



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](#)

생활과학박사학위논문

미취학자녀를 둔 부모의
무급노동시간 변화와 관련요인
- 1999년-2014년 생활시간조사자료 분석 -

2016 년 2 월

서울대학교 대학원

아동가족학과

김 소 영

국 문 초 록

미취학자녀를 둔 부부의 무급노동시간 변화와 관련요인

- 1999년-2014년 생활시간조사자료 분석 -

본 연구의 목적은 지난 1999년부터 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간 변화를 가져온 요인을 파악하고, 이러한 변화가 관련요인들의 종단적인 평균 변화와 영향력의 변화에 어느 정도 기인하는지를 살펴봄으로써 지금까지 관찰된 변화 추이가 앞으로 지속될지 여부를 예측해보고, 보다 궁극적으로는 향후 예상되는 무급노동시간의 변화 추이를 지속시키거나 바꾸기 위한 정책개입이 필요하다고 판단될 경우, 이 연구결과를 토대로 효율적인 개입을 위한 단서를 얻으려는 것이다.

이러한 연구목적을 위해 1999년부터 2014년까지 15년 동안 부부의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율의 변화 추이가 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 다르게 나타나는지를 남성과 여성, 주중과 주말로 나누어 살펴보았고, 2004년부터 2014년까지 조사연도별로 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 남성과 여성, 주중과 주말의 무급노동시간과 무급노동분담율에 미치는 영향을 파악한 후 조사연도에 따라 그 영향이 달라지는지 비교하였다. 마지막으로, 2004년과 2009년, 2009년과 2014년 사이에 발생한 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이 가운데

아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에서의 5년간 평균 차이로 설명할 수 있는 부분과, 같은 기간 이 변수들의 영향력 변화로 설명할 수 있는 부분으로 분해하여 살펴 보았다.

이 연구에는 1999년부터 2014년까지 5년 단위로 실시된 통계청의 생활 시간조사자료를 사용하였고, 최종분석에는 1999년 부부 1,357쌍의 시간일지 5,428부, 2004년 부부 992쌍의 시간일지 3,968부, 2009년 부부 567쌍의 시간일지 2,268부, 2014년 부부 858쌍의 시간일지 3,432부를 합한 총 15,096부의 시간일지를 사용하였다. 이 가운데 조사연도별로 약 60% 정도가 월요일부터 금요일까지 주중에 기록된 일지이고, 나머지 40%가 토요일이나 일요일에 기록된 주말일지이다.

주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 1999년부터 2014년까지 15년간 여성의 가사노동시간은 감소하였고, 남성의 가사노동시간, 여성과 남성의 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율은 증가하였다. 그러나 맞벌이와 남편홀벌이, 전문대이상과 고졸이하, 전통적 성역할 태도와 평등한 성역할 태도에 따른 집단별로 남성과 여성, 주중과 주말에 무급노동시간과 무급노동분담율의 종단적인 변화 속도에는 차이가 있었고, 조사연도에 따라 집단간 격차가 줄어들기도 하고 벌어지기도 하였다.

둘째, 아내와 남편의 주당근로시간은 모든 조사연도에서 부부의 무급노동시간 및 남편의 무급노동분담율과 관련이 있었다. 아내의 주당근로시간은 주중 아내의 가사노동시간에 부적인 영향을 미쳤고, 영향의 강도는 2014년으로 갈수록 강해졌다. 주말에는 2004년과 2009년에 이러한 부적 영향이 계속되다가 2014년이 되면 사라졌다. 남편의 주당근로시간은 모든 조사연도에서 본인의 주중 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분

담율, 자녀돌봄분담율에 부적인 영향을 미쳤으나, 2004년 주말에는 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에는 영향을 미치지 않았다. 또한 2004년 주말 아내의 가사노동시간, 2009년 주중 남편의 가사노동시간, 2004년과 2014년 주중 남편의 가사노동분담율, 2014년 주중 아내의 자녀돌봄시간, 2014년 주중과 주말 남편의 자녀돌봄분담율은 모두 본인과 배우자의 주당근로시간의 영향을 동시에 받았다.

셋째, 아내의 소득비중은 본인의 주중 가사노동시간과 자녀돌봄시간에만 영향을 미쳤고, 남편의 무급노동시간이나 분담율과는 관련이 없었다. 2004년과 2009년에는 아내의 소득비중이 클수록 주중 아내의 가사노동시간이 짧았으나, 2004년에 비해 2009년에 그 영향력이 약화되면서, 2014년에는 영향이 사라졌다. 반면, 주말에는 2014년에만 아내의 소득비중이 본인의 가사노동시간에 영향을 미쳤다. 2004년과 2009년에는 아내의 소득비중과 본인의 주중 자녀돌봄시간 사이에 나타났던 부적 관련성이 2014년이 되면 정적인 관계로 바뀌었다.

넷째, 부부의 교육수준은 아내보다는 남편의 무급노동시간이나 분담율에 더 크게 작용하였으며, 주중보다는 주말에 더 영향을 미쳤으며, 2014년으로 올수록 그 영향이 두드러졌다. 아내의 가사노동시간은 부부 교육수준의 영향을 거의 받지 않았으나, 남성의 경우에는 2014년으로 올수록 가사노동시간에 미치는 교육수준의 영향이 더 강해졌다. 부부의 교육수준은 2014년 주중 아내의 자녀돌봄시간과 남편의 주중 및 주말 자녀돌봄시간, 주중 자녀돌봄분담율에 영향을 미쳤다.

다섯째, 부부의 성역할 태도는 2004년과 2009년에 아내의 주중 가사노동시간에 영향을 미쳤으나, 2014년에는 영향이 사라졌고, 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율에는 2014년 주말에만 영향을 주었다. 부부의 성역할 태도는 2014년 아내의 주말 자녀돌봄시간과 2004년 주말 남편의

자녀돌봄시간에 영향을 미쳤다.

여섯째, 2004년부터 2014년까지 10년 동안 아내의 가사노동시간이 감소한 데에는 아내의 소득비중과 전문대이상의 고학력 부부가 늘어난 것과, 아내의 소득비중과 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 강해졌고, 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 약해졌으며, 부부가 전문대이상의 학력을 가지고 있을 때 아내의 가사노동시간이 감소하는 효과가 강화된 것이 기여한 부분이 컸다. 남편의 가사노동시간 증가는 전문대이상인 부부는 늘고 고졸이하인 부부가 줄었고, 남편의 주당근로시간이 감소하였으며, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 영향이 약화되었고, 아내의 소득비중과 주당근로시간이 남편의 가사노동시간에 미치는 영향이 강화된 것에 기인하였다. 남편의 가사노동분담율 증가는 아내의 소득비중이 늘어나고 남편의 주당근로시간이 감소하였으며 전문대이상의 학력을 가진 부부가 늘어난 것과, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동분담율에 미치는 영향이 약화되었고, 아내의 소득비중의 영향은 강화되었으며, 부부가 전문대이상일 때 남편의 가사노동분담율이 높아지는 효과가 강해진 것 등이 기여하였다. 아내의 자녀돌봄시간은 2004년과 2009년 사이에 아내의 소득비중과 주당근로시간이 늘어나고, 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 영향은 강해졌고 남편의 주당근로시간의 영향은 약해지는 등의 변화가 아내의 자녀돌봄시간을 감소시켰어야 했다. 그럼에도 불구하고, 통제변수의 영향력 변화가 아내의 자녀돌봄시간 증가세를 견인하였다. 반면, 2009년과 2014년 사이에는 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 부적 영향이 약화되고 남편의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 강화되었기 때문에 아내의 자녀돌봄시간이 증가하였다. 남편의 자녀돌봄시간 증가는 전문대이상인 부부가 늘어나고 고졸이하인

부부는 감소하였으며, 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 부부가 늘었고, 남편의 주당근로시간이 줄어든 것과, 부부가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나는 효과가 강해졌고, 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄시간에 미치는 영향이 강해진 것에 기인하였다. 남편의 자녀돌봄분담을 증가는 아내의 소득비중이 늘어나고, 전문대이상의 학력을 가진 부부가 늘어나고 고졸이하의 저학력 부부는 줄어든 것과, 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄분담율에 미치는 영향이 강화되었고 남편의 주당근로시간의 영향이 약화된 것에 기인하였다.

본 연구는 1999년부터 2014년까지 15년 동안 가사노동시간과 자녀돌봄시간, 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율에서의 변화를 가져온 동력을 파악하고자 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에 초점을 맞추어 종단적으로 이 변수들의 영향력이 어떻게 달라졌는지를 여러 분석방법을 사용하여 이전 연구와는 다른 접근으로 세밀하게 분석하였다. 이 과정에서 선행연구에서는 간과되어 왔던 거시적인 맥락의 영향에 주목하였다는 점에 본 연구의 의의가 있다. 또한 무급노동시간의 변화를 분해한 기존 연구들이 대부분 무급노동시간의 차이를 변수의 평균값 차이에 기인하는 부분과 변수의 계수 변화에 기인하는 부분으로 크게 나누는 수준으로만 분석을 제한하였던 것과는 달리, 각각의 개별 요인들의 평균값 차이와 계수변화가 무급노동시간의 차이에 기여한 부분을 세부분해하여 보다 깊이 있게 살펴보았다는 것에서 본 연구의 또 다른 의의를 찾을 수 있다. 마지막으로, 2014년까지의 종단적인 변화와 관련요인을 분석함으로써 현실과 연구간 시간차(gap) 없이 현재를 기준으로 앞으로의 무급노동시간 변화추이를 예측해보고, 시의적절한 정책제언을 할 수 있었다는 점에서 본 연구결과는 중요한 의미를 갖는다.

주요어: 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율, 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도

학 번: 2011-30485

목차

I. 서론	1
II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰	8
1. 무급노동시간 배분에 관한 이론적 고찰	9
2. 가사노동시간과 자녀돌봄시간의 차별적인 특성	18
3. 무급노동시간 변화 관련요인에 관한 선행연구 고찰	20
1) 근로시간과 소득	22
2) 교육수준	27
3) 성역할 태도	32
III. 연구문제	36
IV. 연구방법	38
1. 분석자료	38
2. 분석대상	39
3. 변수의 구성 및 산출방법	42
1) 종속변수	43
2) 독립변수	44
3) 통제변수	48
4. 분석방법	51
1) 기술분석, t-test, 분산분석, Scheffé 사후검정	51
2) 회귀분석	52
3) Blinder-Oaxaca 분해분석	53

V. 연구결과 및 해석	58
1. 조사대상자의 일반적 특성	58
2. 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 변화	65
1) 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 변화	65
2) 맞벌이 여부에 따른 무급노동시간 변화	68
3) 교육수준에 따른 무급노동시간 변화	72
4) 성역할 태도에 따른 무급노동시간 변화	78
5) 소결	83
3. 무급노동시간 및 무급노동분담을 관련요인 변화	87
1) 가사노동시간 및 가사노동분담을 관련요인 변화	88
2) 자녀돌봄시간 및 자녀돌봄분담을 관련요인 변화	95
3) 소결	115
4. 조사연도간 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이	106
1) 가사노동시간 및 가사노동분담율 차이 분해	107
2) 자녀돌봄시간 및 자녀돌봄분담율 차이 분해	114
3) 소결	121
VI. 논의 및 결론	126
참고문헌	150
부록 표	168
Abstract	177

표 목차

<표 4-1> 주중일지 및 주말일지 분포	42
<표 5-1> 조사대상자의 일반적 특성	60
<표 5-2> 조사대상가구의 일반적 특성	63
<표 5-3> 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 및 무급노동분담율 변화	66
<표 5-4> 맞벌이 여부에 따른 남녀의 무급노동시간 및 무급노동분담율 변화	70
<표 5-5> 교육수준에 따른 무급노동시간 변화	73
<표 5-6> 부부의 교육수준에 따른 남편의 무급노동분담율 변화	76
<표 5-7> 성역할 태도에 따른 무급노동시간 변화	79
<표 5-8> 성역할 태도에 따른 남편의 무급노동분담율 변화	81
<표 5-9> 조사연도별 아내의 가사노동시간 관련요인: 회귀분석	89
<표 5-10> 조사연도별 남편의 가사노동시간 관련요인: 회귀분석	92
<표 5-11> 조사연도별 남편의 가사노동분담율 관련요인: 회귀분석	94
<표 5-12> 조사연도별 아내의 자녀돌봄시간 관련요인: 회귀분석	96
<표 5-13> 조사연도별 남편의 자녀돌봄시간 관련요인: 회귀분석	99
<표 5-14> 조사연도별 남편의 자녀돌봄분담율 관련요인: 회귀분석	101
<표 5-15> 아내의 가사노동시간 차이 분해: 분해분석	108
<표 5-16> 남편의 가사노동시간 차이 분해: 분해분석	111
<표 5-17> 남편의 가사노동분담율 차이 분해: 분해분석	113
<표 5-18> 아내의 자녀돌봄시간 차이 분해: 분해분석	115
<표 5-19> 남편의 자녀돌봄시간 차이 분해: 분해분석	118
<표 5-20> 남편의 자녀돌봄분담율 차이 분해: 분해분석	120
<부록 표 1> 맞벌이 여부에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화 : 주중과 주말 비교	168

<부록 표 2> 교육수준에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화	
	: 주중과 주말 비교 169
<부록 표 3> 부부의 교육수준에 따른 남편의 무급노동분담율 변화	
	: 주중과 주말 비교 170
<부록 표 4> 성역할 태도에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화	
	: 주중과 주말 비교 171
<부록 표 5> 부부의 성역할 태도에 따른 남편의 무급노동분담율 변화	
	: 주중과 주말 비교 172
<부록 표 6> 주요 변수들간의 상관관계: 여성(아내), 주중	173
<부록 표 7> 주요 변수들간의 상관관계: 여성(아내), 주말	174
<부록 표 8> 주요 변수들간의 상관관계: 남성(남편), 주중	175
<부록 표 9> 주요 변수들간의 상관관계: 남성(남편), 주말	176

그림 목차

<그림 5-1> 교육수준별 남편의 가사노동분담율 변화	77
<그림 5-2> 교육수준별 남편의 자녀돌봄동분담율 변화	77
<그림 5-3> 성역할 태도별 남편의 가사노동분담율 변화	82
<그림 5-4> 성역할 태도별 남편의 자녀돌봄분담율 변화	82

I. 서론

가사노동과 자녀돌봄으로 대표되는 무급노동은 가족 안에서 일상적으로 행해지는 친숙한 노동이다. 부부가 무급노동 분담을 어떻게 결정하는지, 그 결정에 영향을 미치는 요인은 무엇인지에 대해 많은 연구가 이루어져 왔으며, 최근에는 종단적 자료 분석을 통해 부부의 무급노동시간이 어떻게 변화하고 있는지에 대해서도 연구가 축적되고 있다. 부부의 무급노동시간 변화는 부부관계의 변화를 볼 수 있는 창과 같은 역할을 하며 (Davis & Greenstein, 2013), 사회적 환경 변화가 가족 내의 역할수행에 어떻게 영향을 미치는지를 파악할 수 있는 반사경이 된다.

여성이 남성에 비해 더 많은 가사노동과 자녀돌봄을 수행한다는 사실은 무급노동에 관한 국내외 대부분의 연구가 일관되게 밝히고 있는 결과인데, 서구에서 이루어진 종단연구들은 무급노동에서 성별에 따른 격차가 줄어드는 방향으로 변화가 일어나고 있음을 보고하고 있다(Fisher, Egerton, Gershuny, & Robinson., 2007; Gimenez-Nadal & Sevilla, 2012; Sayer, 2005). 서구에서는 1960년대 중반부터 2000년대 초반까지 40여년간 여성의 가사노동시간은 감소한 반면 남성의 가사노동시간은 증가하였고, 남성과 여성의 자녀돌봄시간은 모두 증가하였지만, 남성의 자녀돌봄시간이 여성에 비해 빠르게 늘었다. 결과적으로는 남편이 무급노동을 분담하는 비율도 높아졌다(Hook, 2006). 우리나라에서 1999년부터 2009년까지 무급노동시간의 변화 양상을 살펴본 연구들은¹⁾ 10년이라는 상대적으로 짧은 기간이지만 서구와 유사한 무급노동시간의 변화 패턴을 발견하

1) 한국에서는 통계청에서 1999년에 처음 생활시간조사를 실시한 이후 2014년까지 5년간격으로 4차례에 걸쳐 조사를 실시하였다. 2014년 자료가 최근(2015년 8월) 공개되기 전까지는 1999년부터 2009년까지 10년 동안의 데이터만 축적되어 있었기 때문에 기존 연구들은 이 10년 동안의 변화 추세를 추적하였다.

였다(신윤정, 이재량, 우석진, 윤자영, 2014; 송유진, 2011; 조미라, 윤수경, 2014; 주은선, 김사현, 김민성, 2014).

이처럼 횡단연구와 종단연구의 결과를 종합해보면, 무급노동시간에서의 성별격차는 여전히 존재하지만 그러한 격차가 점차 줄어들고 있다는 결론이 가능하다. 그렇다면, 무엇이 이러한 무급노동시간의 변화를 가져왔는가? 지금까지 나타난 무급노동시간에서의 변화 추이가 앞으로도 계속될 것인가? 본 연구의 목적은 무급노동시간의 변화를 견인한 요인들은 무엇이며, 종단적으로 이 요인들의 특성이 달라진 것과 영향력이 달라진 것이 변화에 기여한 부분이 얼마나 되는지를 탐색함으로써, 무급노동시간의 변화 추이가 앞으로도 지속될지 여부를 예측해 보려는 것이다. 보다 궁극적으로는, 만약 지금까지 나타난 변화의 방향이 지속되어야 한다고 판단되면 그 추세가 이어지도록 독려하고, 바뀌어야 할 필요가 있다면 다른 방향으로 변화를 유도하기 위한 정책적 개입의 단서를 얻으려는 것이다.

부부 사이에 무급노동시간이 배분되는 과정을 설명하기 위해 기존 연구들은 시간가용성관점, 상대적자원관점, 성역할태도관점을 사용하였다(김수정, 김은지, 2007; 은기수, 2009; 허수연, 2008; Bianchi et al., 2000; Coltrane, 2000; Hook, 2010). 이 이론적 관점들에 따르면, 시장노동시간이 결정된 후에 가용한 시간의 범위 안에서 부부간에 무급노동시간이 결정되고, 부부가 무급노동에 사용할 시간을 협상할 때 상대적으로 높은 자원, 즉 교육수준이나 수입이 높은 배우자가 무급노동을 최소화하도록 타협을 보게 된다. 또한 교육수준이 높을수록 보다 자유롭고 민주적인 성역할 태도를 가질 가능성이 높는데(Brewster & Padavic, 2000; Shelton & John, 1996), 이때 평등한 성역할 태도는 부부가 무급노동을 공평하게 분담하도록 작용한다. 그런데 이러한 관점들은 부부관계 내의

미시적 의사결정 과정에 초점을 맞추기 때문에 의사결정이 일어나는 보다 큰 사회적 맥락의 영향에 대해서는 실증적으로 탐색하려는 시도를 하지 않았다. 예를 들어, 왜 성별에 따라 가용한 시간이 다른지 혹은 부부간의 가용한 시간이 시대에 따라 어떻게 달라지는지에 대해서는 질문을 던지지 않는다. 사회적, 시대적 맥락을 고려하지 않는다는 것은 다시 말해 관련 요인들의 영향력이 종단적으로 일관된 방식으로 나타난다고 전제한다는 것을 뜻한다. 그러나 여성의 경제활동참여가 늘어나고 임금수준이 높아지며, 남녀 모두 교육수준이 향상되고 전통적인 성별분업에 대한 인식이 약화되는 등의 사회적 변화가 나타날 때, 가용한 시간, 소득, 교육수준, 성역할 태도가 부부의 무급노동시간 배분에 미치는 영향력도 달라질 수 있음을 예상할 수 있다(Bianchi et al., 2000; Crompton, Brockmann, & Layonette, 2005; Maume, 2011; Sullivan, 2010).

본 연구에서는 부부 간 무급노동 분담을 설명하는 시간가용성관점, 상대적자원관점, 성역할태도관점에서 가사노동시간과 자녀돌봄시간의 변화를 조명하되, 각 관점에서 주요하게 다루어지는 요인들, 즉 근로시간, 아내의 상대적 소득비중, 교육수준, 성역할 태도와 무급노동시간과의 관련성이 종단적으로 달라지는 않았는지, 혹은 그 영향의 강도나 방향이 바뀌지는 않았는지 살펴보고자 한다. 보다 정교한 분석을 위해 본 연구에서는 무급노동시간에서 가사노동시간과 자녀돌봄시간을 분리하고, 절대적인 시간뿐만 아니라 상대적인 분담율을 산출하여, 남성과 여성의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남성(남편)의 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율을 종속변수로 사용하고자 한다. 이들 종속변수에 대한 근로시간, 아내의 소득비중, 교육수준, 성역할 태도의 영향이 종단적으로 변화하였는지 살펴보고, 이러한 관련요인들과의 종단적 관련성이 달라졌다면 그 원인을 어디에서 찾을 수 있는지 탐색할 것이다.

이처럼 한국에서 부부가 가사노동과 자녀돌봄에 사용한 시간과 분담율의 변화 추이를 살펴보고 관련요인을 분석하려는 시도가 가능한 이유는 통계청에서 1999년에 처음 생활시간조사를 실시한 이후 5년 단위로 2004년과 2009년에 전국 규모로 시간일지를 수집하였고, 최근 2014년에 수집한 자료를 공개하면서 지난 15년간 축적된 시간일지자료를 사용할 수 있게 되었기 때문이다. 특히 가구 내 10세 이상인 모든 가구원으로부터 수집한 시간일지는 부부 단위의 자료를 제공해주기 때문에, 남편이 가사노동이나 자녀돌봄을 분담하는 비율을 시간으로 산출할 수 있다는 장점이 있다.

분담율을 통해 절대적인 시간량에서는 드러나지 않는 아웃소싱(outsourcing)을 고려하여 무급노동시간의 변화가 성별분리를 향하고 있는지, 아니면 성별수렴을 향하고 있는지 통찰할 수 있다. 하지만 가구단위로 수집된 시간일지자료가 있어야만 분석이 가능하기 때문에 서구에서는 무급노동분담율에 대한 연구가 무급노동시간에 대한 연구에 비해 활발하게 이루어지지 못하였다²⁾. 따라서 시간일지자료로 비교적 정확하게 산출한 무급노동분담율을 분석함으로써 가사노동분담율이나 자녀돌봄분담율에 관한 기존 연구에 보다 의미 있는 결과를 더해줄 수 있을 것으로 기대한다.

시간가용성관점과 상대적자원관점은 개인의 시간이나 자원(상대적 소득비중, 교육수준)이 배우자의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 영향을

2) 무급노동시간분담율의 변화를 추적한 일부 연구들은 부부가 아닌 남녀 개인의 무급노동시간의 총합을 가구의 무급노동시간으로 인위적으로 계산하여 남성의 분담율을 산출하는 방법을 사용하였다(Gershuny & Sullivan, 2003; Hook, 2006; Kan, Sullivan, & Gershuny, 2011). 또한 가사노동분담율과 관련이 있는 요인의 변화를 탐색하는 연구는 주로 ISSP(International Social Survey Program) 자료를 사용하였는데(Crompton et al., 2005; Geist & Cohen, 2011), 이 자료는 여성의 일로 분류되는 일부 가사노동(빨래, 장보기, 아픈 가족 돌보기, 저녁 식단 결정하기)을 남녀가 평등하게 분담하는 비율을 묻는 문항으로 조사되었다는 한계가 있다.

미칠 수 있다는 부부간 상호의존성을 전제로 하고 있고, 부부의 성역할 태도는 서로 상호작용하여 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 영향을 주는 것으로 알려져 있다(Evertsson, 2014; Greenstein, 1996; Kroska, 2004). 따라서 개인 단위 변수보다는 부부를 단위로 하는 변수가 이론적 관점들을 잘 대표한다고 할 수 있다(Craig & Mullan, 2011). 실제로 가구단위로 수집된 자료의 이점을 살려서 배우자의 근로시간이나 소득이 본인의 무급노동시간에 미치는 영향, 또는 상대적인 노동시간이나 상대적인 소득의 영향을 살펴본 국내 연구들이 있으나(노혜진, 2014b; 안수미, 이기영, 이승미, 2013; 은기수, 2009; 허수연, 2008), 이는 모두 단년도 자료를 이용한 횡단연구로서, 독립변수를 부부단위로 구성하여 분석한 종단연구는 드물다. 따라서 이 연구에서는 종속변수뿐만 아니라 독립변수도 부부간 상호작용을 고려하여 부부를 단위로 구성하고자 한다. 이처럼 부부단위로 재구성한 독립변수의 영향이 달라지는 동향을 살펴봄으로써, 부부관계에서 무급노동시간 배분이 결정되는 메커니즘의 변화에 대한 통찰을 얻을 수 있을 것으로 기대한다.

시장노동에 사용할 시간이 먼저 결정된 후에 남은 시간이 무급노동시간에 배분되는 특성상, 하루 대부분의 시간을 일터에서 보내는 주중보다는 주말에 가사노동이나 자녀돌봄에 투자하는 시간이 더 길 것으로 예상할 수 있다. 특히 남성이 주생계부양자이면서 장시간 근로관행이 보편적인 한국사회에서는 남성의 무급노동시간이 주말에 집중되어 있으며, 여성취업이 증가하면서 늘어난 맞벌이 가구에서도 주중과 주말의 무급노동시간에 큰 차이가 있다고 선행연구들은 밝히고 있다(송유진, 2014; 안수미 외, 2013; 이승미, 이현아, 2011; 조미라, 윤수경, 2014; 현재은, 2013). 종단적으로는 2004년 법정근로시간이 44시간에서 40시간으로 단축되고 주5일근무제 시행이 확대되면서 주말에 가사노동이나 자녀돌봄에 사용할

수 있는 시간이 늘었다는 사실을 감안할 때(송유진, 2011; 지민웅, 조민수, 2014), 무급노동시간의 변화 추세뿐만 아니라 관련요인에 있어서도 주중과 주말은 상이할 것으로 예상된다. 그러나 남편이 주중에 가사노동 또는 자녀돌봄에 제한적으로만 참여함으로써 아내가 무급노동을 전담할 수밖에 없다면, 일을 하지 않는 아내는 취업의 기회를 박탈당하고, 일을 하는 아내는 커리어를 쌓지 못하거나 이중노동의 부담에 시달릴 수밖에 없다(Budig & England, 2001; Gornick & Meyers, 2003). 따라서 본 연구에서는 종속변수를 주중과 주말로 나누어 관련요인의 변화에 대한 분석을 시도할 것이다. 이를 통해 주중에도 남편의 적극적인 무급노동 참여를 독려할 수 있는 전략을 모색할 수 있을 것으로 기대한다.

어린 자녀가 있는 가구는 가사노동과 자녀돌봄에 대한 시간수요와 압박이 크고 아버지들의 무급노동 참여에 대한 요구가 높다(Bianchi et al., 2000, 2006; Craig & Bittman, 2008; Sayer, Bianchi, & Robinson, 2004b). 또한 미취학자녀가 있는 어머니들은 늘어나는 무급노동시간의 수요에 대응하기 위해 노동시장에서 탈퇴하거나 시간제(part-time) 근무로 전환하는 등 시장노동시간과 무급노동시간을 전체적으로 재분배하는 과정을 거치게 된다(Craig, 2006a; Raley, Bianchi, & Wang, 2012; Sayer, 2005). 따라서 미취학자녀가 있는 부부의 무급노동시간은 여성취업 증가, 부모역할에 대한 사회적인 기대와 규범, 혹은 여성의 일과 가족의 양립을 지원하기 위한 제도 또는 정책에 가장 민감하게 반응할 것으로 예상할 수 있다(Craig & Mullan, 2010; Craig, Mullan, & Blaxland, 2010; Neilson & Stanfors, 2013, 2014). 이에 따라, 본 연구에서는 첫 자녀가 미취학아동인 부부를 분석대상으로 하였고, 이들을 대상으로 분석한 결과로부터 의미 있는 정책적 함의를 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

이와 같이 무급노동시간의 종단적 변화에 대한 기존 연구와는 차별화된 접근을 시도함으로써, 첫 자녀가 미취학아동인 부부에게서 지난 15년 동안 관찰된 무급노동시간의 변화를 이끌어 온 동인이 남성과 여성, 주중과 주말, 가사노동과 자녀돌봄, 절대적인 시간량과 상대적인 분담율에 따라 어떻게 변화하였고, 그러한 요인의 변화는 어떠한 거시적 변화에 기인하는지를 심층적으로 밝힐 수 있을 것이다. 구체적으로는, 무급노동시간의 변화와 관련이 있는 요인을 파악하기에 앞서 1999년부터 2014년까지 15년 동안의 무급노동시간 변화 양상을 살펴보면서, 여성의 취업여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 남성과 여성, 주중과 주말의 무급노동시간 변화 추이가 어떻게 달라지는지를 개괄적으로 알아볼 것이다. 이어서, 생활시간조사가 실시된 연도별로 근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준과 성역할 태도가 어떻게 무급노동시간에 영향을 미치는지를 살펴보고, 조사연도 간 관련 요인의 변화와 차이를 비교분석할 것이다. 마지막으로, 조사연도 사이에 발생한 무급노동시간의 차이에 주목하여, 그러한 차이가 관련 요인의 특성 변화와 영향력 변화에 어느 정도 기인하는지 탐색하고자 한다. 이러한 분석작업을 통해 얻은 연구결과는 각 가구가 처해있는 다양한 맥락에 맞춤형 정책적인 개입에 필요한 기초 자료로 활용될 수 있으리라 기대한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

하루 24시간은 가사노동과 자녀돌봄 외에도 시장노동, 수면, 휴식 같은 활동으로 구성되지만, 모두 일정시간 이상 생리적 시간을 사용하고, 노동에 투입할 시간이 먼저 결정된 후에 휴식과 여가에 사용할 시간이 배분되는 경향이 있기 때문에 시장노동시간과 무급노동시간은 일상의 경험을 구성하는 두 개의 큰 축이라고 할 수 있다. 남성의 생활세계는 시장노동을 중심으로, 여성의 생활세계는 가사노동과 자녀돌봄을 중심으로 구성되어 있던 과거에는 무급노동시간에서 나타나는 성별간 불평등은 관심의 대상이 아니었다. 그러나 여성의 경제활동참여가 늘어나면서 시장노동시간은 여성의 생활세계에서도 중요한 부분을 차지하게 되었지만, 남성의 가사노동시간과 자녀돌봄시간은 여성의 시장노동시간이 증가하는 속도를 따라잡지 못한 채 더디게 변화해가는 현상에서 무급노동시간에 대한 학문적 관심이 불거지게 되었다(Bianchi & Milkie, 2010; Coltrane, 2000). 특히, 무급노동에서의 성별 불평등이 시장노동에서의 성별 불평등을 낳고 그 피해가 여성에게 더 크게 미치고 있다는 점에서, 남성의 무급노동 참여를 이해하려는 학문적 노력의 결과물로 몇 가지 이론적 가설이 소개되고 실증적으로 검증되었다(은기수, 2009; 허수연, 2008; Brines, 1994; Bianchi et al., 2000; Greenstein, 2000).

이에 본 장에서는 먼저 무급노동시간 배분을 설명하기 위한 이론적 관점을 제안하고 실증적으로 검증한 연구들을 고찰함으로써, 무급노동시간 변화와 관련이 있는 요인을 도출할 것이다. 특히 가족내에서 이루어지는 무급노동이라는 공통점을 가지고는 있으나, 그 성격에 있어서는 매우 상이한 가사노동과 자녀돌봄의 특성을 살펴보는 기회를 갖고, 마지막으로 이론적 관점으로부터 도출한 관련요인들에 대한 종단연구 결과를 고찰함

으로써, 관련요인들이 무급노동시간에 미치는 영향이 어떻게 달라졌는지 살펴볼 것이다.

1. 무급노동시간 배분에 관한 이론적 고찰

가구내에서 부부가 무급노동에 사용하는 시간은 여러 요인들의 영향을 받으며 함께 결정되고, 이러한 시간배분 결정구조를 설명하기 위한 이론적 모형으로 기존 연구들은 주로 시간가용성관점(time availability perspective), 상대적자원관점(relative resource perspective), 성역할태도관점(gender role perspective)을 제안하였다(Coltrane, 2000; Davis & Greenstein, 2013; West & Zimmerman, 1987).

이에 따라 본 절에서도 이 세 가지 관점을 중심으로 실증연구를 고찰하였고, 구체적으로는 시간가용성관점을 대표하는 변수로서 본인과 배우자의 주당근로시간을, 상대적자원관점을 대표하는 변수로서 아내의 소득 비중과 부부의 교육수준을, 그리고 성역할태도관점을 대표하는 변수로서 부부의 성역할 태도를 도출하게 된 배경을 상술하고자 한다. 그런데, 기존 연구는 최근 동질혼의 확산으로 부부의 교육수준이 유사할 가능성이 높아졌다고 지적하면서(Schwartz & Mare, 2005), 교육수준이 부부간 협상에서 더 이상 상대적 우위를 주지 못하게 됨으로써 자원으로서의 기능을 상실하였을 가능성을 시사하였다. 따라서 교육수준과 가사노동시간과의 관련성을 논의하는 데 있어서는 높은 교육수준과 평등한 성역할 태도 사이의 관계에 관심을 가졌고, 교육수준과 자녀돌봄시간과의 관련성은 고등교육을 받을수록 자녀와 보내는 시간의 중요성을 인지하고 부모역할에 대한 사회문화적 규범에 수용적이라는 사실에 주목하였다(노혜진,

2014b; 송유진, 2011; 조미라, 윤수경, 2014; Craig, 2006b; England & Strivastava, 2013; Guryan, Hurst, & Kearney, 2008). 따라서 본 연구에서 교육수준이 무급노동시간에 미치는 영향에 대해서는 상대적 자원, 규범과 행위 사이의 매개체, 성역할 태도의 결정요인이라는 세 가지 차원에서 논의가 이루어질 것임을 밝혀둔다.

시간가용성관점에 따르면 개인은 시간이 허락하는 범위 내에서 실리적으로 무급노동을 담당하며, 결국에는 부부간 균형을 이룰 수 있도록 합리적으로 시간을 배분하게 된다(Hook, 2006). 시장노동시간이 가족 내에서 사용할 수 있는 시간을 제한할 수밖에 없기 때문에 무급노동에 더 많은 시간을 투자할 수 있는 배우자가 무급노동을 담당하게 된다는 것이다. 따라서 개인의 시장노동시간이 길수록 본인의 무급노동시간은 감소하지만, 배우자의 시장노동시간이 길수록 본인의 무급노동시간은 증가하는 것으로 가정한다(Coverman, 1985). 시장노동시간과 무급노동시간 사이의 관련성에 대한 시간가용성관점의 가설은 국내외에서 행해진 실증연구를 통해 입증되었다(은기수, 2009; 허수연, 2008; Bianchi et al., 2000; Fuwa, 2004; Geist, 2005; Noonan, Estes, & Glass, 2007).

