creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학석사학위논문

농림어업용 부가가치세 영세율 제도의 효과성 및 소득재분배효과 분석

- 쌀 산업을 중심으로

2018년 8월

서울대학교 대학원
농경제사회학부 농업·자원경제학 전공
이 상 원

농림어업용 부가가치세 영세율 제도의 효과성 및 소득재분배효과 분석

- 쌀 산업을 중심으로

지도교수 김 관 수

이 논문을 경제학석사학위논문으로 제출함

2018년 07월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학 전공

이 상 원

이상원의 석사학위논문을 인준함

2018년 07월

위 원 장 임정빈 (인)

부 위 원 장 김관수 (인)

위 원 안동환 (인)

국문초록

농림어업용 부가가치세 영세율 제도의 효과성 및 소득재분배효과 분석

- 쌀 산업을 중심으로

서울대학교 대학원
농경제사회학부
이상원

쌀 산업은 주곡작물로서 국내 농업 생산에서 중요한 위치를 차지하고 있으며, 우리나라 농정의 핵심 사안으로 다루어져 왔다. 특히 농산물 시장 개방 추세의 가속화로 인해 농업부문의 경영여건이 악화됨에 따라 정부는 쌀 산업의 효율성을 제고하고, 쌀 생산농가의 소득향상을 위해 다양한 보조정책을 시행해왔다. 보조의 효과가 직접적으로 전달되는 재정지출보조와 달리 조세지출을 통한 보조는 그 수단과 효과가 간접적으로 전달된다는 측면에서 조세지출을 통한 농가보조의 효과성에 대한 연구는 재정지출보조에 비해 미비한 실정이다. 그러나 농업부문 조세지출규모는 연간 4.8조 원 규모로 재정지출규모의 74% 수준으로 농업보조사업의 큰 부분을 차지하기 때문에 조세지출을 통한 보조금 사업 역시 정책의 목표달성 측면에

서 정책의 효과성에 대한 자세한 검토가 필요하다.

본 연구는 쌀 산업에서 정부의 조세지원이 농가소득 증대와 소득재분배 측면의 정책목표를 달성하는지 검토하기 위해 농업부문 조세특례지원 중 가장 큰 부분을 차지하고 있는 부가가치세 영세율 제도의 효율성과 소득재분배 효과를 분석하였다. 구체적으로 부가가치세 영세율 제도의 효과성 분석을 위해 균형대체모형을 이용하여 생산물 시장 및 생산요소 시장의 균형변화를 계산하였고, 추정된 가격 및 수량 변화율 이용하여 각 경제주체의 후생효과를 분석하였다. 또한, 소득불균등도 지수를 통해 영세율로 인한 소득재분배 효과를 살펴보았고, 엔트로피지수 분해를 통해 영세율 제도가 쌀 농가의 지역별 소득불평등도에 미치는 영향을 분석하였다.

먼저, 영세율 제도가 생산물 및 생산요소 시장에 미치는 영향을 분석한 결과, 현재 쌀 생산에 투입되는 생산요소 시장에 부가가치세 영세율 제도가 적용된 상태에서 영세율을 폐지할 경우, 쌀의 균형수량과 노동을 제외한 다른 생산요소 시장의 균형수량은 감소하며, 쌀 농가가 구매하는 생산요소의 가격은 토지, 기타중간투입물을 제외하고 모두 상승하는 것으로 분석되었다.

다음으로 부가가치세 영세율로 인한 총 잉여 대비 조세 감면 규모의 비용-편익 비율은 0.91:1로 편익에 비해 비용이 많은 것으로 나타났다. 영세율 적용으로 인한 총 편익은 1,529억 원에서 1,539억 원 수준으로 나타났으며, 조세지출은 1,685억 원에서 1,687억 원 가량으로 나타났다. 영세율 제도 적용으로 인한 총 편익 중 쌀 농가의 잉여증가가 총 잉여의 71% ~ 80% 가량을 차지하여 영세율 적용으로 인한 편익의 대부분이 쌀 농가에게 귀속되는 것으로 분석되었다.

영세율 적용 이전과 이후의 시나리오 분석을 통해 소득불평등도 지수를 측정한 결과, 영세율 적용으로 인해 소득불평등도가 미세하

게 낮아졌지만 통계적으로 유의한 수준은 아닌 것으로 분석되었다. 소득이 높은 농가일수록 농업경영비의 감소액 자체는 크지만, 소득이 낮을수록 농업총수입에서 농업경영비가 차지하는 비중은 높아 상대적인 생산비절감효과는 소득이 낮을수록 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 영세율 제도의 효과를 지역별로 구분하여 살펴본 결과, 경기권, 전남권, 경남권이 영세율 적용으로 인한 수혜를 가장 많이 받는 지역으로 나타났다. 반면, 전북권은 영세율 적용으로 인한 농업소득 증가율이 0.2% 수준에 그친 것으로 나타났다. 지역별 수혜 정도의 차이를 살펴보기 위해 GE(0)지수 분해를 통해 소득불평등도 지수를 지역 간 소득불평등도와 지역 내의 소득불평등도로 나눠 영세율 적용 이전과 이후의 차이를 분석한 결과, 영세율 적용으로 인해 전체 불평등도지수와 지역 내 불균등도 지수는 감소하지만, 그룹 간 상대적 불평등도는 심화되는 것으로 나타났다. 이는 농업경영비와 농가소득이 높은 지역에서 영세율 제도의 수혜를 더 많이 받음에 따라 지역 간 농가소득의 격차가 더 심해진 것으로 판단된다.

결론적으로 부가가치세 영세율 제도는 쌀 생산농가의 소득향상과 경영안정이라는 정책목표 측면에서 소기의 목적을 달성하고 있는 것으로 판단된다. 영세율로 인한 농가잉여변동분이 전체 잉여변동분의 71~80% 가량을 차지하고 있는 점에서 영세율의 수혜는 대부분 농가에게 귀속되고 있는 것으로 나타났다. 반면, 형평성 측면에서 영세율 적용 이후 소득불균등도 지수가 개선되지만, 그 효과는 통계적으로 유의하지 않아 소득재분배 효과는 미미한 것으로 판단된다.

주요어: 농림어업용 부가가치세 영세율, 균형대체모형, 사회후생분석, 지니계수, 엔트로피지수
학 번: 2016-21483

<목 차>

제 1 장 서 론 ····· 1
제 1 절 연구배경 및 필요성 ····· 1
제 2 절 선행연구 검토 ····· 3
제 3 절 연구내용 및 연구방법 ····· 5
제 4 절 논문의 구성 ····· 6

제 2 장 연구 방법 ····· 7
제 1 절 균형대체모형 ····· 7
제 2 절 농식품 수요함수 ····· 14
제 3 절 쌀 생산의 비용함수 ····· 16
제 4 절 소득재분배효과 분석 ····· 18

제 3 장 분석 자료 ····· 21
제 1 절 농식품 수요함수 ····· 21
제 2 절 쌀 비용함수 ····· 22
제 3 절 균형대체모형 ····· 26
제 4 절 소득재분배효과 분석 ····· 32

제 4 장 분석 결과 ····· 35
제 1 절 농식품 수요함수 추정결과 ····· 35
제 2 절 쌀 비용함수 추정결과 ····· 37
제 3 절 생산물 및 생산요소 시장의 변화 ····· 40
제 4 절 후생변화 분석 ····· 44

제 5 절 소득재분배효과 분석 ····· 48

제 5 장 요약 및 결론 ····· 56

부 록 ····· 60
참고문헌 ····· 64
Abstract ····· 67

<표 목차>

표 3-1. 농식품 수요함수 품목구분 및 가격지수 ····· 22
표 3-2. 생산물 및 생산요소 분류 ····· 25
표 3-3. 생산요소 공급의 가격탄력성 ····· 29
표 3-4. 생산요소의 농가공급비중 ····· 30
표 3-5. 균형대체모형 초기균형 및 정책모수 ····· 31
표 3-6. 2015년 농가경제조사 농가수지 항목 정의 ····· 33
표 3-7. 2015년 농가경제조사 농가수지 기초통계량 ····· 33
표 4-1. 농식품 수요함수 선형 AIDS 모형 추정결과 ····· 35
표 4-2. 농식품 수요의 가격탄력성 추정결과 ····· 37
표 4-3. 쌀 비용함수 추정결과 ····· 38
표 4-4. 생산요소 수요의 가격탄력성 추정결과 ····· 39
표 4-5. 생산요소 수요의 대체탄력성 추정결과 ····· 40
표 4-6. 생산물 및 생산요소 시장 균형변화(2015년 기준) ····· 42
표 4-7. 사회후생변화 및 조세지출금액 ····· 46
표 4-8. 영세율 적용에 따른 농가수지 변화 ····· 49
표 4-9. 영세율 적용에 따른 농업소득 불균등도 지수 변화 ····· 50
표 4-10. 영세율 적용에 따른 소득분위별 농업경영비 변화 ····· 51
표 4-11. 영세율 적용에 따른 지역별 농업소득 변화 ····· 52
표 4-12. 지역별 농업경영비 대비 생산요소 투입금액 비중 ····· 53
표 4-13. GE(0)지수 분해결과(영세율 이전) ····· 55
표 4-14. GE(0)지수 분해결과(영세율 이후) ····· 55

<부표 목차>

부표 1. 사회후생변화 및 조세지출금액(자본-농약-비료) ····· 60
부표 2. 사회후생변화 및 조세지출금액(비료-자본-농약) ····· 60
부표 3. 사회후생변화 및 조세지출금액(비료-농약-자본) ····· 61
부표 4. 사회후생변화 및 조세지출금액(농약-자본-비료) ····· 62
부표 5. 사회후생변화 및 조세지출금액(농약-비료-자본) ····· 62

제 1 장 서 론

제 1 절 연구배경 및 필요성

쌀 산업은 주곡작물로서 국내 농업 생산에서 중요한 위치를 가지고 있다. 쌀 생산면적은 2017년 기준 86만 ha로 전체 경지면적 162만 ha의 약 53%를 차지하고 있으며, 쌀 재배농가는 2015년 기준 64만여 농가로 전체 108만 농가의 58%를 차지하고 있다. 이러한 중요성으로 인해 그동안 쌀 산업에 대한 정책은 우리나라 농정의 핵심 사안으로 다루어져 왔다. 2018년 기준 융자를 제외한 농림축산식품부 예산 약 12조 원 중 양곡관리, 쌀 소득보전 고정직불금 및 변동직불금 등 쌀 산업에 직접적으로 투입된 재정지출은 약 3.7조원으로 융자를 제외한 예산 총액의 약 30%를 차지하고 있는 것으로 나타났다.

농가의 경영안정과 농가소득 향상을 위한 정부의 농가보조정책은 크게 재정지출과 조세지출로 구분될 수 있다. 재정지출을 통한 제도는 대표적으로 쌀 고정직불금 및 변동직불금 등의 직불금, 양곡관리, 생산기반 확충사업 등이 있으며, 농업보조사업의 재정지출 규모는 2016년 기준 6.5조 원 수준으로 나타났다. 한편, 조세지출정책은 세금감면, 면세 등 조세제도를 통해 이루어지는 정부의 지출로 이해할 수 있다. 대표적인 조세지출제도는 농림어업용 기자재에 대한 부가가치세 영세율 제도, 농림업용 석유류에 대한 간접세 면세, 자경농지에 대한 양도소득세 감면 등이 있으며, 2016년 기준 조세지출 규모는 4.8조 원 수준으로 나타났다.

재정지출을 통한 농업부문 보조는 정부의 예산이 직접적으로 사용되고, 직불금과 같이 농가소득으로 직접적으로 이전된다는 측면에서 그동안 재정지출측면의 농업보조사업의 효과성을 검토한 연구들이 많이 이루어졌다. 반면, 조세지출의 경우, 조세감면 등을 통해 정부의 조세수입이 간접적으로 사용되고, 부가가치세 영세율 제도와 같이 생산요소 공급자 단계에서 부가가치세 영세율이 적용되어 농가의 소득향상에 간접적으로 영향을 미친다는 점에서 조세지출을 통한 농가보조의 효과성에 대한 연구는 상대적으로 많이 이루어지지 않았다. 그러나 재정지출과 조세지출 규모를 비교해봤을 때, 조세지출을 통한 보조 역시 농업보조사업의 큰 부분을 차지한다. 특히 농업부문 조세지출 중 가장 큰 비중을 차지하는 농림어업용 기자재 부가가치세 영세율 제도의 경우 조세감면액이 2015년 기준 1조 5천억 원 규모로 쌀 소득보전직불금 예산과 거의 비슷한 수준이다. 따라서 재정지출을 통한 보조뿐만 아니라 조세지출을 통한 보조금 사업 역시 정책의 목표달성 측면에서 정책의 효과성에 대한 자세한 검토가 요구된다. 이러한 정책 목표 가운데 가장 중요한 것은 해당 정책이 실질적으로 농가소득 안정화 및 향상에 기여했는지 파악하는 것이다. 또한, 실제로 농업보조정책으로 인해 농가가 수혜를 받았다면, 그 수혜는 주로 어떠한 그룹에 귀속되는가도 중요한 관심사 중 하나다.

농림어업용 기자재 부가가치세 영세율 제도는 농산물 생산비용을 낮춰 농어민의 소득을 향상시키고자 1989년 처음 도입되었으며, 농업부문 조세지출 중 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 이 제도는 농어민이 구입하는 비료·농약·사료·농업용 기계 등에 대해 부가가치세 영세율을 적용하는 것으로 근본적으로 생산요소에 대한 보조로 볼 수 있다. 부가가치세 영세율의 목적은 생산요소 지원을 통해 농업경영

비를 감소시켜 최종적으로 농가소득 증대에 기여하는 것이라 할 수 있다. 본 연구에서는 농림어업용 기자재에 대한 부가가치세 영세율 제도의 효과성 및 소득재분배 효과를 쌀 산업에 초점을 맞춰 분석하고자 한다. 우선, 동 제도의 시행으로 인해 생산요소의 투입금액이 낮아져 쌀 농가의 생산비용이 낮아졌는지, 이로 인해 쌀 농가의 농가소득 증대라는 정책목표 달성에 기여했는지를 검토하고자 한다. 다음으로, 형평성 측면에서 본 제도의 효과를 살펴보고자 한다. 부가가치세 영세율 제도 하에서 모든 농림어업용 기자재에 대해 10%의 동일한 비율로 영세율이 적용되기 때문에 생산요소를 많이 사용하는 농가가 더 많이 지원을 받을 수 있다. 따라서 부가가치세 영세율 제도의 수혜가 쌀 농가의 농가소득분위별로 어떻게 달라지는 파악하여 영세율 제도가 소득재분배에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

제 2 절 선행연구 검토

정부의 조세지출이 농가소득 증대와 소득재분배에 미치는 중요성으로 인해 농업부문 조세체계에 대한 연구는 꾸준히 이루어져 왔다. 서희열·정규언(2005), 김미복·김수석(2015)은 농업부문 조세제도 전반에 관한 현황을 살펴보고 조세체계의 개선방안을 제시했다. 서희열·정규언(2005)은 개인 창업농에 대한 지원, 양도소득세 한도 조정 등을 제안했으며, 김미복·김수석(2015)은 농업부문 세제운용에 있어서 문제점을 살펴본 뒤, 작물재배업에 부가가치세, 미가공 농산물에 대한 부가가치세, 농업소득세 등 시나리오별 분석을 통해 농업부문 조세체계의 개선방안을 제시했다. 농업부문 조세지원 제도의 효과를

비교 분석한 연구로는 박기백 외(2003)의 연구가 있다. 박기백 외(2003)는 한국 쌀 시장에서 투입재에 대한 조세감면 철폐로 인한 쌀 시장과 생산요소 시장의 가격 및 수량 변화를 계측했다. 또한, 정책수단별 농가귀속정도를 분석하기 위해 고안된 OECD의 모형을 사용하여 정부의 손실대비 농가의 소득 증가분 비율을 계산했으며, 직접지불제와 투입재 보조의 이전효율을 비교하여 직접지불제가 농가의 순소득향상에 더 효율적임을 밝혔다. 우리나라의 전반적인 산업의 조세감면의 개선방안을 제시한 박기백·정재호(2003)는 농업용 유류에 대한 조세감면의 혜택이 농민뿐만 아니라 유류 생산자에게도 귀속되므로 농민의 소득증대를 위해서는 직불제와 같은 직접지원이 바람직하다고 주장했다. 한편, 농업부문 조세지원제도의 형평성 측면에서 노용환·박진도(2015)는 면세유를 통한 조세지원이 가진 역진성을 지적하며, 면세대상자의 범위를 영세소농 위주로 재조정해야한다고 주장했다.

