

결혼해체 이후 경제적 상태와 삶의 만족도 변화 : 다층모형을 이용한 종단연구

김수완*·윤선영**

이 연구는 결혼해체를 경험한 사람들이 겪게 되는 삶의 변화를 경제적 상태와 생활만족도를 중심으로 실증적으로 분석하고자 하는 연구이다. 연구대상은 한국노동패널조사의 3차~10차(2000~2007년)자료에서 4~8차동안 이혼(별거포함)과 사별을 경험한 311사례이며, 한개년도치의 변동성을 줄이고 시간에 따른 패턴을 보기 위해 2개년의 평균을 이용하여 결혼해체 직전당시(t1), 결혼해체 1~2년 후(t2), 결혼해체 3~4년 후(t3)의 세 개 시점으로 재구성하였다. 연구방법으로는 종단적 다층모형을 이용하여 시간에 따른 개인의 평균적 변화와 그 변화의 개인간 차이를 설명하고자 하였다. 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 예상한 바와 같이 여성은 결혼해체 직후에 가구원수의 조정을 고려하더라도 소득수준의 하락을 경험하는 것으로 나타났다. 둘째, 전체적으로 생활만족도는 결혼해체 이후 하락했다가 회복되는 경향을 보였다. 셋째, 결혼해체를 경험한 여성은 남성에게 비해 대체로 생활만족도가 더 나은 것으로 나타나는데, 특히 이혼한 여성은 이혼한 남성보다 생활만족도가 더 높게 나타남으로써 여성은 이혼 후에 경제적 수준의 하락에도 불구하고 심리적인 보상이 있음을 볼 수 있었다.

1. 들어가는 글

이 연구는 결혼해체를 경험한 사람들이 겪게 되는 삶의 변화를 경제적 상태와 생활만족도를 중심으로 실증적으로 분석하고자 하는 연구이다. 일반적으로 경제활동에 참가하지 않은 전업여성은 물론 노동시장에 참여했다더라도 불안전고용상태나 짧은 고용경력, 저임금 등을 경험하는 여성은 다른 가족원 특히 배우자의 경제력에 의존하는 경향이 있다. 그러므로 이혼, 사별 등의 배우자 상실이 여성의 경제적 지위에 미치는 영향은 지대하다는 것은 잘 알려진 사실이다. 그리하여 외국에서는 결혼해체(marital dissolution)로 인한 여성의 경제적 손실에 대한 연구들이 많이 이루어져왔다

* 주저자, 강남대학교 사회복지학부 전임강사

** 강남대학교 사회복지전문대학원 석사과정

※ 본 연구는 진행 중인 미완의 논문이므로 인용될 수 없습니다.

(Ozawa, Martha N. et al., 1998; Bound, J. et al., 1991; Myers et al., 1987). 이러한 연구들은 서구 복지국가들에서 남성과 대비되는 여성가구의 경제상황 및 빈곤 등의 젠더 이슈의 논의수준을 심화시키고 나아가 소득보장정책 등에 시사점을 제공해왔다.

반면 우리나라에서는 결혼해체 이후의 변화에 대해 정책적으로 접근된 연구는 소수에 불과하다. 그것도 주로 여성가구주 가구에 대한 횡단적 분석이거나, 결혼해체를 중심으로 다루더라도 종단적인 접근은 더욱 드물게 이루어졌다. 이는 결혼지위 변화의 영향을 살펴보려는 연구주체의 특성상 패널자료를 통해서만 분석이 가능하다는 데이터의 제한, 그리고 여성의 경제적 상태에 관한 많은 연구들이 주로 여성의 노동시장분석에 초점을 맞춰온 경향 등에 기인하는 것으로 보인다.

이 연구는 높은 이혼율과 기대수명의 젠더간 격차 등으로 인해 여성가구주 가구가 증가하면서 이들의 빈곤 및 사회적 배제가 이슈가 되고 있는 현 우리나라의 상황에서 결혼해체를 경험한 가구의 경제상태 변화를 살펴보고, 변화에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 가설적 논의에 실증적 근거를 제시하고자 한다.

본 연구의 주요 관점과 접근방법은 다음과 같다. 첫째, 결혼해체로 인한 다면적 측면의 변화를 경제적 측면 뿐만 아니라 비물질적 차원도 함께 고려하여 관찰하고자 한다. 왜 결혼해체 이후의 삶의 변화에 대한 '다면적' 관찰이 필요한가? 결혼해체로 인해 겪게 되는 삶의 변화는 경제적 수준의 하락만으로는 설명될 수 없을 뿐만 아니라 결혼해체 이후의 삶에 대한 적응¹⁾은 경제적 상태와 심리정서적 안정이라는 물질적·비물질적 차원을 모두 포괄하는 개념으로 이해되어야 할 것이기 때문이다.

한편 사별로 인한 결혼해체는 개인이 통제할 여지가 거의 없는 사건인 반면, 이혼의 경우 남성보다 여성이 이혼을 주도하는 경우가 훨씬 많은데²⁾, 이혼 후 여성이 상대적으로 심각한 경제적 손실을 경험한다는 점을 고려한다면, 여성의 이혼 결정은 모순적인 현상으로 보인다. 이는 여성이 이혼 전에 경제적 손실의 결과를 예측치 못했기 때문이거나('무지'의 결과), 혹은 이혼 동기에서의 다차원적 측면들(즉 경제적 손실을 보상할만한 비물질적 보상의 존재)에서 비롯된 것으로 설명될 수 있다(Andreß & Brücke, 2007). 따라서 결혼 해체 이후의 변화에 대해 다차원적인 접근을 함으로써 결혼해체의 속성과 삶에 대한 포괄적인 과급효과를 파악하고자 한다.

둘째, 결혼해체를 경험하는 다양한 인구사회학적 집단(성별, 결혼해체사유별, 연령대별 등)을 모두 연구대상으로 포괄하여 결혼해체 이후 변화에 있어서의 집단간 차이를 설명하고자 한다. 기존 연구에서는 여성만을 대상으로 하거나, 이혼 혹은 사별만을 대상으로 하는 등 특정한 인구집단의 결혼해체 경험을 연구하는 경향이 있었다. 물론 심층분석을 위해서는 하위집단을 중점적으로 분석하는 것도 의미가 있겠으나, 아직 이 분야의 연구가 충분하지 않고 종단적 분석에 필요한 충분한

1) 결혼해체 후 적응이란 결혼해체 후 상실에 대한 적응과 새로운 생활양식의 획득에 대한 적응이라는 두 가지 측면을 포함하는 '이중적 과정(dual process)'(Spanier & Casto 1979; 문현숙·김득성 2000에서 재인용)으로 묘사된다.

2) 대부분의 서구 국가에서 이혼을 제안 혹은 주도하는 것이 남성이 아닌 여성이라는 점이 지적되며(Braver & Whitley 1993; Bring & Allen 2000; Andreß와 Brücke, 2007에서 재인용), 이러한 현상은 한국에서도 적용된다고 보여진다(예를 들면 문현숙·김득성, 2000).

자료확보가 어려운 우리나라 상황에서는 결혼해체와 관련된 포괄적인 관찰과 분석이 필요하다고 보여진다³⁾. 예를 들면 이혼과 사별은 '결혼해체'라는 공통점만큼이나 당사자에게 미치는 영향과 의미에서의 상이점이 존재할 것이다. 결혼해체는 여성과 남성에게 영향을 미치는 방식이 상이할 수 있다. 그런데 만약 특정 하위집단만을 대상으로 분석하게 되면 이혼과 사별, 남성과 여성간의 차이에 대해서는 관찰하기 어렵다.

셋째, 이 연구는 한국노동패널 3~10차 자료(2000~2007)를 이용하여 종단적 연구방법으로 분석한다는 점에서 방법론적 의의를 찾을 수 있다. 다층모형을 적용한 성장모형(Growth model) 분석을 통해 다음과 같은 연구문제를 분석하고자 한다. 결혼해체 이후의 경제적 상태는 어떻게 변화하는가? 또한 결혼해체 이후 삶에 대한 만족도는 어떻게 변화하는가? 이러한 변화들에 있어서 유의미한 개인차가 존재하는가? 이혼과 사별, 남성과 여성 등 상이한 집단에 있어 변화 패턴에 차이가 있는가? 결혼해체 이후 소득과 생활만족도의 변화에 영향을 주는 원인은 무엇인가?

이 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 결혼해체에 관한 국내외 선행연구들의 동향과 주요내용을 검토하고, 이를 토대로 결혼해체 이후 변화패턴과 변화에 영향을 미치는 요인에 대한 가설을 설정한다. III장에서는 이 연구에서 분석하는 자료와 연구방법, 그리고 분석모형에 대해 설명한다. IV장은 분석결과로서 결혼해체 이후의 변화들에 대한 기술통계와 종단적 분석결과를 제시한다. V장은 본 연구의 결론이다.

II. 결혼해체 후 변화에 관한 연구동향

1. 국내외 선행연구 검토

미국과 유럽에서는 종단연구를 가능케 하는 패널데이터의 구축으로 인해 이미 1980년대부터 상당한 연구가 축적되어왔다. 이 분야의 대표적인 연구성과들을 살펴보면 다음과 같다. Weiss(1984)는 미시간 대학의 소득역동패널연구(Panel Study of Income Dynamics: PSID) 자료에서 이혼한 한 부모 가구를 대상으로 이혼 직전 연도 대비 이혼 후 5년이 지난 시점에서의 가구소득, 소득 구성, 주식에 대한 지출을 분석하였다. 한편 상이한 소득수준을 가진 기혼가구를 비교집단으로 제시하였다. Stirling(1989)은 역시 PSID 자료를 통해 5년이상 장기 이혼을 경험하고 있는 여성을 대상으로 이혼 직전 3년간의 평균소득을 비교시점으로 하여 이혼 후 약 30% 이상의 경제적 감소를 경험한다고 분석하였다. 한편 Kitson & Morgan(1990)은 '적응'(adjustment)의 개념을 통해 결혼 해체 이후의 건강적 측면, 경제적 측면, 사회적 측면 등의 다차원적인 결과에 관한 1980년대 미국의 기존 연구들을 검토하였다. Holden과 Smock(1991)의 연구는 결혼해체-사별과 이혼-가 여성에게 미치는 경제적 결과에 대한 문헌들을 사별과 이혼의 단기적 효과, 남녀간의 차이, 장기적 효과 등을

3) 무엇보다 자료에서 결혼해체를 경험한 사례수가 충분하지 않다는 점도 특정 하위집단만을 심층적으로 분석할 수 없는 중요한 제약이다.

중심으로 문헌들을 재구성하여 포괄적으로 고찰하였다.

한편 미국에서는 1988년에 가족지원법이 제정된 후로 새로 제시된 기준에 따른 자녀에 대한 양육비지원(child support) 효과에 관한 연구들이 많이 이루어졌다(Teachman & Paasch 1994; Bartfeld 1998). 대표적으로 Teachman과 Paasch(1994)는 이혼이 아동과 가족에게 미치는 경제적 영향을 분석하였다. 선행연구들과 마찬가지로, 이혼은 아동과 여성에게는 상당한 재정적 손실을 가져오는 반면, 남성에게는 상대적으로 안정적이거나 혹은 오히려 증가하는 양상을 보이는 것으로 나타났다. 한편 이혼한 배우자로부터의 자녀에 대한 양육비지원⁴⁾과 공공 부조제도의 효과를 검증하였다.

