

성·연령별 1인 가구의 확대 양상*

김 대 일**

논문 초록 본 연구는 2006~2015년 기간 동안 성·연령별로 1인 가구가 증가한 양상을 비교하고 그 원인을 분석하였다. 청년층의 경우 결혼 지연으로 인한 1인 가구 확대가 두드러지며, 고연령층의 경우 자녀 세대와의 분가를 통한 노인 가구 증가가 1인 가구 확대에 기여하고 있는 것으로 판단된다. 청년층의 결혼 지연은 취업한 여성에게서 두드러지며, 고연령층에서는 가구 내 협상력과 관련된 경제적 변수의 역할이 여성의 1인 가구 증가에 기여하는 등, 변화 방향과 그 원인에 있어서 남녀별로 차이가 있다고 추정된다. 1인 가구의 확대 자체에 대한 정책적 접근이 필요하다고 보다는, 그 배경 원인의 하나인 결혼 지연 등과 관련하여 일·가정에 대한 청년층의 선택이 왜곡되고 있을 가능성에 대해 충분한 고려가 필요하다고 판단된다.

핵심 주제어: 1인 가구, 결혼 지연, 분가

경제학문헌목록 주제분류: J0, J1

투고 일자: 2017. 12. 28. 심사 및 수정 일자: 2018. 3. 22. 게재 확정 일자: 2018. 4. 27.

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(NRF-2016S1A5A2A01926089)이다. 논문의 내용과 구성의 완성도를 높일 수 있도록 매우 유익한 의견을 제시하여 준 두 익명의 심사자들에게 감사드리며, 또한 본 연구를 위한 자료 수집 및 분석에 많은 도움을 준 서울대학교 경제학부 석사과정 고원식, 백연주, 황영재 조교에게 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: dikim@snu.ac.kr

I. 서론

본 연구는 2006~2015년 기간 동안 우리나라에서 1인 가구가 증가한 양상과 그 배경 원인을 분석하였다. 1인 가구는 이미 1990년대에 추세적인 증가를 시작하였다고 할 수 있으며 최근 증가세가 빨라진 것으로 추정된다. 인구주택 총조사(통계청)에 의하면 1990년 10% 미만이던 1인 가구의 비중은 2005년 20% 수준으로까지 가구 비중이 확대되었고, 가계동향조사(통계청)에 의하면 2015년 전체 가구의 약 1/4 수준까지 증가하였다.¹⁾

이러한 1인 가구의 증가는 다양한 각도에서 연구되어 왔다. 1인 가구 형성은 단순한 가구 소규모화를 넘어 개인의 삶의 양식 변화까지도 반영하고 있기 때문에, 1인 가구의 증가가 소비수요 패턴에 변화를 유발할 것이라는 가능성에 대해 다양한 연구가 선행되었다.²⁾ 또한 1인 가구와 관련하여 부정적 효과에 대한 문제의식도 높아지고 있는데, 대체로 1인 가구의 경제적 여건이 열악하다는 문제의식에서 시작하고 있다. 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007), 차경욱(2007), 반정호(2012), 정지운·임병인·김주현(2014), 정경희(2015), 김태완·최준영(2017) 등은 1인 가구의 빈곤율이 높음을 강조하였고, 특히 반정호(2012), 정경희(2015), 강은나·이민홍(2016) 등은 고연령층 1인 가구의 주거환경에 대한 공적 지원의 필요성을 주장하기도 하였다. 또한 1인 가구의 증가 등 가구의 소규모화가 소득분배에 미치는 영향에 대한 연구로도 반정호(2011), 김문길·김태완·박형준(2012), 전병유(2013), 김대일·이석배·황운재(2014), 정지운·임병인·김주현(2014), 김대일(2015) 등을 참고할 수 있다.³⁾ 뿐만 아니라 경제적인 문제 이외에 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007)는 1인 가구의 불안감, 우울함 심화 등 사회적 소외와 관련된 문제를 제기하였다.

이와 같이 1인 가구의 확대가 단순히 삶의 양식과 소비수요의 변화를 넘어, 빈

-
- 1) 인구주택 총조사 통계는 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007)에서 인용하였다.
 - 2) 1인 가구의 소비에 대한 국내 연구로는 조주현·김주원(2010), 김옥연·문영기(2011) 등이 1인 가구의 주택수요에 초점을 맞추어 분석하였으며, 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007), 박지혜·이순학·한승희(2015) 등은 가구유형에 따른 생필품 지출, 오락문화 항목 지출 등을 비교하였다.
 - 3) 해외 연구로는 Burtless(1999), Brandolini and D'Alessio(2001), Martin(2006), Massey(2007), Western, Bloome and Percheski(2008) 등을 참조할 수 있다.

곤, 불평등, 사회적 소외 등 현대 사회의 부정적인 측면과도 밀접히 연계될 수 있다는 점에서, 1인 가구의 확대 양상을 이해하고 그 원인을 분석하는 것은 중요한 의미를 갖는다. 이와 관련하여 박지혜·이순학·한승희(2015)는 청년층의 구직난과 경제적 부담에 따른 만혼 및 비혼, 중장년층의 기러기 가구, 배우자 사별로 인한 독거 노인의 증가 등을 1인 가구 증가의 원인으로 지목하였고, 정경희(2015)는 건강하고 경제적 제약이 적으면 굳이 자녀와 동거할 필요가 없다는 가치관의 변화가 고연령층 1인 가구 증가의 추가 요인으로 작용하고 있음을 지목하였다.

본 연구에서는 이러한 선행연구들에 이어서 2006년 이후 최근 10년간 1인 가구의 확대 양상을 분석하고, 그 원인을 성·연령별로 규명하는데 초점을 맞추고자 한다. 특히 개인의 1인 가구 형성에 대한 선택에 초점을 맞추며, 연령, 학력 등의 인구학적 요인과 취업의 효과, 결혼의 효과 등에 대해 분석한다. 분석결과에 의하면 최근 1인 가구의 증가 양상은 청년층의 결혼에 대한 선택과, 고연령층의 자녀세대와의 분가에 밀접하게 연계되어 있는 것으로 나타났다. 다만 청년층의 경우 결혼지연은 남녀에게서 동시에 진행되고는 있으나, 실질적으로는 노동시장 성과가 높은 여성에 의해 주도되는 양상일 가능성을 배제할 수 없는 것으로 추정되었다.⁴⁾ 이러한 결과는 박지혜·이순학·한승희(2015) 및 정경희(2015) 등의 선행연구와 어느 정도 일치하지만, 청년층의 결혼지연이 반드시 경제적 부담으로 인한 결과는 아닐 수 있다는 점, 중년층에서 기러기 가구의 중요성은 최근 감소하고 있다는 점, 그리고 고연령층에서도 사별로 인한 독거 노인은 오히려 감소하고 있는 반면 자녀세대와의 분가가 더 높은 비중을 차지한다는 점 등에서 기존 연구들과 차이를 보인다.

1인 가구가 개인의 자발적인 선택에 의한 결과라면 1인 가구가 확대되는 것 자체에 대한 정책적 접근의 필요성은 높지 않다고 할 수 있다. 다만 1인 가구 확대의 배경에 있는 개인의 선택이 비효율적으로 왜곡되고 있을 가능성이 있다면, 그 원인을 분석하고 합리적 대응책을 모색할 필요가 있다. 일례로 최근 청년층 1인 가구 증가의 배경에서 작용하고 있는 결혼 지연이, 최근 우려되고 있는 저출산 심화와

4) 박기남(2013)은 여성 개인이 생애과정을 통해 가정(자녀 보육 포함)에 대한 선택으로 인해 노동시장에서의 지위가 불안정해지고, 장기적으로는 국민연금 등을 통한 노후소득 보장에도 부정적인 결과가 초래될 수 있음을 지적하였는데, 최근의 고소득 여성 취업자의 만혼·비혼 현상은 이러한 우려에 대한 반작용의 하나일 가능성이 높다. 또한 남국현·김대일(2016)도 여성의 경우 취업이 결혼을 지연시키는 효과가 강함을 보이고 있다.

동일한 원인에 의해 유발되는 현상이라면, 청년층의 일·가정에 대한 효율적 선택이 유도될 수 있는 환경을 조성하기 위한 정책은 그 필요성이 인정될 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 최근 1인 가구의 증가 추세를 설명하고, 가구 구성원의 독립에 대해 간략한 이론적 논의를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 성별과 연령대별로 1인 가구 형성의 결정 요인을 분석하고 그 결과를 비교하며, 제Ⅳ장에서는 요약과 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 1인 가구 증가 양상과 이론적 논의

1. 1인 가구의 증가 양상

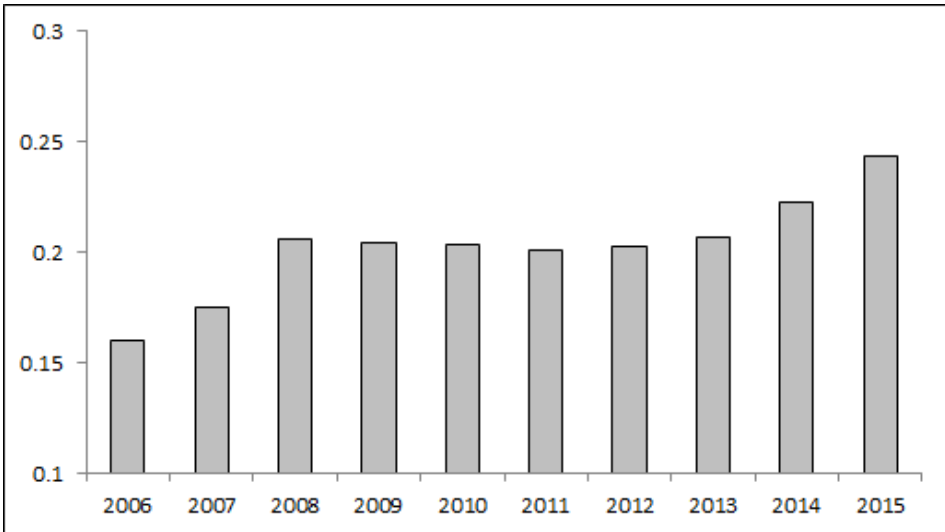
1) 1인 가구 비중 및 1인 가구 인구 비중의 증가

〈Figure 1〉은 통계청의 가계동향조사로부터 전체 가구에서 1인 가구가 차지하는 비중을 추정한 결과이다.⁵⁾ 도표에 의하면 전체 가구 중에서 1인 가구가 차지하는 비중은 2006년 16.0%에서 2015년에는 24.4%로 증가하였는데, 기간에 따라서는 다소의 차이를 보여 1인 가구 증가는 2006~08년과 2012~15년 기간에 집중되어 있고, 2008~12년 기간에는 1인 가구의 비중이 거의 변화하지 않은 것으로 나타났다.⁶⁾ 2006~15년 기간 동안 1인 가구 비중의 전체 증가 폭 8.4% 포인트 가운데, 4.6% 포인트는 2006~08년 기간 동안, 4.1% 포인트는 2012~15년 기간 동안 변화하였으며, 2008~12년 기간에는 오히려 소폭 감소한 양상을 보인다.

5) 본 분석에 사용된 가계동향조사에 대한 설명은 〈부록〉에 수록되어 있다.

6) 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007)은 통계청의 인구주택 총조사를 활용하여 1인 가구 비중이 2005년 이미 20% 수준에 이른 것으로 추정하였다. 본 연구는 도시 지역을 중심으로 한 가계동향조사를 사용하기 때문에 인구주택 총조사와 추정치의 수준(level)에서는 차이를 보일 수 있을 것이다.

〈Figure 1〉 Increase in the Share of Single-Person Households

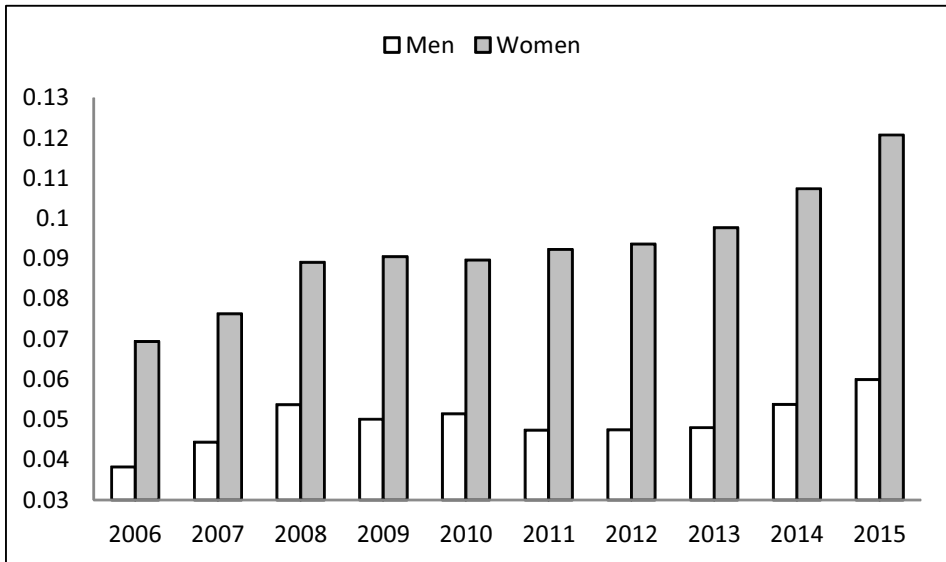


Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

한편 1인 가구의 인구 비중도 1인 가구의 비중과 유사한 양상을 보인다. 1인 가구 인구 비중은 전체 인구에서 1인 가구에 속한 인구의 비중으로 정의하였는데, 이 비중은 전체 가구에서 1인 가구가 차지하는 비중보다는 작지만 1인 가구의 비중과 유사한 시계열 변화를 보이고 있다.⁷⁾ 남녀별 1인 가구의 인구 비중을 추정한 〈Figure 2〉에 의하면, 1인 가구의 인구 비중은 여성에게서 월등히 높지만 시계열 변화는 남녀 모두에게서 〈Figure 1〉과 유사한 양상을 보인다. 여성의 경우 1인 가구의 인구 비중이 2006~08년 기간 동안 2.0% 포인트, 2008~12년 기간에는 .5% 포인트, 2012~15년 기간에는 2.7% 포인트 증가하였으며, 남성에서도 2006년 3.8%에서 2015년 6.0%로 2.2% 포인트 증가하였다.

