

고용안정과 가족구조

안 태 현

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 남성의 고용 상황과 가족 형성	3
제1절 연구 배경	3
제2절 노동시장과 가족 형성에 대한 기존 연구	4
제3절 가족 형성과 청년층 노동시장 현황	6
1. 혼인 및 출산율의 변화 추이	6
2. 남성 청년층 노동시장 현황 및 미혼 비율 변화	9
제4절 남성 미혼 비율 변화의 요인분석	14
제5절 남성의 결혼 진입 결정	19
1. 회귀분석모형	20
2. 표본 및 설명변수	21
3. 분석 결과	24
제6절 맺음말	28
제3장 배우자의 실직과 여성 노동공급	30
제1절 머리말	30
제2절 여가수요모형	32
제3절 데이터 분석	36
1. 표본 선택 및 기술통계	36
2. 실직 전후의 노동공급 변화	39

제4절 실증분석 결과	43
1. 여가수요함수의 추정 결과	43
2. 실직 전후 근로소득의 변화	47
제5절 맺음말	48
제4장 요약 및 결론	50
참고문헌	52

표 목 차

<표 2-1> 혼인 건수, 조(粗)혼인율 및 성별 평균 초혼연령	6
<표 2-2> 성별 · 연령별 혼인율	7
<표 2-3> 출산율 및 출산연령	9
<표 2-4> 표본의 요약 통계	15
<표 2-5> 미혼에 관한 선형확률모형 추정치	16
<표 2-6> 미혼율 변화에 대한 Blinder-Oaxaca 분해 결과	18
<표 2-7> 남성 표본 요약 통계	23
<표 2-8> 남성의 결혼진입모형 추정치	25
<표 2-9> 실업과 남성의 결혼 진입	28
<표 3-1> 표본의 기술통계	38
<표 3-2> 배우자 실직 전후 여성 취업률 및 주당 노동공급 시간	40
<표 3-3> 여성의 여가수요함수에 대한 패널 토빗모형 추정 결과	43
<표 3-4> 남편의 실직 후 노동소득의 변화	47
<부표 1> 실업과 남성의 결혼진입모형 추정치	56
<부표 2> 남성의 로그 근로소득 방정식의 계수 추정 결과	58
<부표 3> 여성의 로그 근로소득 방정식의 계수 추정 결과	59

그림목차

[그림 2-1] 남성 청년층의 경제활동: 20~39세	11
[그림 2-2] 남성 청년층의 고용형태: 20~39세	12
[그림 2-3] 남성 청년층 미혼 비율	13
[그림 3-1] 남편의 실직 전후 상대적 노동공급의 변화	41
[그림 3-2] 남편 실직과 주당 여성의 노동시간 증감분	45
[부도 1] 남성 청년층의 경제활동: 20~24세	60
[부도 2] 남성 청년층의 경제활동: 25~29세	61
[부도 3] 남성 청년층의 경제활동: 30~34세	62
[부도 4] 남성 청년층의 경제활동: 35~39세	63
[부도 5] 남성 청년층의 고용형태: 20~24세	64
[부도 6] 남성 청년층의 고용형태: 25~29세	65
[부도 7] 남성 청년층의 고용형태: 30~34세	66
[부도 8] 남성 청년층의 고용형태: 35~39세	67

요 약

혼인율의 감소, 초혼연령의 증가, 이혼율의 증가 등 결혼 형성 및 혼인 안정성의 감소는 출산을 하락과 더불어 근래에 지속되어 온 가족구조 변화의 주된 추세이다. 또한, 노동이동의 증가 및 고용불안, 청년층의 노동시장 정착 애로 및 지연 등은 외환위기 이후 노동시장의 주요 현상으로 인식되고 있다. 이러한 환경 하에서 정책입안자 및 연구자들은 가족의 형성 및 구조와 노동시장을 연계시켜 노동시장정책 및 사회정책에 대한 설계를 고민해 볼 필요가 있다. 노동시장의 의사결정은 개인의 독자적인 의사결정이라기보다는 가족 구성원의 공동 의사결정에 의하여 이루어지는 것이며, 노동시장 상황은 가족의 형성에 직·간접적으로 영향을 미쳐 궁극적으로는 출산율 변화, 고령화 등 인구구조에도 영향을 미칠 것이기 때문이다.

본 연구는 경제활동인구 조사와 노동패널을 기초 자료로 삼아 급속히 진행되고 있는 가족구조의 변화 및 노동시장의 연관성에 대하여 분석하고, 고용불안 및 노동시장의 충격에 대한 가족의 보험 기능에 대하여 논의한다.

제2장은 남성의 경제사회적 상황과 가족 형성, 특히 혼인에 중점을 두어 살펴본다. 이를 위해 최근 10년간의 경제활동인구 조사에서 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 고용상태의 변화가 혼인율 감소에 얼마나 기여하는지를 분석하고, 한국노동패널 자료를 이용하여 개인의 고용상황 및 실직이 미혼 남성의 결혼 진입에 미치는 효과를 분석한다. 분석 결과, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 상당 부분을 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업을 감소(미취업을 증가)에 의한 것임을 보았다.

이와 더불어, 노동패널 분석을 통한 미혼 남성의 결혼 진입 분석

결과, 미취업이 결혼 진입을 감소시키는 효과가 크고, 미취업의 큰 부분은 이들이 재학 중인 데 기인하는 것으로 추정되었다. 반면, 고용형태는 결혼 진입에 유의한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어 온 혼인을 감소 및 혼인연령의 증가는 미취업 및 재학을 증가로 반영되는 청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크다는 것을 시사한다. 또한, 실업 및 실직이 결혼 진입에 미치는 효과를 살펴본 결과, 이들의 결혼 진입에 대한 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다.

제3장에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 기혼 여성의 노동공급이 가구의 경제 충격에 대해 보험 기능을 하는지 고찰한다. 이를 위해 여성 노동공급이 남편 실직의 충격 전후로 어떠한 반응을 보이는지 여가수요함수를 추정하여 살펴보고, 여성의 근로소득 변화가 실직 후 남편의 근로소득을 얼마나 대체하는지에 관해 분석한다. 여가수요함수의 추정 결과, 고학력 여성의 경우 남편의 실직 전후 노동공급이 유의하게 증가하는 반면, 저학력 여성의 노동공급은 남편의 실직 전후에 노동공급이 오히려 감소하는 것이 나타났다. 이와 더불어 기혼 여성의 근로소득 변화 역시 노동공급 변화와 비슷한 양상을 보여 고학력 여성의 근로소득 증가는 남편의 실직 후 근로소득 감소를 상당 부분 대체하는 반면, 저학력 여성의 근로소득은 남편의 실직과 함께 감소하는 양상을 보인다. 이는 소득안정 수단으로서 배우자의 노동공급은 고소득 가구에서는 일정 부분 역할을 하는 반면, 저소득 가구에서는 가족보험으로 역할을 하지 못함을 시사한다.

본 연구의 분석 결과들은 안정적 노동시장 정착을 위한 정책적 배려, 또한 실직 및 실업의 충격을 완화시킬 수 있는 사회보험 및 안락망의 확충은 안정적인 가족 형성, 또는 이를 통한 출산을 제고를 위해 필요함을 보여준다. 또한 저소득, 저학력 여성의 노동이 실직 및 고용불안에 대해 가구 내 보험으로서 긍정적인 역할을 할 수 있도록 적극적 노동시장정책을 확대함과 더불어 저소득 가구의 상황을 고려한 사회정책에 대한 설계를 고민할 필요가 있다.

제 1 장 서 론

급속한 산업화가 진전되면서 우리나라의 가족구조는 급격히 변화하였다. 가임여성 한 명당 출생아 수를 나타내는 합계출산율은 2008년 현재 1.19를 기록하여 OECD 국가 중 가장 낮은 수준을 기록하고 있다. 또한 평균 초혼연령은 2000년대 초반 이후 30대를 넘어서기 시작했고, 인구 1,000명당 이혼 수를 나타내는 조(粗)이혼율은 1980년 0.6에 불과하였지만 2008년 2.4를 기록하여 비록 서구 국가들보다는 낮은 수준이지만 이 기간 동안 네 배 가량 증가하였다. 이와 같은 결혼 형성 및 혼인 안정성의 감소는 출산율 하락과 더불어 근래에 지속되어 온 가족구조 변화의 주된 추세이다.

한편, 노동이동의 증가 및 고용안정성의 감소, 청년층의 노동시장 정착에로 및 지연 등은 외환위기 이후 노동시장의 주요 현상으로 논의되고 있다. 최근의 연구 자료에 의하면 근로자가 한 해 동안 실업을 경험하는 확률이 외환위기 전인 1996년 4.8%에서 2006년 9.1%로 증가하였으며(이병희, 2007), 또한 실직을 경험한 근로자는 일자리를 다시 이탈할 확률이 높아 고용불안을 지속할 확률이 매우 높다(윤윤규·박성재, 2008). 또한 다른 연령층에 비해 청년층은 이직률이 세 배에 달하여 이들이 안정적 노동시장 정착에 어려움이 있음을 알 수 있다(남재량, 2008). 이에 따라 고용지원정책의 활성화 및 적합한 사회보험의 설계는 연구자들 및 정책 당국의 주요 관심사가 되어 왔다.

이러한 배경 하에서 연구자 및 정책 입안자들은 가족의 형성 및 구조

와 노동시장을 연계시켜 노동시장정책 및 사회정책에 대한 설계를 고민해 볼 필요가 있다. 노동시장의 의사결정은 한 개인의 독자적인 의사결정이라기보다는 가족 구성원의 공동 의사결정에 의하여 이루어지는 것이며, 또한 노동시장의 상황은 가족의 형성에 직·간접적으로 영향을 미쳐 궁극적으로는 출산 시기 및 출산율에도 영향을 미칠 것이기 때문이다.

본 연구에서는 급속히 진행되고 있는 가족구조의 변화 및 노동시장의 연관성에 대하여 분석하고, 이와 더불어 고용불안 및 노동시장의 충격에 대한 가족의 보험 기능에 대하여 논의한다. 본 연구의 분석 내용은 다음과 같이 구성되어 있다.

제2장에서는 가족 형성에 있어서 노동시장의 역할을 살펴본다. 특히 가족 형성에 관한 논의에서 여성의 경제활동에 대한 분석에 비해 상대적으로 논의되지 않았던 남성의 노동시장 상황과 가족 형성에 대한 연관성을 살펴본다. 이를 위해 외환위기 이후 10년 동안의 경제활동인구 조사 자료와 한국노동패널 자료를 이용하여 청년층 미혼율의 변화 요인을 살펴보고, 개인의 노동시장에서의 상태가 미혼 남성의 결혼 진입 결정에 대해 어떠한 역할을 하는지에 대해 분석한다.

제3장에서는 노동시장 충격에 대한 가족의 보험 기능에 대해 노동패널 자료를 사용하여 살펴본다. 주된 분석 대상은 기혼 여성의 노동공급으로, 배우자의 실직으로 인한 부정적 경제 충격이 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 미치는지 논의하고, 여성 노동이 가구 내 보험 수단으로서 기능을 하는지 논의한다. 마지막으로, 제4장은 연구 분석 결과들을 정리하고 결론을 맺는다.

제 2 장

남성의 고용상황과 가족 형성

제1절 연구 배경

출산율 하락으로 인해 예상되는 사회경제적 문제는 근래 우리 사회가 당면한 문제로 인식되어 왔다. 이에 따라 출산율 하락의 요인을 짚어보고 이를 높이기 위한 학술적·정책적 분석은 최근 십 수년간 활발히 진행되어 왔다. 지금까지 한국에서 결혼 및 출산 등 가족의 형성에 관련된 연구는 여성의 경제활동참가 및 이에 따른 출산의 기회비용 산출 등 여성의 경제활동에 집중되어 있었다. 또한 분석의 초점이 가족 구성의 기초 단계가 되는 결혼 진입보다는 주로 기혼 여성의 출산 결정요인에 맞추어져 있다. 물론 여성, 특히 기혼 여성의 경제활동은 출산 및 가족구조 결정에 있어서 일차적으로 고려되어야 할 요소이나 남성의 경제활동 및 노동시장에서의 상태는 배우자로서의 가치 및 가족 형성 능력의 척도로 볼 수 있어서 가족구조 결정의 요소로서 고려해 볼 필요가 있다. 그러나 가족의 형성 및 출산에 관한 연구에서 남성에 초점을 두어 분석한 연구는 상대적으로 찾아보기 힘들다. 본 연구에서는 출산 및 가족구조의 기존 논의를 확장하여 노동시장 및 고용안정 등 남성의 경제사회적 상황과 가족 형성, 특히 혼인에 중점을 두어 살펴본다.

본장에서는 최근 십년간 경제활동인구 조사에 나타난 고용상태 및 혼

인상대 변수를 분석하여 고용상태의 변화가 혼인을 감소에 얼마나 기여하는지를 분석한다. 또한 결혼과 개인의 고용상태에 영향을 미칠 수 있는 개인의 능력 및 성향 등, 관측되지 않는 이질성을 감안하기 위해 한국노동패널 자료를 이용하여 개인 특수적 효과를 통제, 개인의 고용상황 및 실적이 미혼 남성의 결혼 진입에 미치는 효과를 분석한다.

제2절 노동시장과 가족 형성에 대한 기존 연구

Becker(1973, 1974) 이후로 가족 형성 및 해체, 그리고 가족 내의 노동 분담 및 자원분배 등 결혼 및 가족에 대한 경제학적인 분석은 활발히 진행되어 왔다. 신고전적 가구경제학 이론을 대표하는 Becker(1973)는 결혼을 개인의 경제적 유인에 의한 선택 문제로 보고 결혼의 경제적 유인 및 이득은 각 배우자의 특화 및 분업, 그리고 소득 결합(income pooling)으로 인한 공동 소비 극대화에 기인한다고 보았다. 예컨대, 부부는 비교우위에 근거하여 여성은 가사노동, 남성은 시장노동에 집중하여 미혼일 때보다 두 사람의 소비의 합이 증대될 수 있다는 것이다.

미국을 중심으로 한 해외의 연구자들은 노동시장에서 관찰되는 현상들을 관찰하여 가구 내 노동 특화 이론을 검증하려고 시도하였는데 그 중 실증연구에서 가장 활발히 논의되었던 것은 기혼 남성의 임금 프리미엄이다. 즉 결혼의 경제적 이득이 분업화에 의한 것이라면, 기혼 남성의 임금은 다른 모든 조건이 동일할 경우 미혼 남성보다 높아야 한다는 것이다. 여기서 실증분석이 어려운 점은 기혼 남성의 높은 임금이 결혼으로 인한 경제적 이득만을 나타내 주는 것이 아니라, 경제적 능력이 높은 남성이 결혼시장에서의 가치가 높기 때문에 기혼임을 반영할 수 있다는 점이다. 이러한 결혼의 선택편의 문제를 감안하기 위해 연구자들은 결혼에 영향을 주는 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제하는 계량적 모형을 사용하여 기혼 남성의 임금 프리미엄을 확인하였다(Chun & Lee, 2001; Korenman & Neumark, 1991; Loh, 1996; Shoeni, 1995; Stratton, 2002).

그러나 근래 증가하는 이혼율 등 혼인상태의 안정도가 약화됨에 따라 남성의 임금 프리미엄은 점차 낮아짐이 관찰되었다(Blackburn & Korenman, 1994; Gray, 1997). 이는 결혼의 안정성 감소 및 이혼 가능성의 증가에 따라 가구 내 노동분업에 대한 유인이 감소함을 반영하는 것이라 해석할 수 있다(Gray & Vanderhart, 2000). 이와 같은 맥락으로, 최근 분석한 연구에 의하면, 가구 규모를 감안한 근로소득을 이용한 결과 기혼 남성의 소득 프리미엄은 존재하지 않는 것으로 나타났다(Light, 2004).

한편, 남성의 경제상태가 혼인상태에 미치는 영향에 대한 연구들은 1970년대 이후 급속히 진행되고 있는 혼인의 혼인을 감소가 이들 중 안정적이고 지속적 일자리를 갖춘 집단이 감소하는 데 있다고 설명하는 Wilson (1987)의 가설을 검증하면서 미국을 중심으로 활발히 진행되었다. 대부분의 초창기 연구들은 총량적인 거시자료를 이용하여 남성의 노동시장 상태와 혼인의 관계를 연구하였는데(Benette, Bloom, & Graig, 1989; Fossett & Kiecolt, 1993), 이는 개인 단위에서 혼인 결정을 살펴보는 것이 아니므로 미시적 관점에서의 해석에는 한계가 있다. 비교적 최근의 연구들은 미시자료를 가지고 남성의 경제상태와 혼인 결정에 대해 분석을 시도하였는데, Oppenheimer and Lim(1997)은 미국의 패널 자료를 이용하여 남성의 고용안정성 및 경력 정착도가 개인의 혼인확률에 긍정적인 역할을 함을 밝혔다. 또한, Ahn and Mira(2001)는 1970년대 이후 스페인에서 급증한 실업률과 출산 및 혼인을 감소의 연관관계를 살펴보기 위해 남성의 결혼 진입에 대한 해저드 분석을 실시하였는데, 남성의 미취업상태가 유의하게 혼인을 감소시키고 파트타임이나 임시근로도 비록 크기는 미미하지만 결혼에 부정적인 영향을 미친다고 결론지었다.

남성의 경제적 지위와 결혼의 연관관계에 대한 우리나라의 연구는 아직 미미한 수준이다. 또한, 주로 교육수준과 결혼 시기와의 연관을 분석하는 논문들이 주를 이루고 있는데(박경숙 외, 2005; 우해봉, 2009), 이 중에서 박경숙 외(2005)는 결혼 직전의 취업 여부를 결혼의 해저드 분석에 포함시켜 분석함으로써 “결혼 직전 취업상태일수록 결혼 시기가 통계적으로 유의하게 빨라진다”고 결론짓고 있어 남성의 고용상태와 결혼 시기의 연관성을 밝히고 있다. 이는 상당히 유의미한 연구 결과이지만, 분석

이 결혼 직전 취업상태를 변수에 사용하므로 혼인이 관측되지 않은 개인은 회귀분석에서 제외될 수밖에 없고, 취업상태와 결혼에 동시에 영향을 미치는 개인의 관측되지 않는 특성을 통제하지 않아 추정 결과의 해석에는 한계가 있다.

제3절 가족 형성과 청년층 노동시장 현황

1. 혼인 및 출산율의 변화 추이

1980년대 초 이래로 꾸준히 감소 추세를 보이던 혼인 건수 및 혼인율은 2004년 이후 소폭 증가하다가 최근 다시 하락하는 추세를 보이고 있다. 2008년 통계청에 따르면 인구 1명당 혼인 건수를 나타내는 조혼인율은 6.6건으로 2007년에 비해 0.4건 감소하였고, 10년 전에 비하면 1.4건 감소하였다. 또한 2008년 평균 초혼연령은 꾸준히 증가하여 남자 31.38세, 여자 28.32세로 10년 전에 비해 각각 2.55세 및 2.3세 증가하였다.

혼인연령 증가 및 혼인율 감소는 <표 2-1>에 나타난 성별 혼인율에서 보다 자세히 확인할 수 있다. 우선 성별 인구 천명당 혼인 건수를 나타내는 일반 혼인율¹⁾은 2008년 남자의 경우 16.2건, 여자의 경우 16건으로 10

<표 2-1> 혼인 건수, 조(粗)혼인율 및 성별 평균 초혼연령

(단위: 천 건, %, 세)

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
혼인건수(천건)		373.5	360.4	332.1	318.4	304.9	302.5	308.6	314.3	330.6	343.6	327.7
조혼인율*		8.0	7.6	7.0	6.7	6.3	6.3	6.4	6.5	6.8	7.0	6.6
초혼연령	남자	28.83	29.07	29.28	29.55	29.77	30.14	30.53	30.87	30.96	31.11	31.38
	여자	26.02	26.29	26.49	26.78	27.01	27.27	27.52	27.72	27.79	28.09	28.32

주: * 인구 1천명당 건.
자료: 통계청.

1) 1년간 신고된 총 혼인건수를 당해 연도의 연앙(年央) 인구로 나누어 1,000분율로 나타낸 것이다(통계청).

〈표 2-2〉 성별·연령별 혼인율

(단위: 해당 연령 성별인구 1천 명당 건)

<남자>

	일반 혼인율	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	20.5	1.2	17.0	82.5	39.3	11.1	6.1	4.5	3.5	1.7
1999	19.6	1.2	14.6	77.3	40.1	11.6	6.6	4.9	3.8	1.8
2000	17.8	1.0	12.3	70.7	39.0	11.2	6.1	4.5	3.5	1.6
2001	16.9	1.0	10.6	66.3	39.0	11.7	6.6	4.7	3.8	1.6
2002	16.1	0.9	9.2	62.7	39.8	11.7	6.3	4.7	3.7	1.5
2003	15.8	0.8	8.1	60.3	41.1	12.6	6.9	5.4	4.2	1.8
2004	16.0	0.7	7.8	56.8	44.0	14.0	8.1	6.5	5.3	2.2
2005	16.1	0.6	7.5	54.5	46.0	15.7	9.0	7.0	5.7	2.3
2006	16.8	0.6	8.0	56.7	51.0	17.4	8.9	6.3	4.9	2.2
2007	17.2	0.5	7.7	56.8	55.7	19.2	9.2	6.3	4.8	2.2
2008	16.2	0.5	6.6	51.8	54.5	19.7	9.4	6.2	4.7	2.2

<여자>

	일반 혼인율	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	20.1	5.1	60.2	78.2	15.7	7.4	5.0	3.2	2.0	0.5
1999	19.2	4.9	52.5	78.4	16.8	8.3	5.6	3.7	2.3	0.5
2000	17.5	4.4	44.8	74.9	17.4	7.8	5.0	3.4	2.0	0.5
2001	16.6	3.9	37.9	74.5	18.5	8.4	5.5	3.6	2.1	0.5
2002	15.8	3.5	33.1	73.9	19.5	8.3	5.4	3.6	2.1	0.5
2003	15.5	3.3	29.6	75.3	21.4	8.5	5.9	4.1	2.4	0.5
2004	15.7	3.3	27.6	76.4	23.8	9.5	6.9	5.1	3.2	0.6
2005	15.8	3.9	26.2	76.9	26.3	10.2	7.4	5.4	3.6	0.6
2006	16.5	5.1	28.1	81.8	29.7	10.3	6.6	4.6	3.0	0.7
2007	16.9	3.9	27.2	85.6	33.6	11.1	6.8	4.6	3.0	0.7
2008	16.0	4.1	24.1	79.0	35.4	11.3	6.6	4.8	3.2	0.7

자료: 통계청.

