



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](#)

경제학석사학위논문

순자산가치를 고려한 농가의  
빈곤탈출 요인 분석

2017년 2월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

강민정

국문초록

# 순자산가치를 고려한 농가의 빈곤탈출 요인 분석

서울대학교 대학원  
농경제사회학부  
강민정

농가소득 양극화와 농가실질소득 하락 추세가 맞물리면서 농가 빈곤 문제를 더욱 악화시키고 있다. 이는 빈곤경험농가가 다시 빈곤에 진입할 가능성이 높아짐을 시사한다. 특히 농촌노인가구가 전체 농가의 다수를 차지하고 있는 상황에서 농가의 빈곤 재진입 및 장기화는 농촌 노인의 삶의 질 악화와 직결될 수 있다. 따라서 일시빈곤보다 장기빈곤을 연구할 필요가 있으며, 이를 위해 빈곤의 지속기간을 고려한 동태적 분석이 시도되어야 한다.

그러나 대다수의 선행연구는 빈곤의 지속기간을 고려하지 않는 정태적 분석에 집중해왔다. 농가빈곤에 대한 동태적 분석을 시도한 연구의 경우에도 대부분 로짓이나 프로빗 분석을 활용하여 조사기간 중 표본탈락 및 대체로 인한 자료의 중도절단 문제를 해결하지 못하였다. 중도절단된 자료의 대부분이 장기빈곤층일 가능성이 높다는 선행연구에 따라 이들을 분석에서 제외할 경우 선택편의가 발생할 가능성이 높다. 따라서 빈곤의 동태분석을 위해서는 중도절단된 자료를 분석에 반영할 필요성이 제기된다.

또한 빈곤을 연구한 대다수의 선행연구는 소득을 기준으로 빈곤을 분석하고 있다. 그러나 농가는 상대적으로 높은 소득변동성에 직면할 가능성이 크고 생산수단으로써 농지라는 자산을 보유하고 있다. 따라서 농가의 경제력을 실질적으로 판단하기 위해서는 자산가치도 함께 고려할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 소득과 함께 자산을 고려하여 농가빈곤 현황을 파악하고, 빈곤 지속·반복·탈출과 같은 동태적양상을 추정하고자 한다. 또한 빈곤경험횟수가 증가할수록 빈곤의 질이 나빠진다는 가정 하에 빈곤 탈출 혹은 재진입에 관한 요인을 분석하고자 한다. 이를 위해 2008-2012 농가경제조사를 이용하여 각 연도별 소득 및 소득-순자산가치 빈곤율을 확인하고 빈곤지속기간, 빈곤탈출에 관한 생명표 분석을 실시하여 빈곤 지속기간별 누적빈곤율, 빈곤탈출률을 추정하였다. 또한 빈곤재진입에 대한 콕스 회귀모형(Cox regression)을 통해 농가 개인의 특성과 공적·사적보조금이 농가의 빈곤탈출에 미치는 영향을 분석하였다.

분석결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 소득 기준과 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 기술분석 결과 소득 기준이 소득-순자산가치 기준 빈곤보다 약 2-5배 빈곤 수준을 과대평가하는 것으로 분석되었다. 이는 소득 빈곤 농가가 순자산을 연금 형태로 수령할 경우 빈곤 수준이 상당히 낮아질 수 있음을 시사한다. 또한 소득-순자산가치 기준 빈곤농가는 대부분 소득 기준으로도 빈곤하였으나, 일부 농가는 소득 기준으로는 빈곤하지 않은 반면 소득-순자산가치 기준으로 빈곤하였다. 이와 같은 농가는 자산보다 부채가 많아 향후 잠재적 빈곤층이 될 가능성이 높다. 따라서 빈곤 판단에 있어서 소득 뿐만 아니라 순자산도 빈곤 기준으로 함께 고려되어야 한다.

둘째, 생명표 분석 결과 소득 기준 빈곤의 경우 빈곤에 진입한 가구의 44%가 2년 미만의 기간 내에 빈곤에서 탈출하는 반면 소득-순자산가치 기준의 경우 39%가 단기빈곤을 경험하고 있다. 이는 소득 기준 빈곤보다 소득-순자산가치 기준 빈곤의 단기빈곤 가능성이 더 낮음을 시사한다. 그러나 5년 이상 누적빈곤율, 즉 장기빈곤율은 소득기준보다 소득-순자산가

치 기준에서 더 낮게 나타났다. 이를 통해 자산을 고려할 경우 소득만을 기준으로 빈곤분석을 수행할 때보다 장기빈곤율이 낮아짐을 확인하였다. 또한 빈곤탈출률의 추이를 확인한 결과 소득기준 및 소득-순자산가치 기준 모두에 대해 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤탈출이 어려워지는 것으로 나타났다.

셋째, 빈곤재진입에 대한 콕스 회귀분석 결과 소득-순자산가치 기준 빈곤의 경우 연령이 낮을수록, 여성 가구주일수록, 화훼·축산·기타 작물 재배 농가일수록, 전문농가 혹은 전업농일수록, 토지자산비중과 기타공적 보조금이 적을수록 빈곤탈출이 어려워짐을 확인하였다. 이러한 결과는 농가의 장기빈곤 문제 해결을 위해 농지연금과 같은 역모기지 상품가입 확대와 함께 6차 산업화 지원정책, 기초적인 사회복지정책 확대 또한 중요하게 고려되어야 함을 의미한다.

본 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에서 확장될 수 있다. 먼저 5년 이상 장기빈곤에 대한 동태분석이나 1인 가구의 빈곤현황 및 장기빈곤 분석은 매우 중요한 후속연구 과제다. 또한 방법론적으로도 상속에 대한 고려, 농가의 사망정보 확보를 통한 기대수명 추정으로 보다 현실성 높은 소득-순자산가치 추정에 기초한 분석 역시 중요한 연구과제의 하나다.

**주요어** : 빈곤 동학, 빈곤 기준, 생명표 분석, 콕스 회귀분석, 소득-순자산가치, 농가 빈곤

**학 번** : 2015-21519

# 목 차

제 1 장 서론 .....	1
제 1 절 연구배경 및 필요성 .....	1
제 2 절 연구목적 및 방법 .....	2
제 3 절 선행연구 검토 .....	3
제 4 절 논문의 구성 .....	11
제 2 장 빈곤 정의 및 농가빈곤 현황 .....	12
제 1 절 빈곤 정의 .....	12
제 2 절 한국 농가의 빈곤 현황 .....	17
제 3 장 연구방법 .....	23
제 1 절 분석방법 .....	23
제 2 절 분석자료 .....	30
제 4 장 분석결과 .....	37
제 1 절 생명표분석 .....	37
제 2 절 콕스회귀분석 .....	45
제 5 장 결론 .....	50
참고문헌 .....	53
Abstract .....	58

## 표 목 차

[표 2-1] 농촌 가구원수별 연간 실질 최저생계비 .....	16
[표 2-2] 농가 빈곤 판단 기준 .....	16
[표 2-3] 소득-순자산가치 계산에 필요한 농가 자료의 동향('08-'15) .....	17
[표 2-4] 농가빈곤 추이('08-'15) .....	18
[표 2-5] 농가빈곤 기준별 구성('08-'15) .....	20
[표 2-6] 가구주 연령별 농가빈곤 추이('08-'15) .....	21
[표 2-7] 가구주 성별 농가빈곤 추이('08-'15) .....	21
[표 2-8] 가구주 교육수준별 농가빈곤 추이('08-'15) .....	22
[표 3-1] 농가경제조사 자산, 부채, 소득 항목 분류 .....	32
[표 3-2] 종속변수 및 독립변수 정의 및 측정방법 .....	35
[표 3-3] 독립변수별 기초통계량 .....	36
[표 4-1] 소득 기준 빈곤에 대한 생명표 분석 결과 .....	38
[표 4-2] 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 성별 생명표 분석 결과 .....	39
[표 4-3] 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 교육수준별 생명표 분석 결과 .....	39
[표 4-4] 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 연령별 생명표 분석 결과 .....	40
[표 4-5] 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 생명표 분석 결과 .....	41
[표 4-6] 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 성별 생명표 분석 결과 .....	42
[표 4-7] 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 교육수준별 생명표 분석 결과 .....	43
[표 4-8] 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 연령별 생명표 분석 결과 .....	44
[표 4-9] 소득 및 소득-순자산가치 기준별 요인분석 결과 .....	48

## 그 립 목 차

[그림 2-1] 2008년-2015년 농가자산구성 현황 .....	15
--------------------------------------	----

# 제 1 장 서론

## 제 1 절 연구배경 및 필요성

세계화에 따른 시장개방으로 인해 농가소득의 양극화가 심화되고 있다(김성용, 2004; 박준기 외, 2005; 안동환, 2004; 정진화·조현정, 2012; 김규섭·이성근, 2014). 농가의 소득양극화는 농가실질소득 하락 추세와 맞물리면서 농가빈곤문제를 더욱 악화시키고 있다.

이처럼 농가의 소득양극화가 갈수록 심화되면서 빈곤을 한 번이라도 경험한 농가가 다시 빈곤해질 가능성이 높아지고 있다. 특히 농촌노인가구가 전체 농가의 63%에 달하고 있는 현실에서(김영주, 2008) 이러한 문제는 더욱 부각된다. 기대여명이 얼마 남지 않은 노인가구가 빈곤에 진입할 경우 여생동안 빈곤을 탈출하기 쉽지 않기 때문이다. 따라서 농가빈곤 연구에서 일시빈곤보다 장기빈곤에 처하는 농가에 보다 집중할 필요가 있으며, 이를 위해 빈곤의 지속기간을 고려한 동태적 분석을 시도하는 것이 바람직하다.

그러나 농가빈곤을 분석한 대다수의 선행연구는 빈곤의 지속기간을 고려하지 않는 정태적 분석에 집중해왔다(이은우, 2007). 농가빈곤의 지속기간을 고려하여 빈곤지속기간에 대한 결정요인을 분석한 연구도 존재하지만 대부분 로짓 분석이나 프로빗 분석을 활용하여(손나나, 2014; 송시완, 2016) 표본탈락 및 대체, 사건 미발생으로 인한 자료의 중도절단 문제를 해결하지 못하였다. 중도절단된 자료의 대부분이 주로 장기빈곤층일 가능성이 높으므로(Iceland, 1997) 이를 분석에서 제외할 경우 선택편의(selection bias)가 발생하여 장기빈곤을 과소추정할 가능성이 있다(Cellini et al., 2008). 따라서 중도절단된 자료를 활용할 수 있는 생존분석(survival analysis) 혹은 사건사분석(event history analysis)을 이용하여 빈곤의 동태적 특성을 분석할 필요성이 제기된다.

또한 농가빈곤을 연구한 대다수의 선행연구는 소득을 기준으로 빈곤



을 분석하고 있다(이은우, 1993; 이은우, 2007; 김영주, 2008; 손나나, 2014; 송시완, 2015). 그러나 소득 기준 빈곤을 농가빈곤에 그대로 적용 시키기에는 한계가 있다. 농산물은 수요탄력성과 공급탄력성이 모두 비탄력적인 재화이므로 농업종사자는 여타 산업종사자에 비해 상대적으로 높은 소득변동성에 직면할 가능성이 크다. 따라서 소득을 기준으로 농가의 빈곤여부를 평가할 경우 빈곤을 과소 혹은 과대평가할 가능성이 있다. 농업소득이 농가소득에서 차지하는 비중이 작아 이러한 문제를 고려할 필요가 없다고 하더라도, 경제력을 판단함에 있어 소득뿐만 아니라 자산을 함께 고려해야 하는 것은 당연하다. 소득만을 기준으로 빈곤여부를 평가하는 경우 소득은 적으나 자산이 많은 농가 또한 빈곤농가로 분류되기 때문이다. 따라서 농가빈곤의 기준으로 소득과 자산을 함께 고려해야 한다.

## 제 2 절 연구목적 및 방법

본 연구의 목적은 다음과 같다.

첫째, 농가의 빈곤 분석을 위해 소득 뿐만 아니라 순자산가치를 고려하여 빈곤율을 추정한다. 특히 소득 기준과 소득-순자산가치 기준 빈곤을 비교하여 농가 빈곤 분석에 적절한 기준이 무엇인지를 연구한다.

둘째, 빈곤 지속기간별 빈곤진입 및 탈출률을 분석한다. 특히 농가의 빈곤지속기간별 누적빈곤율 및 탈출률을 추정하되 연령, 성별, 교육수준 등 농가의 인적특성별로 빈곤진입 및 빈곤탈출 추이가 어떻게 달라지는지 분석한다.

셋째, 소득 기준 빈곤과 소득-순자산가치 기준 빈곤에 영향을 미치는 요인을 분석한다. 이를 통해 두 가지 빈곤에 영향을 미치는 주요한 요인이 무엇인지를 파악하고 정책적 시사점을 도출한다.

위와 같은 연구목적 하에서 농가빈곤을 분석하기 위해 빈곤의 기준으로서 절대적 빈곤을 고려하였다. 절대적 빈곤이란 Booth(1899)와 Rowntree(1901)가 정립한 개념으로 ‘생존에 필요한 일정한 생활수준과

기본 욕구, 그리고 최소한의 소득수준에 도달하지 못한 상태'를 말한다. 국민기초생활보장제도로 대표되는 우리나라의 빈곤가구지원정책은 '절대적 빈곤' 상태에 처한 가계를 대상으로 지원되고 있으며 절대적 빈곤의 판단기준(threshold)으로 최저생계비를 이용하고 있다. 상대적 빈곤은 형평성의 개념을 고려하는 것으로 평균소득 향상에 따라 상대적 빈곤에 대한 논의가 점차 중요해지고 있으나 본 연구에서는 절대적 빈곤에 한정하여 분석을 수행하였다.

본 연구는 농가의 빈곤여부를 판단하기 위해 소득과 자산을 함께 고려하고자 하였다. 이를 위해 농가의 경제적 능력을 판단하는 지표로 '소득-순자산가치(income-networth)'를 사용하였는데, 이는 자산소득을 제외한 가처분소득에 '자산연금화 소득'을 더하여 개인의 경제력을 평가하는 방법이다(Weisbrod and Hansen, 1968).

또한 빈곤지속기간별 빈곤을 추정과 함께 빈곤탈출에 대한 요인을 분석함으로써 농가빈곤의 지속성을 완화시킬 수 있는 정책적 시사점을 도출하였다. 이를 위해 생명표모형(life table model)과 콕스 비례위험모형(Cox proportional hazard model 혹은 Cox regression, 이하 콕스 회귀분석)을 활용하였다. 즉, 생명표모형을 통해 빈곤탈출률과 빈곤지속률(혹은 누적빈곤율)을 추정하고, 콕스 회귀분석을 통해 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인을 찾고자 하였다.

위와 같은 농가빈곤의 동태적 분석을 위해 농가의 소득, 자산에 대한 5년 단위 패널자료의 성격을 가지는 농가경제조사 2008-2012 데이터를 활용하였다.

## 제 3 절 선행연구 검토

### 1. 빈곤의 정의와 관련한 선행연구

빈곤을 연구하는데 있어 가장 중요한 것은 빈곤의 정의 방법일 것이다. 김교성 외(2008)에 따르면 빈곤이란 “생존을 위해 필요한 최소한의

기본적 욕구가 충족되지 않은 상태 혹은 그러한 욕구를 충족하는데 필요한 자원이 충분하지 않은 상태”를 말한다. 이와 같은 정의는 1) 생존을 위해 필요한 자원이 무엇인가 2) 필요한 자원의 최소량은 어느 정도인가 라는 두 가지 질문을 야기한다.

그로 인해 앞서 논의한 두 가지 질문, 즉 ‘어떠한 자원’이 ‘얼마나 부족해야’ 빈곤한 것인가에 대해서 연구자마다 각자의 연구목적이나 가치 판단에 의해 다양한 논의가 진행되어 왔다.

Boarini and d’Ercole(2006)은 빈곤측정방식을 화폐적 측정이나 비화폐적 측정이나에 따라 크게 화폐적 빈곤과 비화폐적 빈곤으로 구분하였다. 명칭을 통해 유추할 수 있듯이 화폐적 빈곤은 화폐로 나타낼 수 있는 자원이 부족한 상태를 말하며 이는 의식주와 같은 인간의 기본적인 물질적 욕구와 관련된다. 하지만 인간은 물질적 욕구 외에도 사회, 혹은 공동체의 구성원으로서 다양한 역할을 수행함으로써 행복을 느끼며, 이러한 역할 수행이 가능하려면 건강, 이웃 혹은 가족과의 관계 등 화폐단위로 나타낼 수 없는 사회적 자원이 필요하다. 이처럼 인간의 행복한 삶을 위해 반드시 필요한 자원에 대한 다차원적인 접근이 이루어져 왔고, 이러한 다차원적인 결핍을 포괄하는 박탈(deprivation)이라는 개념이 등장하였다 (Townsend, 1987).