7) t 년도에 전체 가구에서 n 인 가구가 차지하는 비중이 s_{nt} 라면, 전체 인구에서 n 인 가구의 인구 비중은 $ns_{nt}/\sum_j js_{jt}$ 이므로 1인 가구 인구 비중($s_{1t}/\sum_j js_{jt}$)은 1인 가구 비중(s_{1t})보다 작다.

〈Figure 2〉 Population Share of Single-Person Households



Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

1인 가구 인구 비중의 증가추세는 성별로 유사한 양상을 보이지만, 연령대별로는 다소 차이를 보이고 있다. 〈Table 1〉의 성·연령별 1인 가구 비중변화에 의하면, 미성년을 포함한 25세 미만에서의 1인 가구 인구 비중은 거의 0에 가까운 반면 25~34세 연령층과 55세 이후에서 상대적으로 높게 나타나고 있다.⁸⁾ 55세 이상에서는 남녀 모두 1인 가구 인구 비중이 10%를 초과하고 있고, 연령에 따른 증가세는 남성보다는 여성에게서 더 두드러지는 양상을 보인다. 특히 65세 이상 여성의 경우 2015년에는 1인 가구비중이 40.8%로서, 남성의 11.9%에 비해 훨씬 높은 수준을 보이고 있다.

8) 이러한 연령별 양상은 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007), 반정호(2012) 등의 결과와 일관성을 갖는다.

〈Table 1〉 Population Share of Single-Person Households by Sex and Ages

(A) Male	25-	25~34	35~44	45~54	55~64	65+
2006	.005	.077	.038	.051	.053	.085
2009	.006	.106	.052	.056	.095	.085
2012	.001	.075	.056	.051	.089	.113
2015	.008	.095	.062	.063	.107	.119
(B) Female	25-	25~34	35~44	45~54	55~64	65+
2006	.012	.043	.027	.071	.137	.280
2009	.008	.056	.034	.080	.210	.337
2012	.005	.041	.044	.079	.175	.354
2015	.009	.090	.040	.091	.179	.408

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

2) 가구 구성원 신분의 변화

한 개인이 1인 가구를 구성한다는 것은 가족으로부터 독립된 가구를 구성함을 의미한다. 따라서 각 연령대별로 2인 이상 가구의 어떤 구성원이 독립가구를 구성하는지 살펴봄으로서 1인 가구의 증가 양상에 대한 이해를 높일 수 있을 것으로 기대되며, 이를 위해 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에서는 남녀별로 가구 구성원 분포 변화를 보이고 있다. 표에서는 2006~09년, 2009~12년, 2012~15년 세 기간에 걸쳐 연령대별로 가구주에 대한 관계(relationship to head)의 분포 변화를 보이고 있는데, 구체적으로는, 개인을 1인 가구의 가구주인 경우와 2인 이상 가구에 속한 경우로 구분하고, 2인 이상 가구에 속할 경우 9가지로 구분되는 가구주와의 관계에 따라 총 10개의 유형을 정의하였으며, 각 연도에서 연령대별 각 유형의 분포를 구해 기간별 변화를 추정한 결과이다. 우선 〈Table 2〉에서는 남성의 결과를 보이고 있는데 (A)의 2006~09년 기간 동안 청년층(25~34세)과 중장년층(35~54세)의 경우, 2인 이상 가구의 가구주 및 배우자 비중이 크게 감소하였고 미혼 자녀 비중은 증가하였음을 알 수 있다. 결과적으로 이 연령대에서는 남성 1인 가구 증가 배경에 결혼 지연이 역활하고 있음을 추론할 수 있다. 한편 55세 이상에서도 2인 이상 가구의 가구주와 배우자 그리고 부모 비중이 감소하고 있어, 자녀 세대와 동거하던 가구주가 분가를 통해 1인 가구로 전환되고 있음을 반영한다.

〈Table 2〉 Changes in the Composition of Household Member Status(Men, %point)

(A) 2006~09	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25~34	2.9	-2.9	-0.1	2.1	-0.7	0.3	0.0	0.0	-1.3	-0.3
35~54	1.0	-1.3	-1.1	2.2	0.5	0.0	-0.0	0.0	0.2	-0.3
55+	2.3	-0.4	-1.8	-0.0	0.1	0.0	-0.4	-0.1	0.3	0.0
(B) 2009~12	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25~34	-3.1	-1.7	0.0	4.2	-0.3	0.7	0.0	0.0	0.2	0.0
35~54	0.1	0.6	-0.2	-0.1	-0.2	0.0	-0.1	0.0	-0.0	-0.2
55+	1.1	0.7	0.5	-0.0	-0.0	0.0	-2.0	0.0	-0.2	-0.0
(C) 2012~15	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25~34	2.0	-0.3	-0.3	0.5	0.0	-0.4	0.0	0.0	-1.6	0.1
35~54	0.8	-1.1	-1.5	1.3	0.4	0.0	0.0	0.0	-0.2	0.2
55+	1.2	1.9	-2.5	0.0	0.3	0.0	-1.0	0.0	0.1	0.0

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

한편 (B)의 2009~12년 기간의 경우, 대체로 1인 가구 비중이 감소하거나 크게 늘지는 않았는데, 청년층의 경우 미혼 자녀가 증가한 것으로 보아 결혼 지연은 지속되고 있으나 독립 대신 부모와 동거하는 비중이 증가한 것으로 보이며, 55세 이상의 경우 가구주와 배우자가 증가하고 부모 비중이 크게 감소하였는데, 이는 자녀와 동거하면서 본인이 자녀의 부모가 아니라 가구주로 역할하는 빈도가 증가한 것으로 보인다.⁹⁾ (C)의 2012~15년 기간에는, 54세 이하에서 1인 가구와 미혼 자녀 비중이 늘고 가구주와 배우자 비중이 감소하고 있어 만혼과 비혼에 따른 결혼 지연 양상을 반영한다고 할 수 있고, 55세 이상에서는 가구주와 배우자 비중의 변화가 서로 상쇄되는 반면 부모 비중은 감소하고 있다. 결과적으로 25~34세 청년층 남성의 경우 만혼으로 인해 미혼자가 증가하는 것이 1인 가구 증가에 기여하고, 35~54세에서도 미혼 자녀 증가가 두드러지며, 55세 이상에서는 자녀 세대와 분가함으로

9) 이 변화는 자녀의 만혼, 비혼으로 인해 유발되는 측면도 존재할 것으로 예상된다.

서 부모로서의 신분 빈도가 감소하는 양상이 1인 가구 증가에 기여하고 있다고 판단된다.

〈Table 3〉에 수록된 여성의 경우도 남성의 경우와 크게 다르지 않다. (A)의 2006~09년 기간의 경우, 34세 이하에서 1인 가구와 미혼 자녀의 비중이 증가하는 대신 2인 이상 가구의 가구주 및 배우자의 비중은 감소하고 있어 결혼 지연을 반영하고 있으며, 55세 이상에서는 2인 이상 가구주의 배우자 비중은 1인 가구와 같이 증가하지만 부모 비중은 감소하고 있어 자녀 세대와 분가를 반영하고 있다고 보인다. (B)의 2009~12년 기간 변화를 보면, 25~34세의 미혼 자녀 비중이 크게 증가하여 역시 결혼 지연 양상은 지속되고 있지만, 독립보다는 부모와 동거하는 경향이 증가한 것으로 보인다. 35세 이상에서는 1인 가구 비중에 큰 변화가 없고, 55세 이상에서 가구주 및 배우자 비중이 늘고 부모 비중이 감소하였는데, 이 연령층이 가구주로 역할하는 빈도가 증가하였음을 의미한다. (C)의 2012~15년 기간에도 청년층에서는 가구주/배우자의 비중 감소가, 고연령층에서는 부모 비중의 감소와 배우

〈Table 3〉 Changes in the Composition of Household Member Status(Women, %point)

(A) 2006-09	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25-34	1.2	-0.7	-3.1	3.0	0.5	0.1	0.0	0.0	-0.9	-0.4
35-54	0.8	-0.8	-0.2	0.2	0.1	0.0	-0.3	0.0	0.1	-0.0
55+	6.5	-3.3	1.2	-0.0	0.1	-0.1	-4.2	-0.2	-0.0	0.1
(B) 2009-12	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25-34	-1.5	0.8	-1.3	2.9	-0.4	-0.3	0.0	0.0	-0.3	0.0
35-54	0.4	-0.6	-0.2	0.6	0.2	0.0	-0.0	0.0	-0.1	-0.4
55+	-0.9	0.6	2.6	0.0	-0.0	0.0	-1.9	-0.1	0.0	-0.3
(C) 2012-15	Single Person	Households with 2 or more members								
		Head	Spouse	Single Child	Married Child	Grand- Child	Parent	Grand parent	Sibling	Others
25-34	5.0	-1.6	-2.7	-0.2	0.0	0.1	0.0	0.0	-0.7	0.0
35-54	0.4	-1.4	1.2	0.1	-0.1	0.1	-0.1	0.0	-0.1	0.0
55+	3.6	-0.8	2.0	0.0	0.2	0.0	-4.7	-0.1	0.0	-0.1

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

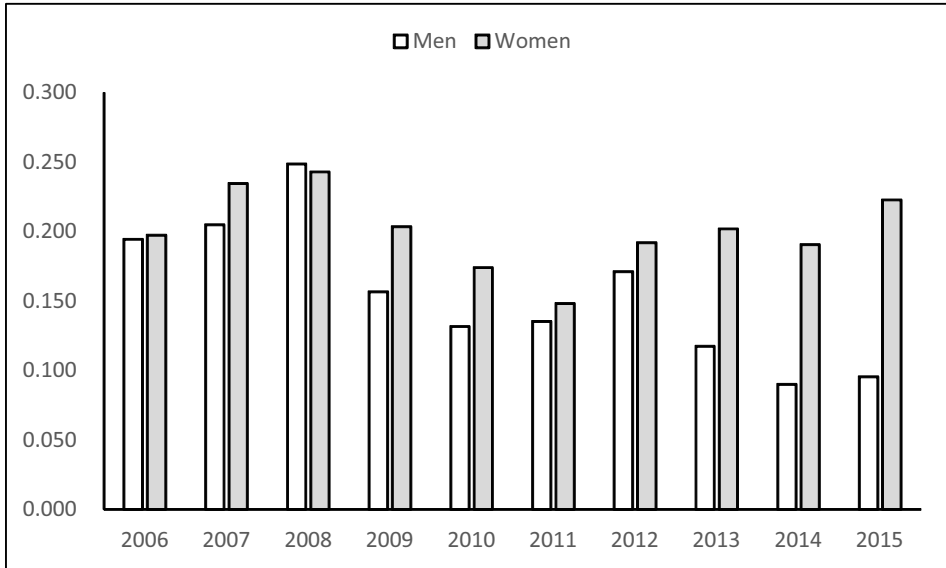
자 비중의 증가가 두드러진다. 결국 여성에서도 남성과 유사하게 청년층의 미혼과 고연령층의 자녀 세대와의 별거가 1인 가구 증가 배경에 작용하고 있는 것으로 판단된다.

이상의 결과를 종합할 때, 청년층에서는 1인 가구 증가의 배경에 남녀 모두에게서 결혼 지연이 작용하고 있다고 판단된다. 한편 55세 이상 고연령층에서 주목할 점은, 남성의 경우 2008년 이후 1인 가구의 증가가 2인 이상 가구의 가구주 증가와 부모 비중 감소를 동반하였고, 여성의 경우에는 2인 이상 가구의 배우자 증가와 부모 비중 감소를 동반하였다는 점이다. 이러한 변화는 기본적으로 고연령층에서 자녀세대와의 분가 경향이 증가하고 있음을 반영한다고 할 수 있다. 따라서 고연령층에서의 1인 가구 증가의 배경에는 자녀세대와 분가하는 가구가 증가하는 양상이 자리잡고 있으며, 그 가운데 사별 등으로 배우자가 없는 경우가 1인 가구 증가로 나타나고 있다고 볼 수 있다.

