

勞 動 經 濟 論 集
 第42卷 第4號, 2019.12. pp.31~57
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

분가와 상대적 빈곤*

김 대 일**

본 연구는 분가의 양상을 분석하고, 이를 통해 상대적 빈곤에 대한 시사점을 제시한다. 분가 확률은 가구 소득이 높을수록 높으며, 분가 이후 취업자 및 소득이 더 큰 폭으로 증가하는 양상을 보인다. 즉, 분가는 소득이 높은 가구에서 더 빈번하게 발생하는 정상재(normal goods)의 성격이 강한 것으로 판단된다. 노인 가구에 대한 역사실적 분석(counter-factual analysis) 결과, 상대 빈곤에 처한 노인 가구들 가운데 최근 분기한 자녀세대의 부양능력을 감안할 경우 빈곤의 규모가 1/3~1/8까지로 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 부양의무 조항이 삭제된 빈곤 정책은 실질적으로 빈곤하지 않는 노인들에게 정부지출이 집중되는 비효율을 초래할 우려도 높다고 판단된다.

주제어 : 분가, 정상재, 노인 빈곤

논문 접수일: 2019년 11월 15일, 논문 수정일: 2019년 12월 22일, 논문 게재확정일: 2019년 12월 27일

* 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(과제번호 NRF-2017S1A3A2066494)이다. 논문의 내용과 구성의 완성도를 높일 수 있도록 매우 유익한 의견을 제시하여 준 익명의 심사자들과 서울대학교 H-Trio 세미나 참석자들에게 감사드린다. 또한, 본 연구를 위한 자료 수집 및 분석에 많은 도움을 준 Johns-Hopkins University 박사과정 고원식 군에게 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부 교수 (dikim@snu.ac.kr)

I. 서론

소득 불평등과 빈곤은 학문적 연구뿐 아니라 정책 입안에 있어서 중요한 주제라고 할 수 있다. 우리나라가 선진국 대열에 합류하면서 최근으로 올수록 절대 빈곤(absolute poverty)보다는 상대 빈곤(relative poverty)에 초점을 맞추므로써 소득 분포의 위치보다는 소득 분포가 얼마나 넓게 퍼져있는가를 중요하게 다루고 있다. 이같이 분포의 중요성이 증가하면서, 가구 소득의 분포를 결정하는 요인에 관한 관심이 증대되어 왔고, 이에 따라 가구에 속한 개인의 소득을 결정하는 요인들뿐 아니라 가구 형태에 대한 분석결과들도 제시되었다. 그 가운데 특히 가구원 수, 또는 가구 규모의 분포에 관한 연구들이 활발하였는데, 그 이유는 소득 불평등이나 빈곤 지표가 통상적으로 균등화된 가처분 소득을 기준으로 정의되기 때문이다.¹⁾ 균등화된 가처분 소득은 가구의 가처분 소득(disposable income)에 가구원 수 제곱근의 역수인 균등화 지수를 곱한 값으로 정의되고, 이는 가구의 공동 소비에서 발생하는 규모의 경제(scale economy)를 반영하고 있다.²⁾ 따라서 한 가구가 분가를 통해 소득과 가구원 수가 절반인 두 개의 가구로 나뉘면, 각 가구의 균등화된 가처분 소득은 분가 이전에 비해 작아질 수밖에 없고, 그 결과 소득 분포에서 저소득 가구의 비중이 늘어나 불평등과 빈곤 지표가 달라진다.

소득 불평등이나 빈곤이 균등화 지수를 적용하지 않은 1인당 가처분 소득을 기준으로 정의된다면, 하나의 가구가 소득과 가구원 수가 동일한 두 개의 가구로 나누어질 경우 1인당 가처분 소득에는 변화가 없기 때문에 이러한 분가가 소득 불평등이나 빈곤에 영향을 줄 이유가 없다. 실제 2016년도 통계청의 가계동향조사에서 추정된 바에 의하면 1인 가구의 1인당 가처분 소득은 148.7만 원으로, 2인 이상 가구의 1인당 가처분 소득은 123.1만 원보다 오히려 높은 수준이지만, 2인 가구의 균등화된 가처분 소득은 218.9천 원으로 1인 가구에 비해 높게 추정된다. 따라서 1인당 소득으로는 2인 이상 가구가 더

1) 가구원 수와 빈곤에 대한 논의로는 박능후·송미영(2006), 여유진(2013), 김대일·이석배·황윤재(2014), 정경희(2015), 박경숙·김미선(2016) 등을 참조할 수 있다.

2) 가구 내 규모의 경제에 대한 이론적 논의로는 Muellbauer(1977), Lazear and Michael(1980), Pollak and Wales(1981), Gersbach and Haller(2003, 2010, 2017), Cherchye, De Rock, Vermeulen(2007) 등을 고려할 수 있고, 이에 기초한 분가 모형은 김대일(2018), 고원식·김대일(2019)을 참고할 수 있다.

빈곤할 수 있으나, 균등화된 소득으로는 1인 가구가 더 빈곤할 가능성이 큰 것이다.

균등화 지수는 가구원 수의 함수이고, 가구원 수는 결혼, 출산 및 분가 등의 요인에 의해 결정된다고 할 수 있다. 이 가운데 결혼 및 출산 등에 대해서는 이미 많은 연구가 진행되었으나, 분가에 대해서는 상대적으로 연구가 많지 않은 편이며 대체로 1인 가구 형성에 초점이 맞추어져 있다.³⁾ 결혼과 출산으로 인한 가구원 수의 변화는 새로운 가구의 형성 및 실질적인 인구 증가를 의미한다는 점에서 경제 내 가구 구성 또는 가구원 수의 분포에 의미 있는 변화를 유발한다고 할 수 있다. 이에 비해 분가는 단지 주어진 인구를 어떻게 각각의 가구로 묶는가(grouping)의 단순한 이슈로 볼 수도 있기 때문에, 분가를 통한 가구원 수 변화가 소득 불평등 및 빈곤 지표에 상당한 변화를 유발한다면 그러한 지표에 대해 좀 더 신중한 해석이 필요할 것이다. 따라서 실제 분가가 인구를 어떻게 각각의 가구로 묶는가(grouping)의 단순한 이슈인지, 아니면 분가가 가구 내 경제 여건의 변화와 밀접히 연계되는 문제인지에 대해 면밀한 분석이 전제되어야 가구원 수 변화에 따른 불평등 지표의 변화에 대해 합리적인 해석이 가능할 것으로 판단된다.

본 연구는 분가의 양상에 대한 분석결과를 제시하고, 분가가 소득 불평등과 빈곤 지표에 대해 갖는 의미에 대해 해석한다. 김대일(2018)과 고원식·김대일(2019)은 분가를 통한 청년층 및 고연령층 1인 가구 형성에 대해 분석결과를 제시하고 있으나, 분가는 이러한 1인 가구의 독립 이외에도 자녀의 결혼으로 인한 분가, 또는 기혼 자녀와의 분가 등을 포함하기 때문에, 이러한 분가를 모두 아우르는 분석이 필요하다고 판단된다. 본 논문의 결과에 의하면 분가는 대부분 가구주 연령이 50대 후반 60대 초반이며 자녀와 동거하는 2세대 가구에서 자녀세대가 독립하는 양상을 반영하고 있다. 그런데 이와 같은 분가가 발생할 확률은 가구 소득에 따라 증가하는 양상을 보이고, 분가 가구는 분가하지 않는 가구에 비해 취업자 증가 및 더 큰 폭의 소득 증가를 경험하는 것으로 나타나, 분가는 항상 소득(permanent income)이 높은 가구에서 더 빈번하게 발생하는 정상재(normal goods)의 성격이 강한 것으로 판단된다. 노인 가구에 대한 역사실적 분석(counter-factual

3) 결혼과 출산에 대한 대표적인 모형은 Becker(1960), Becker and Lewis(1973)를 고려할 수 있다. 결혼과 출산에 관한 국내연구는 대체로 여성의 경제활동과 가정의 양립에 초점이 맞추어져 있다(은기수, 2001; 이삼식 외, 2005; 박경숙 외, 2005; 김현숙 외, 2006; 우해봉, 2009; 민희철, 2008; 김정호, 2009; 류기철·박영화, 2009; 남국현, 2013; 남국현·김대일, 2017). 한편 1인 가구의 증가 등 가구의 소규모화가 소득분배에 미치는 영향에 관한 연구로는 반정호(2011), 김문길·김태완·박형준(2012), 전병유(2013), 김대일·이석배·황윤재(2014), 정지운·임병인·김주현(2014), 김대일(2015) 등을 고려할 수 있다.

analysis) 결과, 노인 가구의 경우 분가하지 않았더라면 상대 빈곤율이 실제 추정치의 1/3에서 1/8 수준까지로 낮아질 수 있는 것으로 추정되었다. 이는 상대 빈곤에 처한 노인 가구들 가운데 상당수에게 부양능력이 충분한 자녀세대가 있음을 의미한다. 따라서 부양 가족을 고려하지 않을 경우 노인 빈곤이 실질적으로 상당히 과대 추정될 뿐 아니라 사회복지지출이 오히려 상대적으로 부유한 노인 가구를 지원하는 결과를 초래할 우려도 높다고 판단된다.

