

결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤상태와 공·사적소득이전의 역할*

윤 홍 식

(전북대학교)

[요 약]

본 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤상태를 분석하고 이에 대한 공·사적소득이전의 역할을 고찰하였다. 주요한 결과는 첫째, 결혼해체유형에 따라 여성의 주요한 인구사회학적 특성이 유의하게 차이가 나며, 둘째, 소득수준 및 빈곤상태에서 별거 및 이혼 여성의 소득수준이 사별여성에 비해 낮고, 빈곤상태는 두 집단이 유사하다는 것으로 조사되었다. 셋째, 가구소득 구성에 있어 결혼해체유형과 관계없이 근로소득이 가장 주요한 소득 원천이었으며 넷째, 소득이전의 빈곤감소효과는 사적소득이전이 결혼해체유형에 관계없이 가장 큰 것으로 나타났다. 다섯째, 로지스틱 회귀분석에서는, 사별여성의 빈곤지위에 관련이 있는 변수는 여성의 취업상태(상용직)와 공부조의 소득이전인 것으로 나타났으나, 사회보험과 사적소득이전의 경우 여성의 빈곤지위와 관계가 없는 것으로 나타났다. 특히, 사회보험이 사별여성의 빈곤지위와 관계가 없다는 결과는 한국사회에서 사회보험이 소득보장의 역할을 수행할 정도로 충분히 성숙하지 못한데 기인하는 것으로 추정할 수 있을 것이다. 결론적으로, 본 연구를 통해 결혼해체유형에 따라 여성의 소득수준과 빈곤 상태가 상이하 며, 이에 대한 공·사적소득이전의 역할 또한 차이가 있는 것으로 나타났다.

주제어: 결혼해체, 여성의 소득수준, 빈곤상태, 사회안전망, 소득이전.

1. 서 론

외환위기로 촉발된 경제위기는 한국사회에서 점증하는 결혼해체 양상을 가속화시켰음은 주지의 사실이다.¹⁾ 백년해로해야 한다는 결혼에 대한 믿음은, 보편적 사회가치로써 그 지위를 상실해 가고 있

* 본 연구는 2002년도 전북대학교 신입교수 연구지원비에 의해 연구되었음.

1) 외환위기 전인 1996년 전체 이혼건수가 79,895건에서 외환위기 1년 후인 1998년 무려 46.1%나 증가

으며, 결혼해체의 주된 원인은 사별에 의한 불가피한 상황이 아닌 이혼으로 그 양태가 변모되어 가고 있다. 이혼에 의한 모·부자가구의 형성비율은 미국과 비교했을 때 상대적으로 낮은 수준이지만, 1985년 8.4%에서 2000년 현재 세 배 이상 증가한 28.2%로 지속적으로 증가한 반면 사별에 의한 경우는 동기간 동안 74.6%에서 57.6%로 22.8% 감소하였다.²⁾(한국보건사회연구원, 2001). 더불어 결혼대비 이혼율³⁾은 1991년 11.8%에서 2002년 현재 47.4%로 불과 십 여 년 사이에 무려 네 배 이상 증가함으로써(통계청, 2002, [On-line]) 이혼으로 인한 결혼해체가 많은 사람들에게 불가피한 생애사건으로 자리매김 되어지고 있다.

결혼관계가 남녀간의 평생계약에서 한시적 관계로 전환되는 과정은, 필연적으로 남성(남편) 부양자와 피부양자인 여성(아내)과 아동으로 구성된 가부장제적 가족 형태와 기능의 유지를 불가능하게 했다. 이러한 변화는 전체 가구구성에서 여성가구주 가구 비율의 지속인 증가를 동반하여, 여성가구주 가구의 비율은 1980년 14.7%에서 2000년 현재 18.5%로 25.9% 증가했다(한국보건사회연구원, 2001). 또한 여성가구주 가구의 증가는 결혼해체의 부정적인 경제적 영향으로 인해 빈곤층의 절대다수의 여성화라는 사회적 문제를 야기하고 있다. 김영란(1998)의 연구에 의하면 주 소득원인 남성배우자를 잃음으로써 여성가구주 가구의 87% 가량이 경제적 어려움에 처하는 것으로 나타났다. 더 나아가, 여성가구주 가구의 절반에 가까운 43.7%가 장기적인 빈곤상태에 있는 것으로 조사되었다(금재호, 2001). 결혼해체로 인한 여성가구주 가구의 증가는 단순히 가족형태의 변화라는 인구사회학적 특성의 변화뿐만 아니라, 여성자신의 빈곤화는 물론이고 해당 가구의 빈곤화를 동반함으로써 심각한 사회적 문제를 야기하고 있다.

그러나 문제는, 결혼해체라는 가족구조의 변화자체이기보다 한국사회가 결혼해체의 현상으로 야기되는 빈곤의 여성화라는 문제에 대해 그 책임을 방기하고 있다는 것이다. 예를 들어, 여성가구주 가구의 빈곤문제에 대한 스웨덴과 미국의 사회안전망의 대응을 대비해서 살펴보면, 공적소득이전의 효과를 고려하기 전 여성가구주 가구의 빈곤율은 미국의 경우 53.0%로 스웨덴의 40.0%의 1.3배인 것으로 조사되었다(Christopher, 2001).⁴⁾ 그러나 공적소득이전 후 빈곤율은 미국과 스웨덴의 경우 각각 45.4%와 4.4%로 그 차이가 무려 열 배 이상으로 증가한 것으로 나타났다. 이는 결혼해체로 야기되는 빈곤의 여성화의 정도가 해당 국가의 사회안전망의 대응방식과 깊은 연관성을 가지고 있음을 보여주

한 116,727건으로 나타났으며(통계청, 2002). 전체이혼사유 중 경제적 문제가 차지하는 비율은 외환위기 이전인 1996년 불과 2.8%에서, 외환위기 다음 해인 1998년에 7.7%, 2001년 15.6%로 1996년과 2001년을 비교했을 때 무려 5.5배 이상 증가했음을 보여주고 있다(통계청, 2001).

- 2) 미국의 경우 미혼모를 제외했을 때 편모가구 형성의 89%가 이혼 또는 별거에 의해 형성되는 반면 사별에 의한 경우는 11%에 불과하다(Lino, 1995).
- 3) 본 논문에서 언급하는 결혼대비 이혼율은 당해연도 총 이혼건수를 총 혼인건수로 나눈 후 100을 곱해서 얻은 수치이다. 결혼대비 이혼율이 47.4%라고 해서 결혼한 두 쌍 중에 한 쌍이 이혼한다라고 하는 것은 논리적 비약일 수 있다. 왜냐하면 결혼대비 이혼율은 현재 결혼한 부부가 이혼할 가능성(확률)을 나타내는 것이 아니기 때문이다.
- 4) 빈곤상태는 국가간 비교의 편의를 위해 각각 가구증위가처분소득(median disposable family income)의 50%보다 낮은 경우 빈곤상태(poverty status)로 규정하였으며, 미국의 경우 94년도 자료를 이용하였고 스웨덴의 경우 95년도 자료를 이용하였다(Christopher, 2001). 소득이전과 조세효과 이전의 빈곤율은 Christopher의 <표 1>과 <표 5>를 근거로 추정하였다.

는 실증적 예라 할 수 있다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본 연구는 결혼해체(별거, 이혼, 사별)를 경험한 여성의 빈곤실태를 분석하고 이에 대한 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 역할을 고찰하고자 한다. 구체적으로는 첫째, 결혼해체를 경험한 여성의 인구사회학적 특성을 결혼해체 유형에 따라 살펴보고, 둘째, 소득 대 욕구비율로(the income-to-needs ratio)⁵⁾ 측정된 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 가구소득구성 등을 고찰하고자 한다. 세 번째로는 공격소득이전과 사적소득이전의 빈곤감소효과를 살펴보고자 한다. 특히 공·사적소득이전의 빈곤감소효과를 결혼해체유형에 따라 분석하고자 하는 이유는 여성의 결혼해체유형에 따라 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 역할이 상이할 것이라는 가정에 근거한 것이다. 예를 들어, 사별을 경험한 여성의 경우 비록 현재 수급범위가 제한적이기는 하지만 국민연금 제도하의 유족연금의 형태로 일정정도 소득보장이 이루어질 가능성이 있는 반면, 이혼 및 별거를 경험한 여성의 경우 결혼해체로 인한 소득수준의 저하를 사회보험의 형태로 보존 받기란 현실적으로 어렵기 때문이다.⁶⁾ 마지막으로 여성의 빈곤지위와 인구사회학적 변수 및 소득이전변수와의 관계를 고찰함으로써 결혼해체를 경험한 여성과 그 가구에 대한 복지정책의 함의를 논하고자 한다.

2. 선행연구 검토

결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 사회안전망의 역할에 대한 선행연구의 검토는 제한적인 범위에서 이루어졌다. 첫째, 선행연구의 주된 대상이 주로 저소득 여성가구주 가구에 집중됨으로써 결혼해체를 경험한 전체 여성과 그 가구의 소득수준을 이해하는데 불충분했다는 점이다(신화용, 1995; 김미숙 외, 2000; 박경숙, 2001; 옥선화 외, 2001; 조희선, 1998; 김미숙 외, 2000). 둘째, 결혼해체 유형에 따라 여성가구주 가구의 소득수준에 차이가 있음에도, 선행연구에서는 여성가구주 가구를 단순히 양부모가구 또는 부자가구와 비교하는데 그치고 있다는 점이다.⁷⁾(변화순 외, 2002; 주인

5) 소득 대 욕구비율은 가구의 총소득을 가구원수에 해당하는 최저생계비(미국의 경우 공식적인 빈곤선)로 나눈 값이다. 예를 들면, 갑(甲)이라는 여성가구주 가구의 가구소득이 월 백만 원이고 가구 구성은 모와 한 명의 미성년 자녀로 구성되었을 경우 갑 가구의 월 소득을 보건복지부(2002)가 고시한 2003년도 2인 가족의 최저생계비는 589,219원으로 나눈 값인 1.70이 갑 가구의 소득-욕구 비율이 되는 것이다. 즉, 갑 가구의 소득 수준은 2003년도 최저생계비보다 1.7배 높은 수준이라고 이야기할 수 있다.

