

주택취득여부의 세대간 이동성에 관한 연구

이지은*, 정세은**

본 연구는 자녀가구의 주택 취득에 부모 가구의 자가 여부가 미치는 영향을 확인하고, 더 나아가 시대별, 지역별로 차이가 발생하는지 파악함으로써, 과거에 비해 세대간 이동성이 더욱 낮아져 불평등이 심화되고 있음을 밝히는 목적을 가지고 있다. 이를 위해 노동패널자료를 이용하여, 카플란마이어 생존곡선과 콕스비례위험분석을 수행하였다. 분석 결과, 자녀의 주택 취득기간에 영향을 미치는 요인으로는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부와 가구총소득이었다. 자녀의 주택취득 확률이 부모가 자가인 경우가 그렇지 않은 경우보다 1.7446 배 높았다. 분가지점을 1999~2005년, 2006~2012년으로 구분하여 분석한 결과, 부모의 자가 여부 위험비가 전기에는 1.5766, 후기에는 2.3136로 나타나, 과거에 비해 최근이 부모가 자가인 경우가, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아졌음을 알 수 있었다. 지역별로는 수도권이 1.7055, 비수도권은 1.6574로, 수도권에서의 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부가 더 큰 영향을 미치고 있었다. 주택을 구입하는데 있어, 자녀 본인의 취업상태나 소득, 맞벌이 여부는 영향을 미치지 못하고, 결혼여부와 부모의 자가 여부가 주요한 요인이라는 것은 한국사회의 부의 대물림의 심각성을 드러낸 것이라 생각된다. 이에 자녀의 주택 취득 가능성에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 현재 더욱 커지고 있어, 자산의 세대간 이전이 더욱 심하게 일어나고 있음을 증명하였다. 출발과 과정에서 공평한 기회를 보장하는 공정사회를 실현하기 위해서는, 부모와 자녀의 부의 대물림을 극복할 사회적 대안이 필요하며, 본 연구가 그 초석이 되길 기대한다.

주요용어 : 주택취득, 부동산, 분가가구, 수도권, 세대간 이동성, 생존분석, 콕스비례위험모형, KLIPS

* 한국노동연구원 전문위원(lee332@kli.re.kr), 충남대학교 경제학과 박사수료

** 충남대학교 경제학과 교수(jseeun@cnu.ac.kr)

1. 서론

우리 사회의 가장 심각한 문제를 꼽으라면 그것은 불평등일 것이다. 불평등은 한 개인이 노력해서 해결할 수 있는 문제가 아니라, 그 개인이 속한 사회 전반의 구조적 문제이다. 불평등은 소득, 재산, 직업, 건강, 시간, 지역, 권력, 명예, 기회 등 다양한 영역에 존재한다. 불평등은 ‘기회의 불평등’과 ‘소유의 불평등’으로 구분할 수 있다. 기회의 불평등은 어떤 일을 할 수 있는 권리와 자격, 기회 등이 차별적으로 주어지는 현상을 말한다면, 소유의 불평등은 재산이나 권력 등을 갖고 있는 정도의 차이를 말한다(김호기, 2020). 그러나 현실에서는 교육 기회의 불평등이 결국 낮은 임금의 비정규직 일자리로의 취업을 거쳐, 무주택자의 삶을 살게 하는 소유 불평등으로 이어지기 때문에, 그 둘은 상호작용을 통해 불평등을 증폭시킨다. OECD(2018)는 전 세계적으로 이미 불평등이 고착화 되었으며, 낮은 계층에서 높은 계층으로 이동하는 사다리는 부러졌다고 진단하였다. 특히 한국은 계층 이동이 가장 낮은 국가로 분류되었다.

‘흙수저’, ‘금수저’는 우리나라 청년 세대들의 감성적인 이야기가 아니라 현실을 정확하게 반영한 것이다. 생애 전반에서 발생하는 불평등은 세대간 이동성(inter-generational mobility)의 관점에서 설명할 수 있다. 세대간 이동성이란 부모세대와 자녀세대간의 사회 계층적 위치 변화를 말한다. 세대간 이동성이 낮다는 것은 부모세대의 직업이나 소득 등의 사회적 계층이 자녀세대에 그대로 이전되어 유사한 사회적 지위를 갖는 것을 말한다. 즉, 전문직 일자리에 높은 소득을 가진 부모는 자녀에게 양질의 사교육을 제공함으로써, 교육의 성과를 높이고, 이후 자신과 유사한 사회적 지위를 갖도록 유도한다는 것이다. 또한 상속이나 증여라는 합법적인 제도를 통해 금융자산이나 부동산을 자녀에게 물려주며, 부의 대물림을 시도한다. 결국 부유하지 못한 가정에서 자란 자녀와의 경제적 격차를 더욱 크게 한다. 이철승·정준호(2018)은 ‘자산’의 세대간 이전이 더 높은 소득을 위해 행하는 교육 투자와 같은 ‘기회’의 세대간 이전보다 더 노골적인 부의 재생산 과정이라고 하였다.

세대간 이동이 낮은 사회는 국가적으로는 인적 자본의 낭비와 오용을 초래하고, 개인적으로는 ‘노오력’을 통해 자신의 삶이 부모보다 좋아질 것이라는 희망을 품지 않게 한다. 이와 함께, 우리 사회는 진학, 취업, 결혼, 내집 마련, 승진, 퇴직 등 생애 전환 사건들에 대해 ‘성공과 실패’의 의미를 정의하고 있다(Levy, 2009; 신진욱·이민아, 2014). 세대간 이동성과 ‘성공과 실패’의 관점에서 주택을 소유한다는 의미는 단순한 주거 목적을 넘어서 계층적 특성을 갖는다.

최근 주택가격이 급등하면서, 자신의 소득만으로 주택을 구입하는 것은 불가능해 보인다. 가족주의가 강한 한국에서는 자녀의 결혼을 계기로 주택마련을 위한 경제적 지원을 하는 경우는 과거부터 흔히 발생해왔다. 그러나 과거에 비해 현저하게 오른 주택가격은 주택취득에 대한 부모의 영향력을 강화시켰을 것이라 생각된다. 현존하는 불평등의 문제보다 중요한 문제는 그 불평등이 더욱 증가하고 있다는 현실 인식이다. 이에 본 연구는 주택취득을 중심으로 세대간 이동성의 문제가 시간이 지날수록 악화되고 있음을 분석하고자 한다.

II. 선행연구 고찰

1. 선행연구 고찰

분가한 자녀의 주택 취득은 단순한 자산 증식의 관점이 아니라 생애과정 경로로 접근하여야 한다. 생애과정 경로는 “사회 전반에 걸쳐서 개인과 집단들이 따르는 교육, 노동, 가족, 주거의 궤적” (신진욱·이민아, 2014)이기 때문에, 주택 취득 또한 삶 전체에 영향을 미치는 중요한 요인이다.

자녀가 주택을 구입하는 과정에서 자산의 세대간 이전이 가장 많이 일어나며, 부모의 도움을 받은 자녀는 그렇지 못한 사람들에 비해, 주택 취득까지의 기간을 단축시킬 것이다. 첫 번째 주택 구입에 대한 부모의 도움은 일회성으로 끝나는 것이 아니라, 이후 더 수준 높은 주택을 구입하는데 필요한 자산의 축적에까지 영향을 미칠 것이다.

