

노동정책연구
2010. 제10권 제3호 pp.35-64
© 한국노동연구원

연구논문

남성의 고용상황과 결혼형성*

안태현**

본 논문에서는 경제사회적 상황이 남성의 결혼형성에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 이를 위해 최근 10년간의 경제활동인구조사에서 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 남성 청년층의 고용상태 변화가 혼인율 감소에 얼마나 기여하는지를 분석하고, 한국노동패널 자료를 이용하여 개인의 고용상황 및 실직이 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 분석한다. 경활 자료를 이용한 분석 결과, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 상당 부분을 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업률 감소(미취업률 증가)에 의한 것임을 보였다. 이와 더불어, 노동패널 분석을 통한 미혼 남성의 결혼 진입 분석 결과, 미취업이 결혼진입을 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 혼인율 감소 및 혼인연령의 증가는 미취업 및 재학률 증가로 반영되는 청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크다는 것을 시사한다. 또한, 실업 및 실직이 결혼진입에 미치는 효과를 살펴본 결과, 이들이 결혼진입에 미치는 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히 실직을 경험한 미혼남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 5.4%p 감소하는데, 이는 표본 미혼남성 평균(5.8%)의 90%를 넘는 수치이다.

핵심용어 : 고용상황, 결혼형성, 실업

논문접수일: 2010년 9월 3일, 심사의뢰일: 2010년 9월 10일, 심사완료일: 2010년 9월 20일

* 본 논문은 한국노동연구원의 연구 과제 「노동이동, 고용안정과 가족구조」의 일환으로 연구된 것이다. 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자님께 감사드린다.

** 경희대학교 정경대학 경제학부 교수(t.ahn@khu.ac.kr)

I. 연구의 배경

출산을 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 수 년간 활발히 진행되어 왔다. 지금까지 우리나라에서 결혼 및 출산 등 가족형성에 관련된 연구는 여성의 경제활동참가 및 이에 따른 출산의 기회비용 산출 등 여성의 경제활동에 집중되어 있었다. 또한 분석의 초점이 가족 구성의 기초 단계가 되는 결혼진입보다는 주로 기혼 여성의 출산결정 요인에 맞추어져 있다. 물론 여성 특히, 기혼여성의 경제활동은 출산 및 가족구조 결정에 있어서 일차적으로 고려되어야 할 요소이나 남성의 경제활동 및 노동시장에서의 상태는 배우자로서의 가치 및 가족형성 능력의 척도로 볼 수 있어서 가족구조 결정의 요소로서 고려해 볼 필요가 있다. 그러나 가족형성 및 출산에 관한 연구에서 남성에 초점을 두어 분석한 연구는 상대적으로 찾아보기 힘들다. 본 연구에서는 출산 및 가족구조의 기존의 논의를 확장하여 노동시장 및 고용안정 등 남성의 경제사회적 상황과 가족형성, 특히 혼인에 중점을 두어 살펴본다.

본 논문에서는 최근 10년간 경제활동인구조사에 나타난 고용상태 및 혼인상태 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 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 분석한다.

II. 노동시장과 가족형성에 대한 기존 연구

Gary Becker(1973, 1974) 이후로 가족형성 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 공동소비 극대화에 기인한다고 보았다. 예컨대, 부부는 비교우위에 근거하여 여성은 가사노동, 남성은 시장노동에 집중하여 미혼일 때의 경우보다 두 사람의 소비의 합이 증대될 수 있다는 것이다.

미국을 중심으로 한 해외의 연구자들은 노동시장에서 관찰되는 현상들을 분석하여 가구 내 노동특화 이론을 검증하려고 시도하였는데, 그 중 실증연구에서 가장 활발히 논의되었던 것은 기혼남성의 임금 프리미엄이다. 즉 결혼의 경제적 이득이 분업화에 의한 것이라면, 기혼남성의 임금은 다른 모든 조건이 동일할 경우 미혼남성보다 높아야 한다는 것이다. 여기서 실증분석이 어려운 점은 기혼남성의 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 기혼남성의 임금 프리미엄을 확인하였다(Chun and Lee, 2001; Korenman and Neumark, 1991; Loh, 1996; Shoeni, 1995; Stratton, 2002). 그러나 근래 증가하는 이혼율 등 혼인상태의 안정도가 약화됨에 따라 남성의 임금 프리미엄은 점차 낮아짐이 관찰되었다(Blackburn and Korenman, 1994; Gray, 1997). 결혼의 안정성의 감소 및 이혼 가능성의 증가에 따라 가구 내 노동분업에 대한 유인이 감소함을 반영하는 것이라 해석할 수 있다(Gray and Vanderhart, 2000). 이와 같은 맥락으로, 최근 분석한 연구에 의하면, 가구규모를 감안한 근로소득을 이용한 결과 기혼남성의 소득 프리미엄은 존재하지 않는

것으로 나타났다(Light, 2004).

