연구보고서
2018-05

생애주기에 따른 성별 임금격차

- 결혼과 출산의 영향을 중심으로 -

최세림 · 방형준

한국노동연구원

책머리에 부쳐

우리나라의 성별 임금격차는 1992년 OECD 조사 참여 이래로 줄곧 가장 높은 수치를 유지해 왔다. 동시에 성별 임금격차의 수렴속도도 매우 느린 국가 중 하나로, 급격한 여성 교육투자 증가에도 불구하고 임금격차 수준만으로 보았을 때, 여전히 여성은 노동시장에서 남성에 비해 하등한 노동자로 대우받고 있는 것처럼 보인다.

2018년에는 기대되는 출산율이 0명대로 진입한다고 알려져 있다. 생산가능인구 절벽이 바로 코앞에 다가온 오늘날 여성의 노동참여율을 끌어올리고 성별 불문하고 생산성에 따라 인력이 효율적으로 배치되도록 유도하는 것은 노동 정책과제의 최우선 순위로 여겨져야만 한다.

이러한 시점에서 장기간 지속된 매우 높은 수준의 성별 임금격차는 여성의 노동참여 동기와 노동 집중도(Labor Market Attachment)를 저하시키는 중요한 작용을 하는 요인이 될 수 있다. 특히나 본 연구에서 보이는 바와 같이 특정 시점에서의 성별 임금격차가 아닌 생애임금격차를 고려하였을 때는 그 격차수준이 더욱 심각한데 이것이 결혼과 출산 육아기를 거치며 심화되고 있어, 여성이 결혼과 출산 후 심각한 임금손실을 기대하도록 하여, 결혼이나 출산 계획이 있는 여성의 노동참여 및 인적자본 투자 동기를 저해시키는 데 충분할 수 있다. 또한 이러한 결혼 및 출산기의 경험과 관련된 생애임금손실은 어쩌면 여성의 출산동기에도 다시 영향을 미치고 있을 수 있다.

한편 성별 임금격차 수준은 부부 단위에서 노동공급 결정과 인적자본

축적 결정에도 영향을 미치는 요인이 될 수 있다. 따라서 기존에는 성별 임금격차의 논의가 노동시장의 남녀 개별 노동자에만 집중하였지만 이제는 성별 임금격차의 영향을 노동시장뿐만 아니라 가정으로 확대시켜 포괄적으로 논의해 보아야 할 때다.

문재인 정부 들어 성별 임금격차 축소가 국정과제로 선정되며 이전 정부들에 비해 더 많은 관심을 받고 있다. 그럼에도 불구하고 실질적으로 성별 임금격차를 겨냥한 정책이나 심도 있는 연구는 미진하였다. 따라서 본 연구보고서는 우리나라의 성별 임금격차가 매우 높다는 점뿐 아니라 꾸준히 지속되고 있다는 점에 집중하여 성별 임금격차가 생애주기의 일련의 사건들을 통해 어떻게 심화되고 있으며 어떤 이유로 지속되고 있는지를 개인들과 결혼 후 부부의 결정들에 관한 통계분석을 실행하여 보여주고자 한다.

연구과정에 참가해주신 연구진과 좋은 의견을 나눠주신 여러 학자들께 깊이 감사드린다.

마지막으로 본 연구보고서에 수록된 모든 내용은 필자 개인의 의견이며, 본원의 공식 견해가 아님을 밝혀둔다.

2018년 12월

한국노동연구원

원장 배 규 식

목 차

책머리에 부쳐

요 약 ····· i

제1장 서 론 ····· (최세림) ····· 1

제1절 문제의식 ····· 1

제2절 기존 문헌 ····· 4

제3절 연구의 구성 ····· 9

제2장 생애주기와 노동시장 성별 임금격차 ····· (최세림) ····· 11

제1절 머리말 ····· 11

제2절 표본 구성방법 및 특징 ····· 13

1. 표본 구성방법 ····· 13

2. 표본의 특징 및 횡단면 임금격차 ····· 16

제3절 생애주기에 따른 노동시장 임금격차 ····· 20

1. 생애주기와 성별 임금격차 ····· 20

2. 교육수준별 성별 임금격차 ····· 25

제4절 결혼·출산, 경력단절과 임금격차 ····· 30

1. 경력단절 여부와 성별 임금격차 ····· 30

2. 결혼·출산과 임금격차 ····· 34

제5절 소 결 ····· 43

제3장 결혼과 출산이 성별에 따라 임금에 미치는 영향 ····· (방형준) ····· 46

제1절 머리말 ····· 46
제2절 표본 구성 및 실증분석 방법 ····· 48
1. 표본 구성 및 표본의 성별·혼인상태별 특성 ····· 48
2. 실증분석 방법 ····· 52
제3절 실증분석 결과 ····· 57
1. 선행 추세를 고려하지 않은 결혼과 출산의 성별 임금효과 ····· 57
2. 선행 추세를 고려한 결혼과 출산의 성별 임금효과 ····· 64
3. 코호트별 선행 추세를 고려한 결혼과 출산의 성별 임금효과 ····· 69
제4절 소 결 ····· 73

제4장 결혼과 자녀출산이 성별로 근로시간에 미치는 영향
····· (최세림) ····· 75
제1절 머리말 ····· 75
제2절 이론적 배경 및 기존 연구 ····· 76
제3절 결혼과 자녀출산이 성별 근로시간에 미치는 영향 ····· 79
1. 표본 구성 및 기초통계 ····· 79
2. 분석모형 ····· 82
3. 분석 결과 ····· 86
제4절 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향 ····· 106
1. 표본 구성 및 기초통계 ····· 107
2. 분석모형 ····· 110
3. 분석 결과 ····· 113
제5절 소 결 ····· 119

제5장 결론 : 요약과 정책적 시사점 ····· (최세림) ····· 121
제1절 연구결과 요약 및 연구의 한계 ····· 121
제2절 정책적 시사점 ····· 127

참고문헌 ····· 134

표 목 차

<표 2- 1> 코호트 1, 2의 조건별 표본 추출 당시 표본 수 분포 ····· 15
<표 2- 2> 코호트 1, 2 관측치 전체 기초통계 ····· 18
<표 2- 3> 코호트 1, 2 표본 추출 당시 기초통계 ····· 19
<표 2- 4> 코호트 1, 2 남녀 임금격차 ····· 20

<표 3- 1> 전체 응답자들의 패널 진입 당시 기초통계 ····· 49
<표 3- 2> 전체 응답자들의 응답 전체에 대한 기초통계 ····· 50
<표 3- 3> 전체 응답자들의 패널 진입 당시 혼인상태에 따른 성별 기초통계 ····· 51
<표 3- 4> 제3장 데이터 분석 시 사용한 변수 목록 ····· 56
<표 3- 5> 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ····· 59
<표 3- 6> 이직 변수를 추가한 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ····· 61
<표 3- 7> 이직 변수와 산업별, 직군별 더미변수를 추가한 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ···· 63
<표 3- 8> 선행 추세를 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ···· 64
<표 3- 9> 선행 추세와 산업 및 직군을 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ····· 67
<표 3-10> 코호트 1에서 선행 추세까지 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ····· 69
<표 3-11> 코호트 2에서 선행 추세까지 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향 ····· 71

<표 4- 1> 근로시간 종속변수의 정의 ····· 80
<표 4- 2> 근로시간 변수 기초통계 ····· 81

<표 4- 3> 2012년 이후 근로시간 종속변수 기초통계 ····· 82
<표 4- 4> 모형에 사용된 변수 리스트 ····· 85
<표 4- 5> 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향: OLS 분석 결과 ····· 87
<표 4- 6> 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향: OLS 분석 결과 ····· 90
<표 4- 7> 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향: OLS 분석 결과 ····· 91
<표 4- 8> 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 94
<표 4- 9> 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 96
<표 4-10> 결혼과 자녀출산이 초과근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 98
<표 4-11> 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 총 근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 100
<표 4-12> 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 정규근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 102
<표 4-13> 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 초과근로시간에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 104
<표 4-14> 부부 근로시간 및 근로시간 격차 변수 기초통계 ····· 107
<표 4-15> 데이터 기초통계 분석 ····· 108
<표 4-16> 모형에 사용된 변수 리스트 ····· 109
<표 4-17> 자녀 수별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향: OLS 분석 결과 ····· 112
<표 4-18> 자녀 수별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 114
<표 4-19> 자녀 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향: OLS 분석 결과 ····· 115
<표 4-20> 자녀 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향: FE 분석 결과 ····· 117

그림목차

[그림 1- 1] 성별 연령-임금 윤곽선 및 임금격차(여성 임금/남성 임금) ····· 2

[그림 2- 1] 코호트별 연령-임금 윤곽선 ····· 21
[그림 2- 2] 코호트 1 성별 연령-임금 윤곽선 ····· 24
[그림 2- 3] 코호트 2 성별 연령-임금 윤곽선 ····· 24
[그림 2- 4] 코호트별 성별 연령-임금 윤곽선 ····· 25
[그림 2- 5] 코호트 1 교육수준, 성별 연령-임금 윤곽선 ····· 28
[그림 2- 6] 코호트 2 교육수준, 성별 연령-임금 윤곽선 ····· 29
[그림 2- 7] 코호트별 2년제 대졸자의 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 29
[그림 2- 8] 코호트별 4년제 대졸자의 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 30
[그림 2- 9] 코호트 1 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 32
[그림 2-10] 코호트 1 4년제 대졸자 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 33
[그림 2-11] 코호트 2 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 33
[그림 2-12] 코호트 2 4년제 대졸자 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선 ····· 34
[그림 2-13] 코호트 1 결혼할 집단과 하지 않을 집단의 성별 임금격차 ····· 36
[그림 2-14] 코호트 2 결혼할 집단과 하지 않을 집단의 성별 임금격차 ····· 36
[그림 2-15] 코호트 1 출산할 집단과 하지 않을 집단 성별 임금격차 ····· 38
[그림 2-16] 코호트 2 출산할 집단과 하지 않을 집단 성별

임금격차 ····· 39
[그림 2-17] 코호트 1 결혼 전후의 연령-임금 윤곽선 ····· 40
[그림 2-18] 코호트 2 결혼 전후의 연령-임금 윤곽선 ····· 41
[그림 2-19] 코호트 1 자녀출산 전후 연령-임금 윤곽선 ····· 42
[그림 2-20] 코호트 2 자녀출산 전후 연령-임금 윤곽선 ····· 42

[그림 5- 1] 우리나라 성별 임금격차의 균형 ····· 124

요 약

우리나라는 OECD 회원국 중 성별 임금격차가 가장 높다. 우리나라 다음으로 에스토니아와 일본이 있지만 우리나라의 성별 임금격차 수준은 2위, 3위인 에스토니아, 일본보다 거의 10%p나 높으며, 놀라운 것은 이렇게 높은 성별 임금격차 수준이 최근 20년간 거의 변화하지 않았다는 점이다. 우리나라의 경우 1990년대까지는 성별 교육수준(노동시장 이전 인적자본수준)의 격차가 좁혀져 오긴 했지만 여전히 남성의 평균 교육수준이 여성보다 높았다. 하지만 2000년대 이후 여성의 교육수준은 남성과 비등해졌음에도 불구하고 성별 임금격차는 거의 변화하지 않아, 우리나라의 성별 임금격차 이면에 작용하고 있는 현상들에 대한 연구의 필요성이 증가하였다.

특히 생산가능인구가 점차 감소할 것으로 예상되어 앞으로는 여성의 노동시장 참여가 매우 중요해질 것인데, 높은 성별 임금격차가 지속된다면 여성의 인적자본 축적 동기를 저하시키고 노동시장 이행이나 집중도(Labor market attachment)를 감소시키는 문제가 야기될 수 있다. 성별 임금격차 수준이 우리나라보다 훨씬 낮은 서방국가들은 성별 임금격차 완화를 위해 적극적인 정책적 노력(예: 성별임금공시제, 적극적 개선조치 등)을 시도하고 있으며, 우리나라의 경우도 이러한 정책적 노력이 필요해 보인다.

본 연구는 우리나라의 성별 임금격차가 특정 수준에서 변화하지 않고 머물러 있는 현 상황에 대하여 결혼과 자녀출산의 영향을 중심으로 분석해 보려고 하는데, 특히 우리나라의 높은 성별 임금격차를 통계적 차별이론(Phelsp, 1972)과 부부의 가사-노동시장 근로 분업(Specialization) 이론(Becker, 1981)에 기초하여 해석해 본다. 또한 데이터 분석을 통해 이론적 추론에 대한 직·간접적 근거를 제시한다.

통계적 차별이론에 의하면, 노동시장에서 수요자(고용주)가 여성 전체에 대하여 여성이 결혼 후 혹은 자녀출산 후 남성 근로자에 비해 생산성이 저하되거나 이직, 퇴직할 가능성이 높다는 편견을 가지게 될 경우, 개개인의 여성 근로자 혹은 구직자를 평가함에 있어 결혼이나 자녀출산 이후 나타날 수 있는 변화에 대한 불확실성을 고려하여 여성 근로자의 채용이나 성과평가, 승진심사, 임금산정에서 남성 근로자에 비해 높은 잣대를 적용하여 차별할 수 있다.

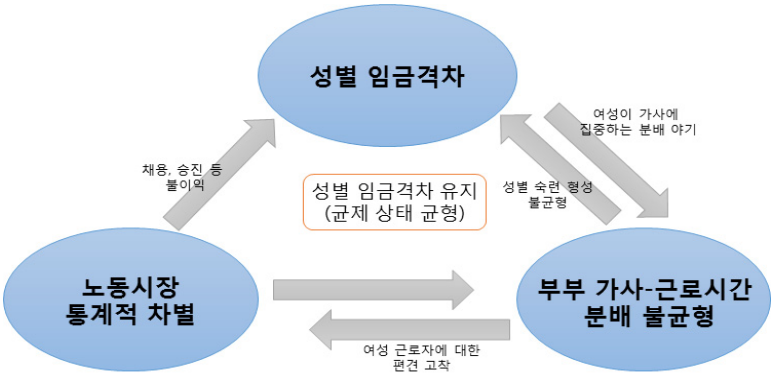
통계적 차별이 일면에서는 정보의 비대칭성으로 인해 발생하는 자연스러운 차별이라고 정당화될 수 있겠으나, 이것이 문제가 되는 것은 여성 근로자 집단 내에서도 연령에 따라 노동시장집중도(Labor market attachment)에서 차이가 나며, 관측 가능한 특성(학력, 학벌, 현재 회사에서의 성취수준) 등에 따라 결혼, 자녀출산 이후 노동시장 행태가 상이할 수 있음에도, 전체 평균에 대한 편견으로 여성 근로자를 평가하여 차별하는 것이기 때문이다. 이러한 통계적 차별이 노동시장에서 이루어지고 있다면, 여성 근로자들은 임금상승률이 높지 않은 일자리에 분포하거나, 성과평가에서 높은 잣대를 적용받아 승진에서 밀려 결혼 및 출산여부와 관계없이 임금상승률이 남성에 비해 낮아질 수 있다. 이는 최근 발표된 Gallen(2016)의 덴마크 노동시장 데이터 분석에서도 간접적으로 확인되었는데, 혼인 및 성별로 분류한 근로자 집단들의 임금과 생산성을 비교하였을 때 미혼 및 기혼 남성(생산성이 높은 집단)과 기혼 여성들(가장 생산성이 낮은 집단)은 각 집단별로 생산성에 맞는 임금을 받고 있지만 미혼 여성들은 생산성이 높은 집단임에도 이에 비해 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 부부역할분리(Specialization) 이론에 의하면 결혼이나 자녀출산 후 추가로 필요하게 되는 가사노동(자녀 양육 및 증가된 가구원 수로 인해 증가하는 가사노동)을 위하여 부부가 이용 가능한 시간(Disposable time)을 조절하고 재배분하여야 할 때, 부부의 가사노동과 노동시장 근로에서 상대적 우위로 역할분담을 정하게

된다. 이때 노동시장에서의 상대적 우위는 부부의 노동시장에서 기대소득을 결정짓게 된다. 따라서 우리나라와 같이 남녀 임금격차가 매우 심하여 남녀의 생애 기대소득의 격차가 크고 통계적 차별이 노동시장에서 존재하며 여성이 자녀출산 이후 승진이나 커리어 발전이 어려워질 것이라는 기대를 형성할 수 있는 상황이라면, 자녀출산 후 남성은 노동시장에서 경제활동에 더욱 매진하고 여성은 가사노동에 상대적으로 더 집중하게 되는 역할분담이 일어나게 될 것이다. 이러한 역할분담은 기대 생애임금에서 성별 격차가 심할수록, 아내가 남편에 비해 능력이 뛰어나고 현재 임금수준이 더 높은 경우에도 남편이 노동시장에 집중하는 방향으로 역할분담이 일어나도록 한다.

자녀출산 이후 부부 역할분리가 여성은 가사노동에 집중하고, 남성은 노동시장에 집중하는 양상으로 지속될 경우, 성별 임금격차에는 두 가지 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 첫 번째는 남성의 인적자본 축적을 여성보다 가속화하여(근로시간이 상대적으로 높아) 임금상승률을 높이며 여성의 임금상승률을 둔화시키는 것이다. 두 번째는, 이러한 평균적인 부부의 근로시간 분배 형태가 이미 편견을 가지고 있는 고용주들의 편견을 업데이트(Update) 하면서 여성에 대한 편견을 고착시키고 통계적 차별을 지속시킨다(그림 참조).

〔우리나라 성별 임금격차의 균형〕



본 보고서는 위의 이론적 추론을 바탕으로 우리나라 성별 임금격차에 관한 몇 가지 데이터 분석을 실행하였다. 제2장에서는 우리나라의 성별 임금격차에 관한 정형화된 사실들을 알아내고자 동일한 시점에 최종학력을 마친 남녀 사회초년생 집단을 두 코호트 그룹으로 추출하여 그들의 임금이 생애주기에 따라 성별로 어떻게 변화하는지를 추적하였다. 이전 연구들이 우리나라 생애주기의 임금과 노동참여율을 성별로 보여 M-곡선 형태의 여성이 결혼·출산기에 임금과 노동참여율이 일시적으로 하락하는 현상을 보이기는 했지만, 그러한 연구들은 동일한 코호트를 비교하지 않고 다양한 코호트들이 섞여 있는 횡단면 데이터를 이용한 분석들이었다. 따라서 평균 교육수준이 급격히 증가하고 노동시장집중도가 꾸준히 증가한 여성의 다양한 집단을 모두 활용하여 교육수준의 성별 격차, 노동시장집중도의 격차 등 다양한 효과들이 혼재되어 있는 그래프를 도출하였다. 본 연구는 이러한 문제점을 해결하고자 동일한 시점에 노동시장에 처음 진입한 남녀만을 추출하여 이들의 임금과 임금격차를 생애주기에 따라 추적하였다. 특히 결혼과 자녀출산의 영향을 알아보기 위하여 결혼 여부와 자녀출산 여부, 결혼 전후, 자녀출산 전후를 기준으로 분류된 남녀집단에도 같은 분석을 실행하였다.

그 결과 우리나라의 성별 임금격차에 관한 다음과 같은 다섯 가지 정형화된 사실들(Stylized facts)을 도출하였다. 첫째, 성별 임금격차는 노동시장 진입 직후부터 발생한다. 특히, 남성의 군복무 기간과 고용주가 군복무에 대한 경력을 인정해주는 관례까지 고려했을 때도 약 90%의 성별 임금비(남성 임금/여성 임금*100)가 관찰된다. 또한, 성별 임금비는 20대 중후반부터 급격하게 하락하였다. 따라서 결혼, 출산, 경력단절의 영향이 전혀 미치지 않는 집단에서부터 임금격차는 발생되고 심화되고 있다. 둘째, 경력단절 유무는 임금격차 심화를 거의 설명하지 못한다. 경력단절이 있는 집단과 없는 집단을 비교하였을 때, 경력단절이 없는 집단이 평균적으로 약간 높은 성별 임금비를 보이긴 하지만, 두 집단 모두 20대 후반부터 급격

하게 성별 임금비가 추락하는 동일한 추세를 보여, 경력단절보다는 다른 이유로 임금비가 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 결혼 및 자녀출산을 할 집단과 하지 않을 집단을 비교하였을 때, 결혼 및 자녀출산을 하지 않을 집단으로 정의된 집단이 연령이 높은 쪽으로 이동할수록 결혼준비나 출산준비의 영향을 받을 수 있긴 하지만, 두 집단 모두에서 성별 임금비 감소 추세가 동일한 형태인 우하향 형태로 20대 중후반부터 나타났으며 30대 초에 급격히 심화됨이 관찰되었다. 넷째, 결혼 전후, 출산 전후를 비교하였을 때는 모든 집단에서 성별 임금격차는 30대 초를 기점으로 급격히 심화되는 패턴이 동일하게 관찰되며, 결혼 전, 출산 전 집단이 심화되는 정도가 약간 완화된 모습을 보일 뿐이다. 결혼과 출산 모두 임금비를 평행이동(우하향)시키는 효과가 있는데, 출산이 결혼보다 더 급격한 변화를 야기하였다. 다섯째, 20대 후반과 30대 초중반 임금격차 관련하여 남성은 30대에 임금상승률이 급격히 증가하는 반면, 여성은 임금상승률이 완화되거나 감소하여 심화되는 것으로 나타났다.

이로써 제2장에서 발견된 성별 임금격차의 정형화된 사실들을 종합해 보면, 성별 임금격차가 결혼과 자녀출산, 경력단절과 관계없는 집단에서도 발견되며 공통적인 양상으로 심화되므로, 우리나라의 성별 임금격차에 관해서는 통계적 차별(Phelps, 1972)이라는 이론적 관점과 부부의 역할분리(Specialization) 이론(Becker, 1981)의 관점에서 설명되는 부분이 있을 것으로 확인되었다. 본 보고서의 제3장과 제4장은 제2장에서 발견된 노동시장 성별 임금격차의 정형화된 사실과 위의 이론적 설명에 대한 증거를 찾아보기 위해 데이터 분석을 실행하였다.

제3장에서는 제2장의 연령-임금 윤곽선에서 나타난 성별 임금격차가 시간이 흐름에 따라 확대되는 현상에 대해서 결혼과 출산이라는 사건이 미치는 영향에 초점을 두고 분석하였다. 결혼과 출산은 일반적으로 여성 임금근로자들에게는 근로시간 단축이나 노동시장 미참여 및 임금 하락을 초래하는 방향으로 작용하며, 남성의 경우에

는 영향이 없거나 반대 방향의 효과를 내는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 결혼과 출산이 임금에 미치는 영향을 분석하되, 기존의 연구들과는 달리, 성별로 분업이나 통계적 차별 등 여하한 이유에 의해서 결혼 및 출산 이전에도 남성과 여성이 다른 방향으로 임금 변화를 경험하는지를 살펴보았다. 기존 연구와의 한 가지 차이점은, 결혼 이전에 남녀 간 선행적으로 이미 임금이나 근로시간을 조정했을 가능성을 고려하여 결혼 이전 임금의 선행 추세를 고려하여 결혼과 출산에 따른 성별 임금 변동을 분석하였다는 점이다.

그 결과 선행 추세를 통제하였을 때 결혼 및 출산 이후 성별 임금격차는 더욱 커지는 것으로 나타났다. 즉, Becker가 제시한 분업에 따른 내생적인 조정에 의한 것이건 통계적 차별과 같은 외생적인 요소에 의한 것이건 남성과 여성은 결혼 및 출산 전부터 다른 방향의 임금 변화를 경험하였다. 아울러 반대 방향의 선행 추세와는 별개로, 선행 추세를 고려한 이후 남성의 임금 증가폭과 여성의 임금 감소폭은 더 크게 나타났는데, 이는 선행 추세를 고려하지 않은 다수의 분석에서는 결혼과 출산 이후 발생하는 성별 임금격차가 실제보다 과소 추계되었을 가능성을 시사한다. 이러한 임금격차 전체가 성별 차이에서 기인한 것이라고 보기에는 무리가 있지만, 본 연구에서는 개인의 야망, 능력 등을 개인고정효과 모형으로 통제하였기에, 그 효과의 일부는 성별에 따른 차별일 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 성별 차이는 산업이나 직군 및 근로자 개인 특성(경력, 근속연수, 고용형태 등)을 통제한 분석에서도 동일하게 나타나 동일 산업 및 직군, 비슷한 경력 수준과 고용형태의 종사자 간에도 결혼이나 출산이 임금에 성별로 다른 방향의 영향을 미치는 것이 확인되었다.

제4장에서는 제2장에서 확인된 결혼·출산기의 커리어 발달의 남녀 격차(임금상승률의 격차)를 근로시간 변수를 중심으로 분석해 보았다. 근로시간은 노동시장 이후 축적되는 인적자본에 대한 투자로 볼 수 있기도 하여, 출산으로 인해 남성은 증가, 여성은 감소로 근로시간 분배가 변화할 경우, 이는 인적자본에 대한 투자 격차로

이어지고, 이것이 다시 임금격차를 심화시키는 요인이 되기 때문이다. 분석은 크게 남녀, 기혼, 미혼, 자녀가 있는 집단, 없는 집단이 모두 포함되어 있는 개인 수준의 데이터 분석과 임금근로자로 노동시장에 참여하는 맞벌이 부부를 부부 단위의 분석으로 실행하였다. 특히, 자녀에 대한 개인적 선호나 부부의 선호 혹은 계획에 따라 근로시간과 자녀출산이 동시에 영향을 받고 있을 가능성을 고려하여, 두 분석에서 각각 개인고정효과와 부부고정효과를 통제하였다.

분석 결과, 결혼은 평균적으로 남성의 근로시간을 증가시키고, 자녀출산은 여성의 근로시간을 감소시키고 있었다. 이러한 패턴은 결혼, 자녀에 대한 선호와 개인의 커리어 야망, 능력 등 불관찰 개인특성 불변변수를 통제할 경우에도 발견되는데, 특히 자녀출산은 남성의 근로시간을 자녀출산 이전보다 증가시키며, 여성의 근로시간을 감소시켰다. 부부 단위의 데이터 분석에서도 비슷한 결과가 관찰되었다. 분석 결과, 맞벌이 부부는 자녀가 태어나 가사노동에서 양육의 부담이 증가하면, 부부의 근로시간 분배가 남편은 노동시장에 상대적으로 더 집중하는 방향으로 변화하는 것으로 나타났다. 이러한 자녀출산으로 인한 역할분담(Specialization) 효과는, 자녀 수가 많을수록, 그리고 자녀가 어릴수록 증가하였다. 맞벌이 부부집단은 모집단에 비해 자녀출산 전후로 근로시간 분배가 평등한 편이었고, 근로소득 이외의 소득과 자산규모가 낮은 집단인 관계로 모집단에 비해 자녀출산으로 인한 근로시간 변화 탄력성이 낮은 집단일 것으로 생각되어, 본 분석결과로 확인된 자녀가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향은 상당히 보수적인 추산이다.

종합하여, 제3장에서는 노동시장에서 결혼·출산과 관련하여 여성 노동자에 대한 차별이 존재할 가능성을 보이고, 제4장에서는 제2장에서 확인된 30대 남성, 특히 기혼남성의 급격한 임금증가와 30대 여성의 임금증가폭 감소가 결혼·출산기에 접어든 남녀의 근로시간을 각각 증가, 감소시키는 것과 관련될 수 있음을 보였다. 따라서, 현재의 성별 임금격차 수준이 유지되는 것은 앞서 이론적 추론과

같이 (1) 노동시장 수요 측면에서, 여성이 결혼, 출산과 관련되어 이직하거나 생산성이 낮아질 가능성에 대한 불확실성, 그리고 그로 인한 외생적(직·간접적 차별) 혹은 내생적(자발적 조정) 이유로 성별 임금격차가 발생하는 점, (2) 그 결과 발생되는 생애임금격차로 인하여 부부 내에서 자녀출산으로 인해 추가적으로 필요해진 가사노동시간을 아내가 상대적으로 많이 부담하고 남편이 노동시장에 집중하는 방향으로 균형점이 설정되는 것이, (3) 다시 수요자의 여성에 대한 편견을 고착시키면서 지속되는 것의 영향인 것으로 판단된다.

따라서 본 연구는, 성별 임금격차 수준을 감소시키기 위해서는 노동시장에서 여성에 대한 통계적 차별의 영향을 감소시키는 것뿐 아니라, 가정에서도 부부가 근로시간 분배를 현재보다 평등하게 배분하여서 자녀출산으로 인해 필요해진 육아부담 및 가사노동(가구원이 증가함에 따라 더 필요한)에 효율적으로 대처할 수 있도록 하는 정책적 조치가 필요하다고 주장한다. 통계적 차별을 감소시키기 위해서는 채용성 차별에 대한 감시·감독 및 처벌을 강화하여야 한다. 특히 채용이 통계적 차별이 가장 심각하게 일어날 수 있는 부분이며, 20대부터 여성들은 임금수준이 낮고 상승률이 낮은 직장에 분포되고 있는 것으로 확인되어, 채용 성차별 문제에 대한 정책적 개입은 성별 임금격차 완화를 위해 필수적이라고 판단하였다. 또한 이미 장기간 동안 편견이 형성된 수요자들이 자생적으로 편견을 변화시키는 것은 상당히 더딜 것이므로, 적극적 고용개선조치(Affirmative action)를 더욱 엄격하게 시행할 필요가 있으며, 최근 유럽 국가들이 확산적으로 도입하고 있는 성별임금공시제와 제반정책들이 우리나라에도 도입될 필요가 있어 보인다.

동시에 부부의 근로시간 및 가사노동 분배를 평등화시키기 위한 노력이 필요하다. 부부 근로시간 및 가사노동 분배를 평등하게 혹은 노동시장에 영향을 덜 미치는 방향으로 변화시키는 것에 관해서는 두 가지 정책개입 방향을 고려할 수 있는데, 한 가지는 부부가 가진 총 이용 가능한 시간(Disposable time)에 대한 접근이며 다른 한 가

지는 부부의 가사노동시간 분배에 대한 정책적 접근이다. 본 연구 결과로 우리나라의 근로시간 수준은 (근로시간 분배가 평등한 편인) 맞벌이 부부조차도 자녀출산을 기점으로 근로시간을 탄력적으로 변화시켜야 할 만큼 근로시간이 높다는 것을 확인하였다. 따라서, 이용가능한 시간을 증가시켜주는 최근 시행된 주 52시간 근로시간 단축은 성별 임금격차 완화에 효과가 있을 것으로 보이며 육아기 근로시간 단축제 확대 시행 등을 통해 자녀양육의 부담이 있는 근로자의 근로시간과 비공식 근로시간을 감소시키려는 노력이 지속되어야 한다. 예컨대 우리나라의 경우 육아기 근로시간 단축은 최대 2년까지만 가능하지만 우리보다 진보적인 가족정책을 가진 스웨덴에서는 육아휴직제도와 별개로 자녀가 만 8세가 될 때까지 선택적으로 근로시간을 최대 25%까지 감축하여 근무할 수 있도록 한다.

다음으로 부부의 가사노동시간 분배에 관한 정책적 접근은 성역할의 고착으로 형성된 노동시장 수요자(사용자)의 편견을 제거하는 데도 중요한 영향을 줄 것으로 보이는데, 부부의 가사 분배 수준을 정책으로 직접 관여하기는 매우 어렵고 어쩌면 부적절하지만, 그럼에도 불구하고 자녀양육에 관해서는 맞벌이 부부의 공평한 역할분배를 유도할 수 있는 육아휴직정책이 시행될 수 있다. 우리나라는 세계적으로 가장 모성보호와 육아휴직제도가 잘 수립되어 있는 국가 중 하나이지만, 실제 사용률에 있어 성별 차이가 매우 극심하다. 이것은 물론 임금 보전율이 매우 낮은 이유도 있겠지만, 남성들 또한 부부 역할분배에 있어 밖에서 일을 하여야 한다는 가정과 사회의 편견으로 인해 육아휴직을 활발히 사용하지 못하는 측면도 있을 것이다. 이러한 측면을 고려하여, 서방 국가들은 육아휴직의 부부할당제[1]를 도입하고 있으며, 스웨덴의 경우 육아휴직 급여를 '부모보험'이라는 별개의 사회보험을 설립하여 지원하며 육아휴직을 '사회

1) 자녀 1명당 할당되는 육아휴직 기간이 부부 단위로 총일수가 정해지며, 부부 중 아내와 남편이 반드시 사용하여야 하는 비율이 정해져 있다. 사용하지 않으면 다른 배우자가 사용할 수 없다.

보장 보험상 권리'로 지정하였다. 스웨덴에서는 이러한 방식의 육아휴직이 도입된 후 남성의 육아휴직률이 급격하게 증가한 바 있으며 영국 등 주변 국가들도 최근 이러한 방향으로 육아휴직제도를 개편하고 있다. 남성의 육아휴직률이 증가하면 사용자의 편견(여성만 육아휴직을 쓰고 출산 후 생산성이 감소될 것이라는)이 감소하는 효과와 여성과 남성의 노동시장 진입 후 인적자본 축적의 평등화가 이루어져 임금격차를 완화하는 효과가 있을 것으로 보인다.

종합하여, 본 보고서는 현재의 성별 임금격차는 노동시장의 균형과 가정 내 가사분배의 균형점이 양 균형을 지지하며 일어나는 현상으로, 경제학적 표현을 빌리자면, 균제균형상태(Steady-state equilibrium)라고 판단한다. 이 균형을 고착시키는 요인은 노동시장에서 여성이 결혼과 출산을 겪으면 생산성과 노동시장집중도가 떨어지게 될 것이라는 통계적 차별과, 그 차별을 고착시키는 가정에서 맞벌이 부부의 노동시장에서 일과 가정 일에 대한 불균등한 시간 분배의 상호작용이라고 보았다. 그래서 이러한 균제상태의 균형점(Equilibrium point)을 이전하기 위해서는, 노동시장 성차별을 완화하는 정책과 맞벌이 부부의 근로시간을 감축시키는 정책 그리고 부부의 자녀양육을 위한 역할분담이 평등해질 수 있도록 유도하는 형태의 육아휴직정책 도입을 제안한다.

제 1 장
서 론

제1절 문제의식

남녀 임금격차로 대표되는 노동시장에서 남녀의 성취 격차는 최근 가장 관심을 끄는 우리나라 노동시장의 특성 중 하나이다. 남녀의 임금격차 및 기타 노동시장 성취 격차는 사실 오래전부터 두드러지는 현상이었고, 세계 각국에서도 동일하게 발견되는 현상이지만, 유독 우리나라의 케이스가 이슈가 되는 것은 남녀의 인적자본수준, 즉 교육수준의 격차가 거의 사라진 지 오랜 시간이 흘렀음에도 OECD 회원국 중 남녀의 노동시장에서의 성취 격차가 여전히 가장 높고(OECD, 2018) 거의 좁혀지지 않는 격차 수준을 유지하고 있기 때문이다.

많은 국내외 연구들은 남녀 임금격차의 원인을 결혼과 출산, 자녀양육의 부담으로 인한 경력단절, 근무유연성이나 강도를 이유로 한 이직 등으로 보고 있다. 우리나라의 경우도 생애임금이나 노동시장 참여를 나타내는 그래프에서 결혼・출산・자녀양육이 잦은 30대에서 임금이나 노동참여가 감소하는 M-자형 커브를 보인다.

[그림 1-1]은 노동패널 전체 샘플을 활용하여 성별 연령-임금 윤곽선과 남녀 임금비를 보여주고 있다. [그림 1-1]에 따르면, 임금격차는 20대 후반~30대 초반까지 좁혀지다가 30대 중반을 지나면서 급격하게 심화되

〔그림 1-1〕 성별 연령-임금 윤곽선 및 임금격차(여성 임금/남성 임금)

자료 : 한국노동패널 1~20차.

는데, 남성의 임금은 30대에 급격하게 성장하는 반면, 여성은 성장률이 둔화되다가 감소하여 임금격차가 심해진다. 30대는 결혼과 출산, 영유아 양육기에 해당되어 결혼과 출산의 기간이 성별 임금격차에 심대한 영향을 미치고 있는 것으로 나타난다.

따라서 본 연구에서는 결혼과 출산기간이 성별 임금격차에 미치는 영향의 정도를 추정하며(제3장) 결혼과 출산이 성별 임금격차에 영향을 미치게 되는 경로(제4장)에 대해 탐구한다. 특히, 본 연구에서는 (1) 노동시장 성차별과, (2) 결혼 혹은 출산 후 성별로 가사와 노동시장에서의 노동 중 특정 영역에 대해 비대칭적으로 특화(Specialization) 혹은 집중하게 되는 현상이 함께 성별 임금격차를 발생시키고 유지시키는 요인으로 보았다.

먼저 통계적 차별이론(Phelps, 1972)에 의하면 고용주가 채용하려는 지원자의 생산성에 대해 비대칭적으로 정보를 가지게 되었을 시, 고용주가 사용하는 채용 절차나 시험을 사용하더라도 지원자의 생산성에 대해 한정적인 정보만 얻을 수 있게 되어, 지원자 개인의 생산성이 아닌 지원자

의 관측 가능한 특징(예: 인종, 성별)으로 분류한 집단의 평균 생산성에 따라 임금이나 채용, 승진 커트라인을 설정하게 된다. 만약 고용주가 여성의 생산성에 관하여 통계적인 '편견'을 가지고 있다면, 남성에 비해 낮은 임금을 제시하거나, 남성에 비해 더 높은 기준을 채용, 승진에 적용하여 여성이 좋은 일자리 취직이나 직장 내 승진에서 남성에 비해 더 어려움을 겪을 수 있다.

결혼·출산과 연결지어서 보자면, 최근까지 우리나라 여성들은 상대적으로 남성에 비해 가사노동의 짐을 (자발적이든, 비자발적이든) 더 많이 지고 있어 야근이나 회식문화에 남성에 비해 참여도가 낮아 이러한 기준으로 생산성을 평가해 오던 고용주는 결혼·출산 이후 여성의 생산성이 저하된다는 통계적 '편견'을 가질 수 있다. 또한 노동시장에서 여성이 결혼 혹은 출산 후 일·가정 양립을 하지 못해 이탈하거나 비공식노동(회식 등)에 소극적인 경향이 있었기에 실제 생산성보다 장시간 근무로 생산성을 판단했던 고용주는 통계적으로 여성이 퇴사율이 높고 조직 충성도가 떨어진다는 판단으로 여성 전체 집단에 대해 통계적 차별을 할 수 있다.

한편, 차별이론과 별개이지만 연관성이 있는 또 다른 설명은 자녀양육 및 가사노동(Home-production)에 투입되는 시간과 노력 그리고 노동시장에서 노동을 위해 필요한 시간과 노력에 대해 부부가 상대적 우위에 따라 분업을 하게 된다는 역할분담(Specialization) 이론이 있다(Becker, 1965; 1981).[1] 맞벌이를 하게 되더라도 부부 중 상대적으로 노동시장에서 임금수준 혹은 평생소득(임금상승률을 반영한)이 더 높은 쪽이 노동시장에 상대적으로 시간과 노력을 더 쏟고, 더 낮은 쪽이 노동시장에 참여하더라도 상대보다 가사에 더 많은 시간과 노력을 쏟게 된다는 이론이다.[2]

---

1) Becker(1981)의 논문은 비교우위교역의 관점에서 가사와 노동의 분업에 대한 모형을 제시하였다. 이 모형에 따르면 남성의 임금 프리미엄이 높을수록 여성이 가사에 조금 더 집중하는 것이 효용을 최대화하는 선택이 된다.

2) 물론 여성이 남성에 비해 자녀양육에 대해 본능적으로 선호가 있을 수 있다. 그렇다 할지라도 역할분담을 결정지을 때는 노동시장에서의 기대소득이 고려될 것이다. 예를 들어, 자녀양육에 대한 선호가 매우 높은 여성의 경우, 그 여성이 노동시장에 더 집중하기 위해서는 남편보다 기대소득이 꽤 높아야 하겠지만, 여전히 노동시장 기대소득을 고려하여 부부 역할분담을 정하게 된다.

차별이론과 관계 지어보았을 때, 현재 남녀가 결혼·출산 후 노동시장 집중도나 참여도의 차이가 심하여 고용주의 통계적 차별이 발생하고 있는 상태라면, 남성은 결혼 후 노동시장에 집중하는 것이, 여성은 가사일에 남편에 비해 더 집중하는 것이 합리적인 선택이며 균형(Equilibrium) 상황이 될 것이다. 따라서 통계적 차별이라는 제약(Constraint)하에서는, 여성이 가사를 더 많이 책임지게 되는 가사 분업이 가장 적절한 선택이 될 것이고, 이것이 다시 고용주의 차별을 고착시키는 방향으로 작용할 것이다.[3)]

따라서 본 연구는 현재 관찰되고 있는 우리나라의 매우 높은 임금격차 수준에 대하여, 차별이론과 부부 가사분배 이론 등을 직·간접적으로 검토하는 실증분석을 수행한다. 기존 실증 연구들에 관한 정리는 다음 절에서 하도록 하고, 이 장의 끝에서 연구의 구성에 대하여 설명한다.

제2절 기존 문헌

남녀의 성별 임금격차와 추이에 관해서는 여러 국가에 대해 많은 연구들이 있었다. 특히 미국에서 연구가 활발하였는데, 미국의 남녀 임금격차가 1960년대 이후 급격하게 감소하다가 2000년대 이후 약 17~20%대에서 거의 변화하지 않은 추세에 대하여 설명 요인을 찾아내는 연구가 주를 이루었다.

---

3) Phelps의 통계적 차별이론을 인적자본에 대한 투자결정과 연계시킨 Lundberg and Startz(1983)의 연구는 인적자본 투자 수준이 생산성을 결정하는 중요한 요인이며, 기업이 두 그룹(인종 혹은 성별로 구분되는)의 생산성에 대한 불확실성이 소속된 그룹별(예 : 흑인, 백인)로 차이가 있을 때, 통계적으로 생산성에 대한 불확실성이 큰 그룹에 낮은 임금을 제시하게 되는데, 이때 노동시장의 균형은 생산성에 대한 불확실성이 높은 그룹은 그 결과 인적자본에 더 낮은 투자를 함으로써, 차별이 지속되는 균형을 도출한다. 이와 같은 함의를 여성의 출산 후 퇴사 혹은 생산성 감소의 가능성과 연계지어 보면, 여성의 퇴사에 대한 불확실성이 높아 기업은 낮은 임금을 제시하게 되고, 임금이 낮기 때문에 여성이 자녀를 출산하였을 때 유보임금보다 노동시장 임금이 낮아질 가능성이 높아 퇴사결정을 할 가능성을 높게 유지시키고, 통계적 차별은 지속되는 균형이 도출될 수 있다.

미국의 경우, 2000년대 이전 성별 임금의 수렴 경향은 여성의 교육수준 증가와 그로 인한 여성의 고임금 직업군으로의 진출 영향이 컸고(Blau and Kahn, 1997; Black and Juhn, 2000), 동시에 근로자의 신체적 요건이 중요한 제조업 중심의 경제에서 서비스업 등 인지능력(Cognitive skills)을 중요시하는 산업의 확장으로 인해 교육에 대한 보상수준(Return)이 높아서 남녀 임금격차가 감소하였다(Welch, 2000). 하지만 2000년 이후에는 교육수준의 증가와 경력의 증가는 더 이상 임금격차를 주요하게 변화시키지 못했다(Blau and Kahn, 2016). 미국에서도 최근 여성의 평균 교육수준이 남성에 비해 높게 나타나지만, 이러한 변화는 임금격차에 거의 아무 영향을 미치지 않으며(Goldin, Katz and Kuziemko, 2006; Murphy and Topel, 2014), 특히 최상위층에 해당하는 교육수준이나, 직업, 임금분위의 여성들의 경우 2000년대 이후 임금격차는 25%대에서 변화하지 않았다(Blau and Kahn, 2016).