기존 선행연구들은 농업부문 조세체계의 전반적인 현황파악을 통해 조세지원의 개선방향이 조세지원의 효율성과 형평성 측면에서 검토의 필요성을 주장하고 이를 토대로 개선방안을 제시하고 있지만, 조세지출로 인한 생산물 시장 및 생산요소 시장의 변화, 각 경제주체의 후생효과, 소득재분배 효과를 포괄적으로 고려하고 있지 않다. 박기백 외(2003)는 투입재 지원으로 인한 생산물 시장 및 생산요소 시장의 변화와 농가소득 증대효과를 계측했지만, 농가소득 증대 계측에서 생산물 및 생산요소 시장의 변화 추정치를 반영하지 않았고, 생산요소 사용 비율이 고정된 콥-더글라스(cobb-douglas) 생산함수 형태를 사용했다. 개별 농가가 단기에 정부의 조세 및 보조금 정책은 즉각적으로 대응하기 어렵다는 점에서 이러한 가정이 타당할 수 있으나, 농가소득을 최대로 하고자 하는 개별 농가의 입

장에서 정부의 조세 및 보조금 등 외생적인 충격에 대응하여 생산요소를 조절할 수 있다는 점에서 농가의 소득 및 사회후생변화 역시 생산요소 간 대체가능성을 고려해야 할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 생산물과 생산요소가 수직적으로 연결된 시장에서 생산요소 간 대체가능성을 고려한 균형대체모형(equilibrium displacement model)을 이용하여 부가가치세 영세율 제도로 인한 각 경제주체의 잉여변화를 분석하고자 하며, 이를 이용하여 영세율 제도의 소득재분배 효과가 있는지 검토해보고자 한다.

제 3 절 연구내용 및 연구방법

본 연구의 목적은 농업부문 조세지출 중 농림어업용 기자재에 대한 부가가치세 영세율 제도를 통한 생산요소 지원이 농산물 생산비용의 절감을 통한 농가소득 증대라는 정책목표 달성에 기여했는지 검토하는 것이다. 이를 위해 영세율 적용으로 인한 생산물 및 생산요소 시장의 변화를 살펴보며, 이를 통해 생산요소 수요자인 농가와 생산요소 공급자의 경제적 잉여의 변화를 파악하고자 한다. 다음으로, 생산물 및 생산요소 시장의 균형 가격 및 균형 수량 변화에 따라 농업소득과 농업경영비의 변화를 계산하여 영세율 적용으로 인한 소득재분배 효과를 살펴보고자 한다.

부가가치세 영세율 제도의 효과성을 살펴보기 위해 생산물 시장과 생산요소 시장이 수직적으로 연결된 시장 가정 하의 균형대체모형을 구축하며, 생산요소 간의 대체가능성을 고려하여 농가가 투입하는 주요 생산요소 시장을 자본서비스, 노동, 토지, 비료, 농약, 기타생산요소로 구분하였다. 다음으로 영세율 제도의 소득재분배 효

과를 파악하기 위해 균형대체모형에서 도출된 생산물 및 생산요소 시장의 균형 가격 및 수량자료를 개별 농가단위 자료에 적용하여 영세율 이전과 이후에 소득불균등도 지수의 변화를 살펴보았다. 소득불균등도 지수로는 지니계수, 일반화 엔트로피 지수를 사용하였다. 또한, 영세율 제도의 수혜가 지역별로 차이가 나는지 살펴보기 위해 소득불균등도 지수 분해를 이용하여 지역 내 불균등도와 지역 간 불균등도의 차이를 검토하고자 한다.

제 4 절 논문의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 1장에서는 연구의 필요성 및 연구 내용 등에 대해 논의하고 관련한 국내외 선행 연구를 검토하였다. 제 2장 및 제 3장에서는 분석 방법 및 분석 자료에 대해 논의하며 제 4장에서는 분석 결과를 제시하였다. 마지막 제 5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점과 한계에 대해 서술하였다.

제 2 장 연구 방법

제 1 절 균형대체모형

「농림어업용 기자재 부가가치세 영세율」제도(이하 영세율 제도)는 기본적으로 조세특례(tax concessions)를 통해 생산요소인 투입재 지원의 성격을 가진다. 따라서 조세지출을 통한 생산요소 지원을 통한 효과가 농산물 생산비용의 절감을 통해 농가소득 증대라는 정책목표 달성에 기여했는지 살펴볼 필요가 있다. 본 절에서는 영세율 제도로 인한 농산물 시장과 투입재 시장의 균형가격 및 균형수량의 변화를 계측하고, 그에 따른 후생효과를 살펴볼 수 있는 연구방법을 제시하고자 한다.

영세율 제도의 효과성을 분석하기 위한 모형으로는 균형대체모형(EDM: Equilibrium Displacement Model)을 이용한다. 균형대체모형은 공급함수 및 수요함수의 구체적인 형태에 대한 정보가 없더라도 최소한의 가정을 활용하여 선형근사를 통해 공급함수 및 수요함수를 탄력성 및 변화율의 조합으로 표현할 수 있는 방법론을 제시하며, 모형을 구성하는 수요 및 공급방정식을 추가함으로써 상품별(horizontal), 단계별(vertical)로 관련된 시장을 연결하여 분석할 수 있는 장점이 있다. 특히 영세율 제도는 기본적으로 투입재 시장에 대한 보조이므로, 생산물과 생산요소 시장을 동시에 고려하는 수직적인 시장(vertical market)을 상정하여 보조금, 조세감면 등 외생적인 변화로 인한 시장균형의 변화를 계측하고, 각 경제주체의 후생효과를 분석할 수 있다.

균형대체모형을 이용한 농업부문의 조세 및 보조금의 효과를 분

석한 연구는 대부분 Muth(1964), Gardner(1987), Alston et al.(1995)에 의해 체계화된 균형대체모형을 따르고 있다. 특히, 투입재에 대한 조세 및 보조금의 효과는 생산물과 요소시장을 동시에 고려하는 수직적인 시장(Vertical Market)에서의 균형의 변화를 연구하고 있으며, 많은 실증연구들은 주로 개발도상국에서 비료, 농약에 대한 보조금 효과 또는 선진국에서 투입요소에 대한 조세의 증감 효과 등을 다루고 있다. 본 논문에는 주로 Alston et al.(1995)에서 제시된 균형대체모형을 따르되, Kinnucan et al.(2001), Sheng Li et al.(2012) 등에서 사용된 실증분석 방법을 사용한다.

1. 생산물 및 생산요소시장 균형가격 및 균형수량 변화

본 연구에서 상정한 생산물 및 생산요소가 수직적으로 연결된 시장에서 생산요소는 영세율 제도의 적용을 받는 생산요소와 영세율 제도의 적용을 받지 않는 생산요소로 구분될 수 있다. 각 시장의 초기 균형을 영세율 제도가 시행되기 이전의 상황을 가정하면, 영세율 제도의 시행은 영세율 제도의 적용을 받는 생산요소 시장의 한계비용을 감소시킴으로 해당 생산요소 시장의 공급곡선이 하방으로 이동하여 해당 생산요소 시장의 가격은 하락하고 수량은 증가한다. 한편, 영세율에 적용을 받지 않는 생산요소는 영세율에 적용을 받는 생산요소와 대체관계(혹은 보완관계)를 가지면 요소수요곡선이 하락(혹은 상승)하며 이에 따라 가격은 하락(혹은 상승)하고, 수량 역시 하락(혹은 상승)한다. 이는 다시 영세율에 적용을 받는 생산요소의 수요를 하락시키는 피드백 효과를 가진다. 마지막으로 영세율의 적용을 받는 생산요소가 더 많이 사용됨에 따라 생산물(쌀) 시장의 공급곡선 역시 우하방으로 이동하여 쌀 생산이 증가하고 균형가격이

하락한다. 생산물(쌀) 시장의 공급곡선 수직이동의 크기는 영세율 적용 생산요소 시장 공급곡선 수직이동의 크기와 같지 않으며, 생산요소 시장에서 영세율 제도의 효과가 생산물 시장으로 전이되는 귀착효과에 따라 달라진다.

이와 같이 특정 생산요소 시장에서 조세 감면의 효과는 생산물과 요소시장을 동시에 고려하는 수직적인 시장(Vertical Market)에서의 균형 변화 분석을 제시한 Muth(1964)의 모형을 이용할 수 있으며, 본 연구에서 사용한 구체적인 수식 및 계산방법은 Alston et al.(1995)를 따른다. 생산물 시장은 쌀 시장이며, 생산요소 시장은 자본(K), 노동(L), 토지(A), 비료(F), 농약(P), 기타 중간투입물(M)이다. 해당 생산물 시장과 생산요소 시장은 완전경쟁시장이라고 가정하며, 농가들은 동질적인 농산물을 생산하고, 이윤극대화 행동을 한다고 가정한다. 또한 생산기술은 규모수익불변(CRTS) 생산함수를 가정한다. 이제 1개의 생산물 시장과 6개의 생산요소 시장에서 현재 영세율 제도가 적용된 상태를 균형이라고 가정하고, 영세율 제도로 인한 효과를 다음의 모형을 이용해 분석할 수 있다. 먼저 초기 시장 균형 조건은 다음과 같은 4개의 식으로 구성된다.

(1) $Q = f(p)$

(2) $P = c(W_1, W_2, W_3, W_4, W_5, W_6)$

(3) $X_i = h_i(W_1, W_2, W_3, W_4, W_5, W_6)Q, \ \forall i = 1,\cdots,6$

(4) $W_i = g_i(X_i), \ \forall i = 1,\cdots,6$

위의 식 (1)은 쌀의 수요함수를 나타내며, Q는 쌀의 균형수요량, P는 쌀의 균형가격을 나타낸다. 식(2)는 시장청산조건으로 $c(\cdot)$는 단위비용함수(unit cost function)를 의미하며, 규모수익불변 가정 하

에서 한계비용함수(marginal cost function)와 같다. 식 (3)의 X_i는 i번째 생산요소의 요소수요함수를 나타내며, $h_i(\cdot)$는 i번째 생산요소의 생산물 한 단위당 요소수요함수를 의미한다($h_i(\cdot)=\partial c(\cdot)/\partial W_i$). 식 (4)는 요소공급함수를 나타내며, $g_i(\cdot)$는 i번째 생산요소에 대한 공급함수를 의미한다. 위의 식 (1) ~ 식 (4)를 전미분하여 탄력성의 형태로 만들고, 외생적인 정책변수들을 추가하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

(5) $$EQ = -\eta[EP-\alpha]$$

(6) $$EP = \sum_{i=1}^{6} s_i EX_i$$

(7) $$EX_i = \sum_{j=1}^{6} \eta_{ij}^{*} EW_j + EQ, \quad \forall i = 1,\cdots,6$$

(8) $$EX_i = \epsilon_i[EW_i+\beta_i], \quad \forall i = 1,\cdots,6$$

위 식에서 'E'는 상대적인 변화율을 의미한다($EQ=dQ/Q$). 또한, 주요 모수로 η는 생산물 수요의 가격탄력성의 절댓값, ϵ_i는 각 요소의 공급탄력성, s_i는 각 요소의 지출액 비중($s_i = W_iX_i/PQ$), η_{ij}^{*}는 생산요소 간 교차가격탄력성을 의미한다. 또한, 외생적인 정책변수로서, α는 초기 균형에서 정책수단으로 인한 생산물 수요의 상대적 증가율, β_i는 초기 균형에서 정책수단으로 인한 생산요소 시장 공급의 상대적 증가율(공급공선의 하방이동)을 의미한다. 본 연구는 영세율 제도의 효과를 살펴보는 것이므로 생산물 시장의 충격은 없고($\alpha=0$), 영세율의 적용을 받지 않는 노동, 토지, 기타 중간투입물 시장의 충격 역시 없다고($\beta_2=0,\ \beta_3=0,\ \beta_6=0$) 가정하며, 영세율 제

도의 직접적인 영향을 받는 자본(β_1), 비료(β_4), 농약(β_5) 시장의 충격이 생산물 및 생산요소 시장에 미치는 영향을 계측한다. 식 (5) ~ 식 (8)의 해는 생산물 시장 및 생산요소 시장의 수요 및 공급함수의 탄력성 수치와 외생적인 충격의 변화율 수치를 도출하면, 식 (9)와 같이 선형대수적인 방법을 이용하여 도출될 수 있다(Alston et al., 1995). 여기서 M은 탄력성 및 지출액 비중 모수 행렬, Y는 내생변수의 변화율 벡터, X는 외생변수들의 변화율 벡터를 각각 의미한다.

(9) $MY = X \text{ or } Y = M^{-1}X$

2. 후생효과 분석

위의 균형대체모형과 같이 생산물과 생산요소가 수직적으로 연결되고, 각 생산요소 간 대체효과가 고려되는 모형에서는 외생적 충격에 따른 사회후생 변화분을 계산하는데 주의가 필요하다. Just et al.(1982)에 따르면, 수직적 혹은 수평적으로 연결된 시장에서 총 사회후생(Total Surplus)은 어떤 시장에서 측정하여도 동일하다. 따라서 수직적 혹은 수평적으로 연결된 시장에서 각 시장의 잉여변동분을 합쳐서 사회의 총 잉여로 계산하는 것은 중복 계산(Double Counting)의 문제가 있으며, 특정 시장에서 수요 혹은 공급함수에 대한 외생적 충격으로 인한 사회의 총 잉여는 해당 시장의 소비자잉여 및 생산자잉여에 모두 반영되어 있다(Alston et al., 1995). 시장 균형에 따른 후생 변화를 계측하기 위해서는 생산요소의 수요 및 공급함수의 함수 형태를 가정해야 하지만, 식 (5) ~ 식 (8)과 같이 변화율의 선형인 형태로 수요함수와 공급함수의 형태를 근사하

여 외생적인 충격이 수요함수와 공급함수를 평행으로 이동시킨다고 가정하면, 다음과 같이 후생변화를 계측할 수 있다(Altson et al., 1995).

$$(10) \quad \triangle CS_i^* = - W_i X_i EW_i [1 + 0.5 EX_i]$$

$$(11) \quad \triangle PS_i = W_i X_i [EW_i + \beta_i][1 + 0.5 EX_i]$$

$$(12) \quad \triangle TS = \triangle CS_i^* + \triangle PS_i, \quad \forall i = 1, \cdots, 6$$

$$(13) \quad \triangle GS = - W_i X_i \beta_i, \quad \forall i = 1, \cdots, 6$$

위의 식 (10)과 식 (11)은 영세율 제도가 폐지될 경우 영세율의 적용을 받는 생산요소 시장에서 계산한 소비자잉여와 생산자잉여를 의미하며, 사회 전체의 총 잉여는 식 (12)와 같이 외생적인 충격이 발생한 시장에서 측정한 소비자잉여와 생산자잉여의 합이다. 또한, 영세율 제도로 인한 정부의 조세지출금액은 식 (13)과 같다. 한편, $\triangle CS_i^*$는 다른 요소 시장의 소비자잉여 및 생산자잉여를 포함하고 있어 각 생산요소별 귀착을 살펴보기 위해서는 각 생산요소의 생산자잉여를 분리해야한다. 예를 들어, 자본시장에서만 외생적인 충격이 오는 경우를 가정하여 자본시장에서 구한 소비자잉여, 생산자잉여, 사회 전체의 잉여 변동분, 정부의 조세지출금액은 식 (14) ~ 식 (17)와 같다.

$$(14) \quad \triangle CS_1^* = \triangle CS_1 + \sum_{i=2}^{6} (\triangle CS_i + \triangle PS_i)$$

$$(15) \quad \triangle PS_1 = W_1 X_1 [EW_1 + \beta_1][1 + 0.5 EX_1]$$

$$(16) \quad \triangle TS = \triangle CS_1^* + \triangle PS_1$$

(17) $\triangle GS = - W_1 X_1 \beta_1$

위의 식 (14)에서 $\triangle CS_1^*$는 다른 생산요소 시장(노동, 토지, 비료, 농약, 기타 중간투입물)의 생산자잉여를 포함하고 있으므로, 이를 분리하기 위해 다른 생산요소 시장의 생산자잉여를 $\triangle CS_1^*$에서 빼주면 아래 식 (18)과 같이 소비자잉여를 분리하여 계산할 수 있다.

(18) $\triangle CS = \triangle CS_1^* - \sum_{i=2}^{6} \triangle PS_i$

위의 식 (18)에서 $\triangle CS$는 생산요소 시장에서 생산요소 시장의 수요자인 농가가 얻는 소비자잉여를 의미한다. 하지만 영세율 제도 폐지로 인한 농가의 소득변화를 계산하기 위해서는 농가가 보유한 생산요소에 귀착되는 준지대(quasi-rent) 역시 포함되어야 한다. 따라서 농가의 잉여변동을 계산하기 위해서 농가가 각 생산요소를 보유하고 있는 비율(w_i)을 고려해야 한다. Kinnucan et al.(2001)에 따라 이를 수식으로 표현하면, 식 (19)와 같다.