자녀의 주택과 부모의 주택과 관련된 연구들은 해외에서는 주요 의제로 다뤄지고 있다. 마강래·권오규(2013)는 해외 연구들에서 주택소유의 사회적 전이현상을 네가지 이유로 구분하였다. 첫째, 부모가 자가인 경우, 자녀의 주택구입을 보조할 확률이 높다. 둘째, 많은 부모들은 자녀들과 인접한 지역에 거주하고 있으며, 인접한 지역은 유사한 주택시장형태가 존재한다. 그렇다면, 부모와 자녀는 유사한 주택점유형태를 보일 확률이 높다. 셋째, 사회적·경제적 지위가 높은 부모는 자녀에게도 높은 사회·경제적 지위를 물려주고자 하며, 주택은 사회·경제 지위의 부산물이다. 넷째, 자녀들은 부모의 사회 경제적 지위를 닮아가거나, 이 이상을 성취하고자 하는 강한 동기가 있기 때문에 유사한 주택점유형태를 가질 것이다.

이와 관련된 국내 연구들은 외국에 비해 제한적이긴 하지만, 자녀의 주택과 부모의 주택 또는 부모 자산의 관계에 주목한 연구들이 있다. 마강래·권오규(2013)는 세대간 주택자산 전이가 어떠한 요인에 영향을 받는지에 대하여 노동패널 자료를 이용하여 분석하였다. 자녀세대의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인 분석을 위해 다항로짓 모형을 이용하였다. 그 분석 결과, 부모세대와 자녀세대의 주택자산의 규모와 점유형태가 유사하게 나타나는 현상, 즉 주택자산의 세대간 이동성이 낮게 나타났다고 하였다. 즉 부모가 자가인 경우, 자녀는 월세에 비해 자가일 확률이 더 높고, 부모가 전세인 경우, 자녀는 월세에 비해 자가나 전세일 확률이 더 높은 것으로 나타났다.

신진욱·이민아(2014)은 분가가구의 자가 취득 성공 여부에 영향을 미친 계층적 요인과 출신 가구의 영향을 분석했다. 노동패널 자료를 이용하여, 다수준 이산형 사건사 분석을 시도하였다. 연구 결과, 첫째, 분가가구의 근로소득과 출신가구의 근로소득 및 부동산 소득이 자가 취득 여부에 가장 강한 영향을 미친 것으로 나타났다. 둘째, 가구주의 연령대가 높아질수록 분가가구의 근로소득 뿐 아니라 출신가구의 소득수준이 미치는 영향이 컸다.

강은택·안아림·마강래(2017)은 부의 대물림 정도를 노동패널 자료를 이용하여, 부동산 자산과 소득을 중심으로 회귀분석 하였다. 분석결과 첫째, 분가 시점에서의 소득과 부동산 자산 각각의 부의 대물림은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 분가 이후 시계열 변화에 따른 소득과 부동산 자산의 대물림 패턴은 차이를 보이는 것으로 분석되었다. 소득 세대간 이동성은 시간 변화에 통계

적으로 유의하지 않은 반면, 부동산 자산의 경우에는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 부동산 자산의 세대간 이동성은 시간이 지남에 따라 그 영향력이 더욱 커진 것으로 분석되었다.

김주영·유승동(2015)은 자산기반복지모델에 기반하여, 부모세대와 자녀세대간의 주택점유형태의 상관성을 노동패널 자료를 이용하여 이항 로짓 모형으로 분석하였다. 분가가구의 가구주의 연령이 높을수록, 자영업에 종사할수록 자가 선택하는 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 부모 변수 중에서는 부모가구의 자가 여부 변수만 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

이길제(2016)는 부모가구의 순자산이 자녀 신혼가구의 거주 부동산 자산에 영향을 미치는가를 분석하기 위해 노동패널 자료를 이용하여 다중회귀분석과 경로분석을 수행하였다. 다중회귀분석 결과 신혼가구의 거주부동산자산은 부모 순자산과 양(+)¹의 상관관계를 갖는 것으로 나타나, 자녀가 결혼할 때 부모로부터 주택마련 지원금을 받는 형태로, 자산의 세대간 이전이 존재한다고 볼 수 있었다. 경로분석을 통해서도 부모의 순자산이 자녀의 거주부동산 자산에 직접적으로 영향을 미치는 ‘물질적 도움’의 경로의 효과가 더 강하게 나타났다. 즉 자녀의 교육수준과 소득수준에 영향을 미쳐 거주부동산자산을 증가시키는 ‘사회화’ 효과보다는 직접적인 도움을 통해 자산의 세대간 이전이 발생하고 있는 것을 밝혔다.

2. 본 연구의 차별성 및 연구 질문

본 연구는 기존의 선행연구들과 비교하여 다음과 같은 차별성을 갖는다. 기존 연구들을 통해 자녀의 주택취득에 부모의 소득이나 자산의 규모, 주거형태 등이 영향을 미치는 것을 확인하였다. 그러나 기존 연구들은 부의 대물림이 심화되고 있는 한국의 현실, 과거와 달리 주택 가격이 폭등하고 있는 시대적 현실을 반영하지 못하였다. 주택 가격이 높아질수록, 자녀들이 자신의 힘의 주택을 구입하는 일은 점점 어려워질 것이 자명하다. 그렇다면, 자녀의 주택취득에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 더 커졌을 것인지 규명하는 일이 필요하다. 또한 금융자산과 달리 부동산자산이라고 할 수 있는 주택은 지역 조건이 매우 중요하다. 높은 주택가격이 형성되어있는 있는 수도권과 상대적으로 주택가격이 낮은 비수도권에서 자녀의 주택취득에 대한 부모의 영향력은 차이가 발생할 것이라 생각된다.

본 연구의 질문은 다음과 같다.

질문 1. 자녀의 주택취득에 부모의 자가 여부가 영향을 미칠 것인가?

질문 1-2. 자녀의 주택취득에 부모의 자가 여부가 미치는 영향 정도는 분가시점에 따라 다를 것인가?

질문 2. 지역별로 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부의 영향정도는 다를 것인가?

III. 분석자료 및 기초통계량

1. 분석자료 및 변수

본 연구는 청년가구의 주택취득에 미치는 부모가구의 영향 정도를 추정하는 것으로, 한국노동패널자료(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS라 함)를 사용하였다. KLIPS는 1998년 도시거주 5,000가구와 그 가구원을 대상으로 조사를 시작하여, 매년 추적 조사하고 있는 패널조사이다. 2009년 1,415가구의 표본 추가로 도시중심의 조사에서 전국단위조사로 확대되었다. 2018년 5,044가구의 표본 추가로 표본이 대폭 증가하여, 현재 11,720가구, 23,225명이 조사되었다¹⁾.

