creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

사회복지학박사학위논문

돌봄 정책의 발전과 남녀 임금 격차

2020년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

함 선 유

돌봄 정책의 발전과 남녀 임금 격차

지도교수 홍 백 의

이 논문을 사회복지학박사 학위논문으로 제출함
2020 년 6 월

서울대학교 대학원
사회복지학과
함 선 유

함선유의 사회복지학박사 학위논문을 인준함
2020 년 7 월

위 원 장 구인회 (인)

부위원장 권 현지 (인)

위 원 장지연 (인)

위 원 김영미 (인)

위 원 홍백의 (인)

초 록

돌봄 정책의 발전과 남녀 임금 격차

서울대학교 대학원
사회복지학과
함 선 유

여성에 대한 임금차별은 대부분의 국가에서 법적으로 금지되어 있으나, 정도의 차이가 있을 뿐 어느 국가에서나 여성은 남성에 비하여 평균적으로 낮은 임금을 받는다. 특히 한국은 OECD 국가 중 남성과 여성의 임금 격차가 가장 큰 국가로, 2018년 현재 전일제 여성의 중위 임금은 남성의 66%에 불과하다. 이러한 남녀 임금 격차는 여러 요인들로 설명되지만, 모든 이론적 논의의 근저에는 돌봄의 젠더화가 있다. 후기 산업사회에 이르러 남성 생계부양자 모델은 점차 허물어지고 여성이 전체 노동자의 절반 가까이를 차지함에도 가족을 돌보는 일은 여전히 여성의 일로 간주된다. 일터는 여전히 가정을 돌보거나 자녀를 기르지 않는 남성에 맞추어 구조화되어 있으며, 여성의 일은 부차적인 것으로 여겨지곤 한다. 결국 여성은 노동시장 내 저임금 노동과 가족 내 무임금 노동의 이중 부담 사이에서 분투할 수밖에 없다.

돌봄 정책은 이러한 이중 부담을 해소하기 위하여 도입되었다. 가정 내에서 이루어지던 돌봄을 공식화하며, 경력단절을 최소화하면서도 가족을 돌볼 시간을 마련하고, 비공식 돌봄을 보상하는 정책들이 바로 돌봄 정책이다. 돌봄 정책은 여성의 노동참여를 독려하며, 경력단절을 최소화하기에 남녀 임금 격차를 줄일 것으로 기대된다. 그러나 돌봄 정책이 오히려 여성의 돌봄 역할을 강화하여 남녀임금격차를 늘린다는 반대의 주장도 있다. 가령 돌봄을 위한 휴가제도는 그 자체로 노동시장을 이탈하게 하며, 돌봄 정책의 확대와 함께 빠르게 늘어난 돌봄 노동자들은 대부분 여성이고, 가장 낮은 임금을 받으며 일하고 있다. 돌봄 정책의 발전이 돌봄 관련 일자리를 통하여 여성과 남성의 직업 분리를 강화하다는 것이다.

본 연구에서는 이처럼 상반된 두 가설을 확인하기 위하여 2005~2018년 사이 다양한 돌봄 정책이 폭발적으로 확대된 한국의 사례를 주목하였다. 남성과 여성의

임금 격차 연구는 한 사회의 총체적 지표인 만큼 통상 국가 단위의 거시 비교 연구를 통해 선행연구가 수행되었으나, 본 연구는 한 국가 내에서 시간적 흐름에 따라서 정책의 발전과 남녀 임금 격차가 어떻게 변화해가는지를 살펴본다는 점에서 선행연구와의 차별점을 지닌다. 더불어 소득 계층별로 돌봄 정책의 변화가 남성과 여성의 임금에 미치는 영향이 상이한지를 검토하였다. 본 연구의 분석 자료는 한국노동패널에 응답한 임금 노동자의 데이터이며, 블라인더-오하카의 분해분석, 무조건부 분위회귀분석을 적용하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 우선 분석기간 동안 미취학 자녀가 있는 여성의 노동시장 이탈을 뜻하는 모성 고용 패널티가 줄어들었으며, 이는 보육 정책의 확대 시점과 맞물려 있다. 2005년 이래로 남녀 임금근로자의 미취학 자녀 수 격차는 상당 부분 줄어들었으며, 이러한 분포 차이의 감소는 남녀 임금 격차를 줄이는 방식으로 기여하였다. 이는 전반적인 자녀 수 감소 추세에도 불구하고 어린 자녀가 있는 여성의 노동참여 증가에 기인한다. 특히 2013년 이후 모든 임금 분포에서 임금 근로자인 남성과 여성의 미취학 자녀 수 차이에 따른 임금격차가 관측되지 않았는데, 이는 전 계층 무상 보육 정책의 시기와 맞물려 있다.

두 번째로 공적 돌봄 체계의 확대와 함께 급증한 돌봄 일자리 종사자들은 남녀 직업 분절을 강화하면서 평균 수준에서 남녀 임금 격차를 늘리는 역할을 하였다. 분석 기간 동안 돌봄 정책이 확대되면서 돌봄 일자리 역시 급증하였는데, 가령 임금 25~50% 집단 여성 중 15% 이상이 돌봄 일자리 종사자라는 점을 확인할 수 있었다. 그러나 이들 돌봄 일자리가 모든 임금 계층에서 남녀 임금 격차를 악화시키는 것은 아니었다. 중위 임금 이상에서는 돌봄직 종사자의 확대가 남녀 임금 격차를 늘리는 요인이었지만 최하위계층에서는 오히려 임금격차를 낮추는 역할을 하였다.

세 번째로 보상임금격차론을 확인하기 위한 시간제 근로와 육아휴직 사용 가능성 역시 계층간 격차가 두드러졌다. 보상임금격차론은 일과 돌봄을 병행할 수 있는 일자리의 비임금적 혜택이 여성에게 주로 집중되어 있으며, 여성은 이를 위하여 낮은 임금을 받아들인다는 논의다. 분석 결과, 시간제 근로나 육아휴직을 사용할 수 있는 돌봄 친화적 일자리의 특성은 저임금층에서 남녀 임금격차를 늘리는 방식으로, 고임금층에서 남녀 임금격차를 줄이는 방식으로 반대의 영향을 준다는 점을 확인할 수 있었다. 즉, 보상임금격차론은 저임금층에서만 작동한다는 결과다.

이러한 연구 결과가 시사하는 이론적 함의는 다음과 같다. 첫번째로 동일한 돌봄 정책의 패키지일지라도 임금 분포에 따라서 이의 이용 패턴과 임금 격차에 미치는 영향이 상이하다는 점을 확인하였다. 외형적으로는 동일한 정책일지라도 임금 분포

에 따라 서로 다른 정책 배열에 적응할 수 있다는 점은 그동안 돌봄 체제나 돌봄 배열에 관한 논의에서 크게 주목 받지 못하였다. 즉, 돌봄 정책이 실현되는 과정은 한 국가 내에서도 상당히 계층화되어 있기 때문에 합계 수준의 접근으로는 계층별 역동을 누락할 수 있다. 이러한 발견은 여성이 모두 같은 여성이 아니라는 교차성(inetersectionality)의 관점이 유효함을 시사한다.

두 번째로 돌봄 정책의 확대로 성별 직업분절이 강화되며, 임금 격차가 늘어난다는 결과는 성별 계층화 체계로써 돌봄 정책을 주목할 필요가 있음을 시사한다. 이는 빈곤과 불평등 같은 사회적 문제를 해소할 목적으로 마련된 사회정책이 역설적으로 계층화 기제로 작동한다는 복지국가 연구들의 논의와 맥을 같이 한다. 기존의 돌봄과 관련한 연구들은 탈상품화와 대비되는 탈가족화 개념과 여성의 노동참여 등에 대해서는 많은 논의가 이루어진 바 있으나, 계층화 체계로써 돌봄 정책에 관한 논의는 제한적이었다. 이러한 맥락에서 본 연구는 돌봄 정책이 돌봄의 탈가족화에는 성공하였으나, 역설적으로 돌봄의 젠더화를 공고화하고 있다는 점을 확인하고, 계층화 체계로써 복지정책의 특성을 확인하고 있다. 이는 돌봄 노동의 사회화에 대한 논의가 돌봄을 받는 자의 관점과 더불어 돌봄을 제공하는 자의 관점이 함께 인식되어야 함을 시사한다.

주요어: 돌봄 정책, 남녀 임금 격차, 모성 패널티, 보상임금격차, 직업분절론, 무조건부 분위회귀분석

학 번: 2016-30089

목 차

제 1 장 서 론 1
제 2 장 연구배경 8
제 1 절. 한국의 젠더 임금 격차 8
제 2 절 한국 돌봄 정책의 발전 14
1. 돌봄 정책의 정의 14
2. 한국의 돌봄 정책 발전 17
3. 소결 31
제 3 장 이론적 배경과 선행연구 검토 33
제 1 절 모성 패널티 33
1. 모성 패널티의 기제 34
2. 돌봄 정책과 모성 고용 패널티 37
3. 돌봄 정책과 모성 임금 패널티 43
제 2 절 보상임금격차 47
1. 보상임금격차와 남녀 임금 격차 47
2. 돌봄 정책의 발전과 보상임금격차 49
제 3 절 성별 분절 노동시장 50
1. 성별 일자리 분리와 저임금화의 원인 52
2. 돌봄 정책과 성별 일자리 분리 53
제 4 절 교차성: 끈끈한 바닥과 유리천장 54
1. 교차성과 남녀 임금 격차 55
2. 돌봄 정책의 발전과 교차성 57
제 5 절 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 배경 요인들 61
제 6 절 소결 63
제 4 장 연구방법 66
제 1 절. 분석방법 66
1. 블라인더-오하카 분해분석 66
2. 무조건부 분위회귀분석 68

3. 분석틀 71
4. 헤크만의 선택편의 교정 73
제 2 절. 분석자료 74
제 3 절. 변수의 측정 77
제 4 절. 추정모델 80
제 5 장 연구 결과 82
제 1 절 기술통계 82
제 2 절 남녀임금격차 추세 분석 89
1. 모성 패널티 91
2. 보상임금격차 111
3. 직업분절: 공식 돌봄 일자리 127
4. 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 기타 배경요인 133
제 3 절 돌봄 정책 도입 전후 남녀 임금격차 분해 156
1. 남성과 여성의 임금 변화 156
2. 남녀 임금 격차 변화 161
3. 추가 분석 165
4. 소결 167
제 4 절 선택편의 효과 검증 168
제 6 장 결론 174
제 1 절 연구 요약 174
제 2 절 연구의 함의 177
1. 이론적 함의 177
2. 정책적 함의 179
제 3 절 연구의 한계 183
참고 문헌 185
부 록 203
Abstract 224

표 목차

[표 2-1] 돌봄 정책 관련 중장기 계획과 과제 17
[표 2-2] 우리나라의 돌봄 정책 목록 18
[표 4-1] 분석 틀 72
[표 4-2] 국내 조사 자료 특성 75
[표 4-3] 각 연도별 분석 대상 사례 수 76
[표 4-4] 변수의 조작적 정의 78
[표 4-5] 돌봄직 관련 직업 분류 신-구 코드 79
[표 5-1] 성별, 임금분위별 직업분포 149
[표 5-2] 성별, 임금분위별 산업분포 151
[표 5-3] 2005/6 대비 2017/18 남성 임금 분해 분석 157
[표 5-4] 2005/6 대비 2017/18 여성 임금 분해 분석 160
[표 5-5] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해 162
[표 5-6] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구성효과 163
[표 5-7] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구조효과 164
[표 5-8] 2009/10-2017/18년 남녀 임금격차 분해 165
[표 5-9] 2009/10-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구성효과 167
[표 5-10] 선택편의의 방향과 임금격차 169

그림 목차

<그림 2-1> OECD 국가의 성별 임금 격차 9
<그림 2-2> 연령별 시간당 임금 분포(중위임금 기준), 2008년, 2018년 9
<그림 2-3> 생애 혼인 경험별 연령증가에 따른 월평균 임금액 10
<그림 2-4> 시간당 임금 분포, 2008년, 2018년 11
<그림 2-5> 연령별 임금 분위별 시간당 임금 분포, 2008년, 2018년 12
<그림 2-6> 연령별 임금분위별 남성 대비 여성임금 격차(%), 2008년, 2018년 13
<그림 2-7> 보육시설 등록률 21
<그림 2-8> 연령별 보육시설 등록률 21
<그림 2-9> 육아휴직 사용 현황 25
<그림 2-10> 양육수당 수급 현황 29
<그림 2-11> 가족인 요양보호사 현황 30
<그림 2-12> 2005년 이후 한국의 돌봄 제도 변화 31
<그림 2-13> 공공 사회복지지출 1990~2017년 32
<그림 5-1> 연도별 평균 시간당 임금 83
<그림 5-2> 임금분포별 여성의 비율 84
<그림 5-3> 연도별 평균 연령 85
<그림 5-4> 연도별 평균 근속년수 85
<그림 5-5> 연도별 평균 근속년수 85
<그림 5-6> 연도별 평균 미취학자녀 수 86
<그림 5-7> 공식 돌봄 종사자 비율 87
<그림 5-8> 육아휴직이 가능한 비율 87
<그림 5-9> 시간제 근로자 비율 87
<그림 5-10> 임금노동자 비율 88
<그림 5-11> 남녀 임금 격차의 합계 분해 결과 90
<그림 5-12> 임금 분포별 평균 미취학 자녀 수 92
<그림 5-13> 평균 미취학 자녀 수의 남녀 차이 93
<그림 5-14> 미취학 자녀 수의 회귀계수 94

<그림 5-15> 모성 고용 패널티에 따른 남녀 임금 격차 95
<그림 5-16> 남녀의 각 임금 방정식에서 미취학 자녀 수의 회귀계수 96
<그림 5-17> 모성 임금 패널티에 따른 남녀 임금 격차 97
<그림 5-18> (25~45세) 남녀의 각 임금 방정식에서 미취학 자녀 수의 회귀계수 98
<그림 5-19> (25~45세) 모성 임금 패널티에 따른 남녀 임금 격차 99
<그림 5-20> 남녀의 평균 보육시설 등록률 차이 101
<그림 5-21> 취업여부별 보육시설 등록률 101
<그림 5-22> 보육시설등록자녀 수에 따른 남녀 임금 격차 102
<그림 5-23> 임금분위별 노인 또는 장애가 있는 가구원과의 동거율 104
<그림 5-24> 노인 또는 장애가 있는 가구원과의 동거율의 남녀 차이 105
<그림 5-25> 노인 또는 장애인 가구원과의 동거에 대한 회귀계수 106
<그림 5-26> 노인 또는 장애인 가구원과의 동거율 차이에 따른 남녀 임금 격차 107
<그림 5-27> 남녀 각각의 임금 방정식에서 노인 또는 장애인 가구원과의 동거에 대한 회귀계수 108
<그림 5-28> 노인 또는 장애 가구원과의 동거에 따른 남녀 계수차이에 따른 남녀 임금 격차 109
<그림 5-29> 장애 가구원과 동거 비율의 남녀 차이 110
<그림 5-30> 육아휴직을 사용할 수 있는 근로자 비율의 남녀 차이 112
<그림 5-31> 육아휴직 가능성의 회귀계수 113
<그림 5-32> 육아휴직 가능성의 차이에 따른 남녀 임금 격차 114
<그림 5-33> 남녀 각각의 임금 방정식에서 육아휴직 가능성의 회귀계수 115
<그림 5-34> 육아휴직 가능성에 대한 임금 프리미엄 차이에 따른 남녀 임금 격차 116
<그림 5-35> 기업규모통제 여부별 육아휴직 가능성에 따른 남녀 임금 격차(구성효과) ... 117
<그림 5-36> 기업규모통제 여부별 육아휴직가능성에 따른 남녀 임금 격차(구조효과) 118
<그림 5-37> 육아휴직 실제 사용률 차이에 따른 남녀 임금 격차 120
<그림 5-38> 육아휴직 사용의 회귀계수 차이에 따른 남녀 임금 격차 120
<그림 5-39> 시간제 근로자 비율의 남녀 차이 122
<그림 5-40> 시간제 근로의 회귀계수 123
<그림 5-41> 시간제 근로 비율 차이에 따른 남녀 임금 격차 124
<그림 5-42> 남녀 각각의 임금방정식에서 시간제 근로의 회귀계수 125
<그림 5-43> 시간제 근로의 회귀계수 차이에 따른 남녀 임금 격차 126

<그림 5-44> 공식 돌봄 부문 종사자 비율의 남녀 차이 128
<그림 5-45> 공식 돌봄 부문 종사자의 회귀계수 128
<그림 5-46> 공식 돌봄 부문의 여성화에 따른 남녀 임금 격차 129
<그림 5-47> 남녀 각각의 임금방정식에서 공식 돌봄 부문의 회귀계수 130
<그림 5-48> 돌봄 불이익의 남녀 차이에 따른 남녀 임금 격차 131
<그림 5-49> 직업 분류에 따른 공식 돌봄 부문의 여성화와 남녀 임금 격차 132
<그림 5-50> 임금분포별 남녀 평균 연령 134
<그림 5-51> 남녀 평균 연령 차이 134
<그림 5-52> 연령의 회귀계수 135
<그림 5-53> 평균 연령 차이에 따른 남녀 임금 격차 136
<그림 5-54> 남녀 각각의 임금 방정식에서 연령의 회귀계수 137
<그림 5-55> 연령 프리미엄의 차이에 따른 남녀 임금 격차 138
<그림 5-56> 평균 교육년수의 남녀 차이 139
<그림 5-57> 교육년수의 회귀계수 140
<그림 5-58> 평균 교육년수 차이에 따른 남녀 임금 격차 141
<그림 5-59> 남녀 각각의 임금 방정식에서 교육년수의 회귀계수 142
<그림 5-60> 교육투자회수율의 차이에 따른 남녀 임금격차 143
<그림 5-61> 평균 경력년수의 남녀 차이 144
<그림 5-62> 경력년수의 회귀계수 145
<그림 5-63> 평균 경력년수의 차이에 따른 남녀 임금 격차 146
<그림 5-64> 평균 근속년수의 남녀 차이 147
<그림 5-65> 근속년수의 회귀계수 148
<그림 5-66> 평균 근속년수의 차이에 따른 남녀 임금 격차 148
<그림 5-67> 직업의 성분절에 따른 남녀 임금 격차 150
<그림 5-68> 산업의 성분절에 따른 남녀 임금 격차 151
<그림 5-69> 임금분포별 평균 정규직 비율의 남녀 차이 152
<그림 5-70> 정규직 프리미엄 153
<그림 5-71> 정규직 비율의 차이에 따른 남녀 임금 격차 154
<그림 5-72> 남녀 각각의 임금방정식에서 정규직의 회귀계수 155

<그림 5-73> 정규직 프리미엄의 차이에 따른 남녀 임금 격차.....155
<그림 5-74> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 평균 170
<그림 5-75> 연령별 여성 고용률.....170
<그림 5-76> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 하위 25% 171
<그림 5-77> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 중위임금 172
<그림 5-78> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 상위 25% 172

부표 목차

[부표 1] 분석 대상 기술통계 203
[부표 2] 전체 샘플 기술 통계 205
[부표 3] 분해분석결과: 평균 207
[부표 4] 분해분석결과: 임금 하위10% 209
[부표 5] 분해분석결과: 임금 하위25% 211
[부표 6] 분해분석결과: 중위임금 213
[부표 7] 분해분석결과: 임금 상위 25% 215
[부표 8] 분해분석결과: 임금 상위 10% 217

부도 목차

<부도 1> 연도별 보육료 지원 수급아동 수 219
<부도 2> 장기요양보험 수급자 수 219
<부도 3> 장애인활동지원제도 현황 220
<부도 4> 돌봄 종사자 수 220
<부도 5> 육아기 근로시간 단축제도 이용자 수 221
<부도 6> 통합모델에서 장애 가구원의 회귀계수 221
<부도 7> 장애 가구원과의 동거율 차이에 따른 남녀 임금 격차 222
<부도 8> 육아휴직 실제 사용자 통제 시 육아휴직 가능성 차이에 따른 남녀 임금 격차 222
<부도 9> 육아휴직 실제 사용자 통제 시 육아휴직 가능성의 프리미엄 차이에 따른 남녀 임금 격차 ... 223

제 1 장　서 론

밀리언셀러 소설「82년생 김지영」[1] 속 김지영은 함께 입사한 남자 동기들에 비하여 낮은 연봉을 받는다. 일 잘한다는 소리를 들으며 까다로운 고객을 상대하지만, 장기프로젝트에서는 제외된다. 단지 여성이라는 이유로 경험하는 이 같은 불합리와 차별은 대부분의 국가에서 법으로 금지되어 있다. 한국에서도 여성은 고용, 임금 및 근로조건에 있어서 부당한 차별을 받지 않도록 『헌법』(제32조)과 『남녀차별금지 및 구제에 관한 법률』로 규제하고 있다. 그러나 정도의 차이가 있을 뿐 어느 국가에서나 여성은 남성에 비하여 평균적으로 낮은 임금을 받는다. 특히 한국의 남녀 임금 격차는 OECD 국가들 중 가장 높은데, 2018년 현재 전일제 여성의 중위임금은 남성에 비하여 34% 가량이 낮다.

소설 속 김지영이 그러하듯 일터에서의 차별적인 보상은 일에 대한 열정과 신뢰를 떨어뜨릴 뿐만 아니라(박지현 · 탁진국, 2008), 가족 또는 국가에 대한 높은 경제적 의존과 낮은 협상력(bargaining power)으로 이어진다(김영미, 2008). 가령 육아기 아이를 부모 중 누가 돌볼지를 결정할 때 개인의 임금은 중요한 변수다. 임금이 낮은 여성이 경력 단절을 감수하고 자녀를 돌보는 것은 가구의 합리적 선택이지만, 여성의 독립은 되돌릴 수 없이 멀어진다. 경제적 의존은 여성으로 하여금 젠더 평등한 태도를 지닐 수 없게 하며(Baxter & Kane, 1995), 가정이 해체되면 즉각 빈곤의 나락으로 떨어지게 한다(Hobson, 1990). 즉, 여성의 낮은 임금은 이 사회의 수많은 김지영이 겪는 불합리한 젠더 태도, 사회적 규범과 문화의 결과이자 이를 강화하는 하나의 축인 것이다.

선행연구들은 남녀 임금 격차의 원인을 크게 네 가지로 꼽는다. 첫째로 여성은 자녀 출산 및 양육으로 인하여 경력 단절을 경험하며(F. D. Blau & Kahn, 2017; Ehrenberg & Smith, 2012), 이로 인하여 여성과 남성의 교육수준의 격차가 해소되더라도 경력과 직업 훈련의 기회 같은 인적자본을 쌓을 기회가 적어진다. 두 번째로 여성은 돌봄을 위하여 자신의 경력이나 금전적인 보상을 포기하고 시간적 유연성이 높은 직장을 선택하곤 한다(Fuller, 2017). 이는 금전적 보상을 대신하여 비금전적인 보상을 받는다는 보상임금격차론으로 설명된다. 세번째로 여성과 남성은 서로 다른 일자리에 종사한다. 여성은 특정한 직업군과 조직에 집중되어 있으며, 여

[1] 2010년 이후 지난 10년간 100만 부 이상 판매된 한국 소설은 「82년생 김지영」이 유일하다. 이 소설은 한국 여성들이 가정과 학교, 고용시장에서 겪는 불평등, 성희롱, 독박 육아, 경력 단절의 문제를 통계와 사례에 기반하여 사실적으로 다뤘다는 평을 받는다.

성 집중 일자리는 흔히 가장 낮은 임금을 받는다(Busch, 2018; Charles & Grusky, 2005; Fuller, 2017; Hook & Pettit, 2016). 마지막으로 여성은 여성이라는 이유로, 또 자녀가 있는 여성이라는 이유로 동일한 자격 조건에서도 고용과 임금 상에 차별을 받고 있다(Correll & Benard, 2007; Goldin & Rouse, 2000).

이처럼 성별 임금 격차를 설명하는 이론들의 근저에는 공통적으로 돌봄의 젠더화가 있다. 후기 산업사회에 이르러 남성 생계부양자 모델은 점차 허물어져 여성이 전체 노동자의 절반 가까이 차지하지만(Gosta Esping-Andersen, 2009), 가족을 돌보는 일은 여전히 여성의 일로 간주된다. 이러한 사회적 규범은 노동시장 내에서 여성이 하고 있는 일을 부수적인 것으로 간주하게 만들기에, 여성의 일은 낮은 평가를 받게 된다(England, 2005; England, Budig, & Folbre, 2002). 더불어 일의 시스템은 여전히 가정을 돌보거나 자녀를 기르지 않는 남성에 맞추어 구조화되어 있다(A. Hochschild & Machung, 2012). 이러한 사회에서 여성은 노동시장 내 저임금 노동과 가족 내 무임금 노동의 이중 부담 속에서 분투할 수밖에 없다(장지연 · 오선영, 2010).

돌봄 정책은 이러한 이중 부담을 해소하기 위해 도입되었다. 공식 돌봄을 제공하고, 경력 단절을 최소화하면서 가족을 돌볼 시간을 마련하며, 가정 내에서 이루어지는 돌봄을 보상하는 정책들이 바로 돌봄 정책이다[2]. 이러한 목적의 돌봄 정책은 사회적으로 "올바른" 젠더 역할을 변화시킬 뿐만 아니라(Sjöberg, 2004; 김영미, 2012) 노동자로 하여금 임금 노동과 가족 생활을 조화롭게 지속할 수 있도록 실질적인 도움을 제공한다. 예를 들어, 적절한 휴가 정책과 양질의 공식 돌봄 시설의 확충은 여성의 노동참여를 독려하여(Gosta Esping-Andersen, 2009; Lewis, 2009), 여성과 남성의 임금 격차를 줄일 수 있을 것으로 기대된다(Chhaochharia, Ghosh, Niessen-Ruenzi, & Schneider, 2019).

그러나 돌봄 정책이 역설적이게도 여성의 돌봄 역할을 강화하며, 여성과 남성의

[2] 이러한 정책들은 흔히 '가족정책' 또는 '일-가족 정책' 등으로 불린다. 그러나 가족정책은 종종 가족 상담이나 조세 시스템, 가족 수당과 같은 프로그램들을 포함한다. 반대로 일-가족 정책은 일하는 가족만을 대상으로 하기에 비공식 돌봄에 대한 보상이나 장기요양정책과 같은 정책을 제외한다(장지연, 2010). 따라서 불필요한 오해를 줄이기 위하여 "돌봄 정책"이 본 연구에서 더 적확한 용어라고 판단하였다. 더불어 형태가 다양해지고 있는 "가족"이라는 제도에 비하여 "돌봄"은 누구에게나 보편적이며, 동시에 핵심적인 삶의 구성 요소라는 점을 강조하고자 한다. 또한 "탈가족화(de-familization)"와 같이 가족을 중심으로 한 선행연구(Gosta Esping-Andersen, 2009)의 개념틀이 돌봄의 탈젠더화를 담보하지 않으므로 젠더 관계를 핵심적으로 다루고자 한 본 연구에서는 이들 정책을 가족정책이 아닌 "돌봄 정책"으로 명명하고자 한다.

임금 격차를 늘린다는 정반대의 주장도 있다. 돌봄을 위한 휴가제도는 그 자체로 노동시장을 이탈할 뿐만 아니라, 고용주로 하여금 여성과 어머니를 추가적인 비용으로 인식하게 하거나, 향후 어떠한 시점에 업무를 비울 것으로 간주하여 차별을 강화할 수 있다(Mandel & Semyonov, 2005, 2006; Mandel & Shalev, 2009). 비공식 돌봄에 대한 보상 역시 여성이 임금 노동 대신에 가족을 돌보도록 유도할 공산이 있다(Drange, 2015; Giuliani & Duvander, 2017; Schøne, 2004). 돌봄 정책은 여성의 돌봄 역할을 가족 밖으로 확대하는 데도 일조한다. 돌봄 정책의 발전과 함께 빠르게 늘어나고 있는 유급 돌봄 노동자들은 대부분이 여성이며, 저임금을 받고, 시급제로 일한다(함선유 · 권현지, 2017). 즉, 돌봄 정책의 발전이 돌봄 관련 일자리를 통해 여성과 남성의 직업분리 수준을 강화하고, 이로 인해 젠더 임금 격차가 심화할 수 있다.

돌봄 정책과 남녀 임금 격차에 관한 이처럼 대비되는 두 가설은 여러 선행연구에서 다뤄져왔으나 결론을 내리기에 몇 가지 한계가 있다. 우선 돌봄 정책과 남녀 임금 격차에 관한 논문은 주로 국가별 돌봄 정책의 편차를 활용하는 비교국가연구를 토대로 하고 있다. 남성과 여성의 임금 격차는 한 사회의 총체적인 수준을 나타내는 지표이므로, 한 국가내에서 개별 프로그램의 영향을 관측하기 어렵기 때문이다[3]. 그러나 이러한 국가 단위 비교 연구는 연구 방법의 특성상 돌봄 정책의 복잡성과 성숙도를 세밀하게 고려하지 못하는 한계가 있다. 가령 보육시설 등록률이나 정부의 보육 서비스에 대한 지출 같은 지표는 공식 돌봄 정책을 대표하곤 하는데(Mandel, 2010; Mandel & Semyonov, 2005, 2006; Mandel & Shalev, 2009; 류연규, 2009; 이동선 · 원숙연, 2013), 이러한 변수는 각 국가의 보육 정책이 저임금층 중

[3] 이러한 맥락에서 돌봄 정책의 효과 연구는 주로 여성의 노동시장 참여에 치중해 있다(류연규, 2009). 노동시장에 남아있을 경우 더 오랜 근속기간과 경력을 쌓고, 이는 이후 개개인의 임금 상승에 기여할 수는 있다. 그러나 고용 상태의 유지 자체가 남녀 간의 임금 격차 감소를 보증하는 것은 아니다(F. D. Blau & Kahn, 2006, 2017; Olivetti & Petrongolo, 2008). 노동시장에 참여하고 있더라도, 숙련을 쌓기 어려운 저임금 직종에만 머무른다면, 임금 격차는 줄어들지 않기 때문이다(Mandel & Semyonov, 2005, 2006). 즉, 고용의 유지는 남녀 임금 격차를 해소 또는 심화하는 기제일 뿐, 남녀 임금 격차에 미치는 영향을 확인하기 위해서는 추가적인 연구를 필요로 한다. 더불어 노동참여를 종속변수로 한 연구들은 본 연구에서 확인하고자 하는 복지국가의 의도치 않은 결과를 확인할 수 없다는 한계점을 지니고 있다. 돌봄 정책은 여성의 노동참여를 늘리거나 줄이는 기능만 하는 것이 아니라, 돌봄 정책의 발생으로 생겨난 이의 공급자와 제도의 혜택을 누리기 위해 감소된 임금을 받아들이는 수혜자, 제도로 인하여 발생하는 차별 등 여러 경로로 여성의 노동참여와 노동의 질에 영향을 미친다. 따라서 노동 참여에 관한 평가는 세부적인 이론적 논의와 '질적 측면'의 논의들을 누락하게 된다(김영미, 2014; 장지연, 2011).

심인지, 보편적인지와 같이 여성 노동자의 임금 분포에 영향을 미칠 수 있는 세부적인 정보를 누락한다. 즉, 공공 보육에 관한 변수가 여성의 고용참여에 긍정적인 역할을 한다는 미시 연구의 결과와 달리 대부분의 거시 연구에서는 유의미한 효과를 나타내지 못하는 까닭은 각 국가의 정책 내용이 세밀하게 고려되지 못했기 때문으로 보인다(Mandel, 2010).

동일한 정책이라면 지난 해 새롭게 도입된 국가와 30년 전 해당 정책이 도입된 국가가 동일하게 취급되는 점도 비교 국가 연구의 문제다. 남녀 간 임금 격차는 노동시장 진입 초기 보다도 결혼, 자녀 출산과 양육 등의 생애주기의 과업을 거치면서 확대되어 간다[4]. 따라서 돌봄 정책의 효과가 생산 연령인구 전체의 남녀간 임금 격차에 유의미한 영향을 미치기까지는 상당한 시간이 소요되기에, 성숙도를 고려하지 않은 접근은 실제 효과를 과소 추정할 가능성이 있다. 물론, 이러한 한계점을 극복하기 위해 정책의 직접 대상이 되는 아이가 있는 여성의 임금 불이익 수준을 연구하기도 하였으나(Budig, Misra, & Boeckmann, 2015), 이러한 접근 역시 어머니에 대한 임금 불이익이 남녀 임금 격차를 얼마나 설명하고 있으며, 얼마나 개선했는지와 같은 큰 그림은 제시하지 못하고 있다.

무엇보다도 대부분의 선행연구는 돌봄 정책의 효과가 계층에 따라서 다른 효과를 나타낼 수 있다는 점을 고려하지 못하고 있다. 여성은 모두 동일한 여성이 아니라는 교차성(intersectionality)에 관한 논의(Collins, 1990)는 돌봄 정책의 효과 역시 모든 여성에게 동일하게(uniformly) 영향을 미치지 않을 것이라는 가설도 가능케 한다. 예를 들어, 모성 휴가 제도는 고용이 보장된 정규직이나 공공부문 등 특정 집단에서는 효과적으로 작용할 수 있지만, 노동조건이 좋지 않은 저임금 또는 불안정 노동자의 경우 휴가 제도의 혜택을 기대하기 어렵다(Mandel, 2010). 비공식 돌봄에 대한 보상 역시 저임금 노동자에게는 노동시장을 이탈할 유인으로 작동할 수 있지만, 높은 임금을 받는 여성은 임금에 비하여 턱없이 작은 보상액을 이유로 노동시장을 이탈할 가능성이 낮다. 이처럼 돌봄 정책은 계층에 따라서 각기 다른 영향을 미칠 수 있음에도, 대부분의 연구는 이를 고려하지 못하고 있다. 만일 계층에 따라 돌봄 정책의 영향이 다르다면, 여성을 하나의 집단으로 보고 분석한 결과는 실제 효과를 바르게 잡아내지 못할 가능성이 있다. 또한 성별 임금 격차의 감소가 저임금층

[4] 물론 유정미 (2017)와 김창환과 오병돈 (2019)의 연구는 대학을 갓 졸업한 노동시장 진입 단계에 여성들 역시 남성에 비하여 상당한 임금 격차를 경험하고 있다는 점을 밝혔다. 이 같은 노동시장 진입 초기의 임금 격차는 가정 내 전통적 젠더 역할을 강화할 수 있다. 그러나 노동시장 진입 단계에서부터 임금 격차가 있더라도, 그 격차가 30~40대를 거치면서 임금 격차의 수준은 지속적으로 확대되는 현상은 달라지지 않는다.

에 기인하는지, 아니면 고임금층에 기인하는지에 따라 해당 정책이 사회에 주는 함의 역시 상당히 달라진다(김영미, 2009).

본 연구는 이와 같은 선행연구의 한계점들을 토대로 다음과 같은 연구 질문에 대한 답을 찾고자 하였다.

연구문제1. 돌봄 정책의 발전은 남녀 임금 격차의 변화를 얼마나 설명하는가?
연구문제2. 돌봄 정책은 임금 분위별로 남녀 간 임금 격차에 다른 영향을 미치는가?

이러한 연구문제에 대한 답을 찾기 위하여 본 연구는 돌봄 정책 발전에 있어 중대한 전환점을 맞이한 2005년 이후 한국의 사례를 주목하였다. 2005년 한국에서는 『건강가정기본법』과 『저출산고령사회기본법』이 도입되면서 각각 5개년 단위의 중장기 계획을 수립하였으며, 이러한 두 계획 아래 다양한 돌봄 정책들이 동시에 추진되었다. 가령, 2007년 아이돌보미와 장애인 활동지원제도, 배우자 출산휴가와 육아기 근로시간 단축제도, 2008년 노인장기요양보험제도가 새롭게 도입되었다. 기존에 있던 정책들도 그 대상과 수준이 향상되었다. 육아휴직의 대상자와 급여액은 꾸준히 높아졌으며, 보육료 지원의 대상은 점차 확대되어 2013년부터는 모든 취학 전 아동에 대한 무상 보육이 실시되었다. 이같은 제도의 확대로 돌봄 정책에 투입되는 예산은 2005년 대비하여 2017년 현재 5배 이상 증가하였으며, 전체 공공사회복지지출에서 차지하는 비중 역시 8%에서 14%로 커졌다[5]. 결과적으로 아동이 있는 가족 중 돌봄 서비스를 이용한 가족이 2008년에는 2.1%에 불과하였으나, 2014년 99.4%에 이를 정도로 정책의 체감도는 상당히 높아졌다(도남희, 2019). 이처럼 다양한 돌봄 정책이 동시적이며 전폭적으로 확대되었기에 돌봄 정책의 효과를 살펴보는 데 있어서 비교 국가 연구에 비하여 국가별 문화적, 구조적 이질성의 영향을 덜 받을 것으로 기대하였다.

본 연구는 한국노동패널에 응답한 임금 노동자들의 데이터를 토대로 블라인더-오하카의 분해분석, 무조건부 분위회귀분석을 실시하였다. 우선 블라인더-오하카 분해분석은 남성과 여성의 임금 격차를 두 집단의 설명가능한 자질의 차이에 기인한 부분(구성 효과)과 설명되지 않는 차별에 기인한 부분(구조 효과)을 나누어 살펴볼 수 있다. 즉, 만약 남성과 여성의 자질이 같다면 해소될 수 있는 임금 격차와 이

[5] OECD (2019)의 사회복지지출 통계 자료를 저자가 계산하였다.

들에 대한 대우가 같다면 해소될 수 있는 임금 격차의 수준을 확인할 수 있는 것이다. 본 연구에서는 이러한 장점을 활용하여 2005~2018년 사이 각 년도별로 남녀 임금 격차의 수준과 이에 영향을 미치는 요인들을 확인하고, 시간 흐름에 따른 추세를 살펴보았다. 또한 2005/2006년과 2017/2018년 두 시기의 남성과 여성의 임금을 이중으로 분해하여 연도별 분석을 통해 확인된 추세가 유의미한 변화인지를 검증하였다.

한편, 통상 블라인더-오하카 분해분석은 두 집단의 평균 차에 대한 분석이므로, 본 연구에서 관심이 있는 분위별 효과를 비교해 살펴보기 위해서는 추가적인 접근을 필요로 한다. Firpo, Fortin, and Lemieux (2009)가 제안한 무조건부 분위회귀분석(Unconditional Quantile Regression)은 재중심화 영향 함수(RIF, Recentered Influential Function)를 이용하여 특정 분위를 기준으로 변환한 종속변수를 활용하는 방법이다. 본 연구에서는 이를 활용하여 10분위, 25분위, 50분위, 75분위, 90분위별로 남녀의 임금 격차와 이에 영향을 미치는 구성적, 구조적 효과가 어떻게 다른 지 확인하였다. 마지막으로 돌봄 정책이 남녀간 임금격차에 미치는 영향에서 선택적 노동참여에 의한 영향이 있었는지를 확인하기 위하여 헤크만의 표본 선택 교정(sample selection correction) 방법을 적용하고, 이를 보정한 결과를 비교 검토하였다.

본 연구는 돌봄 정책의 발전과 젠더 임금 격차에 관한 사례 연구로, 주로 국가 비교 연구들로 확인되고 있는 복지의 역설 또는 의도하지 않은 남녀 임금 격차의 강화가 실제로 일어나고 있는지, 만약 일어난다면 얼마나, 어떠한 이론적 맥락 하에서 일어나고 있는지에 관한 정보를 제공하고자 하였다. 그러나 본 연구는 한 국가의 전반적인 돌봄 정책 발전과 남녀 임금격차의 변화를 살펴보는 연구 방법의 특성상 명확한 인과관계를 확인하기 어렵다는 한계점을 지니고 있다. 이는 기존 비교국가연구들과 마찬가지로 특정 정책과 임금 격차 사이에 어떠한 상관관계가 있는지를 확인하는 데 그치는 것이다. 본 연구에서는 이 같은 한계점을 보완하기 위하여 한국의 돌봄 정책의 발전 과정을 보다 자세하게 확인하고, 이를 기반으로 실증 분석 결과에 대한 보다 설득력 있는 해석을 제공하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 본 연구의 배경으로, 한국의 남녀 임금 격차의 실태와 돌봄 정책의 발전 과정과 내용을 확인하였다. 해당 장에서는 남성과 여성이 어떻게 다른 임금에 분포하고 있으며, 연령에 따른 임금 곡선이 어떻게 다른지를 살펴봄으로써 평균 수준의 차이가 아닌 분포를 고려해야 하는 까닭과 횡단면이 아닌 변화 과정을 분석해야 하는 근거를 찾아보았다. 또한 본 연구에서 관심을 갖고

있는 2005년 이후 한국의 돌봄 정책이 어떠한 맥락에서, 어떠한 내용으로, 얼마나 발전하였는지를 살펴보도록 하겠다. 3장은 남성과 여성의 임금 격차에 관한 기존의 이론적 설명들을 살펴보고, 이러한 이론적 틀이 돌봄과 어떻게 연계되며, 돌봄 정책의 발전은 어떻게 설명될 수 있는지를 다루었다. 4장에서는 본 연구의 연구문제를 실증적으로 분석하기 위한 방법론을 다루고 있으며, 5장에서는 연구 결과를 담았다. 마지막으로 6장은 연구 결과를 토대로 이론적, 정책적 함의와 본 연구의 한계를 종합하였다.

제 2 장　연구배경

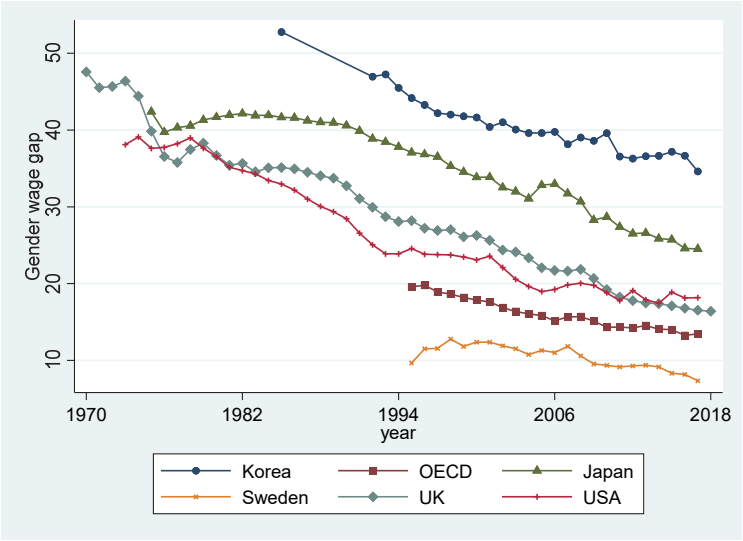
제 1절. 한국의 젠더 임금 격차

지난 2018년 한국에서는 성평등 수준에 관한 논쟁이 있었다. 2018년 공표된 유엔개발계획(UNDP)의 성불평등지수(GII, Gender Inequality Index)에 따르면 한국은 160개국 중에서 가장 평등한 열 개 국가로 꼽힌 반면, 세계경제포럼(WEF)에서 발표한 성격차지수(GGI, Gender Gap Index)에서는 149개국 중 115위로 하위에 머물렀기 때문이다. 이처럼 상반되는 결과를 나타내는 두 가지 지표의 결정적인 차이는 경제적 참여와 기회에 관한 항목이다. UNDP의 GII는 경제활동참가율의 격차만을 고려하지만, WEF의 GGI에서는 경제활동참가율 이외에도 전문직 및 기술직, 입법자 및 고위관리자, 유사업무 수행 시 임금, 추정임금의 격차에 관한 항목들을 다루고 있다. 즉, 한국 여성의 건강상태나 교육수준은 남성과 비교해 거의 차이가 나지 않거나, 남성을 넘어서고 있으나, 경제적 영역에서 성별 격차가 크기 때문에 이를 자세히 다룰 경우 성평등지수는 급격하게 낮아지는 것이다. 본 절에서는 이처럼 건강 및 교육수준과 대비되는 한국의 여성과 남성의 임금 격차가 어느 정도인지, 어떠한 분포를 나타내는지를 살펴보도록 하겠다.

우선 한국은 유사한 경제적 발전을 이룬 국가들 중 가장 큰 남녀 임금 격차를 기록한다. 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development, OECD)에서는 전일제 여성 노동자들의 중위임금이 남성 대비 몇 퍼센트가 낮은지를 확인하고 있다(그림 2-1). 우리나라는 그 비율이 2018년 기준 34.1%다. 이는 1987년 당시 영국, 1982년 당시 미국, 1999년 당시 일본의 수치다. 핀란드와 호주의 경우 최초 기록이 있었던 1970년대 당시 남성과 여성의 임금 격차가 이미 20%대였다. 즉, 현재 한국의 남녀간 임금 격차는 경제적 발전 수준이 비슷한 여타 국가들과 비교하여 상당히 뒤쳐져 있다.

그렇다면 남성과 여성의 이 같은 임금 격차는 어디서, 언제 발생하는 것일까? 연령별 중위 임금 수준을 살펴보면, 20대 후반까지 여성과 남성의 임금 격차는 크지 않거나, 여성이 다소 높게 나타나다가 20대 후반에 이르러서 남녀간 격차가 시작된다(그림 2-2). 특히 남성의 임금은 생애 초반부터 40대 중후반까지 계속해서 오르는 반면, 여성은 30세 초중반을 전후로 임금이 낮아지는 패턴을 나타낸다. 다만, 2008년과 2018년을 비교해 보면, 연령에 따른 여성과 남성의 임금 차의 기울기가 다소 낮아지는 경향이 관측된다. 즉, 여성의 임금이 연령 증가에 따라 급격하게 낮

아지는 시점이 보다 늦은 나이에 시작되고, 그 낙폭이 작아진 것이다.



자료: OECD 자료(https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm)를 저자가 구성함.
주: 젠더 임금 격차는 전일제 근로자의 성별 중위임금의 격차 비율(%)을 나타냄.

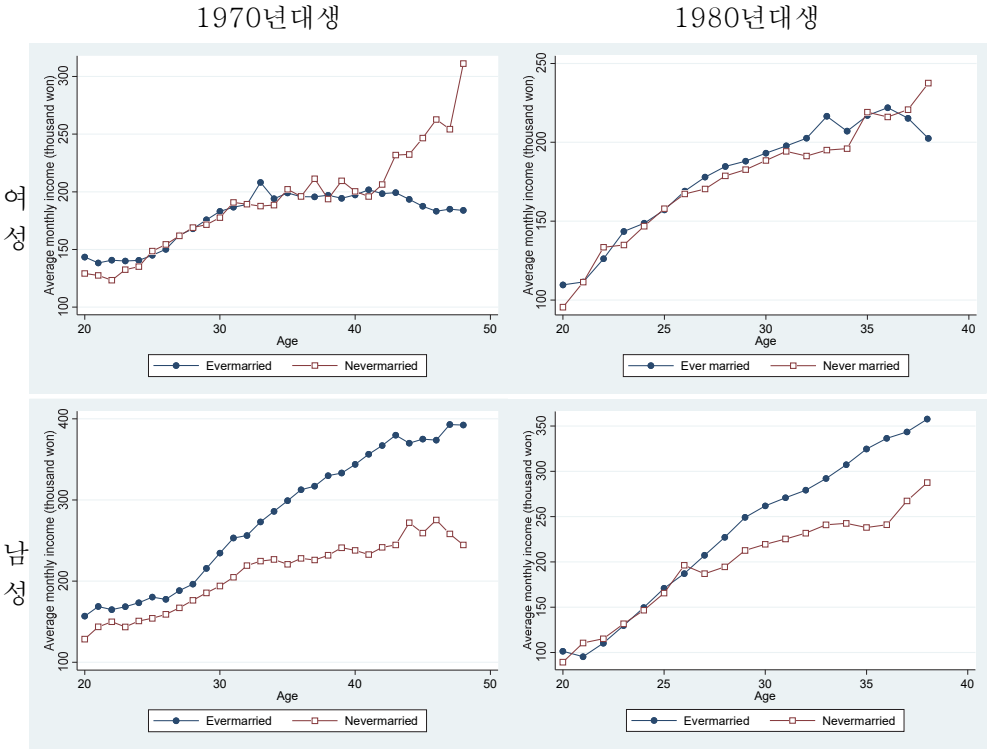
<그림 2-1> OECD 국가의 성별 임금 격차

자료: 고용형태별근로실태조사를 저자가 구성함
주: 시간당 임금은 총임금을 월간노동시간으로 나눈 값이며, 각 년도의 가중치를 적용하고, 소비자 물가를 적용하여 2015년 기준으로 보정함.

<그림 2-2> 연령별 시간당 임금 분포(중위임금 기준), 2008년, 2018년

이처럼 여성의 연령별 중위 임금이 30세 이상에서 낮아지는 배경에는 통상 결혼, 출산과 같은 가정 내 역할이 있다고 여겨진다. 이러한 논의를 확인하기 위하여, 한국노동패널자료를 활용하여 생애 결혼 경험이 있는 여성과 그렇지 않은 여성의 임금이 연령에 따라 어떻게 달라지는지 개인의 연령을 추적하여 살펴보았다(그림 2-3). 그 결과, 1970년대생으로 2018년 현재 40대인 여성의 경우 결혼을 하지 않은

여성이라도 30세 이후 월임금액이 증가하지 않은 채로 유지되다가 40대 중반을 넘어서야 결혼을 하지 않은 여성과의 임금격차가 발생하기 시작한다. 동일한 코호트의 남성은 결혼 여부와 관계없이 연령이 증가함에 따라 임금이 꾸준히 올라갔으며, 결혼을 한 남성의 경우 그 증가폭이 더 크게 나타났다.

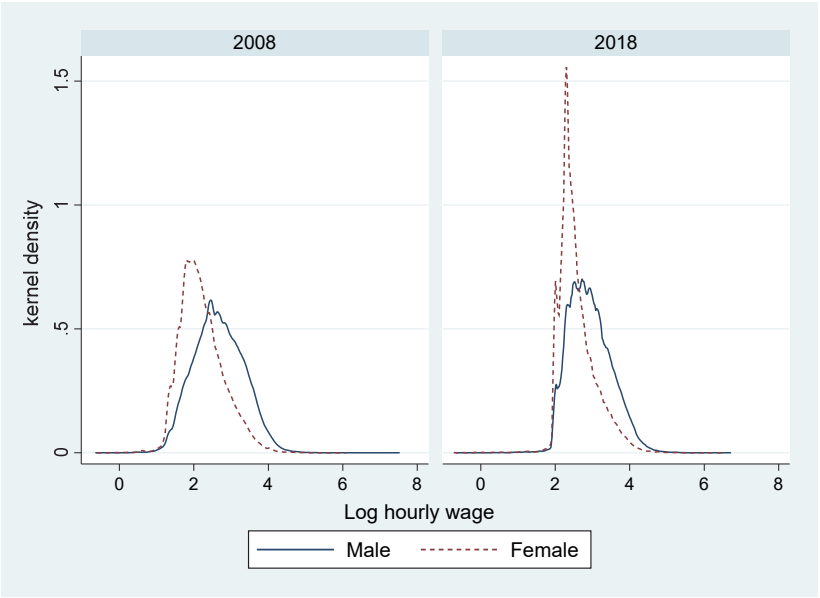


자료: 한국노동패널 자료를 저자가 구성함
주: 2018년 기준으로 혼인 경험 여부에 따라 집단을 나누고 1~20차 자료를 활용하여 당시 연령별 월평균 임금을 계산함.소비자 물가를 적용하여 2015년 기준으로 보정함.

<그림 2-3> 생애 혼인 경험별 연령증가에 따른 월평균 임금액

이는 무엇을 의미할까? 흔히 가정되듯 여성이 가정을 가지면서 맞이하게 되는 불이익으로 인하여 남녀 임금 격차가 발생하기보다는, 모든 여성이 30세를 이후로 경험하는 임금의 정체가 남녀 임금격차의 원인일 수 있음을 시사한다. 오히려 남성은 결혼 이후 임금 프리미엄이 발생하거나 임금 상승률이 높은 이들이 결혼을 하는 선택효과가 발생할 가능성이 있으며, 이로 인하여 남녀간 임금 격차는 더욱 커질 수 있다. 이러한 경향은 2018년 현재 30대인 1980년대생에게서도 유사하게 관측된다. 다만 여성의 경우 최근 코호트는 결혼 여부에 상관없이 30세 이후에도 임금이 정체되지 않고 오르는 양상을 나타낸다.

그렇다면 한국 여성의 임금 분포는 남성과 어떻게 다를까? 임금 분포를 살펴보면, 한국의 성별 임금 격차는 여성이 저임금에 집중된 현상과 관련이 있어 보인다. 가령 전일제 근로자의 중위임금 대비 3분의 2이하를 저임금 근로자로 볼 때 한국 여성 근로자의 35.4%가 저임금 근로자로 OECD 국가 중 그 비율이 가장 높다. 저임금 근로자인 남성은 14.3%로, 여성은 남성에 비하여 저임금 근로자인 비율이 약 2.5배 높았다. 여성 근로자의 저임금화 경향은 국내 마이크로 데이터를 통해서도 확인할 수 있다. 고용노동부가 사업체를 대상으로 조사하는 고용형태별근로실태조사 자료를 활용하여 남성과 여성의 임금분포를 살펴보면 여성은 남성에 비하여 저임금에 밀집된 양상을 확인할 수 있다(그림 2-4).



자료: 고용형태별근로실태조사를 저자가 구성함
주: 시간당 임금은 총임금을 월간노동시간으로 나눈 값이며, 각 년도의 가중치를 적용하고, 소비자 물가를 적용하여 2015년 기준으로 보정함.

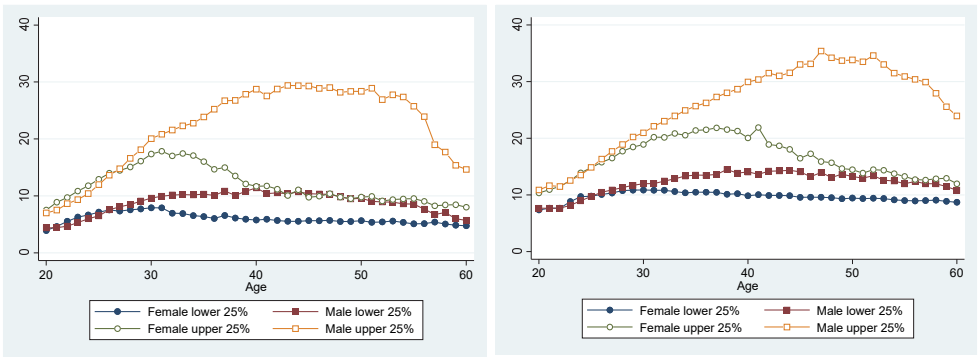
<그림 2-4> 시간당 임금 분포, 2008년, 2018년

한국 여성 근로자의 저임금화는 데이터가 있는 모든 시점에서 높은 수준이지만, 다행히 다른 여느 국가들과 마찬가지로 점차 개선되는 추세에 있다. 여성 근로자 중 저임금 근로자 비율은 2000년 45.8%에서 현재 35.3%로 10%p가량 낮아졌다. 국내 마이크로 데이터에서도 2008년과 비교하여 2018년에 최빈값이 유사해졌다(그림 2-4). 특히 2018년에는 남성과 여성 모두 좌측에서 임금이 단절된 현상을 확인할 수 있다. 이는 최저임금의 영향으로 보여지는데, 결과적으로 여성은 더 압축적인

범위에 임금이 분포되었음을 확인할 수 있다.

한편, 임금분위별로 연령에 따른 임금을 살펴보면, 다시 한번 여성은 상당히 작은 폭의 임금에 집중적으로 분포되어 있다는 점을 확인할 수 있다(그림 2-5). 가령, 40세 이상 여성의 경우 상위 25%와 하위 25%가 모두 시간당 임금 5천원에서 1만원 사이에 분포하고 있다. 이렇게 대체로 여성이 저임금에 집중되다보니 40세를 넘긴 여성은 상위 25%더라도 동일한 연령의 하위 25% 남성과 비슷한 임금 수준을 나타낼 정도로 임금이 낮다. 2018년에는 다소 개선되는 양상을 보이지만, 여전히 50세가 넘은 여성은 상위 25%일지라도 동일한 연령의 하위 25% 남성과 유사한 임금을 나타낸다. 즉, 2008년 당시 40대이던 세대가 2018년에 이르러 50대가 되어서도 동일한 양상을 보이는 것이다. 그러나 그 이후 세대는 여성 내에서도 임금 분포가 넓어지고 있다.

A. 2008 B. 2018

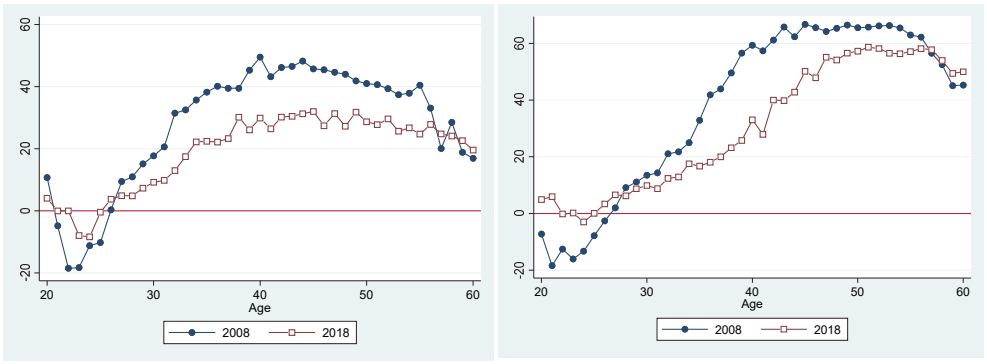


자료: 고용형태별근로실태조사를 저자가 구성함
주: 시간당 임금은 총임금을 월간노동시간으로 나눈 값이며, 각 년도의 가중치를 적용하고, 소비자 물가를 적용하여 2015년 기준으로 보정함.

<그림 2-5> 연령별 임금 분위별 시간당 임금 분포, 2008년, 2018년

임금 분위별로 남성과 여성의 임금 격차의 크기를 살펴보면 저임금층의 경우 40~55세경 남녀간 임금격차가 유지되는 양상을 나타내지만, 고임금층은 55세까지 임금격차가 계속해서 커지는 양상을 나타낸다(그림 2-6). 2008년과 2018년 사이의 변화를 살펴보면, 하위 25%의 경우 임금격차 수준이 전반적으로 낮아진 반면, 상위 25%는 임금격차가 증가하는 연령이 늦어질 뿐, 격차의 수준은 거의 감소하지 않았다. 즉, 저임금층과 고임금층의 남녀 임금격차가 서로 다른 방식으로 나타나며, 시간에 따른 변화의 추세 역시 다르다.

A. 임금 하위 25% B. 임금 상위 25%



자료: 고용형태별근로실태조사를 저자가 구성함
주: 시간당 임금은 총임금을 월간노동시간으로 나눈 값이며, 각 년도의 가중치를 적용하고, 소비자 물가를 적용하여 2015년 기준으로 보정함.

<그림 2-6> 연령별 임금분위별 남성 대비 여성임금 격차(%), 2008년, 2018년

이러한 임금분포 통계가 본 연구에 시사하는 바는 무엇일까? 우선 전세계적 가장 큰 한국의 남녀 임금 격차는 주로 여성 근로자들의 저임금화에 기인하는 것으로 보인다. 여성은 남성과 달리 저임금에 압축적으로 분포해 있는데, 가령 여성 중 상위 25%일지라도 시간당 임금액이 남성의 하위 25%에 불과할 정도다. 임금 분포별로 연령이 증가함에 따른 남녀 임금격차의 양상도 다르다. 하위 임금집단의 경우 시간이 흐름에 따라 연령별 남녀임금격차가 역 U자 형태로 고령층에서는 수렴하는 양상을 나타내는 반면, 상위 임금집단은 계속해서 임금격차가 증가하는 양상을 나타낸다. 이는 남녀 임금 격차를 확인하는 데 있어서 임금 분포를 고려해야 한다는 점을 시사한다.

한편 최근 비교적 젊은 세대의 남녀 임금격차는 이전 세대와는 다소 다른 양상을 나타내고 있다. 2008년 당시 30세 이상인 여성의 연령별 중위임금은 연령이 증가함에 따라 큰 폭으로 추락하는데, 10년이 지난 2018년에는 임금이 하락하는 연령이 늦어지고, 그 낙폭은 작아지는 추세를 나타낸다. 또한 최근 들어 여성 내부의 이질성은 강화되고 있다. 본 연구에서는 이러한 여성 임금의 변화가 우리 사회의 어떠한 변화에 기인하는지를 살펴보도록 하겠다.

제 2절 한국 돌봄 정책의 발전

1. 돌봄 정책의 정의

모든 인간은 예외 없이 타인의 돌봄에 의존한다. 갓 태어난 아기는 누군가 돌봐주지 않는다면 단 하루도 생존하기도 어려우며, 누구든 아프거나 나이가 들면 다른 사람의 보살핌을 필요로 한다. 스스로를 돌보지 못하는 이들에게 돌봄은 생존의 문제다. 공동체의 유지와 발전에 있어서도 돌봄은 중요한 역할을 한다. 한 사회가 제대로 작동하기 위해서 필요한 신뢰, 정직과 같은 덕목은 타인에 대한 애정, 존경 그리고 돌봄과 같은 감정에 의하여 강화된다(Folbre, 2001). 이처럼 돌봄은 좁게는 개인의 기본적인 욕구를 충족시키는 것부터, 넓게는 사회에서 생존하고 기능을 하기 위해서 필요한 기본적 혹은 타고난 능력(capabilities)의 개발과 유지를 돕는 활동을 의미한다(England et al., 2002; Tronto, 1995)[6]. 선행연구에서 이러한 돌봄 활동은 대개 일대일의 상황에서(Folbre, 2001) 면대면으로(England et al., 2002) 일상적, 사회심리학적, 감정적, 그리고 육체적 관심의 제공을 의미한다(Kremer, 2007, p.28).

인류의 생존과 발달, 그리고 공동체의 유지에 있어서 돌봄은 필수적인 요소이지만 이를 누가 제공해야 하는지, 좋은 돌봄은 무엇인지, 돌봄이 얼마나 가치 있는 행위인지에 대한 관심은 크지 않았다. 수 세기동안 여성이 다른 선택의 여지없이 돌봄을 전담해왔다는 점에서 여성주의 학자들만이 돌봄에 관심을 가졌을 뿐이다(Daly & Lewis, 2000). 그러나 근래에 돌봄의 공백으로 인한 사회문제가 전면으로 드러나면서 돌봄은 비로서 중요한 사회적 의제로 인식되고 있다. 여성의 노동참여가 증가하면서 맞벌이 부부가 보편화되고 핵가족화되면서 스스로를 돌보지 못하는 영유아와 아픈 이들에 대한 돌봄의 공백이 가시적으로 드러나기 시작한 것이다(A. R. Hochschild, 1995). 가령 맞벌이 부모가 밖에서 문을 잠그고 출근한 뒤 발생한 화재로 4살, 5살 남매가 사망한 “혜영이 용철이 남매 화재사건”은 보육의 국가 책임을 공표한 1991년 『영유아보육법』 도입의 계기가 된 바 있다(김수정, 2017). 현재도 치매와 중풍 등 장기요양이 필요한 질환과 아이 돌봄, 장애인 돌봄 등으로 인한 사건 사고가 언론을 통해 알려지고 있다. 이러한 맥락에서 가족 내에서 비공식적

[6] England et al. (2002)는 돌봄의 목적이 되는 인간 능력(human capabilities)을 본인 또는 타인에게 유용한 건강, 기술, 성향 등을 의미하며, 육체적, 정신적 건강과 육체적 기술, 인지적 기술, 그리고 자기 훈련이나, 공감, 돌봄과 같은 감정적 기술을 포함한다고 보았다.

으로만 제공되던 돌봄은 사회의 핵심적 과제가 되었으며, 이제 돌봄이라는 개념이 없이 현대 복지국가의 형성과 본질을 이해하기 어렵게 되었다(Daly & Lewis, 2003).

인구구조 변화와 여성의 노동참여 증가로 돌봄 공백은 전세계적으로 관측되는 보편적 위기지만, 이에 대응하는 돌봄 정책이 모든 국가에서 동일하지는 않다. 비교국가 연구들은 각 국가 또는 체제(regime)에 따라 돌봄 정책의 양상이 다르다는 점을 확인하고 있다. 가령 15개 유럽국가들에서 노인과 아동의 돌봄 서비스 이용율을 비교한 Anttonen and Sipila (1996)은 국가별로 돌봄 서비스의 이용 패턴이 상이하며, 이러한 돌봄 레짐은 여성, 어머니의 노동참여와 파트타임 비율 등과 관련이 있다는 점을 확인하고 있다. 이후 돌봄 정책을 대상자(노인, 아동)와 수단(공식 돌봄 제공, 비공식 돌봄 지원)에 따라 네 가지 유형의 돌봄 레짐을 분류하고 여성의 경제활동의 관계를 살펴본 Bettio and Plantenga (2004) 역시 유사한 결과를 나타내고 있다. 이외에도 강력한 남성 생계부양자, 조정된 남성 생계부양자, 약한 남성 생계부양자 국가로 나눈 Lewis (1992), 전통적, 탈근대적, 차가운 근대와 따뜻한 근대 모델로 나눈 A. R. Hochschild (1995), 가족주의적 복지국가 레짐(familialistic welfare state regime)으로 명명한 Gøsta Esping-Andersen (1999) 등, 여러 연구들이 돌봄 위기에 대한 대응이 국가별로 다르다는 점을 확인하고 있다.

이처럼 돌봄 정책이 국가별로 다른 이유는 돌봄 정책이 단순히 기능적 필요에 대응할 뿐만 아니라, 모성이나 돌봄에 대한 문화적, 사회적 해석과 지향점을 반영하기 때문이다. 국가의 돌봄 정책은 가족 또는 부모의 책임이 무엇인지를 재정의하고, 노동시장과 가족 내에서 전통적인 젠더 배열이 어떻게 변형되어가는지를 보여준다(Leira, 2002, p.17). 즉, 돌봄 정책이 전업 돌봄으로부터 제외될 권리(right to be exempted from care)와 돌봄을 제공할 권리(right to care)를 보장하고 있는지, 이러한 권리가 남성과 여성에게 고르게 분배되고 있는 지는 가족과 노동시장, 사회에서 젠더 분업에 영향을 미치는 것이다. 돌봄 정책에 관한 비교국가 연구들은 국가별로 이상적인 돌봄의 양상과 젠더 관계가 다르다는 점을 강조하는 것이다. 물론, 최근 들어 정책의 구성 자체는 국가별 차이가 사라지고 상당히 수렴되는 양상을 나타내고 있다. 가령, 유럽국가들의 경우 유럽연합의 합의에 따라 돌봄 정책의 제도적 구성이 균질화되는 양상이 나타나기도 한다(Bettio & Plantenga, 2004). 그럼에도 연구자들은 이들 국가들에서 다른 돌봄 전략이 유지될 것으로 보는데, 그 이유는 국가의 돌봄 전략은 해당 국가의 정체성과 상당히 밀접하게 연결되기 때문이다. 즉, 돌봄 정책의 내용을 살펴봄에 있어서 외견상 유사한 정책일지라도 이의 실제 사용과

근저에 흐르는 이상적인 돌봄 모델을 다룰 수 있는 것이다.

그렇다면 돌봄 정책은 구체적으로 어떠한 정책을 의미할까? 돌봄이 정책의 목표가 될 때 정책적 관심은 돌봄 행위와 이의 행위자를 넘어서 돌봄 제공의 책임과 의무가 누구에게 있는지에 관한 규범적인 틀과, 돌봄에 들어가는 재정적, 감정적 비용을 어떻게 분담할지에 관한 관심으로 확장된다(Daly & Lewis, 2000). 이 때 정책의 구체적 수단으로는 돌봄 제공을 위해 수반되는 서비스에 대한 욕구, 시간적 욕구, 그리고 금전적 지원에 대한 욕구 중 한 가지 이상을 충족하기 위한 프로그램들이 있다(Daly, 2002). 즉, 보육시설이나 장기요양시설과 같이 돌봄 서비스를 직접 제공하는 사회서비스정책, 일자리를 보전하면서도 가족에게 돌봄을 제공할 수 있도록 시간을 주는 휴가나 근로시간 단축제도와 같은 노동시장정책, 그리고 비공식 돌봄을 보상하는 양육수당과 같은 현금 정책이 돌봄 정책에 포함될 수 있다. 물론 인간 능력의 유지와 개발이라는 보다 확대된 돌봄의 정의 하에서 보건과 교육 정책을 포괄하는 연구들도 있으나(가령 England et al. (2002)), 대다수의 연구들은 이미 주요한 사회 정책으로 자리 잡은 보건 및 교육과는 대조적으로 최근 돌봄 결핍의 위기를 계기로 부상한 정책들에 초점을 맞추고 있다(Daly, 2002; Kremer, 2007). 본 연구 역시 최근 15년 사이에 돌봄 공백의 위기를 계기로 도입된 정책들에 초점을 맞추고 있으므로 대다수의 선행연구처럼 가정 내에서 주로 여성이 담당해 온 돌봄 역할과 관련한 정책을 연구 대상으로 삼았다.

한편, 돌봄 정책으로 분류되고 있는 보육서비스, 부모 휴가제도는 선행연구에서 일-가족 양립 정책이나 가족정책으로 불리기도 한다. 그러나 이러한 개념들은 “일”이나 “가족”을 기반으로 하고 있다는 점에서 한계가 있다. 가령 일-가족 양립 정책은 돌봄과 노동 시장 참여를 양립할 수 있도록 하는 정책이기에 제도화된 공식 돌봄이나 부모 휴가 제도 등 주로 아이 돌봄에만 초점을 맞추고 있다. 즉, 돌봄 수당과 같은 돌봄 제도를 제외할 뿐만 아니라(장지연, 2010), 돌봄을 누가 제공하고, 그 비용을 어떻게 분담할지와 같은 돌봄 정책과 관련한 근본적인 질문 역시 누락한다. 이는 곧 돌봄 역할과 연관되는 여성의 임금 불이익을 포괄적으로 포착하는 데 한계를 지닌다. 한편, 가족정책은 “가족” 제도의 유지에 초점을 두고 있으므로 특정한 가치를 담는 용어다. 가족 정책도 주로 가족 내에서 이루어지던 돌봄과 관련한 정책을 포함하고는 있으나, 돌봄과는 별개의 가족 수당이나, 조세 제도, 부동산 제도를 포괄하므로 본 연구에서는 적절치 않다고 판단하였다.

2. 한국의 돌봄 정책 발전

한국에서 돌봄 정책은 2000년을 전후로 가시화된 인구 변화를 계기로 논의되기 시작하였다. 2000년 노인인구 비율이 7%를 넘어서 고령화사회로 진입하였으며, 동시에 핵가족화, 세대간 부양의식의 약화 등으로 노인의 돌봄 문제에 대한 우려가 커졌다. 2005년에 이르러서는 출산율이 1.08로 떨어지면서 인구의 고령화와 저출산 문제에 대한 정책적 대응이 갈급한 상황이 되었다. 이에 2005년을 전후로 "건강가정기본계획"과 "저출산고령사회기본계획" 같은 핵심적인 정책의 방향을 수립하였다. 이들 계획은 2005년 제정된 『건강가정기본법』과 『저출산 · 고령사회기본법』을 토대로하고 있으며, 대통령 직속의 위원회에서 정부 부처들과 연구자, 민간 전문가 등이 참여하여 5년을 주기로 중장기 계획을 수립하고 있다.

두 계획은 각기 다른 목표를 갖고 있으나, 돌봄과 관련한 중첩되는 정책들을 동시에 추진하기 시작한다. 가령 2006년부터 2010년까지 실시된 제1차 저출산고령사회기본계획에서는 출산율 회복을 위하여 출산과 양육에 유리한 환경을 조성하는 것을 주요 과제로 보고, 이를 달성하기 위하여 출산, 양육의 사회적 책임을 강화하고 일-가족 양립가능 사회시스템 구축을 세부 과제로 삼았다. 같은 기간 실시된 제1차 건강가정기본계획 역시 가족돌봄의 사회화, 직장-가정의 양립을 주요한 정책과제로 삼고 있다. 이는 1~3차에 걸쳐서 용어가 다소 달라질 뿐 유사한 구조로 유지되고 있다(표 2-1).

[표 2-1] 돌봄 정책 관련 중장기 계획과 과제

	제1차 계획(2006~2010)	제2차 계획(2011~2015)	제3차 계획(2016~2020)
저출산 고령 사회 기본 계획	출산과 양육에 유리한 환경조성 - 출산 양육의 사회적 책임 강화 - 가정 양립가능 사회시스템 구축 - 가족친화, 양성평등 사회문화조성	출산과 양육에 유리한 환경조성 - 일과 가정의 양립 일상화 - 결혼, 출산, 양육 부담 경감 - 아동청소년의 건강한 성장환경조성	함께 돌보고 일하는 사회 - 비용: 출산 양육비 부담 최소화 - 시간: 아이와 함께하는 시간 최대화 - 돌봄: 촘촘하고 안전한 돌봄 체계 구축 - 문화: 모든 아동 존중과 포용적 가족문화 조성 - 기반: 2040세대 안정적인 삶의 기반(일, 주거, 교육) 조성
건강 가정 기본 계획	가족돌봄의 사회화 - 가족의 자녀 양육부담 경감 - 가족돌봄에 대한 사회적 지원 강화 직장, 가정의 양립	자녀 돌봄지원 강화 - 자녀 돌봄지원의 다양화 - 부모역할 지원 가족친화적 사회환경 조성 - 가족친화적 직장환경 조	정부-가족-지역사회 연계를 통한 돌봄지원 강화 - 아기 키우기 좋은 여건 조성 - 돌봄 부담 해소를 위한 지역사회 조성

	제1차 계획(2006~2010)	제2차 계획(2011~2015)	제3차 계획(2016~2020)
	- 남성의 가족생활 참여 지원 - 여성의 경제활동참여 기반 구축 가족친화적 사회환경 조성 - 가족친화적 직장환경 조성 - 가족친화적 지역사회 조성 - 안전한 가족생활 환경 조성	성 - 가족친화적 지역사회 조성	- 가족돌봄 여건 조성 남성과 여성, 기업이 함께하는 일 가정 양립 실천 - 일 가정 양립제도 정착 - 남성의 일 가정 양립 지원 강화 - 기업의 일 가정 양립 실천 촉진

이러한 중장기 계획 하에서 다양한 돌봄 정책이 동시 다발적으로 도입되었다. 돌봄 정책이 목적에 따라서 돌봄 서비스 정책, 돌봄 시간 정책, 돌봄을 위한 현금 정책으로 나뉜다는 Daly (2002)의 분류를 바탕으로 분석기간 동안 확대 및 도입된 돌봄 정책 또는 프로그램의 목록을 나열하면 아래 표 2-2와 같다. 본 연구에서는 지면의 한계로 이들 정책 중에서 대상자의 범위와 예산 규모 등에 있어서 주요하게 여겨지는 정책을 중심으로(밑줄로 표시) 정책의 변화과정을 정리하였다.

[표 2-2] 우리나라의 돌봄 정책 목록

	돌봄 서비스 정책	돌봄을 위한 시간 정책	돌봄에 대한 현금 정책
아동	- 영유아보육 - 유아교육 - 아이돌보미 제도	- 출산 전후 휴가 - 육아휴직제도 - 육아기근로시간단축제도	- 양육수당
노인	- 노인장기요양제도 - 노인돌봄바우처 - 노인종합돌봄서비스		- 노인장기요양보험 특별현금급여 - 노인장기요양보험 가족인 요양보호사
장애	- 장애인 활동지원 서비스 - 장애아가족양육지원 - 발달장애인 가족휴식지원 - 발달장애인 부모상담 지원 - 언어발달지원 - 발달재활서비스		
기타	- 가사간병도우미 - 산모 신생아 지원 사업	- 가족 돌봄 휴가(무급)	

1) 돌봄 서비스 정책

돌봄 서비스 정책은 돌봄의 공식화를 의미한다. 돌봄은 이를 누가 제공하느냐에 따라서 비공식 돌봄과 공식 돌봄으로 나뉠 수 있는데, 비공식 돌봄은 배우자, 가족원과 친척 등이 제공하는 돌봄을 의미하는 반면, 공식 돌봄은 돌봄 제공자가 공공영역 혹은 민간 영역의 계약적 관계를 통하거나, 돌봄 수급자와의 직접 고용을 통하여

유급으로 제공하는 것을 말한다(OECD, 2005). 가족원에 의하여 전적으로 비공식적으로 제공되던 돌봄은 보육 서비스, 장기요양 서비스와 같은 돌봄 서비스 정책 하에서 많은 부분 공식 돌봄으로 대체되고 있다. 여성의 노동 참여 증가와 가족 구조의 변화로 돌봄 공백이 가시화되는 상황에서, 공식 돌봄은 이러한 돌봄 욕구를 충족시킬 수 있는 중요한 정책 수단인 것이다.

한국에서는 2000년대 중반 이후부터 본격적으로 돌봄 서비스를 국민의 권리로 인정하고, 이를 제공하기 위한 제도적 기틀을 마련하였다. 가령, 대상자를 보호자가 근로, 질병, 기타의 사유로 양육이 불가능한 가구로 국한하였던 『영유아보육법』은 2004년 1월 개정을 통하여 그 대상을 모든 영유아로 확대하였으며(김은지 외, 2017), 저임금층을 대상으로 지원되던 보육료와 유아학비를 2012년과 2013년 사이 모든 아동에 대한 무상 보육 체제로 전환하게 된다. 2008년에는 고령이나 노인성 질병 등의 사유로 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 노인에게 제공하는 신체활동 또는 가사 활동 지원을 노인장기요양보험으로 보상할 수 있도록 하고, 2007년 4월부터는 노인돌보미 사업, 장애인 활동지원사업, 산모신생아도우미사업, 가사간병방문서비스 등의 사회서비스가 바우처 형태로 지원되고 있다. 이처럼 2000년대 중반 이후 돌봄서비스는 다양한 영역에서 급격하고, 방대하게 확대되었으며, 정책의 대상도 선별주의적인 접근에서 전계층에 대한 보편적인 접근으로 전환하였다. 이러한 변화를 계기로 돌봄 서비스는 그 대상, 종사자의 임금 체계, 예산 등이 한꺼번에 바뀌게 된다. 아래에서는 대상자를 중심으로 각 돌봄 서비스 정책의 발전 과정을 확인하고, 이를 담당하는 종사자 현황에 대하여도 논의해보도록 하겠다.

(1) 아동 돌봄 서비스

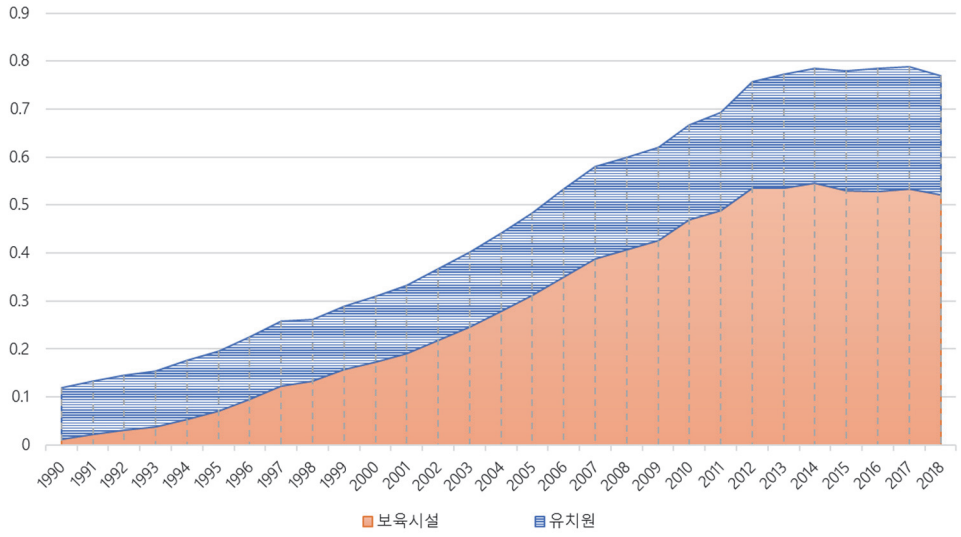
미취학 아동을 대상으로 하는 돌봄 정책은 크게 아이 돌봄 서비스와 비공식 돌봄 서비스에 대한 현금 보상, 그리고 육아휴직 등의 제도가 있다. 그 중 아이 돌봄 서비스는 자녀가 있는 여성의 노동시장 이탈을 직접적으로 줄이고자 도입되었으며, 주요 연구의 결과 역시 아동 돌봄 제도는 여성의 노동참여에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

한국에서는 주로 지난 15여년 사이 주로 보육료 지원을 중심으로 정부의 정책적인 아동 돌봄 서비스가 큰폭으로 확대되었다. 2002년에는 『국민기초생활보장법』에 의한 수급자는 100%를, 기타 저임금층의 경우 40%를 국고 및 지방비에서 지원하는 등 주로 저임금층 중심으 정책이었으나, 2007년 들어 도시근로자 평균임금 가

정까지 20% 가량의 보육료 감면 혜택을 받게 되어 지원 범위가 일반 가정으로 그 폭이 넓어지게 된다. 2009년 하반기부터는 영유아가구 중 임금 상위 30%를 제외하고는 모든 가정이 지원을 받을 수 있게 되었으며(백선희, 2009), 2012년부터 3월부터는 0~2세와 만5세의 무상보육이, 2013년부터는 모든 취학전 아동이 보육료와 유아학비를 전액 지원받고 있다(김은지 외, 2017). 이에 따라 보육료 지원 수급 아동 수는 2009년 한차례 큰 폭으로 증가한 뒤 가파르게 증가하다, 2012년에 다시 한번 급증하였다(부도 1).

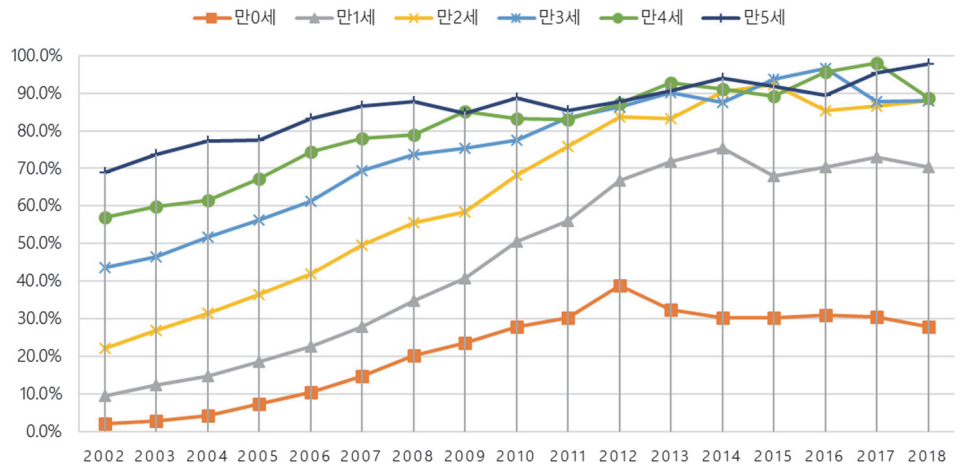
이 같은 보육료 지원은 수급자수와 정부 지출액을 급격하게 상승시켰으나, 이용자의 숫자가 함께 급증하지는 않았다. 2013년 전면 무상교육이 실시되기 이전부터 어린이집이나 유치원을 이용하는 아동의 비율이 지속적으로 증가해왔으며, 정책 변화의 시기에 이용자 비중의 변화가 급격하게 나타나지는 않기 때문이다. 가령 그림 2-7에서 1990년부터 2012년에 이르기까지 보육 기관에 등록한 아동 비율의 기울기가 거의 변화 없이 상승함을 확인할 수 있다. 1990년부터 전계층 무상보육이 실시되기 전인 2012년까지 어린이집 등록률은 매해 전년 대비 1~3%p 수준의 증가폭이 유지되었으며, 유치원은 전년 대비 0~1%p 수준의 증가폭이 유지되었다. 다만, 전계층 무상보육이 실시된 2012년 당시에만 어린이집이 전년 대비 5%p, 유치원은 2%p 상승하였으며, 어린이집은 이후 전년대비 거의 상승하지 않거나 감소추세를 보였다.

연령별 보육시설 등록비율을 살펴보면 5세의 경우 2006년에 이미 보육시설 등록률이 80%를 넘어섰으며 4세는 2008년경, 3세는 2011년경 80%를 넘어섰다(그림 2-8). 연도별 증가율을 살펴보면, 무상보육이 실시되었던 2012년 0세 만이 보육시설 등록률이 일시적으로 급격하게 상승하였다가 전계층 가정양육수당이 도입된 2013년에 다시 감소하는 양상을 나타냈을 뿐이다. 요약하면, 보육료나 유아학비에 대한 정책적 지원이 없었던 1990년대와 2000년대에 보육시설 이용률이 일정한 추세로 지속적으로 확대되었으며, 2012년 전계층 무상보육을 계기로는 더 이상 그 비율이 증가하지 않는 포화상태에 이른 것으로 보인다.



주: 어린이집과 유치원 등록 아동수를 연령별 추계인구수로 나누어 추정함.
자료: 「보육통계연보」, 「교육통계연보」, 각 년도

<그림 2-7> 보육시설 등록률



주: 각 연령별 어린이집과 유치원 등록 아동수를 연령별 추계인구수로 나누어 추정함.
자료: 「보육통계연보」, 「교육통계연보」, 각 년도

<그림 2-8> 연령별 보육시설 등록률

(2) 노인 및 장애인 돌봄 서비스

『노인장기요양보험법』에서는 그 대상을 고령이나 노인성 질병 등을 이유로 6개월 이상 혼자 일상생활을 수행하기 어려운 65세 이상 노인으로 정하고 있으며, 이들에게 제공하는 신체활동 또는 가사활동 지원 서비스를 장기요양급여로 보고 보험

을 통하여 이의 비용을 보상한다. 장기요양보험의 수급자는 제도 도입 이후 지속적으로 늘어났는데, 2009년 29만명 수준이었으나 2018년에 이르러 65만명에 이르게 되었다. 65세 이상 노인 인구수에 대비할 때 2009년에는 5.6%수준이었으나, 2018년에는 8.8%까지 그 범위가 확대되었다. 특히 2010년~2014년 사이 6% 수준으로 유지되던 비율은 2014년 등급체계를 5등급으로 확대 개편한 이후로 차차 증가하는 양상을 보인다(부도 2).

한편 장애인을 대상으로 한 대표적인 돌봄 서비스로는 2007년 도입된 장애인 활동지원제도가 있다. 장애인 활동지원제도는 활동지원사가 신체적 또는 정신적 장애로 인하여 혼자서 일상생활이나 사회생활이 어려운 중증장애인을 대상으로 신체활동과 가사활동, 사회활동 등의 활동지원 서비스와 방문목욕, 방문간호 등을 제공하는 제도로, 2007년 4월 『장애인복지법』에 의거하여 4대 사회서비스 바우처 중 하나로 서비스가 시작되었다. 제도 초기 본 서비스의 대상자는 만 6세 이상 65세 미만의 등록 1급 장애인이었는데, 2013년 장애 2급으로, 2015년 장애 3급으로 차차 확대되었다. 이후 장애인등급제가 폐지되면서 2019년 7월부터 모든 등록장애인들이 서비스 신청을 할 수는 있으나, 활동지원서비스인정조사표에 의한 방문조사 결과에 따라 일정 점수를 초과하여 활동지원등급을 받은 이들에게 서비스가 제공된다(보건복지부, 2019).

이 같은 제도 확대로 이용자 수 역시 지속적으로 늘어났다(부도 3). 2007년 제도 도입 당시 제도 이용자수는 14,515명으로 당시 6~64세 1급 등록 장애인 수와 대비할 때 10%가량이 본 제도를 이용한 것으로 추정된다. 그러나 당시 월평균 지원시간은 46시간으로 제한적인 수준이었다. 이후 이용자 수와 평균 지원시간이 점차 확대되어서 2014년 이후로 평균 지원시간은 120시간을 넘었으며, 2018년 현재 이용자 수도 8만명에 가까운 수준으로 증가하였다(장애통계연보 78,202명, 사회보장정보원 내부자료 83,979명). 그러나 2018년 기준 6~64세 등록장애인 수 대비 약 6% 수준으로, 전체 장애 장애인 중 14% 가량이 일상생활에서 도움이 필요하다는 정부의 통계에 견주어 볼 때(관계부처합동, 2018) 대상자 수는 적은 편이다.

(3) 돌봄 서비스 제공 인력

돌봄 서비스 제도의 확대는 돌봄 서비스를 제공하는 인력의 확대로 이어진다. 2000년대 중반부터 최근에 이르기까지 급속도로 확대된 돌봄 서비스 정책은 돌봄 욕구에 대한 대응 차원에서 이루어졌으나, 일자리 창출이라는 목표도 노리고 있었

다. 가령 주요 제도가 도입된 2000년대 중반, 정부는 “노인간병, 보육 등의 주요 돌봄서비스 수요를 충족시키기 위해서 사회서비스 분야 최대 90만개의 일자리 창출이 필요하다”고 발표하였으며(이재원, 2011), 박근혜 정부 역시 고용률 70% 달성을 위하여 보건 및 사회복지 분야 80만개 일자리 창출 계획을 세웠다(이철선, 2014). 문재인 정부도 2017년 보육과 노인돌봄, 치매관리서비스 등의 사회서비스 분야 일자리를 2만 4천여 개 늘리겠다는 계획을 발표하기도 하였다(함선유 · 권현지, 2017). 자연스럽게 돌봄 서비스를 직업으로 삼는 제공자의 수 역시 빠르게 증가하였다. 2009~2017년 5인 이상 종사하는 사업체의 총 일자리수는 44%가 증가한 사이, 사회복지서비스 부문의 일자리는 이를 크게 상회하는 200%이상의 증가율을 나타냈다(함선유 · 권현지, 2017). 각 프로그램별로 공표하고 있는 제공자 숫자를 단순 합산해보더라도 대략 80만명이 돌봄 제공자로 활동하고 있는 것으로 보인다(부도 4).

문제는 돌봄 일자리의 양이 질을 담보하지 않는다는 점이다. 돌봄 일자리의 저임금화와 불안정성은 여러 선행연구에서 지적된 바 있다(윤자영, 2012; 이주환 · 윤자영, 2015; 이철선, 2014; 함선유 · 권현지, 2017; 황덕순 외, 2012). 돌봄직 일자리가 이처럼 열악한 원인으로는 종사자들이 대부분 고령이며, 숙련 수준이 낮으며, 근속과 경력이 짧다는 인적 특성에 관한 논의가 있다(Dong, Feng, & Yu, 2017; 반정호, 2014; 이주환 · 윤자영, 2015). 그러나 정부 지침을 통해서 정해진 현재의 임금보상체계가 숙련 수준이 낮으며, 경력이 단절되어 낮은 진입장벽을 찾는 고령 여성을 구조적으로 유인하였을 공산도 있다. 가령, 사회서비스 바우처 사업의 경우 서비스 단가가 정부의 지침에 의하여 고정되어 있으며, 이러한 단가의 75% 수준을 시급으로 제공하도록 임금 체계가 정해져 있다. 숙련 수준이나 일의 난이도에 따라 서비스 단가가 차등적으로 적용되지 않기에 이를 제공하는 돌봄 종사자 역시 숙련에 따른 보상을 받지 못하는 상황이다(함선유 · 권현지, 2017). 더구나 사회서비스 바우처 제도나 유아학비, 보육료 지원 등의 서비스 정책들은 정부가 재정적 지원을 할 뿐 민간 단체에서 서비스를 운영하므로 기관 운영을 위한 인건비 압박이 커지는 구조다(강현주, 2015; 양난주, 2016). 정책 설계 상의 한계는 최근 최저임금의 급격한 상승에 견주어 더욱 두드러지는 양상이다(이철선, 남상호, 최승준, 민동세, 권소일, 2013). 이러한 돌봄직 종사자의 저임금화는 이들 일자리를 90% 가량을 여성이 맡고 있다는 점에서(함선유 · 권현지, 2017) 돌봄의 젠더화를 유지시킬 뿐만 아니라(송다영, 2014) 여성 근로자의 저임금화와도 관련 있을 수 있다.

