

한우농가 대상 가축질병치료보험 도입효과*

지연구**, 이진권***

차례

1. 서론	3
2. 가축질병치료보험제도와 관련 선행연구	4
3. 가축질병치료보험 도입효과 추정 방법	5
4. 가축질병치료보험 도입효과 추정 결과	9
5. 결론	16

Keywords

가축질병치료보험(livestock disease insurance), 정책 효과분석(policy effect), 이중차분분석(difference-in-difference), 폐사율(death rate), 한우(Korean cows)

Abstract

가축질병의 적기 치료를 통해 질병 및 폐사로 인한 축산농가의 경제적 손실을 경감하여 축산농가의 경영안정화와 경쟁력을 향상시키는 것을 목표로 가축질병치료보험 시범사업이 2018년부터 수행되었으나, 현재까지 그 효과에 대한 엄밀한 검토가 이루어지지 않았다. 본 연구에서는 가축질병치료보험 시범사업의 폐사율 감소 효과를 이중차분법을 이용하여 검토한다. 구체적으로 가축질병치료보험 시범사업이 시행되어 온 청주시 축산농가 표본에서의 한우 폐사율과 통제집단(청주시 미가입농가, 미시범사업 지역인 진천군 축산농가 표본)의 한우 폐사율에 대한 이중차분분석을 통해 가축질병치료보험의 폐사율 감소 효과를 추정하였고, 그 결과 가축질병치료보험이 약 2.3~4.7%p의 폐사율 감소 효과를 보이고 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 가축질병치료보험이 그 주요 목적 중 하나인 질병 및 폐사로 인한 축산농가의 경제적 손실 경감이라는 목적을 어느 정도 달성함을 보여 주고 있다.

* 이 연구는 농림식품기술기획평가원 '가축질병치료보험의 실효성 제고를 위한 가축질병 예방기술 개발(과제번호: 319077021HD030)'의 지원에 의해 이루어진 것이다.

** 보험개발원 수석부장(서강대학교 박사과정).

*** 서강대학교 경제학과 교수, 교신저자. e-mail: jlee22@sogang.ac.kr

The Effect of Livestock Disease Insurance on the Death Rate of Korean Cows*

Ji Yeongu**, Lee Jinkwon***

Keywords

livestock disease insurance, policy effect, difference-in-difference, death rate, Korean cows

Abstract

We, in this study, investigate the effect of the livestock disease insurance which has been a pilot policy implemented by the Korean government since 2018. The main goal of the policy is to stabilize and improve the livestock owners' income by reducing the death rate of the livestock with the support of veterinarians, but there has been no study on whether the policy can achieve this important goal. To estimate the policy effect, we compare the death rates of Korean cows in the livestock farm samples from Cheongju where the policy has been implemented with those from Jincheon where the policy has not been implemented, by adopting the difference-in-difference (DID) analysis. The result shows that the livestock disease insurance reduces the death rate of Korean cows by 2.3–4.7% points. This suggests that the policy can achieve the main goal of improving the livestock owners' income by reducing the death rate of Korean cows.

* This study utilized a part of "A Study for Advancement of Agricultural Insurance Risk Management System."

** Korea Insurance Development Institute(Ph.D. student, Department of Economics, Sogang University)

*** Professor of Economics, Sogang University, corresponding author, e-mail: jlee22@sogang.ac.kr

1. 서론

정부는 가축질병 방역강화 및 FTA에 따른 축산 분야의 경쟁력 강화를 위해 2018년 말부터 비전염성 가축질병에 대한 가축질병치료보험을 시범운영 중에 있다. 가축질병치료보험은 축산농가의 종합적인 위험관리 및 경영안정화를 위해 수의사에 의한 가축질병의 조기 진단 및 적기 치료, 질병 및 폐사로 인한 축산농가의 경제적 손실 경감 및 소득 안정에 기여하고, 축산농가의 체질 강화로 가축질병 발생 감소 및 축산업 발전을 도모하기 위해 도입되었다.

2020년 말부터 현재까지 충북 청주시, 전남 함평군, 충북 보은군, 전남 강진군, 경남 합천군, 제주 제주시, 강원 횡성군, 경북 경산시·상주시, 경남 창원시·함안군, 제주 서귀포시(12개 시군 도입 순)가 시범사업에 참여하고 있다. 2020년 12월 말 현재 3년 차(2018년 11월 시작)인 지역의 동 보험 가입률은 15.9%, 2년 차(2019년 9월 시작)인 지역은 9.7%, 1년 차(2020년 7월 시작)인 지역은 1% 수준으로 전반적으로 낮은 수준을 보이고 있다.

낮은 가입률의 원인으로 축산농가가 부담해야 하는 보험료 수준이 높다는 의견이 제시되었으나 CVM(Contingent Valuation Method)을 이용한 지불의사금액을 추정한 연구에 따르면, 축산농가의 보험료 지불의사금액이 시범 지역의 현행 보험료 수준보다 전반적으로 높은 것으로 분석되어 낮은 가입률의 직접적 원인은 보험료 수준이라기보다는 보험가입에 따른 경영안정화, 생산성 증대 등에 대한 홍보 부족 등 보험료 이외의 요인일 수 있다(지연구·이진권, 2020).

한편, 가축의 질병·상해로 인한 치료비용에 대하여 정부가 보험제도를 이용·지원함으로써 축산농가의 경영안정을 도모하고자 도입된 동 보험제도의 정책효과에 대하여는 아직 적절한 분석이 이루어지지 않았다. 본 연구에서는 가축질병치료보험이 농가의 생산성 증가, 특히 폐사율 감소라는 주요 정책 목표를 달성하는지의 여부를 분석함으로써 가축질병치료보험의 정책 효과를 검증한다. 이를 위해 보험가입률이 가장 높은 시범사업 시행 지역인 충북 청주 보험 가입농가와 미가입 농가, 그리고 유사한 축산 환경을 가진 인근 미시범사업 지역인 충북 진천의 농가를 대상으로 가축질병치료보험 시행 전후 1년간 폐사율에 대한 이중차분분석(Difference In Difference: DID)을 통하여 가축질병치료보험의 도입이 가입농가의 폐사율에 미치는 효과를 추정하고, 정책적 함의를 제시하고자 한다.

2. 가축질병치료보험제도와 관련 선행연구

2.1. 가축질병치료보험제도

동 보험은 가축에 질병 및 상해 발생 시 수의사가 진단·처치·처방 및 투약을 하여 치료하는데 소요된 치료비용을 보상하는 보험으로 정부(농림축산식품부장관)의 지침에 따라 민간손해보험사가 가축질병 치료보험을 시범운영하고 있다. 동 보험은 개체별 질병관리가 가능한 소 축종을 우선 도입하고, 등록번호(이표)가 부착된 소¹⁾(송아지(한우·유우는 출생일로부터 7개월령 이하. 단, 육우는 15일령 이하), 비육우(8개월령 이상. 단 육우는 16일령 이상), 한우 번식우, 젖소로 구분)를 대상으로 전(全)두수 가입(보험기간 1년)을 원칙으로 하고 있다. 동 보험 가입 시 농업경영체 육성 및 지원에 관한 법률에 따라 해당 축종(소)으로 농업경영정보를 등록하고, 축산법에 따른 축산업 허가 또는 등록된 축산농가의 경우 국고로 총보험료의 50%를 지원하며, 지자체(시·도 및 시·군·구)에 따라 보험료의 일부를 추가 보조하고 있다.