<표 1> 년도별 분가가구 분포 및 분석표본 사례수

(단위: 가구, %)

연도	전체 응답가구	전체 분가가구	부모로부터 분가한 자녀가구(누적)	부모로부터 분가한 자녀가구(당해년도)	분가당해년도 주택취득	분가후 5년내 주택취득 ¹⁾	분가후 10년내 주택취득 ²⁾
1998	5,000	-	-	-	-	-	-
1999	4,507	129	100	100	22.0	41.0	58.0
2000	4,266	222	161	91	18.7	45.1	58.2
2001	4,248	382	274	132	9.8	40.2	47.7
2002	4,298	500	360	112	17.9	51.8	60.7
2003	4,592	730	500	172	18.0	46.5	59.3
2004	4,761	899	628	167	19.2	43.1	55.7
2005	4,849	1,027	723	144	22.9	49.3	58.3
2006	5,001	1,181	833	155	24.5	50.3	60.7
2007	5,069	1,294	913	147	18.4	40.8	53.1
2008	5,116	1,406	999	138	21.0	45.7	57.3
2009	6,721	1,648	1,172	236	21.2	40.7	53.4
2010	6,683	1,802	1,299	220	21.4	39.1	-
2011	6,686	1,924	1,406	159	28.3	47.2	-
2012	6,753	2,018	1,482	133	29.3	50.4	-
2013	6,785	2,110	1,556	154	22.7	46.1	-
2014	6,838	2,208	1,622	116	27.6	45.7	-
2015	6,934	2,345	1,732	136	19.9	-	-
2016	7,012	2,469	1,817	121	16.5	-	-
2017	7,066	2,578	1,909	116	16.4	-	-
2018	7,090	2,669	1,975	114	21.9	-	-
2019	7,118	2,760	2,028	108	26.9	-	-
합계	127,393	32,301	23,489	2,971	21.2	44.8	56.3

주: 1) '분가후 5년내'는 관찰시점이 5년이 필요하여, 1999~2014년도 분가가구를 대상으로 분석

2) '분가후 10년내'는 관찰시점이 10년이 필요하여, 1999년~2009년도 분가가구를 대상으로 분석

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

1) 본 연구는 분가이후 주택취급까지의 기간을 분석하는 것으로, 2018년 추가 표본은 분가 1년차까지만 조사되어, 분석에서 제외하였음.

KLIPS는 가구패널 조사로 기본적으로 가구를 추적조사한다. 1998년 최초 조사 당시에 조사했던 원가구를 추적하면서, 원가구에 속해있던 원가구원이 결혼이나 취업 등의 이유로 분가를 할 경우, 새로운 분가가구가 생성되며, 그 분가가구도 추적하여 조사한다. 따라서 본 연구의 목적인 부모의 자녀 주택취득 영향 정도를 파악하기에 KLIPS는 매우 유용한 자료이다. 부모 가구와 분가한 자녀 가구의 가구정보와 부모와 자녀의 개인 정보가 모두 파악되기 때문에, 부모세대와 자녀세대를 함께 분석 할 수 있다.

KLIPS에서 부모가구와 부모와 함께 살다가 분가한 자녀가구를 결합하여 자료를 구성하였다. KLIPS는 2차년도부터 22차년도까지 21년 동안 매해 약 150가구정도가 평균적으로 분가하고 있다. 이들 분가가구에는 부모로 부터의 분가뿐만 아니라, 형제자매나 친인척과 함께 살다가 분가하는 경우도 포함된다. 본 연구는 부모와 자녀의 관계를 파악하는 것으로 부모로부터의 분가가 아닌 경우는 제외하고, 순수하게 부모 자녀사이에서 발생한 부모-자녀 가구쌍을 선택하였다.

본 연구에서 사용될 순수 부모-자녀 가구 표본은 총 23,489개 이고, 가구 기준으로 보면 2,971가 구이다. 본 연구의 주제인 주택취득 여부를 살펴보면, 분가당해년도 주택취득비율은 평균 21.2%, 분가 후 5년내 주택취득비율은 평균 44.8%, 분가 후 10년내 주택취득비율은 평균 56.3%이다. 주택 취득비율은 과거부터 최근까지 큰 차이를 보이지는 않는다(<표 1> 참조).

2. 연구방법론

본 연구는 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향에 대해 밝히는 것으로, 생존분석을 시도하였다. 생존분석(Survival Analysis)은 연구자가 관심이 있는 어떤 사건(event)이 발생할 때까지의 시간(time) 자료가 주어진 경우에 사용된다. 초기에는 주로 의학 분야에서 사용되는데, 환자 특성에 따른 생존률 차이, 치료방법에 따른 환자의 생존기간 차이 등의 연구를 진행한다. 의료 분야 뿐만 아니라, 개인의 특성에 따른 결혼생활 유지기간, 입사후 퇴직에 영향을 미치는 요인, 새로운 방법으로 개발된 전구와 기존 방법으로 제조된 전구의 수명의 차이 비교 등 사회 경제적인 연구에서도 많이 사용되고 있다(송경일, 2006).

생존분석에 사용되는 자료는 사건 발생이 불확실한 경우들이 발생하는데, 이러한 자료를 중도절단자료(censored data)라고 한다. 중도절단 양상은 크게 세가지로 나눌 수 있다. 첫째, 유형-I 중도절단(type-I censoring)으로, 연구기간을 미리 정해놓은 상태에서, 환자가 사망하기 전에 연구를 종료하는 경우로, 이 경우에는 생존 중에 연구가 중단되어 생존기간이 절단된다. 둘째, 유형-II 중도절단(type-II censoring)은 사건이 관측되는 개체수를 미리 정해놓고, 개체수가 채워지면 실험을 중단하는 경우로, 이 경우에도 생존기간이 절단된다. 셋째, 유형-III 중도절단(random censoring)으로, 연구 도중 여러 가지 이유로 중간에 탈락하여 사결 발생 결과를 모르는 경우이다(김상문, 2011). 본 연구에서는 KLIPS 자료를 이용하여, 분가이후 주택구입까지 걸리는 기간을 분석하는 것으로, 분가이후 2019년 조사당시까지 주택을 취득하지 못하여 미래 사건발생여부를 알 수 없는 유형 I 중도절단과, 조사기간동안 이사나 조사거절 등의 이유로 2019년 조사 이전에 탈락한 유형-III

중도절단이 발생한다.

본 연구는 생존분석 중 카플란마이어분석(Kaplan-Meier Method)와 콕스비례위험모형(Cox proportion hazards model)을 사용하였다. 카플란마이어 분석방법은 사건이 관측되는 시점마다 생존율을 계산하므로, 중도절단 자료를 분석하는 데 유용하다. 어떤 환자의 관찰기간이 중도절단 되었더라도 하더라도, N번째 사망 사건의 관찰기간 보다 길었다면, 이는 N번째 사망이 일어난 시점인 t까지는 분명 생존하였으므로, 생존율 계산에 반영된다. 그러나 N번째 사망 사건 관찰기간보다 짧았다면, 생존율이나 사망률에 미친 영향이 없으므로 계산에서 제외된다(송경일, 2006). 따라서 카플란마이어 생존함수는 부모의 자가 여부에 따라 자녀의 주택 취득 정도가 달라지는지를 검증할 수 있는 장점이 있다. 그러나 카플란마이어분석 생존함수는 단지 사건이 발생했는지 여부만 염두에 두기 때문에 사건 발생에 영향을 미치는 변수를 고려하지 못하는 한계가 있다. 즉 분가 이후 주택 구입까지의 기간 동안 본 연구에서 보고자하는 부모의 사회 경제적 위치 외에도 자녀 본인의 취업이나 결혼, 결혼이후 맞벌이 여부 등 여러 가지 요인에 영향을 받을 수 있지만, 카플란마이어 분석은 다른 요인에 의한 결과를 통제할 수 없는 단점이 있다. 이에 주택구입의 영향 요인을 분석하는데 콕스비례위험모형을 추가적으로 사용하고자 한다.

