



## 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](#)

박사학위논문

주택연금 중도해지에 대한  
세 가지 에세이



HANSUNG  
UNIVERSITY

2020년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 윤 수

박 사 학 위 논 문  
지도교수 이용만

주택연금 중도해지에 대한  
세 가지 에세이

Three Essays on the Termination Behavior of  
Korean Home Pension



HANSUNG  
UNIVERSITY

2019년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 윤 수

박 사 학 위 논 문  
지도교수 이용만

## 주택연금 중도해지에 대한 세 가지 에세이

Three Essays on the Termination Behavior of  
Korean Home Pension

위 논문을 부동산경제학 박사학위 논문으로 제출함

2019년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 윤 수

김윤수의 부동산경제학 박사학위 논문을 인준함

2019년 12월 일

심 사 위 원 장 \_\_\_\_\_(인)

심 사 위 원 \_\_\_\_\_(인)

심 사 위 원 \_\_\_\_\_(인)

심 사 위 원 \_\_\_\_\_(인)

심 사 위 원 \_\_\_\_\_(인)

# 국 문 초 록

## 주택연금 중도해지에 대한 세 가지 에세이

한 성 대 학 교 일 반 대 학 원  
경 제 부 동 산 학 과  
부 동 산 경 제 학 전 공  
김 윤 수

주택연금의 중도해지는 한국주택금융공사와 가입자 모두에게 중요한 이슈이다. 한국주택금융공사 측면에서는 장기적으로 볼 때 주택연금 담보주택풀(pool)에서 우량자산은 없어지고, 주택가격이 상승하지 않아 손실 볼 가능성이 큰 자산만 남게 되어 주택연금 기금의 건전성이 하락할 수 있다. 주택연금 가입자 측면에서는 주택가격 상승 시 고령자가 장기적이고 종합적인 판단을 하지 못하고 행동경제학에서 말하는 근시안적(myopic)인 판단으로 인해 중도해지를 선택함으로써 손해를 볼 가능성이 있는데 이는 중도해지를 하게 되면 기존에 납입한 초기보증료와 연 보증료는 환급받지 못하고, 주택연금에 재가입하려고 하면 초기보증료를 다시 지급하여야하기 때문이다.

본 연구에서는 2007.7월부터 2019.7월까지 연금보증서가 발급된 주택연금 데이터 65,592건을 사용하여 주택연금 중도해지에 관해 중요하게 생각해보아야 할 세 가지 에세이를 다루었다.

첫 번째 에세이에서는 경과기간을 감안한 생존분석을 통해 어떤 유형의 가입자가 위험률이 높은 지를 소그룹으로 세분하여 밝혔다. 두 번째 에세이에

서는 주택가격 상승 시 중도해지가 증가하는 원인으로서 이사 목적과 상속·증여 및 투자 목적을 검증하였다. 마지막 세 번째 에세이에서는 2012.10.29.일에 시행한 ‘해지 후 5년간 재가입 금지’ 규제정책 도입과 2015.9.25.일에 시행한 ‘해지 후 3년간 재가입 금지’로의 규제정책 완화가 목표한 효과가 있었는지를 분석하였다.

먼저 첫 번째 에세이인 가입자 유형별로 분류한 생존분석 결과를 요약하면 다음과 같다. Cox 비례위험분석 결과 독신여부 변수에서는 ‘부부<독신녀<독신남’의 순서로 위험률이 높았고, 주택유형 변수에서는 단독주택의 위험률이 가장 높았으며, 아파트와 다세대연립기타는 통계적으로 유의한 순서를 정할 수 없었다. 연령 변수에서는 ‘80세이상<70세이상80세미만<70세미만’ 순으로 젊을수록 위험률이 높았고, 주택가격 변수에서는 2억원미만이 가장 위험률이 높았던 반면 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 위험률이 높았다. 지급방식 변수에서는 대출상환방식의 위험률이 가장 낮았으나, 종신방식과 확정방식은 위험률이 거의 비슷한 수준으로 나타났고, 직계존비속동거여부 변수는 통계적으로 의미 있는 변수가 아님이 밝혀졌다.

이상의 결과를 바탕으로 독신여부, 주택유형, 연령, 주택가격 변수를 기준으로 하여 소그룹별로 KM 생존을 분석을 한 결과 ‘단독주택을 소유하고 있는 70세미만’ 소그룹이 경과기간이 10년이 지나면 생존율이 약 20% 수준으로 하락하여 소그룹 중 가장 생존율이 낮은 그룹으로 나타났다.

두 번째 에세이인 주택가격상승률에 대한 중도해지 원인 분석 결과는 다음과 같다. 먼저 가입자가 고령층임을 감안하여 이사를 한다면 담보주택과 멀리 떨어지지 않은 동일한 생활환경을 가지는 동일 시군구에서 이사할 것이라고 가정하고, 개별담보주택 가격이 동일 시군구의 평균 주택가격보다 높아서 기존 주택을 매매하여 대출 잔액을 상환하고 남는 자금으로 동일 시군구의 다른 주택으로 이사 갈 수 있는 가입자가 중도해지 확률이 높을 것이라는 가설을 세웠다. 검증 결과 개별담보주택의 주택가격상승률 또는 주택가격과 동일 시군구의 주택가격상승률 또는 주택가격과의 차이는 중도해지와 큰 관련이 없는 것으로 밝혀져서 이 가설은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서는 이사를 허용하고 있기 때문에 이사가 중도해지의 중요한 원인이

아님을 시사한다.

다음으로 상속·증여 및 투자 목적이 주요한 원인일 가능성을 알아보기 위해 해지 시점의 순자산금액을 알 수 있는 Current LTV와 해지시점 주택가격의 상대적인 수준을 나타내주는 ‘전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’ 변수를 만들어서 검증하였다. 그 결과 순자산가치비율이 높고, 주택가격도 높아서 중도해지 시 대출 잔액을 상환하고도 남는 금액이 많을수록 중도해지 확률이 높아진다는 것을 알 수 있었으므로 이러한 가입자는 상속·증여 및 투자동기가 높을 것이라고 추측하였다.

세 번째 에세이에서는 2012.10.29일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 재가입금지’ 규제정책과 2015.9.25일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책에 대한 정책효과 여부를 두 가지 방법으로 실증 분석 하였다. 먼저 규제도입 및 완화 전과 후 비교 시 동일한 경과기간을 갖도록 전과 후의 분석기간을 정하고 이 기간 안에서 보증서가 발급된 후 해지된 데이터와 측정기간까지 유지하고 있는 데이터를 추출한 이후 전과 후 기간에 대해 각각 이항 로지스틱 회귀분석을 하여 정책효과 여부를 판단하였다.

또한 규제도입 및 완화 전과 후의 기간을 통합한 다음 규제 도입 및 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률 변수를 곱한 변수를 만들어서 이 변수를 통해 정책효과 여부를 판단하였는데 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2012.10.29.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 가입금지’ 규제 정책은 통계적으로 유의하게 중도해지 확률을 감소시키는 정책 효과를 보았음을 알 수 있었다. 규제 도입 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)였으나 규제 도입 후에는 이 계수가 마이너스(-)로 바뀌면서 통계적 유의성은 사라졌다. 또한 규제 도입 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)인 반면, 규제 도입 후의 정책효과 변수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 변화되었다. 이는 두 가지 방법 모두 규제 도입 이후 주택연금 가입자의 주택가격상승에 대한 중도해지 행동이 통계적으로 유의하게 감소하였음을 의미하여 재가입 금지 정책 도입이 중도해지를 감소시키는데 효과가 있었음을 보여준다.



둘째, 2015.9.25.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책은 그 효과를 알 수 없었다. 규제 완화 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의하게 마이너스(-)를 보인 반면, 규제 완화 후 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)로 전환되어 규제 완화 효과가 있었음을 말해주었다.

그러나 규제 완화 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)인 반면, 규제 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률을 곱한 정책효과 변수는 계수가 플러스(+)로 전환되었으나 통계적으로 유의하지는 않아 규제완화의 효과가 없었음을 말해주고 있다. 따라서 두 가지 방법의 결과가 서로 상반되므로 규제완화의 효과가 있었는지는 알 수 없다고 해석할 수밖에 없다.

이상 세 가지 에세이의 결과에 대한 의미는 다음과 같다. 먼저 첫 번째 에세이에서는 위험률이 가장 높은 소그룹이 ‘단독주택을 보유한 70세미만’ 가입자라는 것을 발견하였기 때문에 이러한 소그룹에 속하는 가입자에 대해서는 상담단계에서부터 상품에 대한 자세한 설명으로 가입자의 손실을 미리 예방할 수 있다. 또한, 소그룹별로 세분하여 분석한 생존율과 위험률 자료는 장기적인 주택연금 자산건전성 유지를 위한 기초자료로 쓰일 수 있을 것이다.

두 번째 에세이에서는 독신여부별, 연령별, 주택유형별, 주택가격별, 지급방식별로 주택가격상승률에 대한 민감도 분석을 국내에서 최초로 시도하고, 주택가격이 상승할 때 중도해지가 증가하는 원인이 외국처럼 리파이낸싱이나 이사가 아니라 독특하게 상속·증여 및 투자목적일 가능성을 제시한 것은 의미가 있다고 할 수 있겠다.

세 번째 에세이에서는 재가입금지 규제 도입이 주택가격 상승 시 중도해지 확률을 통계적으로 유의하게 감소시킨다는 것을 밝혔으므로 향후 중도해지가 지나치게 증가하는 것이 문제가 될 경우 현재의 ‘해지 후 3년간 재가입 금지’ 정책에서 다시 ‘해지 후 5년간 재가입 금지’ 규제로 강화한다면 중도해지를 줄이는 데 효과적일 수 있을 것이라는 제안을 해본다.

주요어 : 주택연금, 중도해지, Kaplan-Meier, Cox비례위험모형, 생존분석

# 목 차

|                                  |    |
|----------------------------------|----|
| 제 1 장 서 론 .....                  | 1  |
| 제 1 절 연구의 배경 .....               | 1  |
| 제 2 절 연구의 구성과 방법 .....           | 6  |
| 제 2 장 이론 검토 및 중도해지 현황 .....      | 9  |
| 제 1 절 이론적 배경 및 선행연구 .....        | 9  |
| 1 . 이론적 배경 .....                 | 9  |
| 1) 주택담보대출에서의 조기상환 .....          | 9  |
| 2) 역모기지에서의 중도해지 .....            | 12 |
| 2 . 선행연구 검토 및 본 연구의 차별성 .....    | 15 |
| 1) 선행연구 검토 .....                 | 15 |
| 2) 선행연구와의 차별성 .....              | 17 |
| 제 2 절 중도해지 현황과 경과기간별 중도해지율 ..... | 19 |
| 1 . 중도해지 현황 .....                | 19 |
| 2 . 경과기간별 중도해지율 .....            | 20 |
| 제 3 장 대출 경과기간별 중도해지 생존분석 .....   | 25 |
| 제 1 절 연구가설과 분석모형 .....           | 25 |
| 1 . 연구가설 .....                   | 25 |
| 2 . 분석모형 .....                   | 27 |
| 1) KM(Kaplan-Meier) 생존율 .....    | 27 |
| 2) Cox 비례위험모형 .....              | 30 |
| 3 . 분석자료 .....                   | 35 |
| 제 2 절 중도해지 생존분석 결과 .....         | 38 |

|                                                |           |
|------------------------------------------------|-----------|
| 1 . KM(Kaplan-Meier) 생존율 .....                 | 38        |
| 2 . Cox 비례위험 모형 .....                          | 40        |
| 제 3 절 소그룹별 중도해지 생존분석 .....                     | 45        |
| 1 . 독신여부 소그룹별 중도해지 생존분석 .....                  | 45        |
| 2 . 연령 소그룹별 중도해지 생존분석 .....                    | 51        |
| 3 . 주택유형 소그룹별 중도해지 생존분석 .....                  | 57        |
| 4 . 주택가격 소그룹별 중도해지 생존분석 .....                  | 63        |
| 제 4 절 소결 .....                                 | 69        |
| <b>제 4 장 주택가격상승률에 대한 중도해지 원인 분석 .....</b>      | <b>71</b> |
| 제 1 절 연구가설과 분석모형 .....                         | 71        |
| 1 . 연구가설 .....                                 | 71        |
| 2 . 분석모형과 분석자료 .....                           | 73        |
| 제 2 절 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 .....                 | 81        |
| 1 . 주택가격 상승에 따른 중도해지 .....                     | 81        |
| 2 . 주택가격 상승률 민감도 분석 .....                      | 84        |
| 제 3 절 주택가격 변동과 이사 및 상속 동기 분석 .....             | 89        |
| 1 . 이사 목적에 의한 중도해지 .....                       | 89        |
| 2 . 상속 · 증여 및 투자목적에 의한 중도해지 .....              | 91        |
| 제 4 절 소결 .....                                 | 93        |
| <b>제 5 장 해지 후 재가입금지 정책 도입 및 완화 효과 분석 .....</b> | <b>96</b> |
| 제 1 절 연구가설과 분석모형 .....                         | 96        |
| 1 . 연구가설 .....                                 | 96        |
| 2 . 분석모형 및 분석자료 .....                          | 98        |

|                                       |            |
|---------------------------------------|------------|
| 1) 분석모형 .....                         | 98         |
| 2) 분석자료 .....                         | 100        |
| 제 2 절 재가입 금지 규제정책 도입 및 완화 효과 분석 ..... | 104        |
| 1 . 재가입 금지 규제정책 도입 전후 결과 .....        | 104        |
| 2 . 재가입 금지 규제정책 완화 전후 결과 .....        | 108        |
| 제 3 절 소결 .....                        | 112        |
| <b>제 6 장 결 론 .....</b>                | <b>115</b> |
| 제 1 절 연구결과의 요약 .....                  | 115        |
| 제 2 절 연구의 한계점과 시사점 .....              | 121        |
| <b>참 고 문 헌 .....</b>                  | <b>124</b> |
| <b>ABSTRACT .....</b>                 | <b>128</b> |

## 표 목 차

|                                                       |     |
|-------------------------------------------------------|-----|
| <표 2-1> 일반주택담보대출의 조기상환 요인 .....                       | 1 1 |
| <표 2-2> 역모기지의 중도해지 요인 .....                           | 4 1 |
| <표 2-3> 연도별 주택연금 해지 건수 .....                          | 9 1 |
| <표 2-4> 잔존가입자 기준과 누적가입자 기준 중도해지율 계산 예 .....           | 0 2 |
| <표 2-5> 경과기간별 중도해지율과 생존율 계산 예 .....                   | 1 2 |
| <표 2-6> 경과기간별 중도해지율 계산 시 경과기간 산출 방법 예 .....           | 2 2 |
| <표 3-1> 생존분석에 대한 연구가설 .....                           | 7 2 |
| <표 3-2> 가입자, 담보주택 및 상품특성별 누적가입자 대비 중도해지비율 .....       | 3   |
| <표 3-3> 유형별 Cox 비례위험모형 분석 결과 .....                    | 4 4 |
| <표 3-4> 독신여부 소그룹별 기초통계 .....                          | 5 4 |
| <표 3-5> 독신여부 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과 .....              | 0 5 |
| <표 3-6> 연령 소그룹별 기초통계 .....                            | 1 5 |
| <표 3-7> 연령 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과 .....                | 6 5 |
| <표 3-8> 주택유형 소그룹별 기초통계 .....                          | 7 5 |
| <표 3-9> 주택유형 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과 .....              | 2 6 |
| <표 3-10> 주택가격 소그룹별 기초통계 .....                         | 3 6 |
| <표 3-11> 주택가격 소그룹별 Cox 비례위험 모형 분석 결과 .....            | 8 6 |
| <표 4-1> 주택가격상승률에 대한 민감도와 중도해지 원인분석에 대한 연구<br>가설 ..... | 73  |
| <표 4-2> 설명변수 분석 및 작성기준 .....                          | 5 7 |
| <표 4-3> 이사에 따른 주택연금 월지급금 변동 내역 .....                  | 7 7 |
| <표 4-4> 변수특성 및 기초통계량 .....                            | 9 7 |
| <표 4-5> 연속변수 기초통계량 .....                              | 0 8 |
| <표 4-6> 주택가격상승률 변수 분석 결과 .....                        | 2 8 |
| <표 4-7> 주택가격상승률 변수 계층화 분석 결과 .....                    | 3 8 |
| <표 4-8> 독신여부 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 .....             | 4 8 |
| <표 4-9> 연령 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 .....               | 5 8 |

|                                            |      |
|--------------------------------------------|------|
| <표 4-10> 주택유형 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 ..... | 6· 8 |
| <표 4-11> 주택가격 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 ..... | 7· 8 |
| <표 4-12> 지급방식 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석 ..... | 8· 8 |
| <표 4-13> 이사 목적 중도해지 분석 결과 .....            | 0 9  |
| <표 4-14> 상속·증여 및 투자 목적 중도해지 분석 결과 .....    | 2 9  |
| <표 5-1> 독립변수 분석 및 작성기준 .....               | 9 9  |
| <표 5-2> 규제도입 전후 기초 통계 비교 .....             | 11   |
| <표 5-3> 규제도입 전후 KB 종합매매지수 상승률 비교 .....     | 201  |
| <표 5-4> 규제완화 전후 기초 통계 비교 .....             | 31   |
| <표 5-5> 규제완화 전후 KB 종합매매지수 상승률 비교 .....     | 301  |
| <표 5-6> 규제도입 전후 기초 통계량 .....               | 41   |
| <표 5-7> 규제도입 전 로지스틱 모형 분석 결과 .....         | 51   |
| <표 5-8> 규제도입 후 로지스틱 모형 분석 결과 .....         | 61   |
| <표 5-9> 규제도입 전후 로지스틱 통합모형 분석 결과 .....      | 701  |
| <표 5-10> 규제완화 전후 기초 통계량 .....              | 81   |
| <표 5-11> 규제완화 전 로지스틱 모형 분석 결과 .....        | 011  |
| <표 5-12> 규제완화 후 로지스틱 모형 분석 결과 .....        | 011  |
| <표 5-13> 규제완화 전후 로지스틱 통합모형 분석 결과 .....     | 111  |

## 그 립 목 차

|                                             |      |
|---------------------------------------------|------|
| <그림 1-1> 논문 구성도 .....                       | 8    |
| <그림 2-1> 조기상환가능채권과 조기상환불가능채권의 가치 .....      | 0· 1 |
| <그림 2-2> 경과기간별 중도해지율 추이 .....               | 4 2  |
| <그림 3-1> 의학 자료와 주택연금 자료의 생존분석 용어 비교 .....   | 8· 2 |
| <그림 3-2> 유형별 KM(Kaplan-Meier) 생존율 그래프 ..... | 9· 3 |
| <그림 3-3> 공변수별 LLS(ln-ln-survival) 그래프 ..... | 1· 4 |
| <그림 3-4> 독신녀 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....          | 7 4  |
| <그림 3-5> 독신남 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....          | 8 4  |
| <그림 3-6> 부부 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....           | 9 4  |
| <그림 3-7> 70세미만 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....        | 3 5  |
| <그림 3-8> 70세이상 80세미만 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....  | 4 5  |
| <그림 3-9> 80세이상 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....        | 5 5  |
| <그림 3-10> 다세대연립기타 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....     | 9 5  |
| <그림 3-11> 단독주택 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....        | 0 6  |
| <그림 3-12> 아파트 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....         | 1 6  |
| <그림 3-13> 2억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프 .....       | 5 6  |
| <그림 3-14> 2억원이상 4억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프 ..... | 6· 6 |
| <그림 3-15> 4억원이상 9억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프 ..... | 7· 6 |

# 제 1 장 서 론

## 제 1 절 연구의 배경

우리나라는 세계에서 가장 빠른 속도로 고령화되고 있는 나라로 알려져 있다. 2019년 9월 통계청에서 발표한 장래가구특별추계(2017~2047)에 의하면, 전체 가구<sup>1)</sup> 중 가구주<sup>2)</sup>가 65세 이상인 고령자 가구 비중이 2017년 20.4%(399만 8천 가구)에서 2047년에는 49.6%(1,105만 8천 가구)로 2.4배 증가할 전망이다. 이러한 변화로 인해 2017년에는 40~50대 가구주가 전체의 46.7%로 가장 많았으나, 2047년에는 60~70대가 41.2%로 가장 많아질 전망이다.

한편, 우리나라의 가구주 연령대별 자산 유형 구성비 특징을 보면, 연령대가 올라갈수록 전체 자산 중 실물자산(부동산+기타)이 차지하는 비중은 늘어난다. 통계청에서 발표한 2018년 가계금융복지조사결과에 의하면 30세미만 가구주의 실물자산 구성비는 42.7%에 불과하나, 연령이 증가할수록 비중이 증가하여 60세 이상 가구주에 이르면 실물자산 구성비가 81.4%가 된다. 이중 거주주택이 전체 자산에서 차지하는 비중은 42.8%이고, 실물자산에서 차지하는 비중은 52.6 %이다.

국토부에서 발표한 2018년 주거실태조사에 의하면, 일반가구의 자가 보유율과 자가 점유율은 각각 61.1%와 57.7%인 반면 가구주의 연령이 만 65세 이상인 고령가구의 자가 보유율과 자가 점유율은 각각 77.5%와 75.7%로 일반가구보다 월등히 높다.

은퇴자들의 자산구성비를 살펴보면, 우리나라 은퇴자들은 미국 은퇴자들과는 매우 다른 특징을 갖고 있다는 것을 발견하게 된다. 미국의 경우 거주주택 및 기타 부동산이 은퇴자들의 전체 자산에서 차지하는 비중이 25.9%인데 반

1) 1인 또는 2인 이상이 모여서 취사, 취침 등 생계를 같이 하는 생활 단위를 말한다, 통계청 장래가구추계(2017~2047) 보도자료

2) 가구주는 호주 또는 세대주와 관계없이 가구를 실질적으로 대표하는 사람을 말하며, 혈연관계가 없는 사람끼리 모여 사는 경우에는 그 중 한 사람(대표자)이 가구주가 된다, 통계청 장래가구추계(2017~2047) 보도자료



해 우리나라는 80.7%이다. 반면에 공적 및 사적 연금자산이 은퇴자들의 전체 자산에서 차지하는 비중은 미국이 44.9%이고, 우리나라는 7.7%에 불과하다. (Lee, Kim, Kim, and Cho, 2016)

이러한 통계는 고령자 가구주의 비중이 점점 더 증가하는 상황에서 고령자의 자산 중 상당 부분이 현금화하기 어려운 거주주택으로 구성되어 있음을 보여준다. 이러한 사실은 결국 고령자 가구 거주주택의 활용도를 높이는 문제가 점점 더 중요해지고 있다는 것을 말해준다. 고령자가 은퇴 이후 생활비 등에 사용할 소득을 창출하기 어려운 상황에서 주택을 거주 용도로만 사용한다면 고령자 가구의 생활은 시간이 지날수록 더욱 힘들어질 수밖에 없는 것이다.

우리나라 정부는 이러한 고령화 문제에 대응하여 고령자 계층의 주거안정과 노후 소득 보장을 위해 2007년 7월 한국주택금융공사를 통해 주택연금이라는 역모기지 상품을 출시하였다.<sup>3)</sup> 주택연금은 “집을 소유하고 계시지만 소득이 부족한 어르신<sup>4)</sup>들이 평생 또는 일정기간 동안 안정적인 수입을 얻으실 수 있도록 집을 담보로 맡기고 자기 집에 살면서 매달 국가가 보증하는 연금을 받는 제도”이다.<sup>5)</sup> 주택연금은 가입기간 중에는 대출금을 연금형태로 지급하다가 부부 모두 사망 시 주택을 처분하여 대출 잔액과 정산한 후 남는 금액이 있으면 자녀 등의 상속인에게 지급한다. 정산 후 부족분이 있을 경우 한국주택금융공사가 이를 부담한다. 주택연금은 이런 비소구(non-recourse) 대출의 장점을 갖고 있어서 시장에 빠르게 정착하고 있다.

주택연금은 출시된 2007년에는 가입자가 515건에 불과하였으나, 고령자들 사이에 인지도가 높아지면서 최근에는 매년 1만 건 이상씩 가입하여, 2019년 7월말 기준으로 가입자 수가 총 66,943건이 되었고, 연금 지급액은 총 45,723억원이 되었다. 이는 우리보다 약 30년 앞선 1989년에 시범사업으로 출발하여 1998년에 정식사업으로 출범한 미국의 정부 보증 역모기지 상품인

3) 2005.1월 대통령이 주재하는 국정과제 회의에서 ‘고령친화산업 활성화 전략’ 주요과제로 ‘역모기지 활성화’를 선정된 이후 2006년 2월 당시 재정경제부에서 ‘역모기지 활성화 방안’을 발표하였고, 이를 바탕으로 2007년 7월 주택연금이 출시된 것이다.

4) 2019년 12월 기준으로 부부 중 1인이 만 60세 이상이면 가입할 수 있다. 2020년에는 부부 중 1인이 만 55세 이상이면 가입할 수 있도록 기준을 하향할 예정이다. 기획재정부 2020년 경제정책방향 <<http://www.moef.go.kr/pr/ep/ecnmyPolicyDetail.do?menuTitle=01&half=01&year=2020&partType=5001#01>>, 2019.12.22. 검색

5) 한국주택금융공사 홈페이지 <[https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01\\_02\\_01.do](https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01_02_01.do)>, 2019.12.22. 검색

HECM(Home Equity Conversion Mortgage, 이하 HECM)보다도 빠른 속도이다. 이런 이유에서 주택연금은 곧 다가올 초고령화<sup>6)</sup> 사회를 대비할 수 있는 중요한 정책수단으로 인식되고 있다.

그러나 주택연금은 공급건수의 증가와 더불어 해지건수 또한 증가하고 있다는 것이 문제로 지적되고 있다. 주택연금의 해지건수를 보면 2019년 7월말 기준으로 사망해지가 2,163건이고, 중도해지가 7,074건이 되어 사망해지를 제외한 중도해지건만 보더라도 총 공급건수의 10.6%가 중도해지 되었다. 일반적인 모기지(주택담보대출)의 중도해지(조기상환)는 금리가 하락할 때 나타난다. 그러나 주택연금의 중도해지는 담보주택의 가격이 상승할 때 나타나는 것으로 알려져 있다. 이 때문에 주택연금 지급보증 사업을 하고 있는 한국주택금융공사 측면에서 중도해지가 증가할 때 나타날 수 있는 문제로는 장기적으로 보았을 때 담보주택 풀(pool)의 건전성이 하락할 수 있다는 것이다. 단기적으로만 본다면 중도해지자가 납입한 초기보증료와 연 보증료로 인해 수입만 발생하고 손실은 볼 가능성이 없기 때문에 위험이 없다고 볼 수도 있다. 그러나 보통 주택가격이 많이 상승한 우량한 자산이 중도해지 하는 경향이 크므로 장기적으로 본다면 주택연금 담보주택 풀에서 우량자산은 없어지고, 주택가격이 상승하지 않아 손실 볼 가능성이 큰 자산만 남게 될 위험이 있다.

주택연금 가입자 측면에서 보자면 주택가격 상승 시 고령자가 장기적이고 종합적인 판단을 하지 못하고 행동경제학에서 말하는 근시안적(myopic)<sup>7)</sup>인 판단으로 인해 중도해지를 선택함으로써 손해를 볼 가능성이 있는데 이는 중도해지를 하게 되면 기존에 납입한 초기보증료와 연 보증료는 환급받지 못하고, 주택연금에 재가입하려고 하면 초기보증료를 다시 지급하여야 하기 때문이다. 주택연금 가입자가 중도해지할 때 나타날 수 있는 더 큰 문제는 미래의 생활비 부족 문제를 생각하지 않고 주택을 매각하거나 담보대출을 통해 목돈을 마련한 뒤 이를 다른 용도로 사용할 수 있다는 것이다.

이와 같은 주택연금의 중도해지는 보증을 공급하는 한국주택금융공사나 주택연금에 가입한 가입자 측면에서 모두 위험 요소가 있기 때문에 이의 원

6) 초고령사회란 전체인구 중 65세 이상 고령인구 비율이 20% 이상인 사회를 말한다.(UN)

7) 미래의 효용과 비용을 판단하는 데 있어서 합리적으로 판단하지 못하고 가까운 미래에 지나치게 비중을 두는 행동 편향을 말한다. 이는 소비자로 하여금 장기투자를 못하게 만든다. (정인, 2017)

인을 파악하는 것이 중요하다.

특히 주택연금제도를 운영하고 있는 한국주택금융공사 입장에서 볼 때 주택연금 중도해지에 대한 연구가 필요한 이유로는 크게 다음 두 가지를 들 수 있다.

첫째, 주택연금 월지급금을 결정하는데 필요한 현금흐름의 예측가능성을 높여서 주택연금 제도의 지속가능성을 제고할 수 있다. 주택연금의 월지급금은 수지상등의 원칙에 따라 기대 보증료 수입과 기대 손실의 현재가치가 같아지는 지점에서 산출되는데 기댓값은 각 연령별 생존확률 또는 사망확률을 통해 계산한다. 연금지급액은 초기보증료 및 연 보증료와 함께 대출 잔액을 구성하고, 이 대출 잔액에 대출이자가 부과되면서 대출 잔액이 증가하는데 부부 모두 사망 시 대출 잔액이 그 당시 주택의 가치를 초과하는지 여부는 주택가격상승률과 이자율, 그리고 사망확률 이 세 가지의 주요 리스크 변수에 달려 있다. 중도해지가 전혀 발생하지 않는다면 사망확률은 사망해지만 고려하면 되겠지만, 사망해지 이외에도 중도해지가 발생하기 때문에 사망확률은 중도해지와 사망해지를 모두 반영하여야만 한다. 그래서 중도해지를 어떻게 예측하느냐에 따라 현금흐름예측에 영향을 주게 되고, 이는 결국 월지급금 산출에 영향을 미치게 되므로 이에 대한 연구가 중요하다고 할 수 있다.

둘째, 모기지를 담보로 한 증권발행, 즉 MBS(Mortgage Backed Securities)를 발행할 때처럼 향후 주택연금 유동화 즉, 주택연금채권을 담보로 한 증권발행이 이루어 질 경우에는 투자자들에게 주택연금 중도상환 예측에 도움을 줄 수 있는 정보의 제공은 필수적이다. 한국주택금융공사에서는 MBS를 발행할 때 다양한 만기를 가진 증권을 발행하고 있는데, 'K-MBS'라는 인터넷 사이트를 통하여 각 종목별 예상만기를 제공하고 있다. 이를 통해 투자자들은 모기지의 조기상환율이 상승하는 경우와 하락하는 경우의 예상만기를 사전에 알고 이를 감안하여 투자할 수 있는 것이다. 주택연금채권을 담보로 한 증권도 예상만기에 대한 정보를 투자자에게 주어야 하는데 이를 위해서는 담보되어 있는 주택연금채권의 정보를 바탕으로 중도해지에 대한 예측을 할 수 있어야 한다. 아직까지 주택연금의 유동화가 실행되지는 않았지만 계속 검토 중에 있으므로, 그 때를 대비하여 주택연금 중도해지에 대한 연구가 진행될 필요가 있다.

일반적으로 알려진 중도해지의 원인으로는 리파이낸싱(refinancing)<sup>8)</sup>과 이사가 있으며 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 주는 변수인데 가입자의 특성에 따라 이러한 영향이 다를 것이다. 그런데 중도해지는 경과기간에 영향을 받기 때문에 이를 고려하면서 주택연금 가입자가 어떠한 변수에 어느 정도의 영향을 받는지에 대한 연구를 진행하여야 한다. 또한, 해외 연구를 보게 되면 역모기지 가입자의 중도해지 행동이 주택가격상승률에 큰 영향을 받는 것으로 나타나는데 우리나라의 경우에도 중도해지에 주택가격상승률이 중요한 변수로 작용하는지, 중요한 변수라면 그 원인이 무엇이고 어떠한 유형의 가입자가 민감하게 반응하는지 등의 연구도 필요하다고 하겠다.

이러한 주택연금 고객특성에 대한 연구 이외에도 한국주택금융공사에서는 리파이낸싱을 목적으로 하는 중도해지를 줄이기 위해 2012.10.29일에 중도해지 이후 5년간 재가입을 금지하는 규제 정책을 시행하였고, 이로부터 약 3년 후인 2015.9.25일에는 중도해지 이후 3년간 재가입금지로 규제 완화 정책을 시행하였는데 이러한 정책들이 과연 효과가 있었는지에 대한 연구도 필요하다고 할 수 있다.

본 연구의 목적은 첫째는 대출의 경과기간까지 감안하였을 때 어떤 유형의 소그룹이 중도해지 확률이 높은 그룹인지를 분석해보는 것이다. 이는 향후 주택연금 유동화 등의 이유로 중도해지율을 예측해야 할 필요가 있을 때 유동화 자산 풀의 유형을 보고 중도해지를 예측하는데 도움을 줄 것이다. 둘째는 주택가격상승률에 대한 중도해지의 원인을 파악해 보는 것이다. 외국과는 다르게 이사를 허용하고 있는 한국에서도 이사 목적 중도해지가 발생하는지를 분석해보고, 만약 다른 이유가 있다면 그 이유가 무엇인지를 추정해 보는 것이다. 셋째는 한국주택금융공사에서 시행한 해지 후 재가입 금지 규제정책의 도입과 완화가 실제로 효과를 보았는지를 살펴보는 것이다. 해지 후 재가입 금지 기간을 설정한 다는 것은 가입자 입장에서 리파이낸싱의 비용을 증가시키는 것으로 작용하여 리파이낸싱 목적 중도해지 수요를 감소시킬 수 있기 때문에 실제로 이렇게 작용하였는지를 검토해보고 이에 따라 중도해지를 감소시킬 수 있는 정책을 제안하는 것이다.

---

8) 리파이낸싱은 기존 대출을 상환한 후 재차입하는 것을 말하는데, 대환 또는 차환이라고 부르기도 한다.

## 제 2 절 연구의 구성과 방법

본 논문은 총 세 개의 에세이로 구성되어 있다.

첫 번째 에세이는 주택연금 가입자를 독신여부, 주택유형, 연령, 주택가격, 지급방법, 직계존비속 동거여부 등 6개 유형별로 분류하고 이를 다시 유형별 소그룹으로 분류하여 중도해지 행동을 분석하였고, 이러한 분석을 위해서 Kaplan-Meier(KM) 생존율과 Cox 비례위험모형을 사용하였다. 가입자 6개 유형에 대한 연구가설은 다음과 같다. 독신여부에 따른 분류에서는 가입자 사망 후에도 주택연금을 지급받아야 할 배우자가 있는 부부보다는 독신의 위험률이 높을 것이고, 독신 중에서는 사회경험이 많아 투자관련 의사결정을 하는데 익숙한 남자가 여자보다 위험률이 높을 것이다. 주택유형에 따른 분류에서는 유동성이 풍부하여 거래가 쉬운 아파트가 다른 주택유형보다 위험률이 가장 높고, 단독주택과 다세대연립기타는 비슷한 위험률을 보일 것이다.

연령에 따른 분류에서는 젊을수록 주택의 자산 가치를 적극적으로 활용하여 생긴 혜택을 누릴 기간이 길기 때문에 젊을수록 위험률이 높을 것이다. 주택가격에 따른 분류에서는 주택가격이 낮을수록 월지급금이 낮으므로 주택가격이 상승할 경우 증가된 주택의 자산 가치를 활용하려는 욕구가 더 강할 것이므로 위험률이 높을 것이다.

지급방식에 따른 분류에서는 중도해지하기 위해 상환하여야 할 대출이 많은 대출상환방식의 위험률이 가장 낮을 것이고, 월지급금을 받을 수 있는 기간이 정해져 있는 확정방식의 경우 장수 리스크에 노출되어 있기 때문에 종신방식보다 위험률이 높을 것이다. 직계존비속 동거여부에 따른 분류에서는 주택가격 상승 시 상속이나 증여를 요구할 수 있는 자녀가 동거하는 ‘직계존비속 동거 여’가 ‘직계존비속 동거 부’ 보다 위험률이 높을 것이다. 분석 자료는 2007.7월~2019.7.31.일까지 대출이 실행된 자료 중 약정철회와 미실행해지 및 거래가 제한적인 노인복지주택을 제외한 65,592건을 사용하였다.

두 번째 에세이에서는 주택가격상승률에 대한 민감도와 이동목적 중도해지 존재여부를 이항 로지스틱 회귀모형을 사용하여 분석하였다. 먼저 주택가격상승률이 중도해지 증가에 영향을 미치는 중요한 변수인지를 점검한 후 어

면 가입자들이 주택가격상승률에 민감하게 반응하는지를 분석하였다. 그 후 이사를 허용하고 있는 한국에서도 이동목적 중도해지가 존재하는 지 여부를 검증하였다. 그리고 이동목적 중도해지가 존재하지 않는다면 주택가격 상승 시 중도해지가 늘어나는 이유가 무엇인지를 주택가격 수준변수를 가지고 점검하였다.

연구가설은 다음과 같다. 한국도 외국과 같이 주택가격상승률이 중도해지가 늘어나는데 중요한 영향을 미치는 변수일 것이다. 그러나 한국은 외국과는 달리 해지 후 3년간 재가입을 금지하고 있다. 따라서 리파이낸싱 목적 중도해지는 적을 것이다. 또한 이사를 금지하고 있는 외국과는 달리 한국은 이사를 허용하고 있어 이동목적 중도해지도 존재하지 않을 것이다. 그렇다면 주택가격 상승 시 중도해지가 늘어나는 이유는 가격상승으로 증가한 주택의 자산 가치를 실현하여 자식들에게 증여를 하거나, 가입 당시 주택의 자산 가치만을 가입자가 활용할 수 있는 주택연금보다는 자산의 가치를 더욱 증가시킨 후 활용하려는 투자 목적으로 활용하고 싶은 이유가 커지기 때문일 것이다. 분석 자료는 2007.7월~2019.7.31.일까지 대출이 실행된 자료 중 약정철회와 미실행해지 및 거래가 제한적인 노인복지주택을 제외한 65,592건을 사용하였다.

세 번째 에세이에서는 2012.10.29.일 시행한 해지 이후 5년간 재가입을 금지하는 규제 정책과 이로부터 약 3년 후인 2015.9.25.일에 시행한 해지 이후 3년간 재가입금지로의 규제 완화 정책에 대해서 이러한 정책들이 과연 효과가 있었는지를 분석하였다. 두 정책 모두 효과가 있었을 것이라는 가설을 세우고, 이를 검증하기 위해 두 가지 방법을 사용하였다. 먼저 규제정책 도입 및 완화 전과 후를 동일한 경과기간을 갖도록 자료를 구성한 후 각각 이항로지스틱 회귀분석을 통해 주택가격상승률에 대한 중도해지 행동을 분석하였다. 다른 방법으로는 규제 정책 도입 및 완화 전과 후의 기간을 통합하여 전체 기간의 자료를 사용하되 규제 정책 도입 및 완화 후의 더미변수에 주택가격상승률을 곱한 변수를 정책효과 변수로 사용하여 규제 정책 도입 및 완화가 효과가 있었는지를 분석하였다.

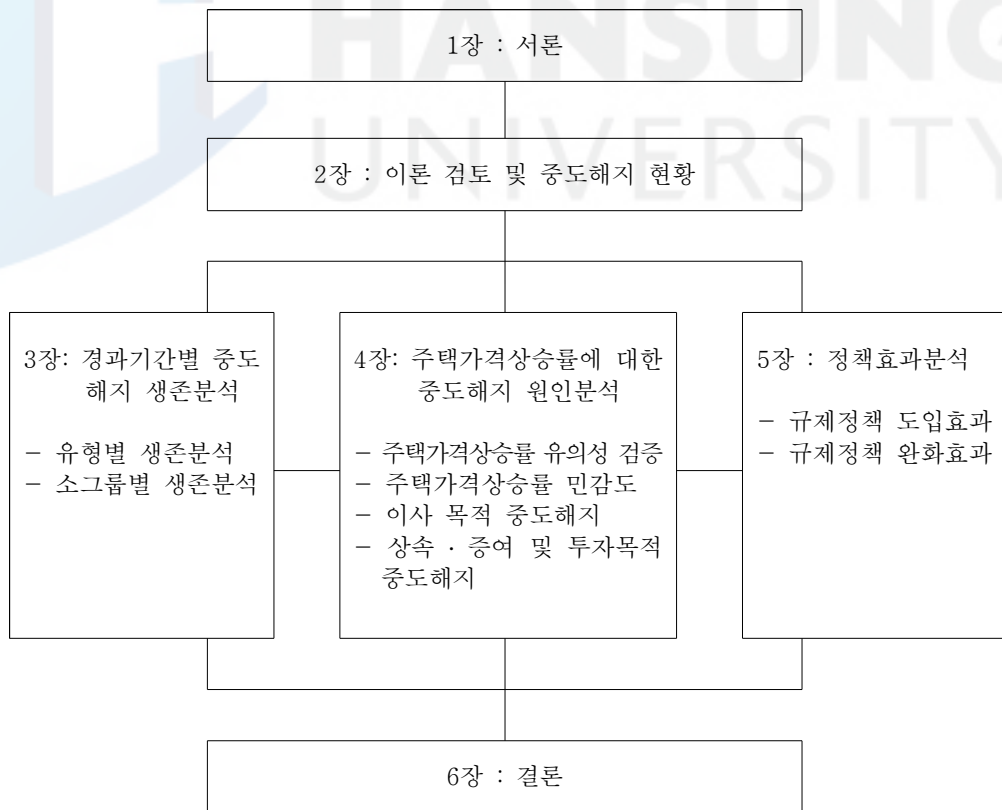
분석 자료는 규제 정책 도입 전의 경우 2007.7월부터 2012.10월까지 대출이 실행된 자료 11,219건을 사용하였고, 규제 정책 도입 후의 경우 2012.10



월부터 2018.1월까지 대출이 실행된 자료 36,148건을 사용하였다. 규제 정책 완화 전의 경우는 2012.10월부터 2015.9월까지 대출이 실행된 15,323건을 사용하였고, 규제 정책 완화 후의 경우는 2015.9월부터 2018.8월까지 대출이 실행된 28,862건을 사용하였다. 규제 정책 도입 및 완화 전과 후 기간 모두 약정철회와 미실행해지 및 거래가 제한적인 노인복지주택은 제외하였다.

전체적인 논문의 구성은 아래 <그림 1-1>과 같이 제2장에서는 이론 검토 및 중도해지 현황을 다루었고, 제3장에서는 경과기간별 중도해지 생존분석을 다루었으며, 제4장에서는 주택가격상승률에 대한 중도해지 원인분석을 하였다. 이어서 제5장에서는 해지 후 재가입금지 정책 도입 및 완화에 대한 효과 분석을 하였고, 마지막 제6장에서는 결론으로서 연구결과의 요약과 연구의 한계점 및 시사점을 다루었다.

<그림 1-1> 논문 구성도



## 제 2 장 이론 검토 및 중도해지 현황

### 제 1 절 이론적 배경 및 선행연구

#### 1. 이론적 배경

##### 1) 주택담보대출에서의 조기상환

일반적인 주택담보대출의 조기상환이 일어나는 원인은 크게 리파이낸싱(refinancing)과 이사, 주택 유동화 이렇게 세 가지로 나눌 수 있다.<sup>9)</sup> 첫째, 리파이낸싱은 차입자가 금리 하락 시 이자가 더 낮은 대출로 전환하기 위한 것인데 대출자는 상환 받은 자금을 저리로 운용해야하기 때문에 손실이 발생하게 된다(채투자위험). 변동금리 주택담보대출에서는 리파이낸싱 수요는 크지 않으며 설령 리파이낸싱이 일어난다 하더라도 채투자위험은 그리 크지 않다. 따라서 고정금리 주택담보대출에서 금리 하락 시 리파이낸싱을 목적으로 한 조기상환이 일어나고, 이로 인해 대출자는 손실을 입게 된다.

