

동시균형모형을 이용한 국내산 돼지고기 수급예측 모형 개발*

오병무**, 김선웅***, 서홍석****

Contents

1. 서론	35
2. 분석 모형 및 자료	37
3. 분석 결과	43
4. 요약 및 결론	52

Keywords

돼지고기(Pork), 돼지 이력제(Pig Traceability), 동시균형모형(Simultaneous Equation Model), 수급예측(Supply and Demand Forecasting)

Abstract

국내 돼지고기 산업은 소비 증가와 생산 기반의 구조적 변화 속에서 성장하고 있으나, 공급 조절의 제약과 수입육 확대 등으로 수급 불균형과 가격 불안정이 지속되고 있다. 본 연구는 돼지의 생물학적 사육 구조를 반영하고, 돼지 이력제 자료를 이용하여 월 단위 수급예측과 시나리오 분석이 가능한 동시균형모형을 구축하고자 한다. 모형은 공급, 수요부문으로 구성되며, 공급부문은 사육단계 간 시차 구조를, 수요부문은 가격 및 소득 변수를 통해 소비자의 수요 반응을 추정하였다. 분석 결과, 사육단계 간 연계성과 수요의 가격 및 소득 탄력성, 수입 돼지고기와의 대체관계가 유의하게 나타났다. 모형의 예측력 검정 결과, 표본 내 오차율은 모든 변수에서 평균 절대 백분율 오차(MAPE)가 3.1% 이하로 나타났으며, 표본 외 오차율의 경우에도 예측값과 실제값 간의 차이가 작고 안정적으로 유지되어 모형이 전반적으로 우수한 예측력을 가진 것으로 나타났다. 본 연구에서 구축된 모형은 국내산 돼지고기의 수급예측과 정책적 의사결정을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

* 본 논문은 (사)한국농업경제학회에서 주최하는 '2025년 대학원생 논문경진대회' 수상작을 수정·보완한 연구임.

** 충북대학교 농업경제학과 석사과정.

*** 충북대학교 농업경제학과 부교수.

**** 충북대학교 농업경제학과 조교수, 교신저자. e-mail: hongseok@chungbuk.ac.kr

Development of a Domestic Pork Supply and Demand Forecasting Model Using a Simultaneous Equation Model*

Byeong-mu Oh^{**}, Seon-woong Kim^{***}, HongSeok Seo^{****}

Keywords

Pork, Pig Traceability, Simultaneous Equation Model(SEM), Supply and Demand Forecasting

Abstract

The Korean pork industry has grown amid increasing consumption and structural changes in its production base. However, limited supply adjustment capacity and the growth of imported meat have resulted in persistent supply–demand imbalances and price volatility. This study aims to develop a simultaneous equation model that incorporates the biological production structure of pigs and utilizes pig traceability data to enable monthly supply–demand forecasting and scenario analysis. The model comprised supply and demand components. The supply sector reflects the time-lag structure between production stages, whereas the demand sector estimates consumer responses based on price and income variables. The analysis revealed significant interdependencies among production stages, as well as statistically significant demand elasticities with respect to price and income, and substitution effects with imported pork. The model demonstrated strong forecasting performance, with in-sample mean absolute percentage errors (MAPE) below 3.1% across all variables and stable out-of-sample errors. The model developed in this study is expected to serve as a key tool for forecasting domestic pork supply and demand and for supporting policy decision-making.

* This paper is a revised and supplemented version of the award-winning study from the '2025 Graduate Student Paper Competition' hosted by the Korean Agricultural Economics Association.

** M.A.Student, Department of Agriculture Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University.

*** Associate Professor, Department of Agriculture Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University.

**** Assistant Professor, Department of Agriculture Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University, Corresponding Author. e-mail: hongseok@chungbuk.ac.kr

1. 서론

최근 국내 육류 소비는 지속적으로 증가하는 가운데, 돼지고기는 국내 3대 축산물 중 소비량이 가장 많은 품목으로 자리매김하고 있다. 2023년 기준 1인당 육류 소비량은 약 60kg에 달했으며, 이 중 돼지고기 소비량은 29.6kg으로 절반에 가까운 비중을 차지하는 것으로 나타났다(한국육류유통수출협회, 2025). 이렇듯 돼지고기는 국민 식생활에서 핵심적인 단백질 공급원으로 기능할 뿐만 아니라, 전체 소비자물가에도 적지 않은 영향을 미치는 핵심 품목이다.²⁾ 최근에는 1인 가구 증가, 간편 조리 수요 확대, 외식 산업 확대 등 소비 환경 변화에 따라 가정간편식(Home Meal Replacement: HMR)과 외식 시장 내 돼지고기 활용 비중이 지속적으로 확대되고 있어(축산정보뉴스, 2025), 향후 돼지고기 수요는 지속적으로 증가할 것으로 전망된다(한국농촌경제연구원, 2024).

생산 측면에서도 국내 돼지고기 산업은 큰 성장을 이루어왔다. 생산액은 2001년 약 2조 7천억 원에서 2023년 9조 1천억 원으로 3배 이상 증가하였고, 같은 기간 동안 사육 규모는 증가한 반면 농가 수는 대폭 감소하여 산업의 전업화와 규모화가 진전되었다(통계청, 2025).³⁾ 또한, 모돈 마리당 연간 출하두수(Marketed pigs per Sow per Year: MSY)⁴⁾는 2000년 15마리에서 2024년 19.8마리로 증가하여, 단순한 사육두수 확대를 넘어 생산 효율성 제고를 통한 구조적 전환이 이루어졌음을 보여준다.

다만, 돼지고기 소비량 증가 속도는 국내 생산량 증가 속도를 넘어서고 있는 상황이며,⁵⁾ 이에 따라 수입 돼지고기의 국내 유입 또한 빠르게 확대되고 있다. 2001년 5만 톤 수준이던 돼지고기 수입량은 2024년 45만 톤을 넘어섰으며, 최근 10년간 연평균 30만 톤 이상의 수입 규모를 유지하고 있다(한국육류유통수출협회, 2025). 이러한 수입량의 지속적인 증가는 국내산 돼지고기인 한돈 산업의 시장 경쟁력을 약화시키는 주요 요인으로 작용한다. 특히, 수입 돼지고기는 한돈에 비해 상대적으로 낮은 가격을 바탕으로 급식 시장, 외식업체, 대형 유통망 등에서 빠르게 점유율을 확대하고 있으며, 최근에는 온라인 유통 플랫폼으로까지 시장을 넓히고 있는 추세이다(축산물품질평가원, 2024).

최근 국내 돼지고기 시장은 소비자의 건강과 안전에 대한 관심 증가, 아프리카돼지열병, 구제역, 돼지 생식기 호흡기 증후군 등과 같은 가축 질병 발생, 이상기후 등 다양한 외부 요인에 의해 불안정한 수급 상황을 보이고 있다(국승용 외, 2020; 유사라·안병일, 2024). 특히 돼지는 수정일부터 출하까지 평균 300일(10개월) 내외의 생산주기를 가지기 때문에⁶⁾ 현재의 사육두수 변화가 실제 소비시장에 반영

2) 돼지고기는 소비자물가지수(CPI) 구성 항목 중 하나로, 전체 지출 중 식료품 및 비주류 음료로 한정할 경우 6.9%를 차지해 비중이 상당하다는 것을 알 수 있다(통계청, 2023. 12. 19.).

3) 국내 돼지 사육 규모는 2001년 8,720천 두에서 2024년 10,846천 두로 약 24% 증가하였지만, 양돈 농가 수는 동 기간 19,531호에서 5,513호로 감소하였다(통계청, 2025).

4) 모돈 마리당 연간 출하두수(MSY)는 농가의 생산성을 나타내는 대표적인 지표 중 하나로, 어미 돼지 한 마리가 1년간 낳은 새끼 돼지 중 출하 체중이 될 때까지 생존해 출하한 마릿수를 말한다(이은주 외, 2022). MSY를 구하는 방법은 총도축 마릿수에 연평균 모돈 수를 나눠 도출할 수 있다.

5) 돼지고기 소비량은 2001년 약 807천 톤에서 2023년 1,545 천 톤으로 약 1.9배 증가하였지만, 국내산 돼지고기 생산량은 733천 톤에서 1,118천 톤으로 약 1.5배 증가하였다(한국육류유통수출협회, 2025).

되기까지 수개월의 시차가 발생하므로 단기간 내 공급 조절이 어려운 특징을 가진다. 여기에 더해 국내 자급률이 낮은 사료 곡물의 가격 변동성, 수입육의 시장 유입 확대, 계절적 수요 변동 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하면서 가격 변동성과 시장의 불확실성을 더욱 심화시키고 있다(Kim et al., 2022).

농축산물은 수급 불균형이 발생할 경우 가격의 급등락을 초래하며, 이는 생산자의 소득 안정성과 소비자의 체감 물가에 직접적인 영향을 미친다. 특히 돼지고기와 같은 주요 소비 품목의 가격이 급변할 경우 소비자물가 전반에 상당한 영향을 미쳐 물가 불안으로 이어질 수 있으며, 이는 궁극적으로 농가의 경영 불안정과 소비자의 경제적 부담 증가로 이어지게 된다(이용선 외, 2013). 이러한 배경 속에서 국내 산 돼지고기 생산 기반의 안정적 유지와 공급 능력 제고는 중요한 정책 과제로 부각되고 있으며, 특히 모돈의 생산성 향상을 통한 자돈 및 도축두수의 안정적인 증가를 도모하는 것이 핵심 대응 전략으로 주목받고 있다.⁷⁾ 이와 더불어 향후 추진될 수 있는 정책 및 기술적 변화가 돼지고기 수급구조에 영향을 미칠 수 있기에, 수급의 흐름을 실증적으로 분석할 수 있고 중장기 예측 및 정책 시나리오 분석이 가능한 동태적 수급모형 구축이 필요할 것으로 판단된다.