한편, 남성의 경제상태가 혼인상태에 미치는 영향에 대한 연구들은 1970년대 이후 급속하게 감소되는 흑인의 혼인율이 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 노동시장상태와 혼인의 관계를 연구하였는데(Bennett, Bloom, and Graig, 1989; Fossett and Kiecolt, 1993), 이는 개인 단위에서 혼인결정을 살펴보는 것이 아니므로 미시적 관점에서의 해석에는 한계가 있다. 비교적 최근의 연구들은 미시자료를 가지고 남성의 경제상태와 혼인결정에 대해 분석을 시도하였는데, Oppenheimer and Lim(1997)은 미국의 패널자료를 이용하여 남성의 고용 안정성 및 경력 정착도가 개인의 혼인확률에 긍정적인 역할을 함을 밝혔다. 또한, Ahn and Mira(2001)는 1970년대 이후 스페인에서 급증한 실업률과 출산 및 혼인율 감소의 연관관계를 살펴보기 위해 남성의 결혼진입에 대한 헤저드 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 연관성을 분석하는 논문들이 주를 이루고 있는데(박경숙 외, 2005; 우해봉, 2009), 이 중에서 박경숙 외(2007)는 결혼 직전의 취업 여부를 결혼의 헤저드 분석에 포함시켜 분석하여 “결혼 직전 취업상태일수록 결혼 시기가 통계적으로 유의하게 빨라진다”고 결론짓고 있어 남성의 고용상태와 결혼 시기의 연관성을 밝히고 있다. 이는 상당히 유의미한 연구 결과이지만, 분석이 결혼 직전 취업상태를 변수에 사용하므로 혼인이 관측되지 않은 개인은 회귀분석에서 제외될 수밖에 없고, 취업상태와 결혼에 동시에 영향을 미치는 개인의 관측되지 않는 특성을 통제하지 않아 추정결과의 해석에는 한계가 있다.

Ⅲ. 가족형성과 청년층 노동시장 현황

1. 혼인 및 출산율의 변화 추이

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

혼인 연령 증가 및 혼인율 감소는 <표 2>에 나타난 성별 혼인율에서 보다 자세히 확인할 수 있다. 2008년 기준으로 연령대별 혼인율¹⁾을 살펴보면 남자의 경우, 30대 초반이 54.5%로 20대 후반의 51.8%보다 높다. 10년 전의 경우, 20대 후반의 남성 혼인율이 82.5%로 혼인이 이 연령대에 집중되어 있고, 30대 초반이 39.3%에 불과하였던 것을 보면 결혼 시기가 최근 10년간 급격히 늦어졌음을 확인할 수 있다. 유사한 경향은 여성의 연령별 혼인율에서도 확인할 수

<표 1> 혼인건수, 조(粗)혼인율 및 성별 평균 초혼 연령

(단위: 천건, %, 세)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
혼인건수 (1,000건)	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
초혼 연령											
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 해당 연령별 연앙(年央)인구로 나누어 1000분율로 나타낸 것이다(통계청).

〈표 2〉 성별 연령별 혼인율

(단위: 해당 연령 성별 인구 1천명당 건)

남자									
	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	1.2	17.0	82.5	39.3	11.1	6.1	4.5	3.5	1.7
1999	1.2	14.6	77.3	40.1	11.6	6.6	4.9	3.8	1.8
2000	1.0	12.3	70.7	39.0	11.2	6.1	4.5	3.5	1.6
2001	1.0	10.6	66.3	39.0	11.7	6.6	4.7	3.8	1.6
2002	0.9	9.2	62.7	39.8	11.7	6.3	4.7	3.7	1.5
2003	0.8	8.1	60.3	41.1	12.6	6.9	5.4	4.2	1.8
2004	0.7	7.8	56.8	44.0	14.0	8.1	6.5	5.3	2.2
2005	0.6	7.5	54.5	46.0	15.7	9.0	7.0	5.7	2.3
2006	0.6	8.0	56.7	51.0	17.4	8.9	6.3	4.9	2.2
2007	0.5	7.7	56.8	55.7	19.2	9.2	6.3	4.8	2.2
2008	0.5	6.6	51.8	54.5	19.7	9.4	6.2	4.7	2.2
여자									
	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	5.1	60.2	78.2	15.7	7.4	5.0	3.2	2.0	0.5
1999	4.9	52.5	78.4	16.8	8.3	5.6	3.7	2.3	0.5
2000	4.4	44.8	74.9	17.4	7.8	5.0	3.4	2.0	0.5
2001	3.9	37.9	74.5	18.5	8.4	5.5	3.6	2.1	0.5
2002	3.5	33.1	73.9	19.5	8.3	5.4	3.6	2.1	0.5
2003	3.3	29.6	75.3	21.4	8.5	5.9	4.1	2.4	0.5
2004	3.3	27.6	76.4	23.8	9.5	6.9	5.1	3.2	0.6
2005	3.9	26.2	76.9	26.3	10.2	7.4	5.4	3.6	0.6
2006	5.1	28.1	81.8	29.7	10.3	6.6	4.6	3.0	0.7
2007	3.9	27.2	85.6	33.6	11.1	6.8	4.6	3.0	0.7
2008	4.1	24.1	79.0	35.4	11.3	6.6	4.8	3.2	0.7

자료: 통계청.

있다. 2008년 20대 후반의 혼인율은 79.0%로 가장 높고, 30대 초반의 35.4%, 20대 초반의 24.1%가 그 뒤를 잇고 있다. 10년 전의 통계를 살펴보면 20대 후반 여성의 혼인율은 78.2%로 현재의 경우와 유사하나, 그 다음으로 혼인율이 높은 연령대는 30대 초반이 아니고 20대 초반이다. 또한 20대 초반의 혼인율은 1998년에는 60.2%였으나 2008년에는 24.1%로 현격히 감소하였다. 반면, 30대 초반의 혼인율은 15.7%에서 35.4%로 크게 증가하였다.