그러나 배우자의 시장노동시간이 본인의 무급노동시간에 영향을 미칠 수 있다는 가정에 대해서는 연구들이 일관된 결과를 보고하고 있지 않다. Connelly & Kimmel(2009)은 남편의 주당근로시간이 길수록 아내의 주중 가사노동시간은 줄어들고, 아내의 주당근로시간이 길수록 남편의 주중 자녀돌봄시간은 늘어난다고 하였다. 특히 시간가용성관점의 가정과는 반대로 나타난 결과에 대해 남편의 주당근로시간이 길수록 남편이 집에 없는 시간이 많기 때문에 아내의 가사노동 부담이 경감되기 때문이라고 해석하였다(Kimmel & Connelly, 2007). 어머니의 근로시간과 아버지의 자녀돌봄시간 사이의 정적인 관계는 다른 선행연구에서도 보고되고 있다

(Kitterød & Petterson, 2006; Wang & Bianchi, 2009). 반면에 Hallberg & Klevmarken(2003)은 아버지의 근로시간은 어머니의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤으나, 어머니의 근로시간은 아버지의 자녀돌봄시간과 무관하다고 밝혔고, Argyrous & Rahman(2014)도 동일한 연구결과를 보고하였다. 남성의 가사노동분담율도 마찬가지로 남성 본인의 근로시간이 길수록 낮아지고, 배우자의 근로시간이 길수록 높아졌으나, 여성의 가사노동분담율은 본인의 근로시간의 영향만을 받을 뿐 남편의 근로시간과는 관련이 없는 것으로 알려져 있다(Greenstein, 1996; Kroska, 2004). Nock & Kingston(1988)의 초기 연구에서 어머니의 근로시간이 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 주지 못하는 것으로 밝혀진 이후 30여년이 지난 후에도 같은 연구결과가 보고되고 있다는 것은 시간가용성관점이 전제로 하고 있는 부부간 시간사용의 상호의존성이 성별에 따라 차별적으로 나타나고 있으며, 그러한 비대칭성에서 나타나는 젠더의 영향은 예전이나 지금이나 크게 달라지지 않았음을 암시한다. 근로시간과 무급노동시간 사이의 상관관계가 남성보다는 여성에게서 더 강하게 나타난다는 결과 또한 이러한 젠더의 영향을 뒷받침해준다(Bianchi et al., 2000; Gough & Killewald, 2011).

이에 본 연구에서는 시간가용성관점에 의거하여 무급노동시간에 영향을 미치는 변수로서 본인과 배우자의 근로시간을 사용할 것이다. 여성이 근로시간을 가지고 있다는 것은 맞벌이 가구를 의미하므로, 기술분석에서는 근로시간 대신 맞벌이가구 여부에 따라 무급노동시간의 종단적인 변화 추이를 비교하고자 한다.

개인이 가지고 있는 소득이나 교육수준 같은 자원이 본인의 무급노동시간뿐만 아니라 배우자의 무급노동시간에도 영향을 줄 수 있다는 부부간 상호의존성을 전제로 하는 또 다른 이론적 가설로는 상대적자원관점

이 있다. 상대적자원관점은 합리성과 상대적 자원의 수준을 강조한다. 부부가 무급노동에 배분하는 시간은 협상의 결과이며, 더 많은 자원을 가지고 있는 배우자가 자신에게 이익이 되도록 타협을 보게 된다는 가설이다(Brines, 1994). 즉, 상대적으로 높은 교육수준이나 소득을 가진 배우자는 이러한 자원에서 파생되는 권력을 가지고 무급노동을 최소화하도록 협상을 하게 된다(Bianchi et al., 2000; Shelton & John, 1996). 상대적자원관점에 따르면 경제적으로 남편에게 의존적인 여성은 무급노동을 회피하기 위한 협상에서 불리한 위치에 있기 때문에 가사노동을 전담하게 된 것이다. 따라서 남편에 대한 경제적 의존도를 결정하는 아내의 소득은 상대적자원관점에서 매우 중요한 자원으로 취급된다.

실증연구 가운데에는 아내의 소득비중이 클수록 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 증가한다는 연구결과(Bianchi et al., 2000; Brines, 1994; Maume, 2011)와 아내의 소득비중이 남편의 무급노동시간과는 관련이 없다는 연구결과(Connelly & Kimmel, 2009; Hallberg & Klevmarken, 2003)가 공존하고 있다. 국내연구를 보더라도, 아내의 상대적 소득이 클수록 남편의 가사노동시간이나 자녀돌봄시간이 늘어나기도 하고(안수미 외, 2013; 은기수, 2009), 아내의 소득과 남편의 무급노동시간 사이에는 관련이 없다고도 하는 등(허수연, 2008) 일관되지 않은 결과가 나오고 있다. 그러나 아내의 소득비중이 클수록 본인의 가사노동시간이 감소한다는 결과는 대부분의 연구에서 비교적 일관성 있게 보고하고 있다(김수정, 김은지, 2007; 주은선 외, 2014; Bianchi et al., 2000; Gupta, 2007; Gupta & Ash, 2008). Gupta(2007)는 이처럼 여성의 상대적 소득비중이 본인의 가사노동시간에 대한 강한 예측변수가 되는 이유는, 여성이 자신의 소득으로 가사노동을 아웃소싱함으로써 가사노동시간을 줄이기 때문이라고 하였다. 이에 대해 Killewald & Gough(2010)는 실증연구를 통해 가사노동

을 전부 아웃소싱할 수는 없기 때문에 이미 가능한 가사노동을 모두 아웃소싱한 고소득 여성에 비해 아직 아웃소싱할 가사노동이 남아 있는 저소득 여성에게서 상대적 소득비중과 가사노동시간 사이의 부적 관련성이 더 강하게 나타난다고 주장하였다. 반면, 가사노동에 비해 아웃소싱이 제한적인 자녀돌봄의 경우에는 어머니의 높은 소득이 본인의 협상력을 높여서 아버지의 자녀돌봄시간을 늘린다는 연구결과가 보고되기도 하였다(Bonke & Esping-Andersen, 2011; Raley et al., 2012).

한편으로 연구자들은 아내가 주부양자이고 남편이 아내에게 경제적으로 의존해야 하는 비규범적 상황에서는 아내가 가사노동을 더 많이 하고 남편이 더 적게 하는 사례를 발견하였다. 이에 대해 West & Zimmerman(1987)은 젠더수행(doing gender) 개념을 소개하면서 이는 바람직한 성역할을 분명히 하고 남성성과 여성성에 대한 규범적 기대에 순응하기 위한 부부의 결정이라고 하였다(Bittman, England, Sayer, Folbre, & Matheson, 2003; Greenstein, 2000). 국내에서도 김수정과 김은지(2007), 주익현(2012)이 아내의 소득이 증가하면 본인의 가사노동시간은 선형으로 감소하지만, 남편의 가사노동시간은 증가하다가 아내의 소득이 남편의 소득을 넘으면 다시 감소하는 곡선형으로 변한다는 연구결과를 보고하였다³⁾. 이상의 선행연구에 근거하여 본 연구에서는 부부의 소득에서 아내의 소득이 차지하는 비중으로 산출한 아내의 소득비중을 상대적자원관점을 대표하는 변수로 사용할 것이다.

3) 다른 한편에서는 부부관계에 있어서는 돈의 힘보다 젠더가 우위에 있다는 가설("gender trumps money")을 지지하지 않거나 반박하는 연구들이 발표되었다(Gupta & Ash, 2008; Kan, 2008; Killewald & Gough, 2010). Sullivan(2011)은 젠더수행을 지지하는 연구들이 줄어들고 있는 이유에 대해 이전 연구들이 데이터를 잘못 해석하거나(여성의 절대적인 소득을 고려하지 않은 채 상대적인 소득만을 보았다), 소수의 집단에게서만 나타나는 현상을 일반화했기 때문이라고 주장하였다.

한편, 고학력 여성 또는 남성이 자녀돌봄에 시간을 적게 사용하는 이유로 종종 경제학의 기회비용 개념이 사용되곤 하였다(England & Strivastava, 2013). 상대적자원관점에서는 높은 교육수준이 본인의 자녀돌봄시간은 줄이지만 배우자의 자녀돌봄시간은 늘린다는 부부간 상호의존성에 방점을 둔다면, 기회비용관점은 본인의 선택에 더 초점을 맞춘다. 고학력자일수록 돈을 많이 벌기 때문에 시장노동이 아닌 자녀돌봄에 시간을 사용함으로써 포기하게 되는 비용이 더 크고, 따라서 본인이 스스로 더 많은 자녀돌봄을 수행할 것인지, 아니면 자녀돌봄을 아웃소싱하여 시장노동에 시간을 더 사용할지를 선택함에 있어서도 기회비용은 영향을 미치게 된다. 그러나 부모의 교육수준이 높을수록 자녀와 보내는 시간이 길어진다는 일련의 일관된 연구결과는 상대적자원관점과 기회비용관점이 자녀돌봄시간을 설명하기에는 유용하지 못함을 방증한다(노혜진, 2014a, 2014b; 송유진, 2011; Chalasani, 2007; Craig, 2006b; England & Strivastava, 2013; Guryan et al., 2008; Sayer et al., 2004a).

교육수준과 자녀돌봄시간과의 관련성은 상대적자원관점이나 기회비용관점 같은 경제적 접근보다는 사회적 규범과 행위 사이의 매개체로서 교육의 기능을 강조하는 문화적인 접근이 더 설득력이 있다. 고등교육을 받은 부모들 사이에서 관찰되는 집중적인 양육과 부모역할에 대한 사회·문화적인 기대가 교육수준에 따른 자녀돌봄시간의 차이를 가져온다는 논리는 경험적 연구의 지지를 받고 있다(Bonke & Esping-Andersen, 2011; England & Strivastava, 2013; Hays, 1996; Henwood & Procter, 2003; Johnston & Swanson, 2006; Lareau, 2003). 교육수준이 높을수록 자녀와의 시간이 자녀의 발달에 갖는 중요성을 잘 알고 있으며, 부모역할에 대한 사회적 규범을 수용하고 사회적인 기대에 부응하려는 성향이 강하기 때문에 자녀돌봄시간이 증가한다고 볼 수 있다.

이에 따라 본 연구에서는 교육수준을 가사노동시간 배분에 있어서는 상대적자원관점이나 기회비용관점을 대표하는 변수로, 자녀돌봄시간 배분에 있어서는 부모역할에 대한 사회·문화적 기대를 자녀돌봄이라는 행위로 이어지게 하는 매개체로 보는 문화적 접근을 대표하는 변수로 사용할 것이다. 또한 부부간 교육수준의 상호작용에 관심을 가진 연구들은 아내와 남편 중에 누구의 교육수준이 자녀돌봄시간에 더 결정적인지에 대해서는 의견의 일치를 보지 못하였으나(Craig & Mullan, 2011; England & Strivastava, 2013), 부부가 모두 고학력일 때 자녀돌봄은 훨씬 집중적이고 평등하게 분담되는 반면, 부부가 모두 저학력일 경우에는 자녀돌봄시간도 적을 뿐만 아니라 더 성분업화되어 있는 것을 발견하였다(노혜진, 2014b; Bonke & Esping-Andersen, 2011). 따라서 부부의 교육수준을 함께 고려한 변수를 구성하여 사용하고자 한다.

성역할태도관점 또한 문화적 접근을 취한다고 할 수 있다. 성역할태도관점은 성역할 태도가 시간배분에 미치는 영향을 강조하는데, 개인의 성역할 태도는 사회화의 산물로서 시대효과를 나타내고(Brewster & Padavic, 2000; Ciabattari, 2001; Davis & Greenstein, 2009), 사회의 정책이나 제도, 경제적 상황 등의 영향을 받는다는 측면에서(김사현, 2015; 원숙연, 2014; Cha & Thébaud, 2009) 사회문화적인 맥락을 반영하고 있다는 특징이 있다. 또한 교육을 통해 양성평등한 인식을 키우고 성고정관념을 거부할 수 있으므로, 높은 교육수준은 평등한 성역할 태도와 관련이 있는 것으로 알려져 있다(Bolzendahl & Meyers, 2004; Brewster & Padavic, 2000; Bryant, 2003; Ciabattari, 2001).

성역할태도관점에 따르면 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 여성은 가사노동을 적게 하고, 반대로 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 남성은 가사노동을 더 많이 한다(Baxter, Hewitt, & Haynes, 2008; Bianchi

et al., 2000; Evertsson, 2014; Kan, 2008; Nordenmark, 2004). 가사노동 분담에 있어서도 평등한 성역할 태도는 남성의 분담율은 높이고, 여성의 분담율은 낮춤으로써 더 평등한 가사노동분담을 가능하게 하는 요인으로 밝혀진 바 있다(Baxter, 2002; Fuwa, 2004; Geist, 2005; Kroska, 2004). 부부간 성역할 태도의 상호작용을 고려한 연구들은 아내보다는 남편의 성역할 태도를 통해 가사노동이 결정되는 경향을 보고하였다. Greenstein(1996)의 연구에서는 부부가 모두 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 남편의 가사노동분담율이 가장 높고, 아내가 전통적인 성역할 태도를 가지고 있으면 남편의 성역할 태도와는 상관없이 남편의 가사노동분담율이 유사하였다. 그러나 아내가 평등한 성역할 태도를 가지고 있더라도, 남편의 성역할 태도가 전통적이면 남편의 가사노동분담율은 낮았다. Evertsson(2014)의 연구에서도 아내의 성역할 태도는 남편의 가사노동시간과 관련이 없었으나, 남편이 평등한 성역할 태도를 가지고 있으면 아내의 가사노동시간은 감소하였다. 결국, 평등한 성역할 태도를 가진 여성이라도 남편이 가사노동을 더 많이 하도록 설득하기는 어려우며, 이는 남성이 평등한 성역할 태도를 받아들이지 않으면 변화는 어렵다는 의미이기도 하다. 공평한 가사노동분담을 실현하는 데 있어서는 부부가 평등한 성역할 태도를 공유하는 것이 중요하다는 것을 시사한다.

국내연구는 대부분 성별에 상관없이 성역할 태도가 가사노동시간에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 보고하였으나(김진욱, 2008; 은기수, 2009; 이승미, 이현아, 2011), 허수연(2008)의 연구에서는 남성의 평등한 성역할 태도가 본인의 가사노동시간을 늘리는 것으로 나타났다. 이에 대해 연구자는 남성이 여성에 비해 상대적으로 우세한 자원을 소유하고 있기 때문에 가사노동분담에 있어서 남성의 성역할 태도가 여성의 성역할 태도에 비해 더 중요하다고 하였다.

한편, 자녀돌봄시간에 있어서는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 아버지가 자녀돌봄에 더 많이 참여한다는 연구(Aldous, Mulligan, & Bjarnason, 1998; Bulanda, 2004; Hofferth, 2003)와 성역할 태도는 아버지의 자녀돌봄참여와 무관하다는 연구(Gaunt, 2006; Marsiglio, 1991)가 혼재하고 있다. 평등한 성역할 태도와 자녀돌봄시간 사이의 관련성을 보고한 연구들은 평등한 성역할 태도를 가지고 있을수록 집안일을 공평하게 분담하려고 하기 때문에 자녀돌봄에 더 참여적이라고 하였고, 반대로 성역할 태도는 자녀돌봄참여와 관련이 없다고 주장한 연구들은 성역할 태도는 추상적인 개념이기 때문에 일상의 행위에 직접 영향을 미치기 어렵고, 오히려 아버지역할에 대한 태도가 자녀돌봄시간을 더 잘 예측한다고 하였다.

부부간 성역할 태도와 자녀돌봄시간 사이의 관련성에 있어서도 Bulanda(2004)는 어머니의 성역할 태도는 아버지의 자녀돌봄참여와 무관하며, 이는 여성취업이 늘어나고 평등한 성역할 태도가 확산되었어도 여전히 어머니가 자녀돌봄을 대부분 담당하기 때문이라고 하였다. 그러나 Gaunt(2006)는 어머니가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 본인의 자녀돌봄시간은 감소하고, 아버지의 자녀돌봄참여는 늘어난다고 보고하여, 배우자의 성역할 태도의 영향을 받을 수 있음을 시사하였다.

이에 따라 본 연구에서는 성역할 태도를 성역할태도관점을 대표하는 변수로 사용할 것이며, 부부간 상호작용을 고려하여 부부 단위에서 성역할 태도 변수를 구성하여 사용하고자 한다. 구체적으로는 부부가 모두 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구, 부부가 모두 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 가구, 아내나 남편 중 한 명은 평등한 성역할 태도를, 다른 한 명은 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 가구로 구분할 것이다. 그러나 교육수준과 성역할 태도 사이의 관련성, 그리고 자녀돌봄시간

에 있어서 교육수준의 영향 등을 고려할 때, 가사노동시간에는 성역할 태도가 직접 영향을 미칠 것으로 예상되지만, 자녀돌봄시간에는 교육수준이 성역할 태도를 매개로 영향을 미칠 수 있는 가능성을 생각해 볼 수 있다.

2. 가사노동시간과 자녀돌봄시간의 차별적인 특성

무급노동시간 배분에 관한 이론적 관점을 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 동일하게 적용하는 것은 무리가 있다. 시간가용성관점이나 상대적 자원관점과 같이 협상을 통해 부부의 무급노동시간이 결정된다는 시각에서는 무급노동이 회피해야 할 대상이라는 합의를 전제로 하고 있으나, 부모가 자녀와 보내는 시간은 즐거움과 보상을 주는 것으로 인식되기 때문에 회피의 대상인 가사노동과는 성격이 다르다(Hallberg & Klevmarken, 2003; Sullivan, 2013). 뿐만 아니라, 가사노동은 하지 않을 수도 있고, 또한 아웃소싱을 할 수 있는 영역도 자녀돌봄에 비해 큰 반면, 자녀돌봄을 하지 않았을 때의 결과는 가사노동과는 비교할 수 없을 정도로 심각해진다. 이처럼 가사노동과 구별되는 자녀돌봄의 특성은 일하는 어머니의 자녀돌봄시간에 대한 실증연구에서 잘 드러나고 있다. 선행연구에서 취업모들은 시장노동시간과 자녀돌봄시간을 일대일로 교환하지 않고, 대신 본인의 여가, 수면, 개인유지 시간을 줄여가면서 자녀를 돌보는 시간을 확보하려는 것으로 나타났다(송유진, 2011; 주은선 외, 2014; Bittman, Craig, & Folbre, 2004; Craig, 2007; Gauthier, Smeeding, & Furstenberg, 2004).

가사노동시간과 자녀돌봄시간의 차이는 관련요인에서 뿐만 아니라, 종단적인 변화 추이에서도 나타났다. 종단적으로 남성의 가사노동시간은

증가하고 여성의 가사노동시간은 감소하는 반대의 변화 패턴을 보이지만, 자녀돌봄시간에 있어서는 남녀 모두 증가하는 추세를 보이고 있다(신윤정 외, 2014; 송유진, 2011; Baxter, 2002; Bianchi et al., 2000, 2006; Fisher et al., 2007; Gauthier et al., 2004; Kan et al., 2011; Sayer et al., 2004b). 특히 아버지들이 과거에 비해 자녀돌봄에 더 적극적으로 참여한다는 사실은 여러 연구자들의 관심을 끌었고, 아버지들의 자녀돌봄참여를 독려한 요인이 무엇인지 탐색하려는 연구도 활발하게 이루어졌다(송유진, 2011; 주은선 외, 2014; 조미라, 윤수경, 2014; Chalasani, 2007; Gauthier et al., 2004; Sayer et al., 2004b; Hook, 2006; Maume, 2011; Sullivan, 2010; Sullivan, Billari, & Altintas, 2014).

이처럼 남녀 모두 자녀와 더 많은 시간을 보내는 이유에 대해 선행연구는 낮은 출산율과 자녀양육 및 부모역할에 대한 사회적 규범의 변화를 지적하였다(송유진, 2011; Bianchi et al., 2006; Craig, 2006b; Sayer et al., 2004a). 자녀수가 줄어들면서 부모는 적은 수의 자녀에게 더 많은 시간과 자원을 투자하게 되었고, 사회적으로도 출산과 양육의 중요성이 강조되면서 좋은 부모가 되려면 자녀와 많은 시간을 보내야 한다는 사회적 규범이 생기게 되었기 때문이라고 하였다. 특히 기혼여성의 경제활동참여가 늘어났음에도 불구하고 취업여부와는 상관없이 여성의 자녀돌봄시간이 증가한 이유는 부모역할에 대한 규범과 기대가 여성에게 더욱 강하게 부과되어 사회적으로 ‘집중적인 어머니역할(intensive mothering)’ 이 데올로기가 양산된 것에 기인한다고 볼 수 있다(Hays, 1996; Johnston & Swanson, 2006). 이상적인 어머니 역할에는 돈을 버는 경제활동이 포함되었지만, 어머니가 자녀에 대한 직접적인 돌봄에 시간과 노력을 들여야 한다는 규범적인 기대는 약화되지 않았다(Riggs, 1997). 한편으로는, 많은 여성들이 노동시장에 진출하였음에도 불구하고 여전히 임금이 적

고, 사회적 위신이나 만족감이 낮은 직종에 종사하기 때문에, 여성들은 계속해서 어머니 역할에서 정체성과 만족, 그리고 자율성을 찾게 된다고 보기도 하였다(Sayer, 2005). 따라서 이들 가운데 일부 여성은 자녀돌봄을 남성과 공평하게 분담하는 대가로 가족 안에서의 권력을 상실하는 위험을 안으려고 하지 않을 것이기 때문에 여성의 자녀돌봄시간이 여성의 경제활동참여와 함께 늘어나게 되었다고 보았다(Allen & Hawkins, 1999; Bianchi & Milkie, 2010). 이러한 연구결과는 가사노동시간과 비교했을 때 자녀돌봄시간에 대한 결정이 더 젠더화되어 있음을 시사한다(신윤정 외, 2014; Deding & Lausten, 2006).

3. 무급노동시간 변화 관련요인에 관한 선행연구 고찰

이상에서 살펴본 시간가용성관점, 상대적자원관점, 성역할태도관점은 개인의 시간, 자원, 성역할 태도가 부부간 가사노동시간이나 자녀돌봄시간 결정에 영향을 미치는 미시적 구조에 관심을 가지기 때문에, 보다 큰 사회적 맥락이 그러한 미시적 의사결정구조에 끼치는 영향에 대해서는 고려하지 않았다는 한계가 있다. 연구자들은 부부의 무급노동시간 배분을 설명하기 위한 이론적 관점을 적용함에 있어 거시적인 사회, 정치, 문화적 맥락을 함께 고려하지 않고는 설명이 불완전할 수밖에 없다고 주장하였다(Bianchi et al., 2000; Coltrane, 2000; Fuwa & Cohen, 2007). 거시적인 맥락에 따라 남성과 여성이 얻게 되는 가사노동 성별분업의 혜택이 달라지거나 부부 사이에서 협상조건이 바뀔 수 있으며, 따라서 개인이 가지고 있는 상대적 자원이 무급노동시간 결정에 미치는 영향을 강화하거나 약화시킬 수 있기 때문이다(Hook, 2006, 2010). 예를 들어, 남성

과 여성 사이의 임금이 차별적인 노동시장 환경은 남성이 시장노동에, 여성이 무급노동에 종사하도록 장려하면서 부부 가운데 누가 무급노동에 더 많은 시간을 투자할지에 대한 결정에 영향을 미치게 된다. 실제로 Stier & Lewin-Epstein(2007)은 노동시장에서 남녀의 임금격차가 적을수록 여성의 상대적 소득이 가사노동 분담에 미치는 영향이 약화되는 것을 발견하였다. 만약 사회의 관습이나 정책이 남성이 주생계부양자인 가구에 더 많은 혜택을 주거나, 남성과 여성에게 주어지는 가용한 시간이나 자원, 가사노동의 요구에 차별적인 영향을 준다면 가구 내에서 부부의 권력관계는 구조적으로 불평등할 수밖에 없으며, 부부의 시간배분 또한 합리적인 협상의 결과라고 볼 수 없을 것이다(Hook, 2006, 2010).

부부의 평등한 성역할 태도가 무급노동시간의 공평한 배분으로 이어질지 여부 또한 사회적 맥락이 그러한 성역할 태도를 따르는 것을 용이하게 하는지 아니면 힘들게 하는지에 따라 결정되기도 한다. 성평등을 지향하는 사회 분위기 속에서는 개인이 가지고 있는 성역할 태도에 맞게 행동하기가 쉬운 반면, 그렇지 않은 사회에서는 개인의 성역할 태도가 행동으로 실현되기 어렵다는 점에서 국가의 성평등 수준이나 지향성이 개인의 성역할 태도가 무급노동시간에 미치는 영향을 조절할 수도 있다(Fuwa, 2004). 한편으로는 남성과 여성 사이의 임금차별이 큰 노동시장 환경이 아내와 남편의 상대적인 자원과 협상력에 영향을 줌으로써 전통적으로 바람직한 성역할에 대한 태도를 강화시키기도 한다(Bittman et al., 2003; Feree, 2010).

이처럼 부부가 무급노동시간 배분을 결정함에 있어 사회적인 맥락이 가족의 내적 프로세스와 상호작용하여 영향을 미친다는 사실은 서로 다른 국가적 맥락(national context)을 비교한 횡단연구를 통해 확인된 바 있다(김은지, 2008; 김영미, 2014; Boll, Leppin, & Reich, 2014; Fuwa,

2004; Geist, 2005; Hook, 2006, 2010; Stier & Lewin-Epstein, 2007). 그러나 지난 15년간 한국가족을 둘러싸고 급격히 변화한 사회·문화적 환경을 고려한다면, 시계열에 따라서도 서로 다른 시대적 맥락이 부부의 무급노동시간 배분 결정에 영향을 주었을 가능성이 적지 않다(현재은, 2013; Craig et al., 2010). 예를 들면, 사회인구학적인 변화에 대한 대응으로 무급노동시간 배분이 달라진 이유를 시간가용성관점과 상대적자원 관점으로 설명한 연구들은 다음과 같은 논리를 펼치고 있다. 여성의 교육수준과 임금이 높아지면서 여성이 무급노동에 가지고 있던 상대적 우위 또는 전문성이 약화되고, 동시에 혼인율 감소, 초혼연령 상승, 출산율 하락으로 무급노동에서의 시간수요도 감소하게 되었다. 따라서 여성은 무급노동시간을 시장노동에 재분배하게 되었고, 여성의 교육수준, 경제활동참여율, 소득 상승은 여성의 협상력을 강화하여 남성이 무급노동에 사용하는 시간을 늘어나게 하였다는 것이다(Blau, 1998; Sayer, 2005).

여기서는 앞서 부부의 무급노동시간 배분을 결정하는 요인들로 도출한 근로시간, 상대적 소득, 교육수준, 성역할 태도를 중심으로, 종단적으로 이 관련요인들의 영향이 존속되었는지 아니면 사라졌는지, 만약 존속되었다면, 영향력의 강도에 변화가 있는지를 조사한 선행연구들을 살펴보고자 한다.

1) 근로시간과 소득

여성의 취업은 가구내 무급노동시간의 재분배를 촉발하는 가장 강력한 요인이라고 할 수 있다. 여성이 경제활동에 참여함으로써 집안일을 하거나 자녀를 돌보기 위해 사용할 수 있는 절대적인 시간량이 줄어들 수밖에

에 없기 때문이다. 취업여성이 대부분의 가사노동과 자녀양육을 책임진다고 하더라도 그것은 맞벌이 가구 안에서 남편과의 시간배분에서의 격차를 의미하는 것이지, 시장노동을 하지 않는 여성에 비해서는 무급노동에 투입할 수 있는 시간이 적을 수밖에 없다. 따라서 제한된 시간자원으로 무급노동의 시간수요에 대응하기 위해 취업여성들은 가사노동을 아웃소싱하거나 가사노동의 표준을 하향조정하여 가사노동의 시간수요를 줄이는 전략(Cohen, 1998), 아니면 남편의 가사노동참여를 늘리는 전략을 사용하게 된다. 이때 여성이 경제활동에서 얻은 소득은 가사노동의 아웃소싱에 사용되기도 하고, 가사노동분담을 위한 남편과의 협상에서 아내의 협상력을 높이는 자원으로 작용하여 남편의 가사노동시간이 늘어나게 할 수 있다(Bianchi et al., 2000; Bittman et al., 2003; Coltrane, 2000). 그러므로 여성의 경제활동참여가 증가하면서 늘어나게 된 아내의 근로시간과 소득이 무급노동시간의 변화에 가장 크게 기여한 거시적 변화임은 분명하지만, 종단적으로 이 두 요인의 영향이 어떻게 바뀌었는지에 대해서는 실증연구에 대한 고찰이 필요하다. 또한 근로시간과 소득이 가사노동시간의 변화를 초래한 메커니즘이 자녀돌봄시간의 변화에도 동일하게 적용될 수 있는지에 대해서도 살펴보아야 할 것이다.

Geist & Cohen(2011)은 시간가용성관점을 대표하는 변수로서 부부의 취업지위를 전일제, 시간제, 무직으로 구분하여 사용하였는데, 1994년에 비해 2002년에 아내가 전일제로 취업한 가구와 아내가 시간제로 취업한 가구 사이에 가사노동에서의 성별분업이 더 강화되었다고 보고하였다. 이에 대해 연구자들은 여성의 노동시장참여가 당연시됨에 따라, 전일제로 취업하지 않는 한 시간제로 일하는 여성들의 협상력이 약화되었기 때문이라고 해석하였다.

Crompton et al.(2005)의 연구에서는 1994년에는 남편의 소득이 아내보다 높다는 것이 남녀 모두가 평등한 가사노동분담을 경험할 가능성에 영향을 미치지 못하였으나, 2002년이 되면 남편의 상대적 소득이 많으면 남녀 모두 평등한 가사노동분담을 경험할 가능성이 통계적으로 유의미하게 감소하였다. 연구자들은 이러한 결과에 대한 해석을 시도하지는 않았으나, 1994년에는 상대적 소득이 가사노동분담과 관련이 없었으나 2002년이 되면서 관련성이 나타났다는 의미로 볼 수 있다.

Maume(2011)는 1977년과 1997년에 아버지의 자녀돌봄시간에 영향을 미치는 변수를 비교하였다. 연구결과를 보면, 주당근로시간은 1977년과 1997년에 모두 주중에 자녀돌봄시간을 유의미하게 감소시켰으나 주당근로시간이 자녀돌봄시간에 미치는 영향의 크기는 1977년에 비해 1997년에 더 약하였다. 아내의 소득비중 또한 1977년과 1997년에 일관되게 남성의 주중 자녀돌봄시간에 정적인 영향을 미쳤으나, 1977년에 비해 1997년에 그 영향의 강도가 약해졌고, 주말에는 1977년에만 남성의 자녀돌봄시간에 영향을 주었다.

Hall(2005)의 연구도 1977년과 1997년에 아버지의 자녀돌봄시간과 관련이 있는 요인을 비교하면서, 두 연도와 근로시간 사이의 상호작용효과를 분석하였다. 연구결과, 주중에는 근로시간과 아버지의 자녀돌봄시간 사이의 부적 관련성이 종단적으로 안정적으로 나타났으나, 주말에는 1977년에 비해 1997년에 근로시간이 자녀돌봄시간을 더 잘 예측해준다는 것을 발견하였다.

이와 같이 소수의 연구를 제외하고는 근로시간 또는 상대적 소득이 무급노동시간에 미치는 영향의 변화를 탐색한 연구는 찾아볼 수 없다. 또한 각 연구는 근로시간 또는 상대적 소득비중이 무급노동시간에 미치는 영향에 대한 단편적인 정보만을 제공할 뿐, 이 연구들로부터 일관된 결

론을 도출하기는 어려울 것으로 보인다. 다만, 근로시간과 소득의 영향이 시계열에 따라 나타났다가 사라지기도 하고, 그 영향의 강도가 바뀔 수도 있다는 사실을 확인하였으며, 각각의 연구가 이루어진 국가와 시대적 배경에 대한 고려 없이는 연구결과에 대한 해석은 불가능하다는 것을 알 수 있다⁴⁾.

그러나 다년도에 걸쳐 조사한 결과를 통합하여 근로시간과 상대적 소득의 영향을 조사한 연구들을 살펴보면, 근로시간은 어머니와 아버지의 자녀돌봄시간과 가사노동시간에 안정적으로 부정적 영향을 미치고 있으며 (Hall, 2005; Hook, 2006, 2010; Sayer et al., 2004; Sullivan, 2010), 남편의 소득비중은 공평한 가사노동분담과 안정적으로 부정적 관련성을 보였다 (Geist & Cohen, 2011)⁵⁾. 이러한 결과로부터 근로시간이나 아내의 상대적 소득비중이 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 미치는 영향은 모든 조사연도에서 비교적 안정적으로 나타날 가능성을 예측해 볼 수 있다.

Fuwa(2004)는 1994년 22개국을 대상으로 한 횡단비교연구에서 사회의 성평등 수준이 높을수록 여성의 근로시간이 가사노동분담에 미치는 부정적 영향이 더 강해지는 것을 발견하였다. 연구자는 국가의 높은 성평등 수준이 여성 개인의 가용한 시간이나 상대적 자원의 영향을 더 강화시키는 이유에 대해, 양성평등한 사회일수록 여성의 평균 임금수준이 높고 경력을 쌓을 기회가 많이 주어지기 때문에 상대적 소득에서 더 큰 협상력을 끌어낼 수 있고, 또한 양성평등한 사회에서 여성의 근로시간에 부여하는

4) 여기서 인용한 실증연구들은 연구마다 종속변수가 가사노동시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄시간으로 서로 다르고, 근로시간이나 상대적 소득을 연속변수로 사용하거나 아니면 범주변수(시간제와 전일제, 남편의 소득이 아내보다 많을 때)로 사용하는 등 변수의 조작적 정의에도 차이가 있었다. 또한 근로시간과 소득을 독립변수가 아닌 통제변수로 사용한 연구들이 적지 않았는데, 이들은 결과에 대한 해석을 시도하지 않거나, 분석모형에는 변수를 투입하였더라도 그 결과를 제시하지 않기도 하였다.

5) 모든 연구에서 두 변수의 영향은 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

가치가 더 높기 때문에 부부는 가용한 시간에 따라 합리적으로 가사노동을 분담하게 되기 때문이라고 하였다.