따라서 최근에는 좁혀지지 않는 임금격차에 대한 연구가 활발히 이루어졌는데, 그 초점은 다시 1981년 발표된 Becker의 가사, 노동분업의 이론으로 돌아왔다. 가사노동을 줄여주는 기계의 발명을 통해 1900년대 중반 이후 여성의 노동시간에 대한 기회비용의 감소, 남성과 여성의 가사노동에 대한 생산성 비교우위의 격차감소로 인해 남녀의 임금격차와 노동참여 격차가 감소하였고(Greenwood and Gunner, 2008), 여성의 출산에 대한 결정력 증가로 인해 마찬가지로 남녀 임금격차와 노동참여 격차가 감소한 바 있다(Baily, Hershbein, and Miller, 2012). 그러나 이러한 가사의 양과 성별 생산성 격차 감소라는 변화, 여성의 교육수준이 남성에 비해 높아지는 변화에도 불구하고 현재도 남녀 임금격차가 상당한 수준에서 유지되고 있는 것에 대하여 학자들은 다시 결혼과 출산, 그리고 가사노동의 중요성에 대해 주목하고 있는 것이다.

최근 실증 연구들은 결혼·출산이 남녀의 임금에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 특히, 결혼·출산 결정은 커리어 선택과 내생적으로 관련될 우려가 있어 특정 직업을 선택하는 여성이나 남성 집단으로 샘플을 한정하여 흔히 연구하였다. Bertrand, Goldin and Katz(2010)는 남녀 시카고 경영대학원 졸업생의 임금을 일정기간 추적하였더니, 남녀 졸업생들

은 졸업 당시 임금수준이 비슷했지만 점차 임금상승률의 차이로 임금격차가 발생하고 자녀출산을 기점으로 심화됨을 발견하였다. 이러한 패턴은 법학대학 졸업생을 대상으로 한 연구들(Wood, Crcoran, and Courant, 1993; Goldin, 2014)에서도 나타난다. 노동시장 생산성이 상당히 높은 여성 집단에서도 자녀출산과 관련된 임금격차가 두드러지게 나타남을 알 수 있다.

우리나라에서도 결혼과 출산이 여성의 임금에 영향을 미치고 있다는 점을 인지한 연구들이 있었는데, 대개는 경력단절이 여성 임금에 미치는 영향을 파악하는 방향으로 진행되었다. 김종숙・이택면(2011)의 연구는 경력단절의 임금손실 정도를 OLS 분석과 PMS(Propensity Score Matching) 방식으로 추정하였는데, 경력단절의 유형에 따라 OLS 방식은 4~27%의 임금손실을 야기하는 것으로 나타났다. 김주영 외(2009)의 연구에서도 성별 임금격차는 2000년대 이후 크게 완화되지 않았으며, 경력에 대한 보상(Return) 정도가 최근 들어 점차 커지고 있어, 여성의 결혼과 출산으로 인한 경력단절이 임금격차를 심화시키는 원인이 될 수 있다고 주장하였다.

그렇다면, 경력단절을 야기하는 결혼과 출산이 남성과 여성의 임금에 미치는 평균적인 영향의 규모는 어떨까? 먼저 결혼의 경우, 남성은 결혼에 대한 임금 프리미엄이 존재하는 것으로 나타난다.[4] 하지만 이러한 임금 프리미엄은 거의 대부분이 결혼하는 남성의 우성선택(Positivce selection)에 의한 것이다(Korenman and Neumark, 1991). 하지만 Korenman and Neumark(1991)는 우성선택효과를 제거한 후에도 결혼한 남성의 임금상승률이 더 높아짐을 확인하고 이를 가사분업으로 인한 변화라고 보았다. 여성의 경우 결혼과 임금의 상관관계는 남성에 비해 분명한 편은 아니다. 하지만 최근 데이터에서는 결혼하는 여성 또한 남성처럼 우성선택(Positive selection)이 약간 있는 것으로 나타난다(Killewald and Gough, 2013).

자녀출산이 여성 임금에 미치는 영향은 결혼보다 훨씬 두드러지는 것을 데이터에서 확인할 수 있다. 인적자본이 비슷한 여성을 자녀 유무로 비교한 연구에 따르면, 미국의 경우 추정 방법에 따라 '모성 페널티(자녀

4) 미국의 경우 대략 10~40%의 임금 프리미엄이 cross-section 데이터에서 나타난다(Korenman and Newumark, 1991; Antonovics and Town, 2004).

가 있는 여성의 임금손실 규모)'는 약 5~17%로 나타난다(Waldfogel, 1997; Budig and England, 2001; Wilde, Batchelder, and Ellwood, 2010). 특히, 독일 데이터를 구조모형을 사용하여 분석한 연구에서는, 약 27%의 모성 페널티를 발견한다(Adda, Dustmann, and Stevens, 2015). 이 수치는 Choi(2016)에서 한국노동패널을 활용하여 출산결정과 임금의 역인과성을 통제한 추정에서 나타나는 수치(9~27%)와 거의 비슷하다.

가사분업을 직접적으로 남녀 임금격차와 연관시킨 연구는 많지 않다. 최근 발표된 Christian Siegel(2017)의 연구에 따르면 미국 여성의 임금이 올라갈수록 출산율이 감소하는 추세는 최근 40년 사이에 정체를 이루고, 여성의 임금은 꾸준히 증가하지만 출산율이 감소하지 않은 것을 두고 American Time Use Servey(ATUS)를 구조적 모형을 통해 분석하였다. 그 결과 남성의 가사참여 증가로 인해 가사분배가 평등해질수록 여성의 노동시장 참여 및 (남성 대비) 상대임금 증가와 출산율과의 상관관계를 감소시켰음을 보였다. 이 논문은 여성의 상대임금 증가와 가사노동 참여 정도를 직접 비교하지는 않았으나, 여성의 가사노동 부담 감소와 여성 임금 증가는 일정 상관관계가 있는 것을 보여주었다. 따라서 자녀출산 이후에는 여전히 가사분업이 여성 양육에 더 많은 노력과 시간을 쏟는 쪽으로 변화하는 것이 오늘날에서도 중요한 임금격차의 요소임을 알 수 있다. 미국에 비해 더 보수적이며 노동시장 남녀 성과격차가 심한 우리나라의 경우에는 자녀출산뿐만 아니라 결혼까지도 임금격차를 심화시키는 요인일 수 있음을 암시한다.

한편 노동시장에서 출산·결혼유무와 관계된 남녀의 임금격차와 성차별의 가능성에 대해 직접적으로 논의하는 연구는 많지 않다. 인수분해방법을 사용하여 임금격차를 분해하여 개인의 인적자본수준, 노동시장에서의 인적자본수준 등을 통제하고도 발생하는 임금격차에 대해서 차별의 가능성을 논하는 논문들은 많이 있지만(김주영 외, 2009; 안주엽 외, 2007), 결혼과 출산유무에 집중하는 연구는 흔치 않다.

국가 간 비교 연구들은 남녀의 노동시장 참여도 격차가 적은 국가일수록 남녀 임금격차가 적은 것을 발견하는데(Olivetti and Petrongolo, 2008) 이러한 결과도 통계적 차별의 함의를 뒷받침한다. 남녀의 노동참여 격차

가 적을수록 고용주의 여성의 이직 가능성에 대한 불확실성이 줄어들기 때문이다.

또한 우리나라 언론에서도 소개된 적이 있는, Yanna Gallen(2016)의 논문은 덴마크의 고용주-피고용자가 매치된 행정 데이터를 사용하여 남녀의 생산성 격차를 계산했는데, 남성과 자녀가 있는 기혼여성은 생산성에 맞는 임금을 받고 있지만, 미혼여성과 자녀가 없는 여성은 결혼과 자녀출산이 활발히 일어나는 30대 초반에 생산성보다 훨씬 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다. 자녀출산 후 생산성 감소 혹은 퇴사의 통계적 확률을 가지고 있는 미혼여성에 대한 임금차별은 앞서 소개한 통계적 차별이론의 함의와 일치하는 발견이다.

세계적으로 보았을 때 사회 및 노동시장 내 성평등이 가장 진전된 국가인 덴마크(Olivetti and Petrongolo, 2008)에서도 통계적 차별이 발생하고 있는 것을 보았을 때, 우리나라에서도 상당한 수준의 통계적 차별이 발생하고 있을 것으로 보인다. 특히 장시간 근로가 만연하고, 수당 외 야근이나 회식참여(비공식 근로)를 생산성의 한 요소로 보는 우리나라의 노동시장 문화에서는 맞벌이를 할 경우 노동시장에 참여하면서 부부가 가정에 쏟을 수 있는 시간이 절대적으로 부족하여, 자녀출산 이후 부부의 가사와 노동시장에서 근로에 시간을 분배할 때 부부 중 한 사람이 노동시장에 집중하고 다른 한 사람이 가사에 집중하는 노동 특화(Specialization)가 필수적이다. 따라서 기업 입장에서는 자녀출산을 할 가능성이 있는 여성 혹은 자녀가 있는 여성의 생산성 감소·퇴사 가능성에 대한 불확실성이 덴마크에 비해 높아 통계적 차별이 더 심할 것으로 예상된다.

본 보고서에서는 데이터의 한계로 인해 통계적 차별의 수준을 Gallen(2016)처럼 분석할 수 없지만, 결혼과 자녀출산이 남녀의 임금격차에 미치는 영향을 분석하고 분해하여 가사분배의 영향뿐만 아니라 차별 가능성에 대해서도 논의한다.

제3절 연구의 구성

본 보고서에서는 상호관계가 있을 것으로 보이는 노동시장 내 통계적 성차별과 가구 내 가사분업 이론을 기반으로 하여 생애주기에 따른 남녀 임금격차를 설명해보려 한다. 구체적으로 각 장에서 다루는 분석은 다음과 같다.

제2장에서는 남녀의 교육수준 격차가 거의 사라진 최근 코호트를 대상으로 생애주기에 따른 남녀의 임금격차를 추적하여, 정형화된 사실을 파악한다. 이때 최근 코호트는 1990년대 후반 최종학력을 마친 집단과 2000년대 초반 최종학력을 마친 집단으로, 1~20차에 걸친 노동패널에서 각각 평균 10년, 7년 관측되는 표본들로 구성되어 있다. 이들의 임금격차의 추이를 전체 평균, 결혼과 자녀출산 여부로 정의된 집단, 경력단절 여부로 정의된 집단으로 나누어 비교하여 임금격차의 심화와 생애주기의 사건들의 관계성에 대하여 알아본다.

제3장에서는 결혼·자녀출산이 남녀 임금격차에 미치는 영향을 알아보는데, 특히 결혼과 자녀출산이 남성과 여성의 임금에 성별로 상이한 영향을 미치는지를 알아보며, 남성과 여성의 노동시장 관련 변수를 최대한 통제하여 비슷한 일자리에서 근무하는 비슷한 경력 등의 자격요건을 갖춘 남녀가 성별로 그리고 생애주기의 사건 경험유무에 따라 임금에서 격차가 발생하고 있는지를 확인해 본다. 이로 인해 확정적(Definite)이지는 않지만 암시되는 노동시장에서의 결혼 및 자녀출산과 연관된 성차별의 중요성에 대해 알아본다.

제4장에서는 성역할 분리현상을 데이터에서 확인하려고 한다. 맞벌이이며 부부가 모두 임금근로자인 가구를 제3장 임금분석에 사용된 모집단에서 추출하여 부부의 근로시간 분배가 자녀출산으로 인해 어떻게 변화하는지를 알아본다. 만약 근로시간 분배가 자녀출산으로 인해 남편은 근로시간을 증가시키고 아내는 감소시키는 방향으로 변화한다면 이것은 노동시장 진입 이후 성별 인적자본 투자수준에서 차이를 야기하여 임금격

차를 심화시키는 요인이 되기 때문이다.

마지막으로 제5장은 보고서의 각 장의 결과를 전체적으로 정리하며 정책 시사점을 도출한다.

제 2 장
생애주기와 노동시장 성별 임금격차

제1절 머리말

이 장에서는 한국노동패널을 활용하여 생애주기에 따른 성별 노동시장 임금의 변화추이를 분석한다. 기존 연구들이 임금격차의 수치를 단편적으로 보였다면, 이 장에서는 비슷한 시점에 노동시장에 첫 진입한 남녀를 추출하여 그들의 임금격차가 생애주기를 지나며 변화하는 추이를 연령-임금 윤곽선(Age-earnings profile)과 성별 임금비 추세로 보여줌으로써 노동시장 임금격차와 생애주기와의 관계성에 대한 함의를 도출한다. 이 장에서 파악되는 임금격차와 생애주기와의 관계적 특징들을 제3장과 제4장에서 엄밀한 방법으로 검증하고 현상의 이면에 있는 원인에 대한 탐색을 하려고 한다.

특정 시점에 노동시장에 진입한 남녀의 코호트를 추출하여 분석하는 이유는 지금까지는 횡단면의 전체 연령대를 대상으로 한 생애주기에 따른 임금 분석이 주를 이루었는데 이는 다양한 출생 코호트(연령대)의 임금격차를 연결한 것으로, 개인의 생애주기에 따른 임금격차로 해석하는 데는 무리가 있다. 예컨대, 횡단면 자료를 사용하는 연령-임금 윤곽선에서 M-커브 형태를 형성하는 30대 중반~40대 중반 여성과 같은 그림 안에서 20대나 50대의 커브를 형성하는 집단은 각기 다른 출생 코호트의 집

단들이다. 합동횡단면(Pooled-cross-section)에서 도출되는 연령-임금 윤곽선도 비슷한 해석의 한계를 가진다.

같은 예로, 제1장에서 본 [그림 1-1]와 같은 합동횡단면(Pooled-Cross-section)의 연령-임금 윤곽선에서 나타나는 30대 중반~40대 중반의 M-커브 형태는 최근 조사연도 당시의 30대 임금수준과, 수년 전에 30대였던 다른 출생연도 코호트의 30대 때 임금이 합쳐져서 생성하는 커브이다. 따라서 이 장에서는 노동시장 진입시점을 기준으로 추출한 코호트들의 임금과 성별 임금격차를 생애주기에 따라 추적하는 분석을 한다. 특히, 코호트 간 비교 및 개인의 인적 특성, 특히 혼인과 출산과 관계하여 성별 임금수준 및 임금성장률 격차의 추이를 분석한다.

여러 가지 노동시장 성과변수 중 임금수준과 임금성장률을 분석하는 이유는 본 분석을 위해서는 장기간 관측되는 노동시장성과 변수가 필요한데, 임금수준은 1~20차에서 관측되며 관측 수가 많아 유의미한 분석을 할 수 있기 때문이다. 이 장에서 사용하는 '임금수준' 변수는 구체적으로는 임금근로자의 임금(Wage)이며, 임금에 집중하는 이유는 성별로 노동시장에서 제시(Offer)받는 임금의 격차를 알아보기 위해서이다. 사용되는 임금변수는 명목임금을 그대로 사용하는데 동일 시점에 노동시장에 진입한 표본들을 연령의 증가에 따라(연도의 증가에 따라) 추적하고 있기 때문이다.[5)]

본 분석을 위해 사용된 표본은 한국노동패널 1~3차에서 최종학력을 마치고 노동시장에 처음 진입한 남녀이다. 노동패널은 2018년도 기준, 20차까지의 데이터가 축적되어 있어, 이들에 대해 개인당 평균 12년(11.8년)의 시점을 추적하고 있다. 추가적으로 8~10차 노동시장 첫 진입 남녀도 사용하는데,[6)] 이들은 평균 8년에 가까운 시점(7.8년) 동안 추적되어, 코호트 1과 2를 활용하여 남녀 임금격차와 생애주기의 주요 사건들(결혼과 출산)과의 관계성을 시각화하여 분석할 수 있다. 또한 두 코호트 간의 비교

5) 본 분석에서는 같은 시점의 표본들만을 비교하고 있으므로 명목임금으로 비교하였다.

6) 코호트 간 비교를 위해서 추가로 코호트를 선정하였다. 다만, 노동패널이 20차년도까지 자료가 있으므로, 최종학력 졸업 후 결혼, 자녀출산까지 경험할 수 있는 코호트를 추가로 선정하다 보니 8~10차 코호트를 선정하게 되었다.

를 통해 시간의 흐름에 따른 격차추이의 변화를 알아볼 수 있다. 한편, 장기간 추적 가능한 집단을 선택해야 하는 문제로 인해 노동패널 초반 표본들이 추출되었는데, 두 표본이 추출된 시점이 경기변동이 심하던 시기(금융위기-코호트 1, 회복기-코호트 2)이지만 두 코호트 비교 시 경기변동의 영향으로 짐작될 만한 두드러진 차이는 없었다.

다음 절에서는 사용된 표본 구성방법을 설명하고 기초통계 분석을 수행하며 제3절과 제4절에서는 코호트별, 성별 연령-임금 윤곽선을 비교 분석한다.

제2절 표본 구성방법 및 특징

1. 표본 구성방법

코호트별 연령-임금 윤곽선(Age-earnings profile)과 성별 임금비(여성임금/남성 임금)를 도출하기 위하여 두 코호트를 한국노동패널에서 추출하였다. 첫 번째 코호트(Cohort 1)는 노동패널 1~3차년도에 2년 이내 최종학력을 마친 개인들 중, 각 학력수준별 90% 이상이 졸업하는 연령 이내에 졸업을 한 개인으로 이루어진 집단이며, 두 번째 코호트(Cohort 2)는 같은 기준으로 노동패널 8~10차년도에 발견되는 개인들로 이루어진 집단이다. 1개년도의 졸업자만을 사용하지 않고 1~3차년도 표본, 8~10차년도 표본을 한 코호트로 통합한 이유는 표본 수를 최대화하기 위해서이다.

또한, 출생연도별로 코호트를 구성하지 않고 최종학력 졸업시점을 기준으로 코호트를 구성한 이유는 최종학력을 마친 후 노동시장에 비슷한 시점에 진입한 남녀 간 비교를 하는 것이 목표이기 때문이다. 출생연도별 코호트를 구성하였을 때 최종학력 완료 이전의 임금효과와 최종학력 완료 이후 노동시장에서 받는 임금의 효과를 분별하기 어렵다.

한편, 졸업 당시의 연령에 대한 제한을 두는 것은, 최종학력을 마친 후 다시 학교로 돌아가 더 높은 학력을 이수하는 개인들이 있는데, 이들의

경우 최종학력 졸업 후 노동시장에서 받는 임금이 연속적으로 교육을 수료한 후 노동시장에 처음 진입하여 받는 임금과 이질적일 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 학력수준별 90% 이상의 졸업자가 졸업하는 최소의 연령 이내에 졸업하는 개인들만을 표본으로 삼았다. 구체적인 표본 추출 기준은 다음과 같다.

<코호트 1>

가. 졸업연도

(1-1) 노동패널 1차년도(1998년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학을 2년 이내(1996~98년)에 졸업한 자
(1-2) 노동패널 2차년도(1999년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학을 2년 이내(1997~99년)에 졸업한 자
(1-3) 노동패널 3차년도(2000년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학을 2년 이내(1998~2000년)에 졸업한 자

나. 졸업 당시 연령

(2-1) 고등학교 졸업자 - 만 20세 미만
(2-2) 2년제 대학 졸업자 - 만 26세 미만
(2-3) 4년제 대학 이상 졸업자 - 만 28세 미만

<코호트 2>

가. 졸업연도

(1-1) 노동패널 8차년도(2005년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학을 2년 이내(2003~05년)에 졸업한 자
(1-2) 노동패널 9차년도(2006년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년

제 대학을 2년 이내(2004~06년)에 졸업한 자

(1-3) 노동패널 10차년도(2006년) 발견자 중 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학을 2년 이내(2005~07년)에 졸업한 자

나. 졸업 당시 연령

(2-1) 고등학교 졸업자 - 만 20세 미만

(2-2) 2년제 대학 졸업자 - 만 28세 미만

(2-3) 4년제 대학 이상 졸업자 - 만 29세 미만

* 중퇴자는 생략됨 - 중퇴 시점을 정확히 알기 어렵고, 최종학력이 정확히 파악되지 않음.

위와 같은 방식으로 추출된 표본은 코호트 1 전체 970명 중 여자 535명, 남자 435명, 코호트 2 전체 906명 중 여자 479명, 남자 427명이다. 전체 관측치는 코호트 1은 11,986개, 코호트 2는 7,622개로 개인당 평균 관측 연수는 코호트 1은 11.8년, 코호트 2는 7.8년이다. 학력수준별 표본 수는 <표 2-1>에 정리하였다.

〈표 2-1〉 코호트 1, 2의 조건별 표본 추출 당시 표본 수 분포

(단위 : 명)

코호트 1 N=11,986			코호트 2 N=7,622		
전체	여성	남성	전체	여성	남성
970	535 (55%)	435 (45%)	906	479 (53%)	427 (47%)
학력수준별					
고등학교 졸업					
253	161 (30%)	92 (21%)	170	96 (20%)	74 (17%)
2년제 대학 졸업					
430	222 (41%)	208 (48%)	306	167 (35%)	139 (33%)
4년제 졸업 이상					
287	152 (29%)	135 (31%)	430	214 (45%)	216 (50%)

자료 : 한국노동패널 1~20차.

전체적으로 남자에 비해 여자가 약간 많이 추출되었는데, 남자의 경우 최종학력 졸업 이후 군복무를 하는 경우가 있어서이다. 학력수준별로는, 코호트 1과 코호트 2에서 분포가 상이하게 나타나는데, 코호트 2에서는 코호트 1에 비해 고졸자는 감소하고 4년제 이상 대졸자의 비율이 대폭 증가하여 코호트 1과 코호트 2가 교육 투자 면에서 이질적인 부분이 있음을 발견할 수 있다. 코호트 1과 2 모두에서 전체 성별 표본 수 대비 교육수준의 분포를 계산해 보면, 남성은 여성에 비해 고졸과 2년제 대학 졸업비율이 낮고 4년제 대학비율이 높게 나타난다.

2. 표본의 특징 및 횡단면 임금격차

본 장의 분석을 위해 구성된 코호트 1과 코호트 2의 특징을 <표 2-2>와 <표 2-3>에서 정리하였다. <표 2-2>는 관측치 전체에 대한 기초통계를 정리하고 있으며 <표 2-3>은 개인별로 표본에 처음 진입하였을 당시를 기준으로 기초통계를 정리하고 있다.

관측치 전체를 대상으로 보았을 때, 코호트 1의 평균 연령은 전체 약 31세로, 여성은 약 30세, 남자는 약 32세이며, 코호트 2의 평균 연령은 전체 29세, 여성 28세, 남자 30세로 남자가 약 2세 높다. 표본 진입 당시를 기준으로 보았을 때도 코호트 1은 남자의 연령이 약 1.4세, 코호트 2는 약 2세 높게 나타난다. 남자의 평균 연령이 2세 높은 것은 대체로 학업기간 중 마치는 군복무의 영향이 있는 것으로 보인다.

혼인율은 코호트 1은 전체 50%, 코호트 2는 전체 33%로 코호트 1의 추적기간이 코호트 2에 비해 긴 것 때문이다. 비슷한 맥락에서, 코호트 1의 평균 자녀 수는 0.7명인 데 반해 코호트 2의 평균 자녀 수는 0.4명이다. <표 2-3>에 정리된 관측 기간 내에 혼인을 경험할 확률의 경우, 코호트 1은 62%, 코호트 2는 44%로 나타나며, 관측 기간 내에 자녀를 가질 확률은 코호트 1은 55%, 코호트 2는 38%로 나타난다. 따라서 추출된 표본을 활용하여 결혼과 출산이 남녀의 생애임금에 미치는 영향을 분석하는 것이 가능하다는 것을 확인할 수 있다.

노동시장과 관련된 지표를 보면, 노동참가율은 코호트 1에 비해 코호트

2가 전체적으로 높게 나타나는데, 남자의 경우 코호트 1과 2는 차이가 없지만, 여자의 경우 코호트 2가 더 높다. 이는 최근 코호트일수록 노동참가율이 높은 것일 수도 있지만, 코호트 2의 경우 출산육아기에 해당되는 관측 수가 코호트 1에 비해 적어서일 가능성도 있다. 학력수준별로는 코호트 1과 코호트 2에서 동일하게 학력수준이 높을수록 노동참가율이 높아지는 것으로 나타났다. 여성의 경우 코호트 1에서는 4년제 이상 대졸자가 다른 학력수준 그룹에 비해 노동참가율이 7% 높았는데, 코호트 2에서는 학력수준별 노동참가율의 격차가 약간 감소하였다.

고용률의 경우 전체적으로 코호트 2(70%)가 코호트 1(64%)보다 6% 높고, 성별 격차가 코호트 1은 23%였는 데 반해, 코호트 2는 16%로 감소하였지만 남녀 간 격차는 여전히 큰 것으로 나타났다. 관측 기간 내에 고용을 경험할 확률(고용경험률)은 코호트 1보다 코호트 2가 약간 더 높다. 코호트 2의 관측기간이 더 짧은 점을 고려할 때 코호트 2가 코호트 1에 비해 취업에 더 적극적인 것으로 보인다. 학력수준별로는 학력이 높을수록 고용률이 증가하는 패턴은 코호트 1과 2가 차이가 없었다. 다만, 코호트 1에서는 고졸과 2년제 대학 졸업자에 비해 4년제 대학 졸업자의 고용률이 남녀 모두에게서 월등히 높게 나타났지만, 코호트 2에서는 2년제 대학 졸업자와 4년제 대학 졸업자의 고용률의 격차가 성별과 상관없이 좁혀졌다.

임금의 경우 평균 경력수준이 코호트 1이 높음에도 불구하고 코호트 2의 평균임금이 높게 나타난다. 교육수준별로도 고졸과 2년제 대학 졸업자의 경우 코호트 2의 평균임금이 높고 4년제 대졸자의 경우에만 코호트 1의 평균임금이 높다. 이는 고졸과 2년제 대학 졸업자들의 고용의 질이 1990년대 후반에 비해 2000년대 초에 개선되었거나 코호트 1의 고졸, 2년제 졸 임금의 연령 및 경력에 따른 상승률이 크지 않았을 가능성을 암시한다.

4년제 대졸자의 경우, 임금이 2년제 대학 졸업자나 고졸자의 임금에 비해 가파르게 상승하는 경향이 있어서, 코호트 1의 초년기 임금수준이 코호트 2의 초년기 임금수준에 비해 낮음(물가상승의 영향)에도 불구하고 코호트 1의 4년제 대졸자의 경력에 따른 임금상승분이 반영된 평균임금에서 코호트 1의 평균임금이 코호트 2보다 높게 나타난다.

<표 2-3> 하단에 정리된 코호트, 성별로 첫 일자리 발견 당시의 임금을 보면, 전체적으로는 코호트 1에 비해 코호트 2가 첫 일자리에서 받는 평균임금이 높게 나타난다. 첫 일자리 발견 당시 평균임금은 코호트 1이 93.3만 원, 코호트 2는 140.8만 원으로 47.5만 원이 높다. 학력과 성별로 보았을 땐, 고졸은 남자의 첫 일자리 임금 증가폭이 여자에 비해 월등히 높다. 고졸 여성은 22.6만 원 증가하여 30% 증가한 반면, 남성은 41.75만 원 증가하여 48% 증가하였다. 2년제 졸업자의 경우 여자는 42.8만 원 증가, 남자는 40.8만 원이 증가하였고, 4년제 졸업자의 경우 여성은 37만 원 증가하여 38% 증가했고, 남성은 39만 원이 증가하여 28%가 증가하였다.

혼인 상태와 자녀 유무별로는 기혼이 미혼보다 임금수준이 남녀 모두에게서 높게 나타나고, 자녀가 있는 집단이 없는 집단보다 임금수준이 높다. 그 이유는 전자의 경우 평균 연령대가 높아 평균적으로 경력이 높고 임금수준이 높은 것으로 보인다.

〈표 2-2〉 코호트 1, 2 관측치 전체 기초통계

관측치 전체	코호트 1			코호트 2		
	전체	여성	남성	전체	여성	남성
평균 연령	31.05	30.25	32.08	29.08	27.97	30.30
혼인률	0.50	0.51	0.47	0.33	0.31	0.35
평균 자녀 수	0.67	0.73	0.58	0.36	0.35	0.36
노동참가율	0.70	0.60	0.84	0.75	0.67	0.84
고등학교	0.64	0.58	0.75	0.61	0.61	0.61
2년제 대학	0.70	0.58	0.83	0.78	0.69	0.89
4년제 대학 이상	0.77	0.65	0.91	0.79	0.69	0.90
고용률	0.64	0.54	0.77	0.70	0.63	0.79
고등학교	0.56	0.51	0.65	0.55	0.54	0.57
2년제 대학	0.63	0.52	0.76	0.73	0.64	0.83
4년제 대학 이상	0.73	0.61	0.86	0.75	0.66	0.84
평균임금	203.26	147.42	253.71	217.06	173.49	225.34
고등학교	131.36	103.27	175.04	155.45	137.88	183.90
2년제 대학	181.43	127.93	225.52	193.32	158.41	224.45
4년제 대학 이상	260.48	197.37	309.87	244.78	193.63	284.38
기혼	270.01	193.07	318.74	285.98	219.25	320.79
미혼	137.02	116.11	163.73	179.04	157.48	204.70
자녀 있음	279.17	198.27	336.12	289.32	212.11	329.42
자녀 없음	154.80	120.83	188.79	194.88	165.48	225.03

〈표 2-3〉 코호트 1, 2 표본 추출 당시 기초통계

관측 개인 전체	코호트 1			코호트 2		
	전체	여성	남성	전체	여성	남성
코호트 진입 당시 평균 연령	22.37	21.76	23.12	23.84	22.93	24.87
혼인경험률	0.62	0.66	0.57	0.44	0.44	0.45
출산경험률	0.55	0.61	0.49	0.38	0.40	0.35
고용경험률	0.89	0.89	0.90	0.90	0.90	0.91
첫 일자리 발견 당시 평균임금	93.25	79.45	110.13	140.84	124.32	159.04
고등학교	74.18	68.11	87.31	107.67	96.81 (n=63)	129.06 (n=32)
2년제 대학	84.50	75.84	93.96	127.53	121.27	134.79
4년제 대학 이상	117.77	95.24	141.10	158.59	132.2	180.11

연령-임금 윤곽선 분석을 통한 임금격차 분석에 앞서 임금격차의 수치를 코호트 간 간략히 비교해 보자. <표 2-4>는 이 장에서 중점적으로 분석하는 임금격차를 <표 2-2>와 <표 2-3>에서 정리한 평균임금수준을 바탕으로 계산한 수치를 보여준다.

코호트 1에 비해 코호트 2는 전체 집단과 첫 일자리에서 모두 임금격차 수준이 완화된 것으로 나타난다. 학력수준별로도 전반적으로는 임금격차가 완화된 모습을 보이지만, 고졸의 경우, 첫 일자리 임금격차는 코호트 2에서 심화된 것으로 나타난다.

결혼 및 출산과 관련하여서는 코호트 1과 2에서 기혼의 임금격차가 미혼의 임금격차보다 심한 것으로 나타난 반면, 자녀와 관련해서는 자녀가 있는 집단의 임금격차가 자녀가 없는 집단의 임금격차보다 덜한 것으로 나타난다. 이는 남성의 경우 기혼자는 대체로 우성선택(Positive selection)되며, 여성의 경우 자녀를 가지면서 노동시장에 남아 있는 경우 우성선택이 된다는 학계의 일반적인 연구결과[7]들을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

7) 임금격차 연구들 중 많은 연구들이 기혼남성이 양성선택됨을 보였고(Korenman and Newumark, 1991; Antonovics and Town, 2004), 여성 중 자녀를 가지면서 노동시장에 남을 수 있는 여성들은 양성선택됨이 최근 데이터를 활용한 연구들에서 드러나고 있다(Choi, 2016; Nielsen et al., 2004).

〈표 2-4〉 코호트 1, 2 남녀 임금격차

임금격차 (여성 임금/남성 임금)	코호트 1		코호트 2	
	전체	첫 일자리	전체	첫 일자리
임금격차	0.58	0.72	0.77	0.78
교육수준별 임금격차				
고등학교	0.59	0.78	0.75	0.75
2년제 대학	0.57	0.81	0.71	0.90
4년제 대학 이상	0.64	0.67	0.68	0.73
혼인상태별 임금격차				
기혼	0.61		0.68	
미혼	0.71		0.77	
자녀 유무별 임금격차				
자녀 없음	0.59		0.64	
자녀 있음	0.64		0.74	

다음 절에서는 결혼, 자녀출산, 경력단절 여부로 분류된 다양한 집단별 연령-임금 윤곽선을 비교하여 관측되는 단순한 임금격차 수치의 함의를 조금 더 면밀히 분석해 보도록 한다.

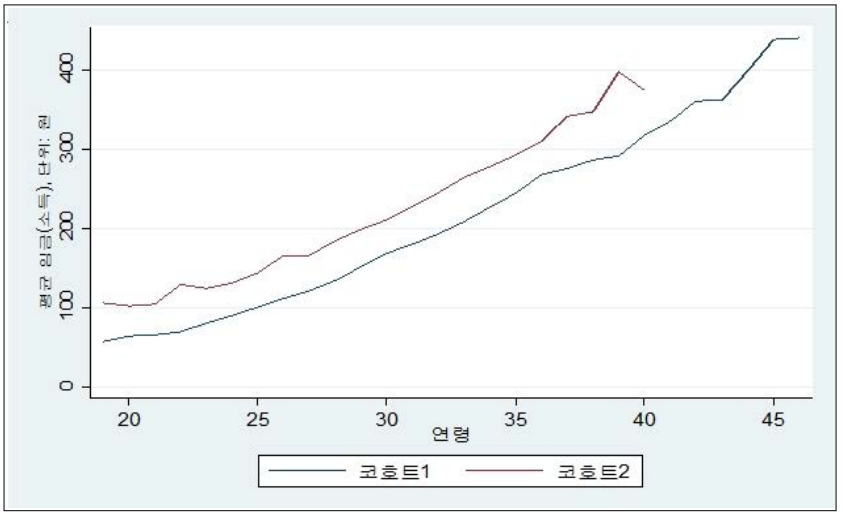
제3절 생애주기에 따른 노동시장 임금격차

1. 생애주기와 성별 임금격차

결혼과 출산, 경력단절과 남녀의 생애 임금격차의 관계성을 분석하기에 앞서, 코호트 1과 2의 임금-연령 윤곽선을 간략히 비교하고, 코호트별 남녀의 임금-연령 윤곽선의 격차의 기본 추이를 알아보도록 하자.

먼저 [그림 2-1]의 코호트별 연령-임금 윤곽선을 보면, 코호트 1의 각

〔그림 2-1〕 코호트별 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

연령별 평균임금이 코호트 2의 각 연령별 평균임금보다 낮은 것으로 나타난다. 코호트 1과 2 간의 노동시장 진입시점의 격차인 최소 5~11년간의 물가상승률을 감안하였을 때 자연스러운 결과이다. 두 코호트는 각 연령별 임금수준의 차이가 거의 같은 모습으로 평행하는 모습을 보인다.

다음은 성별 연령-임금 윤곽선과 성별 임금비(여성 임금/남성 임금 X 100)의 추세선이다. [그림 2-2]와 [그림 2-3]은 코호트별로 연령-임금 윤곽선과 임금비를 나타내고 있고, [그림 2-4]는 코호트 1과 코호트 2를 한 그래프에 그려 코호트 간 비교를 돕는다. 코호트 1과 코호트 2 모두 남자의 성별-임금 윤곽선이 높게 나타나며, 증가율(기울기)도 훨씬 높은 것으로 나타난다. 임금비의 경우 코호트 1과 2에서 모두 20대 후반, 30대 초중반 사이에 매우 급격한 감소가 확인되어 결혼·출산 적령기에서 임금격차의 심화가 확인되었다.

코호트별로 자세히 분석해 보면, 코호트 1의 경우 25세까지 남녀의 임금격차는 거의 없지만 25세 이후 격차가 발생하기 시작하며 30세를 기점으로 격차가 심화된다. 이것은 남자의 임금상승률이 20대 초반부터 여자의 임금상승률보다 높은데다 30대 이후 가파르게 상승하는 것과, 30~35

세 사이에 여성의 임금상승률은 20대 임금상승률보다 둔화되었다가 35세 이후에 20대보다 약간 높은 임금상승률로 회복하지만, 여전히 남자에 비해 낮은 상승률을 경험하는 것으로 비롯된다. 여자는 30대 후반에 가까워져야 30대 남자의 임금상승률과 비슷한 상승률을 보인다.

임금비 추세선을 보면 임금격차의 심화과정이 더욱 극명히 나타난다. 20세 중후반까지는 90%대를 유지하는 성별 임금비가 약 27~28세를 기점으로 하락하기 시작하여 30~34세 사이에 매우 급격하게 추락하고 그 추세가 완화되지만 이러한 임금비 폭락은 30대 후반까지 이어져, 30대 후반에는 임금비 수준이 60%를 겨우 넘는 정도까지 낮아진다. 이는 30~35세의 시점에서 결혼·출산이 가장 활발하게 일어나는 시점이기 때문인 듯하며, 35세 이후에 임금성장률이 다시 가파르게 증가하며 임금비 하락 추세의 완화가 나타나는 것은 아마도 결혼·출산 기간에 노동시장에서 상대적으로 덜 성공적인 여성들이 탈락하는 표본선택효과(Sample selection effect)가 반영되며 동시에 자녀가 일정 연령까지 자라 자녀양육 부담이 감소하는 연령에 진입하여서인 듯하다.

20대 중후반에 나타나는 90%의 임금비도 의아한 면이 있는데, 같은 연령에서 남녀를 비교하였을 때 군복무의 영향으로 여성의 노동시장 경력이 남성에 비해 1~2년 정도 높아, 우리나라에서는 남성의 군복무를 경력으로 인정해주는 경우가 많다고 할지라도 같은 연령에서는 남녀의 임금격차가 거의 없어야 한다. 하지만 데이터상에서는 이미 20대 때 약 10%의 남녀 임금격차가 발견된다. 이는 여자의 경우 노동시장 진입 초부터 남자에 비해 임금과 임금상승률이 높지 않은 일자리를 가지게 되거나, 같은 일자리 안에서도 여러 가지 이유로(예: 업무배치, 승진차별 등) 임금상승률이 남자에 비해 뒤처지고 있을 가능성을 암시한다.

코호트 2의 경우 코호트 1과 마찬가지로 20대 초반에 남자의 임금이 약간 높고 20대 후반(약 27세)까지는 남녀의 격차가 90%대로 유지된다. 다만, [그림 2-4]에서 알 수 있듯이 코호트 1에 비해 코호트 2의 노동시장 진입 초기 임금격차가 더 크게 나타나며 임금격차의 심화가 오히려 코호트 1보다 약간 일찍 나타나는 것은 주목할 만하다. 여성의 교육수준이 코호트 1에 비해 상승한 것과 코호트 1에 비해 코호트 2가 취업에 더 적극

적이었던 것을 고려하면 코호트 2의 초기 노동시장 성별 격차는 좁혀질 것으로 예상되기 때문이다.

또한 코호트 1과 마찬가지로, 남성의 군복무 기간을 경력으로 인정하는 고용주가 많지만, 여성이 노동시장에 상대적으로 일찍 진입하기 때문에, 결혼·출산 전 20대에서는 연령에 따른 성별 경력 격차가 거의 없음에도 남녀의 임금격차가 두드러지는 것은 노동시장 내 차별의 가능성을 암시하는 대목이다.

한편, 코호트 2의 경우에는 20대 후반 시작되는 임금비의 추락추세가 코호트 1에 비해 단기간에 나타나고 추세가 덜 가파르다. 코호트 2의 임금비 추락 추세는 약 33세, 34세 정도에 70% 후반 수치를 기록한 후 서서히 증가하는 것으로 보인다. 이는 코호트 1에 비해 코호트 2가 상대적으로 노동시장집중도(Labor market attachment)가 높아 결혼 및 자녀출산 후에도 노동시장에서 커리어를 이어가는 경향이 높아서이거나, 코호트 1에 비해서는 양질의 일자리에 분포하여 결혼과 자녀출산의 영향을 적게 받고 있을 가능성을 나타내는 것일 수 있다.

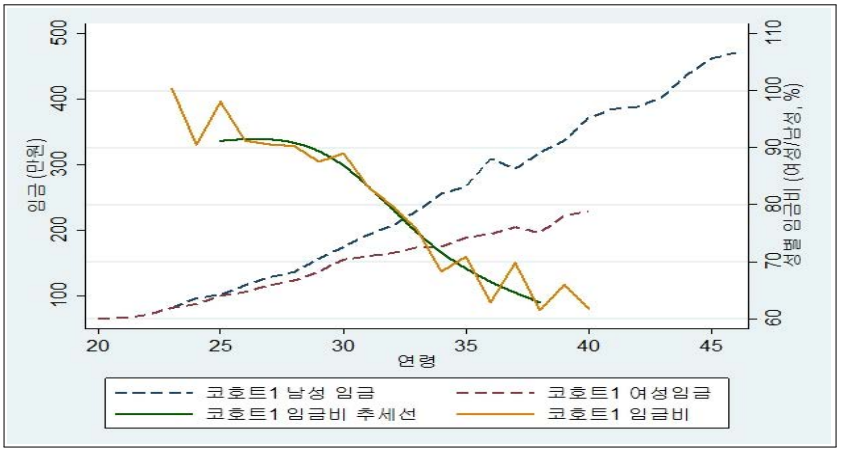
종합적으로 코호트 1과 코호트 2를 비교해 보면, 두 코호트 간 세대차이가 약 5년 정도로 크지는 않지만, 남녀의 임금격차가 노동시장 진입 초기부터 존재하며 최소한 시간이 갈수록 노동시장의 남녀 격차가 좁혀지고 있지는 않다는 것을 보여준다. 임금상승률의 경우 코호트 1과는 달리 코호트 2에서는 여성의 임금상승률이 30대에 접어들어 감소하지 않고, 20대 때의 추세를 유지하는 것으로 나타나며 기혼남성의 임금상승률의 가파름 정도도 코호트 1에 비해 감소하였다. 그리하여 임금격차가 코호트 1처럼 30대 초에 매우 심화되기는 하지만 노동시장에 남아 있는 여성들은 결혼·출산으로 인한 임금감소 추세가 일정부분 완화된 것처럼 보인다. 이는 아마도 미국 데이터 분석을 한 연구들에서 발견된 것처럼[8] 최근으로 올수록 여성의 노동시장에 대한 집중도(Attachment)가 높아짐과 그로 인해 남성의 커리어 몰입도도 감소한 것의 영향으로 보인다. 다만 남성의 경우 코호트 1에 비해서는 완화되었지만, 코호트 2에서도 커리어 발전의 척도로 볼 수 있는, 30대 초반에 임금상승률이 더 가파르게 상승하여, 30

8) Greenwood and Gunner(2008), Blackburn and Korenman(1994) 참조.

대 임금상승률의 격차가 30대 이후 임금격차를 심화시키는 원인인 것으로 파악된다.

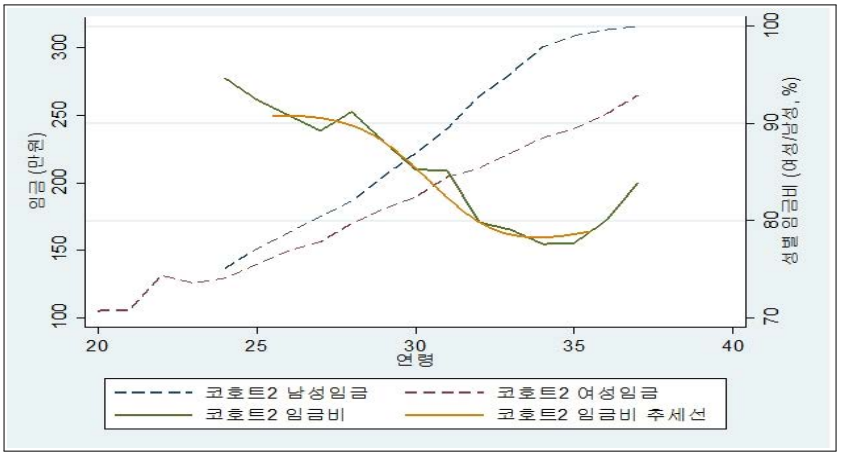
[그림 2-1], [그림 2-2], [그림 2-3], [그림 2-4]는 남녀의 학력분포의 차이를 고려하지 않은 그림이다. 다음 절에서 학력까지 고려한 남녀의 임금격차의 생애주기에 따른 추이를 확인하여 보도록 하자.

