

www.krei.re.kr

eISSN 2713-9506

2024년 6월호

제47권 제2호 (통권 199호)



농촌경제

Journal of
Rural Development

양곡소비량조사 진단과 개선 방향 /01

최재현, 한두봉, 김용지, 김상호

Measuring Contestability of Korean and Japanese Imported Beef Markets /25

Choi Yejun, Dayton M. Lambert

한국농촌경제연구원

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

원장 한두봉

편집위원장 안병일(고려대학교)

편집위원	김민경(건국대학교)	김선웅(충북대학교)
	김종진(한국농촌경제연구원)	김용렬(한국농촌경제연구원)
	김인석(전남대학교)	김태영(경상대학교)
	김태후(한국농촌경제연구원)	박인권(서울대학교)
	성재훈(한국농촌경제연구원)	유도일(서울대학교)
	이명기(한국농촌경제연구원)	이상현(고려대학교)
	이용건(한국농촌경제연구원)	이지용(강원대학교)
	진현정(중앙대학교)	홍승지(충남대학교)
	황성혁(전북대학교)	

제47권 제2호 (통권 199호)



농촌경제

Journal of
Rural Development

양곡소비량조사 진단과 개선 방향 /01

최재현, 한두봉, 김용지, 김상호

Measuring Contestability of Korean and Japanese Imported Beef Markets /25

Choi Yejun, Dayton M. Lambert

농촌경제는 한국연구재단이 선정한 등재 학술지입니다.

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

농촌경제는 이중 기고를 허용하지 않습니다.

이 책에 실린 논문은 필자의 학문적 견해입니다.

양곡소비량조사 진단과 개선 방향*

최재현**, 한두봉, *** 김용지****, 김상호*****

Contents

1. 서론	3
2. 조사 개요 및 관련 연구 검토	4
3. 양곡소비량조사 진단 분석	8
4. 개선 방향	18
5. 요약 및 결론	19

Keywords

양곡소비량조사(Food Grain Consumption Survey), 쌀 소비량(Rice Consumption), 통계 개선(Statistics Improvement)

Abstract

식물제 확대, 수입안정보험의 개편, 양곡법 및 농안법 개정 논의 등 농정의 큰 변화가 예상되는 상황에서, 쌀 소비량에 대한 정확한 정보 생산이 시장 참여자와 정책 담당자에게 더욱 중요해지고 있다. 국가승인통계인 '양곡소비량조사'의 쌀 소비량과 '쌀 생산량조사'의 쌀 생산량 사이의 차이가 크지 않음에도 불구하고, 최근 격리물량은 확대되고 있고, 주기적으로 가격 하락이 나타나고 있다. 이 논문은 쌀 소비에 대한 정확한 정보가 제공되고 있는지를 점검한다. 이를 위해 '양곡소비량조사'를 조사설계 단계, 조사 실행 및 결과 산출단계, 그리고 조사 결과 진단 및 분석 단계로 나누어 통계상 문제점을 파악하고 개선 방향을 논의한다. '양곡소비량조사'의 조사설계 단계는 잦은 표본 개편, 농가·비농가 비중의 급격한 변화, 적은 표본 수, 집단가구 및 외국인가구 제외 등의 문제가 있는 것으로 나타났다. 조사 실행 및 결과 산출단계는 외식 부문 양곡 소비량 파악의 한계와 자기기입 방식과 응답 부담으로 인한 측정오류 등의 문제가 있는 것으로 나타났다. 또한, 조사 결과 진단 및 분석 단계에서는 유사 통계와의 비교·검증이 부족했다는 점과 조사 결과 공표 방식에 따른 오해 우려가 문제점으로 나타났다.

* 이 연구는 한국농촌경제연구원에서 발간한 이슈플러스 제18호 양곡소비량조사, 진단과 과제를 보완하고 새롭게 분석하여 논문화한 것임.

** 한국농촌경제연구원 전문연구원.

*** 한국농촌경제연구원 원장.

**** 한국농촌경제연구원 전문연구원.

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

Diagnosing and Improving the Grain Consumption Survey*

Choi Jaehyun^{**}, Han Doobong^{***}, Kim Yongjee^{****}, Kim Sanghyo^{*****}

Keywords

Food Grain Consumption Survey, Rice Consumption, Statistics Improvement

Abstract

In a context where significant changes in agricultural policy are anticipated, including the expansion of direct payment systems, the reform of income stabilization insurance, and discussions on amendments to the Grain Management Act and the Act on Distribution and Price Stabilization of Agricultural and Fishery Products, the accurate provision of information on rice consumption is becoming increasingly crucial for market participants and policymakers. Despite only minor discrepancies between the rice consumption figures from the 'Food Grain Consumption Survey' and the rice production figures from the 'Crop Production Survey,' the quantity of rice set aside has been increasing recently, and there are periodic declines in prices. This paper evaluates the accuracy of the information provided on rice consumption. For this purpose, the 'Food Grain Consumption Survey' is analyzed in stages: survey design, survey implementation and result provision, and diagnosis and analysis of survey results. The survey design stage revealed issues such as frequent sample revisions, rapid changes in the proportion of farming and non-farming households, a relatively small number of samples, and the exclusion of collective and foreign households. The survey implementation and result provision stage identified limitations in capturing grain consumption in the dining sector and measurement errors due to self-reporting methods and respondent burden. Additionally, the diagnosis and analysis stage of the survey results highlighted issues such as insufficient comparison and verification with similar statistics, and concerns about potential misunderstandings due to the method of announcing survey results.

* This study is a supplement to Issue Plus No. 18, "Grain Consumption Survey, Diagnosis and Challenges" by the Korea Rural Economic Institute.

** Research Associate, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

*** President, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

**** Research Associate, Korea Rural Economic Institute, Naju-si, Jeollanam-do, Korea.

***** Senior Research Fellow, Korea Rural Economic Institute, Corresponding author. e-mail: skim@krei.re.kr

1. 서론

우리나라 농정에서 쌀이 차지하는 의미와 중요성은 매우 크다. 농축산업 총생산액에서 쌀 생산액이 차지하는 비중은 16% 수준(57조 9,171억 원 중 9조 5,263억 원, 2021년 기준)이며, 전체 농가 중 절반 이상(53.2만 호)이 쌀을 재배하고 있다(김보람, 2023). 농업 예산 중 비중이 가장 큰 직불금뿐 아니라, 최근 논의되고 있는 양곡관리법·농안법 개정 이슈도 쌀 재배 농가를 주요 대상으로 하고 있어 쌀이 우리 농정의 핵심 품목임은 자명하다.

주요 농정 대상으로서 쌀의 가장 큰 이슈인 공급과잉 문제는 1965년(이하, 양곡연도)부터 이미 발생하기 시작했다. 하지만 공급과잉이 지속화된 것은 1974년부터라고 볼 수 있다. 50만 톤 이상 남았던 대규모 공급과잉은 1976년에 처음 발생했는데, 이때 약 5백만 石(80만 톤)의 재고가 이월되었다고 보고되기도 하였다(김문식, 1979). 이처럼 1970년대부터 본격화된 쌀 공급과잉의 원인으로 생산성 증대뿐만 아니라 수요의 변화도 큰 역할을 했다고 진단되었는데, 경제 고도성장으로 인한 소득증대가 쌀과 보리쌀에 대한 소비를 감소시킨 주요 원인으로 지목되었다(김문식, 1979). 편의지향적 생활화와 식품 섭취에서의 다양성 추구, 서구화된 식습관, 인구사회적 요인들로 인해 쌀 소비 감소가 최근까지 지속되고 있으며(이정환 외, 1997; 박승환, 2010; 조남욱·김성용, 2015; 문동현 외, 2023), 이러한 배경에서 쌀 공급과잉 기조는 현재진행형이다.

김종인·박한울(2021)은 쌀 소비 변화에 반응하여 쌀 생산량도 감소하고 있지만, 생산량 감소폭보다 소비량의 감소폭이 상대적으로 크기 때문에 공급과잉이 계속될 우려가 있다고 지적한다. 하지만 ‘쌀 생산량조사’ 및 ‘양곡소비량조사’ 기준¹⁾ 2017년 이후 최근으로 한정해서 볼 경우, 수치상으로는 공급과잉 문제가 심각하지 않은 것으로도 보인다. 수급상 괴리가 크지 않음에도 불구하고, 최근 몇 년간 주기적으로 반복되는 쌀 가격 하락 문제(이정환 외, 2022)는 쉽게 설명하기 어렵다. 쌀 수급 상황이 최근 들어 안정화되고 있음에도 불구하고, 확대되고 있는 격리물량²⁾과 쌀 가격의 주기적 하락 원인을 어디에서 찾아야 할까? 쌀 가격은, 쌀-특수적인 다른 요인들도 있지만, 기본적으로는 시장의 수요와 공급의 상호작용에 의해 결정된다고 보아야 할 것이며, 쌀 가격의 추이는 격리물량 결정에 중요한 정보 중 하나이다. 이와 같이 쌀 가격 및 격리물량이 시장경제하에서 관찰되는 일종의 결과물이라고 볼 때, ‘양곡소비량조사’와 ‘쌀 생산량조사’를 중심으로 도출되는 공급과 수요의 차이에 대한 정보가 과연 정확한지 면밀한 확인과 점검이 필요하다. 정책을 설계하거나 법안을 개정할 때, 정확한 정보를 참고해야 적절한 정책 결정을 내릴 수 있기 때문이다. 직불제 확대, 수입안정보험의 개편, 양곡관리법 및 농안법 개정 논의 등을 볼 때, 우리 농정에서의 큰 변화가 예상되는 시점이다. 농정의 중요한 정보 원천에 대한 엄밀한

1) 생산과 소비의 차이를 직관적으로 보기 위해 본고에서 초과공급 및 초과수요량은 ‘쌀 생산량조사’에서 산출되는 미국 생산량과 ‘양곡소비량조사’에서 보고되는 쌀 소비량의 차이로 정의한다. 즉, 신곡수요량을 통해 산출하는 초과공급과는 다른 개념이다.

2) 이윤식(2024. 5. 6.)은 이미 비축한 양곡이 많을 뿐만 아니라 양곡법 개정안 통과로 추가 격리가 발생할 수 있다고 지적함.

점검과 개선이 시급하게 요구되는 이유다.

이 연구는 공급과잉 확인을 위한 두 정보 중 하나인 ‘양곡소비량조사’를 심층적으로 검토하여, 쌀 수급에 대한 정확한 정보, 구체적으로는 쌀 소비량에 대한 정확한 정보가 시장 참여자와 정책 담당자에게 제공되고 있는지를 점검한다. 더 나아가 ‘양곡소비량조사’의 개선 방향을 제안한다. 이 연구의 결과를 통해, 시장격리 물량이나 적정 생산량 산정 등과 같은 다양한 양곡정책의 영역에서 보다 합리적인 의사결정이 이루어지는 데 도움이 되기를 기대한다.

본고는 다음과 같이 구성되었다. 제2장에서는 ‘양곡소비량조사’의 개요를 소개하고, 관련 연구에서 제시된 여러 문제점과 아직 미해결된 지적사항에 대해 검토한다. 제3장에서는 조사설계 단계, 조사 실행 및 결과 산출단계, 조사 결과 단계로 구분하여 ‘양곡소비량조사’를 진단한다. 제4장에서는 ‘양곡소비량조사’의 향후 개선 방향에 대해 논하며, 제5장에서는 요약과 결론으로 글을 맺는다.

2. 조사 개요 및 관련 연구 검토

2.1. 양곡소비량조사 개요

통계청에서는 국민소득의 증가와 산업구조의 변화, 국민 식생활 양상의 변화, 인구의 변화에 따른 양곡 소비량과 소비 유형이 변화하는 과정에서 양곡 수급 계획은 물론 국민 식생활 개선, 식량 수급의 예측, 식량 생산 목표설정, 식량문제 연구 등 농업정책 수립에 필요한 기초자료 제공을 위해 매년 ‘양곡소비량조사’를 실시하고 있다(통계청, 2021). 농림축산식품부는 해당 연도의 작황, 수요량 등의 정보를 활용하여 초과 생산을 판단하고, 쌀값 안정 등을 목적으로 수확기에 시장격리를 추진해오고 있다. 초과 생산량을 판단하는 데 있어 쌀의 소비량 파악은 필수적이며, 여기에서 ‘양곡소비량조사’ 결과가 중요하게 활용된다.

‘양곡소비량조사’는 1962년 농림부에서 최초 실시되었으며, 통계법 제18조 및 동법 시행령 제24, 25조에 따라 1977년부터 승인통계로 지정되었다. 이후 정부 조직개편에 따라 1998년부터는 통계청에서 조사를 수행하고 있으며, 사업체부문 쌀 소비량 조사에 대한 필요성에 따라 2011년부터 사업체부문 조사가 승인통계에 추가되었다.

‘양곡소비량조사’는 가구부문 조사와 사업체부문 조사로 구성된다. 가구부문 조사는 매월, 사업체부문 조사는 연 1회 실시되고 있으며, 조사 다음 해 1월에 함께 공표되고 있다. 가구부문 조사대상을 살펴보면, 비농가 가구의 목표 모집단은 가계동향조사 표본 틀을 사용하기 때문에 조사 모집단에서 기숙사, 특수 집단가구 등이 제외된다. 농가 가구의 경우에는 대한민국 내 모든 농가를 목표 모집단으로 하며, ‘농림어업총조사’에서 조사된 가구를 조사 모집단으로 하고 있다. 사업체 조사는 한국표준산업분류상

‘식료품(10) 및 음료제조업(11)’ 중 쌀을 사용하는 사업체를 목표 모집단으로 한다.

가구부문 조사의 표본 규모는 2023년 기준 전체 1,400가구이며, 비농가 900가구, 농가 500가구로 구성된다. 비농가 가구 대상 조사 문항은 월초 재고량과 월중 수입량, 월중 지출량, 월말 재고량이며, 외식 등 소비량 반영을 위한 외식, 접대, 결식 횟수 문항도 포함된다. 농가 대상 조사 문항의 경우, 도정·수확량, 판매량, 증여량 등이 추가되고 조사 품목 또한 세분³⁾되어 있다. 사업체 조사의 경우 표본 규모는 2023년 기준 2,836개이며, 가구와 달리 양곡이 아닌 쌀과 관련된 쌀 소비량과 재고량만을 조사 문항으로 두고 있다. 세부적으로는, 쌀 소비량 파악을 위한 연간 국내산 및 수입산 쌀 소비량, 쌀(쌀가루) 구입처, 쌀 재고량 파악을 위한 조곡 및 정곡 재고량, 전년 대비 증감 사유를 조사하고 있다.

표 1. 양곡소비량조사 조사대상별 모집단, 조사표본 및 문항 비교

조사대상	목표 모집단	조사 모집단	표본 규모 ³⁾	조사 문항	
				구분	문항
가구	비농가	조사기간 동안 대한민국에 거주하고 있는 모든 일반가구	900 가구	외식·결식·접대 횟수	가구 접대 횟수, (가구원) 외식 횟수, 결식 횟수
				양곡 소비량	(품목별) 월초 재고량, 구입량, 월중 지출량(주부식·주부식 이외 음식용소비량, 기타 지출량), 월말 재고량
	농가	대한민국 영토 내 농가 정의 ²⁾ 에 부합하는 모든 농가	500 가구	외식·결식·접대 횟수	가구 접대 횟수, (가구원) 외식 횟수, 결식 횟수
				양곡소비량	(세부품목별) 월초 재고량, 월중 수입량(도정·수확량, 구입량), 월중 지출량(주부식·주부식 이외 음식용소비량, 판매량, 증여량, 기타 지출량), 월말 재고량
사업체	한국표준산업분류 ‘식료품(10) 및 음료제조업(11)’ 중 쌀 소비 사업체	전국사업체조사결과에서 ‘식료품(10) 및 음료제조업(11)’ 중 제품 제조과정에 쌀을 소비하는 사업체	2,836 업체	쌀 소비량	연간 쌀 소비량(국내산, 수입산), 전년대비 증감사유, 쌀(쌀가루) 구입처
				쌀 재고량	조곡(메벼, 찰벼) 재고량, 정곡(멥쌀, 찰쌀) 재고량, 전년대비 증감사유

주 1) 비적합 가구는 기숙사, 특수 집단가구 등을 의미함.

2) 농림어업총조사에서는 ‘현재(조사기준) 논이나 밭을 10a 이상 직접 경작하는 가구’, ‘지난 1년간 직접 생산한 농축산물의 판매금액이 120만 원 이상인 가구’, ‘현재 사육하는 가축의 평가액이 120만 원 이상인 가구’를 농가로 정의하고 있음.

3) 표본규모는 2023년 조사기준임.

4) 응답자 이름, 업체명이나 주소 등을 묻는 문항은 표시하지 않음.

자료: 통계청(2023)의 양곡소비량조사 조사표 및 양곡소비량조사 통계설명자료를 참고하여 저자 작성.

2.2. 관련 연구 검토

양곡정책 수립은 쌀 생산자와 소비자 모두에게 매우 중요하다. 올바른 양곡정책의 수립과 지속적인 개선의 중요성은 여러 차례 강조해도 부족함이 없을 것이다. 올바른 양곡정책 수립에는 양곡의 수급 관리가 특히 중요하다. 이정환(1999)은 양곡 수급을 안정시켜 소비자의 생활 및 생산자의 소득을 안정시

³⁾ 농가 대상 조사 품목은 비농가 대상 조사 품목 구분의 ‘보리쌀’, ‘기타곡물’, ‘두류’에 대해 ‘겉보리쌀’, ‘쌀보리쌀’, ‘옥수수’, ‘콩’, ‘팥’ 등으로 세분화하여 조사한다.

키는 것이 양정의 핵심이라고 지적하였으며, 곽대영·한석호(2023)는 최근 논의되고 있는 양곡관리법 일부개정법률안과 관련하여 정부의 쌀 시장격리가 수급에 미치는 영향을 분석하고 관련된 정부의 재정 지출에 대한 변화를 전망하여, 엄정한 양곡정책 수립의 필요성을 강조하였다. 이 밖에 사공용(2011, 2015), 김태훈 외(2015, 2016), 유찬희 외(2017), 윤종열 외(2018) 등이 양정의 중요성과 개선을 위한 전략들을 도출하였으며, 전략으로 쌀 수급 안정을 위한 양정제도의 보완, 지자체와 중앙정부의 긴밀한 협조, 쌀 시장격리 및 처분, 중·장기적 관점에서의 쌀 소비 촉진 정책 추진, 정책 시행 시 목표가격과 대안 시행 등에 대한 면밀한 검토, 종합대책 마련의 필요성 등이 다양하게 제시되었다.