(19) $\triangle CS_{FARM} = \triangle CS + \sum_{i=1}^{6} w_i \triangle PS_i$

본 연구에서 생산요소는 6개(자본, 노동, 토지, 비료, 농약, 기타 중간투입물)이고, 그 중 3개의 생산요소(자본, 비료, 농약) 시장에 외생적 충격이 오는 상황을 가정하고 있다. 따라서 본 연구에서는 위의 식을 이용하되, 생산요소 시장에 외생적인 충격이 오는 상황을

순차적으로 적용하여 사회 전체의 총 잉여를 계산한다. 물론, 이런 방식에서는 어떤 시장에 충격을 먼저 가정하느냐에 따라 사회 전체의 총 후생변화분이 달라질 수 있는 경로의존성 문제가 있을 수 있다. 이를 해결하기 위해 본 연구에서는 자본(K), 비료(F), 농약(P)의 의 순서로 도출한 결과를 기본으로 하되, 다른 5개의 순서로 도출된 결과를 같이 제시하여 경로의존성으로 인한 오차문제를 고려하고자 한다.

제 2 절 농식품 수요함수

균형대체모형의 식 (5) ~ 식 (8)을 계산하기 위해서는 쌀 수요의 가격탄력성(η) 및 생산요소 수요의 가격탄력성(η_{ij}^{*})을 추정해야 한다. 쌀 수요의 가격탄력성을 추정하기 위해서는 쌀의 수요함수를 추정해야 하며, 생산요소 수요의 가격탄력성을 추정하기 위해서는 쌀을 생산하는데 드는 비용함수를 추정해야 한다. 제 2절과 제 3절에서는 각각 이들 모수를 추정하기 위한 수요함수와 비용함수 추정방법을 제시한다.

본 연구에서는 농산물 수요의 자기 가격탄력성을 추정하기 위해 Deaton and Muellbauer(1980)의 선형 준이상적 수요체계(AIDS; Almost Ideal Demand System)를 사용하여 곡물, 육류, 신선수산물, 유제품, 과일류, 채소류, 가공식품, 외식의 8가지로 분류된 농식품 군의 수요체계를 추정하였다. AIDS모형은 PIGLOG 수요체계의 한 형태로, Muellbauer(1975)에 따르면, PIGLOG 계열의 수요체계는 식 (20)같은 간접효용함수의 형태를 갖는다. AIDS 모형은 식 (20)에서 $c(p)$와 $g(p)$에 식 (21)과 같은 형태를 부여한 것으로 정의된다.

(20) $v(p,m) = c(p)[\ln m - \ln g(p)]$

$$c(p) = \prod_{j=1}^{N} p_j^{-\gamma_j} \text{ , 여기서 } \sum_{j=1}^{N} \gamma_j = 0$$

(21) $$\ln g(p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{N} \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j \text{ ,}$$

$$\text{여기서 } \alpha_{ij} = \alpha_{ji},\ \sum_{j=1}^{N} \alpha_{ij} = 0,\ \sum_{i=1}^{N} \alpha_i = 1$$

식 (20)의 간접효용함수와 로이의 항등식(Roy's identity)을 이용하면, 각 품목에 대한 비중방정식을 얻을 수 있으며, $\ln g(p)$를 Stone의 가격지수 (Stone's price index)로 대체하면, 식 (22)과 같은 선형 AIDS 모형이 도출된다.

$$w_i(p,m) = \alpha_i + \sum_{j=1}^{N} \alpha_{ij} \ln(p_j) + \gamma_i [\ln(m) - \ln(g(p))] + \sum_{j=1}^{N} \delta_{ij} Z_{ij},$$

(22) $$\text{여기서 } \ln(g(p)) = \sum_{j=1}^{N} w_j \ln(p_j),$$

$$\sum \gamma_j = 0,\ \alpha_{ij} = \alpha_{ji},\ \sum \alpha_{ij} = 0, \sum \alpha_i = 1$$

식 (22)에서 p_i는 i번째 품목의 가격, w_i는 i번째 품목의 지출액 비중, m은 농식품 지출액[1]이며, Z_{ij}는 연도, 분기 더미, 소득분위(저소득층, 중소득층, 고소득층) 더미를 나타낸다. 기준 더미변수는 4분기, 고소득층을 사용하였다.

1) 본 연구에서는 소비자들의 의사결정이 약분리성(weak separability)을 가지고 있는 것을 상정하여 소비자들이 우선 농식품과 비식품 소비재에 대한 지출액 비중을 각각 결정한 다음, 농식품에 할당된 지출액을 다시 하위 농식품 품목에 할당하는 식의 의사결정을 한다고 가정한다. 따라서 m은 소득이 아닌 농식품 지출액으로 정의된다.

한편, 식 (22)에서 모수들이 추정되면, 가격 탄력성 및 소득(지출액) 탄력성은 각각 식 (23), 식 (24)과 같이 구할 수 있다.

$$(23)\quad \eta_{ij}^{M}=\frac{\alpha_{ij}-\gamma_i w_j}{w_i}-\delta_{ij}\ ,\ \delta_{ij}=\begin{cases}1 & \text{if } i=j\\ 0 & \text{if } i\neq j\end{cases},\ i,j=1,\cdots,N$$

$$(24)\quad \theta_i=\frac{\gamma_i}{w_i}+1\,,\ i=1,\cdots N$$

제 3 절 쌀 생산의 비용함수

균형대체모형 하에서 영세율 제도로 인한 균형 수량 및 균형 가격의 변화를 파악하기 위해 생산요소 시장의 요소수요 탄력성이 필요하다. 먼저 본 연구에서 생산요소는 자본(K), 노동(L), 토지(A), 비료(F), 농약(P), 기타 중간투입물(M)의 6개를 가정하고 있으므로, 쌀 생산의 비용함수는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$(25)\quad C=C(W_K, W_L, W_A, W_F, W_P, W_M, Y, t)$$

식 (25)에서 W_i는 생산요소의 가격이며, Y는 쌀 생산량, t는 시간(연도변수)을 의미한다. 비용함수를 추정하기 위한 구체적인 함수형태는 식 (26)과 같이 신축적(flexible)으로 알려진 초월대수(translog) 함수형태를 사용하였다.

식 (26)의 제약조건들은 대칭성 조건과 비용함수가 생산요소가격에 대해 선형동차라는 성질을 만족하기 위해 적용되었다.

$$
\begin{aligned}
\ln C = {} & \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln W_i + \beta_y \ln Y + \beta_t t \\
& + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \beta_{ij} (\ln W_i)(\ln W_j) + \sum_i \beta_{iy} \ln W_i \ln Y \\
& + \sum_i \beta_{it} \ln W_i t + \frac{1}{2}\beta_{yy} (\ln Y)^2 + \beta_{yt} \ln Y t + \frac{1}{2}\beta_{tt} t^2 \\
\text{여기서 } & \beta_{ij} = \beta_{ji},\ \sum_i \beta_i = 0,\ \sum_j \beta_{ij} = \sum_j \beta_{jy} = \sum_j \beta_{jt} = 0 \\
& i, j = K, L, A, F, P, M
\end{aligned}
\tag{26}
$$

이제 식 (26)에서 비용함수를 로그변환한 후, 특정 생산요소의 가격으로 미분하면 쉐파드 정리(Shephard's lemma)에 의해 식 (27)과 같이 해당 투입요소가 전체 생산비에서 차지하는 비중방정식이 도출된다.

$$
\begin{aligned}
S_i = {} & \beta_i + \sum_j \beta_{ij} (\ln W_j) + \beta_{iy} \ln Y + \beta_{it} t, \\
\text{여기서 } & \beta_{ij} = \beta_{ji},\ \sum_i \beta_i = 0,\ \sum_j \beta_{ij} = \sum_j \beta_{jy} = \sum_j \beta_{jt} = 0 \\
& i, j = K, L, A, F, P, M
\end{aligned}
\tag{27}
$$

식 (27)에서 S_i는 각 생산요소가 생산비에서 차지하는 비중이며, W_i는 생산요소의 가격, Y는 쌀 생산량, t는 연도를 의미한다.

식 (27)의 비중방정식으로 추정할 경우, 식 (26)의 비용함수에서 β_t, β_{yy}, β_{yt}, β_{tt} 등이 추정되지 않는 문제가 있어 비중방정식과 비용함수를 동시에 추정하는 방법이 사용되기도 한다. 그러나 본 연구에서는 비용함수 추정의 주된 목적이 생산요소 수요의 가격탄력성 추정이고, 이를 위해 β_{ij}가 필요하므로 비중방정식만을 이용하여 비용함수를 추정한다. 또한, 각 생산요소의 비중의 합은 1이므로 자본, 노동, 토지, 비료, 농약의 비중방정식만을 추정하면, 대칭성 및 동차

성 조건에 의해 기타 중간투입물의 비중방정식 역시 추정 가능하다.

식 (27)에서 모수의 추정치를 구하면, 각 생산요소 수요에 대한 가격탄력성(η_{ij}^{*})은 식 (28)과 같이 구할 수 있다.

$$\eta_{ij}^{*} = \frac{\beta_{ij} + S_i S_j}{S_i} - \delta_{ij} \quad (28)$$

$$\text{여기서 } \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = j \\ 0 & \text{if } i \neq j \end{cases}, \quad i,j = K,L,A,F,P,M$$

제 4 절 소득재분배효과 분석

부가가치세 영세율이 도입된 현재 생산물 및 생산요소의 균형상태와 영세율 폐지로 인한 영세율 도입 이전 균형 상태에서의 소득불평등도 지수의 측정을 통해 부가가치세 영세율 제도의 소득재분배 효과를 살펴볼 수 있다. 소득불평등도는 다양한 방식으로 측정될 수 있으며, 실증연구에서는 주로 지니계수(Gini coefficient), 일반적 엔트로피(Generalized Entropy: GE) 지수 등이 주로 사용된다. 특히, 소득불평등도 지수의 분해와 관련하여 GE지수들은 소득원별, 그룹 특성별 불평등도 지수의 분해가 용이하여 소득불평등도가 어디에서 기인하는지에 관한 실증연구에 많이 사용되고 있다. 우선 Cowell(2009)에 따라 지니계수와 GE지수는 식 (29), 식 (30)과 같이 계산된다. 여기서 y_i와 y_j는 i,j번째 농가의 소득, $\bar{y}$는 표본평균값, n은 표본의 크기를 각각 의미한다.

$$Gini's\ Coefficient = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} |y_i - y_j| \quad (29)$$

$$(30)\quad GE(\theta)=\frac{1}{\theta^2-\theta}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{y_i}{\bar{y}}\right]^{\theta}-1\right]$$

GE지수의 경우, 모수 θ의 값에 따라 소득그룹에 다른 가중치를 부여하며, 실증연구에서는 주로 0, 1, 2의 값이 사용된다. θ가 0인 경우, 저소득층에 높은 가중치를 부여하며, θ가 2인 경우 고소득층에 높은 가중치를 부여한다. θ가 1인 경우는 소득그룹에 관계없이 동일한 가중치가 부여된다. 식 (30)에서 θ가 0또는 1인 경우 로피탈 정리(l'Hopital rule)에 의해 식 (31)와 같이 GE(0), GE(1), GE(2)가 정의된다.

$$\begin{aligned}
GE(0)&=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{\bar{y}}{y_i}\right)\\
(31)\quad GE(1)&=\frac{1}{n}\frac{y_i}{\bar{y}}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)\\
GE(2)&=\frac{1}{2n\bar{y}^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\bar{y})^2
\end{aligned}$$

한편, GE지수의 분해에서 GE(0)의 분해는 주로 그룹특성에 따른 불평등도 지수 분해에 많이 사용되며, GE(2)의 분해는 주로 소득원천에 따른 불평등도 지수 분해에 많이 사용된다. 본 연구에서는 지역이라는 그룹특성에 따른 불평등도 지수 분해를 위해 식 (32)와 같이 GE(0)의 분해를 사용한다. v_k는 k집단이 모집단에서 차지하는 비율, λ_i는 k집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율이며

$GE(0)_k$는 k집단의 소득불평등도를 의미한다.

$$(32) \quad GE(0) = \sum_{i=1}^{n} v_k GE(0)_k + \sum_{i=1}^{n} v_k \log(\frac{1}{\lambda_i})$$

본 연구에서는 가장 일반적으로 사용되는 지니계수와 GE지수를 사용하여 부가가치세 영세율 제도 적용 이전과 이후의 소득불평등도를 측정하며, GE지수의 분해를 통해 그룹(지역) 간 불평등지수와 그룹(지역) 내 불평등 지수를 분리하여 본 제도가 지역별 소득불평등도에 미친 영향을 살펴본다.

제 3 장 분석 자료

제 1 절 농식품 수요함수

농식품 수요함수의 추정에 사용되는 자료로는 2007년에서 2016년까지의 10년간 가계동향조사의 소득분위별 월 평균 지출액자료를 활용하였다. 이 자료는 분기별로 제공되며, 소득을 10분위로 나누어 소득분위별로 품목별 평균 지출액이 제시되어있다.

농식품의 품목구분은 곡물, 육류, 수산물, 유제품, 과일, 채소, 가공식품, 음식서비스의 8가지이며, 세부 품목구분은 <표 3-1>과 같다. 신선농산물과 가공식품, 음식서비스의 세 가지 품목군을 분류하였으며, 신선농산물에 곡물, 육류, 수산물, 유제품, 과일, 채소 등이 포함되어있다. 본 연구에서 주된 추정목적인 쌀 수요의 가격탄력성의 경우 곡물 수요의 가격탄력성을 이용한다.[2)]

가격자료로는 기본적으로 통계청의 「품목성질별 소비자물가지수」 분기자료를 이용하였으며, <표 3-1>과 같이 가계동향조사의 품목구분에 해당하는 가격지수를 이용하였다. 유제품 및 알의 경우, 지출목적별 소비자물가지수의 우유, 치즈 및 계란의 연도별 가격지수를 이용하였다.

농식품 수요함수의 추정에서 가구특성으로 소득계층더미, 분기더미, 연도변수가 포함되었다. 소득계층더미는 소득 10분위 자료를 이

2) 이는 가계동향조사에서 제공하는 품목별 지출액 자료에서 곡물에 멥쌀, 찹쌀, 두류, 서류, 기타곡물이 포함되어 있지만, 해당 세부구분에 대한 자료는 제공하지 않기 때문이다.

용하여 저소득층(1~3분위) 더미, 중소득층 더미(4~7분위)로 구분하였다.

<표 3-1> 농식품 수요함수 품목구분 및 가격지수

품목군	품목	가계동향조사 세부 항목	가격지수
신선농산물	곡물	곡물	곡물
	육류	육류	축산물
	수산물	신선수산동물	수산물
	유제품	유제품 및 알	우유·치즈 및 계란
	과일	과일 및 과일가공품	과실
	채소	채소 및 채소가공품	채소
가공식품	가공식품	곡물가공품, 빵및떡류, 육류가공품, 염건수산동물, 기타수산동물가공, 유지류, 당 및 과자류, 조미식품, 기타식품, 커피및차, 쥬스 및 기타음료	가공식품
음식서비스	음식서비스	식사비	외식

주 : 과일, 채소 품목에서 과일가공품과 채소가공품은 신선농산물과 따로 분리하여 제공되지 않아 과일 및 채소 품목에 포함됨.

제 2 절 쌀 비용함수

쌀 생산의 비용함수를 추정결과는 비용함수의 형태에 따라 분석 대상 자료의 특성에 따라 달라질 수 있다. 비용함수의 형태의 경우 대부분의 선행연구들에서 초월대수 비용함수를 이용하고 있다. 그러나 분석 대상 자료는 선행연구들에 따라 차이를 보인다. 우선, 횡단면 자료의 특성을 이용한 권태진(1985), 이명헌(2011), 김응규 외

(2016), 전웅찬(2017) 등이 있다. 이들 선행연구에서는 모두 패널자료를 이용하였으나 가격자료를 구축하는데 있어서 투입금액을 생산량으로 나누거나(김응규 외, 2016; 전웅찬, 2017), 농산물 생산비조사의 수량 및 가격자료를 사용하였다(권태진, 1985; 이명헌, 2011). 그러나 권오상(1997)에 따르면, 이러한 자료 특성을 가지는 비용함수는 몇 가지 문제점이 있다. 특히 비용함수 추정 시, 생산요소 시장이 완전경쟁시장이고, 따라서 동일시점에서의 모든 생산자는 외생적으로 주어진 생산요소가격에 직면한다고 가정한다. 그러나 농산물 생산비조사의 생산요소가격은 지리적으로 인접한 농가 간에도 생산요소 가격의 차이가 상당히 크다. Quiggin and Bui-Lan(1994)에 따르면, 횡단면자료를 이용하여 이윤함수나 비용함수를 추정할 경우, 생산요소가격의 차이는 생산요소의 질적인 차이를 내포할 가능성이 높다고 지적하였다. 즉, 같은 시점에서 관측된 농가별 생산요소가격의 차이는 각 농가가 사용하는 생산요소들이 동질적인 생산요소가 아닐 수 있음을 내포한다.