〔그림 2-2〕 코호트 1 성별 연령-임금 윤곽선



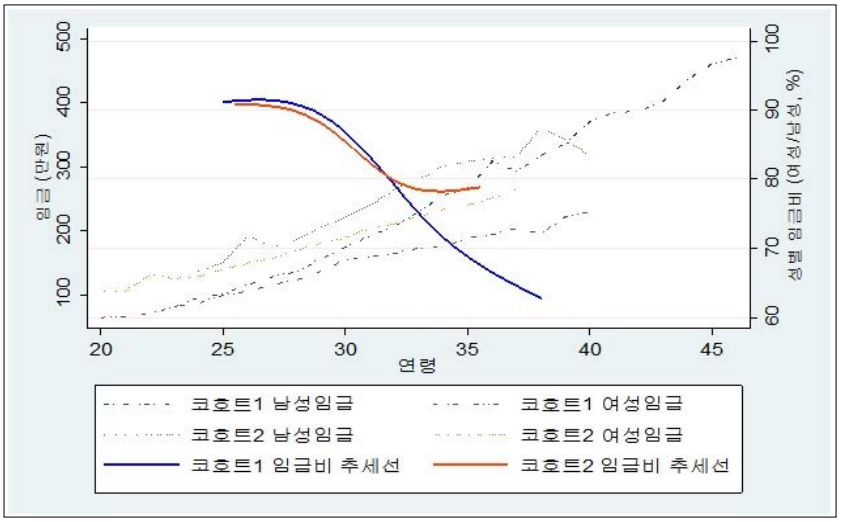
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-3〕 코호트 2 성별 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-4〕 코호트별 성별 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

2. 교육수준별 성별 임금격차

코호트 1과 코호트 2의 남녀 표본은 성별 평균교육수준 격차가 존재함을 제2절에서 확인한 바 있다. 따라서 앞선 분석에서 드러난 남녀 임금격차가 남녀의 평균교육수준의 차이의 영향을 일정 반영하고 있을 가능성이 있어, 이번에는 남녀의 생애 임금격차를 교육수준을 통제하여 비교하여 보았다. 고등학교 졸업자의 경우 관측 표본 수가 적은 관계로 2년제 대학 졸업자와 4년제 대학 졸업자를 중심으로 비교하였다.

[그림 2-7]의 코호트 1의 2년제 졸업자의 경우 26세쯤부터 임금격차가 시작되며 남자는 임금상승률이 여자보다 높고 꾸준히 증가율을 유지하는 것으로 나타나는 반면, 여자의 경우 29세쯤부터 증가율이 감소하여 35세 즈음에는 거의 증가하지 않는 것으로 나타나 성별 임금격차가 20대 후반부터 점점 심화되는 모습을 보인다. 임금비 추세선은 이러한 변화를 뚜렷이 보여주는데, 2년제 졸업자의 임금비 추세선은 27세를 기점으로 90% 아래로 떨어진다. [그림 2-5]에서 4년제 졸업자와 비교하여 보면, 4년제 졸업자에 비해 급격하게 감소 추세를 이어가며 35세 전후로 감소 속도가

줄어든다. 2년제 졸업자의 경우 결혼·출산 기간이 4년제 졸업자에 비해 조금 앞설 것을 고려하면 20대 후반 이후 임금상승률 둔화와 임금격차 심화가 결혼·출산의 영향 때문인 것으로 추측할 수 있다.

코호트 1의 4년제 졸업자는 2년제 졸업자에 비해 늦게, 약 30세쯤부터 임금격차가 발견되고 심화되는 추이를 보인다. 따라서, 20대 때 발견되는 전체 표본의 임금격차는 고졸과 2년제 대졸자의 남녀 임금격차로 비롯된다고 볼 수 있다. 하지만 4년제 졸업자도 30세 이후 임금비가 꾸준히 감소하며 특히 31세에서 35세까지의 기간 동안 매우 가파르게 감소한다. 이것은 커리어 발전의 척도인 남녀의 임금상승률 격차로 인해 비롯된다. 4년제 졸업 여성의 30대 임금상승률은 2년제 졸업 여성과는 달리 꾸준히 증가하긴 하지만 4년제 졸업 남성은 30대 임금상승률이 20대에 비해 급격하게 증가한다.

여기서 주목할 점은 크게 두 가지이다. 첫째, 4년제 졸업 여성은 2년제 졸업 여성과 달리 임금상승률이 감소하지는 않고 꾸준히 상승하지만 4년제 남성이 30대에 임금을 가파르게 높여가는 추세를 기준으로 삼으면 4년제 졸업 여성의 임금은 상승이 상대적으로 둔화된다고 볼 수 있다. 30대가 결혼·출산이 활발하게 일어나는 연령인 관계로, 결혼·출산과 관련지어 해석해 본다면, 4년제 졸업 여성(중 30대에 노동시장에 남아 있는 여성)의 경우 결혼·출산을 기점으로 자신의 기존 직장이나 업무보다 낮은 수준으로 이행하지는 않는 것처럼 보이지만 커리어를 발전시키는 수준이 남성에 비해 떨어지면서 임금상승률이 남성에 못 미치는 것처럼 보이고, 2년제 졸업 여성의 경우 결혼·출산을 기점으로 발생하는 직업이나 업무의 이행이 기존 수준에 못 미치거나 2년제 졸업자가 근무하는 사업체들이 4년제 졸업자에 비해 규모가 작고 인사관리가 명확한 기준에 의해 이루어지는 경향이 적을 것이므로, 차별 등 다른 요인의 영향이 있는 것으로 보인다.

둘째, 결혼·출산의 영향이 없는 20대 시절부터 2년제 대학 졸업 남성의 임금이 4년제 대학 졸업 여성보다 높다는 점이다. 이것은 여성의 경우 능력수준 대비 일자리 매칭의 질이 노동시장 진입 초기부터 남성에 비해 떨어졌을 가능성을 암시하며, 일자리 매칭이 떨어지는 원인 중에는 고용

차별도 있었을 것으로 보인다. 왜냐하면 결혼·출산이 아직은 먼 시점에서 여성이 자발적으로 저임금근로를 선호하여 선택하였을 가능성은 높지 않기 때문이다.

코호트 2의 경우에도 코호트 1에 비해 관측 기간이 짧은 것을 제외하고는 비슷한 추세를 보인다. 2년제 졸업자, 4년제 졸업자 모두에게서 노동시장 진입 초기부터 임금격차가 나타나는데, 두 집단의 차이점은, 2년제 졸업자 남성은 20대 초중반부터 이미 여성에 비해 임금상승률이 가파른 것으로 나타나 임금비가 20대 중반부터 가파르게 감소하는 모습을 보인다. 반면 4년제 대졸자는 30세까지는 진입 당시 임금격차 수준이 유지되다가 30세 이후에 남성의 임금상승률은 약간 가팔라지는 반면 여성은 남성에 비해 임금상승률의 증가폭이 적어 임금비가 꾸준한 추세로 감소하는 모습을 보인다. 한 가지 놀라운 점은, [그림 2-8]에서 극명히 드러나듯이, 코호트 1의 4년제 임금비가 더 높은 수치, 거의 98%에서 시작되며, 코호트 2의 4년제 임금비는 같은 20대 후반 연령에서 90%에 살짝 못 미치는 수준에서 시작된다. 최근에 가까울수록 노동시장 참여 정도와 노동시장 이전 인적자본 투자수준에서 남녀의 차이가 없어지며, 심지어는 노동시장 이전 인적자본 투자가 여성이 남성을 넘어서는 추세로 변화하였음에도 불구하고 최근 코호트의 노동시장 초기 임금격차가 이전 코호트보다 높은 수준인 것은 매우 놀랍다. 다만, 코호트 1에 비해 코호트 2의 대졸 여성의 임금비 감소 추세는 둔화되어 약 35세 이후에는 코호트 1의 임금비가 코호트 2의 임금비보다 낮은 수준으로 역전된다.

한편, 코호트 1의 4년제 대졸자 남성에 비해 코호트 2의 4년제 대졸자 남성의 임금상승률이 높지는 않은데, 이는 코호트 2 시점(2000년대 중반)에 들어 호봉제가 폐지되고 연봉제가 확산된 것의 영향을 일정 반영하는 것으로 보인다.[9] 전반적으로는 코호트 2에서도 여전히 남녀의 임금격차가 발견되며 30세를 기점으로 심화되기는 하나 코호트 1에 비해 심화 추세가 덜 급격하다.

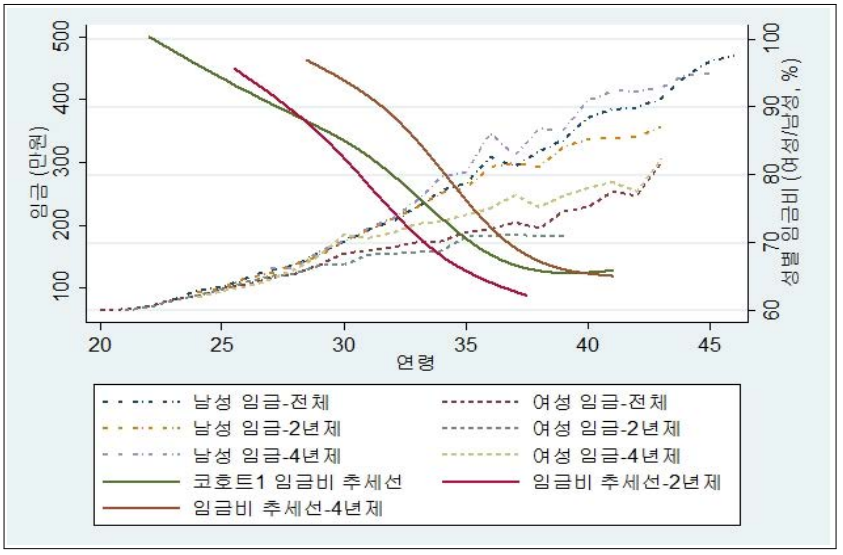
---

9) 사업체패널의 연봉제/호봉제 여부 관련 조사를 2002년, 2003~13(2년마다 조사)년 기간 동안 분석해보면, 2005년을 기점으로 연봉제가 호봉제보다 더 많이 채택되고 있으며, 2002년, 2003년에는 호봉제 적용이 더 우세하였다.

정리하자면 전체 남녀의 성별 격차 추이를 보았을 때, 20대부터 작지만 관측 가능한 수준으로 존재하는 임금격차는 30대에 들어 여성의 임금상승률 둔화와 남성의 임금상승 가속화로 인해 심화된다. 하지만 이것은 남녀의 교육수준 분포의 격차와 관련 없다. 30대부터 임금격차가 증가하는 것으로 미루어 보아, 결혼·출산의 영향이 큰 것으로 보이긴 하지만, 20대 초반부터 두 코호트와 교육수준별로도 임금격차가 발견된다. 심지어 최근 코호트에서는 격차가 더욱 심하게 발견되는 만큼, 노동시장 진입 단계부터 일자리 매칭의 질 등에서 격차가 발생하여 30대까지 임금격차가 이어지고 심화되는 부분도 있는 것으로 보인다.

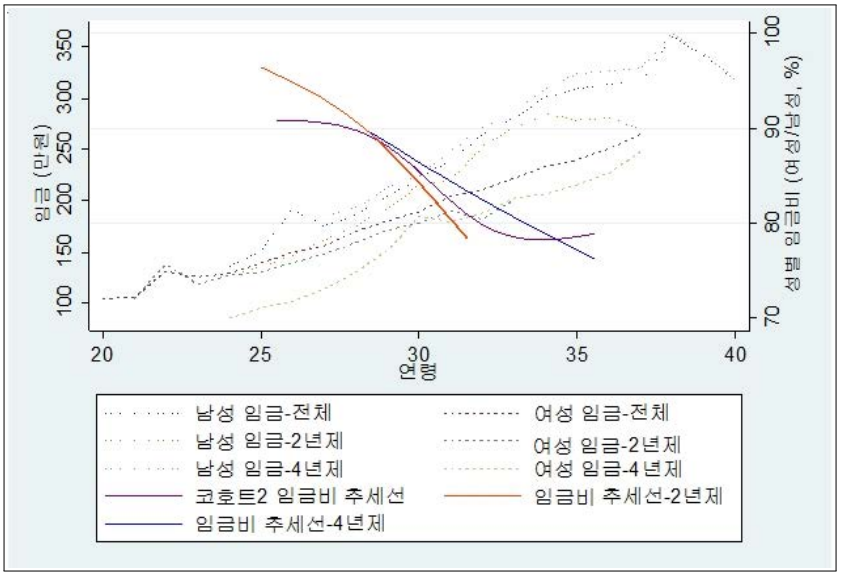
첫 일자리에서 남녀의 격차도 중요한 연구주제로 보이지만, 본 보고서는 결혼·출산과 임금격차의 관계에 초점을 맞추고 다음 섹션에서는 이들의 관계에 대해 연령-임금 윤곽선 및 임금비 추세 분석을 실행하고, 제3장과 제4장에서 남녀 임금격차와 결혼·출산·자녀양육기의 관계성에 대해 면밀한 분석을 하며 이때 발생되고 심화되는 임금격차 이면에 있는 원인들에 대해서 고찰해 보도록 한다.

〔그림 2-5〕 코호트 1 교육수준, 성별 연령-임금 윤곽선



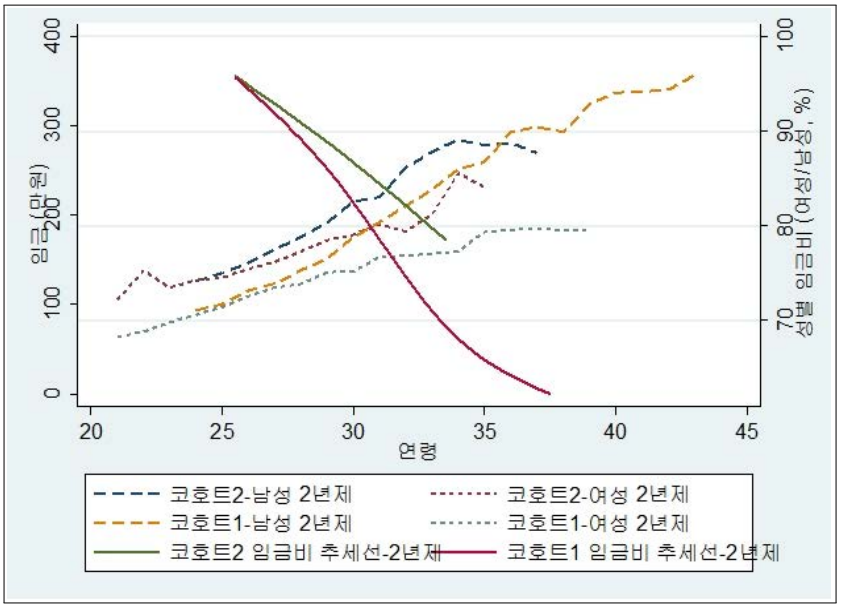
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-6〕 코호트 2 교육수준, 성별 연령-임금 윤곽선



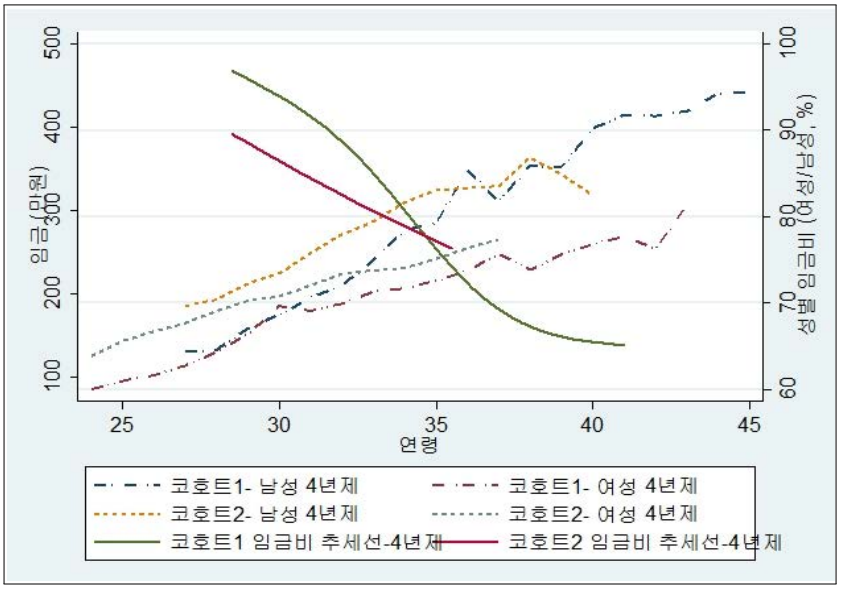
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-7〕 코호트별 2년제 대졸자의 남녀 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-8〕 코호트별 4년제 대졸자의 남녀 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

제4절 결혼·출산, 경력단절과 임금격차

1. 경력단절 여부와 성별 임금격차

남녀 임금격차의 주요 원인으로 결혼·출산과 관련된 경력단절이 흔히 지목되며, 최근 노동시장 남녀 격차와 관련된 정책들은 경력단절 현상에 초점이 맞추어져 있다. 그래서 이 섹션에서는 경력단절 여부와 생애임금의 격차를 먼저 비교하고, 결혼·출산과 남녀의 생애임금을 분석하여 경력단절과 관련된 임금격차와 결혼·출산과 관련된 임금격차의 관계성을 분석해 보려고 한다.

본 분석을 위해 사용된 '경력단절이 없는' 집단은 노동시장에서 소득활동이 중단된 기간이 2년 미만인 집단으로 정의한다.[10] 이렇게 정의하는

이유는 표본 수를 최대한 많이 활용하려는 점이 크고, 이러한 정의를 하더라도 대부분의 표본은 소득활동 중단 기간이 없으며 평균 경력단절 기간에는 남녀의 차이가 거의 없기 때문이다.[11]

[그림 2-9]는 코호트 1의 경력단절 유무, 성별 연령-임금 윤곽선을 그리고 있고, [그림 2-10]은 4년제 대졸자만을 추출하여 연령-임금 윤곽선을 보여준다. 전체 샘플을 보았을 때, 남자는 경력단절을 경험하는 경우가 상당히 적어서 경력단절 여부로 구분된 연령-임금 윤곽선은 큰 차이가 없다. 하지만 여성의 경우 경력단절을 경험하는 그룹은 경력단절이 집중되는 30대에 경력단절이 없는 여성보다 임금증가율이 낮아지면서 경력단절이 없는 여성보다 임금의 수준도 낮아진다. 하지만 경력단절이 없는 여성의 임금상승률도 30대 남성의 임금상승률에 비해 낮아 임금격차가 (경력단절이 있는 그룹에 비해서는 적지만) 심화된다. 임금비 추세선에서는 이러한 패턴을 더욱 자세히 볼 수 있는데, 경력단절이 없는 집단의 임금비 추세선은 전체 표본보다 수평적으로 약간 위쪽에 분포하며 30대 초반 임금비 감소정도가 미세하게 덜 급격할 뿐, 형태의 차이는 거의 없다. 즉 경력단절 유무와 관계없이 임금격차는 30대 초(30~35세)에 급격하게 심화된다.

이러한 30대에 급격히 임금격차가 증가하는 추세는 4년제 대학 졸업자만을 분석하여도 크게 다르지 않다. [그림 2-10]을 보면 남자는 경력단절 유무와 임금수준이 크게 관계가 없는 반면, 여성은 경력단절을 하지 않은 집단은 경력단절을 경험하는 집단보다는 성별 임금격차가 작지만, 여전히 30대 임금상승률이 남자에 비해 크게 떨어져서 30대에 임금격차가 심화되는 것을 볼 수 있다. 임금비 추세는 4년제 전체와 4년제 졸업자 중 경력단절이 없는 그룹은 거의 차이가 없다. 이는 4년제 대학 졸업 여성이

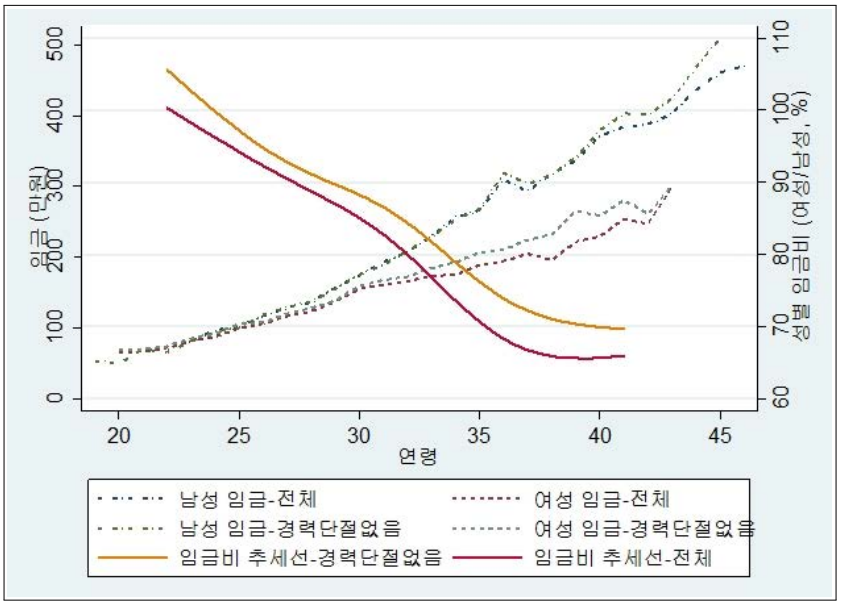
10) 통계청과 여성가족부의 경우 경력단절은 유급노동을 하지 않으며 그 사유가 '결혼, 임신, 출산, 육아, 가족 돌봄'인 경우로 한정된 정의를 사용한다. 하지만 본 연구에서는 경력이 중단된 기간에 대한 페널티 파악을 위하여 실질적으로 경력이 단절된 적이 있는지 여부만을 기준으로 경력단절 여부를 구분하였다. 결혼, 출산과 관련된 성별 격차는 분리하여 분석한다.

11) 사용된 표본의 평균 최대 경력단절 기간은 코호트 1 남자는 0.81년, 여자는 0.79년으로 여자가 오히려 약간 짧고, 코호트 2의 평균 최대 경력단절 기간은 남자는 0.52년, 여자는 0.84년으로 여자가 약간 길지만 두 그룹 모두 1년 미만이다.

교육수준이 낮은 집단보다 더 양질의 일자리에 근무하게 되면서, 경력단절 후에도 커리어가 이어질 수 있는 일자리(예를 들어, 육아휴직을 자유롭게 쓸 수 있는 일자리)에 근무하는 경우가 많은 영향과, 경력단절을 하며 노동시장에 남아 있는 여성들 자체가 경력단절을 감내할 수 있는 일자리에 종사하고 있을 표본선택효과(Sample selection)의 영향으로 인한 것일 수 있다.

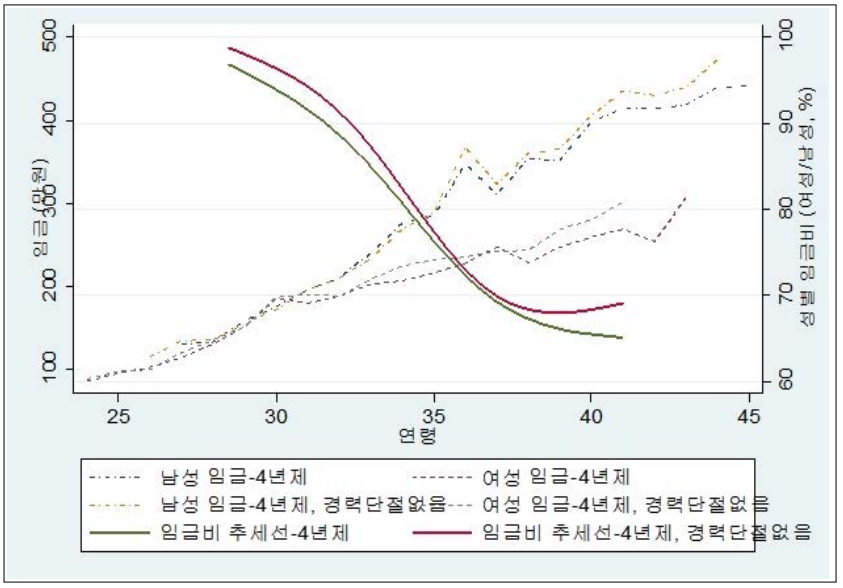
코호트 2의 경우는 [그림 2-11]과 [그림 2-12]로 볼 수 있는데, 대다수의 관측 표본은 경력단절이 없어 남녀 모두가 경력단절로 분류된 집단들의 연령-소득 윤곽선이 겹친다. 하지만 코호트 1보다 후기 세대인, 코호트 2에서도 임금격차가 노동시장 진입 초기부터 발견되고 30대에 남자의 임금상승률이 높아지는 반면, 여자는 임금상승률이 유지되거나(전체) 약간 감소(4년제 대졸자)하면서 임금격차가 심화되는 것을 볼 수 있다. 다만, 코호트 2의 경우 임금비 감소 추세가 코호트 1에 비해 완화되어 있으며 감소 추세가 지속되는 기간 또한 짧다.

〔그림 2-9〕 코호트 1 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선



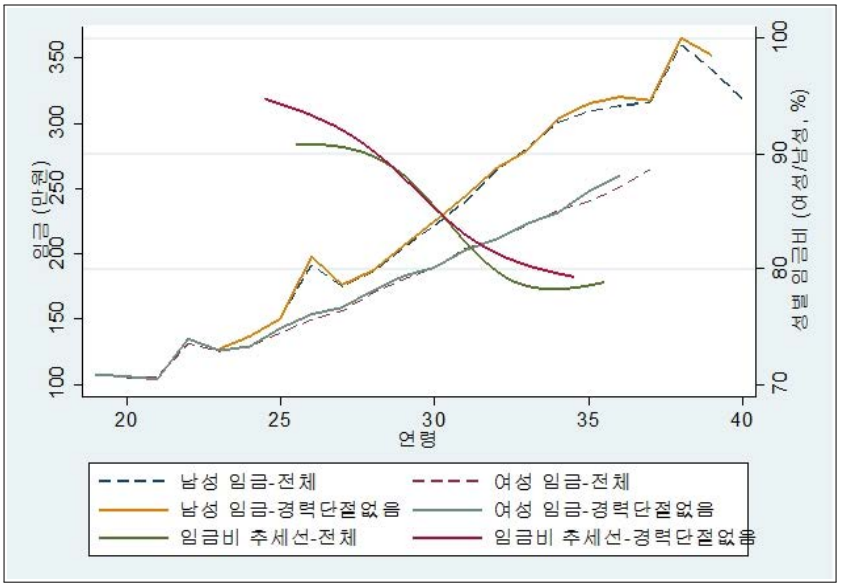
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-10〕 코호트 1 4년제 대졸자 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선



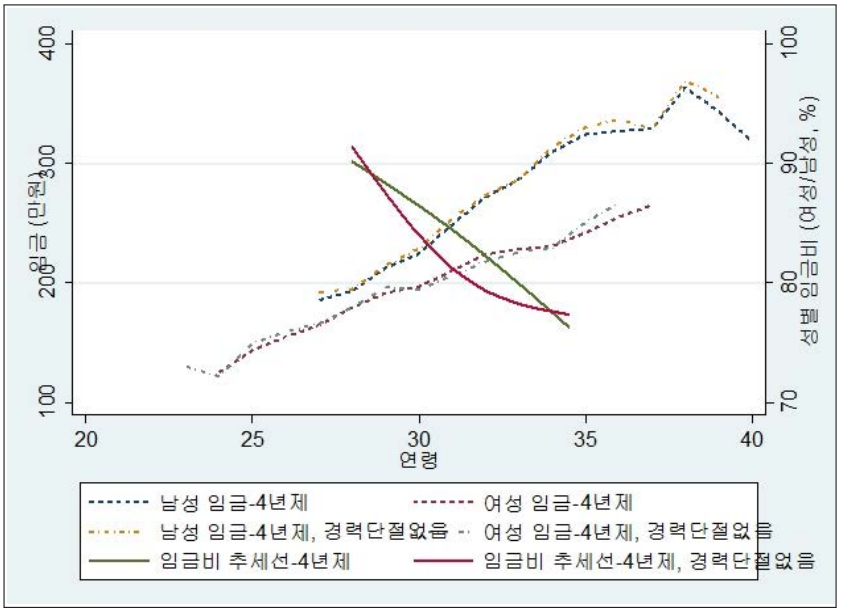
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-11〕 코호트 2 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-12〕 코호트 2 4년제 대졸자 경력단절 유무에 따른 남녀 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

따라서, 노동시장의 남녀 임금격차가 30대에 심화되는 것은 단순히 경력단절 경험 여부의 문제만은 아닌 것으로 보인다. 오히려 경력단절과 상관없이도 임금격차는 심화되는 것으로 미루어 보아, 결혼이나 자녀출산 그 자체로 임금격차가 발생하는 측면이 강한 것으로 판단된다.

2. 결혼 · 출산과 임금격차

이전 섹션에서 남녀의 생애임금격차 추이는 경력단절로 설명되는 부분이 크지 않은 것을 보았다. 가구 내 남녀 역할분배이론(Specialization theory)에 의하면(Becker, 1965; 1981) 결혼이나 출산 후 남녀의 역할분담 - 남자는 소득활동과 커리어에 여전히 집중하지만 여자는 남자에 비해 가정생활과 육아에 더 집중하여 임금격차가 심화될 수 있다. 혹은 '분업(Specialization)' 현상이나 결혼 · 출산 후 일을 그만두는 가능성을 고려해 고용주가 기혼여성이나 자녀가 있는 여성에 대해 차별하게 되면, 경력단

절 여부와 관계없이 결혼·출산기간에 임금격차가 심화될 수 있다.[12]

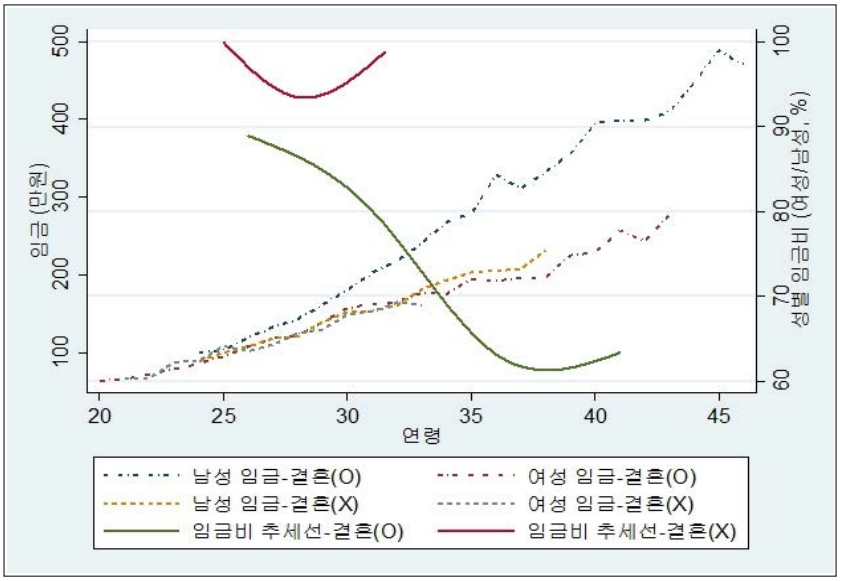
이 섹션에서는 결혼과 자녀출산이 생애임금격차에 미치는 영향에 대해 분석해 본다. 먼저 결혼을 하거나 자녀를 갖는 집단(특히, 여성)은 이를 고려해 노동시장에서 처음부터 직장 선택이나 일의 집중도가 다를 수 있음을 고려하여 관측 기간 내에 결혼이나 자녀출산을 경험하는 표본[13]과 그렇지 않은 표본을 분류하여 이들의 연령-임금 윤곽선을 비교하여 보았다.[14] 이 경우 코호트 1은 관측기간이 길어 결혼이나 자녀출산을 하지 않을 집단에 결혼이나 자녀출산을 늦게나마 할 표본이 코호트 2에 비해 적게 포함되어 있을 것이므로, 코호트 1의 분석에서 두 집단 간 차이가 더 분명하게 나타날 것으로 보인다.

먼저 결혼을 경험하는 집단과 결혼을 경험하지 않은 집단을 성별로 비교한 그림은 [그림 2-12]와 [그림 2-13]에 있다. 결혼을 경험하는 남자 집단은 결혼을 경험하지 않는 남성에 비해 우성선택(Positively selected)된 것으로 보인다. 여성도 결혼을 경험하는 집단이 근소하게 더 높은 임금수준을 나타낸다. 임금격차의 경우, 코호트 1과 2에서 공통적으로 결혼을 경험하는 남자와 여자의 임금격차가 30세 이후 심화되는 것을 볼 수 있는 반면, 결혼을 하지 않는 집단은 임금격차가 적고, 특히 코호트 1은 남녀 임금격차가 거의 없다. 임금비 추세선상에서는 결혼을 하지 않는 집단의 경우 90~100 수준에 분포한다. 하지만 결혼을 하지 않는 여성은 노동집중도, 커리어 집중도가 남성과 크게 다르지 않고, 오히려 여성 가운데 우성선택(Positively selected)되며, 결혼하지 않을 남성은 열성선택(Negatively selected)되어 있어 두 집단이 매우 다름(여성이 평균적으로 뛰어난 집단 간 비교)에도 불구하고 여전히 임금비는 100 미만이다.

이는 [그림 2-13]의 코호트 2에서도 동일하게 나타나, 결혼을 하지 않는 남녀 집단도 임금비 추세가 100 미만에 머무르다 20대 후반부터 급격

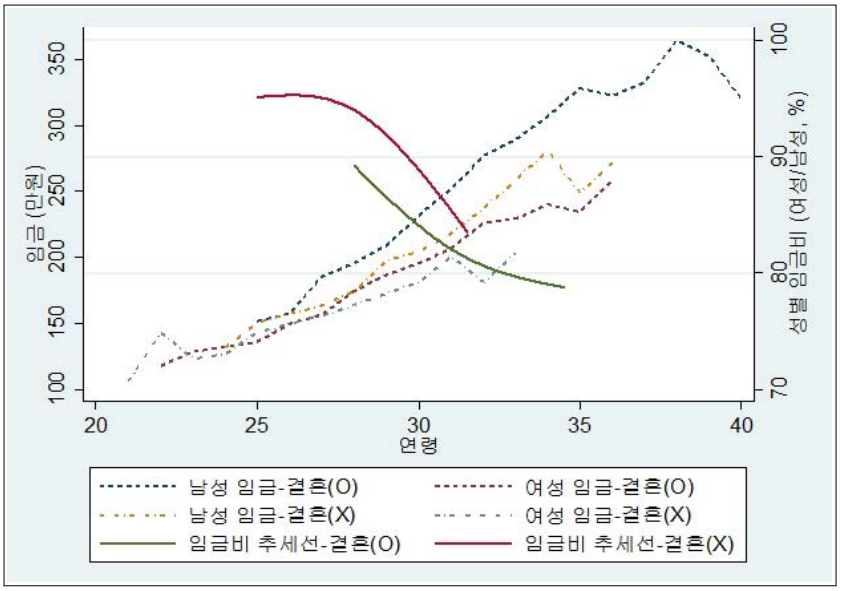
12) 통계적 차별이론(Phelps, 1972)은 이러한 추론을 뒷받침한다.
13) 관측 기간 내 결혼이나 자녀출산을 경험하는 표본은 표본이 노동패널에서 관측되는 모든 기간 중 혼인이나 자녀출산이 발생하는 개인들로 이루어진 집단이다.
14) 이 경우 결혼이나 자녀출산을 경험하게 되는 개인의 관측 표본은 결혼이나 자녀출산 전과 후의 수치를 모두 반영한다.

〔그림 2-13〕 코호트 1 결혼할 집단과 하지 않을 집단의 성별 임금격차



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-14〕 코호트 2 결혼할 집단과 하지 않을 집단의 성별 임금격차



자료 : 한국노동패널 1~20차.

히 감소한다. 이들은 아직 결혼을 하지 않아 가사노동의 부담이 없다는 점, 그리고 만약 결혼이나 자녀출산 후 일의 강도를 낮추거나 그만둘 계획을 하는 집단이 있다면, 이들의 경우 결혼 전 임금을 최대한 끌어 올리는 것이 생애소득을 최대화하는 결정일 것이다. 따라서 이러한 급격한 임금비 감소는 노동시장에서 성차별이나 다른 구조적 요인들로 인해 성별 임금비 감소가 일어나고 있을 가능성을 암시하기도 한다.

결혼을 경험하는 집단, 결혼을 하지 않는 집단의 정의와 같은 방식으로 자녀를 (관측 기간 내) 출산 경험하는 집단과 출산하지 않는 집단을 정의하여 이들의 연령-임금 윤곽선과 임금비 추세선을 [그림 2-14]와 [그림 2-15]에 나타냈다.

먼저 코호트 1을 보았을 때, 결혼경험 남성의 우성선택의 정도에 비해 자녀를 가질 남성의 우성선택의 정도가 낮은 것으로 나타났다. 여성은 결혼경험 여부와는 달리 자녀를 가지지 않는 집단과 자녀를 가지는 집단의 임금격차가 임금상승률의 차이로 인해 약간 발생되어, 자녀출생을 할 계획이나 자녀출생이 임금수준과 임금상승률에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 한편 자녀를 가지지 않을 집단에서도 남녀의 임금격차가 관측된다. 임금비 추세선을 보면, 자녀를 가지지 않을 집단도 꾸준히 임금비가 감소하여 20대 후반에는 임금비 90% 미만으로 내려가고, 30대 초중반에는 85%대로 떨어진다. 자녀가 없는 여성의 노동집중도는 남성과 크게 다르지 않아야 하지만 임금격차가 관측되는 것으로 미루어 보아, 자녀출산에 보통 선행하는, 결혼 자체만으로 임금격차가 발생하고 있을 가능성을 나타낸다.

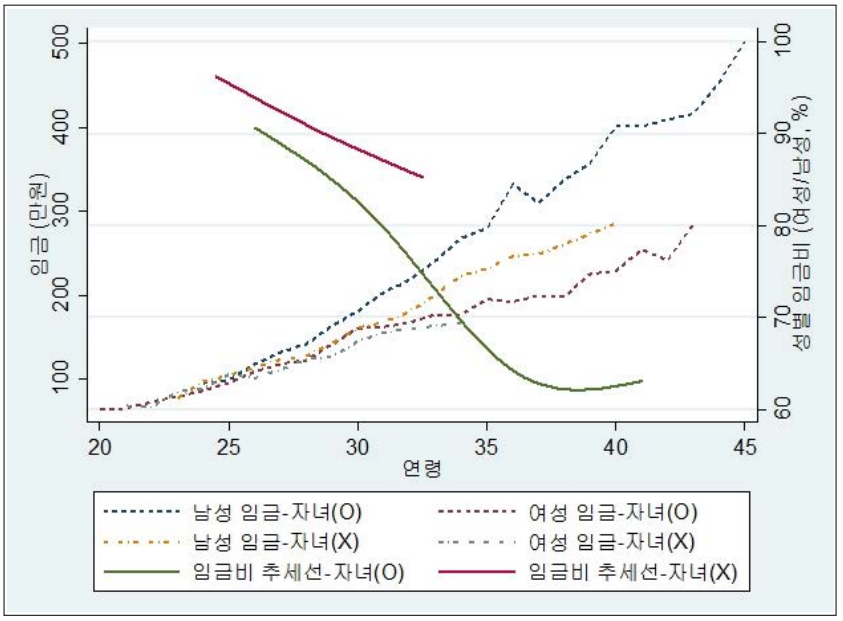
코호트 2의 경우도, 코호트 1의 패턴과 크게 다르지 않다. [그림 2-15]를 보면, 자녀를 가질 남성이 자녀를 가지지 않을 남성에 비해 우성선택되어 있으나 두 그룹의 임금상승률이 비슷하여 임금상승률이 자녀 유무와 관계없이 낮은 수준인 여성과 비교하여 30세 이후 임금격차가 심화되는 모습을 보인다. 특히 코호트 2에서 자녀가 없는 집단은 오히려 코호트 1보다 임금비 감소 추세가 가파르고 임금비도 30대 초반을 기준으로 80% 미만인 약 78%대로 코호트 1의 85%보다 7%p나 낮은 수준을 기록하였다. 이는 코호트 2가 코호트 1보다 여성의 노동참가율이 전반적으로 높고

결혼 전후 노동시장에서 이탈하는 비율이 낮아 코호트 1의 여성이 코호트 2의 여성보다 우성선택되어 있을 가능성을 시사한다.

위의 분석결과를 정리하면, 남성의 경우 결혼이나 출산을 경험하는 집단에서 우성선택이 분명하게 관찰되어 결혼이나 출산을 경험하는 집단은 노동시장에서 애초에 임금수준이 높거나 임금상승률이 높은 집단인 반면, 여성의 경우 결혼을 경험하는 집단과 결혼을 하지 않는 집단은 두드러지는 표본선택효과는 없지만, 출산경험을 하게 되거나 이미 한 집단과 출산경험을 하지 않는 집단에서는 약간의 임금격차가 발견되어 결혼보다는 자녀출산 혹은 출산계획이 임금에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다.

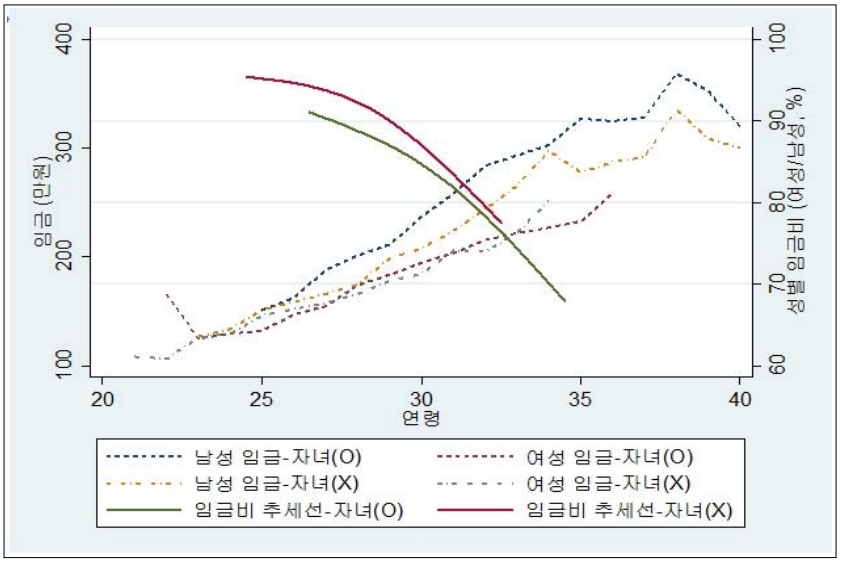
결혼·출산 경험을 하는 집단과 하지 않는 집단을 비교·분석하는 것은 결혼과 출산을 선택할 집단과 하지 않는 집단이 노동시장에서 애초에 다를 가능성을 알아보기 위하여 분석한 것이다. 결혼과 자녀출산이 임금에 미치는 효과에 관해서는 [그림 2-16]~[그림 2-18]의 결혼·자녀출산 전후의 연령-임금 윤곽선 및 임금비 추세선 비교를 통해 알아보도록 하자.

〔그림 2-15〕 코호트 1 출산할 집단과 하지 않을 집단 성별 임금격차



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-16〕 코호트 2 출산할 집단과 하지 않을 집단 성별 임금격차



자료 : 한국노동패널 1~20차.