국내에서 축산물 가격 및 수급예측에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔지만, 돼지고기의 수급 및 생산량에 초점을 둔 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 서홍석 외(2020)는 한국농촌경제연구원(KREI)에서 개발한 KREI-KASMO(KREI-Korea Agricultural Simulation Model)를 이용하여 총 74개의 품목에 대한 중장기 전망을 수행하였으며, 이 중 돼지고기도 분석 대상에 포함된다. 해당 모형은 한국 농업부문의 중장기 총량을 전망하는데 유용하지만, 연 단위 자료를 기반으로 구축되어 있어 예측의 정밀성 측면에서 한계점을 가진다.

Zhang & Wang(2020)은 중국의 헤이룽장성 지역을 대상으로 월별 돼지고기 공급량을 예측하였다. 분석방법으로는 개체군예측모형(Population Prediction Model: PPM)을 이용하였으며, 돼지 개체수를 산출하고 생애주기별 돼지의 이동과정을 재귀모형(Recursive Model)을 통해 모돈의 월령별 분포, 월별 폐사율 및 도태율, 자돈 및 후보돈 전환율 등을 도출하여 분석에 사용하였다. 분석 결과, 돼지 출하 두수와 공급량에 대한 예측 정확도 모두 95% 이상으로 나타났다. 본 연구는 기존의 연 단위 예측에 비해 실제 사육 구조와 생물학적 주기를 정교하게 반영함으로써 월 단위 공급 예측의 실효성과 활용 가능성을 제시하였다.

Kim et al.(2022)은 돼지 이력제 자료를 이용하여 월별 돼지 도축두수를 예측하고, 잔차항의 신뢰구간을 활용해 4단계의 수급위기를 판별하는 방법을 제시하였다. 설명변수로는 전기 비육돈 두수, 도축

6) 모돈의 임신기간은 평균 114일(약 3개월 3주 3일)이며, 출산 후 포유 기간은 약 28일로 생후 4주령에 이유가 이루어진다. 이후 자돈기는 생후 약 60일까지로 약 32일간 지속되며, 육성기와 비육기는 각각 약 60일씩 소요되어 생후 2개월령부터 6개월령까지 체중을 증량시키는 성장단계로 이어진다. 일반적으로 생후 약 180일(6개월령)에 110~130kg의 체중이 되면 출하되며, 수정일부터 계산하면 전체 생산주기는 약 300일(10개월) 내외가 된다(국립축산과학원, 2025). 이는 닭고기(약 4~7주)보다 길지만, 소고기(약 25개월)보다 짧은 수준이다.

7) 최근 농촌진흥청은 스마트 돈사 구축, 모돈 관리 자동화, 품종 차별화 등의 기술을 적용하여 모돈 생산성 향상을 위한 기술개발을 추진하겠다고 밝혔다(대한민국 정책브리핑, 2025).

일수, 계절성 등을 이용해 월별 도축두수를 추정하였다. 분석 결과, 해당 모형의 결정계수는 0.93으로 높은 설명력을 보였으며, 예측의 정확성 척도인 평균 절대 백분율 오차(Mean Absolute Percentage Error: MAPE)와 평균 제곱근 백분율 오차(Root Mean Square Percentage Error: RMSPE) 역시 각각 2.74%, 3.08%로 우수한 예측력을 가진 것으로 확인되었다. 이 연구는 국내산 돼지고기 시장의 월 단위 도축두수 예측모형을 최초로 개발하였다는 점에 의의가 있지만, 예측 변수로 전월의 비육돈 두수를 활용해 비교적 짧은 기간의 예측에 초점을 두고 있다는 한계가 존재한다.

차대협 외(2021)는 ARIMA 모형을 이용해 종돈장의 사육 규모별 사육두수를 예측하였다. 한국종축 개량협회의 2014년부터 2017년까지의 월별 자료를 바탕으로 종돈장을 사육 규모에 따라 구분하고, 각 규모별 ARIMA모형을 적용해 추세를 분석하였다. 분석 결과, 모든 농장에서 향후 사육두수가 증가할 것으로 예측되었으며, 특히 100두 미만 소규모 농장의 경우 감소 추세를 보여 양돈 산업의 규모화 경향이 확인되었다. 해당 연구는 사육 규모별 사육 두수 예측모형을 개발함으로써, 향후 종돈 개량 및 양돈 산업 구조 변화 대응에 필요한 기초자료를 제시하였다는 점에서 의의를 가진다.

이상의 선행연구들은 국내 주요 축산물의 수급 및 가격 예측을 위해 다양한 자료와 분석기법을 활용하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 돼지를 대상으로 한 기존의 연구들은 대부분 가격 또는 사육두수 예측에 한정되어 있으며, 수요와 공급을 종합적으로 반영한 수급모형에 대한 연구는 극히 제한적으로 수행되었다. 이에 본 연구는 돼지의 생물학적 사육 주기를 반영하여 모돈의 임신부터 도축에 이르는 일련의 과정을 반영한 동태적 생태방정식모형(Dynamic Ecological Equation Model: DEEM)을 기반으로, 월 단위의 정밀한 수급 및 가격 예측이 가능한 국내산 돼지고기 수급모형을 개발하는 것을 목적으로 한다. 본 모형이 일정 수준 이상의 설명력과 예측력을 확보할 경우, 양돈 농가의 합리적인 경영 의사 결정뿐만 아니라 정부의 선제적 수급 조절 및 가격 안정 정책 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

2. 분석 모형 및 자료

2.1. 모형 설계 및 자료

본 연구에서는 축산물품질평가원(KAPE)의 돼지 이력제 기반 월별 사육 및 도축두수 자료를 이용하였다.⁸⁾ 해당 자료는 「가축 및 축산물 이력관리에 관한 법률」에 따라 농가가 의무적으로 신고한 정보를

⁸⁾ 돼지고기 이력제는 「가축 및 축산물 이력관리에 관한 법률」에 따라 축산물품질평가원이 운영·관리하고 있으며, 2014년 12월 28일 전면 시행되었다. 이 제도는 도축·유통 과정에서의 위해요소 발생 시 개체 단위로 신속한 추적을 가능하게 하며, 소비자에게 생산·유통 정보를 투명하게 제공함으로써 축산물의 안전성과 신뢰성을 제고하는 데 목적이 있다. 다만, 현재 축산물품질평가원에서는 이력제 기반의 개체별, 월별 도축통계 자료를 공개하지 않고 있다.

기반으로 수집되며, 생육단계에 따라 자돈, 육성돈, 비육돈으로 구분된 사육두수 정보를 제공한다. 자료의 기간은 2016년 1월부터 2025년 3월까지 존재하지만, 2016년의 자료는 돼지 이력제가 도입된 초기 시점으로, 신고 누락 또는 분류 기준의 혼선 등으로 인해 자료의 정확성과 신뢰성이 상대적으로 낮을 가능성이 존재한다. 따라서 2016년 자료를 분석에서 제외하고 2017년 1월부터 2024년 12월까지의 자료를 내표본(in-sample)으로 설정하여 분석 모형을 구축한 뒤, 2025년 1월부터 3월까지의 자료는 외표본(out-of-sample)으로 사용해 모형의 예측력을 평가하고자 한다.

본 연구는 돼지의 월별 수급 예측치를 도출하기 위해 부분균형(Partial Equilibrium) 모형을 기반으로 설계하였으며, 국내산 돼지고기를 제외한 농업부문과 수입 돼지고기는 모형 외부의 외생변수로 간주하였다. 이는 국내산 돼지고기 시장을 독립된 분석 단위로 보고, 주요 수급 요인들이 시장 내에서 어떻게 작동하는지를 정밀하게 분석하기 위함이다. 또한, 수요와 공급이 동시에 양방향으로 영향을 줘 시장균형가격(Market Clearing Price)이 도출되는 동시균형모형(Simultaneous Equation Model: SEM)을 활용하였다.⁹⁾

본 연구에서 구축한 돼지고기 수급모형은 연립방정식 모형으로 공급부문과 수요부문에 구성된다. 공급부문은 돼지의 생물학적 주기를 반영하여 모돈부터 도축에 이르기까지의 시차 구조로 구성하였으며, 이를 통해 국내산 돼지고기의 공급량을 결정한다. 우리나라의 돼지고기 수입량은 2024년 기준 전체 소비량의 약 28.7%에 달하지만(한국육류유통수출협회, 2025), 본 연구에서는 국내산과 수입 돼지고기를 이질적인 재화(heterogeneous goods)로 가정하고 국내산 돼지고기만을 분석대상으로 하였다.¹⁰⁾ 이는 소비자들이 국내산 돼지고기에 대해 뚜렷한 선호를 보이며, 동일한 품목으로 분류되더라도 생산 및 유통 방식, 신선도, 원산지에 대한 신뢰도 등 다양한 측면에서 국내산을 더 우수한 품질로 인식하는 경향을 보였기 때문이다(지인배 외, 2012). 김계웅 외(2014)의 연구에 따르면 국내산 돼지고기에 대한 충성도는 3.65점(5점 만점)으로 보통 수준 이상으로 나타난 반면, 수입 돼지고기에 대한 충성도는 2.08점에 불과하였다. 이는 두 재화 간 품질 및 신뢰도 인식에 실질적인 차이가 존재함을 시사하며, 단순한 가격 차이를 넘어 소비자의 선호 자체가 상이함을 보였다. 따라서 본 연구에서는 이러한 시장 내 소비자 선호 구조와 재화 간 이질성을 고려하여 국산 돼지고기와 수입 돼지고기를 이질적인 재화로 구분하였다.