다음으로 시계열자료의 특성을 이용한 비용함수 추정에는 권오상(1997), 안병일·이정환(2002), 권오상 외(2015) 등이 있다. 이들 선행연구들은 농산물 생산비조사에서 투입물의 수량과 가격을 무리하게 분리하지 않고, 연도별 총 생산량 및 투입량과 총 투입비용을 이용하여 장기간의 시계열자료를 통해 투입물의 수량 및 가격지수를 구축하였다. 그러나 장기간의 시계열자료를 사용하는 것 역시 농업의 생산구조가 장기간 동일하지 않을 경우, 생산기술을 동질성을 보장할 수 없다. 이를 해결하기 위해 권오상 외(2015)는 생산구조가 비교적 동질적인 1987년~2013년의 자료를 이용하였으며, 안병일·이정환(2002)는 각 규모계층별 평균 농가가 직면하는 생산요소가격이 다를 수 있음을 가정하고, 1990년~2000년까지의 자료를 이용하였다.

본 연구에서는 농산물 생산비조사의 횡단면적인 특성을 가진 한계를 인지하여 기본적으로 시계열자료의 특성을 이용하여 쌀 및 생산요소의 수량 및 가격지수를 구축하되, 지역별 대표적 생산자를 가정하여 연도별, 지역별 수량 및 가격지수를 구축한다. 이는 안병일·이정환(2002)에서의 규모계층별 평균 농가를 가정한 것과 비슷하지만, 지역별로 생산요소의 가격 차이가 더 두드러질 수 있음에 기인한다. 예를 들어, 토지의 경우 지역별로 토지의 질적인 차이가 존재하여 지역마다 지대가 다를 수 있으며, 노동 역시 지역의 노동시장 수요와 공급상황에 따라 노임이 다를 수 있다.

연도별, 지역별 생산물 및 생산요소의 수량 및 가격지수 구축을 위한 자료로는 2003년~2015년의 통계청 「농작물 생산비조사」 자료의 쌀 항목을 사용하였다. 또한, 지역구분은 경기권(서울, 인천, 경기), 강원·제주, 충북, 충남권(충남·대전), 전북, 전남권(광주·전남), 경북권(대구·경북), 경남권(부산·울산·경남)의 총 8개의 권역으로 구분하였다. 지수구축방법으로는 Diwert(1976)에 의해 초월대수 형태의 생산함수의 기술특성과 일치성(exact)을 가지고, 우월하다(superative)고 알려진 통크비스트(Törnqvist) 지수를 이용하였다. 특정 연도 s와 t 사이에 발생한 투입물(X)의 통크비스트 수량지수는 식 (33)과 같이 표현되며, x_{it}와 w_{it}는 각각 투입물(X)의 i번째 하위 투입요소의 수량, 가격을 의미한다. 식 (33)의 양변에 로그를 취해주면, 투입물(X)의 성장률을 알 수 있으며, 2010년 수량지수를 1을 기준으로 각 생산요소의 수량지수를 구축하였다.

$$\frac{X_t}{X_s}=\prod_{i=1}^{N}\left[\frac{x_{it}}{x_{is}}\right]^{\frac{1}{2}\left[\frac{w_{it}x_{it}}{\sum_{j=1}^{N}w_{jt}x_{jt}}+\frac{w_{is}x_{is}}{\sum_{j=1}^{N}w_{js}x_{js}}\right]} \quad (33)$$

생산물 및 생산요소의 세부항목은 <표 3-2>와 같다. 생산물은 세부항목이 쌀 한 품목이며, 각 생산요소는 세부항목별 수량지수를 구축하여 축차적으로 통합하여 기타중간투입물을 제외한 5개 생산요소의 수량지수를 구축하였다.

<표 3-2> 생산물 및 생산요소 분류

구분	항목	세부항목
생산물	쌀	쌀
생산요소	자본	건물, 기계
	노동	성별(남·여), 고용형태별(자가·고용) 노동시간
	토지	소유형태별(자가·임차) 경지면적
	비료	질소질, 인산질, 가리질, 복합비료, 토양계량제, 기타무기질, 유기질 비료
	농약	입분제, 유액수화제
	기타중간투입물	종묘비, 기타재료비, 영농광열비, 수리유지비, 소농구비

주 : 농산물 생산비조사에 종묘 항목을 제외한 기타중간투입물은 투입금액으로 조사되어 기타중간투입물은 투입금액을 쌀 생산량으로 나눠준 가격자료로 가격지수를 구축함.

생산요소의 수량지수를 구축하는 과정에 자본, 토지와 같은 농가자산은 자본 및 토지스톡에서 자본 및 토지의 서비스로 수량화해야 한다. 자본서비스 수량지수의 경우, 권오상 외(2016)에 따라 식 (34)와 같이 계측하였다. 여기서 Z_t/Z_s는 자본서비스의 수량지수, B_{it}는 농업용으로 사용되는 농가의 실질 자본스톡을 의미한다. u_{it}는 식

(35)와 같이 정의된 자본의 사용자비용(user cost)을 의미하며, P_{it}^{K}는 신품자산의 가격, ρ_t는 일반물가상승률, r_t*는 실질수익률, δ_i는 감가상각률을 나타낸다.[3] 신품자산의 가격으로는 한국은행 고정자본형성 디플레이터, 일반물가상승률은 소비자물가지수를 사용했다. 또한, 건물과 기계의 실질수익률은 4%를 가정하였고, 감가상각률은 한국은행 국민대차대조표에서 사용되는 1.9%, 10.9%를 이용하였다.

$$(34)\quad \frac{Z_t}{Z_s}=\prod_{i=1}^{N}\left[\frac{B_{it}}{B_{is}}\right]^{\frac{1}{2}\left[\frac{u_{it}B_{it}}{\sum_{j=1}^{N}u_{jt}B_{jt}}+\frac{u_{is}B_{is}}{\sum_{j=1}^{N}u_{js}B_{js}}\right]}$$

$$(35)\quad u_{it}=P_{it}^{K}(1+\rho_t)[r^{*}{}_{t}+\delta_i]$$

토지서비스의 경우, 수량지수는 식 (33)을 통해 자가 및 임차 경지면적의 수량지수를 구축하였다. 토지용역비(투입금액)의 경우, 농산물 생산비조사의 토지용역비 계산방식에 따라 추정임차료와 전체 조수입 중 해당작물조수입 비율의 곱하여 자가 및 임차토지의 토지용역비(투입금액)을 도출하였다.

모든 생산요소의 가격지수의 경우, 식 (33) 및 식 (34)를 통해 도출된 수량지수를 실제 투입금액으로 나누어 가격지수를 도출하며, 2010년 기준 GDP디플레이터를 이용하여 실질가격으로 전환하였다.

제 3 절 균형대체모형

3) 식 (30)에는 실질자산가격변동률이 포함될 수 있지만, 본 연구에서는 실질자산가격변동률이 일반물가상승률에서 크게 벗어나지 않는다고 가정한다.

제 1절과 제 2절에서 쌀 수요함수 및 비용함수를 추정하여 균형대체모형의 주요모수인 쌀 수요의 가격탄력성과 생산요소의 자체 및 교차 가격탄력성을 추정하였다. 제 3절에서는 생산요소의 공급탄력성, 생산요소의 농가공급비중, 균형대체모형의 초기균형 및 정책모수에 대해 논의한다.

1. 생산요소 공급탄력성

농업부문 생산요소의 공급탄력성에 대한 선행연구는 생산요소의 수요탄력성 및 대체탄력성의 선행연구에 비해 부족한 실정이다. 본 연구에서는 OECD(2006)에서 제시한 생산요소 공급시장 탄력성 추정에 있어서 몇 가지 정형화된 사실에 기초해 생산요소의 공급탄력성 값을 확보하였다. 우선, 토지의 경우 농업부문과 다른 부문의 토지의 전용이 어렵기 때문에 공급탄력성은 매우 낮으며, 농업노동의 경우, 대부분이 가족노동이기 때문에 공급탄력성은 낮은 편에 속한다. 자본서비스, 비료, 농약 등 다른 생산요소는 상대적으로 부문 간 이동이 용이하기 때문에 공급탄력성이 높은 것으로 본다. 본 연구에서는 이를 바탕으로 <표 3-3>에 제시된 바와 같이 생산요소의 공급탄력성을 추정 및 계산하였다.

노동의 경우, 엄진영 외(2016)의 노동임금함수 추정 결과(2014년)를 사용한다. 엄진영 외(2016)는 지역별 고용조사 자료를 바탕으로 위계적 선형모형을 통해 임금함수를 추정하였으며, 농업노동의 공급탄력성을 1.4로 추정하였다. 가족노동이 대다수를 차지하는 한국 농업의 상황에서 노동의 공급탄력성이 다소 높게 추정되었으나, OECD(2001)에 제시된 해외 선행연구들에서 노동의 공급탄력성이

0.3에서 5.0까지 다양하게 나타난다는 점에서 본 연구에서는 엄진영 외(2016)의 추정치를 사용하기로 한다.

토지의 경우, 안동환 외(2006)의 농지임대차 시장의 공급함수를 바탕으로 토지서비스의 공급탄력성을 계산하였다. 안동환 외(2006)은 1998년에서 2002년 농가경제조사 패널자료를 바탕으로 농지임대차 시장의 수요와 공급함수를 추정하였고, 이를 바탕으로 농가의 농지임대공급의 가격탄력성을 0.65로 추정하였다.[4] 한편 비농가의 경우, 농지임대를 제외하고 다른 용도의 농지 이용이 어렵기 때문에 소유토지의 농지임대공급은 비탄력적일 것으로 예상된다(안동환 외, 2006). 따라서 본 연구에서는 토지서비스 시장의 공급이 농가와 비농가 두 그룹에 의해 공급되며, 비농가의 농지임대공급은 완전비탄력적이라고 가정하고 두 공급탄력성의 물량가중평균(quantity-weighted mean)[5]을 이용하여 토지서비스 시장의 공급탄력성을 0.331으로 추정하였다.[6]

한편, 노동이나 토지와 달리 자본, 비료, 농약, 기타 중간투입물의 경우, 공급탄력성을 측정하기 위해서는 농림어업용 기계, 비료, 농약 등 해당 산업의 생산함수를 파악해야 한다는 어려움이 따른다. 따라

4) 안동환 외(2006)에서는 전체 토지서비스 시장이 아닌 농지임대차 시장의 수요 및 공급곡선을 추정하였지만, 이를 자가 보유 농지를 포함한 전체 토지서비스 시장으로 확장하여 생각할 수 있다. 자본서비스의 가격 산출방식과 마찬가지로 생산요소로서의 토지는 토지서비스이며, 농지를 소유한 농가가 그 농지를 자경함으로써 발생하는 기회비용은 해당 농지를 임대해 줄 때 받을 수 있는 농지의 임대차료로 생각할 수 있기 때문이다.

5) 토지서비스 시장의 공급은 개별 시장의 공급의 수평합으로 생각할 수 있다. 농지임대차 시장에서 동일한 토지임대료에 직면하는 농가와 비농가로 구분된 농지서비스 공급자 그룹의 공급함수를 각각 $X_1 = X_1(P)$, $X_2 = X_2(P)$라고 하면, 시장 전체의 공급은 $X(P) = X_1(P) + X_2(P)$이며, 공급탄력성은 다음과 같이 개별 공급탄력성의 물량가중평균으로 계산될 수 있다.

$$\epsilon = \frac{\partial X}{\partial P}\frac{P}{X} = \frac{\partial X_1}{\partial P}\frac{P}{X} + \frac{\partial X_2}{\partial P}\frac{P}{X} = \frac{X_1}{X}\epsilon_1 + \frac{X_2}{X}\epsilon_2$$

6) 물량가중치는 통계청 농지임대차조사의 2015년 기준 임차농지비율 0.509를 이용하였다.

서 본 연구에서는 OECD(2001)에서 제시하는 자본과 중간투입물의 공급탄력성을 이용하여 자본, 비료, 농약, 기타 중간투입물의 공급탄력성은 1.5로 가정한다.

<표 3-3> 생산요소 공급의 가격탄력성

변수 및 모수	설명	추정치
ϵ_1	자본 공급의 가격탄력성	1.500[a]
ϵ_2	노동 공급의 가격탄력성	1.400[b]
ϵ_3	토지 공급의 가격탄력성	0.380[c]
ϵ_4	비료 공급의 가격탄력성	1.500[a]
ϵ_5	농약 공급의 가격탄력성	1.500[a]
ϵ_6	기타중간투입물 공급의 가격탄력성	1.500[a]

주 : a) OECD(2001)
b) 엄진영 외(2016)
c) 안동환 외(2006)

2. 생산요소의 농가공급비중

영세율 제도로 인한 생산자 잉여 중 농가가 보유한 생산요소에 대한 준지대(quasi-rent)는 식 (19)와 같이 농가에 귀착되는 잉여로 계산하기 때문에 생산요소의 농가공급비중에 대한 자료가 필요하다. <표 3-4>에는 각 생산요소별 농가 공급비중이 제시되어 있다.

노동의 경우, 2015년 기준 통계청 「농산물 생산비조사」의 논벼 주요 투입물량 자료를 이용하였으며, 노동의 농가공급비중을 10a 당 총 노동력 투입시간(10.79 시간)에서 자가노동시간(9.74 시간)이 차지하는 비율 90.3%로 계산하였다. 토지의 경우, 「농산물 생산비조

사」의 논벼 생산농가의 경영개황 자료를 이용하였으며, 농가의 토지공급비중을 2015년 기준 논벼재배면적(15,795m^2)중 자작지면적(6,308m^2)의 비율 39.9%로 계산하였다. 중간투입물 및 영농광열재는 농가가 보유한 내구재가 아닌 구입재이므로 농가공급비중을 0으로 두었다. 비료, 농약, 기타 중간투입물은 구입재이므로 농가공급비중을 0으로 두었으며, 기계류 역시 현재 농가가 보유하는 내구재지만, 궁극적으로 농가가 농업용 기계 시장에서 구입한 것이기 때문에 자본서비스의 생산자잉여는 모두 자본스톡의 공급자에게 귀착되는 것으로 가정하여 자본서비스의 농가공급비중을 0으로 두었다.

<표 3-4> 생산요소의 농가공급비중

변수 및 모수	설명	추정치
w_1	자본의 농가공급비중	0.000[a]
w_2	노동의 농가공급비중	0.903[b]
w_3	토지의 농가공급비중	0.399[c]
w_4	비료의 농가공급비중	0.000
w_5	농약의 농가공급비중	0.000
w_6	기타중간투입물의 농가공급비중	0.000

주 : a) 농가경제조사 원자료 분석(2015)
b) 통계청, 농가경제조사(2015) 노동력형태별 농업노동 투하량.
c) 통계청, 농지임대차조사(2015) 임차농지비율.

3. 균형대체모형의 초기균형 및 정책모수

균형대체모형에서 초기 균형으로 <표 3-4>와 같이 2015년 농산

물 및 생산요소의 수량 및 가격지수를 사용한다. 수량 및 가격지수는 제 3장 제 2절의 통크비스트 지수구축방법에서 지역구분 없이 연도별 총 수량 및 가격지수를 계산하였다. 한편, 영세율 제도를 폐지할 경우의 정책모수는 영세율의 적용을 받는 자본, 비료, 농약 시장에서의 한계비용 상승률로 정의할 수 있다. 자본의 경우, 자본에 포함된 건물 및 기계 중 기계의 한계비용 상승만을 고려하여야 하며, 전국 지수 구축과정에서 사용된 농가당 평균 자본서비스 가액(3,777 천원) 중 기계류의 자본서비스 가액(1,608 천원)을 이용하여 β_1을 -0.0426로 계산하였다. 비료와 농약의 경우, 각 항목에 해당 생산요소만 포함되어 있으므로 β_4, β_5는 -0.1000으로 계산하였다.

