creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

Disclaimer

dCollection

아동가족학박사 학위논문

신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산 시점 및 자녀수

2023년 8월

서울대학교 대학원

아동가족학과

배 한 진

신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산 시점 및 자녀수

지도교수 진 미 정

이 논문을 아동가족학박사 학위논문으로 제출함
2023년 7월

서울대학교 대학원
아동가족학과
배 한 진

배한진의 박사 학위논문을 인준함
2023년 7월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국문초록

본 연구는 신혼부부의 결혼 이후 7년간의 주거 이력(housing careers)을 유형화하고, 주거 이력 유형의 관련 요인과 주거 이력 유형에 따른 자녀 출산 행동의 차이를 탐색하는 것을 목적으로 한다. 이를 통해 특정 시점의 주거 이동에만 주목하여 전체 주거 이력을 포착하지 못한 선행연구의 한계를 보완하고, 결혼과 부모됨이라는 가족 이력이 주거 이력과 어떠한 관련성을 보이는지를 밝혀 신혼부부 대상 주거 복지 정책의 근거를 마련하는데 기여하고자 한다.

분석을 위해 한국고용정보원에서 수집한 청년패널조사 2차년도(2008년)부터 14차년도(2020년)자료를 사용하였다. 분석대상은 2008년에서 2014년 사이에 처음 결혼하였으며, 7년 연속으로 조사에 참여한 934명이었다. 배열 분석을 활용하여 신혼부부의 초혼 이후 7년간의 주거 이력을 유형화하였으며, 주거 이력 유형 분류에 영향을 미치는 변인을 탐색하였다. 다음으로 주거 이력 유형에 따른 자녀 출산 행동의 차이를 분석하기 위해 이산시간 해저드 분석을 활용하여 주거 이력 유형에 따른 첫째 자녀 출산 이행 및 둘째 자녀 출산 이행을 분석하였다. 마지막으로 주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차 시점의 자녀수에 차이가 있는지 분석하기 위해 일반화 포아송 회귀분석을 수행하였다.

연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신혼부부의 초혼 이후 7년간의 주거 이력 유형을 유형화한 결과 ① 자가/중형, ② 자가/소형, ③ 전세/중형, ④ 전세/소형, ⑤ 월세 및 부모집, ⑥ 상향 이동의 6개 유형으로 분류되었다. 자가/중형 유형은 전체의 15.9%를 차지한 유형으로, 7년간 대부분의 기간을 자가/중형에 거주한 유형이다. 자가/소형 유형은 전체의 약 11.6%를 차지하였으며, 혼인 7년간 대부분의 기간을 자가/소형 주택에서 거주한 유형이다. 전세/중형 유형은 전체의 약 15.7%를 차지하였으며, 혼인 7년간 대부분의 기간을 전세/중형 주택에서 거주한 유형이다. 전세/소형 유형은

전체의 약 28.7%를 차지하여 가장 많은 유형이다. 혼인 7년간 대부분의 기간을 전세/소형에서 보낸 유형이다. 월세 및 부모집 유형은 전체의 약 10.5%를 차지하여 가장 적은 유형이다. 이들은 전체의 1.6%를 차지하는 월세/중형, 4.6%를 차지하는 월세/소형, 4.3%를 차지하는 부모집의 세 하위 군집으로 구성되어 있으며, 대부분의 기간을 월세에 거주하거나 부모집에 거주하는 유형이다. 상향이동 유형은 전체의 약 17.7%를 차지하며, 주로 3년에서 5년차에 주거 상태가 상향이동한 유형이다. 이들은 전체의 3.2%를 차지하는 자가/소형→자가/중형 군집, 전체의 3.9%를 차지하는 전세/중형→자가/중형 군집, 전체의 6.1%를 차지하는 전세/소형→자가/중형 군집, 전체의 4.5%를 차지하는 전세/소형→전세 중형 군집의 네 하위 군집으로 구성되어 있다.

둘째, 신혼부부의 주거 이력 유형의 관련 요인을 분석한 결과, 거주지역과 가구소득, 맞벌이 여부, 초혼 연령, 부 교육수준이 유의한 관련 요인으로 나타났다. 거주지역이 서울인 경우 다른 유형에 비해 전세/소형에 거주할 가능성이 높았다. 맞벌이 가구는 자가/소형, 전세/중형, 상향이동 유형일 가능성이 높았다. 초혼 연령이 늦을수록 자가/중형에 속할 가능성이 높았다. 부 교육수준이 높으면 자가/중형에 속할 가능성이 높았다.

셋째, 결혼 이후 첫째 자녀 및 둘째 자녀의 출산 시점을 분석한 결과 주거 이력 유형에 따른 차이를 발견할 수 있었다. 첫째 자녀의 경우 전세/소형에 비해 전세/중형, 상향이동, 자가/중형 집단의 첫째 출산 이행이 더 빠른 것으로 나타났다. 둘째 출산의 경우에도 마찬가지로 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 월세 및 부모집, 상향이동 집단의 출산 이행이 더 빠른 것으로 나타났다. 자가/소형과 전세/소형은 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 이행이 느린 집단이었다.

넷째, 혼인 7년차 시점의 자녀수를 분석한 결과, 주거 이력 유형에 따른 차이를 발견할 수 있었다. 전세/중형과 월세 및 부모집 유형이 전세/소형보다 자녀수가 많았다. 자가/중형과 상향이동 집

단은 첫째 둘째 자녀 출산 시점은 빨랐지만 자녀수가 더 많은 것은 아니었다. 자가/소형과 전세/소형은 계속해서 가장 자녀수가 적은 집단이었다.

이 연구는 여러 시점에 걸쳐 신혼부부의 주거 이력을 유형화함으로써 신혼 기간의 주거 변화를 파악할 수 있는 자료를 제공하였다는 의의가 있다. 주거 이력의 형성에 가구의 경제력과 원가족의 자원, 거주 지역이 관련이 있으며, 이러한 상태의 조합에 따라 다른 주거 이력을 형성하게 됨을 보여주었다. 또한 이러한 주거 이력 유형에 따른 출산 이행 시점과 자녀수의 차이를 분석함으로써 점유 형태보다 주거 면적이 자녀 출산과 더 밀접한 관계가 있음을 확인하였다는 장점이 있다. 좁은 면적에 계속 거주하는 경우 자녀 출산 이행이 느릴 뿐만 아니라 7년차의 자녀수도 적다. 이러한 연구 결과를 바탕으로 신혼부부 대상 주거 정책이 넓은 주거 면적의 주택을 공급하는 것에 주목할 것을 제안한다.

주요어 : 주거 이력, 주거 정책, 자녀 출산, 배열 분석, 신혼부부

학 번 : 2014-22903

목 차

제 1 장 서 론 ····· 1

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 고찰 ····· 9

제 1 절 신혼부부의 주거 이력에 대한 이론적 고찰 ····· 9

1. 신혼부부의 정의 ····· 9
2. 주거 이력의 개념 ····· 12
3. 신혼부부의 주거 이력 관련 선행연구 ····· 17
4. 주거 이력의 형성에 영향을 미치는 요인 ····· 24

제 2 절 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산의 관계 ····· 40

1. 주거 이력과 자녀 출산의 관계에 대한 이론적 고찰 ····· 40
2. 주거 이력과 자녀 출산의 관계에 대한 선행연구 ····· 43
3. 신혼부부의 자녀 출산에 대한 기타 관련 요인 ····· 51

제 3 장 연구방법 ····· 55

제 1 절 분석 자료 ····· 55

제 2 절 분석 대상 ····· 57

제 3 절 변수 측정 ····· 60

1. 종속변수 ····· 60
2. 설명변수와 통제변수 ····· 63

제 4 절 연구 대상의 특성 ····· 68

제 5 절 분석 방법 ····· 71

1. 신혼부부의 주거 이력 유형화 ····· 71
2. 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산 시점 ····· 79
3. 신혼부부의 주거 이력과 혼인 7년차 자녀수 ····· 81
4. 결측치의 처리 ····· 82

제 4 장 신혼부부의 주거 이력 유형화 ····· 83
제 1 절 신혼부부의 주거 이력 유형화 ····· 83
1. 신혼부부의 초혼 이후 7년간 주거 상태 변화 ····· 83
2. 신혼부부의 주요 특성에 따른 주거 상태 지속기간 ····· 94
3. 신혼부부의 주거 이력 분류 및 유형별 특성 ····· 99
제 2 절 신혼부부의 주거 이력 유형 관련 요인 ····· 121
제 3 절 소결 ····· 131

제 5 장 신혼부부의 주거 이력 유형과 자녀 출산 시점 및 자녀수의 관계 ····· 134
제 1 절 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산 시점 ····· 134
1. 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 기초 현황 ····· 134
2. 첫째 자녀 출산 시점 분석 결과 ····· 141
3. 둘째 자녀 출산 시점 분석 결과 ····· 145
제 2 절 신혼부부의 주거 이력과 혼인 7년차 자녀수 ····· 149
1. 신혼부부의 혼인 7년차 평균 자녀수 ····· 149
2. 주거 이력 유형에 따른 혼인 7년차 자녀수 ····· 151
제 3 절 소결 ····· 156

제 6 장 결론 및 논의 ····· 158
제 1 절 연구결과 요약 및 논의 ····· 158
제 2 절 정책적 제언 ····· 163
제 3 절 연구의 한계 및 후속연구 제안 ····· 166

참고문헌 ····· 170
부록 ····· 185
Abstract ····· 196

표 목 차

[표 3-1] 연구 대상의 조사차수별 혼인 연차 ····· 59
[표 3-2] 주요 변수의 측정 ····· 67
[표 3-3] 연구 대상의 특성 ····· 70
[표 3-4] 주거 상태의 배열 예시 ····· 72
[표 3-5] 배열간 거리 계산 사례 ····· 74
[표 4-1] 신혼부부의 혼인 연차별 주거 상태 ····· 83
[표 4-2] 혼인 1년차 주거 상태별 상위 5개 주거 상태 지속 배열 ····· 87
[표 4-3] 각 주거 상태별 전이율(전체 시점) ····· 89
[표 4-4] 시점별 주거 상태별 전이율 ····· 93
[표 4-5] 신혼부부의 특성별 주거 상태 지속기간 ····· 97
[표 4-6] 거리 측정 방식 및 군집화 알고리즘에 따른 분류 지표 비교 ····· 102
[표 4-7] 신혼부부의 주거 이력 유형 ····· 103
[표 4-8] 신혼부부의 특성별 주거 이력 ····· 119
[표 4-9] 신혼부부의 특성별 주거 이력 다항로짓 분석 ····· 123
[표 4-10] 신혼부부의 특성별 주거 이력 다항로짓 분석 (성별 상호작용) ····· 129
[표 5-1] 첫째 자녀 출산에 대한 생명표 ····· 135
[표 5-2] 둘째 자녀 출산에 대한 생명표 ····· 135
[표 5-3] 주거 이력 유형별 첫째 자녀 출산 생명표 ····· 138
[표 5-4] 주거 이력 유형별 둘째 자녀 출산 생명표 ····· 139
[표 5-5] 첫째 자녀 출산에 대한 이산시간 해저드 모형 ····· 143
[표 5-6] 둘째 자녀 출산에 대한 이산시간 해저드 모형 ····· 147
[표 6-1] 주거 이력별 혼인 7년차 자녀수 ····· 150
[표 6-2] 혼인 7년차 자녀수 결정요인에 대한 포아송 및 일반화

포아송 회귀분석 결과 ····· 152
[표 6-3] 혼인 7년차 신혼부부의 추가 자녀 출산 의향 여부 ····· 154
[부록 1-1] 연구 표본과 탈락 표본의 특성 ····· 186
[부록 2-1] 신혼부부의 특성별 주거 이력(11군집) ····· 190
[부록 2-2] 신혼부부의 특성별 주거 이력 로짓 분석(11군집) ··· 192
[부록 3] 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 이행 분석 결과 ····· 195

그 림 목 차

[그림 1-1] 연구 흐름도 ····· 8
[그림 4-1] 초혼 이후 7년간 주거 상태 분포 ····· 84
[그림 4-2] 초혼 이후 7년간 주거 상태의 변화 ····· 85
[그림 4-3] 초혼 이후 7년간 주거 상태의 상위 10개 최빈 배열 ····· 88
[그림 4-4] 군집 1의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 104
[그림 4-5] 군집 2의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 105
[그림 4-6] 군집 3의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 106
[그림 4-7] 군집 4의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 107
[그림 4-8] 군집 5의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 107
[그림 4-9] 군집 6의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 108
[그림 4-10] 군집 7의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 109
[그림 4-11] 군집 8의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 110
[그림 4-12] 군집 9의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 111
[그림 4-13] 군집 10의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 112
[그림 4-14] 군집 11의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열 ····· 113

[그림 4-15] 성별 본인 교육수준별 주거 이력 소속 확률 ····· 130
[그림 4-16] 성별 부 교육수준별 주거 이력 소속 확률 ····· 130
[그림 5-1] 첫째 자녀 출산에 대한 카플란-마이어 생존곡선 ····· 136
[그림 5-2] 둘째 자녀 출산에 대한 카플란-마이어 생존곡선 ····· 136
[그림 5-3] 첫째 자녀 출산에 대한 주거 이력별 카플란-마이어 생존곡선 ····· 140
[그림 5-4] 둘째 자녀 출산에 대한 주거 이력별 카플란-마이어 생존곡선 ····· 140
[그림 5-5] 주거 이력별 첫째 자녀 출산 이행 위험함수 ····· 144
[그림 5-6] 주거 이력별 둘째 자녀 출산 이행 위험함수 ····· 148
[부록 1-2] 탈락 표본의 주거 이력 ····· 188
[부록 1-3] 탈락 표본의 주거 상태 분포 ····· 188

제 1 장 서론

주거 문제가 저출산의 가장 중요한 원인 중 하나로 주목받으면서 다양한 형태의 주거복지정책이 도입되고 있다. 행복주택 등의 공공임대주택, 신혼희망주택과 같은 공공분양정책, 디딤돌 대출과 같은 금융지원정책을 통해 신혼부부의 주거를 안정화하려는 정책이 시도되고 있다. 그럼에도 불구하고 주택시장의 불안정과 소득 및 자산 격차의 심화, 경기 침체 등 다양한 요인이 신혼부부의 주거 안정을 어렵게 하고 있으며, 출산율 역시 반등의 기미 없이 2022년 합계출산율 0.78명(통계청, 2023)으로 역대 최저를 갱신하였다.

정책적 대안을 제시하기 위해 주거 문제와 자녀 출산 사이의 관계를 분석하는 다양한 연구가 수행되고 있지만 실제로 신혼부부들이 어떠한 주거 상태에 있는지, 그리고 생애에 걸쳐 어떠한 주거 이력을 형성하는지에 대한 연구는 제한적으로 이루어지고 있다. 행정자료를 활용하여 전수조사를 실시하는 신혼부부실태조사는 종단적으로 결합할 수 있는 식별번호가 제공되지 않아 횡단적 분석만 가능하며, 국토교통부 산하 LH토지주택연구소에서 수집한 신혼부부 패널조사(김남정 외, 2016)는 3차 조사를 마지막으로 조사가 중단된 상황이다. 주요 주거복지정책들이 신혼부부의 주거 사다리(housing ladder) 형성을 지원한다는 목적을 가지고 있음에도 불구하고(국토교통부, 2017), 신혼부부의 주거 이력을 파악하지 못하고 있다는 점은 중요한 한계점이다. 본 연구는 신혼부부의 주거 이력 유형을 식별하고, 신혼부부의 특성과 주거 이력 유형의 관련성을 분석하며, 주거 이력의 유형과 자녀 출산의 관련성을 분석하여 이러한 연구의 공백을 채우고 정책적 제안을 제시하는 것을 목표로 한다.

본 연구에서는 신혼부부의 주거 이력을 파악하기 위해 배열 분석(sequence analysis)을 채택하였다. 배열 분석은 생애과정(life course)의 다양한 궤적(trajectory)을 분석할 수 있는 연구 방법으로, 각 배열간의

거리를 측정하고 유사한 집단을 군집화하는 방식으로 진행된다(Abbott & Tsay, 2000). 배열 분석을 활용하는 것은 세 가지 이점을 제공한다. 먼저 배열 분석은 특히 생애과정 관점의 핵심 개념 중 하나인 궤적을 분석할 수 있는 점에서 선행연구의 한계를 보완하고 이론적인 기여가 가능하다. 선행연구들은 주거 이동이라는 사건의 발생 여부 또는 사건 발생까지의 기간을 분석하였다(신진욱, 이민아, 2014; Feijten et al., 2003; Ström, 2010). 이러한 연구 방법은 한 번의 주거 이동 사건에만 주목하기 때문에 주거 이동 사건의 상호 연결성과 그 누적적인 영향을 고려하지 못하며, 전체 생애과정을 포착하는 것이 불가능하다. 본 연구는 배열 분석을 활용하여 총체적 관점에서 혼인 이후 7년간 신혼부부의 주거 이력을 분석함으로써 이론적 기여를 할 수 있다.

두 번째로 배열 분석을 통해 신혼부부의 다양한 주거 이력 패턴을 발견함으로써 신혼부부의 주거 실태를 이해하는데 기여할 수 있다. 주거 이력의 관점에서 신혼부부는 임대 주택에서 시작하여 자가로 이동하고, 면적을 넓혀가는 등 더욱 우월한 주거 상태를 확보하게 된다(Beer et al., 2011). 그러나 모든 사람이 동일한 시점에 동일한 주거 상태를 가지는 것은 아니다. 신혼부부는 보유한 자원, 부부의 노동 경력, 결혼과 부모됨과 같은 가족 경력, 지역 주택 시장의 상황 등 여러 요인을 고려하여 주거 이력을 형성한다. 위험사회의 도래는 과거에 비해 개인의 주거 이력의 변동성을 증가시키고 생애과정의 다양화를 유발하고 있다. Hirayama(2021)는 상류층의 경우 다양한 라이프스타일을 선택할 수 있는 권리가 주어졌지만, 불안정한 고용상태의 사람들은 결혼과 주택 소유의 기회를 박탈당하고 있으며 주거 경로의 개인화가 가속화되고 있다고 하였다. 청년들의 노동시장 진입이 지연되고 있으며, 교육받는 시기가 길어지고 교육으로 인한 부채가 증가하며 낮은 임금과 불안정한 직업기회 문제가 주거 자금 마련을 위한 신용 접근성을 악화시키며, 이로 인해 가족의 지원 없이는 자가를 소유하고 안정적인 주거상태를 갖추는 것을 어렵게 만들고 있다. 거주하고 있는 지역에 따라서도 신혼부부의 주거의

어려움이 달라진다. 지역에 따라 주택시장의 상황이 다르고, 이용할 수 있는 공공임대주택의 수량과 조건도 차이가 있는데, 청년들이 희망하는 주요 일자리는 서울 및 수도권에 밀집되어 있다. 서울의 경우 연소득 대비 주택가격이 2020년 평균 13.5년, 2021년 평균 15.4년으로 같은 기간 전국은 연소득 대비 주택가격이 2020년 5.5년, 2021년 6.7년인 것과 비교하여 자가를 마련하기 훨씬 어려운 환경이다(국토교통부, 2022a). 따라서 신혼부부의 주거 이력은 동일하지 않고 다양한 패턴을 보일 가능성이 높다. 배열 분석을 통한 주거 이력의 유형화는 단순히 혼인 연차별로 신혼부부의 주거 상태가 어떠한지 살펴보는 것을 넘어서서 신혼 기간 동안 어떠한 주거 상태의 변화를 경험하는지를 이해하고 그 분포를 파악할 수 있도록 돕는다는 점에서 신혼부부 주거 실태를 이해하는 것에 기여할 수 있다.

세 번째로 신혼부부 대상의 주거 복지 정책의 수립의 근거를 제공할 수 있다는 점에서 정책적 기여가 가능하다. 배열 분석을 통한 주거 이력의 유형화는 단순히 주거 이력의 유형과 그 분포를 파악하는 것뿐만 아니라 신혼부부의 특성에 따라 어떠한 주거 이력 유형으로 분류될 가능성이 높은지 분석함으로써 신혼부부의 가구소득, 맞벌이 여부, 부모의 자원 등의 요인과 주거 이력의 관계를 밝힐 수 있다. 현재 신혼부부를 대상으로 하는 분양, 임대 등의 정책은 부부의 소득수준과 맞벌이 여부, 자산, 거주 지역에 따라 지원 대상 여부와 지원 범위를 결정한다. 신혼부부의 특성과 주거 이력 유형의 관계를 분석함으로써 신혼 기간 동안 주거 사다리 이동을 경험하지 못하는 집단을 식별하고, 정책적 지원의 근거를 마련할 수 있을 것이다.

주거 이력의 분석은 점유 유형과 주거 면적이라는 두 가지 특성을 중심으로 살펴볼 것이다. 이러한 분석의 틀은 현재 신혼부부를 대상으로 한 주거 복지 정책이 점유 유형과 면적에 따라 정책의 대상이 되는 주택을 구분하고 있기 때문이다. 특히 신혼부부에게 소형주택을 위주로 제공하는 상황에서 주거 면적을 분석하는 것은 정책의 방향을 결정하는데 유

용한 근거가 될 수 있다. 정부는 신혼부부의 주거를 지원하고 저출산 문제를 해결하기 위해 다양한 방식으로 공공임대주택을 제공하고 있지만(국토교통부, 2020), 좁은 면적으로 인해 선호도가 떨어진다. 예를 들어 서울시의 경우 공공임대주택의 약 58.1%가 40m^2 이하로 나타났다(서울특별시, 2022). 2018년 기준 일본의 40m^2 이하 공공임대주택 비율이 23.7%, 영국의 50m^2 미만 공공임대주택 비율이 26.5%인 것과 비교하여 상대적으로 높은 비율을 보인다(장경석, 박인숙, 2019). 국회예산정책처(2022)에 따르면 2021년 기준 신혼부부 매입임대 Ⅰ의 경우 임대료가 시세의 30-40% 수준으로 저렴하게 책정됨에도 불구하고 실제 계약률은 65.3%에 불과하였다. 주요 원인은 공급되는 임대주택이 대부분 소형 다가구 주택이어서 신혼부부의 선호도가 떨어지며, 특히 서울 및 수도권의 경우 매입 단가가 낮게 책정되어 있어 수요에 부합하는 주택을 매입하는 것이 어렵기 때문이다. 행복주택의 경우에도 유사한 문제가 발생하고 있는데, 2020년 기준 전체 67,711호의 재고 중 5,519호가 미임대이며, 미임대 주택의 99.3%는 40m^2 미만의 소형평수였다. 이러한 신혼부부의 주거 수요와 공공임대주택 정책의 불일치는 신혼부부의 주거와 출산을 더욱 어렵게 만들고 있다(국회예산정책처, 2021).

주거 이력과 자녀 출산의 관계를 분석하는 것도 본 연구의 중요한 목적 중 하나이다. 2010년대 후반의 급격한 부동산 가격 상승은 결혼과 출산을 앞둔 청년 세대의 주택시장 진입을 어렵게 하고 있으며 주택 구입 및 임대 보증금을 위한 대출 상환 부담과 높은 임대료 부담이 결혼과 출산을 지연하거나 심지어는 포기하도록 만들고 있다. 2021년 주거실태조사(국토교통부, 2022a)에 따르면 신혼부부의 39.0%는 주택마련, 주택규모 등 주거문제가 가족계획시 가장 중요한 고려사항이라고 응답해 자녀 양육비용 및 교육비용 22.4%, 일/가정 양립가능성 11.4%에 비해 높았다. 2021년 가족과 출산 조사(박종서 외, 2022)에서도 결혼을 결정할 때 중요하게 고려해야 하는 사항으로 9개 문항 중 부부간의 사랑과 신뢰에 이어 안정된 주거 마련이 두 번째로 높은 점수를 보였으며, 출산을 결정할

때 중요하게 고려하는 사항 역시 8개 문항 중 본인과 배우자의 건강, 가정의 경제적 여건에 이어 주거 여건이 세 번째로 높은 점수였다.

최근 선행연구들은 주거와 결혼 및 출산의 관계에 대해 주택 가격 및 주거비 부담, 거주하고 있는 주택의 특성 등이 결혼과 출산에 미치는 영향을 중심으로 연구를 진행하고 있다. 청년 세대의 사회 진출 시기가 점점 늦어지는 반면, 주택 가격은 상승하여 결혼 비용이 증가함으로 인해 결혼을 지연하거나 포기하게 되며, 이러한 혼인율 감소 및 초혼연령의 상승이 출산시점을 지연시키거나 자녀수에 영향을 미친다(도난영, 최막중, 2018; 배호중, 한창근, 2016; 이삼식 외, 2016; 임보영 외, 2018; 주휘정, 김민석, 2018). 또한 자녀 양육비용의 부담이 큰 상황에서 주거생활비와 대출상환금 부담은 자녀수와 출산 시점에 부적인 영향을 주고 있다(천현숙 외, 2016). 이러한 선행연구들은 특정 시점의 주거 상태가 출산 이행 시점 및 자녀수에 영향을 미치는 영향만을 분석한다는 점에서 한계가 있다.

본 연구는 배열 분석을 활용하여 혼인 이후 7년간의 주거 이력이 자녀 출산 시점과 자녀수와 어떠한 관계가 있는지를 분석하고자 한다. 배열 분석은 유형화를 통해 유형의 분포와 유형에 소속된 하위 집단의 특성을 살펴보는 것뿐만 아니라, 분류된 유형을 추가적인 분석의 설명 변수로도 활용할 수 있다(Barban & Billari, 2012). 이러한 특성은 주거 이력과 자녀 출산의 관계를 분석하는데 적합하다고 할 수 있다. 만약 주거 이력에 따라 자녀 출산 시점과 혼인 7년차 시점의 자녀수가 달라진다면, 주거 문제로 인해 출산을 지연하거나 출산을 포기하는 집단을 식별할 수 있을 것이다.

선행 연구는 자가에 거주하는 것, 넓은 면적에 거주하는 것이 자녀수와 자녀 출산 시점에 영향을 미친다는 것을 밝히고 있다(박준오, 2014; 이삼식, 최효진, 2012; 천현숙 외, 2016). 처음부터 넓고 안정적인 주거 환경에 거주하는 신혼부부는 자녀를 일찍 낳을 수 있을 것이며, 상대적으로 많은 자녀를 출산할 가능성이 있다. 상대적으로 좁고 불안정한 주

거 환경에 장기간 거주할 경우에는 자녀 출산을 미루거나 포기할 것이다. 처음에는 열악한 환경에 거주하다가 중간에 주거 사다리 이동이 발행하는 경우, 주거 사다리 이동을 위해 자녀 출산을 미루다가 주거 이동 이후 출산을 이행할 수 있다(Feijten et al., 2003; Mulder, 2006). 선행연구들은 주거 상태와 자녀 출산의 시점의 관계가 출생 순위에 따라 다름을 보여주고 있기 때문에(김현식, 2017; 배호중, 한창근, 2016; 신형섭, 정의철, 2021; 이상림, 이지혜, 2017), 본 연구에서는 자녀 출산 시점을 첫째 자녀 출산과 둘째 자녀 출산으로 구분하여 이산시간 해저드 분석을 수행할 것이다. 자녀수의 경우 일반화 포아송 분석을 활용하여 혼인 7년차의 자녀수를 분석할 것이다. 이러한 연구 결과를 바탕으로 주거 지원의 우선순위를 탐색하고 지원 방식을 결정하기 위한 정책적 근거를 제공하고자 한다.

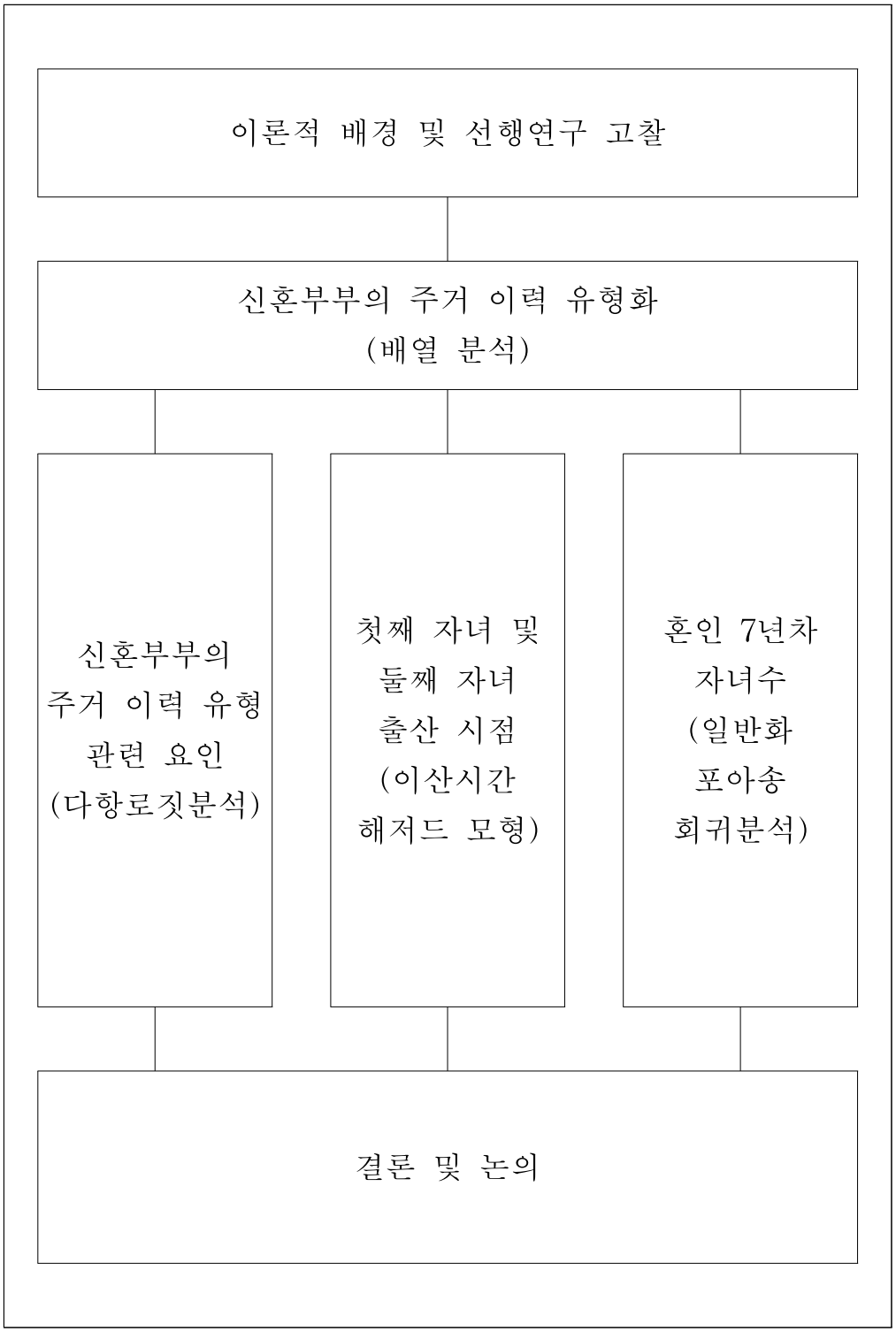
이상의 논의에 따라 본 연구는 다음과 같은 구성으로 진행할 것이다. 제1장에서는 연구의 배경을 바탕으로 연구의 필요성 및 목적을 서술하고 연구의 범위를 소개한다. 제2장에서는 선행연구 고찰을 바탕으로 연구에서 사용하는 주요 개념을 정의하고 이론적 배경을 논의한다. 주거 이력에 대한 논의, 자녀 출산과 주거의 관계에 대한 논의와 관련된 선행연구를 고찰한다. 제3장에서는 본 연구에서 사용한 자료와 연구 대상을 소개하고, 주요 변수의 정의 및 분석 방법을 소개한다. 제4장에서는 주거 이력을 유형화하여 주거 이력 유형의 종류와 분포를 살펴본 뒤, 주거 이력 유형에 속하게 되는 관련 요인을 분석한다. 제5장에서는 4장에서 분류한 주거 이력에 따라 자녀 출산 시점과 혼인 7년차 자녀수가 차이를 보이는지 분석하였다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 결과를 정리하고 이를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하였다. 또한 학술적, 정책적 의의를 서술하고 본연구의 한계를 서술하였다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 신혼부부의 초혼 이후 7년간의 주거 이력은 몇 개의 유형으로 분류되는가?

연구문제 2. 신혼부부의 특성에 따라 각 주거 이력 유형에 소속될 가능성에 차이가 있는가?

연구문제 3. 신혼부부의 주거 이력 유형에 따라 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 시점에 차이가 있는가?

연구문제 4. 신혼부부의 주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차 자녀수에 차이가 있는가?


이론적 배경 및 선행연구 고찰
신혼부부의 주거 이력 유형화
(배열 분석)
신혼부부의
주거 이력 유형
관련 요인
(다항로짓분석)
첫째 자녀 및
둘째 자녀
출산 시점
(이산시간
해저드 모형)
혼인 7년차
자녀수
(일반화
포아송
회귀분석)
결론 및 논의

[그림 1-1] 연구 흐름도

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 고찰

제 1 절 신혼부부의 주거 이력에 대한 이론적 고찰

1. 신혼부부의 정의

신혼부부의 사전적 정의는 갓 결혼한 부부이다(국립국어원, 2023). 사전적 정의에서 나타나듯 신혼부부는 결혼한 부부의 특정 기간을 일컫는 말이지만, 그 범위를 어느 정도로 하느냐는 명시적으로 정해지지 않았다. 신혼부부로 정의할 수 있는 혼인 기간을 규정하기 위해 주거 정책, 국가 통계 및 국내 선행연구에서 신혼부부를 어떻게 정의하고 있는지 살펴보았다.

먼저 신혼부부를 대상으로 하는 주요 주거 정책들은 시기에 따라 신혼부부를 다르게 정의하고 있다. 구체적으로 2017년에 발표되어 주거복지 정책의 중장기 계획을 제시한 주거복지 로드맵(국토교통부, 2017)에서 주요 공공임대주택의 지원 대상을 예비 신혼부부 및 혼인기간 7년 이내로 확대한 이후, 대부분의 신혼부부 대상 주거 정책의 범위가 혼인 5년 이내에서 혼인 7년 이내로 변경되었다. 예를 들어 2008년 제정된 신혼부부 보금자리 주택 특별공급 운용지침에서는 혼인 기간이 5년 이내이면서 자녀가 있는 무주택 세대주인 경우에 청약 자격을 부여하였고, 2018년에 신혼부부 주택 특별공급 운용지침에서는 혼인 기간이 7년 이내인 경우로 변경되었다. 2009년 제정된 신혼부부 전세임대 업무처리지침에서는 신혼부부를 혼인신고일 기준 혼인 5년 이내인 세대주로 정의하였고, 2015년 기존주택 전세임대로 일원화된 이후 2018년 1월 25일 일부개정 이후 신혼부부의 범위를 혼인 7년 이내로 확대하였다. 2020년 발표된 주거복지 로드맵 2.0(국토교통부, 2020)에서는 신혼부부의 인정범위를 만 6세 이하 자녀가 있는 가구로 확대하였다. 공공주택 특별법 시행규칙에서는 2018

년 12월 19일 이래로 신혼희망타운의 입주 자격을 신혼부부를 혼인 7년 이내로 규정하였으나, 주거복지 로드맵 2.0에 따라 2020년 9월 3일 개정으로 태아를 포함한 6세 이하의 자녀를 둔 사람을 신혼부부에 포함하게 되었다.

국내 주요 통계자료에서도 통계자료 및 시기별로 신혼부부의 기준을 다르게 정의하고 있다. 통계청의 신혼부부통계의 경우, 2015년 기준 신혼부부통계(통계청, 2016)을 작성한 이래 현재까지 혼인신고 후 5년이 경과하지 않은 부부를 대상으로 조사를 수행하고 있다. 국토교통부의 주거실태조사(국토교통부, 2022a)에서는 시기에 따라 신혼부부를 다르게 정의하면서 동시에 여성 배우자의 연령을 함께 고려하였다. 먼저 2016, 2017년 조사에서는 혼인한 지 5년 이내이면 여성배우자의 연령이 만 49세 이하, 2018년에는 혼인한 지 5년 이내와 7년 이내이면서 여성배우자의 연령이 만 49세 이하, 2019년에는 혼인한 지 7년 이내이면서 여성배우자의 연령이 만 49세 이하인 가구, 2020년 이후로는 혼인한 지 7년 이내인 가구를 신혼부부로 정의하고 있다.

국내 선행연구에서도 시기에 따라 신혼부부의 범위를 다르게 정의하고 있다. 박미선(2017)의 연구에서는 혼인신고를 마치고 5년이 지나지 않은 가구를 신혼부부로 정의하였으며, 신영식, 이현석(2017)은 혼인신고를 마치고 5년이 지나지 않았으면서 부부가 모두 초혼이고 남편의 나이가 혼인신고 당시 50세 미만인 가구를 신혼부부로 정의하였다. 정관석, 이재우(2018)는 결혼 후 5년 이내이면서 부부가 모두 40세 미만인 경우를 신혼부부로 포함하였다. 조성호 외(2019)의 연구에서는 정책자료로서의 실효성을 고려하여 2019년 기준 혼인후 7년 이내를 신혼부부로 정의하고, 주거실태조사의 기준에 따라 여성 배우자의 연령을 만 50세 미만으로 제한하였다. 성진욱, 이훈(2021)은 연령은 별도로 고려하지 않고 혼인기간 7년 이내이면서 6세 이하의 자녀를 둔 가구를 신혼부부로 정의하였다.

본 연구에서 다루고 있는 시간 범위는 2008년에서 2020년까지이므로 2020년 주거복지로드맵 2.0 이후에 추가된 만 6세 이하의 자녀를 둔 가

구는 신혼부부의 기준에 포함하지 않았다. 또한 주요 주거 정책에서 신혼부부의 연령을 고려하지 않으므로 신혼부부의 연령 기준 또한 포함하지 않았다. 본 연구에서 신혼부부는 2017년 주거복지로드맵 발표 이후의 기준에 따라 혼인 이후 7년 이내인 경우로 정의하고 분석하였다.

2. 주거 이력의 개념

주거는 주택이라는 물리적 환경뿐만 아니라 가족 및 인간관계, 건강, 안전 등 해당 공간을 둘러싼 다양한 영역을 포괄하는 개념(김지혜 외, 2019)이다. 주거는 인간생활의 기본 욕구를 충족하기 위한 수단이자 사회적 자본을 형성하기 위한 기초를 제공한다는 점에서 중요한 삶의 구성요소이다(김윤옥 외, 2016). 주거기본법 제2조에서는 '국민이 물리적·사회적 위험으로부터 벗어나 쾌적하고 안정적인 주거환경에서 인간다운 주거생활을 할 권리'를 주거권이라고 정의하고 있으며, 국가는 국민의 주거권을 보장하고 국민의 주거안정과 주거수준 향상을 목표로 다양한 정책을 추진하고 있다.

개인 또는 가구가 생애에 걸쳐 점유하는 주거의 연속(succession)을 주거 이력이라고 할 수 있다(Kendig, 1990). 주거 이력의 개념은 Kendig(1984, 1990)에 의해 형성되었다. 주거 이력은 생애 사건의 발생에 따른 주거 수요의 변화와 주거 이동을 연결시킨 Rossi(1955)의 아이디어를 발전시킨 것이다. 주거 이력의 핵심 아이디어는 각 주거 이동이 가구의 필요(needs)와 열망(aspirations)을 가장 잘 충족하는 집으로 한 단계 나아간다는 과정이라는 것이다. 주거 이력은 주거 이동이라는 사건으로 구분되며, 자가 소유를 주거 이력의 정점으로 보았다(Forrest & Kemeny, 1982; Thorns, 1981). Kendig(1984)는 자가의 우월성을 강조하였는데, 자가 거주 가구와 임차 거주 가구는 주거지를 사용하는데 있어 동일한 권리를 가지지 않으며, 자가를 소유하는 것이 고용에서 발생하는 소득과는 독립적인 부의 축적을 가능하게 만든다고 하였다. 이러한 측면에서 주거 이력은 개인과 가구가 자가 소유라는 목표를 향해 주거 상태를 개선해나가는 과정이며, '이력'은 구분된 단계를 강조하는 은유이다(Clark et al., 2003). 가구의 필요와 열망은 고용과 가족 등 생애과정을 구성하는 다양한 이력들에 의해 형성되며, 개인과 가구는 이러한 이력들에 발맞춰 주거 이력의 사다리를 올라가게 된다. 이러한 주거 이력의 초기 개념은 개

인과 가구의 주거 이력이 상향 이동하며, 순서화된 궤적을 따르는 것으로 보았다(Beer et al., 2011).

주거 사다리는 이러한 주거의 위계성과 상향 이동을 상징하는 용어로, 부모의 집을 떠나 임대주택에 거주하며, 차례로 자가 소유 진입 및 더 넓고 좋은 집으로 이동하는 과정을 묘사한다(Morrow-Jones & Wenning, 2005). 주거 사다리 개념에서는 사람들이 더 좋은 집이라는 주거의 위계성에 대해 동의하며, 모든 가구가 주거 사다리를 올라 보상을 획득할 수 있는 동일한 기회를 가진다는 것을 가정한다(Beer et al., 2011). 주거 사다리 개념에서 주거 이동은 상향 이동과 하향 이동이라는 방향성을 가지며, 시작점과 종착점이 존재한다. 이러한 관점에서 대부분의 사람들은 사다리에서 위로 올라가기를 원하며, 강제되지 않는 이상 아래로 이동하지 않을 것을 가정한다.

Badcock과 Beer(2000)는 상향 이동만을 강조하는 관점에서 벗어나 주거 이력을 '뱀과 사다리(snakes & ladders)' 게임에 빗대어 설명하였다. 이들은 더 이상 자가 소유가 모든 사람에게 달성할 수 있는 것으로 가정하기 어려우며, 모든 사람이 자산 축적의 과실을 즐길 수도 없다고 주장하였다. 이러한 시각은 주거 이력이 직선적이거나, 오로지 상향 이동의 방향으로만 형성되는 것이 아니라 사람들의 주거 열망과 그들이 직면한 삶의 여러 측면에서의 어려움 간의 균형 조정을 통해 복잡한 방식으로 형성된다는 것을 보여준다. 즉, 개인이 처한 상황에 따라 주거 이력의 특정 단계에서 지체되거나 하향 이동하는 경우도 발생할 수 있다. 뱀과 사다리 관점은 주거 이력의 비선형성을 강조하였다는 점에서 의미가 있지만, 그럼에도 불구하고 여전히 주거 이력에는 시작점과 끝이 존재하며, 궁극적으로는 온전한 자가 주택 보유라는 단일 목표를 성취할 것임을 의미한다는 점에서 한계가 있다.

이러한 전통적인 주거 이력 개념은 가구가 더 높은 수준의 주거 만족을 얻기 위해 주택의 점유 유형, 주거 면적, 질 등을 향상시키는 한 주거 이동을 한다고 가정하며, 주택시장 내에서의 선택과 개별 가구의 욕구를

성취시킬 수 있는 능력을 강조한다. 그러나 개인 또는 가구가 획득한 주거가 온전히 자율적인 선택의 결과물이 아니라 체계적인 제약으로 인한 선택임을 간과하고, 주거 이력에 영향을 미치는 요인 중 가구의 인구사회학적 특징만을 강조한다는 비판을 받는다(Beer et al., 2011).

주거 이력 개념을 활용한 연구는 점차 개인의 역량과 선택에 대한 주목에서 벗어나 구조적 제약에 주목하기 시작하였다. 주거 이력 연구에서 생애과정 관점을 채택하는 것은 주거 이력에서의 이동을 개인과 가구가 시간이 지남에 따라 달성하거나 달성하지 못할 수도 있는 과정으로 이해할 수 있으며, 동시에 주택시장을 주거 이동에 영향을 미치는 시간적-지리적 제약으로 파악한다는 점이다(Graham & Sabater, 2015). 특히 자가 소유 등 특정 주거 이동을 유발하는 생애 사건의 역할을 강조하면서(Clark & Dieleman, 1996) 동시에 구조적 요인의 영향도 동시에 고려한다는 측면(Coulter et al., 2016)에서 다양한 차원에 의한 주거 이력의 형성을 파악할 수 있다. Clark 외(2003)는 생애과정 관점을 적용하여 미국 가구의 주거 이력 형성을 가구의 생애 단계와 지역 주택시장을 중심으로 분석하였다. 해당 연구에서 Clark 외(2003)는 주거 이력을 개인 또는 부부 가구가 주택시장에 진입한 시점부터 더 이상 가구주가 아니게 되는 때까지의 생애과정을 의미하는 용어라고 정의했다. 연구 결과, 주거 이력이 개인과 가구의 생애 단계에 따라 다르게 형성되며, 젊은 가구의 이동이 더 잦고 노년의 가구는 이동이 드문 안정성을 보인다는 것을 밝혔다. 또한, 소득 수준과 거주 지역에 따라 주거 이력의 비율 구성에 차이가 있음을 보여주었다. 이들의 연구는 가구의 생애 단계와 소득이라는 개인 차원의 요인뿐만 아니라 지역 주택시장이라는 구조적 요인이 주거 이력의 형성과 상호작용한다는 점을 부각하였다는 점에서 의의가 있다.

Beer 등(2011)은 위험사회(Beck 1992; Giddens, 1984) 도래와 주거 이력의 관계를 설명하면서, 위험사회로 특징지어지는 새로운 사회의 역동이 개인과 가구가 더 많은 불확실성의 부담을 짊어지게 하고 청년들이 이전 세대에 비해 더 많은 위험에 노출되어 있음을 강조하였다. 불확실

성의 증가는 가구 형성과 주택소비 결정에 영향을 주는데, 청년 세대의 주택시장 진입이 주거비용의 상승, 노동시장의 불안정성 증가, 2008년 금융위기 이후 대출 자격 기준의 강화, 이전 세대의 주택 경쟁 증가의 결과로 점점 더 어려워지고 있다는 것이다. 이로 인해 과거에는 직장을 찾고, 집을 떠나고, 20대 초반에 결혼하고, 안정적인 장기고용 속에서 자녀를 양육하는 유사한 주거 이력을 형성했지만, 현대에는 과거에 비해 점유 유형과 지역의 측면에서 이동성이 더 커지고 주택소유 진입이 늦어지는 새로운 주거 이력을 형성하게 되며, 주택 상속 및 소득 분포 확대의 결과로 주택 이력의 다양성이 더 커지고 있다고 하였다.

Hirayama(2021)는 일본의 주거, 가족, 생애과정에 대해 논의하면서 사회경제적 불확실성의 증가가 주거 이력의 개인화와 가족화를 유발하고 있다고 주장하였다. 포스트 성장 시대에 개인은 더 변동성이 크고 불안정한 주택시장에 노출되어 있으며, 사회 제도와 정부 차원의 주거 공급이 감소하고 있다. 상류층에게는 더 많은 삶의 선택지가 주어지지만, 하류층에게는 전통적인 사회보호망으로부터 이탈하고, 시장경제의 변동성에 노출되도록 만들며 더 열악한 직업환경 및 소득으로 인해 결혼 및 자가 소유의 기회를 상실하도록 만든다. 불확실한 사회경제적 전이는 부모가 자녀의 안정적 주거를 위해 더 많은 지원을 하게 만들며, 이러한 주거의 가족화는 미혼 청년들은 부모와 더 오랜 기간 거주하도록 만들고 결혼한 자녀가 부모의 재정적 지원 하에 자가를 소유하는 비율이 늘어나도록 만든다. 또한 일본의 성장 침체가 소득 정체로 이어져 남성의 소득만으로는 자가 주택을 소유하는 것이 쉽지 않아지면서 맞벌이 가구의 필요성이 증가하였고, 첫 자가 구입을 위한 부모의 재정적 지원이 증가하는 등 주택 구입자금의 조달 방식이 과거와 달라지고 있다. 특히, 2007년의 글로벌 금융위기 이후 일본 정부는 부모가 자녀의 주택 구입을 지원하는 경우 증여세를 감면하는 등 세대 간 자산 이전을 장려하는 정책을 도입함으로써 주거 이력의 가족화를 가속화하고 있다.

Lennartz와 Helbrecht(2018)는 주거 이력을 사용하는 최근의 연구들은

대부분의 사람들이 유사한 형태의 주거 상태 개선을 경험한다는 규범적 측면을 의미하는 개념으로 한정하기보다는 비선형적인 주거 생애 과정의 확산을 고려하는 포괄적 개념으로 사용하고 있다고 설명하였다(Arundel & Lennartz, 2017; Arundel & Ronald, 2016; Clapham et al., 2014). 그들은 주거 이력 개념이 주거 상태의 변화가 연령 및 관련된 노동, 가족 등 다른 생애과정의 사건들과 관련하여 어떻게 이루어지는지, 그리고 단순한 개인의 선호나 사회경제적 자원뿐만 아니라 맥락적 측면의 제약과 기회를 포함하는 것으로 정의하였다.

본 연구에서는 신혼부부의 주거 이력을 신혼부부의 초혼 이후 7년간의 주거 상태의 연속으로 정의하고, 점유 유형과 주거 면적의 측면에서 신혼부부의 주거 이력이 어떻게 구성되는지 살펴볼 것이다. 신혼부부의 주거 이력은 신혼부부가 가진 특성과 주어진 맥락에 다라 다양한 형태로 형성될 수 있는데, 특히 신혼부부의 주거 이력이 연령, 맞벌이 여부, 교육수준, 부 교육수준, 거주 지역 등에 따라 신혼부부의 주거 이력이 7년간 어떻게 구성되는지를 살펴볼 것이다.

3. 신혼부부의 주거 이력 관련 선행연구

신혼부부가 혼인 이후 7년간 어떠한 주거 이력을 형성하는지 분석하고 설명하기 위해서는 신혼부부의 주거 이동에 대한 연구와 신혼부부의 전체적인 주거 이력에 주목한 연구를 모두 살펴볼 필요가 있다. 신혼부부의 주거 이동에 주목한 연구들은 특정 시점에 어떠한 주거 상태에 있는지, 어떤 상태로 변화하는지를 살펴보았다. 특히 점유 유형의 측면에서 자가 소유 여부를 주로 분석하였고, 자가 소유에 영향을 미치는 요인이 무엇인지에 주목하였다. 예를 들어 신진욱, 이민아(2014)의 연구는 1999년에서 2008년 사이 분가가구의 자가 취득에 영향을 미치는 요인을 사건사 분석을 활용하여 분석하였다. 분석 결과 분가가구의 근로소득과 출신가구의 근로소득, 부동산 소득이 자가 취득 여부에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 신영식, 이현석(2017)의 연구는 로짓 분석을 활용하여 2014년 신혼부부의 점유 유형에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 분석 결과 임차가구 대비 자가일 가능성에는 소득과 총자산, 맞벌이 여부, 비수도권 거주, 부모의 지원 여부 등이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 임차가구 내에서 월세 대비 전세일 가능성에는 총자산과 수도권 거주가 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 연구는 주거 이동에 영향을 미치는 요인들의 효과를 이해하는데 도움을 주며, 개별 주거 이동 사건의 누적이 주거 이력을 형성한다는 측면에서 주거 이력 형성의 관련 요인을 식별하는데도 도움이 된다. 주거 이동에 주목한 연구들은 주로 사건의 발생까지의 시간과 그 관련 요인을 분석하는 사건사 분석을 사용하거나, 로짓 분석 및 순서화 로짓분석 등을 사용하여 특정 주거 상태에 소속될 가능성에 대한 관련 요인을 분석하였다. 일부 선행연구들은 이와 같은 분석방법이 한 번의 전이 그 자체에 주목하여 과거나 미래의 사건으로부터 분리된다는 점을 지적하였다(Spallek et al., 2014). 생애과정 자체를 이력(careers) 또는 궤적과 같은 의미있는 단위로 활용하는 총체적 접근법(holistic approach)의 채택

은 각 궤적들의 과정(process), 전환점(turning point), 전이를 식별하여 현상을 더욱 깊이 이해하도록 돕는다(Piccarreta & Studer, 2019). 전체적인 주거 이력의 형성에 주목한 연구들은 배열 분석과 같은 연구방법을 활용하여 주거 이력을 탐색하였다.

배열 분석은 알고리즘을 활용한 데이터 마이닝 기법으로, 개인 궤적간의 비동일성, 배열간 거리 측정을 사용하는 접근법이다(Abbott, 1995; Billari & Piccarreta, 2005). 배열 분석은 배열간 거리의 행렬을 산출하고 클러스터 분석 등을 통해 데이터를 축소하여 집단을 분리해낸 뒤 집단의 결정요인을 분석하는 방식으로 이루어진다. 사회과학 분야의 연구에서 배열 분석은 사람들이 동일한 생애 궤적을 공유하는지, 만약 그렇다면 생애 궤적이 어떻게 정의되는지에 대한 연구문제를 다룰 수 있다. 생애 궤적의 분석은 성인기 전이, 직업 경로, 가족 형성 및 출산 이행 등 특정 경로를 이끌어내는 데 사용하며, 이러한 분석을 통해 특정 행동을 대표하는 것으로 해석되는 동질적 집단에 개인을 할당할 수 있다. 또한 집단의 분포를 통해 하위집단을 비교하거나 코호트를 비교할 수 있으며, 소속 집단을 추가 분석의 설명변수로 활용하는 것도 가능하다(Barban & Billari, 2012). 배열 분석을 활용하여 신혼부부의 주거 이력을 분석하는 것은 주택시장에 진입한 이후부터 혼인 7년차에 이르기까지의 전체적인 주거 상태의 배열이 유사한 집단을 통계적으로 분류해낼 수 있으며, 신혼부부의 특성에 따라 전체적인 주거 이력의 형성이 달라지는지 분석하기에 용이하다는 장점이 있다. 또한 주거 이력을 변수로 활용하여 자녀 출산 등 다른 종속변수의 설명변수로 활용할 수 있다는 점에서 유용하다.

주거 이력의 분석에 배열 분석을 사용한 연구들은 주로 주거 이력을 구분해내는 것을 주요 목적으로 하였고, 이질적인 주거 이력을 형성하게 만드는 요인을 탐색하기도 하였다(Chang, 2021; Clapham et al., 2014; Clark et al., 2003; Pollock, 2007). 1968년부터 1993년 사이의 미국의 주거 이력을 분석한 Clark 외(2003)는 배열 분석을 활용하여 26가지의 주

요 주거 이력을 분류하였다. 분석 결과, 주거 이력의 분포가 가구소득 수준에 따라 달랐으며, 주택 가격의 지역적 차이에 따라서도 주거 이력의 형성에 차이가 있음을 발견하였다. 대만 청년의 주거 이력을 분석한 Chang(2021)의 연구에서는 배열 분석을 활용하여 1971-1976년 출생코호트와 1977년-1982년 출생코호트의 10년간의 주거 이력을 유형화하고 로짓 분석을 활용하여 각 주거 이력을 형성하는 관련 요인을 식별하였다. 이들의 연구에서는 11개의 주거 이력이 식별되었고, 코호트간의 비교를 통해 과거에 비해 최근 코호트에서 부모의 역할이 더 중요해졌으며 자가 소유도 더 어려워지고 있음을 보여주었다.

일부 연구들은 다채널배열 분석(multi-channel sequence analysis)과 같은 연구방법을 활용하여 주거 이력과 가족이력, 노동이력의 동시적인 변화를 고려하기도 하였다. Clapham 외(2014)는 영국 청년의 주거 이력을 분석하였다. 점유 유형, 주택 유형, 혼인 상태, 경제 활동의 10년간의 자료를 활용하여 다채널 배열 분석을 수행하였다. 이들은 16-21세 인구를 10년간 추적하였는데, 다채널 배열 분석 결과 8개 경로를 도출하였고, 질적 연구를 통해 9번째 혼란스러운 주거 경로(chaotic)를 추가하였다. 또한 분석 결과를 바탕으로 주거 이력별 미래 인구 규모를 예측하기도 하였다. 이들의 연구는 배열 분석과 인터뷰를 병행하여 양적연구와 질적 연구를 결합함으로써 주거 이력에 속하는 사람들로부터 그들의 경험 및 주거 이력의 의미 등을 도출하였다는 장점이 있다. 이들은 글로벌 금융위기 이후 주택담보대출에 대한 접근성, 고용상황의 악화 등으로 인해 자가 소유의 어려움을 겪고 있으며, 자가 소유 및 공공임대주택에 대한 접근의 어려움이 사적 임대 시장을 키우고 있으며 이것이 주거 이력에 영향을 주고 있을 것이라 설명하였다. 그러나 주거 이력을 분류하는 과정에 이러한 내용이 반영되지 않았고, 주거 이력의 결정요인을 분석하지도 않았기에 이러한 구조적 요인의 제약을 고려하지 못하였다는 한계가 있다.