양곡, 특히 쌀 소비량이 감소하고 있는 상황에서 올바른 양곡정책의 수립과 수급 안정을 도모하기 위해서는 양곡 소비량의 변화와 소비 결정요인을 정확히 파악하는 것이 중요하다. 김종진 외(2019)는 소비자의 소비 변화에 대응한 식량정책 개선방안을 제시하였으며, 효과적인 식량정책의 개선을 위해서는 소비자의 소비 변화를 구체적이고 명확하게 파악하는 것이 중요함을 주장하였다. 또한 쌀 소비량 변화가 식량 수급 정책 수립에 매우 중요한 요소이며, 일시적 변화인지 추세적 변화인지에 대한 면밀한 분석의 필요성을 강조하였다. 이와 관련하여 이정환 외(1997), 이계임·김민정(2003, 2004), 사공용(2006), 이계임 외(2007), 한두봉 외(2008), 김근영 외(2009), 조남욱·김성용(2015), 문동현 외(2023) 등은 쌀 소비 및 지출을 파악하기 위해 다양한 관점에서의 연구를 수행하였다. 사공용(2006), 이계임·김민정(2003, 2004), 이계임 외(2007)에서는 쌀 소비형태 및 가격과 관련한 연구들이 수행되었으며, 이정환 외(1997), 한두봉 외(2008), 김근영 외(2009), 김성용(2014), 조남욱·김성용(2015), 문동현 외(2023)는 쌀 소비 감소 등 소비 변화에 대한 원인 분석 및 대응 방안 등을 제시하였다. 특히, 연령, 소득수준, 학력 등 인구사회학적 요인에 따른 쌀 소비 차이를 규명하는 다양한 연구가 수행되었다.

앞에서 살펴본 바와 같이 올바른 양곡정책의 수립을 위해서는 양곡 소비량 변화를 파악하는 것이 무엇보다 중요하다. 이를 위해서는 신뢰도 높은 통계가 필요한데, 그간 ‘양곡소비량조사’를 진단하고 개선하기 위해 박동규 외(2011), 문현경 외(2017), 김종진 외(2017), 김명환 외(2018), 김영순 외(2022) 등 여러 연구가 진행되었다. 김종진 외(2017)는 ‘양곡소비량조사’에 외식 시 쌀 소비량을 가구 내 소비량과 동일하다고 가정되는 문제, 가공 밥 소비량 추정의 어려움 등 체계적 혹은 비체계적인 오류 가능성이 있다고 지적하였다. 박동규 외(2011)는 통계청에서 실시하는 ‘농작물생산조사’ 및 ‘양곡소비량조사’에 대해 면밀히 검토하고 개선 방향을 도출하였다. ‘양곡소비량조사’ 개선사항으로는, 첫째, 외식 부문 쌀 소비량 조사의 현실화를 위한 보완 혹은 외식 부문 독립적 조사체계 구축을 제시하였다. 또 이를 위한 표본구성 및 가중치의 재조정 필요성을 언급하였으며, 비농가 표본 수의 증가, 가공용 쌀 소비량의 통계 포함 필요성, ‘양곡소비량조사’ 결과의 보완을 위한 기초통계 활용 등을 제시하였다. 김명환 외(2018)는 ‘양곡소비량조사’의 개선을 위해서는 현재의 개별주체 소비량 조사방식에서 공급량 추정방식으로 전환할 것과 가구 및 사업체 등 피조사자의 응답 부담 완화, 식용공급량 추정방식과 ‘양곡소비량조사’의 병행, 가계지출조사 통계를 활용한 양곡 구입량 추정 방안 도입, 외식 시 양곡 소비량 통계의

개선 등이 필요함을 주장하였다. 통계청에서 정기적으로 수행하는 정기통계품질진단도 관련 연구들과 함께 이루어졌는데, 문현경 외(2017)에서는 조사의 개선을 위해 작성과정 및 방법에 대한 설명을 보고서에 수록하고, 면접조사 수행의 이유를 명시하도록 하였으며, 농가 및 비농가 조사항목의 매칭 및 설명 추가, 품목별 공표, 사업체 관련 조사 항목에 대한 공표 범위 확대, 외식에서의 양곡 소비량의 적절한 반영 및 추정 방법 개선 등을 함께 요구하였다. 비교적 최근 수행된 김영순 외(2022)는 조사의 개선을 위한 요구사항으로 현장 조사 사례집 제작, 통계설명자료의 보완, 외식소비량 산출을 위한 조사설계 변경을 제시하였다.

선행 연구들을 통해서 다양한 개선 요구사항들이 제안되었지만, 실제로 개선에 반영된 사항들은 사업체부문의 승인통계 추가, 보고서 작성 과정에서의 한계 명시, 통계설명자료 내용 보완 등에 그쳤다. 계속해서 지적되어 온 외식 부문 쌀 소비량 조사 현실화, 농가 및 비농가 조사항목 매칭, 비농가 표본 수 확대, 피조사자 응답 부담 완화 등은 아직 반영되지 못하고 있다. 본 연구는 선행연구에서 제시된 개선 사항들을 포함하여 ‘양곡소비량조사’를 총체적으로 진단·분석함으로써 실현 가능한 개선 과제를 도출한다.

표 2. 양곡소비량조사 진단 및 개선 관련 선행연구 검토

구분	저자 및 발간 연도	보고서명	개선 요구사항
통계청 의뢰 외부보고서	박동규 외 (2011)	쌀 생산 및 소비량 통계 개선방안	<ul style="list-style-type: none"> - 외식부문 쌀 소비량 조사 현실화 (확대보완 혹은 독립적 구축) - 표본구성 및 가중치 재조정 (별도의 표본추출방식 모색, 독립적 표본 구축 시 인력 및 예산 추가 비용 소요) - 비농가 표본 수 증가 - 가공용 쌀 소비량 포함 - 기초통계 활용 방식 검토 (일본 방식, 공급량을 통한 소비량 추정)
	김명환 외 (2018)	양곡소비량조사 개선을 위한 연구	<ul style="list-style-type: none"> - 개별주체 소비량 조사방식에서 공급량 추정방식으로 전환 - 피조사자의 응답 부담 완화 - 식용공급량 추정방식과 병행 (추정체계 확립 및 양곡소비량조사와의 병행) - 가계지출조사 통계를 활용한 양곡 구입량 추정 방안 도입 - 외식 시 소비량 통계 개선
통계청 자체 보고서	문현경 외 (2017)	‘양곡소비량조사’ 2017년 정기통계품질진단 결과보고서	<ul style="list-style-type: none"> - 보고서에 작성과정 및 방법 설명 수록, 면접조사 이유 명시 - 농가 및 비농가 조사항목 매칭 및 설명 추가 - 공표 범위 확대 (품목별 공표, 사업체 쌀 구입처·국내산 등 제공) - 외식의 적절한 반영 및 추정 방법 개선
	김영순 외 (2022)	‘양곡소비량조사’ 2022년 정기통계품질진단	<ul style="list-style-type: none"> - 조사업무 및 질 향상을 위한 현장 조사 사례집 제작 필요 - 통계설명자료에 누락된 항목 및 이용자 궁금 요소 파악, 보완 (표본조사, 통계추정 및 분석 방법 등 정보 보완, 특수 집단가구 등 비적합 가구 비포함에 대한 설명 등) - 외식소비량 산출을 위한 조사설계 또는 변경

자료: 박동규 외(2011), 김명환 외(2018), 문현경 외(2017), 김영순 외(2022)의 자료를 검토하여 개선 요구사항을 연구진이 정리함.

3. 양곡소비량조사 진단 분석

3.1. 조사설계 단계 통계적 진단

3.1.1. 잦은 표본 개편과 농가·비농가 비중 변화

양곡소비량조사는 1962년 농림부 양정국에서의 최초 실시된 이후 조사 기관, 전체 표본 수, 세부 표본 수 등이 지속적으로 개편됐다. 1973년 제3차 개편 이후 1983년 조사까지의 가구 전체 표본 수는 3,700가구에서 최대 5,187가구까지 달하였으나, 1984년 개편 이후 천여 가구의 표본 수를 유지하고 있다. 정부 조직개편에 따라 1997년 조사 업무가 농림부에서 통계청으로 이관되었으며, 이관 이후 2023년까지 약 7회 정도의 개편이 이루어졌다. 가구부문 전체 표본 수는 적게는 1,060가구(2017년)에서 많게는 1,639가구(2003년) 사이로 변화하였으며, 전체 표본에서 차지하는 농가의 비중은 더 큰 변동을 나타내었다. 조사대상 가구 중 농가 비중이 2008~2013년에는 35.9%였으나, 2018년에는 56.1%로 20.2%p의 차이를 보였으며, 이후 2022년에는 다시 35.7%로 낮아지는 등 변동이 심한 것으로 분석된다. 농가 전체 모집단 대비 조사대상 농가 비중의 경우, 1983년 이전에는 0.10~0.15% 수준이었으나, 1983년 이후에는 최소 0.02%에서 최대 0.06% 수준으로 변화가 컸다.

표 3. 양곡소비량조사 표본구성 분석 결과 및 관련 연혁

개편	연도	가구 표본 수	비농가 (가구)	농가 (가구)	표본 가구 중 농가 비중 (%)	모집단 대비 농가 비중 (%)	비고
최초 실시	1962	720	294	426	59.2	-	농림부 양정국에서 인구총조사 자료를 시초로 최초 조사 실시
제1차	1969	1,800	660	1,140	63.3	-	인구총조사 자료를 이용하여 표본개편
-	1971	-	-	-	-	-	농수산부 직제개편으로 인해 관련 업무가 양정국에서 농업통계관실로 이관
제2차	1973	3,700	1,200	2,500	67.6	0.10	농가는 농가경제조사 표본농가를 대상으로, 비농가는 인구총조사를 기초로 표본개편
제3차	1977~78	5,187	1,812	3,375	65.1	0.15	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 확대, 비농가 표본 수도 개편
제4차	1982~83	3,760	1,760	2,000	53.2	0.10	표본 수 축소
-	1984	1,024	624	400	39.1	0.02	-
제5차	1988	1,244	624	620	49.8	0.03	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 확대
제6차	1990	1,240	620	620	50.0	0.04	인구주택총조사 자료 이용 비농가표본 개편
제7차	1993	1,248	620	628	50.3	0.04	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 확대
제8차	1997	1,253	625	628	50.1	0.04	정부 조직개편에 따라 조사 업무가 농림부에서 통계청으로 이관
제9차	2003	1,639	999	640	39.0	0.05	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 확대
제10차	2008	1,559	999	560	35.9	0.05	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 축소

(계속)

개편	연도	가구 표본 수	비농가 (가구)	농가 (가구)	표본 가구 중 농가 비중 (%)	모집단 대비 농가 비중 (%)	비고
-	2011	-	-	-	-	-	사업체부문 쌀 소비량조사 승인통계로 신규 포함
제11차	2013	1,559	999	560	35.9	0.05	-
-	2017	1,060	500	560	52.8	0.05	가계지출조사 신설에 따라 비농가부문 표본 수 변경
제12차	2018	1,140	500	640	56.1	0.06	농가경제조사 표본 개편에 따라 농가표본 확대
제13차	2019	1,540	900	640	41.6	0.06	가계동향조사 표본 개편에 따라 가구표본 확대
제14차	2022	1,400	900	500	35.7	0.05	-

주 1) 표본 가구 중 농가 비중 = (농가 표본 수/가구 표본 수)*100

2) 모집단 대비 농가 비중 = (농가 표본 수/전국 농가 수)*100

3) 모집단 대비 비농가 비중은 자료의 한계로 미산출.

자료: 통계청(2021), 통계청(2023)의 양곡소비량조사 통계설명자료, 통계청(각 연도)의 농림어업조사를 참고하여 저자 작성함.

농가 가구 조사의 경우 ‘농가경제조사’를, 비농가 가구 조사는 ‘가계동향조사’를 표본 틀로 사용하다 보니, 해당 조사들의 개편에 의존할 수밖에 없는 상황이다. 가중치 적용을 정교하게 하더라도 표본의 구성이 자주, 또 크게 바뀌게 되면 일관된 결과를 얻기 힘들고, 신뢰도 높은 연도 간 비교를 수행함에 있어 한계가 있는 것도 사실이다. 잦은 표본 개편으로 인한 통계 결과의 단절을 막고 신뢰도 높은 연도 간 비교를 수행하기 위해서는 표본의 속성이 일관되어야 한다.

통계청(2022)의 ‘농림어업조사’ 및 통계청(2022)의 ‘장래가구추계’에 따르면 모집단인 대한민국 전체 가구에서 농가가 차지하는 비중은 2022년 기준 4.7%로 조사되었는데, 2018년 제12차 개편 이후, ‘양곡소비량조사’의 농가 가구 표본 비중이 작아지고, 반대로 비농가 가구 표본 비중이 커지고 있는 점 또한 표본의 대표성 확보 차원에서 긍정적인 부분으로 볼 수 있다.

3.1.2. 조사 중요성에 비해 적은 표본 수

농업 분야에서 가장 중요한 통계 중 하나인 ‘양곡소비량조사’의 가구부문 조사는 2023년 기준 총 1,400가구를 대상으로 하고 있다. 이는 약 2천 200여 백만 가구에 달하는 전국 가구 수(통계청, 2022)에 비하면 0.01% 미만인 수준으로 매우 낮다. 이 중 농가 500가구를 제외하면 비농가는 900가구 수준에 불과하다. 이 수치를 유사한 성격의 타 통계와 비교해 보면 표본 수가 적다는 것을 확인할 수 있게 된다. 통계청에서 전국 가구를 대상으로 실시하는 ‘가계동향조사’, ‘가계금융복지조사’, 한국농촌경제연구원 ‘식품소비행태조사’의 경우에 각각 7,200가구, 20,000여 가구, 3,000여 가구를 대상으로 조사하고 있기 때문이다. 농업 분야 주요 통계 중 하나라는 조사의 중요성까지 고려한다면, ‘양곡소비량조사’의 조사표본 수는 분명히 적은 것으로 판단된다.

표 4. 2023년 조사기준 양곡 소비량 상대표준오차(%)

가구부문 1인당 양곡 소비량		사업체부문 업종별 쌀 소비량	
곡류	상대표준오차(%)	업종별	상대표준오차(%)
양곡(계)	0.5	식료품 제조업	1.3
쌀	0.5	음료 제조업	1.1
보리쌀	2.9	기타곡물가공품제조업	1.7
밀가루	3.6	전분제품 및 당류제조업	4.1
잡곡	3.2	떡류 제조업	3.1
두류	3.2	과자류 및 코코아 제품 제조업	5.0
서류	2.0	장류 제조업	0.4
		도시락류 제조업	1.7
(농가) 쌀	0.4	기타 식사용 가공처리 조리식품 제조업	0.1
(비농가) 쌀	0.5	탁주 및 약주 제조업	5.2

자료: 통계청(2024)의 2023년 양곡소비량조사 보고서를 재구성함.

전국 가구의 1인당 쌀 소비량 등 대표 통계치의 경우, 통계청(2024)에서 제시하는 바와 같이 현재 조사 규모 수준에서도 상대표준오차⁴⁾가 0.4~3.6% 수준으로 적정 수준⁵⁾인 5%보다 낮게 유지되고 있다 <표 4>. 하지만, 성별, 소득수준별, 연령대별 구분 등 가구 특성 변수별 상대표준오차를 산출해보면 더 높은 수치가 도출될 가능성이 크다.⁶⁾ 가구 특성별 분석을 수행할 때 통계 신뢰성이 담보되기 어려울 수 있다는 의미이다. <표 4>에 제시된 바와 같이 통계청(2024)에서 사업체부문 쌀 소비량을 발표할 때 업종별로 구분하여 상대표준오차를 제시하는 것처럼, 가구부문에서도 가구 특성별 상대표준오차를 제시할 수 있는 수준으로까지 표본 수를 늘리는 것이 필요할 것으로 판단된다.

쌀이라는 품목 특성상, 성별, 나이 등 가구 특성에 따라 쌀 소비량이나 소비 패턴이 크게 다를 수 있기 때문에(정미옥, 2024), 가구 특성을 고려한 정책 추진과 다양한 분석을 가능하게 하기 위해서는 가구 특성별 양곡 소비량에 대한 정밀한 조사가 선행되어야 하며, 이를 위해서는 조사표본 수의 확충이 필수적이다.

3.1.3. 양곡 소비량 조사대상의 사각지대

‘양곡소비량조사’의 조사대상에 있어서도 일부 사각지대가 존재한다. 현재 가구부문 조사에서는 ‘가계동향조사’ 비적합 가구를 조사대상에서 제외하고 있는데, 비적합 가구에는 외국인가구, 음식숙박업

4) 상대표준오차(Relative Standard Error: RSE)는 표준오차를 해당 추정치로 나눈 백분율 값을 의미한다.

5) 통계량의 공표 수준을 평가할 때 사용하는 상대표준오차의 적정 수준에 대해 Kich(1965)는 10% 이하를 ‘우수’, 20% 이하를 ‘허용 가능’으로 명시한 바 있으며, 구체적으로 Butcher & Elliot(1986)에서 5% 미만을 ‘매우 우수’, 5~10% 미만을 ‘우수’, 10~15% 미만을 ‘ 좋음’, 15~25% 미만을 ‘허용 가능’, 25~35% 미만을 ‘주의사항과 함께 사용 가능’, 35% 이상을 ‘공표시 신뢰불가’로 구분한 바 있다.

6) 현재는 통계정보의 조사항목, 공표 여부 등 한계로 인해, 가구 특성 변수별 상대표준오차 계산에는 한계가 있다.