리파이낸싱을 결정하는 요인으로서는 차입자의 조기상환에 따른 이익과 비용을 들 수 있다. 차입자의 조기상환에 따른 이익은 대출당시의 대출 금리와 현재의 대출 금리와의 차이와 만기까지의 기간이 결정한다. 반면 차입자의 조기상환에 따른 비용으로는 조기상환수수료와 신규 주택담보대출 가입에 따른 선불 대출수수료(up-front fee), 기타 비용 등이 있을 수 있다.

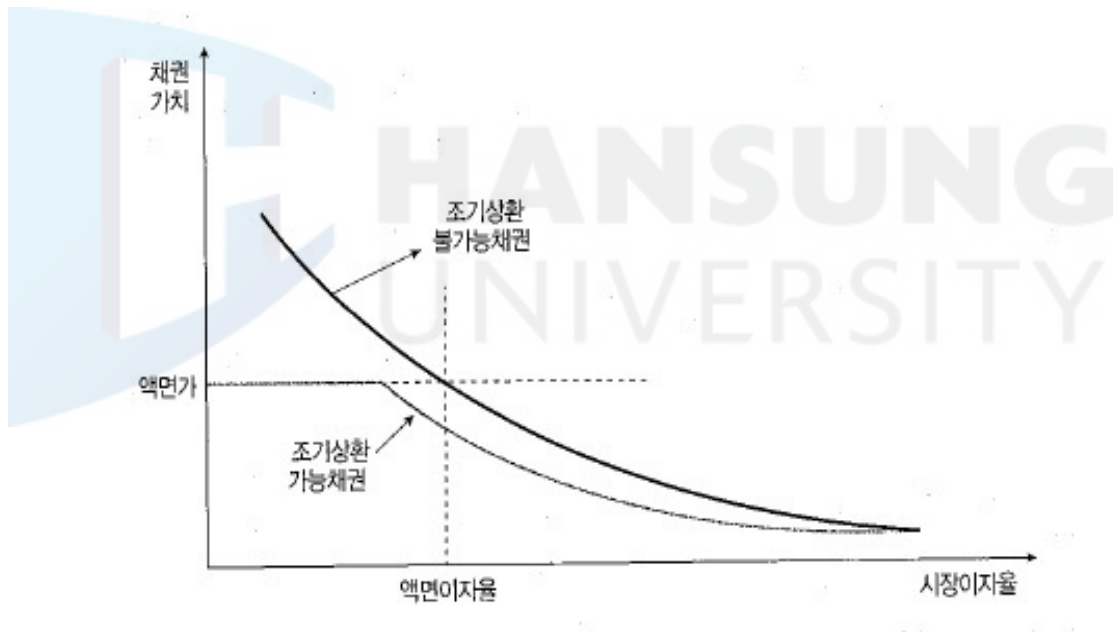
대출금리 하락 시 리파이낸싱 목적에 다른 조기상환과 그로 인한 대출자의 채투자위험은 흔히 시장 이자율의 변화에 따른 조기상환가능채권(callable bond)의 가치 변화로 설명할 수 있다. 조기상환가능채권은 만기 이전에 채권을 상환할 수 있는 채권이다. 일반적인 조기상환불가능채권(non-callable bond)은 시장이자율이 하락하면 가치가 상승한다. 그러나 조기상환가능채권

9) Clauretie and Sirmans(2010)은 조기상환 원인을 경제적 요인(금리하락에 의한 리파이낸싱 등)과 비경제적 요인(직장변경 등에 의한 이사)으로 나누고 있다.



은 시장이자율이 액면이자율 이하로 내려가면 채권발행자가 해당 채권을 조기상환하기 때문에(해당 채권을 액면가로 사들임)<sup>10)</sup> 해당 채권의 가치는 액면가 이상으로 올라갈 수가 없다. 조기상환가능채권은 시장이자율이 액면이자율보다 높을 때에도 그 채권의 가치는 조기상환불가능채권의 가치보다 낮다. 그 이유는 앞으로 시장이자율이 액면이자율 이하로 내려갈 가능성이 존재하기 때문이다. 이 때 시장이자율이 액면이자율보다 얼마나 더 낮아야 조기상환이 일어날 것인가 하는 점은 채권의 만기와 조기상환에 따른 비용 등에 따라 다르다.

<그림 2-1> 조기상환가능채권과 조기상환불가능채권의 가치



출처 : 이용만 · 임재만 (2018)

10) 시장이자율이 내려가게 되면 채권발행자는 낮은 금리로 채권을 새로 발행하여 자금을 조달한 후, 해당 자금으로 높은 금리의 기존 채권을 상환하려고 한다.

둘째, 이사로 인한 주택매각은 직장변경, 자녀교육 등으로 인한 지역이동과 자녀의 탄생 및 성장 등으로 인한 작은 주택에서 큰 주택으로의 이사, 자녀의 결혼 등으로 인한 큰 주택에서 작은 주택으로의 이사 등 가구원 수 변화로 인한 주택 규모의 변화가 주요 원인이다. 이러한 원인으로 이사를 하면서 기존 주택을 매각하여야 하므로 주택담보대출의 조기상환이 발생한다.

셋째, 주택 유동화 수요는 주택을 매각한 후 매각대금을 활용할 필요가 있을 때 발생한다. 이는 다시 두 가지 원인으로 나눌 수 있는데 실직, 질병, 사고 등으로 주택담보대출의 원리금 지급이 어려워 질 때 채무불이행 대신 조기상환을 선택하는 경우와 자녀 결혼, 질병, 사고 등으로 목돈이 필요한 경우이다. 이렇게 목돈이 필요한 경우와 이사목적으로 인한 조기상환은 금리가 하락할 때 발생하기도 하지만 금리가 상승할 때도 발생하므로 대출자 입장에서는 큰 위험 요인은 아니라고 할 수 있다. 경쟁이론(competition theory)에 따르면 채무불이행 위험과 조기상환 위험은 상호 경쟁적이라서 차입자는 어느 쪽이 더 유리하냐에 따라 채무불이행과 조기상환 중에서 하나를 선택한다(이용만·임재만, 2018).

이상의 내용을 표로 정리하면 아래 <표 2-1>과 같다.

<표 2-1> 일반 주택담보대출의 조기상환 요인

| 구분               | 조기상환 요인                      |
|------------------|------------------------------|
| 리파이낸싱            | 차입자 이익 : 대출금리 갭, 만기까지의 기간    |
|                  | 차입자 비용 : 조기상환수수료, 대출 초기비용 등  |
| 이사               | 직장 변경, 자녀 학교 변경, 소득 변화 등의 이유 |
| 목돈 필요            | 질병, 사고, 자녀 결혼 등              |
| 채무불이행 대신 조기상환 선택 | 실직, 질병, 사고 등 원리금 지급의 어려움 때문  |

## 2) 역모기지에서의 중도해지

다음으로 역모기지 상품의 중도해지<sup>11)</sup> 원인에는 무엇이 있을지 살펴보자면 먼저 리파이낸싱이 있다. 일반적인 주택담보대출에서는 재차입시 원리금지급액이 줄어든 때 리파이낸싱이 일어난다. 그러나 주택연금에서는 재차입시 대출받을 수 있는 금액(월지급액)이 늘어날 때 리파이낸싱이 일어난다.<sup>12)</sup> 주택연금에서 월지급액을 결정하는 요소에는 주택가격, 수명, 금리가 있다.

먼저 주택가격의 경우 가격이 상승할 때 리파이낸싱이 발생하게 된다. 주택가격이 상승하면 리파이낸싱으로 월지급액이 증가하기 때문이다. 다만 주택연금은 주택가격에서 대출 잔액을 차감한 금액이 상속인에게 상속되므로 이러한 금액에 대한 상속동기가 있다면 주택가격이 상승하더라도 리파이낸싱이 일어나지 않을 수 있다.

그럼에도 불구하고 주택가격이 상승할 때 리파이낸싱 수요가 있다면 주택의 가치 상승 부분을 상속보다는 자신의 소비에 사용하려는 선호가 더 크기 때문이라고 해석할 수 있다. 월지급액이 낮아서 현재의 소비를 충분히 누리지 못하고 있다고 느끼는 가입자나 행동경제학에서 말하는 자기통제(self-control)의 어려움 때문에 근시안적인(myopic) 행동을 하는 가입자의 경우 이런 경향은 더욱 클 수 있다. 따라서 주택가격이 상승할 때 중도해지가 늘어나는 이유가 더 많은 월지급금을 받기 위한 리파이낸싱 목적인지 다른 목적인지는 구분하기가 명확하지 않다.

리파이낸싱을 할 때 차입자의 비용 요인은 리파이낸싱 수요 억제요인이 되는데 중도해지수수료나 재가입시의 초기비용, 재가입 금지 기간 등이 비용에 해당된다. 리파이낸싱에 따른 이익은 차입자의 주택가격 상승 정도에 따라 다를 수 있다.

---

11) 역모기지에서 중도해지란 일반적인 주택담보대출에서 조기상환과 같은 말이다. 역모기지에서는 조기상환이라는 말보다 중도해지라는 말을 더 많이 사용하기 때문에 여기서는 중도해지라는 말을 사용하기로 한다.

12) 일반적인 주택담보대출은 목돈을 대출받은 뒤 장기에 걸쳐 이의 원리금을 갚는 구조인 반면, 주택연금은 장기에 걸쳐 대출을 받은 후 이의 원리금을 일시에 갚는 구조이다. 주택연금은 비소구(non-recourse) 대출이기 때문에 연금 가입자는 대출을 많이 받을수록 유리하며 따라서 장기에 걸친 대출 총액이 늘어날 때 리파이낸싱을 하게 된다.

수명의 경우 기대수명이 줄어들 때 리파이낸싱이 발생할 수 있는데 기대수명은 계속 증가하는 추세이므로 이 요인 때문에 리파이낸싱이 발생한다고 보기는 힘들다.

그리고 금리가 하락하면 월지급액 산정 시 적용되는 미래 대출금리가 하락할 수 있고 이 요인으로 인해 월지급금이 증가할 수 있다. 그러나 미래 대출금리의 예측은 단기적인 금리변동에 영향을 받지 않아야하기 때문에 이것이 차입자의 리파이낸싱 의사결정에는 크게 영향을 미치지 않을 것이다.

일반적으로 역모기지 상품은 미래 대출금리의 변화와 상관없이 상품 가입당시에 평생 받게 될 월지급금이 고정된다. 또한 금리가 하락하여 총 대출잔액이 예상보다 낮아진다고 하더라도 금리 하락에 따른 이익이 자식에게 상속되고, 금리가 상승하여 총 대출잔액이 예상보다 높아진다고 하더라도 비소구 대출이기 때문에 금리 상승에 따른 손실이 보증기관에 전가되므로 역모기지 상품 가입자는 주택담보대출 가입자와 달리 금리에는 관심이 덜 하다고 알려져 있다.

다음으로 생각해 볼 수 있는 중도해지 원인으로는 이사가 있다. 먼저 거주지의 이전을 원하는 가입자의 경우 거주하고 있는 주택을 매각하여야하기 때문에 중도해지가 발생하게 된다. 그러나 주택연금의 경우에는 이사를 허용하고 있기 때문에 단순한 거주지 이전 목적으로는 중도해지가 발생하지 않을 것이다.<sup>13)</sup>

또 하나는 주택가격 상승으로 인한 차익 실현으로 방법으로 이사를 선택할 때 중도해지가 발생할 수 있다. 이는 주택가격 상승 시 차익 실현의 방법으로서 담보주택의 매매를 통해 대출잔액을 상환하고 대형 주택에서 소형 주택으로 주택의 크기를 줄여 이사를 가려고 하는 경우가 해당된다. 이러한 목적일 경우에는 이사를 허용하고 있는 주택연금에서도 발생할 수 있다. 왜냐하면 주택연금은 거주지 이전을 위해서 이사를 허용해주고는 있지만 주택가격 상승에 따른 자산 가치 상승분은 월지급금에 반영해주고 있지 않기 때문이다. 따라서 주택가격 상승으로 인한 자산 가치 상승을 상속이 아닌 현재의 소비로 사용하고 싶은 가입자가 이사의 방법을 선택할 경우 주택연금에서도

13) 미국 HECM의 경우 이사를 허용하고 있지 않기 때문에 거주지 이전을 원할 경우 계약을 해지해야만 한다.

이동목적 중도해지가 발생할 수 있다.

또한 질병, 사고, 자녀결혼 등 목돈이 필요한 경우, 자발적 또는 자녀의 요청에 의한 비자발적 상속·증여의 목적으로 중도해지를 선택할 수도 있다. 또 주택 가격이 많이 상승하면 자녀의 자산 등 다른 자산으로 대출 잔액을 상환하고 거주주택은 더 높은 자산 가치 상승을 기대하는 투자자산으로 활용하기 위한 목적으로 중도해지를 선택할 수도 있다.

미국의 경우 해지의 원인을 리파이낸싱(refinancing), 사망(mortality), 이동(mobility)으로 구분하고 있으며(Jiang, Miler and Yang, 2018), 미국 HECM의 경우 계리 모형상 사망에 의한 해지는 생명표를 기반으로 추정하고, 리파이낸싱이나 이동 등으로 인한 중도해지는 여성 차입자 사망확률의 30%로 가정하여 이를 월지급금 계산에 적용하고 있다.

이상의 내용을 표로 정리하면 아래 <표 2-2>와 같다.

<표 2-2> 역모기지의 중도해지 요인

| 구분        | 중도해지 요인                                            |
|-----------|----------------------------------------------------|
| 리파이낸싱     | 차입자 이익 : 주택가격 상승, 금리하락 등으로 인한 월지급금 상승              |
|           | 차입자 비용 : 조기상환수수료, 대출 초기비용 등                        |
| 이사        | 거주지 이전 목적                                          |
|           | 주택가격 상승으로 인한 자산 가치 상승 실현의 방법으로 이사를 선택              |
| 목돈 필요     | 질병, 사고, 자녀 결혼 등                                    |
| 상속·증여, 투자 | 자발적이거나 자녀 요청에 의한 비자발적 상속·증여 또는 자산 가치 상승을 기대하는 투자목적 |

## 2. 선행연구 검토 및 본 연구의 차별성

### 1) 선행연구 검토

일반적인 주택담보대출의 조기상환에 관한 연구는 MBS의 발달에 따라 많이 이루어져 왔었다. 그러나 역모기지 상품의 중도해지에 관한 연구는 상품도 도입된 이후 시간이 많이 지나지 않았고, 아직 역모기지 상품의 유동화가 본격화되지 않았기 때문에 상대적으로 많지 않다.

역모기지 상품의 해지관련 해외 실증연구는 HECM 데이터를 기반으로 한 분석이 주를 이루며 데이터 수집의 문제로 다수의 연구가 중도해지와 사망해지를 구분하지 않고 분석하였다.

Chou, et al.(2000)은 HECM(1989~1998) 데이터를 이용하여 생존분석(Survival Analysis)을 실시하였는데 가입 시 연령을 3개의 그룹으로 구분하여 분석하였다. 64~66세 그룹은 모형상의 가정치인 여성 사망확률의 1.3배보다 훨씬 빠르게 해지하였고, 74~76세 그룹은 모형상의 가정치보다 약간 빠르게 해지하였으며, 84~86세 그룹은 모형상의 가정치보다 약간 늦게 해지 하였다. 주택가격상승률의 경우 경과기간 6년 미만 시 유의성이 떨어지는 반면, 경과기간 6년 이상의 경우 양의 관계를 나타내었다.

Szymanosky, et al.(2007)은 HECM(1989~2006) 데이터를 이용하여 이산형 생존위험모델(discrete-time hazard model)을 추정하였는데 투자자 입장에서는 금융기관에서 HUD(Department of Housing and Urban Development)에 양도<sup>14)</sup>하는 HECM도 해지와 동일한 효과라는 점에서 해지에 포함하여 분석하였고, 그 결과 HECM 해지 모형상 가정보다 해지율이 평균적으로 2배 이상 높게 추정되었다.

Davidoff(2017)는 HECM(1989~2011) 데이터를 이용하여 로지스틱 회귀모형으로 분석하였는데 주택가격이 상승할 때 HECM 이용자의 해지율이 증가함을 주장하였고, 그 이유는 주택가격 상승시기에 주택가격 상승에 따른

14) 대출잔액이 최대청구금액의 98%에 도달할 경우 양도 옵션을 선택한 금융기관은 해당 대출채권을 HUD에 양도하고 대출금을 상환 받을 수 있다.

차익을 실현하고자 하는 욕구가 강해지기 때문이라고 해석하였다. 주택가격 상승에 따른 차익실현과 이동은 연령이 낮고, 소득이 낮을수록 더 강하게 나타나는데, 주택가격상승률에 따른 중도해지 민감도 또한 동일한 행태를 보인다고 주장하였다.

Jiang, et al.(2018)은 HECM(2000~2015) 데이터를 이용하여 다중로지스틱 회귀분석을 실시하였는데 해지 유형을 리파이낸싱(refinancing), 사망(mortality), 이동(mobility)으로 구분하여 분석하였다. 사망의 경우 미국 생명의 연령 및 성별에 다른 사망확률과 유사한 반면, 리파이낸싱에 의한 해지는 초기 3년간은 주택가격 변화가 주요 요인이고, 이동에 의한 해지는 주택시장 뿐만 아니라 차입자의 성별 및 연령에 영향을 받는다고 주장하였다. 또한 역모기지 담보주택의 가치가 동일지역 주택가격 중앙값보다 낮을 경우 해지율이 높고, 초기 현금인출비율이 높을 경우 해지율이 높게 나타난다고 하였다.

국내 중도해지 연구는 많지 않은데 주로 주택연금 데이터를 사용하였다.

김정주(2013)는 2007년 7월부터 2011년 6월까지의 주택연금 데이터를 사용하여 Cox 비례위험모형으로 분석하였는데 가입자가 남자일 경우, 개별인출한도 잔여액이 있는 경우, 선순위상환설정액이 있는 경우, 월지급금이 작을수록 조기상환 확률이 높다고 추정하였다. 또한, 누적주택가격상승금액이 클수록, 일반 주택담보대출금리와 주택연금 대출금리의 월간 평균금리차이가 작을수록 조기상환 확률이 높다고 추정하였다.

조은영(2018)은 2007년 7월부터 2018년 5월까지의 주택연금 데이터를 가지고 로지스틱 회귀분석을 실시하였는데 월지급금이 작을수록, 지역 간 주택가격 변동편차가 클수록, 보증잔액이 적을수록 조기상환할 확률이 높다고 추정하였다.

전유정 · 유선중(2018)은 2007년 7월부터 2014년 12월까지의 주택연금 데이터를 가지고 로지스틱 회귀분석을 실시하였는데 독신이 아니면서 배우자를 포함한 동거가족이 있는 경우, 누적주택가격상승률이 높아질수록, 대출금 누계가 적을수록, 월지급금과 최소노후생활비와의 차이가 클수록 조기상환할 확률이 높다고 추정하였다. 또한, 월지급금이 클수록 주택의 가치가 크다고 여겨서 계약을 해지할 확률이 높다고 추정하였다.



## 2) 선행연구와의 차별성

본 연구와 기존 국내연구와의 차별성은 다음과 같다.

첫째, 주택연금은 가입 이후 경과기간이 증가함에 따라 가입자의 나이와 대출 잔액이 증가하기 때문에 자연적으로 중도해지가 감소하는 경향이 있다. 따라서 중도해지에 대한 행동을 분석할 때는 이러한 경과기간의 영향을 반영하여 분석하는 것이 바람직한데 본 연구에서는 이를 반영하기 위해 생존분석의 방법을 사용하였다.

둘째, 김정주(2013) 연구를 제외한 국내에서 진행된 주택연금 중도해지에 대한 연구는 모두 사망해지와 중도해지 데이터를 혼용하여 분석하고 있다. 그러나 사망해지는 고객의 의지와 상관없이 해지가 되는 것이고, 중도해지는 고객의 적극적인 의사 표시로 인해 해지가 되는 것이므로 행동분석 측면에서는 사망해지와 중도해지는 완전히 다른 유형이라고 할 수 있다. 따라서 주택연금 고객의 중도해지 행동분석을 위해서는 사망해지를 제외한 중도해지 데이터만을 가지고 분석해야 정확한 추정이 가능하다고 할 수 있는데 본 연구에서는 중도해지만을 해지로 간주하였고, 사망해지는 중도절단(Censoring) 데이터로 분류하였다.

셋째, 가입자의 중도해지 특성을 자세히 살펴보기 위해 소그룹별로 분류하여 분석하였다. 3개의 그룹을 갖는 가입자의 유형을 4개로 구분하고, 각 그룹별로 다시 4개의 소그룹으로 나누어 분석함으로써 총 48개 소그룹의 중도해지 행동을 분석하였다.

넷째, 기존 연구는 주택가격상승률이 높을수록 중도해지확률이 높다는 것은 밝혔으나, 그 원인과 대해서는 밝힌 바가 없고, 어떤 유형의 가입자가 주택가격상승률에 민감하게 반응하는지에 대한 분석은 없었다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구보다 한 단계 더 깊게 들어가서 이사를 허용하고 있는 한국에서도 이동목적 중도해지가 존재하는지와 주택가격상승률이 높을수록 중도해지 확률이 높은 원인이 무엇인지를 분석하고, 주택가격상승률에 민감하게 반응하는 가입자 유형에 대한 분석을 시도하였다.

다섯째, 기존 연구에서는 누적주택가격상승률 추정 시 국민은행의 시군구



종합매매지수를 활용하여 개별 담보주택가격 상승률의 대용치로 사용하였으나, 본 연구에서는 한국감정원 시세를 활용하여 개별 담보주택가격의 상승률을 직접 추적하여 측정함으로써 기존 연구보다 더욱 정교한 분석을 시도하였다.

여섯째, 리파이낸싱을 위한 중도해지가 허용되고 있는 미국과 달리 우리나라는 2012.10.29.일자로 ‘주택연금 해지 후 5년간 재가입금지’ 규제 정책을 시행함으로써 리파이낸싱을 위한 중도해지를 어렵게 하고 있다. 이 정책은 2015.9.25.일자로 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입 금지’로 재가입 규제가 다소 완화되었는데 이러한 정책이 과연 고객들의 중도해지 행동을 변화시키는데 효과가 있었는지에 대한 분석을 국내 최초로 시도하였다.



## 제 2 절 중도해지 현황과 경과기간별 중도해지율

### 1. 중도해지 현황

주택연금의 중도해지 건수는 매년 증가하는 추세를 보이고 있다. <표 2-3>에서 보다시피, 2015년 1,023건이던 중도해지 건수는 2016년 1,276건, 2017년 1,594건으로 증가하였으며, 2018년에는 2,120건으로 2015년의 두 배로 늘어났다. 2019년에는 7월말까지 1,120건이 해지가 되었다. 주택연금의 해지에는 사망에 의한 해지도 포함되어 있는데 사망에 의한 해지를 제외한 중도해지도 매년 증가하고 있는 추세이다.

중도해지 건수는 2015년 809건, 2016년 954건, 2017년 1,257건, 2018년 1,662건이었으며, 2019년에는 7월말까지 764건이 해지되었다. 물론 이런 중도해지 건수의 증가 추세는 주택연금 가입자가 증가함에 따른 요인이 크다. 2015년 29,120명이던 가입자는 2018년에 이의 두 배인 60,052로 증가하였다. 이런 가입자의 증가에 따라 중도해지 건수도 증가하는 것은 당연하다. 그러나 앞의 이론적 배경에서 보았다시피 주택연금의 중도해지는 리파이낸싱, 이사 등의 목적으로 일어나기 때문에 중도해지 건수 뿐 만 아니라 중도해지 비율이 어떻게 바뀌는 지를 살펴 볼 필요가 있다.

누적기준으로 보면 2019.7월말 기준으로 총 가입자 66,943건 중 해지 건수가 9,237건으로 누적 해지비율은 총 가입자의 13.8%인데 그 중에서 중도해지가 7,074건이어서 누적 중도해지비율은 총 가입자의 10.6%를 차지하고 있는 상황이다.

<표 2-3> 연도별 주택연금 해지 건수

(단위 : 건)

| 구 분   |      | 최근 5년간 추이 |        |        |        |         | 총합계<br>(2007.7~<br>2019.7) |
|-------|------|-----------|--------|--------|--------|---------|----------------------------|
|       |      | 2015년     | 2016년  | 2017년  | 2018년  | 2019.7월 |                            |
| 일반해지  | 사망해지 | 214       | 322    | 337    | 458    | 356     | 2,163                      |
|       | 중도해지 | 809       | 954    | 1,257  | 1,662  | 764     | 7,074                      |
|       | 소계   | 1,023     | 1,276  | 1,594  | 2,120  | 1,120   | 9,237                      |
| 신규가입  |      | 6,486     | 10,309 | 10,386 | 10,237 | 6,891   | 66,943                     |
| 누적가입자 |      | 29,120    | 39,429 | 49,815 | 60,052 | 66,943  | 66,943                     |

자료 : 한국주택금융공사

## 2. 경과기간별 중도해지율

주택연금 가입자들의 중도해지 건수는 가입 후 시간 경과에 따라 달라지는 것으로 알려져 있다. 일반적으로는 주택연금 가입 후 중도해지가 많이 일어나다가 시간이 어느 정도 지나고 나면 중도해지가 줄어드는 양상을 보인다.

이런 중도해지의 특성을 고려한다면, 위에서 본 것과 같은 누적중도해지비율(누적가입자 대비 누적중도해지건수)이나 일반적인 중도해지비율(잔존가입자 대비 중도해지건수)로는 주택연금 가입자의 중도해지비율을 제대로 보여주지 못한다. 예를 들어 신규가입자가 많이 늘어나는 시기에는 중도해지 비율이 낮게 나타나고, 신규가입자가 적게 늘어나는 시기에는 중도해지비율이 높게 나타날 수 있다.

<표 2-4>와 같은 가상적인 예를 통해 신규 가입자 수의 많고 적음에 따라 중도해지비율이 다르게 나타나는 상황을 살펴보자. 우선 2015년과 2016년에는 신규 가입자가 각각 100명이고, 2017년에는 500명으로 늘어났다가 2018년에는 다시 100명으로 줄었다고 가정하자. 그리고 가입자는 가입한 해에 5%가 중도해지 하고, 두 번째 해에는 가입자의 10%가 중도해지, 세 번째 해에는 9%가 해지, 네 번째 해에는 8%가 해지한다고 가정해보자.

<표 2-4> 잔존가입자기준과 누적가입자기준 중도해지율 계산 예

| 구분          |          | 2015  | 2016         | 2017            | 2018                |
|-------------|----------|-------|--------------|-----------------|---------------------|
| 2015        | 가입자      | 100   |              |                 |                     |
|             | 중도해지     | 5     | 10           | 9               | 8                   |
| 2016        | 가입자      |       | 100          |                 |                     |
|             | 중도해지     |       | 5            | 10              | 9                   |
| 2017        | 가입자      |       |              | 500             |                     |
|             | 중도해지     |       |              | 25              | 50                  |
| 2018        | 가입자      |       |              |                 | 100                 |
|             | 중도해지     |       |              |                 | 5                   |
| 잔존가입자<br>기준 | 잔존가입자    | 100   | $95+100=195$ | $85+95+500=670$ | $76+85+475+100=736$ |
|             | 중도해지건수   | 5     | 15           | 44              | 72                  |
|             | 중도해지율    | 0.050 | 0.077        | 0.066           | 0.098               |
| 누적가입자<br>기준 | 누적가입자    | 100   | 200          | 700             | 800                 |
|             | 누적중도해지건수 | 5     | 20           | 64              | 136                 |
|             | 누적중도해지율  | 0.050 | 0.100        | 0.091           | 0.170               |

이 경우 일반적인 중도해지율(중도해지건수/잔존가입자수)은 2016년 7.7%이지만 신규 가입자 수가 크게 증가한 2017년에는 6.6%로 낮아진다. 그러다가 신규 가입자 수가 적은 2018년에는 다시 9.8%로 늘어난다.<sup>15)</sup> 누적가입자 기준으로도 이와 비슷한 양상이 나타난다.

이러한 문제를 피하기 위해서 여기서는 개별 가입자별로 중도해지까지의 기간을 산정하여 <표 2-5>와 같이 중도해지율을 계산해 보았다. 즉 코호트(cohort) 별로 중도해지율을 계산하는 것이다. 이를 경과기간별 중도해지율이라고 부르도록 한다. 경과기간별 중도해지율은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\text{경과기간별 중도해지율} = \frac{\text{구간중 중도해지건수}}{\text{구간초기 유지건수}}$$

위의 가정적 예를 적용하여 각 가입자 별로 가입 이후 해지에 이르기까지의 경과기간별 중도해지율과 생존율을 구해보면 다음과 같다.

<표 2-5> 경과기간별 중도해지율과 생존율 계산 예

| 연도               | 가입자 | 경과기간별 중도해지 건수 |              |              |              |
|------------------|-----|---------------|--------------|--------------|--------------|
|                  |     | 1년            | 2년           | 3년           | 4년           |
| 2015             | 100 | 5             | 10           | 9            | 8            |
| 2016             | 100 | 5             | 10           | 9            | 8            |
| 2017             | 500 | 25            | 50           | 45           | 40           |
| 2018             | 100 | 5             | 10           | 9            | 8            |
| 합계               | 800 | 40            | 80           | 72           | 48           |
| 경과기간별 중도해지율 (A)  |     | 40/800=0.050  | 80/760=0.105 | 72/680=0.106 | 48/608=0.079 |
| 경과기간별 생존율 (=1-A) |     | 0.950         | 0.895        | 0.894        | 0.921        |
| 누적 생존율(=∏(1-A))  |     | 0.950         | 0.850        | 0.760        | 0.700        |

주: 중도절단(사망해지) 자료는 없다고 가정

15) 채무불이행율을 계산할 때에도 이와 비슷한 문제가 발생한다.

경과기간별 중도해지율을 계산하기 위한 분석데이터 구조를 만드는 과정은 다음과 같다. 연도는 증권이 해당연도를 뜻하며 상태는 그 해에 유지 혹은 해지하였는가를 구분한다. 경과기간은 유지한 건들에 대해서는 해당년도-발급년도+1, 해지한 건은 해지년도-발급년도+1로 정의한다.

예를 들어 보증서발급일이 2011년6월30일이고 해지일이 2015년9월30일인 고객번호가 1인 고객이 있다면 <표 2-6>와 같이 경과기간을 계산한다. 즉, 고객번호 1인 고객은 경과기간 1년부터 4년까지는 ‘유지’ 데이터로 산정되다가 해지한 연도인 2015년에는 경과기간 5년인 ‘해지’로 분류되어 산정된다.

<표 2-6> 경과기간별 중도해지율 계산 시 경과기간 산출 방법 예시

| 고객번호 | 보증서발급일   | 해지일자     | 연도   | 상태 | 경과기간 |
|------|----------|----------|------|----|------|
| 1    | 20110630 | 20150930 | 2011 | 유지 | 1    |
| 1    | 20110630 | 20150930 | 2012 | 유지 | 2    |
| 1    | 20110630 | 20150930 | 2013 | 유지 | 3    |
| 1    | 20110630 | 20150930 | 2014 | 유지 | 4    |
| 1    | 20110630 | 20150930 | 2015 | 해지 | 5    |

가입자 유형별로 살펴본 경과기간별 중도해지율 추이는 <그림 2-2>와 같은데, 대체적으로 경과기간 약 2~3년까지는 중도해지율이 3~4%까지 상승하다가 그 이후로는 하락하는 모습을 보이고 있다.

독신여부별 경과기간별 중도해지율 추이를 보면 독신남의 경우 경과기간 2년에 중도해지율이 4%까지 상승하였다가 이후로 하락하는 양상을 보인다. 경과기간 5년까지는 독신남의 중도해지율이 가장 높다가 경과기간 5년부터 8년까지는 부부의 중도해지율이 가장 높고, 경과기간 8년부터 12년까지는 독신녀의 중도해지율이 가장 높은 모습을 보인다.

연령별 경과기간별 중도해지율 추이를 보면 70세미만이 경과기간 3년에 중도해지율 4%까지 상승한 이후 계속 하락하다가 경과기간 10년째에 다시 4%까지 상승한 이후 하락하는 모습을 보인다. 경과기간 10년째에 다시 중도해지율이 상승하는 이유는 주택연금의 출시되었기 때문에 경과기간 10년이 지난 데이터 수 자체가 적음에서 오는 오류라고 해석된다. 70세이상

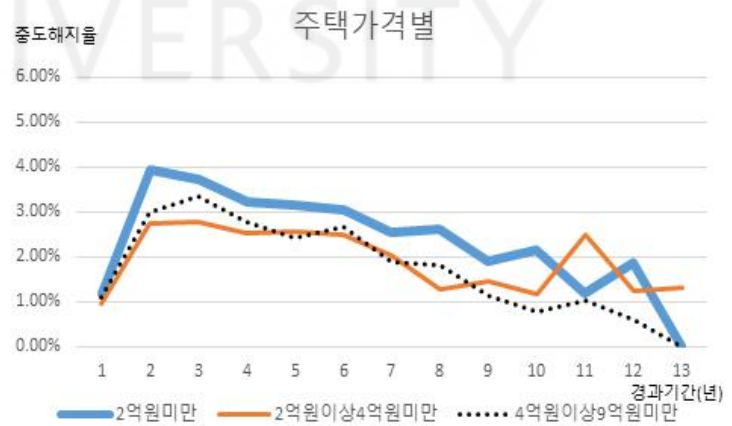
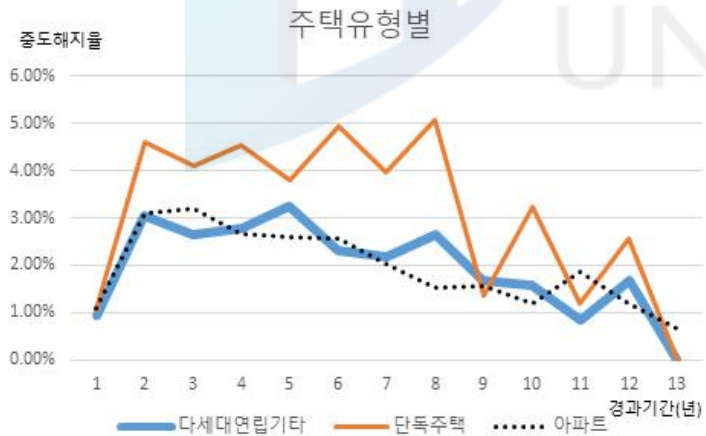
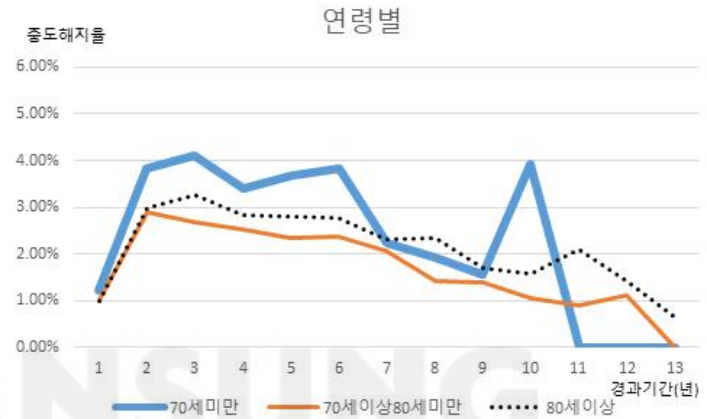
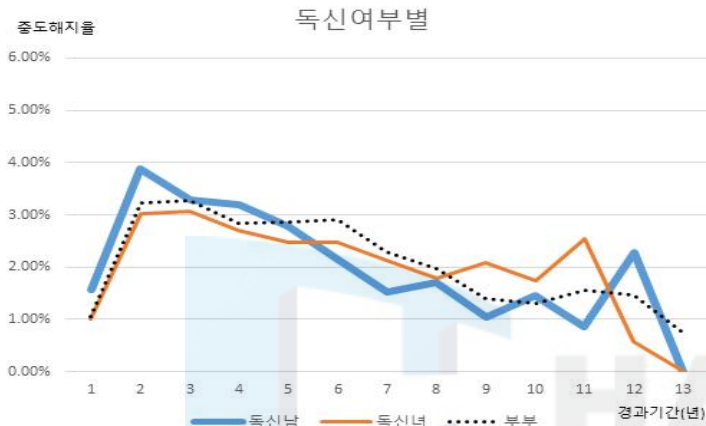
80세미만과 80세이상은 모든 경과기간에서 70세미만보다 중도해지율이 낮게 진행된다.

주택유형별 경과기간별 중도해지율 추이를 보면 단독주택이 경과기간 8년까지 중도해지율 5% 수준까지 상승하다가 이후로 하락하는 모습을 보인다. 다세대연립기타와 아파트는 모든 경과기간에서 단독주택보다 중도해지율이 낮게 진행된다.

주택가격별 경과기간별 중도해지율 추이를 보면 2억원미만이 경과기간 2년에 중도해지율 4%까지 상승하다가 이후로 하락하는 모습을 보인다. 2억원 이상4억원미만과 4억원이상9억원미만은 모든 경과기간에서 2억원미만보다 중도해지율이 낮게 진행된다.



<그림 2-2> 경과기간별 중도해지율 추이



## 제3장 대출 경과기간별 중도해지 생존분석

### 제 1 절 연구가설과 분석모형

#### 1. 연구가설

주택연금에서 가입자가 중도해지를 하는 이유로는 리파이낸싱(refinancing), 이사, 목돈 필요, 그리고 상속·증여 및 투자가 있다. 리파이낸싱은 주택가격이 상승하였을 때 월지급금을 상승시키기 위하여 기존 계약을 해지하고 상승한 주택을 담보로 새로운 계약을 체결하는 행동을 말한다. 이사는 두 가지 목적이 있을 수 있는데 단순히 거주지 이전을 목적으로 하는 것과 주택가격 상승으로 인한 자산 가치 상승분의 실현 방법으로서 이사를 선택하는 것이 있을 수 있다. 또한 질병, 사고, 자녀 결혼 등의 목돈이 필요한 경우에 중도해지를 할 수 있고, 자발적 또는 자녀 요청에 의한 비자발적 상속·증여 또는 투자목적으로 중도해지를 할 수 있다.

이러한 네 가지 요인은 가입자의 인구·사회적 특성과 담보주택의 성격, 주택연금 상품의 특성에 따라 다를 것이다. 가입자의 인구·사회적 특성으로는 독신여부, 연령, 직계존비속과의 동거여부 등이 있고, 담보주택의 성격으로는 주택유형, 주택가격, 주택가격상승률 등이 있으며, 가입자가 선택한 주택연금 상품의 특성으로는 지급방식 등이 있을 수 있다.

본 장의 연구가설을 정리하면 <표 3-1>과 같다. 가입자의 인구·사회적 특성에 따른 분류 중 독신여부에서 부부는 부부 중 한 사람이 사망하더라도 다른 배우자가 사망 시 까지 계속 주택연금을 받아야하므로 주택의 자산 가치를 적극적으로 활용하기 위해서 주택연금을 중도해지 할 유인이 독신보다 적은 것이므로 독신이 부부보다 중도해지 위험이 높을 것으로 예상된다. 독신 중 성별에 따른 분류에서는 평균적으로 사회경험이 더 많을 것으로 추정되는 독신남이 독신녀보다 주택의 자산 가치를 적극적으로 활용하고 싶은 욕구가 더 커서 중도해지 위험이 높을 것으로 예상된다.



연령에 따른 분류에서는 해외 선행연구에서도 나타난 바와 같이 우리나라 가입자도 젊을수록 주택의 자산 가치를 적극적으로 활용하여 생긴 혜택을 누릴 기간이 길기 때문에 젊을수록 중도해지 위험이 높을 것으로 예상된다. 자녀 등 직계존비속 동거여부에 따른 분류에서는 직계존비속 동거의 경우 대부분 동거하는 사람이 자녀라고 추정되므로 자녀에 대한 상속동기가 강해 주택 가격 상승 시 증가한 주택의 자산 가치를 적극적으로 활용하려고 할 것이므로 중도해지 위험이 직계존비속이 동거하지 않는 경우보다 높을 것이라고 예상된다.

담보주택의 성격에 따른 분류에서 주택유형에서는 유동성이 풍부하여 거래가 쉬운 아파트가 다른 주택유형보다 중도해지 위험이 높을 것으로 예상된다. 이는 유동성이 좋은 주식의 경우 거래하기가 쉬워 거래하기가 힘든 부동산보다 장기투자가 어려운 것과 마찬가지로의 논리이다. 아파트를 제외한 단독주택이나 다세대연립기타는 유동성이 비슷한 수준일 것이므로 중도해지 위험이 비슷한 수준일 것으로 예상된다.

주택가격에서는 주택가격이 낮을수록 월지급금이 낮아 주택연금 상품에 만족하지 못할 가능성이 크므로 주택가격 상승 시 중도해지 위험이 높을 것으로 예상된다. 다만, 주택연금은 5억원 대출한도의 규제가 있기 때문에 이 규제에 해당하는 고가주택 가입자의 경우 월지급금의 불만으로 인해 중도해지 위험이 상대적으로 높을 수도 있을 것이다.

가입자가 선택한 주택연금 상품의 특성 중 지급방식에 따른 분류에서는 월지급금 지급기한이 정해져 있는 확정방식이 가입자 입장에서는 장수 리스크에 노출되어 불안하기 때문에 주택가격 상승 시 자산 가치 증가분을 사용하려는 인센티브가 강하여 중도해지 위험이 가장 높을 것으로 예상된다. 또한 주택연금 가입 시 주택의 자산 가치를 기존 주택담보대출의 일시 상환에 이미 많이 사용하여 중도해지하기 위해서는 상환하여야 할 금액이 많아 해지가 어려운 대출상환방식은 중도해지 위험이 낮을 것으로 예상된다.

<표 3-1> 생존분석에 대한 연구가설

| 구분                    | 변수          | 중도해지 위험에 대한 가설                              |
|-----------------------|-------------|---------------------------------------------|
| 가입자의<br>인구·사회학적<br>특성 | 독신여부        | 독신이 부부보다 높을 것이다<br>독신 중에서는 남자가 여자보다 높을 것이다. |
|                       | 연령          | 젊을수록 높을 것이다                                 |
|                       | 직계존비속 동거 여부 | 동거여가 동거부보다 높을 것이다.                          |
| 담보주택<br>특성            | 주택유형        | 아파트가 다른 유형보다 높을 것이다.                        |
|                       | 주택가격        | 주택가격이 낮을수록 높을 것이다.                          |
| 상품 특성                 | 지급방식        | 확정방식이 높고 대출상환방식이 낮을 것이다.                    |

## 2. 분석모형

### 1) KM(Kaplan-Meier) 생존율 곡선

본 장에서는 주택연금의 가입자가 연금가입을 해지하지 않고 지속해 나가는 비율(이 비율을 생존율이라고 부른다)을 추정하려고 한다. 1에서 생존율을 빼면 사망률이 되는데 이를 일반적으로 위험률이라고 부른다. 용어의 혼돈을 방지하기 위해 일반적인 의학 자료의 생존분석에서 사용하는 용어와 주택연금 자료의 생존분석에서 사용하는 용어의 차이를 구별하면 <그림 3-1>과 같다.