Spallek 외(2014)는 호주의 HILDA(Household Income and Labour

Dynamics in Austrailia) 자료를 활용하여 2001년에서 2010년 사이의 주거 이력을 분석하였다. 이들은 다채널배열 분석을 활용하여 결혼 상태, 고용 상태, 자녀 연령과 같은 생애사건과 함께 점유 유형이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 분석 결과, 전체의 52.8%는 조사 기간 동안 어떠한 주거 상태의 변화도 경험하지 않았다. 주거 상태가 변화한 47.2%의 가구는 다시 다섯 개의 군집으로 분류되었다. 분석 결과는 자가 소유와 결혼. 출산 등 가족 이력의 관계가 여전히 존재하지만, 사건의 순서가 과거와 비교하여 덜 명확해지고 있으며 배우자 없이 혼자서 자가를 소유하는 등 과거의 주거 이력으로부터의 이탈이 발생하고 있음을 보여준다. 이들의 연구는 다채널배열 분석을 활용하여 주거, 가족, 고용 등 생애과정의 주요 이력간의 연결성을 고려하여 집단을 분류해냈다는 장점이 있지만, 모든 이력을 반영하여 군집을 분류하는 과정에서 세부적인 주거 이력의 특징은 포착하기 어려웠다는 한계가 있다. 특히 분석 대상을 1차년도(2001년) 기준 18세 미만 자녀가 있는 개인과, 자녀는 없지만 자녀 양육기에 해당하는 연령대인 44세 이하 남성과 41세 이하 여성으로 설정하였는데, 넓은 분석대상의 범위로 인해 다채널배열 분석에 의해 도출된 각 집단이 자녀 연령대별 가장 대표적인 주거 이력만을 반영하고 있을 가능성이 있다.

이상의 선행연구들은 배열 분석을 통한 주거 이력의 분석이 가지는 장점을 보여준다. 주어진 기간 내에 주거 이력이 어떻게 형성되고 있는지를 특정 시점의 주거 상태가 아닌 전체 이력의 관점에서 분석할 수 있으며, 이질적인 주거 이력들을 분류하고 각 주거 이력을 형성하는 관련 요인을 식별할 수 있다. 본 연구에서는 배열 분석을 통해 신혼부부의 주거 이력을 유형화하여 신혼부부들이 혼인 이후 7년간 어떠한 주거 이력을 형성하고 있는지, 각 주거 이력 유형의 비율은 어떠한지 살펴볼 것이다. 또한 다항로지스틱 분석을 통해 신혼부부의 특성이 어떠한 주거 이력 유형과 관련이 높은지를 식별할 것이다. 배열 분석에는 중요한 한계점이 존재하는데, 세부적인 이력을 분석할 경우 대표성이 떨어지고, 표본수를

고려하면 세부 이력을 포기해야 하는 문제가 있다. 본 연구에서는 신혼부부의 주거 이력에 대한 탐색이 중요한 연구 목적 중 하나이므로, 배열분석을 활용하여 신혼부부의 주거 이력을 유형화하면서 세부적인 주거 이력을 추가로 분석하는 방향으로 연구를 진행하였다.

주거 이력을 연구할 때 고려할 사항 중 하나는 주거 상태를 어떻게 분류할 것인지를 결정하는 것이며, 이는 주거 상태의 위계를 어떻게 정의할 것인가와 관련이 있다. 주거 이력은 주거 사다리로 표현되는 주거의 위계성을 가정한다(Beer et al., 2011). 즉, 주거 이력 연구에서 주거 상태의 분류는 상대적으로 우위에 있는 주거 상태를 정의하는 것과 관련이 있으며, 사람들이 가장 선호하는 주거 상태가 무엇인지와도 관련이 있다고 할 수 있다.

선행연구에서 주거 상태는 주로 점유 유형과 주거 면적, 주택 유형의 측면에서 측정되었다. Clark 외(2003)의 연구에서는 주거 이력 상의 각 주거 상태를 정의하기 위해 먼저 자가와 임차를 구분하고, 각 연도별 주택 가격 및 임차료의 중간값을 활용하여 저가 주택과 고가 주택을 구분하였다. 이에 따라 주거 상태를 저가 임차, 고가 임차, 저가 자가, 고가 자가로 구분하여 배열 분석을 통해 주거 이력을 측정하였다. Feijten과 Mulder(2005)의 연구에서는 주거의 질을 점유유형과 면적의 측면으로 구분하였다. 점유 유형의 측면에서는 자가가 임차에 비해 평균적으로 더 비싸고, 면적도 넓으며 지리적으로도 좋은 위치에 있으며, 안정성과 소속감의 측면 및 투자 자산이라는 관점에서 자가가 임차에 비해 우위에 있다고 보았다. 면적의 측면에서 더 많은 방을 가진 집이 일반적으로 더 크고 비싸기 때문에 방의 수를 면적을 측정하는 기준으로 사용하고, 방 4개 이하를 소형으로, 5개 이상을 대형으로 구분하였다. 이에 따라 소형 임차, 대형 임차, 소형 자가, 대형 자가의 순으로 주거의 질을 정의하고 순서화 로짓 모형을 활용하여 연구를 진행하였다.

Pollock(2007)의 연구에서는 주거 상태를 정의하기 위해 점유 유형만을 사용하였으나 앞선 연구에 비해 더욱 상세한 방식으로 분류하였다. 그의

연구에서 점유 유형은 완전한 자가 소유, 주택담보대출을 포함한 자가 소유, 공공 임대(local authority rent), 주택조합 임대(housing association rent), 고용주 제공 임대(rent from employer), 가구 없는 민간 임대, 가구 있는 민간 임대로 구분하였다.

국내에서는 남춘호(2019)의 연구에서 주거 상태를 주택유형/면적과 점유형태/가격의 두 가지 분류체계에 따라 정의하고 배열 분석을 수행하였다. 주택유형/면적의 주거 상태 변수는 전체 자료에서의 주거 면적 중위값을 활용하여 25평을 기준으로 대형과 소형을 구분하고, 단독주택대형, 단독주택소형, 아파트대형, 아파트소형, 연립다세대대형, 연립다세대소형, 상가기타대형, 상가기타소형의 범주로 정의하였다. 점유형태/가격의 주거 상태 변수는 각 연도별로 자가는 주택가격, 전세는 보증금, 월세는 임대료를 기준으로 중위값을 계산하고 이를 바탕으로 상위자가, 하위자가, 상위전세, 하위전세, 상위월세, 하위월세로 구분하였다. 고정희(2019)는 주거 이력을 상향 이동과 수평 이동, 하향 이동, 무이동으로 구분하고, 이를 구분하기 위해 점유 유형과 주거 면적을 활용하였다. 점유 유형은 자가, 전세, 보증부 월세, 월세로 구분하고 주거 면적은 별로로 범주를 구분하지 않고 건평으로 측정된 연속변수를 활용하였다.

선행연구들은 공통적으로 점유 유형을 가장 중요한 주거 상태의 분류 기준으로 보았지만, 임대 유형의 세분화 수준에서 차이가 있었다. 또한 점유 유형 외에 추가적인 분류 기준을 사용한 연구들은 연구 목적 및 자료의 가용성에 따라 주거 면적, 가격을 활용하였고 주거 면적의 측정 방식도 직접적으로 면적을 측정하거나 방의 개수를 활용하는 등의 차이가 있었다. 일부 선행연구는 주거 상태의 분류에서 부모와 함께 사는지의 여부를 중요한 축으로 사용하기도 하였다. Spallek 외(2014)의 연구에서도 점유 유형만을 사용하였는데, 각각 자가 소유, 공공 임대, 민간 임대, 기타, 부모 동거로 구분하였다. 이들의 연구는 부모와 함께 거주하는 것을 점유 유형의 측면에서 분리해서 살펴보았다는 특징이 있다. Chang(2021)의 연구에서는 주거 이력 유형화를 위해 주거 상태를 7가지

로 구분하였는데, 결혼의 유무와 주택 소유자의 구분을 강조하였다. 구체적으로 미혼/부모집 거주, 기혼/부모집 거주, 부모 소유의 집 거주, 미혼/자가 거주, 기혼/자가 거주, 임대, 기숙사 및 기타로 구분하였다. 여기서 부모집 거주는 부모가 소유하거나 임대한 집에서 부모와 함께 사는 것을 의미하며, 부모가 소유한 집에서 살지만 부모가 함께 살지 않는 경우에는 부모 소유의 집으로 구분하였다. 이러한 분류는 주거 이력의 형성에서 부모의 역할 및 가족 형성의 역할을 강조한다는 점에서 의의가 있다.

본 연구에서는 점유 유형을 주거 상태의 위계의 첫 번째 차원으로 설정하고, 주거 면적을 두 번째 차원으로 설정하여 점유 유형과 주거 면적에 따른 주거 이력의 형성을 살펴볼 것이다. 동일한 점유 유형 내에서의 차이를 구분하기 위해서는 두 번째 주거 상태 분류기준이 필수적인데, 본 연구에서 주거 면적을 분류 기준으로 활용한 것은 본 연구의 또 다른 목적인 주거 이력과 자녀수와의 관계가 주거 면적과 관련이 있기 때문이다(박준오, 2014; 천현숙 외, 2016). 주택 유형 역시 주거 상태를 정의하는 중요한 특성 중 하나이지만, 신혼부부의 경우 2021년 주거실태조사 기준 72.5%가 아파트에 거주하고 있는 등 특정 유형에 집중되어 있다(국토교통부, 2022a). 또한 주거 상태를 정의하는 특성이 증가할수록 주거 이력의 분류가 복잡해지는 한계가 있어 본 연구에서는 제외하였다. 일부 선행연구에서는 점유 유형의 측면에서 부모와 함께 거주하는 것을 별도로 구분하였음을 참고하여, 본 연구에서도 부모와 함께 거주하는 경우를 다른 주거 상태와 구분되는 주거 상태로 분류하고자 한다.

4. 주거 이력에 영향을 미치는 요인

주거 이력을 다루는 연구들은 개인 및 가구가 사회경제적 특성에 따라 주거 이력을 형성한다고 보았으며(Kendig, 1984; Kendig, 1990), 주거 이력과 노동 이력, 결혼 및 부모됨과 같은 가족 이력 등 생애 과정을 구성하는 주요 이력들의 상호작용을 고려하였다. 또한 지역 주택시장의 상황이 주거 이력의 형성에 영향을 미친다고 하였다(Clark et al. 2003; Hirayama, 2021). 이러한 논의에 따라 신혼부부의 주거 이력 형성에 영향을 미칠 수 있는 요인과 관련된 선행연구를 개인 및 가구수준과 지역 및 국가 수준에서 살펴보고자 한다.

1) 개인 및 가구 수준

(1) 가구소득

가구의 소득수준은 주택 구입 능력이라는 측면에서 주거 이력의 형성과 관련 있다(Clapham, 2005). Kendig(1984)는 1976년 호주자료를 활용하여 가장 최근의 주거 이동이 자가 구입이었던 사람의 비율이 가구의 특성에 따라 차이가 있는지 분석한 결과 자산이 더 많을수록, 가구소득이 더 높을수록 자가를 구입하는 비율이 높다는 것을 발견하였다. Clark 외(2003)의 연구에서는 미국 자료를 활용하여 주거 이력의 배열을 분석하였다. 마지막 조사시점의 소득 수준에 따라 최빈 배열이 무엇인지 분석한 결과, 소득이 높은 집단에서는 최종 주거 상태가 고가/임대-고가/자가, 저가/자가-고가/자가 등 고가/자가로 주거 이력이 끝나는 경우가 많았고, 소득수준이 가장 낮은 집단에서는 저가/임대가 지속되거나, 고가/임대에서 저가/임대로 내려오는 등 저가/임대로 주거 이력이 끝나는 경우가 많았다. Carter(2011)는 맞벌이로 인한 추가 소득이 자가 선호에 대한 내생성을 고려하였을 때도 점유 유형 선택에 영향을 미치는지 분석하

였다. 주택가격이 오르는 상황에서 가구는 노동시장에 가구원을 추가로 진입시킴으로써 더 많은 소득을 가지기를 원할 수 있다. 이 경우 부부가 모두 노동시장에 진입한다는 것이 측정되지 않은 자가에 대한 선호와 강한 상관관계를 보일 가능성이 있으므로 아내 소득의 내생성을 검증하였다. 분석 결과 아내의 소득의 내생성은 발견되지 않았으며, 남편과 아내의 각각의 소득은 점유 유형 선택에 유의한 효과가 없었지만 총 가구소득은 가구의 점유 유형 선택의 결정 요인임을 확인하였다. 이러한 결과는 자가에 대한 잠재적 선호를 배제하고서도 추가적인 소득은 자가를 취득하는 유의한 요인임을 알 수 있다. 따라서 가구소득이 높은 집단은 주거 이력이 진행됨에 따라 자가로 이동할 가능성이 높다.

Murie와 Williams(2015)는 저소득 가구는 자가 소유에 대한 접근성이 떨어지며, 사적 임대 영역 및 주거의 질이 낮은 주택에 거주할 가능성이 높으며, 소득에 비해 임대료의 상승이 더 빨라지며 저소득층의 어려움이 가중되고 있다고 하였다. 홍성조, 안건혁(2011)의 연구에서는 한국노동패널의 1998년-2007년 자료를 활용하여 해당 시기 수도권에서 주거 이동이 발생한 가구를 대상으로 주거 이동을 통해 주거수준이 개선되었는지, 이러한 개선이 소득계층에 따라 다르게 발생하는지 분석하였다. 주거 수준은 자가 소유 여부와 가구원 1인당 주거 면적을 활용하여 측정하였다. 분석 결과 모든 소득계층에서 주거 이동에 따른 통계적으로 유의한 주거수준의 개선이 발생하였지만, 주거수준 개선의 정도는 저소득층이 상위계층에 비해 낮은 수준인 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 주거 이력이 대체로 상향 이동하는 형태로 구성되더라도, 소득계층에 따라 수준과 속도가 다르게 나타날 수 있음을 의미한다.

신진욱, 이민아(2014)의 연구에서는 1999년-2008년 한국노동패널 자료를 활용하여 분가한 가구의 자가 취득 여부에 분가가구 가구주의 인적자원, 분가가구의 소득수준, 출신가구의 소득수준의 영향을 분석하였다. 분석 결과 분가가구의 근로소득 및 원가구의 근로소득 및 부동산소득이 자가 취득 여부에 강한 영향을 미쳤다. 또한 25-34세 및 35-44세 연령

집단으로 나누어 자가 취득에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 분가 가구의 근로소득은 두 집단 모두 자가 취득에 유의한 영향을 미쳤지만, 출신 가구의 근로 소득은 35-44세 집단에서만 유의한 영향을 미쳤다. 연구자들은 더 늦은 나이에 분가 후 첫 자가 취득을 한 집단은 부모의 지원을 바탕으로 젊은 연령층보다 더 넓은, 고가의 주택을 구매했을 가능성이 높다고 해석하였다. 이것이 한국 사회에서 주거 이력의 소득불평등이 더 심화되고 있음을 반영한다고 해석하고, 한국의 자가 소유가 일정 소득수준 및 가족 배경을 가진 계층에 제한되어 있다고 분석하였다. 조성호 외(2019)의 연구에서 결혼하면서 살게 된 첫 신혼집의 점유 유형은 가구소득에 따른 경향성이 발견되지 않았다. 이러한 분석결과는 신혼부부의 주거 이력의 시작점에서는 소득의 영향보다는 부모의 자산 등 다른 요인의 영향이 더 클 수 있음을 보여준다.

이상의 선행연구 결과는 가구소득이 높을수록 점유유형 및 주거 면적의 측면에서 더 높은 주거 상태를 가질 가능성이 높음을 보여준다. 구체적으로 높은 소득은 자가 점유 및 넓은 주거 면적을 획득할 가능성이 높다. 그러나 주거 이력의 측면에서 가구소득의 역할은 신혼 첫 주택을 높일 가능성보다 결혼 기간 중 더 좋은 주택으로 이사할 가능성에 영향을 줄 것으로 예상할 수 있다. 즉, 가구소득이 높을 경우 상향 이동 집단의 비율이 높을 것이다.

(2) 맞벌이 여부

노동 이력은 주거 이력에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인 중 하나다. 특히 맞벌이 여부는 소득과 신용접근성의 측면에서 주거 이력과 관련이 있다. 외벌이 가구에 비해 맞벌이 가구의 소득이 높으며(Winter & Stone, 1998), 이를 통해 신용 접근성을 높여 자가 구입의 가능성을 높일 수 있다(Bird et al., 1990). Hirayama(2010)는 자가 주택을 소유하고 유지하는 비용이 점차 커지면서 가구가 맞벌이를 선택할 필요성이 더 높아

졌으며, 주택담보대출의 빠른 상황을 위해서도 맞벌이를 선택할 가능성이 높다고 하였다.

선행연구에서도 맞벌이 가구가 외벌이 가구에 비해 자가를 소유하는 경우가 더 많은 것으로 나타났다. 독일과 네덜란드, 영국의 자가 소유를 비교 Thomas와 Mulder(2016)의 연구에서 파트너와 함께 거주하는 25-40세 청년의 자가 비율이 세 국가 모두 맞벌이 가구가 외벌이 가구에 비해 더 높은 것으로 나타났다. 영국과 웨일즈의 베이비부머(1956-1961년생), 포스트 부머(1966-1971년생), X세대(1976-1981년생)의 30-34세 시점의 점유형태를 비교한 Coulter(2017)의 연구에서도 모든 세대에서 맞벌이가구인 경우 점유 유형이 자가일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 일본의 주거 이력을 분석한 Hirayama(2010)의 연구에서도 맞벌이 가구가 자가를 점유할 가능성이 외벌이 가구에 비해 더 높은 것으로 나타났다.

Lersch & Dewilde(2015)는 유럽 국가의 복지체제별로 고용 관련 특성이 첫 자가 소유에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 안정적인 고용상태가 세 가지 방식으로 자가 소유에 간접적인 영향을 미친다고 보았는데, 안정적인 고용상태가 부모의 집을 떠나 독립하는 전제조건이 되며, 안정적인 고용상태일수록 결혼 가능성이 높아지며, 불안정한 고용상태는 결혼을 지연시킬 수 있으며, 가족 형성이 더 큰 집을 필요로 하기 때문에 자가를 소유하게 된다는 것이다. 북유럽과 서유럽에서는 맞벌이를 할 경우 외벌이에 비해 첫 자가 소유의 가능성이 높은 것으로 나타났다.

이상의 선행연구들은 맞벌이 가구는 외벌이 가구에 비해 전세 및월세보다 자가에 거주할 가능성이 높음을 보여준다. 또한 맞벌이 가구는 결혼 생활을 자가에서 시작하지 못하였더라도 주거 이력이 진행됨에 따라 상향 이동의 가능성이 높을 것으로 예상할 수 있다.

(3) 교육수준

교육수준이 주거 이력에 미치는 영향은 비선형적일 가능성이 있다. 구체적으로 교육수준이 높을수록 더 좋은 직장과 높은 소득을 통해 자산 축적 및 신용 접근성을 높일 수 있지만, 높은 교육수준의 획득을 위해 길어지는 교육기간이 노동 시장으로의 진입을 지연시키고, 이로 인해 자산을 축적할 시간이 줄어들게 되므로 자가 소유가 지연되거나 불가능하게 될 수 있다(Beer et al, 2011).

Feijten 외(2003)는 첫 자가 취득에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였는데, 낮은 교육수준에 비해 중간 수준 및 높은 교육수준일 때 자가 소유의 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. Smits와 Mulder(2008)는 네덜란드의 NKPS(Netherlands Kinship Panel Study) 데이터를 사용하여 첫 자가 소유 가능성에 미치는 사회인구학적 변인 및 가족 특성의 영향을 분석한 결과 교육수준이 더 높은 집단에서 첫 자가 소유의 가능성이 더 높음을 발견하였다.

Feijten과 Mulder(2005)의 연구에서는 교육수준이 높을 경우 더 높은 소득을 가질 수 있지만, 상대적으로 낮은 교육수준인 사람들의 주거 이력을 따라잡기 위해서는 어느 정도의 시간이 필요하다는 가설을 검증하였다. 이를 위해 높은 교육수준이 주거의 질에 미치는 영향이 연령에 따라 더 강해지는지를 검증하였는데, 연구 결과 연령과 높은 교육수준의 상호작용효과가 유의한 것으로 나타나 낮은 교육수준에 비해 높은 교육수준일 때 연령에 따라 주거의 질이 높아질 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 이들의 연구는 교육수준의 효과가 신혼초기의 주거 상태뿐만 아니라 전체 주거 이력에 걸쳐 차이를 만들어 낼 수 있음을 보여준다.

이상의 선행연구들은 전반적으로 높은 교육수준은 자가 점유의 가능성을 높이며, 더 좋은 주거 상태를 가질 가능성을 높이지만, 교육수준이 매우 높은 경우에는 길어진 교육 기간으로 인해 주거 이력의 시작이 상대적으로 불리한 주거 상태일 수 있음을 보여준다. 그럼에도 불구하고 주

거 이력이 진행됨에 따라 상향 이동하는 비율은 교육수준이 높을수록 더 높을 것으로 예상할 수 있다.

(4) 초혼 연령

주거 이력은 나이에 따른 다른 생애과정의 사건들과 상호작용하며 형성된다(Lenartz, & Helbrecht, 2018). 이러한 측면에서 나이가 어린 경우 상대적으로 노동 이력과 교육 이력의 측면에서 더 적은 자원을 가지게 되며, 소득도 상대적으로 적고 자산의 축적도 부족하며 신용 접근성 역시 상대적으로 불리한 위치에 처하게 된다. 따라서 나이가 어릴수록 자가를 소유하는 것이 상대적으로 더 어렵다. 이러한 맥락에서 상대적으로 일찍 결혼한 경우에는 전세 및 월세의 임차 가구로 시작할 가능성이 높으며, 상대적으로 늦게 결혼한 경우에는 자가로 시작할 가능성이 높다고 할 수 있다. 선행연구에 따르면 임대 가구에 비해 자가 가구의 초혼 연령이 더 높은 것으로 나타났다(Murphy & Sullivan, 1985).

Feijten & Mulder(2005)의 연구에서는 결혼은 더 많은 공간에 대한 수요를 만들며, 가구소득을 증가시킬 수 있고, 1인당 생활비를 절감할 수 있기 때문에 일찍 결혼한 경우 상대적으로 늦게 결혼한 동일 연령집단에 비해서는 더 좋은 집에 살게 될 것으로 보았다. Hirayama(2010)는 초혼 연령의 증가가 주택 담보 대출을 상환할 수 있는 기간을 짧게 만들기 때문에 자가 진입에 어려움을 겪을 수 있다고 하였다. 양은모, 한창근, 배호중(2021)의 연구에서는 혼인 시점의 주거 특성이 무주택인 경우, 남편의 초혼 연령이 높으면 이후 자가를 마련할 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 초혼 연령이 증가하는 것이 반드시 주거의 질을 향상시킨다기보다는 주어진 상황과 자원에 따라 다른 방식으로 주거 이력 형성에 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

(5) 부모의 자원

부모의 특성과 주거 이력의 관계에 대한 선행연구들은 부모의 자원이 자녀의 점유형태와 관련이 있다고 보고하고 있다. Mulder와 Smits(1999)의 연구결과에서, 부모의 교육수준이 높으면 자가에 거주할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 특히 글로벌 금융위기가 주택 담보 대출에 대한 접근성에 영향을 주면서 부모의 자원이 청년 세대의 주거 이력 형성에 더 많은 영향을 미치고 있다(Filandri & Bertolini, 2016; Coulter, 2018). 영국(Hoolachan et al., 2017; Heath & Calvert, 2013)과 미국(Kahn et al. 2013; Mykyta, 2012)의 연구에서 젊은 청년들이 자가 구입에 대한 열망에도 불구하고 이를 달성하기 위한 조건은 악화되어 점점 가족의 자원이 주택시장에서의 기회를 규정하는 중요 요소가 되고 있다고 하였다.

국내 연구에서는 주거 이력의 형성과 부모의 자원을 주로 경제적 지원의 관점에서 분석하였다. 정관석, 이재우(2018)의 연구에서 결혼 5년 이내의 신혼부부를 조사한 결과 주택구입을 위한 부모의 경제적 지원과 부부의 주택구입자금 대출이 신혼부부의 주택 점유 유형에 가장 큰 영향을 미치고 있었다. 주택 구입을 위해 부모가 3억원 이상을 지원받을 경우 그렇지 않은 가구에 비해 자가 주택에 거주할 확률이 약 7.5배 높았다. 반면 자가 주택 점유확률에 신혼부부의 연소득은 미미한 영향을 미쳤다. 박미선(2017)의 연구에서는 신혼부부의 66%가 부모의 지원을 받아 주택자금을 마련했으며, 5천만원 초과 1억원 이하 33.8%, 1억원 초과 19.6% 등으로 1억 이상의 지원을 받은 경우가 많았다. 이는 부모의 지원이 신혼부부의 첫 주거 상태에 큰 영향을 미칠 가능성이 높다는 것을 의미한다. 이러한 연구 결과는 부모의 자원이 많을수록 초기 주거 이력이 상대적으로 높은 주거 상태로 시작할 가능성이 높다는 것을 보여준다.

이길제, 최막중(2017)은 신혼가구의 주택소비에 나타나는 세대간 자산이전을 분석하고, 성별에 따른 차이가 있는지 분석하였다. 한국 노동패널의 2003년-2012년 자료를 활용하여 해당 기간 내에서 결혼을 사유로 분

가한 가구와 원가구를 분석하였다. 이들의 분석 결과 부모 가구의 순자산이 결혼 후 분가한 자녀의 부동산 자산에 양의 영향을 미쳤고, 경로분석 결과 자녀에 대한 직접적인 물질적 지원이 자녀의 교육수준 향상 및 이에 따른 소득증가라는 간접적 사회화 경로보다 더 영향력이 큰 것으로 나타났다. 또한 부모의 순자산은 자녀의 항상소득 및 총부채와 거의 동일한 수준으로 자녀의 거주부동산 자산 형성에 영향을 미치고 있었다. 성별 차이의 경우 남성 집단에서는 남성 부모의 순자산이 자녀 가구의 항상소득보다 중요하고, 여성집단에서는 자녀의 항상소득이 부모의 순자산보다 더 큰 영향력을 가지는 것으로 나타나 성별 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 한국의 신혼부부의 주거 이력 형성에 부모의 자산의 영향력이 자녀의 교육수준 및 소득을 향상시키는 사회화의 경로로 영향을 미치기 보다는 직접적인 지원을 통한 영향을 미치며, 성별에 따른 차이가 존재할 수 있음을 의미한다.

이러한 선행연구 결과는 부모의 교육수준 및 자산 등의 특성이 자녀가 초기 주거 이력을 더 유리하게 시작할 수 있도록 도우며, 특히 자가에 거주할 가능성을 높인다는 것을 보여준다.

2) 구조적 요인

(1) 지역 주택시장

주거 이력 형성에 영향을 미치는 요인을 분석한 선행연구들은 주택 가격과 주택 재고와 같은 지역 주택시장의 특성에 주목하였다. 주택 가격이 높아질수록 자가 소유에 대한 접근성이 낮아지며, 공공임대주택 재고의 부족은 특히 저소득층이 사적 임대의 형태로 거주할 가능성을 높인다. Clark 외(2003)는 지역에 따라 주택 재고의 점유 유형 구성, 거래율, 가격수준 등에 차이가 있으며, 이것이 서로 다른 주택시장에 속해있는 가구의 주거 이력에 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 미국의 1968년-1993

년 사이 가구의 주거 이력을 유형화한 결과, 서부에서는 가격이 합리적인 자가가 부족하여 비싼 임대주택 혹은 비싼 자가 주택 경로가 많았다. 중서부와 남부에서는 저렴한 자가 주택에 거주하는 것이 상대적으로 우세한 주거 이력이었으며, 북동부에서는 비싼 자가와 비싼 임대주택 이력이 많았다. 남서부에서는 저렴한 자가 주택 이력에 소속되는 사람이 1/3에 해당될 정도로 많았다. Clark(2019)는 미국의 서브프라임 모기지 사태 전후 자가 소유로의 이동하는 비율에 차이가 있는지 분석하였다. 분석 결과 지역에 따라 차이가 있었는데, 주택 가격이 낮은 지역에 비해 주택 가격이 높은 지역에서 자가로 옮겨가는 비율이 상대적으로 낮았다. 이러한 연구는 지역에 따른 주택 가격의 차이가 주거 이력의 형성에 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

국내연구에서도 지역에 따른 주택시장의 차이와 이에 따른 주거 이력의 차이를 확인할 수 있다. 예를 들어 조성호 외(2019)의 연구에서는 결혼하면서 처음 살게 된 신혼집의 점유형태가 지역에 따라 차이를 보였다. 서울 및 경기지역은 전세로 시작한 비율이 66.9%였으며, 광역시는 48.6% 그 외 지역은 34.9%로 나타나 초기 주거 이력의 형성이 지역에 따라 차이가 있음을 확인할 수 있다. 남춘호(2019)는 지역불균등발전과 주택의 금융화라는 사회구조적 기회의 제약이 개인의 주거 선택이 미친 영향을 분석하였다. 한국노동패널자료를 활용하여 1998년에서 2017년 사이의 주거 이력에 대한 배열 분석을 실시한 결과, 임차형 주거 이력 중 전월세형 주거 이력패턴은 지역에 무관하게 공통적으로 나타났지만, 고가 전세형 주거 이력은 서울 및 수도권에서 주로 나타났다. 자가형 주거 이력의 경우 수도권에서는 주택 가격 측면에서 고가의 주택에 거주하는 이력이 많았으며, 지방에서는 저가형 주거 이력이 많았다. 이 연구는 특히 지역에 따른 주거 이력의 차이와 이로 인한 자산 증식의 차이에 주목한 연구로 국내에서 서울 및 수도권과 지방 도시간의 차이를 명백히 보여준다고 할 수 있다.

수도권 내에서도 서울과 경기, 인천 사이의 차이가 존재한다는 선행연

구도 존재한다. 전명진, 강도규(2016)의 연구 결과 경기, 인천에서 서울로 이주한 가구는 주거비 압박으로 인해 소형주택을 더 선호하는 것으로 나타났다. 기윤환(2022)의 연구에서는 신혼부부가 인천지역으로 유입된 경우 주택구입자금 대출지원, 전세보증금 대출지원프로그램이 선택요인인 것으로 나타났다. 연구자는 이러한 결과가 서울시보다 인천시의 주택 정책이 양호한 것이 아니라, 정책은 유사하지만 상대적으로 서울시보다 인천의 주택구입이 용이하고 임대주택의 수준이 양호했기 때문이라고 해석하였다.

상향 이동 주거 이력의 형성도 지역에 따라 다를 수 있다. 양은모 외(2021)는 2000년 이후 초혼을 경험한 혼인 당시 무주택가구를 대상으로 이들의 자가 취득을 사건사분석을 활용하여 분석하였다. 혼인 당시 무주택가구가 자가를 마련하는데 걸린 평균 기간은 5.3년이었는데, 자가를 마련하는 비율은 지역에 따라 차이가 있었다. 분석 결과 서울에서는 상대적으로 자가를 마련하는 비율이 낮았으며, 부산, 대구 등 광역시에서는 상대적으로 자가를 마련하는 비율이 높으며 기타 도시에서는 광역시와 서울의 중간 수준이었다. 이러한 결과는 혼인 당시의 가구소득을 통제한 상태에서도 유의하였다. 이들의 연구결과는 개별 가구의 가구소득 등의 역량을 고려하더라도 지역 주택시장의 특성에 따라 주거 이력의 형성이 다르게 이루어질 수 있으며, 특히 무주택 가구가 자가를 취득하는 상향 이동의 과정이 서울에 비해 광역시에서 더 유리하였음을 보여준다.

국내 주택시장의 경우 2015년 이후 급격한 주택가격의 상승을 경험하였다. 민태욱(2019)에 따르면 주택가격은 2008년부터 2014년까지 안정적인 추세를 유지하다가 2015년부터 서울 및 수도권을 중심으로 상승하였으며, 특히 강남 소재 아파트는 2015년에서 2018년까지 약 88%-95%가 상승하기도 하였다. 이러한 변화는 2008년의 글로벌 금융 위기 이후 경제 부진을 타개하기 위해 이자율을 내린 것의 영향이라고 할 수 있다. 해당 시기 한국은행 기준이자율은 2011년 3.25%에서 2016년 1.25%로 낮아졌다. 이러한 주택 가격 급등에 따라 담보인정비율(LTV)과 총부채상

환비율(DTI)을 낮추는 등 신용 공급을 제한하는 정책을 도입하였지만, 이자율을 낮추지 않아 지속적으로 주택가격이 상승하게 되었다고 분석하였다.

2021년 주거실태조사(국토교통부, 2022a)에 따르면 전국 기준 연소득 대비 주택가격은 2008년 4.3에서 2014년 4.7, 2020년 5.5, 2021년 6.7로 상승하였는데, 특히 수도권에서는 2008년 6.9년에서 2019년까지 6.8로 일정한 수준을 유지하다가 2020년 8.0, 2021년 10.1년으로 급등하는 양상을 보였다. 이러한 특성은 수도권에서는 자가에 대한 접근이 지방에 비해 상대적으로 더 어렵다는 것을 보여준다. 특히 서울은 2020년 기준 평균 13.5년, 21년 기준 평균 15.4년으로 증가하였다는 점에서 서울에서 자가로의 상승 이동이 어려울 것을 예상할 수 있다. 주택보유의식은 2021년 기준 신혼부부가구는 90.7%로 매우 높지만, 자가보유율은 43.9%에 불과해 일반가구 57.3%에 비해 낮아 상당수의 가구가 자가 취득을 위해 자녀 출산을 지연하고 있을 가능성이 있다. 주거 면적의 측면에서도 신혼가구는 1인당 주거면적이 27.5m^2으로 일반가구의 33.9m^2보다 좁은 것으로 나타나 상대적으로 좁은 주택에 거주하고 있을 가능성이 높다.

선행연구들은 높은 주택가격으로 인해 지역간 주거 이력의 형성이 다르게 이루어질 가능성을 보여주며, 이로 인해 수도권은 광역시 및 기타 시도에 비해 자가 및 더 넓은 주택에 거주할 가능성이 낮다. 또한 수도권 내에서도 서울과 인천, 경기 지역의 차이가 존재하며, 이로 인해 점유형태와 주거 면적의 측면에서 서울에서 신혼 생활을 시작하는 부부가 상대적으로 열악한 위치에서 시작할 가능성이 존재한다. 기회구조의 측면에서도 높은 소득에 대한 기회는 서울 및 수도권에 있기 때문에 상대적으로 상향 이동의 가능성이 더 높을 수 있지만, 주택가격의 상승도 서울 및 수도권에서 더 높았기 때문에 개별 가구의 소득수준을 고려하더라도 지역에 따른 주거 이력의 차이가 존재할 것으로 예상할 수 있다.

(2) 주택 체제와 주거 정책

국가 수준의 요인도 영향을 미칠 수 있다. 선행연구는 주택 체제(housing regime)와 주거 정책에 따른 주거 이력의 형성을 다루고 있다. 주택 체제는 주택점유, 주택금융 등의 하위개념을 포함하고 있다(신진욱, 이은지, 2012). 주택점유는 자가와 공공임대, 민간임대의 구성이 어떻게 되어 있는지를 의미하고, 주택금융은 주택금융의 유동성과 모기지에 대한 접근성 등을 의미한다.

Hochstenbach와 Boterman(2015)은 네덜란드 암스테르담의 청년들을 대상으로 반구조화된 인터뷰를 통해 이들의 주거 이력을 탐색하였다. 선형 주거 경로, 점진적 무질서한 주거 경로 재생산적 무질서 주거 경로의 세 가지 주거 경로로 분류하였다. “선형 경로”는 이동횟수가 적고, 공식적 주택시장 부문(자가 소유, 공공 임대, 민간 임대)에 의존하는 경향이 있었으며, 높은 안정성을 보이고 자신의 선호나 인생 경로에 따라 주거 상황을 조정할 수 있었다. 대부분 응답자들은 이 경로를 따르고 싶었지만, 자본이 부족하거나 자본 축적 시간이 부족하여 이러한 경로를 따를 수 없었다. “점진적 혼돈 이력”은 결과적으로 점점 개선되었지만, “재생산적 무질서 이력”은 원하지 않는 강제이동이 빈번한 주거 이력으로 대부분은 이러한 혼돈한 주거 이력을 형성할 수밖에 없었다. 이들은 친구, 가족 지인을 통해 비공식적인 주거를 임시로 사용해야 했다. 연구자들은 금융 위기와 주택시장의 제도적 변화가 청년의 주택 접근에 제약을 가하고 있으며, 공공임대주택에 들어가는 것이 긴 대기시간이 필요하므로 선형적 주택이력을 쌓는 것이 점점 어려워지고 있음을 보고하였다.

한국의 주거 맥락을 살펴보면 주택 점유의 측면에서 한국은 자가 보유율이 상대적으로 낮고, 민간임대 비중이 높지만 민간임대의 기능과 제도적 보호장치가 약하다는 특징을 보인다(신진욱, 이은지, 2012). 자가점유율은 2006년 55.6%에서 2020년 57.9%로 거의 변동이 없으며, 자가보유율은 같은 기간 동안 61%에서 60.6%로 소폭 감소했다(국토교통부,

2021). 주택공급률이 100%를 넘겼음에도 불구하고 자가 점유율이 변화하지 않는 것은 주택가격의 폭등으로 인해 자가 부문으로의 진입장벽이 높아진 것의 영향이 존재한다(신진욱, 이은지, 2012). 또한 한국은 총부채상한선(Loan to Value ratio: LTV)와 연소득대비부채(Debt to Income ratio: DTI) 규제가 비교적 강한 편으로 저소득층과 중산층 상당수에게 수도권에서 주택금융의 접근성 한계가 높은 가격의 주택을 구매하기 어렵게 만들었다.

국내의 신혼부부를 대상으로 하는 주거 정책은 자가 공급, 임대주택 공급, 금융서비스의 세 가지로 나눌 수 있으며, 정책의 발달은 기존 정책의 대상 범위를 신혼부부로 확대하는 동시에 신혼부부의 범위도 확장하는 방식으로 이루어졌다. 신혼부부 대상 주거 정책은 제1차 저출산·고령사회 기본계획(2006-2010)의 수립 이후 처음으로 시작되었다고 할 수 있다(대한민국정부, 2009). 해당 시기에는 2008년 신혼부부 특별공급 및 신혼부부 전세임대 제도 등이 시행되었다(정소이 외, 2018). 신혼부부 보금자리주택 특별공급제도는 결혼 5년 이내 자녀가 있는 무주택 세대주이며, 소득기준이 전년도 도시근로자 월평균 소득 70% 이하의 저소득 부부를 대상으로 주택 청약의 우선순위를 주는 것이다(기획재정부, 2008). 2008년 도입된 신혼부부 전세임대의 경우 2005년부터 수급자 및 차상위계층을 대상으로 도입된 기존주택 전세임대사업에 신혼부부를 포함하였다.

제2차 저출산·고령사회 기본계획(2011-2015)에서는 저소득 가구에 대해 지원하던 주택구입자금 및 전세자금의 소득기준 요건을 상향하였으나, 신혼부부를 위한 별도의 주거 정책이 수립되지는 않았다(대한민국정부, 2011). 2013년 발표된 서민 주거안정을 위한 주택시장 정상화 종합대책에서는 청년□신혼부부를 대상으로 하는 행복주택 20만호 공급계획을 발표하였다. 해당 정책에는 금융제도의 변화도 포함되어있는데 생애주기별 주거취약시기에 대한 지원 확대를 목적으로 근로자□서민 주택구입자금과 전세자금의 소득요건을 각각 5백만원 상향조정하고 금리를

0.2%-0.3% 인하하였다(국토교통부, 2013).

제3차 저출산·고령사회 기본계획(2016-2020)에서는 예비부부의 공공임대주택 청약자격 부여, 버팀목 전세자금대출 및 디딤돌 구입자금 대출제도 도입을 통한 금융지원 확대, 신혼부부 전세임대 소득기준 완화, 행복주택에 신혼부부 전용 평형 할당 등의 정책이 도입되었다(대한민국정부, 2016). 과거에 비해 많은 정책이 도입되었으나, 대부분의 정책은 기존 정책의 대상 범위를 확대하거나 소득기준을 완화하는 등 기존 정책의 틀을 벗어나지 않았다.

2017년에 발표된 주거복지로드맵에서는 주거복지정책의 방향을 공급자 위주에서 수요자 맞춤형으로 전환할 것을 표방하며 생애단계별·소득수준별 맞춤형 주거지원의 목적으로 청년 및 신혼부부의 주거지원정책을 계획하였다(국토교통부, 2017). 구체적인 정책으로 신혼부부 공공임대주택 20만호 공급 및 육아 서비스 특화 단지 공급, 지원 대상을 예비 신혼부부 및 혼인기간 7년 이내로 확대, 행복주택 넓은 평형 비중 확대, 분양전환 임대 우선공급비율 30%로 확대, 분양주택의 신혼부부 특별공급 확대 등 기존 정책의 대상 범위를 확대하고 및 신혼부부 할당 비율을 높이는 정책이 주로 발표되었고 새롭게 도입되는 정책으로 신혼희망타운 7만호의 공급을 통해 신혼부부의 자가 구입을 지원하는 정책과 신혼부부 전용 구입자금 및 전세자금 대출 정책도 포함되어 있다. 2018년에는 신혼부부·청년 주거지원방안을 발표하였다(국토교통부, 2018). 해당 방안에서는 주거복지로드맵의 수혜대상이 한정적이었다는 문제의식 하에 주거복지로드맵에서 제안된 정책의 공급량을 확대하고 소득자격요건을 전년도 도시근로자 월평균 소득의 70% 이하에서 100% 이하(맞벌이 120%)로 완화하는 내용으로 구성되어 있다. 2020년에 발표된 주거복지로드맵 2.0에서는 주요 정책의 자격요건이 기존 예비신혼부부 또는 혼인기간 7년 이내에서 혼인기간과 무관하게 만 6세 이하 자녀가 있는 가구면 신혼부부 공공주택을 지원받도록 변경하고, 신혼부부 전세대출 및 주택구입자금 대출의 한도와 금리를 일부 상향하는 등의 변화가 있었다(국토교통부,

2020).

이상의 신혼부부를 대상으로 하는 주거정책의 변화를 요약하면 다음과 같다. 초창기에는 저소득, 다자녀 중심으로 주택청약 자격 부여, 임대주택 비율 할당, 금융지원 등이 이루어졌다. 점차 제공되는 임대주택의 유형과 신혼부부 할당비율을 확대하였으며, 신혼부부 자격요건 및 소득요건 확대를 통해 정책 대상범위가 혼인기간 7년 이내 및 만 6세 이하 자녀를 둔 가구로 확대되고, 소득 측면에서도 도시근로자 가구당 월평균소득의 100%(맞벌이 120%)까지 확대되었다.

주거 정책의 측면에서 행복주택, 신혼부부 전세임대 등 주요 임대정책이 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득의 70%와 100%라는 기준을 사용하고 있었음을 고려하여 이러한 소득집단에 따라 실제로 주거 이력이 다르게 형성되고 있는지 분석하고자 한다. 이들이 상대적으로 열악한 주거 이력을 형성하고 있다면 정책적 지원이 확대될 필요가 있을 것이다. 만약 저소득 신혼부부에 대한 주거 정책이 효과가 있었다 하더라도 이들의 주거 이력은 점유 유형 측면에서는 전세 및 월세, 주거 면적의 측면에서는 소형 주택에 장기간 머물 가능성이 크다. 주요 임대주택은 60m^2 이하의 소형평수를 공급하고 있으며, 2015년 이후 주택 가격의 상승이 발생했으므로 2008년에 결혼한 집단을 제외하고는 대부분의 분석 대상이 초혼 이후 7년 이내에 주택 가격 상승기를 경험하였기 때문이다. 주택금융의 측면에서 전세 대출은 상대적으로 관대하였지만, 주택 구입의 측면에서는 LTV와 DTI가 저소득층 및 자산이 부족한 신혼부부의 접근을 어렵게 만들고 있기 때문에 전반적으로 자가로의 상승이동 주거 이력을 기대하기 어렵다. 특히 2017년 이후 서울 및 수도권과 주요 광역시에서 투기과열지구 및 투기지역의 LTV와 DTI가 40%로 적용되면서 최근으로 올수록 이러한 상향 이동은 더욱 어려웠을 것으로 예상할 수 있다.

이상의 주택시장과 정책 환경의 변화는 다음과 같은 예상을 가능하게 한다. 먼저, 주택 가격 및 전세 보증금 등 주거 비용의 급격한 상승으로 최근에 결혼한 신혼부부일수록 상대적으로 열악한 주거 환경에서 신혼

생활을 시작할 것이며, 주거 상향이동의 달성이 어려울 것이다. 주거 복지 정책은 주로 저소득층을 대상으로 하며, 소형 주택에 집중되어 있기 때문에 저소득층의 경우 좁은 자가 주택을 분양받거나, 좁은 전세 및 월세 주택에서 장기간 거주할 가능성이 높다. 특히 주거 상향 이동을 지원하는 정책이 부족하기 때문에 저소득층에서는 주거 상향 이동의 발생이 상대적으로 더 제한적일 것이다.

제 2 절 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산의 관계

1. 주거 이력과 자녀 출산의 관계에 대한 이론적 고찰

주거 이력과 가족 이력, 특히 자녀 출산과의 관련성을 설명하기 위해 선행연구들은 가족생애주기 이론(family life cycle theory)과 생애과정 관점(life course perspective)을 적용하였다(Clark & Dieleman, 1996). Rossi(1955)의 연구는 주거 이동과 가족생애주기의 관련성을 다룬 최초의 연구이다. 그는 가족생애주기의 각 단계에 따라 가족 구성이 변화하고 새로운 주거 수요가 발생하며, 변화한 수요에 적응하기 위한 과정으로 자가를 소유하거나 주거 면적을 늘리는 등 가족의 주거 이동이 발생한다고 보았다(Rossi & Shlay, 1982). 예를 들어 자녀의 출산과 성장은 더 많은 방과 욕실 등을 필요하게 만들고, 자녀 양육에 필요한 시설이 많거나 좋은 학교가 있고 안전한 지역을 선호하게 만들 수 있다(Morrow-Jones & Wenning, 2005). 특히 젊은 가구의 주거 수요는 실제 주거와 쉽게 불일치하게 될 가능성이 높기 때문에, 이 기간 동안 이사 및 주거 소비 발생 가능성이 높다. 이러한 과정에서 생애주기상의 변화는 주거 이력의 변화와 병행하게 된다(Clark & Dieleman, 1996). 선행연구들은 결혼 이나 자녀의 출산 등 가족 사건의 발생이 주거 선호, 인지된 주거욕구, 자원 등을 바꾸게 되고, 이것이 주거 이동과 첫 주택 구입 시점 등에 영향을 주게 됨을 보고하고 있다(Bayrakdar, S., et al., 2019; Dieleman & Everaers, 1994; Kendig, 1984; McAuley & Nutty, 1982; Mulder & Wagner, 1998).

생애과정 관점 역시 주거와 결혼 및 출산의 관계를 이해하는데 도움을 줄 수 있다. 생애과정 관점에서 개인의 생애는 다양한 생애사건의 연속으로 볼 수 있는데, 생애 사건은 가족 형성, 교육, 직업이력, 주거 결정 등 여러 사건이 포함될 수 있다(Clark & Dieleman, 1996). 개인이 살아가면서 경험하는 다양한 사건의 누적적인 영향이 현재의 삶을 형성한다

고 할 때(Elder, 1994), 결혼과 출산 등 가족 사건과 주거 이동 역시 개인의 생애 궤적을 형성하는데 서로 영향을 주고받을 것임을 알 수 있다(Morrow-Jones & Wenning, 2005). 생애과정 관점에서는 생애 사건의 발생 시점(timing)과 사건들의 순서(order), 배열(sequence)을 강조하는데, 결혼과 출산, 주거 이동의 발생 시점이 상호 영향을 주고받을 수 있으며 주거에 대한 접근성에 따라 결혼과 출산을 연기하거나 주택 구입 및 주거 이전 전후로 결혼과 출산을 하는 등 서로 강하게 연결되어 나타날 수 있다(Mulder & Lauster, 2010).

경제학적 접근 역시 주거와 출산의 관계를 설명할 수 있는 유용한 접근법이다. Becker(1960)에 따르면, 부모는 소득과 자녀 양육비용을 계산하여 자녀의 출산을 결정하게 되며, 자녀의 양육비용에는 돌봄에 필요한 비용을 포함하여 자녀 돌봄을 위해 맞벌이를 포기하는 과정에서 발생하는 기회비용이 포함된다. 이러한 관점에서 자가 구입 비용은 자녀 양육비용과 경쟁하며, 이러한 경쟁은 부부가 자녀를 가지는 것을 지연하거나 더 적은 자녀를 가지게 만든다(Courgeau & Lelievre, 1992). 예를 들어 Clark(2012)는 맞벌이는 소득을 증가시켜서 자가 구입과 유지를 쉽게 만들지만. 자녀 출산은 돌봄 비용을 발생시키며 돌봄 비용이 맞벌이로 인한 소득 증가보다 클 경우 맞벌이를 포기하고 자녀를 돌보게 만들 수 있다고 설명하였다. 자가를 소유하는 것을 선호하는 경우, 부부는 자가 구입 시까지 자녀 출산을 지연할 수 있다. 특히, 주거 비용이나 주택 가격이 급격하게 상승하는 상황에서는 자가에 대한 열망은 더욱 상승할 것이므로 자녀 출산의 시점은 더욱 지연될 가능성이 있다.

가족생애주기 이론을 통해 자녀 출산이 주거 이동의 계기가 되며, 이로 인해 자녀의 출산 시점과 주거 이동시점이 유사하게 발생할 것으로 가정할 수 있다. 또한 주거 면적을 확장하는 주거 이력을 형성하는 신혼부부의 경우에는 자녀의 수가 증가할 가능성이 높다고 가정할 수 있다. 생애과정 이론은 가족생애주기 이론과 유사하게 자녀의 출산 시점과 주거 이동의 발생 시점이 밀접하게 관련있음을 설명함과 동시에 거시적인

맥락과 신혼부부의 가구 내 상황, 원가족의 자원 등이 서로 상호작용하며 출산 행동을 결정하게 될 것임을 설명할 수 있다. 예를 들어 지역 주택 시장이나 정책적 환경이 불리할 경우 주거 면적을 넓히기 어려울 것이라 판단하여 출산을 지연할 수 있다. 원가족의 자원을 활용하여 결혼의 시작을 상대적으로 유리한 주거 환경에서 시작할 수 있다면, 상대적으로 불리한 주거 환경에서 시작한 부부에 비해 출산 시점을 지연하지 않을 수도 있다. 또한 출산 시점을 결정하는 것은 결혼을 언제하였는지, 맞벌이를 한다면 언제까지 할 것인지 등 다른 생애사건의 결정과도 관련이 높을 것이다. 이러한 관점은 경제학적 접근법에서 출산으로 인한 양육비용의 발생, 자녀 돌봄 과정에서 발생하는 소득의 손실, 더 넓고 질이 좋은 거주 형태를 위한 주거 비용의 발생 등과 결합하여 해석할 수 있다. 이러한 관점들은 노동 이력과 가족이력, 주거 이력이 독립적인 과정이 아니라 서로 영향을 주고 받으며, 원가족, 지역 주택시장과 같은 맥락을 함께 고려해야할 필요성을 제기한다.

2. 주거 이력과 자녀 출산의 관계에 대한 선행연구

주거 이력과 자녀 출산의 관계에 대한 선행연구는 특정 주거 상태가 자녀 출산과 관련이 있는지 분석한 연구와 주거 이동의 측면에서 자녀 출산과의 관계를 분석한 연구, 전체 주거 이력의 관점에서 가족 이력의 관계를 분석한 연구로 나누어 살펴볼 수 있다.

1) 주거 상태와 자녀 출산

특정 주거 상태가 자녀 출산과 관련이 있는지 분석한 연구는 주거 상태를 점유 유형, 주거 면적, 주택 유형 등으로 구분하여 이러한 특성이 자녀 출산 여부 및 출산 시점에 미치는 영향을 분석하였다. 점유 유형의 경우 자가에 거주할 경우 자녀 출산 시점이 빨라지고, 총 자녀수도 더 많은 것으로 나타난다. 주거 면적의 경우 더 넓은 집에 거주할수록 자녀수가 증가하는 것으로 나타난다.

Ström(2010)은 스웨덴의 1956년, 1964년, 1974년 출생코호트를 대상으로 첫 자녀출산 시점에 영향을 미치는 요인을 사건사분석을 통해 분석하였다. 분석결과 모든 코호트에서 자가가 가장 첫 자녀 출산을 빨리 하는 점유유형이었고, 방의 숫자 역시 3개일 때 1개, 2개에 비해 빨라 면적 역시 중요한 요인으로 나타났다. Bayrakdar 외(2019)의 연구에서는 영국과 독일에서 처음으로 자가를 소유하는 시점이 가족 형성과 관련이 있는지, 국가 간 차이가 있는지를 살펴보았는데 영국의 경우 파트너쉽의 형성이 첫 자가 소유의 전이와 밀접하게 발생했고, 독일의 경우는 자녀의 출생 시점과 첫 자가 소유 시점이 밀접하게 나타났다. 이는 양 국가의 주택 체제의 차이에서 발생하는 것으로 영국의 경우 공공임대에 대한 투자가 제한되어 취약계층을 제외하고는 안정적이고 장기적으로 이용 가능한 품질 좋은 임대주택에 접근하는 것이 불가능하여 자녀 양육을 위해서는 자가 소유가 중요하게 여겨지지만, 독일의 경우 1950년대 이래로 임대주택

에 대한 사적·공적 투자가 지속되고 세입자의 권리보호가 잘 이루어지고 있어 자가의 대안적인 형태로 임차가 사람들의 생애주기 상 주거 수요를 충분히 충족시켜주고 있기 때문이다. Clark(2012)는 자가가 다른 점유형태에 비해 안정성과 안전함, 가족을 양육하기에 필수적인 서비스에 대한 접근권을 제공하며, 자가 근린환경이 임대주택의 근린환경에 비해 좋은 학교나 편의시설 등 자녀를 양육하려는 가구가 선호하는 서비스가 많기 때문이라고 설명하고 있다.

주거 특성에 따라 자녀수가 다른지를 분석한 국내연구에서도 자가 소유와 주거 면적의 중요성을 확인할 수 있다. 이삼식과 최효진(2012)의 연구에서는 20-39세 유배우여성의 주거 특성에 따라 출생아수가 다른지 분석하였는데, 자가에 비해 전세에 거주할 경우 자녀수가 상대적으로 적었으며, 단독주택에 비해 아파트에 거주할 때 자녀수가 상대적으로 적었고, 주거면적이 115m^2 이상일 때 82m^2 이하에 비해 자녀수가 많았다. 이들은 82m^2-115m^2 은 유의하지 않고 115m^2 이상이 유의한 것에 대해 다자녀로 이행하는 과정에서 주택면적의 확장이 더 필요하기 때문이라고 해석하였다. 또한 주거 면적과 자녀수의 역인과의 가능성을 제기하였는데, 주거 면적이 넓어서 자녀를 많이 낳은 것이 아니라 이미 많은 자녀를 낳았기 때문에 넓은 면적으로 이사한 것이라 할지라도 정책적 측면에서 다자녀 출산을 위해서는 넓은 면적을 공급하는 것이 필요하다고 해석하였다.

박준오(2014)의 연구에서는 2010년 인구주택총조사 자료를 활용하여 결혼 15년차 미만 가구의 주거 특성에 따른 총출생아수를 분석하였다. 회귀분석 결과 점유 유형, 주택 유형, 주거 면적에 따라 총출생아수에 차이가 있었는데, 점유유형의 경우 자가에 거주할 경우 월세, 전세에 비해 자녀수가 많았으며, 주택 유형의 측면에서는 단독주택에 비해 아파트와 연립/다세대 주택에 거주할 때 자녀수가 더 많았으며, 주거 면적이 넓을수록 자녀수가 많았다. 천현숙 외(2016)의 연구는 2014년 신혼부부가구 주거실태조사를 활용, 주거 특성이 자녀수에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과 자가에 거주할 경우 임차 가구에 비해 자녀수가 더 많은 것으로 나타났으며, 15평 이하 거주시 자녀수가 줄어드는 것으로 나타났다. 출산 연기를 결정하는지를 로짓 분석을 통해 분석한 결과, 점유 형태는 유의하지 않았지만, 주택 규모가 15평 이하일 경우 자녀 유무에 관계없이 모두 자녀 출산을 미루는 것으로 나타나 주택 규모의 중요성을 확인할 수 있었다. 조성호(2021)의 연구에서는 점유 유형별 신혼 5년차 자녀수를 분석하였는데, 보증부 월세가 1.53명으로 가장 많고, 자가 1.50명, 무상 1.46명, 전세 1.37명 순으로 나타났다. 연구자는 전세거주자가 주거이동을 위해 출산을 억제하는 경향이 있는 발생한 결과로 해석하였으며, 월세 거주자가 소득이 상대적으로 적음에도 불구하고 자녀를 많이 출산한 것은 주거 이동 욕구가 전세 거주자에 비해 상대적으로 적기 때문으로 해석하였다.

이상의 선행연구에서 점유유형이 자가일 경우 총 자녀수가 더 많아지며, 주거 면적이 넓을수록 총 자녀수가 더 많아진다는 경향성을 확인할 수 있다. 예외적으로 조성호(2021)의 연구는 월세 거주자가 전세 거주자에 비해 더 많은 자녀수를 보이고 자가와도 거의 유사한 수준을 보였다.

