 통계량이며, L^{SR} 은 귀무가설 $\sum_i^q = {}_0\pi_i^+ = \sum_i^q = {}_0\pi_i^-$ 를 검증하는 Wald 통계량을 나타낸다. Q-통계량은 시차 40인 Portmanteau Q-통계량을 나타내며, 오차항이 백색잡음 과정이라는 귀무가설을 검증한다.

4.2. 주요 품목 영향 분석

본 절에서는 수입곡물 및 수입곡물 가공품을 중간 투입재로 많이 사용하여 생산되는 품목인 축산물, 가공식품 및 외식 물가의 수입곡물 가격변동 영향을 개별적으로 분석하였다. 이러한 세부적인 분석은 수입곡물을 통한 가격 전이 형태를 보다 구체적으로 이해하는 데 도움을 줄 뿐만 아니라 개별 영향을 물가 가중치로 가중평균하고 전체 물가지수에 대한 영향을 도출하여 4.1절의 결과와 상호 검증하는 용도로 사용할 수 있다.

<표 7>은 수입곡물 가격이 축산물에 전이되는 형태를 분석한 결과이다. 분석은 두 가지 접근 방법을 선택하여 결과를 상호 검증할 수 있도록 하였다. 첫 번째 방법은 사료용 수입곡물 가격의 사료 물가에 대한 가격 전이를 먼저 분석하고, 이후 사료에서 축산물로의 가격 전이를 분석하는 것으로 두 번에 걸쳐 분석을 수행하였다. 두 번째 방법은 사료용 수입곡물 가격을 축산물 물가에 대해 회귀 분석하여 사료로 전환되는 단계를 생략하였다. 첫 번째 방법에서 사료 물가를 종속변수로 하여 수행된 분석은 설명변수로 사료용 수입곡물 가격 이외에 환율, 수입원유 가격, 임금, 이자율을 사용하였으며 축산물 물가를 종속변수로 한 분석에서는 환율과 수입원유 가격을 제외하는 대신 원화로 표시된 수입축산물 물가를 도입하여 국내 축산물 시장에서 수입산과 국내산의 경쟁상황을 반영하도록 하였다. 두 번째 방법의 추정에서는 첫 번째 방법에서 사용된 모든 통제변수를 포함하였다.

사료용 수입곡물이 사료 물가에 미치는 영향은 매우 뚜렷하게 추정되었는데 사료용 곡물 가격 10% 상승 및 하락 시에 사료 물가는 장기적으로 5.4%가 상승, 4.8%가 하락하여 통계학적으로 유의미한 비대칭성을 보여주지 않았다. 이는 사료산업에서 수입곡물이 생산원가의 많은 부분을 차지할 뿐만 아니라 다수의 민간 사료업체가 경쟁하는 가운데 농협사료의 가격견제 기능이 잘 작동하는 효율적인 시장구조로 인한 것으로 보인다.²³ 반면, 사료에서 축산물로의 가격 전이는 10% 사료 물가 상승 및 하락 시 각각 3.2%, 4.2%가 상승 및 하락하는 것으로 추정되었으나 유의수준 10%에서도 통계학적으로 유의미하지 않았다. 이는 축산물 가격이 축산물의 생산비를 반영하기보다는 주로 시장의 수급에 의해 결정되기 때문인 것으로 판단된다. 이렇게 사료 물가와 축산물 물가의 가격 전이가 불명확함에 따라 사료용 수입곡물 가격을 축산물 물가에 직접 회귀 분석한 결과 (3)도 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 추정되었다.

23 김종진 외(2017)의 연구는 국내 배합사료 시장을 경쟁이 비교적 활성화된 시장으로 판단하였다.

장기적인 균형관계의 통제변수들은 각 분석에서 서로 다른 영향을 보이는데 특히, 이자율은 사료 물가를 종속변수로 한 분석(결과 1)에서 양의 값으로 유의미하게 추정된 것을 확인할 수 있다. 이는 사료산업이 대규모 설비를 필요로 하는 장치산업이어서 자본이 생산요소로서 기능하는 측면이 큰 점이 반영된 것으로 보인다.