빈곤 측정에 있어서 가장 많이 연구되어 온 것은 화폐적 빈곤이다. 이는 화폐적 빈곤이 비화폐적 빈곤보다 객관적이며 측정이 용이하기 때문이다. 화폐적 빈곤의 측도로 소득, 자산, 소비(혹은 지출)이 주로 활용되어 왔다. 주로 빈곤을 ‘기본적 욕구의 충족’으로 판단할 경우 소비가, ‘기초적인 욕구를 충족하기 위한 경제적 자원’으로 측정할 경우 소득이 활용되었다(정지운·김주현, 2014). 한편, 갑작스러운 소득상실이 발생하는 경우에는 자산을 이용하여 소비평활(consumption smoothing)이 가능하다는 주장에 근거하여 자산 또한 빈곤의 측도로 활용되기 시작했다. 하지만 자산은 저량(stock) 개념이며 소득은 유량(flow) 개념이므로 두 개의 변수를 함께 고려하기 어려웠다.

이에 대해 Weisbrod and Hansen(1968)은 개인의 경제적 후생

(economic wealth)을 판단하는 방법으로 소득-순자산가치 (income-networth)를 소개하였다. 소득-순자산가치는 순자산을 기대여명 (life expectancy)에 따라 연금소득(annuity value)로 분할하여 연도별 소득에 더해줌으로써 소득과 자산을 함께 고려하는 개념이다. 그들은 소득을 기준으로 경제적 후생을 판단하는 것보다 자산을 함께 고려한 소득-순자산가치를 기준으로 활용하는 것이 더 바람직하다고 주장하였다. Weisbrod and Hansen(1968)의 연구에 기반하여 Brandolini et al.(2010)은 소득-순자산가치를 빈곤 측도로 활용하여 소득-순자산가치 빈곤과 자산빈곤(asset-poverty)에 대한 빈곤분석을 시도하였다.

이렇듯 생존에 필요한 자원이 무엇인가를 정의한 이후에는 해당 자원이 얼마나 필요해야 하는가에 대한 논의가 후행한다. 이에 대해 가장 많이 사용되는 기준은 절대적 빈곤(absolute poverty)과 상대적 빈곤(relative poverty)이다.

절대적 빈곤은 생존에 필요한 최저생활수준을 유지하지 못하는 상태로 Booth(1899)에 의해 정립되었다. Booth(1899)는 세계 최초로 빈곤에 대한 대규모의 사회조사를 실시하여 빈민(poor)의 기준을 정하였다. 이를 통해 세계 최초로 빈곤선(poverty line or poverty threshold)을 규정하였다. 이로 인해 절대적 빈곤의 기준(poverty line)으로 최저생계비가 활용되어 왔다. 하지만 ‘절대적’이라는 표현에도 불구하고 ‘생존에 필요한 일정한 생활수준’ 혹은 ‘기본 욕구’의 범위를 어디까지로 인정해야 하는가에 대해서는 연구자 개개인의 자의적인 판단에 의존할 수밖에 없다.

절대적 빈곤에 대한 기준이 연구자에 따라 자의적이고 사회 내부의 평균적인 생활수준에 비해 빈곤을 규정하는 것이 더욱 중요하다는 주장으로(Townsend, 1979) 상대적 빈곤(relative poverty) 개념이 등장하였다. 상대적 빈곤은 사회 내 전체 구성원과 비교했을 때 필요한 자원이 다른 구성원에 비해 부족한 위치에 있는 경우를 의미하며 주로 선진국에 적용하기에 적절한 개념이다. 그러나 각 국가마다 적용 기준이 상이하며, 저소득층의 생활수준 향상이나 정책적 노력의 효과에 관계없이 빈곤이 규정되는 한계가 있다(김교성 외, 2008).

## 2. 빈곤의 동태적 분석에 관련한 선행연구

앞서 서술한 빈곤 정의에 관한 연구는 빈곤의 동태적 측면을 고려하지 못하고 있다. 즉, 장기화된 빈곤과 일시적인 빈곤을 구분하지 않음으로써 빈곤의 질, 혹은 심각성 정도를 반영하지 못하고 있다.

이러한 문제의식에 따라 빈곤을 장기빈곤과 단기빈곤으로 구분하여 빈곤 문제를 분석하는 연구가 진행되기 시작하였다. 단기빈곤(short-term poverty)은 일시적으로 빈곤에 진입하는 경우로 일시빈곤(temporary poverty)로 불리며 장기빈곤(long-term poverty)은 수년 동안 빈곤 상태에 처하는 경우로 지속빈곤(persistent poor)이나 만성빈곤(chronic poor)이 주로 거론되고 있다(김환준, 2013). 단기빈곤의 판단은 장기빈곤에 비해 훨씬 간명하다. 특정 기간(주로 1년) 동안 빈곤 상태를 경험한다면 단기빈곤, 그렇지 않은 경우는 비빈곤으로 분류할 수 있다. 하지만 장기빈곤은 빈곤의 진입·이탈을 포함하는 복수주기를 고려하느냐, 혹은 오로지 빈곤상태가 지속되는 경우만을 고려하느냐에 따라 빈곤판단이 달라진다.

Rodgers and Rodgers(1993)는 장기빈곤과 관련한 논의 중 만성빈곤(chronic poverty)과 지속빈곤(persistent poverty)의 개념을 구분하였다. 만성빈곤은 분석 기간 동안의 평균소득이 빈곤기준선보다 낮은 경우를 의미한다. 지속빈곤은 분석 기간 동안 매년 빈곤여부를 판단하여 빈곤이 수년 이상 지속된 경우를 의미한다.

Ashworth et al.(1994)는 복수의 빈곤구간을 고려하느냐 혹은 단일한 빈곤구간을 고려하느냐에 따라 장기빈곤을 구분하였다. 단일 빈곤 기간에 대해서 빈곤 기간이 1년인 경우를 일시빈곤(transient poverty), 2년 이상인 경우 지속빈곤(persistent poverty), 15년 이상 빈곤이 지속되는 경우 항상빈곤(permanent poverty)로 구분하였다. 한편, 복수 빈곤 기간에 대해 1년짜리 빈곤 구간이 반복되는 경우 수시빈곤(occasional poverty), 1년이 넘는 빈곤구간이 1년을 넘는 비빈곤 구간에 의해 중단되면서 나타나는 경우를 반복빈곤(recurrent poverty), 그리고 1년이 넘

는 빈곤구간이 1년간의 구간에 의해 중단되며 반복되는 경우를 만성빈곤(chronic poverty)로 정의하였다.

한편 Whelan et al.(2003)이나 Fourage and Layte(2005)는 각각 3년과 5년의 기간 동안 조사된 패널자료를 이용해 빈곤을 유형화하는 분석을 수행하였다. Whelan et al.(2003)은 3년 동안 소득 빈곤에 처한 가구를 지속빈곤(persistent poverty)라고 정의하였다. Fourage and Layte(2005)는 5년간 조사된 패널자료를 이용하여 빈곤을 4가지로 유형화하였다. 해당 연구에서는 조사기간 중 한 번도 빈곤을 경험하지 않은 가구를 비빈곤(the non-poor)으로, 빈곤경험횟수가 1회인 가구를 일시빈곤(transient poor)으로, 빈곤경험횟수가 1회 이상이지만 매 회당 빈곤기간이 2년을 넘지 않은 경우를 반복빈곤(recurrent poor)으로, 3년 이상의 기간 동안 빈곤을 경험하는 가구를 지속빈곤(persistent poor) 가구라고 정의하였다.

이처럼 빈곤기간을 기준으로 단기빈곤과 장기빈곤을 구분하여 분석하는 경우 장기빈곤을 어떻게 판단하느냐가 중요한 이슈다. 즉, 빈곤주기의 반복을 고려하는 경우와 그렇지 않은 경우, 빈곤의 지속기간이나 빈곤의 경험기간 중 어느 쪽을 중시하느냐에 따라 장기빈곤의 판단이 달라진다.

장기빈곤에 대한 가정이 이루어진 이후에는 빈곤율을 어떻게 계산하고 장기빈곤의 요인을 어떻게 판단하는지에 대한 이슈가 남는다. 이에 대해 Bane and Ellwood(1986)는 위험률(hazard rate)의 개념을 활용하여 빈곤탈출확률을 분석하였다. 이들은 가구가 경험하는 빈곤주기가 길어질수록 가구의 빈곤탈출률이 감소한다는 것을 확인하였다. 즉, 장기빈곤에 처할수록 빈곤탈출이 어려워진다는 통념을 확인하였다. 또한 빈곤한 가구에 대해 ‘이전부터 빈곤한 경우’와 ‘현재 시점에서 빈곤한 경우’를 분리한 분석을 수행하였다. 이를 통해 좌측 절단된 빈곤주기를 단순히 분석에 활용할 경우 빈곤의 지속성을 과소평가할 가능성이 있음을 지적하였다. Bane and Ellwood(1986)은 관측절단의 문제를 극복하기 위한 방법으로 완성된 빈곤주기를 도출하였고, Stevens(1994)는 Bane and Ellwood(1986)을 토대로 반복된 빈곤주기를 포함한 빈곤의 동태적 양상을 분석하였다.

### 3. 빈곤의 동태적 분석에 대한 국내연구

국내에서는 김환준(2013)이 장기빈곤을 명시적으로 고려하여 장기빈곤의 진입요인을 분석하였으며 구인회(2005), 김교성·노혜진(2009), 김환준(2011), 정준수(2014)는 생존분석을 활용한 빈곤의 동태적 분석을 시도하였다.

김환준(2013)은 1998-2003 한국노동패널조사를 활용하여 장기빈곤의 개념과 정의를 논의하고 국내의 장기빈곤층 규모, 장기빈곤 요인 및 특성을 분석하였다. 빈곤기간별 분포를 확인하여 장기빈곤의 기준을 7년으로 선택하고 소득이 최저생계비에 미달하는 경우, 즉 절대적 빈곤에 대해 분석하였다. 그 결과 장기빈곤가구는 전체가구의 9%로 추계되었다. 장기빈곤에 대한 요인분석을 위해 로짓분석을 실시한 결과 가구주가 노인, 여성, 저학력일수록 장기빈곤에 빠질 가능성이 높을 것으로 나타났다. 또한 사적이전소득이 중요한 소득원이 되고 있으며 공적이전소득의 비중은 극히 미미한 것으로 분석되었다.

구인회(2005)는 1998-2003 한국노동패널조사 자료를 이용하고 생명표 분석과 이산시간모형을 활용하여 빈곤의 지속기간과 이와 관련한 요인분석을 시도하였다. 2000년 중위소득의 40%에 해당하는 소득액을 절대적 빈곤선으로 설정하고 장기빈곤층을 5년 이상 빈곤한 경우, 최장기빈곤층으로 빈곤기간이 10년 이상인 경우로 두었다. 이 때 반복주기를 고려하는 경우 5년 이상 장기빈곤층은 28%로 분석되었다. 또한 빈곤지속기간에 대한 결정요인분석에서 가구주 연령과 성별이 빈곤지속에 유의한 영향을 미치는 것으로 판단되었다.

김교성·노혜진(2009)은 생존분석(혹은 사건사분석)의 방법론인 생존표 분석(혹은 생명표 분석)과 Kaplan-Meier 분석을 이용하여 빈곤탈피 위험도와 지속기간에 관한 누적 생존율을 추정하였다. 또한 위계적 일반화선형 분석을 이용하여 빈곤 탈피와 지속기간에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 분석 결과 빈곤 진입 가구의 60% 이상이 1년 이내에 빈곤 상태

에서 탈피하여, 빈곤의 역동성이 매우 활발하였다. 또한 가구주가 여성이거나 연령이 높을수록, 교육수준이 낮고 취업형태가 불안정하거나 실업상태인 경우 빈곤 탈피의 가능성이 낮아지고 빈곤 지속기간이 길어질 것으로 분석되었다.

김환준(2011)은 생명표 분석과 이산시간모형을 통한 빈곤지속률, 누적 빈곤율, 빈곤탈출률을 추정하고 빈곤진입위험에 대한 요인분석을 시도하였다. 이를 위해 1998-2008 한국노동패널 자료를 이용하였다. 분석결과 다수가 빈곤의 진입과 탈출을 반복하였으며, 빈곤진입의 가장 중요한 원인은 실직 및 고용불안정으로 나타났다.

정준수(2014)는 생명표 분석과 시간의존콕스회귀분석을 활용하여 소득 기준 절대적 빈곤과 상대적 빈곤에 대한 빈곤율 및 빈곤탈출률, 빈곤탈출에 미치는 요인분석을 시도하였다. 분석결과 절대적 빈곤의 경우 취업 가구원수, 교육수준, 건강상태가 빈곤탈출에 긍정적인 영향을 미쳤다. 상대적 빈곤의 경우 기혼여부, 취업가구원수는 빈곤탈출에 긍정적인 영향을 미쳤으나 연령은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

#### 4. 농가빈곤에 대한 국내 연구

농가빈곤에 관련한 국내 연구는 주로 소득 기준 빈곤을 대상으로 한 정태적 분석에 집중되어 있다.

국내 연구 중 농촌에 거주하는 가구, 또는 농가 기준의 최저생계비를 추정함으로써 농촌지역의 빈곤선 추정을 시도한 연구로 이은우(1993), 김영주(2008), 정영숙·조덕호(2009), 문진영(2015)가 있다. 이은우(1993)는 라이덴 방식을 이용해 농촌빈곤을 측정하였으며, 김영주(2008)는 농촌노인가구의 빈곤특성을 파악하여 농촌비노인가구, 도시노인가구, 전체가구와 비교하였다. 정영숙·조덕호(2009)는 경북지역의 농촌노인 가구를 대상으로 연령별 특성과 가구규모 효과를 고려하여 최저생계비를 분석하였다. 문진영(2015)은 빈곤선을 측정하는 대표적인 5가지 측정방식인 정책 빈곤선, 가계표준예산 빈곤선, 통계적 빈곤선, 주관적 빈곤선, 박탈지표



빈곤선의 개념을 설명하고 각 방식을 비교하였다.

농가빈곤의 요인분석을 시도한 연구로 이은우(2007), 김혜자 외(2014), 손나나(2014), 송시완(2016)이 있다. 이은우(2007), 김혜자 외(2014)는 모두 농가빈곤에 대한 정태적 분석을 시도하였다. 이은우(2007)는 프로빗 모형을 사용하여 빈곤층과 비빈곤층에 대한 요인분석을 시도하였다. 분석결과 54세를 넘으면 연령이 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 증가하였다. 또한 경지면적·농업용 고정자산·기타 자산이 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 감소하였다. 김혜자 외(2014)는 소득빈곤에 집중해 있던 빈곤분석의 한계를 보완하고자 다차원적 빈곤지수를 활용하여 도농간 빈곤격차를 분석하였다. 분석결과 소득 및 고용차원에서 도농간 빈곤격차가 크게 발생하였으며, 여성·노인계층·저학력자일수록 빈곤율이 높게 나타났다. 손나나(2014)와 송시완(2016)은 소득기준 상대적 빈곤에 대해 2008-2012년 농가경제조사를 이용하여 동태분석을 시도하였다. 손나나(2014)의 경우 중위소득의 50%를 기준으로 빈곤선을 설정하고 빈곤여부를 종속변수로 한 프로빗 분석을 실시하였다. 분석 결과 경영주 연령이 일정 수준을 넘어가면 빈곤율이 증가하고 가구원수가 많을수록 전업농이 아닐수록 빈곤율이 감소하였다. 또한 빈곤지속기간(0-5년)을 종속변수로 두어 순위 프로빗 분석을 실시하여 농가의 빈곤 지속성에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 분석결과 경영주 연령이 많을수록 교육수준이 높을수록, 가구원수가 많을수록 농가의 빈곤경험 횟수는 적게 나타났다. 송시완(2016)은 빈곤을 중위소득 50% 이하의 상대적 빈곤으로 정의하고 농가빈곤을 일시빈곤, 지속빈곤, 반복빈곤으로 구분하여 각 상태에 대한 다항로짓분석을 시도하였다. 또한 설명변수에 지역변수를 추가하여 지역이 농가빈곤에 미치는 영향을 분석에 반영하였다. 비빈곤 농가를 기준범주로 설정하여 일시빈곤 농가와 지속빈곤 농가에 대한 계수를 추정한 결과, 기타 농업보조금·기타공적보조금이 높을수록 일시빈곤을 경험할 가능성이 높았다. 비빈곤과 지속빈곤 농가를 비교한 결과 농업피해보상금과 기타농업보조금, 사적보조금 변수가 유의한 것으로 나타났다.

## 5. 선행연구와의 차별성

본 연구가 갖는 선행연구와의 차별성은 다음과 같다.

첫째, 농가빈곤의 동태적 분석을 시도하였다. 농가빈곤을 분석한 대부분의 선행연구는 정태적 분석에 초점을 맞추고 있다. 그러나 장기빈곤과 단기빈곤의 시사점이 각각 다르므로 빈곤의 기간을 구분하여 빈곤분석을 수행하여야 한다.

둘째, 중도절단된 자료와 함께 시간의 특성을 고려하기 위해 동태적 분석 기법으로 생명표 분석과 콕스회귀분석을 실시하였다. 농가빈곤의 지속을 감안하여 동태적 분석을 시도한 연구의 경우 로짓이나 프로빗분석을 활용함으로써 중도절단된 자료를 고려하지 못하고 있다. 하지만 생존분석 방법론인 생명표 분석과 콕스회귀분석은 농가빈곤의 동태적 분석에 더욱 적합하다.