6) 이혼한 여성의 경우 국민연금법 제57조 2항에 의거 분할연금을 수급할 수 있는데, 분할연금은 노령연금수급대상자와 이혼한 배우자로서, 결혼생활을 5년 이상 한 경우 연금수급자가(전 배우자가) 60세가 되었을 때 혼인기간에 해당하는 노령연금을 이혼한 배우자에게 균등하게 지급하는 연금제이다(국민연금관리공단, [On-line], 최성재, 장인협, 2002). 그러나, 분할연금은 이혼이라는 현재적 사건에 대한 소득 보장정책이기보다는 이혼한 대상자의 노후생활 보장과 관련이 있는 제도로서 이혼 등으로 인해 발생하는 현재적 문제에 대한 대응책이라고 보기 어렵다.

7) 변화순 외(2002)의 연구에서는 가족유형에 따른 생활실태를 고찰하였는데 이는 부부증심가족, 한부모가족, 노인가구, 청장년1인 가구, 소년소녀가장가구로 나누어 가족유형별 특징에 대해 고찰하였다. 다만 김미숙 외(2000, pp. 115-119)의 연구에서 '편부모의 결혼상태 및 편부모 기간'과 '인구사회학적 특성에 따른 결혼상태' 등에서 보여주듯 편모가구의 형성유형에 따른 단편적인 연구가 있을 뿐

숙, 1998). 예를 들어, 미국의 경우를 보면 결혼해체 당시 소득 대 욕구비율로 측정한 여성의 소득수준은 결혼해체유형에 따라 상이하게 나타나는 것으로 분석되었다(Ozawa and Hong, 2000). 셋째, 여성 가구주 가구의 빈곤문제에 대한 사회안전망의 역할을 고찰하는데 있어 사회안전망의 빈곤감소효과를 경험적으로 분석하기보다는 주로 제도의 소개에 집중하고 있다는 것이다(박경숙, 2001; 조희선, 1998). 예를 들어, 조희선(1998)의 연구를 보면 저소득 여성가구주 가구의 생활실태와 정책·제도의 특징 등을 제시하는데 그치고 있다.

이러한 제한점을 염두에 두고 본 연구에서는 여성가구주의 인구사회학적특성, 여성가구주 가구의 형성유형, 가구의 소득수준, 빈곤실태, 소득구성 등을 중심으로 선행연구의 결과를 고찰하고자 한다. 먼저, 여성가구주의 인구사회학적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 여성가구주의 평균연령은 대략 40세 정도인 것으로 조사되었다. 교육수준은 보건복지부의 1989년도 조사에 의하면 중졸이하가 전체의 84.9%인 것으로 조사되었다(1990, 이혜경·최은영, 1997에서 재인용). 박영란·장철희(1999)의 연구에서도 고졸이하의 저학력자가 54.6%로 조사되어 대다수의 여성가구주가 저학력자인 것으로 나타났다. 여성가구주 가구의 형성원인은 미국의 경우와 달리 사별로 인한 경우가 대부분인 것으로 나타났다. 통계청(2001) 조사에 의하면 여성가구주 가구 중 배우자가 있는 경우를 제외하면 2000년 현재 여성 가구주의 혼인상태가 사별인 경우가 60.5%, 이혼인 경우가 13.9%로 나타나 사별이 가장 주요한 형성 원인으로 조사되었다.⁸⁾ 그러나, 저소득 여성가구주 가구로 그 대상을 제한하면 결혼해체의 유형은 사별(43.3%)과 이혼(43.7%)이 비슷한 비중인 것으로 나타났다(보건복지부, 1999a). 옥선화 외(2001)⁹⁾의 연구에서도 저소득 여성가구주가 된 원인으로 사별에 의한 경우와 이혼에 의한 경우가 각각 20.7%와 26.1%로 큰 차이를 보이지 않았다.

둘째, 여성가구주 가구의 소득수준을 살펴보면, 대부분의 연구에서 공통적으로 지적되고 있듯이 대다수의 여성이 여성가구주가 된 이후 심각한 경제적 어려움에 직면하고 있는 것으로 나타났다(변화순 외, 2002; 김영란, 1998; 옥선화 외, 2001; 문현숙·김득성, 2000). 옥선화 외(2001)의 조사에 의하면 약 60%에 가까운 여성이 여성가구주가 된 이후에 경제적 어려움에 직면하고 있는 것으로 조사되었다. 보건사회연구원의 조사에서도 저소득 여성가구주 가구의 70% 이상이 여성가구주 가구로 변화함에 따라 경제적으로 어려워졌다고 응답했다(김미숙 외, 2000; 김승권 외, 2001). 빈곤실태를 보면, 전체가구 중 여성가구주 가구의 비율은 1999년 현재 16.5%인 반면 빈곤가구 중 여성가구주 가구의 비율은 그 두 배에 가까운 26.9%로 나타나 여성빈곤의 심각성을 보여주고 있다(류정순, 2001). 이러한 결과는 1970년 여성가구주 가구 중 빈곤가구의 비율이 15.0% 수준이었던 것과 비교했을 때(박순일,

이다.

- 8) 유배우를 포함시키거나 또는 제외할 경우 통계적으로 상반되는 문제점을 노정할 수 있는데, 먼저 별거로 인한 여성가구주 가구가 수치에 포함되지 않게 되는 경우가 발생하고, 다음으로는 유배우자를 포함시켰을 경우 배우자가 장애나 실업 등으로 인해 경제적 능력을 상실해서 여성이 가구주가 된 경우가 포함되는 문제점이 발생하게 된다.
- 9) 옥선화 외(2001)의 연구는 그 대상을 서울 및 수도권에 거주하는 첫 자녀가 초, 중, 고등학교에 재학중이며 단순노무직이나 판매직 등에 취업하고 있거나 구직활동을 하고 있는 여성가구주를 대상으로 조사한 것이므로 앞선 보건복지부와 김미숙 외의 조사결과와 차이가 존재한다고 추정할 수 있다.

1994) 빈곤의 여성화가 여타 서구사회와 마찬가지로 한국사회에서도 지속적으로 진행되고 있다는 선행연구의 주장을 뒷받침하고 있다(김영란, 1999, 1998; 이해경·최은영, 1997).

그러나 여성가구주 가구의 빈곤실태를 포함한 소득수준을 분석한 선행연구에 대해 몇 가지 측면에서 주요한 한계점을 지적할 수 있다. 첫째 여성가구주 가구를 동질적인 집단으로 간주해 여성가구주 가구의 소득수준 및 빈곤실태를 고찰했다는 것이다. 여성가구주 가구의 소득수준 및 빈곤실태가 여성가구주 가구의 형성유형과 같은 인구사회학적 특성에 따라 상이하게 나타날 가능성에 주목하지 못했다는 지적이다. 둘째, 여성가구주 가구의 소득수준 및 빈곤실태를 파악하는데 있어 명목소득을 중심으로 파악함으로써 가구규모의 차이를 고려하지 못했다. 실제로 한 가구의 경제적 수준은 가계수입의 규모와도 관련이 있지만, 얼마나 많은 가구 원이 제한된 가계수입으로 생계를 유지하고 있는가에 따라 해당 가구의 경제수준은 달라질 수 있기 때문이다. 주인숙(1998)의 연구를 보면 여성가구주 가구의 연평균 수입이 13,884천 원 정도로 조사되었다. 이러한 가구의 명목소득은 가구의 소득규모를 고찰하는 데는 유용한 정보이다. 그러나 해당 가구의 실제적 경제수준을 분석하기에는 적절하지 않다. 같은 수준의 명목소득이라 할지라도 가구원수가 모와 두 명의 자녀로 구성된 3인 가구와 모와 세 명의 자녀로 구성된 4인 가구의 경우 각각 상이한 경제적 수준을 나타내기 때문이다. 보건복지부(1999b)가 추정한 가계균등화지수¹⁰⁾에 근거해 산출하면 3인 가구의 경우 4인 가구의 연간총수입의 79.5%만으로도 4인 가구와 동일한 경제적 수준을 유지할 수 있기 때문이다. 이와 같이 명목가구소득이 가지고 있는 한계 때문에 외국의 연구에서는 가구소득수준을 측정할 때 명목가구소득(family income)과 함께 일인당 가구소득(per capita family income), 소득 대 욕구비율(the income-to-needs ratio) 등을 함께 사용하고 있다(Bartfeld, 1998; Bianchi, 1991; Duncan and Hoffman, 1985; Holden and Smock, 1991; Ozawa and Yoon, 2003; Smock, 1993; Sorensen, 1991). 본 연구에서는 여성의 소득수준 및 빈곤실태를 파악하는데 소득 대 욕구비율을 사용함으로써 선행연구에서 주로 사용한 명목가구소득의 제한성을 보완하고자 했다.

셋째, 접근 가능한 종단적 자료의 부재로 인해 양부모가구에서 여성가구주 가구로 변화함에 따라 발생하는 소득수준의 변화 정도를 측정할 수 없었다는 점이다. 여성가구주 가구의 경제적 수준을 단순히 양부모가구와 비교함으로써, 상대적으로 결혼해체를 통해 발생하는 여성가구주 가구의 소득수준의 저하를 과대평가할 가능성이 존재하기 때문이다.¹¹⁾ 외국의 연구를 살펴보면, 이혼으로 형성된 여성가구주 가구의 소득수준은 결혼을 유지하고 있는 가구와 비교했을 때 이혼 전에(결혼을 유지하고 있던 상태에서) 이미 절대적 소득수준에서 결혼을 유지하고 있는 가구보다 낮은 것으로 나타났다(Weiss, 1984; McLanahan and Booth, 1989; Ozawa and Yoon, 2003). 그러므로 여성가구주 가구의

10) 보건복지부(1999b)에서 2000년 최저생계비 계측을 위해 발표한 가계균등화지수에 의하면, 4인 가구를 1이라고 했을 때 1인 가구의 가계균등화지수는 0.349, 2인 가구 0.578, 3인 가구 0.795, 5인 가구 1.137, 6인 가구 1.283으로 추정되었다.