출산 순위에 따라 분석한 연구들은 점유 유형과 총 자녀수에 대한 분석결과와 결과가 일치하지 않았으며, 출산 순위별로 분석한 연구 내에서도 다른 연구결과가 도출되었다. 배호중, 한창근(2016)은 노동패널자료를 활용하여 혼인당시 자가 소유여부와 주택가액에 따라 첫 자녀 출산의 시점에 달라지는지를 사건사분석을 통해 분석하였다. 분석 결과 자가 소유시 첫 자녀 출산 시점이 빨라지는 것으로 나타났으며, 신혼주택의 가격 혹은 전세보증금이 높을수록 첫 자녀 출산 시점이 빨라지는 것으로 나타나 주택가격과 자가 소유 여부가 모두 출산 시점에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상림, 이지혜(2017)의 연구는 2014-2016 신혼부부가구 주거실태 패널조사 자료를 활용하여 혼인 5년 이내의 신혼부부의 신혼 초기 주거 특성이 2016년 기준 현재 자녀수에 미치는 영향을 살펴보았다. 일반화 순서

로짓 분석을 통해 분석한 결과 무자녀 대 1자녀 모형에서는 자가에 거주했을 때 전세, 월세에 비해 1자녀 이상일 가능성이 높았으며, 1자녀 이하, 2자녀 이상의 경우에도 마찬가지였다. 3자녀 이상 모형의 경우 전세에 비해서는 자가일 때 더 많았지만, 월세는 자가보다 더 가능성이 높았다.

김현식(2017)은 재정패널을 이용하여 여성의 출산율을 사건사 분석을 통해 분석하였다. 분석 결과 첫째 자녀 출산의 경우 자가, 전세에 비해 월세 및 기타 점유형태에서 출산율이 더 낮은 것으로 나타나지만, 둘째 자녀, 셋째 자녀의 경우 점유형태에 따른 차이가 나타나지 않았다. 둘째의 경우 부채가 많은 경우 출산 가능성이 높은 것으로 나타났는데, 저자는 이를 여성이 자녀출산을 위해 전세, 자가를 구하려고 부채를 지기 때문에 부채가 유의한 것이라 해석하였다. 즉, 부채를 지면서까지 출산하려 하지 않는 여성들은 출산율이 적게 나타난다는 것이다.

유진성(2020)의 연구에서는 고정효과와 확률효과 분석을 활용하여 한국노동패널 2004년-2018년 자료의 거주 유형이 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 첫째자녀 출산 모형의 경우 자가 거주시 전세, 월세에 비해 첫째 출산 가능성이 높았다. 둘째 자녀 출산에는 자가 및 전세, 월세 거주간의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다.

신형섭, 정의철(2021)은 2011년-2018년 노동패널조사 자료를 활용하여 50세 미만이면서 혼인 7년 이하인 신혼부부의 자녀 출산에 대한 점유 유형의 효과를 출산 순위에 따라 분석하였다. 첫째 자녀 출산에는 자가 점유의 효과가 유의하지 않았으나, 둘째 자녀 출산에는 자가 점유의 효과가 유의하였고, 임차에 비해 둘재 출산 가능성을 높이는 것으로 나타났다.

오신휘, 장인수(2021)의 연구는 2009년-2018년 노동패널조사를 사용하여 점유형태, 주거면적 등 주거 특성이 자녀 출산에 미치는 영향을 분석하였는데, 첫째 자녀 출산의 경우 자가에 비해 전세 거주시 자녀 출산 위험이 높았으며, 주거 면적은 좁을수록 자녀 출산 위험이 높은 것으로

나타났다. 둘째 출산의 경우에도 전세 거주시 자녀 출산 위험이 높았으나 주거 면적의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 신형섭(2022)의 연구에서 한국노동패널의 2011년에서 2020년 자료를 활용하여 점유유형이 신혼부부의 자녀 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 출산 순위에 따라 다른 효과가 발견되었는데, 임차에 비해 자가에 거주할 경우 첫 자녀 출산의 가능성은 낮아지지만, 둘째 자녀 이상 출산 가능성은 높아지는 것으로 나타났다. 연구자는 이러한 결과가 자가 구입 비용의 부담으로 첫 출산을 연기할 확률이 높음을 보여주었다. 이들의 상관확률효과를 활용하여 가구의 미관측 이질성을 통제한 상태에서 점유 유형이 출산 순위에 따라 미치는 다른 효과를 도출하였다는 점에서 의의가 있다. 주거 면적을 사용한 연구는 오신휘, 장인수(2021)의 연구가 있었지만, 이들의 연구에서 주거 면적은 좁을수록 첫째 출산 가능성을 높이는 기존 가설과 반대의 결과가 도출되었다.

출산 순위별 분석 결과를 종합하면 전반적으로 첫째 출산은 자가 거주시 빨라지는 경향이 있었지만, 신형섭(2022)의 연구에서는 임차 거주시 더 빨랐다. 둘째 이후의 출산도 전반적으로 자가에 거주하면 더 빨라지는 것으로 나타났지만, 김현식(2017), 유진성(2020)의 연구에서는 점유유형간 차이가 존재하지 않았다. 이러한 차이는 분석자료가 각각 다르고, 분석에 포함된 기간 및 분석대상의 차이로 인해 기인하였을 가능성이 있다. 특히 분석에 어떠한 대상을 포함하느냐에 따라 출산이 완결되지 않았을 가능성이 존재하기 때문에 출산 순위별 분석 결과의 차이를 유발하였을 수 있다.

일부 연구는 출산 의향과 주거 특성의 관계를 분석하기도 하였다. 이상포, 노정현(2017)의 연구에서는 2015년 신혼부부 주거실태 패널조사를 사용하여 로짓 분석을 수행한 결과 거주중인 주택의 면적이 넓을수록 자녀출산계획이 있을 가능성이 높았다. 박서연(2019)은 2016년 신혼부부가구 주거실태 패널조사 자료를 활용하여 위계선형모형을 통해 개인수준의 주거 특성과 지역수준의 주거비용 등이 계획자녀수에 미치는 영향을 분

석하였다. 분석결과 자가에 비해 임차인 경우에 계획자녀수가 적고, 무상인 경우에는 계획자녀수가 더 많았다. 주택유형의 경우 아파트에 비해 다가구주택에 거주하면 계획자녀수가 더 많았다. 이다은, 서원석(2021)의 연구에서는 2015년 인구주택총조사 자료를 활용하여 무자녀가구와 유자녀가구의 주거 특성이 출산 의향에 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과 무자녀가구의 경우 월세에 비해 자가 또는 전세에 거주할 때 출산 의향이 높았고 단독, 연립/다세대 주택에 거주할 때보다 아파트에 거주할 때 출산 의향이 높았지만, 유자녀가구의 경우 점유 형태나 주택 유형에 따른 차이가 발견되지 않았다. 출산 의향을 분석한 선행연구를 요약하면 전반적으로 자가에 거주할 경우 출산의향이 있거나 계획자녀수가 더 많았고, 주택 면적이 넓으면 계획자녀수가 더 많았다.

본 연구에서는 선행연구를 바탕으로 자녀 출산 시점 및 자녀수와 주거이력 유형과의 관계를 분석할 것이다. 자녀 출산 시점의 경우 첫째 자녀 출산 시점과 둘째 자녀 출산 시점으로 나누어 분석을 수행할 것이며, 첫째 자녀 출산 시점의 경우에는 혼인 이후 첫째 자녀 출산까지의 기간을 분석할 것이다. 둘째 자녀 출산 시점의 경우 첫째 자녀 출산 이후 둘째 자녀 출산까지의 기간을 분석할 것이다.

2) 주거 이동과 자녀 출산

주거 이동의 측면에서 자녀 출산과의 관련성을 분석한 연구들은 자녀 출산 시점과 주거 이동 시점을 중심으로 연구를 진행하였다. 많은 연구들은 주거이동이 출산에 앞서 발생한다는 사건의 발생시점에 대한 가설을 검증하였다. 이는 주거 이력에 따른 출산의 지연을 설명한다. 즉, 출산하기에 적합한 주거 상태를 충족할 수 없다면 자녀 출산은 발생하지 않을 수 있다. 예를 들어 Feijten과 Mulder(2002)은 네덜란드에서 첫 자가 취득시점의 발생확률이 첫 자녀 출산시점과 어떠한 관련이 있는지 사건사분석을 통해 분석하였다. 분석결과 첫 자녀출산시점을 기준으로 출

산 이후보다 출산 이전에 첫 자가 소유로 이동할 가능성이 더 높았으며, 첫 자녀의 출산 1년 전에 자가로 이동할 가능성이 높았다. 이들의 연구 결과는 자녀의 출산을 예상할 때 자가 소유로 이동할 가능성이 자가 소유로 이동한 뒤 자녀를 출산할 가능성보다 더 높음을 보여준다. Feijten 외(2003)는 사건사 분석을 활용하여 네덜란드에서 결혼 및 자녀 출산과 같은 가족 사건이 첫 자가 소유의 가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 결혼 후 무자녀인 가구에 비해, 결혼 후 자녀가 있는 가구의 첫 자가 취득의 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다. 연구자들은 자녀가 없을 경우 저축하기가 더 용이하기 때문에 이러한 결과가 도출된 것으로 보았으며, 이들이 자가를 마련한 이후에 부모가 될 것으로 예측하였다.

Clark와 Wither(2009)의 연구에서는 자녀 출산 6개월 전부터 자녀 출산 시점까지 주거 이동 사건의 발생이 지속적으로 증가하다가 출산 이후에 주거 이동이 점차 감소하는 결과가 나타났다. 이들의 연구 결과는 출산과 주거이동 사이의 관련성 및 출산 전 선제적인 주거 이동의 존재를 강조하였다. Mulder(2006)은 부부가 자녀 출산 전 특정 주거의 질을 충족하고 싶어 하기 때문에 주거 이동이 자녀 출산보다 선행하며, 이것을 충족하지 못할 경우 자녀 출산이 지연될 수 있다고 설명하였다. 특히 높은 주거의 질을 가지는 주택에 접근하는 것이 어려운 국가에서는 주택의 질을 충족하지 못해 자녀 출산을 미룰 가능성이 더 높다고 하였다.

출산 의향과 주거 이동의 관계를 연구한 Li(2019)의 연구에서도 유사한 결과가 나타난다. Li(2019)는 호주에서 출산의향과 주거 이동의 관계를 상관확률모형을 활용하여 분석하였다. 분석 결과 점유 유형의 측면에서는 출산 의향이 높아질수록 자가에서 자가로 이동할 가능성이 높아졌고, 방의 숫자의 측면에서는 기존 집보다 방이 더 많은 집으로 이동할 가능성이 높아진다고 보고하였다. 이때 출산 의향에 따른 이동은 상대적으로 저렴한 주택시장에 거주할 때만 발생하였다. 이러한 연구결과는 출산 의향이 있는 경우 더 넓은 집으로 이사하여 출산을 준비하지만, 주택의 가격이 높은 지역에 거주할 경우에는 출산에 적합한 집으로 이사할 수 없

어서 출산을 지연하거나 포기할 수 있음을 의미한다. 즉, 주거 의향과 출산의 관계를 분석할 때에도 지역에 따른 차이를 고려할 필요가 있다.

3. 신혼부부의 자녀 출산에 대한 기타 관련 요인

주거 이력이 생애과정의 다양한 이력과 상호작용한다는 점을 고려하면, 주거 이력과 자녀 출산과의 관계를 고려할 때 여러 차원의 영향을 고려하여 분석할 필요가 있다. 자녀 출산에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수들을 통제한 상태에서 주거 이력과 자녀 출산의 관계를 분석하기 위해 주요 선행연구를 살펴보았다.

(1) 소득

경제학적 관점에서 자녀 출산의 결정은 소득과 자녀 양육비용의 계산을 통해 이루어지므로(Becker, 1960), 가구소득은 자녀 출산에 직접적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 그러나 실제 선행연구에서는 소득과 자녀 출산의 관련성이 통계적으로 유의하지 않거나, 오히려 소득이 높을수록 자녀수가 줄어드는 결과가 도출되기도 하였다. 예를 들어 Ström(2010)의 연구에서는 주거 특성을 통제하였을 때 오히려 소득이 낮은 집단에 비해 중간집단과 고소득 집단에서 첫째 자녀 출산이 늦어지는 것으로 나타났다. 김현식(2017)의 연구에서는 첫째자녀와 둘째자녀 출산과 가구소득의 관계는 발견되지 않았지만, 셋째 자녀의 경우 가구소득이 많을수록 출산 위험이 낮아지는 결과가 나타났다. 이희주 외(2021)는 전국 출산력 및 가족보건 실태조사의 2015년과 2018년 자료를 결합하여 22세-42세 여성의 계획자녀수와 출산자녀수를 분석하였다. 이 연구에서도 재산은 오히려 계획자녀수에 음의 방향으로 영향을 미쳤으며, 소득은 유의한 효과가 없었다. 신형섭(2022)의 연구에서는 첫째 자녀출산에는 소득이 증가할수록 출산 확률이 낮아졌으며, 둘째 자녀 출산에는 가구소득의 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 연구자는 이러한 결과가 소득이 증가할수록 자녀의 양보다 질적인 측면을 중시하게 된 현상의 결과에 의해 나타난 것으로 해석하였다.

(2) 맞벌이 여부

맞벌이 여부는 자녀 출산에 두 가지 방향으로 영향을 줄 수 있다. 먼저 자녀 출산시 자녀 돌봄의 수요가 발생하는데, 맞벌이를 할 경우 별도의 자녀 양육비용이 발생하게 된다. 만약 자녀 양육비용이 맞벌이로 인한 추가 소득보다 큰 경우에는 외벌이로 전환하게 되지만 이로 인해 소득이 줄어들게 된다. 줄어든 소득은 주거 이력을 제한하는 요인으로 작용할 수 있으므로 자녀 출산에 앞서 적절한 주거를 확보하기를 원하는 부부는 출산을 지연하고 맞벌이를 지속할 가능성이 높다. 노동 이력의 측면에서도 자녀 출산으로 인한 이력단절의 우려로 맞벌이 부부가 출산을 지연하거나 자녀수 계획을 줄일 가능성이 있다.

실제로 천현숙 외(2016)의 연구에서 신혼부부의 출산 연기 결정에 대한 분석 결과, 맞벌이일 경우 외벌이 가구에 비해 유자녀가구와 무자녀가구 모두 출산을 미룰 가능성이 높았다. 박서연(2019)의 연구에서는 맞벌이 시 외벌이 부부에 비해 계획자녀수가 더 적은 것으로 나타났다. 같은 자료를 사용한 이상림, 이지혜(2017)의 연구에서도 마찬가지로 맞벌이 시 현재자녀수가 더 적은 것으로 나타났다. 이다은, 서원석(2021)의 연구에서 여성이 무직일때에 비해 임금근로이거나 자영업일 때 출산의향이 낮았다.

(3) 본인 교육수준

본인 교육수준이 높으면 소득이 높아져서 자녀 출산이 많아질 수 있지만, 길어진 교육기간은 자녀 출산을 제약하는 요인으로 작동할 수 있다. 선행연구에서는 이러한 가설과 상반되는 결과가 나타나는데, 우해봉, 장인수(2018)의 연구에서는 코호트별 비교를 통해 과거에는 학력이 높을수록 자녀수가 줄어드는 양상을 보였으나, 최근에는 학력 수준에 관계없이 출산율이 크게 하락하여 최근에는 교육 수준에 따른 출산율의 차이가 나

타나지 않았다. 또한 신윤정 외(2019)의 연구에서는 첫 자녀 출산은 학력 수준에 관계없이 모두 출산율 하락이 발생하였으나 둘째 자녀 출산은 고등학교 이하 학력수준에서 급속히 하락하는 추세를 보였다. 이로 인해 학력에 따른 합계출산율이 비슷한 수준이 되었다. 이러한 연구 결과는 전반적인 출산율의 저하로 인해 교육수준에 따른 자녀수 차이가 축소되었음을 보여준다.

(4) 초혼연령

초혼연령은 자녀 출산에 영향을 미칠 수 있는 요인으로, 더 어린 나이에 결혼할수록 더 많은 자녀를 낳을 가능성이 높은 반면 늦게 결혼할 경우 자녀수는 상대적으로 줄어들 수 있다. Mulder(2006)는 늦게 결혼할 경우 여성의 출산 시기도 늦어지며, 이로 인해 희망하는 수만큼 자녀를 출산하기에 생물학적으로 어려움을 겪을 수 있다고 설명하였다. 그러나 선행연구에서는 이와 충돌하는 연구결과가 도출되었는데, 이상림, 이지혜(2017)의 연구에서는 무자녀 대비 1자녀 모형, 1자녀 대비 2자녀 모형, 2자녀 대비 3자녀 모형 모두에서 여성의 혼인 연령의 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 오신휘, 장인수(2021)의 연구에서 여성의 혼인 연령과 자녀 출산의 관계가 통계적으로 유의하지 않았다.

(5) 부모의 교육수준

부모의 교육수준과 같은 사회경제적 자원이 자녀의 출산에 영향을 미칠 수 있다. 오지혜(2020)의 연구에서 조부의 학력이 중졸 이하일 경우에 비해 고졸 및 전문대졸 이상일 경우 첫째아의 출산 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 연구자는 이러한 결과가 부모의 사회경제적 자원이라는 귀속 자원에 의해 한국사회의 전반적인 생애과정 이행이 영향 받는 것으로 해석하였다.

(6) 거주 지역

어떠한 지역에 거주하느냐에 따라 출산 행동이 다르게 발생할 수 있다. Kulu(2013)은 핀란드 데이터를 대상으로 지방과 도심의 출산율 차이를 분석하였는데, 첫째 자녀 출산의 경우 수도권에 살 경우 출산 위험이 낮아지고, 지방 소도시 거주시 출산 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째 출산의 경우 지방 소도시에 거주할 때 출산 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 연구자는 도심이 자녀 양육에 필요한 비용이 많이 들고, 교육에도 더 많은 비용을 필요로 하며, 더 많은 시간을 사용해야 하기 때문이라고 해석하였다. 국내 연구에서도 비슷한 추이가 발견되었는데, Jeon 외(2021)의 연구에서는 비수도권 거주자가 수도권 거주자에 비해 출산 의향이 1.369배 높았다. 이러한 결과는 수도권의 높은 주거비 및 자녀 양육비 등의 문제로 해석할 수 있다.

선행연구 고찰을 통해 자녀 출산 시점과 자녀수와 주거 이력 유형의 관계를 분석함에 있어 가구소득, 맞벌이 여부, 본인 교육수준, 초혼연령, 부교육수준, 거주지역 등을 통제할 필요가 있음을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 자녀 출산의 분석을 첫째 자녀와 둘째 자녀의 출산 시점, 혼인 7년차 시점에서의 자녀수로 나누어 분석을 수행함에 있어 이상의 통제변수들을 모두 포함하여 분석을 진행할 것이다.

제 3 장 연구 방법

제 1 절 분석 자료

본 연구에서는 한국고용정보원의 청년패널조사 2차(2008)-14차(2020) 자료를 이용하여 신혼부부의 주거 상태 변화 유형과 출산의 관계를 분석하고자 한다. 청년패널조사는 2007년 당시 만 15세(1993년생)에서 만 29세(1979년생)인 청년을 1년 단위로 추적 조사하는 종단면조사로, 2020년 기준 만 28세-42세의 표본을 보유하고 있다. 청년패널조사의 표본 구성은 응답자 중 다수가 조사기간 내에 결혼 및 출산을 경험하였다는 점에서 본 연구에 적합한 자료이다. 또한, 청년패널조사는 청년층의 학교생활, 사회·경제활동, 가계 배경에 대한 정보를 제공하며, 특히 혼인상태와 자녀수, 주거 상태의 변화, 소득 및 취업상태 등의 정보를 모두 조사하였기에 주거 상태의 변화 및 자녀 출산과 관련한 생애과정을 분석하기에 적합하다.

청년패널조사는 2007년 당시 만 15-29세 청년을 대표하는 표본을 구성하기 위해, 이중추출(double sampling)에 의한 층화추출법을 적용하여 표본을 추출하였다. 1단계 표본추출은 2006년 산업·직업별 고용구조조사(OES)와 함께 병행실시되었다. 먼저 2005년 인구센서스 90% 전수조사 자료에서 3,750개 조사구를 추출하여 그 중 75,276개 가구를 추출한 뒤, 스크린 조사를 통해 15-29세 청년층 가구원이 거주하고 있는 32,335가구의 48,048명의 청년 가구원을 추출하였다. 2단계에서는 표본 추출의 추출단위(sampling unit)를 가구 단위로 하고 추출된 가구 내의 모든 청년을 조사대상으로 설정하였다. 이를 위해 청년층 거주 가구 32,335가구를 표본추출틀로 하여 층화, 계통표집을 통해 9,000가구를 표본으로 추출하였다. 추출은 성별, 연령을 고려해 층화작업을 수행한 후, 계통추출에서는

지역코드 및 취업자의 고용형태를 반영하였다. 최종적으로 2007년 전국 만 15-29세 청년 10,206명을 조사하였으며, 2020년 14차 조사까지 67.7%의 표본유지율을 보이고 있다.

청년패널은 15-29세 연령층을 대표하기 위한 목적으로 2015년 기준 만 15-22세에 해당하는 청년 3,516명을 추가모집하여 추가패널을 형성하였다. 14차 조사 시점(2020년)에서 추가패널 응답자의 연령은 만 20-27세로, 초혼 이후 7년간의 주거 상태 변화 및 자녀 출산을 분석하기에는 적합하지 않아 추가패널은 분석에 포함하지 않았다.

제 2 절 분석 대상

본 연구의 분석 대상은 조사기간 내에 초혼을 경험하였으며, 초혼 이후 7년 연속으로 조사에 참여한 신혼부부이다. 분석 대상을 초혼으로부터 7년 이내의 청년으로 제한한 것은 신혼부부 특별공급(주택공급에 관한 규칙 제 41조 제1항), 행복주택, 신혼부부 매입임대주택, 신혼부부전세임대 등 주요 주거복지정책에서 신혼부부의 범위를 혼인 7년 이내로 정의하고 있다는 것에 근거하고 있다. 본 연구의 주요 분석방법인 배열분석을 위해서는 결측치의 처리가 중요하다. 이상적으로는 데이터에 결측이 없이 연속해서 측정되는 것이 가장 바람직하다(Barban & Billari, 2012). 결측치가 발생한 경우 이를 하나의 '결측'이라는 변수값으로 처리하여 분석에 활용하는 방법도 있지만, 이 경우 비용을 어떻게 계산할 것이냐는 문제가 발생한다(Piccarreta & Studer, 2019). 본 연구에서는 초혼 이후 7년간 연속해서 주거 상태에 응답한 경우에 한해 연구에 포함하였다[1].

자료 구축 절차는 다음과 같다. 먼저 혼인력 데이터를 구축하고, 조사기간 내에 초혼 경험이 있는 응답자를 식별하였다. 전체 10,206명 중 2차년도 이후 초혼 경험이 있는 자는 3,084명이었다. 배열 분석을 위해 연속해서 7년간의 응답이 필요하므로 8차년도 이후에 초혼을 경험한 1,694명과 초혼 이후 7년간 한 번이라도 조사에 참여하지 않은 307명을 제외하였다. 혼인 상태의 변화를 보고하였으나 변화 시점에 대한 정보를 응답하지 않은 경우, 초혼을 여러 번 응답하거나 재혼, 사별 등 혼인상태가 변화한 경우 등 46명의 사례를 제외하였다.

다음으로 주거 상태의 변화를 파악하기 위해 주거력 데이터를 구축하였다. 청년패널의 경우 주거 상태가 변화한 경우에만 주거 관련 정보를 응답하므로, 주거 상태가 변화한 시점의 데이터를 모은 뒤 각 혼인차수

1) 결측 문제로 분석에서 제외된 사례의 특성은 부록 1에 제시하였다.

별 응답시점과 대조하여 주거 변수를 부착하였다. 이때, 해당 시점의 주거 상태를 응답거절하거나, 주거상태 변화 년월의 정보가 부정확하여 해당시점의 주거 상태를 파악하기 어려운 경우는 분석에서 제외하였다. 청년패널에서 주거 관련 변수는 조사 차수에 따라 문항의 구성이 다른데, 특히 2007년 1차 조사 당시에는 주거 면적을 조사하지 않았기 때문에 2차년도부터 주거 변화가 없는 경우 주거 면적을 확인할 수 없어 탈락하는 사례가 다수 발생하였다. 주거 상태가 변화한 시점에 대한 응답의 경우 회고하는 과정에서 응답오류가 발생한 경우가 다수 있어 응답자의 자료를 면밀히 검토하여 자료를 교정하였다. 이 과정에서 혼인 전 조사에 참여하지 않은 시점이 있는 응답자가 주거 변화가 더 이상 없어서 정보를 알 수 없는 경우, 주거 변화 시점이 과거 응답과 모순되는 경우 등은 연구에서 제외하였다. 주거 상태에 대한 검토 과정에서 60명의 사례를 제외하였다. 본 연구에서는 주거 상태를 정의하는데 부모집인지의 여부가 중요하여 부모 동거 여부와 가구원 정보, 새롭게 형성된 가구인지의 여부, 주거 상태 변화 여부 등을 활용하여 부모집인지의 여부를 판단하였으며, 이 과정에서 정보가 불완전하여 판단이 어려운 18명의 사례가 추가로 삭제되었다.

마지막으로 출산력 자료를 구축하였다. 청년패널조사에서 자녀 출산의 경우 4차년도까지는 자녀수를 직접 물어보았고, 5차년도부터는 자녀의 유무를 물어본 뒤 자녀수를 물어보았는데, 4차년도까지의 응답은 자녀수와 형제수를 오인하고 응답한 사례가 다수 발견되었다. 이 경우 7차년도부터 조사한 첫 번째 자녀 출산시기와 6차년도부터 조사한 가구원 정보를 조합하여 응답을 보정하였고, 이러한 과정에서 보정이 불가능하거나 판단이 어려운 25명의 사례를 분석에서 제외하였다. 이상의 과정을 통해 최종적으로 934명의 7년간의 응답자료 6,538개를 분석에 활용하였다.

[표 3-1] 연구 대상의 조사차수별 혼인 연차

초혼 연도	조사차수(연도)												
	2 (08)	3 (09)	4 (10)	5 (11)	6 (12)	7 (13)	8 (14)	9 (15)	10 (16)	11 (17)	12 (18)	13 (19)	14 (20)
2008	1	2	3	4	5	6	7						
2009		1	2	3	4	5	6	7					
2010			1	2	3	4	5	6	7				
2011				1	2	3	4	5	6	7			
2012					1	2	3	4	5	6	7		
2013						1	2	3	4	5	6	7	
2014							1	2	3	4	5	6	7

제 3 절 변수 측정

1. 종속변수

1) 주거 상태

본 연구의 주요 관심사인 주거 상태는 점유 유형, 주거 면적, 부모 동거 여부를 고려하였다. 청년패널조사에서 주거상태는 지난 조사 이후 이사여부를 물어본 뒤, 이사한 적이 있다고 응답한 경우에만 현재 점유 유형, 주택 유형, 주택 면적을 응답하도록 하였고, 현재 집에 거주한 년/월 정보를 함께 물어보았다. 이사한 적이 없다고 응답한 경우 지난 시점의 정보를 반영하여 변수를 코딩하고, 이사한 적이 있다고 응답한 경우 현재 집 거주 시점을 확인하여 변수를 수정하였다.

점유 유형은 "-님 댁은 자가입니까? 전/월세입니까?"로 물어보았으며, 자가, 전세, 임대, 기타의 범주로 응답하였다. 본 연구에서는 점유 유형이 주거 안정성을 의미하는 것으로 보고, 자가와 전세, 임대(기타 포함)로 분류하였다. 주거 면적은 자녀의 출산 및 성장에 따른 주거 면적 수요 증가를 고려할 때 본 연구의 핵심 변인이다. 본 연구에서 주거 면적은 "주택의 면적은 어떻습니까?"로 물어보았으며 주택 유형에 따라 문항이 다르게 구성되어 있다. 단독주택의 경우 대지면적과 연건평을 구분하여 물어보았으며, 그 외 주택 유형의 경우 평수를 물어보았다. 본 연구에서는 단독주택의 경우에도 대지면적을 제외하고 건평을 주거 면적으로 사용하였다. 주거 면적은 국민임대주택 등 주요 주거 정책이 24평 이하의 주택을 주로 지원하고 있다는 점을 고려하고, 선행연구(남춘호, 2019)의 기준을 참고하여 본 자료의 중위값인 24평을 기준으로 24평 이하의 소형 주택은 0, 25평 이상의 중·대형 주택은 1로 코딩하였다.

부모 동거 여부는 신혼부부가 독립된 거처를 형성할 수 있는지의 측면에서 중요하다. 현재 점유유형이나 주거 면적이 출산에 유리한 조건을 가지고 있다 하더라도, 부모의 집에 임시로 거주하고 있는 상태라면 독

립된 주거를 마련할 수 있을 때까지 출산을 미룰 수도 있다. 청년패널조사에서 부모 동거 여부는 “-님께서는 현재 부모님과 함께 살고 계십니까?”로 물어보았다. 선택지의 경우 1차에서 4차 조사에는 부모와 함께 사는지 독립하였는지를 물어보았으며, 5차 조사부터는 현재 부모와 같이 살고 있는지, 경제적으로 독립하지 않은 채 일시적으로 따로 살고 있는지, 현재 같이 살고 있지 않으며 경제적으로도 독립한 상태인지를 물어보았다. 본 연구에서는 경제적 독립여부와 관계없이 부모와 함께 사는지의 여부만을 구분하였으며, 이에 따라 부모와 함께 살고 있다면 1, 그렇지 않다면 0으로 코딩하였다.

그러나 주거 상태가 주거의 안정성이나 자산 수준을 의미할 수도 있다는 점에서 단순히 부모와 함께 사는지 여부 외에도 해당 주택의 소유자가 누구인지도 중요하다. Chang(2021)의 연구에서는 부모가 소유하거나 임대한 주택에서 부모와 함께 거주하는 것은 부모집(parental home)에 거주하는 것으로 정의하였고, 부모 소유의 집에 거주하지만 부모가 함께 살지 않는 경우는 부모 소유 집(parent-owned residence)으로 정의하였다. 그러나 청년패널조사에서는 현재 거주중인 주택의 소유주를 물어보지 않았고 부모 동거 여부만을 물어보았기 때문에 주거 변화 여부, 부모 동거 여부, 가구원 정보 등 여러 문항을 활용하여 엄격한 분류체계를 수립하였다.

먼저 주거 변화 여부를 활용하여 결혼 전부터 살던 집에 주거 변화 없이 거주하면서 부모와 함께 산다고 응답하였다면 부모집에 거주하는 것으로 분류하였다. 결혼 후 부부만 독립해서 살다가 중간에 부모와 함께 산다고 응답하거나 가구원 정보에 본인 또는 배우자의 부모가 추가된 경우, 주거 변화가 없다면 부모집이 아닌 본인 집으로 처리하였다. 주거 변화가 동반되면서 부모가 가구원에 추가된 경우 본 연구에서는 부모집으로 이사간 것으로 처리하였지만, 부모를 모시기 위해 더 넓은 집으로 이사하였을 가능성도 존재한다. 다만, 본 연구에서 해당 사례는 네 명에 불과하므로 전체적인 연구 결과에 영향을 주지는 않을 것으로 판단하였다.

결혼 첫 해부터 부모와 함께 거주하다가 가구원에서 부모가 사라지고 부부만 남았으면서 주거 변화가 없었을 경우 부모 소유의 집에 자녀만 거주하는 '부모 소유 집'에 해당하지만 본 연구에서는 해당 사례가 10명 미만이므로 부모집으로 처리하였다.

최종적으로 주거 상태 변수는 점유유형과 주거 면적간의 조합 및 부모집 여부에 따라 1 '자가/중·대형', 2 '자가/소형', 3 '전세/중·대형', 4 '전세/소형' 5 '월세/중·대형' 6 '월세/소형' 7 '부모집'으로 구성하였다.

2) 자녀 출산 시점 및 자녀 수

본 연구에서는 주거 이력과 자녀 출산의 관계를 분석하기 위해 자녀 출산 시점과 혼인 7년차의 자녀수를 종속변수로 활용하였다. 청년패널에서 자녀에 대한 정보는 시기에 따라 다르게 수집되었다. 4차년도까지는 '자녀가 몇 명입니까?'로 물어보고 응답자가 자녀의 수를 기입식으로 작성하도록 하였다. 5차년도부터는 '~님께서는 자녀가 있으십니까?'에 '예', '아니오'로 응답하게 한 뒤, 자녀가 있다고 응답한 경우에 한하여 자녀수를 기입하도록 하였다. 4차년도 이전에는 자녀의 수를 형제의 수로 오인하고 응답한 것으로 보이는 경우가 다수 발견되었는데, 이러한 경우 7차년도부터 조사된 첫 번째 자녀 출산시기 정보와 6차년도부터 조사된 가구원 정보를 활용하여 자녀수 응답을 보정하는 과정을 거쳤다.

자녀 출산 시점의 분석은 이산시간 해저드 모형을 활용하였으며, 첫째 자녀 출산과 둘째 자녀 출산으로 나누어 진행하였다. 첫째 자녀의 출산은 초혼 이후부터 매년 첫째 자녀를 출산하였으면 1, 아니면 0으로 코딩하였으며, 둘째 자녀의 출산은 첫째 자녀 출산 이후부터 매년 둘째 자녀를 출산하였으면 1, 아니면 0으로 코딩하였다. 첫째 자녀 출산의 경우 분석의 범위가 초혼 이후 7년으로 한정되었고, 7년 연속 조사에 참여한 경우만을 포함하였기에 7년 이내에는 중도 절단이 발생하지 않지만, 둘째 자녀 출산의 경우 첫째 자녀 출산 이후부터 혼인 7년차까지의 시간 범위

를 다루게 되므로, 혼인 7년차가 넘어가는 경우에는 중도 절단으로 처리되었다. 자녀수의 경우 혼인 7년차 자녀수를 활용하였으며, 혼인 7년차 자녀수는 0, 1, 2, 3, 4의 값을 가지고 있었다.

2. 설명변수와 통제변수

1) 거주 지역

거주 지역의 경우 초혼 당시 거주 지역과 각 시점별 거주 지역을 모두 고려하였다. 초혼 당시 거주 지역의 주택시장 상황은 신혼부부의 주거 선택에 영향을 줄 가능성이 높으며, 이후의 주거 이동 계획에도 영향을 줄 가능성이 크다. 또한 거주 지역은 직업 및 소득구조에도 영향을 미침으로써 자녀 출산 계획에도 영향을 미칠 수 있다는 점에서 중요한 요인이다. 본 연구에서는 주거 이동 분석에서는 초혼 당시 거주 지역을 반영하였고, 자녀수 분석 모형에서는 각 시점별 거주 지역을 시변변수로 투입하였다. 청년패널조사에서 거주 지역은 17개 시도의 범주로 응답하였는데, 본 연구에서는 선행연구(남춘호, 2019)를 참고하여 서울, 수도권(인천, 경기), 광역시, 기타 시도의 네 가지 범주로 재코딩하였다.

2) 가구소득

가구소득의 경우 연속변수로 측정된 각 년도 별 가구 총 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 기타소득을 합산한 연평균 가구소득을 만원 단위로 산출하였다. 주요 주거복지정책의 기준이 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 비율을 정책 대상 선정 기준으로 활용하고 있음을 고려하여, 혼인 1년차의 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득의 70% 이하, 70% 초과 100%이하, 100%초과 집단으로 범주화하였다. 가구소득의 경우 일부 결측치가 존재하는데(약 6.5%), 랜덤포레스트를 통한 다중대체

법을 적용하여 결측치를 보완하였다(Stekhoven & Bühlmann, 2012).

3) 맞벌이 여부

고용은 주거 결정 및 자녀 출산에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 맞벌이는 더 많은 소득을 제공하여 주거 수요 충족에 필요한 비용을 충족시키지만, 출산으로 인한 여성의 이력단절 및 소득 감소의 우려는 맞벌이 부부로 하여금 출산을 지연하도록 할 가능성이 있다(Clapham, 2005; Spallek et al., 2014). 맞벌이 여부는 본인의 근로 상태와 배우자의 근로 상태를 조합하여 작성하였다. 일부 결측치(약 0.6%)가 존재하여 랜덤포레스트를 통한 다중대체법을 적용하여 결측치를 보완하였다. 본 연구에서는 1차년도 시점의 맞벌이 여부를 분석에 활용하였다.

4) 초혼 연령

초혼 당시 연령은 결혼 이전 누적한 자산의 차이를 통해 주거 이력의 형성에 영향을 줄 수 있으며, 동시에 출산 시점에도 영향을 줄 수 있는 주요 설명변인이자 통제변수다. 초혼 연령이 주거 이동에 미치는 영향을 추정하고, 초혼 연령이 자녀 출산에 미치는 영향을 통제하기 위해서는 성차를 고려하여 부부 각각의 초혼 연령을 파악할 필요가 있다. 그러나 청년패널조사에서는 배우자의 나이를 조사하지 않았기 때문에 성별에 따른 초혼 연령의 효과 차이를 추정하는데 어려움이 있다. 본 연구에서는 교차분석 및 분산분석의 경우 응답자의 성별에 따라 결과를 기술하고, 로짓 회귀분석 모형 및 회귀분석 모형에서는 응답자의 초혼 연령을 연속변수의 형태로 사용하고 성별과의 상호작용 효과를 함께 살펴보았다.

5) 초혼 연도

초혼 연도는 주택시장의 변화 및 주거복지정책의 영향을 동일하게 적용받는다는 측면에서 중요한 변인이다. 특히 주요 주거복지정책의 경우 혼인 연차에 따라 정책 적용 범위가 달라지기 때문에 비슷한 시기에 결혼한 사람들은 유사한 주거 이동 전략을 설계할 가능성이 높다. 본 연구에서는 가장 최근 결혼 코호트인 2014년을 기준으로 2008년에서 2013년까지의 더미변수를 생성하여 분석에 활용하였다. 2014년에 결혼한 경우 행복주택을 비롯한 주요 주거복지정책의 대상이자 동시에 급격한 주택가격의 변화를 경험하였을 것이므로 주거경로는 양극화되었을 것으로 보인다. 주거복지정책이 점진적인 발전 과정을 겪었으므로 과거 코호트와의 비교는 비교적 주택시장이 안정되었지만 동시에 주거복지정책도 충분하지 않던 시기와의 비교가 될 것이다.

6) 교육수준

응답자의 교육수준은 자본을 형성하고 배우자의 수준에 영향을 미치는 중요 요인이다. 교육수준이 높을 경우 더 높은 기대소득이 예상되지만, 길어지는 교육기간으로 인해 자본을 축적할 시간이 부족하고 생물학적 요인으로 인해 출산을 앞당겨야 할 수 있다. 이러한 교육수준의 속성을 고려하여 응답자 본인의 교육수준은 혼인 1년차를 기준으로 고졸 이하, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상으로 범주화하였고, 일부 재학 중인 경우는 해당 학교급의 졸업자와 동일하게 분류하였다

7) 부 교육수준

부 교육수준은 부모의 소득 및 자본을 대리하는 변수로써 고려하였다. 청년패널은 청년 개인을 추적하는 패널로, 원가족으로부터 독립하였을 경우 원가구의 소득을 파악할 수 없다는 한계가 존재한다. 선행연구에서

는 부 교육수준이 부모의 소득 및 자본과 높은 관련이 있으며, 자녀에 대한 지원 역시 관련이 높은 것으로 나타났다(선행연구). 따라서 부 교육수준이 높을 경우 결혼 당시 주거 상태에 영향을 미칠 가능성이 높으며, 이로 인해 이후의 주거 이동에도 간접적인 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서 부 교육수준의 경우 중졸 이하, 고졸, 전문대졸 이상으로 범주화하였다.

[표 3-2] 주요 변수의 측정

변수명	변수 측정
주거 상태	• 각 시점별 점유 유형과 주거 면적의 조합
첫째 자녀 출산 여부	• 각 시점별 첫째 자녀 출산 여부(0=미출산, 1=출산)
둘째 자녀 출산 여부	• 각 시점별 둘째 자녀 출산 여부(0=미출산, 1=출산)
자녀수	• 혼인 7년차 시점의 자녀 수(0, 1 ,2 ,3 ,4)
거주 지역	• 혼인 1년차 시점의 거주 지역(서울, 수도권, 광역시, 기타시도)
가구소득	• 혼인 1년차 시점의 월평균 가구소득을 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 비율로 범주화 (70% 이하, 70% 초과 100% 이하, 100% 초과)
맞벌이 여부	• 혼인 1년차 시점의 본인 및 배우자 근로 여부의 조합 (0=외벌이, 1=맞벌이)
초혼 연령	• 혼인 1년차 시점의 본인 연령
초혼 연도	• 혼인 1년차 시점의 연도
교육수준	• 혼인 1년차 시점의 본인의 교육수준 (고졸 이하, 전문대졸, 대졸, 대학원 이상)
부 교육수준	• 청년패널 1차년도에 측정된 아버지 교육수준 (중졸 이하, 고졸, 전문대졸 이상)

제 4 절 연구 대상의 특성

본 연구에서는 2008년에서 2014년 사이에 결혼한 초혼 남녀 934명을 대상으로 분석을 진행하였다. 연구 대상의 특성은 [표 3-3]과 같다. 본 연구의 응답자는 여성의 비율(약 57.5%)이 남성에 비해 높았다. 이러한 성비의 차이는 남성의 조사 미참여 비율이 상대적으로 높았기 때문에 발생하였다. 본 연구에서는 주거 이동이 가구 단위의 사건이므로 응답자의 성별에 따라 다르게 발생하지 않을 것으로 판단하고, 남성과 여성의 자료를 함께 분석하였다. 거주 지역의 경우 혼인 1년차 기준으로 서울 약 20.8%, 수도권 31.6%, 광역시 29.8%, 기타 시도 17.9%로 나타났으며, 7년차 시점에서는 각각 서울 16.7%. 수도권 35.9%, 광역시 26.3%, 기타 시도 21.1%로 1년차와 비교하여 큰 차이를 보이지 않았다.

가구소득의 경우 전년도 도시근로자 가구당 월평균 소득 대비 비율에 따라 살펴보았는데, 혼인 1년차의 경우 70% 이하 집단은 약 35.7%, 70% 초과 100% 이하 집단은 약 32.7%, 100%초과 집단은 약 31.7%로 나타났다. 혼인 7년차의 경우 70% 이하 집단은 약 42.9%, 70% 초과 100% 이하 집단은 약 31.7%, 100%초과 집단은 약 25.4%로 나타나 혼인 7년차가 되면서 낮은 소득집단에 소속되는 경우가 늘어나는 것으로 나타났다. 소비자 물가지수를 반영한 연평균 가구소득의 경우 혼인 1년차 약 4989.5만원(표준편차 2268.3만원)에서 혼인 7년차 5601.7만원(표준편차 2399.6만원)으로 증가하였다. 혼인 1년차에 비해 혼인 7년차의 실제 월평균 가구소득은 증가하였으나 전년도 도시근로자 월평균 소득 대비 70% 이하 비율이 높게 형성된 것은 자녀 출산 등 가구원 수의 증가에 따른 것으로 볼 수 있다[2].

---

2) 실제로 혼인 7년차 기준 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 70% 이하 집단의 평균 자녀수는 약 1.70명, 70%이상 100%이하 집단은 1.55명, 100%초과 집단은 1.38명이었다. 그러나 본 연구자료에서 소득과 자녀수의 관계는 부적 상관($r=-.09$, $p < .001$)이 존재하여, 소득이 높을수록 평균 자녀수가 적은 결과를 보이고 있다. 즉, 상대적으로 소득이 낮은 집단이 자녀를 더 많이 낳음으로써 혼인 7년차의 도시근로자

맞벌이 여부의 경우 혼인 1년차와 혼인 7년차 간의 차이가 크게 나타났다. 먼저 혼인 1년차의 경우 맞벌이 49.9%, 외벌이 50.1%로 유사한 비율을 보였으나, 혼인 7년차에는 맞벌이 38.7%, 외벌이 61.3%로 외벌이 비율이 약 10%p 이상 증가하였다. 초혼 연령의 경우 남성은 평균 30.4세, 여성은 평균 28.9세로 나타났다. 인구동향조사(2021)에 따르면 해당시기 실제 평균 초혼 연령은 2008년 남성 31.4세, 여성 28.3세, 2014년 남성 32.4세, 여성 29.8세로 나타나, 본 자료의 남성의 평균초혼 연령이 실제보다 낮게 형성되었음을 알 수 있다. 혼인 연도는 2008년(5.3%), 2009년(10.1%), 2010년(12.0%), 2011년(15.7%), 2012년(18.7%), 2013년(18.8%), 2014년(19.4%) 순으로 최근으로 올수록 혼인한 응답자의 수가 더 많았다. 본 연구 자료와 실제 초혼 연령의 차이 및 혼인 연도 구성의 불균형은 조사 설계에 의한 것으로, 조사 대상이 2007년 기준 만 15-28세 청년이므로 조사 초기의 평균 혼인연령이 상대적으로 낮게 형성되었다. 또한 패널조사의 특성상 조사대상의 연령이 점차 증가함에 따라 새로 결혼하는 사례도 증가하였다. 따라서 연구결과를 해석할 때 상대적으로 어린 나이에 결혼한 사례가 더 많이 포함되었으며, 최근 혼인 코호트가 더 많이 포함되었음을 고려할 필요가 있다.

교육수준의 경우 혼인 1년차 시점에서 남성의 고졸 이하 비율은 16.9%, 전문대졸 이하 20.4%, 대졸 이하 55.9%, 석사 이상은 6.8%로 나타났다. 여성의 경우 고졸 이하 18.4%, 전문대졸 이하 31.5%, 대졸 이하 42.1%, 석사 이상 8.0%로 나타났다. 일부 사례에서 학생 신분인 사례가 존재하였기 때문에 혼인 7년차 시점을 함께 살펴보았는데, 남녀 모두 7년차 시점에서도 교육수준이 크게 변화하지 않아서 이후의 분석에는 모두 1년차 시점의 교육수준을 활용하였다. 부 교육수준의 경우 남성 응답자는 중졸 이하 26.5%, 고졸 이하 50.1%, 전문대졸 이상 23.4%로 나타났으며, 여성 응답자는 중졸 이하 23.3%, 고졸 이하 54.9%, 전문대졸 이상 21.8%로 나타나 대다수 응답자의 아버지가 고졸인 것으로 나타났다.

가구당 월평균소득 대비 70% 이하 집단의 비율이 증가하였음을 유추할 수 있다.

[표 3-3] 연구 대상의 특성 (n=934)

변수		1년차		7년차	
		$M(SD)$	빈도 (비율)	$M(SD)$	빈도 (비율)
성별	남성		397(42.5)		397(42.5)
	여성		537(57.5)		537(57.5)
거주 지역	서울		194(20.8)		156(16.7)
	수도권 (인천, 경기)		295(31.6)		335(35.9)
	광역시		278(29.8)		246(26.3)
	기타 시도		167(17.9)		197(21.1)
가구소득	70%이하		333(35.7)		401(42.9)
	70% 초과 - 100% 이하		305(32.7)		296(31.7)
	100% 초과		296(31.7)		237(25.4)
연평균 가구소득 (단위:만원)		4989.5 (2268.3)		5601.7 (2399.6)	
맞벌이 여부	맞벌이		466(49.9)		361(38.7)
	외벌이		468(50.1)		573(61.3)
초혼 연령	남성	30.4(2.2)			
	여성	28.9(2.6)			
혼인 연도	2008		49(5.3)		
	2009		94(10.1)		
	2010		112(12.0)		
	2011		147(15.7)		
	2012		175(18.7)		
	2013		176(18.8)		
	2014		181(19.4)		
교육수준 (남성)	고졸 이하		67(16.9)		67(16.9)
	전문대졸 이하		81(20.4)		80(20.2)
	대졸 이하		222(55.9)		220(55.4)
	대학원 이상		27(6.8)		30(7.6)
교육수준 (여성)	고졸 이하		99(18.4)		99(18.4)
	전문대졸 이하		169(31.5)		166(30.9)
	대졸 이하		226(42.1)		228(42.5)
	대학원 이상		43(8.0)		44(8.2)
부 교육수준 (남성)	중졸 이하		105(26.5)		
	고졸 이하		199(50.1)		
	전문대졸 이상		93(23.4)		
부 교육수준 (여성)	중졸 이하		125(23.3)		
	고졸 이하		295(54.9)		
	전문대졸 이상		117(21.8)		

제 5 절 분석 방법

본 연구에서는 신혼부부의 결혼 후 7년간의 주거 이력을 유형화하고, 주거 이력과 자녀 출산의 관계를 파악하기 위해 두 단계로 나누어 분석을 진행하였다. 1단계에서는 배열 분석을 활용하여 신혼부부의 주거 이력을 유형화하고 교차분석을 통해 주거 이력별 신혼부부의 특성을 살펴본 뒤, 로짓 분석을 활용하여 주거 이력의 설명요인을 분석하였다. 2단계에서는 주거 이력에 따라 자녀 출산 시점과 자녀수가 차이를 보이는지 분석하기 위해 이산시간 해저드 모형 및 일반화 포아송 회귀분석을 활용하였다.

배열 분석 및 군집 분류를 위해 R 4.2.3프로그램의 TraMineR, WeightedCluster 패키지를 이용하였다(Gabadinho et al., 2011; Studer, 2013). TraminR과 WeightedCluster 패키지는 배열 분석에 활용되는 주요 분석 프로그램으로, 배열 자료의 분석 및 시각화에 강점이 있다. 일반화 포아송 회귀분석은 glmmTMB 패키지를 이용하였다(Brooks et al, 2017), 그 외 교차분석, 분산분석, 로짓 회귀분석, 이산시간 해저드 모형 등의 분석과 자료 관리는 STATA 16.1 프로그램을 이용하였다.

1. 신혼부부의 주거 이력 유형화

1단계에서는 먼저 각 혼인 연차별 주거상태의 분포 및 변화, 신혼부부의 특성에 따른 주거 상태 지속기간을 살펴보았다. 이후 배열 분석 및 군집분석을 활용하여 주거 이력을 유형화하였다. 배열 분석은 컴퓨터 과학, 생물학 등 다양한 분야에서 활용되던 분석방법으로 사회과학분야에서는 애봇(Abbott, 1995; Abbott & Tsay, 2000)이 최초로 소개한 이래 교육, 고용, 가족, 주거 등 생애과정의 다양한 궤적(trajectory)을 분석하기 위한 목적으로 활용되었다(Aisenbrey & Fasang, 2017; Billari & Piccarreta, 2005; Pollock, 2007; Spallek et al., 2014). 국내에서는 한준

(2001), 이순미(2017), 남춘호(2019) 등이 직업경력, 가족경로, 주거이력을 분석하기 위해 배열 분석을 활용한 바 있다.

배열 분석은 다음과 같은 단계로 진행된다. 먼저 각 상태공간에서의 상태(state) 및 시간축을 정의하고, 각 배열들을 일치시키기 위해 필요한 비용을 계산하여 배열간의 거리를 산출한 뒤 다차원 스케일링 또는 군집화와 같은 차원축소 기법을 활용하여 거리가 가까운 배열을 유형화한다(Aisenbrey & Fasang, 2010).

본 연구에서 각 상태공간에서의 상태(state)는 각 혼인 연차별 주거 상태로 주거 변수의 분류에 따라 7가지 범주로 정의하였고, 시간축의 경우 초혼으로부터의 경과 시간으로 정의하였으며 1년 단위로 총 혼인 1년차에서 혼인 7년차의 시간범위를 가진다. 구체적으로 [표 3-4] 와 같이 혼인 연차별로 주거 상태를 '1-자가/중형', '2-자가/소형', '3-전세/중형', '4-전세/소형', '5-월세/중형', '6-월세/소형', '7-부모집'으로 분류하였다.

[표 3-4] 주거 상태의 배열 예시

	혼인 연차						
ID	1	2	3	4	5	6	7
1	자가/중형	자가/중형	자가/중형	자가/중형	자가/중형	자가/중형	자가/중형
2	전세/소형	전세/소형	전세/소형	전세/소형	자가/중형	자가/중형	자가/중형
3	자가/중형	자가/중형	자가/중형	자가/소형	자가/소형	자가/중형	자가/중형
4	월세/소형	월세/소형	전세/소형	전세/소형	전세/소형	전세/소형	전세/소형

배열간의 거리를 산출하기 위해 몇 가지 알고리즘을 비교하였다. 최적일치법(optimal maching method)은 사회과학 분야에서 표준 배열 분석 기법이 되었으며, 거의 배열 분석의 동의어로 사용되고 있다(Elzinga, 2003). 최적일치법은 각 배열간의 거리를 산출하기 위해 삽입/삭제

(insertion/desertion), 대체(substitution)를 사용하여 각 배열을 일치시키기 위해 필요한 비용을 계산하며, 가장 낮은 비용의 방식을 배열 간 거리로 산출한다. 삽입/삭제는 배열을 일치시키기 위해 상태를 삽입하거나, 배열에서 상태를 삭제하는 방식으로 이루어진다. 대체는 배열을 일치시키기 위해 특정 상태공간의 상태를 다른 상태로 대체시키는 방식이다. 최적일치법에서 삽입/삭제 및 대체의 비용 설정은 배열간의 거리를 결정하므로 중요하다.

삽입/삭제와 대체는 배열 패턴을 분석함에 있어 서로 다른 차원을 강조한다. 대체는 두 배열사이에서 같은 시점에 같은 상태가 발생하는지 아닌지의 시점을 강조한다. 이는 배열들 내에서 시간적 순서를 유지한다. 반대로 삽입/삭제는 시점이나 순서보다는 동일한 상태의 발생을 더 중요시한다. 삽입/삭제는 동일하지 않은 길이의 배열 분석도 가능한데, 더 긴 배열의 상태를 삭제함으로써 일치시키거나 더 짧은 배열에 상태를 삽입함으로써 일치시킬 수 있기 때문이다. 그러나 이러한 방식은 시간의 왜곡을 발생시킬 수 있다. 선행연구는 이론적 관심사가 타이밍이나 순서에 있다면 삽입/삭제를 삼가거나 대체에 비해 높은 비용을 부여하는 것이 좋다고 주장한다(MacIndoe & Abbott 2004). 배열 분석의 주요 이점이 시점과 순서를 분석하는 것에 있기 때문에, Lesnard(2006)는 삽입/삭제를 거의 사용하지 않거나 주의깊게 사용할 필요가 있다고 지적했다.

만약 배열의 길이가 동일할 경우 삽입/삭제 비용이 가장 값이 큰 대체 비용의 절반 이상이라면 삽입/삭제는 사용되지 않는다(MacIndoe & Abbott 2004). Aisenbrey와 Fasang(2010)은 삽입/삭제 비용을 최대 대체 비용의 0.4배를 부여하여 삽입/삭제가 사용되도록 설정하였고, Aisenbrey와 Fasang(2018)의 연구에서는 0.5배를 부여하였다. 많은 사회과학 분야에서는 삽입/삭제 비용에 1의 값을 부여한다. 대체 비용은 데이터에 기반하여 각 상태간 전이율(transition rate)을 활용하여 산출하는 경우가 많다(Aisenbrey & Fasang, 2018). 이 경우 대체비용은 아래 식과 같이 산출할 수 있다.

$$SC_{ij} = 2 - p_{ij} - p_{ji}$$

SC_{ij}는 상태 i와 상태 j 사이의 대체 비용(substitution cost)이며 p_{ij}는 상태 i에서 상태 j로 전이하는 전이율, p_{ji}는 상태 j에서 상태i로 전이하는 전이율이다. 상태간의 전이가 전혀 발생하지 않는 경우 대체비용은 최대값인 2가 되며, 상태간 전이가 반드시 발생하는 경우 대체비용은 최소값인 0이 된다. 대부분의 사회과학 분야의 연구에서 삽입/삭제 비용으로 1을 사용하는 것은 대체비용의 최대치인 2의 절반을 사용하여 삽입/삭제가 거의 일어나지 않게 하는 것이다.

[표 3-5] 배열간 거리 계산 사례

배열간 비교	배열	대체	삽입+삭제+대체
배열1, 배열2	1. '4433333'	4 4 3 3 3 3 3	4 4 3 3 3 3 3 ∅
	2. '4333111'	4 3 3 3 1 1 1	∅ 4 3 3 3 1 1 1
	비용	0 2 0 0 2 2 2	1 0 0 0 0 2 2 1
배열2, 배열3	2. '4333111'	4 3 3 3 1 1 1	4 3 3 3 1 1 1 ∅
	3. '3333333'	3 3 3 3 3 3 3	∅ 3 3 3 3 3 3 3
	비용	2 0 0 0 2 2 2	1 0 0 0 2 2 2 1

배열 분석에서 배열간의 거리 계산에 대한 구체적인 사례는 표와 같다. 사례1의 배열은 '4433333'으로, 1년차와 2년차에는 4(전세/소형)의 값을 가지고 있고, 3년차에서 7년차까지는 3(전세/중형)의 값을 가지고 있다. 사례 2의 배열은 '4333111'로 1년차에는 4의 값을, 2년차부터 4년차까지는 3의 값을, 5년차부터 7년차까지는 1(자가/중형)의 값을 가지고 있다. 사례 3의 배열은 '3333333'이며, 1년차에서 7년차까지 모두 3의 값을 가지고 있다. 각 배열을 일치시키기 위해 삽입과 삭제를 활용하는 방식, 대체만 활용하는 방식, 삽입/삭제와 대체를 혼합하는 방식 등 다양한 방식이 가능하다. 최적 매칭법은 이 방법들의 조합에서 비용이 가장 적은

방식을 선택한다. 예시에서는 삽입/삭제비용 1, 대체비용 2를 가정하였다.