셋째, 농가빈곤의 측도로 소득-순자산가치(income-networth)를 고려하였다. 농업의 특성상 소득변동성이 크고 가계는 소득이 없을 경우 자산을 유동화하여 소비에 사용하므로 농가빈곤의 측도로서 소득 뿐만 아니라 자산을 함께 고려하는 소득-순자산가치 개념을 활용한다.

## 제 4 절 논문의 구성

본 논문의 구성은 다음과 같이 요약된다. 1장에서는 연구배경 및 필요성, 연구내용 및 방법을 논의하고 본 연구와 관련한 선행연구를 검토하였다. 2장에서는 본 연구에서 사용하는 빈곤의 판단기준을 설명하고 이를 기반으로 한국 농가의 빈곤 현황을 서술한다. 3장에서는 본 연구에서 사용하는 생명표 분석, 콕스회귀분석에 관련한 방법론 및 분석자료를 서술하였으며 4장을 통해 생명표 분석, 콕스회귀분석의 결과를 제시하였다. 최종적으로 5장에서 본 연구의 결과 및 정책적 시사점을 서술하였다.

## 제 2 장. 빈곤 정의 및 농가빈곤 현황

### 제 1 절 빈곤 정의

본 연구는 개인의 연간 소득과 보유자산을 함께 고려하는 소득-순자산가치(income-networth)의 개념으로 개별 농가의 빈곤여부를 판단하였다. 또한 빈곤기준선(threshold)으로 최저생계비를 활용하였다.

빈곤을 경제적 능력이 부족한 상태라고 정의할 때, 대다수의 선행연구는 경제력의 기준 지표로 소득을 활용한다. 소득 자료가 자산이나 부채, 지출액 등 경제력을 판단하는 다른 지표들보다 획득이 용이하고 자료의 신뢰성이 더 높기 때문이다. 하여 일반적으로 사회에서 논의되는 빈곤은 소득빈곤을 의미한다.

하지만 개인의 경제력을 정확히 파악하려면 소득뿐만 아니라 순자산, 즉 자산과 부채 수준을 종합적으로 고려해야 한다. 이러한 문제의식 하에 Weisbrod and Hansen(1968)은 소득-순자산가치라는 개념을 소개하였다.

Weisbrod and Hansen(1968)은 개인의 경제력을 판단함에 있어 자산이라는 저장(stock) 변수를 유량(flow) 변수로 바꾸어 소득과 함께 고려해야 한다는 주장을 제기하였다. 이에 아래의 식 (1)과 같이 자산을 현금화하여 연금소득으로 수령한다는 개념을 도입한 소득-순자산가치 계산방법을 제시하였다.

소득-순자산가치의 개념은 보유하고 있는 순자산(자산-부채)을 기대수명에 따라 연금화(annuitization)하여 매년 소득으로 활용한다는 개념에 기인한다(Weisbrod and Hansen, 1968). 이는 자산을 담보로 자산가액에 비례한 연금소득을 사망할 때까지 수령할 수 있다는 것을 의미한다. 이 경우 개인의 연소득은 소득활동을 통해 얻는 가치분소득과 순자산연금화가치(annuity value of networth)의 합으로 계산되며, 이를 소득-순자산가치라고 말한다.

$$(1) AY_t = Y_t + \left[ \frac{\rho}{1 - (1 + \rho)^{-n}} \right] NW_{t-1}$$

$AY_t$  = 소득-순자산가치  
 $Y_t$  = 가치분소득  
 $NW_{t-1}$  = 순자산가치  
 $\rho$  = 실질수익률  
 $n$  = 기대여명

여기서  $Y_t$ , 즉 가치분소득은 부동산소득과 금융자산소득 등 자산소득을 제외한 값이며, 자산연금화소득은 순자산(자산-부채) 총액을 자산수익률  $\rho$ 로  $n$ 년 동안 할인(discounted)하여 계산된다. 이와 같은 산식은 전체 자산의 유동화가 가능하며 상속이 없다는 가정 하에 유도된다.

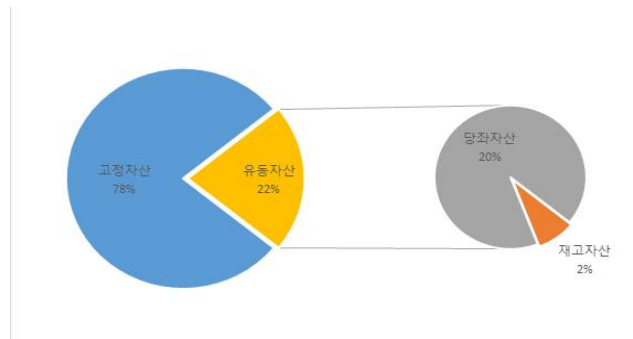
실질수익률  $\rho$ 는 3%, 장기물가상승률 2%를 적용하여 1%의 실질수익률을 기록한다고 가정한다(김정훈 외, 2016). 기대여명  $n$ 의 경우 통계청이 발표한 2008-2015년 각 연도별 생명표에 제시되어 있는 연령별·성별 기대여명을 농가 경영주의 연령 및 성별에 맞추어 활용하였다.

이렇게 농가의 경제력을 판단하는 데 있어 소득-순자산가치 기준을 사용하는 것이 과연 적절한가에 관련한 질문이 제기될 수 있다. 앞서 거론한 것처럼 소득-순자산가치는 자산의 유동화가 가능한 경우, 상속이 없는 경우를 가정하기 때문이다. 우선 자산의 유동화 가능성을 확인하기 위해 농가의 자산구성을 살펴보았다. <그림 2-1>을 보면 농가의 자산 구성은 5년 동안 평균적으로 고정자산 78%, 유동자산 22%로 구성되고 있다. 고정자산의 67%가 토지로 이루어져 있고, 22%가 건물로 이루어져 있으므로 농가의 자산구성은 토지, 당좌자산, 건물 순으로 비중이 높다. 농가자산의 89%가 토지, 당좌자산, 건물로 구성되고 있는 것이다. 나머지 10%의 자산은 사실상 현금화가 어려운 자산으로 판단된다. 하지만 본 연구의 분석대상인 빈곤농가의 경우 현금화가 어려운 자산을 보유하고 있을 가능성은 낮다. 혹 자산을 보유하고 있을 경우 보유자산은 토지나 실 거주지(아파트, 주택 등)일 가능성이 높다. 물론 해당 자산들 또한 현금화가 어렵다는 지적이 있으나 농지연금, 주택연금이 도입되면서 농촌 지역 부동산 유동화

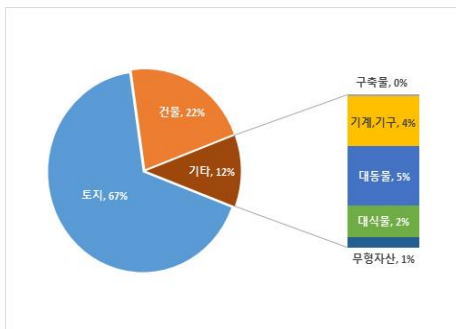
가 상대적으로 용이해졌다는 사실을 감안할 때, 자산의 유동화관점에서 소득-순자산가치를 농가의 경제력 판단 척도로 사용할 수 있다고 판단된다.

한편, 농지연금이나 주택연금이 도입되었다고 해서 모든 농가가 이와 같은 제도를 활용하는 것이 아니며, 오히려 자녀에게 자산을 상속하는 경우가 많음을 감안할 때 소득-순자산가치를 빈곤 기준으로 사용하는 것이 적절치 않다는 지적이 제기될 수 있다. 따라서 소득-순자산가치 기준 빈곤이 실제보다 빈곤 수준을 과소추정할 가능성은 존재한다. 그러나 소득 기준은 실제보다 빈곤을 과대추정할 가능성이 높으므로 실제 빈곤 기준은 소득 기준 빈곤과 소득-순자산가치 빈곤의 사이에 위치해있을 것이다. 즉, 빈곤을 고려함에 있어 소득 기준 뿐만 아니라 소득-순자산가치 기준도 함께 활용하여야 빈곤 상태를 더욱 정확히 파악할 수 있을 것이다.

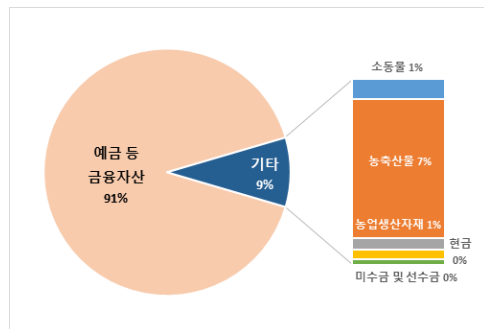
<그림 2-1> 2008년-2015년 농가자산구성 현황



<고정자산 구성>



<유동자산 구성>



자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2012)

본 연구는 가구주 소득이 가구 구성원의 소득을 정확히 대변한다고 가정한다. 즉, 가구원은 가구 소득을 균등하게 배분받으며 이러한 소득을 기반으로 소비활동을 한다. 따라서 가계의 소득 혹은 자산수준은 가구주와 일치한다는 전제 하에 가구주의 빈곤 여부가 가계의 빈곤 여부를 결정한다고 가정하고자 한다.

따라서 빈곤 분석에서 가장 많이 사용되는 소득 기준 빈곤과 함께 소득-순자산가치 기준 빈곤을 함께 활용하여 두 기준의 차이를 파악하고 농가의 빈곤수준을 보다 정밀하게 이해하고자 한다.

본 연구에서는 상대적 빈곤보다 절대적 빈곤에 초점을 맞추어 분석을 진행하였다. 그 이유는 본 연구의 목적이 빈곤에 처한 농가를 위한 정책적 지원에 있기 때문이다. 빈곤 지원 정책은 일반적으로 상대적 빈곤보다 절대적 빈곤에 초점을 맞춘다. 즉, 사회구성원간의 불평등 혹은 격차를 줄이는 것도 물론 중요하지만, 그에 앞서 정부가 가장 우선적으로 수행해야 하는 활동은 ‘생계를 꾸리기 어려울 정도로’ 경제적 자원이 부족한 가계를 지원하는 것이기 때문이다.

일반적으로 절대적 빈곤을 분석할 때 빈곤기준선으로는 정부 공식 최저생계비를 사용하고 있다<sup>1)</sup>. 하지만 정부 공식 최저생계비는 도시가계의 생활을 대상으로 계산된다. 도시의 경우 농촌보다 물가 수준이 높으며, 농가의 경우 식료품의 자급이 가능하지만 도시가계는 일반적으로 식료품을 구입해서 소비해야 한다. 따라서 정부 공식 최저생계비를 이용해 농가의 빈곤을 분석할 경우, 실제 빈곤 수준보다 빈곤율이 과대측정될 가능성이 높다. 따라서 본 연구에서는 김영주(2008)가 측정한 2008년 농촌 최저생계비를 빈곤기준선으로 활용하였다. 또한 본 연구에서 사용하는 자료와의 시차가 존재하는 만큼, 그로 인한 물가차이를 반영하기 위해 한국은행이 제공하는 소비자물가지수(2010=100)를 이용해 최저생계비를 실질화하였다.

---

1) 우리나라의 경우 국민기초생활보장법 제6조 제2항에 의거, 매년 보건복지부에 의해 최저생계비가 고시되고 있다.

<표 2-1> 농촌 가구원수별 실질 최저생계비

(단위 : 원)

가구원수	실질최저생계비
1	5,451,941
2	8,828,373
3	11,704,040
4	14,296,051
5	16,695,806
6	18,952,588
+1인	2,256,782

자료: 김영주(2008)를 이용해 소비자물가지수(2010=100)를 기준으로 실질화

농가빈곤을 판단하기 위해 빈곤기준선으로 농가최저생계비 자료를 활용하고, 빈곤선 근처에서 진입과 탈출을 반복하는 농가를 빈곤으로 포함하기 위해 소득이나 소득-순자산가치가 최저생계비의 120% 이하인 농가를 빈곤농가로 분석에 사용하였다(이동영, 2005; 박효진, 2009; 정준수, 2014).

<표 2-2> 농가 빈곤 판단 기준

대분류	소분류	판단 기준
절대적 빈곤	소득빈곤여부	가처분소득 < 1.2×농가최저생계비
	소득순자산가치 빈곤여부	소득-순자산가치 < 1.2×농가최저생계비

주) 절대적 빈곤을 계산할 때는 가구원수에 따라 소득 및 소득-순자산가치를 나누어 해당 가구의 가구원수에 맞는 최저생계비와 비교함.

한편, 빈곤기간에 따라 빈곤을 장기빈곤, 단기빈곤, 반복빈곤, 지속빈곤, 만성빈곤 등 다양한 형태로 정의할 수 있다. 본 연구는 5년이라는 비연속시간 자료를 분석에 활용하므로 빈곤지속기간이 2년 미만일 경우 단기빈곤으로 정의한다. 또한 5년 동안 지속적인 빈곤상태에 처한 농가는 이후에도 빈곤에 머물러 있을 가능성이 높다는 판단 하에 5년 지속빈곤한 농가를 장기빈곤하다고 정의하였다.

## 제 2 절 한국 농가의 빈곤 현황

한국 농가의 빈곤 분석을 위해 주로 농가경제조사가 사용되고 있다. 농가경제조사는 농가별 소득, 자산, 부채 구성 등의 자료를 제공하고 있기 때문이다. 따라서 본 절에서는 생명표 분석과 콕스 회귀분석에서 사용한 2008-2012년 자료와 함께 2013-2015년 농가경제조사 자료를 사용하여 빈곤현황을 분석하였다. 즉, 농가경제조사에서 제공하는 소득, 자산, 소득-순자산가치 현황을 파악하고 연도별 단기빈곤율을 추정<sup>2)</sup>하여 농가의 빈곤경험 추이를 확인하고자 하였다.

2008-2015년 동안 집계된 농가경제조사에 따르면, 각 연도별 평균 실질 가처분소득은 2008년 2,645만 원에서 2015년 2,967만 원으로 증가하였다. 자산은 2008년 3억 6천만 원에서 2015년 4억 460만 원으로 증가하였으며 부채는 감소한 것으로 집계되었다. 순자산의 증가와 기대여명의 감소 추이로 인해 연금화 소득 또한 8년 사이 증가하였으며 이는 소득-순자산가치의 증가로 반영되었다.

<표 2-3> 소득-순자산가치 계산에 필요한 농가 자료의 동향('08-'15)  
(단위 : 원, 세, 명)

연도	소득	자산	부채	자산 연금화소득	소득 순자산가치	기대 여명	가구 원수
'08	26,453,254	361,955,751	30,422,357	19,162,103	52,673,550	22.17	284
'09	26,550,908	375,989,050	31,378,156	23,812,622	55,276,946	17.78	279
'10	26,592,317	372,631,112	30,816,653	19,947,233	51,483,609	21.09	272
'11	25,341,000	374,186,784	27,580,910	25,444,746	49,337,230	16.91	267
'12	25,105,301	387,458,713	27,595,846	27,518,823	51,125,944	16.34	263
'13	26,803,057	374,140,011	30,258,522	24,704,732	52,457,718	17.15	256
'14	28,158,690	387,737,048	30,140,618	26,297,915	55,378,915	16.89	148
'15	29,677,914	404,624,573	29,388,419	28,054,835	59,213,731	16.59	240
평균	26,835,305	379,840,380	29,697,685	24,367,876	53,368,455	18.12	251

자료: 통계청, 농가경제 조사(2008-2012)

주) 1. 모든 값은 2010년 소비자물가지수를 기준으로 실질화되었음.

2. 자산 및 부채는 연말잔액을 의미함.

2) 연도별 단기빈곤율은 1년 동안 조사된 전체 농가 대비 빈곤에 처한 농가 비율로 계산된다.



소득 기준과 소득-순자산가치 기준으로 농가의 절대적 빈곤을 연도별로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 전반적으로 소득 기준 빈곤율이 소득-순자산가치 기준보다 약 2배에서 5배 크게 나타났다. 이는 소득 기준 빈곤율이 소득과 자산을 함께 고려할 때보다 2배에서 5배 과대평가된다는 것을 의미한다. 또한 소득-순자산가치는 농가의 순자산을 연금소득으로 수령한다는 개념에 의해 계산되므로, 소득빈곤 농가가 만약 주택연금이나 농지연금과 같은 역모기지론을 이용할 경우 빈곤 문제가 완화될 수 있음을 시사한다.

둘째, 2008년에서 2015년 동안 빈곤율은 하락하였다. 소득 기준과 소득-순자산가치 기준 빈곤율 모두 연도별로 등락을 거듭하였으나 소득-순자산가치 기준의 경우 꾸준한 하락세를 보이고 있다. 이는 2008년 금융위기 이후로 부동산 가치가 점차 회복되면서 그로 인해 순자산가치가 증가하였고, 표본으로 집계되는 농가의 연령이 시간이 갈수록 증가하기 때문으로 분석된다<sup>3)</sup>. 그로 인해 2014년과 2015년의 소득-순자산가치 기준 빈곤율은 2009년보다 4-5%p 하락하는 모습을 보인다. 이는 소득과 순자산의 증가, 기대여명의 감소에 따른 것이다.