표 7. 축산 분야 가격 전이 분석

| 설명변수 | | 종속변수: △log(사료 물가) | 종속변수: △log(축산물 물가) | 종속변수: △log(축산물 물가) | |
|------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| 변수명 | 시차 | (1) | (2) | (3) | |
| 장기 효과 (공적분관계) | log(종속변수) | $t-1$ | -0.120*** (0.025) | -0.066*** (0.025) | -0.061** (0.023) |
| | log(사료용 수입곡물 가격) | $t-1$ | 0.065*** (0.016) | | 0.018 (0.015) |
| | log(사료용 수입곡물 가격)+ | $t-1$ | 0.058*** (0.015) | | 0.003 (0.014) |
| | log(사료 물가)+ | $t-1$ | | 0.021 (0.018) | |
| | log(사료 물가)- | $t-1$ | | 0.028 (0.049) | |
| | log(대미환율)+ | $t-1$ | 0.045** (0.022) | | |
| | log(대미환율)- | $t-1$ | | | 0.037 (0.048) |
| | log(원유수입 물가: 달러 표시) | $t-1$ | -0.000 (0.004) | | 0.001 (0.008) |
| | log(수입축산물 물가: 원화 표시) | $t-1$ | | 0.003 (0.025) | 0.012 (0.024) |
| | log(임금) | $t-1$ | -0.031 (0.028) | 0.011 (0.021) | -0.001 (0.041) |
| | log(이자율) | $t-1$ | 0.012** (0.006) | -0.008 (0.009) | -0.013 (0.009) |
| | 상수항 | - | 0.776*** (0.368) | 0.158 (0.253) | 0.233 (0.521) |
| 단기 효과 (시차분포항) | △ log(사료용 수입곡물 가격)+ | t | | | 0.076* (0.043) |
| | | $t-1$ | 0.069** (0.031) | | 0.121*** (0.043) |

(계속)

| 설명변수 | | 종속변수: Δlog(사료 물가) | 종속변수: Δlog(축산물 물가) | 종속변수: Δlog(축산물 물가) |
|------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 변수명 | 시차 | (1) | (2) | (3) |
| 단기 효과 (시차분포항) | Δ log(사료용 수입곡물 가격)+ | t-2 | 0.048 (0.029) | 0.111** (0.043) |
| | Δ log(사료용 수입곡물 가격)- | t | 0.121*** (0.028) | |
| | Δ log(사료물가)+ | t-2 | | 0.155* (0.095) |
| | Δ log(대미환율)+ | t-2 | 0.255*** (0.066) | |
| t-6 | | | | 0.154* (0.088) |
| AR항 | | - | 생략 | 생략 |
| 장기 효과 | 사료용 수입곡물 가격+ | | 0.544*** | 0.294 |
| | 사료용 수입곡물 가격- | | -0.480*** | -0.044 |
| | 사료 물가+ | | | 0.316 |
| | 사료 물가+ | | | -0.419 |
| | 대미환율+ | | 0.375*** | - |
| 대미환율- | | - | | -0.615 |
| 비대칭성 검정 | 장기: 사료용 수입곡물 가격 | | 1.097 | 0.831 |
| | 장기: 사료 물가 | | | 0.027 |
| | 장기: 대미환율 | | 7.629*** | 0.492 |
| | 단기: 사료용 수입곡물 가격 | | 0.007 | 17.50*** |
| | 단기: 사료 물가 | | | 2.65 |
| 단기: 대미환율 | | 14.930*** | 3.027* | |
| 공적분 검정 | t_{BDM} | | -4.758 | -2.669 |
| | F_{PSS} | | 8.059 | 3.036 |
| Q-통계량(lag=40) | | | 37.27 | 42.08 |
| (p-값) | | | 0.594 | 0.381 |
| 관측치 수 | | | 227 | 218 |

주: () 안은 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. L^{\pm} 는 공적분 계수인 $\beta^{\pm} = -\theta^{\pm}/\rho$ 의 추정치를 나타내며 통계적 유의성은 $H_0: \beta^{\pm} = 0$ 를 F-검정한 것이다. t_{BDM} 는 $H_0: \rho = 0$, $H_a: \rho < 0$ 를 검증하는 Banerjee et al.(1998)의 t-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 k=1, k=2일 경우 각각 -2.91, -3.21이며, F_{PSS} 는 $H_0: \rho = \theta = 0$ 을 검증하는 Pesaran et al.(2001)의 F-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 k=1, k=2일 경우 각각 4.78, 4.14이다. 여기서 k는 공적분 관계에 포함된 설명변수의 개수로 x_t^k 의 경우 1과 2 사이의 값을 가진다. W^{LR} 은 $H_0: \beta^{\pm} (= \theta^{\pm}/\rho) = \beta^{\mp} (= -\theta^{\mp}/\rho)$ 를 검증하는 Wald 통계량이며, L^{SR} 은 귀무가설 $\sum_i^q =_0 \pi_i^+ = \sum_i^q =_0 \pi_i^-$ 를 검증하는 Wald 통계량을 나타낸다. Q-통계량은 시차 40인 Portmanteau Q-통계량을 나타내며, 오차항이 백색잡음 과정을 따른다는 귀무가설을 검증한다.

