

쇠고기이력제 자료를 이용한 한우 수급모형 구축*

김충현** 서홍석*** 이형우**** 김진년*****

Keywords

쇠고기이력제(beef traceability), 한우(Hanwoo), 수급모형(supply and demand model), 코호트요인(cohort component)

Abstract

As Statistics Korea replaced the beef statistics with beef traceability data from September 2017, it is necessary to develop an economic model of Hanwoo based on the data. This study developed an advanced supply-demand model of Hanwoo by utilizing endogenous advantages of the data. The model was constructed by using a mixture of the cohort factor method and econometric method. We estimated cohort factors, such as mortality, slaughter, and sex ratio at birth, and attempted to build a stable model using the cohort factors. On the other hand, the econometric methods were used because the farm household's intention to breed and slaughter as well as the intention of consumption are determined by various economic factors. The model developed in this study is expected to be useful as a tool to forecast the Hanwoo market and establish the preemptive supply and demand policies.

차례

- 1. 서론
- 2. 모형 구조 및 분석자료
- 3. 추정 결과
- 4. 모형의 예측력 검토
- 5. 결론 및 시사점

* 본 연구는 ‘한우자조금관리위원회’에서 발주한 ‘쇠고기이력제를 활용한 축산관측 고도화 연구’(서홍석 외 2017)의 일환으로 진행된 연구결과를 기초로 최근 발표된 자료를 추가하여 보완·발전시킨 것임.

** 한국농촌경제연구원 연구원.

*** 한국농촌경제연구원 부연구위원, 교신저자. hongseokseo@krei.re.kr

**** 한국농촌경제연구원 전문연구원.

***** 한국농촌경제연구원 연구원.

1. 서론

쇠고기이력제 도입의 근본 목적은 송아지 출생에서부터 사육, 도축, 포장처리 및 최종 소비하는 판매 단계에 이르기까지 개체별 이동경로 정보를 기록·관리함으로써 소의 질병 및 쇠고기의 위생·안전 문제 발생 시 그 이력을 추적하여 신속하게 대처하기 위함이었다. 이력제 시행으로 한우산업은 생산단계에서 방역의 효율성을 도모하였으며, 유통단계에서는 둔갑판매 방지 등 거래의 투명성을 확보하여 소비자 신뢰를 높일 수 있었다.

이력제 시범사업은 지난 2004년 10월 4만 마리 규모의 일부 브랜드 경영체를 대상으로 시작되었으며, 2008년 12월부터는 소 사육단계에서 전면적으로 본 사업이 시행되었다. 이력제는 축산농가 신고를 기반으로 실시간 관리되고 있으며, 정보 관리를 위해 「가축 및 축산물 이력관리에 관한 법률」에 따라 이력관리시스템을 구축하여 운영하고 있다.¹ 소 개체별 사육 정보를 실시간 관리·추적하고 있는 이력제 자료에서는 매월 출생마릿수, 월령별 폐사마릿수와 도축마릿수, 월령별 사육마릿수가 제공되고 있다. 이러한 세분화된 자료의 제공으로 정보 수요자들은 기존보다 정확한 한우 사육현황 정보에 대한 접근이 가능하게 되었다.

우리나라 한우 사육 관련 통계는 통계청에서 매분기마다 조사·발표하는 「가축동향조사」가 있다. 과거 「가축동향조사」는 5년 주기로 발표되는 농업총조사를 모집단으로 소 사육 농가를 대상으로 한 표본조사 방식²이었으나, 2017년 9월부터는 소의 주민등록이라고 일컬을 수 있는 이력제 자료를 활용한 전수조사 방식으로 소 가축통계 공표 방식이 변경되었다. 이후 「가축동향조사」는 기존의 형태를 유지하되, 쇠고기이력제상의 자료를 통해 잠정치를 발표하고, 다음 분기 통계 발표 시 전 분기 잠정치를 수정하여 확정치를 발표하는 형태를 취하고 있다.³ 이러한 조사 방식의 차이는 통계적 단층을 야기하기에 충분하였다. 실제 2017년 6월 기준 이력제 한우 사육마릿수가 기존 조사방식의 사육마릿수보다 약 8.5% 많았다. 기존 조사는 소 사육 농가를 대상으로 한 현장 표본농가 조사 방식

1 송아지가 출생하면 12자리 개체식별번호를 부여받고 이력관리시스템에 등록되며, 양도, 양수, 폐사, 도축 등 개체 상태가 변할 경우 농가의 신고를 통해 개체 이력을 추적하는 방식으로 관리되고 있음.

2 기존 조사방식은 3,068개의 농가표본과 일정 규모 이상 한우 사육농가를 대상으로 조사·추계하였음.

3 현재 쇠고기이력제 월별 자료는 축산물품질평가원 홈페이지에 공개되어 있어 자유롭게 이용할 수 있음.

이나, 쇠고기이력제는 농가, 법인 구분 없이 소 개체에 대한 농가의 전수신고를 기반으로 한 자료로서 대상범위, 추계방법 등에서 상이하기 때문이다. 이와 같은 통계 공표 방식의 변경으로 기존 자료를 통해 구축된 예측·전망 모형 및 프로그램은 더 이상 활용할 수 없게 되었다.

기존에 개발된 한우 관련 수급모형은 KREI-KASMO(김명환 외 2008; 서홍석 외 2017), 축산 분기관측모형(정민국 외 2005), 코호트 모형, 한육우 단기관측모형(조재성 외 2013), 한우 분기관측모형(조재성 외 2014; 조재성 외 2017)이 대표적이다. KREI-KASMO는 농업부문에 국한된 부분균형모형으로 품목 상호 간 생산 및 소비 대체로 연결되어 있는 계량경제학적 연립방정식 체계로 구성되어 있다. 한국농업 총량부문의 중장기 전망을 위한 목적으로 개발되어 연간 단위로 구축되었기 때문에 전망 단위 측면에서 한계가 존재한다. 축산 분기관측모형은 모형의 구조 및 운용방식이 KREI-KASMO와 동일하나 주요 축종(소, 돼지, 닭)을 대상으로 한 축산부문에 국한된 모형이다. 분기 단위로 구축되어 있어 한육우 부문의 정밀한 수급전망이 가능하나, 함수 추정치 대부분이 10년 전 자료를 바탕으로 추정되어 기술발전, 농업환경변화, 소비추세 등 최근 변화를 반영하지 못한다. 코호트 모형은 통계청 「가축동향조사」의 연령별 자료를 토대로 구축된 단순 계산형태의 모형으로 농가의 번식의향, 도축의향에 미치는 경제적 요인이 반영되지 않기 때문에 시장전망을 위한 활용도에 있어 한계가 존재한다. 한육우 단기관측모형은 1개월 선행관측이 가능하도록 월간 단위 모형으로 개발된 모형이다. 1개월 선행 전망치 도출이 주요 목적인 모형으로 중장기 시장전망에 활용하기에는 한계가 있다. 상기 모형들은 한우뿐만 아니라 육우와 젓소를 포함한 쇠고기 시장 기반으로 모형이 구축되어 있어 한우의 독립적인 수급전망이 어렵다는 한계가 있다. 반면 한우 분기관측모형은 한우 수급자료만을 이용하여 구축함으로써 한우시장 전망에 최적화된 분기단위 모형이다. 이 모형은 소비의 계절성 및 가축 생육의 생물학적 특성 등을 수요와 공급부문에 반영하여 모형의 현실 설명력을 제고하였다. 그러나 모형 구축 당시 쇠고기이력제 자료가 충분히 축적되어 있지 않아, 과거 「가축동향조사」 자료 기반으로 구축되었기 때문에 「가축동향조사」가 쇠고기이력제 자료로 대체된 현 시점에서 더 이상 모형을 활용할 수 없다는 한계가 있다.

본 연구에서 개발한 모형과 선행연구 모형과의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 현장 표본농가 조사 방식으로 공표된 「가축동향조사」를 기반으로 구축된 기존 모형과는 다르게 쇠고기이력제 자료를 기반으로 한 한우 수급전망 모형을 구축함으로써 향후 한우시장 전망 및 사전적 수급조절이 가능한 모형을 개발하였다. 둘째, 기존 한우 관련 수급모형의 장·단점을 살펴보고, 쇠고기이력제 자료의 고

유한 장점을 최대한 활용할 수 있는 모형 구조를 설계하였다. 쇠고기이력제 자료는 소 개체별 사육 정보 기록·관리하고 있어 월령별로 세분화된 사육정보의 자료 추출이 가능하기 때문에 기존 자료를 이용한 수급모형보다 정밀한 모형 구축이 가능하다.