용주택가구, 군대, 교도소, 기숙사 등 집단가구 등이 포함된다. 집단가구의 경우 일반적으로 급식을 시행하고 있으며, 이로 인해 일반 가구의 양곡 소비 패턴 및 소비량과 차이가 있을 가능성이 크다. 즉, 집단가구의 특성에 따라 현재의 ‘양곡소비량조사’ 결과가 실제 소비량에 비해 과다 혹은 과소 집계될 가능성이 있다. 통계청(2022)의 ‘인구총조사’에 따르면 비혈연 6인 이상 가구 및 집단시설가구에 거주하고 있는 가구원 수는 955,318명으로, 전체 가구원 수 대비 1.8%로 적지 않은 비중을 차지하고 있다(표 5).

표 5. 가구형태별 가구 및 가구원 수 비중 비교

단위: 가구, 명

구분		2015년	2020년	2022년
총가구	가구 수	19,560,603	21,484,785	22,383,187
	가구원 수	51,069,375	51,829,136	51,692,272
집단가구	가구 수	16,464	16,388	17,212
	가구원 수	959,241	937,699	955,318
외국인가구	가구 수	433,109	541,687	592,468
	가구원 수	972,504	1,103,589	1,175,669

주: 집단가구는 비혈연 6인 이상 가구 및 집단시설가구의 합계를 의미함.

자료: 통계청(각 연도). 인구총조사.

또한 외국인가구도 조사대상에서 제외되고 있는데, 외국인가구가 전체 가구에서 차지하는 비중이 2000년 0.5%에 불과했으나, 2010년 1.2%, 2015년 2.2%, 2022년 2.6%까지 빠르게 증가하여 총 59만 2천 가구가 국내에 거주하고 있다. ‘양곡소비량조사’의 목적은 우리 ‘국민(national)’의 양곡 소비량이 아닌 ‘국내(domestic)’에서 소비되는 양곡의 양을 파악하는 것이므로 양곡 소비 패턴이 매우 다를 것으로 예상되는 외국인가구의 양곡 소비를 파악하는 것도 중요해졌다.⁷⁾ 외국인가구가 조사대상에서 제외되면 ‘양곡소비량조사’ 결과가 일부 왜곡될 수 있음을 인식해야 할 것이다.

7) 외국인가구를 우리나라 통계의 조사 모집단에 포함해야 하는지 여부는 비단 ‘양곡소비량조사’에 국한된 문제가 아니라 가구를 대상으로 하는 모든 통계가 고려해야 하는 공통적 이슈가 되었다. ‘가계동향조사’와 동일하게 ‘양곡소비량조사’는 조사표 작성을 위한 방문지도가 함께 이루어진다. 만약 외국인가구를 조사대상으로 포함하게 되면 외국어를 할 수 있는 조사원을 채용해야 하는 등 어려움이 있을 것으로 예상된다. 다만, ‘경제활동인구조사’의 경우에는 표본가구로 선정된 가구가 외국인가구일 경우에도 조사를 실시하고 있으며, 살펴본 바와 같이 외국인가구의 비중이 점차 늘어나는 점 등을 고려할 때, 중·장기적으로 외국인가구를 ‘양곡소비량조사’에 포함하는 구체적 방안에 대한 고민이 필요할 것으로 판단된다.

그림 1. 외국인가구 수 및 비중 추이



주 1) 외국인가구 비중은 (외국인가구 수/총가구 수)로 산출함.

2) 외국인가구는 외국인으로만 구성된 가구를 의미함.

자료: 통계청(각 연도)의 인구총조사를 활용하여 저자 작성.

3.2. 조사 실행 및 결과 산출단계 진단

3.2.1. 외식 부문 양곡 소비량 파악 한계

‘양곡소비량조사’에서는 외식에서의 양곡 소비량을 측정하기 위해 가구원 각각에 대해 외식한 횟수를 조사하고 있다. 외식 횟수에 기반, 가정 내 끼니당 양곡 소비량과 외식에서 끼니당 양곡 소비량이 동일하다는 가정하에 최종 1인당 양곡 소비량을 추계하고 있다. 이러한 추계방식을 통한 1인 1일당 양곡 소비량의 최종적 산출 과정⁸⁾은 식 (1)~(4)로 요약할 수 있다.

$$1인\ 1일당\ 양곡소비량 = \frac{\text{가구 내 월중 양곡소비량} - \text{접대소비량} + \text{외식소비량}}{\text{가구원수} \times \text{당월일수}} \quad (1)$$

$$1인\ 1일당\ 양곡소비량 \times (\text{가구원수} \times \text{당월일수}) \quad (2)$$

$$= \text{가구 내 월중 양곡소비량} - \left[\frac{1인1일당\ 양곡소비량}{3} \times (\text{접대횟수} - \text{외식횟수}) \right]$$

$$1인\ 1일당\ 양곡소비량 \times \left[(\text{가구원수} \times \text{당월일수}) + \frac{(\text{접대횟수} - \text{외식횟수})}{3} \right] \quad (3)$$

$$= \text{가구 내 월중 양곡소비량}$$

⁸⁾ 통계청(2023)의 양곡소비량조사 조사 지침서를 참고하여 작성함.

$$\therefore 1인 1일 당 양곡소비량 = \frac{\text{가구 내 월중 양곡 소비량}}{\text{가구 원수} \times \text{당월 일수} + (\text{접대 횟수} - \text{외식 횟수})/3} \quad (4)$$

식 (1)을 식 (2)로 치환하는 과정에서 (외식 소비량 = 1인 끼니당 양곡 소비량×외식 횟수)라는 가정과 (접대 소비량=1인 끼니당 양곡 소비량×접대 횟수)라는 가정이 동시에 적용된다. 현재 ‘양곡소비량조사’ 지침상 양곡의 실제 소비 여부나 소비량과 관계없이 가구원별 외식 횟수만을 기재하도록 하고 있다. 이러한 조사방식은 쌀이 포함되지 않거나 거의 포함되지 않는 메뉴를 외식으로 섭취할 때에도 가정 내 끼니당 쌀 소비량과 동일한 양의 쌀을 섭취한다고 가정하는 것이다. 쌀이 거의 포함되지 않는 특정 외식업종에서 외식이 잦은 경우 1인당 양곡 소비량은 과다 추계될 가능성이 있다. 반대로 가정 내에서 먹을 때보다 밥을 더 많이 먹게 되는 특정 외식업종에서 외식 빈도가 높은 경우 오히려 과소하게 추계될 우려도 상존한다. 실제로 정미옥(2024)의 ‘국민건강영양조사’ 분석에 따르면 2013~2015년 기간에는 내식에서의 쌀 섭취량이 외식에서의 쌀 섭취량보다 더 높았으나, 2016~2021년 기간에는 거꾸로 외식에서의 쌀 섭취량이 상대적으로 더 많은 것으로 확인되어 내식과 외식에서의 쌀 섭취량에는 분명히 차이가 있음을 보고하였다. 특히 2021년의 경우, 외식 끼니당 쌀 섭취량이 내식 끼니당 쌀 섭취량인 46.1g 대비 22.6% 높은 56.5g으로 분석된 바 있다.

가구의 지출액을 기준으로 할 때, 2003년 45.0%를 차지했던 외식 지출액 비중이 2023년 2분기에는 51.2%로 증가하여(통계청, 각 연도, 가계동향조사) 우리 국민의 식생활 절반을 외식 부문이 책임지고 있다고 해도 과언이 아니다. 이러한 상황에서 외식에서의 끼니당 양곡 소비량이 가정 내 끼니당 양곡 소비량과 동일하다고 단순 가정하는 것은 ‘양곡소비량조사’의 신뢰성을 크게 저해한다. 외식 비중이 이미 큰 데다가 의존도가 확대되고 있는 상황에서는 오추정의 범위가 넓으므로 더욱 그러하다. 양곡정책 수립의 참고 자료로 활용되기 위해서는 외식 부문 양곡 소비량 조사에 대한 면밀한 점검과 개선이 필요한 시점이다.

3.2.2. 자기기입 방식과 응답 부담으로 인한 측정오류

‘양곡소비량조사’는 기본적으로 ‘자기기입식 조사’와 ‘면접 보완조사’를 병행한다. ‘가계동향조사’ 표본을 활용하는 비농가 가구 대상 조사에서는 PC, 모바일 등을 활용한 전자가계부 방식도 활용되고 있다. 비농가 가구 응답자의 경우 한 달에 한 번, 한 달간 양곡 소비량에 대한 조사에 응답하게 되는데, 주별 각 가구원의 외식 및 결식 횟수, 가구의 접대 횟수를 응답하도록 하고 있다. 3인 가구의 응답자라고 가정할 경우, <그림 2>에서 확인되는 것처럼 외식·결식·접대 횟수 관련 문항에는 주관식(횟수)으로 35회, 양곡 소비량 관련 문항에는 주관식(kg)으로 48회의 응답이 필요하다. 주관식 문항에 대해 총 83회의 응답을 해야 하는 상황이다.

농가 가구의 경우 응답에 대한 부담은 더욱 커지는 것으로 분석된다. 농가 가구 조사는 15개 품목에 대해 9개 문항에서 kg 단위로 응답하도록 하는데, 비농가 가구와 동일하게 3인 가구의 응답자라고 가정할 때 주관식으로 총 170회 (35회+15*9회) 응답을 수행해야 한다. 조사되는 품목이 세부 품목으로 세분화되고, 도정·수확량, 판매량, 증여량 문항까지 추가되기 때문이다. 게다가 조사 지침상 응답 문항의 누락이 발생했거나, 전월과 비교해 차이가 크게 나는 경우 전화 등으로 재확인하도록 하고 있는데, 이렇게 되면 조사 완료를 위한 응답 횟수는 더 커지게 된다.

통계청에서는 가구부문 응답자에게 저율을 제공하거나 방문 지도를 하는 등 응답의 정확성을 높이기 위해 다양한 노력을 기울이고 있다. 하지만, 응답자의 감각과 기억에 의존할 수밖에 없는 자기기입 방식에서 발생하는 측정오류(measurement error)뿐 아니라, 김명환 외(2018)에서 지적한 대로, 주관식 문항에 대한 과도한 응답 부담 역시 조사의 신뢰도를 해칠 수 있다. 이슬기·금현섭(2022)은 난도가 높은 설문 문항에 대한 집중이 설문 대상자의 응답 피로감을 높이고, 이러한 피로감이 응답에 영향을 미쳐 조사 전체의 품질에 영향을 미칠 수 있다고 지적하였다. 전경배(2011)는 자기기입식 조사표의 경우 부정확한 정보를 제공하거나 불성실한 응답으로 인한 비표본오차가 발생할 수 있으므로 이러한 오차를 줄이기 위해 조사표가 정교하게 설계되어야 한다고 밝힌 바 있다.⁹⁾

표 6. 비농가 및 농가 가구의 조사표 응답 횟수 분석

가구원 수	비농가 가구			농가 가구		
	횟수에 대한 응답	무게(kg)에 대한 응답	총 응답 횟수	횟수에 대한 응답	무게(kg)에 대한 응답	총 응답 횟수
1	15	48	63	15	135	150
2	25		73	25		160
3	35		83	35		170
4	45		93	45		180
5	55		103	55		190

주: 횟수에 대한 응답은 조사표에서 합계 항목을 제외한 가구원들의 외식 횟수, 결식 횟수 및 가구의 접대 횟수 응답을 더한 수치이며, 무게에 대한 응답은 각 응답 품목별 문항 수를 더한 수치임.

자료: 저자 작성.

⁹⁾ 미국의 관련 통계에서도 유사한 통계 품질 문제를 해결하기 위한 다양한 논의들이 존재한다(이혜정 외, 2021; Moore, 2008; US Department of Commerce, Economic and Statistics Administration, & US Census Bureau, 2021).

그림 2. 2022년 양곡소비량조사 비농가 및 농가 조사표 비교

비농가 대상 조사표

I 외식·결식·접대 횟수

* 1주 기준 : 일~토, 예) '22년 1월 1주는 1.1.(1일)

가 구 원	외 식 횟 수						결 식 횟 수					
성 명	1주	2주	3주	4주	5주	합계	1주	2주	3주	4주	5주	합계
1												
2												
3												
4												
5												
6												
합 계												

	1주	2주	3주	4주	5주	합계
접대횟수						

II 양곡소비량

* 미곡 주·부식용 1인 1일당 금월(g), 전월(g)

구 분 품 목	부 호	단 위	월 초 재고량	구입량	월 중 지 출 량		월 말 재고량
					음 식 용 소 비 량 주 부 식	기 타 주부식 이외	
넙 쌀	121	kg
찰 쌀	122	kg
보 리 쌀	140	kg
밀 가 루	142	kg
기타곡물	150	kg
두 류	160	kg
고 구 마	171	kg
감 자	172	kg
양곡 계	888	kg

농가 대상 조사표

I 외식·결식·접대 횟수

가 구 원	외 식 횟 수						결 식 횟 수						
	성 명	1주	2주	3주	4주	5주	합계	1주	2주	3주	4주	5주	합계
1													
2													
3													
4													
5													
6													
합 계													
	1주	2주	3주	4주	5주	합계							
접대 횟수													

II 양곡소비량

(단위 : kg)

구분 품목	부호	월 초 재고량	월 중 수입량	월 중 지출량		월 말 재고량
				음식용 소비량 주부식	월 중 지출량 주부식 이외	
엿 쌀	121	
찰 쌀	122	
보리 쌀	141	
쌀보리 쌀	143	
맥주보리 쌀	144	
기타역류 ¹⁾	149	
밀 가루	142	
옥수수 ²⁾	151	
기타잡곡 ³⁾	159	
콩(대두) ⁴⁾	161	
팥	162	
말 콩	163	
기타두류 ⁵⁾	169	
고 구 마	171	
감 자	172	
양 곡 계	888	

1) "기타역류"는 밭, 호밀, 귀리 등을 포함

2) "옥수수"에서 볶음옥수수와 삶은 옥수수는 조사에서 제외

3) "기타잡곡"은 들보, 수수, 벼, 메밀 등을 포함

4) "콩(대두)"은 콩종, 청장콩, 서리태 등을 포함

5) "기타두류"는 녹두, 통두, 갈라두, 완두 등을 포함

6) "구입량"은 종어받은 양도 포함, 소량도 조사

7) 주부식 이외 음식소비량을 작성 (예 : 장류, 떡, 고지루, 기타)

8) "기타지출량"은 반물지급량(민사회) 및 중차, 사료, 기타지출 등에 지출한 양

자료: 통계청(2023). 양곡소비량조사 조사표.

3.3. 조사 결과 진단 분석

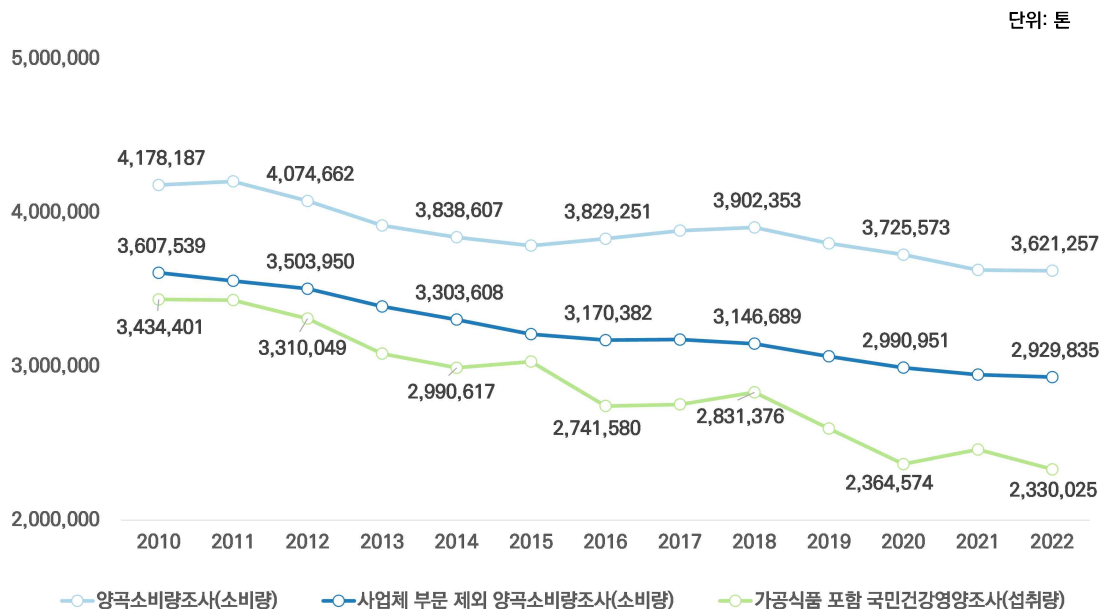
3.3.1. 유사 통계와의 비교·검증 부족

조사 자체의 신뢰성과 정확성을 확인하기 위해서는 관련 유사 통계와의 다양한 비교 및 검증이 필요하다. 하지만 현재 ‘양곡소비량조사’는 사업체부문 조사 결과를 농림축산식품부 ‘식품산업원료소비실태조사’와 비교하여 주요 결과를 제시하는 수준에 그치고 있다. 따라서, 관련 통계와의 비교 및 검증을 통한 조사 결과의 진단과 중·장기 개선 방향 도출이 충분히 이루어지지 못하고 있다고 진단하는 것이 적절할 것이다. 통계청 등 농업 및 식품과 관련된 주요 기관에서는 가구나 산업 부문에서 소비되는 양곡의 양을 직·간접적으로 확인할 수 있는 다양한 자료들을 생산하고 있으며, 이들과의 비교를 통해 ‘양곡소비량조사’의 결괏값을 면밀하게 진단할 수 있어야 할 것이다. 어느 하나의 통계 또는 자료가 정답이라고 말할 수는 없겠지만, 비교 분석을 통해 전체적인 변화 양상에 있어 과도한 차이가 나타난다면 통계의 중·장기적 개선 방향을 설정함에 있어서 유용한 참고 자료가 될 것이다.