2020년 말 현재 상해·질병을 대상으로 송아지의 경우 설사, 폐렴, 골절 등 4개 진료항목, 비육우의 경우 설사, 폐렴, 패혈증 등 8개 진료항목, 번식우의 경우 난산처치, 난임처치, 제왕절개 등 28개 진료항목, 젖소의 경우 임신진단(매월 2회 한도), 난임처치, 난소낭종 등 6개 진료항목에 대하여 지정된 수의사²⁾에게 진료를 받은 경우 해당 진료비가 보장된다.

보험금은 1사고당(소 1두당 1일 1개 진료항목) 실제 진료비와 약관에서 정한 진료항목별 보상한도액 중 적은 금액에서 자기부담금(2만 원)을 차감하여 계산되며, 동 금액을 농가에 지급한다. 다만, 진료비에서 수의사의 진료·처방없이 약품만 구입한 비용과 지정 수의사가 아닌 자(농장경영자 포함)의 진료 및 법정전염병 진료로 발생된 비용은 제외되며, 농가가 지급받는 연간 보험금 총액은 보험계약당 설정된 연간(보험기간) 보상한도액으로 제한된다. 동 보험의 1년간 농가부담 보험료(정부보험료 50% 지원 기준)는 비육우 10,000원, 번식우(출생예정 송아지 포함) 47,300원, 젖소(출생예정 송아지 포함) 104,200원 수준이며, 지자체가 보험료를 추가 보조(총보험료의 20~30%)하는 경우 농가 부담은 상기 보험료의 절반 수준으로 감소한다.

2.2. 관련 선행연구

특정 보험정책의 효과는 그 정책이 도입되어 적용된 집단의 전과 후의 성과를 비교함으로써 확인할 수 있다. 이때 보험정책의 효과는 정책이 적용된 집단 내에서 목표로 하는 성과가 얼마나 변했는지 그

1) 번식이 가능한 한우암컷을 '번식우'라 하며, 젖소암컷은 '유우' 또는 '젖소', 젖소수컷은 '육우'라 한다.

2) 동 시범사업 지역 관내에 소재한 동물병원 소속 수의사가 지정 수의사로 참여하고 있다.

변화 분을 평가하는 것으로, 단일차분분석(Single Difference; 시행 후 성과 - 시행 전 성과)에 의한 추정도 가능하나, 이러한 정책효과의 추정이 타당하려면 정책이 적용된 집단의 성과가 시간에 따라 변화하지 않아야 한다. 즉, 보험정책 시행 외에 다른 조건들이 보험정책 전후에 동일해야 한다. 보험정책 시행과 더불어 다른 변화가 존재하는 경우 단일차분에 의한 성과 평가는 타당하지 않게 된다.

단일차분분석의 한계를 극복하기 위해 도입된 이중차분분석은 특정 집단에만 정책의 변화가 적용되고, 다른 집단에 대해서는 변화가 적용되지 않을 때 정책효과를 파악하는데 이용할 수 있는 준실험적 분석 방법(Angrist & Krueger, 1999; Athey & Imbens, 2006), 국내외 수많은 연구들에서 다양한 분야에서의 정책 효과분석을 위해 활용되어 왔다(Card & Krueger, 1994; 김보배·고석남, 2017; 이상혁·이정범, 2017; 임형우·조하현, 2017; 김난영, 2019; 임태경, 2019; 전익수, 2019).³⁾ 건강보험, 장기요양보험 등 정부정책에 의하여 직접적으로 영향을 받는 사회보험분야에서의 보험 효과를 분석하기 위해 이중차분법이 주로 사용(김지혜, 2017; 홍정림, 2016; 권현정·고지영, 2015; 권현정 외, 2011)되었고, 민영보험의 경우에는 그 사례가 많지 않다. 예외적으로 정부의 보험료 지원이 이루어지는 정책성 보험인 농작물재해보험을 중심으로 적용한 사례(Han, 2014)가 있으나, 가축질병치료보험의 효과를 분석한 연구는 국내외적으로 아직 존재하지 않는다.

가축이 질병에 걸렸을 때 가축질병치료보험을 가입한 축산농가는 저렴한 비용(자기부담금)으로 수의사로부터 신속한 진료를 받을 수 있는 보험보장을 제공받음으로써 아픈 소의 빠른 회복, 결과적으로 폐사 감소를 기대할 수 있으며 이는 가축질병치료보험 제도를 실행하는 중요한 목적이다. 따라서 본 연구에서는 축산농가의 중요한 생산성 지표 중의 하나인 폐사율에 대한 가축질병치료보험의 평균적인 개선 효과를 이중차분법을 사용하여 추정함으로써 당 보험이 그 목적을 달성하는지의 여부를 분석하고자 한다.

3. 가축질병치료보험 도입효과 추정 방법

3.1. 이중차분법의 적용

정책 도입의 효과를 분석하기 위해서는 두 집단(정책이 적용되는 실험집단(Treatment Group: T), 정책이 적용되지 않는 통제집단(Control Group: C))에 대한 2 기간(정책 도입 이전 기간(1), 이후 기간(2))의 자료가 준비되어야 한다.

³⁾ 이중차분분석에 대한 국외의 다양한 연구들에 대해서는 Abadie & Cattaneo(2018), Athey & Imbens(2017) 등 참조.

표 1. 이중차분분석의 개념

구 분		집단 간 차이		
		통제집단(0)	실험집단(1)	차분(1-0)
시점 간 차이	처리 전(0)	C1	T1	T1 - C1 (집단특성 효과)
	처리 후(1)	C2	T2	① T2 - C2 (집단특성+정책 효과)
	차분(1-0)	C2 - C1 시간(추세) 효과	② T2 - T1 (시간(추세)+정책 효과)	③ (T2 - C2)-(T1 - C1) = ④ (T2 - T1)-(C2 - C1) (정책 효과)

특정한 정책이 도입된 후 정책이 적용된 실험집단의 결과(T2)와 정책 도입 후 정책이 미적용된 통제 집단의 결과(C2)의 단순한 차이(<표 1>의 ①)는 정책의 도입효과와 집단 고유의 특성이 결합(또는 표 본특성)된 결과로 설명될 수 있다. 반면, 정책적용 실험집단의 정책실행 이후(T2)와 이전(T1)의 차이 (<표 1>의 ②)는 정책 도입효과와 시간(추세)효과가 포함되어 있다. 따라서 단순비교는 관찰되지 않는 집단고유의 특성과 시간(추세)효과라는 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 포함 하게 된다.

이러한 관찰되지 않는 이질성을 이중차분을 통하여 제거함으로써 순수한 정책적용 효과의 추정이 가 능하다. 정책이 적용된 실험집단과 정책이 적용되지 않은 통제집단에 대한 정책실행 후의 결과 차이 (T2-C2)에서 두 집단의 정책실행 전 결과의 차이를 차감(T1-C1)하여 순수한 정책 도입효과를 추정할 수 있다(<표 1>의 ③). 이와 유사하게 정책이 적용된 실험집단의 정책실행 전후 차이(T2-T1)에서 정책 이 적용되지 않은 비교집단의 정책실행 전후 차이(C2-C1)를 차감하여 순수한 정책 도입효과를 또한 추정(<표 1>의 ④)할 수 있다.