Ozawa와 Lum(1998)은 은퇴 후 10년 이상 지난 사람들을 대상으로 결혼지위가 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 결혼지위에 따라 고령자의 소득지위는 유의한 차이를 보였으며, 특히 여성의 퇴직후 10년간의 소득변화에 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 인적자본 변수는 남편의 소득지위에 강한 매개효과를 갖는 것으로 분석되었다. Sun & Li(2002)는 영국의 패널 자료를 이용하여 부모의 결혼해체과정에서의 아동의 복지를 분석하였다. 이 연구의 함의는 결혼해체가 단절적이고 일시적인 경험(isolated, single event)이 아니라 연속적이고 진행적인 과정이라는 점을 부각시킨 점이다. Andreß과 BrLckel(2007)은 독일에서 결혼해체 후 소득수준의 변화라는 객관적 측면과 소득만족도 및 생활 만족도라는 주관적 측면의 변화를 함께 분석하였다. 흥미로운 것은 이혼 후 여성의 소득만족도는 남성에 비해 낮게 나타난 반면, 생활만족도는 오히려 높게 나타남으로써 여성이 이혼을 통해 경제적 손실을 감수하고서도 얻게 되는 정신적 이득이 있음을 확인시켜주었다.

최근에는 비교연구도 점차 증가하고 있는데, 결혼해체의 경제적 결과에 대한 국가비교 연구들은 복지국가체제 혹은 유형에 따라 체계적으로 상이한 양상이 나타남을 밝히고 있다(Aassve, Betti, Mazzucco and Mencarini 2007; Andreß, Borgloh, BrLckel, Giesselmann and Hummelsheim 2006; Uunk 2004). 예를 들면 스웨덴 등의 사민주의 복지체제에서는 한부모가정에 대한 현금지원이 관대할 뿐만 아니라 포괄적인 공공 보육 체제를 갖추고 있어 자녀있는 기혼 여성들이 혼자 생계를 꾸려가는데에 훨씬 유리하다.

한편 국내에는 다음과 같은 관련 선행연구들이 있다. 노혜진·김교성(2008). 한국노동패널의 2-9차 자료를 활용하여 결혼해체를 경험한 여성가구주의 해체 이전연도와 해체 당해 연도, 다음 연도 세 시점의 빈곤율과 사회적 배제 수준을 비교하고, 빈곤과 사회적 배제에 영향을 미치는 요인을 GLM 회귀분석과 로짓분석으로 분석하였다. 이현송(2008)은 한국노동패널의 1~6차 자료를 이용하여 이혼을 전후한 경제적 충격이 어느 정도인지를 성별, 소득계층별로 비교분석하였다. 분석결과 남성에 비해 여성의 이혼으로 인한 경제적 충격이 컸으며, 중상층 여성이 중하층 여성에 비해 더 큰 폭의 소득하락을 경험하는 것으로 나타났다.

김혜영·변화순·윤홍식(2008)의 연구는 이혼 후 경과기간이 4년 이하인 이혼여성을 대상으로 회고적 질문방법을 이용한 횡단조사자료를 통해 이혼1년 전, 이혼 당해, 이혼 1년 후의 3개년도 시

4) 1991년 당시 미국에서 이혼여성 중 자녀양육비를 받는 비율은 75.4%였으며, 이것이 총소득에서 비율은 18.5%였다.

점에서의 사회경제적 지위변화를 분석하였다. 한편 이혼 후 여성가구주 가구의 빈곤지위결정요인에 대한 로짓분석을 실시한 결과, 미성년 아동수, 성인자녀수, 취업여부, 전남편으로부터의 이전소득 등이 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

윤홍식(2004)은 한국노동패널 4차 자료를 이용하여 65세 이하 비노인 여성가구주를 대상으로 결혼해체 후 소득수준 변화와 공사적 소득이전의 효과를 분석하였다. 주요한 결과는 결혼해체유형에 따라 여성의 인구사회학적 특성에 유의한 차이가 있으며, 소득수준과 빈곤실태에서 이혼별거 여성의 소득수준이 사별여성에 비해 낮다는 점이다. 가구소득 구성에 있어서는 근로소득이 가장 주요한 소득원천이었으며, 빈곤감소효과는 사적이전이 공적이전보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. 빈곤지위에 영향을 미치는 요인을 분석한 로짓분석에서는 여성의 취업상태(상용지)와 공공부조의 소득이전이 유의하게 나타났다.

김미숙 외(2005)는 한국노동패널 1~6차년도 자료를 분석하여 이혼별거 전후의 소득수준과 소득구성을 비교분석하였다. 이 연구에서는 이혼 후 성별에 따른 소득격차가 매우 큼을 보여주고 있다.

요컨대 최근 국외연구 동향의 두드러진 특징은 한 국가내의 대상범위와 시점간 단순 비교 방식의 연구방법을 넘어서 국가비교와 pooled-time series 분석(Andreß & Brücke 2007; Sun & Li 2002) 등 다양한 접근방법이 이루어지고 있다는 점이다. 우리나라에서도 최근에 들어 소수의 연구들이 이루어지고 있으나 자료의 한계 등으로 종단적 분석에는 한계를 보이고 있다.

2. 결혼해체 후 경제적 수준 및 생활만족도 변화에 영향을 미치는 요인

가. 경제적 수준과 생활만족도의 변화 패턴

결혼해체를 경험하는 여성들은 소득의 감소, 빈곤율의 증가 등의 경제적 지위하락과 재정적 곤경을 겪게 된다는 것이 기존 연구들의 공통적인 분석결과이다⁵⁾. 다만 그 정도에 있어서는 상이한 결과를 보이고 있는데, 연구마다 결혼 해체의 경제적 결과가 다르게 추정되는 이유는 상이한 자료

5) 먼저 결혼해체를 경험하는 집단의 특성을 짚고 넘어갈 필요가 있다. 즉 결혼해체가 무작위로 발생한다고 볼 수 있는가라는 이슈이다. 선행연구를 보면 사회경제적 지위가 결혼 안정성에 영향을 미친다는 경험적 증거들이 다수 제시되어왔다. 즉 학력, 직업, 소득 등의 사회경제적 지위가 높아질수록 이혼율은 감소한다는 것이다. 우리나라의 경우에도 연령을 표준화하여 교육수준별 이혼율을 비교한 연구(박경애, 2000)에 의하면 남녀 모두 대학이상 졸업 집단의 이혼율이 가장 낮고, 남자는 중학교 졸업집단, 여자는 초등학교 졸업집단의 이혼율이 가장 높게 나타나고 있다. 이에 대해 Galligan과 Bahr(1978)는 이혼과 경제적 자원의 관계에 대해 두가지의 대립가설을 설정하였다. 첫째, 소득수준이 결혼 해체에 직접적인 영향력을 가진다는 가설이다. 가족이 필요로 하는 경제적 자원이 충족될수록 부부간의 역할에 대한 만족도가 증가하기 때문이라는 것이다. 두 번째 설명은 자산수준이 소득과 결혼 해체를 매개해준다는 것이다. 분석결과, 소득 그 자체가 결혼 해체에 영향을 미치는 것은 아니며, 오히려 자산수준이 다른 변수를 통제하고도 유의미한 영향을 갖는 것으로 나타났다. 또한 학력이 증가할수록 결혼 해체는 감소하며, 백인보다 흑인이 결혼 해체율이 높게 나타났다.

의 사용, 연구대상의 연령이나 부모조건 등을 제한함에 따라 발생하는 차이, 결혼해체 후 경과기간 설정에 따른 차이, 결혼 해체 후 조사 시점의 차이, 조사대상자 상실(attrition) 등을 지적할 수 있다(Holden & Smock 1991).

한편 기존 연구들은 결혼해체를 경험한 여성의 경제적 불안정성은 재혼하지 않는 한⁶⁾ 최소 5년 이상 지속된다는 것을 보여준다(Weiss 1984; Stirling 1989). 그러나 경제적 불안정성의 유지 혹은 완화 정도는 여성의 하위집단별로 차이를 보일 것이다. 예를 들면 Weiss(1984)는 결혼해체 전에 중간소득계층이었던 여성은 저소득층 여성에 비해 결혼 해체 후 5년 시점에서 경제적 상황이 좀더 개선되었다고 분석하였다. 한편 이혼 후 1-2년이 지나면 대체로 심리사회적으로 적응한다는 연구 결과(Goetting, 1980; Hetherington et al, 1982; 문현숙·김득성 2000에서 재인용)가 있다.

반면, 1990년대 이후의 자료를 분석한 최근 연구(McKeever & Wolfinger 2001)에서는 1970년대와 달리 여성의 노동시장참여율과 인적자본의 증대로 인해 과거와 같이 결혼해체로 인한 심각한 경제적 하락의 수준이 상당히 완화되었다고 주장하기도 한다.

또한편의 설명은, 이혼이나 별거 등의 결혼해체를 하나의 연속적인 과정(continuous process)으로 이해하는 접근이다(Kitson & Morgan 1990; Andreß과 Brücke 2007). 결혼해체는 한 시점에서의 사건(event)에 그치지 않으며, 그 결과는 오랫동안 지속된다. 뿐만 아니라 결혼해체를 경험하는 가구는 기혼상태가 지속되는 가구에 비해 이미 이혼 전에 재정적 결핍과 심각한 관계적 위기-예를 들면 부부간의 마찰, 가족 폭력, 외도, 알콜 문제 등-를 경험해왔을 가능성이 있다. 사별의 경우에도 배우자가 갑작스럽게 사망하는 경우가 아니라면 건강상태의 악화나 오랜 투병으로 인해 사별 이전에 이미 소득의 감소와 의료비 증가 등 경제상황의 악화를 경험할 수 있다⁷⁾. 이러한 관점에 따르면 결혼해체로 인한 경제적, 심리적 변화는 급격하기보다는 다소 완만하게 하락하거나 낮게 유지되는 경향을 보인다고 예측할 수 있다.

나. 경제적 수준과 생활만족도의 변화에 영향을 미치는 요인

(1) 성별

결혼해체가 젠더간에 '불평등한 비용'(disproportionate costs)(Holden & Smock, 1991)을 발생시킨다는 논의에 주의를 기울일 필요가 있다. 이혼과 사별을 젠더중립적인 관점에서 '규모의 경제의 손실'로 파악한다면 결혼해체에 따른 경제적 결과는 젠더 중립적으로 나타나야 할 것이지만, 실제로는 여성이 더 심각한 경제적 어려움을 겪게 된다는 것이다. 한편 이혼한 남성은 이혼전후로 경제적 상태가 여성만큼 악화되지 않거나 혹은 큰 변동이 없다는 분석결과⁸⁾가 국내외에서 제기된다

6) 재혼은 결혼해체를 경험한 여성의 경제적 상황을 개선시키는 좋은 방편인 것으로 많은 경험적 연구들에서 지적하고 있다(Nestel et al 1983; Duncan & Hoffman 1985; Peterson 1989).

7) 그리하여 Stirling(1989)은 이혼에 따른 경제적 손실을 이혼 직전년도와 비교하는 것은 이혼여성의 경제적 상태를 오히려 과장하게 되므로, 대안으로서 '이혼 전 3년간' 평균을 사용해야 한다고 주장하였다.

8) 심지어 남성은 이혼 후에 경제적 상황이 오히려 호전된다는 주장도 일부 제기되었다(McManus &

(Teachman & Paasch 1994; Hoffman 1977; Duncan & Hoffman 1985; Weitzman 1985; 김미숙 외 2005; 이현송 2008; 노혜진·김교성 2008).