2. 모형 구조 및 분석자료

2.1. 모형 설계 및 자료

본 연구에서 진행된 한우 수급모형 연구와 기존 선행연구와의 공통점은 기본적으로 한우의 생물학적 특성을 고려한다는 점이다. 소의 출생에서 도축까지의 전 과정을 살펴보면, 가임기에 접어든 암소에 수정이 성공되면 착상(가임)이 되어, 약 10개월의 임신기간을 거쳐 송아지를 출산한다. 출생한 암송아지는 대부분 번식용 소(번식우)로 사육되며, 수송아지는 평균적으로 6개월이 지나기 전에 주로 거세되어 고기용 소(비육우)로 사육된다. 수소(거세우)는 사육기간 동안에 가축질병으로 인한 폐사 또는 도축⁴이 없다면 출하월령(25개월령~)까지 사육된 후에 출하(도축)되며, 암소는 60개월령 이상까지 사육되면서 송아지 출산을 반복⁵하게 된다.

이러한 한우의 특성을 고려하면 쇠고기이력제 자료의 월별·월령별 출생, 사육, 도축, 폐사 정보를 토대로 코호트요인법⁶을 통해 기존 한우 수급모형보다 정교한 모형 구축이 가능하다. 하지만, 농가의 번식의향, 도축의향, 소득 등 경제요인에 의해 결정되는 정액판매량, 출생마릿수, 공급 및 수요 측면 도축마릿수, 한우 가격은 코호트요인법을 적용할 수 없기 때문에 행태방정식을 추정하여 모형에 반영해야 한다. 따라서 본 연구의 한우 수급모형은 한우의 사육정보를 활용한 코호트요인법(cohort component method)과 계량경제학기법(econometric method)을 결합하여 구축하였다. 이

4 가축질병에 감염된 송아지나 소는 폐사가 되지만, 동거축(同居畜)들은 전염여부를 검사한 뒤, 문제가 없다면 도축하여 가공됨.

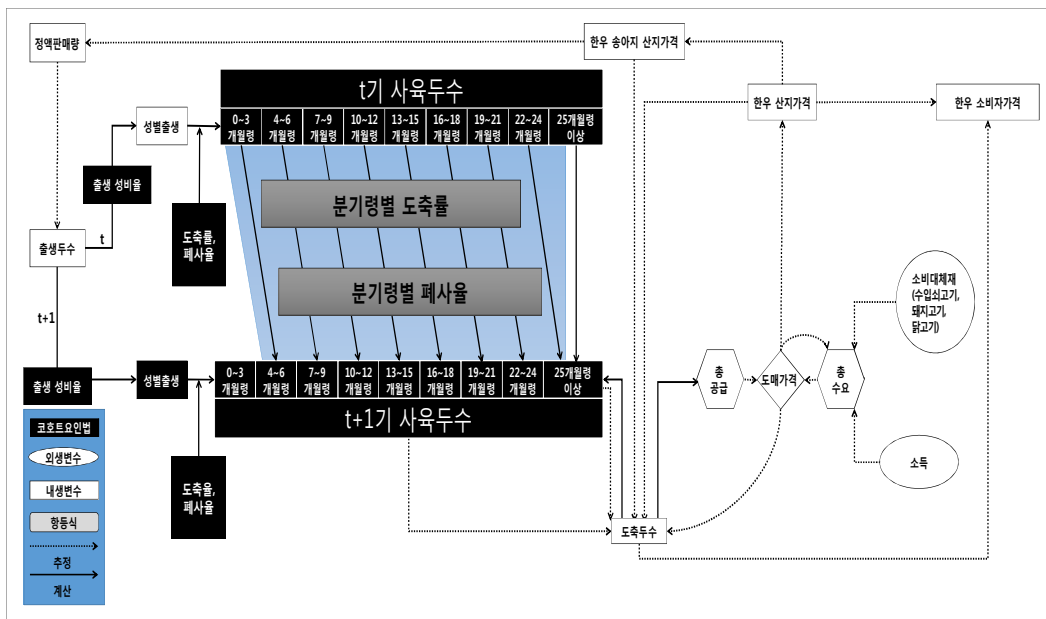
5 가임암소는 15개월령 이상 암소로 첫 출산(약 24~25개월령) 후 약 10~11개월마다 출산이 가능함.

6 코호트요인법은 주로 장래인구추계를 위해 사용되는 대표적인 방법으로 특정 연도의 성 및 연령별 기준인구에 인구변동요인인 출생·사망·국제이동에 대한 장래 변동분을 추정하여 이를 조합하는 방법임.

때, 코호트요인법을 적용하는 월령 기준을 정해야 한다. 농가의 번식의향과 도축의향은 경제학적 요인에 의해 결정되기 때문에 한우의 전체 생애주기를 단순히 코호트요인법으로 구성할 수 없기 때문이다. 성별·월령별 도축패턴을 분석하고 코호트요인법 적용범위를 <그림 1>과 같이 암소와 수소 모두 25개월령 미만(2세 미만)으로 가정하였다.⁷

한우 수급모형은 연립방정식 모형으로 공급부문, 수요부문, 가격부문으로 구성하였으며, 균형가격을 찾는 최종 생산재와 수요재는 한우 분기관측모형(조재성 외 2014; 조재성 외 2017)과 동일하게 도축마릿수로 가정하였다. 즉, 공급 측면과 수요 측면의 도축마릿수가 균형을 이루는 시장청산 조건(수요량=공급량)을 만족하는 균형가격이 도출되며, 도출된 시장균형가격은 송아지 산지가격을 결정하고, 결정된 송아지 산지가격은 다시 미래수급을 결정하는 요인이 된다. 총 공급과 총 수요를 일치시키는 시장균형가격은 도매가격(경락가격)으로 설정하였다<그림 1>.⁸

그림 1. 한우 수급모형 구조 모식도



7 암소와 수소의 24개월령까지 누적 도축률은 각각 1.95%, 4.41%에 불과하여 성우는 주로 25개월령 이상에서 도축되고 있음을 알 수 있음.

8 한우는 소비지에서는 부위별로 판매되지만, 부위별 소비량을 파악하기가 쉽지 않음. 하지만, 본 연구의 한우 수급모형 구축 시 최종 생산재와 수요재를 도축마릿수로 설정하였기 때문에 도축마릿수 결정요인인 도매가격을 균형가격으로 설정함.

쇠고기이력제 자료의 장점을 최대한 활용하여 보다 정교한 수급모형을 구축하기 위해서는 자료의 기간 단위인 월별(월령별) 수급모형을 구축해야 한다. 하지만, 한우는 다른 축종(돼지, 육계, 오리 등)에 비해 상대적으로 생육주기가 길고⁹, 「가축동향조사」의 수급 자료가 분기별로 제공되는 점을 고려하여 본 연구에서 개발한 모형의 시간 단위는 분기(분기령)로 설정하였다. 또한 경제학적 요소를 고려하는 행태방정식(수요 측면 도축마릿수) 내 주요 설명변수인 실질 소득¹⁰의 월별 자료 확보가 불가능하다는 점도 월별(월령별) 단위 모형 구축의 제약으로 작용하였다.

쇠고기이력제 자료는 연구 목적으로 축산물품질평가원으로부터 제공받았다. 그러나 2011~2017년¹¹ 기간의 자료로 행태방정식 추정에 이용하기에는 시계열이 충분하지 않다.¹² 충분한 자료 확보를 위해 우선 2011~2017년 기간 쇠고기이력제 자료와 동 기간 과거 「가축동향조사」 자료를 비교·검토하였다. 그 결과, 두 자료의 수준 차이는 다소 있으나, 시간의 흐름에 따른 증감 추세는 매우 유사한 것으로 나타났다. 이에 따라 두 자료 간의 평균적 차이를 2003~2010년 「가축동향조사」 자료에 적용하여 동 기간의 쇠고기이력제 기준 시계열 자료를 추정하였다. 이와 같은 방법을 이용하여 2003~2017년 기간의 쇠고기이력제 자료 DB를 구축하였다.