수요부문은 국내수요와 해외수요(수출량)의 합으로 구성하였으며, 수출량은 외생변수로 설정하였다. 2024년 기준 우리나라 돼지고기 자급률은 73%로, 최근 수년간 70% 내외 수준을 유지하고 있어 대부분의 생산량이 국내 소비로 흡수되고 있다(한국농촌경제연구원, 2025). 또한, 최근 몇 년간 수출량은 전체 공급량 대비 1% 미만에 불과해 시장 수급에 미치는 영향이 매우 제한적이다. 이러한 점을 고려할

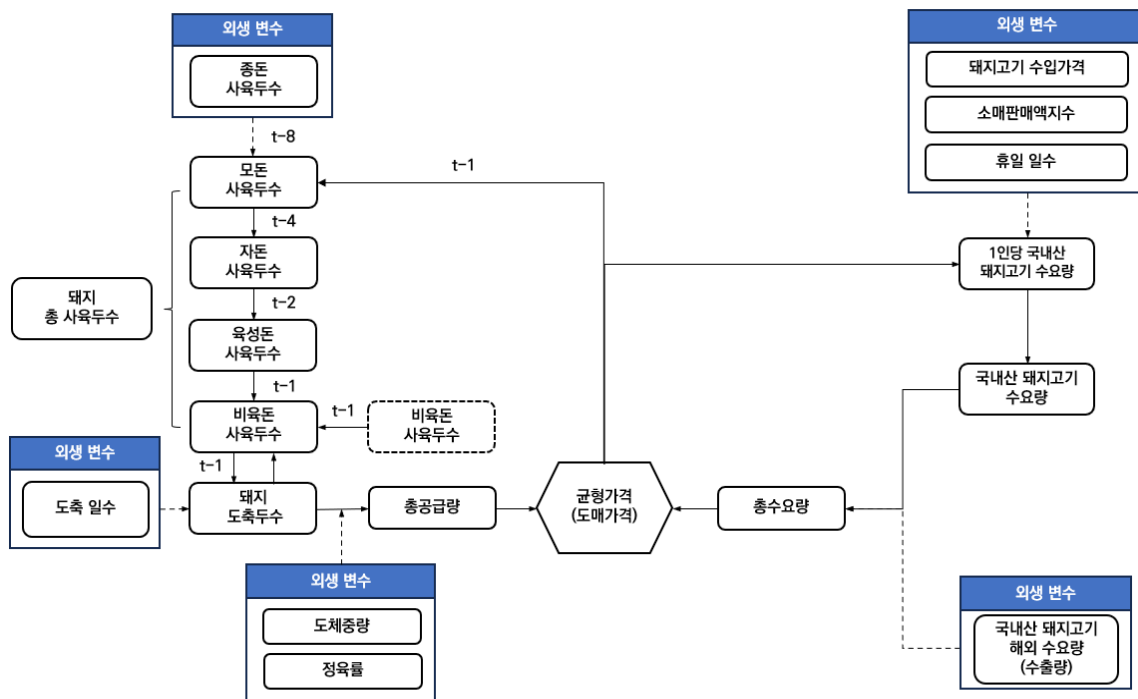
9) Thurman(1986)은 독립변수가 가격 또는 소비량 중 어느 것이 올바른 추정인지 Wu-Hausman Test를 통해 추정된 파라미터에 대해 내생성(endogeneity) 문제를 실험한 결과, 독립변수가 소비량일 경우 가격일 경우보다 추정된 파라미터 값이 일치성(consistent)이 높았으며, 점근적으로 효율성(efficient)이 높게 나타났다.

10) 만일 국내산 돼지고기와 수입 돼지고기를 동질적인 재화(homogeneous goods)로 가정할 경우, 공급부문에 수입 돼지고기를 포함해야 하며, 돼지고기 수요량은 국내산 돼지고기만을 이용하여 산출해야 한다.

때 수출량은 내생적으로 결정되기보다는 외생적으로 주어지는 변수로 간주하는 것이 타당하다고 판단하였다. 아울러, 본 연구에서는 모형의 단순화를 고려하여 국내산 및 수입 돼지고기 모두 재고를 보유하지 않고 해당 월에 공급된 물량이 동일 월에 소비되는 것으로 가정하였다.

본 모형에서 총공급과 총수요를 일치시키는 시장균형가격을 도매가격으로 설정하였다. 이는 공급과 수요 모두 도축두수에 기반하여 산출되므로, 도축두수 결정에 직접적으로 영향을 미치는 가격변수로 도매가격을 채택하였다. 또한, 양돈 농가의 생산 의사결정 역시 도매가격을 기준으로 이루어지므로 본 연구에서는 도매가격이 생산자의 수익성과 연계되어 모든 사육두수를 결정하는 요인으로 작용한다고 가정하였다. 돼지고기 수급모형에 대한 구조 모식도와 수급모형 구축에 이용되는 자료와 출처는 각각 <그림 1>과 <표 1>에 제시하였다.

그림 1. 국내산 돼지고기 수급모형 구조 모식도



주: t는 종속변수가 관측되는 현재 시점을 의미하며, t-k는 해당 시점으로부터 k개월 이전의 설명변수를 나타냄. 이는 돼지의 생물학적 사육 구조에 따른 시차적 연계를 반영한 것으로, 예컨대 t시점의 자돈 사육두수는 4개월 전(t-4)의 모돈 사육두수에 의해 결정됨. 별도의 표기가 없는 경우에는 종속변수와 동일한 시점(t)의 값을 사용함.

표 1. 국내산 돼지고기 수급모형 구성 자료 및 출처

자료명(단위)	자료출처	자료명(단위)	자료출처
종돈 사육두수(마리)	돼지 이력제 자료	정육률(%)	국립축산과학원
모돈 사육두수(마리)	돼지 이력제 자료	돼지고기 도매가격(원/kg)	한국육류유통수출협회
자돈 사육두수(마리)	돼지 이력제 자료	돼지고기 수입가격(원/kg)	농식품수출정보
육성돈 사육두수(마리)	돼지 이력제 자료	돼지고기 수출량(kg)	농식품수출정보
비육돈 사육두수(마리)	돼지 이력제 자료	소매판매액지수(2020=100)	통계청
돼지 도축두수(마리)	돼지 이력제 자료	추계인구(명)	통계청
도축 일수(일)	돼지 이력제 자료	1인당 국내산 돼지고기 수요량(kg/명)	자체계산
휴일 일수(일)	자체계산	환율(원/달러)	한국은행
도체중량(kg)	축산물품질평가원	생산자·소비자물가지수(2020=100)	한국은행

주 1) 휴일 일수는 주말 및 공휴일을 포함한 일수이며, 1인당 돼지고기 소비량은 돼지고기 총공급량에 인구수로 나누어 산출함.
 2) 돼지고기 수입가격은 신선, 냉장, 냉동 돼지고기의 총수입액을 수입량으로 나누어 수입단가를 산출하고, 계산된 수입단가에 환율과 소비자물가지수(CPI)를 반영해 돼지고기 수입가격을 산출함.

2.2. 공급부문

돼지의 생산주기는 수정부터 출하까지 약 9~10개월이 소요된다. 모돈의 임신기간은 약 4개월이며, 출산 후 생후 약 60일까지 자돈기로 분류되고, 이후 육성기와 비육기를 거쳐 생후 약 180일경, 체중 110~130kg이 되면 도축이 이루어진다. 본 연구에서 사용한 사육두수 자료는 월령별 연속자료가 아닌 월 단위로 구분된 자돈(0~2개월), 육성돈(2~4개월), 비육돈(5개월 이상)의 생육단계별 구간자료 형태로 제공된다. 이러한 자료의 구조적인 특성을 반영하기 위해, 본 연구에서는 각 생육단계 간의 사육 기간과 실제 전환 시점을 고려하여 모돈에서 자돈, 자돈에서 육성돈, 육성돈에서 비육돈, 비육돈으로부터 도축에 이르는 과정을 시차 구조로 설계하였다.

모돈은 자돈 생산성과 농가의 경영 효율성에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 핵심적인 요소로서, 향후 돼지고기 공급량을 결정짓는 선행지표로 기능할 수 있다(Dhuyvetter, 2000). 모돈 사육두수는 8개월 전의 종돈 사육두수와 전월의 돼지고기 도매가격을 설명변수로 포함하여 추정하였다. 종돈은 일반적으로 번식능력이 우수한 순종 간 교배를 통해 생산되는 후보돈을 의미하며, 생후 약 8~9개월령에 도달해야 번식 가능한 모돈으로 전환된다. 이러한 생리적 특성을 고려하여 8개월 전의 종돈 사육두수를 설명변수로 설정하였으며, 이는 번식 적령기에 도달한 후보돈이 농가의 번식 의사결정에 따라 모돈으로 편입되는 과정을 반영하기 위함이다. 또한, 돼지고기 도매가격은 농가의 수익성과 연계되어 모돈 사육 유지 여부에 영향을 미치는 경제적 요인으로 고려되었다.

자돈 사육두수는 모돈의 임신기간이 약 4개월이라는 생리적 특성을 고려하여 4개월 전의 모돈 사육두수에 의해 결정된다고 판단하였다. 즉, 모돈 규모가 일정 시점에서 확대되면 약 4개월 후 자돈 두수 증가로 연결되는 구조가 나타난다는 점을 반영한 것이다. 또한, 육성돈은 포유기 및 자돈기를 거친 이

후의 생육단계로, 일반적으로 자돈에서 약 2개월이 경과한 시점의 개체들이 포함되므로 2개월 전의 자돈 사육두수가 육성돈 사육두수에 선제적으로 영향을 미치는 변수로 설정하였다. 아울러, 돼지 사육 및 생산 과정에는 계절에 따른 번식 성적, 성장률에 대한 변동성(volatility)이 존재하므로, 이를 통제하기 위해 계절성 변수를 포함하였다.