사례1과 사례2를 일치시키기 위해 대체만을 사용할 경우, 1년차의 '4'와 3,4년차의 '3'이 동일하며, 2년차와 5-7년차를 대체해야하므로 2*4의 비용이 발생한다. 삽입/삭제와 대체를 혼합하는 방식의 경우 사례2의 좌측에 '4'를 삽입하고, 사례1의 6-7년차 '33'을 '11'로 대체, 그리고 사례2의 마지막 '1'을 삭제하면 사례 1과 2의 배열이 동일해진다. 이때의 비용은 삽입/삭제 2회, 대체 2회로 2*1+2*2의 6의 값을 가지게 된다. 사례 2와 사례3을 비교하면, 대체만을 사용할 때 2-4년차는 '333'으로 동일하고, 1년차와 5-7년차는 일치하지 않기 때문에 2*4=8의 비용이 발생한다. 삽입/삭제와 대체를 동시에 사용할 때 배열3의 좌측에 '4'를 삽입하고, 배열2의 5-7년차를 '333'으로 대체한 뒤 배열3의 7년차 '3'을 삭제하는 방식으로 일치시킬 수 있다. 이때의 비용은 삽입/삭제 2회, 대체 3회로 1*2+2*3=8의 비용을 가지게 된다.

이 사례에서, 사례1과 사례2는 대체만을 사용할 것인지 삽입/삭제와 대체를 함께 사용할 것인지에 따라 거리가 각각 8과 6으로 차이를 보이지만, 사례2와 사례3은 방식에 관계없이 8의 거리를 가진다. 만약 삽입/삭제와 대체를 모두 사용하는 최적일치법을 사용한다면 사례 2는 사례3에 비해 사례1과 더 가깝다고 할 수 있지만, 대체만을 사용하는 알고리즘을 사용한다면 사례2는 사례1 및 사례3과 동일한 거리를 가지게 된다는 점에서 알고리즘의 결정이 중요하다.

거리 측정 알고리즘 중 해밍 거리(hamming distance)는 대체만을 사용하는데, 이 경우 삽입/삭제에 의한 시간 왜곡은 발생하지 않지만, 대체비용으로 전체 시점을 통합한 자료에서의 상태 간 전이율을 사용하기 때문에 시간에 따라 상태 간 전이율이 달라지는 내적 변동성을 반영하지 못한다. 구체적으로 혼인 2년차에 전세/소형에서 전세/중형으로 변화하는 것과 혼인 7년차에 전세/소형에서 전세/중형으로 변화하는 것을 동일하게 계산한다. 이에 반해 다이나믹 해밍 거리는 대체의 한 가지 방법만

을 사용하면서 대체의 비용으로 각 시점별 상태들의 전이율을 활용한다(Lesnard, 2010). 이는 기존 분석방법에 비해 두 가지 이점을 가지는데, 삽입과 삭제를 사용하지 않기 때문에 시간의 왜곡을 발생시키지 않고, 대체의 비용으로 시간에 따라 변화하는(time-varying) 값을 사용하기 때문에 시간에 따라 전이율이 달라지는 특성을 가진 자료에 적합하다[3]. 대체만을 사용하는 알고리즘은 배열의 길이가 동일할 때만 사용할 수 있다는 단점이 있지만, 본 연구에서는 배열의 길이가 결혼 이후 7년으로 동일하기에 문제가 되지 않는다. 또한 결혼 이후 시간이 흐를수록 다른 주거상태로 변화하는 비율이 낮아지는 등 시점에 따른 상태 간 전이율의 차이가 있으므로 다이나믹 해밍 거리를 채택하는 것이 더 적합할 수 있다.

배열간 거리 행렬이 산출되면 차원 축소를 통해 유형을 분류하는 과정이 필요하다. 배열 분석 후 수행하는 군집 분석(cluster anlaysis)은 의미있는 유사한 배열들에 기반하여 관측치들을 귀납적으로 집단화하고 다른 의미있는 배열들과 차별화한다(Aisenbrey & Fasang, 2010). 군집분석을 사용할 때 발생하는 문제는 어떠한 군집화 알고리즘을 사용할 것인지, 그리고 적절한 군집수 결정 기준을 어떻게 구체화할 것인지에 관한 것이다. 본 연구에서는 Ward 방법을 적용한 위계적 군집분석과 PAM 알고리즘을 비교하여 군집화 알고리즘을 선택하였고, 군집수의 결정을 위해 군집수에 따른 분류지표를 비교하였다(Studer, 2013).

배열 분석 후 사용하는 군집화 알고리즘은 위계적 군집분석이 대표적이다. 위계적 군집분석에도 다양한 알고리즘이 있지만 Ward 방법(Ward, 1963)을 적용한 위계적 군집분석이 이상치만 존재하지 않는다면 대체로 좋은 결과를 보여준다고 알려져 있다(Miligan & Copper, 1987). 적절한 군집의 수는 덴드로그램(dendrogram)과 같은 시각적 표현 수단에 근거

3) 전이율이 높은 시점에서는 상태간의 거리가 가까워지며, 전이율이 낮은 시점에서는 상태간의 거리가 멀어진다. 예를 들어 대부분이 전세로 살고 일부만이 자가로 사는 시점의 전세-자가간 거리보다 대부분이 전세에서 자가로 넘어가는 시점의 전세-자가간 거리가 더 가깝다. 자세한 설명은 Lesnard(2010)을 참고할 수 있다.

하여 선택한다. 위계적 군집분석은 몇 가지 비판점(Studer, 2013)이 있는데, 집단의 병합이 지역(local) 기준을 최대화하는 방식으로 수행되므로, 상위 수준의 집단화는 최적이 아닐 수 있다는 비판이다. 두 번째로 거리 측정 방법에 따라 배열간 거리가 동일한 값이 나오거나, 거리의 값이 몇 가지 존재하지 않는 경우 군집을 분류하는데 어려움이 발생할 수 있다.

이에 반해 PAM(Partitioning Around Medoids) 알고리즘의 경우 글로벌 기준을 최대화하는 이점이 있다(Kaufman & Rousseeuw 1990). PAM 알고리즘은 위계적 알고리즘과는 달리 미리 정의된 집단의 수에 맞게 데이터를 최적으로 나누는 것을 목표로 한며, 이를 통해 집단을 가장 잘 대표하는 개체인 중앙점(medoids)의 식별을 목표로 한다. 중앙점은 해당 집단내의 다른 개체와의 거리 합이 가장 작은 개체이며, PAM 알고리즘은 중앙점 개체로부터의 거리합을 최소화하는 것을 추구한다. PAM 알고리즘의 분석 방식은 두 단계로 나눌 수 있는데, 첫 단계에서는 전체 데이터에서 출발점이 될 중앙점들을 선택하고, 중앙점으로부터의 거리가 최소화되는 관측치들을 탐색하여 군집에 할당한다. 첫 번째 결과가 구축되면, 다음 단계로 중앙값의 대체가 시도되는데, 모든 관측치에 대해 현재 중앙값이 해당 관측치로 대체될 경우의 잠재적 이득을 계산한다. 이때의 잠재적 이득은 글로벌 관점에서 계산된다. 이 과정을 통해 중앙점은 가장 큰 이득을 가져오는 관측치로 대체되며, 더 이상 분류 결과를 개선할 수 없을 때까지 반복하여 최종 결과를 도출한다. PAM 알고리즘의 단점은 반드시 집단 수를 구체화해야하며, 이것이 위계적 절차의 사례처럼 여러 개의 집단수를 테스트했을 때 하위 군집들이 상위 군집에 중첩되는 것인지도 알 수 없다는 것이다.

배열 분석을 사용한 연구자들은 비용을 다양화하고 거리 및 군집의 강건성을 분석함으로서 결과를 타당화하려고 했다(Abbott & Forrest 1986; Aisenbrey 2000). 주거 이력을 유형화한 선행 연구에서는 다양한 거리 측정 알고리즘을 사용하였다. Clapham 외(2014)의 연구에서는 영국 청년의 주거 경로를 유형화하기 위해 16-21세 청년의 10년간의 주거 변화에

대한 배열 분석을 수행하였는데, 이때 해밍 거리를 사용하였으며, 그 이유로 최적 일치법은 사건의 순서에 영향을 주며 이것이 주거 이력의 의미에 영향을 준다는 점을 지적하였다. 출발 지점에서 사적 임대에 위치한 것과, 30대에 사적 임대에 위치한 것의 의미는 다르다는 것이다. Chang(2021)의 경우 대만 청년의 주거 경로를 유형화하기 위해 최적 일치법과 다이나믹 해밍거리의 분류 결과를 비교하여 최적일치법을 선택하였고, 군집 개수의 결정은 위계적 군집분석 이후 덴드로그램을 활용하였다.

본 연구에서는 분석 방법에 따른 차이를 검토하기 위해 거리 측정 방식으로는 최적매칭법과 다이나믹 해밍 거리를 비교하였고, 최적매칭법의 경우 삽입/삭제 거리 비용도 다르게 하여 비교하였다. 구체적으로 Aisenbrey와 Fasang(2010)의 사례에 따라 삽입/삭제 비용을 가장 높은 대체 비용의 0.4배로 설정하고, 사회과학분야의 주요 선행연구들이 설정한 1과의 차이를 비교하였다. 군집화 방법으로는 Ward의 위계적 군집분석과 PAM 군집분석을 비교하였다. 각 방식에 따른 군집 분류의 질을 측정하기 위해 군집 개수별로 주요 분류지표의 값을 살펴보고 최적 분류에 가까운 군집 개수의 후보를 산출하였다. 이후 군집 개수 후보군별로 분류 결과를 살펴본 뒤 군집의 수를 최종 결정하였다(Studer, 2013).

분석 방법을 결정하기 위한 주요 분류지표는 다음과 같다. 주요 분류지표 중 PBC(Point Biserial Correlation), HG(Hubert's Gamma), 군집분류가 거리 행렬을 재현하는 능력을 측정하는 지표로, -1-1 사이의 값을 가지며 높을수록 분류가 잘 되었음을 의미한다(Hubert & Arabie, 1985; Milligan & Cooper, 1985). HC(Hurbert's C)는 실제 분류결과와 이론상 가능한 최적 분류사이의 차이를 측정하는 지표로 0-1의 값을 가지며 낮을수록 최적의 분류에 가까움을 의미한다. ASW(Average Silhouette Width)의 경우 주어진 집단에 할당된 관측치의 일관성에 기반하는 지표로, 관측치 별로 동일한 집단 내 다른 관측치로부터의 평균 가중 거리를 가장 가까운 다른 집단에 소속된 관측치로부터의 평균 가중

거리와 비교하여 산출한다. ASW 값이 낮을 경우 집단간의 구분이 명확하지 않거나, 집단 내의 동질성이 약하다는 것을 의미한다. 해당 지표는 0-1 사이의 범위를 가지며, 0.71 이상이면 분류가 매우 잘 되었다고 볼 수 있고, 0.51-0.70은 받아들일만한 분류 상태, 0.26-0.50은 분류 상태가 좋지 않으며 통계적으로 만들어진 가상의 분류일 가능성, 0.25 이하는 분류 상태가 나쁘다는 것을 의미한다(Kaufman & Rousseeuw, 1990; Studer, 2013).

주거 이력을 분류한 뒤 교차분석을 활용하여 신혼부부의 특성에 따라 주거 이력 유형의 비율이 다른지 분석하였다. 다음으로 다항로짓 분석을 활용하여 각 주거 이력 유형의 설명요인을 분석하였다.

2. 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산시점

본 연구에서는 신혼부부의 주거 이력에 따른 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 시점을 분석하기 위해 이산시간 해저드 모형(discrete-time hazard model)을 활용하였다. 이를 위해 자료의 형태를 개인-기간(person-period)형태로 재구조화하여 분석하였다. 분석에 사용한 청년패널조사의 경우 혼인 상태의 변화 시점과 첫째 자녀 출산 시점을 월 단위로 질문하였지만 첫째 자녀 출산 시점을 해마다 반복적으로 질문하면서 매 조사마다 응답 결과가 일치하지 않는 경우가 많았다. 또한 둘째 자녀의 경우에는 출산 시점을 별도로 조사하지 않았고 자녀수의 변화를 통해서만 자녀의 출산을 확인할 수 있었기 때문에 이산시간 모형이 적합하다고 판단하였다.

이산시간 해저드 모형은 각 이산시간 구간(discrete-time period)에서 해당 구간까지 사건을 경험하지 않은 대상이 사건을 경험할 조건부 확률을 추정한다(Singer & Willett, 2003). 이러한 조건부 확률을 해저드(hazard)라고 하며, 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$h(t_{ij}) = \Pr[T_i = j | T_i \geq j] \qquad \text{(수식1)}$$

여기서 i는 사건을 경험할 위험에 노출된 개인을 의미하며, Ti는 개인 i가 특정 사건을 경험하는 시간을 의미한다. j는 이산시간 구간을 의미한다. 수식 1에 따르면, $h(t_{ij})$는 j구간 이전까지 사건을 경험하지 않은 개인i가 구간j 내에서 사건을 경험할 조건부 확률이다. 본 연구에서는 특정 시점까지 출산을 경험하지 않은 사람이 해당 시간 구간에 출산을 이행할 확률을 의미한다.

$$\hat{h}(t_j) = \frac{n\ events_j}{n\ at\ risk_j} \qquad \text{(수식 2)}$$

j구간의 조건부 위험률 $\hat{h}(t_j)$의 경우 식 2와 같이 추정할 수 있다. 식 2에서 분모는 j구간에 위험에 노출된 사례수를 의미하며, 분자는 j구간에 사건을 경험하는 사례수를 의미한다.

$$logit\ h(t_{ij}) = \alpha_0 + \alpha_1(Time_{ij}) + \alpha_2(Time_{ij})^2 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 Z_i \qquad \text{(수식 3)}$$

본 연구에서는 로짓 연결 함수(link function)를 활용하여 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산의 조건부 위험률을 추정하였다. 수식 3에서 $Time_{ij}$은 첫째 출산의 경우 결혼으로부터의 경과 시간을, 둘째 출산의 경우 첫째 출산으로부터의 경과 시간을 년 단위로 측정한 것이다. $(Time_{ij})^2$은 각 모형에서의 경과시간을 제곱한 것이다. 시간의 제곱항을 포함한 것은 출산 시점에 대한 기저 위험을 시간이 흐름에 따라 증가하다가 점차 감소하는 이차함수 형태로 가정한 것이다. X_{ij}은 시점 j에 따라 변화하는 시

변 변수(time-varying)를 의미하며, Z_i는 시간에 따라 변화하지 않는 시불변 변수(time-invariant)들을 의미한다. 본 연구에서는 앞서 주거 이력 유형의 결정요인 모형과의 일관성을 유지하기 위해 혼인 1년차의 특성을 사용한 모형과 가구소득, 맞벌이 여부 등 시변변수의 특성을 살리는 모형의 분석 결과를 함께 제시하였다.

3. 신혼부부의 주거 이력과 혼인 7년차 자녀 출산수

신혼부부의 주거 이력에 따라 혼인 7년차 자녀수에 차이가 있는지 확인하기 위해 일반화 포아송 회귀분석을 수행하였다. 일반적으로 자녀수와 같은 정수 형태의 변수는 포아송 분포를 가정하는 하는 것이 적합하다(김현숙, 2007; 이진권, 2011). 포아송 분포를 가정하는 포아송 회귀분석의 경우 종속변수의 평균과 분산이 동일할 것을 가정하는데, 실제 자료에서는 이러한 동산포(equidispersion) 기준이 충족되기 어렵다는 문제가 있다(Hilbe, 2014). 종속변수의 분산이 평균보다 큰 과대 산포(over dispersion) 혹은 평균보다 작은 과소 산포(under dispersion)인 경우 이러한 가정이 위배된다. 기본 가정이 위배될 경우 표준오차의 편의가 발생하여 신뢰하기 어려워진다.

가구의 자녀수를 분석한 선행연구들은 자녀수가 과소 산포의 형태임을 보고한바 있는데(Wang & Famoye, 1997; 김현숙, 2007), 과소 산포가 발생할 경우 표준 오차가 과대추정되어 추정치의 통계적 유의성이 과소 산정되는 문제가 발생한다(Hilbe, 2014). 과소 산포가 발생한 경우 일반화 포아송 회귀모형을 활용하는 것이 더 적합한 것으로 알려져 있다(Wang & Famoye, 1997). 본 연구에서도 이러한 과소 산포 문제를 다루기 위해 일반화 포아송 회귀분석을 활용하여 분석을 진행하였다.

4. 결측치의 처리

본 연구에서는 7년 연속으로 조사에 임한 대상만을 분석대상으로 포함하였다. 응답자가 7년간 조사에 모두 참여하였음에도 불구하고 점유유형과 주거 면적과 소득, 맞벌이 여부의 경우 일부 결측치가 발생하였다. 주거 상태를 구성하는 점유 유형과 주거 면적의 경우 결측치를 대체하는 과정에서 실제로는 이사를 하지 않았는데도 대체한 값이 이전 시점과 동일하지 않아서 주거 상태의 연속성을 해치거나, 주거 이동의 시점을 왜곡하는 현상이 발생할 수 있다. 이러한 상황을 배제하기 위해 해당 변수의 결측치가 존재하는 사례는 연구에서 제외하였다. 소득과 맞벌이 여부의 결측치는 랜덤포레스트를 활용한 다중대체법을 적용하였다. 이러한 방식은 결측치 발생 매커니즘에 대한 특별한 가정이 필요없으며, 숫자형 자료와 범주형 자료가 혼합된 경우에도 적용할 수 있다는 장점이 있다. 결측치의 대체는 R 4.2.1 프로그램의 MissForest 패키지를 활용하였으며 (Stekhoven & Bühlmann, 2012), 분석에 활용된 모든 변수를 활용하여 대체값을 산출하였다.

제 4 장 연구결과

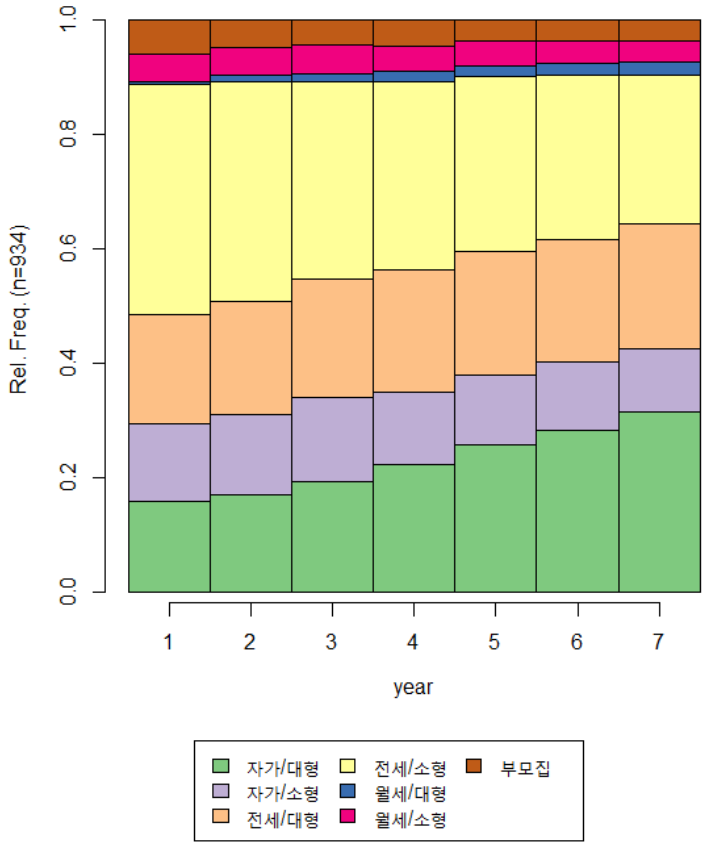
제 1 절 신혼부부의 주거 이력 유형화

1. 신혼부부의 초혼 이후 7년간 주거 상태 변화

신혼부부의 주거 이력을 분류하기에 앞서 초혼 이후 7년간의 주거 상태 분포를 살펴보았다. 주거 상태의 분포는 [그림 4-1]과 같다. [표 4-2]는 혼인 연차별 각 주거 상태의 비율을 보여주고 있다. 혼인 1년차에는 전세/소형이 약 40.4%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 전세/중형 19.1%, 자가/중형 15.8%, 자가/소형 13.5%, 부모집 6.0%, 월세/소형 4.7%, 월세/중형 0.5%로 나타났다. 이후 점차 자가/중형, 전세/중형, 월세/중형의 비율이 증가하고, 자가/소형, 전세/소형, 월세/소형, 부모집의 비율은 감소하여 7년차에는 자가/중형이 31.4%로 가장 높은 비율을 차지하고, 전세/소형 26.0%, 전세/중형 21.8%, 자가/소형 11.2%, 부모집 3.5%, 월세/소형 3.7%, 월세/중형 2.2%순으로 나타났다.

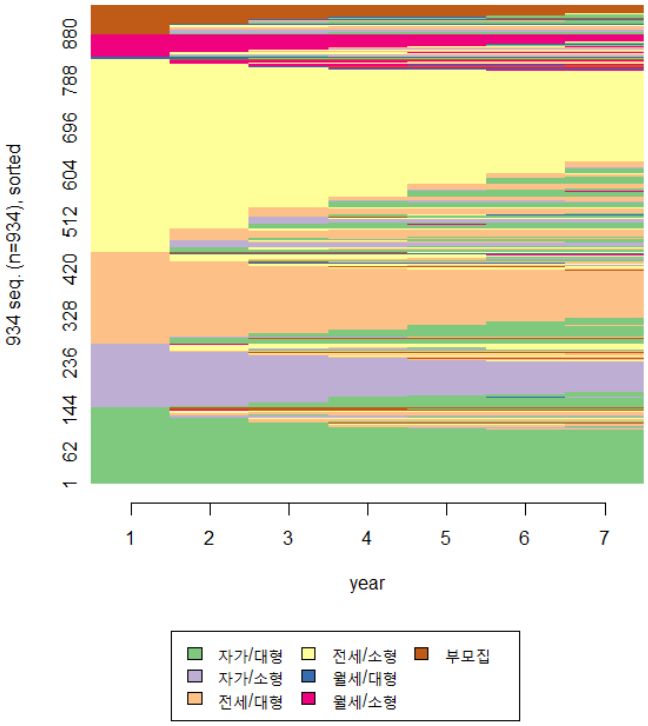
[표 4-1] 신혼부부의 혼인 연차별 주거 상태 (n=934)

혼인 연차	주거 상태(%)						
	자가/중형	자가/소형	전세/중형	전세/소형	월세/중형	월세/소형	부모집
1	15.9	13.5	19.1	40.4	0.5	4.7	6.0
2	17.0	14.0	19.7	38.4	1.2	4.9	4.7
3	19.2	14.8	20.7	34.6	1.5	4.9	4.4
4	22.2	12.9	21.3	32.9	1.8	4.5	4.5
5	25.7	12.2	21.5	30.6	1.9	4.3	3.8
6	28.3	12.0	21.3	28.8	2.1	3.8	3.8
7	31.4	11.2	21.8	26.0	2.3	3.8	3.5
전체	22.8	12.9	20.8	33.1	1.6	4.4	4.4



[그림 4-1] 초혼 이후 7년간 주거 상태 분포

다음으로 주거 상태의 배열(sequence)을 살펴보았다. [그림 4-2]는 각각의 사례가 혼인 1년차부터 혼인 7년차까지 경험하는 주거 상태를 보여준다. 복잡한 주거 상태 배열을 쉽게 식별하기 위해 혼인 1년차의 주거 상태에 따라 정렬하였다. 각 행은 응답자들의 초혼 이후 7년간의 주거 상태 배열을 의미한다. 이론적으로 가능한 배열의 경우의 수는 7가지 주거 상태(자가/중형, 자가/소형, 전세/중형, 전세/소형, 월세/중형, 월세/소형, 부모집)의 7년간의 배열인 7^7=823,543가지이며, 실제 데이터에서 발견한 고유 배열은 250가지였다.



[그림 4-2] 초혼 이후 7년간 주거 상태의 변화

[표 4-2]는 1년차의 주거 상태별로 상위 5개 주거 상태 지속 배열(state-permanence-sequence)의 빈도와 비율을 보여준다. 각 배열은 특정 주거 상태가 몇 년을 지속하였는지를 의미한다. 예를 들어 (자가/중형, 7)의 경우 자가/중형 주거 상태가 7년간 지속되었다는 의미이며, (자가/중형, 2)-(전세/중형,5)는 자가/중형 주거 상태로 2년을 보낸 뒤 전세/중형 주거 상태로 5년을 보냈다는 의미이다.

자가/중형(연두색)으로 시작한 경우는 148명이었으며, 38가지 고유 배열이 존재하였다. 이들은 7년차까지 계속해서 자가/중형을 유지하는 케이스가 약 70.3%로 상당한 비율을 차지했다. 자가/소형(보라색)으로 시작하는 경우는 126명이었으며, 36가지 고유배열이 조재했다. 이중 7년간 계속해서 자가/소형을 유지하는 경우는 약 46.8%였고, 자가/소형에 3년간 거주하다가 자가/중형으로 이사해 4년을 보내는 경우가 7.1%, 자가/

소형에 2년간 거주하다가 자가/중형으로 이사해 5년을 보내는 경우가 4.8% 등으로 나타났다.

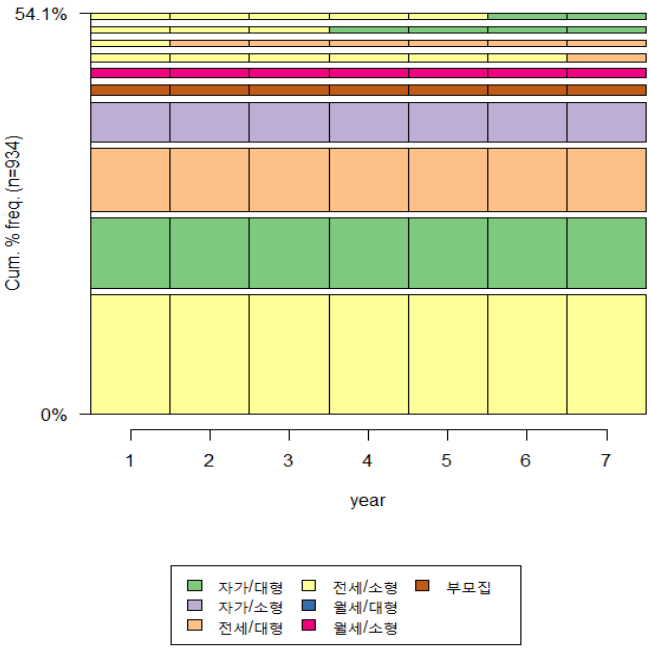
전세/중형(주황색)으로 시작한 경우는 178명이었으며, 40가지 고유 배열이 존재하였다. 혼인 7년차까지 계속해서 전세/중형을 유지하는 경우는 약 52.3%였고, 혼인 1년차에는 전세/중형에 거주하다가 2년차부터 자가/중형에 지속적으로 거주하는 사례가 4.5%, 전세/중형에 4년간 거주하다가 자가/중형에서 나머지 3년을 보내는 경우가 약 3.9%였다. 전세/소형에서 시작한 경우는 377명으로 가장 많았으며, 고유 배열이 82가지로 다른 주거 상태로 시작하는 것에 비해 혼인 7년간 상대적으로 다양한 주거상태를 경험하는 것으로 나타났다. 7년간 전세/소형을 유지하는 비율은 약 47.0%였으며, 전세/소형에서 6년을 보내고 7년차에 전세/중형으로 이사한 사례가 3.2%, 전세/소형에 1년간 거주하고 전세/중형으로 이사한 케이스가 2.7% 등으로 나타났다.

혼인 1년차에 월세/중형(파란색)으로 시작하는 사례는 5명으로 소수에 불과했다(고유배열 3가지). 월세/소형(자주색)으로 시작한 경우는 44명, 25가지 고유배열이 존재했다. 혼인 7년간 계속해서 월세/소형을 유지하는 경우는 약 31.8%로 낮은 비율을 보였으며 월세/소형에 5년간 거주하다가 자가/중형으로 이사하여 나머지 2년을 보내는 사례가 6.8%, 월세/소형에 1년간 거주하다가 2년차부터 전세/소형으로 이사하여 6년을 보내는 경우가 4.6% 등으로 나타났다. 부모집(갈색)에서 결혼생활을 시작한 경우는 56명이었고, 26가지 고유배열이 존재했다. 혼인 7년차까지 계속 부모집에 머무는 경우는 28.6%에 불과하였으며, 혼인 연차가 올라가면서 점차 부모로부터 독립하여 다양한 주거 상태를 경험하는 것으로 나타났다.

[표 4-2] 혼인 1년차 주거 상태별 상위 5개 주거 상태 지속 배열

1년차 주거 상태	상위 5개 상태 지속 배열	*n*	%
자가/중형 (n=148)	(자가/중형, 7)	104	70.3
	(자가/중형, 2)-(전세/중형, 5)	4	2.7
	(자가/중형, 3)-(전세/중형, 4)	3	2.0
	(자가/중형, 5)-(전세/중형, 2)	2	1.4
	(자가/중형, 1)-(자가/소형, 6)	2	1.4
자가/소형 (n=126)	(자가/소형, 7)	9	46.8
	(자가/소형, 3)-(자가/중형, 4)	6	7.1
	(자가/소형, 2)-(자가/중형, 5)	6	4.8
	(자가/소형, 1)-(전세/소형, 6)	5	4.8
	(자가/소형, 6)-(자가/중형, 1)	3	4.0
전세/중형 (n=178)	(전세/중형, 7)	93	52.3
	(전세/중형, 1)-(자가/중형, 6)	8	4.5
	(전세/중형, 4)-(자가/중형, 3)	7	3.9
	(전세/중형, 5)-(자가/중형, 2)	7	3.9
	(전세/중형, 2)-(전세/중형, 5)	6	3.4
전세/소형 (n=377)	(전세/소형, 7)	177	47.0
	(전세/소형, 6)-(전세/중형, 1)	12	3.2
	(전세/소형, 1)-(전세/중형, 6)	10	2.7
	(전세/소형, 3)-(자가/중형, 4)	10	2.7
	(전세/소형, 5)-(자가/중형, 2)	10	2.7
월세/중형 (n=5)	(월세/중형, 7)	2	40.0
	(월세/중형, 2)-(자가/중형, 5)	2	40.0
	(월세/중형, 2)-(전세/소형, 5)	1	20.0
월세/소형 (n=44)	(월세/소형, 7)	14	31.8
	(월세/소형, 5)-(자가/중형, 2)	3	6.8
	(월세/소형, 1)-(전세/소형, 6)	2	4.6
	(월세/소형, 3)-(자가/소형, 4)	2	4.6
	(월세/소형, 3)-(전세/소형, 4)	2	4.6
부모집 (n=56)	(부모집, 7)	16	28.6
	(부모집, 1)-(자가/소형, 6)	4	7.1
	(부모집, 1)-(전세/중형, 6)	4	7.1
	(부모집, 1)-(전세/소형, 6)	4	7.1
	(부모집, 1)-(자가/중형, 6)	3	5.4

다음으로 주거 상태의 최빈 배열을 살펴보았다. [그림 4-3]은 전체 배열 중 가장 빈도가 높았던 상위 10가지 배열을 보여준다. 각 행은 초혼 이후 7년간의 혼인 연차별 주거 상태의 배열을 의미하며, 높이는 각 배열의 빈도를 나타낸다. 전체의 가장 높은 빈도를 보인 배열은 7년간 전세/소형을 유지한 경우로 177명(약 19.0%)이었으며, 두 번째는 자가/중형을 7년간 유지한 경우로 104명(약 11.1%), 세 번째는 전세/중형을 7년간 유지한 93명(약 10.0%), 네 번째는 자가/소형을 7년간 유지한 59명(약 6.3%), 다섯 번째는 부모집을 7년간 유지한 16명(약 1.7%), 여섯 번째는 월세/소형을 7년간 유지한 14명(약 1.5%) 순으로 나타났다. 전체의 약 49.6%를 차지하는 상위 6개 배열이 모두 7년간 같은 주거 상태를 유지한 것을 확인할 수 있다.



[그림 4-3] 초혼 이후 7년간 주거 상태의 상위 10개 최빈 배열

다음으로 각 주거 상태별 전이율(transition rate)을 살펴보았다. [표 4-3]은 t시점의 각 주거 상태가 t+1시점에 어떠한 주거 상태로 전이하였는지 그 전이율을 나타내는 표로 모든 시점을 통합한 자료이다. 대부분의 경우 1년 뒤에도 동일한 주거 상태를 유지하는 것으로 나타났다. 자가/중형의 경우 다음 해에도 동일한 상태를 유지하는 비율이 93.4%였으며, 전세/중형은 88.6%, 자가/소형 86.1%, 전세/소형 87.6%, 월세/중형 87.1%, 월세/소형 82.6%, 부모집 78.3% 순으로 나타났다.

1년 뒤 다른 주거 상태로 이동하는 경우를 살펴보면, t시점에 자가/소형과 전세/중형에 거주하는 경우 자가/중형(각각 6.3%, 6.4%)으로 이동하는 경우가 상대적으로 더 많았다. 전세/소형 거주자는 다음 해에 전세/중형(4.8%)으로 이동하는 경우가 많았다. 월세/중형 거주자는 자가/중형으로 이동하는 경우가 4.7%였으며, 월세/소형은 전세/소형(5.9%) 또는 자가/중형(4.3%)으로 이동하는 경우가 많았다. 부모집에 거주하는 경우는 다음 해에 자가/중형(6.3%) 또는 전세/소형(4.7%)으로 이동하는 경우가 많았다.

[표 4-3] 각 주거 상태별 전이율(전체 시점)

	→1	→2	→3	→4	→5	→6	→7
1→	0.934	0.011	0.024	0.015	0.003	0.005	0.008
2→	0.063	0.861	0.026	0.036	0.003	0.004	0.007
3→	0.064	0.009	0.886	0.027	0.005	0.001	0.008
4→	0.037	0.022	0.048	0.876	0.003	0.011	0.002
5→	0.047	0.012	0.012	0.012	0.871	0.012	0.035
6→	0.043	0.020	0.024	0.059	0.020	0.826	0.008
7→	0.063	0.040	0.040	0.047	0.016	0.012	0.783

*1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집

[표 4-4]는 각 주거 상태의 전이율을 혼인 연차별로 산출한 자료이다. 본 연구에서 활용한 다이나믹 해밍 거리는 각 시점별 주거 상태 전이율을 배열간 거리 산출에 활용한다. 배열간 거리는 배열 쌍을 일치시키기 위해 상태를 대체하는 비용을 활용하여 계산하는데, 이때 대체 비용은 각 시점별 주거 상태 전이율에 반비례하는 값을 사용한다. 즉, 주거 상태 전이율이 높을 경우 두 상태를 대체하는 비용은 낮아지고 배열간의 거리가 가까운 것으로 간주된다. 상대적으로 전이율이 낮은 시점에서는 두 상태간의 전이가 어렵다는 의미이므로 주거 상태의 대체 비용이 높아지고 배열간의 거리가 먼 것으로 여겨지는 등 시점별 주거 상태 전이율에 따른 가중치가 부여된다.

먼저 자가/중형의 경우 시간이 흐를수록 다른 주거 상태로 변화하는 비율이 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 혼인 1년차에서 2년차로 넘어갈 때 자가/중형을 유지하는 비율은 87.2%였지만, 혼인 6년차에서 혼인 7년차로 넘어갈 때 자가/중형을 유지하는 경우는 97.3%로 나타나 자가/중형 주거 상태로 진입한 경우 해당 주거 상태를 이탈하는 사례가 거의 없음을 확인할 수 있다.

자가/소형의 경우에도 1-3년차에 비해 4-6년차에 다음 해 자가/소형을 유지하는 비율이 높았다. 점유 유형 측면의 상향 이동이라고 할 수 있는 자가/중형으로의 이동은 혼인 1년차에는 3.2%, 2년차 5.3%, 3년차 10.9%로 점차 높아졌지만, 4년차 5.8%, 5년차 3.5%로 다시 낮아졌다. 이는 상향 이동 여력이 있는 가정은 신혼 초에 주거를 옮기지만, 그렇지 않은 경우 시간이 지나도 상향 이동은 쉽지 않음을 보여 준다[4]. 자가/소형에서 전세/중형으로 넘어가는 경우는 점유유형 측면에서는 하향 이동, 주거 면적측면에서는 상향 이동이라고 할 수 있다. 이러한 이동패턴은 혼인 2년차→3년차에 3.8%로 정점을 찍고, 이후 지속적으로 낮아지는 양상을 보였다. 자가/소형에서 전세/소형으로 하향 이동하는 경우는 혼인

4) 6년차에는 8.9%로 다시 높아졌는데, 추후에는 더 긴 기간을 포함하는 자료를 활용하여 이러한 차이가 일시적인지, 혹은 7-8년차에 자가/중형으로 이동하는 경우가 지속적으로 많아지는지 등 주거 이동의 시점(timing)에 대한 연구를 할 필요가 있다.

1년차에서 2년차로 넘어갈 때 8.7%로 가장 많았지만 다른 혼인 연차에는 자가/소형에서 전세/소형으로 이동하는 경우가 드물었다. 이러한 이동은 투자의 목적으로 자가를 구입한 뒤 본인은 전셋집에 거주하는 사례일 수도 있고[5], 직장 등의 문제로 접근성이 좋은 지역에 새로운 집을 구한 사례일 수도 있다.

전세/중형의 경우에도 신혼 초기에 비해 후기로 갈수록 전세/중형을 유지하는 경우가 많았다. 주거 이동의 측면에서 점유 유형의 상향 이동이라고 할 수 있는 자가/중형으로 이동하는 경우는 매년 5-7%로 시간의 흐름에 따라 크게 변화하지 않았다. 점유유형은 상향 이동이지만 면적은 좁아지는 자가/소형으로의 이동은 가장 높은 수치가 혼인 1년차→2년차 1.7%로 거의 발생하지 않았다. 주거 면적의 하향 이동인 전세/소형으로의 이동은 혼인 1년차→2년차 6.7%, 혼인 2년차→3년차 4.9%로 신혼 초기에는 높았지만, 혼인 3년차 이후로는 2% 이하로 점차 감소하였다.

전세/소형 역시 시간이 지날수록 현재 상태를 유지하는 비율이 높았다. 점유유형의 상승이동이라고 할 수 있는 자가/소형으로의 이동의 경우 신혼 초기에는 혼인 1년차→2년차 3.4%, 2년차→3년차 4.5%로 일부 존재했지만, 혼인 3년차 이후에는 1% 내외의 낮은 이동을 보였다. 주거 면적의 상승이동이라고 할 수 있는 전세/중형으로의 이동은 1년차→2년차 6.1%에서 5년차→6년차 2.8%로 점점 낮아지는 경향을 보였는데, 6년차→7년차에는 다시 5.6%로 반등하는 모습이 나타났다. 점유유형과 주거 면적 두 측면에서 모두 상승이동이라고 할 수 있는 자가/중형으로의 이동은 1년차→2년차 2.7%에서 5년차→6년차 4.5%로 점차 높아지는 경향이 보였다. 이러한 경향성은 전세/소형 거주자는 신혼 초에는 자가/소형, 전세/중형 등으로 이동하지만 신혼 후반에는 자가/중형으로 이동하려는 성향이 있음을 의미한다.

월세/중형의 경우 1년차에는 월세/중형인 경우가 거의 없기 때문에(5

5) 청년패널조사에서는 현재 거주하고 있는 집 외에 보유하고 있는 주택이 있는지 조사하지 않았기 때문에 이러한 가능성을 검증할 수는 없었다.

명), 1년차에서 2년차로 넘어갈 때 모든 거주자가 월세/중형을 유지하고 있다. 자가나 전세에서 월세/중형으로 이동하는 경우는 혼인 1, 2년차를 제외하면 거의 드물며 월세/소형 또는 부모집 거주자가 월세/중형으로 이동하는 경우가 상대적으로 많았다. 이들은 혼인 5년차에서 6년차, 6년차에서 7년차로 넘어갈 때 다른 주거상태로 이동하는 경향이 있었다.

월세/소형의 경우 현재 상태를 유지하는 비율이 70-85%로 부모집을 제외한 다른 주거 상태에 비해 낮았다. 월세/소형의 경우 신혼 초에는 1년차 11.4%, 2년차 8.7% 등 전세/소형으로 옮겨가는 비율이 높았고, 5년차에는 자가/중형으로 이동하는 비율도 10%로 높았다. 부모집 거주자는 혼인 1-2년차에 빠르게 다른 주거 상태로 이동하였으나, 이후에는 상대적으로 현상을 유지하는 경우가 많았다.

[표 4-4] 시점별 주거 상태별 전이율 (n=934)

혼인 연차	주거 상태(t)	주거 상태(t+1) → 1	→ 2	→ 3	→ 4	→ 5	→ 6	→ 7
T1	1 →	0.872	0.027	0.027	0.027	0.000	0.020	0.027
	2 →	0.032	0.825	0.032	0.087	0.000	0.008	0.016
	3 →	0.056	0.017	0.831	0.067	0.022	0.000	0.006
	4 →	0.027	0.034	0.061	0.854	0.000	0.019	0.005
	5 →	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
	6 →	0.068	0.023	0.000	0.114	0.023	0.773	0.000
	7 →	0.054	0.107	0.089	0.089	0.018	0.018	0.625
T2	1 →	0.887	0.019	0.044	0.025	0.013	0.006	0.006
	2 →	0.053	0.870	0.038	0.023	0.000	0.008	0.008
	3 →	0.065	0.011	0.848	0.049	0.005	0.005	0.016
	4 →	0.036	0.045	0.061	0.838	0.003	0.014	0.003
	5 →	0.182	0.000	0.000	0.091	0.727	0.000	0.000
	6 →	0.000	0.000	0.043	0.087	0.000	0.826	0.043
	7 →	0.091	0.068	0.023	0.023	0.045	0.000	0.750
T3	1 →	0.905	0.006	0.050	0.028	0.000	0.000	0.011
	2 →	0.109	0.797	0.029	0.043	0.007	0.007	0.007
	3 →	0.073	0.005	0.891	0.021	0.000	0.000	0.010
	4 →	0.040	0.015	0.034	0.895	0.006	0.009	0.000
	5 →	0.071	0.000	0.000	0.000	0.857	0.000	0.071
	6 →	0.022	0.065	0.043	0.043	0.022	0.804	0.000
	7 →	0.024	0.000	0.024	0.024	0.024	0.024	0.878
T4	1 →	0.966	0.010	0.014	0.005	0.000	0.005	0.000
	2 →	0.058	0.883	0.025	0.025	0.000	0.000	0.008
	3 →	0.075	0.010	0.899	0.015	0.000	0.000	0.000
	4 →	0.042	0.010	0.042	0.899	0.003	0.003	0.000
	5 →	0.000	0.000	0.000	0.000	0.941	0.059	0.000
	6 →	0.048	0.000	0.024	0.048	0.024	0.857	0.000
	7 →	0.071	0.024	0.048	0.024	0.000	0.024	0.810
T5	1 →	0.954	0.008	0.013	0.017	0.004	0.000	0.004
	2 →	0.035	0.921	0.009	0.035	0.000	0.000	0.000
	3 →	0.050	0.005	0.930	0.010	0.000	0.000	0.005
	4 →	0.045	0.010	0.028	0.902	0.003	0.010	0.000
	5 →	0.056	0.000	0.000	0.000	0.889	0.000	0.056
	6 →	0.100	0.025	0.000	0.025	0.050	0.800	0.000
	7 →	0.086	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.914
T6	1 →	0.973	0.004	0.011	0.000	0.004	0.004	0.004
	2 →	0.089	0.884	0.018	0.000	0.009	0.000	0.000
	3 →	0.065	0.005	0.910	0.005	0.005	0.000	0.010
	4 →	0.037	0.011	0.056	0.881	0.004	0.007	0.004
	5 →	0.000	0.050	0.050	0.000	0.850	0.000	0.050
	6 →	0.029	0.000	0.029	0.029	0.000	0.914	0.000
	7 →	0.057	0.000	0.029	0.114	0.000	0.000	0.800

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집

2. 신혼부부의 주요 특성에 따른 주거 상태 지속기간

신혼부부의 주요 특성에 따라 초혼 이후 7년의 기간 내에 특정 주거 상태에 있었던 평균 시간을 살펴보았다. 먼저 거주 지역에 따라서 살펴보면, 서울 거주자의 경우 자가/중형 거주기간은 1.04년으로 가장 짧고, 전세/중형(1.60년) 및 전세/소형(3.15년) 거주기간은 가장 길었다. 수도권(인천, 경기) 거주자는 상대적으로 짧은 자가 거주기간과 상대적으로 긴 전세 거주기간을 가지고 있지만, 서울에 비해서는 자가 거주기간이 길었고, 다른 지역에 비해 월세 거주기간이 상대적으로 길었다. 광역시 거주자는 자가/중형 거주기간이 2.04년으로 다른 지역에 비해 가장 길었으며, 전세/소형 거주기간은 1.81년으로 가장 짧았다. 기타 시도의 경우 자가/중형 거주기간은 1.80년으로 서울 및 수도권에 비해 길었고, 자가/소형 거주기간은 1.31년으로 다른 지역에 비해 가장 길었다. 전세/중형 거주기간은 1.11년으로 상대적으로 가장 짧았다.

소득집단의 경우 혼인 1년차를 기준으로 분석하였다. 전년도 도시근로자 월평균 소득 대비 70% 이하 집단은 다른 집단에 비해 자가/소형(1.06년), 전세/소형(2.63년) 거주기간이 길었다. 100% 초과 집단은 자가/중형(1.72년), 자가/중형(1.72년)이 길었다. 소득 수준이 높을수록 중형 주택에 거주하는 기간이 길고 소형주택에 거주하는 기간은 짧았다.

맞벌이의 경우 1년차 맞벌이 여부를 기준으로 살펴보았다. 혼인 1년차에 맞벌이를 하고 있었던 경우 전세/소형 거주기간은 2.14년, 전세/중형 기간은 1.83년으로 나타났고, 외벌이는 전세/소형 2.50년, 전세/중형 1.08년으로 맞벌이 여부에 따라 전세 거주기간의 차이를 확인할 수 있었다.

혼인 연도에 따라서 살펴보면 자가/중형 거주기간은 2008년 이후 지속적으로 증가하고 있다. 자가/소형 주택의 경우 2008년을 정점으로 그 이후의 기간은 유사한 값을 보이고 있고, 전세/중형 주택은 2009년-2011년에 결혼한 경우 약 1.7년으로 유사한 기간을 보냈지만, 2012년 결혼한 집단에서 1.19년으로 감소한 이후 다시 증가하는 양상을 보인다. 전세/소형

의 거주기간이 전 혼인연도에서 가장 긴 가운데 2012년 결혼 집단의 거주기간이 2.70년으로 가장 길고 이후 결혼세대에서는 다시 감소하였다.

초혼 연령의 경우 본 자료에서 평균 초혼 연령이 각각 남성 30.4세, 여성 28.8세임을 고려하여 남성은 30세 이하, 31세 이상으로 구분하고 여성은 28세 이하, 29세 이상으로 구분하여 살펴보았다. 남성의 경우 30세 이하 집단은 자가/중형 거주 기간이 1.20년으로 31세 이상 집단(1.83년)에 비해 짧았고, 전세/중형(1.40년), 전세/소형(2.51년)은 31세 이상 집단(각각 1.12년, 2.27년)에 비해 길었다. 여성의 경우에도 남성 응답자와 유사하게 초혼 연령이 28세 이하인 경우 자가/중형 거주기간이 1.43년으로 29세 이상 집단(1.84년)에 비해 짧고, 전세/중형(1.51년), 전세/소형(2.50년)은 29세 이상 집단(각각 1.63년, 2.08년)에 비해 길었다.

본인의 교육수준에 따라서 살펴보면, 남성의 경우 고졸 이하 집단의 경우 전세/소형 거주기간이 다른 집단에 비해 잛았고, 전문대졸 이하 집단의 경우 다른 집단에 비해 자가/소형 거주기간이 길었다. 대졸 이하 집단의 자가/중형, 전세/중형 거주기간이 다른 집단에 비해 길었다. 대학원 이상 집단은 전세/소형 거주기간이 가장 길었는데, 길어진 학업으로 인해 자산을 축적할 시간이 부족했던 것으로 볼 수 있다. 반면 여성의 경우 고졸 이하 집단의 전세/소형 거주기간이 2.65년으로 다른 집단에 비해 길었고, 대학원 이상 집단은 자가/중형 거주기간이 2.33년으로 다른 집단에 비해 길고 전세/소형 거주기간은 1.79년으로 다른 집단에 비해 가장 짧은 것으로 나타났다.

부 교육수준의 경우 남녀 모두 부 교육수준에 따른 차이가 크게 나타났다. 남성의 경우 아버지가 중졸 이하이면 전세/소형 2.70년, 자가/소형 1.38년, 자가/중형 1.33년, 전세/중형 0.90년 순으로 전세 및 자가/소형 거주기간이 길었고, 전문대졸 이상일 경우 자가/중형 2.02년, 전세/소형 1.89년, 전세/중형 1.51년, 자가/소형 0.90년 순으로 나타나 부 교육수준이 높을수록 자가 및 전세 중형 거주기간이 길어지고 자가 및 전세/소형 거주기간이 짧아지는 것으로 나타났다. 여성의 경우 아버지의 교육수준이

중졸 이하인 경우 전세/소형 2.22년, 전세/중형 1.57년, 자가/중형 1.48년, 자가/소형 1.09년으로 나타났으며 전문대졸 이상은 전세/소형 2.31년, 자가/중형 1.59년, 전세/중형 1.59년, 자가/소형 0.82년으로 부 교육수준에 따른 차이는 자가/중형과 자가/소형에서 주로 나타났다.

[표 4-5] 신혼부부의 특성별 주거 상태 지속기간(단위: 년) (n=934)

구분			주거 상태						
			1	2	3	4	5	6	7
거주지역		서울	1.04	0.49	1.60	3.15	0.11	0.35	0.26
		수도권 (인천, 경기)	1.42	0.89	1.44	2.44	0.21	0.31	0.29
		광역시	2.04	0.97	1.58	1.81	0.03	0.25	0.32
		기타 시도	1.80	1.31	1.11	1.96	0.09	0.36	0.37
소득집단		70% 이하	1.38	1.06	1.18	2.63	0.10	0.46	0.18
		70%-100% 이하	1.71	0.93	1.50	2.33	0.05	0.25	0.25
		100% 초과	1.72	0.71	1.72	1.96	0.20	0.20	0.51
맞벌이 여부(t1)		맞벌이	1.57	0.94	1.83	2.14	0.12	0.23	0.18
		외벌이	1.61	0.88	1.08	2.50	0.11	0.38	0.44
혼인 연도		2008	1.39	1.27	1.43	1.96	0.10	0.49	0.37
		2009	1.40	0.83	1.70	2.44	0.04	0.26	0.33
		2010	1.51	0.85	1.63	2.10	0.29	0.26	0.37
		2011	1.52	0.78	1.71	2.35	0.06	0.35	0.23
		2012	1.55	0.91	1.19	2.70	0.13	0.27	0.24
		2013	1.63	1.06	1.23	2.39	0.15	0.19	0.35
		2014	1.88	0.83	1.48	2.02	0.03	0.44	0.32
초혼연령	남성	30세 이하	1.20	1.03	1.40	2.51	0.16	0.37	0.32
		31세 이상	1.83	1.03	1.12	2.27	0.08	0.23	0.45
	여성	28세 이하	1.43	0.78	1.51	2.50	0.10	0.37	0.31
		29세 이상	1.84	0.84	1.66	2.08	0.11	0.27	0.21

[표 4-5] 신혼부부의 특성별 주거 상태 지속기간(계속)

			1	2	3	4	5	6	7
교육수준	전체	고졸 이하	1.45	0.89	1.21	2.46	0.16	0.36	0.48
		전문대졸	1.42	1.13	1.44	2.16	0.12	0.37	0.36
		대졸	1.70	0.84	1.56	2.33	0.08	0.28	0.21
		대학원 이상	1.87	0.59	1.37	2.46	0.24	0.16	0.31
	남성	고졸 이하	1.43	1.12	0.87	2.19	0.28	0.33	0.78
		전문대졸	1.07	1.72	0.85	2.53	0.00	0.42	0.41
		대졸	1.73	0.83	1.55	2.27	0.10	0.28	0.24
		대학원 이상	1.15	0.41	1.22	3.52	0.26	0.04	0.41
	여성	고졸 이하	1.45	0.73	1.44	2.65	0.07	0.37	0.28
		전문대졸	1.59	0.85	1.72	1.98	0.17	0.34	0.34
		대졸	1.68	0.85	1.58	2.38	0.05	0.28	0.18
		대학원 이상	2.33	0.70	1.47	1.79	0.23	0.23	0.26
부교육수준	전체	중졸 이하	1.41	1.22	1.27	2.43	0.10	0.22	0.34
		고졸	1.49	0.85	1.49	2.38	0.12	0.37	0.30
		전문대졸 이상	2.04	0.68	1.57	2.05	0.12	0.27	0.28
	남성	중졸 이하	1.33	1.38	0.90	2.70	0.19	0.18	0.31
		고졸	1.35	0.90	1.35	2.47	0.05	0.42	0.45
		전문대졸 이상	2.02	0.90	1.51	1.89	0.20	0.18	0.29
	여성	중졸 이하	1.48	1.09	1.57	2.22	0.02	0.26	0.37
		고졸	1.59	0.82	1.59	2.31	0.16	0.33	0.20
		전문대졸 이상	2.05	0.50	1.62	2.17	0.06	0.33	0.26

3. 신혼부부의 주거 이력 분류 및 유형별 특성

1) 주거 이력 분류

신혼부부의 주거 이력을 분류하기 위해 배열 분석 및 군집 분석을 수행하고, 군집의 수를 결정하기 위한 주요 분류지표를 살펴보았다. [표 4-6]은 거리측정방식과 군집화 알고리즘에 따른 군집수별 분류지표를 보여준다. 본 연구에서는 최적 매칭법의 비용 설정에 따른 두 가지 모형과 다이나믹 해밍 거리를 활용한 거리 측정 방식에 따른 결과를 살펴보고, 군집수의 결정 방식도 워드의 방법에 따른 클러스터 분석을 통한 최적 솔루션 결정과 PAM 알고리즘에 따른 최적 솔루션 결정 방식을 비교하였다. HG와 HC 지표의 경우 집단의 수가 증가함에 따라 점점 더 좋아지기 때문에, PBC와 ASW를 중심으로 살펴보았다.

전반적인 분류의 질은 위계적 군집화의 와드 알고리즘에 비해 PAM 알고리즘을 사용할 경우 최적 매칭법과 다이나믹 해밍 방법 모두에서 분류지표의 최고값이 높았다. PAM 알고리즘 내에서 OM의 indel 값에 따른 분류지표도 큰 차이를 보이지 않았고, 거리측정방법의 측면에서도 DHD와 OM사이의 차이는 크지 않았다. PAM 방식에서 OM과 DHD 모두 6개 군집을 최상의 군집 개수로 제시하였다.

6개 군집으로 분류할 경우 1번 군집은 대부분의 기간을 자가/소형으로 보내는 유형, 2번 군집은 대부분의 기간을 전세/소형으로 보내며 4년차 이후 자가/중형의 비율이 높아지는 유형, 3번 군집은 주로 월세/소형이 대부분의 기간을 차지하는 유형, 4번 군집은 주로 전세/중형이 대부분의 기간을 차지하는 유형, 5번 군집은 주로 자가/중형이 대부분의 기간을 차지하는 유형, 6번 군집은 월세/중형과 부모집이 혼합되어 있는 유형이다. 6개 군집의 경우 분류지표상으로 최적이나, 이 경우 대부분의 군집이 특별한 주거 이동을 보여주지 못하여 결혼 당시의 주거 상태에서 변화하는 사례를 식별하기 어려운 한계가 있어 두 번째로 최적인 군집수를 고려하였다.

두 번째 최적 군집수의 경우 삽입/삭제 비용을 1로 부여한 최적매칭법에서 PBC는 5개 군집, ASW는 10개 군집을 제시하였고, indel 값을 0.794로 준 경우는 PBC와 ASW 모두 5개 군집을 제시하였다. DHD 방식의 경우 PBC는 9개, ASW는 11개 군집을 제시하였다. 5개 군집을 선택할 경우 6개 군집과 마찬가지로 여전히 주거 변화를 포착해내지 못한다는 한계가 존재한다. 이로 인해 최적 매칭 방식의 10개 군집 및 DHD 방식의 9개, 11개 군집 중 시간의 왜곡이 발생하지 않고 시점별 상태 대체율 대체비용으로 사용하는 DHD 방식을 채택하였다. DHD 방식에서 PBC는 9개, ASW는 11개를 차선으로 제시하였는데, 9개 군집에 비해 11개 군집의 경우가 전세/중형에서 자가/중형, 자가 소형에서 자가/중형으로의 이동 등 주거 상태의 변화가 있는 군집을 분류해낸다는 점에서 주거 이력을 이해하기에 더 도움이 될 것으로 판단하고 최종적으로 11개 군집을 선택하였다.