앞에서 살펴본 혼인율 감소 및 혼인 연령의 증가는 요즈음 국가적 문제로 대

두되고 있는 출산율 하락 문제와도 밀접히 관련되어 있음을 확인할 수 있다. 출산율의 척도로서 가장 대표적으로 사용되는 합계출산율²⁾의 추이를 <표 3>에서 살펴보면 꾸준히 감소 추세에 있던 합계출산율은 2005년 1.076으로 최저점을 기록한 이후 증가하다가 다시 2008년 감소하였다. 이는 2004년 저점을 기록한 후 상승하다가 다시 감소를 기록한 조혼인율과 약간의 시차를 두고 같은 움직임을 보여주는 것이다. 또한, 출산 연령도 이에 따라 꾸준히 증가하고 있다. 평균 출산 연령은 30.8세로 10년 전보다 2세 이상 증가하였으며 초산 연령도 29.60세로 10년 전보다 2.5세 증가하였다. 우리나라의 혼외 출산이 매우 적은 수준임(2008년 기준 1.8%)을 감안할 때 초혼 연령 증가 및 혼인율 감소는 출산 연령의 증가 및 출산율의 하락과 직결된다고 볼 수 있다. 또한, 초혼 연령 증가는 단순히 초산 및 출산 연령의 증가를 가져올 뿐만 아니라 혼인 후 가임기의 감소를 의미하므로 여성의 합계출산율 감소를 가져온다고 해석할 수 있다. 따라서 혼인 연기 및 혼인확률을 결정하는 요인에 대한 분석은 우리나라의 출산율 결정요인을 이해하는 데에 도움이 될 것이다.

<표 3> 출산율 및 출산 연령

	합계출산율	여성의 평균 출산 연령	여성의 초산 연령
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) 여성 한 명이 평생 출산할 것으로 예상되는 출생아 수를 나타내는 숫자로서 다음과 같이 계산된다.

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

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 20대, 30대 연령층 남성의 경제활동상태의 최근 10년간 추이에 대하여 살펴본다.

<표 4>는 해당 연령층의 실업률, 미취업률, 재학생 비율, 비경제활동인구 비율을 나타낸 것이다.³⁾ 외환위기 직후인 1998년의 실업률은 9.8%에 달하였으나 1~2년간 위기가 진정되는 과정에서 하락하여 2000년 이후부터는 4%대를 안정적으로 유지하고 있다. 한편, 2000년대 초, 실업률 감소에 의해 소폭 감소하였던 미취업률은 그 이후로 상승하는 추세이다. 이는 20~39세 인구 중에서 비경제활동인구의 비율이 이 기간 동안 지속적으로 증가한 데에 기인한다. 1998년 13%를 기록했던 20~39세 남성의 비경제활동 비율은 10년 동안 45% 증가하

<표 4> 남성 청년층 경제활동(20~39세)

(단위: %)

	미취업	실업	비경활	재학 중
1998	21.2	8.2	13.0	8.9
1999	21.4	7.4	14.0	9.3
2000	19.8	5.0	14.8	9.8
2001	20.3	4.6	15.6	10.2
2002	19.8	4.2	15.6	10.8
2003	20.4	4.3	16.1	10.7
2004	20.7	4.6	16.1	10.3
2005	21.2	4.5	16.7	10.4
2006	21.9	4.4	17.5	10.8
2007	22.4	4.5	18.0	11.1
2008	23.0	4.2	18.8	11.4

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

3) 실업률은 구직기간 1주를 기준으로 작성된 것이다.

여 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%p 증가에 그치고 있다. 이는 남성 미취업의 증가가 재학률의 증가에 의한 것만은 아님을 보여주며, 학교에 다니지도 않고 생산활동도 하지 않는 청년 무업층의 증가가 미취업 및 비경활률 증가에 기여하였음을 반영한다.

남성 청년층 취업자의 고용형태 변화 추이는 <표 5>에 나타나 있다. 우선 종사상 지위를 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 비중⁴⁾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 중에서 상용 임금직의 비율이 증가하고 있음을 보여준다. 한편, 주 36시간 미만의 근로로 정의하는 파트타임 근로는 외환위기가 진정 국면에 접어든 2000년 급속히 감소하여 4.1%를 기록하였으나, 그 이후로는 점차 증가하기 시작하여 2008년에는 7.3%에 이르렀다. 한편으로는 임시/일용의 감소가 있었지만, 파트타임의

<표 5> 남성 청년층 고용형태(20~39세)

(단위: %)

	파트타임	자영업	임시/일용직
1998	9.4	24.4	34.9
1999	8.6	24.2	39.8
2000	4.1	23.4	39.7
2001	4.3	23.2	38.7
2002	4.4	22.3	40.0
2003	4.9	21.7	36.4
2004	4.7	20.1	36.1
2005	5.2	18.9	35.8
2006	5.2	17.8	35.8
2007	5.9	16.9	34.3
2008	7.3	16.4	32.3

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

4) 임금근로자 중 임시·일용직의 비중을 의미한다.

〈표 6〉 남성 청년층 미혼 비율(20~39세)

(단위: %)

	전체	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세
1998	43.0	94.2	65.6	22.8	7.7
1999	44.7	94.2	68.6	25.7	9.2
2000	46.2	94.4	70.9	27.2	10.8
2001	48.2	95.3	72.5	30.8	12.3
2002	49.9	96.0	72.8	34.3	13.9
2003	49.3	96.9	75.4	31.5	12.2
2004	50.7	96.7	77.2	34.8	13.5
2005	51.8	97.0	79.4	37.0	15.2
2006	53.6	97.3	81.9	39.5	17.5
2007	54.3	97.0	81.1	42.4	18.9
2008	55.2	97.6	80.4	44.1	21.3

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

대부분이 임시·일용직임을 감안할 때 임시·일용직의 고용안정 및 노동시장 접합도가 저하되었음을 반영한다.