<표 2-4> 농가빈곤 추이('08-'15)

(단위 : 명, %)

년도	기준	전체표본	소득 기준		소득-순자산가치 기준	
			빈곤율	빈곤인구	빈곤율	빈곤인구
2008		2,643	25.73%	680	9.46%	250
2009		2,650	28.53%	756	7.55%	200
2010		2,649	28.16%	746	6.80%	180
2011		2,637	32.65%	861	7.70%	203
2012		2,674	31.26%	836	6.17%	165
2013		2,347	29.31%	688	7.75%	182
2014		2,600	27.65%	719	5.12%	133
2015		2,600	22.96%	597	4.42%	115

자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2015)

3) 2장에 서술된 소득-순자산가치 계산식을 살펴보면 순자산이 증가할수록, 기대여명이 짧을수록 소득-순자산가치가 증가한다.

<표 2-5>를 통해 농가빈곤의 구성을 살펴보면 소득-순자산가치 기준으로 빈곤한 농가의 대다수가 소득 기준으로 빈곤한 것으로 분석되었다. 이는 소득-순자산가치 계산식을 고려하면 당연한 결과다. 또한 소득 기준 빈곤이 소득-순자산가치 기준 빈곤보다 빈곤의 수준이 과대평가되므로 소득기준 빈곤에 처한 농가가 두 가지 빈곤에 모두 처한 농가보다 그 수가 더 많은 것 또한 당연하다.

주목해야 할 부분은 소득-순자산가치 기준으로 빈곤하지만 소득 기준으로는 비빈곤한 농가다. 소득-순자산가치는  $\text{가처분소득} - (\text{자본수입} - \text{자본비용}) + \text{자산연금화소득}$ 으로 계산된다. 따라서 소득-순자산가치 기준으로 빈곤하지만 소득 기준으로 비빈곤한 농가는 1) 자산연금화소득이 (-) 값을 갖거나 2) 자본소득(=자본수입-자본비용)이 많은 농가를 의미한다. 하지만 재산이 많은 농가일수록 자본소득 또한 많을 가능성이 크다. 따라서 소득 기준으로는 빈곤하지 않으나 소득-순자산가치 기준 빈곤 농가는 순자산이 음수인, 즉 자산보다 부채가 많은 농가를 의미한다. 이러한 농가의 경우 소득활동에 갑작스러운 충격이 발생할 경우 자산의 충격완화 기능이 제대로 작동하지 않는다. 따라서 해당 농가는 잠재적 빈곤위험층으로 간주되어야 한다. 즉, 소득 기준만으로 빈곤 현황을 파악할 경우 위와 같은 잠재적 빈곤위험층을 고려하지 못한다는 문제가 발생한다. 따라서 농가의 빈곤을 분석함에 있어서 소득 기준과 순자산가치 기준을 모두 활용하는 것이 바람직하다.

<표 2-5> 농가빈곤 기준별 구성('08-'15)

(단위 : 명)

기준 년도	소득 및 소득-순자산가치 기준	소득 기준	소득-순자산가치 기준	계
2008	246	434	4	684
2009	198	558	2	758
2010	176	570	4	750
2011	199	662	4	865
2012	164	672	1	837
2013	171	517	11	699
2014	132	587	1	720
2015	114	483	1	598

자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2015)

한편, 농가의 특성에 따른 빈곤을 추이를 확인하기 위해 가구주 연령, 성별, 교육수준에 따라 빈곤율을 비교하였다. 이에 대한 결과표는 각각 <표 2-6>, <표 2-7>, <표 2-8>에 제시되었다.

우선, 농가를 가구주 연령이 65세 미만인 경우와 65세 이상인 경우로 분류하여 최근 8년 간 빈곤율을 비교하였다. 그 결과 소득 기준으로 절대적 빈곤을 분석한 경우 65세 미만 농가보다 65세 이상 농가의 빈곤율이 더 높게 집계되었다. 그러나 소득-순자산가치 기준에서는 65세 이상 농가의 빈곤율이 65세 미만 농가보다 더 낮게 나타났다. 이와 같은 결과는 소득의 경우 연령이 증가할수록 감소하지만 자산의 경우 오히려 증가하기 때문으로 해석된다. 즉, 소득 기준으로 빈곤을 분석할 경우에는 노인 가구의 빈곤 위험이 과대평가되고 청장년층의 빈곤위험은 과소평가된다는 것을 확인할 수 있다.

한편, 자산이 증가하지 않고 일정한 수준에 머무르더라도 소득-순자산가치는 기대여명에 반비례하게 계산된다. 이는 소득-순자산가치를 계산할 때 가계가 자신이 보유한 자산을 사망할 때까지 모두 소모한다는 가정, 즉 상속이 없는 상황을 가정하기 때문이다. 이러한 특징으로 인해 소득 기준보다 소득-순자산가치 기준으로 빈곤을 분석할 때 노인빈곤율이 더 많이 감소하게 된다. 이는 소득-순자산가치 계산식이 갖는 한계로 추후 상속을 고려한 모형을 설계할 필요성이 제기된다.

<표 2-6> 가구주 연령별 농가빈곤 추이('08-'15)

년도 \ 기준	소득 기준		소득-순자산가치 기준	
	65세 미만	65세 이상	65세 미만	65세 이상
2008	22.39%	28.79%	13.05%	6.16%
2009	23.32%	34.13%	10.44%	5.20%
2010	21.49%	32.92%	9.25%	5.05%
2011	25.83%	37.00%	12.77%	4.47%
2012	24.17%	35.24%	9.79%	4.14%
2013	21.85%	34.33%	10.92%	5.63%
2014	21.53%	31.19%	9.77%	2.43%
2015	16.74%	26.20%	8.99%	2.05%

자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2015)

가구주 성별을 기준으로 빈곤율을 분석한 결과 소득 기준이나 소득-순자산가치 기준 모두 남녀의 차이가 뚜렷하게 나타나지 않았다. 이는 배우자 사망 후 홀로 거주하는 여성가구의 존재가 표본에 반영되지 않는다는 자료의 한계 때문으로 보인다<sup>4)</sup>.

<표 2-7> 가구주 성별 농가빈곤 추이('08-'15)

년도 \ 기준	소득 기준		소득-순자산가치 기준	
	남자	여자	남자	여자
2008	25.81%	24.26%	9.45%	9.56%
2009	28.68%	26.11%	7.18%	13.38%
2010	28.14%	28.49%	6.58%	9.68%
2011	33.09%	26.88%	7.67%	8.06%
2012	31.32%	30.61%	6.17%	6.12%
2013	29.14%	32.52%	7.42%	13.82%
2014	27.37%	30.45%	5.22%	4.12%
2015	22.83%	23.30%	4.59%	2.86%

자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2015)

4) 농가경제조사는 2013년부터 1인가구에 대한 집계를 시작하였으나 아직 충분한 표본 모집이 이루어지지 못하고 있다.

가구주 교육수준별 빈곤율을 분석한 결과, 소득 기준 절대적 빈곤에 대해서는 연도별로 다소 등락이 있으나 전반적으로 고졸 이하가 전문대 재학 이상보다 빈곤율이 높게 나타났다. 한편, 소득-순자산가치 기준에서는 교육수준이 빈곤 여부에 뚜렷한 영향을 주지 않는 것으로 보인다. 이는 개인의 인적자본이 생산성과 연계되므로 소득수준에는 영향을 미칠 수 있으나 자산의 경우 개인의 능력뿐만 아니라 가족으로부터 증여·상속 받을 수 있기 때문이다.

<표 2-8> 가구주 교육수준별 농가빈곤 추이('08-'15)

년도	기준	소득 기준		소득-순자산가치 기준	
		고졸이하	전문대 재학이상	고졸이하	전문대 재학이상
2008		25.99%	21.33%	9.43%	10.00%
2009		28.63%	26.71%	7.67%	5.48%
2010		28.15%	28.37%	6.78%	7.09%
2011		32.88%	28.95%	7.53%	10.53%
2012		31.39%	29.22%	6.03%	8.44%
2013		30.18%	17.50%	7.77%	7.50%
2014		28.22%	20.32%	5.01%	6.42%
2015		23.25%	20.24%	4.51%	3.57%

자료: 통계청, 농가경제조사(2008-2015)

## 제 3 장 연구방법

### 제 1 절 분석방법

생명표 분석이나 콕스회귀분석은 생존분석(survival analysis) 혹은 사건사분석(event history analysis)의 한 종류로 상태변화를 나타내는 시간요소를 고려한다. 따라서 연구과정에서 조사 표본에서 탈락한 절단된(censored) 자료를 최대한 활용할 수 있기 때문에 선택편의(selection bias)를 최소화할 수 있다. 이러한 점으로 인해 동태적 연구에 있어 생존분석은 로짓 분석이나 프로빗 분석에 비해 우월하다는 평가를 받고 있다(Allison, 2010). 연구방법을 설명하기에 앞서 본 연구에서 사용한 생명표 분석과 콕스 회귀분석의 자료 처리 방식이 다르다는 점을 유의할 필요가 있다. 생명표 분석의 경우 빈곤지속기간별로 빈곤탈출 추이를 파악하기 위해 한 개체가 빈곤재진입을 겪을 경우를 고려하지 않았다. 하지만 콕스 회귀분석의 경우 빈곤지속 뿐만 아니라 빈곤재진입을 함께 고려하여 빈곤재진입 위험에 영향을 미치는 요인분석을 시도하였다<sup>5)</sup>. 또한 생명표 분석에서는 빈곤경험농가를 대상으로 빈곤탈출사건에 대한 분석이 이루어진 반면 콕스 회귀분석에서는 모든 농가를 대상으로 빈곤초기진입 및 재진입 사건에 대한 분석이 시도되었다.

#### 1. 생명표 분석

생명표(life table)란 한 집단이 출생한 후 연령이 증가함에 따라 사망에 이르기 까지 과정을 보여주는 표를 말한다. 이는 한 인구집단이 출생에서 사망에 이르는 시간, 즉 생존시간을 분석하는 생존분석(survival

---

5) 가령 농가  $i$ 가 5년의 기간 중 2년, 5년에 빈곤을 경험할 경우 생명표 분석에서는 농가  $i$ 와 동일한 특성을 가진 다른 농가가 존재하여 각 농가가 1년의 빈곤을 한번 씩 겪었다고 가정한다. 그러나 콕스 회귀분석에서는 농가  $i$ 가 총 2번의 빈곤을 겪었다고 분석된다. 이에 대한 자세한 설명은 29쪽에 제시되어 있다.

analysis)에서 기인하였다.

좀 더 구체적<sup>6)</sup>으로 설명하자면, 생명표는 어느 인구집단에 100,000명이 동시에 출생하였다는 가정 하에 특정 연령 이상 살아남는 자의 수, 주어진 연령간에서 사망하는 확률과 사망자수, 생존확률 및 생존자수, 누적생존확률 및 누적생존자수 등을 표시한다.

연령구간을 1년, 즉 1세 단위로 작성한 경우 완전생명표(complete life table)라고 하고, 연령구간을 5년 등 1년 이상의 간격으로 작성할 경우 간이생명표(abridged life table)라고 부른다.

또한 한 집단에서 어느 한 시기에 경험한 사망력에 의거하여 생명표를 작성할 경우, 작성한 생명표를 현시생명표(current or period life table)이라고 하며 특정 집단(cohort)을 시간별로 추적하여 실제 사망력을 얻고, 이를 토대로 생명표를 작성하면 세대생명표(generation or cohort life table)가 된다. 일반적으로 생명표라고 일컬어지는 것은 현시생명표를 의미한다.

한편, 생명표의 작성법을 응용하여 생존·사망 외에 다양한 사건(예를 들어 취업·실업, 빈곤·비빈곤, 결혼·미혼 등)을 분석할 수 있는데, 이렇게 작성된 생명표를 응용생명표라고 한다.

본 연구는 빈곤경험가구를 대상으로 생명표 분석을 시도하여 빈곤지속기간별 누적빈곤율, 빈곤탈출률을 분석한다. 즉, 기존의 생명표 분석에서는 사망 사건(event)을 분석하는 반면 본 연구에서는 생존 상태를 ‘빈곤’으로, 사망 상태를 ‘빈곤 탈출’로 정의한다. 또한 본 연구에서 연령구간은 생존기간, 다시 말해 ‘빈곤지속기간’이 되며 1년 단위의 비연속기간으로 구성된다.

생명표 분석을 통해 빈곤지속기간별 빈곤지속률, 빈곤탈출률, 위험률을 추정할 수 있다. 빈곤지속률은 생명표 분석에서 생존함수(survival function) 혹은 생존율(survival rate)로 표현된다. 이는 전체 빈곤경험자 중 빈곤탈출 사건이 발생한 시점(T)이 특정 빈곤지속기간(t)보다 이후에 나타나는 사람들의 비율로 빈곤지속률이 계산되기 때문이다.

---

6) 생명표에 대한 구체적인 설명은 박재빈(2006)을 참고하였다.

$$(2) S(t) = \Pr(T \geq t)$$

T = 빈곤탈출 사건의 발생시간(time-to-event)

t = 관찰 시점의 빈곤지속기간

빈곤탈출률  $F(t)$ 은 생명표 분석에서는 사망률 혹은 사망확률로 불리는데, 본 분석에서는 t시점까지 빈곤자가 빈곤을 탈출할 확률을 의미한다. 따라서 빈곤탈출률은 1-빈곤지속율로 계산된다.

$$(3) F(t) = \Pr(T \leq t) = 1 - S(t)$$

빈곤탈출률을 미분한 개념인 밀도함수(density function,  $f(t)$ )는 주어진 시점에서 사건, 즉 빈곤탈출이 일어난 강도를 측정하는데 쓰인다.

$$(4) f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} \\ = \frac{dF(t)}{dt}$$

위험률(hazard rate)은 t시점의 순간적인 사건 발생위험도를 뜻한다. 밀도함수와 다른 점은 밀도함수가 애초부터 총 인원을 대상으로 하여 사건이 발생하는 위험도를 측정하는 반면 위험률은 t시점까지 생존하였다는 조건하의 사건 발생 위험률을 나타낸다는 점이다. 이는 다시 말하자면 시점 t까지 생존한 개체가 t에서부터 매우 짧은 사이에 빈곤에서 탈출할 확률을 의미한다.

(4)

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{(한 개체가 시간}(t, t + \Delta t)\text{내에 빈곤을 탈출하는 확률} | t\text{까지 빈곤)}}{\Delta t} \\ = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \\ = \frac{1}{\Pr(T \geq t)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}$$



그러나 실질적으로 아주 짧은 기간을 정의하여 분석에 반영하기 어렵기 때문에 위험률의 추정치를 다음과 같이 계산하여 분석에 활용한다.

$$(5) \widehat{h}(t) = \frac{t \text{에서 시작하는 기간에 발생한 빈곤탈출의 수}}{(t \text{기에 빈곤한 수} - 1/2(\text{그기간에 빈곤탈출한 수}))(\text{그기간의 길이})}$$

생명표 분석을 통해 빈곤경험농가의 빈곤기간별 빈곤진입·탈출 추이를 대략적으로 확인할 수 있다.

## 2. 콕스회귀분석

생명표 분석은 모든 개체에 대한 사건발생 위험도가 동일하다는 동질성(homogeneity)에 대한 가정을 전제한다. 그로 인해 개체별 특성에 따른 사건발생률(사망률)이나 사건미발생률(생존율)의 차이를 확인하기 어렵다는 한계점을 가진다. 생명표 분석을 통해 표본을 계층에 따라 분류하고 계층별 생존함수를 추정하여 생존함수 차에 대한 통계적 검정을 실시할 수 있으나 분석 계층이 많아질수록 표본이 감소하여 많은 독립변수를 고려할 경우 각 변수들이 사건발생률에 미치는 영향을 파악하기에 한계가 있다(박재빈, 2006).

콕스비례위험모형(Cox proportional hazard model) 혹은 콕스회귀분석(Cox regression model)은 위와 같은 생명표 분석을 통한 계층별 분석의 한계를 보완하는 분석 방법으로 다중회귀분석과 같은 다변량 분석이 가능하다. 즉, 다양한 독립변수들을 고려할 때 다른 독립변수들이 종속변수에 주는 영향을 통제하여 독립변수별로 종속변수에 미치는 영향을 분석할 수 있다(정준수, 2014).

콕스회귀분석은 로짓분석이나 프로빗분석과 같이 사건의 발생여부가 종속변수로 쓰인다. 하지만 콕스회귀분석은 사건의 발생여부 뿐만 아니라 사건이 발생할 때까지의 기간을 고려하고 중도 절단된 자료에 대한 처리가 가능하다는 점에서 로짓이나 프로빗 분석과 큰 차별점을 가진다.