비육돈 사육두수는 생육단계의 특성을 고려하여, 전월의 육성돈 사육두수, 전월의 비육돈 사육두수, 현재 시점의 도축두수를 설명변수로 포함하였다. 이는 비육돈이 일반적으로 생후 5개월령 이상의 개체로 집계되며, 육성돈이 일정 시차를 두고 비육돈으로 전환되는 생육단계를 반영한 것이다. 또한, 기존의 비육돈 개체는 도축되지 않고 계속 사육되거나 도축을 통해 개체군에서 이탈하는 과정을 거치므로, 유입과 이탈이 동시에 발생하는 동태적 구조를 반영하기 위해 다음과 같이 설정하였다.

도축두수는 전월의 비육돈 사육두수와 도축일수를 설명변수로 설정하여 추정하였다. 도축일수는 월별 도축 가능 일정의 제약 요인으로 작용하며, 특히 공휴일 수, 방역 조치, 계절별 작업 일수 변화 등에 따라 도축일수는 변동되며, 동일한 사육 규모일지라도 도축일수에 따라 실제 도축량은 달라질 수 있으므로, 이를 설명변수로 포함하였다.¹¹⁾ 최종적으로 월별 돼지고기 생산량은 먼저 도축두수에 평균 도체중을 곱해 지육 생산량을 산출한 후, 정육률을 적용하여 최종적으로 도출하였다. 정육률은 국립축산과학원에서 제시한 일반적인 범위(65~70%)를 참고하여 70%를 적용하였다.

2.3. 수요부문

수요부문인 1인당 국내산 돼지고기 수요량은 총생산량에서 수출량을 차감한 후, 이를 인구수로 나누어 산출하였다. 본 연구에서는 1인당 국내산 돼지고기 수요량이 돼지고기 도매가격, 돼지고기 수입가격, 소매판매액지수, 휴일 일수에 의해 결정된다고 가정하였다. 도매가격은 생산자물가지수(PPI)를 활용하여 실질화하여 물가 변동의 영향을 제거하였으며, 이는 최종 소비자가 체감하는 최종 가격에 영향을 미쳐 돼지고기 소비에 중요한 결정요인으로 작용한다. 또한, 본 연구에서는 국내산 돼지고기와 수입 돼지고기를 이질적인 재화로 간주하고, 돼지고기 수입가격을 국내산 돼지고기 수요량의 결정요인으로 포함하였다. 국내산 돼지고기와 수입 돼지고기는 수요 대체관계가 존재하며(김원태, 2017), 이에 따라 수입 돼지고기의 가격 변동은 국내산 돼지고기 수요에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있다.

일반적으로 돼지고기 수요는 실질 소득에 민감하게 반응하기 때문에 실질 소득을 주요 설명변수로 활용하는 것이 타당하다. 그러나 본 연구에서는 월별 실질 소득 자료의 부재로 인해 이를 직접적으로 활용하지 못하였다. 이에 따라 소득 수준 및 소비자의 구매 여력을 간접적으로 반영할 수 있는 지표로서 소매판매액지수(Retail Sales Index: RSI)¹²⁾를 소득의 대리변수(proxy variable)로 설정하였다.

11) 우리나라 도축장의 경우 일일 처리능력이 충분해 도축일수 부족이 직접적인 물리적 제약으로 작용하지는 않는다. 다만, 명절, 연휴 휴무, 방역 조치, 계절별 작업 일정 등으로 인해 월별 실제 도축량에 차이를 유발할 수 있으므로, 본 연구에서는 이러한 현실적 여건을 반영하는 보조 변수로 도축일수를 활용하였다.

또한, 본 연구에서는 휴일 일수가 돼지고기 수요에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있다고 가정하였다. 일반적으로 휴일이 많은 달에는 학교 급식, 구내식당, 산업체 식당 등 대규모 단체급식의 운영이 감소하면서 해당 부문의 돼지고기 수요가 일시적으로 감소하고, 이로 인해 수요가 위축될 가능성이 있다. 단체급식에 사용된 국내산 돼지고기 물량은 2023년 기준 약 5만 톤으로, 수입 돼지고기 수요량보다 적지만 전체 수급구조를 고려할 때 결코 적지 않은 규모이다(축산물품질평가원, 2023). 특히 최근에는 학교 급식 규모의 확대와 함께, 국내산 육류 사용을 의무화하는 조례를 제정하는 지방자치단체가 증가하면서 국내산 돼지고기 소비가 지속적으로 증가하는 추세에 있다(지인배 외, 2015). 이러한 점에서 휴일이 많은 시기에는 단체급식 수요 감소가 국내산 돼지고기 수요의 일시적인 감소로 이어질 가능성이 높으며, 유통 및 도축 일정의 조정과 같은 간접적인 수요 변화도 유발할 수 있다. 결과적으로, 휴일이 집중된 시기에는 단체급식 수요의 비중이 낮아지고, 가정 내 소비 중심으로 수요 구조가 재편되면서 총 수요의 일시적인 감소로 이어질 수 있다.

총공급(Total Supply)과 총수요(Total Demand)가 일치하는 지점에서 시장이 청산되는 균형가격(Market clearing price)을 도매가격으로 설정하였으며, 본 연구에서 추정한 공급, 수요부문의 행태 방정식에 포함된 주요 설명변수는 <표 2>에 제시하였다.

표 2. 행태방정식별 주요 설명변수

구분		주요 설명변수
공급	모든	$\ln SOW_t = f(\ln GP_{t-8}, \ln \frac{NWP_{t-1}}{PPI_{t-1}})$
	자돈	$\ln PIGLET_t = f(\ln SOW_{t-4})$
	육성돈	$\ln FOSTER_t = f(\ln PIGLET_{t-2})$
	비육돈	$\ln FP_t = f(\ln FOSTER_{t-1}, \ln FP_{t-1}, \ln SP_t)$
	도축두수	$\ln SP_t = f(\ln FP_{t-1}, \ln WDS)$
	총공급량	$Total Supply = SP_t \times YD_t \times MR$
수요	1인당 국내산 돼지고기 수요량	$\ln \frac{DEMAND_t}{POP_t} = f(\ln \frac{IPP_t}{CPI_t}, \ln \frac{NWP_t}{PPI_t}, \ln RSI_t, \ln HOLIDAY_t)$
	총수요량	$Total Demand = Demand_t + X_t$
시장청산		$Total Supply = Total Demand$

주: PPI는 생산자물가지수, CPI는 소비자물가지수, GP는 종돈, SOW는 모든, PIGLET은 자돈, FOSTER은 육성돈, FP는 비육돈, SP는 도축두수, YD는 도체중, MR은 정육률, WDS는 도축일수, DEMAND는 국내산 돼지고기 수요량, POP은 추계 인구, IPP는 돼지고기 수입가격, NWP는 돼지고기 도매가격, RSI는 소매판매액지수, HOLIDAY는 휴일 일수, X는 수출량을 의미함.

12) 소매판매액지수(승인번호: 제10123호)는 소비자들이 소매업체에서 구매한 모든 상품의 총가치를 측정하는 지표로, 소비자의 구매력 및 경기 흐름을 간접적으로 파악할 수 있는 대표적인 경제 지표이다. 해당 지수는 편의점, 슈퍼마켓, 백화점, 의류 매장 등 오프라인 소매점뿐 아니라 온라인 쇼핑몰의 매출까지 포함하여 집계되며, 월 단위로 발표된다. 소매판매액지수는 경상지수, 불변지수, 계절조정지수로 구성되며, 본 연구에서는 계절에 따른 주기적인 변동을 제거하여 순수한 소비 추세를 파악하는 데 유용한 계절조정지수를 활용하였다.

3. 분석 결과

본 연구는 국내산 돼지고기 시장의 수급 구조를 설명하기 위해 공급량과 수요량이 일치하는 시장청산 조건하에서 돼지고기 도매가격이 균형가격으로 결정되는 동시균형모형(SEM)을 구축하였다. 이때 균형가격은 공급 및 수요부문 각각의 행태방정식에 의해 동시에 결정되므로, 이론적으로는 설명변수와 오차항 간의 내생성(endogeneity)으로 인한 동시성 문제가 발생할 가능성이 존재한다. 특히, 수요함수에서 가격변수는 내생성이 발생할 가능성이 존재하기 때문에 본 연구에서는 도출두수 추정함수에 사용한 변수들과 사료비 변수를 도구변수(Instrumental Variable: IV)로 활용하여 2단계 최소자승법(Two Stage Least Squares Estimation: 2SLS)을 통해 내생성 여부를 검정하였다. 검정 결과, OLS 추정치와 2SLS 추정치 간 통계적으로 유의한 차이가 존재하지 않았으며, 이는 내생성이 존재하지 않음을 의미한다.¹³⁾ 따라서 본 연구에서 설계한 각 행태방정식은 독립적인 설명구조를 가지며 변수 간 동시성 문제가 발생하지 않는 것으로 판단되어, 모든 방정식은 통상적 최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)을 이용하여 추정하였다.

돼지고기 수급모형 구축에 이용되는 주요 행태방정식은 Eviews 9.1 통계프로그램을 이용하여 추정하였다. 모든 행태방정식은 변수 간 탄력성 해석의 용이성을 고려하여 log-log 함수형태로 추정하였으며, 각 모형의 추정계수(Coefficient), t-value, 모형의 적합도(R^2) 등을 고려하여 최종 함수형태를 선정하였다. 또한, 시계열 자료의 구조적 변화를 반영하기 위해 Bai & Perron(1998)이 제안한 다중 구조변화 검정(Multiple Breakpoint Test)을 이용하였다. 이는 단일 시점의 구조변화만을 탐지하는 기존 방식과 달리, 복수의 구조변동 시점을 동시에 식별할 수 있으며, 높은 통계적 검정력을 바탕으로 구조적 전환점의 존재 여부를 보다 신뢰성 있게 판단할 수 있다는 장점이 존재한다.