한우 수급모형 구축에 이용되는 자료와 출처는 <표 1>과 같다. 분석 자료의 안정성(stationary)을 파악하기 위해 단위근 검정을 실시하였으며, 검정결과 모든 자료가 단위근을 갖는 불안정(non-stationary)적인 것으로 나타났다.¹³ 불안정한 자료를 1차 차분하여 안정적 자료로 변환하고 회귀모형을 추정한 결과, 오히려 모형의 설명력(R^2)과 회귀계수에 대한 t값이 매우 낮게 나타나 차분과정에서 자료의 고유 잠재정보의 손실이 의심되었다. 따라서 공적분 검정(co-integration test)을 통해 불안정한 시계열 자료 간 선형결합의 존재를 파악하고, 원자료를 모형구축에 이용하였다.¹⁴

9 돼지 25주, 육계 5주, 오리 45일 전후로 출하되나, 한우의 일반적인 출하월령은 25개월령 이상임.

10 한국은행에서 분기별로 조사 발표되고 있음.

11 쇠고기이력제 본사업은 2008년부터 시행되었으나, 사업초기 농가신고가 원활히 이뤄지지 않아 자료의 신뢰성이 일정 수준 확보되지 않음. 이에 따라 2011년 이후의 쇠고기이력제 자료를 제공받음.

12 통계학적으로 표본규모가 충분하지 못한 자료를 이용하여 추정할 경우, 추정결과가 편의(biased)될 수 있음.

13 대부분의 경제학적 시계열 자료는 확률적 추세(stochastic trend)와 결정적 추세(deterministic trend)를 갖게 되므로 단위근(unit-root)을 내포한 불안정한 시계열 자료일 수 있음. 단위근이 내포된 자료를 이용한 회귀분석 결과는 허구적 회귀현상(spurious regression)이 발생될 수 있음.

14 개별적으로는 단위근(unit-root)을 내포하고 있는 불안정적 시계열 자료이지만, 이들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 수 있음. 이 경우에는 더 이상 허구적 회귀현상이 발생하지 않게 됨. 본 연구에서는 Engle and Yoo의 공적분검정(Engle and Yoo 1987)방법과 요한슨의 공적분검정(Johansen's co-integration test(Johansen 1988))방법을 이용하여 선형결합의 존재여

본 연구에서 구축한 한우 수급모형은 육우·젖소 고기를 고려하지 않은 독립적인 한우 수급모형이다. 또한 한우고기는 고급육으로 대부분 냉장육으로서 소비되는 시장특성을 반영하여 수입 쇠고기와 이질적인 재화로 가정하였다.¹⁵

표 1. 한우 수급모형 구성 자료 및 출처

자료명	자료출처	자료명	자료출처
암·수소 출생마릿수	이력시스템	25개월령 암·수소 도축마릿수	이력시스템
1~3개월령 암·수소 사육마릿수	이력시스템	정책판매량	종축개발협회, 농협중앙회
⋮	이력시스템	배합사료 가격	농림축산식품부
22~24개월령 암·수소 사육마릿수	이력시스템	암·수송아지 산지가격(6~7개월)	농협 축산정보센터
25개월령 암·수소 사육마릿수	이력시스템	한우 소비자가격(불고기1등급)	AT농식품유통공사
1~3개월령 암·수소 폐사마릿수	이력시스템	돼지 소비자가격(삼겹살)	AT농식품유통공사
⋮	이력시스템	닭고기 소비자가격	AT농식품유통공사
22~24개월령 암·수소 폐사마릿수	이력시스템	수입 쇠고기 가격	AT농식품유통공사
25개월령 암·수소 폐사마릿수	이력시스템	실질 국민총소득(계절조정)	통계청
1~3개월령 암·수소 도축마릿수	이력시스템	장래추계인구	통계청
⋮	이력시스템	생산자물가지수(2010=100)	한국은행
22~24개월령 암·수소 도축마릿수	이력시스템	소비자물가지수(2010=100)	통계청

주: 수입 쇠고기 가격은 농식품유통공사 수출입정보(KATI.NET)로부터 쇠고기(신선/냉장/냉동)의 수입단가(수입액/수입량)를 계산하고, 계산된 수입단가에 환율과 관세, 운송제반비용(수입단가의 10% 가정)을 고려하여 산출함.

표 2. 선행모형과 본 모형 비교

	KREI-KASMO	한우 분기관측	본 연구
범위	육우, 젖소 포함한 한육우	한우	한우
시간단위	연간	분기	분기
코호트단위	연령별	연령별	분기령별 + 연령별
구조	함수식의 추정치 이용	2세 이하 사육마릿수는 연령별 생존율 이용	코호트요인법과 계량경제학적 방법 이용
시장균형조건	쇠고기 공급량 = 쇠고기 수요량	한우 도축마릿수(공급) = 한우 도축마릿수(수요)	한우 도축마릿수(공급) = 한우 도축마릿수(수요)
균형가격 (시장)	불고기 1등급 소비자가격 (소매)	경락가격 (도매)	경락가격 (도매)
주요가정	한우, 육우, 젖소, 수입 쇠고기 동질	한우, 육우, 젖소, 수입 쇠고기 이질	한우, 육우, 젖소, 수입 쇠고기 이질
자료출처	가축동향조사(통계청)	가축동향조사(통계청)	쇠고기이력제

부를 검정하였음.

15 만약 한우와 수입 쇠고기를 동질의 재화로 가정한다면 총 공급부문에 수입 쇠고기가 포함되어야 함.

2.2. 코호트요인법

통상 한우의 적정 도축월령은 25개월령 이상이므로 코호트요인계수를 이용한 분기별 사육마릿수 예측모형은 24개월령 이하(1~3개월령, 4~6개월령, ..., 22~24개월령 이하) 8단계와 25개월령 이상(2세 이상) 총 9단계로 구성하였다. 코호트요인법을 이용한 분기령별 사육마릿수는 분기별·성별 출생마릿수, 분기령별 사육·도축·폐사마릿수 정보를 이용한 단순 계산형태로 산출된다.

$$(1) 1Nb_t^s = Birth_t^s - 1Slaughter_t^s - 1Death_t^s$$

$$2Nb_t^s = 1Nb_{t-1}^s - 2Slaughter_t^s - 2Death_t^s$$

⋮

$$nNb_t^s = (n-1)Nb_{t-1}^s - nSlaughter_t^s - nDeath_t^s$$

$$(2) mtyNb_t^s = 8Nb_{t-1}^s + 8Nb_t^s - mtySlaughter_t^s - mtyDeath_t^s$$

- 여기서, n은 분기령(n=1,2,...,8), mty는 25개월령(2세) 이상, s는 성별, t는 시점, Nb는 사육마릿수, Birth는 출생마릿수, Slaughter는 도축마릿수, Death는 폐사마릿수임.

본 연구에서 한우 개체수의 변동요인으로 고려되는 코호트요인 중 출생의 경우, 전체 출생마릿수가 과거시점의 농가 번식의향에 따라 결정되므로 전체 출생정보 전체를 코호트요인으로 적용하기에는 한계가 있다. 따라서 행태방정식에 의하여 결정된 전체 송아지 출생마릿수에서 암송아지 출생마릿수와 수송아지 출생마릿수를 결정하는 출생성비를 코호트요인으로 설정하였다.

출생성비는 전체 출생마릿수에서 암·수소 출생마릿수가 차지하는 비중으로 계산하였다. 도축률(폐사율)은 전기 사육마릿수에 대한 당기의 도축(폐사)마릿수의 비중으로 계산하였다. 특히, 도축률은 성우(25개월령 이상) 도축 외에도 가축질병 농가 동거축(同居畜) 도축으로 인한 출하월령 전(24개월령 이하) 도축을 고려하여 계산하였다.¹⁶

¹⁶ 주 출하월령은 25개월령 이상이지만, 주 출하월령 이전인 25개월령 이하의 도축이 파악됨.

$$(3) R_Birth_t^s = Birth_t^s / Brith_t$$

$$(4) 1R_Death(Slaughter)_t^s = 1Death(Slaughter)_t^s / Brith_t^s$$

$$2R_Death(Slaughter)_t^s = (2Death(Slaughter)_t^s / 1Nb_{t-1}^s)$$

⋮

$$nR_Death(Slaughter)_t^s = nDeath(Slaughter)_t^s / (n - 1)Nb_{t-1}^s$$

$$(5) mtyR_Death_t^s = mtyDeath_t^s / (8Nb_{t-1}^s + mtyNb_{t-1}^s)$$

- 여기서, n은 분기령(n=1,2,...,8), mty는 25개월령(2세) 이상, s는 성별, t는 시점, Nb는 사육마릿수, Birth는 출생마릿수, Slaughter는 도축마릿수, Death는 폐사마릿수, R_Brith는 출생성비, R_Slaughter는 도축률, R_Death는 폐사율임.