<표 3-5> 균형대체모형 초기균형 및 정책모수

변수	설명	추정치
P	2015년 쌀 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	7,399[a]
Q	2015년 쌀 수량지수(2010년 기준)	1.23[a]
X_1	2015년 자본 수량지수(2010년 기준)	1.13[a]
X_2	2015년 노동 수량지수(2010년 기준)	0.72[a]
X_3	2015년 토지 수량지수(2010년 기준)	1.04[a]
X_4	2015년 비료 수량지수(2010년 기준)	1.07[a]
X_5	2015년 농약 수량지수(2010년 기준)	0.81[a]
X_6	2015년 기타중간투입물 수량지수(2010년 기준)	1.23[a]
W_1	2015년 자본 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	2,176[a]
W_2	2015년 노동 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	1,768[a]
W_3	2015년 토지 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	1,846[a]
W_4	2015년 비료 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	394[a]
W_5	2015년 농약 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	264[a]
W_6	2015년 기타중간투입물 가격지수(2010년 기준, 단위 10억 원)	266[a]

β_1	정책수단으로 인한 자본 한계비용 상승률(%)	4.26[a]
β_4	정책수단으로 인한 비료 한계비용 상승률(%)	10.00
β_5	정책수단으로 인한 농약 한계비용 상승률(%)	10.00

주 : a) 연도별 전국 생산물 및 생산요소 지수 직접 추정

제 4 절 소득재분배효과 분석

영세율 제도로 인한 쌀 농가의 소득재분배효과 분석은 개별 농가 수준의 자료인 통계청 「농가경제조사」의 농가수지(2015년 기준)를 이용하였다. 2015년 농가경제조사는 총 2,600농가가 포함되어 있으며, 이 중 영농형태가 논벼인 511농가를 대상으로 소득재분배 효과를 살펴본다. 영세율 적용으로 인한 소득재분배효과를 분석하기 위해 사용될 수 있는 농가수지 변수는 농업소득이 될 수 있다. 개별 농가들은 영세율 폐지(혹은 적용)에 반응하여 상대적으로 가격이 저렴해진 생산요소를 더 사용하고, 상대적으로 가격이 비싸진 생산요소를 덜 사용하는 방식으로 생산요소의 사용을 조절한다. 따라서 영세율이 적용된 품목인 자본서비스(농업용 기계류)와 농약, 비료뿐만 아니라 노동, 토지 등 영세율 적용대상이 아닌 투입요소 역시 균형가격과 사용량이 변화하며, 본 절에서는 이러한 생산물의 생산액 및 생산요소의 투입액 변화를 활용하여 영세율 적용 이전의 농업소득 및 농업경영비의 변화를 추정하여, 영세율 적용 이전과 이후의 소득재분배 효과를 분석한다.

농업소득, 농업총수입, 농업경영비의 정의는 <표 3-6>과 같다. 농업경영비는 재료비, 노무비, 경비의 합으로 구성된다. 재료비에는 비료, 농약, 사료 등이 포함되어 있으며, 경비에는 자본의 감가상각

비, 토지임차료, 영농광열비, 수리비 등이 포함되어 있다. 농업소득은 농업총수입에서 농업경영비를 제한 것으로, 농가의 영농활동으로 인한 소득을 의미하며, 농업총수입은 농작물수입, 축산물수입, 잡수입으로 구성된다.

<표 3-6> 2015년 농가경제조사 농가수지 항목정의

농가수지 항목	정의
농업소득	농업총수입 - 농업경영비
농업총수입	농작물수입 + 축산수입 + 농업잡수입
농업경영비	재료비(비료, 농약, 사료 등) + 노무비 + 경비(감가상각비,임차료, 영농광열비 등)

2015년 농가경제조사 농가수지의 농업소득, 농업총수입, 농업경영비 항목은 <표 3-7>에 제시되어 있다. 영농형태가 논벼인 농가의 2015년 기준 농업총수입의 평균은 25,039천 원으로 나타났으며, 농업경영비는 16,664천 원, 농업소득의 평균은 8,375천 원으로 나타나났다. 농업경영비 항목 중 자본(건물, 기계)의 감가상각비가 5,760천 원으로 가장 큰 부분을 차지하였으며, 기타경비(영농광열비, 수리비 등)가 4,383천 원으로 나타났다. 재료비는 평균 3,763천 원으로 나타났으며, 이 중 비료비가 1,390천 원, 농약비가 867천 원으로 재료비 항목 중 가장 큰 비중을 차지하였다.

<표 3-7> 2015년 농가경제조사 농가수지 기초통계량

(단위: 천원)

농가수지 항목	평균	표준편차
농업소득	8,375	15,352
농업총수입	25,039	35,768

농업경영비	16,664	22,640
- 재료비	3,763	4,928
- 노무비	339	1,487
- 토지임차료	2,418	4,753
- 자본감가상각비	5,760	8,738
- 기타경비	4,383	5,098

주1 : 평균 추정치는 개별농가의 가중치를 반영한 가중평균임.
주2 : 농가경제조사에서 농업경영비는 재료비, 노무비, 경비로 구성되며, 본 연구의 생산요소 분류상 경비항목을 자본의 감가상각비와 토지임차료, 나머지 기타경비로 재분류함.
자료 : 농가경제조사(2015)

영세율 제도로 인한 소득재분배 효과를 분석하기 위해서는 영세율 적용 이전의 소득과 영세율 적용 이후의 소득을 명확히 정의할 필요가 있다. 영세율 적용 이전의 소득은 영세율 폐지로 인해 개별농가가 생산물 공급 및 생산요소 사용을 조정하여 농업총수입 및 농업경영비가 조정됨에 따른 변화된 소득을 의미하며, 영세율 적용 이후의 소득은 현재 영세율이 도입된 상태의 소득을 의미한다. 영세율 제도로 인해 생산물 및 생산요소 시장의 변동을 모두 고려되기 때문에 농업경영비 항목 중 비료, 농약, 자본의 감가상각비, 노무비, 토지임차료가 정책으로 인해 변화되며, 농업총수입 중 농업잡수입을 제외한 농작물수입 중 미곡수입이 정책으로 인해 변화하는 항목이다. 각 항목의 변화율은 균형대체모형의 분석결과 도출된 생산물 시장 생산금액 및 생산요소 시장 투입금액의 변화율 자료를 이용하여 영세율 이전의 농가수지를 계산한다.

제 4 장 분석 결과

제 1 절 농식품 수요함수 추정결과

앞선 2장 및 3장에서 제시한 농식품 수요함수의 추정방법 및 분석자료를 이용하여 농식품 수요함수의 모수들을 추정하였으며, 추정은 SAS 9.4를 이용하였다. 식 (22)의 비중방정식에 외식을 제외한 나머지 7개의 비중방정식을 선형 ITSUR(Iterative Seemingly Unrelated Regression)을 통해 <표 4-1>과 같이 추정하였다.

<표 4-1> 농식품 수요함수 선형 AIDS 모형 추정결과

모수	추정치	모수	추정치	모수	추정치	모수	추정치
α_1	0.522*** (0.023)	α_{34}	0.004 (0.005)	γ_5	-0.014*** (0.002)	δ_{43}	0.005*** (0.001)
α_2	0.323*** (0.018)	α_{35}	-0.001 (0.003)	γ_6	-0.068*** (0.003)	δ_{44}	0.002*** (0.001)
α_3	0.345*** (0.014)	α_{36}	-0.002 (0.003)	γ_7	-0.057*** (0.003)	δ_{45}	0.003*** (0.001)
α_4	0.102*** (0.01)	α_{37}	0.013 (0.011)	δ_{11}	-0.002*** (0.001)	δ_{46}	0.004*** (0.001)
α_5	0.181*** (0.015)	α_{38}	-0.001 (0.010)	δ_{12}	-0.019*** (0.001)	δ_{51}	-0.001 (0.001)
α_6	0.685*** (0.025)	α_{44}	0.044*** (0.007)	δ_{13}	-0.019*** (0.001)	δ_{52}	0.015*** (0.001)
α_7	0.711*** (0.025)	α_{45}	0.003 (0.002)	δ_{14}	-0.013*** (0.001)	δ_{53}	0.006*** (0.001)
α_{11}	0.020*** (0.007)	α_{46}	0.007*** (0.002)	δ_{15}	-0.006*** (0.002)	δ_{54}	0.021*** (0.001)
α_{12}	-0.034*** (0.005)	α_{47}	-0.009 (0.013)	δ_{16}	-0.008*** (0.002)	δ_{55}	-0.004*** (0.002)

α_{13}	-0.012*** (0.005)	α_{48}	-0.064*** (0.008)	δ_{21}	0.001 (0.001)	δ_{56}	-0.006*** (0.001)
α_{14}	0.007* (0.004)	α_{55}	0.013*** (0.003)	δ_{22}	0.013*** (0.001)	δ_{61}	-0.002*** (0.001)
α_{15}	-0.004 (0.003)	α_{56}	-0.002 (0.002)	δ_{23}	-0.004*** (0.001)	δ_{62}	-0.017*** (0.002)
α_{16}	-0.012*** (0.003)	α_{57}	0.033*** (0.005)	δ_{24}	0.010*** (0.001)	δ_{63}	0.005*** (0.002)
α_{17}	-0.002 (0.009)	α_{58}	-0.037*** (0.007)	δ_{25}	-0.005*** (0.002)	δ_{64}	-0.009*** (0.002)
α_{18}	0.035*** (0.011)	α_{66}	0.034*** (0.003)	δ_{26}	-0.005*** (0.001)	δ_{65}	-0.008*** (0.003)
α_{22}	0.009 (0.007)	α_{67}	0.010** (0.004)	δ_{31}	-0.002*** (0.001)	δ_{66}	-0.011*** (0.002)
α_{23}	0.002 (0.006)	α_{67}	-0.029*** (0.008)	δ_{32}	0.004*** (0.001)	δ_{71}	-0.001 (0.001)
α_{24}	0.010** (0.005)	α_{77}	0.129*** (0.030)	δ_{33}	-0.008*** (0.001)	δ_{72}	-0.006*** (0.002)
α_{25}	-0.006** (0.003)	α_{78}	-0.207*** (0.022)	δ_{34}	-0.002*** (0.001)	δ_{73}	-0.014*** (0.002)
α_{26}	-0.007*** (0.003)	γ_1	-0.052*** (0.003)	δ_{35}	-0.004*** (0.002)	δ_{74}	0.009*** (0.002)
α_{27}	0.033*** (0.009)	γ_2	-0.028*** (0.002)	δ_{36}	-0.007*** (0.001)	δ_{75}	-0.002 (0.003)
α_{28}	-0.007 (0.012)	γ_3	-0.033*** (0.002)	δ_{41}	-0.002*** (0.001)	δ_{76}	0.001 (0.002)
α_{33}	-0.004 (0.008)	γ_4	-0.005*** (0.001)	δ_{42}	0.003*** (0.001)	R^2	0.883
						관측치	400

주1 : 추정치에 병기된 별은 각각 0.10(*), 0.05(**), 0.01(***)의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며, 표준편차는 각 추정치 하단의 괄호 속에 표기함.

주2 : $\alpha_8, \gamma_8, \alpha_{8i}$ 등은 식 (22)의 제약식을 통해 추정할 수 있음.

이제 <표 4-1>에서 얻은 모수 추정치를 이용하여 식 (23)과 식 (24)의 농식품 품목별 가격탄력성 및 지출액탄력성을 계산하면, <표 4-2>와 같으며 Krinsky and Robb(1986)의 시뮬레이션 기법을 이용

하여 탄력성 수치가 0과 다른지 통계적 검정을 실시하였다. 균형대체모형의 모수로 사용되는 쌀의 가격탄력성은 곡물의 가격탄력성 -0.348을 이용하며, 민감도 분석을 위해 곡물 및 빵의 가격탄력성 추정한 선행연구들에서 추정된 두 탄력성 수치 -0.322(권오상, 2015), -0.142(반경훈, 2018)를 추가적으로 이용한다.

<표 4-2> 농식품 수요의 가격탄력성 추정결과

	곡물	육류	수산물	유제품	과일	채소	가공	외식
곡물	-0.348*	-0.87***	-0.297**	0.267**	-0.003	-0.264***	0.292	1.784***
육류	-0.386***	-0.871***	0.033	0.127***	-0.049	-0.062**	0.462***	0.077
수산물	-0.328**	0.145	-1.078***	0.15	0.046	0.001	0.603*	0.472
유제품	0.141*	0.208**	0.073	-0.062	0.059	0.155***	-0.154	-1.314***
과일	-0.046	-0.072	-0.003	0.047	-0.787***	-0.017	0.546***	-0.457***
채소	-0.164***	-0.019	0.006	0.174***	0.043	-0.35***	0.419***	0.057
가공	0.002	0.175***	0.066	-0.026	0.17***	0.062***	-0.34**	-0.846***
외식	0.056**	-0.059*	-0.017	-0.161***	-0.112***	-0.092***	-0.555***	-0.601***
지출액 탄력성	-0.561***	0.669***	-0.01	0.894***	0.79***	-0.166***	0.736***	1.541***

주1 : 추정치에 병기된 별은 귀무가설 $H_0 : \eta_{ij}^M = 0$에 대해 각각 0.10(*), 0.05(**), 0.01(***)의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

제 2 절 쌀 비용함수 추정결과

비용함수 역시 앞선 2장 및 3장에서 제시한 쌀 비용함수의 추정방법 및 분석자료를 이용하여 비용함수의 모수들을 추정하였으며, 추정은 SAS 9.4를 이용하였다. 식 (26)의 생산비 비중방정식에서 기

타 중간투입물을 제외한 나머지 5개의 비중방정식을 선형 ITSUR (Iterative Seemingly Unrelated Regression)을 통해 <표 4-3>과 같이 추정하였다.

<표 4-3> 쌀 비용함수 추정결과

모수	추정치	모수	추정치	모수	추정치	모수	추정치
β_1	0.706*** (0.139)	β_{16}	-0.019*** (0.002)	β_{44}	0.029*** (0.003)	β_{1t}	0.011*** (0.001)
β_2	0.23*** (0.109)	β_{22}	0.096*** (0.014)	β_{45}	0.002 (0.002)	β_{2t}	-0.013*** (0.001)
β_3	-0.234*** (0.127)	β_{23}	-0.05*** (0.013)	β_{46}	0.001 (0.001)	β_{3t}	0.004** (0.001)
β_4	0.018 (0.03)	β_{24}	0.002 (0.004)	β_{55}	0.014*** (0.003)	β_{4t}	-0.001 (0)
β_5	0.059*** (0.024)	β_{25}	0.004 (0.003)	β_{56}	0.002 (0.001)	β_{5t}	-0.002*** (0)
β_{11}	0.183*** (0.015)	β_{26}	-0.011*** (0.002)	β_{1y}	-0.085*** (0.015)	R^2	0.799
β_{12}	-0.041*** (0.011)	β_{33}	0.191*** (0.018)	β_{2y}	0.004 (0.012)	관측치	104
β_{13}	-0.101*** (0.012)	β_{34}	-0.024*** (0.003)	β_{3y}	0.044 (0.015)		
β_{14}	-0.01*** (0.003)	β_{35}	-0.01** (0.003)	β_{4y}	0.012*** (0.003)		
β_{15}	-0.012*** (0.003)	β_{36}	-0.005 (0.002)	β_{5y}	0.005 (0.002)		

주1 : 추정치에 병기된 별은 각각 0.10(*), 0.05(**), 0.01(***)의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며, 표준편차는 각 추정치 하단의 괄호 속에 표기함.

주2 : β_6, β_{6j}, β_{6y}, β_{6t}등은 식 (26)의 제약식을 통해 추정할 수 있음.

이제 <표 4-3>에서 얻은 비용함수 모수 추정치들을 이용하여 식 (28)과 같이 각 생산요소 수요에 대한 가격탄력성(η_{ij}^{*})을 구할 수 있으며, 설명변수들의 표본평균에서 평가한 비용 비중을 통해 비용함

수 모형에서 각 생산요소 수요의 가격탄력성을 <표 4-4>와 같이 추정할 수 있다. 자본, 노동, 토지, 비료, 농약, 기타중간투입물 수요의 자체가격탄력성은 각각 -0.122, -0.355, -0.066, -0.353, -0.529, -0.163으로 모두 음수로 추정된 것을 알 수 있다. Krinsky and Robb(1986)의 시뮬레이션 기법을 이용하여 생산요소 수요의 가격탄력성이 0과 차이가 나는지 확인한 결과, 토지와 기타중간투입물을 제외한 나머지 생산요소들은 음수로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 생산요소 중 토지수요의 자체가격탄력성이 가장 낮았으며, 자본, 기타중간투입물, 노동, 비료, 농약 순으로 탄력성이 낮은 것으로 나타났다. 생산요소 간의 대체관계 혹은 보완관계 측면에서 자본은 토지, 기타중간투입 등과 보완관계를 형성하며, 노동, 농약, 비료 등과 대체관계를 형성한다. 또한, 토지와 비료가 보완관계에 있는 것으로 나타났다.