Stier & Lewin-Epstein(2007)은 2002년 25개국에 대한 횡단비교연구에서 성평등한 노동시장일수록 여성의 경제적 의존도, 즉 여성의 상대적 소득이 가사노동분담에 미치는 영향이 약화되었다고 보고하였다. 이는 성평등한 노동시장에서는 여성에게 더 많은 기회가 주어지기 때문에 여성이 시간제로 일하거나 잠시 노동시장을 떠나 있더라도 이들이 가지고 있는 잠재적인 경제력이 가사노동분담 협상에서 고려되기 때문이라고 하였다. 앞서 Fuwa(2004)와는 반대의 접근을 한 것처럼 보이나, Fuwa(2004)는 성평등한 사회에서 높은 상대적 소득의 협상력이 더 커진다는 사실에 해석의 초점을 맞추었다면, Stier & Lewin-Epstein(2007)은 성평등한 사회에서는 소득이 없거나 상대적 소득이 낮을 때의 협상력이 덜 약해진다는 사실에 더 중점을 두었다는 차이가 있다.

그러나 Stier & Lewin-Epstein(2007)은 동시에 거시적인 사회의 성역할 이데올로기가 성평등을 지향할수록 여성의 경제적 의존도가 공평한 가사노동분담에 미치는 영향이 더 두드러지게 나타난다는 상반된 결과를 보고하였다. 이에 대해 연구자는 성평등한 사회일수록 여성이 경제적으로 더 크게 기여할 것을 기대하기 때문에 여성의 소득이 없는 전통적인 가구와 여성의 소득비중이 큰 급진적인 가구 사이의 차이가 더 크게 부각되기 때문이라고 해석하였다. 반면에 성역할 이데올로기가 전통적인 사회에서는 가사노동의 성별분업에 관대하기 때문에 여성의 상대적 소득이 성별분업에 미치는 부정적인 영향이 사라지거나 아니면 영향의 방향이 긍정적으로 바뀔 가능성도 있다고 제안하였다. 사회의 거시적인 성역할 이데올로기가 근로시간이나 여성의 상대적 소득의 영향을 조절하는 효과에 있어서는 Fuwa(2004)와 Stier & Lewin-Epstein(2007)의 연구가

모두 같은 방향의 결과를 제시하였다고 할 수 있다⁶⁾.

우리나라에서는 과거에 비해 성역할 고정관념이 약화되었고, 노동시장에서 고용의 성평등 인식이 확산된 것으로 보고한 연구들이 있다(박종서, 2013; 원숙연, 2014). 또한 노동시장에서 남성의 월평균 임금 대비 여성의 월평균 임금 비율이 2000년 64.7%에서 2013년 68.1%로 소폭이나마 상승하였다(통계청, 여성가족부, 2014). 만약 과거에 비해 한국 노동시장의 성평등 수준이 향상되었고 한국사회에 평등한 성역할 이데올로기가 확산되었다면, 아내의 근로시간이나 상대적 소득비중이 무급노동시간에 미치는 영향이 최근에 바뀌었을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

2) 교육수준

교육수준 향상은 부모의 자녀돌봄시간 증가를 견인하는 동력으로 연구되어 왔다. 특히 아버지의 무급노동시간 변화에 관한 중단 연구는 교육의 영향에 초점을 맞추고 있다(조미라, 윤수경, 2014; Sullivan, 2010; Sullivan et al., 2014). 남편의 가사노동 참여가 필요하고 아버지의 자녀양육이 자녀의 발달에 중요하다는 지식이나 규범은 무급노동에 대한 기존의 성별분업 이데올로기와 배치되는 것이기 때문에 남성에게는 교육을 통한 지식 확보 및 의식 변화가 더욱 중요하다는 이유에서였다.

1965년부터 2003년까지 영국과 미국에서 맞벌이 남성의 무급노동시간

6) Fuwa(2004)는 ISSP(International Social Survey Program)의 1994년 '가족과 성역할 변화(Family and Changing Gender Roles) II' 자료를 분석하였고, Stier & Lewin-Epstein(2007)은 ISSP의 2002년 '가족과 성역할 변화 III' 자료를 분석하였다. 두 연구 모두 다층모형(HLM)을 사용하여 각 국가의 거시지표를 국가수준 변수로 투입함으로써 종속변수인 가사노동분담율에 대한 거시적인 요인의 영향을 실증적으로 밝혔다.

변화를 조사한 Sullivan(2010)의 연구를 보면, 가사노동시간은 저학력 남성에게서 더 빠르게 증가하고, 반대로 자녀돌봄시간은 고학력 남성에게서 더 가파르게 상승하는 것으로 나타나, 남성의 가사노동시간은 증가하면서 점차 교육수준 간 격차가 감소하는 반면, 자녀돌봄시간은 증가하면서 교육수준 간 격차가 더 커지고 있는 것을 알 수 있다. Sullivan(2010)은 이에 대해 여성의 경제활동참여가 늘어나고 성평등 이데올로기가 확산되면서 교육수준이 낮은 남성들 사이에서도 가사노동참여를 독려하는 성역할 태도의 변화가 있었고, 따라서 가사노동시간에서의 학력차이가 좁혀지게 되었다고 보았다. 한편, 자녀돌봄시간에서 학력차가 점점 벌어지고 있는 이유는 고등교육을 받은 중산층 아버지들 사이에서 참여적인 아버지역할의 중요성이 강조되는 문화의 영향을 받았기 때문이라고 하였다. 고학력 남성 중에 소득은 많으나 시간이 없는 사람들은 자녀돌봄에 더 중요성을 부여하고 한정된 시간을 가사노동이 아닌 자녀돌봄에 사용함으로써 더 가파른 증가세를 보인 것이다.

국내에서 이루어진 조미라와 윤수경(2014)의 연구에서도 1999년에서 2009년 사이에 Sullivan(2010)의 연구와 동일한 결과가 나타났다. 연구자들은 Sullivan(2010)의 논의에 덧붙여 고학력 남성은 본인의 일과 경력 때문에 자녀와 보내는 시간이 적다는 것에 대해 죄책감을 느끼고, 따라서 아버지 양육참여의 중요성을 강조하는 정보에 더 민감하게 반응하고 자녀와 더 많은 시간을 보내려고 노력하기 때문이라고 하였다.

Sullivan et al.(2014)은 1970년부터 2011년까지 OECD 13개국에서 가사노동과 자녀돌봄을 합한 무급노동에 대한 남성의 교육수준의 영향이 최근으로 올수록 더 강해지는 현상을 발견하였다. 특히 최근 출산율 상승을 보이고 있는 초저출산국가(독일, 이탈리아, 스페인, 슬로베니아)에서 고학력의 젊은 남성들 사이에서 무급노동시간 증가폭이 가장 큰 결과에

대해, 이들 사이에서 퍼져가는 평등한 젠더관계가 초저출산국가의 출산율을 상승을 가져왔다고 해석하였다.

Chalasan(2007)은 1985년에서 2003년 사이에 남녀 모두 고학력 집단에서 자녀돌봄시간의 상승폭이 더 컸고, 고학력 집단에서 남녀간 자녀돌봄시간에서의 격차가 크게 감소하였다고 보고하였다. Maume(2011)의 연구에서는 1977년과 1997년 주중과 1977년 주말에는 아버지의 자녀돌봄시간이 교육수준의 영향을 받지 않았으나, 1997년 주말에는 아버지의 교육년수가 길수록 자녀돌봄시간이 감소하였다. 연구자는 이 결과에 대해 만약 교육수준이 계층을 반영한다면, 중산층 가족이 가지고 있는 자원으로 자녀의 재능을 키우기 위해 피아노 레슨을 받거나 스포츠 활동을 하는 등 다른 성인에게 아이를 맡기기 때문에 주말에 고학력 아버지의 자녀돌봄시간이 더 적은 것이라고 해석하였다(Lareau, 2002).

이상의 선행연구 결과를 종합해 볼 때, 남성의 자녀돌봄시간에 미치는 교육수준의 영향은 점점 더 강해지고 있다는 결론을 도출할 수 있을 것으로 보인다. 그러나 여성의 교육수준과 자녀돌봄시간 사이의 정적인 관련성이 더 강해지고 있다는 결론에 이르기에는 경험적 근거가 아직 부족해 보인다. 한 예로 국내에서는 송유진(2011)이 1999년과 2009년 부모가 미취학자녀를 돌보는 시간에서 교육수준에 따라 유의미한 차이가 있는지를 조사하였는데, 1999년에는 어머니의 교육수준별로 자녀돌봄시간에서 유의미한 차이가 있었으나 이 차이는 2009년이 되면 사라졌고, 반대로 아버지의 자녀돌봄시간은 1999년에는 교육수준에 따라 차이가 없다가 2009년에는 유의미한 차이가 나타났다. 이 연구에 따르면 어머니의 자녀돌봄시간과 교육수준 사이의 관련성은 더 약해지고 있다고 할 수 있다.

가사노동시간과 교육수준 사이의 관련성이 종단적으로 달라졌는지에 대해서는 연구들이 자녀돌봄시간에 대한 교육수준의 영향만큼 관심 있게

다루지 않았고, 소수의 연구에서 통제변수로 투입하여 얻은 분석결과가 있을 뿐이다. Hook(2010)은 1965년부터 2003년까지 19개국의 시간일지자료를 모두 통합한 데이터를 분석하여 교육수준은 여성의 가사노동시간과는 부적인 관련이 있고, 남성의 가사노동시간과는 정적인 관련이 있는 것을 발견하였고, Bianchi et al.(2000)이 1965년부터 1995년까지 통합데이터를 분석한 결과에서도 마찬가지로 성별에 따라 교육수준이 다른 영향을 미치는 것으로 나타났다. Baxter(2002)의 연구에서는 1986년, 1993년, 1997년에 여성의 교육수준은 가사노동시간과 일관성 있게 부적인 관련이 있었으나, 남성의 교육수준은 모든 시점에서 가사노동시간과 무관하다고 밝혔다. 그러나 Hook(2010)은 시간변수를 투입하지 않았기 때문에 시계열에 따른 영향의 변화를 알 수는 없었고, Bianchi et al.(2000)의 연구에서는 시점과의 상호작용효과가 유의미하지 않은 것으로 밝혀져 30년간 교육수준이 가사노동시간에 미치는 영향은 크게 달라지지 않았음을 알 수 있다.

1994년과 2002년에 교육수준이 가사노동분담율에 미치는 영향을 분석한 선행연구를 보면⁷⁾, Geist & Cohen(2011)은 1994년과 2002년 자료를 통합한 데이터의 분석결과에서 대학을 졸업한 고학력 남녀가 더 공평하게 가사노동을 분담한다고 보고하였고, Crompton et al.(2005)은 2002년에는 교육수준이 높을수록 남녀 모두 공평한 가사노동분담을 경험할 가능성이 증가하였으나, 1994년에는 이러한 교육수준의 영향이 없었다고 보고하였다. 두 연구결과를 종합해보면, 1994년에도 교육수준이 높을수록 가사노동을 공평하게 분담하였으나 2002년이 되면서 교육수준이 영향이

7) Crompton et al.(2005)과 Geist & Cohen(2011)은 ISSP(International Social Survey Program)의 1994년 '가족과 성역할 변화 II' 자료와 2002년 '가족과 성역할 변화 III' 자료를 비교분석하여 가사노동분담율과 관련이 있는 요인의 변화에 대한 의미 있는 결과를 발표하였다.

더 강해졌을 가능성을 추론해 볼 수 있다. 그러나 이들 연구들은 가사노동시간 변화에 대한 교육수준의 영향을 해석하지 않았다. 따라서 앞의 Sullivan(2010)과 Sullivan et al.(2014)의 논의로부터 단서를 얻고, 교육수준이 시간사용에 미치는 영향을 조절하는 문화의 효과에 대해 조사한 van der Lippe et al.(2011)⁸⁾의 연구결과를 참조하자면, 교육수준은 성역할 태도를 통해 가사노동시간이나 분담율에 영향을 미치고, 종단적으로는 그 시점에 만연한 사회의 성역할 이데올로기가 성역할 태도를 통해 교육수준과 가사노동시간 사이의 관계를 조절할 수 있다는 추론이 가능하다.

그러나 성역할에 대한 고정관념이 완화되어가고 있는 현상과는 달리, 어머니역할에 대한 고정관념은 오히려 강화되었다는 원숙연(2014)의 연구결과는 거시적인 성역할 이데올로기의 효과가 종단적인 시점에 따라 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 서로 다르게 반영되어 있을 가능성을 시사한다. 원숙연(2014)은 세계가치조사(World Value Survey) 자료를 활용하여 1996년과 2010년 사이에 한국에서 성역할고정관념에 변화가 있었음을 포착하고, 15년 동안 여성의 경제활동참여 증가와 두 번의 경제위기 경험이 ‘여성은 가정, 남성은 일’이라는 젠더화된 이분법의 영향을 완화한 것으로 보고하였다. 그러나 어머니역할에 대한 고정관념은 1996년에 비해 2010년에 오히려 강화되어, 1996년에 비해 2010년에 기혼여성의 경제활동이 자녀에게 미칠 부정적인 영향에 대해서는 강하게 동의하고 취업모로서의 만족감은 낮게 평가하였고, 특히 이러한 어머니역할에

8) van der Lippe et al.(2011)은 1965년부터 1998년까지 17개국의 시간일지자료를 분석한 결과에서, 남성성에 대한 문화가 강한 사회에서는 더 여성적인 문화를 가지고 있는 사회에 비해 고학력 기혼 여성의 시장노동시간이 짧고 기혼여성의 가사노동시간이 길다고 하였다. 이 연구에서 남성성이 강한 문화는 여성과 남성의 속성과 역할에 대한 구분이 명확하다는 특징을 갖는다는 점에서 성역할 이데올로기와 유사한 개념으로 사용되었음을 알 수 있다.

대한 성고정관념은 남성보다 여성에게서 더 강하게 나타났다고 하였다. 이는 한국 어머니 사이에서도 최근 집중적인 어머니역할에 대한 이데올로기가 나타났다는 사실을 보여준다.

3) 성역할 태도

개인의 성역할 태도가 어떻게 형성되는지를 노출(exposure) 개념에 기반하여 설명한 학자들은 양성평등을 이상으로 하는 사고나 상황에 노출된 개인이 점차 양성평등한 신념을 키우게 되고, 사회화를 통해서 아니면 교육이나 개인적인 경험을 통해서 그러한 상황에 노출될 수 있다고 주장하였다(Bolzendahl & Meyers, 2004). 그러나 자녀돌봄이나 가사노동과 같이 양성평등을 지향하지만 역사적으로 성불평등이 규범이었던 상황에 직면하게 되면 개인은 이러한 상황과의 상호작용에서 발생하는 인식의 충돌을 줄이기 위해 자신의 성평등에 대한 태도나 신념을 완화시키기도 한다고 하였다(Davis & Greenstein, 2009).

이와 같은 설명은 개인의 성역할 태도가 보다 거시적인 사회의 양성평등에 대한 사상이나 이데올로기의 영향을 받아 형성될 수 있으며 사회화뿐만 아니라 교육 또한 성역할 태도 형성의 주요 기제가 될 수 있다고 말한다. 여기에서 개인의 성역할 태도는 거시적인 성역할 이데올로기를 반영하고 있으며, 교육과 성역할 태도는 서로 밀접한 관련이 있다는 본 연구의 중요한 전제를 도출할 수 있다. 이러한 전제는 앞서 교육수준이 무급노동시간의 변화에 미치는 영향에 대한 실증연구를 고찰하면서 개인의 성역할 태도와 사회의 성역할 이데올로기가 자주 언급되었던 사실로부터 추론할 수 있었다.

평등한 성역할 태도는 여성의 가사노동시간을 줄이고 남성의 가사노동시간을 늘려주며 부부 사이에서는 공평한 가사노동분담을 가능하게 해주는 것으로 알려져 있다(Baxter et al, 2008; Bianchi et al., 2000; Evertsson, 2014; Kan, 2008; Nordenmark, 2004). 그러나 사회의 거시적인 성역할 이데올로기가 이러한 성역할 태도의 영향을 조절할 수 있다고 실증연구들은 주장하였다(Fuwa, 2004; Geist, 2005; Knusden & Warness, 2008). 예를 들면, 여성의 경제적 또는 정치적 파워가 남성과 유사한 국가에서는 전통적인 성역할 이데올로기가 약할 것이고, 이처럼 성역할 태도에 대한 사회적인 통제가 약한 상태에서 여성은 자신의 평등한 성역할 태도를 공평한 가사노동분담이라는 행위로 더 쉽게 실현시킬 수 있다고 하였다.

개인의 평등한 성역할 태도가 무급노동에서의 행위로 이어질 수 있도록 해 주는 데에는 사회의 보편적 성역할 이데올로기 외에도 노동시장환경이나 제도 또는 정책 등이 영향을 미칠 수 있다(Coltrane, 2000; Crompton et al., 2005). 남성이 자신의 평등한 성역할 태도를 행동으로 옮기기 위해서는 생계부양자에 대한 직장의 기대와 요구라는 장애물을 극복해야 한다. 특히 한국사회의 장시간 근로문화는 남성의 평등한 성역할 태도와 가사노동시간 혹은 공평한 가사노동분담 사이의 관련성을 약화시킬 가능성이 높다. 실제로 Crompton et al.(2005)은 1994년에는 평등한 성역할 태도가 공평한 가사노동분담과 관련이 있었으나, 2002년이 되면 그 관련성이 사라지는 이유에 대하여 장시간의 시장노동과 치열한 경쟁 등 직업과 관련된 압박이 심화되면서 남성이 가사노동을 분담할 여력이 없어졌기 때문이라고 하였다.

다른 한편으로는 초반에 노출의 개념으로 논의했던 것처럼, 개인의 성역할 태도 자체가 사회의 성역할 이데올로기 외에도 노동시장환경, 경제

상황, 정책의 영향을 받기도 한다는 사실을 선행연구들은 실증적으로 보여주고 있다. 여성이 노동시장으로 대거 진출하고 남성의 고용지위가 낮아지면서 주생계부양자로서의 남성의 지위는 차츰 잠식되기 시작하였고, 그러한 영향으로 남성들 사이에서 평등한 성역할 태도가 확산되었다는 사실은 여러 경험적 연구의 지지를 받고 있다(Brewster & Padavic, 2000; Stickney & Konrad, 2012; Thornton & Young-DeMarco, 2001; Zuo, 2004). 또한 연구들은 남성의 생계부양자 지위가 불안정한 노동시장 환경보다 안정적인 노동시장환경에서 아내에 대한 남편의 경제적 의존 정도와 남성의 평등한 성역할 태도 사이의 관련성이 더 강하게 나타났고(Cha & Thébaud, 2009), 경기침체기에는 일자리에 대한 경쟁이 높아지면서 노동시장을 떠나는 여성이 증가하고, 성별에 따른 공사영역의 이분법이 강화되면서 자연스럽게 여성의 전통적인 어머니역할에 대한 인식이 확산되었다고 밝히고 있다(조순경, 1998; Berik & Kongar, 2013; Johnston & Swanson, 2006).

선행연구들은 가족정책의 지원유형(현금, 시간, 서비스)과 지원수준에 따라 성역할 태도에 차이가 있다고 밝히면서(김사현, 2015; 김영미, 2012; 류연규, 김영미, 2012), 정책 또한 성역할 태도에 영향을 미칠 수 있다고 주장하였지만, 이보다 정책이 더 직접적으로 성역할 태도에 영향을 줄 수 있음을 실증적으로 제시한 연구가 있다. Kotsadam & Finseraas(2013)는 노르웨이에서 1993년 육아휴직 아버지 할당제(daddy quota)가 도입된 직후 태어난 여자 청소년들이 가사노동에 참여할 가능성이 낮다는 연구결과를 통해 가족정책이 세대를 거쳐 성역할의 사회화라는 기제를 통해 양성평등에 기여할 수 있는 가능성을 보여주었다.

지금까지 고찰한 연구들은 모두 횡단적으로 이루어졌지만, 거시적인 요인과 개인의 성역할 태도 사이의 상호작용에 대해 조사하였다는 점에서

종단연구에 적용할 수 있는 시사점을 제공해주고 있다. 특히 무급노동시간에 미치는 성역할 태도의 영향이 종단적으로 달라지는지를 분석한 연구가 드물기 때문에 본 연구에서는 무급노동시간 변화에 대한 성역할 태도의 영향을 해석할 때 이 횡단연구들의 결과에 의존할 수밖에 없을 것으로 보인다.

Ⅲ. 연구문제

본 연구는 무급노동시간의 변화를 견인한 요인을 파악하고 종단적으로 이 요인들의 특성이 달라진 것과 영향력이 달라진 것이 변화에 기여한 정도를 탐색함으로써, 무급노동시간의 변화 추이가 앞으로도 지속될지를 예측해 보고, 지금까지의 변화 추이가 지속되어야 한다고 판단되면 그 추세가 이어지도록 독려하고, 바뀌어야 할 필요가 있다면 다른 방향으로 변화를 유도하기 위한 개입의 단서를 얻으려는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 연구에서는 이론적 고찰을 통해 무급노동시간 배분과 관련이 깊은 근로시간, 아내의 상대적 소득비중, 교육수준, 성역할 태도를 독립변수로 도출하고, 이 변수들과 무급노동시간 사이의 관련성이 종단적으로 달라지는 않았는지, 혹은 그 영향의 강도나 방향이 바뀌지는 않았는지 살펴보고자 한다. 종속변수인 무급노동시간은 가사노동과 자녀돌봄, 절대적 시간과 상대적 부담율, 남성과 여성, 주중과 주말의 차이를 모두 고려하여 세분화하여 사용할 것이다. 지금까지 살펴본 선행연구들을 바탕으로 구체적으로 설정한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 1999년부터 2014년까지 첫 자녀가 미취학아동인 남녀(부부)의 무급노동시간 변화 추이는 어떠한가?

1-1. 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동부담율, 자녀돌봄부담율의 변화 추이에 차이가 있는가?

연구문제 2. 2004년부터 2014년까지 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간과 관련이 있는 요인의 영향은 어떻게 다른가?

2-1. 2004년, 2009년, 2014년에 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에 미치는 영향은 연도에 따라 어떻게 다른가?

연구문제 3. 2004년부터 2014년까지 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간 변화는 관련요인들의 종단적인 특성 변화와 영향력의 변화에 어느 정도 기인하는가?

3-1. 2004년과 2009년 사이, 2009년과 2014년 사이에 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에서 발생한 차이는 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에서 조사연도간 발생한 평균의 차이에 어느 정도 기인하는가?

3-2. 2004년과 2009년 사이, 2009년과 2014년 사이에 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에서 발생한 차이는 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에서 조사연도간 발생한 영향력 변화에 어느 정도 기인하는가?

IV. 연구방법

1. 분석자료

본 연구에 사용된 자료는 통계청에서 실시한 1999년, 2004년, 2009년, 2014년의 생활시간조사 자료이다. 1999년에 처음 실시된 생활시간조사는 5년 주기로 2014년까지 총 네 차례 조사되었다. 하루 24시간 동안 한 행위를 10분 단위로 기입하도록 되어 있는 시간일지를 표본가구 내 만 10세 이상 모든 가구원이 작성하며, 한 사람이 이틀씩 시간일지를 작성하였다. 1999년에는 전국 약 17,000가구에 거주하는 만 10세 이상 가구원 42,973명의 시간일지 85,906부를 수집하였고, 2004년에는 전국 12,750가구의 만 10세 이상 가구원 31,634명의 시간일지 63,268부, 2009년에는 전국 약 8,100가구의 만 10세 이상 가구원 20,263명의 시간일지 40,526부, 그리고 2014년에는 전국 약 12,000가구의 만 10세 이상 가구원 26,988명의 시간일지 53,976부를 수집하였다.

생활시간조사는 국민들이 주어진 하루 24시간을 어떤 형태로 보내고 있는지를 파악하여 국민의 생활방식과 삶의 질을 측정할 수 있는 기초자료로서, 무급 가사노동에 소요된 시간을 파악하여 가사노동의 경제적 가치를 분석하고, 국민계정체계에 가계위성계정을 편입시키기 위한 기초자료로 사용하기 위해 조사되었다(통계청, 2009 생활시간조사).

조사항목은 조사시기에 따라 다소 차이가 있으나 공통적으로 ① 가구 관련 사항: 주택종류, 소유형태, 주거용면적, 미취학아동 유무, ② 개인 관련 사항: 가구주와의 관계, 성별, 나이, 혼인상태, ③ 경제활동 관련 사항: 경제활동여부, 근무시간, 산업, 직업, 직장지위, 정기휴일, 월평균 소

득(50만원 단위로 범주화, 1999년 자료 미공개), ④ 정서: 시간부족감, 피곤함, 시간사용만족도(2004년에만 조사), ⑤ 성역할 태도(1999년 제외)를 포함하고 있다. 개인 및 가구 관련 항목은 면접조사를 통하여 조사하였고, 시간일지는 응답자가 직접 기입하는 방식으로 조사하였다.

2. 분석대상

본 연구는 첫 자녀가 미취학아동인 부부를 대상으로 하였다⁹⁾. 가구에 미취학자녀가 있으면, 그 자녀를 먹이고 씻기는 등 신체적으로 직접 돌보는 시간 외에도 어린 자녀로 인하여 추가적으로 파생되는 가사노동시간이 늘어나는 등 무급노동시간에 대한 수요가 급증하게 된다¹⁰⁾. 그리고 이렇게 늘어난 무급노동의 시간수요에 가장 적극적으로 대응하는 사람은 바로 어머니이다(Bianchi et al., 2006; Craig & Bittman, 2008). 남성은 아버지가 되더라도 자녀를 돌보는 시간만 추가될 뿐 가사노동시간이나 시장노동시간 배분에서는 큰 변화가 없는 반면, 여성은 어머니가 되면 일을 그만두거나 시장노동시간을 줄이면서 전체적으로 시장노동과 무급노동에 대한 시간배분이 크게 바뀌게 된다(Craig, 2006a; Craig & Bittman, 2008; Craig et al., 2010; Gershuny & Sullivan, 2003; Raley et

9) 첫 자녀가 미취학아동이라는 것은 그 가구에 미취학자녀만 있다는 의미이다. 2014년을 제외하고 1999년부터 2009년까지 실시된 생활시간조사는 가구에 미취학자녀의 존재 유무만을 조사할 뿐, 미취학자녀의 연령이나 미취학자녀의 수에 대해서는 묻지 않고 있다. 따라서 미취학자녀만 있는 가구를 추출하였을 경우 첫 자녀가 미취학아동이라는 정보밖에 얻을 수 없다. 여기서는 미취학자녀와 초중고생자녀가 함께 있는 가구와 구분하고자 분석대상을 ‘첫 자녀가 미취학아동인 부부’로 구체적으로 명시하였다.

10) 아이가 수시로 어질러놓은 장난감을 치운다든지 식사 때에 맞춰 음식을 준비해야 하는 등 일상적으로 수행해야 하는(routine) 가사노동이 늘어나게 된다.

al., 2012; Sayer, 2005). 자녀가 태어나면 전통적인 성별분업이 강화된다고 주장하는 이유는 여기에 있다.

그러나 모든 일하는 어머니들이 어린 자녀로 인하여 추가되는 무급노동시간을 얻기 위해 시간제 근무로 전환하거나 노동시장에서 탈퇴하는 방법을 선택하는 것은 아니다. 여건이 된다면 육아휴직이나 유연근무제를 사용하기도 하고, 보육 서비스를 이용하여 늘어난 무급노동시간수요를 다른 돌봄제공자와 분담하기도 하며, 남편의 보다 적극적인 참여를 끌어내기도 하는 등 다양한 전략을 모색한다. 이는 미취학자녀가 있는 가구 내에서 무급노동시간이 배분되는 방식은 부부간 협상이 이루어지는 미시적인 구조 외에도 보육정책이나 육아휴직제도와 같은 거시적인 요인의 영향을 받을 여지가 크다는 것을 의미한다(Craig & Mullan, 2010; Dribe & Stanfors, 2009; Neilson & Stanfors, 2013, 2014). 따라서 첫 자녀가 미취학아동인 부부를 분석대상으로 함으로써 무급노동시간 배분을 결정하는 요인들의 영향이 더 두드러지게 할 뿐만 아니라 종단적인 영향의 변화에 거시적인 맥락의 효과가 더 잘 반영될 수 있을 것으로 기대한다.

부부를 분석대상으로 하였으나 여성취업, 교육수준, 성역할 태도별로 종단적인 변화양상의 차이를 살펴보려는 기술분석에서는 여성과 남성으로서의 개인에 초점을 맞추어 분석을 실시하였고, 이후 회귀분석과 분해 분석에서는 독립변수를 부부 단위로 구성하여 부부간 근로시간, 소득, 교육수준, 성역할 태도가 상호작용하여 남편과 아내의 무급노동시간 변화에 영향을 끼쳤을 가능성을 고려하였다.

첫 자녀가 미취학아동인 부부를 추출하기 위해 가구원과 배우자만으로 이루어진 가구로 대상을 추리고 이들 가운데 미취학자녀가 있다고 응답한 부부를 추출하였다. 아내는 25세에서 44세 사이의 가임기 여성으로 제한하였으나, 남편의 연령에는 따로 제한을 두지 않았다. 생활시간조사

자료의 행동분류 중에 ‘초중고등학생 보살피기’ 범주에 사용한 시간이 부부 가운데 한명이라도 있는 가구는 제외함으로써 미취학자녀 외에 위로 7세에서 9세 사이의 초등학생 자녀가 있는 부부를 제외하였다¹¹⁾. 남편이 무직인 가구는 사례수도 적을 뿐만 아니라, 부부의 시간사용 패턴 또한 이질적일 것으로 예상되어 분석에서 제외하였다.

생활시간조사는 가구당 이틀씩의 시간일지를 수집하기 때문에, 가구별로 주중의 시간일지만 수집한 경우, 주중과 주말 시간일지를 수집한 경우(금-토, 일-월), 그리고 주말에만 시간일지를 수집한 경우가 있을 수 있다. 남성이 주생계부양자이면서 장시간 근로에 관대한 한국에서는 주중에는 시간의 대부분이 시장노동에 투입되고 있기 때문에 남성이 무급노동에 사용할 수 있는 시간은 주중보다는 주말에 훨씬 여유롭게 주어질 것이라고 예상할 수 있다. 또한 맞벌이 가구가 늘어나면서 주중과 주말 간 무급노동시간의 차이는 남성뿐만 아니라 여성에게서도 두드러지게 나타날 수 있을 것이다. 주중과 주말에 무급노동시간에 차이가 있고 관련 요인도 다르다는 사실은 국내 여러 실증연구에서 밝혀진 바 있다(송유진, 2014; 안수미 외, 2013; 이승미, 이현아, 2011; 조미라, 윤수경, 2014; 현재은, 2013). 여기에 더하여 2004년 주5일근무제 시행으로 주말에 가용한 시간이 점차 늘어나게 되면서, 주말 남성의 무급노동시간이 더 빠르게 증가하였는지, 그리고 이에 대응하여 여성의 주말 무급노동시간은 감소하였는지 등을 살펴보기 위해서도 주중에 작성된 일지와 주말에 작성된 일지를 나누어 분석하는 작업은 유용할 것으로 생각된다. 이에 따라

11) 생활시간조사는 가구내 10세 이상의 모든 가구원으로부터 시간일지를 수집하였기 때문에 10세 이상 가구원에 대한 정보만을 얻을 수 있고, 여기에 ‘미취학자녀가 있습니까?’를 묻는 문항으로부터 미취학자녀 유무에 대한 정보까지는 추가할 수 있다. 그러나 10세 미만의 취학자녀, 즉 7세부터 9세 사이의 자녀에 대한 정보는 전혀 얻을 수 없다는 한계가 있다. 따라서 위와 같은 방법으로 미취학자녀만 있는 가구를 추출하였다. 통계청에서는 2014년 조사부터 10세 미만 취학자녀에 관한 정보를 수집하여 가구용 데이터로 제공하였다.

무급노동시간의 변화 추세가 주중과 주말에 따라 다르게 나타나는지, 그리고 이 변화와 관련이 있는 요인에 있어서도 주중과 주말에 차이가 있는지를 알아보고자 본 연구는 시간일지를 주중과 주말로 나누어 분석하였다.

최종분석에 사용된 시간일지는 1999년 부부 1,357쌍의 시간일지 5,428부, 2004년 부부 992쌍의 시간일지 3,968부, 2009년 부부 567쌍의 시간일지 2,268부, 2014년 부부 858쌍의 시간일지 3,432부를 합한 총 15,096부이다. 이 가운데 주중일지와 주말일지의 연도별 분포는 다음 <표 3-1>과 같다.

<표 4-1> 주중일지 및 주말일지 분포 (단위: 일지 수(%))

	1999년	2004년	2009년	2014년
주중일지	1,633(60)	1,153(58)	651(57)	1,057(62)
주말일지	1,081(40)	831(42)	483(43)	659(38)
총 일지	2,714(100)	1,984(100)	1,134(100)	1,716(100)

3. 변수의 구성 및 산출방법

본 연구는 무급노동시간과 무급노동분담율을 종속변수로 하고, 무급노동시간 배분에 관한 이론적 고찰을 통해 도출한 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도를 독립변수로 사용하였다. 여기서는 종속변수와 독립변수로 사용된 주요 변수가 어떻게 구성되고 산출되었는지를 살펴보고, 더불어 통제변수를 소개하고

해당 통제변수를 사용하게 된 경험적 근거를 제시하고자 한다.

1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 무급노동시간으로서, 여기서 무급노동시간은 가족 안에서 무급으로 이루어지는 가사노동과 자녀돌봄에 사용하는 시간을 모두 포함하는 개념으로 정의하였다. 그러나 무급노동을 유급노동에 반대되는 집합적인 개념으로 보지 않고, 무급노동 안에서 가사노동과 자녀돌봄이 가지고 있는 고유한 특성을 고려하여 가사노동시간과 자녀돌봄시간을 각각 별개의 종속변수로 사용하였다. 또한 무급노동에 사용하는 절대적인 시간량만으로는 파악하기 어려운 가구 단위에서의 무급노동시간 수요 대응 전략에 대한 통찰을 얻고자 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율을 종속변수로 사용하였다. 각 종속변수의 구체적인 산출방법은 다음과 같다.

(1) 가사노동시간과 자녀돌봄시간

가사노동시간은 생활시간조사의 ‘가정관리’ 행동 중분류에 속하는 행위 가운데 ‘음식준비 및 정리, 의류 관리, 청소 및 정리, 집 관리, 가정관리 관련 물품구입, 가정경영, 기타 가사일’에 하루 동안 사용한 평균 시간(분)으로 산출하였고, 이 행동을 주행동으로 한 시간만을 사용하였다.