예를 들어, 질병관리청 ‘국민건강영양조사’에서의 양곡 섭취량 변화 추이와 통계청의 ‘양곡소비량조사’의 양곡 소비량 변화 추이를 비교해 볼 수 있다. ‘국민건강영양조사’의 경우 섭취량을, ‘양곡소비량조

사'에서는 소비량을 조사하기 때문에 동일한 값을 기대하기는 어렵다. 하지만, 소비량 중에서 섭취되지 않는 비율이 시간의 흐름에 따라 불변(time-invariant)이라고 가정한다면, 두 시계열은 유사한 변화 양상을 가질 것이라는 가설을 세워볼 수 있을 것이다. 분석 결과 2010년 이후 양곡 소비량과 섭취량 모두 점진적으로 감소하는 방향성을 보인다. 하지만, 변화율은 크게 차이 나는 것이 확인되었다. 2018년 이후 '양곡소비량조사'에서 나타나는 연평균 소비량 증감률은 -1.5%이지만, '국민건강영양조사'의 섭취량 증감률은 -3.8%로 나타나 '양곡소비량조사'보다 두 배 이상으로 분석되었다. 현재 조사가 그대로 유지된다면, 시간이 흐를수록 적어도 두 조사 중 하나는 점점 더 큰 과대 추정 또는 과소 추정 상태가 될 가능성이 있다.

그림 3. 양곡소비량조사의 소비량과 국민건강영양조사 섭취량



주 1) 국민건강영양조사 기반 섭취량 산정을 위해 가공식품 구분 없이 3차 식품코드명이 '몹쌀', '백미', '잡쌀'인 식품을 포함하였으며, 3차 식품코드용 식품섭취량(고형분 기준으로 무게를 환산한 섭취량)을 활용함.

2) 국민건강영양조사에서는 24시간 회상법을 활용하여 일평균 섭취량이 산출됨. 일 평균 섭취량을 연간 총섭취량으로 환산하기 위해 각 연도의 인구수와 365일을 곱함.

자료: 통계청(각 연도)의 양곡소비량조사, 질병관리청(각 연도)의 국민건강영양조사를 활용하여 저자 작성함.

이 외에도 일본¹⁰⁾의 '식료수급표' 기반 쌀 '국내소비상당량(国内消費仕向量)' 추정방식¹¹⁾을 우리나라 상황에 맞게 적용하여 도출된 수치를 참고하는 것도 고려할 수 있다. 이와 같은 비교 분석 및 점검을 통해 '양곡소비량조사'에 대한 진단과 개선이 이루어질 수 있을 것으로 판단한다.

10) 일본의 1인당 쌀 소비량 조사 방법에 대한 사례 조사는 <부록>을 참고하길 바란다.

11) 여기에서 '국내소비상당량'은 국내 생산량과 수입량, 수출량, 재고증감을 활용하여 1년간 공급된 '소비가능' 수량을 추정한 것을 의미한다.

3.3.2. 조사 결과 공표 방식에 따른 오해 우려

통계청에서는 ‘양곡소비량조사’에 대한 분석이 완료되면 익년 1월에 해당 내용을 보도자료 및 보고서 형식으로 결과를 공표하고 있다. 통계청(2024)의 ‘2023년 양곡소비량조사 보고서’에서는 양곡 소비량 동향을 가구부문 양곡 소비량과 사업체부문 쌀 소비량으로 구분하여 제시하였다. 여기에서 ‘1인당 연간 양곡 소비량’은 가구부문에서만 제시되었으며, 사업체부문에서는 따로 국민 1인당 쌀 소비량으로 계산되어 제시되지는 않았다. 이는 통계청 보도자료(2024. 1. 26.)에서도 동일하다.

다만, 자료 작성자의 의도와 무관하게 언론 등 관련 통계 수요자들은 가구와 사업체 구분 없이 ‘1인당 연간 양곡 소비량’이라는 표현을 차용하면서, 수치는 가구부문 양곡 소비량만을 포함하는 경우가 많다. 해석상 오해를 불러일으킬 가능성이 높다. 특히 사업체부문 조사 결과, 즉 가공용 쌀 소비의 변화를 가구 내 쌀 소비 변화와 함께 고려하는지 여부에 따라 “쌀 소비 자체가 줄었다는 메시지”¹²⁾ 혹은, “가구 내 소비는 줄었지만, 가공용 쌀 소비는 증가했다는 메시지”¹³⁾ 등 해석에 따라 다른 시사점¹⁴⁾을 얻게 된다. 게다가 사업체부문 쌀 소비량을 국민 1인당으로 나누어 가구부문 1인당 쌀 소비량과 합산할 경우, 2023년에 오히려 1인당 전체 쌀 소비량은 늘어난 것으로 해석될 수도 있다. 조사 결과를 해석하는 데 있어 실제 결과와는 다른 방향으로 해석될 여지가 있다는 의미이다. 실제로 2023년 조사 결과 중 가구부문 1인당 연간 쌀 소비량과 사업체부문 연간 쌀 소비량을 활용하여 ‘(가칭)1인당 연간 총 쌀 소비량’을 산출¹⁵⁾해보면, 가구부문 쌀 소비량과 달리 오히려 최근 3개 연도 간 조금씩 상승했음을 알 수 있다.

표 7. 사업체부문 조사 결과를 반영한 ‘(가칭) 1인당 연간 총 쌀 소비량’ 추이

단위: %

구분		2021	2022	2023	추이
[가구부문]	1인당 연간 쌀 소비량(kg)	56.9	56.7	56.4	
[사업체부문]	연간 쌀 소비량(천 톤)	680.2	691.4	817.1	
[가구 및 사업체 부문 합산]	1인당 연간 총 쌀 소비량(kg)	70.0	70.1	72.2	

주: 1인당 연간 총 쌀 소비량은 (가구 소비량 + 사업체 소비량) ÷ 인구수로 산출하였으며, 가구 소비량은 가구 1인당 쌀 소비량 × 인구수로 산출함.

자료: 통계청(각 연도)의 양곡소비량조사와 장래인구추계를 활용하여 저자 작성함.

12) 윤희훈(2024. 1. 26.), 쌀 소비 또 줄었네... 작년 1인당 소비량 0.6% 감소.

13) 박기락(2024. 1. 26.), 지난해 1인당 쌀 소비량 0.6% 줄어... 가공용은 18.2% 증가.

14) ‘쌀 소비 자체가 줄었다는 메시지’에 대해서는 이에 대한 대응으로 쌀 소비 촉진 전략이 도출될 수 있으나, ‘가구 내 소비는 줄었지만, 가공용 쌀 소비가 증가했다는 메시지’에 대해서는 쌀 소비 촉진 외에도 소비 패턴 변화에 대응하기 위한 가공에 적합한 품종 개발 등 다른 관점에서의 대응 전략 도출이 필요할 수 있다.

15) 가구부문 조사와 사업체부문 조사는 표본설계와 조사 방법이 동일하지 않기 때문에 단순히 인구수를 통한 합계에는 주의가 필요하다.

4. 개선 방향

관련 연구에서 지적되었지만 미반영된 사항들과 제3장에서 제시된 ‘양곡소비량조사’에 대한 진단을 바탕으로 몇 가지 개선 방향을 도출할 수 있다.

첫째, 최종 소비처별 양곡 소비량 파악이 필요하다. 쌀의 소비처는 가구, 식품제조업체, 외식, 급식(학교급식, 군급식, 학교급식과 군급식을 제외한 다양한 공공급식, 일반급식) 등으로 매우 다양하다. 소비처별로 별도의 조사가 이루어져야 양곡 소비량을 정확하게 파악할 수 있을 것이다. 학교급식이나 외식과 같이 표본조사 방식으로 파악이 어려운 소비처의 경우, 관계부처와의 자료협조 및 2차 자료 활용을 통해 파악 또는 추정하는 것을 고려할 수 있다. 소비처별로 각각 추산된 소비량을 최종 단계에서 통합함으로써 국내에서 소비되는 양곡의 총량을 보다 정확하게 추계할 수 있을 것이다. ‘양곡소비량조사’에서 사업체 부문과 가구 부문을 별도로 조사하는 것과 같은 맥락이다. 이를 위해서는 통계청과 농림축산식품부 및 교육부 등 관계부처와의 협력이 필수적이다.

둘째, 가구부문 조사표본 수를 늘릴 필요가 있고, 중·장기적으로는 조사의 사각지대를 줄여 나가야 한다. 가구부문 조사에서는 가구의 특성을 고려한 다양한 분석을 지원함으로써 더 정교한 양곡정책을 추진하는 데 유용하게 활용될 것이다. 이를 위해 비농가 가구의 조사표본 수를 늘림으로써 가구 특성별 분석의 신뢰도를 높일 수 있을 것이다. 또한, 외국인가구가 증가하고 있는 점 등을 표본설계에 적극 반영하는 것을 고려할 필요도 있다. 한편, 625가구에서 999가구로, 다시 500으로, 다시 900으로 변동했던 비농가 가구 조사표본의 경우 500~625가구 수준으로 조사할 때도 나름의 변동에 대한 이유와 논리가 있었을 것이고, 900~999가구 수준으로 증가시킨 이유 또한 있었을 것이다. 그럼에도 불구하고, 이러한 급격한 표본 수의 변동을 지양함으로써 시계열 비교의 신뢰도를 높일 수 있을 것이라 판단된다.

셋째, 자기기입 방식에서 발생할 수 있는 측정오류와 과도한 응답 부담 등으로 인한 비표본오차를 최소화하기 위한 지속적인 노력이 필요하다. 최근 민간에서는 애플리케이션을 활용하여 구입과 동시에 기재하도록 하거나, 영수증을 첨부하도록 하여 검증에 활용하는 등 다양한 방법들이 적용되고 있어 참고할 필요가 있다. 패널조사 방식을 도입하는 등 쌀 소비량 측정을 정교화하는 것도 한 가지 방법이 될 것이다.

넷째, 외식에서의 쌀 소비량 파악이 개선되어야 한다. 외식부문에서 쌀 소비량을 파악하는 것은 쉽지 않다. 표본조사의 방식으로 파악이 어렵기 때문이다. 빅데이터 시대에 본격적으로 접어들면서 민간에서 생산되는 다양한 빅데이터를 활용하는 것을 고려할 필요가 있다. 예를 들어, 최근 농림축산식품부에서 실시한 ‘외식산업 경영전략분석 시범사업’에서 활용하고 있는 외식업체 Point-of-Sale(POS) 데이터를 활용하는 방법도 시도해 볼 만하다. POS 데이터를 활용한 외식부문에서의 쌀 소비량 파악 방법에 대한 자세한 논의는 〈부록〉을 참고하길 바란다.

다섯째, 관련 통계와의 다양한 형태의 비교 검증을 통해 중·장기적으로 ‘양곡소비량조사’의 개선을

추구해야 할 것이다. 검증의 1차적 목적은 조사를 통해 도출되는 통계치의 과대 혹은 과소 추정에 대한 판단을 하기 위함이며, 타 조사 결과와 증감의 방향이 다르지는 않은지 점검하는 것이다. 이러한 진단이 내려지면, 조사의 어떤 부분에서 비롯된 문제인지 파악하기 위한 검증의 첫걸음이 될 수 있을 것이다. 일례로, 정미옥(2024)¹⁶⁾에서 실시한 ‘국민건강영양조사’ 분석에서 나타나듯, 쌀 섭취량은 성별, 연령대별로 큰 차이가 있으며, 가정에서의 소비량과 외식에서의 쌀 섭취량은 앞서거나 뒤서거나 하면서 분명히 다른 수치를 보이고 있다. 이러한 분석과 검증이 다양하게 이루어져야 통계의 중·장기적 개선 방향을 명확히 설정할 수 있을 것이다.

여섯째, 통계 공표 방식 개선을 통해 오해석의 가능성을 최소화해야 한다. 언론 보도 시 가구부문과 사업체부문을 합산한 ‘1인당 총 쌀 소비량’을 발표¹⁷⁾하여 오해석의 여지를 줄일 필요가 있으며, 층화변수로 분류된 세부 가구 그룹의 특성별 상대표준오차를 별도로 제공함으로써 신뢰성 있는 가구특성별 분석을 지원할 수 있을 것이다. 마지막으로, 다양한 분석을 위해 ‘양곡소비량조사’ 원자료와 ‘가계동향조사’ 및 ‘농가경제조사’ 원자료를 결합하여 분석할 수 있도록 원자료를 제공하는 것도 유용할 것이다.

5. 요약 및 결론

쌀이 우리나라 농정에서 차지하는 의미와 중요성은 매우 크며 우리 농정의 핵심 품목임이 자명하다. 쌀의 가장 큰 이슈인 공급과잉 문제는 오래전부터 지속되어 왔으며, 식생활 변화, 인구사회적 요인 등으로 인해 현재에도 진행되고 있다. 하지만 최근 들어 쌀 수급 상황이 어느 정도 안정화되고 있음에도 불구하고 격리물량과 쌀 가격의 주기적 하락이 발생하고 있는데, 이러한 현상의 원인을 찾기 위해 공급과잉에 대한 통계적 정보가 정확한지 면밀히 살펴보아야 한다. 이 연구는 공급과잉 확인을 위한 두 정보 중 하나이며, 농업계 대표 통계 중 하나인 ‘양곡소비량조사’를 심층적으로 검토하여 쌀 소비량에 대한 정확한 정보가 시장 참여자와 정책 담당자에게 제공되고 있는지를 점검하였다. 기존 선행연구들이 제시한 개선사항들을 포함하여 총체적으로 진단·분석함으로써 실현 가능한 개선 과제도 도출하였다.

이 연구에서 수행한 ‘양곡소비량조사’ 진단 분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 잦은 표본 개편과 농가와 비농가의 비중 변화가 이루어졌는데, 표본의 구성이 자주, 또 크게 바뀌는 상황에서는 일관된 결과를 얻기 힘들고, 신뢰도 높은 연도 간 비교에도 한계가 있으므로 표본의 속성이 일관되도록 해야 한다. 둘째, 농업 분야에서 가장 중요한 통계 중 하나임에도 불구하고 적은 표본 수로 인해 가구 특성별 분석 수행 시 통계 신뢰성 담보가 어렵다. 향후 가구 특성을 고려한 정책 추진과 다양한 분석을 위해서는 관련 정밀한 조사와 함께 조사표본 수의 확충이 필수적이다. 셋째, 현재 조사대상에서 제외되고 있는

16) 정미옥(2024)의 하루 세끼, 우리는 쌀을 어떻게 소비할까? 40~49쪽을 참조함.

17) 가구 부문 및 사업체 부문 쌀 소비량 통계의 중복 가능성 등 ‘1인당 총 쌀 소비량’과 같은 단순 합계로 인한 과대 추정에 대한 우려가 있다면, 중·장기적으로 이러한 우려를 해소할 수 있는 방안에 대한 검토도 함께 필요할 것임.

집단가구 등 비적합가구의 비중이 무시할 수 없는 수준이며, 양곡 소비 패턴 및 소비량이 일반 가구와 차이가 있을 가능성이 크다. 특히 조사에서 제외되고 있는 외국인가구의 경우 전체 가구에서 차지하는 비중이 점차 커지고 있으므로 조사의 결과가 일부 왜곡될 수 있다. 넷째, 외식 부문 양곡 소비량 측정 시 가정 내 끼니당 양곡 소비량과 외식에서의 끼니당 양곡 소비량을 동일하다고 가정하는데, 이로 인해 쌀 소비량이 과대 혹은 과소 추정될 염려가 크며 조사의 신뢰성을 저해할 수 있다. 다섯째, 조사는 현재 자기기입식 조사와 면접 보완조사 방식으로 이루어지고 있다. 또한 주관식으로 응답해야 하는 문항이 가구원 수에 따라 작게는 63회에서 많게는 190회에 이르므로, 측정오류 발생에 대한 염려가 큰 상황이며 이는 조사 전체의 품질에 영향을 줄 수 있다. 여섯째, 현재는 조사 자체의 신뢰성과 정확성을 확인하기 위한 관련 유사 통계와의 비교 및 검증이 부족하여 결과의 진단과 개선 방향 도출이 충분히 이루어지지 못하고 있다. 비교 분석 및 점검을 통해 ‘양곡소비량조사’에 대한 진단과 개선이 이루어져야 한다. 일곱째, 현재 공표되고 있는 방식에서 발생할 수 있는 조사 결과에 대한 오해가 우려되는 상황이다.

진단을 바탕으로 몇 가지 개선 방향을 도출하였는데, 이를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 양곡 소비량을 정확하게 파악하기 위한 최종 소비처별 양곡 소비량 파악이 필요하며, 이를 위해 표본조사 외에 관계 부처와의 자료협조 및 2차 자료 활용 방식을 고려할 수 있다. 둘째, 가구 특성별 분석의 신뢰도를 높일 수 있도록 가구부문 조사표본 수를 늘리고, 외국인가구를 표본설계에 반영하는 등 조사의 사각지대를 중·장기적으로 줄여 나가야 한다. 셋째, 애플리케이션 활용, 영수증 첨부 방법과 함께 패널조사 방식 도입 등 자기기입 방식에서 발생할 수 있는 측정오류와 과도한 응답 부담으로 인한 비표본오차를 최소화하기 위한 지속적인 노력이 필요하다. 넷째, 외식업체 POS 데이터 등 빅데이터를 활용하는 방법을 고려하여 외식에서의 쌀 소비량 파악을 개선해야 한다. 다섯째, 관련 통계와의 다양한 형태의 비교 검증을 통해 조사의 중·장기적 개선 방향을 설정할 수 있도록 해야 한다. 여섯째, ‘1인당 총 쌀 소비량’ 발표, 가구 특성별 상대표준오차 제공 등 통계 공표 방식 개선을 통해 오해석의 가능성을 최소화하고, 다양한 분석을 위해 ‘가계동향조사’ 및 ‘농가경제조사’와의 결합 분석을 가능하게 하는 원자료 제공도 고려해야 한다.

이 연구는 ‘양곡소비량조사’의 발전을 위한 개선 방향을 도출하였다. 앞서 제시한 조사 개선을 위한 다양한 방안들은 대부분 현재보다 많은 예산이나 인력을 필요로 하기 때문에 개선 추진 시 예산 및 인력 확보가 반드시 함께 이루어져야 한다. 이 연구에서 제시된 개선 과제들이 현장에 적용될 때에는 수치상 큰 변화가 나타날 수도 있는데, 통계의 신뢰성과 연속성 어느 것 하나 중요하지 않은 것이 없기 때문에 쉽지 않은 문제가 될 수도 있다. 현장 적용 가능성 측면에서 보면 이 연구의 한계가 될 수도 있는 지점이다. 또한 이 논문에서는 공급과잉 확인을 위한 큰 축 중 하나인 쌀 소비량에 대한 조사에 대해 다루었으나, 다른 축인 쌀 생산량에 대한 조사는 다루지 못하였다. 생산량과 관련된 중요 통계에 대해서도 개선을 위한 연구가 이어진다면, 쌀 수급 정보의 개선과 함께 향후 양곡정책의 의사결정이 더 나은 방향으로 나아가도록 도움을 줄 수 있을 것이라 기대한다.