코호트요인계수를 산출한 결과는 <표 3>과 같다. 암소의 출생성비는 49%, 수소는 51%로 나타났다으며, 분기령별 폐사율은 1~3개월령 송아지의 폐사율(암송아지: 2.28, 수송아지: 1.84)이 가장 높게 나타났다.¹⁷

표 3. 한우 성별 · 월령별 폐사율, 도축률, 출생비율

구분	암소				수소			
	폐사율		도축률		폐사율		도축률	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
1~3개월령	2.28	0.33	0.00	0.01	1.84	0.50	0.00	0.01
4~6개월령	1.49	0.26	0.01	0.01	1.63	0.36	0.01	0.01
7~9개월령	0.57	0.10	0.02	0.01	0.70	0.08	0.02	0.01
10~12개월령	0.34	0.04	0.03	0.01	0.48	0.05	0.03	0.01
13~15개월령	0.23	0.04	0.05	0.01	0.31	0.03	0.05	0.03
16~18개월령	0.19	0.03	0.11	0.04	0.22	0.03	0.16	0.07
19~21개월령	0.18	0.03	0.33	0.08	0.20	0.02	0.59	0.19

17 대장균 설사병, 살모넬라성 설사병 등 송아지 설사병과 기관지폐렴 등 대부분의 질병이 출생 초기에 자주 발병됨.

(계속)

구분	암소				수소			
	폐사율		도축률		폐사율		도축률	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
22~24개월령	0.23	0.04	0.98	0.16	0.18	0.02	1.61	0.32
25개월령 이상	0.21	0.02			0.25	0.05		
출생성비	49.0				51.0			

주: 분기령별 코호트요인계수인 폐사율과 도축률은 2011년 1분기~2016년 4분기값을 분기령별로 각각 평균하여 도출함. 사육마릿수는 2017년 4분기까지 월별자료의 열람이 가능하나, 폐사마릿수는 공표되고 있지 않아 2016년 4분기까지의 평균값으로 코호트요인계수를 추정함.

자료: 축산물품질평가원, 통계청.

2.3. 주요 행태방정식 설정

2.3.1. 정액판매량

한우의 출생마릿수는 한우 사육농가의 번식의향에 따라서 결정된다. 하지만, 번식의향을 나타내는 지표인 인공수정 실적에 대한 자료가 없으므로 본 연구에서는 정액판매량을 대리변수로 설정하였다. 정액판매량은 송아지의 수익성 지표(송아지 산지가격과 배합사료 가격의 비율)¹⁸, 전기 연간 누적 정액판매량, 계절적 공급패턴 변화를 반영하기 위한 계절 더미를 설명변수로 설정하였다. 또한 구제역 발생으로 정액공급이 원활하지 못했던 시기(2011년 1분기), 구제역 위기단계 하향 조정 에 따른 정액 수요 급증시기(2011년 2분기)를 더미변수로 처리하여 반영하였다.

$$(6) SEM_t = f(ASEM_{t-1}, \frac{PFCF_t + PFCM_t}{2} / NFEED_t, DS_n, DUM1101_t, DUM1102_t)$$

- 여기서, SEM 은 분기별 정액판매량, $ASEM$ 은 연간 누적 정액판매량, $PFCF$ 은 암송아지 산지가격, $PFCM$ 은 수송아지 산지가격, $NFEED$ 은 배합사료 가격, DS 는 계절 더미(DS_1 은 1분기(전년도 12~2월), DS_2 는 2분기(3~5월), DS_3 은 3분기(6~8월)), 2011년 1분기 더미변수(2011년 1분기는 1, 나머지는 0), $DUM1102$ 는 2011년 2분기 더미변수(2011년 2분기는 1, 나머지는 0)임.

18 한우 농가는 조수입에 영향을 미치는 송아지 산지가격과 경영비에서 큰 비중을 차지하는 배합사료 가격을 고려하여 번식 의사결정을 함. 이를 반영하기 위해 송아지 산지가격과 배합사료 가격의 비율을 수익성 지표로 도입하여 정액판매량의 주요 변수로 사용함.

2.3.2. 출생마릿수

한우의 가임기간을 고려하였을 때, 한우 출생마릿수는 약 3분기 전(약 10개월) 투입된 누적 정액량에 의하여 결정된다고 볼 수 있다. 따라서 한우 출생마릿수 추정을 위한 설명변수로 3분기 전 연간 누적 정액 판매량과 설날, 추석과 같은 명절시기 공급량을 맞추기 위한 한우 사육농가의 정액투입 시기 조정을 반영하는 계절 더미를 도입하였다. 또한 구제역 발생으로 인한 가임암소 감소와 번식을 변화에 따른 영향을 2011년 4분기 이후부터 구조변화 더미변수로 처리하여 반영하였다.

$$(7) \text{ BIRTH}_t = f(\text{ASEM}_{t-3}, \text{DS}_n, \text{SD1104}_t)$$

- 여기서, *BRITH*는 분기별 출생마릿수, *ASEM*은 연간 누적 정액판매량, *DS*는 계절 더미 (*DS*₁은 1분기(전년도 12월~2월), *DS*₂는 2분기(3~5월), *DS*₃은 3분기(6~8월)), *SD1104*는 2011년 4분기 구조변화 더미(2011년 4분기 이전은 0, 이후 1)임.

2.3.3. 공급 측면 도축마릿수

암소는 고기용 소인 수소(거세우)와 달리 주로 번식용으로 사육되므로 사육농가의 번식의향에 따라 도축여부가 결정된다. 농가의 번식의향은 일반적으로 수익성에 의하여 결정되는데 송아지 가격이 상승하면 번식의향이 증가하고, 암송아지 산지가격이 낮아지거나 암소 도매가격이 높아질수록 도축의향이 증가하게 된다. 따라서 한우 암소의 수익성 지표는 암송아지 산지가격과 암소 도매가격의 가격비를 이용하였다. 한우 암소의 수익성 지표 외에도 전기 암소 총 사육마릿수, 계절 더미변수¹⁹를 설명변수로 도입하였으며, 구제역 발생에 따른 공급부족 시기(2010년, 2011년), 한우암소감축장려금지원사업²⁰에 의한 구조변화(2013년 1분기 이후)를 더미변수로 처리하여 반영하였다.

19 도축은 설날, 추석과 같은 명절 수요 및 휴가기간 등 수요가 급격하게 증가하는 기간이 있으므로 도축마릿수 자료는 시계열적으로 계절성을 내포함.

20 한우암소감축장려금지원사업은 2012년 1분기부터 시행되었으며, 시행 후반부터 농가의 한우농가의 참여가 집중되면서 2013년까지 동 사업이 연장되었음.

$$(8) \text{ NSF_SUP}_t = f(NF_{t-1}, \frac{PWF_t}{PFCF_t}, DS_n, FMD10_t, FMD11_t, SD1301_t)$$

- 여기서, NSF_SUP는 공급 측면 분기별 암소 도축마릿수, FY는 분기별 2세 이상 암소 사육마릿수, PWF는 암소 도매가격(지육), PFCF는 암송아지 산지가격, DS는 계절 더미(DS₁은 1분기(전년도 12~2월), DS₂는 2분기(3~5월), DS₃은 3분기(6~8월)), FMD10은 2010년 구제역 더미(2010년 2분기, 3분기, 4분기는 1, 나머지 0), FMD11은 2011년 구제역 더미(2011년 2분기, 3분기, 1, 나머지 0), SD1301은 2013년 1분기 구조변화 더미(2013년 1분기 이전은 0, 이후 1)임.