아울러, 추정된 모형에서 자기상관(autocorrelation)의 존재 여부를 검정하기 위해 Durbin-Watson 통계량과 Breusch-Godfrey LM 검정을 실시하였으며, 계열 간 자기상관이 나타나는 경우에는 Newey-West 표준오차를 적용하여 보정하였다. Newey-West 방법은 잔차 간 자기상관 또는 이분산성(heteroskedasticity)이 존재하더라도 유효한 표준오차를 제공하는 방법으로, 회귀계수는 OLS로 추정하되, 표준오차를 조정함으로써 추정의 신뢰성을 확보할 수 있다는 장점을 가진다(Newey & West, 1994).

13) 수요함수에 대한 2SLS 추정에서 과식별 제약 검정(J-statistic) 통계량은 0.051로, 10% 유의수준에서 도구변수가 타당함을 확인하였다. 또한, 내생적이라고 의심되는 가격변수인 돼지고기 수입가격과 돼지고기 도매가격에 대해 하우스만(Durbin-Wu-Hausman) 내생성 검정을 실시한 결과, OLS와 2SLS의 추정치 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다.

3.1. 공급부문

3.1.1. 모든 사육두수

모든 사육두수의 추정결과는 <표 3>에 제시하였다. 분석 결과, 8개월 전의 종돈 사육두수가 1% 증가하면 모든 사육두수는 0.12% 증가하는 것으로 나타나, 종돈이 모돈으로 전환되기까지 일정 시차가 존재하며 종돈 사육기반 확대가 모든 개체수 증가로 이어질 수 있음을 시사한다. 한편, 돼지고기 도매가격이 상승하면, 모든 사육두수는 감소하는 것으로 나타났지만, 이는 통계적으로 유의하지 않았다.

모든 사육두수의 시계열적 구조 변화를 확인하기 위해 상수항을 기준으로 다중 구조변화 검정을 실시한 결과, 2019년 10월, 2020년 4월, 2024년 7월에 유의한 구조적 변화가 존재하는 것으로 나타났다. 구체적으로 2019년 10월 이후 모든 사육두수는 3.1% 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 국내 아프리카돼지열병(ASF) 발생에 따른 대량 살처분, 이동 제한 등의 방역 조치가 모든 사육기반에 직접적인 영향을 미친 결과로 해석된다. 2020년 4월 이후 모든 사육두수는 2.1% 감소하는 것으로 나타났다. 이 시기는 COVID-19의 확산과 사회적 거리두기 강화가 본격화된 시기로, 이로 인한 외식 수요 감소와 농가의 번식 의향 위축이 결합되어 나타난 결과로 해석된다. 2024년 7월은 전년 대비 돼지고기 수입량의 급증과 아프리카돼지열병 검출 사례가 동반된 시기로, 이로 인한 시장 불안정성과 농가의 경영 불확실성 증대가 모든 사육 결정에 영향을 미쳐 이후 모든 사육두수는 1.3% 감소한 것으로 추정되었다.

표 3. 모든 사육두수 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	12.594 ***	53.652
ln(GP(-8))	0.120 ***	5.332
ln(NWP(-1)/PPI(-1))	-0.002	-0.333
SD19M10	-0.031 ***	-8.603
SD20M04	-0.021 ***	-5.920
SD24M07	-0.013 ***	-4.812
Sample Range	2017M09~2024M12	
Adjusted R-squared	0.81	
Durbin-Watson stat	0.70	
Multiple Breakpoint test	2019Y10M, 2020Y04M, 2024Y07M	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.
2) Durbin-Watson 검정통계량이 0.70으로 자기상관 문제가 존재하는 것으로 나타나 Newey-West 표준오차를 이용함.
3) 여기서 GP는 종돈, NWP는 돼지고기 도매가격, PPI는 생산자물가지수, SD19M10은 2019년 10월 이후 구조변화 더미(2019년 10월 이전은 0, 이후는 1), SD20M04는 2020년 4월 이후 구조변화 더미(2020년 4월 이전은 0, 이후는 1), SD24M07은 2024년 7월 이후 구조변화 더미(2024년 7월 이전은 0, 이후는 1)를 나타냄.

3.1.2. 자돈 사육두수

자돈 사육두수 추정결과는 <표 4>에 제시하였다. 분석 결과, 4개월 전의 모돈 사육두수가 1% 증가하면 자돈 사육두수는 0.94% 증가하는 것으로 나타나, 모돈이 임신 및 분만 과정에 따른 생리적 시차가 현재 자돈 공급에 영향을 미침을 보여준다. 또한, 자돈 사육두수는 매월 0.1%씩 증가하는 것으로 나타났다. 이는 계절적 변동이나 외생 충격과는 무관하게, 모돈 생산성의 점진적인 향상, 기술 도입 및 경영 효율화 등에 따른 장기적인 성장 흐름을 반영한 것으로 해석된다.

자돈 사육두수의 계절성 분석 결과, 일부 변동성을 보였으나 전반적으로 큰 변화는 나타나지 않았다. 12월 대비 6~8월에 상대적으로 증가하는 경향을 보였는데, 이는 모돈의 수태율의 계절적 차이와 관련이 있는 것으로 판단된다. 일반적으로 모돈은 여름철 고온 스트레스로 수태율이 저하되고 겨울철에는 비교적 안정적인 번식 환경이 조성되어 수태율이 높은 경향을 보인다(국승용 외, 2020). 이러한 생리적 특성으로 인해 겨울철에 수태된 모돈에서 분만된 자돈이 여름철에 많아져 사육두수가 증가하고, 반대로 여름철에 수태된 모돈에서 분만된 자돈은 겨울철에 적게 나타나 사육두수가 감소하는 계절적 패턴이 나타나는 것으로 해석된다.

표 4. 자돈 사육두수 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	2.099	1.642
ln(SOW(-4))	0.941 ***	10.144
TREND	0.001 ***	27.473
DUM01	0.008	1.135
DUM02	0.019 *	1.971
DUM03	0.028 ***	3.823
DUM04	0.025 ***	3.478
DUM05	0.023 ***	3.215
DUM06	0.030 ***	3.796
DUM07	0.035 ***	5.101
DUM08	0.035 ***	4.266
DUM09	0.028 ***	3.539
DUM10	0.024 ***	3.333
DUM11	0.005	0.852
Sample Range	2017M05~2024M12	
Adjusted R-squared	0.90	
Durbin-Watson stat	1.39	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2) Durbin-Watson 검정통계량이 1.39로 자기상관 문제가 존재하는 것으로 나타나 Newey-West 표준오차를 이용함.

3) 여기서 SOW는 모돈, TREND는 추세변수를 나타냄.

3.1.3. 육성돈 사육두수

육성돈 사육두수 추정결과는 <표 5>에 제시하였다. 분석 결과, 2개월 전의 자돈 사육두수가 1% 증가하면 육성돈 사육두수는 0.56% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 생후 0~2개월 미만의 자돈이 약 2개월 후 2~4개월 미만의 육성돈으로 전환되는 생육단계를 반영한 결과로, 전 단계 개체군의 변화가 일정 시차를 두고 다음 단계의 사육두수에 유의미한 영향을 미친다는 점에서 사육단계 간 동태적 연계성이 존재함을 시사한다. 또한, 육성돈 사육두수 역시 계절적 변동이 유의하게 나타났으며, 6~10월 육성돈 사육두수는 12월 대비 더 높고, 1~4월은 더 낮게 추정되었다. 이는 자돈 사육두수 추정결과와 연계된 결과로, 겨울철 높은 수태율로 다음 해 봄~초여름에 자돈 사육두수가 증가하고, 해당 개체군이 2개월 후 여름~가을 육성돈으로 전환되는 시차 구조를 반영한 결과로 판단된다.

표 5. 육성돈 사육두수 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	6.530 ***	9.390
ln(PIGLET(-2))	0.560 ***	12.238
DUM01	-0.008 *	-1.981
DUM02	-0.012 **	-2.026
DUM03	-0.012 **	-2.552
DUM04	-0.009 *	-1.777
DUM05	-0.002	-0.493
DUM06	0.010 *	1.946
DUM07	0.015 ***	3.417
DUM08	0.025 ***	3.941
DUM09	0.023 ***	5.014
DUM10	0.013 ***	3.485
DUM11	0.001	0.370
Sample Range	2017M03~2024M12	
Adjusted R-squared	0.89	
Durbin-Watson stat	1.16	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2) Durbin-Watson 검정통계량이 1.16으로 자기상관 문제가 존재하는 것으로 나타나 Newey-West 표준오차를 이용함.

3) 여기서 PIGLET은 자돈을 나타냄.

3.1.4. 비육돈 사육두수

비육돈 사육두수 추정결과는 <표 6>에 제시하였으며, 모든 변수가 1% 유의수준 내에서 통계적으로 유의하였다. 본 연구에서 사용한 비육돈 자료는 생후 5개월령 이상의 개체로, 이는 시장 출하가 가능한 단계에 도달한 돼지로서 사육단계의 마지막 구간에 해당한다. 이에 따라 해당 월의 비육돈 사육두수는 전 월의 육성돈과 비육돈 사육두수를 합산한 후, 해당 월의 도축 두수를 차감하여 산출할 수 있다.