첫 자녀가 미취학아동인 부부를 분석대상으로 하였기 때문에 자녀돌봄시간은 ‘가족 보살피기’ 행동의 중분류 가운데 ‘미취학 아이 보살피기’에 포함된 행위를 하루 동안 주행동으로 한 시간(분)으로 산출하였다. 구체

적인 행위 목록에는 ‘신체적 돌보기, 공부 봐주기 또는 책 읽어주기, 놀아주기, 미취학 아이 간호, 기타 미취학 아이 보살피기’가 포함되었다.

(2) 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율

가사노동분담율은 가구 단위에서 남편과 아내가 가사노동에 사용한 시간을 합산하여 부부의 총 가사노동시간을 구하고, 여기에서 남편의 가사노동시간이 차지하는 비율을 퍼센트로 변환하여 남편의 가사노동분담율을 산출하였다. 따라서 가사노동분담율은 정확하게는 남편의 가사노동시간 분담율이라고 할 수 있다.

자녀돌봄분담율 또한 가사노동분담율과 동일하게 가구 단위에서 남편과 아내가 자녀돌봄에 사용한 시간을 합산하여 부부의 총 자녀돌봄시간을 구하고, 여기에서 남편의 자녀돌봄시간이 차지하는 비율을 퍼센트로 변환하여 남편의 자녀돌봄분담율을 산출하였다.

이 네 개의 종속변수를 각각 2004년, 2009년, 2014년 세 번의 조사연도, 아내와 남편, 주중과 주말로 나누어 분석하였기 때문에 본 연구에서는 총 36개 범주의 종속변수가 실제적으로 분석에 사용되었다.

2) 독립변수

본 연구에서 독립변수는 남편과 아내가 가지고 있는 개인 특성이 서로 상호작용할 수 있으며, 무급노동시간 사용에 있어서도 부부간 상호의존성이 있을 것이라는 가정 하에 부부를 단위로 구성하였다. 각 독립변수의 구체적인 구성 및 산출 방법은 다음과 같다.

(1) 아내와 남편의 주당근로시간

주당근로시간은 지난 일주일 간 주업과 부업으로 일한 시간을 모두 합하여 산출하였다. 주업과 부업은 성격이 다르지만, 시간의 분배라는 측면에서는 주업이나 부업에 시간을 사용한 후에 남는 시간 중에서 무급노동에 사용할 시간이 결정되기 때문에 무급노동시간에 상대되는 개념으로서 주업과 부업을 구분하는 것이 의미가 없다. 따라서 이 연구에서는 생활시간조사에서 ‘지난 일주일간 주업과 부업으로 일한 시간’을 조사한 항목에서 주업과 부업에 사용한 시간을 합하여 주당근로시간을 산출하고, 가구 단위에서 남성의 주당근로시간을 남편의 주당근로시간으로, 취업여성의 주당근로시간을 아내의 주당근로시간으로 사용하였다.

(2) 아내의 소득비중

아내의 소득비중은 부부의 월평균소득을 합한 값에서 아내의 월평균소득이 차지하는 비중을 퍼센트로 산출하여, 아내가 경제활동을 하지 않을 경우에는 0의 값을, 아내만 월평균소득이 있을 경우에는 100의 값을 갖도록 하였다. 그러나 생활시간조사는 개인의 월평균소득(세금 공제 전)을 50만원 또는 100만원 단위로 범주화하여 조사하여 정확한 금액을 알 수 없기 때문에, 2004년, 2009년, 2014년 조사자료별로 월평균소득 범주를 통일시켜 0(없음)에서부터 10(500만원이상)까지의 값을 부여한 후, 각 범주의 중앙값을 월평균소득의 연속값으로 사용하였다¹²⁾.

12) 월평균소득이 500만원이상인 고소득자의 비율이 전반적으로 높지는 않았으나, 그럼에도 불구하고 500만원이 넘는 소득이 모두 500만원이라는 하나의 값으로 묶여 버렸기 때문에 이전 조사연도에 비해 고소득자의 비율이 늘어난 2014에는 부부의 월평균소득이 과소추정되었을 가능성이 있다.

또한 조사연도별로 월평균소득을 비교하기 위하여, 2004년과 2009년의 월평균소득은 2014년까지의 물가상승률을 반영하여 변환하였다. 구체적으로는, 2004년의 월평균소득 값에는 2004년부터 2014년까지의 물가상승률(26.8%, 통계청 e-국가지표)을 곱한 값을 더하고, 2009년 값에는 2009년부터 2014년까지의 물가상승률(11.8%, 통계청 e-국가지표)을 곱한 값을 더하여 각 조사연도의 월평균소득을 비교할 수 있도록 조정하였다. 물가상승률을 반영하여 변환한 월평균소득을 사용하여 가구단위에서 남편의 월평균소득과 아내의 월평균소득을 합산하여 부부의 월평균소득을 산출하였다.

(3) 맞벌이 여부

아내와 남편의 주당근로시간과 아내의 소득비중은 모두 연속변수이기 때문에 기술분석에서 집단간 비교를 위한 일원분산분석을 실시하기 위해서는 두 변수를 범주변수로 변환할 필요가 있다. 그러나 본 연구에서는 연속변수를 범주화시키는 대신 ‘맞벌이 여부’라는 변수를 사용하였다. 아내의 근로시간이나 아내의 소득비중 모두 여성이 취업한 맞벌이 가구에 해당되는 변수로서, 여성의 취업이 가구내 무급노동시간 배분에 미치는 영향을 알아보려고 독립변수로 설정하였다. 따라서 기술분석에서는 여성의 취업여부에 따라 집단을 구분하여 무급노동시간의 변화 양상을 파악함으로써 집단 간 차이가 보다 명료하게 나타날 것이라는 판단에 따라 ‘맞벌이 여부’를 독립변수로 사용하였다.

생활시간조사는 ‘지난 일주일간 수입을 목적으로 조금이라도 일을 하였는지’를 묻는 문항을 포함하고 있다. 이 문항에 대한 응답을 기준으로 개인의 경제활동 여부를 파악한 후 가구단위에서 부부가 모두 경제활동

을 한 집단을 맞벌이로, 남편만 경제활동을 한 집단을 남편홀벌이로 분류하였다. ‘여성취업’ 대신 ‘맞벌이’를 변수로 사용한 이유는 남편이 직업이 없는 가구는 분석에서 제외하였으므로, 여성의 취업이 곧 맞벌이를 의미하기 때문이다.

(4) 교육수준

생활시간조사는 교육수준을 무학에서부터 대학원 박사과정까지 8개의 범주로 나누고 각 교육과정에서 수학여부(졸업, 재학, 수료, 휴학, 중퇴)까지 조사하는 등 매우 상세한 정보를 제공하고 있다¹³⁾. 이를 바탕으로 교육수준을 고등학교졸업 이하의 학력을 가진 집단과 4년제 미만 전문대학 재학 이상의 학력을 가진 집단으로 구분하였다. 교육수준이 본 연구에서 중요한 독립변수이기는 하지만, 교육수준을 더 세분화할 경우 부부를 단위로 교육수준을 재구성할 때 너무 많은 범주가 만들어진다는 부담이 있다. 또한 2004년, 2009년, 2014년의 학력별 분포를 비교해본 결과, 고졸이하와 전문대이상으로 학력을 범주화하였을 때에 과거에 비해 향상된 교육수준이 가장 잘 드러난다고 판단하였다.

개인의 교육수준을 부부 단위로 재구성하여 부부가 모두 전문대 재학 이상의 학력을 보유한 가구, 부부가 모두 고졸이하의 학력을 보유한 가구, 남편은 전문대 재학 이상이지만 아내는 고졸이하의 학력을 보유한 가구, 반대로 아내는 전문대 재학 이상이지만 남편은 고졸이하의 학력을 보유한 가구 등 4개 집단으로 부부의 교육수준을 범주화하였다.

13) 생활시간조사는 가구당 만 10세 이상 가구원 모두로부터 시간일지를 수집하였으므로 조사대상자 중에는 학생의 비율이 높다. 학생일 경우에는 어떠한 교육과정에 있으며 그 교육과정을 수학했는지 여부가 그 대상자의 사회적 지위를 규정하는 데 있어 중요하기 때문에 이처럼 교육수준을 상세히 조사한 것으로 보인다.

(5) 성역할 태도

성역할 태도는 가정은 사적영역이고 일은 공적영역이라는 분리된 영역(separate spheres)의 개념에 기반하여 여성은 가족을 돌보고 남성은 돈을 벌어야 한다는 성별분업에 대해 개인이 동의하는 정도로 조작적으로 정의하였다(Davis & Greenstein, 2009). 이러한 성역할 태도를 측정하기 위하여 생활시간조사에 포함된 ‘남자는 일, 여자는 가정’이라는 말에 찬성 또는 반대하는 정도를 묻는 문항을 사용하였다. ‘매우 찬성’ 또는 ‘찬성하는 편’이라고 응답한 경우에는 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 것으로, ‘매우 반대’ 또는 ‘반대하는 편’이라고 응답한 경우에는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 것으로 평가하였다.

이렇게 구성한 개인의 성역할 태도 변수를 가지고 가구 단위에서 부부가 모두 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 가구, 부부가 모두 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구, 남편만 전통적인 성역할 태도를 가지고 있고 아내는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구, 아내만 전통적인 성역할 태도를 가지고 있고 남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구 등 4개 집단으로 부부의 성역할 태도를 범주화하였다.

3) 통제변수

이 연구에서는 종속변수와 독립변수 사이의 관련성에 영향을 미칠 가능성이 있는 요인들을 통제변수로 선정하여 분석모형에 포함시켰다. 구체적으로는 아내와 남편의 연령, 부부의 월평균소득, 자가소유, 주거면적, 직장지위(임금근로자), 직종을 통제변수로 사용하였다.

연령과 무급노동시간과의 관계에 대해서는 일관되지는 않으나 관련성이 있다는 연구결과가 보고되었다. 나이가 많은 부모들은 직업경력이 길어짐에 따라 직장에서의 시간요구가 커지기 때문에 자녀와의 시간은 감소하게 된다는 주장이 있고(Hall, 2005; Maume, 2011; Sayer et al., 2004a; Yeung et al., 2001), 반대로 늦은 나이에 부모가 된 사람들은 계획하지 않은 임신 등으로 준비 없이 부모가 되기보다는, 부모가 되기를 스스로 선택했을 가능성이 높기 때문에 자녀에게 더 많은 시간을 투자하려는 경향이 있다고도 하였다(Monna & Gauthier, 2008). 따라서 본 연구에서는 남편의 아내의 만 연령을 통제변수로 사용하였다.

부부의 월평균소득, 자가소유, 주거면적은 모두 가구의 경제적 수준을 통제하기 위한 목적으로 사용하였다. 가구가 보유하고 있는 경제적 자원은 가사노동의 아웃소싱에 사용될 수 있기 때문에, 가사노동시간과 부적인 관련이 있을 것으로 예상할 수 있다(Gupta, 2007). 그러나 자녀돌봄시간에 있어서는 경제적 자원이 자녀돌봄의 아웃소싱으로 이어지는 것은 아니기 때문에 사회계층이 높을수록 아버지의 자녀돌봄시간이 감소한다는 결과(Maume, 2011)와 가구소득이 늘어나면 어머니의 자녀돌봄시간은 감소하지만 아버지의 자녀돌봄시간에는 영향이 없다는 결과(Nock & Kingston, 1988), 그리고 친인척 외에 대리양육자를 고용하기 위해서는 비용이 들기 때문에 저소득층의 경우에는 부모가 직접 자녀를 돌보는 것이 일반적이고 따라서 자녀돌봄시간이 더 길다는 연구결과(노혜진, 2014b)가 혼재해 있다. 따라서 가구의 경제수준을 통제함으로써 교육수준과 같이 사회경제적 지위와 밀접한 관련이 있는 독립변수가 자녀돌봄시간에 영향을 미치는 경로를 더 명확하게 파악할 수 있을 것이다(England & Srivastava, 2013).

여기서 부부의 월평균소득은 앞서 아내의 소득비중을 산출하기 위해 구한 부부의 월평균소득값을 사용하였다. 2014년 생활시간조사를 제외하고는 그 이전에는 가구소득을 직접 조사하지 않았기 때문에 아내와 남편의 월평균소득을 합한 부부의 월평균소득으로 가구의 경제적 수준을 가늠하고자 하였고, 자가소유여부와 주거면적은 이를 보완하는 통제변수로 사용하였다. 즉, 부부의 월평균소득이 높고, 자기집을 소유하고 있으며, 소유한 집의 크기가 클수록 가구의 경제수준이 높은 것으로 가정하였다.

생활시간조사는 1999년부터 2014년까지 응답자들이 자기집을 소유하고 있는지, 그리고 현재 살고 있는 집의 주거용 면적은 얼마나 되는지를 조사하였다. 자기집을 소유한 가구와 전·월세 또는 무상주택인 가구로 구분하였고, 주거용면적은 단위를 평(3.3m²)으로 변환하여 사용하였다.

남성이 주된 생계부양자인 한국의 현실에서, 남성의 무급노동시간에 대한 분석에서 직업특성을 고려하지 않을 수 없다. 아버지들이 자녀돌봄에 참여하려는 의지는 있으나, 직업역할에 따르는 요구가 아버지 역할에 대한 적극적인 참여를 방해한다는 것은 오래 된 논의이다. 특히 OECD 국가들 가운데 남성의 근로시간에 있어서는 1, 2위를 다투는 한국의 상황을 고려할 때, 직업특성을 고려하지 않고는 남성의 무급노동시간 변화에 대한 분석은 불완전할 수밖에 없다. 실제로 유연성이 높은 사무직에 종사하고, 비전문직보다는 전문직일 때, 또한 가족친화적인 정책을 시행하는 대기업에 근무할 때 남성의 자녀돌봄시간이 증가하는 것으로 실증 연구는 보고하고 있다(Hook, 2012; Jacobs & Gerson, 2004; Maume, 2011; Monna & Gauthier, 2008). 종단적으로는 미국과 영국에서 1970년대부터 1990년대까지 직종에 따라 가사노동시간과 자녀돌봄시간의 변화율이 달랐던 것으로 밝혀졌는데, 가사노동시간에서는 전문·관리직에 비해 노동·사무직 종사자들의 종단적인 변화율이 더 컸던 반면, 자녀돌봄

시간에서는 반대로 전문·관리직의 변화율이 더 크다고 하였다(Coltrane, 2000; Sullivan, 2000).

이에 따라 본 연구에서는 남편의 직장지위에 따라 임금근로자인지 비임금근로자(고용주, 자영자, 무급가족종사자)인지를 구분하고, 직종은 사무직, 전문·관리직, 서비스·판매직, 농업·제조·단순노무직으로 범주화하여 직업특성을 통제하였다.

4. 분석방법

본 연구에서는 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 주중과 주말 아내와 남편의 무급노동시간 및 남편의 무급노동분담율에 미치는 영향이 종단적으로 달라지는지를 파악하기 위하여 연구문제에 따라 세 단계로 나누어 분석을 실시하였고, 각 단계마다 서로 다른 분석방법을 사용하였다. 각 분석단계에서 사용한 방법은 다음과 같다. 모든 분석에는 STATA 12 프로그램을 사용하였다.

1) 기술분석, t-test, 분산분석, Scheffé 사후검정

첫 단계에서는 연구문제 1과 관련하여, 1999년부터 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 남녀의 시간사용 변화 양상을 살펴보기 위해 조사연도별로 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율의 평균을 구하였고, 조사연도에 따른 시간량과 분담율의 종단적인 변화가 통계적으로 유의미한지 알아보기 위하여 분산분석

(ANOVA)과 Scheffé 사후검정을 실시하였다. 이렇게 종단적인 변화 추세를 파악하기 위한 분석 작업을 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따른 집단별로 나누어 실시하고, 조사연도별로 집단간에 통계적으로 유의미한 차이가 있는지 검증하기 위하여 t-test를 실시하였다. 이를 통해 집단간 격차가 최근으로 올수록 커지는지 아니면 줄어드는지를 살펴봄으로써, 이 변수들의 영향이 악화 또는 강화되었는지에 대한 일차적인 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대하였다.

2) 회귀분석

두 번째 단계에서는 연구문제 2와 관련하여, 2004년, 2009년, 2014년에 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율 및 자녀돌봄분담율과 관련이 있는 요인들을 알아보고자 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도를 독립변수로 투입하여 OLS(ordinary least squares) 회귀분석을 실시하였다.

시간자료의 특성상 종속변수가 0의 값을 갖는 경우가 많기 때문에 시간사용연구에서는 최소자승법(OLS)을 사용한 선형회귀분석보다는, 최대우도법(maximum likelihood estimation)을 이용한 토빗모형(Tobit model)이 더 적절하다는 주장이 있다. 그러나 한편으로는 종속변수의 0값은 실제로 ‘참여하지 않았다’는 의미를 가지며, OLS 모형이 안정된 불편추정량을 산출하기 때문에 더 우세하다는 주장도 함께 제기되고 있다(Frazis & Stewart, 2012; Stewart, 2009). 최근의 국내외 시간사용연구들은 0의 값이 많은 남성의 가사노동시간이나 자녀돌봄시간을 종속변수로 하는 연

구에서도 OLS 모형을 활발하게 사용하고 있다(송유진, 2011; 은기수, 2009; 조미라, 윤수경, 2014; 허수연, 2008; Boll et al., 2014; Craig & Mullan, 2010; Sullivan et al., 2014). 또한 이후 실시되는 분해분석도 선형회귀모형을 기반으로 한다는 점 등을 고려하여, OLS 회귀분석을 사용하였다.

3) Blinder-Oaxaca 분해분석

마지막으로 세 번째 단계에서는 연구문제 3과 관련하여 2004년부터 2014년까지 10년간 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간에서 나타난 차이가 이 기간 동안 관련요인들의 평균 변화와 영향력 변화에 기인하는 부분이 얼마나 되는지 알아보기 위하여 분해분석(decomposition analysis)을 실시하였다.

분해분석은 특정 사회현상에 나타나는 사회적 차별 또는 차이가 실재하는 것인지, 아니면 외부 효과들에 의해 나타나는 것인지 분석하기 위해 Blinder(1973)와 Oaxaca(1973)가 제안한 방법이다(이성우, 윤성도, 2009). 이들이 제안한 소득격차의 분해법(wage differential decomposition)에서는 두 집단(성별, 인종 등) 사이의 소득격차를 교육이나 직업경력과 같은 인적자본(생산성) 관련 특성에서의 집단간 차이로 설명할 수 있는 부분과, 이러한 소득 결정요인에서의 집단간 차이로는 설명이 안 되는 나머지 부분(residual part)으로 나누었는데, 여기서 이 설명되지 않는 부분은 종종 차별을 측정하는 것으로 여겨졌다(Jann, 2008). 이 기법은 주로 노동시장에서의 차별에 관한 연구에서 사용되었으나(최강식, 정진화, 2007), 다른 분야에서도 활용될 잠재력을 가지고 있다¹⁴. 시계열에 따른 무급노

동시간의 차이가 왜 나타났는지를 알아보기 위하여 분해분석을 사용한 서구의 연구들은 이 분야에서도 활용의 잠재력이 많다는 것을 실증적으로 보여주었다(Bianchi et al., 2000; Chalasani, 2007; Maume, 2011; Sandberg & Hofferth, 2001; Sayer et al., 2004).

Blinder-Oaxaca 분해법은 선형회귀모형을 기초로 하며, 2004년 가사노동시간의 회귀모형은 다음과 같다¹⁵⁾.

$$Y_{2004,i} = \beta_{2004,i} X_{2004,i} + \epsilon_{2004,i}$$

$Y_{2004,i}$ 는 개인 i 의 2004년 가사노동시간, $X_{2004,i}$ 는 독립변수의 벡터, $\beta_{2004,i}$ 는 회귀식으로 추정된 계수의 벡터, $\epsilon_{2004,i}$ 는 오차항이다. 이 식을 사용하면 2004년과 2014년 사이 가사노동시간의 차이는 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다¹⁶⁾.

$$\bar{Y}_{2014} - \bar{Y}_{2004} = \hat{\beta}_{2004} (\bar{X}_{2014} - \bar{X}_{2004})' + \bar{X}'_{2004} (\hat{\beta}_{2014} - \hat{\beta}_{2004})$$

14) 최근 국내에서는 우울증에서의 남녀 차이가 성별로 다르게 나타나는 개인특성에 어느 정도 기인하는지 파악하기 위한 연구들이 활발하게 이루어지는가 하면(남일성, 2014; 이용우, 2015), 정책평가를 위한 정량적 분석모형의 하나로 분해법을 제안하기도 하였다(김봉태, 이성우, 2012; 이성우, 윤성도, 2008). 이외에도 도시와 농촌 간 건강수준의 차이를 분석한 연구(이은우, 2015), 성별 통근시간 차이에 관한 연구(양준석, 이상현, 2014), 다문화가족에 대한 구조적 차별이 미치는 영향을 분석한 연구(김성근, 유자영, 2014)에서도 분해분석을 사용하였다.

15) Blinder-Oaxaca 분해법 적용을 위한 모형식 구성에는 신윤정 외(2014), 양준석, 이상현(2014), Jann(2008)의 연구를 참고하였다.

16) 분해분석에서는 어떤 계수를 분해의 기준으로 하는가에 따라 결과가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 2014년에 아내의 가사노동시간은 감소하고, 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율이 증가하였기 때문에 2004년에 비해 2014년이 더 바람직하다는 가정 하에 2014년의 계수를 기준으로 사용하였다(신윤정 외, 2014; Bianchi et al., 2000; Maume, 2011).

이 식에서 우변의 첫 번째 항은 특성효과(endowments effect)를 나타내는 부분으로서 2004년 표본의 독립변수 평균값(\bar{X}_{2004})과 2014년 표본의 독립변수 평균값(\bar{X}_{2014})의 차이로 인하여 발생한 가사노동시간의 차이이다. 구체적으로는 남편과 아내의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에 있어서 2004년과 2014년 사이 평균값 또는 분포의 변화에 따른 가사노동시간의 차이라고 할 수 있다.

우변의 두 번째 항은 계수효과(coefficients effect) 부분으로, 독립변수가 가사노동시간에 미치는 영향의 강도가 2004년과 2014년 사이에 달라졌기 때문에 발생한 가사노동시간의 차이이다. 구체적으로는 남편과 아내의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도의 평균값을 2004년도의 값(\bar{X}_{2004})으로 고정시켰을 때, 2014년과 2004년의 독립변수의 영향력의 차이, 즉 계수차이($\hat{\beta}_{2014} - \hat{\beta}_{2004}$)로 인하여 발생한 가사노동시간의 차이를 의미한다.

그러나 계수효과에 의한 부분은 관찰되지 않은 요인들이 2014년과 2004년 사이에 변화하여 기인하는 분량(상수)과 이러한 미관찰 요인의 변화가 관찰된 요인의 변화와 상호작용하여 기여하는 분량으로 이루어져 있다는 사실에 유념해야 한다(Jann, 2008). 계수효과에서 이러한 상수효과가 차지하는 부분은 세부분해 결과에서 명료하게 나타난다¹⁷⁾.

17) 실증연구에 따라서 특성효과와 계수효과를 각기 다른 용어로 표현하기도 하였다. 특성효과를 독립변수의 평균값 차이로 '설명할 수 있는(explained)' 부분으로, 계수효과를 이러한 독립변수의 평균값 차이로 '설명할 수 없는(unexplained)' 부분으로 표현하거나(이용우, 2015; Madden, 2010), 전자를 '구조적인 요인'에 따른 차이, 그리고 후자를 '비구조적인 요인'에 따른 차이로 구분하기도 하였다(신운정 외, 2014). 무급노동시간의 종단적인 변화를 분해한 선행연구에서는 특성효과를 개인이나 가족의 구성변화(compositional change)에 기인하는 부분으로 보고, 계수효과를 성향(propensity)이 바뀐 것에 기인하는 부분으로 정의하였다(Bianchi et al., 2000; Chalasani, 2007; Maume, 2011; Sandberg & Hofferth, 2001; Sayer et al., 2004).

특성효과에 의한 부분은 개별 독립변수의 평균값 차이가 가사노동시간의 차이에 기여한 정도를 합한 값으로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \hat{\beta}_{2004} (\bar{X}_{2014} - \bar{X}_{2004})' \\ &= \hat{\beta}_{1.2004} (\bar{X}_{1.2014} - \bar{X}_{1.2004})' + \hat{\beta}_{2.2004} (\bar{X}_{2.2014} - \bar{X}_{2.2004})' + \dots \end{aligned}$$

이 식에서 \bar{X}_1 과 \bar{X}_2 는 각 독립변수의 평균값이고, $\hat{\beta}_1$ 과 $\hat{\beta}_2$ 는 각 독립변수의 계수이다. 따라서 우변의 첫 번째 항은 2004년과 2014년 사이 \bar{X}_1 의 차이가 가사노동시간 차이에 기여하는 부분이고, 두 번째 항은 2004년과 2014년 사이 \bar{X}_2 의 차이가 가사노동시간 차이에 기여하는 부분이다.

계수효과에 의한 부분도 마찬가지로 개별 변수의 계수 차이가 가사노동시간의 차이에 기여한 정도를 합한 값으로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \bar{X}'_{2004} (\hat{\beta}_{2014} - \hat{\beta}_{2004}) \\ &= (\hat{\beta}_{0.2014} - \hat{\beta}_{0.2004}) + \bar{X}'_{1.2004} (\hat{\beta}_{1.2014} - \hat{\beta}_{1.2004}) + \bar{X}'_{2.2004} (\hat{\beta}_{2.2014} - \hat{\beta}_{2.2004}) \\ &+ \dots \end{aligned}$$

이 식에서 첫 번째 항 $(\hat{\beta}_{0.2014} - \hat{\beta}_{0.2004})$ 는 상수로서 관찰되지 않은 변수의 차이가 가사노동시간의 차이에 기여하는 부분이다. 두 번째 항은 2004년과 2014년 독립변수 \bar{X}_1 의 영향력의 차이 $(\hat{\beta}_{1.2014} - \hat{\beta}_{1.2004})$ 가 가사

노동시간의 차이에 기여하는 부분이고, 세 번째 항은 2004년과 2014년 독립변수 \bar{X}_2 의 영향력의 차이($\hat{\beta}_{2,2014} - \hat{\beta}_{2,2004}$)가 가사노동시간 차이에 기여하는 부분이다.

본 연구에서는 2004년과 2014년 자녀돌봄시간 차이, 남편의 가사노동 분담율 차이, 남편의 자녀돌봄분담율 차이에 대해서도 위와 동일한 모형을 사용하여 분해분석을 실시하였고, 조사연도를 2004년과 2009년, 2009년과 2014년으로 5년씩 나누어 동일하게 분해분석을 실시하였다.

V. 연구결과 및 해석

이 장에서는 조사대상자의 개인 특성과 부부를 단위로 하는 조사대상 가구의 특성을 살펴보고, 이후 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 집단을 나누고 집단간에 무급노동시간과 무급노동분담율의 종단적인 변화 양상에서 차이가 나타나는지를 알아보았다. 이러한 기술분석 결과를 토대로 각 독립변수의 영향이 종단적으로 달라졌을 가능성에 대해 개괄적으로 살펴본 후에, 아내와 남편의 근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도와 무급노동시간 및 무급노동분담율의 변화 사이에 어떠한 관련이 있는지를 회귀분석 결과를 통해 구체적으로 파악하고자 하였다. 마지막으로 무급노동시간과 무급노동분담율에서 종단적으로 발생한 차이를 관련요인들의 평균 및 분포 차이에 의한 부분과 이 요인들의 영향력 변화에 의한 부분으로 분해함으로써, 지금까지의 무급노동시간과 분담율에서의 변화 추이가 지속될지 여부를 예측해보고, 이 추세를 유지 또는 바꾸기 위한 개입의 단서를 얻고자 하였다.

1. 조사대상자의 일반적 특성

첫 자녀가 미취학아동인 기혼남녀(부부)의 일반적 특성과 부부단위의 가구 특성을 <표 5-1>과 <표 5-2>에 제시하였다. 2004년부터 2014년까지 10년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 여성의 평균나이는 31.2세에서 33.2세로 약 2세가량 증가하였고($F=74.00$, $p<.001$), 남성도 33.9세에서 35.5세로 약 1.6세 증가하였다($F=36.84$, $p<.001$). 결혼연령과 출산연령이

늦어지고 있는 사회적인 현상이 반영된 결과라고 할 수 있다. 교육수준에 있어서도 2004년에는 전문대 이상의 학력을 지닌 여성의 비율이 50%였으나, 10년 후인 2014년에는 80%로 늘었고($X^2=179.17, p<.001$), 동일한 기간 동안 전문대 이상 남성의 비중은 60%에서 81%로 늘었다($X^2=101.77, p<.001$). 2009년만 해도 남성은 70%, 여성은 64%가 전문대 이상의 학력 소지자로 남성 고학력자가 여성에 비해 더 많았으나, 5년이 지난 2014년에는 남녀 사이의 학력차이가 거의 사라지게 되었다. 성역할 태도에 있어서는 2004년부터 2014년까지 평등한 성역할 태도를 보이는 여성이 과반수이상의 비중을 차지하였고, 특히 2014년에 이르면 78%의 여성들이 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 것으로 보고하고 있다($X^2=20.69, p<.001$). 반면 남성의 경우에는 2004년에는 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 남성의 비율이 56%로 과반수이상이었으나, 2014년에는 그 비율이 역전되어 평등한 성역할 태도를 보유한 남성의 비율이 54%로 더 많아졌다($X^2=18.18, p<.001$).

취업여성의 비율은 2004년 30.9%, 2009년 32.6%, 2014년 37.5%로 꾸준히 증가하였으나($X^2=9.54, p<.01$), 그럼에도 불구하고 10년 동안 30%대를 벗어나지 못하였다. 전체 여성의 경제활동참가율이 2004년 49.8%, 2009년 49.0%, 2014년 51.1%인 것에 비해서도 매우 낮은 수준으로(통계청, 2015), 자녀를 출산하고 양육하는 시기에 경제활동이 급감하는 양상을 반영한다고 볼 수 있다. 특히 주당근로시간은 12-13시간 정도로 10년 동안 거의 변화가 없었다. 이처럼 주당 평균 50시간 이상 근무하는 남성에게 비해서 매우 짧다는 것은 조사대상자의 30-40% 수준인 취업여성들이 전일제(full-time)보다는 부업 또는 시간제(part-time)의 형태로 취업하고 있을 가능성이 높다는 것을 시사한다. 남성의 주당근로시간은 2004년부터 2014년까지 계속 감소하였다($F=6.97, p<.001$).

<표 5-1> 조사대상자의 일반적 특성

(단위: 명(%)/평균(표준편차))

	여성				남성				
	2004	2009	2014	$F_{\text{값}} / \chi^2$	2004	2009	2014	$F_{\text{값}} / \chi^2$	
연령	31.23 ^a (3.33)	32.00 ^b (3.81)	33.22 ^c (3.55)	$F = 74.00^{***}$	33.86 ^a (3.83)	34.29 ^a (4.32)	35.45 ^b (4.11)	$F = 36.84^{***}$	
학력	고졸 이하	492 (49.6)	202 (35.6)	169 (19.7)	$\chi^2 = 179.17^{***}$	399 (40.2)	169 (29.8)	160 (18.7)	$\chi^2 = 101.77^{***}$
	전문대 이상	500 (50.4)	365 (64.4)	689 (80.3)		593 (59.8)	398 (70.2)	698 (81.3)	
	성역할태도	전통	306 (30.8)	172 (30.3)		189 (22.0)	$\chi^2 = 20.69^{***}$	556 (56.0)	
평등	686 (69.2)	395 (69.7)	669 (78.0)	436 (44.0)	270 (47.6)	462 (53.8)			
취업여부	취업	306 (30.9)	185 (32.6)	322 (37.5)	$\chi^2 = 9.54^{**}$	992 (100)	567 (100)	858 (100)	
	비취업	686 (69.1)	382 (67.4)	536 (62.5)		-	-	-	
주당근로시간	12.49 (21.63)	13.72 (21.37)	12.57 (19.61)	ns	54.16 ^a (13.39)	53.08 ^{ab} (15.20)	51.74 ^b (13.47)	$F = 6.97^{***}$	
월평균소득 ¹⁾ (만원)	40.81 ^a (84.04)	57.97 ^b (105.05)	78.46 ^c (114.44)	$F = 32.19^{***}$	263.83 ^a (107.66)	272.06 ^a (106.14)	315.21 ^b (104.68)	$F = 58.48^{***}$	
직장지위	임금근로자	225 (73.5)	155 (83.8)	274 (85.1)	$\chi^2 = 15.04^{***}$	786 (79.2)	461 (81.3)	707 (82.4)	ns
	비임금근로자	81 (26.5)	30 (16.2)	48 (14.9)		206 (20.8)	106 (18.7)	151 (17.6)	
직종	사무	83 (27.1)	62 (33.5)	104 (32.3)	ns	193 (19.5)	132 (23.5)	252 (29.4)	$\chi^2 = 35.89^{***}$
	전문관리 ²⁾	108 (35.3)	63 (34.1)	134 (41.6)		280 (28.2)	136 (24.2)	218 (25.4)	
	서비스·판매	73 (23.9)	42 (22.7)	55 (17.1)		157 (15.8)	87 (15.4)	150 (17.5)	
	농업·제조·단순노무	42 (13.7)	18 (9.7)	29 (9.0)		362 (36.5)	208 (36.9)	238 (27.7)	

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

- 1) 조사대상자의 수는 남녀 각각 2004년 992명, 2009년 567명, 2014년 858명임
- 2) 2004년과 2009년의 월평균소득은 2014년 대비 물가상승률을 반영하여 조정하였음
- 3) 2004년에는 전문·관리직 범주에 '기술공 및 준전문가'가 포함되었음
- 4) 알파벳 위첨자(a, ab, b, c)는 Scheffé 사후검정 결과임

월평균소득은 2014년 대비 2004년과 2009년의 물가상승률을 반영하여 조정한 값이다. 2004년에는 약 41만원 수준이던 취업여성의 월평균소득이 2014년에는 약 78만원으로 2배 가까이 상승하였다($F=32.19$, $p<.001$). 남성은 마찬가지로 264만원에서 315만원으로 올랐으나($F=58.48$, $p<.001$), 10년 동안의 소득상승률은 19%로 동기간 물가상승률인 26.8%에 비해 매우 낮다. 그러나 2009년부터 2014년 사이의 소득상승률은 16%로 동기간 물가상승률(11.8%)을 앞서고 있다. 2004년에는 남성의 6분의 1수준이던 취업여성의 월평균소득이 2014년에는 4분의 1 수준으로 올랐음에도, 여전히 성별에 따른 임금격차는 크다는 것을 알 수 있다. 시간이 지나도 취업여성들은 여전히 임금수준이 낮은 취업지위와 직종에 종사하고 있다는 추측이 가능하다.