년 전에 비해 4건 정도 감소하였다. 따라서 인구 전체적으로 볼 때 혼인 자체가 감소한 것으로 보인다. 또한 연령대별 혼인율²⁾을 살펴보면 남자의 경우 30대 초반이 54.5로 20대 후반의 51.8보다 높다. 10년 전의 경우

2) 1년간 신고된 총 혼인 건수를 당해 연도의 해당 연령별 연앙(年央) 인구로 나누어 1,000분율로 나타낸 것이다(통계청).

20대 후반의 남성 혼인율이 82.5로 혼인이 이 연령대에 집중되어 있고, 30대 초반이 39.3에 불과하였던 것을 보면 결혼 시기가 최근 10년간 급격히 늦어졌음을 확인할 수 있다. 유사한 경향은 여성의 연령별 혼인율에서도 확인할 수 있다. 2008년 20대 후반의 혼인율은 79로 가장 높고, 30대 초반의 35.4, 20대 초반의 24.1가 그 뒤를 잇고 있다. 10년 전의 통계를 살펴보면 20대 후반 여성의 혼인율은 78.2로 현재의 경우와 유사하나, 그 다음으로 혼인율이 높은 연령대는 30대 초반이 아니고 20대 초반이다. 또한 20대 초반의 혼인율은 1998년에는 60.2였으나 2008년에는 24.1로 현격히 감소하였다. 반면, 30대 초반의 혼인율은 15.7에서 35.4로 크게 증가하였다.

앞에서 살펴본 혼인율 및 혼인연령의 증가는 요즈음 국가적 문제로 대두되고 있는 출산율 하락 문제와도 밀접히 관련되어 있음을 확인할 수 있다. 출산율의 척도로서 가장 대표적으로 사용되는 합계출산율의 추이³⁾를 살펴보면 꾸준히 감소 추세에 있던 합계출산율은 2005년 1.076으로 최저점을 기록한 이후 증가하다가 다시 2008년 감소하였다. 이는 2004년 저점을 기록하고 상승하다가 다시 감소를 기록한 조혼인율과 약간의 시차를 두고 같은 움직임을 보여주는 것이다. 또한, 출산연령도 이에 따라 꾸준히 증가하고 있다. 평균 출산연령은 30.8세로 10년 전보다 2세 이상 증가하였으며 초산연령도 29.60세로 10년 전보다 2.5세 증가하였다. 한국의 혼외 출산이 매우 적은 수준임(2008년 기준 1.8%)을 감안할 때 조혼연령 증가 및 혼인율 감소는 출산연령의 증가 및 출산율의 하락과 직결된다고 볼 수 있다. 또한, 조혼연령 증가는 단순히 초산 및 출산연령의 증가를 가져올 뿐만 아니라 혼인 후 가임기의 감소를 의미하므로 여성의 합계출산율 감소를 가져온다고 해석할 수 있다. 따라서 혼인 연기 및 혼인 확률을 결정하는 요인에 대한 분석은 우리나라의 출산율 결정요인을 이해하는 데에 도움이 될 것이다.

3) 여성 한 명이 평생 출산할 것으로 예상되는 출생아 수를 나타내는 숫자로서 다음과 같이 계산된다.

$$TFR_t = \sum_{s=15}^{49} BR_{t,a} \times 1000 \quad \text{여기서 } BR_{t,a} \text{은 } t \text{ 년도의 연령 } a \text{ 여성의 출산율을 나타낸다.}$$

〈표 2-3〉 출산율 및 출산연령

	합계출산율	여성의 평균 출산연령	여성의 초산연령
1998	1.448	28.48	27.11
1999	1.410	28.68	27.38
2000	1.467	29.02	27.68
2001	1.297	29.26	27.97
2002	1.166	29.49	28.29
2003	1.180	29.71	28.57
2004	1.154	29.98	28.83
2005	1.076	30.22	29.08
2006	1.123	30.43	29.27
2007	1.250	30.58	29.42
2008	1.192	30.79	29.60

자료: 통계청.

2. 남성 청년층 노동시장 현황 및 미혼 비율 변화

외환위기 이후 고용이 회복되지 않고 있으며 고용 없는 성장이 고착화되고 있는 노동시장 상황은 언론 및 정책 당국의 주목을 받아왔다. 특히 ‘청년실업’이라는 단어로 대표되는 신규졸업자 및 청년층의 노동시장 미정착 및 고용불안은 사회적 불안 요소일 뿐만이 아니라 경제의 장기적인 인적자본 형성에 부정적 영향을 주어 안정적인 경제성장을 저해하는 문제가 될 수 있다. 여기서는 초혼 결정이 주로 이루어지는 20, 30대 연령층 남성의 경제활동상태에 대한 최근 10년간 추이에 대하여 살펴본다.

[그림 2-1]은 해당 연령층의 실업률, 미취업률, 재학생 비율, 비경제활동인구 비율을 그래프로 나타낸 것이다.⁴⁾⁵⁾ 외환위기 직후인 1998년에 9.8%에 달하였던 실업률은 1~2년간 위기가 진정되는 과정에서 크게 하락하여 2000년 이후부터는 4%대를 안정적으로 유지하고 있다. 한편, 2000대 초, 실업률 감소에 의해 소폭 감소하였던 미취업률은 그 이후로

4) 실업률은 구직기간 1주를 기준으로 작성된 것이다.

5) 연령층을 보다 세분화한 경제활동상태 변화 추이에 대해서는 [부도 1~4] 참조.

상승하는 추세이다. 이는 20~39세 인구 중에서 비경제활동인구의 비율이 이 기간 동안 지속적으로 증가한 데에 기인한다. 1998년 13%를 기록했던 20~39세 남성의 비경제활동률은 10년 동안 45% 증가하여 2008년에는 19%에 육박하고 있다. 이 연령대의 인구 중에서 정규 학교에 재학 중인 비율은 지속적으로 증가하고는 있지만 1998년 8.9%에서 2008년 11.4%로 2.5%포인트 증가에 그치고 있다. 이는 남성 미취업의 증가가 재학률의 증가에 의한 것만은 아님을 보여주며 학교에 다니지도 않고 생산 활동도 하지 않는 청년 무업층의 증가가 미취업 및 비경활률 증가에 기여하였음을 반영한다.

남성 청년층 취업자의 고용형태 변화추이는 [그림 2-2]에 나타나 있다.⁶⁾ 우선 중상위직을 살펴보면, 가장 뚜렷한 추세는 자영업의 감소라고 볼 수 있다. 1998년 24.4%에 이르렀던 자영업은 꾸준히 감소하여 2008년에는 이보다 33%(8%p) 감소한 16.4%를 기록하고 있다. 또한 외환위기 이후로 40%에 육박하였던 임시·일용직 비중⁷⁾은 2002년 이후부터는 점차 감소하여 2008년에는 32.3%를 기록하고 있다. 따라서 외환위기 진정 국면 이후 20~39세 남성 청년층의 근로형태의 추세는 자영업의 감소, 임시·일용근로자의 감소 등 취업자 중에서는 상용 임금직의 비율이 증가하고 있음을 보여준다. 한편, 주 36시간 미만 근로로 정의하는 파트타임 근로는 외환위기가 진정 국면에 접어들어 2000년 급속히 감소하여 4.1%를 기록하였으나, 그 이후로는 점차 증가하기 시작하여 2008년에는 7.3%에 이르렀다. 한편으로는 임시·일용의 감소가 있었지만 파트타임의 대부분이 임시·일용직임을 감안할 때, 이는 임시·일용직의 고용안정 및 노동시장 접합도가 저하되었음을 반영한다.

앞 절에서는 혼인 건수 및 혼인율 변화 추이에 대해서 간단히 살펴보았다. 여기서는 분석의 초점이 되는 20, 30대의 미혼 비율을 살펴본다.⁸⁾ [그림 2-3]을 보면, 우선 20대 초반의 남성의 미혼 비율은 지난 10년간 94.2%에서 97.6%로 지속적으로 높은 수준을 유지하고 있다. 미혼 비율은

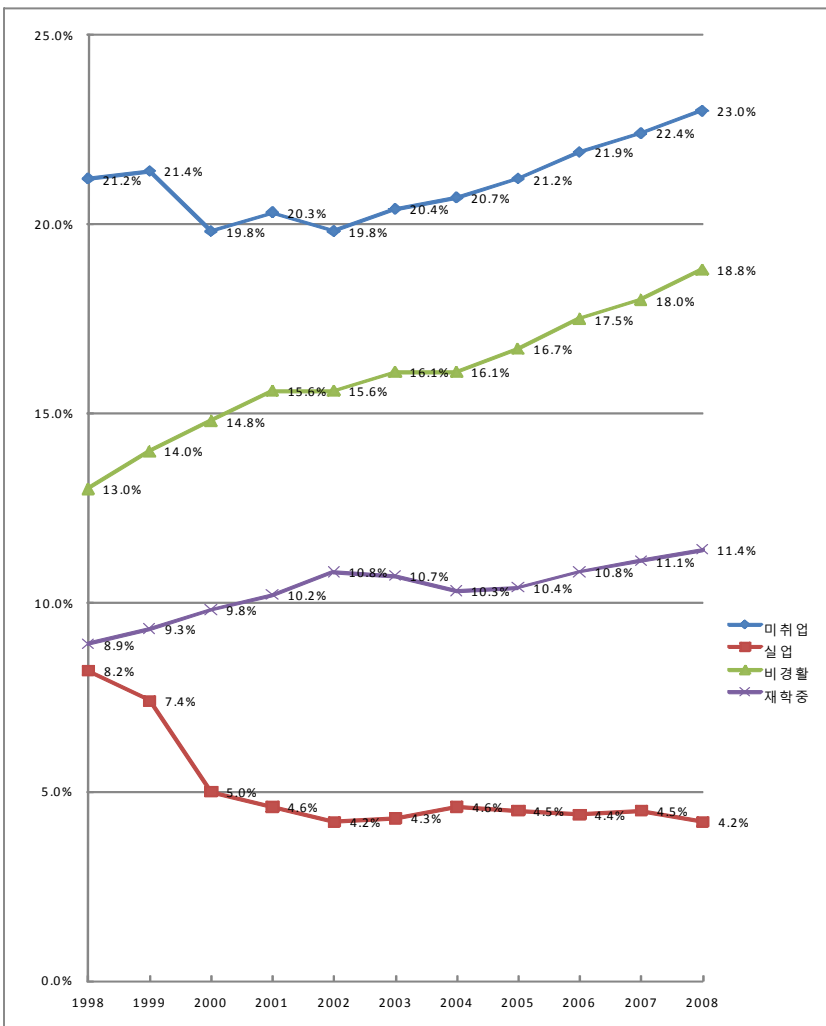
6) 연령층을 세분화한 고용형태 변화 추이에 대하여는 [부도 5~8] 참조.

7) 임금근로자 중 임시·일용직의 비중을 의미한다.

8) 여기서 '미혼'은 지금까지 결혼을 경험하지 않은(never married) 사람으로 정의한다.

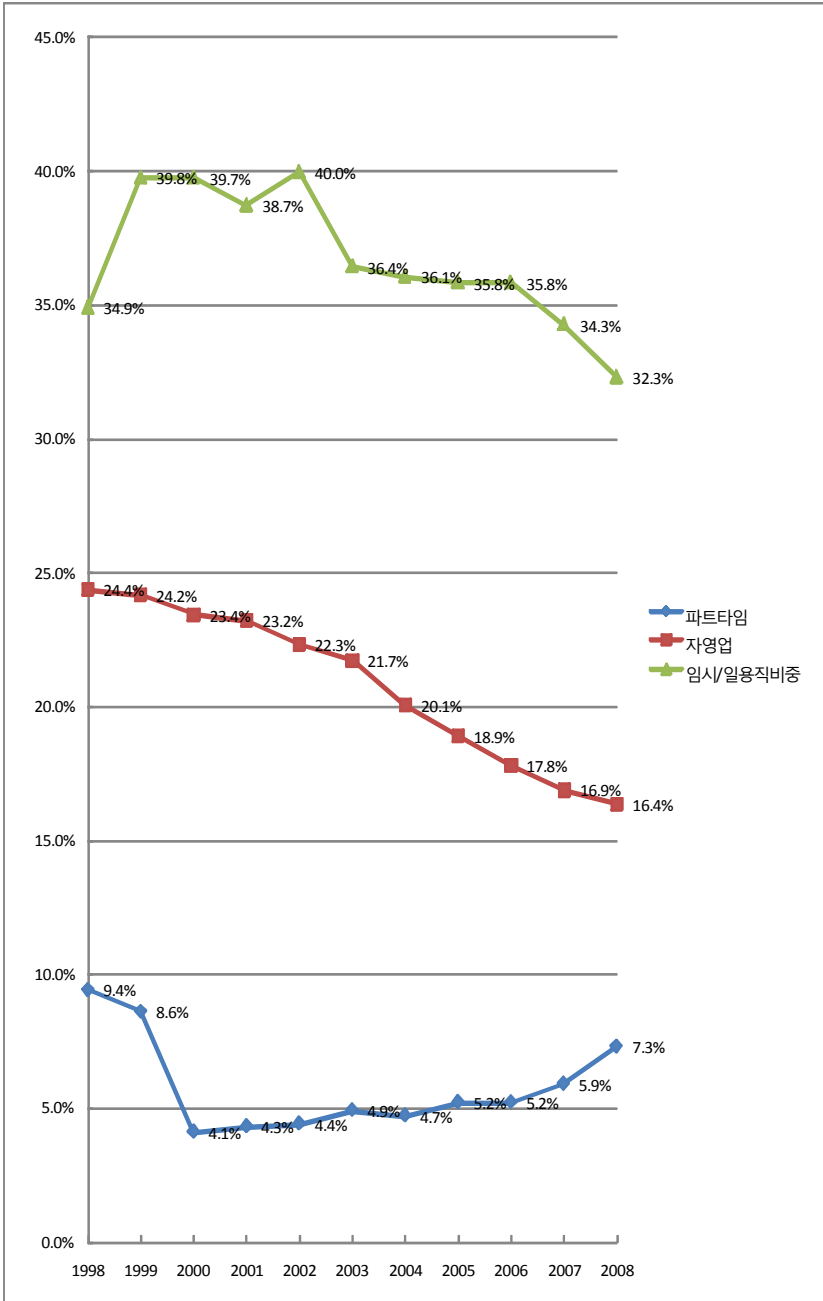
급격한 증가는 20대 중반 및 30대에서 나타나고 있다. 특히 혼인건수 및 혼인율이 가장 높은 연령대인 20대 후반 30대 초반의 미혼 비율은 15~22%포인트 정도 상승하여 가장 큰 상승폭을 보여주고 있다. 또한 30대 후반의 미혼비율도 급격히 상승하여 1998년 7.7%에 불과하였던 미혼율이 10년 후에는 21.3%를 기록하고 있다.

[그림 2-1] 남성 청년층의 경제활동 : 20~39세



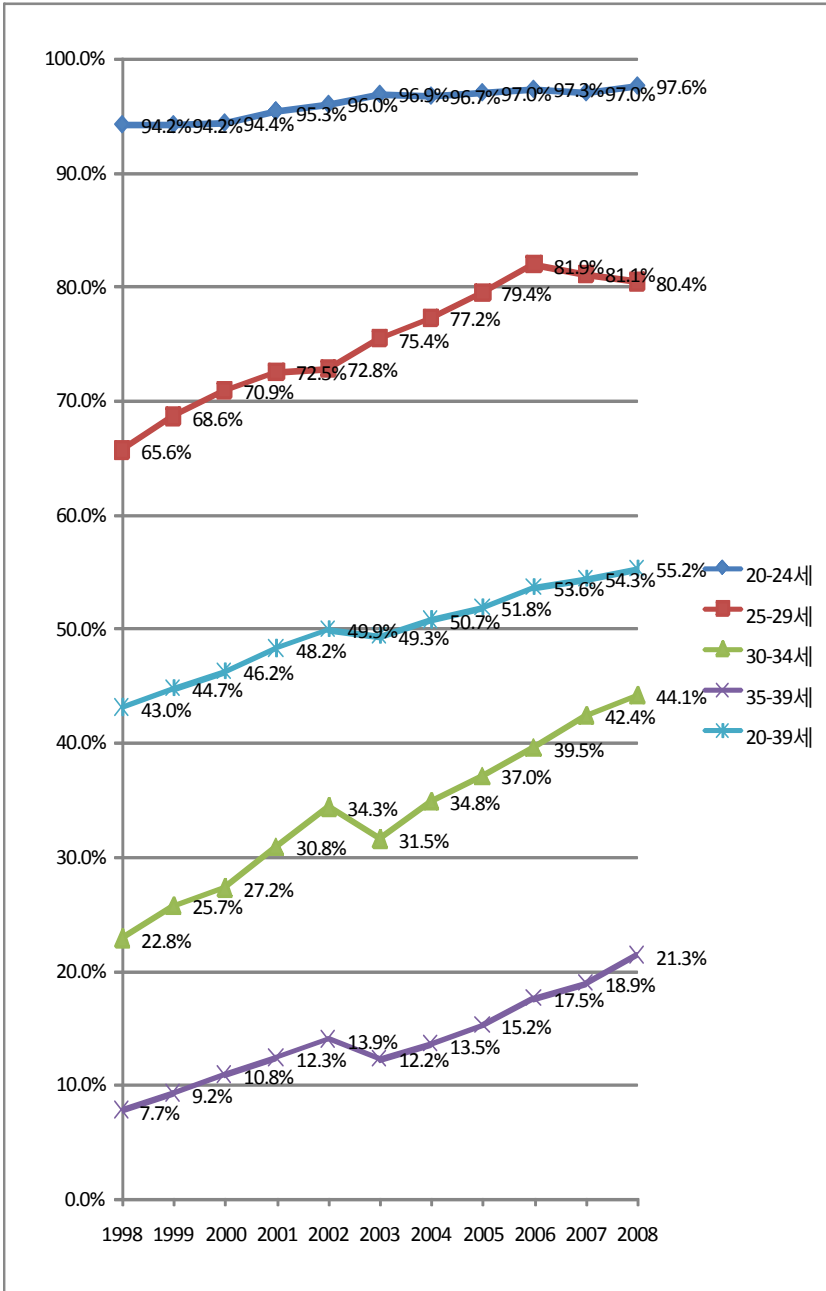
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

(그림 2-2) 남성 청년층의 고용형태 : 20~39세



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

(그림 2-3) 남성 청년층 미혼 비율



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

제4절 남성 미혼 비율 변화의 요인분석

앞에서 논의한 남성 청년층(20~30대)의 노동시장 상황과 미혼 비율 변화의 연관관계를 보다 자세히 살펴보기 위해, 이 절에서는 2000년과⁹⁾ 2008년의 경제활동인구 조사 자료를 이용하여 미혼(never married)에 대한 선행확률모형을 추정하고, 추정된 결과를 이용해 미혼 비율 격차의 요인을 분석한다. 이항선택모형은 프로빗 혹은 로짓모형으로 추정하는 것이 일반적이나, 격차 요인분석의 편의를 위하여 본 절에서는 선행확률 모형을 사용하였다. 또한, 선행확률 모형의 회귀계수와 프로빗모형에서 도출한 한계효과는 거의 차이가 없었다.¹⁰⁾

우선 미혼상태 결정모형에서 사용한 표본의 요약 통계를 간단히 살펴보자. 앞서 논의한 대로 미혼 비율은 2008년 0.552로 2000년에 비해 19.5% 증가하였다. 학력수준도 전체적으로 높아져, 전문대졸 이상의 학력은 2000년 33.9%에서 47.5%로 40%포인트나 증가하였다. 이에 따라 20~39세의 인구 중 재학 중인 비율도 9.8%에서 11.4%로 1.6%포인트 증가하였다. 또한 미취업은 19.8%에서 23%로 3.2%포인트 증가하였고, 파트타임 비율도 4.1%에서 7.3%로 증가하였다. 반면 취업자 중 자영업의 비율은

9) 2000년을 2008년의 비교 시점으로 잡은 것은 이 시점이 외환위기 충격으로 인한 단기적 노동시장 충격이 진정되기 시작한 시점이기 때문이다.

10) 물론 로짓, 프로빗모형 등 비선행모형을 위한 요소분해 분석의 방법들이 경우에 따라 사용되기도 한다(Fairlie, 1999; Lofstrom & Wnag, 2006). 그러나 설명변수의 배열 순서, 추정방식 등에 따라 분해 분석의 결과가 민감하게 변동되는 등 일반적으로 신뢰되는 방법은 없다. 이항선택모형을 종속변수가 0과 1 사이로 제한이 되지 않는 선행모형으로 추정할 경우, 이론적인 관점에서 볼 때, 이분산(Heteroscedasticity) 문제, 예측확률이 0과 1 사이를 벗어나는 문제 등이 발생하므로 프로빗이나 로짓모형의 사용이 선호된다. 그러나 극단의 특성을 가진 집단의 예측 값을 구하는 것이 목적이 아니라(참고로, 본 분석모형에서 포함되는 변수는 범주변수이거나, 연속변수인 경우도 범위가 제한되어 극단적 특성을 가진 경우는 없음), 설명변수의 평균 효과 등을 추정하는 것이 목적이려면 선행확률 모형은 적절한 근사치를 제공해 준다(Wooldridge, 2001). 따라서, 앞서 기술한 이론적 문제에도 불구하고 선행확률모형이 실증분석에서 아직도 흔히 사용되고 있다.