참고문헌

- 곽대영, 한석호. (2023). 정부 시장격리가 쌀 수급에 미치는 사후영향평가. *농업경제연구*, 64(4), 29-54.
- 김근영, 진현정, 윤석원. (2009). 도시가구의 소득계층별 쌀 소비지출 특성에 관한 연구. *농촌경제*, 32(1), 111-130.
<http://doi.org/10.36464/jrd.2009.32.1.006>
- 김명환, 이태곤, 이정환, 박성재, 표유리, 우가영. (2018). 양곡소비량조사 개선을 위한 연구. 통계청.
- 김문식. (1979). 주곡정책의 반성. *농촌경제*. 한국농촌경제연구원.
- 김보람. (2023). 벼 이외 작물로 생산 전환 유도해 쌀값 안정 달성한다. *나라경제*, 34(5), 50-51.
- 김성용. (2014). 소비자가 구입하는 쌀 가격의 결정요인 분석. *농업경제연구*, 55(3), 25-46. UCI : G704-000586.2014.55.3.002
- 김영순, 오유진, 정미량, 조준기, 조귀래. (2022). 『양곡소비량조사』 2022년 정기통계품질진단 결과보고서. 통계청.
- 김종인, 박한울. (2021). 제10장 쌀 수급 동향과 전망. *농업전망*, 277-293. 한국농촌경제연구원.
- 김종진, 김종인, 윤종열, 조남욱, 박동규. (2019). 소비 변화에 대응한 식량정책 개선 방안. 한국농촌경제연구원 기본연구보고서, 1-169.
- 김종진, 김종인, 조남욱. (2017). 수확기 쌀 가격 예측 모형 개선에 관한 연구. *농촌경제*, 40(3), 1-22. <http://doi.org/10.36464/jrd.2017.40.3.001>
- 김태훈, 박동규, 손미연, 이동주. (2016). 중장기 양곡정책 방향(2/2차년도): 관세화 이후 쌀 수출입 정책을 중심으로. 한국농촌경제연구원 기본연구보고서, 1-178.
- 김태훈, 박동규, 조남욱. (2015). 늘어나는 쌀 재고, 어떻게 할 것인가? 토론회 자료집. 1-89.
- 문동현, 김성용, 이두영, 김종진. (2023). 연령-연도-코호트 모형을 이용한 개인의 쌀 소비량 결정요인 분석. *농촌경제*, 46(4), 1-19. <http://doi.org/10.36464/jrd.2023.46.4.001>
- 문현경, 임대철, 손태영. (2017). 『양곡소비량조사』 2017년 정기통계품질진단 결과보고서. 통계청.
- 박기락. (2024. 1. 26.). 지난해 1인당 쌀 소비량 0.6% 줄어... 가공용은 18.2% 증가. *아주경제*.
- 박동규, 권대흠, 이용연, 이동필. (2011). 쌀 생산 및 소비량 통계 개선방안. 한국농촌경제연구원 정책연구보고서, 1-101.
- 박승환. (2010). 쌀에 대한 인식정보가 소비자의 태도 및 구매의도에 미치는 영향: 인구통계특성에 따른 차이를 중심으로. *한국국제농업개발학회지*, 22(3), 187-196. UCI : G704-001348.2010.22.3.005
- 사공용. (2006). 수입 시판될 쌀 소비자가격의 사전적 추정. *농촌경제*, 29(1), 31-47. UCI : G704-000576.2006.29.1.008
- 사공용. (2011). 쌀 수급안정을 위한 정책방안. *농촌경제*, 34(5), 1-18. <http://doi.org/10.36464/jrd.2011.34.5.001>
- 사공용. (2015). 정부에 의한 시장개입 여부에 따른 쌀 가격신축성 계수 추정. *농촌경제*, 38(4), 115-130. <http://doi.org/10.36464/jrd.2015.38.4.006>
- 유찬희, 김충현, 서홍석. (2017). 쌀 공급 과잉, 높은 목표가격이 원인인가?. *농촌경제*, 40(4), 1-27. <http://doi.org/10.36464/jrd.2017.40.4.001>
- 윤종열, 국승용, 이상희, 이병훈. (2018). 쌀 공공비축 매입량이 수확기 시장가격에 미치는 영향. *농촌경제*, 41(1), 1-16.
<http://doi.org/10.36464/jrd.2018.41.1.001>
- 윤희훈. (2024. 1. 26.). 쌀 소비 또 줄었네... 작년 1인당 소비량 0.6% 감소. *조선비즈*.
- 이계임, 김민정. (2003). 쌀 소비행태 분석. 한국농촌경제연구원.
- 이계임, 김민정. (2004). 쌀의 품질과 가격에 대한 소비자 평가 분석. *농촌경제*, 27(3), 21-33. UCI : G704-000576.2004.27.3.001
- 이계임, 한혜성, 손은영. (2007). 한국인의 식품 소비 트렌드 분석. 한국농촌경제연구원 연구보고 R560.
- 이슬기, 금현섭. (2022). 설문조사에 있어서 순서효과에 대한 연구. *조사연구*, 23(2), 99-130.
- 이윤식. (2024. 5. 6.). 초과 생산된 쌀도 정부가 사줄판... 과잉생산 부추기고 혈세 낭비. *매일경제*.
- 이정환. (1999). 양정의 현황과 과제. *농정연구포럼*. 한국농촌경제연구원.

- 이정환, 김명환, 강형준. (2022). 쌀값 문제, 쟁점 진단과 대안의 방향. *시선집중 GSNJ*, (304), 1-16.
- 이정환, 박준기, 조재환. (1997). 쌀 소비 감소요인: 쌀은 열등재이기 때문에 소비가 감소하는가. *농촌경제*, 20(3), 1-14.
- 이혜정, 신지영, 박승환, 지희정, 오미애. (2021). 조사 자료의 품질 검증 연구: 측정오차를 중심으로. *한국보건사회연구원*.
- 전경배. (2011). 자기기입식 조사표 디자인 개선 연구. 한국은행.
- 정미옥. (2024). 하루 세끼, 우리는 쌀을 어떻게 소비할까? KOSTAT 통계플러스, 2024년 봄호. 통계청.
- 조남옥, 김성용. (2015). 쌀 섭취량 변화의 요인별 영향 분석. *농업경영·정책연구*, 42(1), 145-164.
- 통계청 보도자료. (2024. 1. 26.). 2023년 양곡소비량조사.
- 통계청. (2021). 『양곡소비량조사』 통계정보보고서.
- 통계청. (2023). 양곡소비량조사 조사 지침서.
- 통계청. (2023). 양곡소비량조사 조사표.
- 통계청. (2023). 양곡소비량조사 통계설명자료.
- 통계청. (2024). 2023년 양곡소비량조사 보고서.
- 한두봉, 모리 히로시, 이계임, 이경록, 이지용. (2008). 도시가구의 연령별 쌀 소비지출액 추정과 시사점. *식품유통연구*, 25(4), 69-85.

- Butcher, B., & Elliot, D. (1986). A sampling errors manual. *Social Survey Division, Office of Population Censuses and Surveys*.
- Kish, L. (1965). *Survey Sampling*, J. Wiley. 218.
- Moore, J. C. (2008). Seam bias in the 2004 SIPP panel: Much improved, but much bias still remains. *US Census Bureau Statistical Research Division Survey Methodology Research Report Series*, 3, 2008.
- US Department of Commerce, Economic and Statistics Administration, & US Census Bureau. (2021). 2018 Survey of Income and Program Participation Users' Guide.

- 질병관리청(각 연도). 국민건강영양조사.
- 통계청(2022). 장래가구추계.
- 통계청(각 연도). 가계동향조사.
- 통계청(각 연도). 농림어업조사.
- 통계청(각 연도). 쌀 생산량조사.
- 통계청(각 연도). 양곡소비량조사.
- 통계청(각 연도). 인구총조사.
- 통계청(각 연도). 장래인구추계.



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.

부록: POS 데이터를 활용한 외식에서의 쌀 소비량 파악 방안

외식에서의 쌀 소비량 파악에 대한 개선을 위해 POS 데이터를 활용하는 방법을 시도할 수 있는데, 구체화해 보면, 외식업체 $i \in \{1, 2, 3, \dots, I\}$, 메뉴 $j \in \{1, 2, 3, \dots, J\}$, 식재료 $k \in \{1, 2, 3, \dots, K\}$, 월 m , 연도 t 에 대하여 영업 중인 모든 외식업체가 월별(또는 일별)로 판매한 모든 메뉴의 수량을 ‘메뉴 판매량 행렬’인 $M_{I \times J}^{m,t}$ 으로 나타내 보자. 또한 다양한 레시피 정보(예: 만 개의 레시피)에서 주어진 메뉴 j 를 만드는 데 사용되는 식재료의 양을 $1 \times K$ 행벡터 X_j ¹⁸⁾로 표기해 보자. 메뉴별로 도출되는 J 개의 행벡터를 쌓아 $J \times K$ 행렬을 구성하면 ‘레시피 행렬’인 $\Omega_{J \times K}^{m,t}$ 을 도출할 수 있게 될 것이다.¹⁹⁾ 월별 ‘메뉴 판매량 행렬’과 ‘레시피 행렬’을 곱한 $M \cdot \Omega$ 로부터 $I \times K$ 의 월별 ‘식재료 사용량 행렬’인 $A_{I \times K}^{m,t}$ 이 도출된다. 최종적으로 ‘식재료 사용량 행렬’로부터 특정 식재료(예: 쌀)의 외식업체 연간(t 년도) 총사용량을 아래 식 (5)와 같이 구할 수 있을 것이다.

$$\text{식재료 } k1(\text{예: 쌀}) \text{의 외식업체 연간}(t\text{년도}) \text{ 총사용량} = \sum_{m=1}^{12} \sum_{i=1}^I A[i, k1]^{m,t} \quad (5)$$

18) 특정 식재료가 전혀 사용되지 않으면 0으로 표기됨. 벡터 X_j 의 각각의 구성요소별로 평균, 95% 신뢰구간에서의 하한(lower bound), 상한(upper bound)이 존재하므로 이들 값을 J 차원에서 다양하게 조합해 볼 수 있을 것임. 가장 단순화된 형태는 벡터 X_j 의 모든 구성요소로 평균값들을 사용하거나(\hat{X}_j), 하한값들을 사용하거나(\underline{X}_j), 상한값들을 사용하는 경우(\bar{X}_j)임.

19) 예를 들어 관심 식재료를 5개(예: 쌀, 마늘, 양파, 감자, 돼지고기)로 한정한다면 ‘레시피 행렬’은 단순화될 수 있음. 이 경우 복수의 레시피를 사용하여 정교하게 도출된 다변량분포로부터 보다 정확한 식재료 사용량의 범위(range)를 제시할 수 있을 것이며, 식재료별 개별 분포로부터 다양한 조합들을 제시할 수도 있을 것임.

부록: 일본의 쌀 소비량 조사 방법 사례²⁰⁾

일본의 쌀 소비량은 ‘식료수급표’에서 확인할 수 있으며 실제 조사한 수치가 아니라 수급표를 활용하여 간접적으로 도출한 ‘국내소비상당량(国内消費仕向量)’을 토대로 추정한 수치이다. 일본 농림수산성은 FAO의 작성 기준을 준용하여 식료수급표를 작성하고 있으며 측정 기간은 당년 4월 1일부터 이듬해 3월 말까지이다. 쌀과 관련해서는 당년도 생산량, 재고증감(기초 재고량(전년 3월 말 기준)과 기말 재고량(당년 3월 말 기준)의 차이), 수입량, 수출량 등으로 국내공급량을 산정하고, 이를 총인구로 나누어 국민 1인당 연간 쌀 소비량을 산정한다.

식료수급표상의 ‘1인당 연간 쌀 소비량’ 추정치는 가정에서 소비하는 물량 이외에도 가정 외부에서 소비하는 물량(중식,²¹⁾ 외식)이 포함된 개념이며, 일본의 쌀 소비량은 수급표를 활용하여 간접적으로 추정된 자료이므로 쌀 소비의 추세를 가늠하는 데는 활용할 수 있으나, 단년도의 수치 해석에 과도한 의미를 부여하는 것은 지양해야 한다.

일본도 2007년까지는 쌀 소비량을 직접 조사하였으나(세대당 쌀 소비량 조사), 국가의 통계업무 효율화 등을 목적으로 2008년부터 폐지하였다. 다만, 쌀 소비 변화 실태를 모니터링하기 위해 민간 업체에 위탁조사를 실시하여 소비자 가구의 주식용 쌀 소비 변화 실태를 조사하고 공표하고 있으며, 2011년부터는 쌀 소비동향조사²²⁾를 민간 공익법인(미곡안정공급확보지원기구; 미곡기구, 米穀機構)에 위탁하여 조사하고 그 결과를 매달 공표하고 있다. 조사는 온라인 자기기입식 방법을 활용하며, 조사대상은 농가를 제외한 약 2,000세대이다. 가정 내 소비량은 조사 당월의 백미 구입량과 입수량, 월초 및 월말 백미 재고 증감량을 조사하고, 중식·외식 소비량은 조사일 직전 1주일간 가정 외에서 소비한 쌀밥 식사 횟수를 기준으로 추계하며, 이때 쌀밥 1공기의 무게는 65g으로 가정한다.

20) 해당 사례 조사는 인천대학교 김종인 교수의 자문 내용을 바탕으로 작성하였음.

21) 중식(中食)은 도시락, 삼각김밥 등의 쌀을 활용한 조리제품에 활용된 쌀을 의미함.

22) 쌀 소비동향조사에 대해서는 김명환 외(2018)의 양곡소비량조사 개선을 위한 연구 28-29쪽 내용을 참고하여 작성함.

Measuring Contestability of Korean and Japanese Imported Beef Markets

Choi Yejun*, Dayton M. Lambert**

Keywords

Beef, Collusion, International market, Japan, Market power, South Korea

Abstract

This study analyzes the competitiveness and market power dynamics in the Korean and Japanese imported beef markets using an extended menu approach and the rivalry index method. By re-evaluating these markets with a Bayesian estimation procedure, the research addresses limitations of previous studies. Findings reveal that the quantity cartel model best fits the South Korean market, while the price cartel model suits the Japanese market. Despite structural model indications of potential cartel behavior, the rivalry index shows no significant collusion between US and Australian beef exporters. This absence of collusive behavior is attributed to the market’s nature, characterized by multiple exporters in both countries. The presence of numerous exporters makes unified strategies for competition or collusion challenging, even with support from organizations like US Meat Export Federation (USMEF) and Australian Meat and Livestock Corporation (MLA).

Table of Contents

1. Introduction	27
2. Conceptual Framework	29
3. Estimation Procedure	34
4. Data	37
5. Results	39
6. Conclusion	45

* Research Associate, Department of Agricultural and Applied Economics, Texas Tech University, Corresponding author, e-mail: Yejun.Choi@ttu.edu

** Professor & Willard R. Sparks Chair in Agribusiness Studies, Department of Agricultural Economics, Oklahoma State University.

한국과 일본의 수입 소고기 시장의 경쟁성 측정

최예준*, Dayton M. Lambert**

Keywords

수입 소고기, 담합, 국제무역, 일본, 시장독과점, 한국

Abstract

본 연구는 확장된 메뉴 접근법과 경쟁 지수 방법을 활용하여 한국과 일본의 수입 쇠고기 시장에서의 경쟁력 및 시장 지배력 동태를 분석하였다. 베이지안 추정 절차를 통해 이러한 시장을 재평가함으로써 이전 연구의 한계를 보완하였다. 연구 결과, 한국 시장에는 수량 카르텔 모델이, 일본 시장에는 가격 카르텔 모델이 가장 적합한 것으로 나타났다. 구조적 모델이 잠재적 카르텔 행동을 시사하는 반면, 경쟁 지수는 미국과 호주 쇠고기 수출업자 간의 유의미한 담합이 없음을 보여준다. 이러한 담합의 부재는 양국 모두 다수의 수출업자가 존재하는 시장의 특성에 기인한다. 다수의 수출업자로 구성된 환경은 통일된 경쟁 또는 담합 전략을 채택하기 어렵게 만들며, 미국육류수출협회 및 호주축산공사와 같은 조직의 관리와 지원이 있더라도 각 수출업체의 전략을 완전히 통제하지는 않는다.

* 텍사스공과대학교 농업응용경제학과 연구원, 교신저자, e-mail: Yejun.Choi@ttu.edu

** 오클라호마주립대학교 농업경제학과 교수 및 Willard R. Sparks 농산업 연구석좌교수.

1. Introduction

South Korea and Japan are major international beef markets, ranked among the top six beef-importing countries worldwide. Australia and the United States dominate these markets, accounting for the majority of beef imports. In 2018, US beef exports constituted 52% of South Korea's imports and 44% of Japan's imports, while Australia accounted for 44% and 49% of the imports to South Korea and Japan, respectively. According to the CEPII database (Gaulier and Zignago, 2010), the value of beef imports for South Korea and Japan was 2.61 million USD and 3.33 billion US dollars, respectively.

These markets appear to function under a duopolistic competitive structure, which has prompted studies on their market dynamics. Carter and MacLaren (1997) are notable for utilizing the menu approach to analyze Japanese beef imports from the United States and Australia, building on the foundational work of Gasmi et al. (1992). Their method employs structural equations to represent alternative market structures within the frameworks of perfect competition, including the Bertrand, Cournot, and Stackelberg models. They concluded that Australia acted as a Stackelberg price-setting leader.

In the Korean imported beef market, Lee et al. (2023) applied Carter and MacLaren's (1997) method, identifying the United States and Australia as the two main competitors. Their findings indicated that for fresh or chilled beef cuts with bone-in, the Stackelberg model with U.S. quantity leadership best fit the data. Conversely, for boneless fresh or chilled beef, bone-in frozen beef, and boneless frozen beef, the Stackelberg model with Australian quantity leadership was more suitable.