남성과 여성 모두 사업주, 자영업자, 무급가족종사자 등과 같은 비임금 근로자에 비해 임금근로자의 비율이 높았으며, 취업여성들 중에서는 임금근로자의 비율이 2004년부터 2014년까지 계속 증가하였다($\chi^2=15.04$, $p<.001$). 직업의 변화를 살펴보면, 취업여성 중에는 전문·관리직이 가장 많고 사무직, 서비스·판매직, 농업·제조·단순노무직이 그 뒤를 따랐으며, 이러한 순위는 2004년부터 2014년까지 변하지 않았다. 출산과 육아로 노동시장에서 이탈할 위기에 놓이게 되었을 때, 출산휴가와 육아휴직에 대한 접근성이 있고, 자녀양육을 아웃소싱할 수 있는 소득을 가지고 있는 전문·관리직에 종사하는 여성들이 경력단절을 적게 경험하는 것으로 볼 수 있다. 남성의 경우에는 2004년에는 농업·제조·단순노무직이 가장 많고, 전문·관리직, 사무직, 서비스·판매직의 순위였으나, 2014년에 이르면 사무직이 늘어나고 농업·제조·단순노무직이 줄어들면서, 사무직, 농업·제조·단순노무직, 전문·관리직, 서비스·판매직으로 순위가 바뀌게 되었다. 특히 농업·제조·단순노무직 종사자 비율은 2009년과

2014년 사이 크게 감소하였다.

<표 5-2>는 부부를 단위로 하는 조사대상가구의 특성을 보여주고 있다. 조사대상자 가운데 남성은 모두 경제활동을 하고 있으므로, 맞벌이가구의 비율은 취업여성의 비율과 일치하게 된다. 따라서 맞벌이가구의 비율은 2004년 30.9%에서 2014년 37.5%로 증가하였으나, 여전히 남편이 홀로 생계부양자인 가구가 훨씬 많다. 2004년과 2009년의 부부월평균소득은 2014년 대비 물가상승률을 반영하여 조정된 값으로, 2004년 304만원에서 2014년 394만원으로 10년 사이 약 30% 상승하였다($F=82.61$, $p<.001$). 2009년과 2014년 사이에 부부월평균소득이 약 19% 늘었는데, 이 기간 동안 맞벌이가구 증가와 남성의 월평균소득 증가가 모두 상승에 기여한 것으로 보인다. 부부소득에서 아내의 월평균소득이 차지하는 비중은 2004년 9.6%에서, 2009년에는 12.1%, 2014년에는 15.5%로 늘어났다($F=22.21$, $p<.001$). 이러한 증가세는 10년 동안 여성의 취업률과 월평균소득이 늘어난 것에 기인한 결과로 볼 수 있으나, 부부관계에서 남편에 대한 여성의 경제적 의존성은 아직까지도 매우 높다고 할 수 있다.

부부의 학력구성을 보면, 2004년에는 부부가 모두 고등학교졸업 이하인 가구가 34%, 부부가 모두 전문대 이상인 가구가 44%로 10%p 정도 차이가 났으나, 2014년에 이르면 72%의 부부가 전문대 이상의 학력을 보유하고, 고졸이하인 부부는 10%에 불과하여 두 집단 간 차이가 62%p로 커지게 되었다. 또한 2014년에는 남편만 전문대 이상의 학력을 갖는 부부의 비율과 아내만 전문대 이상의 학력을 갖는 부부의 비율에 차이가 거의 없게 되었다. 2014년에 남녀간 학력차이가 사라진 현상과 같은 맥락이며, 부부관계에서 교육수준이 권력을 과생시키는 자원으로서의 기능이 약해졌을 수 있음을 암시하기도 하였다. 그러나 2014년 72%에 달하는 전문대 이상 학력의 부부집단 내에는 4년제 대학 이상, 대학원 이상

학력 보유자들이 모두 포함되어 있으므로, 집단 내에 존재할 수 있는 부부간 학력차를 간과해서는 안 될 것이다.

<표 5-2> 조사대상가구의 일반적 특성 (단위: 빈도수(%)/평균(표준편차))

		2004(N=992)	2009(N=567)	2014(N=858)	F값 / χ^2
가구 유형	남편 홀벌이	686(69.1)	382(67.4)	536(62.5)	$\chi^2 = 9.54^{**}$
	맞벌이	306(30.9)	185(32.6)	322(37.5)	
부부월평균소득 (만원) ¹⁾		304.63(140.91) ^a	330.03(156.49) ^b	393.68(157.89) ^c	F = 82.61 ^{***}
아내의 소득비중(%)		9.55(17.74) ^a	12.08(19.76) ^b	15.48(20.11) ^c	F = 22.21 ^{***}
부부 학력	부부 고졸이하	332(33.5)	115(20.3)	85(9.9)	$\chi^2 = 200.11^{***}$
	부부 전문대이상	433(43.6)	311(54.9)	614(71.6)	
	남편만 전문대이상	160(16.1)	87(15.3)	84(9.8)	
	아내만 전문대이상	67(6.8)	54(9.5)	75(8.7)	
부부 성역 할 태도	부부 전통	246(24.8)	126(22.2)	130(15.1)	$\chi^2 = 33.59^{***}$
	부부 평등	376(37.9)	224(39.5)	403(47.0)	
	남편전통 /아내평등	310(31.3)	171(30.2)	266(31.0)	
자가 소유	남편평등 /아내전통	60(6.0)	46(8.1)	59(6.9)	$\chi^2 = 27.38^{**}$
	자가 전월세 /무상주택	415(41.8)	284(50.1)	461(53.7)	
주거전용면적(평)		577(58.2)	283(49.9)	397(46.3)	F = 115.63 ^{***}
		18.9(5.8) ^a	22.4(7.3) ^b	23.6(7.5) ^c	

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

1) 2004년과 2009년의 부부월평균소득은 2014년 대비 물가상승률을 반영하여 조정하였음

2) 알파벳 위첨자(a, b, c)는 Scheffé 사후검정 결과임

부부의 성역할 태도에 있어서도, 2004년에는 부부가 모두 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 비율이 25%, 부부가 모두 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 비율이 38%였으나, 2014년에 이르면 그 비율이 각각 15%로 감소하고 47%로 증가하여 집단 간 차이가 더 커지게 되었다. 부부의 성역할 태도가 평등한 태도 또는 전통적인 태도로 일치하는 부부의 비율은 2004년과 2009년에 비해 2009년과 2014년 사이 눈에 띄게 변하였다. 한편, 남편만 전통적인 성역할 태도를 갖고 반대로 여성은 평등한 성역할 태도를 갖는 부부의 비율은 2004년부터 2014년까지 큰 변화 없이 30%대를 유지하였다. 주택을 소유한 가구가 2004년에는 과반수 미만이었으나, 2014년에는 약 54%로 과반수를 넘었고($\chi^2=27.38, p<.01$), 주거전용 면적도 증가하였다($F=115.63, p<.001$). 전반적으로 가구의 살림살이가 2014년으로 올수록 좋아졌다고 볼 수 있다.

2. 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 변화

본 절에서는 연구문제 1과 관련하여 통계청의 생활시간조사가 처음 실시된 1999년부터 최근 4차 생활시간조사가 이루어진 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 기혼남녀¹⁸⁾가 가사노동과 자녀돌봄에 사용한 시간의 종단적인 변화를 살펴보고, 가구 단위에서 남편이 가사노동 시간과 자녀돌봄시간을 분담하는 비율이 달라졌는지 알아보았다. 특히 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 집단을 세분화하여, 각 집단 간에 무급노동시간과 무급노동분담율의 변화 추이가 다르게 나타나는지 살펴보았다. 각 집단별로 나타나는 종단적인 차이가 통계적으로 유의미한지를 알아보기 위하여 일원분산분석과 Scheffé 사후검정을 실시하였고, 조사연도별로 집단간 차이를 분석하고자 t-test를 실시하였다. 또한 주중과 주말의 차이를 비교하기 위하여 각 집단을 주중과 주말로 나누어 t-test를 실시한 결과를 부록에 표로 제시하였다.

1) 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 변화

맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 집단을 세분화하여 종단적인 변화 추이를 살펴보기에 앞서, 본 연구의 분석대상인 첫 자녀가 미취학아동인 남녀의 무급노동시간 변화 양상을 살펴보았다.

18) 이 연구의 분석대상은 부부이지만, 기술분석에서는 여성과 남성이라는 집합적인 개인에 더 관심을 가지기 때문에 아내나 남편이라는 표현 대신 여성과 남성이라는 표현을 사용하였다.

<표 5-3> 미취학자녀가 있는 남녀의 무급노동시간 및 무급노동분담율 변화¹⁹⁾
(단위: 분/하루, %/하루)

			1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé
가사노동시간 (분)	여성	주중	224.9	206.1	187.0	192.2	31.89***	a b c c
		주말	221.9	206.6	206.5	199.5	7.61***	a b ab b
		t값	.70	-.10	-3.44***	-1.42		
	남성	주중	11.2	12.0	15.3	16.8	8.10***	a ab bc c
		주말	24.3	31.3	50.5	60.9	59.01***	a ab c d
		t값	-7.90***	-10.68***	-11.94***	-15.92***		
자녀돌봄 시간 (분)	여성	주중	190.8	207.4	222.2	235.7	25.52***	a b bc c
		주말	166.8	177.7	192.3	199.5	10.57***	a ab bc c
		t값	4.69***	4.99***	3.86***	5.24***		
	남성	주중	22.6	28.5	36.7	42.2	44.67***	a b cd d
		주말	40.1	47.6	74.6	92.5	78.42***	a ab c d
		t값	-8.16***	-7.93***	-9.77***	-14.45***		
남편의 가사노동 분담율(%)	주중	4.6	6.2	8.1	8.4	19.80***	a b c cd	
	주말	8.6	11.5	16.9	20.2	71.51***	a b c d	
	t값	-7.88***	-7.93***	-8.54***	-12.76***			
남편의 자녀돌봄 분담율(%)	주중	9.8	12.2	14.6	16.9	35.13***	a bc cd d	
	주말	16.1	19.5	26.1	30.2	55.96***	a b c d	
	t값	-8.13***	-8.03***	-9.27***	-11.79***			

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

19) 분석에 사용한 연도별 주중과 주말의 시간일지 수는 다음 표와 같다. 부부를 분석단위로 하였기 때문에 여성(아내)과 남성(남편)의 일지 수는 동일하다.

	1999	2004	2009	2014
주중일지	1,633	1,153	651	1,057
주말일지	1,081	831	483	659
총 일지	2,714	1,984	1,134	1,716

먼저 <표 5-3>을 보면, 여성의 가사노동시간은 주중과 주말에 모두 감소하였고($F=31.89, 7.61, p<.001$), 반대로 남성의 가사노동시간은 주중과 주말에 모두 유의미하게 증가하였다($F=8.10, 59.01, p<.001$). 자녀돌봄시간은 여성과 남성 모두에게서 주중과 주말에 증가하였고($F=25.52, 10.57, 44.67, 78.42, p<.001$), 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율 또한 주중과 주말에 모두 증가세를 나타내었다($F=19.90, 71.51, 35.13, 55.96, p<.001$).

남녀 모두 무급노동시간 변화에 있어서 서구와 같은 변화 패턴이 나타나고 있는 것을 알 수 있다(Bianchi et al., 2000, 2006; Fisher et al., 2007; Gimenez-Nadal & Sevilla, 2012; Hook, 2006; Kan et al., 2011; Maume, 2011; Sayer et al., 2004; Sullivan et al., 2014). 여성의 가사노동시간은 주중과 주말간 차이가 없고, 주말에 비해 주중에 약간 빠르게 감소하였던 반면, 남성의 가사노동시간은 주중에 비해 주말에 더 길고 증가속도도 빨랐다. 여성의 자녀돌봄시간은 주중에 더 길었고, 증가속도는 약간 더 빨랐으나, 남성의 자녀돌봄시간은 주말에 더 길었고 증가속도도 더 빨랐다. 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율 모두 주중에 비해 주말에 높았고, 주말에 더 가파르게 증가하였다. 남성의 무급노동시간과 무급노동분담율 증가세는 주중보다 주말에 더 두드러지게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 2004년부터 시행된 이후 확대된 법정근로시간단축제도가 기혼남성의 주말 시장노동시간을 줄이면서, 주말에 가족시간으로 가용한 시간자원을 제공해 주었기 때문으로 볼 수 있다²⁰⁾.

20) 1999년부터 2014년까지 남성의 주중과 주말 시장노동시간 변화는 다음과 같다. 주중 시장노동시간은 1999년에서 2004년 사이에 큰 폭으로 감소한 후 2004년 이후부터는 변화가 거의 없으나, 주말에는 1999년부터 2014년까지 시장노동시간이 지속적으로 감소하였다. 이는 2004년 주5일근무제가 시행된 이후 그 적용대상이 확대된 결과로 볼 수 있다(지민웅, 조민수, 2014).

2) 맞벌이 여부에 따른 무급노동시간 변화

가구의 취업유형이 남편홀벌이인지 맞벌이인지에 따라서 미취학자녀가 있는 기혼남녀의 무급노동시간과 무급노동분담율의 변화를 분석한 결과는 <표 5-4>에 제시한 바와 같다²¹⁾. 여성의 가사노동시간은 남편홀벌이 가구에서는 주중과 주말에 모두 감소하였고($F=15.96, 8.67, p<.001$), 맞벌이 가구에서는 주중에만 감소하였고 주말에는 유의미한 변화가 없었다($F=16.38, p<.001$). 그러나 감소하는 속도에 있어서는 맞벌이 가구 여성의 주중 가사노동시간이 2009년까지 빠르게 감소하다가 2014년이 되면 다시 늘어나는 특징적인 변화를 보였다. 또한 남편홀벌이 가구에서는 주말이 되면 여성의 가사노동시간이 줄어드는 반면에, 맞벌이 가구에서는 주말에 여성의 가사노동시간이 더 늘어났다(부록 표 1 참조). 취업여성들에게 주말은 주중에 밀린 가사노동을 수행하는 시간으로 사용되었다는 예상이 가능하다(Zuzanek & Smale, 1999).

	1999	2004	2009	2014	F 값	Scheffé
주중	487.3	458.2	444.5	460.0	14.17***	a b b b
주말	309.6	236.2	197.3	158.2	63.31***	a b c d
t 값	21.68***	25.26***	21.49***	33.58***		

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

21) 분석에 사용한 연도별 주중과 주말의 시간일지 수는 다음 표와 같다. 부부를 분석단위로 하였기 때문에 여성(아내)과 남성(남편)의 일지 수는 동일하다.

		1999	2004	2009	2014
주중일지	남편홀벌이	1,142	804	437	659
	맞벌이	491	349	214	398
	계	1,663	1,153	651	1,057
주말일지	남편홀벌이	748	568	327	413
	맞벌이	333	263	156	246
	계	1,081	831	483	659

남성의 가사노동시간은 남편홀벌이 가구와 맞벌이 가구에서 주중과 주말에 모두 증가하였으나($F=3.92, p<.01, F=5.47, 46.29, 13.90, p<.001$), 주말에 증가폭이 더 커서 주중과 주말의 가사노동시간 차이는 점차 벌어졌다(부록 표 1 참조). 그러나 남편홀벌이 가구와 맞벌이 가구간 가사노동시간의 차이는 주중에는 2004년과 2009년에만 통계적으로 유의미하였고($t=-2.78, p<.05, t=-3.86, p<.001$), 주말에는 차이가 없었다. 여성의 경제활동 여부는 주중과 주말에 모두 남성의 가사노동시간에 영향을 미치지 못하였다고 할 수 있다.

여성의 자녀돌봄시간은 주중과 주말에 모두 맞벌이 여부와는 상관없이 증가하였으나($F=36.70, 13.36, 6.75, 9.70, p<.001$), 맞벌이 가구 여성의 자녀돌봄시간이 더 빠르게 늘었다. 특히 맞벌이 가구 여성의 주중 자녀돌봄시간은 2009년까지 변화가 없다가 2014년이 되면서 크게 증가하는 특징을 보였다. 또한 남편홀벌이 가구에서는 주말이 되면 여성의 자녀돌봄시간이 줄어들었지만 맞벌이 가구에서는 주중과 주말에 차이가 없었다(부록 표 1 참조).

남성의 자녀돌봄시간도 모두 증가하였고($F=25.03, 19.49, 54.20, 26.32, p<.001$), 주중에 비해 주말에 더 많은 시간을 사용하였으며, 그 격차도 2014년으로 갈수록 늘었다(부록 표 1 참조). 그러나 주중과 주말에 남편홀벌이 가구 남성과 맞벌이 가구 남성의 자녀돌봄시간에 차이가 없다가, 2014년 주중에만 맞벌이 가구 남성이 하루 약 8분 정도를 더 자녀돌봄에 사용하였다($t=-2.29, p<.05$). 남성의 가사노동시간과 마찬가지로 남성의 자녀돌봄시간 또한 아내의 경제활동의 영향을 거의 받지 않는다고 할 수 있으며, 다만 2014년이 되면서 주중 남성의 자녀돌봄시간이 아내의 취업에 반응하기 시작하였다고 볼 수 있다.

<표 5-4> 맞벌이 여부에 따른 무급노동시간 및 무급노동분담율 변화
(단위: 분/하루, %/하루)

		1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé		
가사노동시간(분)	여성	주중	홀벌이	255.2	239.3	225.7	230.5	15.96***	a b b b
			맞벌이	154.3	129.6	108.0	128.8	16.38***	a b c bd
			t값	19.32***	19.38***	17.84***	18.06***		
		주말	홀벌이	239.5	217.4	220.4	213.7	8.67***	a b b b
			맞벌이	182.3	183.1	177.3	175.7	.30	-
			t값	8.20***	4.82***	4.96***	4.48***		
	남성	주중	홀벌이	10.6	10.6	12.2	15.6	3.92**	a a ab b
			맞벌이	12.7	15.3	21.8	18.9	5.47***	a ab b b
			t값	-1.24	-2.78*	-3.86***	-1.39		
		주말	홀벌이	22.2	29.7	48.4	60.6	46.29***	a a b c
			맞벌이	28.9	34.7	54.8	61.6	13.90***	a a bc c
			t값	-1.90	-1.27	-.99	-.17		
자녀돌봄시간(분)	여성	주중	홀벌이	223.4	245.3	274.4	283.2	36.70***	a b c c
			맞벌이	115.0	120.1	115.7	157.1	13.36***	a a a b
			t값	16.60***	16.14***	16.44***	15.31***		
		주말	홀벌이	190.4	203.7	215.0	223.5	6.75***	a ab b b
			맞벌이	113.9	121.7	144.7	159.2	9.70***	a ab bc c
			t값	9.29***	9.17***	6.39***	6.22***		
	남성	주중	홀벌이	22.0	29.2	35.2	39.3	25.03***	a b bc c
			맞벌이	24.2	27.0	39.8	46.9	19.49***	a ab c c
			t값	-.98	.82	-1.12	-2.29*		
		주말	홀벌이	43.0	49.0	74.7	97.7	54.20***	a a b c
			맞벌이	33.4	44.7	74.2	83.9	26.32***	a a b b
			t값	2.07*	.89	.06	1.86		
남편가사노동분담율(%)	여성	주중	홀벌이	3.5	3.9	4.4	5.7	7.87***	a a ab b
			맞벌이	7.3	11.5	15.7	13.0	11.68***	a b b b
			t값	-6.70***	-8.98***	-9.13***	-6.98***		
		주말	홀벌이	7.1	10.5	15.6	18.5	54.26***	a b c c
			맞벌이	11.7	13.6	19.7	23.2	18.23***	a a bc c
			t값	-4.67***	-2.66**	-2.21*	-2.76**		
	남성	주중	홀벌이	7.8	9.5	10.6	11.9	14.39***	a b bc c
			맞벌이	14.5	18.3	22.7	25.2	15.81***	a ab bc c
			t값	-7.48***	-8.08***	-8.04***	-10.63***		
		주말	홀벌이	15.2	18.3	24.3	28.4	38.28***	a ab c c
			맞벌이	18.2	22.0	29.9	33.2	16.95***	a a bc c
			t값	-1.90	-2.18*	-2.49*	-2.35*		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율은 주중과 주말에 모두 증가하였으나, 남편홀벌이 가구 남편의 주말 가사노동분담율이 가장 가파르게 늘었다($F=54.26, p<.001$). 주중에 비해 주말에 무급노동분담율이 더 높았고(부록 표 1 참조), 남편홀벌이 가구에 비해 맞벌이 가구 남편이 더 많은 무급노동을 분담하는 집단간 차이가 안정적으로 나타났다. 그러나 남편홀벌이 가구에서는 주중과 주말간 격차가 점점 커져서 2014년에는 주말의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율이 각각 12.8%p, 16.5%p 더 높았으나, 맞벌이 가구에서는 그 격차가 각각 10.2%p와 11%p로 상대적으로 적었다(부록 표 1 참조).

남성의 가사노동시간이나 자녀돌봄시간에서는 맞벌이 여부에 따라 차이가 없었으나 분담율에서는 두 집단 간 차이가 유의미하게 나타난 이유는, 맞벌이 가구 남편이 가사노동과 자녀돌봄에 더 적극적으로 참여하기 보다는 맞벌이 가구가 가구단위에서 가사노동과 자녀돌봄에 사용하는 시간의 양이 적기 때문으로 볼 수 있다. 다시 말해, 취업여성은 무급노동을 아웃소싱하는 방법으로 가족내 시간수요에 대응하고 있다는 추측이 가능하며, 이는 취업여성이 자신의 소득을 사용하여 무급노동을 아웃소싱함으로써 시간수요를 줄이는 전략을 사용한다는 선행연구의 논의를 지지하는 결과이다(김수정, 김은지, 2007; 주은선 외, 2014; Baxter, 2002; Cohen, 1998; Gupta, 2007; Gupta & Ash, 2008).

이처럼 여성의 경제활동은 본인의 무급노동시간에만 영향을 미칠 뿐, 남성의 무급노동시간에는 거의 영향을 끼치지 못하고 있다는 결과는 국내외 여러 선행연구의 논의와 일치하였다(김수정, 김은지, 2007; 김진욱, 2008; Argyrous & Rahman, 2014; Bianchi & Milkie, 2010; Hallberg & Klevmarken, 2003; Nock & Kingston, 1988; Gough & Killewald, 2011).

그러나 종단적인 변화율에서는 남편홀벌이 가구에 비해 맞벌이 가구에서 주중 여성의 가사노동시간이 더 빠르게 감소하였고, 주중과 주말 여성의 자녀돌봄시간이 더 빠르게 증가하였으며, 주중과 주말 남성의 자녀돌봄시간도 더 빠르게 늘었다. 이는 여성의 경제활동참여가 여성 본인의 가사노동시간이나 자녀돌봄시간, 그리고 남편의 자녀돌봄시간에 미치는 영향이 강해졌을 가능성을 시사하였다.

3) 교육수준에 따른 무급노동시간 변화

고졸이하의 학력과 전문대이상의 학력을 보유한 집단에서 무급노동시간과 무급노동분담율이 종단적으로 어떻게 변화하였으며, 집단간에는 조사연도별로 어떤 차이가 있는지를 분석한 결과는 <표 5-5>와 <표 5-6>에 제시하였다.

<표 5-5>에 따르면, 고졸이하인 여성의 가사노동시간은 주중과 주말에 모두 감소하였으나($F=8.57, p<.001, F=3.75, p<.05$), 전문대이상인 여성의 가사노동시간은 주중에만 감소하였다($F=13.21, p<.001$). 감소율에서는 차이가 없었다. 2004년과 2009년에는 주중에 고졸이하 여성의 가사노동시간이 더 길었으나($t=4.63, p<.001, t=2.70, p<.01$), 2014년이 되면 이 격차는 사라졌고, 주말에는 2004년에만 이 격차가 통계적으로 유의미하였다($t=2.20, p<.05$). 교육수준과 상관없이 주중과 주말간 격차는 유의미하지 않았다. 여성의 가사노동시간은 교육수준의 영향을 크게 받지 않는다는 추측이 가능하다.

<표 5-5> 교육수준에 따른 무급노동시간 변화²²⁾

(단위: 분/하루)

			1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사노동시간 (분)	여성	주중	고졸이하	227.4	220.1	200.3	196.6	8.57***	a ab bc c
			전문대이상	219.2	192.6	179.2	191.1	13.21***	a b b b
			t값	1.44	4.63***	2.70**	.70		
		주말	고졸이하	224.8	213.9	206.2	197.1	3.75*	a ab ab b
			전문대이상	215.0	199.1	206.6	200.1	1.86	-
			t값	1.35	2.20*	-.04	-.28		
	남성	주중	고졸이하	10.8	11.5	14.5	12.2	.86	-
			전문대이상	11.6	12.4	15.7	17.8	5.82***	a a ab b
			t값	-.50	-.51	-.46	-1.86		
		주말	고졸이하	22.0	24.3	33.9	43.1	6.91***	a a ab b
			전문대이상	27.1	36.2	57.4	65.3	35.76***	a a b b
			t값	-1.56	-3.25**	-3.59***	-2.99**		
자녀돌봄시간 (분)	여성	주중	고졸이하	186.5	208.8	211.8	215.6	6.87***	a b b b
			전문대이상	200.1	206.0	228.3	240.8	9.70***	a ab bc c
			t값	-1.96*	.36	-1.48	-2.29*		
		주말	고졸이하	165.5	174.7	196.2	186.9	3.29*	a ab b ab
			전문대이상	169.9	180.8	190.2	202.5	4.85**	a a a b
			t값	-.51	-.69	.54	-1.19		
	남성	주중	고졸이하	23.4	26.2	33.6	31.5	4.57**	a ab b ab
			전문대이상	21.8	30.0	38.0	44.5	33.16***	a b c c
			t값	.78	-1.49	-1.05	-3.14***		
		주말	고졸이하	35.2	35.9	56.7	75.0	18.07***	a a b b
			전문대이상	45.8	56.0	82.1	96.9	39.43***	a a b b
			t값	-2.49*	-4.45***	-3.18***	-2.42*		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

22) 분석에 사용한 여성과 남성의 연도별 주중 및 주말 시간일지 수는 다음 표와 같다.

			1999	2004	2009	2014
주중 일지	여성	고졸 이하	1,120	565	239	212
		전문대 이상	513	588	412	845
	남성	고졸 이하	897	453	195	190
		전문대 이상	736	700	456	867
주말 일지	여성	고졸 이하	762	419	165	126
		전문대 이상	319	412	318	533
	남성	고졸 이하	593	345	143	130
		전문대 이상	488	486	340	529

남성의 경우 고졸이하인 남성의 주중 가사노동시간을 제외하고는 모두 증가하였고($F=5.82, 6.91, 35.76, p<.001$), 이 가운데 전문대이상 남성의 주말 가사노동시간이 가장 빠르게 증가하였다. 주중에는 교육수준에 따라 가사노동시간에서 차이가 없었으나, 주말에는 2004년 이후부터 전문대이상인 남성의 가사노동시간이 더 길었다($t=-3.25, -2.99, p<.01, t=-3.59, p<.001$). 그 결과, 고학력 남성의 주중과 주말간 가사노동시간 격차가 더 크게 벌어졌다. 모든 학력집단에서 주말에 가사노동시간이 더 길었다(부록 표 2 참조). 이러한 결과는 남성의 가사노동시간은 교육수준의 영향을 받으며(이승미, 이현아, 2011; Coltrane, 2000), 전문대이상의 고학력 남성이 가사노동에 더 참여적일 뿐만 아니라, 더 빠르게 가사노동시간을 늘려가고 있음을 보여주었다. 이는 고학력 남성들이 가사노동시간과 정적인 관련이 있는 평등한 성역할 태도를 가지고 있기 때문일 수도 있고(Bolzendahl & Meyers, 2004; Brewster & Padavic, 2000; Bryant, 2003; Ciabattari, 2001), 아니면 교육수준이 높을수록 유연성이 크고 주말에 쉴 수 있는 직업에 종사할 가능성이 높기 때문일 수도 있다. 종단적으로는 주말에 남성의 교육수준이 가사노동시간에 미치는 영향력이 더 강해졌을 수 있음을 시사하였다.

자녀돌봄시간은 고졸이하 여성과 전문대이상 여성 모두에게서 증가하였으며($F=6.87, 9.70, p<.001, F=3.29, p<.05, F=4.85, p<.01$), 전문대이상 여성의 증가속도가 조금 더 빨랐다. 주중에는 1999년과 2014년에 고학력 여성의 자녀돌봄시간이 길었으나($t=-1.96, -2.29, p<.05$), 주말에는 학력간 격차가 없었다. 또한 모든 학력집단에서 주말에 자녀돌봄시간이 더 짧았다(부록 표 2 참조).

남성의 자녀돌봄시간은 요일이나 교육수준과 상관없이 증가하였는데($F=4.57, p<.01, F=33.16, 18.07, 39.43, p<.001$), 주중에는 전문대이상 남

성의 증가속도가 더 빨랐고, 주중에 비해 주말에 더 빠르게 증가하였다. 주중에는 학력별 격차가 없었으나 2014년이 되면서 전문대이상인 남성의 자녀돌봄시간이 유의미하게 길어졌고($t=-3.14, p<.001$), 반면 주말에는 고학력 남성의 자녀돌봄시간이 더 길었다($t=-2.49, -2.42, p<.05, t=-4.45, -3.18, p<.001$).

자녀돌봄시간에서는 여성에 비해 남성이 교육수준의 영향을 더 많이 받는다고 할 수 있고, 이는 남성은 교육수준이 높을수록 자녀돌봄에 더 참여적이라는 선행연구의 결과와 일치하였다(노혜진, 2014a, 2014b; 송유진, 2011; 조미라, 윤수경, 2014; 주은선 외, 2014; Craig, 2006b; England & Strivasta, 2013; Guryan et al., 2008; Sayer et al., 2004a). 그러나 이러한 학력간 격차가 주말에만 나타났다는 결과는 고학력 남성이 자녀와 보내는 시간의 중요성을 인식하고 참여적인 아버지역할에 대한 사회적 기대에 부응하려고 하더라도, 장시간 근로의 압박이 큰 주중보다는 시간적인 여유가 있는 주말에나 가능하다는 것을 보여주고 있다. 이는 주말이 참여적인 아버지역할을 실천할 기회가 된다는 선행연구의 논의와 일치하는 결과였다(Hook & Wolfe, 2012; Maume, 2011; Yeung et al., 2001). 한편, 주중에 전문대이상인 남성의 자녀돌봄시간 증가율이 고졸이하인 남성에게 비해 훨씬 빠르고, 2014년이 되면 학력간 격차가 유의미하게 벌어진다는 결과로부터 남성의 주중 자녀돌봄시간에 대한 교육수준의 영향력이 2014년으로 올수록 더 강해졌을 것이라는 추측을 할 수 있다.

남편의 무급노동분담율은 부부가 가사노동과 자녀돌봄에 배분한 시간에 따라 결정된다. 따라서 부부간 교육수준의 상호작용을 고려하여 부부의 교육수준별로 <표 5-6>과 같이 4개의 집단으로 나누어 주중과 주말 남편의 무급노동분담율의 변화를 살펴보았다. <그림 5-1>과 <그림 5-2>는 <표 5-6>을 시각화한 그래프이다.

<표 5-6> 부부의 교육수준에 따른 남편의 무급노동분담을 변화²³⁾

(단위: %/하루)

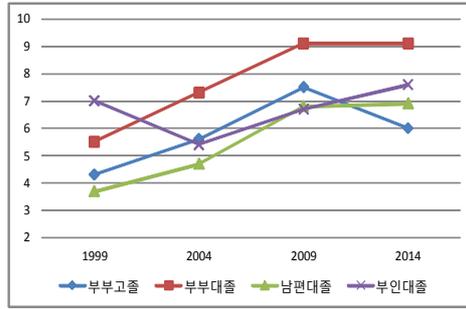
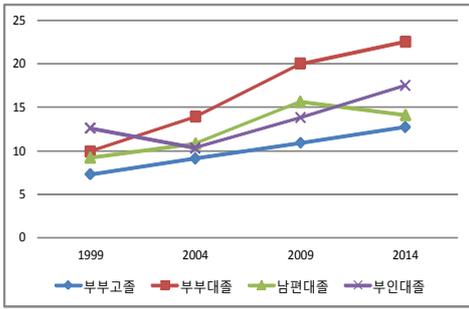
		1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사 노동 분담 율 (%)	주중	부부고졸	4.3 ^a	5.6	7.5	6.0	3.48*	a ab b ab
		부부전문대	5.5 ^a	7.3	9.1	9.1	5.58***	a ab b b
		남편전문대	3.7 ^a	4.7	6.8	6.9	3.40*	a a a a
		아내전문대	7.0 ^a	5.4	6.7	7.6	.36	-
		F값	3.13*	2.26	.93	1.52		
	주말	부부고졸	7.3 ^a	9.1 ^a	10.9 ^a	12.7 ^a	4.00**	a ab ab b
		부부전문대	9.9 ^a	13.9 ^b	20.0 ^b	22.5 ^b	30.37***	a ab c c
		남편전문대	9.2 ^a	10.8 ^{ab}	15.6 ^b	14.1 ^a	3.36*	a ab bc ab
		아내전문대	12.6 ^a	10.3 ^{ab}	13.8 ^b	17.5 ^{ab}	1.76	-
		F값	3.03*	5.21***	6.49***	6.64***		
자녀 돌봄 분담 율 (%)	주중	부부고졸	9.7	11.0 ^a	14.0	10.8 ^a	2.74*	a a a a
		부부전문대	10.3	13.9 ^a	15.8	18.1 ^b	14.92***	a b bc c
		남편전문대	8.4	10.3 ^a	12.5	15.2 ^{ab}	4.92**	a ab ab b
		아내전문대	13.4	10.9 ^a	12.9	16.6 ^{ab}	1.26	-
		F값	1.75	3.10*	1.14	4.16**		
	주말	부부고졸	15.1	15.4 ^a	20.1 ^a	27.8	2.74*	a a a a
		부부전문대	18.1	23.2 ^b	28.3 ^b	31.5	19.80***	a ab bc c
		남편전문대	17.2	19.3 ^{ab}	25.6 ^{ab}	24.4	2.90*	a a a a
		아내전문대	11.1	17.7 ^{ab}	27.1 ^{ab}	28.2	5.76***	a ab b b
		F값	1.75	6.34***	3.17*	1.82		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

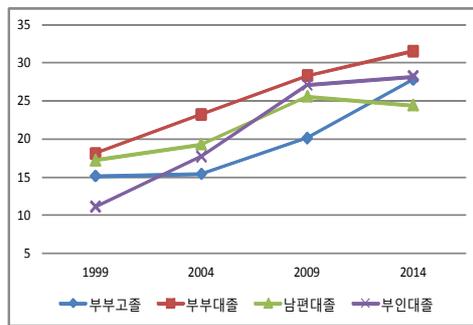
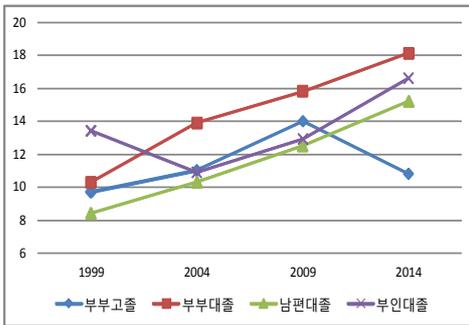
1) 조사연도별 알파벳 위첨자(a, ab, b)는 Scheffé 사후검정 결과임

23) 분석에 사용한 가구의 연도별 주중 및 주말 시간일지 수는 다음과 같다.