〈표 2-4〉 표본의 요약 통계

변수	2000	2008
미혼	0.462	0.552
학력		
고졸 미만	0.082	0.032
고졸	0.579	0.493
전문대졸	0.108	0.164
대졸	0.208	0.274
대학원졸 이상	0.023	0.037
재학중	0.098	0.114
미취업	0.198	0.23
파트타임	0.041	0.073
상용직	0.370	0.436
임시/일용	0.244	0.208
자영업	0.188	0.126

감소하고, 임금근로자 중 상용직의 비율이 증가하였다.

미혼 결정에 대한 선형확률모형은 2000년, 2008년을 각각 따로 추정했는데, 이는 <표 2-5>에서 볼 수 있다. 추정된 계수의 크기는 다르지만 각 연도의 추정 결과는 정성적으로 비슷하다. 학력은 미혼 확률과 유의한 관계를 가지는데, 모든 학력계층 중 전문대졸 남성의 미혼 확률이 가장 높다. 또한 학력수준이 높은 대졸 및 대학원졸 이상이 미혼일 확률이 낮은 반면, 고졸 미만의 저학력층도 고졸이나 전문대졸 학력자보다 낮은 미혼율을 보인다. 또한 예상대로 학교에 재학 중인 남성의 경우 미혼일 확률이 높다.

취업 및 고용형태의 효과를 살펴보면, 미취업상태인 경우 미혼 확률이 높고, 임시·일용직이거나 파트타임으로 근무하는 경우 미혼 확률이 높아지는 것을 알 수 있다. 한편, 자영업자의 경우 미혼 확률이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 20~30대의 취업행태 변화를 고려하여 본다면, 최근 미취업률과 파트타임의 비율이 증가하는 추세와 청년층 자영업률의 하락은 남성의 미혼율 증가와 같은 방향으로 움직이는 반면, 임시·일용직의 감소는 미혼율 증가 추세와는 반대 방향으로 움직임을 알 수 있다.

〈표 2-5〉 미혼에 관한 선형확률모형 추정치

	2000	2008	pooled
고졸 미만	-0.038 [0.0050]**	-0.0119 [0.0082]	-0.0429 [0.0043]**
전문대졸	0.0682 [0.0045]**	0.0523 [0.0044]**	0.0699 [0.0031]**
대졸	-0.0526 [0.0035]**	-0.0225 [0.0038]**	-0.0276 [0.0026]**
대학원졸 이상	-0.0981 [0.0094]**	-0.209 [0.0077]**	-0.1547 [0.0060]**
재학 중	0.2566 [0.0039]**	0.1798 [0.0038]**	0.2174 [0.0027]**
미취업	0.4148 [0.0039]**	0.4404 [0.0038]**	0.4325 [0.0027]**
파트타임	0.0891 [0.0069]**	0.0596 [0.0060]**	0.0834 [0.0045]**
임시·일용직	0.2134 [0.0038]**	0.2082 [0.0043]**	0.209 [0.0029]**
자영업	-0.0832 [0.0036]**	-0.0859 [0.0048]**	-0.0918 [0.0029]**
상수	0.3243 [0.0027]**	0.3996 [0.0033]**	0.3576 [0.0021]**
관측 수	157,258	123,038	280,296
R-squared	0.21	0.21	0.21

이제 최근 8년간 지속적으로 관찰되었던 20~30대 미혼 비율의 증가(혼인 비율 감소)에 대한 요인을 보다 자세히 분석하기 위해 Blinder(1973)와 Oaxaca(1973)가 제시하였던 유형의 분해방법을 시행한다. 기본적으로 두 시점의 미혼율 차이는 다음과 같이 분해하여 볼 수 있다.

$$\Delta_{\text{미혼율}} = \overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\widehat{\beta_{08}} + \overline{X_{00}}(\widehat{\beta_{08}} - \widehat{\beta_{00}}) \quad (1)$$

우변의 첫 번째 항은 두 시점에 청년층의 관찰된 특성(연령, 학력, 고용 상태) 차이에 의해 설명되는 부분을 의미하며(explained part), 부존효과(endowment effect)라고 불리기도 한다. 두 번째 항은 두 집단의 관찰된 특성에 대한 계수 차이에 의해 설명되는 부분(unexplained part)으로 보상효과(remuneration effect)라고도 한다. 두 번째 항은 결혼시장에서 결

정되는 개인 특성에 대한 가치 혹은 가격의 변화, 혹은 관측되지 않는 특성의 변화에 따른 것일 수 있다. 여기서는 첫 번째 항, 즉 관측된 개인 특성의 변화에 초점을 두어 살펴본다.

그러나 위의 식 (1)은 부존효과를 2008년의 회귀계수를 기준으로 측정하여 나타낸 것이며, 부존효과를 2000년 회귀계수 기준으로 다음과 같이 표현하여도 등식이 성립한다.

$$\overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\widehat{\beta_{00}} + \overline{X_{08}}(\widehat{\beta_{08}} - \widehat{\beta_{00}}) \quad (2)$$

따라서 회귀계수의 기준을 어떻게 잡는가에 따라 부존효과와 크기가 달라지는데, 식 (1)과 식 (2)는 일반화된 다음 식의 특수한 케이스이다.

$$\overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\widehat{\beta^*} + \overline{X_{08}}(\widehat{\beta_{08}} - \widehat{\beta^*}) + \overline{X_{00}}(\widehat{\beta^*} - \widehat{\beta_{08}}) \quad (3)$$

즉, $\widehat{\beta^*}$ 가 $\widehat{\beta_{08}}$ 과 같다면 식 (1)과 같고 $\widehat{\beta_{00}}$ 과 같다면 식 (2)와 동일하다. 연구자들은 적절한 $\widehat{\beta^*}$ 을 정해 주기 위해 다양한 방법을 시도하였는데, 대표적인 방법들로는 두 시점으로부터 얻은 계수들의 평균값을 적용하는 방법(Reimers, 1983), 표본 수에 따른 계수들의 가중평균을 적용하는 방법(Cotton, 1988), 그리고 최근에 널리 쓰이고 있는 방법으로, 두 시점 표본을 통합하여 추정된 회귀계수를 적용하는 방법(Neumark 1988; Oaxaca & Ransom, 1994)이 있다.

<표 2-6>은 위에서 언급한 방법들을 이용한 Blinder-Oaxaca 분해분석의 결과를 보여준다.¹¹⁾ 첫 번째 열과 두 번째 열은 각각 식 (1)과 식 (2)를 적용한 결과를 나타낸다. 세 번째 열은 Cotton(1983)의 방법, 마지막 열은 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법을 적용한 결과이다. 분해 결과, 네 가지 방식 중 작게는 17.8%, 크게는 22.2% 정도가 학력 및 취업상태 등 개인 특성에 대한 차이를 설명해 주는 부분이라고 해석된다.

학력 및 교육에 관련된 변수의 변화는 미혼율 증가의 3.3~6.7%를 설

11) 표에서 계수의 단순평균을 적용하는 Reimer의 방법은 생략하였다. 이는 2000년과 2008년 표본 수가 거의 동일하여 Reimer 방법에 의한 추정치가 Cotton의 방법과 유사하기 때문이다.

명하여, 총 자원효과의 18~32% 정도를 차지한다. 이를 구체적으로 살펴보면, 고졸 이하 학력자의 감소 및 전문대 이상의 학력자 증가로 나타나는 학력의 증가는 서로 간의 효과가 상쇄되어 미혼 비율 격차를 설명하는데 큰 기여가 없다. 이는 상대적으로 미혼율이 낮은 고졸 미만이 감소하고 미혼 확률이 높은 전문대졸이 증가하였지만, 미혼 비율이 낮은 대졸 이상의 학력자 비율은 미혼율 증가 추세와는 반대로 점차 증가하였기 때문이다. 이에 비해, 학교 재학 비율의 증가는 미혼율 증가의 3.3~4.4%을 설명하는데, 학력 및 교육관련 변수에 대한 총 효과가 분해방법에 따라 미혼율 증가의 3.3~6.7%를 설명한다는 것을 감안하면 교육관련 변수 중에서 격차를 설명하는 주 요인은 학력수준의 변화라기보다는 재학률 증가에 기인한 것이라고 해석할 수 있다.

〈표 2-6〉 미혼율 변화에 대한 Blinder-Oaxaca 분해 결과

변수	(1)		(2)		(3)		(4)	
고졸 미만	0.002	2.2%	0.001	1.1%	0.001	1.1%	0.002	2.2%
전문대졸	0.004	4.4%	0.003	3.3%	0.003	3.3%	0.004	4.4%
대졸	-0.003	-3.3%	-0.001	-1.1%	-0.003	-3.3%	-0.002	-2.2%
대학원졸 이상	-0.001	-1.1%	-0.003	-3.3%	-0.002	-2.2%	-0.002	-2.2%
재학 중	0.004	4.4%	0.003	3.3%	0.004	4.4%	0.004	4.4%
학력/교육 관련 총 효과	0.006	6.7%	0.003	3.3%	0.003	3.3%	0.006	6.7%
미취업	0.013	14.4%	0.014	15.6%	0.014	15.6%	0.014	15.6%
파트타임	0.003	3.3%	0.002	2.2%	0.002	2.2%	0.003	3.3%
임시/일용직	-0.008	-8.9%	-0.008	-8.9%	-0.008	-8.9%	-0.008	-8.9%
자영업	0.005	5.6%	0.005	5.6%	0.005	5.6%	0.006	6.7%
취업/고용 관련 총 효과	0.013	14.4%	0.013	14.4%	0.013	14.4%	0.015	16.7%
부존효과(endowment effect, explained part)	0.019	21.1%	0.016	17.8%	0.017	18.9%	0.02	22.2%
unexplained part	0.071	78.9%	0.074	82.2%	0.073	81.1%	0.07	77.8%
총 격차 (predicted gap)	0.090							

취업 및 고용의 변화는 미혼율 증가의 14.4~16.7%를 설명하여, 총 자원효과 68~81%를 차지한다. 변수별로 이를 자세히 살펴보면, 미취업률의 증가가 이들 중 가장 많은 부분을 차지하고 있다. 또한, 노동시장 정착도가 떨어지는 파트타임 근로자 비율의 증가도 미혼율 증가의 2~3%를 설명하며, 자영업 비율의 꾸준한 감소 추세도 미혼율 증가의 6~7% 정도를 설명한다. 반면, 상용직보다 상대적으로 고용이 불안한 일용·임시직의 감소는 미혼율 감소의 효과가 있고, 크기 또한 파트타임의 증가, 자영업의 감소가 가져다주는 효과를 상쇄시키는 수준에 이르고 있다. 따라서 취업관련 변수 중에서 미혼율 증가를 설명하는 주요한 요인은 임시·일용직 및 자영업률 등 고용형태의 변화보다는 미취업률의 증가라고 볼 수 있다. 회귀모형에서 학교에 재학 중임을 나타내는 변수를 통제한 점을 감안하면 미취업 증가로 인한 미혼율 증가 효과는 단순히 상급학교 진학을 증가 등으로 인한 재학률 변화 효과를 나타내는 것이 아니고 해당 연령층 남성의 노동시장의 진입률의 감소에 의한 것임을 반영한다.

제5절 남성의 결혼 진입 결정

앞 절에서 청년층의 재학률 증가 및 미취업 비율 증가로 대표되는 노동시장 정착도는 최근 지속되는 혼인율의 감소(미혼율 증가)와 연관이 있음을 보았다. 그러나 경제활동인구 조사자료를 이용한 횡단면 자료 분석은 결혼(미혼) 여부와 개인의 교육 결정 및 노동시장 선택의 선후관계를 확인할 수 없어서 관찰된 개인의 배경 및 노동시장 특성의 영향을 논하기 어렵다. 또한 횡단면 자료로는 개인의 보이지 않는 이질성을 통제하기가 어렵다. 여기서는 패널조사인 한국노동패널에서 추출한 미혼 남성 표본에 대해 개인의 관측되지 않는 이질성을 감안한 모형을 사용하여 현재의 고용상태와 개인의 성장 및 가족 배경이 미혼 남성의 결혼 진입에 미치는 영향을 분석한다.

1. 회귀분석모형

여기서는 미혼 남성의 결혼 진입에 관한 선택모형에 대해 설명하도록 한다. 결혼 진입에 대한 효용은 개인의 노동시장 상황 및 가족 배경의 선형 함수라고 가정하면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$m^* = \beta X + \gamma Z_i + u \quad m = 1 [m^* > 0] \quad (4)$$

여기서 m^* 는 결혼 진입으로부터 얻는 상대적 효용을 나타내는 잠재변수(latent variable)이며, 상대효용이 0보다 클 경우 결혼에 진입한다. 또한, X 는 개인의 시간에 따라 변화하는(time variant) 변수로서 연령, 노동시장 경력, 취업상태, 고용형태, 지역 실업률 등을 나타내며, Z_i 는 시간에 불변(time invariant) 변수로써 부의 학력, 종교 여부, 대도시 성장 여부 등 성장 환경을 나타낸다.

마지막 항 u 는 오차항으로서, 보이지 않는 이질성을 나타낸다. 만일 오차항이 개인과 시간에 걸쳐 독립적이고 표준정규분포를 따른다면 위의 식은 일반적인 프로빗 모형이 된다. 그러나 개인의 보이지 않는 이질성이 지속적으로 개인의 결혼 진입에 영향을 미칠 수 있다. 이를 감안한 오차항(u)의 구조는 다음과 같다.

$$u = \alpha_i + \epsilon \quad (5)$$

여기서 α_i 는 개인 특수적 임의효과(individual specific random effect)이며, ϵ 는 개인과 시간에 걸쳐 독립적이며 표준정규분포를 따르는 오차항이다. 이를 바탕으로 t 시점에 미혼인 남성 i 가 $t+1$ 시점까지 결혼에 진입할 확률을 나타내 보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P(m = 1 | X, Z_i, \alpha_i) &= 1 - \Phi[-(\beta X + \gamma Z_i + \alpha_i)] \\ &= \Phi(\beta X + \gamma Z_i + \alpha_i) \end{aligned} \quad (6)$$

그러나 개인 특수적 임의효과는 모형에 포함된 설명변수들과 연관이 되어 있을 가능성이 있다. 이를 감안하기 위해 본 분석에서는 다음과 같

이 임의효과와 설명변수의 연관구조를 설정한다(Chamberlain, 1980; Mundlak, 1987).

$$\alpha = \mu + \psi \overline{X_i} + \nu_i \quad (7)$$

즉 시간에 따라 변하는 변수의 개인당 평균이 각 개인의 보이지 않는 특성과 연관되어 있음을 가정하는 것이다. 이때 ν_i 는 설명변수와는 독립적인 임의효과를 나타내며, 평균이 0이고 분산이 σ_ν^2 인 정규분포를 따른다. 따라서 개인의 결혼진입확률은 다시 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(m = 1 | X, Z_i, \alpha_i) = \Phi[(\mu + \beta X + \gamma Z_i + \psi \overline{X_i}) \cdot (1 + \sigma_\nu^2)^{-1/2}] \quad (8)$$

이제 식 (7)을 바탕으로 우도함수(likelihood function)를 구성하고 이를 극대화하는 계수 값들을 추정, 모형에 포함된 개인의 설명변수가 결혼 진입에 미치는 영향을 분석하도록 한다.

2. 표본 및 설명변수

본 분석에서 사용되는 표본은 한국노동패널 1~10차년도 자료부터 추출하였다. 분석에 사용된 표본은 조사에 응답한 적이 있는 8,714명의 남성 중에서 처음 인터뷰 시점에 결혼을 경험한 적이 없고, 40세 이하인 1,862명을 포함하였다. 미혼 남성이 1년 이내로 결혼에 진입하면 1의 값을 부여하고, 그렇지 않은 경우는 0의 값을 부여하였으며, 표본에 포함된 남성으로부터 얻은 결혼 진입 결정에 대한 관측치는 8,911개로, 남성당 평균 4.8개의 관측치가 생성되었다.

본 연구는 개인의 취업상태 및 근로형태 등 노동시장에 관련된 변수를 주된 변수로 하여 결혼진입확률을 분석한다. 이와 더불어, 실업과 실직의 효과를 살펴보기 위해 개인의 실업을 나타내는 변수와 실직 전후를 나타내는 더미변수를 포함한 결혼진입모형을 추가적으로 추정한다. 취업 및 고용형태의 효과를 살펴보기 위한 기본 모형에서는 개인의 취업상태를

나타내는 더미변수를 포함하고, 취업자의 근로형태를 구분해 주기 위해 자영/무급가족종사를 나타내는 더미를 포함시켰다. 또한 임금근로자를 세분화하기 위해서 두 가지 방법으로 근로형태로 나누어 회귀분석을 따로 실시했다. 첫째, 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 구분하였는데, 여기서 상용직은 ‘근로계약 기간이 1년 이상이거나, 정해진 계약 기간 없이 본인이 원하면 계속 일할 수 있는’ 근로자로 정의한다. 둘째, 임금근로를 전일제와 시간제로 구분해서 회귀분석을 실시하였다. 여기서 시간제 근로자란 ‘파트타임, 아르바이트로 일하거나, 같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간 동안 일하거나, 임금이 시간 단위로 지급되는’ 근로자로 정의한다. 또한 추가적인 노동시장 관련 변수로는 개인의 노동시장경력(개월), 연령더미(26~30세, 31~35세, 36세 이상, 25세 이하는 생략 범주), 학력더미(고졸 미만, 전문대, 대졸 이상, 고졸은 생략 범주) 그리고 학교 재학 중임을 나타내는 더미를 포함하였다.

가족 배경 및 성장 환경을 나타내기 위한 변수로는 가구소득, 아버지의 학력을 구분해 주는 더미변수(고졸 미만, 전문대, 대졸 이상, 고졸은 생략 범주), 종교의 유무를 나타내는 더미변수, 대도시(광역시 이상) 성장 여부를 포함하였다. 더불어 남성이 속한 지역 환경에 대한 변수로는 현재 거주지가 대도시(광역시 이상)인지를 나타내는 더미와 지역 실업률을 포함하였다. 여기서 지역 실업률의 기준은 16개 광역시·도 단위이다.

다음의 <표 2-7>은 결혼진입모형에 포함된 변수의 요약 통계이다. 모형의 종속변수가 되는 미혼 남성의 결혼 진입은 평균 5.8%이다. 표본에 포함된 관측치의 평균 취업률은 55%, 그리고 실업률은 7.2%로 경제활동인구 조사의 경우보다 높은 수준이다. 이는 표본의 평균 연령이 27.5세로 경제활동인구 표본에서 구한 평균 연령보다 낮은 것에 기인한다. 또한 임금근로가 0.49로 전체 취업의 87.7%를 차지하며, 자영업 비율이 12.3%이다. 자영업이 연령에 따라 증가함을 감안하면, 자영업 비율이 경제활동인구조사에서 보다 낮은 것은 포함된 표본의 연령이 낮음을 반영한다. 임금근로를 세분화하면, 상용직은 0.40, 임시·일용직은 0.09로 임시·일용직이 전체 임금근로의 18%를 차지한다. 임금근로를 전일제와 시간제로 구분해보면 시간제가 0.03으로 전체 임금근로의 6% 정도이다.

〈표 2-7〉 남성 표본 요약 통계

Variable	Mean	Std. Dev.
결혼 진입(by t+1)	0.0577	
취업상태		
취업	0.5536	
미취업	0.4464	
실업	0.0724	
근로형태		
임금근로	0.4856	
상용직	0.3991	
임시·일용직	0.0865	
전일제	0.4574	
시간제	0.0282	
자영/무급가족종사	0.0680	
노동시장 경력(개월)	43.7540	58.8780
연령	27.4664	5.1546
25세 이하	0.3756	
26~30세	0.3811	
31~35세	0.1696	
36세 이상	0.0737	
학력 관련		
고졸 미만	0.0856	
고졸	0.3317	
전문대	0.2739	
대졸 이상	0.3087	
재학 중	0.2171	
가족 배경 및 환경		
가구소득(천만 원, 2005년 기준)	2.8667	2.6541
아버지 학력		
고졸 미만	0.2699	
고졸	0.3781	
전문대	0.0092	
대졸 이상	0.3428	
종교 유무	0.3952	
대도시 성장	0.5428	
대도시 거주	0.5968	
실업률	4.7248	1.8586
관측치 수	8,911	
개인 수	1,862	

다음으로 개인의 인적자본을 나타내는 변수를 살펴보자. 노동시장 경력은 48.3개월로 평균 4년이며, 학력은 고졸이 33.2%로 가장 많다. 다음으로 대졸 이상이 31%로 많은 학력 범주이며, 전문대졸을 합치면 과반을 차지하여 포함된 표본의 학력이 약간 높음을 알 수 있으며, 학교에 재학 중인 비율은 22%에 달한다. 가족 배경과 성장 환경을 살펴보면, 가구 총소득은 2.9천만 원이고, 아버지의 학력은 고졸이 38%로 가장 많고 고졸 이하의 비중이 65%를 차지한다. 이는 현 세대의 학력이 아버지 세대에 비해 급격히 증가하였음을 반영한다. 또한 종교를 가지고 있는 비율이 40%, 광역시 이상의 대도시 성장, 거주는 각각 54%, 60%이다. 마지막으로, 지역노동시장을 나타내는 실업률은 4.8%로 이 기간의 전국 평균과 유사하다.