앞 절에서 혼인건수 및 혼인율에 대해서 간단히 살펴보았지만, 여기서는 분석의 초점이 되는 20~30대의 미혼 비율을 살펴본다.⁵⁾ <표 6>을 보면, 우선 20대 초반의 남성의 미혼 비율의 지난 10년간 94.2%에서 97.6%로 지속적으로 높은 수준을 유지하고 있다. 미혼 비율의 급격한 증가는 20대 중반 및 30대에서 나타나고 있다. 특히 혼인건수 및 혼인율이 가장 높은 연령대인 20대 후반 30대 초반의 미혼 비율은 15~22%p 정도 상승하여 가장 큰 상승폭을 보여주고 있다. 또한 30대 후반의 미혼 비율도 급격히 상승하여 1998년 7.7%에 불과하였던 미혼율이 10년 후에는 21.3%를 기록하고 있다.

IV. 남성 미혼 비율 변화의 요인분석

앞에서 논의한 남성 청년층(20~30대)의 노동시장 상황과 미혼 비율 변화의 연관관계를 보다 자세히 살펴보기 위해, 본 장에서는 2000년과⁶⁾ 2008년의 경제

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

활동인구조사 자료를 이용하여 미혼(never married)에 대한 선형확률 모형을 추정하고, 추정된 결과를 이용해 미혼 비율 격차의 요인을 분석한다. 여기서 모형의 종속변수는 남성의 혼인상태가 미혼이면 1의 값을 부여하고 그 외의 경우에는, 즉 혼인상태가 기혼 유배우, 이혼, 사별이면 0의 값을 부여하였다. 이항선택 모형은 프로빗 혹은 로짓 모형으로 추정하는 것이 일반적이나, 격차 요인분석의 편의를 위하여 본 장에서는 선형확률 모형을 사용하였다. 또한, 선형확률 모형의 회귀계수와 프로빗 모형에서 도출한 한계효과는 거의 차이가 없었다.⁷⁾

〈표 7〉 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
재학 중	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

- 6) 2000년을 2008년의 비교 시점으로 잡은 것은 이 시점이 외환위기의 충격으로 인한 단기적 노동시장 충격이 진정되기 시작한 시점이기 때문이다.
- 7) 물론 로짓, 프로빗 모형 등 비선형 모형을 위한 요소분해 분석의 방법들이 경우에 따라 사용되기도 한다(Fairlie, 1999; Lofstrom and Wang, 2006). 그러나 설명변수의 배열 순서, 추정방식 등에 따라 분해 분석의 결과가 민감하게 변동되는 등 일반적으로 신뢰되는 방법은 없다. 이항선택 모형을 종속변수가 0과 1 사이로 제한이 되지 않는 선형 모형으로 추정할 경우, 이론적인 관점에서 볼 때, 이분산(Heteroscedasticity) 문제, 예측확률이 0과 1 사이를 벗어나는 문제 등이 발생하므로 프로빗이나 로짓 모형의 사용이 선호된다. 그러나 극단의 특성을 가진 집단의 예측 값을 구하는 것이 목적이 아니라(참고로, 본 분석 모형에서 포함되는 변수는 범주변수이거나, 연속변수인 경우도 범위가 제한되어 극단적 특성을 가진 경우는 없음), 설명변수의 평균 효과 등을 추정하는 것이 목적이라면 선형확률 모형은 적절한 근사치를 제공해 준다(Wooldridge, 2001). 따라서 앞서 기술한 이론적 문제에도 불구하고 선형확률 모형이 실증분석에서 아직도 흔히 사용되고 있다.

우선 혼인상태 결정모형에서 사용한 표본의 요약 통계를 간단히 살펴보자. 앞서 논의한 대로 미혼 비율은 2008년 55.2%로 2000년에 비해 19.5% 증가하였다. 학력수준도 전체적으로 높아져, 전문대졸 이상의 학력은 2000년 33.9%에서 47.5%로 증가하였다. 이에 따라 20~39세의 인구 중 재학 중인 비율도 9.8%에서 11.4%로 1.6%p 증가하였다. 또한 미취업은 19.8%에서 23%로 3.2%p 증가하였고, 파트타임 비율도 4.1%에서 7.3%로 증가하였다. 반면, 취업자중 자영업의 비율은 감소하고, 임금근로자중 상용직의 비율이 증가하였다.

미혼 결정에 대한 선형확률 모형은 2000년과 2008년을 각각 따로 추정했는데, 이는 <표 8>에서 볼 수 있다. 추정된 계수의 크기는 다르지만 각 연도의 추정결과는 정성적으로 비슷하다. 학력은 미혼확률과 유의한 관계를 가지는데, 모든 학력계층 중 전문대졸 학력 남성의 미혼확률이 가장 높다. 또한, 학력수준

<표 8> 미혼에 관한 선형확률 모형 추정치

	2000	2008	통합(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

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

이 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 미혼확률이 높고, 임시·일용직이거나 파트타임으로 근무하는 경우 미혼확률이 높아지는 것을 알 수 있다. 한편, 자영업자의 경우 미혼확률이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 20~30대의 취업형태 변화를 고려하여 본다면 최근 미취업률과 파트타임의 비율이 증가하는 추세는 남성의 미혼율 증가와 같은 방향으로 움직이고, 청년층 자영업률의 하락과 임시·일용직의 감소는 미혼율과는 반대 방향으로 움직임을 알 수 있다.