수입곡물 가격은 가공식품과 외식 물가에 통계학적으로 유의미하게 비대칭적으로 전이되는 것으로 분석되었다. 가공식품 물가는 수입곡물 가격 10% 상승 및 하락 시 장기적으로 각각 3.4%, 1.1% 상승 및 하락하는 것으로 추정되어 유의수준 1%에서 유의미한 장기 비대칭적 가격 전이를 보였다. 또한, 외식 물가도 수입곡물 가격 10% 상승 시에는 0.58% 상승하나 하락 시에는 가격 전이가 발생하지 않은 것으로 추정되어 장기적인 가격 전이가 비대칭적으로 나타나는 것으로 분석되었다. 통제변수들의 영향은 두 회귀식에서 서로 다른 영향을 주는 것으로 나타났는데 가공식품 물가는 곡물 제외 수입 물가와 이자율이 유의미한 변수로 추정되었으나 외식 물가에서는 임금이 유의미하게 추정되었다.

표 8. 가공식품 및 외식 물가 영향 분석

| 구분 | | 종속변수: $\Delta \log(\text{가공식품 물가})$ | 종속변수: $\Delta \log(\text{외식 물가})$ | |
|------------------|--------------------------------|-------------------------------------|-----------------------------------|----------------------|
| 설명변수 | 시차 | (1) | (2) | |
| 장기 효과 (공적분관계) | $\log(\text{종속변수})$ | $t-1$ | -0.053*** (0.016) | -0.062*** (0.016) |
| | $\log(\text{수입곡물 가격})+$ | $t-1$ | 0.018*** (0.003) | 0.004** (0.002) |
| | $\log(\text{수입곡물 가격})-$ | $t-1$ | 0.006* (0.003) | |
| | $\log(\text{대미환율})+$ | $t-1$ | 0.003 (0.005) | 0.000 (0.002) |
| | $\log(\text{대미환율})-$ | $t-1$ | 0.032*** (0.012) | |
| | $\log(\text{곡물 제외 수입 물가})$ | $t-1$ | 0.009* (0.005) | 0.001 (0.002) |
| | $\log(\text{임금})$ | $t-1$ | 0.015 (0.010) | 0.010** (0.004) |
| | $\log(\text{이자율})$ | $t-1$ | -0.003* (0.002) | 0.001 (0.001) |
| | 상수항 | - | 0.014 (0.160) | 0.143** (0.055) |
| 단기 효과 (시차분포항) | $\Delta \log(\text{수입곡물 가격})+$ | t | 0.017** (0.008) | |
| | | $t-1$ | | 0.013*** (0.005) |

(계속)

| 구분 | | 종속변수: $\Delta\log(\text{가공식품 물가})$ | 종속변수: $\Delta\log(\text{외식 물가})$ |
|------------------|--------------------------------|------------------------------------|----------------------------------|
| 설명변수 | 시차 | (1) | (2) |
| 단기 효과 (시차분포항) | $\Delta \log(\text{수입곡물 가격})+$ | $t-2$ | 0.009* (0.005) |
| | | $t-3$ | 0.012*** (0.004) |
| | $\Delta \log(\text{대미환율})+$ | t | 0.016* (0.009) |
| AR항 | | - | 생략 |
| 장기 효과 | 수입곡물 가격+ | 0.340*** | 0.058*** |
| | 수입곡물 가격- | -0.107* | 0 |
| | 대미환율+ | 0.053 | 0.008 |
| | 대미환율- | -609* | 0 |
| 비대칭성 검정 | 장기: 수입곡물 | 7.762*** | 7.071*** |
| | 장기: 대미환율 | 2.689* | 0.0386 |
| | 단기: 수입곡물 | 4.454** | 16.92*** |
| | 단기: 대미환율 | | 3.127* |
| 공적분 검정 | t_{BDM} | -3.408 | -3.809 |
| | F_{PSS} | 11.212 | 5.009 |
| Q-통계량(lag=40) | | 31.59 | 35.89 |
| (p-값) | | 0.826 | 0.656 |
| 관측치 수 | | 223 | 218 |