일반적인 의학 자료의 생존분석에서는 자료를 생존, 사망, 중도절단 이렇게 세 가지 유형으로 구분하는데 주택연금 자료의 생존분석에서는 자료를 유지, 중도해지, 사망해지 이렇게 세 가지 유형으로 구분한다. 즉 의학 자료의 생존은 주택연금 자료에서는 유지로, 의학 자료의 사망은 주택연금 자료에서는 중도해지로, 의학 자료의 중도절단은 주택연금 자료에서는 사망해지로 구분된다.

<그림 3-1> 의학 자료와 주택연금 자료의 생존분석 용어 비교

|         |    |      |      |
|---------|----|------|------|
| 의학 자료   | 생존 | 사망   | 중도절단 |
| ↓       |    |      |      |
| 주택연금 자료 | 유지 | 중도해지 | 사망해지 |

주택연금의 중도해지 위험을 분석하기 위해 본 장에서 생존분석 방법을 사용하는 이유는 주택연금의 유지율 또는 중도해지율이 시간의 함수이기 때문이다. 즉, 2장에서 살펴본 바와 같이 경과기간이 짧을 경우에는 중도해지율이 상승하다가 경과기간이 길어질수록 중도해지율이 하락하는 모습을 보이기 때문에 유지율 또는 중도해지율을 분석할 때는 반드시 경과기간을 고려해 주어야 한다.

생존분석은 관찰집단에서 특정한 사건(event)이 발생하기까지의 시간을 추정하는 통계적인 분석법인데 시간에 따른 관찰 집단의 변화를 직관적으로 관찰할 수 있고, 중간에 절단되는 중도절단 자료를 누락시키지 않고 사용할 수 있다. 생존분석의 방법으로는 Kaplan-Meier 추정방법, 로그순위법(Log-Rank Test)<sup>16)</sup>, Cox 비례위험모형 등이 있는데 본 장에서는 Kaplan-Meier 추정방법과 Cox 비례위험모형을 사용하여 분석한다.

Kaplan-Meier 방법만 보지 않는 이유는 Kaplan-Meier 방법은 중도해지가 발생했는지 만을 보고 중도해지에 영향을 줄 수 있는 다른 요소들은 고려하지 않는 한계가 있기 때문이다. 반면 Cox 비례위험모형은 중도해지에 미치는 다양한 위험 요소를 분석할 수 있는 다변량 분석 기법이다.

주택연금의 해지에는 가입자의 자발적 의사에 의한 중도해지와 가입자의 사망에 의한 사망해지가 있다. 본 연구는 가입자의 자발적 의사에 의한 중도해지 행동을 관찰하기 위한 것이므로 사망해지는 일반적인 의학 자료의 생존분석에서 분류하는 중도절단(censoring)으로 보도록 한다. 중도절단이란 측정값이나 관찰치가 부분적으로만 알려진 상태의 자료를 말한다. 의학 자료를 사용하는 특정 질병의 치료방법에 대한 생존분석의 예를 들면 연구기간 종료

16) 로그순위법은 두 집단의 생존율을 비교하는 비모수적 가설 검정법으로서 두 집단을 합한 전체 집단을 관찰기간 순으로 배열한 후 사건이 발생한 구간들에 대해 집단별로 각 구간의 사건 기대빈도를 계산하여 두 집단의 생존율을 비교하는 방법이다.

전 특정 질병 이외의 기타 사유로 사망하는 경우나 연구기간이 만료될 때까지 생존하고 있는 자료를 말한다(이를 right-censored data라고 말한다).

생존분석 자료에서는 중도절단 자료로 인해 평균, 분산 등이 추정되지 못할 수 있다. 주요 관심문제는 각 시점에서 생존함수를 추정하는 것이며 이러한 생존함수를 통해 생존율과 위험률에 대한 정보를 얻을 수 있다. 생존시간에 대한 모수적 분포를 가정할 수 있다면 이미 알고 있는 모수적 분포를 적용하여 모수추정을 통해 생존함수를 추정하면 된다. 그러나 실제 데이터에 대해 모수적 가정을 할 수 없는 경우가 많으며 이러한 경우 비모수적 방법을 고려하게 된다. Kaplan-Meier(이하 KM) 모형은 연속형 생존함수추정에 가장 널리 사용되는 비모수적 생존함수 추정량이며, 생존함수의 계산식은 다음과 같다.

$$p_i = 1 - \frac{d_i}{Y_i} = \frac{Y_i - d_i}{Y_i} \quad (\text{식 3.1})$$

$$\begin{aligned} S(t_i) &= S(t_{i-1}) \times p_i = p_1 \times \dots \times p_{i-1} \times p_i \\ &= p_1 \times \dots \times \left(1 - \frac{d_i}{Y_i}\right) = \prod_{j=1}^i \left(1 - \frac{d_j}{Y_j}\right) \end{aligned} \quad (\text{식 3.2})$$

$p_i$ 는 구간 생존율,  $S(t_i)$ 는  $i$ 번째 구간까지 생존할 누적생존확률이라고 하고,  $Y_i$ 는  $i$ 번째 구간의 시작점 직전에 관찰되고 있던 생존자(주택연금 가입 후 해지하지 않고 유지하고 있는 가입자)를 나타내며, 이  $Y_i$ 를 구간 초기 위험집합(number of subjects at risk)이라고 한다.  $d_i$ 는  $i$ 번째 구간에서 사건이 발생한 즉 중도해지 한 가입자의 수이다.

생존율 계산에서 중도 절단된 자료의 역할은 위험에 노출된 위험집합의 수  $Y_i$ 를 감소시키는 일이다.  $c_i$ 를 각 구간의 절단된 생존시간을 갖는 가입자, 즉 사망해지 한 가입자의 수라고 하고,  $q_i$ 는  $1-p_i$ 로 구간 중도해지율을 나타낼 때 다음 두 가지 가정을 세울 수 있다.

첫째, 모든 중도 절단된 생존시간을 갖는 가입자 즉 사망해지자가 구간 끝

까지 생존하는 경우

$$q_i = \frac{d_i}{Y_i} \quad (\text{식 3.3})$$

둘째, 모든 절단된 생존시간을 갖는 가입자 즉 사망해지자가 구간 내에서 랜덤하게 절단되었다고 가정할 때 평균적으로 구간의 절반만큼 관찰될 경우

$$q_i = \frac{d_i}{Y_i - \frac{c_i}{2}} = \frac{d_i}{Y'_i} \quad (\text{식 3.4})$$

이 두 가지 가정의 모든 경우에서 구간 생존율은  $p_i = 1 - q_i$ 가 된다.

(식 3.4)의 분모인  $Y'_i = Y_i - \frac{c_i}{2}$ 를 효과적인 표본크기(effective sample size)라고 하는데 KM 생존율을 구할 때는 이 방법을 사용한다.(김재희, 2016)

## 2) Cox 비례위험 모형

생존분석에서 생존시간은 특별한 사건(event)이 일어날 때까지의 시간을 말하는데 본 연구에서 사건은 중도해지이고 경과기간은 가입자에 의해서 주택연금에 중도해지 될 때까지의 시간을 의미한다. Cox 비례위험모형(Cox proportional hazard model)은 Cox(1972)가 제시한 모형으로서 사건의 발생 여부만을 예측하는 것이 아니라 사건이 일어나는 시기를 예측할 수 있고, 중도절단 자료가 포함되더라도 분석이 가능하다는 장점이 있다.

Cox 비례위험모형은 생존기간의 분포에 대하여 확률밀도함수, 생존함수, 그리고 위험함수(hazard function)를 통해서 모집단의 생존확률과 위험률(hazard rate)을 추정한다. (식 3.5)는 확률밀도함수(probability density function)를 나타낸다.

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t} \quad (\text{식 3.5})$$

$f(t)$ 는  $t$ 시점 바로 직후에 중도해지라는 사건이 발생할 확률이다. 즉,  $t$ 시점까지는 유지되다가  $t$ 시점 직후에 중도 해지될 확률이라는 것이다. 여기서  $T$ 는 생존기간을 말한다.  $f(t)$ 의 누적분포함수(cumulative distribution function)  $F(t)$ 는 다음과 같다.

$$F(t) = \Pr(T \leq t | x') = \int_0^t f(t)dt \quad (\text{식 3.6})$$

$F(t)$ 는  $t$ 시점까지 중도해지 할 누적확률분포이고,  $x'$ 은 중도해지에 영향을 미치는 공변수(covariates) 벡터이다. 이러한 중도해지 누적확률분포를 이용하여 생존함수를 유도하면 다음과 같다.

$$S(t) = \Pr(t < T | x') = 1 - F(t) = \int_t^\infty f(t)dt \quad (\text{식 3.7})$$

$S(t)$ 는  $t$ 시점까지 생존할 확률, 즉 중도 해지를 하지 않을 확률이다. 위험함수(hazard function,  $h(t)$ )는 시점  $t$ 까지는 중도해지하지 않았다는 가정 하에  $t$ 시점 직후에 순간적으로 중도해지할 조건부확률로 정의되는데 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} h(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t | t \leq T)}{\Delta t} \\ &= \frac{1}{\Pr(t \leq T)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \end{aligned} \quad (\text{식 3.8})$$

$h(t)$ 는  $t$ 시점까지 유지하고 있던 가입자가  $t$ 시점 직후에 중도 해지할 조건부 위험률인데 여기서는 이를 위험률(hazard rate)이라고 부른다. 위험률은 어떤 시점  $t$ 에서의 생존확률 대비 사건이 발생할 확률의 비율이기 때문에 확률(probability)이 아니므로 0에서 무한대의 값을 가질 수 있다. (식 3.8)에서 알 수 있는 바와 같이 생존확률이 감소할수록 위험률은 증

가하게 되므로 생존확률과 위험률은 음(-)의 관계에 있다. (김문년 · 이용만, 2015)

위험함수는 (식 3.8)과 같이 생존함수와 확률밀도함수로 표현할 수 있지만 생존함수만으로도 표현이 가능하다. 즉 확률밀도함수와 생존함수의 관계인  $f(t) = -S'(t)$ 를 이용하면 다음과 같다.

$$h(t) = -\frac{S'(t)}{S(t)} = -\frac{\frac{d}{dt}S(t)}{S(t)} = -\frac{d}{dt}\log S(t) \quad (\text{식 3.9})$$

Cox 비례위험모형은 t 시점에서의 위험함수를 여러 공변수들의 선형식으로 표현한다. 즉, 각 가입자 공변수의 다른 값들, 다시 말하면 a번째 가입자의 공변수 값이  $x'_a = (x_{a1}, x_{a2}, \dots, x_{ap})$ 일 때, Cox 모형은 위험함수를 다음과 같이 표현한다.(Cox, 1972)

$$h_a(t|x'_a) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap}) \quad (\text{식 3.10})$$

여기에서  $h_a(t|x'_a)$ 는 시간 t, 개별 가입자 a의 공변수 벡터  $x'_a$ 에서의 개별위험함수이며,  $h_0(t)$ 는 시간 t에서의 기저위험함수(baseline hazard)로 공변수들의 값이 모두 0일 때의 위험함수 값이다. 이 식에서 중요한 것은 비례위험가정에 관한 것인데 기저위험함수가 시간 t에 관한 함수 형태로서 공변수  $x'_a$ 를 포함하고 있지 않고, 지수 형태의 두 번째 함수는 공변수에 관한 식으로 시간 t를 포함하고 있지 않다는 것이다. 따라서  $x'_a$ 는 시간에 대해 독립(time-independent)이다.

이처럼 Cox 비례위험모형은 기저위험함수  $h_0(t)$ 의 분포를 가정하지 않기 때문에 비모수적 부분인(nonparametric part)인  $h_0(t)$ 와 모수적 부분(parametric part)인  $\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap})$ 으로 이루어진 준모수

적(semi-parametric) 모형이라고 부른다.

위험비(hazard ratio)는 가입자 a와 가입자 b에 대한 위험률의 비율로 정의되는데 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\frac{h_a}{h_b} &= \frac{h_0(t)\exp(\beta_1 x_{a1} + \dots + \beta_p x_{ap})}{h_0(t)\exp(\beta_1 x_{b1} + \dots + \beta_p x_{bp})} \\ &= \exp(\beta_1(x_{a1} - x_{b1}) + \dots + \beta_p(x_{ap} - x_{bp}))\end{aligned}\quad (\text{식 3.11})$$

(식3.11)에서 중요한 것은 분자와 분모의 위험함수에서 기저함수  $h_0(t)$ 는 서로 상쇄되어 없어지기 때문에 결과적으로 위험비는 시간  $t$ 에 대해 일정한 값을 갖는 관계가 된다는 것이다.

이와 같이 비례위험 가정 하에서는 위험비가 시간  $t$ 에 대해 일정한 값을 가져야 하므로 분석하려는 공변수가 비례위험가정이 성립하는 지 검토해 봐야 한다. 비례위험가정을 검토하는 방법으로 그래프를 이용한 방법이 있는데 바로 LLS(ln-ln survival) 그래프를 그려보는 방법이다. LLS 그래프는 생존함수  $S(t)$ 의 변환된 형태로서 (식3.12)와 같이 수식으로 표현할 수 있다.

$$\ln[-\ln S(t)] \quad (\text{식 3.12})$$

생존함수  $S(t)$ 는 0에서 1사이의 값을 가지므로  $\ln(S(t))$ 는 항상 음(-)의 값을 갖는다. 그래서 두 번째 로그를 취하기 전에  $\ln(S(t))$  앞에 음(-)의 부호를 취하면 항상 양(+)의 값을 가지게 된다. 따라서  $\ln[-\ln S(t)]$ 는 음(-)의 값과 양(+)의 값을 모두 가질 수 있다.

비례위험함수  $h_a(t|x_a) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap})$ 에 대응하는 비례생존함수는 다음과 같다.

$$S(t|x_a) = S_0(t)^{\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap})} \quad (\text{식 3.13})$$

생존함수에 첫 번째 로그를 취한 형태는



$$\ln S(t) = \exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap}) \times \ln S_0(t), \quad 0 \leq S(t) \leq 1 \quad (\text{식 3.14})$$

이고, 두 번째 로그를 취한 형태는

$$\begin{aligned} \ln[-\ln S(t)] &= \ln[-\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap}) \times \ln S_0(t)] \quad (\text{식 3.15}) \\ &= \ln[\exp(\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap})] + \ln[-\ln S_0(t)] \\ &= (\beta_1 x_{a1} + \beta_2 x_{a2} + \dots + \beta_p x_{ap}) + \ln[-\ln S_0(t)] \end{aligned}$$

이다. 이제 서로 다른 가입자 a의 LLS 에서 가입자 b의 LLS를 차감하면 다음과 같다.

$$\beta_1(x_{a1} - x_{b1}) + \beta_2(x_{a2} - x_{b2}) + \dots + \beta_p(x_{ap} - x_{bp}) \quad (\text{식 3.16})$$

이는 기저생존함수  $S_0(t)$ 가 탈락되었으므로 (식3.16)은 시간  $t$ 와 상관이 없는 형태가 된다. 따라서 두 LLS 그래프의 차이가 시간  $t$ 에 상관없이 항상 일정한 값을 가지게 되므로, 좌표 상에 두 개의 LLS 그래프를 그렸을 때 직선이든 곡선이든 평행한 형태를 보이면 비례위험가정을 만족한다고 볼 수 있다. (여지은, 2000)

위에서는 시간이 흐름에 따라 영향이 변함없는 공변수만을 고려한 것이다. 그러나 만일 이 영향이 시간에 따라 변해간다면 그 공변수 ( $x$ )와 시간 ( $t$ )의 상호작용( $xt$ )이 모형에 추가되어야 하며 시간함수로 표현된 이 상호작용이 삽입된 모형은 비례성 가정이 성립되지 않는다. 따라서 생존시간에 따라 위험비가 변하는 공변수에 대해서는 위험함수의 비례성 가정에 대한 검정을 하여야 하며, 비례성 가정을 충족하지 않을 경우에는 확장 Cox 모형(extended Cox model)<sup>17)</sup>을 사용하여야 한다. (김유미·이항석, 2013).

17) 공변수가 시간에 따라 변하면 그 공변수와 시간함수의 상호작용(=공변수×시간함수)이 모형에 추가되어야 하는데 이처럼 시간종속형 변수와 시간함수의 상호작용이 포함된 Cox 비례위험모형을 확장 Cox 모형이라고 한다.

### 3. 분석자료

생존분석을 위해 2007.7월부터 2019.7.31.일까지 주택연금에 가입한 가구 중 약정철회와 미실행해지 및 거래가 제한적인 노인복지주택을 제외한 65,592건의 자료를 사용하였다. 가입자 특성, 담보주택 특성 및 주택연금 상품 특성에 따라 가입자 수 대비 중도해지비율을 살펴보면 <표 3-2>와 같다. 이 비율을 통해 대략적인 가설의 사실 여부를 파악해 볼 수 있다.

먼저 가입자 특성 중 독신여부에 따른 누적가입자 대비 중도해지비율을 보면 독신남이 11.4%로 가장 높았고, 그 다음으로는 부부가 11.2%, 독신녀가 9.8%였다. 연령별로는 전체 평균 연령이 75.44세인 것을 감안하여 구간별로 구성비가 비슷할 수 있도록 평균을 중심으로 약 5세의 편차를 두어 70세 이상80세미만이 중심 구간이 되도록 만들었다. 그래서 70세미만, 70세이상80세미만, 80세이상으로 분류하였다. 누적가입자 대비 중도해지비율은 70세미만이 14.6%로 가장 높았고, 그 다음으로는 70세이상80세미만이 9.7%, 80세 이상이 9.2%로 젊을수록 누적중도해지비율이 높게 나타났다. 직계존비속 동거 여부에 따른 분류에서는 누적가입자 대비 중도해지비율이 10.7%로 동일하여 차이가 없는 것으로 보인다.

담보주택 특성 중 주택유형별에서는 단독주택의 누적가입자 대비 중도해지비율이 16.1%로 가장 높았고, 그 다음으로는 아파트가 10.4%, 다세대연립기타가 9.4%였다. 주택가격별로는 전체 평균 주택가격이 295백만원인 것을 감안하여 구간별로 구성비가 비슷하도록 평균을 중심으로 위 아래로 약 1억원의 편차를 두어 2억원이상4억원미만이 중심 구간이 되도록 만들었다. 그래서 2억원미만, 2억원이상4억원미만, 4억원이상9억원미만으로 분류하였다. 누적가입자 대비 중도해지비율은 2억원미만이 13.0%로 가장 높았고, 그 다음으로는 4억원이상이 9.7%, 2억원이상4억원미만이 9.5%였다.

주택연금 상품 특성 중 지급방식별 분류에서는 종신방식의 누적가입자 대비 중도해지비율이 10.9%로 가장 높았고, 확정방식이 이와 비슷한 10.8%, 대출상환방식이 6.7%로 가장 낮았다. 그러나 구성비를 보게 되면 종신방식이 95.6%를 차지하고 있고, 대출상환방식은 3.3%인 반면 확정방식의 경우 1.1%

에 불과하여 표본이 적기 때문에 생기는 오류가 있으므로 통계를 해석할 때는 이 점을 주의하여야 한다.

전체적으로 보면 주택유형별에서 단독주택, 연령별에서 70세미만, 주택가격별에서 2억원미만 주택이 높은 누적가입자 기준 중도해지비율을 나타내고 있음을 알 수 있다.

그러나 이와 같은 특성별 누적가입자 대비 중도해지 비율로는 시간 경과에 따른 가입자의 중도해지 확률을 알기 어렵다.

그것은 첫째로 가입자의 중도해지 확률은 시간의 함수이기 때문이다. 가입자의 중도해지는 가입 초기에 증가하다가 시간이 지나면 감소되는 경향을 보인다. <표 3-2>는 이러한 시간에 따른 중도해지의 변화를 반영하지 못하고 있다.

둘째는 단변량만으로는 가입자의 중도해지 성향을 정확하게 측정할 수가 없다. 예를 들어 독신여부와 연령 간에 상호 영향을 주고받을 수 있으나 단변량 분석으로는 이를 확인하기 어렵다.

첫 번째 문제를 고려하기 위해 여기서는 KM 모형을 사용하여 시간에 따른 주택연금 가입자의 생존율 변화를 살펴보고, 두 번째 문제를 고려하기 위해 Cox의 비례위험모형을 사용하여 시간에 따른 가입자의 위험률(조건부 중도해지확률)을 살펴보고자 한다.

<표 3-2> 가입자, 담보주택 및 상품 특성별 누적가입자 대비 중도해지비율<sup>18)</sup>

| 구분         |      |             | 가입     |       | 중도해지  |       | 비율<br>(B/A) |
|------------|------|-------------|--------|-------|-------|-------|-------------|
|            |      |             | 빈도(A)  | 구성비   | 빈도(B) | 구성비   |             |
| 가입자<br>특성  | 독신여부 | 독신녀         | 21,483 | 32.8  | 2,104 | 29.9  | 9.8         |
|            |      | 독신남         | 4,355  | 6.6   | 497   | 7.1   | 11.4        |
|            |      | 부부          | 39,754 | 60.6  | 4,438 | 63.0  | 11.2        |
|            |      | 합계          | 65,592 | 100.0 | 7,039 | 100.0 | 10.7        |
|            | 연령   | 70세미만       | 15,954 | 24.3  | 2,330 | 33.1  | 14.6        |
|            |      | 70세이상 80세미만 | 31,112 | 47.4  | 3,006 | 42.7  | 9.7         |
|            |      | 80세이상       | 18,525 | 28.2  | 1,703 | 24.2  | 9.2         |
|            |      | 합계          | 65,591 | 100.0 | 7,039 | 100.0 | 10.7        |
|            | 동거여부 | 직계존비속동거 부   | 55,304 | 84.3  | 5,934 | 84.3  | 10.7        |
|            |      | 직계존비속동거 여   | 10,288 | 15.7  | 1,105 | 15.7  | 10.7        |
|            |      | 합계          | 65,592 | 100.0 | 7,039 | 100.0 | 10.7        |
| 담보주택<br>특성 | 주택유형 | 다세대연립기타     | 5,877  | 9.0   | 553   | 7.9   | 9.4         |
|            |      | 단독주택        | 4,689  | 7.1   | 755   | 10.7  | 16.1        |
|            |      | 아파트         | 55,026 | 83.9  | 5,731 | 81.4  | 10.4        |
|            |      | 합계          | 65,592 | 100.0 | 7,039 | 100.0 | 10.7        |
|            | 주택가격 | 2억원미만       | 22,119 | 33.7  | 2,877 | 40.9  | 13.0        |
|            |      | 2억원이상 4억원미만 | 29,129 | 44.4  | 2,773 | 39.4  | 9.5         |
|            |      | 4억원이상 9억원미만 | 14,041 | 21.4  | 1,367 | 19.4  | 9.7         |
|            |      | 합계          | 65,289 | 100.0 | 7,017 | 100.0 | 10.7        |
| 상품<br>특성   | 지급방식 | 대출상환방식      | 2,167  | 3.3   | 145   | 2.1   | 6.7         |
|            |      | 중신방식        | 62,665 | 95.6  | 6,812 | 96.7  | 10.9        |
|            |      | 확정방식        | 760    | 1.1   | 82    | 1.2   | 10.8        |
|            |      | 합계          | 65,592 | 100.0 | 7,039 | 100.0 | 10.7        |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

18) 연령과 주택가격변수에서는 값이 없는 자료(null)가 각각 1개와 303개가 발생하여 분석에서 제외하였기 때문에 자료의 합계가 각각 65,591, 65,289건이 되어 합계가 65,592건인 다른 변수와는 차이를 보이고 있다.

## 제 2 절 중도해지 생존분석

### 1. KM 생존율 분석

가입자의 특성과 담보주택의 특성 그리고 주택연금의 상품 특성별로 경과 기간에 따른 생존율(또는 유지율, 이하 생존율이라 부른다)을 KM 모형으로 분석한 결과는 <그림 3-2>와 같다.<sup>19)</sup>

먼저 독신여부별 분석에서는 ‘독신남<부부<독신녀’ 순으로 생존율이 높았으나 경과기간이 3,000일이 지나고 나면 부부와 독신녀의 생존율 차이는 크지 않았고, 오히려 독신녀의 생존율이 부부보다 떨어지는 결과가 나타났다.

연령별 분석에서는 ‘70세미만<70세이상80세미만<80세이상’ 순으로 생존율이 높아 연령이 높을수록 중도해지 속도가 느린 경향을 명확하게 알 수 있었다. 특히 70세미만의 경우 경과기간 3,000일이 넘어서면 생존율이 급격하게 하락하는 모습을 보였다.

직계존비속동거여부는 생존율에 영향을 미치지 않는 것처럼 관찰되었으나, 경과기간 2,000일이 지나면서 직계존비속동거여의 생존율이 직계존비속동거부에 비해 다소 하락하였다.

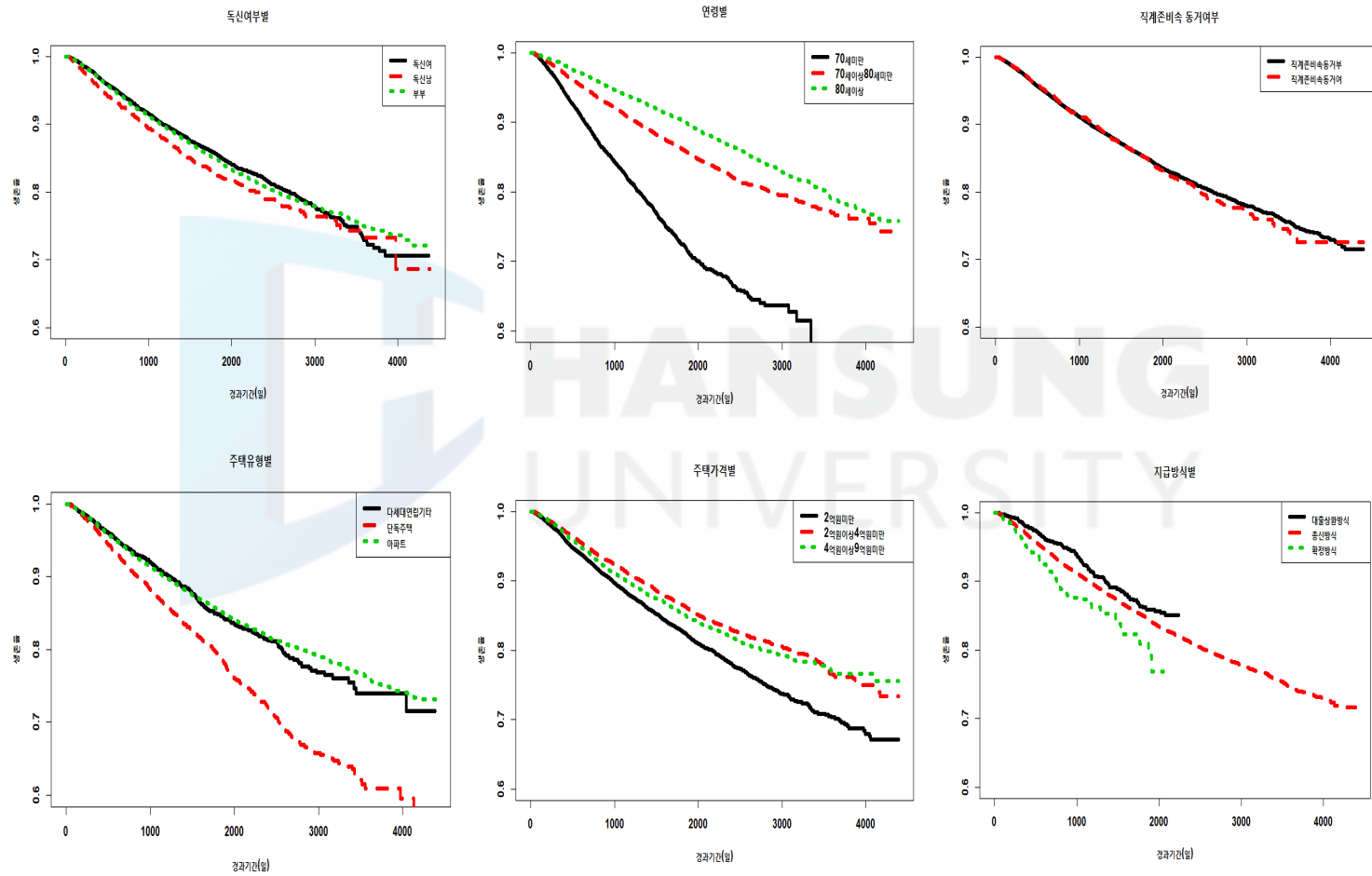
주택유형별에서는 단독주택이 다세대연립기타나 아파트보다 생존율이 크게 낮았으며, 다세대연립기타와 아파트 사이에서는 우열을 가리기가 힘들었으나 경과기간이 길어지면서 아파트의 생존율이 높아졌다.

주택가격별 분석에서는 2억원미만의 생존율이 가장 낮고, 4억원이상9억원미만의 높은 가격대 주택이 오히려 2억원이상4억원미만의 중간 가격대 주택보다 생존율이 낮은 현상이 관찰되었다. 그러나 경과기간 3,000일이 지나면서는 2억원이상4억원미만의 생존율이 4억원이상9억원미만의 생존율보다 하락하는 현상이 발생하였다.

지급방식 분석에서는 ‘확정방식<종신방식<대출상환방식’의 순으로 생존율이 높았는데, 확정방식과 대출상환방식은 도입기간이 짧아 경과기간 2,000일 이후로는 관찰되지 않았다.

19) KM 생존율분석, LLS(ln-ln-survival) 그래프, Cox 비례위험분석은 통계분석용 소프트웨어인 R Studio(version 3.6.0)를 이용하였다.

<그림 3-2> 유형별 KM(Kaplan-Meier) 생존율 그래프

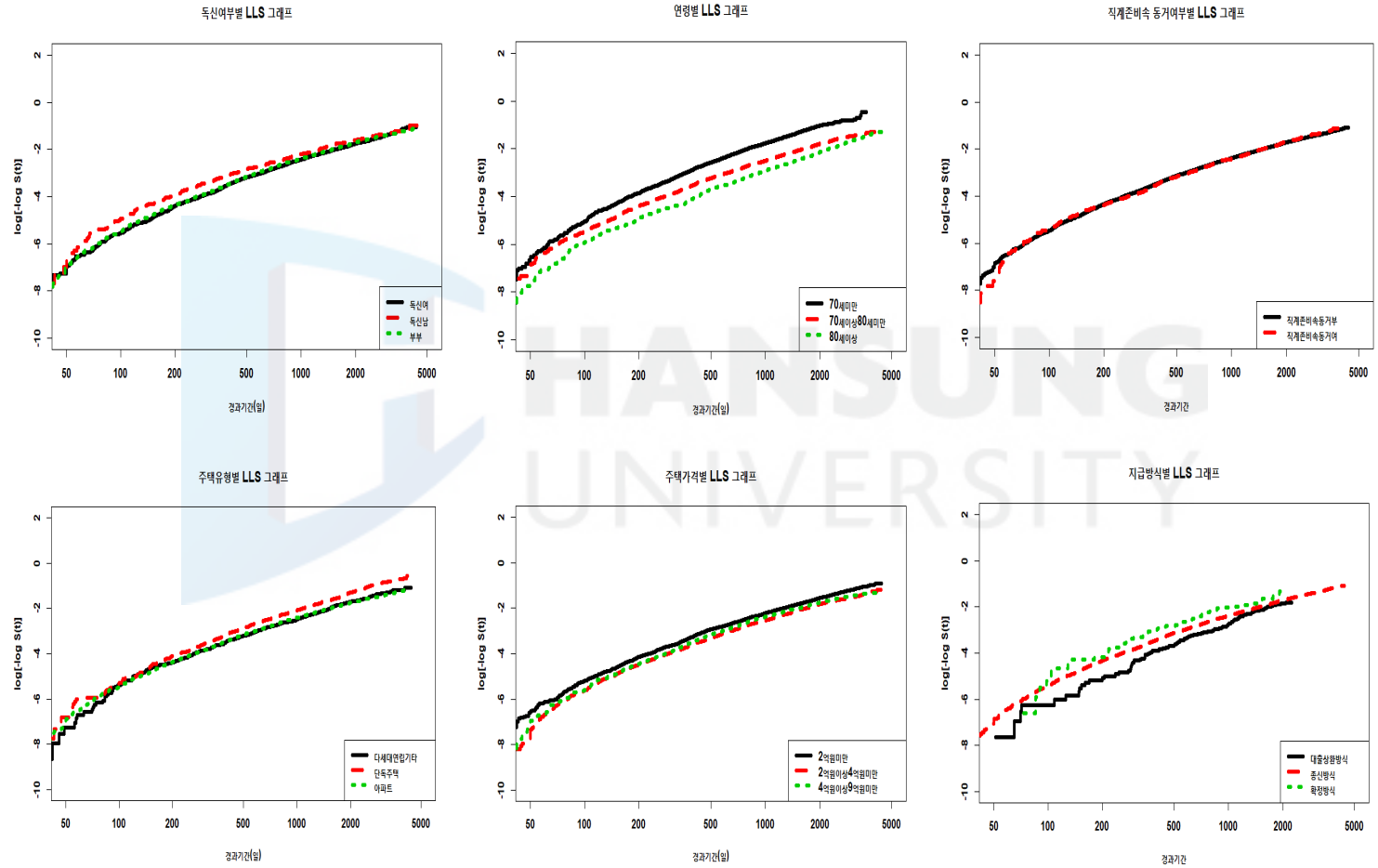


## 2. Cox 비례위험 모형

KM모형을 통한 분석은 단변량만 고려한 것이어서 정확한 생존율을 파악하기는 어려우므로 생존율에 영향을 미치는 다양한 위험요소를 고려하여 다변량 분석이 가능한 Cox 비례위험모형도 분석하였다. Cox 비례위험모형의 가장 중요한 가정은 공변수의 위험률에 대한 비례성 가정이다. 즉, 비례위험모형 내의 어떤 공변수가 변동할 경우 그에 대한 위험율도 공변수의 증감에 비례하여 변동하고, 이러한 경향은 시간에 관계없이 일정하게 유지된다고 하는 것이다. 따라서 비례성이 확인되지 않은 공변수의 경우에는 시간에 따라 변화하는 시간 종속형 공변수로 모형에서 추가적으로 고려하여야 한다(김유미 · 이항석, 2013).

비례성 가정이 성립하는지를 검증하기 위해 공변수가 하나일 때 그 공변수 안에서 나누어진 각 부분 군에서 KM 생존율  $S(t)$ 를 구한 후 이를 이용하여  $\ln[-\ln S(t)]$ 를 그래프로 그려보았다. 제1절에서 언급한 바와 같이 LLS 그래프가 평행한 패턴을 보이게 되면 그 공변수는 비례성 가정에 적합하다고 할 수 있다. <그림 3-3>은 공변수 별로 그린 LLS 그래프를 나타내는데 선이 교차할 정도로 비례성 가정이 크게 위배되는 공변수는 없는 것으로 보여 진다. 다만, 지급방식 중 확정방식이 경과기간 초기에 종신방식과 교차하는 부분이 생기는데 확정방식은 분석 자료가 전체의 1.1%의 비중만을 차지할 정도로 적어서 자료가 적기 때문에 생기는 오류일 수 있다.

<그림 3-3> 공변수별 LLS(ln-ln-survival) 그래프





공변수들이 비례성 가정에 위배되지 않기 때문에 여기서는 위험률이 공변수의 증감에 따라 비례적으로 변화된다고 보고 Cox 비례위험모형 결과를 해석하였다. 가입자의 특성변수 중 독신여부의 경우 독신녀를 기준으로 독신남의 위험비<sup>20)</sup>가 1.145로 나왔고, 부부의 위험비가 0.933으로 나왔으며 모두 통계적으로 유의하였다. 독신남의 위험비 1.145가 의미하는 바는 독신녀에 비해 독신남의 위험률이 1.145배 더 높다는 뜻이다. 부부의 위험비 0.933이 의미하는 바는 독신녀에 비해 부부의 위험률이 0.933배 더 높다는 뜻이므로 결국 위험률이 6.7% 더 낮다는 뜻이다. 따라서 가설과 동일하게 ‘부부<독신녀<독신남’의 순서로 위험률이 높은 결과가 나왔다.

연령의 경우 70세미만을 기준으로 70세이상80세미만의 위험비가 0.441, 80세이상의 위험비가 0.296으로 나왔고, 통계적으로 모두 유의하였다. 이는 70세미만보다 70세이상80세미만의 위험률이 0.441배 더 높다는 뜻이므로, 결국 위험률이 55.9% 더 낮다는 뜻이고, 80세이상은 70세미만보다 위험률이 0.296배 더 높다는 뜻이므로 결국 위험률이 70.4% 더 낮다는 뜻이다. 따라서 가설에서 제기한 대로 ‘80세이상<70세이상80세미만<70세미만’의 순으로 위험률이 높아 젊을수록 위험률이 높을 것이라는 가설과 동일한 결과가 나타났다.

직계존비속동거여부는 직계존비속 동거부를 기준으로 직계존비속 동거여의 위험비가 0.956으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않아 직계존비속 동거여가 직계존비속 동거부보다 위험률이 높을 것이라는 가설과 다르게 직계존비속동거여부는 중도해지에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 변수임이 확인되었다. 이는 직계비속 동거의 경우는 가설과 같이 될 수 있으나 직계존속 동거의 경우는 상속·증여의 동기가 없어 중도해지의 영향이 없을 수 있는 효과가 혼재되어 나타나는 결과라고 추측된다.

담보주택의 특성변수 중 주택유형의 경우 다세대연립기타를 기준으로 단독주택의 위험비가 1.659로 나왔고 통계적으로 유의하였으며, 아파트의 위험비는 1.060으로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 단독주택의 위험률이 다세대연립기타보다 1.659배 더 높다는 뜻이고, 아파트는 다세대연립기타보다 위험률이 통계적으로 유의하게 더 높다고는 말할 수 없다는 뜻이다.

20) 기준이 되는 공변수의 위험률 대비 관측하고자 하는 공변수의 위험률의 비율을 말한다.

가설에서는 아파트가 가장 유동성이 좋기 때문에 주택가격 상승 시 매도하고 싶은 인센티브가 커서 위험률이 가장 높을 것으로 예측하였는데, 가설과는 다르게 단독주택의 위험률이 가장 높게 나왔다. 그 이유는 단독주택이 일반적으로 아파트보다 주택가격이 낮으므로 월지급금이 낮아 이에 만족하지 못하던 가입자가 주택가격 상승 시 적극적으로 중도해지를 하여 자산 가치 상승분을 실현시키려고 하기 때문일 것으로 추측해 볼 수 있다.

주택가격의 경우 2억원미만을 기준으로 2억원이상4억원미만의 위험비가 0.664, 4억원이상9억원미만의 위험비가 0.694로 나왔고, 모두 통계적으로 유의하였다. 이는 2억원미만보다 2억원이상4억원미만의 위험률이 0.664배 높다는 뜻이므로 결국 위험률이 33.6% 낮다는 뜻이고, 4억원이상9억원미만의 위험률은 2억원미만보다 0.694배 높다는 뜻이므로 결국 위험률이 30.6% 낮다는 뜻이다. 흥미로운 것은 4억원이상9억원미만의 위험률이 주택가격이 더 낮은 2억원이상4억원미만보다도 더 높다는 것이다. 따라서 ‘2억원이상4억원미만 < 4억원이상9억원미만 < 2억원미만’ 순으로 위험률이 높은 것으로 나타났는데 이는 가설에서 제기한 바와 같이 주택가격이 높은 구간에서는 대출한도 5억원의 제약으로 인해 주택의 자산 가치를 충분히 활용하여 월지급금이 계산되는 것이 아니므로 이에 대한 불만족이 있는 고객들이 중간 가격대의 고객들보다 주택가격 상승 시 증가한 주택의 자산 가치를 더 적극적으로 활용하려고 하여 위험률이 높게 나오는 것으로 추측된다.

상품특성변수인 지급방식의 경우 대출상환방식을 기준으로 종신방식의 위험비가 1.488, 확정방식의 위험비가 1.484로 나왔고 모두 통계적으로 유의하였다. 이는 대출상환방식보다 종신방식의 위험률이 1.488배 더 높다는 뜻이고, 확정방식의 위험률이 1.484배 더 높다는 뜻이다. 따라서 ‘대출상환방식 < 확정방식 < 종신방식’의 순으로 위험률이 높게 나타나 가설과 같이 대출상환방식의 위험률이 가장 낮게 나타났다. 그러나 종신방식과 확정방식은 위험률이 거의 비슷한 수준이기는 하나 확정방식의 위험률이 오히려 종신방식보다 약간 낮게 나왔다. 이는 확정방식의 위험률이 종신방식보다 높을 것이라는 가설과는 다소 다르게 보일 수는 있으나 확정방식은 자료가 전체의 1.1%로 매우 적은 비중을 차지하므로 이 결과를 크게 신뢰할 수는 없다.

<표 3-3> 유형별 Cox 비례위험 모형 분석 결과

| 구분                         |                            |                  | COX 비례위험 모형 |              |                 |           |
|----------------------------|----------------------------|------------------|-------------|--------------|-----------------|-----------|
|                            |                            |                  | coef        | SE<br>(coef) | Hazard<br>Ratio | Pr(> z )  |
| 가입<br>자<br>특<br>성          | 독신여부<br>(기준: 독신녀)          | 독신남              | 0.136       | 0.050        | 1.145           | 0.007 *** |
|                            |                            | 부부               | -0.069      | 0.027        | 0.933           | 0.012 **  |
|                            | 연령<br>(기준:<br>70세미만)       | 70세이상80세미만       | -0.818      | 0.028        | 0.441           | 0.000 *** |
|                            |                            | 80세이상            | -1.216      | 0.034        | 0.296           | 0.000 *** |
|                            | 직계존비속<br>동거여부<br>(무=0,유=1) | 직계존비속<br>동거여부 더미 | -0.045      | 0.033        | 0.956           | 0.170     |
| 담<br>보<br>주<br>택<br>특<br>성 | 주택유형<br>(기준:<br>다세대연립기타)   | 단독주택             | 0.506       | 0.056        | 1.659           | 0.000 *** |
|                            |                            | 아파트              | 0.058       | 0.046        | 1.060           | 0.204     |
|                            | 주택가격<br>(기준:<br>2억원미만)     | 2억원이상4억원미만       | -0.410      | 0.028        | 0.664           | 0.000 *** |
|                            |                            | 4억원이상9억원미만       | -0.365      | 0.034        | 0.694           | 0.000 *** |
| 상<br>품<br>특<br>성           | 지급방식<br>(기준:<br>대출상환방식)    | 중신방식             | 0.398       | 0.084        | 1.488           | 0.000 *** |
|                            |                            | 확정방식             | 0.395       | 0.138        | 1.484           | 0.004 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

### 제 3 절 소그룹별 중도해지 생존분석 결과

#### 1. 독신여부 소그룹별 생존분석

이번 절에서는 독신여부, 연령, 주택유형, 주택가격 변수를 기준으로 하여 소그룹별로 생존분석을 하였다. 앞 절에서 분석한 6개의 공변수 중 직계존비속 동거여부 변수는 가입자의 중도해지에 통계적으로 유의하지 않은 변수이므로 제거하였고, 지급방식 변수는 확정방식의 건수가 760건으로 적어서 소그룹으로 더욱 세분하기가 어려워 제거하였다.