한편 배우자가 있음에도 불구하고 1인 가구를 형성하는 경우도 상정할 수 있는데, 예를 들어 자녀 교육을 위한 기러기 가구와 같은 행태가 그러하다. 그러나 최근의 1인 가구 증가에 기러기 가구가 크게 기여한 것으로 보기는 어렵다. 우선 자녀 교육을 위한 기러기 가구가 집중되어 있을 35-54세 연령층의 1인 가구는 상대적으로 증가폭이 작을 뿐 아니라, 〈Figure 3〉에서와 같이 1인 가구 남성 가운데 배우자가 있는 비중(유배우자 비중)도 최근 계속 감소 추세에 있다. 여성 1인 가구 가운데 유배우자 비중이 상대적으로 높기는 하지만, 자녀 교육을 위한 기러기 가구는 대체로 남성 1인 가구 증가를 유발하므로, 이러한 양상은 직장이 지역적으로 분리되어 있는 맞벌이 부부 사례일 가능성이 높다고 보인다.¹⁰⁾

10) 35-54세 연령층의 유배우자 가운데 1인 가구의 비중이 크게 증가하지 않은 점도 기러기 가구가 대폭 증가하였다고 판단하기 어려운 근거이다. 35-54세 남성의 경우 유배우자 가운데 1인 가구의 비중은 2006년 1.0%에서 2008년 1.5%로 증가하였지만, 이후 2015년까지 지속적으로 하락하여 .7% 수준에 머물렀고, 35-54세 유배우자 여성에서는 이 비중이 2006년 1.1%에서 2008년 1.7%로 증가하였지만, 이후 U-자 형태로 하락하였다가 반등하여 2015년 1.6% 수준에 이르고 있다. 따라서 2006-08년 기간에는 기러기 가구가 1인 가구 증가에 기여하였을 수 있으나, 그 이후로는 기러기 가구의 증가가 1인 가구 증가에 크게 기여하였다고 판단할 근거는 취약하다고 보인다.

〈Figure 3〉 Share of Single-Person Households among the
35~54 Years Old Married Population



Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

2. 이론적 논의

본 절에서는 1인 가구 형성에 어떠한 변수들이 중요하게 작용할 수 있는지 간략하게 논의한다. 이론적 논의를 하는 목적은, 엄밀한 모형을 세우고 이론적으로 분석하는 것 보다는, 1인 가구 형성에 대한 개인의 선택을 간략하게 논의하고, 이를 바탕으로 실증 모형에 적용할 수 있는 시사점을 도출하는데 있다. 1인 가구 형성에 대해 기존의 정형화된 이론 모형이 거의 없기 때문에 엄밀한 모형에 대한 논의에 한계가 있을 뿐 아니라, 또한 활용 가능한 통계자료에도 한계가 있어서 이에 적용될 수 있는 시사점 도출에 초점을 맞출 수밖에 없기 때문이다.

개인이 1인 가구를 형성할 것인가의 선택은 결국 독립된 가구를 형성할 때의 효용과 그렇지 않을 경우, 예를 들어 가족과 동거할 때의 효용의 상대적 크기에 의존한다고 할 수 있다.¹¹⁾ 그러나 경우에 따라서는 이러한 선택이 개인에게 국한되지

11) 물론 이러한 자발적인 선택이 아니라 비자발적으로 1인 가구를 형성하게 되는 경우도 있다. 예를 들어 부부가 사별하여 1인 가구가 되는 경우 등인데, 본 연구에서는 이러한 비자발적 1인 가구보다는 자발적인 선택에 의해 형성되는 1인 가구에 초점을 맞춘다.

않고, 암묵적일지라도 그 개인이 속해있는 가구 차원의 선택을 반영할 수도 있다. 왜냐하면 한 구성원이 독립함에 따라 가구원 수가 감소함에 따른 동거의 효용에 변화가 있을 수도 있고, 또한 독립하는 구성원의 소비만큼 남은 가구원들이 소비에 사용할 수 있는 소득이 감소할 수도 있기 때문이다. 특히 가구의 소비재 가운데 가구 구성원이 공동으로 소비하는 재화의 비중이 높을수록 가구원 독립에 따른 소비지출의 변화 효과가 중요하게 작용할 수 있다.¹²⁾ 이런 공동 소비재(collective consumption goods)로 인해 가구의 소비에 있어서 규모(가구원 수)의 경제가 유발되기 때문이다.¹³⁾ 이러한 가능성까지 감안한다면, 가구 구성원의 독립에 대한 이론적 논의는 다음과 같은 가구의 최적화 모형(joint optimization)으로부터 출발할 필요가 있다.

$$Max \quad u_j(c_j(S_H)|s_j) + \sum_{k \in H-j} \lambda_k u_k(c_k(S_H)|s_k) \quad (1)$$

위에서 s_j 는 가구원 j 의 가구구성에 대한 선택으로서 다른 가구원과 동거할 것인지, 본인이 1인 가구를 형성할 것인지 등에 대한 선택이며, $S_H \equiv (s_1, s_2, \dots, s_N)$ 는 가구 H 에 속한 N 명의 각 구성원이 각각 선택한 것을 나타내는 벡터이다($N \geq 2$). $u_j(c_j|s_j)$ 는 가구원 j 의 간접 효용함수이며, 이는 j 의 소비를 반영하는 c_j 변수와, 본인의 선택 s_j 에 의존한다. 효용함수가 s_j 에 의존하는 것은 동일한 소비를 하여도 혼자 살 때와 가족과 동거할 때 효용이 다를 수 있음을 의미한다.¹⁴⁾ 한편 λ_k 는 가구 최적화에 있어서 각 구성원의 효용이 가구 전체의 효용에 기여하는 가중치이다.¹⁵⁾

12) 공동으로 소비하는 재화는 가구, 가전 제품 등으로서, 대부분의 내구재들이 이에 해당한다.

13) 가구원 간 소득을 모으는 것(income pooling)에 대해서는 Becker(1974)를 참조할 수 있고, 공동 소비를 통해 발생하는 소비에서의 규모의 경제는 Muellbauer(1977), Lazear and Michael(1980), Pollak and Wales(1981) 등을 참조할 수 있다.

14) 일례로 청년층의 경우 부모로부터 독립하여 1인 가구를 형성하면 보다 자유로운 생활을 할 수 있으므로 동일한 소비를 하여도 1인 가구일 때의 효용이 높을 수 있다. 또한 가구원 수가 증가할수록 공간이 비좁아지는 비용(congestion costs)이 발생하여 효용이 감소할 수도 있다.

15) 예를 들어 λ_k 가 모두 1이라면, 모든 가구원의 효용이 동일한 비중으로 고려된다는 의미이며, 모두 0라면, 각 가구원은 본인의 효용만 고려하여 선택한다는 의미이다.

식 (1)에서 주목할 점은 각 가구원의 소비를 반영하는 $c_j(S_H)$ 변수가 본인의 선택(s_j)에만 의존하는 것이 아니라 가구원 전체의 선택(S_H)에 의존할 가능성을 허용하고 있다는 점이다. 이 가능성은 다음과 같은 간단한 사례에서 잘 볼 수 있다. 가구 H 에 속한 구성원의 (직접) 효용함수가 $u_j(X_H^{1-\alpha}x_j^\alpha | s_j)$ 와 같은 형태를 가지고 있고, 모든 구성원의 효용함수는 동일하다고 하자($\alpha \in [0,1]$). 여기서 X_H 는 가구의 공동 소비재, x_j 는 구성원 j 의 개인 소비이다. λ_k 가 모두 동일하다면, 이 가구의 최적화는 모든 구성원의 효용을 동일하게 최적화하는 것이므로, 가구원 수가 N 일 때 다음과 같은 가구 최적화 문제가 성립된다(Y_H 는 그 가구의 총 소득이다).

$$\max_{X_H, x} X_H^{1-\alpha} x^\alpha \quad \text{subject to } X_H + Nx = Y_H \quad (2)$$

이 최적화의 해는 $X_H = (1-\alpha)Y_H$, $x = \alpha Y_H/N$ 이 되어, 소비를 나타내는 지수(c_j)는 $c_j = \alpha^\alpha(1-\alpha)^{1-\alpha} Y_H/N^\alpha$ 가 된다. 여기서 α 는 소비에 있어서 규모의 경제를 나타내는 파라미터로 역할하며 $(0,1]$ 사이의 값을 갖는다. $\alpha=1$ 인 경우는 가구 규모의 경제가 전혀 없다는 의미이고, α 가 0에 가까울수록 규모의 경제가 크다는 의미이다.¹⁶⁾ 한편 가구원 j 만 독립하고 나머지 가구원은 동거하는 경우를 고려하자. 총 소득(Y_H)에서 독립한 가구원 j 에게 배분되는 소득을 y_j 라고 하면, 동거하는 나머지 $N-1$ 명의 가구원에게 배분된 소득은 $Y_H - y_j$ 가 되고, 따라서 이들의 소비를 나타내는 지수($c_k, k \neq j$)는 $c_k = \alpha^\alpha(1-\alpha)^{1-\alpha} (Y_H - y_j)/(N-1)^\alpha$ 가 되며, 독립한 가구원 j 의 소비 지수는 $c_j = \alpha^\alpha(1-\alpha)^{1-\alpha} y_j$ 이다.

특정 가구원이 독립하여 1인 가구를 형성할 가능성이 얼마나 높은가는, 분가로부터 얻는 효용과, 분가할 때 본인의 소득(y_j)에 의존한다. 후자의 경우 가구 내에서의 협상력(bargaining power) 등 여러 요인에 결정되므로 여기서 그 정확한 값을 정할 수는 없으나, 다음과 같은 방식으로 그 대체적인 크기에 대한 시사점을 얻을 수

16) 일반적으로 소득 불평등을 분석할 때 가구규모의 경제를 반영한 균등화 지수로서 $\alpha=1/2$ 를 사용하고 있다.

있다. 우선 가구원 j 가 독립하려고 할 때, 나머지 가구원의 소비 지수를 독립 이전 수준으로 유지하려면 본인에게 얼마의 소득이 배분될 수 있는지를 기준 소득(\bar{y}_j)으로 정의한다. 구성원 j 의 분가 이전과 이후 남은 구성원의 소득은 동일해야 하므로 \bar{y}_j 는 $Y_H/N^\alpha = (Y_H - \bar{y}_j)/(N-1)^\alpha$ 를 만족시키고, 그 결과 $\bar{y}_j = [1 - (N-1)^\alpha/N^\alpha]Y_H$ 가 성립된다. 따라서 가구원 j 의 소비지수는 $\bar{c}_j = \alpha^\alpha(1-\alpha)^{1-\alpha}[1 - (N-1)^\alpha/N^\alpha]Y_H$ 가 되어 분가 이전에 비해 낮다.¹⁷⁾

결과적으로 분가 가능성은 \bar{c}_j , 또는 \bar{y}_j 가 높을수록, 그리고 독립으로부터 얻어지는 추가 효용이 높을수록 높다. 그런데 실제 분가하면서 가구원 j 가 소비할 수 있는 소득(y_j)은 본인의 협상력에 따라 기준 소득(\bar{y}_j)보다 높을 것이므로, 기준 소득이 주어졌을 때 본인의 협상력도 분가 가능성을 높일 것으로 예상할 수 있다. 따라서 독립을 통한 추가적인 효용이 주어졌을 때, 기준 소득을 높이는 변수에 따라, 또한 본인의 개인 소득 등 본인의 협상력을 높이는 변수에 따라 독립의 가능성은 높아진다고 할 수 있다. 예를 들어 1인당 소득(Y_H/N)이 동일한 두 가구를 비교할 때 기준 소득은 원 가구의 가구원수(N)의 감소함수인데, 이는 가구원수가 많을수록 규모의 경제로부터 얻는 이득이 컸기 때문에 분가할 때의 기준 소득이 낮고, 그만큼 독립의 가능성은 낮다고 할 수 있다.¹⁸⁾ 한편 전체 가구소득에서 본인의 소득이 차지하는 비중이 높다면, 가구 내에서의 협상력이 높아 분가의 가능성이 높아진다고 할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 1인 가구의 결정 요인 분석 : 청년층과 고연령층

본 절에서는 이상의 논의를 바탕으로 1인 가구를 형성하는데 영향을 미치는 요인들을 실증적으로 분석한다. 최근 1인 가구의 증가양상은 청년층과 고연령층에 집중되어 있기 때문에, 실증분석도 청년층과 고연령층에 초점을 맞추기로 한다. 1인 가구의 증가 양상과 1인 가구 형성에 대한 이론적 논의를 종합할 때, 1인 가구 결정요

17) 그 격차는 α 의 감소함수이다. 즉, 규모의 경제가 클수록 이 격차가 크다.

18) 가구원수가 많은 경우 혼잡비용(congestion costs)이 발생하여 분가로 인한 추가적인 효용을 상대적으로 높일 가능성도 존재하므로 가구원 수의 효과는 명확하지 않다고 보는 것이 합리적일 것이다.

인에 대한 실증분석에 있어서 다음과 같은 두 가지 측면에 유념할 필요가 있다. 첫째, <Table 2>와 <Table 3> 등에 의하면 25~34세 청년층과 65세 이상 고연령층의 경우 1인 가구 형성, 또는 분가의 양상에 차이가 존재한다. 청년층의 경우 1인 가구의 증가가 만혼과 비혼 등 결혼 지연 추세에 밀접히 연계되어 있는 것으로 보이는 반면, 고연령층에서는 1인 가구의 증가가 대체로 자녀 가구와의 분가를 반영하고 있다고 판단된다.¹⁹⁾ 결과적으로 청년층은 가족과의 동거, 독립 및 결혼이라는 세 가지 선택을 고려하는 반면, 고연령층은 자녀 세대와의 동거와 분가라는 두 가지 선택을 고려한다고 볼 수 있다. 이와 같이 연령대별로 선택에 차이가 있다는 것은, 실증 분석 모형도 연령대별로 상이하게 설정되어야 함을 의미한다.