2) 돌봄을 위한 시간 정책

돌봄을 위한 시간 정책은 크게 휴가 또는 휴직 제도와 근로시간 단축 제도가 있다. 우리나라에서 관련 제도는 대부분 『남녀고용평등과 일 · 가정 양립 지원에 관한 법률』로 정하고 있으며, 『고용보험법』을 통하여 급여를 보상하거나 기업에 관련 장려금을 지급하고 있다. 출산 전후 휴가제도는 『근로기준법』에 의하여 1953년부터 보장을 받았으며, 육아휴직제도 역시 1988년부터 『남녀고용평등과 일 · 가정 양립 지원에 관한 법률』을 통해 제도가 마련되었다. 이처럼 제도는 1990년이전부터 일찌감치 존재하였으나, 본격적으로 활용된 것은 고용보험과 연계되기 시작한 2001년부터다. 그 이후 제도의 대상과 수혜 내용이 지속적으로 확대되었으며, 수급자도 큰 폭으로 증가하였다. 한편, 육아기 근로시간 단축제도나 배우자 출산휴가, 가족원에 대한 돌봄 휴직제도는 2007년에 이르러 도입되었다.

본 연구에서는 출산을 전후로 회복을 할 수 있도록 제공하는 출산전후휴가가 돌봄 정책 보다는 상병휴가와 같이 기본적인 노동권적 성격이 강하다는 점에서 자세히 다루지 않았다[7]. 따라서 본 연구에서는 육아휴직제도와 시간제 근로를 중점적으로 다루고자 한다.

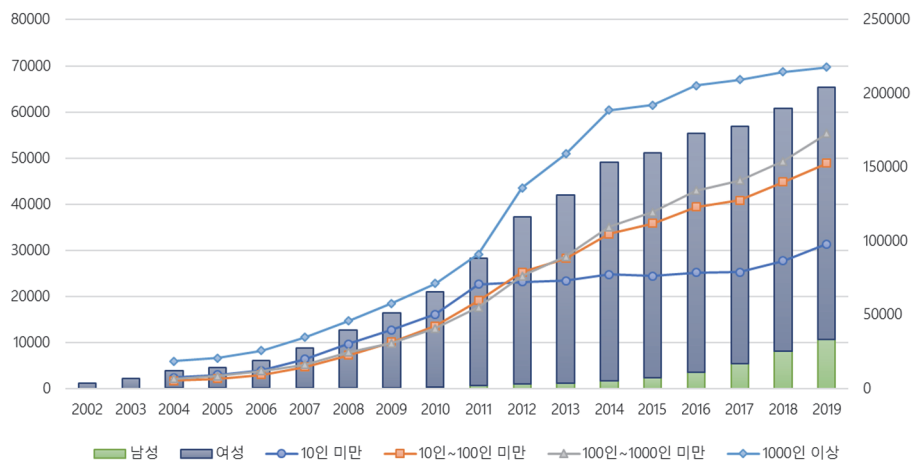
(1) 육아휴직제도

시간과 관련한 대표적인 돌봄 정책으로 꼽히는 육아휴직제도는 근로자가 고용을 유지하면서 일정 기간 자녀 양육을 위해 휴직할 수 있는 제도로, 근로자가 직장생활과 가정생활을 양립할 수 있도록 하며, 근로자의 노동시장 이탈을 방지함으로써 경제활동을 촉진하고 기업의 숙련 인력을 확보하기 위한 제도다(김상호 외, 2017). 1988년 남녀고용평등법이 제정 시에는 생후 1년 미만 영아를 가진 근로여성에게만 1년 이내의 무급 휴직을 허용하도록 하였으나. 1995년에는 남성도 육아휴직을 신청할 수 있도록 개정되었다. 실질적으로 육아휴직제도가 확대된 것은 2001년 고용보험을 통해 육아휴직 급여를 제공하기 시작하면서부터다. 2001년 당시 육아휴직

[7] 또한 배우자 출산휴가 역시 2019년 이전까지 3일만이 유급 휴가로 제공되었다는 점에서 돌봄 정책으로써 효과는 제한적으로 보았다. 또한 2019년 10월 이후에만 존재하는 배우자 출산휴가 통계를 보아도, 2019년 12월수급자수는 776명이었다. 통계청의 「인구동향조사」에서 2019년 9~11월 사이 월별 출생아 수가 대략 2만 4천여명이라는 점을 감안할 때 출생아 수 대비 배우자출산휴가 수급자 비율은 3% 정도에 불과하다는 추정이 가능하다. 즉, 이를 사용하는 비율은 아직까지 제한적이어 보인다.

자에 대한 급여는 월 20만원 수준이었으나, 이후 육아휴직 급여액은 점차 증액되었고, 2011년에는 정액제에서 벗어나 상한액과 하한액이 있는 정률제로 변경된다. 육아휴직의 대상도 확대되는데, 초창기 생후 1년 미만의 아동이 대상이었으나, 2006년 3년 미만의 영유아에서 2010년 6세 이하 또는 미취학 아동으로, 2014년에는 초등학교 2학년 이하로 확대된다. 한편 남성의 육아휴직 사용을 장려하고자 2014년부터 같은 자녀에 대하여 부모가 순차적으로 육아휴직을 하는 경우 육아휴직 급여를 인상하는 인센티브를 제공하고 있다. 2016년에는 두 번째 육아휴직지원금을 3개월로 확대하였다.

이러한 제도 확대 시점마다 육아휴직 수급자 수는 급증하였다. 고용보험의 육아휴직 급여 수급 통계를 살펴보면, 2002년 3,763명(남성 78명, 여성 3,685명)에 불과하던 육아휴직자가 2018년에는 204,190명(남성 33,370, 여성 170,820명)에 이를 정도로 큰 폭으로 확대되었다(그림 2-9). 기업 규모별로 살펴보면 2011년 육아휴직 급여가 정액제에서 정률제로 변경된 뒤 1,000인 이상 대규모 사업장의 증가 속도가 상당히 가팔라진 것을 확인할 수 있다. 출산 전후 휴가 건수에서 1,000인 이상 대기업 종사자에서 가장 높지는 않다는 점에 견주어 대기업 종사자들의 육아휴직 사용률이 상대적으로 더 높음을 추측해볼 수 있다. 이는 정액제에서 정률제로 변경되면서 통상임금 수준이 높은 근로자의 육아휴직 인센티브가 상대적으로 강화된 결과로 보인다. 반면, 10인 미만 사업장의 경우 2011년 이후 육아휴직자 수가 거의 증가하지 않은 채로 유지되다가 급여액의 하한선이 일부 상승한 2017년에 이르러서야 다소 상승하는 추세를 나타내고 있다.



자료: 고용보험 홈페이지 비정형통계(https://www.ei.go.kr/, 2020.2.13. 추출)

<그림 2-9> 육아휴직 사용 현황

한편 남성 육아휴직자수 역시 2014년 10월 “아버지의 달”로 불리는 순차적 육아휴직에 대한 인센티브 제공 이후 큰 폭으로 증가한다. 2013년 당시 3,607명에 불과하던 아버지 육아휴직자는 2015년 7,255명으로 두 배 가까이 증가하였다. 이 같은 수급자 통계는 제도 이용자들이 육아휴직 급여액에 상당히 민감하게 반응한다는 점을 시사한다.

(2) 시간제 근로

돌봄 시간에 관한 또다른 제도로는 육아기 근로시간 단축제도가 있다. 이 제도는 2007년 말 『남녀고용평등과 일 · 가정 양립 지원에 관한 법률』 개정 시 신설된 제도로 육아 휴직을 대신하여 주 15시간부터 35시간의 범위에서 시간 단축 근로를 신청할 경우 이를 허용하도록 하고 있다. 경제적 이유나 직장복귀의 어려움에 대한 우려, 동료의 업무량 증가, 직장 분위기 등으로 인하여 육아휴직을 사용하지 못하는 경우가 많다는 점에서, 육아휴직 대신 근로시간을 줄여 근로부담을 경감하면서도 임금을 보전할 수 있도록 한 제도다(이승욱, 2007). 이 제도는 2007년경에 도입되었으나 본격적으로 이용되기 시작한 것은 고용보험에서 근로시간 감소로 줄어든 임금을 보전하기 시작한 2011년 9월부터다. 2011년 도입 당시 단축 급여액은 육아 휴직 급여액(통상임금의 40%, 상한액: 월 100만원, 하한액 월 50만원)에 단축된 소정근로시간을 단축 전 소정근로시간으로 나눈 비율을 곱하여 산정하였다. 이후 급여를 증액시키기 위하여 계산식을 수정하였는데, 2014년에는 육아휴직급여 대신 통상임금의 60%에 해당하는 금액(상한액: 150만원, 하한액 50만원), 2018년에는 통상임금의 80%에 해당하는 금액(상한액과 하한액은 동일)에 근로시간 감축 비율을 곱하여 산정하는 것으로 변경되었다.

육아기 근로시간 단축제도 사용자는 2012년 당시 480명에서 2019년 현재 7,459명으로 확대되었다. 특히 남성은 2012년 23명 만이 해당 제도를 이용하였으나, 2019년에는 그 수가 975명으로 늘어나, 전체 제도 사용자 중 13%를 남성이 차지하였다(부도 5). 기업규모별 이용자 수를 살펴보면 육아휴직이 주로 1,000인이상 대기업 종사자들이 사용하였던 것과 대조적으로 근로시간 단축제도는 100인 미만의 중소기업 종사자의 비율이 높았다. 이는 중소기업의 근로자일수록 육아휴직제도보다 육아기 근로시간 단축제도를 사용할 가능성이 높다는 선행연구와도 일치하는 추세다(이지인, 2018). 특히 10인 미만 사업체 종사자들의 2011년 이후 육아휴직제도 이용이 증가하지 않은 반면, 이의 대체제의 성격을 가진 근로시간 단축제도

활용이 지속적으로 늘어나, 육아휴직을 대신하여 근로시간 단축 제도로 대거 유입되었음을 짐작할 수 있다. 이는 2011년 정률제 도입 이후 통상임금이 낮은 이들의 경우 최저 50만원의 급여를 보상받는 육아휴직에 비하여 근로시간에 비례한 임금에 단축 급여를 추가로 받아 임금 대체 수준이 높은 육아기 근로시간 단축제도를 선택하였을 가능성이 있다. 더불어 소규모 사업장의 경우 대규모 사업장에 비하여 인력의 유동성에 제약이 있을 수 있으므로 육아휴직제도 이용 시 동료의 업무량 증가와 같은 문제를 피하고자 육아기 근로시간 단축제도에 더 많이 유입되었을 가능성도 있다.

그러나 이러한 수치는 육아기 근로시간 단축제도 이용자가 전체 육아기 근로자 중 미미한 비중을 차지한다는 점을 고려하여 해석할 필요가 있다. 육아휴직자 수 20만 명에 대비할 때 근로시간 단축제도 사용자는 3.7% 수준이므로, 소수의 인원이 이 제도를 이용하고 있는 것으로 예상된다. 가령 2017년 고용노동부의 「일가정양립실태조사」 결과에 의하면 육아기 근로시간 단축제도를 자유롭게 활용가능한 비율은 기업 규모가 작을수록 줄어들었다. 300인 이상 사업장은 61.7%가 필요한 사람은 모두 자유롭게 활용가능하다고 응답한 반면, 5-9인 사업장은 그 비율이 30.0%에 불과하였다. 이는 실제 이용자 수 통계에서 중소기업 종사자들의 이용 비중은 늘어나고 있으나, 제도의 사용 여건이 더 좋은 것은 아니라는 점을 의미한다.

한편 같은 시기 시간제 일자리가 정부 정책적으로 확대된 바 있다. 일명 "고용률 70% 로드맵"이라는 명칭 하에서 박근혜 정부는 5년간 92만개의 시간제 일자리를 창출하겠다는 일자리 정책을 펼친 바 있다(관계부처합동, 2013.6.4.). 우선 공공기관을 중심으로 시간제 공무원을 채용하고, 민간부문에서 시간제 일자리 창출을 지원하겠다는 계획이다. 육아기 근로시간 단축제도의 개선 역시 이러한 시간제 일자리의 내실화 및 확대의 한 가지 방안으로 언급된 바 있다. 이처럼 시간제 일자리를 확대하는 배경에는 육아와 직장생활을 병행할 수 있는 유연근로 및 시간제 일자리가 부족하다는 논의가 있었다. 특히 대졸 이상 고학력 여성을 중심으로 경력단절 현상(M커브)가 지속된다는 문제점을 시간제 일자리 정책의 배경으로 보았다.

본 연구에서 사용하고 있는 시간제 근로자 여부에 관한 변수는 분석 기간 동안 정책적으로 확대된 육아기 근로시간 단축제도나 시간제 일자리 정책이 전부 설명하지는 못한다. 비자발적으로 시간제 근로를 선택한 이들도 있으며, 자발적으로 이를 선택했다 하더라도 대다수는 근로조건에 만족하거나, 당장의 수입을 위해 시간제를 선택했다고 응답하였다. 그러나 여성은 위 사유 이외에도 육아 가사 병행을 위하여(16.6%) 시간제 근로를 선택했다고 응답한 바 있다(정성미, 2019). 본 연구에서는

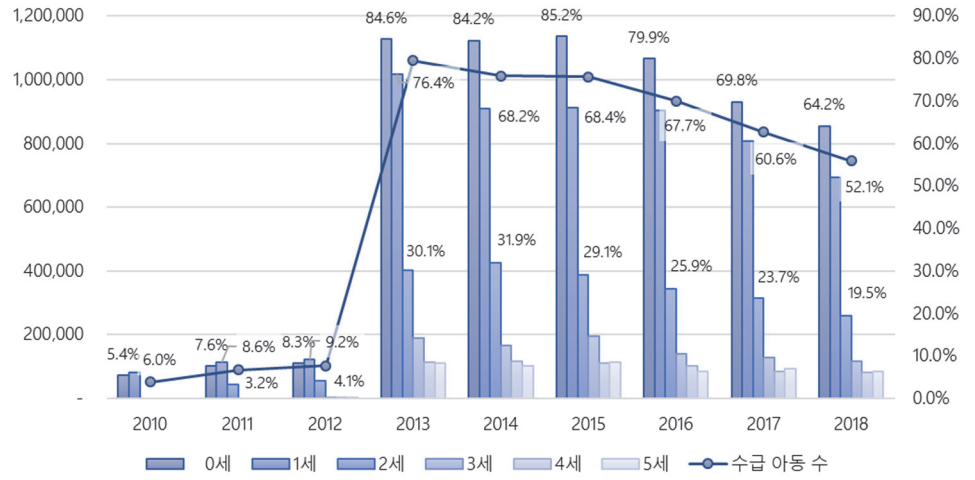
이러한 맥락에서 근로시간을 줄이는 전략이 남성과 여성에게서 어떻게, 얼마나 다르게 사용되고 있으며, 임금 격차에는 어떠한 방식으로 기여하는지를 확인하였다.

3) 돌봄을 위한 현금 정책

우리나라에서 돌봄에 따른 비용을 보상하기 위한 현금 지원 정책은 크게 장기요양보험의 특별현금급여와 미취학 아동을 대상으로 하는 가정양육수당이 있다. 초기 돌봄 정책은 저출산 고령화나 일가정 양립의 취지에서 여성의 고용참여를 지원하기 위한 취지 하에 도입되었으므로, 현금 급여는 고려사항이 아니었으나, 제도의 운영상 불가피하게 발생하거나, 형평성의 차원에서 도입되었다. 돌봄에 대한 현금 보상 제도는 이론적, 실증적으로 돌봄 서비스와 달리 가정 내 돌봄 욕구가 있는 여성의 노동시장 이탈을 유도할 것으로 예상된다.

우선 한국에서는 보편적인 아동 돌봄 서비스가 발달함에 따라 돌봄 서비스를 이용하지 않는 가정에 형평성을 제고하고자 현금 보상제도로 가정양육수당이 도입되었다(김은지 외, 2017). 2009년 도입 당시 차상위계층 가정에서 보육서비스를 이용하지 않는 24개월 미만의 영유아를 대상으로 10만원이 지급되었으며, 이후 2013년 전계층에 대한 무상보육이 실시되면서 전계층의 미취학 아동이 양육수당을 받을 수 있게 되었다. 현재 12개월 미만의 영아의 경우 20만원이며, 24개월 미만은 15만원, 그 외에는 10만원의 양육수당이 제공되고 있다.

양육수당 통계를 살펴보면 전계층에게 양육수당이 제공되기 시작한 2013년 당시 수급 아동 수는 종전 십만 명 수준에서 백 만 명을 초과할 정도로 급격하게 증가하였다(그림 2-10). 영유아 인구 추계 결과를 토대로 살펴본 양육수당 수급율은 0세가 84.6%로 대부분의 돌 전 영아들은 시설 보육 대신 양육수당을 받고 있는 것을 확인할 수 있다. 그러나 그 비율은 차차 줄어들어 2018년에는 돌 전 영아의 64.2% 가량이 양육수당을 받았으며, 1세 유아는 52.1%, 2세 유아는 19.5%, 3세 이상의 아동은 10% 미만의 수급율을 나타내고 있다. 즉, 3세 미만의 영유아는 그 비율이 차츰 줄어들고는 있으나, 여전히 보육 시설 이용보다는 가정양육을 선호하는 비중이 큰 것으로 보인다. 그러나 3세 이상은 소수만이 가정양육수당을 받고 있다.



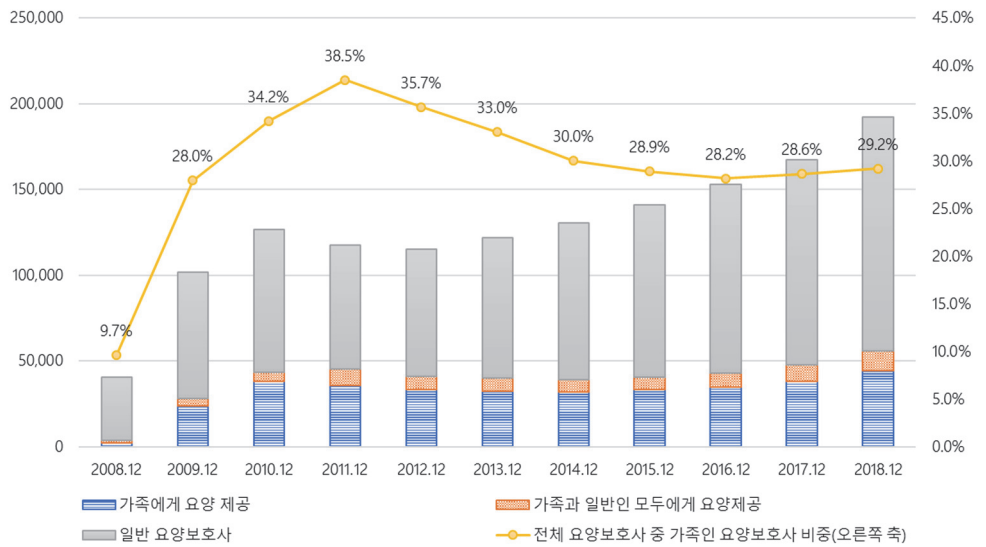
출처: 「보육통계연보」, 각 년도

<그림 2-10> 양육수당 수급 현황

한편, 노인장기요양보험에는 가족요양을 보상하는 특별현금급여라는 제도가 있다. 인프라가 부족하여 재가 돌봄을 받기 어려운 도서산간지역에 거주하거나, 감염병 환자로 감염의 위험성이 있는 경우, 정신장애인인 경우, 신체적 변형 등의 사유로 대인과의 접촉을 기피하는 경우(노인장기요양험법 시행령 제12조) 등급과 관계없이 이들을 돌보는 가족들이 특별현금급여 15만원을 수급할 수 있다. 이 금액은 제도가 도입된 2008년부터 2020년 현재까지 같은 금액으로 유지되고 있다. 특별현금급여는 매우 특수한 경우에 한하므로 포괄 범위는 상당히 제한적이다. 제도가 도입된 2008년 당시 가족요양비는 재가급여비와 시설급여비를 포함하는 전체 급여비의 0.13%를 차지할 정도로 미미하였으며, 2018년에 이르러서는 그 비율이 더욱 낮아져 0.02%에 불과하다. 실제 가족요양비 지출 비용을 기준으로 12개월을 모두 받는다고 가정한 뒤 수급인원을 간단하게 추정해보면 2008년 기준 수급자는 300여 명에 불과하며, 2018년에는 그 수가 늘어났지만 여전히 750명 정도로 추정이 된다. 따라서 가족요양비는 그 대상자의 수나 수급 금액으로 볼 때 돌봄을 위한 현금 정책으로써 영향력은 미미할 것으로 예상된다.

가족요양비보다는 가족 구성원이 요양보호사 자격증을 갖추고 가족원에게 요양을 제공하고 이를 일컫는 “가족인 요양보호사”가 가족원의 돌봄에 대한 실질적인 현금 보상의 성격을 갖는다. 가족인 요양보호사는 가족 구성원이 요양보호사 자격증을 갖추고 가족원에게 요양을 제공하고 이를 일컫는 용어다. 현행 보건복지부 고시(2020.1.1.)에서는 가족인 요양보호사를 수급자의 배우자, 직계혈족 및 형제자

매, 직계혈족의 배우자, 배우자의 직계혈족 및 배우자의 형제자매를 가족으로 보고, 가족원이 요양보호사로 방문요양 및 방문목욕급여를 제공할 경우 1일 1회에 한하여 60분까지, 월 20일의 범위 내에서 급여를 받을 수 있도록 하고 있다. 이를 금액으로 산정할 경우 2020년 기준 446,200원이 된다[8]. 이 때 급여는 가족인 요양보호사가 월 160시간 이상의 근무하는 직업을 가진 경우에는 지급되지 않도록 하여, 직장 없이 가족을 돌보는 경우에만 제한적으로 보상하고 있다. 가족인 요양보호사제도는 제도 설계 당시에는 존재하지 않았으나, 이미 돌봄을 제공하고 있는 가족원들이 요양보호사 자격증을 취득한 뒤 요양보호사로 활동하면서 생겨났다(양난주, 2013). 이들은 현재 정부 방침에 의해 현실적인 존재로 인정되고 있으며, 그 규모도 작지 않은 수준이다. 가족인 요양보호사는 2008년 당시 9.7% 정도였으나 2018년에 이르러서는 전체 요양보호사의 29.2% 가량으로 파악되고 있다(그림 2-11).



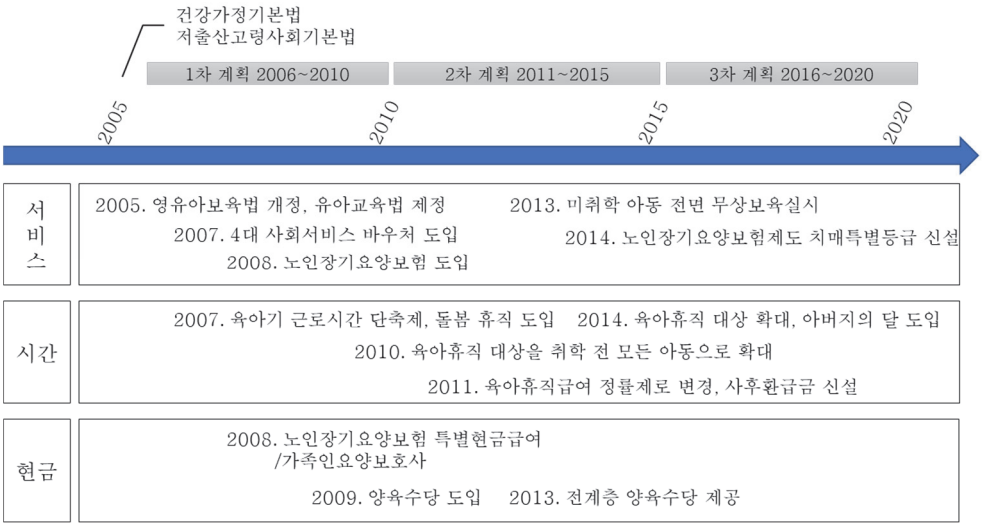
출처: 보건복지부 내부자료

<그림 2-11> 가족인 요양보호사 현황

[8] 단, 가족인 요양보호사가 65세 이상이거나 폭력성향, 피해망상, 부적절한 성적행동과 같은 문제행동을 보이는 경우에는 회당 29,920원의 수당을 받으며, 월 20일을 초과하여 산정받을 수 있다.

3. 소결

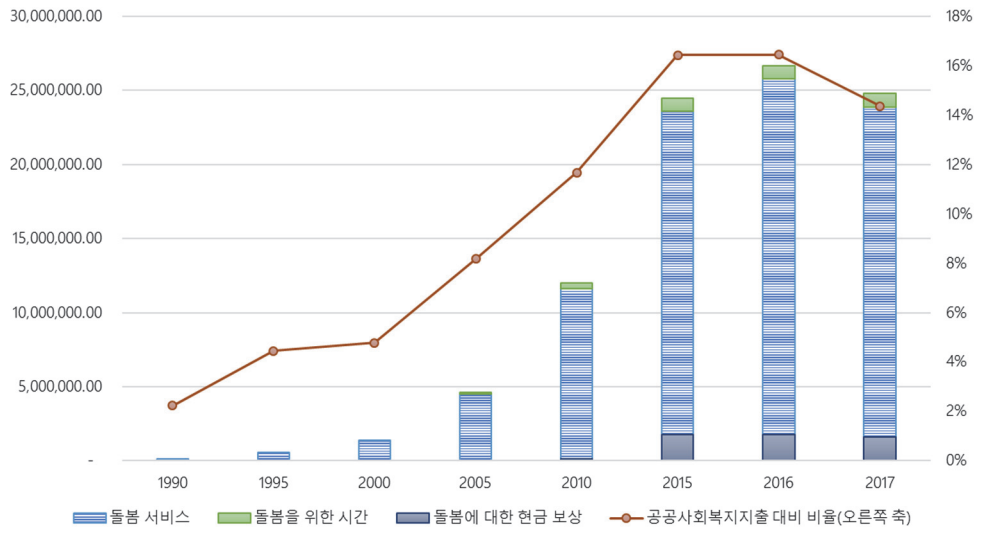
한국의 돌봄 정책은 2000년대 중반을 계기로 전환점을 맞이한다. 그림 2-12에 요약하였듯 새로운 돌봄 정책들이 2007년을 전후로 전격적으로 실시되었으며, 기존에 있던 보육 제도와 육아휴직과 같은 제도 역시 그 내용과 대상을 전환하는 작업이 실시되었다. 돌봄에 대한 현금 보상 정책의 경우 다른 제도와의 형평성 문제나 현실적인 한계 등으로 돌봄 서비스 제도와 발맞추어 확대된다.



<그림 2-12> 2005년 이후 한국의 돌봄 제도 변화

결과적으로 현재 가격을 기준으로 1990년에는 1,000억원 수준에 공공사회복지지출의 2~4%에 불과하던 돌봄 정책예산은 2017년 현재 25조에 이를 정도로 확대되었으며, 공공 사회복지지출에서 차지하는 비율 역시 14%로 커진다(그림 2-13). 동기간 국민연금, 기초연금과 기초생활보장제도와 같은 여타 사회복지 지출액이 크게 확대되었다는 점을 고려하면 돌봄 정책의 예산 증액이 얼마나 가팔랐는지를 가늠케 한다[9].

[9] 이같은 지출을 주로 견인한 것은 돌봄 서비스 부문이었다. 특히 아동에 대한 돌봄 서비스 지출은 2017년 16조 7천 억원이었으며, 노인에 대한 돌봄 서비스 지출 역시 2조 4천억원에 이르렀다. 장애인에 대한 돌봄 지출은 3조 7천억원 정도로 파악되고 있다. 출산휴가와 육아휴직 등에 대한 예산은 9천 억원이었으며, 가정양육수당은 1조 6천억원으로 파악되고 있다. 노인장기요양보험제도의 가족인 요양보호사에 대한 지출이 별도로 구분되지 않아 현금성 지출에 포함되지 않고, 서비스 지출에 포함되어 있다.



자료: OECD Social Expenditure, OECD Health data(노인장기요양보험 지출) (2019.11.5. 추출)

<그림 2-13> 공공 사회복지지출 1990~2017년

그렇다면 2005년 이후 이처럼 확대된 돌봄 정책과 이에 따른 상당한 정부 지출은 과연 여성과 남성의 임금에 어떠한 영향을 미쳤을까? 선행연구와 이론적 논의들은 각 이론적 틀과 정책에 따라 여러 가능성을 제기하고 있다. 다음 장에서는 남녀 임금 격차를 설명하는 이론들을 검토한 뒤 젠더화된 돌봄 역할이 어떻게 이러한 이론을 설명하며, 돌봄 정책의 발전은 어떻게 남녀 임금격차에 기여할 수 있는지를 탐색해보겠다.

제 3 장　이론적 배경과 선행연구 검토

본 장에서는 여성과 남성의 임금 격차의 원인에 관한 이론적 논의들을 정리해보고자 한다. 기존 논의들은 크게 모성 패널티(motherhood penalty)와 보상임금 격차(compensating differentials), 일자리 분리(job segregation) 등이 있다. 1~3절에서는 성별 임금격차에 관한 이론적 논의들이 어떻게 여성에 부여된 돌봄 역할과 연결되는지, 그리고 각 논의의 가정 하에서 돌봄 정책의 발전이 어떠한 방향으로 영향을 미치는지에 관한 기존 연구들을 정리하였다. 4절에서는 사회경제적 지위에 따라 성별 임금 격차의 원인이 다르다는 점을 확인하고, 돌봄 정책이 임금에 미치는 효과 역시 사회경제적 지위에 따라 어떻게 다른지를 검토하였다. 마지막 5절에서는 앞서 언급한 논의들 이외에 남녀 임금격차를 설명하는 배경 요인들을 다루었다.

제 1절 모성 패널티

부모가 되는 일은 돌이킬 수 없는 여러가지 변화를 수반한다. 아이를 돌보는 일은 상당한 시간과 정성이 필요한 과업이다. 아이가 충분히 자라기 전까지 누군가는 24시간 내내 아이의 곁에 머물며 아이를 돌봐야 한다. 더불어 자녀를 기르는 비용도 발생하기에 가구의 금전적인 제약도 높아지게 된다. 이처럼 여러 변화를 일으키는 출산과 양육이라는 생애과정은 특히나 어머니의 삶에 크나큰 영향을 미친다. 한국에서 상당 수의 여성은 본인의 경력을 포기하고 자녀를 돌보기에 연령에 따른 여성의 노동 참여율은 오늘 날에도 “M자”형 곡선을 그린다(OECD, 2017). 자녀가 있는 여성은 임금 패널티를 받기도 한다. 한국에서 자녀가 있는 여성은 자녀가 없는 여성에 비하여 다른 조건이 동일하더라도 평균 6.55% 가량 임금이 낮으며, 동일한 여성이 어머니로 이행을 할 때도 6.64% 가량의 임금 패널티를 경험하고 있다(함선유, 2020b).

이처럼 자녀가 있는 여성이 노동시장을 이탈하거나 임금이 낮아지는 현상을 모성 패널티(motherhood penalty)이라고 한다. 모성 패널티는 주로 임금 상의 불이익을 중심으로 논의되었으나, 어머니의 노동참여율이 낮은 국가에서는 노동 참여에서의 불이익도 활발히 연구되고 있다(Ng & Chen, 2018; Yu, 2005; Zhao, 2018). 이러한 고용, 임금 상의 패널티는 직, 간접적으로 여성과 남성의 임금 격차에도 기여한다. 임금은 노동에 참여하고 있는 여성에게서만 관측되며, 여성의 노동시장에 대한 애착(attachment)은 젠더 임금격차에 영향을 미치는 핵심적인 요소다(F. D.

Blau & Kahn, 2017). 육아기 경력 단절은 숙련을 쌓는데 방해가 되며, 이는 곧 임금의 하락으로 이어지게 된다. 더불어 어머니가 경험하는 임금 패널티는 임금 감소의 직접적인 원인이자, 어머니의 노동 참여와 상호적인 영향을 주고받으며 패널티를 가중시키는 기제가 될 수 있다.

이러한 모성 패널티는 다양한 이유로 발생하지만, 논의를 정리하면 크게 가구의 노동공급 이론과 차별로 나뉠 수 있다. 가구의 노동공급이론은 가정 내 돌봄의 필요가 있을 때 남성과 여성이 각각 시장 노동과 무급 노동으로 분업을 선택하면서 여성이 노동시장을 이탈하거나, 임금이 낮더라도 돌봄을 수행할 수 있는 일자리를 선택한다는 것이다[10]. 차별은 고용주가 여성의 돌봄 역할에 대한 선입견으로 인하여 자녀가 있는 여성의 고용을 기피하거나, 더 낮은 임금을 제공하는 것을 말한다. 아래에서는 이러한 두 가지 논의를 정리를 하고, 돌봄 정책이 어머니의 고용 상의 패널티와 임금 패널티에 어떻게 기여할 수 있는지를 다루도록 하겠다.

1. 모성 패널티의 기제

1) 가구의 노동공급 이론

부부는 시간을 어떻게 사용할지를 함께 결정하는 동반 의사결정 과정(joint decision-making process)을 통하여 시간을 배분한다. 이는 누가 어떤 일을 할 것인지를 동의하는 과정이다. 가령 가족 내에서 돌봄의 욕구가 생겨나면 누가 집에 머물며 돌봄 노동을 할지, 만약 두 부부가 모두 일을 하고 있다면 누가 더 큰 책임을 맡을지에 관해 결정해야 한다. 부부는 각 선택지에 따른 이득과 손실을 함께 계산하는데, 아이를 돌보기 위하여 포기하게 되는 기회비용은 각자의 임금이 된다. 만일 돌봄을 가족 외부에서 구매하게 된다면 이에 따른 비용 역시 손실에 해당된다. 이러한 계산을 통하여 가구는 효용을 극대화하는 결정을 한다(Ehrenberg & Smith, 2012). 즉, 가구원 각자의 임금, 그리고 외부에서 돌봄을 구매하는데 드는 비용이 자녀가 있는 여성의 노동 참여에 영향을 미친다.

우선 남성에 비하여 상대적으로 낮은 여성의 기대 임금은 어머니의 낮은 고용참여율의 원인이 될 수 있다. Ng and Chen (2018)가 ISSP 자료를 활용하여 중국, 대

[10] 이처럼 돌봄을 위하여 임금이 낮더라도 돌봄을 가능케하는 정책이 있는 일자리를 선택하는 양상은 보상임금격차에 관한 논의로 다음 절에서 보다 구체적으로 다루겠다.

만, 일본, 한국에서 어린 자녀가 있는 가구의 맞벌이 가능성에 대하여 연구하였는데, 아내의 교육수준이 남편에 비하여 높은 경우 모든 국가에서 여성의 노동 참여 가능성이 상대적으로 높게 나타났다. 반면, 남편의 교육수준이 여성에 비하여 상대적으로 높은 경우 여성의 노동참여 가능성은 낮게 나타났다. 여성의 인적자본이 높을수록 일을 포기하고 아이를 돌볼 때 발생하는 기회비용이 높아지므로 여성의 노동시장 이탈을 감소시킬 여지가 있는 것이다. 국내 연구들 역시 경력과 학력은 기혼 여성의 노동시장 참여에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 반대로 배우자의 수입은 부적인 영향을 미쳤다(양현순 · 박재완, 2016).

그렇다면 남녀간 교육수준의 격차가 줄어든 오늘날에도 여전히 육아기 여성의 고용이 낮은 까닭은 무엇일까? 근래에 여성의 교육수준은 남성과 비슷하거나 남성의 수준을 넘어서는 것이 전세계적인 현상이다(F. D. Blau & Kahn, 2017). 한국에서도 2009년부터 여성의 대학진학률이 남성을 넘어섰다(통계청, 2010). 그러나 여성의 경제활동 참여비율이 여성의 교육수준만큼 증가하지 않거나, 교육수준이 높은 여성들이 오히려 경제활동을 하지 않는 양상이 나타나기도 한다(Brinton, Lee, & Parish, 1995). 이는 여성과 자녀가 있는 여성에 대한 노동시장 내 차별적인 구조가 존재하는 상황에서 여성의 교육수준 향상이 노동시장 내의 인적자본의 회수만을 목적으로 하기 보다는 동질적 결혼을 통한 향후 가구 임금을 늘리는 방향으로 투자될 수 있다는 점을 시사한다(Blau & Kahn, 2017). 이후 차별에 관한 논의에서 다루겠지만, 많은 연구들이 어머니로의 이행 시 임금 패널티가 발생하거나, 객관적인 조건이 동일한 자녀가 없는 여성과 어머니 사이의 임금 격차가 유의하게 발생함을 확인하고 있다. 이러한 구조적인 모성 임금 패널티는 아버지에 비해 어머니의 기회비용을 더 낮게 만들기에 남녀간 교육격차 개선에도 불구하고 어머니의 고용률은 충분히 개선되지 못하는 것이다.

한편 노동공급이론에 따르면 가구 내에서 이루어지는 돌봄이 가정 밖으로 외주화 된다면 가정 내에서 여성과 남성의 분업이 수준이 줄어들 여지가 있다. 실제로 많은 연구들은 구매 가능한 양질의 돌봄이 자녀가 있는 여성의 노동 참여와 유의미한 관련이 있다는 점을 확인하고 있다. 가령 보육 비용이 1달러 줄어들 때마다 어머니의 주당 노동시간이 1.77시간 늘어난다는 보고가 있다(F. D. Blau & Kahn, 2001). 이는 보육의 외주화에 따른 비용이 저렴할수록 여성의 노동참여에 따른 기회비용이 줄어들게 되므로 여성의 노동 참여에 긍정적인 영향을 미친다는 논리다. 이같은 정책 개입의 여지에 대해서는 아래 돌봄 정책과 모성 고용 패널티에서 다시 다루도록 하겠다.

2) 어머니에 대한 차별

실험을 통한 연구들은 자녀가 있는 여성은 취업과 임금 상에서 고용주의 차별이 있음을 확인한 바 있다. 대표적인 연구로 Correll and Benard (2007)의 연구는 자녀 여부만 달리한 가상의 이력서를 제시하고 이들을 고용할 것인지, 이들이 얼마나 경쟁력이 있으며, 헌신적일 것으로 예상되는지, 어느 정도의 임금을 제안할지를 물었다. 그 결과, 어머니인 경우 채용과 임금에 있어서 패널티를 받았으며, 아버지인 경우는 오히려 프리미엄을 얻었다. 실제 채용공고를 낸 기업에 가상의 이력서를 제출한 결과에서도 자녀가 없는 여성들은 자녀가 있는 동등한 조건의 여성들에 비하여 2.1배 가량 더 많은 답변을 받았다. 이러한 연구 결과는 어머니에 대한 채용과 임금 상의 차별이 실제로 벌어지고 있다는 점을 확인시켜 준다.

그렇다면 이러한 차별은 어째서 발생하는 것일까? 개인의 인적 속성을 토대로 고용과 임금에 있어서 차별을 하는 것은 법적으로 금지되어 있으며, 통상 합리적 시장에서 차별주의자의 선택은 비효율적인 것으로 여겨진다(Becker, 1971). 그러나 고용주가 차별주의자가 아니더라도 지원자에 대한 불완전한 정보로 인하여 지원자의 생산성 수준을 명확하게 파악할 수 없거나, 이를 파악하는 데 많은 비용이 들 수 있다. 이러한 상황에서는 특정 집단에 대한 평균적인 경향을 바탕으로 생산성을 판단하는 것이 더 효율적일 수 있다(Phelps, 1972). 이렇게 발생하는 차별은 “통계적 차별”로 불린다. Goldin (1990)은 1900년 이후 현물시장(spot-market)처럼 운영되던 노동시장이 현대 기업으로 변모하면서 이러한 차별이 발생하였다고 보았다. 즉, 노동자의 임금과 노동자의 실제 가치가 동시적으로(contemporaneously) 일치하지는 않은 방식으로 운영되기에 차별의 여지가 생겨난 것이다(p.117-118). 여성 개개인의 능력에 대하여 정확한 판단을 할 수 없는 기업은 여성 노동자를 “개인”이 아닌 출산과 돌봄 역할로 인하여 어느 시점에 일을 그만두거나, 덜 헌신할 가능성이 높은 “집단”으로 대우하는 것이 더 수익성이 있다고 여기게 된다(Goldin, 1990, p.118)[11]. 이러한 통계적 차별은 피드백 효과가 동반되면서 강화될 가능성이

[11] 이러한 통계적 차별에 대한 실증연구로는 Yip and Wong (2014)의 연구가 있다. 저자들은 1996년, 2001년, 2006년 홍콩 센서스 데이터 샘플을 바탕으로 연령별 출산율이 여성의 임금에 부정적인 영향을 불러일으키는 것으로 확인하였다. 저자들의 결과에 대한 해석에 따르면 임신한 여성 노동자들은 그들의 모성 휴가 기간동안 임금을 받으면서 생산적 가치를 만들어내지 못하므로, 여성에 대한 명시적 차별이 존재하지 않더라도 기업의 입장에서 남성 노동자가 지대 공유를 보장하므로, 통계적 차별이 발생한다고 보았다. 그러나 이

높다. 만일 고용주가 여성이 이후 직장을 그만둘 가능성이 높다고 보고 직업 특수 훈련을 덜 필요한 직무나, 발전성이 없는 직업에 할당할 경우, 여성은 이에 반응하여 직장에 남아있을 유인이 줄어들고 곧 높은 이직률로 이어진다(Blau & Kahn, 2017).

한편 사회심리학에서는 차별이 자동적이며, 무의식적인 인지 과정을 통해 이뤄진다고 보는 관점도 있다. 이는 여타 차별에 관한 이론이 차별을 의도적이며, 의식적인 행위로 보는 가정과 결을 달리한다(Barbara F Reskin, 2014). 사람들은 마주하는 이들을 자동적으로 우리와 그들로 분류하는데, 이러한 자동적 분류는 자신이 포함된 집단과 그렇지 않은 집단에 관한 자동적인 편견을 발생시킨다. 이러한 정보는 기존에 가지고 있던 고정관념을 지지하는 방식으로 처리된다. 이렇게 형성된 고정관념은 귀인오류를 발생시키는데, 가령 어떠한 사람의 성과가 기대에 일치하는 방식으로 나타난다면 고정관념을 확신하게 되고, 반대로 기대에 일치하지 않는 방식으로 나타날 경우 다른 외적 요인 때문일 것이라고 생각하게 되는 것이다(Reskin, 2014). Benard and Correll (2010)의 실험에서 확인하듯, 자녀가 있는 여성이 덜 유능할 것이라는 고정관념이 성공한 어머니들을 유사한 다른 노동자들에 비하여 덜 따스하며(less warm), 덜 좋아할 만하고(less likeable), 대인관계에서 더 적대적인 사람으로 인식하게 하는 것이다. 이러한 일련의 자동적인 정보처리 과정은 우리가 흔히 마주하게 되는 시간의 압박과 정보의 홍수, 정신적 바쁨, 결정의 압박과 같은 상황 속에서 가장 효율적으로 정보를 처리하는 방식이다(Reskin, 2014). 이는 의식적으로 발생하는 차별적 취향이나, 경제적으로 합리적인 방식으로 일어나는 통계적 차별에 비하여 인식되기 어려우며, 따라서 쉽게 개선되기도 어렵다(Blau & Kahn, 2017). 선행연구들은 무의식적인 차별을 타파하기 위해서는 채용과 승진 과정에서 무의식적인 과정의 영향을 최소화할 수 있도록 조직적인 절차가 수립되어야 한다고 보았다(Petersen, 2006).

2. 돌봄 정책과 모성 고용 패널티

흔히 “일-가족 양립정책”으로 불리는 돌봄 서비스와 휴가 정책은 그 명칭에서 나타나듯 노동 시장 참여를 독려를 핵심 목적으로 한다. 여성의 노동참여가 사회의 지속가능한 성장의 필수적 요건이라는 인식 하에서 이 같은 정책의 필요성이 대

러한 접근은 출산과 양육으로 인하여 노동시장을 자발적으로 참여하지 않으려는 노동자의 공급 측면의 요인을 분리해내지 못하는 한계가 있다.

두되었기 때문이다(Kremer, 2007; Lewis, 2009). 가령 2000년 유럽 연합은 경쟁력과 경제적 성장을 위하여 2010년까지 여성 고용률 60% 달성이라는 목표를 수립하면서 회원국에게 보육 서비스, 부모 휴가, 일자리 내 가족 친화적 정책을 권고하였다(Lewis, 2009). 이는 고용이 보장되는 모성휴가와 적절한 비용의(affordable) 보육 시스템이 자녀에 대한 돌봄 역할로 인한 인적자본 형성의 불이익을 줄인다는 인식에서 비롯한다(Gosta Esping-Andersen, 2009, p. 84). 실제로 Gosta Esping-Andersen (2009)가 유럽 지역사회 가구 패널 조사의 1994~2009년 자료를 계산한 결과, 2명의 자녀를 출산한 여성을 기준으로 덴마크 여성들은 평균 경력공백이 9개월 가량 발생하였으며, 생애 5% 가량 임금 불이익을 경험하였다. 반면 스페인에서는 덴마크의 5배가 넘는 46개월의 긴 경력공백에 20% 가량의 높은 임금 불이익을 경험하였다(p.85-86). 이러한 결과는 동일한 수의 자녀를 출산하더라도 사회의 돌봄 정책과 젠더 역할에 따라서 경력 공백과 임금 격차가 상이하다는 점을 시사한다. 아래에서는 구체적으로 각각의 돌봄 정책이 어떻게 어머니의 경력단절을 예방하고 노동참여를 지속시키는지를 확인해보도록 하겠다.

1) 돌봄 서비스

적절한 가격의 질 좋은 공식 돌봄서비스는 여성의 교육, 훈련 및 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 시간은 유한한 자원이므로 비공식 돌봄을 대체해줄 서비스가 있어야만 이를 전담하던 여성들이 다른 활동에 사용할 수 있는 시간이 생긴다. 이 때 양질의 돌봄 서비스는 상당한 비용을 수반하는데, 이 비용은 비공식 돌봄을 제공하고 있는 이들로 하여금 노동시장에 참여할 때 발생하는 추가적인 비용으로 작동하게 된다(D. M. Blau, 2001). 만일 돌봄 서비스를 구매하는데 드는 비용이 본인의 임금보다 높거나 비슷하다면 노동시장을 이탈하는 것이 합리적 선택이 되는 것이다(함선유, 2017). 이러한 배경에서 저렴한 돌봄 서비스는 노동참여에 따른 비용을 줄이므로 노동 참여에 긍정적인 역할을 하게 된다. D. M. Blau (2001)의 연구에 따르면, 보육 비용이 1달러 줄어들 때마다 어머니의 주당 노동시간은 1.77시간 늘어나며, 보육 비용의 절반 가량이 지원될 경우 고용률이 10% 가량 올라갔다(p.75). 비교국가 연구에서도 돌봄 정책은 여성의 노동참여에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 가령, Cukrowska-Torzewska (2017)는 EU-SILC 자료를 분석한 결과 보육시설 등록률(coverage rate)은 자녀가 있는 여성의 노동시장 이탈을 낮추는 효과가 있었다.

그러나 한국에서 2006~2013년 사이 이뤄진 보육료 지원 확대가 여성의 노동공급에 미치는 영향은 제한적으로 관측되고 있다. 최성은 (2011)은 보육료 지원 대상이 도시근로자가구 월평균 임금 100%까지 확대된 2007년의 정책 변화는 기혼여성의 노동공급에 유의한 유인이 되지 못하였음을 확인하였다. 2007년 보육료 확대가 미취학자녀가 있는 여성의 생활시간 분배에 미친 영향을 살펴본 변금선과 허용창 (2014)의 연구에서도 미취학 자녀가 있는 여성 전체에 대한 노동 공급 효과는 나타나지 않았으나, 중하위임금 가구에만 여성의 노동 시간이 유의하게 늘어났다. 김현숙 (2018)의 연구에서는 부모에 대한 보육료 지원이 기혼 여성의 노동참여를 3.5% 가량 늘리는 것으로 확인하였으나, 근로시간에는 유의한 영향을 미치지 못했다. 이승재 (2016)는 보육료 지원 대상이 도시근로자 평균임금 100% 이하에서 영유아가구 임금하위 70%이하로 확대된 2009년과 무상보육이 실시된 2013년의 정책 변화 전후 자료를 토대로 영유아를 둔 어머니의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보았는데, 2009년의 정책 확대는 유의한 영향을 미치지 못한 반면, 2013년의 정책 확대는 노동공급을 증가시킨다는 결론을 내리고 있다. 이러한 선행연구의 결과들은 보육료 지원이 정책의 주요 우선순위에 따라서 상이한 영향을 미치고 있으며, 여성의 임금 수준에 따라서도 다른 영향을 미친다는 점을 시사한다.

한편, 아동에 대한 보육서비스가 여성의 노동참여에 미치는 영향에 비하여 상대적으로 덜 주목 받았으나[12], 노인이나 장애인에 대한 돌봄 서비스 역시 가족원의 노동참여에 긍정적인 영향을 미친다는 연구 결과가 있다. 비공식 돌봄은 중년 여성과 싱글인 여성의 노동 공급에 부정적인 영향을 미쳤으며(Tarja K Viitanen, 2005), 비공식 돌봄 제공자들은 임금 불이익을 경험하였는데(Heitmueller & Inglis, 2007), 공식 돌봄 제도의 확대는 이러한 비공식 돌봄을 줄이는 것으로 나타났다 (Christianson, 1988; Li, 2005; Stabile, Laporte, & Coyte, 2006; Tarja K. Viitanen, 2007). 그러나 한국의 노인장기요양보험 확대에 관한 연구들은 가족원의 노동공급에 유의미한 영향을 확인하지 못하고 있다. 함선유와 홍백의 (2017)의 연구에서 공식돌봄 수급은 비공식 돌봄 수급률과 시간을 모두 유의하게 줄어든다는 점을 확인하고 있으나, 권현정과 고지영 (2015)의 연구나, 이현주 (2015)의 연구에서는 장기요양 제도의 확대가 가족원의 노동공급으로 이어지지 않았다. 이 같은

[12] 이는 인적자본에 대한 투자 회수율이 연령이 낮을수록 높다는 점에서 여성의 고용 촉진 정책이 주로 육아기 여성에 집중하기 때문으로 보인다. 또한 선행연구는 노인을 대상으로 돌봄을 제공하는 이들 중 본래 노동시장에 참여하지 않았던 비율이 높았다는 점을 확인하고 있다. 즉, 돌봄 역할로 인하여 노동시장을 이탈하기 보다는, 노동시장을 이탈해 있었기 때문에 돌봄 역할을 맡게 되었을 가능성이 있다(함선유, 2017).

연구결과는 제도의 확대로 일상생활에 제약이 있는 가족원이 있는 가구의 여성가구원의 돌봄 시간이 근소하게 줄어들기는 하였으나, 이처럼 줄어든 시간이 노동 등 여타 다른 생활시간의 증가로 이어지지 못했음을 확인한 이승호, 변금선, 신유미(2016)의 연구 결과와도 일치한다. 장기요양보험제도에서 재가 노인에 대한 서비스 시간이 제한적이며, 노인에 대한 비공식 돌봄을 제공하는 여성들이 본래 노동 시장 참여율과 주당 노동시간이 낮다는 점에서(함선유, 2017) 제도 확대에 따른 노동공급 효과가 이처럼 미미하게 나타날 수 있음을 짐작해 볼 수 있다.

2) 돌봄 시간

육아휴직과 같이 돌봄을 위한 시간을 제공하는 휴가 제도는 돌봄으로 인한 영구적인 노동시장 이탈을 최소화하고 본 직장으로의 복귀를 촉진시키기 위한 목적으로 도입되었다. 이는 휴직으로 인하여 단기적으로는 돌봄 제공자의 노동참여에 부정적인 영향을 미치지만, 장기적으로는 노동시장으로의 복귀율을 높이기에 긍정적인 영향을 줄 것으로 보는 것이다(Mari & Cutuli, 2018). 그러나 선행연구들은 이러한 제도가 설계에 따라 여성의 노동시장 참여와 원직장으로의 복귀에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다는 점을 확인하고 있다. Bičáková (2016)는 EU 노동력조사 자료를 바탕으로 젠더 실업 격차를 확인하였는데, 실업 격차의 54% 가량이 유급 가족 휴가 기간과 관련되어 있다는 사실을 확인할 수 있었다. 이는 유급 가족 휴가기간이 1년 늘어날 때 남성과 여성의 실업 격차가 0.865%p 늘어난다는 계산이다.

물론 적절한 휴가 제도는 노동공급에 보탬이 되지만, 휴가 기간의 효과가 직선이 아닌 2차항의 곡선의 형태로, 그 기간이 길어질수록 부정적이라는 연구 결과가 대다수다(Budig et al., 2015; Cukrowska-Torzewska, 2017; Misra, Budig, & Boeckmann, 2011). LIS 마이크로 데이터를 이용하여 21개 국가의 일-가족 정책과 여성의 고용참여 시간과 임금을 살펴본 Misra et al. (2011)의 연구에서 적절한(moderate) 기간의 휴가 정책은 여성의 주당 노동시간을 높이지만, 너무 길어질 경우 부정적인 효과가 나타난다는 점을 확인하고 있다. 28개 유럽연합 국가들의 휴가 정책과 어머니로의 이행으로 발생하는 고용 격차와 임금 격차를 확인한 Cukrowska-Torzewska (2017)의 연구에서도 육아휴직 기간은 없는 경우에 비하여 일정 기간 있을 경우 고용참여율에 긍정적인 영향을 미치지만, 휴직 기간이 너무 길어지면 부정적인 효과가 나타났다. 특히 이 연구에서는 휴가 제도의 단독효과보다 돌봄 서비스와의 결합 효과가 있음을 확인하고 있다. 이는 휴가 기간 사용 후

복직 시 가정 내에서 이루어지던 돌봄을 대체할 자원이 없다면 노동시장으로의 복귀가 이루어지기 어려운 맥락을 잘 설명한다.

한편 차별의 관점에서 고용주와 직접적으로 연관이 있는 돌봄을 위한 휴가 정책은 그 내용에 따라서 고용주의 차별을 강화시킬 여지가 있다는 논의도 있다. Mandel and Semyonov (2005)은 부모 휴가 정책의 경우 대개 아버지가 아닌 어머니가 사용하기 때문에 고용주로 하여금 여성에 대한 차별을 강화시킬 여지가 있다고 보았다. 만약 여성에게 부여한 사회권이 남성에게는 적용되지 않거나 거의 사용되지 않으며, 이러한 권리의 실행이 고용주에게 이익이 되지 않는다면 고용주는 여성 지원자에 대한 차별을 선택할 수 있다는 것이다(Hansen, 1995: Mandel, 2005 재인용). 즉, 고용주는 가족 정책이 여성으로 하여금 자녀를 낳고 기르는 기간동안 일자리를 비우거나, 노동시간을 단축할 수 있도록 할 경우, 비용이 드는 자격조건이나 훈련 기간이 긴 일자리에 여성을 고용하는 것을 회피하게 될 수 있다.

그러나 사업체-노동자 매칭 자료를 활용한 실증연구에서는 돌봄을 위한 휴가 정책이 여성에 대한 차별을 증가시킨다는 증거를 찾지는 못했다. Mun and Jung (2018)은 사업체-근로자 매칭자료를 활용하여 1992년과 2005년에 일본에서 이루어진 정책 변화가 사업체 내 신규 여성 인력의 고용과 여성 매니저의 비율과 같은 노동 성과에 미치는 영향을 살펴보았다. 일본에서는 의무적인 휴가 제도가 2002년 도입되었으며 2005년에는 인센티브에 기반한 자율적인 휴가 제도가 도입되었다. 연구자들은 사업체를 고정한 상태에서 정부의 제도 도입 이전부터 기업에서 이미 휴가 정책을 도입한 사업체와 휴가 정책이 없었던 사업체가 정책 도입 전후에 어떠한 차이를 나타내는지를 확인하였다. 그 결과 정부 정책 도입 이전부터 휴가 정책을 도입했던 기업과 그렇지 않은 기업 간의 여성 노동자의 성과 격차가 정책 도입 이후 더 커졌다는 점을 확인할 수 있었다. 이처럼 더 커진 격차는 휴가 정책이 없던 사업체에서 여성의 고용이나 매니저로의 승진을 줄인 것이 아니라, 원래 휴가 정책이 있던 사업체에서 여성의 고용이나 매니저로의 승진을 더 늘렸기 때문이었다. 이러한 연구 결과는 휴가 제도의 확대가 여성의 고용이나 승진을 저하시킬 것이라는 논의와 반대되는 결과다. 그러나 이러한 연구 결과 역시 한계가 있는데, 만약 일반적인 추세(common trends)가 여성의 승진과 신규 채용이 증가하는 추세라면, 정부 정책 이후에 휴가 정책을 도입한 사업체가 차별에 의하여 더 낮은 고용을 하였을 여지도 있다.

한국에서는 육아휴직 제도가 여성의 노동참여에 부정적인 영향을 미치거나, 직장 복귀율을 제고하기 위하여 개선된 정책 변화가 어머니의 노동참여에 유의한 영

향을 미치지 못하였다. 이수영 (2009)은 2001년 11월부터 2006년 12월 31일까지의 고용보험 데이터베이스를 사용하여 출산 후 휴가를 사용한 이들을 대상으로 육아휴직의 사용이 직장 복귀에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과 육아휴직을 사용한 이들의 직장 복귀율이 유의하게 감소함을 확인하였다. 김진욱 (2008)이 육아휴직활용 실태조사 원자료를 이용하여 분석한 결과에서도 육아휴직의 활용이 오히려 근로지속성에 부정적인 영향을 준다는 점을 확인하였다. 윤자영과 홍민기 (2014)은 2011년을 기점으로 월 50만원 정액으로 지급되던 육아휴직급여제도가 통상임금의 40% 수준으로 상한액 100만원, 하한액 50만원으로 바뀌게 된 변화를 활용하여 육아휴직제도의 급여인상이 미치는 효과를 살펴보았다. 이 때 저임금집단에서는 수급액에 변화가 없으나 중간임금과 고임금 집단의 경우 임금 대체율이 높아지게 되는데 이러한 정책 변화를 활용하여 이중차분법으로 육아휴직제도의 효과를 살펴본 것이다. 이 연구에서 육아휴직제도의 급여액 인상은 근로자 동일직장복귀율은 유의하게 높이지 못했다. 2015년 7월을 전후로 통상임금에 따라서 육아휴직제의 사후지급금의 비율이 높아지는 정책변화가 있었던 점을 활용하여 이의 효과를 살펴본 윤자영 (2019)의 연구에서도 원직장복귀를 높이려고 했던 본 제도의 변화가 유의한 수준으로 동일직장 고용 유지율을 높이지는 못했다는 점을 확인하고 있다. 이러한 연구 결과들은 우리나라의 육아휴직 제도가 본래의 목적과는 다른 방향으로 작동하거나, 어머니의 노동참여를 향상시키는 충분 조건이 아니라는 점을 확인시켜주고 있다.

3) 돌봄 수당

돌봄에 대한 금전적인 보상과 관련한 정책은 어머니의 노동참여에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 금전적인 보상은 재가족화(re-familization) 정책 중 하나로 꼽히는 정책 수단으로 가족의 돌봄의 역할을 강화하며, 특히 여성의 돌봄 역할을 강화하는 것으로 비판받는다. 실증 연구들 역시 돌봄에 대한 수당 지급이 여성의 고용참여에 부정적인 역할을 하는 것으로 확인되었다. 가령, 스웨덴에서는 2008년부터 지자체별로 돌봄에 대한 현금 보상정책을 도입할 수 있도록 정하였는데, 이 때 돌봄에 대한 현금 보상은 조세 감면이외에도, 부모가 250일 이상 부모 휴가를 쓰면서 공공에서 보조 받는 보육 시설을 보내지 않는 12~35개월 아동에 대한 정액 수당을 지급하는 형식이다. Giuliani and Duvander (2017)는 이처럼 지자체별로 달리 도입된 현금 보상 정책을 활용하여 이중차분법으로 양육수당이 여성 고

용률에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 농촌(rural)이나 외곽지역(mixed area)에서는 양육수당을 도입하지 않은 지자체에 비하여 도입한 지자체에서 여성의 고용율의 상승폭이 감소하거나, 고용률이 줄어드는 양상이 나타났다. 그러나 양육수당의 부정적인 효과가 도시 지역에서는 관측되지 않았는데, 저자들은 도시의 경우 농촌에 비하여 노동시장이 보다 유연하기 때문에 양육수당이 종료된 뒤 파트타임 일자리 등을 통하여 보다 쉽게 노동시장에 재진입할 수 있을 것으로 예상하였다. 노르웨이에서도 1999년 공공 보육시설을 이용하지 않는 1~3세 아동을 대상으로 양육수당이 지급되었다. 양육수당은 정부에서 제공하는 보육시설에 대한 지원과 동등한 수준으로, 보육시설을 이용하지 않는 부모들에 대한 형평성을 맞추는 차원에서 해당 정책이 도입되었다. 노르웨이에서는 양육수당이 전국적인 수준에서 도입되었기 때문에 Schøne (2004)는 도입 전과 후 정책 대상이 되는 연령의 자녀가 있는 여성을 대상으로 이중차분법과 정책의 대상이 되지 않는 연령의 자녀가 있는 여성을 추가한 삼중차분법을 통해 정책효과를 살펴보았다. 그 결과 아동수당은 여성의 노동참여를 줄이는 효과를 나타냈다. 장지연 (2011)의 연구에서는 OECD 데이터베이스를 토대로 가족정책에서 현금급여가 차지하는 비중이 높을수록 여성의 상대적인 경제활동 참가율이 낮아진다는 점을 확인한 바 있다.

3. 돌봄 정책과 모성 임금 패널티

돌봄 정책의 확대는 어머니의 임금 패널티에 어떠한 영향을 미칠까? 우선 돌봄 서비스에 정책에 관한 연구들의 결과는 다소 혼재된다. 룩셈부르크 임금 연구(LIS, Luxembourg Income Study)의 마이크로 데이터를 바탕으로 22개 국가를 대상으로 자녀의 수가 임금에 미치는 모성 패널티에 돌봄 정책이 미치는 영향을 연구한 Budig et al. (2015)의 연구에서 공공에서 운영되거나 공공의 보조를 받는 보육시설의 등록률은 모성 임금 패널티를 유의하게 줄이는 것으로 나타났다. 그러나 28개 유럽 국가의 EU-SILC 종단 자료를 바탕으로 자녀가 있는 여성의 임금을 고정효과모형으로 분석한 Cukrowska-Torzewska (2017)의 연구에서는 민간과 공공의 보육 시설 등록률이 자녀가 있는 자녀가 있는 여성의 임금에 유의한 영향을 미치지 못하였으며, LIS 마이크로데이터를 이용하여 20개 국가의 남녀 임금 격차를 연구한 Mandel and Semyonov (2005)의 연구에서도 공공 보육시설 등록률은 남녀 임금 격차에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 이러한 연구 결과는 앞서 동일한 자료를 사용하거나 동일한 국가들을 대상으로 한 Budig et al. (2015)의 연구 결과와 대

조적이다.

이처럼 결과가 각기 다른 까닭에는 두 가지 이유가 있는 것으로 예상된다. 첫째, 국가별 임금 구조의 효과가 Budig et al. (2015)에서 적절히 통제되지 않았을 가능성이 있다. Mandel and Semyonov (2005)는 종속변수를 임금이 아닌 100분위 수로 보고 있는데, 이는 각 국가별 임금 구조를 통제하기 위해서다. 임금 구조가 압축적인 북유럽 국가들에서 돌봄 정책 역시 잘 발달하였기 때문에 정책의 효과를 과대추정할 여지가 있는 것이다. 물론 Budig et al. (2015)의 연구에서도 각 국가의 불평등 정도를 나타내는 Gini 계수를 통제변수에 포함하기는 하였으나, 국가별 임금 구조가 충분히 통제되지 못하였을 가능성이 있다. 두번째로, 선택적인 노동참여가 Budig et al. (2015)에서 적절히 통제되지 않았을 가능성이 있다. Cukrowska-Torzewska (2017)의 연구는 패널자료를 바탕으로 고정효과모형을 사용하고 있는데, 이러한 방법은 Budig et al. (2015)의 횡단 연구와 비교하여 어머니로의 이행만을 확인하기 때문에 개인의 이질성을 보다 엄밀하게 통제하는 장점이 있다. Budig et al. (2015)의 연구에서 헤크만 방법을 이용하여 노동시장으로의 선택 효과를 통제하고는 있으나, 노동시장에 진입하는 개인의 이질성이 충분히 반영되지 않은 결과로 정책 효과가 과대 추정되었을 가능성도 있는 것이다. 가령 동일한 보육시설 등록률일지라도 돌봄 서비스 정책의 설계에 따라서 높은 임금을 받는 어머니들의 노동참여를 활성화시키면서 정적인 선택 편의가 발생하여 정책효과가 크게 추정될 수 있다. 즉, 돌봄 정책의 임금 격차 감소 효과를 살펴봄에 있어서 어떠한 이들의 노동 참여가 집중적으로 늘어났으며, 각 국가의 임금 분포의 구조는 어떠한지를 보다 세밀하게 고려할 필요가 있어 보인다.

이러한 연구 결과는 돌봄 서비스 정책이 어떠한 인구집단을 활성화시키는지 모성 임금 패널티에 중요한 영향을 미친다는 점을 시사한다. 노동시장 참여 자체가 반드시 남녀 임금 격차 감소로 이어지는 것은 아니다(김영미, 2008). 만약 돌봄 서비스가 임금조건부로 제공되는 등 저임금, 저숙련 여성 노동자들의 노동시장 진입을 유도하도록 설계되었다면 노동시장 내 관측된 여성의 임금 분포에 부정적인 선택 편의를 일으키며, 이로 인하여 임금 격차가 과대하게 추정될 가능성이 있다(Aguirre, Wolinsky, Niederauer, Keith, & Fann, 1989; F. D. Blau & Kahn, 2006). 따라서 앞선 연구에서 사용된 보육시설 등록률과 같은 지표는 한 국가의 돌봄 정책이 설계에 따라서 어떠한 인구 집단을 노동시장으로 활성화 시킬 수 있는지에 관한 정보를 충분히 담아내지 못하는 한계가 있으며, 이로 인하여 유의한 임금 효과를 확인하지 못했을 것으로 예상된다(Mandel, 2010). 가령 독일에서 각 지자체의 아동 대비

보육시설 정원 비율이 여성의 임금에 미치는 영향을 살펴본 Chhaochharia et al. (2019)의 연구에서는 보육시설접근성이 높은 지자체에서 여성의 출산이후 임금 수준이 상대적으로 높아, 보육 시설이 승진의 기회와 연관이 있을 수 있음을 시사하였다. 즉, 보다 구체적인 정책 환경을 고려함으로써 정책의 효과를 확인할 수 있는 것이다.

선택효과에 따른 논의는 현금 정책이 모성 임금 패널티에 미치는 영향과 관련한 설명에도 적용된다. 양육수당은 통상 고용에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있지만, 남녀 임금 격차에도 반드시 부정적인 영향을 미친다고 보기는 어렵다. 한종석, 이영재, 홍재화 (2017)은 양육수당이 도입되면서 2011년 대비 여성 고용률은 감소하지만, 여성의 평균 노동생산성은 증가한다는 점을 확인하고 있다. 이는 주로 저임금 계층의 생산성이 낮은 여성을 노동시장에서 이탈하게 하여 노동시장에 남아있는 여성들의 평균적인 생산성 수준이 오히려 높아진다는 설명이다. 이러한 논의는 앞서 돌봄 서비스와 휴가 제도가 어떠한 이들을 노동시장에 참여하도록 설계되었는지에 따라 남녀 임금 격차에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 논의와 결을 같이한다.

한편, 휴가제도와 관련한 선행연구들은 긴 휴가 제도가 어린 자녀가 있는 어머니의 임금 패널티를 악화시키는 요인으로 지목하고 있다. 앞서 살펴본 Cukrowska-Torzewska (2017)의 연구에서 어머니로의 이행이 임금에 미치는 패널티는 휴가 기간이 길어질수록 더 높아졌다. 저자는 이러한 부정적인 효과가 휴가 기간으로 인하여 인적자본이 저하되기 때문인 것으로 보고 있다. Budig et al. (2015)의 연구에서 휴가 기간이 적절한 수준을 넘어설 경우 어머니에 대한 임금 불이익이 가중되는 양상을 나타냈다. 이러한 모성 패널티는 결국 남성과 여성 전반의 임금 격차에도 기여하는 것으로 보인다. Misra et al. (2011)의 연구에서 휴가 기간이 길어질 경우 여성과 남성의 임금 격차에 부정적인 영향을 나타났으며, Mandel and Semyonov (2005)의 연구에서도 유급 휴가기간과 임금 대체율을 곱하여 계산한 모성휴가 기간은 남성과 여성의 임금 100분위수의 격차를 더 크게 만드는 요인이라는 점을 확인하였다. Mari and Cutuli (2018)의 연구는 독일에서 휴가 기간을 12개월로 줄이고, 임금 대체율을 67% 수준으로 상한액 최대 1,800유로로 올린 2007년의 정책변화가 여성의 장기적인 임금 패널티를 개선하는 효과를 나타냈음을 확인하고 있다.

이 같은 휴가제도가 어머니의 임금에 미치는 부정적인 효과는 노동시장 단절에 따른 인적 자본의 감소로 인한 결과일 수도 있고, 앞서 언급하였듯 어머니에 대한 고

용주의 차별이 강화됨에 따른 결과일 수도 있다. 이 둘을 구분해내는 것은 어렵지만, 휴가제도의 효과가 경력의 감소만으로는 설명되지 않는다는 연구 결과가 있다. 남성 육아휴직이 임금에 미치는 영향을 살펴본 Morosow and Cooke (2018)는 핀란드에서 2003년 아버지의 부모 휴가 사용을 독려하기 위하여 부모 휴가의 나머지 2주를 아버지가 사용할 경우 2주의 보너스 기간을 추가해주는 정책을 도입하였다. “아버지의 달”로 불리는 이 휴가 제도가 도입된 이후로 아버지 휴가의 사용이 임금 패널티에 미치는 영향을 살펴본 결과, 저임금층에 한해서만 임금 패널티가 발생한다는 점을 확인할 수 있었다. 저자들은 만일 휴가 사용이 인적자본의 하락 문제로 발생한다면 아버지 휴가에 따른 패널티가 모든 계층에서 동일하게 발생해야 하겠지만, 성역할 규범에 의하여 패널티가 작동하고 있기 때문에 저임금층에서만 패널티가 발생했다고 보았다. 더불어 고정효과모형을 통하여 개인의 이질성을 통제한 Cukrowska-Torzewska (2017)의 연구 역시 개인의 인적자본을 통제하고도 휴가제도와 모성 임금 패널티의 상관관계가 있다는 점을 확인할 수 있었다. 즉, 선택효과나 개인의 인적자본을 통제하고도 관측되는 모성 임금 패널티는 차별에 기인할 가능성이 높다.

한편 돌봄 정책은 사회의 전반적인 성역할에도 영향을 미치기에 어머니에 대한 임금 상의 차별에도 영향을 미칠 여지가 있다. 사회정책은 좋은 사회란 무엇이며, 어떻게 그러한 사회에 도달할지에 대한 생각과 합의를 바탕으로 형성된다. 즉, 정책은 문화적 체계에 해당하는 가치나, 이상, 지식과 상호작용을 하는 것이다(Pfau-Effinger, 2005a). 따라서 돌봄 정책 제도는 개인으로 하여금 그들의 개인적인 삶에 있어서 여성과 남성에 대한 ‘이상적인’ 역할을 추구하게 할 수 있다(Sjöberg, 2004). 물론 실제 분석에서 돌봄 정책이 전반적인 성역할에 미미한 영향을 미친다는 연구 결과도 있다. 가령 Minkus and Busch-Heizmann (2018)는 독일이 통일되기 이전에 동독과 서독의 서로 다른 성역할과 노동시장에서의 성과가 통일 이후 어떻게 변화하였는지를 살펴본 결과, 성역할에 관한 역사적 유산의 중요성을 확인한 바 있다. 통일이전 동독은 사회주의 체제 하에서 여성의 노동참여와 교육수준이 높았으며, 맞벌이를 보장하는 가족정책을 도입하였고 결과적으로 남성과 여성의 임금 격차가 낮았다. 반면, 서독에서는 여성의 교육수준과 경제활동 참여 수준이 낮으며, 결혼한 부부에 대한 조세시스템이 부부 간 임금 격차가 클수록 유리하게 설계되어 남성생계부양자 모델을 촉진하는 가족정책을 도입하였다. 통일 이후 동독에서는 부부의 조세 시스템을 도입하는 등 서독의 남성생계부양자 모델을 받아들이는 방식으로 정책이 변화하였으며, 서독에서는 1970년대 이후 표준적인 고용형태가 점자

허물어지면서 여성의 노동참여가 증가하였다. 저자들은 이처럼 서로 다른 역사적 유산을 갖고 있으나, 현재 유사한 정책적 환경을 가지게 된 동독과 서독에서 1990년부터 2013년까지 어떻게 남녀임금 격차의 차이가 줄어들었는지를 확인하였다. 그 결과, 두 지역의 남녀 임금 격차의 수준은 계속해서 유지되었으며, 수렴하는 양상을 나타내지 않았다. 또한 인적자본이나, 직업적 분리, 산업 구조 등으로 설명되는 부분과 잔여 임금격차 역시 해당 기간 동안 큰 편차 없이 유지가 되었다는 점을 발견하였다. 저자들은 이러한 결과가 여성과 남성의 임금 격차에 있어서 특정한 정책에 의하여 변화하기 보다는 역사적 유산이 주요한 영향을 주고 있다고 결론 내렸다. 이는 앞서 언급하였듯, 무의식적으로 내면화된 성역할은 의식하지 못하고 있기에 특정 정책이나 법안으로 변화하기 어렵다는 점과 일치하는 결과다.

제 2절 보상임금격차

보상임금격차란 일자리의 비금전적인 요소와 임금을 교환(trade-off)한다는 논의다(Ehrenberg & Smith, 2012). 불쾌한 일이나 달갑지 않은 특성을 가진 일자리에는 높은 임금이 주어지며, 반대로 좋은 특성의 일자리에는 낮은 임금이 주어진다. 가령 야간 근무나, 더러운 일, 위험이 높은 일이나 높은 스트레스를 받는 일, 그리고 육체적을 피로도가 높은 일에는 추가적인 금전적 보상이 주어진다는 것이다(Jacobs & Steinberg, 1995). 이러한 관점은 남성이 금전적인 보상을 더 중시하는 반면 여성은 비금전적인 요소를 중시한다는 가정 하에서 남녀 임금 격차가 발생한다고 본다(Filer, 1985). 또한 일자리의 비금전적인 특성을 고려하지 않은 남녀간 임금격차는 과장되었다는 주장으로 이어진다. 보상임금격차 논의는 이후 논의될 3절의 성별 일자리 분리와도 맥을 같이 하지만, 성별 일자리 분리에 관한 논의가 일자리 내 여성의 비율 또는 일자리 전반에 여성과 남성이 얼마나 고루 분포되어 있는지에 집중하는 반면, 보상임금격차론은 여성과 남성의 주로 종사하는 일자리의 내용과 금전적, 비금전적인 보상의 교환관계에 초점을 맞추고 있다.

1. 보상임금격차와 남녀 임금 격차

보상임금격차의 논의 하에서 여성이 남성에 비하여 임금이 낮은 까닭은 남녀의 두 가지 서로 다른 방향에 기인한다. 남성은 위험요소가 높은 일을 하면서 임금 보

상을 받고, 여성은 반대로 일자리의 비금전적인 보상을 받기에 낮은 임금을 받는다는 것이다.

우선 남성의 임금 상승 효과는 1990년대 중반 미국에서 남성은 전체 근로자의 54% 가량을 차지하지만, 산업 재해로 사망한 이들의 92% 가량을 차지하여 더 높은 사망 위험이 있는 일자리에서 일한다는 점에 견주어 이해된다(Ehrenberg & Smith, 2012). 일부 실증연구에서 위험한 업무 환경이 일부 남성과 여성의 임금 격차를 설명하고 있으나(Filer, 1985), 대부분의 연구들은 남성의 높은 위험 부담에 따른 남녀간 임금 격차가 제한적인 수준임을 확인하고 있다(Kilbourne, England, Farkas, Beron, & Weir, 1994; Palme & Wright, 1992). 이는 불쾌한 일자리가 높은 임금을 받는다는 보상임금격차의 가정과는 달리 나쁜 특성을 가진 일자리가 저임금을 받고 있기 때문이다. Palme and Wright (1992)가 1981년 스웨덴 생활 수준 조사(Swedish level of living survey) 자료를 바탕으로 한 연구에서 위험하거나 건강하지 않은 노동 환경, 신체적으로 부담이 되는 일, 스트레스 강도가 높거나 단조로운 일, 시간적 압박이 있는 일과 같은 일자리의 불쾌한 특성들은 남성과 여성의 임금을 낮게 하였다. 뉴욕주의 공공 서비스 시스템에서 일자리 내용 조사 자료를 바탕으로 보상임금격차에 관한 연구를 수행한 Jacobs and Steinberg (1995)의 연구에서도 일반적으로 불쾌한 일자리는 임금이 낮았으며, 극단적인 수준의 위험이 있는 경우에만 임금 감소 효과를 상쇄하는 수준의 임금 프리미엄이 나타났다. 이러한 연구결과들은 보상임금격차가 실제 임금 결정에 기여하는 부분이 제한적임을 시사한다.

더불어 여성과 남성이 일자리의 금전적 비금전적인 특성에 대한 선호가 다르다는 가설 역시 여러 연구에서 기각되었다. 여성도 남성만큼 금전적인 보상에 높은 우선순위를 두고 있으며(Jacobs & Steinberg, 1995), 뮤추얼 펀드 일자리, 매니저나 기업인인 여성과 남성이 유사한 위험 경향(risk propensities)을 나타냈다(F. D. Blau & Kahn, 2017). 무엇보다 Hersch (1998)는 상병으로 인하여 출근하지 못한 전체 기간의 3분의 1 가량은 여성 노동자들에게서 발생하였으며, 상대적으로 낮은 여성의 고용률을 보정하면 여성이 일자리에서 부상이나 질병을 경험할 가능성이 남성의 71% 가량 된다는 점을 확인하였다. 이는 여성 역시 남성에 비교하여 적지 않은 산재의 위험을 감수한다는 뜻이다. 이렇듯 선행연구들에서는 남성이 여성에 비하여 금전적인 보상을 더 추구한다는 가설은 지지되지 않고 있다.

보상임금격차의 관점에서 주로 제기되는 또다른 가설로는 여성이 그들에게 부여된 돌봄 역할로 인하여 임금이 낮더라도 일-가족에 친화적인 정책이 있는 일자리를

택하거나, 파트 타임 혹은 유연한 일자리를 선택한다는 것이다. 이는 아래에서 보다 자세히 살펴보도록 하겠다.

2. 돌봄 정책의 발전과 보상임금격차

주요한 돌봄 정책 중 하나인 돌봄을 위한 시간 정책들은 돌봄이 필요한 가정의 구성원으로 하여금 돌봄을 위한 휴직이나 휴가, 근로시간 단축 등을 통하여 일자리를 유지하면서도 돌봄을 제공할 수 있도록 한다. 선행연구 결과를 살펴보면, 자녀가 있는 여성들은 파트타임이나 보다 가족 친화적인 일자리에서 일하고 있으며, 이로 인하여 일부 임금 감소를 감수하고 있는 것으로 보인다. Fuller (2017)가 사업체-근로자 매칭 자료를 바탕으로 자녀가 있는 여성에 대한 임금 패널티를 분석한 결과, 사업체에서 시간제 근로, 유연한 근로시간, 재택근로, 고용주의 아동 돌봄 보조, 고용주 제공 육아 휴직 제도 등을 제공하는지 여부가 임금 패널티의 2%p 가량을 설명하였다. 특히 7세 미만 자녀를 가진 경우 가족 친화적인 사업체의 특성이 임금을 설명하는 비중이 더 높았다. 이러한 결과는 근소한 수준이지만 육아기 여성의 경우 돌봄 역할을 위하여 임금 대신 가족 친화적인 일자리를 선택할 가능성이 있음을 시사한다.

물론 근로시간 단축에 관한 부분과 자율적이며 유연한 근로 시간 사용을 구분해 볼 필요가 있다. 유연한 근로 시간 사용이나 육아 휴직 등 가족친화 정책을 가진 일자리가 대체로 임금도 높다는 점에서 보상임금격차론을 지지하지 않기 때문이다 (Gariety & Shaffer, 2001; Glauber, 2011; McCrate, 2002, 2005). 선행연구에서 노동자가 그들의 업무 시간을 언제 시작하고 마칠지를 정할 수 있는지는 임금에 긍정적인 영향을 미쳤으며(Gariety & Shaffer, 2001), 이러한 업무 시간 자율성은 주로 여성에 비하여 남성에게, 특히 백인 남성에게 주어진다는 점을 확인할 수 있었다(McCrate, 2002, 2005). 즉, 자율적인 근로시간을 위하여 낮은 임금을 선택하기 보다는 높은 임금을 받는 이들에게 부가적인 혜택으로 자율적인 근로시간 사용이 주어짐을 의미한다(Glauber, 2011).

그러나 시간제를 선택한 여성들은 임금이 낮아지더라도 가정생활을 위해 이를 선택하는 것으로 보인다. 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 임금 격차를 연구한 Glauber (2012)의 연구에서 시간제 근로는 자녀가 있는 여성의 임금을 더 낮게 하는 것으로 나타났으며, 시간제로 근무하는 여성의 절반 정도는 일과 가정의 균형을 맞추기 위해 시간제를 선택했다고 응답하였다. 남성과 여성의 임금을 분석한

Glauber (2011)의 또다른 연구에서도 남성과 달리 여성은 시간제일 경우 유연한 근무시간 접근성도 높아졌다. 즉, 여성의 시간제는 남성과 달리 시간적 유연성을 위한 선택으로 보여진다.

한편 개인의 일자리나 시간제 여부가 아닌 거시 연구에서는 돌봄 정책의 발전과 함께 증가한 공공부문 일자리를 주목하고 있다. 많은 국가에서 사회서비스는 공공부문의 일자리인데, 공공부문의 일자리는 통상 유연한 근무 시간과 높은 안정성 등으로 인하여 여성들, 특히 어머니로 하여금 가장 매력적인 일자리로 여겨진다. 그러나 이러한 공공 서비스 부문 일자리의 특성과 편리한 노동 조건이 여성의 직업적 위치와 임금의 측면에서 경제적 기회를 향상시키지는 못한다는 것이다. 결과적으로 복지국가의 발전 하에서 여성들은 경제적으로 활동할 수 있는 기회는 늘어났지만, 특정한 여성형 일자리에 배치되고, 더 수익성이 좋거나, 강력한 지위로부터는 멀어지게 된다(Charles & Grusky, 2005; Mandel & Semyonov, 2005).

이러한 연구 결과들은 돌봄 욕구를 지닌 이들로 하여금 돌봄과 일을 병행하기 위한 유연한 근무 시간 제도나 시간제, 휴가 제도와 같은 돌봄 정책들이 오히려 여성과 남성의 임금 격차를 벌어지게 하는 요인으로 작동할 수 있음을 시사한다.

제 3절 성별 분절 노동시장

“동일 노동, 동일 임금(equal pay for equal work)”이라는 미국 여성 운동가들의 슬로건은 1960년대를 지나며 “동등한 가치, 동일 임금(equal pay for jobs of equivalent value)”으로 바뀐다(Blum, 1983). 동일한 일을 하는 노동자에 대한 임금 차별은 “1964년 민권법(Title Ⅶ of the Civil Right Act of 1964)”에 의해 금지되었으나, 실제 여성과 남성의 임금 격차는 여성과 남성이 서로 다른 일자리에서, 서로 다른 임금을 받으면서 일하면서 발생하기 때문이다. 가령, Petersen and Morgan (1995)이 사업체 단위로 조사가 실시된 1974~1983년 산업임금조사(Industry Wage Surveys, IWSs) 자료를 바탕으로 미국의 남녀 임금 격차를 분석한 결과, 동일한 일자리 내에서 남성과 여성의 임금은 큰 차이가 없었으며, 대부분의 임금 격차는 여성과 남성이 서로 다른 사업체와 직업에 종사하고 있기 때문이라는 점을 확인하였다.

더불어 많은 실증연구들이 개인의 교육수준과 자격 요건, 경력 등을 통제한 뒤에도 직업(England, Thompson, & Aman, 2001; Levanon, England, & Allison,

2009; Mandel, 2018), 산업(Terada-Hagiwara, Camingue, & Zveglich, 2018), 사업체(Kim, 2018; Donald Tomaskovic-Devey, 1995) 내 여성의 비율이 높아질수록 일자리의 임금이 낮아지고 있다는 점을 확인하였다. 한국에서도 남성과 여성이 서로 다른 직업과 산업에 분포됨에 따라 13%p의 임금 격차가 발생한다는 연구 결과가 있다(신광영, 2013a). 이성균과 김영미 (2010)의 연구에서도 1990년대 초반 이후 여성의 비율이 높은 직종, 특히 서비스직의 저임금화 경향이 강화되어 남녀간 객관적인 차이의 감소에도 임금 격차가 줄어들지 않고 있다는 점을 확인하였다. 즉, 여성이 대부분 종사하는 여성우세직업의 저임금화가 성별 임금격차의 주요한 원인이라는 것이다.

성별에 따른 일자리 분리와 이로 인한 임금격차는 두 가지 질문을 불러일으킨다. 어째서 여성과 남성은 여전히 서로 다른 일자리에서 일하는가? 왜 여성의 비율이 높은 일자리는 낮은 임금을 받을까? 이 두 질문에 대한 답은 앞서 1~2절에서 다룬 모성불이익과 보상임금격차에 관한 설명들과 많은 부분 중첩된다. 가령, 여성이 가정 내 돌봄 역할로 인하여 숙련을 쌓을 수 있는 일자리보다는 쉽게 이직할 수 있거나, 시간적 유연성이 높은 일자리를 선택하거나(보상임금격차론)[13] [14], 이러한 일자리에 배치되기(차별) 때문[15]이라는 논의가 바로 그것이다. 본 절에서는 이러한 요인들을 제외한 논의를 중심으로 다뤄보고자 한다.

---

[13] 관련 연구로는 여성의 비율이 임금에 미치는 효과보다 직종 특수한 직업 훈련을 강조한 Tam (1997)의 연구와 이를 재논의하며 여성 우세 직업들이 폭넓은 직업훈련을 받을 기회가 적다는 점에서 간접효과를 강조한 Don Tomaskovic-Devey and Skaggs (2002)의 연구가 있다.

[14] 물론 England (1982)는 실증 연구를 통하여 여성 우세 직종에 종사하는 여성들 역시 지속적인 고용상태를 나타내며, 이들이 간헐적인 고용상태로 인하여 임금 불이익을 덜 받지 않는다는 점을 확인하여, 이러한 논의가 직업 분리에 대한 적절한 설명을 제공하지 못한다는 점을 강조하였다.

[15] Barbara F. Reskin et al. (1990)의 대기(queuing)에 관한 논의가 이에 해당한다. 이는 일자리와 노동자가 순위에 따라 일렬로 대기하고 있다는 가정 하에서 가장 우수한 노동자가 가장 선호하는 일자리에 매치되고, 순위에 따라서 덜 매력적인 일자리에 열등한 노동자가 배치된다는 것이다. 이 때 고용주는 일반적으로 모든 일자리에 있어서 여성에 비하여 남성을 선호하기 때문에 남성이 고임금 직종에 배치되며 여성은 고용주의 차별로 인하여 고임금 직종으로의 접근이 차단당하기에 상대적으로 저임금을 받는 일자리에 배치된다는 것이다. 한편, Bergmann (2005) 역시 할당상의 차별을 기반으로 여성 우세직종의 저임금화를 설명하고 있으나, Bergmann은 여성의 직종과 남성의 직종이 분리되어 있으며, 여성들은 상대적으로 적은 일자리가 할당된다고 보았다. 남성에 비하여 상대적으로 작은 일자리에 노동이 과밀하게 공급되면서 임금이 낮아진다는 것이다(과밀가설, crowding hypothesis).

1. 성별 일자리 분리와 저임금화의 원인

성별을 기반으로 한 분업은 모든 인간 사회에서 관측되는 현상이다. 남성의 힘과 여성의 출산과 수유를 고려할 때 원시 경제(primitive economies)에서 이러한 분업체제는 효율적인 경제 관리의 수단이었을 것이다. 그러나 육체적인 차이에 따른 이러한 성별 분업의 오랜 유산은 여성의 사회적 역할과 일의 특성이 상당히 변모한 현재까지도 유지되고 있다(Bergmann, 2005, p.61~64). Charles and Grusky (2005)는 이러한 일자리 분리를 여성이 남성에 비하여 서비스, 양육, 그리고 사회적 상호작용에 더 유능하다는 젠더 근본주의(gender essentialism)와 남성이 여성에 비하여 더 권위있으며 지배적인 자리에 적합하다는 남성 우위(male primacy)로 설명하고 있으며, Enloe (2017)는 이를 가부장주의의 산물로 보았다.

용어는 각기 다르지만 여성주의 학자들의 논의는 여성과 남성의 생물학적 차이(가령, 여성의 재생산 역할과 남성의 육체적 힘)에서 비롯한 성 고정관념이 이데올로기적이며, 제도적으로 발전하였음을 강조하고 있다. 확립된 성 고정관념은 고용주가 여성과 남성을 서로 다른 일자리에 배치시키는 수요 측면의 차별뿐만 아니라, 개개인이 젠더 고정관념에 대치되는 일을 선택하지 않도록 하는 공급 측면의 설명도 가능케 한다. 성 고정관념을 사회화 과정에서 내재화한 여성(남성)은 남성(여성)적인 일에 매력을 느끼지 못하거나 잘 하지 못할 것 같다고 스스로를 평가하게 되며, 고정 관념에서 벗어나는 일을 하게 될 경우 부모의 반대나 차별과 같은 여러 제재와 부정적인 반응이 예상되므로 이를 시도하기 어렵다(Charles & Grusky, 2005, p.16~19). 이는 여성과 남성의 교육 투자 수준의 차이가 사라진 오늘날에도 여성과 남성의 전공 분야가 다른 현상 역시 잘 설명한다.

여성의 일과 남성의 일에 관한 문화적 고정관념은 여성의 일이 낮은 임금을 받는 원인과도 연결된다. Acker (1992)는 산업 자본주의 사회에서 생산(production)은 재생산(reproduction)에 우위를 점하고 있으며, 아동 돌봄과 노인 돌봄, 교육과 같은 재생산은 부차적이며 부의 소비로 여겨지고 있다고 주장한다. 즉, 여성이 책임을 지는 영역은 상대적으로 보이지 않고(invisible) 가치 절하되어 있다는 것이다. 이러한 논의는 여성 우세 일자리가 실제 일의 가치보다 저평가를 받고 있다는 평가적 차별(valuative discrimination)로 이어진다(England et al., 2001). 앞서 1절에서 언급된 할당(고용) 상의 차별이나 동일한 일을 하는 근로자에 대한 임금 차별이 법적으로 금지되는 것과 달리, 평가적 차별은 동일한 자격 조건을 가졌음에도 여성이 수행하고 있다는 이유로 저임금을 받는 상황으로 법적인 제재를 받지 않는다

(Petersen & Morgan, 1995). 가령, 여성들이 주로 수행하는 간호사나, 사서, 공무원과 사무직 종사자들이 그들의 직업에 필요한 기술과 요건을 평가하였을 때 상대적으로 낮은 임금을 받는다.