콕스회귀분석에 대한 공식은 다음 식 (6)과 같다.

$$(6) \quad h_i(t|X_i) = h_0(t)\exp(X_i'\beta) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_K x_{Ki}) \\ = h_0(t)\exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki}\right)$$

$h_i(t|X_i)$ : 독립변수  $X_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{Ki})'$ 를 가진 사례  $i$ 의 관찰시간  $t$ 에서의 위험률(hazard rate)

$h_0(t)$ : 독립변수  $X_i$ 가 모두 0의 값을 가진 경우  $t$ 에서의 위험률(hazard rate), 기저선 위험률(baseline hazard rate)

$\beta$  : 독립변수  $X_i$ 에 대한 회귀계수 벡터  $\beta = (\beta_1 \beta_2 \dots \beta_K)'$

여기서  $h_0(t)$ 는 분포 가정이 주어지지 않는 기저위험함수로 독립변수 혹은 공변량(covariate)  $X_{Ki}$ 가 1단위 증가할 때마다  $\exp(\beta_k)$ 만큼 위험률이 증가하게 된다. 가령  $K=1$ 일 때 두 개체  $i$ 와  $j$ 의 위험률 비를 계산해보면

$$(7) \quad \frac{h_i(t|X_i)}{h_j(t|X_j)} = \frac{h_0(t)\exp(X_i\beta)}{h_0(t)\exp(X_j\beta)} = \exp[(X_i - X_j)\beta]$$

가 된다. 즉, 두 개체  $i$ 와  $j$ 의 위험률 비는 시간에 의존하지 않고 항상 일정하다. 가령  $X$ 가 연령일 경우  $i$ 의 위험률은  $j$ 의 위험률에 비해  $\exp(j$ 와의 연령차이 $\times\beta)$ 배만큼 크다는 것을 의미하며 이는 관측시점  $t$ 가 언제든 불변이라는 것을 의미한다. 이러한 이유로 콕스 회귀분석을 콕스 비례위험모형이라고 부른다(김양진, 2013).

$h_i(t)$ 를 유도하기 위해서는  $h_0(t)$ 와  $\beta$ 를 추정해야 한다. 우선  $\beta$ 의 추정을 위해서 Cox(1975)는 회귀계수추정을 위해 기저함수  $h_0(t)$ 에 의존하지 않는 방법으로 부분우도함수(partial likelihood function)를 사용할 것을 제안하였다(김재희, 2016).

$Y_i$ 를 개체  $i$ 에 대한 반응변수라고 하자. 반응변수는 생존분석에서 관

심을 갖는 변수, 즉 사건발생시간을 나타내는 것으로 본 장에서는 빈곤진입시기를 의미한다. 이 때  $Y_i$ 는 관찰기간 내에 사건이 발생한 경우 사건발생시간이 되지만 관찰기간 내에 사건이 발생하지 않은 경우 관찰종료시간, 즉 우측중도절단시간이 된다. 이 때  $Y_i$ 가 사건발생시간일 경우  $C_i=1$ 로, 중도절단시간일 경우  $C_i$ 를 0으로 표시할 수 있다. 만약  $Y_i=t$ 이고  $C_i=1$ 인 경우 개체  $i$ 의 사건발생확률은

$$(8) L_i(\beta) = \frac{h_0(t)\exp(X_i'\beta)}{\sum_{j: Y_j \geq Y_i} h_0(t)\exp(X_j'\beta)} = \frac{\exp(X_i'\beta)}{\sum_{j: Y_j \geq Y_i} \exp(X_j'\beta)}$$

이 된다. 이를 이용하여 개체  $i$ 에 대한 부분우도함수(partial likelihood)를 정의하면 식 (9)와 같다.

$$(9) PL(\beta) = \prod_{i: C_i=1} [L_i(\beta)]$$

$$(10) \log PL(\beta) = \sum_{i: C_i=1} \left( X_i \cdot \beta - \log \sum_{j: Y_j \geq Y_i} \exp(X_j'\beta) \right)$$

식 (10)에 제시된  $\log PL(\beta)$ 를  $\beta$ 에 대해 편미분할 때, 그 값이 0이 되도록 하는  $\hat{\beta}$ 이 콕스 회귀모형에서의 최대우도추정량이다.

기저함수(baseline hazard function)를 추정하는 방법은 Kalbfleisch와 Prentice의 과정을 이용하여 구할 수 있으며(이성열, 2010) 이는 식 (10)와 (11)을 통해 확인할 수 있다.

$$(10) \xi_i = \left( 1 - \frac{\exp(X_i'\beta)}{\sum_{j: Y_j \geq Y_i} \exp(X_j'\beta)} \right)^{\exp(-X_i'\beta)}$$

$\zeta_i$  :  $t_{i-1}$ 에서  $t_i$ 까지 이르는 동안의 부분 빈곤진입확률

$$(11) h_o(\widehat{t}_j) = 1 - \widehat{\zeta}_i$$

### 3. 조건부 모형(Conditional model)<sup>7)</sup>

기존의 콕스 회귀분석은 종결사건에 대해 다루고 있다. 즉, 사망과 같이 1회 발생하면 이후 더 이상 동일한 사건이 발생하지 않는다. 그러나 빈곤의 경우 종결되지 않고 반복되는 사건(recurrent event)의 성격을 띄고 있다.

재발자료에 대한 생존분석 모형은 계수과정 모형(Counting process approach), 조건부 모형(Conditional model)<sup>8)</sup>, 주변 모형(marginal model), 공유 프레일티 모형(shared frailty model)이 있다. 이 중 공유 프레일티 모형은 기저위험함수의 분포를 가정하는 모수적 방법이며 그 외 나머지 3개의 분석모형은 비모수적 방법론이다. 비모수적 방법론에 해당하는 3개의 모형은 반복사건의 처리 방법이 각각 다르다. 계수과정 모형은 반복사건을 모두 동일한 것으로 규정하여(Anderson and Gill, 1982) 분석이 비교적 간단하다. 반면 조건부 모형은 사건발생 순서를 고려하여 사건에 대한 순위를 매기고 이를 계층(stratum) 분류한다(Prentice et al., 1981). 주변 모형의 경우 재발사건에 대해 그 순서를 고려하지 않고 서로를 분리해서 분석한다(Wei et al., 1989).

본 연구는 빈곤지속 혹은 재진입이라는 사건발생 순서를 고려하기 위해 조건부 모형을 분석방법으로 활용하였다. 이는 빈곤지속기간이 길어질수록, 혹은 빈곤을 다시 경험할수록 가구의 경제상황이 더욱 악화된다고 가정하기 때문이다.

분석을 위한 데이터 처리 과정은 다음과 같다. 만약 개체 A가 총 5년의 기간 동안 2기, 4기에서 빈곤을 겪었다고 가정하자. 이 경우 사건 발생에 대한 시간 구간은 (0,2), (2,4), (4,5)이며 빈곤발생횟수를 나타내는 계층(stratum)은 각각 1, 2, 3이 된다. 혹은 1에서 4기 동안 지속적으로 빈곤한 농가 B에 대해서는 사건발생구간을 (0,1), (1,2), (2,3), (3,4), (4,5)로 나누고 각각에 대해 1, 2,

---

7) Liu(2012), 김시내(2016)를 참고하여 작성되었다.

8) 조건부 모형은 Prentice-Williams-Peterson counting process model 혹은 PWP-CP model로 불린다.

3, 4, 5의 계층을 부여한다<sup>9)</sup>. 이처럼 계층을  $j$ 라고 할 때 조건부 모형에서 개체  $A$ 의  $j$ 번째 사건이 일어날 위험함수는 다음 식 (12)와 같다.

$$(12) h_{Aj}(t|X_{Aj}) = Y_{Aj}(t)h_{0j}(t)\exp(X_{Aj}'\beta_j)$$

$Y_{Aj}(t)$ 는  $j-1$ 번째의 사건이 일어나기 전까지 0, 일어난 후 1이 된다. 계층마다 독립변수가 다르게 고려되면서 회귀계수와 기저위험함수 또한 계층에 따라 달라지게 된다.<sup>10)</sup>

## 제 2 절 분석자료

본 연구는 장기빈곤에 처하는 농가의 비율과 빈곤진입·탈출에 미치는 영향을 분석할 것이다. 이를 위해서는 일정 기간 동안 농가의 빈곤 동태를 추적할 수 있는 자료가 필요하다.

빈곤의 동태적 분석을 위해 본 연구에서는 농가경제조사 2008-2012년 자료를 사용하고자 한다. 농가경제조사는 통계청이 집계하는 자료로 한국 농가의 유형, 소득 및 지출, 자산 및 부채 현황, 지출액 현황 등을 제공하여 농가의 경제적 상황을 확인할 수 있다. 또한 5년 단위로 조사 대상이 바뀌기 때문에 조사 대상이 바뀌지 않은 5년의 기간 동안 축적된 데이터는 패널 데이터의 성격을 갖는다. 물론 5년의 조사기간 동안 진입 혹은 퇴출하는 가구가 많기 때문에 첫 해의 조사표본이 5년 후까지 지속되지 않으며, 약 70%만이 5년 동안 유지되는 것으로 알려져 있다.

본 연구에서 사용하는 농가경제조사 자료는 5년의 조사주기가 완료된 가장 최근 자료인 2008-2012년 데이터를 활용할 것이다. 해당 기간에 조

9) 계층에 대해 보다 엄밀히 표현하자면  $j$ 번째 빈곤발생을 겪을 위험을 의미한다. 가령 개체  $A$ 는 (4,5) 구간에서 빈곤을 겪고 있지 않으나 3번째 빈곤에 처할 위험에 직면한다. 따라서 이 때 계층  $j$ 는 3이 된다. 이와 마찬가지로  $B$ 는 (4,5) 구간에 빈곤을 겪고 있지 않으나 5번째 빈곤에 처할 위험에 직면한다. 따라서 계층  $j$ 는 5가 된다.

10) 이처럼 계층에 따라 회귀변수  $\beta_j$ 가 결정되어  $\beta_j$ 를 계층특화 회귀변수(stratum-specific coefficient)라고 부르며  $j$ 에 따른 층화 콕스 회귀분석(stratified Cox regression)이 분석에 사용된다.

사된 농가 중 5년간 지속적으로 조사를 받은 농가는 1,921 가구로 5년 동안 조사된 3,265가구 중 59%, 2008년에 조사된 2,643가구 중 72.3%를 차지한다. 즉, 5년의 기간 동안 조사된 3,265가구 중 1,321가구는 조사과정에서 표본대체되었다. 본 연구는 5년 동안 지속적으로 응답한 농가 뿐만 아니라 조사기간 중 대체된 농가 또한 분석에 활용함으로써 사용가능한 자료를 최대한 활용하고자 하였다.

생존분석에 있어서 중도절단(censored)된 자료를 코딩하는 문제는 매우 중요하다. 자료의 중도절단 문제는 추적조사를 시행할 때 필연적으로 겪게 된다. 연구 대상이 되는 집단을 선정하고 구성원에 대한 추적조사를 실시한다고 하더라도 이들을 무한정으로 추적할 수 없기 때문이다. 즉, 연구하는 사건이 실제로 일어나지 않은 채로 연구가 종료되어 불완전한 자료가 되는 것이다(박재빈, 2006). 중도절단은 좌측 중도절단과 우측 중도절단으로 구분된다. 좌측 중도절단은 조사 기간 전부터 사건이 발생하여 사건 발생 시기를 특정 지을 수 없는 경우를 말하며 우측 절단은 연구 대상이 전출 등의 이유로 추적이 중단되어 불완전한 자료가 되는 경우를 말한다. 좌측 절단과 우측 절단된 자료는 비록 불완전하지만 표본에 대한 정보를 담고 있기 때문에 이러한 자료를 모두 배제하고 완전한 자료에 대해서만 분석을 시행할 경우 표본선택의 편의가 발생할 가능성이 높다. 따라서 절단된 자료를 고려하지 못하는 로지스틱 분석에 비해 생존분석은 절단된 자료를 분석에 이용함으로써 표본선택의 편의를 줄일 수 있다는 장점을 가진다.

본 연구는 생명표 분석과 콕스회귀분석에서의 중도절단 자료에 대한 코딩방법이 다르다. 생명표 분석의 경우 총 5년의 기간 동안 조사된 3,265개 농가 중 마지막 조사 시기에 빈곤을 탈피하지 못한 농가를 모두 우측절단된 자료로 코딩하였다. 한편 콕스회귀분석의 경우 분석기간동안 빈곤을 한 번도 경험하지 못한 농가를 우측절단자료로 코딩하였다<sup>11)</sup>. 좌측 절단된 자료, 즉 조사년도 시작 시점에서 이미 빈곤한 농가의 경우 빈곤의 시작시기가 언제인지 알 수 없어 원칙적으로 분석에서 제외되어야

---

11) 이처럼 우측절단자료에 대한 코딩방법이 다른 이유는 생명표 분석의 경우 빈곤 탈출을 사건으로 고려하는 반면 콕스 회귀분석의 경우 빈곤진입을 사건으로 다루고 있기 때문이다.

한다(Bane and Ellwood, 1986). 하지만 좌측절단 사례의 대부분이 장기빈곤층일 가능성이 높아(Iceland, 1997), 분석에서 제외할 경우 선택편의(selection bias)가 발생하여 장기빈곤층의 빈곤탈출률이 과대 추정될 수 있다(Cellini et al., 2008). 따라서 본 연구는 좌측절단 자료를 포함하여 빈곤에 대한 동태적 분석을 수행하였다.

소득 및 소득-순자산가치 빈곤을 분석하기 위해 농가경제조사에서 제공하는 자산, 부채, 소득항목에 대한 자료를 이용하였다. 농가경제조사 제공 자료들의 세부 내역 및 설명은 <표 3-1>에 제시되어 있다.

**<표 3-1> 농가경제조사 자산, 부채, 소득 항목 분류**

대분류	중분류	세분류	세세분류	
자산	고정자산	토지		
		건물		
		건축물		
		기계·기구		
		대동물		
		대식물		
		무형자산		
	유동자산	재고자산		소동물
				농축산물
				농업생산자재
		당좌자산		현금
				예금 등 금융자산 미수금 및 선수금
부채	농업용			
	가계용			
	겸업용			
	기타용			
소득	농업소득	농업총수입	농작물수입	
			축산수입	
			농업잡수입	
	농업외소득	농업경영비		
		겸업소득		
		사업외소득		
	이전소득	공적보조금		
		사적보조금		
비경상소득				

### 3. 연구대상 및 변수정의

본 연구는 소득 및 소득-순자산가치 빈곤을 대상으로 누적빈곤율·빈곤탈출률을 추정하는 생명표 분석과 빈곤재진입 혹은 빈곤탈출에 대한 요인분석인 콕스회귀분석을 실시하였다. 생명표 분석의 경우 빈곤진입자의 빈곤지속기간별 빈곤탈출 추이를 확인하였다. 그러나 콕스 회귀분석의 경우 비빈곤자 또한 분석에 추가하기 위해 빈곤진입을 사건(event)으로 정의하고 빈곤지속기간에 따라 층화(stratified)된 콕스 회귀분석을 시도하였다. 즉, 생명표 분석에서는 빈곤지속기간별 빈곤탈출률을 추정하지만 콕스 회귀분석에서는 빈곤지속기간별 빈곤재진입률을 추정하여 분석에 이용하였다<sup>12)</sup>.

콕스 회귀분석에서 사용된 종속변수는 빈곤재진입 위험률(hazard rate)로, 위험률 계산을 위하여 필요한 두 개의 변수 즉 사건의 발생여부와 사건의 발생시간이 필요하다. 본 연구에서는 각각 빈곤재진입여부와 빈곤재진입시간을 사용하였다.

독립변수는 가구주 특성, 농가 특성 및 이전소득을 반영하는 14개 변수를 선정하였다. 이는 농가빈곤을 판단함에 있어 농가의 가구주 및 농가특성이 중요하고(이은우, 2007) 이외에 이전소득 유무 및 크기가 중요한 영향을 미친다는 판단에 근거하였다. 특히 농가특성에 대한 변수 중 농업용 고정자산 규모는 농가빈곤율에 음(-)의 영향을 주는데(이은우, 2007) 본 연구는 이를 감안하기 위해 전체 자산 중 토지자산 비중 변수를 분석에 사용하였다<sup>13)</sup>. 각 변수에 대한 설명과 기초통계량은 <표 3-2>와 <표 3-3>에 제시되어 있다.

가구주 특성 변수에 대한 기초통계량 및 변수에 따른 표본비율을 확인한 결과 총 3,265개 농가에 대해 가구주의 평균 연령은 65세이며 가구주 성별은 95%가 남성이었다. 가구주의 교육수준은 초졸 이하가 전체의

12) 빈곤재진입은 빈곤탈출의 배반사건이기 때문에 자료를 코딩함에 있어 차이가 있을 뿐 본질적으로 분석결과는 동일하다.

13) 본 연구는 보유자산을 고려한 소득-순자산가치 기준 빈곤을 분석하므로 자산비중이 아닌 자산액 자료를 종속변수로 사용하면 매우 유의한 선형관계에 있을 가능성이 크기 때문이다.



46.2%로 나타났으며 중졸 이하는 22%, 고졸 이하는 26%, 전문대 이상은 5.8%로 집계되었다. 가구원수는 평균 2.85명으로 분석되었는데 이는 농가경제조사에서 조사대상으로 1인 가구를 포함하지 않았기 때문에<sup>14)</sup> 실제 값보다 과대추정되었을 가능성이 존재한다. 또한 4.3%의 농가를 제외한 대부분의 농가가 특별시 혹은 광역시를 제외한 지역(경기도, 강원도, 경상도, 전라도, 충청도, 제주도)에 거주하고 있는 것으로 나타났다.

농가 특성을 보면 2종 겸업을 제외한 모든 농가에 대해 논벼 재배 농가 32.42%, 과수 15.42%, 채소 32.18%, 특작 0.46%, 화훼 2.90%, 전작 4%, 축산 10.51%, 기타 2.12%로 집계되었다. 주부업농가여부의 경우 전문농가는 전체 농가의 32.57%, 일반농가는 33.48%, 부업농가는 27.03%, 자급농가는 6.92%로 나타났다. 전업농가는 전체의 41.73%, 1종 겸업농가는 29.09%, 2종 겸업농가는 29.18%로 집계되었다. 한편 평균적인 경지규모는 1.82ha, 토지자산비중은 평균 33%로 나타났다.