11) 김미숙 외(2000), 문현숙과 김득성(2000) 등의 연구에서 결혼해체를 전후로 한 경제적 여건의 변화에 대해 살펴보고 있으나 그 사례의 수가 매우 적고(13사례)(문현숙·김득성, 2000), 단순히 경제적 상황의 개선 또는 악화에 대한 응답(김미숙 외, 2000; 문현숙·김득성, 2000)을 하고 있어 객관적으로 결혼해체로 인한 소득감소를 측정했다고 볼 수 없다.

경제적 수준을 횡단면적으로 파악하는 것은 여성가구주 가구의 소득수준이나 빈곤상태를 부자가구나 양부모가구와 비교할 때는 유의미하나 결혼해체로 인해 발생하는 여성가구주 가구의 소득수준 및 빈곤상태의 변화를 파악하기에는 부적절하다. 그러나 이는 개별 연구자의 문제이기보다는 자료의 제한성으로 인한 연구 외적 한계로, 적합한 종단적 자료가 제공되지 않는 한 당분간 그 대안을 찾기 힘들다는데 현실적 어려움이 있다.

마지막으로, 여성가구주 가구의 소득구성을 살펴보면, 가구 외부로부터의 이전소득의 비중이 49%로 가장 큰 비중을 차지했고, 그 다음으로 근로소득 28%, 사업·부업소득 19%순으로 나타났다(주인숙, 1998). 반면 일반부부가구의 경우 근로소득이 60%로 가장 큰 비중을 차지하고, 사업·부업소득은 33% 여성가구주 가구에게 가장 주요한 소득원천인 이전소득은 2%에 불과했다. 박영란과 강철희(1999)의 연구도 유사한 결과를 보여주는데, 시설 및 재가 여성가구주 가구의 경우 정부로부터의 소득이전이 가구소득 구성에서 중요한 비중을 차지하고 있는 나타났다. 그러나 주인숙(1998)의 연구에서는 공적소득이전과 사적소득이전을 구분해서 고찰하지 않음으로 인해 각각의 소득이전의 역할을 독립적으로 파악하기 힘들었고, 박영란과 강철희(1999)의 연구 경우 사적소득이전을 고려하지 않음으로써 전체적인 소득이전의 역할이 과소평가될 가능성이 존재한다.

정리하면, 선행연구에서 여성가구주 가구의 소득수준 및 빈곤상태를 분석하는데 있어 저소득 여성가구주 가구에 집중하고, 여성가구주 가구 집단내의 다양성이 반영되지 못했다는 점이다. 소득수준 및 빈곤상태의 측정에 있어서도 명목소득을 사용함으로써 가구규모의 차이에서 오는 규모의 경제(the economy of scale)의 차이를 고려하지 못했다. 또한 여성가구주 가구의 빈곤상태는 스웨덴과 미국의 예에서 보듯 사회안전망의 역할과 주요한 연관성이 있음에도 불구하고, 이에 대한 경험적 분석이 선행연구에서 충분히 이루어지지 못했다. 이러한 선행연구에 대한 문제의식을 바탕으로, 본 연구는 여성가구주 가구의 주요한 인구사회학적 특성 중에 하나인 결혼해체 유형에 따른 여성의 소득수준 및 빈곤상태와 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 역할에 대해 검토하였다. 특히, 결혼해체가 급증하고 있는 최근의 상황을 고려한다면 본 연구를 통해 얻어질 경험적 결과는 여성가구주 가구에 대한 소득보장 및 빈곤감소 정책에 유의미한 함의를 전달할 수 있을 것으로 기대한다.

3. 연구방법

1) 자료와 표본

본 연구에서 사용한 원 자료는 제4차년도 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)이다. 한국노동패널조사는 1998년 제1차년도 자료를 수집한 이후 4차년도 2001년까지 접근이 가능한 자료로, 한국노동연구원에서 매년 1회 5,000여 가구에 대해 개인과 가구에 대한 소득, 고용상태 및 직업훈련 등 노동시장 관련 정보, 가구 및 개인의 인구사회학적 특성에 관한 정보를

수룩하고 있는 한국의 대표적 종단적(longitudinal) 자료이다(한국노동패널, [On-line]). 특히, 본 연구에서 횡단적 분석을 수행함에도 불구하고 한국노동패널조사 자료를 사용하는 이유는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 먼저, 한국노동패널조사는 도시가계조사에서는 누락된 1인 가구에 대한 정보를 포함하고 있다는 점에서 도시가계조사와 구별되는 장점이 있기 때문이다. 결혼해체를 경험한 여성의 경우 1인 가구를 구성할 가능성이 높음에도(김영화·조희금, 2002)¹²⁾ 불구하고 기존의 도시가계조사를 사용할 경우 이들 배제된 분석이 되기 때문이다. 둘째, 자료수집의 대상지역이 도시지역으로 한정된 단점이 있지만, 한국노동패널조사는 제주도를 제외한 전국을 대상으로 자료를 수집함으로써(한국노동패널, [On-line]) 분석결과에 대한 일반화가 상대적으로 용이한 장점이 있다. 실제로 여성가구주 가구를 대상으로 한 연구에서, 개별연구자가 수집한 자료는 그 표본수가 많을 수 있으나(인구주택 총조사의 표본조사구에 근거하지 않아) 전국적 특성을 반영하지 못하여 연구결과의 일반화에 보다 큰 장애가 있기 때문이다. 더불어, 비교적 최근의 자료를 이용할 수 있다는 한국노동패널자료의 장점도 고려되었다. 본 연구의 표본으로는 제4차 년도 자료에서 18세 이상의 성인남녀로 제1차 년도부터 조사된 10,194명과 2001년에 새로 추가된 249명 중 2001년 결혼상태가 별거, 이혼, 사별인 여성과 연령이 65세 이하의 비노인 여성가구주를 대상으로 하였다. 이중 사별의 경우가 233사례이고, 이혼과 별거가 79사례로 나타나 총 표본 수는 312사례이다.¹³⁾

2) 분석방법

본 연구의 목적은 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태를 해체유형에 따라 살펴보고, 이에 대한 사회안전망으로써 공·사적소득이전¹⁴⁾의 역할을 고찰하는 것이다. 본 연구의 대상은 결혼해체를 경험한 여성이고 소득수준 및 빈곤실태에 대한 분석단위는 해당 여성의 가구소득을 사용하였

12) 2000년 통계청의 인구 주택총조사에 의하면 이혼을 했을 경우 단독가구를 구성하는 비율이 1996년에 비해 무려 116.8% 증가한 것으로 나타났다(김영화·조희금, 2002).

13) 노동패널이 제주도를 제외한 전국을 단위로 수집된 자료임에도 불구하고 비노인 여성가구주 중 이혼 또는 별거를 경험한 여성이 79사례에 그치고 있는 것은 이혼/별거로 인한 결혼해체가 최근의 현상이기 때문인 것으로 추정된다. 다시 말해 높은 이혼율이 70년대부터 누적되었던 서구와 달리 우리나라의 경우 최근 몇 년간에 급격히 증가했기 때문에 이혼/별거가구의 절대적 수치는 상대적으로 적을 수 있다. 또한 노동패널조사는 “1995년 인구주택 총조사의 10% 표본 조사구(전국 21,675 조사구)를 모집단으로” 하고 있기 때문에 우리나라의 인구사회학적 특성을 충실히 반영하고 있어(노동연구원, [On-line]), 노동패널에서 표본을 추출한 본 연구의 자료 또한 이를 반영하고 있다고 볼 수 있을 것이다.

14) 본 연구에서 소득이전은 공적소득이전과 사적소득이전을 의미한다. 공적소득이전은 사회보험 수급액수와 공공부조(정부부조)를 포함하고 있고, 이중 사회보험이란 국민연금, 특수직연금(공무원, 군인, 사립학교교직원), 산재보험, 보훈연금, 실업급여를 의미하며 공공부조는 생활비나 교육비의 명목 등 정부로부터 대가없이 지급 받은 일체의 소득을 의미한다. 다음으로, 사적이전 소득은 생활비 또는 교육비등을 사회단체, 친척, 친지, 사적 보험금, 퇴직금, 공적기관이 아닌 기관으로부터 받는 일체의 소득이전으로 정의한다. 사회보험, 공공부조(정부부조), 사적소득이전을 통합적으로 언급할 때 소득이전이라는 개념을 사용하였고 이러한 소득이전의 개념에는 현물이전을 제외한 현금이전만을 소득이전의 범주에 포함시켰다.

다.15) 이를 위한 분석 방법으로는 기술통계와 추론통계를 함께 사용하였다.