이러한 저평가론은 개인의 인적 자본 혹은 해당 직업에 필요한 자격 요건을 통제한 상태에서도 여성 종사자의 비율이 높아질수록 임금이 낮아지는 현상(England et al., 2001; Kim, 2018; Levanon et al., 2009; Mandel, 2018; Terada-Hagiwara et al., 2018; Donald Tomaskovic-Devey, 1995)을 잘 설명한다. 평가적 차별에 관한 논의는 업무상 필요한 기술과 노력, 책임 등에 있어서 동일한 업무라면 남성이 대부분 수행하는 일과 동일한 임금을 받아야 한다는 "비교가능한 가치 (comparable worth) 운동"의 핵심 주장으로 자리 잡았다(Treiman & Hartman, 1981, p.2)

정리하면 여성과 남성은 서로 다른 일에 종사하는데, 이는 여성성과 남성성이라는 사회적으로 구성된 고정관념을 기반으로 한다. 여성의 일이 저평가 받는 원인 역시 여성이 주로 담당하는 일들이 문화적으로 부차적인 것으로 여겨지기 때문인데, 이로 인하여 이들의 임금이 낮게 측정된다. 이러한 논의들은 결국 여성의 일에 대한 평가적 차별을 해소하기 위한 노력과 함께 문화적으로 고정된 여성과 남성의 일자리 분리를 통합(desegregation)하기 위한 노력으로 이어진다.

2. 돌봄 정책과 성별 일자리 분리

여성과 남성이 서로 다른 일자리에 집중되는 직업분리가 사회적으로 구성된 젠더 고정관념의 결과라면 과연 젠더-평등한 국가들에서 남녀 직업분리는 줄어들까? Charles and Grusky (2005)는 스웨덴과 같이 가족 친화적인 돌봄 정책과 반-차별 법안 등의 젠더 평등주의적 정책을 실시하고 있는 국가들에서 오히려 여성과 남성의 일자리 분리 현상이 더 심각하다는 점을 확인하고 있다. 또한 보수적인 국가로 분류되는 일본과 이탈리아에서 여성과 남성의 직업이 특별히 더 분리되어 있는 현상을 발견하지 못했다. Mandel and Semyonov (2005)는 이러한 현상이 나타나는 까닭으로 복지국가가 확대되면서 여성 노동력에 대한 수요가 늘어났다는 점을 지적하고 있다. 가령 아이 돌봄, 노인 돌봄과 같은 돌봄 일자리는 복지국가의 확대와 함께 급격하게 확장되었는데, 이들 일자리는 주로 여성 일자리로 분류된다. 이러한 돌봄 서비스업은 기능적으로나 상징적으로 전통적인 여성의 가사 활동과 유사하며, 흔히 여성형(female-typed)으로 인식되는 감정 노동이나 대인관계 기술을 요구하기

때문이다(Charles & Grusky, 2005, p.29).

그러나 이렇게 여성이 집중된 돌봄 일자리는 시장에서 저임금과 불안정성을 감내하는 등 저평가를 받고 있다는 지적이 이어지고 있다(Dong et al., 2017; England et al., 2002; Razavi & Staab, 2010; 윤자영, 2012; 이주환 · 윤자영, 2015; 정진주 외, 2012; 함선유 · 권현지, 2017). 유급 돌봄 노동은 가족 내에서 주로 무급으로 이루어지던 아동 돌봄이나 장애인, 노인에 대한 돌봄을 공식적으로 제공하고 있다. 그러나 이는 재생산의 과업이 무급 노동에서 유급 노동으로 옮겨 갔을 뿐, 여전히 여성의 일로 여겨지기에 젠더 분업에는 아무런 영향을 미치지 못하였다(송다영, 2014). 이러한 맥락에서 돌봄이 가족원이 아닌 정부와 시장에서 공급되고 있으나, 이 일에 대한 도식(schema)은 여전히 “모성”과 같이 여성에게 자연스럽게 내재된 기술로 인식되기에 저평가를 받게 된다(England et al., 2002). 즉, 돌봄 정책과 함께 급증하게 된 돌봄직의 여성화와 저임금화가 한 사회의 성별 일자리 분리를 강화시키고 여성의 임금 수준 역시 낮출 여지가 있는 것이다.

물론 돌봄 일자리라 할지라도 돌봄 역할에 대한 사회의 인식에 따라 저평가 정도는 다르다. Budig and Misra (2010)는 Luxembourg Income Survey(LIS)의 12개 국가를 대상으로 돌봄직의 임금을 살펴보았는데, 스웨덴, 덴마크, 네덜란드와 같은 국가에서는 돌봄직에 대한 임금 프리미엄이 관측되었고, 프랑스, 미국, 멕시코, 대만의 경우 임금 패널티가 관측되었다. 이러한 결과는 공공부문이 작고 임금 불평등이 높은 국가의 경우 돌봄직에 대한 임금 패널티가 큰 반면, 임금 불평등이 작고, 공공부문이 크며, 돌봄에 대한 공공지출이 큰 국가의 경우 돌봄직이 오히려 임금 프리미엄을 받는다는 점을 확인하고 있다. 더불어 유럽 국가들의 경우 공식 돌봄직의 여성화 문제를 타개하고자 남성의 돌봄직 참여율을 높이기 위한 정책적 노력을 기울였으며, 남성의 비율이 일부 상승한 사례가 있다(송다영 · 백경흔, 2018). 이러한 연구는 사회의 돌봄 정책과 경제적 구조에 따라서 돌봄직과 이를 매개로 한 남녀 임금 격차 역시 달라질 수 있음을 시사한다.

제 4절 교차성: 끈끈한 바닥과 유리천장

교차성(intersectionality)에 관한 논의는 여성이 모두 동일한 경험을 하지 않는다는 점을 강조한다. 이는 1세대 여성주의 학자들의 논의가 주로 백인 특권층 여성들의 경험에서 비롯한다는 비판에서 시작하는데, 백인으로서 특권을 내재화한 백인 여성들이 여성의 경험을 정의하면서, 이에서 벗어난 유색 여성들의 경험들과 전통

을 “이해하기에는 지나치게 이질적인” 외부자로 만들어버린다는 점을 지적한 것이다(Lorde, 1980). 여기서 교차성이란 세계와 사람들, 경험의 복잡성을 이해하고 분석하는 방법이다. 가령 사회적 불평등은 인종이나 젠더, 계급 중 하나의 축으로만 형성되기 보다는 이들 축들이 동시에 작동하며 서로 영향을 미친다(Hill Collins, 2016, p.2). 따라서 한 가지 요소만으로 사회적 조건들을 이해하기 어려우며, 다양하고 상호적으로 영향을 주는 여러가지 요소들을 고려할 필요가 있다.

이러한 교차성에 관한 논의는 여성이 남성에 비하여 왜 임금이 낮은가에 관한 질문에 더하여, 사회경제적으로 혜택을 받은 여성과 그렇지 못한 여성들 사이 경험의 격차에 주목한다. 가령, 유리 천장(Glass ceiling)으로 대변되는 임금 격차는 이미 안정적이거나 사회경제적으로 우월한 일자리에 진입한 여성 근로자들이 승진이나 평가 상의 차별 등으로 인하여 더 높게 올라갈 수 있는 기회가 낮다는 점을 강조한다. 반면, 끈끈한 바닥(Sticky floors)은 흔히 핑크 칼라 노동자로 불리는 판매 서비스직 노동자들이 노동시장 진입 단계에서부터 더 낮은 임금과 불이익을 경험한다는 점이 주요 초점이다(Chi & Li, 2008). 이처럼 사회경제적인 위치에 따라서 같은 여성일지라도 구조적으로 다른 경험을 하게 되며, 이로 인하여 임금 격차를 설명하는 영향 요인 역시 달라진다.

본 절에서는 이러한 교차성의 관점에서 남성 임금격차를 설명하는 논의들을 다룬 뒤, 앞서 살펴보았던 1~4절에서 설명된 돌봄 정책과 주요 이론들에 관한 설명이 임금 계층에 따라서 어떻게 다른 방식으로 작동할지를 살펴보도록 하겠다.

1. 교차성과 남녀 임금 격차

임금 분포에 따라서 남성과 여성의 임금 격차를 살펴본 연구들이 최근 여러 국가에서 이뤄졌다. 이는 남성과 여성의 임금 격차에 관한 두 가지로 양분되는 이론을 검증하고자 하는 시도로부터 비롯된다. 하나는 여성이 높은 직위에 오르는데 한계가 있다는 ‘유리 천장’의 논의이고, 또다른 한 가지는 여성이 노동시장 진입부터 낮은 직위에 머무른다는 ‘끈끈한 바닥’에 관한 논의다. 이러한 이론적 논의 이외에도 각 국가의 평균적인 임금 격차는 고임금층의 임금 격차와 임금 분포에 따른 남녀 임금 격차를 거의 설명하지 못한다는 점에서 임금 분포에 따른 영향 요인과 남녀 격차의 양상을 확인해야 할 필요성이 대두되었다(Mandel, 2010; 김영미, 2009).

임금분포별 남녀 임금 격차를 살펴본 연구들 중 유리천장 효과가 부각된 연구들은 다음과 같다. 2001년 호주 인구 센서스와 가구 샘플을 토대로 분위회귀분석을

통하여 임금 분포별 남녀 임금 격차를 확인한 Miller (2005)의 연구에서 남녀 임금 격차는 높은 임금 분위에서 더 커진다는 점을 확인하였다. Kee (2006) 역시 호주 가구 임금 및 노동 다이나믹 조사를 토대로 분위회귀분석과 반사실적 분해분석 (counterfactual decomposition analysis)를 적용한 결과, 민간 부문의 경우 임금의 분위가 높아질수록 임금 격차가 커진다는 점을 확인하였다. 반면 공공부문의 경우 어느 분위에서나 남녀 임금격차가 유사하게 나타나 공공부문과 민간부문의 임금 결정 방식이 다르며, 민간 부문의 경우 유리천장이 주요하다는 점을 확인하고 있다. 특히 산업과 직업을 통제하고도 상위 임금 집단에게서 높은 여성 불이익이 관측되었다는 점에서 이들이 겪는 임금 격차가 자질의 차이보다는 대우의 차이, 즉 차별에 기인한 것이라고 보았다. 일본의 임금구조 기본조사를 바탕으로 1990년과 2015년의 임금 분포별 남녀 임금격차를 살펴본 Hara (2018)의 연구 역시 끈끈한 바닥으로 대변되는 저임금층의 남녀 임금 격차가 1990년 이후 개선되는 양상을 확인하고 있다. 저자는 젠더 일자리 분리 현상이 약화되면서 저임금층의 임금 격차가 완화된 것으로 보고 있다. 반면, 고임금층 여성의 경우 과거에 비하여 2015년 더 큰 임금 격차를 경험하여 유리천장이 공고화된다는 점을 확인하고 있다. 여성들은 과거에 비하여 더 많이 승진은 되지만, 승진에 대한 보상이 더 낮다는 점에서 “물살을 거슬러 헤엄치는(swimming upstream) 현상”이 관측된다고 설명하였다.

한편, 끈끈한 바닥 효과가 더 두드러진 연구결과도 있다. 1987년, 1996년, 2004년 중국의 도시 가계 조사자료를 바탕으로 분포별 남녀 임금 격차를 확인한 Chi and Li (2008)의 연구에서는 1987년에 비하여 1996년과 2004년 남녀간 임금 격차가 커졌으며, 특히 하위 임금 집단의 임금 격차 크기가 상위 임금 집단에 비하여 상당히 증가하였다. 또한 분해분석을 통해 확인한 결과 이들의 임금에서 인적자본 등의 구성에 의해 설명되는 효과에 비하여 구조적 효과, 즉 차별에 따른 임금 격차가 하위 임금 집단을 중심으로 상당히 증가하였다. 이러한 결과는 중국에서 최근 들어 끈끈한 바닥 효과가 상당 부분 커지고 있다는 점을 시사한다.

국내에서는 Cho, Lee, and Jung (2014)가 한국노동패널 2008년 자료를 토대로 임금 분포별로 남녀 임금 격차를 분해하였는데, 남녀간 단순 임금 격차는 상위 임금분위로 갈수록 커졌다. 그러나 상위 임금 분위의 남녀 임금 격차는 상당부분 자질의 차이로 설명되는 반면, 중위임금 미만의 하위 임금 분위에서 남녀 임금 격차는 설명되지 않는 임금 격차, 즉, 계수의 효과에 의하여 설명되었다. 경제활동인구조사의 2003년과 2016년 자료를 분석한 Tromp (2019)의 연구에서는 두 기간 사이 상위 분위에 비하여 하위 분위 임금 집단의 남녀 임금 격차가 더 크게 줄어들었다는 점을

확인하고 있다. 한편 김영미 (2009)는 1982년과 2004년 임금구조기본통계조사 자료를 토대로 상대적 분포방법을 통하여 남녀 임금 격차의 변화 양상을 확인하였다. 그 결과, 분석 대상 기간 동안 평균적인 수준에서 남녀 임금격차는 꾸준히 감소하는 것처럼 보이지만, 1997년 경제위기 이후 임금 최하위층에서의 변화가 이를 주도하고 있음을 확인하고 있다. 즉, 여성이 더 높은 부문에 진출하면서 남녀 임금격차가 줄어들기 보다는 많은 남성들이 상대적으로 낮은 직위에 위치하게 되면서 남성과 여성의 임금 격차가 줄어들었다는 것이다.

이처럼 분포에 따라 다른 남녀 임금 격차의 양상이 다르다는 선행 연구결과들은 돌봄 정책이 발전함에 따른 남녀 임금 격차의 양상 역시 임금 분포에 따라 다를 수 있다는 점을 시사한다.

2. 돌봄 정책의 발전과 교차성

남녀 임금 격차에 있어서 그 분포별로 서로 다른 양상을 나타낸다는 교차성의 논의들은 돌봄 정책과 관련한 선행연구에서도 발견되고 있다. 가령 Mandel (2010)은 각 국가의 보육 서비스, 모성휴가, 공공서비스 부문과 같은 돌봄 정책의 지표들이 남녀 임금 격차에 미치는 영향이 저임금층과 고임금층, 교육수준이 높은 집단과 낮은 집단에서 다르다는 점을 확인하고 있다. 그녀의 연구 결과, 사회경제적 수준이 높은 집단의 경우 복지 정책들이 임금을 제한하는 역할을 하지만, 낮은 지위의 여성들에게는 일부 혜택을 주었다. Korpi, Ferrarini, and Englund (2013)의 연구에서는 정책의 내용에 따라서 이인소득자-돌봄제공자 국가(덴마크, 핀란드, 노르웨이, 스웨덴), 시장중심 국가(캐나다, 미국, 영국, 호주, 뉴질랜드, 아일랜드, 일본, 스위스), 전통적 가족 국가(오스트리아, 벨기에, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드)로 나누고 임금 분위별 임금 격차를 살펴본 결과, 시장중심 국가와 전통적 가족 국가의 경우 20, 50 분위수의 임금 격차가 상대적으로 큰 반면, 이인소득자-돌봄제공자 국가의 경우 80, 90 분위수에서 남녀 임금 격차가 더 크게 나타났다. 이는 돌봄 정책의 구성에 따라서 임금 분위별 남녀 임금 격차가 달라질 수 있다는 점을 확인 시켜준다.

돌봄 정책의 발전이 임금 분포에 따라 남녀 임금 격차에 다른 영향을 미치는 가능성을 보다 구체적으로 살펴보면 크게 두 가지 경로를 확인할 수 있다. 첫 번째는 돌봄으로 인한 임금 패널티의 수준이 저임금층과 고임금층에서 다를 것이라는 가정이다. 가령 학력이 높을수록 여성이 겪게 되는 모성 패널티도 커진다는 가설은 여러

선행연구들에서 다뤄진 바 있다. 이는 고임금, 고학력 여성의 경우 경력이 증가함에 따른 임금 상승이 보다 가파른 곡선을 그리게 되기에, 돌봄 역할로 인하여 경력의 공백이 생길 경우 더 큰 패널티를 경험하게 될 것이라고 기대되는 것이다.

선행연구 결과를 살펴보면, Killewald and Bearak (2014)는 무조건부 분위회귀분석을 통하여 어머니로의 이행으로 인해 발생하는 임금 패널티가 고임금층에서 더 높다는 점을 확인하였다. England, Bearak, Budig, and Hodges (2016) 역시 높은 임금을 받으며, 기술의 수준이 높은 여성일수록 거의 지속적으로 노동시장에 참여하고 있으나, 이들의 임금이 높기 때문에 짧은 기간이라도 노동시장을 이탈할 경우 이에 따른 임금 손실이 크다는 점을 확인하고 있다. 그러나 이들 연구에서 이러한 노동시장 이탈 경험 이외에 다른 설명되지 않는 임금격차는 나타나지 않아, 고임금층의 모성 임금 패널티가 실질적인 경력단절 그 자체에 의한 것이지, 이에 대한 설명할 수 없는 불이익, 즉, 차별에 의한 것은 아니라는 결론을 내리고 있다. 우리나라에서는 경력단절실태조사 자료를 토대로 결혼 또는 출산 경험이 있는 여성의 경력단절 이후 임금 하락폭에 영향을 미치는 요인을 살펴본 양현순과 박재완 (2016)의 연구에서 임금이 높을 경우, 대졸 이상일 경우 경력 단절에 따른 임금 하락이 더 크다는 점을 확인하고 있다. 이러한 연구 결과들은 돌봄 역할에 따른 임금 불이익 수준이 고임금층과 저임금층에서 다르게 나타나며, 특히 고임금층의 경우 돌봄 역할에 따른 임금 불이익이 크기에, 이에 대처할 수 있는 정책적 개입의 효과 역시 클 여지가 있음을 시사한다.

이러한 맥락에서 돌봄 정책의 발전은 저임금 여성으로 하여금 고임금층에 비하여 상대적으로 더 큰 모성 패널티를 겪게 할 수 있다는 논의도 있다(Gosta Esping-Andersen, 2009, p. 84). 가령 Gosta Esping-Andersen (2009)이 유럽연합 지역사회 가구패널 조사 자료를 바탕으로 계산한 결과 덴마크 여성의 평균 출산에 따른 경력 공백은 9개월이며, 생애 총 임금 불이익이 5% 가량인 반면, 저학력 여성의 공백은 20개월로 길었으며, 임금 불이익 역시 9% 가량으로 높았다. 그러나 돌봄 정책이 발달하지 않은 스페인에서는 출산 후 평균적인 경력 공백은 전체 여성이 46개월이며, 생애 임금 불이익도 20%인 반면, 저학력 여성의 공백은 50개월, 21%로 저학력 여성이 경험하는 격차가 크지 않았다(p.85). 즉, 돌봄 정책의 발전이 여성 전체의 경력 공백과 임금 불이익을 줄이지만, 여성들 중 저임금층과 고임금층의 계층 차이는 크게 한다는 결과다.

돌봄 정책의 발전이 임금 분포에 따라 다른 영향을 미치는 두 번째 경로는 저임금층과 고임금층의 서로 다른 돌봄 정책 이용 패턴이다. 노혜진 (2016)은 한국복지

패널 9차(2014년) 자료를 활용하여 임금분위별로 보육료 지원, 양육수당, 출산전후휴가급여의 수급 양상이 상이하다는 점을 확인하고 있다. 저소득가구의 경우 보육료 지원여부와 관계없이 보육서비스를 이용하지 않는 경우가 가장 높았으며, 가구소득이 높은 경우 이러한 비율은 급감하였다. 반면, 양육수당의 경우 보육료 지원과 반대로 저소득층에서 연평균 수급액이 가장 높게 나타났다. 앞서 2장에서 살펴본 바와 같이 출산전후 휴가제도와 육아휴직, 육아기 근로시간 단축제도와 같은 여러 제도의 사용 패턴이 사업장의 규모에 따라 상이하다는 점 역시 소득 계층에 따라서 각각의 대체제로 구성되어 있는 돌봄 정책의 배열 중에서 어떠한 프로그램을 이용하는지가 다를 수 있음을 시사한다. 따라서 동일한 돌봄 정책 패키지가 도입되더라도 이의 사용 패턴이 다르기에 효과 역시 상이할 것으로 예상된다.

각 세부 프로그램별로 살펴보면, 우선 돌봄 서비스 정책의 경우 임금 계층과 관련 없이 비공식 돌봄으로 인한 경력 단절 등을 줄일 수 있기 때문에 여성의 임금에 정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 다만, 저임금층의 경우 돌봄 서비스의 비용에 따른 노동 탄력성의 절대 값이 더 큰 것으로 알려져 있다. 본인의 임금에 대비하여 공식 돌봄의 이용에 드는 비용이 높을 경우 일을 포기하고 비공식 돌봄을 제공하는 것이 합리적인 선택이기 때문이다(함선유, 2017). 즉, 보육 비용의 감소 효과가 저임금 가정의 어머니들에게서 더 크게 나타남을 의미한다(D. M. Blau, 2001, p.168). 더불어 고임금층의 경우 돌봄 정책이 도입되기 이전에도 사적으로 돌봄 서비스를 구매할 여력이 높기 때문에 돌봄 정책이 도입됨에 따른 효과는 크지 않을 수 있다. 따라서 우리나라의 경우 현재 전계층에 대한 무상보육은 특히 저임금층 여성의 노동참여에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 더구나 보육 시설이 충분치 않은 상황에서 우선순위에 따라 입소순위를 정하는데, 저소득층과 사회적 약자들에게 우선적으로 보육시설에 입소할 수 있도록 정하고 있으며, 본인 부담금이 있는 장애인과 고령자에 대한 돌봄 서비스 역시 저소득층의 비용은 면제되거나 감면되므로 저소득층의 서비스 접근성이 높을 것으로 예상된다.

한편 돌봄 서비스 정책의 확대와 함께 증가한 돌봄직 종사자와 이로 인한 직업분리 강화 현상의 경우 주로 끈끈한 바닥으로 대표되는 “핑크 칼라” 일자리에 관한 논의로 주로 저임금 계층에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 물론 돌봄 서비스 정책에 해당되는 일자리를 공공서비스 부문으로 확대한 Mandel (2010)의 연구에서는 공공 서비스 부문의 확대가 저임금층의 남녀 임금 격차는 줄이는 반면, 고임금층의 남녀 임금 격차는 늘리는 방식으로 작동하였다. 이는 공공부문의 일자리가 통상 압축적인 임금을 나타내므로 저임금층에서는 보다 나은 일자리로 인식되는 반면, 고

임금층에서는 관리자로 진급하더라도 여타 부문에 비하여 임금 상승이 크지 않다는 측면에서 나온 결과로 보인다. 한국에서는 돌봄직 일자리가 통상 낮은 임금을 받는 일자리로 알려져 있기는 하지만, 오은진과 노은영 (2010)은 요양보호사가 된 이들의 절반 가량이 비경제활동 인구였거나, 직업을 갖고 있더라도 음식서비스업, 판매직과 같이 비정규적이며 불안정한 일자리에 종사했다는 점에서 전보다 나은 일자리로 여겨질 수 있다는 점을 확인하고 있다. 최근 함선유 (2020a)의 연구에서도 패널고정효과모형을 이용하여 임금에 미치는 영향을 확인한 결과, 요양보호사 등이 포함된 의료복지서비스직의 경우 돌봄직으로의 이행이 유의한 임금 패널티를 나타내지는 않았다. 따라서 저임금층을 대상으로 분석할 경우 돌봄직 일자리가 여성의 임금에 유리한 방향으로 작동할 여지도 있다.

돌봄을 위한 시간 제도는 앞서 언급한 바와 같이 사업체의 크기에 따라서 종사자들이 육아휴직과 육아기 근로시간 단축제도를 사용하는 패턴이 상이하게 나타났다. 2장에서 살펴보았듯 1000인 이상 대규모 사업장에서 육아휴직 사용자 수는 매해 늘어나는 반면, 10인 미만 사업장의 경우 육아 휴직 사용자 수는 줄어들고, 대신 육아기 근로시간 단축제도 사용자는 늘었다. 사업장 규모에 따라서 임금 수준이 다르다는 점을 고려할 때 임금계층별로 제도를 사용하는 패턴이 다를 것으로 기대된다. 더구나 실질적으로 육아휴직, 근로시간 단축제도를 사용할 수 있는 사업장의 수 자체가 많지 않으며, 대규모 사업장일수록 위와 같은 제도에 대한 접근성이 높다는 점에서 돌봄을 위한 시간 제도는 비정규직이거나 낮은 임금을 받는 근로자들에게는 별다른 영향을 미치지 못할 공산이 있다. 실제로 Mandel (2010)의 연구에서 긴 모성휴가 기간은 저임금층의 남녀 임금 격차에는 유의한 영향을 미치지 못한 반면, 고임금층의 남녀 임금 격차를 유의하게 늘리는 것으로 확인된 바 있다.

마지막으로 돌봄에 대한 현금보상 정책의 경우 고임금층에 미치는 영향은 제한적일 것으로 예상된다. Giuliani and Duvander (2017)의 연구에서 돌봄에 대한 현금 보상 정책의 노동시장 이탈 효과는 여성의 학력 등을 통제하였을 때 유의하게 관측되지 않았으며, 도시와 농촌을 나누어 살펴본 결과, 농촌 지역에서만 양육수당의 부정적인 효과가 나타났다. 이러한 결과는 노동시장의 상황과 산업구조, 교육 수준에 따라서 양육수당의 이용과 그의 부정적인 효과가 상이할 수 있다는 점을 시사한다. 특히 장지연 (2011)이 국가별로 가처분임금에 대비하여 아동수당이 차지하는 비율을 살펴본 결과, 저임금층에서 현저하게 그 비율이 높다는 점을 확인하였는데, 이는 저임금층의 경우 아동수당이 가구의 주요한 수입원일 수 있다는 점을 의미한다. 우리나라의 경우 돌봄에 대한 현금 보상은 가구의 경제적 수준을 고려하는 정률

제가 아닌 모든 임금 계층에 동일하게 적용되는 정액제로, 시설 보육이 아닌 가정 내에서 돌봄을 제공한다는 조건 하에서 지급하고 있다. 이는 시장에서 벌어들일 수 있는 임금이 낮을 경우 노동시장 참여를 포기하고 돌봄을 제공할 유인이 더 클 수 있다는 의미다. 실제로 노혜진 (2016)의 연구에서 소득 하위 20%의 연평균 가정양육수당 수급액은 약 72만원인 반면, 상위 20%의 경우 36만원 정도로 임금수준이 증가할 경우 그 금액이 줄어드는 양상을 나타낸 바 있다.

제 5절 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 배경 요인들

본 절에서는 남성과 여성의 임금 격차에 영향을 미치는 여타 배경 요인들을 살펴보도록 하겠다. 우선 남성과 여성의 인적자본 차이는 남녀 임금 격차에 주요한 요인으로 여겨진다. 인적자본은 천연 자원이나 건물, 기계와 같은 물적자본과 대비되는 개념으로 교육과 직업 훈련과 같은 활동에 대한 투자의 누적물이다. 인적자본론은 흔히 한 사회의 발전 정도나 개인의 임금 수준에 있어서 지식, 기술과 같은 인적자본이 기여하는 바가 크다고 본다. 가령, Becker (1962)는 물리적 자원에 비하여 지식의 소유와 같은 무형의 자원들이 임금 상승에 더 큰 영향을 미치기에 사람들 사이의 임금 불평등을 이해하는 데 있어서 무형의 자원, 즉 인적자본이 중요하다고 강조하였다. Schultz (1961) 역시 미국에서 흑인과 백인 또는 남부와 북부 사이의 임금 격차가 교육 수준에 의해 설명되며, 인적자본에 대한 투자가 개인의 생산성과 그 사회의 경제적 발전에 중요한 역할을 한다고 보았다. 인적자본은 건강상태나 이주 등을 포함한 여러 차원에서 이해될 수 있으나, 통상 임금에 영향을 미치는 인적자본은 연령과 교육수준, 경력으로 요약된다(Mincer, 1974). 인적자본론에 의하면 여성이 남성에 비하여 경력과 교육년수와 같은 객관적인 인적자본의 지표들이 낮다면 이로 인한 임금격차는 합리적인 것으로 본다.

인적자본론의 논의 하에 대부분의 정책들은 여성의 교육수준을 향상시키고, 노동참여를 유지하여 교육 투자에 따른 회수율을 늘리는 것을 목표로 하고 있다. 실제로 여성의 인적자본 향상은 남성과 여성의 임금 격차를 줄이는 데 일조한 것으로 보인다. 가령 Goldin (1990)은 1890년부터 1970년 사이 여성과 남성의 임금 격차 감소분의 90% 가량은 경력의 증가와 교육 투자회수율의 증대에 의해서 설명된다는 점을 확인하고 있다(p.73). 또한 대학 진학률의 남녀간 격차가 줄어들면서 높은 임금을 받을 수 있는 전문직종의 여성 진출도 증가하였는데, 1979년 10%에 불과하

던 여성 법조인은 1986년에 이르러 15%가 되었으며, 특히 35세 미만 젊은 법조인의 경우 여성이 29% 가량을 차지하였다 (p.215). 미국 대학졸업자들의 1979년과 1986년사이 임금 격차를 분석한 Loury (1997)의 연구에서도 해당 기간 사이 줄어든 임금 격차가 전부 여성의 전공 분포의 변화와 기술에 대한 가격 상승으로 설명된다고 보았다.

그러나 여성과 남성의 교육 수준 격차가 줄어들면서 남성과 여성의 임금 격차에서 교육의 영향력도 점차 줄어들고 있다(Tromp, 2019; 백성준, 2015). 여성의 교육수준이 남성과 비슷하거나 남성의 수준을 넘어서는 것이 전세계적인 현상인데(F. D. Blau & Kahn, 2017), 한국에서도 2009년부터 여성의 대학진학률이 남성을 넘어섰다(통계청, 2010). 교육수준의 객관적인 차이의 감소는 남녀 임금 격차에 관한 연구에서도 관측된다. 백성준 (2015)은 학력이 남녀 임금 격차에 미치는 영향력이 1990년 19.78%에서 2000년 16.55%, 2010년 9.78%로 지속적으로 줄어들었다는 점을 확인하였다. 이처럼 지속적으로 줄어든 남녀 임금격차에 대한 학력의 영향력은 경력, 근속년수와 같은 다른 변수들로 치환되는 양상이다. 가령 백성준 (2015)의 연구에서 남성과 여성간 임금 격차에 대한 학력의 영향력은 줄어든 반면, 경력의 영향력이 1990년 26.51%에서 2000년 35.56%, 2010년 37.18%로 꾸준히 늘어났다. 김난주 (2017)의 연구에서도 근속년수는 18~20% 가량의 남녀간 임금 격차를 설명하는 것으로 나타났다.

남성과 여성의 임금에 영향을 미치는 또다른 요인으로는 노동시장의 이중구조가 있다. 정규직-비정규직이나 대기업-중소기업간의 격차가 심화되고 있으며 이들 간의 이동성이 단절되고 있는 문제와 관련이 있다(전병유, 황인도, 박광용, 2018). 이러한 이중노동시장에서 1차적 시장은 높은 임금과 좋은 근로조건, 승진의 기회 등을 갖고 있으나, 2차적 시장은 낮은 임금과 나쁜 근로 조건, 임의적인 규율과 낮은 승진 기회를 가진다(Piore, 2014). 우리나라에서 이러한 1차 노동시장은 정규직과 대기업에서 나타나고, 2차 노동시장은 비정규직과 중소기업에 주로 나타난다. 비정규직과 중소기업 근로자들은 동일한 인적자본을 갖고 있더라도 상대적으로 열악한 근로조건과 고용불안정성 문제를 갖고 있다.

이러한 노동시장의 특성은 남성과 여성의 임금 격차에도 영향을 미친다. 이는 정규직-비정규직과 대기업-중소기업에 남성과 여성이 달리 배치되기 때문이다. 한국노동패널 1998~2008년 자료를 활용하여 20~59세 남녀의 임금 격차를 분해한 금재호 (2011)의 연구는 여성의 교육수준과 근속기간의 증가를 통한 남녀임금격차의 감소분이 비정규직의 확산으로 상쇄되었음을 확인하였다. 즉, 여성의 비정규직

비율이 상대적으로 높으며, 비정규직과 정규직의 임금격차 확대되면서 성별 임금격차는 줄지 않고 정체되었다는 것이다. 조동훈 (2015) 역시 30대 이후 여성 근로자들이 남성근로자들에 비하여 비정규직, 중소기업에 상대적으로 더 많이 근무하는 것이 임금 격차에 중요한 증가 요인으로 작동하고 있다고 보았다. 김태홍 (2013)은 정규직의 경우 남녀 임금 격차의 47.1%가 차별에 기인하는 반면, 비정규직의 경우 그 비율이 55.6%로 더 높게 나타나, 비정규직인 여성이 더 많은 차별을 경험한다는 점을 확인하였다. 김창환과 오병돈 (2019)의 연구에서는 대졸 청년층의 인적자본을 통제하더라도 17.4% 가량의 남녀임금격차가 관측되는데, 이러한 남녀 임금격차는 일자리의 안정성과 질을 통제하고 나면 크게 줄어들어, 노동시장에서 여성의 불이익을 낳는 기제가 주로 일자리의 할당에 의한 것이며, 일자리 내에서의 차별은 크지 않다고 보았다. 이러한 연구 결과는 남녀간 임금 격차에 있어서 노동시장의 이중구조와 남녀의 다른 할당 문제가 상당한 영향을 미친다는 점을 의미한다. 본 연구에서는 이러한 인적자본과 노동시장 특성에 관한 요인들을 분석에 포함하였다.

제 6절 소결

어느 국가에서나 여성은 남성에 비하여 평균적으로 낮은 임금을 받고 있다. 이러한 임금 격차의 원인이 무엇인지를 설명하기 위한 논의들은 지난 수십년간 지속적으로 이뤄져 왔다. 본 장에서는 대표적인 논의로 여성의 돌봄 책임에 따른 고용과 임금 상의 불이익을 나타내는 모성 패널티, 비금전적인 보상을 강조하는 보상임금격차, 성별 일자리 분리와 여성형 일자리에 대한 저평가를 살펴보았다. 더불어 이러한 이론적 논의들이 어떻게 젠더화된 돌봄 역할과 연관되어 있으며, 돌봄 정책의 발전은 각 이론적 틀에서 어떠한 방향으로 남녀 임금 격차에 영향을 미칠지를 탐색하였다. 마지막으로 교차성에 관한 논의는 위와 같은 이론적 틀이 사회경제적 위치에 따라서 어떻게 달리 작동할 수 있을지를 확인하였다. 이를 요약하여 정리하면 아래 표 3-1과 같다.

[표 3-1] 돌봄 정책이 남녀 임금 격차에 미치는 영향

이론	변수	교차성					
		고임금층			저임금층		
		서비스	시간	현금	서비스	시간	현금
모성 패널티	미취학 자녀 수, 가구 내 돌봄 욕구	+	+/−		+		−
보상임금격차	일-가족양립제도 가능여부		−				
성별직업분리	돌봄 산업, 돌봄직	−			−/+		

모성 패널티에 관한 논의에서 돌봄 정책은 어린 자녀가 있는(또는 가족 내 돌봄 욕구가 있는) 여성의 노동시장 참여를 유지하는지, 이들이 임금 패널티를 겪지는 않는지와 관련 있다. 돌봄 서비스 정책은 여성의 비공식 돌봄 부담을 줄여주어 노동시장 참여를 촉진시킬 것으로 예상된다. 돌봄을 위한 시간 정책은 본래 가족 돌봄 욕구에 대응하면서도 일자리를 유지할 수 있도록 설계되었으나, 실질적으로 제도의 이용이 대부분 여성에게 집중된다는 점과 일시적이라도 노동시장을 이탈한다는 점, 그리고 긴 휴가 정책은 오히려 노동시장 이탈을 촉진할 수 있다는 점, 이러한 정책으로 인하여 고용주가 여성의 고용을 꺼리거나 핵심적인 일자리에 배치하지 않는 등 차별이 발생할 여지도 있다. 즉, 돌봄 시간 정책은 모성 패널티의 관점에서 여성의 고용과 임금에 긍정적인 영향과 부정적인 영향을 미칠 가능성이 모두 산재한다. 마지막으로 현금 정책은 노동시장 참여를 대신 가정 내 돌봄 제공을 선택할 수 있도록 하기에 이를 주로 제공하는 여성으로 하여금 노동시장을 이탈하게 하여 모성 패널티를 가중시킬 것으로 예상할 수 있다.

보상임금격차는 노동의 공급자 입장, 즉 근로자가 돌봄을 위하여 임금이 낮더라도 시간제나, 유연한 근로시간을 사용할 수 있는 일자리를 선택한다는 논의로 돌봄을 위한 시간 정책과 관련이 있다. 성별직업분리는 돌봄 서비스 정책과 연관되는데, 서비스를 공급하는 돌봄직 일자리의 확대가 역설적으로 성별직업분리를 강화할 수 있다고 본다.

한편 위와 같은 돌봄 정책의 효과는 임금 계층에 따라서 다르게 나타날 것으로 예상되는데, 가령 서비스 정책의 효과는 고임금층과 저임금층에 관계없이 나타날 수 있으나, 성별직업분리의 관점에서 저임금층의 경우 정부 주도의 돌봄직 일자리가 보다 나은 일자리일 수 있으므로, 긍정적인 영향을 미칠 여지가 있다. 돌봄을 위한 시간 제도는 이를 사용할 수 있는 여건이 주로 대규모 사업장이나 전문직종과 같은 고임금층이므로, 저임금층에는 별다른 효과를 나타내지 못할 것으로 예상된다. 마지막으로 돌봄에 대한 현금 보상 정책의 경우 주로 저임금층에서 이를 이용한다는 점

에서 고임금층 보다는 저임금층에서 효과가 나타날 것으로 예상된다.

이러한 이론적 논의와 선행연구를 정리하면 아래와 같은 가설을 세울 수 있다.

연구가설 1-1. 돌봄 정책은 여성의 모성 패널티를 줄여 남녀 임금격차를 줄였을 것이다.

연구가설 1-2. 돌봄 정책은 여성의 보상임금격차를 강화하여 남녀 임금격차를 늘렸을 것이다.

연구가설 1-3. 돌봄 정책은 여성의 성별직업분절을 강화하여 남녀 임금격차를 늘렸을 것이다.

연구가설 2-1. 돌봄 정책은 임금계층별로 여성의 모성 패널티에 다른 영향을 미쳤을 것이다.

연구가설 2-2. 돌봄 정책은 임금계층별로 여성의 보상임금격차에 다른 영향을 미쳤을 것이다.

연구가설 2-3. 돌봄 정책은 임금계층별로 여성의 성별직업분절에 다른 영향을 미쳤을 것이다.

다음 장에서는 위와 같은 연구가설들이 실제로 관측되는지를 확인하기 위한 방법론을 논의하도록 하겠다.

제 4 장　연구방법

제 1절. 분석방법

본 연구는 돌봄 정책의 발전이 남녀 임금 격차 변화에 어떻게, 얼마나 기여하였는지를 확인해 보고자 한다. 앞서 3장에서 살펴본 바와 같이 돌봄 정책은 다양한 경로로 남녀 임금격차에 영향을 줄 것으로 기대된다. 이에 본 연구는 블라인더-오하카(Blinder- Oaxaca, 이하 BO) 분해분석(decomposition)을 기초로 남성과 여성의 임금에 대한 분석을 실시하였다. 분해분석은 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 요인들을 확인하는 대부분의 연구에서 사용되었는데, 각 집단의 설명가능한 분포의 차이와 설명요인들의 계수 차이를 나누어 살펴볼 수 있다는 강점을 지닌다. 가령, 남성과 여성이 서로 다른 교육 수준을 가지는 데에 따른 차이와 교육투자 회수율이 다른 데에 따른 차이를 구분해서 살펴보는 것이다. 본 연구에서는 이러한 분해분석으로 남성과 여성의 임금을 분해할 뿐만 아니라, 남녀 임금격차가 돌봄 정책 도입 전과 후에 어떻게 달라졌는지를 두 시기 사이의 차이를 분해하여 가늠해 보았다. 이 때 임금 분위에 따라서 돌봄 정책이 남녀의 임금 격차에 다른 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 가설을 확인하기 위하여 Firpo et al. (2009)가 제안한 무조건부 분위회귀분석을 사용하였다. 마지막으로 임금 데이터가 갖는 노동시장 참여에 따른 표본 선택효과를 교정하기 위하여 헤크만의 방법을 적용한다. 본 절에서는 우선 분해분석의 기초에 대하여 설명하고, 무조건부 분위회귀분석과 이의 분해, 그리고 두 집단의 두 시점의 차이에 관한 분해분석과 표본 선택편의 교정을 차례로 설명하도록 하겠다.

1. 블라인더-오하카 분해분석

블라인더-오하카(BO) 분해분석으로 불리는 방법론은 R. Oaxaca (1973)와 Blinder (1973)가 개발한 방법으로 두 집단 사이의 격차에서 차별이 기인하는 수준을 확인하기 위한 목적에서 시작되었다. 가령 남성과 여성의 임금을 결정하는데 차별이 발생하지 않는다면 교육수준이나 경력과 같은 인적자본 변수가 임금에 미치는 영향의 크기가 동일할 것이다. 그러나 인적자본변수의 계수는 남성과 여성이 동일하지 않으며, 이는 합리적으로 설명되지 않는 임금 격차이기에 이를 차별로 보는 접근이다. BO 분해분석은 이러한 관점에서 “만약 여성이 남성과 같이 대우를 받는

다면, 만약 여성이 남성과 동일한 인적자본을 가졌다면 임금 격차가 얼마나 줄어들 수 있을까?" 와 같은 반사실적(counterfactual) 가정들을 계량적으로 확인할 수 있도록 한다. 구체적으로 아래와 같은 임금 방정식을 가정할 수 있다.

$$W_{\mathrm{g}i} = \beta_{g0} + \beta_{gk} X_{ik} + u_{gi}, \quad g = A, B \tag{1}$$

이 때 $\mathrm{E}(u_i|X_i) = 0$이며, X는 공변인 벡터($X_{ik} = [X_{i1}, \dots, X_{iK}]$) 다. 이러한 임금방정식 하에서 두 집단 사이의 평균 임금 격차 R은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\mathrm{R} = \overline{W_{\mathrm{A}}} - \overline{W_{\mathrm{B}}} = (\widehat{\beta_{A0}} + \widehat{\beta_{Ak}}\overline{X_{Ak}}) - (\widehat{\beta_{B0}} + \widehat{\beta_{Bk}}\overline{X_{Bk}}) \tag{2}$$

식 (2)에 임금 격차에 A집단의 평균 X_{Ak}의 값을 B집단의 추정된 회귀계수 β_{Bk}에 적용한 $\widehat{\beta_{Bk}}\overline{X_{Ak}}$을 포함시키면 아래와 같은 식으로 정리할 수 있다[16].

$$\begin{aligned} \mathrm{R} = & (\widehat{\beta_{A0}} + \widehat{\beta_{Ak}}\overline{X_{Ak}}) - (\widehat{\beta_{B0}} + \widehat{\beta_{Bk}}\overline{X_{Bk}}) + \widehat{\beta_{Bk}}\overline{X_{Ak}} - \widehat{\beta_{Bk}}\overline{X_{Ak}} \\ = & \widehat{\beta_{Bk}}(\overline{X_{Ak}} - \overline{X_{Bk}}) + \overline{X_{Ak}}(\widehat{\beta_{Ak}} - \widehat{\beta_{Bk}}) + (\widehat{\beta_{A0}} - \widehat{\beta_{B0}}) \end{aligned} \tag{3}$$

두 집단의 임금 격차인 R은 A와 B 집단의 자질의 차이에 의하여 설명되는 격차인 $\mathrm{E} = \widehat{\beta_{Bk}}(\overline{X_{Ak}} - \overline{X_{Bk}})$와 두 집단의 계수차이로 설명되는 $\mathrm{C} = \overline{X_{Ak}}(\widehat{\beta_{Ak}} - \widehat{\beta_{Bk}})$, 그리고 설명되지 않는 절편의 차이를 나타내는 $\mathrm{U} = \widehat{\beta_{A0}} - \widehat{\beta_{B0}}$로 분해할 수 있다. 만약 두 집단에서 X 변수의 값이 동일하다면 E의 값은 0이 될 것이며, 만약 두 집단에서 자질에 대한 대우가 동일하다면 C 값과 U 값이 0이 된다. 통상 E는 설명가능한 격차로 구성효과(composition effect), C와 U는 구조효과(structure effect) 또는

[16] 여기서 A집단의 회귀계수의 B집단의 값을 적용한 $\widehat{\beta_{Ak}}\overline{X_{Bk}}$를 포함시키더라도 개념적으로는 동일한 방식으로 분해를 할 수 있다. 이러한 식은 계수의 자질의 차이인 E와 계수의 차이인 C의 기준 집단이 다르며, 어떠한 집단을 기준집단으로 삼을 것인지에 대한 문제가 있다. 실제로 기준집단에 따라 결과 값도 달라진다는 점이 지적된 바 있다(R. L. Oaxaca & Ransom, 1994). 이에 본 연구에서는 R. L. Oaxaca and Ransom (1994)이 제안한 두 집단 모두를 포함하는 통합모형(pooled model)을 통하여 기준이 되는 회귀계수를 구한 뒤 분해하는 방법을 활용할 계획이다. 이 때 통합모형에 성별을 포함하여 Jann (2008)와 N. M. Fortin (2008)가 지적한 차별의 효과가 통합 모형에서 절편으로 흡수되고 구성효과가 과대 추정되는 문제를 해소할 계획이다. 구체적인 추정 모델은 4절에서 설명하도록 하겠다. 다만 본문에서는 개념을 설명하는 데 있어서 보다 단순하게 표현하고자 위와 같은 식으로 설명하였다.

차별에 기인한 효과로 본다. 이러한 방법은 독립변수들의 개별의 효과를 구성적, 구조적 요인으로 세부분해하여 확인할 수 있는 장점을 지닌다. 남녀의 임금 격차에 관한 대부분의 선행연구들은 이러한 BO 분해분석의 장점을 활용하여 남성과 여성의 임금 격차의 영향요인을 확인하고 있으며, 시간이 흐름에 따라 이러한 영향요인이 어떻게 달라졌는지도 살펴보고 있다.

한편 BO분해분석의 결과는 정책의 처치효과로 해석될 여지가 있다(N. Fortin, Lemieux, & Firpo, 2011, p.6). 이상적으로 처치의 효과는 한 대상자가 처치를 받았을 경우와 받지 않았을 경우를 비교하여 확인할 수 있다. 그러나 현실의 데이터는 처치를 받은 사람의 결과 값과 처치를 받지 않은 사람의 결과 값만을 관찰할 수 있으며, 처치를 받은 사람의 받지 않았을 때의 결과 값과 처치를 받지 않은 사람이 받았을 때의 결과 값은 알 수가 없다. 따라서 처치를 받은 사람과 받지 않은 사람의 평균 결과 값의 차이는 연구에서 관심이 있는 처치 대상의 평균 처치 효과(ATT, Average treatment effect on the treated)와 선택편의(selection bias)로 나뉠 수 있다. ATT는 처치를 받은 사람의 결과 값에서 처치를 받은 사람이 만약 처치를 받지 않았으면 나타났을 가상의 결과 값을 뺀 결과이며, 선택편의는 처치를 받은 사람이 처치를 받지 않았으면 나타났을 가상의 결과 값에서 처치를 받지 않은 사람의 처치를 받지 않은 효과를 뺀 값이다(Angrist & Pischke, 2008, p.14). 앞선 식(2)에서 A집단을 처치집단으로 B집단을 통제집단으로 설정한다면, 계수의 차이로 설명되는 C와 U의 값은 실제로 처치를 받은 A집단의 결과 값에서 처치를 받지 않았을 경우의 값을 뺀 값이므로 ATT에 해당하며, E의 값은 선택편의를 나타내게 된다(N. Fortin et al., 2011, p.6). 즉, 분해분석 방법을 통하여 선택편의를 제외한 정책의 효과를 살펴볼 수 있는 것이다. 이러한 접근은 본 연구에서 확인하고자 하는 정책 도입 전과 도입 후를 분해함으로써 정책 도입에 따른 효과를 추정할 수 있도록 한다.

그러나 본 연구에서 관심을 갖고 있는 임금 분포에 따른 남성과 여성의 임금 격차의 차이를 확인하기 위해서는 평균 임금격차를 확인하는 BO분해만으로는 충분하지 않으며 추가적인 분석 도구를 필요로 한다.

2. 무조건부 분위회귀분석

본 연구에서는 돌봄 정책의 발전이 임금분위에 따라서 어떻게 다른 영향을 미쳤지가 주요 관심이다. 이를 위해서는 종속변수의 평균에서 독립변수의 영향을 확인

하는 OLS(Ordinary Least Square)분석으로는 충분하지 않으며, Koenker and Bassett Jr (1978)가 제안한 (조건부) 분위회귀분석(Conditional Quantile Regression, 이하 CQR)이 고려될 수 있다. CQR은 오차의 제곱합의 값을 최소화하는 OLS 분석과 달리, 오차(u)의 절대값에 분위(τ)의 가중치를 준 $\rho_\tau(u)$을 최소화하는 방식으로 분위별 회귀계수를 구할 수 있다. 이러한 CQR은 임금분포전체를 확인할 수 있다는 장점이 있다.

$$\rho_\tau(u) = 1(u > 0) \cdot \tau\,|u| + 1(u \le 0) \cdot (1-\tau)|u| \tag{4}$$

그러나 본 연구에서는 CQR의 두 가지 한계로 인하여 Firpo et al. (2009)가 제안한 무조건부 분위회귀분석(Unconditional Quantile Regression, UQR)을 사용할 계획이다. 첫번째로 CQR의 결과는 본 연구의 목적에 맞도록 해석할 수 없다. 본 연구의 목적은 종속변수인 임금의 τ 번째 분위에서 독립변수인 X가 미치는 영향을 확인하고자 하는 것으로 $dq_\tau(x)/dx$의 직접 효과를 구하는 것이다. Firpo외 저자들은 CQR이 이를 계산하기에 적절치 않다고 보았다. CQR의 회귀계수 $\beta_\tau = F_Y^{-1}(\tau\,|\mathrm{X}=1) - F_Y^{-1}(\tau\,|\mathrm{X}=0)$는 X가 유일한 독립변수이자, 이분변수인 상황을 제외하고는 $dq_\tau(x)/dx = (\Pr[Y > q_\tau|X=1] - \Pr[Y > q_\tau|X=0])/f_Y(q_\tau)$과 일치하지 않기 때문이다. 즉, CQR에서 종속변수인 분위의 분포가 독립변수를 조건부로 달라지며, 회귀계수는 독립변수를 조건부로 한 부분효과이다. 따라서 CQR에서 회귀계수는 모든 독립변수들의 조합이 같은 집단 내(within) 효과를 나타낸다(Firpo et al., 2009). 가령 저임금 분위에서 특정한 훈련 프로그램의 효과가 유의한 영향을 미쳤을 경우, 이는 저임금이던 사람이 훈련을 통하여 덜 가난해졌음을 나타내기 보다는, 훈련이 있는 체제(regime)에서 가난한 사람이 훈련이 없는 체제 보다 덜 가난해졌다는 정도로만 해석을 할 수 있다(Angrist & Pischke, 2008, p.281). 즉, 분위별로 다른 회귀계수의 값을 절대적인 차원으로 비교하여 해석할 수 없다.

CQR의 이러한 한계에 관한 논쟁으로는 모성 패널티의 임금계층별 효과를 다룬 Budig and Hodges (2010)의 연구와 이를 반박한 Killewald and Bearak (2014)의 연구가 있다. 어머니로의 이행이 저임금층과 고임금층에서 임금에 미치는 영향이 다를 것이라는 가설을 확인하기 위하여 Budig and Hodges (2010)는 일반적으로 사용되는 UQR을 실시하였으며, 그 결과 고임금층에 비하여 저임금층에서 더 큰 모성 패널티를 경험한다는 결론을 내렸다. 그러나 Killewald and Bearak (2014)는 이러한 해석에 문제를 제기하였는데, 가령 로그 임금을 종속변수로 어머니 여부

와 교육수준을 독립변수로한 조건부 분위회귀분석에서 75퍼센타일의 여성이 겪는 모성 임금 패널티가 5%이고, 25퍼센타일의 여성이 겪는 모성 임금 패널티가 15%라는 결과가 나왔을 경우, 이는 실제로는 교육수준을 조건부로 높은 임금을 받는 여성들이 교육수준을 조건부로 낮은 임금을 받는 여성들에 비하여 더 작은 모성 패널티를 받는다는 결과이므로 Budig와 Hodges처럼 해석할 수 없다는 것이다. 이처럼 임금 분위별 회귀계수의 값을 절대적으로 비교하여 볼 수 없다는 점에서 CQR은 본 연구에 부합하지 않는다고 보았다.

본 연구에서 CQR을 적용하기 어려운 두번째 이유는 분해분석에 제약이 있기 때문이다. 물론 CQR을 토대로 분해분석을 실시한 선행연구도 있다. 가령 Machado and Mata (2005)는 포르투갈 데이터를 토대로 1986년과 1995년 두 시점 사이의 격차를 임금분포를 고려하여 분해하였다. 이는 각 변수가 1986년처럼 분포되었더라면 1995년에 임금이 어떻게 분포했을지를 시뮬레이션으로 구하여 분위수마다 두 시점 사이 임금 차이를 비교한 것이다. 이러한 방법은 그러나 투입한 변수의 순서에 따라 결과가 달라지는 경로의존적 방법이며, 사례수가 클수록 계산적으로 부담이 크다. 무엇보다도 CQR을 통하여 현실의 분포를 정확하게 찾아내는 데에는 제약이 있다(N. Fortin et al., 2011).

무조건부 분위회귀분석(이하 UQR)은 위와 같은 제약없이 실제 임금의 분포를 기준으로 서로 다른 회귀계수의 값을 구할 수 있으며, 선형회귀분석을 적용하므로 분해분석을 무리없이 적용할 수 있다는 장점이 있다. Firpo et al. (2009)가 제안한 이 방법은 계량적 모형에서 강건한 추정을 위해서 사용되는 영향함수(Influence Function)라는 개념을 기반으로 한다. 가령 $v(F_Y)$ 라는 어떠한 분포통계치(distributional statistic)의 영향함수인 $\mathrm{IF}(\mathrm{Y}; v, F_Y)$는 개별 관측치가 분포통계치에 미치는 영향을 나타낸다. 이 영향함수에 $v(F_Y)$을 더한 것이 재중심화 영향함수(Recentered Influence Function, 이하 RIF)이다. RIF의 특징은 이의 기대값이 본래 통계치인 $v(F_Y)$이 된다는 점이다. Firpo et al. (2009)는 $v(F_Y)$는 분산이나 Gini계수와 같은 통계치뿐만 아니라 분위수에도 적용할 수 있다고 보았는데, 가령 본 연구에서 관심이 있는 Y의 τ 분위의 RIF는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\mathrm{RIF}(\mathrm{Y}; q_\tau, F_Y) = q_\tau + \frac{\tau - 1\{Y \le q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \tag{5}$$

여기서 q_τ는 해당 분위의 종속변수의 값이며, $f_Y(q_\tau)$는 q_τ에서 Y의 밀도함수(가령, kernel 밀도함수), $1\{Y \le q_\tau\}$는 지표(indicator)항으로 Y의 값이 q_τ와 같거나 작

을 경우 1이 된다. 즉, RIF는 해당 분위를 기준으로 Y의 값을 변환하는 것이다. 이렇게 구해진 새로운 종속변수에 일반적인 OLS회귀분석을 적용하면 해당 분위에서 독립변수의 계수($\widehat{\gamma_{g,\tau}}$)를 간단하게 확인할 수 있게 된다.

$$\widehat{\gamma_{g,\tau}} = (\sum_{i \in G} X_i \cdot X_i')^{-1} \cdot \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_{g,i}; q_{g,\tau}) \cdot X_i \ , \mathrm{g} = \mathrm{A}, \mathrm{B} \tag{6}$$

이는 종속변수의 분포 전체를 한번에 분석하는 CQR과 달리 특정 분위의 국지적인(locally) 변화만을 확인하는 방식이다.

UQR는 본 연구가 확인하고자 하는 임금 분위별 계수의 효과를 절대적인 수준에서 비교할 수 있으며, OLS분석을 적용하므로 BO 분해분석이 가능하다는 점에서 본 연구의 목적에 부합한다. 가령 (6)의 식에서 구한 회귀계수를 이용하여 아래 식(7)과 같이 두 집단의 특정 분위에서의 임금 격차를 계수 효과와 구성 효과로 구분하여 살펴볼 수 있으며, 각 계수의 세부분해 역시 가능하다(N. Fortin et al., 2011).

$$R_\tau = \overline{X_A}\left(\widehat{\gamma_{A,\tau}} - \widehat{\gamma_{B,\tau}}\right) + \left(\overline{X_A} - \overline{X_B}\right)\widehat{\gamma_{B,\tau}} \tag{7}$$

본 연구에서는 UQR을 활용하여 10분위, 25분위, 50분위, 75분위, 90분위에서 남성과 여성의 임금 격차를 살펴보았다. 각 분위별 분석은 종속변수에 RIF를 적용할 뿐 평균에서의 격차를 나타내는 OLS와 동일한 방식으로 수행되므로, 아래 분석 전략에서는 평균을 기준으로 내용을 작성하였다. 그러나 실제 분석은 분위별로 실시하였다.

3. 분석틀

본 연구는 남성과 여성의 임금 격차가 돌봄 정책 전과 후에 어떻게 달라졌는지를 분해분석을 통하여 살펴보고자 한다. 우선 본 연구에서는 남성과 여성의 임금격차에 영향을 미치는 요인들을 확인하는 분석을 실시하였다. 돌봄 정책이 본격적으로 도입되기 전인 2005년부터 현재 가장 최근의 자료가 있는 2018년 사이 각 연도별로 남성과 여성의 임금 격차에 영향을 미치는 요인들을 분해하여 그 추세를 확인하였다. 특히 돌봄과 관련한 이론적 배경을 토대로 구성한 변수들의 분포 차이에 따른 임금 격차와, 계수의 차이인 임금 패널티 수준은 얼마나 되는지, 이러한 임금 패널티가 전체 임금 격차를 얼마나 설명하는지를 각 년도별로 확인하였다. 이를 통하여

분석 기간 동안 설명 요인들이 특정한 추세로 변화하는지를 검토하였다.

이렇게 살펴본 남녀 임금격차의 연도별 설명 요인의 추세가 유의미한 변화인지 확인하기 위하여 본 연구는 돌봄 정책 도입 전후 두 시점의 남녀 임금 격차를 분해한다[17]. 두 시점의 임금 변화 분해(ΔW_g)는 특정 시점의 남성과 여성의 임금 격차를 분해(GWG_t) 방식과 동일하다. 그러나 본 연구는 남성과 여성의 임금 격차를 두 시점에서 분해하므로, Kassenboehmer and Sinning (2014)와 Piazzalunga and Di Tommaso (2019) 등이 활용한 보다 확장된 BO분해분석을 실시하고자 한다. 이를 나타내면 표 4-1과 같다. 두 시점의 남녀 임금 격차의 차이($\Delta GWG = GWG_0 - GWG_1$)는 남성과 여성 각 집단의 두 시점의 임금 변화의 차이($\Delta W_m - \Delta W_f$)와 개념적으로 동일하다. 이러한 특성을 바탕으로 ΔGWG는 아래와 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

[표 4-1] 분석 틀

		시기(t)		임금 변화 (ΔW_g)
		도입 후(t=1)	도입 전(t=0)	
집단(g)	남성(g=m)	$\overline{Y_{m1}}$	$\overline{Y_{m0}}$	$\Delta W_m = \overline{Y_{m1}} - \overline{Y_{m0}}$
	여성(g=f)	$\overline{Y_{f1}}$	$\overline{Y_{f0}}$	$\Delta W_f = \overline{Y_{m1}} - \overline{Y_{m0}}$
남녀 임금 격차 (GWG_t)		$GWG_1 = \overline{Y_{m1}} - \overline{Y_{f1}}$	$GWG_0 = \overline{Y_{m0}} - \overline{Y_{f0}}$	$GWG_1 - GWG_0 = \Delta W_m - \Delta W_f$

$$\Delta GWG = \Delta W_m - \Delta W_f = (\overline{Y_{m1}} - \overline{Y_{m0}}) - \overline{Y_{f1}} - \overline{Y_{f0}})$$

$$= \underbrace{[\widehat{\beta_{m0}}(\overline{X_{m1}} - \overline{X_{m0}})}_{\text{특성 변화에 따른 } \Delta W_m} + \underbrace{\overline{X_{m1}}(\widehat{\beta_{m1}} - \widehat{\beta_{m0}})]}_{\text{계수 변화에 따른 } \Delta W_m} - \underbrace{[\widehat{\beta_{f0}}(\overline{X_{f1}} - \overline{X_{f0}})}_{\text{특성 변화에 따른 } \Delta W_f} + \underbrace{\overline{X_{f1}}(\widehat{\beta_{f1}} - \widehat{\beta_{f0}})}_{\text{계수 변화에 따른 } \Delta W_f} \quad (8)$$

$$= \underbrace{[\widehat{\beta_{m0}}(\overline{X_{m1}} - \overline{X_{m0}}) - \widehat{\beta_{f0}}(\overline{X_{f1}} - \overline{X_{f0}})]}_{\text{특성 변화에 따른 } \Delta GWG} + \underbrace{[\overline{X_{m1}}(\widehat{\beta_{m1}} - \widehat{\beta_{m0}}) - \overline{X_{f1}}(\widehat{\beta_{f1}} - \widehat{\beta_{f0}})]}_{\text{계수 변화에 따른 } \Delta GWG}$$

이 방법을 통하여 남녀 임금 격차의 변화가 두 시점의 여성과 남성의 구성적인 특성에 기인하는지, 구조적인 계수 변화에 기인하는지, 그 규모는 얼마나 되는지를 확인할 수 있다. 특히 계수의 변화에 따른 남녀 임금격차 변화는 앞서 언급하였듯 ATT로 돌봄 정책의 효과로 해석할 수 있다(Angrist & Pischke, 2008). 가령,

[17] 이 때 단일 년도를 기준으로 할 경우 그 해의 특정한 요인의 영향을 받을 수 있기에 도입 전과 도입 후를 두 년도씩 통합하여 포함하였다. 또한 2005/2006년 당시 특수한 경기 상황에 영향을 받을 수 있으므로, 2009/2010년을 기준으로 추가분석을 실시하여 연구 결과를 비교하여 살펴보았다.

Piazzalunga and Di Tommaso (2019)은 동일한 방법으로 2008년과 2012년 사이 유럽 경제위기로 이탈리아에서 공적 부문의 임금이 동결되면서 여성과 남성의 임금 격차가 어떻게 변화하였는지를 살펴보았으며, 공공 부문의 임금 프리미엄을 의미하는 계수의 변화에 따른 임금 격차 변화를 정책 효과로 살펴보았다. 본 연구에서도 이와 같은 분석틀을 토대로 돌봄 정책의 효과를 살펴보았다.

4. 헤크만의 선택편의 교정

한편 본 연구는 임금 근로자의 관측된 임금을 바탕으로 한다. 임금에 대한 관측 자료는 노동시장 참여를 결정한 이들에게서만 가능한 정보이므로, 표본에 포함되기 위해서는 고용되어야 한다. 이 때 문제는 노동시장 참여에 관한 선택이 무작위로 이루어지는 것이 아닐 수 있다는 점이다. 만약 노동시장 참여에 관한 선택(s_i)이 회귀식의 독립변수(X_i)와 오차항(u_i)과 독립적이지 않다면 회귀계수는 잘못 추정될 수 있다. 가령 임금 표본에 포함되는 선택이 주로 높은 임금을 제안받은 이들에게 집중된다면 이는 정적인 선택으로, 임금 수준을 과대 추정할 수 있다. 반대로 주로 낮은 임금을 제안받은 이들의 노동시장 참여가 집중될 경우 이는 부적인 선택으로 전체 여성의 임금 수준을 과소추정할 공산이 있다(F. D. Blau & Kahn, 2006; Olivetti & Petrongolo, 2008).

이러한 선택 편의의 양상을 확인하고, 이를 보정하기 위한 방법으로는 주로 헤크만의 선택편의 교정 방법이 사용된다. 이 방법은 노동시장 참여 여부를 종속변수로 프로빗 모델을 추정하여 각 관측치의 IMR(Inverse Mills Ratio)인 $\hat{\lambda}_i$ 구하여 회귀식에 포함하는 방식이다. 이러한 두 단계 모델은 노동시장 참여 여부에 영향을 미치지만 본 식에는 포함되지 않는 배제 제약(exclusion restriction)을 충족하는 변수 z_i를 필요로 한다. 본 연구에서는 Budig, Misra, and Boeckmann (2012)와 Budig et al. (2015) 등의 선행연구를 참고하여 본인의 근로소득과 가구의 사회보험 소득을 제외한 가구 소득을 z_i변수로 사용했다[18].

[18] 노동공급에 관한 이론에 따르면, 본인의 임금을 제외한 가구 임금은 대체효과가 없는 소득효과를 나타내므로 노동공급을 줄인다(Ehrenberg & Smith, 2012)p.178. 특히 한국 여성의 경우 배우자의 소득이 낮을수록 노동시장에 참여하는 비율이 높아지는 현상이 뚜렷하게 관측된다(구인회, 2019, p.123, 143-144; 장지연 · 오선영, 2010; 장지연 · 전병유, 2014). 다만 사회보험임금의 경우 노동시장 이탈을 조건부로 하기 때문에 이를 제외한 가구임금의 효과를 살펴보았다.

제 2절. 분석자료

본 연구는 한국노동연구원에서 매년 실시하고 있는 『한국노동패널』 조사 자료를 활용하였다. 한국노동패널은 1998년부터 매년 패널표본구성원을 대상으로 노동시장과 관련한 정보를 추적하여 조사하는 종단조사다. 본 연구에서는 우리나라 남성과 여성 임금근로자의 임금 추이를 분석하고 있기에 표본의 대표성이 확보되며 임금 정보가 정확한 자료를 활용하는 것이 이상적이다. 『한국노동패널』와 같이 조사 대상자를 매년 추적 조사하는 종단조사 자료는 패널의 이탈(attrition)로 인하여 대표성 약화될 수 있으므로 대규모 반복 횡단조사 자료가 유용할 수 있다. 실제로 남녀 임금 격차를 연구한 국내 선행연구는 고용노동부에서 매년 사업체를 대상으로 실시하는 『고용형태별 근로실태조사』(과거 임금구조 기본조사) 자료나(강주연 · 김기승, 2014; 김민길 · 조민효, 2017; 백성준, 2015; 이성균 · 김영미, 2010; 주성환 · 최준혜, 2001; 최민식, 2007), 통계청의 『경제활동인구조사』 중 임금에 관한 정보가 있는 『근로형태별 부가조사』의 자료(Tromp, 2019)를 활용하였다. 특히 『고용형태별 근로실태조사』는 사업체의 임금 지급 자료를 조사하는 대규모 반복 횡단면 조사 자료로, 개인 대상 설문에 비하여 노동시간과 임금 정보 등이 비교적 정확할 것으로 기대되어 많은 연구에서 활용되었다. 그러나 이들 횡단면 조사자료는 본 연구 수행에 필요한 정보를 제공하지 못하는 한계로 인하여 적절치 않았다.

본 연구의 수행을 위해서는 네 가지 핵심적인 정보를 필요로 한다. 첫번째로 본 연구는 돌봄 역할이 어떻게 남성과 여성의 임금 격차에 기여하고 있으며, 돌봄 정책의 발달로 인하여 남성과 여성의 임금 격차가 어떻게 변화하였는지를 살펴보기 위하여 가구 내 다양한 정보를 필요로 한다. 그러나 앞서 언급된 대규모 횡단면 조사 자료들은 혼인을 했는지, 가구 내 미취학 아동이 있는지, 돌봄이 필요한 장애인이나 노인이 있는지에 관한 정보가 존재하지 않는다. 『고용형태별 근로실태조사』와 『지역별고용조사』는 이러한 정보를 제공하지 못한다.

두 번째로 본 연구에서는 노동시장 참여 여부에 관한 정보를 필요로 한다. 돌봄 역할로 인하여 노동시장 이탈이 있을 가능성을 고려하고 있기에, 표본선택 편의 교정을 실시하며, 노동시장 정적인(positive) 선택 편의를 갖는지, 아니면 부적인(negative) 선택 편의를 갖는지, 이러한 선택 편의가 시간에 따라 달라졌는지를 함께 살펴보고자 한다. 『고용형태별 근로실태조사』는 이미 임금노동에 참여 중인 근로자를 대상으로 하기에 본 연구에 적절치 않다. 또한 노동시장 참여에 따른 선택편의를 교정하기 위해서 헤크만의 방법을 사용하고자 하는데, 이를 위해서는 본 연구

에서 관심이 있는 임금 방정식에 포함되지 않으나, 노동참여에 영향을 미칠 수 있는 제3의 변수에 관한 정보를 필요로 한다. 『경제활동인구조사』와 『지역별고용조사』는 이러한 정보를 제공하지 못한다.

세 번째로 본 연구에서는 공식 돌봄직이 남성과 여성의 임금격차에 미치는 영향을 살펴볼 예정이기에 직업에 관한 세부 정보를 필요로 한다. 표준직업분류에서 세 자리 수의 직업 정보를 제공할 경우 본 연구에서 관심이 있는 돌봄직을 구분해 낼 수 있다. 『경제활동인구조사』는 직업에 관한 정보를 대분류 수준에서만 제공하고 있기에 적절치 않다.

마지막으로 본 연구에서는 남성과 여성의 임금에 설명력이 높은 인적자본에 관한 정보, 특히 경력과 근속년수 등에 관한 정보를 필요로 하는데 대부분은 이 두 정보를 모두 제공하지 못한다. 특히 경력에 관한 정보는 『고용형태별 근로실태조사』 자료를 제외하고는 정보가 없다. 선행연구에서는 현재의 나이에서 교육년수를 뺀 기대 경력년수를 추정하여 사용하는데, 이는 노동시장 이탈이 잦고 기간이 긴 여성의 경력년수를 과대 추정할 공산이 있다(Tromp, 2019).

[표 4-2] 국내 조사 자료 특성

자료명	경제활동인구조사	지역별 고용조사	고용형태별 근로실태조사	한국노동패널	한국복지패널
작성	통계청	통계청	고용노동부	한국노동연구원	한국보건사회연구원
자료 형태	횡단	횡단	횡단	종단	종단
가능한 연도	2001~2019	2008~2019	2008~2018	1998~2018	2006~2018
임금 정보	최근 3개월평균 임금	최근 3개월간 평균 임금	정액급여, 초과급여, 특별급여	각 임금제별 임금	연간총급여액
직업 정보	1 digit	3 digits	2 digits	3 digits	3 digits
혼인 여부	O	O	X	O	O
아동가구원	O	X	X	O	O
노인가구원	O	X	X	O	O
장애가구원	X	X	X	△	O
경력	X	X	O	O	X
근속	O	O	O	O	O

이처럼 본 연구의 수행을 위해 필요한 위와 같은 네 가지 조건을 모두 충족하는 대규모 횡단면 조사자료가 불가하기에, 본 연구에서는 패널이탈에 따른 문제에도 불구하고 『한국노동패널』의 자료를 사용하였다. 다만, 패널이탈에 따른 문제는 모

집단의 대표성을 확보하기 위하여 응답률과 이탈율을 고려하여 설정된 가중치를 부여하여 보완하고자 하였다. 한편, 유사한 항목을 조사하고 있는 『한국복지패널』에 비하여 『한국노동패널』은 노동 활동에 대한 정보에 주력하고 있는 만큼 본 연구에 이점이 있다. 예를 들어, 『한국노동패널』은 직업력에 관한 정보를 제공하고 있으므로, 생애 경력에 관한 정보를 보다 정확하게 확인할 수 있다. 다만 가구원 중 장애가 있는 이들에 관한 정보가 제공되지 않는데, 이는 대리응답의 사유에 관한 문항을 활용하여 보완해보고자 한다.

본 연구의 분석대상은 2005~2018년 사이 한국노동패널조사에 응답한 20~59세 남녀다. 해당 년도 노동패널 응답자는 2005년 11,580명에서 2018년 14,445명인데 그 중 20세 미만이거나 60세 이상의 응답자를 제외하면 년도별로 8천 5백 명에서 9천 명 정도의 사례수가 남는다. 2005년 당시 20세에서 59세 응답자의 비율은 73.5% 정도였는데, 이후 패널이 고령화되면서 2018년 해당 비율은 62.8% 가량으로 줄어들었다. 그러나 2009년 표본을 추가하면서 패널의 크기가 커지면서 분석 대상 사례는 줄어들지 않고 2018년 대략 9천 사례가 분석 대상에 포함되었다. 본 연구에서 관심있는 주요 변수에 결측치를 나타내는 응답 사례를 제외하면 각 년도별로 8천 4백여명에서 9천명 사이의 응답자가 남는다. 그 중 임금 근로자는 대략 3천 7백여명에서 5천여명이 되는데, 전체 사례 수 대비 임금근로자 비율은 2005년 약 45%에서 2018년 약 56% 정도로 나타나고 있다.

[표 4-3] 각 연도별 분석 대상 사례 수

	전체 응답 사례	20~59세	주요 변수 결측치 제외	임금 근로자
2005	11,580	8,517	8,419	3,752
2006	11,756	8,582	8,495	3,970
2007	11,855	8,549	8,482	4,000
2008	11,734	8,301	8,283	3,997
2009	14,489	9,931	9,899	4,714
2010	14,118	9,573	9,538	4,762
2011	13,899	9,357	9,318	4,800
2012	13,998	9,347	9,318	4,834
2013	13,887	9,198	9,169	4,800
2014	13,168	8,678	8,627	4,611
2015	14,011	9,058	9,006	4,835
2016	14,202	9,091	9,035	4,913
2017	14,475	9,220	9,165	5,037
2018	14,445	9,070	8,995	5,026

제 3절. 변수의 측정

본 연구는 돌봄 정책의 발전이 남성과 여성의 임금격차에 어떻게 기여하는지를 확인하고자 한다. 종속변수는 임금으로 통상 임금 연구는 자연로그를 취한 시간당 임금률을 종속변수로 한다. 본 연구에서도 선행연구들과 동일하게 로그 임금률을 종속변수로 하는데, 한국노동패널에서는 시간당 임금률을 따로 보고하고 있지 않으므로 월급액을 주당 노동시간에 4.3을 곱한 값으로 나누어 추정한 임금률을 사용할 계획이다[19].

독립변수로는 돌봄 정책의 발전으로 영향을 받는 정책 대상자와 공급자를 모두 고려하고자 한다. 3장에서 살펴본 바와 같이, 돌봄 정책은 다양한 경로로 남녀의 임금에 영향을 줄 것으로 기대된다. 정책의 대상이 되는 가정 내 돌봄 욕구가 있는 이들의 임금에 영향을 미칠 뿐만 아니라 이로 인하여 새롭게 창출된 사회복지서비스 분야의 다양한 돌봄직을 통해서도 남성과 여성의 임금 격차에 영향을 줄 것으로 예상되기 때문이다. 더불어 보상임금격차에서 가정하듯 가족 친화적인 정책을 사용할 수 있는 직장에서 근무한다는 점이 임금에 어떠한 영향을 미치는지도 확인해보고자 한다.

구체적으로 가정 내에 미취학 아동이 있는지, 장애인 가구원이 있는지, 고령의 노인이 있는지를 정책 대상자 변수로 볼 계획이다. 자녀 중 미취학 아동만을 변수화한 까닭은 아동을 대상으로 하는 대부분의 돌봄 정책들이 미취학 아동을 대상으로 하고 있기 때문이다. 이 때 장애인 가구원의 경우 장애 여부에 대한 변수가 없으므로 대리 응답 사유 중 “장애/질병/고령으로 인한 응답 불가”인 가구원이 있는 경우를 장애 가구로 보았다. 현재 공식 돌봄 제공자와 관련한 변수로는 사회복지서비스업과 돌봄직 종사 여부가 포함되며, 보상임금격차 가설을 확인하기 위하여 육아휴직을 사용할 수 있는지, 시간제인지를 포함하였다.

이 외에도 개인의 인적자본을 나타내는 경력과 근속기간을 포함하였으며 연령과 연령제곱, 정규직 여부와 산업과 직업을 통제변수로 투입하였다. 경력은 직업력에 관한 조사 자료를 토대로 개인의 생애 경력년수를 계산하였다. 근속기간은 조사

[19] 통상 임금 연구에서는 시간당 임금에 해당하는 임금율을 종속변수로 사용한다. 그러나 시간당 임금액은 여성의 월간 노동시간이 적기 때문이 총 임금액이 더 낮은 경향을 누락하며, 이로 인하여 여성의 임금 불이익을 과소추정할 수 있다(Donald Tomaskovic-Devey, 1995). 그러나 본 연구에서는 시간제 근로의 영향을 근로시간이 아닌 보상임금격차의 논의 하에서 살펴보고 있으므로 통상적인 임금 연구에서 사용하는 시간당 임금을 종속변수로 삼았다.

년도에서 현재 직업을 시작한 년도를 빼서 계산하였다. 산업과 직업은 대분류를 기준으로 더미변수로 투입하였다. 정규직 역시 비정규직을 기준변수로 더미변수로 투입하였다.

한편 헤크만 모델에서 1단계에 투입되는 변수는 가구 임금인데, 이 때 이 가구임금은 근로임금과 금융임금, 부동산임금, 이전임금, 기타임금으로 나뉜다. 사회보험임금 역시 조사되고 있으나, 연금과 실업금여, 육아휴직급여, 출산전후휴가급여 등이 포함되며, 이는 노동시장을 참여하지 않는 조건에서 제공되므로 본 연구의 변수에서는 제외되었다.

[표 4-4] 변수의 조작적 정의

변수			조작적 정의
종속변수		로그 임금률	월 임금액을 주당 노동시간에 4.3을 곱한 값으로 나누고 자연로그를 취함
독립변수	모성 패널티	미취학 자녀	가구 내 미취학 가구원의 수
		노인 및 장애 가구원	가구 내 육체적, 정신적 제약이 있는 가구원과 노인 가구원이 있는지 여부
	직업 분절론	공식 돌봄 부문	한국표준산업분류 9차개정 기준 사회복지서비스업(78)에 종사하거나, 한국표준직업분류 6차개정 기준(247: 사회복지관련 종사자), (253: 유치원교사), (421:의료 복지 관련 서비스 종사자), (951: 가사 및 육아도우미)
	보상 임금 격차	돌봄 휴가 정책	현재 종사 중인 일자리에서 휴가 정책 가능 여부
		시간제 근로	파트타임, 아르바이트로 일하거나, 같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간동안 일하거나, 임금이 시간단위로 지급되는 경우
통제변수		연령	현재 연령
		연령 제곱	현재 연령의 제곱
		교육년수	최종학력 기준 교육년수
		경력	생애 경력년수
		근속년수	현재 일자리 재직년수
		정규직	정규직 여부
		산업	현재 일자리의 산업 대분류
		직업	현재 일자리의 직업 대분류
헤크만 선택편의 교정		가구 임금	응답자 본인의 근로소득과 가구의 사회보험소득을 제외한 여타 가구임금에 1을 더해 자연로그를 취한 값

한편, 한국노동패널에서는 2009년부터 한국표준직업분류 6차 기준이 적용되었으며, 이로 인하여 돌봄직과 관련한 직업 구분에 상당한 변화가 있었다(표 4-6). 가령, 한국표준직업분류 5차에서는 가사 및 관련 보조원, 청소 및 세탁 종사자(직업코

드: 911)로 구분되어 6차를 기준으로 볼 때 본 연구에서 관심 있는 가사 및 육아도우미(951)와 청소원 및 환경 미화원, 음식관련 단순 종사원, 기타 서비스관련 단순 종사원이 모두 하나로 묶이게 된다. 또한 의료, 복지 관련 서비스 종사자(421) 역시 5차에서는 개인보호 및 관련 종사자(411)로 구분되어, 6차 기준 비서 및 사무 보조원, 기타 이미용, 예식 및 의료보조 서비스 종사자 등을 포괄하고 있다. 즉 5차를 기준으로 할 경우 음식 관련 단순 종사원이나, 비서 및 사무보조원과 같이 돌봄직과 관련 없는 직업을 포함하므로 본연구의 대상에 적합하지 않으며, 2009년 이전과 이후의 돌봄직 자료를 직접 비교하기는 어렵게 된다.

이에 본 연구에서는 2009년 이후 구분된 돌봄직 종사자들의 종사 산업군을 토대로 별도의 기준을 마련하였다. 즉, 한국표준직업분류 5차를 기준으로 유치원교사(154), 사회서비스 전문가(172), 사회서비스 준전문가(271), 개인보호 및 관련종사자(411), 가사 및 관련 보조원, 청소 및 세탁종사자(911)이면서, 동시에 교육 서비스업, 보건업, 사회복지사업, 가사서비스업, 협회 및 단체에 종사하는 이들만을 돌봄직으로 분류하였다. 이러한 기준 역시 여전히 본래 기준에서 돌봄직으로 분류되지 않았으나, 돌봄직으로 분류되는 5% 가량의 오차가 발생한다. 이에 본 연구에서는 대안적인 직업분류를 2009년 이후에도 적용하여 결과가 달라지는지를 추가 분석으로 확인하여 본 분석 결과의 강건성을 확보하였다.

[표 4-5] 돌봄직 관련 직업 분류 신-구 코드

KSCO 5차(j650)		KSCO 6차(j651)	
구코드	항목명	신코드	항목명
154	유치원 교사	253	유치원 교사
172	사회서비스 전문가	212	인문 및 사회 과학 전문가
		247	사회복지관련 종사자
271	사회서비스 준전문가	247	사회복지관련 종사자
411	개인보호 및 관련 종사자	314	비서 및 사무 보조원
		421	의료. 복지 관련 서비스 종사자
		429	기타 이미용. 예식 및 의료보조 서비스 종사자
		951	가사 및 육아 도우미
911	가사 및 관련 보조원, 청소 및 세탁 종사자	941	청소원 및 환경 미화원
		951	가사 및 육아 도우미
		952	음식관련 단순 종사원
		999	기타 서비스관련 단순 종사원

제 4절. 추정모델

본 연구는 분해분석을 실시하는데 있어서 기본적으로 식(1)과 같은 임금방정식을 사용하여 임금을 추정한다. 이 때 X 변수는 3절에서 설명하였듯 모성 패널티와 직업분절론, 보상임금격차와 관련한 변수와 경력, 근속년수, 교육년수, 연령과 같은 인적자본변수 역시 포함된다. 다만 앞서 설명한 바와 같이 헤크만 모델을 활용하여 노동시장 편의를 교정한 모델에서는 $\hat{\lambda}_i$를 포함한다. 즉, 가구 임금과 임금 방정식에 포함되는 변수 중 현재 노동에 참여하고 있지 않더라도 관측되는 경력년수, 교육년수, 연령, 연령제곱, 돌봄욕구를 독립변수로 포함하여 노동시장 참여 여부에 관한 프로빗 모델을 추정한 뒤 각 관측치의 IMR(Inverse Mills Ratio)인 $\hat{\lambda}_i$ 구하여 회귀식에 포함하는 것이다.

한편, 분해분석을 실시할 때 어떠한 집단을 기준집단으로 삼을 것인지를 정해야 한다. 특정 집단의 임금함수를 차별이 없는 상태의 임금으로 가정하기는 어려운 데다, 어떠한 집단을 기준으로 삼을 것인지에 따라 구성효과와 구조효과가 달라지기 때문에 임의로 기준집단을 정하는 것은 적절치 않다. 이에 본 연구에서는 R. L. Oaxaca and Ransom (1994)이 제안한 바와 같이 두 집단 모두를 통합하여 임금방정식을 구한 뒤 여기서 구한 β^*를 기준으로 분해분석을 실시하였다. 이 때 통합모델인 식 (9)에 아래와 같이 성별 변수(F)를 포함하여 여성에 대한 차별의 효과가 구성효과로 과대 추정되는 문제를 피하였다(N. M. Fortin, 2008; Jann, 2008).

$$\mathrm{W} = \beta_0^* + \beta_{\mathrm{k}}^* X_k + u^* + \delta F \tag{9}$$

즉, 이렇게 구한 기준 집단을 적용하면 분해분석의 결과는 아래 식과 같다.

$$\mathrm{R} = \beta_k^* (\overline{X_{Ak}} - \overline{X_{Bk}}) + \overline{X_{Ak}} (\widehat{\beta_{Ak}} - \beta_k^*) + \overline{X_{Bk}} (\beta_k^* - \widehat{\beta_{Bk}}) \tag{10}$$

한편, 본 연구에서는 남성과 여성의 임금격차에 더하여 돌봄 정책 도입 전과 도입 후의 임금변화를 분해하므로, 이 때의 기준이 되는 회귀계수는 Kassenboehmer and Sinning (2014)이 제안한 바와 같이 성별(F)과 연도(T)와 이의 교차항을 투입하여 추정하였다.

$$\mathrm{W} = \beta_0^* + \beta_{\mathrm{k}}^* X_k + u^* + \delta F + \gamma \mathrm{T} + \theta \mathrm{F} \cdot \mathrm{T} \tag{11}$$

분석에 포함된 변수의 효과는 분해분석의 특성에 따라 구성효과와 구조효과를 나누어 살펴볼 수 있다. 전술하였듯 두 효과는 의미하는 바가 다르며, 본 연구에서 관심이 있는 효과도 변수마다 다르다. 우선 돌봄 욕구 변수는 남성과 여성에 다르게 분포된 것이 돌봄 욕구가 있는 여성의 노동 참여가 낮다는 뜻이므로 구성효과는 모성 고용 불이익이 된다. 돌봄 욕구의 구조효과는 돌봄 욕구가 남성과 여성에게 미치는 효과가 다르다는 점이 남녀 임금 격차에 기여하는 부분으로 모성 임금 불이익에 해당된다. 직업분절론의 논의에서는 돌봄 일자리가 주로 여성에게 집중된다는 점에서 남녀 임금 격차에 영향을 미칠 것으로 예상하기에 구성효과에 관심이 있다. 보상임금격차 역시 여성이 남성에 비하여 돌봄 휴가 정책이 있으며, 파트타임인 일자리를 선택함에 따른 영향이므로 구성효과를 살펴보고자 한다. 다만, 육아휴직제도에 따른 차별의 가능성은 구조효과를 통해 살펴볼 수 있다.

제 5 장　연구 결과

본 장에는 분석 결과를 수록하였다. 우선 1절에서는 연구 대상의 특성을 살펴보는 기술통계를 간략하게 확인하였다. 2절에서는 각 변수를 중심으로 2005~2018년 사이 남성과 여성, 그리고 임금분포별 분포 통계와(구성효과에 해당) 각 집단의 회귀계수 값 및 통합 모델에서의 회귀계수 값을 확인하고(구조효과에 해당) 분해분석의 결과를 제시하였다. 통상 분석의 내용을 중심으로 결과를 배치하지만(예를 들면, 기술 통계→ 회귀분석→ OB분해분석), 본 연구에서는 이론적 틀과 변수를 중심으로 결과를 배치하였다. 이는 분석의 특성상 세부분석의 내용이 방대하기에 각 이론과 변수별로 결과를 정리하는 것이 독자의 이해를 도울 수 있을 것으로 판단하였기 때문이다. 3절에서는 2절을 통해 확인된 결과가 통계적으로 의미 있는 변화인지를 확인하기 위하여 2005/2006년과 2017/2018년 두 년도의 남성과 여성의 임금격차를 이중으로 분해한 결과를 담았다. 마지막 4절에서는 임금집단별로 선택효과가 어떻게 작동하는지를 확인하기 위하여 2005~2018년 사이에 선택효과를 통제한 결과를 합계 임금 격차를 중심으로 제시하였다.

제 1절 기술통계

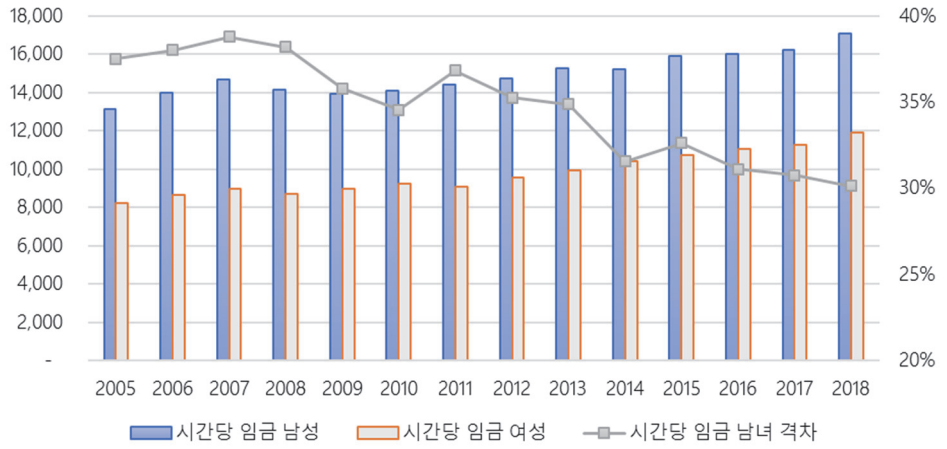
본 연구의 분석 대상은 2005~2018년 사이 한국노동패널조사에 응답한 20~59세 남성과 여성이다. 그 중에서도 임금근로자가 본 연구의 대상이다[20]. 본 연구의 분석대상인 임금근로자의 기술통계는 부표 1에 수록하였다[21].

우선 남성과 여성의 시간당임금의 격차는 점차 줄어드는 추세에 있다(그림 5-1). 2005년 당시 여성의 임금은 남성에 비하여 37.5% 가량 낮았으며, 2006년부터

[20] 물론 4절에서 논의될 선택효과를 통제한 모델의 경우 임금근로자가 아닌 이들을 모두 포함하였다.

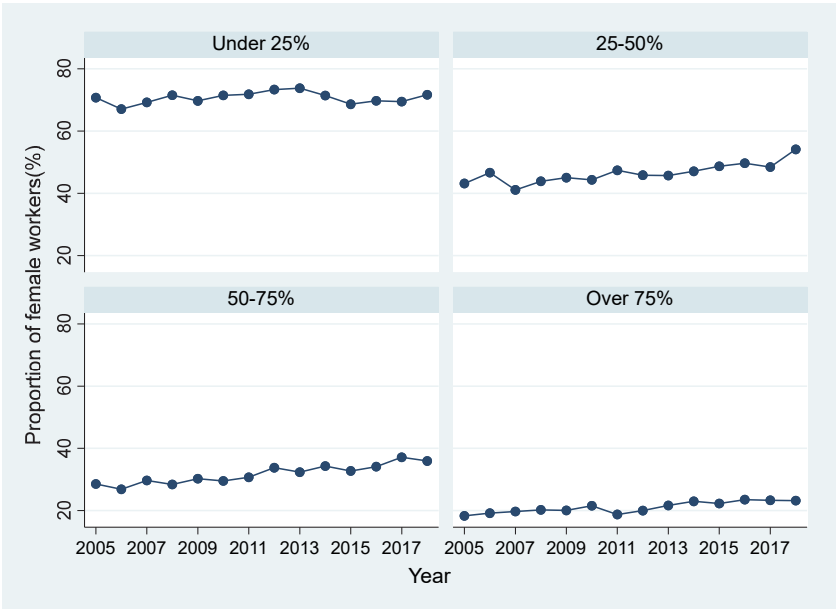
[21] 본 연구의 모든 분석은 한국노동패널에서 제공하는 가구원 횡단가중치를 적용하였다. 가중치는 최초 표본 구성 시 모집단을 대표할 수 있도록 부여된 가중치와 패널 마모(attrition)를 고려하여 무응답을 보정하는 가중치가 산출된 것이다. 이처럼 최초조사를 기준으로 작성된 가중치(w_p_c)와는 별도로 2009년 추가로 표집된 표본을 기준으로 작성된 가중치(sw_p_c)가 2009년부터 제공되고 있다. 최초 조사를(w_p_c) 기준으로 작성된 가중치는 2009년 추가된 신규 표본은 제외된다. 이러한 상황에서 2005~2018년 사이 동일한 기준의 가중치를 적용하기 위하여 최초 가중치를 적용할 경우 응답자의 상당 수가 누락된다(최대 16% 가량). 따라서 본 연구에서는 가중치 사용에 따른 편의를 일으키지 않으면서도 패널 응답자를 누락시키지 않기 위하여 기존 가중치(w_p_c)를 사용하되, 가중치가 없는 사례는 각 년도의 평균 가중치를 적용하여 분석에 포함하였다.