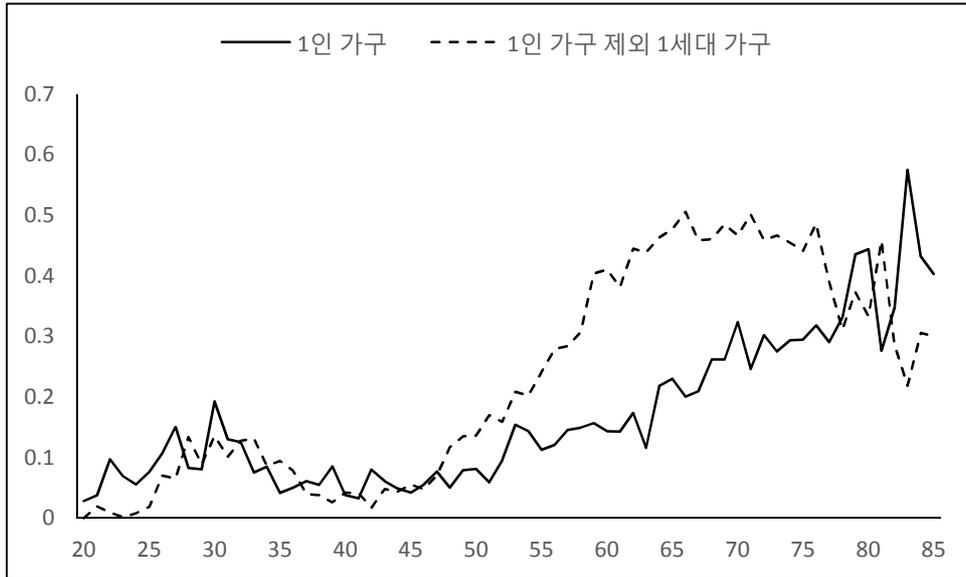
본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 분가의 양상을 분석하고, 분가가 고소득에 의해 유발되며 소득 증가와 연계됨을 보인다. 노인 가구는 대체로 50대 중후반 및 60대 초반의 분가를 통해 발생하고, 분가의 확률이 소득의 증가함수임을 보인다. 또한, 분가한 가구의 소득이 그렇지 않은 가구에 비해 빠르게 증가한다는 결과도 제시한다. 제III장에서는 빈곤한 노인 가구들 가운데 자녀세대와 동거하였더라면 상당수가 빈곤층에 속하지 않았을 것이라는 역사실적 추정치(counter-factual estimates)를 제시한다. 분가를 통해 발생한 노인 가구가 본인의 낮은 소득과 적은 가구원 수로 인해 빈곤층으로 정의될 확률이 높지만, 분가가 정상자인 만큼 자녀세대 가구의 소득은 높아 충분한 부양능력을 갖추었다는 점을 확인한다. 제IV장에서는 본 연구의 시사점을 제시한다.

II. 분가 양상과 가구 소득

1. 분가의 정의와 양상

일반적으로 가구원이 분가하는 것은 부모와 동거하던 자녀, 또는 자녀세대가 부모 세대와 독립하여 새로운 가구를 형성하는 경우를 의미한다. 이런 분가들은 청년층이 독립하여 1인 가구를 형성하는 경우도 포함하고, 동거하던 자녀가 결혼하면서 독립 세대를 구성하는 경우도 포함되며, 기혼 자녀와 부모 세대가 분가하는 경우도 포함된다. <표 1>은 2016년도 가계동향조사로부터 연령대별로 1인 가구에 속한 비중을 추정하여 보이고 있는데, 이 비중은 20~30세 사이에 증가하다가 다시 감소하고 50세부터 조금씩 증가하

[그림 1] 1인 가구 및 1세대 가구 비중



주: 가로축은 연령, 세로축은 1인 가구, 또는 1세대 가구에 속한 비중임.
 자료: 통계청, 「가계동향조사」, 2016.

는 양상을 보이고 있다. 이는 청년층이 결혼 전에 독립하는 경향과 이후 결혼하면서 1인 가구에서 탈피하는 양상, 그리고 자녀세대와 분가하는 부모 세대를 반영하고 있다고 판단된다. 한편 1인 가구를 제외한 1세대 가구, 즉, 자녀가 없이 부부가 중심이 되는 가구는 결혼 이후 출산과 함께 30~45세 사이에서 감소하다가, 이후 다시 증가하는 양상을 보이고 있어 역시 40대 후반에 분가가 이미 시작되고 있음을 반영하고 있다.

도표와 같은 결과는 횡단면 자료(cross-section data)를 사용하였다는 점에서 한계를 갖기 때문에, 경제 주체의 동학적 선택(dynamic choice)의 성격이 강한 분가의 양상을 보다 면밀하게 분석하기 위해서는 가구가 여러 연도에 걸쳐 관측되는 패널 자료가 필요하다. 이에 따라 본 분석에서는 한국노동연구원의 노동패널(KLIPS, Korean Labor and Income Panel Study) 1~20차 연도 자료(1998~2017년도 서베이)를 사용한다. 여기서 분가는 한 가구가 두 개 이상의 가구로 분리되는 사건(event)으로 정의된다. 본 분석에서는 분가를 통해 부모와 자녀세대가 분리되어 부모 세대가 노인가구로 진입하는 과정에 초점을 맞추므로, 다양한 형태의 분가 가운데 부모세대와 자녀세대의 분가에 국한하여 분석한다. 결과적으로 자료 내에서 소수이기는 하지만 형제자매가 동거하다가 분가하는 경우, 기타

〈표 1〉 가구 특성 통계

	평균 (표준편차)	최소값	최대값
가구주 연령(세)	53.9 (9.1)	19	97
배우자 연령(세)	49.2 (9.2)	24	96
가구원수(명) ¹⁾	3.5 (1.0)	2	10
가구주 부모	0.1 (.4)	0	2
가구주 부부	1.8 (.4)	1	2
가구주 자녀/배우자	1.3 (.8)	0	5
취업자 수(명)	1.7 (.9)	0	7
기혼자 수(명)	2.0 (.6)	1	6
가구 형태(%) ²⁾			
2세대 가구	92.8%		
3세대 가구	7.2%		
연간 가구 소득 (만원) ³⁾	4,795.2 (4,236.4)	1.6	127,471.3
분가 여부	.040 (.196)	0	1
연도	2007 (5.4)	1998	2016
총 가구수	4,499		
총 관측치 수	32,079		

주: 1) 가구원 수는 개인 자료에 포함되지 않은 15세 미만까지 포함한 값이다.

2) 1세대 가구는 개인, 또는 부부로 구성된 가구이며, 2세대 가구는 부부와 자녀로, 3세대 가구는 조부모까지 포함된 가구이다.

3) 가구 소득은 근로 소득, 금융 소득, 부동산 소득, 공적 및 기타 이전 소득 등 포함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도.

친인척 및 동거인과의 분가, 그리고 1세대(one-generation)로 구성된 가구의 분가(부부가 이혼하는 경우 등)는 분석에서 제외한다. 이를 위해 본 분석은 2세대 이상(two or more generations)으로 구성된 가구의 분가에 초점을 맞추며, 1~20차년도 한국노동패널에서 4,499개의 가구가 표집되었다.⁴⁾ 자료 내에서는 한 가구가 여러 연도에 걸쳐 관측되므로 분석에서 사용된 관측치 수는 32,079이다.⁵⁾ <표 1>에서는 이 표본의 기초 통계량을 보

4) 논문의 초고에서는 1세대 가구 등 모든 가구와 모든 형태의 분가를 포함하여 분석한 결과를 제시하였는데, 본 수정본에서의 결과와 질적으로 차이점을 보이지 않았다. 그 이유는 1세대 가구의 분가가 표본에서 차지하는 비중이 매우 작기 때문인 것으로 판단된다.

5) 표본과 관련하여 유념하여야 할 점은 분가 이후 생성된 1세대 가구는 표본에 포함되지 않는다는

이고 있다. 모든 변수는 분가가 발생하기 이전 시점에서 측정된 것이다.

<표 1>에서 볼 수 있듯이 전체 표본에서 가구주와 배우자 연령은 평균 54세와 49세이며, 가구원 수는 3.5명인 것으로 나타난다. 그 가운데 기혼자 수의 평균은 2명, 취업자 수는 1.7명이다. 가구 형태로는 2세대로 구성된 가구가 92.9%를 차지하고, 3세대가 동거하는 가구는 7.2%를 차지한다. 표본에서 분가는 한 가구가 익년도에 두 개 이상의 가구로 분리되는 경우로 정의되며, 전체 표본 가운데 분가하는 가구의 비중은 4.0%로 추정된다. 이는 낮은 수준으로 보일 수도 있으나, 실제로는 분가가 드문 현상임을 의미하는 것은 아니다. 왜냐하면 2세대 또는 3세대로 구성된 가구의 가구주 연령이 대체로 40~65세에 밀집되어 있고, 이 연령 기간 동안 1회 자녀세대와 분가한다면, 평균적으로 매 시점 분가하는 가구의 비중은 $1/25=0.04$ 일 것이기 때문이다.