둘째, 이론적 논의에 의하면 1인 가구의 형성(분가)은 분가로부터 얻는 추가적인 효용과 분가 이후 소득의 증가함수라고 할 수 있다. 분가로부터 얻는 추가적인 효용은 개인의 특성에 주로 의존할 것이지만, 이와 달리 분가 이후의 소득은 원래 속했던 가구의 특성, 일례로 원래 가구의 총 소득이나 규모의 경제와 관련된 특성 변수에도 의존할 수 있기 때문에, 1인 가구의 형성, 또는 분가에 대한 실증분석은 원래 속한 가구에 대한 정보도 필요로 한다. 그러나 현실적으로 이와 같이 원래 속한 가구에 대한 정보를 제대로 활용할 수 있는 자료는 극히 드물다. 일단 어떤 가구에 속했던 개인이 분가하는가에 대한 분석은 패널자료를 필요로 하는데, 이에 부합되는 국내 자료는 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS)이 대표적이라고 할 수 있다. 그러나 한국노동패널은 표본 수가 적을 뿐 아니라, 분가가 발생하여도 원가구가 원이 아니면 더 이상 추적조사를 하지 않기 때문에, 현실적으로 분석 가능한 분가 건수가 매우 적은 것으로 나타났다.²⁰⁾

이와 같은 점들을 감안하여 청년층의 경우에는 세 가지 선택이 가능하다는 점에서 다항 로짓 모형을 사용하고, 고연령층에서는 일반적인 로짓 모형을 이용하여 개인 변수들이 노인 가구 형성에 어떤 효과를 갖는지 추정한다. 한편 분석에 사용되

19) 고연령층의 경우 기본적으로 분가 결정이 중요하며, 1인 가구는 이미 사별 등으로 배우자가 없는 고연령층의 분가에 의해 유발되는 것으로 판단된다. 따라서 청년층과 달리 결혼이 선택의 하나로 작용하지 않는다고 판단된다.

20) 한국노동패널의 경우 55세 이상 연령층에서 자녀 세대와 동거하다가 분가한 이후 추적 대상에 포함되는 건수는 매년 20건이 채 안되며, 전체 55세 이상 연령층의 1% 미만에 불과하다. 또한 청년층의 경우도 역시 매년 20건 내외에 불과하며, 그 비중도 청년층의 1% 미만에 불과하다.

는 자료는 비록 원래 속한 가구에 대한 정보를 활용할 수는 없지만, 모집단의 대표성과 표본 크기 측면에서 상대적으로 활용도가 높은 통계청의 가계동향조사를 사용한다. 한국노동패널의 자료가 향후 더 축적되면, 분가 이전의 정보도 활용하는 추정모형을 사용할 수 있을 것으로 기대된다. 다만 본 연구에서는 자료의 한계 상, 부득이 개인의 특성과 가구 내 협상력에 연결될 수 있는 변수에 초점을 맞추기로 한다.

1. 청년층(25~34세)에 대한 분석

25~34세 청년층 남성을 대상으로 가족과 동거하는 미혼, 미혼 1인 가구, 결혼의 세 가지 상태(states)를 상정하여 2009년, 2012년 및 2015년에 대해 연도별로 다항로짓 모형을 각각 추정한 결과는 <Table 4>와 같다.²¹⁾ 추정에서 2009년 이후 자료만 사용하는 이유는 2009년 이전 가계동향조사에서는 가구원의 학력에 대한 정보가 누락되어 있는 경우가 상당하고, 이러한 누락이 가구주나 배우자가 아닌 동거 가구원에서만 발생하고 있어 표본선택의 편이(sample selection bias)가 심각하기 때문이다. 추정에 있어서 기준 상태는 미혼으로 가족과 동거하는 상태이며, 설명변수로는 본인의 연령과 학력 및 취업 여부를 포함하였다. 연령은 독립가구 형성과 결혼 확률을 높이는 요인으로 작용할 것으로 예상되는데, 연령이 높을수록 부모와 동거하기 보다는 독립할 때의 상대적 효용이 높을 것으로 예상되고, 또한 결혼하는 확률도 증가할 것이기 때문이다. 학력 변수의 경우 1인 가구로 독립을 할 때 얻을 수 있는 추가 효용에 영향을 미칠 가능성도 높고, 결혼 시장에서의 가치를 높여 결혼에도 영향을 미칠 것으로 예상된다. 취업 변수도 학력과 유사한 효과를 가질 것으로 예상되는데, 학력과 취업은 개인 소득에도 연결되는 변수이므로 가구 내 협상력 및 가구 소득을 통해서도 독립 가구 형성에 영향을 미칠 것으로 판단된다.²²⁾

<Table 4>의 추정결과에 의하면 청년층 남성에게 있어서 연령의 효과는 모든 연도

21) 추정에 사용된 자료에 대한 설명은 <부록>에, 표본의 기초통계량은 <Appendix Table 1>에 수록되어 있다.

22) 1인 가구를 형성한 경우에는 취업 여부와 개인의 소득이 모두 식별되지만, 미혼으로 가족과 동거하고 있는 청년층은 취업 여부만 식별된다. 따라서 설명변수로 소득을 사용하지 못하고 개인의 취업 여부만을 사용하였다.

에 1인 가구로의 독립과 결혼으로의 상대적 위험을 증가시키는 것으로 추정되었다. 연령함수는 모두 2차 함수로 추정되었는데, 그 정점들이 35세 부근에서 발생하고 있기 때문에, 본 추정에서 고려된 25~34세 연령에 있어서는 1인 가구로의 독립과 결혼으로의 상대적 위험이 연령과 함께 단조 증가하는 것으로 추정된다.²³⁾ 초대졸 학력은 고졸 이하 학력에 비해 대체로 1인 가구 형성이나 독립에 음의 효과를 갖는 것으로 추정되지만, 2009년의 1인 가구 형성을 제외하고는 통계적 유의성을 가지지 못한다. 대졸 학력의 경우 결혼에 미치는 효과는 미미한 반면 2012년 이후 1인 가구로 독립하는 상대적 위험(relative risk)을 높이는 방향으로 작용하고 있다. 개인 및 가구의 소득 수준에 연결될 수 있는 취업 변수의 경우 미혼으로 가족과 동거하는 것에 비해 1인 가구로의 독립 위험(risk)과 결혼으로의 위험을 모두 상대적으로 증가시키는 것으로 추정되었고, 특히 결혼으로의 상대적 위험을 크게 증가시키는 것으로 추정되었다. 유일한 예외는, 2015년도에 1인 가구로의 독립하는 사건의 상대

〈Table 4〉 Choice of the 25~34 Years Old Men

Male	2009		2012		2015	
	Single-Person	Married	Single-Person	Married	Single-Person	Married
2-Year College	-.41 (.22)*	.03 (.15)	-.36 (.30)	-.16 (.16)	-.15 (.31)	-.14 (.20)
4-Year College	-.07 (.19)	.08 (.13)	.42 (.23)*	-.05 (.14)	.52 (.24)**	.17 (.17)
Age	.12 (.03)*	.42 (.03) ⁺	.17 (.04) ⁺	.44 (.03) ⁺	.12 (.04) ⁺	.48 (.04) ⁺
Age ²	-.02 (.01)	-.04 (.01) ⁺	-.02 (.02)	-.05 (.01) ⁺	-.00 (.02)	-.01 (.01)
Employed	.66 (.22) ⁺	1.93 (.21) ⁺	.99 (.31) ⁺	1.87 (.23) ⁺	.09 (.26)	2.17 (.35) ⁺
Log L	-1,508.62		-1,169.6		-883.5	
Obs	1,923		1,560		1,196	

Note: The numbers in parentheses are the standard errors of the estimates.

(*) Significant at 10% level, (**) at 5% level, (+) at 1% level.

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

23) 추정식에서 연령은 실제 연령에서 29.5세를 뺀 연령을 사용하였다. 그 이유는 뒤에 나올 〈Table 6〉 및 〈Table 7〉 등의 분석에서 본 추정식의 상수항에 초점을 맞추기 때문이다. 결과적으로 각 확률이 정점에 이르는 연령은, 추정된 연령함수의 정점 연령에 29.5세를 더하여 얻어진다.

적 위험에 대한 취업변수의 추정계수가 작고 통계적으로 유의하지 않다는 점이다.²⁴⁾

동일한 추정 모형을 25~34세 청년층 여성에 적용한 결과는 <Table 5>와 같은데, 연령은 남성과 유사하게 1인 가구 형성과 결혼으로의 상대적 위험을 모두 증가시키는 것으로 추정되었다. 반면 학력 변수의 경우 남성과 다소 유의미한 차이를 보인다. 고졸 이하에 비해 초대졸 학력과 대졸 학력 모두 1인 가구 형성 및 결혼의 상대적 위험을 낮추는 작용을 하는 것으로 추정되었다. 고학력이 결혼의 상대적 위험을 줄이는 것은 남성과 대비되는 결과이다. 취업 변수의 효과도 남성과 상당한 차이를 보인다. 취업은 기준 상태(미혼으로 가족과의 동거) 대비 1인 가구 형성의 상대적 위험에 거의 영향을 미치지 않으나, 결혼으로의 상대적 위험은 크게 감소시키는 것으로 추정되었다.²⁵⁾ 결과적으로 대졸 학력과 취업은 결혼 확률을 크게 감소시켜 미혼으로 가족과 동거하는 기준 상태와 1인 가구로 독립하는 비중을 동시에 높이는 효과를 유발한다고 할 수 있다.

청년층 여성의 경우 남성과 달리 노동시장에 대한 참여 욕구가 낮은 여성일수록 취업할 확률이 낮고 결혼할 확률이 높은 내생성 문제가 있을 수 있다. 이 경우 <Table 5>에서 취업변수의 추정 계수에 음의 편이(negative bias)가 유발될 수 있다. 다만 자료에 의하면 청년층 여성의 취업 선택에서는 이러한 내생성이 심각하지는 않고, 청년층 여성이 취업 이후 결혼에 대한 선택에서 내생성이 작용하고 있을 가능성이 높다고 보인다. 2009~2015년 가계동향조사 자료에서 청년층 여성은 26~7세 정도에 취업률이 정점에 달하는데 그 수준은 75% 수준이며, 이를 28~9세 남성

24) 청년층의 결혼 확률은 결혼시장에서의 상대적 수요와 공급에 의존할 수 있기 때문에, 결혼 시장의 상대적 수급 상황을 반영하는 결혼적령기의 남녀 성비 등과 같은 변수도 추가로 통제될 필요가 있다. 다만 본 자료의 경우 각 가구가 속한 시·도와 같은 지역에 대한 정보가 없기 때문에, 결혼 시장 변수로 전국 단위의 연령대별 남녀 성비를 사용할 수밖에 없다는 문제가 존재한다. 우선 전국 단위의 연령대별 남녀 성비는 각 연도 내에서 연령에 따라 변동하기 때문에, 25~34세 청년층 표본에서는 그 변동(variation)이 충분하지 않을 뿐 아니라 연령과도 상관관계를 갖게 된다. 이에 따라 실제 전국 단위의 연령대별 남녀 성비를 추가한 결과, 그 추정계수는 큰 값을 갖지만 통계적으로 유의하지 않고, 또한 다른 설명변수의 추정계수가 거의 변화하지 않는 것으로 나타났고, 이에 따라 여기서는 남녀 성비를 통제하지 않은 추정 결과를 제시한다.

25) 청년층 여성의 결혼이 취업에 의해 지연된다는 결과는 기존 연구들과 일관성을 갖는 연구이다. 여성의 취업과 결혼에 대한 국내연구로 이삼식 외(2005), 박경숙 외(2005), 박기남(2013), 남국현·김대일(2016) 등을 참조할 수 있다.

과 비교할 때 불과 5% 포인트 정도 낮은 수준이라 학업을 마치고 난 직후 청년층 여성도 남성만큼이나 취업에 적극적이라고 할 수 있고, 그 결과 여성에게서도 취업이 상당히 일반적인 현상이라고 할 수 있다.²⁶⁾ 그러나 일단 취업하고 난 이후 누가 결혼을 할 것인가에 있어서는 상대적으로 노동시장 참여에 대한 욕구가 낮은 여성부터 결혼할 가능성이 높으며, 이러한 내생성이 취업 변수의 추정계수에 영향을 줄 가능성은 계속 남는다. 본 연구에 사용된 자료에서는 이와 같은 내생성을 적절히 해결할 수 있는 도구변수를 찾을 수가 없어, 이 문제를 직접적으로 해결하기는 어렵다. 다만 <Table 4>와 <Table 5>는 1인 가구의 시계열 변화를 해석하기 위해 추정한 결과이므로, 내생성 양상에 2009~15년 기간 동안 큰 변화가 없었다면, 시계열 변화에서는 내생성에 의해 왜곡되는 효과가 상쇄될 가능성이 높다. 실제 <Table 5>에서 취업이 결혼에 미치는 효과의 추정계수는 연도별로 통계적으로 유의하게 다르지 않기 때문에, 연도별 추정에 존재하는 내생성 문제가 시계열 변화에 대한 분석에서는 상대적으로 덜 심각할 것으로 기대된다.