3. 분석 결과

본 절에서는 앞에서 설명한 남성의 노동시장 상태와 결혼진입모형에 대한 회귀분석 결과에 대하여 논의하도록 한다.

가. 취업 및 고용형태와 결혼 진입

우선 <표 2-8>에서는 결혼진입모형에 취업상태 관련 변수들을 순차적으로 추가하여 추정한 결과들을 보여준다. 첫 번째 열은 취업상태 변수에 미취업 더미변수만을 포함시켰는데, 추정 결과에 의하면, 미취업상태는 결혼진입확률을 2.6%포인트 감소시키며 통계적으로도 유의하다. 이는 표본의 평균 결혼진입률의 45%에 해당하는 수치로서 결혼 결정의 중요한 요소임을 반영한다. 두 번째 열에서는 미취업 변수 외에 학교에 재학 중임을 나타내는 변수를 추가하였다. 그 결과 미취업 효과는 2.1%로 종전보다 20% 감소하였다. 이는 미취업자의 상당 부분이 학교 재학 중인 데에 기인한다. 한편 학교에 재학 중인 것은 결혼진입확률을 2.1%포인트 감소시키며, 재학효과는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

세 번째 열과 네 번째 열에서는 고용형태에 관한 변수들이 추가되어 있다. 세 번째 열은 자영업을 나타내는 더미변수 외에 임시·일용직을 나

〈표 2-8〉 남성의 결혼진입모형 추정치

	Coeff.	M.E.	Coeff.	M.E.	Coeff.	M.E.	Coeff.	M.E.
26~30세	0.6714 [0.1208]**	0.0358	0.6451 [0.1230]**	0.0345	0.6396 [0.1234]**	0.0342	0.6327 [0.1234]**	0.0339
31~35세	0.6149 [0.1585]**	0.0328	0.5974 [0.1614]**	0.0319	0.5992 [0.1619]**	0.0320	0.5744 [0.1622]**	0.0307
36세 이상	0.3367 [0.2282]	0.0180	0.3166 [0.2308]	0.0169	0.3614 [0.2325]	0.0193	0.3017 [0.2318]	0.0161
경력	0.0338 [0.0048]**	0.0018	0.0331 [0.0048]**	0.0018	0.0325 [0.0048]**	0.0017	0.033 [0.0048]**	0.0018
경력 2	0.0001 [0.0002]	0.0000	0.0001 [0.0002]	0.0000	0.0002 [0.0002]	0.0000	0.0001 [0.0002]	0.0000
고졸 미만	-0.1198 [0.1857]	-0.0064	-0.1191 [0.1859]	-0.0064	-0.0084 [0.1882]	-0.0004	-0.1099 [0.1859]	-0.0059
전문대	-0.0412 [0.1173]	-0.0022	-0.0345 [0.1212]	-0.0018	-0.0655 [0.1219]	-0.0035	-0.0314 [0.1214]	-0.0017
대졸 이상	0.1158 [0.1158]	0.0062	0.1056 [0.1225]	0.0056	0.0595 [0.1238]	0.0032	0.1176 [0.1230]	0.0063
가구소득	0.002 [0.0186]	0.0001	0.0014 [0.0186]	0.0001	0.0008 [0.0188]	0.0000	0.0008 [0.0188]	0.0000
아버지 학력								
고졸 미만	0.0092 [0.1125]	0.0005	0.0115 [0.1126]	0.0006	0.0115 [0.1128]	0.0006	0.0122 [0.1126]	0.0007
전문대	0.0877 [0.5101]	0.0047	0.0862 [0.5140]	0.0046	0.0477 [0.5166]	0.0026	0.0774 [0.5158]	0.0041
대졸 이상	0.192 [0.1029]+	0.0102	0.2002 [0.1032]+	0.0107	0.1942 [0.1034]+	0.0104	0.203 [0.1033]*	0.0109
종교	0.0756 [0.0892]	0.0040	0.0737 [0.0893]	0.0039	0.0795 [0.0895]	0.0043	0.0767 [0.0893]	0.0041
대도시 성장	-0.2604 [0.1192]*	-0.0139	-0.2595 [0.1193]*	-0.0139	-0.2447 [0.1198]*	-0.0131	-0.2649 [0.1193]*	-0.0142
대도시 거주	0.2242 [0.2342]	0.0120	0.232 [0.2343]	0.0124	0.2478 [0.2351]	0.0132	0.2236 [0.2349]	0.0120
지역실업률	-0.3972 [0.0457]**	-0.0212	-0.3927 [0.0459]**	-0.0210	-0.3886 [0.0458]**	-0.0208	-0.3927 [0.0460]**	-0.0210
미취업	-0.4841 [0.1190]**	-0.0258	-0.3917 [0.1276]**	-0.0209	-0.4027 [0.1354]**	-0.0215	-0.3708 [0.1308]**	-0.0198
재학 중			-0.3891 [0.2098]+	-0.0208	-0.4045 [0.2118]+	-0.0216	-0.4049 [0.2107]+	-0.0217
자영업					0.1809 [0.2028]	0.0097	0.2152 [0.2011]	0.0115
임시·일용직					-0.1705 [0.1946]	-0.0091		
시간제							-0.1445 [0.3414]	-0.0077

타내는 더미를 추가로 포함시켰고, 네 번째 열에서는 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 나누는 대신 시간제 더미변수를 포함하여 전일제와 구분하여 주었다. 추정치의 방향은 앞서 분석한 미혼율 결정모형의 추정 결과와 같이 자영업은 결혼 진입에 양(+)의 효과를 주는 반면, 임시·일용직 혹은 전일제로 나타나는 불안정 고용형태는 결혼 진입을 감소시키는 것으로 나타났다. 그렇지만 이들 효과는 미취업이나 재학 중 변수와는 달리 통계적으로 유의하지 않아서 이들 변수가 남성의 결혼 진입에 영향을 준다고 결론을 내릴 수는 없다. 따라서 횡단면 분석에서와는 달리 패널 데이터를 사용하여 개인의 이질성을 감안한 추정 결과는, 재학 여부 및 취업 여부는 결혼 진입에 유의한 영향을 주는 반면, 고용형태 자체는 유의한 효과를 준다는 결론을 내릴 수 없음을 보여준다.

다음 추정 결과를 논의하기 전에, 결혼에 관련된 다른 변수들의 영향에 대해 간단히 논의해 보자. 이들 변수들의 계수 추정치는 취업형태 관련 변수의 추가 여부에 민감하지 않다. 연령관련 변수를 살펴보면, 20대 후반의 남성의 결혼 진입이 가장 높다. 앞서 살펴보았듯이 이는 지난 10년간 가장 혼인율이 높았던 집단임을 반영한다. 또한 노동시장에서 보상받을 수 있는 인적자본의 축적을 반영하는 노동시장 경력은 결혼 진입에 양(+)의 효과를 보인다. 반면, 학력관련 변수에 대해서는, 고학력 집단일수록 결혼 확률이 높아지는 방향은 있으나 이들의 통계적 유의성은 나타나지 않는다. 가족 배경 및 성장 환경 변수를 살펴보면, 가구소득은 결혼 확률에 영향을 주지 않는 반면, 아버지의 학력수준은 결혼 진입을 증가시키는 것으로 나타났다. 특히 아버지의 학력이 대졸인 경우 결혼 진입을 0.1%포인트 증가시키며 이는 평균 결혼 진입률의 20%에 해당한다. 이는 가족 배경 변수 중 학력으로 대변되는 부모의 배경이 결혼에 중요한 결정요인으로 작용함을 내포한다. 또한, 대도시에서 성장한 경우 결혼진입 확률이 낮고, 지역실업률이 높을수록 결혼 진입이 감소한다. 특히 실업률은 결혼 진입을 0.2%포인트 증가시켜 평균 결혼진입률의 36%에 해당하는 정도의 효과가 있다. 이는 취업 가능성 혹은 실업 가능성을 반영하는 지역실업률, 보다 넓게 해석하면 노동시장의 환경이 결혼 진입에 매우 중요한 결정요소임을 반영한다.

나. 실업, 실직과 결혼 진입

<표 2-9>에서는 앞에서 사용한 개인의 취업상태 및 고용형태 대신 실업과 실직경험 변수를 포함하여 결혼진입 모형을 추정하였다. 이는 미취업 여부 및 고용형태 등 개인의 선택에 관련된 변수에 초점을 맞추기보다는 실직 혹은 실업으로 반영되는 노동시장에서의 충격이 남성의 결혼에 미치는 영향을 살펴봄으로써 취업상태에 대한 내생성을 최대한 통제해 주기 위한 시도이다.¹²⁾ 우선 개인의 실업을 나타내는 더미변수를 포함하여 추정한 결과를 살펴보면, 실업은 결혼 진입을 1.7%포인트 감소시키는데, 이는 평균 결혼진입률의 30%에 해당한다. 또한 실업의 결혼 억제효과는 10% 유의수준에서 통계적으로도 유의하여, 실업이 개인의 결혼 진입에 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

두 번째 열에서는 개인의 실직 전후 결혼진입확률 변화에 대해 살펴보았다. 구체적으로 실직 전후의 효과를 측정하기 위해 실직 3년 전부터 실직 후 경과 연수를 나타내는 더미변수를 포함시켰다. 여기서 실직은 비자발적인 이직을 의미하며, 노동패널의 이직 사유 중 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’, ‘정리해고’, 혹은 ‘권고사직’, 그리고 비임금근로자의 경우 ‘파산, 도산으로 인한’ 이직을 실직에 포함시켰다. 모형 추정치에 의하면, 실직 전후로 결혼 진입이 감소하는데 그 효과는 실직 1년 전, 실직한 해, 그리고 1년 후에 가장 두드러진다. 특히 실직한 해와 실직 1년 후의 결혼 진입 감소는 0.053~0.054로 평균적인 결혼진입률의 90% 이상을 차지하여 그 효과가 매우 크다. 또한 실직 발생 1년 전에도 남성의 결혼 진입 감소효과가 0.051에 달하여 실직 전에도 실직에 대한 예상 등으로 결혼이 상당히 큰 폭으로 감소함을 알 수 있다. 따라서 본 회귀분석 결과는 실업, 실직으로 대표되는 부정적인 노동시장 충격이 미혼 남성의 결혼 결정에 매우 심각한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

12) 본 연구에서는 시간적으로 고정된 개인의 이질성을 통제하기 위한 계량모형을 사용하지만, 시간에 따라 변화하는 개인의 이질성까지 완벽히 통제할 수는 없다. 또한 이러한 이질성이 설명변수와 체계적으로 연관되어 있다면 추정치의 편의(bias) 문제가 심화될 수 있다.

〈표 2-9〉 실업과 남성의 결혼 진입

	coeff.	M.E.	coeff.	M.E.
실업	-0.3162 [0.1859] ⁺	-0.0168		
실직 3년 전			-0.194 [0.3691]	-0.0102
2년 전			-0.3671 [0.3693]	-0.0194
1년 전			-0.9706 [0.3731]**	-0.0512
실직 해			-1.0047 [0.3945]*	-0.0530
1년 후			-1.0241 [0.4109]*	-0.0541
2년 후			-0.7200 [0.4085] ⁺	-0.0380
3년 후			-0.6241 [0.4347]	-0.0329
4년 후 ⁺			-0.8582 [0.3545]*	-0.0453

제6절 맺음말

본장에서는 남성의 노동시장 상태가 결혼에 미치는 영향을 살펴보았다. 이를 위해 최근 10년간 지속되어 온 청년층의 미취업을 증가 등 노동시장 정착의 감소 및 지연은 혼인율의 감소와 연관되어 있는지 최근 10년간 경제활동인구 조사에 나타난 고용형태 및 혼인상태 변수를 분석하여 이들의 연관성을 분석하고 고용형태의 변화가 혼인율 감소에 어느 정도 기여하는지를 살펴보았다. 또한 개인의 고용상황 및 실직이 미혼 남성의 결혼 진입에 미치는 효과를 노동패널을 이용하여 추정, 횡단면 자료에서는 통제할 수 없었던 관측되지 않는 이질성을 감안하여 분석하였다.

분석 결과를 살펴보면, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 15% 정도를 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업률 감소(미취업률 증가)에 의한 것이다. 그러나 고용형태의 변화는 자영업률의 감소와 임시·일용직의 감소가 서로의 효과를 상쇄해 전체적으로는 미혼율 증가에 큰 효과가 없었다. 또한 재학률 증가에 의한 미혼의 증가는 미혼율 증가의 3~4% 정도를 설명하나 학력수준의 변화가 미혼율에 미치는 영향은 미미하다. 또한 패널 분석을 통한 결혼 진입 분석의 결과, 미취업이 결혼 진입을 감소시키는 효과가 크고 이 효과의 20% 정도가 재학중인데 기인하는 것으로 추정된 반면, 고용형태는 결혼 진입에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어 온 혼인을 감소 및 혼인연령의 증가는 미취업 및 재학률 증가로 반영되는 청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크지만, 고용형태 변화의 영향이 크다고 해석할 수는 없다. 더불어, 실업 및 실직이 결혼 진입에 미치는 영향을 살펴본 결과, 이들의 결혼 진입에 대한 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히, 실직을 경험한 미혼 남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 평균보다 90% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

본장의 분석 결과는 청년층의 안정적 노동시장 정착을 위한 정책적 배려, 또한 실직 및 실의 충격을 완화시킬 수 있는 사회보험 및 안전망의 확충은 안정적인 가족 형성, 또는 이를 위한 출산율 제고를 위해 필요조건임을 시사한다. 이를 위해 다양한 졸업 후 노동시장 정착 프로그램의 개발과 효율적인 고용안정정책의 개발 및 운영을 모색하여야 할 것이다.

제3장

배우자의 실직과 여성 노동공급

제1절 머리말

외환위기 이후 안정적 고용관계가 감소하고 일자리의 변동성이 증가하는 등 노동이동이 증가하고 이에 따른 고용불안이 사회적 이슈로 대두되어 왔다. 근로자가 한 해 동안 실업을 경험하는 확률이 외환위기 전인 1996년 4.8%에서 2006년 9.1%로 증가하였으며(이병희, 2007), 또한 실직을 경험한 근로자는 일자리를 다시 이탈할 확률이 높아 고용불안이 지속될 확률이 매우 높다(윤윤규·박성재, 2008). 이에 따라 사회보험의 확대 및 고용지원정책의 활성화가 정책 연구자들의 주요 관심이 되어 왔다. 이러한 사회보험의 설계와 더불어 부정적 경제 충격에 있어서 가구 내 보험의 공급자가 되는 가족 구성원들의 역할을 이해하는 것이 효율적인 사회 정책 수단을 만드는 데 있어서 필요하다.

경제학자들은 가족 구성원들이 상호간 보험의 공급자로 역할을 하여 소득 충격으로부터 소비 평탄화(consumption smoothing)를 이루어 주는 기능을 하는지, 더 나아가 위험 공유를 위한 수단으로 가족의 형성은 어떻게 이루어지는지 관심을 가지고 연구하여 왔다. 또한 남편의 실업상태에 대해 가구의 부가노동자(added worker)로서 배우자의 노동공급이 어떻게 반응하는지에 대해 대공황 이후부터 미국을 중심으로 연구가 꾸준

히 진행되어 왔다. 이는 가족의 보험 기능에 관한 연구의 한 맥락으로 볼 수 있는데, 초기 연구에서는 주로 지역수준의 총량수준 자료를 가지고 남성의 실업률과 기혼여성의 경제활동참가를 살펴보았으나(Mincer, 1968; Bowen & Finegan, 1965; Cain, 1966) 근래에는 미시수준의 자료를 분석하여 가족 내 남편의 실업상태와 여성의 취업상태를 살펴보는 연구로 발전하여 왔다(Malony, 1991; Heckmann & MacCurdy, 1980, 1982; Lundberg, 1985; Cullen & Gruber, 2000; Stephens, 2002).

한편 국내에서는 배우자 및 가족의 보험 기능에 관한 연구가 매우 미미하다. 여성 노동공급에 대한 연구는 지난 10년간 활발히 진행되어 왔으나 대부분 출산 및 육아, 교육수준, 자녀교육비 등이 여성의 경제활동참가와 노동공급에 영향을 주는지에 대해 분석하여 왔다(김현숙·성명재, 2008; 조윤영, 2006; 최형재, 2008; 황수경, 2002). 예외적으로 최근 연구 중 박진희(2009)는 남편의 미취업상태가 여성의 취업확률을 감소시킴을 발견하고 전반적인 노동시장의 상황이 남성뿐만 아니라 여성 배우자의 취업에도 같은 영향을 준다고 결론내리고 있다. 그렇지만 미취업상태가 남편의 실직 등 가구의 소득 충격을 그대로 반영한다고 보기에는 무리가 있으며, 또한 동일 시점의 부부 간 취업상태를 살펴보는 것은 남편의 실직 전후 여성노동공급의 반응을 제대로 측정하는 데 한계가 있다. 이는 여성은 남편이 실직이 발생하는 해뿐만 아니라 실직 전후로 이에 대한 예상과 이로 인한 소득 여파에 대한 판단을 하여 노동공급을 결정할 것이기 때문이다.

본장은 생애주기 모형에 기초하여 여성의 노동공급이 남편 실직의 충격 전후로 어떠한 반응을 보이는지 살펴보도록 한다. 이를 위해 여성의 여가수요함수를 설정하고 노동패널로부터 추출한 유배우 기혼여성의 가구데이터를 사용하여 이를 추정한다. 추가적으로, 여성 노동공급의 변화가 가구보험으로서의 역할을 하는지 논의하기 위해 남편의 실직 후 여성 근로소득 변화가 남편의 근로소득 감소를 얼마나 대체하는지에 대해 살펴본다. 특히, 본장에서는 여가수요함수를 학력별로 구분하여 추정함으로써 여성의 숙련수준에 따라 보험 제공자로서의 기능이 달라지는지에 대해 고찰해 본다.

본장의 분석 결과, 고학력 여성의 경우 남편의 실직 전후에 노동공급이 유의하게 증가하는 반면, 저학력 여성의 노동공급은 남편의 실직 후 오히려 감소하며, 특히 실직 연도의 노동시간 감소가 두드러졌다. 또한 여성의 근로소득 변화 역시 노동공급의 변화와 비슷한 양상을 보인다. 고학력 여성의 근로소득 증가는 남편의 실직 후 근로소득 감소를 상당 부분 대체하는 반면, 저학력 여성의 근로소득은 남편의 근로소득과 함께 감소하는 양상을 보인다. 이는 고학력 여성의 경우에는 노동공급의 증가가 남편의 실직 등 가구의 소득 충격을 상당부분 흡수하는 데 반해, 저학력 여성은 접해있는 노동시장이 경제 상황에 취약하여 부정적 경제 충격에 제대로 반응하지 못함을 시사한다.

제2절 여가수요모형

본장에서는 노동공급 결정을 이해하기 위하여 불확실성 하의 동적 여가수요(혹은 노동공급)모형을 상정한다.¹³⁾ 가구는 효용을 극대화하기 위해 소비 및 부부의 여가(혹은 비시장시간)와 노동시간을 결정하며, 현재에는 미래의 임금 흐름을 확실히 알 수 없다고 가정한다. 단순화를 위해 소비재의 가격은 1로 정규화하고 각기의 효용함수가 분리 가능하다고 가정하면 t 기의 가구 효용극대화 문제를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\max E_t \left\{ \sum_{s=t}^T \beta^{s-t} U(C_s, L_{m_s}, L_{f_s}) \right\}$$

s.t.

13) 본장의 모형은 Heckmann and MacCurdy(1980), MaCurdy(1985), Stephens (2002) 등에서 사용한 생애주기 노동공급 모형을 바탕으로 하고 있다. 본장에 서와 같이 가구를 하나의 의사결정 단위로 취급하는 단일(unitary) 가구효용함수 가정은 가구 내 구성원간 협상 및 소득분배를 적절히 반영할 수 없다는 단점을 가진다(Blundell & Macurdy, 1999). 이에 대한 한계점을 개선하여 실증모형을 추정하는 것은 향후 과제로 남겨둔다.

$$A_{t+1} = (1+r)[A_t + W_{m_t}(\bar{L} - L_{m_t}) + W_{f_t}(\bar{L} - L_{f_t}) - C_t]$$

여기서 β 는 가구의 주관적 시간 할인인자, A_t 는 현재의 자산을 나타내며, C_t 는 소비, L_{m_t} 및 L_{f_t} 는 각각 남편과 아내의 여가시간, \bar{L} 은 각 개인에게 주어진 시간의 최대치이다. 마지막으로, 유증 동기(bequest motive)가 없다고 가정하면, 모형의 말기 조건은 $A_{T+1} = 0$ 이 된다. 위의 목적함수를 동적 프로그램을 표현하는 데 자주 쓰이는 Bellman Equation으로 나타내 보면 다음과 같다.

$$V(A_t) = \max[U(C_t, L_{m_t}, L_{f_t}) + \beta E_t V(A_{t+1})]$$

여기서 $V(A_t)$ 는 t 시점에서 주어진 자산 수준에서 최적화된 효용수준을 나타낸다. 본 모형의 일계조건을 나타내 보면 다음과 같다.

$$U_C(C_t, L_{m_t}, L_{f_t}) = \lambda_t \quad (1)$$

$$U_{L_m}(C_t, L_{m_t}, L_{f_t}) \geq \lambda_t W_{m_t} \quad (2)$$

$$U_{L_f}(C_t, L_{m_t}, L_{f_t}) \geq \lambda_t W_{f_t} \quad (3)$$

$$\lambda_t = \beta(1+r)E_t(\lambda_{t+1}) \quad (4)$$

위의 일계조건은 λ 에 관한 오일러 방정식 (4) 이외에는 정적인 최적화 문제(static problem)에서 도출되는 일계조건과 동일하다. 여기서 λ_t 는 t 시점에서 부(富)의 한계효용($\partial V_t / \partial A_t$)을 의미하며 시점 간 소비와 부부의 여가 배분을 결정하는 데 매우 중요한 역할을 한다. λ 에 관한 식 (4)는 부(富)에 대한 현재의 한계효용이 현재가치로 환산된 다음 기 부(富)의 한계효용과 같아지도록 가구의 소비 및 기간 간 자원배분이 이루어진다는 것을 의미한다. 여성의 여가, 혹은 비시장 시간 L_{f_t} 은 위의 최적화 조건에 따라 다음과 같이 표현된다.

$$L_{f_t} = L_f(\lambda_t, W_{m_t}, W_{f_t}) \leq \bar{L}$$

즉 매 시점에서의 여가 및 노동시간의 결정은 자신 및 배우자가 직면하는 현재의 임금수준 및 λ_t 에 의해 결정된다. 여기서 λ_t 는 다른 기로부터 현재의 의사결정에 영향을 주는 모든 정보가 반영되어 있다. 즉 미래의 자산 및 임금 등 경제 환경에 대한 예측을 포함하며, 실직, 복권 당첨 등 현재 발생한 경제적 충격도 부(富)의 한계효용을 나타내는 변수인 λ_t 의 변화로 반영된다.