위에서 설명한 이중차분법은 아래 식 (1)의 패널 회귀분석모형을 통해 분석될 수 있다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot after_{it} + \beta_2 \cdot treat_i + \beta_3 \cdot after_{it} \cdot treat_i + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

식 (1)의 모형에서 $after_{it}$ 는 보험정책 시행 전후 더미변수(시행 이후 1, 이전 0), $treat_i$ 는 가축질병 치료보험 가입여부 더미변수(가입농가 1, 미가입 농가 0)를 나타내며, β_1 은 보험정책 시행 이후 기간 ($after_{it}=1$)의 폐사율에서 시행 이전 기간($after_{it}=0$)의 폐사율을 뺀 시간차이를, β_2 는 가축질병치료보 험 가입농가($treat_i=1$)의 폐사율에서 미가입농가($treat_i=0$)의 폐사율을 뺀 집단차이를, β_3 는 집단차이 와 시간차이의 차이로 가축질병보험 가입농가($treat_i=1$)의 가입 후($after_{it}=1$) 폐사율의 변화(보험가입 순효과)를 나타낸다. 폐사율은 모서리해 자료이므로 패널토빗모형으로 분석하되, 강건성 확인을 위해 패널선형모형을 추가한다.⁴⁾

⁴⁾ 패널토빗모형의 자세한 내용은 4절 가축질병치료보험 도입효과 추정 방법과 4.4절 보험정책이 폐사율에 미치는 효과 분석을 참고.

축산농가의 폐사율은 농가특성에 따라 영향을 받을 수 있으므로 설명변수벡터 X_{it} 로 농가특성⁵⁾(여성농가(남성 0, 여성 1), 고령농가(60세 미만 0, 이상 1), 고경력농가(사육경력연수 22년 미만 0, 이상 1), 대농가(사육두수 61두 미만 0, 이상 1), 위험선호도(회피 1, 중립 2, 선호 3))을 포함하였으며, 여성농가 및 위험선호도는 시간불변임을 반영하였다. γ 는 농가특성벡터 X_{it} 의 계수벡터이다. μ_i 는 개별농가의 시간불변특성을 반영하는 확률효과(전체 농가의 상수항과는 다른 개별농가의 상수항을 의미)를 나타내며, ε_{it} 는 시간과 농가에 따라 변하는 순수한 오차항으로 정규분포를 따른다고 가정한다.

3.2. 조사 설계

3.2.1. 설문대상 선정

가축질병치료보험은 2020년 말 현재 강원 횡성군, 충북 청주시·보은군, 전남 함평군·강진군, 경북 경산시·상주시, 경남 합천군·창원시·함안군, 제주 제주시·서귀포시를 포함한 12 시군에서 시범사업을 실시하고 있다. 일부(경북 경산시·상주시, 제주 서귀포시)는 2020년 12월 말 현재 아직 가입실적이 없다.

가축질병치료보험의 가입효과를 살펴보기 위해서는 충분한 표본 확보가 요구되므로 가입실적이 어느 정도 큰 지역을 대상으로 살펴볼 필요가 있다. 2018년 11월부터 실시된 가축질병치료보험의 2년 경과시점인 2020년 12월의 지역별 보험가입농가는 <표 2>와 같으며, 본 연구에서는 2020년 12월 현재 가입농가 수가 가장 많은 충북 청주시를 조사대상 지역으로 선택하였다.

표 2. 가축질병치료보험 가입농가 현황 (2020. 12.)

구분		가입 농가수	가입 두수 (천 두)	시군 총 사육 두수 (천 두)	보험 가입률
1차 시행 (2018. 11.부터)	충북 청주	237	10.2	65.5	15.6
	전남 함평	168	7.2	44.4	16.2
2차 시행 (2019. 9.부터)	충북 보은	30	2.0	30.9	6.5
	전남 강진	85	2.5	33.0	7.5
	경남 합천	142	6.1	38.3	15.9
	제주 제주	7	1.5	22.0	6.8
3차 시행 (2020. 7.부터)	강원 횡성	2	0.1	58.9	0.1
	경남 창원	8	0.7	12.2	5.6
	경남 함안	13	1.3	15.8	8.5

자료: 농협손해보험(주)(2020).

⁵⁾ 농가특성 중 고경력농가는 설문조사 참여 농가의 사육경력 평균인 22년 이상 농가, 대농가는 사육두수 평균인 61두 이상 농가로 본 연구에서는 정의한다.

동 시범사업이 젓소를 포함한 모든 소 축종을 대상으로 시행 중이나, 젓소는 계약진료 등 기존 유사 서비스가 많아 가입이 저조(2020년 12월 기준)한 상황이므로 젓소농가를 제외한 한우농가를 대상으로 보험가입농가와 미가입농가를 구분하여 설문조사가 실시되었다. 아울러, 질병관리에 적극적인 농가는 보험에 가입하고, 그렇지 않은 농가는 보험에 가입하지 않는 표본선택의 편이가 발생할 수 있는 점을 고려하여 시범 지역과 유사한 축산영농환경을 가지며 시범사업이 시행되지 않은 인접 지역인 충북 진천을 이중차분 분석을 위한 비교집단으로 추가 선정하였다.⁶⁾

3.2.2. 사육성적 설문 조사

2020년 11월 말 시점에서 보험가입 후 1년 경과된 충북 청주시의 보험가입 축산농가(실험집단)를 대상으로 보험가입 이전 1년간과 보험가입 이후 1년간의 사육두수와 폐사두수를 조사하였다. 동일 시점에서 비교집단으로서 청주 지역(동일 지역) 보험 미가입농가와 진천 지역(인접 지역) 축산농가를 대상으로 2년간 각 연도의 사육두수와 폐사두수를 조사하였다.

사육농가의 폐사율에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로서 사육농가(대표자)의 연령, 성별, 사육경력, 사육 지역, 사육두수, 위험선호도가 추가로 조사⁷⁾되었다.

3.2.3. 설문조사 방법

축산농가는 대부분 해당 지역 축협에 조합원으로 가입하고 있고, 조합을 통하여 정부의 시책이나 정보 등을 전달받으므로 청주 축협(보험가입 축산농가와 미가입 축산농가)과 진천 축협(보험미가입 농가)에 설문 조사를 의뢰하였고, 청주 축협과 진천 축협은 코로나 상황을 고려하여 우편(비대면) 조사를 실시하였다.

2020년 11월 말 청주 지역에서 보험가입 후 1년이 경과된 축산농가(실험집단)가 80여 호로 파악되어 이들 농가의 50~60%를 목표로 설문하였고, 이와 유사한 수준의 부수가 확보되도록 청주 지역 미가입농가(통제집단), 진천의 농가(통제집단)를 대상으로 설문조사가 실시되었다. 청주 지역의 보험가입 축산농가와 유사한 통제집단을 구성하기 위하여 진천의 축산농가는 청주 지역에서 실시되고 있는 가축

⁶⁾ 2015년 농림어업총조사(통계청, <https://kosis.kr/index/index.do>) 결과에 근거하여 한우농가 평균사육두수(청주 42두, 진천 43두, 보은 38두, 괴산 33두, 옥천 28두, 증평 21두), 육우 사육비중(청주 15.2%, 진천 14.2%, 보은 3.4%, 괴산 2.1%, 옥천 1.2%, 증평 7.1%) 등 사육환경이 유사한 지역을 선정한 것으로, 한우 농가의 지불의사금액 추정 연구에서 사용된 지역 표본(지연구·이진권, 2020)과 동일하다.

⁷⁾ 폐사율은 축사시설 현대화 여부에 의해 영향을 받을 수 있으나, 조사기간 동안 실험집단과 통제집단 모두 축협 시설 현대화정책자금 이용실적이 없었을 뿐 아니라 청주와 진천 한우사육농가 전체에서도 정책자금 대출실적 차이가 미미한 것으로 파악되었다. 축사 시설 보수 및 현대화는 대체로 큰 비용을 소요하므로 축협을 통한 현대화 정책자금의 이용 여부가 어느 정도는 축사시설 현대화 여부를 판단하는 기준이 될 수 있다. 그럼에도 불구하고 현대화 정책자금만으로 축사시설 현대화 및 보수 여부를 단정하기는 어려울 수 있으므로 향후 연구에서는 이에 대한 직접적인 조사를 진행하는 것이 바람직해 보인다.