2007년까지 남녀간 임금 격차가 38.8% 정도로 다소 높아졌다가 2008년 이래로 줄곧 그 격차가 감소하여 2018년에 이르러서는 남녀 임금 격차가 30.1%로 줄어들었다. 이는 앞서 2장에서 고용형태별 근로실태조사의 자료를 통해 확인한 결과와 유사한 추세다.



<그림 5-1> 연도별 평균 시간당 임금

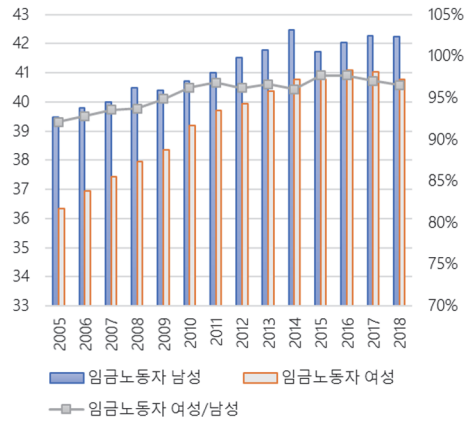
한편 본 연구에서는 임금분위별로 분석을 실시하므로 임금 분위별 남녀 분포를 살펴보았다. 그 결과, 저임금층의 경우 여성이 과대 대표되고 있으며, 고임금층의 경우 여성이 과소 대표되고 있다는 점을 확인할 수 있었다. 이는 2장에서 살펴본 우리나라 남녀의 임금 분포 양상과 동일하다. 가령, 시간당 임금 하위 25%에서 여성의 비율은 70% 가량으로 상당히 높게 나타나고 있다. 반대로 상위 25%의 경우 여성의 비율이 20% 내외로 상당히 낮다는 점을 확인할 수 있다. 다만, 모든 임금 분위에서 여성의 비율은 상대적으로 높아지고 있으며, 특히 25~75% 사이의 중간 임금 계층에서 여성의 비율이 꾸준히 상승하고 있다는 점을 확인할 수 있다. 그러나 무조건부 분위회귀분석은 각 분위의 여성 또는 남성만이 분석에 포함되는 것은 아니라 전체 사례 수를 사용하되 이의 종속변수를 변환하는 것이므로 각 분위에 해당하는 사례만이 분석에 포함되는 것은 아니라는 점을 밝힌다.



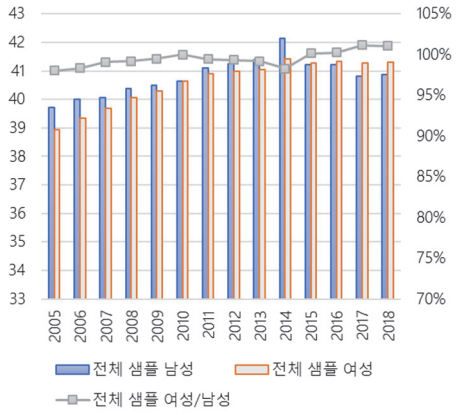
<그림 5-2> 임금분포별 여성의 비율

다음으로 본 연구의 분석대상자의 주요한 특성을 살펴보면, 평균 연령은 2005년에 비하여 2018년에 고령화되었다. 동일한 연령기준에도 불구하고 연도에 따라 평균 연령이 높아지는 까닭은 패널이 고령화됨에 따른 영향과, 전반적인 취업연령이 늦어짐에 따른 영향에 따른 것으로 보인다. 이는 임금근로자가 아닌 이들을 포함하는 전체 샘플에서 평균 연령이 높아지는 추세가 관측되기는 하나, 임금노동자의 추세에 비해서는 제한적인 수준이었다(그림 5-3). 한편 여성은 남성에 비하여 상대적으로 낮은 연령층이 노동시장에 참여하고 있는 것으로 보인다. 전체 샘플의 남성 대비 여성의 연령은 비슷하게 나타나는 반면, 임금노동자인 여성의 연령은 남성에 비하여 상대적으로 낮게 나타난다. 그러나 남녀의 연령 차이는 여성의 평균 연령이 높아지면서 점차 개선되는 추세에 있다.

A. 임금근로자

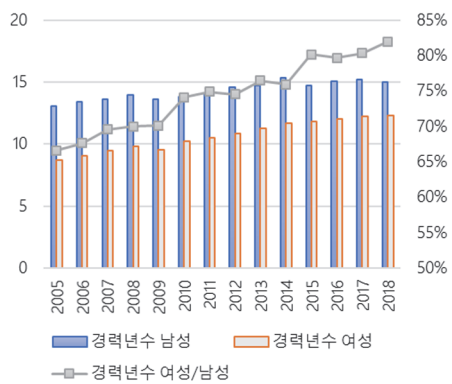


B. 전체

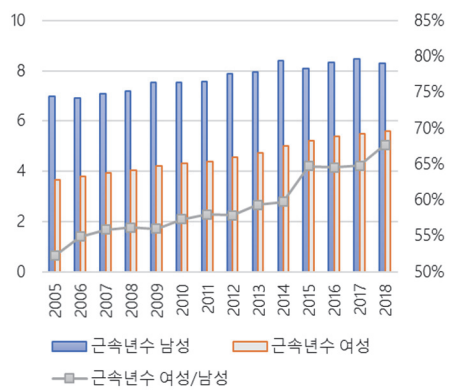


<그림 5-3> 연도별 평균 연령

평균 교육년수는 점차 길어지고 있으며, 남녀간 격차도 줄어들었다. 2005년 당시 여성 임금근로자는 남성 임금근로자에 비하여 0.88년 낮은 교육년수를 기록하였으나, 그 격차가 계속해서 줄어들어 2018년에는 그 격차가 0.42년에 불과하게 되었다. 이러한 추세는 경력년수에서도 나타나는데 2005년 당시 남성과 여성의 평균 경력년수는 4.4년이었으나, 2018년에 이르러 2.7년으로 절반 가까이 줄어들었다(그림 5-4). 이는 여성의 경제활동이 증가함에 따라 경력년수가 증가하였기 때문으로 보인다. 그러나 경력년수의 격차 감소에도 여성의 근속년수는 격차는 크게 감소하지 않았다(그림 5-5). 2005년 당시 남성은 여성에 비하여 근속년수가 3.3년 길었는데, 2018년이 되어도 여전히 2.7년의 격차가 관측되었다. 이는 여성의경력은 늘어났으나, 근속년수의 증가폭은 낮다는 점을 나타낸다.

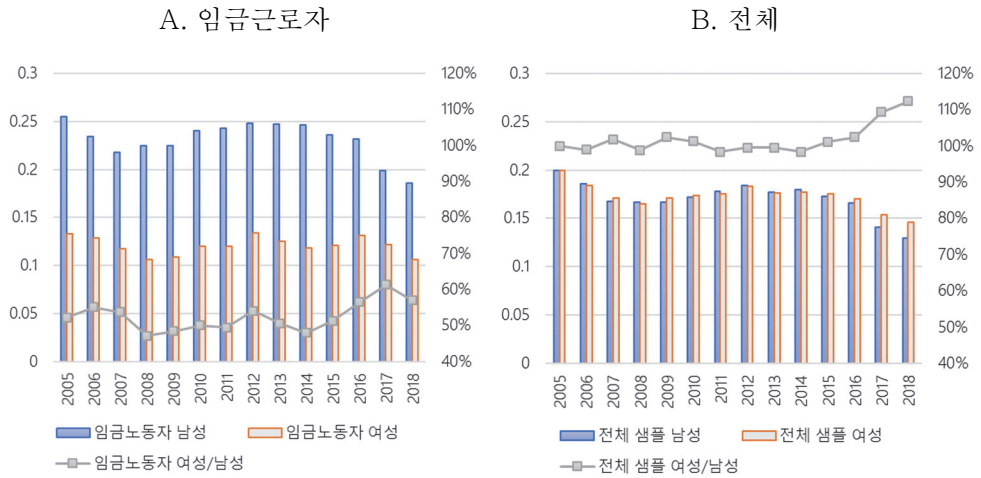


<그림 5-4> 연도별 평균 근속년수



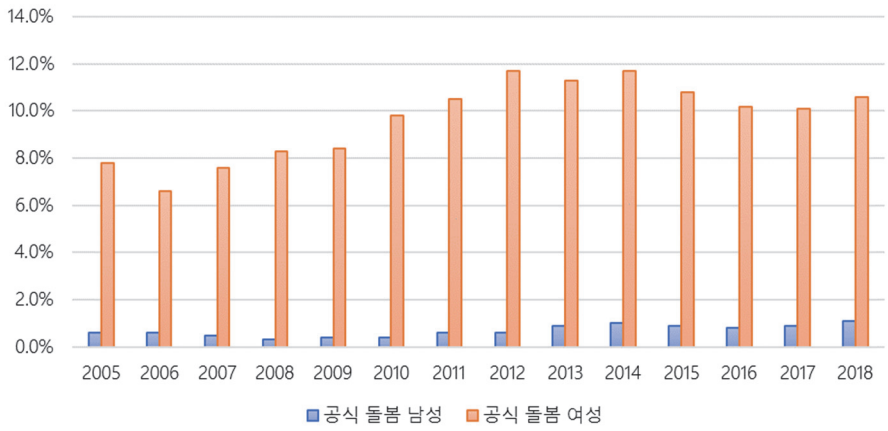
<그림 5-5> 연도별 평균 근속년수

한편 분석대상의 미취학자녀 수는 2005년 남성 0.255명, 여성 0.133명으로 남녀간 격차가 0.12명이었으나, 2018년에 이르러 각각 0.186명과 0.106명으로 자녀의 수가 전반적으로 줄어들었으며, 남녀간 격차도 0.08명으로 줄어들었다(그림 5-6). 주목할 점은 임금근로자가 아닌 이들을 포함한 전체 응답자의 평균 미취학 자녀 수는 남녀간 유의한 차이를 나타내지 않았다는 점이다. 조사대상 남성과 여성의 미취학 자녀 수는 동일하지만, 여성은 자녀가 있을 경우 임금근로자로 일할 확률이 낮기 때문에 남성과 여성의 자녀수가 다르게 나타나는 것이다. 즉, 여성은 자녀수에 따라 선택적인 노동시장 참여가 나타나고 있으며, 이는 3장 1절에서 살펴보았듯 여성은 고용참여에 있어서 모성 패널티를 겪고 있는 것으로 보인다. 한편 노인이나 장애인 가구원이 있는 비율은 남성과 여성이 큰 격차가 없었으며, 2005~2018년 추세에서도 큰 변화는 없었다.



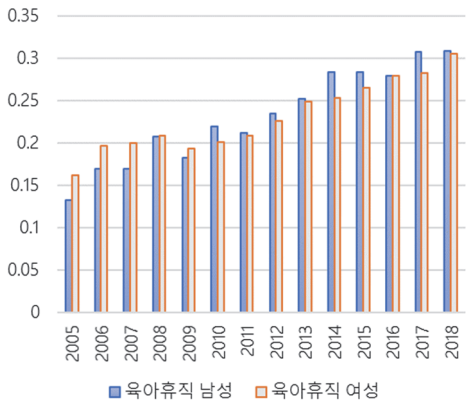
<그림 5-6> 연도별 평균 미취학자녀 수

돌봄직에 종사하거나 돌봄 산업에 종사하는 이들의 비율은 남성과 여성에 크게 차이가 난다. 남성 임금 근로자 중 공식 돌봄 종사자는 2005년 당시 0.6% 수준이었으며, 이러한 비율은 2018년이 되어도 여전히 1% 내외의 비율을 기록하여 남성이 이들 직업 또는 산업에 종사하는 비율은 극히 드문 것으로 보인다. 반면 여성의 경우 그 비율이 2005년 당시 7.8% 정도였으나, 점차 증가하여 2014년에는 11.7%까지 증가하였고, 이후 다소 줄어들었으나 2018년에도 10.6% 가량을 차지하고 있다(그림 5-7).

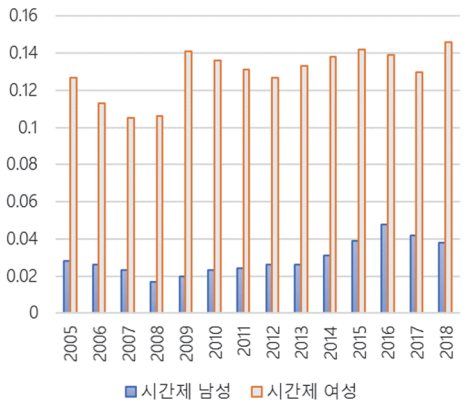


<그림 5-7> 공식 돌봄 종사자 비율

육아휴직의 혜택을 본인이 받을 수 있다고 응답한 이들의 비율은 여성과 남성 모두 증가하였으나, 남성의 증가폭이 다소 높았다(그림 5-8). 2005년 당시 남성은 13.3%가, 여성은 16.2%가 육아휴직의 혜택을 본인이 받을 수 있다고 응답하였다. 이 비율은 2018년까지 두 배 가량 증가하여 남성은 30.8%가, 여성은 30.5%가 육아휴직을 받을 수 있다고 응답하였다. 한편, 시간제의 비율은 남성에 비하여 여성이 더 높았으며, 2005~2018년 사이 전반적으로 근소한 수준 증가하였다(그림 5-9). 남성은 전일제가 아닌 비율이 2005년 2.8%에서 2018년 3.8%로 모든 시점에 소수의 임금근로자만이 시간제로 근무하는 것으로 응답하였다. 반면 여성은 2005년 12.7%로 높은 비율이 시간제였으며, 이는 다소 등락은 있었으나 2005~2018년 내내 10% 이상을 기록하였고, 2018년에는 다소 증가한 14.6%를 나타냈다.



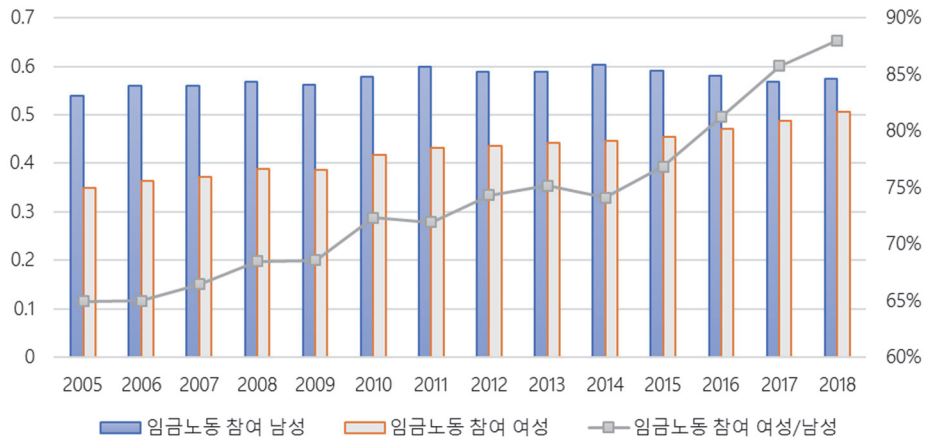
<그림 5-8> 육아휴직이 가능한 비율



<그림 5-9> 시간제 근로자 비율

한편 정규직에 종사하는 비율은 남성이 여성에 비하여 높았으며, 남성과 여성 모두 2005년 대비 2018년 정규직 비율은 다소 줄어들었다. 남성은 2005년 77.7%, 2018년 74.9%가 정규직이었으며, 여성은 2005년 64.0%, 2018년 61.3%가 정규직이었다. 남성과 여성 모두 정규직 비율은 한동안 줄어들었으나, 여성의 경우 최저점이 2011년 54.7%였고, 남성은 2015년 남성은 71.6%이었다. 남성과 여성 모두 각각 최저점을 찍은 후 정규직 비율이 다소나마 증가하는 추세를 나타냈다.

본 연구에서는 노동시장참여에 관한 선택효과를 통제하기 위하여 전체 표본을 대상으로 선택효과를 보정하는 분석을 4절에서 실시할 계획이다. 따라서 전체 표본에 대한 기술 통계를 간략하게 살펴보고자 한다(부표 2). 우선 임금 임금이 관측되는 임금 노동 참여하는 비율이 남성의 경우 2005년 53.9%에서 2018년 57.5%로 유사한 수준이 유지되었다(그림 5-10). 반면 여성의 경우 2005년 35.0%에서 2018년 50.6%로 그 비율이 꾸준히 증가하였다. 이는 여성의 임금노동 참여가 연구 대상 기간동안 가파르게 증가하였음을 나타내며, 각 년도별로 임금노동 참여에 미치는 영향 요인 역시 변동이 있을 수 있음을 시사한다.



<그림 5-10> 임금노동자 비율

한편 본인 이외의 다른 가구원의 근로소득은 선택효과를 교정하기 위한 도구변수로 사용되는데, 모든 년도에서 남성에 비하여 여성의 값이 높게 나타났다. 이는 여성의 경우 본인 임금을 제외한 가구임금이 남성에 비하여 더 높은 것으로, 주로 배우자의 임금이 이에 해당할 것으로 예상된다. 그러나 이 값의 남녀 격차는 다소 줄어드는데, 가령 2005년 당시 남성은 156만원, 여성은 229만원으로 남성에 비하여

1.47배 가량 높았으나, 2018년은 각각 274만원과 374만원으로 여전히 100만원 가량의 차이는 있었으나, 비율은 1.37배로 줄어들었다. 가구의 여타 소득은 연도별로 큰 추세를 나타내지는 않는다. 금융소득과 이전소득, 기타 소득은 평균 3만원 이내로 관측되고, 부동산 소득은 7~13만원 사이로 나타난다. 다만, 이들 임금이 0인 가구가 많으며, 따라서 표준 편차가 상당히 크게 나타난다.

본 절에서 살펴본 이러한 평균 수준에서의 추세 변화는 임금집단별 추세를 전부 설명하지는 못한다. 특정 임금집단의 경우 그 추세가 평균과 유사하게 나타나는 반면, 평균적 추세와는 상반된 양상으로 변화하는 임금 집단도 있다. 또한 동일한 추세라도 그 폭이 달라지기도 하므로, 평균적인 추세와는 별도로 임금집단별 추세를 살펴볼 필요가 있다. 임금집단별 추세는 다음 2절에서 변수를 중심으로 살펴보도록 하겠다.

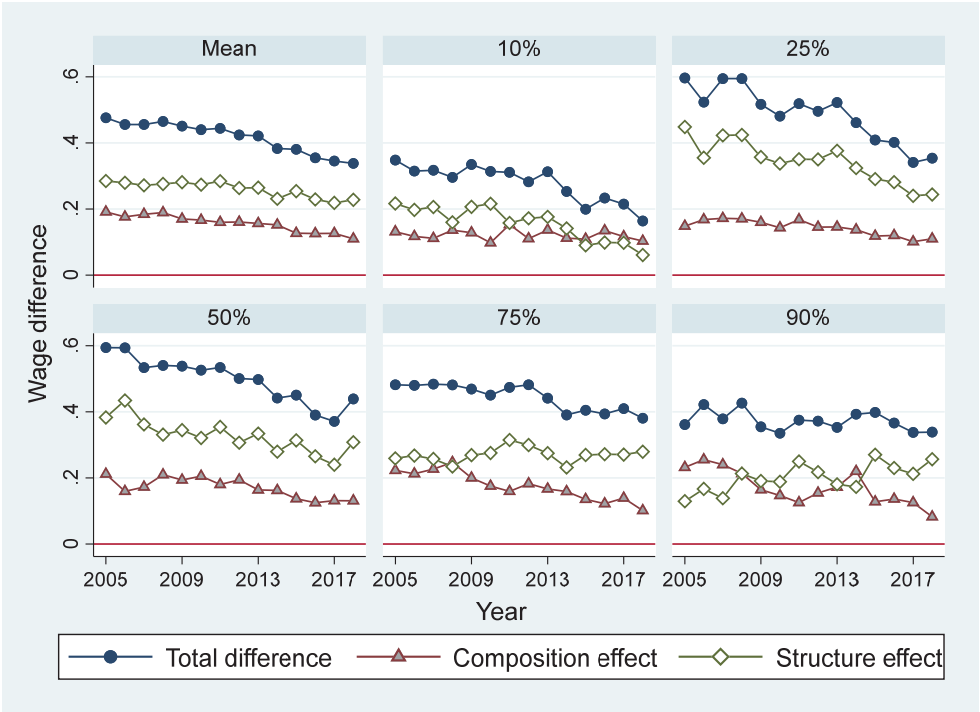
제 2절 남녀임금격차 추세 분석

본 절에서는 각 변수별로 구성효과와 구조효과를 차례대로 기술하였다. 앞서 식(10)에서 언급하였듯[22], 구성효과는 남성과 여성의 분포 차이에 통합모델에서 해당 계수의 값을 가중한 값이 된다. 따라서 구성효과에서는 각 소득분위별 남성과 여성의 분포 차이를 나타내는 기술통계 결과와 통합모델에서 계수의 효과, 그리고 이 둘을 결합한 분해분석의 구성효과를 순으로 수록하였다. 구조효과는 남성과 여성의 각각의 회귀계수의 값을 확인하고 분해분석의 구조효과 결과를 담았다.

우선 합계 수준에서 전반적인 임금격차와 구조효과, 구성효과의 연도별, 임금분위별 수준은 그림 5-11에 수록하였다. 평균수준에서 임금격차는 앞서 그림 5-1에서 살펴보았듯, 점차 낮아지는 추세에 있으며, 구성효과와 구조효과 모두 감소하는 추세로 나타났다. 그러나 평균적인 추세와 임금분포별 추세의 양상은 다소 차이가 있다. 우선 임금분포별로 남성과 여성의 임금 격차 수준이 다르다. 임금격차가 가장 크게 관측되는 집단은 25%~50% 사이의 임금구간에 있는 이들로, 2005년 당시 최대 60% 가량의 임금 격차가 나타났다. 이들은 2005~2018년 사이 남녀 임금의 격차가 가장 가파르게 줄어든 집단이기도 하다. 이들은 2018년에 이르러 임금격차가 40% 미만으로 줄어들었다. 임금 최하위층의 경우 임금 격차의 수준이 높지는 않지

[22] 식 (10): $\mathrm{R} = \beta_k^*(\overline{X_{Ak}} - \overline{X_{Bk}}) + \overline{X_{Ak}}(\widehat{\beta_{Ak}} - \beta_k^*) + \overline{X_{Bk}}(\beta_k^* - \widehat{\beta_{Bk}})$

만 동기간 격차의 크기가 감소하는 추세로 나타났다. 반면, 상위 임금집단의 경우 임금 격차가 거의 줄어들지 않은 채로 유지되는 양상을 나타낸다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남성과 여성의 임금 격차와 이를 구조효과와 구성효과로 분해한 결과임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-11> 남녀 임금 격차의 합계 분해 결과

임금 격차의 주요 요인과 그 추세 역시 임금계층별로 상이하게 나타난다. 중하위 임금계층의 경우 계수의 차이에 해당하는 구조 효과가 임금 감소추세를 주도한 것과 달리, 고임금층의 경우 설명변수의 차이인 구성효과의 차이는 크게 줄어드는 반면, 구조효과는 오히려 늘어나는 양상을 나타낸다. 이는 고임금층의 경우 남성과 여성 사이 설명할 수 있는 객관적인 차이는 감소하고 있으나, 이들에 대한 설명할 수 없는 격차(흔히 차별로 불림)는 늘어나고 있다는 점을 시사한다. 이러한 구성효과의 증가로 인하여 고임금층은 2005~2018년 사이 임금 격차가 거의 일정한 크기로 유지되는 양상을 나타낸다. 이러한 양상은 시간이 흐름에 따라서 상위 분위에 비하여 하위 분위의 임금 근로자들의 남녀 임금격차가 줄어들었다는 Tromp (2019)와 김영미 (2009)의 연구결과와 일치한다.

아래에서는 이러한 합계변화에 각 변수가 기여하는 수준을 확인하기 위하여 각

변수마다 세부분해 내용을 수록하였다. 특히 본 연구의 관심인 돌봄욕구와 육아 휴직 정책, 시간제 근로, 공식 돌봄 종사와 같은 변수들이 연도별, 임금분위별 남성과 여성의 임금격차에 어떠한 방식으로, 얼마나 기여하는지를 확인해보도록 하겠다.

1. 모성 패널티

3) 미취학 자녀 수

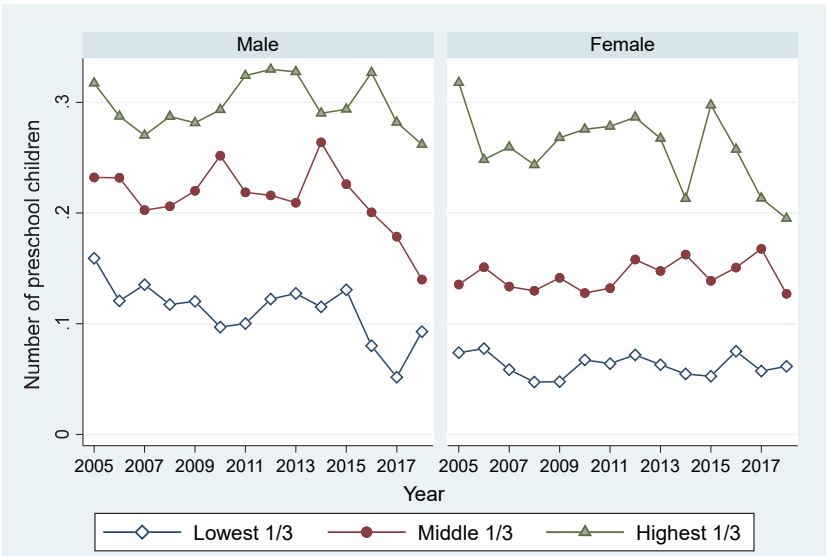
이론적 배경에서 살펴보았듯 어린 자녀가 있을 경우 여성의 노동시장 참여 양상은 달라진다. 본 연구의 기술 통계에서도 이러한 모성 고용 패널티의 양상이 드러난다. 전체 표본에서 미취학 자녀 수는 남성과 여성에서 차이가 없으나, 임금근로자 중 미취학 자녀 수는 여성이 유의미하게 낮게 나타난다. 남성의 경우 임금근로자 평균 미취학 자녀 수가 전체 표본에 비하여 높은 반면, 여성의 경우 임금근로자 평균이 전체 표본에 비하여 현저히 낮게 나타나는 것이다. 이는 남성의 경우 미취학 자녀가 있을 때 임금근로자로 일하는 비율이 높은 반면, 여성은 반대로 임금근로자로 일하는 비율이 줄어듦을 의미한다. 즉, 남녀 임금근로자의 미취학 자녀 수의 차이가 클수록 자녀가 있는 여성이 더 많이 노동시장에서 이탈했다고 볼 수 있다. 따라서 미취학 자녀 수에 대한 구성효과는 자녀가 있는 여성의 노동시장 이탈, 즉, 모성 고용 패널티에 따른 남녀 임금 격차를 나타내게 된다.

어머니들은 이처럼 고용상의 패널티를 겪을 뿐만 아니라, 임금 패널티 역시 경험하는데 이는 모성 임금 패널티에 해당한다. 이러한 임금 패널티가 발생한다면 미취학 자녀 수에 따른 남녀의 다른 대우, 즉, 계수효과(또는 구조효과)를 통해 관측할 수 있을 것이다.

(1) 구성효과

2005~2018년 사이 미취학 아동에 대한 다양한 돌봄 정책이 전폭적으로 확대된 바 있다. 제도가 확대되는 사이 미취학 자녀를 둔 여성의 노동참여는 어떻게 변화했을까? 앞서 1절 기술통계에서 살펴보았듯 평균 수준에서 미취학 자녀의 수는 줄어드는 것이 기본적인 추세다(그림 5-12). 그러나 임금 분포별, 남녀의 평균 미취학 자녀 수는 각기 다소 다른 양상을 나타낸다. 우선, 남성의 경우 모든 임금 분포에서 평균 아동 수가 줄어드는 반면, 저임금 여성과 중위 임금 여성의 평균 아동 수는 다

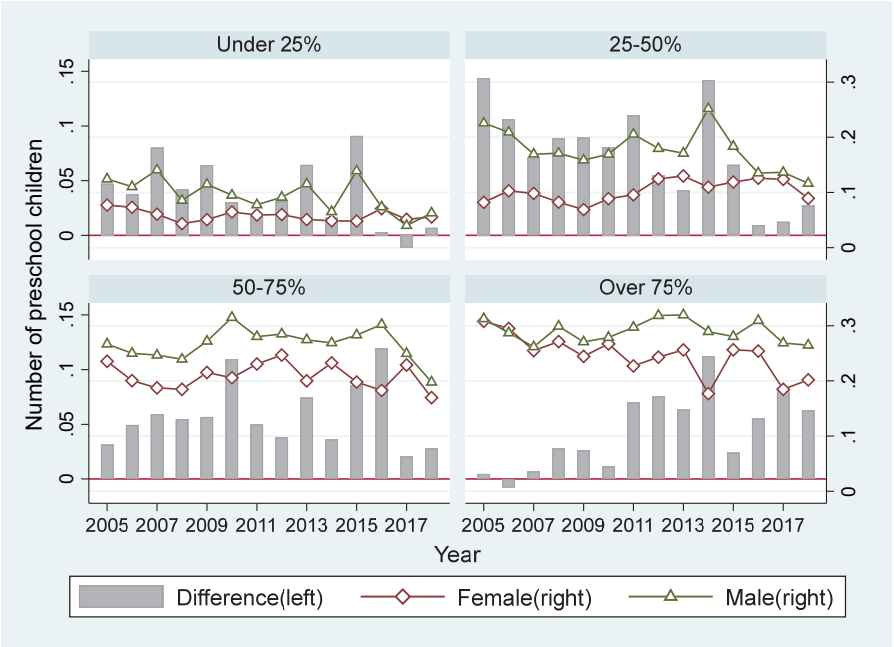
소 늘어나는 추세에 있다. 이는 전반적인 아동 수 감소에도 불구하고 중하위 임금집단 여성의 경우 자녀가 있는 여성의 노동참여가 점진적으로 늘어가고 있음을 시사한다. 그러나 고임금층 여성의 경우 평균적으로 중하위 임금계층에 비하여 미취학 자녀의 수는 많았으나, 줄어드는 추세에 있다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 미취학 자녀수를 계산함. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-12> 임금 분포별 평균 미취학 자녀 수

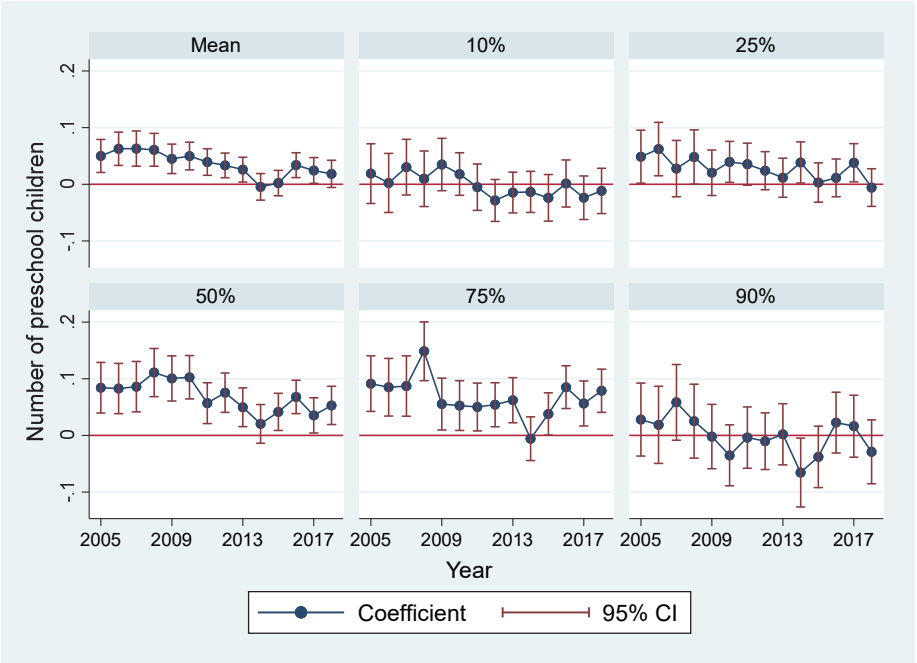
결과적으로 중하위 임금 계층은 2005~2018년 사이 남성과 여성의 평균 아동 수의 차이가 점차 줄어들어 거의 차이가 나지 않을 정도로 줄어들었다(그림 5-13). 이러한 결과는 특히 임금구간 25~50%에서 모성 고용 패널티가 줄어들었음을 시사한다. 저소득 여성의 평균 자녀 수 증가는 2009~2013년 사이에 주로 나타나고 있는데, 2009년 이후 중위 소득 계층을 아우르는 가정을 대상으로 보육료 지원이 확대된 바 있다. 반면, 75% 이상 상위 임금 집단의 경우 2005년 당시 남성과 여성의 자녀 수 격차가 관측되지 않다가 시간이 지날수록 차츰 그 격차가 벌어지는 점을 확인할 수 있다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위의 남녀의 평균 미취학 자녀 수를 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 미취학 자녀 수의 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-13> 평균 미취학 자녀 수의 남녀 차이

그렇다면 미취학 자녀 수는 임금에 어떠한 영향을 미칠까? 임금방정식에서 미취학 자녀수의 계수 값이 의미하는 바는 미취학 자녀 수가 한 명 늘어날 때 임금의 변화율이다. 이 분석에서는 임금이 더 높은 사람들이 자녀를 더 많이 낳는 역인과관계의 가능성을 고려하지 않으므로, 이 계수의 값은 가정 내 더 큰 돌봄 욕구가 있음을 의미할 수도 있으며 반대로 임금이 높은 사람이 자녀를 더 많이 낳는 선택효과의 의미도 갖는다. 평균수준에서 보면, 미취학 자녀 수가 많을수록 임금이 상승하는 것으로 나타난다(그림 5-14). 물론 이러한 효과는 지속적으로 줄어드는데, 2014년 이후 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다. 그러나 임금수준별로는 하위 10%와 상위 10%에서는 분석 기간 동안 내내 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 가장 큰 자녀효과를 나타내는 집단은 임금 50%와 75%의 중상위 임금 집단이었는데, 이들 집단은 자녀 수가 1명 많을 때마다 10%의 임금 이익을 받았다. 그러나 이러한 임금 프리미엄은 점차 줄어들어, 두 집단에서 모두 2014년에 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다가 다시 계수의 값이 반등하는 양상을 나타낸다.



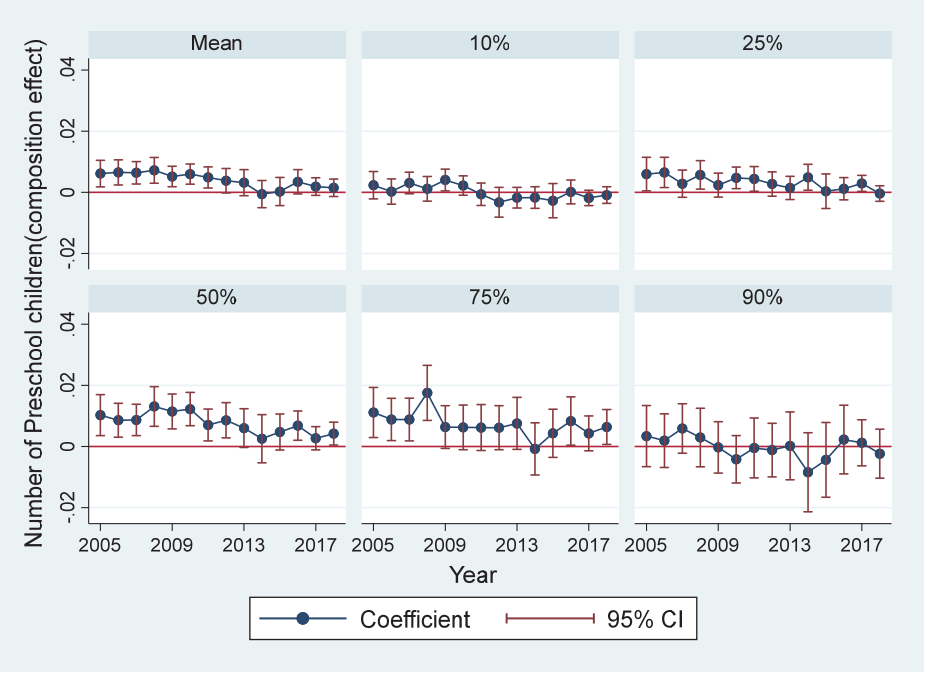
주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 미취학 자녀수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-14> 미취학 자녀 수의 회귀계수

통합모델에서의 미취학 자녀 수의 회귀계수 값과 남녀의 평균 자녀 수 격차를 결합한 값은 구성효과다. 즉, 자녀가 있는 여성이 노동시장을 이탈하는 모성 고용 패널티에 따른 분포 차이가 임금 격차에 기여하는 수준을 나타내는 것이다. 우선 고임금층의 경우 앞서 살펴본 바와 같이 남녀의 자녀 수 차이가 크게 관측되었으나, 상위 10% 임금집단에서 자녀 수가 임금에 유의한 영향을 주지 않으므로, 남녀 임금격차에도 유의한 기여분이 확인되지 않았다(그림 5-15). 주로 영향을 받는 이들은 중상위 임금계층이었다. 중위임금에서 어린 자녀 수의 남녀간 분포 차이는 1% 가량 여성과 남성의 임금격차를 늘리는 요인으로 확인되었다. 그러나 이러한 미취학 아동의 영향은 최근 년도에는 모든 임금 집단에서 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다. 2013년에 이르러서는 모든 계층에서 모성 고용 패널티에 기인하는 임금 격차가 관측되지 않았다. 이러한 결과는 2013년경 보육시설 등록률이 80%에 달하여 포화상태가 된 그림 2-7과 2-8의 양상과 일치하는 추세다. 즉, 아동 보육 서비스의 이용률이 높아지는 시점과 모성 고용 패널티에 기인하는 남녀 임금 격차가 더 이상 유의하지 않은 수준으로 줄어든 시점이 일치하는 것이다. 즉, 우리나라에서 보육 서비스의 이용과 어린 자녀가 있는 어머니의 모성 패널티 사이에 특정한 관계가 있어 보

인다.

물론 이러한 결과는 임금근로자인 남성과 여성의 자녀 수 격차가 줄어든 효과와 최근 년도에 아동의 수가 임금에 미치는 영향이 사라짐에 따른 효과가 혼합되어 있다. 따라서 모성 고용 패널티의 영향이 사라지는 현상이 남녀의 자녀 수 격차 감소에 기인하는지, 아니면 자녀 수에 따른 임금 프리미엄이 전반적으로 사라지기 때문인지 이후 3절에서 이 둘을 분해하여 확인해보도록 하겠다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 미취학 자녀수의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-15> 모성 고용 패널티에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

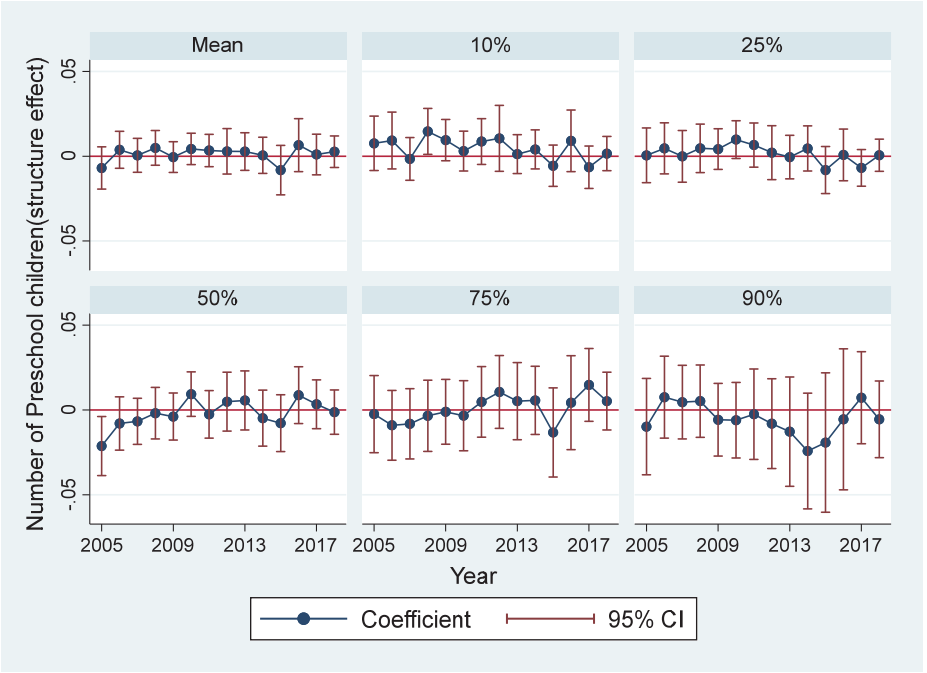
선행연구들은 남성과 여성이 미취학 자녀가 있을 경우 노동참여뿐만 아니라 임금 역시 달라진다는 점을 주목하였다. 이는 임금 방정식에서 자녀의 계수가 여성이 더 낮을 것이라는 의미다. 그러나 본 연구에서 남성과 여성의 임금방정식에서 미취학 자녀 수에 대한 계수는 큰 차이가 관측되지 않았다(그림 5-16). 가령, 여성의 경우 대부분의 집단에서 계수의 값이 음수로 나타나지 않아 모성 임금 패널티가 관측되지 않았다. 다만, 하위 10% 집단의 경우 대부분은 통계적으로 유의한 수준이 아

니었으나, 계수의 값이 음수로 나타났다. 중간 임금 계층과 75% 상위 임금계층의 경우 남성과 여성 모두 자녀 수의 계수가 양수로 나타났다. 즉, 여성 역시 자녀 수에 따른 임금 프리미엄을 누린다는 뜻이다. 이는 앞서 언급하였듯, 자녀 수의 계수가 자녀가 많을수록 더 높은 대우를 받음을 의미하기도 하지만, 임금이 더 높은 이들이 자녀 수 역시 많은 선택효과에 따른 결과일 가능성도 있다.

주: 표시된 값은 해당 년도 남성과 여성 각각의 임금방정식에서 미취학 자녀수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-16> 남녀의 각 임금 방정식에서 미취학 자녀 수의 회귀계수

이렇듯 남녀의 계수차이가 유의미하게 관측되지 않다 보니, 자녀 여부에 따른 차별적인 대우에 해당하는 구조효과는 모든 임금 계층에서 남성과 여성의 임금격차에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다(그림 5-17). 오히려 임금 50% 집단의 경우 2005년 당시에 여성의 남성 대비 높은 자녀 프리미엄으로 인하여 임금격차가 유의하게 감소하는 것으로 나타나기도 하였다. 그 외 모든 년도, 모든 집단에서 자녀 수의 계수 효과는 유의하지 않게 나타났다. 이러한 결과는 전체 생산가능인구의 남녀 임금 격차에 있어서 어린 자녀가 있는 여성이 경험하는 모성 임금 패널티가 기여하는 부분은 미미하다는 점을 나타낸다.



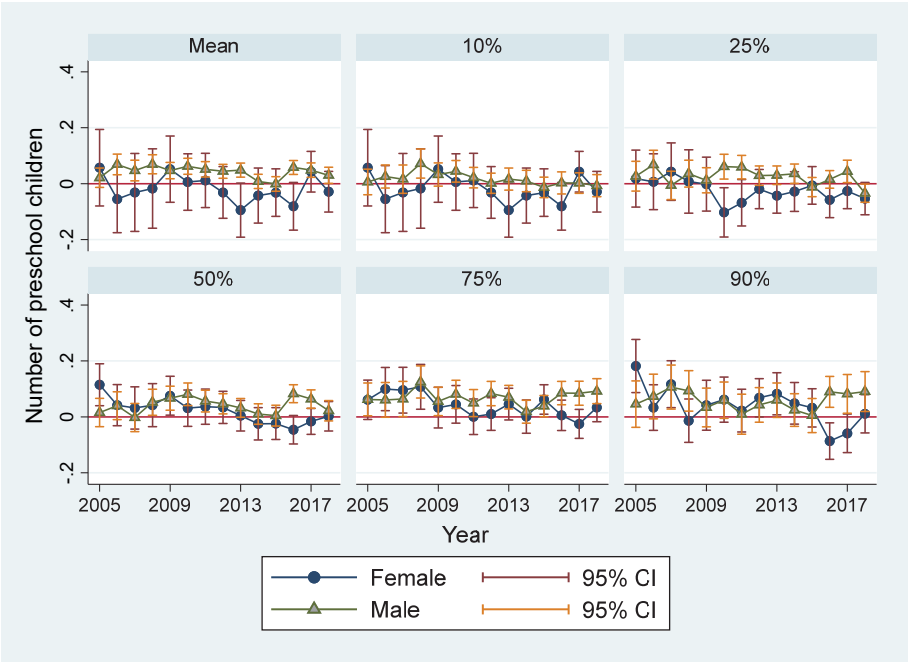
주: 표시된 값은 해당 년도에 미취학 자녀수에 대한 남녀의 계수차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-17> 모성 임금 패널티에 따른 남녀 임금 격차

(3) 추가 분석 1: 25~45세의 모성 임금 패널티

그러나 이러한 결과는 역인과관계를 고려하더라도 동일한 분석 자료를 사용한 선행연구의 결과와는 상반된 양상이다. 한국노동패널자료를 활용하여 통합모형과 고정효과모형으로 보다 엄밀하게 선택효과를 고려하여 모성 패널티와 부성 프리미엄을 분석한 연구에서 저임금층 여성은 상대적으로 더 큰 모성 패널티를, 고임금층 남성의 경우 상대적으로 더 큰 임금 프리미엄을 누린다는 점이 밝혀진 바 있다(함선유, 2020b). 이렇듯 본 연구의 결과가 선행연구와 상반되게 나타나는 이유로는 분석 대상 집단의 연령 차이가 있을 수 있다. 본 연구에서 분석 대상자들의 연령을 통제하고는 있으나, 고령층에서 미취학 자녀가 관측되는 경우는 제한적이며, 만약 자녀가 있더라도 청년층과 비교해 임금에 동일한 영향을 미치기 어렵다. 이에 본 연구에서는 25~45세로 분석 대상의 연령을 제한하여 추가 분석을 실시하였다. 그 결과, 평균적인 수준에서 여성의 계수가 대부분 유의하지 않거나 음수로 나타나 임금 프리미엄이 아닌 임금 패널티를 겪는 것으로 나타났다. 또한 남성의 경우 상위 10% 고임금층에서 임금 프리미엄을 확인했다(그림 5-18). 이는 앞서 그림 5-16에 수

록된 회귀계수 값과 차이가 있다. 이후 연령 변수에서 다루도록 하겠지만 고임금층에 속하는 이들은 상대적으로 고령이며, 특히 시간이 지날 수록 점차 고령화되어 상위 25% 집단의 평균 연령은 45세에 달하게 된다. 이 같은 해당 집단의 특성을 고려하면, 미취학 자녀가 있는 남성은 상대적으로 어린 연령이며, 자녀가 취학연령에 이르게 되면 오히려 미취학 아동의 수가 감소하게 된다. 이러한 맥락에서 고소득 남성의 계수 값이 그림 5-16과 같이 음수로 나타난 것으로 보인다. 반면, 25~45세를 대상으로 한 추가 분석에서는 이러한 연령 효과가 나타나지 않으므로 아버지의 임금 이익이 보다 정확하게 관측된 것이다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남성과 여성 각각의 임금방정식에서 미취학 자녀수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-18> (25~45세) 남녀의 각 임금 방정식에서 미취학 자녀 수의 회귀계수

이처럼 25~45세에서 관측된 모성 패널티와 부성 프리미엄은 남녀 임금격차에 제한적으로 기여하고 있다(그림 5-19). 최근 들어 상위 임금 집단을 중심으로 부성 프리미엄이 강화되면서 임금 격차에 유의하게 기여하였다. 이러한 결과는 임금불평등의 수준이 높은 국가에서, 최근래에 고임금층의 부성 프리미엄이 강화되고 있다는 점을 확인한 선행연구들과 맥을 같이 한다(Cooke, 2014a, 2014b).

주: 표시된 값은 해당 년도에 미취학 자녀수에 대한 남녀의 계수차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-19> (25~45세) 모성 임금 패널티에 따른 남녀 임금 격차

(4) 추가분석 2: 보육제도의 효과

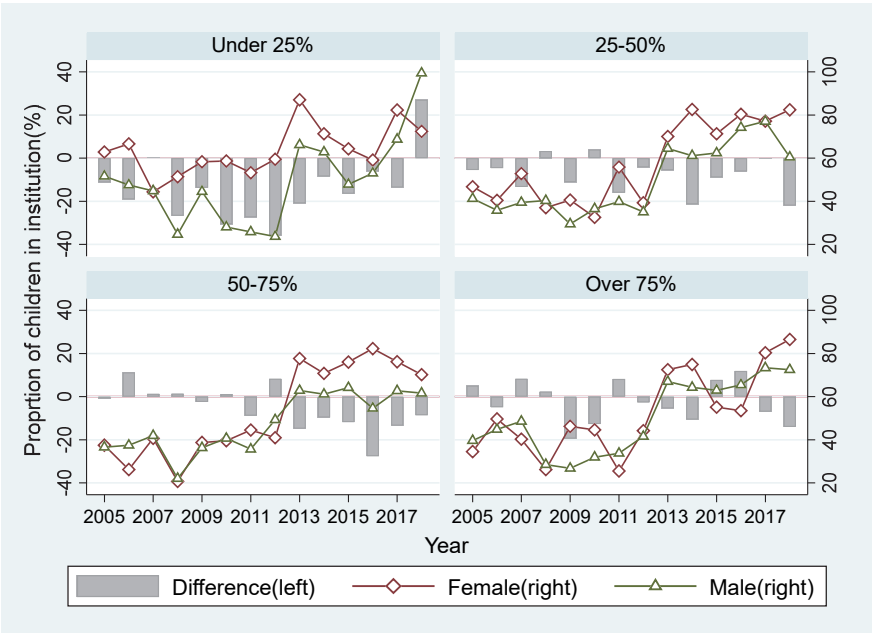
앞선 분석에서 모성 고용 패널티는 임금에 기여하는 것으로 나타났다. 특히 2013년을 기점으로 모성 고용 패널티의 영향이 유의하지 않은 수준으로 사라져, 분석기간동안 이러한 어린 자녀를 둔 어머니의 패널티와 돌봄 정책의 확대 사이가 일부 있을 것으로 예상된다. 다만 본 연구에서 포함한 변수가 정책의 직접적인 효과를 보는데 적절치 않기 때문일 수 있으므로 보다 직접적으로 정책의 영향이 있는지를 확인하기 위하여 추가 분석을 실시하였다. 즉, 보육 서비스를 이용하는 미취학 자녀의 수[23]를 추가하여 분석을 실시하였다.

우선, 기술통계를 살펴보면 미취학 자녀 중 보육서비스를 이용한 자녀의 수가 급격하게 늘어났다는 점을 확인할 수 있었다. 아래 그림 5-20는 부모의 각년도별로 미취학 아동 중 보육서비스를 이용하는 아동의 비율을 나타냈다. 저임금층의 경우

[23] 이 때 보육서비스 이용은 첫번째로 이용하는 사교육의 종류가 (10) 국공립 어린이집, (11) 민간어린이집, (13) 직장보육시설, (14) 정규유치원, (15) 시간연장제 유치원, (16) 종일제 유치원, (21) 종일제 아이돌봄서비스인 경우가 해당된다.

남성과 여성의 격차가 상대적으로 크게 나타나는데, 가령 여성의 경우 보육시설등록비율이 60%를 상회하는 반면, 남성의 경우 2013년 이전까지 40% 아래를 기록하고 있다. 따라서 남성과 여성의 평균 비율 차이도 크게 나타난다. 이는 저임금 남성의 경우 주로 가구 내 비공식 돌봄을 통하여 자녀를 양육하는 경향이 있는 반면, 저임금 여성의 경우 주로 공식 돌봄의 혜택을 받고 있음을 나타낸다. 저임금층 여성 근로자의 시설 보육비율은 여타 임금계층의 여성과 비교해서도 높은 편이다. 제도의 발전 과정을 보아도, 2013년 전면 무상보육이 실시되기 이전부터 저소득층은 보육료지원의 혜택을 받았다. 가령, 2007년 도시근로자 평균임금 가정 20%까지, 2009년 임금 상위 30%를 제외한 모든 가정이 보육료 지원을 받았다. 따라서 시기상으로도 저임금 여성은 관련 혜택을 받았을 가능성이 있으며 이러한 영향이 기술통계에서도 관측되는 것으로 보인다.

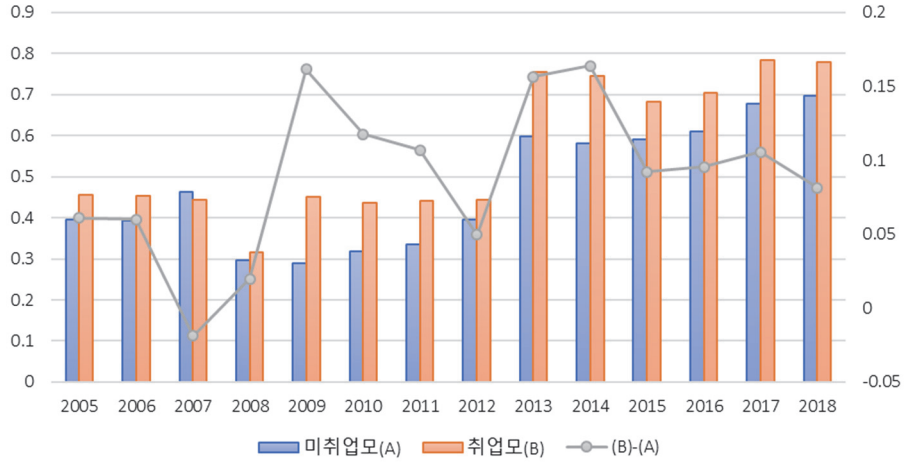
여타 임금계층의 경우 전계층을 대상으로 한 보육료 지원 제도가 실시된 2012년과 2013년을 기점으로 보육참여율이 급격하게 높아져, 60%를 넘는 수준을 유지하고 있다. 이는 무상보육으로의 전환이 모든 소득 계층의 보육 시설 이용률을 높였음을 나타내는 결과다. 보육시설 이용율은 남성과 여성 모두에게서 높아졌으나, 특히 25~75% 구간의 중간 임금 계층 여성에게서 가장 높게 나타난다. 이들 집단의 보육시설 이용률은 2013년 이후 80%에 이르렀다. 이들은 2013년 이전에는 임금근로자로 일하고 있음에도 40% 정도만이 아이를 시설 보육에 맡기고 있었다. 즉, 2013년 이전에는 주로 비공식 민간 자원을 통하여 아이의 보육을 해결하였던 것이다. 중간 임금 계층 남성의 보육시설 이용률도 상당히 높아졌지만 이들의 경우 60% 수준에 머물러, 여성의 80%에 비하여 낮은 수준으로 유지되고 있다. 이는 보육 서비스 이용의 혜택이 주로 일하는 여성에게 집중되었음을 시사한다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 임금근로자 아동의 평균 보육 시설 등록률을 남녀 각각 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-20> 남녀의 평균 보육시설 등록률 차이

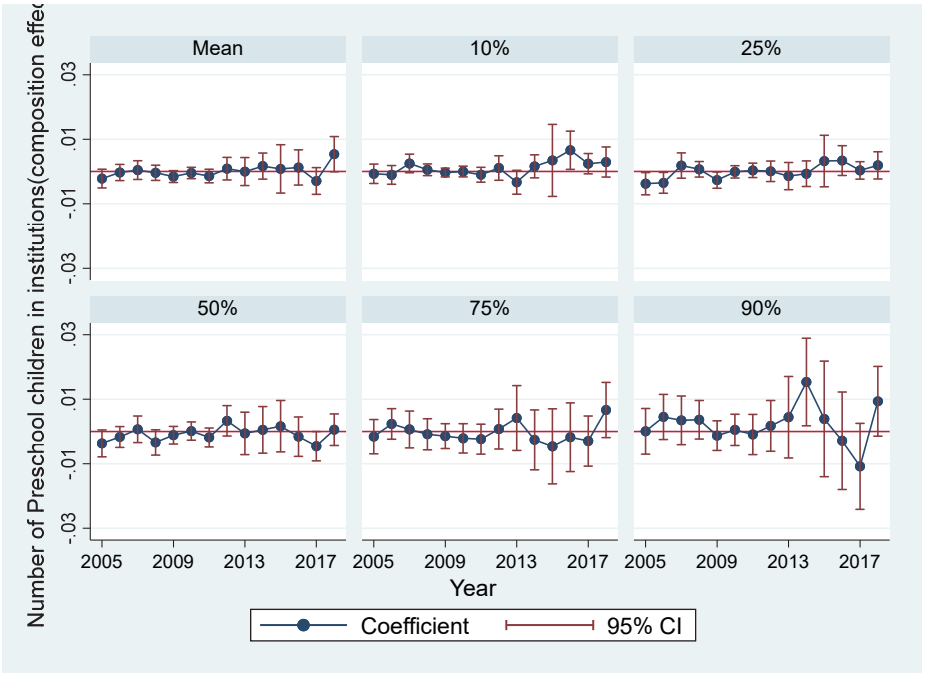
특히 제도의 확대는 미취업 여성에 비하여 취업한 여성에게 우선적으로 영향을 미치는 것으로 보인다. 취업모와 미취업 모의 보육시설 등록률 차이는 2009년과 2013년 제도 확대기에 큰 폭으로 늘어나는 양상이다(그림 5-21).



<그림 5-21> 취업여부별 보육시설 등록률

다만, 이러한 정책 이용의 변수가 남성과 여성의 임금 격차에 직접 기여하는 부

분은 제한적이었다(그림 5-22). 다만 하위 25% 집단에서 2005, 2006년과 2009년에 남성과 여성의 임금 격차를 유의하게 줄이는 요인을 확인되었다. 중위 임금 집단에서도 2005년과 2008년 유의 수준 10%에서 남녀 임금 격차를 0.3% 가량 줄이는 것으로 확인되었다. 물론 이러한 결과는 평균적인 미취학 아동의 수에 상당히 영향을 받는 것으로 보인다. 즉, 평균적인 아동 수가 적기 때문에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것이다. 따라서 보다 표적화된 집단을 대상으로 분석을 실시할 경우 보다 확실한 효과가 관측될 것으로 기대된다. 즉, 정책의 확대로 전반적인 보육시설 등록률이 높아졌으며, 이의 혜택을 주로 취업한 여성이 누리는 것으로 보이지만, 이러한 제도의 변화의 직접적인 효과가 본 연구에서는 제한적으로만 관측되었다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 보육시설에 등록한 자녀 수의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-22> 보육시설등록자녀 수에 따른 남녀 임금 격차

(5) 소결

분석 결과를 종합하면, 미취학 자녀 수에 따른 남성과 여성의 임금 격차는 어린 자녀가 있는 여성에 대한 차별적인 임금(모성 임금 패널티)에 기인하기 보다는, 어린 자녀가 있는 여성들의 낮은 노동참여(모성 고용 패널티)에 기인하는 것으로 보

인다. 또한 아동 돌봄 서비스 제도가 큰 폭으로 확대된 분석대상 기간 동안 미취학 자녀가 있는 여성의 노동 참여 역시 확대되었음을 확인할 수 있었다. 이는 곧 모성 고용 패널티에 따른 남녀간 임금 격차를 줄이는 방향으로 작동하였으며, 2013년 이후 모든 계층에서 이로 인한 남녀 임금 격차는 관측되지 않았다. 이는 정책의 확대 시기와 맞물려 있는 결과다. 또한 추가 분석에서도 미취학 자녀 중 보육시설을 이용하고 있는 비율은 점차 증가하여 2013년 이후 모든 계층에서 60% 이상을 기록하고 있으며, 특히 중간 임금 계층 여성의 경우 아동의 보육시설 등록률이 80%에 이르러 정책의 혜택을 주로 일하고 있는 어머니가 받는 것으로 보인다. 취업모와 미취업모의 보육시설 등록률을 비교하더라도 제도의 확대기마다 취업모의 등록률이 상대적으로 높아져, 제도의 확대가 일하는 어머니에게 우선적으로 혜택을 제공하는 것으로 보인다. 물론 이러한 결과가 과연 제도의 확대에 기인한 것인지 인과관계를 담보할 수는 없지만 특정한 상관관계가 있다는 점은 분명해 보인다.

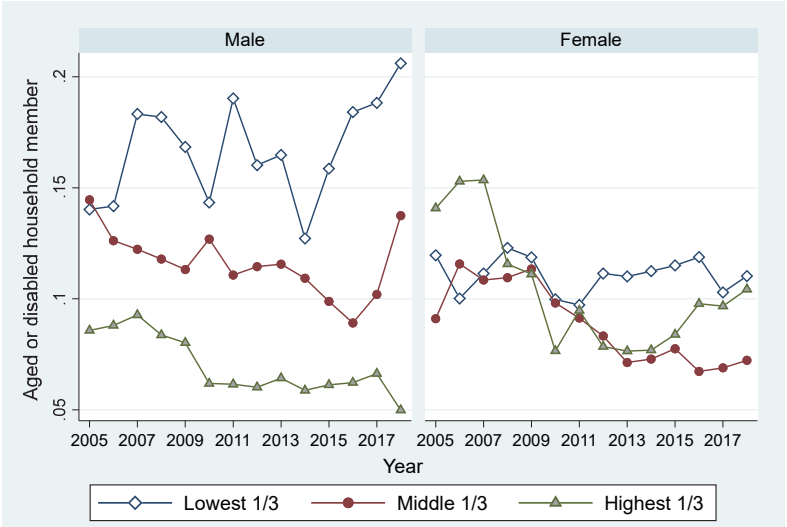
한편 전체 임금 집단을 대상으로 모성 임금 패널티는 관측되지 않았는데, 25~45세로 연령을 제한한 추가분석의 결과에서는 모성 임금 패널티가 일부 관측되었다. 그러나 이러한 모성 임금 패널티가 남녀 임금격차에 기여하는 부분은 제한적이었다. 다만, 최근 들어 고임금층을 중심으로 아버지에 대한 임금 프리미엄이 강화되는 양상이 나타났으며 아버지에 대한 임금 프리미엄이 남녀 임금 격차에 유의하게 기여하고 있다는 점을 확인할 수 있었다.

2) 노인 및 장애 가구원 여부

아동 돌봄에 비하여 큰 주목을 받지는 못했으나, 노인이나 장애인에 대한 돌봄 서비스도 가족원의 노동참여에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과들이 있다. 가족 내 돌봄이 필요한 노인이나 장애인이 있을 경우 중년 여성과 미혼인 여성의 노동 공급에 부적인 영향을 미친다고 보고된 바 있으며, 돌봄 제공자들은 임금 불이익을 받기도 하기 때문이다. 우리나라에서는 대표적인 노인 돌봄 서비스로는 노인장기요양서비스가, 장애인 돌봄 서비스로는 장애인 활동지원서비스가 도입되었다. 본 단락에서도 구성효과와 구조효과 순으로 분석 결과를 살펴보도록 하겠다. 여기서 구성효과는 앞서 모성 고용 패널티와 동일하게 돌봄 역할이 있는 여성과 남성의 임금 근로 참여율의 차이를 나타내며, 구조효과는 모성 임금 패널티와 동일하게 돌봄 역할에 따른 임금 패널티의 남녀 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 수준을 의미한다.

(1) 구성효과

노인 및 장애가 있는 가구원과의 동거 비율은 남성과 여성이 다소 다르게 나타난다. 남성의 경우 임금 수준에 따라서 그 비율이 달라지는데, 저임금층은 높은 비율, 고임금층은 낮은 비율을 나타내서 미취학 자녀 수와는 반대의 양상을 나타낸다(그림 5-23). 이러한 결과는 변수가 의도한 바와 같이 돌봄 욕구를 측정하기 보다는 부모 세대와의 동거를 측정하고 있기 때문으로 보인다. 노인 및 장애 가구원과의 동거 비율은 평균 12.1%인데, 이 중 노인은 11.3%, 장애인은 1.9% 가량으로 나타난다. 이는 이 항목에 속한 이들의 대부분이 노인을 나타내며, 장애를 가진 이들 중 60% 가량도 노인이기 때문이다.



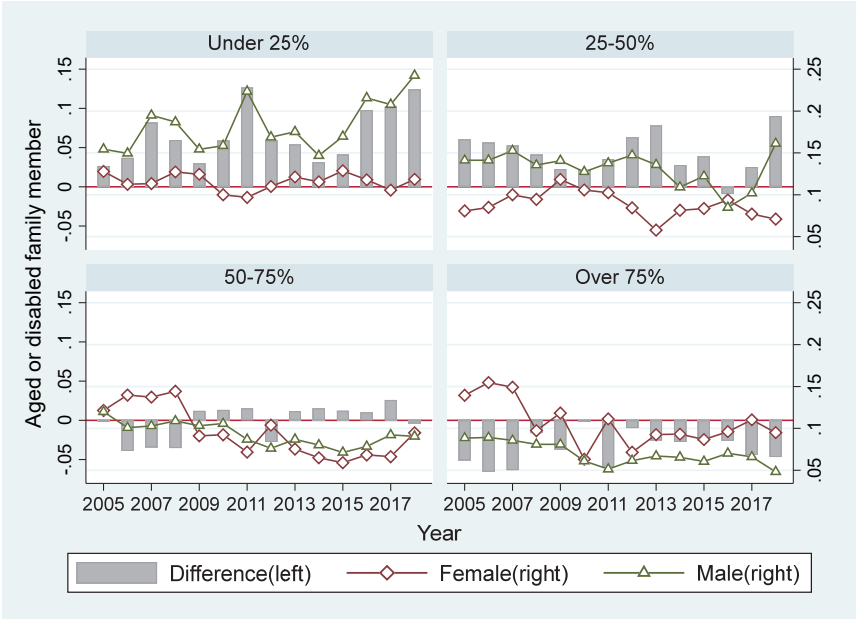
주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 노인 또는 장애인 가구원과의 동거 비율을 계산함. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-23> 임금분위별 노인 또는 장애가 있는 가구원과의 동거율

이처럼 부모 세대와의 동거가 소득 계층별로 다르다는 점은 남성의 경우 임금, 결혼, 노인과의 동거 사이에 일정한 상관관계가 있는 점과 결부시켜 해석해볼 수 있다. 가령 임금이 높을 경우 노인과의 동거 가능성이 낮아지며(상관계수: -0.1197), 결혼 가능성은 높아지며(상관계수: 0.3615), 결혼을 할 경우 노인과의 동거 가능성은 낮아진다(상관계수: -0.2020). 이는 남성 임금 근로자는 가정을 이루고 자녀를 낳는 일들이 일면 계층화되어 있음을 확인시켜 준다. 한편, 여성의 경우 임금, 결혼, 노인과의 동거의 상관계수가 절대값 0.05 이하로 낮게 나타난다. 남성과 달리 여성

의 경우 노인과의 동거에 있어 계층화가 드러나지 않는 까닭은 명확하지 않다. 다만, 여성은 부모 세대와 동거할 때 노동에 참여할 가능성이 높다는 점에서 보다 복잡한 양상으로 부모와의 동거가 결정될 여지가 있다. 우리나라 성인 자녀와 동거 중인 노인의 상당수는 자녀가 독립적인 생활을 하지 못해서나(29.3%), 손자녀를 돌보기 위하여(10.2%) 자녀와 동거 중이라고 응답한 바 있다는 점(최연실, 2014) 역시 이러한 경향을 뒷받침 한다. 다만, 본 연구에서는 부모와의 동거와 소득의 인과관계를 다루는 것을 목적으로 하고 있지는 않기에 정확한 원인은 추후 별도의 연구에서 다루도록 하겠다.

한편 고임금층과 중간 임금계층에서 장애인 또는 노인과의 동거비율이 지속적으로 감소하는 추세를 나타내고 있으며, 저임금층의 경우 그 비율이 일정하게 유지되는 것으로 보인다. 이 변수의 의미가 부모로부터의 분가라면 임금 계층 간의 분가율의 차이가 더욱 커지는 양상임을 의미한다. 임금분위별로 남성과 여성의 차이를 살펴보면, 저임금층의 경우 남성과 여성의 비율 모두가 높았으나, 남성이 여성에 비하여 비율이 더 높았다(그림 5-24). 반대로 고임금층에서는 남성과 여성이 비율이 모두 낮았으나, 특히 남성의 비율이 여성에 비하여 더 낮게 나타났다.

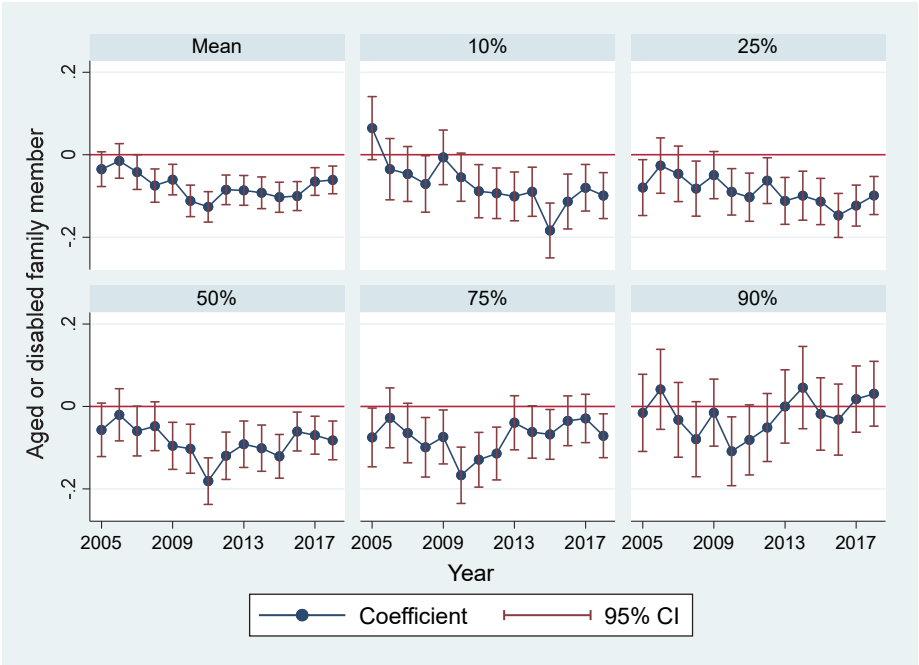


주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 노인 또는 장애인 가구원과의 동거 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-24> 노인 또는 장애가 있는 가구원과의 동거율의 남녀 차이

임금근로자의 임금방정식에서 노인 또는 장애를 가진 가구원에 대한 계수는 음

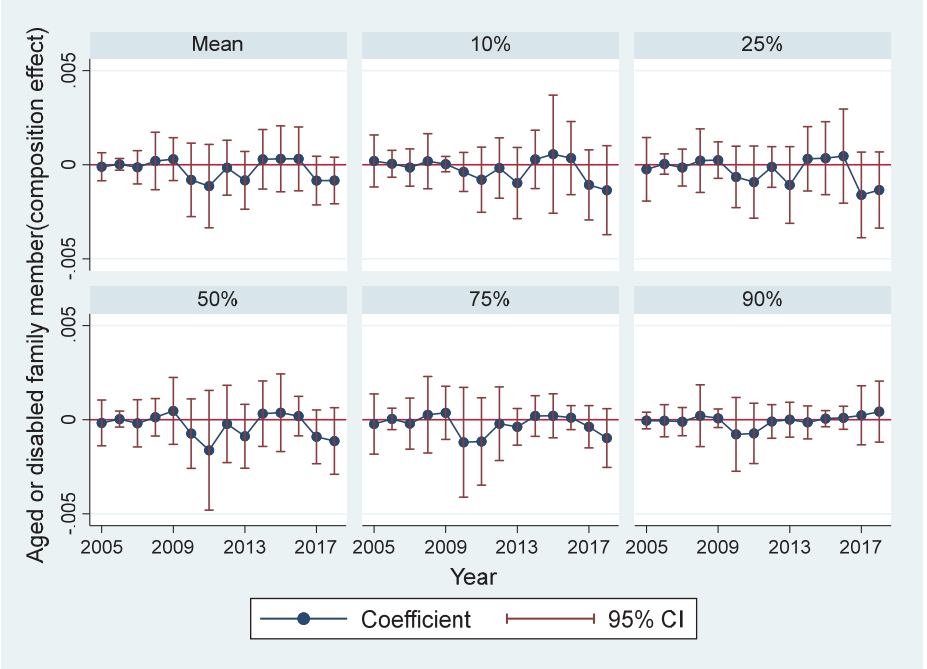
수로 나타나, 임금이 낮아지는 효과가 관측되었다(그림 5-25). 이러한 임금 불이익은 특히 저임금층과 중간임금계층에서, 최근 년도에 유의하게 관측이 된다. 한편 상위 임금계층의 경우 노인 또는 장애인과의 동거 비율이 낮을 뿐만 아니라 이에 따른 유의한 임금 불이익 역시 관측되지 않았다. 즉, 가구 내 비공식 돌봄에 대한 임금 불이익은 주로 중하위 임금계층에서만 관측되며, 이러한 불이익의 크기가 시간이 지나면서 커지고 있다는 점을 확인할 수 있다. 이는 노인 또는 장애인 가구원과의 동거가 임금 계층간 불평등을 더 악화시키는 방향으로 작동하고 있음을 나타낸다.



주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 노인 또는 장애인 가구원의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-25> 노인 또는 장애인 가구원과의 동거에 대한 회귀계수

그러나 이처럼 계층별로 다른 계수의 값은 남성과 여성의 임금격차에 크게 기여하지는 못한다(그림 5-26). 그 이유는 남녀 간 노인 및 장애인과의 동거 비율의 분포 차이가 크지 않기 때문이다. 즉, 노인 및 장애인 가구원 여부의 남녀간 차이는 남녀 임금 격차에 유의한 영향을 미치지 못하며, 관련 제도의 발달과는 무관한 양상을 나타내고 있다. 이러한 결과는 노인에 대한 돌봄 제공 시 노동참여 가능성은 줄어들지만(함선유, 2017), 돌봄 정책의 발달이 노동 참여로 이어지지 못했다는 선행연구(권현정 · 고지영, 2015; 이현주, 2015)의 결과와 맥을 같이 한다.

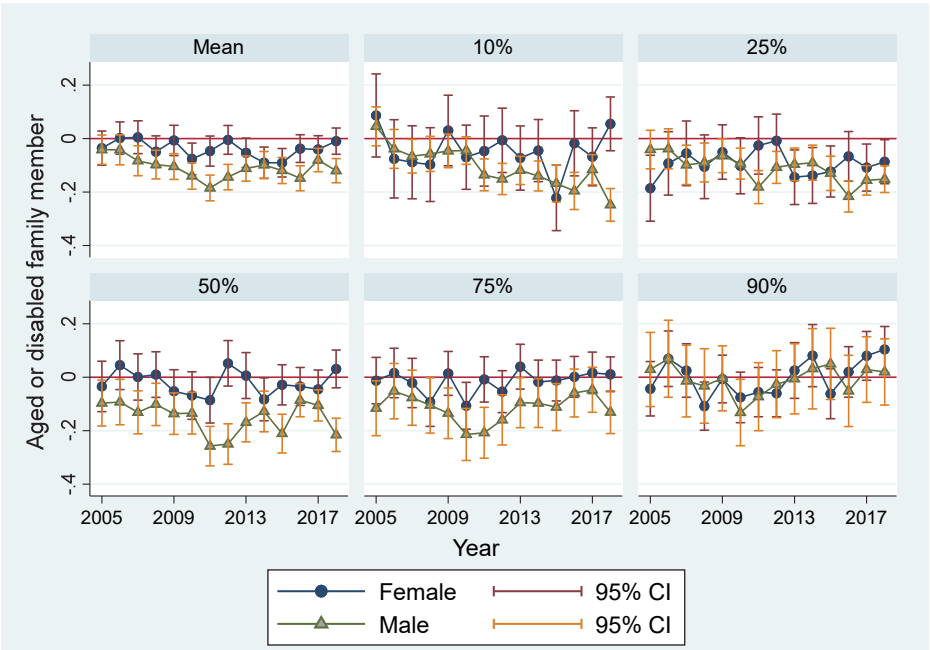


주: 표시된 값은 해당 년도에 노인 또는 장애 가구원과 동거비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-26> 노인 또는 장애인 가구원과의 동거율 차이에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

노인 및 장애 가구원 유무가 개인의 임금에 미치는 영향은 남녀가 서로 다른 방향을 나타내지는 않았으나, 계수의 크기는 주로 남성에서 크게 나타났다(그림 5-27). 남성은 상위 10%인 고임금 집단을 제외한 모든 임금계층에서 계수의 값이 음수로 나타났다. 특히 50% 중간임금 집단과 75% 임금집단에서 남성은 연도에 따라 임금 패널티가 20%를 상회하는 수준으로 높게 나타났다. 반면, 여성은 대부분의 임금 집단에서 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

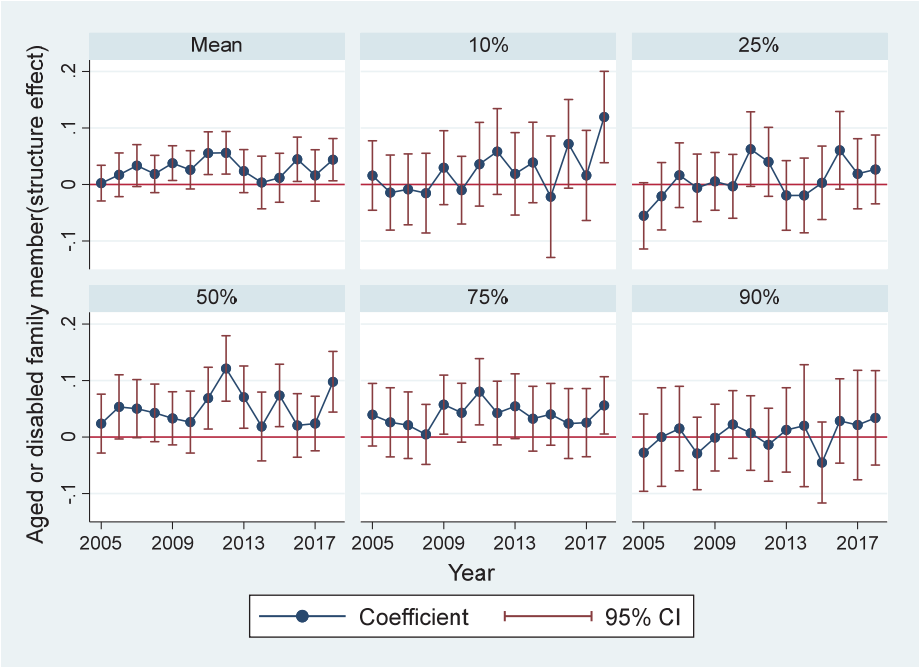


주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 노인 또는 장애인 가구원의 계수임. 각 년도별, 임금 집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-27> 남녀 각각의 임금 방정식에서 노인 또는 장애인 가구원과의 동거에 대한 회귀계수

이러한 계수의 차이는 분해분석에서 여성의 임금에 이익을 주는 방향으로 작동할 것 같지만, 반대로 남녀의 임금 격차를 유의하게 늘리는 영향요인으로 나타난다(그림 5-28). 가령, 임금 하위 10%에서 2018년 계수의 부적 효과는 남성에서 더 크게 나타났는데, 예상과는 반대로 여성과 남성의 임금 격차를 더 크게 만든다는 결과가 나왔다. 이처럼 계수의 효과가 반대로 남녀 임금 격차를 늘리는 까닭은 무엇일까? 이는 노인 및 장애 가구원이 있을 경우 임금이 줄어드는 효과는 가구 내 노인 및 장애 가구원이 없을 경우 임금이 늘어나는 효과와 반대라는 점을 고려하여 이해할 필요가 있다. 만약 변수를 가구 내 노인 및 장애 가구원이 있는 경우를 기준변수로 삼는다면, 계수의 효과는 반대로 정적으로 나오게 되는데, 이 때 남성은 여성에 비하여 해당 가구원이 없을 경우 더 큰 임금 보상을 받게 된다. 본 연구에서는 범주형 변수에서 기준변수의 선택에 따라서 누락된 집단이 절편에 포함되어 구조효과를 과대추정 하는 문제를 보완하고자 Yun (2005)이 제안하고 Jann (2008)의 Stata 통계 패키지의 명령어에 적용한 방식을 사용하였다. 이는 한 가지 범주형 변수의 계수합을 0이 되도록 누락되는 범주 없이 분석하는 방식이다. 즉, 노인 및 장애 가구원이 있는 경우와 없는 경우를 모두 포함하도록 하였기에 남성과 여성의 임금 격차를

늘리는 결과가 도출된 것이다[24].



주: 표시된 값은 해당 년도에 노인 또는 장애 가구원과 동거에 대한 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-28> 노인 또는 장애 가구원과의 동거에 따른 남녀 계수차이에 따른 남녀 임금 격차

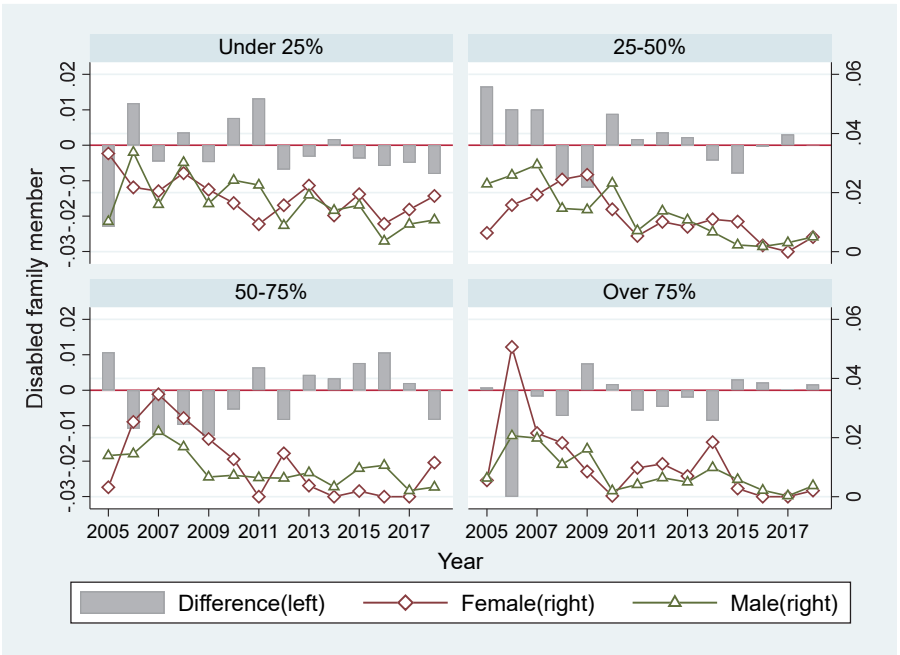
(3) 추가분석: 장애인 가구원과의 동거

앞서 언급하였듯 노인 및 장애인 가구원과의 동거는 대부분이 노인과의 동거이며, 모든 노인이 돌봄 욕구를 가족 있지는 않다는 점에서 돌봄 욕구에 관한 적절한 변수가 아닐 수 있다. 특히 우리나라에서는 65세 이상 노인일지라도 돌봄을 필요로

[24] 가령 X_{d1}은 동거, X_{d1}는 비동거라고 가정한다면 구조효과는 다음과 같다. $[\overline{X_{Ad1}}(\widehat{\beta_{Ad1}} - \beta_{d1}^{*}) + \overline{X_{Bd1}}(\beta_{d1}^{*} - \widehat{\beta_{Bd1}})] + [\overline{X_{Ad2}}(\widehat{\beta_{Ad2}} - \beta_{d2}^{*}) + \overline{X_{Bd2}}(\beta_{d2}^{*} - \widehat{\beta_{Bd2}})]$, 여기서 $\beta_{d1}^{*} + \beta_{d2}^{*} = \widehat{\beta_{Ad1}} + \widehat{\beta_{Ad2}} = \widehat{\beta_{Bd1}} + \widehat{\beta_{Bd2}} = 0$. 즉, 남성과 여성 각각의 임금 방정식의 계수와 통합 모델에서의 계수의 차이에 각 집단의 평균 값이 가중치로 부여된다. 노인 및 장애인 가구원과의 동거 비율은 전체 집단에서 20% 이하인 반면, 비동거 집단은 80%이므로 비동거에 더 큰 가중치가 부여되는 것이다. 따라서 동거에 따른 임금 불이익이 남성이 더 크게 나타났더라도, 결국 동거 여부에 따른 가중치가 부여되므로 비동거일 경우의 사례가 더 큰 영향을 미치게 된다.

하기 보다는 손자녀에 대한 돌봄을 제공하는 등 돌봄의 제공자인 사례도 적지 않다. 따라서 순수한 돌봄 욕구에 대하여 확인하고자 장애를 가진 가구원만을 대상으로 추가적인 분석을 실시하였다. 다만, 장애인 가구원과의 동거 비율은 평균 1.7%에 불과하므로 이의 해석에는 주의가 필요하다.

분석 결과, 장애가 있는 가구원과의 동거는 소득 계층별로 특별한 양상을 나타내지 않았다. 노인 및 장애 가구원과의 동거와는 다른 양상이다(그림 5-29). 전체 임금근로자의 임금 방정식에서 장애 가구원과의 동거에 대한 회귀계수 역시 소득 계층별로 이질적인 양상이 관측되지 않았다(부도6). 이러한 결과들은 노인과의 동거가 남성 임금 근로자의 경우 부모 세대와의 동거 비율을 의미할 수 있음을 다시 한 번 확인시켜준다. 그러나 결과적으로는 앞선 본 분석과 동일하게 장애 가구원과의 동거 변수가 남성과 여성의 임금 격차에 유의미하게 기여하지 못하는 것으로 나타났다(부도7).



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 장애인 가구원과의 동거 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-29> 장애 가구원과 동거 비율의 남녀 차이

(4) 소결

정리하면, 노인이나 장애인 가구원이 있을 경우 임금 상의 불이익이 일부 관측되

었다. 그러나 이러한 임금 불이익은 해당 가구원에 대한 돌봄 욕구가 반영된 결과이기 보다는 임금이 낮은 이들이 부모 세대와 동거하는 비율이 높은 경향이 주요한 원인인 것으로 보인다. 특히 추가분석을 통해 확인한 결과, 진정한 돌봄 욕구가 있을 것으로 예상되는 장애 가구원과의 동거는 유의미한 임금 불이익이 관측되지 않았다. 특히 어린 자녀와는 달리 장애 가구원과의 동거가 여성의 노동참여를 줄이는 경향 역시 나타나지 않았다. 이처럼 남성과 여성의 차이가 관측되지 않다보니, 남녀의 분포 상의 차이나 계수의 차이에 따른 남녀 임금 격차 역시 유의미하게 관측되지 않았다. 결과적으로 선행연구들의 결과들처럼 분석 기간 큰 폭으로 발달한 관련 정책들이 노인 및 장애 가족을 돌보는 역할에 따른 불이익을 통하여 남성과 여성의 노동참여나 임금 격차에 특정한 영향을 미치지는 못한 것으로 보인다.

2. 보상임금격차

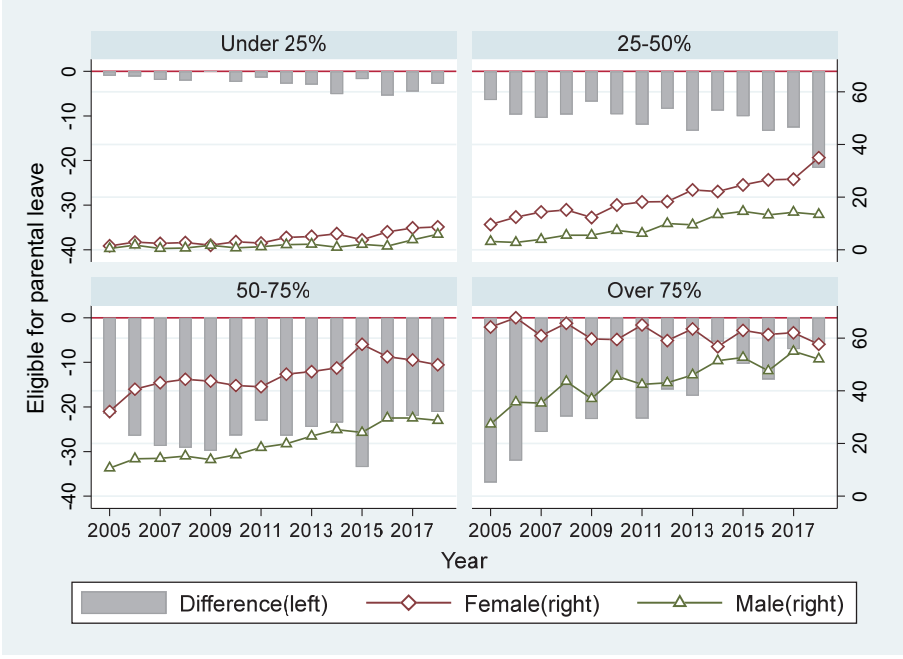
보상임금격차론에 따르면 여성은 주어진 돌봄 역할을 위하여 임금이 높은 직장 대신에 일과 돌봄을 양립할 수 있는 제도가 있는 일자리를 선택하며, 이로 인하여 남성에 비하여 낮은 임금을 받게 된다(Fuller, 2017; Glauber, 2012). 이러한 보상임금격차론이 성립하려면 돌봄을 제공하기 유리한 제도를 가진 일자리를 차지하는 비율이 여성이 높아야 하고, 이러한 일자리에 임금 불이익이 발생해야 한다. 본 연구에서는 육아휴직제도와 시간제와 같이 일-가족 양립에 보다 나은 조건을 제공하는 일자리들이 보상임금격차론의 논의와 같은 방향으로 남녀 임금격차에 영향을 미치는지 살펴보도록 하겠다.

한편, 본 단락에서는 구조효과를 통하여 돌봄 시간 정책으로 인하여 발생하는 차별에 대해서도 확인할 수 있다. 3장에서 살펴보듯, 차별에 관한 이론은 돌봄 시간 정책의 확대가 이의 사용이 주로 여성에게 집중되어 있다는 점에서 여성에 대한 고용이나 임금 상에 불이익이 발생할 수 있음을 시사하고 있다(Mandel, 2010; Mandel & Semyonov, 2005). 제도의 구조효과에서는 이 같은 여성의 임금 불이익이 나타나는지를 확인해보겠다.

1) 육아휴직제도

(1) 구성효과

육아휴직제도는 본 연구의 분석 대상 기간 동안 꾸준히 그 대상과 휴직 급여를 확대해 왔다. 앞서 2장에서 살펴보았듯 이러한 제도의 확대는 제도 사용자의 증가로도 이어졌다. 이러한 양상은 본 데이터에서도 드러나는데, 현재 사업장에서 육아휴직을 제공하고 있으며, 본인이 원하면 이를 사용할 수 있다는 근로자의 비율은 2005~2018년 사이 꾸준히 증가하였다(그림 5-30). 특히 중간 임금 계층의 경우 2011년을 기점으로 남성과 여성 모두 가파르게 증가하는 추세를 나타낸다. 2011년은 육아휴직 급여액이 정액제에서 정률제로 전환된 해로, 육아휴직자가 급격하게 늘어난 해다. 한편, 앞서 제도 이용자 통계에서도 살펴볼 수 있듯 저임금 계층의 경우 여타 임금 계층에 비하여 육아휴직 대상자의 비율이 매우 낮았으며, 상승폭도 다른 임금 계층에 비해서는 더디게 나타났다.