<표 3-4> 독신여부 소그룹별 기초 통계

(단위: 건, %)

| 구분              |            | 독신녀    |       | 독신남   |       | 부부     |       |
|-----------------|------------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|
|                 |            | 빈도     | 구성비   | 빈도    | 구성비   | 빈도     | 구성비   |
| 연령<br>21)       | 70세미만      | 3,434  | 16.0  | 799   | 18.4  | 11,721 | 29.5  |
|                 | 70세이상80세미만 | 9344   | 43.5  | 1,921 | 44.2  | 19,847 | 49.9  |
|                 | 80세이상      | 8,705  | 40.5  | 1,631 | 37.5  | 8,186  | 20.6  |
|                 | 합계         | 21,483 | 100.0 | 4,351 | 100.0 | 39,754 | 100.0 |
| 주택<br>유형        | 다세대연립기타    | 2,275  | 10.6  | 582   | 13.4  | 3,020  | 7.6   |
|                 | 단독주택       | 1,389  | 6.5   | 459   | 10.5  | 2,841  | 7.1   |
|                 | 아파트        | 17,819 | 82.9  | 3,314 | 76.1  | 33,893 | 85.3  |
|                 | 합계         | 21,483 | 100.0 | 4,355 | 100.0 | 39,754 | 100.0 |
| 주택<br>가격<br>22) | 2억원미만      | 9,500  | 44.2  | 2,019 | 46.4  | 10,600 | 26.8  |
|                 | 2억원이상4억원미만 | 8,604  | 40.1  | 1,664 | 38.3  | 18,861 | 47.7  |
|                 | 4억원이상9억원미만 | 3,315  | 15.4  | 665   | 15.3  | 10,061 | 25.5  |
|                 | 합계         | 21,419 | 100.0 | 4,348 | 100.0 | 39,522 | 100.0 |
| 지급<br>방식        | 대출상환방식     | 641    | 3.0   | 159   | 3.7   | 1,367  | 3.4   |
|                 | 종신방식       | 20,682 | 96.3  | 4,113 | 94.4  | 37,870 | 95.3  |
|                 | 확정방식       | 160    | 0.7   | 83    | 1.9   | 517    | 1.3   |
|                 | 합계         | 21,483 | 100.0 | 4,355 | 100.0 | 39,754 | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

21) 값이 없는 자료(null)가 독신남 연령 소그룹에서 4개가 발생하여 주택유형 및 지급방식 소그룹 자료의 합계와 차이가 난다.

22) 값이 없는 자료(null)가 독신녀 주택가격 소그룹에서 64개, 독신남 주택가격 소그룹에서 7개, 부부 주택가격 소그룹에서 232개가 발생하여 연령, 주택유형, 지급방식 소그룹 자료의 합계와 차이가 난다.

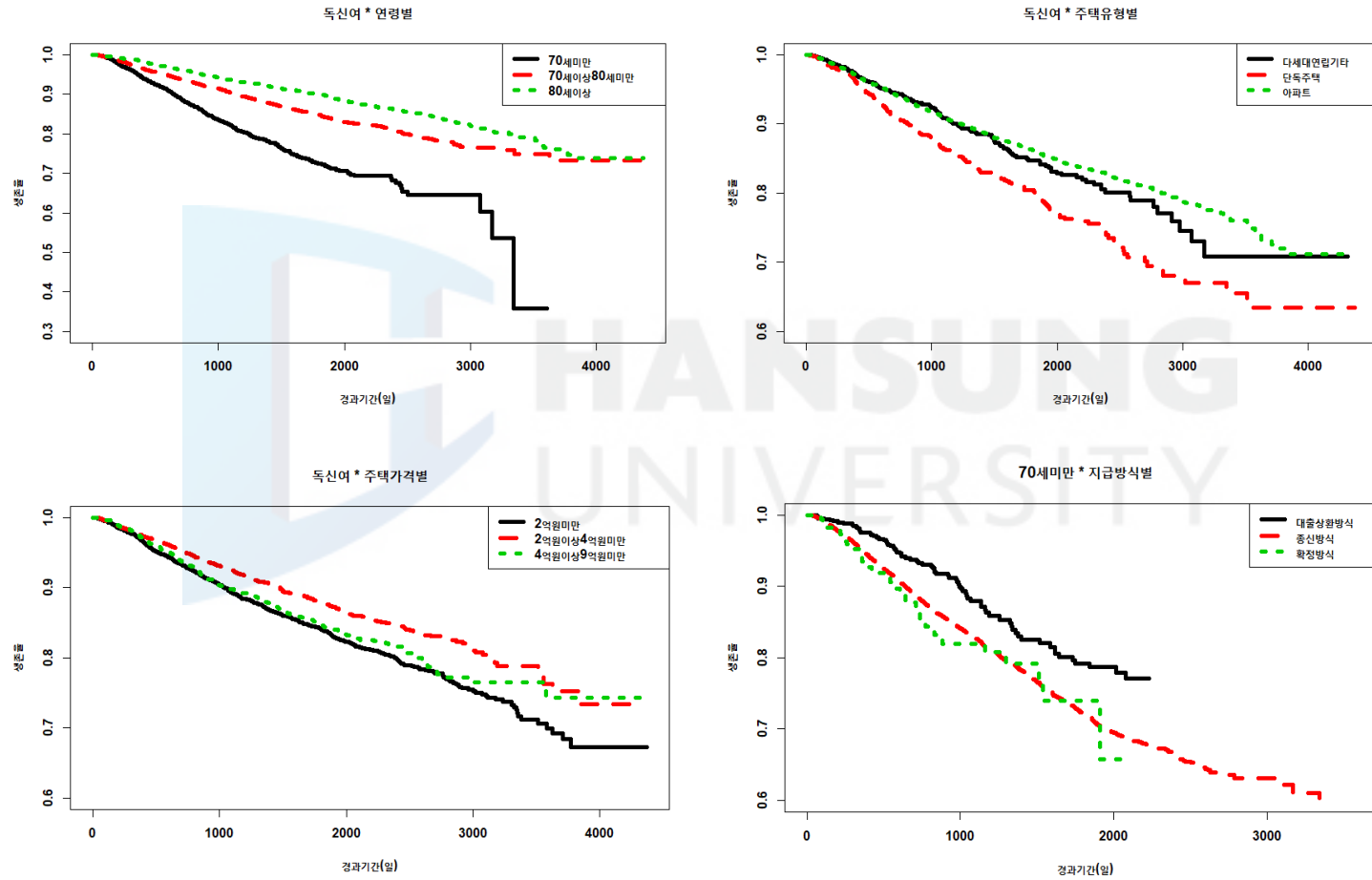
<표 3-4>와 같이 독신여부 소그룹 중 연령별로 구성비를 살펴보면 독신녀, 독신남, 부부 모두 70세이상80세미만이 가장 높은 구성비를 차지하고 있다. 70세미만의 경우 독신녀와 독신남에서는 80세이상보다 구성비가 낮은 반면, 부부에서는 80세이상보다 구성비가 높다. 주택유형별로는 독신녀, 독신남, 부부 모두 구성비가 단독주택<다세대연립기타<아파트 순서로 높는데, 독신남의 경우 단독주택과 다세대연립기타의 비중이 독신녀와 부부에 비하여 상대적으로 높은 것이 특징적이다. 주택가격별로는 독신녀와 독신남은 2억원미만의 구성비가 가장 높은 반면, 부부는 2억원이상4억원미만의 구성비가 가장 높다.

각 소그룹별 KM 생존율 곡선은 <그림 3-4>,<그림 3-5>,<그림 3-6>과 같다. 독신녀의 경우 연령별로는 70세미만의 경우 경과기간 약 3,000일까지는 생존율 60% 수준을 보이다가 그 이후로 경과기간 약 3,500일까지 생존율이 약 35% 수준으로 급격히 하락한다. 주택유형별로는 다세대연립기타의 생존율이 아파트보다 지속적으로 낮은 모습을 보이고 있다.

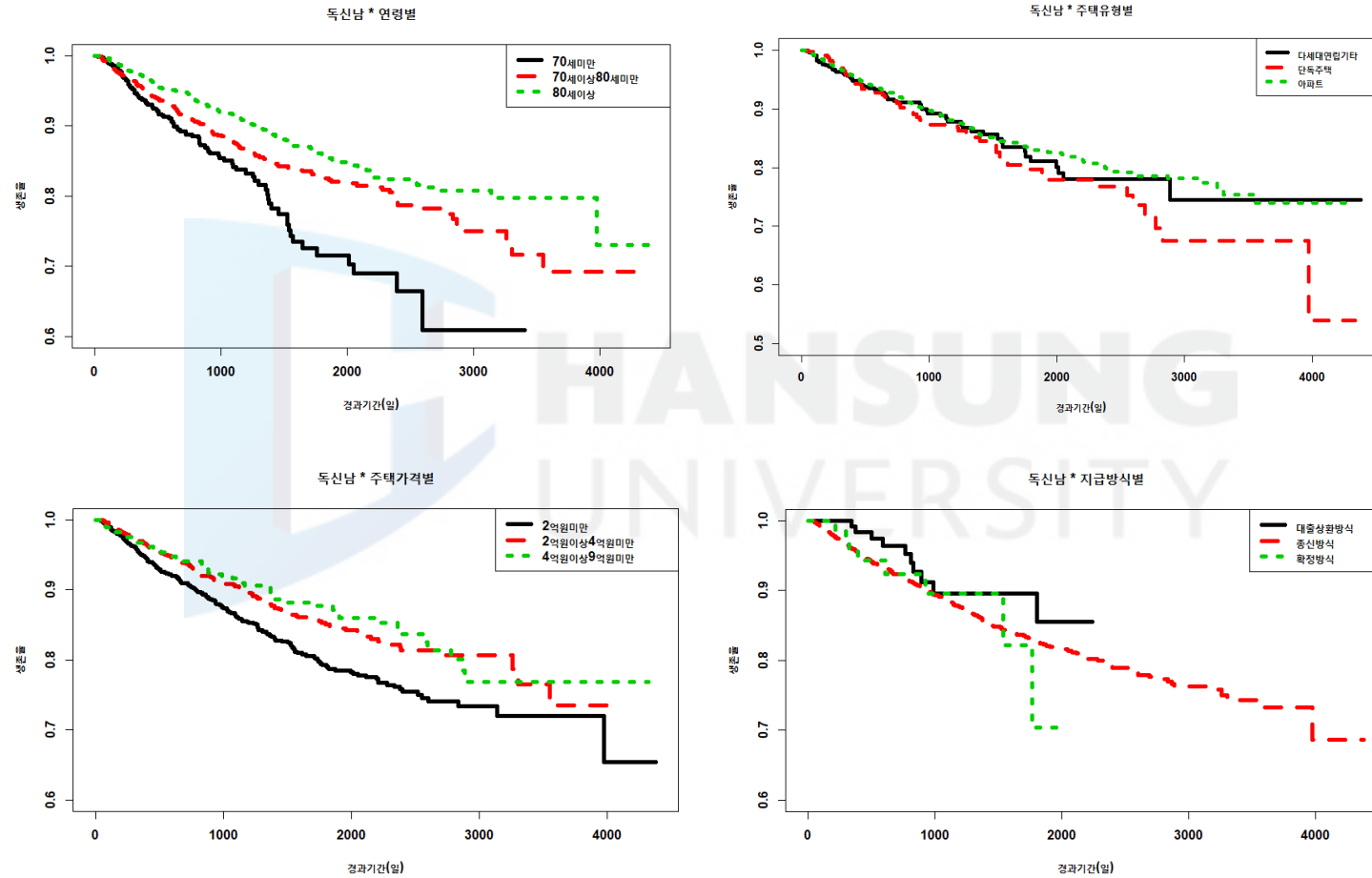
독신남의 경우 연령별로는 70세미만이 경과기간 2,500일 정도에서 생존율 60% 수준으로 하락한다. 주택유형별로는 경과기간 2,000일 정도까지는 단독주택, 아파트, 다세대연립기타의 생존율이 비슷한 수준을 유지하다가, 경과기간 2,000일을 지나면서 단독주택의 생존율이 급하게 하락하는 모습을 보이고 있다. 주택가격별로는 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 생존율이 높게 유지되다가 경과기간 약 2,800일이 지나면서 생존율이 역전된다. 그 이후에는 경과기간 약 3,500일이 지나면서 다시 높아진다. 지급방식별로는 확정방식이 종신방식과 비슷한 수준의 생존율을 보이다가 경과기간 약 1,500일이 지나면서 종신방식보다 생존율이 낮아진다.

부부의 경우 주택유형별에서는 다세대연립기타와 아파트의 생존율이 지속적으로 비슷한 수준을 유지한다. 주택가격별에서 2억원이상4억원미만과 4억원이상9억원미만은 생존율이 비슷한 수준으로 지속되다가 경과기간 약 3,200일이 지나면서 2억원이상4억원미만의 생존율이 4억원이상9억원미만보다 낮아진다. 지급방식별에서는 확정방식의 생존율이 종신방식과 비슷한 수준이기는 하나 지속적으로 다소 낮은 수준을 유지한다.

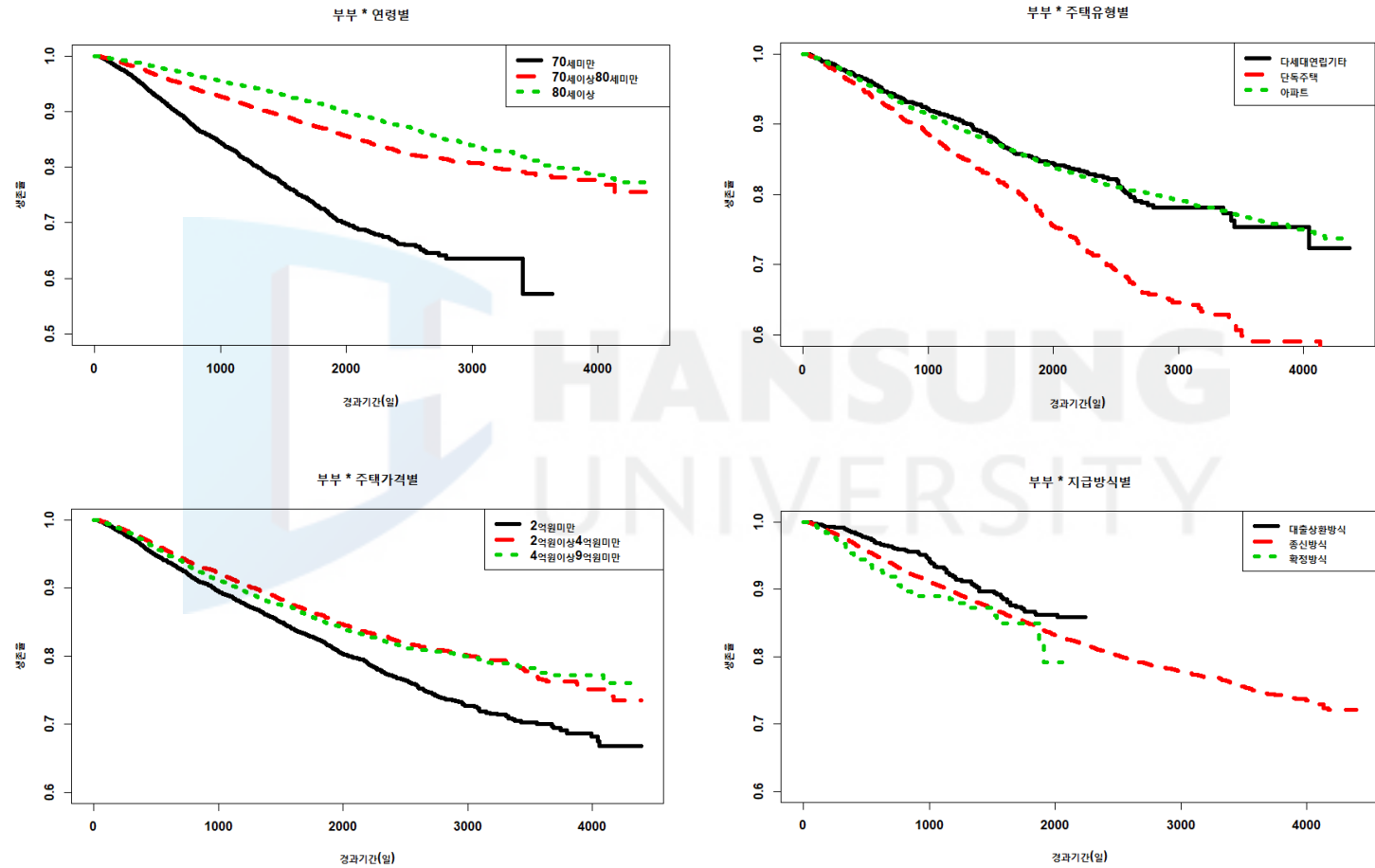
<그림 3-4> 독신녀 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-5> 독신남 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-6> 부부 소그룹별 KM 생존율 그래프





Cox 비례위험모형 분석결과는 <표 3-5>에서 보여주고 있다. 전체 결과와 다른 부분은 독신남과 부부의 주택가격 변수인데 이 두 그룹에서는 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만보다 위험률이 높아서 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만보다 중도해지가 다소 더 빠른 속도로 진행된다는 것을 알 수 있다.

또한 80세이상 부부의 경우 70세미만 부부보다 위험비가 0.276배 높게 나왔는데 이는 위험률이 72.4% 낮다는 뜻이므로 80세이상의 독신녀나 독신남이 70세미만의 독신녀나 독신남 대비 보여주는 위험률보다 더 낮은 수준임을 확인할 수 있다.

<표 3-5> 독신여부 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과

| 구분                           |                | 독신녀    |              |           | 독신남    |              |           | 부부     |              |           |
|------------------------------|----------------|--------|--------------|-----------|--------|--------------|-----------|--------|--------------|-----------|
|                              |                | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  |
| 연령<br>(기준:<br>70세<br>미만)     | 70세이상<br>80세미만 | -0.701 | 0.496        | 0.000 *** | -0.410 | 0.664        | 0.001 *** | -0.896 | 0.408        | 0.000 *** |
|                              | 80세이상          | -1.143 | 0.319        | 0.000 *** | -0.752 | 0.471        | 0.000 *** | -1.289 | 0.276        | 0.000 *** |
| 주택유형<br>(기준:<br>다세대<br>연립기타) | 단독주택           | 0.468  | 1.597        | 0.000 *** | 0.264  | 1.302        | 0.145     | 0.561  | 1.752        | 0.000 *** |
|                              | 아파트            | -0.002 | 0.998        | 0.979     | 0.059  | 1.060        | 0.673     | 0.099  | 1.104        | 0.114     |
| 주택가격<br>(기준:<br>2억원<br>미만)   | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.401 | 0.670        | 0.000 *** | -0.393 | 0.675        | 0.000 *** | -0.432 | 0.649        | 0.000 *** |
|                              | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.161 | 0.852        | 0.015 **  | -0.456 | 0.634        | 0.001 *** | -0.444 | 0.642        | 0.000 *** |
| 지급방식<br>(기준:<br>대출상환<br>방식)  | 중신방식           | 0.124  | 1.132        | 0.416     | 0.411  | 1.508        | 0.200     | 0.522  | 1.685        | 0.000 *** |
|                              | 확정방식           | 0.510  | 1.666        | 0.045 **  | 0.176  | 1.192        | 0.711     | 0.409  | 1.505        | 0.020 **  |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

## 2. 연령 소그룹별 생존분석

<표 3-6>에서 보는 바와 같이 연령 소그룹 중 독신여부별로 구성비를 살펴보면 70세미만과 70세이상80세미만은 부부가 각각 73.5%, 63.8%로 가장 높고, 80세이상에서는 독신녀가 47.0%로 가장 높다. 주택유형별 구성비를 보면 모든 연령대에서 아파트가 가장 높은 구성비를 차지하고는 있으나, 연령이 높아짐에 따라 아파트의 구성비는 줄어들고 다세대연립기타의 구성비가 높아진다는 것을 알 수 있다.

<표 3-6> 연령 소그룹별 기초 통계

(단위: 건, %)

| 구분              |            | 70세미만  |       | 70세이상80세미만 |       | 80세이상  |       |
|-----------------|------------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
|                 |            | 빈도     | 구성비   | 빈도         | 구성비   | 빈도     | 구성비   |
| 독신<br>여부        | 독신녀        | 3,434  | 21.5  | 9,344      | 30.0  | 8,705  | 47.0  |
|                 | 독신남        | 799    | 5.0   | 1,921      | 6.2   | 1,634  | 8.8   |
|                 | 부부         | 11,721 | 73.5  | 19,847     | 63.8  | 8,186  | 44.2  |
|                 | 합계         | 15,954 | 100.0 | 31,112     | 100.0 | 18,525 | 100.0 |
| 주택<br>유형        | 다세대연립기타    | 1,089  | 6.8   | 3,015      | 9.7   | 1,773  | 9.6   |
|                 | 단독주택       | 876    | 5.5   | 2,173      | 7.0   | 1,640  | 8.9   |
|                 | 아파트        | 13,989 | 87.7  | 25,924     | 83.3  | 15,112 | 81.6  |
|                 | 합계         | 15,954 | 100.0 | 31,112     | 100.0 | 18,525 | 100.0 |
| 주택<br>가격<br>23) | 2억원미만      | 3,470  | 21.9  | 10,368     | 33.5  | 8,281  | 44.8  |
|                 | 2억원이상4억원미만 | 7,757  | 49.0  | 14,283     | 46.1  | 7,088  | 38.3  |
|                 | 4억원이상9억원미만 | 4,602  | 29.1  | 6,324      | 20.4  | 3,115  | 16.9  |
|                 | 합계         | 15,829 | 100.0 | 30,975     | 100.0 | 18,484 | 100.0 |
| 지급<br>방식        | 대출상환방식     | 775    | 4.9   | 975        | 3.1   | 417    | 2.3   |
|                 | 종신방식       | 14,812 | 92.8  | 29,744     | 95.6  | 18,108 | 97.7  |
|                 | 확정방식       | 367    | 2.3   | 393        | 1.3   | -      | 0.0   |
|                 | 합계         | 15,954 | 100.0 | 31,112     | 100.0 | 18,525 | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

23) 값이 없는 자료(null)가 70세미만 주택가격 소그룹에서는 125, 70세이상80세미만 주택가격 소그룹에서는 137, 80세이상 주택가격 소그룹에서는 41개가 발생하여 독신여부, 주택유형, 지급방식 자료의 합계와 차이가 난다.

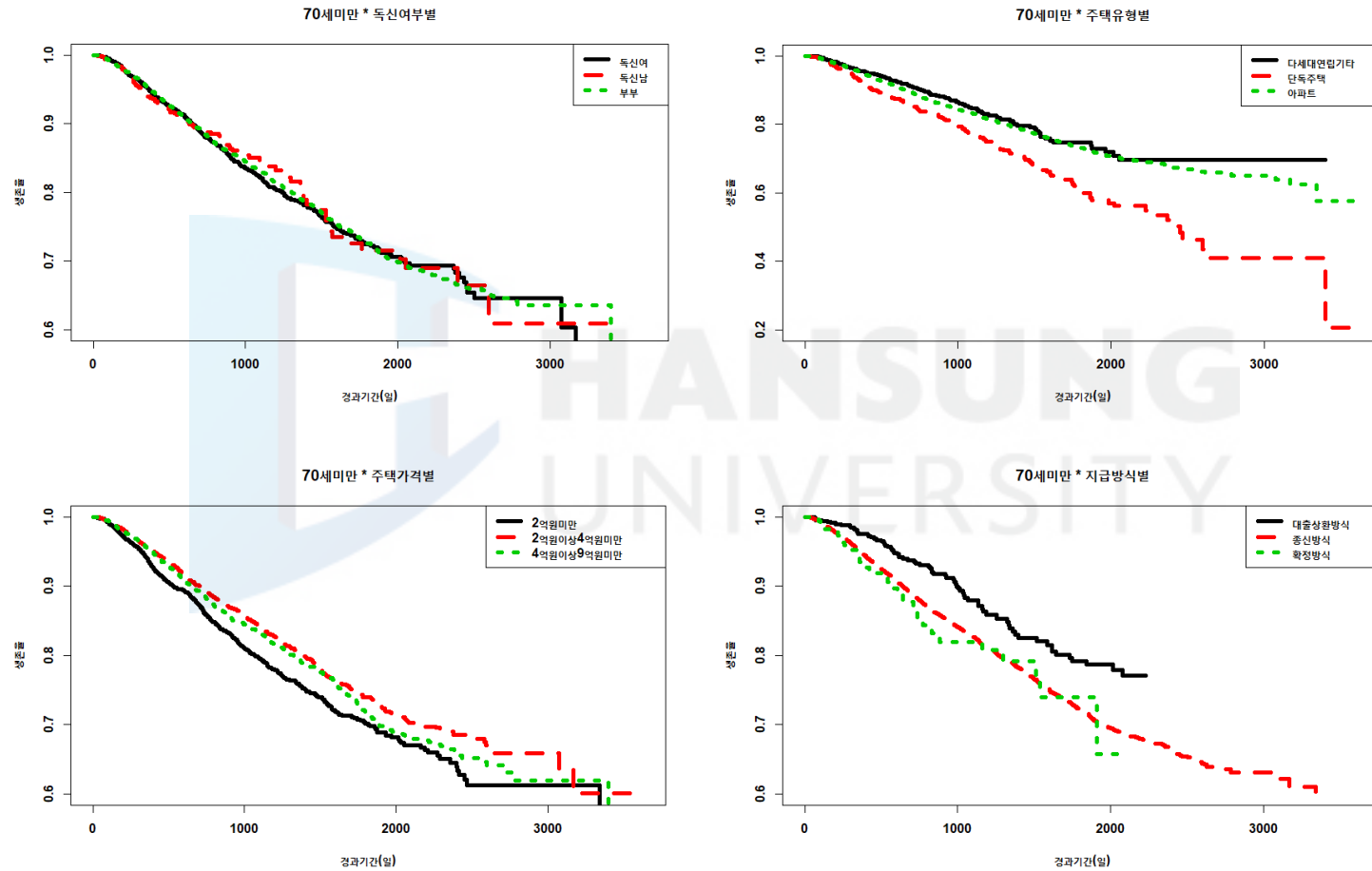
주택가격별 구성비를 보면 70세미만과 70세이상80세미만은 2억원이상4억원미만이 각각 49.0%, 46.1%로 가장 높고, 80세이상에서는 2억원미만이 44.8%로 가장 높다. 지급방식별 구성비를 보면 모든 연령대에서 종신방식이 가장 높은 구성비를 차지하고 있는데, 연령이 높아짐에 따라 종신방식의 구성비는 점점 더 늘어나고 대출상환방식과 확정방식의 구성비는 줄어든다는 것을 알 수 있다. 그리고 80세이상에서는 확정방식이 없다.

각 소그룹별 KM 생존율 곡선은 <그림 3-7>,<그림 3-8>,<그림 3-9>와 같다. 70세미만의 경우 독신여부별로 생존율이 크게 차이가 나지 않고 비슷한 수준을 유지하다가 경과기간 약 2,500일이 지나면서 독신남의 생존율이 하락하는 모습을 보이고 있다. 주택유형별로는 앞에서 본 바와 같이 단독주택의 생존율이 압도적으로 낮은 모습을 보이고 있고, 아파트는 다세대연립기타와 비슷한 수준의 생존율을 보이다가 경과기간 약 2,000일이 지나면서 다세대연립기타보다 생존율이 낮아진다. 지급방식별로는 종신방식과 확정방식의 생존율이 크게 차이가 나지 않다가 경과기간 약 2,000일이 지나면서 확정방식의 생존율이 종신방식보다 낮아지는 것을 볼 수 있다.

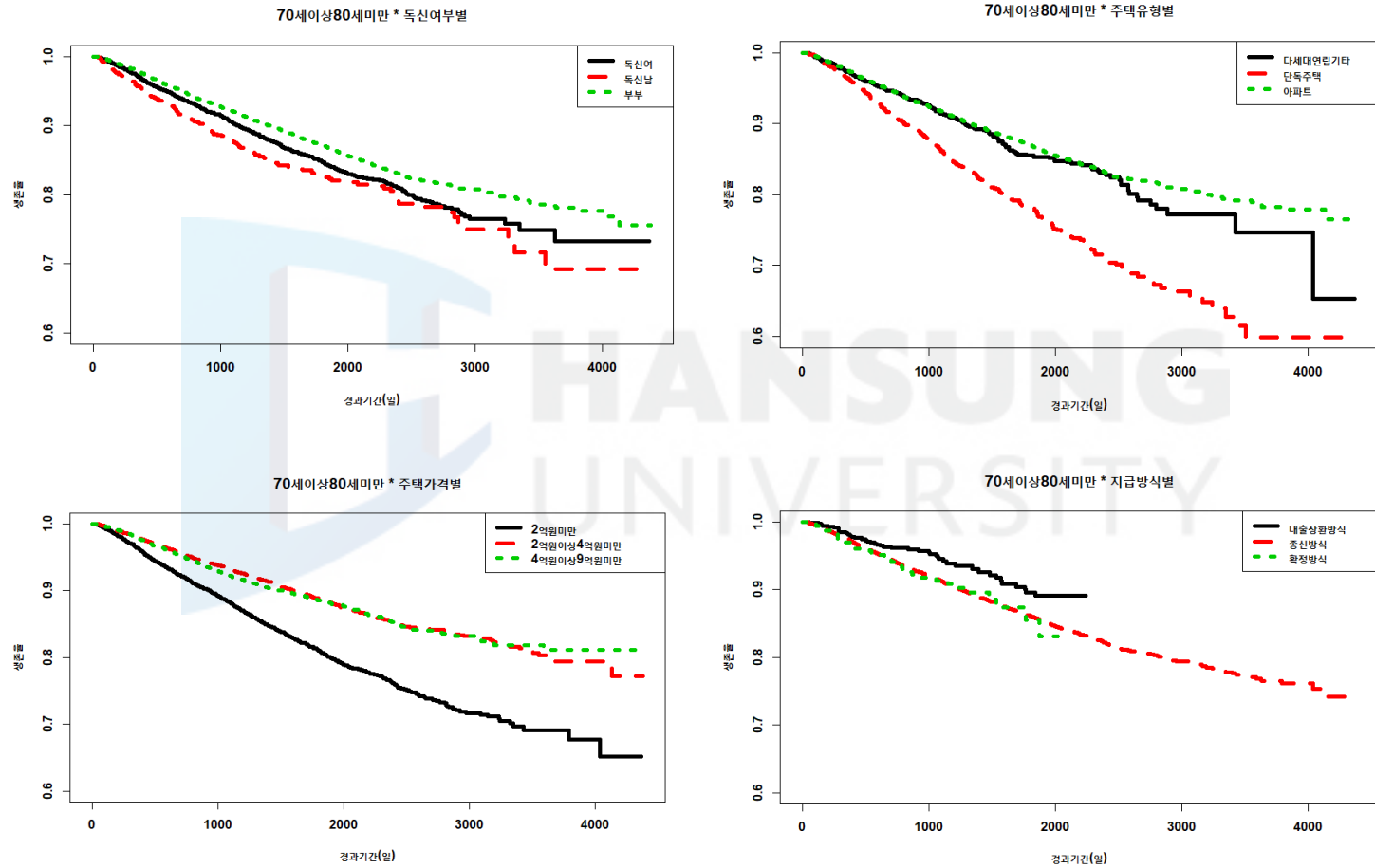
70세이상80세미만의 경우 독신여부별로 보게 되면 경과기간이 지나더라도 지속적으로 독신남의 생존율이 가장 낮고, 그 다음이 독신녀, 그리고 부부의 생존율이 가장 높아 가설과 일치한 모습을 보이고 있다. 주택유형별로는 단독주택이 가장 생존율이 낮고, 아파트의 경우 다세대연립기타와 비슷한 수준의 생존율을 보이다가 경과기간 약 2,500일이 지나면서부터는 70세미만과 다르게 오히려 생존율이 다세대연립기타보다 높아지는 모습을 보인다. 주택가격별로는 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만과 비슷한 생존율을 보이다가 경과기간 약 3,000일이 지나면서부터는 2억원이상4억원미만보다 생존율이 높아진다.

80세이상의 경우 독신여부별로 보게 되면 독신녀가 독신남보다 생존율이 계속 높은 수준을 유지하다가 경과기간 약 3,300일을 지나면서 독신남보다 생존율이 낮아진다. 주택가격별로 보면 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만과 비슷한 생존율을 보이다가 경과기간 약 2,000일이 지나면서부터는 2억원이상4억원미만보다 생존율이 높아진다.

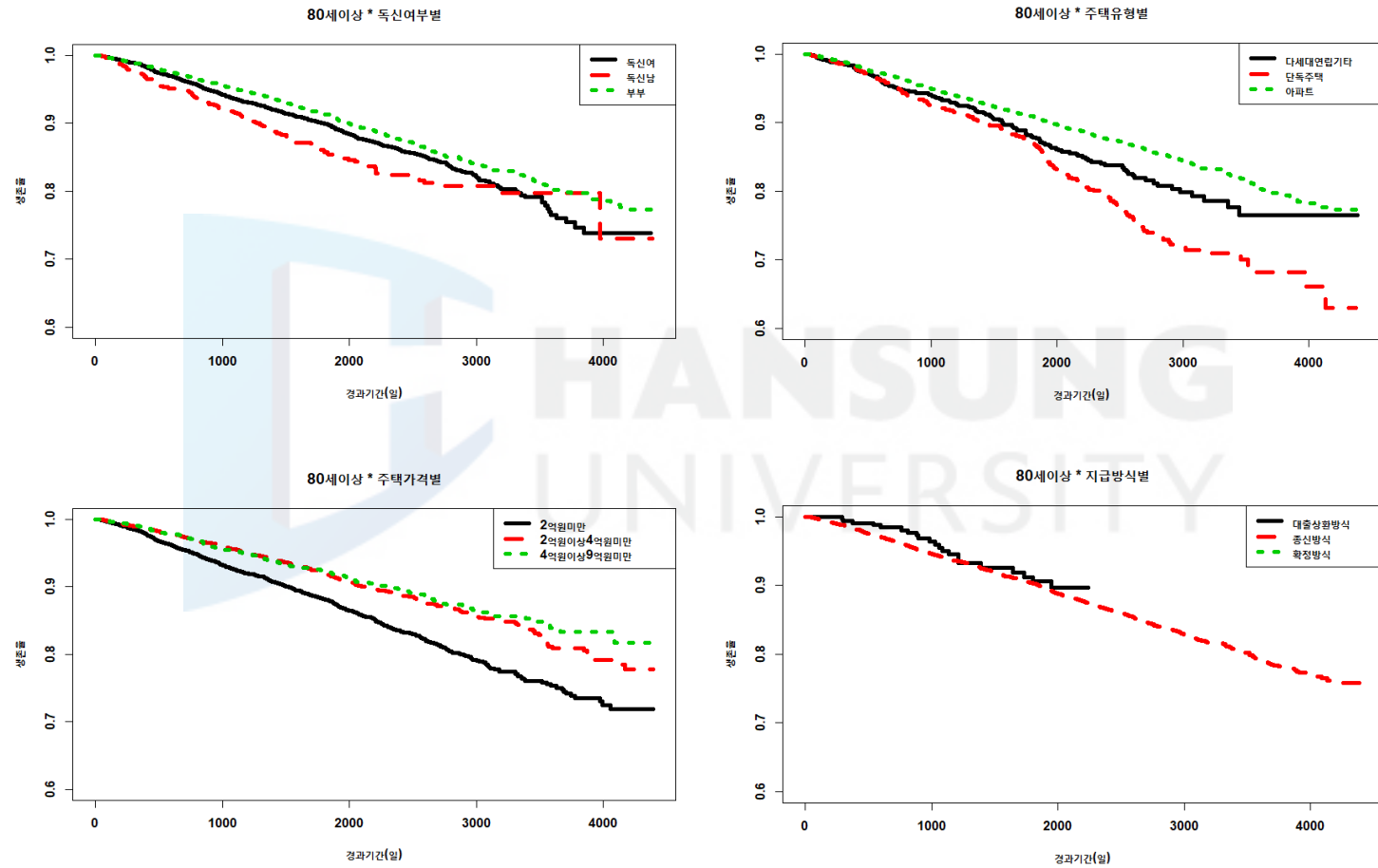
<그림 3-7> 70세미만 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-8> 70세이상80세미만 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-9> 80세이상 소그룹별 KM 생존율 그래프



Cox 비례위험 모형 분석결과는 <표 3-7>에서 보여주고 있다. 전체 결과와 비교했을 때 다른 부분은 80세이상 그룹의 주택가격 변수인데 이 그룹에서는 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만보다 위험률이 높아서 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만보다 중도해지가 다소 더 빠른 속도로 진행된다는 것을 알 수 있다. 그 외 70세미만 독신녀의 경우 70세미만 독신남보다 위험률이 높게 나왔으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

80세이상 확정방식은 해당 자료가 없어서 분석결과가 나오지 않았다.

<표 3-7> 연령 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과

| 구분                               |                | 70세미만  |              |           | 70세이상 80세미만 |              |           | 80세이상  |              |           |
|----------------------------------|----------------|--------|--------------|-----------|-------------|--------------|-----------|--------|--------------|-----------|
|                                  |                | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef        | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  |
| 독신여부<br>(기준:<br>독신녀)             | 독신남            | -0.056 | 0.945        | 0.607     | 0.171       | 1.186        | 0.022 **  | 0.247  | 1.280        | 0.004 *** |
|                                  | 부부             | -0.003 | 0.997        | 0.949     | -0.109      | 0.897        | 0.009 *** | -0.103 | 0.902        | 0.047 **  |
| 주택유형<br>(기준:<br>다세대<br>연립<br>기타) | 단독주택           | 0.563  | 1.756        | 0.000 *** | 0.594       | 1.811        | 0.000 *** | 0.311  | 1.365        | 0.002 *** |
|                                  | 아파트            | 0.164  | 1.178        | 0.078 *   | 0.115       | 1.122        | 0.087 .   | -0.130 | 0.878        | 0.119     |
| 주택가격<br>(기준:<br>2억원<br>미만)       | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.244 | 0.784        | 0.000 *** | -0.533      | 0.587        | 0.000 *** | -0.368 | 0.692        | 0.000 *** |
|                                  | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.168 | 0.845        | 0.005 *** | -0.497      | 0.608        | 0.000 *** | -0.424 | 0.655        | 0.000 *** |
| 지급방식<br>(기준:<br>대출상환<br>방식)      | 중신방식           | 0.449  | 1.567        | 0.000 *** | 0.415       | 1.514        | 0.004 *** | 0.186  | 1.205        | 0.398     |
|                                  | 확정방식           | 0.509  | 1.664        | 0.006 *** | 0.314       | 1.369        | 0.161     |        |              |           |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

### 3. 주택유형 소그룹별 생존분석

<표 3-8>에서 보는 바와 같이 주택유형 소그룹 중 독신여부별로 구성비를 살펴보면 다세대연립기타, 단독주택, 아파트 모두 부부의 구성비가 가장 높는데 다세대연립기타의 경우 상대적으로 독신녀의 구성비가 38.7%로 높은 수준이다. 연령별 구성비를 보면 70세미만의 구성비가 아파트에서 25.4%로 상대적으로 높은 수준이다.

<표 3-8> 주택유형 소그룹별 기초 통계

(단위: 건, %)

| 구분              |            | 다세대연립기타 |       | 단독주택  |       | 아파트    |       |
|-----------------|------------|---------|-------|-------|-------|--------|-------|
|                 |            | 빈도      | 구성비   | 빈도    | 구성비   | 빈도     | 구성비   |
| 독신<br>여부        | 독신녀        | 2,275   | 38.7  | 1,389 | 29.6  | 17,819 | 32.4  |
|                 | 독신남        | 582     | 9.9   | 459   | 9.8   | 3,314  | 6.0   |
|                 | 부부         | 3,020   | 51.4  | 2,841 | 60.6  | 33,893 | 61.6  |
|                 | 합계         | 5,877   | 100.0 | 4,689 | 100.0 | 55,026 | 100.0 |
| 연령<br>24)       | 70세미만      | 1,089   | 18.5  | 876   | 18.7  | 13,989 | 25.4  |
|                 | 70세이상80세미만 | 3,015   | 51.3  | 2,173 | 46.3  | 25,924 | 47.1  |
|                 | 80세이상      | 1,773   | 30.2  | 1,640 | 35.0  | 15,112 | 27.5  |
|                 | 합계         | 5,877   | 100.0 | 4,689 | 100.0 | 55,025 | 100.0 |
| 주택<br>가격<br>25) | 2억원미만      | 3,625   | 61.8  | 2,213 | 47.2  | 16,281 | 29.7  |
|                 | 2억원이상4억원미만 | 1,857   | 31.7  | 1,638 | 34.9  | 25,634 | 46.8  |
|                 | 4억원이상9억원미만 | 384     | 6.5   | 837   | 17.9  | 12,820 | 23.4  |
|                 | 합계         | 5,866   | 100.0 | 4,688 | 100.0 | 54,735 | 100.0 |
| 지급<br>방식        | 대출상환방식     | 254     | 4.3   | 140   | 3.0   | 1,773  | 3.2   |
|                 | 중신방식       | 5,572   | 94.8  | 4,458 | 95.1  | 52,635 | 95.7  |
|                 | 확정방식       | 51      | 0.9   | 91    | 1.9   | 618    | 1.1   |
|                 | 합계         | 5,877   | 100.0 | 4,689 | 100.0 | 55,026 | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

24) 값이 없는 자료(null)가 아파트 연령 소그룹에서 1개가 발생하여 독신여부 및 지급방식 소그룹 자료의 합계와 차이가 난다.

25) 값이 없는 자료(null)가 다세대연립기타 주택가격 소그룹에서는 11개, 단독주택 주택가격 소그룹에서는 1개, 아파트 주택가격 소그룹에서는 291개가 발생하여 독신여부 및 지급방식 자료의 합계와 차이가 난다.