Previous studies successfully determine the structure of imperfectly competitive markets in international beef imports but fall short of measuring the degree of market power. For instance, a study may identify a quantity Stackelberg market structure, yet the degree of market power—or the extent of collusion or imperfect competitiveness—may be weak. This makes it challenging to confirm the market's imperfect competitiveness if the market power is insignificant.

An alternative approach to studying market competitiveness is the pricing-to-market method (Krugman, 1987; Knetter, 1989) and the conjectural variation (CV) approach developed by Karp and Perloff (1989, 1993). While these methods allow for measuring the degree of market power, they assume that all exporters are identical, which limits their

ability to determine the nature of imperfect market structures.

To address this limitation, Choi and Lambert (2021) proposed a method to measure market power called the rivalry index, extending Carter and MacLaren's (1997) models to capture both imperfectly competitive market structures and the degree of market power. Similar to conjectural elasticities under conventional new empirical industrial organization (NEIO) assumptions, the rivalry index ranges from 0 to 1, where 1 indicates a perfectly competitive market and 0 indicates a cartel or monopolistic structure. Intermediate values correspond to oligopolistic behavior. This index is advantageous due to its relative ease of calculation and its ability to measure the degree of collusion between rivals using structural models to estimate market structure and conjectural parameters.

The objective of this study is to re-evaluate the Korean and Japanese imported beef markets using the menu approach while simultaneously measuring the degree of market power. By comparing the findings with previous literature, such as Carter and MacLaren (1997) and Lee et al. (2023), this study aims to provide a deeper understanding of the international imported beef market, specifically for South Korea. Additionally, this study employs a Bayesian estimation procedure, addressing issues like the incorrect signs of parameter estimations reported in Carter and MacLaren (1997) and Lee et al. (2023), including cross-price and quantity elasticity and covariates affecting the price and quantity settings of exporters.

The collusive behavior between the United States and Australia, as concluded in previous studies, may be unreliable due to the presence of multiple exporters in both countries. It is unrealistic to assume that multiple exporters in one country would adopt the same strategy to compete or collude with exporters from a rival country. Previous studies justify country-level collusive behavior of exporters by citing high market shares and the existence of national trade associations that support and control their exports.

Carter and MacLaren (1997) noted that the United States and Australia supply 95% of beef exports to Japan, with a few large and several smaller packers from the United States and licensed companies from Australia. The US Meat Export Federation (USMEF) and the Australian Meat and Livestock Corporation (AMLC) support the market through non-price services and quality control, which could control market entry through their licensing system. Government institutes like the USDA Foreign Agricultural Service (USDA-FAS) and Meat & Livestock Australia (MLA) are also aware of each other's production and exports.

In the Korean market, Lee et al. (2023) observed that the United States and Australia account for the majority of market share (91.5% in 2021), suggesting potential collusive behavior and market power exertion. However, it remains unclear if these countries indeed engage in collusive behavior and exert significant market power, also considering oligopsony power in Korean and Japanese markets. In South Korea, the number of major members listed in Korea Meat Import Association is 21, while in Japan, the number of major members listed in Japan Meat Traders Association (JMTA) is 31. By determining the market competitiveness structure and the degree of market power simultaneously, this study aims to evaluate the nature of competitiveness in the Korean imported beef market, addressing the limitations of previous studies.

2. Conceptual Framework

The rivalry index (Choi and Lambert, 2021) is derived from the first-order conditions of profit-maximizing firms or exporters under Bertrand, Cournot, cartel, or Stackelberg (BCCS) assumptions. This approach can be extended to price or quantity competition with multiple differentiated traded goods, firms, or exporters. The index is first developed under price competition assumptions, followed by quantity competition assumptions. Like Carter and MacLaren (1997)'s structural models of contested markets, both the price and quantity models encompass Cournot, Bertrand, Stackelberg, or cartel cases under the null assumption of perfect competition.

This study assumes that imported beef products from the United States and Australia are treated as differentiated products, leading to two distinct demand functions for US and Australian beef products, respectively, in the model. As noted by Carter and MacLaren (1997) and Lee et al. (2023), US beef is typically grain-fed, whereas Australian beef is primarily grass-fed. US beef products in Korean and Japanese markets are generally priced higher than their Australian counterparts. This price gap may be attributed to the fact that US beef products are primarily grain-fed, resulting in a higher fat content that aligns with the preferences of South Korean and Japanese consumers (Chung et al. 2009; Lee and Kennedy 2009; Obara et al. 2010). This conclusion is supported by the OECD's agreement that the Pacific beef market should be regarded as segmented into high-quality (grain-

fed) and low-quality (grass-fed) products.

In the case of homogeneous goods, the Bertrand price model exhibits the Bertrand paradox, which states that a Bertrand-contested market tends to converge towards perfect competition when goods are perfect substitutes. However, this paradox fails when firms or exporters offer differentiated products (Tirole, 1988). This empirical example considers the differentiation of an exporter's tradable goods (beef) based on consumer preferences in the importing country. The model encompasses two variables: the price (p_{it}) and quantity (q_{it}) of beef exported by the i th exporter. For simplicity, the time subscript (t) has been omitted in the subsequent model section. Let $(i, j) \in \{1, 2\}$ index two exporters for the simplicity of deriving essential relationships.

2.1. Price Competition

Following the Bertrand, Cournot, cartel, or Stackelberg models denoted by Tirole (1988), Carter and MacLaren (1997), and Choi and Lambert (2021), the linear system of equations of the Nash equilibrium of the United States. and Australia's reaction functions is:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\frac{\partial p_i}{\partial p_j} \\ -\frac{\partial p_j}{\partial p_i} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_i \\ p_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_i \\ I_j \end{bmatrix} \forall i \neq j \quad (1)$$

where $\frac{\partial p_i}{\partial p_j}$ is the slope of the i th best response function and I_i includes exogenous behavioral parameters (intercept term) whose form depends on the market structure assumption. For example,

$$\frac{\partial p_j}{\partial p_i} = \begin{cases} \frac{-\beta_{ij}}{2 \cdot \beta_{jj}} & \text{(Bertrand)} \\ \frac{-2 \cdot \beta_{ii} \cdot \beta_{ij}}{4 \cdot \beta_{ii} \cdot \beta_{jj} - \beta_{ij} \cdot \beta_{ji}} & \text{(Stackelberg Price Leader)} \\ \frac{-\beta_{ij}}{2 \cdot \beta_{jj}} & \text{(Stackelberg Price Follower)} \\ -\frac{\beta_{ij} + \beta_{ji}}{2\beta_{jj}} & \text{(Price Setting Cartel)} \end{cases} \quad \forall i \neq j, \frac{\partial p_i}{\partial p_i} = 1 \quad (2)$$

$$I_i = \begin{cases} \frac{\beta_{ii} \cdot c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} & \text{(Bertrand)} \\ \frac{\left(\frac{4 \cdot \beta_{ii} \cdot \beta_{jj} - \beta_{ij} \cdot \beta_{ji}}{2 \cdot \beta_{jj}} \right) \cdot c_i - \alpha_i}{\left(\frac{4 \cdot \beta_{ii} \cdot \beta_{jj} - \beta_{ij} \cdot \beta_{ji}}{2 \cdot \beta_{jj}} \right)} & \text{(Stackelberg Price Leader)} \\ \frac{\beta_{ii} \cdot c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} & \text{(Stackelberg Price Follower)} \\ \frac{\beta_{ii} \cdot c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} & \text{(Price Setting Cartel)} \end{cases} \quad (3)$$

The Jacobian matrix, which includes $\partial p_i / \partial p_i (=1)$ and $-\partial p_i / \partial p_j$, embodies all the information required to measure rivalry intensity. Denote the Jacobian matrix by \mathbf{R} .

The vector of equilibrium prices for the exporters solves as follows:

$$\begin{bmatrix} p_i^* \\ p_j^* \end{bmatrix} = \frac{\text{adj}(\mathbf{R})}{\det(\mathbf{R})} \begin{bmatrix} I_i \\ I_j \end{bmatrix} \quad (4)$$

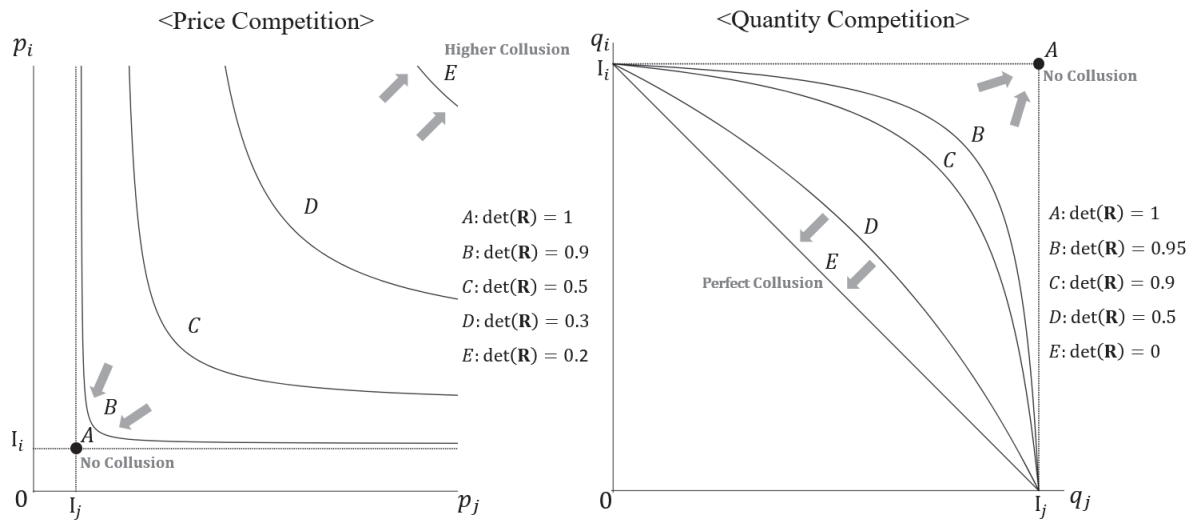
where p_i^* and p_j^* are exporters' equilibrium prices, 'adj' and 'det' are adjoint and determinant operators, respectively, and $\frac{\text{adj}(\mathbf{R})}{\det(\mathbf{R})}$ is the matrix inverse of \mathbf{R} .

Determinant $\det(\mathbf{R})$ measures the intensity of rivalry competition between i and j . The determinant is bounded between zero and one. Negative equilibrium prices or unobtainable Nash equilibrium result when the determinant falls outside this condition. Matrix \mathbf{R} is non-invertible when $\det(\mathbf{R})$ is zero. When this happens, exporter responsiveness to its rivals is equivalent for all exporters. Geometrically, this means all exporter reaction functions are parallel or overlapping. In this case, exporters are in a cartel relationship because all exporters identically change their prices. Conversely, when $\det(\mathbf{R})$ approaches one, all exporter responses to rivals diminish. This indicates a lack of collusion among exporters when setting prices. As $\det(\mathbf{R})$ approaches zero, exporters increase their prices towards the level observed in a cartel. Conversely, as $\det(\mathbf{R})$ approaches one, exporters lower their prices, approximating those found in a perfectly competitive market.

Figure 1 illustrates iso-determinant curves that maps the trajectory of Nash equilibriums while holding $\det(\mathbf{R})$ constant, for varying determinant values. Higher determinant values signify a lower degree of collusion between exporters, as both exporters increase their

prices collectively. Conversely, lower determinant values suggest a higher degree of collusion among exporters.

Figure 1. Combinations of Nash Equilibriums under Price and Quantity Competitions with Two Competitors



Note: $\{A, B, C, D, E\}$ is the iso-determinant curve under different determinant ($\det(\mathbf{R})$); I_i is the intercept of i th best response function; The closer to A indicates lower collusion between exporters, whereas the further from A indicates higher collusion.

2.2. Quantity Competition

The rivalry index for the quantity competition models follows the same logic as the price competition case. The comparative statics for the equilibrium of the United States and Australia's reaction functions can be written as a linear system of equations that solves the Nash equilibrium under quantity competition:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\frac{\partial q_i}{\partial q_j} \\ -\frac{\partial q_j}{\partial q_i} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_i \\ q_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_i \\ I_j \end{bmatrix} \quad \forall i \neq j \quad (5)$$

where $\frac{\partial q_j}{\partial q_i}$ is the slope of the i th best response function and I_i is a function of parameters and costs:

$$\frac{\partial q_j}{\partial q_i} = \begin{cases} \frac{-\beta_{ij}}{2 \cdot \beta_{jj}} \text{ (Cournot)} \\ \frac{-2 \cdot \beta_{ij} \cdot \beta_{ii}}{4 \cdot \beta_{jj} \cdot \beta_{ii} - \beta_{ij} \cdot \beta_{ji}} \text{ (Stackelberg Quantity Leader)} \\ \frac{-\beta_{ij}}{2 \cdot \beta_{jj}} \text{ (Stackelberg Quantity Follower)} \\ -\frac{\beta_{ij} + \beta_{ji}}{2\beta_{jj}} \text{ (Quantity Setting Cartel)} \end{cases}, \forall i \neq j, \frac{\partial q_i}{\partial q_i} = 1 \quad (6)$$

$$I_i = \begin{cases} \frac{c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} \text{ (Cournot)} \\ \frac{c_i - \alpha_i}{4 \cdot \beta_{jj} \cdot \beta_{ii} - \beta_{ij} \cdot \beta_{ji}} \text{ (Stackelberg Quantity Leader)} \\ \frac{c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} \text{ (Stackelberg Quantity Follower)} \\ \frac{c_i - \alpha_i}{2 \cdot \beta_{ii}} \text{ (Quantity Setting Cartel)} \end{cases} \quad (7)$$

The matrix determinant of the Jacobian measures exporter responsiveness includes $\frac{\partial q_i}{\partial q_i} (= 1)$ and $-\frac{\partial q_j}{\partial q_i}$. The vector of export quantities at the Nash equilibrium is:

$$\begin{bmatrix} q_i^* \\ q_j^* \end{bmatrix} = \frac{\text{adj}(\mathbf{R})}{\det(\mathbf{R})} \begin{bmatrix} I_i \\ I_j \end{bmatrix} \quad (8)$$

Like the price competition rivalry index, the determinant $\det(\mathbf{R})$ is interpreted as the degree of competitiveness. Under quantity competition, $\det(\mathbf{R})$ is also bounded between zero and one. When $\det(\mathbf{R})$ equals one, the off-diagonal elements of the quantity responsiveness matrix are zero, which means that the exporters do not collude in setting quantities. Quantity levels approach a cartel equilibrium as $\det(\mathbf{R})$ approaches zero. On the contrary, when $\det(\mathbf{R})$ approaches one, exporters set their quantities closer to levels consistent with a perfectly competitive market. Figure 1 (quantity competition) shows iso-determinant curves evaluated at different determinant values. Higher determinant values indicate lower levels of collusion between exporters because both exporters reduce their export quantities. Conversely, lower determinant values indicate higher levels of collusion. Determinants outside the (0, 1)-interval result in unstable equilibrium scenarios.

3. Estimation Procedure

The price and quantity competition models are used to estimate the parameters required to calculate the rivalry indexes. Carter and MacLaren (1997) estimated the system equations using full-information maximum-likelihood under Bertrand, Cournot, and Stackelberg assumptions. Lee et al. (2023) followed the same estimation method to generate results. However, both studies reported incorrect signs for parameter estimates in the cross-price or quantity elasticity parameters and covariates. Considering that the parameter estimates for the cross elasticities are crucial for forming oligopolistic structural models (BCCS assumption), obtaining the correct signs for these parameters is essential to determine the best fitting model. To address this issue, this study utilizes the Bayesian estimation method due to its ability to impose theoretical restrictions on behavioral parameters more easily. Bayesian estimation allows for incorporating prior information and constraints, which helps in obtaining more reliable parameter estimates that align with theoretical expectations.

The system of equations is:

$$\mathbf{Y} \sim MVN(\boldsymbol{\mu}, \text{diag}(\boldsymbol{\sigma})\boldsymbol{\Omega}\text{diag}(\boldsymbol{\sigma})) \quad (9)$$

with,

$$\mathbf{Y}_{Price} = \begin{bmatrix} q_i \\ q_j \\ p_i^{BEST} \\ p_j^{BEST} \end{bmatrix} \text{ or, } \mathbf{Y}_{Quantity} = \begin{bmatrix} p_i \\ p_j \\ q_i^{BEST} \\ q_j^{BEST} \end{bmatrix} \quad (10)$$

where \mathbf{Y} is a vector of demands and the best response functions ('BEST'), and $\boldsymbol{\mu}$ is a mean vector that includes exporter demand and best response functions.

For the price competition models (\mathbf{Y}_{Price}), $\boldsymbol{\mu}$ is the right-hand side of exporter's demand functions and reaction functions. Similarly, for the quantity competition models ($\mathbf{Y}_{Quantity}$), $\boldsymbol{\mu}$ is the right-hand side of exporter's demand functions and reaction functions. The vector $\boldsymbol{\sigma}$ is a conformable matrix of scalar terms (model error standard deviations), and $\boldsymbol{\Omega}$ is a correlation matrix that follows the Lewandowski-Kurowicka-Joe (LKJ) prior distribution (Lewandowski et al., 2009). Pre- and post-multiplying the vector of scalars with the correlation matrix yields a positive-semidefinite covariance matrix.