<표 2>는 분가의 확률이 2세대로 구성된 가구와 3세대로 구성된 가구 간에 크게 다르지 않음을 보이고 있다. 한국노동패널의 각 연도별로 해당년도($t=0$)와 그 익년도($t=1$) 사이에 기존 가구를 계속 유지하는 가구(분가하지 않는 가구)들과 분가하는 가구로 구분할 경우 $t=0$ 시점에서 2세대와 3세대 가구의 구성비는 전자에서 92.8:7.2, 후자에서 91.9:8.1로 거의 유사하게 나타나고 있다.⁶⁾ 한편 분가하는 가구들은 분가의 결과 대부분이 1세대 가구를 구성하는 것으로 나타났고, 그다음으로 2세대 가구를 구성하는 경향이 높음을 알 수 있다. 표의 마지막 열에서 보이고 있듯이 분가 이후의 가구 구성은 1세대 가구가 73.7%, 2세대 가구가 24.3%를 차지하며, 3세대 가구는 1.9%로 그 비중이 줄어드는 것으로 나타난다. 이는 결국 대부분의 경우 부모와 자녀로 구성된 가구가 2개의 1세대 가구로 분가하거나, 하나의 1세대 가구와 하나의 2세대 가구로 분가함을 반영하고 있다.

한편 분가하는 가구와 분가하지 않는 가구의 가구주 연령 분포를 비교하면 [그림 2]에서와 같이 분가하지 않는 가구의 경우 40대 후반을 정점으로 넓게 퍼진 완만한 분포

점이다. 예를 들어 부부와 2명의 자녀로 구성된 4인 2세대 가구가 2005년도에 부부와 1명의 자녀로 구성된 2세대 가구와 1명으로 (또는 결혼을 통해 2명으로) 구성된 1세대 가구로 분리되는 경우, 전자는 표본에 계속 남지만, 후자의 1세대 가구는 분가 분석을 위한 표본에서 제외된다는 점이다. 1세대 가구는 분가를 거의 하지 않기 때문에, 이 제외 역시 분석결과에는 큰 질적인 차이를 가져오지 않는 것으로 나타났다. 전자의 2세대 가구가 계속 남는 이유는, 이러한 가구들 가운데 다시 분가하는 경우도 있기 때문이다.

6) 1세대 가구는 분가 분석을 위한 표본에 포함되지 않으므로 분가 이전 표본에서의 비중은 모두 0이다. 그러나 분가의 결과로 1세대 가구가 생성될 수 있으므로 분가 이후의 구성 추정에서는 1세대 가구가 포함되었다.

〈표 2〉 분가 여부별 분가 전후 가구 구성(%)

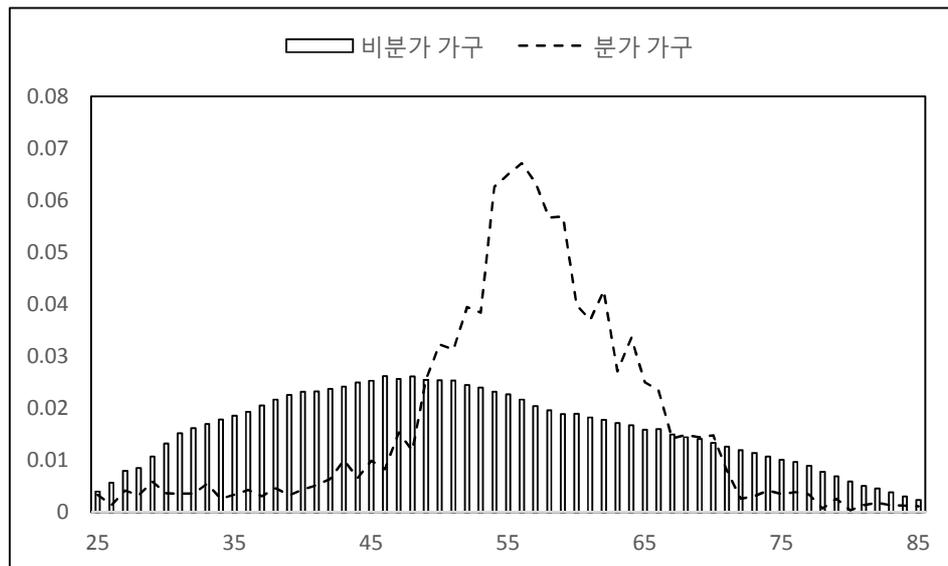
가구 유형	분가하지 않은 가구 ($t = 0$)	분가한 가구	
		분가 이전($t = 0$)	분가 이후($t = 1$)
1세대	-	-	73.7
2세대	92.8	91.9	24.3
3세대	7.2	8.1	1.9
관측치	30,723	1,356	

자료 : 한국노동패널 1~20차년도, 한국노동연구원.

를 보이고 있으나, 분가하는 가구의 가구주 연령은 50대 중반에 정점에 이르며 훨씬 좁은 분포를 보이고 있다. 이러한 연령별 분포는 [그림 2]와 다소 차이를 보이는데, [그림 2]는 모든 가구 구성원을 대상으로 하여 각 연령에서 1인 가구 또는 1세대 가구에 속한 비중을 보이고 있지만, [그림 2]는 2세대 이상 가구에서 분가한 경우의 가구주만을 대상으로 연령분포를 보이고 있다는 차이 때문이다.

분가하는 가구주 연령이 50대 중후반 빈도가 높다는 것은 역시 20대 및 30대 초반 자

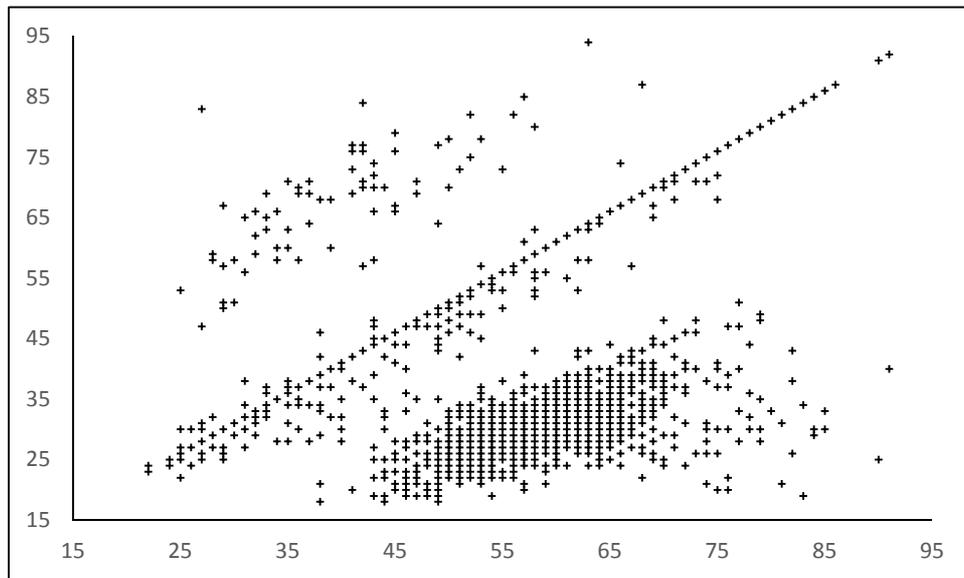
[그림 2] 분가 여부별 가구주 연령 분포



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도.

녀가 있는 2세대 가구의 분가 빈도가 높음을 시사하고 있는데, 이는 분가 이후의 가구주 연령 분포에서도 확인된다. [그림 3]에서는 분가한 가구들을 대상으로 수평축에 분가 이전 가구주 연령을 표시하고, 수직 축에 분가한 이후 가구의 가구주 연령을 표시한 분산형 차트이다. 하나의 가구가 두 개 이상의 가구로 분가하므로, 분가 전 가구당 분가 이후 가구의 가구주 연령은 2개 이상 나올 수 있으며, 이를 도표에 모두 포함하였다. 그림의 45도 선은 분가로 나누어진 가구들 가운데 한 가구는 분가 이전과 동일한 가구주를 유지하고 있음을 의미한다. 즉, 가구주 연령이 55세인 가구가 자녀세대와 분가하였을 경우 나누어진 두 가구 가운데 하나의 가구주가 분가 이전과 동일하고, 그 연령은 56세가 되었음을 반영한다. 그리고 45도 선 위아래로 표본이 밀집되어 있는 모습을 볼 수 있는데, 이는 분가 이전 가구주 연령과 20~30세 정도의 차이를 갖는 값들로서 분가로 나누어진 가구들이 결국 대부분 부모 가구와 자녀 가구임을 의미하는 결과이다.