		1999	2004	2009	2014
주중 일지	부부가 고졸이하인 가구	830	380	129	105
	부부가 전문대이상인 가구	446	515	346	760
	남편만 전문대이상인 가구	290	185	110	107
	아내만 전문대이상인 가구	67	73	66	85
주말 일지	부부가 고졸이하인 가구	553	279	101	65
	부부가 전문대이상인 가구	279	351	276	468
	남편만 전문대이상인 가구	284	276	64	61
	아내만 전문대이상인 가구	101	64	42	65



<그림 5-1> 교육수준별 남편의 가사노동분담율 변화: 주중(좌), 주말(우)



<그림 5-2> 교육수준별 남편의 자녀돌봄동분담율 변화: 주중(좌), 주말(우)

우선 <그림 5-1>과 <그림 5-2>의 종단적인 변화 추이를 보면, 부부의 교육수준별로 대부분의 집단에서 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율은 증가하였다. 부부가 고졸이하인 가구, 남편만 전문대이상인 가구, 아내만 전문대이상인 가구에서는 무급노동분담율이 기복을 보이며 변화한 것과는 달리, 부부가 모두 전문대이상인 가구에서는 주중과 주말에 모두 남편의 무급노동분담율이 일관되게 늘었다($F=5.58, 30.37, 14.92, 19.80, p<.001$). 2004년 이후부터는 부부가 전문대졸이상인 가구의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율이 주중과 주말에 모두 다른 집단에 비해

높았다. 이 결과는 부부가 모두 고학력일 때 무급노동이 평등하게 분담된다는 선행연구의 논의를 지지하였다(노혜진, 2014b; Bonke & Esping-Andersen, 2011). 또한 모든 부부학력집단과 조사연도에서 주중에 비해 주말에 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율이 유의미하게 높았다(2009년 부부가 고졸인 가구의 가사노동분담율은 예외, 부록 표 3 참조).

4) 성역할 태도에 따른 무급노동시간 변화

개인의 성역할 태도가 전통적인지 아니면 평등한지에 따른 가사노동시간과 자녀돌봄시간의 변화는 <표 5-7>에 나타난 바와 같다. 여성의 가사노동시간에 있어서는 평등한 성역할 태도를 가진 여성의 주중 가사노동시간만이 2004년에서 2009년 사이에 통계적으로 유의미하게 감소하였다($F=6.74, p<.01$). 주중에는 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 여성의 가사노동시간이 유의미하게 길었지만($t=2.24, p<.05, t=2.66, p<.01$), 이 격차는 2014년이 되면서 사라졌고, 주말에는 성역할 태도에 따른 집단간 차이가 없었다. 여성의 성역할 태도는 주중에만 가사노동시간에 영향을 미쳤고, 최근에는 이 영향이 약해졌을 가능성을 시사하고 있다.

남성의 가사노동시간은 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 남성의 주중 가사노동시간을 제외하고는 모두 증가하였고($F=4.35, p<.05, F=21.40, 18.12, p<.001$), 주중에 비해 주말의 증가율이 더 컸다. 그러나 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 남성과 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 남성 간에 가사노동시간에 차이는 없었고, 이러한 결과를 통해 남성의 성역할 태도는 가사노동시간과는 관련이 없다고 할 수 있다.

<표 5-7> 성역할 태도에 따른 무급노동시간 변화²⁴⁾ (단위: 분/하루)

			2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사 노동 시간 (분)	여성	전통	216.0	201.8	202.5	2.06	-	
		평등	201.6	180.2	189.5	6.74**	a b ab	
		t값	2.24*	2.66**	1.71			
	주말	전통	212.3	212.0	209.2	.05	-	
		평등	204.0	204.2	196.5	.96	-	
		t값	1.14	.85	1.29			
	남성	주중	전통	11.4	15.4	14.5	2.51	-
			평등	12.9	15.2	18.8	4.35*	a ab b
			t값	-.98	.09	-1.81		
주말		전통	29.8	51.2	59.0	21.40***	a b b	
		평등	33.2	49.6	62.6	18.12***	a b bc	
		t값	-.92	.26	.60			
자녀 돌봄 시간 (분)	여성	전통	215.0	232.0	255.7	6.49***	a ab b	
		평등	203.9	217.8	230.4	7.28***	a ab b	
		t값	1.31	1.22	2.34*			
	주말	전통	183.8	220.4	207.3	4.22*	a b ab	
		평등	175.1	180.8	197.1	4.30*	a ab b	
		t값	.92	3.40***	.84			
	남성	주중	전통	26.6	34.4	36.2	8.07**	a ab b
			평등	31.0	39.1	47.3	13.23***	a ab b
			t값	-1.79	-1.22	-3.50***		
주말		전통	46.8	76.2	88.8	31.34***	a b b	
		평등	48.8	72.6	95.8	28.92***	a b c	
		t값	-.43	.48	-.96			

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

24) 분석에 사용한 여성과 남성의 연도별 주중 및 주말 시간일지 수는 다음 표와 같다. 1999년 생활시간조사는 성역할 태도를 조사하지 않았기 때문에, 2004년부터 2014년까지 3개 조사연도에 대해서만 분석하였다.

			2004	2009	2014
주중일지	여성	전통적 성역할 태도	360	204	222
		평등한 성역할 태도	793	447	835
	남성	전통적 성역할 태도	641	334	488
		평등한 성역할 태도	512	317	569
주말일지	여성	전통적 성역할 태도	252	140	156
		평등한 성역할 태도	579	343	503
	남성	전통적 성역할 태도	471	260	304
		평등한 성역할 태도	360	223	355

여성의 자녀돌봄시간은 성역할 태도와는 상관없이 주중과 주말에 모두 증가하였고($F=6.49, 7.28, p<.001, F=4.22, 4.30, p<.05$), 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 여성의 주중 자녀돌봄시간이 가장 빠르게 늘었다. 대체로 전통적인 성역할 태도를 보유한 여성의 자녀돌봄시간이 긴 편이었지만, 주중에는 2014년에만 이 격차가 통계적으로 유의미한 수준으로 벌어졌고($t=2.34, p<.05$), 주말에는 2009년에만 통계적으로 유의미하였다($t=3.40, p<.001$).

남성의 자녀돌봄시간은 성역할 태도와 관계없이 증가하였고($F=8.07, p<.01, F=13.23, 31.34, 28.92, p<.001$), 주중에는 평등한 성역할 태도를 보고한 남성의 자녀돌봄시간이 더 빠르게 늘었고, 주중에 비해서는 주말에 증가율이 더 컸다. 전반적으로 평등한 성역할 태도를 가진 남성의 자녀돌봄시간이 길었으나, 2014년 주중에만 이 격차가 통계적으로 유의미하게 벌어졌다($t=-3.50, p<.001$). 선행연구는 성역할 태도를 자녀돌봄시간보다는 가사노동시간에 영향을 미치는 요인으로 지적하였고(Baxter et al., 2008; Bianchi et al., 2000; Kan, 2008; Nordenmark, 2004), 이때 여성의 성역할 태도보다도 남성의 평등한 성역할 태도의 중요성을 강조하였다(허수연, 2008; Evertsson, 2014; Greenstein, 1996). 그러나 이 연구에서는 남성의 평등한 성역할 태도가 남성의 가사노동시간에는 영향을 주지 않았고 2014년 주중에만 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 남성의 자녀돌봄시간이 길게 나타나면서, 남성의 가사노동시간보다는 자녀돌봄시간과의 관련성을 보여주었다. 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 아버지가 자녀돌봄에 더 많이 참여한다는 결과는 선행연구에서도 보고한 바 있으며(Aldous et al., 1998; Bulanda, 2004; Hofferth, 2003), 이들의 논리를 인용하자면 평등한 성역할 태도를 가지고 있을수록 집안일을 공평하게 분담하려고 하기 때문에 자녀돌봄에 더 참여적이라고 볼 수 있다.

<표 5-8> 성역할 태도에 따른 남편의 무급노동분담율 변화²⁵⁾

(단위: %/하루)

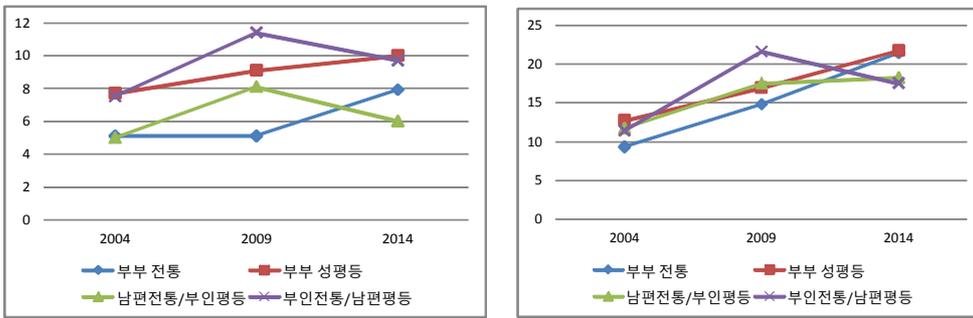
		2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사노동분담율 (%)	주중	부부 전통	5.1 ^a	5.1 ^a	7.9 ^{ab}	2.45	-
		부부 평등	7.7 ^a	9.1 ^a	10.0 ^a	2.19	-
		남편전통/아내평등	5.0 ^a	8.1 ^a	6.0 ^b	3.93 [*]	a b ab
		아내전통/남편평등	7.5 ^a	11.4 ^a	9.7 ^{ab}	.67	-
		F값	3.38 [*]	2.95 [*]	3.99 ^{**}		
	주말	부부 전통	9.3	14.8	21.4	16.09 ^{***}	a b c
		부부 평등	12.7	16.9	21.7	15.75 ^{***}	a a b
		남편전통/아내평등	11.7	17.5	18.2	9.82 ^{***}	a b b
		아내전통/남편평등	11.4	21.6	17.5	3.07 [*]	a a a
		F값	1.86	1.20	1.47		
자녀돌봄분담율 (%)	주중	부부 전통	10.1 ^a	12.1 ^a	13.2 ^a	2.06	-
		부부 평등	14.3 ^b	17.1 ^a	19.3 ^b	6.69 ^{***}	a ab b
		남편전통/아내평등	10.8 ^a	12.4 ^a	14.7 ^{ab}	4.48 [*]	a ab b
		아내전통/남편평등	15.0 ^{ab}	16.9 ^a	18.8 ^{ab}	.63	-
		F값	4.86 ^{**}	3.53 [*]	5.43 ^{***}		
	주말	부부 전통	18.6	24.9	27.5	5.80 ^{**}	a ab b
		부부 평등	20.4	26.2	32.0	17.24 ^{***}	a b c
		남편전통/아내평등	19.8	26.0	29.4	10.14 ^{***}	a b b
		아내전통/남편평등	15.9	29.9	27.7	5.12 ^{**}	a b b
		F값	.74	.41	1.13		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

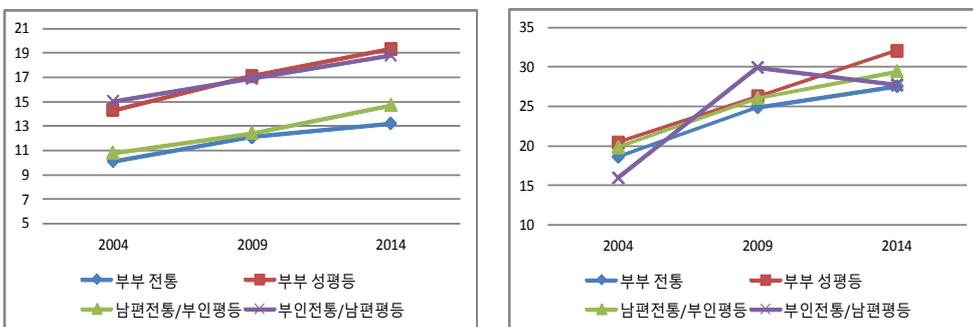
1) 조사연도별 알파벳 위첨자(a, ab, b)는 Scheffé 사후검정 결과임

25) 분석에 사용한 가구의 연도별 주중 및 주말 시간일지 수는 다음 표와 같다.

		2004	2009	2014
주중 일지	부부가 전통적인 성역할태도 가구	295	147	156
	부부가 평등한 성역할태도 가구	447	260	503
	남편만 전통적인 성역할태도 가구	346	187	332
	아내만 전통적인 성역할태도 가구	65	57	66
주말 일지	부부가 전통적인 성역할태도 가구	197	105	104
	부부가 평등한 성역할태도 가구	305	188	303
	남편만 전통적인 성역할태도 가구	274	155	200
	아내만 전통적인 성역할태도 가구	55	35	52



<그림 5-3> 성역할 태도별 남편의 가사노동분담을 변화: 주중(좌), 주말(우)



<그림 5-4> 성역할 태도별 남편의 자녀돌봄분담을 변화: 주중(좌), 주말(우)

여성의 평등한 성역할 태도와 여성의 가사노동시간과 자녀돌봄시간과의 부적의 관련성은 선행연구와 어느 정도 일치하였으나(Gaunt, 2006; Kan, 2008; Nordenmark, 2004), 가사노동시간에 미치는 영향력은 약해졌을 것이고 자녀돌봄시간에 미치는 영향력은 강해졌을 것이라는 사실을 제안하였다.

가구 단위에서 부부의 성역할 태도가 상호작용하여 무급노동분담이 결정될 것이라는 가정하에, <표 5-8>과 같이 부부의 성역할 태도별로 집단을 나누어 무급노동시간의 변화를 살펴보았다. <그림 5-3>과 <그림 5-4>는 이 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 남편의 가사노동분담은

주중에는 일관된 변화 양상을 보이지 않았으나, 주말에는 모든 집단에서 증가세를 나타냈다($F=16.09, 15.75, 9.82, p<.001, F=3.07, p<.05$). 남편의 주중 자녀돌봄분담율은 부부의 성역할 태도별로 모든 집단에서 증가하는 추이를 보였지만, 부부가 모두 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구와 남편의 성역할 태도는 전통적이지만 아내는 평등한 가구에서만 통계적으로 유의미한 변화가 있었다($F=6.69, p<.001, F=4.48, p<.05$). 주말에는 모든 집단에서 자녀돌봄분담율이 증가하였다($F=5.80, 5.12, p<.01, F=17.24, 10.14, p<.001$).

<그림 5-3>과 <그림 5-4>에 나타난 변화양상에 따르면, 부부가 평등한 성역할 태도를 공유하고 있을 때 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율이 가장 안정적으로 증가하였고, 2014년이 되면 이 집단에서 무급노동분담율이 가장 높아졌다는 것을 알 수 있다. 이는 평등한 성역할 태도를 공평한 가사노동분담을 가능하게 하는 요인으로 지적하였고 (Baxter, 2002; Fuwa, 2004; Geist, 2005; Kroska, 2004), 특히 부부가 평등한 성역할 태도를 공유해야 할 필요성을 강조한 선행연구의 논의와도 일치하는 결과였다(Evertsson, 2014; Greenstein, 1996). 이러한 결과는 또한 부부가 평등한 성역할 태도를 공유할 때 앞으로 더 공평한 무급노동분담을 실현할 가능성이 높아진다는 것을 시사한다고 볼 수 있다.

5) 소결

이 절에서는 연구문제 1과 관련하여 1999년부터 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 기혼남녀의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율의 변화 추이가 맞벌이 여부, 교육수준,

성역할 태도에 따라 다르게 나타나는지 살펴보았다. 주요 연구결과를 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 1999년부터 2014년까지 15년간 첫 자녀가 미취학아동인 여성의 가사노동시간은 감소하였고, 반대로 남성의 가사노동시간은 증가하였다. 자녀돌봄시간은 여성과 남성 모두에게서 증가하였고, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율 또한 증가세를 나타냈다.

둘째, 여성의 경제활동참여는 본인의 무급노동시간에 영향을 미치면서, 남편홀벌이 가구 여성에 비해 맞벌이 가구 여성의 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 모두 짧았으나, 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에서는 남편홀벌이 가구와 맞벌이 가구간에 차이가 일관되게 나타나지 않았다. 그러나 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율은 남편홀벌이 가구에 비해 맞벌이 가구에서 더 높았다. 종단적인 변화에 있어서는 맞벌이 가구 여성의 주말 가사노동시간을 제외하고는 모두 표본 전체의 무급노동시간 및 무급노동분담율 변화와 동일한 양상을 보였다. 그러나 변화 속도에 있어서는 남편홀벌이 가구에 비해 맞벌이 가구에서 주중 여성의 가사노동시간이 더 빠르게 감소하였고, 주중과 주말 여성의 자녀돌봄시간이 더 빠르게 증가하였으며, 주중과 주말 남성의 자녀돌봄시간도 더 빠르게 늘었다. 이는 여성의 경제활동참여가 여성 본인의 주중 가사노동시간이나 주중과 주말 자녀돌봄시간, 그리고 남편의 주중과 주말 자녀돌봄시간에 미치는 영향력이 강해졌을 가능성을 시사하였다.

셋째, 여성의 가사노동시간은 주중에는 2004년과 2009년에 고졸이하 여성의 가사노동시간이 더 길었지만, 2014년이 되면 이 격차는 사라졌고, 주말에는 2004년에만 이 격차가 나타났다가 2009년 이후부터는 사라졌다. 최근으로 올수록 여성의 교육수준이 가사노동시간에 미치는 영향이 약화되었거나 사라졌을 가능성을 엿볼 수 있었다. 이에 반하여, 남성의

가사노동시간은 전문대이상인 고학력 집단에서 주말에 가장 빠르게 증가하였으며, 주중에는 교육수준에 따라 차이가 없었으나, 주말에는 2004년 이후부터 고학력 남성의 가사노동시간이 더 길었다. 이는 주말에 남성의 교육수준이 가사노동시간에 미치는 영향력이 더 강해졌을 수 있음을 시사하였다.

여성의 자녀돌봄시간은 1999년과 2014년 주중에만 전문대이상 여성이 고졸이하 여성에 비해 길었으나 주말에는 차이가 없었고, 남성의 자녀돌봄시간은 주중에는 2014년에만 전문대이상인 남성의 자녀돌봄시간이 길었고 주말에는 고학력 남성의 자녀돌봄시간이 1999년부터 2014년까지 일관되게 더 길었다. 증가속도에서는 주중에는 저학력 남성에 비해 고학력 남성의 증가속도가 더 빨랐고, 고학력 남성의 자녀돌봄시간은 주중에 비해 주말에 더 빠르게 증가하였다. 이러한 결과를 토대로, 여성과 남성의 주중 자녀돌봄시간에 대한 교육수준의 영향력이 2014년으로 올수록 더 강해졌을 것이라고 추측할 수 있다.

넷째, 평등한 성역할 태도를 보유한 여성에 비해 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 여성의 주중 가사노동시간은 2004년과 2009년에는 더 길었지만 2014년에는 차이가 없었고, 남성의 가사노동시간은 성역할 태도에 따라 차이가 없었다. 이는 남성의 성역할 태도는 가사노동시간 변화와 관련이 없고, 여성의 성역할 태도가 주중 가사노동시간에 미쳤을 영향이 최근에 약해졌을 가능성을 엿볼 수 있게 하였다. 성역할 태도에 따른 자녀돌봄시간의 차이를 보면, 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 여성에 비해 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 여성의 자녀돌봄시간은 주중에는 2014년에만 더 길었고, 주말에는 2009년에만 더 길었다. 남성의 자녀돌봄시간도 2014년 주중에만 평등한 성역할 태도를 가진 남성이 더 길었다. 이러한 결과를 통해 여성의 평등한 성역할 태도와 자녀돌봄시간과의 부

적 관련성이 최근에 강해졌고, 남성의 평등한 성역할 태도와 자녀돌봄시간과의 정적 관련성도 최근에 더 강해졌을 것이라고 예상할 수 있다.

3. 무급노동시간 및 무급노동분담을 관련요인 변화

이 절에서는 연구문제 2와 관련하여, 2004년, 2009년, 2014년에 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간과 남편의 무급노동분담율에 대한 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도의 영향이 어떻게 달라지는지 살펴보았다²⁶⁾. 또한 주중일지와 주말일지를 나누어 분석함으로써, 근로시간의 압박이 큰 주중과 상대적으로 시간사용에 대한 재량권이 큰 주말에 무급노동시간 배분에 대한 결정이 다르게 이루어지는지 이해하고자 하였다. 이를 위해 각 조사연도별로 회귀분석을 실시하고 그 결과를 비교하였다.

회귀분석 모형에는 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도 등 주요 독립변수 외에도 아내와 남편의 연령, 부부의 월평균소득, 자가소유, 주거면적, 직장지위(임금근로자), 직종을 통제변수로 투입하였으나²⁷⁾, 회귀분석 결과표에는 독립변수의 회귀계수만을 제시하였고, 결과에 대한 해석과 논의 또한 독립변수에 대한 것으로만 제한하였다. 이 모든 변수들의 상관관계는 부록에 표로 제시하였다(<부록 표 6>부터 <부록 표 9>까지 참조)²⁸⁾. 구체적인 회귀분석 결과는 다음과 같다.

26) 1999년 생활시간조사자료에는 개인의 월평균소득에 관한 정보가 누락되었고 성역할 태도를 조사하지 않았기 때문에, 아내의 상대적 소득비중을 산출할 수 없고, 부부의 성역할 태도 변수도 구성할 수 없는 한계가 있다. 따라서 회귀분석에서는 1999년 자료를 제외하고 2004년, 2009년, 2014년 자료만을 사용하였다.

27) 아내의 경우 직장지위와 직종은 아내의 주당근로시간과의 공선성(collinearity) 문제로 분석모형에 통제변수로 투입하지 않았다.

28) 변수들간의 상관관계를 보면, 아내의 주당근로시간과 아내의 소득비중 사이의 상관관계가 .75 정도로 높게 나타났으나, vif 옵션을 사용한 다중공선성 검사 결과 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단되어 두 변수를 모두 사용하였다.

1) 가사노동시간 및 가사노동분담율 관련요인 변화

아내와 남편의 가사노동시간, 남편의 가사노동분담율과 관련이 있는 요인들이 주중과 주말에 따라 조사연도별로 어떻게 달라지는지 살펴보기 위하여 회귀분석을 실시하였고, 그 결과를 <표 5-9>부터 <표 5-11>에 제시하였다.

(1) 아내의 가사노동시간 관련요인 변화

우선 <표 5-9>에서 아내의 가사노동시간과 관련이 있는 요인들을 살펴보면, 주중에는 본인의 주당근로시간이 모든 조사연도에서 가사노동시간과 부적인 관련이 있었고, 관련의 강도는 2014년으로 올수록 강해졌다 ($b=-1.36, -1.78, -2.59, p<.001$). 주중에는 본인의 주당근로시간이 길수록 가사노동시간은 감소하였다. 주말에는 2004년과 2009년에 주당근로시간이 길수록 가사노동시간이 감소하였으나 ($b=-.96, -1.10, p<.001$), 2014년에는 이 관련성이 나타나지 않았다. 그러나 아내의 주당근로시간을 제외하고는 모든 조사연도에서 주중과 주말에 상관없이 일관성 있게 아내의 가사노동시간과 관련성을 보이는 변수는 없었다.

남편의 주당근로시간이나 부부의 교육수준은 주중 아내의 가사노동시간과는 관련이 없었으나, 2004년 주말에는 남편의 주당근로시간이 길수록 아내의 가사노동시간이 늘었고 ($b=.70, p<.01$), 부부가 모두 전문대이상인 가구에 비해 부부가 모두 고졸이하인 가구의 아내가 주말에 더 많은 가사노동을 수행하였다 ($b=22.08, p<.05$). 주중에는 2004년과 2009년에 부부의 월평균소득에서 아내의 소득이 차지하는 비중이 클수록 아내의 가사노동시간이 감소하였고 ($b=-1.49, p<.001, b=-.95, p<.01$), 주말에는

2014년에만 아내의 소득비중이 클수록 아내의 가사노동시간이 증가하였다($b=-.92, p<.05$).

<표 5-9> 조사연도별 아내의 가사노동시간 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004	2009	2014	2004	2009	2014
	(N=1,153)	(N=651)	(N=1,057)	(N=831)	(N=483)	(N=659)
	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)
아내 주당근로시간	-1.36*** (.24)	-1.78*** (.28)	-2.59*** (.22)	-.96*** (.27)	-1.10*** (.29)	-.44 (.37)
남편 주당근로시간	-.00 (.21)	-.34 (.24)	-.02 (.20)	.70** (.26)	-.31 (.31)	-.09 (.36)
부부 고졸이하	8.35 (7.21)	15.50 (8.99)	8.24 (10.18)	22.08* (9.07)	-11.55 (10.67)	21.61 (16.90)
남편전문대 /아내고졸	5.62 (7.51)	8.24 (11.10)	-17.44 (9.46)	4.61 (9.91)	-7.49 (12.14)	-23.13 (15.19)
아내전문대 /남편고졸	-16.06 (11.52)	13.41 (12.30)	-1.47 (10.70)	-9.28 (12.33)	8.49 (15.20)	19.34 (17.37)
아내 소득비중	-1.49*** (.27)	-.95** (.31)	-.39 (.24)	.01 (.34)	.50 (.38)	-.92* (.37)
부부가 평등한 성역할 태도	15.64* (7.72)	-15.68 (9.54)	-12.20 (8.42)	.94 (9.56)	-4.14 (10.89)	-12.86 (14.01)
남편만 전통적인 성역할 태도	3.33 (7.91)	-12.04 (9.64)	6.26 (8.95)	-7.19 (9.45)	6.97 (10.98)	-14.58 (15.20)
아내만 전통적인 성역할 태도	.11 (12.17)	-32.12** (12.31)	-25.00 (13.62)	-12.28 (13.79)	-14.34 (18.11)	-21.20 (18.85)
상수	268.39*** (51.62)	271.25*** (48.21)	204.91*** (52.75)	79.73 (60.99)	215.54*** (66.90)	62.21 (94.05)
F	35.26***	35.77***	39.99***	3.74***	4.21***	2.44**
R ²	.3227	.3887	.3538	.0329	.1034	.0624

* $p<.05$. ** $p<.01$. *** $p<.001$

- 1) N : 분석에 사용한 일지 수²⁹⁾
- 2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도
- 3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평)

29) 부부가 각각 이틀씩 일지를 작성하였고, 이틀간의 일지를 모두 분석에 사용하였으므로 표본수가 아닌 일지수를 사례수(N)로 제시하였다. 또한 동일인이 작성한 일지를 서로 다른 사례로 간주하는 데 따르는 오차간 상관관계 문제를 해결하기 위하여 회귀분석에서 강건한(robust) 표준오차를 얻을 수 있는 STATA의 vce(cluster) 옵션을 사용하였다.

부부의 성역할 태도는 주중에만 아내의 가사노동시간과 관련이 있었다. 2004년에는 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 아내보다 부부의 성역할 태도가 평등한 가구의 아내가 하루 15분 정도 가사노동을 더 많이 했고($b=15.64, p<.05$), 2009년에는 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 아내보다 아내는 전통적이지만 남편은 평등한 성역할 태도를 보고한 가구의 아내가 주중에 하루 약 32분 정도 가사노동을 적게 했다($b=-32.12, p<.01$).

주중과 주말에 아내의 가사노동시간과 관련이 있는 요인들을 비교해보면, 아내의 주당근로시간과 아내의 소득비중은 주중과 주말 모두 아내의 가사노동시간과 부적인 관련이 있었다. 그러나 부부의 성역할 태도는 주중 아내의 가사노동시간에만 영향을 주었고, 남편의 주당근로시간과 부부의 교육수준은 주말에만 아내의 가사노동시간에 영향을 미쳤다. 종결정계수(R^2)를 비교해보면, 투입한 독립변수들의 설명력이 주말에 비해 주중에 더 강하다는 것을 알 수 있다.

조사연도별로 변화를 비교해보면, 2004년에는 주중과 주말에 아내의 가사노동시간과 관련이 있는 요인들이 근로시간, 아내의 소득비중, 교육수준, 성역할 태도 등으로 매우 다양하였으나, 2009년이 되면 주말에 교육수준의 영향이 사라졌고, 2014년이 되면 주중에는 아내의 주당근로시간만이 유일하게, 주말에는 아내의 소득비중만이 유일하게 아내의 가사노동시간에 영향을 미치는 변수로 남게 되었다.

(2) 남편의 가사노동시간 관련요인 변화

<표 5-10>은 남편의 가사노동시간에 대한 회귀분석결과이다. 이 표를 보면, 주중에는 모든 조사연도에서 본인의 주당근로시간이 길수록 가사

노동시간은 줄었고($b=-.24, -.42, p<.001, b=-.21, p<.05$), 주말에는 2009년과 2014년에 이러한 부적 관계가 나타났다($b=-.77, -.68, p<.01$). 주중에는 2009년에만 아내의 주당근로시간이 길수록 남편의 가사노동시간이 늘었고($b=.30, p<.01$), 이러한 아내의 주당근로시간의 영향은 다른 조사연도나 주말에는 발견되지 않았다.

부부의 교육수준은 주중에는 2014년에만, 주말에는 2009년과 2014년에 남편의 가사노동시간에 영향을 미쳤다. 2014년에 부부가 전문대이상인 가구의 남편에 비해 부부가 고졸이하인 가구의 남편이 가사노동에 사용하는 시간이 주중에는 하루 약 10분 정도 짧았고($b=-9.66, p<.01$), 주말에는 하루에 30분 정도 짧았다($b=-29.76, p<.001$). 2009년 주말에는 부부가 모두 전문대이상인 가구의 남편에 비해 남편만 전문대이상이고 아내는 고졸이하인 가구의 남편이 가사노동에 사용하는 시간이 약 19분 적었으나($b=-19.01, p<.05$), 2014년이 되면 이 격차가 30분으로 더 커지게 되었다($b=-30.15, p<.001$).

부부의 성역할 태도는 2014년 주말에만 남편의 가사노동시간과 관련이 있었다. 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 남편에 비해 남편은 전통적이고 아내는 평등한 성역할 태도를 갖는 가구의 남편이 주말에 가사노동에 사용하는 시간이 하루 약 24분 짧았고($b=-23.65, p<.05$), 남편은 평등하고 아내만 전통적인 성역할 태도를 갖는 가구의 남편이 주말에 가사노동에 사용하는 시간은 하루 약 28분 적었다($b=-28.31, p<.05$).

남편의 가사노동시간 관련요인이 주중과 주말에 따라 다른지 비교해보면, 남편의 주당근로시간과 부부의 교육수준은 주중과 주말에 모두 남편의 가사노동시간에 영향을 미쳤다. 그러나 부부의 성역할 태도는 주말에만 남편의 가사노동시간에 영향을 주었다. 주중과 주말의 중결정계수(R^2)를 비교해보면, 독립변수들의 설명력이 10% 이내로 낮은 편이었으

나, 주중에 비해서는 주말에 설명력이 더 크다는 것을 알 수 있다.

<표 5-10> 조사연도별 남편의 가사노동시간 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004	2009	2014	2004	2009	2014
	(N=1,153)	(N=651)	(N=1,057)	(N=831)	(N=483)	(N=659)
	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)
아내 주당근로시간	.10 (.07)	.30** (.12)	-.11 (.11)	.15 (.13)	-.07 (.20)	-.19 (.23)
남편 주당근로시간	-.24*** (.07)	-.21* (.10)	-.42*** (.11)	-.21 (.17)	-.77** (.26)	-.68** (.23)
부부 고졸이하	-1.35 (2.60)	-.28 (3.66)	-9.66** (3.11)	-8.77 (7.09)	-19.01* (9.43)	-29.76*** (9.28)
남편전문대 /아내고졸	-3.08 (2.18)	-2.71 (3.73)	-2.18 (4.99)	-8.36 (6.08)	-4.34 (11.63)	-30.15*** (8.70)
아내전문대 /남편고졸	-5.01 (2.66)	-1.69 (4.40)	-3.11 (3.62)	-11.78 (7.32)	-8.82 (10.69)	-15.41 (8.73)
아내 소득비중	.05 (.08)	-.08 (.12)	.19 (.14)	.01 (.14)	.09 (.25)	.13 (.24)
부부가 평등한 성역할 태도	-.49 (1.99)	-2.79 (3.63)	1.67 (3.78)	5.04 (4.54)	2.16 (10.09)	-15.19 (10.26)
남편만 전통적인 성역할 태도	-.60 (2.25)	-3.32 (3.88)	-1.93 (3.87)	3.70 (5.42)	2.60 (10.54)	-23.65* (10.53)
아내만 전통적인 성역할 태도	2.76 (4.23)	-2.31 (4.67)	-.11 (5.04)	-4.53 (6.42)	3.86 (13.76)	-28.31* (12.70)
상수	32.23 (18.09)	25.06 (20.48)	76.10** (27.99)	31.07 (32.24)	20.13 (48.23)	59.98 (64.01)
F	1.85*	1.82*	1.96**	2.83***	3.32***	4.54***
R ²	.0329	.0490	.0463	.0561	.0988	.0926

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

1) N : 분석에 사용된 일지 수

2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도

3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

조사연도별로 비교해보면, 2004년 주중에는 주당근로시간만이 유일하게 남편의 가사노동시간과 관련이 있었고, 주말에는 독립변수 가운데 어느 것도 남편의 가사노동시간에 영향을 주지 않았다. 2009년 주중에는 아내와 남편의 주당근로시간이, 주말에는 남편의 주당근로시간과 부부의 교육수준이 남편의 가사노동시간과 관련이 있었다. 2014년이 되면 주중에는 주당근로시간과 교육수준이, 그리고 주말에는 이외에도 성역할 태도가 남편의 가사노동시간에 영향을 미쳤다.