수소는 암소와 다르게 고기용 소로 이용되기 때문에 도축시점에 수익성이 높을수록 도축마릿수는 증가하게 된다. 한우 수소의 수익성 지표는 최종재인 수소(거세우) 도매가격과 투입재 비용(수송아지 산지가격) 간 가격비로 설정하였다. 즉, 수소(거세우) 도매가격 상승폭이 수송아지 산지가격보다 클 때, 한우 사육농가의 도축의향은 증가한다. 수익성 외에도 전기 수소 전체 사육마릿수, 계절적 영향을 반영하는 계절 더미변수를 수소 도축마릿수 추정함수의 설명변수로 설정하였다. 또한 구제역 발생기간 동안 우제류 이동제한과 해제에 따른 공급변화(2011년)²¹, 한-미 FTA('12.3.15 발효)에 따른 폐업지원정책²²시행으로 한우 공급의 구조적변화(2014년 2분기 이후), 한우암소감축장려금지원사업에 따른 한우 공급의 구조적변화(2015년 3분기 이후)를 더미변수로 처리하여 반영하였다.

$$(9) \text{ NSM_SUP}_t = f(NM_{t-1}, \frac{PWM_t}{PFCM_t}, DS_n, SD1402_t, SD1503_t, DUMMY11_t)$$

- 여기서, NSM_SUP는 공급 측면 분기별 수소 도축마릿수, MY는 분기별 2세 이상 수소 사육마릿수, PWM는 수소 도매가격(지육), PFCM는 수송아지 산지가격, DS는 계절 더미(DS₁은 1분기(전년도 12월~2월), DS₂는 2분기(3~5월), DS₃은 3분기(6~8월)), SD1402는 2014년 2분기 구조변화 더미(2014년 2분기 이전은 0, 이후 1), SD1503은 2015년 3분기 구조변화 더미(2015년 3분기 이전은 0, 이후 1), DUMMY11은 구제역 영향 더미(2011년 1분기~4분기는 1, 나머지 0)임.

21 구제역 발생 전후, 우제류 이동 제한 여부에 따라 도축마릿수가 단기간 동안 변동성이 컸음.

22 한-미 FTA 발효에 따른 한우 농가 폐업지원정책은 2014년 상반기부터 본격적으로 시행됨.

2.3.4. 수요 측면 도축마릿수

수요 측면의 한우 암·수소 도축마릿수 추정 시, 자체 도매가격과 대체재인 돼지고기와 닭고기의 가중평균 소비자가격, 쇠고기 수입가격, 그리고 1인당 실질 총소득, 계절 더미변수를 설명변수로 이용하였다. 구제역 발생에 따른 한우 소비의향 감소, 2011년 일본 후쿠시마 원자력발전소 폭발 사고에 따른 한우고기에 대한 소비의향 증가(허덕 외 2013), 국내 경기불황 및 메르스사태, 세월호 참사 등에 따른 외식소비 감소 경향을 더미변수로 처리하여 반영하였다. 또한 최근 한우 수요에 영향이 컸었던 2016년 추석 직후 시행된 청탁금지법에 따른 영향을 수요의 구조변화 더미변수로 처리하여 반영하였다.

$$(10) \text{NSF_DEM}_t = f\left(\frac{PWF_t}{PPI_t}, \frac{(PP_t * PD_t + PC_t * CD_t)}{2 * PPI_t}, \frac{DMP_t}{PPI_t}, \frac{RGNI_t}{APOP_t}, DS_n, FMD_t, SD1203_t, SD1402_t, KIM_t\right)$$

- 여기서, NSF_DEM은 수요 측면 분기별 암소 도축마릿수, PPI는 생산자물가지수, PWF는 암소 도매가격(지육), PP는 돼지고기 소비자가격, PD는 돼지고기 소비량, PC는 닭고기 소비자가격, CD는 닭고기 소비량, DMP는 쇠고기 수입가격, RGNI는 실질총소득, APOP은 추계인구, DS는 계절 더미(DS₁은 1분기(전년도 12~2월), DS₂는 2분기(3~5월), DS₃는 3분기(6~8월)), FMD는 구제역 영향 더미, SD1203은 2012년 3분기 구조변화 더미, SD1402는 2014년 2분기 구조변화 더미, KIM은 청탁금지법 영향 더미(2016년 4분기 이전은 0, 이후 1)임.

$$(11) \text{NSM_DEM}_t = f\left(\frac{PWM_t}{PPI_t}, \frac{(PP_t * PD_t + PC_t * CD_t)}{2 * PPI_t}, \frac{DMP_t}{PPI_t}, \frac{RGNI_t}{APOP_t}, DS_n, DUM110103_t, SD1203_t, KIM_t\right)$$

- 여기서, NSM_DEM은 수요 측면 분기별 수소 도축마릿수, PPI는 생산자물가지수, PWM은 수소 도매가격(지육), PP는 돼지고기 소비자가격, PD는 돼지고기 소비량, PC는 닭고기 소비자가격, CD는 닭고기 소비량, DMP는 수입가격, RGNI는 실질총소득, APOP은 추계인구, DS는 계절 더미(DS₁은 1분기(전년도 12~2월), DS₂는 2분기(3~5월), DS₃은 3분기(6~8월)), DUM110103는 구제역 더미(2010년 4분기~2011년 3분기), SD1203은 2012년 3분기 구조변화 더미, KIM은 청탁금지법 영향 더미(2016년 4분기 이전은 0, 이후 1)임.

2.3.5. 한우 가격 결정함수

균형가격인 암·수소 도매가격은 공급량과 수요량에 대한 시장청산조건(공급 도축마릿수=수요 도축마릿수)을 통해 도출되며, 암·수송아지 산지가격은 균형가격인 당기 암·수소 도매가격과 전기 암·수송아지 산지가격에 의하여 각각 결정되도록 설정하였다.

$$(12) \frac{PFCF_t}{PPI_t} = f\left(\frac{PFCF_{t-1}}{PPI_{t-1}}, \frac{PWF_t}{PPI_t}\right)$$

$$(13) \frac{PFCM_t}{PPI_t} = f\left(\frac{PFCM_{t-1}}{PPI_{t-1}}, \frac{PWM_t}{PPI_t}\right)$$

- 여기서, $PFCF$ 는 암송아지 산지가격, PWF 는 암소 도매가격, $PFCM$ 은 수송아지 산지가격, PWM 은 수소 도매가격, PPI 는 생산자물가지수임.

최고기 소비자가격은 전기 최고기 소비자가격과 한우 가중평균 도매가격에 의하여 결정된다.

$$(14) \frac{PB_t}{CPI_t} = f\left(\frac{PB_{t-1}}{CPI_{t-1}}, \frac{PWF_t^*(NSF_t/NSH_t) + PWM_t^*(NSM_t/NSH_t)}{2 \cdot CPI_t}\right)$$

- 여기서, PB 는 최고기 소비자가격, CPI 는 소비자 물가지수, PWF 는 암소 도매가격, NSF 는 암소 도축마릿수, NSM 는 수소 도축마릿수, NSH 는 전체 도축마릿수를 의미함.

3. 추정 결과

본 연구의 한우 수급모형은 도축마릿수와 도매가격이 공급 측면과 수요 측면 행태방정식을 통해 결정되는 동시 연립방정식모형(simultaneous equation model) 형태로 설계되었다. 도축마릿수와 도매가격 간 동시성(내생성) 문제로 인해 통상최소자승법(Ordinary Least Squares estimation: OLS) 추정량의 편의 가능성이 존재한다. 이에 따라 한우 암·수소 도축마릿수와 암·수송아지 산지

가격 행태방정식의 추정에는 2단계 최소자승추정법(Two Stage Least Squares estimation: 2SLS)을 이용하였다.²³ 2SLS는 2단계에 걸쳐 최소자승법을 적용하여 추정하는 방법으로 1단계는 구조 방정식 내 내생변수들이 교란항과의 독립성 유지를 위한 가공과정이다. 즉, 1단계에서 행태방정식은 내생변수들을 연립방정식 체계 내 모든 선결변수의 함수로 표현하는 유도방정식 모형을 구축하고 OLS로 추정된다. 2단계는 1단계에서 도출된 내생변수의 추정치로 관측치를 대체시킨 후 개별 행태방정식에 OLS를 이용하여 계수값이 추정된다. 2단계를 통해 얻어지는 추정량은 내생변수와 교란항의 연관성을 감소 내지 제거하게 되므로 내생성 문제가 해결된다. 하지만, 표본 규모가 충분하지 못한 경우에 연립방정식 편이가 완전히 제거되지 못하는 한계가 있다(이종원 2009).

본 연구의 한우 수급모형 구축에 이용되는 주요 행태방정식은 Eviews 9.1 통계패키지 프로그램을 이용하여 추정하였으며, 개별 행태방정식들을 level-level, log-level, level-log, log-log 형태 등 다양한 함수형태로 추정한 후, 추정계수 t-value, 모형의 적합도(R^2), 모형 예측치의 안정성 등을 종합적으로 고려하여 최종 함수형태를 선택하였다.²⁴ 추정결과의 자기상관(auto-correlation) 존재 여부는 Durbin-Watson과 Breusch-Godfrey LM(Breusch 1978)를 통해 검정하였으며, 자기상관의 존재가 검정되면 Newey-West(Newey and West 1994)²⁵ 추정을 실시하였다.