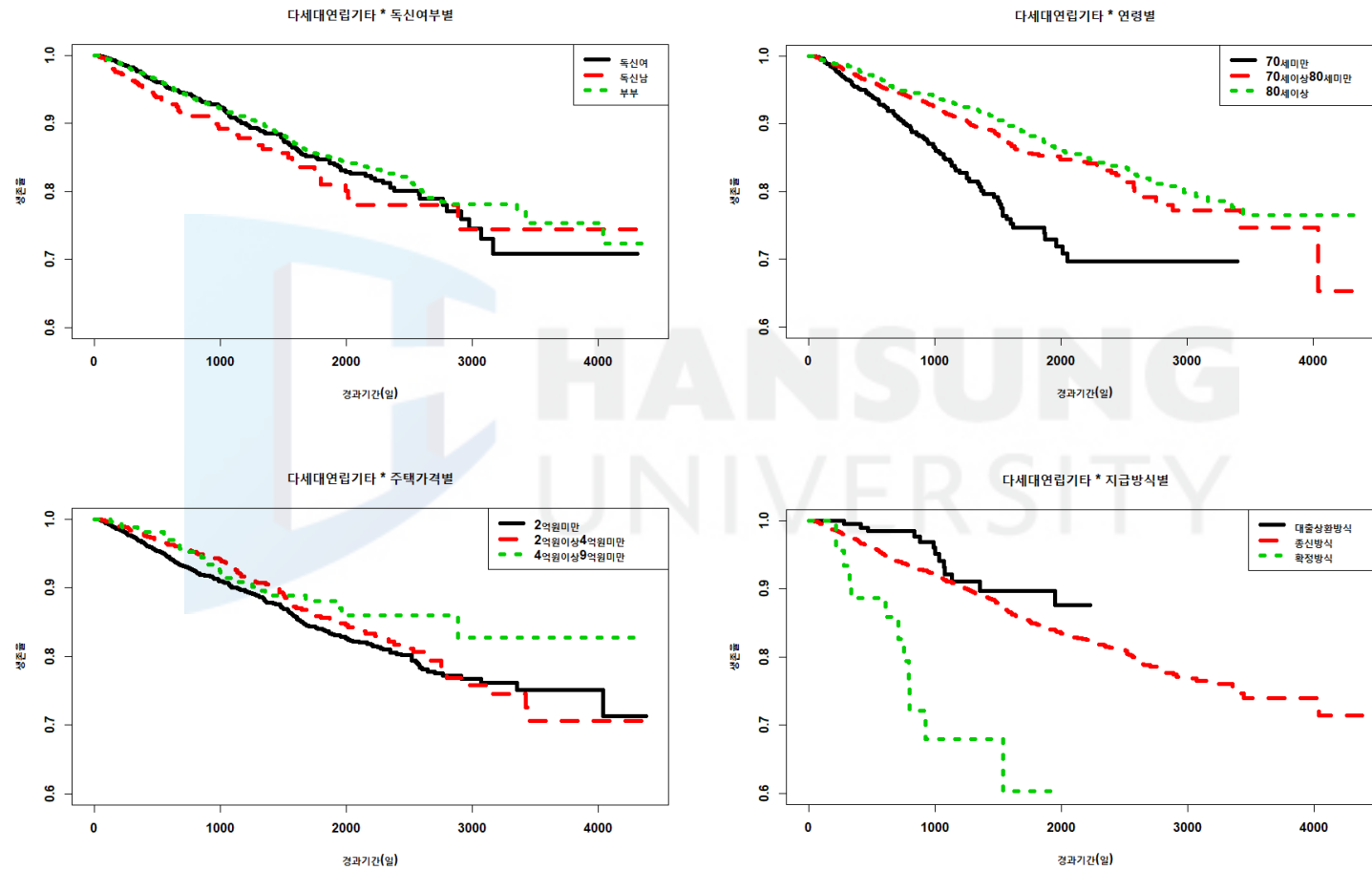
주택가격별 구성비를 보면 다세대연립기타와 단독주택은 2억원미만이 각각 61.8%, 47.2%로 가장 높은 반면, 아파트는 2억원이상4억원미만이 46.8%로 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 다세대연립기타의 4억원이상9억원미만 구성비는 6.5%에 불과하여 다세대연립기타의 경우 대부분이 4억원미만인 것을 확인할 수 있다. 지급방식의 경우 단독주택의 확정방식 구성비가 1.9%로 상대적으로 다른 유형의 확정방식보다 구성비가 높은 수준이다.

각 소그룹별 KM 생존율 곡선은 <그림 3-10>,<그림 3-11>,<그림 3-12>와 같다. 다세대연립기타의 경우 독신여부별로 보게 되면 독신남의 생존율이 가장 낮은 수준을 유지하다가 경과기간 약 3,000일을 지나면서 독신녀의 생존율이 독신남 생존율 보다 하락하는 모습을 보이고 있다. 주택가격별에서는 2억원이상4억원미만이 2억원미만보다 높은 생존율을 유지하다가 경과기간 약 2,800일을 지나면서 생존율이 더 낮아지는 모습을 볼 수 있다. 지급방식별에서는 확정방식이 경과기간 약 2,000일 만에 생존율 50% 수준으로 급격히 하락하는 것을 볼 수 있는데 확정방식의 구성비는 0.9% 정도여서 자료가 적기 때문에 발생하는 오류가 있을 수 있으므로 이를 염두에 두고 해석해야 한다.

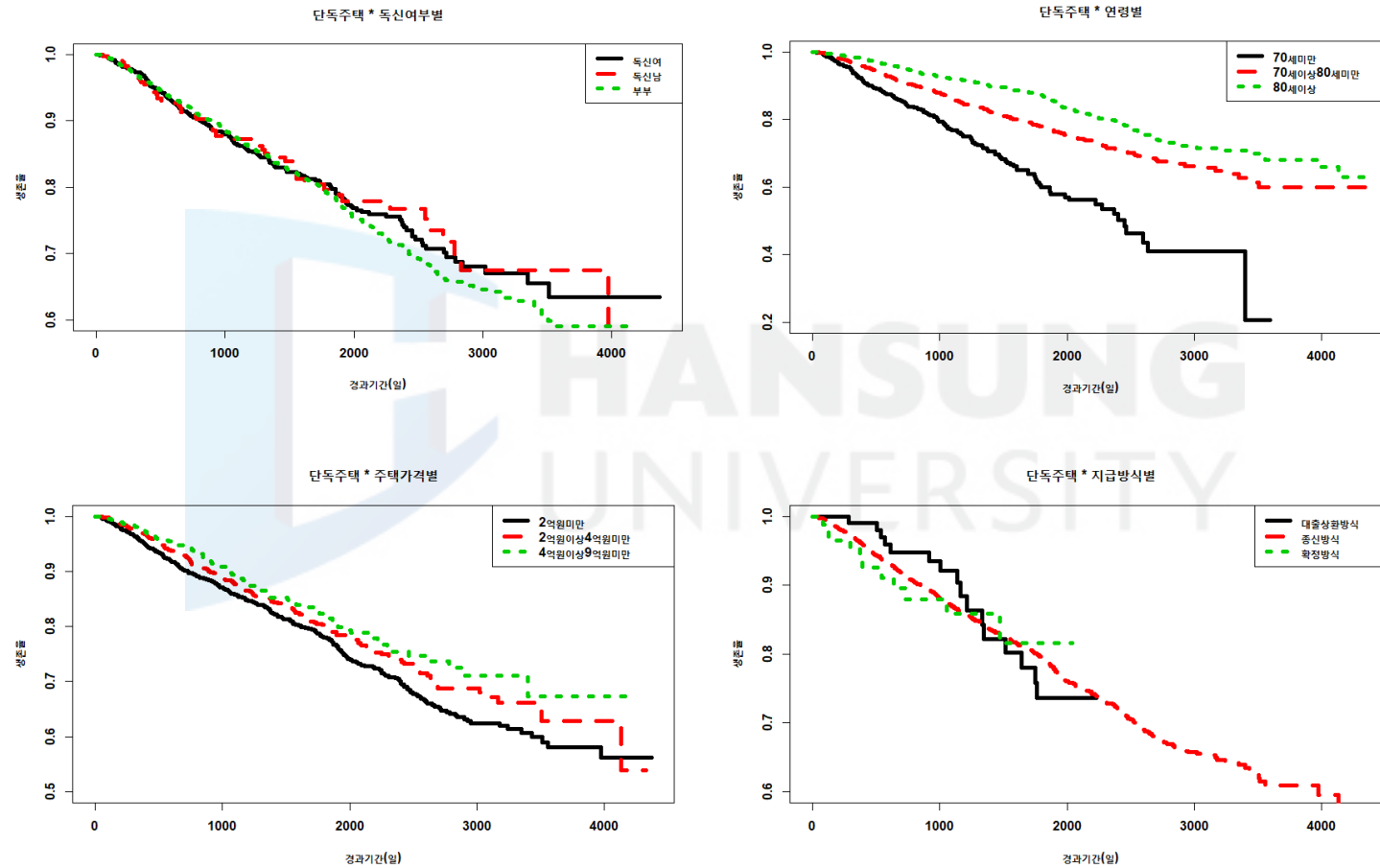
단독주택의 경우 독신여부별로는 독신녀, 독신남, 부부의 생존율이 비슷한 수준을 유지하다가 경과기간 약 2,000일을 지나면서 부부의 생존율이 가장 낮아지는 모습을 보이고 있다. 연령별에서는 70세미만 가입자의 생존율이 유난히 크게 떨어지는 것을 볼 수 있다. 경과기간 약 3,600일 정도 즉 약 10년이 지날 경우 생존율이 20% 수준으로 떨어져 모든 소그룹 중 가장 생존율이 떨어지는 그룹으로 나타났다. 주택가격별에서는 전체결과와는 다르게 2억원이상4억원미만의 생존율이 4억원이상9억원미만의 생존율보다 지속적으로 낮게 나타나는 모습을 보이고 있다. 지급방식별에서는 경과기간 초기에는 대출상환방식의 생존율이 가장 높으나, 경과기간 약 1,300일 정도를 지나면서 생존율이 급격하게 하락하여 그 이후로는 가장 낮은 생존율을 보이고 있다.

유동성이 높아 생존율이 낮을 것으로 예상되었던 아파트의 경우 주택가격별에서는 4억원이상9억원미만의 생존율이 2억원이상4억원미만보다 지속적으로 낮은 모습을 보이다가 경과기간 약 3,500일을 지나면서 2억원이상4억원미만의 생존율이 4억원이상9억원미만의 생존율보다 하락하는 모습을 보인다.

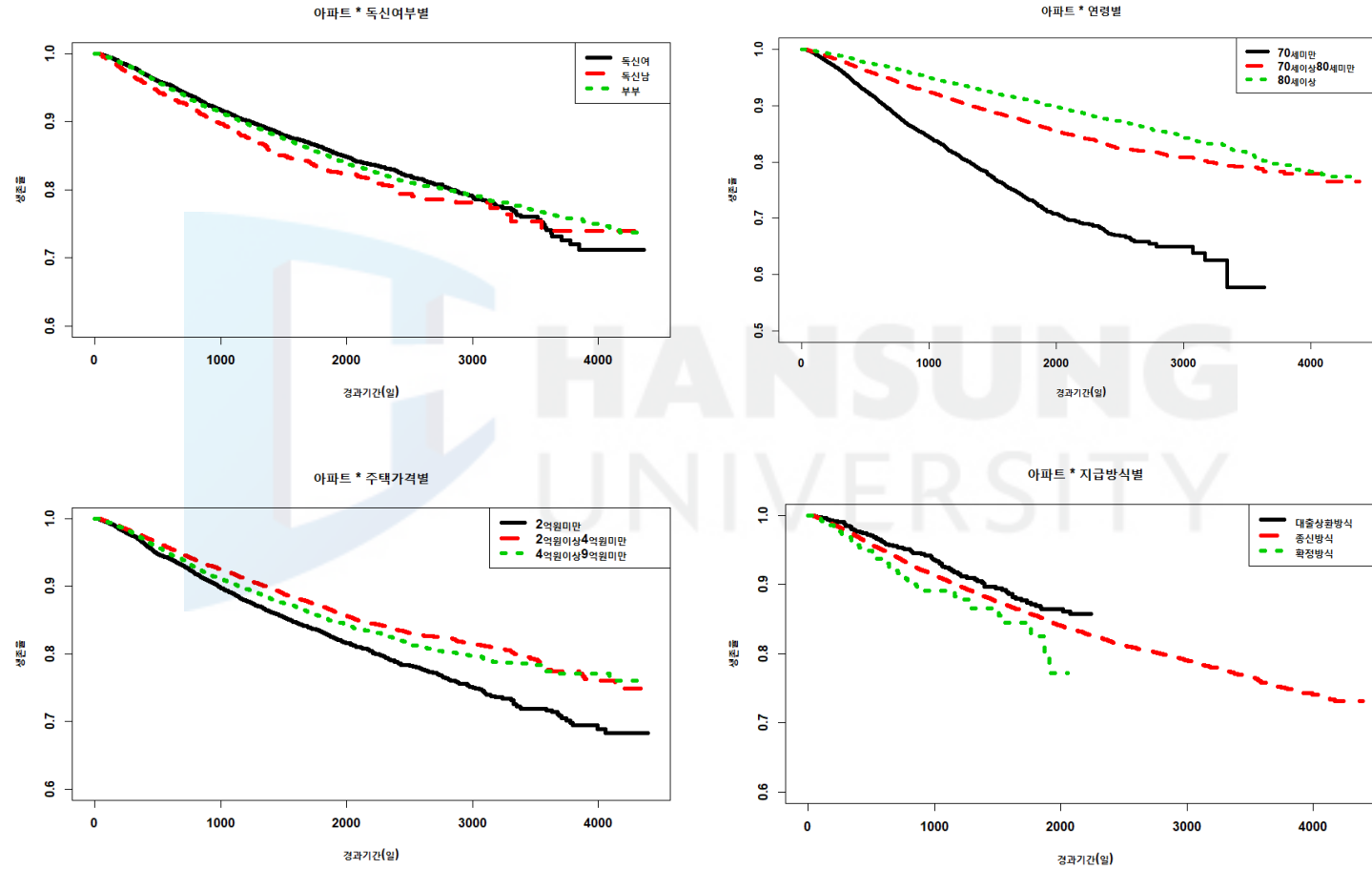
<그림 3-10> 다세대연립기타 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-11> 단독주택 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-12> 아파트 소그룹별 KM 생존율 그래프



Cox 비례위험 모형 분석결과는 <표 3-9>에서 보여주고 있다. 전체 결과와 비교했을 때 다른 부분은 다세대연립기타와 단독주택의 주택가격 변수인데 이 두 그룹에서는 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만보다 위험률이 높아서 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만 보다 중도해지가 다소 더 빠른 속도로 진행된다는 것을 알 수 있다. 그 외에 단독주택 그룹의 독신남은 독신녀보다도 위험률이 낮아 중도해지 속도가 더 느린 것으로 나타났다으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

확정방식인 다세대연립기타는 종신방식이나 대출상환방식의 다세대연립기타보다 위험률이 크게 높게 나와 가설과 일치하는 결과가 나왔다.

<표 3-9> 주택유형 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과

| 구분                          |                | 다세대연립기타 |              |           | 단독주택   |              |           | 아파트    |              |           |
|-----------------------------|----------------|---------|--------------|-----------|--------|--------------|-----------|--------|--------------|-----------|
|                             |                | coef    | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  |
| 독신여부<br>(기준:<br>독신녀)        | 독신남            | 0.153   | 1.165        | 0.292     | -0.074 | 0.929        | 0.614     | 0.167  | 1.182        | 0.004 *** |
|                             | 부부             | -0.112  | 0.894        | 0.235     | -0.092 | 0.912        | 0.283     | -0.063 | 0.939        | 0.040 **  |
| 연령<br>(기준:<br>70세<br>미만)    | 70세이상<br>80세미만 | -0.655  | 0.520        | 0.000 *** | -0.753 | 0.471        | 0.000 *** | -0.832 | 0.435        | 0.000 *** |
|                             | 80세이상          | -0.869  | 0.419        | 0.000 *** | -1.252 | 0.286        | 0.000 *** | -1.238 | 0.290        | 0.000 *** |
| 주택가격<br>(기준:<br>2억원<br>미만)  | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.215  | 0.806        | 0.029 **  | -0.296 | 0.744        | 0.000 *** | -0.441 | 0.643        | 0.000 *** |
|                             | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.435  | 0.647        | 0.026 **  | -0.480 | 0.619        | 0.000 *** | -0.368 | 0.692        | 0.000 *** |
| 지급방식<br>(기준:<br>대출상환<br>방식) | 종신방식           | 0.616   | 1.852        | 0.029 **  | 0.321  | 1.378        | 0.208     | 0.378  | 1.459        | 0.000 *** |
|                             | 확정방식           | 1.600   | 4.952        | 0.000 *** | 0.024  | 1.024        | 0.951     | 0.312  | 1.366        | 0.052 *   |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

#### 4. 주택가격 소그룹별 생존분석

<표 3-10>과 같이 주택가격 소그룹 중 독신여부별로 구성비를 살펴보면 모든 가격대에서 부부의 비중이 가장 높고 주택가격이 높을수록 부부의 비중은 점점 더 높아지는데 독신녀의 경우 2억원미만에서 42.9%를 차지하여 부부와 비슷한 수준의 구성비를 차지하고 있다. 연령별 구성비를 보면 모든 가격대에서 70세이상80세미만이 가장 높은 구성비를 차지하고 있고, 70세미만은 주택가격이 높을수록 구성비가 증가하고, 80세이상은 주택가격이 높을수록 구성비가 감소한다는 것을 알 수 있다.

<표 3-10> 주택가격 소그룹별 기초 통계

(단위: 건, %)

| 구분        |            | 2억원미만  |       | 2억원이상4억원미만 |       | 4억원이상9억원미만 |       |
|-----------|------------|--------|-------|------------|-------|------------|-------|
|           |            | 빈도     | 구성비   | 빈도         | 구성비   | 빈도         | 구성비   |
| 독신<br>여부  | 독신녀        | 9,500  | 42.9  | 8,604      | 29.5  | 3,315      | 23.6  |
|           | 독신남        | 2019   | 9.1   | 1,664      | 5.7   | 665        | 4.7   |
|           | 부부         | 10,600 | 47.9  | 18,861     | 64.7  | 10,061     | 71.7  |
|           | 합계         | 22,119 | 100.0 | 29,129     | 100.0 | 14,041     | 100.0 |
| 연령<br>26) | 70세미만      | 3,470  | 15.7  | 7,757      | 26.6  | 4,602      | 32.8  |
|           | 70세이상80세미만 | 10,368 | 46.9  | 14,283     | 49.0  | 6,324      | 45.0  |
|           | 80세이상      | 8,281  | 37.4  | 7,088      | 24.3  | 3,115      | 22.2  |
|           | 합계         | 22,119 | 100.0 | 29,128     | 100.0 | 14,041     | 100.0 |
| 주택<br>유형  | 다세대연립기타    | 3,625  | 16.4  | 1,857      | 6.4   | 384        | 2.7   |
|           | 단독주택       | 2,213  | 10.0  | 1,638      | 5.6   | 837        | 6.0   |
|           | 아파트        | 16,281 | 73.6  | 25,634     | 88.0  | 12,820     | 91.3  |
|           | 합계         | 22,119 | 100.0 | 29,129     | 100.0 | 14,041     | 100.0 |
| 지급<br>방식  | 대출상환방식     | 576    | 2.6   | 1,045      | 3.6   | 538        | 3.8   |
|           | 중신방식       | 21,251 | 96.1  | 27,738     | 95.2  | 13,387     | 95.3  |
|           | 확정방식       | 292    | 1.3   | 346        | 1.2   | 116        | 0.8   |
|           | 합계         | 22,119 | 100.0 | 29,129     | 100.0 | 14,041     | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

26) 값이 없는 자료(null)가 2억원이상4억원미만 연령 소그룹에서 1개가 발생하여 독신여부, 주택유형, 지급방식 자료의 합계와 차이가 난다.

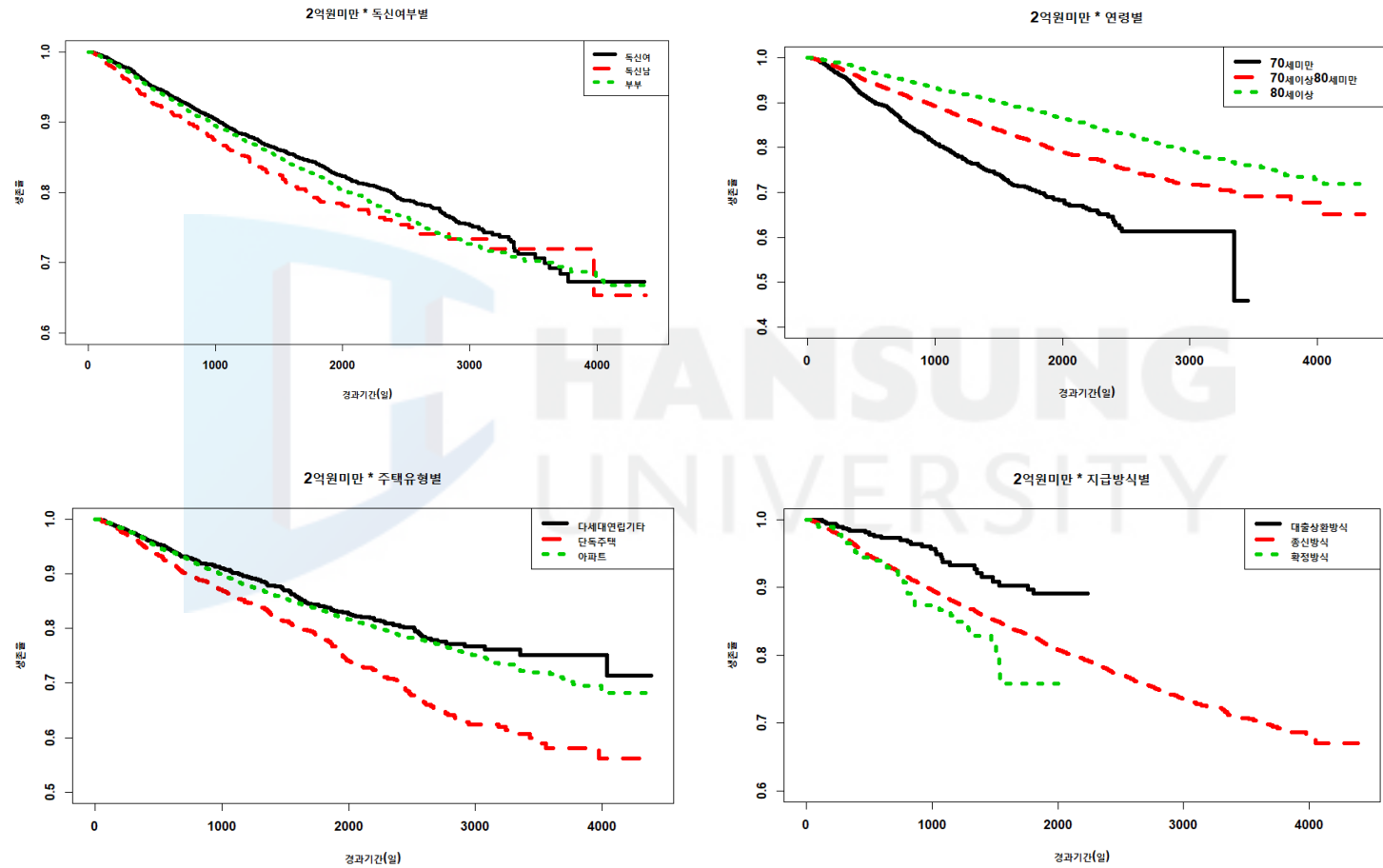
주택유형별 구성비를 보면 2억원미만에서는 다세대연립기타와 단독주택의 구성비가 각각 16.4%, 10.0%이나 가격대가 상승할수록 비중이 줄어들어 4억원미만9억원이상에서는 다세대연립기타와 단독주택의 구성비가 각각 2.7%, 6.0%가 된다. 지급방식별 구성비를 보면 모든 가격대에서 종신방식이 대부분을 차지하고 있는데, 대출상환방식은 주택가격이 증가할수록 구성비가 소폭 증가하고, 확정방식은 주택가격이 증가할수록 구성비가 소폭 감소하고 있다.

각 소그룹별 KM 생존율 곡선은 <그림 3-13>,<그림 3-14>,<그림 3-15>와 같다. 2억원미만의 경우 독신여부별로 보게 되면 독신남의 생존율이 가장 낮게 유지되다가 경과기간 약 2,800일을 지나면서 부부의 생존율이 독신남보다 더 낮아지게 된다. 독신녀의 생존율이 가장 높게 유지되다가 경과기간 약 3,300일 정도를 지나면서 하락하는 모습을 보이고 있다. 연령별에서 70세미만의 경우 생존율이 가파르게 하락하다가 경과기간 3,000일 정도가 지나면 생존율이 50% 수준 이하로 떨어지게 되는데 이는 가장 월지급금이 적어 주택연금 상품에 불만족이 큰 그룹이기 때문일 것으로 추측된다. 주택유형별에서는 단독주택의 생존율이 지속적으로 가장 낮고, 아파트의 생존율이 다세대연립기타보다 생존율이 지속적으로 낮게 유지된다. 지급방식에서는 확정방식의 생존율이 가장 낮게 유지된다.

2억원이상4억원미만의 경우 독신여부별로는 생존율이 큰 차이가 없이 비슷한 수준으로 유지된다. 주택유형별로는 다세대연립기타의 생존율이 아파트보다 높게 유지되다가 경과기간 약 1,500일이 지나면서 생존율이 아파트보다 낮아진다. 지급방식별로는 확정방식의 생존율이 가장 낮게 유지되고, 대출상환방식과 종신방식의 생존율은 비슷한 수준을 유지한다.

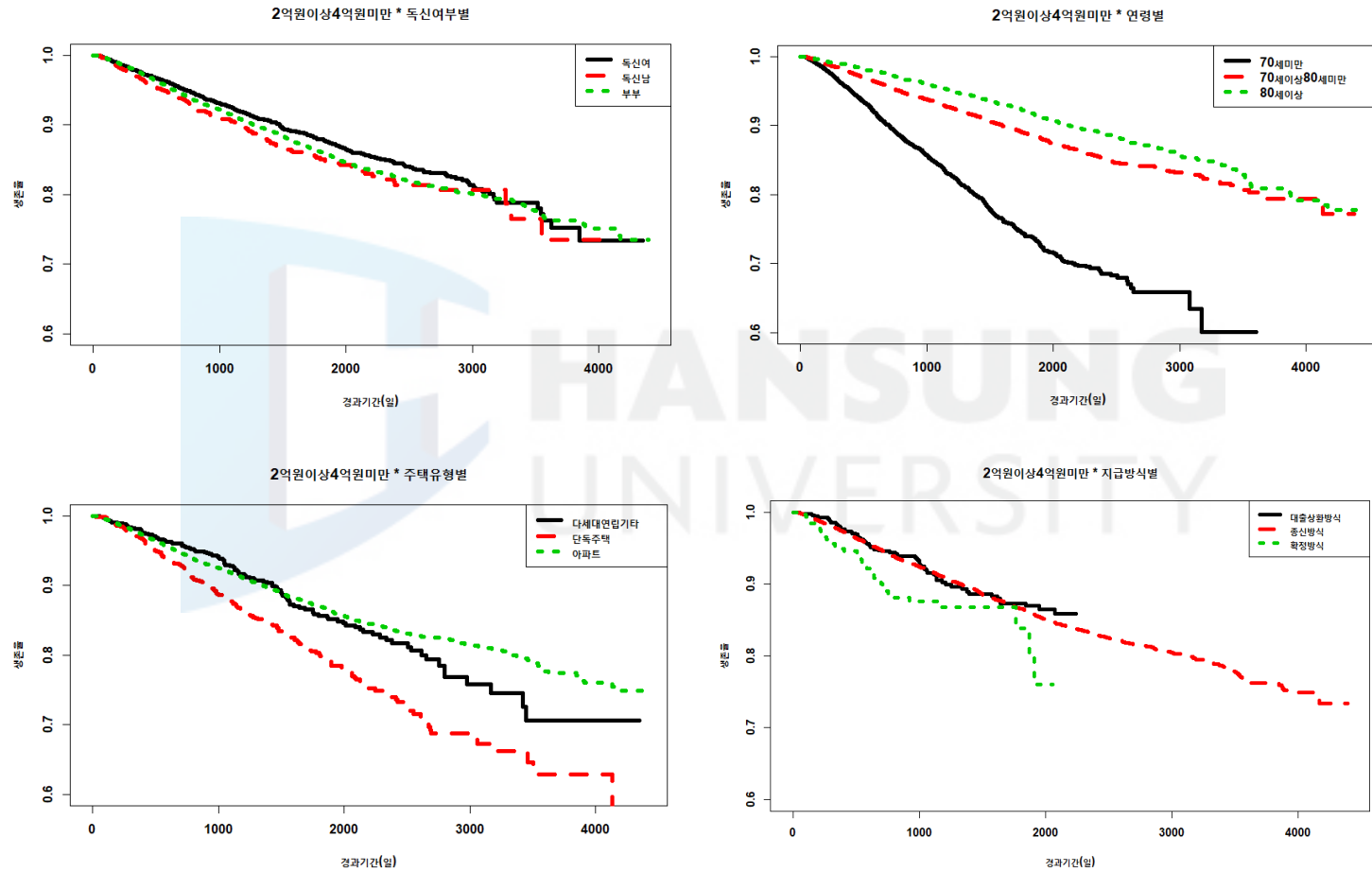
4억원이상9억원미만의 경우 독신여부별로는 경과기간이 약 700일을 지나면서 약 2,800일까지 독신남의 생존율이 가장 높게 유지된다는 것이 특징적이다. 주택유형별로는 단독주택의 생존율이 아파트보다 높게 유지되다가 경과기간 약 1,000일을 지나면서 생존율이 아파트보다 급격히 낮아지게 된다. 지급방식별로는 대출상환방식이 높은 생존율을 보이다가 경과기간 1,200일 정도가 지나면서 급격히 생존율이 하락하여 지급방식 중에서 가장 낮은 생존율을 유지한다.

<그림 3-13> 2억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프

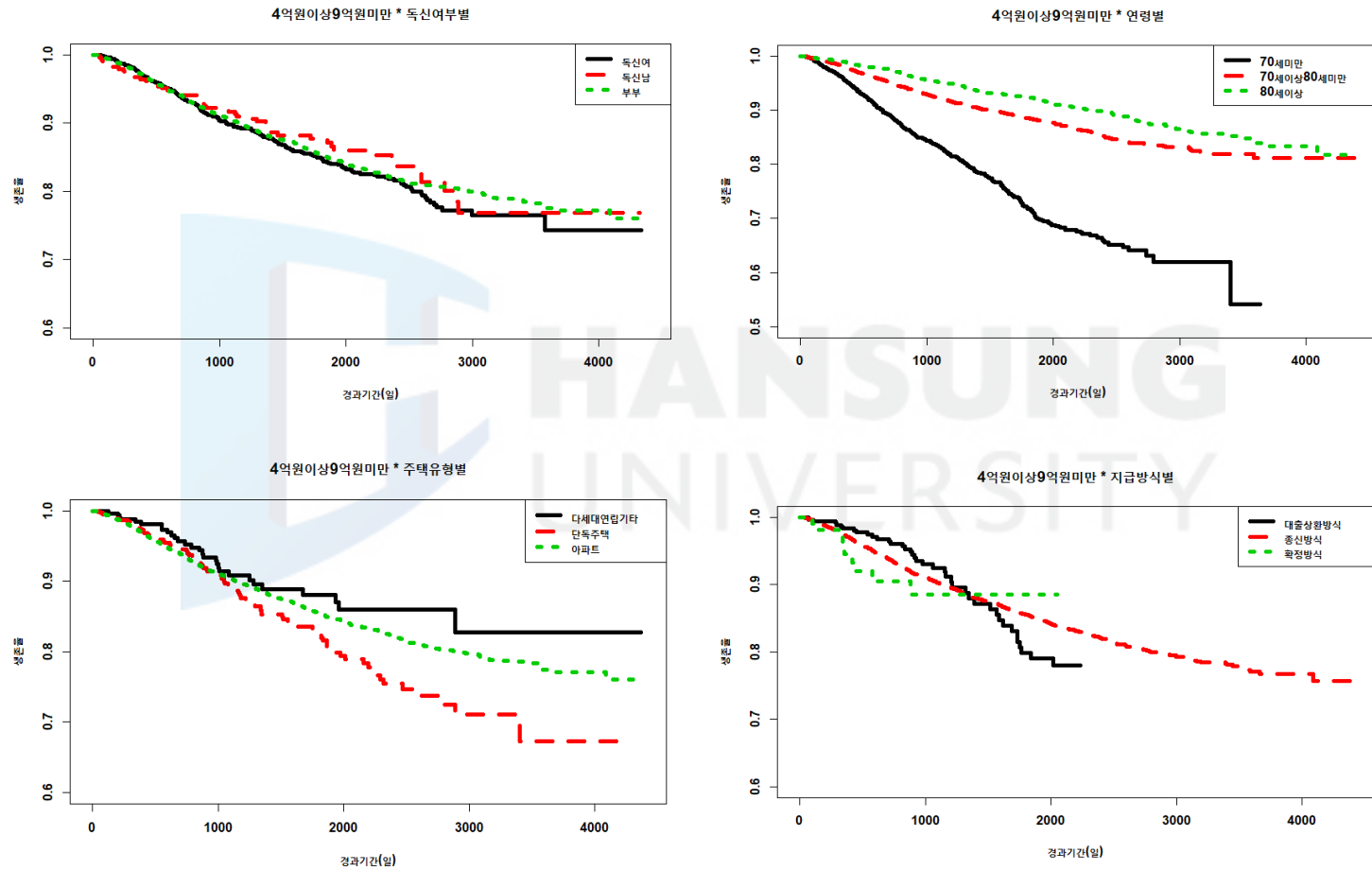




<그림 3-14> 2억원이상4억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프



<그림 3-15> 4억원이상9억원미만 소그룹별 KM 생존율 그래프



Cox 비례위험 모형 분석결과는 <표 3-11>에서 보여주고 있다. 전체 결과와 비교했을 때 다른 부분은 4억원이상9억원미만의 독신남이 독신녀보다 위험률이 낮았으나 통계적으로 유의하지는 않았다는 것과 2억원미만의 아파트가 다세대연립기타보다 통계적으로 유의하게 위험률이 높게 나온 것이다.

<표 3-11> 주택가격 소그룹별 Cox 비례위험모형 분석 결과

| 구분                           |                | 2억원미만  |              |           | 2억원이상 4억원미만 |              |           | 4억원이상 9억원미만 |              |           |
|------------------------------|----------------|--------|--------------|-----------|-------------|--------------|-----------|-------------|--------------|-----------|
|                              |                | coef   | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef        | Hazard Ratio | Pr(> z )  | coef        | Hazard Ratio | Pr(> z )  |
| 독신여부<br>(기준:<br>독신녀)         | 독신남            | 0.186  | 1.204        | 0.006 *** | 0.167       | 1.182        | 0.057 .   | -0.106      | 0.900        | 0.449     |
|                              | 부부             | -0.017 | 0.983        | 0.674     | -0.040      | 0.961        | 0.377     | -0.303      | 0.739        | 0.000 *** |
| 연령<br>(기준:<br>70세<br>미만)     | 70세이상<br>80세미만 | -0.586 | 0.557        | 0.000 *** | -0.920      | 0.399        | 0.000 *** | -0.958      | 0.384        | 0.000 *** |
|                              | 80세이상          | -1.051 | 0.350        | 0.000 *** | -1.239      | 0.290        | 0.000 *** | -1.386      | 0.250        | 0.000 *** |
| 주택유형<br>(기준:<br>다세대<br>연립기타) | 단독주택           | 0.505  | 1.657        | 0.000 *** | 0.477       | 1.611        | 0.000 *** | 0.560       | 1.750        | 0.008 *** |
|                              | 아파트            | 0.097  | 1.102        | 0.085 *   | -0.077      | 0.926        | 0.367     | 0.241       | 1.273        | 0.199     |
| 지급방식<br>(기준:<br>대출상환<br>방식)  | 중신방식           | 0.850  | 2.339        | 0.000 *** | 0.268       | 1.308        | 0.023 **  | 0.205       | 1.227        | 0.204     |
|                              | 확정방식           | 0.790  | 2.204        | 0.001 *** | 0.371       | 1.449        | 0.065 *   | 0.054       | 1.055        | 0.885     |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

## 제 4 절 소 결

본 연구에서는 주택연금 가입자를 유형별로 분류하여 생존분석을 실행하였는데 그 결과를 요약하면 다음과 같다. Cox 비례위험분석 결과 독신여부 변수에서는 ‘부부<독신녀<독신남’의 순서로 위험률이 높아 가설과 일치했다.

주택유형 변수에서는 유동성이 좋은 아파트가 가장 위험률이 높을 것이라는 가설과 다르게 단독주택의 위험률이 가장 높았으며, 아파트와 다세대연립기타는 통계적으로 유의미한 순서를 정할 수 없었다. 이는 일반적으로 단독주택의 주택가격이 아파트보다 낮아 월지급금이 작으므로 이에 불만족하는 가입자가 주택가격 상승 시 자산 가치 상승분을 실현하기 위해 적극적으로 중도해지를 하는 것이기 때문인 것으로 추측할 수 있다.

연령 변수에서는 가설과 일치하게 ‘80세이상<70세이상80세미만<70세미만’ 순으로 젊을수록 위험률이 높았는데 이는 연령이 젊을수록 주택가격 상승 시 증가한 자산 가치를 활용할 수 있는 기간이 길기 때문인 것으로 추측할 수 있다.

주택가격 변수에서는 가설과 동일하게 2억원미만이 가장 위험률이 높았던 반면 가설과 다르게 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 위험률이 높았는데 이는 대출한도 5억원의 규제로 인해 월지급금에 불만을 가질 수 있는 고가 주택 소유자들이 주택가격 상승 시 적극적으로 중도해지를 선택하기 때문인 것으로 추정된다.

지급방식 변수에서는 가설과 같이 대출상환방식의 위험률이 가장 낮았으나, 종신방식과 확정방식은 위험률이 거의 비슷한 수준으로 나타났다. 직계존비속동거여부 변수는 통계적으로 의미 있는 변수가 아님이 밝혀졌는데 이는 직계비속 동거의 경우는 가설과 같이 될 수 있으나 직계존속 동거의 경우는 상속·증여의 동기가 없어 중도해지의 영향이 없을 수 있는 효과가 혼재되어 나타나는 결과라고 추측할 수 있다.

이상의 결과를 바탕으로 독신여부, 주택유형, 연령, 주택가격 변수를 기준으로 하여 그룹별로 생존분석을 한 후 전체 결과와 다른 행동유형을 보이는 소그룹이 있는지를 분석하여 보았는데, KM 생존율 분석 결과 단독주택을 소

유하고 있는 70세미만 소그룹이 경과기간이 10년이 지나면 생존율이 약 20% 수준으로 하락하여 소그룹 중 가장 생존율이 낮은 그룹으로 나타났다.

Cox 비례위험모형 분석 결과 독신여부 변수 중 독신남과 부부 그룹에서, 주택유형 변수 중 다세대연립기타와 단독주택 그룹에서, 그리고 연령 변수 중 80세이상 그룹에서 주택가격 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만 보다 위험률이 높게 나와 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 위험률이 높게 나타나는 전체 결과와는 다른 결과가 나오는 그룹임을 확인하였다.

본 연구의 한계점으로는 Cox 비례위험분석 시 중도해지에 중요한 영향을 미치는 누적주택가격상승률 변수를 사용하지 않았다는 점이다. 이는 누적주택가격상승률이 시간종속형변수(time dependent variable)이므로 Cox 비례위험분석 시 확장 Cox 모형을 사용하여야하기 때문에 본 연구에서는 다루지 못했다.

그럼에도 불구하고 본 연구를 통해 가질 수 있는 시사점은 위험률이 가장 높은 소그룹이 ‘단독주택을 보유한 70세미만’ 가입자라는 것을 발견하였기 때문에 이러한 소그룹에 속하는 가입자의 손실을 미리 예방할 수 있다는 점이다. 즉 이러한 소그룹에 속하는 가입자는 주택가격 상승 시 행동경제학에서 말하는 근시안(myopic)적인 행동으로 인해 장기적이고 종합적인 사고를 거치지 않고 충동적으로 중도해지를 선택할 가능성이 크므로, 주택연금 가입을 위한 상담 단계에서 주택연금 상품에 대해 특별히 더 자세한 설명을 해줄 필요가 있다고 하겠다. 주택연금은 장기적으로 가입을 유지하는 가입자에게 유리한 상품이 지 중도에 해지하겠다는 생각을 가지고 있는 가입자에게는 유리한 상품이 아니기 때문이다. 또한, 소그룹별로 세분하여 분석한 생존율과 위험률 자료는 장기적인 주택연금 자산건전성 유지를 위한 기초자료로 쓰일 수 있을 것이다.

## 제 4 장 주택가격상승률에 대한 중도해지 원인 분석

### 제 1 절 연구가설과 분석모형

#### 1. 연구가설

주택의 가치는 사용 가치와 자산 가치로 나눌 수 있다. 사용 가치는 주택에 실제로 거주하면서 주택을 이용하는 가치이고, 자산 가치는 주택을 보유함으로써 가격이 상승함에 따른 이익을 볼 수 있는 자산으로서의 가치를 말한다. 주택연금 상품이 출시되기 전까지는 주택에 거주하여 주택의 사용가치를 누리면서 동시에 주택의 자산 가치를 활용하여 현금으로 사용할 수 있는 방법이 없었다. 그런데 주택연금 상품이 출시됨으로써 이제는 주택의 사용 가치와 자산 가치를 동시에 활용할 수 있게 된 것이다.

주택연금에 가입한다는 것은 가입자가 주택의 자산 가치를 사후에 자녀에게 상속하는 대신 가입자가 살아있는 동안 본인이 사용하겠다고 선택하는 의사결정이라고 볼 수 있다. 따라서 이러한 관점으로 본다면 주택연금 가입자가 중도해지를 한다는 것은 주택의 자산 가치를 주택연금 이외의 다른 방법으로 본인이 사용하거나 아니면 증여 또는 상속의 방법으로 자녀가 사용하도록 선택하는 의사결정이라고 볼 수 있다.

그렇다면 가입자는 왜 중도해지를 선택하는 것일까? 주택연금에서 가입자가 중도해지를 하는 이유로는 리파이낸싱(refinancing), 이사, 목돈 필요, 그리고 상속·증여 및 투자로 나눌 수가 있는데 이 중 목돈 필요를 제외한 리파이낸싱, 이사, 상속·증여 및 투자 이렇게 세 가지는 주택가격 상승률과 연관되어 있다. 주택가격상승률이 높으면 가격 상승으로 인한 자산 가치 증가분을 실현시키고 싶기 때문에 리파이낸싱, 이사, 상속·증여 및 투자 목적으로 중도해지를 선택한다고 볼 수 있는 것이다.

그래서 이번 장에서는 먼저 주택가격상승률이 주택연금 중도해지에 영향을 미치는 지를 검증해 보고, 영향을 미친다면 어떤 유형의 가입자가 주택가

격상승률에 민감하게 반응하는지를 살펴볼 것이다. 그리고 중도해지의 원인이 무엇인지를 분석해보려고 한다.

우리나라는 주택연금 자산의 건전성 유지를 위해 리파이낸싱을 제한하고 있다. 2012.10.29.일자로 해지 후 재가입을 5년간 금지하는 규제정책을 도입하였고, 2015.9.25.일자로 해지 후 재가입을 3년간 금지하는 것으로 규제정책을 다소 완화한바 있다. 따라서 리파이낸싱 목적의 중도해지는 없거나 있더라도 상당히 적을 것으로 예상되므로 이를 무시할 수 있을 것이다. 그렇다면 주택가격 상승 시 중도해지가 증가하는 이유로는 이사 목적이거나 상속·증여 및 투자 목적 때문이라고 해석 할 수 있을 것이다.