먼저 결혼 전후를 비교해 보면, 코호트 1의 경우, 결혼 전에는 성별 임금격차가 20대에는 크지 않고, 30세 이후 증가한다. 결혼 후에는 남자의 임금상승률이 가팔라지면서 임금격차가 빠르게 심화된다. 하지만 결혼 전후를 비교하더라도 결혼 전 여성의 경우에도 30대 초반에 임금비가 급격히 감소하며 이 추세가 결혼을 한 집단과 평행적으로 높은 위치에 있을 뿐 다르지 않다. 따라서 결혼 이후로 임금비 추세선이 평행이동(하향) 하는 것으로 미루어 보면, 결혼이 임금에 미치는 영향이 분명히 있어 보인다. 동시에 결혼과 관계없이 임금격차가 심화되는 것으로 미루어 보아, 앞서 언급했던 Gallen(2016)의 연구결과처럼 결혼 및 자녀출산 가능성 때문에 미혼여성 또한 임금 성장(승진 등)에서 차별받을 수 있음이 확인된다.

코호트 2의 경우에는 코호트 1에 비해 최근 세대인 것을 감안하여 임금격차가 적을 것이라는 예상과는 달리, 결혼 전에도 남녀의 임금격차가 확인되며 코호트 1과 마찬가지로 결혼 후 임금격차가 심화되어, 결혼이 남녀의 임금격차에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다.

코호트 1과 다른 점은, 코호트 2의 경우 결혼 전에도 30대 임금비가 급격하게 하락하지는 않고 완만하게 하락한다는 점이다. 하지만 이 하락 추세 자체가 앞서 코호트 1과 마찬가지로 노동시장에서 차별이 있을 수 있음을 암시하는 대목이다.

코호트 2의 결혼 후에 발견되는 임금격차의 심화수준은 코호트 1보다는 낮고 30대 중반에 회복되는 모습을 보이는데 이는 결혼 후 남자의 임금상승률의 증가분이 코호트 1에 비해 급격하지 않기 때문이다. 코호트 1에 비해 코호트 2의 남자의 결혼 후 임금상승률이 덜 높은 것은 앞서 언급되었던 연봉제 도입의 영향도 있겠지만, 맞벌이 증가(최소한 자녀출산 이전까지는, 그리고 자녀출산을 안하는 경우도 증가)로 인해 남녀 역할집중 및 분배(Specialization)의 정도가 코호트 2에서는 감소하였을 가능성도 있다.[15)]

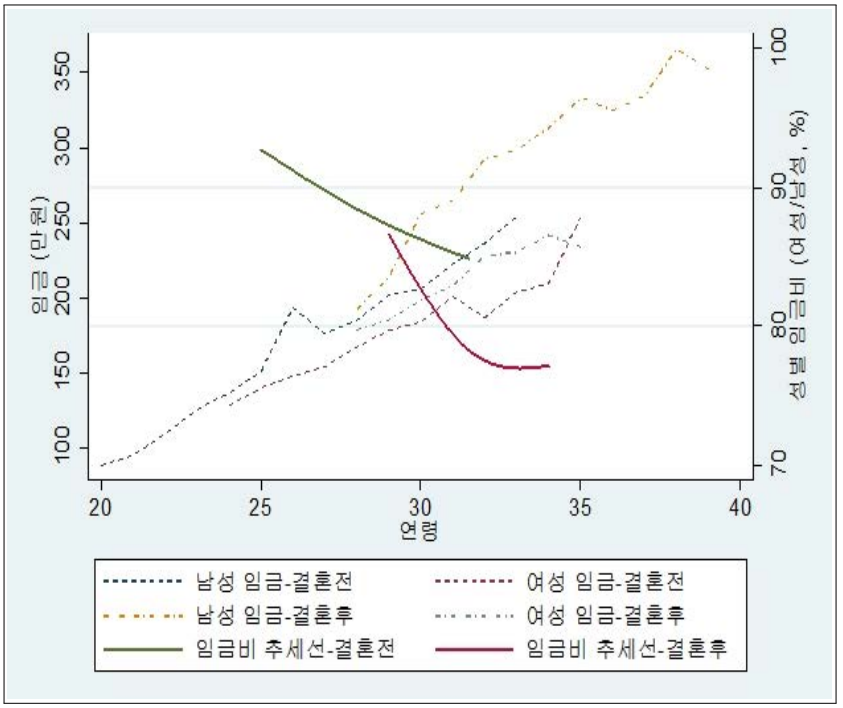
〔그림 2-17〕 코호트 1 결혼 전후의 연령-임금 윤곽선

자료 : 한국노동패널 1~20차.

15) Greenwood and Gunner(2008); Blackburn and Korenman(1994) 참조.

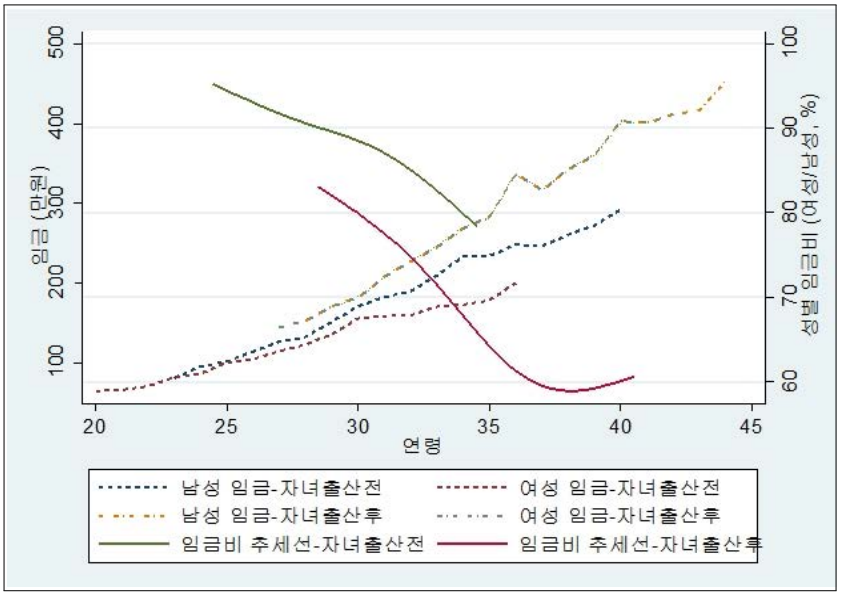
자녀출산 전후로 비교한 연령-임금 윤곽선은 [그림 2-18]과 [그림 2-19]에서 볼 수 있는데, 코호트 1의 경우 자녀출산 전후의 임금격차의 패턴이 결혼 전후의 임금격차 패턴과 큰 차이가 없다. 반면 코호트 2에서는 결혼 전후의 임금격차 차이에 비해 자녀출산 전후 임금격차의 차이가 훨씬 큰 것으로 나타났다. 특히, 여성은 결혼 전후 비교에서 결혼 후 임금이 약간 높지만, 자녀출산 후 임금은 자녀출산 전에 비해 약간 떨어진다. 반면, 남성은 자녀출산 후 임금이 대폭 상승한다. 따라서 만약 결혼과 출산으로 인해 여성들이 노동시장 참여와 집중 행태를 변화시켜 임금상승률이 둔화된다는 가정에서 보았을 때, 코호트 1은 결혼단계에서 이미 노동시장 참여 정도, 집중 정도에 큰 변화가 발생하는 것으로 보이지만, 최근 코호트는 결혼 단계보다 자녀출산 단계를 기점으로 노동집중 정도를 변화시키는 것으로 해석할 수 있다.

〔그림 2-18〕 코호트 2 결혼 전후의 연령-임금 윤곽선



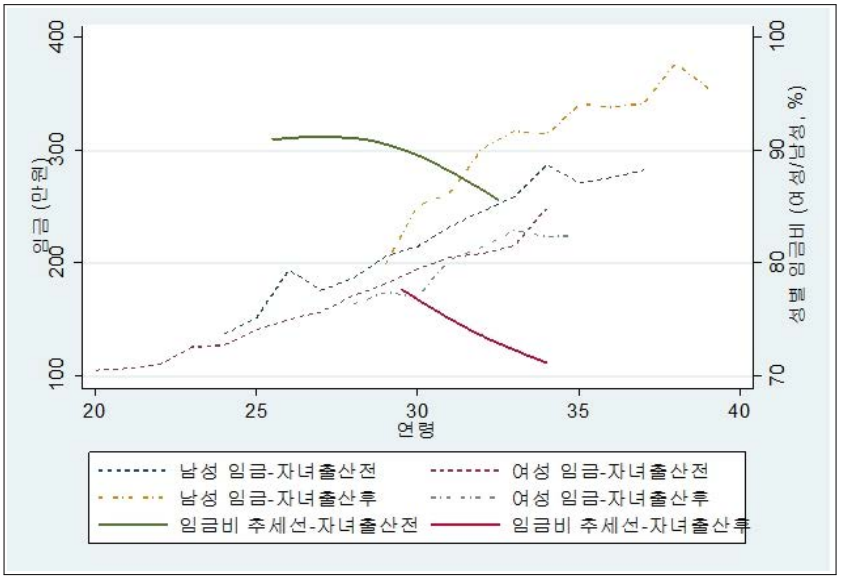
자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-19〕 코호트 1 자녀출산 전후 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

〔그림 2-20〕 코호트 2 자녀출산 전후 연령-임금 윤곽선



자료 : 한국노동패널 1~20차.

제5절 소 결

이 장에서는 비슷한 시기에 최종학력을 마치고 노동시장으로 이행했던 집단을 추출하여 그들의 생애주기에 따른 임금을 연령-임금 윤곽선과 임금비 추세선으로 나타내어 분석하였다. 특히 남녀의 임금격차에 초점을 맞추어, 임금격차가 노동시장 진입 이후 어느 시점에서 시작되며 심화되는지를 알아보았다.

그 결과 다음과 같은 한국 성별 임금격차에 관한 정형화된 사실(Stylized facts)을 도출하였다. 첫째, 성별 임금격차는 노동시장 진입 직후 발생한다. 특히 같은 연령의 남녀를 비교하여 남성의 군복무에 대한 경력인정 효과를 통제하였을 때(여성은 평균 2년 일찍 노동시장 경력 형성을 시작함)도 1990년대 후반 코호트와 2000년대 초반 코호트에서 동일하게 90% 대의 성별 임금비가 관찰되었고, 성별 임금비는 20대 중후반부터 급격하게 하락하였다. 따라서 결혼·출산 경력단절의 영향이 전혀 미치지 않는 집단에서부터 임금격차는 발생되고 심화됨이 확인되었다.

둘째, 경력단절 유무는 임금격차 심화를 거의 설명하지 못한다. 경력단절이 있는 집단과 없는 집단을 비교하였을 때, 경력단절이 없는 집단이 평균적으로 약간 높은 성별 임금비를 보였으나 두 집단 모두 20대 후반부터 급격하게 성별 임금비가 추락하는 동일한 추세를 보였다.

셋째, 결혼 및 자녀출산을 할 집단과 하지 않을 집단을 비교하였을 때, 결혼 및 자녀출산을 하지 않을 집단으로 정의된 집단이 연령이 높은 쪽으로 이동할수록 결혼준비나 출산준비의 영향을 받을 수 있긴 하지만, 두 집단 모두에서 성별 임금비 감소 추세가 동일한 형태인 우하향 형태로 20대 중후반부터 나타났으며 30대 초에 급격히 심화됨이 관찰되었다.

넷째, 결혼 전후, 출산 전후를 비교하였을 때는 모든 집단에서 성별 임금격차가 30대 초를 기점으로 급격히 심화되는 패턴이 동일하게 관찰되며, 결혼 전, 출산 전 집단이 심화되는 정도가 약간 완화된 모습을 보일 뿐이다. 결혼과 출산 모두 임금비를 평행이동(우하향) 시키는 효과가 있

는데, 출산이 결혼보다 더 급격한 변화를 야기하였다.

다섯째, 20대 후반, 30대 초중반 급격히 증가하는 임금격차는 남성은 30대에 임금상승률이 매우 가팔라지는 반면 여성은 임금상승률이 완화되거나 감소하여 심화되는 것으로 나타났다.

도출된 결과를 바탕으로 현재 우리나라의 성별 임금격차 상황을 판단해 보았을 때, 현재의 심각한 임금격차 현상은 크게 두 가지 요인이 복합적으로 나타내는 결과라고 판단된다. 우리나라에서 생애주기 사건들로 인한 남녀(부부)의 역할분배의 균형점이 현재로서는, 전체 연령대 집단 평균으로 보았을 때 매우 불균형한 상태이며, 결혼 후, 출산 후 늘어나는 필수 가사노동(자녀양육 등)의 부담을 여성이 남성에 비해 많이 부담하며 집중하고 남성은 노동시장에서 경제활동을 하는 것에 더욱 집중하는 형태로 고착되어 있다. 불균형한 역할분배의 균형점에서는 기업들이 여성들이 추후 근무강도를 낮추거나 노동시장 이탈을 할 가능성이 높다고 판단하는 불확실성으로 인해 결혼적령기에 접어든 여성에 대한 고용, 승진, 부서배치, 성과평가 등에서 차별을 행하며, 이것이 여성 임금상승률의 저하 및 생애기대임금 저하로 이어진다. 그리고 노동시장에서 관찰되는 성별 생애임금격차는 역으로 부부의 근로시간 분배 결정에 영향을 미치며 피드백 효과를 내는 것으로 판단된다.

이론적으로도 결혼이나 자녀출산 이후 추가로 필요한 가사노동(자녀양육)에 대해 부부의 총 이용 가능한 시간(Disposable time) 중 일부가 필요하게 되는데, 이때 노동시장에서 기대임금에 따라 남편과 아내가 가사일과 노동시장 참여 정도를 결정하게 된다(Becker, 1965; 1981). 우리나라의 경우 세계적으로 근로시간이 매우 긴 편에 속해 개인별 이용 가능한 시간이 부족한 상황에서 자녀출산이 일어나게 되었을 때 부부 중 누군가의 근로시간을 줄여야 하는 상황이 더욱 빈번히 일어날 것으로 생각된다. 여기에 더해 노동시장에서 기대임금 수준이 기혼, 미혼, 경력단절 유무를 떠나서 여성이 평균적으로 낮기 때문에, 부부 중 여성의 능력이 남편에 비해 뛰어난 경우조차도 부부 근로시간 분배 현상이 남성이 노동시장에서 근로를 확대하거나 아내의 근로시간이나 다른 투입요소를 감소시키는 방향으로 분업이 일어날 가능성이 매우 높다.

이에 따라 두 가지 효과가 발생할 수 있는데, 여성의 노동시장에서의 인적자본투자(On-the-job human capital investment)가 남성에 비해 낮아지고 이로 인해 임금상승률의 격차가 발생하는 효과가 발생하는 것이 한 가지이고, 고용주가 여성에 대한 편견을 가지고 여성이 승진되거나 커리어를 발전시키는 데 더 높은 잣대를 가지게 되는 것(Phelps, 1972)이 다른 한 가지이다. 이 두 가지 효과의 결과로 여성은 여성에 대한 편견이 작용하고 있는 노동시장의 균형점(Equilibrium point)에서 결혼 후 노동시장보다는 가사에 집중하는 것이 더 이성적인 판단이 되는 경우가 많아지기 때문에, 편견과 임금격차, 부부 가사노동 분배의 불균형은 서로 상호작용을 하며 지속되고 있는 것으로 보인다.

본 장에서는 최종학력을 같은 시기에 마친 남녀의 생애기대임금을 추적하고 성별 임금비의 추이를 분석하였다. 제3장과 제4장에서는 앞서 제기한 노동시장 성별 임금격차의 정형화된 사실들에 대한 설명을 데이터 분석으로 확인해 보려고 한다. 제3장에서는 결혼 및 출산과 관련된 남성과 여성의 임금 프리미엄과 페널티의 규모, 발생 양상에 대해 알아본다. 제4장에서는 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향에 대해 알아본다.

제 3 장
결혼과 출산이 성별에 따라 임금에 미치는 영향

제1절 머리말

본 장에서는 결혼이나 출산이 남녀의 임금에 다른 영향을 미치는지 여부와 그 영향의 크기를 알아보고, 두 사건으로 인해 발생하는 남녀 간의 임금격차 중 차별이라 부를 수 있는 요인의 비율은 어느 정도인지를 파악하고자 한다. 이를 위해 노동시장 진입 이전 인적자본의 양(교육수준), 노동시장 진입 후 축적한 인적자본(경력), 근로강도(노동시간), 이직 등을 모두 통제하여 결혼과 자녀출산이 남녀 임금에 미치는 효과를 추정하고, 노동시장에서 결혼과 출산에 따른 임금에서의 성차별 크기에 대해 추론해 본다.

결혼과 출산이 남성과 여성의 노동시장 참가 및 임금에 서로 다른 방향의 영향을 미치는 것은 대부분의 국가에서 관찰되는 특성이다. 일례로 Blau and Kahn(1994)에서는 미국, 영국 및 독일을 포함한 유럽과 북미의 고소득 국가 대부분에서 미혼 남녀 간의 임금격차보다 기혼 남녀 간의 임금격차가 더 큰 것으로 나오며, 통상적으로 남성 대비 여성의 임금 비율이 기혼인 경우 미혼보다 약 20~30% 정도 낮다는 것이 확인되었다. 미국의 CPS(Current Population Survey)를 통해 파악한 1970년대부터 1990년대 중반까지 25세에서 45세의 성별 임금 비율에서도 혼인 여부와 자녀유무 여부를 막론하고 모든 여성 집단의 평균임금이 남성 전체 평균임금

보다 낮다는 것도 Waldfogel(1998)에서 확인되었다. 이러한 남녀 간 임금 격차가 결혼이나 출산 이후 더 벌어지는지에 대해서도 여러 선행 연구들이 있었다.

결혼과 관련하여 Juhn and McCue(2017)에서 코호트별로 결혼의 영향을 살펴봤을 때, 기혼남성은 미혼남성에 비해 약 30로그 포인트 정도 임금이 상승한 것으로 나타났지만, 여성의 경우 기혼이 미혼에 비해 30로그 포인트 정도 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 이러한 격차는 세대가 흐를수록 점차 줄어들어 30대 여성의 경우 기혼여성이 미혼여성에 비해 약 7로그 포인트 정도 더 버는 것으로 나타났지만, 해당 코호트는 다른 코호트에 비해 미혼의 비율이 높은 특성을 가지고 있기 때문에 반드시 시간이 흐르면서 여성의 결혼에 따른 임금 프리미엄이 증가했다고 단정짓기는 힘들다. 임금격차에 관한 분석에서는 고정효과모형을 사용했을 때 30대인 남녀 계층에서는 오히려 여성이 더 높은 임금을 받고 나머지 세대에서는 모두 남성이 더 많은 임금을 받는 것으로 나타났는데, 임금격차의 추세가 세대가 지나면서 감소하는 것은 확인할 수 있지만, 이러한 결과가 세대 간의 특성 차이 때문인지 기혼의 비율 차이에서 기인하는 것인지, 혹은 제도의 변화 때문인지를 구분하기가 쉽지 않아 남녀 간의 임금격차가 최근에 역전되었다는 결론을 내리기에는 성급하다. Waldfogel(1997)에서는 결혼 이후에 여성이 임금 하락을 겪지 않는 것으로 나타났으며, 이러한 연구 결과들을 종합했을 때 시간이 흐르면서 결혼으로 인한 여성의 임금 하락폭이 점차 줄어드는 것은 분명해 보인다.[16]

하지만 출산에 대해서는 대부분의 연구들이 공히 모든 세대에서 여성의 임금이 크게 떨어졌음을 보여주고 있다. 앞서 언급한 Juhn and McCue(2017)에서는 고정효과모형 분석에서 아이가 있는 경우 성별 임금격차가 고령 세대에서는 약 30로그 포인트 이상으로, 가장 젊은 세대의 경우 약 7로그 포인트 정도로 나타났고, Killewald, Alexandra, and Gough(2013)

16) 이는 제2장에서도 언급된 Greenwood and Gunner(2008), Blackburn and Korenman (1994)의 연구에서처럼 우리나라에서도 가사노동의 생산성이 기계와 서비스의 발달로 증가하며, 출산율의 감소로 가사노동 자체가 감소한 것, 그리고 부부의 가사노동 분배가 점차 평등한 방향으로 변화하면서 기혼여성의 임금 페널티가 감소한 영향도 있을 것이다.

에서도 남성은 출산에 따른 임금 변화가 거의 없는 것으로 나타난 반면 여성은 4~9% 사이의 임금 감소가 관찰되었다. 본 장에서는 노동 패널에서 나타나는 결혼과 출산에 따른 남녀별 임금격차가 해외연구와 비교하여 얼마나 크거나 작은지 비교해보고 이에 기초하여 정책적 개입의 필요성도 검토할 것이다.

앞선 장에서 생애주기에 따른 성별 노동시장 임금 및 소득의 변화 추이를 살펴보았던바, 1990년대 후반부터 2000년대 초반에 노동시장에 진입한 세대인 코호트 1과 2000년대 중반 이후 노동시장에 진입한 세대인 코호트 2 모두에서 동일 연령대 남녀 간 임금격차가 노동시장 진입 직후부터 발생하는 것으로 나타났다. 이 격차는 노동시장 진입 초기에는 크지 않았으나 결혼과 자녀출산이 본격화되는 30대부터는 두 코호트 모두에서 성별 임금격차가 더욱 두드러지게 나타났다. 특히 30대 남성은 임금이 보다 큰 폭으로 상승하는 데 반해 30대 여성은 감소하였으며, 경력단절이 없는 여성들도 임금 하락을 경험하였으므로, 본 장에서는 결혼과 출산이 남성과 여성의 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 고려할 수 있는 여러 변수들을 가지고 남녀 임금 변화를 살펴볼 것이다.

본 장에서는 20차까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 다음 질문에 대한 답을 찾고자 한다. (1) 혼인 이전 혹은 이후에 남녀 임금노동자의 임금에 변화가 생겼는지, (2) 이러한 변화가 노동시간 증가에 따른 것인지, (3) 출산은 임금근로자의 성별에 따라 임금에 다른 방향으로 영향을 미치는지, 그리고 그 영향의 크기는 어느 정도이며 기혼여성에 대한 차별적 요인도 고려될 수 있는지 이상의 세 가지이다.

제2절 표본 구성 및 실증분석 방법

1. 표본 구성 및 표본의 성별 · 혼인상태별 특성

본 장에서는 한국노동패널 1차부터 20차까지의 자료를 이용하여 결혼

과 출산이 성별 임금에 어떠한 영향을 미치는지 분석할 것이다. 분석에서 사용하는 집단은 셋으로 나눌 수 있는데, 첫 번째는 20차까지의 전체 패널 응답자 중 임금근로자 전체로, 20차에 걸쳐 계속해서 응답한 사람들만이 아닌 응답 횟수와 무관하게 한 회차라도 응답 기록이 있는 표본이다. 따라서 이 경우 균형패널자료(Balanced panel data)가 아닌 불균형패널자료(Unbalanced panel data)이다. 두 번째와 세 번째는 앞선 장에서 사용한 코호트 1과 코호트 2로, 이들 두 집단만을 대상으로 한 분석 결과에 대해서 두 집단 간뿐만 아니라 전체 임금근로자를 대상으로 한 분석과도 비교할 것이다.

코호트 1과 코호트 2 집단의 구성 및 특성은 앞 장에서 제시하였으므로, 여기서는 임금근로자 표본 전체에 대한 기초통계를 살펴볼 것이다.

<표 3-1>은 응답자들이 처음 노동패널 설문에 참여했을 당시 시점을 기준으로 기초통계를 뽑은 것이며, <표 3-2>는 20차까지의 표본 전체에 대한 기초통계이다. <표 3-1>과 <표 3-2>를 제시한 것은 임금 노동자

〈표 3-1〉 전체 응답자들의 패널 진입 당시 기초통계

성별	남성	여성	전체
연령	34.286	33.321	33.823
기혼 비율	0.549	0.610	0.578
생애 전체 혼인 비율	0.660	0.726	0.692
평균 자녀 수	0.13	0.25	0.18
자녀 수	1.172	1.296	1.231
노동시장 참가율	0.575	0.357	0.470
평균임금(만 원)	159.515	102.958	141.767
평균 근속월수(월)	24.788	10.715	18.480
취업률	0.520	0.315	0.421
조사 당시 고졸 이하	0.313	0.372	0.341
조사 당시 고졸 이하	0.453	0.441	0.448
조사 당시 대졸	0.211	0.179	0.196
조사 당시 대학원 이상	0.022	0.009	0.016
최종 학력 고졸 이하	0.191	0.260	0.224
최종 학력 고졸	0.418	0.393	0.406
최종 학력 대졸	0.347	0.319	0.333
최종 학력 대학원 이상	0.044	0.028	0.037
관측치	7,288	5,694	12,982

〈표 3-2〉 전체 응답자들의 응답 전체에 대한 기초통계

성별	남성	여성	전체
연령	42.989	41.173	42.109
기혼 비율	0.694	0.745	0.719
생애 전체 혼인 비율	0.765	0.818	0.791
자녀 수	1.492	1.685	1.676
노동시장 참가율	0.710	0.461	0.589
평균임금(만 원)	237.711	146.234	206.453
평균 근속월수(월)	72.738	47.019	62.436
취업률	0.684	0.443	0.567
조사 당시 고졸 이하	0.216	0.290	0.252
조사 당시 고졸 이하	0.445	0.424	0.435
조사 당시 대졸	0.304	0.268	0.287
조사 당시 대학원 이상	0.034	0.018	0.026
최종 학력 고졸 이하	0.200	0.276	0.237
최종 학력 고졸	0.387	0.361	0.374
최종 학력 대졸	0.364	0.331	0.348
최종 학력 대학원 이상	0.049	0.032	0.041
관측치	51,282	31,327	82,609

표본들이 처음 응답에 참여한 시점에서의 특성과 이후 전체 시점에서의 특성들의 평균값을 비교하여 시간이 흐르면서 남성과 여성 두 집단의 성격이 어떻게 변화하였는지를 간접적으로 확인하기 위함이다.

<표 3-1>과 <표 3-2>에서 남녀 간에 노동시장 참여율과 평균임금 및 평균 근속연수 등에서 큰 차이가 있음이 확인되고 있다. <표 3-1>은 상대적으로 젊은 시점을 대상으로 하고 있음에도 노동시장 성과에서 이미 남녀 간 큰 차이가 나타나고 있다는 사실을 주목할 만하다. 학력수준만을 놓고 보면 남성의 평균적인 학력수준이 여성보다 높긴 하지만 그 차이가 크지 않은 데 반해, 노동시장 참가율, 평균임금, 취업률 등에서는 남성이 여성에 비해 약 1.5배 정도 높은 수치를 보여주고 있으며, 평균 근속개월수에서도 남성이 여성보다 조사 당시의 직장에서 2.5배 이상 긴 시간 동안 근속하고 있었음을 확인할 수 있다. 이러한 차이를 평균 연령이나 자

녀 수 및 혼인 여부 등으로 설명하기에는 개인적 특성에 비해서도 크게 차이가 나기 때문에 앞 장에서 살펴보았던 결과와 유사하게 임금이나 근로시간, 근속기간 등에 있어서 성별 차이가 있을 수 있음을 시사하고 있다.

<표 3-2>에서 노동시장 참가율이나 평균임금은 성별 격차가 <표 3-1>보다 더 크게 나타나며, 취업률 비율에는 큰 차이가 없고, 근속개월수의 비율은 패널 진입 초기와 전체 평균 간에 큰 차이가 없는 것으로 확인된다. 따라서 패널 관측 초기부터 노동시장 참가율과 평균임금에서 성별 격차가 일정 부분 존재하긴 했지만 그 격차는 시간이 흐르고 결혼 및 출산이 진행됨에 따라 더 커지고 있음이 확인 가능하다.

기초통계 결과를 토대로 성별에 따라 결혼 여부가 노동시장 성과에 서로 다른 방향으로 영향을 주는지를 보다 직접적으로 확인할 수 있는 것이 <표 3-3>이다. 동질성을 높이기 위해 <표 3-2>의 전체 응답자 대상이 아닌 <표 3-1>에서 관찰했듯이 표본이 패널 설문에 처음 응답했을 시점

〈표 3-3〉 전체 응답자들의 패널 진입 당시 혼인상태에 따른 성별 기초통계

성별	남성		여성	
조사 당시 혼인상태	미혼	기혼	미혼	기혼
연령	20.429	45.650	19.119	42.298
생애 전체 혼인 비율	0.246	1	0.299	1
자녀 수	-	1.504	-	1.515
노동시장 참가율	0.248	0.844	0.233	0.436
평균임금(만 원)	113.814	168.773	92.457	107.639
평균 근속월수(월)	11.078	28.146	10.210	10.863
취업률	0.193	0.788	0.192	0.394
조사 당시 고졸 이하	0.318	0.309	0.314	0.408
조사 당시 고졸 이하	0.534	0.387	0.516	0.393
조사 당시 대졸	0.139	0.271	0.161	0.190
조사 당시 대학원 이상	0.009	0.032	0.008	0.009
최종 학력 고졸 이하	0.058	0.301	0.036	0.401
최종 학력 고졸	0.463	0.381	0.411	0.381
최종 학력 대졸	0.433	0.275	0.505	0.201
최종 학력 대학원 이상	0.047	0.042	0.048	0.016

을 기준으로 성별·혼인 여부별로 표본들을 나누어 비교하였다. 미혼 표본의 경우, 일부 미혼부 및 미혼모 가정도 있지만 다수가 가구 내에 있는 형제, 자매의 수에 따라 자녀 수가 기입되는 경우가 있을 수 있어 자녀 수는 기혼자만을 대상으로 통계를 산출하였다.

<표 3-3>에서 눈에 띄는 특징 중 하나는 미혼남성과 미혼여성의 경우 노동시장 참가율이나 취업률에 있어서 큰 차이가 없는 것으로 나타났지만, 기혼 집단에서는 그 차이가 약 두 배 정도로 나타난다는 점이다. 한편 임금과 평균 근속기간 측면에서도 미혼 남성과 여성 간에는 차이가 크지 않지만, 기혼 집단에서는 그 차이가 매우 크게 벌어지고 있음이 확인된다. 이러한 차이의 일부는 기혼 남성과 여성 간의 평균 학력수준이나 최종 학력수준의 차이로도 일부 설명할 수 있지만, 그 이상의 큰 차이를 보이는 노동시장 참가율과 취업률은 노동시장에서 결혼 이후 결혼이나 출산에 의해 가구 내에서 성별로 다른 반응을 취하고 있거나 차별을 초래하는 방향으로 진행되고 있음을 간접적으로 시사한다. 한편 미혼 남성과 여성 간의 학력 분포는 조사 당시 기준이나 최종 학력 모두 여성이 남성보다 근소하게 높은 것으로 나타났다. 일반적으로 미혼 집단의 연령대가 기혼 집단의 연령대보다 낮기 때문에 시간이 흐르면서 남녀 간 학력 격차는 없거나 여성이 오히려 학력수준이 높아지고 있음을 확인할 수 있다.

<표 3-1>~<표 3-3>까지의 임금은 모두 실제 임금값의 평균을 사용했으나, 이후의 분석에서 임금값은 모두 자연로그를 취한 값을 사용한다.

2. 실증분석 방법

본 장에서 사용할 연구방법의 기본 모형은 개인고정효과를 통제한 고정효과모형(Fixed effect)이다. 개인고정효과를 통제하려는 이유는 노동패널상에서는 조사되지 않았지만 개인의 임금에 영향을 미칠 수 있는 여러 다양한 관찰 가능하지 않은 변수들이 존재하여 내생성(Endogeniety) 문제가 우려되기 때문이다. 구체적으로 가장 문제될 수 있는 내생성은 자녀출산이나 결혼에 대한 선호가 개인의 커리어 선택과 관련되는 것이다. 예컨대 결혼을 하고 자녀출산을 하고 싶어 하거나(선호) 혹은 커리어 야

망이 낮은 여성은 결혼과 자녀출산으로 인한 페널티가 적게 발생하는 직업이나 직군(임금은 낮지만 안정적 일자리)을 선택할 수 있다. 따라서 개인 고정효과모형을 사용하면 이러한 내생적 커리어 선택이 통제되어, 개개인이 선택한 커리어 안에서 결혼이나 자녀출산으로 인해 발생하는 임금 감소(여성)나 프리미엄(남성)을 추정할 수 있다. 아울러 임금을 종속변수로 사용함에 따라 노동시장에 참여하지 않아 임금정보가 관찰되지 않는 표본들이 배제된 데 따른 표본선택으로 인한 편의를 줄이기 위해서도 개인고정효과를 고려한 고정효과모형을 선택했다.[17]

본 연구에서는 고정효과모형에 결혼과 출산에 대한 더미변수를 생성하여 더미변수 계수 값의 부호와 크기를 검증하는 것을 기본적인 분석 방향으로 설정했다. 하지만 이 더미변수의 계수 값이 결혼이나 출산이 임금에 미치는 영향이라 해석하기 위해서는 '동일 추세(Common trend)' 가정이 필요하다. 여기서 동일 추세 가정이란 결혼을 한 여성의 결혼 전 임금 변화 추세가 연령이나 학력 등의 개인 특성이 비슷한 여타의 미혼 상태가 지속되는 여성 집단의 임금 추세와 같아야 한다는 것이다. 만일 남녀 간에 결혼을 앞두고 근로시간 변경이나 직장 이동 등을 통해 다른 방식의 행동으로 임금을 변화시킨다면 이미 결혼 전에 미혼여성 집단과 결혼할 여성 집단 간의 임금 추세가 달라져 이후 결혼의 영향을 추정하는 데 있어 편의(Bias)가 발생하게 된다.

예를 들어, 현재 우리나라의 관측 가능한 생애임금격차와 기혼세대의 가사노동 분배 현상을 관찰하고 결혼 후의 모습에 대한 기대를 형성하게 되는 미혼여성은 결혼 전 가진 일자리가 결혼과 자녀출산 후 지속될 수 없는 일자리라고 판단하거나 기혼여성에 대한 차별이 있는 일자리라고 판단될 경우 직장 내에서 근무부서를 변경하거나 임금이 낮지만 안정적

17) 남성의 경우 임금 표본선택효과는 거의 없는 데 반해 여성은 표본선택효과가 두드러진다. 특히 결혼과 출산을 독립변수로 활용하였을 시, 결혼과 출산 관련 변수들과 노동 참여는 상관관계가 큰데, 이 상관관계가 만약 대체적으로 시간에 의해 불변하는 변수들(결혼 및 자녀출산에 대한 선호 및 계획, 능력, 커리어 야망)로 인해 발생된다면, 개인고정효과를 통제하였을 시 표본선택으로 인한 편의가 고정된다. Choi(2016)에 의하면, 노동패널에서 출산 관련 변수를 독립변수로 사용하는 여성 임금모형에서 표본선택에 의한 편의는 고정효과모형을 사용할 경우 사라진다.

인 일자리로 이직을 할 수 있다. 그 경우, 결혼 전에 이미 결혼 상황을 대비하여 선행적으로 임금에서 변화가 발생하게 되어 계속 미혼으로 남을 여성과 임금 추세가 달라지게(낮아지게) 된다. 반대로 남성은 결혼 후 가정에서 가사노동보다 소득활동을 주로 하게 되는 역할을 예상하게 된다면, 평생 기대소득을 최대화할 수 있는 일자리로 이직하는 방향으로 선행적인 임금변화가 발생할 수 있다. 따라서 계속 미혼으로 남을 남성과는 이미 결혼 전에 임금 추세가 달라지게 된다. 만약 이러한 결혼 전 결혼과 관련되어 발생하는 선행적인 임금변화를 통제하지 않는다면 결혼관련 변수를 독립변수로 둔 임금방정식에서 추정되는 결혼의 더미변수나 페널티는 과소추정(0으로 편의)될 수 있다.[18] 이는 출산에서도 공히 나타날 수 있는 현상이므로 결혼 전이나 출산 전 표본들이 다른 통제집단 표본들과 동일 추세를 따르는지 확인할 필요가 있다.

이를 위해 본 연구에서는 사건연구모형(Event study model)을 이용하여 결혼 전에 사전적으로 동일 추세가 관찰되는지를 더미변수 방법으로 알아볼 것이다. 결혼이나 출산에 대해서 선행 더미변수를 만들어 분석에 포함시켜 그 계수 값을 알아본 후, 만일 계수가 0이거나 통계적으로 유의하지 않다면 사전 추세가 동일한 것으로 간주할 수 있다. 본 장에서 사용할 사건연구모형은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \alpha + \mu_i + t_t + \Sigma_{k=-3}^{k=3}\gamma_k \times D_{i,t,k} + X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \qquad (3\text{-}1)$$

여기서 $y_{i,t}$는 표본 i의 t 시점에서의 임금의 로그값, μ_i는 개인고정효과(Fixed effect), t_t는 연도별 고정효과, $D_{i,t,k}$는 더미변수들로, 해당 남성이나 여성이 결혼하기 k년 이전이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 이항 변수이다. 따라서 분석기간 중 결혼하지 않은 샘플의 경우 $D_{i,t,k}$의 값은 계속 0을 가지게 된다. $X_{i,t}$는 각종 개인 특성을 나타내는 변수들로, 거주 지역, 정규직 여부, 전일제와 시간제 여부, 교육수준 등 여러 개인

18) 결혼 이전에 이미 발생하는 임금변화 때문에 결혼 전 평균임금추세가 여성은 낮아지고 남성은 높아진다. 그 때문에 결혼 더미를 통해 추정되는 '결혼'이라는 사건이 임금에 미치는 영향은 미혼상태를 유지했을 때의 추세(아예 결혼계획이 없었다는 가정상의 추세)와 비교해 계산한 추정치보다 작게 추정될 것이다.

특성들을 포함한다.

만일 결혼 이전에 가정 내 인적 자원 재배치를 위해 이미 여성이 노동시장 참여를 줄이거나 임금이 낮은 직업으로 옮기는 경우 γ_{-3}, γ_{-2}, γ_{-1}의 추정값은 음의 값을 가지게 되며 시간의 경과에 따라 감소하며($\gamma_{-1}<\gamma_{-2}<\gamma_{-3}<0$), 이 경우 일반적인 이중차분법은 정확하지 않은 추정법이 된다.

사건연구모형을 이용한 위의 식은 결혼을 한 표본과 그렇지 않은 표본 간에 존재하는 결혼 이전의 추세를 통제함으로써 일반적인 이중차분법에 비해 결혼 전 성별 임금변화의 차이까지 통제된 결과를 도출할 수 있다. 한편, 결혼 전 성별로 다른 형태로 임금변화가 나타났다 하더라도 이것이 성별에 따른 개인의 취향이나 선호의 변화로 인해 기인하는 것일 수 있다. 그 경우 실제 체감되는 결혼이나 자녀출산의 프리미엄 혹은 페널티의 규모는 이러한 결혼 이전의 임금변화를 통제하지 않았을 때 추정되는 값과 유사할 것이다. 따라서 본 분석에서는 사건연구모형 분석 이전에 임금에서의 결혼 전 선행 추세를 통제하지 않은 개인고정효과 모형을 추정해 본다.

사건연구모형 분석을 통해 얻은 선행 추세 더미변수의 계수 값이 무엇을 의미하는지 해석할 때 유의해야 할 점이 있다. 해당 계수 값은 결혼이나 출산 전에 사전적으로 미혼이나 미출산 상태를 지속한 표본들과 비교하여 다른 추세를 보이는지를 나타내는 것일 뿐, 이것이 결혼과 관련되어 사전적인 가정 내 조정이 이루어지는 것이나 혹은 혼인 상태의 변화에 대한 예상에 따른 노동시장에서의 차별적인 임금 변화라고 단정지어 해석할 수 없다는 점이다. 즉, 해당 계수 값은 어떠한 사건 이전에 사전적으로 임금에서 변화가 있었는지 여부만을 표시하는 것일 뿐 그러한 변화의 원인은 알려주지 않는다.

현실에서는 결혼이나 출산에 따라 가정 내에서 남녀 간 근로시간이나 가사 분담에 있어서 분업이나 조정이 있어 노동참여수준을 근로자가 자발적으로 변화시켰을 수도 있고(내생적 요인), 결혼이나 출산에 따라 여성 근로자가 휴직을 하거나 근로시간을 줄이는 등의 행동을 취할 것으로 예상하여 기업체나 노동시장에서 (제시)임금을 낮추거나 고용을 지속시

키지 않을 수도 있다(외생적 요인). 다수의 경우에서는 이러한 내생적인 요인과 외생적인 요인이 혼재되어 있을 것이다. 따라서 추후 분석에서 나오는 계수 값을 내생적인 요인이나 외생적인 요인으로 단정 지어 해석하지 않도록 유의할 필요가 있다.

다만, 여기서 생각할 수 있는 내생적 요인은 앞서 언급한 대로 개인의 결혼이나 출산 혹은 임금과 직업에 대한 선호, 능력, 가정 환경의 상관관계 등이 있을 수 있는데, 이러한 요소들은 개인고정효과(Individual fixed effect)를 통제함으로써 일정 부분 해결된다. 즉 개인의 단순 선호에 의해 자녀출산과 관련하여 근로시간을 변경하고, 이직을 하며 이것이 임금에 미치는 영향으로 이어지는 채널은 어느 정도 통제되고 있다. 성별로 임금격차에 영향을 미치는 관찰되지 않는 여러 요소들 전체가 통제되는 것은 아니지만, 개인 수준에서 여러 관찰 불가능한 요소들이 상당수 통제되었다 할 수 있으므로, 출산이나 결혼 관련 더미변수의 계수 값으로 추정되는 효과들은 통제변수 수준과 계수 값의 통계적 유의성에 따라 노동시장에서 성별 생애주기에 대한 차별의 가능성을 일정 부분 보여주는 것으로 해석할 여지가 있다.

한편 임금은 개인 단위로 수령하는 것이며, 한 가구 내에서도 성별에 따라 다른 행동이나 특성을 보일 수 있으므로, 이후 모든 분석에서는 특별한 언급이 없다면 가구 단위가 아닌 개인 단위로 고정효과를 넣고 분석할 것이다.

다음 <표 3-4>는 본 장에서 사용한 변수들을 정리한 것이다.

〈표 3-4〉 제3장 데이터 분석 시 사용한 변수 목록

변수명	설명	비고
lpwage	개인별 임금의 로그값	종속변수
pmarried	결혼 여부 더미변수	결혼 시 1, 아니면 0
mcb	자녀 유무 더미변수	자녀가 있으면 1, 아니면 0
age	연령	
agesq	연령의 제곱	
ttenure2	경력	단위 : 개월 수
ttenuresq	경력의 제곱	
region	거주지역 변수	

〈표 3-4〉의 계속

변수명	설명	비고
p0317	정규직 여부	정규직이면 1, 아니면 2
p0315	시간제/전일제 근로	시간제이면 1, 전일제이면 2
year	연도별 고정효과	각 연도별 더미변수 생성
edu	개인의 교육수준	
nchild'n'	아이 숫자별 더미변수	'n'은 1부터 3임
jobmove	이직 더미	당해 이직 시 1, 아니면 0
mjobmove	결혼 당해 이직 더미변수	
cbjobmove	출산 당해 이직 더미변수	
premjobmove1	결혼 1년 전 이직	
precbjobmove	출산 1년 전 이직	
hours	근로시간	1주당 근로시간 수
hourssq	근로시간의 제곱	
premtrend1	결혼 1년 전 더미	다음 해 결혼 시 1, 아니면 0
premtrend2	결혼 2년 전 더미	2년 후 결혼 시 1, 아니면 0
premtrend3	결혼 3년 전 더미	3년 후 결혼 시 1, 아니면 0

제3절 실증분석 결과

1. 선행 추세를 고려하지 않은 결혼과 출산의 성별 임금효과

<표 3-5>는 결혼과 출산이 전체 성별과 여성, 혹은 여성과 남성의 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 결과이다. 이는 앞선 식 (3-1)에서 사전추세와 관련된 더미변수들인 $D_{i,t,k}$를 포함하지 않고 분석한 것이다. (1)과 (2)를 통해 결혼은 표본 전체에 대해서 임금을 늘리는 것으로 나타났으나, 여성 결혼 더미는 결혼 더미의 양의 값보다 더 큰 음의 값으로 나왔다. 따라서 결혼 이후 가정 내 남성 배우자의 임금은 늘어나지만 여성의 임금은 줄어드는 것이 확인되었다. 이를 보다 분명하게 보여주는 것이 (3)과 (4)의 결과로, 남성의 결혼에 대한 더미의 계수 값은 양으로 나온 반면 여성의 결혼 더미는 음의 계수 값이 유의하게 나타났다. 출산에 대해서도 유사하여 남성의 경우 출산 이후 임금이 늘어나는 것으로 나

타나지만 여성은 줄어들었다.