주: () 안은 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미한다. L^\pm 는 공적분 계수인 $\beta^\pm = -\theta^\pm/\rho$ 의 추정치를 나타내며 통계적 유의성은 $H_0: \beta^\pm = 0$ 를 F-검증한 것이다. t_{BDM} 는 $H_0: \rho = 0$, $H_a: \rho < 0$ 를 검증하는 Banerjee et al.(1998)의 t-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 $k=1$, $k=2$ 일 경우 각각 -2.91, -3.21이며, F_{PSS} 는 $H_0: \rho = \theta = 0$ 을 검증하는 Pesaran et al.(2001)의 F-통계량으로 유의수준 10% 임계값은 $k=1$, $k=2$ 일 경우 각각 4.78, 4.14이다. 여기서 k 는 공적분 관계에 포함된 설명변수의 개수로 x_i^\pm 의 경우 1과 2 사이의 값을 가진다. W^{LR} 은 $H_0: \beta^+ (= \theta^+/\rho) = \beta^- (= \theta^-/\rho)$ 를 검증하는 Wald 통계량이며, L^{SR} 은 귀무가설 $\sum_i^q = {}_0\pi_i^+ = \sum_i^q = {}_0\pi_i^-$ 를 검증하는 Wald 통계량을 나타낸다. Q-통계량은 시차 40인 Portmanteau Q-통계량을 나타내며, 오차항이 백색잡음 과정을 따른다는 귀무가설을 검증한다.

4.3. 분석 결과 논의

이상의 전체 및 개별 품목의 소비자물가에 대한 분석 결과는 상호 일관성을 유지하여야 신뢰성을 확보할 수 있다. 구체적인 가격 전이 정도를 비교하기 전에 가격 전이의 비대칭성을 우선 살펴보면, 전체 소비자물가를 대상으로 한 분석에서는 수입곡물 가격 상승 시에만 유의미하게 소비자물가 상승으로 귀결되는 것으로 나타났다. 개별 품목에 대한 분석에서는 가공식품과 외식의 경우 통계학적

으로 유의미한 비대칭성을 보였으나 축산물에 대한 영향은 수입곡물이 사료로의 전이 과정에는 대칭성이 유지되는 것으로 추정되었다. 다만, 사료 가격에서 축산물 가격으로 전이 과정이 통계학적으로 유의미하게 분석되지 않아 비대칭적 가격 전이 유무를 판단할 수 없었다. 그러나 수입곡물의 축산물로의 가격 전이 분석에서 단기적인 가격 전이의 비대칭성이 유의 수준 1% 수준에서 검증되어 전체와 개별품목의 가격 전이 방향성에 대한 일관성은 확보될 수 있었다.

다음으로 통계학적으로 유의미하게 추정된 수입곡물 가격 상승 시의 영향 정도를 비교하면, 전체 소비자물가지수를 대상으로 한 분석에서 수입곡물 가격 10% 상승 시 전체 소비자물가지수는 0.39% 상승하는 것으로 분석되었다. 개별 품목의 경우, 수입곡물 가격 10% 상승 시 가공식품과 외식 소비자물가지수는 각각 3.40%, 0.58% 상승하는 것으로 분석되었다. 축산물 소비자물가지수에 대한 영향은 통계학적인 유의성이 확보되지 않았으나 직접적인 영향분석에서는 2.94%, 사료로의 전이를 거치는 분석의 경우 1.72%(=0.544×0.316)로 계산된다. 이를 소비자물가지수 가중치를 적용하여 전체 소비자물가지수에 대한 영향을 계산하면, 통계학적으로 유의미한 가공식품과 외식만으로 계산할 경우 3.2%(=3.40×0.0719(가공식품 소비자물가 가중치)+0.58×0.1266(외식 소비자물가 가중치))로 계산된다. 또한, 직접적인 축산물 전이를 포함할 경우 3.9%, 사료로의 전이를 거치는 축산물 전이를 포함할 경우 3.6%로 각각 계산된다. 이는 거의 대부분의 수입곡물 가격 변동의 소비자물가 전이는 축산물, 가공식품 및 외식을 통해 이루어진다는 의미로, 산업연관분석에서의 산업간 거래관계와 일관성을 유지하는 결과라 할 수 있다. 반면, 누락변수에 의한 편향의 발생 가능성이 있는 <표 6>의 결과 (1)은 수입곡물 가격 10% 상승 시 7.6% 전체 소비자물가가 상승한다는 것으로 추정되어 이러한 누락변수에 대한 고려가 중요함을 확인할 수 있다.

5. 결론

본 연구는 설정 오류를 줄일 수 있게 설계된 비선형 ARDL 모형을 이용하여 수입곡물 가격변동의 국내 소비자물가 영향을 살펴보았다. 분석 결과 수입곡물 가격은 상승 시에만 소비자물가에 전이되는 것으로 추정되었으며, 구체적으로 10% 수입곡물 가격 상승 시 0.39% 전체 소비자물가가

상승하는 것으로 계산되었다. 이러한 분석 결과는 수입곡물 관련 개별 소비자물가들로 분석한 경우도 비슷한 결과를 보이며 산업연관표에 나타난 수입곡물의 가치사슬 구조와도 일관성을 유지하여 결과의 신뢰성을 담보할 수 있었다.