콕스모형은 중도절단 자료에서 사용되는 회귀분석 방법론이며, 로지스틱회귀분석(logistic regression)을 이용한 모형이다. 콕스모형이 생존시간 자체에 초점을 두었다면, 로지스틱회귀모형은 사건발생여부에 초점을 둔 차이가 있다. 추정기간이 짧거나, 전체 자료 수에 비해 사망한 수가 적은 경우는 회귀계수의 추정값이 비슷하겠지만, 두 집단의 중도절단 된 분포의 차이가 심하다면 로지스틱 회귀모형에 의한 추정치는 편의를 가지게 된다(송경일, 2006). 따라서 본 연구에 사용된 자료가 20년 동안에 걸쳐 조사된 패널자료라는 점과 표본의 주택취득비율이 약 50%임을 감안하면, 콕스비례위험모형이 본 연구에 더 적합한 모형이라 생각된다.

본 연구는 분가이후 주택을 취득하는 사건(event)과, 분가이후 주택을 취득하기 까지 기간(spell)이 분석단위가 된다(김난주, 2016). 생존분석에서 가장 중요한 개념은 위험률(hazard rate)이다. 생존분석에서 위험이란, 두 시점이 있다고 할 때 시작 시점이 되기까지 사건을 겪지 않았다는 조건 아래, 두 시점 사이에 사건이 일어날 확률을 두 시점의 시간 길이로 나눠 준 것으로, 그 기간이 0에 가까워 질 때의 순간 측정치이다. 분가 시점부터 주택 취득까지 걸린 기간은 다음과 같은 위험함수를 따른다(김현식, 2017).

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} \quad (\text{식 1})$$

콕스비례위험모형의 식은 다음과 같다(Cox(1972); Cleves, Gloud and Marchenko(2016)).

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) \quad (\text{식 2})$$

$h(t)$ 는 시간 t 에서의 위험을 뜻하며, $h_0(t)$ 는 t 시기의 기본위험(baseline hazards)이다. 이는 설

명변수인 x_1, x_2, \dots, x_n 이 모두 0의 값을 가질 때의 위험이다. β 는 예측변인의 계수로, 0보다 클 때 사건이 일어날 확률이 증가하는 것으로 해석하고, β 가 0보다 작을 때는 사건이 일어날 확률이 감소하는 것으로 해석할 수 있다(전현정이정민·백승희, 2020). (식 2)를 살펴보면, 설명변수들의 값이 변하면서, t 시기의 위험인 $h(t)$ 가 비례적으로 변한다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 간단하게 설명하기 위해 설명변수가 취업(x_1)과 결혼(x_2) 두 개라고 설정하고, 취업을 했으면 1, 그렇지 않다면 0의 값을 갖는다고 가정해 보자. 이 경우 다음으로 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{취업을 한 경우} & : (h(t)|x_1 = 1) = h_0(t)\exp(1*\beta_1 + \beta_2x_2) \\ \text{취업을 하지 않은 경우} & : (h(t)|x_1 = 0) = h_0(t)\exp(0*\beta_1 + \beta_2x_2) \\ \frac{(h(t)|x_1 = 1)}{(h(t)|x_1 = 0)} & = \frac{h_0(t)\exp(1*\beta_1 + \beta_2x_2)}{h_0(t)\exp(0*\beta_1 + \beta_2x_2)} = \exp(\beta) \end{aligned} \quad (\text{식 3})$$

즉, 각 변수의 계수는 변수의 값이 한 단위 변할 때 위험이 $\exp(\beta)$ 배가 된다. 이렇게 위험이 비례적으로 변하는 특성으로 인해 비례위험모형이라고 알려져 있다(김현식, 2017).

본 연구의 설명변수는 x_i 는 자녀 가구의 가구주의 연령, 취업여부, 결혼여부, 맞벌이여부, 가구소득, 가구부채, 부모가구의 자가 여부, 가구소득, 자산이다.

단, 콕스비례위험모형은 위험비(hazard ratio)가 시간에 따라 일정하다고 가정한다는 점에 주의해야 한다. 예를 들어, 암치료를 10년동안 받고 있는 집단이 있다고 가정하자. 치료를 받지 않는 집단의 사망 위험이 치료를 받는 집단의 사망 위험을 보다 두배(hazard ratio=2) 높다고 하면, 관찰시점이 1년 후이든, 2년 후이든 어느 시점에서든 동일하게 사망 위험률이 두 배 이어야 한다는 것을 의미한다. 즉 만약 시점마다 위험률이 다르다면, 비례위험가정(proportional-hazards assumption)의 성립을 실패하였기 때문에 콕스 모형을 사용할 수 없다(Allison, 2014). 따라서 비례위험성 가정 성립여부를 반드시 검증하여야 한다(Grambsch and Therneau, 1994).

통계분석은 STATA 16.0을 사용하였다.

3. 변수

분석에 사용되는 변수는 <표 2>와 같이 정의할 수 있다. 종속변수는 주택취득여부와 주택취득까지 기간이다. 주택취득은 1, 취득하지 못하면 0을 부여하였다. 주택취득까지 기간은 분가이후 주택취득까지 걸린 기간으로 연 단위이다. 주택을 취득하지 못한 가구는 조사 과정에서 추적에 실패하여, 표본에서 탈락한 임의중도절단(random censoring)과 분가이후 2019년 조사 당시까지 주택을 구입하지 못하고 있는 우측중도절단(right-hand censoring)이 포함된다. 자료를 구성할 때는 주택을 구입한 표본은 구입당시의 가구원 및 가구의 특성을 적용하였다. 주택을 취득하지 못하고, 조사가 중단되거나, 조사는 계속진행되었으나 조사당시까지 주택을 구입하지 못한 중도절단된 표본은

관찰된 마지막 시점의 가구 및 가구원의 상태를 적용하였고, 주택취득까지 기간은 분가시점부터 조사시점까지로 하였다.

자녀가구의 개인 특성은 가구주 연령, 가구주 취업여부, 결혼여부, 맞벌이 여부가 사용되었다. 가구 특성인 가구 총소득은 노동패널 설문 문항에 따라 근로소득, 금융소득, 사회보험소득 이전소득, 기타소득을 모두 더하여 생성하였다. 총부채는 금융기관부채, 비금융기관부채, 개인적으로 빌린돈, 전세금·임대보증금 받은 돈, 미리 타고 앞으로 부쳐야 할 계, 기타부채를 모두 더한 것이다. 거주지역은 수도권과 비수도권으로 구분하였다. 수도권은 서울, 경기, 인천을 포함한다.