(1) 기술통계

기술통계의 내용은 먼저 여성의 인구나사회학적 특성을 결혼해체 유형에 따라 살펴보았다. 결혼해체 유형은 별거 및 이혼을 경험한 여성과 사별을 경험한 여성으로 나누어 분석하였다. 결혼해체유형을 두 집단으로 나눈 이유는 별거 및 이혼에 의한 결혼해체는 상대적으로 당사자의 자의성이 강한 반면 사별에 의한 결혼해체는 당사자의 의지와 무관하게 불가피하게 발생하기 때문이다.16) 구체적으로 결혼해체 유형에 따른 인구나사회학적 특성은 교육수준, 취업상태, 연령, 가구원 수를 고찰하였다. 더불어, 두 집단(별거 및 이혼과 사별)간의 인구나사회학적 특성의 차이를 통계적으로 관측하기 위해 카이 자승 검정(chi-square)과 t-검증을 사용했다. 두 번째로는 결혼해체 유형에 따른 여성의 소득수준과 빈곤실태를 살펴보기 위해, 먼저 소득 대 욕구비율을 살펴봄으로써 소득수준 일반에 대해 고찰하고, 다음으로 빈곤실태를 살펴보았다. 빈곤실태를 분석함에 있어 빈곤지위(the poverty status)를 어떻게 규정할 것인가가 주요한 문제로 부각되는데 본 연구에서는 가구소득이 최저생계비(소득 대 욕구비율이 1.0인 경우) 이하일 경우 빈곤가구로 규정하였다. 더 나아가 최저생계비 125% 이하인 경우와 150% 이하인 경우도 분석하여 빈곤선(최저생계비) 이하의 절대빈곤층에 대한 파악뿐만 아니라 차상위 빈곤층의 규모도 측정하였다. 세 번째는, 개별소득이전인 가구소득에서 차지하는 비중을 분석하기 위해 가구소득 구성을 살펴보았다. 가구소득구성은 근로소득, 부동산과 동산소득을 포함한 자산소득, 공적소득이전으로 공공부조(정부보조)와 사회보험, 사적소득이전, 기타소득 순으로 고찰하였다. 네 번째는, 사회안전망의 역할을 고찰하기 위해 공·사적소득이전의 빈곤감소 효과를 여성의 결혼해체유형에 따라 분석하였다. 사회안전망의 역할에 대한 고찰은 다섯 단계로 나누어 고찰하였다. 첫 번째 단계에서는 가구 외부로부터의 모든 소득이전을 제외한 순 가구소득을 기준으로 빈곤율을 측정하여 이후 개별 소득이전으로 인한 빈곤감소효과를 분석할 수 있게 하였다. 두 번째 단계에서 네 번째 단계까지는 첫 번째 단

15) 분석대상을 여성가주로 하고 소득수준 및 빈곤실태를 분석하는데 있어 가구소득을 분석단위로 사용한 이유는 소득과 소비와 같은 경제활동 단위가 가구이기 때문이다. 즉, 가구 원은 가구 원의 복지를 위해 가구가 얻은 소득을 공동으로 소비한다는 가정에 근거한 것이다(개인을 분석대상으로 한다고 해서 소득수준 및 빈곤실태를 개인단위로 분석하는데는 무리가 있다. 왜냐하면, 개인소득을 가구소득으로 분명하게 분리하기가 어렵기 때문이다. 예를 들어, 아동의 빈곤실태를 분석할 경우 분석대상은 아동이고, 빈곤실태를 측정하기 위한 소득단위는 해당 아동이 속한 가구소득을 단위로 분석해야 하는 것이다. 실제로 경제능력이 없는 아동 자신의 소득은 전무하기 때문에 아동 개인소득을 단위로 분석하는 것은 무의미하다). 물론 가구 원간에 소득과 소비활동이 균등하게 이루어지고 있는가에 대해서는 문제제기가 가능하나 가구 내 경제생활의 형평성의 문제는 본 연구의 대상의 아니므로 논외로 하고자 한다.

16) 별거가 이혼과 같은 법률적 관계의 단절을 의미하지는 않으나, 외국의 연구에서는 별거가 이혼과 같이 부부관계를 유지한다고 보기 어렵기 때문에 이혼과 별거를 한 변수로 묶어 결혼해체의 경제적 효과를 분석한 경우도 있고(Duncan and Hoffman, 1985; Weiss, 1984) 다른 연구에서는 별거 여성과 이혼여성간의 결혼해체 후 소득수준의 차이에 주목해 두 집단을 분리해서 분석하고 있는 경우도 있다(Ozawa and Hong, 2000; Peterson, 1989). 즉, 결혼해체 유형 중 별거와 이혼을 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태에 대한 차이에 대한 연구에서 일지된 연구결과를 찾아보기 힘들다.

계의 순 가구소득에 사적소득이전, 공공부조, 사회보험을 각각 추가하였을 때의 빈곤감소 효과를 분석하였다. 마지막 다섯 번째 단계는 첫 번째 단계에 모든 소득이전을 추가했을 때의 빈곤감소효과를 분석하였다.

(2) 로지스틱(Logistic) 다중회귀분석

추론통계방법으로는 로지스틱 회귀분석을 통해 두 개의 모형을 분석하였다(별거·이혼모형, 사별모형). 종속변수는 두 모형 모두 같은 변수를 사용하였는데 여성이 속한 가구의 소득 대 욕구비율 이 1.0 이하이면 빈곤상태(1)로 규정하고 1.0 이상이면 빈곤하지 않은 것으로 분류하였다(0). 독립변수 역시 두 모형에서 동일하게 사용되었다. 연령은 연속변수이고, 교육수준은 고등학교졸업자 이상(0)을 준거집단으로 고등학교졸업(1) 이하를 가변수로 사용하였다. 취업상태는 비취업 상태(0)를 준거집단으로, 상용직 고용(1), 가족노동 및 일용고용을 포함한 임시고용(1), 고용주 및 자영업(1) 등으로 분리하여 고찰하였다. 교육수준과 취업상태를 독립변수로 사용한 근거는 인적자본을 대표하는 변수로서 교육수준과 여성의 취업상태가 소득수준과 유의한 상관관계를 가지고 있기 때문이다(김교성, 2002; Becker, 1993, 1991; Ozawa and Yoon, 2003). 가구원 수는 연속변수이다. 가구원 수를 독립변수로 사용한 이유는 종속변수인 빈곤상태가 소득 대 욕구비율을 기준으로 구분되었기 때문이다. 소득 대 욕구비율이 가구소득을 해당 가구의 가구원 수에 따른 최저생계비로 나눈 것이므로, 가구원 수가 많을 수록 소득 대 욕구비율의 분모가 커져 해당가구의 소득 대 욕구비율로 측정된 소득수준이 저하되기 때문에 가구원 수를 통제할 필요성이 제기되는 것이다. 마지막으로 각각의 소득이전의 빈곤감소효과를 고찰하기 위해 공·사적소득이전규모를 독립변수로 사용하였다.

4. 분석결과

1) 인구사회학적 특성

<표 1>은 결혼해체를 경험한 여성의 인구사회학적 특성을 결혼해체유형에 따라 분석한 결과를 제시하고 있다. 먼저 교육수준은 결혼해체 유형과 관계없이 고졸이하의 저학력자가 다수인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 결혼해체를 경험한 대다수의 여성이 저학력자로 조사되었던 선행연구 결과를 지지하고 있는 것이다(박영란·강철희, 1999; 이해경·최은영, 1997). 그러나 사별여성의 경우 절대다수인 84.6%가 고졸이하의 학력자인 것으로 조사된 반면 별거 및 이혼여성의 경우 고졸이하의 학력자는 사별여성의 2/3 수준인 58.2%로 나타났다($\chi^2=23.730$, $df=1$ $p < .001$). 교육수준이 결혼해체유형에 따라 유의한 차이가 나타나 선행연구와 같이 결혼해체를 경험한 여성의 교육수준을 일률적 단정하는 것은 적절하지 않다. 더구나 교육수준이 인적자본을 대표하고 있는 변수로서 소득수준과 밀접한 연관성이 있다는 점을 고려한다면(Becker, 1993, 1991) 결혼해체유형에 따른 교육수준의 차이를 간과해서

는 안될 것이다.

<표 1> 결혼해체 유형에 따른 여성의 인구사회학적 특성

	별거/이혼 (n=79)	사별 (n=233)	
	백분율(%)		χ^2 검증 값
교육수준			23.730***
고졸이하	58.2	84.6	
고졸이상	41.8	15.5	
취업상태			3.339
상용직	16.5	16.3	
임시직 ^a	25.3	16.3	
고용주/자영업	17.7	20.2	
비취업	40.5	47.2	
	평균값		t-검증 값
연령(년)	47.0	55.2	-7.35***
가구원 수	2.8	3.0	-0.59

*** $p < .001$

a 임시직 항목의 경우 일용직과 가족종사자를 포함하고 있다.

취업상태는 양 집단 간에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 별거 및 이혼여성의 취업자 비율은 59.5%로 비취업자의 비율보다 높게 나타났다. 사별여성의 경우도 별거 및 이혼여성과 같이 취업자의 비율(52.8%)이 비취업자의 비율(47.2%)보다 높은 것으로 나타났다. 그러나 고용이 상대적으로 안정적인 상용직에 취업한 경우는 별거 및 이혼여성이 16.5%, 사별여성이 16.3%로 나타나 결혼해체 유형과 관계없이 결혼해체를 경험한 여성의 고용상태가 매우 불안정하다는 것을 보여주고 있다. 비정규직 여성취업자의 임금이 정규직의 절반정도의 수준인 점을 감안한다면(장지연, 2001) 여성의 고용상태의 불안정성이 빈곤의 여성화와 관계가 있음을 추론할 수 있는 결과라 할 수 있을 것이다. 그 밖의 인구사회학적 특성을 살펴보면, 연령은 사별여성이 55.2세로 별거 및 이혼여성의 47.0세보다 많은 것으로 나타났다($t=-7.35$, $p < .001$). 이는 사별로 인한 결혼해체가 별거 및 이혼에 비해 상대적으로 장년 이후의 기간에 발생하기 때문인 것으로 추론할 수 있을 것이다. 가구원수는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 별거 및 이혼여성의 경우 가구원수는 2.8명이고, 사별여성의 경우는 3.0명인 것으로 나타났다. 즉, 두 집단 간의 가구원수의 차이로 인한 소득 대 욕구비율의 차이가 발생할 가능성이 없는 것으로 추정할 수 있을 것이다. 정리하면, 여성의 인구사회학적 특성 중 교육수준 및 연령은 결혼해체 유형에 따라 상이한 것으로 나타났으며, 이는 결혼해체를 경험한 여성이 동질적인 집단이기보다는 결혼해체유형에 따라 상이한 인구사회학적 특성을 가진 이질적인 집단임을 보여주고 있다. 더구나 교육수준이 여성의 결혼해체 유형에 따라 상이하게 나타난 것은 여성의 소득수준 및 빈곤상태가 해체

유형에 따라 차이가 날 가능성을 보여주는 결과라 할 수 있을 것이다.