<표 4-4> 생산요소 수요의 가격탄력성 추정결과

수량 \ 가격	자본	노동	토지	비료	농약	기타 중간투입물
자본	-0.122***	0.113***	0.005	0.019*	-0.001	-0.015**
노동	0.165***	-0.355***	0.090*	0.058***	0.049***	-0.007
토지	0.006	0.069*	-0.066	-0.032***	-0.001	0.023***
비료	0.132**	0.280***	-0.199***	-0.353***	0.071**	0.069**
농약	-0.010	0.349***	-0.006	0.106*	-0.529***	0.089*
기타중간투입물	-0.122	-0.038	0.174	0.083	0.072	-0.168

주1 : 추정치에 병기된 별은 귀무가설 $H_0 : \eta_{ij}^{*} = 0$에 대해 각각 0.10(*), 0.05(**), 0.01(***)의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

이제 <표 4-4>에서 얻은 생산요소 수요의 자체 및 교차가격탄력성과 비용극소화 조건을 통해 <표 4-5>와 같이 생산요소 간의 대체탄력성을 얻을 수 있다. 본 연구에서 사용하는 수직적으로 연결된 생산물 및 생산요소 시장에서 생산요소 간의 대체탄력성은 균형변화 및 각 경제주체의 잉여를 결정하는 매우 중요한 역할을 한다. 이는 생산물의 수요의 가격탄력성과 생산요소 간의 대체탄력성의 상대적 크기에 따라 외생적 충격을 직접적으로 받지 않는 생산요소 수요의 변화 방향이 결정되기 때문이다. 자본의 경우, 노동과 대체탄력성이 큰 것으로 나타났으며, 비료는 노동, 농약, 기타 중간투입물과 대체탄력성이 큰 것으로 나타났다. 농약의 경우, 노동, 비료, 기타 중간투입물과의 대체탄력성이 큰 것으로 추정되었다.

<표 4-5> 생산요소 수요의 대체탄력성 추정결과

	자본	노동	토지	비료	농약	기타 중간투입물
자본	-	0.483	0.017	0.386	-0.030	-0.358
노동	0.483	-	0.296	1.196	1.492	-0.164
토지	0.017	0.296*	-	-0.659	-0.020	0.575
비료	0.386	1.196	-0.659	-	2.177	1.698
농약	-0.030	1.492	-0.020	2.177	-	2.206
기타중간 투입물	-0.358	-0.164	0.575	1.698	2.206	-

제 3 절 생산물 및 생산요소 시장의 변화

제 1절과 2절의 쌀 수요의 가격탄력성, 생산요소의 대체탄력성 추정결과와 함께 분석 자료에서 제시한 생산요소 공급탄력성, 초기

균형 및 정책모수를 이용하여 영세율 제도로 인한 쌀 및 생산요소 시장의 균형변화를 파악할 수 있다.

쌀 수요의 가격탄력성의 경우, 본 연구에서 추정한 곡물의 수요탄력성 -0.348과 함께 선행연구의 빵 및 곡물(곡물가공품)의 수요탄력성 수치 -0.142(반경훈, 2018)와 -0.322(권오상, 2015)을 이용하여 민감도 분석을 실시하였다. 농림어업용 부가가치세 영세율 폐지로 인한 생산물 및 생산요소 변화 결과는 <표 4-6>과 같다. 현재 농업부문 생산요소 시장에 부가가치세 영세율이 적용된 상태이기 때문에 초기 균형은 영세율이 적용된 시장 균형을 의미하며, 영세율이 적용되기 이전의 균형상태는 영세율 폐지로 인한 자본, 비료, 농약 시장의 가격이 각각 4.26.%(β_1), 10.00%(β_4), 10.00%(β_5) 상승했을 경우의 시장 균형을 의미한다.

본 연구에서 추정한 쌀의 수요탄력성(-0.348)을 기준으로 영세율 폐지로 인해 자본의 가격이 4.26% 상승하고, 비료와 농약의 가격이 10% 상승할 경우, 쌀 생산량은 0.52% 감소하고, 쌀 가격은 1.49% 증가하는 것으로 추정된다. 이로 인한 쌀 생산액의 변화는 0.96% 증가하며, 이를 액수로 환산하면 약 741억 원의 쌀 생산액이 증가하는 것으로 나타난다. 영세율 폐지(조세 부과)로 쌀 생산액이 증가하는 것은 쌀 수요가 공급에 비해 상대적으로 비탄력적인 특성이 반영된 결과로 보인다. 다음으로 생산요소 시장에서 영세율 폐지로 인한 자본, 비료, 농약의 가격 상승은 해당 생산요소의 가격을 각각 3.75%, 8.65%, 7.65% 증가시키며, 수량을 각각 0.78%, 2.03%, 3.52% 감소시킨다. 영세율의 적용을 받는 자본, 비료, 농약의 가격상승률이 외생적인 충격보다 적은 것은 해당 투입요소의 가격 상승으로 인해 농가들이 해당 투입요소를 수요량이 줄어드는 것과 다른 생산요소의 사용을 늘리는 식으로 대응하기 때문인 것으로 보인다. 한편 영세율

<표 4-6> 생산물 및 생산요소 시장 균형변화(2015년 기준)

구분		$\|\eta\| = 0.142$				$\|\eta\| = 0.322$				$\|\eta\| = 0.348$			
		EQ	EP	E(PQ)	d(PQ)	EQ	EP	E(PQ)	d(PQ)	EQ	EP	E(PQ)	d(PQ)
생산물	쌀	-0.26	1.83	1.56	120.33	-0.49	1.52	1.03	78.98	-0.52	1.49	0.96	74.13
생산요소	자본	-0.51	3.92	3.39	83.41	-0.75	3.77	2.99	73.56	-0.78	3.75	2.94	72.40
	노동	0.93	0.67	1.61	20.49	0.67	0.48	1.16	14.77	0.64	0.46	1.11	14.10
	토지	-0.40	-1.19	-1.58	-30.50	-0.60	-1.81	-2.40	-46.26	-0.62	-1.89	-2.50	-48.11
	비료	-1.84	8.77	6.76	28.41	-2.01	8.66	6.47	27.19	-2.03	8.65	6.44	27.05
	농약	-3.25	7.83	4.32	9.23	-3.49	7.67	3.91	8.36	-3.52	7.65	3.87	8.26
	기타	0.29	0.19	0.48	1.58	-0.01	-0.01	-0.02	-0.06	-0.05	-0.03	-0.08	-0.26

주1 : 쌀 수요의 가격탄력성의 절댓값($|\eta|$)은 본 연구에서 추정한 0.348과 함께 0.142(반경훈, 2018), 0.322(권오상, 2015)를 사용함.

주2 : E(·)는 변화율을 의미하며, d(·)는 변화분을 의미함.

주3 : E(·)의 단위는 %이며, d(·)의 단위는 10억 원을 의미함.

주4 : d(·)는 변화분을 의미하며, <표 3-5>의 초기균형 값에서의 변화분을 의미함.

폐지로 인해 직접적으로 조세를 납부해야하는 자본, 비료, 농약 공급자의 수취가격은 각각 0.51%, 1.35%, 2.35% 감소하는 것으로 나타났다.

다음으로 영세율의 적용을 받는 시장의 외생적 충격이 다른 생산요소 시장(노동, 토지, 기타 중간투입물)에 미치는 영향은 최종생산물 시장의 수요탄력성(η)의 절댓값과 생산요소 간 대체탄력성(σ_{ij})의 상대적인 크기에 따라 달라진다.[7] 생산요소 간 대체탄력성이 쌀 수요의 가격탄력성(절댓값)보다 크면, 두 생산요소는 조대체제(gross substitutes)의 성격을 가지며, 반대의 경우 두 생산요소는 조보완재(gross complements)의 성격을 가진다.[8] 따라서 영세율 폐지로 인해 자본, 비료, 농약의 가격이 상승했을 때, 최종생산물의 수요탄력성의 절댓값이 자본(혹은 비료, 농약)과 노동(혹은 토지, 기타 중간투입물) 간 대체탄력성보다 큰 경우, 노동(혹은 토지, 기타 중간투입물)의 수요는 감소하여 노동(혹은 토지, 기타 중간투입물)의 가격과 수량은 모두 감소하게 된다.

본 연구에서 추정한 쌀 수요의 탄력성의 절댓값(0.348)과 <표 4-5>의 생산요소 간 대체탄력성을 비교해보면, 영세율에 적용을 받는 생산요소와 적용을 받지 않는 생산요소의 대체탄력성이 쌀 수요의 가격탄력성보다 큰 경우는 자본-노동(0.483), 자본-비료(0.386), 비료-노동(1.196), 비료-농약(2.177), 비료-기타중간투입물(1.698), 농약-노동(1.492), 농약-기타 중간투입물(2.206)이 있는 것으로 나타났다. 노동의 경우, 자본, 비료, 농약과 모두 대체관계가 큰 것으로 나타나 영세율 폐지될 경우 노동의 수요가 늘어나 노동의 가격 및 수

---

7) Chambers(1988)에 따르면, 생산요소 간 대체탄력성(σ_{ij})은 각 요소별 지출액 비중(s_j)과 요소 간 교차가격탄력성(η^*_{ij})으로 나타낼 수 있으며, 수식으로는 $\sigma_{ij} = \eta^*_{ij}/s_j$와 같이 표현된다.

8) Alston et al.(1995), p262.

량이 모두 증가하는 것으로 나타났다. 기타 중간투입물의 경우, 비료 및 농약과 대체관계를 보였으나 자본과는 보완성(-0.479) 강해 비료 및 농약의 대체효과를 넘어서는 것으로 나타났으며, 영세율이 폐지될 경우 기타중간투입물의 수요가 줄어드는 것으로 나타났다. 토지는 자본, 비료와 보완관계가 있는 것으로 나타났으며, 영세율이 폐지되어 자본 및 비료의 사용이 감소하면, 토지 수요 역시 감소하는 것으로 나타났다. 토지서비스의 수량은 0.70% 감소하였지만, 토지 공급의 비탄력성으로 인해 토지서비스의 가격은 2.10%감소하는 것으로 나타났다.

쌀 수요의 가격탄력성을 -0.322로 가정할 경우, 생산물 및 생산요소 시장 균형의 변화방향은 동일한 것으로 나타났으며, 변화폭은 소폭 상승했다. 반면, 쌀 수요의 가격탄력성을 -0.142로 가정할 경우, 비료 및 농약과 기타중간투입물의 대체관계가 자본과 기타중간투입물 간의 보완관계보다 상대적으로 크게 작용하여 영세율 폐지가 기타중간투입물의 수요를 증가시켜 기타중간투입물의 균형 수량 및 가격을 모두 증가시키는 것으로 나타났다.

제 4 절 후생변화 분석

제 3절의 생산물 및 생산요소 시장의 균형변화결과를 이용하여 식 (14) ~ 식 (19)의 각 경제주체의 후생변화를 분석한 결과는 <표 4-7>과 같다. <표 4-7>의 후생변화 분석결과는 자본-비료-농약의 충격이 순차적으로 오는 상황을 가정한 것이며, 다른 5개의 순서는 <부표 1> ~ <부표 5>에 제시되어 있다. <표 4-7> 및 <부표 1> ~ <부표 5>에서 확인할 수 있듯이 각 경제주체의 후생변화는 충격의 순서에 따라 거의 변화가 없는 것을 알 수 있으며 따라서 경

로의존성으로 인한 문제는 크지 않은 것으로 보인다. 농가의 잉여변동분은 식 (19)를 통해 구한 값이며, 농가가 보유한 생산요소에 대한 준지대가 포함된다. 비농가 부문 생산요소의 잉여변동분은 해당 생산요소를 농가 이외의 생산요소 공급자가 얻는 잉여를 의미한다.

본 연구에서 추정한 탄력성(-0.348)을 기준으로 한 분석 결과, 영세율 폐지로 인한 총 잉여는 1,539억 원 감소하는 것으로 나타나 정부의 조세지출금액 추정액($\triangle GS$) 1,685억 원보다 작은 것으로 추정되었다. 이 중 농가의 잉여는 약 1,096억 원 감소하여 총 잉여감소분의 약 71.2%를 차지한 것으로 분석되었다. 비농가 부문 생산요소의 잉여변동분 중 토지의 공급자잉여 감소분이 216억 원으로 가장 크게 나타났으며, 영세율 적용 품목인 자본, 비료, 농약은 각각 126억 원, 55억 원, 49억 원 감소하는 것으로 나타났다. 토지시장이 영세율의 직접적인 수혜를 받는 시장이 아님에도 불구하고 토지공급자의 잉여변동분이 큰 것은 영세율 품목과 토지의 보완관계와 토지공급의 비탄력성을 통해 설명할 수 있다. <표 4-5>의 대체탄력성 수치를 통해 확인할 수 있듯이 토지는 영세율 품목인 자본, 비료, 농약과 조대체재(gross complements)의 관계를 가지기 때문에 영세율 폐지로 인해 영세율 적용품목의 가격이 상승하고, 수요가 줄어들면, 토지의 수요 역시 감소한다. 또한, 다른 요소에 비해 토지 공급은 상당히 비탄력적이므로 이러한 수요감소로 인한 가격감소의 폭이 상대적으로 커서 공급자 잉여의 감소가 두드러지는 것으로 판단된다.

반면, 영세율 적용 품목인 자본, 비료, 노동과의 대체관계가 크게 나타났던 노동의 경우 영세율이 폐지될 경우 오히려 비농가부문 노동의 생산자 잉여가 약 6억 원 증가하는 것으로 나타났다. 노동 부문이 영세율 적용품목과 대체관계가 큼에도 불구하고 생산자잉여

증가분이 5억 원에 불과한 것은 쌀 생산에 투입되는 노동투입량 중 90.3%가량이 자가 노동이므로 궁극적으로 농가의 잉여($\triangle CS_{FARM}$)에 귀속되기 때문이다. 자가 노동을 포함한 전체 노동 부문으로 보면, 영세율 폐지로 인한 전체 노동 부문의 잉여는 총 57억 원 가량 증가하는 것으로 나타났다.

<표 4-7> 사회후생변화 및 조세지출금액

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총 잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\| = 0.142$	$\|\eta\| = 0.322$	$\|\eta\| = 0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.72 (80.24%)	-111.03 (72.16%)	-109.65 (71.22%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.33 (5.45%)	-12.21 (7.94%)	-12.67 (8.23%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.05%)
	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-5.02 (3.29%)	-5.48 (3.56%)	-5.54 (3.60%)
	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.58 (2.99%)	-4.9 (3.18%)	-4.94 (3.21%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-152.93 (100%)	-153.86 (100%)	-153.97 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.75	168.60	168.58

한편, 제 3절과 마찬가지로 쌀 수요의 가격탄력성의 범위에 따른 각 경제주체의 잉여변화에 대한 민감도 분석을 실시하였다. 쌀 수요

의 가격탄력성에 따른 총 잉여의 감소분은 1,529억 원 ~ 1,539억 원으로 쌀 수요탄력성 변화에 따른 총 잉여변동분의 차이는 크지 않은 것으로 나타났다. 수요탄력성 변화에 따른 정부의 조세지출 변화분 역시 1,685억 원~ 1,687억 원으로 약 2억 원 가량 차이가 나는 것으로 나타났다. 반면, 제 3절의 설명과 같이 쌀 수요의 가격탄력성은 생산요소 간의 대체탄력성과의 상대적 크기에 따라 영세율 미적용 생산요소 수요가 달라지기 때문에 쌀 수요의 가격탄력성에 따라 각 경제주체가 얻는 잉여변동분은 달라질 수 있다. 결과적으로 쌀 수요의 가격탄력성 범위에 따른 농가의 잉여변동분은 1,096억 원 ~ 1,227억 원으로 나타났으며, 총 잉여변동분 대비 약 71.22% ~ 80.24% 수준인 것으로 나타났다.

현재 농업부문 생산요소 시장에 영세율 제도가 적용된 상태에서 영세율 폐지로 인한 농가 및 비농가 부문의 잉여변동을 통해 영세율 제도 이전과 이후의 사회후생분석의 비용-편익 분석을 할 수 있다. 즉, 현재의 1,685억 원의 조세감면 규모는 영세율 제도의 비용이며, 영세율 제도 폐지로 인한 농가 및 비농가 부문의 잉여변동이 농가 및 비농가부문의 편익으로 볼 수 있다. 영세율 제도로 인한 총 잉여 대비 조세 감면 규모의 비용-편익 비율(Cost-Benefit Ratio)은 0.913:1로 영세율 제도 적용으로 인한 편익에 비해 비용이 더 많은 것으로 나타났다. 한편, 총 편익 중 농가의 잉여변동이 총 잉여의 71.22% ~ 80.24%로 영세율 제도의 적용으로 인한 편익은 많은 부분이 농민에게 귀속되는 것으로 분석되었다. 영세율 제도의 적용으로 인한 총 편익에서 농가의 편익이 가장 많은 부분을 차지하는 것은 두 가지 측면에서 설명될 수 있다. 우선, 토지 부문을 제외한 다른 생산요소의 경우, 생산요소수요에 대한 탄력성이 생산요소공급의 탄력성보다 비탄력적이기 때문에 영세율 제도로 인한 생산요소의

공급 증가는 요소 수요자인 농가에게 귀속되는 정도가 크다. 또한, 자본, 비료, 농약을 제외하고는 농가가 보유한 생산요소(토지, 노동 등)의 비중이 커서 상대적으로 농가의 편익이 크게 나타난 것으로 해석될 수 있다.