(3) 남편의 가사노동분담을 관련요인 변화

남편의 가사노동분담율과 관련이 있는 요인은 <표 5-11>과 같다. 주중에는 모든 조사연도에서 아내의 주당근로시간이 길수록 남편의 가사노동분담율이 높아졌으나($b=.13, .14, p<.01, b=.20, p<.001$), 주말에는 아내의 주당근로시간의 영향이 없었다. 주말에는 모든 조사연도에서 남편의 주당근로시간이 길수록 남편의 가사노동분담율이 낮아졌고($b=-.16, -.25, p<.001, b=-.17, p<.01$), 주중에는 2004년과 2014년에만 이러한 부적 관련이 나타났다($b=-.10, p<.01, b=-.17, p<.001$). 아내의 소득비중은 남편의 가사노동분담율과 관련이 없었다.

부부의 교육수준은 주중에는 2004년에만, 주말에는 2014년에만 남편의 가사노동분담율에 영향을 미쳤다. 주중에는 2004년에 부부가 모두 전문대 이상인 가구의 남편에 비해 남편만 전문대 이상이고 아내는 고졸이하인 가구의 남편이 가사노동을 분담하는 비율이 하루에 2%p 낮았다($b=-2.07, p<.05$). 주말에는 2014년에 부부가 전문대 이상인 가구의 남편에 비해 부부가 고졸이하인 가구의 남편이 가사노동을 분담하는 비율이 약 9%p 낮았고($b=-9.02, b<.01$), 남편만 전문대 이상이고 아내는 고졸이하인 가구 남편의

가사노동분담율은 6%p 정도 낮았다($b=-6.27, p<.05$).

<표 5-11> 조사연도별 남편의 가사노동분담율 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004	2009	2014	2004	2009	2014
	(<i>N</i> =1,153)	(<i>N</i> =651)	(<i>N</i> =1,057)	(<i>N</i> =831)	(<i>N</i> =483)	(<i>N</i> =659)
	<i>b</i> (<i>S.E.</i>)					
아내 주당근로시간	.13** (.05)	.20*** (.07)	.14** (.05)	.07 (.04)	.04 (.07)	-.01 (.07)
남편 주당근로시간	-.10** (.04)	-.03 (.06)	-.17*** (.05)	-.16*** (.04)	-.17** (.07)	-.25*** (.07)
부부 고졸이하	-.02 (1.30)	-.12 (1.80)	-2.90 (2.01)	-2.11 (1.57)	-4.67 (2.50)	-9.02** (3.09)
남편전문대 /아내고졸	-2.07* (1.02)	-.84 (2.03)	-.89 (1.73)	-1.80 (1.75)	-2.91 (2.67)	-6.27* (2.68)
아내전문대 /남편고졸	-.99 (1.62)	-1.01 (2.02)	-.81 (1.79)	-1.34 (2.04)	-2.56 (3.15)	-4.18 (2.92)
아내 소득비중	.09 (.05)	.05 (.08)	.07 (.05)	.06 (.05)	.01 (.09)	.14 (.08)
부부가 평등한 성역할 태도	.09 (1.02)	1.21 (1.44)	-.19 (1.94)	1.25 (1.44)	1.09 (2.53)	-2.92 (2.67)
남편만 전통적인 성역할 태도	-1.40 (1.01)	.71 (1.51)	-3.23 (1.87)	.51 (1.46)	1.58 (2.54)	-4.17 (2.83)
아내만 전통적인 성역할 태도	1.57 (2.56)	2.42 (2.76)	.56 (2.60)	-.56 (2.28)	5.52 (4.66)	-7.25* (3.61)
상수	6.49 (7.50)	-1.38 (9.70)	27.59* (11.67)	26.82** (9.73)	8.29 (14.88)	40.57* (18.62)
<i>F</i>	2.87***	3.04***	3.57***	3.22***	2.96***	4.56***
<i>R</i> ²	.1130	.1414	.1205	.0805	.1146	.1037

* $p<.05$. ** $p<.01$. *** $p<.001$.

1) *N* : 분석에 사용된 일지 수

2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도

3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

부부의 성역할 태도는 2014년 주말에만 남편의 가사노동분담율에 영향을 미쳤는데, 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 남편에 비해 남편의 성역할 태도는 평등하고 아내는 전통적인 가구의 남편이 주말에 가사노동을 분담하는 비율이 7%p 정도 낮았다($b=-7.25$, $p<.05$).

주중과 주말에 남편의 가사노동분담율 관련요인은 주당근로시간과 부부의 교육수준으로 서로 유사하였고, 성역할 태도는 주말에만 관련이 있었다. 조사연도에 따라 관련요인의 변화를 살펴보면, 2004년 주중에는 남편과 아내의 주당근로시간과 부부의 성역할 태도가 남편의 가사노동분담율과 관련이 있었지만, 주말에는 남편의 주당근로시간의 영향만 있었다. 2009년에는 주중과 주말 모두 주당근로시간만이 영향을 미치고 있는데, 주중에는 아내의 주당근로시간이, 주말에는 남편의 주당근로시간이 남편의 가사노동분담율에 서로 다른 방향으로 영향을 주었다. 2014년 주말이 되면 부부의 교육수준과 성역할 태도가 관련요인으로 추가되면서 다양한 변수들이 남편의 가사노동분담율에 영향을 미치는 것을 볼 수 있었다.

2) 자녀돌봄시간 및 자녀돌봄분담율 관련요인 변화

조사연도별로 아내와 남편의 자녀돌봄시간, 남편의 자녀돌봄분담율에 대한 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도의 영향이 어떻게 달라졌는지를 알아보기 위하여 주중과 주말로 나누어 회귀분석을 실시한 결과를 <표 5-12>부터 <표 5-14>에 제시하였다.

(1) 아내의 자녀돌봄시간 관련요인 변화

<표 5-12> 조사연도별 아내의 자녀돌봄시간 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004 (N=1,153)	2009 (N=651)	2014 (N=1,057)	2004 (N=831)	2009 (N=483)	2014 (N=659)
	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)
아내 주당근로시간	-1.99*** (.43)	-2.22*** (.33)	-4.83*** (.38)	-1.94*** (.25)	-1.46*** (.35)	-3.08*** (.46)
남편 주당근로시간	.33 (.33)	.21 (.34)	.71* (.35)	-.22 (.35)	-.15 (.40)	.76 (.43)
부부 고졸이하	-18.30 (10.40)	-11.98 (13.23)	-46.09*** (13.93)	-9.39 (11.72)	-6.42 (16.09)	-12.47 (19.82)
남편전문대 /아내고졸	-4.81 (13.93)	-22.14 (14.52)	-22.47 (15.29)	10.87 (14.61)	-1.05 (18.93)	-22.19 (17.68)
아내전문대 /남편고졸	-18.22 (17.83)	25.19 (21.66)	-18.58 (20.00)	-.87 (16.87)	-6.22 (18.17)	-13.82 (14.75)
아내 소득비중	-1.39*** (.41)	-2.04*** (.36)	1.06** (.40)	.31 (.36)	-.31 (.42)	1.13 (17.10)
부부가 평등한 성역할 태도	12.88 (10.63)	2.88 (14.60)	-7.32 (13.76)	2.11 (12.72)	-27.01 (17.76)	18.20 (15.45)
남편만 전통적인 성역할 태도	18.72 (11.53)	15.33 (15.07)	-9.11 (14.02)	2.34 (13.15)	-28.32 (17.99)	7.23 (15.99)
아내만 전통적인 성역할 태도	19.69 (20.40)	5.90 (20.72)	-2.92 (24.02)	2.00 (20.94)	-13.43 (24.92)	48.22** (21.94)
상수	299.06*** (79.22)	162.85 (87.57)	357.62*** (1.62)	454.24*** (83.86)	180.60* (82.91)	365.08*** (111.21)
F	23.99***	29.33***	35.78***	9.51***	5.46***	7.34***
R ²	.2317	.3502	.3380	.1398	.1311	.1496

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

- 1) N : 분석에 사용된 일지 수
- 2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도
- 3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평)

먼저 <표 5-12>를 보면, 아내의 주당근로시간은 주중과 주말에 모든 조사연도에서 아내의 자녀돌봄시간에 부적 영향을 미쳤으며, 2014년이 되면 그 영향의 강도가 더 커졌다(주중: $b=-1.99, -2.22, -4.83, p<.001$, 주말: $b=-1.94, -1.46, -3.08, p<.001$). 남편의 주당근로시간이나 부부의 교육수준은 2014년 주중에만 아내의 자녀돌봄시간과 관련이 있었고, 이때 남편의 주당근로시간이 길수록 아내의 자녀돌봄시간이 증가하였고($b=.71, p<.05$), 부부가 모두 전문대이상인 가구의 아내에 비해 부부가 모두 고졸이하인 가구의 아내가 자녀를 돌보는 시간은 하루에 46분 정도 짧았다($b=-46.09, p<.001$).

아내의 소득비중은 주중에만 모든 조사연도에서 아내의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤는데, 2004년과 2009년에는 아내의 소득비중이 클수록 자녀돌봄시간이 감소하였으나($b=-1.39, -2.04, p<.001$), 2014년이 되면 반대로 아내의 소득비중이 클수록 아내의 자녀돌봄시간이 늘어났다($b=1.06, p<.01$). 부부의 성역할 태도는 2014년 주말에만 관련이 있었고, 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 아내보다 아내는 전통적이지만 남편은 평등한 성역할 태도를 보고한 가구의 아내가 자녀를 돌보는 시간이 하루 약 48분 정도 길었다($b=48.22, p<.01$).

주중과 주말을 비교해보면, 아내의 주당근로시간은 주중과 주말에 모두 아내의 자녀돌봄시간을 줄여주었지만, 남편의 주당근로시간, 부부의 교육수준, 아내의 소득비중은 주중에만 아내의 자녀돌봄시간에 영향을 주었고, 부부의 성역할 태도는 주말에만 영향을 미쳤다. 종결정계수(R^2)의 차이에서도 나타나듯이 이 독립변수들은 주말보다는 주중에 아내가 자녀돌봄에 사용하는 시간을 더 잘 설명해주고 있다.

조사연도에 따라 관련요인을 비교해보면, 2004년과 2009년 주중에는 아내의 주당근로시간과 아내의 소득비중이, 주말에는 주당근로시간만이

아내의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤다. 그러나 2014년이 되면 주중에 남편의 주당근로시간과 부부의 교육수준의 영향이 겹으로 드러나게 되었고, 주말에는 부부의 성역할 태도의 영향이 드러났다.

(2) 남편의 자녀돌봄시간 관련요인 변화

남편의 자녀돌봄시간에 대한 회귀분석 결과를 제시한 <표 5-13>에 따르면, 주중에는 모든 조사연도에서 남편의 주당근로시간이 길수록 남편의 자녀돌봄시간은 줄었고($b=-.30, -.34, p<.05, b=-.90, p<.001$), 주말에는 2004년을 제외한 2009년과 2014년에 이러한 부적 관련이 나타났다($b=-.63, p<.05, b=-1.27, p<.001$).

부부의 교육수준은 주중에는 2014년에만, 주말에는 2004년과 2014년에 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤다. 2014년 주중에는 부부가 전문대 이상인 가구에 비해 부부가 고졸이하인 가구에서 남편의 자녀돌봄시간이 하루 약 22분 정도 짧았고($b=-22.09, p<.001$), 2014년 주말에는 남편만 전문대 이상이고 아내는 고졸이하인 가구의 남편이 자녀돌봄에 사용하는 시간이 하루에 약 39분 짧았다($b=-38.66, p<.001$). 2004년 주말에는 부부가 전문대 이상인 가구에 비해 부부가 고졸이하인 가구에서 남편의 자녀돌봄시간이 하루 약 14분가량 짧았다($b=-13.86, p<.05$). 성역할 태도는 2004년 주말에만 남편의 자녀돌봄시간과 관련이 있었고, 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 남편에 비해 아내의 성역할 태도는 전통적이지만 남편은 평등한 가구에서 남편의 주말 자녀돌봄시간이 하루 약 17분 적었다($b=-16.97, p<.05$).

<표 5-13> 조사연도별 남편의 자녀돌봄시간 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004 (N=1,153)	2009 (N=651)	2014 (N=1,057)	2004 (N=831)	2009 (N=483)	2014 (N=659)
	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)
아내 주당근로시간	-.10 (.08)	.08 (.22)	-.07 (.17)	-.14 (.15)	.11 (.28)	-.47 (.29)
남편 주당근로시간	-.30* (.12)	-.34* (.14)	-.90*** (.17)	-.34 (.18)	-.63* (.27)	-1.27*** (.32)
부부 고졸이하	-5.80 (3.70)	-5.77 (6.62)	-22.09*** (5.51)	-13.86* (6.59)	-14.87 (9.67)	-25.15 (13.28)
남편전문대 /아내고졸	-3.09 (4.40)	-10.34 (5.97)	-2.62 (8.92)	-5.15 (7.70)	4.73 (12.63)	-38.66*** (10.47)
아내전문대 /남편고졸	-5.19 (5.98)	-8.22 (7.07)	.67 (6.01)	-7.06 (8.75)	-3.79 (13.09)	-20.86 (13.45)
아내 소득비중	.11 (.11)	.01 (.23)	.16 (.17)	.14 (.23)	-.21 (.38)	-.12 (.30)
부부가 평등한 성역할 태도	2.24 (3.55)	6.50 (6.12)	6.17 (4.95)	-.27 (6.77)	-4.09 (10.77)	8.60 (11.79)
남편만 전통적인 성역할 태도	-.12 (3.56)	-3.89 (5.80)	-4.29 (4.77)	-4.13 (6.36)	.89 (11.05)	13.08 (12.00)
아내만 전통적인 성역할 태도	14.22 (7.65)	-.39 (7.66)	6.31 (7.15)	-16.97* (8.66)	9.08 (17.03)	12.49 (17.97)
상수	64.22** (21.16)	31.25 (34.15)	58.74 (36.90)	57.03 (41.43)	22.04 (67.80)	154.45 (86.97)
F	2.21**	1.65*	3.62***	2.24**	2.97***	3.45***
R ²	.0389	.0488	.1011	.0611	.1018	.0907

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

1) N : 분석에 사용된 일지 수

2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도

3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

주중과 주말의 관련요인을 비교해보면, 남편의 주당근로시간과 부부의 교육수준은 주중과 주말에 모두 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤으

나, 부부의 성역할 태도는 주말에만 영향을 주었다. 조사연도별로 비교해보면, 2004년 주중에는 주당근로시간만 남편의 자녀돌봄시간과 관련이 있었지만, 주말에는 부부의 교육수준과 성역할 태도가 관련이 있었다. 2009년에는 주중과 주말에 모두 주당근로시간만이 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤고, 2014년이 되면 주중에 부부의 교육수준의 영향이 처음 드러나게 되었다.

(3) 남편의 자녀돌봄분담을 관련요인 변화

남편의 자녀돌봄분담을 관련요인을 제시한 <표 5-14>를 보면, 주중에는 모든 조사연도에서 남편의 주당근로시간이 길수록 남편의 자녀돌봄담율이 낮았으나($b=-.15, -.30, p<.001, b=-.11, p<.05$), 주말에는 모든 조사연도에서 아내의 주당근로시간이 길수록 남편의 자녀돌봄분담율이 높았다($b=.15, .20, .18, p<.05$). 주중에는 2014년에만 아내의 주당근로시간과 남편의 자녀돌봄분담율 사이에 정적인 관련이 있었고($b=.33, p<.001$), 주말에도 2014년에만 남편의 주당근로시간과 자녀돌봄분담율 사이에 부적적인 관련이 나타났다($b=-.34, p<.001$).

부부의 교육수준은 2014년 주중에만, 아내의 소득비중은 2004년 주중에만 남편의 자녀돌봄분담율에 영향을 미쳤다. 2014년에는 부부가 전문대이상인 가구의 남편에 비해 부부가 고졸이하인 가구의 남편이 자녀돌봄을 분담하는 비율이 약 5%p 낮았고($b=-4.88, p<.05$), 2004년에는 아내의 소득비중이 클수록 남편의 자녀돌봄분담율도 높았다($b=.23, p<.001$). 부부의 성역할 태도는 남편의 자녀돌봄분담율과 관련이 없었다.

<표 5-14> 조사연도별 남편의 자녀돌봄분담을 관련요인: 회귀분석

	주중			주말		
	2004 (N=1,153)	2009 (N=651)	2014 (N=1,057)	2004 (N=831)	2009 (N=483)	2014 (N=659)
	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)	b (S.E.)
아내 주당근로시간	.06 (.05)	.15 (.09)	.33*** (.06)	.14* (.07)	.20* (.10)	.18* (.09)
남편 주당근로시간	-.15*** (.04)	-.11* (.06)	-.30*** (.05)	-.05 (.07)	-.12 (.08)	-.34*** (.08)
부부 고졸이하	-.78 (1.54)	-.87 (2.29)	-4.88* (2.16)	-4.41 (2.52)	-3.27 (2.93)	-4.29 (4.37)
남편전문대 /아내고졸	-2.51 (1.53)	-2.87 (2.18)	-.39 (1.94)	-2.87 (2.48)	-.53 (3.17)	-5.11 (4.44)
아내전문대 /남편고졸	-1.93 (2.18)	-2.63 (2.60)	2.21 (2.47)	-2.59 (3.22)	3.80 (4.49)	-2.76 (3.35)
아내 소득비중	.23*** (.07)	.14 (.10)	.06 (.06)	-.03 (.09)	-.04 (.13)	-.05 (.09)
부부가 평등한 성역할 태도	1.03 (1.43)	2.53 (2.04)	2.00 (1.77)	-.17 (2.19)	-1.66 (2.87)	1.01 (3.38)
남편만 전통적인 성역할 태도	-1.22 (1.39)	-2.40 (2.08)	-.91 (1.76)	-.03 (2.31)	-1.21 (2.96)	.03 (3.27)
아내만 전통적인 성역할 태도	2.93 (2.75)	1.25 (3.09)	3.32 (2.70)	-5.48 (3.44)	2.97 (4.68)	-3.83 (4.79)
상수	27.34** (10.29)	4.71 (13.27)	4.77 (13.92)	5.43 (14.87)	5.44 (18.41)	9.32 (25.18)
F	5.01***	3.36***	6.78***	2.41***	2.48***	3.02***
R ²	.1180	.1447	.2192	.0608	.0910	.0912

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

1) N : 분석에 사용된 일지 수

2) 준거집단: 부부 전문대이상, 부부 전통적인 성역할 태도

3) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

주중과 주말을 비교해보면, 주중에는 주당근로시간과 부부의 교육수준, 아내의 소득비중이 남편의 자녀돌봄분담율과 관련이 있었지만, 주말에는 주당근로시간의 영향만 나타났다. 특히 주중에는 남편 본인의 주당 근로시간이, 주말에는 아내의 주당근로시간이 모든 조사연도에서 일관되게 남편의 자녀돌봄분담율에 영향을 미치고 있는 것이 특징적이었다. 조사연도에 따라 관련요인의 변화를 살펴보면, 2004년과 2009년 주중에는 남편 본인의 주당근로시간이, 주말에는 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄분담율에 영향을 미치면서 주중과 주말의 관련요인이 전혀 일치하지 않다가, 2014년이 되면서 주중과 주말에 남편과 아내의 주당근로시간이 모두 남편의 자녀돌봄분담율에 영향을 미치게 되었다. 그러나 아내의 소득비중은 2004년 주중에만, 부부의 교육수준은 2014년 주중에만 남편의 자녀돌봄분담율과 관련이 있었다.

3) 소결

이 절에서는 연구문제 2와 관련하여, 2004년, 2009년, 2014년에 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율 및 자녀돌봄분담율에 미치는 영향을 파악하고, 주중과 주말, 조사연도에 따라 그 영향이 달라지는지 살펴보았다. 주요 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 아내와 남편의 주당근로시간은 독립변수들 가운데 유일하게 모든 조사연도에서 주말에 상관없이 부부의 무급노동시간과 남편의 무급노동분담율과 관련이 있었다. 그러나 조사연도, 가사노동과 자녀돌봄, 시간

과 분담율에 따라서 차이도 나타났다. 아내의 주당근로시간은 본인의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 일관되게 영향을 주었고, 남편의 주당근로시간도 본인의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에 주로 영향을 미쳤다. 주중에는 아내의 주당근로시간이 남편의 가사노동분담율에 일관되게 영향을 미쳤으나 주말에는 남편의 주당근로시간만이 본인의 가사노동분담율에 영향을 끼쳤다. 반면, 남편의 자녀돌봄분담율은 주중에는 본인의 주당근로시간의 영향을, 주말에는 아내의 주당근로시간의 영향을 받는 등 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율 사이에 상이한 양상을 발견할 수 있었다. 또한 2004년 주말 아내의 가사노동시간, 2009년 주중 남편의 가사노동시간, 2004년과 2014년 주중 남편의 가사노동분담율, 2014년 주중 아내의 자녀돌봄시간, 2014년 주중과 주말 남편의 자녀돌봄분담율은 모두 본인과 배우자의 주당근로시간의 영향을 동시에 받았고, 2014년 주말 아내의 가사노동시간, 2004년 주말 남편의 가사노동시간, 2004년 주말 남편의 자녀돌봄시간은 주당근로시간의 영향을 받지 않았다.

둘째, 아내의 소득비중은 본인의 주중 가사노동시간과 자녀돌봄시간에만 영향을 미쳤고, 남편의 가사노동시간이나 자녀돌봄시간, 가사노동분담율과는 관련이 없었다. 2004년과 2009년에 주중 아내의 가사노동시간을 감소시키는 역할을 하였으나, 2004년에 비해 2009년에 영향력이 약화되면서, 2014년에는 영향이 사라졌고, 주말 아내의 가사노동시간에는 2014년에만 부적인 영향을 미쳤다. 아내의 주중 자녀돌봄시간도 아내의 소득비중의 영향을 받았는데, 2004년과 2009년에는 아내의 소득비중이 클수록 본인의 자녀돌봄시간이 감소하였지만, 2014년이 되면 아내의 소득비중이 클수록 본인의 자녀돌봄시간이 오히려 증가하였다. 아내의 소득비중이 남편에게 영향을 준 경우는, 2004년 주중 남편의 자녀돌봄시간에 미친 정적인 영향이 유일하였다.

셋째, 부부의 교육수준은 아내보다는 남편의 무급노동시간이나 분담율에 더 크게 작용하였으며, 2014년으로 올수록 그 영향이 두드러지게 나타났다. 2004년 아내의 주말 가사노동시간은 부부가 고졸이하인 가구에 비해 부부가 전문대이상인 가구에서 더 길었고, 2014년 아내의 주중 자녀돌봄시간은 부부가 고졸이하인 가구에 비해 부부가 전문대이상인 가구에서 더 길었다. 남편의 가사노동시간은 주중에는 2014년에 부부가 고졸이하인 가구에 비해 부부가 전문대이상인 가구에서 하루 약 10분이 더 길었고, 주말에는 2009년에 19분, 2014년에 30분이 더 길었다. 남편의 가사노동분담율도 2014년 주말에 부부가 전문대이상인 가구에서 약 9%p 더 높았다. 남편의 자녀돌봄시간은 2014년 주중에 부부가 고학력인 가구에서 22분이 더 길었고, 자녀돌봄분담율도 2014년에 약 5%p 더 높았다. 2014년으로 올수록 학력에 따른 격차가 주중과 주말에 모두 나타났고 그 격차도 더 벌어졌다는 것을 알 수 있다. 그러나 남편의 주말 자녀돌봄시간은 2004년에만 고학력 부부와 저학력 부부간 격차가 나타났다가 이후에는 사라졌다. 한편으로는, 부부가 모두 전문대이상인 가구에 비해 남편은 전문대이상이고 아내는 고졸이하인 가구에서 2014년 주말 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 각각 하루 30분과 39분씩 더 짧았고, 2004년 주중과 2014년 주말 남편의 가사노동분담율이 더 낮았다.

넷째, 부부의 성역할 태도는 주중에는 아내의 가사노동시간에만 영향을 주었고, 주말에는 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율, 아내와 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤다. 남편의 자녀돌봄분담율에는 주중과 주말에 상관없이 영향을 끼치지 못하였다. 또한 아내의 주중 가사노동시간은 2004년과 2009년에는 부부 성역할 태도의 영향을 받았으나, 2014년이 되면 그 영향이 사라졌고, 남편의 주말 자녀돌봄시간은 2004년에만 성역할 태도와 관련이 있었다. 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율,

아내의 자녀돌봄시간은 2014년 주말에만 부부 성역할 태도의 영향을 받았다. 부부가 모두 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 가구에 비해 아내는 전통적이고 남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구에서 2009년 주중 아내의 가사노동시간이 하루 32분 짧았고, 2014년 주말 남편의 가사노동시간이 28분 짧았으며, 2014년 주말 남편의 가사노동분담율이 7%p 낮고, 2014년 주말 아내의 자녀돌봄시간이 하루 48분 더 길었으며, 2004년 주말 남편의 자녀돌봄시간이 17분 더 적었다. 부부의 성역할 태도가 상호작용하여 아내와 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간에서 서로 다른 방식으로 영향을 미쳤으며, 2004년, 2009년, 2014년이라는 맥락도 작용하였을 것이라는 추론이 가능하다. 특히 2004년 주중 아내의 가사노동시간은 부부가 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 경우보다 부부가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때에 하루에 약 16분이 길었고, 2014년 주말 남편의 가사노동시간은 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구에 비해 남편은 전통적이고 아내는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구에서 24분이 더 짧은 특징이 나타났다.

4. 조사연도간 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이

앞의 3절에서는 아내와 남편의 무급노동시간 그리고 남편의 무급노동분담율에 대한 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도의 영향이 주중과 주말에 조사연도별로 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 이를 통해 조사연도마다 관련 변수의 영향이 나타났다가 사라지기도 하였고, 그 영향의 강도가 강해지거나 약해지기도 하였으며, 정적 영향에서 부적 영향으로 영향의 방향이 바뀌기도 한다는 것을 알 수 있었다. 그리고 선행연구에서 지적하였듯이, 이러한 변화의 원인을 탐색하기 위해서는 각 조사연도를 배경으로 사회, 문화, 경제, 규범과 같은 거시적 맥락을 고려하지 않을 수 없을 것이다.

따라서 본 절에서는 연구문제 3과 관련하여, 2004년부터 2014년까지 10년 동안의 종단적인 변화와 차이에 초점을 맞추고, 앞의 2절에서 관찰된 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이를 가져온 각 독립변수의 평균 변화는 어떻게 되며, 3절에서 파악한 독립변수들의 영향 변화가 이러한 차이에 얼마나 기여하고 있는지를 알아보려고 하였다. 이를 위해 2004년부터 2014년까지 10년 동안 있었던 무급노동시간과 무급노동분담율의 변화를 2004년과 2009년, 2009년과 2014년으로 5년씩 나누어 분해분석을 실시하였다. 분해분석 결과를 통해 5년간 아내와 남편의 주당근로시간과 아내의 소득비중에서의 평균값의 차이, 그리고 부부의 교육수준과 부부의 성역할 태도에서 범주별 분포의 차이로 2004년과 2009년 사이, 2009년과 2014년 사이에 발생한 무급노동시간과 분담율의 차이를 얼마나 설명할 수 있는지를 파악할 수 있다. 또한 각 독립변수의 영향력(계수)이 5년 사이에 달라지면서 발생한 차이에 대해서도 알 수 있다.

이에 따라 여기서도 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이를 독립변

수의 평균값의 차이에 기인하는 부분인 특성효과(endowments effect)와, 계수의 변화에 기인하는 부분인 계수효과(coefficients effect)로 분해하였고, 각 독립변수가 개별적으로 특성효과와 계수효과에 기여한 부분을 구체적으로 파악하기 위하여 세부분해를 실시하였다. 분해분석 모형에는 독립변수 외에도 앞서 회귀분석에서 사용했던 통제변수를 투입하였으나, 분해분석 결과표에는 독립변수 결과만을 제시하였고 이 변수들에 대해서만 해석을 시도하였다.

1) 가사노동시간 및 가사노동분담율 차이 분해

(1) 아내의 가사노동시간 차이 분해

2004년부터 2009년, 2009년부터 2014년 사이에 발생한 아내의 가사노동시간에서의 차이에 대해 분해분석을 실시한 결과는 <표 5-15>와 같다. 2004년부터 2009년까지 5년간 아내의 가사노동시간은 주중에는 약 19분 감소하였고, 주말에는 거의 변화가 없었다. 주중 19분의 감소분 가운데 40%는 특성효과에 의한 차이였고, 나머지 60%가 계수효과에 의한 차이로서 독립변수의 영향력이 달라지면서 주중 가사노동시간이 감소한 부분이 더 컸다. 구체적으로는 2004년에 비해 2009년에 아내의 소득비중이 늘어난 것이 가사노동시간 감소에 가장 크게 기여하였다. 계수효과에서는 남편의 주당근로시간이 아내의 주중 가사노동시간을 감소시키는 효과가 가장 컸으며, 이는 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간을 늘어나게 하는 정적 영향이 2004년에서 2009년 사이에 약화되었음을 의미한다.

<표 5-15> 아내의 가사노동시간 차이 분해: 분해분석 (단위: 분/하루)

	주중		주말	
2014년 평균	192.20		199.50	
2009년 평균	186.98		206.48	
2004년 평균	206.08		206.56	
2004-2009년 변화	-19.10***		-.08	
2009-2014년 변화	5.22		-6.98	

	2004년-2009년 변화				2009년-2014년 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	분	%	분	%	분	%	분	%
주중 총효과	-7.60*	40	-11.50**	60	-5.77	-110	11.00	210
아내 주당근로시간	-1.26	17	-5.66	49	1.51	-26	-10.09	-92
남편 주당근로시간	.00	0	-17.69	154	.31	-5	16.27	148
부부 전문대이상	.04	-1	-5.21	45	-1.74	30	8.60	78
부부 고졸이하	-1.17	15	-.53	5	-.61	11	.47	0
남편 전문대이상	.05	-1	-1.21	11	.07	-1	-1.39	-13
아내 전문대이상	-.59	8	1.99	-17	-.09	2	-.24	0
아내 소득비중	-3.67	48	6.45	-56	-3.30	57	8.73	79
부부 전통 성역할	.14	-2	4.46	-39	-1.17	20	-1.07	-10
부부 평등 성역할	.13	-2	-4.63	40	-.05	1	-1.78	-16
남편 전통 성역할	.02	0	1.25	-11	.08	-1	3.48	32
아내 전통 성역할	-.15	2	-1.09	9	.43	-7	-.01	0
통제변수	-1.14	16	17.43	-151	-1.21	19	59.09	540
상수			-7.06	61			-71.06	-646
주말 총효과	-2.33	2,912	2.25	-2,812	7.56*	-108	-14.54	208
아내 주당근로시간	-1.59	68	-1.98	-88	1.72	23	8.42	-58
남편 주당근로시간	-.79	34	-53.98	-2,399	.59	8	11.61	-80
부부 전문대이상	-.65	28	3.99	177	.37	5	-5.03	35
부부 고졸이하	-2.35	100	-5.57	-248	.98	13	2.57	-18
남편 전문대이상	-.01	0	-.67	-30	.19	3	-2.10	14
아내 전문대이상	-.18	8	2.15	96	.13	2	.37	-3
아내 소득비중	.03	-1	5.97	265	1.67	22	-22.01	151
부부 전통 성역할	-.09	4	-.38	-17	-.17	-2	1.46	-10
부부 평등 성역할	.12	-5	-2.66	-118	-.09	-1	.26	-2
남편 전통 성역할	.02	0	3.98	177	-.17	-2	-3.72	26
아내 전통 성역할	-.05	2	-.28	-12	-.07	-1	.19	-1
통제변수	3.21	-138	-78.89	-3,506	2.41	30	148.96	1,024
상수			130.57	5,803			-155.52	1,070

* $p < .05$. *** $p < .001$.

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평)

또한 아내의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간을 감소시키는 부적 영향과 부부가 전문대이상의 학력을 가지고 있을 때 아내의 가사노동시간이 줄어드는 효과가 2004년에 비해 2009년에 강해진 것 또한 계수효과에 의한 감소분에 기여한 바가 컸다³⁰⁾.

2009년에서 2014년 사이에는 주중에 가사노동시간이 약 5분 증가하였고, 주말에는 약 7분 감소하였다. 주중의 증가분과 주말의 감소분 모두 온전히 계수효과에 의한 것으로 나타났다. 주중에는 2009년에 비해 2014년에 아내의 소득비중이 늘었고 전문대이상의 학력을 보유한 부부의 비중이 늘어났기 때문에 아내의 가사노동시간이 6분 정도 줄었어야 했지만, 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 2009년에 비해 2014년에 더 강해졌고, 동시에 부부가 고학력일 때 아내의 가사노동시간이 감소하는 효과와 아내의 소득비중이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 약화되면서 나타난 계수효과로 인하여 가사노동시간이 11분 증가하였다.

그러나 주말이 되면 2009년과 2014년 사이에 발생한 독립변수의 평균 값 및 분포 차이가 아내의 가사노동시간 증가에 기여하는 등 주중과는 다른 결과가 나타났고, 계수효과에서 아내의 소득비중이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 강화되면서 주말 가사노동시간이 15분 줄어들도록 함으로써, 주말 아내의 가사노동시간이 7분 감소하는 결과를 가져왔다.

(2) 남편의 가사노동시간 차이 분해

남편의 가사노동시간 차이에 대해 세부분해를 실시한 결과는 <표

30) 주말의 감소분은 채 1분이 되지 않았고 특성효과와 계수효과에 의한 분량 또한 2분 내외로 통계적으로 유의미하지 않았으므로 세부분해 결과에 대한 해석은 생략하였다.

5-16>에 제시하였다. 2004년에서 2009년 사이에 남편의 주중 가사노동 시간은 약 3분 증가한 것에 비해 주말에는 19분이 증가하였고, 모두 계수효과의 영향에 의한 것이었다. 주중에는 아내의 주당근로시간이 남편의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 강화됨과 동시에 남편의 주당근로시간의 부적 영향이 약화된 것이 증가분에 기여하였다. 주말에 늘어난 가사노동시간 19분 가운데 약 3분은 부부가 전문대이상인 고학력 부부의 비중이 2004년에 비해 2009년에 늘어난 것에 따른 결과였고, 계수효과로 늘어난 16분은 통제변수들의 영향력이 달라진 결과였다.

특히 이 기간 동안 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 강화됨으로써 남편의 가사노동시간이 30분 감소했어야 하지만, 통제변수들의 계수효과가 이 감소분을 상쇄하면서 남편의 주말 가사노동시간은 증가하였다.