분석 결과, 전 월의 육성돈 사육두수가 1% 증가할 경우 해당 월의 비육돈 사육두수는 0.19% 증가하며, 전 월의 비육돈 사육두수가 1% 증가하면 해당 월의 비육돈 사육두수는 0.83% 증가하는 것으로 추

정되었다. 이는 육성돈의 비육돈 단계로의 전환과 더불어 기존 비육돈 개체가 도축되지 않고 사육 상태를 유지하는 경우, 전체 비육돈 사육두수가 증가함을 의미한다. 반면, 도축두수가 1% 증가하면 비육돈 사육두수는 0.14% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 일정 생육기간을 마친 비육돈 개체가 도축을 통해 사육 개체군에서 이탈하는 구조적 특성에 기인한 결과로, 도축두수의 증가는 곧 비육돈 사육두수의 감소로 이어진다는 점을 시사한다.

표 6. 비육돈 사육두수 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	1.710 ***	3.276
ln(FOSTER(-1))	0.193 ***	5.364
ln(FP(-1))	0.828 ***	34.184
ln(SP)	-0.142 ***	-13.393
Sample Range	2017M02~2024M12	
Adjusted R-squared	0.88	
Durbin-Watson stat	2.47	
B-G LM test	7.869 (0.020)	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2) B-G LM test는 브리쉬-고드프리(Breusch-Godfrey) 검정 결과를 의미하며, 괄호는 χ^2 통계량의 p-value를 의미함. 비육돈 사육두수의 경우 잔차에 자기상관 문제가 존재하는 것으로 나타나 Newey-West 표준오차를 이용함.

3) 여기서 FOSTER는 육성돈, FP는 비육돈, SP는 도축두수를 나타냄.

3.1.5. 도축두수

도축두수 추정결과는 <표 7>에 제시하였다. 분석 결과, 전 월의 비육돈 사육두수가 1% 증가하면 도축두수는 0.88% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 도축의 직접적인 공급 기반이 되는 비육돈의 규모가 도축두수에 선행적으로 영향을 미친다는 점을 의미하며, 이는 도축두수가 비육돈 공급 기반의 변화에 반응함을 보여준다. 다시 말해, 비육돈 사육두수의 증가는 곧 출하 가능 물량의 증가로 연결되어 도축량 증가로 이어짐을 시사한다. 또한, 월별 도축일수가 1% 증가하면 도축두수는 0.53% 증가하는 것으로 나타나 도축일수가 많을수록 처리 가능한 도축 물량이 증가하는 것으로 판단된다.

도축두수는 매월 0.1%씩 증가하는 것으로 나타났는데, 이 또한 마찬가지로 모든 생산성 향상에 따른 비육돈 공급 기반이 점진적으로 확대된 것으로 판단된다. 돼지는 여름철 고온에 취약한 생리적 특성을 지니고 있으며, 특히 폭염이 발생하는 시기에는 사료 섭취량이 감소하고 이에 따른 체중 증가 정체 및 성장 지연 등의 생리적 스트레스를 유발한다(Liu et al., 2022). 이러한 성장 저해 요인은 도축 가능 시기의 지연으로 이어져 실제 도축두수에도 영향을 미칠 것으로 판단되며, 이에 따라 본 연구에서는 계절성 변수를 모형에 포함하였다. 분석 결과, 12월 대비 6월부터 9월까지의 도축두수는 각각 10%, 17%, 17%, 11% 하락하는 것으로 나타났으며, 이는 여름철 고온 환경이 돼지의 생육 및 출하 일정에 부정적인 영향을 미쳐 도축 물량의 감소로 이어지는 것으로 판단된다.

표 7. 도축두수 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	-0.687	-0.135
ln(FP(-1))	0.882 **	2.608
ln(WDS)	0.526 ****	6.749
TREND	0.001 ****	5.750
DUM01	0.012	0.525
DUM02	-0.027	-1.170
DUM03	0.006	0.256
DUM04	-0.025	-0.981
DUM05	-0.039	-1.412
DUM06	-0.108 ****	-4.276
DUM07	-0.171 ****	-7.426
DUM08	-0.168 ****	-7.764
DUM09	-0.113 ****	-4.932
DUM10	-0.013	-0.528
DUM11	0.008	0.377
Sample Range	2017M02~2024M12	
Adjusted R-squared	0.80	
Durbin-Watson stat	1.85	

주 1) *, **, ****는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2) 여기서 FP는 비육돈, WDS는 도축일수, TREND는 추세변수를 나타냄.

3.2. 수요부문

1인당 국내산 돼지고기 수요량 추정결과와 <표 8>에 제시하였다. 1인당 국내산 돼지고기 수요량은 돼지고기 수입가격, 돼지고기 도매가격, 소매판매액지수, 휴일 일수, 계절성 변수에 의해 결정된다고 가정하였으며, 돼지고기 수입가격과 돼지고기 도매가격은 각각 소비자물가지수(CPI), 생산자물가지수(PPI)를 이용하여 실질화하였다.

돼지고기 수입가격이 1% 상승하면 1인당 국내산 돼지고기 수요량이 0.14% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 시장에서의 가격 신호가 소비자 선택에 영향을 미치고 있으며, 수입 돼지고기가 국내산 돼지고기에 대한 소비 대체재로 작용하고 있음을 보여준다. 다만, 대체 탄력성이 낮은 수준으로 나타나 가격적인 요인 외에 품질, 신선도, 원산지 선호 등 비가격적 요인이 소비자 결정에 함께 작용하고 있는 것으로 판단된다.

돼지고기 도매가격이 1% 상승하면 1인당 국내산 돼지고기 수요량은 0.21% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 가격 상승에 비해 수요 감소 폭이 크지 않아 돼지고기 수요가 비교적 안정적이며 비탄력적인 수요 특성을 지닌다는 점을 보여준다. 반대로, 실질 소득의 대리변수인 소매판매액지수가 1% 개선된다면 1인당 수요량은 0.28% 증가해 정상재(normal goods)로서의 특성을 확인할 수 있다. 본 연구의 가격 탄력성과 소득 탄력성은 연도별 자료를 사용한 선행연구(김원년·이종하, 2007; 김원태, 2017; 박시

현·안동환, 2020; 오승환·제상영, 2021)¹⁴⁾보다 다소 낮은 것으로 나타났다. 이는 본 연구가 월 단위 자료를 이용하여 단기적인 변화를 분석한 반면, 기존 선행연구들은 연 단위 자료를 이용하여 장기적인 소비 행태 변화를 반영하였기 때문으로 판단된다. 장기적으로는 가격이나 소득의 변화가 점차 소비자의 구매 패턴에 반영되므로 탄력성이 더 크게 추정되지만, 본 연구의 경우 단기적인 계절성 및 시장 변동만을 반영하였기에 상대적으로 낮은 탄력성이 나타난 것으로 판단된다.

휴일 일수가 1% 증가하면 1인당 국내산 돼지고기 수요량은 0.28% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 앞서 설정한 휴일 일수를 포함한 이유와 일치하는 것으로, 휴일이 많은 달에는 학교 급식, 구내식당, 산업체 식당 등 대규모 단체급식 부문의 운영 축소로 인해 해당 부문에서의 돼지고기 소비가 일시적으로 감소함을 반영한 것으로 해석된다. 한편, 일반적으로 여름철에는 캠핑, 야외활동 등의 증가로 인해 돼지고기 수요가 증가하게 되는 경향이 있지만(국승용 외, 2020), 본 연구의 추정결과에서 12월 대비 여름철의 수요가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타나 여름철에는 돼지고기 수요가 감소하는 경향을 보였다.¹⁵⁾

표 8. 1인당 국내산 돼지고기 수요량 추정결과

변수	추정계수	t-value
C	0.156	0.228
ln(IPP/CPI)	0.141 **	2.417
ln(NWP/PPI)	-0.209 ***	-4.273
ln(RSI)	0.280 *	1.787
ln(HOLIDAY)	-0.277 ***	-8.154
DUM01	-0.026	-1.273
DUM02	-0.130 ***	-6.057
DUM03	-0.023	-1.126
DUM04	-0.067 ***	-3.313
DUM05	-0.054 **	-2.561
DUM06	-0.151 ***	-6.980
DUM07	-0.206 ***	-9.942
DUM08	-0.201 ***	-9.769
DUM09	-0.145 ***	-6.830
DUM10	-0.015	-0.715
DUM11	-0.009	-0.433
Sample Range	2016M01~2024M12	
Adjusted R-squared	0.85	
Durbin-Watson stat	2.11	

주 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2) 여기서 IPP는 돼지고기 수입가격, CPI는 소비자물가지수, NWP는 돼지고기 도매가격, PPI는 생산자물가지수, RSI는 소매판매액지수, HOLIDAY는 휴일 일수를 나타냄.

14) 선행연구에서 추정된 가격 탄력성은 -0.33에서 -0.70, 소득 탄력성은 0.27에서 0.94 수준으로 추정되었으며, 이에 비해 본 연구의 가격 및 소득 탄력성은 다소 낮게 나타났다.

15) 수요함수의 내생성 검정 결과, 가격변수에 유의한 내생성이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 따라서 월별 더미계수가 반영하는 효과는 공급 요인이 아니라, 동일한 가격과 소득 조건 하에서도 나타나는 소비자의 계절적 선호 차이를 의미한다. 즉, 여름철 계수가 음수로 나타난 것은 여름철에는 다른 계절에 비해 상대적으로 돼지고기 수요가 감소한다는 계절효과로 해석할 수 있다.

3.3. 모형의 예측력 검토

모형의 예측력을 평가하는 방법으로는 평균 절대 백분율 오차(Mean Absolute Percent Error: MAPE), 평균 제곱 백분율 오차(Mean Squared Percentage Error: MSPE), 평균 절대 오차(Mean Absolute Error: MAE), 평균 제곱 오차(Mean Squared Error: MSE), 평균 제곱근 백분율 오차(Root Mean Squared Percentage Error: RMSPE), 테일의 불균등 계수(Theil's inequality coefficient, Theil's U) 등이 주로 사용된다. 본 연구에서는 이 중 MAPE와 RMSPE, 테일의 불균등 계수를 예측력 평가 기준으로 사용하였으며,¹⁶⁾ 이들은 아래 식들을 통해 산출된다.