비농가 부문의 잉여변동 중에는 자본서비스의 잉여변동분이 탄력성 범위에 따라 5.45% ~8.23% 가량을 차지하였으며, 비료가 3.29% ~3.60%, 농약이 2.99% ~3.21%, 토지가 8.98% ~ 14.05% 가량이 것으로 나타났다. 노동의 경우, 생산요소의 대부분을 농가가 자가 보유하고 있으므로, 비농가부문의 자본 및 노동의 잉여증가분은 1% 미만으로 매우 작은 것으로 나타났다.

제 5 절 소득재분배효과 분석

<표 4-6>의 균형대체모형의 분석결과와 2015년 농가경제조사를 이용하여 개별 농가들의 농가수지의 평균적인 변화를 추정한 결과는 <표 4-8>와 같다. <표 4-6>의 추정결과와 같이 쌀 수요는 상당히 비탄력적이기 때문에 쌀 균형수요량의 변화보다 균형가격의 변화율이 크며 따라서 영세율 적용 이후에 농업수입은 약 15만 원 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 영세율 적용으로 인한 농업경영비 감소가 약 23만 원으로 나타나 평균 농가소득과 평균 농업소득이 약 8만 원(1.00%) 상승하는 것으로 추정되었다. 농업경영비 항목에서는 영세율 적용 품목이 포함된 자본 감가상각비와 재료비 항목이 각각 17만 원, 12만 원 감소하여 농업경영비 감소의 큰 기여를 하는 것으로 나타났다. 반면, 토지임차료와 기타경비 항목은 영세율 적용 이후 오히려 증가하는 것으로 나타났으며, 이는 토지와 기타경비항

목이 자본, 비료, 농약 등과의 보완관계가 커서 이들 생산요소에 대한 투입이 증가할 경우, 토지 및 기타 생산요소의 수요가 증가하여 투입금액 자체가 증가하기 때문이다.

<표 4-8> 영세율 적용에 따른 농가수지 변화

(단위: 천원, %)

농가수지 항목	영세율 적용 이전	영세율 적용 이후	증감액(증감률)
농업소득	8,292	8,375	83 (1%)
농업총수입	25,190	25,039	-151 (-0.6%)
농업경영비	16,898	16,664	-234 (-1.38%)
- 재료비	3,886	3,763	-122 (-3.15%)
- 노무비	343	339	-4 (-1.09%)
- 토지임차료	2,357	2,418	60 (2.56%)
- 자본감가상각비	5,930	5,760	-169 (-2.86%)
- 기타경비	4,382	4,383	1 (0.02%)

주1 : 평균 추정치는 개별농가의 가중치를 반영한 가중평균임.
자료 : 농가경제조사(2015)

2015년을 기준으로 부가가치세 영세율 제도의 소득재분배 효과를 살펴본 결과는 <표 4-9>과 같다. 농업소득의 경우, 영세율 적용 이전보다 적용 이후 지니계수, GE(1), GE(2)지수 등 모든 항목에서 소득불균등도지수가 약간씩 감소하는 것으로 나타나지만, 그 감소폭은 모든 지수에서 0.01 미만인 것으로 나타났다. 부트스트래핑을 통해 영세율 적용 이전과 이후의 소득불균등도 지수의 변화가 통계적으로 유의한지 살펴본 결과, 영세율 적용으로 인한 소득불균등도 지수의 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 농업

소득의 경우, 영세율 적용으로 인한 소득재분배효과는 미미한 수준이며, 거의 존재하지 않는다고 판단할 수 있다.

<표 4-9> 영세율 적용에 따른 농업소득 소득불균등도 지수 변화

소득 불균등도 지수	영세율 적용 이전	영세율 적용 이후	증감(이후-이전)	P-value
지니계수	0.5501	0.5490	-0.0011	0.5147
GE(1)	0.8951	0.8921	-0.0030	0.5037
GE(2)	2.3926	2.3923	-0.0002	0.5016

주1 : 유의확률(p-value)은 두 시점 간의 불평등도지수의 차이가 통계적으로 유의한지 나타내며, 1에 가까울수록 불평등도의 감소가 통계적으로 유의하다는 것을 의미하며, 0에 가까울수록 불평등도의 증가가 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

부가가치세 영세율 제도가 적용되면, 영세율의 적용을 받는 품목의 투입비용이 동일한 비율로 감소하기 때문에 농업생산비의 절감액 자체는 규모가 큰 농가일수록 더 클 개연성이 있다. 즉, 규모가 큰 농가일수록 생산요소의 사용량이 많으며, 따라서 영세율 적용으로 인한 수혜를 더 많이 받는다. <표 4-10>에서 볼 수 있듯이, 영세율 적용으로 인한 생산비 절감효과는 4분위가 462천 원으로 가장 크고, 1분위가 189천 원으로 가장 작은 것을 알 수 있다. 그러나 영세율 적용으로 인한 생산비의 변화율을 살펴보면, 1분위가 1.58%, 4분위가 1.23% 감소하여 생산비 변화율 측면에서는 1분위가 가장 큰 것을 알 수 있다. 또한, 규모가 작은 농가일수록 농업총수입 대비 농업경영비(비용/수입)가 크기 때문에 영세율이 적용되어 동일한 비율로 투입재의 가격이 감소할 경우, 규모가 작은 농가일수록 상대적인 수혜는 더 클 수 있다. 따라서 상대적인 농업소득의 분포를 살펴보았을 때, 영세율 적용으로 인해 소득불균등도 지수 자체는 감소할

수 있다. 그러나 이러한 쌀 농가의 농업경영비의 감소는 1.2% ~ 1.5% 수준으로 작기 때문에 영세율 적용으로 인한 소득불균등도 지수의 감소는 미미한 수준으로 판단된다.

<표 4-10> 영세율 적용에 따른 소득분위별 농업경영비 변화

(단위 : 천원,%)

소득분위	영세율 적용 이전	영세율 적용 이후	증감 (이후-이전)	변화율	비용/수입
1분위	11,787	11,975	-188	-1.58%	113.52%
2분위	7,255	7,370	-115	-1.57%	69.32%
3분위	14,089	14,291	-202	-1.42%	66.77%
4분위	36,950	37,412	-461	-1.23%	58.09%

주1 : 평균 추정치는 개별농가의 가중치를 반영한 가중평균임.

자료 : 농가경제조사(2015)

한편, 부가가치세 영세율 제도가 쌀 생산농가의 소득 및 소득재분배에 미치는 영향은 지역별로 차이가 날 것으로 예상된다. 동일한 쌀 생산농가라도 지역에 따라 생산요소 시장의 여건이 다르기 때문에 생산요소 사용의 비중이 달라질 수 있다. 따라서 영세율의 적용으로 인해 수혜를 받는 품목을 많이 사용하는 지역일수록 생산비절감효과는 커질 수 있다. 반대로, 영세율 품목과 보완관계에 있는 품목을 많이 사용하는 지역인 경우, 영세율 적용으로 인한 생산비절감효과는 감소할 수 있다.[9] 예를 들어, 평균적으로 토지의 사용량이 적고, 비료, 농약, 기계를 집약적으로 사용하는 지역의 경우, 영세율 적용으로 인해 비료, 농약, 자본서비스의 투입금액이 낮아지는 반면,

9) 제 3절의 생산물 및 생산요소 시장의 균형변화와 <표 4-6>에서 설명했듯이, 영세율 적용품목과 조보완재 관계를 가지는 생산요소의 경우, 영세율이 적용되어 영세율 적용품목의 균형투입량이 증가할 경우, 해당 생산요소의 수요가 증가하여 균형가격이 증가하며, 따라서 투입금액이 증가한다.

토지의 투입액 증가는 상대적으로 작아 생산비 절감효과가 클 수 있다. 반대로, 토지의 사용량이 많지만, 상대적으로 비료, 농약, 기계를 적게 사용하는 지역은 영세율로 인한 생산비 절감효과가 상대적으로 작을 수 있다.

지역별로 영세율 적용으로 인한 농가소득의 증감을 살펴보면, <표 4-11>과 같이 영세율 적용 이후 모든 지역에서 농가소득이 증가한 것을 알 수 있다. 그러나 농가소득 증가율은 지역별로 상이하다. 우선, 전체 소득증가율(1.06%)를 상회하는 지역은 경기권, 전남권, 경북권, 경남권으로 나타났다. 해당 지역 중 경기권의 농업소득 증가율이 1.67%로 가장 큰 것을 알 수 있으며, 전남(1.54%), 경남(1.32%), 경북(1.14%) 순으로 나타났다. 반면, 나머지 지역들은 전체 평균을 밑돌았음, 전북권의 경우 농업소득 증가율이 0.21%로 가장 낮은 것으로 나타났다.

<표 4-11> 영세율로 적용에 따른 지역별 농업소득 변화

(단위 : 천원,%)

구분	경기권	강원권	충북권	충남권	전북권	전남권	경북권	경남권
영세율 이전	7,370	12,285	7,114	7,122	9,867	6,961	7,126	11,503
영세율 이후	7,492	12,370	7,137	7,173	9,888	7,067	7,207	11,655
증감 (증감율)	123 (1.67%)	85 (0.69%)	23 (0.33%)	51 (0.71%)	21 (0.21%)	106 (1.53%)	81 (1.14%)	152 (1.32%)

주1 : 평균 추정치는 개별농가의 가중치를 반영한 가중평균임.

자료 : 농가경제조사(2015)

이처럼 지역별로 영세율 적용으로 인한 수혜의 정도가 다른 것은 앞서 설명한 바와 같이 지역별로 생산요소의 투입비중이 다르고, 농업수입 대비 비용의 비중이 다르기 때문이다. 경기권의 경우, 총 비

용에서 비료, 농약, 감가상각비가 차지하는 비중이 각각 9.4%, 5.6%, 39.4%로 다른 지역에 비해 높은 반면, 토지임차료의 비중은 평균보다 낮은 것으로 나타났다. 전남권의 경우, 생산요소의 투입금액 비중은 평균치와 거의 유사하지만, 농업총수입 대비 농업경영비(비용/수입)의 비중이 가장 높아 영세율로 인한 생산비 절감효과가 큰 것으로 판단된다. 경남권의 경우, 비료와 농약의 비중은 낮았지만, 감가상각비의 비중이 높았다. 또한, 영세율 미적용 품목 중 영세율 적용 품목과 대체관계에 있어 투입금액이 감소한 노무비의 비중이 평균에 비해 상당히 높았으며, 보완관계에 있어 투입금액이 증가하는 토지임차료의 비중이 가장 낮아 영세율 적용으로 인한 생산비절감효과가 큰 것으로 판단된다. 반면, 전북권의 경우, 비료, 감가상각비의 투입액 비중이 가장 낮았으며, 토지임차료의 비중이 높아 생산비 절감효과가 전체 지역 중 가장 낮은 것으로 판단된다.

<표 4-12> 지역별 농업경영비 대비 생산요소 투입금액 비중

(단위 : %)

구분	비료	농약	노무비	토지 임차료	감가 상각비	기타 경비	비용/수입
경기권	9.4	5.6	1.1	12.9	39.4	24.3	69.4
강원권	10.6	5.5	1.6	12.3	35.5	25.3	57.8
충북권	8.3	4.1	1.8	14.8	32.6	28.9	62.6
충남권	9.0	5.7	1.4	12.9	32.1	28.3	63.0
전북권	7.3	5.6	1.4	19.3	29.9	27.3	67.7
전남권	8.0	5.1	1.8	14.0	34.6	27.2	74.2
경북권	8.6	4.7	0.9	14.7	36.8	23.5	66.7
경남권	7.3	4.4	4.8	10.5	38.2	24.3	63.3
평균	8.2	5.1	2.0	13.9	35.2	25.9	67.1

자료 : 농가경제조사(2015)

위의 논의와 같이 영세율 제도는 지역별로 수혜의 정도가 다르기 때문에 영세율 적용으로 인한 지역별 소득재분배 효과를 살펴보기 위해 농가소득의 GE(0) 지수를 식 (32)와 같이 지역 간 불평등도와 지역 내 불평등도로 분해할 수 있다.

영세율 적용 이전과 이후의 GE(0)지수 분해 결과는 <표 4-13>, <표 4-14>와 같다. 우선, 지역 내의 불평등도가 전체 불평등도 지수의 대부분을 설명하는 것으로 분석되었다. 영세율 이전과 이후 모두에서 지역 내의 불평등도가 98% 가량을 차지하는 반면, 지역 간 불평등도는 약 2%에 불과했다. 전체 불평등도 지수는 앞서 제시한 지니계수, GE(1), GE(2)지수처럼 영세율 이전보다 이후에 감소하여 영세율 적용으로 인해 소득불평등도가 미세하게 완화된 것으로 보인다. 다음으로, 지역별로 농가소득의 불평등도를 비교하면, 영세율 적용 이전과 이후 모두에서 경남권의 불평등도가 가장 높았으며, 경북권, 충남권, 전남권의 소득불평등도가 다른 지역에 비해 상대적으로 높았다. 마지막으로, 집단 간 불평등지수가 전체 불평등지수에서 차지하는 비중이 작지만, 영세율 적용으로 인해 집단 간 불평등도지수는 커지는 것으로 나타났다. 영세율 적용 이전에는 집단 내 불평등지수와 집단 간 불평등지수가 전체 불평등도지수의 각각 98.36%, 1.64%를 차지하는 반면, 영세율 적용 이후에는 집단 내 불평등지수와 집단 간 불평등지수가 각각 98.41%, 1.59%를 차지하여 영세율 적용 이후에 집단 내 불평등도지수는 상대적으로 감소한 반면, 집단 간 불평등도지수가 상대적으로 증가한 것을 알 수 있다. 이러한 분석결과는 앞서 설명한 바와 같이 지역별로 생산요소의 투입비중이 다르고, 농업수입 대비 비용의 비중이 다르기 때문에 부가가치세 영세율 적용 생산요소를 많이 사용하는 경기, 전남, 경남권 등 특정 지역의 농가들이 더 수혜를 받아 영세율 제도의 적용은 그룹 간 상

대적 불평등도를 증가시켰다는 것으로 풀이될 수 있다.

<표 4-13> GE(0)지수 분해결과(영세율 이전)

구분	전체 불평등도	집단 비중 (v_k)	집단 내 불평등도 ($GE(0)_k$)	집단 간 불평등도 ($\log(1/\lambda_i)$)
경기권		0.1224	0.4382	0.1380
강원권		0.0499	0.3765	-0.2212
충북권		0.0771	0.4569	0.0732
충남권		0.1497	0.5948	0.0900
전북권		0.1451	0.5303	-0.2239
전남권		0.1973	0.5619	-0.0399
경북권		0.1315	0.6780	0.1906
경남권		0.1270	0.7848	-0.0012
전체	0.5829	1.0000	0.5733	0.0095

<표 4-14> GE(0)지수 분해결과(영세율 이후)

구분	전체 불평등도	집단 비중 (v_k)	집단 내 불평등도 ($GE(0)_k$)	집단 간 불평등도 ($\log(1/\lambda_i)$)
경기권		0.1224	0.4233	0.1290
강원권		0.0499	0.3655	-0.2253
충북권		0.0771	0.5271	0.1006
충남권		0.1497	0.5804	0.0867
전북권		0.1451	0.5271	-0.2214
전남권		0.1973	0.5514	-0.0477
경북권		0.1315	0.6976	0.2033
경남권		0.1270	0.7726	-0.0100
전체	0.5819	1.0000	0.5727	0.0092

제 4 장 요약 및 결론

쌀 산업이 한국 농업에서 가지는 중요성으로 인해 쌀 산업은 한국 농정에서 가장 중요한 부분을 차지하고 있다. 특히 농산물 개방화 시대에 농업부문의 경영여건의 악화됨에 따라 쌀 산업의 효율성을 제고하는 한편 농업경영영의 안정화 측면에서 쌀 생산농가의 소득향상을 위해 쌀 산업에 대한 보조정책이 시행되어져 왔다. 따라서 이러한 정책들이 궁극적인 정책목표인 쌀 생산농가의 소득향상에 기여했는지에 대한 검토가 필요하다. 특히 재정지출보조과 달리 조세지출보조는 그 수단과 효과가 간접적으로 전달된다는 측면에서 조세지출을 통한 보조의 성과 및 문제점을 종합적으로 판단하는 것이 향후 재정지출과 조세지출 보조사업의 연계에 있어 중요한 시사점을 줄 수 있다.