부모가구의 개인특성은 자가 여부, 가구총소득, 가구총자산이다. 가구총소득은 자녀가구 총소득과 마찬가지로 방법으로 생성하였다. 가구 총자산은 금융자산과 거주 부동산자산(시가), 비거주 부동산자산(시가)을 더해서 생성하였다.

가구총소득, 가구총부채, 가구총자산 등의 금액변수는 소비자 물가지수를 이용하여 실질화하고, 해당 가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화 하였다.

<표 2> 분석 변수의 조작적 정의

구분	세분류	변수	설명	
종속		주택 취득 여부	0: 비주택취득 / 1: 주택취득	
		주택취득까지 기간	분가시점부터 주택취득까지 기간(년기준)	
독립 ¹⁾	자녀 가구	개 인 특 성	가구주 연령	가구주 연령
			가구주 취업여부	0: 미취업 / 1: 취업
			결혼	0: 미혼 / 1: 결혼
			맞벌이	0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이
	가 구 특 성	가구 총소득 ²⁾	작년한해 가구 총소득	
		가구 총부채	조사시점 가구 총부채	
		거주지역	0: 비수도권 / 1: 수도권(서울, 경기, 인천)	
	부모 가구	자가 여부	0: 비자가 / 1: 자가	
		가구총소득 ¹⁾²⁾	작년한해 가구 총소득	
		가구총자산 ¹⁾²⁾	조사시점 당시 총자산	

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화함

2) 독립변수는 주택취득자가구는 주택취득 당시 기준으로, 주택을 취득하지 못한 가구는 마지막 관찰시점을 기준으로 구성함.

IV. 연구 결과

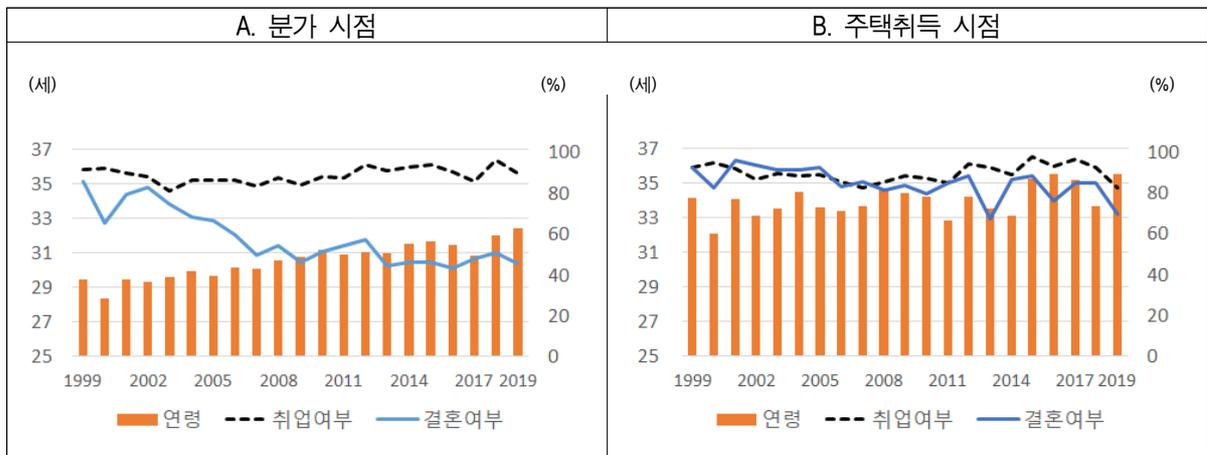
1. 기초 분석

본 연구는 자녀의 주택 취득과 부모의 자가 여부의 관계를 밝히고자 하는 것이다. 이에 앞서 [그림 1]에서 표본의 연도별 자택 취득현황을 살펴보았다. 분가당시 연령은 1999년 29세에서 2019년 32세로 약 3세정도 증가하였고, 취업여부는 20년동안 거의 비슷하게 약 90%였다. 결혼 상태는 20년전 약 86%에서, 2019년 현재 46%로 낮아져, 과거에는 결혼을 계기로 분가하는 경우가 많았으나, 현재는 결혼과 무관하게 분가하는 경우가 많아졌다고 추측할 수 있다.

주택을 취득할 시점을 기준으로 보면, 연령과 취업은 1999년부터 2019년까지 거의 비슷하고, 결혼은 소폭 감소한 것으로 보인다. 이는 과거에 비해 비혼자가 많아져 결혼과 무관하게 주택을 취득하는 경우가 많아졌기 때문이라고 생각된다.

[그림 1] 연도별 분석 표본의 특성(분가시점과 주택취득시점 비교)

(단위: 세, %)



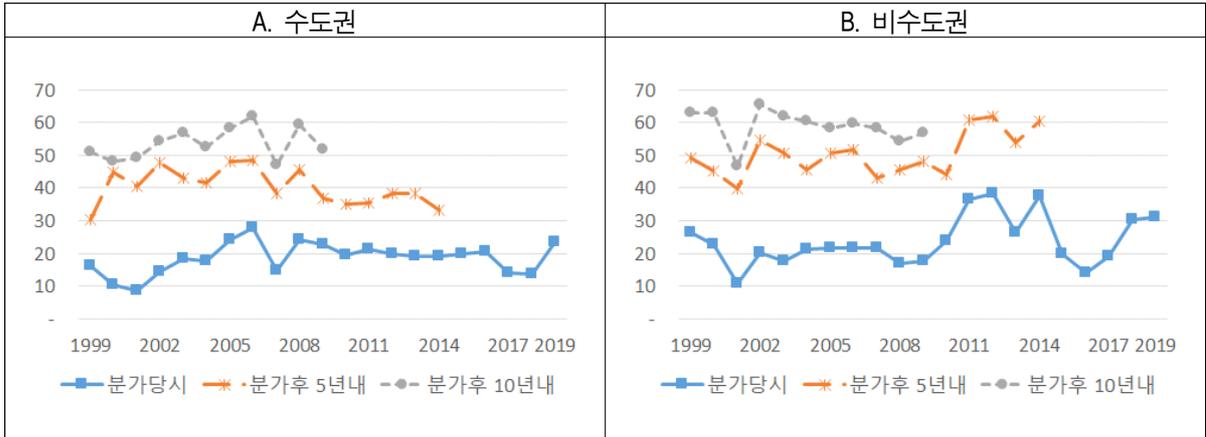
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

[그림 2]는 지역별 주택 취득 현황을 분가당시, 분가후 5년내, 분가후 10년내로 구분하여 보여주었다. 기본적으로 수도권이 비수도권보다 모든 상황에서 주택취득비율이 낮다. 특히 분가 후 5년내 주택취득 비율은 수도권은 계속 낮아지고 있는 반면, 비수도권은 증가하고 있어 수도권의 주택 취득 상황이 악화되고 있음을 보여준다.

주택취득여부에 따른 표본의 특성을 <표 3>에서 살펴보았다. 주택을 취득한 집단은 미혼보다는 기혼이, 혼자 버는 것보다는 맞벌이가, 수도권보다는 비수도권이 많은 것으로 조사되었다. 가구총소득과 가구 총부채도 많은 것으로 나타났다. 또한 자녀가구가 주택을 취득한 경우 부모가구가 자기이거나, 가구총소득이 높은 경우, 가구총자산이 더 많았다.