For estimation, the demand intercept term, α_i includes i th exporting country's demand-shifting variables:

$$\alpha_i = \lambda_i + \gamma_i \cdot GDP + \delta_i \cdot TARIFF_i + \kappa_i \cdot BSE \quad (11)$$

where GDP is the importing country's GDP per capita, $TARIFF$ is the tariff rate for imported beef from i th exporting country, BSE is a dummy variable identifying when the outbreak of bovine spongiform encephalopathy (BSE) that affected South Korea and Japan¹⁾, and λ_i , γ_i , δ_i , and κ_i are parameters. The exporter's marginal cost²⁾ to provide imported beef products, including production cost, c_i , is:

$$c_i = \eta_i \cdot DISTANCE_i + \tau_i \cdot MAIZEP_i + v_i \cdot IRATE_i \quad (12)$$

where $DISTANCE$ is the exporter's distance³⁾ to an importing country, $MAIZEP$ is the exporter's domestic maize price, $IRATE$ is the exporter's real interest rates, and η_i , τ_i , and v_i are parameters. The priors for the model parameters based on BCCS assumptions are:

$$(\lambda_i, \delta_i, \kappa_i) \sim N(0, 10), \beta_{ii} \sim N_{-\infty}^0(0, 10), (\gamma, \eta_i, \tau_i, v_i) \sim N_0^\infty(0, 10),$$

$$\beta_{ij} \sim \begin{cases} N_0^\infty(0, 10) & \text{(for the price competition case),} \\ N_{-\infty}^0(0, 10) & \text{(for the quantity competition case)} \end{cases} \quad (13)$$

$$\sigma \sim \text{Exponential}(1), \Omega \sim \text{LKJcorr}(2)$$

All parameter priors are normally distributed with zero mean and 10 standard deviations except the priors for σ and Ω . McElreath (2020) suggests using an exponential distribution as a prior for the scale parameters. The exponential prior carries no more information than an average standard deviation from a mean when the rate parameter is set to one (McElreath, 2020). The priors for β_{ii} and β_{ij} are truncated positive or negative, depending on the BCCS assumption. GDP per capita (GDP) is assumed to be positively correlated with import quantities or prices. Distance between exporters and importers ($DISTANCE_i$), maize prices ($MAIZEP_i$), and the real interest ($IRATE_i$) are hypothesized to increase

¹⁾ This dummy variable captures the separate US beef import bans implemented by South Korea and Japan, respectively.

²⁾ Carter and MacLaren (1997) also incorporated the price of corn and the interest rate in their specification of marginal cost.

³⁾ The distance variable functions as a constant term as it is time invariant.

exporter marginal costs. Thus, the priors for γ_i , η_i , τ_i , and ν_i are positive and truncated above zero.

R-Stan's Hamiltonian Monte Carlo No U-turn Sampler (HMC-NUTS) (Stan Development Team 2022) is used to generate posterior distributions for the model parameter estimates. The HMC-NUTS performance is superior to Gibbs or Metropolis-Hastings samplers regarding the number of iterations required for convergence (Gelman et al. 2013). Four chains were used, each with 20,000 iterations and 10,000 warm-up samples for the adaptation phase. Thinning, maximum tree depth, and target acceptance (adaptation) rate were set to 10, 15, and 0.95, respectively, to achieve convergence. Therefore, $4 \times 1,000$ posterior samples are used to calculate the means and standard deviations of the posterior distributions.

3.1. Model Comparison

Two criteria are used to compare the performance of each BCCS model. The first criterion is the widely applicable information criterion (WAIC), which is calculated with a model's log-posterior density (McElreath, 2020). A probability weight is calculated for each model using the ensemble of computed WAIC. Each probability weight represents the likelihood that a model is preferred among competing models. Larger weights indicate a better-fitting model.

The second model comparison method uses Bayes factors (BF). The BF are used to make pairwise comparisons between two models and are based on each model's marginal likelihood (Gelman et al., 2013). When a BF exceeds 1, there is evidence in favor of a competing model (H_i) over a reference model (H_0). Following Lee and Wagenmaker (2014)'s research, which is based on Jeffreys (1961)'s rubric for interpreting BF, a $BF > 10$ is considered strong evidence for favoring the competing model, while a $BF < 1/10$ strongly favors the reference model.

4. Data

Annual data on beef exports to Japan and South Korea from the US and Australia were collected from 1995 to 2018 (Table 1). To comprehensively assess market trends and competition, frozen and chilled beef products are combined into a single category. International trade data for bovine meat, specifically chilled beef (HS 0201) and frozen beef (HS 0202), were obtained from the BACI (Base pour l'Analyse du Commerce International) database, curated by the French research center CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales) (Gaulier and Zignago, 2010). The BACI database includes export quantities of US and Australian beef and the value paid by importing countries. The value of US beef consistently surpasses that of Australian beef in the frozen and chilled beef segments, except during the period affected by the US BSE outbreak.

The international beef trade data for South Korea and Japan were analyzed separately for each beef import market. Therefore, one demand function per exporter exists for each of the two importing markets, South Korea and Japan. Beef prices were determined by considering the weighted values of categories within the HS 6-digit units, which include HS 020110, 020120, 020130, 020210, 020220, and 020230. This calculation took into account the importing and exporting countries involved.

Gross Domestic Product (GDP) normalized by population, tariff rates to the exporting country, and a dummy variable for the outbreak of BSE in the US are used as demand-shifting variables. South Korea and Japan's GDP per capita and tariff rates are from the World Bank's Data Bank (World Bank, 2021) and MLA reports for overseas markets (MLA 2022), respectively. The BSE dummy variable, indicating the period from 2004 to 2009 (BSE=1), was set based on the year after the ban on imported beef from the US by South Korea (2003) and the year after reopening to importing US beef (2008). This standard is based on the fact that during the period from 2004 to 2008, the value of imported US beef to Korea and Japan was reduced by over 50% compared to the yearly average value during the total sample period.

Cost-shifting variables affecting the marginal costs of exporting beef include each exporting country's corn price and interest rate. Interest rates are also from the World Bank's Data Bank (World Bank, 2021). Real domestic maize prices are from the Food and Agriculture Organization's Food Price Monitoring and Analysis data (FAO, 2021). The distance

(in kilometers) between exporters and importers is sourced from Distance From To (Distance From To, 2022).

Table 1. Descriptive Statistics

Variable	Unit	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
US GDP Deflator	2015=100	86.204	11.434	105.417	68.688
US Real Interest Rate ($IRATE_1$)	%	3.608	2.039	7.148	1.137
US Domestic Maize Price ($MAIZEP_1$)	US Dollars /metric tons	223.143	90.504	464.57	123.43
Australia Real Interest Rate ($IRATE_2$)	%	4.328	1.867	8.057	0.97
Australia Domestic Maize Price ($MAIZEP_2$)	US Dollars /metric tons	247.268	85.683	361.19	83.58
The Korean Beef Importing Market					
US Unit Price (p_1)	Thousands current USD /metric tons	4.621	1.497	2.501	7.294
US Quantity (q_1)	Metric tons	105993	68619	76	267473
Tariff Rate to US ($TARIFF_1$)	%	37.708	6.22	21.3	43.6
Distance to US ($DISTANCE_1$)	Kilometer	10743	-	-	-
Australia Unit Price (p_2)	Thousands current USD /metric tons	3.482	1.353	1.637	5.512
Australia Quantity (q_2)	Metric tons	123771	47079	38948	196376
Tariff Rate to Australia ($TARIFF_2$)	%	39.154	4.241	26.6	43.6
Distance to Australia ($DISTANCE_2$)	Kilometer	6832	-	-	-
GDP per capita (GDP)	US dollars per capita	20181	7364	8282	33423
The Japanese Beef Importing Market					
US Unit Price (p_1)	Thousands current USD /metric tons	4.873	1.039	2.951	6.425
US Quantity (q_1)	Metric tons	207958	133088	816	483050
Tariff Rate to US ($TARIFF_1$)	%	40.202	3.804	38.5	50
Distance to US ($DISTANCE_1$)	Kilometer	10173			
Australia Unit Price (p_2)	Thousands current USD /metric tons	3.968	0.968	2.534	5.866
Australia Quantity (q_2)	Metric tons	334689	50703	246054	439067
Tariff Rate to Australia ($TARIFF_2$)	%	38.745	5.5	28.55	50
Distance to Australia ($DISTANCE_2$)	Kilometer	6852	-	-	-
GDP per capita (GDP)	US dollars per capita	38400	4292	31916	48633

Note: The number of observations is 24. The dummy variable indicating BSE (BSE) is '1' for 2004 – 2009. Standard deviation, minimum, and maximum of distance variables are omitted because distance is fixed.

5. Results

The rivalry indices in equations (4) and (8) were estimated separately under each BCCS quantity and price assumption for the South Korean and Japanese markets. Three of the eight models converged. The Cournot and Stackelberg models did not converge, as evidenced by the potential scale reduction factor (\hat{R}), which were all greater than 1.01 (Appendixes I and III). The effective sample sizes were also relatively small for the non-converged models (Appendixes II and IV). In Bayesian inference, a model that fails to converge is unsuitable for accurately fitting the data (Gelman et al., 2013)⁴. Therefore, the lack of convergence suggests a weak fit between the model and the observed data, highlighting the need for improvement and refinement.

The discussion focuses on the converged models. The Bertrand and cartel models converged, with the largest \hat{R} less than 1.01 and the smallest effective sample size of 3,379. For all models, all own-quantity and own-price parameters (β_{ii}) are negative, which is consistent with the behavioral assumptions (Tables 2 and 3). The cross-price parameters (β_{ji}) are less than zero for the quantity competition models and positive for the price competition models and is consistent with theoretical expectations.

All parameters of the marginal cost function (η_i , τ_i , ν_i) and GDP per capita (γ_i) are positive and consistent with their hypothesized relationships (Tables 2 and 3). All parameters on tariff rates (δ_i) are negative, suggesting that tariff rates decrease exporting prices and demand. Lastly, all parameters of the BSE dummy variable (κ_i) are negative for the US and positive for Australia. The estimated sign of the BSE dummy parameter implies that the BSE outbreak in US negatively affected US beef export price and quantity. In contrast, Australia benefitted from the BSE outbreak in terms of higher export prices and demand.

⁴ Convergence is a crucial indicator that a model has reached a stable state, where the posterior distribution remains relatively unchanged. Failure to achieve convergence suggests that the posterior distribution is still undergoing significant changes, indicating that the model struggles to accurately represent the underlying data.

Table 2. Posterior Means and Standard Deviations (South Korea)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Bertrand		Price Cartel		Quantity Cartel	
	Mean	S.D. ^a	Mean	S.D.	Mean	S.D.
λ_1	0.172	9.921	0.312	9.994	4.805	1.776
β_{11}	-139.544	6.026	-139.343	6.079	-5.24E-05	1.08E-06
β_{21}	7.625	5.828	9.211	6.610	-1.46E-07	1.21E-07
γ_1	4.405	0.047	4.407	0.047	1.10E-04	3.24E-05
δ_1	-18.627	8.874	-19.617	8.842	-0.050	0.030
κ_1	-1.888	9.919	-1.887	9.800	-0.443	0.313
η_1	0.001	0.001	0.001	0.001	9.78E-05	9.58E-05
τ_1	0.599	0.230	0.602	0.237	0.003	0.003
ν_1	1.74E-04	1.74E-04	1.62E-04	1.64E-04	6.57E-07	6.57E-07
λ_2	-1.418	10.017	-1.050	10.109	0.001	1.251
β_{22}	-151.972	5.996	-151.967	6.082	-2.50E-05	2.53E-07
β_{12}	6.311	5.094	5.648	4.687	-7.85E-07	6.92E-07
γ_2	5.706	0.025	5.704	0.025	1.83E-04	1.73E-05
δ_2	-63.220	9.515	-62.120	9.407	-0.007	0.023
κ_2	0.861	9.971	0.889	10.060	0.150	0.174
η_2	0.004	0.003	0.004	0.003	0.001	1.25E-04
τ_2	0.198	0.156	0.194	0.153	0.036	0.006
ν_2	0.002	0.001	0.002	0.001	5.42E-05	7.65E-06
det(R)	0.999	0.001	0.997	0.004	0.999	4.64E-04
r_{11}	1	0 ^b	1	0	1	0
r_{12}	-0.021	0.017	-0.049	0.027	0.019	0.014
r_{21}	-0.027	0.021	-0.053	0.029	0.009	0.007
r_{22}	1	0	1	0	1	0
WAIC	9560		9595		9285	

Note: See Appendix I and II for convergence statistics. The number of observations is 24. r_{ii} is the diagonal element of the Jacobian matrix (**R**) and the own responsiveness of price or quantity, which is fixed to one.

^a Standard deviations.

^b Standard deviations of r_{ii} is zero because r_{ii} is fixed to one.

Table 3. Posterior Means and Standard Deviations (Japan)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Bertrand		Price Cartel		Quantity Cartel	
	Mean	S.D. ^a	Mean	S.D.	Mean	S.D.
λ_1	0.191	9.973	0.351	9.988	0.711	1.732
β_{11}	-162.445	5.915	-162.429	5.808	-1.38E-05	3.44E-07
β_{21}	8.404	6.237	9.675	6.754	-3.16E-08	3.11E-08
γ_1	4.588	0.034	4.587	0.034	7.28E-05	1.85E-05
δ_1	18.020	8.077	18.011	7.924	0.049	0.036
κ_1	-1.883	10.043	-1.778	9.909	-0.834	0.577
η_1	0.007	0.004	0.007	0.004	0.006	2.43E-04
τ_1	0.597	0.204	0.604	0.203	2.22E-04	2.17E-04
ν_1	4.32E-04	3.21E-04	4.24E-04	3.19E-04	2.83E-07	2.78E-07
λ_2	0.661	10.095	0.979	9.983	4.578	0.583
β_{22}	-190.904	6.037	-191.036	6.009	-1.11E-05	1.20E-07
β_{12}	7.422	5.680	7.510	5.802	-4.05E-06	2.75E-07
γ_2	7.295	0.022	7.295	0.022	2.47E-05	8.44E-06
δ_2	17.603	8.616	17.454	8.915	-0.027	0.014
κ_2	2.122	10.125	1.795	10.042	-0.123	0.255
η_2	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003	1.21E-04
τ_2	0.134	0.123	0.140	0.127	0.025	0.005
ν_2	4.88E-04	4.41E-04	4.84E-04	4.39E-04	2.67E-07	2.67E-07
det(R)	0.999	0.001	0.997	0.003	0.973	0.004
r_{11}	1	0 ^b	1	0	1	0
r_{12}	-0.019	0.015	-0.045	0.023	0.183	0.013
r_{21}	-0.026	0.019	-0.053	0.028	0.148	0.013
r_{22}	1	0	1	0	1	0
WAIC	14857		14801		16048	

Note: See Appendix III and IV for convergence statistics. The number of observations is 24. r_{ii} is the diagonal element of the Jacobian matrix (**R**) and the own responsiveness of price or quantity, which is fixed to one.

^a Standard deviations.

^b Standard deviations of r_{ii} is zero because r_{ii} is fixed to one.

5.1. Model Comparison

Based on the WAIC criterion, the quantity cartel model demonstrates a superior fit compared to the other models in characterizing the structure of South Korean imports of US and Australian beef products (Table 4). The probability weights assigned to the competing models are effectively zero, indicating that their fit is comparatively worse than that of the quantity cartel model. Similarly, when analyzing the Japanese beef import market in Table 4, the price cartel model emerges as the most favorable option, supported by the probability weights of other models, which are all zero.

Table 4. Widely Applicable Information Criterion (WAIC) and Model Probability Weights

Model	WAIC	seWAIC	Δ WAIC	se Δ WAIC	weight
South Korea					
Quantity Cartel	9285	2065.5	0	-	1
Bertrand	9560	1803.7	276	849	0
Price Cartel	9595	1816.7	310	844	0
Japan					
Price Cartel	14801	2108	0	-	1
Bertrand	14857	2118	56	35	0
Quantity Cartel	16048	3191	1246	2576	0

Note: se(WAIC) is the standard error of WAIC; subscription *i* denotes model; Δ WAIC is [WAIC_{*i*} - min(WAIC)]; and se(Δ WAIC) is the standard error of Δ WAIC. A higher weight indicates a better fitting model.

Table 5 compares each model with the Bayes factors (BF). The BF comparison suggests that the quantity cartel is preferred for the South Korean beef import market. The BF for the Japanese market suggests that Bertrand and the price cartel are preferred compared to the quantity cartel model. Comparing the Bertrand (H_1) with the price cartel model (H_0), the corresponding BF is 4.67, which is inconclusive. Thus, the BF comparisons are generally consistent with the WAIC findings. Results suggest that the South Korean and Japanese import market structure for beef from the US or Australia is most similar to the quantity cartel and the price cartel⁵⁾ models, respectively.

⁵⁾ This potential cartel-like behavior may be due to the rocket and feather effect, which explains that prices rise quickly when costs increase but fall slowly when costs decrease. This means that both the United States and Australia may unintentionally set their prices following the rocket and feather pattern. When costs, such as oil or other energy prices, rise, both exporters increase their prices quickly but reduce them slowly when the costs fall.

Table 5. Model Comparison: Bayes Factor (BF)^a

$H_0 \backslash H_1$	Bertrand	Price Cartel	Quantity Cartel
South Korea			
Bertrand	1	1.616	> 999
Price Cartel	0.619	1	> 999
Quantity Cartel	< 0.001	< 0.001	1
Japan			
Bertrand	1	0.214	< 0.001
Price Cartel	4.665	1	< 0.001
Quantity Cartel	> 999	> 999	1

^a The column entries are numerators and row entries is the denominator for calculating a Bayes factors, $BF = p(y|H_1)/p(y|H_0)$. A BF > 1 indicates H_1 is preferred to H_0 .

The model comparison results are similar to previous studies, indicating that the strategic factors for collusion (or competition) are quantity and price in the Korean and Japanese markets, respectively.⁶⁾ Comparing with Carter and MacLaren (1997), who used Japanese beef import data from 1973 to 1990, they concluded that the best-fitting model is a Stackelberg model with Australia as the price leader, which aligns with this study's finding that price is the strategic factor for collusion in the Japanese imported beef market. On the other hand, comparing to Lee et al. (2023), who used Korean beef import data from 2000 to 2020, they concluded that price is the strategic factor for collusion among the United States and Australia. This study's findings for the South Korean market, however, suggest that quantity is the more significant strategic factor.

Nevertheless, these results are unexpected because different beef qualities, tariff rates, regulations, and trade agreements by the exporting countries make collusion difficult for major exporters in the international beef market. There is also limited information on the interaction between the US and Australian beef exporters. National trade associations support beef exports, such as the US Meat Export Federation (USMEF) and Meat & Livestock Australia (MLA). However, it is unlikely that the USMEF and MLA intentionally collude because these associations are comprised of atomistic beef exporters. The rivalry index resolves this dilemma.

⁶⁾ The discrepancies between the results of this study and previous studies can be attributed to differences in the dataset periods, covariates, and estimation methods. Notably, this study employs a Bayesian estimation method, which incorporates prior information and yields parameter estimates with signs consistent with economic theory.