자녀가 남성과 여성의 임금에 미치는 영향은 결혼이나 출산과 비교하여 단순하지 않게 나타났다. 여성의 경우 첫 번째 자녀가 미치는 영향은 작은 것으로 나타난 반면, 남성의 경우 통계적으로 유의한 음의 효과가 관찰되었다. 이러한 결과가 나오는 원인 중 하나는 대부분의 가정에서 결혼 이후 1년 이내에 첫 번째 자녀가 태어난다는 점이다. 이로 인해 여성의 경우 결혼과 출산으로 인한 임금에서의 부정적인 영향이 결혼에서 이미 다 통제되는 반면, 남성의 경우 결혼 후 자녀가 없는 남성들에서는 임금 상승이 관찰되었지만 결혼 후 바로 자녀가 생긴 남성들은 상대적으로 결혼 후 자녀가 없는 남성들과 비교하여 임금이 낮아지기 때문에 통계적으로 이러한 결과가 나타난다.

하지만 둘째 자녀의 경우, 남녀 모두 임금에서 크고 통계적으로 유의한 부정적인 효과가 관찰되었다. 첫째 자녀가 출산 더미에 의해서 많은 효과를 잠식당하는 데 반해, 둘째 자녀는 출산 더미와 별개로 임금에서 새로운 조정 혹은 변화를 요구하는 효과를 낳기 때문이다. 아울러 자녀가 하나일 때보다 둘일 때 가사노동에 요구되는 시간의 절대적인 양이 크게 늘어나기 때문일 가능성도 있다. 둘째 자녀가 태어난 후 남성과 여성 모두 근로시간의 일부를 가사노동에 투여하는 시간으로 조정해야 한다면 근로시간 하락으로 인해 임금이 줄어들게 된다.[19]

셋째 자녀의 경우, 남성 임금에는 큰 영향이 없지만 여성의 임금은 감소시키는 결과가 나왔다. 이는 아이가 늘어날수록 여성이 가사노동이나 양육에 투여하는 시간이 남성에 비해 더 크게 늘어난다는 추정을 가능하게 한다.[20]

근로시간을 독립변수에 포함한 회귀분석은 (2)와 (4)이다. 근로시간까지 고려했을 때, 남성의 경우에는 결혼의 긍정적인 영향이 거의 변화가 없는 반면, 여성의 경우 임금 감소폭이 줄어들었다. 이를 통해, 결혼 이후 남성은 근로시간에 큰 변화가 없지만, 여성의 경우 가정 내 가사노동과

19) 이는 사용한 표본의 기초통계에서 확인할 수 있는데, 자녀가 둘 미만인 남성의 평균 주당 총 근로시간은 52.9시간인 데 반해 자녀가 둘 이상인 남성의 평균 주당 총 근로시간은 52.14시간이었다.

20) 둘째 자녀까지는 부부가 근로시간을 함께 조정하여 가사노동을 분배하지만, 셋째 자녀부터는 완전한 분업 형태로 조정하는 것으로 볼 수도 있다.

소득활동의 분업에 의한 사유이건 혹은 노동시장에서의 성별에 따른 차별에서 기인하건 결혼 이후 근로시간이 감소하는 것이 확인된다. 출산에서는 남성의 경우 출산 더미의 계수 값은 근로시간을 고려했을 때 더 커지는데, 이는 남성이 근로시간을 늘려 임금이 증가했다기보다는 시간당 임금이 높은 곳으로 이직했을 가능성을 시사한다. 반면 여성의 경우, 근로시간을 고려했을 때 출산 더미의 음의 절대값이 감소하는 것을 통해서 출산 이후 근로시간 자체가 줄어들었을 가능성을 배제할 수 없다.

한편 자녀의 경우 남녀 공히 근로시간을 고려했을 때 음의 계수 값에 큰 변화가 없거나 혹은 0에 가깝게 커지는 것이 보인다. 이는 자녀가 태어나거나 늘어날수록 남성과 여성 모두 근로시간을 줄이고 양육과 가사노동에 더 많은 시간을 할애하기 때문일 것이다.

결과적으로 결혼이나 출산 전의 선행 추세를 고려하지 않았을 때 남성의 경우 결혼과 출산 이후 임금이 증가하며, 이러한 증가는 둘째 자녀가 태어났을 때 꺾이는 것으로 나타났다. 하지만 여성의 경우 결혼과 출산, 자녀의 숫자 대다수의 변수에서 음의 계수 값이 나타났으며, 따라서 결혼과 출산에 따라 내생적인 이유에서든 외생적인 이유에서든 근로시간을 줄이고 아울러 임금이 줄어드는 방향으로 이직을 하는 등 임금 하락을 경험하는 것이 실제로 관찰되었다. 따라서 근로시간을 고려했을 때 남성은 시간당 임금이 느는 방향으로, 여성은 줄어드는 방향으로 이직하는 패턴을 유추해 볼 수 있다.

〈표 3-5〉 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 더미	0.0740*** (0.0115)	0.0744*** (0.0113)		
여성 결혼 더미	-0.120*** (0.0202)	-0.107*** (0.0194)	-0.0462*** (0.0172)	-0.0329** (0.0163)
남성 결혼 더미			0.0740*** (0.0115)	0.0744*** (0.0113)
출산 더미	0.0187** (0.00930)	0.0237*** (0.00911)		
여성 출산 더미	-0.120*** (0.0221)	-0.117*** (0.0213)	-0.101*** (0.0202)	-0.0933*** (0.0195)

〈표 3-5〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 출산 더미			0.0187** (0.00930)	0.0237*** (0.00911)
첫 번째 자녀	-0.0741*** (0.0201)	-0.0661*** (0.0197)		
두 번째 자녀	-0.0846*** (0.0221)	-0.0798*** (0.0221)		
세 번째 자녀	-0.0792 (0.104)	-0.0707 (0.102)		
여성 첫 자녀	0.0542** (0.0234)	0.0464** (0.0226)	-0.0199* (0.0119)	-0.0197* (0.0110)
여성 둘째 자녀	0.0198 (0.0255)	0.0227 (0.0250)	-0.0648*** (0.0125)	-0.0570*** (0.0115)
여성 셋째 자녀	0.0231 (0.108)	0.0142 (0.106)	-0.0560** (0.0273)	-0.0566** (0.0254)
남성 첫째 자녀			-0.0741*** (0.0201)	-0.0661*** (0.0197)
남성 둘째 자녀			-0.0846*** (0.0221)	-0.0798*** (0.0221)
남성 셋째 자녀			-0.0792 (0.104)	-0.0707 (0.102)
상수	1.470*** (0.0886)	0.823*** (0.0890)	1.470*** (0.0886)	0.823*** (0.0890)
관측치	82,609	82,522	82,609	82,522
결정계수	0.865	0.875	0.865	0.875

주 : 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
자료 : 한국노동패널 1~20차.

<표 3-6>은 결혼이나 출산에 따른 이직, 혹은 선행적인 이직이 임금에 어떠한 영향을 미쳤는지를 알아보기 위한 분석이다. 본 분석에는 앞선 <표 3-5>의 분석에서 사용했던 모든 독립변수들이 포함되어 있으나 변수의 크기 및 부호에 큰 변화가 없어 본문에서는 이직에 대한 더미변수들의 계수 값만 표시했다.

〈표 3-6〉 이직 변수를 추가한 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
이직	-0.0140 (0.00879)	-0.0125 (0.00854)		
여성 이직	0.0252* (0.0131)	0.0192 (0.0125)	0.0112 (0.00974)	0.00668 (0.00917)
남성 이직			-0.0140 (0.00879)	-0.0125 (0.00854)
결혼*이직	-0.0185* (0.0106)	-0.0226** (0.0103)		
여성*결혼*이직	-0.0147 (0.0163)	-0.00743 (0.0154)	-0.0332*** (0.0123)	-0.0301*** (0.0115)
남성*결혼*이직			-0.0185* (0.0106)	-0.0226** (0.0103)
출산*이직	0.0276 (0.0180)	0.0241 (0.0177)		
여성*출산*이직	0.0406 (0.0566)	0.0460 (0.0563)	0.0682 (0.0537)	0.0701 (0.0534)
남성*출산*이직			0.0276 (0.0180)	0.0241 (0.0177)
결혼 전 이직	0.0432 (0.0288)	0.0383 (0.0274)		
여성의 결혼 전 이직	-0.0291 (0.0464)	-0.0164 (0.0448)	0.0141 (0.0365)	0.0220 (0.0356)
남성의 결혼 전 이직			0.0432 (0.0288)	0.0383 (0.0274)
출산 전 이직	0.00328 (0.0249)	0.00479 (0.0241)		
여성의 출산 전 이직	-0.0304 (0.0511)	-0.0463 (0.0489)	-0.0272 (0.0446)	-0.0415 (0.0426)
남성의 출산 전 이직			0.00328 (0.0249)	0.00479 (0.0241)
상수	1.463*** (0.0885)	0.815*** (0.0891)	1.463*** (0.0885)	0.815*** (0.0891)
관측치	82,609	82,522	82,609	82,522
결정계수	0.865	0.875	0.865	0.875

주: 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동패널 1~20차.

<표 3-6>에서 주목할 만한 세 가지 결과는, 첫째로 대부분의 이직 변수가 임금에 큰 영향을 주지 않는다는 점이다. 두 번째 결과는 결혼 이후 여성의 경우 임금이 줄어드는 직업으로 이직하는 것이 관찰되었다는 점이다. 이는 근로시간까지 고려한 (3)과 (4)를 통해 근로시간도 줄이고 임금 자체도 줄어드는 곳으로 이직했다는 점을 확인할 수 있다. 따라서 결혼 이후 가사노동에 소요되는 많은 시간을 여성이 전담한다는 사실을 확인할 수 있다.

마지막으로 특기할 만한 점은, 남성의 경우 결혼에 따른 이직이 여성만큼 임금에 큰 영향을 주지는 않으나, (3)과 (4)의 결과를 비교했을 때 근로시간을 고려하면 임금이 보다 큰 폭으로 감소하는 이직을 한다는 점이다. 이는 결혼 후 남성은 근로시간을 늘림으로써 임금 하락을 일정 부분 방어한다는 것을 의미하며, 앞선 결혼에 따른 여성의 이직 변수의 계수가 보다 큰 음의 값인 것과 근로시간을 줄이는 방향의 이직을 한다는 점과 결합하여, 결혼 이후 남성과 여성은 임금 소득과 가사노동 측면에서 서로 분업을 하는 방향으로 시간 배분을 조정한다는 점을 확인할 수 있다.

<표 3-7>은 <표 3-6>에 산업별, 직군별 더미변수를 생성하여 산업과 직군의 효과를 통제한 결과이며, 당연히 이직의 효과 역시 통제되고 있다. <표 3-7>의 결과를 <표 3-5>와 비교하면 여성의 경우 결혼에 따른 임금감소효과가 소폭 감소하고, 남성의 경우 결혼에 따른 임금증가효과가 늘어났다. 따라서 직군별, 산업별 영향을 통제하면, 임금 변화는 두 성별 모두 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 자녀에 대해서는 양성 모두 임금감소효과가 보다 크게 나타나고 있는 것이 관찰된다. <표 3-5>와 <표 3-7> 간에 결혼이나 자녀에 있어서 주목할 만한 크기 변화나 방향 변화는 관찰되지 않는 것으로 나타났다. 산업별, 직군별 더미변수는 전체 표본을 대상으로 한 분석에서만 사용하고 이후 수행할 코호트 1과 코호트 2만을 대상으로 한 분석에서는 표본 크기의 문제로 산업과 직군 통제를 하지 않았음을 밝혀둔다.

〈표 3-7〉 이직 변수와 산업별, 직군별 더미변수를 추가한 선행 추세를 고려하지 않은 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 더미	0.0722***	0.0731***		
	(0.0114)	(0.0112)		
여성 결혼 더미	-0.113***	-0.101***	-0.0411**	-0.0283*
	(0.0197)	(0.0189)	(0.0165)	(0.0157)
남성 결혼 더미			0.0722***	0.0731***
			(0.0114)	(0.0112)
출산 더미	0.0177*	0.0227**		
	(0.00923)	(0.00904)		
여성 출산 더미	-0.111***	-0.106***	-0.0936***	-0.0833***
	(0.0214)	(0.0206)	(0.0195)	(0.0187)
남성 출산 더미			0.0177*	0.0227**
			(0.00923)	(0.00904)
첫 번째 자녀	-0.0614***	-0.0537***		
	(0.0201)	(0.0196)		
두 번째 자녀	-0.0769***	-0.0725***		
	(0.0223)	(0.0220)		
세 번째 자녀	-0.0467	-0.0331		
	(0.0989)	(0.0964)		
여성 첫 자녀	0.0411*	0.0332	-0.0204*	-0.0205*
	(0.0231)	(0.0222)	(0.0116)	(0.0107)
여성 둘째 자녀	0.0134	0.0166	-0.0635***	-0.0560***
	(0.0253)	(0.0246)	(0.0121)	(0.0111)
여성 셋째 자녀	-0.00838	-0.0211	-0.0551**	-0.0542**
	(0.102)	(0.0995)	(0.0261)	(0.0245)
남성 첫째 자녀			-0.0614***	-0.0537***
			(0.0201)	(0.0196)
남성 둘째 자녀			-0.0769***	-0.0725***
			(0.0223)	(0.0220)
남성 셋째 자녀			-0.0467	-0.0331
			(0.0989)	(0.0964)
상수	1.658***	1.041***	1.658***	1.041***
	(0.0979)	(0.0965)	(0.0979)	(0.0965)
관측치	82,609	82,522	82,609	82,522
결정계수	0.870	0.879	0.870	0.879

주: 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동패널 1~20차.

2. 선행 추세를 고려한 결혼과 출산의 성별 임금효과

본 소절에서는 결혼 및 출산에 대한 선행 추세들까지 모두 고려하여 분석한 결과를 소개하고자 한다. 즉, 식 (3-1)을 그대로 이용하여 분석한 결과로 결혼에 관한 선행추세 변수인 $D_{i,t,k}$까지 포함시킨 모형을 사용하였다. 단, 대다수의 이직 변수는 여전히 통계적으로 유의하지 않고 다만 앞서 살펴본 결혼에 따른 성별 이직 변수의 음의 계수 값만 다시 확인되어 본문에 있는 표에서는 결과를 보여주지 않는다.

본 장에서 사용한 선행 추세 더미변수는 결혼의 경우 최대 3년을 사용하였다. 이는 결혼을 결정한 이후 결혼 전의 선행적인 변화가 노동시장에서의 행동 및 이에 대한 경제 주체들의 예측이 대부분의 경우 최대 3년을 넘어가지 않기 때문이다. 출산의 경우 다수가 결혼과 비슷한 시기에 출산을 경험함에 따라 따로 출산 관련 다년간의 선행 추세 더미변수를 생성하는 것이 통계적으로 유의미한 함의를 가지기 어려우며, 결혼 더미변수의 효과와 중복되어 나타남에 따라 통제변수로 넣지 않았다. 해당 분석 결과는 <표 3-8>과 같다.

〈표 3-8〉 선행 추세를 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 1년 전 추세	0.0416*** (0.0162)	0.0396** (0.0159)		
결혼 2년 전 추세	0.0153 (0.0157)	0.0131 (0.0156)		
결혼 3년 전 추세	0.0132 (0.0167)	0.0119 (0.0163)		
여성 결혼 1년 전 추세	-0.0676*** (0.0231)	-0.0657*** (0.0224)	-0.0260 (0.0175)	-0.0261 (0.0168)
여성 결혼 2년 전 추세	-0.0438** (0.0219)	-0.0437** (0.0215)	-0.0285* (0.0160)	-0.0307** (0.0154)
여성 결혼 3년 전 추세	-0.0367 (0.0226)	-0.0317 (0.0220)	-0.0236 (0.0156)	-0.0198 (0.0151)
남성 결혼 1년 전 추세			0.0416*** (0.0162)	0.0396** (0.0159)
남성 결혼 2년 전 추세			0.0153 (0.0157)	0.0131 (0.0156)

〈표 3-8〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 결혼 3년 전 추세			0.0132 (0.0167)	0.0119 (0.0163)
결혼 더미	0.0940*** (0.0168)	0.0936*** (0.0163)		
여성 결혼 더미	-0.149*** (0.0261)	-0.134*** (0.0249)	-0.0546** (0.0216)	-0.0408** (0.0204)
남성 결혼 더미			0.0940*** (0.0168)	0.0936*** (0.0163)
출산 더미	0.0184* (0.00974)	0.0236** (0.00956)		
여성 출산 더미	-0.124*** (0.0225)	-0.122*** (0.0217)	-0.105*** (0.0205)	-0.0982*** (0.0197)
남성 출산 더미			0.0184* (0.00974)	0.0236** (0.00956)
첫 번째 자녀	-0.0763*** (0.0202)	-0.0683*** (0.0197)		
두 번째 자녀	-0.0865*** (0.0221)	-0.0816*** (0.0221)		
세 번째 자녀	-0.0806 (0.104)	-0.0721 (0.102)		
여성 첫 자녀	0.0560** (0.0234)	0.0483** (0.0226)	-0.0203* (0.0119)	-0.0200* (0.0110)
여성 둘째 자녀	0.0219 (0.0255)	0.0248 (0.0250)	-0.0645*** (0.0126)	-0.0568*** (0.0115)
여성 셋째 자녀	0.0256 (0.107)	0.0166 (0.105)	-0.0551** (0.0274)	-0.0556** (0.0256)
남성 첫째 자녀			-0.0763*** (0.0202)	-0.0683*** (0.0197)
남성 둘째 자녀			-0.0865*** (0.0221)	-0.0816*** (0.0221)
남성 셋째 자녀			-0.0806 (0.104)	-0.0721 (0.102)
상수	1.459*** (0.0887)	0.811*** (0.0893)	1.459*** (0.0887)	0.811*** (0.0893)
관측치	82,609	82,522	82,609	82,522
결정계수	0.865	0.875	0.865	0.875

주: 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동패널 1~20차.

<표 3-8>에서 확인되는 특징은 남성의 경우 결혼 1년 전에 임금 증가를 경험하고 있으나, 여성은 남성에 비해서는 임금이 줄어드는 방향의 조정 혹은 변화를 경험하고 있다는 점이다. 또한 여성의 경우 결혼 2년 전부터 임금 감소가 나타나고 있다는 사실이 (3)과 (4)를 통해 확인되며, 남성 대비 임금이 떨어지는 정도는 결혼이 가까워질수록 더 커지고 있음을 (1)과 (2)를 통해 파악할 수 있다.

<표 3-8>의 결과와 <표 3-5>의 결과를 비교하자면, 예상대로 남성의 경우 선행 추세를 통제했을 때 결혼으로 인한 임금상승효과가 보다 큰 것으로 나타났으며, 여성의 경우 선행 추세 통제 이후 결혼에 따른 임금 하락 효과가 더 큰 것으로 확인되었다. 즉, 결혼을 앞두고 일어나는 변화(선행추세)까지 통제하여 결혼을 하지 않았을 가상의 상황과 비교하였을 때는 노동시장에서 나타나는 임금에서의 성별 격차는 일반적인 이중차분법이나 회귀분석의 결과보다 더 크게 나타났다. 한편 출산에 대해서는 큰 변화가 관찰되지 않지만, 자녀와 관련해서는 자녀 수의 증가에 따른 임금 감소효과가 기존의 <표 3-5>보다 더 크게 나타나고 있다. 근로시간을 고려한 결과를 통해 남성은 결혼 전과 후 모두 근로시간을 증가시키는 방향으로 노동시장에서 조정하고 있음이 확인되는 반면, 여성은 결혼 전부터 근로시간을 줄이는 방향의 태도를 취하고 있다는 것도 확인된다.

남성은 결혼에 따른 선행 추세를 통제한 이후 출산 관련 더미변수들의 유의성이 <표 3-5>와 비교하여 줄어들고 있음이 확인된다. 즉, 남성 표본 다수의 경우 결혼과 첫 출산이 매우 짧은 시기에 동시에 발생하여 결혼 이전의 추세 일부가 출산 더미변수에 영향을 미쳤으나 이러한 선행 추세를 통제하면 출산이 남성의 임금에 미치는 영향이 유의하지 않을 수 있음을 시사한다.

결론적으로 <표 3-8>을 통해 실제로 노동시장에서 결혼 전부터 남성과 여성 모두 외생적인 요인에 의해서건 내생적인 요인에 의해서건 서로 반대 방향의 임금 변화를 경험하고 있다는 점이 확인됐으며, 그 크기는 실제 이중차분법이나 단순회귀분석에 따른 결과보다 크다는 것도 알 수 있다. 또한 출산이 여성의 임금에 미치는 영향은 더욱 뚜렷하지만 남성의 경우 선행 추세 통제 이후 출산의 영향은 유의하지 않을 수 있음도 확인

되었다.

〈표 3-9〉 선행 추세와 산업 및 직군을 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 1년 전 추세	0.0329**	0.0317**		
	(0.0155)	(0.0155)		
결혼 2년 전 추세	0.0105	0.00902		
	(0.0152)	(0.0152)		
결혼 3년 전 추세	0.00687	0.00596		
	(0.0163)	(0.0160)		
여성 결혼 1년 전 추세	-0.0584***	-0.0574***	-0.0255	-0.0258
	(0.0222)	(0.0217)	(0.0169)	(0.0162)
여성 결혼 2년 전 추세	-0.0391*	-0.0397*	-0.0286*	-0.0307**
	(0.0213)	(0.0209)	(0.0156)	(0.0150)
여성 결혼 3년 전 추세	-0.0267	-0.0229	-0.0198	-0.0169
	(0.0221)	(0.0215)	(0.0152)	(0.0147)
남성 결혼 1년 전 추세			0.0329**	0.0317**
			(0.0155)	(0.0155)
남성 결혼 2년 전 추세			0.0105	0.00902
			(0.0152)	(0.0152)
남성 결혼 3년 전 추세			0.00687	0.00596
			(0.0163)	(0.0160)
결혼 더미	0.0867***	0.0873***		
	(0.0162)	(0.0158)		
여성 결혼 더미	-0.137***	-0.124***	-0.0500**	-0.0370*
	(0.0251)	(0.0240)	(0.0208)	(0.0196)
남성 결혼 더미			0.0867***	0.0873***
			(0.0162)	(0.0158)
출산 더미	0.0171*	0.0221**		
	(0.00967)	(0.00949)		
여성 출산 더미	-0.115***	-0.110***	-0.0977***	-0.0879***
	(0.0218)	(0.0210)	(0.0198)	(0.0189)
남성 출산 더미			0.0171*	0.0221**
			(0.00967)	(0.00949)
첫 번째 자녀	-0.0629***	-0.0552***		
	(0.0202)	(0.0196)		
두 번째 자녀	-0.0781***	-0.0737***		
	(0.0223)	(0.0220)		
세 번째 자녀	-0.0480	-0.0343		
	(0.0987)	(0.0961)		

〈표 3-9〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
여성 첫 자녀	0.0423* (0.0231)	0.0345 (0.0222)	-0.0205* (0.0116)	-0.0207* (0.0107)
여성 둘째 자녀	0.0147 (0.0253)	0.0178 (0.0246)	-0.0635*** (0.0122)	-0.0559*** (0.0111)
여성 셋째 자녀	-0.00653 (0.102)	-0.0193 (0.0993)	-0.0545** (0.0262)	-0.0536** (0.0246)
남성 첫째 자녀			-0.0629*** (0.0202)	-0.0552*** (0.0196)
남성 둘째 자녀			-0.0781*** (0.0223)	-0.0737*** (0.0220)
남성 셋째 자녀			-0.0480 (0.0987)	-0.0343 (0.0961)
상수	1.646*** (0.0978)	1.028*** (0.0963)	1.646*** (0.0978)	1.028*** (0.0963)
관측치	82,609	82,522	82,609	82,522
결정계수	0.870	0.880	0.870	0.880

주 : 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
자료 : 한국노동패널 1~20차.

<표 3-8>과 <표 3-9>는 산업과 직군을 통제했는지 여부에서 다르다. <표 3-9>를 통해 남성의 경우 결혼 전 추세 더미변수와 결혼 관련 더미변수들에 대한 계수 값이 일제히 하락하고, 자녀 더미변수들의 계수 값 역시 작아지는 것이 관찰되는 반면, 여성의 경우 계수 값들이 거의 변화하지 않았다. 즉, 산업 및 직군을 통제했을 때, 남성의 경우 혼인 및 출산에 의한 임금 증가가 줄어들거나 임금 감소가 더 커지는 것으로 나타난 반면, 여성의 경우 계수 값들의 변화가 거의 없다고 할 수 있다. 이는 남성과 여성이 주로 종사하는 직군의 차이가 임금격차의 일정 부분을 설명한다는 의미로, 결혼이나 출산 전후 해당 직군으로 남성이 이직하거나 여성이 해당 직군에서 이직함으로써 임금격차가 발생할 수도 있음을 뜻한다.

3. 코호트별 선행 추세를 고려한 결혼과 출산의 성별 임금효과

본 소절에서는 제2장에서 정의했던 코호트 1과 코호트 2 집단만을 대상으로 선행 추세까지 통제한 결혼과 출산의 임금에의 영향을 알아보고자 한다. 분석 결과는 이직 및 선행 추세에 관한 더미까지 모두 포함한 결과만을 제공하며, 앞 소절과 동일하게 본문에서는 선행 추세와 결혼, 출산, 자녀 수에 대한 계수 값만 표시된 표를 제공한다.

〈표 3-10〉 코호트 1에서 선행 추세까지 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 1년 전 추세	0.122***	0.113***		
	(0.0433)	(0.0426)		
결혼 2년 전 추세	0.0267	0.0178		
	(0.0407)	(0.0401)		
결혼 3년 전 추세	0.0100	0.00931		
	(0.0408)	(0.0414)		
여성 결혼 1년 전 추세	-0.197***	-0.196***	-0.0750**	-0.0830**
	(0.0543)	(0.0536)	(0.0351)	(0.0344)
여성 결혼 2년 전 추세	-0.0711	-0.0693	-0.0445	-0.0516
	(0.0508)	(0.0502)	(0.0326)	(0.0321)
여성 결혼 3년 전 추세	-0.0948*	-0.0895*	-0.0848***	-0.0802***
	(0.0497)	(0.0497)	(0.0301)	(0.0294)
남성 결혼 1년 전 추세			0.122***	0.113***
			(0.0433)	(0.0426)
남성 결혼 2년 전 추세			0.0267	0.0178
			(0.0407)	(0.0401)
남성 결혼 3년 전 추세			0.0100	0.00931
			(0.0408)	(0.0414)
결혼 더미	0.134***	0.129***		
	(0.0414)	(0.0410)		
여성 결혼 더미	-0.188***	-0.174***	-0.0539	-0.0449
	(0.0545)	(0.0531)	(0.0413)	(0.0398)
남성 결혼 더미			0.134***	0.129***
			(0.0414)	(0.0410)
출산 더미	0.0683***	0.0697***		
	(0.0235)	(0.0233)		
여성 출산 더미	-0.145**	-0.149***	-0.0762	-0.0791
	(0.0591)	(0.0555)	(0.0542)	(0.0504)

〈표 3-10〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 출산 더미			0.0683***	0.0697***
			(0.0235)	(0.0233)
첫 번째 자녀	0.0418	0.0343		
	(0.0577)	(0.0558)		
두 번째 자녀	0.153***	0.163***		
	(0.0554)	(0.0535)		
세 번째 자녀	-0.120	-0.110		
	(0.103)	(0.0921)		
여성 첫 자녀	-0.0245	-0.0132	0.0173	0.0211
	(0.0732)	(0.0686)	(0.0472)	(0.0429)
여성 둘째 자녀	-0.231***	-0.236***	-0.0784	-0.0725
	(0.0768)	(0.0720)	(0.0495)	(0.0453)
여성 셋째 자녀			-0.120	-0.110
			(0.103)	(0.0921)
남성 첫째 자녀			0.0418	0.0343
			(0.0577)	(0.0558)
남성 둘째 자녀			0.153***	0.163***
			(0.0554)	(0.0535)
상수	3.060***	2.434***	3.060***	2.434***
	(0.271)	(0.278)	(0.271)	(0.278)
관측치	6,341	6,339	6,341	6,339
결정계수	0.869	0.874	0.869	0.874

주 : 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 한국노동패널 1~20차.

<표 3-10>은 앞선 <표 3-8>의 분석을 코호트 1에 대해서만 실시한 결과이다. <표 3-10>의 결과를 <표 3-8>과 비교하면 여성의 경우 결혼에 따른 임금 감소가 유의하지 않게 나오거나 그 크기가 작아졌음이 확인된다. 하지만 남성의 경우, 미혼과 비교하여 결혼이나 출산에 따른 임금 상승의 정도가 <표 3-8>에서보다 더 커졌음을 알 수 있다. 즉 코호트 1에서는 미혼여성 대비 기혼여성의 임금 감소가 전체 표본보다 작은 것으

로 나타났으나 남성의 임금 상승폭이 더 커짐에 따라 결혼 및 출산에 따른 성별 임금격차는 더 커졌다.

자녀 수에 따른 임금 변화에 있어서는 남성의 경우 둘째 자녀에 의한 효과가 <표 3-8>과 <표 3-10>에서 반대로 나타나고 있으며, 여성의 경우 (3)과 (4)를 통해 대부분의 자녀 관련 변수들이 통계적으로 유의한 효과를 주지 않음이 확인되었다. 이는 앞선 전체 표본에 대한 분석과 비교하여 세대간 차이에서 기인하는 것일 수도 있지만 한편으로는 자녀 수가 앞선 전체 표본의 경우와 비교하여 적기 때문일 가능성도 배제할 수 없다.

〈표 3-11〉 코호트 2에서 선행 추세까지 고려한 임금에 대한 결혼과 출산의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
결혼 1년 전 추세	-0.00228 (0.0324)	0.00360 (0.0323)		
결혼 2년 전 추세	-0.00932 (0.0298)	-0.00314 (0.0288)		
결혼 3년 전 추세	-0.0355 (0.0268)	-0.0306 (0.0261)		
여성 결혼 1년 전 추세	-0.0133 (0.0459)	-0.0233 (0.0446)	-0.0156 (0.0349)	-0.0197 (0.0333)
여성 결혼 2년 전 추세	-0.0117 (0.0403)	-0.0167 (0.0391)	-0.0211 (0.0289)	-0.0198 (0.0282)
여성 결혼 3년 전 추세	0.0371 (0.0373)	0.0314 (0.0358)	0.00164 (0.0263)	0.000726 (0.0251)
남성 결혼 1년 전 추세			-0.00228 (0.0324)	0.00360 (0.0323)
남성 결혼 2년 전 추세			-0.00932 (0.0298)	-0.00314 (0.0288)
남성 결혼 3년 전 추세			-0.0355 (0.0268)	-0.0306 (0.0261)
결혼 더미	0.0227 (0.0318)	0.0286 (0.0316)		
여성 결혼 더미	-0.0571 (0.0487)	-0.0572 (0.0471)	-0.0345 (0.0412)	-0.0287 (0.0397)
남성 결혼 더미			0.0227 (0.0318)	0.0286 (0.0316)
결혼 후 출산	0.00622 (0.0238)	0.00491 (0.0237)		

〈표 3-11〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)
여성 결혼 후 출산	-0.235* (0.129)	-0.191* (0.111)	-0.229* (0.126)	-0.186* (0.108)
남성 결혼 후 출산			0.00622 (0.0238)	0.00491 (0.0237)
첫 번째 자녀	0.0841 (0.125)	0.0541 (0.106)		
두 번째 자녀	0.0272 (0.134)	-0.0111 (0.115)		
여성 첫 자녀			0.0841 (0.125)	0.0541 (0.106)
여성 둘째 자녀			0.0272	-0.0111
상수	2.547*** (0.328)	2.006*** (0.327)	2.547*** (0.328)	2.006*** (0.327)
관측치	5,144	5,143	5,144	5,143
결정계수	0.832	0.839	0.832	0.839

주 : 1) 개인 단위로 클러스터링 하여 표준편차를 구하였음.
2) (1)과 (3)은 근로시간을 고려하지 않은 분석이며, (2)와 (4)는 근로시간을 분석에 포함시킨 결과임.
3) (1)과 (2)는 전체 성별에 대한 결혼과 출산 더미변수와 여성만을 대상으로 한 출산과 결혼 더미변수를 이용한 분석이며, (3)과 (4)는 남성과 여성에 대해서 각각 결혼과 출산 더미를 생성하여 수행한 분석임.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
자료 : 한국노동패널 1~20차.

<표 3-11>은 같은 분석을 코호트 2에 대해서 수행한 것이다. 코호트 2는 전체 표본의 크기도 크지 않을 뿐만 아니라 결혼이나 출산을 경험한 표본의 수도 적기 때문에 대부분의 변수에 대해서 통계적으로 유의미한 결과를 보여주지 않고 있다. 물론 이러한 결과가 남녀 간의 학력 격차 등이 줄어들고 세대가 흐름에 따라 보다 평등한 노동시장 환경이 조성된 데에서 기인할 수도 있으나, 그보다는 표본의 크기가 작고 연령이 낮기 때문에 결혼과 출산에 관련된 여러 더미변수에서 1에 해당하는 수가 적어서일 가능성이 보다 높다고 할 수 있다. 따라서 코호트에 대한 분석결과를 놓고 성별 임금격차의 변화에 대하여 이야기하는 것은 현시점에서는 조심스럽다 할 수 있다.

제4절 소 결

본 장에서는 결혼과 출산이 노동시장에서 남녀의 임금에 미치는 영향을 결혼 선행 추세를 통제하는 이중차분법을 사용하여 분석하였다. 기존의 연구들 다수가 선행 추세를 고려하지 않은 채 결혼 및 출산의 효과를 연구했던바, 본 장에서는 이미 결혼 전에 남녀 간에 임금 및 근로시간을 놓고 서로 다른 방향으로 통계적으로 유의한 움직임이 있었음이 확인되었다. 따라서 결혼이 성별로 임금에 미치는 영향 추정에서 선행 추세를 고려하지 않은 결과들은 결혼 이전 결혼과 관련되어 이미 변화되는 임금 추이를 통제하지 않으므로 편의가 있을 가능성이 확인되었다.

선행 추세를 고려한 후 남녀 간 결혼 및 출산에 따른 임금격차는 그렇지 않은 경우보다 더 크게 관측되었다. 이러한 임금격차가 근로자의 가정 내에서의 시간 배분의 최적화와 분업에 따른 내생적인 결과인지 노동시장 내에서 존재하는 차별과 같은 외생적인 요인에서 비롯된 현상인지는 본 연구에서 확인할 수 없다. 일반적으로 외생적인 요인의 존재로 인해 제약조건하에서 내생적인 요인에서의 변화가 발생함과 동시에 내생적인 선택이 많은 경제주체들 사이에서 발생함에 따라 시장에서 합리적 선택으로 외생적인 요인이 발생할 수도 있으므로 무엇이 먼저이거나 어떠한 해석이 옳다고 섣불리 이야기하는 것은 조심해야 할 것이다.

다만, 본 장에서는 개인고정효과를 고려한 고정효과모형을 사용하였으므로, 여러 관측 불가능한 개인적 특성들을 통제하고 남은 효과들을 관찰한 것이기 때문에, 여기서 관찰된 남녀 간 임금격차가 관찰되지 않은 개인별 특성에서 기인하는 내생적 요인보다는 외생적인 변수들의 영향이 더 크게 관찰되었을 가능성이 높다. 따라서 분석결과에서 얻은 성별 임금격차는 직무 배치, 승진 기회상의 차별, 일·가정 양립을 위한 제도 및 분위기 등 여러 외생적인 요인들에 의해 발생한 것이라 생각해 볼 여지가 있다. 그러므로 본 연구에서 관찰된 성별 격차를 성별 차이라고 섣불리 단정짓는 것도 경계해야 하지만 아울러 성별 차이는 없고 개인별 선호 및

가족 내 자발적인 분업에 의해 격차가 발생했다고 주장하는 것 역시 지나치다 할 수 있다.

앞서 살펴본 해외 연구들과 비교하여 결혼 및 출산이 남녀의 임금에 미치는 영향은 한국이 특별히 미국을 비롯한 선진국과 비교하여 크거나 작다고 하기 어려운 것으로 나타났다. 본 연구에서도 대체적으로 남성의 임금 증가가 약 10% 언저리로 나타났으며, 여성의 경우에는 약 5% 내외의 임금 감소가 나타난바, 이는 해외 자료들을 이용한 연구들과 비슷한 수준이다. 아울러 최근의 세대를 대상으로 한 코호트 1과 코호트 2에 대한 분석에서는 결혼 및 출산에 의한 여성의 임금 감소 효과가 없거나 작게 나오는 점 역시 미국 노동시장을 분석한 기존의 연구들과 크게 차이가 있다고 할 수 없다. 따라서 한국에서의 남녀 임금이 결혼 및 출산에 따라 더 심각한 영향을 받는다고 할 수는 없지만, 다른 나라처럼 이 격차를 줄이기 위한 노력이 필요하다 할 수 있다.

아울러, 자녀가 늘어남에 따라 남성과 여성의 임금이 공히 하락하고 근로시간을 줄이는 것은 둘째 이후 자녀 양육에 요구되는 시간과 노력이 급격하게 늘어나는 데 따른 것임은 이견(異見)이 없으므로, 이에 대한 대책이 필요하다 할 수 있다. 즉, 직장 생활을 하는 부모들을 위한 각종 보육시설의 확충 및 보육에서의 편의제공은 이들의 노동공급 축소를 막을 뿐만 아니라, 이들의 임금이 하락하거나 여성이 노동시장에서 이탈하는 것을 막는 효과적인 방법일 수 있다.

남녀 간의 학력 격차는 이미 2000년대에 이르러 없어졌거나 오히려 여성의 평균 학력수준이 높은 것으로 나타나고 있다. 코호트 1과 코호트 2에 대한 결혼과 출산의 영향을 비교하는 것은 학력 격차를 제거한 후에도 노동시장에서 남녀 간 임금격차가 존재하는지를 확인하는 데 효과적인 방법이나, 코호트 2 집단에서 결혼 및 출산의 효과를 보다 명확하게 관찰하기 위해서는 패널에서 보다 많은 시계열 축적이 필요한 상황이다. 따라서 향후 패널 데이터가 보다 축적되면 각 코호트별로 결혼과 출산이 임금에 미치는 영향 및 선행 추세의 크기와 방향을 분석해보는 것이 의미 있는 결과를 제시할 수 있을 것이다.

제 4 장
결혼과 자녀출산이 성별로 근로시간에 미치는 영향

제1절 머리말

앞서 제2장에서는 노동시장 성별 임금격차가 노동시장 첫 진입시점부터 미약하게 존재하다가 결혼·출산이 활발하게 일어나는 30대를 기점으로 남성의 임금은 상승세가 더욱 높아지는 반면, 여성의 임금 상승세는 20대에 비해 감소하여 임금격차가 심화되는 것을 확인하였다. 이는 경력단절이 없는 집단에서도 동일하여 결혼·출산을 전후로 남성은 커리어를 더욱 발전시키는 반면, 여성은 커리어 침체기에 접어드는 것처럼 보였다.

제3장에서는 결혼과 자녀출산이 남녀의 임금에 미치는 영향이 상이함을 보였다. 결혼과 출산을 앞두고 노동시장에서 남녀가 취하는 행동 변화를 통제하며, 여러 가지 노동시장 변수를 통제한 후에도 여성에 대한 임금 페널티와 남성의 임금 프리미엄은 유지되어 결혼과 출산이 임금격차를 심화시키는 요인임을 보였다. 특히, 제3장에서는 노동시장 변수들(경력, 근속연수, 연령, 교육수준 등)을 통제하여 동일한 노동시장 변수를 가진 남녀를 비교하더라도 자녀출산과 결혼에 대한 남성의 프리미엄과 여성의 임금 페널티가 나타나는 것을 보여 결혼과 출산에 대한 성차별이 발생하고 있을 가능성을 암시하였다.

이 장에서는 제2장에서 확인된 결혼·출산기의 커리어 발달(임금상승

률)의 남녀 격차를 근로시간 변수를 중심으로 분석해 보려고 한다. 제3장에서는 근로시간과 이직 변수를 통제하는 분석을 수행하였기 때문에 결혼과 출산이 남녀 임금에 미치는 영향이 근로시간 변화와 이직으로 인해 발생하는 측면이 있음을 보이긴 하였지만 결혼과 출산이 상기 변수들에 미치는 영향을 파악하지 않았다. 이 장에서는 근로시간 변화로 인한 커리어 형성의 남녀 격차를 생애주기 전반에 걸친 임금격차와 연관 지어본다.

구체적으로 이 장에서 다룰 연구 질문은 다음과 같다. (1) 결혼과 출산이 근로시간에 영향을 미치는지, (2) 맞벌이 가구에서 가구 내 근로시간 분배에도 영향을 미치는지, 어떤 방향으로 영향을 미치는지이다. 이를 위해 노동패널 자료를 활용하며 결혼과 출산을 결정하는 여성이나 남성이 평균적으로 근로시간이 낮을 가능성을 고려하고 맞벌이로 남아 자녀를 키우는 가정은 일반 가정과 근로시간 분배 결정 방식에 차이가 있을 것을 고려해, 고정효과모형을 사용한 실증분석을 수행한다.

제2절은 이론적 배경 및 기존 연구에 대해 간략히 소개하며, 제3절에서는 결혼과 자녀출산이 성별로 개인의 근로시간에 미치는 영향에 대하여 분석하며 제4절에서는 자녀출산이 맞벌이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향에 대해 분석한다. 제5절은 이 장의 분석 결과를 요약하며 결론을 도출한다.

제2절 이론적 배경 및 기존 연구

고용자의 차별 요인을 제외하고 결혼과 자녀출산이 생애임금에 영향을 미칠 수 있는 경로로 일반적으로 고려되는 것은 부부의 근로시간과 가사 및 육아에 할애하는 시간에 대한 역할분담(Specialization)이다.

Becker(1981)의 역할분담이론에 따르면 부부는 가구 전체의 효용 및 소비를 최대화하려 하며, 육아 및 가사(Home production) 또한 하나의 소비재(일반재)로 보았을 때, 부부가 노동시장에서 기대임금과 생애기대임금을 기준으로 노동시장 내 상대적 우위를 비교하고, 가사에 대한 상대적

우위를 비교하여 부부 중 노동시장 임금에서 상대적 우위가 있는 사람이 노동시장에 더 많은 노력과 시간을 쏟고, 가사에 상대적 우위가 있는 사람이 가사노동에 더 시간을 쏟게 된다.

현대에 들어 다양한 가사와 육아서비스의 발달, 가전제품의 발달이 가사노동에 소요되는 시간을 감소시키고 가사노동에서 남녀의 비교우위 격차를 많이 감소시켰으나[21] 우리나라 노동시장에서는 남녀의 임금격차가 상당히 오랜 기간 동안 높이 지속되어왔다. 따라서 여성이 결혼 이전이나 자녀출산 이전 남성 혹은 남편에 비해 임금수준이 큰 차이가 없더라도 자녀출산 후 차후기대임금 혹은 생애기대임금이 남성에 비해 낮아 아내는 결혼이나 자녀출산 후 남편에 비해 더 많은 시간이나 노력을 가사에 할애하고 남편은 아내에 비해 노동시장에 더 많은 시간이나 노력을 할애하는 것이 부부의 가사노동과 노동시장에서 노동분업의 균형점이 된다.