<Table 5> Choice of the 25~34 Years Old Women

Male	2009		2012		2015	
	Single-Person	Married	Single-Person	Married	Single-Person	Married
2-Year College	-.85 (.29) ⁺	-.54 (.15) ⁺	-.31 (.31)	-.36 (.16) ^{**}	-1.22 (.36) ⁺	-.65 (.20) ⁺
4-Year College	.04 (.23)	-.59 (.14) ⁺	-.54 (.30) [*]	-.45 (.15) ⁺	-.05 (.24)	-.59 (.17) ⁺
Age	.14 (.03) ⁺	.51 (.02) ⁺	.18 (.04) ⁺	.53 (.03) ⁺	.14 (.04) [*]	.43 (.03) ⁺
Age ²	-.01 (.01)	-.03 (.01) ⁺	.04 (.02)	-.01 (.01)	-.03 (.01) [*]	-.03 (.01) ⁺
Employed	-.21 (.24)	-1.58 (.13) ⁺	.56 (.36)	-1.77 (.14) ⁺	.03 (.26)	-1.72 (.16) ⁺
Log L	-1,376.0		-1,077.9		-1,002.5	
Obs	2,329		1,894		1,441	

Note: The numbers in parentheses are the standard errors of the estimates.

(*) Significant at 10% level, (**) at 5% level, (+) at 1% level.

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

26) 2살 많은 남성과 비교한 이유는 남성의 경우 군대를 다녀오는 기간을 감안하였기 때문이다. 26-7세 남성의 취업률은 여성에 비해 오히려 낮은 편이다.

이제 <Table 4>와 <Table 5>의 연도별 추정결과에 기초하여 각 확률의 시계열 변화를 분석한다. 구체적으로는 각 확률의 변화를 추정식의 설명변수 분포 변화와 그 계수의 변화에 의한 효과로 구성 분해한다. 개인 j 의 t 기 선택, 또는 상태를 s_{jt} 로 표시하고, 그 개인의 특성을 X_{jt} 로 할 때, 각 선택(또는 상태)의 확률을 식 (3)과 같이 표시할 수 있다. 여기서 F 는 다항 로짓 함수이다.

$$\Pr[s_{jt} = k | X_{jt}] = F(X_{jt}\beta_t^k), \quad k = 0, 1, 2 \quad (3)$$

위에서 k 는 미혼으로 가족과 동거($s_{jt} = 0$), 1인 가구로 독립($s_{jt} = 1$), 결혼($s_{jt} = 2$)을 의미하는 상태 값이다. 따라서 t 연도 각 상태의 확률은 식 (4)와 같이 개인 확률의 기댓값 p_t^k 로 정의할 수 있다.

$$p_t^k = \int F(X\beta_t^k) dV(X|t), \quad (4)$$

위에서 $V(X|t)$ 는 t 기 표본에 포함된 인구의 X 분포 함수이다. 따라서 q 기와 t 기 사이 각 확률의 변화는 식 (5)와 같이 구성 분해될 수 있다.

$$\begin{aligned} p_t^k - p_q^k &= \int F(X\beta_t^k) dV(X|t) - \int F(X\beta_q^k) dV(X|q) \\ &= \int F(X\beta_q^k) d[V(X|t) - V(X|q)] + \int F(X\beta_t^k) - F(X\beta_q^k) dV(X|t) \quad (5) \end{aligned}$$

식 (5)의 둘째 줄에서 우변의 첫 항은 X 분포의 변화에 의해 유발된 각 상태의 확률 변화를, 둘째 항은 각 변수의 효과(β_t^k) 변화에 의해 유발된 확률의 변화를 반영하고 있다. 결과적으로 위의 식 (5)는 미혼으로 가족과 동거, 독립 및 결혼의 세 확률 변화를 표본의 특성(X_t) 분포의 변화와, 각 특성이 갖는 효과(β_t^k)의 변화로 구분하는 식이라고 할 수 있다.

<Table 4>와 <Table 5>의 추정결과를 이용하여 전체 비중 변화를 식 (6)와 같이 구성분해한 결과는 <Table 6>과 같다. 표에 의하면 미혼으로 독립하여 1인 가구를 형성하는 확률의 경우, 남성과 여성, 그리고 모든 기간에 걸쳐 추정계수의 변화가

전체 변화의 대부분을 반영하고 있는 것으로 나타났다. 예를 들어 1인 가구 비중이 빠르게 증가한 2012~15년의 경우, 남성과 여성 청년층의 1인 가구 비중은 각각 1.9% 포인트, 4.8% 포인트 증가하였는데, 이 가운데 각 변수의 효과(추정계수) 변화에 의해 설명되는 부분이 각각 1.8% 포인트, 4.6% 포인트로 추정되었다. 즉, 이 기간 동안 청년층의 특성 분포 변화에 의해 유발되는 효과는 거의 없는 반면, 추정계수의 변화가 전체 변화의 대부분을 설명하고 있음을 알 수 있다.

〈Table 6〉 Decompositions of the Changes in the Choice of Young Population

(A) Single -person	Male		Female	
	2009~12	2012~15	2009~12	2012~15
Overall ¹⁾	-.024	.019	-.012	.048
Characteristics	-.002	.000	-.001	.001
Coefficients	-.022	.019	-.011	.046
(B) Married	Male		Female	
	2009~12	2012~15	2009~12	2012~15
Overall	-.026	-.005	-.016	-.030
Characteristics	.026	-.015	.026	-.011
Coefficients	-.053	.009	-.042	-.020

Note: Single-person households with spouse are excluded in calculation and the numbers differ a little bit from 〈Table 1〉~〈Table 3〉.

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

한편 결혼 비중의 경우 기간별로 다소의 차이를 보이지만, 이 경우에도 추정계수의 변화가 중점적인 역할을 하는 것으로 추정되었다. 결혼 비중의 경우 모든 기간에서 하락하였는데, 2012~15년 기간 남성의 경우를 제외하고는 추정계수의 변화가 그 대부분을 설명하는 것으로 나타났다. 다만 결혼 비중에 있어서는 특성 분포의 변화도 어느 정도 설명력을 갖고 있어, 2009~12년 기간에서는 남녀에게서 모두 결혼 비중을 높이는 방향으로 작용한 반면, 2012~15년 기간에서는 여성의 결혼 비중을 낮추는 방향으로 작용하였다.²⁷⁾

27) 2009~12년 기간 남성의 경우 특성 분포의 변화는 대부분 학력 변화를 반영하고 있고, 여성의 경우에는 학력 변화 보다는 연령의 구조 변화를 반영하고 있는 것으로 평가된다. 2012~15년 여성에서는 매우 빠른 고학력화와 취업 증가가 주요 원인으로 평가된다.

이와 같이 추정계수의 변화가 대체로 전체 변화를 주도함에 따라, 어떤 설명 변수의 계수 변화가 중요한 역할을 하고 있는지 비교할 필요가 있다. 여기서는 추정에 사용된 설명변수들을 학력, 연령, 취업, 상수항의 4개 변수 군으로 분류하고, 식 (6)에서 $\int F(X\beta_t^k) - F(X\beta_q^k) dV(X|t)$ 에 해당하는 부분을 각 변수군 별로 추정하였다. 구체적으로는 $\int F(X\beta_t^k) - F(X\hat{\beta}_q^{kg}) dV(X|t)$ 를 추정하였는데, $\hat{\beta}_q^{kg}$ 는 q 년도 추정계수 벡터 β_q^k 에서 특정 변수그룹(g)의 추정계수만을 t 년도 추정계수로 대체한 값으로 설정하였다. 결과적으로 이 추정치는 다른 변수그룹의 효과는 q 년도 수준에서 변화하지 않은 상태에서 그 특정 변수그룹의 추정계수가 t 년도 값으로 변화함에 따라 유발된 효과를 추정한다.

〈Table 7〉에서는 2009~12년 기간과 2012~15년 기간으로 구분하여 결과를 비교하고 있다. 각 기간별 표의 전체 계수 변화효과는 위 〈Table 6〉의 추정계수변화 열에 수록된 것과 동일한 값으로서, 2009~12년 기간에는 1인 가구와 결혼 비중이 모두 감소하는 것으로, 2012~15년 기간에는 여성의 결혼을 제외하고는 모두 증가하는 것으로 나타났으며, 두 기간 모두에서 1인 가구의 비중이 결혼 비중에 비해 상대적으로 증가하는 양상을 보인다. 변수별로 추정된 효과에 의하면, 연령변수의 경우 기간별로 1인 가구와 결혼에 미치는 효과에 차이가 있어 일관된 결과를 보이고 있지는 않으며, 그 크기도 상대적으로 큰 편은 아니다. 학력 계수의 변화는 대체로 1인 가구의 비중을 상대적으로 증가시키는 것으로 추정되지만, 결혼에 대해서는 남녀별로, 기간별로 상반된 변화를 유발한 것으로 추정된다. 취업 계수의 변화도 기간별로 상이한 효과를 갖는데, 최근 2012~15년 기간에는 오히려 1인 가구 비중보다는 결혼 비중을 증가시키는 변화를 유발한 것으로 추정된다.

표에서 주목할 부분은 상수항의 역할이다. 2012~15년 기간의 경우 남녀 모두 상수항의 변화는 1인 가구 비중을 높이는 방향으로, 그리고 결혼 비중을 감소시키는 방향으로 작용한 것으로 나타났고, 그 크기 또한 상당한 것으로 추정되었다. 각 비중의 추정 모형에서 상수항의 의미는 기준 그룹이라고 할 수 있는 29~30세 고졸 이하 학력 미취업자를 반영하기 때문에, 상수항 변화에 의한 효과는 2012~15년 기간의 경우 이러한 기준 유형의 1인 가구 비중이 남녀 모두에게서 크게 늘고 결혼 비중은 감소하였음을 의미한다.²⁸⁾ 고학력이나 취업 등 설명변수의 계수는 이 기준 그룹

28) 상수항의 의미를 위와 같이 정의하기 위해 추정모형에서 연령은 실제 연령에서 29.5세를 뺀

의 변화에 추가적인 변화를 유발하는 역할이므로, 기준 그룹의 비중 변화가 상대적으로 더 크게 추정되는 것은 결국 학력이나 취업 여부를 떠난 보편적인 변화의 크기가 상대적으로 중요하다는 의미를 갖는다. 최근인 2012~15년 기간 동안 상수항의 변화는 청년층 남성에게서 결혼이 크게 감소하고, 미혼으로 가족과 동거하는 비중과 1인 가구를 형성하는 비중이 증가하고 있음을 보이고 있는데, 이는 결혼 지연에 의해 유발되는 양상일 가능성이 높다. 한편 여성에 있어서는, 상수항의 변화가 1인 가구 추세는 증가시키지만 결혼은 오히려 감소시키는 방향의 변화를 보이고 있어 독립 증가와 결혼 지연이 동시에 보편적으로 진행되고 있음을 추론할 수 있다.

〈Table 7〉 Effects of the Changes in Coefficients among the Young Population

(A) 2009-12	Male		Female	
	Single-Person	Married	Single-Person	Married
Overall	-.022	-.053	-.011	-.042
Age	.001	-.007	.013	.007
Education	.026	-.029	-.008	.019
Employed	.030	-.024	.043	-.038
Constant	-.054	-.007	-.031	-.047
(B) 2012-15	Male		Female	
	Single-Person	Married	Single-Person	Married
Overall	.019	.009	.046	-.020
Age	-.004	.015	-.012	-.025
Education	.002	.015	.007	-.024
Employed	-.043	.068	-.015	.011
Constant	.083	-.148	.092	-.007

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

2. 65세 이상 노인 가구에 대한 분석

고연령층에서의 1인 가구 증가는 기본적으로 자녀세대와의 분가에 따른 노인가구 증가추세를 반영하고 있는 것으로 평가된다. 자녀 세대와의 분가는 노인 가구의 증가를 유발하며, 그러한 노인 가구들 가운데 배우자가 없는 경우가 고연령층 1인 가

값을 사용하였음은 이미 언급한 바와 같다. 실제 연령을 사용할 경우 상수항의 의미는 고졸 이하 학력의 0세 미취업자를 반영하기 때문에, 실질적인 해석이 매우 어렵다.

구로 연계되는 양상인 것이다. 따라서 여기서는 1인 가구보다는 (1인 가구를 포함한) 노인 가구의 증가에 초점을 맞추어 분석하기로 한다. 노인 가구의 형성은 자녀 세대와의 분가에 대한 선택의 문제이지만, 1인 가구는 이러한 선택에 추가하여 배우자와의 사별 또는 과거의 이혼 등, 현재 배우자 유무에 영향을 미친 과거의 사건이 개입되기 때문이다. 사별이나 이혼이 개인의 특성과 무관하게 무작위(random)로 발생하는 사건(event)이 아닐 수도 있기 때문에, 여기서는 분가라는 선택에 초점을 맞추어 노인 가구 형성을 분석하기로 한다. 본 절에서는 65세 이상 인구를 대상으로 노인 가구 형성을 분석한다. 연령을 65세 이상으로 제한하는 이유는 65세 이상에서 1인 가구 및 노인 가구 증가세가 두드러지기 때문이며, 실제 본 연구에서 활용하는 가계동향조사에서 65세를 노인 가구에 대한 기준으로 삼고 있기 때문이다.²⁹⁾ 65세 이상 인구의 배우자 유무 분포를 보이고 있는 <Table 8>도 1인 가구보다는 노인 가구에 초점을 맞추는 것이 적절할 것이라는 점을 시사하고 있다. 남성의 경우 배우자가 있는 비중이 최근 다소 감소하였지만, 여성에서는 증가하였는데, 1인 가구의 증가 양상은 오히려 여성에게서 두드러진다는 점에서 배우자 유무와 관련된 변화가 1인 가구 증가의 주요 원인은 아니라는 점을 알 수 있다.³⁰⁾ 결과적으로 고연령층의 1인 가구 증가 배경에 있어서는 자녀 세대와의 분가라는 측면에 맞출 필요가 있다.