보조금의 경우 농업보조금은 연평균 220만원, 기타공적보조금은 연평균 205만 원으로 집계되었다. 사적보조금은 연평균 129만원으로 공적보조금보다 더 낮은 수치를 보였다.

---

14) 농가경제조사는 2013년부터 1인 가구를 조사대상에 포함하고 있다.

<표 3-2> 종속변수 및 독립변수 정의 및 측정방법

변수		정의 및 측정방법	
종속변수	빈곤재진입 위험률 $h_i(t)$	표본 i의 빈곤경험기간(t)에 따른 빈곤재진입률	
독립변수	가구주 특성	가구주 연령(세)	가구주의 나이(2008년 기준)
		가구주 성별	여성=0, 남성=1
		가구주 교육연수	학위취득에 필요한 최소한의 교육연수
		가구원수	가구원 숫자
		지역 거주변수	특별시 및 광역시(0), 경기, 강원, 충남, 충북, 전남, 전북, 경남, 경북, 제주를 각각 더미변수로 생성
	농가 특성	영농형태	논벼(0) 농가를 기준으로 과수, 채소, 특작, 화훼, 전작, 축산, 기타로 각각 1로 부여
		주부업자급별 <sup>1)</sup>	전문농가(0) 일반·부업·자급농가를 각각 1로 부여
		전겸업별 <sup>2)</sup>	전업농가(0) 1종 및 2종 겸업농가 각각 1
		경지규모( $m^2$ )	농가의 경지규모
		토지자산비중(%)	토지자산평가액/자산평가액(연말)
	보조금	농업보조금 <sup>3)</sup>	농업피해보상금 + 농업투자보조금 + 기타농업보조금
		기타공적보조금	연금(각종 연금법에 의해 지급받는 일체의 연금) 및 기타사회보장수혜(실업수당/산재급여/영세민생활보조금)
		사적이전소득	친인척으로부터의 이전소득액 등

자료 : 통계청, 농가경제조사(2008-2012).

주) 1. 전문농가·일반농가·부업농가·자급농가의 판단기준은 다음과 같음.

전문농가: 경지규모 3ha이상 또는 농업총수입 2,000만 원 이상 농가

일반: 경지규모 3ha미만이면서 농업총수입 2,000만 원 미만 농가

부업: 경지규모 30a이상 또는 농업총수입 200만 원 이상 농가 중 농업외수입이 농업총수입보다 많은 농가

자급: 경지가 없거나, 30a미만 농가 중 농업총수입이 200만 원 미만인 농가

2. 전겸업별 농가여부는 조사기간 동안 농업이외의 일에 1개월 이상 종사한 가구원이 1명이라도 있을 경우 겸업농가로 분류됨.

주부업자급별 농가와 전겸업별 농가에 대한 상관관계를 확인한 결과 상관계수가 0.17로 상관성이 높지 않은 것으로 분석됨.

3. 농업보조금 구성항목인 농업투자보조금(농업정책 자금보조)과 기타농업보조금(쌀 고정직불금, 농약·비료 등 보조)은 농가경제조사에서 공적보조금에 속하며 농업피해보상금(쌀 변동직불금 등)은 기타접수입에 속함.

<표 3-3> 독립변수별 기초통계량

변수		평균	표준편차	
가구주 특성	가구주 연령(세)	65.12	10.08	
	가구주 성별(여=0)	0.94	0.23	
	가구주 교육년수	7.96	3.85	
	가구원수(명)	2.76	1.17	
	거주 지역 (특별시 및 광역시=0)	경기	0.11	0.32
		강원	0.09	0.30
		충북	0.09	0.29
		충남	0.12	0.33
		전북	0.11	0.32
		전남	0.13	0.34
		경북	0.12	0.33
경남		0.11	0.31	
농가 특성	제주	0.06	0.23	
	영농형태 (논벼=0)	과수	0.10	0.31
		채소	0.22	0.41
		특작	0.03	0.17
		화훼	0.02	0.14
		전작	0.03	0.16
		축산	0.07	0.26
		기타	0.01	0.12
	주업·부업자급별 (전문농가=0)	일반농가	0.33	0.47
		부업농가	0.27	0.44
		자급농가	0.69	0.25
	전겸업별	1종겸업	0.29	0.45
		2종겸업	0.29	0.45
경지규모(ha)		1.82	2.13	
토지자산비중(%)		0.33	0.28	
보조금	농업보조금(백만 원)	2.20	6.63	
	기타공적보조금(백만 원)	2.05	3.57	
	사적이전소득(백만 원)	1.29	3.80	
표본 수(N)		3,265		

## 제 4 장 분석결과

### 제 1 절 생명표분석

본 절에서는 가구의 경제력을 판단하는 기준으로 소득과 소득-순자산 가치를 활용하여 전체 농가를 대상으로 절대적 빈곤에 대한 생명표 분석을 실시하였다. 생명표 분석은 빈곤기간별 빈곤재진입과 탈출 추이를 확인하고 빈곤기간별 빈곤탈출 위험률을 추정하기 위한 것으로, 이를 통해 빈곤재진입·탈출에 대한 현황을 대략적으로 확인할 수 있다.

우선 표의 양식에 대해 간단히 설명하고자 한다. 빈곤 기간은 총 5년의 조사기간(2008-2012) 중 빈곤에 연속적으로 진입해있던 기간, 즉 빈곤주기(poverty spell)를 의미한다. 여기서 마지막 해에 빈곤한 농가는 모두 중도절단, 정확히는 우측절단(right-censored) 자료로 간주하여 코딩하였다. 빈곤탈출자 수는 해당 기간에서 다음 기간으로 이행할 동안 빈곤에서 탈출한 사람 수를 말한다. 빈곤탈출률은 해당 기간에서 다음 기간으로 이행할 때 빈곤탈출비율을 의미한다. 즉, 빈곤탈출률=(빈곤탈출자수/(분석대상수-우측절단수\*0.5))이며 빈곤지속률은 1-빈곤탈출률로 계산된다. 누적빈곤율은 전체 빈곤경험농가 중 해당 시점까지 빈곤을 벗어나지 못한 농가의 비율을 의미한다. 따라서 빈곤지속기간이 5년일 때 누적빈곤율이 장기빈곤율을 나타낸다. 위험률(hazard rate)의 경우 각 기간초기에 빈곤상태에 있던 가구가 해당기간 동안 빈곤탈출을 경험할 수 있는 비율을 의미한다(정준수, 2014)<sup>15)</sup>. 빈곤탈출률과 위험률의 차이는 빈곤탈출률의 경우 구간의 종료 시점에서 사건의 발생비율을 계산하는 반면 위험률은 구간의 시작시점에서 사건발생 비율을 계산한다는 것이다(최현철, 2013).

---

15) 위험률 및 빈곤탈출률과 관련한 내용은 3장에 자세히 설명되어 있다.

## 1. 소득 기준 절대적 빈곤에 대한 생명표 분석결과

생명표 분석결과 2008-2012년 동안 소득 기준 절대적 빈곤을 경험하는 농가 중 5년 이상 빈곤에 처하는 농가는 빈곤경험농가의 28%로 소득 빈곤농가의 1/3이 5년 이상 장기빈곤을 경험하는 것으로 분석되었다. 또한 빈곤에 진입한 후 1년이 지난 시점에서 누적빈곤율은 56%로 계산되었다. 이는 빈곤경험농가의 44%가 1년 이상 2년 미만의 기간 동안에 빈곤에서 탈출한다는 것을 의미한다. 한편, 빈곤탈출률과 위험률의 추이를 보면 1년에서 2년으로 이행할 때는 56%, 4년에서 5년으로 이행할 때는 25%로 전반적인 감소추세를 보이고 있었다. 그러나 3년에서 4년으로 이행할 때 빈곤탈출률과 위험률이 모두 8%로 추세보다 더욱 낮게 나타났다. 전반적인 추세를 확인했을 때 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤탈출률 및 빈곤탈출 위험률이 감소하는 모습을 보이고 있다.

<표 4-1> 소득 기준 빈곤에 대한 생명표 분석 결과

빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
0	1929	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
1	1929	381	761	0.44	0.56	0.56	0.56
2	787	207	196	0.29	0.71	0.40	0.33
3	384	98	26	0.08	0.92	0.37	0.08
4	260	126	44	0.22	0.78	0.29	0.25
5	90	89	1	0.02	0.98	0.28	0.00

주) 본 연구는 생명표 분석에서 사용하는 용어인 사망률, 생존율, 누적생존율을 각각 빈곤탈출률, 빈곤지속률, 누적빈곤율로 변형하였다.

가구주 성별에 따른 생명표 분석 결과 남성과 여성의 5년 이상 지속빈곤율이 각각 28%, 25%로 비슷한 수준을 유지함을 확인할 수 있었다. 그러나 표본에서 여성 독거가구가 제외되었다는 점을 고려할 때 여성의 장기빈곤율은 실제보다 과소 추정되었을 가능성이 있다.

<표 4-2> 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 성별 생명표 분석 결과

성별	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
남	0	1845	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	1845	364	732	0.44	0.56	0.56	0.56
	2	749	193	188	0.29	0.71	0.40	0.34
	3	368	94	26	0.08	0.92	0.37	0.08
	4	248	120	40	0.21	0.79	0.29	0.24
	5	88	87	1	0.02	0.98	0.28	0.00
여	0	84	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	84	17	29	0.38	0.62	0.62	0.48
	2	38	14	8	0.26	0.74	0.46	0.30
	3	16	4	0	0.00	1.00	0.46	0.00
	4	12	6	4	0.44	0.56	0.25	0.57
	5	2	2	0	0.00	1.00	0.25	0.00

가구주 교육수준별 생명표 분석 결과 초졸 이하의 빈곤농가가 5년 이상 지속빈곤을 경험하는 비율이 32%로 가장 높게 나타났다. 또한 전문대 재학 이상인 경우 5년 이상 빈곤지속율이 가장 낮게 나타났다. 빈곤 탈출률과 위험률은 모두 3년에서 4년의 이행 기간을 제외하면 전반적인 하락 추세를 보이고 있었다.

<표 4-3> 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 교육수준별 생명표 분석 결과

교육 수준	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
초졸 이하	0	955	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	955	161	372	0.43	0.57	0.57	0.54
	2	422	112	95	0.26	0.74	0.43	0.30
	3	215	48	8	0.04	0.96	0.41	0.04
	4	159	82	25	0.21	0.79	0.32	0.24
	5	52	52	0	0.00	1.00	0.32	0.00
중졸 이하	0	427	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	427	100	169	0.45	0.55	0.55	0.58
	2	158	38	40	0.29	0.71	0.39	0.34
	3	80	23	7	0.10	0.90	0.35	0.11
	4	50	21	11	0.28	0.72	0.25	0.32
	5	18	17	1	0.11	0.89	0.23	0.00

교육 수준	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
고졸 이하	0	452	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	452	97	183	0.45	0.55	0.55	0.59
	2	172	51	50	0.34	0.66	0.36	0.41
	3	71	23	8	0.13	0.87	0.31	0.14
	4	40	17	6	0.19	0.81	0.25	0.21
	5	17	17	0	0.00	1.00	0.25	0.00
전문대 재학 이상	0	95	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	95	23	37	0.44	0.56	0.56	0.57
	2	35	6	11	0.34	0.66	0.37	0.42
	3	18	4	3	0.19	0.81	0.30	0.21
	4	11	6	2	0.25	0.75	0.22	0.29
	5	3	3	0	0.00	1.00	0.22	0.00

마지막으로 가구주 연령별 소득기준 빈곤을 분석한 결과 80대 이상의 경우 5년 이상 지속빈곤을 경험할 확률이 52%로 60대 미만의 19%보다 배 이상 큰 것으로 분석되었다. 빈곤탈출률 혹은 위험률 또한 80대 이상의 경우 2년 이상 빈곤기간이 지속될 경우 급락하는 모습을 보이고 있었다. 이를 통해 노인가구일수록 소득빈곤에 취약하다는 사실을 확인하였다.

<표 4-4> 소득 기준 빈곤에 대한 가구주 연령별 생명표 분석 결과

연령	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
60대 미만	0	570	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	570	131	231	0.46	0.54	0.54	0.59
	2	208	41	75	0.40	0.60	0.33	0.50
	3	92	27	8	0.10	0.90	0.29	0.11
	4	57	23	16	0.35	0.65	0.19	0.43
	5	18	18	0	0.00	1.00	0.19	0.00
60대	0	558	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	558	94	265	0.52	0.48	0.48	0.70
	2	199	60	53	0.31	0.69	0.33	0.37
	3	86	34	8	0.12	0.88	0.29	0.12
	4	44	28	11	0.37	0.63	0.19	0.45
	5	5	5	0	0.00	1.00	0.19	0.00
70대	0	715	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	715	137	237	0.37	0.63	0.63	0.45
	2	341	97	65	0.22	0.78	0.49	0.25

	3	179	32	9	0.06	0.94	0.47	0.06
	4	138	64	16	0.15	0.85	0.40	0.16
	5	58	57	1	0.03	0.97	0.38	0.00
80대 이상	0	86	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	86	19	28	0.37	0.63	0.63	0.45
	2	39	9	3	0.09	0.91	0.58	0.09
	3	27	5	1	0.04	0.96	0.56	0.04
	4	21	11	1	0.06	0.94	0.52	0.07
	5	9	9	0	0.00	1.00	0.52	0.00

## 2. 소득-순자산가치 기준 절대적 빈곤에 대한 생명표 분석결과

분석 결과 소득-순자산가치 기준 빈곤의 경우 1년 이상 2년 미만의 기간 동안 빈곤을 탈출하는 비율이 40%로 소득 기준의 44%보다 더 낮게 분석되었다. 이는 소득-순자산가치 기준 빈곤이 소득 기준 빈곤보다 단기간의 빈곤 탈출이 어렵다는 사실을 의미한다. 그러나 5년 이상 지속되는 빈곤기간에 대한 누적빈곤율의 경우 11%로 소득기준에 비해 약 10% 더 낮다. 이는 자산을 고려할 경우 소득기준보다 장기빈곤율이 낮아짐을 반영한다. 또한 빈곤탈출에 대한 위험률이 빈곤지속기간이 길어질수록 전반적인 하락 추세를 보이고 있다. 이는 장기빈곤에 처하는 농가일수록 빈곤탈출이 점차 어려워질 것이라는 사실을 반영한다.

<표 4-5> 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 생명표 분석 결과

빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
0	649	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
1	649	139	346	0.60	0.40	0.40	0.85
2	164	54	58	0.42	0.58	0.23	0.54
3	52	22	10	0.24	0.76	0.18	0.28
4	20	3	7	0.38	0.62	0.11	0.47
5	10	10	0	0.00	1.00	0.11	0.00

성별에 따른 생명표 분석 결과 남성의 경우 5년 이상 장기빈곤에 처할 확률이 11%로 나타났다. 한편, 여성의 경우 3년에서 4년의 기간 동안 모두



빈곤상태에서 벗어나는 것으로 집계되었다. 이는 앞서 소득빈곤의 경우에서와 마찬가지로, 장기빈곤의 가능성이 높은 여성 독거노인 가구가 표본에서 제외됨으로써 이들에 대한 분석이 이루어지지 않았기 때문으로 보인다.

<표 4-6> 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 성별 생명표 분석 결과

성별	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
남	0	609	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	609	132	326	0.60	0.40	0.40	0.86
	2	151	49	54	0.43	0.57	0.23	0.54
	3	48	20	8	0.21	0.79	0.18	0.24
	4	20	3	7	0.38	0.62	0.11	0.47
	5	10	10	0	0.00	1.00	0.11	0.00
여	0	40	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	40	7	20	0.55	0.45	0.45	0.75
	2	13	5	4	0.38	0.62	0.28	0.47
	3	4	2	2	0.67	0.33	0.09	1.00
	4	-	-	-	-	-	-	-
	5	-	-	-	-	-	-	-

가구주 교육수준별 생명표 분석 결과에 따르면 가구주의 교육수준이 고등학교 재학 이상 졸업 이하인 농가의 경우 5년 이상 장기빈곤에 처할 확률이 가장 높은 것으로 나타났다. 또한 2년 이내에 빈곤에서 탈출하는 비율을 확인하면 중졸 이하가 57%, 고졸 이하가 59%, 초졸 이하가 66%, 전문대 재학 이상이 53%로 나타났다. 이는 소득-순자산가치 기준으로 빈곤을 판단할 때 가구주 교육수준이 빈곤지속 및 탈출에 크게 영향을 미치지 않는다는 사실을 의미한다.