11개 군집의 경우 6개 군집에 비해 혼인 3-5년차에 주거 상향 이동이 발생하는 4개 군집이 추가적으로 분류되었으며, 월세/중형과 부모집이 분리된 군집으로 분류되었다. 주거 이력을 11개 군집으로 분류함으로써 상대적으로 사례수가 적은 상승 이동 군집을 특정 주거 상태가 지속되는 군집으로부터 분리하였지만, 상승 이동 군집들의 사례수는 각각 5% 내외로 나타났다. 개별 상승 이동 군집들의 사례수 부족 문제는 집단 간 차이 및 각 주거 이력에 소속될 가능성을 높이는 관련 요인을 분석하는 것을 어렵게 할 것으로 판단하였다. 이에 따라 11개 군집을 각 군집의 성격을 고려하여 상위 유형으로 재분류하였는데, 특정 주거 상태가 지속되는 '자가/중형', '자가/소형', '전세/중형', '전세/소형'은 개별 유형으로 유지하되 월세/소형과 월세/중형 및 부모집을 '월세 및 부모집'으로 합쳐 하나의 유형으로 분류하였으며, 주거 상향 이동이 발생한 4개 군집을 '상향 이동' 유형으로 통합하여 분석에 활용하였다[6]. 최종 분류된 주거 이

6) 세부 주거 이력간 차이를 참고할 수 있도록 11개 군집을 활용한 분석을 부록 2에 함께 제시하였다.

력은 [표 4-6]과 같다.

[표 4-6] 거리 측정 방식 및 군집화 알고리즘에 따른 분류 지표 비교

군집수	OM+hclust (indel=1)				OM+hclust (indel=0.794)				DHD+hclust				OM+PAM (indel=1)				OM+PAM (indel=0.794)				DHD+PAM			
	PBC	HG	ASW	HC	PBC	HG	ASW	HC	PBC	HG	ASW	HC	PBC	HG	ASW	HC	PBC	HG	ASW	HC	PBC	HG	ASW	HC
2	0.36	0.33	0.34	0.21	0.41	0.52	0.35	0.20	0.39	0.35	0.35	0.18	0.35	0.27	0.31	0.17	0.35	0.50	0.32	0.15	0.47	0.53	0.34	0.17
3	0.57	0.54	0.44	0.21	0.61	0.74	0.46	0.18	0.58	0.55	0.45	0.19	0.67	0.72	0.48	0.14	0.66	0.81	0.47	0.15	0.66	0.70	0.46	0.15
4	0.73	0.74	0.52	0.12	0.75	0.89	0.52	0.11	0.76	0.77	0.53	0.10	0.78	0.85	0.57	0.08	0.76	0.90	0.57	0.10	0.77	0.83	0.56	0.09
5	0.80	0.91	0.57	0.06	0.81	0.96	0.57	0.06	0.82	0.91	0.58	0.06	0.83	0.92	0.61	0.05	0.85	0.98	0.62	0.03	0.82	0.90	0.60	0.06
6	0.82	0.95	0.60	0.05	0.83	0.97	0.60	0.04	0.84	0.95	0.60	0.04	0.87	0.98	0.65	0.02	0.87	0.99	0.65	0.02	0.86	0.96	0.64	0.03
7	0.81	0.95	0.58	0.04	0.81	0.98	0.59	0.04	0.84	0.96	0.61	0.04	0.82	0.97	0.61	0.03	0.82	0.98	0.62	0.03	0.82	0.95	0.60	0.04
8	0.82	0.96	0.60	0.04	0.81	0.98	0.60	0.03	0.84	0.96	0.58	0.04	0.81	0.96	0.59	0.03	0.80	0.98	0.60	0.04	0.82	0.95	0.58	0.04
9	0.80	0.97	0.60	0.03	0.81	0.98	0.59	0.03	0.81	0.96	0.55	0.05	0.82	0.98	0.61	0.02	0.81	0.99	0.61	0.02	0.83	0.97	0.60	0.03
10	0.77	0.96	0.58	0.04	0.81	0.99	0.60	0.03	0.79	0.96	0.55	0.05	0.81	0.97	0.62	0.03	0.80	0.99	0.62	0.03	0.82	0.97	0.61	0.03
11	0.77	0.97	0.58	0.03	0.78	0.98	0.57	0.03	0.78	0.96	0.57	0.05	0.80	0.98	0.62	0.03	0.79	0.99	0.61	0.02	0.81	0.97	0.61	0.03
12	0.77	0.97	0.60	0.02	0.78	0.98	0.57	0.03	0.76	0.97	0.56	0.04	0.78	0.97	0.58	0.03	0.76	0.99	0.59	0.03	0.78	0.97	0.58	0.04
13	0.77	0.98	0.59	0.02	0.77	0.99	0.58	0.03	0.76	0.97	0.56	0.04	0.77	0.97	0.59	0.03	0.76	0.99	0.60	0.02	0.78	0.97	0.59	0.04
14	0.77	0.98	0.60	0.02	0.77	0.99	0.59	0.02	0.76	0.97	0.56	0.03	0.76	0.97	0.58	0.03	0.75	0.99	0.59	0.02	0.77	0.97	0.58	0.04
15	0.77	0.98	0.59	0.02	0.77	0.99	0.59	0.02	0.76	0.97	0.57	0.03	0.75	0.97	0.55	0.03	0.71	0.98	0.58	0.05	0.75	0.97	0.56	0.04
17	0.77	0.98	0.60	0.02	0.77	0.99	0.60	0.02	0.76	0.98	0.57	0.03	0.75	0.97	0.55	0.03	0.75	0.99	0.60	0.02	0.76	0.97	0.58	0.03
18	0.77	0.98	0.60	0.01	0.77	0.99	0.59	0.02	0.76	0.98	0.58	0.03	0.74	0.97	0.57	0.03	0.75	0.99	0.60	0.02	0.76	0.97	0.58	0.03
19	0.75	0.98	0.60	0.02	0.77	0.99	0.60	0.02	0.76	0.98	0.58	0.02	0.74	0.98	0.58	0.02	0.75	0.99	0.60	0.02	0.75	0.98	0.59	0.03
20	0.75	0.98	0.60	0.02	0.69	0.98	0.58	0.03	0.76	0.98	0.58	0.02	0.73	0.98	0.56	0.03	0.73	0.99	0.60	0.03	0.74	0.98	0.58	0.03

*회색 음영은 각 지표별(PBC, ASW) 1순위 최적값을 의미하며, 밑줄은 각 지표별 2순위 최적값을 의미

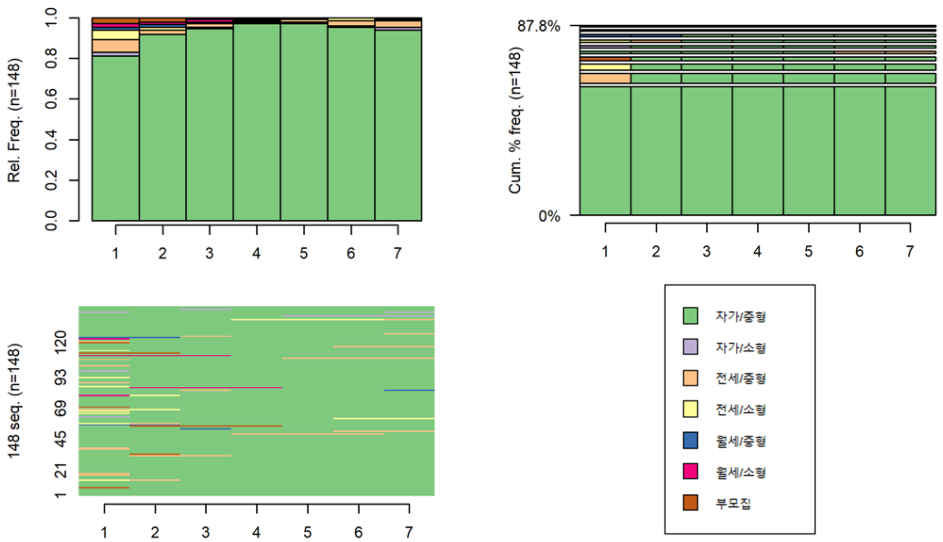
[표 4-7] 신혼부부의 주거 이력 유형

상위 분류	주거 이력 군집	대표값	평균 거주 기간(단위: 년)							사례 수	비율 (%)	특징
			자가/ 중형	자가/ 소형	전세/ 중형	전세/ 소형	월세/ 중형	월세/ 소형	부모집			
자가/중형	자가/중형	1111111	6.51	0.05	0.18	0.09	0.04	0.05	0.06	148	15.9	7년간 주로 자가/중형 주택 거주
자가/소형	자가/소형	2222222	0.19	6.17	0.12	0.32	0.02	0.07	0.10	108	11.6	7년간 주로 자가/소형 주택 거주
전세/중형	전세/중형	3333333	0.26	0.11	6.37	0.18	0.01	0.01	0.07	147	15.7	7년간 주로 전세/중형 주택 거주
전세/소형	전세/소형	4444444	0.09	0.13	0.20	6.43	0.01	0.08	0.05	268	28.7	7년간 주로 전세/소형 주택 거주
월세 및 부모집	월세/중형	3555555	0.13	0.20	0.67	0.47	5.20	0.00	0.33	15	1.6	전세/중형, 부모집 등에서 시작 → 2-3년차부터 월세/중형으로 이동
	월세/소형	6666666	0.21	0.16	0.02	0.72	0.26	5.47	0.16	43	4.6	7년간 월세/소형주택에 거주
	부모집	7777777	0.60	0.15	0.38	0.23	0.08	0.03	5.55	40	4.3	7년간 주로 부모집 거주
	전체		0.36	0.16	0.27	0.48	0.94	2.41	2.39	98	10.5	7년간 주로 월세 또는 부모집 거주
상향 이동	자가/소→ 자가/중형	2221111	3.80	2.63	0.10	0.33	0.03	0.00	0.10	30	3.2	자가/소형에서 시작 → 3-4년차부터 자가/중형 주택으로 이동
	전세/중→ 자가/중형	3333111	3.11	0.17	3.47	0.25	0.00	0.00	0.00	36	3.9	전세/중형 주택으로 시작 → 3-5년차에 자가/중형 주택으로 이동
	전세/소→ 자가/중형	4444111	3.05	0.19	0.23	3.46	0.00	0.04	0.04	57	6.1	전세/소형 주택으로 시작 → 3-5년차에 자가/중형 주택으로 이동
	전세/소→ 전세/중형	4443333	0.19	0.19	3.83	2.45	0.00	0.26	0.07	42	4.5	전세/소형주택으로 시작 → 3-5년차 전세/중형 주택으로 이동
	전체		2.47	0.63	1.83	1.93	0.01	0.08	0.05	165	17.7	주로 3-5년차에 주거 상향 이동

2) 신혼부부의 주거 이력

배열 분석에 의해 분류된 신혼부부의 주거 이력을 군집별로 살펴보았다. 먼저 군집 1은 대부분의 기간을 자가/중형(연두색)으로 보내는 집단으로 148명(약 15.9%)이 소속되어 있다. 이들은 혼인 1-2년차에 소수가 전세/중형(주황색), 전세/소형(노란색)에 거주하는 경우를 제외하면 대부분이 7년간 자가/소형 주택에 거주하고 있다. 고유 배열은 28가지가 존재했다. 이 중 최빈 배열은 7년 연속 자가/중형인 경우가 104명(약 70.3%), 전세/중형 1년-자가/중형 6년인 경우가 8명(약 5.4%), 전세/소형 1년-자가/중형 6년인 경우 5명(약 3.4%) 순으로 나타났다. 군집 1은 '자가/중형'으로 명명하였다.

군집1. 자가/중형 (n=148)

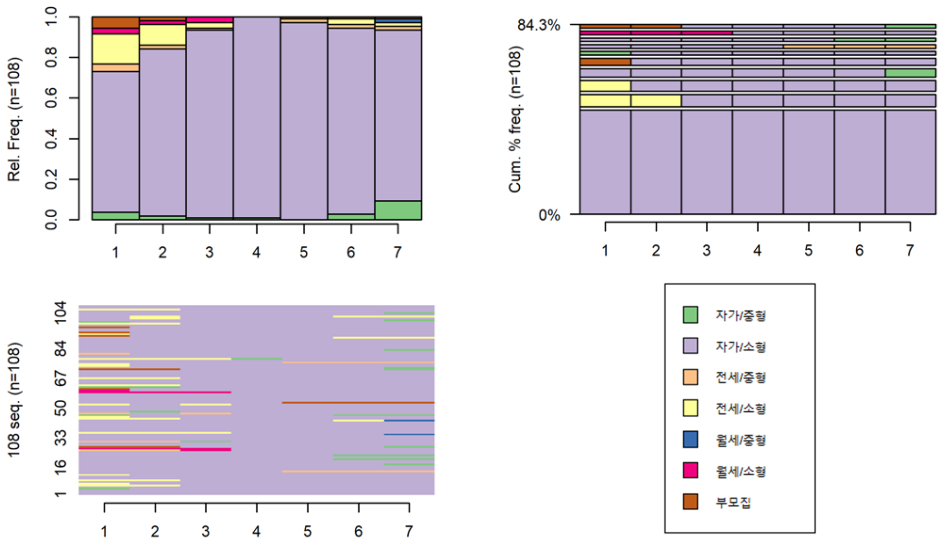


[그림 4-4] 군집 1의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 2는 대부분의 기간을 자가/소형(보라색)으로 보내는 집단으로 108명(약 11.6%)이 소속되어 있다. 이들은 혼인 1-2년차에 소수가 전세/소형(노란색)에 거주하는 경우를 제외하면 대부분이 7년간 자가/소형 주택에 거주하고 있다. 고유 배열의 수는 27가지가 존재했다. 이 중 최빈

배열은 7년 연속 자가/소형인 경우가 59명(약 54.6%), 전세/소형 2년-자가/소형 5년인 경우가 7명(약 6.5%), 전세/소형 1년-자가/소형 6년인 경우 6명(약 3.4%), 자가/소형 6년-자가/중형 1년 5명(약 4.6%) 순으로 나타났다. 군집 2은 '자가/소형'으로 명명하였다.

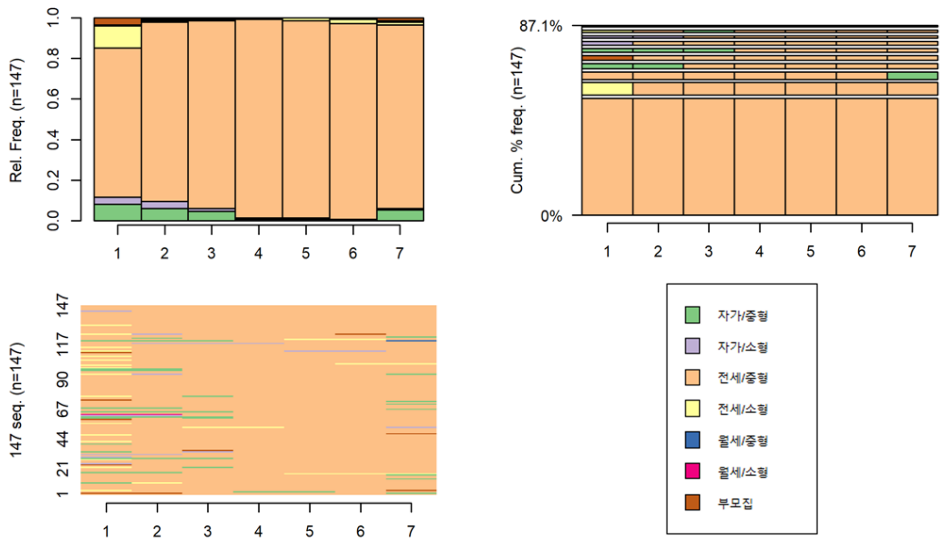
군집2. 자가/소형 (n=108)



[그림 4-5] 군집 2의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 3은 대부분의 기간을 전세/중형(주황색)으로 보내는 집단으로 147명(약 15.7%)이 소속되어 있다. 이들은 혼인 초기에 자가/중형(연두색), 전세/소형(노란색)에 거주하는 경우가 일부 포함되었고, 대부분이 7년간 전세/중형 주택에 거주하고 있다. 고유 배열의 수는 29가지가 존재했다. 이 중 최빈 배열은 7년 연속 전세/중형인 경우가 93명(약 63.3%), 전세/소형 1년-전세/중형 6년인 경우가 10명(약 6.8%), 전세/중형 6년-자가/중형 1년인 경우 6명(약 4.1%), 자가/중형 2년-전세/중형 5년 4명(약 2.7%) 순으로 나타났다. 군집 3은 '전세/중형'으로 명명하였다.

군집3. 전세/중형 (n=147)



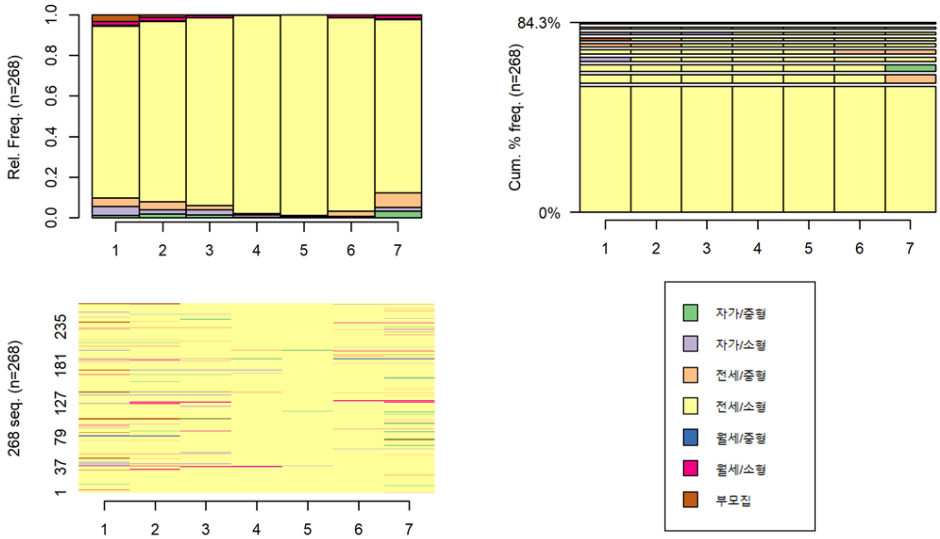
[그림 4-6] 군집 3의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 4는 대부분의 기간을 전세/소형(노란색)으로 보내는 집단으로, 전체 군집 중 가장 많은 268명(약 28.7%)이 소속되어 있다. 이들은 혼인 초기에 자가/소형(보라색), 전세/중형(주황색)으로 시작하거나 혼인 6-7년차에 전세/중형(주황색), 자가/중형(노랑색)으로 이동하는 일부를 제외하고는 대부분이 7년간 전세/중형 주택에 거주하고 있다. 고유 배열의 수는 29가지가 존재했다. 이 중 최빈 배열은 7년 연속 전세/소형인 경우가 177명(약 66.0%), 전세/소형 6년-전세/중형 1년인 경우가 12명(약 4.5%), 전세/소형 6년-자가/중형 1년인 경우 9명(약 3.4%), 자가/소형 1년-전세/소형 6년 6명(약 2.2%) 순으로 나타났다. 군집 4은 '전세/소형'으로 명명하였다.

군집 5는 대부분의 기간을 월세/중형(파란색)으로 보내는 집단으로, 전체 군집 중 가장 적은 15명(약 1.6%)이 소속되어 있다. 이들은 주로 혼인 초기에 전세/중형(주황색), 전세/소형(노란색), 부모집(갈색)으로 시작해 2년차부터 월세/중형으로 이동하여 4년차 이후로는 대부분이 월세/중형에 거주하고 있다. 고유 배열의 수는 9가지가 존재했다. 이 중 최빈 배

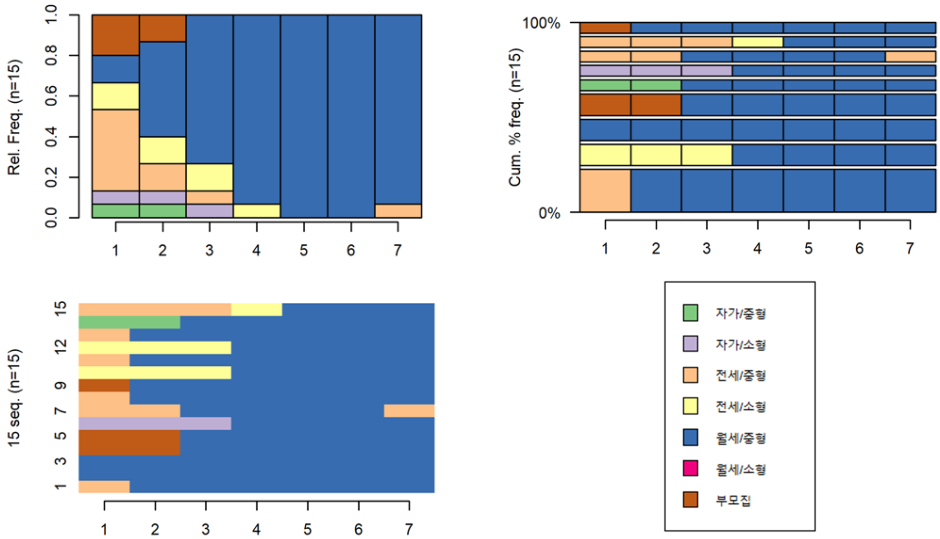
열은 전세/중형 1년-월세/중형 6년인 경우가 4명(약 26.7%), 전세/소형 3년-월세/중형 4년인 경우 2명(약 13.3%), 월세/중형 7년 2명(약 13.3%), 부모집 2년-월세/중형 5년 2명(약 13.3%) 순으로 나타났다. 군집 5는 '월세/중형'으로 명명하였다.

군집4. 전세/소형 (n=268)



[그림 4-7] 군집 4의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

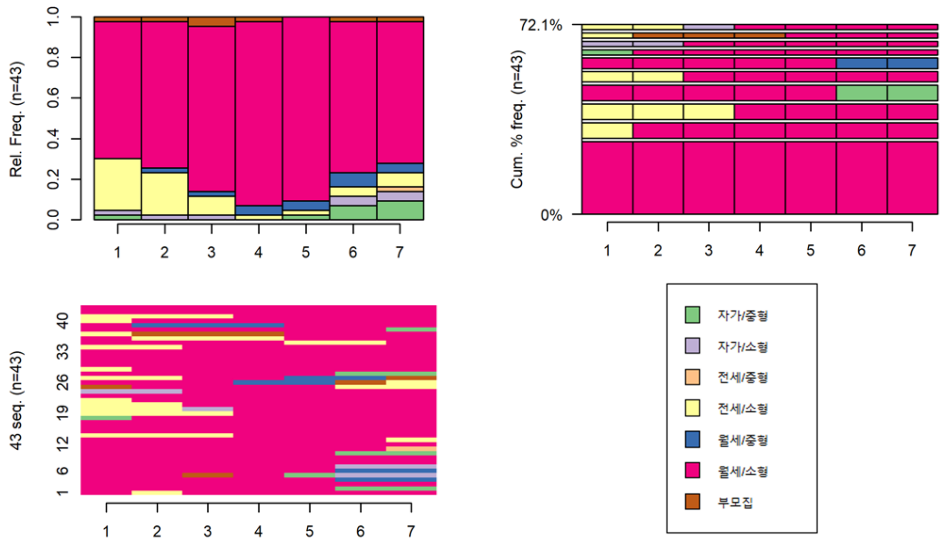
군집5. 월세/중형 (n=15)



[그림 4-8] 군집 5의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 6은 대부분의 기간을 월세/소형(분홍색)으로 보내는 집단으로, 43명(약 4.6%)이 소속되어 있다. 이들은 다른 군집에 비해 전체 기간을 월세/소형으로 동일하게 보낸 경우는 많지 않고, 혼인 초기 또는 혼인 6-7년차에 다른 주거 상태를 보이는 경우가 많다. 혼인 초기에는 주로 전세/소형에 거주하다가 월세/소형으로 이동하는 경우가 많고, 혼인 6-7년차에 자가/중형 또는 월세/중형으로 이동하는 사례가 소수 존재한다. 고유 배열의 수는 22가지가 존재했다. 이 중 최빈 배열은 7년 연속 월세/소형인 경우가 14명(약 32.6%), 전세/소형 3년-월세/소형 4년인 경우가 3명(약 7.0%), 전세/소형 1년-월세/소형 6년인 경우 3명(약 7.0%), 월세/소형 5년-자가/중형 2년 3명(약 7.0%) 순으로 나타났다. 군집 6은 '월세/소형'으로 명명하였다.

군집6. 월세/소형 (n=43)



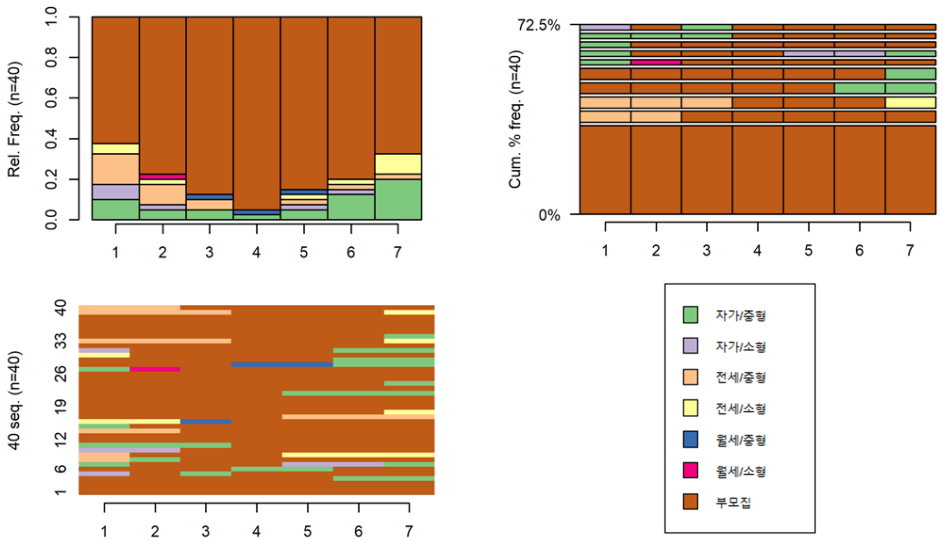
[그림 4-9] 군집 6의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 7은 대부분의 기간을 부모집에서 보내는 집단으로, 40명(약 4.3%)이 소속되어 있다. 해당 군집도 월세/소형과 마찬가지로 부모집에서 7년을 보낸 경우 외에도 결혼 초기에 다른 주거 상태로 거주하다가 부모집으로 이동한 경우와 부모집에 거주하다가 혼인 6-7년차에 다른

주거 상태로 이동한 경우가 혼재되어 있다. 혼인 초기에는 부모집 외에 전세/중형(주황색) 또는 자가/중형의 비율이 높고 혼인 6-7년차에는 자가/중형의 비율이 높게 나타난다. 이러한 특징은 자녀 출산 이후 부모의 자녀 돌봄 지원을 받기 위해 부모집으로 들어가거나, 자녀 출산이후 더 넓은 주거 면적의 확보를 위해 거주지를 이전하는 경우로 해석할 수 있다. 고유 배열의 수는 21가지가 존재했다. 최빈 배열은 부모집 7년인 경우가 16명(약 40.0%), 전세/중형 3년-부모집 3년-전세/소형 1년인 경우 2명(약 5.0%), 전세/중형 2년-부모집 5년인 경우가 2명(약 5.0%), 부모집 5년-자가/중형 2년 2명(약 5.0%), 부모집 6년-자가/중형 1년 2명(약 5.0%)순으로 나타났다. 군집 7은 '부모집'으로 명명하였다.

군집5 '월세/중형', 군집6 '월세/소형', 군집7 '부모집'은 자가 구입 비용 또는 전세 보증금 등 거주를 위해 많은 자본이 필요하지는 않은 주거 형태라는 공통점이 있다. 이러한 주거 이력을 주거 사다리를 올라가기 위한 준비 단계로 가정하고 이들을 하나의 상위 유형으로 통합하여 분석에 활용하였다.

군집7. 부모집 (n=40)

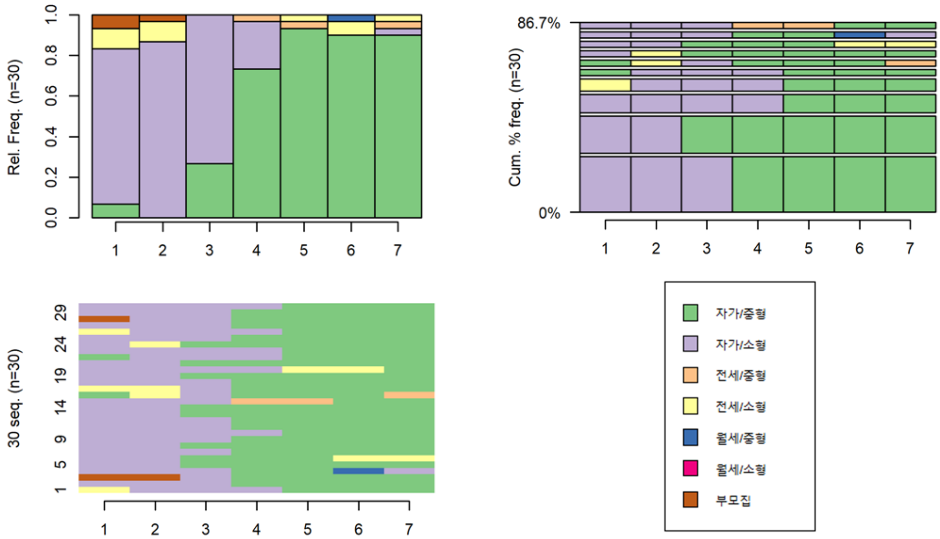


[그림 4-10] 군집 7의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 8은 결혼 1-3년차에는 주로 자가/소형에 거주하다가 4년차부터

자가/중형에 주로 거주하는 집단으로 30명(약 3.2%)이 소속되어 있다. 이들은 점유 유형의 측면에서는 자가로 동일하지만 주거 면적의 측면에서 중형으로 상향 이동한 집단이다. 고유 배열의 수는 14가지가 존재했다. 최빈 배열은 자가/소형 3년-자가/중형 4년인 경우가 9명(약 30.0%), 자가/소형 2년-자가/중형 5년인 경우 6명(약 20.0%), 자가/소형 4년-자가/중형 3년 3명(약 10.0%), 전세/소형 1년-자가/소형 3년-자가/중형 3년 2명(약 6.7%) 순으로 나타났다. 군집8은 '자가/소형→자가/중형'으로 명명하였다.

군집8. 자가/소형→자가/중형 (n=30)

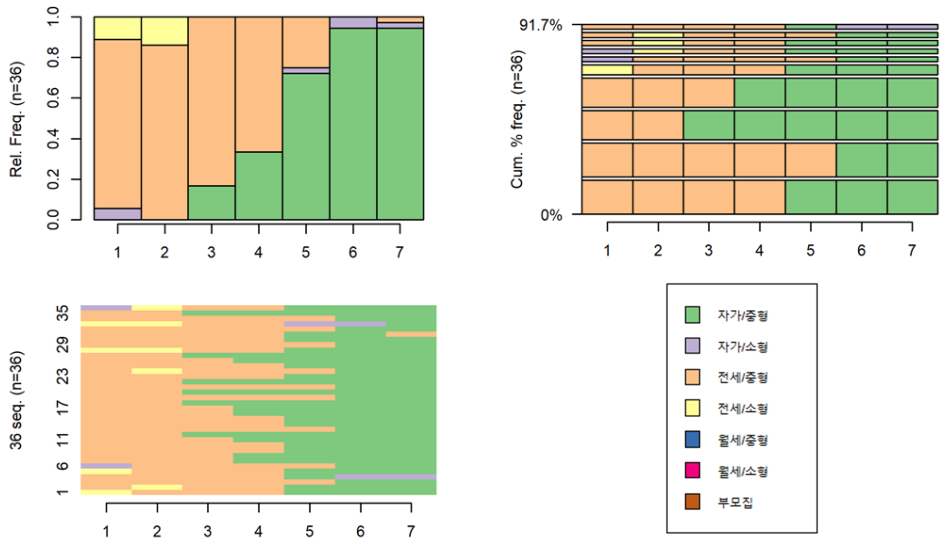


[그림 4-11] 군집 8의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 9는 혼인 1-4년차에는 전세/중형에 거주하다가 5-7년차에 자가/중형으로 이동하는 집단으로, 36명(약 3.9%)이 소속되어 있다. 이들은 주거 면적의 측면에서는 중형으로 동일하지만 점유 유형의 측면에서 자가로 상향 이동한 집단이다. 고유 배열의 수는 13가지가 존재했다. 최빈 배열은 전세/중형 4년-자가/중형 3년인 경우가 7명(약 19.4%), 전세/중형 5년-자가/중형 2년인 경우 7명(약 19.4%), 전세/중형 2년-자가/중형 5년 6명(약 16.7%), 전세/중형 3년-자가/중형 4년 6명(약 16.7%) 순으로 나타

났다. 군집 9는 '전세/중형→자가/중형'으로 명명하였다.

군집9. 전세/중형→자가/중형 (n=36)



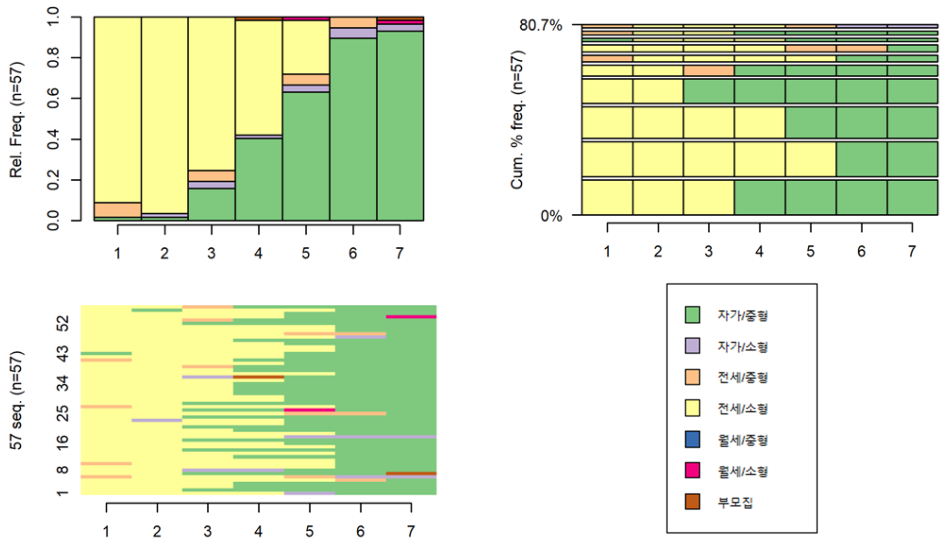
[그림 4-12] 군집 9의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집 10은 혼인 1-4년차에는 전세/소형에 거주하다가 5-7년차에 자가/중형으로 이동하는 집단으로, 57명(약 6.1%)이 소속되어 있다. 이들은 점유 유형과 주거 면적 모두 상향 이동이 발생한 집단이다. 고유 배열의 수는 21가지가 존재했다. 최빈 배열은 전세/소형 3년-자가/중형 4년인 경우가 10명(약 17.5%), 전세/소형 5년-자가/중형 2년인 경우 10명(약 17.5%), 전세/소형 4년-자가/중형 3년 9명(약 15.8%), 전세/소형 2년-자가/중형 5년 7명(약 12.3%) 순으로 나타났다. 군집 10는 '전세/소형→자가/중형'으로 명명하였다.

군집 11은 혼인 1-3년차에는 전세/소형에 거주하다가 4-7년차에 전세/중형으로 이동하는 집단으로, 42명(약 4.5%)이 소속되어 있다. 이들은 군집8-군집10과 달리 자가/중형이 아닌 전세/중형으로 이동하였으며, 주거 면적의 측면에서 상향 이동 하였다. 고유 배열의 수는 19가지가 존재했다. 최빈 배열은 전세/소형 2년-자가/중형 5년인 경우가 9명(약 21.4%), 전세/소형 4년-전세/중형 3년인 경우 9명(약 21.4%), 전세/소형 3년-전세

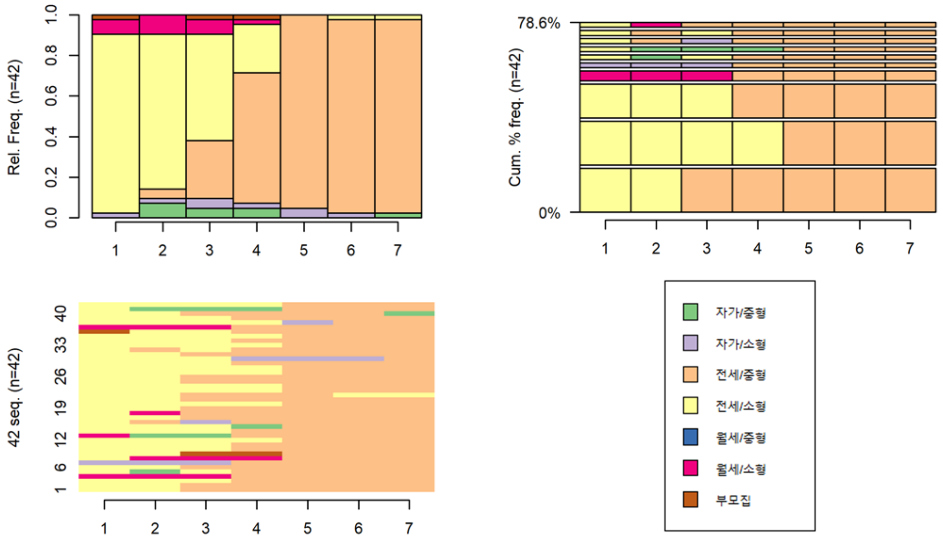
/중형 4년 7명(약 16.7%), 월세/소형 3년-전세/중형 4년 2명(약 4.8%) 순으로 나타났다. 군집 11는 '전세/소형→전세/중형'으로 명명하였다. 군집8, 군집9, 군집10, 군집11은 모두 혼인 3-5년차에 점유 유형 또는 주거 면적의 측면에서 상향 이동이 발생한 집단이다. 이들은 '상향 이동'이라는 상위 유형으로 통합하여 분석을 진행하였다.

군집10. 전세/소형→자가/중형 (n=57)



[그림 4-13] 군집 10의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

군집11. 전세/소형→전세/중형 (n=42)



[그림 4-14] 군집 11의 혼인 연차별 주거 상태 분포, 최빈 배열, 전체 배열

3) 신혼부부의 특성별 주거 이력

신혼부부의 특성에 따라 주거 이력에 차이가 있는지 확인하기 위해 교차분석을 실시하였다. 분석 결과 혼인 1년차 거주 지역($chi^2(15) = 58.7$, $p < .001$), 혼인 1년차 소득집단($chi^2(10) = 24.5$, $p < .001$), 혼인 1년차 맞벌이 여부($chi^2(5) = 37.2$, $p < .001$), 남성의 본인 교육수준($chi^2(15) = 33.0$, $p < .01$) 및 부 교육수준($chi^2(10) = 20.9$, $p < .05$)에 따라서 주거이동 유형의 비율이 차이가 있는 것으로 나타났다.

먼저 혼인 1년차 거주 지역에 따라서 주거이동 유형의 차이를 분석한 결과, 대부분의 지역에서 '전세/소형'의 비율이 가장 높게 나타났지만, 세부적인 주거 이력의 구성 비율에서는 차이가 있었다($chi^2(30) = 76.4$, $p < .001$). 먼저 유형1 '자가/중형'의 비율은 광역시 지역에서는 약 23.4%로 나타났고, 기타 시도지역도 약 19.2%로 나타나 서울의 약 7.7% 및 수도권(인천, 경기) 약 12.2%에 비해 높은 비율을 보였다. 유형2 '자가/소형'의 비율은 기타 시도가 약 18.0%로 가장 높았고, 광역시 약 12.6%, 수도권(인천, 경기) 11.2%, 서울 5.2% 등으로 나타나 서울 및 수도권에서 결혼 생활을 시작한 경우 주거 면적과 관련없이 자가로 시작해 자가를 지속하는 주거 유형의 비율이 매우 낮다는 것을 확인할 수 있다. 유형3 '전세/중형'의 경우 서울 약 16.5%, 수도권 15.3%, 광역시 18.0%, 기타 시도 12.0% 등 비슷한 양상을 보였으나, 유형4 '전세/소형' 비율은 서울이 약 41.2%로 수도권(인천, 경기) 약 28.8%, 광역시 22.3%, 기타 시도 24.6% 등 다른 지역에 비해 높았다. 이러한 결과는 지역에 따른 주택시장의 차이를 반영하는 것으로 특히 서울의 높은 주거 비용이 혼인 7년간 계속해서 전세/소형 주거 상태를 유지하도록 만드는 것으로 볼 수 있다. 유형6 '상향 이동'의 비율은 수도권(인천, 경기)에서 21.4%로 가장 높았고, 서울에서는 10.6%에 불과하였다. 광역시 및 기타시도에서 상향 이동 군집의 비율은 15%내외로 자가/중형 군집에 비해 낮은 비율을 보였다.

지역별 주거 이력의 차이는 지역별 주거비용의 차이를 반영하는 것으

로 볼 수 있다. 광역시 및 기타 시도에서는 상대적으로 처음부터 자가를 소유하거나 넓은 집에 거주하는 경우가 많고, 수도권에서는 전세 또는 소형 주택으로 시작하여 자가 및 더 넓은 주택으로 상향 이동하는 비율이 높으며 서울은 전세/소형 주택을 지속적으로 유지하며 상향 이동을 하는 비율도 상대적으로 낮다.

혼인 1년차 소득집단에 따른 주거 이력 차이의 분석은 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 비율에 따른 집단을 활용하였다. 분석 결과 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 70% 이하 집단에서는 유형4 '전세/소형' 33.0%, 유형1 '자가/중형 15.3%', 유형2 '자가/소형' 14.4%, 유형6 '상향 이동' 순으로 나타났다. 70% 초과 100% 이하 집단에서는 유형4 '전세/소형 28.9%', 유형6 '상향 이동', 유형1 '자가/중형' 17.1%, 유형3 '전세/중형' 16.7% 순으로 나타났다. 100% 초과 집단에서는 유형4 '전세/소형' 23.7%, 유형6 '상향이동' 유형3 '전세/중형' 18.6%, 유형1 '자가/중형' 15.2% 순으로 나타났다.

모든 소득집단에서 전세/소형의 비율이 가장 높았지만, 소득 수준이 높을수록 유형6 '상향 이동'의 비율 및 유형3 '전세/중형'의 비율은 높았다. 소득이 높다고 해서 처음부터 자가/중형에서 주거 이력을 시작하기보다는 전세/중형에 장기간 거주하거나, 자가/소형, 전세/소형, 전세/중형 등에 거주하다가 자가/중형으로 상향 이동하는 경우가 더 많았다. 자가/중형의 비율은 70% 이하 집단과 100% 초과 집단의 비율이 유사하고, 자가/소형의 비율은 오히려 소득 70% 이하 집단에서 더 높은 비율을 보였다. 이러한 결과는 소득이 낮은 집단이 주거 정책의 주요 대상이었으며, 이러한 주거 정책이 주로 소형 주택에 집중되었다는 사실이 영향을 주었을 가능성이 있다. 또한 상대적으로 지방에 거주하는 집단의 소득이 더 낮으므로 소득이 낮더라도 자가의 취득은 상대적으로 용이하였을 가능성이 있다.

1차년도 당시 맞벌이 여부에 따른 주거 유형의 경우, 외벌이 가구의 유형1 '자가/중형', 유형4 '전세/소형' 비율이 더 높고, 유형3 '전세/중형'

의 비율은 맞벌이 가구가 높았다. 유형6 '상향 이동'의 비율은 맞벌이 가구(22.1%)가 외벌이 가구(13.3%)에 비해 높았다. 이러한 결과는 소득이 자산과 구분된다는 측면에서 이해할 수 있다. 맞벌이 부부는 외벌이 부부에 비해 소득이 높을 가능성이 더 높으며, 이를 바탕으로 전세/중형으로 시작할 가능성이 높다[7]. 자가/중형 주택의 구입은 전세에 비해 많은 자본을 요구하기 때문에 맞벌이 부부라고 하더라도 결혼 생활의 시작을 자가/중형으로 시작하기는 어렵지만, 상대적으로 높은 소득을 바탕으로 상대적으로 빠르게 자산을 축적함으로써 상향 이동을 달성하였을 것으로 유추할 수 있다.

초혼 연도에 따른 차이를 살펴보았을 때는 통계적으로 유의한 차이가 발견되지는 않았다($chi^2(30) = 42.3$, $p > .05$). 본 연구에서는 최근으로 올수록 주택 가격 및 전세 가격이 상승했으며 주요 주거 정책들이 소형 주택을 분양하거나 임대해주었다는 사실에 기반하여, 최근에 결혼한 신혼부부가 자가/소형, 전세/소형 등 소형 주택에 거주할 가능성이 높고 처음부터 자가/중형 및 전세 중형에 거주할 가능성은 낮을 것으로 가정하였다. 그러나 유형1 '자가/중형'의 비율은 가장 최근인 2014년에 결혼한 경우 가장 높으며, 유형4 '전세/소형'의 비율 역시 2014년에 결혼한 경우 가장 낮았다. 상향이동의 경우 일정한 패턴이 발견되지는 않았지만, 2008년, 2009년, 2011년이 각각 22.5%, 26.6%, 23.8%였던 것에 비해 2012년, 2013년, 2014년은 각각 16.6%, 10.2%, 18.2%로 나타났다. 이러한 상향 이동 유형 비율의 차이를 통해 주택 가격의 상승이 주거 상향이동에 제약을 주었을 가능성을 확인할 수 있다.

초혼 연령의 경우 연령에 따른 주거 이력의 비율이 아닌 주거 이력별 초혼 연령의 평균을 제시하고 주거 이력에 따라 평균 초혼 연령에 차이가 있는지를 살펴보았다. 성별로 나누어 살펴보았는데, 여성($F = 3.3$, p

7) 전세자금대출의 경우 상대적으로 전세보증금 대비 대출한도의 비율이 높지만, 주택 구입시에는 주택담보대출 및 신용대출을 포함하여 모든 대출을 기준으로 계산하는 총부채상환비율(DTI)이 적용되므로 소득수준이 높다 하더라도 전세에 비해서는 대출을 통한 자금 확보에 제한이 발생한다.

< .01)은 주거 이력에 따른 초혼 연령의 차이가 유의하였지만, 남성은 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다(F = 1.9, p > .05). 남성의 경우 유형1 '자가/중형'의 초혼 연령이 약 31.2세로 가장 높았고, 여성의 경우에도 유형1 '자가/중형'이 약 29.5세로 가장 높게 나타났다. 즉, 남녀 모두 자가/중형으로 시작해 주거 이력을 자가/중형으로 이어가는 경우는 상대적으로 결혼을 늦게 하면서 자산을 축적한 경우임을 알 수 있다. 여성의 경우 유형2 '자가/소형' 29.3세, 유형3 '전세/중형'29.1세, 유형4 '전세/소형'28.5세, 유형5 '월세 및 부모집' 28.2세 등으로 나타나 초혼 연령이 낮을수록 상대적으로 주거 사다리에서 낮은 곳에 위치하게 된다는 사실을 확인할 수 있다[8].

본인의 교육수준은 성별을 구분하지 않았을 때($chi^2(15)$ = 18.7, p > .05)에는 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았지만, 성별에 따라 분석하였을 때 남성의 경우는 통계적으로 유의한 차이가 있었고($chi^2(15)$ = 33.0, p < .01) 여성의 경우에는 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다($chi^2(15)$ = 19.8, p > .05). 남성의 경우 모든 교육 수준에서 유형4 '전세/소형'의 비율이 가장 높았지만, 해당 군집의 비율이 가장 높은 집단은 대학원 이상의 교육수준을 가진 남성(약 51.9%)이었다. 대학원 이상 남성의 사례수가 27명으로 적어서 대표성을 띄기는 어렵지만 상대적으로 교육 종료 이후 자산을 축적하는 기간이 짧았던 것이 전세/소형에 오래 거주하게 되는 이유로 추측할 수 있다. 전문대졸 집단은 다른 집단에 비해 군집 2 '자가/소형'의 주거 이력을 가지는 비율이 높았다(약 24.7%). 대졸 집단은 전세/중형 비율이 16.7%로 다른 집단에 비해 높았고, 유형6 상향 이동 비율도 20.3%로 높았다. 전세/중형과 상향이동 집단이 소득이 높은 집단의 비율이 높았던 것을 고려하면, 대졸 집단이 다른 집단에 비해 임금이 높은 직업을 가지고 있기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 추측할 수 있다. 고졸 이하 집단은 상대적으로 유형5 '월

8) 남성의 경우에도 11군집 중 월세/소형 군집의 경우 평균 28.9세로 다른 주거 이력에 비해 초혼 연령이 낮은 것으로 나타났다. 11군집 기준 분석 결과는 [부록 2]에 제시하였다.

세 및 부모집' 거주 비율이 높았다(약 19.4%). 남성 본인의 자원이 부족할 경우 상대적으로 열악한 주거 환경을 가지거나, 가족 자원을 활용할 수 있을 경우 부모와 함께 거주하는 등의 방식으로 주거 문제를 해결하고 있음을 확인할 수 있다.

부 교육수준의 경우 성별을 구분하지 않았을 때($chi^2(10) = 18.7$, $p < .05$)에는 통계적으로 유의한 차이가 있었지만, 성별에 따라 분석하였을 때 남성의 경우는 통계적으로 유의한 차이가 있었고($chi^2(10) = 20.9$, $p < .05$) 여성의 경우에는 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다($chi^2(20) = 9.9$, $p > .05$). 남성의 경우 부 교육수준에 따라서 주거 이력의 구성 비율이 차이가 있었는데 아버지의 교육수준이 전문대졸 이상인 경우 유형1 '자가/중형'의 비율이 약 22.6%로 중졸 이하(약 15.2%) 및 고졸 집단(약 11.1%)에 비해 높았다. 군집 3 '전세/중형'의 경우에도 전문대졸 이상의 경우 약 18.3%였지만, 고졸인 경우 약 14.6%, 중졸 이하는 약 5.7%의 순으로 아버지의 교육수준이 높을수록 자가 및 전세 중형 주거 이력을 가지는 것으로 나타났다. 아버지의 교육수준이 중졸 이하인 경우 유형2 '자가/소형'은 약 20.0%, 유형4 '전세/소형'의 경우 약 34.3%로 고졸 및 전문대졸 이상 집단에 비해 높은 비율을 보였다. 유형6 상향이동의 경우 중졸이하에서는 15.2%, 고졸 19.6%, 전문대졸 이상 14.0%로 오히려 아버지의 교육수준이 전문대졸 이상인 경우 그 비율이 가장 낮았다. 이러한 결과는 남성의 부 교육수준이 자녀의 주거 이력이 처음부터 넓은 주거 면적에서 시작할 가능성을 높이며, 결혼 생활 중의 상향이동에는 영향이 크지 않을 것임을 의미한다. 즉, 본인의 소득이나 교육수준은 상향이동의 가능성을 높이고 부모의 자원은 상향이동보다는 상대적으로 유리한 신혼 생활의 시작을 지원하는 것으로 보인다.

[표 4-8] 신혼부부의 특성별 주거 이력 (단위: %)

유형	거주 지역 (t1)				소득집단 (t1)			맞벌이 여부 (t1)		초혼연도							초혼 연령	
	서울	수도권 (인천, 경기)	광역시	기타 시도	70% 이하	70%-100% 이하	100% 초과	맞벌이	외벌이	08	09	10	11	12	13	14	남성	여성
1	7.7	12.2	23.4	19.2	15.3	17.1	15.2	13.7	18.0	10.2	8.5	17.9	13.6	14.9	18.8	19.9	31.2(2.3)	29.5(2.5)
2	5.2	11.2	12.6	18.0	14.4	11.8	8.1	11.6	11.5	16.3	9.6	9.8	9.5	11.4	15.9	9.9	30.3(2.3)	29.3(2.7)
3	16.5	15.3	18.0	12.0	12.3	16.7	18.6	20.2	11.3	10.2	16.0	20.5	17.0	12.6	14.8	17.1	30.4(2.0)	29.1(2.5)
4	41.2	28.8	22.3	24.6	33.0	28.9	23.7	24.9	32.5	24.5	31.9	25.9	27.2	35.4	29.6	23.8	30.5(2.0)	28.5(2.7)
5	10.8	11.2	8.6	12.0	11.1	7.5	12.8	7.5	13.5	16.3	7.5	13.4	8.8	9.1	10.8	11.1	30.0(2.8)	28.2(2.7)
6	10.6	21.4	15.1	14.4	13.8	18.0	21.6	22.1	13.3	22.5	26.6	12.5	23.8	16.6	10.2	18.2	30.1(2.0)	28.6(2.3)
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	30.4(2.2)	28.9(2.6)
사례수	194	295	278	167	333	305	296	466	468	49	94	112	147	175	176	181	397	537
chi^2	58.7***				24.5***			37.2***		42.3							-	

*p < .05. **p < .01. ***p < .001.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세 및 부모집 6=상향 이동

[표 4-8] 신혼부부의 특성별 주거 이력(계속) (단위: %)

유형	본인 교육수준												부 교육수준								
	전체				남성				여성				전체			남성			여성		
	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학 원 이상	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학 원 이상	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학 원 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상
1	15.7	15.2	15.9	18.6	17.9	11.1	16.2	7.4	14.1	17.2	15.5	25.6	13.9	14.2	21.9	15.2	11.1	22.6	12.8	16.3	21.4
2	10.8	15.2	10.5	7.1	14.9	24.7	10.4	3.7	8.1	10.7	10.6	9.3	17.0	10.7	7.6	20.0	12.1	9.7	14.4	9.8	6.0
3	13.3	17.2	16.1	14.3	6.0	8.6	16.7	14.8	18.2	21.3	15.5	14.0	13.0	16.6	16.7	5.7	14.6	18.3	19.2	18.0	15.4
4	32.5	25.6	28.4	32.9	26.9	33.3	26.1	51.9	36.4	21.9	30.5	20.9	30.0	29.4	25.7	34.3	29.2	24.7	26.4	29.5	26.5
5	13.9	12.4	8.3	10.0	19.4	11.1	10.4	7.4	10.1	13.0	6.2	11.6	9.1	11.5	9.5	9.5	13.6	10.8	8.8	10.2	8.6
6	13.9	14.4	21.0	17.1	14.9	11.1	20.3	14.8	13.1	16.0	21.7	18.6	17.0	17.6	18.6	15.2	19.6	14.0	18.4	16.3	22.2
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
사례수	166	250	448	70	67	81	222	27	99	169	226	43	230	494	210	105	199	93	125	295	117
chi2	18.7				33.0**				19.8				18.7*			20.9*			9.9		

*$p < .05$. **$p < .01$. ***$p < .001$.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세 및 부모집 6=상향 이동

제 2 절 신혼부부의 주거 이력 유형 관련 요인

신혼부부의 특성에 따라 각 주거 이력에 속할 가능성에 차이가 있는지 확인하기 위해 다항로짓분석을 실시하였다. 기준 집단은 사례수가 가장 많은 유형4 '전세/소형'으로 설정하였다. 먼저 유형1 '자가/중형'의 경우, 거주 지역과 초혼 연령, 부 교육수준에 따른 차이가 발견되었다. 서울에 거주하는 경우 비해 수도권(b = 0.82, p < .05), 광역시(b = 1.92, p < .001) 또는 기타 시도(b = 1.60, p < .001)에 거주할 때 '전세/소형'보다 '자가/중형'유형에 소속될 가능성이 높았다. 또한 초혼 연령이 1세 높아질 때마다 '전세/소형'보다'자가/중형'에 소속될 가능성이 높았다(b = 0.13, p < .01). 부 교육수준의 경우 중졸 이하에 비해 전문대졸 이상인 경우(b = 0.96, p < .01) '전세/소형'보다 '자가/중형'에 소속될 가능성이 높았다.

유형2 '자가/소형'의 경우, 거주 지역과 맞벌이 여부에 따른 차이가 발견되었다. 서울에 거주하는 경우에 비해 수도권(b = 1.18, p < .01), 광역시(b = 1.58, p < .001) 또는 기타 시도(b = 1.84, p < .001)에 거주할 때 '전세/소형'보다 자가/소형 군집에 소속될 가능성이 높았다. 맞벌이일 경우 외벌이인 경우에 비해 '전세/소형'보다 '자가/소형'에 소속될 가능성이 높았다(b = 0.68, p < .05).

유형3 '전세/중형'의 경우, 거주 지역 및 맞벌이 여부가 소속될 가능성에 유의한 영향을 미치는 요인이었다. 서울에 비해 광역시(b = 0.86, p < .001)에 거주할 때 '전세/소형'보다 '전세/중형'에 소속될 가능성이 높았다. 맞벌이를 할 경우 외벌이인 경우에 비해 '전세/중형' 군집에 속할 가능성이 높았다(b = 0.79, p < .01).

유형5 '월세 및 부모집'의 경우 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 70% 이하 집단에 비해 70% 초과 100%이하(b = 1.18, p < .05)인 경우 및 100% 초과 집단(b = 2.57, p < .001)일 경우 '월세 및 부모집'에 속할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 유형5의 하위 군집 중 군집7 부모집의

영향으로 볼 수 있는데, 자료에서 가구소득이 부모의 소득을 포함하기 때문이다[9]. 맞벌이를 할 경우 외벌이인 경우에 비해 부모집 군집에 속할 가능성이 높았다(b = -2.02, p < .001).