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, 고용상태) 차이에 의해 설명되는 부분을 의미하며(explained part), 부존효과(endowment effect)라고 불리기도 한다. 두 번째 항은 두 집단의 관찰된 특성에 대한 계수차이 의해 설명되는 부분(unexplained part)으로 보상효과(remuneration effect)라고도 한다. 두 번째 항은 결혼시장에서 결정되는 개인특성에 대한 가치 혹은 가격의 변화, 혹은 관측되지 않는 특성의 변화에 따른 것일 수 있다. 여기서는 첫 번째 항, 즉 관측된 개인특성의 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 부존효과 크기가 달라지

는데, 식 (1)과 식 (2)는 일반화된 다음 식의 특수한 케이스이다.

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

즉 $\hat{\beta}^*$ 가 $\hat{\beta}_{08}$ 과 같다면 식 (1)과 같고 $\hat{\beta}_{00}$ 과 같다면 식 (2)와 동일하다. 연구자들은 적절한 $\hat{\beta}^*$ 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 and Ransom 1994)이 있다.

<표 9>는 위에서 언급한 방법들을 이용한 Blinder-Oaxaca 분해분석의 결과를 보여준다.⁸⁾ 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, 방식에 따라 보상효과(unexplained part)가 총격차의 77.8%에서 82.2%를 차지하여 미혼율 변화의 많은 부분을 차지하는 것으로 나타났다. 그러나 부존효과(endowment effect)가 설명하는 부분도 그 정도 면에서 의미가 있는데, 네 가지 방식 중 작게는 17.8%, 크게는 22.2% 정도가 학력 및 취업상태 등 개인특성에 대한 차이가 설명해 주는 부분이라고 해석된다.

학력 및 교육 관련 변수의 변화는 미혼율 증가의 3.3~6.7%를 설명하여, 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 설명하는 데 큰 기여가 없다. 이는 상대적으로 미혼확률이 낮은 고졸 미만이 감소하고 미혼확률이 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 교육 관련 변수에 대한 총효

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

과가 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.

취업 및 고용의 변화는 미혼율 증가의 14.4~16.7%를 설명하여, 총 자원효과 의 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 높은 일용·임시직의 감소는 미혼율을 감소시키는 효과가 있고, 크기 또한 파트타임의 증가, 자영업의 감소가 가져다주는 효과를 상쇄시키는 수준에 이르고 있다. 따라서 취업 관련 변수 중에서 미혼율 증가를

〈표 9〉 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%
부존 효과 (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							

설명하는 주요한 요인은 임시·일용직, 자영업률, 파트타임 비율 등 종사상 지위 및 고용형태의 변화보다는 미취업률의 증가라고 볼 수 있다. 회귀모형에서 학교에 재학 중임을 나타내는 변수를 통제한 점을 감안하면 미취업 증가로 인한 미혼율 증가 효과는 단순히 상급 학교 진학률 증가 등으로 인한 재학률 변화 효과를 나타내는 것이 아니고 해당 연령층 남성의 노동시장의 진입률의 감소에 의한 것임을 반영한다.

V. 남성의 결혼진입 결정

앞 장에서 청년층의 재학률 증가 및 미취업 비율 증가로 대표되는 노동시장 상황 정착도는 최근 지속되는 혼인율의 감소(미혼율 증가)와 연관이 있음을 보았다. 그러나 경제활동인구 자료를 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 패널 조사인 한국 노동패널에서 추출한 미혼남성 표본에 대해 개인의 관측되지 않는 이질성을 감안한 모형을 사용하여 현재의 고용상태와 개인의 성장 및 가족 배경이 미혼남성의 결혼 진입에 미치는 영향을 분석한다.

1. 회귀분석 모형

여기서는 미혼남성의 결혼 진입에 관한 선택 모형에 대해 설명하도록 한다. 결혼진입의 효용이 개인의 노동시장 상황 및 가족 배경의 선형함수라고 가정하면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$m_{it}^* = \beta X_{it} + \gamma Z_i + u_{it}, \quad m_{it} = 1[m_{it}^* > 0] \quad (4)$$

여기서 m_{it}^* 는 결혼진입으로부터 얻는 상대적 효용을 나타내는 잠재변수(latent variable)이며, 상대효용이 0보다 클 경우 결혼에 진입한다. 또한, X_{it} 는

개인의 시간에 따라 변화하는(time variant) 변수로 연령, 노동시장 경력, 취업 상태, 고용형태, 지역 실업률 등을 나타내며, Z_i 는 시간에 따라 변화하지 않는(time invariant) 변수로 부의 학력, 종교 여부, 대도시 성장 여부 등 성장 환경을 나타낸다.

마지막 항 u_{it} 는 오차항으로서 보이지 않는 이질성을 나타낸다. 만일 오차항이 개인과 시간에 걸쳐 독립적이고 표준 정규분포를 따른다면 위의 식은 일반적인 프로빗 모형이 된다. 그러나 개인의 보이지 않는 이질성이 지속적으로 개인의 결혼진입에 영향을 미칠 수 있다. 이를 감안한 오차항(u_{it})의 구조는 다음과 같다.

$$u_{it} = \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

여기서 α_i 는 개인특수적 임의효과(individual specific random effect)이며, ϵ_{it} 는 개인과 시간에 걸쳐 독립적이며 표준 정규분포를 따르는 오차항이다. 이를 바탕으로 t 시점에 미혼인 남성 i가 t+1시점까지 결혼에 진입할 확률을 나타내어 보면 다음과 같다.