[그림 2] 연도별 지역별 주택취득 현황

(단위: %)



주: 1) '분가당시'는 1999~2019년도 분가가구를 대상으로 분석

주: 2) '분가후 5년내'는 관찰시점이 5년이 필요하여, 1999~2014년도 분가가구를 대상으로 분석

3) '분가후 10년내'는 관찰시점이 10년이 필요하여, 1999년~2009년도 분가가구를 대상으로 분석

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 3> 주택취득여부에 따른 표본 특성

(단위: 세, 만원)

	주택 미취득 (N = 1,432가구)	주택 취득 (N = 1,539가구)	T값
자녀 가구			
가구주 연령	34.84	33.90	4.126***
가구주 취업여부(0: 미취업 / 1: 취업)	0.87	0.89	-1.409
결혼여부(0: 미혼 / 1: 결혼)	0.55	0.86	-18.936***
맞벌이(0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이)	0.18	0.30	-7.731***
수도권(0: 비수도권 / 1: 수도권)	0.55	0.48	3.979***
가구총소득	2,867.96	3,231.65	-3.749***
가구총부채	1,291.75	3,147.52	-12.309***
부모 가구			
자가 여부(0: 비자가 / 1: 자가)	0.68	0.81	-7.997***
가구총소득	2,507.41	2,765.64	-3.172**
가구총자산	16,259.10	18,196.32	-2.133**

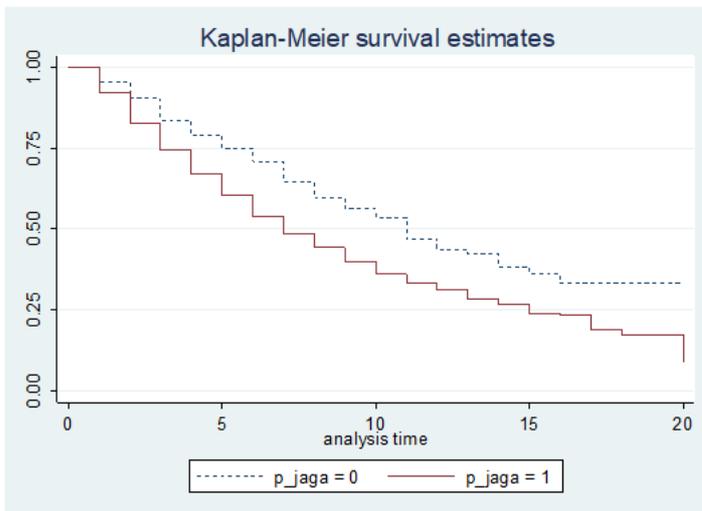
주: *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

2. 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보기 위해 우선 카플란마이어 생존함수를 그려보았다. 부모의 자가 여부에 대한 자녀의 주택취득 차이는 분가이후 주택 취득까지의 시간만을 고려할 경우, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다([그림 3] 참조).

[그림 3] 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 4>는 자녀의 주택취득 기간에 영향을 미치는 요인을 콕스비례위험모형으로 분석한 결과이다. 콕스비례위험모형을 적용하기 위해서는 자료가 비례위험가정(proportional-hazards assumption)을 위반하지 말아야 한다. 비례위험성 검증 결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 시간 t 와 변수 사이에 상호작용이 없다는 가설을 기각하지 않았다. 즉 모형의 비례위험성이 성립하고 있다고 가정해도 좋으므로, 분석모형이 적합하다고 할 수 있다.

자녀의 주택취득 기간에 영향을 미치는 요인으로서는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부, 가구총소득이었다. 결혼을 안한 사람보다는 결혼을 한 사람이 주택을 취득할 확률이 4.0032배 높다는 것을 알 수 있었다. 본 연구의 주요 관심 분야인 부모의 자가 여부는 비자가 보다 자가의 경우 1.7446배 자녀의 주택취득 확률이 높은 것으로 나타났다.

흥미로운 바는 가구주의 취업상태나 맞벌이 여부, 가구 총소득은 주택 취득에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 본인의 소득을 높여 주택을 구입하기 보다는, 결혼을 통한 이전된 부모의 사회 경제적 지위가 주택 취득에 유의한 차이를 주었다는 것이다.

<표 4> 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

구분	변수	Hazard Ratio	Std. Err.	z
자녀	연령	0.8377	0.0071	-20.88***
가구	취업상태(0: 미취업 / 1: 취업)	1.0703	0.1313	0.55
	결혼상태(0: 미혼 / 1: 결혼)	4.0032	0.4739	11.72***
	맞벌이(0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이)	0.9185	0.0722	-1.08
	수도권(0: 비수도권 / 1: 수도권)	0.9091	0.0640	-1.36
	가구총소득 ¹⁾	1.0000	0.0000	1.55
	가구총부채 ¹⁾	1.0000	0.0000	6.8***
부모	자가 여부(0: 비자가 / 1: 자가)	1.7446	0.1626	5.97***
가구	가구총소득 ¹⁾	1.0000	0.0000	-2.14**
	가구총자산 ¹⁾	1.0000	0.0000	-0.01

가구수=1,946 / Log likelihood= -5458.4307 / $\chi^2=692.68$ ***
비례위험성 검증 $\chi^2=12.67$ / p-value=0.2428

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

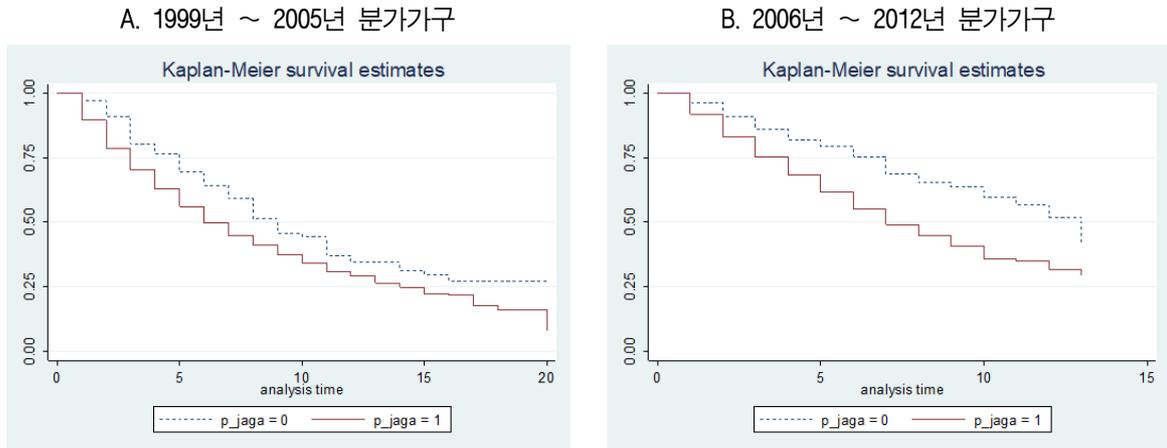
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

3. 시대별 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

시대별로 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보았다. 관찰기간을 최소한 7년이상 확보하기 위해 2012년도 이전 분가가구만을 대상으로 분석하였다. 분가년도를 1999~2005년 분가가구와 2006~2012년 분가가구로 분리하였다. 앞서 카플란마이어 분석에서와 마찬가지로, 두 개의 시대 모두, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 특히 A시점과 B시점을 비교할 때, 최근이 점선(부모 비자가)과 실선(부모 자가)의 간격이 더 벌어져, 자녀의 주택취득에 미치는 부모의 자가 여부의 영향력의 차이가 더 큰 것으로 해석된다([그림 4] 참조).