질병치료보험 가입의향에 대하여도 조사⁸⁾하였다.

설문조사 표본 및 대상은 <표 3>에 요약되어 있다. 가축질병치료보험 도입 전 1년간 실험집단인 청주 보험가입 축산농가 수는 39, 통제집단인 청주 보험미가입 축산농가 수 및 진천 축산농가 수가 각각 58, 44였다.

표 3. 지역별 설문조사 수 (2020. 12.)

설문대상자 구분	청주(시행 지역)		진천(미시행 지역)
	보험미가입농가	보험가입농가	보험미가입농가
설문조사 수	58	39	44

4. 가축질병치료보험 도입효과 추정

4.1. 설문조사 방법과 폐사율

4.1.1. 설문조사 방법

설문 표본의 기초통계는 <표 4>에 요약되어 있다. 실험집단인 청주 지역 보험가입 축산농가(대표자)의 여성비중(23%)은 비교집단인 청주 지역 보험미가입농가(14%) 및 진천 지역 축산농가(7%)에 비하여 높았다. 조사시점인 2020년 기준으로 설문에 참여한 축산농가(대표자)의 평균연령은 57세 전후이나 청주 지역 보험가입농가(58.8세)가 청주 지역 보험미가입농가(57.8세) 보다 1세 높았으며, 진천 농가(56.9세)는 가장 낮았다. 이들 축산농가의 경험연수는 22년 내외로 유사하였고, 리커트 척도로 조사된 위험선호도(위험회피 1, 위험중립 2, 위험선호 3)는 2.1~2.2로 위험중립에 가까웠다.⁹⁾ 조사된 축산농가의 평균 사육두수는 실험집단인 청주 지역 보험가입 축산농가(44.5두)가 청주 지역 보험미가입 축산농가(64.7두) 또는 진천 지역 축산농가(76.3두)보다 적었다. 보험에 가입한 청주 축산농가는 비교 집단인 청주 보험미가입 축산농가와 모든 농가가 보험미가입 농가인 진천 농가에 비하여 소규모이고 여성 농장주 비중이 다소 높은 것으로 나타났다. 이는 지방비 보조가 보험료의 일정 비율로 하되 보조금 총액을 설정하고 있어 소규모 농가의 보험료 부담이 상대적으로 작으며, 여성 축산농가가 수의사에 의한 진료를 선호하기 때문인 것으로 파악된다.

⁸⁾ 설문조사는 전국 평균 부담보험료(번식우 1두당 총보험료의 20%, 30%의 평균)인 2만 5천 원을 기준으로 5개 제시 금액(1만 3천 원, 1만 9천 원, 2만 5천 원, 3만 8천 원, 5만 원)에 대하여 실시되었다.

⁹⁾ 위험선호도는 1(매우 위험기피적)~10(매우 위험선호적)의 리커트 척도로 측정되었으며, 이를 위험회피, 위험중립, 위험선호로 다시 구분하여 사용하였다. 응답자 위험성향을 리커트 척도로 측정하는 것은 German Socio-Economic Panel(SOEP) 등 유수의 서베이 조사에서 사용하는 방법이며, 리커트 척도로 측정된 위험에 대한 태도와 Holt & Laury(2002), Eckel & Grossman(2002), Gneezy & Potters(1997) 등의 실험경제학적 방법을 통해 실제 보상을 걸고 측정된 위험에 대한 태도는 일반적으로 유의한 정(正)의 관계에 있음이 많은 연구에서 나타나고 있다 (Dohmen et al., 2011).

표 4. 설문응답 농가의 특성

설문항목		2019			2020		
		청주		진천	청주		진천
		보험가입 농가	보험미가입 농가	농가	보험가입 농가	보험미가입 농가	농가
여성 여부	평균	0.23	0.14	0.07	0.23	0.14	0.07
	표준편차	0.43	0.35	0.25	0.43	0.35	0.25
연령 (세)	평균	57.8	56.8	55.9	58.8	57.8	56.9
	표준편차	7.6	7.4	9.8	7.6	7.4	9.8
경력연수 (년)	평균	21.9	21.1	22.4	22.9	22.1	23.4
	표준편차	12.1	11.5	12.1	12.1	11.5	12.1
위험선호도	평균	2.2	2.1	2.1	2.2	2.1	2.1
	표준편차	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
사육두수 (두)	평균	40.7	62.7	69.6	44.5	64.7	76.3
	표준편차	44.3	58.0	72.7	46	61.4	70.8

4.1.2. 폐사율

설문 표본의 폐사율 통계는 <표 5>에 정리되어 있다. 가축질병치료보험 도입 전 1년간 진천 지역의 폐사율은 1.50%, 청주 지역 보험미가입 축산농가 2.64%, 청주 지역 보험가입 축산농가 3.02%로 조사 되어 청주 지역 보험가입 축산농가의 보험가입 전 폐사율이 가장 높았다.¹⁰⁾ 가축질병치료보험 도입 후 폐사율은 청주 지역 보험미가입 축산농가 및 진천 지역 축산농가는 약간 증가한 것으로 나타났으나, 청주 지역 보험가입 축산농가의 폐사율은 크게 감소(-1.58%(p))하여 가장 낮은 것으로 나타났다.

표 5. 폐사율

구분		조사 농가	폐사율		폐사율 변화분
			보험시행 전	보험시행 후	
청주	보험미가입	58	2.64%	2.77%	0.13%(p)
	보험가입	39	3.02%	1.44%	-1.58%(p)
진천	보험미가입	44	1.50%	1.76%	0.26%(p)

4.2. 평행 추세 가정(Parallel trend assumption)의 확인

이중차분에 의한 보험정책의 효과를 도출하기 위해서는 청주의 가축질병치료보험 가입 축산농가와 보험을 가입하지 않은 축산농가(청주 또는 인근 지역)의 폐사율에 대한 평행 추세 가정이 충족되어야 한다. 즉, 시간 경과와 집단 간의 차이를 고려하여 가축질병치료보험의 도입효과를 분석할 수 있으나,

¹⁰⁾ 폐사위험이 더 높은 축산농가가 가축질병치료보험에 가입한 반면, 더 낮은 농가는 동 보험을 선택하지 않는 전형적인 역선택 문제를 보인 것으로 판단된다.

시간 경과에 따라 폐사율의 차이가 변화하는 경우에는 보험 도입효과만으로 특정화할 수 없다. 따라서 이중차분분석이 타당하려면 가축질병치료보험이 없는 상황에서 실험집단과 비교집단 간 폐사율 차이가 나란히 움직(동일한 비율로 증가하거나 감소)이는 것을 전제해야한다. 그러나 가축질병치료보험에 가입하지 않았을 때 실험집단인 청주의 보험가입자에 어떤 일이 일어났을지 관찰할 수 없기 때문에 이를 직접적으로 증명할 수는 없다. 다만, 동일한 추세라는 이 가정의 타당성은 여러 가지 방법을 통하여 평가될 수 있다.