유형 6 '상향 이동'의 경우 거주지역 및 맞벌이 여부에 따른 차이가 발견되었다. 서울에 거주하는 경우 비해 수도권(b = 0.69, p < .05) 및 광역시(b = 0.62, p < .001)에 거주할 때 '전세/소형'보다 '상향 이동'유형에 소속될 가능성이 높았다. 맞벌이인 경우 외벌이에 비해 '전세/소형'보다 '상향 이동'유형에 소속될 가능성이 높았다(b = 0.71, p < .001). 주거 상향 이동의 경우 높은 소득을 바탕으로 자산 축적이 필요한데, 실제 분석에서는 1차년도 기준의 변수를 활용하였기 때문에 시간에 따라 변화하는 특성을 반영하지 못하였다는 문제로 인해 이러한 분석 결과가 도출되었을 가능성이 있다. 이러한 문제를 검증하기 위해 Chang(2021)의 접근법을 적용하여 가구소득을 7년간의 소득의 평균[10]을 연속변수로 사용하고, 맞벌이 여부를 7년 중 맞벌이였던 기간의 연속변수로 사용하여 추가분석을 수행하였다. Piccarreta와 Studer(2019)는 배열 분석을 통해 도출된 전체 궤적과 변인들 간의 관계를 분석할 때 미래의 결과에 따라 현재 설명을 분석하는 예측 분석(anticipatory analysis)의 문제를 피하기 위해서는 기준선의 변인으로 제한할 필요가 있다고 하였으나, Chang(2021)은 기준선 소득을 활용한 분석과 전체 기간의 평균 소득을 활용한 분석 결과를 함께 제시함으로써 문제를 최소화하고자 하였다.

---

9) 11군집을 대상으로 하는 로짓 분석 결과는 부록 2에 제시하였다. 군집6 월세/소형의 경우 소득집단이 70% 이하인 경우에 비해 100% 초과 집단인 경우 월세/소형에 소속될 가능성이 낮았으며(b = -0.97, p < .05), 군집7 부모집의 경우 70% 초과 100%이하(b = 1.18, p < .05) 및 100%초과 집단(b = 2.57, p < .001)인 경우 부모집에 소속될 가능성이 높았다.

10) 2020년 기준으로 연도별 물가상승률을 반영하였음

[표 4-9] 신혼부부의 특성별 주거 이력 다항로짓 분석 (*N*=934)

변수	주거 이력(기준=전세/소형)				
	자가/중형 *b*(*SE*)	자가/소형 *b*(*SE*)	전세/중형 *b*(*SE*)	월세 및 부모집 *b*(*SE*)	상향 이동 *b*(*SE*)
거주 지역(기준=서울)					
수도권	0.82(0.36)*	1.18(0.40)**	0.34(0.29)	0.41(0.33)	0.69(0.27)*
광역시	1.92(0.35)***	1.58(0.41)***	0.86(0.30)**	0.50(0.36)	0.62(0.30)*
기타 시도	1.60(0.39)***	1.84(0.43)***	0.33(0.36)	0.73(0.39)	0.44(0.34)
가구소득(기준=70%이하)					
70%초과 100%이하	0.25(0.27)	-0.25(0.30)	0.14(0.28)	0.06(0.33)	0.15(0.27)
100%초과	0.51(0.32)	-0.36(0.36)	0.31(0.32)	1.06(0.35)**	0.30(0.31)
맞벌이 여부(기준=외벌이)	-0.08(0.26)	0.68(0.28)*	0.79(0.26)**	-0.55(0.30)	0.71(0.25)**
초혼 연도(기준=2014년)					
2008	-0.42(0.61)	0.66(0.57)	-0.38(0.60)	0.10(0.56)	0.22(0.50)
2009	-0.84(0.49)	-0.20(0.50)	-0.33(0.42)	-0.73(0.52)	0.01(0.38)
2010	0.17(0.39)	0.02(0.47)	0.22(0.38)	-0.02(0.43)	-0.47(0.41)
2011	-0.31(0.37)	0.02(0.43)	-0.06(0.36)	-0.39(0.43)	0.18(0.34)
2012	-0.56(0.34)	-0.15(0.39)	-0.70(0.35)*	-0.60(0.40)	-0.52(0.33)
2013	-0.15(0.33)	0.40(0.38)	-0.30(0.34)	-0.18(0.39)	-0.76(0.36)*
초혼 연령	0.13(0.05)**	0.06(0.05)	0.05(0.05)	-0.06(0.05)	-0.03(0.05)
본인교육수준(기준= 고졸 이하)					
전문대졸	0.04(0.34)	0.57(0.36)	0.37(0.33)	0.00(0.35)	0.17(0.34)
대졸	-0.23(0.31)	0.07(0.35)	0.03(0.32)	-0.58(0.34)	0.38(0.31)
대학원 이상	-0.30(0.46)	-0.53(0.60)	-0.29(0.48)	-0.46(0.53)	-0.00(0.46)
부 교육수준(기준=중졸 이하)					
고졸	0.09(0.28)	-0.31(0.27)	0.27(0.27)	0.30(0.31)	0.09(0.25)
전문대졸 이상	0.96(0.33)**	-0.22(0.38)	0.55(0.34)	0.34(0.40)	0.23(0.32)
여성(기준=남성)	0.26(0.24)	-0.37(0.26)	0.26(0.24)	-0.28(0.27)	-0.07(0.23)
상수항	-5.99(1.60)***	-3.96(1.75)*	-3.38(1.54)*	0.83(1.63)	-0.61(1.47)
log likelihood			-1509.67		
chi^2			218.72***		

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

[표 4-9] 신혼부부의 특성별 주거 이력 다항로짓 분석(계속) (N=934)

변수	주거 이력(기준=전세/소형)				
	자가/중형	자가/소형	전세/중형	월세 및 부모집	상향 이동
	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$
거주 지역(기준=서울)					
수도권	0.85(0.36)*	1.14(0.40)**	0.32(0.29)	0.51(0.34)	0.70(0.28)*
광역시	2.00(0.36)***	1.51(0.41)***	0.87(0.30)**	0.69(0.37)	0.71(0.31)*
기타 시도	1.69(0.39)***	1.75(0.43)***	0.31(0.36)	0.95(0.39)*	0.51(0.35)
연평균 가구소득(단위: 천만원)	0.30(0.09)***	-0.09(0.11)	0.21(0.09)*	0.52(0.09)***	0.36(0.08)***
맞벌이 지속년수	-0.07(0.05)	0.10(0.06)	0.05(0.05)	-0.13(0.06)*	-0.03(0.05)
초혼 연도(기준=2014년)					
2008	-0.35(0.61)	0.60(0.57)	-0.38(0.60)	0.24(0.57)	0.24(0.50)
2009	-0.74(0.49)	-0.16(0.50)	-0.20(0.42)	-0.54(0.52)	0.19(0.38)
2010	0.26(0.39)	-0.02(0.47)	0.26(0.38)	0.21(0.44)	-0.37(0.41)
2011	-0.25(0.37)	-0.07(0.43)	-0.06(0.36)	-0.25(0.43)	0.21(0.34)
2012	-0.54(0.34)	-0.14(0.39)	-0.68(0.35)*	-0.53(0.40)	-0.47(0.33)
2013	-0.14(0.33)	0.45(0.38)	-0.30(0.34)	-0.15(0.40)	-0.72(0.37)*
초혼 연령	0.12(0.05)*	0.06(0.05)	0.05(0.05)	-0.10(0.05)	-0.04(0.05)
본인교육수준(기준= 고졸 이하)					
전문대졸	0.02(0.34)	0.60(0.36)	0.42(0.33)	-0.05(0.35)	0.19(0.34)
대졸	-0.30(0.31)	0.08(0.35)	0.02(0.32)	-0.85(0.35)*	0.29(0.31)
대학원 이상	-0.42(0.46)	-0.53(0.60)	-0.30(0.48)	-0.87(0.54)	-0.15(0.47)
부 교육수준(기준=중졸 이하)					
고졸	0.05(0.28)	-0.34(0.27)	0.22(0.27)	0.25(0.31)	0.00(0.25)
전문대졸 이상	0.83(0.33)*	-0.29(0.38)	0.41(0.34)	0.18(0.40)	0.02(0.32)
여성(기준=남성)	0.26(0.24)	-0.40(0.26)	0.25(0.24)	-0.41(0.27)	-0.06(0.23)
상수항	-6.84(1.63)***	-3.60(1.77)*	-3.96(1.54)*	-0.42(1.68)	-1.69(1.49)
log likelihood			-1503.65		
chi^2			230.76***		

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

분석 결과, [표 4-9]에서 7년간의 연평균 가구소득이 높을수록 '전세/소형' 대비 유형1 '자가/중형'(b = 0.30, p < .001), 유형3 '전세/중형'(b = 0.21, p < .05), 유형6 '상향 이동'(b = 0.36, p < .05)에 속할 가능성을 높이는 것으로 나타났다[11]. '전세/소형' 대비 유형2 '자가/소형'에 속할 확률은 통계적으로 유의하지 않았다(b = -0.09, p>.05). 이러한 분석결과는 신혼 초의 소득과는 달리 신혼 7년간의 소득이 지속적으로 낮은 경우 전세/소형 주거 상태로 계속 머물 가능성이 높으며, 소득이 지속적으로 높을 경우 주거 상향 이동을 경험할 가능성이 높음을 보여준다.

맞벌이 지속년수의 경우 맞벌이 지속년수가 길수록 전세/소형에 비해 월세 및 부모집에 속할 가능성이 낮아지는 것으로 타났다. 본 연구에서는 신혼부부가 주거 상향이동을 위해 더 많은 자본을 축적하고자 맞벌이를 지속하게 되고, 이를 통해 상향이동을 하게 될 것이라 가정하였으므로 맞벌이 지속년수가 길수록 상향 이동 주거이력을 형성할 가능성이 높을 것이라 예상하였지만 '전세/소형' 대비 '상향 이동' 유형에 속할 가능성은 통계적으로 유의하지 않았다(b = -0.03, p>.05). 이러한 결과는 맞벌이가 주거 이력에 미치는 영향이 상당부분 가구소득과 겹치기 때문일 수 있다. 실제로 가구소득을 제외하고 분석할 경우 '전세/소형'대비 '상향 이동'군집에 속할 가능성은 맞벌이 지속년수가 길어질수록 높아지는 것으로 나타났다(b = 0.09, p < .05).

성별의 경우 모든 모형에서 유의하지 않은 것으로 나타났지만, 초혼연령, 본인 교육수준, 부 교육수준 등의 변수는 성별에 따라 주거이력에 미치는 영향이 다를 수 있으며, 실제로 교차 분석 결과에서 주거 이력에 따라 여성의 초혼연령이 다르며, 남성의 본인 교육수준 및 부 교육수준의 비율이 차이를 보인다는 것을 확인하였다. 이를 검증하기 위해 성별과 초혼 연령, 본인 교육수준, 부 교육수준의 상호작용을 추가한 모형을

11) 유형5 월세 및 부모집의 경우에도 마찬가지로 연평균 가구소득이 높을수록 전세/소형 대비 해당 유형에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났지만(b = 0.52, p < .001), 앞선 분석과 마찬가지로 부모와 함께 거주하는 경우 부모의 소득이 가구소득으로 반영되기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 보인다.

분석하였다.

분석 결과, 초혼 연령의 경우 성별과의 상호작용이 통계적으로 유의하지 않았지만, 본인 교육수준과 부 교육수준의 경우 성별과의 상호작용이 일부 유의하였다. [그림 4-15]과 [그림 4-16]은 성별에 따른 본인 교육수준과 부 교육수준의 효과를 나타낸 것이다. 먼저 본인의 교육수준에 따라 자가/중형에 소속될 가능성은 전문대졸 여성과 대학원 이상 여성이 남성에 비해 높았다. 전세/소형의 경우 반대로 대학원 이상 남성은 대학원 이상 여성에 비해 전세/소형에 거주할 가능성이 높았다. 대학원 이상 남성은 자산을 축적할 시간이 부족했기 때문에 자가/중형에 소속될 가능성이 낮은 것으로 볼 수 있다. 전문대졸 남성은 전문대졸 여성에 비해 자가/중형, 전세/중형에 속할 가능성은 낮고, 자가/소형, 전세/소형에 속할 가능성은 더 높았다. 고졸 이하에서는 전세/중형에 속할 가능성은 남성이 더 낮고, 상향 이동의 경우 교육수준의 효과가 성별에 따라 유의한 차이가 존재하지 않았다.

부 교육수준의 경우 남성의 부 교육수준이 높을수록 자가/중형에 속할 가능성이 높을 것으로 예상하였지만, 분석 결과 전문대졸 이상 아버지를 둔 경우 자가/중형에 속할 가능성의 성별 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 남녀 모두 아버지의 교육수준이 중졸 이하에 비해 전문대졸 이상일 때 자가/중형으로 시작할 가능성이 높았다. 성별에 따른 부 교육수준의 효과 차이는 자가/중형과 전세/중형에서만 발견되었다. 자가/중형에 속할 가능성은 부 교육수준이 고졸인 남성에 비해 여성이 더 높았고, 전세/중형에 속할 가능성이 부 교육수준이 중졸 이하인 남성에 비해 여성이 높았다. 즉, 자가/중형과 전세/중형 등 상대적으로 면적이 넓은 주택에서 신혼 생활을 할 가능성은 부 교육수준이 낮은 경우 그 영향이 여성에 비해 남성이 더 크다.

이상의 연구 결과는 거주 지역에 따라 주거 이력의 형성이 달라 질 수 있다는 점을 보여준다. 이러한 결과는 지역 주택 시장이 가구의 주거 이력 형성에 영향을 준다는 선행연구(Clark, 2003)와 일치하는 결과이다.

상대적으로 주택 가격이 높은 서울에 거주할 경우 다른 지역에 비해 전세/소형 주거 이력에 속할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 인천에서 서울로 이주한 가구는 주거비 압박으로 소형 주택을 더 선호했다는 전명진, 강도규(2016)의 결과와도 유사하다.

가구소득에 따른 차이는 신혼 초의 상태[12]보다는 혼인기간에 따라 누적되는 소득의 영향을 받는 것으로 보인다. 혼인 7년간의 연평균 가구소득이 증가할수록 전세/소형에 비해 자가/중형 및 전세/중형 또는 상향이동 유형에 속할 가능성이 높았다. 혼인 첫 해의 소득 차이는 상향이동에 영향을 주지 않았지만, 누적적인 소득 차이는 상향이동에 영향을 주었다는 사실은 소득에 의한 주거 이력의 양극화 현상이 발생할 수 있음을 의미한다. 즉, 소득에 따라 주거 상향 이동의 속도가 차이를 보인다. 이는 홍성조, 안건혁(2011)의 연구에서 주거 수준의 개선 정도가 저소득층이 상위 계층에 비해 낮은 수준으로 나타났다는 결과와 유사하다. 소득이 낮은 집단의 경우 주거 상향 이동을 위해서는 7년보다 더 오랜 기간이 필요할 것으로 예상할 수 있다.

맞벌이 여부의 경우 혼인 1년차 기준 맞벌이 여부는 전세/소형 대비 자가/소형, 전세/중형, 상향 이동에 속할 가능성을 높였다. 즉, 외벌이인 경우에는 상대적으로 전세/소형에 속할 가능성이 높은데, 이는 부부 중 한 명이 결혼 이전에 축적한 자산이 적기 때문으로 해석할 수 있다. 자가/중형의 경우 혼인 1년차 맞벌이 여부에 따라 전세/소형에 속할 가능성과 차이가 없는데, 이는 넓은 자가에서 신혼의 시작을 시작하는 것은 부부의 특성보다는 부모의 자산이 더 중요할 수 있음을 암시한다. 실제로 부 교육수준은 자가/중형에 소속될 가능성을 높이는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 부모의 경제적 지원이 자녀의 주택 점유 유형에 영향을 미친다는 선행연구(이길제, 최막중, 2017; 정관석, 이재우, 2018)와 유

12) 11군집을 대상으로 로짓분석을 수행한 결과 혼인 1년차 가구소득의 경우에는 70%이하 집단 대비 100% 초과집단일 경우 자가/소형에 속할 가능성이 낮아졌다(b = -0.70, p < .05). 이러한 결과는 신혼부부 대상의 분양 정책이 소형 주택에 집중되어 있으며, 주요 대상이 저소득 계층이라는 점과 관련이 있을 수 있다.

사한 결과이다. 자가 점유 유형 내에서도 가격이 더 비쌀 것으로 예상되는 자가/중형 주택에 처음부터 거주할 가능성을 높인다는 점은 부모의 자원이 자녀가 더 유리한 위치에서 주거 이력을 시작하도록 만들며, 주거 이력의 양극화가 세대간 전승될 가능성이 있음을 보여준다.

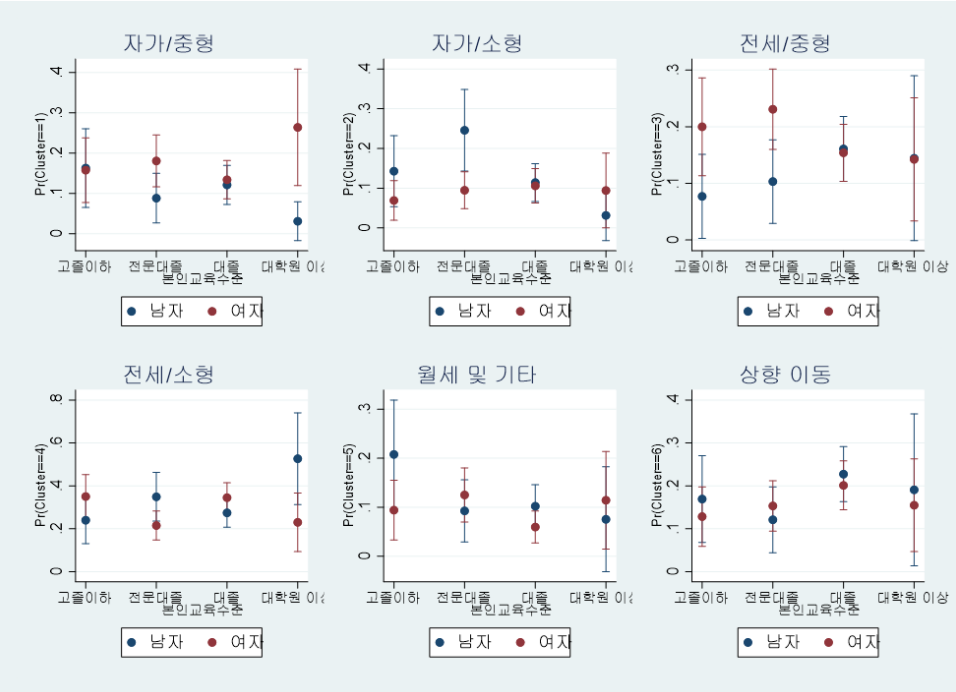
혼인 7년간의 누적 맞벌이 기간의 경우 가구소득과 그 효과가 일부 중복되는 것으로 보이며, 가구소득을 제외하고 분석하였을 때 맞벌이 기간이 길수록 상향 이동 유형에 속할 가능성이 높았다. 상향 이동 유형의 맞벌이 기간이 길다는 것은 이들이 주택담보대출의 상환을 위해 맞벌이를 지속해야하거나(Hirayama, 2010), 면적을 넓히는 상향이동을 위해 맞벌이를 하면서 최대한 자산을 누적하고 있다는 의미일 수 있다. 이 경우 주거 상향 이동이 발생할 때까지 자녀의 출산을 지연하거나, 주거 상향 이동 이후에도 상당 기간 자녀 출산을 지연할 가능성이 있다.

앞서 이론적 고찰을 통해 최근 결혼 코호트로 올수록 소형 주택의 지원혜택을 주는 정책과 급등하는 주택가격의 영향으로 자가/소형 및 전세/소형 또는 월세 거주자의 비율이 높아질 것으로 예상하였지만, 분석 결과에서 이러한 추세가 발견되지는 않았다.

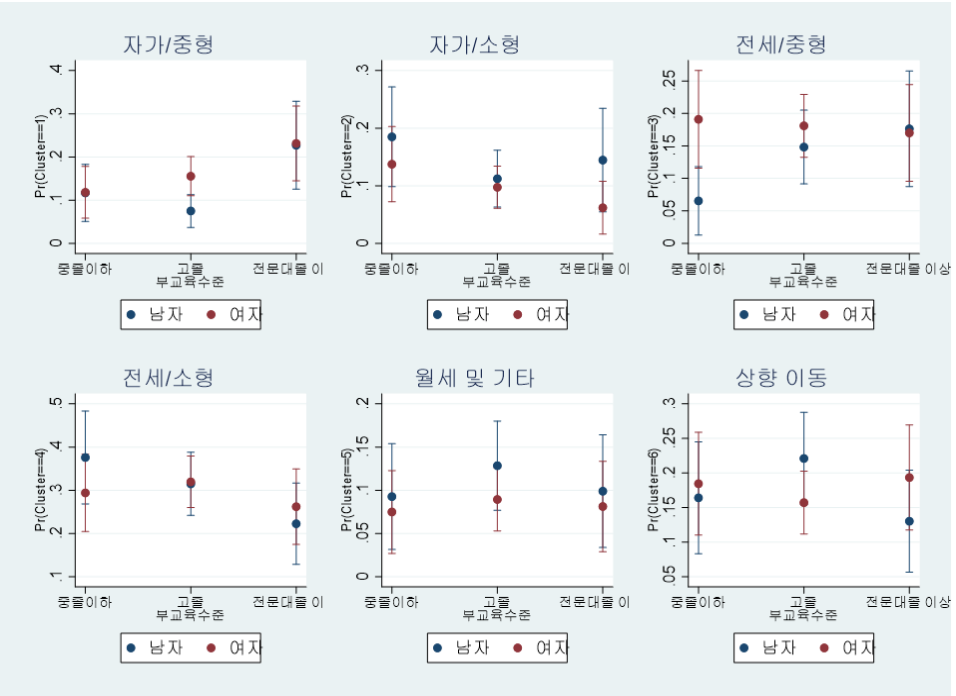
[표 4-10] 신혼부부의 특성별 주거 이력 다항로짓 분석(성별 상호작용) (N=934)

변수	주거 이력(기준=전세/소형)				
	자가/중형	자가/소형	전세/중형	월세 및 부모집	상향 이동
	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$	$b(SE)$
거주 지역(기준=서울)					
수도권	0.88(0.36)*	1.17(0.41)**	0.43(0.30)	0.46(0.34)	0.73(0.28)**
광역시	2.08(0.36)***	1.61(0.42)***	0.97(0.31)**	0.60(0.37)	0.68(0.31)*
기타 시도	1.65(0.39)***	1.81(0.43)***	0.37(0.37)	0.72(0.39)	0.42(0.35)
가구소득(기준=70%이하)					
70%초과 100%이하	0.17(0.28)	-0.33(0.30)	0.06(0.29)	-0.01(0.33)	0.12(0.27)
100%초과	0.51(0.33)	-0.43(0.36)	0.24(0.33)	1.05(0.35)**	0.30(0.31)
맞벌이 여부(기준=외벌이)	-0.08(0.26)	0.67(0.29)*	0.82(0.26)**	-0.58(0.31)	0.68(0.25)**
초혼 연령	0.15(0.08)	-0.01(0.08)	-0.01(0.09)	-0.06(0.09)	-0.05(0.08)
본인교육수준(기준= 고졸 이하)					
전문대졸	-0.99(0.57)	0.17(0.51)	-0.08(0.72)	-1.18(0.56)*	-0.71(0.57)
대졸	-0.43(0.47)	-0.36(0.49)	0.60(0.62)	-0.85(0.48)	0.16(0.47)
대학원 이상	-2.45(0.92)**	-2.29(1.15)*	-0.16(0.84)	-1.80(0.89)*	-0.67(0.73)
부 교육수준(기준=중졸 이하)					
고졸	-0.27(0.42)	-0.32(0.39)	1.00(0.51)	0.50(0.45)	0.47(0.39)
전문대졸 이상	1.19(0.49)*	0.28(0.54)	1.52(0.58)**	0.59(0.57)	0.29(0.50)
여성(기준=남성)	-0.22(3.15)	-4.61(3.25)	-0.89(3.19)	-0.75(3.20)	-1.36(2.91)
초혼 연령*여성	-0.01(0.10)	0.13(0.11)	0.08(0.10)	-0.00(0.11)	0.04(0.10)
본인 전문대졸*여성	1.61(0.71)*	0.63(0.72)	0.71(0.82)	1.96(0.73)**	1.37(0.71)
본인 대졸*여성	0.28(0.62)	0.80(0.69)	-0.85(0.72)	0.40(0.68)	0.30(0.61)
본인 대학원 이상*여성	3.38(1.09)**	3.02(1.38)*	0.24(1.05)	2.41(1.13)*	1.27(0.96)
부 고졸*여성	0.46(0.57)	-0.11(0.55)	-1.13(0.61)	-0.41(0.62)	-0.72(0.52)
부 전문대졸 이상*여성	-0.40(0.66)	-0.96(0.75)	-1.52(0.72)*	-0.39(0.78)	-0.13(0.64)
상수항	-5.95(2.75)*	-1.35(2.70)	-2.58(2.83)	1.14(2.71)	0.20(2.52)
log likelihood			-1509.67		
chi^2			218.72***		

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.
*초혼 연도가 분석에 포함되었으나 표에서는 생략하였음



[그림 4-15] 성별 본인 교육수준별 주거 이력 소속 확률



[그림 4-16] 성별 부 교육수준별 주거 이력 소속 확률

제 3 절 소결

본 절에서는 신혼부부의 결혼 이후 7년간의 주거 이력을 유형화하고, 주거 이력 유형의 관련 요인을 파악하는 것을 목적으로 분석을 진행하였다. 이를 위해 배열 분석을 통해 신혼부부의 주거 이력을 유형화하였으며, 다항로짓분석을 통해 준거 집단 대비 각 주거 이력 유형으로 분류될 가능성에 영향을 미치는 변수를 식별하였다. 먼저, 신혼부부의 초혼 이후 7년간의 주거 이력 유형화 결과는 다음과 같다.

첫째, 다양한 배열간 거리 측정 방식 및 군집화 알고리즘을 비교하여 신혼부부의 주거 이력을 11개 주거 이력 군집으로 분류하고, 이들을 상위 6개 주거 이력 유형으로 재분류하였다. 11개 주거 이력 군집은 '자가/중형', '자가/소형', '전세/중형', '전세/소형', '월세/중형', '월세/소형', '부모집' 등 대부분의 주거 이력을 비슷한 주거 상태로 보내는 7개 군집과 '자가/소형→자가/중형', '전세/중형→자가/중형', '전세/소형→자가/중형', '전세/소형→전세/중형'과 같이 주거 상향 이동이 발생한 4개 군집으로 구성되어 있다. 이 중 성격이 유사한 월세/중형, 월세/소형, 부모집을 '월세 및 부모집'으로 묶고, 주거 상향 이동이 발생한 4개 군집을 '상향 이동' 유형으로 묶어 '자가/중형', '자가/소형', 전세/중형, 전세/소형과 함께 상위 6개 주거 이력 유형으로 분류하였다.

둘째, 상위 6개 주거 이력 유형에 소속된 신혼부부의 특성을 살펴본 결과, 주거 이력에 따라 거주 지역, 가구소득, 맞벌이 여부, 남성의 본인 교육수준, 부 교육수준의 차이가 발견되었다. 대부분의 지역에서 '전세/소형' 주거 이력의 비율이 가장 높았지만, 특히 서울의 경우 '전세/소형' 주거 이력의 비율이 41.2%로 높은 비중을 차지했다. 반면 '자가/중형'과 같이 처음부터 유리한 주거 상태를 가지는 비율은 7.7%에 불과하였고, 상향 이동의 비율도 10.6%로 다른 지역에 비해 낮게 나타났다. 이러한 현상은 서울지역의 가파른 주택 가격 상승과 관련이 있다. 거주 지역의

주택 시장에 따라 주거 이력이 달라질 것이라는 가정과 일치한다. 청년들이 희망하는 직장이 서울에 집중되어 있는 상황에서 많은 신혼부부가 주거 사다리 상승에 어려움을 겪고 있음을 확인할 수 있다. 가구소득에 따른 차이도 발견되었는데, 눈에 띄는 특징은 두가지였다. 자가/중형은 소득에 따른 비율차이가 없었지만, 자가/소형은 저소득에서 많았다. 상향이동의 비율은 저소득보다 고소득에서 많았다.

아버지의 교육수준은 상향이동과 같은 결혼 이후의 주거 상태 변화보다는 결혼 시작지점의 주거 상태에 영향을 미치는 것으로 보인다. 특히 남성의 경우 전문대졸 이상 아버지를 둔 경우 자가/중형 이력에 속하는 비율이 22.6%, 전세/중형 비율이 18.3%로 나타나 중졸 이하의 15.2%, 5.7%보다 높은 비율을 보였다. 주거 이력에 부모의 영향이 상당할 것이라는 가정과 일치하는 부분이다.

셋째, 각 주거 이력 유형에 속할 가능성에 영향을 미치는 특성을 식별하기 위해 사례수가 가장 많았던 '전세/소형' 유형을 기준으로 다항로짓 분석을 수행하였다. 분석 결과, 거주지역, 가구소득, 맞벌이 여부, 초혼연령, 부 교육수준이 관련 요인으로 식별되었다.

넷째, 전세/소형 대비 자가/중형 주거 이력에 속하는 신혼부부는 서울보다는 수도권, 광역시, 기타시도에 거주하는 것으로 나타났으며, 초혼연령이 더 높고, 부 교육수준이 높았다. 지역 주택시장과 가족의 자원, 본인의 자산 축적이 모두 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 서울이 전세/소형이 가장 많은 것을 확인할 수 있다.

다섯째, 주요 관심사 중 하나인 상향이동 집단의 경우, 서울 대비 수도권, 광역시 거주인 경우에 많이 발생했고, 맞벌이 가구인 경우가 많았다. 혼인 1년차 소득은 유의하지 않았는데, 시간에 따라 변화하는 특성을 반영하기 위해 7년간의 연평균 가구소득을 활용하였을 때는 높은 소득의 효과가 발견되었다.

마지막으로 초혼 연령, 본인 교육수준 및 부 교육수준의 효과가 성별에 따라 다르게 작용할 가능성을 검증하였을 때, 본인의 교육수준과 부

교육수준에 따른 차이가 발견되었다. 본인 교육수준의 경우 대학원 이상 남성은 자가/중형에 속할 가능성이 여성보다 낮았고, 전세 소형에 속할 가능성이 여성보다 높았다. 부 교육수준의 경우 아버지 교육수준이 중졸 이하면 전세/중형에 속할 가능성이 여성보다 낮았다.

제 5 장 주거 이력과 자녀 출산의 관계

제 1 절 신혼부부의 주거 이력과 자녀 출산 시점

1. 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 기초 현황

1) 전체 집단 기초현황

이산시간 해저드 모형을 분석하기에 앞서 첫째 자녀 및 둘째 자녀출산 사건 발생에 대한 생명표를 살펴보았다. [표 5-1]은 첫째 자녀 출산에 대한 생명표이다. 먼저 진입 사례수는 해당 시점에 첫째 자녀 출산 위험에 노출된 신혼부부의 수이다. 혼인 1년차에는 모든 사례(934명)가 출산 위험에 노출되었으며, 이중 182명이 첫째 자녀를 출산하였다. 생존함수는 각 혼인 연차를 지나며 첫째 출산을 경험하지 않은 사람의 비율을 보여주며, 위험 함수는 첫째 출산 위험에 노출된 사람 중 실제로 출산을 경험한 사람의 비율을 보여준다. 첫째 자녀 출산의 경우 배열 분석을 위해 7년 연속으로 조사에 참여한 대상을 분석한 연구 자료의 특성으로 인해 우측절단된 사례는 혼인 7년차 이후에만 존재한다. 생명표에 따르면 신혼부부의 절반 이상은 혼인 2년차 이내에 첫째 자녀를 출산하며, 혼인 7년차까지 첫째 자녀를 출산하지 않은 경우는 8.7%에 불과하였다. 첫째 자녀 출산 위험은 혼인 3년차까지 지속적으로 상승하다가 4년차부터 점차 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 이러한 특성을 고려하여 첫째 자녀 출산 위험의 기저 함수는 이차함수의 형태로 설정하였다.

[표 5-2]는 둘째 자녀 출산에 대한 생명표이다. 둘째 자녀 출산에서의 시간은 첫째 자녀를 출산한 이후 경과한 시간을 의미한다. 분석 자료가 혼인 7년 이내로 제한되어 있기 때문에, 첫째 자녀를 늦게 출산한 경우에는 우측 절단이 발생하게 된다. 신혼부부의 절반 이상이 둘째 자녀를 출산하는 시점은 첫째 자녀 출산 이후 4년차이다. 위험 함수를 보면 첫째 자녀와 마찬가지로 첫째 자녀 출산 이후 3년까지 지속적으로 상승하

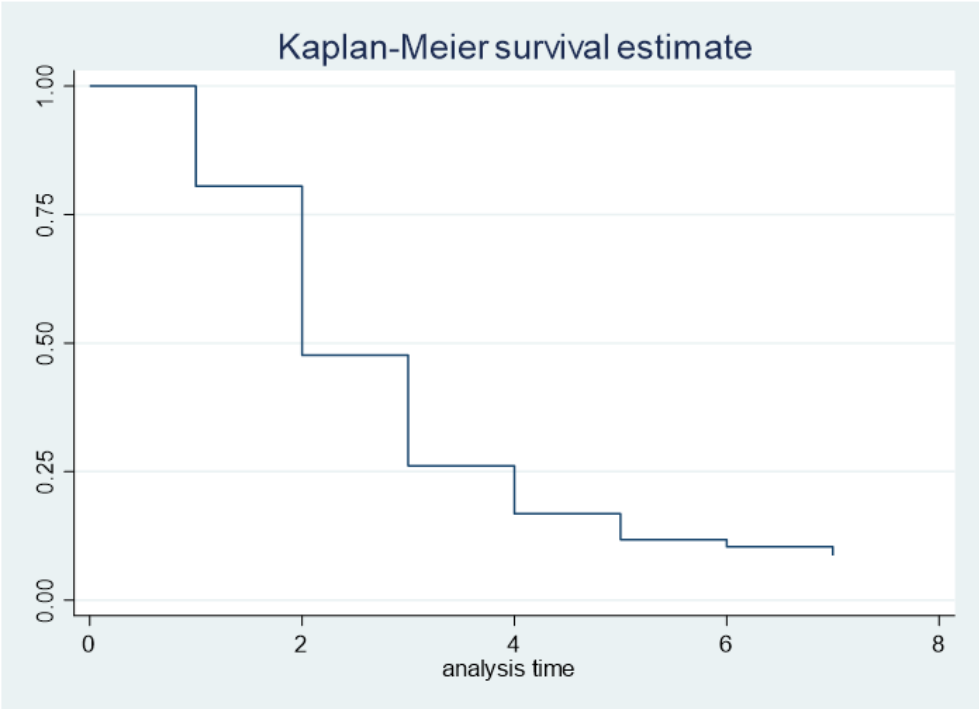
다가 이후에 하락하는 이차함수의 형태를 보이지만, 시점별 출산의 위험은 상대적으로 낮다. [그림 5-1]과 [그림 5-2]를 비교하면 둘째 자녀의 출산이 첫째 자녀 출산에 비해 상대적으로 완만하게 발생하고 있음을 확인할 수 있다.

[표 5-1] 첫째 자녀 출산에 대한 생명표

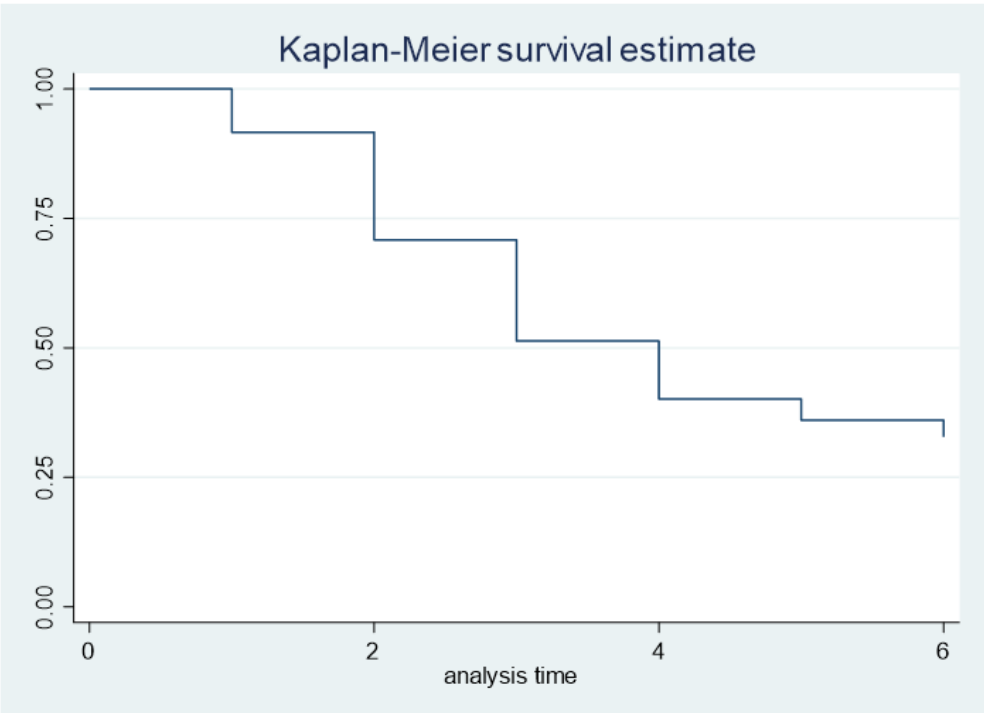
초혼 후 경과 시간(년)	진입 사례수	첫째 출산	우측 절단	생존함수	위험함수
1	934	182	0	0.805	0.195
2	752	307	0	0.476	0.408
3	445	201	0	0.261	0.452
4	244	87	0	0.168	0.357
5	157	47	0	0.118	0.299
6	110	13	0	0.104	0.118
7	97	16	81	0.087	0.165

[표 5-2] 둘째 자녀 출산에 대한 생명표

첫째 출산 후 경과 시간(년)	진입 사례수	둘째 출산	우측 절단	생존함수	위험함수
1	837	70	13	0.916	0.084
2	754	171	39	0.709	0.227
3	544	150	50	0.513	0.276
4	344	75	92	0.401	0.218
5	177	18	103	0.361	0.102
6	56	5	51	0.328	0.089



[그림 5-1] 첫째 자녀 출산에 대한 카플란-마이어 생존곡선



[그림 5-2] 둘째 자녀 출산에 대한 카플란-마이어 생존곡선

2) 주거 이력 유형별 기초현황

주거 이력 유형에 따라 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 시점에 차이가 있는지 살펴보기 위해 주거 이력 유형별 생명표를 [표 5-3]과 [표 5-4]에 제시하였다. 혼인 3년차까지는 자가/중형의 주거 이력을 가지는 신혼부부의 첫째 출산이 가장 빠르게 발생했지만, 4년차부터는 상향이동 집단이 첫째 자녀 출산 이행이 가장 빨랐다. 전세/소형과 월세 및 부모집 유형은 첫째 자녀 출산 이행이 다른 집단에 비해서는 상대적으로 느린 편이었다. [그림 5-3]에서는 이러한 차이를 시각적으로 파악할 수 있는데, 혼인 연차가 진행되면서 대부분의 신혼부부가 출산을 이행해 첫째 자녀 출산 이행의 격차가 좁혀지지만, 전반적으로 자가/중형과 상향이동 유형의 첫째 자녀 이행이 빠르게 발생하고 있음을 확인할 수 있다.

둘째 자녀 출산 이행의 경우에도 자가/중형 유형의 출산 이행이 다른 유형에 비해서 빠르게 발생하여 주거 사다리 상 가장 높은 위치를 차지하는 자가/중형 유형이 첫째 자녀 및 둘째 자녀의 출산이 모두 빠른 시점이 발생하고 있음을 알 수 있다. 자가/소형 유형은 첫째 자녀 출산은 다른 유형과 비교하면 중간 정도의 속도였지만, 둘째 자녀의 출산은 상대적으로 느리게 발생하고 있음을 확인할 수 있다. 전세/소형의 경우 첫재 자녀와 줄재 자녀 출산 모두 다른 유형에 비해 느렸는데, 소형 주택에 장기간 거주하는 집단이 출산을 상대적으로 지연하고 있음을 확인할 수 있는 결과이다. 월세 및 부모집 유형의 경우 첫째 자녀의 출산은 느렸지만, 둘째 자녀 출산은 상대적으로 빠른 시점에 발생하였다. 특히 첫째 출산 이후 3년차에 자녀 출산이 급격히 증가하였는데, 이러한 결과는 11개 군집 중 월세/중형 유형이 혼인 1-2년차에는 다른 형태로 거주하다가 3-5년차에 월세/중형으로 이사하는 집단이라는 특징과 관련이 높을 수 있다. 월세/중형 유형의 사례수가 적었기 때문에 이러한 가설을 통계적으로 검증하기는 어렵지만 이들의 주거 이동은 자녀 출산을 대비하기 위해, 혹은 자녀 출산을 예상하고 이루어졌을 가능성이 높다.

[표 5-3] 주거 이력 유형별 첫째 자녀 출산 생명표 (*N*=934)

초혼 후 경과 시간(년)	자가/중형				자가/소형				전세/중형			
	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수
1	148	38	0.743	0.257	108	19	0.824	0.176	147	24	0.837	0.163
2	110	46	0.432	0.418	89	40	0.454	0.449	123	54	0.469	0.439
3	64	33	0.210	0.516	49	24	0.232	0.490	69	32	0.252	0.464
4	31	10	0.142	0.323	25	10	0.139	0.400	37	14	0.157	0.378
5	21	2	0.128	0.095	15	5	0.093	0.333	23	7	0.109	0.304
6	19	2	0.115	0.105	10	2	0.074	0.200	16	1	0.102	0.063
7	17	5	0.081	0.294	8	0	0.074	0.000	15	4	0.075	0.267

[표 5-3] 주거 이력 유형별 첫째 자녀 출산 생명표(계속) (*N*=934)

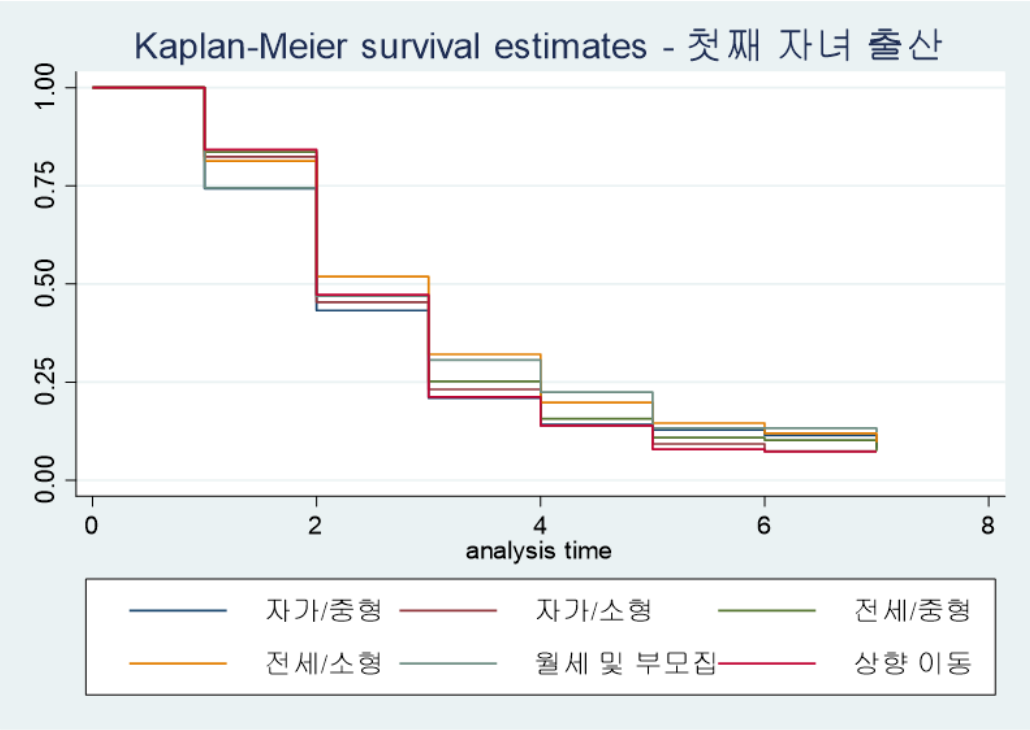
초혼 후 경과 시간(년)	전세/소형				월세 및 부모집				상향 이동			
	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수	진입 사례수	첫째 출산	생존 함수	위험 함수
1	268	50	0.813	0.187	98	25	0.745	0.255	165	26	0.824	0.158
2	218	79	0.519	0.362	73	27	0.469	0.370	139	61	0.473	0.439
3	139	53	0.321	0.381	46	16	0.306	0.348	78	43	0.212	0.551
4	86	33	0.198	0.384	30	8	0.225	0.267	35	12	0.139	0.343
5	53	14	0.146	0.264	22	9	0.133	0.409	23	10	0.079	0.435
6	39	7	0.119	0.179	13	0	0.133	0.000	13	1	0.073	0.077
7	32	6	0.098	0.188	13	1	0.122	0.077	12	0	0.073	0.000

[표 5-4] 주거 이력 유형별 둘째 자녀 출산 생명표 (n=837)

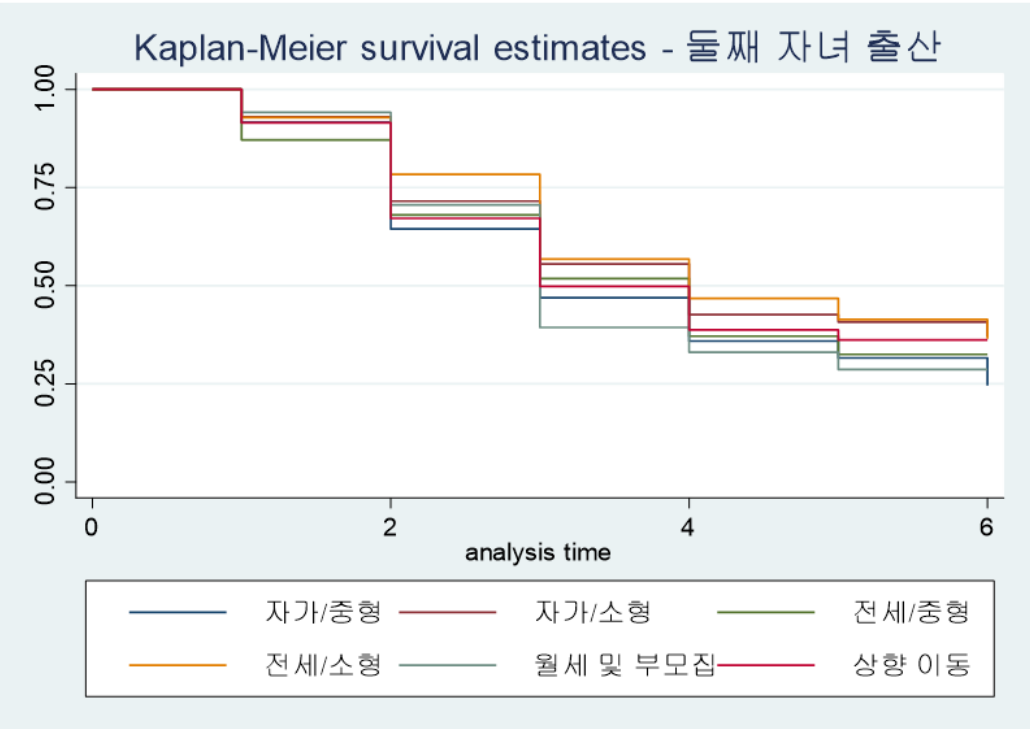
첫째 출산 후 경과 시간(년)	자가/중형					자가/소형					전세/중형				
	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수
1	131	11	2	0.916	0.084	100	7	2	0.930	0.070	132	17	1	0.871	0.129
2	118	35	2	0.644	0.297	91	21	3	0.715	0.231	114	25	5	0.680	0.219
3	81	22	8	0.469	0.272	67	15	9	0.555	0.224	84	20	4	0.518	0.238
4	51	12	14	0.359	0.235	43	10	10	0.426	0.233	60	17	11	0.371	0.283
5	25	3	13	0.316	0.120	23	1	11	0.408	0.043	32	4	21	0.325	0.125
6	9	2	7	0.246	0.222	11	1	10	0.371	0.091	7	0	7	0.325	0.000

[표 5-4] 주거 이력 유형별 둘째 자녀 출산 생명표(계속) (n=837)

첫째 출산 후 경과 시간(년)	전세/소형					월세 및 부모집					상향 이동				
	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수	진입 사례 수	둘째 출산	우측 절단	생존 함수	위험 함수
1	236	17	7	0.928	0.072	85	5	0	0.941	0.059	153	13	1	0.915	0.085
2	212	33	12	0.784	0.156	80	20	8	0.706	0.250	139	37	9	0.672	0.266
3	167	46	19	0.568	0.275	52	23	4	0.394	0.442	93	24	6	0.498	0.258
4	102	18	32	0.468	0.176	25	4	6	0.331	0.160	63	14	19	0.388	0.222
5	52	6	29	0.414	0.115	15	2	8	0.287	0.133	30	2	21	0.362	0.067
6	17	2	15	0.365	0.118	5	0	5	0.287	0.000	7	0	7	0.362	0.000



[그림 5-3] 첫째 자녀 출산에 대한 주거 이력 유형별 카플란-마이어 생존곡선



[그림 5-4] 둘째 자녀 출산에 대한 주거 이력 유형별 카플란-마이어 생존곡선

2. 첫째 자녀 출산 시점 분석 결과

앞서 주거 이력 유형에 따른 출산 이행의 생명표를 살펴보았지만, 이러한 결과는 출산 이행에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제하지 않은 상태의 결과이므로 이산시간 해저드 모형을 통해 다른 요인이 통제된 상태에서도 주거 이력 유형에 따라 출산 이행에 차이가 있는지를 살펴보았다. 먼저 [표 5-5]의 모형 1에서는 이차 함수로 설정한 기저 함수가 통계적으로 유의한지 확인하였다. 분석 결과 첫째 자녀 출산의 위험은 혼인 초에는 점차 증가하다가 특정 시점 이후에는 출산 이행의 위험이 감소하는 이차함수 형태가 적합한 것으로 나타났다. 모형 2에서는 사례수가 가장 많았던 전세/소형을 기준으로 하는 주거 이력 유형 변수를 투입하여 주거 이력 유형에 따라 첫째 자녀 출산 이행에 차이를 보이는지 분석하였다. 분석 결과 주거 이력 유형간의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

모형 3에서는 혼인 1년차 기준의 신혼부부의 특성을 통제한 뒤 주거 이력 유형간의 차이를 살펴보았다. 분석 결과, 전세/소형 유형에 비해 전세/중형(b = 0.29, p < .05) 및 상향 이동(b = 0.31, p < .05) 유형의 첫째 자녀 출산 이행 승산이 각각 약 1.34배(exp(0.29)), 약 1.36(exp(0.31)배 더 높은 것으로 나타나 주거 이력간 첫째 자녀 출산 이행의 속도가 차이가 있는 것으로 나타났다. 통제 변수의 경우 혼인 1년차 가구소득과 맞벌이 여부, 초혼 연도에 따른 차이가 발견되었다. 먼저 가구소득의 경우 전년도 도시근로자 월평균 가구소득 70% 이하 집단 대비 70% 초과 100%이하(b = -0.27, p < .05), 100% 초과 집단(b = -0.40, p < .05)의 출산 이행이 더 느린 것으로 나타났다. 맞벌이의 경우 외벌이에 비해 첫째 자녀 출산 이행이 더 느린 것으로 나타났다(b = -0.41, p < .05). 소득이 많고 맞벌이인 가구가 첫째 자녀 출산 이행이 더 느리다는 것은 출산에 대한 경제학적 접근에서 가정한 것처럼 자산의 축적을 위해 자녀의 출산을 지연하고 맞벌이를 선택하여 가구소득을 증가시키는 전략적 행동

으로 볼 수 있을 것이다.

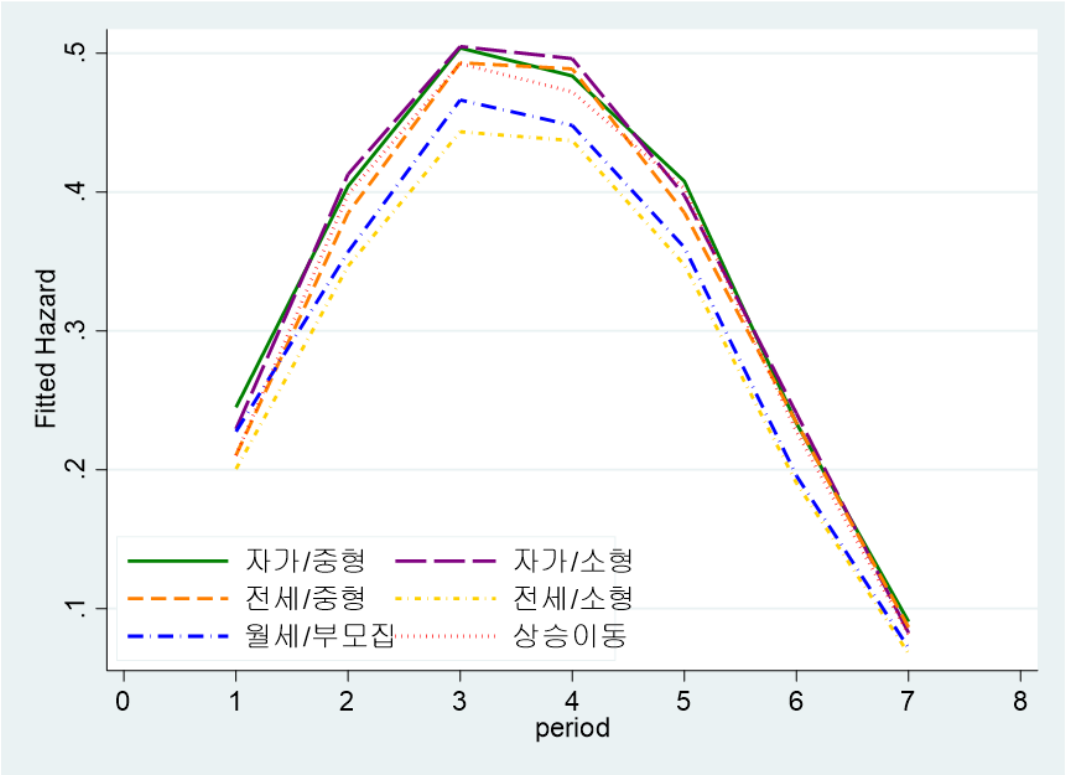
초혼 연도의 경우 2014년에 비해 더 일찍 결혼한 집단들의 출산 이행이 더 느리다는 것을 확인할 수 있다. 2014년에 비해 2008년의 첫째 자녀 출산 이행의 승산비는 약 0.48배였으며(b = −0.74, p < .01), 2009년은 0.71배(b = −0.34, p < .05), 2010년은 0.56배(b = −0.58, p < .001), 2011년은 0.73배(b = −0.32, p < .05), 2012년은 0.70배(b = −0.36, p < .05)로 나타났다. 이러한 결과는 최근 초혼 연령이 증가하는 등 청년들의 결혼 이행이 지연되는 추세로 인해 결혼 후 첫 자녀 출산이 앞당겨지고 있음을 보여준다.

모형 4는 거주 지역, 가구소득, 맞벌이 여부의 변수를 매 혼인 연차에 따라 변화하는 시변 변수로 활용한 분석 결과이다. 모형 3에 비해 모형 4의 AIC는 3232.56에서 3069.67로 줄어들어 모형 적합성이 개선되었음을 확인할 수 있다. 즉, 혼인 1년차 시점의 거주 지역, 가구소득, 맞벌이 여부를 사용하는 것보다 매 조사 시점의 변수를 사용하는 것이 더 적합하다. 분석 결과 모형 3과 달리 자가/중형과 전세/소형의 첫째 자녀 출산 이행의 차이도 통계적으로 유의함을 확인할 수 있다(b = 0.30, p < .05). 이러한 결과를 종합하면 결혼의 시작을 넓은 면적의 주택에서 하거나, 좁은 면적에서 시작하더라도 넓은 면적의 주택으로 이사가는 경우 첫째 자녀 출산 이행이 상대적으로 빠르다는 것을 알 수 있다. 가구소득의 경우 70% 이하 집단과 70% 초과 100% 이하 집단의 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 바뀌었다(b = −0.16, p>.05). [그림 5-5]는 모형 4의 결과를 바탕으로 첫째 자녀 출산 이행의 위험 함수를 표현한 것이다. 상대적으로 열악한 주거 환경인 전세/소형 주거 이력이 최하단에 위치하고, 월세 및 부모집이 다음에 위치하고 있다.