2) 소득수준(소득 대 욕구비율)과 빈곤실태

<표 2>는 결혼해체 유형에 따른 여성의 소득수준 및 빈곤실태를 보여주고 있다. 전체적으로 소득 대 욕구비율로 측정된 소득수준은 최저생계비의 두 배를 넘지 않는 것으로 조사되었다. 이를 결혼해체 유형별로 살펴보면, 사별여성의 소득 대 욕구비율이 1.66으로 별거 및 이혼여성의 1.37보다 2배 가량 높은 것으로 나타났다($t=-2.08, p < .05$). 이는 선행연구의 결과와 달리 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준이 해체유형에 따라 상이할 것이라는 본 연구의 가정을 지지하는 결과라 할 수 있을 것이다.

<표 2> 결혼해체 유형에 따른 소득수준 및 빈곤실태

	별거/이혼	사별	
			t-검증 값
소득 대 욕구비율	1.37	1.66	-2.08*
빈곤실태(%)			χ^2 검증 값
빈곤선 100% 이하	35.4 (35.4)	32.2 (32.2)	2.125
빈곤선 100-125%	15.2 (50.6)	10.3 (42.5)	
빈곤선 125-150% 이하	11.4 (62.0)	12.9 (53.4)	
빈곤선 150% 이상	38.0(100.0)	44.6(100.0)	

* $p < .05$.

그러나 빈곤상태에 있는 비율은(소득 대 욕구비율이 1 이하인 경우) 별거 및 이혼여성이 35.4%, 사별여성이 32.2%로 두 집단 간의 유의한 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 빈곤선 150% 이하(소득 대 욕구비율이 1.5 이하)인 차상위 빈곤층까지 고려했을 때, 빈곤층은 결혼해체 유형과 관계없이 모두 과반수를 넘고 있다. 차상위 빈곤층을 포함한 빈곤층의 비율은 별거 및 이혼여성이 62.0%로 나타났으며, 사별여성의 경우 53.4%로 나타났다. 결혼해체유형의 차이를 떠나, 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤문제가 매우 심각한 수준에 있다는 것을 보여주고 있다. 정리하면, 선행연구의 결과와 같이 결혼해체를 경험한 대다수의 여성이 경제적 어려움에 직면하고 있으나, 소득수준은 여성의 결혼해체 유형에 따라 다소간 차이가 있음을 보여주고 있다.

3) 소득규모와 가구소득구성

<표 3> 결혼해체 유형에 따른 월 가구 소득구성

	별거/이혼		사별		t-검증 값
	원	백분율	원	백분율	
근로소득	842,329	89.6	1,102,760	87.9	-2.18*
자산소득	9,063	1.0	46,704	3.7	-2.64**
공공부조	3,087	0.3	25,730	2.1	-2.01*
사회보험	29,405	3.1	14,605	1.2	1.47
사적이전	50,405	5.4	47,502	3.8	0.16
기타소득	5,823	0.6	16,987	1.4	-0.82
총 소득	940,114	100.0	1,254,288	100.0	-2.64**

* $p < .05$, ** $p < .01$.

<표 3>은 결혼해체 유형에 따른 가구소득의 규모와 소득원천에 따른 구성비를 보여주고 있다. 근로소득이 총 가구소득에서 차지하는 비중은 결혼해체유형과 관계없이 가장 주요한 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 별거 및 이혼여성의 경우 근로소득은 전체가구소득의 89.6%이고, 사별여성은 87.9%로 그 비중이 유사한 것으로 나타났다. 그러나 절대적 규모는, 사별여성이 1,102,706원으로 별거 및 이혼여성의 842,329원보다 큰 것으로 나타났다($t=-2.18$, $p < .05$). 특히, 사별여성의 가구 근로소득이 별거 및 이혼여성의 약 1.3배에 이르는 것으로 조사되었다. 이는 <표 1>의 결과와 같이, 별거 및 이혼여성에게 비해 사별여성의 교육수준이 낮고, 나이는 많으며, 비취업 비율이 높은 것을 고려한다면, 사별여성 가구의 근로소득의 상당 부분이 사별여성 자신이 아닌 다른 가구 원의 근로소득이라고 추정할 수 있을 것이다. 즉, 사별여성의 소득수준 및 빈곤상태는 별거 및 이혼여성에게 비해 상대적으로 다른 가구원의 특성에 의해 결정될 가능성이 높다고 하겠다. 또한 주인숙(1998)의 연구결과와 달리 결혼해체를 경험한 여성가구의 가장 주요한 소득원천은 이전소득이 아닌 근로소득으로 나타났다.

자산소득은 사별여성이 별거 및 이혼여성에게 비해 무려 5.2배 큰 것으로 나타났다($t=-2.64$, $p < .01$). 일반적으로 별거 또는 이혼을 경험한 여성의 경우 결혼해체 과정에서 가구자산을 배우자와 분할하게 됨으로써 상대적으로 가구자산의 감소를 경험하는 반면, 사별여성은 배우자의 사망으로 인해 가구자산을 분할할 필요성이 없기 때문인 것으로 추정할 수 있다. 별거 및 이혼여성의 경우 <표 3>에서 보여주듯 자산소득이 차지하는 비중이 1.0%(9,063원)으로 나타나 가구의 주요한 소득원으로 보기 어렵다. 미국의 경우도 여성이 이혼할 때 전체 가구자산의 50% 내외를 소유하지만 그 규모 면에서 가구소득수준에 영향을 미칠 정도는 아니다¹⁷⁾(Teachman and Paasch, 1994). 즉, 이혼 또는 별거를 경

17) Teachman과 Paasch(1994)의 연구에 따르면 이혼당시 가구자산규모는 평균 \$7,800이고 이를 남성과 여성이 각각 50%씩 나눈다면 \$3,900 정도가 된다. 이를 다시 Seltzer와 Garfinkel(1990)의

험한 여성의 경우 결혼해체 이후의 소득수준에 유의미한 영향을 줄 정도로 분할할 수 있는 자산이 없다는 점을 고려한다면(Teachman and Paasch, 1994; Seltzer and Garfinkel, 1990), 사별여성과 이혼 및 별거여성간의 자산소득의 차이는 결혼해체 유형과 관련 있는 것으로 보는 것이 타당할 것이다.

공·사적소득이전의 구성비를 살펴보면, 가구소득 중 공공부조(정부보조)의 규모는 사별여성 25,730원(2.1%)으로 별거 및 이혼여성 3,087원(0.3%)보다 큰 것으로 나타났다($t=-2.64, p < .01$). 사회보험은 별거 및 이혼여성과 사별여성간에 유의한 차이가 없는 것으로 조사되었다. 별거 및 이혼여성의 경우 사회보험을 통한 소득이전 규모는 29,405원(3.1%)이고 사별여성은 14,605원(1.2%)인 것으로 나타났다. 이는 미국의 사례와는 대비되는 결과로, 미국의 경우 별거 및 이혼여성의 경우 사회보험이 전체 가구소득구성에서 차지하는 비중은 3.0%대로 한국과 같이 매우 낮은 수준이지만, 사별여성의 경우 16.2%로 전체 소득구성에서 근로소득 다음으로 중요한 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다(Ozawa and Hong, 2000). 한국과 미국의 차이는 한국의 국민연금¹⁸⁾이 제도적으로 미성숙해, 유족연금이 사별여성의 소득보장역할을 효과적으로 수행하고 있지 못하기 때문인 것으로 사료된다. 다음으로 사적소득이전의 비중은 별거 및 이혼여성이 50,405원(5.4%), 사별여성이 47,502원(3.8%)으로 두 집단 간에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

정리하면 근로소득은 결혼해체 유형과 관계없이 가장 주요한 소득원임이 확인되었고, 자산소득 규모는 사별여성이 별거 및 이혼여성에 비해 큰 것으로 나타났다. 이전소득 중 공공부조를 제외하고 두 집단 간에 유의미한 차이는 없는 것으로 나타났다. 전체적으로 볼 때 두 집단 모두 사적소득이전이 이전소득 중 가장 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 결혼해체를 경험한 여성의 소득구성에 사적소득이전이 중요한 역할을 한다는 함의보다는 공적소득이전이 매우 취약함을 반증하고 있는 것이다. 예를 들어, 공공부조가 별거 및 이혼여성의 가구소득구성에서 차지하는 비중은 0.3%로 가구소득원천 중 가장 적은 것으로 나타났기 때문이다.

4) 공사적소득이전의 빈곤감소 효과

<표 4>는 소득이전의 빈곤감소 효과를 결혼해체 유형별로 살펴보았다. 소득이전이 전혀 없을 경우 빈곤율은 전체적으로 상당히 높은 수준인 것으로 나타나 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤실태의 심각성을 보여주고 있다. 이를 결혼해체 유형별로 살펴보면, 별거 및 이혼여성의 경우 이전소득을 가구소득에서 제외했을 때 빈곤율이 44.3%에 달해 외부로부터 소득이전이 없을 경우 절반에 가까운 별거 및 이혼여성이 빈곤상태에 처하는 것으로 나타났다. 사별여성의 경우 별거 및 이혼여성에 비해 상대적으로 낮은 빈곤율을 보여주고 있으나, 이전소득을 제외했을 때 별거여성의 경우도 38.2%가 빈곤에

가정에 따라 자신이 창출하는 연간소득이 전체자산의 10% 정도라고 추정한다면 연간 약 \$390의 소득이 자산으로부터 오고, 이를 다시 월간 소득으로 나눈다면 \$32.5로 가구소득수준에 중요한 구성요소라고 보기 힘들다.

- 18) 국민연금의 제도 시행이 1988년에 이루어졌고, 본격적으로 연금수급자가 발생하는 시점을 20년 후로 잡는다면, 시행 20년이 되는 해가 2008년이므로, 현재의 자료를 통해 국민연금의 소득보장효과를 경험적으로 논하기에는 시기상조인 듯 하다.