가축질병치료보험은 시군(市郡)의 신청에 따라 농식품부에서 시범사업 지역이 선정되고, 그 시범 지역에 속한 축산농가의 자발적 선택에 의하여 보험가입이 이루어진다는 측면에서 보험가입집단은 앞의 폐사율 분석에서 살펴본 바와 같은 전형적인 역선택의 문제가 발생할 수 있다. 즉, 일반적인 행정단위(시군단위) 전체로 집계되는 폐사율 통계¹¹⁾는 평행 추세 가정을 평가하는데 적합하지 않을 수 있다. 따라서 본 논문에서는 Gertler et al(2016)에서 제안한 유효성 검정(validity test) 방법을 도입하여 분석한다. 제안 방법 중 위약테스트(placebo test)로 알려진 방법과 실험집단과 서로 다른 비교집단 간 DID 분석을 선택하였다. 위약테스트는 ‘가짜’ 실험집단(미가입 농가)과 비교집단(미가입 농가) 간 폐사율 변화를 비교(〈표 6〉에서 비교 4에 해당)하는 것으로 두 집단 간 폐사율 차이가 없다는 것이 확인되어야 하며, 실험집단과 서로 다른 비교집단 간 DID 분석은 보험가입한 청주 축산농가와 보험가입을 하지 않은 집단(청주 미가입 농가, 진천 미가입 농가) 간 각각 폐사율의 차이를 분석하는 것으로 두 집단 간 폐사율 차이가 있다는 것이 확인되어야 한다(〈표 6〉에서 비교 1, 비교 2, 비교 3에 해당). 따라서 평행 추세 가정에 대한 유효성은 DID 분석 후 확인한다.

4.3. 실험집단과 통제집단의 정의 및 구체화

가축질병치료보험의 도입이 수의사로부터 아픈 소에 대한 적기의 적절한 진료를 받을 수 있도록 함으로써 빠른 건강회복, 결과적으로 보험가입농가의 폐사율에 긍정적 효과가 있었는지를 평가하기 위하여, 시범사업이 도입되어 시행 중인 지역인 청주 지역의 보험가입농가(실험집단)와 보험에 가입하지 않은 다른 농가(청주 지역 보험미가입 농가, 진천 지역 농가)들을 몇 가지로 나누어 비교하기로 한다. 우선, 실험집단인 청주 지역 보험가입 농가들과 청주 지역의 보험미가입 농가들을 비교한다(비교 1). 이러한 비교는 동일 지역 내의 비교로서 보험가입농가와 사육환경이 유사하다는 강점이 있으나, 보험가입 여부가 질병관리에 대한 농가의 노력 정도에 의해 결정되는 표본선택 편이가 존재할 수 있다. 즉, 원래 질병관리에 적극적이었던 농가가 보험에 가입하고, 그렇지 않았던 농가는 미가입하는 표본선택 문제가 존재할 수 있고, 이 경우 보험 가입 농가와 미가입 농가의 폐사율 차이가 보험의 효과 때문인지 두 집단의 원래의 질병관리 수준에 있어서의 차이 때문인지를 식별하기 어려운 표본선택 편이가 발생할

11) 최근 2년간(2017년, 2018년) 두 지역(청주시 전체와 진천군 전체)의 폐사율 차이는 1.2%(p)로 동일하였다.

수 있다는 문제점을 안고 있다. 이러한 표본선택 편의를 완화하기 위해 청주 지역 보험가입 농가들과 가축질병치료보험 시범사업 미시행 지역으로서 모든 농가가 보험미가입 농가인 진천 지역의 축산농가를 비교한다(비교 2). 그러나 진천 지역은 가축질병치료보험이 도입되지 않은 지역으로 동 보험이 도입되는 경우 보험에 가입하지 않았을 축산농가도 포함되어 있다는 점에서 여전히 보험효과만을 분리해 분석하는 데 있어서 편의가 존재할 수 있다. 따라서 청주 지역 보험가입 농가들과 진천 지역 농가 중 청주 지역 보험가입 농가가 부담하는 보험료 수준(2020년 1두당 1만 4천 원 수준)과 유사한 제시보험료 수준 이상에서 보험가입 의향을 가지는 농가들만을 비교할 수 있다. 구체적으로 청주 지역 보험가입 농가들과 CVM 설문에서 제시되었던 보험료 중 1두당 1만 3천 원 이상인 금액에 대해 가입의향을 보인 진천 농가(보험미가입 농가)를 비교하였다(비교 3).

표 6. DID 비교 분석 요약

비교 분석	내 용
비교 1	청주 보험가입 농가 vs. 청주 보험미가입 농가
비교 2	청주 보험가입 농가 vs. 진천 보험미가입 농가
비교 3	청주 보험가입 농가 vs. 진천 보험미가입 농가 중 보험가입의향 농가*
비교 4	청주 보험미가입 농가 vs. 진천 보험미가입 농가

주: *는 진천 보험미가입 농가 중 보험가입의향 농가는 CVM 제시금액 1만 3천 원 이상 농가임.

4.4. 보험정책이 폐사율에 미치는 효과 분석

〈표 7〉에서 확인할 수 있듯이 비교 1~3에서의 DID 분석 결과 모두 청주 지역 보험가입농가의 폐사율 감소가 10% 유의수준에서 더 큰 것으로 나타나 가축질병치료보험이 폐사율을 감소시킬 수 있는 것으로 나타났다. 특히 표본선택편의 문제가 통제되는 비교 3에서도 청주 지역 보험가입농가의 폐사율 감소가 진천 지역 보험가입의향 농가의 폐사율 감소보다 유의하게 커 가축질병치료보험의 폐사율 감소 효과가 유의한 수준으로 존재함을 보여 준다. 한편, 비교 4에서 청주 지역 보험미가입 농가의 폐사율 변화와 진천 지역 보험미가입 농가의 폐사율 변화는 통계적으로 유의한 차이가 없다. 위 결과는 실험집단과 통제집단 간 폐사율 평행 추세 가정에 대한 유효성을 확인하고, 동시에 청주 지역 보험가입농가의 폐사율 감소가 가축질병치료보험의 효과임을 지지한다.

표 7. 가축질병치료보험 도입 전후 1년간 폐사율 차이에 대한 Wilcoxon rank-sum DID 검정

구분	관찰 농가수	보험도입 전후 1년간 폐사율 차이			p-value	
		전	후	차이		
비교 1	청주 보험미가입 농가	58	2.64%	2.77%	0.13%(p)	0.0770
	청주 보험가입 농가	39	3.02%	1.44%	-1.58%(p)	
비교 2	진천 농가	44	1.50%	1.76%	0.26%(p)	0.0998
	청주 보험가입 농가	39	3.02%	1.44%	-1.58%(p)	
비교 3	진천 농가 중 보험가입의향 농가	13	0.79%	1.36%	0.57%(p)	0.0908
	청주 보험가입 농가	39	3.02%	1.44%	-1.58%(p)	
비교 4	진천 농가	44	1.50%	1.76%	0.26%(p)	0.9507
	청주 보험미가입 농가	58	2.64%	2.77%	0.13%(p)	

좀 더 엄밀한 보험정책 효과를 분석하기 위해 주요 사회경제적 변수를 포함하고 이를 위해 식 (1)의 회귀분석을 진행하였다. 폐사율이 '0'인 사육농가가 다수 존재하므로 일정기간 사육농가의 폐사율은 0 또는 0보다 큰 값을 가지는 모서리해 자료가 된다. 모서리해 자료가 가지는 비선형성을 다루기 위해 토빗모형¹²⁾을 활용한다. 토빗모형을 활용한 회귀분석 결과가 <표 8>에 정리되어 있는데, 모형 1은 축산 농가 특성변수(X_{it})를 제외하고 분석한 모형이며, 모형 2는 이들 변수들을 포함한 모형이다. 해당 회귀 분석은 앞서 설정한 4개의 비교집단 중 표본선택의 편의를 가장 잘 통제할 수 있다고 판단되는 '비교 3'을 대상으로 먼저 이루어졌으며(<표 8>, <표 9>), 추후 이 결과들을 그 외 경우들의 결과와 비교한다(<표 10>, <표 11>).