남편의 실직으로 인한 경제적 충격은 현재 남편의 노동소득의 변화로 인한 교차임금효과(cross wage effect) 및 예측된 미래 부(富)의 감소를 통해 여성 노동공급에 영향을 미친다. 교차임금효과는 위 식에서 W_{m_t} 의 변화로 표현된다. 실직 혹은 실직 예상으로 인한 기대 소득흐름의 감소는 λ_t 의 변화로 나타나며 이는 여성의 노동공급을 증가시키는 방향으로 작동한다.

실증분석을 위한 모형을 도출하기 위해 t 기의 효용함수를 다음과 같이 가정한다.

$$U_t = G(C_t) + \Gamma_{m_t}(L_{m_t})^\sigma + \Gamma_{f_t}(L_{f_t})^\rho$$

여기서 $G(\cdot)$ 는 단조증가 오목함수이며 위 식에서 보는 바와 같이 모형의 단순화를 위해 기간 내 및 기간 간 부부의 여가 효용은 분리가능(separable)하다고 가정한다. 또한 Γ 는 여가 및 노동공급에 대한 선호를 나타내는 요소이며 개인 및 가구 특성의 함수이다. 여기서 $\Gamma_{f_t} = \exp\{X_{f_t}\psi_f^* + \nu_{f_t}^*\}$ 이며, X_{f_t} 는 관찰된 특성, ν_{f_t} 는 관측되지 않는 특성을 나타낸다. 여성의 여가수요함수를 도출하기 위해 목적함수의 일계조건에 로그를 취해서 정리하면 다음의 식을 얻는다.

$$\ln L_{f_t} = \Phi_{f_t} - \delta_f \ln W_{f_t} + X_{f_t}\psi_f + \nu_{f_t} \quad (5)$$

여기서 $\delta_f \equiv 1/(1-\rho)$, $\Phi_{f_t} \equiv \delta_f(\ln \rho - \ln \lambda_t)$, $\psi_f \equiv \delta_f \psi_f^*$, $\nu \equiv \delta_f \nu_{f_t}^*$ 로 정의한다. 식 (5)에는 아직 추정할 수 없는 변수 $\ln \lambda_t$ 가 포함되어 있으므로 계량분석을 하기 위해서는 이를 적절히 정리해 줄 필요가 있다. 이를 전기에서의 예측치와 예측 오차의 형태로 분리해서 표현하면,

$\ln \lambda_t = E_{t-1} \{ \ln \lambda_t \} + \epsilon_t^*$ 와 같고, 이때 ϵ_t^* 는 예측 오차를 의미한다. 이 식에 지수함수를 취하고 정리한 후 식 (4)를 대입하고 다시 로그를 취하면 다음 관계식을 얻는다.

$$\ln \lambda_t = b_t^* + \ln \lambda_{t-1} + \epsilon_t^* \quad (6)$$

여기서 $b_t^* \equiv \ln [1/\beta(1+r)] - \ln (E_{t-1} \{ \exp[\epsilon_t^*] \})$ 이며, 식 (6)을 반복 대입하여 정리하면 다음의 식을 얻는다.

$$\ln \lambda_t = \ln \lambda_0 + \sum_{j=1}^t b_j^* + \sum_{j=1}^t \epsilon_j^*$$

정리한 $\ln \lambda_t$ 식은 드리프트가 있는 랜덤워크 확률과정(random walk with drift)이며, 합리적 기대를 하는 가구가 매 시점마다 새로운 정보를 업데이트함으로써 부의 한계효용을 수정하는 과정을 반영한다. 즉 앞에서 간략히 서술한 바와 같이 각 시점에서 발생하고 인지하는 정보는 위의 $\ln \lambda_t$ 과정에 포함되어 있다. 이를 토대로 실직의 예상 및 발생 또는 이의 지속 가능성에 대한 예측을 반영한 t 시점에서의 여가수요 추정식을 설정하면 다음과 같다.

$$\ln L_f = \Phi_{f_{i0}} + b_t + \sum_{k=t-l}^{t+u} \alpha_k Disp^k - \delta_f \ln W_f + X_f \psi_f + u_f \quad (7)$$

여기서 $\Phi_{f_{i0}} \equiv \delta_f (\ln \rho - \ln \lambda_{i0})$ 는 보이지 않는 가구 특성을 나타내며, $b_t = \delta_f \sum_{j=1}^t b_j^* + \delta_f \sum_{j=1}^{t-1} \epsilon_j^*$ 는 시점 특성을 반영한다. 남편의 실직에 관련된 효과는 $\sum_{k=t-l}^{t+u} \alpha_k Disp^k$ 에 나타나 있으며 이는 가구가 실직 전후에 ($t-l$ 부터 $t+u$ 까지) 습득하게 되는 실직 예측 및 실직으로 인한 경제적 충격을 반영한다.¹⁴⁾

위의 여가수요 추정식에서 보이지 않는 가구 특성을 나타내는 항 $\Phi_{f_{i0}}$

14) 실직 전후 시점을 나타내는 더미변수는 Stephens(2002)에 기초한 것이다.

에는 초기 부의 한계효용을 나타내는 $\ln \lambda_{i0}$ 을 포함하고 있다. 이는 가구가 가지고 있는 초기 자산, 미래소득 흐름 등의 함수이므로 추정식에 포함되어 있는 설명변수와 독립적일 수 없다. 따라서 식 (7)을 추정하기 위해서 보이지 않는 가구의 특성을 통제하는 계량 방법을 이용하여야 불편 추정치(unbiased estimator)를 얻을 수 있다. 그러나 패널모형에서 자주 쓰이는 선형고정효과 모형(linear fixed effect)은 여가수요 시간 혹은 노동공급 시간의 범위가 제한된 본 모형에 적용하기 어렵다. 따라서 본장에서는 Honoré(1992)의 고정효과 토빗 모형(pairwise trimmed least squares tobit estimator with fixed effects)을 이용한다. 고정효과와 토빗 모형의 기본 아이디어는 일게 차분된 잠재 오차항의 분포가 선형 고정효과와 모형에서 일게 차분된 오차항의 경우처럼 평균이 0인 대칭적인 iid 분포를 갖도록 다듬질하여 주는 것이다.¹⁵⁾

제3절 데이터 분석

1. 표본 선택 및 기술통계

계량분석을 위한 표본은 한국노동패널(Korea Labor Income and Panel Study)에서 추출하였다. 노동패널은 1998년 한국의 도시가구를 대표하는 5,000가구를 대상으로 시작하여 현재까지 매년 조사가 이루어지고 있으며 본장의 분석에서는 1차년도부터 10차년도까지의 자료를 사용한다. 분석에 사용된 표본은 다음의 기준들에 의해서 선택되었다. 첫째, 본장에서는 기혼여성의 노동공급을 분석하므로 분가한 가구를 포함한 전체 7,275가구 중 5,174쌍의 부부가구를 선택하였다. 둘째, 고령자 부부의 동반 은퇴결정 문제는 본 분석의 초점이 아니므로 불필요한 복잡성을 피하기 위해 여성 연령이 만 60세를 넘는 883개의 경우를 표본에서 제외하였다. 셋

15) 고정효과와 토빗 모형에 대한 자세한 설명은 Honoré(1992), Arellano and Honoré (2001) 참조.

제, 부부의 노동공급이나 임금 정보가 불명확한 297개 케이스를 표본에서 제외하였다. 마지막으로, 남은 가구 중 적어도 2년 이상 조사에 참가한 가구를 표본에 포함시켰다. 따라서 최종적으로 분석에 사용된 표본은 3,980쌍의 부부이고 각 가구는 평균적으로 6.3년 동안 조사에 포함되었으며 총 24,991개의 관측치들로 표본이 구성되었다.

본 분석에서는 실직의 범위를 정하기 위하여 직장을 그만둔 경우에 노동패널에서 묻는 퇴직 사유에 관한 질문을 이용한다. 퇴직의 구체적인 사유 중 임금근로자의 경우에는 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’, ‘정리해고’, 혹은 ‘권고사직’으로 인해 직장을 그만둔 경우를 실직에 포함시키고, 비임금근로자의 경우에는 ‘파산, 도산으로 인하여’ 일자리를 그만둔 경우를 실직에 포함시켰다.

분석에 사용된 3,980개의 표본 가구 중에서 5.7%인 228가구가 표본기간 동안 남편의 실직을 경험하였고 회귀분석에 사용된 변수의 기술통계량을 살펴보면 다음 <표 3-1>과 같다. 교육수준의 경우 실직을 경험하는 부부가 그렇지 않은 부부보다 약간 낮다. 이를 좀더 자세히 살펴보면 두 집단 간 교육수준의 차이가 전문대 이상 비율이 남편의 경우 0.38 대 0.29, 여성의 경우 0.26 대 0.19로 학력의 차이는 주로 고등교육 습득 비율의 차이에 의한 것임을 알 수 있다.

노동시장 경력연수는 남편의 경우 실직경험 가구가 그렇지 않은 경우보다 짧고(17.8년 대 18.1년) 여성의 경력연수는 길다(8.19년 대 7.62년). 또한 월평균 근로소득의 경우도 남편 소득이 실직 경험가구가 그렇지 않은 가구에 비해 상대적으로 적으며 여성의 근로소득은 크다. 두 그룹 간 남편의 경력 및 근로소득의 차이는 실직의 영향을 반영하며, 비록 현 단계에서 인과관계를 논의할 수는 없지만 실직 경험가구 여성의 높은 경력수준과 노동소득은 남편의 실직 및 고용불안정에 의한 여성의 노동시장 참여 증가를 반영한다고 볼 수 있다. 부가적으로 남편의 직업 및 산업 분포를 보면 실직 경험가구의 경우 기능원, 장치·조작종사원, 단순노무, 광공업의 비중이 높고, 전문가 및 사무직의 비중이 낮다. 이는 실직을 경험하는 남성이 상대적으로 직장의 안정성이 상대적으로 낮은 직군에 속해 있음을 보여준다.

〈표 3-1〉 표본의 기술통계

Variable	실직 무경험(N=22,667)		실직 경험(N=2,324)	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
연령				
남편	44.47	10.09	44.38	9.48
여성	41.09	9.33	41.11	8.99
교육수준				
남편의 교육연수	12.51	3.38	12.04	2.96
고졸 미만	0.23		0.24	
고졸	0.39		0.47	
전문대 이상	0.38		0.29	
여성의 교육연수	11.39	3.29	11.18	3.17
고졸 미만	0.32		0.31	
고졸	0.42		0.50	
전문대 이상	0.26		0.19	
노동시장 경력				
남편	18.14	9.99	17.80	9.47
여성	7.62	6.88	8.19	6.68
월평균 근로소득(만원)*				
남편	185.45	214.60	150.81	181.81
여성	46.82	88.61	47.39	76.25
남편의 직종				
관리자/전문가	0.12		0.07	
기술공 및 준전문가	0.16		0.14	
사무직	0.12		0.08	
서비스직	0.04		0.02	
판매직	0.07		0.07	
농어업	0.03		0.01	
기능원	0.21		0.26	
장치·조작 종사자	0.17		0.24	
단순노무, 기타	0.09		0.11	
남편의 산업				
농림어업	0.03		0.02	
광공업	0.25		0.35	
전기가스수도업	0.16		0.19	
유통서비스업	0.23		0.23	
생산자서비스업	0.13		0.10	
사회서비스업	0.13		0.04	
개인서비스업	0.07		0.07	
자녀 수	1.08	0.95	1.17	0.96
가구 수	3,752		228	

주: * 2000년 물가 기준.

2. 실직 전후의 노동공급 변화

<표 3-2>는 남편의 실직을 경험한 기혼여성의 실직 전후 취업률 및 주당 노동공급 시간의 변화를 나타낸 것이다. 표에서 나타나는 바와 같이 표본 전체를 바탕으로 살펴본 결과로는 여성 노동공급의 변화가 일관성 있게 관찰되지는 않는다. 여성의 취업률은 남편의 실직 3년 전에 비해 실직 후 증가하는 것으로 나타나지만, 주당 노동공급 시간의 경우는 오히려 실직 연도에 감소하고 실직 후에는 전과 비교해 뚜렷한 차이를 보이지 않는다.

여성의 노동공급 변화는 학력별로 구분해 볼 때 뚜렷하게 다른 양상을 보인다. 우선 실직 전의 취업률과 노동시간을 살펴보면, 고졸 미만의 저학력 여성의 경우 실직 전 취업률이 48.5%이고 고졸 여성은 38.1%, 전문대 이상의 고학력 여성의 취업률은 36.8%로, 기혼여성의 경우 학력이 낮을수록 경제활동참가율이 높음을 보여준다. 또한 주당 노동시간을 살펴보면 고졸 미만은 주당 28.3시간인 데 반해 고졸은 21.2시간, 전문대졸 이상은 16.5 시간으로 취업률과 같은 패턴을 보여준다. 이는 높은 교육수준이 취업 기회와 시장의 기대임금을 증가시켜서 경제활동을 늘린다는 일반적 기대와는 상반된 것이다. 그러나 다른 한편으로는 교육수준이 높은 여성이 상대적으로 소득수준 및 능력을 가진 남성을 배우자로 가질 것이기 때문에 소득효과에 의한 경제활동참가 감소효과가 있을 수 있다. 또한 위의 결과는 고학력 여성이 결혼 및 출산 후 교육수준에 맞는 경력을 유지할 수 있는 기회가 부족한 상황을 반영한다고 볼 수 있다. 이 경우 고학력 여성의 의중임금과 시장에서 받을 수 있는 임금과의 괴리가 발생할 것이기 때문이다.

실직 후의 취업률 및 노동시간 변화 역시 학력수준에 따라 매우 다른 양상을 보인다. 고졸 미만의 저학력 여성 집단의 경우 남편이 실직한 해에 취업률 감소가 뚜렷이 나타나고 그 후로 점차 취업률을 회복하다가 4년 이후에는 다시 감소한다. 그러나 전문대 이상의 학력을 가진 여성은 실직을 경험한 해부터 노동공급이 점차 늘어나는 양상을 뚜렷하게 보여준다. 고졸 여성의 경우에는 실직 직전과 1년 후 취업률 및 노동공급이 증

〈표 3-2〉 배우자 실직 전후 여성 취업률 및 주당 노동공급 시간

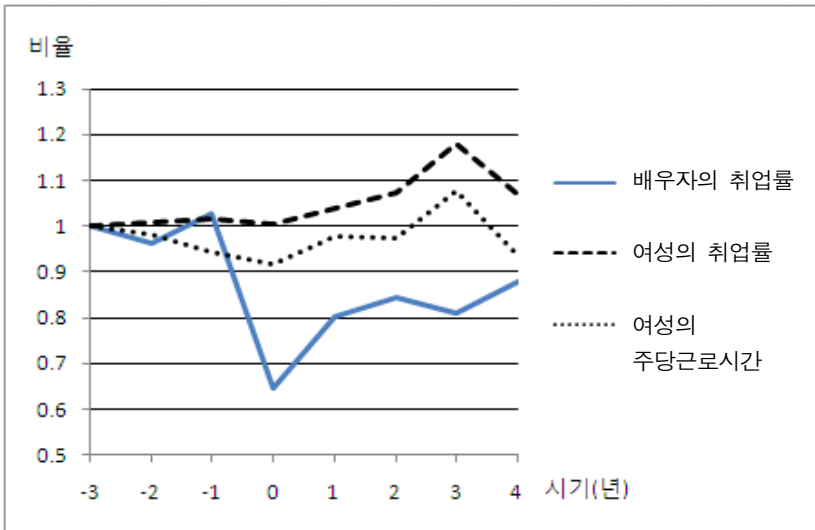
시기 (년)	취업률				주당 노동공급 시간			
	전체	고졸 미만	고졸	전문대 졸 이상	전체	고졸 미만	고졸	전문대 졸 이상
-3	0.413	0.485	0.381	0.368	22.7	28.3	21.2	16.5
-2	0.417	0.587	0.359	0.304	22.3	32.5	19.2	14.3
-1	0.419	0.422	0.438	0.371	21.4	23.9	21.5	16.9
0	0.415	0.392	0.405	0.483	20.8	21.9	20.5	20.0
1	0.429	0.436	0.420	0.439	22.1	22.7	22.7	20.2
2	0.443	0.466	0.443	0.408	22.1	22.4	22.8	19.6
3	0.487	0.492	0.470	0.528	24.4	26.9	23.2	23.7
4+	0.441	0.383	0.434	0.580	21.2	18.7	20.7	27.6

자료: 한국노동패널 1~10차년도 표본.

가하는 패턴을 보이는 데 고학력 여성보다 그 증가 정도가 작다. 그 결과, 4년 이후의 취업률 및 노동공급은 고학력 집단이 가장 높고, 저학력 집단이 가장 낮아 실직 3년 전 패턴과는 정반대의 양상을 보여준다.

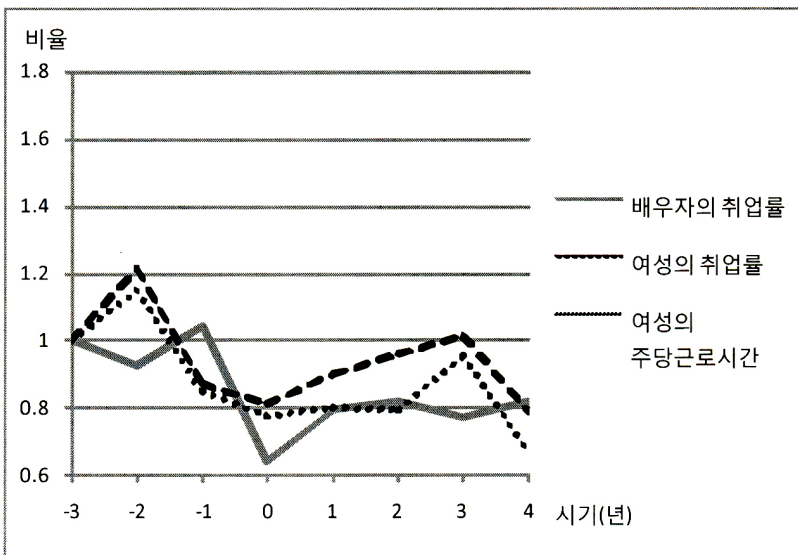
[그림 3-1]은 남편의 실직 전후 부부의 취업률 및 여성의 주당 노동공급 시간의 상대적 변화를 실직 3년 전을 기준으로 하여 그래프로 나타낸 것이다. 앞의 표에서 본 학력별 여성 노동공급의 변화 양상은 그림에서 다시 확인할 수 있고, 예상한 대로 실직하는 해의 남성 취업률은 적어도 30% 이상 감소하는 것으로 나타난다. 또한 남편의 취업률은 그 다음해부터 증가하지만 4년 후에도 예전 수준을 완전히 회복하지는 못한다. 특이한 점은 남편의 취업률이 급감하는 실직 발생 연도의 여성 고용은 고학력 여성의 경우를 제외하고는 인접 해에 비해 감소한다는 것이다. 저학력 여성의 경우는 남편의 실직 직전 해부터 고용이 감소하여 실직 연도에 취업률이 최저를 기록하고, 고졸 여성의 경우에도 비록 3년 전에 비해 높은 수준이긴 하지만 인접 해에 비해 고용이 감소하는 양상을 보인다. 반면, 전문대졸 이상의 여성은 남성이 실직하는 해에 취업률의 증가를 보이고 다시 약간 감소하다가 장기적으로 증가하는 양상을 보인다. 위의 결과는 부부의 노동공급이 학력수준별로 근본적으로 큰 차이가 있음을 보여주며 고학력 집단을 제외하고는 남편의 취업상태와 여성의 취업상태가 단기적으로는 약하게나마 같은 방향으로 움직인다는 것을 보여준다.