[그림 3] 분가 이전과 이후의 가구주 연령 분포



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도.

3. 분가 위험도(exit hazard)에 대한 추정

본 절에서는 분가의 결정 요인을 분석하기 위해 분가 위험도(exit hazard)를 로짓 모형으로 추정한 결과를 제시한다.⁷⁾ 특정년도($t=0$)과 익년도($t=1$) 사이에 분가하는 확률을 분가 이전 시점($t=0$)의 가구 특성의 함수로 추정하는 것이다. 분석 대상은 2세대, 또는 3세대로 구성된 가구이며, 설명 변수로는 가구주 연령 및 소득, 가구원 수, 그리고 3세대로 구성된 가구인지를 나타내는 더미 변수를 포함하였다. 추정 모형은 패널자료인 만큼 오차항의 자기상관 가능성은 고려하였지만, 가구별로 고정효과 모형을 추정하지는 않았다. 왜냐하면 분석의 초점이 각기 다른 특성을 가진 가구들이 분가에 있어서 어떤 차이를 보이는가에 맞추어져 있기 때문이다. 가구 고정효과 모형을 사용할 경우, 가구 특성의 차이로 인한 분가 확률 차이가 아니라, 가구 내에서 변수 값 변화에 따라 분가 시기가 결정되는 기간별 대체 효과(inter-temporal substitution effect)를 추정하게 되기 때문에 분가를 통해 궁극적으로 노인 가구가 발생하는 과정에 초점을 맞춘 본 분석의 목적과는 부합되지 않는다고 판단된다.⁸⁾

분가 확률을 추정한 결과는 <표 3>과 같다. 표의 (1)열에서는 연도 더미를 통제하고 가구주의 연령과 가구 유형의 함수로만 추정한 결과인데 추정식에서는 가구주 연령의 4차 함수를 상정하였다. 가구주 연령의 4차 함수로 추정한 이유는 [그림 2]에서의 분가 가구주 연령분포는 50대 중후반에서 단봉의 모양을 보이지만 전체 가구주 연령분포에서는 40세 이하와 65세 이상의 가구주가 많지 않기 때문에 실제 분가 확률은 연령의 4차 함수일 가능성이 있기 때문이다. 실제 (1)열의 결과에서는 가구주 연령이 모든 차수에서 통계적으로 유의한 추정계수를 갖는 것으로 나타났으며 50대 후반에서 정점에 달하는 것으로 추정되었다.⁹⁾ 분가 확률이 정점에 이르는 가구주 연령과 [그림 2]에서 보았던

7) 정의철·임미화(2013), 김대일(2018) 및 고원식·김대일(2019) 등에서는 청년층 및 노년층에 국한된 분가 함수를 추정하였지만, 일반적인 2세대 이상 가구의 분가를 모두 포함한 위험도 분석은 거의 없다.

8) 실제 고정효과 모형을 추정하여도 가구원 수 변수 이외의 추정계수에 질적인 변화가 발생하지는 않는 것으로 나타났다. 이는 소득과 분가의 연계가 횡단면적일 뿐 아니라 가구 내에서의 결정에도 동일한 영향을 미친다는 의미이다. 이는 청년층의 독립 시기가 소득과 취업에 연계되어 있다는 고원식·김대일(2019)의 결과와도 일관성을 갖는다고 할 수 있다.

9) 분가하는 가구주의 연령이 50대 후반에 집중되어 있는 만큼, 가구주의 연령을 45~70세로 한정하여 연령의 단봉 함수(2차 함수)로 추정한 결과도 <표 3>의 결과와 대동소이하다.

〈표 3〉 분가 위험도 추정 모형

	(1)	(2)	(3)
가구주 연령	-4.540 (.561)***	-4.463 (.546)***	-3.978 (.541)***
가구주 연령2/10	1.281 (.148)***	1.253 (.149)***	1.106 (.151)***
가구주 연령3/102	-.149 (.017)***	-.145 (.018)***	-.127 (.018)***
가구주 연령4/103	.006 (.001)***	.006 (.001)***	.005 (.001)***
로그 가구 소득		.232 (.049)***	.104 (.054)*
가구원 수			-.520 (.235)**
가구원 수2			.063 (.028)**
취업자 수			.349 (.046)***
기혼자 수			-.080 (.089)
3세대 가구	.175 (.121)	.154 (.121)	.081 (.130)
연도 더미	통제	통제	통제
log likelihood	-5,134.0	-5,115.0	-5,024.3
관측치(가구수)	32,079	32,079	32,079

주 : *, 10% 수준에서 통계적으로 유의, **, 5% 수준에서 유의, ***, 1% 수준에서 유의.

추정계수의 표준오차는 오차항의 자기상관을 허용하여 보정된 추정치임.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도

분가 가구의 가구주 연령분포의 정점 연령과 차이가 발생하는 이유는 전체 가구주 연령 분포에서 상대적으로 50대 가구주보다 60대 가구주의 비중이 낮기 때문이다.

한편 가구 소득을 추가로 통제한 (2)열의 경우 가구 소득이 높을수록 분가 확률이 증가하는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 이는 분가로 인해 빈곤이 심화될 수 있다는 일반적인 인식에 배치되는 결과일 가능성이 높다고 판단된다. 가구 소득이 높을수록 분가 확률이 높다는 점은 경제적으로 분가를 감당할 수 있는 가구들이 분가를 한다는 의미로 해석될 수 있기

10) 가구 소득은 한국노동패널의 가구 자료에서 근로 소득, 금융 소득, 부동산 소득, 공적 및 기타 이전 소득을 모두 포함하였다.

때문이다. 가구가 분가하면 가구원 수가 감소하여 소비에서의 규모의 경제가 사라지기 때문에 그만큼 경제적인 손실이 발생하므로 이러한 경제적 손실을 충분히 감당할 만큼 소득이 높은 가구가 분가한다면, 분가로 인해 빈곤이 발생한다는 해석에 설득력이 높지 않다고 판단된다.

가구원 수와 취업자 및 기혼자 수를 추가로 통제한 (3)열의 경우 기존 변수의 추정 계수에 질적인 변화는 없으며, 가구원 수가 분가 확률에 미치는 영향은 대체로 U-자 형태인 것으로 나타났다.¹¹⁾ 그 효과의 최저점은 4.1명으로 산출되는데, 이는 고원식·김대일(2019)에서 추정된 청년층의 1인 가구로의 독립 확률에 대한 효과와 유사하다. 즉, 미혼 청년층의 1인 가구 독립 뿐 아니라 자녀 결혼으로 인한 분가, 또는 기혼 자녀세대의 분가 등에서도 소비에서의 규모의 경제가 중요한 역할을 하고 있다는 의미로 해석될 수 있다. 한편 취업자 수는 분가에 상당히 큰 효과를 가지며 가구 소득의 효과를 반감시키는 역할을 하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 가구 소득의 추정계수는 계속 통계적 유의성을 유지하고 있다.

4. 분가 이전과 이후 소득 변화

다른 조건이 일정할 때 소득이 높은 가구일수록 분가의 확률이 높다는 추정결과는 “분가가 비록 가구원 수 감소를 유발하기는 하지만 빈곤의 원인이 될 수 있는가?”라는 의문을 제기한다. 본 절에서는 이러한 의문에 대하여 분가 이후의 소득이 어떻게 변화하는지 살펴봄으로써 그 빈곤 유발 가능성을 추가적으로 평가한다. 구체적으로는 분가하지 않은 가구들과 분가한 가구들을 대상으로 가구 소득의 변화를 비교한다. 비록 소득이 높을수록 분가 확률이 높지만, 분가가 이후 소득 감소의 원인이 된다면 분가가 빈곤에 연계될 수 있는 여지는 충분히 존재한다고 볼 수 있기 때문이다.

<표 4>는 분가하지 않은 가구와 분가한 가구의 시점별 소득을 만원 단위로 측정하여 2015년도 기준 실질 값으로 전환하고 로그를 취하여 비교하고 있다. 분가하지 않은 가구는 단순히 두 시점의 소득을 비교하였고, 분가한 가구의 경우는 분가 이전 시점의 가구 소득과 분가 이후 나누어진 가구들의 소득을 모두 합하여 비교하였다. 표에 의하면 분가하지 않은 가구들의 경우 분가 이전($t=0$ 시점) 로그 실질 소득은 8.169, 그 익년도

11) 분가 확률이 정점이 되는 가구주 연령은 55세로 다소 낮아지는 것으로 추정되었다.

<표 4> 로그 실질 소득 변화(2015년 가격 기준 만원)

로그 실질 가구 소득	분가 하지 않음	분가	
		가구원 추가 없음	가구원 추가
(1) 분가 이전($t = 0$)	8.169	8.292	8.288
(2) 분가 이후($t = 1$)	8.197	8.513	8.639
(3) 변화 = (2)-(1)	.028	.220	.351
관측치 수	30,723	736	620

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도.