3.1. 정액판매량

정액판매량의 추정 결과는 <표 4>와 같다. 송아지 수익성의 대리변수로 도입된 송아지 산지가격과 배합사료 가격 비율이 통계적으로 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 즉, 송아지 산지가격이 높거나 배합사료 가격이 낮아질수록 정액판매량이 증가하는 영향이 있다는 것이다. 전기 연간 누적 정액판매량이 증가할수록 당기 정액판매량이 증가하는 것으로 나타났으며, 시기적으로 3분기는 4분기보다 15만 스트로 증가하는 반면, 1분기와 2분기에는 4분기보다 각각 11만 3천 스트로, 2만 3

23 전체 연립방정식을 동시에 추정하는 3단계 최소자승추정법(Three Stage Least Squares estimation: 3SLS)은 모형 내에 포함된 모든 정보를 활용하므로 2SLS 추정량보다 효율적임. 그러나 어느 하나의 구조방정식에 설정오류가 있을 경우 모형 전체에 그 효과와 파급되어 개별 방정식 추정치에 영향을 미치는 문제가 발생하기 때문에 본 연구에서는 2SLS 추정방식을 채택하였음.

24 level-log, log-level 형태는 t-value와 모형 적합도가 낮았을 뿐만 아니라 추정결과의 해석이 용이하지 않아 사용하지 않았음. log-log 형태는 t-value가 가장 우수하였으나, level-level 형태보다 모형의 적합도가 다소 낮았으며 수급모형 구축 시 예측치의 변동성이 크게 나타나 최종적으로 level-level 형태를 본 연구의 수급예측모형 구축에 이용하였음.

25 추정모형을 자기상관 또는 이분산이 없는 것처럼 모형화하고, 표준오차를 조정하는 방법임.

천 스트로 적은 것으로 나타났다. 3분기 정액판매량이 상대적으로 많은 이유는 늦봄에서 초여름에 증가하는 송아지의 계절적 수요를 충족시키기 위해서 번식 농가가 3분기에 인공수정을 활성화하기 때문이다. 또한 구제역으로 인한 피해가 심각했던 시기인 2011년 1분기는 정액공급이 원활하지 않아 29만 5천 스트로 감소하였으며, 2011년 2분기는 구제역 위기 단계의 조정으로 정액 수요가 급격하게 증가함에 따라 정액판매량이 33만 1천 스트로 증가한 것으로 나타났다.

표 4. 정액판매량 추정 결과(Level-Level)

변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	7107		0.1078
ASEM(-1)	0.2307	0.90	8.6051***
(PFCF+PFCM)/2/NFEED	4361	0.07	1.7998*
DS1	-112705		-7.4539***
DS2	-23226		-1.5471
DS3	153998		10.4532***
DUM101	-296055		-6.9140***
DUM102	331135		7.8886***
Sample Range	2003Q1~2017Q4		
Adjusted R-squared	0.913946		
Durbin-Watson stat	1.687246		
MAPE	7.5%		

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

3.2. 출생마릿수

한우 출생마릿수 추정결과는 <표 5>와 같다. 3분기 전 연간 누적 정액판매량은 통계적으로 1% 유의수준에서 출생마릿수에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 1분기, 2분기, 3분기 모두 4분기 대비 출생마릿수가 많은 것으로 분석되었다. 특히, 2분기에 가장 많은 것으로 나타났는데 이는 가임기간을 고려하였을 때, 정액판매량이 3분기에 가장 많은 것과 부합하는 결과이다. 또한 구제역 발생으로 인한 암소 번식률 감소로 2011년 4분기 이후 한우 출생마릿수는 약 1만 7천 마리 감소한 것으로 추정되었다.

표 5. 출생마릿수 추정 결과(Level-Level)

변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	-6310		-0.2568
ASEM(-3)	0.0933	0.80	7.1020***
DS1	20309		2.3636**
DS2	143219		16.6555***
DS3	75187		8.7344***
SD1104	-16755		-2.6315**
Sample Range	2004Q4~2016Q4		
Adjusted R-squared	0.882296		
Durbin-Watson stat	1.793844		
MAPE	8.8%		

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

3.3. 도축마릿수

공급 측면 암·수소 도축마릿수 추정결과는 <표 6>과 같다. 암소 도축마릿수는 사육 농가의 번식 의향을 나타내는 암소 도매가격과 암송아지 산지가격 간 가격비와 전기의 암소 전체 사육마릿수가 통계적으로 1% 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 계절 더미변수 중 2분기는 통계적으로 1% 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 1분기, 3분기는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2분기의 출생마릿수가 가장 많은 시기이며, 사육 농가가 향후 사육 계획을 수립하는 시점이기 때문인 것으로 사료된다. 또한 한우암소감축장려금지원사업 시행에 따른 암소 도축마릿수 증가로 암소 도축마릿수는 2013년 1분기 이전보다 약 2만 5천 마리 증가하였으며, 구제역 발생에 따른 우제류 이동제한으로 암소 도축마릿수는 약 8천 마리 감소한 것으로 나타났다.

수소 도축마릿수는 사육 농가의 도축의향을 반영하는 수소 도매가격과 수송아지 산지가격 간의 가격비와 전기 수소 사육마릿수가 모두 10% 이내 수준에서 유의하게 나타났다. 당기의 수소 도축마릿수는 전기 수소 전체 사육마릿수가 1% 증가하면 약 0.3% 증가하며, 수소 도매가격과 수송아지 산지가격 간의 가격비가 1% 증가하면 1.15% 증가하는 것으로 분석되었다. 1분기는 명절수요로 도축마릿수가 큰 폭으로 증가하는 계절적 영향이 있는 것으로 나타났다. 또한 구제역 발생에 따른 우

제류 이동 제한과 해제에 따라 수소 도축마릿수는 약 1만 7천 마리 증가한 것으로 추정되었으며, 한미 FTA(2012년 3월 15일 발효) 체결에 따른 사육 농가의 직·간접적 피해와 폐업지원사업 시행으로 수소 도축마릿수는 2014년 이전보다 4만 7천 마리 증가한 것으로 분석되었다.

수요 측면 암·수소 도축마릿수 추정결과는 <표 7>과 같다. 암소 도축마릿수는 암소 도매가격과 국민 1인당 총소득이 암소 도축마릿수에 통계적으로 1% 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 돼지고기와 닭고기를 가중평균한 한우를 제외한 평균 육류 가격은 한우 암소 고기 소비에 미미한 영향이 있는 것으로 나타났다. 계절 더미변수는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 2분기, 3분기에 한우 암소 수요가 각각 1만 9천 마리, 1만 2천 마리 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 구제역 발생으로 국내 육류에 대한 식품안전성 문제가 대두되어 한우 소비의향이 감소하여 도축마릿수는 약 1만 4천 마리 감소한 것으로 나타났으며, 2012년 일본 원전사고에 따른 수산물에 대한 육류 대체 수요 증가로 2012년 3분기 이전보다 약 2만 8천 마리 증가한 것으로 분석되었다. 2014년 4월 세월호 침몰사건과 2015년 8월 메르스 사태 등으로 암소 도축마릿수는 2014년 2분기 이전보다 평균 1만 2천 마리 감소한 것으로 나타났으며, 2016년 추석 이후 시행된 청탁금지법에 따라 약 2만 9천 마리 감소한 것으로 추정되었다.

수소 도축마릿수는 수소 도매가격, 돼지고기와 닭고기 가중평균 소비자가격, 국민 1인당 총소득, 계절 더미변수가 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 수입 쇠고기 가격은 미미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 고급육으로 여겨지는 한우 고기와 수입 쇠고기는 서로 경합관계가 없는 이질적인 재화이기 때문인 것으로 판단된다. 특히, 계절 더미의 추정계수를 살펴보면, 구제가 포함된 1분기 도축마릿수는 명절수요로 인하여 추석기간이 포함된 4분기보다 많았으나 2분기와 3분기는 적었던 것으로 분석되었다. 또한 2010년 구제역 발생에 따른 육류 소비의향 감소로 2011년 1~3분기 약 4천 마리 감소하였으며, 2012년 일본 원전사고로 수산물에 대한 육류소비 대체수요가 증가하여 2012년 3분기 이전보다 평균 약 4천 마리 증가한 것으로 나타났다. 2016년 추석 직후 시행된 청탁금지법 이후, 약 2만 마리 감소한 것으로 추정되었다.