남성에 비해 여성의 급격한 소득감소는 낮은 여성 노동시장참가율, 노동시장에서의 젠더간 임금 격차, 자녀 양육에의 부담, 자산에의 불평등한 배분, 그리고 불충분한 국가 지원 등으로 설명된다 (Holden & Smock 1991; Aassve, Betti, Mazzuco and Mencarini 2007). 남성은 여성에 비해 이혼 후 자녀양육을 맡는 비율이 낮으며, 결혼 기간에나 이혼 후에도 자녀양육과 일을 양립하는 부담이 적기 때문에 임금수준이 더 높은 경향이 있다. 즉 소득은 여성보다 더 많이 버는 대신 이혼 후 경제적 필요는 여성에 비해 더 줄어들기 때문에 격차가 발생하게 된다.

그러나 최근에는 이에 대한 반론도 제기된다. 통념과는 달리, 결혼에서의 경제적인 상호의존성이 점차 강해짐에 따라 결혼해체를 경험한 많은 남성들 역시 소득상실을 경험하고 있다는 것이다 (McManus & Diprete 2001)⁹⁾.

(2) 결혼 해체 유형(이혼/사별)

경제 소비의 관점에서 이혼은 소비 단위(consumption unit)의 '분리'로 정의되는 한편, 사별은 소비단위의 '축소'로 정의될 수 있다(Holden & Smock, 1991). 이혼을 하게 되면 부부는 더 이상 경제적 자원을 공유하지 않게 되는 반면, 사별하게 되면 유족 배우자는 상대 배우자의 자산과 보험 등을 통해 보호를 받을 수 있다. 한편 사별한 여성의 경우 이혼한 여성에 비해 평균 연령대가 더 높은 경향이 있다. 이혼의 경우 2003년 기준 남성의 평균 이혼연령은 41.3세, 여성은 37.9세이며, 이혼부부의 동거기간도 10년 미만이 47.7%였다(통계청, 2004).

연령이 어느정도 통제될 경우, 기존의 연구들은 사별한 여성의 경우에도 이혼한 여성과 유사한 정도의 경제적 상태 악화를 경험한다는 점을 보여주고 있다.

(3) 연령

연령이 결혼 해체 이후 적응에 미치는 영향은 기존 연구들에서 상반된 결과를 보이고 있다 (Kitson & Morgan 1990). 연령이 낮을수록 노동시장 참여나 다른 배우자를 만날 가능성 등 결혼 해체이후의 삶에 대처할 선택지가 많기 때문에 경제적으로나 정신적으로 적응에 더 유리한 반면, 연령 혹은 결혼지속기간이 길수록 결혼에 들인 시간과 노력이 크고 결혼 해체후 다른 대안을 찾기 어렵기 때문에 적응에 더 어렵다는 설명(Andreß & Brücke, 2007)이 있는가 하면, Hurd와 Wise(1989)의 연구에서는 유족 여성배우자의 경우 오히려 연령이 60세 미만으로 낮일수록 빈곤할 가능성이 높게 나타났다. 이는 민간보험과 유족연금 등의 연령조건 때문으로 설명된다. 한편 자산

Diprete 2001).

9) 다만 이 연구에서도 남성의 경제적 결과는 여성보다 훨씬 이질적(heterogeneous)인 분포로 나타난다는 점은 지적될 필요가 있다.

과 관련해서도 연령이 낮을수록 자산을 축적할 충분한 시간이 없기 때문에 불리하다고 설명된다.

(4) 자녀의 수와 연령

자녀수가 많을수록, 자녀의 연령이 낮을수록 여성의 자녀 양육책임으로 인해 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미치게 되어 경제적 어려움을 심화시킨다는 설명들이 많다. 이러한 논리에 따르면 미성년 자녀수가 많을수록 결혼해체 후 빈곤할 가능성이 높게 나타날 것이다(김혜영 외 2008). 그러나 자녀를 키우는 경우 어려움을 이겨내고 생존해야 할 필요성과 삶에 대한 의욕이 더욱 커질 수 있고 자녀로부터 받는 심리적 충족감으로 생활만족도는 오히려 높을 가능성이 있다¹⁰⁾.

한편 성인자녀와의 동거는 경제적 생활수준을 높이는데 기여할 수 있고, 심리적 안정감을 높이는데 기여할 수 있다.

(5) 이전의 소득수준

결혼해체에 따른 경제적 충격은 결혼상태에서의 생활수준이 높을수록 더욱 크게 나타난다. Weiss(1984)의 연구에서는 이혼 전에 소득분포 상위 1/3에 속한 여성은 이혼으로 소득이 45%수준으로 떨어지는 반면, 최하 소득층 여성은 하락폭이 23% 수준인 것으로 나타났다. 결혼해체 전후의 생활수준의 변화는 생활만족도의 하락에도 큰 영향을 줄 것으로 예측된다.

반면 생활수준이 높은 경우 자산이나 사회적 관계망이 더 많을 가능성이 높다는 점에서는 결혼해체 후에 더 잘 적응할 가능성도 있다.

(6) 교육수준

교육수준은 대표적인 인적자본 변수로서, 교육수준이 높을수록 소득력이 높아질 뿐만 아니라, 문제 해결 능력이 더 높을 것이므로(Andreß & Brücke, 2007), 교육수준은 이혼 후 경제적 적응과 생활만족도 양자에 정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다.

(7) 노동시장참여 및 노동시장 지위

노동시장 참여는 근로소득의 획득을 통해 그 자체로 '탈가족화'(defamilialization)-가족에 의존하지 않고 생계를 유지할 수 있는 정도-를 높이므로 결혼해체 후 경제적 하락으로부터 보호해 줄 것으로 기대할 수 있다. 또한 '일'은 자아존중감과 사회적 지지 등을 획득할 수 있는 수단으로서 결

10) 문현숙김득성(2000)의 질적 연구에서도 자녀를 양육하는 모든 이혼 여성들은 "자녀가 자신들의 삶의 희망이며 어려울 때 힘이 된다"고 응답함으로써 자녀가 일상생활을 유지하게 하고 삶의 동기와 원동력이 되어주었음을 보여주고 있다.

혼해체 후 삶에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

다만 Teachman & Paasch(1994)는 결혼해체를 경험한 후 여성의 노동시장참여가 크게 증가하고, 평균적으로 총가구소득에서 근로소득이 차지하는 비중이 높아지지만, 오히려 저임금 근로여성은 시간이 지남에 따라 다시 노동시장을 떠나기도 한다는 사실을 밝혔다. 즉 노동시장에 머물러 있는 사례는 노동시장에 비교적 성공적으로 정착한 경우라는 것이다.

(8) 공적이전

복지국가에서 한부모 가족에게 있어서 공공부조 등의 공적이전이 미치는 영향은 상당한 것으로 밝혀지고 있다. 물론 공적이전이 갖는 소득보장 효과는 국가간 사회정책의 조건과 관대성의 차이에 따라 상이하게 나타날 것이다. 결혼해체를 경험한 경우 공공부조나 유족연금 등의 공적이전을 받을 수 있는데, 일반적으로 이는 결혼해체 이후의 생활에 경제적으로 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 다만 현세대 노령계층에서는 유족연금의 수급자가 많지 않으며, 최저생계비 이하의 빈곤층이 공공부조를 받게 된다는 점을 고려하면 그 효과가 크지 않을 수 있다.

III. 연구방법

1. 연구 대상

본 연구는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)의 3차~10차(2000~2007년)자료에서 4~8차동안 이혼(별거포함)과 사별을 경험한 사례를 추출하여 연구대상을 구성하였다. 이는 결혼해체 이전과 이후의 자료를 포함할 수 있도록 하기 위해서이다. 분석대상에 포함된 사례는 결혼해체 관련 변수의 해당 연도별 응답 내용을 비교하여 응답오류에 대한 수정 과정을 거친 후 311 사례가 최종 선택되었다¹¹⁾. 본 분석대상에는 결혼 해체 후 분가하여 신규로 진입한 이혼 가구가 11사례가 포함되었다. 신규 진입한 이혼가구의 결혼해체 전 경제적 수준은 분가 전의 원가구 번호(패널고유가구번호)를 추적하여 적용하였다. 한편 본 연구에서는 결혼해체 후 4년 이내에 재혼한 사례는 제외하였다.

시점은 '연도'기준이 아닌, 결혼해체시점을 기준으로 하여 결혼해체 1년 전부터 해체 이후 4년까지의 총 6년의 기간을 다루게 된다. 다만 한개년도 소득치의 변동성을 줄이고 시간에 따른 패턴을 보기 위해 2개년의 평균을 이용하여 결혼해체 직전·당시(t1), 결혼해체 1~2년 후(t2), 결혼해체 3~4년 후(t3)의 세 개 시점으로 재구성하였다.

11) 참고로 노동패널을 이용하였던 결혼해체 관련 선행연구들에서의 사례수는 다음과 같다. 노혜진·김교성(2008)은 2~9차자료 138 사례(여 71 남 66), 이현송(1~6차)의 연구는 이혼이나 별거에 해당하는 160 사례(남 85, 여 75), 윤홍식(2004)은 4차 자료에서 사별 233, 이혼·별거 79, 총 312사례를 분석에 사용하였다.

한편 패널자료에서 중요한 것은 패널 유실(panel attrition)의 문제이다. 특히 젠더에 따른 패널유실의 편향-즉 이혼을 경험한 여성이 남성보다 패널에서 유실되는 비율이 더 높다는 점이 지적된다 (Andreß & Brücke, 2007). 이 연구에서는 해체 후 소득수준을 기준으로 이후 시점에서 무응답한 가구의 특성을 로짓분석한 결과, 성, 연령, 학력, 결혼해체 유형(이혼/사별), 해체전년도 소득수준 등에 있어서 일정한 패턴이 없는 것으로 확인하였다. 즉 무응답이 무선적(random)으로 발생한 것으로 볼 수 있다.

2. 주요 변수의 측정

가. 종속변수

(1) 경제적 수준 : 가구균등화 경상소득

결혼해체로 인해 성인가구원의 상실로 인한 경제적 상태의 변화를 포착해내기 위해서는 어떤 지표를 사용할 것인지가 중요한 관건이 된다. 이 연구에서는 가구원수로 조정된 경상소득으로 파악한다. 먼저 가구단위 소득을 보는 이유는 여전히 사회과학에서 개인의 경제적 생활수준을 파악하는데에 가구단위가 널리 사용되기 때문이다. 한편 사별이나 이혼 시에는 조의금, 보험금, 위자금 등으로 비정기적인 소득이 급격히 증가할 수 있기 때문에 비경상소득을 제외한 경상소득(근로소득, 자산소득, 이전소득)으로 파악하였다. 가구원수에 따른 조정을 위한 가구균등화 지수는 \sqrt{n} (n =가구원수)로 나누는 가장 간단한 방법을 택하였다. 일반적으로 OECD의 가구균등화지수가 빈곤율 산출 등에 많이 사용되지만, 어른에 비해 아동의 가중치를 상대적으로 매우 낮게 설정하는 것¹²⁾ 자체가 한국의 사회문화적 상황을 고려할 때 적합한가라는 의문이 제기되기 때문이다.

여기서는 결혼해체를 중심으로 한 t1, t2, t3시점의 연도가 상이하기 때문에, 모든 연도의 소득을 물가상승률을 반영하여 2005년 기준 불변가격으로 고정시켰고, 2개년도의 평균값으로 해당 시점의 소득을 산출하였다.