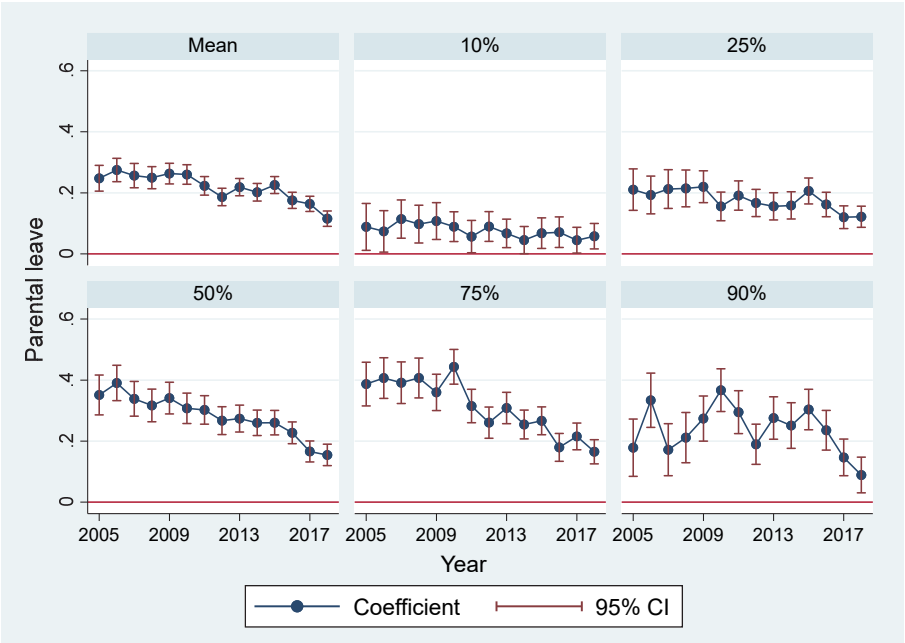
주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 육아휴직 사용이 가능한 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-30> 육아휴직을 사용할 수 있는 근로자 비율의 남녀 차이

한편 여성과 남성의 상승폭이 다른데, 고임금층 여성은 이미 2005년부터 60% 가량이 육아휴직을 사용할 수 있다고 응답한 반면, 남성은 2005년 당시 20%내외이던 비율이 2005-2018년 사이 급격하게 상승하여 최근에 이르러 여성과 남성의 격차가 거의 나지 않을 정도로 여성의 비율을 따라잡게 되었다. 이는 육아휴직 제도가 단순히 여성만이 혜택을 받는 제도가 아니라 아버지에 대한 인센티브를 주는 등

의 정책 변화를 통하여 여성 보다도 고임금 남성의 대상자 확대가 주로 이루어졌음을 시사하는 결과다.

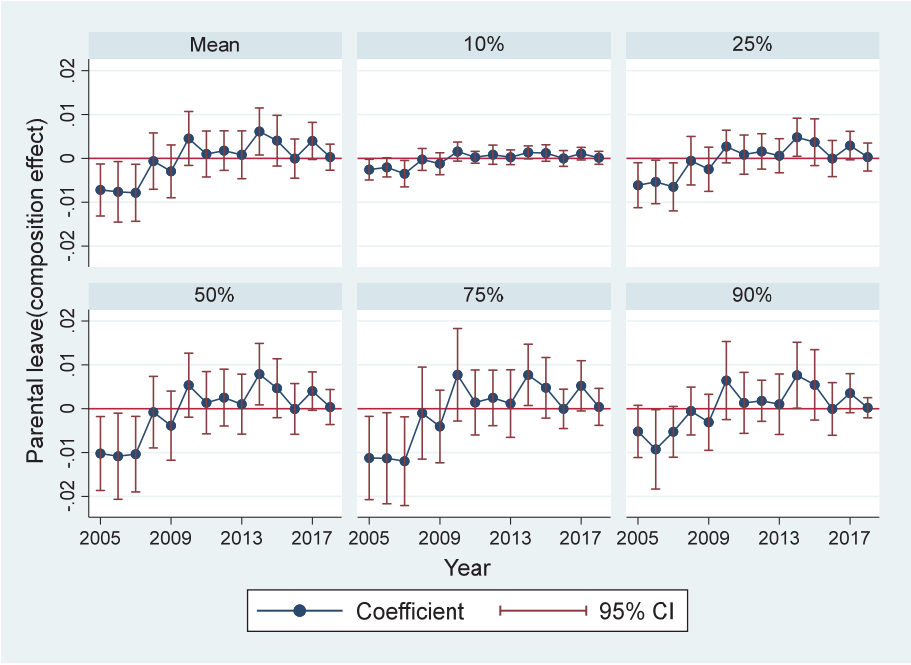
그렇다면 이러한 육아휴직제도는 개인의 임금에 어떠한 영향을 미쳤을까? 앞서 3장에서 살펴보았듯, 여성이 육아휴직의 가용성이 더 높으며, 육아휴직제도가 임금을 낮추는 요인일 때 보상임금격차 가설을 지지하게 된다. 그러나 본 연구의 분석에서는 육아휴직의 사용 가능성은 여성에게서 더 높았으나, 개인의 인적자본과 정규직 여부를 통제한 결과 육아휴직의 사용가능성은 임금에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타난다(그림 5-31). 임금 분위별로 정도의 차이는 있으나, 모든 임금계층에서 정적 효과가 관측되었다. 특히 중위임금계층에서 육아휴직의 프리미엄이 가장 높게 나타났는데, 2005년의 경우 40% 가량 임금을 증가시키는 요인으로 나타났으며, 2018년 그 비율이 줄어들었으나 여전이 20% 가량의 임금 프리미엄이 관측되었다. 즉, 이는 보상임금격차론을 지지하지 않는 결과다. 한편, 연도별 추세를 보면 육아휴직제도의 임금 프리미엄이 최근 들어 점차 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 이는 육아휴직제도의 확대로 과거에 비하여 육아휴직제도가 보편화됨에 따라 임금 프리미엄이 줄어든 결과로 보인다.



주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 육아휴직 사용 가능성의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-31> 육아휴직 가능성의 회귀계수

분해 분석에서 결과를 살펴보면, 육아휴직에 대한 임금 프리미엄과 남성 대비 여성의 높은 사용 가능성은 남성과 여성의 임금 격차를 감소시키는 역할을 하였다(그림 5-32). 구성효과에서 하위 25%와 중위임금, 75% 임금 집단의 경우 2005~2008년 사이 여성의 높은 육아휴직 비율로 인하여 남성과 여성의 임금격차가 유의미하게 감소하는 양상을 나타냈다. 그러나 이러한 효과는 남성과 여성의 육아휴직 사용 가능성의 격차가 점차 줄어들면서 오히려 남녀 임금 격차 감소에 유의한 역할을 하지 못하게 되었다.



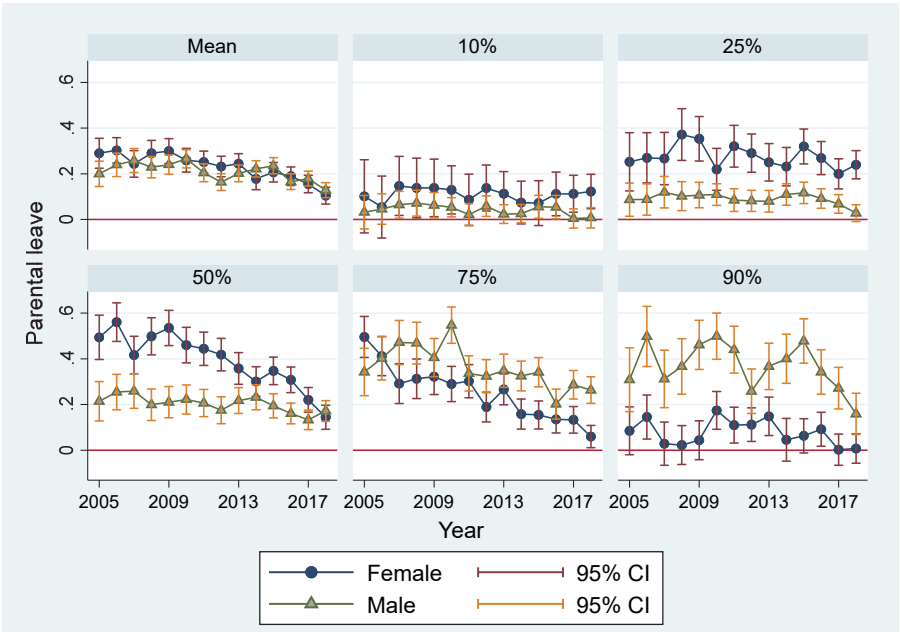
주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-32> 육아휴직 가능성의 차이에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

구조효과는 육아휴직제도의 사용 가능성에 대한 남녀의 회귀계수 차이가 임금에 미치는 영향을 나타낸다. 우선 남성과 여성 각각의 임금 방정식에서 육아휴직제도 사용가능성의 회귀계수를 비교한 결과는 아래 그림 5-33에 수록하였다. 모든 계층에서 남성과 여성 모두 임금에 정적인 효과를 미치지만, 저임금층에서는 여성이 더 높은 임금 프리미엄을, 고임금층에서는 남성이 더 높은 임금 프리미엄을 받는 것으

로 나타난다. 이러한 이분변수의 계수의 값은 기준변수를 달리하면 반대로 육아휴직제도가 없을 경우 중하위 임금 계층에서는 남성에 비하여 여성은 더 큰 임금 하락을 경험한다는 의미가 된다. 이는 앞서 노인 및 장애 가구원과의 동거 변수에서 설명하였듯, 이분변수의 값은 각각 반대되는 방향으로 영향을 미치며, 각 변수의 비율이 가중치로 적용되기에 육아휴직제도 사용 가능성에 대한 임금 프리미엄의 남녀 차이 보다는 이러한 제도가 없을 경우 발생하는 임금 불이익이 더 큰 영향을 미칠 가능성이 있다. 가령, 남성의 경우 가장 그 비율은 상위 25% 집단이더라도 최근 들어 그 비율이 50% 정도가 되었으며, 중하위 소득계층에서는 남녀 모두 낮은 사용 가능성을 나타낸 바 있다. 즉, 중하위 소득계층의 경우 육아휴직의 사용 불가능할 때의 패널티가 더 높은 가중치로 영향을 미치게 된다.

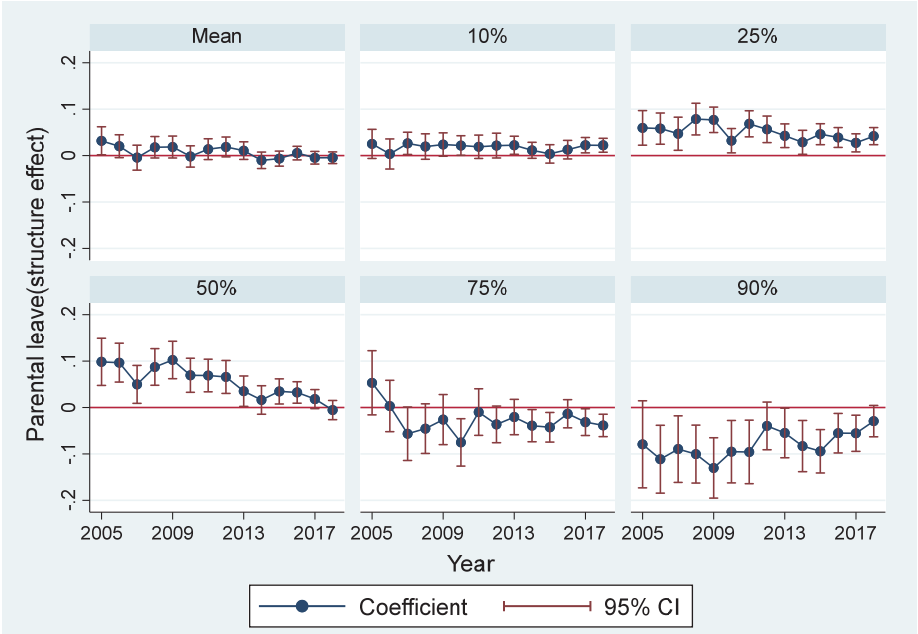


주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 육아휴직 사용 가능성의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-33> 남녀 각각의 임금 방정식에서 육아휴직 가능성의 회귀계수

따라서 분해분석의 계수효과를 살펴보면 중하위 임금계층의 경우 육아휴직에 대한 남성과 여성의 다른 계수효과가 남성과 여성의 임금 격차를 늘리는 것으로 나타났으며, 고임금층의 경우 남녀간 임금격차를 줄이는 요인으로 나타났다(그림 5-34). 이는 앞서 언급하였듯, 육아휴직제도가 없을 경우 여성이 받게 되는 임금 불이

익 수준이 높다는 뜻이므로, 육아휴직제도가 여성의 임금과 더 큰 관련이 있다는 정도로 해석하는 것이 마땅해 보인다. 다만, 이러한 상반되는 효과는 시간이 흐를수록 모든 집단에서 점차 줄어들어 최근래에 이르러서는 유의한 임금격차를 발생시키지는 않는 것으로 나타난다. 이는 제도가 확대되면서 육아휴직제도의 이용 가능성에 따른 임금 프리미엄이 감소함에 따른 결과로 보인다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

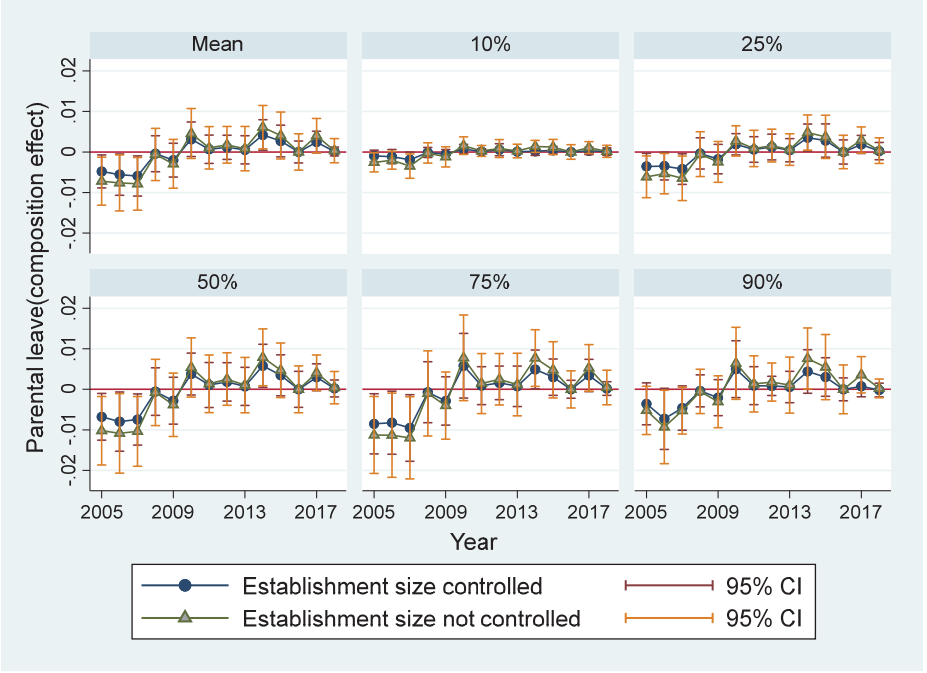
<그림 5-34> 육아휴직 가능성에 대한 임금 프리미엄 차이에 따른 남녀 임금 격차

(3) 추가분석 1: 기업 규모 통제

그러나 육아휴직제도의 사용가능성이 남녀 임금격차에 미치는 영향은 사업체나 일자리의 특성을 대리하여 편향 추정되었을 가능성이 없지 않다. 가령 대기업과 같이 자원이 많은 보다 좋은 일터에서 육아휴직제도를 더 많이 도입했다면, 기업 특성이 누락되었기 때문에 육아휴직의 효과가 과대 추정될 수 있다. 이에 본 연구에서는 사업체 규모 변수를 추가하여 추가분석을 실시하였다[25].

[25] 사업체 규모에 관한 변수는 전체 사례 중 10% 정도의 사례에서 모름이나 무응답인 사례가 발생하고 있다. 이에 본 분석에서는 포함하지 못하였는데, 추가 분석에서는 모름과 무

기업 규모를 통제한 결과, 통제 전에 비하여 회귀 계수의 값이 다소 줄어들기는 하였으나, 추세의 큰 변화는 없었다. 특히 2005~2008년 사이 중간 소득 계층에서 나타나는 소득 감소 효과는 계수의 크기가 가시적으로 줄어들기는 하였으나, 여전히 통계적으로 유의한 수준으로 확인되었다. 이는 기업체 규모, 정규직 여부와 같은 일자리의 다른 조건들을 통제하고도 육아휴직제도가 임금과 관계가 있다는 의미이며, 이러한 임금 프리미엄이 있는 육아휴직제도의 사용 가능성이 남성에 비하여 여성에게서 높다는 점을 나타낸다.



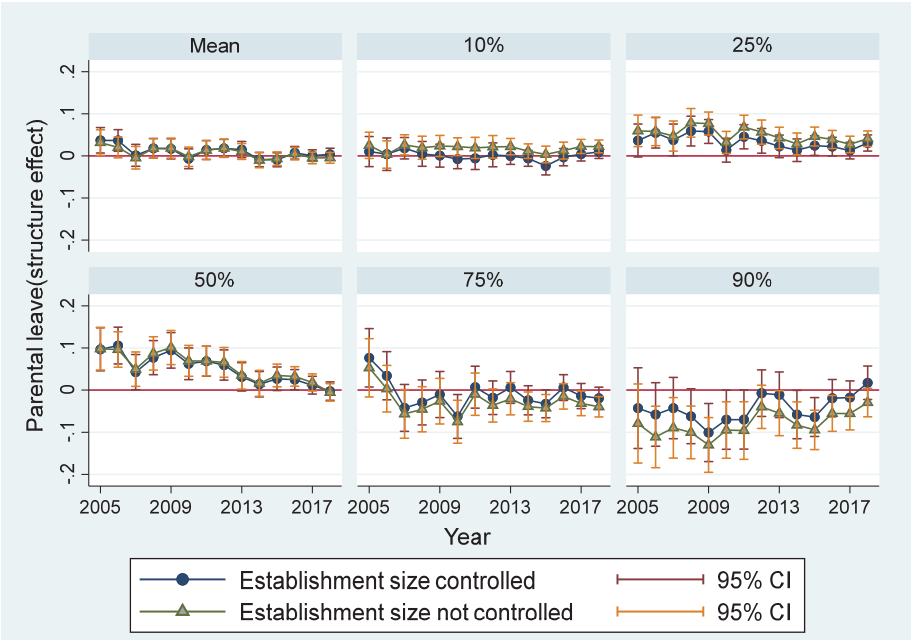
주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-35> 기업규모통제 여부별 육아휴직 가능성에 따른 남녀 임금 격차(구성효과)

한편, 구조효과 중 상위 10% 집단에서 나타나는 임금 감소 효과의 크기가 상당히 줄어들어 대부분 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다. 또한 중위 소득집단을 제외한 여타 소득 집단에서도 계수의 절대 값이 상당히 줄어들었다. 이는 계수 효과의 일부분은 기업 규모의 효과였음을 의미한다. 그러나 계수 효과 역시 기업 규모를 통제하고도 여전히 25~50% 분위에서 임금 격차에 영향을 미치는 것으로 나타나는

응답을 하나의 더미변수로 포함하여 분석을 실시하였다.

데, 이는 기업 규모를 통제하고도 육아휴직제도의 사용 가능성의 여성의 임금에 더 큰 영향을 미치는 요인이라는 점을 시사한다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-36> 기업규모통제 여부별 육아휴직가능성에 따른 남녀 임금 격차(구조효과)

(4) 추가분석 2: 제도의 실제 사용자 통제

한편, 육아휴직제도의 사용 가능성이 이의 실제 사용을 의미하지는 않는다는 점에서 본 연구의 결과를 육아휴직제도의 효과로 보기 어려울 수 있다. 2009~2018년 사이 육아휴직제도를 사용한 임금근로자에 관한 통계를 살펴보면[26], 총 361명(3,812 연도-개인 사례)의 관측치 중 남성인 사례는 8명(67 연도-개인 사례)에

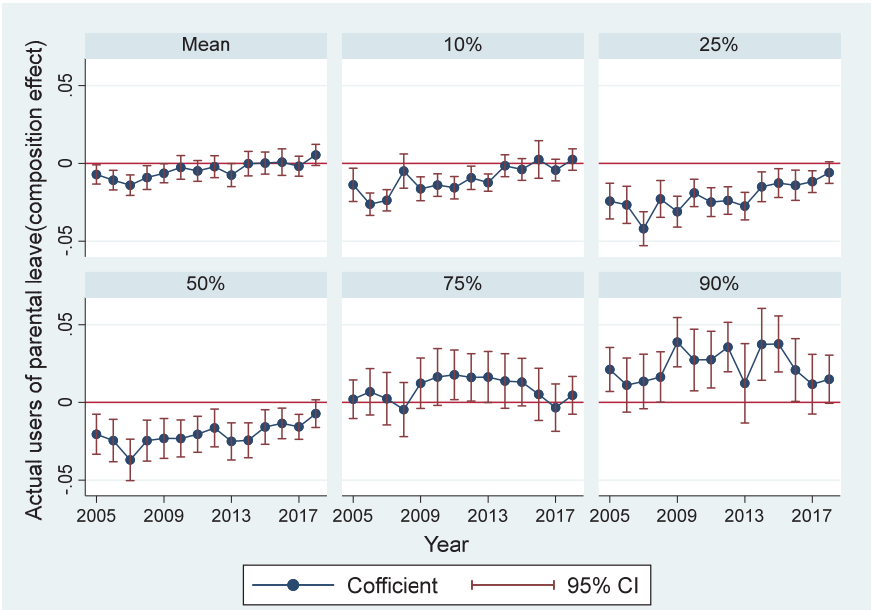
[26] 해당 변수는 2009년부터 조사되었다. 이 변수를 본 분석에 포함하지 못한 까닭은 당해 년도 육아휴직 중일 경우는 임금 근로에 관한 정보가 없거나 부족하기에 분석을 위해서는 과거에 육아휴직을 한 경험이 있는지에 관한 정보를 사용하게 된다. 그러나 이 변수가 2009년부터 조사되었기 때문에 2009년 이전에 육아휴직 사용자에 관한 정보가 부재하다. 즉, 임금근로자 중 육아휴직 사용 경험이 있는 이들이 2009년 이후 누적적으로 늘어나기 때문에 각 년도별로 이를 비교하기가 어렵게 된다. 따라서 본 연구에서는 보조적인 지표로만 이 변수를 사용하고자 한다.

불과하였다. 전체 여성 사례의 40% 가량이 육아휴직제도를 사용할 수 있다고 응답하였으나, 실제로 제도를 사용한 사례는 4.5% 가량인 것이다. 이처럼 실질적으로 이의 사용은 여성에게 집중되고 있으며, 사용률 역시 낮다는 점에서 육아휴직제도의 이용 가능성 자체가 남녀 임금 격차에 직접적인 영향을 미치는 변수는 아니라는 반론을 제기할 여지가 있다.

이에 육아휴직의 실제 사용일수에 대한 정보가 제공되는 2009년부터 2018년 사이 육아휴직 사용한 적이 있는 이들을 통제하였다. 이 때 육아휴직 사용자는 실제 사용 년도와 관계없이 2005~2018년 모든 년도에 육아휴직 사용자로 통제하였다. 이러한 방식은 육아휴직 사용에 따른 직접적인 패널티를 나타내지는 않지만, 사용 가능성에 대한 문항과 달리, 실제로 사용할 예정인 이들까지 통제를 하는 것이다. 그 결과, 중하위 계층에서 실제 사용자의 효과는 임금 격차를 줄이는 요인으로, 고임금층에서는 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타났다(그림 5-37). 이는 육아휴직의 임금 효과가 소득 분포에 따라 상이한 방식으로 작동한다는 점을 시사한다. 가령 육아휴직을 실제 사용할 수 있는 일자리가 주로 안정적인 일자리라는 점에서 중하위 임금계층에서는 더 나은 일자리를 의미하는 반면, 상위 임금층에서는 이의 실제 사용이 모성 불이익과 연결될 수 있는 것이다.

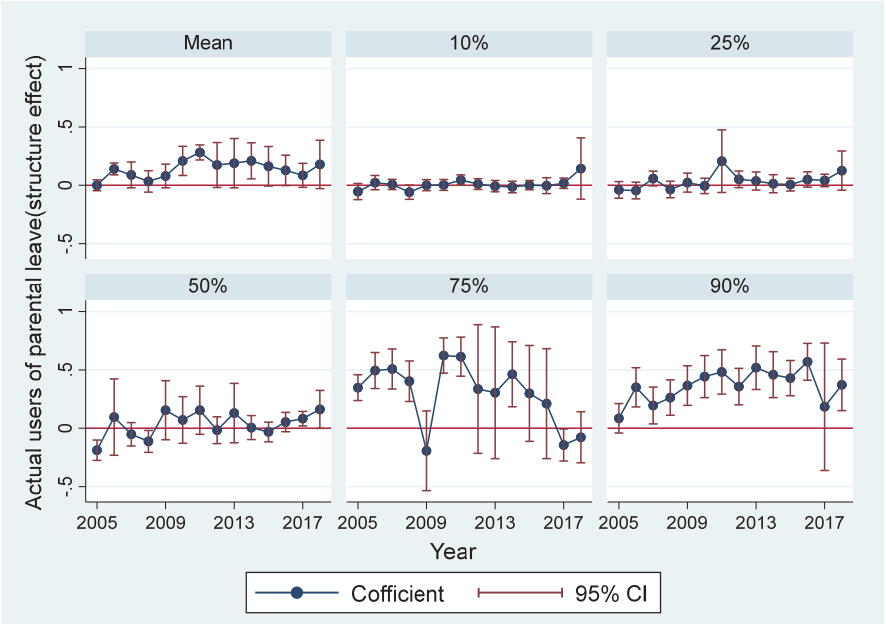
이러한 양상은 구조효과에서도 두드러지는데, 중하위 임금층에서 실제 육아휴직 사용에 대한 계수 효과는 유의하지 않은 반면, 상위 임금층에서는 유의하게 남녀 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타났다(그림 5-38). 물론 이러한 계수의 값은 남성 사용자가 각 년도에 최대 8명뿐이라는 점에서 남성의 계수의 값이 안정적으로 추정되지 않았을 가능성이 있다. 따라서 이러한 결과는 주의하여 받아들일 필요가 있다.

한편 육아 휴직의 실제 사용자를 통제하더라도 육아휴직제도의 사용가능성이 남녀 임금 격차에 미치는 효과는 구성효과와 구조효과 모두에서 거의 달라지지 않았다(부도 8~9). 이는 육아휴직의 사용이 제한적인 범위에서 나타나고는 있지만, 육아휴직의 사용 가능성 자체가 남성보다는 여성에 집중되어 있으며, 여성의 임금과의 관련성이 더 높다는 점을 나타낸다. 가령, 여성은 실제로 그 제도의 혜택을 누린 경험은 없더라도, 이를 언젠가 사용할 수 있는 가능성 자체 만으로도 의미 있는 영향을 받는다는 뜻이다. 또한 육아휴직제도의 가능성이 일자리의 전반적인 일-가족 양립 지원 정책의 수준과 관련이 있을 수 있으며, 이러한 일자리의 특성이 남성 보다는 여성의 임금과 더 관련이 있도록 나타났을 여지도 있다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 실제 사용률의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-37> 육아휴직 실제 사용률 차이에 따른 남녀 임금 격차



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 실제 사용률의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-38> 육아휴직 사용의 회귀계수 차이에 따른 남녀 임금 격차

(5) 소결

분석 결과를 종합하면, 육아휴직의 사용 가능성은 남성 보다 여성에게서 더 높은 비율로 나타났다. 또한 계수의 효과를 검토하여도 남성 보다 여성의 임금에 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 이러한 육아휴직의 사용 가능성은 정규직이나 사업체의 규모와 같은 일자리의 질을 나타내는 변수들을 통제하고도 유의하게 나타났다. 결과적으로 육아휴직제도는 중간임금계층에서 남녀의 임금 격차를 유의하게 줄이는 역할을 했던 것으로 보인다.

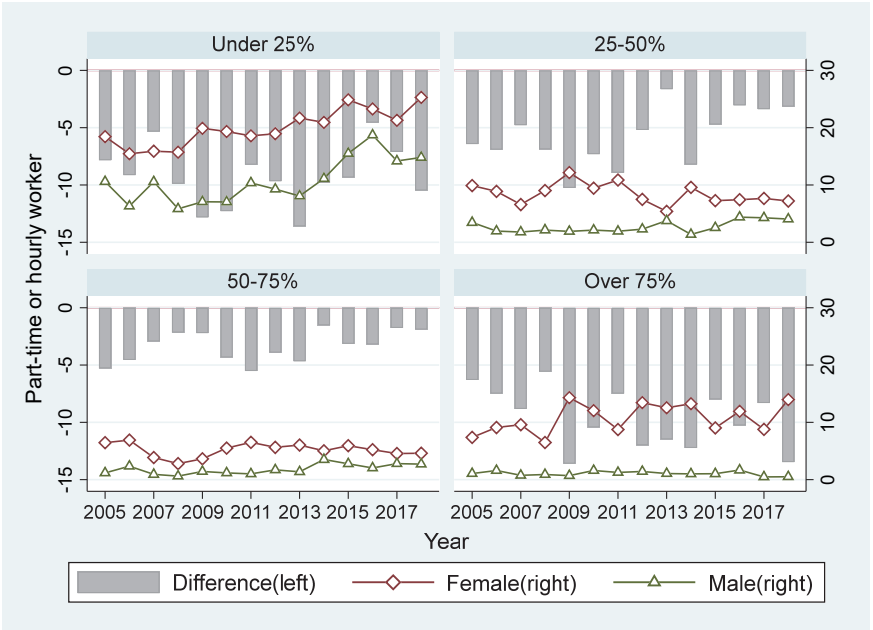
그러나 분석 기간동안 육아휴직제도의 이용 가능성이 보다 확대되었으며, 특히 고소득 남성을 중심으로 제도의 이용가능성이 크게 높아졌다. 따라서 남성과 여성의 이용가능성 차이가 줄어들었으며, 더불어 이의 임금 프리미엄 역시 감소하였다. 결과적으로 육아휴직제도의 이용가능성이 남녀 임금 격차를 줄이는 역할 역시 유의하지 않은 수준으로 줄어들게 된다. 다만, 육아휴직제도가 남성과 여성의 임금에 서로 다른 방식으로 작동하는 양상은 여전히 일부 집단에서는 유의하게 나타난다. 물론 이러한 구조효과가 저임금층의 경우 남녀임금격차를 늘리는 방식으로, 고임금층의 경우 임금격차를 줄이는 방식으로는 나타났지만, 이를 실제 각 임금 분포별 남성과 여성의 계수의 크기로 나누어 자세히 살펴보면, 고임금 여성의 경우 육아휴직제도의 이용가능성에 대한 임금 프리미엄이 크지 않은 반면, 중간 임금 계층의 경우 이의 임금 프리미엄이 상당히 크다는 점을 확인할 수 있다. 즉, 하위 임금 계층의 경우 임금 격차를 늘린다기 보다는 임금과 육아휴직제도의 관련성이 남성에 비하여 더 높다는 점을 시사한다. 이는 해당 제도의 효과가 남성 보다는 여성에게 더 주요하게 작동한다는 점으로 이해할 수 있다.

한편 육아휴직 제도를 사용가능한 이들 중 실제로 이를 사용한 이들은 상당히 제한 적인 것으로 나타난다. 실제 사용자들의 영향을 살펴보면 중간 임금층은 남녀 임금 격차를 줄이는 것으로, 상위 임금층은 남녀 임금 격차를 늘리는 것으로 나타난다. 이는 육아휴직이라는 제도의 특성이 통상 안정적이며 좋은 일자리에서 가능하다는 점과, 동시에 잠시라도 노동시장을 이탈하기에 임금이 하락할 수 있다는 점에서 이해 가능한 결과라 할 수 있다. 즉, 중간층의 경우 좋은 일자리의 효과가 두드러진 반면, 고임금층은 더 높은 기회비용(즉, 임금)으로 인하여 노동시장 이탈에 따른 불이익이 더 크게 작동할 여지가 있는 것이다.

2) 시간제 근로

(1) 구성 효과

본 연구의 분석대상자들 중 시간제 근로자 비율은 남성에 비하여 여성이 더 높게 나타난다. 남성의 경우 시간제 근로는 저임금 계층에게서만 20% 이내로 관측되며 상위 임금 계층에서는 그 비율이 5% 미만으로 상당히 낮았다(그림 5-39). 특히 고임금층의 경우 그 비율이 가장 낮았다. 반면, 여성은 모든 임금 계층에서 남성에 비하여 시간제의 비율이 높다. 더불어 여성은 중간 임금 계층에 비하여 고임금층에서 시간제 비율이 높다는 점도 남성과의 주요한 차이라고 할 수 있다. 2005~2018년 사이 저임금층 여성의 경우 시간제 근로자 비중이 늘어가는 추세를 보인다. 고임금 여성 역시 동기간 다소 증가하는 추세를 보이지만, 중간 임금 여성의 경우 년도별 변동폭이 있을뿐 시간이 흐름에 따라 더 증가했다고 보기는 어려운 양상이다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 시간제 근로 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-39> 시간제 근로자 비율의 남녀 차이

흥미로운 점은 시간제 근로가 임금에 미치는 효과가 임금계층에 따라서 상이하게 나타난다는 점이다(그림 5-40). 임금 하위 10%와 25%에서 시간제 근로는 임

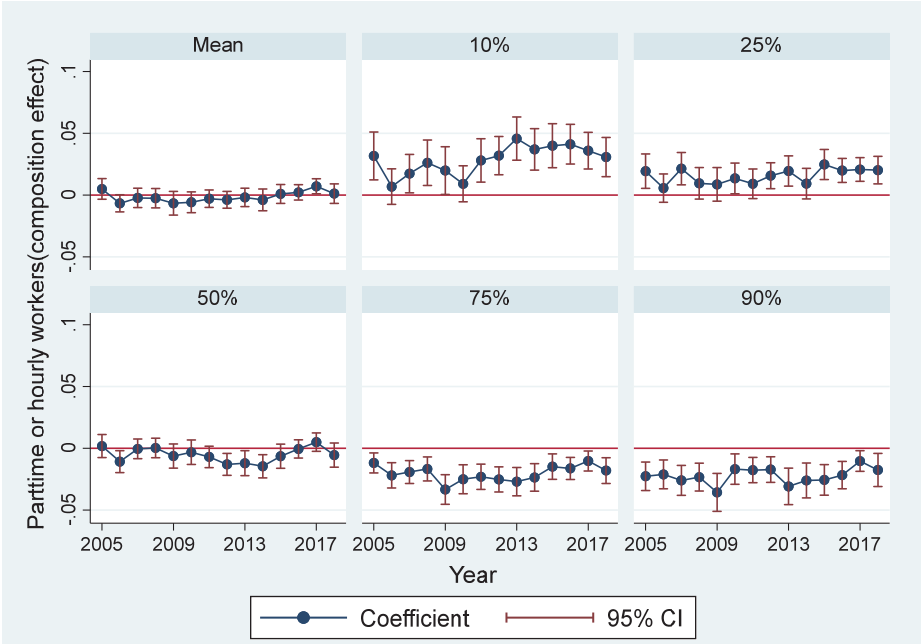
금에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 반면, 중위임금에서는 유의미한 영향을 미치지 못하거나 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 상위 임금 집단에 해당하는 75%와 90%의 경우 임금을 유의하게 높이는 요인으로 나타난다. 이는 저임금층과 고임금층에서 시간제 근로의 의미가 상당히 다르게 작동한다는 점을 시사한다.

주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 시간제 근로의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-40> 시간제 근로의 회귀계수

이처럼 시간제 근로에 대한 임금 프리미엄과 패널티가 임금계층에 따라 다르다 보니, 남성에 비하여 높은 여성의 시간제 근로가 남녀 임금격차에 기여하는 방향도 정 반대로 나타난다(그림 5-41). 분해분석 결과를 살펴보면, 하위 임금계층의 경우 시간제 근로는 남녀 임금 격차를 유의미하게 늘리는 요인인 반면, 상위 임금계층에서는 임금격차를 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 시간제가 의미하는 바가 임금계층에 따라 상당히 다르다는 점을 시사한다. 앞서 3장에서 살펴보았듯, 집단에 따라서는 시간제 근로가 꼭 열악한 일자리를 의미하기 보다는 유연한 근무시간에 대한 높은 접근성을 의미하기도 하며, 높은 임금을 받는 이들에게 부가적으로 제공되는 혜택일 가능성도 있다(Glauber, 2011). 즉, 시간제 근로 자체가

여성의 임금을 반드시 낮추는 방식으로만 작동하지 않는다는 것이다. 이는 동일한 여성일지라도, 일과 가정 생활을 양립할 수 있는 일자리의 여건이 오히려 반대로 작동하면서 계층간 불평등을 심화시킬 수 있는 기제로 작동할 수 있음을 시사한다.

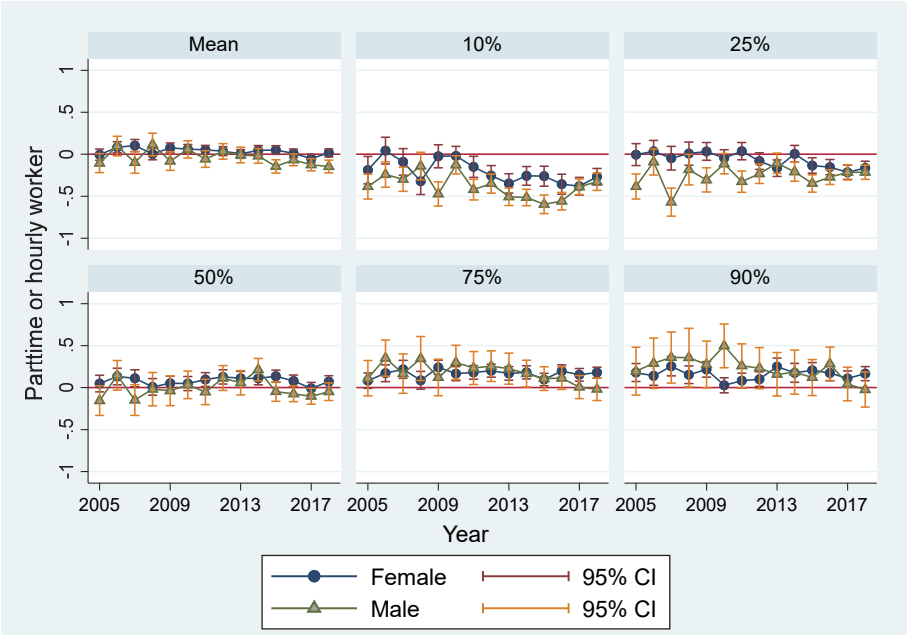


주: 표시된 값은 해당 년도에 시간제 근로자 비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-41> 시간제 근로 비율 차이에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

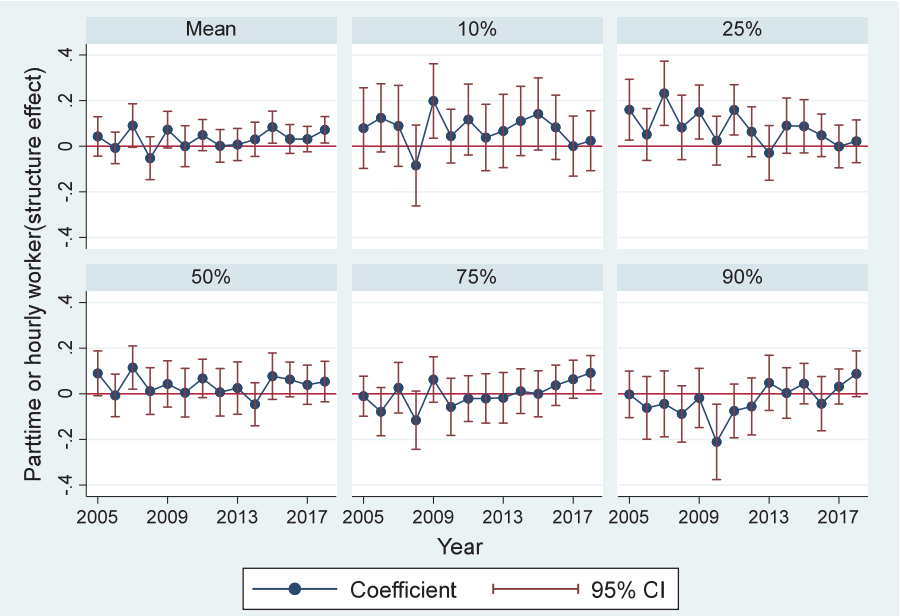
남성과 여성의 서로 다른 계수효과를 살펴보아도 시간제 근로의 계층간 격차가 뚜렷하게 나타난다(그림 5-42). 고임금층의 경우 남성과 여성 모두 큰 차이 없이 시간제 근로의 임금 프리미엄을 누리는 반면, 저임금층의 경우 남성과 여성 모두 임금이 줄어드는 것으로 나타나지만 남성의 경우 그 폭이 더 크게 나타났다. 이는 반대로 해당 식에서 기준변수로 사용된 전일제일 경우 받게 되는 임금 프리미엄이 저임금층에서는 여성보다 남성에게서 더 높음을 의미한다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 육아휴직 사용 가능성의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-42> 남녀 각각의 임금방정식에서 시간제 근로의 회귀계수

이처럼 기준변수의 선택으로 누락된 집단에 대한 효과를 포함한 분해분석의 결과에서는 저임금층의 경우 남성과 여성의 계수 차이가 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타나고 있다(그림 5-43). 그러나 이러한 결과는 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 즉, 남녀의 서로 다른 전일제 프리미엄이나, 시간제 패널티 모두 남녀간 임금 격차에 유의한 영향을 미치지는 못하는 결과다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 시간제 근로의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-43> 시간제 근로의 회귀계수 차이에 따른 남녀 임금 격차

(3) 소결

보상임금격차론에 따라 시간제 근로의 임금 패널티에도 불구하고 여성은 일-가족 양립을 위하여 남성에 비하여 시간제 근로를 더 많이 선택한다는 가설을 세울 수 있었다. 그러나 이러한 시간제 근로의 효과는 저임금층과 고임금층에서 상반되는 양상으로 나타났는데, 저임금층의 경우 보상임금격차론의 가설과 같이 이의 여성 이용자가 더 많으며, 이에 따른 임금 패널티로 인하여 남녀 임금격차가 커지는 점을 확인할 수 있었다. 특히 시간제 근로자로 인한 남녀 임금 격차는 최근으로 올수록 커지는 양상을 나타낸다. 그러나 고임금층의 경우 여성이 남성에 비하여 시간제 근로자로 일하는 비율이 더 높았으나, 시간제 근로가 오히려 임금 프리미엄을 나타냈으며, 이로 인하여 남녀간 임금 격차가 줄어들었다. 이러한 결과는 임금계층에 따라 시간제 근로의 의미와 전략이 전혀 다른 방식으로 작동한다는 점을 시사한다.

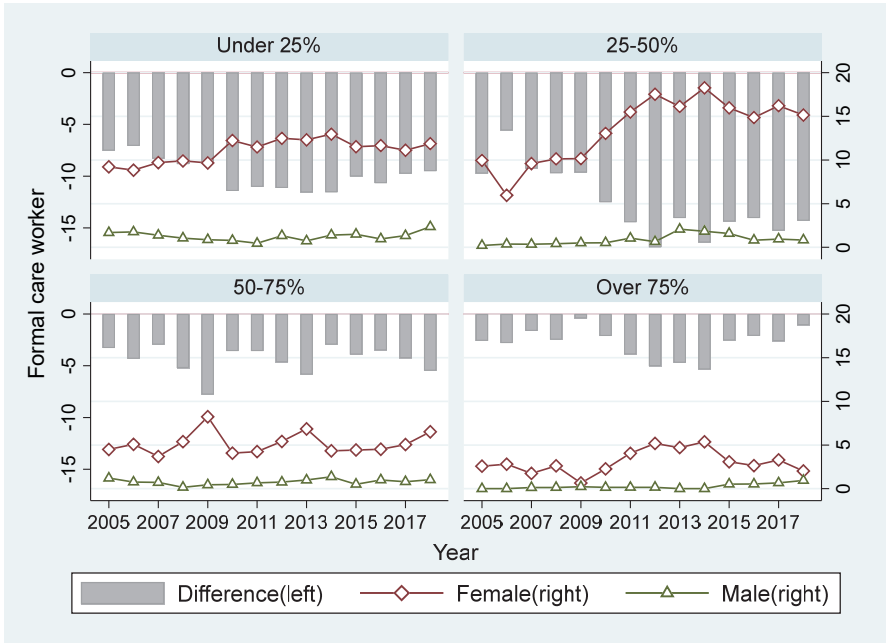
3. 직업분절: 공식 돌봄 일자리

3장에서 살펴보듯 스웨덴과 같이 가족 친화적인 돌봄 정책과 반-차별 법안 등의 젠더평등한 정책을 펼치는 국가들에서 성별 직업분리 현상이 오히려 더 심각하다는 점이 지적된 바 있다(Charles & Grusky, 2005). 이는 돌봄 정책이 확대되면서 돌봄직 일자리를 중심으로 여성 노동력의 수요가 늘어났다는 점과 관련이 있다(Mandel & Semyonov, 2006). 이처럼 여성형 일자리로 불리는 돌봄 일자리의 확대가 우리나라에서 여성과 남성의 임금에 어떠한 영향을 얼마나 미쳤는지를 확인해 보도록 하겠다.

(1) 구성효과

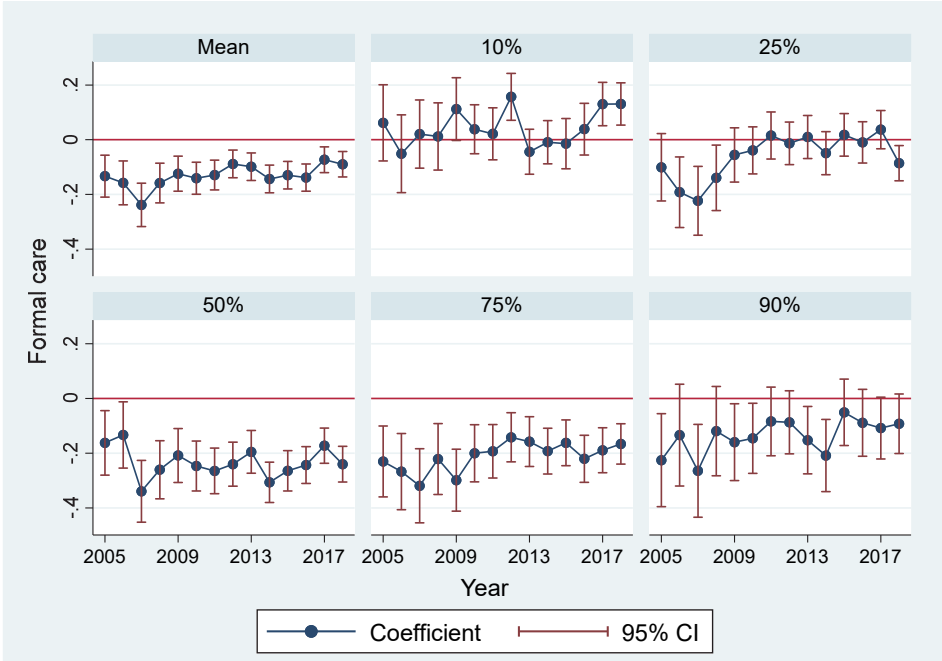
돌봄 정책의 확대에 따른 돌봄직 종사자의 증가는 본 연구 대상자의 기술통계에서도 확인된다. 분석대상 기간동안 공식 돌봄 부문 종사자의 수는 크게 증가하였으며, 이들은 주로 여성이며, 저임금에 분포하고 있는 것으로 나타난다(그림 5-44). 남성의 경우 임금 수준과 관계없이 3% 미만의 비율을 차지했으나, 여성의 경우 저임금과 중간임금 계층에서 돌봄직 종사자의 비율이 가파르게 증가하여, 2009년 이후 이들 임금 집단에서 10% 이상을 차지하게 되었다. 임금 하위 25~50% 여성의 경우 그 비율이 2010년대에 이르러 15%를 상회할 정도로 주로 중하위 임금계층에서 큰 비중을 차지하고 있다.

이들 일자리는 낮은 임금을 받는 것으로 보여지는데, 평균적인 수준에서 공식 돌봄 일자리는 교육수준과 경력, 근속년수, 연령, 정규직 여부 등 여타 본 연구의 분석에 포함된 변수들을 통제하고도 음의 계수 값을 나타냈다(그림 5-45). 물론, 이러한 계수 효과는 임금 분포별로 다소 다르게 나타난다. 임금 하위 10%의 경우 2017년과 2018년에 유의한 정적 효과가 관측되었다. 이는 돌봄직 일자리에 있는 여성들이 기존에 수행하던 음식 서비스직이나 영업 판매 등의 일자리에 비하여 보다 나은 일자리로 여겨진다는 오은진과 노은영 (2010)의 연구나 패널자료로 고정효과모형을 통해 공식 돌봄 일자리로의 이행이 의료, 복지 서비스직군에서 임금 하락을 동반하지 않았다는 함선유 (2020a)의 연구, 성향점수매칭을 통하여 선택효과를 고정한 뒤 의료, 복지 서비스직에서 유의한 임금 불이익을 발견하지 못한 홍경준과 김사현 (2014)의 연구와 맥을 같이 한다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 공식 돌봄 일자리 종사자 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

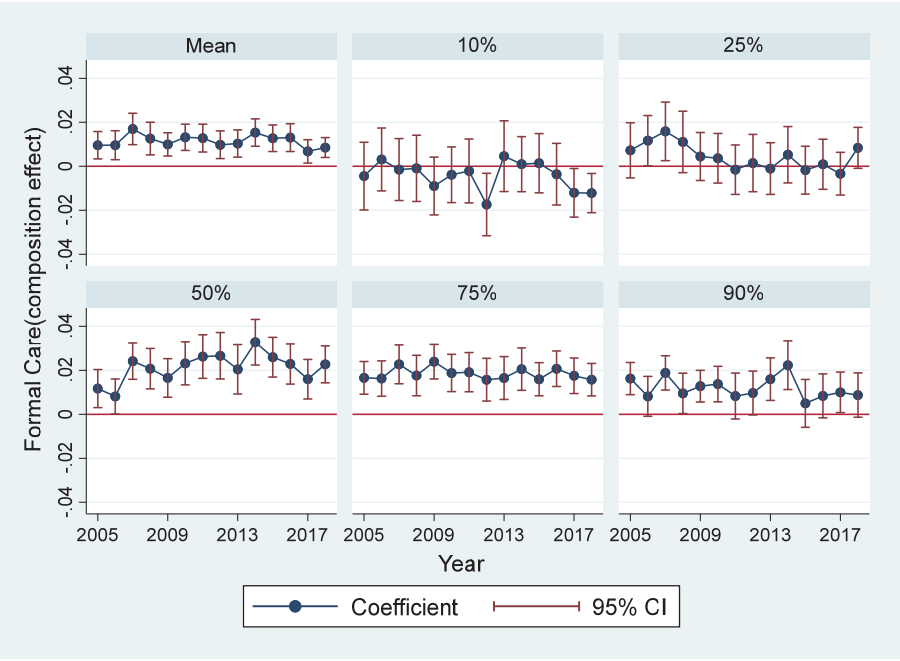
<그림 5-44> 공식 돌봄 부문 종사자 비율의 남녀 차이



주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 공식 돌봄 일자리의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-45> 공식 돌봄 부문 종사자의 회귀계수

이처럼 계층별로 공식 돌봄 일자리의 의미가 다르다보니 분해분석 결과, 하위 10% 임금 계층에서는 최근 들어 공식 돌봄 일자리가 남녀 임금격차 감소에 기여하는 반면, 중위임금 이상의 계층에서는 남녀 임금격차를 늘리는 요인으로 작동하였다 (그림 5-46). 특히 중위임금의 경우 2005년에 비하여 공식 돌봄 일자리가 임금격차에 기여하는 수준이 더 커졌으며, 2014년에는 여성의 임금을 3.29% 낮추는 효과를 나타내, 전체 설명가능한 요인의 20% 이상을 돌봄직 종사가 설명할 정도로 임금격차에 기여도가 높았다. 이러한 결과는 공공서비스 부문의 증가가 저임금층의 남녀 임금격차는 줄이는 반면, 고임금층의 남녀 임금격차는 늘리는 방식으로 역할하였다는 Mandel (2010)의 연구와 일치하는 양상이다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 공식 돌봄 일자리의 종사자 비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-46> 공식 돌봄 부문의 여성화에 따른 남녀 임금 격차

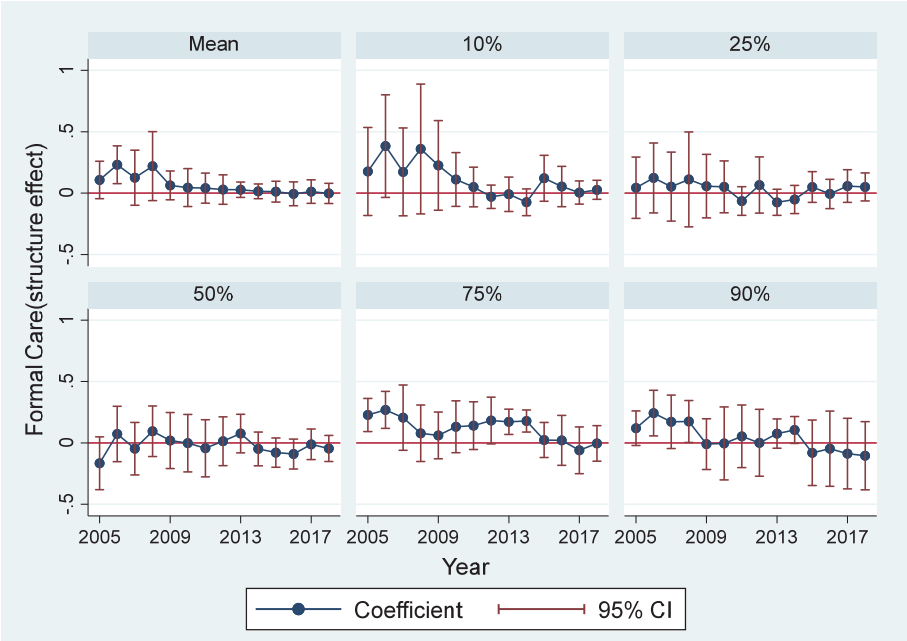
(2) 구조효과

돌봄직이 남성과 여성의 임금에 미치는 영향을 살펴보면, 일부 집단의 경우 여성에 비하여 남성이 겪는 임금 패널티 수준이 더 큰 것으로 나타난다(그림 5-47). 특히 상위 소득 집단으로 갈수록 남성의 불이익은 더욱 크게 나타난다. 이는 기준변수

를 돌봄직으로 할 경우 돌봄직이 아닐 때 남성의 임금 이익이 더 크다는 뜻으로 해석될 수도 있다. 남녀 계수차이에 기인하는 돌봄직의 기여분은 돌봄직의 임금 불이익이 남성에게서 더 크게 나타나더라도 남녀 각각의 평균 돌봄직 종사자와 비종사자 비율이 가중치로 적용되어 계산되어 돌봄직이 아닐 때 겪는 임금 이익이 더 큰 비중을 차지하게 된다. 결과적으로 구성효과에서 남녀 임금 격차를 더 늘리는 방향으로 영향을 미치게 되는 것이다(그림 5-48). 가령 상위 25% 임금층에서 남녀간 돌봄직의 계수 차이는 일부 년도에서 유의하게 나타났다. 다만, 이러한 결과는 남성 돌봄직 종사자의 수가 드물고, 특히 고소득층의 경우 많지 않다는 점에서 해석에 주의가 필요할 것으로 보인다. 그러나 여타 임금집단의 경우 계수 효과는 유의미하게 관측되지 않았다.

주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 공식 돌봄 일자리의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-47> 남녀 각각의 임금방정식에서 공식 돌봄 부문의 회귀계수



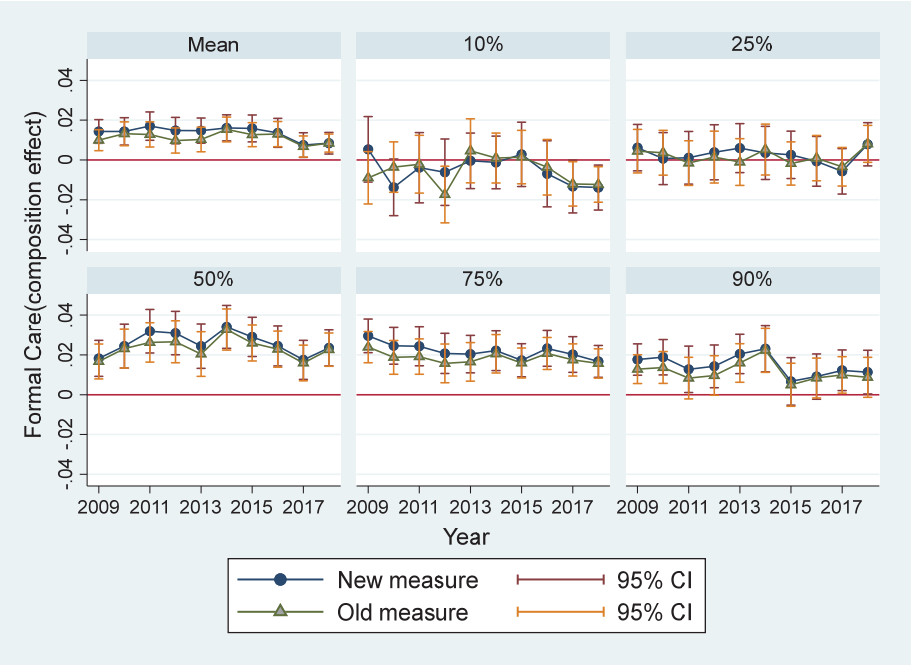
주: 표시된 값은 해당 년도에 공식 돌봄 일자리의 종사자의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-48> 돌봄 불이익의 남녀 차이에 따른 남녀 임금 격차

(3) 추가분석: 돌봄 일자리 분류 차이

본 연구의 자료로 활용하는 한국노동패널자료는 조사 기간 동안 표준 직업 분류의 개정에 따라 직업 분류가 수정된 바 있다. 특히 2009년 조사부터 돌봄직을 보다 잘 분류할 수 있는 한국표준직업분류 6차 기준을 적용하였다. 본 연구에서는 2005~2018년 사이의 변화를 확인하고 있기에 한국표준직업분류 5차 기준에 특정 산업군을 조합하여 본 분석을 실시하였다. 이러한 대안적인 직업분류는 6차 기준과 비교하여 5% 가량의 오차가 발생한다. 따라서 추가 분석에서는 이러한 두 가지 직업분류의 결과가 차이가 있는지를 확인하였다.

아래 그림 5-49는 두 가지 측정 방법에 따른 2009~2018년 사이의 결과다. 결과를 살펴보면, 다소간의 차이가 있기는 하지만 큰 추세의 변동은 없었다는 점을 확인할 수 있다. 다만, 평균과 중상위 소득 집단에서 새로운 직업분류가 이전 직업 분류에 비하여 남녀 임금 격차에 다소 크게 기여하는 방식으로 나타난다. 그러나 전반적인 추세에서는 큰 변동이 없기에 본 분석에서 사용된 직업과 특정 산업을 조합한 대안적인 분류가 분석에 있어서 큰 오차가 없음을 확인할 수 있었다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 공식 돌봄 일자리의 종사자 비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-49> 직업 분류에 따른 공식 돌봄 부문의 여성화와 남녀 임금 격차

(4) 소결

돌봄 정책의 발전은 돌봄 정책의 수혜자가 되는 자녀가 있는 여성, 가족 내 돌봄 욕구가 있는 여성의 노동참여와 임금에도 영향을 미치지만, 이들의 돌봄을 대체하여 노동시장에서 돌봄을 제공하는 또다른 많은 여성들의 임금에도 영향을 미친다. 공식 돌봄 부문에서 종사하는 이들은 대부분 여성이며, 이들의 임금은 대체로 낮은 것으로 나타난다. 이러한 돌봄 일자리에서의 남녀 직업 분절은 결과적으로 남녀 임금 격차를 늘리는 방식으로 기여하는 것으로 나타난다. 물론 이러한 공식 돌봄 부문의 영향은 최하위 임금을 받는 이들에게는 일부 긍정적인 역할을 하기도 하여, 임금 분포에 따라 그 효과가 다르다는 점을 확인할 수 있었다. 그럼에도 중위임금층에서 돌봄직은 2005년에 비하여 시간이 지날수록 남녀 임금 격차에 기여분이 더 커지고 있다는 점을 주목할 필요가 있다. 이러한 결과는 많은 연구들이 돌봄 정책을 수혜자의 관점에서만 조명하는 것과 달리, 공식 돌봄 부문에서 큰 폭으로 확대되고 있는 또다른 여성들에 대해서도 주목할 필요가 있음을 시사한다.

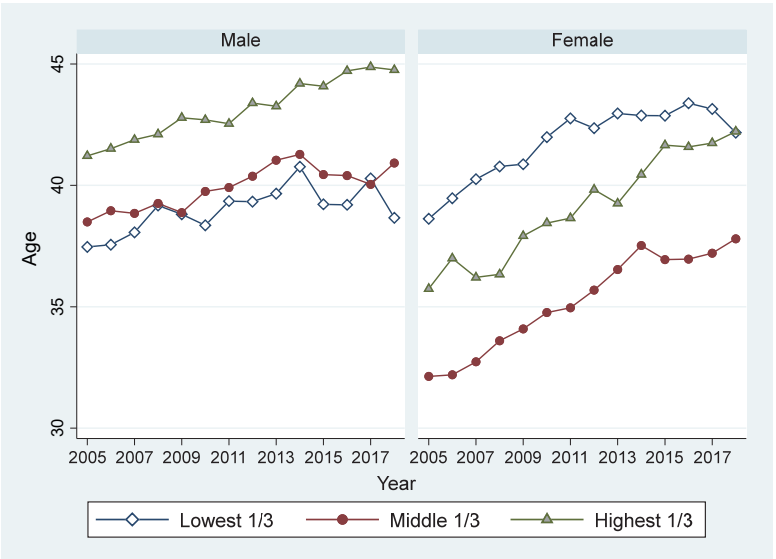
4. 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 기타 배경요인

아래에서는 본 연구의 통제변수로 포함된 연령, 학력, 경력과 근속년수, 산업, 직업과 정규직 여부의 결과를 다루도록 하겠다. 이들 변수의 효과는 본 연구의 주요한 관심은 아니나, 전반적인 남녀 임금 격차에 영향을 미치는 주요 요인인 만큼, 2005~2018년 사이 남녀 임금 격차 변화에 어떠한 영향을 미쳤는지를 확인해 보았다.

4) 연령

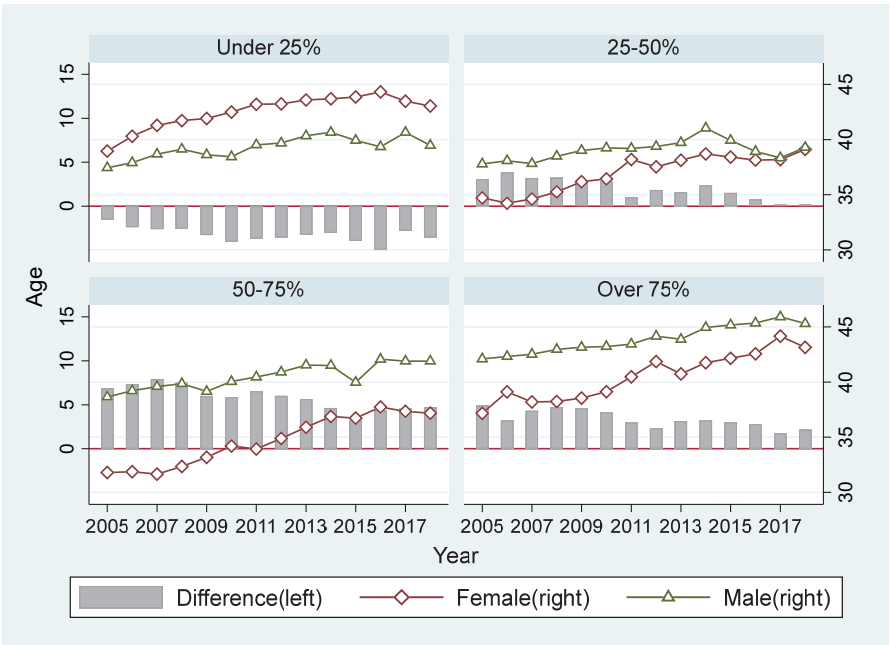
(1) 구성효과

앞서 2장에서 살펴보았듯 남성은 연령이 높을수록 평균 임금이 증가하는 양상을 나타내는 것과 달리, 여성은 30대 중반 이후 연령에서 평균 임금이 줄어드는 추세를 나타낸다. 즉, 연령이 임금에 미치는 양상이 남성과 여성이 상이하게 나타나는 것이다. 이는 본 연구의 분석 대상의 기술통계에서도 관측된다(그림 5-50). 남성의 경우 하위 임금, 중간 임금, 고임금층의 평균 연령이 순서대로 높은 반면, 여성은 하위 임금계층에서 연령이 가장 높으며, 그 다음 상위 임금, 그리고 중간 임금 계층이 가장 낮은 연령을 나타낸다. 임금분포별 여성과 남성의 연령 차이를 살펴보면, 저임금층의 경우 여성의 평균 연령이 높은 반면, 그 이외 임금계층에서는 남성의 평균 연령이 높게 나타난다. 특히 25% 이하 저임금층의 경우 2005~2018년 사이 평균 연령의 남녀 차이가 더욱 커지는 반면, 그 이외 임금계층에서는 평균 연령의 격차가 줄어들고 있다(그림 5-51).



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 연령을 계산함. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-50> 임금분포별 남녀 평균 연령



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 연령을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-51> 남녀 평균 연령 차이

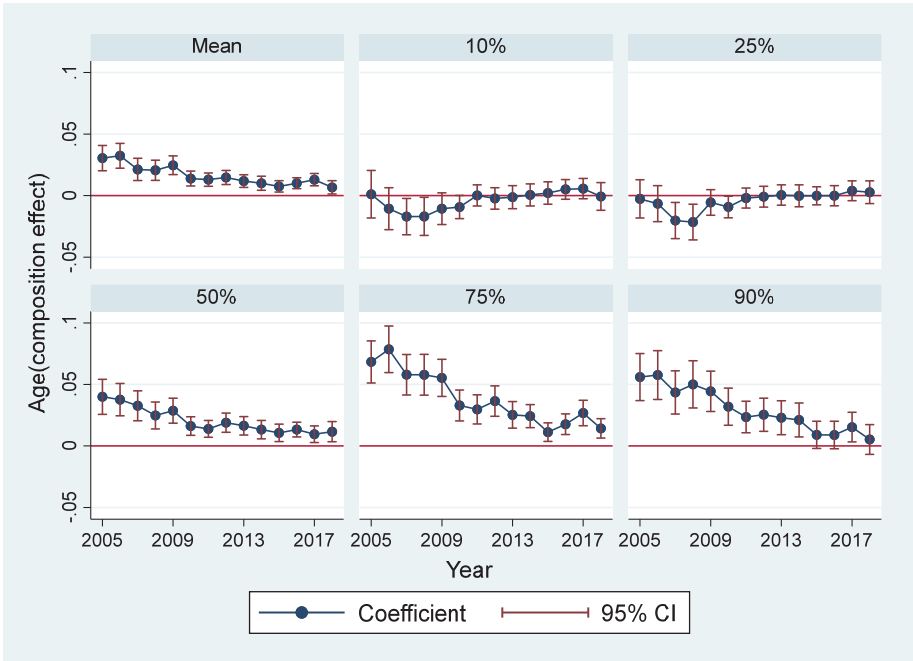
한편 임금 계층별로 연령이 임금에 미치는 영향은 다소 다르게 나타난다. 회귀분석결과를 살펴보면, 중위임금 계층과 75% 임금층에서는 연령의 계수가 상당히 크게 나타나는 반면, 최하위 저임금층과 최상위 고임금층의 경우 연령의 효과가 유의

하지 않게 나타난다(그림 5-52). 이는 경력년수와 근속년수 등 연령이 증가함에 따라 함께 증가하는 여타 변수를 통제한 결과로 기술통계의 결과와는 다소 다른 양상을 나타낸다. 한편 연령의 효과는 중위임금과 중상위 임금계층의 경우 점차 줄어드는 양상을 나타내는 반면, 하위 임금 계층의 경우 줄어드는 추세를 나타내지는 않는다.

주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 연령의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-52> 연령의 회귀계수

위와 같은 기술통계와 통합 모델에서 관측된 연령의 효과는 분해분석의 구성효과로 나타나는데, 하위 임금계층에서는 남성과 여성의 임금격차에 유의한 영향을 미치지 못하는 반면, 고임금층에서는 남녀 임금격차를 늘리는 요인으로 나타난다(그림 5-53). 특히 75%, 90% 임금 집단에서 2005년 당시 연령이라는 하나의 변수가 남성 대비 여성의 임금을 5% 가량 낮추는 요인으로 나타났다. 그러나 이러한 효과는 점차 줄어드는데, 이는 중상위 임금계층에서 2005~2018년 사이 연령이 미치는 효과가 점차 줄어들었을 뿐 아니라, 남성과 여성의 평균 연령의 격차 역시 줄어들었기 때문이다.

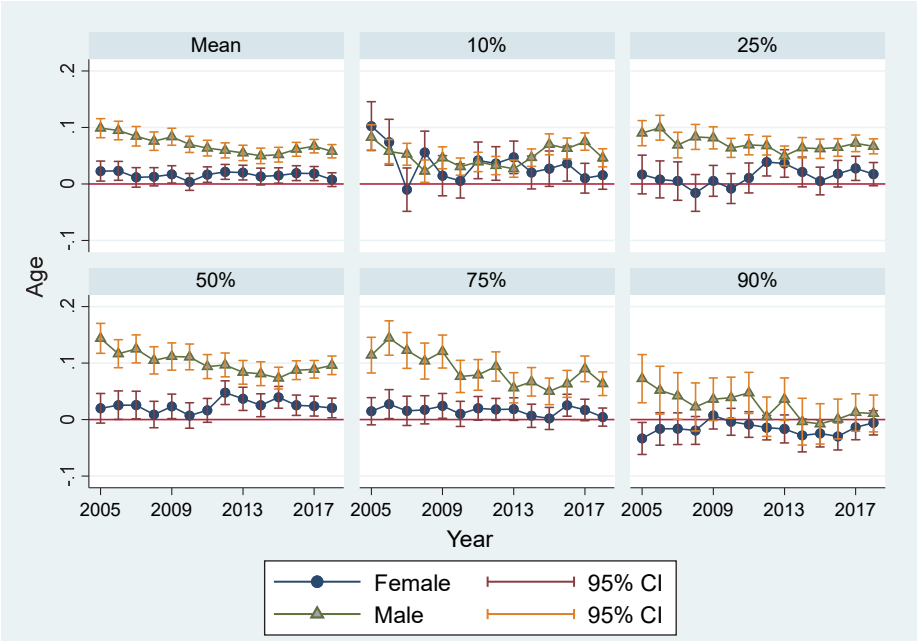


주: 표시된 값은 해당 년도에 연령의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-53> 평균 연령 차이에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

남녀가 연령과 임금의 분포가 다르듯, 연령 계수 역시 남녀가 무척 상이한 양상으로 나타난다. 여성은 모든 임금 계층에서 연령이 유의미한 영향을 미치지 못하거나 낮은 수준을 나타낸다(그림 5-54). 반면, 남성은 특히 50%와 75%의 중상 임금 계층에서 연령이 증가할수록 임금이 증가하는 양상을 나타낸다. 즉, 교육년수와 근속년수, 경력년수 등의 여러가지 인적자본을 통제하고도 남성은 연령이 증가함에 따라 임금이 증가하는 양상을 보이는 것이다. 이러한 연령에 대한 계수의 남녀 차이는 분해분석에서 구성효과로도 관측이 된다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 연령의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-54> 남녀 각각의 임금 방정식에서 연령의 회귀계수

구조효과의 결과를 살펴보면 평균 수준에서 연령은 남성과 여성의 임금 격차를 200% 가량 높이는 가장 강력한 변수로 나타난다(그림 5-55). 이는 연령에 대한 다른 대우가 한국사회에서 남성과 여성의 임금 격차에 주요한 요인이라는 점을 시사한다. 선행연구들 역시 한국 사회에서 연령이 남성과 여성의 임금 격차를 설명하는 가장 중요한 요인이라는 점을 확인하고 있다(김창환 · 오병돈, 2019; 신광영, 2013b). 가령 노동시장 진입 초기(대학 졸업 후 18-24개월 이내) 근로자들의 인구사회학적 요인을 통제한 뒤 관측된 22% 가량의 남녀 임금 격차의 절반 가량은 단일 변수인 연령이 설명하였다(김창환 · 오병돈, 2019). 이는 연령차별주의가 여성과 결합되면서 여성에 대한 차별의 하나의 기제로 작동한다는 점을 의미하며, 가부장제의 두 축이라고 할 수 있는 성과 연령을 중심으로 차별이 발생한다는 점을 시사한다(신광영, 2013b).

다만 임금분포에 따라서, 그리고 연도별로 연령이 임금 격차에 기여하는 수준이 다르다는 점은 본 연구의 중요한 발견이다. 최하위 10%에서 연령의 계수효과는 남녀 임금 격차에 의미 있게 기여하지 못하였다. 반면, 25% 이상의 모든 임금 집단에서는 연령의 계수효과가 유의하고 강력한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나

이러한 효과 역시 최근 들어 점차 줄어드는 추세에 있다. 특히 최근래에 이르러서는 대부분의 임금 집단에서 연령에 따른 남녀 차별의 효과가 유의하지 않은 수준으로 점차 줄어들었다. 이는 남성만이 누리던 연령에 따른 임금 프리미엄이 특히 중상위 임금계층을 중심으로 점차 줄어듦에 따른 결과로 보인다. 즉, 연령주의에 기반한 남성에 대한 긍정적인 차별이 점차 줄어드는 것이다.

주: 표시된 값은 해당 년도에 연령의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

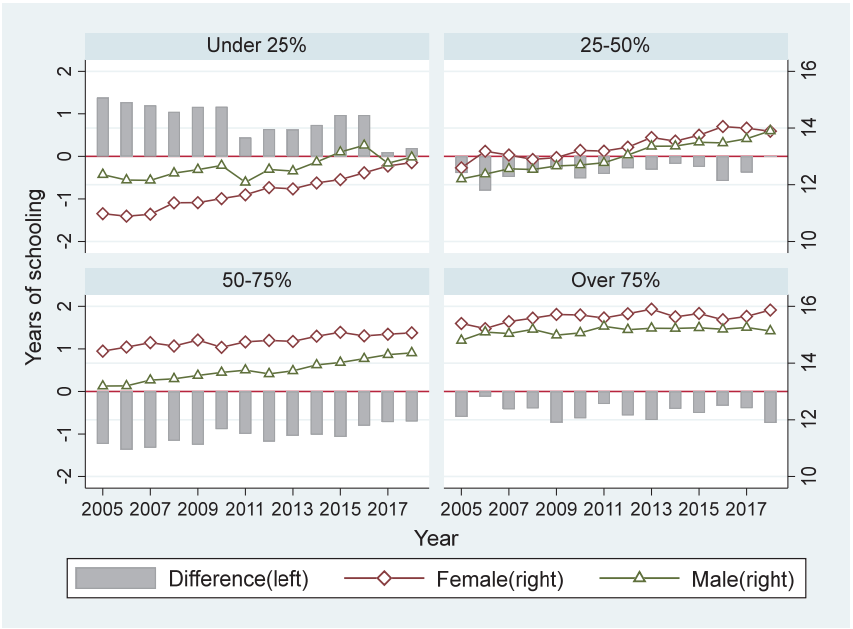
<그림 5-55> 연령 프리미엄의 차이에 따른 남녀 임금 격차

5) 교육수준

(1) 구성효과

한국사회에서 남녀의 교육수준 격차는 지속적으로 줄어들어 2014년 이후 여성의 대학진학률이 남성의 비율을 넘어선 바 있다. 이러한 양상은 본 연구의 분석 데이터에서도 관측이 된다. 저임금층을 제외하고 모든 임금 계층에서 여성의 평균 교육년수가 남성의 평균을 넘어서는 것으로 나타난다(그림 5-56). 그러나 저임금층의 경우 여전히 남성의 교육수준이 높으며, 여성은 한참 뒤떨어지는 양상을 나타낸다. 물론 저임금층의 평균 교육년수 역시 분석 기간 동안 꾸준히 상승하여, 2017년

에 이르러서는 남성과의 격차가 거의 나타나지 않을 정도로 그 차이가 줄어들었다. 그러나 이러한 남성과 여성의 평균 교육년수는 연령을 고려하여 이해할 필요가 있다. 앞서 임금수준별 평균 연령을 살펴보면, 저임금층 여성의 경우 가장 나이가 많은 고령층으로 나타난 바 있다. 즉, 저임금층 여성의 저학력 양상은 고령층이 대부분 밀집되어 있기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 또한 반대로 중상위 계층에서 여성의 교육수준이 남성을 앞서는 이유 역시 여성의 경우 중상위 임금계층에 분포하는 이들이 남성에 비하여 상당히 어린 연령이기 때문일 것으로 예상된다. 즉, 남성대비 여성의 높은 학력 수준은 연령을 고려하여 해석될 필요가 있어 보인다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 교육년수를 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

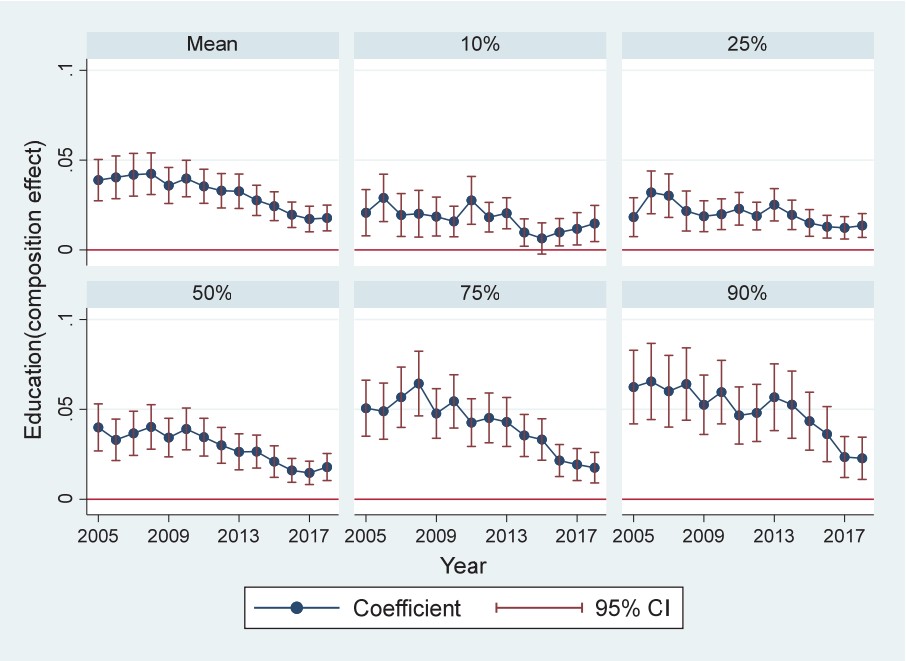
<그림 5-56> 평균 교육년수의 남녀 차이

한편, 교육투자 회수율에 해당하는 교육년수가 임금에 미치는 회귀계수의 값은 모든 임금 계층에서 유의미한 양의 값으로 나타난다(그림 5-57). 물론 임금이 높을수록 교육투자 회수율, 즉 계수의 값이 더 높아지는 양상을 나타낸다. 이는 임금수준에 높을수록 교육이 미치는 영향이 더욱 커진다는 점을 나타낸다. 한편 연도별로는 교육수준의 계수 값이 큰 변동폭 없이 유지되는 양상을 나타낸다. 평균적으로 교육수준이 1년 증가할 때 임금이 5% 가량 상승하는 것으로 나타나며, 2005~2017년 사이 계수 값이 비슷한 수준으로 유지되었다. 다만 최근 년도에 이르러, 고임금층을 중심으로 높은 계수 효과가 다소 줄어드는 양상을 나타내고는 있다.

주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 교육년수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-57> 교육년수의 회귀계수

이처럼 높은 교육투자에 따른 정적인 계수효과와 여성의 상대적으로 높은 학력을 종합하면, 분해분석결과 교육은 남성과 여성의 임금격차를 줄이는 방식으로 작동해야 하지만, 정반대로 남녀 임금 격차를 상당히 크게 하는 요인으로 나타난다(그림 5-58). 이는 앞서 언급하였듯, 연령을 통제한 상황에서 여성은 남성에 비하여 낮은 교육수준을 나타낼 가능성이 있다. 최근래 여성의 대학진학률이 남성을 앞섰다고는 하지만, 1절에서 전체 기술통계에서 확인하듯, 여전히 남성의 교육수준이 더 높게 나타난다. 동일한 연령이라면 남성의 교육수준이 더 길기 때문에 교육년수는 남성과 여성의 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타나는 것이다. 임금이 높을수록 교육투자 회수율이 높다는 점에서 교육년수가 남녀간 임금격차에 기여하는 수준 역시 고임금층으로 갈수록 높게 나타난다. 가령 2005년 당시 하위 10%에서 교육수준의 차이에 따른 남녀 임금 격차는 2%에 불과하지만, 상위 10%에서는 6% 가량으로 큰 격차를 나타내고 있다. 다만, 2005년~2018년 사이 그 효과가 지속적으로 줄어들어, 현재 중상위임금계층의 경우 2% 내외의 임금 격차를 나타내고 있다. 즉, 교육년수의 격차에 따른 남녀 임금격차는 점차 줄어드는 추세에 있다.

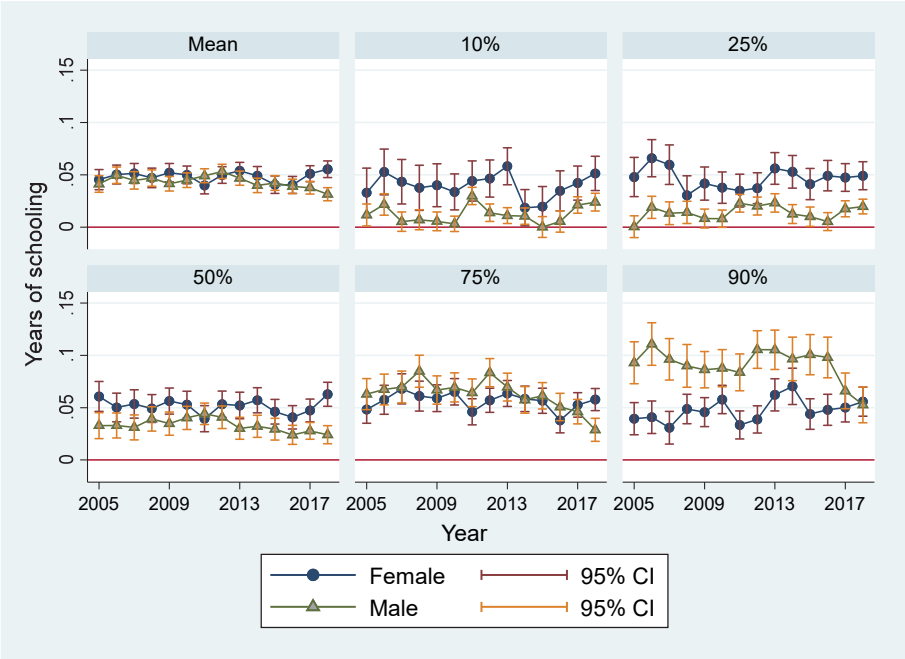


주: 표시된 값은 해당 년도에 교육년수의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-58> 평균 교육년수 차이에 따른 남녀 임금 격차

(2) 구조효과

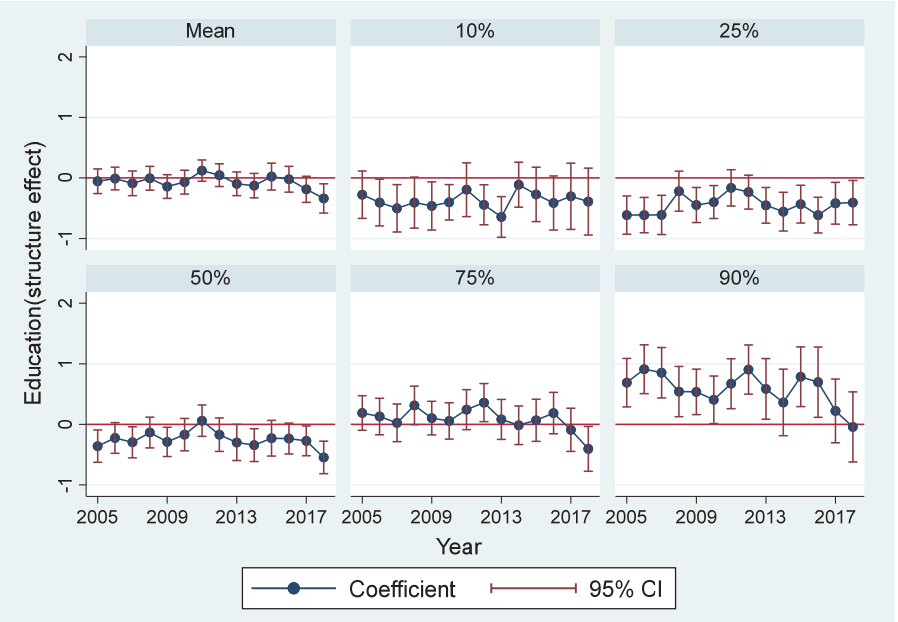
교육수준의 남녀간 계수의 차이 역시 임금 집단에 따라 다른 것으로 보인다. 저임금층과 중위임금의 경우 여성은 교육투자에 따른 회수율이 높게 나타나는 반면, 남성의 경우 낮거나 유의하지 않은 수준으로 나타난다(그림 5-59). 반면, 상위 임금 집단의 경우 남성의 회수율이 더 높게 나타나는데, 특히 임금 90%의 경우 남성은 여성에 비하여 교육년수에 대한 회귀계수가 훨씬 높게 나타난다. 이는 동일한 교육수준이더라도 상위 임금 집단의 경우 여성 비하여 남성이 훨씬 좋은 대우를 받음을 의미한다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 교육년수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-59> 남녀 각각의 임금 방정식에서 교육년수의 회귀계수

이처럼 동일한 교육수준에 대한 다른 대우는 남성과 여성의 임금 격차를 임금 분포에 따라 줄이거나, 늘리는 요인으로 작동한다. 가령, 중위임금과 하위 임금계층의 경우 임금 격차를 줄이는 요인이었으나, 고임금층, 특히 상위 10%의 경우 임금격차를 늘리는 요인이었다(그림 5-60). 그러나 이러한 계수의 차이에 기인한 부분은 상위 임금 집단이라 하더라도 근래에 이르러 유의하지 않은 수준으로 줄어드는 양상을 나타냈다.



주: 표시된 값은 해당 년도에 교육년수의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

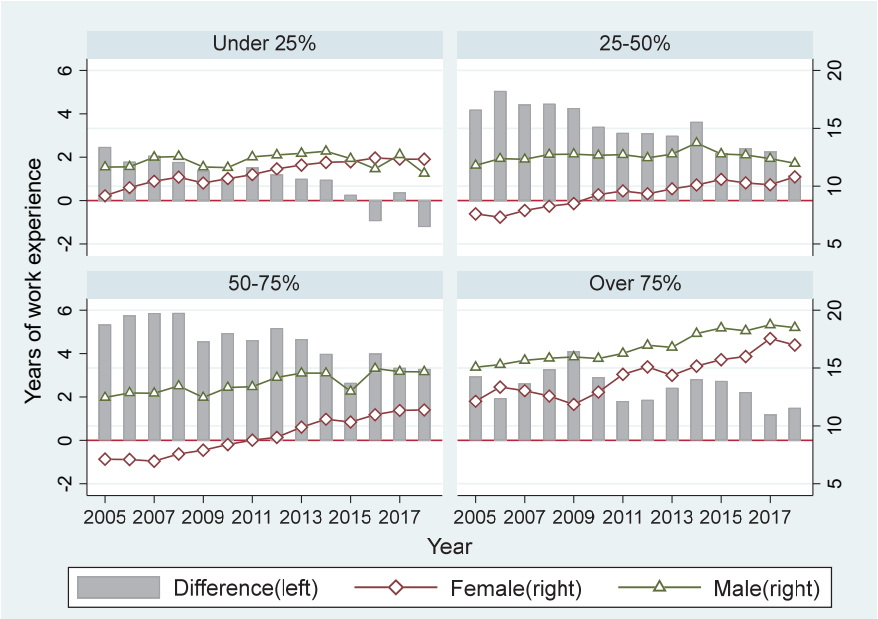
<그림 5-60> 교육투자회수율의 차이에 따른 남녀 임금격차

종합하면, 교육수준은 특히 고임금층을 중심으로 남성과 여성의 객관적인 차이에 기인하여 임금 격차를 늘리는 요인이었다. 교육수준이 미치는 영향은 상당 부분 줄어들었으나, 여전히 남성과 여성의 임금 격차에 유의한 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있었다.

6) 경력년수

선행연구에서는 교육수준의 남녀간 격차가 감소하면서, 경력년수는 남녀 임금격차를 설명하는 주요 요인으로 다뤄지고 있다. 여성은 결혼 및 출산을 계기로 노동시장을 이탈하는 "M"자형 양상이 현재까지도 관측되고 있기 때문이다. 이 같은 노동시장 이탈은 여성으로 하여금 남성에 비하여 더 짧은 경력 기간을 기록하게 한다. 본 연구의 분석 대상의 기술통계를 살펴보면, 남성의 경우 임금이 늘어날수록 경력년수도 높아진다(그림 5-61). 그러나 여성은 가장 낮은 경력년수를 나타내는 것은 중간임금 계층이었다. 이는 저임금 여성들이 주로 고령이라는 점과 연결하여 이해할 수 있다. 가장 큰 남녀간 경력년수 차이를 나타내는 것은 중위임금계층이었다. 반면,

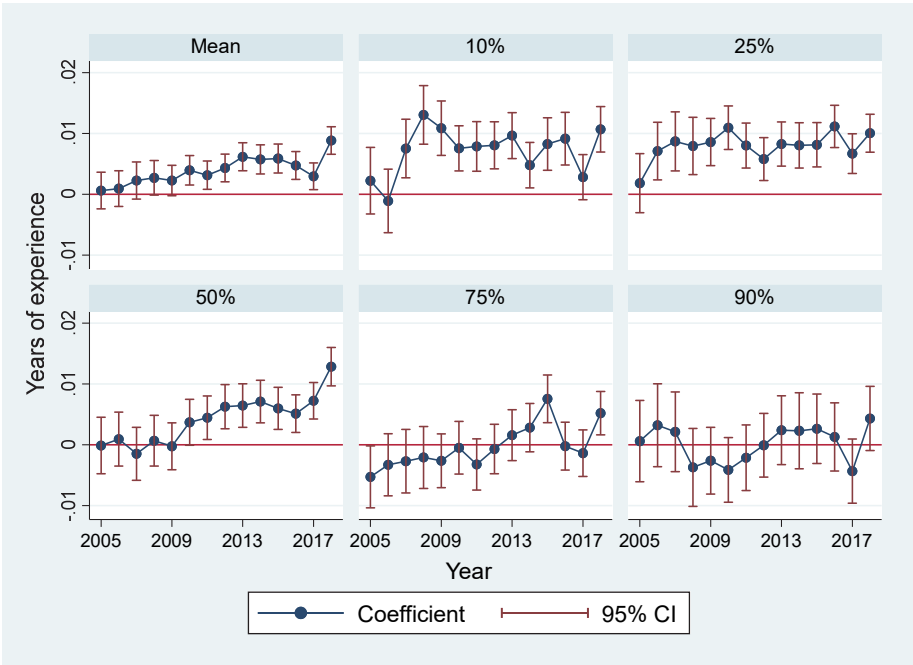
하위 25% 이하 저임금층의 경우 남성과 여성의 경력년수 차이가 거의 관측되지 않으며, 특히 2015년 이후에는 남성과 여성의 평균 경력년수가 역전되기도 하였다. 그러나 이러한 결과는 앞서 교육년수와 마찬가지로 연령을 통제한 상태에서 다른 양상을 나타낼 수 있음을 유념할 필요가 있다. 한편 모든 임금계층에서 남성과 여성의 경력년수 격차는 줄어드는 양상에 있다. 이는 여성의 노동참여 증가로 경력년수 역시 늘어나고 있다는 점을 나타낸다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 경력년수를 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-61> 평균 경력년수의 남녀 차이

경력년수가 임금에 미치는 효과는 통상 정적인 영향만을 예상하지만, 경력년수 그 자체가 반드시 임금을 높이는 요인은 아닐 수 있다. 본 연구에서 연령과 근속년수를 통제한 상태에서 경력의 순수한 효과는 저임금층에서만 관측되었다(그림 5-62). 즉, 저임금층에서는 경력이 늘어남에 따라 임금이 유의하게 늘어나지만, 중위임금 계층 이상에서는 유의한 임금 변화가 관측되지 않는다. 특히 상위 25%와 10% 집단에서는 경력년수의 계수가 대부분 유의한 값을 나타내지 않았다. 이는 아래에서 확인할 근속년수와 대조된다. 중위임금계층의 경우 2017년에 이르러서 경력년수의 계수가 다소 커지는 양상을 나타낸다.