(그림 3-1) 남편의 실직 전후 상대적 노동공급의 변화
<전체>



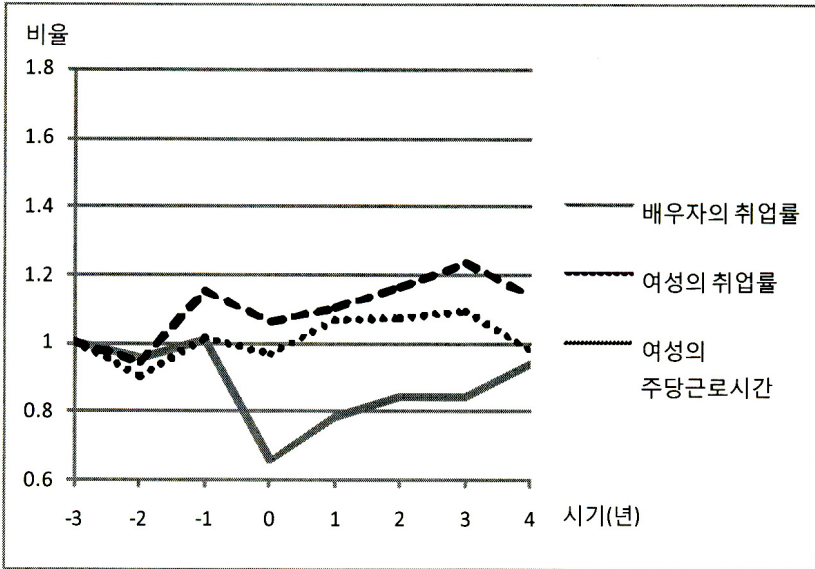
자료: 한국노동패널 1~10차년도 표본.

<고졸 미만>



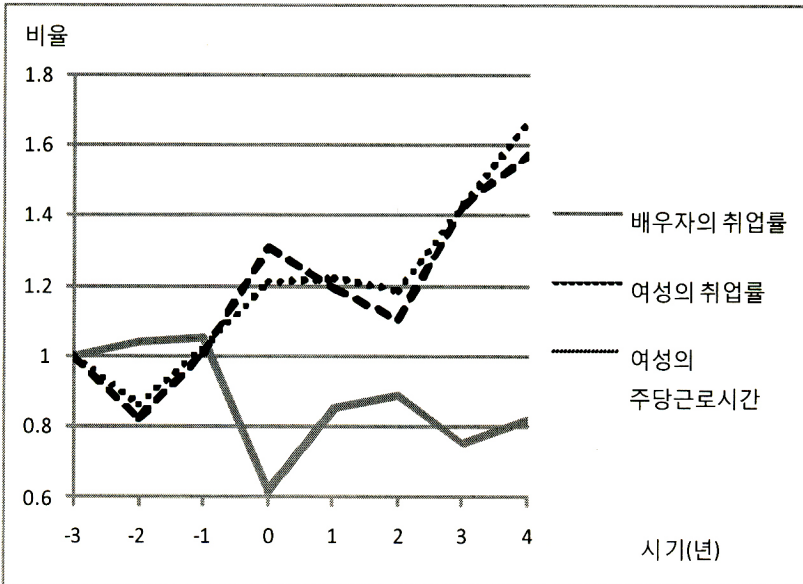
자료: 한국노동패널 1~10차년도 표본.

<고졸>



자료: 한국노동패널 1~10차년도 표본.

<전문대졸 이상>



자료: 한국노동패널 1~10차년도 표본.

제4절 실증분석 결과

1. 여가수요함수의 추정 결과

<표 3-3>은 제3장에서 논의한 여성의 여가수요함수를 고정효과를 감안한 토빗 모형을 이용하여 추정한 결과이다. 첫 번째 열은 표본 전체를 대상으로 추정한 결과이고, 나머지 열은 고졸 미만, 고졸, 전문대졸 이상으로 학력 집단을 구분하여 따로 추정한 결과를 보여준다.

우선 본절의 관심 대상인 실직관련 변수에 대한 계수 추정치를 살펴보고 하자. 표본 전체를 대상으로 한 추정 결과는 남편의 실직이 여성의 노동공급을 소폭 증가시키지만 그 정도는 실직 전후 어느 시점에서든 미미한 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 남편이 실직하는 해에 노동공급이 감소하는 것으로 추정되나 이는 통계적으로 유의한 수준은 아니다.

표본 전체를 대상으로 추정한 결과와는 달리, 학력별로 구분하여 추정할 경우에는 남편의 실직 효과가 학력 집단별로 뚜렷하게 다른 양상을 보여준다. 고졸 미만의 학력을 가진 저학력 여성의 경우, 남편의 실직 후 노동공급이 감소하는 것으로 나타났으며 실직 후 3년차를 제외하고는 노동공급의 감소가 통계적으로 적어도 10% 수준에서 유의하다. 반면 전문대졸 이상의 고학력 집단의 경우에는 남편의 실직 후 노동공급이 증가하는 것으로 나타났으며 노동공급의 증가 효과는 실직 후 모든 시점에서 통계적으로 최소한 10% 수준에서 유의하다. 고졸 집단의 경우에는 남편의 실직 전후에 노동공급이 증가하는 것으로 추정되지만 고학력 집단에 비해 그 정도가 작고 통계적으로 유의하지 않다.

[그림 3-2]에서는 모형의 결과를 보다 용이하게 해석하기 위하여 <표 3-3>의 추정 결과를 이용해 남편의 실직 전후 주당 여성 노동공급 시간의 증감분을 그래프로 나타냈다. 그림에서 보듯이 표본 전체를 대상으로 추정한 경우, 남편의 실직 전후 여성의 노동공급은 대체적으로 소폭 증가

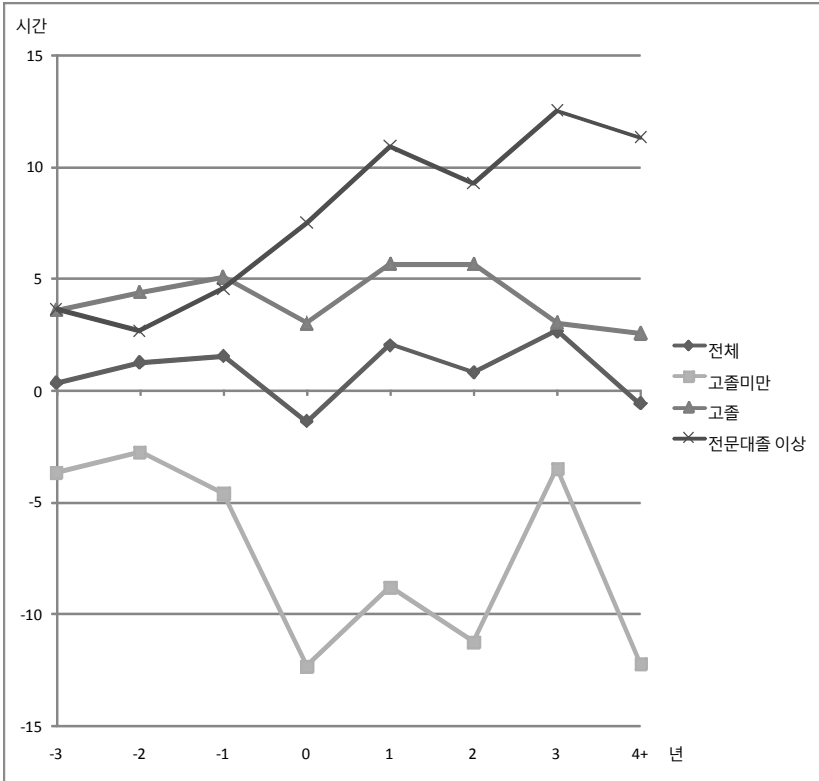
〈표 3-3〉 여성의 여가수요함수에 대한 패널 토빗모형 추정 결과

	전체	고졸 미만	고졸	전문대졸 이상
경력 (년)	-0.0392 [0.0039]**	-0.0574 [0.0074]**	-0.0378 [0.0068]**	-0.0203 [0.0071]**
경력 ² /100	0.0791 [0.0094]**	0.0689 [0.0156]**	0.0848 [0.0207]**	0.0729 [0.0146]**
자녀 수				
3세 이하	0.0792 [0.0095]**	0.2229 [0.0513]**	0.0807 [0.0179]**	0.0494 [0.0119]**
4~7세	0.0263 [0.009]**	0.0792 [0.0318]*	0.0071 [0.0157]	0.0265 [0.0129]*
8~12세	-0.0147 [0.0083]+	0.0318 [0.0232]	-0.0410 [0.0135]**	0.0106 [0.0156]
13~18세	-0.0345 [0.0065]**	-0.0057 [0.0122]	-0.0616 [0.0107]**	0.0059 [0.0158]
실직				
3년 전	-0.0037 [0.0312]	0.0449 [0.053]	-0.0365 [0.0436]	-0.0417 [0.050]
2년 전	-0.0138 [0.0322]	0.0337 [0.0611]	-0.0443 [0.0412]	-0.0306 [0.064]
1년 전	-0.0169 [0.0284]	0.0564 [0.0613]	-0.0511 [0.0352]	-0.0519 [0.0497]
실직 해	0.0155 [0.0300]	0.1507 [0.0552]**	-0.0304 [0.0403]	-0.0854 [0.0481]+
1년 후	-0.0225 [0.0302]	0.1075 [0.0618]+	-0.0571 [0.0394]	-0.1242 [0.0536]*
2년 후	-0.0090 [0.0311]	0.1376 [0.0632]*	-0.0569 [0.042]	-0.1056 [0.0586]+
3년 후	-0.0294 [0.0334]	0.0426 [0.0756]	-0.0308 [0.0427]	-0.1424 [0.059]*
4년 후+	0.0065 [0.0374]	0.1495 [0.0851]+	-0.0259 [0.0479]	-0.1289 [0.0558]*
관측치 수	24,991	8,033	10,709	6,247
가구 수	3,980	1,230	1,652	1,097

주: 괄호 안은 표준오차임. + 1-0%, 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함 ** 1% 수준에서 유의함. 모형에는 연도를 나타내는 더미변수가 포함되어 있음.

하지만 실직 해에는 노동공급 시간이 1.4시간 정도 감소한다. 이는 실직에 대한 예상 및 소득 감소의 여파로 실직 전후 여성 노동공급이 증가하지만, 실직 당해에는 부정적인 노동시장 여건 등으로 인해 노동공급이 감소하는 경향이 있음을 시사한다. 전체적으로, 실직 3년 전부터 실직 후 평균 노동시장 증가는 0.83시간이고 실직 후 기간만을 감안하였을 때의 평균적인 노동시간 증가분은 1.02시간이다. 즉 표본의 평균 주당 노동시간이 19.4시간임을 감안할 때 위의 수치는 남편의 실직으로 인해 노동공급 시간

(그림 3-2) 남편 실직과 주당 여성의 노동시간 증감분



이 실직 전후 기간 동안 평균 4.3% 혹은 실직 후 평균 5.3% 정도 증가함을 의미한다.

학력별로 분리하여 추정한 결과를 살펴보면, 앞서 논의한 바와 같이 고졸 미만 저학력 여성의 경우, 남편의 실직 전후 모든 기간에 걸쳐 노동공급 감소가 현격하게 나타난다. 특히 실직 해 노동공급 시간이 12.3시간 줄어들어 이 집단 평균 주당 노동시간인 23.6시간의 절반 이상 감소를 보인다. 또한, 실직 전후 평균 노동시간 감소는 7.39시간, 실직 후 노동시간 감소는 평균적으로 9.6시간으로, 이는 각각 평균 주당 노동시간의 31.3%와 40.7%에 이른다. 반면, 전문대졸 이상의 고학력 집단은 남편의 실직 전후 노동공급의 증가가 뚜렷이 나타난다. 또한, 다른 집단과는 달리 실직 전년도 시점과 비교해서 남편의 실직 당해 연도의 노동공급 시간 감소가 일

어나지 않는다. 주당 노동공급 시간의 증가는 이 집단의 경우, 실직 전후 평균 7.8시간, 실직 후 10.3시간으로 평균 주당 노동시간이 18시간임을 감안하면 각각 43.3% 및 57.2%의 노동공급 증가가 발생한다고 해석할 수 있다. 한편, 고졸 집단의 경우 남편의 실직 전후 노동공급의 증가가 발생하지만 실직 전후 기간과 실직 후 노동공급 증가 정도가 평균 4시간으로 (평균 노동공급 시간의 23.5%) 고학력 집단보다는 작고 남편의 실직 당해 연도의 노동공급은 직전 해에 비해 2시간 정도 감소한다.

학력별로 살펴본 여성 노동공급 변화에 대한 추정 결과는 남편의 실직 등 가구경제의 부정적인 충격을 흡수하는 능력 및 역할이 학력수준에 따라 매우 큰 격차가 있음을 보여준다. 고학력 집단은 남편의 실직에 대해 노동공급을 증가시켜 가구소득을 평탄화하는 역할을 하는 반면, 저학력 여성은 부정적인 경제적 충격을 흡수하는 역할을 하지 못하고 오히려 남편의 노동공급 감소에 따라 노동시간이 감소하는 양상을 보인다. 이는 저학력으로 대변되는 저소득 가구의 경우 여성의 노동공급이 남편의 실직으로 인한 소득 충격을 제대로 흡수하는 역할을 하지 못하여 부정적인 경제 상황에 매우 취약한 상황을 반영한다고 볼 수 있다.

다음 논의로 넘어가기 전에 여가수요 추정식에 포함된 개인적 특성의 영향을 간단히 살펴보자. <표 3-3>의 계수 추정치에 따르면 여성의 노동시장 경력은 모든 학력 집단에 걸쳐 노동공급을 증가시킨다. 이는 선행연구들의 결과와 일치하는 것으로 노동시장을 통한 숙련 형성 및 인적자본형성이 여성의 노동공급에 긍정적인 영향을 준다고 볼 수 있다. 연령별로 구분한 자녀 수의 영향을 살펴보면 3세 이하의 영유아는 모든 학력수준에서 여성 노동공급을 감소시킴을 알 수 있다. 또한 8세 이하의 미취학 자녀도 영유아보다는 그 크기가 작지만 여성의 노동공급을 감소시키는 효과가 있다. 이는 취학연령 이하의 자녀에 대한 육아 부담이 여성의 노동참여 및 노동공급을 제약하는 현상을 반영한다. 반면 흥미롭게도 취학연령 이상, 특히 13세 이상의 중학연령 이상 자녀는 오히려 여성의 노동공급 증가와 관련 있는 것으로 나타나며, 표본의 다수 집단인 고졸 여성에서 이 효과가 두드러진다. 자녀 수 변수의 기본 범주가 무자녀임을 감안할 때, 추정된 취학자녀에 대한 계수치는 사교육비 등 자녀교육 부담이

기혼여성의 노동시장 참여 및 노동공급을 증가시키는 현상을 반영하는 것으로 보인다.

2. 실직 전후 근로소득의 변화

지금까지 남편의 실직에 대한 여성의 여가수요(혹은 여성 노동공급) 변화를 살펴보았다. 여기서는 남편의 실직 전후 여성의 근로소득이 가구의 부정적 소득 충격에 대해 어떻게 반응하고 남편의 소득 감소를 얼마나 대체하는지에 대해 간단히 살펴보도록 한다.

<표 3-4>는 남편의 실직 후 근로소득의 변화를 추정하여 나타낸 것이다. 남편과 여성의 월 근로소득 변화 추정치는 선형 고정효과 모형(linear fixed effect model)을 이용한 로그 근로소득 방정식을 추정한 후, 계수 추정치와 각 집단의 월평균 근로소득을 이용하여 계산한 것이다.¹⁶⁾ 근로소

<표 3-4> 남편의 실직 후 근로소득의 변화

(단위: 만원, %)

	전체		고졸 미만		고졸		전문대졸 이상	
	남편	여성	남편	여성	남편	여성	남편	여성
0년	-163.9	6.7 [-4.1]	-95.9	-22.6 [23.6]	-177.4	18.1 [-10.2]	-237.5	114.6 [-48.2]
1년	-127.2	21.8 [-17.2]	-69.8	-15.1 [21.6]	-151.3	28.1 [-18.6]	-172.2	123.6 [-71.8]
2년	-105.2	12.9 [-12.3]	-53.1	-11.7 [22.0]	-129.2	16.4 [-12.7]	-156.7	71.0 [-45.3]
3년	-131.2	26.3 [-20.1]	-64.3	-5.7 [8.9]	-142.8	18.0 [-12.6]	-221.9	193.9 [-87.4]
4년	-117.0	14.1 [-12.1]	-69.9	-19.6 [28.1]	-114.0	21.5 [-18.9]	-212.6	150.6 [-70.8]
평균	-128.9	16.4 [-12.7]	-70.6	-14.9 [21.2]	-142.9	20.4 [-14.3]	-200.2	130.7 [-65.3]

주: 선형 고정효과 모형을 이용한 근로소득 방정식의 계수 추정치와 월평균 근로소득을 이용하여 추정한 금액임. 로그 근로소득 방정식에는 실직 전후 시점을 나타내는 더미변수 외에 경력, 경력제곱, 자녀 수, 연도더미가 포함. 괄호 안은 남편의 근로소득 변화 대비 여성의 근로소득 변화(%)임.

16) 선형 고정효과 모형의 계수추정 결과에 대해서는 <부표 2~3> 참조.

득 방정식에는 실직 전후 시점을 나타내는 더미변수 외에 경력 및 경력 제공, 자녀 수, 연도더미를 포함하였다. 표를 살펴보면 예상대로 남편의 근로소득은 실직 후 감소하는 것으로 나타나는데, 모든 학력 집단에서 실직 당해 연도에 근로소득 감소가 가장 크다.

남편의 실직 후 여성의 근로소득 변화는 앞 절에서 살펴본 노동공급 변화와 마찬가지로 학력수준별로 큰 차이를 보인다. 고졸 미만의 저학력 여성의 근로소득은 남편의 실직 후 동반 감소하며 감소폭도 실직한 연도에 가장 큰 양상을 보인다. 이는 저학력으로 반영되는 저소득가구의 여성의 근로소득이 가구소득 충격을 완화시키기보다는 부정적 노동시장 상황에 취약한 상황임을 보여준다고 하겠다. 한편 고학력 여성의 근로소득은 실직 후 남편 소득의 감소를 상당 부분 대체함을 알 수 있다. <표 3-4>의 마지막 열을 살펴보면 고학력 여성 근로소득 증가가 실직 후 남편 소득 감소를 평균 65.3% 대체하여 남편 실직에 의한 가구소득의 충격을 상당부분 흡수하여 주는 것을 알 수 있다.

제5절 맺음말

본장에서는 배우자 실직으로 인한 여성 노동공급의 변화를 노동패널 데이터를 이용하여 추정하고, 이에 따른 근로소득의 변화를 살펴봄으로써 소득 충격에 대한 가족 보험(family insurance)으로서 여성 노동공급의 역할을 조망해 보았다.

여성의 여가수요함수 추정 결과, 남편의 실직 전후 노동공급의 변화는 학력별로 뚜렷하게 다른 양상을 보인다. 고학력 여성의 경우 남편의 실직 전후에 노동공급이 유의하게 증가하는 반면, 저학력 여성의 노동공급은 남편의 실직 전후에 오히려 감소하며, 특히 실직 해의 노동시간 감소가 두드러졌다. 또한 여성의 근로소득 변화 역시 노동공급의 변화와 비슷한 양상을 보인다. 즉 고학력 여성의 근로소득 증가는 남편의 실직으로 인한 근로소득 감소를 상당 부분 대체하는 반면, 저학력 여성의 근로소득은 남

편의 근로소득과 함께 감소하는 양상을 보인다.

본장의 연구 결과는 남편의 실직 등 가구의 소득 충격을 상당 부분 흡수하는 고학력 여성의 경우와 달리, 경제 상황에 취약한 노동시장에 접해 있는 저학력 여성의 노동공급이 가구의 부정적 경제 충격에 제대로 반응하지 못함을 시사한다. 이는 소득안정 수단으로서 배우자의 노동공급은 고소득 가구에서는 일정 부분 역할을 하는 반면, 저소득가구에서는 가족보험(family insurance)으로 역할을 하지 못함을 시사한다. 따라서 저소득 가구의 실직 및 고용불안에 대해 가구 내 여성의 노동이 긍정적인 역할을 할 수 있도록 취약계층 여성에 대한 직업능력개발, 고용지원 등 적극적 노동시장정책을 확대함과 더불어 저소득가구를 고려한 조세·재정정책, 실업보험, 공적부조 등 사회정책에 대한 설계를 고민할 필요가 있다.

제4장

요약 및 결론

외환위기 이후 노동이동이 증가하고 안정적인 고용관계는 감소하고 있다. 이와 더불어 청년층의 노동시장 정착 실패와 지연에 관한 문제는 매스컴 및 정책 당국의 관심을 받아 왔다. 또한 급격한 산업화와 더불어 지속적으로 진행되고 있는 가족 형성의 지연, 이혼의 증가 및 출산율 감소로 나타나는 가족구조의 변화는 세간의 관심을 넘어서 근래에는 ‘저출산 대책’ 등 주요 정책 이슈로 자리잡고 있다. 이러한 배경에서 가족구조의 변화와 노동시장과의 연계 분석은 학술적·정책적 관점에서 필요한 과제라 아니할 수 없다.

본 연구는 지난 10년간의 경제활동인구 조사와 노동패널을 기초 자료로 삼아 개인의 노동시장 상황과 가족 형성 결정 그리고 노동시장 충격에 대한 가족의 보험 기능에 대해 살펴보았다. 본 연구에서 수행된 각 장의 주요 분석 내용은 다음과 같다.

제2장은 출산 및 가족구조의 기존 논의를 확장하여 노동시장 및 고용안정 등 남성의 경제사회적 상황과 가족 형성, 특히 혼인에 중점을 두어 살펴보았다. 이를 위해 최근 10년간 경제활동인구 조사에 나타난 고용형태 및 혼인상태 변수를 분석하여 고용형태의 변화가 혼인을 감소에 얼마나 기여하는지를 분석하고, 한국노동패널 자료를 이용하여 개인의 고용형태 및 실직이 미혼 남성의 결혼 진입에 미치는 효과를 분석하였다.