(2) 생활만족도

생활만족도는 개인용 설문에서 "전반적으로 생활에 얼마나 만족하고 계십니까"라는 질문에 대한 ① 매우 만족스럽다 ② 만족스럽다 ③ 보통이다 ④ 불만족스럽다 ⑤ 매우 불만족스럽다는 5점척도로 측정된다. 즉 점수값이 높을수록 생활만족도는 낮아진다(혹은 생활에의 불만족이 높아진다).

12) OECD의 수정된 가구균등화 지수에서는 첫째 어른의 가중치를 1, 그 외의 어른은 0.5, 아동은 0.3의 가중치를 두도록 되어 있다.

<표 1> 변수의 측정

변수구분	변수명	내 용	측 정
시간종속적 변수 (level 1)	inc	가구경상소득 (가구균등화적용)	2개년도 평균값이며, 해당년도 소비자물가지수 적용 (2005년=100기준)
	lifesat	전반적 생활만족도	5점 척도(1=매우 만족 2=만족 3=보통 4=불만족 5=매우 불만족), 2개년 평균
	work	취업여부	0=2년 미취업, 0.5=1년만 취업, 1=2개년 모두 취업
	akid	동거 성인자녀여부	0=없음 1=있음
	ykid	동거 미성년자녀여부	0=없음 1=있음
	pben	공적이전수급여부	0=2개년 비수급, 1=2개년 중 1년수급 2=2년수급
시간독립적 변수 (level 2)	sex	성별	1=여 0=남
	ed	교육수준	1=중졸이하 2=고졸 3=대졸 이상
	age	연령(결혼해체 시점)	1=20대, 2=30대 3=40대 4=50대 5=60대
	m	결혼해체 사유	0=사별 1=이혼·별거

3. 분석 방법

패널자료는 개인의 변화를 추적할 수 있기 때문에 횡단적인 분석에 비해 훨씬 '통제된 변화'를 관찰할 수 있는 장점이 있다. 따라서 이 연구에서는 우선적으로 기초통계 분석을 통해 연구대상의 속성과 변화의 추세를 충분히 파악하도록 할 것이다.

그러나 종단적 자료에 대해 시점별로 집단의 평균값을 비교하는 전통적인 방법은 각 개인의 변화선을 고려하지 못하며, 시점간 변화를 연속적으로 파악하지 못한다는 한계가 있다. 반면 성장모형(growth model)은 이러한 단점을 극복하여 각 개인의 변화선을 추정하여 변화패턴을 설명하고, 변화패턴에서의 개인차를 설명하는데 적합하다.

이처럼 개인의 변화를 분석하려는 종단연구방법으로는 다층모형을 이용한 위계적 선형모형(Hierarchical Linear Model:HLM)과, 구조방정식을 이용하는 잠재성장모형(Latent Growth Model:LGM)이 있다. 이 연구의 분석대상은 사례수가 311개로 충분하지는 않기 때문에, 본 연구에서는 종단적 다층모형을 이용하여 시간에 따른 개인의 평균적 변화와 그 변화의 개인간 차이를 설명하고자 한다. 종단적 다층모형은 측정시점이 다른 것을 허용하며, 시점에서 결측치가 있더라도 분석이 가능하고, 시간의존적(time-dependent) 변수를 포함할 수 있다.

시간에 따른 선형적 변화패턴을 설명하는 성장모형은 아래와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 \text{Level 1 모형 (Within-subject model)} \quad & Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}T_{ij} + e_{ij}, \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \\
 \text{Level 2 모형 (Between-subject model)} \quad & \pi_{0i} = \beta_{00} + \tau_{0i} \\
 & \pi_{1i} = \beta_{10} + \tau_{1i}
 \end{aligned} \tag{1}$$

한편 특정시점에서 기울기가 달라지는 비선형 모형 혹은 piecewise모형은 다음과 같이 표현된다. 이때 T2는 특정시점 전까지는 0으로 코딩되며, 기울기 변화가 발생하는 특정시점부터 t값의 변화를 적용하게 된다.

$$\begin{aligned}
 \text{Level 1 모형} \quad & Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}T1_{ij} + \pi_{2i}T2_{ij} + e_{ij} \\
 \text{Level 2 모형} \quad & \pi_{0i} = \beta_{00} + \tau_{0i} \\
 & \pi_{1i} = \beta_{10} + \tau_{1i} \\
 & \pi_{2i} = \beta_{20} + \tau_{2i}
 \end{aligned} \tag{2}$$

마지막으로 변화패턴의 개인차를 설명하는 조건성장모형(conditional growth model)은 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{Level 1 모형} \quad & Y_{ij} = \pi_{0i} + \pi_{1i}T_{ij} + \pi_{2i}X_{ij} + e_{ij} \quad (X \text{는 시간의존적 변수}) \\
 \text{Level 2 모형} \quad & \pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}X_i + \tau_{0i} \quad (X \text{는 시간독립적 변수}) \\
 & \pi_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11}X_i + \tau_{1i}
 \end{aligned} \tag{3}$$

IV. 분석결과

1. 분석대상의 일반적 특성

가. 인구사회학적 변수 특성

분석대상의 일반적 특성은 <표 2>에 제시되어 있다. 여성이 65%로 남성보다 많고, 학력은 중졸 이하(64%), 연령대는 60대 이상(47%), 결혼해체 사유로는 사별이 65%로 다수를 차지한다. 성별과 연령대, 결혼해체 사유를 교차분석한 다음 <표 3>에 의하면 남성은 비교적 연령대가 고르고, 이혼/별거 비율이 높은 반면, 여성은 50, 60대 이상의 고령층이 많고, 사별 비율이 높게 나타나고 있다.

<표 2> 분석대상의 일반적 특성 : 인구사회학적 변수 (단위 : 명(%))

변 수	범주		비율(빈도) ³⁾	변 수	범주		평균비율(빈도) ³⁾
성별	남		35.0 (109)	성인자녀여부	t1 ²⁾	없음	51.1 (159)
	여		65.0 (202)			있음	43.4 (135)
교육수준	중졸이하		64.0 (199)		t2	없음	47.6 (148)
	고졸		25.4 (79)			있음	43.7 (136)
	대졸이상		10.6 (33)		t3	없음	29.9 (93)
연령 (결혼해체 시점)	30대 이하		12.5 (39)			있음	29.9 (93)
	40대		19.9 (62)	미성년자녀 여부	t1	없음	67.8 (211)
	50대		20.6 (64)		있음	25.1 (78)	
	60대 이상		46.9 (146)		t2	없음	70.1 (218)
결혼해체 사유	이혼별거		34.7 (108)	t3	있음	18.0 (56)	
	사별		65.3 (203)		없음	44.1 (137)	
공적이전 수급여부	t1	없음	51.1 (159)	취업여부	t1	없음	36.8 (113)
		있음(1년)	17.4 (54)			있음(1년)	19.0 (59)
		있음(2년)	31.5 (98)			있음(2년)	29.3 (91)
	t2	없음	48.6 (151)		t2	없음	39.9 (124)
		있음(1년)	19.3 (60)			있음(1년)	8.7 (27)
		있음(2년)	32.2 (100)			있음(2년)	36.3 (113)
	t3	없음	67.8 (211)	t3	없음	29.3 (91)	
		있음(1년)	18.6 (58)		있음(1년)	2.6 (8)	
		있음(2년)	13.5 (42)		있음(2년)	22.8 (71)	

- 1) 해체 1~2년 후 시점에서의 수급여부임. 2년 중에서 한번 이상 있었으면 있음, 두해 모두 없으면 없음으로 표기
- 2) 각 시기별로 2년 중에서 한번 이상 있었으면 있음, 두해 모두 없으면 없음으로 표기
- 3) 결측치를 포함한 비율임 (있음%+없음%+결측치%=100)

<표 3> 연령과 결혼해체 사유 교차분석 (명, %)

		연령대					결혼해체 사유		
		30대이하	40대	50대	60대 이상	전체	사별	이혼별거	전체
sex	남	19 (48.7)	32 (51.6)	20 (31.3)	38 (26.2)	109 (35.0)	44 (21.7)	65 (60.2)	109 (35.0)
	여	20 (51.3)	30 (48.4)	44 (68.8)	108 (73.8)	202 (65.0)	159 (78.3)	43 (39.8)	202 (65.0)
전체		39 (100.0)	62 (100.0)	64 (100.0)	145 (100.0)	311 (100.0)	203 (100.0)	108 (100.0)	311 (100.0)

다음으로 취업상태의 변화를 세부적으로 알아보자. 결혼해체 1년 전부터 결혼해체 3년 후까지의 동향을 보면¹³⁾ 여성은 31.5%에서 해체 1년 후에는 39%로 크게 증가하게 된다. 남성 역시 해체 1년전에 52%에서 해체 후 54.7%, 57.3%로 다소 증가하는 추세를 보이지만 그 증가폭은 여성보다 작다.

13) 결혼해체 4년 후의 자료는 결측치가 많아 불안정하므로 해석에 주의를 요한다.

<표 4> 취업상태의 변화 (%)

변수	범주	해체1년전	해체 당시	해체1년 후	해체2년후	해체3년후	해체4년후
전체	취업	38.1	39.0	43.9	44.4	43.5	33.2
	미취업	46.6	54.3	51.1	54.3	55.2	43.5
	결측치	15.2	6.7	4.9	1.3	1.3	23.3
여성	취업	31.5	32.9	39.2	38.4	39.0	29.5
	미취업	51.4	60.3	56.2	60.3	60.3	47.3
	결측치	17.1	6.8	4.8	1.4	0.7	23.3
남성	취업	52.0	52.0	54.7	57.3	53.3	41.3
	미취업	36.0	41.3	40.0	41.3	46.7	37.3
	결측치	12.0	6.7	5.3	1.3	0	21.3

이번에는 취업상태의 안정성을 확인하기 위해 아래 <표 5>에서 t-1년도와 t년도간의 취업변화를 교차분석하였다. 결혼해체 1년전 미취업이었다가 결혼해체를 경험하면서 취업한 경우는 8.9%, 반면 결혼해체 전 취업상태였다가 결혼해체 시점에서 미취업상태로 변화한 경우도 12.8%로 나타나고 있다.

<표 5> 취업관련 연간 변화율 (단위 : %)

		t									
		해체 당시		해체 1년 후		해체 2년후		해체 3년후		해체 4년후	
		미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업
t-1	미취업	45.6	8.9	46.5	11.0	49.3	3.8	48.8	5.5	53.5	1.8
	취업	12.8	32.8	9.0	33.5	6.7	40.2	6.5	39.2	2.9	41.8
전체		58.3	41.7	55.5	44.5	56.0	44.0	55.3	44.7	56.5	43.5

대체로 매년 미취업→취업으로의 변화보다는, 취업→미취업으로의 변화가 더 많이 나타나고 있는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 '취업상태'가 안정적인 고용상태를 의미한다고 보기 어렵고, 불안정고용 상태인 경우가 많음을 나타내고 있다고 볼 수 있다.

상대적으로 취업률이 낮은 여성의 변화를 보기 위해 이번에는 여성만을 대상으로 하여 해체1년 전으로부터 각 해의 취업상태 변화를 보도록 하자(<표 6>). 여성의 신규 취업률, 즉 결혼해체 전에는 미취업 상태였다가 해체 후 취업을 하는 경우도 많지만, 반대로 취업상태였다가 미취업상태로 바뀌는 경우도 많이 나타나고 있다. 전체적으로 이러한 결과는 노동시장에서의 불안정한 지위를 보여준다고 할 수 있다.