이사의 경우에는 다시 두 가지 목적으로 나눌 수 있는 데 첫째는 순수하게 거주지를 이전하기 위한 목적이다. 예를 들자면 서울에서 살 던 가입자가 자녀가 살고 있는 경기도로 이사하는 경우이다. 두 번째는 주택가격 상승으로 인한 자산 가치 증가분을 실현하기 위한 목적으로 이사를 선택하는 경우이다. 왜냐하면 중도해지를 실행하기 위해서는 기존의 대출 잔액을 모두 상환하여야 하는데 보통은 대출 잔액을 상환할 자금이 없어서 담보주택을 매매하여 대출 잔액을 상환하고 남은 자금을 활용하여 새로운 주택으로 이사를 가야하기 때문이다.

그런데 우리나라는 거주지 이전을 위한 이사는 허용을 해주고 있기 때문에 이러한 첫 번째 목적을 위해서는 중도해지를 선택할 필요가 없다. 따라서 외국처럼 주택연금의 중도해지 원인으로 이사가 포함되기 위해서는 이사의 두 번째 목적인 이사를 통해 주택가격 상승으로 인한 자산 가치 증가분을 실현하려는 가입자가 존재하여야 하는데 과연 이러한 이사 목적 중도해지가 존재하는 지는 불분명하다. 그래서 이번 장에서는 이를 검증해보고자 한다.

또한 이와 더불어 중도해지의 다른 원인인 상속·증여 및 투자목적 중도해지가 주택가격 상승 시 중도해지가 증가하는 원인이 될 수 있는지도 살펴 보려고 한다.

이번 장의 연구가설을 정리하면 <표 4-1>과 같다.

<표 4-1> 주택가격상승률에 대한 민감도와 중도해지 원인 분석에 대한 연구가설

| 분석 목적 및 분류                 |            |      | 연구가설                                       |
|----------------------------|------------|------|--------------------------------------------|
| 주택가격상승률 변수의 유의성            |            |      | 주택가격상승률이 높을수록 중도해지가 상승할 것이다                |
| 주택가격<br>상승률에<br>대한<br>민감도  | 가입자<br>특성  | 독신여부 | 부부보다는 독신이 주택가격상승률에 대한 정(+)의 민감도가 높을 것이다    |
|                            |            | 연령   | 젊을수록 주택가격상승률에 대한 정(+)의 민감도가 높을 것이다         |
|                            | 담보주택<br>특성 | 주택유형 | 유동성이 높은 아파트가 주택가격상승률에 대한 정(+)의 민감도가 높을 것이다 |
|                            |            | 주택가격 | 주택가격이 낮을수록 주택가격상승률에 대한 정(+)의 민감도가 높을 것이다   |
|                            | 상품특성       | 지급방식 | 확정방식이 주택가격상승률에 대한 정(+)의 민감도가 높을 것이다        |
| 주택가격 상승 시 중도해지가<br>증가하는 원인 |            |      | 가설 1 : 이사는 중도해지의 원인이 아닐 것이다.               |
|                            |            |      | 가설 2 : 상속·증여 및 투자 목적이 중도해지의 원인일 것이다.       |

## 2. 분석모형과 분석자료

주택가격 상승에 따른 이사 동기나 주택가격상승률에 대한 가입자의 특성에 따라 중도해지 확률이 달라지므로 종속변수가 두 범주를 갖는 경우 어떤 사건이 일어날 확률을 추정하는 데 쓰이는 통계기법인 로지스틱 회귀분석을 사용하였고<sup>27)</sup> 수식은 (식 4.1), (식 4.2), (식 4.3)과 같다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta X \quad (\text{식 4.1})$$

27) 통계패키지로는 R Studio(version 3.6.0)를 사용하였다.



$$\frac{p}{1-p} = \exp^{(\alpha+\beta X)} \quad (\text{식 4.2})$$

$$p = \frac{\exp^{(\alpha+\beta X)}}{1 + \exp^{(\alpha+\beta X)}} \quad (\text{식 4.3})$$

$p$ 는 중도해지 확률,  $X$ 는 독립변수,  $\beta$ 는 회귀계수라고 할 때 로지스틱 회귀분석에서는 종속변수가 양의 무한대에서 음의 무한대 값을 갖게 하기 위해 (식 4.1)과 같이  $\ln(\frac{p}{1-p})$ 를 종속변수로 사용한다. (식 4.2)의  $\frac{p}{1-p}$ 는 오즈(odds)라고 하며 주택연금을 유지할 확률인  $1-p$  대비 중도해지할 확률인  $p$ 의 비율을 말한다. 결국 주택연금을 중도해지할 확률인  $p$ 는 (식 4.3)으로 구할 수 있다. (여지은, 2000)

2007.7월부터 2019.7.31.일까지 공급된 자료 중 약정철회와 미실행해지 및 거래가 제한적인 노인복지주택을 제외한 65,592건을 대상으로 분석하였는데, 분석에 사용한 설명변수와 작성기준은 <표 4-2>와 같다. 종속변수로는 중도해지=1, 유지=0을 갖는 더미변수를 사용하였고 사망해지는 제외하였다.

첫째, 가입자 특성, 담보주택 특성, 상품 특성 변수로는 제3장에서 생존분석 결과 통계적으로 유의하게 나온 5개 변수 즉, 독신여부, 연령, 주택유형, 주택가격, 지급방식을 사용하였다. 독신여부 변수에서는 독신녀, 연령 변수에서는 70세미만, 주택유형 변수에서는 다세대연립기타, 주택가격에서는 2억원 미만, 지급방식에서는 대출상환방식이 기준이다.

연령 변수의 경우 중도해지 데이터는 해지시점을 기준으로 부부 중 연소자의 연령을 측정하였고, 유지 데이터는 2019.7.31.일을 기준으로 부부 중 연소자의 연령을 측정하였다.

둘째, 해외연구에서는 주택가격상승률이 중도해지에 영향을 미치는 중요한 변수인데 우리나라에서도 과연 그러한지 알아보기 위하여 주택가격상승률 변수로 세 가지 종류를 사용하였다. 먼저 개별 담보주택에 대하여 가입 시점부터 해지 시점까지 한국감정원의 시세를 추적함으로써 누적주택가격상승률을

계산하였는데, 약 84%의 비중을 차지하는 시세 있는 아파트가 여기에 해당된다. 나머지 한국감정원 시세가 없는 주택의 경우 KB 시군구 매매종합지수를 사용하여 지수의 상승률로 대체하였다.

<표 4-2> 설명변수 분석 및 작성기준

| 구분              | 의미                         | 변수명                                       | 분석 및 작성 기준                                                |
|-----------------|----------------------------|-------------------------------------------|-----------------------------------------------------------|
| 가입자<br>특성       | 독신<br>여부                   | 독신녀                                       | 독신녀 기준                                                    |
|                 |                            | 독신남                                       |                                                           |
|                 |                            | 부부                                        |                                                           |
|                 | 연령                         | 70세미만<br>70세이상<br>80세미만<br>80세이상          | 해지당시 부부 중 최연소자<br>연령을 기준. 70세미만이 기준.                      |
| 담보주택<br>특성      | 주택유형                       | 다세대연립기타                                   | 다세대연립기타 기준                                                |
|                 |                            | 단독주택                                      |                                                           |
|                 |                            | 아파트                                       |                                                           |
|                 | 주택<br>가격                   | 2억원미만<br>2억원이상<br>4억원미만<br>4억원이상<br>9억원미만 | 2억원미만이 기준                                                 |
| 상품 특성           | 지급방식                       | 대출상환방식<br>중신방식<br>확정방식                    | 대출상환방식이 기준                                                |
| 주택<br>가격<br>상승률 | 개별<br>담보<br>주택<br>상승률      | 누적주택가격<br>상승률(개별)                         | 한국감정원 시세로 개별담보주택<br>가격 추정 $(P_1 - P_0)/P_0$               |
|                 |                            | 연평균<br>주택가격상승률(개별)                        | 기하평균 사용<br>$\sqrt[n]{\left(\frac{P_1 - P_0}{P_0}\right)}$ |
|                 | 시군구 지수<br>상승률              | 누적주택가격<br>상승률(시군구)                        | KB 매매종합지수 시군구                                             |
| 이사<br>목적        | 개별주택과 동일<br>시군구 주택과의<br>차이 | 동일 시군구<br>누적주택가격<br>상승률과의 차이              | 누적주택가격상승률(개별) -<br>누적주택가격상승률(시군구)                         |
|                 |                            | 동일 시군구 주택가격<br>증양값 대비 비율                  | 최근주택가격(개별) /<br>최근 KB 시군구 주택가격 증양값                        |
| 상속·증여<br>및 투자목적 | 주택가격 대비<br>대출잔액 비율         | Current LTV                               | 최근 대출잔액 /<br>최근 주택가격(개별)                                  |
|                 | 전국 주택가격<br>증양값 대비 비율       | 전국 주택가격 증양값<br>대비 비율                      | 최근주택가격(개별) /<br>최근 KB 전국 주택가격 증양값                         |

그리고 개별 담보주택의 시세를 추적하여 계산하되 누적상승률이 아닌 연평균상승률도 변수로 사용하여 보았다. 연평균을 계산할 때는 기하평균을 사용하였다. 마지막으로 기존 연구에서 주로 사용하였던 KB 시군구 매매종합지수를 사용한 누적주택가격상승률도 변수로 사용하여 개별주택의 상승률 변수와 방향에서 차이가 나는 지 비교해 보았다.

중도해지 원인을 분석하기 위해 가설 검증에 사용한 변수는 다음과 같다. 첫째, 해외연구에서는 해지의 사유로 사망(Mortality), 리파이낸싱(Refinancing), 이사(Mobility) 이렇게 세 가지를 분류하고 있으므로 해지를 크게 사망해지와 중도해지로 나눈다면 중도해지의 원인으로는 리파이낸싱과 이사가 있겠다. 그런데 우리나라는 앞에서 언급한 바와 같이 미국과 다르게 해지 후 재가입금지 기간을 5년으로 설정하였다가 지금은 다소 완화하여 3년으로 설정해 두고 있으므로, 3년이라는 불확실성이 있어서 리파이낸싱을 위해 중도해지를 선택한다고는 보기 힘들다. 그렇다면 중도해지 원인은 주로 이사에 의한 것이라고 할 수 있겠다.

그러나 우리나라는 미국과는 다르게 이사를 허용해주고 있기 때문에 이사 목적 중도해지도 미국만큼 크지는 않을 것이라고 예상된다. 왜냐하면 단지 주거지를 이동하기 원하는 거라면 중도해지를 하지 않고서라도 이동이 가능하기 때문이다. 미국은 날씨가 추운 북부지방에 거주하는 고령자가 날씨가 따뜻한 남부지방에서 살고 싶어서 이사를 하기 위해서는 중도해지를 해야만 하지만 우리나라에서는 중도해지하지 않고서도 이사가 가능하다.

다만, <표 4-3>과 같이 이사를 허용은 하되 주택의 자산 가치 상승분을 월지급금에 반영하여 주지는 않는다. 이사 시점에서 기존 담보주택보다 가격이 높은 주택으로 이사를 간다면 이사 시점에서의 신규 주택과 기존 주택의 가격차이만큼만 월지급금이 증가하고, 기존 담보주택보다 가격이 낮은 주택으로 이사 갈 경우 이사 시점에서의 기존 주택과 신규 주택의 차액을 기존 대출 잔액을 상환하는데 우선적으로 사용하여야 한다. 만일 차액이 대출 잔액보다 커서 대출 잔액을 상환하고도 남는 금액이 있어 가입자가 가져가는 금액만큼은 월지급금을 감소시키고, 차액이 대출 잔액보다 작다면 전액을 대출 잔액을 상환하는데 사용하고 월지급금의 변동은 없다. 따라서 가입 시점 대비

주택가격 상승으로 증가한 주택의 자산 가치를 이사를 통해 활용할 수는 없다.

이렇게 이사를 통해 리파이낸싱 하는 것을 금지하고 있으므로 이러한 조건에 만족하지 못하는 가입자는 중도해지를 선택할 수도 있다. 즉, 주택가격이 많이 상승하여 증가한 자산 가치를 활용하기를 원하는 가입자는 대출 잔액을 상환하는 방법으로 이사를 선택하여 중도해지를 할 수도 있는 것이다.

<표 4-3> 이사에 따른 주택연금 월지급금 변동 내역

| 주택가격        | 대출상환                  | 월지급금 변동                            |
|-------------|-----------------------|------------------------------------|
| 기존주택 = 신규주택 | -                     | 변동 없음                              |
| 기존주택 > 신규주택 | 차액>대출잔액 이면<br>대출잔액 상환 | 차액에서 대출잔액을 차감한<br>금액에 해당하는 월지급금 감소 |
|             | 차액<대출잔액 이면<br>차액 상환   | 변동 없음                              |
| 기존주택 < 신규주택 | -                     | 차액에 해당하는 월지급금 증가                   |

자료: 한국주택금융공사 홈페이지 <<https://voc.hf.go.kr:7444/hf/web/>> (2019.12.09 검색)

미국의 경우 이사를 위해 중도해지를 한다는 것은 순수한 거주지 이전 목적과 증가한 자산 가치를 실현하기 위한 목적이 같이 존재하는 것인데, 순수한 거주지 이전 목적의 이사는 허용하면서 주택가격 상승으로 증가한 자산 가치를 실현하기 위한 목적의 이사는 허용하지 않고 있는 우리나라도 미국과 같이 이사 목적을 위한 중도해지가 존재하는지와 이사가 아닌 다른 목적의 중도해지가 존재하는지를 검증하기 위해 각각 두 가지 변수를 사용하였다.

첫째, 이사 목적 중도해지가 존재하는지를 검증하기 위해 주택가격상승률 변수와 주택가격 변수를 사용하였다. 가입자들이 고령층임을 감안할 때 주택가격이 상승하여 증가한 자산 가치를 실현하기 위한 방법으로 이사를 선택한다면 동일한 생활권인 시군구 안에서 이동할 것이라는 가정을 하였다. 만일

이것이 사실이라면 담보주택의 누적가격상승률이 동일 시군구의 누적주택가격상승률보다 높을수록 중도해지 확률이 높을 것이라는 가설이 맞을 것이다.

또한 담보주택의 가격 측면에서 보면 해지시점 시군구 주택가격의 중앙값 대비 담보주택 가격의 비율이 높아질수록 중도해지 확률이 높아질 것이라는 가설이 맞을 것이다.

둘째, 만일 상기 언급한 분석에서 우리나라에서는 미국과는 다르게 이사를 허용하고 있기 때문에 이사 목적 중도해지가 통계적으로 유의하지 않다고 결론이 난다면 우리나라는 주택가격상승률이 높아질 때 리파이낸싱과 이사가 아닌 상속·증여 및 투자목적에 의한 중도해지가 늘어난다고 해석해야 할 것이다. 그래서 주택가격 상승 시 상속·증여 및 투자목적에 의한 중도해지가 증가하는 것인 지를 검증해보기 위해 이와 관련된 변수로서 상속·증여 및 투자목적으로 사용할 수 있는 순자산금액<sup>28)</sup>을 나타낼 수 있는 변수를 만들었다.

순자산금액의 증가는 상속·증여 및 투자목적으로 사용될 것이라고 유추해 볼 수 있기 때문에 순자산금액을 알 수 있는 두 가지 변수, 즉 해지시점의 순자산가치를 알 수 있는 Current LTV와 주택가격의 상대적인 수준을 나타내주는 전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율을 위 가설을 검증하기 위한 변수로 사용하였다.

Current LTV와 중도해지가 부(-)의 관계를 갖는다면 담보주택을 처분하여 대출 잔액을 상환하고 남은 순자산가치의 비율이 높을수록 중도해지 확률이 높다는 뜻이고, 전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율이 높을수록 중도해지가 높게 나온다면 상대적인 주택가격이 높은 가입자의 중도해지 확률이 높다는 뜻이다. 이 두 변수의 검증결과를 합하면 순자산가치의 비율이 높거나 주택가격이 높은 가입자일수록 중도해지 확률이 높다고 해석할 수 있다. 변수의 기초통계량은 <표 4-4>와 <표 4-5>에 표시하였다.

28) 주택가격에서 대출 잔액을 차감한 금액을 말한다.

<표 4-4> 변수 특성 및 기초통계량<sup>29)</sup>

| 분류       | 특성             |        |       | 기초통계량 |         |
|----------|----------------|--------|-------|-------|---------|
|          | 구분             | 빈도     | 비율(%) | 구분    | 값       |
| 해지       | 중도해지           | 7,039  | 10.7  | 1분위   | —       |
|          | 사망해지           | 2,139  | 3.3   | 중위값   | —       |
|          | 유지             | 56,414 | 86.0  | 평균    | —       |
|          | 합계             | 65,592 | 100.0 | 3분위   | —       |
| 독신<br>여부 | 독신녀            | 21,483 | 32.8  | 1분위   | —       |
|          | 독신남            | 4,355  | 6.6   | 중위값   | —       |
|          | 부부             | 39,754 | 60.6  | 평균    | —       |
|          | 합계             | 65,592 | 100.0 | 3분위   | —       |
| 연령       | 70세미만          | 15,954 | 24.3  | 1분위   | 70.15   |
|          | 70세이상<br>80세미만 | 31,112 | 47.4  | 중위값   | 75.66   |
|          | 80세이상          | 18,525 | 28.2  | 평균    | 75.44   |
|          | 합계             | 65,591 | 100.0 | 3분위   | 80.70   |
| 주택<br>유형 | 다세대<br>연립기타    | 5,877  | 9.0   | 1분위   | —       |
|          | 단독주택           | 4,689  | 7.1   | 중위값   | —       |
|          | 아파트            | 55,026 | 83.9  | 평균    | —       |
|          | 합계             | 65,592 | 100.0 | 3분위   | —       |
| 주택<br>가격 | 2억원미만          | 22,119 | 33.9  | 1분위   | 170,000 |
|          | 2억원이상<br>4억원미만 | 29,129 | 44.6  | 중위값   | 252,500 |
|          | 4억원이상<br>9억원미만 | 14,041 | 21.5  | 평균    | 295,040 |
|          | 합계             | 65,289 | 100.0 | 3분위   | 375,000 |
| 지급<br>방식 | 대출상환방식         | 2,167  | 3.3   | 1분위   | —       |
|          | 종신방식           | 62,665 | 95.6  | 중위값   | —       |
|          | 확정방식           | 760    | 1.1   | 평균    | —       |
|          | 합계             | 65,592 | 100.0 | 3분위   | —       |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

29) 연령과 주택가격변수에서는 값이 없는 자료(null)는 분석에서 제외하였기 때문에 자료의 합계가 각각 65,591, 65,289건이 되어 합계가 65,592건인 다른 변수와는 차이를 보이고 있다.

&lt;표 4-5&gt; 연속 변수 기초통계량

| 분류                  | 변수                                    | 중도해지 |         | 유지  |         |
|---------------------|---------------------------------------|------|---------|-----|---------|
|                     |                                       | 구분   | 값       | 구분  | 값       |
| 연령                  | 연령<br>(해지당시<br>부부 중<br>최연소자 연령<br>기준) | 1분위  | 67.92   | 1분위 | 70.22   |
|                     |                                       | 중위값  | 73.93   | 중위값 | 75.58   |
|                     |                                       | 평균   | 73.96   | 평균  | 75.34   |
|                     |                                       | 3분위  | 79.76   | 3분위 | 80.45   |
| 주택가격                | 주택가격                                  | 1분위  | 150,000 | 1분위 | 175,000 |
|                     |                                       | 중위값  | 230,000 | 중위값 | 257,500 |
|                     |                                       | 평균   | 273,520 | 평균  | 299,750 |
|                     |                                       | 3분위  | 355,000 | 3분위 | 380,000 |
| 주택가격<br>상승률         | 누적주택가격<br>상승률<br>(개별)                 | 1분위  | 0.90    | 1분위 | -0.80   |
|                     |                                       | 중위값  | 6.70    | 중위값 | 5.70    |
|                     |                                       | 평균   | 13.64   | 평균  | 13.72   |
|                     |                                       | 3분위  | 20.00   | 3분위 | 22.70   |
|                     | 연평균주택<br>가격상승률<br>(개별)                | 1분위  | 0.40    | 1분위 | -0.50   |
|                     |                                       | 중위값  | 3.10    | 중위값 | 1.80    |
|                     |                                       | 평균   | 4.76    | 평균  | 2.60    |
|                     |                                       | 3분위  | 7.60    | 3분위 | 5.30    |
|                     | 누적주택가격<br>상승률<br>(시군구 지수)             | 1분위  | 0.70    | 1분위 | -0.30   |
|                     |                                       | 중위값  | 3.80    | 중위값 | 3.00    |
|                     |                                       | 평균   | 5.92    | 평균  | 4.54    |
|                     |                                       | 3분위  | 9.10    | 3분위 | 8.80    |
| 이사<br>목적            | 동일 시군구<br>누적주택가격<br>상승률과의<br>차이       | 1분위  | -0.40   | 1분위 | 0.00    |
|                     |                                       | 중위값  | 2.60    | 중위값 | 0.10    |
|                     |                                       | 평균   | 7.71    | 평균  | 9.19    |
|                     |                                       | 3분위  | 12.20   | 3분위 | 15.50   |
|                     | 동일 시군구<br>주택가격<br>중앙값 대비<br>비율        | 1분위  | 0.622   | 1분위 | 0.626   |
|                     |                                       | 중위값  | 0.887   | 중위값 | 0.899   |
|                     |                                       | 평균   | 0.999   | 평균  | 1.018   |
|                     |                                       | 3분위  | 1.239   | 3분위 | 1.268   |
| 상속·<br>증여 및<br>투자목적 | Current LTV                           | 1분위  | 6.50    | 1분위 | 9.00    |
|                     |                                       | 중위값  | 12.50   | 중위값 | 17.00   |
|                     |                                       | 평균   | 17.36   | 평균  | 21.10   |
|                     |                                       | 3분위  | 24.70   | 3분위 | 29.70   |
|                     | 전국 주택가격<br>중앙값 대비<br>비율               | 1분위  | 0.599   | 1분위 | 0.571   |
|                     |                                       | 중위값  | 0.913   | 중위값 | 0.877   |
|                     |                                       | 평균   | 1.095   | 평균  | 1.097   |
|                     |                                       | 3분위  | 1.398   | 3분위 | 1.416   |

## 제 2 절 주택가격 상승률에 대한 민감도 분석

### 1. 주택가격 상승에 따른 중도해지

해외연구에서 나타난 바와 같이 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는지를 알아보기 위해 주택가격상승률과 관련된 세 가지 변수를 사용한 결과가 <표 4-6>에 나타나 있다. <표 4-6>의 결과를 보면 5가지 설명변수 즉 독신여부, 주택유형, 연령, 주택가격, 지급방식 변수의 경우 Cox 비례위험모형을 사용하여 분석한 제 3 장의 생존분석 결과와 대부분 방향이 일치하나 일부에서 중도해지 확률 순서가 바뀌는 것을 알 수 있다.

로지스틱 회귀분석 결과 독신여부의 경우 ‘독신녀<부부<독신남’의 순서로 중도해지 확률이 높아 ‘부부<독신녀<독신남’의 순서로 위험률이 높았던 제3장의 결과와 비교해 보았을 때 부부와 독신녀의 순서가 바뀌었다.

주택유형의 경우 ‘다세대연립기타<아파트<단독주택’의 순으로 중도해지 확률이 높아 Cox 비례위험모형 결과와 비슷하였다.<sup>30)</sup> 연령의 경우 ‘80세이상<70세이상80세미만<70세미만’의 순으로 중도해지 확률이 높아 Cox 비례위험모형 결과와 일치하였다. 그러나 주택가격의 경우 ‘4억원이상9억원미만<2억원이상4억원미만<2억원미만’의 순으로 중도해지 확률이 높아 ‘2억원이상4억원미만<4억원이상9억원미만<2억원미만’의 순으로 위험률이 높았던 Cox 비례위험모형 결과와 2억원이상4억원미만과 4억원이상9억원미만의 순서가 바뀌었다.

또한 지급방식의 경우 ‘대출상환방식<확정방식<중신방식’의 순으로 중도해지 확률이 높게 나와 Cox 비례위험모형 결과와 일치하였다.

다음으로 연속변수인 주택가격상승률 변수로서 개별담보주택의 누적주택가격상승률을 사용한 모형1과 개별담보주택의 연평균주택가격상승률을 사용한 모형2, KB 시군구 종합매매지수 누적상승률을 사용한 모형3의 경우 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스로 나와 주택가격상승률이 증가할수록 중도해지가 증가한다는 사실이 증명되었다.

30) Cox 비례위험모형에서는 아파트가 다세대연립기타보다 위험비가 높게 나오기는 했으나 통계적으로 유의하지는 않았다.



<표 4-6> 주택가격상승률 변수 분석 결과

| 구분      |                      | 모형1    |       |           | 모형2    |       |           | 모형3    |       |           |
|---------|----------------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|         |                      | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편      | -                    | -2.282 | 0.100 | 0.000 *** | -2.289 | 0.101 | 0.000 *** | -2.365 | 0.100 | 0.000 *** |
| 독신여부    | 독신남                  | 0.139  | 0.053 | 0.009 *** | 0.156  | 0.054 | 0.004 *** | 0.143  | 0.054 | 0.008 *** |
|         | 부부                   | 0.125  | 0.029 | 0.000 *** | 0.152  | 0.029 | 0.000 *** | 0.108  | 0.029 | 0.000 *** |
| 연령      | 70세이상80세미만           | -0.550 | 0.030 | 0.000 *** | -0.582 | 0.031 | 0.000 *** | -0.581 | 0.030 | 0.000 *** |
|         | 80세이상                | -0.678 | 0.036 | 0.000 *** | -0.721 | 0.036 | 0.000 *** | -0.747 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택유형    | 단독주택                 | 0.691  | 0.061 | 0.000 *** | 0.778  | 0.061 | 0.000 *** | 0.709  | 0.061 | 0.000 *** |
|         | 아파트                  | 0.188  | 0.048 | 0.000 *** | 0.104  | 0.049 | 0.032 **  | 0.241  | 0.048 | 0.000 *** |
| 주택가격    | 2억원이상4억원미만           | -0.464 | 0.030 | 0.000 *** | -0.580 | 0.030 | 0.000 *** | -0.480 | 0.030 | 0.000 *** |
|         | 4억원이상9억원미만           | -0.515 | 0.037 | 0.000 *** | -0.828 | 0.039 | 0.000 *** | -0.571 | 0.037 | 0.000 *** |
| 지급방식    | 중신방식                 | 0.569  | 0.088 | 0.000 *** | 0.550  | 0.088 | 0.000 *** | 0.569  | 0.088 | 0.000 *** |
|         | 확정방식                 | 0.360  | 0.146 | 0.014 **  | 0.446  | 0.148 | 0.003 *** | 0.420  | 0.147 | 0.004 *** |
| 주택가격상승률 | 누적 주택가격상승률 (개별)      | 0.335  | 0.055 | 0.000 *** |        |       |           |        |       |           |
|         | 연평균 주택가격상승률 (개별)     |        |       |           | 7.053  | 0.208 | 0.000 *** |        |       |           |
|         | 누적 주택가격상승률 (KB시군구지수) |        |       |           |        |       |           | 2.756  | 0.150 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

<표 4-7>은 주택가격상승률 변수를 계층화하여 주택가격상승률 구간별로 유의성을 검증한 것이다. 개별담보주택의 누적주택가격상승률이 0% 이하인 구간을 기준으로 보았을 때 0%부터10%까지 구간, 10%부터20%까지 구간, 20%이상 구간 모두 정(+)의 결과가 나왔다. 개별담보주택의 연평균주택가격 상승률이 0%이하인 구간을 기준으로 보았을 때도 0%부터2%까지 구간, 2%에서5%까지 구간, 5%이상 구간 모두 정(+)의 결과가 나왔다.

<표 4-7> 주택가격상승률 변수 계층화 분석 결과

| 구분                 |                | 모형4    |       |          |     | 모형5    |       |          |     |
|--------------------|----------------|--------|-------|----------|-----|--------|-------|----------|-----|
|                    |                | 계수     | S. E. | Pr(> z ) |     | 계수     | S. E. | Pr(> z ) |     |
| 절편                 | —              | -3.024 | 0.105 | 0.000    | *** | -2.754 | 0.105 | 0.000    | *** |
| 독신여부               | 독신남            | 0.134  | 0.054 | 0.013    | **  | 0.153  | 0.054 | 0.005    | *** |
|                    | 부부             | 0.112  | 0.029 | 0.000    | *** | 0.133  | 0.029 | 0.000    | *** |
| 연령                 | 70세이상<br>80세미만 | -0.567 | 0.031 | 0.000    | *** | -0.591 | 0.031 | 0.000    | *** |
|                    | 80세이상          | -0.698 | 0.037 | 0.000    | *** | -0.746 | 0.036 | 0.000    | *** |
| 주택유형               | 단독주택           | 0.792  | 0.061 | 0.000    | *** | 0.790  | 0.061 | 0.000    | *** |
|                    | 아파트            | 0.360  | 0.049 | 0.000    | *** | 0.111  | 0.050 | 0.025    | **  |
| 주택가격               | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.517 | 0.030 | 0.000    | *** | -0.583 | 0.030 | 0.000    | *** |
|                    | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.578 | 0.038 | 0.000    | *** | -0.762 | 0.038 | 0.000    | *** |
| 지급방식               | 중신방식           | 0.576  | 0.088 | 0.000    | *** | 0.548  | 0.088 | 0.000    | *** |
|                    | 확정방식           | 0.424  | 0.147 | 0.004    | *** | 0.447  | 0.148 | 0.002    | *** |
| 누적주택가격상승률<br>(개별)  | 0%부터<br>10%까지  | 0.971  | 0.037 | 0.000    | *** |        |       |          |     |
|                    | 10%부터<br>20%까지 | 0.931  | 0.041 | 0.000    | *** |        |       |          |     |
|                    | 20%이상          | 0.603  | 0.046 | 0.000    | *** |        |       |          |     |
| 연평균주택가격상승률<br>(개별) | 0%부터<br>2%까지   |        |       |          |     | 0.703  | 0.041 | 0.000    | *** |
|                    | 2%부터<br>5%까지   |        |       |          |     | 0.690  | 0.043 | 0.000    | *** |
|                    | 5%이상           |        |       |          |     | 1.240  | 0.040 | 0.000    | *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

## 2. 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

앞에서 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수임을 밝혔다면 이번에는 더 깊게 들어가서 어떤 가입자가 주택가격상승률에 민감하게 반응하여 중도해지 하는 지를 알아보고자 한다. 이러한 민감도 분석은 앞에서 사용한 5가지 설명변수 그룹 중 각각의 그룹을 대상으로 민감도 순위를 정함으로써 각각의 그룹 내에서 주택가격상승률에 민감하게 반응하는 순서를 규명하고자 하였다. 이를 위해 설명변수 각각의 그룹에 개별담보주택의 누적 주택가격상승률을 곱한 변수를 생성하여 이를 로지스틱 회귀분석으로 분석하였다.

<표 4-8>에서 보는 바와 같이 가입자 특성 중 독신여부 그룹의 민감도를 분석한 결과 ‘부부<독신녀<독신남’ 순으로 주택가격상승률에 정(+)의 방향으로 민감하였는데 이는 Cox 비례위험모형의 위험률 순서와 동일한 결과였다.

<표 4-8> 독신여부 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

| 구분   |                        | 모형1    |       |           |
|------|------------------------|--------|-------|-----------|
|      |                        | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | -                      | -2.195 | 0.098 | 0.000 *** |
| 연령   | 70세이상80세미만             | -0.559 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 80세이상                  | -0.709 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택유형 | 단독주택                   | 0.701  | 0.061 | 0.000 *** |
|      | 아파트                    | 0.189  | 0.048 | 0.000 *** |
| 주택가격 | 2억원이상4억원미만             | -0.449 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 4억원이상9억원미만             | -0.491 | 0.037 | 0.000 *** |
| 지급방식 | 중신방식                   | 0.567  | 0.088 | 0.000 *** |
|      | 확정방식                   | 0.364  | 0.146 | 0.013 **  |
| 독신여부 | 독신녀 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | 0.374  | 0.082 | 0.000 *** |
|      | 독신남 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | 0.656  | 0.184 | 0.000 *** |
|      | 부부 ×<br>누적주택가격상승률(개별)  | 0.277  | 0.069 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

<표 4-9>는 가입자 특성 중 연령 변수 그룹의 민감도를 분석한 결과를 보여주는데 계수의 절대값을 기준으로 ‘70세이상80세미만<80세이상<70세미만’의 순서로 주택가격상승률에 민감하다. 특이한 것은 70세미만은 정(+)의 방향으로 민감한데 반해서 80세이상과 70세이상80세미만은 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 이는 80세이상의 경우 주택가격상승률이 상승할수록 중도 해지확률이 통계적으로 유의하게 오히려 떨어진다는 것을 의미한다. 이것은 주택가격상승률이 높을수록 80세이상은 증가한 주택의 자산 가치를 가입자 본인이 사용하기 보다는 사후에 자녀가 사용하도록 선택하는 경향이 강해진다고 해석할 수 있겠다. 70세이상80세미만의 경우 계수가 마이너스로 나오기는 했지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다.

<표 4-9> 연령 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

| 구분   |                               | 모형2    |       |           |
|------|-------------------------------|--------|-------|-----------|
|      |                               | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | -                             | -2.749 | 0.098 | 0.000 *** |
| 독신여부 | 독신남                           | 0.154  | 0.053 | 0.004 *** |
|      | 부부                            | 0.192  | 0.029 | 0.000 *** |
| 주택유형 | 단독주택                          | 0.664  | 0.060 | 0.000 *** |
|      | 아파트                           | 0.214  | 0.048 | 0.000 *** |
| 주택가격 | 2억원이상4억원미만                    | -0.397 | 0.029 | 0.000 *** |
|      | 4억원이상9억원미만                    | -0.435 | 0.037 | 0.000 *** |
| 지급방식 | 중신방식                          | 0.518  | 0.087 | 0.000 *** |
|      | 확정방식                          | 0.458  | 0.146 | 0.002 *** |
| 연령   | 70세미만 ×<br>누적주택가격상승률(개별)      | 1.354  | 0.108 | 0.000 *** |
|      | 70세이상80세미만 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | -0.033 | 0.083 | 0.688     |
|      | 80세이상 ×<br>누적주택가격상승률(개별)      | -0.174 | 0.085 | 0.040 **  |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

<표 4-10>은 주택유형 변수 그룹의 민감도를 분석한 결과를 보여주는데 계수의 절대값을 기준으로 ‘아파트<단독주택<다세대연립기타’의 순서로 주택 가격상승률에 민감하다. 특이한 것은 다세대연립기타의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 이것은 주택가격상승률이 높을수록 다세대연립기타의 경우 중도해지확률이 오히려 떨어진다는 것을 의미하는데, 주택가격상승률이 높을수록 다세대연립기타를 소유하고 있는 가입자는 증가한 주택의 자산 가치를 가입자 본인이 사용하기 보다는 사후에 자녀가 사용하도록 선택하는 경향이 강해진다고 해석할 수 있겠다.

<표 4-10> 주택유형 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

| 구분   |                           | 모형3    |       |           |
|------|---------------------------|--------|-------|-----------|
|      |                           | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | -                         | -2.059 | 0.092 | 0.000 *** |
| 독신여부 | 독신남                       | 0.155  | 0.053 | 0.004 *** |
|      | 부부                        | 0.135  | 0.029 | 0.000 *** |
| 연령   | 70세이상80세미만                | -0.540 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 80세이상                     | -0.656 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택가격 | 2억원이상4억원미만                | -0.470 | 0.029 | 0.000 *** |
|      | 4억원이상9억원미만                | -0.519 | 0.037 | 0.000 *** |
| 지급방식 | 중신방식                      | 0.564  | 0.087 | 0.000 *** |
|      | 확정방식                      | 0.380  | 0.146 | 0.009 *** |
| 주택유형 | 다세대연립기타×<br>누적주택가격상승률(개별) | -4.418 | 0.635 | 0.000 *** |
|      | 단독주택 ×<br>누적주택가격상승률(개별)   | 2.511  | 0.434 | 0.000 *** |
|      | 아파트 ×<br>누적주택가격상승률(개별)    | 0.276  | 0.055 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\*는 5% 유의수준에서 유의, \*는 10% 유의수준에서 유의

<표 4-11>은 주택가격 변수 그룹의 민감도를 분석한 결과를 보여주는데 민감도를 계수의 절대값으로 정의한다면 ‘2억원이상4억원미만<4억원이상9억원미만<2억원미만’의 순으로 주택가격상승률에 민감하다. 특이한 것은 4억원이상9억원미만과 2억원이상4억원미만의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 이는 4억원이상9억원미만과 2억원이상4억원미만의 경우 주택가격상승률이 상승할수록 중도해지확률이 오히려 떨어진다는 것을 의미하는데, 주택가격상승률이 높을수록 4억원이상9억원미만과 2억원이상4억원미만 주택을 소유하고 있는 가입자는 증가한 주택의 자산 가치를 가입자 본인이 사용하기 보다는 사후에 자녀가 사용하도록 선택하는 경향이 강해진다고 해석할 수 있겠다.

<표 4-11> 주택가격 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

| 구분   |                               | 모형4    |       |           |
|------|-------------------------------|--------|-------|-----------|
|      |                               | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | -                             | -2.488 | 0.100 | 0.000 *** |
| 독신여부 | 독신남                           | 0.138  | 0.054 | 0.010 *** |
|      | 부부                            | 0.095  | 0.029 | 0.001 *** |
| 연령   | 70세이상80세미만                    | -0.523 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 80세이상                         | -0.661 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택유형 | 단독주택                          | 0.623  | 0.060 | 0.000 *** |
|      | 아파트                           | 0.093  | 0.048 | 0.050 **  |
| 지급방식 | 중신방식                          | 0.594  | 0.088 | 0.000 *** |
|      | 확정방식                          | 0.394  | 0.146 | 0.007 *** |
| 주택가격 | 2억원미만 ×<br>누적주택가격상승률(개별)      | 1.770  | 0.081 | 0.000 *** |
|      | 2억원이상4억원미만 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | -0.396 | 0.084 | 0.000 *** |
|      | 4억원이상9억원미만 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | -0.961 | 0.111 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

<표 4-12>는 지급방식 변수 그룹의 민감도를 분석한 결과를 보여주는데 계수의 절대값 기준으로 ‘종신방식<대출상환방식<확정방식’ 순으로 주택가격 상승률에 민감하다. 특이한 것은 대출상환방식의 경우 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 이는 주택가격상승률이 높을수록 대출상환방식을 선택한 가입자는 증가한 주택의 자산 가치를 가입자 본인이 사용하기 보다는 사후에 자녀가 사용하도록 선택하는 경향이 강해진다고 해석할 수 있겠다. 또한 확정방식의 경우 가장 민감한 그룹으로 나타나기는 했으나 자료가 적기 때문에 생기는 오류의 가능성이 있어 해석에 유의하여야 한다.

<표 4-12> 지급방식 변수의 주택가격상승률에 대한 민감도 분석

| 구분   |                           | 모형5    |       |           |
|------|---------------------------|--------|-------|-----------|
|      |                           | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | -                         | -1.741 | 0.055 | 0.000 *** |
| 독신여부 | 독신남                       | 0.133  | 0.053 | 0.013 **  |
|      | 부부                        | 0.124  | 0.029 | 0.000 *** |
| 연령   | 70세이상80세미만                | -0.542 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 80세이상                     | -0.664 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택유형 | 단독주택                      | 0.694  | 0.061 | 0.000 *** |
|      | 아파트                       | 0.193  | 0.048 | 0.000 *** |
| 주택가격 | 2억원이상4억원미만                | -0.466 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 4억원이상9억원미만                | -0.518 | 0.037 | 0.000 *** |
| 지급방식 | 대출상환방식 ×<br>누적주택가격상승률(개별) | -0.735 | 0.387 | 0.057 *   |
|      | 종신방식 ×<br>누적주택가격상승률(개별)   | 0.356  | 0.056 | 0.000 *** |
|      | 확정방식 ×<br>누적주택가격상승률(개별)   | 1.916  | 0.601 | 0.001 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

### 제 3 절 주택가격 변동과 이사 및 상속동기 분석

#### 1. 이사 목적에 의한 중도해지

이제 주택가격상승률이 중도해지가 증가하는데 중요한 영향을 미치는 변수임이 증명되었으니, 다음으로는 한 단계 더 들어가서 주택가격상승률이 높을수록 중도해지 확률이 높아지는 원인이 이사 목적 때문인지를 검증해보고자 한다. 리파이낸싱을 허용하는 미국과는 달리 우리나라는 해지 후 재가입이 3년 동안 금지되어 있는 상황임을 감안하였을 때 리파이낸싱 목적 중도해지는 적을 것이고, 미국과는 달리 이사를 허용해주고 있기 때문에 이사로 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 증가하는 주요한 원인은 아닐 것이라고 예상된다.

다만, 전술한 바와 같이 이사를 허용은 하되 주택가격 증가로 인한 자산 가치 증가분을 활용할 수가 없기 때문에 이에 만족하지 못하는 가입자는 중도해지를 선택할 수도 있다. 이러한 상황에서 과연 이사가 중도해지 원인으로 작용하는 지를 알아보기 위해 두 가지 변수를 사용하였는데 그 결과는 <표 4-13>과 같다.

이사 목적 중도해지와 관련하여서는 가입자가 이사를 하더라도 담보주택과 멀리 떨어지지 않은 동일한 생활환경을 가지는 동일 시군구에서 이동할 것이라고 가정 시 개별담보주택 가격이 동일 시군구의 평균 주택가격보다 높을수록 중도해지 확률이 높을 것이라는 가설을 세우고 검증하였다. 먼저 모형6과 같이 개별담보주택의 누적주택가격상승률과 시군구 누적주택가격상승률과의 차이를 나타내는 변수는 계수가 마이너스로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 모형7과 같이 해지시점 시군구 주택가격 중앙값 대비 해지시점 개별담보주택 가격의 비율을 나타내는 변수의 경우 계수가 플러스로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다.

따라서 개별담보주택의 주택가격상승률 또는 주택가격과 동일 시군구의 주택가격상승률 또는 주택가격과의 차이는 중도해지와 큰 관련이 없는 것으로 밝혀져서 가설은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서는 이사를 허용하고 있기 때문에 이사가 중도해지의 중요한 원인이 아님을 시사한다.