청주 지역 보험가입농가를 실험집단으로 하고 진천 지역 농가 중 보험가입 의향이 있는 농가를 통제 집단으로 하여 가축질병치료보험이 가축 폐사율에 미치는 영향을 확률효과 패널토빗모형¹³⁾로 분석한 결과(비교 3), 폐사율이 유의한 수준으로 감소하는 것으로 나타나고, 사회경제적 변수를 통제하지 않는 경우 그 한계효과¹⁴⁾는 -4.7%p로서(<표 9> 모형 1), 모서리해 자료를 고려하지 않은 확률효과 패널선형모형¹⁵⁾(-3.8%p, <표 8> 모형 1)에 비해 조금 높은 수준으로 추정되었다. 사회경제적 변수를 통제하

12) 일반적으로 중도절단된(Censored) 형태의 자료가 선형성을 만족하지 못해 회귀계수 추정량이 일치성을 위반하고(Cameron & Trivedi, 2005), 조건부 평균이 비선형으로 표현되므로 한계효과가 독립변수들이 위치하는 범위에 따라 달라지므로(Wooldridge, 2010) 이러한 형태(모서리해 포함)의 자료에는 표준적인 토빗모형이 빈번하게 사용된다.

13) 비선형모형을 이용한 패널분석의 경우 예외적인 경우를 제외하고 우발적 모수문제(Incidental Parameter Problem)로 인해 고정효과 추정 시 일치성을 담보하지 못한다(Neyman & Scott, 1948; Lancaster, 2000)는 점과 더불어 확률효과 패널토빗모형의 LR-test 검정 결과, 개별효과가 유의하게 존재한다는 점을 고려하여 확률효과 패널토빗모형을 적용하였다.

14) 중도절단된(Censored) 형태의 자료의 경우에는 절단되지 않았다면 나타났을 종속변수의 실제값에 대한 한계효과를 분석하는 데 사용되어지나, 모서리해 자료의 경우에는 관측된 종속변수에 대한 한계효과 그 자체에 관심을 가진다. 토빗형태의 모서리해 모형의 한계효과는 McDonald & Moffitt(1980)에 의하여 제안된 방식을 활용할 수 있다. 오차항이 설명변수와 독립이며 정규분포를 따른다고 가정하는 경우 0에서 모서리해를 가지는 폐사율(y)에 대한 설명변수(x_i)의 한계효과($\frac{\partial E(y|X)}{\partial x_j}$, X 는 설명변수벡터, β 는 회귀계수벡터)는 누적표준정규분포($\Phi(\frac{X_i\beta}{\sigma})$)와 회귀계수 β_j 의 곱으로 간단히 표현된다(하지희 외, 2019). 여기서 누적표준 정규분포($\Phi(\frac{X_i\beta}{\sigma})$)는 0과 1사이의 값을 가지므로 한계효과의 부호와 회귀계수의 부호는 항상 일치한다.

이는 모형의 강건성 확인을 위해 선형모형을 추가로 분석하는 이유가 된다.

15) 이분산에 강건한 패널선형모형에 대한 Mundlak(1978) 검정 결과, 비교 1·2·3에 대하여 확률효과모형을 지지하였고, 고정효과 패널선형모형 및 고정효과 패널토빗모형의 분석 결과도 확률효과 모형의 결과와 크게 다르지 않았다.

는 경우에도 패널토빗모형 한계효과는 -4.5%p(〈표 9〉 모형 2), 패널선형모형 한계효과는 -4.1%p(〈표 8〉 모형 2)로 그 결과가 크게 달라지지 않았다. 따라서 가축질병치료보험의 폐사율 감소효과는 유의한 수준으로 존재함을 확인할 수 있었다.

표 8. 가축질병치료보험 가입 추정 결과 (비교 3)

구분	폐사율-모형1		폐사율-모형2	
	패널선형모형 (확률효과 모형)	패널토빗모형 (확률효과 모형)	패널선형모형 (확률효과 모형)	패널토빗모형 (확률효과 모형)
	계수	계수	계수	계수
집단차이	0.045*** (0.017)	0.129** (0.059)	0.038** (0.015)	0.117** (0.053)
시간차이	0.010* (0.006)	0.078* (0.043)	0.012* (0.006)	0.073* (0.043)
보험가입 순효과	-0.038** (0.015)	-0.124** (0.055)	-0.041** (0.016)	-0.121** (0.054)
여성농가	-	-	0.048 (0.034)	0.073 (0.054)
고연령 농가 (60세 이상)	-	-	0.010 (0.014)	0.006 (0.03)
고경력 농가 (22년 이상)	-	-	0.000 (0.016)	0.011 (0.033)
대농가 (61두 이상)	-	-	-0.013 (0.012)	0.017 (0.025)
위험선호도 (1-3)	-	-	-0.014 (0.015)	-0.022 (0.031)
상수항	0.005 (0.004)	-0.128** (0.056)	0.030 (0.038)	-0.093 (0.080)
N	104	104	104	104

주: 괄호 안은 이분산 문제를 고려해 사용된 강건한 표준오차(robust standard error)임. *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 의미함. 평균 사육경력인 22년 이상의 농가를 고경력 농가로 정의. 평균 사육두수인 61두 이상의 농가를 대농가로 정의.

청주 지역 보험가입농가의 보험가입 전 폐사율은 진천 지역 축산농가에 비하여 높은 수준(모형 1에서 4.8%p, 모형 2에서 4.4%p)이었고, 가축질병치료보험 가입 전후 1년간 폐사율은 증가(모형 1에서 2.9%p, 모형 2에서 2.7%p)하였으나, 이들 집단차이 및 시간차이를 제거한 후 가축질병치료보험 가입이 청주 지역 보험가입농가의 폐사율에 미친 영향은 인접 지역인 진천의 가축질병치료보험 가입의향농가의 폐사율과 비교하여 감소(모형 1에서 -4.7%p, 모형 2에서 -4.5%p) 하였다는 해석이 가능하다. 이러한 결과는 축산농가의 특성(농장주 성별, 연령, 경력, 축산규모, 위험선호도 등)을 통제하더라도 크게 변화하지 않음을 모형 2 분석 결과에서 확인할 수 있다.

표 9. 가축질병치료보험의 폐사율에 대한 한계효과(비교 3)

구분	폐사율-모형 1	폐사율-모형 2
	패널토빗모형 (확률효과 모형)	패널토빗모형 (확률효과 모형)
집단차이(한계효과)	0.048**	0.044**
시간차이(한계효과)	0.029*	0.027*
보험가입 순효과(한계효과)	-0.047**	-0.045**

주: 이분산 문제를 고려하여 강건한 표준오차(robust standard error)를 사용하였음. *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01. 독립변수들의 평균값에 대해 추정된 패널토빗모형에서의 폐사율 한계효과임.

한편, 평행 추세 가정에 대한 유효성을 검증하기 위해 비교 1, 2, 4에 대해서도 추가로 동일한 패널토빗 및 확률효과 선형회귀분석을 시행하였고, 비교 3의 결과를 포함하여 폐사율 감소효과 계수만 정리해 놓은 것이 <표 10>이며, 그 한계효과를 추정해 정리해 놓은 것이 <표 11>이다.