직면하는 것으로 나타나 빈곤의 여성화라는 문제에서 예외가 아님을 보여주고 있다. 개별 소득이전의 빈곤감소 효과를 살펴보면, 사적소득이전의 빈곤감소효과는 사별여성과 별거 및 이혼여성이 각각 -11.3%, -11.5%로 유사한 것으로 나타났다. 공공부조의 빈곤감소효과는 사별여성의 경우 -1.0%, 이혼여성의 경우 -0.7%로 나타났다. <표 3>의 결과를 통해 추론되었듯이 공공부조의 빈곤감소 효과는 매우 미약했다. 사회보험의 빈곤감소효과는 별거 및 이혼여성의 경우 -2.9%, 사별여성의 경우 -3.4%로 나타나 사회보험의 빈곤감소 효과 역시 두 집단이 유사한 것으로 나타났다.

결혼해체 유형과 관계없이 사적소득이전의 빈곤감소 효과가 세 가지 소득이전 중 가장 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공·사적소득이전의 빈곤감소효과를 연구한 선행연구의 결과와 일치하는 것으로 소득이전 중 사적소득이전이 빈곤감소에 가장 주요한 역할을 수행하고 있음을 보여주고 있다(김교성, 2002; 홍경준, 2002). 그러나 사적소득이전의 중요성은 상대적인 결과이지 전체 소득이전의 빈곤감소 효과를 검토한다면 절대적으로 매우 낮은 수준이라고 하겠다. 앞서 언급했듯이 스웨덴의 경우 사적소득이전을 제외한 공적소득이전의 빈곤감소 효과만을 고려했을 때도 빈곤감소율이 89.0%에 이르고, 서구 국가 중 사회안전망이 취약한 미국의 경우도 14.3%인 것을 감안한다면(Christopher, 2001), 우리나라의 공적 사회안전망의 취약성을 여실히 드러내고 있다고 하겠다.

<표 4> 공·사적 이전소득의 결혼해체 유형에 따른 빈곤감소 효과

	소득 이전 전 (1)	(1)+사적소득 이전 (2)	(1)+공공부조 (3)	(1)+사회보험 이전 (4)	(1)+전체 소득이전 (5)
	빈곤율(%)				
별거/이혼	44.3	39.2	44.0	43.0	35.4
사별	38.2	33.9	37.8	36.9	32.2
	소득이전에 따른 빈곤율 변화(%)				
	(1)에서 (2)	(1)에서 (3)	(1)에서 (4)	(1)에서 (5)	
별거/이혼	-11.5	-0.7	-2.9	-20.0	
사별	-11.3	-1.0	-3.4	-15.7	

5) 빈곤지위 결정에 관한 로지스틱 회귀분석

<표 5>는 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤지위(the poverty status)와 관련이 있는 변수들에 대한 로지스틱 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 먼저 사별여성을 대상으로 한 모형의 경우 취업상태 중 사별여성이 상용직에 종사할 경우 빈곤에 처할 가능성(odds ratio)이 다른 취업상태인 사별여성에 비해 70.1% 낮은 것으로 나타났다($b=-1.208, p < .05$). 반면 일용직, 임시직 종사자, 고용주, 자영업자는 사별여성의 빈곤지위와 유의한 관계에 있지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 1>의 결과에서 언급했듯이 비정규직에 취업한 여성의 경우 일정의 노동소득을 기대할 수 있으나 그 규모가 여성과 해당 가구가 빈곤에서 벗어날 정도로 크지 않다는 것을 의미하는 것이다. 반면 고용이 안정된 상용직

의 경우 다른 여성에 비해 빈곤에서 벗어날 가능성이 상대적으로 높다고 할 수 있을 것이다. 교육수준과 가구원 수의 변수는 사별여성의 빈곤지위와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 특히 주목해야 할 점은 교육수준이 소득수준과 유의한 관계를 가지고 있다는 선행연구결과와 논의를 고려했을 때 교육수준이 빈곤지위와 유의한 관계가 없다는 것은 여성의 교육수준이 남성의 교육수준과 달리 여성의 소득수준과 직접적인 관련성이 상대적으로 낮을 가능성을 추정할 수 있을 것이다. 실제로 외국의 연구를 보면 여성의 교육수준은 남성의 교육수준에 비해 노동시장에서의 소득과 관련이 적은 것으로 나타났다(Bianchi, Subaiya, and Kahn, 1999; Peterson, 1989).

<표 5> 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤지위 결정관한 로지스틱 회귀분석 결과

	별거/이혼 모형		사별 모형	
	Coefficient	Odds ratio	Coefficient	Odds ratio
Intercept	-1.942		1.883	
연령	0.037	1.038	-0.036	0.964
교육수준				
고졸이하	-0.738	0.478	0.111	1.117
(고졸이상)				
취업상태				
상용직	-1.074	0.342	-1.208*	0.299
일용/임시직	-0.257	0.773	-0.341	0.711
고용주/자영업	-0.361	0.697	0.018	1.018
(비취업)				
가구원 수	0.134	1.144	-0.198	0.820
사적이전(만원)	-0.037	0.963	0.005	1.005
정부부조(만원)	0.032	1.032	0.063*	1.065
사회보험(만원)	-0.197	0.821	-0.034	0.966
Model χ^2	7.595		21.001*	
-2 Log L	95.128		271.779	
DF	9		9	
N	79		233	

* $p < .05$.

소득이전의 종류에 따라 사별여성의 빈곤지위와 상이한 결과가 도출되었다. 먼저 공공부조의 경우 사별여성의 빈곤지위와 통계적으로 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다($b=0.063$, $p < .05$). 결과대로 해석하면, 공공부조 이전규모가 만원 증가할 때마다 빈곤에 처할 가능성이 6.5% 정도씩 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 관계는 공공부조를 통한 소득이전규모의 증가가 빈곤에 처할 확률을

증가시키는 것이기보다 사별여성이 빈곤에 처했을 때 공공부조가 지급되고 있음을 반영하고 있는 것이다. 사별여성의 빈곤상태가 심각할수록 가구의 최저생계비에 대해 보충적으로 지급되는 공공부조의 규모가 증가하는 것으로 이해해야 할 것이다. 즉, 공공부조를 통한 소득이전은 빈곤에 대해 사전적으로 지급되기보다 사별여성이 빈곤에 처한 이후에 사후적으로 지급되기 때문이다. 사적소득이전과 사회보험을 통한 이전은 사별여성의 빈곤지위와 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 사회보험이 사별여성의 빈곤지위 결정과 관계가 없는 것으로 나타난 것은 앞서 제기했듯이 한국사회에서 사회보험이 소득보장의 역할을 수행할 정도로 충분히 성숙하지 못한데 기인하는 것으로 추정된다. 사적소득이전의 경우 <표 4>에서는 빈곤감소효과가 가장 큰 것으로 나타났으나 다른 변수들을 통제한 상태에서 사별여성의 빈곤지위 결정과 관련이 없는 것으로 나타났다. 비록 사적소득이전의 빈곤감소효과가 이전 소득 중에서는 가장 크다고 하지만 이러한 결과는 어디까지나 상대적 결과이지 절대적으로 그 효과가 크다고 단정할 수는 없다는 것이다. 다시 말해, 우리사회의 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 역할이 매우 취약하다는 사실을 보여주는 결과라 할 수 있을 것이다.

별거 및 이혼여성의 빈곤지위 결정에 관한 로지스틱 회귀분석은 모형 자체가 유의미하지 않아 그 해석이 불가능했다. 별거 및 이혼여성에 대한 모형이 통계적으로 유의미하지 않은 이유는 우선 별거 및 이혼여성의 사례수가 상대적으로 적기 때문인 것으로 추정할 수 있을 것이다. 그러나 이러한 결과는 별거 및 이혼여성에 대한 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 취약성을 반영하고 있는 것으로 추정할 수 있다. 또한 별거 및 이혼여성의 빈곤지위 결정요인은 선행연구를 포함해서 본 연구에서 사용한 변수 이외에 다른 변수들과 관계가 있을 가능성도 배제할 수 없을 것이다. 정리하면, 사별여성의 빈곤지위에 관련이 있는 변수는 상용직 취업과 공공부조를 통한 소득이전으로 나타났다. 그 외에 사별여성의 소득수준과 밀접한 관계가 예상되었던 교육수준이나 사적소득이전의 규모는 사별여성의 빈곤지위 결정과 통계적으로 유의한 관계를 가지고 있지 않은 것으로 나타났다. 특히, 별거 및 이혼여성의 경우 빈곤지위 결정 모형자체가 유의미하지 않아 통계적인 분석이 불가능해 차후에 보다 다양한 분석이 요구되어진다.

6) 연구의 한계

본 연구는 결혼해체 유형에 따라 여성의 소득수준 및 빈곤상태, 공·사적소득이전의 빈곤감소효과를 경험적으로 검토하고, 로지스틱 회귀분석을 통해 빈곤지위와 관련이 요인들을 고찰했는데 주요한 의의를 찾을 수 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 사용한 자료자체의 한계 등으로 인해 몇 가지 주요한 한계점이 노정되었다. 먼저, 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤지위와 관련이 있는 변수를 고찰하기 위한 모형에서 별거 및 이혼여성의 모형자체가 유의미하지 않았다는 점이다. 이러한 결과는 앞서 지적했듯이 적은 사례수로 인한 것으로 추정하지만 차후에 보다 구체적인 검증이 요구되는 부분이다. 둘째, 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 역할을 고찰하면서 사회보험과 공공부조의 구체적 프로그램을 구분하여 고찰하지 못하였다는 점이다. 예를 들어 사회보험의 경우 국민연금, 실업급여 등을 구분해서 고찰하지 못했다. 이는 공적소득이전이 사회보험 또는 공공부조란 형태로 포괄적

으로 분석됨으로써 구체적이고 개별적인 사회보장정책의 함의를 제시하기에는 불충분했다는 것을 의미한다.