이러한 이론적 추정이 실제 현상으로 이어지고 있다면, 통계적으로는 결혼이나 출산 이후 아내의 근로시간 감소나 초과근로 감소의 양상으로 나타나거나 아내와 남편의 근로시간 격차가 증가하는 양상으로 나타날 수 있다.

실증 연구에는 남녀 임금격차를 위주로 분석하는 가운데 이직이나 근로시간의 결혼 전후 변화를 연관 지은 연구들이 있다. Bertrabd, Marianne, Goldin, and Katz(2010)는 고학력 전문직 분야에 국한하여 남녀의 임금격차를 분석하였다. 시카고 대학교 MBA 과정의 1990~2006년 사이의 졸업생 임금 및 교육력 등의 연결자료를 이용하여 분석한 결과, MBA 여성과 남성의 임금은 초기에는 유사한 수준으로 시작되는데, 그 후 격차가 발생하며 남성 임금이 월등히 높아지는 것으로 나타난다. 이는, MBA 졸업 전 경력의 차이, 직업 단절의 차이, 주당 근무시간의 차이로 설명될 수 있으나, MBA 여성들의 경우, 자녀 양육으로 인해 경력단절과 근무시간의 단축이 임금의 감소를 가져오고 이로 인해 남녀 임금격차가 발생하는 것을 보였다.

---

21) Greenwood and Gunner의 2008년 발표된 논문은 가사노동시간을 감소시켜주는 기기들의 발달로 인해 남성과 여성이 가사노동에 쏟아야 하는 시간의 격차가 감소하였음을 보였다.

Blackburn and Korenman(1994)는 1968~89년의 기간 동안 March Current Population Survey(CPS) 자료를 이용하여 남성 임금 함수를 결혼여부로 비교하고 추적하였다. 그 결과 앞선 제2장 우리나라 데이터에서도 발견되듯이 미국에서도 남성의 결혼 프리미엄이 감소하였다. 구체적으로 이 연구에서는 상대적으로 젊은 코호트로 올수록 기혼남성이 우성선택되는 경향이 감소되는 것으로 나타났고, 동시에 아내의 노동 참가 증가 영향으로 기혼남성이 노동시장에서 이전처럼 인적자본에 대한 투자를 할 수 없는 데서 기혼남성의 임금 프리미엄이 감소하고 있는 것으로 나타났다.

상대적으로 최근 연구인 Killewald and Gough(2013)는 결혼이 임금에 미치는 영향을 설명하는 데 있어 (남성이 노동시장에 집중하는 방향으로의) 부부 역할분업(Specialization) 가설이 남성들의 임금 프리미엄은 설명하지만, 기혼여성들에 대한 임금 페널티를 설명하지 못한다는 의견을 제시하여 부부 역할분업의 효과와 노동시장 내 기혼여성에 대한 차별이 모두 임금격차와 관련 있음을 NYSL97 데이터를 사용하여 보였다. 관련하여 Lundberg and Rose(2000)의 경우에는, PSID 자료를 이용하여 자녀출산으로 인해 가구 내 가사노동에 대한 자원 재배분 및 경제활동 및 경력 단절로 여성의 임금이 감소하는 것을 보였다. 하지만 출산 이후에도 지속적으로 노동시장에 참여하는 여성들의 임금은 하락하지 않은 것으로 나타나, 결혼 및 출산의 페널티 효과는 노동시장의 지속적인 참여 여부에 따라 이질적이라고 주장하였다. 하지만 Lundberg and Rose(2000)의 연구는 여성만을 표본으로 삼았으므로, 결혼 및 자녀출산 효과를 남성 혹은 미혼남성의 임금상승 추세와 비교한다면 결과가 크게 달라질 수 있다.

마지막으로, Cortes and Pan(2016)의 연구는, 초과 근무에 대한 수요와 성별 임금격차의 인과관계를 분석하기 위해 2011 American Community Survey(ACS)와 1980~2000년 Census 데이터를 이용하였으며 도시마다 외생적으로 다른 미숙련 이민자들의 노동공급을 가사노동의 외주화(Outsourcing) 비용 변화에 대한 대리변수(Proxy)로 사용하여 분석하였다. 그 결과 외주화 비용의 감소로 인해 초과근무에 따른 불균등한 보상이 따르는 직업 내에서의 성별 임금격차가 크게 해소된 것으로 나타났다. 즉 가사노동에 대한 남녀 분업(Specialization)의 효과가 가사 외주화(Outsourcing) 비용

감소로 인해 감소하였을 때 초과근로의 격차로 발생하던 임금격차는 감소한다는 의미로, 근로시간이 결혼과 육아와 관계되어 남녀 임금격차에 영향을 미친다는 점을 보였다.

다음 제3장과 제4장에서는 우리나라 성별 임금격차는 결혼·자녀출산 후 부부 근로시간 분배가 불균형해짐으로써 심화되는 것으로 보고 노동패널 데이터를 활용하여 부부 근로시간 분배를 직접적으로 분석해 본다.

제3절 결혼과 자녀출산이 성별 근로시간에 미치는 영향

이 절에서는 제3장에서 사용한 표본을 활용하고 근로시간 관련 변수를 종속변수로 하는 실증분석을 수행한다. 분석은 개인수준의 근로시간과 가구 내 부부의 근로시간 차원에서 분석하는데, 먼저 본 절에서는 결혼과 자녀출산이 성별로 개인수준의 근로시간 변화에 미치는 영향을 분석할 것이다. 앞서 서론과 이론적 배경에서 설명한 바와 같이 성별 생애임금격차는 결혼과 출산 후 부부의 가사와 노동시장 참여 정도의 역할분배에 영향을 미치기도 하고 받기도 한다. 즉 노동시장에서 상대적으로 남성에 비해 임금을 적게 받거나 적은 생애임금을 기대하게 되는 여성의 경우 결혼 후 가사에 집중하고 남성은 노동시장 참여에 집중하게 되며 이에 따라 다시 임금격차가 심화될 수 있다.

이 절에서는 결혼 및 자녀출산이 남녀의 근로시간 변화에 미치는 영향을 알아보기 위하여 결혼을 하지 않은 집단, 결혼을 한 집단, 자녀가 있는 집단이 모두 섞여 있는 전체 개인별 데이터를 활용하여 통계분석을 실행한다.

1. 표본 구성 및 기초통계

이 장에서 사용하는 표본은 제3장에서 구축된 표본과 동일하여, 남녀 임금근로자를 대상으로 하고 있다. 사용되는 종속변수는 세 가지로 정

〈표 4-1〉 근로시간 종속변수의 정의

변수명	정의	비고
regworkhr_wk	정규근로시간	- 단위 : 주당 근로시간
overtimehr_wk	초과근로시간	- 단위 : 주당 근로시간
workhr_wk	총 근로시간=정규근로시간 +초과근로시간	- 단위 : 주당 근로시간

의하였는데, 정규근로시간, 초과근로시간, 정규와 초과 근로시간을 합산한 총 근로시간이다. 종속변수의 정의와 기초통계는 <표 4-1>에 정리되었는데, 모든 변수들은 주당 근로시간을 단위로 하고 있다.

<표 4-2>는 종속변수인 근로시간 변수들의 기초통계를 성별, 혼인여부, 자녀 유무별로 정리하고 있다. 먼저 남녀의 전체 평균을 비교하면, 남자는 여자에 비해 총 근로시간이 약 5.8시간 긴 것으로 나타났다. 전체 샘플에는 주 5일 근무제 시행이 적용되지 않은 일자리들과 연도가 포함되어 있으므로, 대략 일평균 1시간 정도 여성의 근로시간이 남성의 근로시간보다 짧은 것으로 나타났다. 근로시간 형태별로 보았을 때는, 정규근로시간과 초과근로시간 모두 남성이 높았는데, 정규근로시간은 남성은 여성에 비해 약 3.6시간 높고, 초과근로시간은 약 2.3시간 길었다. 따라서 이미 여성들이 노동시장에 남성과 비슷한 자격조건을 갖추고 진입한다고 하더라도 졸업 이후 인적자본에 대한 투자라고도 볼 수 있는 근로시간 투입 정도의 차이가 발견되어, 이 부분이 임금격차를 심화시키는 요인일 수 있음을 보여준다.[22]

생애주기를 기준으로 성별 근로시간을 보면, 미혼여성의 총 주당근로시간은 45.54시간, 미혼남성의 근로시간은 50.77시간으로 남성의 근로시간이 5.23시간 길었다. 미혼의 경우에도 초과근로시간의 격차보다는 정규근로시간의 격차가 근로시간 성별 격차의 주요 원인인 것으로 보인다. 기혼여성의 근로시간은 미혼여성의 근로시간보다 평균적으로 약간 낮지만,

22) 한편 초과근로시간의 경우 절대적인 수치상으로는 남녀 격차가 2.28시간이지만, 여성 평균은 남성 평균치의 약 44% 수준에 불과하다. 따라서 초과근로를 통해 임금을 보전할 수 있는 직업(예 : 공무원, 제조업 등)의 경우 초과근로 선택에 따라 임금격차를 유발하는 요인이 될 수 있다.

큰 변화는 없다. 반면, 기혼남성은 미혼남성에 비해 약 0.8시간 근로시간이 증가하여, 기혼 남녀의 근로시간 격차는 미혼에 비해 커진다(6.1시간). 기혼남성의 근로시간 증가는 초과근무의 증가로 인해 증가하는 부분이 대부분이다.

자녀가 있는 집단의 경우, 여성은 기혼집단과 큰 차이가 없으나, 남성은 평균이 0.9시간 증가한다. 따라서 기초통계 분석상에서는 임금근로자 여성은 결혼, 자녀출산과 관계없이 남성에 비해 낮은 근로시간을 유지하는 반면, 남성은 결혼과 자녀출산의 일련의 과정에 따라 근로시간이 증가하는 것을 볼 수 있다. 따라서, 자녀출산 후 추가로 필요한 소비를 충당하기 위한 근로시간의 증가는 대체로 남성의 근로시간 증가로 이루어지고 있는 것으로 보인다.

〈표 4-2〉 근로시간 변수 기초통계

(단위 : 주당 근로시간)

변수명		여성			남성		
		관측치	평균	표준편차	관측치	평균	표준편차
전체	workhr_wk	28,325	45.46	12.68	45,721	1.34	14.05
	regworkhr_wk	28,325	43.70	11.51	45,721	47.30	12.02
	overtimehr_wk	28,325	1.76	5.31	45,721	4.04	8.72
미혼	workhr_wk	9,300	45.54	11.59	0,939	50.77	13.47
	regworkhr_wk	9,300	43.91	0.53	0,939	47.24	11.77
	overtimehr_wk	9,300	1.63	4.79	10,939	3.53	7.76
기혼	workhr_wk	19,025	45.42	13.18	34,782	51.52	14.23
	regworkhr_wk	19,025	43.60	11.96	34,782	47.32	12.10
	overtimehr_wk	19,025	1.83	5.54	34,782	4.20	9.00
자녀 있음	workhr_wk	17,314	45.44	13.37	20,791	52.40	14.72
	regworkhr_wk	17,314	43.63	13.15	20,791	48.96	13.24
	overtimehr_wk	17,314	1.80	5.55	20,791	3.44	7.97

〈표 4-3〉 2012년 이후 근로시간 종속변수 기초통계

(단위 : 주당 근로시간)

변수명		여성			남성		
		관측치	평균	표준편차	관측치	평균	표준편차
전체	workhr_wk	10,284	42.25	11.51	5,968	48.84	13.59
	regworkhr_wk	10,284	40.45	9.75	15,968	44.05	9.86
	overtimehr_wk	10,284	1.80	5.91	15,968	4.80	10.41
미혼	workhr_wk	2,673	42.92	10.19	3,582	47.88	13.06
	regworkhr_wk	2,673	41.04	8.58	3,582	43.60	9.63
	overtimehr_wk	2,673	1.87	5.48	3,582	4.28	9.61
기혼	workhr_wk	7,611	42.02	11.93	12,386	49.12	13.73
	regworkhr_wk	7,611	40.24	10.12	12,386	44.16	9.93
	overtimehr_wk	7,611	1.78	6.05	12,386	4.95	10.63
자녀 있음	workhr_wk	7,009	41.92	11.99	10,907	49.18	13.83
	regworkhr_wk	7,009	40.17	10.16	10,907	44.25	10.166
	overtimehr_wk	7,009	1.744	6.05	10,907	4.93	6.04

한편, 2004년부터 단계적으로 주 5일 근무제가 시행되어 근로시간이 크게 단축되는 기간이 표본 관측기간과 겹친다. 따라서 <표 4-3>은 주 5일 근무제가 전면적으로 시행된 2012년 이후의 근로시간에 관한 기초통계를 정리하고 있다. <표 4-3>에 따르면, 총 근로시간은 남녀 모두 전체 관측기 대비 감소하였다. 기혼, 자녀 유무별 집단 및 전체 집단에서 여성은 약 2시간 정도, 남성은 약 2.5시간 총 근로시간이 감소한 것으로 보여 남성의 감소폭이 더 컸다. 특히 자녀가 있는 남성의 근로시간 감소폭이 가장 큰 것을 볼 수 있다.

2. 분석모형

본 분석을 위해 사용하는 주된 모형은 개인고정효과를 통제하는 고정

효과모형(FE)이다. 개인고정효과모형을 사용하는 이유는 크게 두 가지이다.

첫째, 근로시간에 대한 선호(일자리 선택 시)와 결혼 및 자녀출산에 대한 선호가 연관되어 있을 가능성이 있기 때문이다. 예컨대 애초에 결혼과 출산에 대한 선호가 높은 한 개인이 특정 근로시간수준(아마도 낮은 것)에 대한 선호 또한 높다면(음의 상관관계), 일반적인 횡단면 OLS 분석에서는 근로시간과 결혼 및 출산과의 상관관계로 인해 결혼과 출산이 근로시간에 미치는 영향을 과대추정할 것이다. 개인의 선호는 불관찰 변수이지만 시간에 따라 크게 변화하지 않는 특성을 지녔을 것으로 여겨지므로 개인고정효과모형을 사용하면 이를 통제할 수 있다.

둘째, 근로시간 변수는 노동시장에 참여하고 있는 개인들에 한해서만 관측되는 변수이다. 만약, 여성이나 기혼여성 중 본인들이 노동시장에서 원하는 근로시간보다 낮거나 높은 근로시간밖에 선택할 수 없어 노동시장에 참여하지 않는다면, 이들은 노동시장에서 가질 수 있는 근로시간이 있지만 실제로 일하지 않아 데이터에서 나타나지 않는다. 따라서 이 부분을 고려하지 않은 분석을 실행할 경우 편의를 야기할 수 있다. 예를 들어, 근로시간에 대한 선호나 선택이 자녀출산이나 결혼여부와 관련되어 있다고 가정하면, 자녀가 생기면 근로시간을 감소시키는 대신 노동시장에 참여하지 않는 경우가 생길 수 있다. 이런 경우, 관측되지 않은 표본들로 인해 자녀 유무 변수의 계수는 과소추정될 것이다. 만약 표본선택(Sample selection)을 유발하는 요인이 시간에 따라 불변하는 요인이라면, 개인고정효과를 통제하였을 때 표본선택으로 인한 편의도 교정된다. 따라서 자녀에 대한 선호와 근로시간에 대한 선호는 시간에 따라 크게 변화하지 않을 것으로 보고, 본 분석에서는 개인고정효과를 통제한다.

한편 개인고정효과를 통제하였을 경우 개인의 기존 근로시간 추세에서 결혼·출산을 기점으로 변화하는 정도를 분석하게 됨에 따라 불관찰 선호로 인한 편의는 제거할 수 있다. 하지만 이 방식에서도 한계점이 존재한다. 만약 개인의 선호가 아니라 근로시간이 감소했거나 근로시간이 낮아서 출산을 하게 되는 역인과성이 발생하고 있다면, 고정효과모형에서도 이 부분을 통제하지 못한다. 이때 관측되는 표본 중 일부가 근로시간

이 원래 낮았기 때문에 결혼이나 출산 후에도 노동시장에서 탈락하지 않고 계속 근무하며 근로시간을 줄일 필요가 없어 변화시키지 않는다면, 고정효과모형의 추정에서는 결혼과 출산이 근로시간에 미치는 영향을 과소추정하게 된다. 따라서 본 분석에서는 OLS 모형의 분석도 수행하여, 두 모형의 추정방식과 편의 발생 방향 간 차이점을 염두에 두고 결과를 해석할 것이다.

또한 분석기간인 1998~2017년(노동패널 1~20차)에는 범국가적인 근로시간 단축 정책(주 5일 근무제)들이 펼쳐진 시기(2004년부터 단계적 시행)를 포함하고 있어 정책효과와 개인의 결혼 및 출산으로 인한 근로시간 변화가 실증분석에서 혼동되어 나타날 수 있다. 따라서 각 연도별 국가 전체의 근로시간 변화를 통제하기 위한 연도고정효과를 추가로 통제하며, 주 5일 근무제가 시차를 두고 단계적으로 시행된 점을 고려한 이항변수(Binary indicators)들을 추가로 통제하는 기본모형을 사용한다.[23]

본 분석을 위해 사용되는 고정효과모형은 다음과 같다.

$$y = \beta' X + \gamma' Z + \delta_i + \theta_t + \nu' \Pi + u$$

종속변수인 y는 앞서 정의한 세 가지 근로시간 변수이며, δ_i는 개인고정효과, θ_t는 연도고정효과이다. 여기서 관심 대상인 주요 계수는 X변수들의 베타 계수 벡터에 포함된 값들이다. <표 4-4>는 각 변수 벡터에 포함된 변수들과 각 변수에 대한 설명을 정리하고 있다.

주로 관심을 갖고 볼 계수는 X에 대한 계수인 베타 값들인데, 각 값들은 사용되는 추정방식(OLS, FE)에 따라 나타내는 의미가 일부 상이하다. OLS는 횡단면에서 각 변수들에 변화와 관련된 종속변수의 변화를 추정하는 반면, FE는 종단면에서 각 변수가 변화하게 되면 그로 인한 종속변수의 종단면 변화를 횡단면으로 평균하는 방식이기 때문이다. 먼저 Married와 Child 변수의 계수는 OLS의 경우 미혼자 대비 기혼자 혹은 자

23) 2004년 7월 1일에는 공기업, 금융업, 보험업 및 1,000인 이상 사업장, 2005년 7월 1일부터는 300인 이상 사업장, 2006년 7월 1일부터는 100인 이상 사업장, 2007년 7월 1일부터는 50인 이상 사업장, 2008년 7월 1일부터는 20인 이상 사업장, 2011년 7월 이후부터는 20인 미만 사업장으로 확대 시행되었다.

〈표 4-4〉 모형에 사용된 변수 리스트

변수 벡터	포함 변수명	변수설명	비고
X	Married	혼인 여부 (1 : 기혼, 0 : 미혼)	
	Child	자녀 유무 (1 : 자녀 있음, 0 : 자녀 없음)	
	FemaleX Married	여성 혼인 여부 (1 : 여성이고 기혼, 0 : 나머지)	
	FemaleX Child	여성 자녀 유무 (1 : 여성이고 자녀 있음, 0 : 나머지)	
	Female	여성 여부 (1 : 여성, 0 : 남성)	OLS 모형에서만
Z	Age	연령	기본모형에 포함
	Age2	연령 제곱	
	edu	교육수준 분류(이항변수들로 포함)	OLS 모형에서만
	ttenure	노동시장에서 상용직으로 근무한 모든 일자리에서 총 경력	기본모형에 포함
	ttenure2	ttenure의 제곱	
	securejob	안정적 일자리 여부 (1 : 상용직-계약기간이 1년 이상인 고용, 2 : 임시 일용직-계약기간이 1년 미만)	
	parttime	시간제 근로여부 (1 : 시간제 근로자, 0 : 전일제 근로자)	
	firmtype	사업체 형태 (1 : 민간회사 또는 개인사업체, 2 : 외국인회사, 3 : 정부투자기관, 정부출연기관, 공사합동기업, 4 : 법인단체, 5 : 정부기관, 6 : 특정사업체에 소속되어 있지 않음, 7 : 시민단체, 종교단체, 8 : 기타)	추가 통제변수
	industry	8차 산업구분 중분류	
	occupation	5차 직업코드 중분류	
	mjobmove	(1-Female)X이직여부 (1 : 이직하였음, 0 : 직장 변화 없음)	
	fjobmove	FemaleX이직여부	
	fjobmove_mar	FemaleX이직여부XMarried	
	fjobmove_child	FemaleX이직여부XChild	
	mjobmove_mar	(1-Female)X이직여부XMarried	
	mjobmove_child	(1-Female)X이직여부XChild	
Π	주 5일제 시행 대상과 시행기준연도 이후에 대한 더미변수들	공기업 · 금융업 · 보험업 · 1,000인 이상 사업장Xpost2004, 300인 이상 사업장Xpost2005, 100인 이상 사업장Xpost2006, 50인 이상 사업장Xpost 2007, 20인 이상 사업장Xpost2008, 20인 미만 사업장Xpost2011	기본모형에 포함

녀가 없는 사람 대비 자녀가 있는 사람의 평균 근로시간 차이(다른 변수 값이 동일할 때)를 나타내지만 FE 모형에서는 결혼 혹은 자녀출산을 하게 되면 그 사람의 미혼 상태 대비 혹은 자녀가 없는 상태 대비 변화하는 근로시간을 나타낸다. Female 이원변수가 곱해진 FemaleXMarried, FemaleXChild 변수의 경우 관측치 전체에서 추정된 Married 효과, Child 효과에서 '여성'일 때 발생하는 차이를 추정해 낸다.

모형에서 통제변수로 사용하는 기본 변수들은 연령, 연령제곱, 노동시장에서 경력과 경력제곱, 상용직 여부, 시간제 근로 여부이다. 연령에 따라 근로시간이 감소할 것으로 예상되며, 경력이 높아질수록 생산성이 높아져 근로시간이 감소할 것으로 예상된다. 상용직이 임시직에 비해 임무의 중요도가 높아 근로시간이 더 높을 것으로 예상된다. 시간제 근무를 할 경우는 근로시간이 현저하게 낮을 것으로 보여 필수적으로 모형에 포함되었다.

앞서 제3장에서 고용된 사업체의 유형이나 산업, 직종의 특성에서 성별 차이가 발생하는 것을 확인한 바 있는데, 사업체 유형, 산업, 직종에 따라 평균 근로시간의 차이가 발생할 수 있어 이들의 영향을 추가로 통제하여 본다. 한편 제3장에서는 결혼과 출산이 임금에 미치는 영향을 분석함에 있어 결혼·출산과 연관하여 발생하는 남녀의 이직 특성이 상이할 수 있음을 고려하였다. 이 장에서도 결혼·출산기의 이직이 근로시간에 미치는 영향이 남녀가 상이한지 확인하고자 제3장에서 사용된 이직 관련 변수도 추가로 통제하여 본다.

모든 표본오차 값은 개인 수준에서 결합(Cluster)한 값을 사용하였다.

3. 분석 결과

가. 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 OLS 분석

앞서 제시한 FE 모형으로 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 분석을 수행함에 앞서 샘플 전체에서 조건부 평균을 비교할 수 있는 OLS 분석을 실행하였다. OLS 분석 결과는 샘플 전체에서 각 조건 집단을 횡

단면 평균 기준으로 비교하는 의미를 가진다.

분석결과는 <표 4-5>~<표 4-7>에 정리하였다. 먼저 <표 4-5>는 결혼과 자녀출산이 주당 총 근로시간에 미치는 영향에 대한 OLS 분석 결과를 보여준다. 1번 모형은 주 5일제의 영향과 연도고정효과만을 통제한 생애주기와 성별 근로시간 격차의 조건부 평균을 보여주는 모형이다. 이 모형에 따르면 여성은 남성에 비해 총 근로시간이 약 5.5시간 적은 것으로 나타났고, 결혼과 자녀출산이 여성근로자의 근로시간에는 큰 영향을 주지 않지만 결혼의 경우, 남성근로자의 근로시간 평균을 약 1.4시간 높이는 것으로 나타났다. 하지만 인적특성과 직업특성들을 통제하면 남녀의 근로시간 격차는 감소하여 여성과 남성이 가지는 직업적 특성과 분포의 차가 평균 근로시간에 영향을 미치고 있음을 보여준다. 남성 기혼자의 근로시간 평균이 높은 현상도 직종 특성을 고려할수록 증가하여, 제2장에서 확인한 결혼에 대한 남성의 표본선택(Sample selection) 효과를 일부 확인할 수 있었다. 다시 말해, 결혼을 하는 남성은 하지 않는 남성에 비해 직종 특성에서 평균적인 차이가 있음을 보여준다.[24]

〈표 4-5〉 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 : OLS 분석 결과

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
Female	-5.505***	-4.752***	-3.576***
	(0.288)	(0.298)	(0.297)
Married	0.0313	0.277	0.974**
	(0.362)	(0.444)	(0.426)
MarriedXChild	1.383***	0.567*	0.739**
	(0.354)	(0.343)	(0.339)
FemaleXMarried	0.157	0.121	-0.198
	(0.606)	(0.567)	(0.519)
FemaleXMarriedXChild	-0.605	-0.897	-1.906***
	(0.612)	(0.562)	(0.514)
age		0.0254	-0.0194
		(0.0197)	(0.017)

24) 기혼남성은 비슷한 근로조건, 사업체에서도 장시간 근무하는 것으로 나타났다.

〈표 4-5〉의 계속

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
age2		-0.0044 (0.0114)	-0.00147 (0.0101)
edu-고졸		-1.872*** (0.398)	-0.466 (0.382)
edu-전문대졸/중퇴		-4.128*** (0.43)	-1.583*** (0.42)
edu-4년제 대졸		-5.990*** (0.418)	-1.719*** (0.431)
edu-석사학위 이상		-7.925*** (0.559)	-2.814*** (0.548)
parttime		-13.81*** (0.449)	-14.66*** (0.452)
ttenure		-0.00774*** (0.0016)	-0.00424*** (0.00144)
ttenure2		1.18e-06*** (4.04E-07)	4.65E-07 (3.80E-07)
securejob		0.488** (0.24)	1.292*** (0.229)
firmtype-외국인회사		-3.512*** (0.514)	-2.943*** (0.535)
firmtype-정부투자기관 등		-3.796*** (0.297)	-2.727*** (0.361)
firmtype-법인단체		-3.055*** (0.384)	-0.693* (0.378)
firmtype-정부기관		13.80* (7.512)	16.78** (6.675)
firmtype-시민단체, 종교단체		-2.397* (1.32)	-1.268 (1.097)
firmtype-기타		1.279 (2.1)	1.417 (1.73)
상수	56.08*** (0.352)	59.25*** (0.849)	84.06*** (2.163)
직종분류			통제
산업분류			통제
R-Squared	0.083	0.176	0.242
관측치	58,480	52,591	52,021

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

한편, 여성은 직업특성을 통제하지 않는 모형에서는 결혼과 자녀시간이 근로시간과 상관관계가 없는 것으로 나타나지만, 직종과 산업분포까지 모두 통제한 모형에서는 자녀가 있는 여성의 근로시간이 자녀가 있는 남성에 비해 1.9시간 낮은 것으로 나와, 자녀가 있는 여성은 비슷한 직업, 산업을 가진 다른 그룹에 비해 평균적으로 주당 약 1.2시간 적게(0.74-1.91=-1.17) 일하는 것으로 나타났다. 즉 직업분포, 산업분포, 직업특성들을 모두 고려하여 이미 비슷한 직업, 산업을 가진 남녀를 자녀 유무로 비교하였을 때, 자녀출산이 남성의 근로시간은 증가, 여성의 근로시간은 감소시키는 영향이 있음을 의미한다.

분석에 포함된 다른 통제변수들의 계수 값은 예상되는 방향을 보인다. 교육수준의 경우 고졸 미만 대비 교육수준이 높아질수록 평균 근로시간이 감소하는 것을 알 수 있는데, 직종과 산업분류까지 통제하였을 경우 교육수준의 효과는 같은 추세를 보이지만 규모가 감소한다. 즉, 교육수준에 따라 직업과 산업분포가 크게 달라지며 직업과 산업분포에 따라 평균 근로시간 또한 크게 달라짐을 의미한다. 시간제 근로를 하는 경우, 1주일에 평균 14시간 정도 적게 근무하는 것으로 나타났으며 상용직은 근로시간이 약 1.3시간 긴 것으로 나타났다. 노동시장 경력은 증가할수록 근로시간이 감소하지만 그 영향력이 경력증가에 따라 감소하지는 않은 것으로 보인다. 기업체 형태별로는 외국계기업, 정부출연기관, 법인단체, 시민단체 및 종교단체는 근로시간이 민간기업에 비해 짧은 것으로 나타났지만 공무원의 경우 근로시간이 더 긴 것으로 나타났다.

종속변수를 정규근로시간과 초과근로시간으로 한 분석 결과는 각각 <표 4-6>과 <표 4-7>에 정리되어 있다. 전체적으로는 총근로시간모형 분석 결과와 큰 차이는 없다. 앞서 기초통계 분석에서 확인하였듯, 남녀의 평균 총 근로시간의 격차는 초과근로시간의 격차 영향보다는 정규근로시간 격차의 영향이 더 큰 부분을 차지하는 것을 확인할 수 있다. 모든 통제변수를 통제한 모형을 기준으로 정규근로시간은 여성의 경우 남성에 비해 약 2.5시간 낮고 초과근로시간은 약 1.1시간 낮다.

남성의 경우 결혼, 자녀출산과 근로시간의 상관관계는 정규근로시간에서는 나타나지 않지만, 초과근로시간을 상당히 증가시키는 것으로 나타

〈표 4-6〉 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향 : OLS 분석 결과

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
Female	-3.644*** (0.258)	-2.858*** (0.269)	-2.475*** (0.254)
Married	-0.337 (0.296)	-0.55 (0.377)	0.0973 (0.347)
MarriedXChild	1.641*** (0.291)	0.132 (0.283)	0.341 (0.265)
FemaleXMarried	0.32 (0.562)	0.361 (0.508)	0.0821 (0.442)
FemaleXMarriedXChild	-0.93 (0.568)	-1.534*** (0.510)	-2.074*** (0.445)
age		0.108*** (0.0189)	0.0416*** (0.0153)
age2		-0.00377 (0.0102)	-0.00251 (0.0086)
edu-고졸		-1.374*** (0.386)	-0.36 (0.353)
edu-전문대졸/중퇴		-3.413*** (0.411)	-1.614*** (0.378)
edu-4년제 대졸		-5.348*** (0.395)	-2.010*** (0.386)
edu-석사학위 이상		-7.497*** (0.475)	-3.349*** (0.455)
parttime		-13.46*** (0.435)	-14.36*** (0.440)
ttenure		-0.0104*** (0.00142)	-0.00551*** (0.00124)
ttenure2		1.93e-06*** (3.67E-07)	8.97e-07*** (3.13E-07)
securejob		-0.649*** (0.222)	0.479** (0.206)
firmtype-외국인회사		-2.757*** (0.349)	-1.847*** (0.360)
firmtype-정부투자기관 등		-2.796*** (0.213)	-2.468*** (0.287)
firmtype-법인단체		-1.746*** (0.305)	-0.357 (0.268)

〈표 4-6〉의 계속

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
firmtype-정부기관		8.113 (10.960)	9.94 (9.609)
firmtype-시민단체, 종교단체		-1.299 (1.316)	-0.454 (1.003)
firmtype-기타		2.241 (2.051)	1.517 (1.707)
상수	54.11*** (0.321)	55.40*** (0.799)	84.67*** (1.738)
직종분류			통제
산업분류			통제
R-Squared	0.121	0.229	0.329
관측치	58,480	52,591	52,021

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

〈표 4-7〉 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향 : OLS 분석 결과

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
Female	-1.861*** (0.132)	-1.894*** (0.146)	-1.101*** (0.153)
Married	0.368* (0.216)	0.827*** (0.262)	0.877*** (0.256)
MarriedXChild	-0.258 (0.215)	0.434** (0.215)	0.398* (0.217)
FemaleXMarried	-0.163 (0.282)	-0.241 (0.289)	-0.28 (0.285)
FemaleXMarriedXChild	0.325 (0.287)	0.636** (0.279)	0.168 (0.275)
age		-0.0826*** (0.008)	-0.0610*** (0.008)
age2		-0.00063 (0.00593)	0.00104 (0.00544)
edu-고졸		-0.498*** (0.154)	-0.106 (0.148)
edu-전문대졸/중퇴		-0.714*** (0.186)	0.0309 (0.189)

〈표 4-7〉의 계속

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1)	(2)	(3)
edu-4년제 대졸		-0.642***	0.291
		(0.182)	(0.192)
edu-석사학위 이상		-0.428	0.535*
		(0.279)	(0.285)
parttime		-0.356***	-0.299***
		(0.104)	(0.100)
ttenure		0.00265***	0.00127*
		(0.00079)	(0.00076)
ttenure2		-7.51e-07***	-4.32e-07**
		(2.42E-07)	(2.17E-07)
securejob		1.138***	0.812***
		(0.104)	(0.104)
firmtype-외국인회사		-0.755**	-1.096***
		(0.383)	(0.395)
firmtype-정부투자기관 등		-1.000***	-0.259
		(0.193)	(0.210)
firmtype-법인단체		-1.309***	-0.336
		(0.206)	(0.240)
firmtype-정부기관		5.684	6.843
		(4.464)	(4.805)
firmtype-시민단체, 종교단체		-1.097***	-0.814**
		(0.252)	(0.403)
firmtype-기타		-0.963*	-0.0994
		(0.510)	(0.494)
상수	1.964***	3.848***	0.615
	(0.161)	(0.356)	(0.951)
직종분류			통제
산업분류			통제
R-Squared	0.065	0.082	0.122
관측치	58,480	52,591	52,021

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

났다. 결혼은 초과근로시간을 약 0.9시간 증가시키고, 자녀출산은 약 0.4시간 증가시킨다. 여성은 자녀가 있을 경우(시간제 근로를 통제하였지만) 정규근로시간을 감소시키는 영향이 매우 강하게 나타나지만(약 2.1시간 감소) 초과근로시간에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 남성은 결혼 후 초과근로시간을 증가시키고 여성은 자녀출산 후 정규근로시간을 감소시키면서 가구 내 추가로 필요한 가사노동(Home-product)을 생산하는 '분업'을 하고 있음을 암시한다.

분석을 위해 사용된 통제변수들의 경우 전체적으로 총근로시간모형과 비슷한 결과를 보이는데, 큰 차이점은 교육수준의 경우 정규근로시간에서는 교육수준에 따라 정규근로시간이 감소하는 추이가 강하게 드러나는 반면, 초과근로시간에서는 교육수준 증가와 초과근로시간 감소가 일정한 관계를 보이지는 않는다.

나. 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 FE 분석

앞서 제시하였던 개인고정효과를 통제한 모형에 대한 결과는 <표 4-8>~<표 4-10>에 정리하였다. 고정효과를 통제한 모형에서는 여러 가지 개인 선호(자녀출산, 결혼), 능력, 커리어 야망 등 불관찰, 시간불변 변수로 인한 표본선택(Sample selection) 효과 및 일부 내생성이 통제되어 단순 OLS 분석과는 결과의 차이가 있다.

<표 4-8>에 정리된 결혼과 자녀출산이 주당 총 근로시간에 미치는 영향을 보면, 결혼 자체는 주당 근로시간에 남녀 모두에게 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하지만 자녀출산의 경우, 개인 평균이 통제되었음에도 남성의 근로시간을 0.8시간 정도 증가시키며, 여성의 근로시간을 1.2시간(2-0.8) 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 OLS 분석 시 얻은 결과와 거의 같은 결과로서, 자녀출산으로 인한 근로시간의 성별 변화의 차이는 개인의 여러 가지 선호, 능력, 커리어 야망의 영향과 거의 관계없이 보편적으로 발생하고 있는 현상임을 보여준다.

모형에 포함된 다른 통제변수들의 경우, 연령은 앞선 OLS 분석 결과와는 달리 통계적으로 유의한 음의 효과를 나타내, 개인의 연령이 증가함에

〈표 4-8〉 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Married	0.49 (0.401)	-0.655 (0.705)	-0.772 (0.707)	-0.834 (0.707)
MarriedXChild	0.702** (0.351)	0.753** (0.367)	0.799** (0.372)	0.824** (0.371)
FemaleXMarried	-1.430** (0.653)	-0.865 (0.703)	-0.5 (0.736)	-0.412 (0.725)
FemaleXMarriedXChild	-2.237*** (0.561)	-1.658*** (0.560)	-1.803** (0.574)	-2.008*** (0.571)
age		-0.373*** (0.0448)	-0.376*** (0.0446)	-0.372*** (0.0446)
age2		-0.0499** (0.0232)	-0.0498** (0.0232)	-0.0532** (0.0230)
parttime		-10.68*** (0.519)	-10.67*** (0.519)	-11.35*** (0.526)
fjobmove			0.524* (0.318)	0.505 (0.318)
fjobmove_mar			-1.471 (0.922)	-1.744* (0.937)
fjobmove_child			0.516 (0.907)	0.801 (0.922)
mjobmove			0.112 (0.439)	0.203 (0.438)
mjobmove_mar			0.701 (0.862)	0.66 (0.875)
mjobmove_child			-0.232 (0.784)	-0.323 (0.794)
ttenure		0.00272 (0.00317)	0.00297 (0.00315)	0.00212 (0.00316)
ttenure2		-4.12E-07 (5.96E-07)	-4.69E-07 (5.93E-07)	-3.98E-07 (5.95E-07)
securejob		0.552** (0.268)	0.565** (0.268)	0.817*** (0.265)
firmtype-외국인회사		-0.639 (0.575)	-0.636 (0.573)	-0.771 (0.579)
firmtype-정부투자기관 등		-1.165*** (0.381)	-1.160*** (0.381)	-0.767** (0.380)
firmtype-법인단체		-0.873*** (0.330)	-0.872*** (0.330)	-0.278 (0.316)

〈표 4-8〉의 계속

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
firmtype-정부기관		11.09***	11.19***	12.06***
		(2.813)	(2.817)	(2.872)
firmtype-시민단체, 종교단체		-0.0594	-0.0266	-0.315
		(1.101)	(1.097)	(1.131)
firmtype-기타		-1.82	-1.85	-1.573
		(1.727)	(1.726)	(1.645)
상수	52.86***	67.50***	67.57***	81.73***
	(0.376)	(1.448)	(1.444)	(2.724)
직종분류			통제	
산업분류			통제	
R-Squared	0.028	0.057	0.057	0.076
관측치	58,480	52,594	52,594	52,024

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

따라 근로시간이 감소하며, 감소 추세는 연령이 증가함에 따라 급격해진다. 한편, 경력에 따른 숙련효과로 인한 근로시간 감소는 개인고정효과에서 통계적 유의성을 상실하여, OLS 결과에서 보았던 경력에 따른 근로시간 감소는 개인의 기본역량 차이로 인한 부분이 컸던 것으로 보인다. 전일제 근무에서 시간제 근로로 근로시간 형태를 변경할 경우 평균 11시간 정도 근로시간이 감소한다. 고용형태가 상용직이 아니다가 상용직으로 변경되었을 경우, 약 0.8시간 근로시간이 증가한다. 사업체 형태의 경우, 정부출연기업으로 고용된 사업체 형태가 변경될 경우 근로시간이 평균 1시간 감소하는 것으로 나타났지만, 근로기준법의 적용을 받지 않는 공무원의 경우 근로시간은 여전히 다른 사업체에 비해 약 12시간 높다.

한편 이직의 경우, 남성은 이직이 근로시간에 어떤 영향도 미치지 않는 것으로 나타났지만, 여성의 경우 산업과 직종까지 통제한 모형에서 결혼과 관련된 이직의 경우 근로시간을 1.7시간 감소시키는 것으로 나타났다. 따라서 여성이 결혼 후 이직을 할 때 근로시간이 감소하는 방향으로 이직하는 경향이 있으며, 자녀출산 후가 아닌 자녀출산 전에 이직을 하는 것으로 보인다.

<표 4-9>와 <표 4-10>은 정규근로시간과 초과근로시간을 종속변수로 한 분석 결과를 정리하고 있다. 전반적으로 정규근로시간 변화에 영향을 미치는 변수들의 수는 초과근로시간에 영향을 미치는 변수들에 비해 훨씬 적어, 앞서 확인된 총 근로시간의 변화가 주로 초과근로시간의 변화로 인해 유발되는 것으로 보인다. 특히, 기혼남성의 근로시간 증가는 정규근로시간 증가가 아닌 초과근로시간 증가로만 유발되는 것으로 나타났다. 여성의 경우, 총 근로시간 모형에서는 통계적으로 유의미하지 않았던 결혼의 효과가 초과근로시간 모형에서는 산업과 직종을 통제하기 전까지는 약하지만 통계적으로 유의미한 음의 효과를 보였고, 자녀출산의 경우 평균적으로 초과근로시간을 약 0.6시간(0.9-1.5) 감소시키는 것으로 보인다. 이직 효과의 경우, 여성이 결혼과 관련된 이직을 할 경우 정규근로시간을 약 1.6시간 감소시키지만 초과근로시간에는 아무 영향이 없다.