이러한 분석 결과는 2006년 대비 2008년 전체 소비자물가 7.3% 상승 중 4.6%(=118.5%(동기 간 수입곡물 가격 상승률) \times 0.039(공적분 계수 추정치))의 소비자물가 상승이 수입곡물 가격 상승에서 기인하였다는 의미로 볼 수 있다. 즉, 세계 곡물 시장 위기는 국내 소비자물가 상승으로 이어질 가능성이 매우 크다는 것이다. 따라서 세계 곡물 시장 위기 대응 체계는 이러한 정도의 수입곡물의 국내 물가 영향을 고려하여 설계되어야 한다. 즉, 1970년대 초반과 2007~2008년의 세계 곡물 시장 위기로 곡물 가격이 2배 이상 상승하였으므로, 세계 곡물 시장 위기 대응 체계는 약 5% 이상의 전체 소비자물가지수 상승 가능성을 고려하여 설계되어야 한다. 이에 더해 수입곡물 가격 상승이 특히 가공식품, 외식, 사료 산업 및 이들 산업의 수요자에게 주로 영향을 미치므로 이에 대한 고려도 있어야 한다.

본 연구는 시계열 가격 자료를 이용하여 수입곡물 가격변동이 국내 소비자물가에 미치는 영향을 분석하여, 국내에서 세계 곡물 시장 위기에 대응할 수 있는 체계 구축의 기초자료를 제공하였다는 측면에서 의의가 있다. 더하여, 이제까지 개별 품목 혹은 산업을 중심으로 이루어졌던 연구를 수입곡물 관련 산업 전반을 포괄하여 국민경제 전체에 미치는 영향을 추정하였다는 점에서도 여타 연구와 차별성이 존재한다. 또한 시계열 자료 분석에서 흔히 발생할 수 있는 설정 오류와 누락변수에 의한 편이 문제를 명시적으로 고려하였다는 점도 여타 연구와 차별된다.

그러나 이러한 학술 혹은 정책적 측면에서의 기여에도 본 연구는 수입곡물 관련 산업의 비용구조를 직접 분석하지 않아 수입곡물 가격 상승 시 수입곡물 가공품의 적정 가격 전이 수준을 식별하지 못하였다. 또한, 사료를 제외한 거의 모든 수입곡물 가공품에서 비대칭적 가격 전이 현상이 발생하는 것을 확인하였으나 이러한 비대칭적 가격 전이 발생 원인이 시장지배력에 의한 것인지, 기업의 비용구조 혹은 정부의 정책에 기인하는 것인지에 대해서도 밝혀내지 못하였다. 본 연구의 이러한 한계 점은 수입곡물 가공 산업에 대한 추가적인 후속 연구를 통해 해결될 수 있기를 기대한다.