셋째, 횡단적 자료를 이용함으로써 결혼해체 후 적응기간의 차이에 따른 여성의 소득수준의 차이를 통제하지 못했다는 점을 지적할 수 있다. Duncan과 Hoffman의(1985) 연구에 의하면 재혼하지 않은 흑인여성의 소득수준은 결혼해체 5년을 경과하면서 약 33.8% 증가한 것으로 나타났다. 결혼해체 기간과 여성의 소득수준이 상호 관련성이 있기 때문에, 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준을 비교할 때 해체이후의 기간에 대한 통제가 필요하다. 그러나 본 연구에서는 자료상의 한계로 인해 해당 변수를 통제하지 못함으로써 상대적으로 결혼해체이후의 기간이 긴 여성의 소득수준이 과대평가 되었을 가능성이 있다.¹⁹⁾

5. 결론 및 정책적 함의

본 연구는 결혼해체유형에 따른 여성의 소득수준과 빈곤실태를 파악하고 이에 대한 사회안전망의 역할을 분석함으로써 몇 가지 주목할 만한 결과들을 도출했다. 첫째, 결혼해체를 경험한 여성이 동질적인 집단이기보다는 이질적인 집단이라는 것이다. <표 1>의 결과에서 보듯 결혼해체유형에 따라 교육수준, 연령 등에서 유의한 차이를 보였다. 결혼해체유형에 따라 여성이 상이한 인구사회학적 특성을 가지고 있다면 이는 결혼해체를 경험한 여성에 대한 연구에 있어 결혼해체유형의 고려가 필수적이라는 것을 의미한다. 더 나아가, 결혼해체를 경험한 여성에 대한 사회보장정책의 문제에서도 개별여성이 가지고 있는 인구사회학적 특성을 반영해야 한다는 명제를 지지하는 결과라 할 수 있을 것이다.

둘째, 결혼해체의 증가가 여성의 복지이존을 심화시킨다는 일부의 우려와는 달리 결혼해체를 경험한 여성의 소득구성에서 근로소득이 절대적 비중을 차지하고 있다는 점이다(<표 3> 참조). 또한 다른 변수들을 통제한 상태에서 사별여성의 빈곤지위는 여성의 취업상태와 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다(<표 5> 참조). 그러므로 결혼해체를 경험한 여성에 대한 사회보장정책은 소득이전을 통한 보장과 함께 여성에 대해 안정적 고용을 보장하는 적극적인 정책도 함께 강구할 필요성이 제기된다. 특히, 공·사적소득이전 규모가 매우 작고, 공적소득이전에 대한 사회적 여건과 제도가 충분히 성숙되지 않은 현재의 상황에서 적극적인 노동시장정책은 결혼해체를 경험한 여성에 대한 소득보장의 주요한 수단으로 강구되어야 할 것이다.

셋째, 결혼해체 유형에 따른 여성집단간의 차이는 인구사회학적 특성의 상이함을 넘어 소득수준의 차이를 보여주고 있다. 선행연구의 결과와 같이 결혼해체를 경험한 대부분의 여성이 경제적 어려움에 직면하고 있으나 그 구체적 실태는 해체유형에 따라 상이하게 나타나고 있다. 실제로 소득수준은 사별여성이 별거 및 이혼여성에 비해 1.3배 정도 높은 것으로 조사되었다(<표 2> 참고). 그러나 차상위

19) 본 연구주제를 위해 노동패널 1차년도(1998년)부터 4차년도(2001년)까지 4년 동안 이혼, 별거, 사별을 경험한 여성을 추정한 결과 여성의 경우 50사례를 조금 넘는 정도여서 자료 분석 자체가 현실적으로 불가능했다.

빈곤계층을 포함한 빈곤율은 결혼해체 유형과 관계없이 모두 50%를 넘는 것으로 나타나 해체를 경험한 여성의 절대다수가 빈곤의 위험에 직면하고 있는 것으로 나타났다. 기존의 사회보험이 남성 노동자의 노동능력 상실로 인한 소득감소와 빈곤문제에 대한 사회적 대응임을 고려했을 때 현재와 같이 가족구조의 변화가 일상화되고 있는 시점에서(남성 부양자와 피부양자인 여성과 아동으로 구성된) 가족구조의 변화에 대한 정책적 대응이 강구되어야 할 것이다. 즉, 급격한 결혼해체로 인한 여성가구주 가구의 증가는 빈곤의 여성화의 주요한 원인으로써, 이에 대한 사회안전망의 시급한 보완이 요구되어진다.

넷째, 사회보험의 경우 가구소득구성에서 그 비중이 매우 낮고, 사회보험의 수급규모가 여성의 빈곤지위 결정과 관계가 없는 것으로 나타났다(<표 5> 참조). 이러한 현상은 현재 한국사회보험의 일천함을 그대로 반영하고 있는 결과로 사료된다. 국민연금의 경우 1999년 4월 그 대상을 도시지역 자영자로 확대해 명목상 전 국민 연금시대를 열었으나, 그 실상은 2001년 1월 현재 전체 지역대상자 10,366천 명중 절반에 가까운 4,424천 명이 납부예외자로서 국민연금으로부터 배제되었다(이용하·주은선, 2001). 더 나아가, 소득신고자중 실제로 보험료를 납부하는 비율이 77% 정도이고 지역가입대상자의 낮은 보험료 납부율을 고려한다면 지역가입자의 과반수이상인 국민연금으로부터 배제되었을 것으로 추정할 수 있다(김연명, 2001). 특히, 전체 국민연금 가입자중 여성의 비율이 32.5%에 불과하고, 여성가입자의 대다수인 64.7%가 납부예외자의 비율이 높은 지역가입자와 임의가입자임을 고려한다면(국민연금관리공단, 2002) 여성이 국민연금과 같은 사회보험으로부터 배제될 가능성은 남성의 경우보다 상대적으로 높을 것이다.²⁰⁾ 다수의 여성이 사회보험의 사각지대에 있다는 점을 고려할 때, 여성의 소득수준 및 빈곤감소에 대한 사회보험의 역할이 미비한 것은 예상된 결과이다. 그러므로 사회보험의 사각지대에 대한 해소 없이 사회보험이 공적 사회안전망으로써 여성에 대한 소득보장을 효과적으로 수행할 것을 기대할 수는 없다. 외국의 연구를 보면 사별여성에 대한 사회보험의 역할이 이전소득 중 가장 중요한 역할을 담당하고 있어, 국민연금의 사각지대해소는 최소한 사별여성에게 효과적인 사회안전망을 제공하는 역할을 할 수 있을 것으로 기대한다.

다섯째, 사회안전망으로써 공·사적소득이전의 빈곤감소효과성을 살펴보면 선행연구의 결과(김교성, 2002; 홍경준, 2002)와 같이 사적소득이전의 효과성이 여전히 큰 것으로 나타나고 있다. 그러나 공적소득보장 정책의 관점에서 유의해야 할 점은 선진외국의 경우와 달리 한국에서 사적소득이전의 빈곤감소 효과가 공적소득이전에 비해 크다는 결과가(<표 4> 참조) 빈곤감소에 있어 사적소득이전의 역할을 강화해야 한다는 근거가 될 수는 없다는 점이다. <표 5>에서 보듯 상대적으로 빈곤감소효과가 큰 사적소득이전 조차도 결혼해체를 경험한 여성의 빈곤지위결정에 관계가 없는 것으로 나타났다. 즉, 사적소득이전의 상대적 중요성이 한국복지제도의 특수성에 기인한 것인지 아니면 공적소득보장의 제도화 과정에서 발생하는 과도기적 현상인지를 구분해야 할 필요성이 제기되는 것이다. 앞서 지적했듯이 스웨덴의 경우를 살펴보면, 공적소득이전의 빈곤감소효과가 무려 89% 수준에 달하고 있는 반면 한국의 경우 4% 내외에 불과한 실정이다(²¹⁾<표 4> 참조). 이러한 측면에서 보면, 기초생활

20) 이용하와 주은선(2001)의 연구에서 납부예외자와 미신고자의 비율이 남성의 경우 56.5%인 반면, 여성의 경우 무려 72.2%에 이르는 것으로 나타났다.

보장제도가 부양의무자 기준을 통해 최저생활보장에 대한 1차적 책임을 가족에게 두는 것은 소득보장에 대한 공적부문의 역할을 방기하는 실례라 할 수 있을 것이다. 만약, 한국의 사회문화적 특수성에 (소위, 미풍양속이라 일컬어지는) 근거하여 시민에 대한 소득보장을 가족 간의 부양책임을 강조하려는 것에서 찾으려 한다면, 그 근거는 한국복지체제와 서구복지체제와의 역사적·구조적 발전과정의 차이에 대한 논의로부터 시작되어야 할 것이다. 서구 복지국가에서 사적부문의 역할이 공적부문의 제도화 과정을 통해 공적부문으로 대체되어졌는지, 아니면 제도화의 초기부터 사적부문에 비해 공적부문의 역할이 주요했는지에 대한 경험적 연구와 논의가 필요할 것이다. 이러한 경험적 분석의 결과에 근거하여 우리는 현재 한국의 복지체제에서 사적소득이전의 지위와 역할에 대한 합의를 도출할 수 있을 것이다.