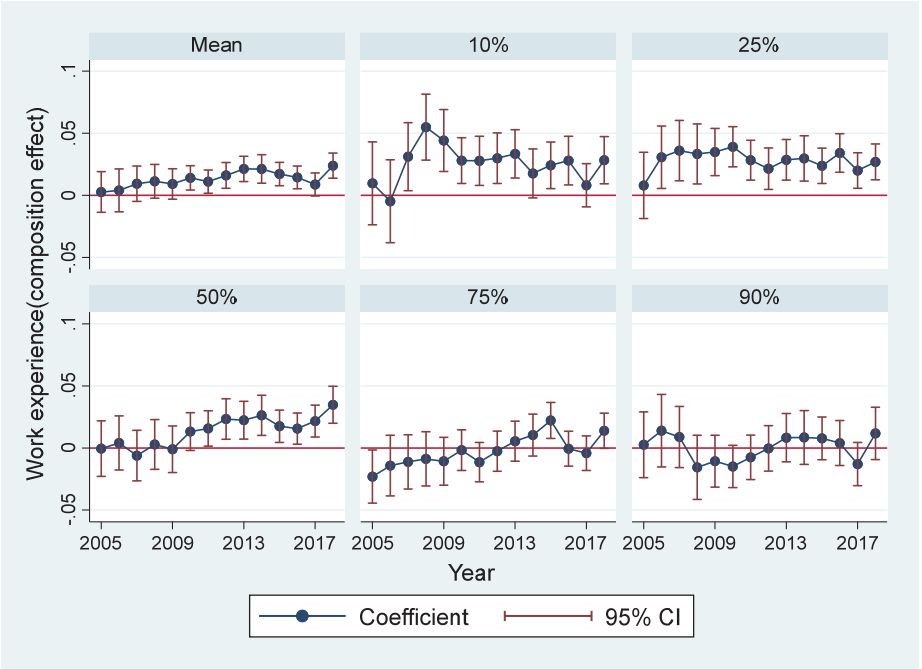


주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 경력년수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-62> 경력년수의 회귀계수

경력년수가 미치는 영향이 이렇듯 임금계층에 따라 다르다보니, 남성과 여성의 경력년수가 임금격차에 기여하는 수준은 임금계층에 따라서 다르게 나타난다(그림 5-63). 남성과 여성의 경력년수 격차는 주로 저임금층에서 유의하게 임금격차를 늘리는 요인이었다. 반면, 고임금층의 경우 경력년수는 유의한 영향요인으로 관측되지 않는다. 앞서 기술통계에서 저임금층의 경우 남녀간 경력년수의 격차가 크지 않았는데, 이는 상당부분 연령 효과였던 것을 보인다. 남성과 여성의 연령이 같다면 여성의 경력년수가 더 낮기에 남녀간 임금 격차를 유의하게 늘리는 것이다.

경력년수에 따른 남성과 여성의 계수효과 차이는 크게 관측되지는 않는다. 이는 동일한 경력년수를 나타낸다면 남성과 여성 모두 유사한 보상을 받는다는 의미이다. 임금 분포별로도 남성과 여성의 계수 효과차이는 크지 않았다. 이처럼 회귀계수 값의 차이가 크지 않다보니, 분해분석의 결과에서도 구조효과는 유의미하게 나타나지 않았다. 이에 본문에서는 구조효과의 결과를 생략하였다.

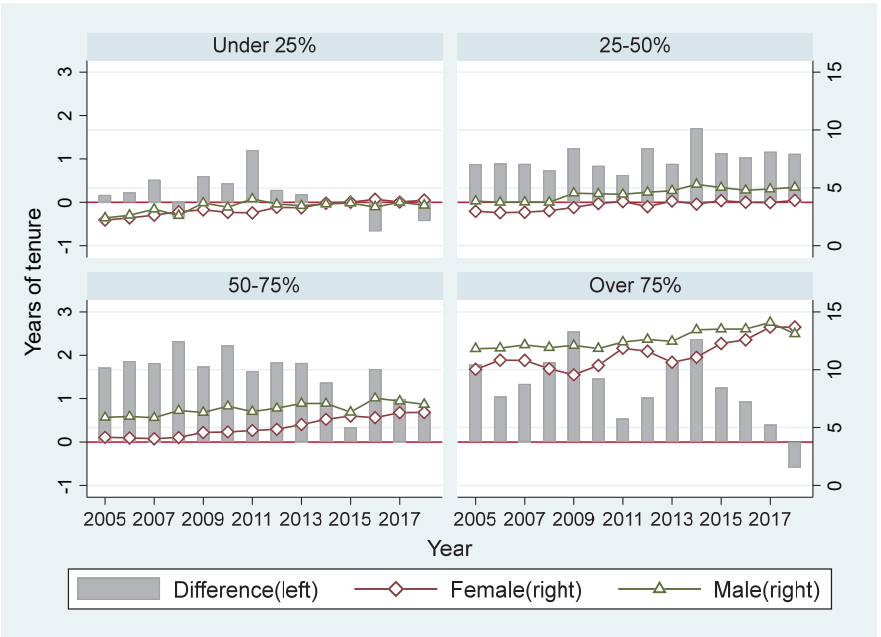


주: 표시된 값은 해당 년도에 경력년수의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-63> 평균 경력년수의 차이에 따른 남녀 임금 격차

7) 근속년수

근속년수는 해당 직장에서 얼마나 오래 일했는지를 의미하는 변수로, 기업 특수한 인적자본을 나타내는 변수라고 할 수 있다. 동일한 경력년수를 가졌더라도, 잦은 이직으로 낮은 근속년수를 나타내는 이들과 한 직장에 오래 머물어 긴 근속년수를 나타내는 이들은 기업특수한 인적자본의 수준이 다를 것이며, 이로 인하여 임금 격차가 발생할 수 있다. 실제로 남성과 여성 모두 근속년수가 길수록 임금 수준이 높아지는 것으로 보인다. 여성의 경우 가장 낮은 임금을 받는 이들이 연령과 경력년수가 중간임금계층에 비하여 높았던 것과 달리, 이들 집단에서 근속년수는 가장 낮게 나타났다(그림 5-64). 남성은 모든 임금 집단에서 근속년수가 여성에 비하여 길었으나, 이러한 격차가 주로 중상위임금계층에서 점차 줄어드는 추세에 있다.



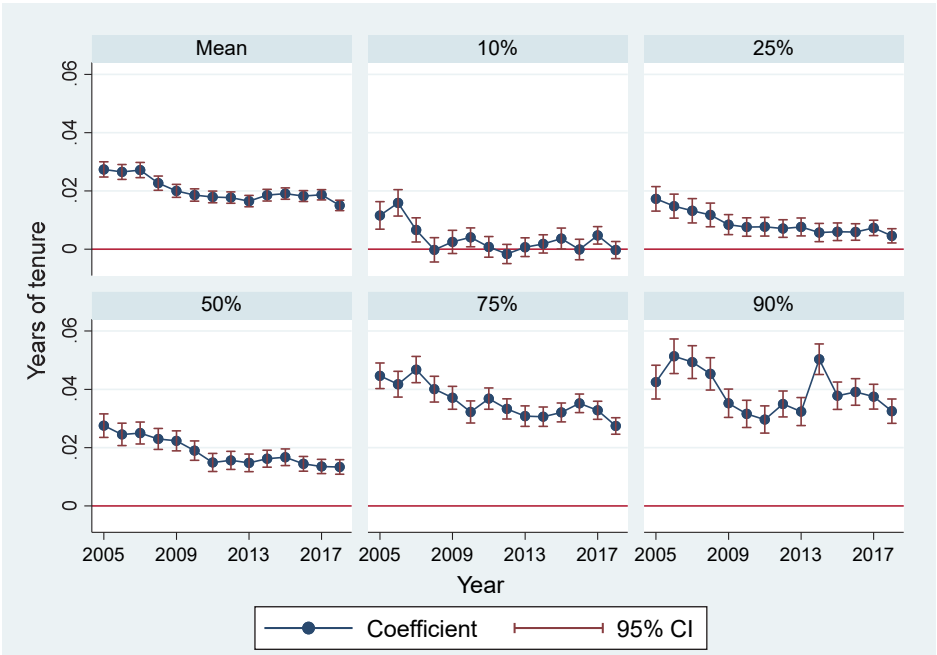
주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 근속년수를 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-64> 평균 근속년수의 남녀 차이

경력년수가 주로 저임금층에서 유의미한 효과를 나타낸 것과 달리 근속년수는 주로 고임금층에서 임금에 유의미한 영향을 미치는 변수로 나타난다(그림 5-65). 특히 75%와 90%인 고임금층의 경우 경력년수와 연령을 통제하고도, 근속년수가 1년 늘어날 때 4% 가량 임금이 증가하였다. 한편, 하위 10% 저임금층의 경우 2008년부터 근속년수는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 하위 25%에서도 2005년 당시 2%의 효과에서 그 효과가 점차 줄어드는 추세에 있다.

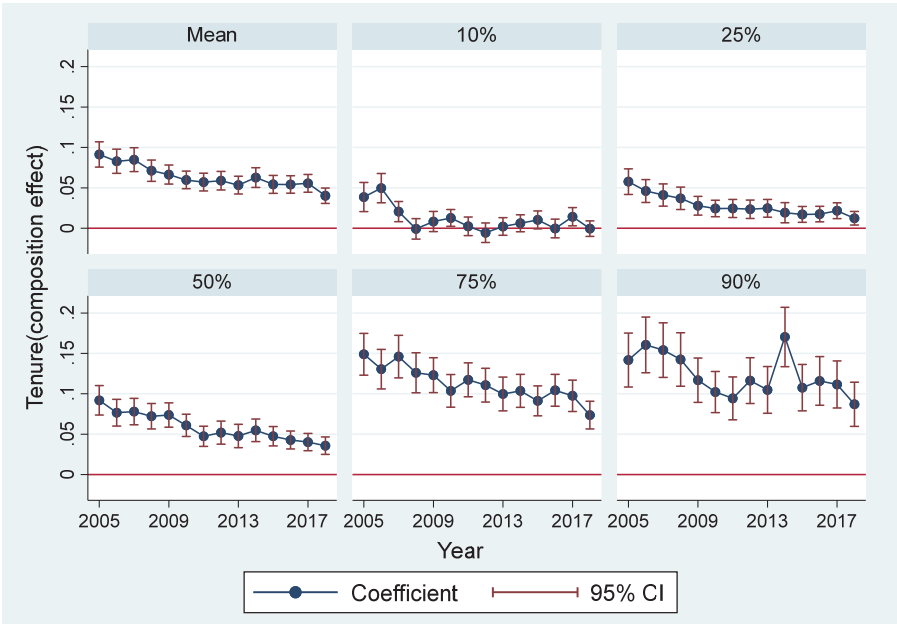
이처럼 근속년수의 효과가 임금 계층별로 다르다보니, 근속년수가 남녀 임금 격차에 미치는 영향 역시 임금계층별로 상이하다(그림 5-66). 임금 분위 75%, 90%의 고임금층의 경우 2005년 당시 근속년수 하나의 변수로 인하여 여성은 남성 대비 대략 15% 낮은 임금을 벌어들이는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 효과는 점차 줄어들어 2018년 현재 7~8% 수준으로 줄어들었다. 한편, 저임금층의 경우 하위 10%에서는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 하위 25%에서도 그 효과가 점차 줄어들었다.

한편 근속년수 역시 경력년수와 마찬가지로 남녀의 회귀계수 값의 차이가 크지 않았으며, 분해분석의 결과에서도 구조효과는 유의미하게 나타나지 않았다. 이에 본문에서는 구조효과의 결과를 생략하였다.



주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 근속년수의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-65> 근속년수의 회귀계수



주: 표시된 값은 해당 년도에 근속년수의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-66> 평균 근속년수의 차이에 따른 남녀 임금 격차

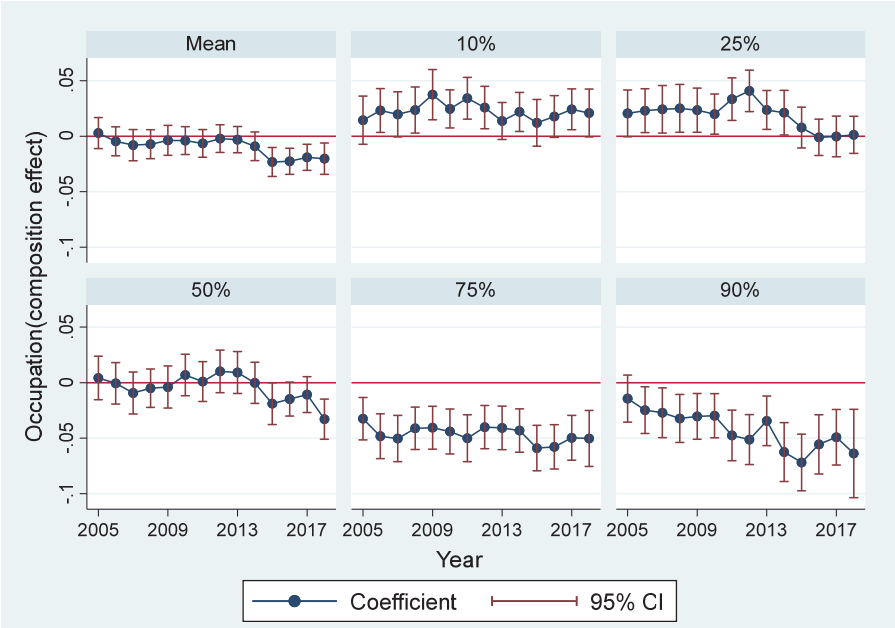
8) 직업

본 연구에서는 직업의 효과를 통제하였는데, 남성과 여성이 서로 다른 직업에 분포됨에 따른 임금격차를 통제하고자 한 것이다. 실제로 남성과 여성은 서로 다른 직업에 종사하는 것으로 나타난다(표 5-3). 여성의 경우, 서비스/판매 직종에 높은 비중을 나타내며, 남성은 생산/기능직에 높은 비중을 나타낸다. 임금계층별로 보면, 여성 상위 임금 집단에서 관리직 또는 전문직의 비중이 상당히 높은 점을 확인할 수 있다. 반면, 남성은 상위 임금 집단에서 전문직의 비율도 높지만 사무직과 생산/기능직 종사자의 비중 역시 각각 27.4%와 23.7% 가량으로 적지 않은 비중을 차지하는 것으로 보인다. 저임금층 역시 남성과 여성의 직업 분포가 상당히 다른데, 임금 하위 3분의 1에 해당하는 남성들 중 36.7%는 생산 또는 기능직에 종사하고 있으나, 여성은 서비스 또는 판매직 종사자가 34.2%로 가장 높았다.

이처럼 남성과 여성의 분포상의 차이는 남성과 여성의 임금격차에도 상당 부분 기여하고 있다(그림 5-72). 남성과 여성이 서로 다른 직업에 종사한다는 점이 하위 임금 집단에게는 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타나지만, 상위 임금 집단에서는 임금 격차를 줄이는 요인으로 나타난다. 특히 고임금층의 경우 남성 대비 여성의 임금을 대략 5% 가량 늘리는 요인으로 나타났다. 이는 저임금층의 경우 흔히 낮은 임금을 받는 것으로 알려진 서비스/판매 종사자의 비중이 여성에게서 높다는 점이 임금 격차를 늘리는 요인으로 작동하지만, 반대로 고임금층의 경우 전문직 종사자의 높은 비중으로 인하여 임금 격차가 줄어드는 요인으로 작동하는 것이다. 특히 상위 10%와 25% 임금집단의 경우 이러한 직업 분포 상의 차이가 2005~2018년 사이 임금 격차를 더욱 낮추는 요인으로 작동하고 있다. 즉, 이는 여성의 전문, 관리직 종사자 비중이 해당 임금집단 내에서 증가하고 있음을 시사한다.

[표 5-1] 성별, 임금분위별 직업분포

		관리직/전문직	사무직	서비스/판매	생산/기능직	단순노무직	Total
하위 1/3	남성	13.85	8.21	17.06	36.67	24.21	100
	여성	16.16	15.74	34.2	16.48	17.42	100
중간 1/3	남성	20.52	15.79	9.13	43.63	10.92	100
	여성	41.95	33.81	12.8	7.13	4.31	100
상위 1/3	남성	39.81	27.35	6.2	23.68	2.96	100
	여성	59.22	33.4	4.91	1.28	1.18	100
Total	남성	27.64	19.35	9.41	33.53	10.06	100
	여성	31.49	24.31	22.6	10.99	10.61	100



주: 표시된 값은 해당 년도에 남녀의 직업 분포 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-67> 직업의 성분절에 따른 남녀 임금 격차

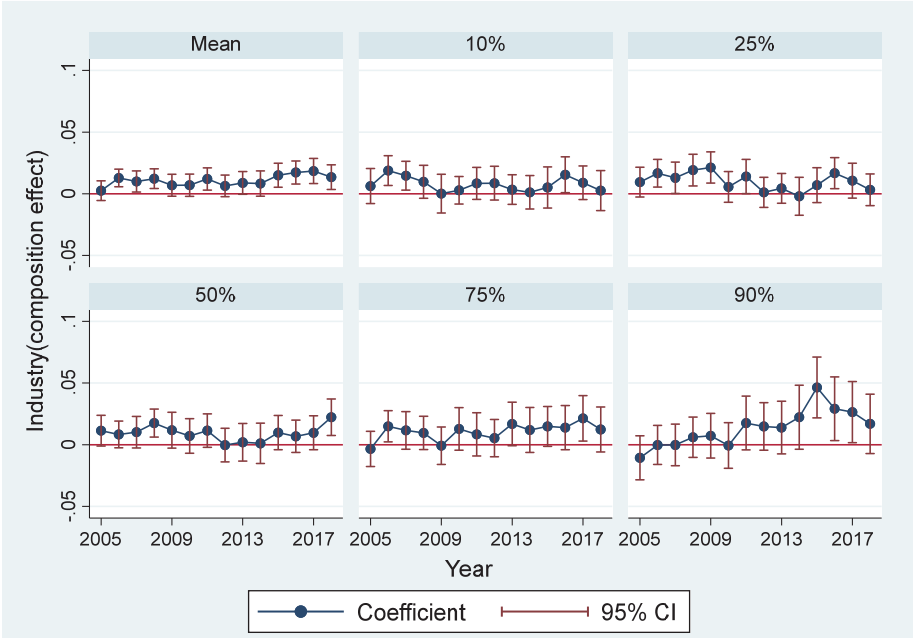
9) 산업

여성과 남성은 산업에 있어서도 상당히 달리 분포되어 있다. 남성은 주로 제조업에 집중적으로 종사하는 반면, 여성의 경우 서비스업에 집중되어 있음을 확인할 수 있다(표 5-2). 특히 여성 고임금층의 86.5%가 금융, 교육, 보건 등을 포함하는 서비스업에 종사하고 있을 정도로 서비스 부문에 집중되어 있음을 확인할 수 있다. 반면, 남성의 경우 상위 임금 집단에서 서비스업의 비중이 52.3%로 높기는 하지만, 제조업 역시 40.2%로 높은 비중을 차지한다. 특히 남성의 경우 모든 임금 계층에서 제조업의 비중이 상대적으로 높게 나타나고 있다.

그러나 이러한 산업의 분포 자체는 전반적으로 남성과 여성의 임금 격차를 유의하게 늘리는 요인으로 작동하고 있지는 않다(그림 5-68). 산업의 구성효과는 모든 임금 분포에서 대부분 유의하지 않았으며, 다만, 상위 10%의 고임금 집단에서 최근 년도에만 일부 남녀 임금 격차를 늘리는 요인으로 작동하는 것으로 나타나고 있다. 이 같은 산업의 효과는 직업을 통제한 상황에서 산업의 분포 차이를 나타내므로, 산업자체의 요인이 설명하는 부분은 제한적임일 수 있음을 추측해볼 수 있다.

[표 5-2] 성별, 임금분위별 산업분포

		농어업/광업	제조업	유통/판매	서비스	Total
하위 1/3	남성	1.31	35.01	15.42	48.26	100
	여성	0.77	23.43	17.76	58.04	100
중간 1/3	남성	0.69	49.33	10.78	39.21	100
	여성	0.12	19.3	10.99	69.59	100
상위 1/3	남성	0.64	40.23	6.87	52.26	100
	여성	0.02	7.93	5.55	86.5	100
Total	남성	0.79	42.52	9.98	46.71	100
	여성	0.44	19.48	13.58	66.5	100



주: 표시된 값은 해당 년도에 남녀의 산업 분포 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

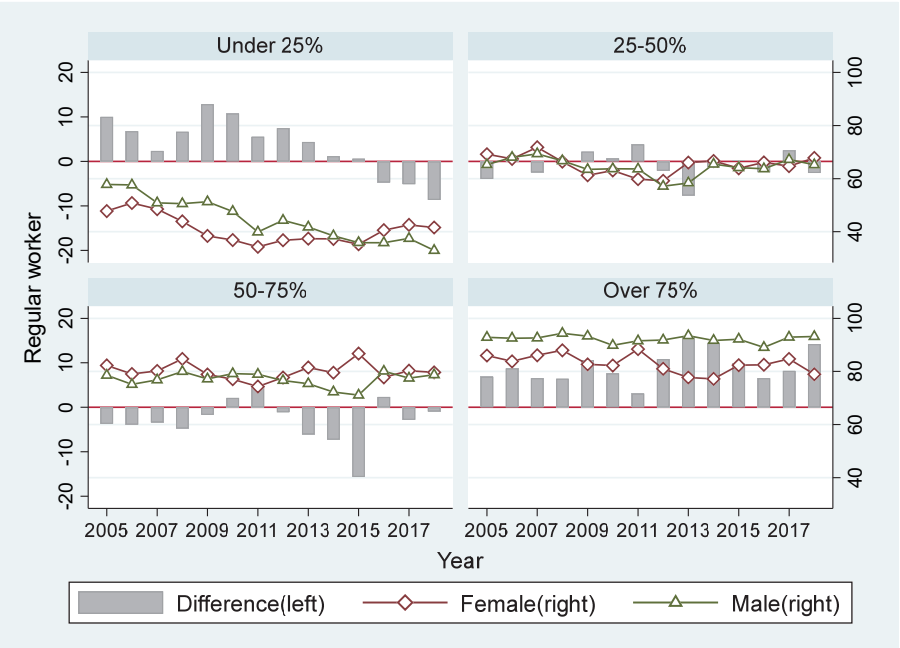
<그림 5-68> 산업의 성분절에 따른 남녀 임금 격차

10) 정규직

통상 정규직일 경우 임금이 높을뿐만 아니라 육아휴직과 같은 돌봄 관련 정책의 대상이 될 가능성이 높다는 점에서, 정규직을 통제하지 않을 경우 육아휴직의 효과가 과대추정될 가능성이 있다. 이에, 본 연구에서는 일자리의 정규직 여부를 통제변수로 추가하였다.

(1) 구성효과

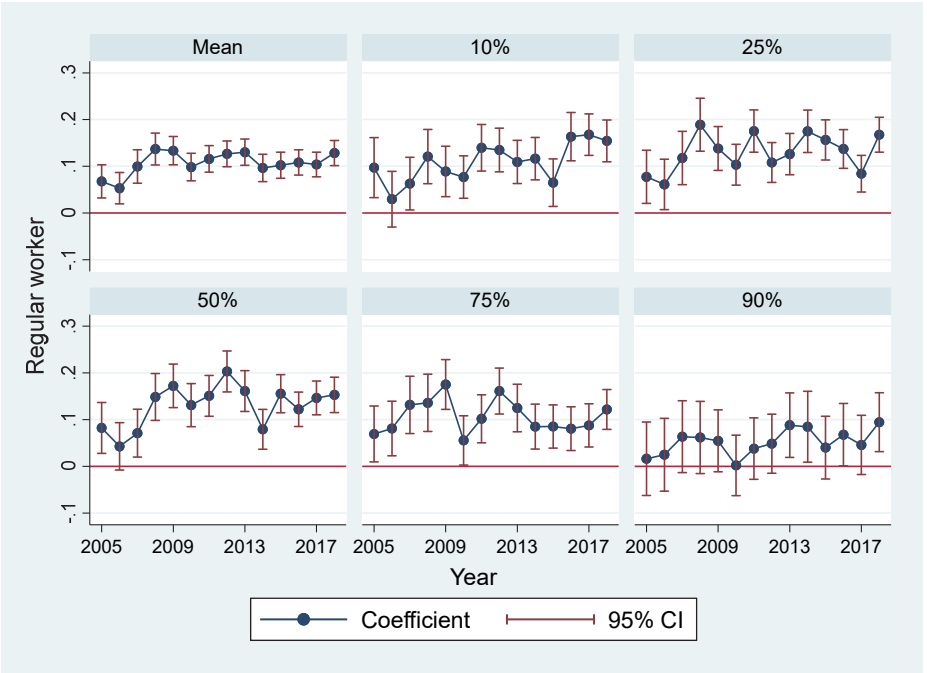
분석대상의 정규직 비율을 살펴보면, 남성과 여성 모두 임금 수준이 높을수록 정규직인 비율이 높았다(그림 5-69). 정규직 비율은 2005~2018년 사이 점차 감소 추세에 있는데, 임금에 따라서는 하위 임금 집단에서, 성별로는 여성의 감소폭이 가장 두드러지게 나타났다. 하위임금집단의 경우 남성과 여성 모두 정규직 비율이 줄어들고는 있으나, 여성은 2010년경 40% 미만으로 최저점을 찍은 뒤 다소 상승하는 양상을 나타내고, 남성은 2005년 당시 60%가량이 정규직으로 여성에 비하여 높은 비율을 나타냈으나 지속적으로 그 비율이 감소하는 양상을 나타내고 있다. 한편, 고임금과 중간 임금집단 남성의 경우 2005~2018년 사이 정규직 비율이 거의 변동이 없었다. 이는 정규직의 감소 추세가 주로 여성과 저임금층에 집중되었음을 확인할 수 있다. 한편 상위 25%의 고임금층을 제외하고는 각 임금집단별로 남성과 여성의 정규직 비율차이는 크게 관측되지는 않고, 년도에 따라서 역전되는 양상이 나타나기도 한다. 다만, 상위 25%의 경우 남성이 여성에 비하여 정규직 비율이 높았으며, 남성과 여성의 비율 차이가 점차 커지는 양상을 나타내고 있다.



주: 각 년도별로 임금 분위를 나눈 뒤 해당 분위 남녀의 평균 정규직 비율을 계산함. 바 그래프는 남성과 여성의 평균 차이를 나타냄. 모든 값은 가중치를 적용한 결과임.

<그림 5-69> 임금분포별 평균 정규직 비율의 남녀 차이

정규직은 비정규직에 비하여 대부분의 임금 집단에서 임금이 유의하게 높은 것으로 나타난다(그림 5-70). 그러나 상위 10% 임금 집단의 경우 정규직의 회귀계수 값이 유의하게 나타나지 않았는데, 이는 가장 높은 임금을 받는 집단의 경우 정규직 유무가 임금에 유의미한 영향을 미치는 조건이 아니라는 점을 의미한다. 그 이외 임금집단의 경우 정규직은 비정규직에 비하여 유의하게 높은 임금을 받는 것으로 나타난다. 특히 하위 10%와 25%, 중위임금계층의 경우 2005~2018년 사이 정규직의 임금 프리미엄이 다소 커지는 추세에 있다. 이러한 정규직 프리미엄의 임금계층별 차이는 비정규직에 대한 임금 패널티가 저임금층에서만 관측된다는 최충과 정성엽 (2016)의 연구결과와 맥을 같이 한다.

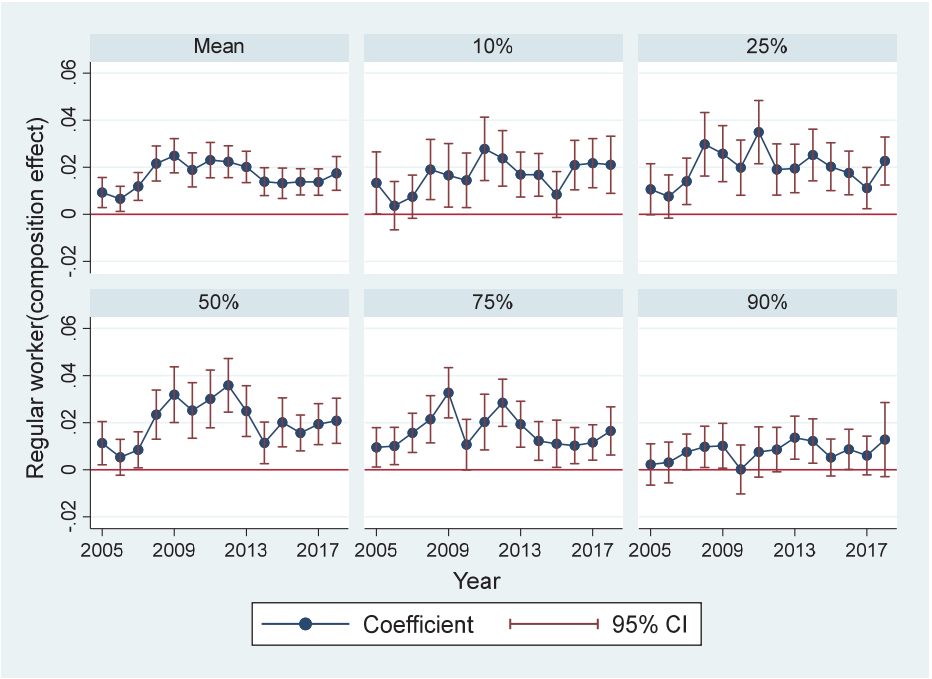


주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 정규직의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석시 가중치를 적용함.

<그림 5-70> 정규직 프리미엄

이처럼 임금계층별로 상이한 정규직에 대한 임금 프리미엄은 남성과 여성의 임금격차에도 임금계층별로 다른 영향을 주는 것으로 나타난다(그림 5-71). 가령, 저임금층의 경우 여성과 남성의 정규직 비율차이가 유의하게 남성과 여성의 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타난 반면, 고임금층의 경우 유의한 영향이 관측되지 않았다. 한편, 하위 10%, 25%, 중위임금계층의 경우 통합 모형에서 계수의 크기가 2005

년 이후 다소 커지는 추세였던 것과 같이 남성과 여성의 임금 격차에 기여하는 비율도 2005년 이후 다소 커지는 추세로 나타난다.

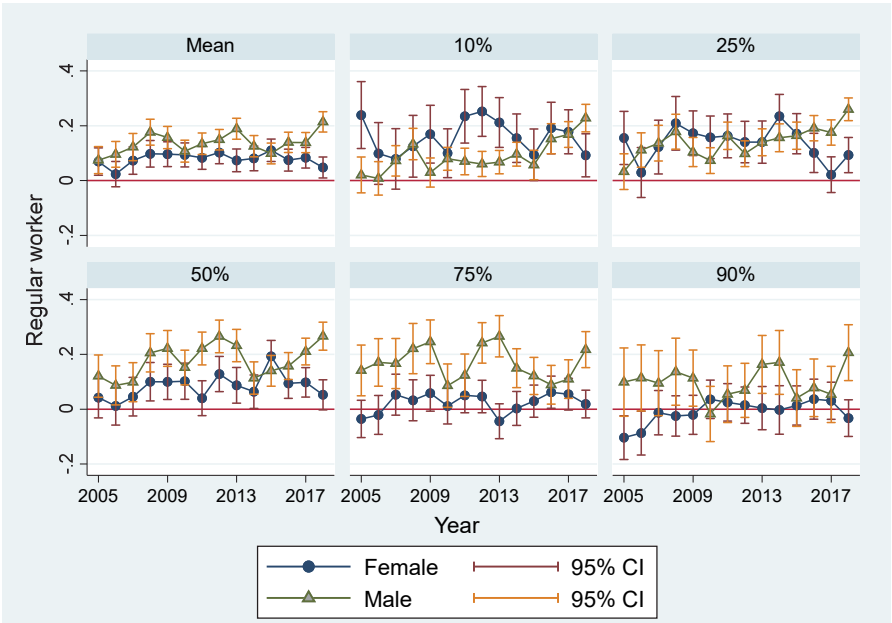


주: 표시된 값은 해당 년도에 정규직 비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-71> 정규직 비율의 차이에 따른 남녀 임금 격차

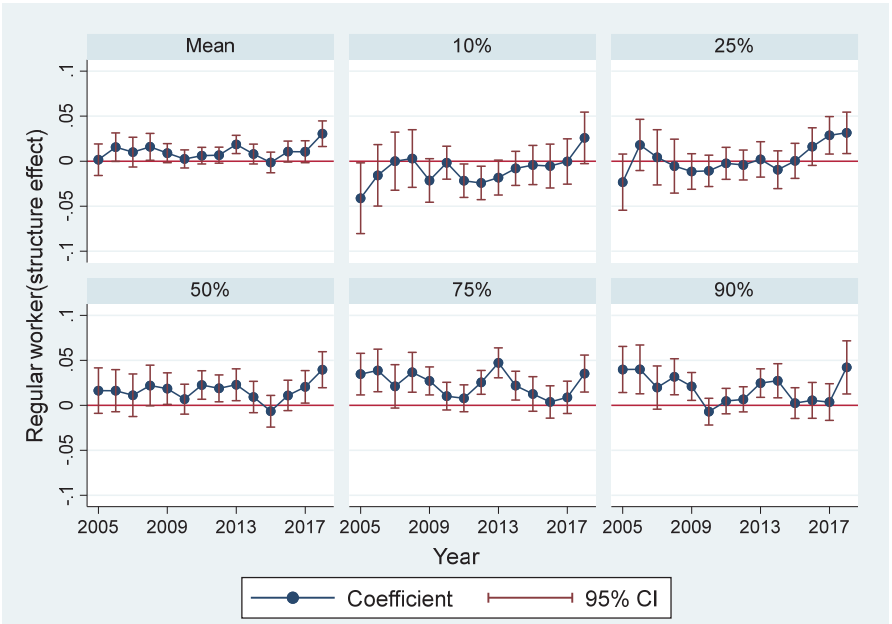
(2) 구조효과

정규직 여부는 임금계층에 따라 남성과 여성의 임금에 미치는 영향이 다소 다르게 나타난다(그림 5-72). 하위 10%, 25% 집단의 경우 여성의 정규직 프리미엄이 크게 관측되는 반면, 중위임금계층과 75%, 90% 임금 계층의 경우 남성의 정규직 프리미엄이 높게 나타난다. 이처럼 남녀 계수 차이가 임금 계층에 따라 다르다보니 임금격차에 미치는 구성효과 역시 상이하다(그림 5-73). 저임금층, 특히 하위10% 집단의 경우 2005년 당시 임금을 낮추는 요인으로 나타나지만, 중상위 임금계층의 경우 임금 격차를 높이는 요인으로 나타난다. 한편, 저임금층의 경우 최근 들어 정규직 여부의 구조효과가 남녀 임금 격차를 늘리는 유의한 요인으로 나타나는 등 연도별로 다른 추세를 나타낸다.



주: 표시된 값은 해당 년도 남녀 각각의 임금방정식에서 정규직의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<그림 5-72> 남녀 각각의 임금방정식에서 정규직의 회귀계수



주: 표시된 값은 해당 년도에 정규직의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함

<그림 5-73> 정규직 프리미엄의 차이에 따른 남녀 임금 격차

제 3절 돌봄 정책 도입 전후 남녀 임금격차 분해

본 절에서는 앞서 2절에서 살펴본 남성과 여성의 임금 격차를 분해분석한 2005~2018년 사이 추세가 실제로 의미 있는 변화인지를 살펴보기 위하여 남녀의 임금 격차의 분해를 돌봄 정책 도입 전과 도입 후 두 시점에서 다시 분해하여 살펴보았다. 본 연구에서는 앞서 4장 연구방법론에서 언급하였듯 두 시점의 남녀 임금 격차를 차분하는 방식으로 특성 변화에 기인한 남녀 임금격차의 변화분과 계수 변화에 따른 남녀임금격차의 변화분을 확인해보고자 한다.

1. 남성과 여성의 임금 변화

다음에서는 우선 분석 기간 동안 남성과 여성의 임금이 각각 어떻게 변화하였는지를 살펴보았다. 본 연구의 분석 대상기간 중 가장 초기에 해당하는 2005~2006년과 2017~2018년의 남성 임금 변화를 확인한 결과는 아래와 같다(표 5-3). 우선 모든 임금 집단에서 물가상승률을 보정하고도 임금이 상승하는 양상을 나타낸다. 특히 저임금층의 임금 상승이 두드러졌다. 이러한 저임금층의 임금 상승은 주로 계수의 차이에 해당하는 구조효과에 기인하는 것으로 나타난다. 즉, 저임금층 남성의 경우 객관적인 인적자본의 개선에 따른 임금 상승보다는 설명되지 않는 임금 상승이 주요했다는 점을 의미한다. 반면, 고임금층의 경우 임금 상승폭이 10% 대로 낮을뿐만 아니라 구조효과에 따른 임금 상승 효과가 유의하게 나타나지 않았다. 이는 2절에서 확인한 결과 및 Tromp (2019)의 결과와 일치하는 양상이다.

변수별로 살펴보아도 대체로 2절에서 살펴본 결과가 의미 있는 추세였음을 확인할 수 있었다. 먼저 전반적인 미취학 자녀 수 감소와 육아휴직 대상자의 확대가 유의미하게 관측되었다. 시간제 근로 역시 2005~2006년 대비 2017~2018년 늘어났는데, 시간제의 의미가 고임금층과 저임금층에서 다르다보니, 저임금층은 임금 감소로, 고임금층은 임금 상승의 요인으로 확인되었다. 한편, 저임금층에서 경력년수가 다소 길어졌으며, 근속년수는 모든 임금계층에서 늘어났지만, 특히 고임금층에서 근속년수 증가에 따른 임금 상승분이 높았다. 저임금층의 평균 연령은 줄어든 반면, 고임금층의 연령은 늘어났으며, 교육년수는 전반적으로 상승하였다. 한편, 정규직의 비율은 줄어들었다.

계수효과에서 주목할 만한 점은 분석기간동안 남성의 연령 프리미엄이 줄어들었다는 점이다. 특히 고임금층을 중심으로 남성에 대한 연령의 프리미엄이 크게 줄

어들었음을 확인하였다. 한편, 남성 정규직에 대한 프리미엄은 저임금층에서 더 높아지는 양상을 나타냈다. 육아 휴직제도와 시간제 근로에 대한 프리미엄의 증가 역시 고임금층에서만 관측되었다.

한편, 앞서 2절에서는 미취학자녀수의 남녀임금격차 감소효과가 자녀 수 격차 감소에 기인하는지, 아니면 미취학자녀에 대한 임금 프리미엄의 감소에 기인하는지를 확인해보고자 하였다. 남성을 대상으로 한 분석을 살펴보면, 25~75% 임금집단에서 자녀 수의 실질적인 감소가 관측되었으며, 10~25%의 하위임금집단의 경우 아이 수에 따른 임금 프리미엄이 감소하는 점을 확인할 수 있었다. 이는 앞서 2절에서 50~75%에서 최근 년도에 감소하는 임금 격차가 계수 감소 보다는 남성과 여성의 평균적인 자녀 수 차이 감소에 따른 결과로 보인다.

[표 5-3] 2005/6 대비 2017/18 남성 임금 분해 분석

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
(A) $\triangle W_{m,a}$	7.287***	6.619***	6.936***	7.308***	7.646***	7.965***
	(0.00952)	(0.0105)	(0.00918)	(0.0116)	(0.0170)	(0.0282)
(B) $\triangle W_{m,b}$	7.027***	6.199***	6.606***	7.060***	7.477***	7.837***
	(0.00929)	(0.0102)	(0.00998)	(0.0122)	(0.0158)	(0.0205)
(A) - (B)	0.260***	0.421***	0.330***	0.248***	0.169***	0.128***
	(0.0133)	(0.0146)	(0.0136)	(0.0169)	(0.0232)	(0.0348)
구성효과	0.0987***	0.0179**	0.0423***	0.0930***	0.157***	0.178***
	(0.00765)	(0.00636)	(0.00680)	(0.00841)	(0.0111)	(0.0133)
구조효과	0.161***	0.403***	0.288***	0.155***	0.0119	-0.0500
	(0.0118)	(0.0151)	(0.0137)	(0.0161)	(0.0217)	(0.0347)
구성효과						
미취학자녀수	-0.00194**	0.000115	-0.00183**	-0.0032***	-0.0039***	-0.000064
	(0.000614)	(0.000466)	(0.000611)	(0.000909)	(0.00118)	(0.00125)
노인/장애 가구원	0.000322	0.000325	0.000623	0.000430	0.000338	-0.000193
	(0.000267)	(0.000326)	(0.000504)	(0.000363)	(0.000305)	(0.000278)
육아휴직제도	0.0270***	0.00993***	0.0222***	0.0343***	0.0383***	0.0253***
	(0.00205)	(0.00168)	(0.00220)	(0.00286)	(0.00367)	(0.00475)
시간제 근로	-0.000278	-0.0038***	-0.00233**	0.000251	0.00211**	0.00237**
	(0.000263)	(0.00115)	(0.000731)	(0.000318)	(0.000652)	(0.000742)
공식돌봄	-0.00044*	0.000387+	-0.000264	-0.00081*	-0.00086*	-0.00054*
	(0.000195)	(0.000222)	(0.000174)	(0.000356)	(0.000370)	(0.000255)
연령	0.00104	-0.0239***	-0.0229***	-0.00866**	0.0234***	0.0341***
	(0.00251)	(0.00411)	(0.00334)	(0.00317)	(0.00432)	(0.00594)
교육년수	0.0401***	0.0286***	0.0290***	0.0376***	0.0460***	0.0551***
	(0.00326)	(0.00420)	(0.00309)	(0.00339)	(0.00427)	(0.00545)
경력년수	0.00688***	0.00859*	0.0129***	0.0111***	-0.00220	-0.000342
	(0.00183)	(0.00347)	(0.00291)	(0.00259)	(0.00250)	(0.00332)
근속년수	0.0296***	0.00907***	0.0139***	0.0264***	0.0503***	0.0567***
	(0.00350)	(0.00190)	(0.00204)	(0.00326)	(0.00593)	(0.00714)
직업	-0.00106+	-0.00121	-0.000710	-0.000838	-0.00108	0.000172
	(0.000615)	(0.000859)	(0.000637)	(0.000755)	(0.000811)	(0.000756)

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
산업	0.0000623	-0.0069***	-0.00545*	-0.000533	0.00732*	0.00709*
	(0.00222)	(0.00191)	(0.00252)	(0.00265)	(0.00322)	(0.00293)
정규직	-0.00255**	-0.00333**	-0.00280**	-0.00305**	-0.00254**	-0.00137+
	(0.000829)	(0.00116)	(0.000982)	(0.00102)	(0.000898)	(0.000770)
구조효과						
미취학자녀수	-0.00601	-0.0108**	-0.0102*	-0.00171	0.00314	-0.00724
	(0.00479)	(0.00393)	(0.00452)	(0.00643)	(0.00898)	(0.0130)
노인/장애 가구원	0.0230+	0.0720**	0.0437*	0.0272	0.00261	0.0109
	(0.0122)	(0.0244)	(0.0187)	(0.0188)	(0.0206)	(0.0301)
육아휴직제도	0.0219**	0.00485	-0.000545	0.0190*	0.0410**	0.0825**
	(0.00729)	(0.00561)	(0.00617)	(0.00860)	(0.0159)	(0.0266)
시간제 근로	0.0603*	0.0181	-0.00962	0.0287	0.110**	0.110*
	(0.0305)	(0.0644)	(0.0490)	(0.0449)	(0.0427)	(0.0493)
공식돌봄	-0.187**	-0.297*	-0.0874	0.0241	-0.282***	-0.292*
	(0.0630)	(0.135)	(0.0999)	(0.0883)	(0.0774)	(0.119)
연령	-0.721***	-0.251	-0.562*	-0.820**	-1.128***	-1.064*
	(0.183)	(0.336)	(0.284)	(0.271)	(0.291)	(0.441)
교육년수	-0.156*	0.0629	0.109	-0.111	-0.392**	-0.583**
	(0.0712)	(0.174)	(0.0993)	(0.0867)	(0.127)	(0.184)
경력년수	0.0756*	0.113+	0.119*	0.176***	0.0965+	-0.0559
	(0.0354)	(0.0601)	(0.0490)	(0.0507)	(0.0561)	(0.0757)
근속년수	-0.0700***	-0.0512**	-0.0722***	-0.133***	-0.114***	-0.0612
	(0.0134)	(0.0180)	(0.0141)	(0.0163)	(0.0238)	(0.0401)
직업	-0.00333	-0.0120	-0.0102	-0.00407	-0.0292	0.0640
	(0.0244)	(0.0421)	(0.0367)	(0.0588)	(0.0389)	(0.0653)
산업	-0.0179**	0.00515	-0.0205*	-0.0476***	-0.00474	-0.0218
	(0.00696)	(0.00996)	(0.00903)	(0.0102)	(0.0127)	(0.0198)
정규직	0.0230**	0.0480***	0.0362**	0.0334**	0.000573	0.00576
	(0.00796)	(0.0142)	(0.0118)	(0.0117)	(0.0126)	(0.0169)
절편	1.120***	0.701+	0.753*	0.964***	1.708***	1.762***
	(0.190)	(0.406)	(0.295)	(0.273)	(0.310)	(0.459)
N	10526	10526	10526	10526	10526	10526

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. $p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

같은 시기 여성은 남성에 비하여 더 높은 임금 상승폭을 나타냈다(표 5-4). 여성은 2005/6년 대비 2017/18년 대략 38.5% 가량 임금이 상승하였는데, 저임금층의 경우 임금 상승폭이 50%를 상회할 정도로 높게 나타났다. 여성 역시 저임금층의 경우 구조효과에 의한 임금 상승이 크게 나타났다. 이처럼 남성과 여성 모두 구조효과에서 임금상승이 두드러진다는 점은 객관적인 인적자본의 향상 보다는 거시적인 정책 변수에 의하여 임금이 상승이 이뤄졌음을 의미한다. 즉, 개인의 자질로는 설명되지 않는 임금증가분이 크게 관측되는 것이다.

세부 변수별로 살펴보면, 여성의 미취학 자녀 수의 증가분은 임금에 유의미한 기여를 하지는 못하였다. 이는 남성의 경우 상대적으로 미취학 자녀수의 감소가 나타난다는 점에서 일반적인 추세와는 달리 미취학 자녀를 둔 여성의 노동 참여가 늘어

나고 있음을 시사한다. 만약 미취학 자녀를 둔 여성의 노동 참여가 두 기간 사이에 늘어나지 않았다면, 남성과 동일하게 자녀 수가 감소하는 결과가 나왔을 것이다. 미취학 아동 수에 대한 계수 효과 역시 중위임금층에서는 유의하게 줄어들었는데, 이는 어린 자녀가 있는 여성 중 임금이 높은 이들 만이 노동시장에 참여하던 선택 효과가 줄어들었을 가능성이 있다.

공식 돌봄 종사자의 증가는 평균적으로 여성의 임금을 낮추는 것으로 나타나지만, 최하위 저임금층의 경우 임금을 유의하게 상승시키는 효과를 나타냈다. 이는 다시 한 번 돌봄직에 종사한다는 점이 최하위 저임금층에게는 유리하게, 그 이 중상위 계층에게서는 불리하게 작동한다는 점을 시사한다. 시간제 근로 역시 계층효과를 나타낸다. 하위 임금계층에서는 시간제 근로의 증가가 임금을 낮추는 방식으로, 고임금층에서는 임금을 높이는 방식으로 작동하는 것이다. 이는 남성에게 확인된 변화와 동일한 양상이다. 경력년수와 근속년수의 증가 역시 남성과 유사한 패턴으로, 경력년수의 증가분은 주로 저임금층의 임금 상승에 기여하며, 근속년수는 모든 계층에서 높아졌으나, 고임금층에 더 크게 기여하고 있다. 한편, 정규직 역시 모든 계층에서 줄어들었다.

계수 효과를 살펴보면 여성과 남성의 주요한 차이는 연령에 대한 프리미엄이다. 남성의 경우 분석기간동안 연령에 대한 프리미엄이 유의하게 줄어든 반면, 여성은 유의한 변화가 관측되지 않았다. 이는 앞서 2절에서 살펴보았던 남성과 여성의 서로 다른 연령 프리미엄을 확인하는 결과다. 정규직에 대한 프리미엄 역시 남성과 여성이 서로 다른 양상을 나타낸다. 남성이 주로 저임금층에서 정규직 프리미엄이 증가한 것과 달리 여성은 주로 고임금층에서 정규직에 대한 프리미엄이 증가하였다. 육아휴직제도와 시간제 근로에 대한 프리미엄 역시 남성과 다소 다른 양상을 나타내는데, 남성은 모두 고임금층에서만 프리미엄이 상승한 것과 달리, 여성은 저임금층의 시간제에 대한 패널티가 감소하였으며, 주로 중간임금계층에서 육아휴직에 대한 프리미엄이 증가하였다.

[표 5-4] 2005/6 대비 2017/18 여성 임금 분해 분석

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
(A) $\triangle W_{f,a}$	6.946***	6.431***	6.589***	6.903***	7.251***	7.627***
	(0.00933)	(0.0170)	(0.0147)	(0.0130)	(0.0131)	(0.0151)
(B) $\triangle W_{f,b}$	6.561***	5.868***	6.047***	6.466***	6.996***	7.444***
	(0.0105)	(0.0196)	(0.0176)	(0.0146)	(0.0138)	(0.0142)
(A) − (B)	0.385***	0.563***	0.542***	0.437***	0.255***	0.183***
	(0.0141)	(0.0259)	(0.0229)	(0.0196)	(0.0191)	(0.0207)
구성효과	0.149***	0.0439***	0.0760***	0.142***	0.226***	0.249***
	(0.00889)	(0.00947)	(0.00952)	(0.0101)	(0.0117)	(0.0147)
구조효과	0.236***	0.519***	0.466***	0.295***	0.0289	−0.0661**
	(0.0120)	(0.0250)	(0.0211)	(0.0178)	(0.0179)	(0.0221)
구성효과						
미취학자녀수	−0.00065+	0.0000385	−0.000611	−0.00108+	−0.00130+	−0.000021
	(0.000390)	(0.000157)	(0.000373)	(0.000632)	(0.000775)	(0.000419)
노인/장애 가구원	0.000820*	0.000829	0.00159*	0.00110*	0.000861+	−0.000493
	(0.000397)	(0.000614)	(0.000710)	(0.000555)	(0.000519)	(0.000626)
육아휴직제도	0.0198***	0.00728***	0.0162***	0.0252***	0.0281***	0.0186***
	(0.00204)	(0.00133)	(0.00197)	(0.00274)	(0.00333)	(0.00371)
시간제 근로	−0.000386	−0.00526*	−0.00323*	0.000348	0.00292*	0.00328*
	(0.000390)	(0.00245)	(0.00153)	(0.000458)	(0.00137)	(0.00155)
공식돌봄	−0.0033***	0.00292*	−0.00199+	−0.0062***	−0.0065***	−0.0041**
	(0.000881)	(0.00131)	(0.00110)	(0.00154)	(0.00156)	(0.00126)
연령	0.0104**	−0.0287***	−0.0278***	−0.000291	0.0492***	0.0557***
	(0.00373)	(0.00595)	(0.00485)	(0.00472)	(0.00638)	(0.00845)
교육년수	0.0605***	0.0431***	0.0437***	0.0567***	0.0694***	0.0830***
	(0.00431)	(0.00611)	(0.00434)	(0.00461)	(0.00584)	(0.00756)
경력년수	0.0124***	0.0155*	0.0234***	0.0200***	−0.00397	−0.000617
	(0.00316)	(0.00614)	(0.00490)	(0.00439)	(0.00451)	(0.00599)
근속년수	0.0380***	0.0116***	0.0178***	0.0339***	0.0645***	0.0728***
	(0.00317)	(0.00223)	(0.00215)	(0.00307)	(0.00537)	(0.00684)
직업	−0.0043***	−0.0039**	−0.00376**	−0.0045***	−0.00390*	−0.00204
	(0.000963)	(0.00143)	(0.00123)	(0.00132)	(0.00158)	(0.00189)
산업	0.0183***	0.00420	0.0139***	0.0206***	0.0298***	0.0243***
	(0.00285)	(0.00301)	(0.00378)	(0.00350)	(0.00367)	(0.00357)
정규직	−0.00285*	−0.00372*	−0.00313*	−0.00341*	−0.00284*	−0.00154+
	(0.00111)	(0.00152)	(0.00129)	(0.00136)	(0.00117)	(0.000921)
구조효과						
미취학자녀수	−0.00626	0.00122	−0.000632	−0.0127*	−0.0116+	−0.00579
	(0.00382)	(0.00529)	(0.00467)	(0.00516)	(0.00693)	(0.00803)
노인/장애 가구원	0.00110	0.00174	−0.0165	0.00391	−0.00785	−0.0321
	(0.0158)	(0.0289)	(0.0248)	(0.0197)	(0.0205)	(0.0309)
육아휴직제도	0.0485***	−0.00730	0.0227+	0.108***	0.0953***	0.0188
	(0.00797)	(0.0115)	(0.0130)	(0.0156)	(0.0174)	(0.0176)
시간제 근로	0.0177	0.0874*	0.0733**	0.0207	−0.0168	0.00590
	(0.0179)	(0.0394)	(0.0275)	(0.0190)	(0.0198)	(0.0255)
공식돌봄	−0.0186	−0.0291	−0.0556	0.00830	−0.000415	−0.00516
	(0.0162)	(0.0402)	(0.0347)	(0.0249)	(0.0195)	(0.0208)
연령	−0.296+	−1.337**	0.0575	−0.174	−0.328	0.220
	(0.172)	(0.424)	(0.328)	(0.240)	(0.225)	(0.315)

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
교육년수	0.0713	0.0625	−0.0864	0.00576	0.0197	0.141
	(0.0833)	(0.172)	(0.136)	(0.100)	(0.112)	(0.167)
경력년수	0.0859**	0.236***	0.111*	0.0635+	0.00358	−0.0725+
	(0.0272)	(0.0682)	(0.0482)	(0.0354)	(0.0329)	(0.0424)
근속년수	−0.0649***	−0.115***	−0.0829***	−0.0281+	−0.0392*	−0.0822*
	(0.0114)	(0.0239)	(0.0198)	(0.0165)	(0.0195)	(0.0341)
직업	0.0247	0.162	0.0491	−0.000243	−0.0206	−0.0385
	(0.0369)	(0.124)	(0.0518)	(0.0342)	(0.0288)	(0.0283)
산업	−0.00883	−0.00113	−0.0141	0.00425	−0.0138	−0.0173
	(0.00843)	(0.0175)	(0.0155)	(0.0108)	(0.0105)	(0.0118)
정규직	0.00349	−0.00481	−0.00348	0.00760	0.0104*	0.0150**
	(0.00359)	(0.00860)	(0.00693)	(0.00511)	(0.00458)	(0.00496)
절편	0.378*	1.463***	0.412	0.288	0.339	−0.213
	(0.183)	(0.438)	(0.342)	(0.248)	(0.246)	(0.313)
N	7259	7259	7259	7259	7259	7259

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. $^{+}p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

2. 남녀 임금 격차 변화

이제 앞서 살펴본 남성과 여성의 임금 변화가 남녀 임금격차에 어떻게 기여하였는지를 살펴보고자 한다. 2005/6년 평균 남녀 임금격차는 46.6%였던 반면, 2017/8년 남녀 임금 격차는 34.1%로 12.46%p 줄어들었다(표 5-5). 하위임금계층의 경우 평균 보다 높은 남녀임금격차 감소가 나타났는데, 가령 하위 25% 임금 집단의 경우 남녀 임금 격차가 21.21%p 감소하였다. 그러나 고임금층의 경우 상대적으로 남녀 임금격차 감소분이 작았으며, 특히 상위 10%의 경우 유의한 차이가 관측되지 않았다. 또한 앞서 살펴본 바와 같이 저임금층의 경우 주로 구조효과가, 고임금층의 경우 구성효과가 남녀 임금격차 감소의 주요한 요인이었다.

여기서 구조효과는 해당 시기 동안 변화한 거시적인 정책의 효과로 해석될 여지가 있다. 앞서 4장에서 설명하였듯 방법론상 구조효과는 ATT(Average treatment effect on the treated)에 해당한다. 즉, 정책의 도입 이후에 관측된 남성과 여성의 임금은 실제로 처치를 받은 집단이며, 이들의 임금에서 처치를 받지 않았을 경우(즉, 정책 도입 전)의 값을 뺀 값이므로 ATT에 해당하는 것이다. 물론 해당 기간동안 임금에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 최저임금과 같은 거시 정책이 도입된 바 있다. 그러나 이러한 최저임금의 효과가 동일한 분위에 있는 남성과 여성의 임금에 달리 작동하지 않는다면, 남성에 비하여 상대적으로 높은 여성의 구조효과와 이로 인하여 감소한 남녀 임금 격차는 돌봄 정책의 효과일 가능성이 있다. 가령 중위 임금 집단에서 남녀 임금 격차는 18.9%p가 줄어들었는데, 이 중 13.95%p(전체 감소한 격

차 중 73.8%에 해당)가 해당 기간 도입된 정책의 변화로 설명될 여지가 있는 것이다.

물론 이러한 정책 효과를 전부 돌봄 정책의 효과로 보기는 어렵다. 본 연구에서는 관측되지 않았으나, 해당 기간동안 여성의 일에 대한 인식의 변화와 같은 문화적, 규범적인 차이 역시 이러한 효과에 포함이 될 수 있기 때문이다. 다만, 최저임금과 같은 여타의 경제 정책의 변화나 경기 변동이 여성에게만 더 유리하게 작동할 것을 가정하는 것이 아니라면 국가의 주요 과제 여겨지며, 전폭적으로 확대된 돌봄 정책의 영향이 이러한 구조효과에 적어도 일부는 기여했을 것으로 보인다.

[표 5-5] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
(A)	0.3412	0.1884	0.3472	0.4051	0.395	0.3378
$\triangle GWG_a$	(0.0133)	(0.0199)	(0.0173)	(0.0174)	(0.0215)	(0.0319)
(B)	0.4658	0.3311	0.5593	0.5941	0.4811	0.3924
$\triangle GWG_b$	(0.014)	(0.022)	(0.0202)	(0.019)	(0.021)	(0.0249)
(A) - (B)	-0.1246	-0.1426	-0.2121	-0.1889	-0.0861	-0.0545
	(0.0193)	(0.0297)	(0.0266)	(0.0258)	(0.03)	(0.0405)
구성효과	-0.0499	-0.026	-0.0337	-0.0494	-0.0691	-0.0705
	(0.0117)	(0.0114)	(0.0117)	(0.0131)	(0.0161)	(0.0198)
구조효과	-0.0747	-0.1166	-0.1783	-0.1395	-0.0169	0.016
	(0.0167)	(0.0292)	(0.0251)	(0.024)	(0.028)	(0.0411)

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. 10% 수준에서 유의한 경우 음영으로 표시함.

세부적으로 살펴보면, 미취학 자녀 수의 남녀 차이의 감소는 주로 중간 임금계층을 중심으로 임금 격차를 줄이는 요인으로 확인되었다(표 5-6). 앞서 남성과 여성의 임금 변화 분해에서 살펴보았듯 주로 이는 전반적인 자녀 수 감소의 추세에도 어린 자녀를 둔 여성의 노동참여가 늘어남에 따른 효과로 보인다. 이는 모성 고용 패널티가 분석 기간 감소하였으며, 이의 감소분이 남녀 임금 격차에도 기여하고 있음을 의미한다. 공식 돌봄 일자리의 확대는 중상위 임금계층의 경우 남녀간 임금 격차를 늘리는 방식으로, 하위 10%의 경우 줄이는 방식으로 기여를 하고 있다. 육아휴직제도의 확대는 주로 중간 임금계층에서 남녀임금 격차를 늘리는 것으로 나타는데, 이는 남성의 육아휴직제도 확대의 폭이 여성에 비하여 더 높음에 따른 결과로 보인다. 한편, 시간제 근로의 확대는 남성과 여성이 유사하게 늘어나면서 시간제 근로의 남녀간 격차 변화에 따른 유의한 남녀 임금 격차의 변화는 나타나지 않았다.

[표 5-6] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구성효과

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
구성효과	-0.0499	-0.026	-0.0337	-0.0494	-0.0691	-0.0705
	(0.0117)	(0.0114)	(0.0117)	(0.0131)	(0.0161)	(0.0198)
미취학 자녀수	-0.0012	0.00007	-0.0012	-0.0021	-0.0025	-0.00004
	(0.0007)	(0.0004)	(0.0007)	(0.0011)	(0.0014)	(0.0013)
노인/장애 가구원	-0.0004	-0.0005	-0.0009	-0.0006	-0.0005	0.0002
	(0.0004)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)
육아휴직 제도	0.0072	0.0026	0.0059	0.0091	0.0102	0.0067
	(0.0028)	(0.0021)	(0.0029)	(0.0039)	(0.0049)	(0.006)
시간제 근로	0.0001	0.0014	0.0009	-0.00009	-0.0008	-0.0009
	(0.0004)	(0.0027)	(0.0016)	(0.0005)	(0.0015)	(0.0017)
공식돌봄	0.0028	-0.0025	0.0017	0.0053	0.0056	0.0035
	(0.0009)	(0.0013)	(0.0011)	(0.0015)	(0.0016)	(0.0012)
연령	-0.0093	0.0047	0.0048	-0.0083	-0.0258	-0.0215
	(0.0044)	(0.0072)	(0.0058)	(0.0056)	(0.0077)	(0.0103)
교육년수	-0.0203	-0.0145	-0.0147	-0.0191	-0.0233	-0.0279
	(0.0054)	(0.0074)	(0.0053)	(0.0057)	(0.0072)	(0.0093)
경력년수	-0.0055	-0.0069	-0.0104	-0.0089	0.0017	0.0002
	(0.0036)	(0.007)	(0.0056)	(0.005)	(0.0051)	(0.0068)
근속년수	-0.0083	-0.0025	-0.0039	-0.0074	-0.0142	-0.016
	(0.0047)	(0.0029)	(0.0029)	(0.0044)	(0.008)	(0.0098)
직업	-0.0181	-0.011	-0.0193	-0.0211	-0.0225	-0.0172
	(0.0036)	(0.0035)	(0.0045)	(0.0043)	(0.0048)	(0.0046)
산업	0.0032	0.0027	0.003	0.0036	0.0028	0.0022
	(0.0011)	(0.0016)	(0.0013)	(0.0015)	(0.0017)	(0.002)
정규직	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0002	0.0001
	(0.0013)	(0.0019)	(0.0016)	(0.0017)	(0.0014)	(0.0012)

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. 10% 수준에서 유의한 경우 음영으로 표시함.

한편, 경력년수의 남녀간 차이 감소는 25~50% 임금계층에서 남녀 임금 격차를 줄였으며, 근속년수의 남녀간 차이 감소는 50~75% 임금계층의 남녀 임금격차를 줄였다. 남녀간 연령차이의 감소에 따른 임금 격차 감소는 주로 고임금층에서, 교육년수 격차의 감소에 따른 임금격차 감소는 모든 임금계층에서 관측되었다. 정규직의 비율의 남녀 변화가 남녀의 임금 격차 변화에 미치는 영향은 관측되지 않았다. 이 역시 시간제 근로와 마찬가지로 남녀의 정규직 비율이 유사하게 변화하면서 남녀의 정규직 비율 차이의 변화가 남녀 임금 격차에 유의한 영향을 미치지 못한 결과로 보인다.

다음으로 구조효과를 살펴보면, 미취학 자녀수에 대한 남녀 계수 차이의 변화는 남성과 여성의 임금 격차에 유의미하게 기여하지 못하였다. 즉, 분석 기간 동안 모성 임금 패널티가 의미있게 줄어들지 않았다(표 5-7). 공식 돌봄 일자리에 대한 임

금 패널티는 상대적으로 남성에게서 더 높게 나타나면서, 남녀 임금 격차를 줄이는 요인으로 관측되었다. 육아휴직 제도의 경우 50~75% 집단에서 여성의 프리미엄 변화가 남성에 비하여 상대적으로 더 가파르게 나타나면서 임금 격차를 줄이는 요인으로 나타났다. 상위 10%의 경우 여성의 육아휴직 프리미엄이 분석기간동안 유의하게 변화하지 않은 반면, 남성은 유의하게 높아지면서, 남녀 임금격차를 늘리는 요인으로 나타났다. 시간제 근로에 대한 고임금층의 임금 프리미엄 역시 남성에게서만 증가하면서 남녀 임금격차를 키우는 요인으로 나타났다.

[표 5-7] 2005/6-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구조효과

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
구조효과	-0.0747 (0.0167)	-0.1166 (0.0292)	-0.1783 (0.0251)	-0.1395 (0.024)	-0.0169 (0.028)	0.016 (0.0411)
미취학 자녀수	0.0002 (0.0061)	-0.012 (0.0065)	-0.0095 (0.0065)	0.011 (0.0082)	0.0147 (0.0113)	-0.0014 (0.0152)
노인/장애 가구원	0.0219 (0.0199)	0.0702 (0.0378)	0.0601 (0.0311)	0.0233 (0.0272)	0.0104 (0.029)	0.0429 (0.0431)
공식돌봄	-0.1688 (0.065)	-0.2681 (0.1408)	-0.0317 (0.1057)	0.0157 (0.0917)	-0.2812 (0.0798)	-0.2869 (0.1211)
육아휴직 제도	-0.0265 (0.0108)	0.0121 (0.0128)	-0.0232 (0.0143)	-0.0887 (0.0178)	-0.0542 (0.0235)	0.0636 (0.0319)
시간제 근로	0.0425 (0.0353)	-0.0692 (0.0754)	-0.0829 (0.0562)	0.008 (0.0487)	0.1271 (0.047)	0.1037 (0.0554)
공식돌봄	-0.1688 (0.065)	-0.2681 (0.1408)	-0.0317 (0.1057)	0.0157 (0.0917)	-0.2812 (0.0798)	-0.2869 (0.1211)
연령	-0.4255 (0.2507)	1.0856 (0.5409)	-0.6198 (0.4338)	-0.6465 (0.3615)	-0.8 (0.3679)	-1.2839 (0.5416)
교육년수	-0.2273 (0.1096)	0.0004 (0.2449)	0.1952 (0.1687)	-0.1165 (0.1325)	-0.4114 (0.1698)	-0.7242 (0.248)
경력년수	-0.0102 (0.0446)	-0.123 (0.0909)	0.0074 (0.0687)	0.1121 (0.0618)	0.0928 (0.065)	0.0166 (0.0867)
근속년수	-0.005 (0.0176)	0.0635 (0.0299)	0.0107 (0.0243)	-0.1046 (0.0232)	-0.075 (0.0307)	0.0209 (0.0525)
직업	-0.009 (0.0109)	0.0062 (0.0201)	-0.0064 (0.0179)	-0.0518 (0.0148)	0.009 (0.0164)	-0.0044 (0.023)
산업	-0.0279 (0.0442)	-0.1737 (0.1308)	-0.0592 (0.0634)	-0.0038 (0.0679)	-0.0086 (0.0484)	0.1025 (0.0711)
절편	0.7417 (0.2635)	-0.7616 (0.5975)	0.3413 (0.4517)	0.6765 (0.369)	1.3691 (0.3955)	1.9758 (0.5558)

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. 10% 수준에서 유의한 경우 음영으로 표시함.

한편, 남성의 연령 프리미엄 감소는 고임금층의 남녀 임금 격차를 줄이는 가장 영향력이 큰 요인으로 나타났다. 정규직에 대한 임금 프리미엄 역시 주로 저임금층 남성에게서만 관측되면서, 저임금층의 남녀 임금 격차를 늘리는 요인으로 나타났다. 한편, 고임금층은 절편이 상당히 유의하고 강력한 임금격차의 요인으로 나타났다.

이는 중상위 임금계층을 중심으로 기존에 남녀간 차별의 주요한 기제로 작동하던 연령주의의 효과가 줄어드는 반면, 다른 형태의 설명되지 않는 임금 격차는 늘어나는 것이다. 즉, 본 연구에서 포함하지 못한 여타의 구조적인 요인들이 여성과 남성의 임금 격차에 기여하는 부분이 커져가고 있다는 점을 나타내는 결과다.

3. 추가 분석

본 연구는 이러한 분석 결과가 특정 년도를 기준으로 삼은 데에 따른 결과인지를 확인하기 위하여 2009/10년을 기준으로 동일한 분석을 실시하였다[27]. 그 결과 정도의 차이가 있을 뿐 전반적인 추세는 유사하게 나타났다(표 5-8). 가령, 2005/6년을 기준으로 한 결과와 마찬가지로 상위 10%의 경우 남녀간 임금격차의 변화가 유의한 수준으로 관측되지 않았으며, 저임금층의 경우 상대적으로 구조효과의 크기가 큰 편이었다. 고임금층의 경우 구조효과가 유의한 기여를 하지 못하였으며, 주로 구성효과에 의해 남녀간 임금격차 감소가 이루어졌다.

[표 5-8] 2009/10-2017/18년 남녀 임금격차 분해

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
(A) $\triangle GWG_a$	0.3412 (0.0132)	0.1884 (0.0197)	0.3472 (0.0171)	0.4051 (0.0173)	0.395 (0.0213)	0.3378 (0.0317)
(B) $\triangle GWG_b$	0.4451 (0.0126)	0.323 (0.0187)	0.4982 (0.0172)	0.5317 (0.0178)	0.4593 (0.02)	0.3447 (0.0224)
(A) - (B)	-0.1039 (0.0183)	-0.1346 (0.0272)	-0.151 (0.0243)	-0.1266 (0.0248)	-0.0643 (0.0293)	-0.0068 (0.0388)
구성효과	-0.0533 (0.0104)	-0.0467 (0.0093)	-0.0506 (0.01)	-0.0568 (0.0118)	-0.058 (0.0142)	-0.0497 (0.0153)
구조효과	-0.0506 (0.0158)	-0.0878 (0.0264)	-0.1004 (0.0226)	-0.0698 (0.0226)	-0.0062 (0.0272)	0.0428 (0.0382)

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. 10% 수준에서 유의한 경우 음영으로 표시함.

다만, 최하위 임금계층의 구조효과 감소가 05/06년도를 기준으로 한 분석에 비

[27] 우리나라의 전반적인 임금 분포의 양상은 일정한 추세로 고정되어 있지 않고, 전반적인 경기의 영향을 받아 연도별로 다소 다른 방향을 그리고 있다. 가령, 구인회 (2019)의 연구에 따르면, 2009년까지 가구 임금의 불평등을 나타내는 지니계수가 다소 증가하는 양상을 보이다가, 2010년부터는 다소 감소하는 추세, 2016년부터는 다시 증가하는 양상을 나타낸다. 이는 여러 자료원에서 동일하게 관측되는 현상이었다(p.231-235). 따라서 어떠한 시기를 기준으로 분석할 것인지에 따라서 분석의 결과가 상이하게 나타날 여지가 있다. 이에 본 연구는 두 개의 다른 시점을 함께 검토하였으며, 2005~2018년의 전반적인 추세를 앞서 살펴본 결과의 추세를 확인하는 수준에서 본 절의 결과를 활용하고자 한다.

하여 상당히 줄어들었다. 최저임금의 급격한 상승이 주로 2009년 이후에 이루어졌음을 고려한다면, 앞서 05/06년의 저임금층의 구조효과가 전부 최저임금에 기인하는 것은 아닌 것으로 보인다. 최저임금의 효과가 저임금 남성과 여성에게 달리 영향을 미쳤다는 가정도 역시 받아들이기 어렵다. 따라서 주로 저소득 여성의 임금에 영향을 미치는 최저임금 이외의 거시적 요인이 2005~2009년 사이에 영향을 미친 것으로 보인다.

세부 분해의 결과 역시 05/06년을 기준으로 한 분석과 09/10년을 기준으로 한 분석이 대체로 유사하지만, 다소 다르게 나타나는 지점도 있다(표 5-9). 기본적인 저출산 추세를 나타내는 미취학 자녀 수나, 인적자본에 해당하는 경력년수, 근속년수, 교육년수, 그리고 직업적 분포의 영향을 대부분 큰 변동 없이 유지되었다. 반면, 정책에 영향을 받는 변수라 할 수 있는 공식 돌봄 일자리, 육아휴직제도, 시간제 근로, 정규직 등에 관한 변수는 상이한 양상을 나타냈다. 이는 연도별로 일반적인 추세와는 별도로 정책적 개입의 영향이 년도별로 미치는 영향이 다르기 때문에 기준년도 설정에 따라 결과가 달라지는 것으로 보인다. 가령, 돌봄 일자리의 경우 05/06년을 기준으로 할 때 남녀 임금 격차의 변화에 유의한 기여를 하는 것으로 나타난 반면, 09/10년을 기준으로 한 결과에서는 유의한 영향요인은 아니었다. 물론 계수의 방향은 동일하였다. 이러한 차이는 세부적으로 각 년도별 돌봄 일자리 종사자의 증감율을 토대로 볼 때 이해할 수 있는 결과다. 부표1에 수록하였듯 돌봄직 종사자의 비율은 2005년 이후 2014년에 이르기까지 가파르게 증가하였으며, 이후 다소 주춤하는 양상을 나타낸다. 따라서 2005/6년에 대비하여 2009/10년 이후의 증가분은 더 적게 관측되는 것이다. 실제로 본문에는 수록하지 않았으나, 돌봄 일자리 종사자 비율이 가장 높았던 2014/15년과 09/10년을 비교할 경우에는 남녀임금격차 증가에 유의한 기여를 하는 것으로 나타난다.

시간제 근로와 정규직 비율 역시 동일한 양상을 나타낸다. 전반적인 추세를 살펴보면 여성의 시간제 근로자 비율은 2009년경 가장 높은 수준으로 올라갔던 반면, 여성의 정규직 비율은 2011년까지 지속적으로 다시 늘어나는 양상을 나타낸다. 이러한 기본적인 분포의 연도별 변동으로 인하여 기준년도를 달리할 경우 그 결과 값이 달라지는 것이다. 한편 육아휴직제도의 경우 앞서 2절에서 살펴보았듯 2005/6년 당시 육아휴직제도의 사용 가능성이 남녀 임금 격차를 줄이는 것으로 나타났는데, 이후 이 제도의 대상자가 보다 보편적으로 확대되면서 육아휴직제도의 남녀 격차의 증가가 남녀 임금격차에 미치는 효과 역시 사라지게 된다.

이처럼 기본적인 인적자본과 인구적 특성과 대조적으로 정책 변수들이 기준변수

설정에 따라 결과 값이 달라진다는 점은 정책적인 변화에 따라서 남성과 여성의 임금 격차에 기여하는 수준이 달라짐을 반증하는 결과라 할 수 있다.

[표 5-9] 2009/10-2017/18년 남녀 임금격차 분해: 구성효과

	평균	10%	25%	50%	75%	90%
구성효과	-0.0533 (0.0104)	-0.0467 (0.0093)	-0.0506 (0.01)	-0.0568 (0.0118)	-0.058 (0.0142)	-0.0497 (0.0153)
미취학 자녀수	-0.0013 (0.0005)	-0.0002 (0.0003)	-0.001 (0.0004)	-0.0028 (0.001)	-0.0023 (0.001)	0.0006 (0.0008)
노인/장애 가구원	-0.0008 (0.0006)	-0.0006 (0.0005)	-0.0009 (0.0007)	-0.0009 (0.0007)	-0.0009 (0.0007)	-0.0001 (0.0003)
육아휴직제도	0.0019 (0.0026)	0.0007 (0.0016)	0.0014 (0.0024)	0.0022 (0.0034)	0.0027 (0.0044)	0.002 (0.0047)
시간제 근로	0.00006 (0.0003)	-0.0047 (0.0022)	-0.0029 (0.0014)	0.0004 (0.0004)	0.0037 (0.0017)	0.0034 (0.0016)
공식돌봄	0.0006 (0.0007)	-0.0006 (0.0008)	0.0002 (0.0004)	0.0013 (0.0015)	0.0013 (0.0014)	0.0007 (0.0009)
연령	-0.0022 (0.0028)	0.0021 (0.0044)	0.0022 (0.0037)	-0.0015 (0.0034)	-0.0065 (0.0056)	-0.0064 (0.0071)
교육년수	-0.0176 (0.0044)	-0.0105 (0.005)	-0.0111 (0.0037)	-0.017 (0.0046)	-0.0212 (0.0058)	-0.024 (0.007)
경력년수	-0.0041 (0.0024)	-0.0079 (0.0047)	-0.0089 (0.004)	-0.0057 (0.0035)	0.0003 (0.0034)	0.0024 (0.0042)
근속년수	-0.0078 (0.0037)	-0.001 (0.0015)	-0.0029 (0.0018)	-0.0073 (0.0036)	-0.014 (0.0067)	-0.015 (0.0076)
직업	-0.0162 (0.0032)	-0.0175 (0.0035)	-0.0203 (0.004)	-0.0176 (0.0037)	-0.0155 (0.0041)	-0.0124 (0.0039)
산업	0.0009 (0.0007)	0.0005 (0.001)	0.0007 (0.0008)	0.0007 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0019 (0.001)
정규직	-0.0065 (0.0016)	-0.0068 (0.0018)	-0.0068 (0.0018)	-0.0084 (0.0021)	-0.0061 (0.0016)	-0.0027 (0.0011)

주. 괄호 안의 값은 표준오차임. 10% 수준에서 유의한 경우 음영으로 표시함.

4. 소결

본 절에서는 남성과 여성의 임금 격차의 2005~2018년 사이 변화의 추세가 정말 의미 있는 변화인지를 확인하기 위하여 두 시점 사이의 임금 격차 분해를 실시하였다. 특히 두 시점사이의 변화는 정책 도입 전과 후를 나타내므로 구조효과는 정책효과를 가늠케 하는 ATT로 해석할 여지도 있다. 결과를 살펴보면, 남성과 여성의 임금 격차는 분석 기간동안 중하위 임금 층에서 상당히 감소하였으며, 특히 이들 대부분이 구조효과에 해당하여, 돌봄 정책을 포함하는 거시적인 변화가 주로 낮은 임금을 받는 남녀의 임금 격차를 줄이는 데 유의하게 기여하는 것으로 보인다. 물론 해

당 기간 다양한 정책 변화와 인식 변화가 있었기에 이를 돌봄 정책의 효과로 단정하기는 어렵지만, 돌봄 정책을 제외한 여타 정책들이 동일한 임금 분위에 위치한 남성과 여성에게 달리 영향을 미친다는 가정을 하기도 어렵다. 따라서 이의 일부는 돌봄 정책의 효과일 것으로 보인다.

세부적인 변수의 효과를 살펴보면 앞서 2절에서 확인한 바를 지지하는 결과가 나왔다. 전반적인 자녀 수 감소 추세에도 불구하고 미취학 자녀가 있는 여성의 노동참여 증가는 증가하였으며, 이러한 모성 고용 불이익의 감소는 남성과 여성의 임금격차 감소에도 의미 있는 기여를 하였다. 반면 보상임금격차에 해당하는 육아휴직제도의 경우 2005년부터 이미 정책의 대상이 되었던 여성에 비하여 남성의 육아휴직제도 사용 가능성이 커지면서, 여성의 육아휴직 프리미엄이 감소하였고, 이는 오히려 남녀 임금 격차를 벌어지게 하는 요인으로 나타났다. 또한 최근 들어 늘어난 공식 돌봄 부문 종사자 역시 남녀 임금 격차를 늘리는 요인을 나타났다. 특히 이러한 정책 변수들은 정책의 중기 발전 단계에 해당하는 연도를 기준으로 할 때 그 결과가 달라져, 정책의 변화가 여성의 임금에 (긍정적 혹은 부정적으로) 의미 있는 기여를 하고 있다는 점을 확인할 수 있었다.

이러한 본 절의 결과는 분석기간 동안 전반적인 수준에서는 여성의 임금 불이익이 감소하였으며, 자녀가 있는 여성의 노동 참여가 의미 있게 늘어났으나, 돌봄직 종사자들의 낮은 임금 등으로 인하여 일부 정책의 의도치 않은 효과 역시 관측되었음을 확인시켜 준다.

제 4절 선택편의 효과 검증

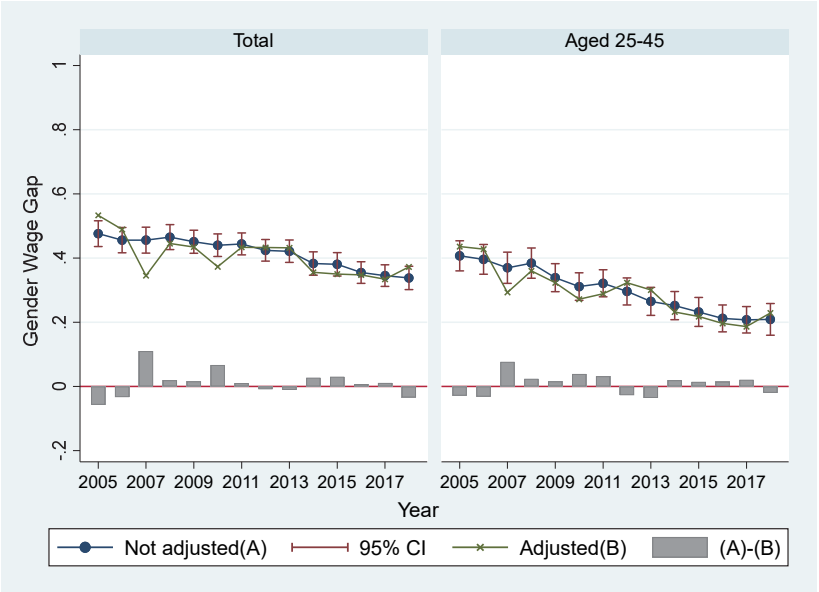
본 절에서는 임금 노동자로 선택되는 선택효과가 존재하였는지를 확인해보고자 한다. 여성의 노동참여는 흔히 임금에 중요한 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며, 임금이 관측되지 않은 이들의 특성에 따라서 남성과 여성의 임금격차는 과대 추정될 수도, 과대 추정될 수도 있다(표 5-10). 만일 노동시장에 참여하는 이들이 전체 여성 중에서 주로 노동시장에서 낮은 임금을 받는 이들이었다면, 계산된 남녀 임금격차는 과대 추정되었을 여지가 있다. 반대로 높은 임금을 받는 이들이 주로 노동시장에 참여하고 있다면, 계산된 남녀 임금 격차는 과소 추정되는 것이다.

[표 5-10] 선택편의의 방향과 임금격차

	여성의 임금	남녀 임금 격차		
		보정 전	보정 후	보정 전 – 보정 후
정적 선택편의	과대 추정	과소 추정	늘어남	−
부적 선택편의	과소 추정	과대 추정	줄어듦	+

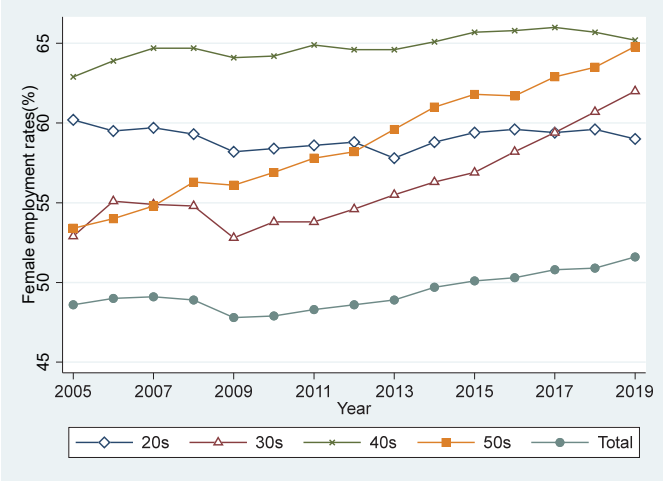
물론 본 연구에서는 남성과 여성의 임금 격차 수치가 어떻게 변화해가는지를 살펴보기에 분석기간 내내 동일한 방식으로 선택효과가 일어났다면 본 연구의 결과는 크게 달라지지 않는다. 그러나 앞서 3장에서 살펴보았듯 본 연구에서 관심 있는 돌봄 정책의 변화는 이론적, 실증적으로 정책의 설계에 따라 여성의 노동 참여를 늘리거나 줄이는 방식의 영향을 미칠 수 있다. 가령, 양육수당의 경우 낮은 임금을 받는 이들을 노동시장에서 이탈시키므로 정적 선택편의를 일으키며, 이로 인하여 남녀 임금 격차는 과소추정될 여지가 있다. 따라서 본 연구에서는 앞서 살펴 본 분석결과와 선택효과를 통제했을 때의 결과를 연도별로 비교하여 살펴보고, 돌봄 정책의 변화에 따라서 선택효과의 크기와 방향이 달라지는지를 확인해보고자 한다. 특히 고용참여에 직접적인 영향을 미치는 것으로 논의되는 아동 돌봄 정책의 효과를 살펴보기 위하여 25~45세에 샘플을 제한한 결과를 함께 검토하도록 하겠다.

우선 평균적인 수준에서 남성과 여성의 임금격차에 선택효과가 미치는 영향은 미미한 것으로 나타나는데, 다만 2010년 이전에 일부 선택효과의 효과가 제한적으로 관측이 된다(그림 5-74). 가령, 2007년과 2010년 선택효과를 통제하고 나면 남녀 임금 격차는 다소 줄어든다. 이는 부적 선택편의가 있었다는 뜻이다. 즉, 주로 낮은 임금을 받는 이들이 노동시장에 참여하면서 남성과 여성의 임금 격차를 과대추정하였다는 것이다. 다만 2010년 이전 관측되는 여성의 선택는 전반적인 경기의 영향에 따른 결과로 보인다. 가령, 그림 5-75을 살펴보면 2008년 말 시작된 금융위기는 2009년 전체 여성의 고용률을 낮추는데, 이처럼 낮아진 고용률은 2013년에 이르러서야 종전수준으로 회복하게 된다. 특히 30대 여성의 경우, 2005년에 비하여 2006년 고용률이 뛰었다가 금융위기 당시 가장 큰 고용률 감소를 겪었다. 한편, 25~45세로 샘플을 제한한 결과는 전체 샘플과 비교하여 큰 편차는 나타나지 않았다. 다만, 2010년 관측된 부적 선택편의가 25-45세에서는 관측되지 않았으며, 2012~2013년에는 전체 샘플에서는 관측되지 않았던 정적 선택편의가 미미하나마 관측되었다. 이 시기는 전계층 무상보육과 양육수당이 도입되었던 시기다.



주: 평균 수준에서 연도별 남녀 임금 격차를 나타냄. (A)는 2절에서 살펴본 본 분석의 결과이며, (B)는 본인의 헤크만 방법을 사용하여 선택효과를 보정한 결과임. 바 그래프는 둘의 차이임.

<그림 5-74> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 평균[28]



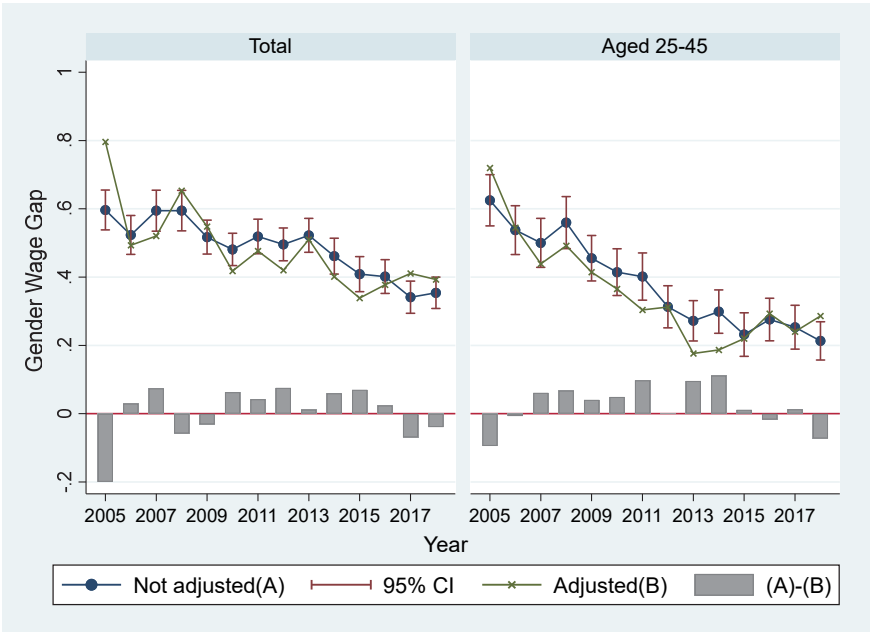
자료: 경제활동인구조사 (통계청 홈페이지(kosis.kr)에서 2020.05.03 추출)

<그림 5-75> 연령별 여성 고용률

[28] 본 연구에서 선택편의를 교정하고 난 뒤 추정치의 표준오차는 표시하지 않았는데, 이는 표준오차가 편향되었을 가능성이 있기 때문이다. 통상 헤크만의 선택효과 보정은 2단계 보정이라 할지라도 표준오차의 계산 문제로 인하여 직접 IMR를 구하여 투입하지 않고, 통계 프로그램을 통하여 계산하도록 한다. 그러나 본 연구에서 사용하는 Stata의 Oaxaca 명령어는 헤크만 적용 시 가중치를 부여하지 못하기에, 불가피하게 Jann (2008)이 제안한 방식으로 직접 IMR를 구하여 "adjust"라는 옵션을 통하여 분해분석 전에 남녀 임금 격차를 보정하였다. 이러한 방식은 표준오차에 다소 편의를 발생시킬 수 있으나 계수의 값은 정확하다.

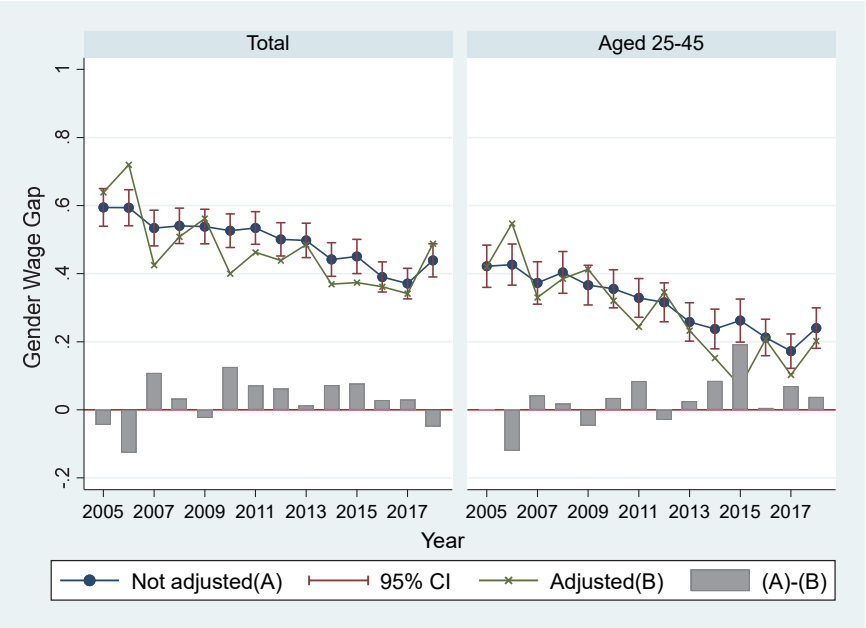
그러나 임금계층별 결과를 살펴보면 각 년도별로 다소 다른 양상을 나타낸다. 가령 하위 25% 임금 집단의 경우 전체 샘플에 비하여 25-45세 2013년 이후 더 높은 부적 선택편의가 나타난다(그림 5-76). 이는 다른 시점에 비하여 해당 년도에 하위 25% 수준의 임금 집단 내에서 보다 낮은 조건을 가진 이들이 노동시장에 상대적으로 더 많이 참여하고 있다는 뜻이다. 이로 인하여 부적 선택편의를 교정하였을 때 남성과 여성의 임금 격차는 줄어들게 되는 것이다. 중위임금집단 역시 유사하게 2013년 이후 전체샘플에 비하여 25-45세 샘플에서 더 큰 부적 선택편의가 관측되었다(그림 5-77).