[표 5-5] 첫째 자녀 출산에 대한 이산시간생존분석 결과

변수	모형1	모형2	모형3	모형4
	b(*SE*)	*b*(*SE*)	*b*(*SE*)	*b*(*SE*)
시간	0.88(0.09)***	0.89(0.08)***	1.00(0.09)***	0.94(0.09)***
시간2	-0.19(0.02)***	-0.19(0.02)***	-0.20(0.02)***	-0.20(0.02)***
주거 이력(기준=전세/소형)				
1 자가/중형		0.25(0.13)	0.27(0.14)	0.30(0.15)*
2 자가/소형		0.19(0.15)	0.23(0.15)	0.30(0.16)
3 전세/중형		0.14(0.13)	0.29(0.14)*	0.34(0.14)*
5 월세 및 부모집		0.03(0.16)	0.04(0.16)	0.14(0.16)
6 상향 이동		0.19(0.13)	0.31(0.13)*	0.32(0.14)*
거주 지역(기준=서울)				
수도권			-0.06(0.12)	0.07(0.13)
광역시			0.03(0.13)	-0.01(0.14)
기타 시도			-0.02(0.15)	-0.07(0.15)
가구소득(기준=70%이하)				
70% 초과 100% 이하			-0.27(0.11)*	-0.16(0.11)
100%초과			-0.40(0.12)**	-0.39(0.14)**
맞벌이(0=외벌이)			-0.41(0.11)***	-1.17(0.11)***
초혼 연도(기준=2014년)				
2008			-0.74(0.21)**	-0.65(0.21)**
2009			-0.34(0.17)*	-0.33(0.18)
2010			-0.58(0.17)***	-0.55(0.17)**
2011			-0.32(0.15)*	-0.34(0.16)*
2012			-0.36(0.15)*	-0.37(0.15)*
2013			-0.25(0.15)	-0.25(0.15)
결혼 당시 연령			-0.03(0.02)	-0.03(0.02)
교육수준(기준=고졸 이하)				
전문대졸			0.00(0.14)	-0.03(0.14)
대졸			-0.03(0.13)	0.10(0.13)
대학원 이상			-0.09(0.19)	-0.03(0.20)
부 교육수준(기준=중졸 이하)				
고졸 이하			0.11(0.11)	0.14(0.11)
전문대졸 이상			0.07(0.13)	0.11(0.14)
성별(0=남성)			-0.05(0.10)	0.11(0.10)
상수	-1.27(0.07)	-1.40(0.10)***	0.08(0.67)	0.09(0.67)
관측치	2,739	2,739	2,739	2,739
Log likelihood	-1629.40	-1626.83	-1589.28	-1507.84
LR chi	103.89***	108.15***	177.96***	304.36***
AIC	3264.80	3269.65	3232.56	3069.67

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.



[그림 5-5] 주거 이력별 첫째 자녀 출산 이행 위험 함수

3. 둘째 자녀 출산 시점 분석 결과

[표 5-6]은 둘째 자녀 출산 시점에 대한 이산시간 해저드 모형 분석 결과이다. 모형 1은 둘째 자녀 출산 이행의 기저 함수를 이차 함수로 설정한 모형이다. 둘째 자녀 출산 시점에서의 시간은 첫째 출산 이후부터의 기간을 의미한다. 분석 결과 둘째 자녀 출산 모형 역시 특정 시점까지는 둘째 자녀 출산 위험이 증가하다가 점차 감소하는 이차함수의 형태가 적절하다는 것을 확인할 수 있다. 모형2에서는 전세/소형 유형을 기준으로 하는 주거 이력 유형 변수를 투입하여 주거 이력 유형에 따른 둘째 자녀 출산 이행의 차이를 분석하였다. 분석 결과 전세/소형 유형에 비해 자가/중형(b = 0.37, p < .05), 월세 및 부모집(b = 0.38, p < .05) 유형이 둘째를 더 빨리 낳는 것으로 나타났다.

모형3에서는 통제변수를 투입하였을 때도 주거 이력 유형 간 둘째 자녀 출산 이행의 차이가 유의한지 확인하였다. 분석 결과, 전세/중형과 전세/소형의 차이가 통계적으로 유의한 것으로 바뀌었다(b = 0.37, p < .05). 통제변수에서는 초혼 연도에 따른 차이만 통계적으로 유의하였다. 구체적으로 과거 시점에 결혼한 신혼부부의 둘째 자녀 출산 이행이 더 빠른 것으로 나타났다. 2014년에 비해 2008년의 경우 약 1.97배 빨랐으며(b = 0.68, p < .05), 2009년은 2.00배(b = 0.69, p < .01), 2010년은 1.51배(b = 0.41, p < .05), 2011년 1.51배(b = 0.41, p < .05), 2012년 1.43배(b = 0.36, p < .05)로 나타났고, 2013년과 2014년의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다(b = 0.26, p>.05). 앞서 첫째 자녀 출산과 비교하면, 첫째 자녀는 최근에 결혼한 집단이 더 빨리 낳지만, 첫째 자녀 출산 이후 둘째 자녀를 낳는 출산의 간격은 최근에 결혼한 집단이 더 길다.

모형4에서는 거주 지역과 가구소득, 맞벌이 여부를 시변 변수의 형태로 투입하였는데, 분석 결과 전세/소형과 상향 이동 유형간의 차이가 통계적으로 유의하게 변화하였다(b = 0.36, p < .01). 모형3에서는 통계적으로 유의하지 않았던 가구소득도 모형 4에서는 통계적으로 유의한 것으

로 나타났다. 즉, 둘째 자녀의 출산에는 혼인 당시의 특성보다는 혼인 생활을 지속하면서 변화하는 소득의 영향이 더 중요하다고 할 수 있다. 구체적으로 70% 이하 집단에 비해 70% 이상 100%이하(b = -0.48, p < .001), 100% 초과 집단(b = -0.88, p < .001)의 둘째 자녀 출산 이행이 더 느린 것으로 나타났다. 이러한 결과가 소득이 많을수록 둘째 자녀 출산을 늦게 한다는 것을 의미할 수도 있지만, 자녀 출산으로 인해 맞벌이를 못하게 되면서 소득이 줄어들면서 발생하는 역인과의 가능성을 내포하고 있어 해석에 주의가 필요하다[13]. [그림 5-6]은 모형 4의 결과를 바탕으로 둘째 자녀 출산 이행의 위험 함수를 표현한 것이다. 첫째 자녀 출산과 마찬가지로 전세/소형 주거 이력이 최하단에 위치하지만, 첫째 자녀 출산과는 달리 그 다음은 자가/소형이 위치하고 있다. 둘째 자녀 출산에서는 월세 및 부모집 유형이 최 상단에 위치하고, 자가/중형이 비슷한 위험을 보이는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 종합하면, 자가/중형은 첫째 자녀와 둘째 자녀의 출산이 모두 가장 빨랐다. 자가/소형은 첫째 자녀 출산은 비교적 빠르지만 전세/소형과의 차이가 통계적으로 유의하지는 않았고, 둘째 자녀의 출산은 느리다. 전세/중형과 상승 이동 유형은 첫째 자녀 출산은 비교적 빠르지만, 둘째 자녀의 출산은 중간 정도의 속도를 보이며, 월세 및 부모집은 첫째 자녀의 출산 이행은 느렸지만, 둘째 자녀의 출산은 빨랐다. 전세 소형은 첫째 자녀와 둘째 자녀의 출산 모두 가장 느리다. 이러한 추세를 고려한다면 신혼 7년차 시점에서의 자녀수는 첫째 및 둘째 출산이 모두 가장 느린 전세/소형이 가장 적고, 둘째 이행 속도가 전세/소형과 유사했던 자가/소형이 다음으로 적을 것을 예상할 수 있다.

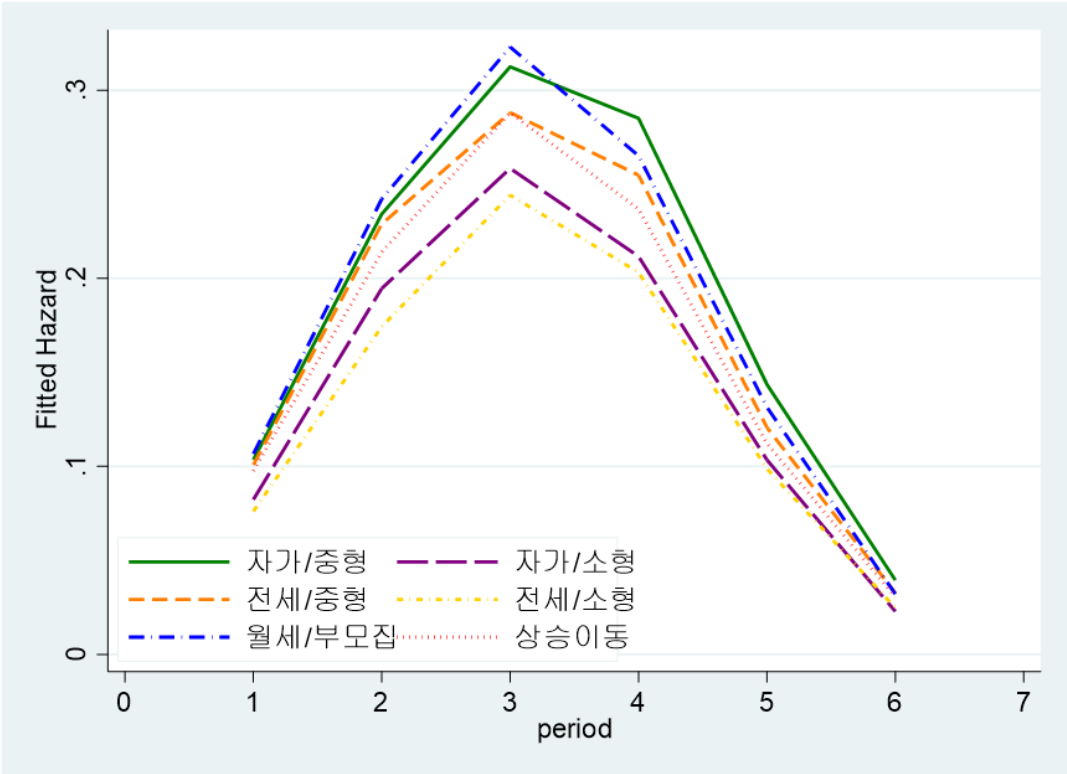
---

13) 이와 관련하여 t-1시점의 지연변수를 활용한 분석을 부록 3에 제시하였다. 소득과 자녀 출산의 역인과의 가능성이 존재하며, t-1시점의 소득 변수를 사용할 경우 계수는 여전히 음수이지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 이러한 문제가 일부 주거 이력 유형간 자녀 출산 이행의 차이에 영향을 미쳤는데, 둘째 자녀 출산 이행에서 상향 이동 유형과 전세/소형의 차이가 더 이상 통계적으로 유의하지 않았다.

[표 5-6] 둘째 자녀 출산에 대한 이산시간생존분석 결과

변수	모형1	모형2	모형3	모형4
	b(*SE*)	*b*(*SE*)	*b*(*SE*)	*b*(*SE*)
시간	1.27(0.14)***	1.28(0.14)***	1.29(0.14)***	1.33(0.14)***
시간2	-0.30(0.04)***	-0.30(0.04)***	-0.30(0.04)***	-0.31(0.04)***
주거 이력(기준=전세/소형)				
1 자가/중형		0.37(0.16)*	0.48(0.17)**	0.51(0.17)**
2 자가/소형		0.09(0.18)	0.11(0.19)	0.10(0.19)
3 전세/중형		0.29(0.16)	0.37(0.17)*	0.43(0.17)*
5 월세 및 부모집		0.38(0.18)*	0.45(0.19)*	0.54(0.19)**
6 상향 이동		0.23(0.16)	0.26(0.16)	0.36(0.16)**
거주 지역(기준=서울)				
수도권			-0.09(0.15)	-0.15(0.16)
광역시			-0.03(0.16)	-0.08(0.17)
기타 시도			0.01(0.18)	-0.08(0.18)
가구소득(기준=70%이하)				
70% 초과 100% 이하			-0.03(0.13)	-0.48(0.12)***
100%초과			-0.22(0.16)	-0.88(0.18)***
맞벌이(0=외벌이)			-0.02(0.12)	-0.15(0.14)
초혼 연도(기준=2014년)				
2008			0.68(0.26)*	0.81(0.26)**
2009			0.69(0.21)**	0.72(0.21)**
2010			0.41(0.20)*	0.43(0.20)*
2011			0.41(0.18)*	0.44(0.18)*
2012			0.36(0.17)*	0.43(0.17)*
2013			0.26(0.17)	0.34(0.18)
결혼 당시 연령			-0.03(0.02)	-0.02(0.02)
교육수준(기준=고졸 이하)				
전문대졸 이하			0.14(0.16)	0.15(0.16)
대졸 이하			0.15(0.15)	0.26(0.15)
대학원 이상			0.44(0.24)	0.59(0.23)*
부 교육수준(기준=중졸 이하)				
고졸 이하			-0.10(0.13)	-0.07(0.13)
전문대졸 이상			-0.18(0.17)	-0.05(0.17)
성별(0=남성)			-0.01(0.11)	-0.08(0.11)
상수	-2.30(0.11)***	-2.50(0.14)***	-2.06(0.76)**	-2.17(0.76)**
관측치	2712	2712	2712	2712
Log likelihood	-1223.71	-1219.50	-1205.8	-1182.50
LR chi	90.04***	96.67***	129.06***	177.30***
AIC	2453.42	2455.00	2465.63	2419.00

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.



[그림 5-6] 주거 이력별 둘째 자녀 출산 이행 해저드

제 2 절 신혼부부의 주거 이력과 혼인 7년차 자녀수

1. 신혼부부의 혼인 7년차 평균 자녀수

신혼부부의 주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차 자녀수에 차이가 있는지 분석하기 위해 먼저 분석 대상의 혼인 연차별 자녀수를 살펴보았다. [표 6-1]에 따르면 혼인 7년차 시점에서 신혼부부의 자녀수는 평균 1.57명으로 나타났다. 자녀가 없는 경우는 55가구(약 5.9%)에 불과하였고, 1명인 경우는 349가구(약 37.4%), 2명인 경우는 471가구(약 50.4%), 3명인 경우는 58가구(6.2%). 4명인 경우는 1가구(0.1%)로 나타나 대부분의 가구가 1명 또는 2명의 자녀를 보유하고 있었다. 이렇게 자녀수가 1 또는 2에 집중되어 있기 때문에 혼인 7년차 자녀수의 평균은 1.57이지만 분산은 0.70으로 작아서 과소 산포의 가능성이 높은 자료라고 할 수 있다.

주거 이력별로 혼인 7년차 자녀수를 살펴보면, 자녀가 가장 많은 유형은 월세 및 부모집이었고, 전세/중형, 자가/중형, 상향 이동, 자가/소형, 전세/소형의 순으로 나타났다. ANOVA 분석 결과 전체 주거 이동 유형 간 자녀수 차이는 통계적으로 유의하였지만($F=2.96$, $p < .05$), scheffe 사후 검정 결과에서는 통계적으로 유의한 집단간 차이가 발견되지 않았다.

[표 6-1] 주거 이력별 혼인 7년차 자녀수 (단위: 명(%))

주거 이력	7년차 자녀수							
	0	1	2	3	4	전체	*M* (*SD*)	*F*
자가/중형	7 (4.7)	51 (34.5)	83 (56.1)	7 (4.7)	0 (0.0)	148 (100.0)	1.61 (0.66)	2.96*
자가/소형	7 (6.5)	45 (41.7)	51 (47.2)	5 (4.6)	0 (0.0)	108 (100.0)	1.50 (0.69)	
전세/중형	5 (3.4)	52 (35.4)	78 (53.1)	12 (8.2)	0 (0.0)	147 (100.0)	1.66 (0.68)	
전세/소형	21 (7.8)	116 (43.3)	116 (43.3)	15 (5.6)	0 (0.0)	268 (100.0)	1.47 (0.72)	
월세 및 부모집	7 (7.1)	28 (28.6)	49 (50.0)	13 (13.3)	1 (1.02)	98 (100.0)	1.72 (0.82)	
상향 이동	8 (4.9)	57 (34.6)	94 (57.0)	6 (3.6)	0 (0.0)	165 (100.0)	1.59 (0.64)	
계	55 (5.9)	349 (37.4)	471 (50.4)	58 (6.2)	1 (0.1)	934 (100.0)	1.57 (0.70)	

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

2. 신혼부부의 주거 이력 유형에 따른 혼인 7년차 자녀수

신혼부부의 주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차 시점의 자녀수가 차이를 보이는지 확인하기 위해 포아송 회귀분석 및 일반화 포아송 회귀분석을 수행하였다. [표 6-2]의 모형1에 따르면 포아송 회귀분석 결과 자가/중형(b = 0.10, p < .05), 전세/중형(b = 0.15, p < .01), 월세 및 부모집(b = 0.16, p < .01), 상향 이동(b = 0.11, p < .05) 유형이 전세/소형에 비해 7년차 자녀수가 더 많은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 이행 분석 결과에서 예측한 것과 유사한 결과이다. 통제 변수의 경우 혼인 1년차 기준 가구소득 70% 이하 집단에 비해 100% 초과 집단의 자녀수가 더 적은 것으로 나타났다(b = -0.12, p < .05). 이러한 결과는 출산 이행 분석에서 소득이 높은 집단의 출산 이행 속도가 느렸던 것과도 관련이 있을 수 있다.

만약 종속변수인 혼인 7년차 자녀수가 과소 산포라면 포아송 회귀분석의 결과의 표준 오차는 편의(bias)가 발생하였을 가능성이 높다. 과소 산포의 경우 일반화 포아송 분포를 가정하면 포아송 회귀분석에 비해 강건한 결과를 얻을 수 있다. 이를 검증하기 위해 모형2에서는 일반화 포아송 회귀분석을 수행하고, ϕ^2의 값을 통해 과소 산포 여부를 살펴보았다. 만약 ϕ^2의 값이 1보다 작다면 과소산포, 1보다 크다면 과대 산포라고 할 수 있다.

분석 결과 ϕ^2의 값은 0.31로 나타나 종속변수인 혼인 7년차 자녀수가 과소 산포인 것으로 나타났다. 즉, 포아송 회귀분석을 사용한 모형1보다 일반화 포아송 회귀분석을 사용한 모형2의 결과를 더 신뢰할 수 있다. 모형 2에서 주거 이동 유형간의 차이는 전세/중형(b = 0.13, p < .05), 월세 및 부모집(b = 0.18, p < .05)과의 차이만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 자가/중형과 전세/소형의 차이는 10% 유의수준에서만 유의한 것으로 나타났고(b = 0.07, p < .10), 상향이동 집단과의 차이는 10% 유의수준에서도 통계적으로 유의하지 않았다(b = 0.06, p>.10).

[표 6-2] 혼인 7년차 자녀수 결정요인에 대한 포아송 및 일반화 포아송 회귀분석 결과

변수	모형1	모형2	모형3
	b(*SE*)	*b*(*SE*)	*b*(*SE*)
주거 이력(기준=전세/소형)			
1 자가/중형	0.10(0.05)*	0.07(0.04)†	0.06(0.04)
2 자가/소형	0.02(0.05)	0.03(0.04)	-0.00(0.04)
3 전세/중형	0.15(0.05)**	0.13(0.04)**	0.12(0.04)**
5 월세 및 부모집	0.16(0.05)**	0.18(0.04)***	0.17(0.04)***
6 상향 이동	0.11(0.04)*	0.06(0.04)	0.04(0.04)
거주 지역(기준=서울)			
수도권	-0.03(0.04)	-0.00(0.04)	-0.01(0.03)
광역시	0.01(0.04)	-0.00(0.04)	-0.01(0.04)
기타 시도	0.02(0.05)	-0.01(0.04)	-0.01(0.04)
가구소득(기준=70%이하)			
70%-100%	-0.05(0.04)	-0.05(0.03)†	
100%초과	-0.12(0.04)**	-0.09(0.04)**	
맞벌이(0=외벌이)	-0.05(0.03)	-0.07(0.03)*	
연평균 가구소득(단위: 1,000만원)			-0.01(0.01)
맞벌이 지속연수			-0.02(0.02)***
초혼 연도(기준=2014년)			
2008	0.06(0.08)	0.04(0.06)	0.04(0.06)
2009	0.09(0.06)	0.04(0.05)	0.02(0.05)
2010	0.05(0.05)	0.01(0.04)	0.01(0.04)
2011	0.01(0.05)	-0.02(0.04)	-0.04(0.04)
2012	0.02(0.05)	0.01(0.04)	-0.00(0.04)
2013	-0.01(0.05)	-0.10(0.04)*	-0.10(0.04)*
결혼 당시 연령	-0.01(0.01)	0.00(0.01)	-0.00(0.01)
교육수준(기준=고졸 이하)			
전문대졸 이하	0.06(0.05)	0.04(0.04)	0.02(0.04)
대졸 이하	0.02(0.04)	0.02(0.04)	0.01(0.04)
대학원 이상	0.04(0.07)	0.04(0.05)	0.05(0.05)
부 교육수준(기준=중졸 이하)			
고졸 이하	0.02(0.04)	0.03(0.03)	0.04(0.03)
전문대졸 이상	0.01(0.05)	0.01(0.04)	0.03(0.03)
성별(0=남성)	-0.00(0.03)	0.05(0.03)*	0.07(0.03)*
상수	0.38(0.07)***	0.39(0.16)*	0.47(0.17)**
관측치	934	934	934
Log likelihood	-1230.03	-966.75	-966.32
AIC	2510.05	1985.50	1982.64
BIC	2631.04	2111.33	2103.63

† p < .10. *p < .05. **p < .01. ***p < .001.

상향이동집단의 7년차 자녀수가 전세/소형과 차이가 없다는 것은 두 주거 이력 유형간 출산의 시점에는 차이가 있어도[14] 추가적인 자녀의 출산은 이루어지지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 주거 이동과 자녀 출산 사이의 역인과성의 가능성을 제기한다. 즉, 주거 상향 이동의 결과로써 둘째를 낳는 것일 수도 있지만, 둘째를 일찍 낳았기 때문에 주거 이동을 했을 가능성도 있다. 또한 주거 상향 이동으로 인해 발생하는 이자 등의 비용으로 인해 추가 출산을 하지 않는 비율도 상당하기 때문에 전세/소형과 유사한 자녀수를 보일 가능성도 있다. 한편으로는 전세/소형에 거주하더라도 자녀 출산이 늦을 뿐 7년차에 이르러서는 결국 상향 이동 유형이나 자가/중형에 장기간 거주하는 유형과 유사한 수준의 자녀 출산을 하게 된다는 의미일수도 있다.

그럼에도 불구하고, 전세/소형과 전세/중형의 차이는 계속해서 유의하게 나타나며, 자가/중형도 10% 수준에서의 유의성을 보였다는 점은 자녀의 출산에 있어 주거 면적이 중요하며, 주거 면적이 확보된 경우 자녀의 출산이 빠를 뿐만 아니라 더 많은 자녀를 출산하게 된다는 것을 보여준다.

모형 3에서는 주거 이력 유형의 결정요인 분석과 마찬가지로 가구소득과 맞벌이의 시간에 따라 변화하는 속성을 반영하기 위해 혼인 7년간의 연평균 가구소득과 맞벌이 누적기간을 투입하였다. 분석 결과, 자가/중형과 전세 소형의 차이가 10% 유의수준에서도 유의하지 않은 것으로 바뀌었다(b = 0.06, p > .10). 앞서 가정한 것과 달리 면적이 넓은 자가/중형 유형도 전세/소형과 혼인 7년차 자녀수가 다르지 않았다는 것은 [표 6-3]에서 확인할 수 있듯이 자녀 수가 셋인 경우가 4.7%에 불과하기 때문일 수 있다. 즉, 첫째 자녀와 둘째 자녀를 모두 빨리 낳지만, 전세/중

14) 둘째 자녀 출산의 경우 부록 3에서 확인할 수 있듯이 t-1시점의 소득 및 맞벌이 여부 변수 사용시 전세/소형과 상향 이동의 차이가 통계적으로 유의하지 않다. 그럼에도 불구하고, 첫째 자녀 출산은 여전히 전세/소형에 비해 상향 이동 유형이 더 빠르기 때문에, 첫째 자녀 출산 이후 둘째 자녀 출산까지의 간격이 동일하다면 결과적으로 초혼 이후 둘째 자녀를 출산 하는 시점은 상향 이동 유형이 더 빠를 것이다.

형이나 월세 및 부모집 유형과 달리 추가적인 출산은 발생하지 않는다는 것이다. 이러한 가정이 성립한다면 시간이 더 흐른 뒤에는 결국 자가/소형 또는 전세/소형과 같은 주거 유형들도 추가적인 자녀 출산을 이행하여 주거 이력 유형간 완결 출산율의 차이는 사라질 가능성도 존재한다.

추가적으로 고려해야하는 사항은 초혼 연령이 지속적으로 상승하고 있기 때문에 자녀 출산이 비교적 빠른 시점에 완결될 수도 있다는 점이다. [표 6-3]은 7년차 시점에서의 신혼부부의 출산 의향 여부의 빈도를 보여준다[15].

[표 6-3] 혼인 7년차 신혼부부의 추가 자녀 출산 의향 여부

주거 이력	추가 자녀 출산 의향			chi2
	있음	없음	전체	
자가/중형	15(11.1)	120(88.9)	135(100.0)	
자가/소형	10(11.1)	80(88.9)	90(100.0)	
전세/중형	10(7.9)	117(92.1)	127(100.0)	
전세/소형	32(14.2)	194(85.8)	226(100.0)	4.4
월세 및 부모집	9(10.8)	74(89.2)	83(100.0)	
상향 이동	11(8.5)	118(91.5)	129(100.0)	
전체	87(11.0)	703(89.0)	790(100.0)	

분석 결과 전체의 89%가 더 이상의 출산 의향이 없는 것으로 나타났다. 전세/소형 유형이 14.2%로 비교적 출산의향이 높은 편이었지만, 주거 유형간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다($chi^2(5)=4.4$, $p>.05$). 현재 자료는 초혼 이후 7년까지만 분석했고 일부 신혼부부의 출산 의향이 남아있기 때문에 완결출산이 아니라는 한계가 있지만, 추후 자료를 보완하여 추가적인 혼인 기간을 분석한다면 전세/소형이나 자가/소형 유형이 주거 면적이 넓은 주거 이력 유형의 자녀수를 따라잡는지, 혹은 자가/중형 및 상향이동집단이 전세/중형 및 월세 및 부모집의 자녀수를 따라잡아 소형주택에 장기간 거주하는 집단에 비해 더 많은 자녀를 낳게 되는

15) 청년패널조사에서는 2016년부터 출산 의향을 조사하였기 때문에 2010년 이후에 결혼한 집단에 대해서만 분석한 결과이다.

지 파악할 수 있을 것이다.

추가적으로 고려해야할 사항은 성별 변수의 통계적 유의성이다. 분석 결과 여성 응답자의 자녀수가 남성 응답자에 비해 더 많은 것으로 나타났다(b = 0.07, p < .05). 자녀 출산은 가구 단위로 발생하는 사건이기 때문에 성별에 따라 자녀수의 차이가 나타나는 것은 데이터의 편향을 의미하는 것일 수 있다. 부록 1에서는 분석에서 제외된 대상의 특성을 제시하였는데, 분석기간 내 결혼한 신혼부부 중 연구에 사용한 표본과 결측 등으로 인해 제외된 표본간의 성비는 유사하였다. 그러나 두 표본 모두 남성 응답자가 약 42%, 여성 응답자가 약 58%로 나타나 여성응답자가 더 많은 수를 보였다. 이는 남성 중 자녀를 많이 낳은 응답자들이 상대적으로 더 많이 패널에서 이탈했을 가능성을 보여준다. 추후 혼인력과 출산력, 주거력을 보완할 수 있는 회고조사가 다양한 패널조사에서 진행된다면 이러한 이탈 패널도 포함해서 분석할 수 있을 것이다.

제 3 절 소결

제5장에서는 신혼부부의 주거 이력 유형에 따라 자녀 출산 시점과 혼인 7년차 자녀수가 차이를 보이는지를 탐색하였다. 이를 위해 자녀 출산 시점을 첫째 자녀 출산과 둘째 자녀 출산으로 나누고 각각에 대하여 이산시간 해저드 분석을 수행하였다. 혼인 7년차 자녀수의 분석은 일반화 포아송 회귀분석을 사용하였다.

분석 결과, 첫째 자녀와 둘째 자녀 출산 이행 모두 주거 이력에 따른 차이가 발견되었다. 먼저, 첫째 자녀의 출산 이행은 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 상향이동 유형이 더 빠른 것으로 나타났다. 둘째 자녀의 출산 이행에서는 전세 소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 월세 및 부모집, 상향이동 유형이 더 빠른 것으로 나타났다. 그러나 혼인 7년차 자녀수의 경우 전세/중형이 전세/소형보다는 많이 낳지만, 상향 이동 및 자가/중형 유형의 자녀수가 전세/소형보다 더 많다는 증거는 발견되지 않았다. 즉, 주거 이력 유형에 따른 자녀 출산 행동의 차이는 단순히 부모됨의 이행 속도에만 영향을 미치는 것일 수도 있다. 그러나 전세/중형에 장기간 거주하는 것과 전세/소형 장기간 거주는 유의한 차이가 있었으며, 소형 주택에 거주하는 자가/소형 및 전세/소형 유형은 둘째 자녀 출산이 상대적으로 늦고 7년차 자녀수도 1.50명과 1.47명으로 다른 유형에 비해 적었다.

소형 주택에 장기간 거주하는 신혼부부가 자녀 출산을 지연하고 있는 이유가 더 넓은 주택으로 이동하기 위한 자산을 축적하고 있기 때문이라면 혼인 기간의 경과와 함께 주거 상향 이동을 달성하고 자녀도 더 출산할 가능성도 존재한다. 그러나 최근 초혼 연령이 지속적으로 상승하고 있으며, 주거 비용도 크게 상승한 상황에서 소형 주택에 장기간 거주하있는 신혼부부가 둘째 자녀를 출산하지 않고 자녀 출산을 완결할 가능성을 존재한다는 점을 고려할 필요가 있다.

또한 연구 결과에서 자가인지의 여부보다는 주거 면적이 자녀 출산과

더 관련성이 높았다는 것에 주목할 필요가 있다. 주거 이력 및 주거 사다리에 대한 선행연구는 자가를 취득하는 것이 개별 가구의 중요한 지향점으로 가정하고 있지만, 가구 형성기에는 자가를 취득하는 것보다 주거면적을 넓히는 것이 더 중요할 수도 있다. 실제로 분석 결과에서도 자가/소형에 장기간 거주하는 주거 이력을 가진 신혼부부는 자가임에도 불구하고 전세/소형에 비해 둘째 자녀를 빨리 낳지도 않았고, 혼인 7년차 시점에 더 많은 자녀를 낳지도 않았다. 또한 전세/중형 유형의 혼인 7년차 자녀수가 약 1.66명으로 자가/소형의 약 1.50명보다 많았다.

제 6 장 결론

제 1 절 연구결과 요약 및 논의

본 연구는 2008년에서 2020년에 걸쳐 신혼부부의 7년간의 주거 이력이 어떻게 형성되고 있는지 파악하고, 신혼부부의 특성에 따라 주거 이력에 차이가 있는지 살펴보았다. 그리고 신혼부부의 주거 이력에 따라서 자녀 출산 시점 및 혼인 7년차 자녀수에 차이가 있는지를 분석하였다. 특히 주거 이력의 분석에 있어 배열 분석을 활용해 신혼부부의 주거 이동을 총체적 관점으로 분석함으로써 특정 시점의 주거 이동만을 분석하는 기존 연구의 한계를 극복하고자 하였다.

분석 결과, 신혼부부의 7년간의 주거 이동은 11개 군집으로 분류되었으며, 이들을 다시 상위 6개 유형으로 분류하여 각각 '자가/중형', '자가/소형', '전세/중형', '전세/소형', '월세 및 부모집', '상향 이동'으로 명명하였다. 신혼부부의 특성에 따라 주거 이력의 비율에 차이가 있는지 살펴보았을 때, 혼인 1년차 거주 지역, 가구소득, 맞벌이 여부, 남성의 본인 교육수준 및 부 교육수준에 따른 차이가 발견되었다.

신혼부부의 특성이 주거 이력에 소속될 가능성에 영향을 미치는지 다항로짓분석을 수행한 결과 거주 지역과 가구소득, 맞벌이 여부, 초혼연도, 초혼연령, 부 교육수준이 주거 이력에 소속될 가능성에 영향을 미쳤다. 구체적으로 결혼 당시 서울에 거주하는 신혼부부는 다른 주거 이력에 비해 '전세/소형' 주거 이력을 형성할 가능성이 높았다. 가구소득의 경우 혼인 1년차의 가구소득에 따라서는 주거 이력에 소속될 가능성에 유의한 차이가 없었지만, 7년간의 연평균가구소득에 따라서는 소득이 높을수록 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 상향 이동 유형에 속할 가능성이 높았다. 혼인 1년차에 맞벌이를 하고 있었던 신혼부부는 전세/소형 집단에 비해 자가/소형, 전세/중형, 상향이동 유형에 속할 가능성이

높았다. 초혼 연령이 높을수록 전세/소형 대비 자가/중형 유형에 속할 가능성이 높았다. 부 교육수준은 중졸 이하일 때에 비해 전문대졸 이상일 때 자가/중형에 속할 가능성을 높였다.

주거 이력 유형에 따라 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 시점에 차이가 있는지 분석한 결과, 첫째 자녀와 둘째 자녀 출산 모두 주거 이력 유형에 따른 차이가 발견되었지만 출생 순위에 따라 차이점이 있었다. 첫째 자녀 출산 시점은 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 상향이동 유형이 더 빠른 것으로 나타났지만, 둘째 자녀 출산 시점은 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형, 월세 및 부모집, 상향이동 유형이 더 빠른 것으로 나타났다.

주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차의 자녀수에 차이가 있는지 분석한 결과, 주거 이력 유형에 따라 혼인 7년차 자녀수의 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 주거 이력 유형에 따른 자녀수 차이는 모형에 따라 통계적 유의성에 차이가 있었는데, 자녀수의 과소 산포와 소득 및 맞벌이의 시간에 따라 변화하는 특성을 고려한 모형에서는 전세/소형과 전세/중형, 월세 및 부모집 유형간의 차이만 통계적으로 유의하였다.

본 연구가 주거와 출산의 관계를 분석한 다른 연구에 비해 가지는 강점은 신혼부부의 주거상태를 주거 이력의 관점에서 유형화하였다는 점이다. 개인들이 주거를 결정하는 과정에서 장기적인 전망을 가지고 선택한다는 측면에서 주거 상태 변화에 대한 연구도 생애과정관점을 도입한 총체적 접근이 필요하다는 관점을 반영하였다(Pollock, 2007). 전체 주거 이력에서 특정 시점의 주거 이동에만 주목하는 것은 주거 이동이라는 사건을 지나치게 강조하는 결과를 초래하며, 주거 이력에서 주거 이동이 발생하지 않은 기간에 대한 관심을 축소하게 만든다(Clark et al., 2003). 본 연구에서 활용한 배열 분석은 주거 상태의 변화를 직관적으로 이해할 수 있도록 돕는다. 분석을 통해 신혼부부들이 다양한 주거 이력 패턴을 보인다는 사실을 확인하였으며, 초혼 이후 혼인 7년차까지의 주거 이력 250가지를 6개 유형 11개 하위군집으로 분류하였다. 구체적으로 혼인

3-5년차에 주거 상향 이동이 발생한 집단이 약 17.7%로 분류되었으며, 대부분의 신혼부부는 신혼 초의 주거 상태에서 크게 변화하지 않는 유형에 소속된다는 것을 확인하였다. 유형화한 주거 이력에 따른 출산력을 분석함으로써 단순히 현재, 또는 1년전에 거주한 지역과 출산 행동의 관계를 분석하는 것에서 벗어나 전반적인 주거 이력을 어떻게 경험하느냐에 따라 자녀를 출산하는 시점이나 자녀수가 다를 수 있음을 확인하였다는 점에서 의의가 있다.

또한 신혼부부의 주거 이력의 형성이 개별 가구의 경제적 상황뿐만 아니라 원가족의 자원, 지역 주택시장의 상황 등 여러 가지 맥락과 상호작용하며 발생한다는 것을 다시 한 번 확인할 수 있었다. 신혼부부의 주거 이력은 거주 지역에 따라 다르게 형성되었으며, 이는 지역의 주택시장과 일자리 등 지역 맥락이 주거 이력의 형성에 영향을 줄 수 있다는 선행연구(양은모 외, 2021; Clark et al., 2013; Clark, 2019)와 일치하는 결과이다. 높은 주거비용과 급격한 주택 가격의 상승이 발생했던 서울에서는 상대적으로 '전세/소형' 주거 이력을 형성하는 신혼부부가 많았으며, 처음부터 자가로 시작하는 '자가/중형' 및 '자가/소형'주거 이력의 비율이 낮았다.

소득 수준에 따른 주거 이력의 차이도 발견되었는데, 혼인 1년차의 가구소득이 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 70% 이하인 집단은 '자가/소형'과 '전세/소형' 주거 이력을 형성하는 비율이 높았고, 100% 초과 집단은 '전세/중형' 및 '상향 이동' 유형의 비율이 상대적으로 높았다. 주요 주거 정책의 우선순위가 소득수준이 낮은 집단이며, 이러한 정책들이 주로 전용 60m^2 이하의 소형 주택에 집중되어 있다는 점을 고려하면 이들이 '자가/소형'이나 '전세/소형'으로 주거 이력을 시작하는 것은 이상하지 않다. 그러나 전년도 도시근로자 가구당 월평균소득 대비 70% 이하 집단에서 주거상향 이동을 하는 비율이 더 낮다는 사실은 이러한 주거 정책들이 주거 사다리에서 더 높은 위치로 이동하는 것을 지원하지 못하고 있다는 것을 보여준다.

부 교육수준 역시 주거 이력에 영향을 미치는 요인 중 하나로 발견되었는데, 자가/중형 주거이력에 속하는 집단은 아버지의 교육수준이 상대적으로 높았다. 이러한 결과는 가족의 자원이 주택 시장에서의 기회와 관련이 높다는 선행연구의 결과(Hoolachan et al., 2017; Kahn et al. 2013)와도 일치하는 결과이다.

또한 본 연구는 주거 이력이 자녀 출산과 관련이 있다는 것을 확인하였다. 모형에 따라 차이는 있었지만, 처음부터 면적이 넓은 주택에 거주하는 주거 이력에 속하는 신혼부부가 상대적으로 자녀수가 더 많았다. 또한 주거상향 이동이 발생한 집단은 좁은 면적에 지속적으로 거주하는 집단에 비해 자녀 출산 이행이 빠르게 발생하고 있었는데, 이러한 사실은 신혼부부들이 자녀 출산 계획과 주거 이동 계획이라는 서로 다른 두 영역의 생애를 고려하면서 생애과정을 형성한다는 관점을 뒷받침한다(Mulder & Lauster, 2010). 출산 시점과는 달리 자녀수의 경우 소형 주택에 거주하는 유형에 비해 상향 이동 유형의 자녀수가 더 많지는 않았다. 이러한 현상의 원인은 주거 이동으로 인해 발생한 주거 비용과의 경쟁으로 인해 추가 출산을 하지 않았거나, 자녀 출산으로 인해 주거 이동이 발생한 것일 뿐 추가 자녀 출산과는 관련 없기 때문일 수도 있다. 혼인 7년이 아닌 더 긴 기간을 분석하면 넓어진 주거 면적에 기반해 상향 이동 유형에서 추가 출산이 발생하여 소형 주택에 거주하는 유형에 비해 자녀수가 많아질 수 있으므로 후속연구는 좀 더 긴 기간에 대한 분석을 수행할 필요가 있다.

한편으로는 상대적으로 좁은 면적에서 신혼 생활을 하는 부부들이 더 적은 자녀를 가진다는 결과에 대해서도 추가적인 분석이 필요하다. 주거 면적이 좁기 때문에 자녀를 출산하지 않는 것이 아니라, 자녀를 출산할 의향이 없기 때문에 넓은 주거 면적이 필요하지 않았을 가능성이 존재하기 때문이다. 이러한 결과는 이삼식, 최효진(2012)의 연구 결과와 동일한데, 해당 연구에서도 주거 면적과 총자녀수의 관계에 대해 넓은 면적으로 인해 자녀를 많이 낳을 수도 있지만, 자녀의 출산으로 인해 넓은 면

적으로 주거지를 옮기는 역인과의 가능성이 존재할 수 있음을 지적하였다. 그럼에도 불구하고 이러한 연구결과가 정책적 측면에서 넓은 면적의 주택을 공급하는 것이 다자녀 출산과 직결된다는 것을 다시 한 번 강조한다고 주장하였다. 후속 연구에서는 자녀 출산 의향과 그 이유 등 가치관과 관련된 변수를 분석에 활용하여 실제로 이들이 주거 면적을 넓히지 못해 출산을 할 수 없었던 것인지, 추가 자녀를 출산할 의향이 없었기 때문에 더 넓은 집으로 옮겨가지 않은 것인지를 검증할 필요가 있다.

가족 이력과 노동 이력의 갈등, 그리고 두 영역 사이의 선택에 따른 가구소득의 변화는 주거 이력과 밀접히 연결되어 있기 때문에(Carter, 2011; Hirayama, 2010; Mulder, 2006) 맞벌이 여부 역시 주거 이력의 형성과 자녀 출산에 관련 있을 것으로 예측하였다. 본 연구 결과에서 맞벌이여부와 주거 이력 사이의 관계는 일부 주거 이력에서만 발견되었는데, 혼인 1년차 시점에 맞벌이인 경우 전세/소형 대비 월세 및 부모집 이력에 속할 가능성을 낮추었다. 취업 상태가 시간의 흐름에 따라 지속적으로 변화할 수 있기 때문에 누적 맞벌이 기간을 활용하였을 때에는 전세/소형 대비 자가/소형, 전세/중형, 상향이동에 속할 가능성을 높였다. 이러한 결과는 주요 변수들의 시간에 따라 변화하는 속성을 고려하는 것이 연구 결에 큰 차이를 가져 올 수 있음을 보여준다. 후속 연구에서는 일, 가족, 주거 영역 각각의 배열을 모두 활용하여 유형화할 수 있는 다채널 배열 분석을 활용하여 여러 영역에 걸친 생애과정을 총체적으로 조망하고, 각 영역별 상태의 전이 시점에 따른 차이를 분석할 필요가 있다. 이를 위해서는 다양한 주거 이력과 노동 이력, 가족 이력을 포괄하면서 새롭게 결혼하는 청년 다수를 포함하는 데이터 구축이 뒷받침되어야 할 것이다.

제 2 절 정책적 제언

본 연구를 통해 저출산 대책으로서의 주거복지 정책의 방향성이 신혼 초기부터 넓은 주거 면적을 확보할 수 있는 방향으로 구성되어야 하며, 실제로 신혼부부들이 주거 사다리 상의 상향 이동이 가능하도록 설계한다고 제안할 수 있다. 본 연구에서 관찰한 내용에 따르면 전세/소형과 자가/소형 군집 간에는 자녀수 차이가 없었지만 전세/소형에 비해 자가/중형, 전세/중형 등의 주거 이력에 속하는 신혼부부는 혼인 7년차 자녀수가 더 많았다. 또한 자가/소형과 전세/소형 유형 사이의 자녀수 차이가 거의 없었다는 점은 신혼 기간(초혼 이후 7년) 동안 자녀를 출산하는 것에 있어 점유 유형보다 주거 면적이 더 중요하다는 점을 보여준다. 만약 더 넓은 주거 면적으로 이동을 했기 때문에 자녀를 출산한 것이 아니라, 자녀를 출산했기 때문에 넓은 면적으로 이동한 역인과라고 하더라도 신혼부부가 주거 이동을 출산과 연결지어 계획한다는 측면에서 출산과 주거 면적의 밀접한 관계를 입증한다.

지난 정부들이 추진했던 출산 장려 목적의 주거정책은 신혼 특화라는 명목으로 소형 평수의 주택을 분양 및 임대의 방식으로 제공하였는데, 이것이 숫자 채우기에 급급하다는 비판이 존재한다(세계일보, 2021; 한겨레, 2017). 또한 부당이득 문제로 분양받은 주택의 매매가 제한되는 사례도 존재한다. 예를 들어 신혼희망타운으로 공급되는 주택들은 대다수가 24평 미만의 소형 아파트이며, 공공주택 특별법 시행령에 따라 3년의 전매제한과 5년의 거주의무가 부과된다. 가점제 방식의 주거복지 정책 하에서 신혼부부들은 혼인 연차가 지날수록 정책 수혜의 후순위로 밀려나게 되는데, 이들에게 좁은 면적의 주택을 제공하면서 주거 이동에 제약을 부과하는 것은 신혼부부의 출산 계획을 지연시키거나 포기하도록 만드는 요인이 될 수 있다. 특히 교육, 취업, 혼인 등 전반적인 생애사건의 이행이 지연되는 상황(변수정, 조성호, 이지혜, 2018; Hirayama, 2021)에서 주거 이동 시점을 제약하는 것은 출산 시점을 늦추게 된다는 점에서

도 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

신혼부부 대상 임대주택이 자녀 출산시 최대 거주기간을 연장하는 방식으로 혜택을 주고 있는데, 좁은 면적의 주택에 더 거주할 수 있도록 하는 방식은 자산을 축적할 시간을 제공한다는 측면에서는 도움이 될 수 있지만 자산 가격이 급등하는 시기에는 더 넓은 면적의 주택으로 이동하는 것에 큰 도움이 되지 않을 가능성이 있다(남원석, 2022).

Mulder(2006)의 연구에서는 높은 품질의 주택에 대한 접근이 어려울 경우 자녀 출산의 지연은 더욱 길어질 가능성이 있다고 지적하였다. 특히, 신혼부부가 넓은 주택을 가지기 어려운 정책적 환경은 이러한 영향을 더 크게 만들 가능성이 있다. 이것이 만혼화 경향과 함께 출산의 지연과 포기를 만들어낼 위험이 있음을 고려해야한다. 같은 연구에서 Mulder(2006)는 최선은 주택의 품질이 높으면서도 접근성은 쉬운, 즉 주택 가격이 낮고 모기지 이용도 엄격하지 않은 경우가 자녀를 가지기에 최적이라고 하였지만, 차선은 품질과 가격이 다양해서 청년들이 독립적인 주거 이력을 보다 일찍, 저렴하게 시작하는 것이라고 하였다. 이러한 제언은 신혼부부 이전에 청년 시기에 독립적인 주거 경로를 달성하는 것에도 관심을 가질 필요가 있음을 보여준다. 최근 행복주택 소형 평형의 두 집을 하나로 통합하는 등 면적의 중요성에 대해 주목하는 것으로 보인다(국토교통부, 2022). 인구 구조의 변화와 1인 가구의 증가로 인해 소형 평형의 임대주택 공급이 증가하고 있지만, 자녀 출산과 양육을 지원하기 위해서는 넓은 평형의 임대주택 공급이 필요할 것이다.

또한 본 연구에서 소득이 높을수록 자녀수가 적은 경향이 발견되었는데, 소득이 높은 집단 내에서도 주거 이력에 따라 자녀수에 차이가 있었다는 점은 향후 소득이 높은 집단에게도 넓은 면적의 주거를 확보할 수 있도록 정책적 지원이 필요함을 시사한다. 이와 더불어 소득이 낮은 집단이 상대적으로 자녀수가 많은데, 동시에 소득이 낮을수록 자가/소형, 전세/소형에 계속 머물 가능성이 높았다는 점을 고려할 필요가 있다. 실제로 소득이 낮은 집단 내에서 자가/소형, 전세/소형인 집단은 전세/중

형, 자가/중형 집단에 비해 자녀수가 적다. 하지만 소득이 많으면서 자가/소형, 전세/소형인 집단보다는 자녀수가 많다. 이들은 좁은 주거 면적으로 인해 희망하는 자녀수에 비해 적은 자녀를 출산하고 있을 가능성이 있으며, 상대적으로 열악한 환경에서 많은 자녀를 양육해야하는 어려움을 겪고 있다. 따라서 신혼의 시작은 좁은 면적의 주택에서 이루어지더라도, 자녀를 출산하고 양육하는 가족의 확대 과정에서 신혼부부가 넓은 면적으로 주거를 이동할 수 있도록 주거 정책을 설계할 필요가 있다.

혼인 1년차 거주 지역에 따라 주거 이력의 차이가 발견되었고 특히 서울에서는 전세/소형 유형이 많은 것으로 나타났다. 전세/소형 군집은 자가/소형 군집과 함께 자녀수가 가장 적은 것으로 나타났다는 점을 고려할 때, 서울에서 다른 지역에 비해 자녀수가 적은 것은 주거 문제일 가능성이 크다. 본 연구 자료에서 약 50%의 신혼부부가 서울 및 수도권에 거주하는 현실을 고려하면, 이러한 신혼부부의 주거난을 해소할 대책 마련이 시급하다 할 수 있다. 특히 서울지역의 PIR은 2010년에서 2014년까지는 하락하다가, 2019년 급등한 것으로 나타난다(권진웅, 김남정, 2020). 본 연구에서 다루는 연구 대상은 2008년-2014년 결혼코호트로 해당 시기가 포함된 사례가 적었으며, 해당 시기를 포함하는 경우에도 이미 혼인 6-7년차에 도달했다는 사실을 고려할 필요가 있다. 최근 결혼한 코호트는 자녀 출산에 적합한 주거 확보에 더 많은 어려움을 겪고 있고 이로 인해 자녀 출산과 주거 이동의 계획에 부정적인 전망을 가지고 있을 가능성이 높다. 출산율의 반등을 위해서는 넓은 주택을 주거 사다리의 형태로 제공할 방안을 빠르게 마련할 필요가 있다. 특히 서울은 2020년 기준 평균 13.5년, 21년 기준 평균 15.4년으로 증가하여 소득만으로는 신혼부부가 서울에서 자가를 마련하는 것은 쉽지 않은 상황이므로(국토교통부, 2022), 신혼부부의 주거 이력이 과거보다 유리하게 형성되기는 더욱 어려울 것으로 보인다. 저출산 추세의 반등을 위해서 신혼부부의 주거 이력 형성에 대한 관심을 더욱 가질 필요가 있다.

제 3 절 연구의 한계 및 후속연구 제안

본 연구는 여러 한계점을 가지고 있다. 무엇보다 주거 이동의 시점을 고려하고 총체적인 관점에서 주거 변화를 유형화하고자 하였으나, 각 하위 군집에 소속된 사례수가 적어 주거 상태가 변화하는 주거 이력을 다양하게 포착하는 것에 한계가 있었다. 신혼부부의 주거 이력을 자세히 확인하는 것이 중요한 연구 목적 중 하나였지만, 이러한 11개 군집의 분류에도 불구하고 세부적인 주거 이력을 추가 분석에 활용하는 것은 사례수의 문제로 불가능하였다. 또한 자가/소형, 전세/소형 등 특정 주거상태가 지속되는 것으로 분류한 군집 내에서도 주거상향 이동이 발생한 집단이 일부 포함되어 있지만, 그 수가 상대적으로 적고 다른 군집에 비해 주거 상태가 일정하게 유지되는 집단과의 배열간 거리가 더 가까웠기 때문에 이들을 별개의 집단으로 식별해 낼 수 없었다.

주거 이력 유형에 따른 자녀 출산 시점과 자녀수의 차이를 분석했지만, 자녀 출산으로 인해 주거 이동이 발생했을 역인과의 가능성이 존재한다. 특히 이산시간 해저드 분석에서는 주거 이동 유형을 집단 변수로 처리하여 시불변변수인 것처럼 취급하였지만, 실제로 주거 이동은 시간에 따라 변화하는 특성을 가지고 있다. 역인과성의 문제가 해소되지 않는다면 주거 이력 유형과 자녀 출산의 관계는 인과관계가 아닌 상관관계로 해석하는 것이 더 적합할 것이다. 배열 사건사 분석(Sequence history analysis)과 같은 분석 방법은(Rossignon et al., 2018) 배열을 매 조사시점마다 시변변수로 생성하고, 이를 유형화하여 과거의 배열이 현재의 사건 발생에 영향을 미치도록 모형을 설계한다. 이러한 모형은 배열의 유형이 잘 형성되지 않을 수 있다는 한계가 있는데, 본 연구에서는 주거 이력을 자세히 파악하는 것도 중요한 목적이므로 이러한 모형을 채택하지는 않았다. 그러나 후속연구에서는 역인과성의 문제를 다룰 수 있는 방식으로 주거 이력 유형과 자녀 출산의 관계의 분석을 진행할 필요가 있다.

또한 자녀 출산 시점이 정확하게 측정되었다면 출산력 데이터를 월단위로 구축하여 주거 상태 변화와 자녀 출산의 관계를 더 엄밀하게 분석할 수도 있었을 것이다. 실제로 선행연구에서는 주거 이동의 발생 위험이 자녀의 임신 시점으로부터 어느 시점에서 가장 높은지, 주거 이동 이후 자녀의 임신 위험이 가장 높은 때가 언제인지 등을 분석하기도 하였다(Kulu & Steele, 2013). 그러나 본 자료에서는 자녀 출산 시점은 첫째 자녀에 대해서만 조사되었고, 첫째 자녀의 출산 시점을 매년 질문하는 과정에서 응답 내용이 해마다 일치하지 않는 경우가 다수 발생하여 월단위의 분석을 선택할 수 없었다는 한계가 있다.

또한 실제로 장기적인 주거 이동 전망에 따라 자녀 출산 계획 및 이행이 이루어지는지 분석하기 위해서는 추가 자녀 출산 의향 또는 희망 자녀수 등 자녀 출산과 관련된 의향 및 가치관 조사가 필요하다. 그러나 청년패널조사는 2016년 조사부터 해당 변수를 조사하였기 때문에, 본 연구의 범위에서는 해당 변수를 활용하는 것이 불가능했다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해 신혼부부의 주거력, 출산력 및 가족가치관을 포함하는 패널 조사가 이루어질 필요가 있다. 과거 국토연구원의 신혼부부패널조사가 유사한 구조로 조사를 수행하였으나, 3년차 진행 중 조사가 중단된 바 있다.

데이터와 관련하여 결측치의 문제도 표본의 수에 영향을 미친 중요한 문제이다. 주거 이동의 유형화를 위해 7개 시점에 모두 응답한 사례만을 포함하였는데, 이로 인해 상대적으로 주거 상태의 변화가 안정적인 집단이 분석 대상이 되었을 가능성이 존재한다[16]. 향후 배열 분석에서 다중대체법의 성능에 대한 평가와 함께 일부 시점에 응답하지 못한 경우에도 결측치를 대체하여 더 많은 자료를 활용할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다.

본 연구에서는 연구의 복잡성을 줄이기 위해 주거 특성 중 점유 유형

16) [부록 1-2]와 부록 [1-3]에 분석에서 제외된 집단의 주거 이력과 주거 상태 분포를 제시하였다.

및 주거 면적을 활용하였는데, 주택 유형 및 입지 등에 따라서도 주거 유형이 다르게 구성될 수 있다. 특히 많은 청년들이 아파트를 결혼에 적합한 주거 형태로 여기고 있고(변수정, 조성호, 이지혜, 2018), 주택 유형과 단지 규모 등이 주변 인프라와 라이프스타일에 영향을 준다는 점을 고려하면 향후 연구에서는 더욱 다양한 주거 특성을 고려하여 주거 유형 분류 및 자녀 출산과의 관계를 분석할 필요가 있다. 특히 최근 빌라를 중심으로 전세 사기 피해자가 급증하고 있는 현실은 주택 유형에 따라 점유 유형의 안정성이 다를 수 있다는 사실을 보여준다. 만약 연립/다세대 주택의 전세가 계속해서 불안정한 주거 형태로 인식된다면 신혼부부들은 더 안정적인 주거 상태에서 출산을 희망할 것이고, 이로 인해 출산 시점이 지연되거나 자녀 출산을 포기할 가능성이 존재한다. 그 외에도 직업, 학업 등 다른 생애과정과 주거 이력의 관계, 자료의 한계로 인해 고려하지 못한 2주택 보유 여부, 거주 주택의 실소유주 확인 등의 한계는 새로운 연구방법 및 데이터의 채택을 통해 극복해야할 문제이다.

또 한 가지 중요한 한계점은 배우자의 특성 및 부모의 특성 등 가족 측면의 특성을 반영하지 못한 것이다. 본 연구에서는 성별과의 상호작용을 활용하여 성별에 따라 주요 변수들의 영향력이 다를 가능성을 고려하였으나, 배우자의 특성과 본인의 특성의 조합에 따른 차이를 분석할 수는 없었다. 주거 이동은 한 쪽의 특성만이 아니라 부부의 상황을 모두 고려하여 이루어질 가능성이 높다. 부모의 특성 역시 본인의 부모뿐만 아니라 배우자의 부모의 특성을 동시에 고려할 필요가 있으며 형제관계 역시 가구 내의 자원을 분배하는 데 영향을 미칠 수 있는 요인이다. 부채와 자산은 주거 이력의 형성과 자녀 출산에 중요한 관련 요인이지만, 본 연구에서는 활용할 수 없었다. 자산은 조사되지 않았고, 부채는 취업자를 대상으로만 질문하여 응답자의 대부분이 남성이었다. 또한 통계청 신혼부부통계(2021)에서는 2020년 기준 신혼부부의 87.5% 이상이 대출잔액을 보유한 것으로 나타났으나, 본 연구에서는 20%미만으로 나타나 독립변수로 활용하기는 어려웠다. 국내 패널조사에서 주거력과 출산력에

대한 회고자료를 구축한다면 조금 더 신뢰성 있는 분석이 가능할 것으로 보인다. 후속 연구에서는 이러한 점을 충분히 고려하여 연구를 진행할 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 배열 분석을 활용하여 특정 시점의 주거 상태만을 주목하는 기존 연구의 한계에서 벗어나 신혼부부의 혼인 이후 7년간의 주거 이력을 총체적인 관점에서 분석하였다는 의의가 있다. 또한 삶의 여러 영역간의 연결성을 강조한 생애과정관점을 활용하여 맞벌이 여부와 같은 노동 이력, 자녀 출산 시점 및 자녀수와 같은 가족 이력도 주거 이력과 관련이 있음을 밝혔다는 의의가 있다. 또한 주거 이력의 형성에 가구소득, 부 교육수준 뿐만 아니라 거주 지역도 영향을 미쳤는데 이러한 분석 결과는 향후 지역별 특성을 고려한 주거 정책이 필요하다는 것을 강조한다는 점에서 정책적 의의를 가진다.