($t = 1$ 시점) 로그 실질 소득은 8.197로 연간 평균 .028(2.8%)의 소폭 증가를 보이고 있다. 반면 분가한 가구는 대체로 분가 이전 소득에 비해 분가 이후 소득이 큰 폭으로 증가하는 양상을 보이고 있다. 분가한 가구 가운데에는 분가 이전에 비해 새로운 가구원이 추가된 경우와 그렇지 않은 경우가 존재하는데, 전자의 경우 추가 가구원의 소득이 있다면 분가 이후 소득이 증가하는 것은 충분히 가능하다. 그런데 표에 의하면 가구원이 새로이 추가되지 않은 분가 가구들도 상당한 소득 증가를 경험하고 있음을 알 수 있다. 실질 소득이 가구 구성원이 추가된 경우는 .351 로그 포인트(42.0%), 그렇지 않은 경우는 .220 로그 포인트(24.6%) 증가한 것으로 추정되었다.¹²⁾ 두 경우 모두 분가하지 않는 가구에 비해 소득 증가가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 큰 폭인 것으로 평가되며, 구성원이 추가된 분가 가구의 소득 증가도 구성원이 추가되지 않은 분가 가구의 소득 증가에 비해 역시 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 큰 것으로 평가된다.¹³⁾

가구 소득을 가구원 수로 나누어 1인당 소득을 구하고, 그 변화를 추정한 <표 5>는 실질적인 소득 증가가 오히려 가구원이 추가되지 않은 분가 가구에 집중되어 있음을 보여주고 있다. 분가하지 않은 가구의 경우 앞선 <표 4>의 결과와 유사하지만, 가구원이 추가되지 않은 분가 가구의 경우 1인당 실질 소득이 .255 로그 포인트의 큰 폭으로 증가

12) 분가하지 않은 가구의 경우 실질 소득은 연간 4,746만 원에서 119만 원 증가하였고, 가구원 추가 없이 분가한 가구는 5,116만 원에서 1,409만 원 증가, 가구원 추가하며 분가한 가구는 4,987만 원에서 2,327만 원 증가하였다.

13) 각 경우의 t-ratio는 8.36, 9.75 및 3.27로 추정되었다.

〈표 5〉 로그 실질 1인당 소득 변화(2015년 가격 기준 만원)

로그 실질 1인당 소득	분가 하지 않음	분가	
		가구원 추가 없음	가구원 추가
(1) 분가 이전($t = 0$)	6.972	7.045	7.037
(2) 분가 이후($t = 1$)	7.045	7.299	7.096
(3) 변화 = (2)-(1)	.073	.255	.059
관측치 수	30,723	736	620

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도

하였다. 반면 가구원이 추가된 분가 가구의 경우 1인당 실질 소득은 분가 이전과 이후에 .059 로그 포인트의 소폭 증가를 보이고 있어 오히려 분가하지 않은 가구와 유사한 양상을 보인다.¹⁴⁾ 가구원이 추가되지 않은 분가 가구의 소득 증가는 다른 가구들에 비해 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 큰 것으로 평가된다.¹⁵⁾

가구원 추가 여부에 따라 이후의 소득 변화에 차이를 보이는 것은 분가의 내용에 차이가 있기 때문인 것으로 판단된다. 우선 가구원이 추가되는 분가는 대부분 결혼을 반영한다. <표 6>의 (A)에서는 분가 유형에 따라 기혼자 수의 변화를 보이고 있는데, 분가하지 않은 가구에서는 거의 변화가 없고 가구원 추가가 없는 가구에서는 소폭의 증가를 보이지만, 가구원이 추가된 분가에서는 기혼자 수가 거의 2명 증가하는 양상을 보인다.¹⁶⁾ 즉, 가구 구성원 가운데 한 명, 특히 자녀가 결혼하면서 분가하는 것이 자녀 본인과 배우자 두 명의 기혼자 추가로 나타나고 있다.

한편 표의 (B)에서는 분가하지 않는 가구의 경우 취업자 수도 거의 일정한 것으로 나타났는데 분가한 가구에서는 취업자가 증가한 것으로 나타났다. 가구원이 추가되지 않은 분가에서는 취업자가 .18명 증가, 가구원이 추가된 분가에서는 .76명 증가하였는데, 실질

14) 분가하지 않은 가구의 경우 1인당 실질 소득은 연간 1,409만 원에서 125만 원 증가하였고, 가구원 추가 없이 분가한 가구는 1,458만 원에서 449만 원 증가, 가구원 추가하며 분가한 가구는 1,430만 원에서 123만 원 증가하였다.

15) 분가하지 않은 가구와 가구원이 추가되며 분가한 가구에 비할 때 t-ratio는 각각 7.62와 4.72로 추정되었다.

16) 기혼 상태를 정의함에 있어서 사별, 이혼 및 별거도 기혼으로 정의하였다.

〈표 6〉 가구 내 기혼자 및 취업자 수의 변화

(A) 기혼자 수(명)	분가 하지 않음	분가	
		구성원 추가 없음	구성원 추가
(1) 분가 이전($t = 0$)	2.01	2.08	1.98
(2) 분가 이후($t = 1$)	1.97	2.32	3.87
(3) 변화 = (2)-(1)	-.04	.24	1.87
(B) 취업자 수(명)	분가 하지 않음	분가	
		구성원 추가 없음	구성원 추가
(1) 분가 이전($t = 0$)	1.71	2.11	2.19
(2) 분가 이후($t = 1$)	1.71	2.29	2.95
(3) 변화 = (2)-(1)	-.00	.18	.76
관측치 수	30,723	736	620

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도

적으로는 소폭이지만 가구원이 추가되지 않은 분가에서의 취업자 증가가 더 중요한 의미를 갖는 것으로 보인다. 가구원 추가가 없는 경우의 취업자 증가는 기존 가구원이 신규로 취업함을 의미하고, 이 부분이 실질적인 1인당 소득 증가를 가져온 요인이라고 판단되기 때문이다.

이같이 분가 이후의 소득 증가가 더 크다는 결과도 앞서 소득이 높은 가구가 분가할 가능성이 높다는 결과와 함께 분가가 빈곤과 직접적으로 연계되기는 어렵다는 점을 시사한다. 분가 이후 소득이 증가할 뿐 아니라 전체 분가의 절반 이상을 차지하고 있는 “가구원 추가 없는 분가”의 경우에는 1인당 소득 증가도 경험하기 때문이다. 즉, 분가는 가구 소득이 높을 때 더 발생할 확률이 높으며, 향후 추가적인 소득 증가를 예상하는 경우에 그 가능성이 높다고 해석할 수 있다. 물론 분가 이후의 소득 증가가 이미 예측된 것인지 본 자료에서는 정확하게 검증할 수는 없으나, 가구 내 취업자 비중 증가와 소득 증가가 연결되어 있는 만큼 취업이 예상된다면 소득 증가도 예상된다고 할 수 있다. 한편

가구원이 추가되는 분가에서도 취업자가 증가하는 경우가 많기 때문에, 자녀가 결혼을 하더라도 그것이 소득 증가의 요인인 취업자 추가를 동반할 때 분가를 용이하게 하는 요인이 되었을 것으로 판단된다.

그 이외에 가구원이 추가되는 분가와 그렇지 않은 분가를 비교할 때 뚜렷한 가구 형태상의 특성 차이는 부각되지 않는다. <표 7>은 가구원이 추가되는 분가와 그렇지 않은 분가의 분가 이전 가구형태 분포를 비교하고 있는데 두 유형의 분가에서 세대 구성은 거의 유사하다. 한편 분가 이후 분가 결과로 나타난 가구의 유형을 비교한 표의 (B)에서도 두 개의 1세대 가구로의 분가와 1세대 및 2세대 가구 한 개씩으로 분가한 비중이 전체의 90% 이상을 차지한다는 측면에서는 큰 차이가 없다. 다만 가구원이 추가되지 않는 분가에서는 두 개의 1세대 가구로의 분가 비중이 다소 높은 반면, 가구원이 추가되는 분가에서는 하나의 1세대 가구와 하나의 2세대 가구로 분가되는 빈도가 더 높게 나타난다. 가구원이 추가되는 분가가 대체로 자녀의 결혼 또는 기혼 자녀의 출산을 동반할 것이라는 점에서 이러한 양상이 발생될 수 있다고 판단된다.

<표 7> 분가 이전과 이후의 가구형태 구성(%)

(A) 분가 이전	1세대		2세대		3세대	
구성원 추가 없음	-		92.9		7.1	
구성원 추가	-		89.8		10.3	
(B) 분가 이후	1-1세대	1-2세대	1-3세대	2-2세대	2-3세대	3-3세대
구성원 추가 없음	52.7	44.6	2.7	-	-	-
구성원 추가	33.9	58.8	6.4	.9	.1	-

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도.