〈표 4-9〉 결혼과 자녀출산이 정규근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Married	-0.171 (0.291)	-0.846 (0.531)	-0.950* (0.533)	-0.84 (0.528)
MarriedXChild	-0.302 (0.254)	-0.105 (0.271)	-0.111 (0.276)	-0.0675 (0.273)
FemaleXMarried	-0.627 (0.494)	0.0484 (0.518)	0.38 (0.540)	0.335 (0.526)
FemaleXMarriedXChild	-0.603 (0.438)	-0.238 (0.427)	-0.325 (0.439)	-0.513 (0.430)
age		-0.374*** (0.0367)	-0.380*** (0.0365)	-0.380*** (0.0359)
age2		-0.0207 (0.0171)	-0.0204 (0.0171)	-0.0237 (0.0166)
parttime		-10.09*** (0.504)	-10.07*** (0.504)	-10.96*** (0.510)
fjobmove			0.471 (0.291)	0.381 (0.291)
fjobmove_mar			-1.393 (0.858)	-1.640* (0.857)

〈표 4-9〉의 계속

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
fjobmove_child			0.383 (0.850)	0.719 (0.852)
mjobmove			0.342 (0.373)	0.408 (0.362)
mjobmove_mar			0.602 (0.661)	0.579 (0.648)
mjobmove_child			0.136 (0.589)	0.0433 (0.580)
ttenure		0.00148 (0.00273)	0.00196 (0.00272)	0.00115 (0.00269)
ttenure2		-1.17E-07 (5.19E-07)	-2.25E-07 (5.15E-07)	-3.12E-07 (5.07E-07)
securejob		-0.104 (0.240)	-0.0821 (0.240)	-0.346 (0.231)
firmtype-외국인회사		-0.52 (0.386)	-0.524 (0.385)	-0.529 (0.397)
firmtype-정부투자기관 등		-1.232*** (0.293)	-1.225*** (0.293)	-0.935*** (0.284)
firmtype-법인단체		-0.411 (0.278)	-0.414 (0.278)	-0.0145 (0.255)
firmtype-정부기관		5.191 (7.033)	5.289 (7.059)	5.95 (6.921)
firmtype-시민단체, 종교단체		-0.552 (1.006)	-0.59 (1.001)	-0.979 (0.988)
firmtype-기타		-1.703 (1.649)	-1.759 (1.646)	-1.497 (1.546)
상수	51.16*** (0.316)	64.77*** (1.232)	64.93*** (1.227)	80.93*** (2.484)
직종분류			통제	
산업분류			통제	
R-Squared	0.057	0.089	0.09	0.123
관측치	58,480	52,594	52,594	52,024

주: 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

〈표 4-10〉 결혼과 자녀출산이 초과근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 초과근로시간(overtimehr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Married	0.661**	0.191	0.178	0.00687
	(0.290)	(0.448)	(0.451)	(0.439)
MarriedXChild	1.004***	0.859***	0.909***	0.892***
	(0.248)	(0.252)	(0.256)	(0.256)
FemaleXMarried	-0.804*	-0.913**	-0.880*	-0.747
	(0.415)	(0.460)	(0.480)	(0.473)
FemaleXMarriedXChild	-1.635***	-1.420***	-1.478***	-1.495***
	(0.368)	(0.380)	(0.386)	(0.387)
age		0.00134	0.00407	0.00836
		(0.0235)	(0.0236)	(0.0238)
age2		-0.0292**	-0.0294**	-0.0294**
		(0.0144)	(0.0144)	(0.0141)
parttime		-0.596***	-0.600***	-0.383**
		(0.162)	(0.161)	(0.161)
fjobmove			0.053	0.125
			(0.144)	(0.146)
fjobmove_mar			-0.0776	-0.105
			(0.412)	(0.424)
fjobmove_child			0.133	0.0824
			(0.408)	(0.420)
mjobmove			-0.23	-0.204
			(0.245)	(0.240)
mjobmove_mar			0.0993	0.0807
			(0.556)	(0.576)
mjobmove_child			-0.368	-0.366
			(0.516)	(0.532)
ttenure		0.00124	0.00102	0.000968
		(0.00128)	(0.00132)	(0.00140)
ttenure2		-2.95E-07	-2.45E-07	-8.66E-08
		(2.42E-07)	(2.49E-07)	(2.60E-07)
securejob		0.656***	0.647***	0.471***
		(0.134)	(0.134)	(0.140)
firmtype-외국인회사		-0.119	0.111	0.242
		(0.42)	(0.42)	(0.427)
firmtype-정부투자기관 등		0.0671	0.0651	0.168
		(0.242)	(0.242)	(0.239)

〈표 4-10〉의 계속

종속변수	주당 초과근로시간(overtimehr_wk)			
통제변수	(1)	(2)	(3)	(4)
firmtype-법인단체		-0.462**	-0.459**	-0.292
		(0.18)	(0.18)	(0.188)
firmtype-정부기관		5.903	5.899	6.111
		(5.014)	(5.013)	(5.081)
firmtype-시민단체, 종교단체		-0.612	-0.616	-0.664
		(0.399)	(0.4)	(0.498)
firmtype-기타		-0.118	-0.0917	-0.0762
		(0.569)	(0.567)	(0.556)
상수	1.699***	2.723***	2.645***	0.797
	(0.233)	(0.734)	(0.739)	(1.174)
직종분류			통제	
산업분류			통제	
R-Squared	0.015	0.016	0.016	0.028
관측치	58,480	52,594	52,594	52,024

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

<표 4-11>~<표 4-13>은 교육수준이 같은 집단끼리 동일한 분석을 한 결과를 정리하고 있다. 교육수준은 한 개인의 표본기간 동안 변화하는 경우가 거의 없기 때문에, 성별과 마찬가지로 개인고정효과에서 직접적으로 통제할 수 없다. 그러나, 교육수준에 따라 자녀출산, 결혼이 근로시간에 미치는 영향이 다를 수 있음을 고려하여 교육수준 그룹을 고등학교 졸업자, 2년제 대학 졸업자, 4년제 대학 졸업자 혹은 석박사로 세 가지 그룹으로 정의하고 그룹별로 모형분석을 수행하였다.

총 근로시간을 종속변수로 둔 모형의 경우, 결혼은 고졸자와 대졸 이상 학력을 가진 자의 근로시간에는 영향을 미치지 않지만, 2년제 대학 졸업자의 근로시간은 (성별 관계없이) 약 3시간 감소시키는 것으로 나타났다. 자녀출산의 경우, 4년제 대학 졸업자 남성의 근로시간을 약 0.9시간 증가시키고, 4년제 대학 졸업 여성의 근로시간을 0.6시간(0.9-1.5) 감소시켰다. 2년제 대학 졸업 남성은 자녀출산의 영향을 받지 않지만, 2년제 대학 졸업 여성은 자녀출산으로 인해 근로시간이 약 2.4시간 감소한다. 고등학교 졸업자는 성별이나, 자녀출산 및 결혼이 근로시간에 유의미한 영향을 미

치지 않는 것으로 나타났다. 이는 고졸이면서 맞벌이를 하는 부부의 경우 대체적으로 임금수준이 낮아 자녀출산과 관련되어 근로시간을 줄이기 어려운 측면이 있는 것으로 설명될 수 있다.

〈표 4-11〉 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 총 근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
Married	0.00687 (0.439)	-2.931* (1.611)	-0.914 (1.192)
MarriedXChild	0.892*** (0.256)	0.983 (0.753)	0.901 (0.878)
FemaleXMarried	-0.747 (0.473)	-1.416 (1.403)	-0.576 (1.356)
FemaleXMarriedXChild	-1.495*** (0.387)	-2.438** (1.005)	-1.349 (1.265)
age	0.00836 (0.024)	-0.06 (0.118)	-0.428*** (0.089)
age2	-0.0294** (0.0141)	-0.155*** (0.057)	0.0208 (0.0383)
parttime	-0.383** (0.161)	-12.97*** (1.151)	-9.407*** (0.858)
fjobmove	0.125 (0.146)	0.286 (0.484)	0.512 (0.638)
fjobmove_mar	-0.105 (0.424)	0.814 (1.4)	-1.064 (1.604)
fjobmove_child	0.0824 (0.420)	-1.661 (1.388)	-0.00551 (1.588)
mjobmove	-0.204 (0.240)	0.00154 (0.718)	0.18 (0.799)
mjobmove_mar	0.0807 (0.576)	3.026* (1.8)	1.448 (1.845)
mjobmove_child	-0.366 (0.532)	-2.183 (1.713)	-1.367 (1.686)
ttenure	0.000968 (0.0014)	0.0121 (0.0094)	-0.00268 (0.0095)
ttenure2	-8.66E-08 2.6E-07	8.61E-06* 5.17E-06	1.51E-07 9.97E-06

〈표 4-11〉의 계속

종속변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
securejob	0.471*** (0.140)	0.312 (0.556)	0.364 (0.402)
firmtype-외국인회사	-0.242 (0.427)	0.226 (1.009)	-0.829 (1.115)
firmtype-정부투자기관 등	0.168 (0.239)	-1.204* (0.671)	-1.272* (0.738)
firmtype-법인단체	-0.292 (0.188)	-0.737 (0.538)	0.223 (0.761)
firmtype-정부기관	6.111 (5.081)	7.474** (3.052)	6.401*** (0.685)
firmtype-시민단체, 종교단체	-0.664 (0.498)	-3.54 (3.209)	-1.966 (1.849)
firmtype-기타	-0.0762 (0.556)	-0.278 (4.034)	2.891 (3.217)
상수	0.797 (1.174)	73.37*** (14.57)	82.54*** (7.409)
직종분류	통제	통제	통제
산업분류	통제	통제	통제
R-Squared	0.028	0.086	0.091
관측치	52,024	12,189	17,982

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

기타 통제변수들의 경우, 연령은 전반적으로 근로시간과 음의 관계를 보이며, 이직의 경우, 2년제 졸업 남성이 결혼과 관련하여 이직할 경우 근로시간이 약간 증가하는 것으로 나타났다. 대졸자가 상용직으로 근무하게 되면 근로시간이 증가하며 대졸자를 제외하고는 정부출연기관에 근무할 때 근무시간이 감소하며, 공무원일 경우 근로시간이 증가하는 것으로 나타났다.

정규근로시간을 종속변수로 둔 분석 결과는 <표 4-12>에 있다. <표 4-12>에 따르면 총 근로시간 분석에서 확인된 2년제 대학 졸업자의 결혼에 따른 근로시간 감소 효과는 대체로 정규근로시간 감소에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 2년제 대학 졸업자가 결혼을 하게 되면 성별과 관계없

이 정규근로시간이 약 1.4시간 감소하는 것으로 나타난다. 4년제 대학 졸업 이상의 학력을 가진 그룹은 자녀출산 시 남녀 구분 없이 근로시간이 약 0.5시간 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 고등학교 졸업자의 경우 자녀출산이나 결혼과 관련된 근로시간의 변화는 없어, 생애주기 사건의 변화에 대한 근로시간 변화가 탄력적이지 않음을 알 수 있다.

〈표 4-12〉 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 정규근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
Married	-0.427 (0.822)	-1.445* (0.857)	-0.596 (1.066)
MarriedXChild	-0.529* (0.315)	0.255 (0.572)	-0.56 (0.724)
FemaleXMarried	-0.0619 (0.811)	0.208 (0.853)	-0.772 (1.195)
FemaleXMarriedXChild	-0.668 (0.594)	-0.542 (0.755)	-0.00786 (1.021)
age	-0.304*** (0.0763)	-0.250*** (0.0899)	-0.412*** (0.0789)
age2	-0.00404 (0.0262)	-0.0568** (0.0246)	0.0238 (0.0334)
parttime	-12.91*** (1.258)	-12.60*** (1.101)	-9.295*** (0.847)
fjobmove	0.128 (0.500)	0.326 (0.434)	0.326 (0.594)
fjobmove_mar	-1.797 (1.154)	-0.217 (1.052)	-1.063 (1.496)
fjobmove_child	1.623 (1.225)	-0.971 (1.044)	0.136 (1.463)
mjobmove	0.505 (0.652)	-0.168 (0.545)	0.53 (0.684)
mjobmove_mar	0.0928 (0.972)	1.815 (1.131)	1.005 (1.497)
mjobmove_child	0.222 (0.776)	-0.358 (1.068)	-0.54 (1.395)
ttenure	0.00494 (0.00798)	-0.00519 (0.00812)	-0.007 (0.00834)

〈표 4-12〉의 계속

종속변수	주당 정규근로시간(regularhr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
ttenure2	2.95E-07 (7.99E-06)	3.02E-06 (4.47E-06)	7.71E-06 (7.53E-06)
securejob	0.209 (0.495)	-0.511 (0.425)	-0.0124 (0.375)
firmtype-외국인회사	-1.012* (0.598)	0.00464 (0.813)	-0.709 (0.720)
firmtype-정부투자기관 등	-0.581 (0.358)	-1.629*** (0.484)	-1.270** (0.641)
firmtype-법인단체	0.155 (0.338)	-0.426 (0.349)	0.383 (0.718)
firmtype-정부기관	8.751*** (0.944)	-13.21*** (2.935)	4.787*** (0.580)
firmtype-시민단체, 종교단체	1.859 (1.379)	-2.571 (3.116)	0.183 (1.128)
firmtype-기타	-5.662** (2.724)	1.704 (3.469)	2.746 (2.845)
상수	60.76*** (4.365)	66.83*** (13.220)	82.19*** (7.208)
직종분류	통제	통제	통제
산업분류	통제	통제	통제
R-Squared	0.133	0.147	0.144
관측치	14,169	12,189	17,982

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

초과근로시간을 종속변수로 둔 분석 결과는 <표 4-13>에 정리되어 있다. 4년제 졸업 이상 학력을 가진 그룹과 고졸 그룹은 자녀출산 시 근로시간이 각각 1시간, 1.5시간 증가하는 것으로 나타났는데, 대졸 여성의 경우 자녀출산으로 인해 초과근로시간이 약 0.7시간(1.03-1.76) 감소한다. 2년제 졸업 여성의 경우, 자녀출산 후 초과근로시간이 1.9시간 감소하여 최대 감소폭을 보인다.

〈표 4-13〉 결혼과 자녀출산이 교육수준별로 초과근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수	주당 초과근로시간(overtimehr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
Married	0.867 (0.685)	-1.486 (1.146)	-0.318 (0.676)
MarriedXChild	1.030*** (0.685)	0.728 (1.146)	1.461*** (0.676)
FemaleXMarried	-0.545 (0.685)	-1.623 (1.146)	0.196 (0.676)
FemaleXMarriedXChild	-1.758*** (0.685)	-1.897*** (1.146)	-1.341 (0.676)
age	-0.0724 (0.6850)	0.190*** (1.1460)	-0.0157 (0.6760)
age2	-0.00092 (0.6850)	-0.0982** (1.1460)	-0.00304 (0.6760)
parttime	-0.254 (0.685)	-0.368 (1.146)	-0.111 (0.676)
fjobmove	0.206 (0.685)	-0.0406 (1.146)	0.186 (0.676)
fjobmove_mar	-0.619 (0.685)	1.031 (1.146)	-0.0014 (0.676)
fjobmove_child	0.56 (0.685)	-0.69 (1.146)	-0.142 (0.676)
mjobmove	-0.312 (0.685)	0.17 (1.146)	-0.35 (0.676)
mjobmove_mar	-0.569 (0.685)	1.211 (1.146)	0.443 (0.676)
mjobmove_child	0.368 (0.685)	-1.825 (1.146)	-0.827 (0.676)
ttenure	-0.00398 (0.68500)	-0.00696 (1.14600)	0.00431 (0.67600)
ttenure2	5.12E-06 (3.51E-06)	5.59e-06** (2.62E-06)	-7.56E-06 (5.39E-06)
securejob	0.741* (0.685)	0.823** (1.146)	0.376** (0.676)
firmtype-외국인회사	-0.468 (0.685)	0.221 (1.146)	-0.12 (0.676)
firmtype-정부투자기관 등	0.184 (0.685)	0.425 (1.146)	-0.00183 (0.676)

〈표 4-13〉의 계속

종속변수	주당 초과근로시간(overtimehr_wk)		
통제변수	(1) 고졸	(2) 2년제졸	(3) 4년제졸 이상
firmtype-법인단체	-0.334 (0.685)	-0.311 (1.146)	-0.16 (0.676)
firmtype-정부기관	0.457 (0.685)	20.68*** (1.146)	1.614*** (0.676)
firmtype-시민단체, 종교단체	0.0519 (0.685)	-0.969 (1.146)	-2.149 (0.676)
firmtype-기타	-0.0253 (0.685)	-1.982 (1.146)	0.146 (0.676)
상수	4.848* (0.685)	6.535 (1.146)	0.348 (0.676)
직종분류	통제	통제	통제
산업분류	통제	통제	통제
R-Squared	0.034	0.045	0.045
관측치	14,169	12,189	17,982

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주 5일제 시행효과 통제변수를 포함함.
2) 교육수준의 준거집단은 고졸 미만이며, 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

종합하여 이 절에서는 성별, 생애주기별로 다양한 개인 표본 전체를 활용하여 결혼, 출산이 근로시간 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과를 요약하면, 평균적으로 여성의 근로시간은 남성의 근로시간보다 낮지만, 성별로 직업군, 산업 분포의 격차가 존재하여 비슷한 직업 내에서 비교할 경우보다 근로시간 격차가 평균적으로 크게 보인다. 결혼은 평균적으로 남성의 근로시간을 증가시키고, 자녀출산은 여성의 근로시간을 감소시키는데 특히 정규근로시간을 감소시키는 방향으로 근로시간이 감소한다. 이러한 패턴은 결혼, 자녀에 대한 선호와 개인의 커리어 야망, 능력 등 불관찰 개인특성 불변변수를 통제할 경우에도 발견된다. 특히 자녀출산은 남성의 근로시간을 자녀출산 이전보다 증가시키며, 여성의 근로시간을 감소시킨다.

따라서, 제2장에서 확인된 30대 남성, 특히 기혼남성의 급격한 임금증가와 30대 여성의 임금증가폭 감소가 결혼 출산기에 접어든 남녀가 근로시간을 각각 증가, 감소시키는 것과 관련될 수 있음을 이 장에서 확인하였다. 근로시간을 일종의 노동시장 진입 이후 인적자본에 대한 투자로 보았을 때, 혹은 겉으로 드러나는 근로시간의 격차가 상급자의 하급자 승진 결정이나 업무성과 평가 등 커리어 발전과 상관관계가 있음을 고려하였을 때, 자녀출산으로 인한 근로시간 격차의 심화는 30대 성별 임금격차의 심화를 설명하는 한 요인으로 판단된다.

다만, 이 절에서는 부부의 근로시간 배분 결정에 관해서는 집중적으로 분석하지 못한 한계점이 있다. 앞서 설명한 가사 분업(Specialization)이론을 통해 성별 임금격차를 설명하려면, 부부의 근로시간 배분 결정을 직접적으로 분석해보는 것이 필요하다. 따라서 다음 절에서는 분석 대상을 맞벌이 부부로 한정하여 가구단위에서 자녀출산이 부부의 근로시간 분배(노동시장 활동과 가사노동의 분업)에 미치는 영향을 알아본다.

제4절 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향

이 절에서는 노동패널 표본 중 임금근로자로 맞벌이 하는 부부를 추출하여 가구단위로 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향을 분석한다. 본 분석을 위해 사용된 종속변수는 부부의 근로시간 격차인데, 부부 근로시간 격차=(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)으로 정의하였다. 제3절에서 실행한 개인별 데이터 분석과 비교하였을 때, 부부를 매칭시킨 데이터를 사용한 분석은 자녀출산과 부부의 가사와 노동시장에서 근로에 대한 상대적 집중도의 변화를 직접적으로 분석할 수 있는 장점이 있다.

1. 표본 구성 및 기초통계

분석에 사용된 표본은 기본적으로 제3장에 사용된 표본을 모집단으로 하여 추출하였다. 추출 조건은 배우자와 동거하고 있으며 가구조사에서 사용된 '가구주와의 관계' 변수 값이 존재하며 부부가 모두 개인조사에 포함되어 있고, 모두 임금근로자인 경우로 한정하였다. 가구 내에서도 여러 세대가 함께 거주할 경우, 다양한 배우자 관계(예 : 조모와 조부, 자녀부부 등)가 있을 수 있으므로, 가구주와의 관계 변수를 활용하여 부부를 매칭시켰다. 또한 종속변수가 부부의 근로시간 격차이기 때문에 부부가 모두 노동시장에 참여하며 근로시간이 존재하여야 한다. 이렇게 구성된 부부단위의 표본은 2,558쌍의 부부로, 전체 10,500개의 관측치를 구성한다.

이들의 근로시간 및 분배에 대한 기초통계는 <표 4-14>에, 기타 변수들에 관한 기초통계는 <표 4-15>에 정리되어 있다. 먼저 <표 4-14>를 보면, 부부의 평균 근로시간의 경우 아내의 평균 근로시간은 45.01시간으로 제3절에서 정리된 모집단(기혼여성) 평균 42.32시간보다 약 2.7시간 높으며, 남편의 평균 근로시간은 51.01시간으로 모집단(기혼남성) 평균인 51.52시간보다 약 0.41시간 낮아 부부 근로시간의 격차는 모집단의 기혼남성과 여성 격차보다 낮은 5.9시간이다. 따라서 본 분석에 사용된 부부들은 상대적으로 근로시간이 평등하여 전체 표본보다 가구 내 분업이 평등한 그룹인 것으로 보인다.

〈표 4-14〉 부부 근로시간 및 근로시간 격차 변수 기초통계

(단위 : 주당 근로시간)

변수명	관측치	평균	표준편차
근로시간 - 남편	10,500	51.01	12.42
근로시간 - 아내	10,500	45.01	13.58
근로시간 격차 - 전체	10,500	5.89	16.95
근로시간 격차 - 자녀 없음	1,161	5.88	15.69
근로시간 격차 - 자녀 있음	9,341	5.90	17.10
근로시간 격차 - 6세 미만 자녀 있음	2,875	7.10	15.01
근로시간 격차 - 18세 미만 자녀 있음	6,907	6.37	16.21

추출된 부부들의 평균 근로시간 격차는 남편이 약 5.89시간 더 근무하는 것으로 나타났는데, 이것은 제3절에서 사용된 기혼남성과 기혼여성의 평균 근로시간 격차인 6.1시간보다 낮은 수준이다. 부부 근로시간 분배는 자녀의 영향을 받는 것으로 보이는데, 자녀가 없는 집단에 비해 자녀가 있는 집단이 남편의 상대적 근로시간이 높게 나타나며, 어린 자녀가 있을수록 격차는 더욱 심한 것으로 나타나 미취학 자녀가 있을 경우 부부의 근로시간 격차는 7.10시간에 달하였다.

다음은 <표 4-15>에 정리된 부부의 개별 근로시간과 자녀출산 등 가구의 특성에 대한 기초통계이다. 부부 중 자녀가 있는 비율은 약 89%로 집계되며, 평균 자녀 수는 1.67명이다. 6세 미만 미취학 자녀가 있는 비율은 28%, 7~12세 초등학생 자녀가 있는 비율은 20%, 13~18세 중·고등

〈표 4-15〉 데이터 기초통계 분석

변수명	관측치	평균	분산
자녀 유무(1=자녀 있음)	10,500	0.889429	0.313616
자녀 수	10,500	1.675429	0.860155
미취학자녀 유무(1=있음)	10,500	0.278381	0.448223
초등학생 자녀 유무(1=있음)	10,500	0.199619	0.399733
중고등학생 자녀 유무(1=있음)	10,500	0.184476	0.387891
평균 연령	10,500	42.12352	8.935945
부부 연령 격차(남편 연령-아내 연령)	10,500	2.908	2.837222
남편 시간제 근로 여부(1=시간제 근로)	10,500	0.018381	0.134331
아내 시간제 근로 여부(1=시간제 근로)	10,500	0.117905	0.322511
남편의 노동시장에서 상용직 총 경력(개월 수)	10,500	118.3472	104.5973
아내의 노동시장에서 상용직 총 경력(개월 수)	10,500	85.65257	76.31587
남편과 아내의 합산 근로소득	10,500	418.46	222.39
비근로소득	10,500	99.14657	712.1013
총 자산가치(부동산, 전월세 보증금, 은행 예금 등)	10,500	8486.855	19876.33
총 부채(은행 채무, 임차인에게 돌려주어야 할 부동산 전월세 보증금, 개인적 채무 등)	10,500	3809.823	8436.735

주: 경력은 노동시장에서 상용직으로 근무한 모든 근무기간을 월 단위로 계산하였음.

학생 자녀가 있는 비율은 18%로 나타났다. 평균 연령은 42.12세이다. 남편이 시간제로 근무하는 비율은 약 2%, 아내가 시간제로 근무하는 비율은 약 12%에 달했다. 남편의 평균 경력(개월 수)은 118개월(약 10년), 아내의 평균 경력은 86개월(약 7년)인데, 이는 부부의 평균 연령차이인 3년과 가까워 표본에 포함된 부부는 대체적으로 경력단절 없이 노동시장에 참여해 온 것으로 보인다.

부부의 경제상황 관련 변수를 살펴보면, 평균 가구의 총 근로소득은 418.46만 원이며, 비근로소득은 99.15만 원이다. 총 자산가치는 8,486.85만 원이며 총 부채는 3,809.8만 원이다. 한편, 맞벌이 부부가 추출된 모집단의 평균 근로소득은 3,674.33원으로 맞벌이 부부보다 낮고, 비근로소득 217.26원으로 맞벌이 부부보다 높으며, 부채는 3,762.31원으로 맞벌이 부부보다 낮다. 또한 총 자산가치 9,890.31원으로 맞벌이 부부보다 약간 높아 맞벌이 부부는 모집단 평균보다 근로소득은 높지만 자산 및 비근로소득은 낮은 것으로 나타났다. 따라서 모집단에서 표본으로 추출된 부부들은 모집단과 다르고 선별적인 것을 알 수 있다. 특히, 자산 규모가 모집단보다 낮고, 부부가 상당히 공평하게 노동시장에서 근로하는 특성을 가진다. 따라서 본 분석의 결과로 얻어지는 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향은 보수적인 추산으로 보아야 한다.

〈표 4-16〉 모형에 사용된 변수 리스트

변수 벡터	포함 변수명	변수설명	비고
X	Onechild	자녀 1명 여부 (1 : 자녀 1명, 0 : 자녀가 1명이 아님)	
	Twochildrenup	자녀 2명 이상 여부 (1 : 자녀가 2명 이상, 0 : 자녀가 2명 미만)	
	Youngestage_6	만 6세 미만(미취학) 자녀 유무 (1 : 만 6세 미만 자녀 있음, 0 : 만 6세 미만 자녀 없음)	
	Youngestage_12	만 7~12세(초등학생) 자녀 유무 (1 : 있음, 0 : 없음)	
	Youngestage_18	만 13~18세(중·고등학생) 자녀 유무(1 : 있음, 0 : 없음)	

〈표 4-16〉의 계속

변수 벡터	포함 변수명	변수설명	비고
Z	avg_age	부부 평균 연령	기본 모형에 포함
	avg_age2	부부 평균 연령 제곱	
	edu_gap	- 부부의 교육수준 조합별 이항변수 - 남편과 아내의 각각의 교육수준(고졸 미만, 고졸, 전문대졸·대학 중퇴, 4년제 졸업 이상)의 모든 조합에 대한 이항 변수	OLS 모형에서만
	wife_ttenure, hus_ttenure	아내(wife)와 남편(hus)의 노동시장에서 상용직으로 근무한 모든 일자리에서의 총 경력	기본 모형에 포함
	wife_ttenure2, hus_ttenure2	아내와 남편의 경력 제곱	
	wife_securejob hus_securejob	아내와 남편 상용직 여부 (1 : 상용직, 0 : 임시·일용직)	
	wife_parttime hus_parttime	시간제 근로 여부 (1 : 시간제 근로자, 0 : 전일제 근로자)	
	wife_jobmove hus_jobmove	이직 여부 (1 : 이직, 0 : 직장 변경 없음)	추가 통제변수
	wife_firmtype hus_firmtype	사업체 형태 (1 : 민간회사 또는 개인사업체, 2 : 외국인회사, 3 : 정부투자기관, 정부출연기관, 공사합동기업, 4 : 법인단체, 5 : 정부기관, 6 : 특정사업체에 소속되어 있지 않다, 7 : 시민단체, 종교단체, 8 : 기타)	기본 모형에 포함
Π	5일제 시행 대상과 시행기준 연도 이후에 대한 더미변수들	남편과 아내 각각 공기업·금융업·보험업·1,000인 이상 사업장Xpost2004, 300인 이상 사업장Xpost2005, 100인 이상 사업장Xpost2006, 50인 이상 사업장Xpost2007, 20인 이상 사업장Xpost2008, 20인 미만 사업장Xpost2011	기본 모형에 포함

2. 분석모형

이 절에서도 제3절과 같이 부부단위 표본을 활용한 OLS 분석과 부부 고정효과를 통제하는 고정효과모형(FE) 분석을 한다. OLS 분석의 경우 비슷한 특성을 가진 부부간의 근로시간 분배를 비교할 수 있는 장점이 있다. 하지만 부부의 자녀에 대한 선호나 부부의 역할분담에 대한 선호 등 부부 고유의 상호작용 방식이나 가정의 문화와 같은 불관찰 변수가 자녀

결정과 부부의 근로시간 분배에 영향을 동시에 미칠 수 있고, 그럴 경우 자녀 관련 변수의 계수들은 편의를 가지게 된다. 예를 들어, 부부가 모두 근로시간이 낮은 편인 직업을 가지고 근로시간 분배가 동등한 편이어서 자녀출산을 결정하고, 자녀출산 이후에도 근로시간이 크게 변화하지 않는 경우가 있다면, OLS 분석은 자녀 관련 변수의 계수를 과소추정하게 된다. 혹은 부부의 근로시간 격차가 매우 심하여서(남편의 근로시간은 길고, 아내의 근로시간은 짧은) 자녀출산 후에도 근로시간 격차의 변화가 크지 않다면, OLS 분석 결과는 0으로 편향될 것이다.

분석에 사용되는 기본 FE 모형은 다음과 같다.

$$y_{st} = \beta' X_{st} + \gamma' Z_{st} + \delta_s + \theta_t + \nu_s' \Pi_s + u_{st}$$

종속변수인 y는 부부 근로시간 격차로 남편의 근로시간에서 아내의 근로시간을 뺀 값이다. 따라서 y값이 증가할수록 남편의 근로시간이 아내에 비해 상대적으로 커지는 방향으로 근로시간 격차가 증가하며, y값이 감소하면 아내의 근로시간이 커지는 방향으로 근로시간 격차가 증가하는데, 평균적으로 남편의 근로시간이 높기 때문에, 편의상 y값 증가를 근로시간 격차의 증가, y값 감소를 근로시간 격차의 감소로 해석할 수 있다.

X항은 자녀 관련 변수들로, 분석에서 가장 중요하게 해석할 변수들이다. 사용된 자녀 관련 변수는 두 종류인데, 자녀 수와 관련된 변수들과 자녀 연령과 관련된 변수들이다. 자녀 수와 관련된 변수들은 자녀 1명 여부(Onechild), 자녀가 두 명 이상인지 여부(Twochildrenup)인 이항변수들을 사용하여 자녀가 없는 경우 대비 자녀가 1명 생겼을 때, 자녀가 2명 이상이 되었을 때(FE 모형에서는, 1명에서 2명 이상으로 변화할 때)의 부부 근로시간 분배 변화를 추정해 내는 변수들이다. 참고로 자녀 수 변수를 그대로 사용하지 않는 이유는, 자녀의 수가 엄마 혹은 아빠의 근로시간이나 노동시장 변수에 미치는 영향이 선형(Linear)이 아닐 가능성이 높기 때문이다. 자녀 연령과 관련된 변수들은, 미취학자녀가 있는지 여부, 초등학생 자녀가 있는지 여부, 중·고등학생 자녀가 있는지 여부의 이항변수들이다. 분석 시에는 두 종류의 자녀변수들이 공선성(Colinearity)이 높은 것을 감안하여, 각각의 모형에서 분리하여 사용할 것이다.

Z항은 추가적으로 사용되는 통제변수들을 포함하며 이들에 관한 설명은 <표 4-17>에 정리되어 있다. 추가된 통제변수들은 부부의 평균 연령

〈표 4-17〉 자녀 수별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : OLS 분석 결과

종속변수 : 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
onechild	1.470** (0.713)	1.347* (0.708)	1.347* (0.708)
twochildrenup	1.777** (0.764)	1.626** (0.744)	1.623** (0.744)
avg_age	-0.846*** (0.256)	-0.810*** (0.255)	-0.809*** (0.255)
avg_age2	0.00831*** (0.00294)	0.00849*** (0.00291)	0.00848*** (0.00291)
wife_parttime	15.25*** (0.850)	14.29*** (0.914)	14.29*** (0.914)
hus_parttime	-16.48*** (2.688)	-14.89*** (2.545)	-14.91*** (2.549)
fjobmove			-0.15 (0.516)
hus_jobmove			0.26 (0.557)
hus_securejob		2.626*** (0.75)	2.646*** (0.748)
securejob		-1.245* (0.639)	-1.251* (0.638)
hus_ttenure2		-0.00213 (0.00424)	-0.00201 (0.00426)
hus_ttenure2sq		-1.72E-06 (2.85E-06)	-1.81E-06 (2.87E-06)
ttenure2		-0.0164*** (0.00509)	-0.0164*** (0.00511)
ttenure2sq		-2.13e-05** (8.96E-06)	-2.14e-05** 9.01E-06
부부 교육수준	통제	통제	통제
사업체 형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	통제	통제	통제
관측치	10,500	10,494	10,494
R-Squared	0.109	0.13	0.13

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

(평균 연령이 증가할수록 가사노동의 필요성이 감소하여 근로시간 격차가 감소할 것으로 예상), 남편과 아내의 시간제 근로 여부, 남편과 아내의 이직 여부, 남편과 아내의 일자리 특성(상용직 여부, 기업 형태), 직종, 노동시장 경력이다. 부부의 산업분류와 직종 형태의 경우 표본 수가 제3절의 분석에 비해 적으면서 2배(부부 각각)의 변수를 통제할 경우 자유도가 감소하는 문제가 있어 생략하였다. 가구 근로소득 등 가구의 소득 정보의 경우 맞벌이 부부이면서 자녀출산 등을 겪는 부부들이 모집단과 크게 차이가 나며 선별적임을 이미 확인하였는데, 이러한 표본선택(Sample selection)에 이미 소득 관련 변수들이 관여하고 있어 분석에서 제외시켰다. 소득 관련 변수들은 분석에 포함시켜 보았으나 예상대로 OLS 모형, FE 모형 모두에서 유의미하지 않았다.[25]

$\delta_s, \theta_t, \Pi_s$ 항들은 각각 부부 고유 고정효과, 연도고정효과, 주 5일 근무제 영향(남편, 아내) 효과 통제변수이다. 앞서 제3장에서 보았듯이, 주 5일 근무제 이후 남성의 근로시간 감소폭이 여성 근로시간 감소폭보다 컸으므로, 주 5일 근무제로 인해 부부의 근로시간이 평등해지는 효과가 있을 수 있으므로, 이를 고려하여 통제한 것이다. 표본오차는 부부수준으로 결합(cluster)한 값을 사용한다.

3. 분석 결과

먼저 자녀 수별로 자녀 유무가 부부의 근로시간 분배에 미치는 효과를 OLS 모형으로 분석한 결과는 <표 4-18>, FE 모형으로 분석한 결과는 <표 4-19>에 각각 정리되어 있다. 먼저 <표 4-18>을 보면, 부부의 평균 연령대, 파트타임 여부, 부부의 교육수준, 연도고정효과만 통제하였을 때, 자녀가 1명인 부부는 남편의 주당 총 근로시간이 아내에 비해 1.5시간 높은 것으로 나타났고, 자녀가 두 명 이상인 경우 자녀가 없는 집단에 비해 남편의(아내 대비) 상대적 근로시간이 1.8시간 높은 것으로 나타났다. 하

25) 가사노동시간과 육아시간을 모형에 포함시키는 것이 필요하다고 여겨질 수 있겠으나, 한국노동패널에서는 해당 변수들을 조사하고 있지 않으며, 종속변수가 근로시간 분배 변수이므로 가사노동시간과 관련된 변수를 통제변수로 사용하게 되면 완전공선성(Perfect collinearity) 문제로 OLS 방식으로의 추정이 불가능하다.

〈표 4-18〉 자녀 수별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수 : 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
onechild	2.380*** (0.869)	2.293*** (0.871)	2.284*** (0.870)
twochildrenup	2.466** (1.110)	2.287** (1.108)	2.278** (1.108)
avg_age	-0.248 (0.545)	-0.109 (0.530)	-0.113 (0.530)
avg_age2	-0.0011 (0.00432)	-0.00108 (0.00424)	-0.00107 (0.00424)
wife_parttime	12.49*** (1.055)	12.23*** (1.099)	12.23*** (1.101)
hus_parttime	-11.49*** (2.810)	-11.42*** (2.708)	-11.44*** (2.707)
fjobmove			-0.0138 (0.537)
hus_jobmove			0.45 (0.489)
hus_securejob		0.458 (1.004)	0.477 (1.004)
securejob		-0.225 (0.733)	-0.23 (0.733)
hus_ttenure2		-0.00795 (0.0116)	-0.00818 (0.0117)
hus_ttenure2sq		-4.05E-06 (6.35E-06)	-4.15E-06 (6.42E-06)
ttenure2		-0.0287* (0.0149)	-0.0284* (0.015)
ttenure2sq		2.62E-05 (1.61E-05)	2.58E-05 (1.62E-05)
부부 교육수준	통제	통제	통제
사업체 형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	통제	통제	통제
관측치	10,500	10,494	10,494
R-Squared	0.048	0.053	0.054

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 4-19〉 자녀 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : OLS 분석 결과

종속변수 : 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
youngestage_6	1.966***	1.849***	1.846***
	(0.606)	(0.603)	(0.603)
youngestage_12	1.909***	1.722**	1.725**
	(0.739)	(0.729)	(0.729)
youngestage_18	0.331	0.0763	0.079
	(0.696)	(0.687)	(0.687)
avg_age	-0.727***	-0.677**	-0.678**
	(0.273)	(0.270)	(0.270)
avg_age2	0.00786**	0.00782**	0.00783**
	(0.00321)	(0.00317)	(0.00316)
wife_parttime	15.17***	14.20***	14.21***
	(0.847)	(0.911)	(0.911)
hus_parttime	-16.52***	-14.86***	-14.88***
	(2.718)	(2.576)	(2.579)
fjobmove			-0.132
			(0.516)
hus_jobmove			0.264
			(0.556)
hus_securejob		2.671***	2.691***
		(0.749)	(0.747)
securejob		-1.252**	-1.257**
		(0.638)	(0.637)
hus_ttenure2		-0.0017	-0.00157
		(0.00425)	(0.00428)
hus_ttenure2sq		-1.71E-06	-1.81E-06
		(2.84E-06)	(2.85E-06)
ttenure2		-0.0168***	-0.0168***
		(0.00512)	(0.00514)
ttenure2sq		2.27e-05**	2.27e-05**
		(8.99E-06)	(9.04E-06)
부부 교육수준	통제	통제	통제
사업체 형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	-	-	-
관측치	10,500	10,494	10,494
R-squared	0.111	0.132	0.132

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

지만, 남편과 아내의 고용형태(상용직 여부)와 경력수준, 사업체 형태를 추가로 통제할 경우, 자녀로 인한 남편의 상대적 근로시간 증가폭은 감소하여 자녀가 한 명일 경우 남편의 상대적 근로시간은 1.3시간 증가, 자녀가 둘 이상일 경우 1.6시간 증가하였다. 모형 3에서 남편과 아내의 이직여부 변수를 추가하였을 때 큰 차이가 나타나지 않았다.

<표 4-19>에 정리된 부부고정효과를 통제한 모형의 경우, 예상대로 OLS 모형보다 자녀의 효과가 증가하여, OLS 추정 방식은 불관측·불변변수로 인해 과소추정한다는 예상과 일치하였다. 즉, 근로시간의 격차가 심하면서 자녀가 있거나, 자녀가 생김으로써 근로시간 격차가 매우 심해질 수밖에 없는 부부는 맞벌이 부부 표본에서 탈락하는 현상, 혹은 부부의 근로시간이 원래 평등한 수준이어서 자녀출산을 하게 되고 자녀출산 후에도 근로시간의 변화가 크게 없는 현상 등이 발생하고 있고, 부부고정효과모형에서는 이러한 효과가 통제되었음을 의미한다.

OLS 모형과 같이 부부고정효과를 통제한 모형 분석결과에서도 통제변수에 크게 영향받지 않는 일정한 수준의 자녀효과가 발견되었다. 자녀가 없다가 한 명이 태어날 경우[26] 남편의 상대적 근로시간은 2.4시간 증가하였고, 자녀가 한 명이다가 둘째가 태어나게 되면 남편의 상대적 근로시간은 2.5시간 더 증가하였다. 부부의 일자리 특성(고용형태, 사업체 형태)과 경력수준을 추가로 통제할 경우, 자녀의 효과는 약간 감소하여, 일자리 특성에 따라 자녀로 인한 근로시간의 변화가 차이가 있음을 암시한다. 이직변수를 추가로 통제하였을 때도 결과는 큰 변화가 없어, 부부 이직은 자녀로 인한 근로시간 변화에 큰 영향을 미치지는 않는 것으로 보인다. 사실, 이직 변수의 경우 제3절에서 보았듯이 결혼 후 자녀출산 이전에 이미 자녀양육을 위해 필요한 변화가 일어나기 때문에, 자녀출산이 부부 근로시간에 미치는 효과에는 큰 영향을 미치지 않을 수 있다.

---

26) OLS 분석의 해석과 약간 상이함에 유의해야 한다. 부부고정효과모형의 경우 OneChild 변수는 자녀가 0명에서 1명으로 변화할 때 부부 근로시간 분배의 변화를 추정하고, Twochildrenup 변수는 자녀가 1명에서 2명으로 변화할 때 부부 근로시간 분배의 변화를 추정한다. 자녀가 3명 이상일 경우, Twochildrenup 변수는 자녀가 1명이다가 2명으로 변화할 때만 변화하기 때문에 여전히 Twochildrernup 변수는 자녀가 2명일 때 발생하는 근로시간 분배의 변화를 잡아낸다.

다음은 자녀의 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간에 미치는 영향을 분석한 결과이다. <표 4-20>은 FE 분석 결과를 보여주고 있다. 부부간 비교를 하고 있는 FE 분석 결과에 따르면, 미취학자녀를 둔 부모는 자녀

〈표 4-20〉 자녀 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수 : 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
youngestage_6	1.941**	1.809**	1.802**
	(0.758)	(0.763)	(0.763)
youngestage_12	0.923	0.751	0.751
	(0.917)	(0.914)	(0.915)
youngestage_18	0.103	-0.0172	-0.0167
	(0.794)	(0.787)	(0.787)
avg_age	0.0484	0.192	0.186
	(0.545)	(0.532)	(0.532)
avg_age2	-0.00339	-0.00352	-0.00349
	(0.00468)	(0.00459)	(0.00459)
wife_parttime	12.43***	12.19***	12.19***
	(1.056)	(1.100)	(1.102)
hus_parttime	-11.41***	-11.32***	-11.33***
	(2.815)	(2.708)	(2.707)
fjobmove			0.00398
			(0.539)
hus_jobmove			0.442
			(0.488)
hus_securejob		0.473	0.492
		(1.001)	(1.001)
securejob		-0.181	-0.186
		(0.730)	(0.731)
hus_ttenure2		0.00785	0.00808
		(0.0115)	(0.0116)
hus_ttenure2sq		-3.95E-06	-4.04E-06
		(6.26E-06)	(6.33E-06)
ttenure2		-0.0280*	-0.0276*
		(0.015)	(0.015)
ttenure2sq		2.64E-05	2.58E-05
		(1.61E-05)	(1.62E-05)
부부 교육수준	통제	통제	통제
사업체 형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	통제	통제	통제
관측치	10,500	10,494	10,494
R-squared	0.048	0.054	0.054

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

가 없거나 만 18세 이상의 자녀를 둔 부모에 비해 남편의 상대적 주당 총 근로시간이 분석모형에 따라 1.9~2시간 높게 나타났다. 초등학생 자녀가 있는 경우는 자녀가 없거나 만 18세 이상 자녀를 둔 부모에 비해 남편의 상대적 근로시간이 1.7~1.9시간 높은 것으로 나타났다. 하지만 중・고생 자녀를 둔 부모의 경우, 자녀가 없는 부부나 만 18세 이상 자녀를 둔 부부의 근로시간 분배 수준과 차이가 없었다. 따라서 자녀가 어릴수록 필요 가사노동수준이 높은(자녀 돌봄 수준이 높으므로) 경우 부부의 가사노동과 노동시장 역할 분배가 더욱 분명하게 나타남을 확인할 수 있다.

<표 4-21>에 정리된 부부고정효과모형의 경우, 미취학자녀 유무 변수는 자녀가 새로 태어났을 때 변화하고, 초등학생 자녀 유무 변수는 자녀가 초등학교에 입학할 때(만 7세가 될 때) 변화하며, 중・고생 자녀 유무는 자녀가 중학교에 입학할 때(만 13세가 될 때) 변화한다. 따라서 각 변수의 계수는 자녀가 계속 없거나 만 18세 이상인 부부 대비, 자녀출생, 자녀 초등학교 입학, 자녀 중학교 입학 시 부부의 근로시간 분배의 변화를 보여준다. 분석 결과, 미취학자녀가 생길 때, 남편의 상대적 근로시간은 1.8~1.9시간 증가하며, 모형의 통제변수 변화에도 계수 값은 크게 변화하지 않는다. 초등학생 자녀가 생길 경우와 중・고생 자녀가 생길 경우는 부부의 근로시간 분배에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 부부들이 자녀가 출생했을 당시 이미 앞으로 자녀양육을 위해 필요한 부부 근로시간 분배를 조절하고, 자녀가 연령이 증가함에 따라 추가적으로 큰 변화를 하지 않는 것으로 해석할 수 있다.

종합해 보면, 우리나라에서는 자녀가 태어나 추가적으로 필요한 가사노동의 절대적 양이 증가하면(양육 부담으로 인한) 부부의 근로시간 분배는 남편은 노동시장에 상대적으로 더 집중하고 아내는 가사에 상대적으로 집중하는 것으로 부부의 역할분담이 일어나고 있는 것으로 나타났다. 특히 자녀 수가 증가할수록 역할분담 현상은 심화되는 것으로 나타났고, 자녀의 연령별로는, 미취학자녀가 있을 때 부부의 역할분담 불균형이 심하였다.