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

그러나 개인특수적 임의효과는 모형에 포함된 설명변수들과 연관이 되어 있을 가능성이 있다. 예를 들어, 상용직으로 취업할 확률이 높은 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼에 대해 긍정적 태도를 가지거나 결혼 성향이 높은 사람일 수가 있다. 따라서 일반적인 임의효과 프로빗을 통한 설명변수의 회귀계수 추정치가 편의성을 가질 수 있다. 이와 같은 설명변수의 내생성 문제를 감안하기 위해 본 분석에서는 다음과 같이 임의효과와 설명변수와의 연관구조를 설정한다(Chamberlain, 1980; Mundlak, 1987).

$$\alpha = \mu + \psi \bar{X}_i + \nu_i \quad (7)$$

즉 시간에 따라 변하는 변수의 개인당 평균이 각 개인의 보이지 않는 특성과 연관되어 있음을 가정하는 것이다. 이때, ν_i 는 설명변수와는 독립적인 임의효과

를 나타내며, 평균이 0이고 분산이 σ_v^2 인 정규분포를 따른다. 따라서 개인의 결혼진입확률은 다시 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(m_{it} = 1 | X_{it}, Z_i, \alpha_i) = \Phi[(\mu + \beta X_{it} + \gamma Z_i + \psi \bar{X}_i) \cdot (1 + \sigma_v^2)^{-1/2}] \quad (8)$$

이제 식 (7)을 바탕으로 우도함수(likelihood function)를 구성하고 이를 극대화하는 계수값들을 추정, 모형에 포함된 개인의 설명변수가 결혼진입에 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 이미 결혼을 경험한 적이 없고 40세 이하인 1,862명을 포함하였으며, 미혼남성이 1년 이내에 결혼에 진입하면 1의 값을 부여하고 그렇지 않은 경우는 0의 값을 부여하였다. 표본에 포함된 남성으로부터 얻은 결혼진입 결정에 대한 관측치는 8,911개로, 남성당 평균 4.8개의 관측치가 생성되었다.

본 연구는 개인의 취업상태 및 근로형태 등 노동시장에 관련된 변수를 주된 변수로 하여 결혼진입 확률을 분석한다. 이와 더불어, 실업과 실직의 효과를 살펴보기 위해 개인의 실업을 나타내는 변수와 실직 전후를 나타내는 더미변수를 포함한 결혼진입 모형을 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 노동시장 경력(개월), 연령더미(26~30세, 31~35세, 36세 이상, 25세 이하는 생략 범주), 학력더미(고졸미만, 전문대, 대졸 이상, 고졸은 생략 범주) 그리고 학교 재학 중임을 나타내는 더미를 포함하였다.

가정 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 10>은 결혼진입 모형에 포함된 변수의 요약 통계이다. 모형의 종속변수가 되는 미혼남성의 결혼진입은 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 비율은 12.3%이다. 자영업이 연령에 따라 증가함을 감안하면, 자영업 비율이 경제활동인구 조사에서 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 구분해 보면 시간제가 0.03으로 전체 임금근로의 6% 수준이다.

다음으로 개인의 인적자본을 나타내는 변수를 살펴보자. 노동시장 경력은 48.3개월로 평균 4년이며, 학력은 고졸이 33.2%로 가장 많다. 또한 대졸 이상이 31%로 고졸 다음으로 많은 학력 범주이고, 전문대졸을 합치면 과반을 차지하여 포함된 표본의 학력이 약간 높음을 알 수 있으며, 학교에 재학 중인 비율은 22%에 달한다. 가정환경 및 성장 배경을 살펴보면, 가구 총소득은 2.9천만원이고, 부의 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% 및 60%이다. 마지막으로, 지역 노동시장을 나타내는 실업률은 4.8%로 이 기간의 전국 평균과 유사하다.

〈표 10〉 남성 표본 요약 통계

변수	평균	표본오차
결혼 진입(by t+1)	0.0577	0.2332
취업상태		
취업	0.5536	0.4971
(미취업)	0.4464	
실업	0.0724	0.2591
근로형태		
임금근로	0.4856	
상용직	0.3991	0.4897
임시·일용직	0.0865	0.2811
전일제	0.4574	0.4982
시간제	0.0282	0.1654
자영/무급가족종사	0.0680	0.2518
노동시장 경력(개월)	43.7540	58.8780
연령	27.4664	5.1546
25세 이하	0.3756	0.4843
26~30세	0.3811	0.4857
31~35세	0.1696	0.3752
36세 이상	0.0737	0.2613
학력 관련		
고졸 미만	0.0856	0.2798
고졸	0.3317	0.4709
전문대	0.2739	0.4460
대졸 이상	0.3087	0.4620
재학 중	0.2171	0.4123
가정배경 및 환경		
가구소득(천만 원, 2005년 기준)	2.8667	2.6541
아버지 학력		
고졸 미만	0.2699	0.4439
고졸	0.3781	0.4849
전문대	0.0092	0.0954
대졸 이상	0.3428	0.4747
종교 유무	0.3952	0.4889
대도시 성장	0.5428	0.4982
대도시 거주	0.5968	0.4906
실업률	4.7248	1.8586
관측치 수	8,911	
개인 수	1,862	

3. 분석 결과

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

가. 취업 및 고용형태와 결혼진입

우선 <표 11>에서는 결혼진입 모형에 취업상태 관련 변수들을 순차적으로 추가하여 추정된 결과들을 보여준다. 첫 번째 열은 취업상태 변수에 미취업더미 변수만을 포함시켰는데, 추정 결과에 의하면 미취업상태는 결혼진입의 확률을 2.6p% 감소시키며 통계적으로도 유의하다. 이는 표본 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 결혼진입 확률을 2.1%p 증가시키며, 재학효과는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