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t^s - Y_t}{Y_t} \right| \times 100 \quad (1)$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{Y_t^s - Y_t}{Y_t} \right)^2} \times 100 \quad (2)$$

$$Theil's \text{ inequality coefficient} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^s - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^s)^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2}} \quad (3)$$

여기서 Y_t^s 는 예측치, Y_t 는 실측치, n 은 예측 기간을 의미한다.

본 연구에서 구축한 수급모형의 예측치에 대한 정밀도 검증은 표본 내(in-sample) 오차율과 표본 외(out-of-sample) 오차율을 평가하는 방법으로 수행하였다. 표본 내 오차율은 각 행태방정식에서 사용한 분석기간을 대상으로 예측력을 평가하였으며, 표본 외 오차율은 현재 시점까지 확보할 수 있는 기간인 2025년 1월부터 3월까지의 데이터를 이용하여 예측력을 검토하였다.

〈표 9〉는 돼지고기 수급예측 모형의 추정결과에 대한 표본 내 예측력을 검토한 결과로, 대부분의 변수에서 우수한 예측력을 보인 것으로 나타났다. 공급부문 변수들의 평균 절대 백분율 오차(MAPE)는 0.05~0.21% 수준으로 매우 낮게 나타났지만, 1인당 돼지고기 수요량은 다른 변수에 비해 상대적으로 높은 오차율(MAPE: 3.10%)을 보였다. 이는 수요함수의 핵심 설명변수인 실질 소득 지표의 부재로 인해, 대체 변수로 소매판매액지수를 활용하였기 때문으로 판단된다. 소매판매액지수는 소비 흐름을 일

¹⁶⁾ MAPE와 RMSPE, 테일의 불균등 계수는 측정단위에 영향을 받지 않기 때문에 실측치에 대한 추정 오차의 상대적인 크기를 측정 하는데 대표적으로 사용된다(김충현 외, 2018). MAPE와 RMSPE는 예측치와 실측치 간 오차율의 크기로 구성되기 때문에 각 척도의 값이 작을수록 예측 성과가 높다는 것을 의미하며, 테일의 불균등 계수의 경우 0과 1 사이의 값을 가지는데, 이는 예측치와 실측치가 정확히 같은 경우 0의 값을 갖게 되므로, 일반적으로 계수값이 작을수록 모형의 예측력이 높은 것으로 평가된다.

정 부분 반영하긴 하나, 실질 소득 변화에 대한 민감도를 충분히 대리하기에는 한계가 있어 수요 예측력에 영향을 미친 것으로 판단된다.

표 9. 표본 내 오차율 검정 결과

구분	내생변수	분석기간	MAPE	RMSPE	Theil's U
공급부문	모든 사육두수	2017년 2월 ~ 2024년 12월	0.50%	0.62%	0.00
	자돈 사육두수	2017년 5월 ~ 2024년 12월	0.05%	0.07%	0.00
	육성돈 사육두수	2017년 3월 ~ 2024년 12월	0.05%	0.06%	0.00
	비육돈 사육두수	2017년 2월 ~ 2024년 12월	0.05%	0.07%	0.00
	도축두수	2017년 2월 ~ 2024년 12월	0.21%	0.28%	0.00
수요부문	1인당 국내산 돼지고기 수요량	2016년 1월 ~ 2024년 12월	3.10%	4.01%	0.02

본 연구에서는 구축된 돼지고기 수급모형의 표본 외 오차율을 검정하기 위해 다양한 평가 지표 중 평균 절대 백분율 오차(MAPE)를 이용하였다. 특히, 표본 외 오차 검정은 표본 내 오차 검정과 달리, 모형으로부터 산출된 내생변수의 전망치와 실제 관측값 간의 차이를 기반으로 예측 정확도를 평가하는 방법이다. 이때 예측 오차(prediction error)를 설정하는 방법에 따라 도출되는 전망치에 차이가 발생한다.

본 연구에서 전망 월의 예측 오차를 설정하는 방법으로 총 다섯 가지 방법을 사용하였다. 베이스라인 전망치(첫 번째 방법)를 제외한 모든 방법은 해당 전망 월의 외생변수를 실제 관측값과 동일하게 설정함으로써 내생변수 예측의 정확성을 보다 정밀하게 평가하였다. 첫 번째 방법은 베이스라인 전망치로, 전망 월의 외생변수는 직전 월의 값을 그대로 사용하고, 모든 행태방정식의 예측 오차를 0으로 가정하여 전망치를 산출하였다. 두 번째 방법은 전망 월의 예측 오차를 전월의 추정 오차와 동일하게 적용하여 전망치를 산출하는 방법이다. 세 번째 방법은 최근 3년간 동일한 월의 추정 오차의 평균값과 유사할 것이라는 가정하에 전망치를 산출하는 방법이다. 네 번째 방법은 최근 3개월 추정 오차의 평균값과 유사할 것이라는 가정하에 전망치를 산출하는 방법이다. 마지막으로 다섯 번째 방법은 최근 3개월 중 최댓값과 최솟값을 제외한 올림픽 평균을 적용하여 예외적인 값을 제외하고 보다 안정적인 예측 오차를 반영하는 방법이다.

〈표 10〉은 전망하는 월의 오차 설정 방식에 따른 돼지고기 수급전망모형의 예측 정확도를 MAPE 기준으로 비교한 결과이다. 공급부문 중 모든부터 비육돈의 표본 외 오차율은 0.27~3.20%로 나타나 높은 예측력을 보이는 것으로 나타났다. 다만, 도축두수와 1인당 돼지고기 수요량, 도매가격의 경우 상대적으로 높은 오차율을 보였는데, 이는 해당 변수들이 외부 요인에 민감하고 변동성이 크기 때문으로 판단된다. 또한, 예측 오차 설정 방식에 따라 예측 성능에 차이가 존재하였으며, 5가지 방법 중 두 번째 방법인 전월과 동일한 예측 오차로 설정하는 방법이 가장 우수한 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 공급부문의 MAPE는 3.36% 이내로 나타났으며, 도매가격도 마찬가지로 각각 3.01%로 낮은 오차율을 보

였다. 돼지고기 수요량의 MAPE는 7.79%로 상대적으로 높게 나타났지만, 다른 방법들에 비해 가장 낮은 오차율을 보였다.

표 10. 표본 외 오차율 검정 결과

내생변수	평균 절대 백분율 오차(MAPE)				
	베이스라인	전월	3년 동월	3개월	올림픽
모돈 사육두수	0.51%	0.29%	0.55%	0.27%	0.31%
자돈 사육두수	0.47%	0.79%	0.42%	0.47%	0.54%
육성돈 사육두수	0.80%	1.05%	1.11%	1.05%	1.12%
비육돈 사육두수	3.20%	0.57%	2.89%	2.39%	3.15%
도축두수	4.32%	3.36%	4.81%	6.08%	8.68%
1인당 국내산 돼지고기 수요량	9.59%	7.79%	8.24%	11.96%	14.40%
도매가격	12.82%	3.01%	14.94%	7.90%	12.70%

4. 요약 및 결론

최근 국내 돼지고기 산업은 소비 확대와 생산 기반의 구조적 변화 속에서 빠르게 성장하고 있으나, 돼지고기 생산 증가 속도가 소비 증가 속도를 따라가지 못하여 수급 불균형이 심화되고 있다. 돼지의 특성상 수정부터 출하까지 약 10개월의 긴 생산주기를 가지며, 이로 인해 단기간 내 공급 조절이 어려운 특성을 지닌다. 이에 더해 국내 자급률이 낮은 사료 곡물의 가격 변동성과 수입육의 시장 유입 확대 등 다양한 요인이 복합적으로 작용해 가격 변동성과 시장 불확실성을 심화시키고 있는 실정이다.

이러한 수급 및 가격 불안정성을 완화하기 위해서는 돼지고기 수급 현황에 대한 예측 정확성을 제고하고, 시장 구조와 외생적 충격의 영향을 정량적으로 반영할 수 있는 실증적 분석체계의 구축이 필요하다. 그러나 기존 연구들은 대부분 연 단위 전망이나 단일 변수 중심의 분석에 머무르고 있어, 수요와 공급 요인을 종합적으로 반영한 수급모형은 전무한 실정이다. 이에 본 연구는 돼지의 생물학적 주기를 반영하여 모돈의 임신부터 도축에 이르기까지의 과정을 동태적으로 설명할 수 있는 생태방정식 체계를 기반으로, 월 단위의 정밀한 수급 및 가격 예측이 가능한 돼지고기 수급모형을 개발하는 것을 목적으로 한다.

돼지고기 수급 및 가격을 예측하기 위한 동시균형모형은 공급부문과 수요부문으로 구분하여 모형을 설계하였다. 공급부문은 돼지의 생물학적 사육단계를 반영하여 모돈, 자돈, 육성돈, 비육돈, 도축두수 간의 시차 구조로 구성하였으며, 총공급은 도축두수에 도체중량과 정육률을 적용하여 결정된다. 이 중 자돈, 육성돈, 비육돈 사육두수는 각각 0~2개월 미만, 2~4개월 미만, 5개월령 이상의 월령 구간으로 구분된 자료로, 각 생육단계 간 전환이 시차를 두고 이루어진다는 점을 고려하여 모형을 설계하였다. 수요부문은 1인당 돼지고기 수요량을 추정하고, 돼지고기 수출량을 더하여 총수요가 결정된다. 산출된

총공급과 총수요가 일치하는 지점에서 도매가격이 결정된다.