본 연구는 농업부문 조세지원이 농가소득 증대와 소득재분배 측면의 정책목표를 달성하는지 검토하기 위해 농업부문 조세특례지원 중 가장 큰 부분을 차지하고 있는 부가가치세 영세율 제도의 효율성과 소득재분배 효과를 분석하였다. 구체적으로 부가가치세 영세율 제도의 효과성 분석을 위해 균형대체모형을 이용하여 생산물 시장 및 생산요소 시장의 균형변화를 계산하였고, 추정된 가격 및 수량 변화율 이용하여 각 경제주체의 후생효과를 분석하였다. 또한, 지니계수와 엔트로피지수를 이용하여 영세율 도입 이전과 이후의 불평등도를 계측하였고, 엔트로피지수 분해를 통해 영세율 제도가 지역별 소득불평등도에 미치는 영향을 분석하였다.

부가가치세 영세율 제도가 생산물 및 생산요소 시장에 미치는 영향을 분석한 결과, 현재 농업부문 생산요소 시장에 부가가치세 영세율 제도가 적용된 상태에서 영세율을 폐지할 경우, 쌀의 균형수량과

노동을 제외한 생산요소 시장의 균형수량은 감소하며, 농민들이 구매하는 생산요소의 가격은 토지, 기타중간투입물을 제외하고 모두 상승하는 것으로 분석되었다. 영세율 폐지로 자본, 비료, 농약의 가격이 각각 4.2%, 10.0%, 10.0% 상승하더라도 생산요소 간 대체효과 및 피드백 효과에 의해 자본, 비료, 노동의 가격은 외생적 충격보다 적게 변하는 것으로 나타났다. 토지는 다른 생산요소와의 대체탄력성이 작아 영세율 적용품목인 자본, 비료, 농약과 조보완재 성격을 가지며, 이로 인해 토지서비스의 가격과 수량이 모두 감소하는 것으로 나타났다.

다음으로 영세율 적용 이전과 이후의 사회후생을 분석한 결과, 부가가치세 영세율로 인한 총 잉여 대비 조세 감면 규모의 비용-편익 비율은 0.91:1로 편익에 비해 비용이 많은 것으로 나타났다. 영세율 적용으로 인한 총 편익은 1,529억 원에서 1,539억 원 수준으로 나타났으며, 조세지출은 1,685억 원에서 1,687억 원 가량으로 나타났다. 영세율 제도 적용으로 인한 총 편익에서 농가의 잉여증가가 총 잉여의 71.2% ~ 80.2% 가량을 차지하여 영세율 적용으로 인한 편익의 많은 부분이 농민에게 귀속되는 것으로 분석되었다. 비농가부문 생산요소 공급자의 잉여 중에는 토지의 잉여변동분이 14%로 가장 높았고, 영세율 적용품목인 자본, 비료, 농약의 생산자 잉여는 각각 8%, 4%, 3% 증가하는 것으로 분석되었다. 이를 통해 정책수단으로 인한 수혜는 대부분 농가에게 귀속되는 것을 확인할 수 있으며, 영세율 제도는 정책의 궁극적인 목표인 농가소득 향상에 기여한다고 평가할 수 있다. 균형대체모형의 분석결과를 이용하여 개별 농가단위 농가수지를 분석한 결과 역시 이를 뒷받침한다. 영세율 적용으로 인해 평균적인 쌀 생산농가는 약 23만 원의 생산비 절감효과가 있는 것으로 분석되었으며, 농업소득은 8만 원 가량 증가하는 것으로 나타났다.

영세율 적용 이전과 이후의 시나리오 분석을 통해 소득불평등도 지수를 측정한 결과, 영세율 적용으로 인해 소득불평등도가 미세하게 낮아졌지만 통계적으로 유의한 수준은 아닌 것으로 분석되었다. 소득분위별로 영세율 제도의 효과를 살펴볼 경우, 예상과 같이 소득이 높은 농가일수록 농업경영비의 감소액 자체는 큰 것으로 나타났다. 다만, 소득이 낮을수록 농업총수입에서 농업경영비가 차지하는 비중은 높아 상대적인 생산비절감효과는 소득이 낮을수록 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 영세율 제도의 효과를 지역별로 구분하여 살펴보았다. 이는 지역마다 다른 생산요소 시장 여건으로 인해 생산요소의 비중이 달라질 수 있어 영세율 적용으로 인한 수혜의 정도가 달라질 수 있기 때문이다. 영세율 적용품목인 자본서비스, 비료, 농약을 많이 사용하거나 영세율과 보완관계에 있는 토지의 사용비중이 상대적으로 작은 지역의 경우, 영세율 제도의 수혜를 가장 많이 받게 된다. 분석 결과, 경기권, 전남권, 경남권이 영세율 적용으로 인한 수혜를 가장 많이 받는 지역으로 나타났다. 반면, 전북권은 영세율 적용으로 인한 농업소득 증가율이 0.2% 수준에 그친 것으로 나타났다. 이러한 지역별 수혜정도의 차이를 구체적으로 확인하기 위해 GE(0) 지수 분해를 통해 소득불평등도지수를 지역 간 소득불평등도와 지역 내의 소득불평등도로 나눠 영세율 적용 이전과 이후의 차이를 분석한 결과, 영세율 적용으로 인해 전체 불평등도지수와 지역 내 불균등도 지수는 감소하지만, 그룹 간 상대적 불평등도는 심화되는 것으로 나타났다.

본 연구에서 시도한 농업부문 조세의 효과성과 형평성에 대한 분석은 농업부문 조세체계가 쌀 농가의 농가소득 증대와 소득재분배라는 정책목표 달성하고 있는지를 실증적으로 분석할 수 있다는 점에서 향후 농업부문 조세체계와 관련된 연구에 도움이 될 수 있을

것으로 기대된다. 본 연구에서는 쌀 산업에 한정지어 논의를 진행했지만, 쌀 산업뿐만 아니라 다른 농업부문에서의 영세율 적용의 효과성에 대해 분석한다면 본 제도의 정책목표 달성여부를 좀 더 포괄적으로 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

부 록

<부표 1> 사회후생변화 및 조세지출금액(자본-농약-비료)

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\|=0.142$	$\|\eta\|=0.322$	$\|\eta\|=0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.77 (80.23%)	-111.08 (72.15%)	-109.7 (71.21%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.33 (5.44%)	-12.21 (7.93%)	-12.67 (8.22%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.04%)
	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-5.15 (3.37%)	-5.6 (3.64%)	-5.66 (3.67%)
	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.48 (2.93%)	-4.81 (3.12%)	-4.85 (3.15%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-153.02 (100%)	-153.94 (100%)	-154.05 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.83	168.67	168.66

<부표 2> 사회후생변화 및 조세지출금액(비료-자본-농약)

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\|=0.142$	$\|\eta\|=0.322$	$\|\eta\|=0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.8 (80.26%)	-111.08 (72.17%)	-109.7 (71.23%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.41 (5.5%)	-12.27 (7.97%)	-12.72 (8.26%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.05%)

	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-4.93 (3.22%)	-5.42 (3.52%)	-5.47 (3.55%)
	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.58 (2.99%)	-4.9 (3.18%)	-4.94 (3.21%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-153.01 (100%)	-153.91 (100%)	-154.01 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.71	168.57	168.55

<부표 3> 사회후생변화 및 조세지출금액(비료-농약-자본)

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\|=0.142$	$\|\eta\|=0.322$	$\|\eta\|=0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.78 (80.26%)	-111.02 (72.17%)	-109.64 (71.22%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.4 (5.49%)	-12.23 (7.95%)	-12.68 (8.23%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.05%)
	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-4.93 (3.22%)	-5.42 (3.52%)	-5.47 (3.56%)
	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.59 (3%)	-4.94 (3.21%)	-4.98 (3.23%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-152.98 (100%)	-153.84 (100%)	-153.94 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.70	168.56	168.54

<부표 4> 사회후생변화 및 조세지출금액(농약-자본-비료)

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\| = 0.142$	$\|\eta\| = 0.322$	$\|\eta\| = 0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.75 (80.23%)	-111.02 (72.15%)	-109.64 (71.2%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.31 (5.43%)	-12.17 (7.91%)	-12.62 (8.2%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.05%)
	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-5.15 (3.37%)	-5.6 (3.64%)	-5.66 (3.67%)
	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.5 (2.94%)	-4.85 (3.15%)	-4.89 (3.17%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-153 (100%)	-153.88 (100%)	-153.98 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.83	168.66	168.64

<부표 5> 사회후생변화 및 조세지출금액(농약-비료-자본)

(단위: 10억 원)

항목		변수	잉여변동분 (총잉여변동분 대비 비중,%)		
			$\|\eta\| = 0.142$	$\|\eta\| = 0.322$	$\|\eta\| = 0.348$
농가 잉여변동분		$\triangle CS_{FARM}$	-122.83 (80.25%)	-111.07 (72.16%)	-109.69 (71.22%)
비농가부문 생산자잉여	자본	$(1-w_1)\triangle PS_1$	-8.4 (5.48%)	-12.23 (7.94%)	-12.68 (8.23%)
	노동	$(1-w_2)\triangle PS_2$	0.83 (-0.54%)	0.6 (-0.39%)	0.57 (-0.37%)
	토지	$(1-w_3)\triangle PS_3$	-13.74 (8.98%)	-20.81 (13.52%)	-21.64 (14.05%)
	비료	$(1-w_4)\triangle PS_4$	-5.05 (3.3%)	-5.54 (3.6%)	-5.59 (3.63%)

	농약	$(1-w_5)\triangle PS_5$	-4.5 (2.94%)	-4.85 (3.15%)	-4.89 (3.17%)
	기타 중간투입물	$(1-w_6)\triangle PS_6$	0.63 (-0.41%)	-0.03 (0.02%)	-0.11 (0.07%)
총 잉여변동분		$\triangle TS$	-153.07 (100%)	-153.92 (100%)	-154.02 (100%)
정부의 조세지출액		$\triangle GS$	168.78	168.64	168.62

참고문헌

권오상. 1997. "한국 미작농가의 생산기술 분석 : 비모수적 방법을 이용한 효율성 분석을 중심으로." *경제학연구*, 45(4): 251-270.

권오상, 반경훈, 윤지원. 2015. "한국 농업 KLAM자료의 구축과 생산성 변화요인 분석." *농업경제연구*, 56(3): 69-103.

권오상, 반경훈, 윤지원. 2016. "한국 농업의 생산성 계측과 변화 분석." 농촌진흥청.

권태진. 1985. "미곡생산의 규모경제성과 대체탄력성 계측." *농촌경제*, 8(4): 123-136.

김미복, 김수석(2011), "농업부문 조세체계와 개선 과제." 한국농촌경제연구원.

김응규, 황성혁, 한두봉. 2016. "쌀 생산비 패널자료를 이용한 경영규모별 규모의 경제효과 분석" *농업경영정책연구*, 43(1): 67-85.

노용환, 박진도. 2015. "농업보조금 관련 재정사업과 조세지출 연계 방안." 국회예산정책처.

반경훈. 2018. "농업부문 R&D투자에 따른 소비자 후생효과 분석." 서울대학교 석사학위 논문.

박기백, 이명헌, 정재호. 2003. "농업부문 조세지원 제도의 효과분석과 개선과제." 한국조세연구원.

박기백, 정재호. 2003. "조세감면의 합리화와 효율적 운용방안에 관한 연구." 한국조세연구원.

서희열, 정규언. 2005. "농업부문 조세제도 개선방안에 대한 연구." 한국세무학회.

안동환, 김홍상 김관수. 2006. "개별농가자료를 이용한 농지임대차시

장 수요 및 공급의 특성 분석." *농업경제연구*, 47(4): 73-93.

안병일, 이정환. 2002. "쌀농업의 규모확대: 시장개방에 유효한 정책인가?" *농업경제연구*, 43(3): 57-75.

엄진영, 김광선, 임지은. 2016. "농촌지역 노동시장 변화 실태와 정책과제." 한국농촌경제연구원.

이명헌. 2011. "패널자료를 이용한 쌀생산비 함수 추정." *시장경제연구*, 40(1): 107-131.

전웅찬. 2017. "한국 쌀 농가의 기술 효율성 분석: 완전효율을 고려한 확률경계모형을 중심으로." 서울대학교 석사학위 논문.

Alston, J. M., G. W. Norton and P. G. Pardey. 1999. *Science Under Scarcity: Principles and Practice for Agricultural Research Evaluation and Priority Setting.* Cornell University Press. Ithaca. N.Y.

Chambers, R. G. 1988. *Applied production analysis : a dual approach*. Cambridge University Press.

Cowell, F. A. 2009. *Measuring Inequality.* Third Edition. Oxford University Press.

Deaton, A. and J. Muellbauer. 1980. "An Almost Ideal Demand System." *American Economic Review,* 70(3): 312-326.

Diewert, W. E. 1976. "Exact and superlative index numbers." *Journal of Econometrics*, 4(2): 115-145.

Gardner, B. L. 1987. *The economics of agricultural policies*. Mcgraw-Hill.

Just, R. E., D. L. Hueth and A. Schmitz. 1982. *Applied Welfare Economics and Public Policy*. Englewood Cliffs, N.J.

Kinnucan, H. W. and L. Paudel. 2001. "Upstream effects of

generic advertising: the case of catfish", *Marine Resource Economics.* 16(2): 83-107.

Li, S., Y. Zhang., D. Nadolnyak, J. D. Wesley and Y. Zhang. 2014. "Fertilizer Industry Subsidies in China: Who Are the Beneficiaries?" *China Agricultural Economic Review,* 6(3): 433-451.

Muellbauer, J. 1975. "Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand." *Review of Economic Studies,* 42(4): 525-543.

Muth, R. F. 1964. "The derived demand curve for a productive factor and the industry supply curve." *Oxford Economic Papers*, 16(2): 221-234.

OECD. 2001. "Market Effects of Crop Support Measures."

OECD. 2006. "Agricultural support, farm land value and sectoral adjustment: The implications for policy reform."

Quiggin, J. and A. Bui-Lan. 1984. "The use of cross-sectional estimates of profit functions for tests of relative efficiency: A critical review." *Australian Journal of Agricultural Economics,* 28(1): 44-45.

Abstract

An Analysis on the Effectiveness and Income Redistribution Effect of Zero Rating Value-Added Tax on Rice Industry

Sangwon Lee
Dept. of Agricultural Economics and Rural Development
The Graduate School
Seoul National University

As a staple food, rice is the most important food crop in South Korea, and has thus been treated as a key issue in agricultural policies. Especially in the growing pressure of market opening after Uruguay Round, South Korean government has implemented a diverse combination of agricultural policies to deal with ever-decreasing agricultural income of rice farmers. The governmental support in South Korea has played a key role in

the maintenance and development of the agricultural sector and served as a mechanism to mitigate the decrease in agricultural income brought by the market-opening pressure. The significance of the governmental subsidies has led to a myriad of research of the impact of agricultural subsidies on the agriculture and farm households, especially in the domain of governmental fiscal policies, such as direct payment. Compared with studies on the economic effects of fiscal policies, only limited amount of research has been conducted on tax exemption policies, in partly because these policies are not directly linked with government expenditure, and farm households hardly recognize that they benefit from tax exemption. This leads to little understanding of the effectiveness and efficiency of tax exemption policies of South Korean government.

This study aims to examine the effectiveness of Zero Rating to VAT, which accounts for the largest portion of tax expenditure, especially in the rice industry. Equilibrium Displacement Model (EDM) is employed to estimate changes in output and input prices, and surplus changes for economic agents. I use Gini coefficient and Generalized Entropy Index to investigate income redistribution effect among types of farming.

Results from this study suggest that farm households receive the most benefit, accounting for about 71%~80% of the total benefit. In this regard, Zero Rating to VAT can be regarded as achieving its primary goal of increasing farm household income, minimizing leakages to non-farm input sectors. When it comes to equity of the Zero Rating to VAT, all inequality indices for farm

household income and agricultural income slightly decrease after applying the policy, but this results are not statistically significant, indicating that the degree of inequality after the policy has not been alleviated by the policy. Finally, as for the regional distribution of policy benefit, Gyeonggi, Jeonnam, and Gyeongnam province are the most beneficiaries of the Zero-Rating VAT. On the other hand, agricultural income of farmers in Jeonbuk province increase only by 0.2%.

This study presents empirical results on the effectiveness and income redistribution effect of Zero-Rating VAT using Equilibrium Displace Model. It is concluded that the Zero-Rating VAT is achieving the desired policy goal of improving farm household income. The benefit of this policy is attributed mostly to the farmer since the surplus of farm households accounts for 71~80% of the total surplus due to the policy. On the other hand, in terms of equity, the income inequality index improves after applying the zero tax rate, but the effect is not statistically significant, so the effect of income redistribution is turned out to be minimal.

Keywords: Value-Added Tax on Agricultural Sector, Equilibrium Displacement Model, Social Welfare Analysis, Gini Coefficient
Student Number: 2016-21483