분석 결과, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 상당 부분을 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업을 감소(미취업

를 증가)에 의한 것임을 보았다. 또한 패널 분석을 통한 결혼 진입 분석의 결과, 미취업이 결혼 진입을 감소시키는 효과가 크고 이 효과의 큰 부분이 이들이 재학 중인데 기인하는 것으로 추정된 반면, 고용형태는 결혼 진입에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어 온 혼인을 감소 및 혼인연령의 증가는 미취업 및 재학을 증가로 반영되는 청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크다는 것을 시사한다. 더불어, 실업 및 실직이 결혼 진입의 효과를 살펴본 결과, 이들의 결혼 진입에 대한 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히, 실직을 경험한 미혼 남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 90% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

제3장에서는 한국노동패널을 사용하여 여성 노동공급이 가구의 경제 충격에 대해 보험의 기능을 하는지 고찰하였다. 이를 위해 여성의 노동공급이 남편 실직의 충격 전후로 어떠한 반응을 보이는지 여가수요함수를 추정하여 살펴보고, 여성의 근로소득 변화가 실직 후 남편의 근로소득을 얼마나 대체하는지에 관해 분석하였다. 여가수요함수의 추정 결과, 고학력 여성의 경우 남편의 실직 전후 노동공급이 유의하게 증가하는 반면, 저학력 여성의 노동공급은 남편의 실직 전후에 노동공급이 오히려 감소하는 것으로 나타났다.

이와 더불어 남편 실직 후 여성의 근로소득 변화 역시 노동공급 변화와 비슷한 양상을 보여 고학력 여성의 근로소득 증가는 남편의 실직 후 근로소득 감소를 상당 부분 대체하는 반면, 저학력 여성의 근로소득은 남편의 실직과 함께 감소하는 양상을 보인다. 이는 소득안정 수단으로서 배우자의 노동공급은 고소득가구에서는 일정 부분 역할을 하는 반면, 저소득가구에서는 가족보험으로 역할을 하지 못함을 시사한다.

본 연구의 분석 결과들은 조세정책을 비롯한 사회·노동시장정책을 수립함에 있어서 가구 특성과 경제적 유인을 충분히 고려하여야 함을 시사한다. 또한 가족의 형성, 출산장려정책, 가족정책을 설계함에 있어서 고용 지원 및 노동시장정책에 대한 고려도 함께 수반되어야 할 것이다.

참고문헌

- 김현숙·성명재(2008), 「자녀세액공제제도 도입이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향」, 『공공경제』 12 (1), pp.75~117.
- 남재량(2008), 『노동시장의 동태적 특성에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- 박경숙·김영혜·김현숙(2005), 「남녀 결혼 시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합」, 『한국인구학』 28 (2), pp.33~62.
- 박진희(2009), 「남편의 미취업이 여성 배우자의 노동공급에 미치는 영향」, 『노동정책연구』 9 (2), pp.43~65.
- 우해봉(2009), 「교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?」, 『한국인구학』 32 (1), pp.25~50.
- 윤윤규·박성재(2008), 『비자발적 이직자의 일자리 이행경로에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- 이병희(2007), 「노동시장 불안정과 소득 불평등의 심화」, 한국노동연구원 19주년 개원기념 토론회 발표문.
- 조운영(2006), 『기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형』, 한국개발연구원.
- 최형재(2008), 『자녀교육과 기혼여성의 노동공급』, 한국노동연구원.
- 황수경(2002), 『기혼여성의 경제활동참여에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- Ahn, N. and P. Mira(2001), "Job Bust, Baby Bust?: Evidence from Spain," *Journal of Population Economics* 14 (3), pp.505~521.
- Arellano, M. and B. Honore(2001), "Panel Data Models: Some Recent Developments," in J. Heckman and E. Leamer (eds), *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, Amsterdam: North Holland.
- Becker, G. S.(1973), "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political*

- Economy* 81 (4), pp.813~846.
- Becker, G. S.(1974), "A Theory of Marriage: Part II," *Journal of Political Economy* 82 (2), pp.S11~S26.
- Benette, N. G., D. E. Bloom and P. H. Graig(1989), "The Divergence of Black and White Marriage Patterns," *The American Journal of Sociology* 95 (3), pp.692~722.
- Blackburn, M. and S. Korenman(1994), "The Declining Marital-Status Earnings Differential," *Journal of Population Economics* 7 (3), pp.247~270.
- Blinder, A. S.(1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources* 8 (4), pp. 436~455.
- Blundell, R. and T. Macurdy(1999), "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," In O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam: North Holland.
- Bowen, W. and A. Finegan(1995), "Labor Force Participation and Unemployment." in A. M. Ross (eds), *Employment Policy and Labor Market*, Berkely: University of California Press.
- Cain, G.(1966), *Married Women in the Labor Force: An Economic Analysis*, Chicago: University of Chicago Press.
- Chamberlain, G.(1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies* 47 (1), pp.225~238.
- Chun, H. and I. Lee(2001), "Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?," *Economic Inquiry* 39 (2), pp.307~319.
- Cotton, J.(1988), "On the Decomposition of Wage Differentials," *Review of Economics and Statistics* 70 (2), pp.236~243.
- Cullen, J and J. Gruber(2000), "Does Unemployment Insurance Crowd Out Spousal Labor Supply?" *Journal of Labor Economics* Vol.

18, pp.546~572.

Fairlie, R. W.(1999), "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment," *Journal of Labor Economics* 17(1), pp.80-108.

Fossett, M. A. and K. J. Kiecolt(1993), "Mate Availability and Family Structure among African Americans in U. S. Metropolitan Areas," *Journal of Marriage and Family* 55(2), pp.288~302.

Gray, J. S.(1997), "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?," *Journal of Human Resources* 32(3), pp.481~504.

Gray, J. S. and M. J. Vanderhart(2000), "On the Determination of Wages: Does Marriage Matter," In Waite, Linda J. et al. (editors), *Ties and Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*, New York : Aldine de Gruyter.

Heckman, J. and T. MaCurdy(1980), "A Life Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies* 47, pp.47~74.

Heckman, J and T. MaCurdy(1982), "Corrigendum on a Life Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 49, pp.659~660.

Honoré, B(1992), "Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects," *Econometrica* 60, pp.535~565.

Korenman, S. and D. Neumark(1991), "Does Marriage Really Make Men More Productive?," *Journal of Human Resources* 26(2), pp.282 ~307.

Light, A.(2004), "Gender Differences in the Marriage and Cohabitation Income Premium," *Demography* 41 (2), pp.263~284.

Lofstrom, M. and C. Wang(2006), "Hispanic Self-Employment: A Dynamic Analysis of Business Ownership," IZA DP No. 2101.

Lundberg, S.(1985), "The Added Worker Effect," *Journal of Labor*

- Economics* 3, pp.11~37.
- MaCurdy, T.(1985), "Interpreting Empirical Models of Labor Supply in an Intertemporal Framework with Uncertainty," In J. Heckman and B. Singer (eds), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Malony, T.(1991), "Employment Constraints and Labor Supply of Married Women: A Reexamination of the Added Worker Effect," *Journal of Human Resources* 22, pp.51~61.
- Mincer, J.(1968), "Labor Force Participation of Married Women," In H. G. Lewis (eds), *Aspect of Labor Economics*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Reimers, C. W.(1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *Review of Economics and Statistics* 65 (4), pp. 570~579.
- Schoeni, R. F.(1995), "Marital Status and Earnings in Developed Countries," *Journal of Population Economics* 8(4), pp.351~359.
- Stephens, M(2002), "Worker Displacement and the Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics* 20, pp.504~537.
- Stratton, L. S.(2002), "Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men," *Economic Inquiry* 40(2), pp.199~212.
- Wilson, W. J.(1987), *Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, Chicago, University of Chicago Press.
- Wooldridge, J. M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.

〈부표 1〉 실업과 남성의 결혼진입모형 추정치

	coeff.	M.E.	coeff.	M.E.
26~30세	0.6433 [0.1222]**	0.0341	0.6593 [0.1229]**	0.0348
31~35세	0.5394 [0.1601]**	0.0286	0.592 [0.1615]**	0.0312
36세 이상	0.1959 [0.2272]	0.0104	0.3037 [0.2300]	0.0160
경력	0.0386 [0.0047]**	0.0020	0.0404 [0.0048]**	0.0021
경력 2	0.0000 [0.0002]	0.0000	0.0000 [0.0002]	0.0000
재학 중	-0.6285 [0.1932]**	-0.0334	-0.5997 [0.1944]**	-0.0317
고졸 미만	-0.1785 [0.1856]	-0.0095	-0.1448 [0.1857]	-0.0076
전문대	0.0142 [0.1204]	0.0008	0.0058 [0.1206]	0.0003
대졸 이상	0.1829 [0.1212]	0.0097	0.1472 [0.1218]	0.0078
가구소득	0.0017 [0.0181]	0.0001	0.0019 [0.0181]	0.0001
아버지 학력				
고졸 미만	0.0233 [0.1121]	0.0012	0.0102 [0.1124]	0.0005
전문대	0.0563 [0.5070]	0.0030	0.1026 [0.5155]	0.0054
대졸 이상	0.2028 [0.1027]*	0.0108	0.2013 [0.1033]+	0.0106
종교	0.0622 [0.0889]	0.0033	0.0716 [0.0893]	0.0038
대도시 성장	-0.2449 [0.1191]*	-0.0130	-0.2307 [0.1202]+	-0.0122
대도시 거주	0.2083 [0.2343]	0.0111	0.2219 [0.2377]	0.0117
지역실업률	-0.3806 [0.0454]**	-0.0202	-0.4008 [0.0462]**	-0.0212
실업	-0.3162 [0.1859]+	-0.0168		
실직 3년 전			-0.194 [0.3691]	-0.0102
2년 전			-0.3671 [0.3693]	-0.0194
1년 전			-0.9706 [0.3731]**	-0.0512

〈부표 1〉의 계속

	coeff.	M.E.	coeff.	M.E.
실직 해			-1.0047 [0.3945]*	-0.0530
1년 후			-1.0241 [0.4109]*	-0.0541
2년 후			-0.72 [0.4085]+	-0.0380
3년 후			-0.6241 [0.4347]	-0.0329
4년 후			-0.8582 [0.3545]*	-0.0453
평균변수				
경력	-0.0388 [0.0053]**		-0.0394 [0.0054]**	
경력2	-0.0001 [0.0003]		-0.0002 [0.0003]	
실업	-0.0367 [0.3165]			
실직 3년 전			0.0739 [0.9392]	
2년 전			2.0281 [0.8612]*	
1년 전			1.0995 [0.7432]	
실직 해			1.3532 [0.6140]*	
1년 후			0.862 [0.7961]	
2년 후			-1.3358 [1.1917]	
3년 후			1.2266 [1.4666]	
4년 후			-2.047 [1.8066]	
재학 중	-0.1481 [0.2500]		-0.1485 [0.2499]	
가구소득	-0.0073 [0.0317]		-0.0087 [0.0318]	
대도시 거주	-1.2909 [0.2768]**		-1.2913 [0.2804]**	
지역실업률	0.9215 [0.0601]**		0.9315 [0.0609]**	
상수항	-4.9493 [0.2633]**		-4.9578 [0.2621]**	

〈부표 2〉 남성의 로그 근로소득 방정식의 계수 추정 결과

	전체	고졸미만	고졸	전문대졸 이상
실직				
3년 전	0.3752 [0.1616]*	0.6295 [0.3120]*	0.0636 [0.2218]	0.5622 [0.3427]
2년 전	0.0153 [0.1541]	0.2777 [0.3063]	-0.1688 [0.2067]	-0.2026 [0.3316]
1년 전	0.4357 [0.1489]**	0.7632 [0.2912]**	0.2026 [0.2043]	0.266 [0.3116]
실직 해	-2.2974 [0.1481]**	-2.0287 [0.2967]**	-2.3532 [0.1985]**	-2.9278 [0.3170]**
1년 후	-1.1969 [0.1547]**	-0.9995 [0.3140]**	-1.4774 [0.2097]**	-1.1584 [0.3160]**
2년 후	-0.8605 [0.1636]**	-0.6562 [0.3340]*	-1.077 [0.2190]**	-0.9793 [0.3422]**
3년 후	-1.272 [0.1812]**	-0.874 [0.3629]*	-1.3037 [0.2450]**	-2.1555 [0.3786]**
4년 후	-1.0274 [0.1644]**	-1.0032 [0.3281]**	-0.8718 [0.2236]**	-1.8784 [0.3427]**
월평균 근로 소득(만원)	182.23	110.41	196.01	250.97

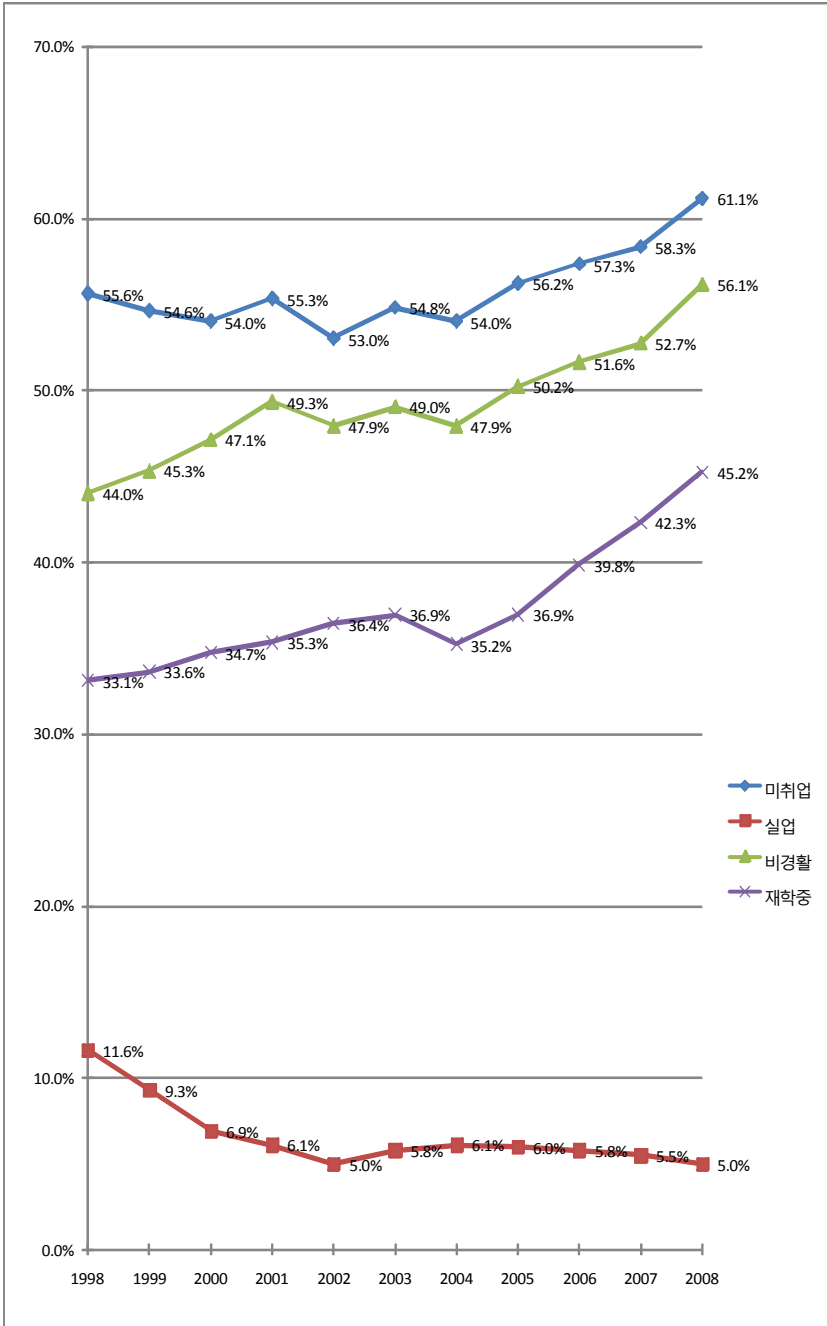
주: 괄호 안은 표준오차임. +1~0%: 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함 ** 1% 수준에서 유의함. 모형에는 경력연수 및 경력연수 제곱, 연령별 자녀수, 연도를 나타내는 더미변수가 포함되어 있음. 월평균 근로소득은 2000년 물가를 기준으로 환산된 것임.

〈부표 3〉 여성의 로그 근로소득 방정식의 계수 추정 결과

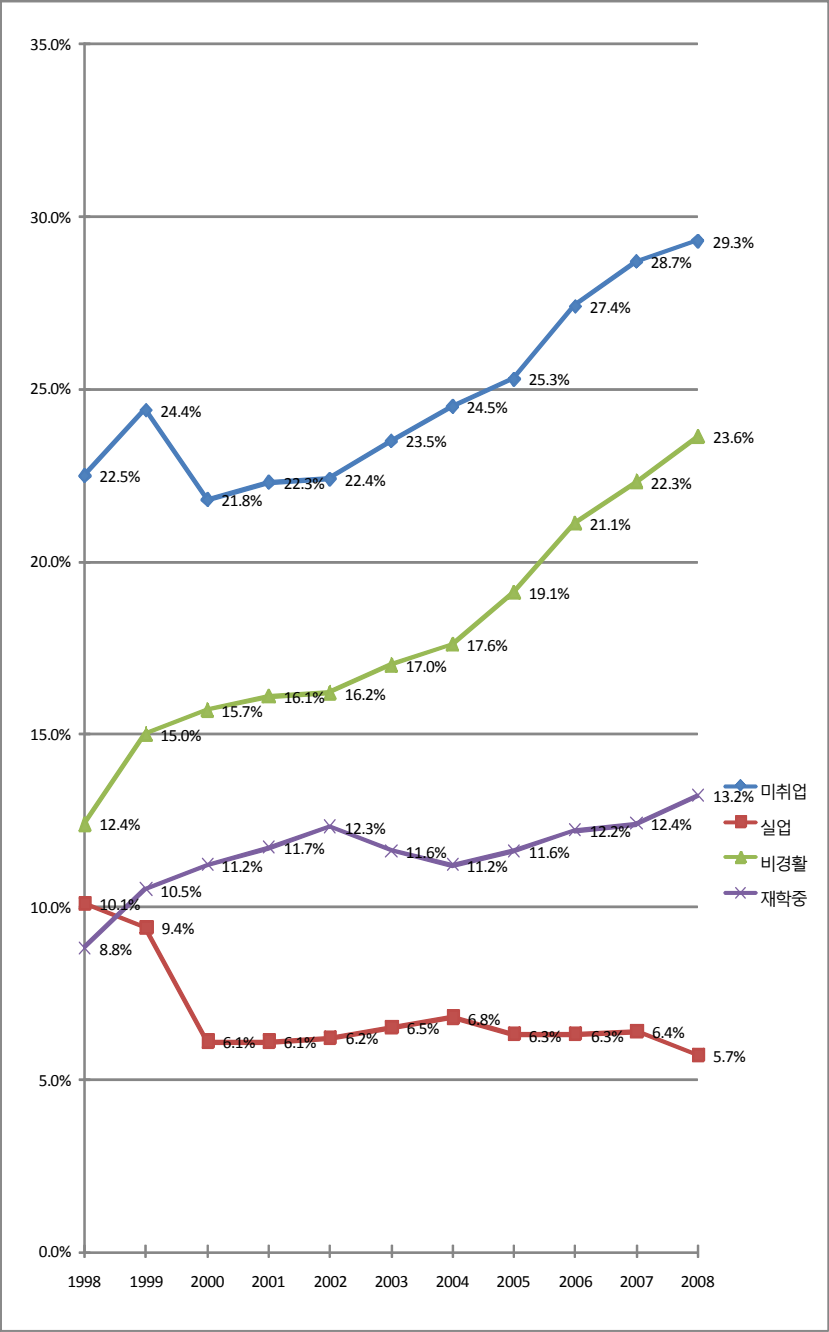
	전체	고졸미만	고졸	전문대졸 이상
실직				
3년 전	0.0529 [0.1864]	-0.3989 [0.3206]	0.4198 [0.2690]	-0.1341 [0.4378]
2년 전	0.164 [0.1778]	0.0853 [0.3147]	0.3435 [0.2507]	-0.1624 [0.4233]
1년 전	0.2859 [0.1718]+	-0.4652 [0.2992]	0.7165 [0.2478]**	0.3211 [0.3977]
실직 해	0.1332 [0.1710]	-0.9152 [0.3048]**	0.3936 [0.2410]	0.9293 [0.4043]*
1년 후	0.3824 [0.1785]*	-0.5119 [0.3227]	0.5589 [0.2547]*	0.9757 [0.4027]*
2년 후	0.2431 [0.1889]	-0.3714 [0.3432]	0.3621 [0.2660]	0.6677 [0.4358]
3년 후	0.4454 [0.2091]*	-0.1645 [0.3729]	0.3915 [0.2976]	1.279 [0.4825]**
4년 후	0.2635 [0.1897]	-0.7362 [0.3371]*	0.4537 [0.2713]+	1.1033 [0.4356]*
월평균 근로 소득(만원)	46.88	37.67	37.50	74.77

주: 괄호 안은 표준오차임. +1~0%: 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함 ** 1% 수준에서 유의함. 모형에는 경력연수 및 경력연수 제곱, 연령별 자녀수, 연도를 나타내는 더미변수가 포함되어 있음. 월평균 근로소득은 2000년 물가를 기준으로 환산된 것임.