모든 사육두수는 8개월 전의 종돈 사육두수에 유의한 영향을 받는 것으로 나타나, 종돈 사육기반의 확대가 일정 시차를 두고 모든 사육두수 증가로 이어짐을 확인하였다. 전월 돼지고기 도매가격 또한 모든 사육두수에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 통계적으로는 유의하지 않아 농가의 번식 의사결정에 대한 가격 신호의 영향은 제한적인 것으로 판단된다. 한편, 자돈부터 도축두수에 이르는 일련의 사육단계 간 시차 구조는 이론적 사육 주기와 정합성을 보이며, 각 단계의 사육두수가 전 단계의 사육두수가 전 단계의 변수에 의해 통계적으로 유의하게 설명되는 것으로 나타났다. 아울러 여름철 고온기에는 모돈의 수태율 저하에 따른 자돈 생산 감소, 이에 따른 육성돈과 비육돈, 도축두수의 하락이 연쇄적으로 나타나는 계절적 패턴이 확인되었다.

돼지고기 수요량 추정결과, 수입 돼지고기의 가격이 1% 상승할 경우 돼지고기 수요량은 0.14% 증가하는 것으로 나타나 서로 대체재가 될 수 있음을 확인하였다. 돼지고기에 대한 수요의 가격 탄성치는 -0.21로 나타나 돼지고기 수요는 가격 변화에 대해 비탄력적임을 보였다. 반면, 수요의 소득 탄성치는 0.28로 나타나 소비자의 소득이 증가할수록 돼지고기 수요가 증가하는 것으로 판단된다.

모형의 예측치에 대한 정밀도 검정은 표본 내 오차율과 표본 외 오차율을 평가하는 방법으로 수행하였다. 평균 절대 백분율 오차(MAPE) 기준으로 모든 변수가 3.1% 이하로 나타나 전반적으로 우수한 예측력을 보였다. 표본 외 오차율의 경우 내생변수의 전망치와 실제 관측값 간의 차이를 기반으로 예측력을 평가하였으며, 전망 월의 오차를 전월의 오차로 설정할 때 가장 우수한 예측력을 보였다.

본 연구는 돼지의 생물학적 사육 구조와 시장 메커니즘을 반영한 동시균형모형의 개발을 통해 국내산 돼지고기 수급과 가격을 월 단위로 정밀하게 예측할 수 있는 분석체계를 제시하였다는 점에서 정책적 활용도가 높을 것으로 기대된다. 특히, 생산 시차, 수요 변화, 가격 결정 과정을 종합적으로 반영함으로써 농가의 경영 의사결정과 정부의 수급 조절 정책 수립에 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 다만 분석에 활용된 기간이 상대적으로 짧아 장기적인 구조 변화나 외생적 충격을 충분히 반영하지 못했다는 한계가 있다. 가격 부문에서도 돼지고기 도매단계의 경매출하 비중이 5%에 불과하고 나머지 95%가 직매출하로 이루어져(축산물품질평가원, 2023), 실제 시장에서 거래되는 대부분의 물량은 경매가격과 다른 경로로 결정된다. 이러한 이유로 도매가격이 돼지고기 시장의 가격 흐름을 완전히 대변하기에는 한계가 존재하며, 향후 분석 기간의 확장과 변수 보완을 통해 예측력을 제고할 필요가 있다.



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

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

참고문헌

- 국승용, 이용건, 이형우, 김명수. (2020). 돼지고기 수급 및 유통체계 분석. 한국농촌경제연구원 정책연구보고 P262.
- 김계용, 김민진, 옥영수, 김학연. (2014). 국내 브랜드 돈육과 수입산 돈육의 선호도 분석. *Journal of the Korean Society of Food Culture*, 29(4), 342-347. <http://doi.org/10.7318/KJFC/2014.29.4.342>
- 김원태, 이종하. (2007). 중도절단회귀모형을 이용한 한국의 육류수요분석-준 이상 수요체계적 접근. *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 9(6), 2889-2901. UCI : G704-000930.2007.9.6.033
- 김원태. (2017). AIDS모형을 이용한 육류수요변화 요인 분석. *농업경영·정책연구*, 44(3), 389-409.
- 김충현, 서홍석, 이형우, 김진년. (2018). 쇠고기이력제 자료를 이용한 한우 수급모형 구축. *농촌경제*, 41(3), 25-50. <http://doi.org/10.36464/jrd.2018.41.3.002>
- 박시현, 안동환. (2020). 신선육과 가공육으로 분리된 육류의 수요체계 분석. *농업경영·정책연구*, 47(2), 333-351. <http://doi.org/10.30805/KJAMP.2020.47.2.333>
- 서홍석, 김충현, 김준호. (2020). *농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2020 운용·개발 연구*. 한국농촌경제연구원 기타연구보고 M167.
- 오승환, 제상영. (2021). 2차 준 이상 수요체계 (QUAIDS) 를 이용한 한국 육류상품시장의 대체 관계 분석. *금융공학연구*, 20(1), 143-158. <http://doi.org/10.35527/kfedoi.2021.20.1.006>
- 유사라, 안병일. (2024). 할당관세가 축산물 가격에 미치는 영향: 쇠고기·돼지고기를 중심으로. *농업경영·정책연구*, 51(3), 331-353. <http://doi.org/10.30805/KJAMP.2024.51.3.331>
- 이용선, 김종진, 김관수, 안동환, 조지성. (2013). *농산물 가격의 물가에 대한 영향 평가와 시사점*. 한국농촌경제연구원 정책연구보고 P174.
- 이은주, 정유림, 고경철, 전수영. (2022). 양돈 농가의 소득향상을 위한 방안 분석. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 24(3), 995-1006. <http://doi.org/10.37727/jkdas.2022.24.3.995>
- 지인배, 송우진, 정민국. (2012). 돼지고기 속성별 소비자 선호도 분석. *농촌경제*, 35(4), 41-57. <http://doi.org/10.36464/jrd.2012.35.4.003>
- 지인배, 황윤재, 이형우, 한봉희. (2015). *한우와 돼지고기 수요변화 요인 분석*. 한국농촌경제연구원 정책연구보고 P204.
- 차대협, 이기환, 손지현, 선두원, 임현태, 이정규, 최태정, 구양모. (2021). 시계열 분석의 Arima 모형을 이용한 종돈장 사육규모별 사육두수 예측. *Journal of Animal Breeding and Genomics*, 5(2), 31-50. <http://doi.org/10.12972/jabng.20210003>
- 축산물품질평가원. (2023). *2022년 축산물 유통정보조사 보고서*.
- 한국농촌경제연구원. (2024). *농업전망 2024: 불확실성시대의 농업·농촌, 도전과 미래*.
- 한국농촌경제연구원. (2025). *농업전망 2025: 한국 농업·농촌, 변화를 준비한다*.
- 축산물품질평가원. (2024. 3. 21.). '축산유통 디지털 플랫폼', 미래 축산유통의 청사진 제시. <<https://www.ekape.or.kr/board/view.do?boardInfoNo=0025&boardNo=982&menuId=menu160301>>. 검색일: 2025. 4. 2.
- 축산정보뉴스. (2025. 5. 9.). 돼지고기 소비시장 측면에서 보는 소비자들의 한돈 선택 추세 및 소비 확대 마케팅 방안. <<https://www.liveinfo.kr/news/article.html?no=27350>>. 검색일: 2025. 8. 12.
- 통계청. (2023. 12. 19.). 2022년 기준 소비자물가지수 가중치 개편 결과. <https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301040200&bid=213&act=view&list_no=428549>. 검색일: 2025. 3. 29.
- 국립축산과학원. <www.nias.go.kr>. 검색일: 2025. 4. 15.
- 농식품수출정보 KATI. <www.kati.net>. 검색일: 2025. 4. 20.
- 대한민국 정책브리핑. <www.korea.kr/main.do>. 검색일: 2025. 4. 3.
- 통계청. <<https://www.kostat.go.kr/anskr/>>. 검색일: 2025. 4. 16.
- 한국육류유통수출협회. <<http://www.kmta.or.kr/kr/main/main.php>>. 검색일: 2025. 3. 18.
- 한국은행. <<https://www.bok.or.kr/portal/main/main.do>>. 검색일: 2025. 4. 10.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes.

- Econometrica*, 47-78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Dhuyvetter KC. (2000). Optimal parity distribution-when is the best time to cull sows?. *Kansas Agricultural Experiment Station Research Reports*, (10), 5-11.
<https://doi.org/10.4148/2378-5977.6589>
- Kim, C.H., H. W. Lee., & T. J. Suh. (2022). Supply models for stability of supply-demand in the Korean pork market. *Korean Journal of Agricultural Science*, 49(3), 679-690.
<https://doi.org/10.7744/kjoas.20220063>
- Liu, F., Zhao, W., Le, H.H., Cottrell, J.J., Green, M.P., Leury, B.J., Dunshea, F.R., & Bell, A.W. (2022). Review: What have we learned about the effects of heat stress on the pig industry?. *Animal*, 16, 100349. <https://doi.org/10.1016/j.animal.2021.100349>
- Newey, W. K., & West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The review of economic studies*, 61(4), 631-653. <https://doi.org/10.2307/2297912>
- Thurman, W. N. (1986). Endogeneity Testing in a Supply and Demand Framework. *The Review of Economics and Statistics*, 68, 638-646. <https://doi.org/10.2307/1924523>
- Zhang, F., & Wang, F. (2020). Prediction of pork supply via the calculation of pig population based on population prediction model. *International Journal of Agricultural and Biological Engineering*, 13(2), 208-217. <https://doi.org/10.25165/j.ijabe.20201302.5303>