반면, 상위 25% 임금 집단의 경우 25-45세 샘플에서 반대로 정적 선택 편의가 나타나지만, 전체샘플과의 차이는 크지 않게 나타난다(그림 5-78). 이는 상위 임금 집단과는 달리 중하위 임금 집단에서, 특히 24~45세 여성들에게서 노동시장 선택 편의를 일으킬 수 있는 변동 요인이 있을 수 있음을 의미한다.



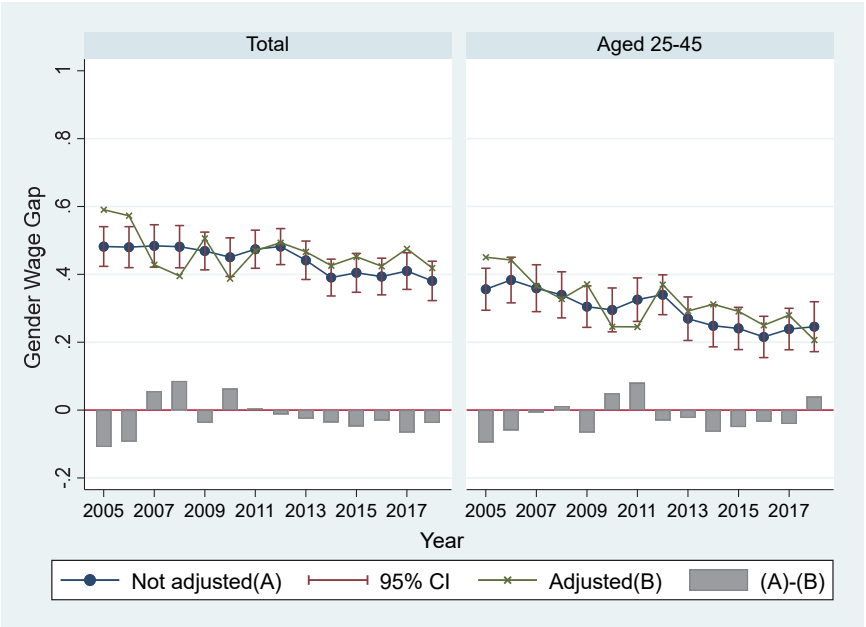
주: 하위 25%를 기준으로 RIF 함수를 적용한 로그 임금률의 연도별 남녀 임금 격차를 나타냄. (A)는 2절에서 살펴본 본 분석의 결과이며, (B)는 헤크만 방법을 사용하여 선택효과를 보정한 결과임. 바 그래프는 둘의 차이임.

<그림 5-76> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 하위 25%



주: 중위임금을 기준으로 RIF 함수를 적용한 로그 임금률의 연도별 남녀 임금 격차를 나타냄. (A)는 2절에서 살펴본 본 분석의 결과이며, (B)는 헤크만 방법을 사용하여 선택효과를 보정한 결과임. 바 그래프는 둘의 차이임.

<그림 5-77> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 중위임금



주: 상위 25%를 기준으로 RIF 함수를 적용한 로그 임금률의 연도별 남녀 임금 격차를 나타냄. (A)는 2절에서 살펴본 본 분석의 결과이며, (B)는 헤크만 방법을 사용하여 선택효과를 보정한 결과임. 바 그래프는 둘의 차이임.

<그림 5-78> 선택편의 교정 전후 남녀 임금격차: 상위 25%

2012년에는 0~2세, 5세의 무상보육이, 2013년에는 취학 전 모든 아동에 대한 무상보육이 실시되었으며, 동시에 모든 임금 계층에 대한 아동양육수당이 도입되었다. 물론 보육서비스의 경우 2009년부터 이미 상위 30%를 제외한 모든 가구의 아동이 보육료 지원을 받고 있었다. 따라서 2013년 이후 저소득층에서 관측된 선택효과는 보육료 지원 정책 보다는 아동양육수당의 도입에 따른 영향일 것으로 보인다. 특히 변동요인이 상위 임금계층에서는 작동하지 않았다는 점 역시 이러한 추측을 뒷받침해준다. 다만, 통상 양육수당의 효과는 정적 선택편의를 일으키는 것으로 가정되는데, 이러한 가정과 달리 중하위 임금계층 집단에서 부적 선택편의를 일으키는 것으로 나타났다. 이는 양육 수당의 영향을 받아 노동시장을 이탈한 이들이 전체 집단에서는 낮은 조건이지만, 하위 임금 집단 내에서는 상대적으로 높은 조건일 수 있다는 점에서 일면 설명 가능하다. 양육수당 도입 이후 여성의 고용률은 감소하지만, 여성의 평균적인 노동생산성은 증가한다는 한종석 외(2017)의 연구 역시 이러한 결과와 맥을 같이 한다. 물론 본 연구의 결과는 엄밀한 인과관계를 증명하고 있지는 않으므로 해석에는 주의가 필요하다. 다만, 2013년 이후로 중하위 임금계층에서 25~45세의 노동참여에 영향을 미치는 특정한 변동요인이 있다는 점은 확인할 수 있다.

제 6 장 결론

제 1절 연구 요약

본 연구는 2005~2018년 사이 한국에서 확대된 돌봄 정책과 남성과 여성의 임금 격차가 어떠한 관계를 나타내는지를 확인해보고자 하였다. 이는 돌봄 정책의 발전이 남녀 임금 격차를 줄일 것이라는 가설과, 반대로 돌봄 정책이 돌봄의 젠더화를 강화하여 임금 격차를 늘릴 것이라는 상반된 가설을 검증하기 위한 시도다. 남성과 여성의 임금 격차 연구는 한 사회의 총체적 지표인 만큼 통상 국가 단위의 거시 비교 연구를 통해 선행연구가 수행되었으나, 본 연구는 한 국가 내에서 시간적 흐름에 따라서 정책의 발전과 남녀 임금 격차가 어떻게 변화해가는지를 살펴본다는 점에서 선행연구와의 차별점을 지닌다. 특히 임금 계층별로 돌봄 정책의 변화가 남성과 여성의 임금에 미치는 영향이 상이한지를 검토하였다.

보다 구체적으로 본 연구는 여성과 남성의 임금 격차를 설명하는 세 가지 핵심 논의인 모성 패널티와 보상임금격차, 직업분절론을 토대로 돌봄 정책의 효과를 살펴보았다. 우선 미취학 자녀가 있는 여성의 노동 참여의 확대로 분석기간 동안 남성과 여성 임금 근로자의 평균 미취학 자녀 수의 격차는 상당 부분 줄어들었으며, 이러한 분포 차이의 감소는 남녀 임금 격차를 줄이는 방식으로 기여하였다. 임금근로자인 남녀의 자녀 수 차이의 감소는 전반적인 자녀 수 감소 추세에도 불구하고 어린 자녀가 있는 여성의 노동참여가 증가에 기인한다. 특히 2013년 이후 모든 계층에서 임금 근로자인 남성과 여성의 미취학 자녀 수 차이에 따른 남녀 임금 격차는 관측되지 않았다. 이는 전계층 무상 보육 정책의 시기와 맞물려 있는 결과다. 실제 제도 사용에 관한 추가 분석에서도 미취학 자녀 중 보육시설을 이용하고 있는 비율은 점차 증가하여 2013년 이후 모든 계층에서 60% 이상의 등록률을 기록하고 있다. 중간 임금 계층 여성의 경우 아동의 보육시설 등록률이 80%에 이르러 정책의 혜택을 주로 일하고 있는 어머니가 받는 것으로 보인다. 물론 이러한 결과는 제도와 어머니의 노동참여 중 어떠한 것이 우선하는지 인과관계를 담보할 수는 없다. 그러나 돌봄 제도와 어머니의 노동 참여 사이에 일정한 상관 관계를 갖는 점은 분명해 보인다. 이는 비교국가 연구들이 보육시설 등록률과 같은 정책 변수와 여성의 자녀 수와 같은 교차항을 통하여 정책효과를 살펴보고 있다는 점(Cukrowska-Torzewska, 2017)을 떠올리면 유의한 정책효과로 해석할 여지가 있다.

한편 소득 계층과 관련 없이 모든 이들에게 영향을 미친 보육 서비스 정책과는

달리, 같은 시기 도입된 양육수당은 주로 저임금 어머니의 고용 불이익을 가중시킬 여지가 있는 것으로 예상하였다. 본 연구에서는 임금분포별 선택효과에 대한 검증을 통하여 양육수당 제도가 저임금 계층 여성의 노동 이탈과 관련이 있을 수 있다는 점을 확인하였다. 이는 모든 계층에게 동일하게 도입된 정책 패키지일지라도 이의 세부 내용에 따라서 임금 계층별로 선택하는 제도가 달라질 수 있으며, 결과적으로 여성의 노동참여나 임금에도 달리 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 한편 노인과 장애인 가구원이 남녀 임금격차에 기여하는 부분은 관측되지 않았으며, 이에 따라 해당 정책의 확대가 미치는 영향 역시 확인할 수 없었다.

직업분절론의 논의에서는 공적 돌봄 체계의 확대와 함께 급증한 여성 임금근로자 중 공식 돌봄 일자리에 종사하는 이들의 효과를 다루었다. 돌봄 부문 종사자의 증가는 평균적인 수준에서 남녀 임금 격차를 늘리는 역할을 하였다. 이는 공식 돌봄 일자리가 주로 여성에게 집중되어 있다는 점에서 성별 직업 분절을 강화하고, 이들이 주로 낮은 임금을 받는다는 점에서 남녀 임금격차 역시 늘어날 수 있다는 논의(Charles & Grusky, 2005; Mandel & Semyonov, 2006; Mandel & Shalev, 2009)를 뒷받침한다. 그러나 평균 수준에서의 변화가 임금 분포별로 상반된 방향을 누락할 수 있다는 사실 역시 분석 결과를 통해 확인할 수 있었다. 돌봄 부문의 일자리 확대는 최하위 저임금층 여성에게는 임금 이익을 주는 방식으로 나타났으며, 중상위 계층 여성의 경우 임금을 낮추는 요인으로 밝혀졌다. 즉, 분석기간 동안 하위 임금계층에서는 남녀 임금 격차 감소 효과를, 중상위 임금계층에서는 남녀 임금 격차 증가 효과를 나타낸 것이다.

이처럼 임금 계층별로 다른 영향은 시간제 근로와 육아휴직에서도 확인되었다. 이들 두 변수는 보상임금격차론을 검토하기 위한 변수로, 보상임금격차론은 일과 돌봄을 병행할 수 있는 일자리의 비임금적 혜택이 여성에게 집중되어 있으며, 여성은 이를 위하여 낮은 임금을 받아들인다는 논의다. 이들 두 변수는 남녀 임금의 평균적인 격차에는 유의한 영향을 미치지 못하였으나, 이는 임금계층별로 상반된 영향이 합계 수준에서 제대로 포착되지 못했기 때문이었다. 가령, 시간제 근로는 모든 임금 분위에서 여성의 비율이 높았으나, 이의 대우가 저임금층의 경우 임금을 낮추는 요인으로, 고임금층에서는 임금을 높이는 요인으로 나타나기에 남녀 임금 격차에 각기 상반된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 육아휴직제도의 이용가능성 역시 계수 효과가 평균수준에서는 유의하지 않았으나, 저임금층의 경우 남녀 임금 격차를 늘리는 방식으로, 고임금층의 경우 남녀 임금격차를 줄이는 방식으로 반대의 영향을 준다는 점을 확인할 수 있었다. 한편, 육아휴직의 경우 제도의 확대가 주로 남성의

사용 가능성을 대폭 늘리면서 구성상 남녀 임금격차의 감소 효과가 제도의 확대와 함께 줄어드는 것으로 나타났다. 그러나 육아휴직제도의 사용 가능성에 따른 임금 프리미엄은 여성이 남성에 비하여 더 높아지면서 임금 격차를 줄이는 요인이었다.

본 연구에서는 분석 기간 동안 차별의 효과가 주로 저임금층을 중심으로 상당히 줄어들었음을 확인하였다. 이러한 차별의 효과는 분석 방법의 특성상 ATT(Average treatment effect on treated)로 해석할 여지가 있다(Angrist & Pischke, 2008). 분해분석을 처치의 효과 관점에서 해석하면 구성효과는 선택편의가, 구조효과는 처치의 효과가 된다. 이러한 분석틀을 본 연구의 결과에 적용하면, 주로 저임금층이 2005~2018년 사이 도입된 거시적 정책이나 변화에 더 큰 영향을 받았음을 의미한다. 해당 기간 동안 최저임금과 같은 저소득층을 대상으로 한 정책들이 확대된 바 있다. 그러나 추가분석 결과, 이러한 구조효과의 상당 부분은 최저임금 정책이 본격적으로 확대되기 전인 2005~2009년 사이의 변화였다. 더구나 최저임금과 같은 경제 정책이 동일한 임금을 받는 저소득층 중에서도 특히 여성에게 더 큰 효과를 나타냈다고 가정하기도 어렵다. 따라서 분석 기간 동안, 저임금 집단 중에서도 남성보다 여성에게 주요한 효과를 준 거시적인 변화로는 돌봄 정책의 영향이 있을 수 있다. 즉, 본 연구에서는 이러한 구조효과에 돌봄 정책의 ATT가 포함되어 있다고 보았다.

한편, 본 연구에서는 남성과 여성의 임금격차에 영향을 미치는 배경요인들이 분석 기간 동안 남녀 임금 격차에 기여하는 부분을 확인하였다. 그 결과, 경력과 근속이 남녀 임금격차에 기여하는 부분이 임금 분포에 따라 다르다는 점을 확인하였다. 연구 기간 동안 여성의 평균적인 경력과 근속기간은 늘어났으나, 근속기간의 경우 경력에 비하여 상대적으로 그 증가폭이 작았다. 경력과 근속은 임금 분포에 따라 그 영향력이 다른데, 가령, 경력은 저임금층에게서 임금에 정적인 영향을 주며, 여성의 늘어난 경력이 남녀 임금 격차를 줄이는 것으로 나타났다. 그러나 고임금층에서는 경력이 임금에 미치는 영향을 크지 않았으며, 근속년수의 영향력이 더 크게 나타났다. 즉, 경력의 증가만으로는 고임금층에서 남성과 여성의 임금 격차를 줄이는 데 충분치 않으며, 근속년수의 증가가 여성의 임금 상승에 중요한 요인이라는 점을 확인하였다.

제 2절 연구의 함의

1. 이론적 함의

본 연구는 돌봄 정책과 남녀 임금 격차와 관련한 연구에 있어서 다음과 같은 이론적기여를 하고 있다. 첫번째로 동일한 돌봄 정책의 패키지라도 임금 분포에 따라서 이의 이용 패턴과 양상이 다를 수 있다는 점을 확인하였다. 본 연구의 2장에서 살펴본 바와 같이 돌봄 정책은 단일한 선택지가 있는 것이 아니라 여러 대체제들이 종합적으로 구성이 되어있다. 가령 2013년 이후 모든 소득 계층에서 아동 보육 서비스를 무상으로 제공받을 수 있는데, 이러한 보육 시설을 이용하지 않을 경우 소득 수준과 관계없이 양육수당을 수급할 수도 있다. 육아휴직 정책 역시 분석기간동안 육아휴직의 대상과 범위가 크게 확대되었으며, 동시에 이의 대체제로 육아기 근로시간 단축제도 역시 도입되었다. 이러한 정책의 구성 자체는 중립적이어 보이지만, 여성의 노동 참여와 임금에 반대의 영향을 미친다. 주목해야하는 지점은 이러한 선택지가 소득 계층에 따라 달라진다는 점이다.

가령, 본 연구에서는 분석 대상 기간 동안 모성 고용 패널티의 남녀 임금격차 기여분은 지속적으로 줄어들어, 현재의 보편적 아동 돌봄 정책이 완성된 시기라 할 수 있는 2013년에 이르러 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다. 그러나 분석 대상 기간의 선택효과의 추이를 살펴보면 보육 정책의 확대 시점에는 선택효과가 관측되지 않아 특정한 임금 집단의 노동참여와는 연관되는 양상을 나타내지 않는 반면, 보편적 양육수당의 도입 시기에는 25~45세 임금 근로자의 정적 선택편의가 관측되었다. 즉, 해당 시기에 저임금 여성의 노동시장 이탈로 남성과 여성의 임금 격차가 과소 추정되었다는 뜻이다. 이는 양육수당의 수급이 주로 저소득층에게 집중된다는 선행연구의 지적과 일치한다(노혜진, 2016; 한종석 외, 2017). 보육 서비스와 양육수당의 관계 이외에도 육아휴직과 육아기 근로시간 선택제의 사용자 역시 기업 규모에 따라 이질적임을 2장에 수록한 이용자 통계를 통하여 확인할 수 있었다.

이러한 결과는 동일한 정책 패키지일지라도 임금 분포에 따라서 서로 다른 정책의 영향을 받는다는 점을 확인시켜 준다. 돌봄 체제(care regime)이나 돌봄 배열(care arrangement)에 대한 기존 논의들은 비교국가 연구를 통하여 돌봄 정책이 비공식 돌봄과 공식 돌봄 사이에서 어떠한 균형을 만들어내는가를 주로 다루고 있다(Bettio & Plantenga, 2004; Mahon, Anttonen, Bergqvist, Brennan, & Hobson, 2012; Pfau-Effinger, 2005b). 그러나 이러한 논의들은 본 연구에서 드

러나는 바와 같이 외형적으로 동일한 정책일지라도 임금 분포에 따라서 서로 다른 정책 배열에 적응할 수 있다는 점에 대해서는 크게 주목하지 않았다. 즉, 돌봄 정책의 체제나 배열이 실현되는 과정은 한 국가 내에서도 상당히 계층화되어 있기에 이의 합계 수준의 접근으로는 이러한 역동을 누락하게 된다.

이 같은 돌봄 정책의 계층화 양상은 보상임금격차론에서도 확인된다. 보상임금격차의 기본 골자는 여성은 비임금적 보상을, 남성은 임금 보상을 중시한다는 것이다. 근래에는 여성에게 부여된 돌봄 역할로 인하여 여성은 남성에 비하여 임금 대신에 일과 돌봄을 병행할 수 있는 일자리를 선호한다는 논의가 있었다. 이러한 보상임금격차론이 성립하려면 두 가지 가정을 충족해야 하는데, 첫번째로 여성이 남성에 비하여 일과 돌봄의 병행을 가능케 하는 제도의 접근성이 높은 일자리에 종사해야 하며, 두번째는 이러한 일자리의 임금이 낮아야 한다. 본 연구의 결과에서 여성은 남성에 비하여 더 많은 이들이 육아휴직을 사용할 수 있었으며, 시간제 근로의 비율도 높았다. 그러나 육아휴직의 가능성은 모든 계층에서 임금을 높이는 것으로 나타난 반면, 시간제 근로는 저임금층의 임금은 낮추었지만, 고임금층의 임금을 높이는 요인이었다. 첫 번째 가정은 충족하였으나, 두 번째 가정은 대체로 충족하지 못한 것이다.

이러한 결과는 근로시간을 유연하게 사용하거나, 육아휴직과 같은 가족친화정책이 있는 일자리가 대체로 임금이 높다는 선행연구의 결과와 일치하는 양상이다(Gariety & Shaffer,2001; Glauber, 2011; McCrate, 2002, 2005). 즉, 돌봄 친화적인 일자리가 적어도 중상위 임금 계층에서는 남녀 임금격차를 늘리지는 않는 것으로 보인다. 다만, 저임금층에서 시간제 일자리가 보상임금격차론의 논의를 지지하는 방식으로 작동하였다. 이는 보상임금격차론이 사회적으로 불리한 처지에 놓인 이들에게만 작동하며, 결과적으로 저임금층에서 남성과 여성의 임금 격차를 심화시키며, 동시에 여성들 간의 불평등 역시 심화시키는 방향으로 작동함을 의미한다. 이러한 발견은 만약 평균수준에서만 이러한 효과를 살펴보았다면 발견하지 못하였을 지점으로, 여성이 모두 같은 여성이 아니라는 교차성(inetersectionality)의 관점이 유효함을 시사한다.

한편 성별 분절노동시장론의 논의와 같이 돌봄 정책의 확대로 늘어난 공식 돌봄 부문 종사자들은 실제로 대다수가 여성이었으며, 이들의 임금 역시 낮았다. 선행연구들이 지적하였듯 여성의 돌봄 부담 해소를 위해 도입된 돌봄 정책이 오히려 여성의 돌봄 역할을 노동시장에서도 고착화시키고 있음을 나타낸다. 이는 복지국가 연구에서 빈곤과 불평등 같은 사회적 문제를 해소할 목적으로 마련된 사회정책이 역

설적으로 계층화의 기제로 작동한다는 지적과 맥을 같이 한다. 에스핑-앤더슨(Gøsta Esping-Andersen, 1990)은 그의 잘 알려진 저작인 “Three Worlds of Welfare Capitalism”에서 복지국가에서 노동력을 시장에 팔지 않고도 생계를 유지할 수 있게 하는 탈상품화(de-commodification)라는 개념과 더불어 “계층화 체계”로써 복지국가를 주목하였다. 사회보험이나 공공부조와 같은 사회보장제도의 발달은 시민들로 하여금 시장에 의존하는 수준을 낮추며, 노동자들의 힘을 강화하는 역할을 하지만, 동시에 자산 조사 등 자격조건을 제한함으로써 수혜자와 납세자라는 사회의 이중구조를 조장한다는 지적이다.

그 동안 젠더 및 돌봄 연구에서 탈상품화 개념과 관련해서는 활발한 학술적 논의가 이루어진 반면, 계층화 개념은 상대적으로 주목받지 못하였다. 가령, 사회권의 자격이 노동시장 참여에 기반하고 있기에 탈상품화라는 개념이 가정 내 무급 돌봄 노동에 종사하고 있는 많은 여성들을 제외시킨다는 점을 비판하였으며 (Orloff, 1993), Gøsta Esping-Andersen (1999) 역시 이러한 비판을 받아들여 이후 저작에서 “탈가족화(de-familization)”이라는 개념을 도입하기도 하였다. 그러나 여성의 고용참여율과 모성휴가제도, 공공보육시설 비율 등으로 대표되는 이러한 탈가족화 정책이 어떻게 여성과 남성의 역할을 공고화하는지, 즉, 계층화 체계로써 돌봄 정책에 관한 논의는 제한적이었다. 물론 탈젠더화에 관한 논의도 있었으나, 이러한 논의 역시 공식 돌봄 부문의 확대를 통하여 노동 시장 내에서 다시금 젠더화 되는 양상은 포착하지 못하고 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 돌봄 정책이 돌봄의 탈가족화에는 성공했으나, 역설적으로 돌봄의 젠더화를 공고화한다는 점을 확인하고, 계층화 체계로써 복지정책의 특성을 보여주고 있다. 이는 돌봄노동의 사회화에 대한 논의가 돌봄을 받는 자의 관점과 더불어 돌봄을 제공하는 자의 관점이 함께 인식되어야 함을 시사한다(장지연, 2011).

2. 정책적 함의

아래에서는 본 연구의 결과를 토대로 돌봄 정책에 관한 몇 가지 정책적 제언을 하고자 한다. 우선 남녀 임금 격차를 줄이기 위하여 여성 고용의 질을 제고하기 위한 정책적 노력이 필요하다. 본 연구의 결과에서 모성 고용 패널티는 2013년 이후 남성과 여성의 임금 격차에 더 이상 유의한 기여를 하지 않는다. 즉, 남성과 여성의 임금 격차를 줄이기 위해서는 이제 어린 자녀가 있는 여성의 노동참여를 늘리는 것을 넘어 노동 참여의 질을 높이기 위한 노력이 필요하다는 뜻이다. 가령, 육아 휴직

이후 본 직장으로의 복귀율을 높이는 정책의 방향이 바로 그 예일 수 있다. 우리나라에서는 2011년 이후 원직장 복귀율을 높이기 위하여 육아휴직 급여의 15%를 육아휴직 종료 후 해당 사업장에 복직하여 6개월 이상 근무를 한 경우에 지급하도록 설계되어 있다. 2015년에는 사후지급금의 비율을 25%로 확대하여 원직장복귀의 유인을 더 확대하였다. 그러나 2015년 인상된 사후 지급금 비율은 원직장으로의 복귀율을 유의하게 높이지 못하였다(윤자영, 2019). 오히려 2011년 이후 사후지급금이 미지급된 사례가 늘어나, 2011년 36.9%이던 미지급 비율이 2016년 46.2%로 높아졌다. 특히 사업장의 규모가 작을수록, 근속기간이 짧을수록 미지급 비율이 높았다. 이는 원래 직장으로 복귀하지 않을 경우 발생하는 금전적인 손해가 커짐에도 이를 포기한다는 뜻이다. 즉, 개인의 노동 공급 차원과 별개로 원직장으로 복귀를 막는 수요 차원의 요인이 있을 수 있음을 의미한다(윤자영, 2019).

관련 선행연구를 토대로 볼 때 육아휴직제도가 근속의 유지에 기여하기 위해서는 첫째, 양질의 돌봄 서비스가 동반되어야 한다. 고원태 (2019)는 육아휴직 후 재직에 유의한 영향을 미치는 요인으로 사업장에서 배우자 출산휴가, 직장보육시설, 보육료 지원 등의 양육관련 정책을 실제로 시행하는지를 꼽았다. Cukrowska-Torzewska (2017)가 육아휴직이 고용참여에 미치는 긍정적인 영향이 단독효과보다 돌봄 서비스와 결합효과를 나타낸다는 점 역시 동일한 맥락이다. 이는 육아휴직 후 복직 시 가정 내에서 이루어지던 돌봄을 대체할 자원이 없다면 노동시장으로의 복귀가 이뤄이지기 어렵기 때문이다. 따라서 원직장으로의 복귀를 위한 기반 인프라 마련이 중요해 보인다. 두 번째로는 조직의 문화가 개선될 필요가 있다. 고원태(2019)의 연구에서 사업장이 공공부문인지, 초과근무시간과 초직자의 성별 임금격차에 따라 육아 휴직 후 재직 여부가 결정된다는 점을 확인하였다. 이는 조직의 안정성과 여성 근로자와 일-가족 양립에 대한 수용성에 따라서 그 효과가 결정된다는 점을 나타낸다. 따라서 육아휴직제도에 더하여 조직의 전반적인 남녀 평등 수준을 고양시킬 수 있는 정책적 지원이 동반되어야 할 것이다.

한편 최근 육아휴직제도의 사후지급금 제도로 인하여 실질적인 육아휴직급여액이 낮다는 점이 지적된 바 있다. 이로 인하여 사후 지급금 제도를 폐지해야 한다는 논의도 있었다. 실제로 2014~2018년 미지급된 육아휴직 사후지급금은 1614억원이었으며, 그 인원은 11만 5793명에 달했다. 이들 중 70% 가량(7만 9670명)은 자발적 퇴직자였으나, 나머지 30% 가량은 사업장의 폐업, 도산, 정리해고, 임금체불

등에 의한 비자발적인 퇴직자였다[29]. 이로 인하여 육아휴직 사후 지급금 제도를 폐지해야 한다는 여론도 있었다[30]. 그러나 이러한 문제는 육아휴직 급여액을 높이고, 비자발적인 퇴직은 보상을 받을 수 있도록 수정하는 방식으로 해결할 수 있다. 육아휴직 이후 원직장으로 복귀하여 여성의 근속기간을 늘릴 수 있는 사후지급금제도는 여성의 고용의 질을 증대하여 남녀 임금 격차 해소에 긍정적인 영향을 주는 제도이므로 이의 폐지는 적절치 않아 보인다.

두 번째로 시간제 근로에 대한 정책적 접근이 계층에 따라서 보다 신중하게 접근할 필요가 있어 보인다. 본 연구의 결과, 시간제 근로의 계층간 이질성이 상당하다는 점을 확인할 수 있었다. 임금계층과 관련 없이 여성의 시간제 비율이 높았으나, 이러한 시간제 근로가 남녀의 임금격차에 미치는 방향은 반대 방향이었다. 고임금 집단은 시간제 근로에 따른 임금 프리미엄을 받고 있다는 점에서 시간제 근로를 통하여 근로 시간은 줄이되, 노동시장 참여를 유지하여 이득을 얻는 것으로 보인다. 그러나 저임금 집단의 경우 시간제 근로에 대한 패널티를 경험하고 있다. 저임금층은 시간제 근로가 불안정 노동의 한 형태일 가능성이 있으며, 단순히 임금이 낮을 뿐만 아니라 사회보험 등 주요 복지 제도에 대한 접근성이 낮은 상태로 주변화 되어있을 가능성이 높다(Standing, 2011). 이러한 상황에서 시간제 근로를 확대하는 정책들은 자칫 임금 불평등을 가중시킬 수 있다는 점에서 우려를 자아낸다. 특히 임금 불이익을 받는 저임금 시간제 일자리가 주로 여성에 집중되어 있다는 점에서 시간제 일자리를 여성의 일자리로 고착화시킬 여지도 있다. 따라서 시간제 일자리 정책은 시간제 일자리 그 자체보다, 전일제로의 징검다리로 접근될 필요가 있으며, 시간제 일자리라하더라도 사회보장제도에 대한 접근성을 확보할 수 있는 정책적 노력이 필요할 것으로 보인다.

세 번째로 돌봄 일자리 종사자들이 경험하는 임금 불이익을 개선할 필요가 있다. 돌봄직 일자리의 저임금 문제는 이미 여러 선행연구들에서 지적된 바 있다(류임량, 2017; 이주환 · 윤자영, 2015; 함선유, 2020a; 함선유 · 권현지, 2017; 홍경준 · 김사현, 2014). 본 연구에서는 이 같은 돌봄직의 저임금 문제가 단순히 특정 집단의 문제가 아니라 우리 사회의 남녀 임금 격차에도 기여한다는 점에서 돌봄 정책의 역설적 결과를 보여준다. 그러나 이러한 역설적인 결과는 이들 돌봄직 일자리의 임금

[29] 김보경 기자, 2019.10.4. 아시아 경제, "[2019 국감]육아휴직 사후지급금 제도로 1614억 못 받아"

[30] 정석우, 양승주 기자, 2019.10.11. 조선일보, "육아휴직 급여, 휴직 중에 100% 다 받는다"

이 정부 정책을 통해 결정되는 만큼, 정책적 노력을 통하여 해소할 수 있는 문제로 판단된다. 가령 여러 돌봄직 일자리의 임금은 현재 서비스 단가의 일정 비율 이상을 인건비로 할당할 수 있도록 하는 방식으로 정해지므로, 정부의 서비스 단가에 따라 결정된다고 할 수 있다. 월급제로 임금이 정해지는 사회복지사나 보육교사, 유치원 교사 역시 민간 시설일지라도 정부의 지원금을 받으므로, 표준 임금체계를 따른다. 따라서 우선 돌봄 서비스의 단가와 임금 체계의 개편을 통하여 돌봄직 종사자의 저임금 문제를 시급히 개선해야 할 것이다.

더불어 장기적, 구조적으로는 민간 시장 위주의 서비스 공급체계를 개선할 필요가 있어 보인다. 민간시장 메커니즘이 강력하게 작동하는 국가에서 돌봄 노동자 임금의 상대적 수준이 낮다는 점을 참고할 때(장지연, 2011) 서비스에 대한 보조금을 제공할 뿐 민간 시장을 중심으로 공급되는 우리나라의 돌봄 서비스 전달체계를 보다 공공화하는 노력이 필요하다. 이러한 맥락에서 (답보 상태에 있으나) 공공서비스원 등을 통한 돌봄 서비스의 공공화는 긍정적인 변화를 기대할 만한 방향이다. 사회적 돌봄 일자리의 임금은 본 연구결과에서 확인하듯 여성의 임금에 직접적인 영향을 미치기도 하지만, 공식 돌봄 서비스의 질과도 연결되기에(권현정 · 홍경준, 2017; 이지영 · 이미진, 2011), 믿고 맡길 수 있는 돌봄 서비스가 여성의 노동참여에 필수 조건이라는 점에서 돌봄직 종사자의 처우 개선을 위한 보다 적극적인 노력이 필요해 보인다.

돌봄 부문 일자리의 또다른 과제는 성별 분리현상을 개선하는 것이다. 돌봄 부문 일자리에서 관측되는 임금 불이익의 상당 부분은 조직 내, 산업과 직업 내 여성의 비율을 통제하고 나면 사라지거나, 대폭 줄어든다는 점을 선행연구를 통하여 확인할 수 있었다. 이는 돌봄 부문에 남성의 비율이 높아질 경우 해소될 수 있는 부분이다. 실제로 서구 국가들에서는 돌봄 부문에 여성이 집중되는 현상을 해소하고자 하는 정책적 시도가 있었다(송다영 · 백경흔, 2018). 돌봄 역할 수행 시 경험하는 남성 클라이언트에 대한 대응, 육체적 강도 등을 고려하였을 때 돌봄이 반드시 여성이 전담해야 하는 일자리는 아니다(정진주 외, 2012). 향후 공식 돌봄 부문의 남성 참여를 확대할 수 있는 방안이 마련되어야 할 것이다.

마지막으로 아버지에 대한 임금 프리미엄은 현재 남녀 간의 격차를 줄이고자 한 여러 정책들에 시사점을 제공한다. 남녀의 고용과 임금의 불평등을 개선하고자 하는 대표적인 정책인 『남녀고용 평등법』이나 『남녀고용평등과 일.가정 양립 지원에 관한 법률』에서는 그 법의 목적을 모성 보호와 여성 고용의 촉진에만 두고 있다. 즉, 남성이 경험하는 긍정적 차별 대우에 대한 부분은 다루지 않는 것이다. 이러한

접근은 남성과 여성의 임금 격차를 전부 해소하지 못한다는 점을 서구 사례를 통해 확인할 수 있었다. 가령 1979년부터 1996년 사이 노르웨이 부모의 임금을 분석한 Petersen, Penner과 Høgsnes (2014)의 연구는 일-가족 양립을 돕는 사회정책의 효과로 모성 임금 불이익은 상당 부분 줄어들었으나, 남성의 결혼과 출산에 따른 임금 프리미엄은 공고하며, 이로 인해 남성과 여성의 임금 격차는 유지되었다. 여성의 임금이 낮아지는 것을 막는 노력만으로는 노동시장 내 젠더 격차를 줄이기 충분치 않을 수 있는 것이다. 본 연구의 결과 역시 이러한 맥락을 뒷받침한다. 한국은 어린 자녀를 둔 기혼 남녀의 무급 노동시간 격차가 가장 큰 편이라는 점에서 남성의 돌봄 참여를 늘리는 정책적 노력이 필요해 보인다(김영미, 2014). 가령 최근 남성의 돌봄 참여를 늘리기 위하여 "아버지의 달" 과 같이 아버지의 육아휴직을 독려하기 위한 정책적 시도들은 돌봄과 관련한 성역할을 완화하고, 노동시장에서 남성과 여성을 보다 동등한 조건으로 인식하게 할 수 있다는 점에서 긍정적인 방향으로 보여진다(장지연, 2017).

제 3절 연구의 한계

본 연구는 연구 방법론과 자료의 한계상 남성과 여성의 임금격차와 돌봄 정책에 관한 다음과 같은 중요한 지점을 다루지 못하고 있다. 첫 번째로 본 연구는 사업장의 특성과 역동에 대하여 다루지 못하고 있다. 임금은 개인의 노동 공급 수준에서 결정되기 보다는 주로 조직의 인사관리 체계에 의하여 결정된다(Avent-Holt & Tomaskovic-Devey, 2014). 즉, 남성과 여성의 임금 격차에 있어서도 승진이나 연공제 또는 성과제와 같은 조직의 임금 및 보상 체계와 관련이 있을 공산이 크다. 특히 조직의 규모는 조직의 자원 수준을 의미한다는 점에서 임금 수준에 직접적인 영향을 줄 것으로 보인다. 더구나 최근 들어 대기업 프리미엄이 높아지면서 기업 규모가 임금 격차에 기여하는 수준이 높아졌다는 연구 결과도 있다(정준호, 전병유, 장지연, 2017). 그러나 본 연구에서는 자료의 한계로 인하여 이를 분석에 포함하지 못하였다. 추후 연구에서는 조직의 규모뿐만 아니라 조직 내에서의 승진과 이직, 그리고 조직의 문화 등에 대해서도 보다 깊게 다뤄질 필요가 있다.

본 연구의 또다른 한계로는 돌봄 정책의 누적적인 영향을 다루고 있지 못하다는 점이다. 돌봄 정책의 효과는 단기적인 영향과 장기적인 영향의 방향이 정반대로 나타날 여지가 있다. 가령, 육아휴직제도는 단기적으로 노동시장을 잠시라도 이탈하는 영향을 미치지만, 장기적으로는 원직장으로 복귀를 통하여 근속을 쌓을 수 있다.

만약 시간제 근로가 전일제 근로로 가는 징검다리에 해당한다면, 일시적인 시간제 패널티 역시 장기적으로는 남녀 임금 격차를 줄이는 데 도움이 될 여지가 있다. 그러나 본 연구에서는 각 년도별 임금 격차 수준만을 확인하는 연구의 특성상 개인을 단위로 누적적인 효과를 추적하여 살펴보지 못하고 있다. 이러한 연구 방법의 한계는 본 연구의 결과에도 영향을 미칠 수 있는데, 가령 돌봄 부문 종사자와 같은 정책 공급자 차원의 효과는 보다 직접적으로 임금에 미치는 영향이 포착되는 반면, 여성의 임금에 정적인 영향을 미칠 것으로 예상되는 돌봄 제도의 수혜자 차원의 효과는 단기적 틀에서는 관측되지 않을 수 있다. 즉, 단기적인 변화만을 살펴본 본 연구는 돌봄 정책의 긍정적인 효과를 누락하였을 여지가 있다. 따라서 향후 개인을 단위로 종단적으로 추적하거나, 코호트를 비교하는 방법을 통하여 돌봄 정책이 여성의 임금에 미치는 영향을 누적적으로 살펴보아야 할 것으로 보인다. 이는 후속 연구의 과제로 남긴다.

마지막으로 본 연구의 특성상 차별의 효과가 순수하게 고용주의 차별에 기인한다고 보기는 어렵다. 본 연구에서 설명되지 않는 효과는 모든 누락된 변수의 영향을 포함한다. 물론 통상 임금은 인적자본에 의하여 결정한다는 대전제 하에서 설명되지 않는 임금 격차를 전부 차별로 보는 것이 이러한 분석을 실시하는 연구들의 관행이지만, 이러한 계수의 효과는 실상 노동자에 대한 고용주의 임금상의 차별뿐만 아니라 개인의 노동 동기나 가치관과 같은 노동의 공급적 차원에 기인하는 효과일 가능성이 없지 않다. 다만 본 연구에서는 차별의 엄밀한 측정을 목표로 하는 것은 아니기에, 이를 연구의 한계로 남겨두고자 한다.

참고 문헌

국내문헌

강주연, 김기승. (2014). 여성 근로자 분포와 직무에 따른 직종별 남녀 임금격차 분석. *노동경제논집, 37*(4), 113-141.

강현주. (2015). 사회서비스 일자리 질 개선 방안 연구. *한국사회복지행정학, 17*(2), 31-58.

고원태. (2019). 제도의 도입과 실행의 간극: 육아휴직 기간과 복귀를 중심으로. *社會科學論集, 50*(1), 99-126.

관계부처합동. (2013.6.4.). *고용률 70% 로드맵: 일하고 싶으면 누구나 일할 수 있는 국민행복시대.*

관계부처합동. (2018). *제 5차 장애인정책종합계획 (2018~2022).*

구인회. (2019). *21세기 한국의 불평등: 급변하는 시장과 가족, 지체된 사회정책.* 서울: (주) 사회평론아카데미.

권현정, 고지영. (2015). 노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석 – 부양가구원과 여성가구원을 중심으로. *한국사회복지학, 67*(4), 279-299.

권현정, 홍경준. (2017). 노인장기요양보험제도에서 요양보호사의 근로조건이 서비스 질에 미치는 효과에 관한 연구. *한국사회복지학, 69*(1), 33-57.

금재호. (2011). 성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구. *국제경제연구, 17*(3), 161. .

김난주. (2017). 세대별 성별 임금격차 현황과 시사점. *이화젠더법학, 9*(2), 69-124.

김민길, 조민효. (2017). 한국의 남녀임금격차 추세 및 원인 분석. *한국행정논집, 29*(4), 659-692.

김상호, 장지연, 박종서, 이지혜, 이소영, 변수정. (2017). *출산전후휴가 및 육아휴직제도 개선방안 연구.* [세종]: 보건복지부.

김수정. (2017). *참여정부 이후 보육정책의 제도적 변화: 경로의존 혹은 경로전환?.* 지속가능한 돌봄정책 재정립을 위한 토론회, 한국여성정책연구원.

김영미. (2008). 기혼여성의 경제적 의존과 복지국가. *사회복지연구, 36*(-), 55-80.

김영미. (2009). 분포적 접근으로 본 한국 성별임금격차 변화, 1982~2004년. *경제와 사회, -*(84), 206-229.

김영미. (2012). 복지국가의 가족정책이 성역할 태도에 미치는 영향에 관한 비교분석. *社會 保障 硏究, 28*(2), 211-241.

김영미. (2014). 복지국가 제도와 남녀의 무급노동시간의 관계에 관한 비교연구. *한국사회정책, 21*(1), 143-177.

김은지, 김소영, 선보영, 성경, 양난주, 김수정, 김혜영. (2017). *지속가능한 돌봄정책 재정립방안 연구(1): 여성 가족 관점의 진단과 정책과제*. 서울: 한국여성정책연구원

김진욱. (2008). 여성근로자의 육아휴직과 근로지속성에 관한 실증연구. *사회복지정책, 33*(-), 239-260.

김창환, 오병돈. (2019). 경력단절 이전 여성은 차별받지 않는가? 대졸 20대 청년층의 졸업 직후 성별 소득격차 분석. *한국사회학, 53*(1), 167-204.

김태홍. (2013). 성별 고용형태별 임금격차 현황과 요인 분해. *여성연구*, 31-61.

김현숙. (2018). 정부의 영유아 보육지원과 기혼여성 노동공급에 관한 패널분석. *여성경제연구, 15*(1), 1-24.

노혜진. (2016). 한국 가족정책의 계층화. *사회복지연구, 47*(3), 35-60.

도남희. (2019, 2019.10.29). *아동패널로 본 돌봄 이용의 변화와 정책적 함의.* Values of Care Work and Social Inclusion, Seoul, Korea.

류연규. (2009). 일가족양립정책과 노동시장 젠더 형평성의 관계에 대한 연구. *여성연구, 76*, 5-42.

류임량. (2017). 제도화된 돌봄노동자의 역할 구성과 직업지위. *페미니즘 연구, 17*(2), 189-231.

박지현, 탁진국. (2008). 여성종업원의 조직 내 성차별 지각이 경력몰입과 이직의도에 미치는 영향. *한국심리학회지 산업 및 조직, 21*(2), 245-263.

반정호. (2014). 사회서비스 부문 노동시장 분석. In *사회서비스 부문 숙련공간의 탐색*. 서울: 한국노동연구원.

백선희. (2009). 김대중・노무현 정부 10년의 보육정책 평가. *비판사회정책, -*(28), 95-141.

백성준. (2015). 남녀 임금격차에 대한 교육의 영향력 변화(1990-2010). *敎育財政 經濟硏究, 24*(3), 139-162.

변금선, 허용창. (2014). 보육료 지원 확대가 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향.

한국사회복지학, 66(2), 101-125.

보건복지부. (2019). *2019 장애인활동지원사업안내.*

송다영. (2014). 사회복지부문 돌봄 관련 일자리의 질 저하에 관한 연구. *젠더와 문화, 7*(1), 7-42.

송다영, 백경흔. (2018). 사회적 돌봄 부문으로의 남성참여 확대를 위한 시론적 연구: 유럽 국가들의 경험을 중심으로. *한국여성학, 34*(4), 207-238.

신광영. (2013a). 산업 간 임금 불평등과 임금 불평등 분해. *한국 사회 불평등 연구.* 서울: 후마니타스.

신광영. (2013b). 성별 임금 격차 구조. *한국 사회 불평등 연구.* 서울: 후마니타스.

양난주. (2013). 가족요양보호사의 발생에 대한 탐색적 연구. *한국사회정책, 20*(2), 97-129.

양난주. (2016). 사회서비스 일자리 질에 영향을 미치는 공급조직 특성 분석. *한국사회복지행정학, 18*(4), 259-285.

양현순, 박재완. (2016). 육아기 여성의 전일제와 시간제 선택 -모성벌칙의 실증분석을 중심으로. *韓國政策學會報, 25*(2), 151-182.

오은진, 노은영. (2010). 돌봄서비스의 제도화가 여성일자리에 미치는 영향. *아시아여성연구, 49*(2), 185-215.

유정미. (2017). 청년세대 노동시장 진입 단계의 성별임금격차 분석. *한국여성학, 33*(1), 107-155.

윤자영. (2012). 돌봄서비스 일자리 근로조건의 현황과 과제. *노동리뷰*, 52-66.

윤자영. (2019). 육아휴직제도의 고용유지 효과: 사후지급금 제도를 중심으로. *社會 保障 硏究, 35*(2), 143-165.

윤자영, 홍민기. (2014). 육아휴직제도의 여성 고용 효과. *노동정책연구, 14*(4), 31-57.

이동선, 원숙연. (2013). 노동시장 내 남녀 임금격차의 영향요인: 일-가족 양립지원정책을 중심으로. 행정논총, 51(2), 229-255, 서울대학교 행정대학원.

이성균, 김영미. (2010). 한국의 서비스산업 확대는 남녀임금격차에 어떤 영향을 미치는가? *한국사회학, 44*(1), 1-25.

이수영. (2009). 한국 육아휴직제의 고용연장효과 분석. *한국사회와 행정연구, 20*(1), 229-255.

이승욱. (2007). 일과 가정의 양립을 위한 육아기 근로시간 단축의 쟁점과 방향. *노동리뷰, 2007*(3), 95-102.

이승재. (2016). 보육료 · 유아학비 지원 확대가 모의 노동공급에 미치는 영향. *한국복지패널 학술대회 논문집, 9*(-), 353-380.

이승호, 변금선, 신유미. (2016). 노인 재가서비스의 확대가 가족의 생활시간에 미친 영향. *한국사회정책, 23*(1), 227-256.

이재원. (2011). 사회서비스 정책의 전개과정과 정책과제. *지방정부연구, 15*(4), 333-359.

이주환, 윤자영. (2015). 돌봄직의 임금불이익과 임금격차 분해. *사회복지연구, 46*(4), 33-57.

이지영, 이미진. (2011). 서비스 관리자가 인식한 장기요양서비스의 질에 대한 질적 연구: 서비스의 질 개념, 방해요인 및 질 평가를 중심으로. *노인복지硏究, 53*(-), 27-55.

이지인. (2018). *여성 근로자의 육아휴직제도와 육아기 근로시간 단축제도 사용에 영향을 미치는 요인 비교.* 서울대학교 대학원, 서울. (국내석사학위논문)

이철선. (2014). 돌봄서비스 근로자 임금체계 구축과 추진과제. *보건복지포럼, 217*(11월호), 49-63.

이철선, 남상호, 최승준, 민동세, 권소일. (2013). *돌봄서비스 종사자 임금체계 표준화 방안연구.* 정책보고서 2013-48, 서울: 한국보건사회연구원

이현주. (2015). 노인장기요양보험제도가 제도이용자 가구의 노동공급에 미치는 효과. *사회보장연구, 31*(2), 185-208.

장지연. (2010). 돌봄노동의 사회화와 여성의 경제활동. *한국행정학회 학술대회자료집, 2010*(10), 40-66.

장지연. (2011). 돌봄노동의 사회화 유형과 여성노동권*, 11(2),* 1-47.

장지연, 오선영. (2010). 성별임금격차 해소의 철학과 정책. *이화젠더법학, 9*(1), 167-194.

장지연, 전병유. (2014). 소득계층별 여성 취업의 변화: 배우자 소득 수준을 중심으로. *산업노동연구, 20*(2), 219-248.

전병유, 황인도, 박광용. (2018). *노동시장의 이중구조와 정책대응: 해외사례 및 시사점.* BOK 경제연구 2018-40호, 서울: 한국은행

정성미. (2019). 우리나라 시간제 일자리의 특징과 비자발적 시간제 국제비교. *노동리뷰*, 101-113.

정준호, 전병유, 장지연. (2017). 임금 불평등 변화의 요인분해: 2006-2015년. *산업노동연구, 23*(2), 47-77.

정진주, 문현아, 김은정, 이상윤, 정최경희, 김유미, 김인아, 박홍주, 박선영, 오카노 야오. (2012). *돌봄노동자는 누가 돌봐주나? : 건강한 돌봄노동을 위하여*. 파주: 한울.

조동훈. (2015). 세대별 성별 임금격차에 관한 연구. *産業關係硏究, 25*(1), 1-25.

주성환, 최준혜. (2001). 성별 노동시장 참가패턴이 임금격차에 미치는 효과. *노동경제논집, 24*(2), 63.

최민식. (2007). 노동시장에서의 차별과 한국의 남녀임금격차. *교과교육학연구, 11*(2), 517-533.

최성은. (2011). 보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구. *社會 保障 硏究, 27*(2), 85-105.

최연실. (2014). 성인자녀의 부모 동거 현황 및 분석틀의 탐색. *한국가정관리학회지, 32*(4), 75-89.

최충, 정성엽. (2016). *근로자의 고용형태가 임금 및 소득 분포에 미치는 영향*. 서울: 한국은행.

통계청. (2010). 2010 통계로 보는 여성의 삶 (보도자료)

한종석, 이영재, 홍재화. (2017). 보육료 지원정책이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향 – 생애주기 모형을 이용한 정량 분석. *經濟學硏究, 65*(3), 5-46.

함선유. (2017). 비공식 돌봄과 시장 노동 참여: 일상생활활동에 제약이 있는 가족에 대한 돌봄. *社會 保障 硏究, 33*(4), 295-321.

함선유. (2020a). 돌봄직 임금불이익에 관한 종단 연구. *한국사회복지학, 72*(2), 429-541.

함선유. (2020b). 부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이. *보건사회연구, 40*(2), 387-415.

함선유, 권현지. (2017). 돌봄직 종사자의 저임금 기제 연구. *산업노동연구, 23*(3), 131-176.

함선유, 홍백의. (2017). 공식 돌봄과 비공식 돌봄의 관계- 재가 노인 돌봄을 중심으로. *한국사회복지학, 69*(4), 203-225.

홍경준, 김사현. (2014). 한국 돌봄노동의 실태와 임금불이익. *한국사회복지학, 66*(3), 133-158.

황덕순, 윤자영, 윤정향, Rostgaard, T., Letablier, M.-T., Bothfeld, S., Oschmiansky, H., Fragan, C., Norman, H., Rubery, J. (2012). *사회서비스 산업 노동시장 분석*. 서울: 한국노동연구원.

국외문헌

Acker, J. (1992). From sex roles to gendered institutions. *Contemporary sociology, 21*(5), 565-569.

Aguirre, B. E., Wolinsky, F. D., Niederauer, J., Keith, V., & Fann, L.-J. (1989). Occupational prestige in the health care delivery system. *Journal of health and social behavior, 30*(3), 315-329. doi:10.2307/2136963

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. New Jersey: Princeton University Press.

Anttonen, A., & Sipila, J. (1996). European Social Care Services: Is It Possible To Identify Models ? *Journal of European Social Policy, 6*(2), 87-100. doi:10.1177/095892879600600201

Avent-Holt, D., & Tomaskovic-Devey, D. (2014). A relational theory of earnings inequality. *American Behavioral Scientist, 58*(3), 379-399.

Baxter, J., & Kane, E. W. (1995). Dependence and independence: A cross-national analysis of gender inequality and gender attitudes. *Gender & society, 9*(2), 193-215. doi:10.1177/089124395009002004

Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy, 70*(5, Part 2), 9-49.

Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination* (2nd edition ed.). Chicago: University of Chicago press.

Benard, S., & Correll, S. J. (2010). Normative discrimination and the motherhood penalty. *Gender & society, 24*(5), 616-646. doi:10.1177/0891243210383142

Bergmann, B. (2005). *The Economic Emergence of Women*. New York: Springer.

Bettio, F., & Plantenga, J. (2004). Comparing Care Regimes in Europe. *Feminist Economics, 10*(1), 85-113. doi:10.1080/1354570042000198245

Bičáková, A. (2016). Gender unemployment gaps in the EU: Blame the family.

IZA Journal of European Labor Studies, 5(1), 22.

Blau, D. M. (2001). *Child Care Problem – An Economic Analysis*. New York: Russell Sage Foundation.

Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2001). *Understanding international differences in the gender pay gap*. Retrieved from

Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2006). The US gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence. *ILR Review, 60*(1), 45-66.

Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature, 55*(3), 789-865.

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources, 8*(4), 436-455. doi:10.2307/144855

Blum, L. M. (1983). Politics and policy-making: The comparable worth debate. *Berkeley Journal of Sociology, 28*, 39-67.

Brinton, M. C., Lee, Y.-J., & Parish, W. L. (1995). Married women's employment in rapidly industrializing societies: Examples from East Asia. *American journal of sociology, 100*(5), 1099-1130.

Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2010). Differences in disadvantage:Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American sociological review, 75*(5), 705-728. doi:10.1177/0003122410381593

Budig, M. J., & Misra, J. (2010). How care-work employment shapes earnings in cross-national perspective. *International Labour Review, 149*(4), 441-460. doi:10.1111/j.1564-913X.2010.00097.x

Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2012). The motherhood penalty in cross-national perspective: The importance of work–family policies and cultural attitudes. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society, 19*(2), 163-193. doi:10.1093/sp/jxs006

Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2015). Work–family policy trade-offs for mothers? Unpacking the cross-national variation in

motherhood earnings penalties. *Work and Occupations, 43*(2), 119-177. doi:10.1177/0730888415615385

Busch, F. (2018). Occupational devaluation due to feminization? Causal mechanics, effect heterogeneity, and evidence from the United States, 1960 to 2010. *Social Forces, 96*(3), 1351-1376. doi:10.1093/sf/sox077

Charles, M., & Grusky, D. B. (2005). *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*. Standford, California: Stanford University Press Stanford.

Chhaochharia, V., Ghosh, S., Niessen-Ruenzi, A., & Schneider, C. (2019) Child Care Provision and Women's Careers in Firms. In. *SSRN working paper series*.

Chi, W., & Li, B. (2008). Glass ceiling or sticky floor? Examining the gender earnings differential across the earnings distribution in urban China, 1987-2004. *Journal of comparative Economics, 36*(2), 243-263.

Cho, J., Lee, T., & Jung, H. (2014). Glass ceiling in a stratified labor market: Evidence from Korea. *Journal of the Japanese and International Economies, 32*, 56-70.

Christianson, J. B. (1988). The effect of channeling on informal caregiving. *Health Services Research, 23*(1), 19.

Collins, P. H. (1990). Toward an afrocentric feminist epistemology. In Y. S. Lincoln & N. K. Denzin (Eds.), *Turning Points in Qualitative Research: Tying Knots in a Handkerchief* (pp. 47-72). Oxford: Altamira Press.

Cooke, L. P. (2014a). *Eugenics of Inequality: UK and US Fatherhood Premia Across the Earnings Distribution, 1974-2010*. Luxembourg: LIS working paper series, No.603.

Cooke, L. P. (2014b). Gendered parenthood penalties and premiums across the earnings distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States. *European Sociological Review, 30*(3), 360-372. doi:10.1093/esr/jcu044

Correll, S. J., & Benard, S. (2007). Getting a job: is there a motherhood

penalty? *American journal of sociology, 112*(5), 1297-1339.

Cukrowska-Torzewska, E. (2017). Cross-country evidence on motherhood employment and wage gaps: The role of work-family policies and their interaction. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society, 24*(2), 178-220. doi:10.1093/sp/jxx004

Daly, M. (2002). Care as a good for social policy. *Journal of Social Policy, 31*(02), 251-270.

Daly, M., & Lewis, J. (2000). The concept of social care and the analysis of contemporary welfare states. *The British journal of sociology, 51*(2), 281-298.

Daly, M., & Lewis, J. (2003). The concept of social care and the analysis of contemporary welfare states. *British Journal of Sociology, 51*(2), 281~298.

Dong, X.-y., Feng, J., & Yu, Y. (2017). Relative Pay of Domestic Eldercare Workers in Shanghai, China. *Feminist Economics, 23*(1), 135-159. doi:10.1080/13545701.2016.1143108

Drange, N. (2015). Crowding out dad? The effect of a cash-for-care subsidy on family time allocation. *Nordic Journal of Political Economy, 40*(2), 1-29.

Ehrenberg, R. G., & Smith, R. S. (2012). *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy* (11 ed.). Boston: Pearson Education, Inc.

England, P. (1982). The failure of human capital theory to explain occupational sex segregation. *Journal of Human Resources*, 358-370.

England, P. (2005). Emerging theories of care work. *Annu. Rev. Sociol., 31*, 381-399.

England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2016). Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty? *American sociological review, 81*(6), 1161-1189. doi:10.1177/0003122416673598

England, P., Budig, M., & Folbre, N. (2002). Wages of virtue: The relative

pay of care Work. *Social Problems, 49*(4), 455-473. doi:10.1525/sp.2002.49.4.455

England, P., Thompson, J., & Aman, C. (2001). The sex gap in pay and comparable worth. In I. Berg & A. L. Kalleberg (Eds.), *Sourcebook of Labor Markets: Evolving Structures and Processes* (pp. 551-565). US: Springer US.

Enloe, C. (2017). *The Big Push: Exposing and Challenging the Persistence of Patriarchy*. Oakland: Univ of California Press.

Esping-Andersen, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. New Jersey: Princeton University Press.

Esping-Andersen, G. (1999). *Social Foundations of Postindustrial Societies* (Vol. 1093). Oxford: Oxford University Press.

Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete Revolution: Adapting Welfare States to Women's New Roles*. Cambridge: Polity Press.

Filer, R. K. (1985). Male-female wage differences: The importance of compensating differentials. *ILR Review, 38*(3), 426-437. doi:10.1177/001979398503800309

Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica, 77*(3), 953-973.

Folbre, N. (2001). *The Invisible Heart : Economics and Family Values*. New York: The New Press.

Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4, pp. 1-102). Burlington: Elsevier.

Fortin, N. M. (2008). The gender wage gap among young adults in the United States: The importance of money versus people. *The Journal of Human Resources, 43*(4), 884-918.

Fuller, S. (2017). Segregation across workplaces and the motherhood wage gap: Why do mothers work in low-wage establishments? *Social Forces, 96*(4), 1443-1476.

Gariety, B. S., & Shaffer, S. (2001). Wage differentials associated with flextime. *Monthly Lab. Rev., 124*(3), 68-75.

Giuliani, G., & Duvander, A. Z. (2017). Cash-for-care policy in Sweden: An appraisal of its consequences on female employment. *International Journal of Social Welfare, 26*(1), 49-62. doi:10.1111/ijsw.12229

Glauber, R. (2011). Limited access: Gender, occupational composition, and flexible work scheduling. *The Sociological Quarterly, 52*(3), 472-494. doi:10.1111/j.1533-8525.2011.01215.x

Glauber, R. (2012). Women's work and working conditions: Are mothers compensated for lost wages? *Work and Occupations, 39*(2), 115-138. doi:10.1177/0730888411422948

Goldin, C. (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. New York: Oxford University Press.

Goldin, C., & Rouse, C. (2000). Orchestrating impartiality: The impact of" blind" auditions on female musicians. *American Economic Review, 90*(4), 715-741.

Hara, H. (2018). The gender wage gap across the wage distribution in Japan: Within- and between-establishment effects. *Labour Economics, 53*, 213-229. doi:doi:10.1016/j.labeco.2018.04.007

Heitmueller, A., & Inglis, K. (2007). The earnings of informal carers: Wage differentials and opportunity costs. *J Health Econ, 26*(4), 821-841. doi:doi: 10.1016/j.jhealeco.2006.12.009

Hersch, J. (1998). Compensating differentials for gender-specific job injury risks. *The American Economic Review, 88*(3), 598-607.

Hill Collins, P. (2016). *Intersectionality*. Cambridge: Polity Press.

Hobson, B. (1990). No Exit, no voice: Women's economic dependency and the welfare state. *Acta Sociologica, 33*(3), 235-250. doi:10.1177/000169939003300305

Hochschild, A., & Machung, A. (2012). *The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home*. New York: Penguin Group.

Hochschild, A. R. (1995). The culture of politics: Traditional, postmodern, cold-modern, and warm-modern Ideals of Care. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society, 2*(3), 331-346. doi:10.1093/sp/2.3.331

Hook, J. L., & Pettit, B. (2016). Reproducing occupational inequality: Motherhood and occupational segregation. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society, 23*(3), 329-362. doi:10.1093/sp/jxv004

Jacobs, J. A., & Steinberg, R. J. (1995). Further evidence on compensating differentials and the gender gap in wages. In J. A. Jacobs (Ed.), *Gender Inequality at Work.* (pp. 93-124). Thousand Oaks: Sage Publications.

Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal, 8*(4), 453-479.

Kassenboehmer, S. C., & Sinning, M. G. (2014). Distributional changes in the gender wage gap. *ILR Review, 67*(2), 335-361.

Kee, H. J. (2006). Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender pay gap. *Economic Record, 82*(259), 408-427.

Kilbourne, B. S., England, P., Farkas, G., Beron, K., & Weir, D. (1994). Returns to skill, compensating differentials, and gender bias: Effects of occupational characteristics on the wages of white women and men. *American journal of sociology, 100*(3), 689-719. doi:10.1086/230578

Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American sociological review, 79*(2), 350-357. doi:10.1177/0003122414524574

Kim, Y. (2018). Gendered outcomes of the gender composition of jobs and organizations: A multilevel analysis using employer–employee data. *International Sociology, 33*(6), 692-714. doi:10.1177/0268580918795554

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33-50.

Korpi, W., Ferrarini, T., & Englund, S. (2013). Women's opportunities under different family policy constellations: Gender, class, and inequality tradeoffs in Western countries re-examined. *Social Politics:*

International Studies in Gender, State & Society, 20(1), 1-40. doi:10.1093/sp/jxs028

Kremer, M. (2007). *How Selfare States Care : Culture, Gender and Parenting in Europe*. Amsterdam: Amsterdam University Press.

Leira, A. (2002). *Working parents and the welfare state : family change and policy reform in Scandinavia*. Cambridge: Cambridge : Cambridge University Press.

Levanon, A., England, P., & Allison, P. (2009). Occupational feminization and pay: Assessing causal dynamics using 1950–2000 U.S. Census data. *Social Forces, 88*(2), 865-891. doi:10.1353/sof.0.0264

Lewis, J. (1992). Gender and the development of welfare regimes. *Journal of European Social Policy, 2*(3), 159-173.

Lewis, J. (2009). *Work-Family Balance, Gender and Policy*. Cheltenham: Edward Elgar.

Li, L. W. (2005). Longitudinal changes in the amount of informal care among publicly paid home care recipients. *The Gerontologist, 45*(4), 465-473.

Lorde, A. (1980). Age, race, class, and sex: Women redefining difference. In *Sister outsider : Essays and Speeches* (pp. 16-23). Trumansburg: Crossing Press.

Loury, L. D. (1997). The gender earnings gap among college-educated workers. *ILR Review, 50*(4), 580-593.

Machado, J. A., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics, 20*(4), 445-465.

Mahon, R., Anttonen, A., Bergqvist, C., Brennan, D., & Hobson, B. (2012). Convergent care regimes? Childcare arrangements in Australia, Canada, Finland and Sweden. *Journal of European Social Policy, 22*(4), 419-431. doi:10.1177/0958928712449776

Mandel, H. (2010). Winners and losers: The consequences of welfare state policies for gender wage inequality. *European Sociological Review, 28*(2), 241-262.

Mandel, H. (2018). A Second look at the process of occupational feminization and pay reduction in occupations. *Demography, 55*(2), 669-690.

Mandel, H., & Semyonov, M. (2005). Family policies, wage structures, and gender gaps: Sources of earnings inequality in 20 countries. *American sociological review, 70*(6), 949-967.

Mandel, H., & Semyonov, M. (2006). A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American journal of sociology, 111*(6), 1910-1949.

Mandel, H., & Shalev, M. (2009). How welfare states shape the gender pay gap: a theoretical and comparative analysis. *Social Forces, 87*(4), 1873-1911.

Mari, G., & Cutuli, G. (2018). *Do parental leaves make the motherhood wage penalty worse? Assessing two decades of German reforms*. Retrieved from

McCrate, E. (2002). *Working mothers in a double bind*. Retrieved from

McCrate, E. (2005). Flexible Hours, Workplace Authority, and Compensating Wage Differentials in the US. *Feminist Economics, 11*(1), 11-39. doi:10.1080/1354570042000332588

Miller, P. W. (2005). The Role of Gender among Low-Paid and High-Paid Workers. *The Australian economic review., 38*(4), 405-417. doi:10.1111/j.1467-8462.2005.00383.x

Minkus, L., & Busch-Heizmann, A. (2018). Gender Wage Inequalities Between Historical Heritage and Structural Adjustments: A German–German Comparison Over Time. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*.

Misra, J., Budig, M., & Boeckmann, I. (2011). Work-family policies and the effects of children on women's employment hours and wages. *Community, Work & Family, 14*(2), 139-157. doi:10.1080/13668803.2011.571396

Morosow, K., & Cooke, L. P. (2018). *Why Daddy Doesn't Do it: Paternal Leave Effects on the Wage Distribution*. Retrieved from

Mun, E., & Jung, J. (2018). Policy Generosity, Employer Heterogeneity, and Women's Employment Opportunities: The Welfare State Paradox Reexamined. *American sociological review, 83*(3), 508-535.

Ng, K. U., & Chen, C.-J. J. (2018). Married Mothers' Employment in East Asian Countries: A Comparison of China, Taiwan, South Korea, and Japan. *Comparative Sociology, 17*(6), 738-758.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review, 14*(3), 693-709. doi:10.2307/2525981

Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics, 61*(1), 5-21. doi:https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4

OECD. (2005). *Long-term Care for Older People*. Retrieved from

OECD. (2017). *The Pursuit of Gender Equality: An Uphill Battle*. Paris: OECD Publishing.

OECD. (2019). *Social Exanditure - detailed data*.

Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2008). Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross-Country Analysis of Gender Gaps. *Journal of Labor Economics, 26*(4), 621-654. doi:10.1086/589458

Orloff, A. S. (1993). Gender and the social rights of citizenship: The comparative analysis of gender relations and welfare states. *American sociological review*, 303-328.

Palme, M. O., & Wright, R. E. (1992). Gender discrimination and compensating differentials in Sweden. *Applied Economics, 24*(7), 751-759.

Petersen, T. (2006). Motive and cognition: Conscious and unconscious processes in employment discrimination. *Understanding Choice, Explaining Behaviour*.

Petersen, T., & Morgan, L. A. (1995). Separate and unequal: Occupation-establishment sex segregation and the gender wage gap. *American journal of sociology, 101*(2), 329-365.

Pfau-Effinger, B. (2005a). Culture and Welfare State Policies: Reflections on a Complex Interrelation. *Journal of Social Policy, 34*(1), 3-20. doi:10.1017/s0047279404008232

Pfau-Effinger, B. (2005b). Welfare State Policies and the Development of Care Arrangements. *European Societies, 7*(2), 321-347. doi:10.1080/14616690500083592

Piazzalunga, D., & Di Tommaso, M. L. (2019). The increase of the gender wage gap in Italy during the 2008-2012 economic crisis. *The Journal of Economic Inequality, 17*(2), 171-193. doi:10.1007/s10888-018-9396-8

Piore, M. J. (2014). The Dual Labor Market: Theory and Implication. In D. B. Grusky & K. R. Weisshaar (Eds.), *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociologial Perspective (4th edition)* (pp. 629-632). Boulder: Westview Press.

Razavi, S., & Staab, S. (2010). Underpaid and overworked: A cross-national perspective on care workers. *International Labour Review, 149*(4), 407-422. doi:10.1111/j.1564-913X.2010.00095.x

Reskin, B. F. (2014). Rethinking employment discrimination and its remedies. In D. B. Grusky (Ed.), *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociologial Perspective* (4th edition ed., pp. 849-858). Boulder: Westview Press.

Reskin, B. F., Roos, P. A., Donato, K. M., Phipps, P. A., Thomas, B. J., Bird, C. E., . . . Steiger, T. (1990). *Job Queues, Gender Queues*

Explaining Women's Inroads into Male Occupations: Temple University Press.

Schøne, P. (2004). Labour supply effects of a cash-for-care subsidy. *Journal of Population Economics, 17*(4), 703-727.

Schultz, T. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review, 51*(1), 1-17.

Sjöberg, O. (2004). The Role of Family Policy Institutions in Explaining Gender-Role Attitudes: A Comparative Multilevel Analysis of Thirteen Industrialized Countries. *Journal of European Social*

Policy, 14(2), 107-123. doi:10.1177/0958928704042003

Stabile, M., Laporte, A., & Coyte, P. C. (2006). Household responses to public home care programs. *J Health Econ, 25*(4), 674-701. doi:10.1016/j.jhealeco.2005.03.009

Standing, G. (2011). *The precariat : the new dangerous class*. London: London : Bloomsbury Academic.

Tam, T. (1997). Sex segregation and occupational gender inequality in the United States: Devaluation or specialized training? *American journal of sociology, 102*(6), 1652-1692.

Terada-Hagiwara, A., Camingue, S., & Zveglich, J. E. (2018). *Gender pay gap: a macro perspective*. Retrieved from

Tomaskovic-Devey, D. (1995). Sex composition and gendered earnings inequality: A comparison of job and occupational models. *Gender inequality at work*, 23-56.

Tomaskovic-Devey, D., & Skaggs, S. (2002). Sex segregation, labor process organization, and gender earnings inequality. *American journal of sociology, 108*(1), 102-128.

Treiman, D. J., & Hartman, H. I. (1981). *Women, Work, and Wages: Equal Pay for Jobs of Equal Value*: Assembly of Behavioral and Social Sciences.

Tromp, N. (2019). The Narrowing Gender Wage Gap in South Korea. *Journal of the Japanese and International Economies*, 101032.

Tronto, J. C. (1995). Care as a Basis for Radical Political Judgments. *Hypatia, 10*(2), 141-149. doi:10.1111/j.1527-2001.1995.tb01376.x

Viitanen, T. K. (2005). Informal Elderly Care and Women's Labour Force Participation across Europe.

Viitanen, T. K. (2007). *Informal and formal care in Europe*. Retrieved from

Yip, C. M., & Wong, R. S.-K. (2014). Gender-oriented statistical discrimination theory: Empirical evidence from the Hong Kong labor market. *Research in Social Stratification and Mobility, 37*, 43-59.

Yu, W.-H. (2005). Changes in women's postmarital employment in Japan

and Taiwan. *Demography, 42*(4), 693-717.

Yun, M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry, 43*(4), 766-772.

Zhao, M. (2018). From motherhood premium to motherhood penalty? Heterogeneous effects of motherhood stages on women's economic outcomes in urban China. *Population Research and Policy Review, 37*(6), 967-1002.

신문기사

김보경 기자, 2019.10.4. 아시아 경제, "[2019 국감] 육아휴직 사후지급금 제도로 1614억 못 받아"

정석우, 양승주 기자, 2019.10.11. 조선일보, "육아휴직 급여, 휴직 중에 100% 다 받는다"

부 록

[부표 1] 분석 대상 기술통계

			2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
시간당 임금	남성	평균	13,129	13,980	14,682	14,113	13,935	14,076	14,407	14,728	15,242	15,219	15,921	16,022	16,233	17,047
		표준편차	8,591	11,310	16,800	10,663	8,634	10,014	9,023	8,733	9,233	8,914	9,662	10,155	9,822	10,005
	여성	평균	8,205	8,667	8,988	8,724	8,948	9,215	9,101	9,537	9,927	10,418	10,730	11,036	11,240	11,911
		표준편차	6,235	6,277	7,595	5,844	6,646	11,472	5,679	5,737	5,860	6,969	6,493	6,244	6,001	6,509
연령	남성	평균	39.47	39.79	40.00	40.49	40.41	40.72	41.01	41.53	41.77	42.47	41.73	42.05	42.27	42.23
		표준편차	9.54	9.60	9.64	9.58	9.41	9.52	9.60	9.79	9.75	9.71	10.10	10.20	10.33	10.42
	여성	평균	36.34	36.93	37.42	37.95	38.34	39.18	39.71	39.94	40.36	40.77	40.76	41.08	41.02	40.76
		표준편차	10.17	10.41	10.39	10.50	10.42	10.35	10.52	10.66	10.77	10.67	10.86	11.02	11.30	11.54
교육년수	남성	평균	13.40	13.49	13.57	13.69	13.70	13.79	13.82	13.90	14.01	14.10	14.18	14.24	14.22	14.35
		표준편차	3.06	3.08	3.03	2.97	2.94	2.86	2.94	2.78	2.78	2.69	2.61	2.53	2.70	2.68
	여성	평균	12.53	12.69	12.73	12.85	12.96	12.97	13.08	13.28	13.38	13.49	13.60	13.76	13.83	13.93
		표준편차	3.24	3.23	3.17	3.10	3.12	3.04	2.94	2.84	2.80	2.75	2.69	2.64	2.56	2.44
경력년수	남성	평균	13.09	13.38	13.60	13.98	13.62	13.79	14.05	14.56	14.70	15.35	14.72	15.05	15.23	14.98
		표준편차	8.60	8.78	8.85	8.84	8.75	8.76	8.83	9.06	9.02	8.96	9.19	9.25	9.37	9.63
	여성	평균	8.72	9.05	9.46	9.78	9.55	10.22	10.52	10.85	11.24	11.65	11.80	11.99	12.23	12.28
		표준편차	6.36	6.49	6.61	6.74	6.73	6.91	7.02	7.36	7.50	7.54	7.77	7.94	8.24	8.55
근속년수	남성	평균	6.99	6.92	7.07	7.19	7.52	7.52	7.57	7.90	7.96	8.40	8.08	8.34	8.46	8.29
		표준편차	7.77	7.82	7.91	7.83	7.81	7.95	8.00	8.26	8.18	8.24	8.20	8.38	8.45	8.50
	여성	평균	3.65	3.80	3.95	4.04	4.21	4.31	4.39	4.57	4.72	5.02	5.23	5.38	5.48	5.61
		표준편차	4.95	5.17	5.29	5.30	5.20	5.50	5.57	5.75	5.75	5.85	6.00	6.08	6.36	6.61
미취학 자녀수	남성	평균	0.255	0.234	0.218	0.225	0.225	0.240	0.243	0.248	0.247	0.246	0.236	0.232	0.199	0.186
		표준편차	0.541	0.519	0.513	0.529	0.536	0.549	0.554	0.575	0.575	0.572	0.566	0.557	0.502	0.491

			2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
	여성	평균	0.133	0.129	0.117	0.106	0.109	0.120	0.120	0.134	0.125	0.118	0.121	0.131	0.122	0.106
		표준편차	0.408	0.397	0.376	0.363	0.367	0.396	0.397	0.431	0.422	0.402	0.404	0.419	0.406	0.378
노인 / 장애 가구원	남성	평균	0.118	0.113	0.122	0.115	0.111	0.103	0.104	0.099	0.102	0.090	0.095	0.096	0.104	0.111
		표준편차	0.323	0.316	0.327	0.319	0.314	0.304	0.305	0.299	0.303	0.287	0.293	0.295	0.305	0.314
	여성	평균	0.115	0.114	0.118	0.118	0.116	0.095	0.095	0.097	0.092	0.094	0.098	0.099	0.091	0.097
		표준편차	0.320	0.318	0.323	0.323	0.320	0.294	0.293	0.297	0.290	0.291	0.297	0.299	0.288	0.296
공식 돌봄	남성	평균	0.006	0.006	0.005	0.003	0.004	0.004	0.006	0.006	0.009	0.010	0.009	0.008	0.009	0.011
		표준편차	0.078	0.075	0.072	0.057	0.066	0.065	0.075	0.076	0.093	0.100	0.096	0.089	0.093	0.106
	여성	평균	0.078	0.066	0.076	0.083	0.084	0.098	0.105	0.117	0.113	0.117	0.108	0.102	0.101	0.106
		표준편차	0.269	0.249	0.266	0.276	0.278	0.297	0.306	0.321	0.317	0.322	0.310	0.303	0.301	0.307
육아휴직	남성	평균	0.133	0.169	0.169	0.207	0.182	0.219	0.212	0.235	0.252	0.283	0.283	0.279	0.307	0.308
		표준편차	0.340	0.375	0.375	0.405	0.386	0.414	0.409	0.424	0.434	0.451	0.451	0.449	0.461	0.462
	여성	평균	0.162	0.197	0.200	0.209	0.193	0.201	0.208	0.226	0.249	0.253	0.265	0.279	0.282	0.305
		표준편차	0.369	0.398	0.400	0.407	0.395	0.401	0.406	0.418	0.432	0.435	0.442	0.449	0.450	0.461
시간제 또는 파트타임	남성	평균	0.028	0.026	0.023	0.017	0.020	0.023	0.024	0.026	0.026	0.031	0.039	0.048	0.042	0.038
		표준편차	0.166	0.158	0.151	0.130	0.141	0.151	0.154	0.160	0.160	0.174	0.193	0.213	0.200	0.191
	여성	평균	0.127	0.113	0.105	0.106	0.141	0.136	0.131	0.127	0.133	0.138	0.142	0.139	0.130	0.146
		표준편차	0.334	0.317	0.307	0.308	0.348	0.343	0.337	0.333	0.340	0.345	0.349	0.346	0.337	0.353
정규직	남성	평균	0.777	0.768	0.768	0.781	0.761	0.750	0.746	0.734	0.737	0.730	0.716	0.731	0.740	0.749
		표준편차	0.416	0.422	0.422	0.414	0.427	0.433	0.435	0.442	0.441	0.444	0.451	0.444	0.439	0.434
	여성	평균	0.640	0.644	0.649	0.624	0.574	0.558	0.547	0.558	0.582	0.586	0.586	0.603	0.608	0.613
		표준편차	0.480	0.479	0.477	0.485	0.495	0.497	0.498	0.497	0.493	0.493	0.493	0.489	0.488	0.487
관측치	남성		2,280	2,411	2,442	2,428	2,852	2,840	2,858	2,878	2,855	2,735	2,861	2,885	2,923	2,912
	여성		1,472	1,559	1,558	1,569	1,862	1,922	1,942	1,956	1,945	1,876	1,974	2,028	2,114	2,114
	전체		3,752	3,970	4,000	3,997	4,714	4,762	4,800	4,834	4,800	4,611	4,835	4,913	5,037	5,026

주: 각 년도별 가중치를 적용하여 분석함.

[부표 2] 전체 샘플 기술 통계

			2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
임금노동 참여	남성	평균	0.539	0.560	0.560	0.568	0.563	0.578	0.599	0.588	0.588	0.603	0.592	0.581	0.569	0.575
		표준편차	0.499	0.496	0.496	0.495	0.496	0.494	0.490	0.492	0.492	0.489	0.492	0.493	0.495	0.494
	여성	평균	0.350	0.364	0.372	0.389	0.386	0.418	0.431	0.437	0.442	0.447	0.455	0.472	0.488	0.506
		표준편차	0.477	0.481	0.483	0.488	0.487	0.493	0.495	0.496	0.497	0.497	0.498	0.499	0.500	0.500
연령	남성	평균	39.71	40.00	40.06	40.39	40.50	40.63	41.11	41.26	41.38	42.14	41.22	41.22	40.82	40.88
		표준편차	10.56	10.65	10.70	10.63	10.68	10.75	10.76	10.96	11.18	11.07	11.52	11.72	11.98	12.06
	여성	평균	38.94	39.34	39.70	40.07	40.30	40.64	40.89	41.00	41.04	41.42	41.28	41.33	41.29	41.32
		표준편차	10.87	10.99	10.99	11.06	10.96	11.01	11.15	11.28	11.46	11.32	11.53	11.66	11.86	11.97
교육년수	남성	평균	13.15	13.26	13.39	13.49	13.47	13.55	13.61	13.68	13.80	13.86	13.93	14.00	14.10	14.17
		표준편차	3.11	3.13	3.09	3.03	3.03	2.99	3.07	3.10	2.90	2.83	2.90	2.88	2.88	2.89
	여성	평균	12.11	12.26	12.38	12.54	12.58	12.71	12.82	12.99	13.12	13.22	13.40	13.51	13.62	13.69
		표준편차	3.34	3.31	3.25	3.21	3.17	3.11	3.07	2.99	2.95	2.88	2.78	2.73	2.72	2.69
경력년수	남성	평균	11.98	12.37	12.48	12.82	12.34	12.52	12.98	13.19	13.37	14.14	13.37	13.38	13.09	13.10
		표준편차	9.00	9.24	9.28	9.29	9.37	9.40	9.44	9.68	9.77	9.75	10.01	10.13	10.37	10.43
	여성	평균	7.36	7.66	8.00	8.32	7.84	8.28	8.60	8.89	9.13	9.53	9.64	9.87	9.99	10.24
		표준편차	6.15	6.35	6.54	6.71	6.74	6.94	7.12	7.36	7.59	7.73	7.92	8.13	8.36	8.54
미취학 자녀 수	남성	평균	0.200	0.186	0.168	0.167	0.167	0.172	0.178	0.184	0.177	0.180	0.173	0.166	0.141	0.130
		표준편차	0.492	0.477	0.462	0.464	0.470	0.474	0.484	0.501	0.493	0.498	0.495	0.484	0.439	0.420
	여성	평균	0.200	0.184	0.171	0.165	0.171	0.174	0.175	0.183	0.176	0.177	0.175	0.170	0.154	0.146
		표준편차	0.492	0.475	0.465	0.461	0.476	0.482	0.481	0.504	0.497	0.496	0.499	0.491	0.456	0.441
노인/장애 가구원 유무	남성	평균	0.139	0.134	0.149	0.140	0.142	0.133	0.135	0.131	0.131	0.118	0.125	0.128	0.137	0.136
		표준편차	0.346	0.341	0.356	0.347	0.349	0.340	0.342	0.337	0.337	0.323	0.331	0.334	0.344	0.343
	여성	평균	0.118	0.117	0.125	0.125	0.125	0.107	0.108	0.106	0.106	0.099	0.100	0.098	0.100	0.101
		표준편차	0.322	0.321	0.330	0.331	0.330	0.309	0.311	0.308	0.309	0.299	0.300	0.297	0.300	0.301

			2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
본인 이외 다른 가구원의 근로 임금	남성	평균	156.8	165.9	175.4	243.9	171.6	192.7	195.6	216.0	219.9	224.2	239.0	241.6	261.9	274.3
		표준편차	218.5	323.8	256.0	597.9	219.0	247.8	234.2	257.0	276.7	282.7	281.5	285.2	298.3	300.8
	여성	평균	229.9	246.7	259.9	339.4	256.6	276.4	290.5	309.4	317.2	326.7	338.9	344.5	361.5	374.4
		표준편차	216.0	322.3	276.7	617.4	230.5	257.7	248.4	256.3	277.6	278.4	296.5	297.7	303.1	314.1
가구의 금융임금	남성	평균	2.32	3.97	2.38	2.20	1.14	1.48	1.12	1.14	0.81	0.95	2.04	0.57	0.85	1.09
		표준편차	18.67	103.92	34.67	31.37	23.08	14.36	12.76	10.72	7.17	13.42	41.55	8.69	12.30	15.10
	여성	평균	2.17	3.56	1.95	2.27	1.72	1.59	1.12	1.53	1.04	0.72	1.24	0.92	1.02	1.35
		표준편차	18.15	100.97	27.05	26.85	29.65	15.87	12.66	16.15	9.51	9.84	39.59	12.15	13.10	16.21
가구의 부동산임금	남성	평균	7.45	7.58	7.65	12.24	6.62	7.81	7.81	10.42	10.82	10.39	12.74	13.32	12.09	11.65
		표준편차	45.15	51.03	52.78	234.16	42.88	42.40	50.77	112.24	64.80	64.85	69.14	132.13	67.89	62.07
	여성	평균	7.82	8.84	9.62	13.17	9.55	8.39	9.06	9.58	11.39	10.53	12.00	10.94	13.88	9.76
		표준편차	45.55	57.27	69.53	235.75	64.88	50.72	55.51	55.77	69.70	67.54	66.62	73.93	91.59	59.22
가구의 사적 이전임금	남성	평균	2.51	2.24	2.87	1.83	1.63	2.13	2.77	2.53	3.66	4.85	4.38	5.28	4.19	5.28
		표준편차	15.49	13.60	53.16	25.16	9.90	10.72	17.36	13.20	14.03	23.86	15.55	24.59	15.59	21.63
	여성	평균	2.83	2.22	2.76	1.57	2.11	2.29	2.62	2.31	3.36	4.17	4.07	4.46	4.01	5.12
		표준편차	19.60	13.61	52.80	24.04	14.78	14.19	17.02	12.11	13.06	20.70	15.65	22.24	15.47	24.29
기타 임금	남성	평균	1.02	1.96	0.39	0.85	0.76	7.37	1.73	2.18	1.20	0.57	0.67	0.39	0.65	0.59
		표준편차	15.00	45.41	6.86	30.86	14.29	257.44	52.54	50.77	45.61	8.80	9.45	7.61	11.04	12.18
	여성	평균	0.89	1.46	1.11	1.11	0.46	7.54	1.79	1.73	1.40	0.64	1.03	1.08	0.86	0.97
		표준편차	12.68	28.38	35.92	31.19	9.87	251.83	51.60	38.34	45.75	8.18	13.30	18.48	12.09	14.10
관측치	남성		4,126	4,185	4,212	4,088	4,866	4,698	4,595	4,612	4,557	4,224	4,467	4,505	4,589	4,505
	여성		4,293	4,310	4,270	4,195	5,033	4,840	4,723	4,706	4,612	4,403	4,539	4,530	4,576	4,490
	전체		8,419	8,495	8,482	8,283	9,899	9,538	9,318	9,318	9,169	8,627	9,006	9,035	9,165	8,995

주: 각 년도별 가중치를 적용하여 분석함.