5.2. Rivalry Index

The rivalry index gauges the intensity of collusion (or competition) between price- or quantity-competing firms or exporters. The rivalry matrix for each model was derived from the posteriors of the model parameters (Tables 2 and 3, calculated with equations (4) and (8)). The posterior means of the matrix determinant test under Bertrand, price cartel, and quantity cartel models are 0.999, 0.997, and 0.999 for the Korean market, and 0.999, 0.997, and 0.973 for the Japanese market. Contrary to the results of the structural model, which suggested cartel-like behavior, the rivalry index indicates that there is effectively no quantity or price collusion between Australian and US beef exporters. This index serves as an ex-post ‘litmus test’, either supporting or contradicting the results implied by statistical comparisons of structural equation models.⁷⁾

As mentioned in the introduction, the distinct collusive behavior between the United States and Australia is unlikely due to the unrealistic assumption that multiple exporters in one country would adopt the same strategy to compete or collude with exporters from a rival country. National trade associations, such as the US Meat Export Federation (USMEF) and Meat & Livestock Australia (MLA), can support their beef exporters through marketing and advertising in Korean and Japanese imported beef markets to differentiate their products from their rivals, thereby avoiding direct competition. However, it is limited to suggest that these two countries collude by manipulating quantity and price settings.

As noted by Lee et al. (2023), the government’s policy of reducing or abolishing the quota tariff on imported beef aims to stabilize prices and improve trade agreements, which is expected to decrease the import price of beef and increase import volume. The increased demand for imported beef products in Korea may intensify interactions between US and Australian beef exporters, whether these interactions are competitive or collusive.

Import regulations implemented by Korean authorities can significantly impact market competitiveness. According to USDA-FAS (2021), Australia is expected to be more price-competitive in South Korea’s beef market because it must meet South Korea’s safeguard levels, which impose restrictions on quantity setting for export, making Australia more likely to focus on price setting. The Agricultural Safeguard clause in the Korea-Australia

⁷⁾ Similar to the relationship between mean values and p-values in frequentist statistics, even if parameter estimates have some values, they are statistically insignificant and effectively interpreted as zero (no effect).

Free Trade Agreement subjects beef imported from Australia to a 30 percent tariff rate (revised from a previous rate of 16 percent) once imports exceed 181,120 metric tons. This example demonstrates how import regulations can affect any potential market power exercised by the US or Australia, as these regulations restrict exporters' decisions regarding price and quantity settings.

However, this study expects that considering the gradual reduction of regulations by regional trade agreements in the Korean imported beef market, exporters' oligopolistic behavior will remain limited because multiple exporters in one country are not a single entity. This makes it difficult to align price or quantity adjustments with other exporters in the same country. The rivalry index indicates that there is effectively no quantity or price collusion between the United States and Australia in the Korean and Japanese beef importing markets.

6. Conclusion

This study offers a comprehensive analysis of the competitiveness and market power dynamics in the Korean and Japanese imported beef markets. By utilizing an extended menu approach from Carter and MacLaren (1997) and integrating the rivalry index method (Choi and Lambert, 2021), this research provides detailed insights into these markets. Employing a Bayesian estimation procedure alongside the rivalry index addresses the limitations of previous studies and delivers robust insights into the nature of competition among key exporters.

The findings indicate that the quantity cartel model is the most fitting for the South Korean beef import market, while the price cartel model better suits the Japanese market. These results align with previous literature, suggesting that strategic factors for collusion differ between these two markets. Despite the structural model results suggesting potential cartel behavior, the rivalry index reveals no significant collusion in terms of price or quantity between Australian and US beef exporters. This discrepancy underscores the value of the rivalry index as a validation tool for structural model outcomes.

The absence of collusive behavior between US and Australian beef exporters is attributed to the nature of the beef export market, characterized by multiple exporters in

both countries. The presence of numerous exporters makes it challenging for all to adopt a unified strategy to compete or collude, even under the guidance of organizations like USMEF and MLA, which support marketing strategies but do not control export behaviors entirely.

As free trade agreements, such as the Korea-United States and Korea-Australia agreements, will reduce more trade regulations and barriers in the Korean imported beef markets, major exporters will have more flexibility to adjust strategic factors like quantity and price settings. However, the ability to manipulate and engage in collusion will remain limited due to the inherent nature of multiple exporters within the international beef market.

In conclusion, this study advances the understanding of market power and competitiveness in the Korean and Japanese imported beef trade. By employing a Bayesian estimation procedure and the rivalry index, it addresses the limitations of previous studies and provides robust insights into the nature of competition among key exporters. There are caveats to this research, such as beef quality or specific cuts in one country were not considered. Future research can explore the interactions between multiple exporters within the same country and the role of national trade associations in shaping market dynamics, as well as the quality and specific cuts of beef products. Additionally, ongoing evaluation of trade policies and their impacts on market structures will be crucial for maintaining fair and competitive international trade practices.



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.

References

- Carter, C. A., & MacLaren, D. (1997). Price or quantity competition? Oligopolistic structures in *international commodity markets*. *Review of International Economics*, 5(3), 373–385. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00063>
- Chung, C., Boyer, T., & Han, S. (2009). Valuing quality attributes and country of origin in the Korean beef market. *Journal of Agricultural Economics*, 60(3), 682–698. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2009.00218.x>
- Choi, Y., & Lambert, D. M. (2021). Bayesian matrix determinant test for Bertrand competitors: An application examining the international beef market. In *2021 Annual Meeting, August 1–3, Austin, Texas* (No. 312807). Agricultural and Applied Economics Association.
- DistanceFromTo. (2022). <https://www.distancefromto.net/countries.php>
- Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). (2021). Food price monitoring and analysis. <https://fpma.apps.fao.org/giews/food-prices/tool/public/#/dataset/international>
- Gasmi, F., Laffont, J. J., & Vuong, Q. (1992). Econometric analysis of collusive behavior in a soft-drink market. *Journal of Economics & Management Strategy*, 1(2), 277–311. <https://doi.org/10.1111/j.1430-9134.1992.00277.x>
- Gaulier, G., & Zignago, S. (2010). BACI: International trade database at the product-level. The 1994–2007 version. *CEPII Working Paper*, 2010–23.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., & Rubin, D. B. (2013). *Bayesian data analysis* (3rd ed.). Boca Raton: Chapman and Hall/CRC.
- Jeffreys, H. (1961). *The theory of probability*. Oxford University Press.
- Karp, L. S., & Perloff, J. M. (1993). A dynamic model of oligopoly in the coffee export market. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2), 448–457. <https://doi.org/10.2307/1242929>
- Karp, L. S., & Perloff, J. M. (1989). Dynamic oligopoly in the rice export market. *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), 462–470. <https://doi.org/10.2307/1926903>
- Knetter, M. M. (1989). Price discrimination by U.S. and German exporters. *American Economic Review*, 79(1), 198–210.
- Krugman, P. R. (1987). Is free trade passé? *Journal of Economic Perspectives*, 1(2), 131–144. <https://doi.org/10.1257/jep.1.2.131>
- Lee, M. D., & Wagenmakers, E.-J. (2014). *Bayesian cognitive modeling: A practical course*. Cambridge University Press.
- Lee, S., Kim, S.-W., & Yoon, B.-S. (2023). Oligopolistic market structure in the Korean beef import market. *Korean Journal of Agricultural Management and Policy*, 50(2), 253–274.
- Lee, Y., & Kennedy, P. L. (2009). Effects of price and quality differences in source differentiated beef on market demand. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(1), 241–252. <https://doi.org/10.1017/S1074070800002662>
- Lewandowski, D., Kurowicka, D., & Joe, H. (2009). Generating random correlation matrices based on vines and extended onion method. *Journal of Multivariate Analysis*, 100(9), 1989–2001. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.04.008>
- McElreath, R. (2020). *Statistical rethinking: A Bayesian course with examples in R and Stan* (2nd ed.). Boca Raton: Taylor and Francis, CRC Press.
- MLA. (2022). Overseas market data and insights | Meat & Livestock Australia. *MLA Corporate*. <https://www.mla.com.au/prices-markets/overseas-markets/>
- Obara, K., McConnell, M. J., & Dyck, J. (2010). Japan's beef market. *U.S. Department of Agriculture*. <http://www.ers.usda.gov/publications/pub-details/?pubid=37411>

- Reimer, J. J., & Stiegert, K. (2006). Imperfect competition and strategic trade theory: Evidence for international food and agricultural markets. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 4(1). <https://doi.org/10.2202/1542-0485.1134>
- Stan Development Team. (2022). *RStan: The R interface to Stan. R package version 2.21.5*. <https://mc-stan.org/>
- Tirole, J. (1988). *The theory of industrial organization*. Cambridge, MA: MIT Press.
- U.S. Department of Agriculture-Foreign Agricultural Service (USDA-FAS). (2019). *Australia: Livestock and products annual*. <https://www.fas.usda.gov/data/australia-livestock-and-products-annual-3>
- U.S. Department of Agriculture-Foreign Agricultural Service (USDA-FAS). (2021). *South Korea: Livestock and products semi-annual*. <https://www.fas.usda.gov/data/south-korea-livestock-and-products-semi-annual-5>
- U.S. Meat Export Federation, Korea Office. <https://www.usmef.co.kr>
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica*, 57(2), 307-333. <https://doi.org/10.2307/1912557>
- World Bank. (2021). *Data Bank*. <https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RINR>

Appendix I . Convergence criteria, \hat{R} (South Korea)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Price Competition				Quantity Competition			
	Bertrand	Price Cartel	Australia Price Leader	US Price Leader	Cournot	Quantity Cartel	Australia Quantity Leader	US Quantity Leader
α_1	1.000	1.000	0.999	0.999	205.111	1.000	1.179	4.316
β_{11}	1.001	1.000	2.838	17.053	63.707	1.000	10.209	4.020
β_{21}	1.000	1.001	11.008	10.939	98.508	1.000	2.018	59.659
γ_1	1.000	1.000	1.562	1.272	39.891	1.000	2.078	19.980
δ_1	1.000	1.001	1.804	2.233	1.003	1.000	1.170	3.403
ε_1	0.999	1.000	1.000	1.000	94.731	1.000	1.223	1.535
η_1	1.000	1.000	1.196	2.653	74.489	1.001	2.015	147.816
τ_1	1.000	1.000	1.032	1.144	33.480	1.000	11.213	42.168
ν_1	1.000	0.999	1.041	7.495	98.091	1.000	4.591	135.305
α_2	1.000	1.000	1.000	1.000	188.121	1.000	1.025	2.087
β_{22}	1.000	1.000	19.321	3.019	79.428	1.000	1.034	185.649
β_{12}	1.000	1.000	11.805	11.557	147.817	1.000	1.015	6.819
γ_2	1.000	0.999	1.335	1.135	124.472	1.000	1.062	10.942
δ_2	1.000	0.999	1.073	1.235	1.022	1.000	1.038	2.008
ε_2	1.000	0.999	1.000	1.000	65.341	1.000	1.029	3.284
η_2	1.000	1.000	4.354	1.111	4.682	1.000	2.455	18.076
τ_2	1.000	0.999	1.373	1.146	112.075	1.000	1.259	40.552
ν_2	1.000	1.001	6.366	1.573	19.070	0.999	2.361	30.490
det(R)	1.000	1.000	64.706	60.967	42.958	1.001	1.000	94.497
r_{11}	- ^a	-	-	-	-	-	-	-
r_{12}	1.000	1.001	12.023	10.840	214.681	1.000	1.000	1.958
r_{21}	1.000	1.001	10.355	12.362	28.774	1.000	1.058	1.369
r_{22}	-	-	-	-	-	-	-	-

Note: \hat{R} is indicator of convergence.^a r_{ii} has no value (-) because r_{ii} is fixed to one.

Appendix II. Posterior Effective Sample Size (South Korea)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Price Competition				Quantity Competition			
	Bertrand	Price Cartel	Australia Price Leader	US Price Leader	Cournot	Quantity Cartel	Australia Quantity Leader	US Quantity Leader
α_1	4386	3982	3932	3873	2	3898	8	2
β_{11}	3670	4036	2	2	2	3911	2	2
β_{21}	4031	4240	2	2	2	3618	3	2
γ_1	4002	3882	3	5	2	3832	3	2
δ_1	4292	4068	3	2	3942	3921	9	2
ε_1	3682	4119	4034	4161	2	4014	25	6
η_1	4084	3930	7	2	2	3689	3	2
τ_1	3671	3899	79	9	2	4006	2	2
ν_1	4079	3936	54	2	2	3855	2	2
α_2	4061	4058	4139	3640	2	3670	502	6
β_{22}	3858	3967	2	2	2	3912	102	2
β_{12}	3886	3418	2	2	2	4176	1859	2
γ_2	3938	4049	4	9	2	3676	30	2
δ_2	3980	4059	18	6	344	3764	100	7
ε_2	3909	4015	4039	4043	2	3952	193	2
η_2	3896	3682	2	12	2	3625	2	2
τ_2	4018	4035	4	9	2	3878	5	2
ν_2	3999	3960	2	3	2	4158	2	2
det(R)	3736	4073	2	2	2	4091	4010	2
r_{11}	- ^a	-	-	-	-	-	-	-
r_{12}	3881	4178	2	2	2	4149	4016	4
r_{21}	4028	4133	2	2	2	4155	24	7
r_{22}	-	-	-	-	-	-	-	-

Note: Larger effective sample sizes are evidence in favor of model convergence.

^a r_{ii} has no value (-) because r_{ii} is fixed to one.

Appendix III. Convergence criteria, \hat{R} (Japan)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Price Competition				Quantity Competition			
	Bertrand	Price Cartel	Australia Price Leader	US Price Leader	Cournot	Quantity Cartel	Australia Quantity Leader	US Quantity Leader
α_1	1.000	1.001	1.000	1.000	467.351	1.000	3.707	3.194
β_{11}	1.000	1.001	2.293	20.720	144.282	1.000	1.593	4.267
β_{21}	1.000	1.000	12.017	12.135	44.526	1.000	6.897	54.508
γ_1	1.000	1.000	1.236	1.001	31.245	1.000	1.112	5.117
δ_1	1.000	1.000	1.060	1.034	1.044	1.001	1.100	4.192
ε_1	1.000	1.002	1.000	1.000	211.308	1.000	1.722	6.293
η_1	1.000	0.999	1.068	1.312	63.456	1.000	1.014	85.841
τ_1	1.000	0.999	1.052	4.134	53.930	1.000	1.012	231.907
ν_1	1.000	0.999	1.004	11.190	82.353	1.000	1.073	393.196
α_2	1.000	1.000	1.000	1.000	586.997	0.999	1.996	4.534
β_{22}	1.000	1.000	24.210	2.786	44.320	0.999	1.000	80.174
β_{12}	1.000	0.999	12.451	12.618	269.321	1.000	6.417	36.147
γ_2	1.000	1.000	1.084	1.241	47.248	1.000	1.081	24.540
δ_2	1.000	1.000	1.014	1.016	1.176	0.999	2.387	6.679
ε_2	1.000	1.000	1.000	1.000	290.836	1.000	1.680	14.295
η_2	1.000	1.000	1.277	1.192	150.514	0.999	69.200	144.888
τ_2	1.000	0.999	1.434	1.201	54.309	1.000	1.024	10.193
ν_2	1.000	1.000	12.115	1.004	32.373	1.000	1.306	221.454
det(R)	1.000	0.999	71.483	78.923	155.195	1.000	1.000	18291.0
r_{11}	- ^a	-	-	-	-	-	-	-
r_{12}	1.000	0.999	13.563	12.406	371.879	1.000	1.003	8.324
r_{21}	1.000	0.999	11.212	14.953	182.433	1.000	7.165	7.989
r_{22}	-	-	-	-	-	-	-	-

Note: $\hat{R} < 1.01$ is indicator of convergence.

^a r_{ii} has no value (-) because r_{ii} is fixed to one.

Appendix IV. Posterior Effective Sample Size (Japan)

Parameter (1 = US, 2 = Au.)	Price Competition				Quantity Competition			
	Bertrand	Price Cartel	Australia Price Leader	US Price Leader	Cournot	Quantity Cartel	Australia Quantity Leader	US Quantity Leader
α_1	4051	3717	3764	3966	2	3686	2	3
β_{11}	3857	4116	2	2	2	3767	3	2
β_{21}	3963	3887	2	2	2	3884	2	2
γ_1	3781	4084	6	3817	2	3881	11	2
δ_1	3511	3767	24	60	91	3745	13	2
ε_1	3932	3379	3897	3734	2	3891	3	2
η_1	3653	3677	21	5	2	3840	1793	2
τ_1	3978	3836	32	2	2	3983	2552	2
ν_1	3871	3669	3096	2	2	3707	19	2
α_2	3788	3595	3546	3977	2	3912	3	2
β_{22}	3951	3941	2	2	2	3996	3954	2
β_{12}	3929	4065	2	2	2	3795	2	2
γ_2	3947	3721	15	6	2	3840	16	2
δ_2	3716	4115	517	425	14	4010	2	2
ε_2	3966	3667	4028	3651	2	4120	3	2
η_2	3955	3903	5	7	2	4023	2	2
τ_2	3926	4073	4	7	2	3906	142	2
ν_2	4194	3968	2	3873	2	3905	5	2
det(R)	3746	4144	2	2	2	3828	4011	2
r_{11}	- ^a	-	-	-	-	-	-	-
r_{12}	3935	4081	2	2	2	3819	3124	2
r_{21}	3972	4094	2	2	2	3831	2	2
r_{22}	-	-	-	-	-	-	-	-

Note: Larger effective sample sizes are evidence in favor of model convergence.

^a r_{ii} has no value (-) because r_{ii} is fixed to one.

농촌경제 제47권 제2호(통권 199호)

발행일	2024. 6. 21.
발행인	한두봉
발행처	한국농촌경제연구원(대표전화 1833-5500) 58321 전라남도 나주시 빛가람로 601
홈페이지	http://www.krei.re.kr
정기간행물 등록	전남, 마00026
편집·디자인	(주)에이치에이엔컴퍼니(02-2269-9917)

eISSN 2713-9506

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

2024
Vol.47 No.2



Journal of Rural Development

ARTICLES

Diagnosing and Improving the Grain Consumption Survey

/01

Choi Jaehyun, Han Doobong, Kim Yongjee, Kim Sanghyo

Measuring Contestability of Korean and Japanese Imported Beef Markets

/25

Choi Yejun, Dayton M. Lambert