<표 6> 여성의 취업상태, 결혼해체1년전 대비 변화 (단위 : %)

	2년후상태	해체 1년전 → 해체 1년 후		해체 1년전 → 해체 2년 후		해체 1년전 → 해체 3년 후		해체 1년전 → 해체 4년 후	
		미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업	미취업	취업
		해체 1년전	미취업	44.4	17.9	45.4	16.0	43.3	19.2
	취업	14.5	23.1	14.3	24.4	15.8	21.7	15.7	25.8
	전체	59.0	41.0	39.7	40.3	59.2	40.8	58.4	41.6

나. 경제적 상태와 생활만족도

시간에 따른 소득수준의 변화와 생활만족도를 보면 다음과 같다. 먼저 전체 사례를 대상으로 보면 가구총소득은 감소추세를 보이고 있으며, 특히 결혼해체 1-2년 후 시점에서의 감소폭이 더 크게 나타난다. 가구원수는 해체이전에 평균 2.91명에서 해체 1~2년 후에는 2.23명, 3~4년 후에는 2.08명으로 계속적으로 줄어드는 추세를 보인다. 생활만족도는 시간이 흐름에 따라 점차 개선되는 경향을 보인다(t1 3.13 → t2 3.08 → t3 3.02).

<표 7> 경제적 상태와 생활만족도

내 용	t1 해체 직전.당시			t2 해체 1~2년 후			t3 해체 3~4년후		
	평균	(표준편차)	n	평균	(표준편차)	n	평균	(표준편차)	n
총소득(연, 만원)	1817.97	(1452.41)	270	1627.52	(1467.05)	212	1596.46	(1236.50)	100
가구균등화된 소득 (연, 만원)	1201.88	(962.78)	270	1126.29	(946.04)	212	1121.75	(815.38)	100
가구원수	2.91	1.24	279	2.23	1.16	267	2.08	1.09	170
전반적 생활만족도	3.15	(.55)	260	3.08	(.57)	261	3.02	(.63)	169

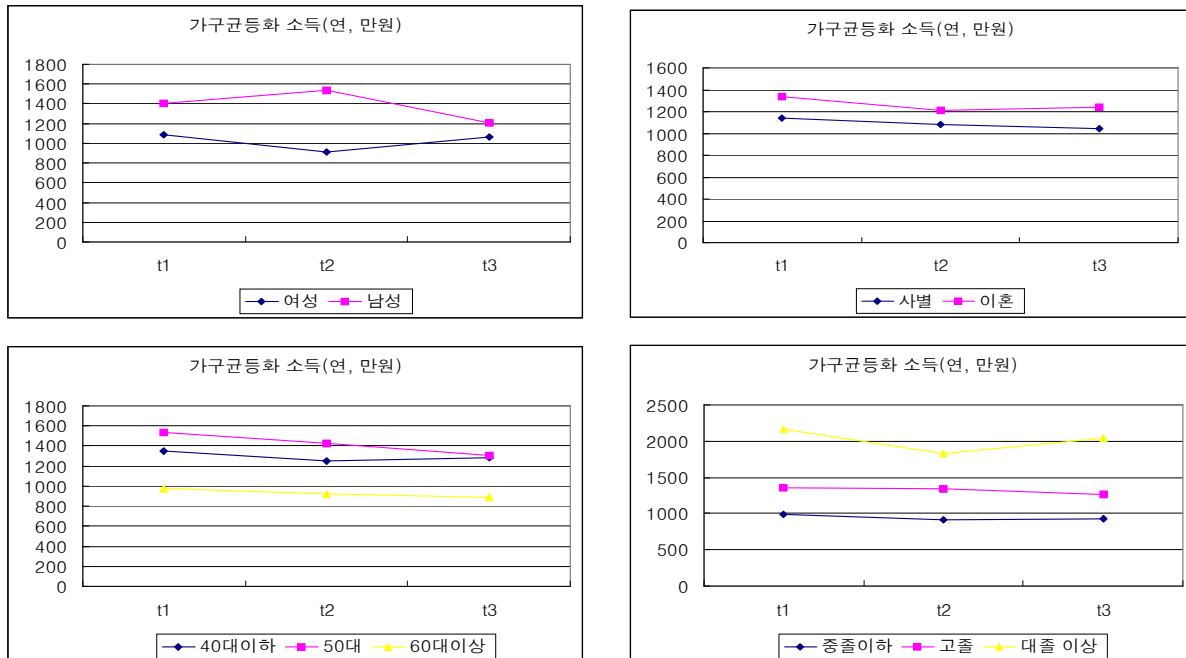
먼저 가구균등화 소득을 중심으로 하위집단별 특성을 비교해보자(<표8>). 결혼해체를 경험하는 여성은 남성에 비해 전반적으로 소득이 낮으며, t2시점에서 가장 낮다가 t3시점에서는 어느 정도 회복하는 경향을 보인다. 반면 남성은 t2시점에서 오히려 가구균등화 소득이 약간 높아지다가 t3시점에서 감소하는 경향을 보인다. 한편 이 자료에서 결혼해체를 경험한 여성이 남성보다 이미 해체 전 시점의 소득에서 큰 차이를 보이는 이유는 무엇인가? 이것은 결혼해체를 경험한 많은 여성들은 고령자로서 사별을 경험한 경우가 많은 반면, 본 분석에 포함된 남성은 연령대가 상대적으로 낮은 근로세대라는 점으로 설명될 수 있을 것이다. 즉 초기치의 성별 차이를 보기 위해서는 연령 효과가 통제될 필요가 있다.

마찬가지로 사별한 집단이 이혼한 집단보다 소득이 낮게 나타나고 있으며, 연령대가 높아질수록, 학력이 낮을수록 소득수준이 낮게 나타난다. 다만 대학 이상 학력인 경우, 다른 학력 집단에 비해 t3시점에서 소득수준이 비교적 회복되는 것을 볼 수 있다.

<표 8> 하위집단별 경제적 상태 교차분석

내 용		가구균등화 소득		
		t1	t2	t3
성별	여성	1089.9 (171)	908.1 (131)	1069.3 (61)
	남성	1401.5 (95)	1533.1 (91)	1203.7 (39)
결혼해체 사유별	이혼	1340.2 (83)	1212.9 (71)	1240.9 (39)
	사별	1139.4 (176)	1081.8 (170)	1045.6 (111)
학력	중졸이하	992.4 (174)	920.6 (137)	926.9 (63)
	고졸	1355.7 (69)	1346.6 (51)	1264.2 (28)
	대학 이상	2158.3 (27)	1832.3 (24)	2042.5 (9)
연령대 (해체당시)	40대 이하	1347.2 (78)	1247.6 (70)	1287.7 (37)
	50대	1532.0 (58)	1427.1 (42)	1311.3 (20)
	60대 이상	980.6 (133)	921.7 (99)	890.8 (43)

[그림 1] 가구균등화 소득의 변화



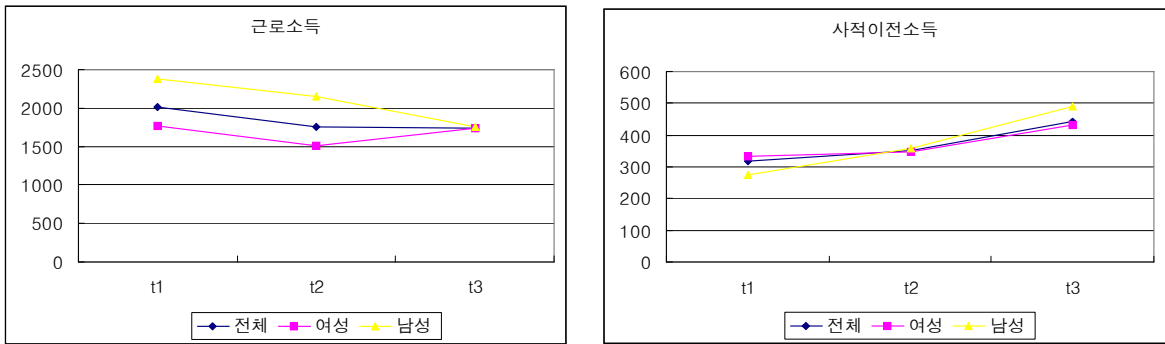
그렇다면 하위항목별 소득은 어떻게 변화해왔는가? 근로소득은 결혼해체 후 감소하는 경향을 보이는데, 다만 결혼해체 이후 3-4년 시점에서는 감소폭이 상당히 완화되고 있다. 사적이전은 증가하는 경향을 보이고 있다. 한편, 성별에 따라 근로소득과 사적이전이 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타난 것에는 해석에 주의를 요한다. 데이터에서 무응답과 소득없음을 구분할 수 없었기 때문에, 이 분석결과는 해당소득이 있는 사례의 평균값만을 제시하였고, 아래 별도로 소득>0인 사례가 각 연도의 총사례에서 차지하는 비율을 제시하였다. 자산소득과 공적이전 소득의 경우에는 소득이 있다고 응답한 사례가 너무 적어 별도로 제시하지 않았다.

<표 9> 소득하위항목별 변화

		전체			여성			남성		
		t1	t2	t3	t1	t2	t3	t1	t2	t3
근로 소득	만원 (n)	2011.8 (183)	1757.6 (127)	1742.3 (63)	1764.28 (109)	1515.0 (78)	1739.6 (36)	2376.4 (74)	2143.8 (49)	1745.8 (27)
	소득>0 비율 %	68.8	57.0	63.0	63.7	59.5	59.0	77.9	53.8	69.2
사적 이전	만원 (n)	318.37 (83)	350.23 (87)	442.93 (37)	333.74 (62)	346.81 (65)	433.53 (31)	273.01 (21)	360.34 (25)	491.49 (6)
	소득>0 비율%	31.2	39.2	37.0	36.3	49.6	50.8	22.1	27.5	15.4