끝으로 현재 급증하고 있는 결혼해체 현상을 가족해체의 현상으로 이해해야 할 것인지 아니면 가족구조의 변화로 이해해야 하는 것인지에 대한 이론적 및 현실적 고찰이 필요하다. 가족해체라는 개념 자체에서 이미 전형적인 가족형태로써 양부모와 자녀로 구성된 가족을 상정하고 있기 때문이며, 이는 ‘가족형태’에 대한 잘못된 믿음(myth)에 근거하고 있는 것이다. 왜냐하면, 우리가 전형적이라고 믿고 있는 가족의 형태는(부양자인 남편과 피부양자인 아내와 자녀로 구성된) 시간적으로는 전 인류의 역사상 최근의 경우에 해당하고(서구의 경우 2차 대전이후 약 30여 년간), 계층적으로는 지엽적으로(중산층을 중심으로) 나타난 일시적 현상이기 때문이다(Coontz, 1992; Gittins, 1997). 그러므로 한국사회에서 점증하는 여성가구주 가구의 다양한 복지욕구를 효율적으로 수렴하기 위해서는 양부모가족을 전형적 가족형태(the family)로 이해하는 관점은 반드시 지양되어야 할 것이다. 양(편)부모의 자녀로서, 부부로서, 자녀의 부모로서, 한 부모가구의 가구주로서, 한 개인은 인생주기를 통해 다양한 형태의 가족(families) 안에서 생활할 가능성이 그 어느 때보다도 높아지고 있다. 결론적으로 개인의 한 생애라는 관점에서 보면 결혼해체의 급격한 증가로 대면되는 가족형태의 변화는 개인의 삶이 다양한 가족형태 속에서 이루어질 가능성이 증가하고 있다는 것이다. 그러므로 국가와 사회의 역할은 전형적인 가족의 상을 제시하는 것이기보다, 다양한 형태의 가족들이 제 기능을 수행할 수 있도록 지원함으로써, 가족형태의 다양화가 가족과 그 구성원에게 미치는 부정적 영향을 최소화하고 긍정적 기능을 지원하는 것에 맞추어져야 한다. 결혼해체의 부정적 영향이 부당하게 여성과 그 가족에게 집중되고 있는 현실에서, 다양한 형태의 가족에 대한 국가와 사회의 지원은 결혼해체로 야기되는 빈곤의 여성화를 완화시킬 수 있는 주요한 방안임에 이론의 여지가 없을 것이다.

21) 물론 Christopher(2001)의 연구에서 사용한 빈곤율이 상대적 개념인 반면 본 연구에서 사용한 빈곤율은 최저생계비를 근거로 한 절대적 빈곤을 의미하기는 하지만, 한국과 스웨덴의 공적소득이전의 빈곤감소 효과성은 현격한 차이를 보이고 있는 것은 사실이다.

참고문헌

- 공사연금제도개선실무위원회. 2000. 공사연금제도 개선의 기본구상. 공사연금제도개선실무위원회.
- 국민연금관리공단. 2002. 국민연금통계연보. 제14호, 1. 종별가입자 현황.
- _____. [On-line]. 노령연금, 22 분할연금이란 무엇입니까? <http://www.npc.or.kr>
- 금재호. 2001. 여성노동시장의 현상과 과제. 한국노동연구원.
- 김교성. 2002. “소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구”. 한국사회복지학, 48: 113-149.
- 김미숙·박민정·이상헌·홍석표·조병은·원영희. 2000. 저소득 편부모 가족의 생계실태와 정책과제, 정책보고서 2000-10. 한국보건사회연구원.
- 김승권·이태진·김유경·송수진. 2001. 최근 가족해체의 실태와 정책방안에 관한 연구. 연구보고서 2001-02. 한국보건사회연구원.
- 김연명. 2001. “국민연금정책의 성과와 딜레마: 사회적 연대인가? 재정불안정의 해소인가?” 민주사회와 정책연구. 창간호: 97-123.
- 김영란. 1998. “빈곤의 여성화, 사회복지, 세계화”. 여성과 사회, 9: 64-79.
- _____. 1999. “여성빈곤과 복지국가의 재구조화”. 한국사회학, 33(가을호): 551-583.
- 김영화·조희금. 2002. 현대사회와 여성복지. 양서원.
- 류정순. 2001. “외환위기 이후 빈곤의 여성화에 관한 연구”. 한국빈곤문제연구소 창립기념논문집.: 141-160.
- 문현숙·김득성. 2000. “이혼 후 적응과정에 관한 사례연구”. 대한가정학회지, 38(3): 99-120.
- 박경숙. 2001. “저소득 모자가정 빈곤실태와 자활대책 개선방안: 국민기초생활보장 자활사업을 중심으로”. 한국사회보장학회 2001년도 추계학술대회 자료집, pp. 67-98.
- 박순일. 1994. 선진경제의 문턱에서 본 한국의 빈곤현실과 사회보장. 일신사.
- 박영란·강철희. 1999. “저소득 모자가정 가구주의 자립의지에 영향을 미치는 요인들에 관한 연구”. 한국가족복지학, 3: 91-116.
- 변화순·송다영·김영란. 2002. “가족유형에 따른 생활실태와 복지에 관한 연구”. 여성연구, 62.
- 보건복지부. 1999a. 저소득 모·부자가정 실태조사 결과요약.
- _____. 1999b. 2000년 최저생계비 보도자료.
- _____. 2002. 2003년 최저생계비 보도자료.
- 신화용. 1995. “편모가족 연구의 현황과 과제”. 사회과학연구, 2: 99-113.
- 옥선화·성미애·허정원. 2001. “경제위기 이후의 빈곤 여성가장의 생활실태 조사”. 대한가정학회지, 39(2): 1-13.
- 이용하·주은선. 2001. 전국민연금 조기정착을 위한 정책방향. 연구보고서 2001-10. 국민연금관리공단 국민연금연구센터.
- 이혜경·최은영. 1997. “한국 여성빈곤의 원인과 결과”. 연세사회복지연구, 4: 142-185.
- 장지연. 2001. “비정규직 노동의 실태와 쟁점”. 경제와 사회, 51: 68-96.
- 조경애·김병근. 2001. “이혼가정의 자녀보호의 제도의 문제점: 이혼 가정의 자녀 양육 실태 및 의식에 대한 설문 분석 결과”. 월간 가정상담, 214.
- 조희선. 1998. “저소득 모자가정복지의 실제와 지원방안-서울시를 중심으로”. 생활과학, 창간호: 199-231.

- 주인숙. 1998. "편모가정의 가계경제상태 평가". *자연과학연구*, 5: 1-13.
- 최성재·장인협. 2002. *노인복지학(개정판)*. 서울대학교출판부.
- 통계청. 2001. *한국의 사회지표*, 2-15 편부모 가구 비율
- _____. 2002. *인구동태통계연보(혼인, 이혼편)*.
- _____. 2003. *경제활동인구조사*.
- _____. [On-line]. *사회통계조사*.
- 한국노동패널. [On-line]. Study design: 표본추출. www.kli.re.kr/klips/
- 한국보건사회연구원. 2001. *한국의 보건복지지표*. 정책연구자료 2001-01.
- 홍경준. 2002. "공적 이전과 사적 이전의 빈곤 감소 효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로". *한국사회복지학*, 50: 61-85.
- Bartfeld, J. 1998. *Child support and the postdivorce economic well-being of mothers, fathers, and children*. Wisconsin: Institute for Research on Poverty.
- Becker, G. 1993. *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education (3rd ed.)*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- _____. 1991. *A treatise on the family (Enlarged ed.)*. Cambridge, MA: Harvard University.
- Bianchi, S., L. Subaiya, and J. Kahn. 1999. "The gender gap in the economic well-being of nonresident fathers and custodial mothers." *Demography* 36: 195-203.
- Bianchi, S. 1991. "Marital separation and the economic well-being of children and their absent fathers." *SIPP Working Paper No. 156*. U.S. Department of Commerce Bureau of the Census.
- Casper, L., S. McLanahan, and I. Garfinkel. 1994. "The gender-poverty gap: What we can learn from other countries." *American Sociological Review* 59: 594-605.
- Christopher, K. 2001. "Single motherhood, employment, or social assistance: Why are U.S. women poorer than women in other affluent nations?" *Luxembourg Income Study Working Paper No. 285*. Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University, New York.
- Coontz, S. 1992. *The way we never were: American families and the nostalgia trap*. New York, NY: Basic Books.
- Duncan, G., S. and Hoffman. 1985. "A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution". *Demography* 22: 485-497.
- Gittins, D. 1997. 가족은 없다: 가족이테올로기의 해부.. 안호용 외 3인 공역. 일신사.
- Holden, K. and Smock, P. 1991. "The economic costs of marital dissolution: Why do women bear a disproportionate cost?" *Annual Review of Sociology* 17: 51-78.
- Lino, M. 1995. "The economics of single parenthood: Past research and future directions." *Marriage and Family Review* 20: 99-114.
- McLanahan, S., and K. Booth. 1989. "Mother-only families: Problems, prospects, and politics." *Journal of Marriage and Family* 51: 557-580.
- Ozawa, M., and H. Yoon. 2003. "Economic impact of marital disruption on children." *Children and Youth Services Reviews* 25(8): 611-632.
- Ozawa, M., and B. Hong. 2000. "The economic impact of widowhood, divorce, and separation on nonaged women." *Journal of Social Policy and Social Work* 4: 5-17.
- Peterson, R. 1989. *Women, work, and divorce*. Albany, NY: State University of New York Press.

- Seltzer, J., and I. Garfinkel. 1990. "Property settlements and child support awards: Inequality in divorce settlement." *Social Science Research* 19: 82-111.
- Smock, P. 1993. "The economic costs of marital disruption for young women over the past two decades." *Demography* 30: 353-371.
- Sorensen, A. 1991. "Divorce and its consequences: The distribution of risk between women and men." *The life course and social change comparative perspective*. pp. 233-251. Germany: Beutscher Studien Verlag.
- Teachman, J., and K. Paasch, K. 1994. "Financial impact of divorce on children and their families." *The Future of Children* 4: 63-83.
- Weiss, R. 1984. "The impact of marital dissolution on income and consumption in single-parent households." *Journal of Marriage and Family* 46.

The Role of Public and Private Income Transfers to the Income Status of Women Who Experienced Marital Disruption

Yoon, Hong-Sik
(Chonbuk National University)

This study estimates the role of public and private income transfer to the income status of women who experienced marital disruption. In detail, this study estimates five major subjects (1) women's socioeconomic background, (2) income and poverty status, (3) family income composition, (4) the anti-poverty effect of public and private income transfers, and (5) factors associated with women's poverty status. Major findings of the study are as follows: First, women's socioeconomic characteristics, income status, and poverty status are different according to what types of marital disruption (separation, divorce, death of spouse) they experienced. Second, the role of public and private income transfers to reduce women's poverty are also different according to their marital status. Third, widow's working condition and the level of public assistance are significantly associated with the poverty status of widow.

Key words: marital disruption, women, income status, poverty status, social safety net.

[접수일 2003. 12. 18 게재확정일 2004. 2. 10]