참고 문헌

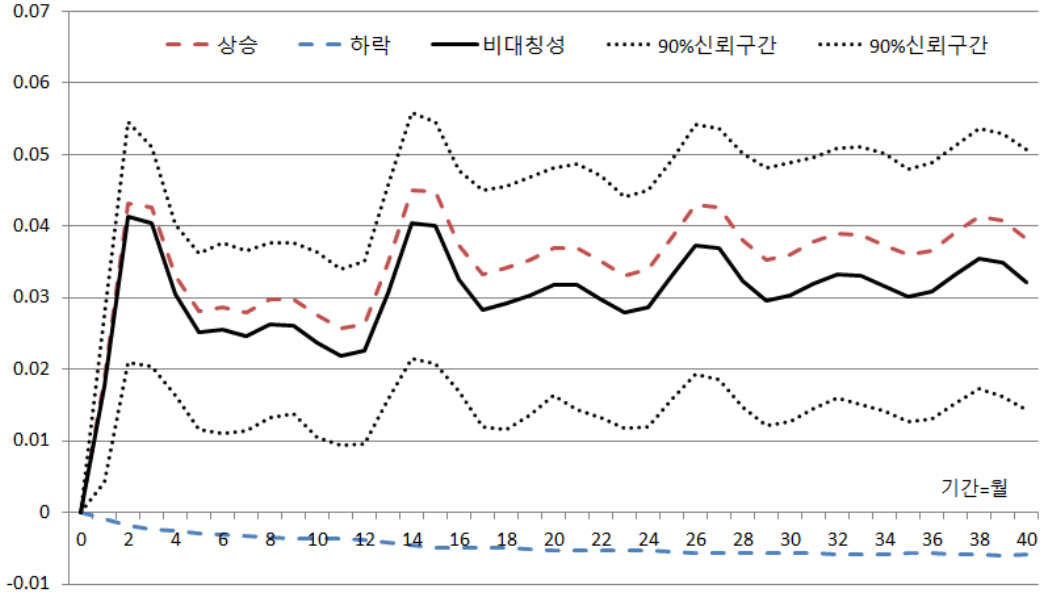
- 강체재. 2009. “한국의 식량안보 확보 방안으로서 해외농업개발.” 서울시립대학교 석사학위 논문.
- 권태진, 남민지, 김완배. 2010. 『식량안보체계 구축을 위한 해외농업개발과 자원 확보 방안(2/3차연도)-해외농업개발과 협력의 연계』. 연구보고 R630-3. 한국농촌경제연구원.
- 김관수, 임정빈, 안동환. 2012. 『국제원자재 가격상승이 가공식품 물가에 미치는 영향 연구』. 한국농수산식품유통공사.
- 김병률, 이병훈, 전익수, 윤종열, 민자혜. 2011. 『해외농업개발의 사업타당성 분석』. 연구보고 R646-1. 한국농촌경제연구원.
- 김용택, 이은수, 김용진, 김승현. 2017. 『민간중심의 해외곡물 안정적 확보 및 도입방안』. 농림축산식품부.
- 김종진, 최선우. 2015. “국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 분석.” 『농촌경제』 제38권 제2호. pp. 1-30. 한국농촌경제연구원. <https://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.2.001>
- 김종진, 승준호, 김지연, 최선우, 임권택. 2016. 『수입곡물 가공 산업의 구조 및 시장성과 분석(1/2차년도)-식품소재 산업을 중심으로』. R793. 한국농촌경제연구원.
- 김종진, 윤종열, 김지연, 박지원. 2017. 『수입곡물 가공 산업의 구조 및 시장성과 분석(2/2차년도)-배합사료 산업을 중심으로』. R825. 한국농촌경제연구원.
- 김종진, 김지연. 2016a. “국제곡물시장 조기경보모형에 대한 개선연구.” 『농촌경제』 제39권 제1호. <http://doi.org/10.36464/jrd.2016.39.1.002>
- 김종진, 김지연. 2016b. “인공신경망모형을 이용한 국제곡물 조기경보지수 개발.” 『농촌경제』 제39권 제2호. <http://doi.org/10.36464/jrd.2016.39.2.004>
- 김종진, 김지연, 공민지, 최선우, 이동주, 최주호. 2014. 『국제곡물 조기경보시스템 구축』. 한국농촌경제연구원.
- 김태훈, 김배성. 2009. “곡물가공품 가격의 반응시차와 비대칭적 가격전이 분석.” 『농촌경제』 제32권 제1호. <http://doi.org/10.36464/jrd.2009.32.1.002>
- 김태훈, 승준호. 2009. “신호접근법을 이용한 국제곡물가격 조기경보시스템.” 『농촌경제』 제32권 제3호. <http://doi.org/10.36464/jrd.2009.32.3.004>
- 김한호, 안병일, 윤형현, 김향금, 이령. 2018. 『비상시 해외식량 안전공급 방안』. 한국농어촌공사.
- 성명환, 이동소, 손은애. 2014. 『국제곡물시장분석과 해외곡물시장정보시스템 구축 및 운영(3/3차연도)』. 연구보고 R717. 한국농촌경제연구원.
- 안병일, 한두봉. 2012. “식량안보에 관한 다양한 접근 시각과 정책과제.” 『농업경영. 정책연구 39(4)』. 농업정책학회. UCI:G704-000650.2012.39.4.016
- 양승룡. 2014. 『인공 신경망을 이용한 국제곡물 조기경보시스템 개발』. 고려대학교 산학협력단. 한국농촌경제연구원 위탁연구보고서.
- 이대섭, 최용욱, 이윤정, 안규미, 석현덕. 2017. 『해외농업개발 활성화를 위한 중장기 추진전략 수립연구』. M150. 한국농촌경제연구원.
- 이용선, 성명환, 정학균, 전해미. 2011. 『수입원재료 가격 상승의 식품물가 파급영향과 대응방향』. 정책연구보고 P147. 한국농촌경제연구원.
- 이정환, 김환호, 이승정, 정혜선, 조영득, 우가영. 2012. 『국가곡물조달시스템을 이용한 주요곡물 비축방안』. 농림축산식품부.
- 이철호, 문현팔, 최양도, 김용택, 유명애, 손홍석. 2009. 『우리나라 식량안보의 문제점과 개선방안』. 한국과학기술한림원.