표 6. 공급 측면 암·수소 도축마릿수 추정 결과(Level-Level)

암소 도축마릿수				수소 도축마릿수			
변수	추정계수	탄성치	t-값	변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	-31473		-4.5153***	상수항	-45576		-2.5828**
NF(-1)	0.0298	0.68	4.5309***	NM(-1)	0.0250	0.27	2.2573**
PWF/PFCF	7748	0.66	8.6202***	PWM/PFCM	15687	1.15	4.7028***
DS1	-1632		-0.6285	DS1	7708		1.9750*
DS2	-7076		-2.7359***	DS2	-11036		-3.6794***
DS3	-363		-0.1412	DS3	-5427		-1.5398
FMD10+FMD11	-8363		-2.0234**	SD1402	47041		8.0354***
SD1301	24887		10.8389***	SD1503	-10219		-2.6216**
				DUMY11	17051		3.2692***
Sample Range	2003Q3~2017Q4			Sample Range	2003Q2~2017Q4		
Adjusted R-squared	0.951144			Adjusted R-squared	0.873605		
Durbin-Watson stat	1.997792			Durbin-Watson stat	1.522709		

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

표 7. 수요측면 암·수소 도축마릿수 추정 결과(Level-Level)

암소 도축마릿수				수소 도축마릿수			
변수	추정계수	탄성치	t-값	변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	49232		0.8960	상수항	16912		0.4927
PWF/CPI	-592	-1.13	-6.1593***	PWM/CPI	-494	-0.90	-5.1885***
(PP*PD+PC*CD)/ (PD+CD)/CPI	59.6	0.11	0.3396	(PP*PD+PC*CD)/ (PD+CD)/CPI	208.6	0.33	1.6792*
DMP/CPI	25.8	0.03	0.1156	DMP/CPI	214.0	0.20	1.1971
RGNI/APOP	160960	1.38	2.6856***	RGNI/APOP	168307	1.24	3.4105***
DS1	-1435		-0.4608	DS1	8765		2.6804***
DS2	-19136		-5.3550**	DS2	-14660		-5.2531***
DS3	-12534		-2.5004**	DS3	-12524		-3.3420***
SD1203	28064		4.5061***	FMD	-3714		-0.5989
SD1402	-12407		-1.4672**	SD1203	4265		0.6881
FMD	-14461		-2.4142***	SD1604	-20641		-3.8767***
SD1604	-28712		-5.7148				
Sample Range	2003Q3~2017Q4			Sample Range	2003Q2~2017Q4		
Adjusted R-squared	0.882162			Adjusted R-squared	0.854333		
Durbin-Watson stat	1.400837			Durbin-Watson stat	1.370697		

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

3.4. 송아지 산지가격

암·수송아지 산지가격 추정결과는 <표 8>과 같다. 암송아지 산지가격은 전기 암송아지 산지가격과 당기 암소 도매가격에 모두 통계적으로 1% 수준에서 유의한 영향을 받는 것으로 분석되었으며, 전기 암송아지 산지가격(실질)이 1% 상승하면 당기 암송아지 산지가격(실질)은 약 0.67% 상승하고, 당기 암소 도매가격(실질)이 1% 상승하면 암송아지 산지가격(실질)은 약 0.58% 상승하는 것으로 추정되었다.

수송아지 산지가격은 전기 수송아지 산지가격과 당기 수소 도매가격에 모두 통계적으로 1% 수준 유의한 영향을 받는 것으로 나타났으며, 전기 수송아지 산지가격(실질)이 1% 상승하면 당기 수송아지 산지가격(실질)은 약 0.79% 상승하고, 당기 수소 도매가격(실질)이 1% 상승하면 수송아지 산지가격(실질)은 약 0.48% 상승하는 것으로 나타났다.

표 8. 암·수송아지 산지가격 추정 결과(Level-Level)

암송아지 산지가격				수송아지 산지가격			
변수	추정계수	탄성치	t-값	변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	-6.5248		-2.4238**	상수항	-6.9970		-4.7056***
PFCM(-1)/PPI(-1)	0.6692	0.67	7.7305***	PFCF(-1)/PPI(-1)	0.7819	0.79	16.7388***
PWM/PPI	0.0942	0.58	3.3956***	PWF/PPI	0.0858	0.48	5.5005***
Sample Range	2003Q3~2017Q4			Sample Range	2003Q2~2017Q4		
Adjusted R-squared	0.951526			Adjusted R-squared	0.909863		
Durbin-Watson stat	1.8707558			Durbin-Watson stat	1.1511797		

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

3.5. 쇠고기 소비자가격

쇠고기 소비자가격 행태방정식 추정결과는 <표 9>와 같다. 한우 도매가격(실질)이 1% 상승하면 쇠고기 소비자가격은 0.41% 상승하며, 전기 쇠고기 소비자가격이 1% 상승하면 당기 쇠고기 소비자가격은 0.65% 상승하는 것으로 분석되어 쇠고기 소비자가격은 최근의 추세가 반영되고 있는 것으로 분석되었다.

표 9. 쇠고기 소비자가격 추정 결과(Level-Level)

변수	추정계수	탄성치	t-값
상수항	-18.40522		-0.95885***
PB(-1)/CPI(-1)	0.649349	0.65	10.8897***
((PWF*(NSF/NSH)+PWM*(NSM/NSH))/2/CPI)	1.979021	0.41	6.0055***
Sample Range	2006Q4~2016Q4		
Adjusted R-squared	0.902512		
Durbin-Watson stat	1.664858		

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

4. 모형의 예측력 검토

모형의 예측력을 평가하는 방법으로 평균 절대 백분율 오차(Mean Absolute Percent Error: MAPE), 평균 제곱 백분율 오차(Means Squared Percentage Error: MSPE), 평균 절대 오차(Mean Absolute Error: MAE), 평균 제곱 오차(Mean Squared Error: MSE), 평균 제곱근 백분율 오차(Root Mean Square Percent Error: RMSPE), 평균 절대 백분율 오차(Mean Absolute Percent Error: MAPE), 테일의 불균등 계수(Theil's inequality coefficient: Theil's U)²⁶ 등이 주로 사용된다. 본 연구에서는 RMSPE, MAPE, 테일의 불균등 계수를 예측력 측정 기준으로 사용하였다.²⁷ 본 연구에서 구축한 모형의 예측치에 대한 정밀도 검증은 표본 내(in-sample)와 표본 외(out-of-sample) 오차율을 평가하는 두 가지 방식으로 수행하였다. 표본 내 오차율은 최근 3년간(2015년 1분기~2017년 4분기)의 12개 표본에 대한 예측력을 검토하였다. 반면 표본 외 오차율은 예측치와 실측치를 비교할 수 있는 기간이 충분하지 않아 2018년 1분기를 표본 외 오차율 검증 기간으로 삼았다.

26 테일의 불균등 계수는 0과 1 사이의 값을 가지게 되는데, 예측치와 실측치가 정확히 같은 경우 0의 값을 갖게 되므로 일반적으로 계수 값이 작을수록 모형 예측력이 높은 것으로 평가됨.

27 RMSPE, MAPE, Theil's U는 측정단위에 영향을 받지 않기 때문에 실측치에 대한 예측 오차의 상대적인 크기를 측정하는 데 대표적으로 사용됨.

$$(13) \text{ RMSPE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{Y_t^S - Y_t}{Y_t} \right)^2} \times 100$$

$$(14) \text{ MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t^S - Y_t}{Y_t} \right| \times 100$$

$$(15) \text{ Theil's inequality coefficient} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^S - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^S)^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2}}$$

- 여기서, Y_t^S 는 예측치, Y_t 는 실측치, n 은 예측기간임.

본 연구에서 구축된 한우 수급전망모형 내 주요 행태방정식의 표본 내 예측력을 검토한 결과, MAPE 기준 3.1~10.5%로 나타났다<표 10>. 행태방정식의 통상적인 예측력 수준보다 다소 낮은 이유는 소비 패턴의 변화, 정부 수급정책 등 다양한 외부요인의 영향을 고려하지 않았기 때문인 것으로 판단된다. 특히 송아지 산지가격과 출생마릿수 행태방정식의 예측정확도가 낮게 나타났다. 송아지 산지가격 추정을 위한 가격전이 설명변수로 성우 산지가격이 아닌 도매가격을 도입하여 설명력이 다소 낮아진 것으로 판단된다.²⁸ 출생마릿수는 설명변수로 가장 적합한 정액투입량 자료를 확보하지 못해 정액판매량을 정액투입량의 대리변수로 도입하였기 때문인 것으로 판단된다.