주: 해당소득이 있다고 응답한 사례의 평균값임

[그림 2] 소득하위항목별 평균적 변화



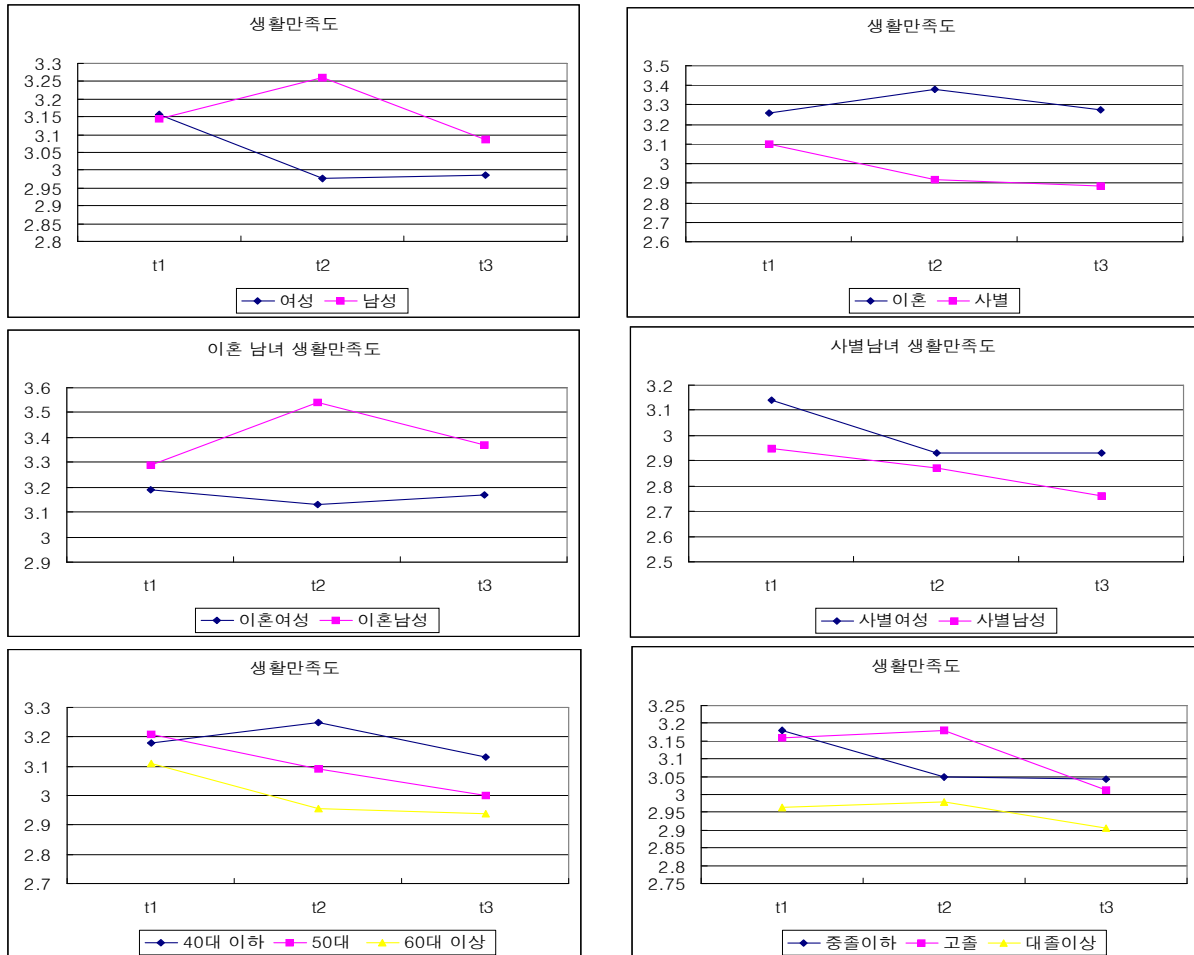
다음으로 하위집단별 생활만족도를 보자. 수치가 낮을수록 만족도가 높다는 점에 유의할 필요가 있다(①매우 만족 ~ ⑤매우 불만족의 5점 척도). 대부분의 집단에서 대체로 생활만족도는 개선되는 경향을 보이고 있는데, 다만 이혼한 경우와 남성의 경우에는 t2 시점에서 생활만족도가 하락했다가 t3시점에서 완화되는 것으로 나타난다.

전체적으로 여성은 남성에 비해 생활만족도가 더 나은 것으로 나타나고 있다. 한걸음 더 나아가 성별과 결혼해체사유를 교차하여 세부적으로 살펴보면 흥미로운 패턴을 볼 수 있다. 이혼한 여성은 이혼한 남성보다 생활만족도가 더 높은 반면, 사별한 여성은 사별한 남성보다 생활만족도가 낮게 나타나고 있는 것이다. 이러한 패턴은 이혼이나 사별이 갑작스런 한 시점의 사건(event)이라기 보다는 이전부터 지속된 문제(부부갈등이나 질병)로 인한 연속적인 사건이라는 관점으로 설명할 수 있다. 예를 들면 남편과의 심각한 불화와 갈등이 지속된 끝에 이혼하게 된 여성은 결혼상태가 유지되던 때보다 생활만족도가 더 높아질 수 있다는 것이다. 즉 여성은 이혼 후에 경제적 수준이 하락하더라도 얻게 되는 심리적 보상이 있다는 가설이 설득력을 갖는 것이다. 다만 이혼한 경우는 사별의 경우에 비해 생활에 대한 만족감은 낮은 수준인 것으로 나타난다. 한편 연령이 높을수록, 학력이 높을수록 생활만족도는 다른 집단에 비해 높게 나타나고 있다.

<표 10> 하위집단별 생활만족도 교차분석

내 용		생활만족도		
		t1	t2	t3
성별	여성	3.16 (162)	2.98 (168)	2.99 (111)
	남성	3.15 (95)	3.26 (91)	3.08 (58)
결혼해체 사유별	이혼	3.26 (82)	3.38 (90)	3.28 (58)
	사별	3.10 (176)	2.92 (170)	2.89 (111)
* 결혼해체 사유별	이혼여성	3.19 (28)	3.13 (36)	3.17 (27)
	이혼남성	3.29 (55)	3.54 (54)	3.37 (31)
	사별여성	3.14 (136)	2.93 (133)	2.93 (84)
	사별남성	2.95 (41)	2.87 (38)	2.76 (27)
학력	중졸이하	3.18 (167)	3.05 (170)	3.04 (107)
	고졸	3.16 (66)	3.18 (67)	3.01 (46)
	대학 이상	2.96 (27)	2.98 (24)	2.91 (16)
연령대 (해체당시)	40대 이하	3.18 (78)	3.25 (83)	3.13 (60)
	50대	3.21 (55)	3.09 (54)	3.00 (35)
	60대 이상	3.11 (127)	2.96 (123)	2.94 (74)

[그림 3] 하위집단별 생활만족도의 변화



2. 다층모형을 이용한 종단적 분석

가. 결혼해체 전후 경제적 상태와 생활만족도의 변화 패턴 (Unconditional growth model)

상기한 기술통계에서 시점간 평균치를 통해 결혼해체 전후의 경제적 상태와 생활만족도의 변화 패턴을 '집합적으로'(aggregate) 보았다면, 다층모형을 이용한 종단적 분석에서는 각 개인의 변화 패턴을 고려하여 변화선을 추정하게 된다.

가구균등화소득의 변화와 생활만족도의 변화에 대해 각각 선형모형과, t1-t2, t2-t3구간의 변화율이 다르다고 가정하는 piecewise 모형으로 설정하여 결과를 비교분석하고자 한다. 즉 선형 모형은 가구균등화소득과 생활만족도가 시간에 따라 점차 감소하는 선형적 변화를 보인다고 보는 반면, 두 번째 모형에서는 결혼해체 후 초기에는 소득과 생활만족도가 낮아지다가 3-4년이 지난 시점에서 서서히 회복된다고 보는 것이다.

일반적으로 다층모형에서는 AIC, BIC¹⁴⁾를 구해 상대적인 적합도를 비교하게 된다. 아래 표에서는 두 종속변수에 대한 각각 두 가지 모형의 적합도를 비교, 제시하고 있다. 가구균등화소득 변화 패턴이나, 생활만족도 변화 패턴 모두 선형보다는 piecewise 모형, 즉 구간에 따라 다른 변화율을 전제한 모형의 적합도가 더 나은 것으로 나타나고 있다.

<표 11> 무조건 성장모형 적합도 비교 (Unconditional growth model)

종속변수	모형	deviance	# of parameter	AIC	BIC
가구균등화소득	모형 1-1 : 선형모형	9511.63	4	9519.63	9521.63
	모형 1-2 : piecewise 모형	5824.02	4	5832.02	5834.02
생활만족도	모형 2-1 : 선형모형	1103.89	4	1111.89	1113.89
	모형 2-2 : piecewise 모형	697.32	4	705.32	707.32

무조건 성장모형의 결과치는 <표>에 제시되어 있다. 선형모형에서 가구균등화 소득의 변화율은 정적, 생활만족도 변화율은 부적(불만족 감소)으로 나타나고 있다. 반면 비선형 모형에서는 T1과 T2의 방향이 반대라는 점에 주목할 필요가 있다. 즉 가구균등화 소득에 대해 T1(t1-t2)의 변화율은 약간의 증가추세이지만, T2(t2-t3)의 변화율은 감소추세를 보인다. 생활만족도의 경우 T1(t1-t2)의 변화율은 감소추세(불만족 감소)이지만, T2(t2-t3)의 변화율은 증가추세(불만족 증가)를 보인다.

그런데 생활만족도에 대한 선형모형을 제외하면 무선미지수의 분산이 통계적으로 유의미하지 않게 나타나고 있다. 즉 초기치와 변화율에서 유의미한 개인차가 없다는 영가설을 기각할 수 없다는 것이다. 그러나 이러한 경우라도 독립변수를 투입하여 어떤 변수가 변화에 영향을 미치는지를 분석하는 조건성장모형이 가능하다.

14) AIC = deviance + 2q(q=number of parameter), BIC = deviance + (log N)q

<표 12> 무조건 성장모형의 결과치 (Unconditional growth model)

종속변수	모형	coefficient		St.d
		초기치		
가구균등화 소득	모형 1-1 : 선형모형	초기치	1192.94***	802.10
		T slope	5.15	42.20
	모형 1-2 : piecewise 모형	초기치	1366.89***	831.13
		T1 slope	24.56	63.84
		T2 slope	-159.62	-
생활만족도	모형 2-1 : 선형모형	초기치	3.22***	0.42***
		T slope	-0.07***	0.17***
	모형 2-2 : piecewise 모형	초기치	3.26***	0.24
		T1 slope	-0.08	0.11
		T2 slope	0.02	-

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

나. 경제적 상태 및 생활만족도 변화 예측 요인 (Conditional growth model)

그렇다면 이러한 변화에 영향을 미치는 요인은 무엇인가? 앞서 제시한 바와 같이 연령, 성, 결혼 해체 유형(사별/이혼), 학력, 소득수준, 취업여부 및 형태, 미성년자녀여부, 동거자녀여부, 공적이전 수급여부 등을 독립변수로 투입한 조건성장모형을 분석하도록 한다¹⁵⁾.

(1) 가구균등화 소득 변화 예측 요인

조건성장모형은 앞서 분석한 무조건성장모형에 독립변수들을 투입한 것이다. 단, 2수준 모형에서 초기치의 해석을 의미있게 하기 위해 연령(age)과 학력(edu)은 전체집단평균으로 centering하여 투입하였으며, 시간을 비롯하여 시간의존적 변수들(취업여부, 성인자녀, 미성년자녀, 공적이전수급)이 가구균등화 소득의 변화에 미치는 영향은 성, 연령, 교육수준, 해체유형에 따라 다르다고 가정하였다¹⁶⁾.

가구균등화 소득 변화 예측요인에서 <표>는 전년도 소득을 통제하지 않은 결과치이다. 전년도 소득을 통제된 모형에 대한 분석결과는 <부표 1>에 제시하였다. 먼저 선형모형(model 1)의 결과를 보자. 초기치(남성, 사별이고 연령과 학력은 평균인 경우)는 1128.8만원으로 통계적으로 유의한데, 학력이 평균값에서 한 단위 높아질수록 연간 572만원이 증가한다. 한편 T1은 부적 방향이지만 통계적으로 유의하지는 않다.

15) 단, 크지 않은 사례수로 인한 자유도의 제약 때문에 2차 함수 모형에서는 초기치와 t1의 계수를 제외한 다른 시간의존적 변수들의 계수값의 오차항을 0으로 고정하였다.

16) 성인자녀수, 미성년자녀수, 공적이전 유무 등이 생활만족도에 미치는 영향이 성별이나 해체유형, 학력, 연령에 따라 차이가 없다고 가정된 모형은 차이가 있다는 본 모형에 비해 적합도가 더 나쁘게 나타났다.