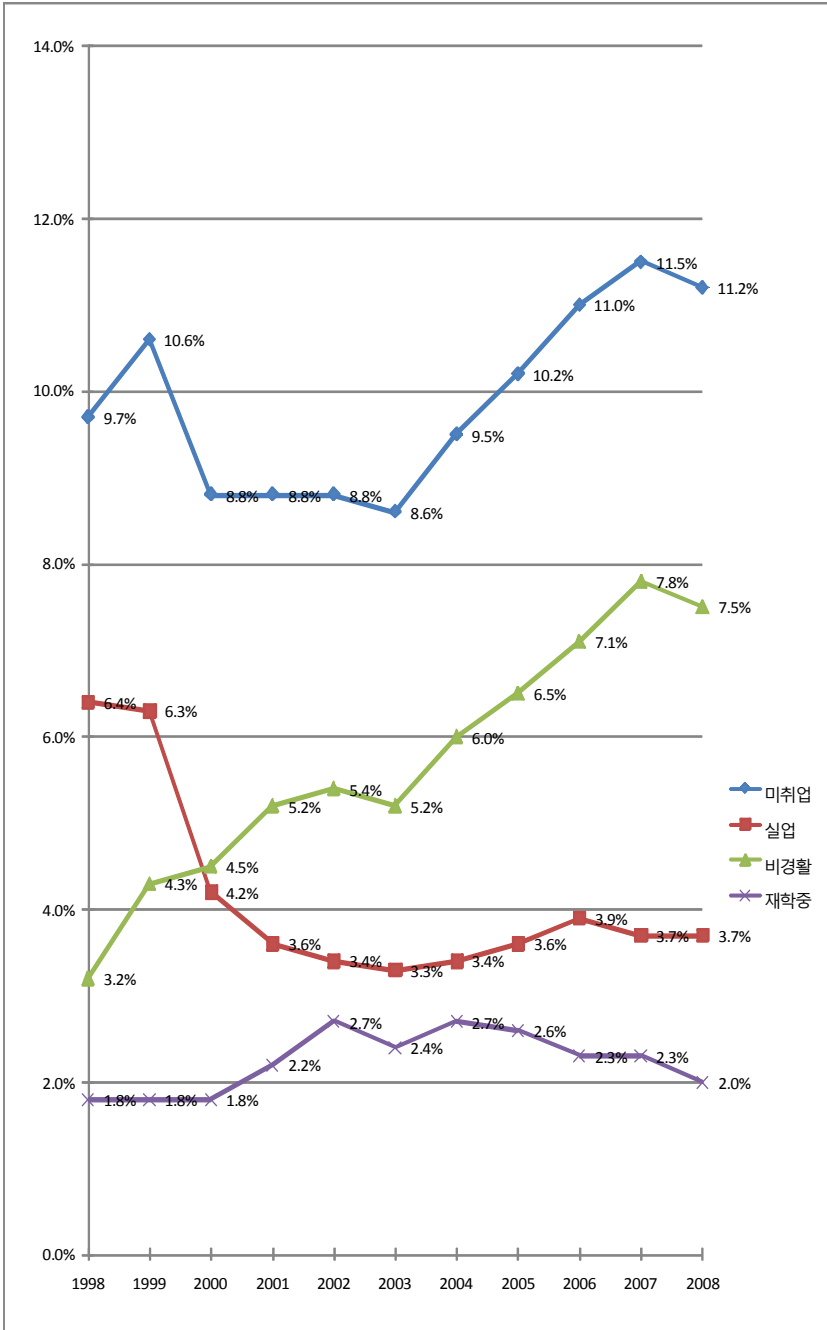
(부도 1) 남성 청년층의 경제활동 : 20~24세



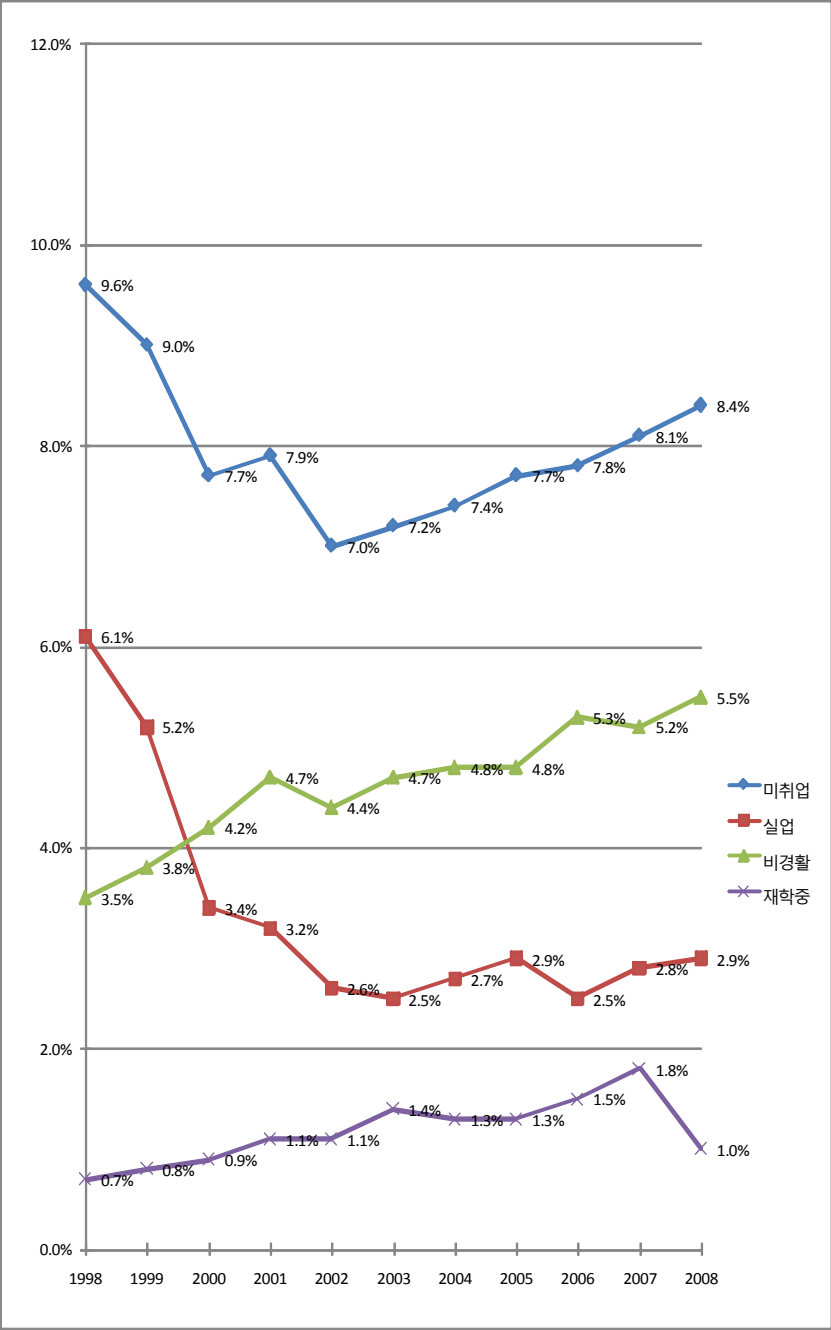
(부도 2) 남성 청년층의 경제활동 : 25~29세



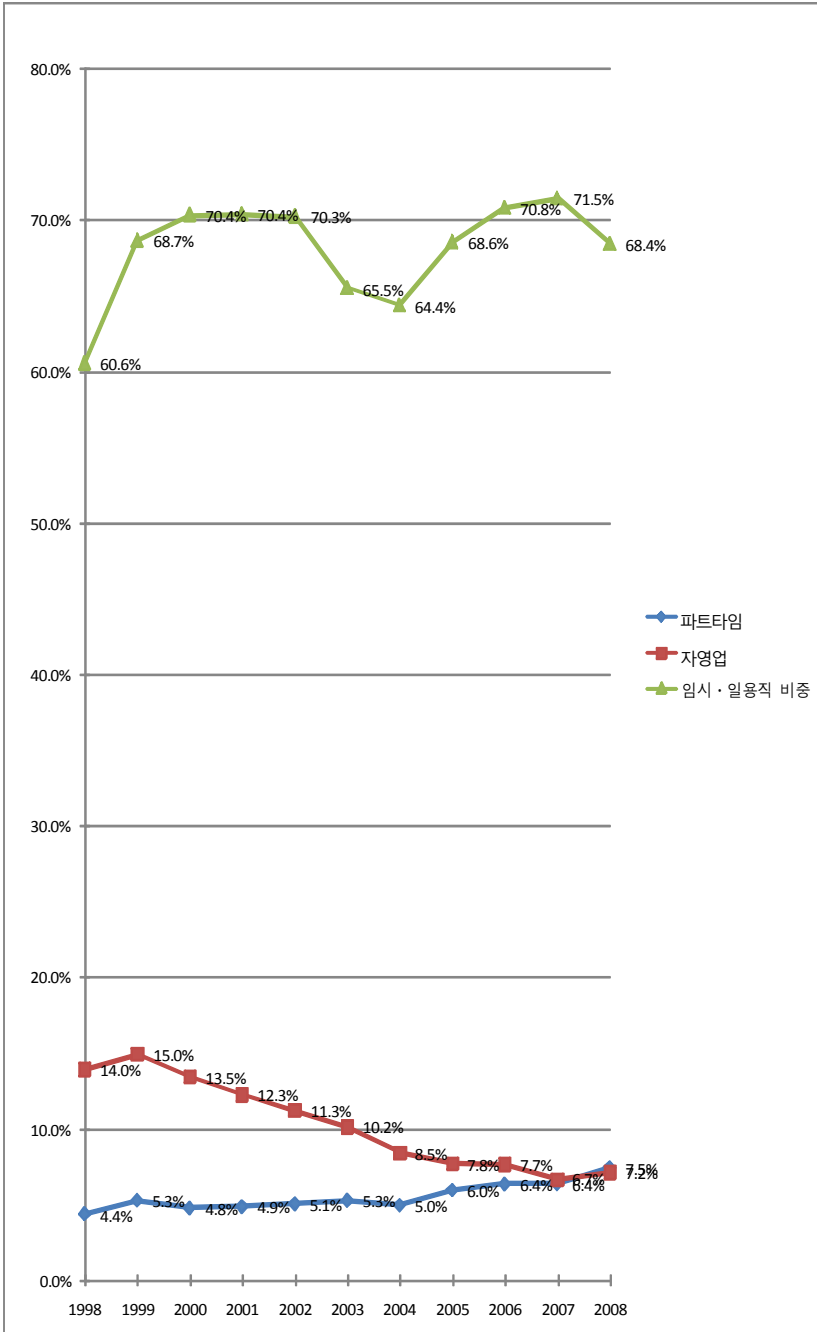
(부도 3) 남성 청년층의 경제활동 : 30~34세



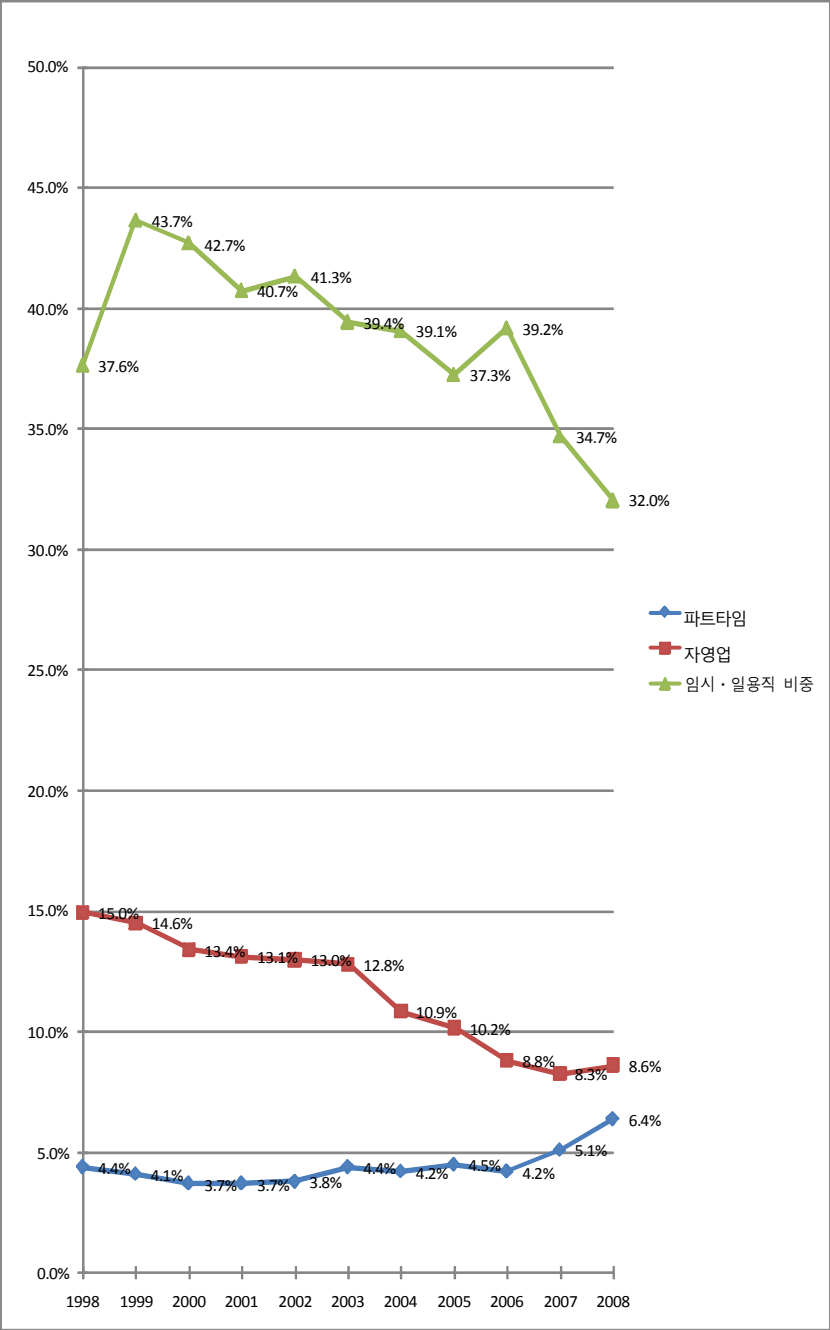
(부도 4) 남성 청년층의 경제활동 : 35~39세



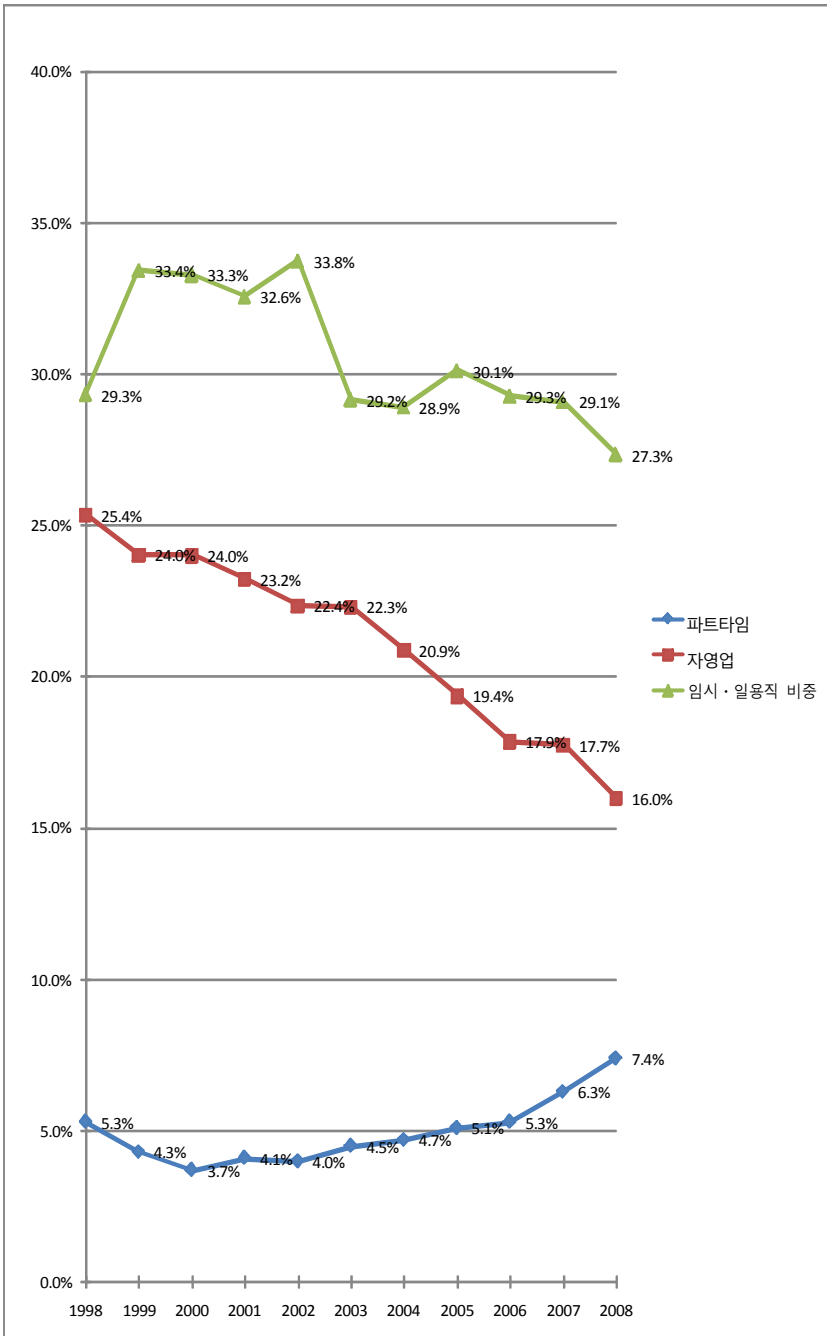
(부도 5) 남성 청년층의 고용형태 : 20~24세



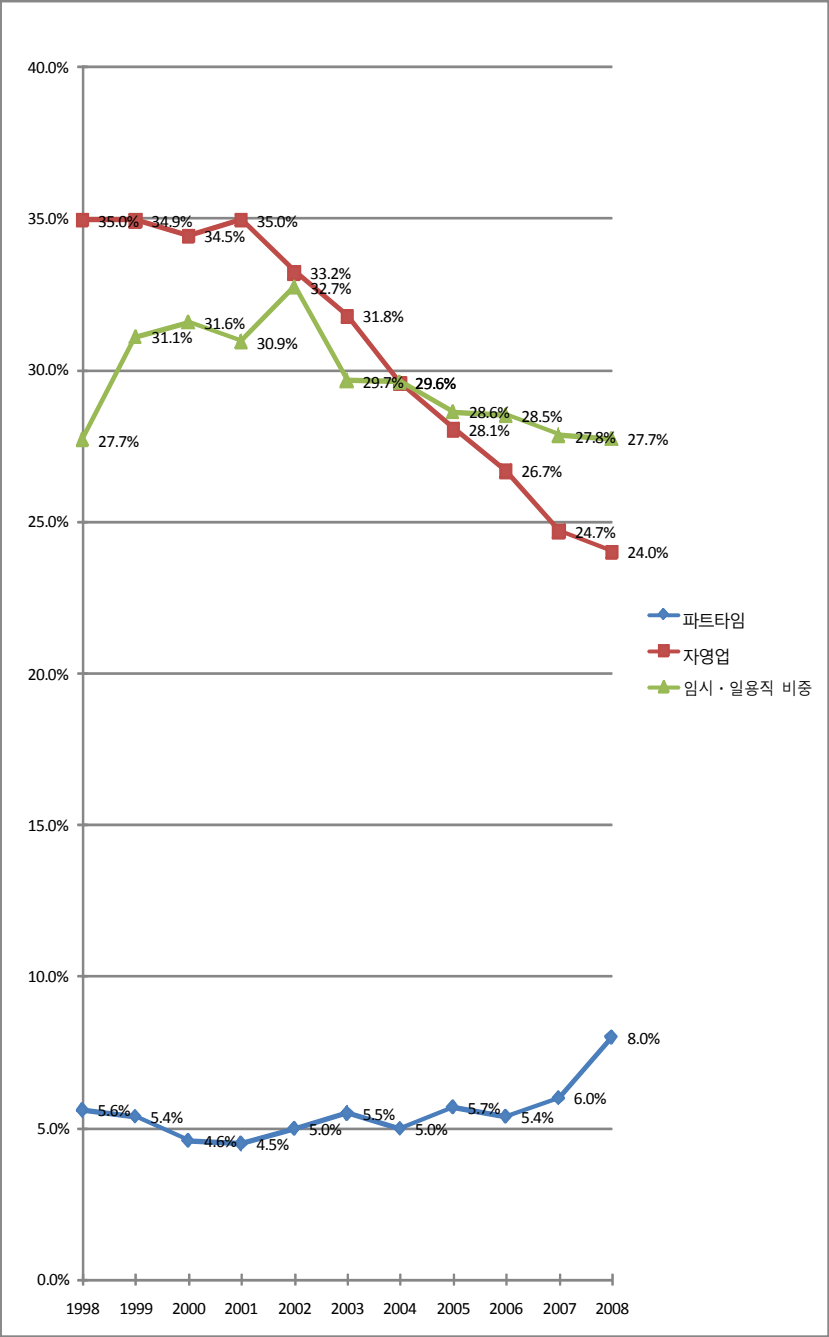
(부도 6) 남성 청년층의 고용형태 : 25~29세



(부도 7) 남성 청년층의 고용형태 : 30~34세



(부도 8) 남성 청년층의 고용형태 : 35~39세



◆ 執筆陣

- 안태현(한국노동연구원 연구위원)

고용안정과 가족구조

▪ 발행연월일	2010년 6월 7일 인쇄 2010년 6월 10일 발행
▪ 발 행 인	김 주 섭 원장직무대행
▪ 발 행 처	한국노동연구원 ☎ 150-740 서울특별시 영등포구 은행길 35 ☎ 대표 (02) 782-0141 Fax (02) 786-1862
▪ 조판 · 인쇄	도서출판 창보 (02) 2272-6997
▪ 등 록 일 자	1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호	제13-155호

© 한국노동연구원 정가 5,000원

ISBN 978-89-7356-812-3