<표 4-7> 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 교육수준별 생명표 분석 결과

교육 수준	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
초졸 이하	0	228	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	228	43	137	0.66	0.34	0.34	0.99
	2	48	14	12	0.29	0.71	0.24	0.34
	3	22	11	6	0.36	0.64	0.15	0.44
	4	5	0	3	0.60	0.40	0.06	0.86
	5	2	2	0	0.00	1.00	0.06	0.00
중졸 이하	0	144	0	0	0.00	1.00	1.00	0.0
	1	144	35	72	0.57	0.43	0.43	0.80
	2	37	8	20	0.61	0.399	0.17	0.87
	3	9	2	2	0.25	0.75	0.13	0.29
	4	5	1	1	0.22	0.78	0.10	0.25
	5	3	3	0	0.00	1.00	0.10	0.00
고졸 이하	0	191	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	191	41	100	0.59	0.41	0.41	0.83
	2	50	24	15	0.39	0.61	0.25	0.49
	3	11	4	2	0.22	0.78	0.19	0.25
	4	5	1	1	0.22	0.78	0.15	0.25
	5	3	3	0	0.00	1.00	0.15	0.00
전문대 재학 이상	0	34	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	34	8	16	0.53	0.47	0.47	0.73
	2	10	2	6	0.67	0.33	0.16	1.00
	3	2	0	0	0.00	1.00	0.16	0.00
	4	2	0	1	0.50	0.50	0.08	0.67
	5	1	1	0	0.00	1.00	0.08	0.00

마지막으로 가구주 연령별 빈곤탈출률을 분석한 결과 80대 이상의 경우 소득-순자산가치 기준으로 4년 이상 빈곤한 경우가 존재하지 않았다. 이는 80대 미만 농가보다 80대 이상 농가가 소득-순자산가치 기준 장기빈곤을 겪고 있지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 소득-순자산가치 계산에 있어 상속을 고려하지 않기 때문으로 보인다<sup>16)</sup>. 이로 인해 60대 미만은 빈곤기간이 증가할수록 빈곤탈출위험률이 감소하는 경향을 보이는데 반해 나머지 농가들은 오히려 증가하는 추세를 보이고 있다.

16) 즉, 모든 농가가 자녀 혹은 친족에게 자산을 상속하지 않고 주택연금과 같은 역모기지 상품에 가입하여 모든 자산을 사망할 때까지 소비하기 때문에 연령이 증가할수록 기대수명 또한 작아져 더 많은 연금소득을 수령하기 때문이다

<표 4-8> 소득-순자산가치 기준 빈곤에 대한 가구주 연령별 생명표 분석 결과

연령	빈곤 기간	분석 대상	중도 절단	빈곤 탈출자	빈곤 탈출율	빈곤 지속률	누적 빈곤율	위험률 (hazard rate)
60대 미만	0	325	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	325	68	160	0.55	0.45	0.45	0.76
	2	97	30	37	0.45	0.55	0.25	0.58
	3	30	11	6	0.24	0.76	0.19	0.28
	4	13	2	4	0.33	0.67	0.12	0.40
	5	7	7	0	0.00	0.00	0.12	0.00
60대	0	185	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	185	41	113	0.69	0.31	0.31	0.08
	2	31	11	11	0.43	0.57	0.18	0.16
	3	9	6	2	0.33	0.67	0.12	0.28
	4	1	0	1	1.00	0.00	0.00	0.00
	5	-	-	-	-	-	-	-
70대	0	132	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	132	30	70	0.60	0.40	0.40	0.09
	2	32	12	8	0.31	0.69	0.28	0.13
	3	12	4	2	0.20	0.80	0.22	0.16
	4	6	1	2	0.36	0.64	0.14	0.31
	5	3	3	0	0.00	1.00	0.14	0.00
80대 이상	0	7	0	0	0.00	1.00	1.00	0.00
	1	7	0	3	0.43	0.57	0.57	0.30
	2	4	1	2	0.57	0.43	0.24	0.52
	3	1	1	0	0.00	1.00	0.24	0.00
	4	-	-	-	-	-	-	-
	5	-	-	-	-	-	-	-

## 제 2 절 콕스회귀분석

생명표 분석은 빈곤기간에 영향을 주는 변수(predictor variable)별 영향을 검증하는 데 한계를 가진다. 변수가 증가할수록 범주(category)가 증가하여 각 범주에 속하는 표본 수가 급감하기 때문이다. 따라서 변수별 영향을 파악하기 위해서는 다중회귀분석(multiple regression analysis)이 필요하며, 그 중 콕스회귀분석(cox regression analysis)은 시간을 고려하여 회귀분석을 실시할 수 있다. 따라서 본 연구는 콕스회귀분석 중 재발사건을 분석하는 조건부 모형을 이용하여 빈곤경험농가의 빈곤 재진입 혹은 탈출에 대한 요인분석을 시도하였다<sup>17)</sup>.

<표 4-9>를 통해 분석 결과를 확인하면 빈곤 기준을 무엇으로 측정하느냐에 따라 빈곤탈출에 유의한 요인이 달라지는 것으로 나타났다. 소득기준으로 절대적 빈곤을 측정할 경우에는 자연대수화한 가구주 연령, 가구원수, 지역 더미변수, 영농형태 더미변수, 전문농가 여부 관련 더미변수, 전겸업 관련 더미변수, 공적기타보조금 및 사적보조금 변수가 유의하게 나타났다. 하지만 소득-순자산가치를 기준으로 절대적 빈곤을 평가할 경우 가구주 성별 및 토지자산비중이 추가적으로 유의한 변수로 나타났으며 소득 기준 빈곤에서 유의했던 가구원수, 지역 더미변수, 사적보조금 변수가 유의하지 않게 분석되었다. 또한 가구주 연령 변수의 경우 소득 기준과 소득-순자산가치 기준에서 계수의 부호가 반대로 나타났다. 이를 통해 빈곤을 분석함에 있어 다양한 빈곤 기준을 고려해야만 빈곤의 요인을 명확히 파악할 수 있다는 것을 시사하고 있다.

우선 연령 변수를 먼저 해석하면, 소득 기준으로 절대적 빈곤을 분석할 경우 연령이 증가할수록 빈곤재진입율이 증가하고 있다. 이는 곧 빈곤탈출률이 연령이 증가할수록 감소하는 것을 의미한다. 이러한 결과는 연령이 증가할수록 소득이 감소하는 상황을 반영하며 농가소득을 기준으로 빈곤을 연구한 기존의 선행연구(이은우, 2007; 손나나, 2014; 송시완,

---

17) 본 절에서 사용된 콕스회귀분석은 빈곤기간별 재진입위험률을 종속변수로 사용하고 있다. 빈곤재진입의 배반사건이 빈곤탈출사건이므로 빈곤재진입에 대한 분석은 곧 빈곤탈출에 대한 분석과 일맥상통한다.

2016)와 일치하는 결과다. 하지만 소득-순자산가치로 절대적 빈곤을 판단할 경우 연령은 빈곤재진입에 음(-)의 영향을 미친다. 다시 말해, 연령이 증가할수록 빈곤탈출률이 더 높아진다는 것이다. 이는 연령이 증가할수록 빈곤탈출이 어려워질 것이라는 사회적 통념과 불일치한다. 그러나 이와 같은 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 첫째, 연령이 증가할수록 근로능력이 저하되기 때문에 소득이 자연스럽게 감소하지만, 이 경우 농가는 보유한 자산을 현금화하여 소득으로 활용하므로 빈곤상태에 처하지 않을 수 있다. 둘째, 농지연금이나 주택연금 같이 자산을 담보로 사망시까지 연금 소득을 수령하는 역모기지 상품 가입이 보편화된다면 농가의 노인빈곤율을 획기적으로 낮출 수 있다. 이는 노인빈곤 완화에 대한 중요한 정책적 시사점이 될 수 있다. 그러나 현실에서는 노령농가가 다양한 이유로 역모기지 상품에 가입하지 않고 자녀 혹은 친족에게 자산을 상속하므로, 상속을 고려하지 않는 소득-순자산가치 계산방법은 현실을 해석함에 있어 다소 한계점을 가진다.

가구원수의 경우 소득 기준 빈곤에 대해서는 가구원수가 많을수록 빈곤탈출이 어려워지는 반면 소득-순자산가치 기준에 대해서는 가구원수가 유의하지 않은 변수로 나타났다. 이는 가구원수가 많아질수록 농가의 생계 유지에 필요한 지속적인 소득확보가 중요하지만 자산의 유동화를 통해 소득 부족으로 인한 유동성 위기를 해소할 수 있다는 것을 의미한다.

가구주 성별 변수의 경우 소득 기준으로는 빈곤재진입에 유의한 영향을 미치지 않았으나 소득-순자산가치 기준으로는 유의하였다. 이는 소득-순자산가치 빈곤을 판정함에 있어서 기대수명이 중요한 변수로 작용하기 때문으로 보인다. 여성일수록 기대수명이 길기 때문에 동일한 소득과 자산을 보유한 농가일지라도 여성의 경우 소득-순자산가치가 더 낮게 계산되기 때문이다.

한편, 지역 더미변수 중 경북지역 변수가 소득 기준 빈곤 재진입에 있어 음의 유의한 영향을 미침을 확인하였다. 즉, 준거집단인 특별시·광역시 농가에 비해 경북지역 농가가 빈곤재진입 위험이 낮다는 사실을 의미한다. 그러나 소득-순자산가치 기준에서는 지역 변수가 유의하지 않게

나타났다.

영농형태와 관련한 변수의 경우 두 기준 모두 화훼, 축산, 기타 작물 재배 농가가 전작 농가에 비해 빈곤재진입 위험이 높은 것으로 나타났다. 이는 해당 영농활동으로 인한 수익성 자체는 쌀 재배활동보다 높을 수 있으나 그만큼 위험이 따르므로 이들이 갑작스러운 위험으로 인해 빈곤에 처할 경우 쌀 재배농가보다 오히려 빈곤탈출이 어려울 수 있다는 사실을 나타낸다. 즉, 빈곤재진입 혹은 탈출과 관련한 사건에 있어서 경영리스크 관리가 중요함을 방증한다고 볼 수 있다.

전문농가 여부와 관련한 더미변수의 경우 소득 기준과 소득-순자산가치 기준 모두에서 전문농가보다 비전문농가가 빈곤재진입 가능성이 더 높은 것으로 분석되었다. 전문농가와 비전문농가를 구분하는 기준은 농업총수입과 경지규모<sup>18)</sup>다. 이는 전문농가가 비전문농가보다 대량생산·전문화된 체계를 갖출 가능성이 높기 때문으로 보인다.

한편, 전겸업여부와 관련한 변수의 경우 전업농에 비해 겸업농이 빈곤재진입 가능성이 더 낮게 나타났다. 즉, 빈곤탈출에 있어서 겸업농이 전업농에 비해 더 유리하다는 것이다. 이는 겸업을 통한 소득원 다각화가 가능하기 때문으로 해석할 수 있다. 따라서 농가로 하여금 농업뿐만 아니라 2차·3차 산업을 복합적으로 활용할 수 있도록 유도할 필요성이 제기된다. 이를 위해 6차 산업 지원 정책의 역할이 중요할 것으로 판단된다.

전체 자산액에서 토지자산액이 차지하는 비중을 나타내는 토지자산비중은 소득-순자산가치 기준 빈곤재진입에 음(-)의 유의한 영향을 미치고 있다. 이는 토지자산에 대한 비중이 높은 농가일수록 소득-순자산가치 기준 빈곤탈출이 용이하다는 것을 의미한다. 이는 소득은 부족하나 자산의 많은 부분을 농지 혹은 토지에 할애하여 유동성이 부족한 농가의 경우, 즉 소득 기준 빈곤이나 소득-순자산가치 기준 빈곤이 아닌 농가의 경우 농지연금과 같은 역모기지 상품 가입이 빈곤탈출에 유의한 영향을

---

18) 전문농가는 경지규모 3ha 이상 또는 농업총수입 2,000만 원 이상 농가를 의미한다. 일반농가의 경우 경지규모 3ha 미만이며 농업총수입 2,000만 원 미만 농가를, 부업농가는 경지규모 30a 이상 혹은 농업총수입 200만 원 이상 농가 중 농업외수입이 농업총수입보다 많은 농가를 의미한다. 마지막으로 자급농가는 경지가 없거나, 30a 미만 농가 중 농업총수입이 200만 원 미만인 농가를 의미한다.

미칠 수 있음을 의미한다.

보조금의 경우 농업활동과 관련한 농업보조금은 빈곤탈출에 유의한 영향을 미치지 않았다. 한편 국민연금, 노령연금, 기초생활보장제도 등으로 대표되는 기타공적보조금은 빈곤탈출에 유의한 영향을 미치고 있다. 따라서 어떤 기준을 이용하든 관계없이 공적보조금 지원은 빈곤 탈출에 긍정적으로 작용하고 있음을 확인할 수 있다. 한편 사적보조금의 경우 소득 기준 빈곤탈출에 유의한 영향을 미치고 있어 농가의 단기적인 소득 부족 문제를 해결하는 데 도움을 주고 있다. 하지만 소득-순자산가치 기준 빈곤에서는 유의한 영향을 미치지 않고 있는데, 이는 소득-순자산가치 기준 빈곤이 소득 기준보다 단기간 빈곤탈출이 어렵기 때문으로 해석된다.

<표 4-9> 소득 및 소득-순자산가치 기준별 빈곤탈출 요인분석결과

독립변수		소득 기준	소득-순자산가치 기준	
가구특성	연령(로그)	0.545** (0.226)	-1.925*** (0.308)	
	성별(여자=0)	-0.103 (0.116)	-0.536*** (0.164)	
	교육연수	-0.004 (0.008)	0.002 (0.013)	
	가구원수	0.047* (0.027)	0.051 (0.041)	
	거주지역 (특광역시=0)	경기	-0.11 (0.150)	0.261 (0.280)
		강원	-0.223 (0.148)	0.015 (0.277)
		충북	-0.051 (0.149)	0.372 (0.273)
		충남	-0.189 (0.143)	0.415 (0.268)
		전북	-0.144 (0.147)	0.27 (0.268)
		전남	-0.215 (0.145)	0.268 (0.271)
		경북	-0.322** (0.146)	-0.136 (0.279)
		경남	-0.078	0.24

독립변수		소득 기준	소득-순자산가치 기준
농 가 특 성		(0.148)	(0.270)
		-0.173	0.353
		(0.176)	(0.296)
		-0.057	0.046
		(0.101)	(0.179)
		-0.116	0.14
		(0.081)	(0.143)
		0.086	0.288
		(0.144)	(0.227)
		0.550***	1.128***
		(0.166)	(0.222)
		-0.155	0.301
		(0.170)	(0.244)
		0.237**	0.700***
		(0.093)	(0.155)
		0.375**	0.647**
		(0.186)	(0.313)
	0.573***	0.375***	
	(0.075)	(0.127)	
	0.364**	0.135	
	(0.142)	(0.217)	
	0.745***	0.692***	
	(0.151)	(0.219)	
	-0.298***	-0.191*	
	(0.063)	(0.101)	
	-1.084***	-0.709***	
	(0.147)	(0.234)	
	경지규모(ha)	-0.019	-0.035
		(0.018)	(0.037)
	토지자산비중(%)	-0.024	-2.222**
		(0.142)	(0.255)
	농업보조금(백만)	-0.015	-0.006
		(0.012)	(0.005)
	기타공적보조금(백만)	-0.076***	-0.057***
		(0.010)	(0.018)
	사적보조금(백만)	-0.022***	-0.017
		(0.008)	(0.014)
N		3,265	

주) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



## 제 5장 결론

본 연구는 2008년-2012년 농가경제조사 자료를 활용하여 농가의 빈곤 기간별 빈곤지속률(혹은 누적빈곤율)을 추정하고 빈곤탈출에 미치는 요인을 분석하였다. 특히, 농가의 빈곤 여부를 소득 기준만으로 파악한다면 정확한 빈곤 추정이 어렵다는 판단 하에 순자산가치를 고려하는 소득-순자산가치의 개념을 도입하였다. 소득-순자산가치가 농가최저생계비보다 적은 경우를 농가의 절대적 빈곤으로 정의하여 농가빈곤 탈피를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

소득 및 소득-순자산가치 빈곤에 대한 기술분석 결과 소득 기준이 소득-순자산가치 기준 빈곤보다 약 2-5배 빈곤 수준을 과대평가하는 것으로 분석되었다. 소득-순자산가치는 순자산을 연금소득으로 수령한다는 개념에서 착안되었으므로, 농가가 자산을 연금 형태로 수령하게 된다면 농가 빈곤율을 상당 부분 낮출 수 있음을 시사한다. 또한 소득-순자산가치 기준 빈곤농가는 대부분 소득 기준으로도 빈곤하였으나, 일부 농가는 소득 기준으로는 빈곤하지 않은 반면 소득-순자산가치 기준으로 빈곤하였다. 이와 같은 농가는 자산보다 부채가 많아 향후 잠재적 빈곤층이 될 가능성이 높다. 따라서 빈곤 판단에 있어서 소득뿐만 아니라 순자산도 빈곤 기준으로 함께 고려되어야 한다.