<표 5>는 콕스비례위험 모형으로 시대별 분석을 시도해 본 결과이다. 분가년도 1999~2005년은 비례위험성 검증결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 앞서 설명한 바와 같이 모형이 적합하였다. 그러나 분가년도 2006~2012년은 유의수준이 0.05보다 작아 비례위험성 가정의 성립이 실패하였다. 검증결과 설명변수 중 자녀가구의 가구총부채의 유의수준이 제일 낮아, 부채를 통제한 모형을 다시 수립하였다. 다시 비례위험성 검증을 통해 유의수준이 0.05보다 큰 것을 확인하여, 가구총부채를 제외한 모형을 사용하였다.

[그림 4] 시대별 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 5> 시대별 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

변수	1999년 ~ 2005년 분가가구			2006년 ~ 2012년 분가가구		
	Haz.Ratio	Std.Err.	z	Haz.Ratio	Std.Err.	z
자녀 연령	0.8059	0.0105	-16.64***	0.8490	0.0176	-7.91***
가구 취업상태(0:미취업/1:취업)	0.9653	0.1710	-0.20	1.1016	0.3465	0.31
결혼상태(0:미혼/1:결혼)	3.0375	0.6484	5.20***	3.3288	0.7707	5.19***
맞벌이(0:맞벌이아님/1:맞벌이)	0.8834	0.0995	-1.10	0.9092	0.1864	-0.46
수도권(0:비수도권/1:수도권)	0.9985	0.1064	-0.01	0.7308	0.1318	-1.74*
가구총소득	1.0000	0.0000	0.39	1.0000	0.0000	0.66
가구총부채	1.0000	0.0000	2.88**	-	-	-
부모 자가 여부(0:비자가/1:자가)	1.5766	0.2244	3.20**	2.3136	0.5517	3.52***
가구 가구총소득	1.0000	0.0000	-0.98	1.0000	0.0001	-0.83
가구총자산	1.0000	0.0000	0.41	1.0000	0.0000	-0.6
	가구수=674 Log likelihood= -2075.69 $\chi^2=388.46^{***}$			가구수=770 Log likelihood= -628.954 $\chi^2=102.06^{***}$		
비례위험성 검증	$\chi^2=7.93$ / p-value=0.6353			(기준모형) $\chi^2=34.39$ / p-value=0.0002 (부채통제) $\chi^2=11.88$ / p-value=0.2199		

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

전기에는 자녀가구의 가구주 연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모의 자가 여부가 유의하게 나타났다. 후기는 전기와 동일한 변수가 유의하게 나타났고, 추가로 자녀의 주거지의 수도권 여부가 유의하게 나타났다. 수도권 여부의 위험비는 0.7308로, 비수도권에 사는 사람보다 수도권에 사는 사람이 주택을 구입할 확률이 0.7308배 임을 알 수 있다. 즉 최근으로 오면서 수도권과 비수도권의 주택가격의 차이가 커지면 수도권에서 주택 취득이 더 어려워 짐을 반영한 결과라 생각된다(<표 5> 참조).

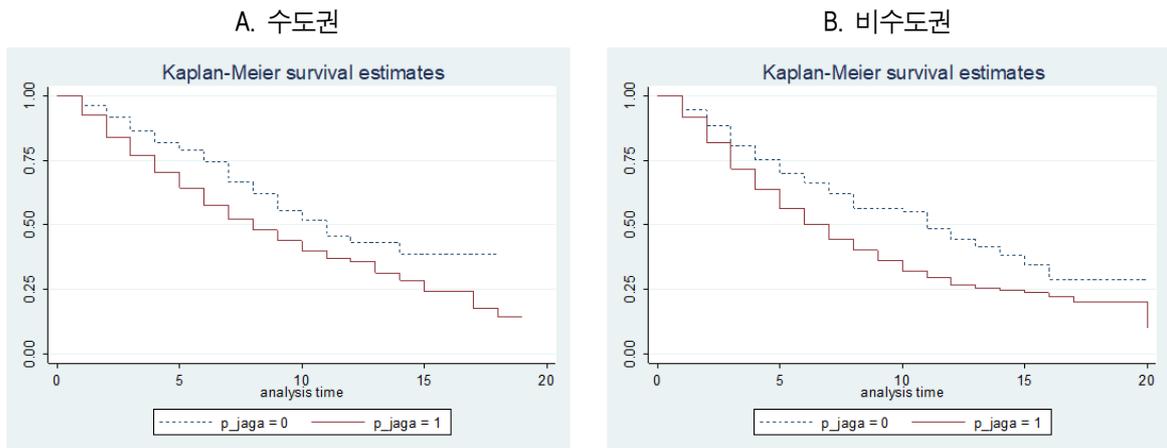
본 연구 주제인 부모가구의 자가 여부의 위험비를 살펴보면, 전기에는 1.5766배, 후기에는 2.3136배였다. 최근으로 오면서 부모가 집이 없는 경우보다 자기 집을 가지고 있는 경우, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아짐을 알 수 있다.

전기와 후기 모두 자녀가구의 가구주의 취업상태와 맞벌이, 가구 총소득은 유의하지 않았다.

4. 지역별 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

지역별로 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보았다. 지역은 수도권(서울, 경기, 인천)과 비수도권으로 구분하였다. 앞서 카플란마이어 분석에서와 마찬가지로, 두 지역 모두, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 자녀의 주택취득에 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 그림 상으로는 두 지역간의 뚜렷한 차이를 구분하기는 어려워 보인다([그림 5] 참조).

[그림 5] 지역별 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 6>은 지역별로 콕스비례위험모형을 분석한 결과이다. 수도권과 비수도권 모두 비례위험성 검증결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 모든 시점에서 위험률이 동일하다는 가정이 성립되었다.

유의한 변수는 수도권은 자녀가구의 가구주 연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부, 가구총소득이었다. 비수도권의 유의한 변수는 수도권과 대부분 일치하고, 부모가구의 가구총소득만 제외되었다.

부모의 자가 여부의 위험비는 수도권은 1.7055배, 비수도권은 1.6574배로, 수도권에서 자녀의 주택취득여부에 부모의 경제적 영향력이 더 큰 것으로 나타났다.