<표 13> 가구균등화소득의 변화에 영향을 미치는 요인 분석결과 (전년도 소득 비통제)

model 1 (선형모형)			model 2 (Piecewise 비연속 모형)		
Fixed effect	coefficient	t-ratio	Fixed effect	coefficient	t-ratio
For INTRCPT1, P0			For INTRCPT1, P0		
INTRCPT2, B00	1128.83	4.084**	INTRCPT2, B00	2150.38	5.480***
AGE, B01	-30.47	-0.200	AGE, B01	-46.64	-0.214
SEX, B02	-83.16	-0.310	SEX, B02	-1032.26	-2.710***
EDU, B03	571.95	3.053**	EDU, B03	556.97	1.945*
M, B04	-390.04	-1.054	M, B04	-1145.92	-2.216**
For T1 slope, P1			For T1 slope, P1		
INTRCPT2, B10	-37.21	-0.407	INTRCPT2, B10	318.95	1.623
AGE, B11	34.68	0.656	AGE, B11	4.78	0.037
SEX, B12	79.70	0.823	SEX, B12	-217.67	-1.067
EDU, B13	25.67	0.343	EDU, B13	29.94	0.187
M, B14	31.81	0.258	M, B14	-358.25	-1.229
			For T2 slope, P1		
			intercept B20	-1083.66	-3.110***
			AGE, B21	48.89	0.219
			SEX, B22	861.77	2.401**
			EDU, B23	-225.01	-0.779
			M, B24	1090.11	2.099**
For WORK slope, P2			For WORK slope, P2		
intercept B20	645.95	2.977**	intercept B30	743.08	2.624**
AGE, B21	50.01	0.386	AGE, B31	-77.57	-0.420
SEX, B22	-353.03	-1.605	SEX, B32	-59.07	-0.210
EDU, B23	174.19	1.004	EDU, B33	275.64	1.235
M, B24	18.97	0.065*	M, B34	-581.11	-1.429
For AKID slope, P3			For AKID slope, P3		
intercept B30	209.63	1.030	intercept B40	-194.55	-0.697
AGE, B31	-67.35	-0.542	AGE, B41	71.01	0.427
SEX, B32	125.05	0.591	SEX, B42	465.52	1.658*
EDU, B33	-184.48	-1.119	EDU, B43	-206.26	-0.911
M, B34	-211.60	-0.792	M, B44	166.25	0.442
For YKID slope, P4			For YKID slope, P4		
intercept B40	-631.93	-2.234**	intercept B50	-653.10	-1.792*
AGE, B41	300.82	1.799*	AGE, B51	376.24	1.685*
SEX, B42	471.99	1.833*	SEX, B52	424.31	1.290
EDU, B43	-6.820	-0.035	EDU, B53	104.55	0.396
M, B44	792.49	2.664**	M, B54	1014.21	2.467**
For PBEN slope, P5			For PBEN slope, P5		
intercept B50	580.39	2.576**	intercept B60	227.35	0.790
AGE, B51	-280.39	-2.288**	AGE, B61	48.35	0.268
SEX, B52	-841.16	-3.766**	SEX, B62	-569.45	-2.012**
EDU, B53	-318.04	-1.991**	EDU, B63	191.06	0.806
M, B54	-424.25	-1.464	M, B64	-205.93	-0.526
모형적합도	AIC=7005.24	BIC=7007.24		AIC= 4825.16	BIC=4827.16

주) *** p<.001 ** p<.05 * p<.10

한편 취업상태는 가구소득 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 특히 이혼인 경우 취업이 가구소득 상승에 더 긍정적으로 작용한다. 성인자녀동거여부의 영향은 통계적으로 유의미하

지 않게 나타난 반면, 미성년 자녀와 동거하는 경우(평균적인 연령과 학력을 지닌 사별남성 기준)에는 동거하지 않는 경우보다 소득이 유의미하게 낮아지는데, 연령이 높아지거나 여성인 경우 소득하락 수준이 다소 완화되며, 이혼하는 경우 오히려 소득이 증가할 수 있음을 보여준다.

공적이전 소득이 있는 경우 가구소득은 유의미하게 증가하는 경향을 보이지만, 연령이 높아지거나 학력이 높아지는 경우, 이혼인 경우는 증가수준이 다소 낮아지고, 특히 여성인 경우에는 공적이전 소득을 받을수록 오히려 총소득은 낮게 나타나고 있다. 이는 여성인 경우 사회보험보다는 빈곤층에게 지급되는 기초생활급여 등의 공공부조를 수급할 가능성이 높으며, 공적이전을 받는 것 자체가 가구소득이 매우 낮은 빈곤층으로 볼 수 있기 때문으로 해석된다.

비선형 모형에서도 다른 계수값의 방향과 정도는 유사하다. 그러나 T1은 증가하는 경향을 보이 되, 이혼인 경우에는 감소하게 되며 T2는 통계적으로 유의하게 감소추세를 보이지만 여성이거나 이혼인 경우에는 감소율이 완화된다.

(2) 생활만족도 변화 예측 요인

생활만족도의 변화에 영향을 미치는 요인에 대한 분석에서는 성인자녀수, 미성년자녀수, 공적이전 유무 등의 영향이 성별이나 해체유형, 학력, 연령별로 다르지 않다고 가정하였다¹⁷⁾. 분석모형은 다음과 같다. 단, 2수준 모형에서 초기치의 해석을 의미있게 하기 위해 연령(age)과 학력(edu)은 전체집단평균으로 centering하여 투입하였고, 소득수준을 통제하였다.

생활만족도 변화에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과, 3개년도에 대한 선형적 변화보다는 시점간 변화율이 다르다고 가정한 piecewise 모형의 모형적합도가 더 좋은 것으로 나타났다. 즉 t1→t2시점에서는 약간 생활만족도가 약간 하락하다가 t2→t3구간에서는 다소 증가하는 경향을 보인다 는 것이다. 그러나 각 시간변수의 영향력은 통계적으로 유의하게 나타나지는 않았다.

한편 소득이 높을수록 생활만족도는 높아지는 변화를 가져오는 것으로 나타났지만 계수값은 거의 0에 가깝다. 한편 공적이전 소득을 받을수록 생활만족도는 높아지는 경향을 보이는데, 이는 유족연금이나 노령연금 등 사회보험급여를 받는 경우는 대부분 고령층이고, 기초생활급여를 받는 경우는 부양가족이 없는 빈곤가구이기 때문에 생활에 큰 도움이 된다고 생각하기 때문으로 보여진다. 마지막으로 성인자녀와 동거할 경우에는 생활만족도가 다소 낮아지는 패턴을 보여주고 있다. 미성년자녀와의 동거도 생활만족도를 다소 낮아지게 하는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

17) 성인자녀수, 미성년자녀수, 공적이전 유무 등이 생활만족도에 미치는 영향이 성별이나 해체유형, 학력, 연령에 따라 다르다고 가정한 모형은 차이가 없다는 모형에 비해 적합도가 더 나쁘게 나타났다.

〈표 14〉 생활만족도 변화에 영향을 미치는 요인 분석결과

model 1 (선형모형)			model 2 (piecewise 모형)		
Fixed effect	coefficient	t-ratio	Fixed effect	coefficient	t-ratio
For INTRCPT1, F0			For INTRCPT1, F0		
INTRCPT2, B00	3.07	22.931***	INTRCPT2, B00	2.989	15.910***
AGE, B01	-0.033	-0.454	AGE, B01	-0.065	-0.660
SEX, B02	0.08	0.660	SEX, B02	0.094	0.559
EDU, B03	-0.09	-0.915	EDU, B03	-0.208	-1.562
M, B04	0.18	1.097	M, B04	0.167	0.753
For T1 slope, P1			For T1 slope, P1		
INTRCPT2, B10	-0.05	-0.783	INTRCPT2, B10	-0.074	-0.749
AGE, B11	0.02	0.534	AGE, B11	0.010	0.194
SEX, B12	-0.10	-1.591	SEX, B12	-0.120	-1.369
EDU, B13	0.00	0.065	EDU, B13	0.039	0.555
M, B14	0.10	1.222	M, B14	0.031	0.258
			For T2 slope, P2		
			INTRCPT2, B20	0.156	1.286
For INC slope, P2			For INC slope, P3		
intercept B20	-0.00	-4.992***	intercept B30	-0.000	-3.273***
For WORK slope, P3			For WORK slope, P4		
intercept B30	-0.09	-1.370	intercept B40	-0.008	0.087
For AKID slope, P4			For AKID slope, P5		
intercept B40	0.23	4.121***	intercept B50	0.191	2.491***
For YKID slope, P5			For YKID slope, P6		
intercept B50	0.12	1.491	intercept B60	0.089	0.853
For PBEN slope, P6			For PBEN slope, P7		
intercept B60	-0.10	-1.694*	intercept B70	-0.023	-0.286
모형적합도	AIC=876.89	BIC=877.89	모형적합도	AIC=576.01	BIC=578.01

주) *** p<.001 ** p<.05 * p<.10

V. 결론

이 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 예상한 바와 같이 여성은 결혼해체 직후에 가구원수의 조정을 고려하더라도 소득수준의 하락을 경험하는 것으로 나타났다¹⁸⁾. 남성은 결혼해체 후 오히려 소득이 증가하지만, 해체 후 3~4년 후에는 하락하는 경향을 보였다.

둘째, 취업은 결혼해체 후 가구소득에 중요한 영향을 미치는 요인임을 확인하였다. 결혼해체를 경험한 가구는 해체 직후 사적이전량이 증가하는 것으로 나타났다. 한편 미성년 자녀와 동거하는 경우에는 동거하지 않는 경우보다 소득이 유의미하게 낮아지는 것으로 나타나 자녀 양육과 돌봄에 대한 부담이 소득활동에 일정한 한계로 작용함을 시사한다.

18) 그러나 결혼해체를 경험한 후 3~4년이 지난 시점에서 남성과 여성의 속한 가구의 소득수준 격차는 다소 줄어드는 것으로 나타나고 있는데, 경제적 수준의 정확한 변화 폭의 추정과 그 원인의 분석은 별도의 심층적인 분석이 필요하다고 보여진다.

셋째, 생활만족도와 관련해서, 결혼해체를 경험한 여성은 남성에 비해 대체로 생활만족도가 더 나은 것으로 나타나는데, 특히 이혼한 여성은 이혼한 남성보다 생활만족도가 더 높게 나타남으로써 여성은 이혼 후에 경제적 수준의 하락에도 불구하고 심리적인 보상이 있음을 볼 수 있었다. 이는 외국의 선행연구의 결과와도 일치하는 것이다(Andreß & Brücke, 2007). 한편 국내에서도 이혼 후 적응에 대한 한 질적 분석(문현숙·김득성 2000)에 의하면 경제적 하락을 경험한 사례 중 상당수는 객관적인 경제적 수준은 떨어졌지만 오히려 주관적인 생활만족도는 높아졌으며, 이혼 후 자녀를 양육하면서도 오히려 경제적 형편이 나아진 경우도 관찰되었다. 이에 대해 그 연구에서는 이혼 사유가 배우자의 외도, 악의적 유기, 학대 등으로 객관적인 결혼생활을 유지하기 힘든 상황에서 발생하기 때문으로 해석하고 있는데, 타당한 설명이라고 보여진다.

넷째, 학력이 높을수록 결혼해체 후 경제적 하락을 회복하는 경향이나 생활만족도 양자에서 학력이 낮은 집단보다 유리한 것으로 나타났다.