Ⅲ. 분가와 노인 빈곤에 대한 역사실적(counter-factual) 비교

2015년 기준 65세 이상 빈곤율이 경제협력개발기구(OECD) 회원국들 가운데 가장 높다고 추정되는 등 우리나라 노인 빈곤은 상당히 심각한 수준이라고 알려져 있다. 실제 통계청의 2016년도 가계동향조사에 의하면 전체 가구의 상대 빈곤율은 14.1%로 추정되지만, 65세 미만에서는 불과 8.2%가 상대 빈곤에 처해 있는 반면 65세 이상에서는 상대 빈곤율이 47.3%에 이르고 있다.¹⁷⁾ 한편 65세 이상 인구 가운데 자녀세대와 동거하는 비중은 35.3%에 불과하여 65세 이상 인구의 2/3가 이미 자녀세대와 분가하여 노인 가구를 형성하고 있는 것으로 나타났고, 이러한 노인 가구의 상대 빈곤율은 62.1%로 매우 높은 수준이며, 자녀세대와 동거하는 65세 이상 가운데 상대 빈곤에 처한 비중은 20.6%로 훨씬 낮은 수준이라는 점과 대비되고 있다. 결과적으로 65세 이상 빈곤층에서 노인 가구의 비중은 84.7%에 이르고 있다. 정부와 학계 일각에서는 이와 같은 노인 빈곤에 대응하여 기초 노령연금과 같은 고연령층을 위한 사회복지 지출의 필요성이 강하게 제기되어 왔다.¹⁸⁾

노인 가구의 빈곤율이 높은 이유는 경상 소득이 낮아 가처분 소득도 낮기 때문이다.¹⁹⁾ 2016년 기준 노인 가구의 균등화된 가처분 소득은 96.9만 원으로 비노인 가구의 223.0만 원에 비해 43% 수준에 불과하다.²⁰⁾ 그러나 이러한 소득의 차이에 대해서도 보다 면밀한 접근이 필요하다고 판단된다. 일반적으로 자녀세대와 동거하는 경우 상대적 빈곤율이 낮지만, 노인들 본인 소득이 높아서 덜 빈곤한 것이 아니라 동거하는 자녀세대의 소득이 높기 때문에 덜 빈곤한 것이다. 즉, 본인 소득에 의해서가 아니라 자녀세대와 동거하고 있는지의 여부에 따라 빈곤이 결정되는 경향이 강하다고 할 수 있다.²¹⁾ 결과적으로 앞의

17) 상대 빈곤에 처한 인구 가운데 65세 이상 비중이 절반인 49.9%를 차지하고 있다.

18) 여유진(2019)은 고연령층을 위한 정부지출이 유사한 고령화 수준에서 OECD 국가들은 GDP의 6~7% 수준인 데 비해 우리나라는 2.2%에 불과하다는 점을 지적하며 공적 지출의 확대 필요성을 제기하였다.

19) 윤석명 외(2017)는 가처분 소득 이외에 자산도 고려할 경우 노인 빈곤이 상당히 줄어들 수 있음을 보이고 있다.

20) 통계청의 가계동향조사 2016년도 자료에서 추정된 값이다.

21) 한국노동패널 20차년도 자료를 기준으로 할 때 자녀와 동거하지 않는 65세 이상 인구의 전년

결과와 같이 분가가 높은 소득에서 발생하는 정상재(normal goods)의 성격이 강하다면, 소득이 높아 자녀세대와 분가하여 노인 가구로 진입하게 된 65세 이상 인구가, 가구 소득이 낮아서 자녀세대와 계속 동거하는 65세 이상에 비해 더 빈곤하다는 결과는 다소 앞뒤가 맞지 않는다고 할 수 있다.

본 절에서는 위와 같은 문제 의식에서 출발하여 분가에 대한 역사실적 분석(counter-factual analysis)을 통해 노인 빈곤을 재해석하고자 한다. 분석 방법은 20차년도 2017년 노동 패널 자료에서 65세 이상 표본을 대상으로 현 시점에서의 실제 상대 빈곤(actual relative poverty) 여부를 평가하고, s 년 전에 속해 있던 가구가 현재까지 분가하지 않았다는 역사실적 전제하에서 추정된 상대 빈곤(counter-factual relative poverty) 여부를 평가하여 비교한다. 현 시점에서의 실제 상대 빈곤 여부는 아래 식 (1)과 같이 통상적인 방식으로 균등화된 가구소득(y_{ht})을 정의하고, 그 분포의 중앙값의 50% 미만에 속한 경우로 정의하였다.

$$y_{ht} = \frac{Y_{ht}}{\sqrt{N_{ht}}} \quad (1)$$

위에서 Y_{ht} 는 가구 h 의 t 년도 가구소득이며, N_{ht} 는 가구원 수이다.²²⁾ s 년 전부터 현재까지 가구가 분가하지 않았다는 역사실적 전제 하에서는 s 년 전 가구에 속해 있던 모든 구성원을 현 시점에서 하나의 가구에 속해 있다고 가정하고 그 구성원들의 소득을 모두 합한 가구 소득에 균등화 지수를 적용하였으며, 식 (2)와 같이 균등화된 역사실적 가구소득(\hat{y}_{ht})을 정의하였다.

$$\hat{y}_{ht} = \frac{\sum_{j \in H_{t-s}} Y_{jt}}{\sqrt{\sum_{j \in H_{t-s}} N_{jt}}} \quad (2)$$

위에서 H_{t-s} 는 t 시점 가구 h 가 $t-s$ 시점에 속해 있던 원래 가구를 식별하여,

도 세전 근로소득은 447만 원, 자녀와 동거하는 경우 495만 원으로 두 경우 모두 낮은 수준을 보인다.

22) 이 가구 소득은 앞서 분가 함수 및 가구 소득 변화에서 정의된 바와 동일하다.

$t-s$ 시점에 그 원래 가구에 속하고 있던 모든 가구, 또는 그 가구로부터 분가한 모든 가구를 포함하는 집합으로 정의된다. 즉, 지난 s 년의 기간 동안 어떤 가구가 부모 세대와 자녀세대로 분가하였다면, 이들 가구의 역사실적 균등화된 가구 소득은 두 가구가 아직 하나의 가구로 남아있다는 전제하에 두 가구의 총소득을 총구성원 수의 제곱근으로 나누는 값으로 정의된다. 우선 한국노동패널 20차년도 자료에서 식 (1)에서 정의된 y_{ht} 의 분포로부터 중앙값(y_t^{50})을 구하고, 그 50%를($.5y_t^{50}$) 상대 빈곤선으로 하여 y_{ht} 가 그 미만인 가구를 실제 상대 빈곤 가구로 정의하였다. 역사실적 상대 빈곤은 (2)에 정의된 균등화된 역사실적 가구소득이 동일한 상대빈곤선($.5y_t^{50}$) 미만인지의 여부로 정의하였다.

이미 논의된 바와 같이 노인 가구의 형성을 보면 65세가 넘어서 자녀 세대와 분가하여 노인 가구가 형성되는 빈도는 낮으며, 앞서 [그림 2]와 <표 3> 등에서 본 바와 같이 50대 중후반 및 60대 초반에 자녀세대와의 분가를 경험한 가구가 시간이 흘러 노인 가구로 진입하는 경우가 대부분이다.²³⁾ 따라서 여기서는 $s=3$, $s=5$ 및 $s=10$ 인 경우, 즉, 지난 3년간, 5년간 및 10년간 분가를 경험하였는지의 여부에 초점을 맞춘다. 분석결과는 <표 8>과 같다. 우선 표의 (A)에서는 20차년도 기준 65세 이상 인구의 상대 빈곤율과 3년 전부터 분가가 없었다는 가정하에 구한 역사실적 상대 빈곤율을 비교하고 있는데, 65세 이상의 전체 상대 빈곤율은 56.7%, 모든 가구가 3년 전과 동일한 가구로 지속되고 있다는 전제하에서의 상대 빈곤율은 56.0%으로 실제 값보다 다소 낮은 수준에 그치고 있다. 그런데 실제 3년간 분가를 하지 않아 3년 전과 동일한 가구를 구성하고 있는 표본(동일 가구 표본)과 지난 3년간 분가를 경험하여 가구가 나누어진 표본(분가 경험 가구 표본)을 비교하면 상당한 차이를 보인다. 우선 동일 가구 표본에 속한 65세 이상의 실제 상대 빈곤율은 57.1%에 이르지만 지난 3년간 분가한 경험이 있는 65세 이상의 경우 실제 상대 빈곤율은 40.0%로 훨씬 낮은 수준이다. 이는 앞서 보았던 바와 같이 소득이 높을수록 분가를 경험할 가능성이 높다는 점을 반영하는 것으로 판단된다. 한편 가구들이 3년 전에 비해 분가하지 않았다는 전제하에 추정된 역사실적 상대 빈곤율은 그 정의상 동일 가구 표본의 경우 실제 값과 같은 57.1%이지만, 지난 3년 내에 분가를 경험한 경우에는 역사실적 상대 빈곤율이 13.2%로 실제 값 40.0%에 비해 1/3에 불과한 수준을 보인다.²⁴⁾ 즉, 최근 3년 이내 분가하여 현재 소득이 낮아 상대 빈곤에 처한 65세

23) 한국노동패널을 대상으로 할 때 가구주가 65세 이상인 노인 가구 가운데 65세 이후 분가를 통해 유입되는 비중은 1.38%에 불과한 것으로 추정되었다.