<표 10>과 <표 11>에서 확인할 수 있는 것처럼 보험가입집단과 보험미가입집단 간 비교인 비교 1·2·3에서 청주 보험가입농가의 폐사율은 모두 통계적으로 유의하게 감소한 반면, 가축질병치료보험 미가입 집단 간 비교인 비교 4는 폐사율은 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는 실험집단과 통제집단 간 폐사율 평행 추세 가정에 대한 유효성을 다시 확인하고, 비교 3에서 드러난 유의한 폐사율 감소효과가 다른 요인이 아닌 가축질병치료보험으로 인해 발생했다는 가설을 지지한다.

표 10. 가축질병치료보험 가입효과 추정 결과(보험가입 순효과(확률효과)) (전체 비교집단)

구분		비교 1 (청주 가입, 미가입)	비교 2 (청주 가입, 진천농가)	비교 3 (청주 가입, 진천 가입의향농가)	비교 4 (청주 미가입, 진천 농가)
모형1	패널선형모형	-0.034**	-0.033**	-0.038**	0.000
	패널토빗모형	-0.056**	-0.053**	-0.124**	0.001
모형2	패널선형모형	-0.033**	-0.034**	-0.041**	0.000
	패널토빗모형	-0.058**	-0.051**	-0.121**	0.000

주: 이분산 문제를 고려하여 강건한 표준오차(robust standard error)를 사용하였음. *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01. 독립변수들의 평균값에 대해 추정된 패널토빗모형에서의 폐사율 한계효과임.

표 11. 가축질병치료보험 가입 한계효과(확률효과) (전체 비교집단)

구분		비교 1 (청주 가입, 미가입)	비교 2 (청주 가입, 진천 농가)	비교 3 (청주 가입, 진천 가입의향농가)	비교 4 (청주 미가입, 진천 농가)
모형1	패널토빗모형	-0.028**	-0.024**	-0.047**	0.000
모형2	패널토빗모형	-0.029**	-0.023**	-0.045**	0.002

주: 이분산 문제를 고려하여 강건한 표준오차(robust standard error)를 사용하였음. *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01. 독립변수들의 평균값에 대해 추정된 패널토빗모형에서의 폐사율 한계효과임.

5. 결론

정부는 2018년 말부터 소축종(송아지, 비육우, 한우 번식우, 젖소)을 대상으로 환우에 대한 진료비를 보장하는 가축질병치료보험을 시범운영 중에 있다. 보험가입 농가는 수의사의 임상진료에 대한 접근성이 개선됨으로써 환우의 적기 치료가 가능하다. 이는 아픈 소의 빠른 건강 회복과 정상적인 성장, 나아가 폐사율 감소 등으로 이어져 농가 수익 감소 방지에 도움을 줄 수 있다. 다만, 도입 초기라 전반적으로 낮은 수준의 가입률을 보이고 있으며, 낮은 가입률의 직접적 원인은 보험료 수준 외에 보험가입에 따른 경영안정화, 생산성증대 등에 대한 홍보 부족 등 보험료 이외의 요인이 존재할 수 있다고 지적되었다. 현재의 보험 가입률에 관계없이 가축질병치료보험의 중요한 목적이 축산농가의 생산성 증대에 있는 만큼 당 제도의 평가에 있어 그 생산성 증대 효과를 파악하는 것이 필수적이다. 따라서 본 연구에서는 가축질병치료보험이 축산농가 생산성 향상의 중요한 지표인 폐사율 개선 효과를 가지고 있는지의 여부 및 그 정도를 분석하였다.

단일차분분석에 의한 보험정책의 도입효과는 정책효과와 집단효과 또는 시간효과가 포함되어 이질성을 포함하고 있으므로 이중차분법을 도입하여 집단효과 또는 시간효과를 제거하여 순수한 보험정책의 효과만을 추정하였다. 청주 지역의 보험가입농가(실험집단)와 시범사업 미시행 지역인 진천의 농가 중 시범 지역의 현행 보험료 수준에서 보험가입 의향을 보인 농가(통제집단) 간의 이중차분분석 결과(비교 3), 10% 유의수준에서 가축질병치료보험의 폐사율 감소효과가 발견되었고, 청주와 진천의 가축질병치료보험 미가입농가 간 폐사율 차이는 발생하지 않았음을 발견하였다.

확률효과 패널토빗모형을 통해 주요 사회경제적 변수를 통제하고 가축질병치료보험 도입효과를 분석한 결과에서도, 청주 지역의 보험가입 축산농가의 폐사율은 동일 지역인 청주 지역에서 2.8~2.9%p, 인접 지역인 진천 지역과 비교하여 2.3~2.4%p 감소하였고, 보험가입 의향이 있는 축산농가로 제한하는 경우 감소효과가 확대되었으며(4.5~4.7%p), 유효성 검정으로서 동 보험 미가입 청주 지역 농가와 진천 지역 농가 간 폐사율 차이의 변화는 없는 것으로 분석되었다. 이는 가축질병치료보험의 가입이 농가의 폐사율을 낮추는데 효과가 있다는 것을 의미하는 것으로 '폐사 감소 및 질병 감소에 따른 경영 안정화'¹⁶⁾라는 동 가축질병치료보험의 도입 목적을 충족하는 결과라 해석할 수 있다. 한편 본 연구의 목적이 실제로 가축질병치료보험에 가입한 축산농가를 대상으로 하여 도입효과를 추정하는 것이므로 시범사업 도입 2년 경과시점에서 가입 1년 차가 마무리된 축산농가를 관찰해야 하는 제약이 존재

16) 해당 폐사율 감소에 따른 경제적 효과는 다음과 같이 분석해 볼 수 있다. 비교모형에 따라 폐사율 감소율이 다르므로 최소 폐사율 감소율 2.3%p와 최대 폐사율 감소율 4.7%를 이용해 폐사 두수 감소분의 구간으로 분석한다. 설문참여 축산농가의 평균 사육두수(61두)를 고려할 때, 보험가입을 통해 폐사 두수가 1.5~2.9두 감소하며 이에 해당하는 만큼 축산농가의 소득이 증가하는 것으로 추정된다. 농축산물 생산비조사(<https://korsis.kr>)에 의하면, 총수입에서 일반비를 제외한 축산농가 소득에 있어서 지난 20년(2002~2021)간 한우 번식우 및 한우 비육우가 각각 두당 688,874원 1,198,405원으로 계산되고, 지난 4년간(2018~2021) 가축질병치료보험의 번식우와 비육우 가입비중이 각각 56.4%, 43.6%이었으므로 이를 반영한 두당 평균 소득은 910,587원이 된다. 여기에 현재 가축질병치료보험 시범사업에서 적용되고 있는 두당 평균 보험료 14,000원을 차감한 후 폐사 감소 두수를 곱하면 해당 보험을 통해 농가당 약 1,341,881~2,600,102원의 소득 증대 효과가 있음을 추정할 수 있다.

하였다. 이러한 제약 조건으로 인하여 관찰 농가가 충분하지 않은 한계가 있었다. 추후 시범사업으로 축적된 전 축산농가 자료를 활용하여 표본의 크기를 증대하고, 폐사율뿐만 아니라 증체율, 도체중의 증가 등의 측면에서 가축질병치료보험의 도입효과를 분석하는 작업이 필요할 것으로 보인다.