표본 외 예측력 검증결과는 <표 11>과 같다. 암송아지 산지가격을 제외한 내생변수의 오차율은 0.4~4.3%로 비교적 높은 예측력을 보이는 것으로 나타났다. 암송아지 산지가격의 오차율이 상대적으로 높고 가격 변수의 실측치가 모형 예측치보다 높은 이유는 최근 청탁금지법 시행령 개정²⁹에 따른 한우 수요 회복에 기인한 것으로 판단된다.

28 과거와 달리 우시장 거래를 통해 형성되는 성우 산지가격은 거래물량이 미미하여 한우 가격의 대표성이 점차 약화되고 있어 본 모형에서는 성우 산지가격을 고려하지 않았음.

29 2018년 1월 17일부로 청탁금지법 시행령 개정으로 농축수산물 선물 상한액이 5만 원에서 10만 원으로 상향되었음.

표 10. 한우 수급전망모형 주요변수 추정결과에 따른 오차율 검정

변수명		MAPE	RMSPE	Theil's U
정액판매량		6.9%	7.5%	0.08
출생마릿수		10.5%	13.3%	0.09
공급측면	암소도축	4.9%	6.6%	0.07
	수소도축	5.8%	7.0%	0.07
수요측면	암소도축	4.3%	4.9%	0.05
	수소도축	4.2%	5.5%	0.05
암송아지 산지가격		7.8%	8.8%	0.08
수송아지 산지가격		7.5%	8.5%	0.09
쇠고기 소비자가격		3.1%	3.8%	0.04

표 11. 한우 수급전망모형 표본 외 기간 오차율 검정 결과(2018년 1분기)

변수명	실측치	예측치	오차(오차율%)
정액판매량(스트루)	375,194	359,182	-16,012(4.3)
출생마릿수(마리)	122,816	125,704	2,888(2.4)
전체 사육마릿수(마리)	2,769,606	2,758,087	-11,519(0.4)
전체 도축마릿수(마리)	210,862	213,733	2,871(1.4)
암소 도매가격(원/kg)	16,242	15,964	-278(1.7)
수소 도매가격(원/kg)	18,140	17,786	-354(2.0)
암송아지 산지가격(원/마리)	2,938	2,752	-186(6.3)
수송아지 산지가격(원/마리)	4,757	4,739	-18(0.4)
쇠고기 소비자가격(원/kg)	47,197	47,800	603(1.3)

5. 결론 및 시사점

통계청에서 현장 표본농가 조사로 이뤄지던 기존 「가축동향조사」의 한우 통계를 지난 2017년 9월부터 쇠고기이력제 자료로 대체하여 공표함에 따라 이력제 자료를 기반으로 한 한우 수급모형의 개발의 필요성이 대두되었다. 이에 본 연구는 기존에 개발되었던 한우 수급모형 관련 선행연구의 장·단점을 살펴보고 쇠고기이력제 자료가 갖고 있는 고유한 장점과 특징을 활용해 보다 정교한 한우 수급모형을 구축하였다.

쇠고기이력제는 소 개체 단위로 사육 현황 정보를 기록·관리하기 때문에 매일 출생마릿수와 월령별 폐사마릿수, 도축마릿수 등 상세한 정보를 보유하고 있다. 이러한 생물학적 특성을 최대한 활용하기 위하여 사육마릿수 추정은 계량경제학적 방법 대신 코호트요인법을 사용하여 안정적인 모형 구축을 시도하였다. 쇠고기이력제 자료에서 송아지 출생성비와 분기령별 폐사율 및 도축률 등 코호트요인의 계수를 추정하고, 이를 적용하여 분기별, 분기령별 사육마릿수가 추정되도록 설계하였다. 반면 농가의 번식의향 및 도축의향과 소비자의 소비의향은 경제학적 요인에 의해 결정되기 때문에 기존 연구와 같이 계량경제학적 방법을 사용하였다. 공급과 수요가 동시에 영향을 주어 균형가격을 도출하는 연립방정식 모형으로 구성하였다. 이로 인해 내생성 문제가 발생할 수 있는 행태방정식은 2SLS 기법을 이용하여 추정한 점에서도 선행연구와 차별성을 가진다.

본 연구를 통해 개발된 한우 수급모형이 한우시장의 중장기 수급전망과 선제적인 수급정책 수립을 위한 기초자료를 제공하는 도구로써 유용하게 활용될 것으로 기대된다. 다만 모형을 구성하는 행태방정식의 정밀도를 검증한 결과, 송아지 출생마릿수를 비롯해 표본 내 주요 내생변수의 예측력이 비교적 낮게 나타난 점은 본 연구의 한계이다. 출생마릿수의 예측력은 인공수정 기록을 의무화하고 인공수정 정보시스템을 구축, DB화하여 정액투입량의 실적자료를 활용하면 상당히 개선될 것으로 기대된다. 또한 전적으로 농가의 신고를 기반으로 생성되는 쇠고기이력제 자료의 특성상, 본 모형의 예측력을 높이기 위해서는 쇠고기이력제 관련 법령 준수³⁰를 통한 사육농가의 적극적인 협조가 요구된다. 이를 통해 안정적인 쇠고기이력제 자료가 축적되고, 자료 갱신에 따른 지속적인

30 송아지 출생 시 5일 이내에 위탁기관에 서면으로 신고하고, 30일 이내(육우는 7일)에 귀표 부착 후 이력관리시스템에 정보를 입력해야 함.

보완작업이 병행되어야 한다. 또한 최근 청탁금지법 시행령 개정에 따른 고급 농축수산품의 소비 회복으로 한우 수요가 증가하고 있으나, 시행령 개정에 따른 소비 증가를 추정하기에는 기간이 충분하지 않았다. 이와 같이 한우 산업에 영향을 미칠 수 있는 정책을 향후 지속적으로 모형에 반영한다면 본 한우 수급모형의 현실 반영과 전망치의 정확도는 보다 개선될 것으로 기대된다. 마지막으로 본 연구에서는 분기 단위 모형을 구축하였으나, 쇠고기이력제 자료가 가지고 있는 정보를 충분히 활용할 수 있는 방안을 도출하여 보다 정밀한 월별 단위 모형을 구축하는 일은 후속 연구로 남긴다.

참고 문헌

- 서홍석, 김충현, 이형우, 김진년. 2017a. 『최고기이력제를 활용한 축산관측 고도화 연구』. 한우자조금관리위원회.
- 서홍석, 김충현. 2017b. 『농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2017 운용-개발 연구』. 연구보고서 M152. 한국농촌경제연구원.
- 이종원. 2009. 『계량경제학』. 박영사.
- 정민국, 송우진, 신승열, 김인석. 2005. Scott Brown. 『Quarterly livestock model』. 연구보고서 M65. 한국농촌경제연구원.
- 조재성, 송우진, 김태우. 2013. 『한육우 단기관측모형 개발 연구』. 한국농촌경제연구원.
- 조재성, 송우진, 이용건, 윤정현. 2014. 『축산관측사업 정밀도 제고 및 정책연계 프로그램 구축 연구』. 연구보고서 C2014-19. 한국농촌경제연구원.
- 조재성, 이형우, 서강철. 2017. “한우 수급 및 가격 전망 모형 구축 연구.” 『농업경영·정책연구』 제44권 제2호. pp. 210-235.
- 허덕, 이형우, 김원태, 김형진, 한봉희. 2013. “일본 방사능 오염수 유출이 육류 시장에 미치는 영향.” 『농정포커스』 제 77호. 한국농촌경제연구원.
- Breusch, T. S. 1978. “Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models.” *Australian Economic Papers*. vol. 17, issue. 31, pp. 334 – 355. DOI: 10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Engle R. F. and Yoo B. S. 1987. “Forecasting And Testing in Co-integrated Systems.” *Journal of Econometrics*. vol. 35, no. 1, pp. 143 – 159. DOI: 10.1016/0304-4076(87)90085-6
- Johansen S. 1988. “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.” *Journal of Economics Dynamics and Control*. vol. 12, issue 2-3, pp. 231 – 254. DOI: 10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Newey W. and West K. D. 1994. “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation.” *Review of Economic Studies*. vol. 61, no. 4, pp. 631 – 653. DOI: 10.2307/2297912

원고 접수일: 2018년 7월 10일

원고 심사일: 2018년 7월 24일

심사 완료일: 2018년 9월 19일