이 연구는 결혼해체를 경험한 모든 사례를 포괄하여 분석하여 인구사회학적 하위집단간의 차이를 상대적으로 비교설명할 수 있었던 반면, 이혼 혹은 사별이 여성의 경제적 상황에 주는 충격의 '정도'를 정밀하게 파악하거나, 이혼과 사별이 경제적 상황과 삶에 미치는 영향의 메카니즘이 어떻게 유사하고 또한 상이한지를 분석하거나, 정책적 함의를 끌어낼 수 있는 심층분석은 해내지 못했다.

결국 분석결과에 대한 일반화와, 심층분석을 어렵게 하는 가장 큰 원인은 사례수와 변수의 제약을 들 수 있을 것이다. 예를 들면 이혼과 사별의 메커니즘 비교를 위해서는 각각의 사례가 충분히 확보되어야 한다. 사별 이후 여성의 소득보장에 함의를 줄 수 있는 연구결과를 도출하기 위해서는 유족연금과 노령연금 수급 현황 등이 확보되어야 하나, 아직 해당 사례수가 많지 않고 무응답이 많아 분석할 수 없었다. 또한 이혼이 가족에게 미치는 영향을 분석하여 그에 따른 정책적 함의를 끌어낼 수 있기 위해서는 이혼 사유, 이혼 주도자, 이혼 후 자녀양육권과 양육비 지급 방식 등의 자료가 파악되어야 한다. 한편 결혼해체로 인한 재산분할이나 위자료, 재산상속 등을 연구하기에는 결혼해체 경험 사례 중 자산이 있다고 응답한 사례가 너무 적었다.

다만 이처럼 많은 한계에도 불구하고 이 연구의 의의를 다음과 같이 제시할 수 있을 것이다. 첫째, 그동안 여성의 경제적 지위에 미치는 영향은 주로 여성의 노동시장참여와 관련한 요인들을 중심으로 다루어져왔다. 그러나 이것은 많은 여성들이 배우자의 소득에 의존하여 생계를 유지하고 있는 현실을 충분히 반영하지 못한 것이다. 특히 여성의 경제활동참가율이 다른 국가들에 비해 상대적으로 낮은 우리나라에서는 무엇보다 결혼지위의 변동(혹은 배우자 상실경험)이 미치는 영향이 매우 중요할 수 있다. 이 연구는 여성의 경제적 지위에 영향을 미치는 요인으로서 결혼지위에 주목하였다.

둘째, 이 분야의 데이터와 연구가 축적된다면 상대적으로 수명이 긴 여성노인과 여성가구주의 빈곤문제가 이슈가 되고 있는 현 우리나라의 상황에서 이를 해결하기 위한 유족연금, 기초노령연금 등의 제도 적합성에 대한 평가나 정책방향에 큰 시사점을 제공해줄 수 있을 것으로 기대된다. 이 연구는 심층적 연구를 위한 초기 작업으로서 자리매김할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 윤홍식(2004) 「결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 공사적소득이전의 역할」. 한국사회복지학 56(2):5-27.
- 노혜진·김교성(2008) 「결혼해체를 경험한 여성가구주의 빈곤과 사회적 배제에 관한 종단연구」. 사회보장연구 24(4):167-196.
- 이현송(2008) 「이혼의 경제적 충격의 추정」. 가족과 문화 20(1):161-185.
- 김혜영·변화순·윤홍식(2008) 「여성의 이혼과 빈곤: 직업과 소득의 변화를 중심으로」. 가족과 문화 20(2): 37-63.
- 박경애(2000) 「한국의 이혼율 추이와 의미, 1970~1995」. 한국인구학 23(1):5-29.
- 정기원(2004) 「회경제 상황이 이혼을 변화에 미치는 영향: 시계열 자료의 분석 1970~2002」. 한국인구학 27(1):57-80
- 문현숙·김득성(2000) 「이혼후 적응과정에 관한 사례연구」. 대안가정학회지 38(3):99-120.
- 김미숙·원영희·이현송·장혜경(2005) 『한국의 이혼실태와 이혼가족 지원정책 연구』. 한국보건사회연구원.
- 최효미(2005) 「KLIPS에 나타난 혼인상태 측정의 문제점과 개선방안」. 노동리뷰 92-104.
- 통계청(2004) 『인구동태통계연보』.
- 정익중(2007) 「청소년기 자아존중감의 발달궤적과 예측요인」. 제4회 한국청소년패널 학술대회 발표문.
- 홍세희(2004) 「다변량 고차 잠재성장모형을 이용한 내외통제성과 학업성취의 종단관계 분석」. 교육평가연구 17(2):131-146.
- Braver, S. L., Whitley, M. & Ng, C.(1993). "Who divorce whom? Methodological and theoretical issues". Journal of Divorce and Remarriage 20:1-19.
- Bring, M. F. & Allen, D. W. (2000) "These boots are made for walking: why most divorce filers are women". American Law and Economics Review 2:126-169.
- Andreß, H.-J. & Brücke, M. (2007) "Income and life satisfaction after marital disruption in Germany". Journal of Marriage and Family 69:500-512.
- McKeever, M. & Wolfinger, N. H. (2001) Reexamining the economic costs of marital disruption for women. Social Science Quarterly 82(1):202-217.
- Sun, Y. & Li, Y. (2002) "Children's well-being during parents' marital disruption process: a pooled time-series analysis". Journal of Marriage and Family 64:472-488.
- Hurd & Wise(1989). The wealth and poverty of widows: assets before and after the husband's

- death. in *The Economics of Aging*, ed. D. Wise. Chicago: University of Chicago Press.
- Kitson, G. C. & Morgan, L. A. (1990) "The multiple consequences of divorce: a decade review". *Journal of Marriage and the family* 52(4):913-924.
- Uunk, W. (2004) "The economic consequences of divorce for women in the European Union: the impact of welfare state arrangements". *European Journal of Population* 20:251-285.
- Aassve, A., Betti, G., Mazzucco, S. and Mencarini, L. (2007) "Marital disruption and economic well-being: a comparative analysis". *Journal of the Royal Statistical Society* 170(3): 781-799.
- McManus, P. A. & Diprete, T. A. (2001) "Losers and winners: the financial consequences of separation and divorce for men". *American Sociological Review* 66:246-268.
- Andreß, H.-J., Borgloh, B., Brückel, M., Giesselmann, M. and Hummelsheim, D. (2006) "The economic consequences of partnership dissolution—a comparative analysis of panel studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden". *European Sociological Review* 22(5): 533-560.
- Stirling, K. J. (1989) "Women who remain divorced: the long-term economic consequences". *Social Science Quarterly* 70(3):549-561.
- Weiss, R. S. (1984) "The impact of marital dissolution on income and consumption in single-parent households". *Journal of Marriage and the Family* 46:117-30.
- Galligan, R. J. & Bahr, S. J. (1978) "Economic well-being and marital stability: implications for income maintenance programs". *Journal of Marriage and the Family* 40:283-290.
- Teachman, J. D. & Paasch, K. M. (1994) "Financial impact of divorce on children and their families". *Children and Divorce* 4(1):64-83.
- Holdren, K. C. & Smock, P. J. (1991) "The economic costs of marital dissolution: why do women bear a disproportionate cost?" *Annual Review of Sociology* 17:51-78.
- Ozawa, M. N. & Lum, Y.-S. (1998) "Marital status and change in income status 10 years after retirement". *Social Work Research* 22(2):116-128.
- Barfield, J. (1998) Child support and the postdivorce economic well-being of mothers, fathers, and children. Institute for Research on Poverty Discussion Paper no. 1182-98.
- Ferrer, E., Hamagami F. & McArdle, J. J. (2004) "Modeling latent growth curves with incomplete data using different types of structural equation modeling and multilevel software". *Structural Equation Modeling* 11(3):452-483.

<부표 1> 가구균등화소득의 변화에 영향을 미치는 요인 분석결과 (전년도 소득통제)

model 3 (선형모형)			model 4 (Piecewise 비연속 모형)		
Fixed effect	coefficient	t-ratio	Fixed effect	coefficient	t-ratio
For INTRCPT1, P0			For INTRCPT1, P0		
INTRCPT2, B00	1935.89	6.641***	INTRCPT2, B00	2548.24	6.025***
AGE, B01	-70.68	-0.467	AGE, B01	30.83	0.132
SEX, B02	-701.78	-2.495**	SEX, B02	-1230.89	-2.960***
EDU, B03	387.58	2.034**	EDU, B03	693.03	2.177**
M, B04	-941.41	-2.539**	M, B04	-1437.62	-2.548**
For T1 slope, P1			For T1 slope, P1		
INTRCPT2, B10	-380.94	-3.587***	INTRCPT2, B10	24.03	0.098
AGE, B11	48.06	0.820	AGE, B11	60.61	0.407
SEX, B12	380.58	3.431***	SEX, B12	-108.90	-0.434
EDU, B13	-88.57	-1.030	EDU, B13	-114.63	-0.555
M, B14	327.78	2.295**	M, B14	13.40	0.039
			For T2 slope, P1		
			intercept B20	-772.22	-1.825*
			AGE, B21	-55.73	-0.210
			SEX, B22	806.55	1.829*
			EDU, B23	-205.43	-0.584
			M, B24	719.39	1.176
For WORK slope, P2			For WORK slope, P2		
intercept B20	299.05	1.452	intercept B30	403.61	1.390
AGE, B21	84.40	0.675	AGE, B31	21.78	0.117
SEX, B22	-209.15	-1.005	SEX, B32	82.46	0.288
EDU, B23	187.85	1.144	EDU, B33	428.25	1.776*
M, B24	53.65	0.189	M, B34	-468.58	-1.139
For AKID slope, P3			For AKID slope, P3		
intercept B30	-48.70	-0.267	intercept B40	-425.07	-1.609
AGE, B31	-106.14	-0.933	AGE, B41	11.48	0.071
SEX, B32	255.87	1.385	SEX, B42	443.89	1.698*
EDU, B33	-81.45	-0.559	EDU, B43	-279.62	-1.263
M, B34	58.20	0.221	M, B44	368.63	0.979
For YKID slope, P4			For YKID slope, P4		
intercept B40	-375.98	-1.431	intercept B50	-633.02	-1.658*
AGE, B41	117.68	0.776	AGE, B51	102.17	0.489
SEX, B42	304.69	1.286	SEX, B52	392.61	1.211
EDU, B43	142.35	0.766	EDU, B53	-196.12	-0.676
M, B44	408.19	1.424	M, B54	932.05	2.184**
For PBEN slope, P5			For PBEN slope, P5		
intercept B50	516.25	2.614**	intercept B60	356.74	1.356
AGE, B51	-205.96	-1.869*	AGE, B61	-96.45	-0.575
SEX, B52	-739.42	-3.756***	SEX, B62	-478.37	-1.802*
EDU, B53	-202.13	-1.352	EDU, B63	75.29	0.324
M, B54	-198.86	-0.754	M, B64	-254.84	-0.688
For INC(t-1) slope, P5			For INC(t-1) slope, P5		
intercept B60	0.60	6.219***	intercept B70	0.78	5.644***
AGE, B61	-0.01	-0.217	AGE, B71	-0.03	-0.340
SEX, B62	0.00	0.045	SEX, B72	-0.24	-1.540
EDU, B63	0.14	2.449**	EDU, B73	-0.22	-2.180**
M, B64	-0.23	-1.896*	M, B74	0.02	0.126
모형적합도	AIC=7001.13	BIC=7007.13	모형적합도	AIC= 4073.07	BIC=4075.07

주) *** p<.001 ** p<.05 * p<.10