- 전상곤, 한석호, 최진용. 2013. “수입곡물과 국내 주요 곡물가공품간의 가격전이 분석.” 『농업경영·정책연구』 제40권 제4호, pp. 987-1005. UCI:G704-000650.2013.40.4.008
- 최용규, 이남호, 송양훈, 공기서, 윤지완, 김형태, 조윤경, 변규환. 2014. 『해외농업개발사업 중간평가 및 향후 개선방안』. FAO한국협회.
- Banerjee A, Dolado J, Mestre R. 1998. “Error-correction mechanism tests for co-integration in a single-equation framework.” *Journal of Time Series Analysis*. vol. 19, pp. 267-283. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger. 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica*. vol. 55, pp. 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. 2001. “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships.” *Journal of Applied Econometrics*. vol. 16, pp. 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M.J. 2014. “Modelling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework.” In William C. Horrace and Robin C. Sickles (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. pp. 281-314. New York (NY): Springer Science & Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Wolfram, R. 1971. “Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches: some critical notes.” *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 53, pp. 356-359. <https://doi.org/10.2307/1237842>
- 관세청 수출입무역통계. <<http://unipass.customs.go.kr>>. 검색일: 2019. 2. 19.
- 대한건설협회, 건설업임금실태조사. <<http://kosis.kr>>. 검색일: 2019. 3. 5.
- 통계청, 「소비자물가조사」. <<http://kosis.kr>>. 검색일: 2019. 3. 5.
- 한국은행, 「생산자물가조사」. <<http://kosis.kr>>. 검색일: 2019. 3. 5.
- 한국은행. 2014. 『산업연관표』.

| |
|-----------------------|
| 원고 접수일: 2019년 11월 20일 |
| 원고 심사일: 2020년 01월 15일 |
| 심사 완료일: 2020년 06월 25일 |