참고문헌

고정희(2019). 한국 임차가구의 주거이력 (Housing Careers) 패턴에 관한 연구-민간주택가구와 공공임대주택 가구의 비교. **부동산학연구, 25**(1), 93-93.

국립국어원(2023). 신혼부부. 국립국어원 표준국어대사전. https://stdict.korean.go.kr/search/searchView.do?word_no=207277&searchKeywordTo=3에서 2023년 5월 2일 인출

국토교통부(2013). 서민 주거안정을 위한 주택시장 정상화 종합대책. http://www.korea.kr/news/pressReleaseView.do?newsId=155584798에서 2023년 5월 2일 인출.

국토교통부(2017). 사회통합형 주거사다리 구축을 위한 주거복지로드맵 발표. http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?lcmspage=1&id=95079992에서 2023년 5월 2일 인출.

국토교통부(2018). 집 걱정 없이 일하고, 아이 키울 수 있는 나라 만들기를 위한 「신혼부부·청년 주거지원방안」 발표. http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95081018에서 2023년 5월 2일 인출.

국토교통부(2020). 내 삶을 바꾸고, 지역·주민과 함께하는 주거복지 2.0 시대. http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95083693에서 2023년 5월 2일 인출.

국토교통부(2021). 2020년 주거실태조사 결과 발표. http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95085923에서 2023년 5월 2일 인출.

국토교통부(2022a). 2021년 주거실태조사 결과 발표. http://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95087649에서 2023년 5월 2일 인출.

국회예산정책처(2021). **2020회계연도 결산 위원회별 분석**. 국회예산정

책처
국회예산정책처(2022). **2021회계연도 결산 위원회별 분석**. 국회예산정책처
권진웅, 김남정(2020). 서울시 자치구별 아파트 Price-to-Income Ratio(PIR) 변동 특성에 관한 연구. **주택도시금융연구, 5**(2), 35-52.
기윤환(2022). 청년·신혼부부의 주거선택요인에 관한 연구: 인천시를 중심으로. **LHI 저널, 13**(4), 13-26.
기획재정부(2008). [국토・환경] 무주택 저소득 신혼부부 '보금자리주택' 특별공급. http://www.korea.kr/news/pressReleaseView.do?newsId=155303255 에서 2020년 5월 20일 인출.
김남정, 김용순, 문효곤, 홍성기, 이유선, 윤욱진, 이계승(2016). **2016년 신혼부부가구 주거실태 패널조사**. LH 토지주택연구원
김윤옥, 박병남, 김갑열(2016). 주거환경요인이 주거만족도에 미치는 영향 분석. **부동산학보,** 64, 227-240.
김지혜, 이재춘, 이길제, 김정인, 조한진(2019). **저출산 시대에 대응한 양육친화적 주거정책 연구**(기본 19-20). 국토연구원.
김현숙(2007). 우리나라 가구의 자녀수 결정요인에 관한 Count 모형 분석 및 경제적 함의. **한국인구학, 30**(3), 107-135.
김현식(2017). 자산과 소득에 따른 차별출산력 연구. **한국인구학, 40**(3), 51-78.
남원석(2022). 한국 공공임대주택 정책의 경로의존성에 관한 탐색적 연구. **도시연구**, (22), 141-180.
남춘호(2019). 외환위기 이후 지역별 주거이력 유형 비교-배열분석 방법을 중심으로. **지역사회연구, 27**(2), 95-121.
대한민국정부(2009). **제1차 저출산·고령사회 기본계획(보완판) 2006~2010**. 대한민국정부.
대한민국정부(2011). **제2차 저출산□고령사회 기본계획 2011~2015**. 대한민국정부.

대한민국정부(2016). **제3차 저출산·고령사회 기본계획**. 대한민국정부.

도난영, 최막중(2018). 지역주택가격이 결혼연령 및 첫째, 둘째 자녀 출산 시점에 미치는 영향. **주택연구, 26**(2), 163-189.

민태욱(2019). 신정부 부동산정책과 지속가능성. **토지공법연구**, 86, 87-106.

박미선(2017). **신혼부부 주거지원 강화 방안 연구**(수시 17-23). 국토연구원

박서연(2019). 신혼부부의 출산계획에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: HLM 을 활용한 신혼부부의 주거특성과 지역특성을 중심으로. **지역연구, 35**(1), 59-72.

박종서, 임지영, 김은정, 변수정, 이소영, 장인수, 조성호, 최선영, 이혜정, 송지은(2021). **2021년도 가족과 출산조사**(연구보고서 2021-50). 한국보건사회연구원.

박준오(2014), 주거실태와 출산·혼인력 관계분석, 결혼차수를 중심으로, 오진호 등(편저), **2014년 상반기 연구보고서 Ⅱ**(pp.50-85). 통계청 통계개발원.

배호중, 한창근(2016). 신혼부부의 주택자산과 출산: 2000 년 이후 혼인가구를 중심으로. **보건사회연구, 36**(3), 204-238.

변수정, 조성호, 이지혜(2018). **청년층의 주거특성과 결혼 간의 연관성 연구**(연구보고서 2018-23). 한국보건사회연구원.

서울특별시(2022). 시울시, 민간아파트 부럽지 않은 '서울형 고품질 임대주택' 만든다. https://www.seoul.go.kr/news/news_report.do#view/361356에서 2023년 5월 2일 인출.

성진욱, 이훈(2021). **서울시 청년 및 신혼부부가구의 주거실태와 정책방안: 공공임대주택을 중심으로**(SH연구 2021-8). SH도시연구원.

신영식, 이현석(2017). 신혼부부의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인분석. **부동산·도시연구, 9**(2), 135-150.

신윤정, 이명진, 박신아(2019). **초저출산 현상 장기화 추이 분석과 향후**

전망(연구보고서(수시) 2019-04). 한국보건사회연구원.
신진욱, 이민아(2014). 주택보유의 사회경제적 불평등 요인과 가족자원의 영향: 분가가구의 자가 취득에 대한 사건사 분석, 1999~ 2008. **경제와 사회**, 101, 151-183.
신진욱, 이은지(2012). 금융화 시대의 주택체제 변동의 네 가지 경로: 국제 비교 관점에서 본 한국 주택불평등 구조의 특성. **경제와사회**, 95, 218-253.
신형섭(2022). 패널자료를 이용한 신혼가구의 주택점유형태와 출산 관계 연구. **LHI 저널, 13**(3), 39-55.
신형섭, 정의철(2021). 주택점유형태가 신혼가구의 출산에 미치는 영향 분석. **주택연구, 29**(1), 5-32.
양은모, 한창근, 배호중(2021). 패널자료로 살펴본 '혼인 당시 무주택 가구'의 주택 마련 양상: 혼인 당시 주거특성 차이를 중심으로. **사회과학연구, 47**(2), 113-147.
오신휘, 장인수(2021). 주택 마련과 출산 순위별 출산 이행의 동학: 주택 마련 비용, 주거 안정성, 주거 면적을 중심으로. **보건사회연구, 41**(3), 298-317.
오지혜(2020). 조부모의 사회경제적 자원이 부모의 첫째아 출산에 미치는 영향. **보건사회연구, 40**(1), 361-393.
우해봉, 장인수(2018). 생존모형을 활용한 한국의 출산력 변동 분석. **통계연구, 23**(2), 1-26.
유진성(2020). 거주유형이 결혼과 출산에 미치는 영향. **KERI Insight, 20**(10): 1~28.
이길제, 최막중(2017). 신혼가구의 주택소비에 나타나는 세대간 자산 이전과 성별 효과. **주택연구, 25**(1), 35-62.
이다은, 서원석(2021). 주거 특성이 서울시 기혼여성의 출산 의사에 미치는 영향. **서울도시연구, 22**(1), 1-15.
이삼식, 최효진(2012). **주거행태와 결혼· 출산 간 연관성 분석**(연구보고서 2012-47-7). 한국보건사회연구원.

이삼식, 최효진, 계봉오, 김경근, 김동식, 서문희, 윤자영, 이상협, 이윤석, 천현숙(2016). **결혼·출산 행태 변화와 저출산 대책의 패러다임 전환**(연구보고서 2016-44). 한국보건사회연구원

이상림, 이지혜(2017). **신혼부부 주거생활주기와 출산 간의 연관성 연구**(연구보고서 2017-16). 한국보건사회연구원.

이상포, 노정현(2017). 주거환경이 신혼부부 출산 결정에 미치는 영향 분석. **대한부동산학회지**, 44, 273-289.

이순미(2017). 노동경력과 가족경로 분석을 통해 본 청년기 연장(long youth)의 젠더 차이. **한국여성학, 33**(2), 181-244.

이진권(2011). 경제적 불확실성이 출산 의사결정에 미치는 효과: 중도절단된 포아송 회귀분석 및 중도절단된 음이항 회귀분석을 이용한 자녀 수 결정모형 분석. **Journal of The Korean Data Analysis Society, 13**(3), 1521-1531.

이희주, 신현기, 정종원(2021). 저출산 정책변동의 효과에 관한 실증적 분석. **한국사회와 행정연구, 31**(4), 225-251.

임보영, 강정구, 마강래(2018). 지역의 주택가격이 결혼과 자녀 출산에 미치는 영향. **국토계획, 53**(1), 137-151.

장경석, 박인숙(2019). 공공임대주택 유형별 주택규모의 현황과 시사점. **지표로 보는 이슈**, 147, 1-4.

전명진, 강도규(2016). 수도권 주거 이동 가구의 주거입지 선택 요인 분석. **지역연구, 32**(1), 83-103.

정관석, 이재우(2018). 부모의 경제적 지원과 주택자금대출이 신혼부부의 주택점유형태에 미치는 영향. **부동산연구, 28**(4), 7-22.

정소이, 최은희, 박서경(2018). 저출산 대응 주택 정책 및 계획 방향 연구(연구지원-2018-164). LH토지주택연구원.

조성호(2021). 신혼부부의 일자리 및 주거 변동과 출산. **보건복지 Issue & Focus**, 411, 1-12.

조성호, 변수정, 김문길, 김지민(2019). **청년세대의 결혼 및 출산 동향에 관한 조사 연구**(연구보고서 2019-26). 한국보건사회연구원.

주휘정, 김민석(2018). 청년층의 결혼 이행 여부에 대한 경제적 배경 요인의 영향. **사회적경제와 정책연구, 8**(2), 59-88.

천현숙, 이길제, 김준형, 윤창원(2016). **주택과 출산 간의 연계성에 관한 거시-미시 접근**(연구보고서 2016-44-03). 한국보건사회연구원.

통계청(2016). 2015년 기준 신혼부부통계 결과. https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060600&bid=11815&act=view&list_no=358364에서 2023년 5월 2일 인출

통계청(2023). 2022년 출생·사망통계(잠정). https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301020300&bid=204&act=view&list_no=423833에서 2023년 5월 2일 인출

한준(2001). 최적일치법을 이용한 남녀간 직업 배열의 분석. **노동경제논집, 24**(1), 149-176.

홍성조, 안건혁(2011). 소득계층별 주거이동과정에 관한 연구: 수도권내 아파트 거주자를 대상으로. **한국도시설계학회지 도시설계, 12**(3), 91-100.

Abbott, A. (1995). Sequence analysis: New methods for old ideas. *Annual review of sociology, 21*(1), 93-113.

Abbott, A., & Forrest, J. (1986). Optimal matching methods for historical sequences. *The Journal of Interdisciplinary History, 16*(3), 471-494.

Abbott, A., & Tsay, A. (2000). Sequence analysis and optimal matching methods in sociology: Review and prospect. *Sociological methods & research, 29*(1), 3-33.

Aisenbrey, S. (2000). *Optimal Matching Analyse*. Leske+Budrich.

Aisenbrey, S., & Fasang, A. (2017). The interplay of work and family trajectories over the life course: Germany and the United States in comparison. *American Journal of Sociology, 122*(5), 1448-1484.

Aisenbrey, S., & Fasang, A. E. (2010). New life for old ideas: The "second wave" of sequence analysis bringing the "course" back into the life course. *Sociological methods & research, 38*(3), 420-462.

Aisenbrey, S., & Fasang, A. E. (2018). *Social location matters: Inequality in work and family life courses at the intersection of gender and race*. (WZB Discussion Paper, No. SP I 2018 - 601). Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

Arundel, R. & Lennartz, C. (2017) Returning to the parental home: Boomerang moves of younger adults and the welfare regime context. *Journal of European Social Policy, 27*(3), 276 - 294.

Arundel, R. & Ronald, R. (2016) Parental co-residence, shared living and emerging adulthood in Europe: Semi-dependent housing across welfare regime and housing system contexts. *Journal of Youth Studies, 19*(7), 885 - 905.

Badcock, B., & Beer, A. (2000). *Home Truths: Property Ownership and Housing Wealth in Australia*. Melbourne University Press.

Barban, N., & Billari, F. C. (2012). Classifying life course trajectories: a comparison of latent class and sequence analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 61*(5), 765-784.

Bayrakdar, S., Coulter, R., Lersch, P., & Vidal, S. (2019). Family formation, parental background and young adults' first entry into homeownership in Britain and Germany. *Housing Studies, 34*(6), 974-996.

Beck, U. (1992). *Risk society: towards a new modernity*. Sage.

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Roberts, G. B. (Ed.), Demographic and Economic Change in Developed Countries (pp. 209 - 240). Princeton University Press

Beer, A., Faulkner, D., Paris, C. & Clower, T. (2011). *Housing Transitions through the Life Course: aspirations, Needs and Policy*. The Policy Press.

Billari, F. C., & Piccarreta, R. (2005). Analyzing demographic life courses through sequence analysis. *Mathematical population studies, 12*(2), 81-106.

Bird, G. A., Day, S., & Cavell, M. (1990). Housing and Household Characteristics of Single and Dual Earner Families. *Home Economics Research Journal, 19*(1), 29-37.

Carter, S. (2011). Housing tenure choice and the dual income household. *Journal of Housing Economics, 20*(3), 159-170.

Chang, Y. H. (2021). Housing transitions of Taiwanese young adults: intersections of the parental home and housing pathways. *Housing Studies*, Advance online publication.

Clapham, D. (2005). *The meaning of housing: A pathways approach*. Policy Press.

Clapham, D., Mackie, P., Orford, S., Thomas, I. & Buckley, K. (2014) The housing pathways of young people in the UK. *Environment and Planning A, 46*(8), pp. 2016 - 2031.

Clark, W. A. (2012). Do women delay family formation in expensive housing markets?. *Demographic research, 27*(1), 1-24.

Clark, W. A. (2019). Millennials in the housing market: The transition to ownership in challenging contexts. *Housing, Theory and Society, 36*(2), 206-227.

Clark, W. A., & Withers, S. D. (2009). Fertility, mobility and labour force participation: A study of synchronicity. *Population,*

Space and Place, 15(4), 305-321.

Clark, W. A., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M. (2003). Housing careers in the United States, 1968-93: Modelling the sequencing of housing states. *Urban Studies, 40*(1), 143-160.

Clark, W. W. A., & Dieleman, F. M. (1996). *Households and housing: Choice and outcomes in the housing market*. Transaction Publishers.

Coulter, R. (2017). Social disparities in private renting amongst young families in England and Wales, 2001-2011. Housing, Theory and Society, 34(3), 297-322.

Coulter, R. (2018). Parental background and housing outcomes in young adulthood. *Housing Studies, 33*(2), 201-223.

Coulter, R., Ham, M. V., & Findlay, A. M. (2016). Re-thinking residential mobility: Linking lives through time and space. *Progress in Human Geography, 40*(3), 352-374.

Courgeau, D., & Lelie'vre, E. (1992). Interrelations between first home-ownership, constitution of the family, and professional occupation in France. In Trussell, J., Hankinson, R,. & Tilton J. (Eds.), *Demographic applications of event history analysis* (pp. 120 - 140). Clarendon Press.

Dieleman, F. M., & Everaers, P. C. (1994). From renting to owning: life course and housing market circumstances. *Housing Studies, 9*(1), 11-25.

Elder, G. H, Jr. (1994). Time, human agency, and social change: Perspectives on the life course. *Social psychology quarterly, 57*(1), 4-15.

Elzinga, C. H. (2003). Sequence similarity: a nonaligning technique.

Sociological methods & research, 32(1), 3-29.

Feijten, P., & Mulder, C. H. (2002). The timing of household events and housing events in the Netherlands: A longitudinal perspective. *Housing studies, 17*(5), 773-792.

Feijten, P., & Mulder, C. H. (2005). Life-course experience and housing quality. *Housing Studies, 20*(4), 571-587.

Feijten, P., Mulder, C. H., & Baizán, P. (2003). Age differentiation in the effect of household situation on first-time homeownership. Journal of housing and the Built Environment, 18, 233-255.

Filandri, M., & Bertolini, S. (2016). Young people and home ownership in Europe. *International Journal of Housing Policy, 16*(2), 144-164.

Forrest, R., & Kemeny, J. (1982). Middle-class housing careers: the relationship between furnished renting and home ownership. *The Sociological Review, 30*(2), 208-222.

Gabadinho, A., Ritschard, G., Müller, N. S., & Studer, M. (2011). Analyzing and visualizing state sequences in R with TraMineR. *Journal of statistical software, 40*, 1-37.

Giddens, A. (1984). *The constitution of society*. Polity Press.

Graham, E. & Sabater, A. (2015). *Population change and housing across the life course: Demographic perspectives, methodological challenges and emerging issues*. (CPC Working Paper 64). ESRC Centre for Population Change

Heath, S., & Calvert, E. (2013). Gifts, loans and intergenerational support for young adults. *Sociology, 47*(6), 1120-1135.

Hilbe, J. M. (2014). *Modeling count data*. Cambridge University Press.

Hirayama, Y. (2010). The role of home ownership in Japan's aged

society. *Journal of Housing and the Built Environment, 25*, 175-191.

Hirayama, Y. (2021). Housing, family, and life course in post growth Japan. *Japan Architectural Review, 4*(2), 267-276.

Hochstenbach, C., & Boterman, W. R. (2015). Navigating the field of housing: housing pathways of young people in Amsterdam. *Journal of Housing and the Built Environment, 30*, 257-274.

Hoolachan, J., McKee, K., Moore, T., & Soaita, A. M. (2017). 'Generation rent'and the ability to 'settle down': economic and geographical variation in young people's housing transitions. *Journal of Youth Studies, 20*(1), 63-78.

Hubert, L., & Arabie, P. (1985). Comparing partitions. *Journal of classification, 2*, 193-218.

Jeon, S., Lee, M., & Kim, S. (2021). Factors influencing fertility intentions of newlyweds in South Korea: focus on demographics, socioeconomics, housing situation, residential satisfaction, and housing expectation. *Sustainability, 13*(3), 1534.

Kahn, J. R., Goldscheider, F., & García-Manglano, J. (2013). Growing parental economic power in parent - adult child households: Coresidence and financial dependency in the United States, 1960 - 2010. Demography, 50(4), 1449-1475.

Kaufman, L., & Rousseeuw, P. J. (1990). *Finding groups in data: an introduction to cluster analysis*. John Wiley & Sons.

Kendig, H. L. (1984). Housing careers, life cycle and residential mobility: Implications for the housing market. *Urban Studies, 21*(3), 271-283.

Kendig, H. L. (1990) A life course perspective on housing attainment.

In Myers, D. (Ed.), *Housing Demography: Linking Demographic Structures and Housing Markets* (pp. 133 - 156). The University of Wisconsin Press

Kulu, H. (2013). Why do fertility levels vary between urban and rural areas?. *Regional studies, 47*(6), 895-912.

Lennartz, C., & Helbrecht, I. (2018). The housing careers of younger adults and intergenerational support in Germany's 'society of renters'. *Housing Studies, 33*(2), 317 - 336.

Lersch, P. M., & Dewilde, C. (2015). Employment insecurity and first-time homeownership: Evidence from twenty-two European countries. *Environment and Planning A, 47*(3), 607-624.

Lesnard, L. (2006). *Optimal Matching and Social Sciences*. (CREST-INSEE Working paper). Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Lesnard, L. (2010). Setting cost in optimal matching to uncover contemporaneous socio-temporal patterns. *Sociological methods & research, 38*(3), 389-419.

Li, A. (2019). Fertility intention induced relocation: The mediating role of housing markets. *Population, Space and Place, 25*(8), e2265.

MacIndoe, H., & Abbott, A. (2004). Sequence analysis and optimal matching techniques for social science data. In Hardy, M. & Bryman, A. (Eds.), *Handbook of data analysis*, pp. 387-406. Sage.

McAuley, W. J., & Nutty, C. L. (1982). Residential preferences and moving behavior: A family life-cycle analysis. *Journal of Marriage and the Family, 44*(2), 301-309.

Milligan, G. W., & Cooper, M. C. (1985). An examination of

procedures for determining the number of clusters in a data set. *Psychometrika, 50*, 159-179.

Milligan, G. W., & Cooper, M. C. (1987). Methodology review: Clustering methods. *Applied psychological measurement, 11*(4), 329-354.

Morrow-Jones, H. A., & Wenning, M. V. (2005). The housing ladder, the housing life-cycle and the housing life-course: Upward and downward movement among repeat home-buyers in a US metropolitan housing market. *Urban Studies, 42*(10), 1739-1754.

Mulder, C. H. (2006) Home-ownership and family formation, *Journal of Housing and the Built Environment, 21*(3), pp. 281 - 298.

Mulder, C. H., & Lauster, N. T. (2010). Housing and family: An introduction. *Housing Studies, 25*(4), 433-440.

Mulder, C. H., & Smits, J. (1999). First-time home-ownership of couples the effect of inter-generational transmission. *European sociological review, 15*(3), 323-337.

Mulder, C. H., & Wagner, M. (1998). First-time home-ownership in the family life course: A West German-Dutch comparison. *Urban studies, 35*(4), 687-713.

Murie, A., & Williams, P. (2015). A presumption in favour of home ownership? Reconsidering housing tenure strategies. *Housing Studies, 30*(5), 656-676.

Murphy, M. J., & Sullivan, O. (1985). Housing tenure and family formation in contemporary Britain. *European Sociological Review, 1*(3), 230-243.

Mykyta, L. (2012). *Economic downturns and the failure to launch: The living arrangements of young adults in the US 1995-2011.* (SEHSD Working Paper, 24). US Census

Bureau.

Piccarreta, R., & Studer, M. (2019). Holistic analysis of the life course: Methodological challenges and new perspectives. *Advances in Life Course Research, 41*, 100251.

Pollock, G. (2007). Holistic trajectories: a study of combined employment, housing and family careers by using multiple sequence analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 170*(1), 167-183.

Rossi, P. H. (1955). *Why Families Move A Study in the Social Psychology of Urban Residential Mobility*. The Free Press.

Rossi, P. H., & Shlay, A. B. (1982). Residential mobility and public policy issues:"Why families move" revisited. *Journal of Social Issues, 38*(3), 21-34.

Rossignon, F., Studer, M., Gauthier, J. A., & Goff, J. M. L. (2018). Sequence history analysis (SHA): Estimating the effect of past trajectories on an upcoming event. In Ritschard, G., & Studer, M. (Eds.), Sequence analysis and related approaches: Innovative methods and applications (pp. 83-100). Spinger.

Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis: Modeling change and event occurrence*. Oxford university press.

Smits, A., & Mulder, C. H. (2008). Family dynamics and first-time homeownership. *Housing Studies, 23*(6), 917-933.

Spallek, M., Haynes, M., & Jones, A. (2014). Holistic housing pathways for Australian families through the childbearing years. *Longitudinal and Life Course Studies, 5*(2), 205-226.

Stekhoven, D. J., & Bühlmann, P. (2012). MissForest—non-parametric missing value imputation for mixed-type data.

Bioinformatics, 28(1), 112-118.

Ström, S. (2010). Housing and first births in Sweden, 1972 - 2005. *Housing Studies, 25*(4), 509-526.

Studer, M. (2013). *WeightedCluster Library Manual: A practical guide to creating typologies of trajectories in the social sciences with R.* (LIVES Working Papers, 24). Swiss National Center of Competence in Research LIVES.

Thomas, M. J., & Mulder, C. H. (2016). Partnership patterns and homeownership: a cross-country comparison of Germany, the Netherlands and the United Kingdom. *Housing Studies, 31*(8), 935-963.

Thorns, D. C. (1981). The implications of differential rates of capital gain from owner occupation for the formation and development of housing classes. *International Journal of Urban and Regional Research. 5*(2), 205-230.

Wang, W., & Famoye, F. (1997). Modeling household fertility decisions with generalized Poisson regression. *Journal of population economics, 10*, 273-283.

Ward Jr, J. H. (1963). Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American statistical association, 58*(301), 236-244.

Winter, I., & Stone, W. (1998). Housing careers in a risk society: an empirical illustration. *Family Matters,* 51, 41-44.

부 록

Ⅰ. 추가분석 결과

1. 연구 표본 비교

본 연구에 사용된 연구 표본과 7년 연속으로 참여하지 않았거나 종속변수의 결측으로 인해 탈락한 표본의 특성을 비교한 결과가 [부록 1-1]에 제시되어 있다. 대부분의 변수가 유사한 비율을 보이고 있지만, 연평균 가구소득은 연구 표본이 약 284.9만원 더 높고(t = 2.27, p < .05), 맞벌이 비율에서는 탈락표본의 맞벌이 비율이 56.4%로 연구 표본의 50.1%에 비해 높다. 초혼 연령은 연구 표본의 남성이 약 0.6세 더 높았다(t = 3.23, p < .01). 혼인 연도의 경우 2008년에 결혼한 집단이 탈락한 경우가 많았다. 이러한 결과는 청년패널 5차년도(2011) 이전의 주거 상태 조사 방식의 한계에서 기인하는데, 청년패널 1차년도에 주거 상태에 대한 질문을 하였고 2차년도(2008)부터 주택 면적을 질문하였는데 만약 2차년도에 주거 상태가 변화하지 않았다면 주거 상태 정보를 다시 조사하지 않았기 때문에 주거 면적이 계속해서 조사되지 않은 채로 남아 있다. 여러 조사 차수에 걸친 주거 상태 정보를 조합하여 결측치를 최대한 보정하였지만, 5차년도에 모든 응답자를 대상으로 주거 상태를 조사하기 이전에 주거 이동이 발생한 경우에는 2008년의 주거 면적을 파악할 수 없기 때문에 발생한 문제이다. 따라서 연구 결과의 해석 시 2008년의 정보가 부정확할 수 있음을 고려할 필요가 있다.

탈락한 표본이 주거 상태가 변화하는 과정에서 패널로부터 이탈하였다면, 본 연구의 주거 이력 분석 결과는 비교적 주거 상태의 변화가 적은 샘플만을 분석한 결과로 왜곡된 결과를 보이게 될 수 있다. 이러한 문제를 탐지하기 위해 분석에서 제외된 표본의 주거 상태 분포와 주거 상태 변화를 연구 표본과 비교하여 살펴보았다.

[부록 1-1] 연구 표본과 탈락 표본의 특성

	변수	연구 표본	탈락 표본	chi^2/t
성별	남성	397(42.5)	192(42.1)	0.02
	여성	537(57.5)	264(57.9)	
거주 지역	서울	194(20.8)	114(25.0)	5.99
	수도권 (인천, 경기)	295(31.6)	155(34.0)	
	광역시	278(29.8)	117(25.7)	
	기타 시도	167(17.9)	70(15.4)	
가구 소득	70%이하	333(35.7)	185(40.6)	4.71
	70% 초과 - 100% 이하	305(32.7)	150(32.9)	
	100% 초과	296(31.7)	121(26.5)	
연평균 가구소득 (단위:만원)		4989.5 (2268.3)	4704.6 (2038.5)	2.27*
맞벌이 여부	맞벌이	466(49.9)	199(43.6)	4.8*
	외벌이	468(50.1)	257(56.4)	
초혼 연령	남성	30.4(2.2)	29.8(2.6)	3.23**
	여성	28.9(2.6)	28.6(2.7)	1.38
혼인 연도	2008	49(5.3)	75(16.5)	52.9***
	2009	94(10.1)	53(11.6)	
	2010	112(12.0)	55(12.1)	
	2011	147(15.7)	55(12.1)	
	2012	175(18.7)	62(13.6)	
	2013	176(18.8)	74(16.2)	
	2014	181(19.4)	82(18.0)	
교육수준 (남성)a)	고졸이하	67(16.9)	30(15.7)	2.12
	전문대졸이하	81(20.4)	48(25.1)	
	대졸이하	222(55.9)	98(51.3)	
	대학원 이상	27(6.8)	15(7.9)	
교육수준 (여성)	고졸이하	99(18.4)	52(19.7)	0.47
	전문대졸이하	169(31.5)	86(32.9)	
	대졸이하	226(42.1)	107(40.5)	
	대학원 이상	43(8.0)	19(7.2)	
부 교육수준 (남성)	중졸 이하	105(26.5)	56(29.2)	1.48
	고졸 이하	199(50.1)	86(44.8)	
	전문대졸 이상	93(23.4)	50(26.0)	
부 교육수준 (여성)	중졸 이하	125(23.3)	68(25.8)	2.01
	고졸 이하	295(54.9)	131(49.6)	
	전문대졸 이상	117(21.8)	65(24.6)	

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

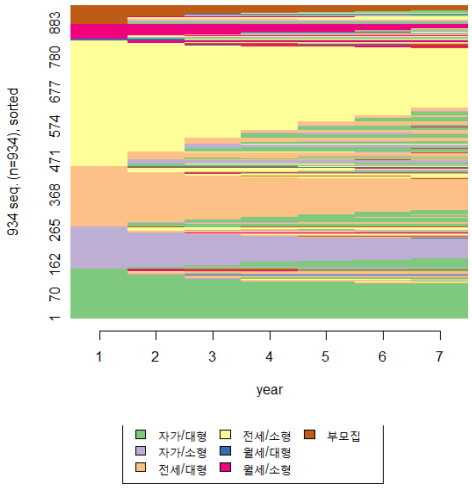
a) 남성 교육수준의 경우 결측 집단에 응답없음 1명 존재

[부록 1-2]는 연구표본과 탈락 표본의 초혼이후 7년간 주거 상태의 변화를 나타낸 그림이다. 각 행은 개별 신혼부부의 주거 상태 변화를 의미하며, 탈락표본에서 회색은 결측이 발생한 시점을 의미한다. 자녀수 정보를 식별하기 어려웠던 일부 사례를 제외하면 혼인 7년간의 주거 상태를 파악할 수 있었던 표본은 모두 분석에 포함되었기 때문에, 탈락표본은 상대적으로 주거 상태의 변화가 다양한 패턴을 보인다. 탈락표본의 최상단은 1차년도부터 주거 상태의 결측이 발생한 표본에 해당하는데, 이들이 특정 주거상태를 지속했지만 조사에만 참여하지 않은 집단이라고 하더라도, 연구 표본에 비해 탈락표본의 주거 상태 지속 비율이 낮을 것으로 추측할 수 있다. [부록 1-3]은 결측치를 제외한 혼인 연차별 주거 상태의 분포를 보여준다. 결측치를 제외하면 상대적으로 탈락 표본의 월세 및 부모집 비율이 연구 표본에 비해 더 높았는데, 월세 및 부모집이 아닌 다른 유형의 주거 상태가 결측이었을 가능성이 높음을 보여준다. 혼인 연차에 따른 주거 상태 분포의 변화 추세는 유사한 것으로 유사하였지만 그 정도는 다른 것으로 보인다. 연구표본은 점차 전세/소형의 비율이 줄어들고, 자가/중형의 비율이 증가하는데, 탈락표본에서는 유사한 추세를 보이지만 상대적으로 변화의 폭이 좁았다.

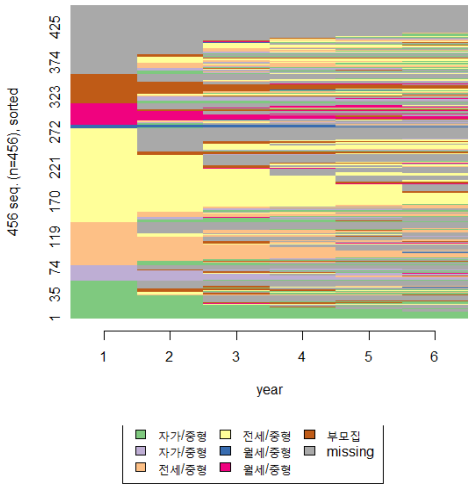
위와 같은 결측 자료 탐색 결과를 바탕으로, 7년 연속으로 조사된 자료를 이용한 본 연구의 표본은 상대적으로 안정적인 주거 상태를 보이는 대상이 다수 포함되어 있다고 할 수 있다. 특히 전세/소형에서 자가/중형으로 상향이동하는 유형이 탈락되었을 가능성이 있으므로 연구 결과의 해석에 유의하여야 한다.

[부록 1-2] 탈락 표본의 주거 이력

<연구 표본>

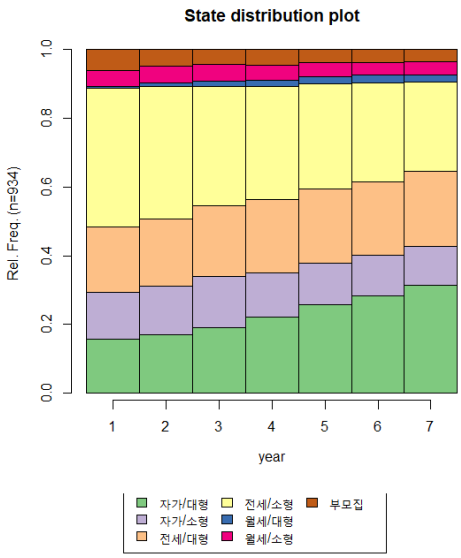


<탈락 표본>

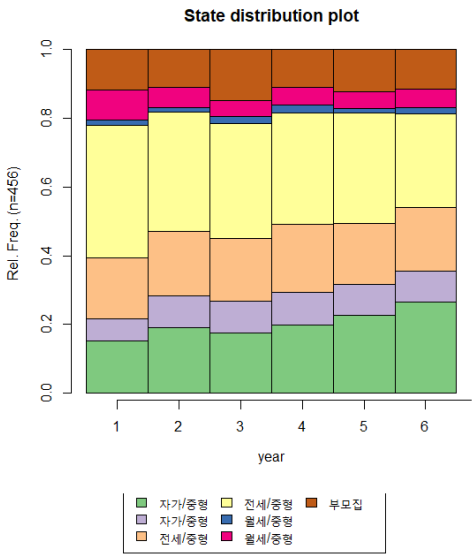


[부록 1-3] 탈락 표본의 주거 상태 분포

<연구 표본>



<탈락 표본>



2. 신혼부부의 특성별 주거 이력(11군집)

신혼부부의 특성에 따른 11개 군집의 비율을 [부록 2]에 제시하였다. 또한 신혼부부의 특성에 따라 각 주거 이력에 속할 가능성에 차이가 있는지 확인하기 위해 로짓 분석을 실시하고 해당 결과를 [부록 3]에 제시하였다. 본 연구에서는 Koppe(2018)과 Chang(2021)의 분석 모형을 참고하여 특정 주거 이력을 기준 집단으로 하여 비교를 수행하는 다항 로짓 분석 대신 다른 주거 이력에 비해 해당 주거 이력에 속할 가능성을 분석하는 로짓 분석을 수행하였다. 로짓 분석의 경우 군집 5 월세/중형은 사례수가 부족하여 분석에 포함하지 않았다.

[부록 2-1] 신혼부부의 특성별 주거 이력(11군집)

유형	거주 지역 (t1)				소득집단 (t1)			맞벌이 여부 (t1)		초혼연도							초혼 연령	
	서울	수도권 (인천, 경기)	광역시	기타 시도	70% 이하	70%-100% 이하	100% 초과	맞벌이	외벌이	08	09	10	11	12	13	14	남성	여성
1	7.7	12.2	23.4	19.2	15.3	17.1	15.2	13.7	18.0	10.2	8.5	17.9	13.6	14.9	18.8	19.9	31.2(2.3)	29.5(2.5)
2	5.2	11.2	12.6	18.0	14.4	11.8	8.1	11.6	11.5	16.3	9.6	9.8	9.5	11.4	15.9	9.9	30.3(2.3)	29.3(2.7)
3	16.5	15.3	18.0	12.0	12.3	16.7	18.6	20.2	11.3	10.2	16.0	20.5	17.0	12.6	14.8	17.1	30.4(2.0)	29.1(2.5)
4	41.2	28.8	22.3	24.6	33.0	28.9	23.7	24.9	32.5	24.5	31.9	25.9	27.2	35.4	29.6	23.8	30.5(2.0)	28.5(2.7)
5	1.6	3.1	0.4	1.2	1.2	0.7	3.0	1.9	1.3	2.0	0.0	4.5	0.7	1.7	2.8	0.0	30.0(2.4)	30.1(2.3)
6	6.2	4.8	3.2	4.8	7.2	3.3	3.0	3.4	5.8	8.2	2.1	4.5	4.1	4.6	3.4	6.6	28.9(2.8)	28.0(2.7)
7	3.1	3.4	5.0	6.0	2.7	3.6	6.8	2.2	6.4	6.1	5.3	4.5	4.1	2.9	4.6	4.4	30.9(2.6)	27.6(2.6)
8	3.1	3.4	3.2	3.6	1.8	3.9	4.1	4.3	2.1	4.1	6.4	0.9	2.0	4.6	1.1	4.4	30.8(1.5)	28.5(2.9)
9	2.6	4.1	4.3	4.2	3.0	3.6	5.1	4.9	2.8	4.1	6.4	3.6	5.4	2.9	2.3	3.9	30.1(1.4)	28.8(2.0)
10	6.7	8.5	4.3	4.2	4.5	6.9	7.1	7.1	5.1	4.1	7.5	5.4	9.5	4.0	5.1	6.6	30.2(2.1)	28.8(2.1)
11	6.7	5.4	3.2	2.4	4.5	3.6	5.4	5.8	3.2	10.2	6.4	2.7	6.8	5.1	1.7	3.3	29.7(2.4)	28.1(2.5)
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	30.4(2.2)	28.9(2.6)
사례수	194	295	278	167	333	305	296	468	466	49	94	112	147	175	176	181	397	537
chi^2	76.4***				43.1***			43.3***		71.5							-	

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집, 8=자가/소형→자가/중형, 9=전세/중형→자가/중형, 10=전세/소형→자가/중형, 11=전세/소형→전세/중형

[부록 2-1] 신혼부부의 특성별 주거 이력(11군집, 계속)

유형	본인 교육수준												부 교육수준								
	전체				남성				여성				전체			남성			여성		
	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학원 이상	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학원 이상	고졸 이하	전문 대졸	대졸	대학원 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상	중졸 이하	고졸	전문 대졸 이상
1	15.7	15.2	15.9	18.6	17.9	11.1	16.2	7.4	14.1	17.2	15.5	25.6	13.9	14.2	21.9	15.2	11.1	22.6	12.8	16.3	21.4
2	10.8	15.2	10.5	7.1	14.9	24.7	10.4	3.7	8.1	10.7	10.6	9.3	17.0	10.7	7.6	20.0	12.1	9.7	14.4	9.8	6.0
3	13.3	17.2	16.1	14.3	6.0	8.6	16.7	14.8	18.2	21.3	15.5	14.0	13.0	16.6	16.7	5.7	14.6	18.3	19.2	18.0	15.4
4	32.5	25.6	28.4	32.9	26.9	33.3	26.1	51.9	36.4	21.9	30.5	20.9	30.0	29.4	25.7	34.3	29.2	24.7	26.4	29.5	26.5
5	1.8	1.6	1.1	4.3	4.5	0.0	1.8	3.7	0.0	2.4	0.4	4.7	1.3	1.8	1.4	2.9	1.0	3.2	0.0	2.4	0.0
6	5.4	6.0	4.0	1.4	4.5	6.2	4.5	0.0	6.1	5.9	3.5	2.3	2.2	5.9	4.3	1.9	6.5	3.2	2.4	5.4	5.1
7	6.6	4.8	3.1	4.3	10.5	4.9	4.1	3.7	4.0	4.7	2.2	4.7	5.7	3.9	3.8	4.8	6.0	4.3	6.4	2.4	3.4
8	3.6	1.2	4.0	4.3	3.0	1.2	4.1	7.4	4.0	1.2	4.0	2.3	2.6	3.0	4.3	1.9	3.0	6.5	3.2	3.1	2.6
9	2.4	1.2	6.3	1.4	0.0	0.0	4.5	3.7	4.0	1.8	8.0	0.0	2.6	4.3	4.3	1.0	4.0	2.2	4.0	4.4	6.0
10	3.6	7.6	6.0	7.1	3.0	6.2	6.8	3.7	4.0	8.3	5.3	9.3	6.5	6.5	4.8	4.8	8.5	1.1	8.0	5.1	7.7
11	4.2	4.4	4.7	4.3	9.0	3.7	5.0	0.0	1.0	4.7	4.4	7.0	5.2	3.9	5.2	7.6	4.0	4.3	3.2	3.7	6.0
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
사례수	166	250	448	70	67	81	222	27	99	169	226	43	230	494	210	105	199	93	125	295	117
chi2	39.3				49.9*				42.9				27.9			38.5**			23.2		

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집, 8=자가/소형→자가/중형, 9=전세/중형→자가/중형, 10=전세/소형→자가/중형, 11=전세/소형→전세/중형

[부록 2-2] 신혼부부의 특성별 주거 이력 로짓 분석(11군집) (*N*=934)

변수	주거 이력									
	1	2	3	4	6	7	8	9	10	11
거주 지역(기준=서울)										
수도권	0.46	0.85*	-0.10	-0.63**	-0.27	-0.13	0.52	0.70	0.25	-0.06
광역시	1.38***	0.93*	0.14	-1.05***	-1.00*	0.66	0.59	0.63	-0.48	-0.58
기타 시도	1.13**	1.37***	-0.34	-0.91***	-0.48	0.74	0.76	0.71	-0.60	-0.97
가구소득(기준=70%이하)										
70%초과 100%이하	0.22	-0.35	0.09	-0.09	-0.78	1.18*	0.53	-0.01	0.41	-0.54
100%초과	0.29	-0.70*	0.07	-0.37	-0.97*	2.57***	0.45	0.11	0.29	-0.50
맞벌이 여부(기준=외벌이)	-0.41	0.48	0.63**	-0.37*	-0.02	-2.02***	0.56	0.44	0.13	0.87*
초혼 연도(기준=2014년)										
2008	-0.53	0.70	-0.47	-0.06	0.13	-0.62	0.06	0.22	-0.59	0.99
2009	-0.66	0.06	-0.10	0.34	-1.71*	0.44	0.45	0.46	-0.02	0.40
2010	0.20	0.04	0.30	0.02	-0.77	-0.09	-1.57	-0.10	-0.35	-0.38
2011	-0.29	0.10	0.01	0.10	-0.64	-0.01	-0.75	0.31	0.33	0.74
2012	-0.22	0.26	-0.37	0.54*	-0.59	-0.47	0.03	-0.34	-0.58	0.35
2013	0.01	0.65	-0.15	0.22	-0.88	0.17	-1.40	-0.47	-0.30	-0.78
초혼 연령	0.13**	0.04	0.03	-0.03	-0.15*	-0.11	-0.02	-0.04	-0.04	-0.12
본인교육수준(기준= 고졸 이하)										
전문대졸	-0.15	0.47	0.24	-0.22	0.15	-0.52	-1.34	-0.91	0.84	0.14
대졸	-0.23	0.11	0.05	0.04	-0.13	-1.02*	-0.16	0.92	0.65	0.10
대학원 이상	-0.10	-0.36	-0.12	0.28	-1.17	-0.53	-0.04	-0.60	0.74	0.07
부 교육수준(기준=중졸 이하)										
고졸	0.04	-0.43	0.25	-0.09	1.17*	-0.58	0.29	0.46	-0.11	-0.25
전문대졸 이상	0.80**	-0.61	0.30	-0.39	1.00	-0.60	0.43	0.30	-0.55	0.04
여성(기준=남성)	0.32	-0.42	0.31	0.02	-0.12	-0.51	-0.33	0.48	-0.00	-0.47
상수항	-6.40***	-3.89*	-3.34*	0.86	2.12	0.61	-3.43	-3.93	-2.16	0.69
사례수	934	934	934	934	934	934	934	934	934	934
log likelihood	-377.16	-312.60	-392.64	-535.25	-157.47	-140.47	-121.33	-139.07	-205.43	-158.40
chi2	62.20	43.79	27.89	49.16	33.79	49.36	22.67	26.88	18.38	25.84

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집, 8=자가/소형→자가/중형, 9=전세/중형→자가/중형, 10=전세/소형→자가/중형, 11=전세/소형→전세/중형

[부록 2-2] 신혼부부의 특성별 주거 이력 로짓 분석(11군집, 계속) (n=934)

변수	주거 이력									
	1	2	3	4	6	7	8	9	10	11
거주 지역(기준=서울)										
수도권	0.49	0.81*	-0.12	-0.65**	-0.26	0.33	0.58	0.78	0.25	-0.07
광역시	1.41***	0.83*	0.10	-1.13***	-0.94*	1.08	0.73	0.76	-0.50	-0.58
기타 시도	1.18***	1.25**	-0.42	-0.98***	-0.41	1.32*	0.87	0.81	-0.62	-1.00
연평균 가구소득(단위: 천만원)	0.09	-0.32**	-0.01	-0.28***	-0.15	0.70***	0.30**	0.20	0.06	0.03
맞벌이 지속년수	-0.07	0.13*	0.09	0.01	0.05	-0.21*	-0.04	-0.02	-0.03	0.09
초혼 연도(기준=2014년)										
2008	-0.47	0.62	-0.49	-0.09	0.00	0.01	0.17	0.27	-0.54	0.93
2009	-0.66	0.01	-0.06	0.21	-1.76*	0.73	0.71	0.56	0.02	0.47
2010	0.24	-0.08	0.26	-0.06	-0.77	0.31	-1.43	0.02	-0.36	-0.40
2011	-0.25	-0.02	-0.02	0.05	-0.68	0.32	-0.66	0.39	0.33	0.67
2012	-0.21	0.25	-0.37	0.51*	-0.6	-0.09	0.16	-0.28	-0.56	0.38
2013	0.01	0.68*	-0.16	0.2.	-0.85	0.34	-1.39	-0.41	-0.30	-0.73
초혼 연령	0.13**	0.05	0.04	-0.02	-0.17**	-0.16*	-0.01	-0.04	-0.03	-0.13
본인교육수준(기준= 고졸 이하)										
전문대졸	-0.17	0.51	0.31	-0.23	0.04	-0.57	-1.27	-0.90	0.88	0.16
대졸	-0.25	0.19	0.13	0.10	-0.26	-1.51**	-0.27	0.87	0.70	0.10
대학원 이상	-0.15	-0.26	-0.04	0.40	-1.33	-1.46	-0.12	-0.81	0.79	0.02
부 교육수준(기준=중졸 이하)										
고졸	0.04	-0.43	0.23	-0.03	1.13*	-0.61	0.20	0.38	-0.12	-0.34
전문대졸 이상	0.79**	-0.55	0.28	-0.23	0.90	-0.62	0.31	0.19	-0.55	-0.14
여성(기준=남성)	0.34	-0.43	0.31	0.04	-0.19	-0.87*	-0.30	0.50	0.07	-0.48
상수항	-6.69***	-2.92	-3.33*	1.68	2.83	-1.16	-4.63	-4.74	-2.39	0.68
사례수	934	934	934	934	659	934	934	934	934	934
log likelihood	-377.53	-309.37	-396.44	-528.66	-63.63	-160.19	-134.91	-119.98	-138.13	-206.2
chi2	61.46	50.25	20.29	62.33	15.88	28.33	60.5	25.37	28.75	16.84

$^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$.

주) 1=자가/중형, 2=자가/소형, 3=전세/중형, 4=전세/소형, 5=월세/중형, 6=월세/소형, 7=부모집, 8=자가/소형→자가/중형, 9=전세/중형→자가/중형, 10=전세/소형→자가/중형, 11=전세/소형→전세/중형

3. 첫째 자녀 출산 및 둘째 자녀 출산 시점에 대한 이산시간 해저드 모형(t-1 시변변수)

첫째 출산 이행의 소득 역인과성을 분석하기 위해 추가 분석을 수행한 결과이다. 모형 1의 경우 시변변수인 거주 지역, 가구소득, 맞벌이 여부의 t-1시점 변수를 사용하였다. 이때 혼인 1년차의 경우 부부 단위의 거주지역, 가구소득, 맞벌이 여부가 존재하지 않기 때문에 혼인 1년차의 출산 이행은 분석에서 제외되었다. 분석 결과 가구소득은 통계적으로 유의하지 않았고, 맞벌이 여부만 유의한 결과를 보였다. 또한 자가 중형이 통계적으로 유의하지 않게 되었고, 계수 추정치 역시 크게 감소하였다. 또한 초혼 연도에 따른 출산 이행의 차이도 사라졌다. 이러한 결과가 자가/중형이 혼인 1년차에 출산 이행이 많았음에도 불구하고 지연 변수의 사용으로 인해 혼인 1년차의 출산 이행 자료가 제외되었기 때문일 가능성을 고려하여 추가적인 분석을 수행하였다.

모형 2에서는 혼인 1년차 시점의 시변 변수는 t-1이 아닌 혼인 1년차 시점의 변수를 사용하고, 나머지 시점은 모두 t-1시점의 시변 변수를 사용하였다. 이러한 분석 방식은 혼인 1년차 시점의 특성이 다른 시점에 비해 과대 대표된다는 문제가 발생하므로 해석에 주의가 필요하다. 분석 결과, 대부분의 계수는 혼인 1년차의 특성을 사용한 결과와 유사하게 나타났지만, 가구소득은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 소득 100% 초과 집단의 계수가 크게 줄었는데, 이러한 결과는 소득에 따른 자녀수의 차이가 상당부분 역인과의 가능성을 내포하고 있음을 암시한다. 그러나 주거 이력에 따른 첫째 자녀 출산 이행의 차이는 전세/소형이 가장 느림을 다시 한 번 확인할 수 있다.

둘째 자녀에 대한 분석 결과 가구소득에 따른 차이가 통계적으로 유의하지 않았고, 주거 이력에서 상향이동이 더 이상 통계적으로 유의하지 않게 바뀌었다. 둘째 자녀 출산 이행에서도 전세/소형과 자가/소형이 가장 느린 것으로 나타난다.

[부록 3] 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산 이행 분석 결과(t-1 시변변수)

변수	첫째 자녀		둘째 자녀
	모형1	모형2	모형3
시간	0.33(0.16)*	1.01(0.09)***	1.29(0.14)***
시간2	-0.10(0.03)**	-0.21(0.02)***	-0.30(0.04)***
주거 이력(기준=전세/소형)			
1 자가/중형	0.17(0.17)	0.27(0.14)†	0.45(0.17)**
2 자가/소형	0.36(0.18)*	0.27(0.15)	0.09(0.19)
3 전세/중형	0.33(0.16)*	0.30(0.14)*	0.34(0.17)*
5 월세 및 부모집	-0.08(0.19)	0.05(0.16)	0.43(0.19)*
6 상향 이동	0.39(0.15)*	0.32(0.13)*	0.24(0.16)
거주 지역(기준=서울, t-1)			
수도권	0.05(0.15)	0.03(0.13)	-0.00(0.16)
광역시	0.16(0.16)	0.09(0.13)	0.14(0.17)
기타 시도	0.04(0.17)	-0.02(0.15)	0.03(0.18)
가구소득(기준=70%이하, t-1)			
70% 초과 100% 이하	-0.18(0.13)	-0.21(0.11)	-0.18(0.13)
100%초과	-0.13(0.15)	-0.21(0.13)	-0.15(0.16)
맞벌이(0=외벌이, t-1)	-0.61(0.12)***	-0.75(0.10)***	0.05(0.13)***
초혼 연도(기준=2014년)			
2008	-0.27(0.21)	-0.75(0.22)**	0.68(0.26)**
2009	0.21(0.21)	-0.35(0.17)	0.69(0.20)**
2010	-0.23(0.20)	-0.57(0.17)**	0.42(0.20)*
2011	-0.04(0.18)	-0.34(0.15)*	0.41(0.18)*
2012	-0.14(0.18)	-0.35(0.15)*	0.37(0.17)*
2013	0.05(0.18)	-0.25(0.15)	0.29(0.17)
결혼 당시 연령	-0.04(0.02)	-0.03(0.02)	-0.03(0.02)
교육수준(기준=고졸 이하)			
전문대졸 이하	0.15(0.16)	-0.01(0.14)	0.13(0.16)
대졸 이하	0.11(0.15)	0.01(0.13)	0.13(0.15)
대학원 이상	0.11(0.23)	-0.08(0.20)	0.45(0.24)
부 교육수준(기준=중졸 이하)			
고졸 이하	0.22(0.13)	0.12(0.11)	-0.11(0.13)
전문대졸 이상	0.27(0.16)	0.06(0.13)	-0.18(0.17)
성별(0=남성)	-0.02(0.11)	0.01(0.10)	-0.01(0.11)
상수	0.64(0.82)	0.12(0.67)	-2.03(0.76)**
관측치	1,805	2739	2712
Log likelihood	-1124.2	-1568.87	-1205.91
LR chi	108.4***	219.11***	128.15***
AIC	2302.4	3191.75	2465.83

† $p < .10$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Abstract

Typology of Housing Careers and its Associations with Fertility during the First Seven Years of Marriage

Hanjin Bae

Department of Child Development and Family Studies

The Graduate School

Seoul National University

This study aimed to understand early housing careers and its association with fertility of newlywed couples. For this aim, I examined three research questions: 1) to categorize the housing careers of newlywed couples during the first seven years of marriage, 2) to examine factors influencing the housing career types, and 3) to examine differences in childbearing behavior by the housing career types.

Data were drawn from second wave (2008) to the fourteenth wave (2020) of Youth Panel, which is nationally representative data

collected by Korean Employment Information Service. The sample consisted of 934 newlywed couples who had married between 2008 and 2014 and continuously participated in the survey for seven years. Housing careers of the couples were categorized using sequence analysis, and factors influencing housing careers were determined. Furthermore, discrete-time hazard analysis was used to examine the timing of first and second childbirths based on housing career types. Generalized Poisson regression analysis was conducted to analyze the differences in the number of children at the seventh year of marriage based on housing career types.

Study findings revealed the following points. First, the housing careers of newlywed couples during the first seven years were classified into six types: 1) owned / medium-sized housing (own/medium), 2) owned / small-sized housing (own/small), 3) Jeonse, which refers to a unique housing rental system in South Korea where tenants pay a large deposit instead of monthly rent / medium-sized housing (jeonse / medium), 4) jeonse / small-sized housing (jeonse / small), 5) monthly rent or living with parents, and 6) advancement along housing career (upward mobility). The own/medium group represented 15.9% of the total sample and was characterized by couples who predominantly resided in owned medium-sized housing throughout the seven-year period. The own / small type accounted for approximately 11.6% of the sample and mainly resided in owned small-sized housing. Jeonse / medium type represented around 15.7% of the sample and predominantly resided in medium-sized jeonse housing throughout the seven years. The jeonse/small type, the largest type comprising approximately 28.7% of the sample, mainly resided in small-sized jeonse housing during the seven-year period. The monthly rent or living with parents group

was the smallest type, accounting for about 10.5% of the sample. It consisted of three subgroups as follows: monthly rent/medium (1.6%), monthly rent/small (4.6%), and living with parents (4.3%). The upward mobility type, which accounted for approximately 17.7% of the sample, experienced upward housing transitions between the third and fifth years of marriage. It comprised the following four subgroups: own/small to own/medium (3.2%), rent/medium to own/medium (3.9%), jeonse/small to own/medium (6.1%), and jeonse/small to jeonse/medium (4.5%).

Second, residential area, household income, dual-income status, age at marriage, and paternal education level were found influencing housing careers. Couples residing in Seoul had a higher probability of belonging to jeonse/small group compared with the other groups. Dual-income households were more likely to belong to the own/small, jeonse/medium, and upward mobility groups. Age at marriage was associated with a higher probability of belonging to own/medium type. Couples who started their housing careers from the own/medium house tended to marry later. Paternal education level was positively associated with a the likelihood of belonging to the own/medium type, indicating the influence of family resources.

Third, the analysis of childbirth timing revealed some differences according to housing career types. Regarding the first child, couples in the jeonse/small type experienced delays in childbirth compared with the jeonse/medium, upward mobility, and own/medium types. For the second child, couples in the own/medium, jeonse/medium, monthly rent or living with parents, and upward mobility groups experienced earlier childbirth than the jeonse/small and own/small types.

Finally, the analysis of the number of children in the seventh year

of marriage showed differences. The jeonse/medium and monthly rent or living with parents groups had more children compared with the jeonse/small group. While the childbirth timing for both the first and second child was earlier in the own/medium and upward mobility groups, it did not necessarily result in a higher number of children. The own/small and jeonse/small categories consistently had the lowest number of children.

In sum, this study provides valuable insights in understanding the housing status of newlywed South Korean couples by showing housing transitions during the first seven years of marriage. The study highlights the importance of housing size in relation to childbearing, indicating that living in a limited space not only delays childbirth but also results in a lower number of children in the seventh year of marriage. I suggest that housing policies targeting newlywed couples should consider not only the amount of housing supply but also housing size spacious enough for child rearing.

keywords : housing careers, housing policy, fertility, sequence analysis, newlyweds

Student Number : 2014-22903