<Table 8> Marital Status among the 65 Years Old or Older Population(%)

Marital Status		Spouse Present	No Spouse		
			Non-Married	Bereaved	Divorced
Male	2009	88.1	.3	10.5	1.1
	2012	88.6	.2	9.2	2.0
	2015	87.3	.4	9.7	2.7
Female	2009	41.6	.3	56.9	1.2
	2012	43.6	.3	55.0	1.2
	2015	44.4	.5	53.4	1.7

Source: Economically Active Population Survey (Statistics Korea), each year.

29) 노인 가구는 통계청 가계동향조사에 따라 가구주와 배우자가 모두 65세 이상이며, 자녀와 동거하지 않는 가구로 정의하였다.

30) 이는 사별에 의한 독거 노인 증가에 초점을 맞춘 박지혜·이순학·한승희(2015)의 결과와 차별화된다.

이미 언급된 바와 같이, 결혼이라는 추가적인 선택이 가능했던 청년층과 달리, 고연령층에서는 자녀 세대와의 동거와 분가라는 두 가지 선택만을 고려하므로, 로짓 모형을 사용하여 고연령층에서의 분가(노인 가구 형성)를 분석한다. 다만 고연령층에 대한 분석에서는, 분가 결정이 청년층과 달리 “수동적”인 결정일 가능성도 고려할 필요가 있다. 고연령층이 분가를 원해서가 아니라 자녀 세대가 분가를 원해서 노인 가구가 형성되는 가능성이 존재하기 때문이다. 따라서 청년층과 달리 고연령층에서는 가구 내 협상력이 독립 가구를 형성하지 않는 방향으로 작용할 가능성도 배제할 수 없다. 이는 고연령층의 경우, 자녀 세대와의 분가로부터 얻을 수 있는 추가 효용이 음일 경우에 해당한다고 할 수 있다.

65세 이상 고연령층을 대상으로 노인 가구 형성 확률을 추정한 결과는 〈Table 9〉와 같다.³¹⁾ 65세 이상에서는 학력 분포에서 초대졸과 대졸이 거의 없기 때문에 교육 변수는 중졸 이하와 고졸 이상으로만 고려하였다. 표의 (A)에 의하면 남성의 경우 연령이 모든 연도에서 80세 정도에 달할 때 까지 노인 가구 비중이 증가하는 것으로 추정되었고, 여성의 경우에는 70세 이후에는 대체로 그 비중이 감소하는 것으로 추정되었다.³²⁾ 학력의 경우, 연도별로 다소의 예외는 있으나 대체로 남녀 모두에게서 노인 가구 확률을 높이고 있다고 추정된다. 다만 취업 여부는 남녀에게서 상반된 결과를 보이고 있는데, 남성의 경우 분가 확률을 낮추는 반면 여성의 경우에는 오히려 분가 확률을 높이는 경향이 있는 것으로 추정된다. 취업이 가구 내 협상력을 높이는 변수라면, 남성의 경우 분가로부터 얻는 추가 효용이 크지 않거나 오히려 음이라서 협상력이 높을수록 분가 빈도가 하락하고, 여성의 경우에는 분가로부터 얻는 효용이 커서 협상력이 분가를 촉진시킨다는 해석이 가능하다. 그러나 한편으로는 취업 변수에 역 인과관계(reverse causality)가 존재할 가능성도 배제할 수는 없다. 분가로 인해 소비에 있어서의 규모의 경제 효과를 잃게 되면, 추가 소득을 위해 취업이 유발될 수 있기 때문이다. 따라서 취업의 효과에 대해서는 아직은 단정적인 해석이 어려우며, 이에 대해서는 〈Table 13〉의 연금 효과에서 다시 논의하기로 한다.

31) 추정에 사용된 표본의 기초통계량은 〈부록 표 2〉에 수록되어 있다.

32) 노인 가구 추정에서도 연령 함수에는 실제 연령에서 70세를 뺀 수치를 사용하였다.

〈Table 9〉 Choice of the 65 Years Old or Older Population

(A) Elderly household	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
High school or more	.32 (.12)**	-.10 (.12)	.23 (.11)**	-.11 (.15)	.24 (.14)**	.31 (.12)**
Age	.25 (.02) ⁺	.24 (.02) ⁺	.23 (.02) ⁺	-.01 (.01)	.01 (.01)	.03 (.01)**
Age ²	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺	-.00 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺
Employed	-.22 (.14)	-.15 (.12)	-.13 (.11)	.07 (.14)	.19 (.12)	.36 (.11) ⁺
Log L	-787.7	-961.5	-1,040.5	-1,216.5	-1,327.2	-1,421.7
Obs	1,297	1,571	1,702	1,850	2,089	2,371
(B) Single -Person	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
High school or more	-.47 (.22)**	-.48 (.17) ⁺	-.33 (.24)	-.80 (.18) ⁺	.02 (.14)	-.33 (.12) ⁺
Age	.06 (.03) ¹	.07 (.40)**	-.00 (.32)	.09 (.02) ⁺	.08 (.01) ⁺	.11 (.01) ⁺
Age ²	-.00 (.00)	-.01 (.00)**	.00 (.00)*	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺
Employed	-.55 (.26)**	.50 (.17) ⁺	-.07 (.16)	.48 (.14) ⁺	.21 (.12)*	.41 (.10) ⁺
Log L	-368.9	-544.3	-611.9	-1,150.4	-1,341.7	-1,558.9
Obs	1,297	1,571	1,702	1,850	2,089	2,371

Note: The numbers in parentheses are the standard errors of the estimates.

(*) Significant at 10% level, (**) at 5% level, (+) at 1% level.

Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

표의 (B)에서는 노인 가구 형성 추정결과와의 비교를 위해 1인 가구 형성 확률을 추정한 결과도 보이고 있는데, 다소의 차이가 있음을 알 수 있다. 연령 함수는 남녀 모두 대체로 노인 가구 추정결과와 유사하지만, 연령에 따라 1인 가구 비중이 증가하는 속도가 남성에게서는 더 느리고 여성에게서는 더 빠르다. 여성의 경우 남성보다 기대수명이 길기 때문에, 사별 등으로 배우자가 없는 인구 비중이 연령에 따라 남성보다 더 빠르게 하락한다. 그 결과 1인 가구 확률이 연령에 의존하는 경향이 여성에게서 더 크게 나타난다고 할 수 있다. 한편 학력변수에서도 남성의 경우 고졸 이상 학력은 노인 가구를 증가시키는 경향이 있는 것으로 추정되었지만 1인 가구는 감소시키는 효과를 갖는 것으로 추정되었고, 여성의 경우에도 고졸 이상 학력이 1인 가구를 감소시키는 경향이 높은 것으로 추정되어 노인가구와 차이를 보

인다. 이러한 차이는 학력이 낮을수록 무배우자 비중이 높은 점을 일부 반영한다고 판단된다.³³⁾ 취업 변수의 경우 방향은 유사하지만 1인 가구 추정식에서의 효과가 더 뚜렷한 것으로 보인다.³⁴⁾ 이는 2인 이상 노인 가구 형성에 있어서는 본인의 취업 여부 이외에 배우자 취업 여부도 기여하고 있음을 간접적으로 반영하는 결과라고 판단된다. 이와 같이 1인 가구의 형성에는 노인 가구 형성에 비해 추가적인 요인들이 작용하고 있기 때문에, 앞서 언급한 바와 같이 노인 가구 형성과 관련된 선택에 집중하기로 한다.

〈Table 9〉의 노인 가구 추정결과를 기초로 고연령층의 노인 가구 비중 변화를 청년층의 경우와 유사하게 특성 분포의 변화와 추정계수 변화의 효과로 구성 분해한 결과는 〈Table 10〉과 같다. 표의 결과에 의하면 2009~2015년 기간 동안 노인 가구 비중의 변화도 대부분 추정 계수의 변화에 의해 유발되고 있으며, 특성 분포의 변화가 설명하는 부분은 상대적으로 작은 것으로 드러났다. 다만 남성의 경우에는 특성분포의 변화에 의해 설명되는 부분이 여성에 비해 상대적으로 큰 편으로, 2009~12년 기간에는 동안 학력 및 평균 연령의 증가가, 2012~15년 기간에는 연령의 증가에 의해 대부분 설명된다. 취업은 모든 기간에 증가하였지만, 오히려 남성의 경우 노인 가구로의 분가는 감소시키는 역할을 한 것으로 평가된다.

33) 한편 가계활동조사에서는 개인별로 배우자 유무가 완벽하게 식별되지는 않는다. 본인이 가구 주이거나 배우자인 경우, 미혼자녀, 기혼자녀인 경우에는 배우자 유무가 식별되지만, 나머지 유형(손자녀, 부모, 조부모, 형제자매, 기타)은 현재 배우자가 있는지 명확하게 확인되지 못한다. 추정에 사용된 2009~15년 고연령층 표본에서, 중졸 이하 학력의 경우 유배우자 비중은 44.2%, 무배우자 비중은 33.4%, 그리고 식별이 불가능한 비중은 22.4%이며, 고졸 이상 학력에서는 그 비중이 각각 74.9%, 15.3% 및 9.9%이다.

34) 취업 변수에 역 인과관계가 존재한다면, 노인 가구 형성보다는 1인 가구 형성에서 역 인과관계가 더 크게 작용할 수 있다. 왜냐하면 2인 이상 가구에서는 배우자의 취업을 통한 소득 증대가 가능하지만, 배우자가 없는 경우에는 반드시 본인이 취업해야 하기 때문이다. 이와 같은 해석은 여성의 결과와 일관성을 갖지만, 남성에서는 1인 가구 결정식에서 오히려 취업의 계수가 유의한 음수로 나타나고 있기 때문에 역 인과관계로만 설명하기는 어렵다고 판단된다.

〈Table 10〉 Decompositions of the Changes in the Choice of Old Population

	Male		Female	
	2009~12	2012~15	2009~12	2012~15
Overall ¹⁾	.029	.039	.015	.072
Characteristics	.006	.017	-.002	.001
Coefficients	.023	.022	.017	.071

Note: Single-person households with spouse are excluded in calculation and the numbers differ a little bit from 〈Table 1〉~〈Table 3〉.

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

고연령층의 노인 가구 비중 증가 양상도 추정계수의 변화를 대부분 반영하기 때문에, 이를 청년층에서와 같이 각 변수군의 효과로 구분하여 추정한 결과는 〈Table 11〉과 같다. 노인 가구가 빠르게 상승하였던 2012~15년 기간의 경우 연령, 학력 및 취업 계수 변화 모두 남녀의 노인 가구의 비중을 증가시키는 방향으로 작용하였다고 판단된다. 연령은 기간별로 차이를 보이는 한편, 상수항 변화의 효과는 2012~15년 남성의 경우를 제외하고는 노인 가구 증가에 기여한 것으로 평가된다.

〈Table 11〉 Effects of the Changes in Coefficients among the Old Population

	Male		Female	
	2009~12	2012~15	2009~12	2012~15
Overall	.023	.022	.017	.071
Age	-.005	.015	-.024	.034
Education	-.038	.033	.009	.003
Employed	.005	.001	.005	.008
Constant	.061	-.027	.026	.027

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

노인 가구 추정 함수에서 상수항에 반영되는 기준 그룹은 중졸 이하 학력의 70세 미취업자이며, 상수항의 변화는 이 기준 그룹의 노인 가구 비중 변화를 반영한다. 학력과 취업 계수의 변화를 이러한 기준 그룹 변화에 추가된 변화라고 볼 때, 2012~15년 남성의 경우를 제외하고는 모든 기간에서 이 상수항의 변화가 상당히 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 즉, 연령, 학력 및 취업 등과 관련된 계수 변화가 노인 가구의 증가에 기여하였음과는 별도로, 노인 가구가 증가하는 양상이

저학력 미취업자를 포함하여 보편적으로 진행되고 있음을 알 수 있다. 이는 청년층에서 보았던 결과와 유사성을 갖는데, 고연령층에서도 자녀세대와의 분가가 일반적인 추세가 되고 있음을 반영한다고 할 수 있다.

이와 같이 고연령층의 분가가 일반화되고 있는 배경에는 여러 가지 요인이 작용하고 있을 것인데, 여기서는 연금의 효과가 그러한 요인의 하나로 작용하고 있을 가능성을 분석한다.³⁵⁾ 우리나라의 공적 연금과 기초 연금은 도입된 지 얼마 되지 않아 최근 연금 수령자 비중과 그 액수가 빠르게 증가하는 추세에 있다. 가계동향 조사의 경우 65세 이상 인구에서 국민연금 등 공적연금을 수령하는 가구에 속한 인구의 비중은 2009년 36.9%에서, 2012년과 2015년에 각각 42.7%, 52.9%로 빠르게 증가하였고, 기초연금을 수령하는 가구에 속한 65세 이상 인구의 비중도 동일 기간 동안 58.8%, 63.1% 및 71.6%로 빠르게 증가하였다. 또한 평균적인 수급액도 공적연금의 경우 2009년 51.6만원에서 2015년 61.1만원으로, 기초연금의 경우 동일 기간 8.6만원에서 23.1만원으로 증가하였다. 결과적으로 <Table 12>에서와 같이 65세 이상의 경상소득에서 공적이전소득이 차지하는 비중도 지속적으로 빠르게 상승하였다.³⁶⁾

<Table 12> Income Composition of the 65 Years Old or Older
Single-Person Households(%)

		2006	2009	2012	2015
Male	Market Income	54.9	36.1	54.9	39.0
	Public Transfer	21.8	35.9	31.7	52.0
	Private Transfer	23.3	28.0	13.4	9.0
Female	Market Income	22.8	25.7	25.1	26.0
	Public Transfer	26.2	32.3	35.4	45.1
	Private Transfer	51.0	41.9	39.5	28.9

Note: The sample is limited to old “single-person” households because public and private transfers are identified only at household level.