이상이 40%에 이르지만, 분가하여 독립한 자녀 가구의 소득까지 고려하면 상대 빈곤에 처한 65세는 13.2%에 불과할 것이라는 의미이다.²⁵⁾ 이는 2016년 표본의 전체 상대 빈곤률 14.1%보다도 낮은 수준에 해당한다. 즉, 최근 3년대 분가한 65세 이상 인구는 현재 상대 빈곤에 처한 경우라도 부양능력이 충분한 자녀세대가 있는 비중이 상당히 높다는 의미로 해석된다.

최근 3년 내 분가를 경험한 65세 이상의 빈도는 62명에 불과하지만, 기간을 최근 5년, 또는 10년으로 확대하면 표의 (B)와 (C)에서 알 수 있듯이 분가를 경험한 인구도 늘어나고 상대 빈곤이 줄어드는 양상이 오히려 더 뚜렷하게 나타난다. 20차년도 65세 이상 인

〈표 8〉 분가가 없었다는 전제하에서의 노인 빈곤에 대한 역사실적 추정치

(A) 3년 전 기준	전체		동일 가구		분가 경험 가구	
	실제	역사실적	실제	역사실적	실제	역사실적
상대 빈곤율(%)	56.7	56.0	57.1	57.1	40.0	13.2
관측치	2,387		2,325		62	
(B) 5년 전 기준	전체		동일 가구		분가 경험 가구	
	실제	역사실적	실제	역사실적	실제	역사실적
상대 빈곤율(%)	57.2	55.4	58.0	58.0	42.2	9.1
관측치	2,368		2,240		128	
(C) 10년 전 기준	전체		동일 가구		분가 경험 가구	
	실제	역사실적	실제	역사실적	실제	역사실적
상대 빈곤율(%)	55.8	48.0	58.7	58.7	44.3	5.8
관측치	2,303		1,827		476	

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차년도

24) 동일 가구 표본의 경우에는 실제 균등화된 소득과 지난 3년간 분가하지 않았다는 전제하에서의 균등화된 소득이 일치하기 때문에 역사실적 빈곤율과 실제 빈곤율이 일치한다.

25) 실제와 역사실적 빈곤율은 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다(t-ratio=4.77).

구 가운데 지난 5년 내에 분가를 경험한 인구의 현 시점 실제 상대 빈곤율은 42.2%인데, 분가하지 않은 가구의 58.0%에 비해 낮은 수준일 뿐 아니라 분가하지 않았었다더라면 상대 빈곤율은 9.1%에 불과하였을 것으로 추정된다.²⁶⁾ 역시 전체 상대 빈곤률 14.1%에 비해 크게 낮은 수준이다. 또한, 지난 10년을 기준으로 할 경우 분가를 경험한 65세 이상 인구의 실제 상대 빈곤율은 44.3%이지만, 분가가 없었다는 전제하에서의 역사실적 추정치는 5.8%로 실제 값의 1/8에 불과한 수준이다.²⁷⁾

이상의 결과는 부양 가구를 고려하지 않고 정의되는 노인 가구의 빈곤이 실질적으로는 실질적인 빈곤을 상당히 과대추정하고 있을 우려가 크다는 점을 시사한다.²⁸⁾ 이는 분가로 인해 발생하는 노인 가구가 가구원 수도 적고 경상 소득도 낮아 빈곤으로 정의될 가능성이 크지만, 실제 부양 능력을 갖춘 자녀세대를 고려하고 균등화 지수의 효과를 감안하면 실제 빈곤한 노인 가구의 규모는 현재 추정치보다 상당히 낮을 가능성이 크다고 할 수 있다. 이러한 결과는 소득을 가구 단위로 국한하여 빈곤을 정의하는 정책에 대한 중요한 시사점을 갖는다고 판단된다.

IV. 시사점

가구원 수가 적은 가구일수록 균등화된 가처분 소득이 낮아 빈곤 가구로 분류될 가능성이 높기 때문에, 가구 규모를 감소시키는 분가도 다른 조건이 일정하다면(*ceteris paribus*) 균등화된 가처분 소득의 감소를 유발하여 빈곤 가구의 가능성을 높일 것으로 해석될 수 있다. 그러나 본 분석에 의하면 소득이 높은 가구일수록 분가의 확률이 높으며, 분가 이후 소득도 분가하지 않은 가구에 비해 큰 폭으로 증가하는 양상을 보인다. 이와 같이 고소득이면서 소득 증가가 예상되는 가구에서 분가가 더 빈번하다는 결과는 분가가

26) 실제와 역사실적 빈곤율은 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다($t\text{-ratio}=7.97$).

27) 실제와 역사실적 빈곤율은 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다($t\text{-ratio}=17.27$).

28) 우리나라 노인 빈곤이 다른 각도에서 과대 추정되었을 가능성도 있다. OECD 국가들은 많은 고연령층이 연금을 받고 있는 반면, 연금제도의 도입이 늦어진 우리나라의 경우 고연령층이 본인의 자산을 소비로 지출(*dissaving*)하고 있기 때문에 실제 소비 수준이 유사하더라도 빈곤의 기준이 되는 경상소득은 우리나라 고연령층에서 매우 낮을 수밖에 없고, 이에 따라 노인 빈곤이 과대 추정되는 것이다(윤석명 외, 2017).

정상재(normal goods)일 가능성이 크다는 의미인데, 이는 분가가 빈곤을 유발한다는 해석과 배치된다고 할 수 있다. 노인 가구를 상대로 한 역사실적 분석에 의하면 빈곤으로 분류되는 노인 가구 가운데 부양능력이 충분한 자녀세대가 많은 것으로 나타났다. 이는 분가로 인한 가구 소득 및 가구원 수의 감소가 빈곤층으로 분류될 확률을 높이지만, 실질적으로 분가는 고소득에 의해 유발된다는 점에서 중요한 빈곤 유발 요인이 아닐 가능성이 큼을 의미한다.

2017년 기준 우리나라 사회복지 지출 가운데 고연령층에 대한 연금 지출은 48.7조 원으로 적극적 노동시장 정책(Active Labor Market Policy) 지출을 포함한 사회복지예산의 49.8%를 차지하고 있다. 상대적 빈곤에 처한 가구에 대한 국민기초생활보장법 상의 지원은 11.9조 원에 달해 전체 예산의 11.2%를 차지하고 있는데, 단순 통계에 의하면 2016년 통계청의 가계동향조사 기준 상대 빈곤에 속한 인구의 49.9%가 65세 이상으로 추정된다. 즉, 연금 지출 이외에 기초생활보장을 위해 지출되는 예산에서도 절반 정도가 65세 이상 인구에게 지출되고 있다고 볼 수 있다. 그런데 빈곤으로 분류되는 65세 이상 인구 가운데, 상당수가 소득이 높은 자녀세대와 분가하여 노인 가구로 있음으로 인해 빈곤층으로 분류되고 있을 가능성이 크기 때문에, 이런 계층까지 빈곤 정책의 지원 대상으로 포함시키는 것은 결국 사회복지지출 재원을 비효율적으로 고소득층 지원에 지출하는 것이나 다름없다고 할 수 있다.

빈곤, 또는 사회복지 정책은 그 대상 선정(targeting)과 지원 방식에 따라 정책의 효과성이 크게 좌우된다. 실질적으로 빈곤한 가구를 대상으로 집중적인 지원과 근로 능력을 제고하는 정책이 실효성 높다는 것은 이미 잘 알려진 사실이다. 그런데 우리나라의 경우 조세와 정부 지원금이 가구 소득의 불평등에 기여하는 효과가 매우 작게 추정되는 것도 현실이다.²⁹⁾ 물론 조세가 충분히 누진적이지 못하다는 지적도 할 수 있지만, 지출 측면에서도 보편적 복지(universal welfare) 개념을 도입하고 실제 빈곤층과 빈곤으로 분류만 되는 계층을 제대로 식별하지 않음으로서 예산을 비효율적으로 지출하고 있는 문제점도 중요한 것으로 판단된다.