<표 4-13> 이사 목적 중도해지 분석 결과

| 구분   |                                     | 모형6    |       |           | 모형7    |       |           |
|------|-------------------------------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|      |                                     | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편   | —                                   | -2.303 | 0.100 | 0.000 *** | -2.312 | 0.101 | 0.000 *** |
| 독신여부 | 독신남                                 | 0.134  | 0.053 | 0.012 **  | 0.130  | 0.054 | 0.016 **  |
|      | 부부                                  | 0.126  | 0.029 | 0.000 *** | 0.117  | 0.029 | 0.000 *** |
| 연령   | 70세이상<br>80세미만                      | -0.532 | 0.030 | 0.000 *** | -0.537 | 0.030 | 0.000 *** |
|      | 80세이상                               | -0.639 | 0.036 | 0.000 *** | -0.643 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택유형 | 단독주택                                | 0.679  | 0.061 | 0.000 *** | 0.658  | 0.062 | 0.000 *** |
|      | 아파트                                 | 0.217  | 0.048 | 0.000 *** | 0.195  | 0.049 | 0.000 *** |
| 주택가격 | 2억 원이상<br>4억 원미만                    | -0.440 | 0.030 | 0.000 *** | -0.449 | 0.031 | 0.000 *** |
|      | 4억 원이상<br>9억 원미만                    | -0.466 | 0.037 | 0.000 *** | -0.500 | 0.044 | 0.000 *** |
| 지급방식 | 중신방식                                | 0.578  | 0.088 | 0.000 *** | 0.569  | 0.088 | 0.000 *** |
|      | 확정방식                                | 0.343  | 0.146 | 0.019 **  | 0.339  | 0.146 | 0.021 **  |
| 이사목적 | 동일 시군구<br>누적<br>주택가격<br>상승률과의<br>차이 | -0.044 | 0.073 | 0.547     |        |       |           |
|      | 동일<br>시군구<br>주택가격<br>중앙값<br>대비 비율   |        |       |           | 0.044  | 0.029 | 0.135     |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

## 2. 상속·증여 및 투자목적 중도해지

리파이낸싱 목적과 이사 목적이 주택가격이 상승할 때 중도해지가 증가하는 주요한 원인이 아니라면 주택가격 상승과 관련된 중도해지 원인 중 나머지 하나인 상속·증여 및 투자 목적이 주요한 원인일 가능성이 크다. 그래서 이 가설을 검증하기 위해 해지 시점의 순자산금액을 알 수 있는 변수를 만들었다. 왜냐하면 중도해지를 위해 대출 잔액을 상환한 이후 남는 금액이 클수록 자발적 또는 자녀에 의한 비자발적인 상속·증여 및 투자 목적 중도해지 확률이 커질 것이라고 예상되기 때문이다.

따라서 해지시점의 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV와 해지시점 주택가격의 상대적인 수준을 나타내주는 ‘전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’ 변수를 만들어서 가설 검증에 활용하였고 그 결과는 <표 4-14>에 나타나 있다.

먼저 모형8과 같이 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV 변수의 경우 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 마이너스로 나타났다. 이는 Current LTV가 낮을수록 중도해지 확률이 높아진다는 것으로 바꾸어 말하면 순자산가치 비율이 클수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻이므로 가설과 일치하는 결과이다. 주택가격상승으로 인해 대출 잔액을 상환하고 남는 금액, 즉 순자산가치가 주택가격에서 차지하는 비율이 클수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻이다.

또한 모형9와 같이 ‘전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’의 경우 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스로 나왔다. 따라서 해지시점 전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택의 주택가격이 높은 가입자일수록 중도해지 확률이 높다는 것인데 이는 주택가격이 높을수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻과도 같다.

위 두 가지 변수의 결과를 종합해보면 순자산가치비율이 높고, 주택가격도 높아서 중도해지 시 대출 잔액을 상환하고도 남는 금액이 많을수록 중도해지 확률이 높아진다는 것을 알 수 있다. 이러한 가입자는 상속·증여 및 투자동기 높을 것이라고 추측이 된다. 이러한 가입자들의 자녀에 대한 정보나 가입

자 자산에 대한 정보가 있으면 이러한 상속·증여 및 투자 동기를 검증할 수 있겠지만 현재는 자료부족으로 추측만 할 뿐 검증할 수 없다는 것이 한계점이라 할 수 있겠다.

<표 4-14> 상속·증여 및 투자목적 중도해지 분석 결과

| 구분            |                    | 모형8    |       |           | 모형9    |       |           |
|---------------|--------------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|               |                    | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편            | —                  | -1.684 | 0.107 | 0.000 *** | -2.451 | 0.101 | 0.000 *** |
| 독신 여부         | 독신남                | 0.130  | 0.054 | 0.016 **  | 0.137  | 0.054 | 0.011 **  |
|               | 부부                 | 0.153  | 0.029 | 0.000 *** | 0.107  | 0.029 | 0.000 *** |
| 연령            | 70세이상<br>80세미만     | -0.404 | 0.031 | 0.000 *** | -0.553 | 0.030 | 0.000 *** |
|               | 80세이상              | -0.290 | 0.041 | 0.000 *** | -0.678 | 0.036 | 0.000 *** |
| 주택 유형         | 단독주택               | 0.732  | 0.061 | 0.000 *** | 0.690  | 0.061 | 0.000 *** |
|               | 아파트                | 0.221  | 0.048 | 0.000 *** | 0.153  | 0.048 | 0.002 *** |
| 주택 가격         | 2억원이상<br>4억원미만     | -0.463 | 0.030 | 0.000 *** | -0.704 | 0.034 | 0.000 *** |
|               | 4억원이상<br>9억원미만     | -0.514 | 0.037 | 0.000 *** | -1.302 | 0.066 | 0.000 *** |
| 지급 방식         | 종신방식               | 0.135  | 0.092 | 0.142     | 0.549  | 0.088 | 0.000 *** |
|               | 확정방식               | -0.086 | 0.149 | 0.564     | 0.369  | 0.147 | 0.012 **  |
| 상속·증여 및 투자 목적 | Current LTV        | -1.797 | 0.108 | 0.000 *** |        |       |           |
|               | 전국<br>중양값<br>대비 비율 |        |       |           | 0.490  | 0.030 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\*는 5% 유의수준에서 유의, \*는 10% 유의수준에서 유의

## 제 4 절 소결

이번 장에서는 해외연구에서 나타난 것처럼 우리나라에서도 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수인 지를 세 가지 변수 즉, 개별담보주택의 누적주택가격상승률, 개별담보주택의 연평균주택가격상승률, KB 시군구 종합주택매매지수의 누적주택가격상승률 변수를 사용하여 로지스틱 회귀분석으로 검증해보았다. 그 결과 세 가지 변수 모두 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스로 나타나 우리나라에서도 역시 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수임이 밝혀졌다.

다음으로는 어떤 가입자가 주택가격상승률에 민감하게 반응하여 중도해지하는 지를 알아보기 위해 주택가격상승률의 민감도를 분석하였다. 그 결과 가입자 특성 분류 중 독신여부에서는 ‘부부<독신녀<독신남’ 순으로 주택가격상승률에 정(+)의 방향으로 민감하고, 연령에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘70세이상80세미만<80세이상<70세미만’의 순서로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 80세이상과 70세이상80세미만은 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

담보주택 특성 분류 중 주택유형에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘아파트<단독주택<다세대연립기타’의 순서로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 다세대연립기타의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 주택가격에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘2억원이상4억원미만<4억원이상9억원미만<2억원미만’의 순서로 주택가격상승률에 민감하다. 특이한 것은 4억원이상9억원미만과 2억원이상4억원미만의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

상품특성 분류 중 지급방식에서는 계수의 절대값 기준으로 ‘중신방식<대출상환방식<확정방식’ 순으로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 대출상환방식의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

다음으로는 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 증가하는 원인으로 우리나라도 외국처럼 이사가 해당 되는 지를 검증하였다. 리파이낸싱을 허용하는 미국과 달리 우리나라는 해지 후 3년간 재가입 금지 정책을 유지하고 있기 때문에 주택가격이 상승한다고 해도 리파이낸싱 목적 중도해지는 적을 것이다.

또한 미국과는 달리 우리나라는 이사를 허용해 주고 있으므로 외국처럼 이사를 목적으로 하는 중도해지는 적을 것으로 판단된다. 그러나 이사를 허용한다 하더라도 거주지의 이동만 허용해주는 정도이지 주택가격 상승으로 인해 증가한 주택의 자산 가치를 실현시키지는 못하도록 하고 있으므로 이에 만족하지 못하는 가입자는 중도해지를 선택할 수도 있는 상황이다.

그래서 가입자가 고령층임을 감안하여 이사를 한다면 담보주택과 멀리 떨어져 있지 않은 동일한 생활환경을 가지는 동일 시군구에서 이사할 것이라고 가정 하고, 개별담보주택 가격이 동일 시군구의 평균 주택가격보다 높은 가입자가 중도해지 확률이 높을 것이라는 가설을 세우고 검증하였다.

그 결과 개별담보주택의 누적주택가격상승률과 시군구 누적주택가격상승률과의 차이를 나타내는 변수는 계수가 마이너스로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았고, 해지시점 시군구 주택가격 중앙값 대비 해지시점 개별담보주택 가격의 비율을 나타내는 변수의 경우 계수가 플러스로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 개별담보주택의 주택가격상승률 또는 주택가격과 동일 시군구의 주택가격상승률 또는 주택가격과의 차이는 중도해지와 큰 관련이 없는 것으로 밝혀져서 가설은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서는 이사를 허용하고 있기 때문에 이사가 중도해지의 중요한 원인이 아님을 시사한다.

리파이낸싱 목적과 이사 목적이 주택가격이 상승할 때 중도해지가 증가하는 주요한 원인이 아니라면 주택가격 상승과 관련된 중도해지 원인 중 나머지 하나인 상속·증여 및 투자 목적이 주요한 원인일 가능성이 크다. 그래서 이 가설을 검증하기 위해 해지 시점의 순자산금액을 알 수 있는 변수를 만들었다. 왜냐하면 중도해지를 위해 대출 잔액을 상환한 이후 남는 금액이 클수록 자발적 또는 자녀에 의한 비자발적인 상속·증여 및 투자 목적 중도해지 확률이 커질 것이라고 예상되기 때문이다.

따라서 해지시점의 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV와 해지시점 주택가격의 상대적인 수준을 나타내주는 ‘전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’ 변수를 만들어서 가설 검증에 활용하였다. 그 결과 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV 변수의 경우 계수가 1% 유의수준에

서 통계적으로 유의한 마이너스로 나타났는데 이는 주택가격상승으로 인해 대출 잔액을 상환하고 남는 금액, 즉 순자산가치가 주택가격에서 차지하는 비율이 클수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻이다.

또한 ‘전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’의 경우 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스로 나와서 해지시점 전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택의 주택가격이 높은 가입자일수록 중도해지 확률이 높다는 것인데 이는 주택가격이 높을수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻과도 같다.

위 두 가지 변수의 결과를 종합해보면 순자산가치비율이 높고, 주택가격도 높아서 중도해지 시 대출 잔액을 상환하고도 남는 금액이 많을수록 중도해지 확률이 높아진다는 것을 알 수 있으므로 이러한 가입자는 상속·증여 및 투자동기가 높을 것이라고 추측할 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 주택가격상승률이 상승함에 따라 중도해지 확률이 높아진다는 것을 밝힐 때 주택가격상승기와 주택가격하락기를 구분하여 분석하지 못하였고, 가입자의 대출이후 경과기간에 따라 주택가격상승에 따른 중도해지 반응이 상이할 것인데 역시 이를 반영하지 못하였다는 것이다. 또한 주택가격이 상승하게 되면 중도해지 확률이 높아지는 원인에 대한 분석 결과 리파이낸싱과 이사가 아니므로 상속·증여 및 투자 목적이 원인일 가능성이 크다고 결론을 내리면서도 ‘자녀 수’나 가입자의 ‘주택이외의 자산’을 알 수 있는 자료의 부족으로 검증까지 하지는 못하였으므로 이는 향후의 연구과제로 남겨둔다.

그럼에도 불구하고 시군구 지수가 아닌 개별 담보주택의 주택시세를 추적하여 주택가격상승률과 중도해지와의 정(+)의 관계를 밝혀 미국과 마찬가지로 우리나라에서도 주택가격상승이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수임을 증명하고 독신여부별, 연령별, 주택유형별, 주택가격별, 지급방식별로 주택가격상승률에 대한 민감도 분석을 국내에서 최초로 시도한 것, 그리고 주택가격이 상승할 때 중도해지 확률이 증가하는 원인으로 외국처럼 리파이낸싱이나 이사가 아니라 독특하게 상속·증여 및 투자목적일 가능성을 제시한 것은 의미가 있다고 할 수 있다.

## 제 5 장 해지 후 재가입 금지 정책 도입 및 완화 효과 분석

### 제 1 절 연구가설 및 분석모형

#### 1. 연구가설

한국주택금융공사는 2012.10.29.일 주택연금 해지 후 5년간 재가입금지 규제정책을 도입하였는데 그 이유는 리파이낸싱(refinancing)을 목적으로 중도해지 후 재가입하는 가입자들이 점차 증가하면서 규제할 필요가 생겼기 때문이었다. 규제를 하지 않으면 주택가격이 많이 상승한 가입자는 결국 모두 리파이낸싱을 하게 될 텐데 그렇게 되면 주택연금의 사업 지속 가능성에 문제가 생기게 된다. 주택연금 사업이 지속되기 위해서는 주택가격이 상승하는 자산과 하락하는 자산이 포트폴리오를 구성하여 주택가격 하락 리스크가 서로 상쇄되는 효과가 있어야 하는데 주택가격이 상승한 자산이 모두 리파이낸싱을 통해 월지급금을 올려 받는다면 주택연금의 기금 건전성이 심각하게 위험에 처할 수 있게 되기 때문에 재가입금지 기간을 도입한 것이다.

리파이낸싱을 억제하기 위한 방법으로는 리파이낸싱의 수익을 감소시키거나 비용을 증가시키는 방법이 있다. 먼저 리파이낸싱의 수익을 감소시키는 방법으로는 리파이낸싱을 하게 되어 상승하는 월지급금에 한도를 주는 방법을 생각해 볼 수 있다. 예를 들면 리파이낸싱을 하게 되는 신규 담보주택의 가격을 모두 인정하지 않고 일부만을 인정한다거나, 상승하게 되는 월지급금은 기존 월지급금 대비 일정 비율, 예를 들자면 20%를 초과할 수 없다는 규정을 두는 것이다. 다음으로 리파이낸싱의 비용을 증가시키는 방법으로는 주택담보대출처럼 중도해지 수수료를 징구하는 방법이 있다. 이는 리파이낸싱뿐만 아니라 다른 목적의 중도해지도 비용을 증가시켜서 중도해지를 억제하는 효과가 있다. 또 다른 방법으로는 보증료를 설정할 때 초기보증료의 비중을 높이고 연 보증료의 비중을 낮추는 방법이 있을 수 있다. 현재 한국주택금융공사는 초기보증료를 주택가격의 1.5%, 연 보증료를 대출 잔액의 0.75%로 설정



하고 있는데 만일 초기보증료를 주택가격의 2.0%, 연 보증료를 대출 잔액의 0.5% 수준으로 조정한다면 리파이낸싱으로 새로 주택연금에 가입할 때 부담해야하는 초기보증료가 높아져서 리파이낸싱의 비용이 증가하므로 리파이낸싱으로 인한 수익보다 비용이 많다면 리파이낸싱을 억제하는 효과가 있을 것이다.

중도해지 후 재가입금지 기간을 두는 것도 리파이낸싱 비용을 증가시키는 직접적인 방법은 아니지만 간접적으로 리파이낸싱 비용을 증가시키는 것이라고 할 수 있다. 중도해지 후 5년간 주택시장이 어떻게 변화할지 모르는 불확실성이 있기 때문에 가입자는 리파이낸싱 목적의 중도해지를 쉽게 선택하지 못할 것이기 때문이다. 현재 한국주택금융공사에서는 리파이낸싱의 비용을 증가시키는 방법으로서 이 방법을 채택하고 있는 것이다.

리파이낸싱을 자유롭게 할 수 있도록 허용하는 것이 소비자의 편익을 증진시키는 방법이 아니냐는 주장도 있을 수 있으나, 리파이낸싱을 허용함에 따른 주택연금 기금의 손실 증가분은 수지상등의 원칙<sup>31)</sup>에 따라 월지급금을 산출하고 있는 현재의 방식에 따르면 어떤 방식으로든지 수수료로 다시 가입자에게 비용으로 전가될 수밖에 없을 것이다.

이렇게 2012.10.29.일자로 재가입 금지 규제 정책을 도입하고 나서 3년 정도를 운영하자 규제의 해지 또는 완화를 요구하는 민원이 발생하기 시작하였다. 그래서 2015.9.25.일자로 재가입금지 기간을 5년에서 3년으로 다소 완화한 이후 현재까지 운영하고 있다.

따라서 재가입금지 규제 도입으로 인해 리파이낸싱의 비용이 증가하여 주택가격 상승으로 인한 중도해지가 줄었을 것이라고 기대되고, 재가입금지 규제 완화로 인해 리파이낸싱의 비용이 다소 줄어들어 주택가격 상승으로 인한 중도해지는 규제완화 전보다는 늘어났을 것이라고 기대가 된다.

그러나 규제의 수준이 조금 완화되더라도 그것이 가입자의 행동을 변화시킬 정도로 충분한 것인지는 알 수 없으므로 규제완화의 효과는 불분명하다. 그래서 본 장에서는 간접적으로 리파이낸싱의 비용을 증가시키는 재가입금지 기간을 도입한 정책과 이를 완화한 정책이 과연 효과가 있었는지를 검증해보려고 한다.

31) 공사가 가입자로부터 보증료로 기대수익과 담보주택 처분 시점에서 대출 잔액이 주택가격을 초과함에 따른 기대손실(=대출 잔액-주택가격)이 같아지도록 월지급금을 산정하는 보험계리 원칙



## 2. 분석모형 및 분석자료

### 1) 분석모형

규제도입 전후 또는 규제완화 전후에 주택가격상승률 증가에 따른 가입자의 중도해지확률이 변했는지를 확인하기 위해 종속변수가 두 범주를 갖는 경우 어떤 사건이 일어날 확률을 추정하는 데 쓰이는 통계기법인 이항 로지스틱 회귀분석을 사용하였다<sup>32)</sup>. 종속변수로는 중도해지=1, 유지=0을 갖는 더미 변수를 사용하였고 사망해지는 제외하였다.

<표 5-1>과 같이 이항 로지스틱 회귀분석을 위해 설명변수로 가입자 특성 변수 2개, 담보주택 특성 변수 2개와 주택가격상승률 변수를 사용하였다. 가입자 특성 변수로는 독신여부와 연령을 사용하였는데 독신여부는 독신녀, 독신남, 부부 세 유형으로 구분하였고, 연령의 경우 해지 데이터는 해지시점, 유지 데이터는 측정기간 마지막 시점에서의 부부 중 최연소자를 기준으로 70세미만, 70세이상80세미만, 80세이상 세 그룹으로 나누었다.

담보주택 특성변수로는 주택유형과 주택가격을 사용하였는데 주택유형은 다세대연립기타, 단독주택, 아파트 세 유형으로 구분하였고, 주택가격은 2억원 미만, 2억원이상4억원미만, 4억원이상9억원미만 세 그룹으로 나누었다.

주택가격상승률 변수로는 분석의 정확성을 높이기 위하여 주택가격상승률을 다시 두 가지 유형으로 나누어 측정하였다. 먼저 개별 담보주택의 누적주택가격상승률은 시세가 있는 아파트의 경우 한국감정원 시세를 추적하여 측정하였고, 시세가 없는 단독주택 등의 주택의 경우 KB 주택매매가격 종합지수 중 시군구 지수를 활용하여 담보주택이 위치하고 있는 시군구 지수의 상승률로 측정하였다. 개별 담보주택의 연평균주택가격상승률은 상기 언급한 개별 담보주택의 누적주택가격상승률과 동일한 방법으로 측정하되 누적이 아니라 기하평균을 사용한 연평균 상승률로 측정하였다. 주택가격상승률 측정기간은 해지 데이터는 연금보증서 발급일 부터 해지시점까지, 유지 데이터는 연금보증서 발급일 부터 측정기간 마지막 날까지로 하였다.

32) 통계패키지로는 R Studio(version 3.6.0)를 사용하였다.

이항 로지스틱 회귀분석은 두 가지 방식으로 이루어졌다. 먼저, 규제정책 도입 및 완화 전과 후를 구분하여 각각 독립적으로 이항 로지스틱 회귀분석을 실행한 후 주택가격상승률의 계수와 평균한계효과(Average Marginal Effect)<sup>33)</sup>를 비교하였다. 그 다음 규제정책 도입 및 완화 전과 후의 기간을 통합하여 그 통합기간 중에 발생한 중도해지와 유지 데이터를 대상으로 이항 로지스틱 회귀분석을 하되 규제정책 도입 및 완화 후 더미변수를 만들고 이 더미변수와 주택가격상승률변수를 곱한 변수(Effect)를 만들어서 이를 정책효과 변수의 대용치로 사용하였다.

<표 5-1> 독립변수 분석 및 작성기준

| 구분              | 의미             | 변수명                              | 분석 및 작성 기준                                                |
|-----------------|----------------|----------------------------------|-----------------------------------------------------------|
| 가입자<br>특성       | 독신<br>여부       | 독신녀                              | 독신녀 기준                                                    |
|                 |                | 독신남                              |                                                           |
|                 |                | 부부                               |                                                           |
|                 | 연령             | 70세미만<br>70세이상<br>80세미만<br>80세이상 | 해지당시 부부 중 최연소자<br>연령을 기준. 70세미만이 기준.                      |
| 담보주택<br>특성      | 주택유형           | 다세대연립기타                          | 다세대연립기타 기준                                                |
|                 |                | 단독주택                             |                                                           |
|                 |                | 아파트                              |                                                           |
|                 | 주택<br>가격       | 2억원미만                            | 2억원미만이 기준                                                 |
|                 |                | 2억원이상<br>4억원미만                   |                                                           |
| 4억원이상<br>9억원미만  |                |                                  |                                                           |
| 주택<br>가격<br>상승률 | 개별<br>담보<br>주택 | 누적주택가격<br>상승률                    | 한국감정원 시세로 개별담보주택<br>가격 추정 $(P_1 - P_0)/P_0$               |
|                 |                | 연평균주택가격상승률                       | 기하평균 사용<br>$\sqrt[n]{\left(\frac{P_1 - P_0}{P_0}\right)}$ |
| 정책효과            |                | After Dummy                      | 정책도입 및 완화 후                                               |
|                 |                | Effect                           | 누적주택가격상승률 × After<br>Dummy                                |

33) 모든 가입자의 관찰된 설명변수 값에서 갖는 주택가격상승률 한계효과의 평균값을 말한다. 주택가격 상승률 한계효과는 주택가격상승률 변수가 한 단위 증가할 때 중도해지 확률이 몇 %가 변화하는지를 말해준다. <<https://cran.r-project.org/web/packages/margins/vignettes/Introduction.html>> (2019.12.22.일 검색)

## 2) 분석자료

정책 도입 및 완화 전후 중도해지 행동의 변화를 검증하기 위해서는 우선 경과기간이 비슷한 자료를 대상으로 분석해야 한다. 왜냐하면 중도해지는 다른 변수가 모두 동일하더라도 경과기간에 의해 영향을 많이 받기 때문이다. 일반적으로는 대출한 이후 약 3년 정도까지는 경과기간이 증가할수록 중도해지율이 증가하다가 그 이후는 감소하는 형태를 보인다.

### 가) 재가입금지 정책도입 효과 분석자료

규제 도입 전후의 기초 통계 비교 자료는 <표 5-2>에 표시하였다. ‘주택연금 해지 후 5년간 가입금지’ 규제정책은 2012.10.29.일자로 도입되었으므로 정책 도입 전 효과분석은 주택연금이 도입된 2007.7월부터 2012.10.28.일 까지 5년 3개월간 연금보증서가 발급된 11,219건을 대상으로 하였고, 규제정책 도입 후 효과분석은 규제정책 도입 전 자료와 동일한 경과기간의 자료를 사용하기 위하여 규제정책이 시행된 2012.10.29.일부터 2018.1.31.까지 5년 3개월간 연금보증서가 발급된 36,148건을 대상으로 하였다. 규제정책 도입 전후 자료 모두에서 거래가 제한적인 노인복지주택은 제외하였다.

규제정책 도입 전후의 주택시장 환경 비교는 <표 5-3>에 표시하였다. 규제정책 도입 전 2007.7월부터 2012.10월까지의 KB 주택매매가격 종합지수를 기준으로 전국적으로는 누적주택가격상승률이 15.4%인 기간이었는데, 이를 수도권과 지방<sup>34)</sup>으로 나누어 본다면 수도권은 4.3%에 불과하였으나 지방에서는 26.2%의 큰 폭의 상승률을 기록한 기간이었다. 반면, 규제정책 도입 후인 2012.10월부터 2018.1월까지의 기간 중에는 전국 기준으로 누적주택가격 상승률이 9.8%인데, 수도권이 9.0%이고 지방은 6.2%이어서 수도권과 지방이 비교적 고르게 상승한 기간이었다.

---

34) 수도권과 광역시를 제외한 지역

<표 5-2> 규제 도입 전후 기초 통계 비교<sup>35)</sup>

| 구분       |                | 규제도입 전<br>(2007.7~2012.10) |       | 규제도입 후<br>(2012.10~2018.1) |       |
|----------|----------------|----------------------------|-------|----------------------------|-------|
|          |                | 빈도(건)                      | 비율(%) | 빈도(건)                      | 비율(%) |
| 해지       | 중도해지           | 683                        | 6.1   | 2,718                      | 7.5   |
|          | 사망해지           | 160                        | 1.4   | 510                        | 1.4   |
|          | 유지             | 10,376                     | 92.5  | 32,920                     | 91.1  |
|          | 합계             | 11,219                     | 100.0 | 36,148                     | 100.0 |
| 독신<br>여부 | 독신녀            | 3,247                      | 28.9  | 11,805                     | 32.7  |
|          | 독신남            | 764                        | 6.8   | 2,234                      | 6.2   |
|          | 부부             | 7,208                      | 64.3  | 22,109                     | 61.1  |
|          | 합계             | 11,219                     | 100.0 | 36,148                     | 100.0 |
| 연령       | 70세미만          | 949                        | 8.5   | 9,183                      | 25.4  |
|          | 70세이상<br>80세미만 | 4,902                      | 43.7  | 17,704                     | 49.0  |
|          | 80세이상          | 5,368                      | 47.8  | 9,260                      | 25.6  |
|          | 합계             | 11,219                     | 100.0 | 36,147                     | 100.0 |
| 주택<br>유형 | 다세대<br>연립기타    | 766                        | 6.8   | 3,242                      | 9.0   |
|          | 단독주택           | 994                        | 8.9   | 2,347                      | 6.5   |
|          | 아파트            | 9,459                      | 84.3  | 30,559                     | 84.5  |
|          | 합계             | 11,219                     | 100.0 | 36,148                     | 100.0 |
| 주택<br>가격 | 2억원미만          | 4,452                      | 39.8  | 11,878                     | 33.0  |
|          | 2억원이상<br>4억원미만 | 4,494                      | 40.2  | 17,052                     | 47.3  |
|          | 4억원이상<br>9억원미만 | 2,236                      | 20.0  | 7,098                      | 19.7  |
|          | 합계             | 11,182                     | 100.0 | 36,028                     | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

35) 값이 없는 자료(null)는 제외하였기 때문에 규제도입 전 주택가격 변수 자료는 11,182건으로 다른 변수의 자료 11,219건과 다르고, 규제도입 후 주택가격 변수 자료는 36,082건으로 다른 변수의 자료 36,147건과 다르다.

<표 5-3> 규제 도입 전후 KB 종합매매지수 상승률 비교

| 구분  | 규제도입 전<br>(2007.7~2012.10) | 규제도입 후<br>(2012.10~2018.1) |
|-----|----------------------------|----------------------------|
|     | 상승률(%)                     | 상승률(%)                     |
| 전국  | 15.4                       | 9.8                        |
| 수도권 | 4.3                        | 9.0                        |
| 지방  | 26.2                       | 6.2                        |

#### 나) 재가입금지 정책완화 효과분석 자료

규제정책 완화 전후의 기초 통계 비교 자료는 <표 5-4>에 표시하였다. ‘주택연금 해지 후 3년간 가입금지’ 로의 규제완화 정책은 2015.9.25일자로 도입되었으므로 규제 완화 전 효과 분석은 ‘주택연금 해지 후 5년간 가입금지’ 정책이 도입된 2012.10.29.일부터 2015.9.24.일까지 2년 11개월간 연금보증서가 발급된 15,323건을 대상으로 하였고, 규제 완화 후 효과분석은 규제 완화 전 자료와 동일한 경과기간의 자료를 사용하기 위하여 2015.9.25일부터 2018.8.31.까지 2년 11개월간 연금보증서가 발급된 28,862건을 대상으로 하였다. 규제 완화 전후 자료 모두에서 거래가 제한적인 노인복지주택은 제외하였다.

규제 완화 전후의 주택시장 환경 비교는 <표 5-5>에 표시하였다. 규제 완화 전 기간인 2012.10월부터 2015.9월까지의 KB 주택매매가격 종합지수를 기준으로 전국적으로는 누적주택가격상승률이 5.9%인 기간이었는데, 이를 수도권과 지방으로 나누어 본다면 수도권은 2.8%에 불과하였으나 지방에서는 6.7%의 상승률을 기록하여 지방의 주택가격상승률이 수도권보다 더 높은 기간이었다. 반면, 규제 완화 후 기간인 2015.9월부터 2018.8월까지의 전국 기준으로 누적주택가격상승률이 4.9%이었는데, 수도권이 8.5%이고 지방은 -1.6%이어서 수도권은 주택가격상승률이 큰 폭으로 상승했으나, 지방은 오히려 주택가격상승률이 하락한 기간이었다.

<표 5-4> 규제 완화 전후 기초 통계 비교<sup>36)</sup>

| 구분       |                | 규제완화 전<br>(2012.10~2015.9) |       | 규제완화 후<br>(2015.9~2018.8) |       |
|----------|----------------|----------------------------|-------|---------------------------|-------|
|          |                | 빈도(건)                      | 비율(%) | 빈도(건)                     | 비율(%) |
| 해지       | 중도해지           | 2,559                      | 16.7  | 2,051                     | 7.1   |
|          | 사망해지           | 631                        | 4.1   | 350                       | 1.2   |
|          | 유지             | 12,133                     | 79.2  | 26,461                    | 91.7  |
|          | 합계             | 15,323                     | 100.0 | 28,862                    | 100.0 |
| 독신여부     | 독신녀            | 5,008                      | 32.7  | 2,892                     | 13.0  |
|          | 독신남            | 965                        | 6.3   | 1,912                     | 8.6   |
|          | 부부             | 9,350                      | 61.0  | 17,357                    | 78.3  |
|          | 합계             | 15,323                     | 100.0 | 22,161                    | 100.0 |
| 연령       | 70세미만          | 3,190                      | 20.8  | 8,375                     | 29.0  |
|          | 70세이상<br>80세미만 | 7,278                      | 47.5  | 14,108                    | 48.9  |
|          | 80세이상          | 4,855                      | 31.7  | 6,378                     | 22.1  |
|          | 합계             | 15,323                     | 100.0 | 28,861                    | 100.0 |
| 주택<br>유형 | 다세대<br>연립기타    | 1,193                      | 7.8   | 2,892                     | 10.0  |
|          | 단독주택           | 1,175                      | 7.7   | 1,760                     | 6.1   |
|          | 아파트            | 12,955                     | 84.5  | 24,210                    | 83.9  |
|          | 합계             | 15,323                     | 100.0 | 28,862                    | 100.0 |
| 주택<br>가격 | 2억원미만          | 5,563                      | 36.4  | 8,936                     | 31.1  |
|          | 2억원이상<br>4억원미만 | 6,934                      | 45.4  | 13,582                    | 47.3  |
|          | 4억원이상<br>9억원미만 | 2,788                      | 18.2  | 6,212                     | 21.6  |
|          | 합계             | 15,285                     | 100.0 | 28,730                    | 100.0 |

자료: 한국주택금융공사, 값이 없는 자료(null)는 제외

<표 5-5> 규제 완화 전후 KB 종합매매지수 상승률 비교

| 구분  | 규제완화 전<br>(2012.10~2015.9) | 규제완화 후<br>(2015.9~2018.8) |
|-----|----------------------------|---------------------------|
|     | 상승률(%)                     | 상승률(%)                    |
| 전국  | 5.9                        | 4.9                       |
| 수도권 | 2.8                        | 8.5                       |
| 지방  | 6.7                        | -1.6                      |

36) 값이 없는 자료(null)는 제외하였기 때문에 규제완화 전 주택가격 변수 자료는 15,282건으로 다른 변수의 자료 15,323건과 다르고, 규제완화 후 독신여부 변수 자료는 22,161건, 연령 변수 자료는 28,861건, 주택가격 변수 자료는 28,730건으로 다른 변수의 자료 28,862건과 다르다.

## 제 2 절 재가입 금지 정책 도입 및 완화 효과 분석

### 1. 재가입 금지 규제정책 도입 전후 결과

<표 5-6>과 같이 해지 후 재가입 규제정책 도입 전후 기간의 누적주택가격상승률을 비교해 보면 규제도입 전은 중위값이 -0.80%, 평균이 0.43%인 반면, 규제도입 후는 중위값이 5.6%, 평균값이 9.94%로 규제도입 후가 누적주택가격상승률이 월등히 높음을 알 수 있다.

<표 5-6> 규제 도입 전후 기초 통계량

(단위: 세, 천원, %)

| 구분             |     | 규제도입 전<br>(2007.7~2012.10) | 규제도입 후<br>(2012.10~2018.1) |
|----------------|-----|----------------------------|----------------------------|
| 연령             | 1분위 | 74.81                      | 69.88                      |
|                | 중위값 | 79.62                      | 75.25                      |
|                | 평균  | 79.58                      | 75.07                      |
|                | 3분위 | 84.21                      | 80.14                      |
| 주택가격           | 1분위 | 150,000                    | 172,500                    |
|                | 중위값 | 235,000                    | 252,500                    |
|                | 평균  | 279,200                    | 288,910                    |
|                | 3분위 | 360,000                    | 362,500                    |
| 누적<br>주택가격상승률  | 1분위 | -4.80                      | 1.00                       |
|                | 중위값 | -0.80                      | 5.60                       |
|                | 평균  | 0.43                       | 9.94                       |
|                | 3분위 | 2.00                       | 15.30                      |
| 연평균<br>주택가격상승률 | 1분위 | -4.50                      | 1.00                       |
|                | 중위값 | -0.90                      | 3.30                       |
|                | 평균  | -0.30                      | 6.26                       |
|                | 3분위 | 1.60                       | 7.20                       |

주택가격상승률 변수로서 누적주택가격상승률 이외에 연평균주택가격상승률도 사용하였는데 이 변수는 기하평균 방식을 사용하여 연평균 계산 시 경과기간이 1년이 안된 데이터는 인위적으로 1년으로 환산하여 계산하기 때문에 주택가격상승률을 과대 계산할 가능성이 있으므로 해석에 주의하여야 한다. 따라서 누적주택가격상승률을 주택가격상승률의 주지표로 사용하고 연평균주택가격상승률은 보조지표로서 참고자료 정도의 의미만을 두는 것이 바람직하다.

<표 5-7>, <표 5-8>과 같이 이항 로지스틱 분석결과 2012.10.25일자로 시행한 ‘주택연금 가입 후 5년간 재가입 금지’ 정책의 경우 도입 전 주택가격상승률 변수의 계수는 누적상승률과 연평균상승률 모두 통계적으로 유의하게 플러스(+)를 보였다. 이것은 주택연금 가입자들의 중도해지가 주택가격상승률이 상승할수록 통계적으로 유의하게 증가하였다는 것을 의미한다. 반면, 도입 후 주택가격상승률 변수는 누적상승률과 연평균상승률 모두 통계적인 유의성이 없어졌고, 부호도 마이너스(-)로 바뀌었다. 따라서 규제정책 도입 이후 가입자의 주택가격상승률에 대한 중도해지 행동이 바뀌었음을 알 수 있다.

<표 5-7> 규제 도입 전 로지스틱 모형 분석 결과

| 구분                     |                | 모형1    |       |           | 모형2    |       |           |
|------------------------|----------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|                        |                | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편                     | -              | -1.328 | 0.210 | 0.000 *** | -1.195 | 0.209 | 0.000 *** |
| 독신여부                   | 독신남            | 0.490  | 0.157 | 0.002 *** | 0.436  | 0.153 | 0.004 *** |
|                        | 부부             | -0.105 | 0.099 | 0.292     | -0.082 | 0.098 | 0.399     |
| 주택유형                   | 단독주택           | 0.216  | 0.212 | 0.307     | 0.500  | 0.209 | 0.017 **  |
|                        | 아파트            | -0.009 | 0.183 | 0.960     | 0.271  | 0.181 | 0.133     |
| 연령                     | 70세이상<br>80세미만 | -1.149 | 0.111 | 0.000 *** | -1.097 | 0.111 | 0.000 *** |
|                        | 80세이상          | -2.338 | 0.130 | 0.000 *** | -2.150 | 0.127 | 0.000 *** |
| 주택가격                   | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.646 | 0.109 | 0.000 *** | -1.084 | 0.104 | 0.000 *** |
|                        | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.505 | 0.142 | 0.000 *** | -1.095 | 0.136 | 0.000 *** |
| 주택가격상승률 <sup>37)</sup> | 누적<br>주택가격상승률  | 5.908  | 0.294 | 0.000 *** |        |       |           |
|                        | 연평균<br>주택가격상승률 |        |       |           | 3.186  | 0.270 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

37) 누적상승률과 연평균상승률의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 각각 0.2893, 0.1677 이다.



<표 5-8> 규제 도입 후 로지스틱 모형 분석 결과

| 구분                     |                | 모형1    |       |           | 모형2    |       |           |
|------------------------|----------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|                        |                | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편                     | -              | -1.846 | 0.084 | 0.000 *** | -1.820 | 0.084 | 0.000 *** |
| 독신여부                   | 독신남            | 0.114  | 0.086 | 0.182     | 0.117  | 0.086 | 0.174     |
|                        | 부부             | -0.057 | 0.046 | 0.216     | -0.057 | 0.046 | 0.216     |
| 주택유형                   | 단독주택           | 0.671  | 0.098 | 0.000 *** | 0.670  | 0.098 | 0.000 *** |
|                        | 아파트            | 0.177  | 0.077 | 0.021 *   | 0.161  | 0.076 | 0.035 *   |
| 연령                     | 70세이상<br>80세미만 | -0.791 | 0.045 | 0.000 *** | -0.799 | 0.045 | 0.000 *** |
|                        | 80세이상          | -1.064 | 0.060 | 0.000 *** | -1.080 | 0.060 | 0.000 *** |
| 주택가격                   | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.359 | 0.047 | 0.000 *** | -0.360 | 0.047 | 0.000 *** |
|                        | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.313 | 0.059 | 0.000 *** | -0.320 | 0.059 | 0.000 *** |
| 주택가격상승률 <sup>38)</sup> | 누적<br>주택가격상승률  | -0.195 | 0.152 | 0.199     |        |       |           |
|                        | 연평균<br>주택가격상승률 |        |       |           | -0.001 | 0.008 | 0.909     |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

한편, <표 5-9>과 같이 규제정책 도입 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)인 반면, 규제정책 도입 후 더미변수에 누적주택가격상승률을 곱한 규제정책 도입 후의 정책효과 변수(Effect)는 통계적으로 유의한 마이너스(-)였다. 이는 <표 5-7>과 <표 5-8>의 결과와 마찬가지로 규제정책 도입 이후 가입자의 주택가격상승에 대한 중도해지 행동이 통계적으로 유의하게 감소하였음을 의미하여 재가입 금지 정책 도입이 중도해지를 감소시키는데 효과가 있었음을 보여준다. 규제도입 후 기간이 규제도입 전 기간보다 누적주택가격상승률이 월등히 높은 기간이어서 중도해지가 더욱 많아져야 하는 기간임에도 불구하고 이러한 결과가 나온 것은 규제정책 도입 효과가 있었음을 더욱 지지하는 결과라고 할 수 있겠다.

38) 누적상승률과 연평균상승률의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 각각 -0.0133, -0.0001이다.

<표 5-9> 규제도입 전후 로지스틱 통합모형 분석 결과

| 구분      |                       | 통합모형1  |       |           | 통합모형2  |       |           | 통합모형3  |       |           |
|---------|-----------------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|         |                       | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편      | -                     | -1.244 | 0.057 | 0.000 *** | -0.294 | 0.065 | 0.000 *** | -1.209 | 0.057 | 0.000 *** |
| 독신여부    | 독신남                   | 0.137  | 0.056 | 0.015 **  | 0.088  | 0.057 | 0.123     | 0.135  | 0.056 | 0.016 **  |
|         | 부부                    | 0.049  | 0.030 | 0.106     | -0.028 | 0.031 | 0.369     | 0.035  | 0.030 | 0.254     |
| 주택유형    | 단독주택                  | 0.706  | 0.063 | 0.000 *** | 0.620  | 0.064 | 0.000 *** | 0.683  | 0.064 | 0.000 *** |
|         | 아파트                   | 0.139  | 0.051 | 0.006 *** | 0.118  | 0.051 | 0.022 **  | 0.136  | 0.051 | 0.008 *** |
| 연령      | 70세이상<br>80세미만        | -0.695 | 0.032 | 0.000 *** | -0.837 | 0.033 | 0.000 *** | -0.706 | 0.032 | 0.000 *** |
|         | 80세이상                 | -0.927 | 0.038 | 0.000 *** | -1.215 | 0.040 | 0.000 *** | -0.968 | 0.038 | 0.000 *** |
| 주택가격    | 2억원이상<br>4억원미만        | -0.476 | 0.031 | 0.000 *** | -0.445 | 0.031 | 0.000 *** | -0.449 | 0.031 | 0.000 *** |
|         | 4억원이상<br>9억원미만        | -0.402 | 0.038 | 0.000 *** | -0.391 | 0.039 | 0.000 *** | -0.357 | 0.039 | 0.000 *** |
| 주택가격상승률 | 누적주택<br>가격상승률<br>(개별) | 0.401  | 0.079 | 0.000 *** | -0.076 | 0.081 | 0.351     | 1.019  | 0.093 | 0.000 *** |
|         | AFTER<br>Dummy        |        |       |           | -0.948 | 0.031 | 0.000 *** |        |       |           |
|         | Effect <sup>39)</sup> |        |       |           |        |       |           | -1.366 | 0.129 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

39) 정책효과변수(Effect)의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 -0.1574이다.

## 2. 재가입 금지 정책 완화 전후 결과

<표 5-10>과 같이 재가입 금지 규제정책 완화 전후 기간의 누적주택가격 상승률을 비교해 보면 규제완화 전은 중위값이 4.60%, 평균이 6.76%인 반면, 규제완화 후는 중위값이 2.80%, 평균값이 5.67%로 규제완화 전후의 누적주택가격상승률이 비슷한 기간이었음을 알 수 있다.

<표 5-10> 규제 완화 전후 기초통계량

(단위: 세, 천원, %)

| 구분             |     | 규제완화 전<br>(2012.10~2015.9) | 규제완화 후<br>(2015.9~2018.8) |
|----------------|-----|----------------------------|---------------------------|
| 연령             | 1분위 | 71.04                      | 69.06                     |
|                | 중위값 | 76.45                      | 74.31                     |
|                | 평균  | 76.27                      | 74.22                     |
|                | 3분위 | 81.44                      | 79.30                     |
| 주택가격           | 1분위 | 165,000                    | 180,000                   |
|                | 중위값 | 240,000                    | 260,000                   |
|                | 평균  | 278,220                    | 299,690                   |
|                | 3분위 | 350,000                    | 375,000                   |
| 누적<br>주택가격상승률  | 1분위 | 1.30                       | 0.00                      |
|                | 중위값 | 4.60                       | 2.80                      |
|                | 평균  | 6.76                       | 5.67                      |
|                | 3분위 | 10.00                      | 9.30                      |
| 연평균<br>주택가격상승률 | 1분위 | 1.60                       | -0.10                     |
|                | 중위값 | 4.20                       | 2.40                      |
|                | 평균  | 6.92                       | 4.29                      |
|                | 3분위 | 8.40                       | 6.80                      |

<표 5-11>, <표 5-12>와 같이 이항 로지스틱 분석결과 2015.9.25.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입 금지’ 정책의 경우 규제 완화 전 주택가격상승률의 계수는 누적상승률과 연평균상승률 모두 통계적으로 유의한 마이너스(-)를 보인 반면, 규제 완화 후 주택가격상승률 변수의 계수는 누적상승률과 연평균상승률 모두 통계적으로 유의한 플러스(+)로 전환되었다. 이는 규제완화로 인해 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 상승하는 효과가 있었음을 말해준다.