[부표 3] 분해분석결과: 평균

At mean	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	7.007***	7.046***	7.070***	7.074***	7.078***	7.092***	7.118***	7.149***	7.185***	7.188***	7.228***	7.241***	7.257***	7.317***
	(0.0132)	(0.0135)	(0.0137)	(0.0131)	(0.0118)	(0.0116)	(0.0118)	(0.0113)	(0.0118)	(0.0118)	(0.0129)	(0.0113)	(0.0112)	(0.0137)
여성	6.531***	6.590***	6.614***	6.609***	6.627***	6.652***	6.674***	6.725***	6.764***	6.805***	6.847***	6.886***	6.912***	6.979***
	(0.0156)	(0.0147)	(0.0154)	(0.0149)	(0.0141)	(0.0137)	(0.0129)	(0.0130)	(0.0134)	(0.0143)	(0.0133)	(0.0129)	(0.0130)	(0.0126)
difference	0.476***	0.456***	0.456***	0.465***	0.451***	0.440***	0.444***	0.424***	0.421***	0.383***	0.381***	0.355***	0.345***	0.338***
	(0.0204)	(0.0200)	(0.0206)	(0.0199)	(0.0184)	(0.0180)	(0.0175)	(0.0172)	(0.0178)	(0.0185)	(0.0185)	(0.0171)	(0.0172)	(0.0186)
explained	0.191***	0.176***	0.184***	0.189***	0.170***	0.166***	0.160***	0.161***	0.157***	0.152***	0.127***	0.126***	0.127***	0.110***
	(0.0167)	(0.0164)	(0.0168)	(0.0159)	(0.0143)	(0.0140)	(0.0132)	(0.0135)	(0.0134)	(0.0136)	(0.0136)	(0.0122)	(0.0122)	(0.0121)
unexplained	0.285***	0.280***	0.272***	0.276***	0.281***	0.274***	0.284***	0.264***	0.265***	0.231***	0.254***	0.229***	0.219***	0.228***
	(0.0182)	(0.0170)	(0.0189)	(0.0179)	(0.0158)	(0.0171)	(0.0155)	(0.0166)	(0.0165)	(0.0168)	(0.0192)	(0.0164)	(0.0162)	(0.0206)
explained														
연령	0.0305***	0.0324***	0.0213***	0.0206***	0.0246***	0.0138***	0.0130***	0.0147***	0.0118***	0.0100***	0.00750**	0.0101***	0.0130***	0.00672*
	(0.00525)	(0.00515)	(0.00461)	(0.00418)	(0.00389)	(0.00309)	(0.00274)	(0.00292)	(0.00261)	(0.00291)	(0.00235)	(0.00228)	(0.00255)	(0.00274)
교육년수	0.0389***	0.0404***	0.0419***	0.0425***	0.0359***	0.0397***	0.0354***	0.0330***	0.0327***	0.0276***	0.0244***	0.0196***	0.0172***	0.0178***
	(0.00586)	(0.00606)	(0.00607)	(0.00590)	(0.00511)	(0.00517)	(0.00483)	(0.00488)	(0.00489)	(0.00430)	(0.00409)	(0.00362)	(0.00364)	(0.00365)
경력년수	0.00267	0.00403	0.00935	0.0113	0.00920	0.0141**	0.0111*	0.0161**	0.0213***	0.0212***	0.0172***	0.0145**	0.00878+	0.0239***
	(0.00835)	(0.00881)	(0.00726)	(0.00694)	(0.00624)	(0.00502)	(0.00476)	(0.00530)	(0.00521)	(0.00585)	(0.00481)	(0.00470)	(0.00475)	(0.00518)
근속년수	0.0913***	0.0829***	0.0848***	0.0713***	0.0664***	0.0597***	0.0571***	0.0589***	0.0534***	0.0627***	0.0543***	0.0541***	0.0556***	0.0402***
	(0.00802)	(0.00762)	(0.00752)	(0.00674)	(0.00601)	(0.00555)	(0.00562)	(0.00587)	(0.00562)	(0.00620)	(0.00567)	(0.00548)	(0.00559)	(0.00490)
공식돌봄	0.00958**	0.00960**	0.0170***	0.0126***	0.00995***	0.0132***	0.0128***	0.00978**	0.0103**	0.0153***	0.0127***	0.0130***	0.00678*	0.00851***
	(0.00319)	(0.00336)	(0.00362)	(0.00380)	(0.00268)	(0.00306)	(0.00323)	(0.00322)	(0.00315)	(0.00317)	(0.00309)	(0.00323)	(0.00272)	(0.00231)
미취학자녀수	0.00612**	0.00652**	0.00638***	0.00719***	0.00517**	0.00596***	0.00487**	0.00379+	0.00315	-0.000596	0.000242	0.00343+	0.00187	0.00147
	(0.00222)	(0.00209)	(0.00187)	(0.00215)	(0.00171)	(0.00169)	(0.00177)	(0.00205)	(0.00218)	(0.00228)	(0.00235)	(0.00202)	(0.00147)	(0.00146)
기타	-0.000107	0.0000214	-0.000137	0.000197	0.000297	-0.000806	-0.00114	-0.000160	-0.000832	0.000289	0.000314	0.000310	-0.000842	-0.000839
비공식돌봄	(0.000381)	(0.000158)	(0.000450)	(0.000779)	(0.000580)	(0.000997)	(0.00113)	(0.000742)	(0.000783)	(0.000807)	(0.000894)	(0.000866)	(0.000658)	(0.000631)
육아휴직	-0.00720*	-0.00763*	-0.00785*	-0.000619	-0.00297	0.00453	0.00101	0.00177	0.000825	0.00613*	0.00404	-0.0000403	0.00398+	0.000286
	(0.00303)	(0.00352)	(0.00332)	(0.00329)	(0.00308)	(0.00314)	(0.00267)	(0.00230)	(0.00278)	(0.00274)	(0.00296)	(0.00228)	(0.00217)	(0.00152)
시간제	0.00497	-0.00666+	-0.00223	-0.00250	-0.00662	-0.00575	-0.00289	-0.00381	-0.00187	-0.00388	0.000966	0.00224	0.00710*	0.00125
	(0.00426)	(0.00355)	(0.00400)	(0.00402)	(0.00489)	(0.00430)	(0.00360)	(0.00347)	(0.00381)	(0.00451)	(0.00391)	(0.00317)	(0.00310)	(0.00403)
산업	0.00252	0.0128***	0.00997*	0.0123**	0.00688	0.00698	0.0120**	0.00636	0.00878+	0.00829	0.0150**	0.0173***	0.0184***	0.0135**
	(0.00406)	(0.00363)	(0.00437)	(0.00405)	(0.00454)	(0.00460)	(0.00459)	(0.00447)	(0.00469)	(0.00524)	(0.00496)	(0.00477)	(0.00519)	(0.00511)
직업	0.00288	-0.00460	-0.00800	-0.00718	-0.00375	-0.00393	-0.00648	-0.00216	-0.00310	-0.00907	-0.0232***	-0.0226***	-0.0190**	-0.0202**
	(0.00714)	(0.00665)	(0.00716)	(0.00665)	(0.00688)	(0.00640)	(0.00634)	(0.00638)	(0.00602)	(0.00659)	(0.00665)	(0.00599)	(0.00597)	(0.00722)
정규직	0.00928**	0.00658*	0.0118***	0.0216***	0.0249***	0.0189***	0.0231***	0.0223***	0.0201***	0.0139***	0.0132***	0.0138***	0.0137***	0.0174***
	(0.00327)	(0.00273)	(0.00302)	(0.00380)	(0.00371)	(0.00369)	(0.00383)	(0.00344)	(0.00339)	(0.00303)	(0.00330)	(0.00285)	(0.00285)	(0.00366)
unexplained														
연령	1.571***	1.461***	1.613***	1.384***	1.432***	1.474***	1.171***	0.890***	0.838**	0.808**	0.721*	0.934***	1.049***	1.095***
	(0.270)	(0.271)	(0.296)	(0.265)	(0.245)	(0.294)	(0.247)	(0.244)	(0.262)	(0.286)	(0.294)	(0.247)	(0.224)	(0.229)
교육년수	-0.0544	-0.00956	-0.0888	-0.00512	-0.142	-0.0686	0.121	0.0462	-0.0970	-0.127	0.0224	-0.0206	-0.188+	-0.338**

At mean	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
	(0.104)	(0.0957)	(0.104)	(0.100)	(0.0997)	(0.100)	(0.0894)	(0.0961)	(0.0999)	(0.103)	(0.113)	(0.108)	(0.110)	(0.123)
경력년수	-0.0273	0.0322	-0.0664	-0.0379	-0.0210	-0.0555^{+}	-0.0534	-0.0250	-0.0582	-0.0367	0.0336	-0.0472	-0.0381	-0.0128
	(0.0394)	(0.0428)	(0.0409)	(0.0397)	(0.0349)	(0.0337)	(0.0329)	(0.0363)	(0.0388)	(0.0429)	(0.0435)	(0.0401)	(0.0438)	(0.0444)
근속년수	-0.0247^{+}	-0.0480**	-0.00466	0.0210	-0.00236	-0.00914	-0.0202	0.0121	0.00661	0.00822	0.0164	0.0136	0.00558	-0.0250
	(0.0148)	(0.0151)	(0.0156)	(0.0163)	(0.0151)	(0.0149)	(0.0158)	(0.0186)	(0.0175)	(0.0190)	(0.0190)	(0.0179)	(0.0182)	(0.0174)
공식돌봄	0.107	0.231**	0.126	0.220	0.0631	0.0451	0.0410	0.0291	0.0278	0.0147	0.0122	-0.00504	0.0130	-0.00189
	(0.0778)	(0.0786)	(0.115)	(0.144)	(0.0601)	(0.0787)	(0.0624)	(0.0612)	(0.0318)	(0.0305)	(0.0431)	(0.0496)	(0.0488)	(0.0418)
미취학자녀수	-0.00691	0.00381	0.000539	0.00491	-0.000484	0.00432	0.00342	0.00291	0.00280	0.000522	-0.00813	0.00659	0.00106	0.00270
	(0.00636)	(0.00555)	(0.00511)	(0.00523)	(0.00464)	(0.00471)	(0.00487)	(0.00683)	(0.00565)	(0.00545)	(0.00744)	(0.00797)	(0.00612)	(0.00473)
기타	0.00232	0.0171	0.0334^{+}	0.0185	0.0377*	0.0258	0.0554**	0.0559**	0.0236	0.00352	0.0117	0.0445*	0.0160	0.0438*
비공식돌봄	(0.0162)	(0.0197)	(0.0189)	(0.0168)	(0.0157)	(0.0173)	(0.0193)	(0.0192)	(0.0195)	(0.0238)	(0.0221)	(0.0200)	(0.0232)	(0.0190)
육아휴직	0.0318*	0.0201	-0.00436	0.0178	0.0185	-0.00185	0.0137	0.0185^{+}	0.0106	-0.0102	-0.00647	0.00534	-0.00478	-0.00458
	(0.0154)	(0.0126)	(0.0137)	(0.0118)	(0.0121)	(0.0117)	(0.0114)	(0.0109)	(0.00968)	(0.00915)	(0.00826)	(0.00752)	(0.00691)	(0.00644)
시간제	0.0430	-0.00732	0.0906^{+}	-0.0524	0.0729^{+}	0.000365	0.0491	0.00159	0.00742	0.0300	0.0839*	0.0317	0.0314	0.0721*
	(0.0442)	(0.0351)	(0.0486)	(0.0479)	(0.0410)	(0.0458)	(0.0350)	(0.0366)	(0.0359)	(0.0383)	(0.0358)	(0.0322)	(0.0284)	(0.0294)
산업	0.0349	-0.0478	-0.0233	-0.0453	0.0112	-0.0628^{+}	-0.0494	-0.0554	-0.0446	-0.0338	-0.0737*	-0.0447	-0.0577	-0.0212
	(0.0312)	(0.0391)	(0.0304)	(0.0301)	(0.0317)	(0.0325)	(0.0392)	(0.0345)	(0.0275)	(0.0423)	(0.0315)	(0.0419)	(0.0361)	(0.0465)
직업	0.00162	-0.0000603	-0.00957	-0.0116	-0.00783	-0.000755	-0.00140	0.000550	-0.00424	-0.00783	-0.0208*	-0.0178^{+}	-0.00608	-0.0106
	(0.00757)	(0.00729)	(0.00781)	(0.00779)	(0.00740)	(0.00764)	(0.00712)	(0.00752)	(0.00760)	(0.00858)	(0.00920)	(0.00912)	(0.00959)	(0.00983)
정규직	0.00167	0.0156^{+}	0.0101	0.0160*	0.00893^{+}	0.00251	0.00611	0.00669	0.0186***	0.00798	-0.00146	0.0106^{+}	0.0105^{+}	0.0306***
	(0.00895)	(0.00809)	(0.00842)	(0.00762)	(0.00542)	(0.00511)	(0.00473)	(0.00452)	(0.00520)	(0.00560)	(0.00585)	(0.00594)	(0.00623)	(0.00727)
_cons	-1.395***	-1.388***	-1.405***	-1.254***	-1.189***	-1.080***	-1.052***	-0.720**	-0.467^{+}	-0.427	-0.537^{+}	-0.682**	-0.614**	-0.602*
	(0.276)	(0.280)	(0.322)	(0.300)	(0.260)	(0.307)	(0.257)	(0.259)	(0.270)	(0.296)	(0.301)	(0.256)	(0.235)	(0.247)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}$ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

[부표 4] 분해분석결과: 임금 하위10%

Q10	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	6.180***	6.216***	6.250***	6.265***	6.276***	6.356***	6.341***	6.409***	6.465***	6.500***	6.508***	6.530***	6.585***	6.654***
	(0.0149)	(0.0147)	(0.0122)	(0.0140)	(0.0135)	(0.00953)	(0.0120)	(0.0115)	(0.00956)	(0.00976)	(0.0148)	(0.0142)	(0.0130)	(0.0155)
여성	5.832***	5.902***	5.933***	5.969***	5.941***	6.042***	6.030***	6.127***	6.152***	6.247***	6.309***	6.297***	6.370***	6.490***
	(0.0295)	(0.0276)	(0.0268)	(0.0276)	(0.0260)	(0.0223)	(0.0250)	(0.0238)	(0.0238)	(0.0228)	(0.0251)	(0.0257)	(0.0236)	(0.0228)
difference	0.348***	0.315***	0.317***	0.296***	0.335***	0.314***	0.311***	0.282***	0.313***	0.253***	0.199***	0.233***	0.215***	0.164***
	(0.0330)	(0.0313)	(0.0294)	(0.0309)	(0.0293)	(0.0243)	(0.0278)	(0.0264)	(0.0256)	(0.0248)	(0.0291)	(0.0293)	(0.0269)	(0.0276)
explained	0.131***	0.117***	0.111***	0.136***	0.128***	0.0978***	0.153***	0.110***	0.137***	0.112***	0.109***	0.135***	0.117***	0.103***
	(0.0225)	(0.0213)	(0.0203)	(0.0207)	(0.0202)	(0.0162)	(0.0202)	(0.0175)	(0.0177)	(0.0166)	(0.0194)	(0.0190)	(0.0177)	(0.0188)
unexplained	0.217***	0.198***	0.206***	0.160***	0.207***	0.216***	0.158***	0.172***	0.176***	0.141***	0.0901*	0.0986**	0.0980**	0.0608+
	(0.0370)	(0.0364)	(0.0333)	(0.0340)	(0.0320)	(0.0264)	(0.0311)	(0.0291)	(0.0270)	(0.0279)	(0.0351)	(0.0338)	(0.0312)	(0.0327)
explained														
연령	0.00111	-0.0106	-0.0170*	-0.0169*	-0.0106	-0.00931+	0.000144	-0.00233	-0.00128	0.000540	0.00216	0.00507	0.00570	-0.000704
	(0.00986)	(0.00868)	(0.00756)	(0.00789)	(0.00656)	(0.00481)	(0.00437)	(0.00445)	(0.00479)	(0.00459)	(0.00466)	(0.00406)	(0.00422)	(0.00573)
교육년수	0.0207**	0.0290***	0.0195**	0.0201**	0.0186***	0.0159***	0.0276***	0.0182***	0.0204***	0.00974*	0.00643	0.00988*	0.0118*	0.0147**
	(0.00655)	(0.00671)	(0.00609)	(0.00663)	(0.00552)	(0.00434)	(0.00681)	(0.00420)	(0.00440)	(0.00388)	(0.00443)	(0.00387)	(0.00460)	(0.00513)
경력년수	0.00971	-0.00476	0.0312*	0.0549***	0.0442***	0.0280**	0.0278**	0.0299**	0.0334***	0.0177+	0.0242*	0.0280**	0.00813	0.0283**
	(0.0170)	(0.0170)	(0.0139)	(0.0136)	(0.0127)	(0.00938)	(0.0101)	(0.0104)	(0.00994)	(0.0101)	(0.00959)	(0.00998)	(0.00889)	(0.00970)
근속년수	0.0386***	0.0497***	0.0206**	-0.000775	0.00830	0.0127*	0.00243	-0.00554	0.00212	0.00617	0.0104+	-0.000326	0.0142*	-0.000439
	(0.00920)	(0.00925)	(0.00641)	(0.00645)	(0.00638)	(0.00530)	(0.00588)	(0.00620)	(0.00557)	(0.00532)	(0.00567)	(0.00590)	(0.00576)	(0.00491)
공식돌봄	-0.00445	0.00311	-0.00149	-0.000949	-0.00897	-0.00384	-0.00213	-0.0174*	0.00460	0.000972	0.00142	-0.00361	-0.0120*	-0.0122**
	(0.00786)	(0.00729)	(0.00718)	(0.00769)	(0.00670)	(0.00645)	(0.00739)	(0.00725)	(0.00821)	(0.00640)	(0.00687)	(0.00714)	(0.00565)	(0.00454)
미취학자녀수	0.00231	0.000244	0.00306+	0.00115	0.00402*	0.00220	-0.000637	-0.00326	-0.00177	-0.00172	-0.00275	0.000134	-0.00185	-0.000909
	(0.00228)	(0.00210)	(0.00181)	(0.00205)	(0.00182)	(0.00162)	(0.00187)	(0.00247)	(0.00171)	(0.00181)	(0.00285)	(0.00199)	(0.00129)	(0.00138)
기타	0.000198	0.0000500	-0.000152	0.000186	0.0000310	-0.000380	-0.000794	-0.000176	-0.000972	0.000281	0.000560	0.000352	-0.00107	-0.00135
비공식돌봄	(0.000704)	(0.000365)	(0.000507)	(0.000745)	(0.000209)	(0.000529)	(0.000882)	(0.000819)	(0.000965)	(0.000790)	(0.00160)	(0.000990)	(0.000950)	(0.00120)
육아휴직	-0.00257*	-0.00205+	-0.00349*	-0.000242	-0.00121	0.00155	0.000255	0.000850	0.000253	0.00137+	0.00122	-0.0000163	0.00108	0.000141
	(0.00119)	(0.00112)	(0.00154)	(0.00128)	(0.00127)	(0.00110)	(0.000683)	(0.00112)	(0.000856)	(0.000756)	(0.000955)	(0.000924)	(0.000736)	(0.000752)
시간제	0.0317**	0.00686	0.0174*	0.0262**	0.0199*	0.00911	0.0281**	0.0319***	0.0457***	0.0370***	0.0400***	0.0412***	0.0360***	0.0308***
	(0.00988)	(0.00733)	(0.00791)	(0.00939)	(0.00983)	(0.00744)	(0.00893)	(0.00789)	(0.00895)	(0.00854)	(0.00909)	(0.00819)	(0.00758)	(0.00808)
산업	0.00627	0.0188**	0.0146*	0.00969	0.0000803	0.00283	0.00844	0.00857	0.00341	0.00119	0.00513	0.0154*	0.00899	0.00259
	(0.00724)	(0.00616)	(0.00595)	(0.00682)	(0.00802)	(0.00573)	(0.00662)	(0.00698)	(0.00614)	(0.00694)	(0.00849)	(0.00741)	(0.00696)	(0.00830)
직업	0.0144	0.0232*	0.0197+	0.0236*	0.0375**	0.0246**	0.0342***	0.0258**	0.0137	0.0219*	0.0121	0.0177+	0.0242**	0.0209+
	(0.0111)	(0.0101)	(0.0104)	(0.0106)	(0.0115)	(0.00875)	(0.00959)	(0.00972)	(0.00850)	(0.00898)	(0.0107)	(0.00959)	(0.00939)	(0.0110)
정규직	0.0133*	0.00367	0.00750	0.0191**	0.0166*	0.0145*	0.0278***	0.0238***	0.0169***	0.0168***	0.00840+	0.0209***	0.0217***	0.0211***
	(0.00672)	(0.00524)	(0.00467)	(0.00653)	(0.00690)	(0.00593)	(0.00686)	(0.00602)	(0.00487)	(0.00464)	(0.00498)	(0.00537)	(0.00532)	(0.00620)
unexplained														
연령	-0.196	-0.321	1.393*	-0.448	0.930+	0.673	0.194	-0.0597	-0.348	0.469	0.700	0.526	1.107*	0.492
	(0.620)	(0.569)	(0.541)	(0.545)	(0.556)	(0.505)	(0.535)	(0.499)	(0.482)	(0.487)	(0.590)	(0.520)	(0.466)	(0.488)
교육년수	-0.277	-0.406*	-0.501*	-0.407+	-0.462*	-0.401**	-0.194	-0.444**	-0.644***	-0.111	-0.271	-0.413+	-0.303	-0.390

Q10	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
	(0.200)	(0.197)	(0.200)	(0.215)	(0.203)	(0.149)	(0.227)	(0.169)	(0.172)	(0.190)	(0.229)	(0.228)	(0.280)	(0.282)
경력년수	0.0822	0.236*	-0.199*	-0.0670	-0.180*	-0.0996	-0.120	-0.0626	-0.134+	-0.00356	0.0431	-0.161+	0.0112	0.0170
	(0.0918)	(0.0921)	(0.0895)	(0.0858)	(0.0783)	(0.0682)	(0.0771)	(0.0771)	(0.0782)	(0.0791)	(0.0967)	(0.0925)	(0.0889)	(0.0940)
근속년수	-0.0440	-0.0771*	0.0221	0.0343	0.00175	-0.0179	0.00446	0.0687*	0.0554*	0.0136	0.0432	0.121***	0.0218	0.0507+
	(0.0320)	(0.0318)	(0.0286)	(0.0322)	(0.0299)	(0.0242)	(0.0261)	(0.0320)	(0.0268)	(0.0268)	(0.0332)	(0.0330)	(0.0301)	(0.0296)
공식돌봄	0.177	0.384+	0.173	0.360	0.226	0.112	0.0501	-0.0291	-0.00874	-0.0740	0.122	0.0543	0.00508	0.0273
	(0.183)	(0.213)	(0.183)	(0.270)	(0.186)	(0.112)	(0.0824)	(0.0486)	(0.0716)	(0.0557)	(0.0954)	(0.0839)	(0.0484)	(0.0394)
미취학자녀수	0.00761	0.00929	-0.00156	0.0147*	0.00954	0.00304	0.00871	0.0106	0.00126	0.00405	-0.00559	0.00910	-0.00648	0.00158
	(0.00818)	(0.00855)	(0.00643)	(0.00690)	(0.00621)	(0.00600)	(0.00689)	(0.00993)	(0.00587)	(0.00588)	(0.00622)	(0.00929)	(0.00640)	(0.00515)
기타	0.0158	-0.0144	-0.00863	-0.0154	0.0297	-0.0101	0.0358	0.0583	0.0188	0.0389	-0.0219	0.0718+	0.0160	0.119**
비공식돌봄	(0.0314)	(0.0339)	(0.0320)	(0.0360)	(0.0334)	(0.0305)	(0.0378)	(0.0388)	(0.0373)	(0.0364)	(0.0549)	(0.0401)	(0.0407)	(0.0413)
육아휴직	0.0251	0.00340	0.0263*	0.0194	0.0237+	0.0216*	0.0190	0.0215	0.0223*	0.0114	0.00363	0.0128	0.0224**	0.0222**
	(0.0159)	(0.0166)	(0.0122)	(0.0140)	(0.0128)	(0.0107)	(0.0128)	(0.0137)	(0.00991)	(0.00877)	(0.0101)	(0.0103)	(0.00844)	(0.00772)
시간제	0.0793	0.124	0.0891	-0.0842	0.198*	0.0442	0.117	0.0382	0.0668	0.111	0.142+	0.0828	0.000638	0.0239
	(0.0902)	(0.0761)	(0.0905)	(0.0905)	(0.0832)	(0.0602)	(0.0793)	(0.0743)	(0.0818)	(0.0775)	(0.0808)	(0.0720)	(0.0672)	(0.0668)
산업	0.191+	-0.0757	0.0272	-0.190	-0.0952	-0.263***	0.0689	-0.132	-0.159+	-0.183+	-0.296**	-0.143	-0.155+	-0.0632
	(0.104)	(0.112)	(0.166)	(0.129)	(0.0889)	(0.0459)	(0.0989)	(0.0944)	(0.0935)	(0.110)	(0.100)	(0.141)	(0.0909)	(0.146)
직업	-0.0361*	-0.0359*	-0.0521**	-0.0368*	-0.0431**	-0.0531***	-0.0355*	-0.0436**	-0.0536***	-0.0705***	-0.0893***	-0.0820***	-0.0383*	-0.0519**
	(0.0163)	(0.0163)	(0.0160)	(0.0162)	(0.0158)	(0.0137)	(0.0148)	(0.0157)	(0.0152)	(0.0172)	(0.0204)	(0.0200)	(0.0165)	(0.0185)
정규직	-0.0412*	-0.0157	0.0000351	0.00296	-0.0215+	-0.00171	-0.0217*	-0.0242*	-0.0183+	-0.00798	-0.00426	-0.00541	-0.000291	0.0259+
	(0.0201)	(0.0174)	(0.0164)	(0.0164)	(0.0123)	(0.00933)	(0.00948)	(0.00951)	(0.00989)	(0.00963)	(0.0111)	(0.0124)	(0.0128)	(0.0146)
_cons	0.233	0.387	-0.764	0.976	-0.410	0.209	0.0308	0.769	1.377**	-0.0559	-0.274	0.0246	-0.584	-0.213
	(0.637)	(0.616)	(0.570)	(0.619)	(0.593)	(0.501)	(0.542)	(0.488)	(0.502)	(0.479)	(0.571)	(0.538)	(0.536)	(0.571)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

[부표 5] 분해분석결과: 임금 하위25%

Q25	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	6.605***	6.607***	6.663***	6.667***	6.680***	6.704***	6.715***	6.782***	6.831***	6.827***	6.840***	6.902***	6.900***	6.971***
	(0.0143)	(0.0148)	(0.0148)	(0.0149)	(0.0128)	(0.0114)	(0.0133)	(0.0117)	(0.0117)	(0.0132)	(0.0145)	(0.0129)	(0.0131)	(0.0119)
여성	6.009***	6.084***	6.068***	6.072***	6.163***	6.223***	6.196***	6.287***	6.308***	6.366***	6.431***	6.500***	6.559***	6.617***
	(0.0261)	(0.0250)	(0.0268)	(0.0264)	(0.0219)	(0.0212)	(0.0222)	(0.0215)	(0.0225)	(0.0232)	(0.0217)	(0.0217)	(0.0201)	(0.0203)
difference	0.597***	0.523***	0.595***	0.595***	0.517***	0.481***	0.519***	0.496***	0.522***	0.461***	0.409***	0.402***	0.341***	0.354***
	(0.0297)	(0.0290)	(0.0306)	(0.0303)	(0.0253)	(0.0240)	(0.0259)	(0.0245)	(0.0254)	(0.0267)	(0.0261)	(0.0252)	(0.0240)	(0.0235)
explained	0.148***	0.168***	0.172***	0.171***	0.160***	0.143***	0.168***	0.145***	0.146***	0.137***	0.118***	0.120***	0.101***	0.110***
	(0.0202)	(0.0193)	(0.0209)	(0.0205)	(0.0173)	(0.0159)	(0.0168)	(0.0166)	(0.0167)	(0.0169)	(0.0168)	(0.0156)	(0.0150)	(0.0147)
unexplained	0.448***	0.355***	0.423***	0.424***	0.357***	0.338***	0.351***	0.350***	0.376***	0.324***	0.291***	0.282***	0.240***	0.244***
	(0.0311)	(0.0303)	(0.0315)	(0.0320)	(0.0267)	(0.0254)	(0.0273)	(0.0268)	(0.0264)	(0.0275)	(0.0285)	(0.0269)	(0.0260)	(0.0250)
explained														
연령	-0.00263	-0.00651	-0.0202**	-0.0215**	-0.00549	-0.00923*	-0.00196	-0.000885	0.000487	-0.000202	-0.000130	-0.0000726	0.00395	0.00277
	(0.00796)	(0.00747)	(0.00753)	(0.00738)	(0.00531)	(0.00448)	(0.00415)	(0.00430)	(0.00423)	(0.00455)	(0.00374)	(0.00416)	(0.00410)	(0.00473)
교육년수	0.0183***	0.0321***	0.0302***	0.0217***	0.0188***	0.0199***	0.0229***	0.0189***	0.0252***	0.0195***	0.0150***	0.0129***	0.0123***	0.0136***
	(0.00552)	(0.00605)	(0.00618)	(0.00568)	(0.00441)	(0.00437)	(0.00464)	(0.00392)	(0.00458)	(0.00420)	(0.00378)	(0.00323)	(0.00318)	(0.00339)
경력년수	0.00798	0.0307*	0.0360**	0.0334**	0.0349***	0.0391***	0.0283***	0.0215*	0.0286***	0.0298**	0.0238**	0.0341***	0.0200**	0.0269***
	(0.0136)	(0.0128)	(0.0124)	(0.0123)	(0.00972)	(0.00825)	(0.00819)	(0.00852)	(0.00838)	(0.00929)	(0.00728)	(0.00795)	(0.00730)	(0.00735)
근속년수	0.0577***	0.0461***	0.0412***	0.0370***	0.0279***	0.0245***	0.0246***	0.0235***	0.0247***	0.0193**	0.0171***	0.0175***	0.0217***	0.0124**
	(0.00806)	(0.00724)	(0.00704)	(0.00706)	(0.00590)	(0.00523)	(0.00571)	(0.00581)	(0.00562)	(0.00636)	(0.00500)	(0.00492)	(0.00500)	(0.00430)
공식돌봄	0.00725	0.0117*	0.0159*	0.0111	0.00445	0.00366	-0.00153	0.00147	-0.00104	0.00524	-0.00175	0.000923	-0.00337	0.00840+
	(0.00640)	(0.00583)	(0.00678)	(0.00713)	(0.00559)	(0.00575)	(0.00573)	(0.00666)	(0.00600)	(0.00654)	(0.00554)	(0.00582)	(0.00495)	(0.00475)
미취학자녀수	0.00596*	0.00648*	0.00280	0.00569*	0.00234	0.00472**	0.00438*	0.00273	0.00142	0.00491*	0.000357	0.00114	0.00292*	-0.000409
	(0.00282)	(0.00252)	(0.00227)	(0.00238)	(0.00201)	(0.00181)	(0.00206)	(0.00203)	(0.00194)	(0.00217)	(0.00289)	(0.00185)	(0.00133)	(0.00129)
기타 비공식돌봄	-0.000244 (0.000862)	0.0000376 (0.000276)	-0.000151 (0.000502)	0.000216 (0.000860)	0.000243 (0.000495)	-0.000648 (0.000833)	-0.000925 (0.000976)	-0.000118 (0.000551)	-0.00108 (0.00104)	0.000311 (0.000871)	0.000346 (0.000989)	0.000456 (0.00127)	-0.00161 (0.00116)	-0.00134 (0.00103)
육아휴직	-0.00612*	-0.00536*	-0.00650*	-0.000532	-0.00248	0.00271	0.000862	0.00158	0.000588	0.00481*	0.00369	-0.0000372	0.00292+	0.000306
	(0.00262)	(0.00254)	(0.00280)	(0.00283)	(0.00258)	(0.00190)	(0.00229)	(0.00207)	(0.00198)	(0.00222)	(0.00272)	(0.00210)	(0.00165)	(0.00163)
시간제	0.0194**	0.00569	0.0214**	0.00955	0.00868	0.0135*	0.00918	0.0158**	0.0195**	0.00927	0.0248***	0.0199***	0.0207***	0.0202***
	(0.00711)	(0.00584)	(0.00666)	(0.00650)	(0.00693)	(0.00634)	(0.00613)	(0.00536)	(0.00625)	(0.00631)	(0.00621)	(0.00496)	(0.00488)	(0.00567)
산업	0.00946	0.0166**	0.0129*	0.0192**	0.0213***	0.00553	0.0140*	0.00117	0.00441	-0.00201	0.00697	0.0167**	0.0107	0.00321
	(0.00617)	(0.00571)	(0.00650)	(0.00656)	(0.00647)	(0.00637)	(0.00706)	(0.00623)	(0.00619)	(0.00784)	(0.00721)	(0.00643)	(0.00721)	(0.00657)
직업	0.0206+	0.0230*	0.0242*	0.0251*	0.0235*	0.0199*	0.0334***	0.0408***	0.0236**	0.0212*	0.00781	-0.00100	-0.000216	0.00124
	(0.0108)	(0.0101)	(0.0109)	(0.0110)	(0.0102)	(0.00923)	(0.00977)	(0.00953)	(0.00894)	(0.0103)	(0.00940)	(0.00834)	(0.00933)	(0.00854)
정규직	0.0106+	0.00758	0.0140**	0.0298***	0.0258***	0.0198***	0.0349***	0.0191***	0.0195***	0.0252***	0.0202***	0.0176***	0.0111*	0.0227***
	(0.00554)	(0.00468)	(0.00501)	(0.00687)	(0.00606)	(0.00599)	(0.00686)	(0.00556)	(0.00524)	(0.00561)	(0.00518)	(0.00474)	(0.00448)	(0.00520)
unexplained														
연령	1.436**	1.795***	1.377**	2.063***	1.551***	1.605***	1.384**	0.751+	0.338	0.909+	1.155*	0.963*	0.876*	1.006**
	(0.465)	(0.474)	(0.490)	(0.492)	(0.427)	(0.433)	(0.453)	(0.426)	(0.427)	(0.488)	(0.467)	(0.444)	(0.401)	(0.390)
교육년수	-0.613***	-0.613***	-0.610***	-0.219	-0.447**	-0.399**	-0.164	-0.233	-0.452**	-0.557***	-0.433**	-0.614***	-0.418*	-0.407*

Q25	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
	(0.161)	(0.149)	(0.165)	(0.169)	(0.148)	(0.139)	(0.153)	(0.143)	(0.150)	(0.163)	(0.159)	(0.150)	(0.176)	(0.186)
경력년수	-0.0288	0.0725	-0.00311	-0.0149	0.0148	-0.0749	-0.0212	-0.0240	-0.00697	-0.0364	-0.0954	-0.0687	0.0224	0.0243
	(0.0668)	(0.0679)	(0.0712)	(0.0730)	(0.0582)	(0.0555)	(0.0591)	(0.0596)	(0.0641)	(0.0718)	(0.0662)	(0.0691)	(0.0671)	(0.0697)
근속년수	-0.0722**	-0.0806**	-0.0716**	-0.0169	-0.0362	-0.0606**	-0.0971***	-0.0125	-0.0281	-0.00120	0.0162	0.0144	-0.0335	-0.0367
	(0.0256)	(0.0248)	(0.0261)	(0.0268)	(0.0222)	(0.0213)	(0.0227)	(0.0255)	(0.0241)	(0.0268)	(0.0246)	(0.0242)	(0.0247)	(0.0258)
공식돌봄	0.0442	0.124	0.0532	0.112	0.0570	0.0511	-0.0639	0.0664	-0.0744	-0.0513	0.0501	-0.00627	0.0585	0.0508
	(0.128)	(0.145)	(0.143)	(0.197)	(0.132)	(0.108)	(0.0595)	(0.117)	(0.0540)	(0.0584)	(0.0641)	(0.0611)	(0.0679)	(0.0582)
미취학자녀수	0.000541	0.00467	-0.0000440	0.00469	0.00422	0.00985+	0.00662	0.00214	-0.000483	0.00461	-0.00816	0.000818	-0.00687	0.000629
	(0.00823)	(0.00770)	(0.00779)	(0.00729)	(0.00613)	(0.00569)	(0.00665)	(0.00810)	(0.00654)	(0.00678)	(0.00708)	(0.00778)	(0.00552)	(0.00485)
기타	-0.0555+	-0.0209	0.0164	-0.00601	0.00547	-0.00331	0.0625+	0.0400	-0.0195	-0.0194	0.00287	0.0604+	0.0189	0.0265
비공식돌봄	(0.0299)	(0.0304)	(0.0292)	(0.0305)	(0.0261)	(0.0288)	(0.0337)	(0.0311)	(0.0314)	(0.0338)	(0.0332)	(0.0351)	(0.0316)	(0.0311)
육아휴직	0.0596**	0.0581***	0.0471**	0.0786***	0.0769***	0.0320*	0.0684***	0.0565***	0.0427**	0.0287*	0.0461***	0.0390***	0.0274**	0.0419***
	(0.0190)	(0.0171)	(0.0182)	(0.0174)	(0.0140)	(0.0134)	(0.0143)	(0.0146)	(0.0130)	(0.0132)	(0.0115)	(0.0109)	(0.00998)	(0.00942)
시간제	0.160*	0.0513	0.232**	0.0823	0.150*	0.0245	0.159**	0.0636	-0.0296	0.0904	0.0873	0.0480	-0.00101	0.0218
	(0.0680)	(0.0579)	(0.0718)	(0.0721)	(0.0604)	(0.0547)	(0.0562)	(0.0559)	(0.0612)	(0.0618)	(0.0596)	(0.0475)	(0.0478)	(0.0478)
산업	0.00107	0.0426	-0.129***	-0.0101	0.0287	-0.0665+	-0.00215	-0.0596	-0.109*	-0.0308	0.0142	-0.0452	-0.0358	-0.0231
	(0.0756)	(0.0687)	(0.0361)	(0.0758)	(0.0605)	(0.0401)	(0.0562)	(0.0602)	(0.0484)	(0.0800)	(0.0481)	(0.0604)	(0.0637)	(0.0473)
직업	-0.0474***	-0.0553***	-0.0576***	-0.0706***	-0.0531***	-0.0539***	-0.0614***	-0.0543***	-0.0675***	-0.0550***	-0.0801***	-0.0641***	-0.0550***	-0.0593***
	(0.0137)	(0.0138)	(0.0150)	(0.0148)	(0.0128)	(0.0131)	(0.0130)	(0.0133)	(0.0142)	(0.0159)	(0.0159)	(0.0162)	(0.0155)	(0.0170)
정규직	-0.0233	0.0180	0.00432	-0.00547	-0.0114	-0.0107	-0.00239	-0.00420	0.00203	-0.00949	0.000369	0.0162	0.0287**	0.0315**
	(0.0159)	(0.0145)	(0.0157)	(0.0153)	(0.0101)	(0.00891)	(0.00904)	(0.00848)	(0.0100)	(0.0107)	(0.00993)	(0.0107)	(0.0106)	(0.0117)
_cons	-0.414	-1.041*	-0.435	-1.574**	-0.984*	-0.716+	-0.918*	-0.241	0.781+	0.0515	-0.466	-0.0617	-0.241	-0.434
	(0.482)	(0.489)	(0.497)	(0.523)	(0.450)	(0.435)	(0.448)	(0.436)	(0.418)	(0.492)	(0.463)	(0.438)	(0.417)	(0.412)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

[부표 6] 분해분석결과: 중위임금

Q50	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	7.041***	7.078***	7.071***	7.081***	7.102***	7.124***	7.143***	7.151***	7.209***	7.197***	7.276***	7.270***	7.283***	7.333***
	(0.0180)	(0.0175)	(0.0173)	(0.0171)	(0.0175)	(0.0159)	(0.0156)	(0.0158)	(0.0165)	(0.0165)	(0.0177)	(0.0139)	(0.0150)	(0.0166)
여성	6.447***	6.484***	6.537***	6.540***	6.564***	6.598***	6.609***	6.650***	6.711***	6.755***	6.826***	6.880***	6.912***	6.894***
	(0.0217)	(0.0205)	(0.0205)	(0.0202)	(0.0191)	(0.0196)	(0.0188)	(0.0194)	(0.0198)	(0.0191)	(0.0185)	(0.0178)	(0.0173)	(0.0184)
difference	0.594***	0.594***	0.534***	0.540***	0.538***	0.526***	0.534***	0.501***	0.498***	0.442***	0.451***	0.390***	0.371***	0.439***
	(0.0282)	(0.0270)	(0.0268)	(0.0265)	(0.0259)	(0.0253)	(0.0244)	(0.0250)	(0.0258)	(0.0253)	(0.0256)	(0.0226)	(0.0229)	(0.0248)
explained	0.212***	0.159***	0.172***	0.209***	0.194***	0.205***	0.180***	0.194***	0.164***	0.162***	0.137***	0.125***	0.131***	0.131***
	(0.0208)	(0.0194)	(0.0193)	(0.0190)	(0.0182)	(0.0178)	(0.0166)	(0.0176)	(0.0176)	(0.0169)	(0.0170)	(0.0143)	(0.0141)	(0.0150)
unexplained	0.383***	0.434***	0.362***	0.331***	0.344***	0.321***	0.354***	0.307***	0.334***	0.280***	0.314***	0.265***	0.240***	0.308***
	(0.0278)	(0.0256)	(0.0261)	(0.0260)	(0.0263)	(0.0255)	(0.0245)	(0.0258)	(0.0266)	(0.0251)	(0.0294)	(0.0230)	(0.0247)	(0.0271)
explained														
연령	0.0400***	0.0376***	0.0326***	0.0248***	0.0287***	0.0161***	0.0139***	0.0189***	0.0164***	0.0133***	0.0107**	0.0133***	0.00955**	0.0116**
	(0.00726)	(0.00669)	(0.00623)	(0.00557)	(0.00515)	(0.00385)	(0.00347)	(0.00400)	(0.00381)	(0.00382)	(0.00359)	(0.00304)	(0.00347)	(0.00418)
교육년수	0.0399***	0.0330***	0.0366***	0.0402***	0.0343***	0.0391***	0.0345***	0.0300***	0.0264***	0.0265***	0.0209***	0.0160***	0.0146***	0.0179***
	(0.00667)	(0.00588)	(0.00627)	(0.00632)	(0.00548)	(0.00592)	(0.00537)	(0.00510)	(0.00510)	(0.00470)	(0.00448)	(0.00338)	(0.00332)	(0.00384)
경력년수	-0.000525	0.00403	-0.00614	0.00281	-0.00100	0.0132+	0.0157*	0.0233**	0.0224**	0.0263**	0.0175**	0.0156*	0.0216***	0.0348***
	(0.0114)	(0.0111)	(0.0104)	(0.0102)	(0.00957)	(0.00778)	(0.00727)	(0.00830)	(0.00775)	(0.00825)	(0.00664)	(0.00641)	(0.00655)	(0.00759)
근속년수	0.0919***	0.0767***	0.0780***	0.0723***	0.0738***	0.0610***	0.0475***	0.0520***	0.0478***	0.0548***	0.0475***	0.0428***	0.0403***	0.0358***
	(0.00927)	(0.00844)	(0.00829)	(0.00801)	(0.00768)	(0.00705)	(0.00636)	(0.00729)	(0.00735)	(0.00711)	(0.00613)	(0.00563)	(0.00546)	(0.00547)
공식돌봄	0.0117**	0.00810*	0.0242***	0.0207***	0.0166***	0.0231***	0.0263***	0.0266***	0.0204***	0.0328***	0.0260***	0.0229***	0.0160***	0.0227***
	(0.00443)	(0.00406)	(0.00422)	(0.00471)	(0.00447)	(0.00499)	(0.00506)	(0.00538)	(0.00573)	(0.00529)	(0.00461)	(0.00466)	(0.00458)	(0.00428)
미취학자녀수	0.0103**	0.00863**	0.00871***	0.0131***	0.0115***	0.0123***	0.00705**	0.00860**	0.00604+	0.00258	0.00475	0.00686**	0.00271	0.00424*
	(0.00343)	(0.00283)	(0.00261)	(0.00332)	(0.00292)	(0.00277)	(0.00266)	(0.00294)	(0.00323)	(0.00402)	(0.00300)	(0.00245)	(0.00194)	(0.00190)
기타	-0.000174	0.0000291	-0.000195	0.000127	0.000463	-0.000739	-0.00163	-0.000226	-0.000883	0.000317	0.000369	0.000189	-0.000909	-0.00113
비공식돌봄	(0.000620)	(0.000217)	(0.000639)	(0.000508)	(0.000906)	(0.000940)	(0.00162)	(0.00105)	(0.000866)	(0.000888)	(0.00105)	(0.000536)	(0.000728)	(0.000901)
육아휴직	-0.0102*	-0.0109*	-0.0104*	-0.000785	-0.00387	0.00536	0.00136	0.00254	0.00103	0.00789*	0.00466	-0.0000522	0.00403+	0.000383
	(0.00431)	(0.00501)	(0.00439)	(0.00417)	(0.00402)	(0.00372)	(0.00362)	(0.00330)	(0.00349)	(0.00358)	(0.00343)	(0.00295)	(0.00223)	(0.00204)
시간제	0.00179	-0.0108*	-0.000504	0.000260	-0.00630	-0.00324	-0.00699	-0.0131**	-0.0121*	-0.0146**	-0.00643	-0.000533	0.00498	-0.00554
	(0.00474)	(0.00452)	(0.00406)	(0.00401)	(0.00500)	(0.00506)	(0.00445)	(0.00454)	(0.00516)	(0.00481)	(0.00496)	(0.00376)	(0.00382)	(0.00498)
산업	0.0114+	0.00830	0.0101	0.0175**	0.0117	0.00709	0.0114	-0.000378	0.00196	0.00104	0.00977	0.00676	0.00962	0.0223**
	(0.00634)	(0.00552)	(0.00651)	(0.00576)	(0.00741)	(0.00715)	(0.00694)	(0.00694)	(0.00777)	(0.00834)	(0.00708)	(0.00670)	(0.00702)	(0.00755)
직업	0.00421	-0.000557	-0.00931	-0.00499	-0.00396	0.00688	0.000992	0.0102	0.00915	-0.000198	-0.0189*	-0.0148+	-0.0107	-0.0329***
	(0.00999)	(0.00953)	(0.00963)	(0.00881)	(0.00967)	(0.00952)	(0.00916)	(0.00977)	(0.00964)	(0.00946)	(0.00959)	(0.00781)	(0.00826)	(0.00921)
정규직	0.0113*	0.00530	0.00846*	0.0234***	0.0319***	0.0252***	0.0301***	0.0359***	0.0249***	0.0114*	0.0201***	0.0156***	0.0194***	0.0208***
	(0.00468)	(0.00389)	(0.00389)	(0.00534)	(0.00603)	(0.00603)	(0.00626)	(0.00583)	(0.00550)	(0.00451)	(0.00530)	(0.00388)	(0.00444)	(0.00488)
unexplained														
연령	2.432***	1.866***	2.162***	2.032***	1.818***	2.198***	1.875***	1.118**	1.120**	1.110**	0.600	1.320***	1.407***	1.604***
	(0.381)	(0.368)	(0.377)	(0.359)	(0.353)	(0.383)	(0.364)	(0.363)	(0.391)	(0.382)	(0.431)	(0.344)	(0.332)	(0.353)
교육년수	-0.360**	-0.225+	-0.295*	-0.134	-0.289*	-0.170	0.0598	-0.170	-0.299*	-0.343*	-0.229	-0.235+	-0.273*	-0.546***

Q50	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
	(0.136)	(0.130)	(0.131)	(0.129)	(0.124)	(0.136)	(0.132)	(0.141)	(0.152)	(0.138)	(0.150)	(0.130)	(0.126)	(0.137)
경력년수	-0.0663	-0.0649	-0.111*	-0.0849	-0.0323	-0.0672	-0.104*	0.0176	-0.0798	-0.0299	0.0654	-0.0208	-0.0292	0.0383
	(0.0539)	(0.0544)	(0.0557)	(0.0536)	(0.0511)	(0.0509)	(0.0491)	(0.0551)	(0.0575)	(0.0587)	(0.0579)	(0.0560)	(0.0584)	(0.0651)
근속년수	-0.0227	-0.0223	-0.0292	0.0212	0.00286	-0.00981	-0.0475*	-0.0152	-0.0188	-0.0153	-0.0221	-0.0358	-0.0545*	-0.114***
	(0.0218)	(0.0217)	(0.0205)	(0.0209)	(0.0198)	(0.0206)	(0.0201)	(0.0242)	(0.0264)	(0.0246)	(0.0237)	(0.0228)	(0.0223)	(0.0241)
공식돌봄	-0.166	0.0728	-0.0467	0.0947	0.0192	-0.00186	-0.0435	0.0138	0.0765	-0.0488	-0.0789	-0.0901	-0.0114	-0.0450
	(0.110)	(0.115)	(0.109)	(0.105)	(0.117)	(0.119)	(0.119)	(0.101)	(0.0802)	(0.0702)	(0.0606)	(0.0622)	(0.0636)	(0.0544)
미취학자녀수	-0.0213*	-0.00795	-0.00669	-0.00190	-0.00391	0.00935	-0.00259	0.00491	0.00560	-0.00486	-0.00780	0.00870	0.00336	-0.00129
	(0.00888)	(0.00801)	(0.00692)	(0.00774)	(0.00708)	(0.00672)	(0.00715)	(0.00888)	(0.00888)	(0.00843)	(0.00856)	(0.00855)	(0.00734)	(0.00667)
기타	0.0238	0.0534+	0.0503+	0.0427+	0.0331	0.0265	0.0689*	0.121***	0.0706*	0.0186	0.0737**	0.0206	0.0240	0.0978***
비공식돌봄	(0.0266)	(0.0289)	(0.0262)	(0.0260)	(0.0240)	(0.0280)	(0.0279)	(0.0295)	(0.0281)	(0.0310)	(0.0282)	(0.0287)	(0.0247)	(0.0274)
육아휴직	0.0984***	0.0965***	0.0499*	0.0873***	0.102***	0.0695***	0.0691***	0.0659***	0.0351*	0.0162	0.0348*	0.0325**	0.0182+	-0.00541
	(0.0259)	(0.0214)	(0.0209)	(0.0201)	(0.0206)	(0.0187)	(0.0179)	(0.0181)	(0.0168)	(0.0157)	(0.0138)	(0.0118)	(0.0104)	(0.0106)
시간제	0.0895+	-0.00729	0.115*	0.0117	0.0429	0.00485	0.0672	0.00667	0.0250	-0.0461	0.0772	0.0627	0.0391	0.0535
	(0.0501)	(0.0476)	(0.0484)	(0.0523)	(0.0517)	(0.0545)	(0.0431)	(0.0531)	(0.0585)	(0.0480)	(0.0518)	(0.0388)	(0.0438)	(0.0453)
산업	0.0525	-0.0203	0.0365	0.00501	0.0401	-0.0158	-0.0293	0.0207	-0.0292	0.0312	0.0118	-0.00741	0.00227	0.0212
	(0.0769)	(0.0954)	(0.0600)	(0.0485)	(0.0441)	(0.0416)	(0.0385)	(0.0454)	(0.0437)	(0.0351)	(0.0348)	(0.0463)	(0.0463)	(0.0378)
직업	0.0198+	0.0181+	-0.00380	-0.00211	-0.00215	-0.00428	-0.0109	0.00226	0.00274	-0.00239	-0.0168	-0.0316*	-0.0296*	-0.0312*
	(0.0106)	(0.0107)	(0.0107)	(0.0106)	(0.0105)	(0.0118)	(0.0107)	(0.0116)	(0.0127)	(0.0121)	(0.0129)	(0.0129)	(0.0126)	(0.0144)
정규직	0.0163	0.0163	0.0112	0.0220+	0.0186*	0.00686	0.0226**	0.0189*	0.0229*	0.00925	-0.00657	0.0110	0.0205*	0.0396***
	(0.0129)	(0.0119)	(0.0121)	(0.0115)	(0.00897)	(0.00845)	(0.00805)	(0.00762)	(0.00904)	(0.00888)	(0.00899)	(0.00859)	(0.00919)	(0.0102)
_cons	-1.713***	-1.341***	-1.571***	-1.763***	-1.406***	-1.725***	-1.571***	-0.898*	-0.597	-0.415	-0.189	-0.770*	-0.877**	-0.803*
	(0.396)	(0.395)	(0.398)	(0.386)	(0.381)	(0.406)	(0.392)	(0.393)	(0.411)	(0.395)	(0.446)	(0.355)	(0.329)	(0.347)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

[부표 7] 분해분석결과: 임금 상위 25%

Q75	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	7.449***	7.504***	7.496***	7.512***	7.510***	7.519***	7.544***	7.543***	7.548***	7.548***	7.602***	7.620***	7.652***	7.641***
	(0.0227)	(0.0231)	(0.0241)	(0.0235)	(0.0211)	(0.0215)	(0.0221)	(0.0205)	(0.0218)	(0.0203)	(0.0226)	(0.0201)	(0.0197)	(0.0244)
여성	6.967***	7.024***	7.012***	7.030***	7.041***	7.069***	7.070***	7.061***	7.107***	7.158***	7.197***	7.226***	7.242***	7.260***
	(0.0194)	(0.0205)	(0.0209)	(0.0213)	(0.0191)	(0.0195)	(0.0184)	(0.0178)	(0.0189)	(0.0187)	(0.0186)	(0.0188)	(0.0192)	(0.0168)
difference	0.482***	0.480***	0.484***	0.481***	0.469***	0.451***	0.474***	0.482***	0.441***	0.391***	0.405***	0.394***	0.410***	0.381***
	(0.0298)	(0.0309)	(0.0319)	(0.0318)	(0.0284)	(0.0290)	(0.0287)	(0.0271)	(0.0289)	(0.0276)	(0.0293)	(0.0275)	(0.0276)	(0.0296)
explained	0.223***	0.212***	0.227***	0.247***	0.200***	0.175***	0.159***	0.182***	0.167***	0.159***	0.135***	0.122***	0.139***	0.101***
	(0.0233)	(0.0244)	(0.0250)	(0.0238)	(0.0206)	(0.0213)	(0.0206)	(0.0198)	(0.0202)	(0.0185)	(0.0189)	(0.0177)	(0.0178)	(0.0176)
unexplained	0.259***	0.268***	0.257***	0.234***	0.269***	0.275***	0.315***	0.299***	0.275***	0.232***	0.269***	0.272***	0.271***	0.279***
	(0.0295)	(0.0298)	(0.0329)	(0.0309)	(0.0278)	(0.0312)	(0.0314)	(0.0283)	(0.0311)	(0.0284)	(0.0333)	(0.0289)	(0.0285)	(0.0354)
explained														
연령	0.0683***	0.0785***	0.0579***	0.0579***	0.0553***	0.0329***	0.0297***	0.0364***	0.0252***	0.0242***	0.0112**	0.0176***	0.0268***	0.0143***
	(0.00872)	(0.00967)	(0.00839)	(0.00843)	(0.00767)	(0.00640)	(0.00605)	(0.00630)	(0.00551)	(0.00480)	(0.00385)	(0.00428)	(0.00528)	(0.00400)
교육년수	0.0506***	0.0490***	0.0567***	0.0643***	0.0477***	0.0544***	0.0426***	0.0452***	0.0430***	0.0355***	0.0332***	0.0215***	0.0193***	0.0175***
	(0.00795)	(0.00797)	(0.00854)	(0.00917)	(0.00705)	(0.00757)	(0.00678)	(0.00707)	(0.00694)	(0.00597)	(0.00587)	(0.00456)	(0.00454)	(0.00434)
경력년수	-0.0231*	-0.0142	-0.0112	-0.00877	-0.0107	-0.00174	-0.0114	-0.00261	0.00547	0.0104	0.0222**	-0.000600	-0.00419	0.0139+
	(0.0109)	(0.0125)	(0.0111)	(0.0112)	(0.00983)	(0.00833)	(0.00809)	(0.00827)	(0.00819)	(0.00860)	(0.00739)	(0.00715)	(0.00709)	(0.00724)
근속년수	0.149***	0.131***	0.146***	0.126***	0.123***	0.104***	0.117***	0.111***	0.0998***	0.104***	0.0913***	0.104***	0.0976***	0.0737***
	(0.0132)	(0.0124)	(0.0134)	(0.0126)	(0.0110)	(0.0103)	(0.0107)	(0.0106)	(0.0106)	(0.0104)	(0.00945)	(0.0101)	(0.00990)	(0.00870)
공식돌봄	0.0166***	0.0163***	0.0227***	0.0176***	0.0239***	0.0188***	0.0191***	0.0157**	0.0165***	0.0205***	0.0159***	0.0207***	0.0175***	0.0157***
	(0.00378)	(0.00410)	(0.00451)	(0.00469)	(0.00400)	(0.00433)	(0.00455)	(0.00496)	(0.00496)	(0.00491)	(0.00384)	(0.00412)	(0.00412)	(0.00376)
미취학자녀수	0.0112**	0.00885*	0.00883*	0.0176***	0.00637+	0.00629+	0.00621	0.00617+	0.00757+	-0.000759	0.00434	0.00834*	0.00431	0.00639*
	(0.00418)	(0.00353)	(0.00357)	(0.00460)	(0.00357)	(0.00372)	(0.00383)	(0.00366)	(0.00434)	(0.00435)	(0.00403)	(0.00404)	(0.00292)	(0.00291)
기타	-0.000231	0.0000398	-0.000211	0.000261	0.000364	-0.00120	-0.00116	-0.000215	-0.000381	0.000195	0.000207	0.000107	-0.000379	-0.000977
비공식돌봄	(0.000815)	(0.000293)	(0.000693)	(0.00104)	(0.000721)	(0.00149)	(0.00118)	(0.000999)	(0.000497)	(0.000552)	(0.000597)	(0.000324)	(0.000572)	(0.000795)
육아휴직	-0.0113*	-0.0113*	-0.0120*	-0.00101	-0.00406	0.00772	0.00142	0.00248	0.00116	0.00772*	0.00477	-0.0000405	0.00523+	0.000404
	(0.00484)	(0.00530)	(0.00517)	(0.00536)	(0.00422)	(0.00538)	(0.00378)	(0.00323)	(0.00393)	(0.00356)	(0.00353)	(0.00229)	(0.00293)	(0.00215)
시간제	-0.0119**	-0.0219***	-0.0192***	-0.0167***	-0.0334***	-0.0250***	-0.0231***	-0.0252***	-0.0270***	-0.0236***	-0.0149**	-0.0163***	-0.0103*	-0.0180***
	(0.00415)	(0.00521)	(0.00472)	(0.00494)	(0.00613)	(0.00598)	(0.00523)	(0.00521)	(0.00586)	(0.00567)	(0.00527)	(0.00457)	(0.00415)	(0.00532)
산업	-0.00345	0.0149*	0.0116	0.00950	-0.000823	0.0128	0.00834	0.00532	0.0168+	0.0119	0.0148+	0.0138	0.0214*	0.0123
	(0.00728)	(0.00646)	(0.00777)	(0.00691)	(0.00776)	(0.00883)	(0.00894)	(0.00771)	(0.00902)	(0.00929)	(0.00825)	(0.00913)	(0.00942)	(0.00930)
직업	-0.0325***	-0.0482***	-0.0503***	-0.0411***	-0.0405***	-0.0440***	-0.0500***	-0.0401***	-0.0407***	-0.0431***	-0.0589***	-0.0578***	-0.0497***	-0.0503***
	(0.00974)	(0.0103)	(0.0106)	(0.00972)	(0.00984)	(0.0103)	(0.0108)	(0.00992)	(0.00999)	(0.00999)	(0.0104)	(0.0102)	(0.0103)	(0.0129)
정규직	0.00951*	0.0101*	0.0157***	0.0214***	0.0327***	0.0107+	0.0203***	0.0284***	0.0193***	0.0122**	0.0110*	0.0102**	0.0116**	0.0165**
	(0.00428)	(0.00404)	(0.00426)	(0.00512)	(0.00545)	(0.00548)	(0.00603)	(0.00511)	(0.00498)	(0.00419)	(0.00511)	(0.00392)	(0.00384)	(0.00523)
unexplained														
연령	2.040***	2.291***	2.201***	1.834***	1.948***	1.442***	1.336***	1.665***	0.880+	1.285***	0.817+	0.836*	1.609***	1.197***
	(0.364)	(0.399)	(0.426)	(0.426)	(0.379)	(0.432)	(0.376)	(0.352)	(0.453)	(0.376)	(0.422)	(0.387)	(0.369)	(0.329)
교육년수	0.188	0.130	0.0242	0.313+	0.103	0.0566	0.243	0.359*	0.0827	-0.0141	0.0673	0.186	-0.0905	-0.404*

Q75	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
	(0.146)	(0.153)	(0.158)	(0.163)	(0.141)	(0.153)	(0.169)	(0.161)	(0.168)	(0.163)	(0.177)	(0.174)	(0.182)	(0.189)
경력년수	-0.0979^{+}	-0.0470	-0.0917	-0.0235	0.0371	-0.0328	-0.0498	-0.0430	-0.0492	-0.0219	0.153*	-0.0122	-0.0776	0.0637
	(0.0508)	(0.0620)	(0.0581)	(0.0592)	(0.0517)	(0.0522)	(0.0538)	(0.0567)	(0.0606)	(0.0619)	(0.0612)	(0.0607)	(0.0652)	(0.0638)
근속년수	0.00894	-0.0341	-0.0245	-0.0157	-0.00233	-0.0485^{+}	-0.0126	-0.0153	0.000156	-0.0149	-0.0213	-0.0220	-0.0268	-0.0711*
	(0.0259)	(0.0260)	(0.0282)	(0.0289)	(0.0270)	(0.0267)	(0.0270)	(0.0293)	(0.0315)	(0.0306)	(0.0305)	(0.0306)	(0.0320)	(0.0295)
공식돌봄	0.228***	0.269***	0.206	0.0786	0.0610	0.131	0.140	0.182^{+}	0.172**	0.179***	0.0239	0.0208	-0.0604	-0.00420
	(0.0689)	(0.0768)	(0.135)	(0.118)	(0.0973)	(0.108)	(0.0991)	(0.0970)	(0.0524)	(0.0459)	(0.0727)	(0.104)	(0.0972)	(0.0738)
미취학자녀수	-0.00243	-0.00904	-0.00816	-0.00344	-0.00111	-0.00338	0.00476	0.0106	0.00520	0.00567	-0.0133	0.00427	0.0148	0.00519
	(0.0116)	(0.0105)	(0.0106)	(0.0107)	(0.00976)	(0.0106)	(0.0106)	(0.0109)	(0.0116)	(0.0103)	(0.0134)	(0.0141)	(0.0109)	(0.00870)
기타	0.0395	0.0261	0.0210	0.00470	0.0575*	0.0430	0.0802**	0.0425	0.0544^{+}	0.0325	0.0401	0.0239	0.0256	0.0561*
비공식돌봄	(0.0282)	(0.0313)	(0.0301)	(0.0271)	(0.0267)	(0.0266)	(0.0300)	(0.0287)	(0.0293)	(0.0292)	(0.0279)	(0.0316)	(0.0308)	(0.0259)
육아휴직	0.0531	0.00325	-0.0565^{+}	-0.0455^{+}	-0.0260	-0.0751**	-0.00983	-0.0363^{+}	-0.0205	-0.0391*	-0.0424**	-0.0135	-0.0315*	-0.0386**
	(0.0353)	(0.0282)	(0.0294)	(0.0273)	(0.0276)	(0.0260)	(0.0256)	(0.0201)	(0.0195)	(0.0177)	(0.0163)	(0.0155)	(0.0148)	(0.0123)
시간제	-0.0105	-0.0785	0.0262	-0.116^{+}	0.0622	-0.0577	-0.0213	-0.0206	-0.0180	0.0113	-0.000193	0.0370	0.0637	0.0918*
	(0.0448)	(0.0539)	(0.0566)	(0.0651)	(0.0510)	(0.0639)	(0.0512)	(0.0550)	(0.0566)	(0.0501)	(0.0514)	(0.0450)	(0.0426)	(0.0387)
산업	0.0411	0.0543	-0.0241	-0.0342	0.0121	-0.0315	-0.0232	-0.0448	-0.0230	0.0215	-0.0668	-0.0632	0.0370	0.0304
	(0.0461)	(0.0492)	(0.0515)	(0.0496)	(0.0358)	(0.0532)	(0.0502)	(0.0524)	(0.0453)	(0.0522)	(0.0412)	(0.0402)	(0.0472)	(0.0472)
직업	0.0277**	0.0331**	0.0397***	0.0177	0.0221*	0.0503***	0.0509***	0.0279*	0.0421***	0.0392**	0.0362**	0.0462**	0.0296*	0.0213
	(0.0105)	(0.0113)	(0.0118)	(0.0118)	(0.0107)	(0.0118)	(0.0120)	(0.0114)	(0.0120)	(0.0122)	(0.0135)	(0.0148)	(0.0142)	(0.0140)
정규직	0.0347**	0.0387**	0.0211^{+}	0.0367**	0.0271***	0.0102	0.00784	0.0255***	0.0472***	0.0219**	0.0126	0.00376	0.00884	0.0353***
	(0.0118)	(0.0121)	(0.0123)	(0.0113)	(0.00791)	(0.00783)	(0.00764)	(0.00676)	(0.00850)	(0.00815)	(0.00979)	(0.00917)	(0.00918)	(0.0105)
_cons	-2.292***	-2.409***	-2.077***	-1.811***	-2.031***	-1.210*	-1.431***	-1.853***	-0.899^{+}	-1.274**	-0.737^{+}	-0.776^{+}	-1.232**	-0.703^{+}
	(0.378)	(0.415)	(0.471)	(0.456)	(0.411)	(0.473)	(0.408)	(0.399)	(0.482)	(0.406)	(0.420)	(0.420)	(0.404)	(0.378)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

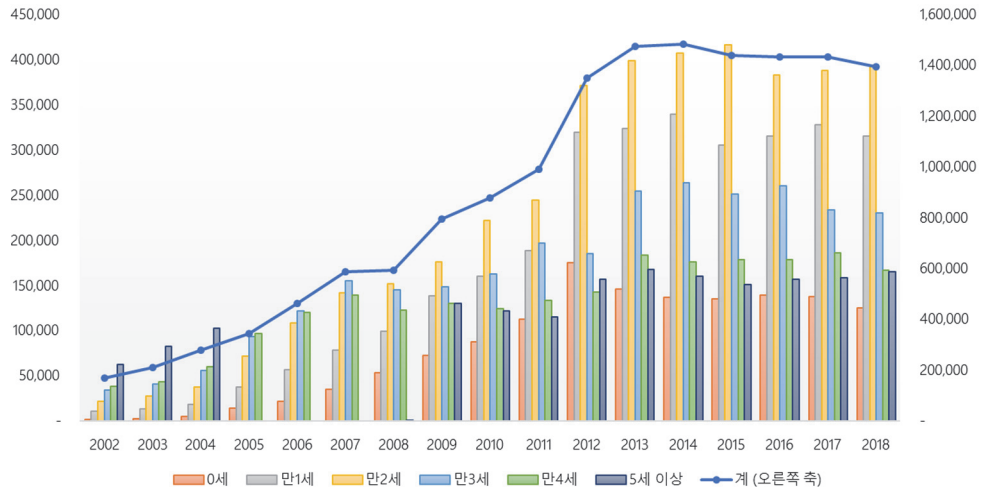
주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}$ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

[부표 8] 분해분석결과: 임금 상위 10%

Q90	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
overall														
남성	7.785***	7.886***	7.878***	7.886***	7.842***	7.829***	7.864***	7.899***	7.945***	7.967***	7.968***	7.938***	7.940***	7.990***
	(0.0287)	(0.0306)	(0.0289)	(0.0293)	(0.0252)	(0.0257)	(0.0275)	(0.0260)	(0.0277)	(0.0314)	(0.0293)	(0.0292)	(0.0286)	(0.0425)
여성	7.423***	7.464***	7.499***	7.460***	7.487***	7.494***	7.489***	7.527***	7.592***	7.574***	7.570***	7.572***	7.602***	7.651***
	(0.0201)	(0.0211)	(0.0209)	(0.0185)	(0.0188)	(0.0204)	(0.0188)	(0.0190)	(0.0241)	(0.0266)	(0.0223)	(0.0213)	(0.0210)	(0.0204)
difference	0.361***	0.422***	0.379***	0.426***	0.355***	0.335***	0.375***	0.372***	0.353***	0.393***	0.398***	0.366***	0.338***	0.339***
	(0.0351)	(0.0372)	(0.0356)	(0.0346)	(0.0315)	(0.0328)	(0.0333)	(0.0322)	(0.0367)	(0.0411)	(0.0368)	(0.0361)	(0.0355)	(0.0471)
explained	0.232***	0.255***	0.240***	0.213***	0.164***	0.147***	0.125***	0.154***	0.172***	0.220***	0.128***	0.136***	0.125***	0.0823***
	(0.0269)	(0.0284)	(0.0268)	(0.0259)	(0.0226)	(0.0234)	(0.0227)	(0.0218)	(0.0229)	(0.0273)	(0.0232)	(0.0231)	(0.0211)	(0.0244)
unexplained	0.130***	0.167***	0.139***	0.213***	0.191***	0.188***	0.250***	0.217***	0.181***	0.173***	0.270***	0.230***	0.212***	0.256***
	(0.0369)	(0.0376)	(0.0369)	(0.0369)	(0.0338)	(0.0391)	(0.0380)	(0.0361)	(0.0395)	(0.0446)	(0.0393)	(0.0385)	(0.0389)	(0.0601)
explained														
연령	0.0560***	0.0576***	0.0435***	0.0500***	0.0444***	0.0319***	0.0235***	0.0254***	0.0229**	0.0211**	0.00901	0.00888	0.0153*	0.00531
	(0.00976)	(0.0101)	(0.00894)	(0.00977)	(0.00836)	(0.00768)	(0.00654)	(0.00687)	(0.00703)	(0.00702)	(0.00563)	(0.00573)	(0.00614)	(0.00617)
교육년수	0.0624***	0.0655***	0.0601***	0.0640***	0.0526***	0.0596***	0.0466***	0.0480***	0.0567***	0.0526***	0.0434***	0.0362***	0.0234***	0.0227***
	(0.0104)	(0.0108)	(0.0102)	(0.0103)	(0.00843)	(0.00901)	(0.00811)	(0.00811)	(0.00948)	(0.00955)	(0.00822)	(0.00780)	(0.00582)	(0.00600)
경력년수	0.00261	0.0139	0.00885	-0.0156	-0.0106	-0.0150+	-0.00753	-0.000347	0.00827	0.00850	0.00776	0.00396	-0.0130	0.0117
	(0.0135)	(0.0149)	(0.0126)	(0.0132)	(0.0106)	(0.00868)	(0.00914)	(0.00934)	(0.00994)	(0.0110)	(0.00880)	(0.00924)	(0.00887)	(0.0107)
근속년수	0.142***	0.161***	0.154***	0.143***	0.117***	0.102***	0.0944***	0.116***	0.105***	0.170***	0.108***	0.116***	0.112***	0.0871***
	(0.0170)	(0.0175)	(0.0172)	(0.0169)	(0.0140)	(0.0130)	(0.0136)	(0.0145)	(0.0148)	(0.0188)	(0.0147)	(0.0153)	(0.0149)	(0.0140)
공식돌봄	0.0163***	0.00815+	0.0188***	0.00952*	0.0128***	0.0137***	0.00830	0.00965+	0.0160**	0.0223***	0.00497	0.00837	0.00998*	0.00874+
	(0.00374)	(0.00463)	(0.00397)	(0.00467)	(0.00368)	(0.00411)	(0.00533)	(0.00507)	(0.00494)	(0.00564)	(0.00553)	(0.00510)	(0.00469)	(0.00514)
미취학자녀수	0.00342	0.00194	0.00592	0.00298	-0.000245	-0.00416	-0.000472	-0.00115	0.000231	-0.00840	-0.00435	0.00230	0.00125	-0.00234
	(0.00509)	(0.00447)	(0.00413)	(0.00489)	(0.00428)	(0.00396)	(0.00499)	(0.00448)	(0.00567)	(0.00659)	(0.00623)	(0.00573)	(0.00385)	(0.00408)
기타	-0.0000480	-0.0000594	-0.000106	0.000210	0.0000736	-0.000782	-0.000730	-0.0000964	-	-0.000142	0.0000555	0.0000988	0.000232	0.000426
비공식돌봄									0.000000155					
	(0.000225)	(0.000436)	(0.000381)	(0.000837)	(0.000253)	(0.000999)	(0.000819)	(0.000454)	(0.000472)	(0.000446)	(0.000220)	(0.000313)	(0.000799)	(0.000826)
육아휴직	-0.00519+	-0.00928*	-0.00526+	-0.000524	-0.00309	0.00641	0.00133	0.00180	0.00104	0.00762*	0.00544	-0.0000542	0.00356	0.000221
	(0.00304)	(0.00462)	(0.00295)	(0.00279)	(0.00326)	(0.00454)	(0.00354)	(0.00239)	(0.00352)	(0.00384)	(0.00409)	(0.00307)	(0.00227)	(0.00118)
시간제	-0.0226***	-0.0211***	-0.0260***	-0.0233***	-0.0357***	-0.0169**	-0.0177***	-0.0172**	-0.0309***	-0.0261***	-0.0256***	-0.0217***	-0.0103*	-0.0176*
	(0.00590)	(0.00596)	(0.00621)	(0.00574)	(0.00783)	(0.00627)	(0.00521)	(0.00528)	(0.00756)	(0.00722)	(0.00632)	(0.00565)	(0.00428)	(0.00687)
산업	-0.0107	-0.000264	-0.000249	0.00602	0.00722	-0.000659	0.0175	0.0148	0.0138	0.0223+	0.0464***	0.0291*	0.0264*	0.0169
	(0.00909)	(0.00807)	(0.00861)	(0.00837)	(0.00924)	(0.00941)	(0.0111)	(0.00984)	(0.0109)	(0.0132)	(0.0126)	(0.0132)	(0.0127)	(0.0123)
직업	-0.0143	-0.0247*	-0.0271*	-0.0323**	-0.0304**	-0.0298**	-0.0475***	-0.0513***	-0.0344**	-0.0625***	-0.0719***	-0.0556***	-0.0491***	-0.0638**
	(0.0108)	(0.0107)	(0.0114)	(0.0110)	(0.0105)	(0.0101)	(0.0116)	(0.0115)	(0.0114)	(0.0135)	(0.0130)	(0.0136)	(0.0127)	(0.0203)
정규직	0.00222	0.00310	0.00756+	0.00974*	0.0102*	0.000136	0.00755	0.00855+	0.0136**	0.0122*	0.00519	0.00866*	0.00603	0.0128
	(0.00448)	(0.00442)	(0.00387)	(0.00447)	(0.00485)	(0.00530)	(0.00545)	(0.00481)	(0.00466)	(0.00482)	(0.00401)	(0.00434)	(0.00420)	(0.00803)
unexplained														
연령	2.137***	1.572**	1.487**	1.217*	0.776+	0.893	1.237*	0.616	1.335**	0.662	0.375	0.674	0.685	0.368
	(0.520)	(0.532)	(0.536)	(0.509)	(0.457)	(0.556)	(0.486)	(0.474)	(0.508)	(0.581)	(0.537)	(0.512)	(0.524)	(0.551)

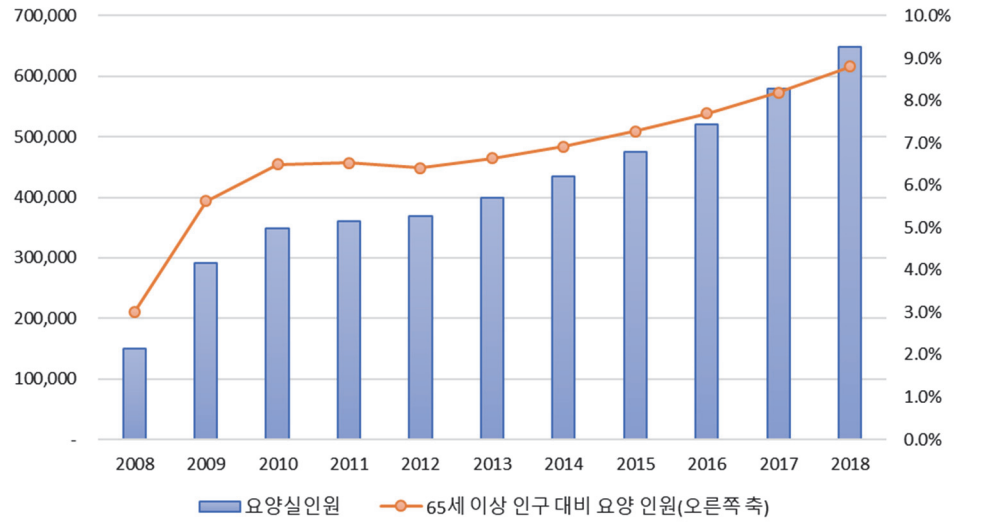
Q90	(1) 2005	(2) 2006	(3) 2007	(4) 2008	(5) 2009	(6) 2010	(7) 2011	(8) 2012	(9) 2013	(10) 2014	(11) 2015	(12) 2016	(13) 2017	(14) 2018
교육년수	0.688***	0.911***	0.853***	0.541*	0.536**	0.406*	0.671**	0.904***	0.586*	0.361	0.786**	0.697*	0.222	-0.0431
	(0.204)	(0.205)	(0.212)	(0.212)	(0.192)	(0.200)	(0.211)	(0.207)	(0.256)	(0.280)	(0.251)	(0.296)	(0.268)	(0.295)
경력년수	-0.0240	-0.0398	-0.0580	-0.135+	0.0335	0.0305	0.0573	-0.0375	-0.0503	-0.0512	0.0776	0.0551	-0.0622	0.0505
	(0.0646)	(0.0761)	(0.0664)	(0.0710)	(0.0586)	(0.0574)	(0.0644)	(0.0657)	(0.0740)	(0.0820)	(0.0784)	(0.0787)	(0.0822)	(0.0944)
근속년수	0.0259	-0.0164	0.0203	0.0859*	0.0452	0.0218	0.0691+	0.0796+	0.0566	0.0868	0.179**	0.105+	0.0977+	0.0268
	(0.0411)	(0.0429)	(0.0444)	(0.0419)	(0.0380)	(0.0386)	(0.0417)	(0.0453)	(0.0498)	(0.0619)	(0.0562)	(0.0556)	(0.0551)	(0.0552)
공식돌봄	0.120+	0.243*	0.172	0.175*	-0.00968	-0.00379	0.0536	0.000823	0.0763	0.106+	-0.0802	-0.0471	-0.0869	-0.104
	(0.0719)	(0.0946)	(0.111)	(0.0871)	(0.105)	(0.152)	(0.130)	(0.139)	(0.0607)	(0.0556)	(0.136)	(0.156)	(0.146)	(0.141)
미취학자녀수	-0.00986	0.00755	0.00460	0.00521	-0.00576	-0.00604	-0.00250	-0.00809	-0.0128	-0.0242	-0.0192	-0.00553	0.00725	-0.00552
	(0.0145)	(0.0123)	(0.0111)	(0.0109)	(0.0109)	(0.0114)	(0.0136)	(0.0135)	(0.0165)	(0.0174)	(0.0210)	(0.0212)	(0.0139)	(0.0115)
기타 비공식돌봄	-0.0276	0.0000362	0.0151	-0.0291	-0.00112	0.0223	0.00706	-0.0136	0.0126	0.0201	-0.0452	0.0285	0.0213	0.0340
	(0.0349)	(0.0445)	(0.0382)	(0.0327)	(0.0301)	(0.0306)	(0.0337)	(0.0329)	(0.0380)	(0.0551)	(0.0366)	(0.0381)	(0.0494)	(0.0426)
육아휴직	-0.0792+	-0.111**	-0.0895*	-0.100**	-0.130***	-0.0951**	-0.0958**	-0.0395	-0.0547*	-0.0831**	-0.0941***	-0.0551*	-0.0554**	-0.0293+
	(0.0479)	(0.0373)	(0.0366)	(0.0318)	(0.0331)	(0.0343)	(0.0349)	(0.0262)	(0.0273)	(0.0281)	(0.0238)	(0.0217)	(0.0198)	(0.0172)
시간제	-0.00267	-0.0620	-0.0443	-0.0886	-0.0185	-0.211*	-0.0751	-0.0555	0.0479	0.00341	0.0443	-0.0435	0.0315	0.0874+
	(0.0521)	(0.0700)	(0.0736)	(0.0631)	(0.0664)	(0.0844)	(0.0602)	(0.0637)	(0.0618)	(0.0567)	(0.0452)	(0.0606)	(0.0392)	(0.0511)
산업	-0.111	-0.0777	-0.128+	-0.0965	-0.0253	-0.0677	-0.0245	-0.0453	-0.00626	-0.0506	-0.0689	-0.0921	-0.0195	-0.0144
	(0.0785)	(0.0755)	(0.0715)	(0.0619)	(0.0413)	(0.0572)	(0.0351)	(0.0502)	(0.0544)	(0.0670)	(0.0616)	(0.0671)	(0.0622)	(0.0619)
직업	0.0186	0.0359**	0.0332*	0.0396**	0.0353**	0.0665***	0.0493***	0.0564***	0.0320*	0.0490**	0.0416*	0.0372+	0.0454*	0.0382*
	(0.0125)	(0.0132)	(0.0132)	(0.0125)	(0.0132)	(0.0125)	(0.0125)	(0.0120)	(0.0134)	(0.0161)	(0.0179)	(0.0195)	(0.0178)	(0.0188)
정규직	0.0398**	0.0399**	0.0198	0.0317**	0.0210**	-0.00704	0.00474	0.00667	0.0247**	0.0273**	0.00243	0.00552	0.00365	0.0421**
	(0.0131)	(0.0138)	(0.0122)	(0.0102)	(0.00790)	(0.00761)	(0.00721)	(0.00711)	(0.00809)	(0.00966)	(0.00869)	(0.0101)	(0.0104)	(0.0151)
_cons	-2.646***	-2.335***	-2.147***	-1.431**	-1.065*	-0.861	-1.702**	-1.247*	-1.866***	-0.933	-0.928	-1.129*	-0.677	-0.194
	(0.520)	(0.549)	(0.572)	(0.520)	(0.489)	(0.617)	(0.522)	(0.527)	(0.544)	(0.638)	(0.584)	(0.558)	(0.537)	(0.596)
N	3752	3970	4000	3997	4714	4762	4800	4834	4800	4611	4835	4913	5037	5026

주: 괄호 안은 강건한 표준오차(Robust standard errors)임. $^{+}p < 0.10$, $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$



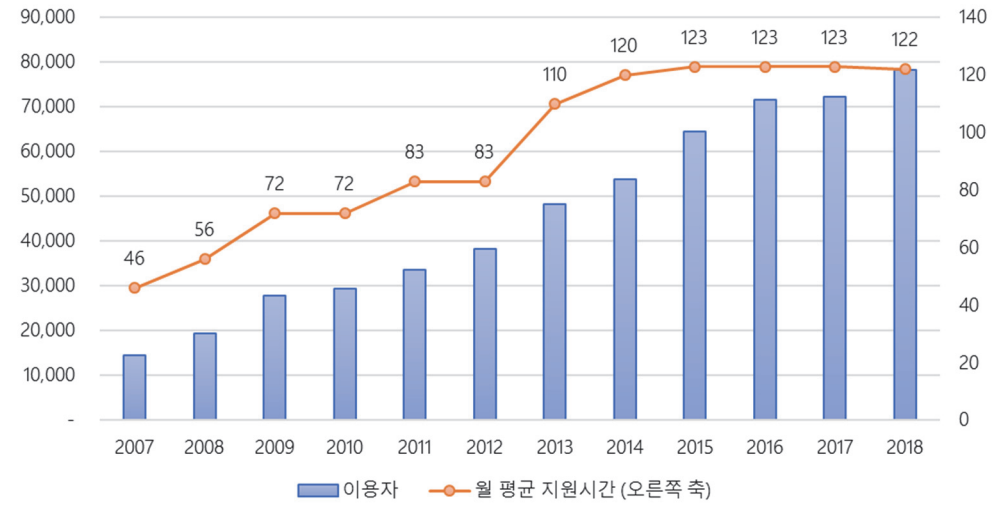
출처: 보육통계연보, 각년도

<부도 1> 연도별 보육료 지원 수급아동 수



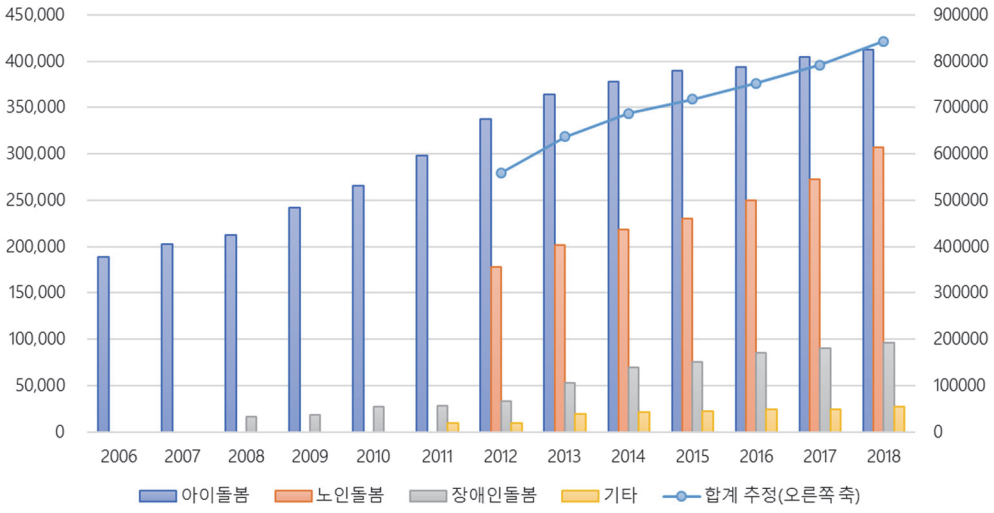
자료: 노인장기요양보험 통계연보, 각년도

<부도 2> 장기요양보험 수급자 수



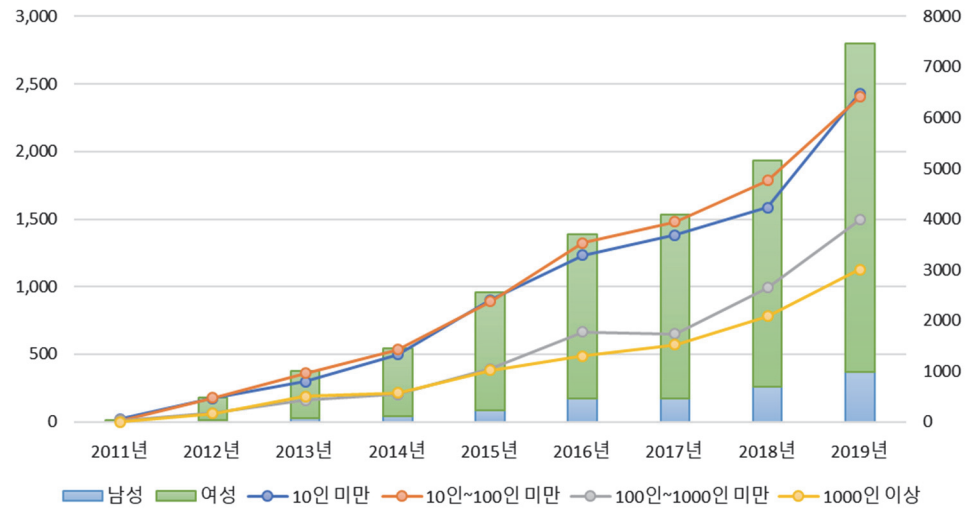
출처: 한국장애인개발연구원(2019), 「장애통계연보」

<부도 3> 장애인활동지원제도 현황



자료: 각 제도별 자료

<부도 4> 돌봄 종사자 수



자료: 고용보험 홈페이지 비정형통계(https://www.ei.go.kr/, 2020.2.13. 추출)

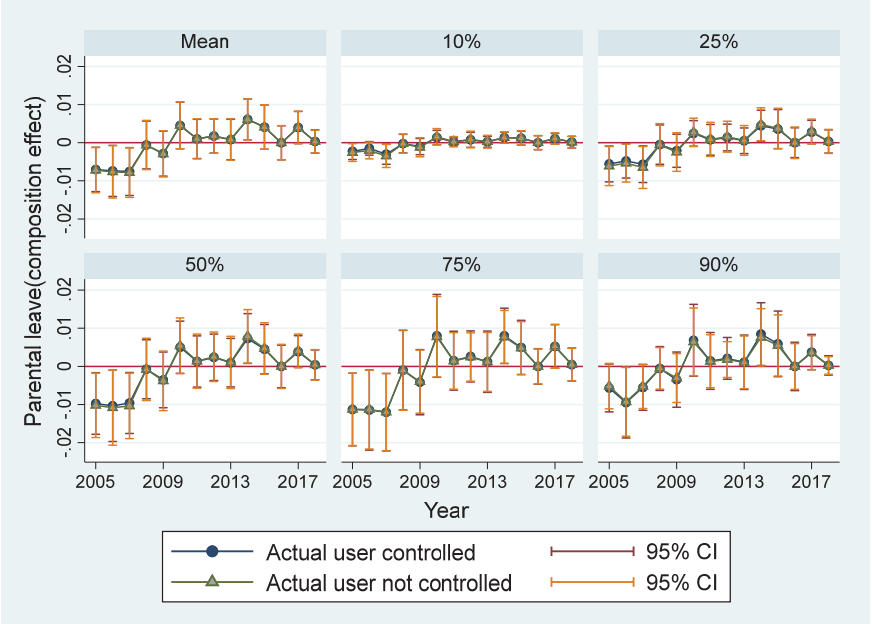
<부도 5> 육아기 근로시간 단축제도 이용자 수

주: 표시된 값은 해당 년도 임금방정식에서 노인 또는 장애인 가구원의 계수임. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금에 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직, 성별을 독립변수로 회귀분석한 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<부도 6> 통합모델에서 장애 가구원의 회귀계수

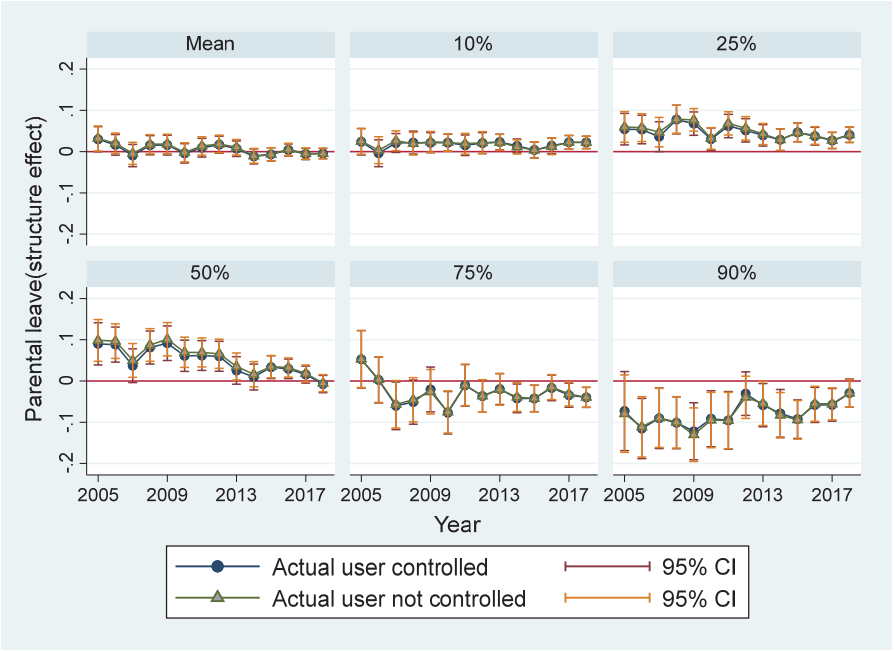
주: 표시된 값은 해당 년도에 노인 또는 장애 가구원과 동거비율의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<부도 7> 장애 가구원과의 동거율 차이에 따른 남녀 임금 격차



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 평균 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<부도 8> 육아휴직 실제 사용자 통제 시 육아휴직 가능성 차이에 따른 남녀 임금 격차



주: 표시된 값은 해당 년도에 육아휴직 사용 가능성의 남녀 계수 차이가 남녀 임금 격차에 기여하는 비율을 나타냄. 각 년도별, 임금집단별로 RIF를 적용한 로그 시간당 임금을 종속변수로, 연령, 연령제곱, 교육년수, 경력년수, 근속년수, 공식돌봄종사, 미취학자녀수, 노인/장애가구원, 육아휴직가능, 시간제근로, 직업더미, 산업더미, 정규직을 독립변수로 남녀의 OB분해분석 결과임. 분석 시 가중치를 적용함.

<부도 9> 육아휴직 실제 사용자 통제 시 육아휴직 가능성의 프리미엄 차이에 따른 남녀 임금 격차

Abstract

The Development of Care Policies and the Gender Wage Gap

Ham, Sunyu
Department of Social Welfare
The Graduate School
Seoul National University

Though wage discrimination against women is prohibited by national law, women in all countries, to various degrees, earn less than men. South Korea has the most significant gender wage gap (GWG) among OECD countries. In 2018, South Korean full-time female workers earned 66% of their male counterparts. The GWG is explained by factors rooted in the gendered care role. Although the number of male breadwinners has declined, and women have increased to almost half of all workers in post-industrial society, informal care is still regarded as women's work. This social norm maintains the devaluation of women's work, and the labor system still benefits men who do not care for their families. Finally, women struggle with double burdens of underpaid work in the labor market and unpaid work in a family.

Care policies were introduced to ease these double burdens. Care policies are social policies formalizing care. It creates time for care by minimizing career breaks and compensating informal care. These policies are intended to reduce the GWG by promoting women in the labor market. However, the counter-argument is that care policies

paradoxically widen the GWG because leave policies encourage women to exit the labor market (even if for a short period). This leads to a rapidly increasing number of low paid care workers, mostly women.

To investigate this competing hypothesis, this research focusses on South Korea, where various care policies have rapidly expanded since 2005. Most previous research drew comparisons between countries because the GWG is an aggregated indicator of societies. However, this study follows sequential events (such as introduction and expansion of care policies) and GWG-levels within a country. This approach has the advantage of avoiding the effect of cultural heterogeneity of comparative studies. This study also explores how the effects of policies differ by earning distributions. Employed workers' data from the Korean Labor and Income Panel Study were used, and the Oaxaca-Blinder decomposition method was applied, with an unconditional quantile regression.

The three primary conclusions of the research analysis are: First, the motherhood employment penalty was reduced while the analysis of this research was conducted. The motherhood employment penalty means that women exit the labor market when they have children. It is measured as the gender difference in the average number of children among employed workers. From 2005, the gender disparity in the number of preschool-age children gradually diminished. This convergence contributed to reducing the GWG. Importantly, the reduced motherhood employment penalty's time trend is matched by the completion of universal childcare policies in 2013.

Second, formal care workers increased with the expansion of care services, aggravating occupational gender segregation, and the GWG. Care workers account for 10% of female workers and for more than

15% of female workers in the 25% –50% wage distribution, which signifies an overrepresentation in the lower wage cohort. However, the effect of care workers on the GWG is not the same for all wage distributions. While the increase in care workers widens the GWG for higher wage workers, it reduces the discrepancies for the lowest decile workers.

Third, the compensating differential thesis also underscored the divergent effect between wage distributions. The compensating differential suggests that care-friendly part-time work, or the availability of parental leave, is associated with female workers. Women are paid less because these 'benefits' compensate for the non-monetary aspects of their labor. However, the results show that the compensating differentials only explain the GWG in the lower wage distributions. For upper wage distributions, care-friendly work reduces the GWG.

The results have two primary theoretical implications. First, the intersectionality thesis, which highlights diversity among women, is a valid explanation for care policies and the GWG. The choice of policies used and its effect varies with wage distribution, even if the same care policies are universally applied. The stratified actualization of care policies had a narrow focus in precedent studies on care regimes or care arrangements. Since this approach might have led to a neglect of the dynamics between care policies and the GWG, further studies have to be conducted from the perspective of intersectionality.

Second, care policies paradoxically function as a stratification system. The unintended effect of care workers on the GWG resembles Esping-Andersen's argument of the welfare state as a stratification system. He argued that social policies aimed at solving

social problems, such as poverty and inequality, inevitably stratifies classes. While research on care policies has dealt with de-familisation, which is contrasted with decommodification, there is little discussion about care policies as a stratification system. This study emphasized the need for further research from the care recipients and care providers' perspective, which will allow for better understanding.

Keywords : Care policies, Gender wage gap, motherhood penalty, Compensating differentials, Occupational sex segregation, Unconditional quantile regression

Student Number : 2016-30089