<표 6> 지역별 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

변수	수도권			비수도권		
	Haz.Ratio	Std.Err.	z	Haz.Ratio	Std.Err.	z
자녀 연령	0.8275	0.0105	-14.86***	0.8447	0.0097	-14.62***
가구 취업상태(0:미취업/1:취업)	1.0393	0.1673	0.24	1.0184	0.1991	0.09
결혼상태(0:미혼/1:결혼)	3.2072	0.5256	7.11***	5.0704	0.8766	9.39***
맞벌이(0:맞벌이아님/1:맞벌이)	0.9835	0.1133	-0.14	0.8742	0.0946	-1.24
가구총소득	1.0000	0.0000	1.41	1.0000	0.0000	0.61
가구총부채	1.0001	0.0000	6.66***	1.0000	0.0000	2.75**
부모 자가 여부(0:비자가/1:자가)	1.7055	0.2220	4.10***	1.6574	0.2234	3.75***
가구 가구총소득	0.9999	0.0000	-2.42**	1.0000	0.0000	-0.18
가구총자산	1.0000	0.0000	-0.01	1.0000	0.0000	0.14
	가구수=1,015 Log likelihood=-2347.5 $\chi^2=356.71$ ***			가구수=931 Log likelihood=-2514.27 $\chi^2=343.93$ ***		
비례위험성검증	$\chi^2=5.78$ / p-value=0.7620			$\chi^2=9.10$ / p-value=0.4280		

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

V. 결론

본 연구는 자녀가구의 주택 취득에 부모 가구의 자가 여부가 미치는 영향을 알아보는 것으로, 세부적으로는 부모가구의 영향 정도가 시대별, 지역별로 차이가 있는지 살펴보았다. 20년 동안 조사된 노동패널자료를 이용하였으며, 조사기간 동안 주택을 구입하지 않았거나, 중간에 탈락한 가구들의 중도절단 특성을 반영하여 콕스비례위험분석을 수행하였다.

자녀의 주택 취득기간에 영향을 미치는 요인으로는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부와 가구총소득이었다. 자녀의 주택취득 확률이 부모가 자가인 경우가 그렇지 않은 경우보다 1.7446배 높았다. 분가지점을 1999~2005년, 2006~2012년으로 구분하여 분석한

결과, 부모의 자가 여부가 전기에는 1.5766배, 후기에는 2.3136배로 나타나, 과거에 비해 최근으로 오면서 부모가 자가인 경우가, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아짐을 알 수 있었다. 지역별로 수도권과 비수도권으로 나누어 분석한 결과, 부모의 자가 여부에 따른 자녀 주택취득 확률은 수도권이 1.7055배, 비수도권은 1.6574배로 나타나, 수도권에서의 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부가 더 큰 영향을 미치고 있었다.

본 연구는 부모의 주택점유형태나 자산규모와 자녀의 주택취득이나 점유형태가 관련이 있다는 기존연구 결과를 확증하였고, 시대별, 지역별로 부모의 영향력이 더 커지고 있음을 추가적으로 확인한 것에 의의가 있다. 주택을 구입하는데 있어, 자녀 본인의 취업상태나 소득, 맞벌이 여부는 영향을 미치지 못하고, 결혼여부와 부모의 자가 여부가 주요한 요인이라는 것은 한국사회의 부의 대물림의 심각성을 드러낸 것이다. 이에 자녀의 주택 취득 가능성에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 현재 더욱 커지고 있어, 자산의 세대간 이전이 더욱 심하게 일어나고 있음을 증명하였다.

그러나 본 연구는 자녀의 주택취득에 초점을 맞췄기 때문에 주택 가격 차이를 반영하지 못한 한계가 있다. 즉 주택가격이 높게 형성된 지역의 전세가 주택가격이 낮게 형성된 지역의 자가보다 자산 가치는 더 높을 수 있고, 이때 부모의 자가 여부가 미치는 영향력은 다를 수 있다. 따라서 주택가격까지 반영된 후속 연구가 필요하다고 생각된다.

과거에 비해 최근으로 오면서 불평등은 심화되었고, 부의 대물림을 통해 더욱 고착화되고 있다. 부모와 자녀의 사회 경제적 유사성을 띄고 있는 세대간 이동성이 낮은 사회에서는 자녀세대가 아무리 노력해도 부모세대보다 높은 사회적 지위를 획득하기 어렵다. 출발과 과정에서 공평한 기회를 보장하는 공정사회를 실현하기 위해서는, 부모와 자녀의 부의 대물림을 극복할 사회적 대안이 필요하며, 본 연구가 그 초석이 되길 기대한다.

참고문헌

- 강은택·안아림·마강래(2017), “부동산 자산과 소득의 세대간 이동성에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』 제35권 제1호(통권 제44호)
- 김난주(2016), “경력단절여성의 재취업과 재취업 이후 고용유지 분석”, 『산업관계연구』 제26권 제2호, pp.1-27
- 김상문(2011), “생존분석을 이용한 중소기업 부실예측과 생존시간 추정”, 『중소기업금융연구』, 2011여름호, pp.78-107
- 김주영·유승동(2016), “주택점유의 세대간 이전성”, 『검정평가학 논집』 제15권 제1호(통권 제25호), pp. 1-10
- 김현식(2017), “자산과 소득에 따른 차별출산력 연구”, 『한국인구학』 제40권 제3호, pp.51-78
- 김호기, 2020, “2020년 한국 제1의 과제... ‘불평등의 해소’”, 「김호기의 굿모닝 2020s 칼럼」, 『한국일보』, (<https://www.hankookilbo.com/News/Read/A2020091409290001528>)
- 마강래·권오규(2013), “주택자산의 세대간 이동성에 관한 연구”, 『주택연구』 제21권 제2호, pp.169-188
- 송경일·안재익(2006), 『생존분석』, 도서출판 한나래
- 신진욱·이민아(2014), “주택보유의 사회경제적 불평등 요인과 가족자원의 영향”, 『사회와 경제』, 2014년 봄호(통권 제101호), pp.151-183
- 이길제(2016), 『신혼가구 주택소비에서 나타나는 세대간 자산과 시간의 이전 - 남녀부모간 역할차이를 중심으로-』, 서울대학교 대학원 환경계획학과 박사학위논문
- 이철승·정준호(2018), “세대간 자산이전과 세대 내 불평등의 증대”, 『동향과 전망』, 104호 가을·겨울호, pp.316-373
- 전현정·이정민·백승희(2020), “경향점수 매칭과 생존분석을 활용한 대학졸업자들의 첫일자리 획득 시점과 영향요인 검증”, 『직업능력개발연구』, 제23권(2), pp.181-211
- Allison, P. D, 2014, *Event History and Survival Analysis*. 2nd ed. Newbury Park, CA: SAGE
- Clausen, John A., 1993, *American Lives. Looking back at the Children of the Great Depression*, New York: Free Press
- Cox, D. R, 1972. “Regression models and life-tables(with discussion)”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B 34: 187 - 220.
- Cleves, M. A., W. W. Gould, and Y. V. Marchenko, 2016, *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, Rev. 3rd ed. College Station, TX: Stata Press
- Grambsch, P. M., and T. M. Therneau, 1994. “Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals”. *Biometrika* 81: 515 - 526.

- Levy, Rene, 2009, "Toward a Theory of Life Course Institutionalization", W.R. Heinz, J.Huiinink, and A.Weymann(ed.), *The Life Course Reader. Individuals and Society across Time*, Frankfurt/M.and New York: Campus, pp.178-199
- OECD, 2018, *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, OECD Publishing, Paris
- StataCorp, 2019, 『Stata survival analysis reference manual release 16』 , College Station, Texas: StataCorp LLC