세 번째 열과 네 번째 열에서는 종사상 지위 및 고용형태에 관한 변수들이 추가되어 있다. 세 번째 열은 자영업을 나타내는 더미변수 외에 임시·일용직을 나타내는 더미를 추가 포함시켰고, 네 번째 열에서는 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 나누는 대신, 시간제 더미변수를 포함하여 전일제와 구분하여 주었다. 추정치의 방향은 앞서 분석한 미혼율 결정모형의 추정결과와 같이 자영업은 결혼진입에 양(+의 효과를 주는 반면, 임시·일용직 혹은 전일제로 나타나는 불안정 고용상태는 결혼진입을 감소시키는 것으로 나타났다. 그렇지만 이들 효과는 미취업이나 재학 중 변수와는 달리 통계적으로 유의하지 않아서 이들 변수가 남성의 결혼진입에 영향을 준다고 결론을 내릴 수는 없다. 따라서 횡단면 분석에서와는 달리 패널 데이터를 사용하여 개인의 이질성을 감안한 추정 결과는, 재학 여부 및 취업 여부는 결혼진입에 유의한 영향을 주는 반면, 종사상지위 및 고용형태 자체에는 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. 연령 관련 변수를 보면 20대 후반의 남성의 결혼진입이 가장 높다. 앞서 살펴보았듯이 이는 지난 10년간 가장 혼인율이 높았던 집단임을 반영한다. 또한 노동시장에서 보상받을 수 있는 인적자본의 축적을 반영하는 노동시장 경력은 결혼진입에 양(+)⁹⁾의 효과를 보인다. 반면, 학력 관련 변수에 대해서는 고학력 집단일수록 결혼확률이 높아지는 방향은 있으나 이들의 통계적 유의성은 나타나지 않는다. 가정 배경 및 성장환경 변수를 살펴보면, 가구 소득은 결혼확률에 영향을 주지 않는 반면, 아버지의 학력수준은 결혼진입을 증가시키는 것으로 나타났다. 특히 아버지의 학력이 대졸인 경우 결혼진입을 1%p 정도 증가시키는데, 이는 평균 결혼진입률의 20%에 해당한다. 이는 가족 배경 변수 중 학력으로 대변되는 부모의 배경이 결혼에 중요한 결정요인으로 작용함을 내포한다. 또한, 대도시에서 성장한 경우 결혼진입확률이 낮고, 지역 실업률이 높을수록 결혼진입이 감소한다. 특히 실업률은 결혼진입을 2.1%p 증가시켜 평균 결혼진입률의 36%에 해당하는 수준의 효과가 있다. 이는 취업 가능성 혹은 실업 가능성을 반영하는 지역 실업률, 보다 넓게 해석하면 노동시장 환경이 결혼진입에 매우 중요한 결정요소임을 반영한다.

나. 실업, 실직과 결혼진입

<표 12>에서는 앞에서 사용한 개인의 취업상태 및 고용상태 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 살펴봄으로서 취업상태에 대한 내생성을 최대한 통제해 주기 위한 시도이다.⁹⁾ 실업은 현재 수입이 있는 일을 하지 않으나 구직활동을 하고 있는 경우를, 실직은 직장의 파산, 폐업, 해고 등으로 인해 비자발적으로 일자리를 떠난 경우로 정의한다.

9) 본 연구에서는 시간적으로 고정된 개인의 이질성을 통제하기 위한 계량모형이 사용되지만, 시간에 따라 변화하는 개인의 이질성까지 완벽히 통제될 수는 없다. 또한 이러한 이질성이 설명변수와 체계적으로 연관되어 있다면 추정치의 편의(bias) 문제가 발생할 수 있다.

〈표 11〉 남성의 결혼진입 모형 추정치

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	계수	한계효과	계수	한계효과	계수	한계효과	계수	한계효과
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
경력2	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
아버지학력 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
지역 실업률	-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

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 50% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

〈표 12〉 실업과 남성의 결혼진입

	계수	한계효과	계수	한계효과
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

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

변수의 정의상 실직이 취업상태에 대한 부정적 외부충격을 보다 잘 반영한다고 해석할 수 있다. 회귀분석에서 실직을 어떻게 정의했는지는 뒤에서 좀 더 자세히 설명하겠다. 우선, 개인의 실업을 나타내는 더미변수를 포함하여 추정한 결과를 살펴보면, 실업은 결혼진입을 1.7p% 감소시키는데, 이는 평균 결혼진입률의 30%에 해당한다. 또한 실업의 결혼 억제효과는 10% 유의수준에서 통계적으로도 유의하여, 실업이 개인의 결혼진입에 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

두 번째 열에서는 개인의 실직 전후의 결혼진입 효과에 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 전후 결혼진입이 감소하는데, 그 효과는

실직 1년 전, 실직 당해, 그리고 1년 후에 가장 두드러진다. 특히 실직 해와 실직 1년 후의 결혼진입 감소는 5.3~5.4%p로 평균적인 결혼진입률의 90%이상을 차지하여 그 효과가 매우 크다. 또한 실직 발생 1년 전에도 남성의 결혼진입 감소 효과가 5.1%p에 달하여 실직 전에도 실직에 대한 예상 등으로 인해 결혼이 상당히 큰 폭으로 감소함을 알 수 있다. 따라서 본 회귀분석 결과는 실업, 실직으로 대표되는 부정적인 노동시장 충격이 미혼남성의 결혼 결정에 매우 심각한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