또한 생명표 분석을 통해 빈곤기간별 빈곤재진입 및 탈출을 분석한 결과 소득 기준 빈곤자의 약 44%가 1년의 빈곤 기간 후 빈곤에서 탈출하고 있는 반면 소득-순자산가치 기준의 경우 약 39%가 2년 미만의 단기 빈곤을 겪고 있다. 즉, 소득-순자산가치 기준 빈곤이 소득 기준 빈곤보다 단기간 탈출할 가능성은 더 적게 나타났다. 그러나 5년 이상 누적 빈곤율은 소득기준보다 더 낮게 나타났다. 이를 통해 자산을 고려할 경우 소득만을 기준으로 빈곤분석을 수행할 때보다 5년 이상 장기빈곤율이 낮아짐을 확인하였다. 또한 빈곤탈출률은 소득 기준으로 분석할 경우 빈곤지속기간이 증가할수록 지속적인 감소추세를 보인다. 반면, 소득-순자산가치 기준으로는 빈곤지속기간이 3년이 넘을 때까지 빈곤탈출률은 지

속적으로 증가하다가 3년에서 4년으로 이행할 때 감소하기 시작하였다. 이는 자산을 함께 고려할 경우 3년 이상의 기간 동안 지속적으로 빈곤을 경험하는 경우 빈곤 탈출이 점차 어려워진다는 것을 의미한다. 이를 통해 빈곤지속기간이 길어질수록 빈곤탈출이 어려워진다는 점을 다시금 확인하였다.

본 연구는 추가적으로 콕스회귀분석을 통해 빈곤재진입 혹은 탈출에 대한 요인분석을 시도하였다. 분석결과를 요약하면 첫째, 빈곤 판단 기준을 소득이나 소득-순자산가치 어느 것에 두느냐에 따라 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인이 달라지는 것으로 나타났다. 이를 통해 농가 빈곤 판단에 있어 소득만 이용할 경우 빈곤의 현주소를 포괄적으로 파악하기 어려울 수 있다는 가능성을 시사하였다. 둘째, 소득 기준의 경우 연령이 빈곤재진입에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 소득-순자산가치 기준에서는 부호가 반대로 나타났다. 이를 통해 농지연금이나 주택연금 같이 자산을 담보로 사망시까지 연금 소득을 수령하는 역모기지 상품 가입이 보편화된다면 노인빈곤율을 낮출 뿐만 아니라 농가의 노인빈곤을 장기화 문제를 완화할 수 있다는 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 이는 토지자산비중이 소득-순자산가치 기준 빈곤재진입에 음(-)의 유의한 영향을 미친다는 사실을 통해서도 간접적으로 확인할 수 있었다. 둘째, 영농형태와 전문농가 여부와 관련한 변수를 통해 경작규모가 크고 농업수입이 많은 전문농가일수록 빈곤탈출이 용이할 수 있음을 확인하였다. 셋째, 전겸업여부와 관련한 변수를 확인한 결과 겸업농일수록 빈곤탈출이 용이하게 분석되었다. 따라서 6차산업화 지원과 같은 정책이 농촌의 빈곤문제 완화에도 기여할 수 있다는 정책적 시사점을 도출하였다. 마지막으로 농업활동을 지원하는 농업보조금은 빈곤탈출에 유의한 변수가 아니었으나 사회안전망을 대표하는 기타공적보조금은 두 가지 기준 빈곤을 탈출하는 데 유의한 영향을 미치고 있었다. 이를 통해 농가의 빈곤문제 완화에 있어 기초적인 복지정책 지원이 중요한 역할을 수행하고 있음을 확인하였다.

본 연구가 가지는 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 농가빈곤을 판단함에 있어서 소득 기준뿐만 아니라 자산을 함께 고려해야 한다. 소득만을

고려할 경우 농가의 빈곤상태를 과대평가할 가능성이 있다. 둘째, 농가빈곤 완화를 위해서 농지연금과 같은 역모기지 상품 가입 확대가 중요한 역할을 할 수 있으며 이외에 농가의 소득원 다각화를 위한 6차 산업화 지원 정책 또한 농가의 빈곤탈출에 기여할 수 있다. 셋째, 기본적인 복지정책의 확대 시행 또한 농가 빈곤문제 해결을 위해 주요한 정책으로 고려되어야 한다.

본 연구는 5년 단위 패널자료를 활용하여 농가빈곤에 대한 동태적 분석을 시도하였다. 특히 생존분석의 방법론을 이용하여 분석에서 시간의 개념을 도입하고 우측절단된 표본자료를 최대한으로 활용하여 분석 결과의 신뢰성을 높였다. 또한 농가의 절대적 빈곤을 보다 엄밀히 파악하기 위해 농가최저생계비 자료를 활용하고 소득과 자산을 종합적으로 고려하는 소득-순자산가치 개념을 이용하였다는 점에서 기존의 농가빈곤 연구와 차별성을 갖는다.

본 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에서 확장되어질 수 있다. 먼저 5년 이상 장기빈곤에 대한 동태분석이나 1인 가구의 빈곤현황 및 장기빈곤 분석은 매우 중요한 후속연구 과제다. 또한 방법론적으로도 상속에 대한 고려, 농가의 사망정보 확보를 통한 기대수명 추정으로 보다 현실성 높은 소득-순자산가치 추정에 기초한 분석 역시 중요한 연구과제의 하나다.

## 참 고 문 헌

- 강은정·강은정·조영태(2009), “성별 교육수준별 건강수명의 형평성과 정책과제”, 한국보건사회연구원 연구보고서-건강수명의 사회계층간 형평성 및 정책과제, 2008.
- 구인회(2005), “빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인”, 「한국사회복지학」, 57(2), 351-374.
- 김교성·김성욱·이정면·노혜진(2008), “빈곤의 측정과 규모에 관한 연구”, 「한국사회복지조사연구」, 19, 297-320.
- 김교성·노혜진(2009), “빈곤 탈피와 지속기간에 관한 실증적 연구: 생존표 분석과 위계적 일반화선형 분석”, 「사회복지정책」, 36(3), 185-212.
- 김규섭·이성근(2014), “농가소득의 양극화 추이와 영향요인에 관한 연구”, 「한국지역경제연구」, 28, 25-45.
- 김성용(2004), “농가소득 불균형의 변화 추이와 소득원천별 분해”, 「농업경제연구」, 45(4), 97-115.
- 김양진(2013), 「생존분석」, 자유아카데미.
- 김영주(2008), “농촌노인가구의 빈곤특성에 대한 비교연구”, 「한국사회복지학」, 60(4), 31-53.
- 김재희(2016), 「R을 이용한 생존분석 기초」, 자유아카데미.
- 김정훈·김을식·이다겸(2016), “소득·자산기반 중산층 측정 및 계층이동 결정요인에 관한 연구”, 「재정학연구」, 9(3), 157-192.
- 김혜자·박지영·고난난·진나연·김정은(2014), “한국복지패널(2005-2011)의 다차원적 빈곤개념을 활용한 도시·농촌 간 빈곤 격차에 대한 연구”, 「보건사회연구」, 5-51.
- 김환준(2011), “누가 왜 빈곤에 빠지는가? 빈곤진입자의 특성 및 요인”, 「사회복지연구」, 42(4), 365-388.
- 김환준(2013), “우리나라 빈곤가구의 빈곤지속기간에 대한 동태적 분석”, 「한국사회복지학」, 65(3), 183-206.
- 김시내(2016), “재발 사건 시뮬레이션 자료를 이용한 생존 분석 방법론 비교 분석”, 이화여자대학교 통계학과 석사학위논문.

- 문진영(2015), “빈곤선 측정방식에 대한 연구”, 「비관사회정책」, 46, 202-236.
- 박재빈(2006), 「생존분석: 이론과 실제」, 신광출판사.
- 박준기·황의식·문한필(2004), “저소득농가의 농가경제 실태분석”, 정책연구보고서 P76, 한국농촌경제연구원.
- 박진경·오광호·김민수(2012), “콕스 비례위험 모형을 이용한 중소기업의 업종별 생존율 및 생존요인 분석”, 「한국데이터정보과학회지」, 23(2): 257-269.
- 손나나(2014), “한국농가 빈곤의 결정요인 및 지속성 분석”, 전남대학교 농업경제학석사 학위논문.
- 송시완(2016), “농가 빈곤 유형과 빈곤지속 결정요인 분석”, 서울대학교 경제학석사 학위논문.
- 신경진(2011), “생명표 활용 방안에 대한 비교연구”, 대구대학교 이학석사 학위논문.
- 안동환(2004), “도시근로자가구와 농가의 소득불평등도 비교 분석: 엔트로피지수의 그룹별·소득원별 분해”, 「농업경제연구」, 45(1), 21-46.
- 우해봉(2011), “소득과 기대여명”, 「보건사회연구」, 31(2), 60-94.
- 유태균·박효진(2009), “여성가구주 빈곤가구와 남성가구주 빈곤가구 간의 빈곤 탈피 영향 요인 차이에 관한 연구”, 「사회보장연구」, 27(3), 29-58.
- 이동영(2005), “장애인가구의 빈곤탈출 결정요인에 관한 연구: 노동패널자료를 활용한 생명표 분석과 이산시간분석”, 「사회복지정책」, 23, 183-211.
- 이성열(2010), “Cox 비례위험모형을 이용한 신용카드 대손회원 예측 모형 개발”, 홍익대학교 통계학석사 학위논문.
- 이은우(1993), “농촌 빈곤선의 측정 및 빈곤층의 실태”, 「사회과학논집」, 3(2), 59-75.
- 이은우(2007), “농촌빈곤의 결정요인과 빈곤층의 특성”, 「농촌경제」, 30(4), 87-103.
- 정영숙·조덕호(2009), “라이덴(Leyden) 기법 적용을 통한 농촌노인 가구의 최저생계비 측정: 연령별 특성과 가구규모 효과를 중심으로”, 「노인복지연구」, 105-126.

- 정준수(2014), “빈곤탈출 영향요인에 관한 연구”, 원광대학교 사회복지학 박사 학위논문.
- 정지운·김주현(2014), “소득-순가치(Income-Net Worth) 개념을 활용한 노인빈곤의 재고찰”, 「한국노년학」, 34(3), 595-611.
- 정진화·조현정(2012), “농가소득의 양극화: 경영주 연령 및 소득원별 비교”, 「농업경영·정책연구」, 39(3), 420-450.
- 최현철(2013), 「사회과학 통계분석」, 나남출판사.
- 홍경준(2004), “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”, 「사회복지연구」, 24, 187-210.
- Andersen, P. K., and R. D. Gill.(1982), “Cox’s regression model for counting processes: A large sample study”, *The Annals of Statistics*, 10(4), 1100-1120.
- Allison, P. D.(2010), *Survival Analysis Using SAS: A Practical Guide, Second Edition*, SAS Institute.
- Ashiworth, K., M. Hill, and R. Walker(1994), “Patterns of Childhood Poverty: New Challenge for Policy”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 3(4), 658-680.
- Bane, M. J., and D. Ellwood (1986), “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells”, *Journal of Human Resources*, 21(1), 1-23.
- Boarini, R. and M. M. d’Ercole (2006), *Measures of Material Deprivation in OECD Countries*, OECD Social, Employment and Migration Working Paper.
- Booth, C.(1899), “Poor Law Statistics as Used in Connection with the Old Age Pension Question”, *The Economic Journal*, 9(34), 212-223.
- Brandolini, A., S. Magri, and T. M. Smeeding (2010), “Asset based measurement of poverty”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(2), 267-284.

- Carter, M., and Barrett, C. B.(2006), The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-Based Approach., *Journal of Development Studies*, 42(2), 178–199.
- Cellini, S. R., Signe-Mary Mckernan, and Carolne Ratcliffe(2008), “The Dynamics of Poverty in the United States: A Review of Data, Methods, and Findings”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(3), 577–605.
- Cox, D. R.(1975), “Partial likelihood”, *Biometrika*, 62(2), 269–276.
- Liu, X.(2012), *Survival Analysis: Models and Applications*, Willey.
- Prentice, R. L., B. J. Williams, and A. V. Peterson(1981), “On the regression analysis of multivariate failure time data”, *Biometrika*, 68(2), 373–393.
- Rowntree, B. S.(1901), *Poverty; a Study of Town Life*, New York.
- Rodgers, J. R., and J. L. Rodgers(1993), “Chronic poverty in the United States”, *Journal of Human Resources*, 28(1), 25–54.
- Iceland, J.(1997), “The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-censoring”, PSC Research Report Series.
- Stevens, A. H. (1994), “The Dynamics of Poverty Spells: Updating Bane and Ellwood”, *The American Economic Review*, 84(2), 34–37.
- Stevens, A. H. (1999), “Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells”, *Journal of Human Resources*, 34(3), 557–588.
- Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom*, London, Allen and Penguin Books.
- Wei, L. J., D. Y. Lin, and L. Weissfeld(1989), “Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modeling marginal distributions”, *Journal of the American Statistical Association*, 84(408), 1065–1073.

- Weisbrod, B. A. and W. L. Hansen(1968), “An Income-Net Approach to Measuring Economic Welfare”, *The American Economic Review*, 58(5), 1315-1329.
- Whelan, C., R. Layte, and B. Maitre(2003), “Persistent Income Poverty and Deprivation in the European Union: An Analysis of the First Three Waves of the European Community Household Panel”, *Journal of Social Policy*, 32(1), 1-18.



Abstract

# A Study on Poverty Escape Factors of Farm Household in Consideration of Net Worth

Minjeong Kang

Dept. of Agricultural Economics & Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

Poverty problems of farm household are getting worse because the polarization of farm household incomes interlinks with a downward tendency in real incomes of the farm household. This suggests that the farm household who experienced the poverty is more likely to have a difficult time getting through the poverty again. Especially, in the situation which farm elderly households occupy a large number of whole farm households, the farm household's re-entry into and a prolonged period of the poverty can be directly linked to the deterioration of farm elderly people's quality of life. Therefore, it is necessary to study long-term poverty rather than temporary poverty, and moreover, a dynamic analysis considering the duration of the poverty should be attempted.

However, most previous studies have focused on static analysis that does not take into account the duration of the poverty. Most of the studies that attempted to conduct the dynamic analysis on the farm household poverty did not solve the problems of sample dropout during the survey period by utilizing logit or probit analysis and censored data due to its substitution. According to preliminary studies that most of the censored data are likely to be long-term poverty class, it is highly likely that the selection bias occurs if they are excluded from the analysis. Therefore, in order to conduct the dynamic analysis of the poverty, it is necessary to incorporate the censored data into the analysis.

In addition, most previous studies on the poverty are analyzing the poverty on the basis of income. However, farm households are likely to face relatively high income variability and have farmland as their most important means of production, which has asset value. Accordingly, it is necessary to be considered along with the asset in order to effectively judge the economic power of the farm household.

The purpose of this study is to understand the current situation of the farm household poverty by considering the asset as well as the income and to estimate the dynamic aspects such as the persistence, the repetition, and the escape of poverty. In addition, it has a purpose of analyzing factors related to poverty escape or re-entry on the assumption that as the number of poverty experiences increases, the quality of the poverty deteriorates. To do this, it checked income, income-net worth, and poverty rates for each year by using 2008-2012 farm household economy survey and estimated cumulative poverty rates and poverty escape rates by the duration of the poverty by conducting the life table analysis on the poverty duration and the poverty escape. Also, it analyzed the effects of individual

characteristics of the farm household and public & private subsidies on the poverty escape of the farm household through Cox regression about the poverty re-entry.

The analysis results are summarized as follows.

First, as a result of the technical analysis on the poverty on the basis of the income and the income-net worth, it was analyzed that the income criteria overestimated the poverty level about 2-5 times more than that of the income-net worth. This suggests that the poverty level can be significantly lowered if farm households with low-income receive their net asset in the form of pensions. In addition, the farm households who experienced the poverty based on the income-net worth were mostly poor by the income standard, but some farm households were not poor by the income standard, but were poor by the income-net worth standard. Such farm households have more liabilities than assets, so that they are more likely to belong to a potential poverty class in the future. Accordingly, in determining the poverty, not only the income but also the net asset should be considered as poverty standards.

Second, as a result of the life table analysis, it showed that 44% of families entering the poverty escape from the poverty in less than two years in the case of the income-based poverty whereas 39% of them experience short-term poverty in the case of the income-net worth standard. This suggests that a possibility of the short-term poverty in the income-net worth standard is less than that in the income-based poverty. However, cumulative poverty rates over five years, that is long-term poverty rates appeared to be lower in the income-net worth standard compared with the income standard. So, when considered in the asset, the long-term poverty rates was found to be lower than when conducting the poverty analysis based only on

the income. Also, in the results of checking the poverty escape rates according to the poverty duration, it was found that the longer the poverty duration, the harder escaping from the poverty became in terms of both the income and the income-net worth standards.

Third, as a result of analyzing the Cox regression about the poverty re-entry, it was confirmed that the less their age, the more they are female householders, the more they are the farm households who cultivate flowers, livestock products, and other crops, the more they are either specialized farm households or professional farmers, and the less a percentage of land assets and other public subsidies, escaping from the poverty becomes harder and harder. These results imply that with an expansion to subscribe Reverse Mortgage Products such as farmland pensions, income diversification policies like 6th industrialization support policies, and the expansion of a fundamental welfare policy should be also considered important in order to solve long-term poverty problems of the farm household.

This study can be extended in the following two aspects. First, either the dynamic analysis of long-term poverty for more than five years or the analysis on the current status of the poverty of single person households and the long-term poverty are very important follow-up studies. In addition, the analysis based on the income-net worth estimation with a higher reality by the estimation of life expectancy through the consideration of inheritance and the acquisition of death information of farm households is also important research subjects.

**keywords : Poverty dynamics, life table analysis, Cox regression, income-net worth, farm household poverty**

***Student Number : 2015-21519***