최근 노인 가구에 대한 지원정책도 보편성을 중시하는 방향으로 전환되고 있다. 기초노령연금도 그러하고, 기초생활보장법을 통한 취약계층 지원에서 노인 가구의 수혜 조건에서 자녀의 부양 능력을 제외하고 있는 것도 그러하다. 본 분석의 결과는 노인 가구들은 대체로 소득이 높은 가구들의 분가로 인해 발생하고, 이에 따라 부양능력이 충분한

29) 반정호(2013), 전규식·정지수·유경원(2016) 등을 참조할 수 있다.

자녀세대를 동반하는 비중이 상당히 크기 때문에 세대 간 이전지출을 통해 노인 가구의 빈곤이 상당 부분 해소될 수 있다는 시사점을 제시하고 있다. 물론 고소득임에도 불구하고 부모를 제대로 부양하지 않는 자녀세대도 있을 수 있기에 노인 부양을 사회가 담당해야 한다는 인식도 없는 것은 아니다. 그러나 자녀의 부양의무를 무조건적으로 면제할 경우 자녀세대의 도덕적 해이(moral hazard)를 만연시킬 뿐 아니라, 국민 세금으로 실질적인 고소득층을 지원하는 모순이 발생하는 등 심각한 정책 실패(policy failure)를 유발할 우려도 크다. 일반적으로 연금 제도가 정착된 선진국에서는 이러한 모순적 상황이 최소화된다. 왜냐하면 개인들이 자신들의 소득에서 노후보장을 위한 연금에 기여하도록 되어 있기 때문에, 자녀세대에 재산을 물려주고 본인이 빈곤에 처할 가능성이 기본적으로 최소화되어 있다고 할 수 있고, 따라서 위와 같은 도덕적 해이 문제도 최소화되고 있다. 우리나라도 1988년 국민연금제도를 도입하였으나, 아직은 국민연금을 통해 노후가 보장되는 수준까지 연금 제도가 발전하였다고 보기는 어렵다. 따라서 국민연금제도, 또는 최근 확산되고 있는 기업연금제도가 개인의 노후보장에 충분한 역할을 할 수 있는 수준으로 발전/확대될 때까지는 노인 가구를 포함한 취약계층에 대한 지원에 있어서 자녀의 부양 능력에 따라 수혜 자격과 지원 규모를 달리 하는 등의 방식으로 국민의 세금이 왜곡되어 지출되는 것을 최소화할수록 실질적인 빈곤층에 대한 정책 효과가 훨씬 제고될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 고원식·김대일. 「소비에서의 규모의 경제와 청년층의 독립 선택」. 『한국인구학』 42권 2호 (2019. 6) : 51~82.
- 김대일. 「가구 구성의 불평등 완화 효과와 그 변화」. 『노동경제논집』 38권 3호 (2015.9) : 23~51.
- 김대일. 「성·연령별 1인 가구의 확대 양상」. 『경제학연구』 66집 2호 (2018. 6) : 5~43.
- 김대일·이석배·황운재. 「가구구성과 소득불평등」. 『노동경제논집』 37권 3호 (2014. 9) : 1~44.
- 김문길·김태완·박형준. 『인구구조 변화가 불평등에 미치는 영향에 대한 연구』. 연구보고

- 서 2012-35, 한국보건사회연구원, 2012.
- 김정호. 「여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석」. 『한국개발연구』, 31권 1호 (2009. 6) : 109-111.
- 김현숙·류덕현·민희철. 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책 : 출산율 결정요인에 대한 경제학적 분석』. 한국조세연구원 연구보고서 2006-12, 2006.
- 남국현. 『저출산, 기혼 여성의 노동공급 및 희망임금에 관한 세 논문』. 서울대학교 박사학위 논문, 2013.
- 남국현·김대일. 「여성의 결혼과 출산의 결정요인 분석」. 『여성경제연구』 13집 2호 (2016. 12) : 25-52.
- 류기철·박영화. 「한국여성의 출산율 변화와 출산간격 영향요인」. 『한국인구학』 32권 1호 (2009. 4) : 1-23.
- 민희철. 「임금 및 소득이 출산 간격에 미치는 효과의 분석」. 『재정학연구』 1권 1호 (2008. 2) : 41-62.
- 박경숙·김미선. 「노인 가구형태의 변화가 노인 빈곤률 변화에 미친 영향」. 『한국사회학』 50집 1호 (2016. 2) : 221~253.
- 박경숙·김영혜·김현숙. 「남녀 결혼시기 연장의 주요 원인 : 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합」. 『한국인구학』 28권 2호 (2005. 12) : 33-62.
- 박능후·송미영. 「노인가구 유형별 빈곤상태 변화에 대한 연구」. 『노인복지연구』 31호 (2006. 3) : 7~26.
- 반정호. 「가구 구성방식의 다양화가 소득불평등에 미친 영향에 대한 연구」. 『사회복지정책』 38권 1호 (2011. 3) : 85-111.
- 반정호. 「우리나라 소득불평등 실태와 재분배 정책의 효과」. 『월간 노동리뷰』 1월호, 한국노동연구원, 2013.
- 여유진. 「노인의 가구유형별 빈곤과 공적 이전의 빈곤감소효과 분석 : 정책적 함의를 중심으로」. 『비판사회정책』 40호, (2013. 8) : 185~219.
- 여유진. 「한국의 노인빈곤과 노후소득보장」. 『보건복지 ISSUE & FOCUS』 364호, 한국보건사회연구원, 2019.
- 우해봉. 「교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신」. 『한국인구학』 32권 제1호 (2009. 4) : 25-50.
- 윤석명·고경표·김성근·강미나·이용하·이정우. 『다양한 노인빈곤지표 산정에 관한 연구

- (1)』. 연구보고서 2017-08, 한국보건사회연구원, 2017.
- 은기수. 「결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계 : 최근의 낮은 출산력 수준에 미치는 함의를 중심으로」. 『한국사회학』 35권 6호 (2001. 12) : 105-139.
- 이삼식·신인철·조남훈·김희경·정윤선·최은영·황나미·서문희·박세경·전광희·김정석·박수미·윤홍식·이성용·이인재. 『저출산 원인 및 종합대책 연구』. 한국보건사회연구원 연구보고서 2005-30(2), 2005.
- 전규식·정지수·유경원. 「조세 및 재정지출 정책의 소득재분배 효과 분석」. 『응용경제』 18권 2호 (2016. 6) : 125~165.
- 전병유. 「한국 사회에서의 소득불평등 심화와 동인에 관한 연구」. 『민주사회와 정책연구』 통권 23호, (2013. 1) : 15-40.
- 정경희. 「노년기 독거 현황과 정책적 대응전략」. 『보건·복지 ISSUE & FOCUS』 300호, 한국보건사회연구원, 2015.
- 정의철·임미화. 「패널자료를 이용한 청년가구원의 가구형성 결정요인 분석」. 『주택연구』 21권 2호 (2013. 5) : 119~139.
- 정지운·임병인·김주현. 「가구원 수 분화가 소득불평등에 미치는 영향에 관한 연구」. 『한국인구학』 37권 2호 (2014. 6) : 71-90.
- Becker, Gary S. “An economic analysis of fertility,” In Universities -National Bureau (ed.) *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, NY : Columbia University Press, 209~240, 1960.
- Becker, G. B. and H. G. Lewis. “On the interaction between the quantity and quality of children”. *Journal of Political Economy*. Part 2, 81 (1), (March-April 1973) : 279-288.
- Cherchye, Laurens, Bram De Rock, and Frederic Vermeulen. “The collective model of household consumption : A nonparametric characterization.” *Econometrica* 75 (2) (March 2007) : 553-744.
- Gersbach, Hans, and Hans Haller. “Competitive markets, collective decisions and group formation.” CESIFo Working Paper No. 953, 2003.
- Gersbach, Hans, and Hans Haller. “Club theory and household formation.” *Journal of Mathematical Economics* 46 (5) (September 2010) : 715-724,
- Gersbach, Hans, and Hans Haller. *Groups and Markets : General Equilibrium with*

Multi-Member Households, Gewerbestrasse : Springer International Publishing, 2017.

Lazear, Edward P., and Robert Michael. "Family size and the distribution of real per capita income." *American Economic Review* 70 (1) (March 1980) : 91-107.

Muellbauer, John, "Testing the barten model of household composition effects and the cost of children." *The Economic Journal* 87 (September 1977) : 460-487.

Pollak, Robert A., and Terence J. Wales, "Demographic variables in demand analysis." *Econometrica* 43(3) (November 1981) : 1533-1551.

abstract

Split Households and Relative Poverty

Dae Il Kim

This paper investigates the determinants of household splitting and offers the implication on relative poverty. Household splitting is more likely among high-income households, and also ensued by an increase in the number of job holders and household income, which indicate that household splitting has the nature of a normal good. A counter-factual analysis suggests that the relative poverty rate could have been only one-third to one-eighth of the actual rate among the old households if they had lived together with their children. These results indicate that the social policy toward the old households without due consideration on the children's financial capability is quite likely to bring about the inefficiency of wasting tax money on essentially non-poor households.

Keywords : household splitting, normal goods, old household poverty