VI. 맺음말

본 연구에서는 남성의 노동시장 상태가 결혼에 미치는 영향을 살펴보았다. 우선, 최근 10년간 지속되어 온 청년층의 미취업률 증가 등 노동시장 정착의 감소 및 지연이 혼인율 감소와 연관되어 있는지를 살펴보기 위해 최근 10년간 경제활동인구 조사에 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 이들의 연관성을 분석하고, 고용상태의 변화가 혼인율 감소에 기여하는지를 살펴보았다. 또한 개인의 고용상황 및 실직이 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 살펴보기 위해 노동패널을 이용, 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 없다. 또한 재학률 증가에 의한 미혼의 증가는 미혼율 증가의 3~4% 수준을 설명하나, 학력수준의 변화가 미혼율에 미치는 영향은 미미하다. 또한 패널 분석을 통한 결혼진입 분석의 결과, 미취업이 결혼진입을 감소시키는 효과가 크고 이 효과의 20% 정도가 재학 중인데 기인하는 것으로 추정된 반면, 고용형태는 결혼진입에 유의한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어온 혼인율 감소 및 혼인 연령의 증가는 미취업 및 재학률 증가로 반영되는

청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크지만, 고용형태의 변화의 영향이 크다고 해석할 수는 없다. 더불어, 실업 및 실직이 결혼진입의 효과를 살펴본 결과, 이들의 결혼진입에 대한 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히, 실직을 경험한 미혼남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 평균보다 90% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과는 청년층의 안정적 노동시장 정착을 위한 정책적 배려, 실직 및 실업 충격을 완화시킬 수 있는 사회보험 및 안전망의 확충은 안정정인 가족 형성, 또는 이를 위한 출산을 제고를 위해 필요조건임을 시사한다. 이를 위해 다양한 졸업 후 노동시장 정착 프로그램의 개발과 효율적인 고용안정 정책의 개발 및 운영을 모색하여야 할 것이다.

참고문헌

- 박경숙 · 김영혜 · 김현숙. 「남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합」. 『한국인구학』 28 (2) (2005): 33~62.
- 우해봉. 「교육이 초혼 형성에 미치는 영향 : 결혼 연기 혹은 독신?」. 『한국인구학』 32 (1) (2009): 25~50.
- Ahn, N. & P. Mira. "Job Bust, Baby Bust?: Evidence from Spain." *Journal of Population Economics* 14 (3) (2001): 505~521.
- Becker, G. S. "A Theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy* 81 (4) (1973): 813~846.
- Becker, G. S. "A Theory of Marriage: Part II." *Journal of Political Economy* 82 (2) (1974): S11~S26.
- Bennett, N. G., D. E. Bloom & P. H. Craig. "The Divergence of Black and White Marriage Patterns." *The American Journal of Sociology* 95 (3) (1989): 692~722.
- Blackburn, M., & S. Korenman. "The Declining Marital-Status Earnings Differential."

- Journal of Population Economics* 7(3) (1994): 247~270.
- Blinder, A. S. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* 8 (4) (1973): 436~455.
- Chamberlain, G. "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47 (1) (1980): 225~238.
- Chun, H., & I. Lee. "Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?." *Economic Inquiry* 39 (2) (2001): 307~319.
- Cotton, J. "On the Decomposition of Wage Differentials." *Review of Economics and Statistics* 70 (2) (1988): 236~243.
- Fairlie, R. W. "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment." *Journal of Labor Economics* 17(1) (1999): 80~108.
- Fossett, M. A., & K. J. Kiecolt. "Mate Availability and Family Structure among African Americans in U. S. Metropolitan Areas." *Journal of Marriage and Family* 55 (2) (1993): 288~302.
- Gray, J. S. "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?." *Journal of Human Resources* 32 (3) (1997): 481~504.
- Gray, J. S., & M. J. Vanderhart. "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.
- Korenman, S., & D. Neumark. "Does Marriage Really Make Men More Productive?." *Journal of Human Resources* 26 (2) (1991): 282~307.
- Light, A. "Gender Differences in the Marriage and Cohabitation Income Premium." *Demography* 41 (2) (2004): 263~284.
- Lofstrom, M., & C. Wang. "Hispanic Self-Employment: A Dynamic Analysis of Business Ownership." IZA DP No. 2101.
- Reimers, C. W. "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men." *Review of Economics and Statistics* 65 (4) (1983): 570~579.
- Schoeni, R. F. "Marital Status and Earnings in Developed Countries." *Journal of*

Population Economics 8 (4) (1995): 351~359.

Stratton, L. S. "Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men."

Economic Inquiry 40 (2) (2002): 199~212.

Wilson, W. J. *Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.

Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*,
Cambridge: The MIT Press.

〈부표 1〉 실업과 남성의 결혼진입 모형 추정치

	계수	한계효과	계수	한계효과
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
경력2	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
지역 실업률	-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
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

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

Employment Status of Men and the Family Formation

Taehyun Ahn

This paper investigates the role of economic and social status of men on their marriage decisions. In order to estimate the extent to which the changes in men's employment status can explain the decline in marriage rate, I examine the information on employment and marital status using data from the Economically Active Population Survey for the recent decade. In addition, I use data from the Korean Labor & Income Panel Survey to estimate the impact of an individual employment status on the marriage entry decision. The results of the analysis indicate that changes in employment status explain a large part of the rise in the share of unmarried men among 20s and 30s. In particular, I find that non-employment, which is a major contributor of delaying marriage, is from the increase in enrollment in formal school. The results from the Korean Labor & Income Panel Survey shows that unemployment significantly decreases the chances marriage of men. To illustrate, the job displacement decreases the marriage entry probability by 90% when compared to the average marriage entry rate.

Keywords : employment status, marriage decision, job displacement