Source: Household Income and Expenditure Survey(Statistics Korea), each year.

35) 정경희(2015)에서는 “건강한 노인이 자녀와 동거하지 않는 것이 좋다”는 노인의 가치관 변화도 주요 원인으로 강조하고 있다.

36) 표의 결과는 1인 가구를 형성한 65세 이상 인구로 한정하여 추정한 결과이다. 왜냐하면 공적이전소득과 사적 이전소득은 가구 수준에서 식별되기 때문에 2인 이상 가구에서는 각 개인에게 귀속되는 이전 소득의 액수가 식별되지 못한다.

연금이 노인 가구 형성에 기여한다면, 앞서 추정된 분가의 일반적인 추세를 일부 설명할 수 있을 것이다. 또한 공적 연금이나 기초연금의 경우 수급자의 선택을 통해 수급 여부와 액수가 정해지는 것이 아니기 때문에 취업 변수와 달리 분가와 공적 연금간에는 역 인과관계가 존재할 가능성이 희박하다. 따라서 공적연금은 고연령층의 소득과 협상력에 밀접하게 연계된 변수로서, 분가 결정에 대한 주요 설명변수로 활용할 수 있다고 판단된다. 다만 공적연금 등을 추가적인 설명변수로 활용하는데 상당한 자료의 제약이 따른다는 한계도 존재한다. 가계동향조사에서는 가구 소득의 한 항목으로 공적 연금과 기초 연금 수령액에 대한 정보를 제공하고 있기 때문에, 가구 내에 연금 수급 연령에 해당하는 구성원이 다수인 경우 누가 수급 대상인지 식별되지 않는 문제가 발생한다. 따라서 수급 여부 등의 변수를 개인 변수로 사용하려면 고연령층 인구가 1명인 가구로 표본을 제한하는 수밖에 없다.³⁷⁾ 그 결과 표본이 절반 정도로 줄어드는 문제가 발생하기 때문에, 분석 결과에 대해 신중한 해석이 필요할 것으로 판단된다.³⁸⁾

〈Table 13〉은 이와 같이 제한된 표본을 대상으로, 〈Table 9〉의 추정식에 공적연금과 기초연금 수급 여부를 추가하여 추정한 결과이다. 이 결과를 〈Table 9〉에 비교하면 학력, 연령 및 취업 변수의 역할이 크게 차이를 보이지 않기 때문에, 표본이 제약됨으로서 발생하는 편이는 우려했던 만큼 심각하지 않을 가능성이 높다. 한편 공적연금의 경우 그 수급 여부가 노인 가구 형성에 미치는 효과가 남녀에게서 반대로 나타나고 있어, 남성에게서는 노인 가구 형성을 억제시키는 것으로, 여성에게서는 촉진시키는 것으로 추정되었다. 이는 취업 변수와 유사한 양상으로, 고연령층 남성의 경우 공적 연금소득이 오히려 자녀 세대와의 동거를 유발하는 반면, 고연령층 여성은 분가를 유발하고 있다. 공적연금 수급여부는 상대적으로 안정적인 소득이 보장되던 직종에서 근무하였을 가능성 및 소득 수준이 높을 가능성도 반영하고 있기 때문에, 취업과 유사하게 가구 내에서의 협상력을 반영하고 있을 가능성이 높고, 이러한 협상력이 남녀의 분가에 반대로 작용하고 있다고 해석할 수 있다. 반면

37) 연령에 따라 수급자격이 결정되는 기초(노령)연금의 경우에는 이러한 제한이 수급 여부를 비교적 정확하게 판단하는 수단이 되지만, 국민연금이나 특수직역연금의 경우 65세 이전에도 은퇴하여 수급 자격을 얻을 수 있기 때문에 그 수급여부에 상대적으로 오차가 포함될 확률이 높다고 할 수 있다.

38) 이 표본의 기초통계량은 〈Appendix Table 3〉에 수록되어 있다.

기초 연금은 소득이 낮을수록 수급 비중과 액수가 증가한다는 점에서 공적 연금과 성격이 다르다고 할 수 있는데, 그 수급 여부도 공적연금과 달리 남녀 모두에게서 분가를 유발하는 방향으로 작용하고 있다. 다만 여성의 경우 그 통계적 유의성이 높지는 않은 것으로 나타났다.

〈Table 13〉 Effect of Pensions in the Choice of Old Population

	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
High school or more	.14 (.27) ²⁾	-.31 (.21)	.05 (.20)	-.39 (.23)*	.36 (.21)**	.04 (.18)
Age	.22 (.04) ⁺	.25 (.04) ⁺	.20 (.03) ⁺	-.01 (.02)	.02 (.02)	.06 (.02) ⁺
Age ²	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00)*	-.00 (.00)	-.01 (.00) ⁺	-.01 (.00) ⁺
Employed	-.37 (.29)	.48 (.22)**	-.26 (.20)	.44 (.18)**	.13 (.17)	.36 (.15)**
Public Pension ¹⁾	-.31 (.25)	-.79 (.21) ⁺	-.22 (.20)	.21 (.16)	.37 (.15)**	.47 (.14) ⁺
Basic Pension ¹⁾	1.08 (.28) ⁺	.44 (.21)**	.40 (.22)*	.23 (.14)	.51 (.14) ⁺	.04 (.17)
Log L	-225.8	-301.0	-321.5	-745.8	-741.2	-793.5
Obs	570	640	639	1,109	1,145	1,290

Note: 1) Pension variables are dummy variables indicating recipients.

2) The numbers in parentheses are the standard errors of the estimates.

(*) Significant at 10% level, (**) at 5% level, (+) at 1% level.

Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

이상의 결과를 종합할 때 노인 가구 형성에 있어서도 청년층과 유사하게 남성과 여성에게서 중요한 차이가 있음을 알 수 있다. 청년층의 경우 취업은 남성에게서 결혼을 촉진시키지만 여성에게서는 결혼을 억제하여 1인 가구의 빈도를 높이는 것으로 추정되었다. 고연령층에서의 경우 취업이나 공적연금 수급 등 가구 내에서의 협상력을 높이는 변수가 남성의 분가 확률을 낮추는 방향으로, 여성에게서는 분가 확률을 높이는 방향으로 작용한다는 결과가 얻어졌다. 즉, 고연령층 남성은 협상력이 높을수록 자녀세대와 동거할 확률이 높고, 여성은 그 반대라고 할 수 있다. 배우자가 있는 고연령층 부부의 경우에는 분가 결정이 남녀에 동일한 변화를 발생시키므로, 고연령층 남녀의 효과 차이는 대부분 배우자가 없는 고연령층의 선택을 반

영하는 것이라고 할 수 있다. 실제 고연령층 1인 가구의 경우 남성 보다는 여성에서 그 증가폭이 훨씬 크게 나타나고 있는데, 협상력 효과의 성별 격차가 1인 가구 증가 추세의 남녀별 차이를 일부 설명하고 있다고 판단된다.

IV. 요약 및 시사점

최근 1인 가구의 증가 양상은 성별 및 연령별로 다소 그 양상에 차이가 있는 것으로 나타났다. 25~34세 청년층의 경우, 만혼과 비혼으로 인한 결혼 지연이 1인 가구 증가에 기여하고 있는 반면, 65세 이상 고연령층에서는 자녀 세대와의 분가를 통한 노인 가구 증가 추세가 1인 가구의 증가를 반영하고 있다고 판단된다.³⁹⁾ 한편 1인 가구의 결정요인으로는 청년층과 고연령층에서 모두 경제적 자립도, 또는 가구내 협상력이 중요한 것으로 추정되었는데, 그 역할은 연령대 및 성별로 유의미한 차이를 보이는 것으로 추정되었다. 청년층의 경우 취업은 독립을 유발시키지만 여성의 결혼을 지연시켜 1인 가구 비중을 높이는 방향으로 작용하고, 고연령층의 경우 가구내 협상력이 높을수록 남성은 자녀세대와의 동거 확률을 높이는 방향으로, 여성에서는 그 반대 방향의 효과를 갖는 것으로 추정되었다.

일반적으로 가족들과 동거할 것인가, 아니면 독립하여 1인 가구를 형성할 것인가는 개인의 선택에 따른 문제이므로 정부의 개입이나 정책의 대상이 될 필요성은 높지 않다고 할 수 있다. 다만 최근 1인 가구가 상대적으로 빈곤에 처할 우려가 높다는 지적이 있음에 따라 1인 가구에 대한 정책적 관심이 높아졌다.⁴⁰⁾ 물론 이러한 관점도 중요하지만, 본 연구의 결과에 의하면 청년층의 1인 가구 증가는 결혼 지연에 의한 부수적 결과일 가능성이 높은 만큼, 만혼과 비혼이라는 보다 근본적인 이슈에도 초점을 맞출 필요가 있다고 판단된다. 청년층의 만혼과 비혼은 최근으로 올수록 사회·환경적인 요인에 의해 유발되는 경향이 강하기 때문에, 최근 저출산·고령화와 연계된 시각에서의 가족의 가치(value of family)가 지나치게 간과되고 있

39) 청년층의 경우 본 논문에서 자세히 다루지는 않았지만, 일부에서 지적되는 바와는 달리 최근 기러기 가구가 크게 증가하여 1인 가구가 증가하였다는 증거는 희박한 것으로 판단된다.

40) 1인 가구의 빈곤과 관련하여 김혜영·선보영·진미정·사공은희(2007), 차경욱(2007), 반정호(2012), 정지운·임병인·김주현(2014), 정경희(2015), 강은나·이민홍(2016), 김태완·최준영(2017) 등을 참조할 수 있다.

는 양상에 대한 효과적인 접근이 필요할 것으로 판단된다.⁴¹⁾

한편 최근 노인 가구 및 고연령층 1인 가구 증가의 배경에 연금이 경제적 자립도와 맞물려 유의한 역할을 하는 것으로 판단된다. 자녀로부터 부양받는 것에 비해 동일한 액수의 연금을 받는 것이 경제적 자립도를 높여 가구 내 협상력을 높일 가능성은 충분히 인정된다. 다만 이러한 협상력이 노인 가구 분가 가능성에 미치는 효과는 남녀별로 상이하여 여성의 노인 가구 및 1인 가구를 증가시켰다고 평가된다. 반면 저소득일수록 수급 비율과 수급액이 높은 기초연금의 경우 남녀 모두에게서 최근 노인 가구 및 1인 가구 증가에 기여하였을 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 최근으로 올수록 공적 연금과 기초 연금 등 고연령층에 대한 공적이전소득이 증가하는 추세라는 점에서, 사적 이전 소득이 공적 이전 소득으로 대체됨에 따른 가구 내 협상력 변화와, 이에 따른 가구 구조의 변화(분가) 가능성은 중요한 연구주제가 될 수 있을 것으로 판단된다. 만일 정부의 이전지출이 고연령층 1인 가구를 증가시킨다면, 이전지출의 불평등 완화 효과가 제약되는 결과도 발생할 수 있기 때문이다.

■ 참 고 문 헌

1. 강은나·이민홍, “우리나라 세대별 1인가구 현황과 정책과제,” 『보건복지포럼(2016. 4)』, 한국보건사회연구원, 2016, pp. 47-56.
(Translated in English) Kang, Eunna and Lee, Minhong, “Single-Person Households in SouthKorea and Their Policy Implications,” *Health and Welfare Policy Forum*(2016. 4), Korea Institute for Health and Social Affairs, 2016, pp. 47-56.
2. 김대일·이석배·황윤재, “가구구성과 소득불평등,” 『노동경제논집』, 제37권 제3호, 2014, pp. 1-44.
(Translated in English) Kim, Dae Il, Simon Sokbae Lee and Yoon-Jae Whan, “Household Formation and Income Inequality,” *Korean Journal of Labor Economic*, Vol. 37, No. 3, 2014, pp. 1-44.

41) 남국현·김대일(2016) 참조.