또한 과거(2018년 이전) 일본의 소축종 가축공제는 질병상해치료와 폐사를 동시에 보장하였고 높은 가입률(2017년 기준 젖소 92.7%, 비육우 68.8%)¹⁷⁾을 보였다는 점을 고려, 이미 정규사업(1997년 도입)으로 운영되고 있으나 가입률이 낮은 국내 소축종(2020년 기준 13.0%)¹⁸⁾의 가축재해보험(주로 폐사를 보장)과 가축질병치료보험이 연계되도록 운영하는 방안을 검토할 필요도 있을 것으로 판단된다. 보험가입 후 질병예방 노력이 감소하거나 질병이 발생한 후 진료비가 증가할 수 있는 도덕적 해이 문제가 존재하는 경우 이를 제어하기 위한 제도개선 또는 상품개선이 필요할 수도 있는데 가축질병치료보험의 특성을 고려한 좀 더 구체적이고 효율적인 방안을 도출하기 위해서는 먼저 가축질병치료보험에 있어서의 도덕적 해이의 존재 여부 및 정도에 대한 분석이 선행되어야 할 것으로 판단된다. 도덕적 해이가 유의한 수준으로 존재하는 경우에는 그 대책으로서 현재 다양한 보험에서 활용되고 있는 자기부담금 제도, 보험금 지급액 및 여부에 따른 연간 보험료 조정 등을 생각해 볼 수 있을 것이다.

아울러 동 가축질병치료보험제도가 시범사업을 넘어 전국적인 정규 보험제도로 안착하기 위해서는 동 보험제도의 참여자인 농가, 수의진료조직, 운영보험사 모두에게 손실 발생하지 않는 구조로 발전되어야 하며, 이에 대한 추가적인 검토가 필요할 것으로 판단된다.

17) 일본 농림수산성 홈페이지(https://www.maff.go.jp/j/keiei/nogyohoken/attach/pdf/toukei_zisseki-30.pdf, 2023. 5. 3.).

18) 농업정책보험금융원 홈페이지(<https://www.apfs.kr>, 검색일: 2023. 5. 3.)

참고문헌

- 권현정, 조용운, 고지영. (2011). 노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향 - 성향점수매칭(PSM)과 이중차이(DD) 결합모형을 이용한 분석-. *한국사회복지학*, 63(4), 301-326. <http://doi.org/10.20970/kasw.2011.63.4.013>
- 권현정, 고지영. (2015). 노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석 -부양가구원과 여성가구원을 중심으로-. *한국사회복지학*, 67(4), 279-299. <http://doi.org/10.20970/kasw.2015.67.4.012>
- 김난영. (2019). 이중차분법(Difference-in-Differences, DiD)을 활용한 정부 사업 평가: 마이스터고지원사업 효과를 중심으로. *정책분석평가학회보*, 29(3), 141-167. <http://doi.org/10.23036/kapae.2019.29.3.006>
- 김보배, 고석남. (2017). 재직자 직업훈련의 임금효과 추정: 회귀이중차분모형의 적용. *사회과학연구*, 33(1), 149-175. <http://doi.org/10.18859/ssrr.2017.2.33.1.149>
- 김지혜. (2017). 건강보험 본인부담금 면제 정책 효과성 분석: 6세 미만 아동 입원을 중심으로. *응용경제*, 19(2), 5-39. 농업정책보험금융원. 홈페이지. <<https://www.apfs.kr>>. 검색일: 2023. 5. 3.
- 농협손해보험. 2020. “가축질병치료보험 가입농가 현황 (2020. 12.)”
- 이상혁, 이정범. (2017). Random Effects Tobit 회귀모형을 이용한 교차로 교통사고 요인 분석. *한국 ITS 학회 논문지*, 16(1), 26-37. <http://doi.org/10.12815/kits.2017.16.1.26>
- 일본 농림수산성. 홈페이지. <<https://www.maff.go.jp>>. 검색일: 2023. 5. 3.
- 임태경. (2019). 준실험설계에 의한 혁신도시 개발정책이 지역경제 성장에 미치는 영향. *지방행정연구*, 33(3), 233-260. <http://doi.org/10.22783/krila.2019.33.3.233>
- 임형우, 조하현. (2017). RPS 및 FIT 제도가 신재생에너지 보급에 미치는 효과 분석: 104 개국 패널토빗분석. *에너지경제연구*, 16(2), 1-31. <http://doi.org/10.22794/keer.2017.16.2.001>
- 전익수. (2019). 정부 정책이 귀농인 가구소득에 미친 효과 분석. *농촌경제*, 42(1), 103-135. <http://doi.org/10.36464/jrd.2019.42.1.005>
- 지연구, 이진권. (2020). 한우농가의 가축질병치료보험 지불의사금액 추정. *농촌경제*, 43(4), 1-23. <http://doi.org/10.36464/jrd.2020.43.4.001>
- 하지희, 김성섭, 김태후. (2019). 패널 토빗모형을 이용한 쌀 가공식품 구매 결정요인 분석. *식품유통연구*, 36(1), 25-45. 통계청.『농림어업총조사』. <<https://kosis.kr/index/index.do>>. 검색일: 2020.12.9.
- 통계청.『농축산물 생산비조사』. <<https://korsis.kr/index/index.do>>. 검색일: 2023.5.27.
- 홍정림. (2016). 암 보장성 강화정책이 의료이용 및 건강성과에 미친 효과. *응용경제*, 18(4), 5-42.
- Abadie, A., & M. D. Cattaneo. (2018). Econometric Methods for Program Evaluation. *Annual Review of Economics*, 10, 65-503. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053402>
- Angrist, J. D., & A. B. Krueger. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. *In Handbook of Labor Economics*, 3, 1277-1366. [https://doi.org/10.1016/s1573-4463\(99\)03004-7](https://doi.org/10.1016/s1573-4463(99)03004-7)
- Athey, S., & G. W. Imbens. (2017). The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 31,3-32. <https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3>
- Athey, S., & G. W. Imbens. (2006). Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models. *Econometrica*, 74(2), 431-497. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00668.x>
- Cameron, A. C., & P. K. Trivedi. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Card, D., & A. B. Krueger. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2011). Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522-550. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01015.x>

- Eckel, C. C., & P. J. Grossman. (2002). Sex Differences and Statistical Stereotyping in Attitudes Toward Financial Risk. *Evolution and Human Behavior*, 23(4), 281-295.
[https://doi.org/10.1016/s1090-5138\(02\)00097-1](https://doi.org/10.1016/s1090-5138(02)00097-1)
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. (2016). *Impact Evaluation in Practice*. World Bank Publications, 129-142.
- Gneezy, U., & J. Potters. (1997). An Experiment on Risk Taking and Evaluation Periods. *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 631-645. <https://doi.org/10.1162/003355397555217>
- Holt, C. A., & S. K. Laury. (2002). Risk Aversion and Incentive Effects. *American Economic Review*, 92(5), 1644-1655. <https://doi.org/10.1257/000282802762024700>
- Han, S. (2014). An Empirical Analysis on the Production and Price Effect by Agricultural Disaster Insurance. *KDI Journal of Economic Policy*, 36(4), 135-169.
<https://doi.org/10.23895/kdijep.2014.36.4.135>
- Lancaster, T. (2000). The Incidental Parameter Problem Since 1948. *Journal of Econometrics*, 95, 391-413. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(99\)00044-5](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(99)00044-5)
- McDonald, J. F., & R. A. Moffitt. (1980). The Uses of Tobit Analysis. *Review of Economics and Statistics*, 62(2), 318-321.
- Mundlak, Y. (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 46(1), 69-85.
- Neyman, J., & E. L. Scott. (1948). Consistent Estimation Based on Partially Consistent Observations. *Econometrica*, 16(1), 1-32.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.