규제완화 전 모형1의 누적상승률 평균한계효과를 보면 -0.1946으로 나오는데 이는 누적상승률이 1% 상승할 때 중도해지확률이 0.1946% 하락하는 효과가 있다는 뜻이다. 이것은 재가입금지 기간 5년 도입으로 인해 리파이낸싱의 간접적 비용이 증가하여 주택가격이 상승할수록 가입자는 증가한 자산가치를 본인이 직접 사용하는 것 보다 사후에 자녀가 사용하도록 선택하는 경향이 강해지는 것이라고 해석할 수 있다.

규제완화 후 모형1의 누적상승률 평균한계효과를 보면 0.0184로 나오는데 이는 누적상승률이 1% 상승할 때 중도해지확률이 0.0184% 상승하는 효과가 있다는 뜻이다. 재가입금지 규제 전에는 <표 5-7> 모형1의 누적상승률 평균한계효과가 0.2893인 것에서 알 수 있듯이 누적상승률이 1% 상승할 때 중도해지확률이 0.2893% 상승하는 효과가 있었는데 규제완화 후에는 규제완화 전에 비해 평균한계효과가 플러스(+)의 방향으로 전환하기는 하였으나, 여전히 규제는 있기 때문에 규제 도입되기 전보다는 평균한계효과가 상당히 적다.

한편, <표 5-13>과 같이 규제 완화 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)인 반면, 규제 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률을 곱한 정책효과 변수(Effect)의 계수는 부호가 플러스(+)로 전환되었지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 규제 완화를 함으로써 규제완화로 인해 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 상승하는 효과가 없었음을 말해준다.

<표 5-11>,<표 5-12>의 결과와 <표 5-13>의 결과를 종합해보면 두 가지 검증 결과가 서로 상반되는 내용을 말해 주고 있으므로 규제완화의 효과는 ‘명확히 알 수 없다’는 것이 결론이다.

<표 5-11> 규제 완화 전 로지스틱 모형 분석 결과

| 구분                     |                | 모형1    |       |           | 모형2    |       |           |
|------------------------|----------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|                        |                | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편                     | -              | -1.889 | 0.169 | 0.000 *** | -1.872 | 0.169 | 0.000 *** |
| 독신여부                   | 독신남            | 0.122  | 0.155 | 0.430     | 0.126  | 0.155 | 0.415     |
|                        | 부부             | -0.298 | 0.087 | 0.001 *** | -0.293 | 0.087 | 0.001 *** |
| 주택유형                   | 단독주택           | 0.700  | 0.184 | 0.000 *** | 0.672  | 0.184 | 0.000 *** |
|                        | 아파트            | 0.307  | 0.154 | 0.045 **  | 0.265  | 0.153 | 0.083 .   |
| 연령                     | 70세이상<br>80세미만 | -0.826 | 0.087 | 0.000 *** | -0.855 | 0.088 | 0.000 *** |
|                        | 80세이상          | -1.385 | 0.114 | 0.000 *** | -1.444 | 0.114 | 0.000 *** |
| 주택가격                   | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.411 | 0.087 | 0.000 *** | -0.400 | 0.087 | 0.000 *** |
|                        | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.654 | 0.119 | 0.000 *** | -0.606 | 0.118 | 0.000 *** |
| 주택가격상승률 <sup>40)</sup> | 누적<br>주택가격상승률  | -4.395 | 0.553 | 0.000 *** |        |       |           |
|                        | 연평균<br>주택가격상승률 |        |       |           | -3.270 | 0.512 | 0.000 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\*는 5% 유의수준에서 유의, \*는 10% 유의수준에서 유의

<표 5-12> 규제 완화 후 로지스틱 모형 분석 결과

| 구분                     |                | 모형1    |       |           | 모형2    |       |           |
|------------------------|----------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|                        |                | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편                     | -              | -2.673 | 0.118 | 0.000 *** | -2.621 | 0.118 | 0.000 *** |
| 독신여부                   | 독신남            | 0.251  | 0.121 | 0.039 **  | 0.260  | 0.121 | 0.032 **  |
|                        | 부부             | 0.119  | 0.068 | 0.082 *   | 0.112  | 0.068 | 0.101     |
| 주택유형                   | 단독주택           | 0.192  | 0.152 | 0.206     | 0.189  | 0.151 | 0.212     |
|                        | 아파트            | 0.096  | 0.105 | 0.360     | 0.092  | 0.105 | 0.382     |
| 연령                     | 70세이상<br>80세미만 | -0.722 | 0.063 | 0.000 *** | -0.728 | 0.063 | 0.000 *** |
|                        | 80세이상          | -0.999 | 0.092 | 0.000 *** | -1.014 | 0.092 | 0.000 *** |
| 주택가격                   | 2억원이상<br>4억원미만 | -0.246 | 0.072 | 0.001 *** | -0.243 | 0.071 | 0.001 *** |
|                        | 4억원이상<br>9억원미만 | -0.027 | 0.086 | 0.751     | -0.005 | 0.082 | 0.954     |
| 주택가격상승률 <sup>41)</sup> | 누적<br>주택가격상승률  | 0.444  | 0.242 | 0.066 *   |        |       |           |
|                        | 연평균<br>주택가격상승률 |        |       |           | 0.262  | 0.090 | 0.003 *** |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\*는 5% 유의수준에서 유의, \*는 10% 유의수준에서 유의

40) 누적상승률과 연평균상승률의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 각각 -0.1946, -0.1488이다.

41) 누적상승률과 연평균상승률의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 각각 0.0184, 0.0112이다.

<표 5-13> 규제완화 전후 로지스틱 통합모형 분석 결과

| 구분      |                       | 통합모형1  |       |           | 통합모형2  |       |           | 통합모형3  |       |           |
|---------|-----------------------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|--------|-------|-----------|
|         |                       | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  | 계수     | S. E. | Pr(> z )  |
| 절편      | -                     | -1.595 | 0.064 | 0.000 *** | -0.918 | 0.069 | 0.000 *** | -1.597 | 0.064 | 0.000 *** |
| 독신여부    | 독신남                   | 0.068  | 0.067 | 0.313     | 0.055  | 0.068 | 0.418     | 0.068  | 0.067 | 0.313     |
|         | 부부                    | -0.033 | 0.036 | 0.362     | -0.107 | 0.036 | 0.003 *** | -0.032 | 0.036 | 0.374     |
| 주택유형    | 단독주택                  | 0.444  | 0.075 | 0.000 *** | 0.327  | 0.076 | 0.000 *** | 0.447  | 0.075 | 0.000 *** |
|         | 아파트                   | 0.026  | 0.057 | 0.655     | 0.010  | 0.058 | 0.862     | 0.027  | 0.057 | 0.638     |
| 연령      | 70세이상<br>80세미만        | -0.804 | 0.035 | 0.000 *** | -0.906 | 0.036 | 0.000 *** | -0.803 | 0.035 | 0.000 *** |
|         | 80세이상                 | -1.129 | 0.045 | 0.000 *** | -1.321 | 0.046 | 0.000 *** | -1.127 | 0.046 | 0.000 *** |
| 주택가격    | 2억원이상<br>4억원미만        | -0.245 | 0.037 | 0.000 *** | -0.187 | 0.037 | 0.000 *** | -0.246 | 0.037 | 0.000 *** |
|         | 4억원이상<br>9억원미만        | -0.128 | 0.045 | 0.004 *** | -0.016 | 0.045 | 0.727     | -0.135 | 0.046 | 0.004 *** |
| 주택가격상승률 | 누적주택<br>가격상승률<br>(개별) | -0.223 | 0.089 | 0.012 **  | -1.192 | 0.098 | 0.000 *** | -0.245 | 0.095 | 0.010 *** |
|         | AFTER<br>Dummy        |        |       |           | -0.880 | 0.035 | 0.000 *** |        |       |           |
|         | Effect <sup>42)</sup> |        |       |           |        |       |           | 0.119  | 0.180 | 0.511     |

주: \*\*\*는 1% 유의수준에서 유의, \*\* 는 5% 유의수준에서 유의, \* 는 10% 유의수준에서 유의

42) 정책효과변수(Effect)의 평균한계효과(Average Marginal Effect)는 0.0092이다.

### 제 3 절 소결

본 장에서는 2012.10.29일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 재가입금지’ 규제정책과 2015.9.25일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책에 대한 정책효과 여부를 두 가지 방법으로 실증분석하였다. 먼저 규제도입 및 완화 전과 후 비교 시 동일한 경과기간을 갖도록 전과 후의 분석기간을 정하고 이 기간 안에서 보증서가 발급된 후 해지된 데이터와 측정기간까지 유지하고 있는 데이터를 추출한 이후 전과 후 기간에 대해 각각 이항 로지스틱 회귀분석을 하여 정책효과 여부를 판단하였다. 또한 규제도입 및 완화 전과 후의 기간을 통합한 다음 규제 도입 및 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률 변수를 곱한 변수를 만들어서 이 변수를 통해 정책효과 여부를 판단하였다.

주택연금 중도해지에 대한 기존 연구는 대부분 중도해지와 사망해지 자료를 혼용하여 분석하였으나, 본 연구에서는 중도해지와 사망해지를 분리한 후 순수한 중도해지 자료만을 해지 데이터로 사용함으로써 중도해지에 대한 행동분석을 보다 정교화 하였다. 또한 주택가격상승률 측정 시 기존 연구에서는 KB 주택매매가격 종합지수(시군구)를 개별 담보주택 상승률의 대용치로 사용하였으나 본 연구에서는 한국감정원 시세를 추적하여 개별 담보주택의 주택가격상승률을 측정함으로써 보다 정확한 주택가격상승률 자료를 사용하였다.

이렇게 기존 연구보다 개선된 데이터를 사용하여 이항 로지스틱 회귀분석을 통해 정책효과를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2012.10.29.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 가입금지’ 규제정책은 통계적으로 유의하게 중도해지 확률을 감소시키는 정책 효과를 보았음을 알 수 있었다. 규제 도입 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)였으나 규제 도입 후에는 이 계수가 마이너스(-)로 바뀌면서 통계적 유의성은 사라졌다. 또한 규제 도입 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)인 반면, 규제 도입 후의 정책효과 변수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 변화되었다. 이는 두 가지 방법 모두 규제 도입 이후 주

택연금 가입자의 주택가격상승에 대한 중도해지 행동이 통계적으로 유의하게 감소하였음을 의미하여 재가입 금지 정책 도입이 중도해지를 감소시키는데 효과가 있었음을 보여준다.

둘째, 2015.9.25.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책은 그 효과를 명확히 알 수 없었다. 규제 완화 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의하게 마이너스(-)를 보인 반면, 규제 완화 후 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)로 전환되어 규제 완화 효과가 있었음을 말해주었다. 특히 규제완화 전 누적주택가격상승률 평균한계효과를 보면 -0.1946이었다가, 규제완화 후 누적주택가격상승률 평균한계효과는 0.0184로 전환되었는데, 규제도입 전 누적주택가격상승률의 평균한계효과인 0.2893과 비교하면 규제완화를 하였지만 여전히 재가입금지 규제가 존재함으로 인해 평균한계효과가 상당히 낮은 수준임을 확인할 수 있었다.

그러나 규제 완화 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)인 반면, 규제 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률을 곱한 정책효과 변수는 계수가 플러스(+)로 전환되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 규제 완화의 효과가 없었음을 말해주는 것이다. 따라서 두 가지 방법의 결과가 서로 상반되게 나왔으므로 규제완화의 효과가 있었는지는 알 수 없다고 해석할 수밖에 없다.

본 연구에 대한 한계점으로는 정책효과를 분석함에 있어서 거시환경을 통제하지 못했다는 점이다. 규제정책 도입 및 완화 전과 후를 비교할 때는 주택가격상승률 등의 거시경제 변화의 영향이 다르므로 정확한 정책효과만을 측정하기 위해서는 주택가격상승률 등 거시경제 환경의 차이를 통제하고 측정하는 것이 바람직 한데 규제도입 및 완화에 영향을 받지 않는 기준이 될 수 있는 주택연금 상품이 존재하지 않아 이를 반영하지 못하였다.

따라서 본 연구에서 나온 결론에는 거시경제변화로 인한 효과도 포함되어 있음을 부정하지 못한다. 만일 가능하다면 이중차분법(DID: Difference in Difference)<sup>43)</sup> 방법 등을 통해 거시경제효과를 통제하고 나서 정책효과만을



볼 수 있다면 더 좋은 분석이 될 것이다.

하지만, 규제정책 도입 이후의 기간이 이전보다 누적주택가격상승률이 월등히 높아 회귀분석결과 누적주택가격상승률의 계수가 플러스(+)가 나와야하는 거시환경임에도 불구하고 규제정책 도입 이후의 누적주택가격상승률 계수와 규제정책 도입 전후의 기간을 통합하여 분석 시 규제정책 도입 효과 변수의 계수가 마이너스(-)로 나왔다는 것은 규제도입의 정책효과가 충분하였음을 나타낸다고 해석할 수 있겠다.

이 외에도 중도해지에 중요한 영향을 미치는 대출이후의 경과기간을 통제하기 위해 규제정책 도입 및 완화 전과 후 비교 시 데이터가 대출이후 동일한 경과기간을 갖도록 설정한 상태에서 정책 효과 분석을 시도하였다는 점이 의미가 있다고 하겠다.

재가입금지 규제 도입이 주택가격 상승 시 중도해지 확률을 통계적으로 유의하게 감소시킨다는 것이 밝혀졌으므로 향후 중도해지가 지나치게 증가하는 것이 문제가 될 경우 현재의 ‘해지 후 3년간 재가입 금지’ 정책에서 다시 ‘해지 후 5년간 재가입 금지’ 규제로 강화한다면 중도해지를 줄이는 데 효과적일 수 있을 것이라는 제안을 해본다.

---

43) 정책의 효과만을 보기 위해 정책에 영향을 받는 대상(처리군: treatment group) 뿐만 아니라 정책에 영향을 받지 않는 대상(통제군: control group)을 도입하여 시간이 변화함에 따른 외생적인 효과(time effect)를 정책효과에서 제거하는 실증분석 기법을 말한다. 처리군에 대한 정책시행 전과 후의 차이(difference)에서 통제군에 대한 정책시행 전과 후의 차이(difference)를 차감하는 방법으로 정책효과에서 외생적인 효과를 제거하기 때문에 이를 이중차분법(difference in difference)라고 부른다. (조슈아 앵그리스트 · 존 스테판 피스케, 2014)

## 제 6 장 결 론

### 제 1 절 연구결과의 요약

본 연구에서는 2007.7월부터 2019.7월까지 연금보증서가 발급된 주택연금 데이터 65,592건을 사용하여 주택연금 중도해지에 관해 중요하게 생각해보아야 할 세 가지 에세이를 다루었다.

첫 번째 에세이에서는 경과기간을 감안한 생존분석을 통해 어떤 유형의 가입자가 위험률이 높은 지를 소그룹으로 세분하여 밝혔다. 두 번째 에세이에서는 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수인지를 알아본 후 어떠한 유형의 가입자가 주택가격상승률에 민감하게 반응하는지를 밝혔다. 또한, 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 증가하는 원인 분석으로 이사 목적과 상속·증여 및 투자 목적을 검증하였다. 마지막 세 번째 에세이에서는 2012.10.29.일에 시행한 ‘해지 후 5년간 재가입 금지’ 규제정책과 2015.9.25.일에 시행한 ‘해지 후 3년간 재가입 금지’ 규제완화 정책이 목표한 효과가 있었는지를 분석하였다.

먼저 첫 번째 에세이인 가입자 유형별로 분류한 생존분석 결과를 요약하면 다음과 같다. Cox 비례위험분석 결과 독신여부 변수에서는 ‘부부<독신녀<독신남’의 순서로 위험률이 높아 가설과 일치했다. 주택유형 변수에서는 유동성이 좋은 아파트가 가장 위험률이 높을 것이라는 가설과 다르게 단독주택의 위험률이 가장 높았으며, 아파트와 다세대연립기타는 통계적으로 유의미한 순서를 정할 수 없었다. 이는 일반적으로 단독주택의 주택가격이 아파트보다 낮아 월지급금이 작으므로 이에 불만족하는 가입자가 주택가격 상승 시 자산 가치 상승분을 실현하기 위해 적극적으로 중도해지를 하는 것이기 때문인 것으로 추측할 수 있다.

연령 변수에서는 가설과 일치하게 ‘80세이상<70세이상80세미만<70세미만’ 순으로 젊을수록 위험률이 높았는데 이는 연령이 젊을수록 주택가격 상승 시 증가한 자산 가치를 활용할 수 있는 기간이 길기 때문인 것으로 추측할 수

있다.

주택가격 변수에서는 가설과 동일하게 2억원미만이 가장 위험률이 높았던 반면 가설과 다르게 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 위험률이 높았는데 이는 대출한도 5억원의 규제로 인해 월지급금에 불만을 가질 수 있는 고가 주택 소유자들이 주택가격 상승 시 적극적으로 중도해지를 선택하는 것도 원인 중 하나가 될 수 있을 것으로 추정된다.

지급방식 변수에서는 가설과 같이 대출상환방식의 위험률이 가장 낮았으나, 종신방식과 확정방식은 위험률이 거의 비슷한 수준으로 나타났다. 직계존비속동거여부 변수는 통계적으로 의미 있는 변수가 아님이 밝혀졌는데 이는 직계비속 동거의 경우는 가설과 같이 될 수 있으나 직계존속 동거의 경우는 상속·증여의 동기가 없어 중도해지의 영향이 없을 수 있는 효과가 혼재되어 나타나는 결과라고 추측할 수 있다.

이상의 결과를 바탕으로 독신여부, 주택유형, 연령, 주택가격 변수를 기준으로 하여 소그룹으로 나누어 생존분석을 한 후 전체 결과와 다른 행동유형을 보이는 소그룹이 있는지를 분석하여 보았는데, KM 생존율 분석 결과 단독주택을 소유하고 있는 70세미만 소그룹이 경과기간이 10년이 지나면 생존율이 약 20% 수준으로 하락하여 소그룹 중 가장 생존율이 낮은 그룹으로 나타났다.

Cox 비례위험모형 분석 결과 독신여부 변수 중 독신남과 부부 그룹에서, 주택유형 변수 중 다세대연립기타와 단독주택 그룹에서, 그리고 연령 변수 중 80세이상 그룹에서 주택가격 2억원이상4억원미만이 4억원이상9억원미만 보다 위험률이 높게 나와 4억원이상9억원미만이 2억원이상4억원미만보다 위험률이 높게 나타나는 전체 결과와는 다른 결과가 나오는 그룹임을 확인하였다.

두 번째 에세이인 주택가격상승률에 대한 민감도 분석과 중도해지 원인 분석 결과는 다음과 같다.

해외연구에서 나타난 것처럼 우리나라에서도 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수인 지를 세 가지 변수 즉, 개별담보주택의 누적주택가격상승률, 개별담보주택의 연평균주택가격상승률, KB 시군구 종합주택매매지수의 누적주택가격상승률 변수를 사용하여 로지스틱 회귀분석으로 검

증해보았다. 그 결과 세 가지 변수 모두 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스로 나타나 우리나라에서도 역시 주택가격상승률이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수임이 밝혀졌다.

다음으로는 어떤 가입자가 주택가격상승률에 민감하게 반응하여 중도해지하는 지를 알아보기 위해 주택가격상승률의 민감도를 분석하였다. 그 결과 가입자 특성 분류 중 독신여부에서는 ‘부부<독신녀<독신남’ 순으로 주택가격상승률에 정(+)의 방향으로 민감하고, 연령에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘70세이상80세미만<80세이상<70세미만’의 순서로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 80세이상과 70세이상80세미만은 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

담보주택 특성 분류 중 주택유형에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘아파트<단독주택<다세대연립기타’의 순서로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 다세대연립기타의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다. 주택가격에서는 계수의 절대값을 기준으로 ‘2억원이상4억원미만<4억원이상9억원미만<2억원미만’의 순으로 주택가격상승률에 민감하다. 특이한 것은 4억원이상9억원미만과 2억원이상4억원미만의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

상품특성 분류 중 지급방식에서는 계수의 절대값 기준으로 ‘중신방식<대출상환방식<확정방식’ 순으로 주택가격상승률에 민감한데 특이한 것은 대출상환방식의 경우 부(-)의 방향으로 민감하다는 것이다.

다음으로는 주택가격 상승 시 중도해지 확률이 증가하는 원인으로 우리나라도 외국처럼 이사가 해당 되는 지를 검증하였다. 리파이낸싱을 허용하는 미국과 달리 우리나라는 해지 후 3년간 재가입 금지 정책을 유지하고 있기 때문에 주택가격이 상승한다고 해도 리파이낸싱 목적 중도해지는 적을 것이다. 또한 미국과는 달리 우리나라는 이사를 허용해 주고 있으므로 외국처럼 이사를 목적으로 하는 중도해지도 적을 것으로 판단된다. 그러나 이사를 허용한다 하더라도 거주지의 이동만 허용해주는 정도이지 주택가격 상승으로 인해 증가한 주택의 자산 가치를 실현시켜 월지급금을 증가시키는 것은 허용해주고 있지 않으므로 이에 만족하지 못하는 가입자는 중도해지를 선택할 수도 있는 상황이다.

그래서 가입자가 고령층임을 감안하여 이사를 한다면 담보주택과 멀리 떨어져 있지 않은 동일한 생활환경을 가지는 동일 시군구에서 이사할 것이라고 가정한다면 개별담보주택 가격이 동일 시군구의 평균 주택가격보다 높아서 기존 주택을 매매하여 대출 잔액을 상환하고 남은 자금으로 동일 시군구의 다른 주택으로 이사 갈 수 있는 가입자가 중도해지 확률이 높을 것이라는 가설을 세우고 이를 검증하였다.

그 결과 개별담보주택의 누적주택가격상승률과 시군구 누적주택가격상승률과의 차이를 나타내는 변수는 계수가 마이너스(-)로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았고, 해지시점 시군구 주택가격 중앙값 대비 해지시점 개별담보주택 가격의 비율을 나타내는 변수의 경우 계수가 플러스(+)로 나왔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 개별담보주택의 주택가격상승률 또는 주택가격과 동일 시군구의 주택가격상승률 또는 주택가격과의 차이는 중도해지와 큰 관련이 없는 것으로 밝혀져서 앞에서 언급한 가설은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서는 이사를 허용하고 있기 때문에 이사는 중도해지의 중요한 원인이 아닐 수 있음을 시사한다.

리파이낸싱 목적과 이사 목적이 주택가격이 상승할 때 중도해지가 증가하는 주요한 원인이 아니라면 주택가격 상승과 관련된 중도해지 원인 중 나머지 하나인 상속·증여 및 투자 목적이 주요한 원인일 가능성이 크다. 그래서 이 가설을 검증하기 위해 해지 시점의 순자산금액을 알 수 있는 변수를 만들었다. 왜냐하면 중도해지를 위해 대출 잔액을 상환한 이후 남은 금액이 클수록 자발적 또는 자녀에 의한 비자발적 상속·증여 및 투자 목적 중도해지 확률이 커질 것이라고 예상되기 때문이다.

따라서 해지시점의 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV와 해지시점 주택가격의 상대적인 수준을 나타내주는 ‘전국 주택가격의 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’ 변수를 만들어서 가설 검증에 활용하였다. 그 결과 순자산가치 비율을 알 수 있는 Current LTV 변수의 경우 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 나타났는데 이는 주택가격상승으로 인해 대출 잔액을 상환하고 남은 금액, 즉 순자산가치가 주택가격에서 차지하는 비율이 높을수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻이다.

또한 ‘전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택가격의 비율’의 경우 계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 플러스(+)로 나와서 해지시점 전국 주택가격 중앙값 대비 담보주택의 주택가격이 높은 가입자일수록 중도해지 확률이 높다는 것인데 이는 주택가격이 높을수록 중도해지 확률이 높아진다는 뜻과도 같다.

위 두 가지 변수의 결과를 종합해보면 순자산가치비율이 높고, 주택가격도 높아서 중도해지 시 대출 잔액을 상환하고도 남는 금액이 많을수록 중도해지 확률이 높아진다는 것을 알 수 있으므로 이러한 가입자는 상속·증여 및 투자동기가 높을 것이라고 추측할 수 있다.

세 번째 에세이에서는 2012.10.29일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 재가입금지’ 규제정책과 2015.9.25일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책에 대한 정책효과 여부를 두 가지 방법으로 실증 분석 하였다. 먼저 규제도입 및 완화 전과 후 비교 시 동일한 경과기간을 갖도록 전과 후의 분석기간을 정하고 이 기간 안에서 보증서가 발급된 후 해지된 데이터와 측정기간까지 유지하고 있는 데이터를 추출한 이후 전과 후 기간에 대해 각각 이항 로지스틱 회귀분석을 하여 정책효과 여부를 판단하였다.

또한 규제도입 및 완화 전과 후의 기간을 통합한 다음 규제 도입 및 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률 변수를 곱한 변수를 만들어서 이 변수를 통해 정책효과 여부를 판단하였다.

주택연금 중도해지에 대한 기존 연구는 대부분 중도해지자료와 사망해지를 혼용하여 중도해지를 분석하였으나, 본 연구에서는 중도해지와 사망해지를 분리한 후 순수한 중도해지 자료만을 해지 데이터로 사용함으로써 중도해지에 대한 행동분석을 보다 정교화 하였다. 또한 주택가격상승률 측정 시 기존 연구에서는 KB 주택매매가격 종합지수(시군구)를 개별 담보주택 상승률의 대용치로 사용하였으나 본 연구에서는 한국감정원 시세를 추적하여 개별 담보주택의 주택가격상승률을 측정함으로써 보다 정확한 주택가격상승률 자료를 사용하였다.

이렇게 기존 연구보다 개선된 데이터를 사용하여 이항 로지스틱 회귀분석을 통해 정책효과를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2012.10.29.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 5년간 가입금지’ 규제 정책은 통계적으로 유의하게 중도해지 확률을 감소시키는 정책 효과를 보았음을 알 수 있었다. 규제 도입 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)였으나 규제 도입 후에는 이 계수가 마이너스(-)로 바뀌면서 통계적 유의성은 사라졌다. 또한 규제 도입 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)인 반면, 규제 도입 후의 정책효과 변수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)로 변화되었다. 이는 두 가지 방법 모두 규제 도입 이후 주택연금 가입자의 주택가격상승에 대한 중도해지 행동이 통계적으로 유의하게 감소하였음을 의미하여 재가입 금지 정책 도입이 중도해지를 감소시키는데 효과가 있었음을 보여준다.

둘째, 2015.9.25.일자로 시행한 ‘주택연금 해지 후 3년간 재가입금지’로의 규제완화 정책은 그 효과를 정확히 알 수 없었다. 규제 완화 전 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의하게 마이너스(-)를 보인 반면, 규제 완화 후 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 플러스(+)로 전환되어 규제 완화 효과가 있었음을 말해주었다.

그러나 규제 완화 전과 후의 기간을 통합한 기간의 자료로 분석한 결과, 전체 기간 중의 누적주택가격상승률의 계수는 통계적으로 유의한 마이너스(-)인 반면, 규제 완화 후 더미변수에 누적주택가격상승률을 곱한 정책효과 변수는 계수가 플러스(+)로 전환되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 이는 규제 완화의 효과가 없었음을 말해주는 것이다. 따라서 두 가지 방법에서 서로 상반되는 결과가 나왔으므로 규제완화의 효과가 있었는지는 정확히 알 수 없다고 해석할 수밖에 없다.



## 제 2 절 연구의 한계점과 시사점

본 연구의 한계점과 시사점은 다음과 같다. 먼저 첫 번째 에세이에서는 Cox 비례위험분석 시 중도해지에 중요한 영향을 미치는 누적주택가격상승률 변수를 사용하지 못했는데 이는 누적주택가격상승률이 시간종속형변수(time dependent variable)이므로 비례위험가정을 만족하지 않아 확장 Cox 모형(extended Cox model)을 사용하여야하기 때문에 본 연구에서는 다루지 못했다는 것이 한계점이다.

그럼에도 불구하고 본 연구를 통해 가질 수 있는 시사점은 위험률이 가장 높은 소그룹이 ‘단독주택을 보유한 70세미만’ 가입자라는 것을 발견하였기 때문에 이러한 소그룹에 속하는 가입자의 손실을 미리 예방할 수 있다는 점이다. 즉 이러한 소그룹에 속하는 가입자는 주택가격 상승 시 행동경제학에서 말하는 근시안적인 행동으로 인해 장기적이고 종합적인 사고를 거치지 않고 충동적으로 중도해지를 선택할 가능성이 크므로, 주택연금 가입을 위한 상담 단계에서부터 주택연금 상품에 대해 특별히 더 자세한 설명을 해줄 필요가 있다고 하겠다. 주택연금은 장기적으로 가입을 유지하는 가입자에게 유리한 상품이지 중도에 해지하겠다는 생각을 가지고 있는 가입자에게는 유리한 상품이 아니기 때문이다. 또한, 소그룹별로 세분하여 분석한 생존율과 위험률 자료는 장기적인 주택연금 자산건전성 유지를 위한 기초자료로 쓰일 수 있을 것이다.

두 번째 에세이에서는 주택가격상승률이 상승함에 따라 중도해지 확률이 높아진다는 것을 밝힐 때 주택가격 상승기와 주택가격 하락기를 구분하여 분석하지 못하였고, 가입자의 대출이후 경과기간에 따라 주택가격상승에 따른 중도해지 반응이 상이할 것인데 역시 이를 반영하지 못하였다는 것이 한계점이라고 할 수 있다. 그리고 주택가격이 상승하게 되면 중도해지 확률이 높아지는 원인에 대한 분석 결과 리파이낸싱과 이사가 아니므로 상속·증여 및 투자 목적이 원인일 가능성이 크다고 결론을 내리면서도 ‘자녀 수’나 가입자의 ‘주택이외의 자산’을 알 수 있는 자료의 부족으로 검증까지 하지는 못하였으므로 이는 향후의 연구과제로 남겨둔다.



그럼에도 불구하고 시군구 지수가 아닌 개별 담보주택의 주택시세를 추적하여 주택가격상승률과 중도해지와의 정(+)의 관계를 밝혀 미국과 마찬가지로 우리나라에서도 주택가격상승이 중도해지에 중요한 영향을 미치는 변수임을 증명하고 독신여부별, 연령별, 주택유형별, 주택가격별, 지급방식별로 주택가격상승률에 대한 민감도 분석을 국내에서 최초로 시도한 것, 그리고 주택가격이 상승할 때 중도해지 확률이 증가하는 원인으로 외국처럼 리파이낸싱이나 이사가 아니라 독특하게 상속·증여 및 투자목적일 가능성을 제시한 것은 의미가 있다고 할 수 있다.

마지막으로 세 번째 에세이에서 규제도입 및 완화에 대한 정책효과를 분석함에 있어서는 거시환경을 통제하지 못했다는 것이 본 연구의 한계점이다. 규제정책 도입 및 완화 전과 후를 비교할 때는 주택가격상승률 등의 거시경제 변화의 영향이 다르므로 정확한 정책효과만을 측정하기 위해서는 주택가격상승률 등 시간이 흐름에 따른 거시경제 환경의 차이를 통제하고 측정하는 것이 바람직한데 규제도입 및 완화에 영향을 받지 않는, 즉 통제군(control group)으로 사용할 수 있는 주택연금 상품이 존재하지 않아 이를 반영하지 못하였다.

따라서 본 연구에서 나온 결론에는 시간이 흐름에 따른 거시경제 환경변화로 인한 효과도 포함되어 있음을 부정하지 못한다. 만일 가능하다면 이중차분법(DID : Difference in Difference) 방법 등을 통해 거시경제 변화효과를 통제하고 나서 정책효과만을 볼 수 있다면 더 좋은 분석이 될 것이다.

하지만, 규제정책 도입 이후의 기간이 이전보다 누적주택가격상승률이 월등히 높아 회귀분석결과 누적주택가격상승률의 계수가 플러스(+)가 나와야하는 거시환경임에도 불구하고 규제정책 도입 효과가 마이너스(-)로 나왔다는 것은 거시경제 환경변화를 상쇄하고도 남을 만큼 규제도입의 정책효과가 충분하였음을 나타낸다고 해석할 수 있겠다.

이 외에도 중도해지에 중요한 영향을 미치는 대출이후의 경과기간을 통제하기 위해 규제정책 도입 및 완화 전과 후 비교 시 데이터가 대출이후 동일한 경과기간을 갖도록 설정한 상태에서 정책 효과 분석을 시도하였다는 점이 의미가 있다고 하겠다.

서론에서 언급한 바와 같이 주택연금의 중도해지는 한국주택금융공사와 가입자 모두에게 중요한 이슈이다. 한국주택금융공사 측면에서는 단기적으로만 본다면 중도해지자가 납입한 초기보증료와 연 보증료로 인해 수입만 발생하고 손실은 볼 가능성이 없기 때문에 위험이 없다고 보여 질 수도 있으나, 보통 주택가격이 많이 상승한 우량한 자산이 중도해지하는 경향이 크므로 장기적으로 본다면 주택연금 담보주택 풀(pool)에서 우량자산은 없어지고, 주택가격이 상승하지 않아 손실 볼 가능성이 큰 자산만 남게 되어 주택연금 기금의 건전성이 하락할 수 있다.

주택연금 가입자 측면에서는 주택가격 상승 시 고령자가 장기적이고 종합적인 판단을 하지 못하고 행동경제학에서 말하는 근시안적(myopic)인 판단으로 인해 중도해지를 선택함으로써 손해를 볼 가능성이 있는데 이는 중도해지를 하게 되면 기존에 납입한 초기보증료와 연 보증료는 환급받지 못하고, 주택연금에 재가입하려고 하면 초기보증료를 다시 지급하여야하기 때문이다. 한국주택금융공사에서는 현재 중도해지 후 3년간은 재가입을 금지하는 정책을 운영함으로써 가입자가 중도해지를 하고자 할 때 충동적이지 않고 신중하게 고민하도록 유도하고 있다. 하지만 그럼에도 불구하고 향후 중도해지가 지나치게 증가하여 이것이 문제가 될 경우, 본 연구를 통해 재가입금지 규제 도입이 간접적으로 리파이낸싱 비용을 증가시키는 방법이지만 주택가격 상승 시 중도해지 확률을 통계적으로 유의하게 감소시킨다는 것이 밝혀졌으므로, 현재의 ‘해지 후 3년간 재가입 금지’ 정책에서 다시 ‘해지 후 5년간 재가입 금지’ 규제로 강화한다면 중도해지를 줄이는 데 효과적일 수 있을 것이라는 제안을 해본다.

## 참 고 문 헌

### 1. 국내문헌

- 강미 · 이재우, “Cox의 비례위험모형을 이용한 중소건설기업의 생존요인분석”, 『부동산학연구』 제15집 제2호, 2009, pp. 41-57
- 김문년 · 이용만, “주택담보대출에서 연체 및 채무불이행의 발생시기별 위험률: DTI와 LTV의 교차효과를 중심으로”, 『국토연구』 제87집, 2015, pp. 17-32
- 김성신, “한국 펀드시장에서의 생존분석에 관한 연구”, 『대한경영학회지』 제29집 제12호, 2016, pp. 1895-1917
- 김유미 · 이항석, “Cox 비례위험모형을 이용한 변액연금 해지율의 추정”, 『한국데이터정보과학회지』 제24집 제4호, 2013, pp. 723-736
- 김재희, 『R을 이용한 생존분석 기초』, 자유아카데미, 2016
- 김정주, “역모기지 조기상환율의 확률적 모델링에 관한 연구”, 『보험학회지』 제94집 제4호, 2013, pp. 1-37
- 박난희, “생존분석 자료를 이용한 Cox 비례위험함수모형의 고찰”, 이화여자대학교 통계학과 석사학위논문, 2010
- 박진경 · 오광호 · 김민수, “콕스 비례위험 모형을 이용한 중소기업의 업종별 생존율 및 생존요인 분석”, 『한국데이터정보과학회지』 제23집 제2호, 2012, pp. 257-269
- 배근호 · 박광수, “중소기업의 생존율 실증분석 : 보증지원 이후 생존조사를 중심으로”, 『Journal of the Korean Data Analysis Society』 제14집 제2호, 2012, pp. 1013-1021
- 백혜연 · 이선주 · 이항석, “연생모형을 이용한 역모기지의 분석”, 『응용통계연구』 제26집 제3호, 2013, pp. 531-547
- 신승우, “보금자리론 채무불이행 및 조기상환 위험에 관한 실증적 연구”, 『주택연구』 제16집 제3호, 2008, pp. 5-26

- 여지은, “로지스틱 회귀모형과 Cox 비례위험 회귀모형의 분류율 비교연구”, 연세대학교 응용통계학과 석사학위논문, 2000
- 유선종·노민지, “주택연금 계약해지의 결정요인에 관한 연구”, 『부동산학연구』 제19집 제2호, 2013, pp. 57-75
- 이용만·임재만, 「부동산금융론 : 이론과 실제」, 다산출판사, 2017
- 정인, “행동경제학을 활용한 금융행동 개선”, 『KB 지식비타민』 제17집 제43호, 2017, 2017, pp. 1-3
- 전유정·유선종, “주택연금의 특성이 계약해지에 미치는 영향”, 『부동산연구』 제28집 제1호, 2018, pp. 115-130
- 조슈아 앵그리스트·존 스테판 피스케, 강창희·박상곤 역, 「대체로 해롭지 않은 계량경제학」, 경문사, 2014.
- 조은영, “주택연금 중도해지자의 특성분석”, 『NABO 산업동향 & 이슈』 제10집, 2018, pp. 51-62
- 창성남·김순용, “Cox 비례위험모형을 이용한 부동산 PF 개별요소의 상대적위험률에 관한 연구”, 『부동산학보』 제70집, 2017, pp. 5-16
- 최승두·김성태, “MBS 조기상환위험 결정요인 : 한국주택금융공사 발행 MBS를 중심으로”, 『한국금융공학회』 제10집 제4호, 2011, pp. 81-103
- 통계청, “장래가구 특별추계(2017~2047)”, 통계청 보도자료, 2019.9.18.

## 2. 국외문헌

- Alai, D., H. Chen, D. Cho, K. Hanewald, and M. Sherris, “Developing Equity Release Markets: Risk Analysis for Reverse Mortgages and Home Reversions.” *North American Actuarial Journal*, Vol. 18 No 1, 2013, pp. 217–241.
- Banks, J., R. Blundell, Z. Oldfield, and J. P. Smith, “Housing Price Volatility and Downsizing in Later Life.” David A. Wise ed., *Research Findings in the Economics of Aging*. The University of Chicago Press, 2010, pp. 337–379
- Chow, M. H., E. J. Szymanoski, and T. R. DiVenti, “Applying Survival Analysis Techniques to Loan Terminations for HUD’s Reverse Mortgage Insurance Program – HECM.” Working Paper, 2000.
- Clauretie, Terrence M. and G. Stacy Sirmans, *Real Estate Finance : Theory and Practice*, Iengage, 2010.
- Cox, David, “Regression Models and Life Tables.” *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 34, 1972, pp. 187–220
- Davidoff, Thomas, “Can High Costs Justify Weak Demand for the Home Equity Conversion Mortgage?” *Review of Financial Studies*, Vol. 28 No. 8, 2015, pp. 2364–2398
- Davidoff, T., and G. M. Welke, “The Role of Appreciation and Borrower Characteristics in Reverse Mortgage Termination.” *The Journal of Real Estate Research*, Vol. 39 No. 1, 2017, pp. 99–127
- Jiang, S., C. Miller, and T. Yang, “An Empirical Study of Termination Behavior of Reverse Mortgage.” Working Paper, 2018
- Jones, T., D. Gatzlaff, and G. S. Sirmans, (2016). “Housing Market Dynamics: Disequilibrium, Mortgage Default, and Reverse Mortgages.” *Journal of Real Estate Finance & Economics*, Vol. 53, 2016, pp. 269–281
- Lee, Y., J. Kim, H. Kim, and M. Cho, “Wealth Composition and Drawdown

- Patterns of Retirees.” *The International Review of Financial Consumers*, Vol. 1 No 1, 2016, pp. 41–55
- Moulton, S., D. R. Hourin, and W. Shi, “An Analysis of Default Risk in the Home Equity Conversion Mortgage(HECM) Program.” *Journal of Urban Economics*, Vol. 90, 2015, pp. 17–34
- Rodda, D.T., K. Lam, and A. Youn, “Stochastic Modeling of Federal Housing Administration Home Equity Conversion Mortgages with Low–Cost Refinancing.” *Real Estate Economics*, Vol. 32 No. 4, 2004, pp. 589–617
- Shan, Hui, “Reversing the Trend: The Recent Expansion of the Reverse Mortgage Market.” *Real Estate Economics*, Vol. 39 No 4, pp. 743–768
- Szymanoski, E. J., J. C. Enriquez, and T. R. DiVenti, “Home Equity Conversion Mortgage Terminations: Information to Enhance the Developing Secondary Market.” *A Journal of Policy Development and Research*, Vol. 9 No. 1, pp. 5–45
- Zhai, David H. “Reverse Mortgage Securitizations : Understanding and Gauging the Risks.” Moody’s Investors Service Special Report, 2000.

# ABSTRACT

## Three Essays on the Termination Behavior of Korean Home Pension

Kim, Yoon-Su

Major in Real Estate · Economics

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

Termination behavior of Korean Home Pension is important issue for both KHFC(Korean Housing Finance Corporation), who operate Korean Home Pension product, and borrowers. In an aspect of KHFC, it could threaten the financial health of KHFC if a significant amount of healthy assets which price increase high slipped out of the assets pool of Korean Home Pension. In an aspect of borrowers, it could cause loss to myopic borrowers because they cannot take refund of initial premium and annual premium they have already paid if they terminate early and also they have to pay initial premium again if they want refinancing.

This dissertation dealt with three essays on the termination behavior of Korean Home Pension using 65,592 data from July 2007 to July 2019. First essay shows what kind of borrowers have high hazard ratio by survival analysis. Second essay shows the sensitivity to house appreciation and verify the reasons why borrowers choose the early termination when the price of house increases. Third essay verify the effect of the introduction and relaxation of restriction policy of refinance after

termination of Korean Home Pension. The results of these three essays are as follows.

First, single male, detached house, the youngest group, and the cheapest house have the highest hazard ratio. Among small groups, 'under seventies with detached house' has the lowest survival ratio.

Second, the appreciation of house is the important variable to the early termination. Especially, single-male, detached house, under seventies-age group, under 200million won worth houses, and term payment option are sensitive to the appreciation. Borrowers who have lower current LTV and higher house price than the nation average house price have a high probability of termination behavior. Thus the reason of the early termination might be the incentives of inheritance and donation or investment.

Third, the introduction of restriction policy of refinance was effective with statistical significance but the effect of the relaxation of restriction policy was uncertain.

Key-words : Korean Home Pension, Termination Behavior, Kaplan-Meier, Cox proportional hazard model, Survival Analysis.