3. 김대일, “가구 구성의 불평등 완화 효과와 그 변화,” 『노동경제논집』, 제38권 제3호, 2015, pp. 23-51.
(Translated in English) Kim, Dae Il, “Inequality-Reducing Effect of Household Formation and Its Change,” *Korean Journal of Labor Economic*, Vol. 38, No. 3, 2015, pp. 23-51.
4. 김문길 · 김태완 · 박형준, 『인구구조 변화가 불평등에 미치는 영향에 대한 연구』, 연구보고서 2012-35, 한국보건사회연구원, 2012.
(Translated in English) Kim, Moon-kil, Tae-Wan Kim and Hyeongjohn Park, *The Effect of Population Structure Changes on Inequality*, Research Paper 2012-35, Korea Institute for Health and Social Affairs, 2012.
5. 김옥연 · 문영기, “가계 자산구조와 주택소유결정요인 분석 -보통가구와 1인 가구의 비교-,” 『주거환경』, 제9권 제1호, 2011, pp. 25-38.
(Translated in English) Kim, Ok-Yeon and Young-Ki Moon “Asset Portfolio of Households and Home-Ownership Determinants - A Comparison between the Normal and One Person Households,” *Journal of The Residential Environment Institute of Korea*, Vol. 9, No. 1, 2011, pp. 25-38.
6. 김태완 · 최준영, “청년의 빈곤 실태: 청년, 누가 가난한가,” 『보건복지포럼 (2017. 2)』, 한국보건사회연구원, 2017, pp. 6-19.
(Translated in English) Kim, Tae-Wan and Junyoung Choi, “Who is Poorer among Young People?,” *Health and Welfare Policy Forum (2017. 2)*, Korea Institute for Health and Social Affairs, 2017, pp. 6-19.
7. 김혜영 · 선보영 · 진미정 · 사공은희, 『비혼 1인 가구의 가족의식 및 생활실태조사』, 2007 연구보고서-10, 한국여성정책연구원, 2007.
(Translated in English) Kim, Hae Young, Bo Young Sun, Mijung Jin and Eu Hee Shagong, *Family Recognition and Life Condition of Non-Married Single-Person Households* 2007 Research paper-10, Korea Women’s Development Institute, 2007.
8. 남국현 · 김대일, “여성의 결혼과 출산의 결정요인 분석,” 『여성경제연구』, 제13집 제2호, 2016, pp. 25-52.
(Translated in English) Nam, Kuk Hyun and Dae Il Kim, “Analysis of the Determinants of Women’s Marriage and Fertility,” *The Journal of Women and Economics*, Vol. 13, No. 2, 2016, pp. 25-52.
9. 박기남, “생애과정 관점에서 본 여성의 돌봄 역할과 개인화 -국민연금제도와와의 관련성을 중심으로-,” 『페미니즘연구』, 제13권 제1호, 2013, pp. 47-91.
(Translated in English) Park, Ki Nam, “Women’s Care Role and Individualization from the Perspective of Life Course - Focusing on Relation of the National Public Pension,” *Issues in Feminism*, Vol. 13, No. 1, 2013, pp. 47-91.
10. 박경숙 · 김영혜 · 김현숙, “남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층, 성역할분리규범, 경제조정 의 우발적 결합,” 『한국인구학』, 제28권 제2호, 2005, pp. 33-62.
(Translated in English) Park, Keong-Suk, Young-Hye Kim and Hyun-Suk Kim, “Main Causes of Delayed Marriage among Korean Men and Women: Contingent Joins of Status Homogamy, Gender Role Divisions, and Economic Restructuring,” *Korea Journal of Population Studies*, Vol. 28, No. 2, 2005, pp. 33-62.

11. 박지혜 · 이순학 · 한승희, “1인 가구의 문화소비지출행태 분석,” Issue Paper 2015-376, 산업연구원, 2015.
(Translated in English) Park, Jihye, Sunhak Lee and Seung Hee Han, “Analysis of Cultural Expenditure Pattern of Sing-Person Households,” *Issue Paper 2015-376*, Korea Institute for Industrial Economics & Trade, 2015.
12. 반정호, “가구 구성방식의 다양화가 소득불평등에 미친 영향에 대한 연구,” 『사회복지정책』, 제 38권 제1호, 2011, pp. 85-111.
(Translated in English) Ban, Jung-ho, “The Effects of Household Composition Variety on Income Inequality,” *Social Welfare Policy*, Vol. 38, No. 1, 2011, pp.85-11.
13. _____, “1인 가구의 사회·경제적 특성과 변화,” 월간노동리뷰 2012-04, 한국노동연구원, 2012, pp.55-67.
(Translated in English) Ban, Jung-ho, “Socio-Economic Characteristics and Changes of Single-Person Households,” *Monthly Labor Review 2012-04*, Korea Labor Institute, 2012, pp. 55-67
14. 이삼식 · 신인철 · 조남훈 · 김희경 · 정운선 · 최은영 · 황나미 · 서문희 · 박세경 · 전광희 · 김정석 · 박수미 · 윤홍식 · 이성용 · 이인재, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 한국보건사회연구원 연구보고서 2005-30(2), 2005.
(Translated in English) Lee, Samsik, In Chol Shin, Nam Hoon Cho, Hee Kyong Kim, Yunsun Chung, Eun Young Choi, Nami Hwang, Moonhui Seo, Sekyung Park, Kwanghui Jeon, Cheong Seok Kim, Soomi Park, Hongsik Yoon, Seong Yong Lee and In Jae Lee, *Causes of Low Fertility and Policy Responses*, Korea Institute for Health and Social Affairs Research Paper 2005-30(2), 2005.
15. 전병유, “한국 사회에서의 소득불평등 심화와 동인에 관한 연구,” 『민주사회와 정책연구』, 통권 23호, 2013, pp.15-40.
(Translated in English) Cheon, Byung You, “Growing Inequality and its’ Drivers in Korea,” *Democratic Society and Policy Studies*, No. 23, 2013, pp.15-40.
16. 정경희, “노년기 독거 현황과 정책적 대응전략,” 보건·복지 Issue & Focus 제300호, 한국보건사회연구원, 2015.
(Translated in English) Chung, Kyunghee, “Current State of the Elderly Living Alone and a Policy Response,” *Health and Welfare Issue & Focus*, No. 300, Korea Institute for Health and Social Affairs, 2015.
17. 정지운 · 임병인 · 김주현, “가구원수 분화가 소득불평등에 미치는 영향에 관한 연구,” 『한국인구학』, 제37권 제2호, 2014, pp.71-90.
(Translated in English) Jung, Ji un, Byung In Lim and Ju-Hyun Kim, “A Study on the Effect of 1 or 2-membered Household on Total Income Inequality,” *Korea Journal of Population Studies*, Vol. 37, No. 2, 2014, pp.71-90.
18. 조주현 · 김주원, “1인 가구의 주택수요 특성에 관한 연구 - 서울시를 중심으로,” 『부동산학연구』, 제16집 제4호, 2010, pp.33-52.
(Translated in English) Cho, Joo Hyun and Ju Won Kim, “A Study on Characteristics of Housing Demand of Single-person Households - Focused on Seoul,” *The Journal of Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 16, No. 4, 2010, pp.33-52.

19. 차경욱, “남성 일인가구의 경제구조 분석 -연령 및 혼인상태에 따른 비교-,” 『한국가정관리학회지』, 제24권 제1호, 2007, pp.253-269.
(Translated in English) Cha, Kyung-Wook, “Economic Structure of Male One-Person Households - Comparison of Age and Marital Status,” *Journal of Korean Home Management Association*, Vol. 24, No. 1, 2007, pp.253-269.
20. Becker, Gary S., “A Theory of Social Interactions,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, 1974, pp.1063-1093.
21. Brandolini, Andrea, and Giovanni D'Alessio, “Household Structure and Income Inequality,” *Working paper series Child n. 6/2001*, Center for Household, Income, Labour and Demographic Economics, 2001, pp.1-49.
22. Burtless, Gary T., “Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the US Income Distribution,” *European Economic Review*, Vol. 43, No. 4-6, 1999, pp.853-865.
23. Lazear, Edward P., and Robert Michael, “Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income,” *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, March, 1980, pp.91-107.
24. Martin, Molly. A., “Family Structure and Income Inequality in Families with Children, 1976 to 2000,” *Demography*, Vol. 43, No. 3, 2006, pp.421-445.
25. Massey, Douglas S., *Categorically Unequal: The American Stratification System*, New York: Russell Sage Foundation, 2007.
26. Muellbauer, John, “Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children,” *The Economic Journal*, No. 87, September, 1977, pp.460-487.
27. Pollak, Robert A., and Terence J. Wales, “Demographic Variables in Demand Analysis,” *Econometrica*, Vol. 43, No. 3, November, 1981, pp.1533-1551.
28. Western Bruce, Bloome, Deirdre. and Christine Percheski, “Inequality among American Families with Children, 1975 to 2005,” *American Sociological Review*, Vol. 73, No. 6, 2008, pp.903-920.

〈부 록〉 가계동향조사에 대한 설명

본 연구에서 사용된 자료는 통계청의 가계동향조사 2006~15년 자료이다. 통계청의 가계동향조사는 2006년부터 1인 가구를 포함하여 매년 10,000여개의 가구를 대상으로 가구 및 가구원들에 대한 정보와 가구 소득 및 소비지출에 대한 변수를 조사하고 있다. 이 조사는 매월 이루어지지만, 본 연구에서 사용된 자료는 연간 자료를 평균한 연도별 자료이다. 가계동향조사에 포함된 가구원들의 정보는 가구주와의 관계, 성별, 연령, 학력, 취업 여부, 소득 등의 정보이다. 본 연구에서는 이러한 개별 가구원의 정보를 이용하여, 가구 자료인 가계동향조사를 개인별 자료로 전환시켜 사용한다. 다만 이와 같이 개인별 자료를 구축하는 과정에서 다음과 같은 점에 유의할 필요가 있다. 첫째, 가계동향조사에서 각 가구별로 가구원 수는 최대 10명까지 보고되고 있는데, 각 가구별로 가구원에 대한 정보는 최대 8명까지로 제한되어있다. 이에 따라 가구원수가 8명을 초과하는 경우, 가구원 일부에 대한 정보가 누락되는데, 이러한 사례는 2006~15년 기간 동안 가구 기준 총 15건, 정보가 누락된 개인 기준 17명이다. 2006~15년 기간 동안 각 년도에 포함된 개인 관측치 수가 25,000~36,000여명 수준인 점을 감안하면, 이 17명에 대한 누락은 심각한 통계적 문제를 유발하지는 않을 것이므로 무시해도 될 것으로 보인다. 둘째, 소득의 경우 기본적으로 가구 기준으로 정보가 제공된다. 따라서 개인별로 소득이 식별되기는 어려운데, 이로 인해 소득과 관련된 분석은 매우 제한될 수밖에 없다. 셋째, 가계동향조사에서는 가구 수준에서 가중치(weight)가 주어지는데, 이를 개인별 자료로 전환할 때 각 가구의 구성원에게 가구의 가중치를 개인 가중치로 부여하였다. 즉, 어떤 4인 가구의 가중치가 1이고 2인 가구의 가중치가 역시 1이라면 전체 가구 분포에서 두 가구가 동일한 확률로 관측된다는 의미이므로, 이를 개인별 자료로 전환시킬 때 4인 가구의 4인 구성원과 2인 가구의 2인 구성원 역시 동일한 확률로 관측되어야 하므로 6인 모두에게 1의 가중치를 부여하는 방식을 택하였다.

〈Appendix Table 1〉 Descriptive Statistics of the Young Population Sample

	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Age	29.9 (2.9)	30.3 (2.8)	30.0 (2.9)	29.8 (2.9)	30.0 (2.8)	30.1 (2.9)
2-Year College	.23 (.42)	.23 (.42)	.21 (.41)	.29 (.45)	.31 (.46)	.24 (.43)
4-Year College	.34 (.47)	.38 (.49)	.41 (.49)	.36 (.48)	.38 (.49)	.49 (.50)
Employed	.83 (.38)	.82 (.38)	.82 (.38)	.58 (.49)	.57 (.49)	.60 (.49)
Obs	1,923	1,560	1,196	2,329	1,894	1,441

Note: The numbers in parentheses are the standard deviations.

Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

〈Appendix Table 2〉 Descriptive Statistics of the Old Population Sample

	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Age	71.9 (5.3)	72.0 (5.3)	72.7 (5.6)	72.7 (5.8)	72.9 (5.9)	73.5 (5.9)
High school or more	.42 (.49)	.46 (.50)	.48 (.50)	.13 (.33)	.13 (.34)	.18 (.39)
Employed	.32 (.47)	.37 (.48)	.40 (.49)	.15 (.40)	.19 (.40)	.24 (.43)
Obs	1,297	1,571	1,702	1,850	2,089	2,371

Note: The numbers in parentheses are the standard deviations.

Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

〈Appendix Table 3〉 Descriptive Statistics of the Old Single-Person Household Sample

	Male			Female		
	2009	2012	2015	2009	2012	2015
Age	69.8 (5.0)	69.6 (4.7)	70.3 (5.2)	74.0 (5.8)	74.2 (6.2)	74.6 (6.0)
High school or more	.38 (.49)	.48 (.50)	.45 (.50)	.08 (.27)	.11 (.31)	.14 (.35)
Employed	.39 (.49)	.48 (.50)	.49 (.50)	.15 (.36)	.19 (.39)	.24 (.43)
Public Pension	.53 (.50)	.62 (.49)	.62 (.50)	.20 (.40)	.25 (.43)	.36 (.48)
Basic Pension	.48 (.50)	.46 (.50)	.58 (.49)	.73 (.45)	.73 (.44)	.81 (.39)
Obs	570	640	639	1,109	1,145	1,290

Note: The numbers in parentheses are the standard deviations.

Source: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), each year.

Gender and Age Patterns in the Recent Increase of Single-person Households*

Dae Il Kim**

Abstract

This paper shows that the recent increase of single-person households in the last decade has resulted from delayed marriage among the young population and stronger tendency for old people to live separately from their children. Factors such as working status and pension incomes have differing impacts on the decision to form a single-person household between men and women. Delayed marriage is more pronounced among working women, and public pensions have contributed in the increase of single-person households among old women. One potential policy implication is that the factors distorting the choice between work and family needs be removed to prevent inefficiently delayed marriages among the young population.

Key Words: single-person household, delayed marriage, branch family

JEL Classification: J0, J1

Received: Dec. 28, 2017. Revised: March 22, 2018. Accepted: April 27, 2018.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2016S1A5A2A01926089). I am very grateful to the two anonymous referees whose productive comments substantially improved the paper, and also to Wonsik Ko, Yeonju Baik, and Youngjae Hwang for their excellent research assistance. All remaining errors are mine.

** Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6364, e-mail: dikim@snu.ac.kr