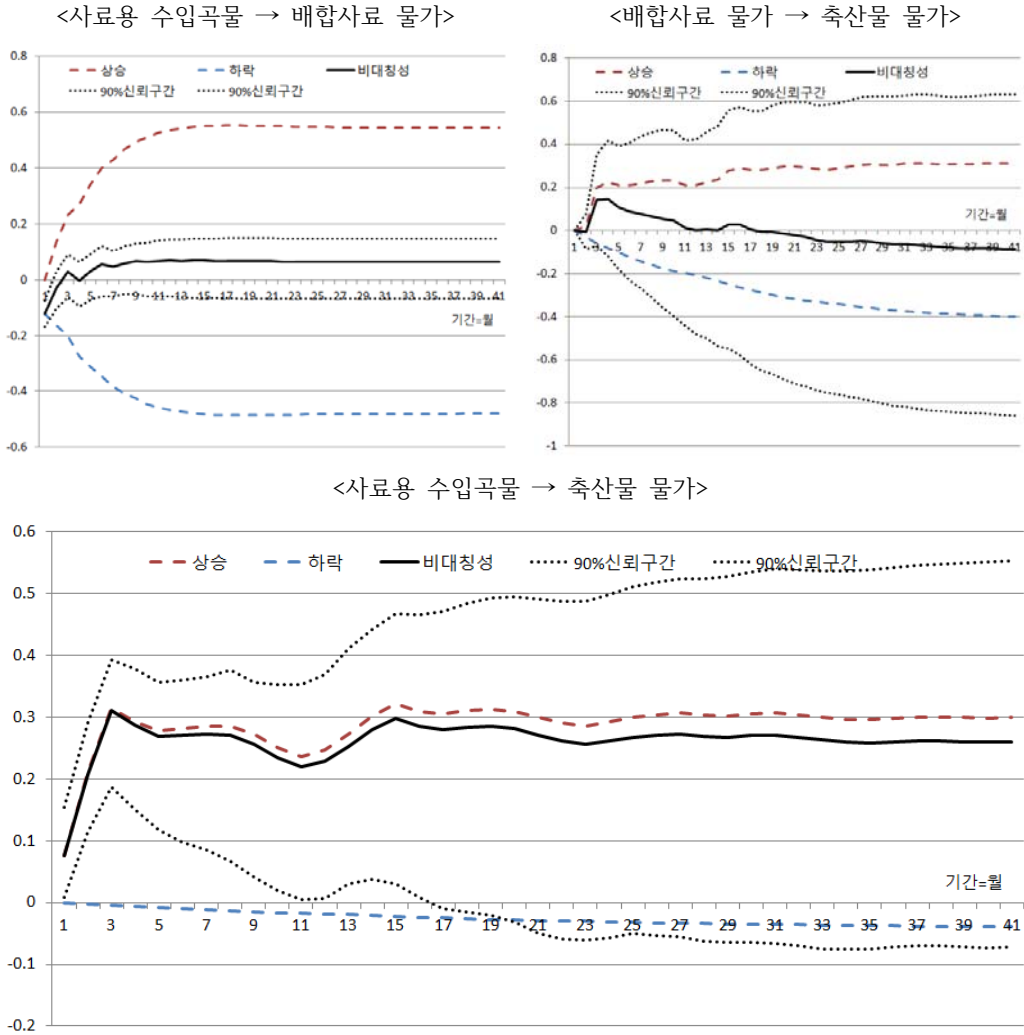
부록: 수입곡물 가격 전이 행태

부도 1. 수입곡물 가격의 전체 소비자물가 영향



주: <표 6>의 결과 (3)을 바탕으로 저자 작성함.

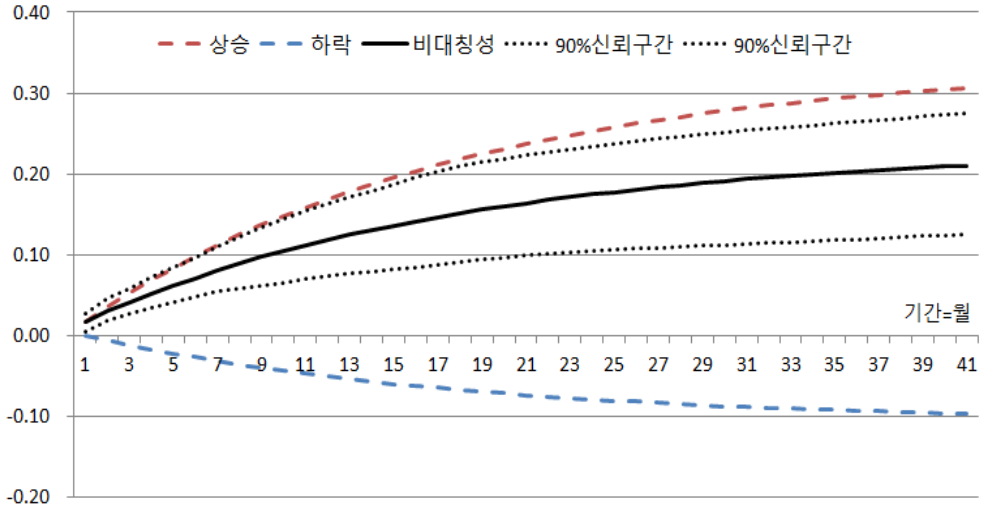
부도 2. 수입곡물 가격의 축산물 물가 영향



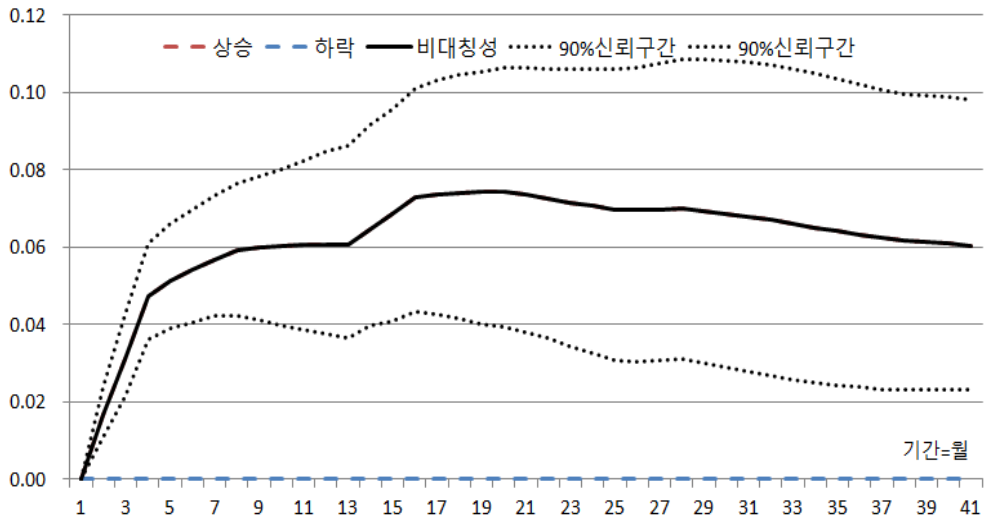
주: <표 7>의 결과를 바탕으로 저자 작성함.

부도 3. 수입곡물 가격의 가공식품 및 외식 물가 영향

<수입곡물 → 가공식품>



<수입곡물 → 외식>



주: <표 8>의 결과를 바탕으로 저자 작성함.