제5절 소 결

우리나라 남녀 임금격차는 대학 졸업 직후 노동시장 이전 인적자본 투자 수준이 비슷한 20대에는 두드러지지 않다가 30대에 들어 남성은 임금상승률 증가, 여성은 임금상승률 감소로 이어지며 심화된다. 만약 노동시장 진입 이후 숙련형성이나 진급을 위한 인적자본투자(예: 근로시간)에서 성별 격차가 발생하고 있다면, 이러한 30대 임금격차 심화를 설명할 수 있다. 따라서 본 연구에서는, 근로시간을 노동시장 참가 후 인적자본 투자의 대리변수로 보고 결혼과 출산이 남녀의 근로시간에 미치는 영향을 먼저 살펴본다. 그리고 맞벌이 부부 집단에 대해 자녀출산이 부부의 상대적 근로시간에 미치는 영향을 알아보았다.

먼저 결혼과 자녀출산이 성별 근로시간에 미치는 영향을 분석해 본 결과, 결혼은 평균적으로 남성의 근로시간을 증가시키고, 자녀출산은 여성의 근로시간을 감소시키고 있었다. 이러한 패턴은 결혼, 자녀에 대한 선호와 개인의 커리어 야망, 능력 등 불관찰 개인 특성 불변변수를 통제할 경우에도 발견되는데, 특히 자녀출산은 남성의 근로시간을 자녀출산 이전보다 증가시키며, 여성의 근로시간을 감소시킨다. 따라서 제2장에서 확인된 30대 남성, 특히 기혼남성의 급격한 임금증가와 30대 여성의 임금증가폭 감소가 결혼·출산기에 접어든 남녀가 근로시간을 각각 증가, 감소시키는 것과 관련될 수 있음을 확인하였다.

다음으로 전체 남녀 집단이 아닌, 분석대상을 맞벌이 부부로 한정하여 가구단위에서 자녀출산이 부부의 근로시간 분배(노동시장 활동과 가사노동의 분업)에 미치는 영향을 알아보았다. 분석 결과, 맞벌이 부부는 자녀가 태어나 가사노동에서 양육의 부담이 증가하면, 부부의 근로시간 분배가 남편은 노동시장에 상대적으로 더 집중하는 방향으로 변화하는 것으로 나타났다. 이러한 자녀출산으로 인한 역할분담 효과는 자녀 수가 많을수록, 그리고 자녀가 어릴수록 증가하였다. 이때 맞벌이 부부집단은 모집단의 기혼이며 근로하는 남성과 여성에 비해 근로시간이 남성은 낮고

여성은 높아 평등한 편이었고, 근로소득 이외의 소득과 자산규모가 모집단에 비해 낮은 집단이었다. 따라서 이들은 모집단에 비해 자녀출산으로 인한 근로시간 변화 탄력성이 낮은 집단일 것으로 생각되어 분석 결과로 추정되는 자녀효과는 전체 집단보다 보수적인 수준일 것으로 보인다.

요약하여, 30대를 기점으로 심화되는 성별 임금격차는 결혼과 출산으로 인해 가구 내 성별 역할분리(Specialization)가 심화되는 것과 관련이 있음을 이 절에서 확인하였다. 즉 결혼과 자녀출산은 남성의 (여성 대비) 근로시간을 증가시키고 여성의 (남성 대비) 근로시간을 감소시키며, 이러한 근로시간 격차가 30대 숙련형성의 성별 격차에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다.

제 5 장
결론 : 요약과 정책적 시사점

제1절 연구결과 요약 및 연구의 한계

본 보고서는 우리나라 노동시장의 한 가지 특징인 매우 높은 수준의 남녀 임금격차에 관하여 결혼과 출산의 영향을 중심으로 분석하였다. 이를 위해 먼저 노동시장에서 남녀 임금격차와 결혼, 출산의 관련성을 알아보고자 제2장에서는 한국노동패널에서 최종학력을 비슷한 시점에 마친 코호트들을 추출하여 성별 임금격차가 생애주기에 따라 어떤 양상으로 변화하는지를 알아보며 정형화된 사실을 도출하고, 제3장과 제4장에서는 발견된 정형화된 사실들을 설명하고자 몇 가지 데이터 분석을 수행하였다.

구체적으로 제2장에서는 1990년대 말 최종학력을 마친 남녀와 2000년대 초반 최종학력을 마친 두 코호트를 추출하여 코호트별로 각각 평균 10년, 7년의 기간 동안 임금을 추적하였다. 그 결과 다음과 같은 우리나라의 성별 임금격차에 관한 정형화된 사실을 도출하였다. 첫째, 성별 임금격차는 노동시장 진입 직후부터 발생한다. 특히, 남성의 군복무 기간과 고용주가 군복무에 대한 경력을 인정해 주는 관례까지 고려하였을 때도 약 90%의 성별 임금비(여성 임금/남성 임금*100)가 관찰된다. 또한, 성별 임금비는 20대 중후반부터 급격하게 하락한다. 따라서 결혼·출산 경력단

절의 영향이 전혀 미치지 않는 집단에서부터 임금격차는 발생되고 심화되고 있다.

둘째, 경력단절 유무는 임금격차 심화를 거의 설명하지 못한다. 경력단절이 있는 집단과 없는 집단을 비교하였을 때, 경력단절이 없는 집단이 평균적으로 약간 높은 성별 임금비를 보이긴 하지만, 두 집단 모두 20대 후반부터 급격하게 성별 임금비가 추락하는 동일한 추세를 보여, 경력단절보다는 다른 이유로 임금비가 감소하는 것으로 나타났다.

셋째, 결혼 및 자녀출산을 할 집단과 하지 않을 집단을 비교하였을 때, 결혼 및 자녀출산을 하지 않을 집단으로 정의된 집단이 연령이 높은 쪽으로 이동할수록 결혼준비나 출산준비의 영향을 받을 수는 있지만, 두 집단 모두에서 성별 임금비 감소 추세가 동일한 형태인 우하향 형태로 20대 중후반부터 나타났으며 30대 초에 급격히 심화됨이 관찰되었다.

넷째, 결혼 전후, 출산 전후를 비교하였을 때는, 모든 집단에서 성별 임금격차는 30대 초를 기점으로 급격히 심화되는 패턴이 동일하게 관찰되며, 결혼 전, 출산 전 집단이 심화되는 정도가 약간 완화된 모습을 보일 뿐이다. 결혼과 출산 모두 임금비를 평행이동(우하향)시키는 효과가 있는데, 출산이 결혼보다 더 급격한 변화를 야기하였다.

다섯째, 20대 후반, 30대 초중반 급격히 증가하는 임금격차는 남성은 30대에 임금상승률이 매우 가팔라지는 반면 여성은 임금상승률이 완화되거나 감소하여 심화되는 것으로 나타났다.

제2장에서 발견된 성별 임금격차의 정형화된 사실들을 종합해 보면, 성별 임금격차가 결혼과 자녀출산, 경력단절과 관계없는 집단에서도 발견되며 공통적인 양상으로 20대 후반부터 심화되는 점을 알 수 있다. 이러한 우리나라의 성별 임금격차에 관해서는 통계적 차별(Phelps, 1972)이라는 이론적 관점과 부부의 역할분리(Specialization) 이론(Becker, 1981)의 관점에서 설명되는 부분이 있을 것으로 보인다.

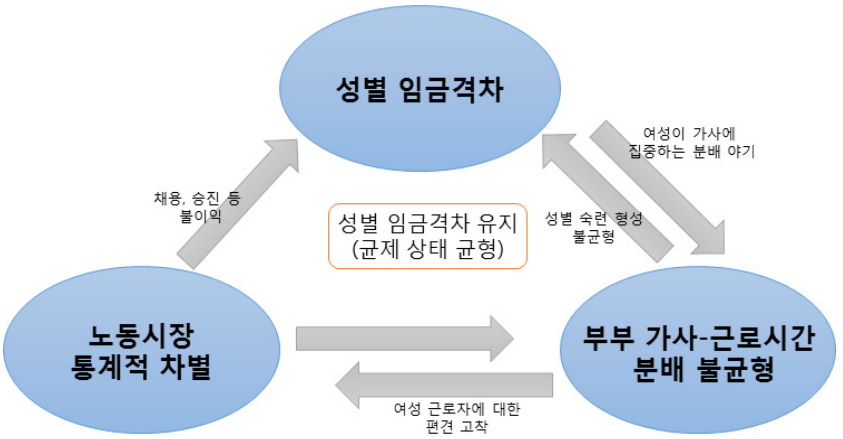
통계적 차별이론에 의거하면, 여성 전체에 대하여 결혼 후 혹은 자녀출산 후 남성 근로자에 비해 생산성이 저하되거나 이직, 퇴직할 가능성이 높다는 편견을 기업에서 가지게 되면 개개인의 여성 근로자를 평가함에 있어, 이러한 결혼이나 자녀출산 이후 나타날 수 있는 변화에 대한 불확

실성을 고려하여 여성 근로자의 채용이나 성과평가, 승진심사 등에서 남성 근로자에 비해 높은 잣대를 적용하여 차별할 수 있다. 특히, 여성 근로자 가운데서도 연령에 따라 노동시장집중도(Labor force attachment)에서 차이가 나거나, 관측 가능한 특성(학력, 학벌, 현재 회사에서의 성취수준) 등에 따라 결혼・자녀출산 이후 노동시장 행태가 상이할 수 있음에도, 전체 평균에 대한 편견으로 여성 근로자를 평가하는 차별을 자행할 경우, 여성 근로자들은 임금상승률이 높지 않은 일자리에 분포하거나, 승진에서 뒤처져 결혼 및 출산여부와 관계없이 임금상승률이 남성에 비해 낮아질 수 있다. 이는 최근 발표된 Gallen(2016)의 덴마크 노동시장에 관한 연구결과에서 확인되었는데, 미혼여성들은 그들이 결혼이나 자녀출산을 할 가능성 때문에 생산성에 비해 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다.

부부역할분리(Specialization) 이론에 의하면 결혼이나 자녀출산 후 추가로 필요하게 되는 육아 및 가사노동을 위하여 부부가 이용 가능한 시간(Disposable time)을 조절하여야 할 때, 부부의 상대적 우위로 가사노동과 노동시장에 집중하는 역할분담을 정하게 된다. 이때 노동시장에서의 상대적 우위는 부부의 노동시장에서 기대소득을 결정짓게 된다. 따라서 우리나라와 같이 남녀 임금격차가 매우 심하여서 남녀의 생애기대소득의 격차 또한 심할 경우, 그리고 앞서 설명한 통계적 차별이 노동시장에서 팽배하며 여성이 자녀출산 이후 승진이나 커리어 발전이 어려워질 것이라는 기대를 형성할 수 있는 상황이라면, 자녀출산 후 남성이 노동시장에서 경제활동에 더욱 매진하고 여성은 육아 및 가사노동에 상대적으로 더 집중하게 되는 역할분담이 일어나게 될 것이다. 이러한 역할분담은 기대임금에서 성별 격차가 심할수록, 아내가 남편에 비해 능력이 뛰어나고 현재 임금수준이 더 높은 경우에도 남편이 노동시장에 집중하는 방향으로 역할분담이 일어나도록 한다. 이는 우리나라의 인력풀이 능력과 생산성에 따라 효율적으로 배치되는 것을 막는 장애요인이 되므로 정책적 개입이 필요한 문제이다.

자녀출산 이후 부부 역할분리가 여성은 육아 및 가사노동에 집중하고, 남성은 노동시장에 집중하는 양상으로 지속될 경우, 성별 임금격차에는 두 가지 방향으로 영향을 미칠 수 있다. [그림 5-1]에서 요약하듯이, 첫째

〔그림 5-1〕 우리나라 성별 임금격차의 균형



자료 : 필자 정리.

는 제2장에서 확인된 바와 같이 남성은 노동시장 첫 진출 이후 인적자본을 여성에 비해 많이 축적하여(근로시간이 상대적으로 높아) 임금상승률이 높아지는 반면, 여성은 임금상승률이 둔화되는 것이다. 둘째는, 이러한 평균적인 부부의 근로시간 분배 형태가 이미 편견을 가지고 있는 고용주들의 편견을 업데이트(Update) 하면서 여성에 대한 편견을 고착시키고 통계적 차별을 지속시킨다.

본 보고서의 제3장과 제4장은 제2장에서 발견된 노동시장 성별 임금격차의 정형화된 사실과 위의 이론적 설명에 대한 증거를 확인하고자 데이터 분석을 실행하였다. 먼저, 제3장에서는 결혼과 자녀출산이 성별 임금에 미치는 영향을 알아보았다. 분석 결과 남성의 경우 결혼과 출산에 따라 임금 상승을 경험하지만, 여성의 경우 반대로 임금에 있어서 결혼과 출산 모두에서 하락이 관찰되었다. 한편 자녀 수가 둘 이상이 되면 남녀 공히 가사노동 및 양육에 투여하는 시간이 늘어남에 따라 임금이 감소하는 것도 확인되었다. 그 결과 성별 근로자의 일자리 특성(직종, 산업, 고용형태 등) 및 교육수준을 포함한 여타 개인별 특성까지 통제한 이후 결혼과 첫 자녀출산에서 이런 상이한 결과가 나타난 것은 노동시장에서 결혼과 자녀출산과 관련된 여성에 대한 차별이 어느 정도 있는 것으로 판단된다. 한편 제3장에서는 여성과 남성의 임금 변화는 결혼 이전부터 시작

되고 있다는 점이 아울러 새롭게 확인되었다.

제4장에서는 제2장에서 확인된 결혼·출산기의 커리어 발달의 남녀 격차(임금상승률의 격차)를 근로시간 변수를 중심으로 분석해 보았다. 근로시간은 노동시장 이후 축적되는 인적자본에 대한 투자로 볼 수 있기도 하여, 출산으로 인해 남성은 근로시간 증가, 여성은 근로시간 감소로 근로시간 분배가 변화할 경우, 이는 인적자본에 대한 투자 격차로 이어지고, 이것이 다시 임금격차를 심화시키는 요인이 되기 때문이다. 분석은 크게 남녀, 기혼, 미혼, 자녀가 있는 집단, 없는 집단이 모두 포함되어 있는 개인 수준의 데이터 분석과 임금근로자로 노동시장에 참여하는 맞벌이 부부를 부부 단위의 분석으로 실행하였다. 특히, 자녀에 대한 개인적 선호나 부부의 선호 혹은 계획에 따라 근로시간과 자녀출산이 동시에 영향을 받고 있을 가능성을 고려하여, 두 분석에서 각각 개인고정효과와 부부고정효과를 통제하였다.

분석 결과, 결혼은 평균적으로 남성의 근로시간을 증가시키고, 자녀출산은 여성의 근로시간을 감소시키고 있었다. 이러한 패턴은 결혼, 자녀에 대한 선호와 개인의 커리어 야망, 능력 등 불관찰 개인특성 불변변수를 통제할 경우에도 발견되는데, 특히 자녀출산은 남성의 근로시간을 자녀출산 이전보다 증가시키며, 여성의 근로시간을 감소시켰다. 부부 단위의 데이터 분석에서도 비슷한 결과가 관찰되었다. 분석 결과, 맞벌이 부부는 자녀가 태어나 가사노동에서 양육의 부담이 증가하면, 부부의 근로시간 분배가 남편은 노동시장에 상대적으로 더 집중하는 방향으로 변화하는 것으로 나타났다. 이러한 자녀출산으로 인한 역할분담(Specialization) 효과는 자녀 수가 많을수록, 그리고 자녀가 어릴수록 증가하였다. 맞벌이 부부집단은 모집단에 비해 자녀출산 전후로 근로시간 분배가 평등한 편이었고, 근로소득 이외의 소득과 자산규모가 낮은 집단인 관계로 모집단에 비해 자녀출산으로 인한 근로시간 변화 탄력성이 낮은 집단일 것으로 생각되어, 본 분석결과로 확인된 자녀가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향은 상당히 보수적인 추산이다. 종합하여, 제4장에서는 제2장에서 확인된 30대 남성, 특히 기혼남성의 급격한 임금증가와 30대 여성의 임금증가 폭 감소가 결혼·출산기에 접어든 남녀가 근로시간을 각각 증가, 감소시

키는 것과 관련될 수 있음을 확인하였다.

한편 본 보고서의 데이터 분석은 몇 가지 한계점을 안고 있고, 제2장에서 확인된 우리나라 성별 임금격차의 형태에 대한 이론적 설명의 일부분만 뒷받침하고 있다. 우선 임금격차 분석에서 결혼과 자녀출산의 영향에만 집중하였기 때문에, 제2장에서 확인된 노동시장 진입단계에서 발생하고 있는 임금격차에 관하여서는 분석하지 못하였다. 본 보고서가 참고하고 있는 통계적 차별이론이 현상으로 일어나고 있다면, 사실상 노동자에 대한 정보의 불균형(Information asymmetry)이 가장 심한 채용시점에서 성차별이 빈번히 발생하여야 하며, 아마도 노동시장 진입 시점에서부터 발견되는 임금격차는 채용에서 성차별로 인해 여성들이 임금이 높으면서 임금상승률 또한 높은 양질의 일자리를 가지는 것이 남성에 비해 상대적으로 어려워서일 수 있다. 이 점은 본 보고서에서 다루지 못하였지만 최세림(2018)의 보고서는 이 부분을 대졸자 이동경로조사(GOMS) 데이터를 활용하여 분석하여 성별 첫 일자리 질의 격차 및 채용 성차별의 영향을 확인하고 있다.

또한 본 보고서의 제3장에서 확인된 여성의 결혼과 자녀출산으로 인한 임금 페널티에 관하여 노동시장에서 '차별'의 정도가 어느 정도의 수준을 차지하고 있는지 정확한 답을 내리지 못하였다. 이는 흔히 성차별을 추정하는 연구들에서 '설명되지 않는 계수' 값들을 차별이라고 해석하는 것을 자제하는 것과 같은 맥락에서 여성이라는 집단은 관측되지 않지만 생산성에 영향을 미치는 요인들이 있을 수 있기 때문이다. 하지만, 성차별의 정도를 데이터 분석에서 확정적으로 알아낼 수 있는 방법은 실험뿐이며, 본 연구에서는 최대한 동질적인 집단(직업, 산업, 고용형태, 경력수준, 교육수준 등)으로 노동자를 통제한 후 성별 비교를 하였고, 내생적인 변화들(근로시간 단축, 애초에 편한 직장으로 이직 혹은 선택 등)까지 모두 통제하였을 때도 여성에 대한 임금격차를 발견하였다. 따라서 형태나 양상은 알 수 없으나, 우리나라 노동시장에서 여성, 특히 기혼이며 자녀가 있는 여성에 대한 차별이 존재하고 있음은 확인된 것으로 보인다.

마지막으로 본 연구의 데이터 분석은 통계적 차별이 있을 경우 현상으로 확인될 수 있는 노동시장 조건(직업, 산업, 경력, 학력, 고용형태 등)이

동일한 남녀 노동자의 설명되지 않는 임금격차를 확인하였고, 부부 역할분담이 작용하였을 경우 그 결과로 확인되는 현상을 확인하는 데 그쳤으며, 임금격차와 노동시장 차별, 부부의 역할분담의 직접적인 상호작용에 관해서는 데이터 분석으로 증거를 보이지는 못하였다. 다시 말해, 두 이론의 결과로 나타나는 현상, 혹은 균형점(Equilibrium point)이 현재 우리나라는 어디에 위치하여 있는지만을 확인하였고, 노동시장에서의 차별이나 생애임금의 성별격차가 가사노동 분배에 어떻게 영향을 미치는지에 관한 직접적인 데이터 분석은 하지 못하였으며, 두 이론을 논리적으로 연결하여 추론하였을 뿐이다. 노동시장에서의 차별이나 임금격차가 가사노동 분배에 미치는 영향에 관해서는 차별의 정도에 대한 정형화된 측정법(Measure)이 현재로서는 없는 관계로 향후에도 연구결과를 얻기에는 시간이 걸릴 것으로 보이지만, 앞으로 많은 연구가 필요할 것으로 판단되는 부분이다.

제2절 정책적 시사점

현재 우리나라에서 관찰되고 있는 성별 임금격차 수준은 거의 최근 20년간 비슷한 수준에서 머무르고 있다. 이는 여성의 인적자본수준과 노동시장 참가율, 노동시장집중도 등이 꾸준히 변화하였음에도 변화하지 않고 있어 본 보고서에서 제기한 바와 같이, 현재 상황이 임금격차의 균형점이며, 이 균형상황은 교착상태에 빠져 있는 것으로 보았다.

본 보고서는 현재의 성별 임금격차 수준이 유지되는 것은 앞서 [그림 5-1]에서 정리하였듯이, (1) 노동시장 수요 측면에서, 여성이 결혼·출산과 관련되어 이직하거나 생산성이 낮아질 가능성에 대한 불확실성, 그리고 그로 인한 통계적 차별이 발생하는 점, (2) 그 결과 발생되는 생애 임금격차로 인하여 부부 내에서 자녀출산으로 인해 추가적으로 필요해진 가사노동시간을 아내가 상대적으로 많이 부담하고 남편이 노동시장에 집중하는 방향으로 균형점이 설정되는 것이, (3) 다시 수요자의 여성에 대

한 편견을 고착시키면서 지속되는 것으로 보았다.

경제학적 표현으로는, 균제균형상태(Steady-state equilibium)[27]인 현재의 성별 임금격차 균형점을 이전하기 위해서는 노동시장에서 여성에 대한 통계적 차별의 영향을 감소시키는 것뿐 아니라, 가정에서도 부부가 근로시간 분배를 현재보다 평등하게 배분하여서 자녀출산으로 인해 필요해진 육아부담 및 가사노동(가구원이 증가함에 따라 더 필요한)에 효율적으로 대처할 수 있도록 하는 정책적 조치를 취해야 한다.

먼저, 통계적 차별을 감소시키기 위해서는 채용 성차별에 대한 감독과 처벌을 강화시킬 필요가 있다. 우리나라의 「남녀고용평등법」은 '차별'을 "사업주가 근로자에게 성별, 혼인, 가족 안에서의 지위, 임신 또는 출산 등의 사유로 합리적인 이유 없이 채용 또는 근로의 조건을 다르게 하거나 그 밖의 불리한 조치를 하는 경우"와 "사업주가 채용조건이나 근로조건은 동일하게 적용하더라도 그 조건을 충족할 수 있는 남성 또는 여성이 다른 한 성(性)에 비하여 현저히 적고 그에 따라 특정 성에게 불리한 결과를 초래하며 그 조건이 정당한 것임을 증명할 수 없는 경우"로 넓게 정의하고 있으며 제7조~제11조[28]에서 성별에 따른 임금차별과 채용 및 승진차별을 금지하고 있다. 특히 노동시장에서의 통계적 성차별은 이론적으로 정보 비대칭성이 심한 채용 과정에서 가장 많이 나타날 수 있다. 최근 금융감독원의 채용비리 특별검사 수사 과정에서 제기된 금융기관의

---

27) 균형상태 중에서도 외부의 충격 없이 내생적(자생적)으로는 변화되지 않는 정상적(定常) 균형상태를 의미한다.

28) 남녀고용평등법[법률 제15109호, 2017년 11월 28일 일부 개정]
제7조(모집과 채용) ① 사업주는 노동자를 모집하거나 채용할 때 남녀를 차별하여서는 아니 된다.
제8조(임금) ① 사업주는 동일한 사업 내의 동일 가치 노동에 대하여 동일한 임금을 지급하여야 한다
제9조(임금 외의 금품 등) ① 사업주는 임금 외에 노동자의 생활을 보조하기 위한 금품의 지급 또는 자금의 융자 등 복리후생에서 남녀를 차별하여서는 아니 된다.
제10조(교육·배치 및 승진) 사업주는 노동자의 교육·배치 및 승진에서 남녀를 차별하여서는 아니 된다.
제11조(정년·퇴직 및 해고) ① 사업주는 노동자의 정년·퇴직 및 해고에서 남녀를 차별하여서는 아니 된다.

채용 성차별 의혹에서 보여지듯, 본 연구의 기초 데이터 분석에서도 20대부터 여성들은 임금수준과 임금상승률이 낮은 직장에 더 많이 종사하고 있는 것이 현실이다(최세림, 2018). 따라서 채용 과정에서의 성차별에 대한 감시와 처벌 강화는 성별 임금격차 완화를 위해 필수적이라 생각된다. 현재 특별검사를 통해서만 감시하는 채용에서의 성차별을 정기적인 감사 체계로 변경하거나 구직자가 채용비리 의심에 대한 고발과 감사 요청을 노동청을 통해 손쉽게 할 수 있도록 하고 홍보를 활발히 하여 구직자와 고용주의 채용 성차별에 대한 민감성을 높여야 한다.

또한 이미 장기간 편견이 형성된 수요자들이 자생적으로 편견을 변화시키는 것은 상당히 긴 시간이 걸릴 것이므로, 적극적 고용개선조치(Affirmative action)를 더욱 엄격하게 시행하고 위반에 대한 처벌을 강화하여야 한다. 현재는 "직종별 여성 근로자의 비율이 산업별・규모별로 고용노동부령으로 정하는 고용 기준에 미달하는 사업주"[29]에 대해 고용노동부 장관이 적극적 개선조치 시행계획서를 요구하고, 이행 실적이 미진한 경우가 3회 이상일 때, 위반사항에 대하여 명단공개를 할 수 있으며 여성 친화적인 고용주(우수기업)에 대해서는 시상하고 있다. 하지만 명단 공개와 시상은 기업에 큰 부담으로 작용하지 않는 것으로 판단된다. 적극적 고용개선조치를 가장 먼저 도입한 미국의 경우, 어떤 사업체이건 미국정부(연방정부, 주정부 및 자치단체)와 도급관계를 맺고 있을 시, 채용 시 적극적 고용 개선조치를 이행하지 않을 경우, 도급계약이 즉시 종료되거나 이행이 완료될 때까지 지급금액을 일별로 감액(예: 이행될 때까지 매일 500달러씩 감액하여 지급)하도록 계약을 맺고 있다. 따라서 불이행에 대한 실질적 타격이 매우 커, 정부나 정부기관과 계약관계가 있는 기업들은 채용 시 적극적 개선조치에 대해 알리고 동의를 얻는 절차가 반드시 포함되는 경우가 많으며 정기적으로 적극적 개선조치 이행 상황에 대하여 정부에 알리고 있다. 우리나라에서도 적극적 개선조치가 실질적으로 효과를 가지기 위해서는 현행 명단공개에 대한 보다 높은 수준의 페널티를 도입하여야 할 것으로 보인다.

또한 이미 고용이 된 남녀 근로자의 임금격차와 관련해서도, 결혼과 자

29) 남녀고용평등법 제17조의3~9 참조.

녀출산과 관련된 남성의 임금 프리미엄과 여성의 임금 페널티가 오롯이 생산성이나 노동강도, 직무의 난이도 차이로 인해 발생하고 있는 것인지 아니면 임금체계가 특정 성별이 다수인 직군이나 특정 성별의 임금 및 임금상승률에 차별적인지를 각 기업 조직 내에서 투명하게 판단하고 임금의 성별차이에 대해 민감성을 높이기 위한 정책이 필요하다. 따라서 최근 유럽 국가들이 확산적으로 도입하고 있는 성 중립적 직무평가 분류기준을 수립하고 성 중립적 관점에서 직무를 평가하는 체계를 구축하여 성별 임금공시제가 우리나라에서도 적용될 수 있도록 하는 것도 필요해 보인다. 그리고 적극적 개선조치와 마찬가지로 성별임금공시제가 실효성을 갖기 위해서는 임금 공개에 대한 불이행이나 지속적인 설명이 되지 않는 성별 임금격차에 대하여 페널티를 정부 도급계약에서 불이익과 같은 실효성이 있는 형태로 수립하여야 할 것이다.

다음으로 부부의 근로시간 및 가사노동 분배를 평등화시키기 위한 노력이 필요하다. 부부 근로시간 및 가사노동 분배를 평등하게 혹은 노동시장에 영향을 덜 미치는 방향으로 변화시키는 것에 관해서는 두 가지 정책 개입 방향을 고려할 수 있다. 한 가지는 부부가 가진 총 이용 가능한 시간(Disposable time)과 가사노동에 필요한 시간에 대한 정책적 접근이다. 본 연구에서는 노동시간 분배가 평등한 편인 부부도 결국 자녀가 태어나면 남성의 시간은 노동시장 근로에 집중되는 반면, 여성의 시간은 가사노동에 집중되는 형태로 성별 시간분배가 변화되는 것을 발견하였다. 이는 우리나라의 맞벌이 부부가 근로시간 외에 이용 가능한 시간에 자녀를 양육하거나 증가된 가구원 수로 인해 증가한 가사노동을 하면서 본인들이 필요한 최소 휴식시간까지 갖기에는 부족하다는 것을 방증한다. 다시 말해, 우리나라의 근로시간 수준은 맞벌이 부부가 자녀출산을 기점으로 근로시간을 탄력적으로 변화시켜야 할 만큼 근로시간이 높다는 것이다.[30]

따라서 최근 시행된 주 52시간 근로시간 단축은 실질적 이용 가능 시간을 증가시켜주어 성별 임금격차 완화에 효과가 있을 것으로 보인다. 특히 일본은 2014년부터 저출산 정책의 하나로 근로시간 단축을 시행하였

30) 경제학에서 일반적인 수요공급모형에 대입하였을 경우, 근로시간이 높을수록 다른 소비-여기서는 자녀를 위한 가사서비스-에 대한 탄력성이 높을 것이다.

다. 일본에서 근로시간 단축 정책을 펼친 것은 자녀를 출산하고 양육하기 위해서는 부부의 근로시간이 감소하여야 한다는 문제의식에서 비롯되었다.[31] 우리나라에서도 주 52시간 근로의 도입은 저출산 문제뿐만 아니라 자녀출산으로 인한 근로시간 감축과 그로 인한 성별 근로시간 격차가 야기하는 성별 임금격차 완화에 효과가 있을 것으로 예상된다.

하지만, 주 52시간 근로시간이 적용되더라도, 자녀의 연령에 따라 자녀양육을 위한 충분한 시간이 보장되지 않을 수 있어 육아휴직제도와 별개로 육아기 근로단축을 시행하는 것을 고려하여야 한다. 현재는 근로자에게 할당된 육아휴직 1년의 기간을 육아휴직 혹은 육아기 근로단축 중 한 가지 혹은 혼합으로 사용하도록 하고 있다. 하지만 만 8세까지의 아동은 부모의 돌봄이 지속적으로 필요한데 1년 혹은 논의되고 있는 2년으로 기간을 한정하게 되면 일정기간 이후 맞벌이 부부는 시간 부족에 시달릴 수 있다. 스웨덴의 경우, 육아휴직과 별개로 자녀가 만 8세가 될 때까지 통상 근로시간의 최대 25%까지 단축하여 근로(임금도 같은 비율로 조정)할 수 있도록 제도적 장치가 마련되어 있다.

한편, 근로시간 단축으로 인한 부부의 이용 가능한 시간이 증가되더라도, 증가된 이용 가능한 시간을 가사노동과 여가로 부부간에 분배하는 문제는 또 다른 문제이며, 이것은 젠더롤(성역할) 관점에서 접근해야 하고, 이 연구의 범주를 벗어난다. 그럼에도 불구하고, 사용자의 여성 노동자에 대한 편견은 맞벌이 부부의 근로와 가사노동에 대한 시간분배에 있어 성역할의 고착으로 인해 심화되는 측면이 있으므로, 그들의 편견을 제거하기 위하여 근로시간 단축과 별도로 맞벌이 부부의 자녀양육 의무를 부부가 공평하게 나눌 수 있도록 유도하는 정책을 펼칠 수 있다.

우리나라는 세계적으로 가장 모성보호와 육아휴직제도가 잘 수립되어 있는 국가들 중 하나이지만, 실제 사용률에 있어 성별 차이가 매우 극심하다. 이것은 물론 임금보전율이 매우 낮은 이유가 가장 크겠지만, 남성들 또한 부부 역할분배에 있어 밖에서 일을 하여야 한다는 편견과 사회적인 편견으로 인해 육아휴직을 활발히 사용하지 못하는 측면도 있을 것이다. 남성의 육아휴직률이 증가하면 사용자의 편견(여성만 육아휴직을 쓰

31) 「똑같은 저출산 고민...일본과 한국의 극과 극 처방」, SBS뉴스 2016.9.9 참조.

고 출산 후 생산성이 감소될 것이라는)이 감소하는 효과와 여성과 남성의 노동시장 진입 후 인적자본 축적의 평등화가 이루어져 임금격차를 완화하는 효과가 있을 것으로 보이므로, 남성 육아휴직 사용률 향상을 위한 노력이 필요하다.

이러한 측면을 고려하여, 서방 국가들은 자녀양육과 가사노동 분배에 있어서도 성평등을 이루어내기 위하여 육아휴직에 남성 사용할당제를 도입하고 있다. 가장 먼저 도입한 국가인 스웨덴에서는 자녀 1명당 부부에게 총 480일의 육아휴직이 주어지는데, 이 중 180일은 반드시 아내가 90일, 남편이 90일씩 나누어 쓰도록 되어 있으며, 부부 중 한 사람이 사용하지 않으면 사라지도록 하였다.[32] 또한 육아휴직을 부부가 나누어 사용하였을 경우 현금 보너스를 지급하고, 각각 부부가 할당된 부분을 사용할 때만 임금보전율을 가장 높게(90%, 2000SKN) 책정하고 있다. 따라서 육아휴직을 쓸 부부라면 각각의 할당된 기간을 사용하는 것이 임금보전율을 가장 높이는 방법이 된다. 스웨덴에서는 기존 남녀에게 각각 할당된 육아휴직제도를 이러한 방식으로 변경한 후 남성의 육아휴직률이 급격하게 증가하고 여성의 노동참가율이 증가한 바 있으며[33] 영국 등 주변 국가들도 최근 이러한 방향으로 육아휴직제도를 개편하고 있다.

우리나라의 경우에도 부부가 모두 근로자일 때 아빠와 엄마에게 각각 1년의 육아휴직이 법으로 보장되고 있다. 부부의 총 육아휴직 기간을 보았을 때는 스웨덴보다 높지만, 부부의 육아휴직 기간을 직접적으로 연동하여 사회보험에서 관리하고 있다는 점에서, 육아에 대해 '부부의 공동결정' 측면이 강조되어 남성의 육아휴직 사용에 대한 차별적 시선을 완화시켜주는 효과가 있는 것으로 보인다. 또한, 육아휴직 급여가 우리나라와 마찬가지로 고용보험기금과 같은 사회보험 체계로 운영되고 있지만, 차이점은 고용보험기금을 직접 활용하는 것이 아니라 부모보험(Parental insurance)이라는 별개의 보험이 있어, 그 보험금을 기반으로 하여 운영

32) 예를 들어 남편이 사용하지 않으면, 부부는 최대 390일의 육아휴직만 사용할 수 있다. 또한 육아휴직은 '근로자'만을 대상으로 하지 않으며 근로자가 아닌 경우에도 일정 수준의 육아휴직 급여를 받으며 육아휴직을 사용할 수 있다.

33) Duvander and Johansson(2015).

되고 있다.[34] 따라서 근로자와 고용주가 매월 임금의 일정 부분을 부모보험에 기여하고 있으므로, 근로자 개개인이 기여한 바가 분명하여 육아휴직을 사용하는 것이 '사회보험의 권리'[35]로 여겨지며 사용이 당연시되도록 하는 측면이 있다. 우리나라의 육아휴직제도가 겉보기에는 스웨덴이나 북유럽 국가들의 제도들보다 더 관대한 측면이 있지만, 남성들의 사용을 유도하기 위한 요소는 부족한 측면이 있을 수 있다.

종합하여 본 보고서는 현재의 성별 임금격차는 교착상태의 균형점이라고 판단하며, 이 균형을 고착시키는 요인은 노동시장에서 여성이 결혼과 출산을 겪으면 생산성과 노동시장집중도가 떨어지게 될 것이라는 통계적 차별과, 그 차별을 고착시키는 가정에서 맞벌이 부부의 노동시장에서 일과 가정 일에 대한 시간 분배의 상호작용이라고 보았다. 그래서 이러한 균형을 이전하기 위해서는, 노동시장 성차별을 완화하는 정책과 맞벌이 부부의 근로시간을 감축시키는 정책 그리고 부부의 자녀양육을 위한 역할분담이 평등해질 수 있도록 남성의 육아휴직 사용을 유도하는 육아휴직정책 도입을 제안한다.

34) 부모보험(Parental insurance)은 출산휴가 급여, 육아휴직 급여, 임산부 의료비 지원 등의 재원으로 활용되고 있다.

35) 스웨덴 정부는 육아휴직을 사용하는 것이 노령연금, 아동수당을 받는 것과 동일한 '사회보험의 권리'로 명명하고 있다(European Comission, 2018).

참고문헌

김종숙 · 이택면(2011),『경력단절의 임금손실 추정』, 한국여성정책연구원.

김주영 · 조동훈 · 이번송 · 조준모 · 이인재(2009),『한국의 임금격차』, 한국노동연구원.

안주엽 · 남재량 · 이인재 · 성지미 · 최강식(2007),『노동과 차별(Ⅱ) : 인식과 실제』, 한국노동연구원.

최세림(2018),「대졸 청년 첫 일자리 이행의 성별 격차와 차별」, 윤윤규 외,『청년층 노동시장 이행 연구』, 한국노동연구원.

Adda, Jérôme, Christian Dustmann, and Katrien Stevens(2015), "The Career Costs of Children," *Working paper,* University College London, January.

Antonovics, Kate and Robert Town(2004), "Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of Marital Wage Premium," *American Economics Review* 94(2), pp.317~321.

Bailey, Martha J., Brad Hershbein, and Amalia R. Miller(2012), "The Opt-In Revolution? Contraception and the Gender Gap in Wages," *American Economic Journal : Applied Economics* 4(3), pp.225~254.

Becker, G.(1965), "A theory of the allocation of time," *The Economic Journal* 75(299), pp.493~517.

_____(1981), *A Treatise on the Family,* Harvard University Press, Cambridge, MA.

Bertrand, Marianne, Claudia Goldin, and Lawrence F. Katz(2010), "Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors," *American Economic Journal:*

Applied Economics 2(3), pp.228~255.

Black, Sandra E. and Chinhui Juhn(2000), "The Rise of Female Professionals: Are Women Responding to Skill Demand?" *American Economic Review* 90(2), pp.450~455.

Blackburn, McKinley and Sanders Korenman(1994), "The Declining Marital-Status Earnings Differential," *Journal of Population Economics* 7(3), pp.247~270.

Blau, Francine and Lawrence Kahn(1994), "The Gender Earnings Gap: Some International Evidence," In Richard Freeman and Lawrence Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structures,* Chicago: University of Chicago Press.

_____(1997), "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s," *Journal of Labor Economics* 15(1), pp.1~42.

_____(2016), "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations," IZA Working Paper 9656.

Budig, Michelle J. and Paula England(2001), "The Wage Penalty for Motherhood," *American Sociological Review* 66(2), pp.204~225.

Choi, S.(2016), "Essays on the Fertility and Women in the Labor Market," Ph.D. Thesis, Rutgers, The State Universtiy of New Jersey-New Brusnwick, New Brunswick, NJ, USA, p.176.

Cortes, Patricia and Jessica Pan(2016), "When Time Binds: Returns to Working Long Hours and the Gender Wage Gap among the Highly Skilled," IZA Discussion Paper 9846.

Duvander, Ann-Zofie and Mats Johansson(2015), "Reforms in the Swedish parental leave system and their effects on gender equality," Swedish Social Insurance Inspectorate, Working Paper, 2, https://www.inspsf.se/digitalAssets/5/5252_3wp_2015-2_slutlayout_20150525_reforms_in_the_swedish_parental_leave_system.pdf.

European Commission(2018), “Your Social Security Rights in Sweden,” European Comission, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion, Brussels, Belgium.

Gallen, Yana(2018), “Motherhood and the Gender Productivity Gap,” Becker Friedman Institute for Economics at University of Chicago, Working Paper No.2018-41.

Goldin, Claudia, Lawrence F. Katz, and Ilyana Kuziemko(2006), “The Homecoming of the American College Women: The Reversal of the College Gender Gap,” *Journal of Economic Perspectives* 20 (4), pp.133~156.

Greenwood, Jeremy and Nizah Guner(2008), “Marriage and Divorce since World War Ⅱ: Analyzing the Role of Technological Progress on the Formation of Households,” Chap. 4 in NBER Macro Annual 2008, Vol. 23, In Acemoglu, Daron, Kenneth Rogoff, and Michael Woodford (eds.), Cambridge: University of Chicago Press.

Juhn, Chinhui and Kristin McCue(2017), “Specialization Then and Now: Marriage, Children, and the Gender Earnings Gap across Cohorts,” *Journal of Economic Perspectives* 31 (1), pp.183~204.

Killewald, Alexandra and Margaret Gough(2013), “Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?” *American Sociological Review* 78 (3), pp.477~502.

Korenman, Sanders and David Neumark(1991), “Does Marriage Really Make Men More Productive?” *Journal of Human Resources* 26 (2), pp.282~307.

Lundberg, S. J. and R. Startz(1983), “Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Markets,” *American Economic Review* 73, pp.340~347.

Lundberg, Shelly and Elaina Rose(2000), “Parenthood and the Earnings of Married Men and Women,” *Labour Economics* 7 (6), pp.689~

710.

Murphy, Kevin M. and Robert H. Topel(2014), "Human Capital Investment, Inequality and Growth," George J. Stigler Center for the Study of the Economy and State Working Paper 253, February 2014, http://www.chicagobooth.edu/assests/stigler/253.pdf.

Nielsen, Simonsen and Verner(2004), "Does the Gap in Family-Friendly Policies Drive the Family Gap?" *The Scandinavian Journal of Economics* 106(4), pp.721~744.

OECD(2018), "Gender wage gap (indicator)," doi: 10.1787/7cee77aa-en (Accessed on 23 November 2018).

Olivetti, Claudia and Barbara Petrongolo(2008), "Unequal Pay or Unequal Employment? A CrossCountry Analysis of Gender Gaps," *Journal of Labor Economics* 26(4), pp.621~654.

Phelps, E. S.(1972), "The statistical theory of racism and sexism," *American Economic Review* 62, pp.659~661.

Siegel, Christian(2017), "Female Relative Wages, Household Specialization and Fertility," *Review of Economic Dynamics* 24, pp.152~174.

Waldfogel, Jane(1997), "The Effect of Children on Women's Wages," *American Sociological Review* 62(2), pp.209~217.

_____(1998), "Understanding the family gap in pay for women with children," *Journal of economic perspectives* 12(1), pp.137~156.

Welch, Finis(2000), "Growth in Women's Relative Wages and in Inequality among Men : One Phenomenon or Two?" *American Economic Review* 90(2), pp.444~449.

Wood, Robert G., Mary E. Corcoran, and Paul N. Courant(1993), "Pay Differences among the Highly Paid : The Male - Female Earnings Gap in Lawyers' Salaries," *Journal of Labor Economics* 11(3), pp.417~444.

Wilde, Elizabeth Ty, Lilly Batchelder, and David Ellwood(2010), “The Mommy Track Divides: The Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels,” NBER Working Paper 16582.

◈ 執筆陣

• 최세림(한국노동연구원 부연구위원)
• 방형준(한국노동연구원 부연구위원)

생애주기에 따른 성별 임금격차 : 결혼과 출산의 영향을 중심으로

▪ 발행연월일 | 2018년 12월 24일 인쇄
2018년 12월 28일 발행
▪ 발 행 인 | 배 규 식
▪ 발 행 처 | **한국노동연구원**
3014 7 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
▪ 조판 · 인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997
▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호 | 제13-155호

ⓒ 한국노동연구원 2018 정가 7,000원

ISBN 979-11-260-0252-8