2009년부터 2014년까지 남편의 가사노동시간이 주중에는 약 1분, 주말에는 약 10분 증가하였다. 주중에 증가한 1분은 모두 계수효과에 의한 부분으로서, 아내의 소득비중이 남편의 가사노동시간에 미치는 정적인 영향이 강화된 데에 따른 결과였다. 주말에 늘어난 가사노동시간 10분 가운데 63%는 특성효과, 37%는 계수효과에 기인하였다. 구체적으로는 2009년에 비해 2014년에 남편의 주당근로시간이 감소하고, 전문대이상의 고학력 부부가 증가하고 고졸이하의 저학력 부부가 감소한 것이 기여한 부분이 컸다. 계수효과에서는 부부가 전문대이상일 때 남편의 가사노동시간이 늘어나게 하는 효과가 강해지고, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 약화된 것에 의한 증가분이 가장 컸다.

<표 5-16> 남편의 가사노동시간 차이 분해: 분해분석 (단위: 분/하루)

	주중		주말	
2014년 평균	16.82		60.94	
2009년 평균	15.45		50.47	
2004년 평균	12.03		31.26	
2004-2009년 변화	3.42*		19.21***	
2009-2014년 변화	1.36		10.46*	

	2004년-2009년 변화				2009년-2014년 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	분	%	분	%	분	%	분	%
주중 총효과	.41	12	3.00*	88	-.12	-8	1.48	108
아내 주당근로시간	.09	22	2.63	88	-.23	192	-5.20	-351
남편 주당근로시간	.24	59	1.55	52	.21	-175	-10.85	-733
부부 전문대이상	.19	46	-.63	-21	.23	-192	1.85	125
부부 고졸이하	-.13	-32	-.02	-1	-.09	75	-.68	-46
남편만 전문대이상	-.01	-2	-.14	-5	.11	-92	.31	21
아내만 전문대이상	-.10	-24	.22	7	.01	-8	.09	6
아내 소득비중	.12	29	-1.51	-50	-.28	233	4.22	285
부부 전통 성역할	.01	2	.58	19	-.17	142	-.30	-20
부부 평등 성역할	-.00	0	.09	3	-.06	50	1.17	79
남편 전통 성역할	.01	2	-.06	-2	-.03	25	-.20	-14
아내 전통 성역할	.08	20	-.23	-8	.00	0	.01	1
통제변수	-.09	-22	11.06	269	.18	-150	-36.7	-2,460
상수			-10.54	-351			47.46	3,207
주말 총효과	3.48*	18	15.73***	82	6.64*	63	3.82	37
아내 주당근로시간	.24	7	-3.06	-19	.10	2	-1.59	-42
남편 주당근로시간	.23	7	-30.19	-195	1.47	22	4.43	116
부부 전문대이상	1.08	31	.47	3	1.12	17	7.66	200
부부 고졸이하	.20	6	-1.97	-13	1.21	18	.00	0
남편만 전문대이상	.03	1	.64	4	-.15	-2	-1.39	-36
아내만 전문대이상	-.06	-2	.33	2	-.01	0	.41	11
아내 소득비중	.03	1	.98	6	.30	5	.67	18
부부 전통 성역할	.02	1	-.24	-2	.13	2	2.99	78
부부 평등 성역할	.09	3	-1.55	-10	.00	0	.73	19
남편 전통 성역할	-.02	-1	-.71	-5	-.01	0	-2.22	-58
아내 전통 성역할	-.04	-1	.53	3	.01	0	-1.04	-27
통제변수	1.68	47	58.00	374	2.47	36	-15.16	-397
상수			-7.50	-48			8.33	218

* $p < .05$, *** $p < .001$

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

(3) 남편의 가사노동분담율 차이 분해

남편의 가사노동분담율 차이를 분해한 결과인 <표 5-17>에 따르면, 2004년부터 2009년 사이에 남편의 가사노동분담율은 주중에는 약 2%p, 주말에는 약 5.5%p 증가하였고, 주중과 주말 모두 계수효과에 의한 부분이 각각 62%와 80%로 더 컸다. 주중에는 아내의 소득비중이 늘어나고, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동분담율에 미치는 부적 영향이 약화된 것이 증가분에 기여하였다. 주말에는 남편의 주당근로시간이 감소하고 학력이 전문대이상인 부부의 비중이 늘어난 것이 특성효과에 기여하였으나, 계수효과에 있어서는 통제변수들의 영향력 변화가 남편의 가사노동분담율 증가에 가장 크게 기여하였다.

2009년부터 2014년까지 남편의 가사노동분담율은 주중에는 0.2%p 늘었고, 주말에는 3.3%p 늘었다. 주말 증가분에는 특성효과와 계수효과가 비슷하게 기여하였는데, 남편의 주당근로시간이 줄어들고 전문대이상인 고학력 부부의 비중이 늘어난 것이 주말 남편의 가사노동분담율을 늘어나게 하였다. 반면에, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동분담율에 미치는 부적 영향이 강화되었기 때문에 남편의 가사노동분담율은 감소했어야 하지만, 아내의 소득비중이 갖는 정적 영향력이 강해지고 부부가 전문대이상일 때 남편의 가사노동분담율을 높이는 효과가 강화되는 등의 영향으로 주말 남편의 가사노동분담율이 증가하였다.

<표 5-17> 남편의 가사노동분담율 차이 분해: 분해분석 (단위: %/하루)

	주중		주말	
2014년 평균	8.43		20.25	
2009년 평균	8.19		16.94	
2004년 평균	6.21		11.49	
2004-2009년 변화	1.98**		5.45**	
2009-2014년 변화	.24		3.31**	

	2004-2009 변화				2009-2014 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	%	%	%	%	%	%	%	%
주중 총효과	.76*	38	1.22	62	.61	254	-.37	-154
아내 주당근로시간	.11	14	.93	76	-.16	-26	-.85	230
남편 주당근로시간	.10	13	3.48	285	.03	5	-7.27	1,964
부부 전문대이상	.06	8	-.14	-11	.10	16	.47	127
부부 고졸이하	-.10	-13	-.08	-7	-.04	-7	-.21	-57
남편만 전문대이상	-.01	-1	.16	13	.02	3	.06	16
아내만 전문대이상	-.01	-1	-.03	-2	.01	2	.07	19
아내 소득비중	.20	26	-.44	-36	.17	28	.34	92
부부 전통 성역할	.00	0	-.23	-19	.09	15	.27	73
부부 평등 성역할	.00	0	.04	3	.01	2	.19	51
남편 전통 성역할	.01	1	.32	26	-.01	-2	-.67	-181
아내 전통 성역할	.05	7	-.01	-1	-.04	-7	-.00	0
통제변수	.35	46	5.29	434	.43	71	-18.83	5,089
상수			-8.07	-661			26.06	-7,043
주말 총효과	1.09*	20	4.36***	80	1.56	47	1.75	53
아내 주당근로시간	.11	10	-.35	-8	-.07	-4	-.62	-35
남편 주당근로시간	.18	17	-.73	-17	.32	21	-4.32	-247
부부 전문대이상	.20	18	.70	16	.35	22	1.65	94
부부 고졸이하	.11	10	-.28	-6	.24	15	-.20	-11
남편만 전문대이상	.01	1	.02	0	.01	0	-.10	-6
아내만 전문대이상	-.00	0	-.00	0	-.00	0	.07	4
아내 소득비중	.15	14	-.57	-13	.04	3	1.96	112
부부 전통 성역할	.01	1	-.38	-9	.12	8	.89	51
부부 평등 성역할	.02	2	-.74	-17	-.07	-4	.75	43
남편 전통 성역할	-.00	0	-.21	-5	.01	0	-.04	-2
아내 전통 성역할	-.01	-1	.31	7	.02	1	-.56	-32
통제변수	.31	28	23.46	539	.59	38	-21.29	-1,217
상수			-16.87	-387			23.56	1,346

** $p < .01$, *** $p < .001$

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

2) 자녀돌봄시간 및 자녀돌봄분담율 차이 분해

(1) 아내의 자녀돌봄시간 차이 분해

아내의 자녀돌봄시간 차이에 대한 세부분해 결과는 <표 5-18>과 같다. 2004년에서 2009년 사이에 아내의 자녀돌봄시간은 주중과 주말에 각각 약 15분 증가하였고, 주중과 주말의 증가분 모두 계수효과에 의한 것이었다. 특히 주중에는 아내의 소득비중과 주당근로시간이 늘어난 데 따른 영향으로 자녀돌봄시간이 감소했어야 하고, 독립변수의 계수효과 또한 아내의 소득비중이 미치는 부적 영향이 강화되고 남편의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 약화되는 등의 영향력 변화가 아내의 자녀돌봄시간을 감소시키도록 작용하고 있으나 통제변수의 영향력 변화는 독립변수의 계수효과를 모두 상쇄시키면서 아내의 자녀돌봄시간을 20분 이상 증가하게 하였다. 주말에는 아내의 주당근로시간이 늘어난 것이 특성효과에 의한 약 1분의 감소분에 기여하였으나, 계수효과에서는 주중과 마찬가지로 통제변수의 영향력이 달라진 것이 주말 자녀돌봄시간 증가에 가장 크게 기여하였다.

<표 5-18> 아내의 자녀돌봄시간 차이 분해: 분해분석 (단위: 분/하루)

	주중		주말	
2014년 평균	235.73		199.52	
2009년 평균	222.22		192.25	
2004년 평균	207.35		177.72	
2004-2009년 변화	14.87*		14.53*	
2009-2014년 변화	13.50 [†]		7.27	

	2004-2009 변화				2009-2014 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	분	%	분	%	분	%	분	%
주중 총효과	-5.69	-38	20.57***	138	1.21	9	12.30 [†]	91
아내 주당근로시간	-1.84	32	-3.09	-15	1.88	155	-32.61	-265
남편 주당근로시간	-.35	6	-6.55	-31	-.19	-16	26.24	213
부부 전문대이상	.88	-15	-4.31	-21	.42	35	14.06	114
부부 고졸이하	1.05	-18	-.35	-2	.96	79	-1.45	-12
남편만 전문대이상	.05	-1	-4.30	-21	1.35	112	1.95	16
아내만 전문대이상	-.30	5	3.58	17	-.57	-47	-1.95	-16
아내 소득비중	-3.43	60	-7.85	-38	-7.07	-584	48.05	391
부부 전통 성역할	.39	-7	1.53	7	.47	39	1.60	13
부부 평등 성역할	.00	0	-1.28	-6	-.24	-20	.32	3
남편 전통 성역할	-.08	1	.98	5	.25	21	-4.26	-35
아내 전통 성역할	.21	-4	-.61	-3	.00	0	.13	1
통제변수	-2.27	41	177.72	864	3.95	326	-204.12	-1,660
상수			-134.90	-656			164.34	1,337
주말 총효과	-1.06	-7	15.59*	107	1.89	26	5.38	74
아내 주당근로시간	-3.19	301	6.72	43	2.28	121	-20.41	-379
남편 주당근로시간	.25	-24	3.81	24	.29	15	47.00	874
부부 전문대이상	-.02	2	2.04	13	.47	25	6.18	115
부부 고졸이하	1.26	-119	1.37	9	.33	17	.26	5
남편만 전문대이상	-.32	30	-1.11	-7	-.09	-5	-1.15	-21
아내만 전문대이상	-.01	1	-.15	-1	-.03	-2	.11	2
아내 소득비중	.82	-77	-7.52	-48	-1.01	-53	22.20	413
부부 전통 성역할	.03	-3	4.09	26	-1.02	-54	-5.61	-104
부부 평등 성역할	.01	-1	-4.02	-26	-.69	-37	4.42	82
남편 전통 성역할	-.01	1	-3.81	-24	.19	10	-.02	0
아내 전통 성역할	.00	0	.24	2	.02	1	2.05	38
통제변수	.12	-11	309.93	1,987	1.15	62	-261.03	-4,853
상수			-296.00	-1,898			211.38	3,928

[†] $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평)

2009년부터 2014년까지 아내의 주중 자녀돌봄시간은 약 14분, 주말에는 약 7분 증가하였다. 주중에는 계수효과로 인하여 자녀돌봄시간이 늘었고, 주말에도 증가분 가운데 26%는 특성효과에, 나머지 74%는 계수효과에 기인하였다. 아내의 소득비중 증가로 주중 아내의 자녀돌봄시간은 감소했어야 하지만, 아내의 주당근로시간이 2009년에 비해 2014년에 감소한 것과 통제변수의 평균변화로 주중 자녀돌봄시간은 약 1분 정도 증가하였다. 계수효과로 인한 증가분인 약 12분은 아내의 소득비중이 미치는 부적 영향이 약화되고 남편의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 강화된 영향력 변화에 기인하였다.

조사연도간 아내의 자녀돌봄시간 차이를 세부분해한 결과를 보면, 아내의 자녀돌봄시간 증가는 계수효과에 의해 발생하였으며, 계수효과 가운데에서도 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인에 의한 부분이 독립변수의 영향력 변화에 의해 발생한 차이보다 크다는 것을 알 수 있다. 또한 2004년과 2009년 사이에는 관찰되지 않은 요인들이 아내의 자녀돌봄시간이 감소하도록 작용한 반면, 2009년과 2014년 사이에는 이러한 요인들이 반대로 아내의 자녀돌봄시간이 늘어나도록 작용한 것을 볼 수 있다.

(2) 남편의 자녀돌봄시간 차이 분해

<표 5-19>에서 남편의 자녀돌봄시간 차이에 대한 분해분석 결과를 보면, 2004년에서 2009년까지 남편의 자녀돌봄시간은 주중에는 약 8분, 주말에는 약 27분 증가하였고, 모두 계수효과에 의해 발생한 차이였다. 주중 계수효과에는 부부가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나는 효과가 강해지고 아내의 주당근로시간이 남편

의 자녀돌봄시간에 미치는 정적 영향이 강화된 것이 기여한 부분이 컸다. 주말에는 학력이 전문대이상인 부부의 비중이 높고 고졸이하인 부부의 비중이 줄어든 것이 자녀돌봄시간이 2분 증가하는 데에 기여하였다. 계수효과에서는 남편의 주당근로시간이 미치는 부적 영향이 강화됨으로써 남편의 자녀돌봄시간이 감소했어야 하지만, 통제변수의 영향력 변화로 주말 자녀돌봄시간이 약 25분 늘었다.

2009년부터 2014년 사이에는 주중 자녀돌봄시간이 약 5분, 주말 자녀돌봄시간이 약 18분 증가하였는데, 증가분 가운데 주중에는 59%, 주말에는 66%가 계수효과에 의한 부분으로서, 특성효과보다는 계수효과가 남편의 자녀돌봄시간 증가에 더 기여하였다. 특성효과에서는 전문대이상인 고학력 부부의 비중이 늘어나고 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 부부가 늘어난 것이 남편의 주중 자녀돌봄시간 증가에 기여하였으나, 계수효과에서는 남편의 주당근로시간이 미치는 부적 영향이 강화된 결과로 자녀돌봄시간이 약 29분 줄었어야 하지만, 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인들의 영향으로 남편의 주중 자녀돌봄시간이 증가하였다.

주말에는 남편의 주당근로시간이 감소하고 학력이 고졸이하인 부부의 비중이 감소한 것이 특성효과로 인한 자녀돌봄시간의 증가분에 기여하였으나, 계수효과에서는 주중과 마찬가지로 남편의 주당근로시간이 미치는 부적 영향이 강화되었기 때문에 남편의 자녀돌봄시간이 감소했어야 하지만, 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인들의 작용으로 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나게 되었다.

<표 5-19> 남편의 자녀돌봄시간 차이 분해: 분해분석 (단위: 분/하루)

	주중				주말			
2014년 평균	42.16				92.55			
2009년 평균	36.92				74.55			
2004년 평균	28.54				47.65			
2004-2009년 변화	8.38***				26.90***			
2009-2014년 변화	5.24*				17.99***			
	2004-2009 변화				2009-2014 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	분	%	분	%	분	%	분	%
주중 총효과	.13	2	8.24***	98	2.16	41	3.08	59
아내 주당근로시간	-.09	-69	2.41	29	-.06	-3	-1.83	-59
남편 주당근로시간	.29	223	-2.44	-30	.33	15	-28.67	-931
부부 전문대이상	.28	215	1.35	16	1.18	55	-.05	-2
부부 고졸이하	.29	223	.52	6	-.03	-1	-1.63	-53
남편만 전문대이상	.00	0	-.80	-10	.30	14	.77	25
아내만 전문대이상	-.07	-54	-.05	-1	.05	2	.71	23
아내 소득비중	.27	208	-1.25	-15	.03	1	2.35	76
부부 전통 성역할	.11	85	.81	10	.04	2	-.22	-7
부부 평등 성역할	-.01	-8	3.05	37	.50	23	-.87	-28
남편 전통 성역할	.04	31	-.07	-1	-.10	-5	-.59	-19
아내 전통 성역할	.33	254	-.98	-12	.02	1	.33	11
통제변수	-1.31	-1,008	42.54	518	-.10	-4	11.05	359
상수			-36.85	-447			21.73	705
주말 총효과	2.09	8	24.81***	92	6.17*	34	11.82*	66
아내 주당근로시간	-.23	-11	3.53	14	-.17	-3	-7.31	-62
남편 주당근로시간	.38	18	-15.64	-63	1.21	20	-32.97	-279
부부 전문대이상	.97	46	-1.73	-7	.48	8	12.56	106
부부 고졸이하	.97	46	-.85	-3	1.26	20	.73	6
남편만 전문대이상	-.04	-2	.91	4	-.33	-5	-2.38	-20
아내만 전문대이상	-.01	0	.02	0	-.00	0	.06	1
아내 소득비중	.38	18	-4.33	-17	-.70	-12	1.37	12
부부 전통 성역할	-.11	-5	-1.48	-6	.09	1	-1.11	-9
부부 평등 성역할	.11	5	-4.14	-17	-.39	-6	2.58	22
남편 전통 성역할	-.01	0	-.58	-2	.01	0	1.55	13
아내 전통 성역할	-.07	-3	1.39	6	.05	1	-.29	-2
통제변수	-.25	-12	76.92	309	4.66	76	25.20	212
상수			-29.21	-118			11.83	100

* $p < .05$. *** $p < .001$.

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

(3) 남편의 자녀돌봄분담율 차이 분해

남편의 자녀돌봄분담율 차이에 대한 세부분해 결과는 <표 5-20>에 제시하였다. 2004년과 2009년 사이에 남편의 자녀돌봄분담율이 주중에는 2.4%p, 주말에는 6.7%p 증가하였고, 이 증가분 가운데 각각 76%와 89%가 계수효과에 기인하였다. 특성효과에 의한 증가분은 0.6%p에 불과하였으나 아내의 소득비중이 늘어난 것이 기여하는 부분이 가장 컸다.

계수효과에서는 아내의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 강화되고 남편의 주당근로시간의 부적 영향이 약화된 것이 남편의 자녀돌봄분담율 증가에 기여하였다.

주말에는 특성효과 가운데 전문대이상인 부부의 비중이 늘고 고졸이하인 부부의 비중이 줄어든 것이 0.7%p의 증가분에 기여하였고, 계수효과에서는 남편의 주당근로시간의 부적 영향이 강화됨으로써 남편의 자녀돌봄분담율이 감소했어야 하지만 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인의 영향으로 자녀돌봄분담율이 늘어나는 결과가 나타났다.

2009년부터 2014년까지 남편의 자녀돌봄분담율은 주중에는 2.3%p, 주말에는 4%p 증가하였다. 주중 증가분 중에서는 62%가 특성효과에 의한 부분으로, 아내의 소득비중이 늘어나고 전문대이상의 학력을 지닌 부부가 증가한 것이 기여한 부분이 컸다. 반면, 계수효과에 있어서는 남편의 주당근로시간이 미치는 부적 영향이 강해지면서 남편의 자녀돌봄분담율은 약 9%p 감소했어야 하나 통제변수의 영향력 변화가 이 감소분을 상쇄하면서 남편의 자녀돌봄분담율이 0.9%p 증가하였다.

<표 5-20> 남편의 자녀돌봄분담율 차이 분해: 분해분석 (단위: %/하루)

	주중				주말			
2014년 평균	16.93				30.16			
2009년 평균	14.63				26.13			
2004년 평균	12.20				19.47			
2004-2009 변화	2.43**				6.65***			
2009-2014 변화	2.30*				4.03***			
	2004-2009 변화				2009-2014 변화			
	특성효과		계수효과		특성효과		계수효과	
	%	%	%	%	%	%	%	%
주중 총효과	.58	24	1.85*	76	1.43*	62	.87	38
아내 주당근로시간	.05	9	1.18	64	-.11	-8	2.29	263
남편 주당근로시간	.15	26	1.84	99	.11	8	-9.43	-1,084
부부 전문대이상	.10	17	.15	8	.31	22	-.60	-69
부부 고졸이하	-.07	-12	.04	2	-.07	-5	-.48	-55
남편만 전문대이상	-.01	-2	-.01	0	.09	6	.17	20
아내만 전문대이상	-.02	-3	-.04	-2	.02	1	.32	37
아내 소득비중	.56	97	-1.14	-62	.49	34	-1.27	-146
부부 전통 성역할	.02	3	.08	4	.03	2	-.11	-13
부부 평등 성역할	.00	0	.72	39	.18	13	-.61	-70
남편 전통 성역할	.02	3	-.25	-14	-.06	-4	.23	26
아내 전통 성역할	.07	12	-.12	-6	-.02	-1	.08	9
통제변수	-.29	-50	21.36	1,155	.46	32	10.8	1,242
상수			-21.96	-1,187			-.52	-60
주말 총효과	.74	11	5.91***	89	1.32	33	2.71	67
아내 주당근로시간	.23	31	.89	15	-.32	-24	-.26	-10
남편 주당근로시간	.06	8	-3.65	-62	.23	17	-11.66	-430
부부 전문대이상	.37	50	-1.41	-24	.00	0	2.16	80
부부 고졸이하	.26	35	-.28	-5	.36	27	.20	7
남편만 전문대이상	.01	1	-.02	0	.02	2	-.14	-5
아내만 전문대이상	-.00	0	.34	6	.04	3	-.35	-13
아내 소득비중	-.07	-9	-.12	-2	-.13	-10	-.22	-8
부부 전통 성역할	-.03	-4	-.31	-5	.00	0	.11	4
부부 평등 성역할	.03	4	-1.14	-19	-.12	-9	1.56	58
남편 전통 성역할	-.01	-1	-.84	-14	.02	2	.60	22
아내 전통 성역할	-.03	-4	.51	9	.02	2	-.48	-18
통제변수	-.08	-11	4.64	78	1.20	90	-.64	-24
상수			7.30	123			11.83	436

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

1) 통제변수: 부부 월평균 소득, 아내연령, 남편연령, 자가소유, 주거면적(평), 임금근로자, 직종(사무직, 전문/관리직, 서비스/판매직, 농업/제조/단순노무)

주말에는 계수효과에 의한 증가분이 67%로 더 컸으나, 주중과 마찬가지로 남편의 주당근로시간이 미치는 부적 영향이 강해졌기 때문에 남편의 자녀돌봄분담율이 감소했어야 하지만, 관찰되지 않은 요인들의 변화가 이 감소분을 상쇄하면서 자녀돌봄분담율이 증가하였다. 특성효과에서는 고졸이하의 학력을 가진 부부가 감소한 것이 기여한 부분이 컸다.

3) 소결

이 절에서는 연구문제 3과 관련하여, 2004년부터 2009년까지, 그리고 2009년부터 2014년까지 주중과 주말에 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에서 나타난 변화를 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에서의 5년간 평균 차이로 설명할 수 있는 부분과 같은 기간 이 변수들의 영향력 변화로 설명할 수 있는 부분으로 분해하였다. 이러한 분해분석을 통해 발견한 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 아내의 가사노동시간은 2004년과 2009년 사이에는 주중에 약 19분 감소하였고 주말에는 거의 변화가 없었으며, 2009년과 2014년 사이에는 주중에 가사노동시간이 약 5분 증가하고 주말에는 약 7분 감소하였다. 2004년부터 2009년 사이에 주중에는 아내의 소득비중이 늘어나고, 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 약해졌으며, 아내의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향과 부부가 전문대이상의 학력을 보유하고 있을 때 아내의 가사노동시간이 감소하는 효과가 강해진 것이 가사노동시간 감소분에 기여하였다.

2009년과 2014년 사이에는 아내의 소득비중이 늘고 전문대이상의 고학력 부부가 증가하면서 아내의 주중 가사노동시간이 감소했어야 하지만, 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 강해지고, 아내의 소득비중이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 약화되었으며, 부부가 고학력일 때 아내의 가사노동시간이 감소하는 효과가 약해졌기 때문에 주중 아내의 가사노동시간은 증가하였다. 그러나 주말에는 2009년과 2014년 사이에 특성효과가 아내의 가사노동시간을 늘어나게 하였으나 아내의 소득비중이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 강해지는 계수효과로 인하여 아내의 주말 가사노동시간은 감소하였다.

둘째, 남편의 가사노동시간은 2004년과 2009년 사이에는 주중에 약 3분, 주말에 약 19분 증가하였고, 2009년과 2014년 사이에는 주중에 약 1분, 주말에 약 10분 증가하였다. 2004년부터 2009년 사이에 주중에는 아내의 주당근로시간이 남편의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 강해졌고, 남편의 주당근로시간의 부적 영향이 약화되었으며, 주말에는 전문대이상 고학력 부부가 늘었기 때문에 남편의 가사노동시간이 증가하였다. 2009년과 2014년 사이에는 주중에 아내의 소득비중이 남편의 가사노동시간에 미치는 정적인 영향이 강화됨으로써 남편의 가사노동시간이 증가하였고, 주말에는 남편의 주당근로시간 감소, 전문대이상인 고학력 부부의 증가, 고졸이하인 저학력 부부의 감소와 함께 부부의 학력이 전문대이상일 때 남편의 가사노동시간을 늘어나게 하는 효과가 강해진 것과 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부적 영향이 약해진 것으로 인하여 남편의 가사노동시간은 늘어났다.

셋째, 남편의 가사노동분담율은 2004년과 2009년 사이에는 주중에 약 2%p, 주말에 약 5.5%p 증가하였고, 2009년과 2014년 사이에는 주중에

약 0.2%p, 주말에 약 3.3%p 증가하였다. 2004년과 2009년 사이 주중에는 아내의 소득비중이 늘어나고 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동분담율에 미치는 영향이 약화되었고, 주말에는 남편의 주당근로시간이 줄어들고 전문대이상인 부부가 늘어났기 때문에 남편의 가사노동분담율이 증가하였다. 2009년과 2014년 사이에는 남편의 주당근로시간이 감소하고 전문대이상인 부부가 증가하였으며, 아내의 소득비중이 남편의 가사노동분담율에 미치는 정적 영향이 강화되고 부부가 전문대이상일 때 남편의 가사노동분담율이 높아지는 효과가 강화됨으로써 주말 남편의 가사노동분담율이 증가하게 되었다.

넷째, 아내의 자녀돌봄시간은 2004년과 2009년 사이에는 주중과 주말에 모두 15분씩 증가하였고, 2009년과 2014년 사이에는 주중에 14분, 주말에 7분 증가하였다. 2004년과 2009년 사이에는 아내의 소득비중과 주당근로시간 늘어났고, 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 부적 영향이 강화되고 남편의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 약화되었기 때문에 주중과 주말에 모두 아내의 자녀돌봄시간이 감소했어야 하지만, 통제변수의 영향력이 아내의 자녀돌봄시간을 증가시키는 방향으로 바뀌면서 결과적으로 아내의 자녀돌봄시간은 증가하게 되었다. 2009년과 2014년 사이에는 아내의 주당근로시간이 감소하고 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 부적 영향이 약화되었으며 남편의 주당근로시간의 정적 영향이 강화됨으로써 아내의 주중과 주말 자녀돌봄시간은 증가하였다.

다섯째, 남편의 자녀돌봄시간은 2004년과 2009년 사이에는 주중에 약 8분, 주말에 약 27분 증가하였고, 2009년과 2014년 사이에는 주중에 약 5분, 주말에 약 18분 증가하였다. 2004년과 2009년 사이 주중에는 부부가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나는

효과가 강해지고 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄시간에 미치는 정적 영향이 강화되었고, 주말에는 전문대이상의 학력을 보유한 부부가 늘어나고 학력이 고졸이하인 부부가 줄어들었으며, 통제변수의 영향력이 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나도록 변화함으로써 남편의 자녀돌봄시간이 증가하게 되었다.

2009년과 2014년 사이에는 전문대이상의 고학력 부부와 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 부부가 늘어남으로써 주중 남편의 자녀돌봄시간은 증가하였고, 주말에는 남편의 주당근로시간이 감소하고 고졸이하의 학력을 가진 부부가 줄어들었기 때문에 남편의 자녀돌봄시간은 증가하였다. 특히 주중과 주말 모두 남편의 주당근로시간이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 부적 영향이 강화되었기 때문에 남편의 자녀돌봄시간은 감소했어야 하지만, 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인들의 작용으로 남편의 자녀돌봄시간은 증가하였다.

여섯째, 남편의 자녀돌봄분담율은 2004년과 2009년 사이에는 주중에 2.4%, 주말에 6.7%p 증가하였고, 2009년과 2014년 사이에는 주중에 2.3%p, 주말에 4%p 증가하였다. 2004년과 2009년 사이 주중에는 아내의 소득비중이 늘어나고 아내의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 강화되었으며 남편의 주당근로시간의 부적 영향이 약화되면서 남편의 주중 자녀돌봄분담율이 늘었다. 주말에는 전문대이상인 부부가 늘어나고 고졸이하인 부부가 줄어들었기 때문에 남편의 자녀돌봄분담율은 증가하였다. 2009년과 2014년 사이에는 아내의 소득비중이 늘어나고 전문대이상의 고학력 부부가 늘어남으로써 주중 남편의 자녀돌봄분담율이 증가하였고, 주말에는 학력이 고졸이하인 부부가 줄어들었기 때문에 남편의 자녀돌봄분담율이 증가하였다. 특히 2004년과 2009년 사이 주말과 2009년과 2014년 사이 주중과 주말에는 남편의 주당근로시간이 본인의 자녀돌봄분담율

에 미치는 부적 영향력이 강화되었기 때문에 남편의 자녀돌봄분담율은 감소했어야 하지만, 통제변수의 영향력 변화와 관찰되지 않은 요인들의 작용으로 남편의 자녀돌봄분담율은 증가하게 되었다.

VI. 논의 및 결론

본 연구는 지난 1999년부터 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 무급노동시간 변화를 가져온 요인을 파악하고, 이러한 변화가 관련요인들의 종단적인 평균 변화와 영향력의 변화에 어느 정도 기인하는지를 살펴봄으로써 지금까지 관찰된 변화 추이가 앞으로 지속될지 여부를 예측해보려는 목적을 가지고 이루어졌다. 보다 궁극적인 목적은 향후 예상되는 무급노동시간의 변화 추이를 지속시키거나 바꾸기 위한 정책개입이 필요하다고 판단될 경우, 이 연구결과를 토대로 효율적인 개입을 위한 단서를 얻으려는 것이다.

이러한 연구목적을 위해 1999년부터 2014년까지 15년 동안 첫 자녀가 미취학아동인 부부의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율의 변화 추이가 맞벌이 여부, 교육수준, 성역할 태도에 따라 다르게 나타나는지를 남성과 여성, 주중과 주말로 나누어 살펴 보았고, 2004년부터 2014년까지 조사연도별로 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 남성과 여성, 주중과 주말의 무급노동시간과 무급노동분담율에 미치는 영향을 파악한 후 조사연도에 따라 그 영향이 달라지는지 비교하였다. 마지막으로, 2004년과 2009년, 2009년과 2014년 사이에 발생한 무급노동시간과 무급노동분담율의 차이 가운데 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에서의 5년간 평균 차이로 설명할 수 있는 부분과, 같은 기간 이 변수들의 영향력 변화로 설명할 수 있는 부분으로 분해하여 살펴보았다.

이 연구에는 1999년부터 2014년까지 5년 단위로 실시된 통계청의 생활시간조사자료를 사용하였고, 최종분석에는 1999년 부부 1,357쌍의 시간일

지 5,428부, 2004년 부부 992쌍의 시간일지 3,968부, 2009년 부부 567쌍의 시간일지 2,268부, 2014년 부부 858쌍의 시간일지 3,432부를 합한 총 15,096부의 시간일지를 사용하였다. 이 가운데 조사연도별로 약 60% 정도가 월요일부터 금요일까지 주중에 기록된 일지이고, 나머지 40%가 토요일이나 일요일에 기록된 주말일지이다.

연구결과를 요약해보면, 1999년부터 2014년까지 15년간 여성의 가사노동시간은 감소하였고, 남성의 가사노동시간, 여성과 남성의 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율은 증가하였다. 그러나 맞벌이와 남편홀벌이, 전문대이상과 고졸이하, 전통적 성역할 태도와 평등한 성역할 태도에 따른 집단별로 남성과 여성, 주중과 주말에 무급노동시간과 무급노동분담율의 종단적인 변화 속도에는 차이가 있었고, 조사연도에 따라 집단간 격차가 줄어들기도 하고 벌어지기도 하였다. 이는 맞벌이, 교육수준, 성역할 태도의 영향이 조사연도에 따라 종단적으로 달라졌을 가능성을 시사하였다.

2004년, 2009년, 2014년에 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 아내와 남편의 주중과 주말 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율 및 자녀돌봄분담율에 미치는 영향을 살펴본 결과, 조사연도에 따라 특정 요인의 영향이 나타났다가 사라지기도 하였고, 영향력의 강도나 방향이 바뀌기도 하였다. 이처럼 관련요인들의 영향이 달라진 이유를 찾기 위해서는 각 조사연도의 사회적인 맥락을 고려해야 할 것임을 시사하는 결과였다.

분해분석 결과는 남성과 여성, 주중과 주말의 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에서 나타난 종단적인 변화가 남편의 주당근로시간 감소, 아내의 소득비중 증가, 교육수준 향상, 평등한 성역할 태도의 확산과 같이 2004년부터 2014년 사이에 나타난 개인 및 가

구 특성의 변화에 의해 일정부분 발생하였다는 것을 보여주었다. 뿐만 아니라, 조사연도가 속한 사회적, 시대적 배경에서 각 요인의 영향력이 달라진 것도 무급노동시간과 분담율의 변화에 기여한 부분이 적지 않다는 것을 확인할 수 있었다.

구체적인 연구결과를 바탕으로 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도가 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율의 종단적인 변화에 미친 영향에 대해 다음과 같은 결론을 내리고자 한다.

첫째, 아내와 남편의 주당근로시간은 모든 조사연도에서 주중과 주말에 부부의 무급노동시간 및 남편의 무급노동분담율과 관련이 있었다. 이는 시간가용성관점이 부부의 가사노동시간 배분이나 가사노동분담을 설명하는 데 유효하다는 선행연구의 논의와 일치하는 결과이며(은기수, 2009; 허수연, 2008; Bianchi et al., 2000; Connelly & Kimmel, 2009; Fuwa, 2004; Geist, 2005; Noonan et al., 2007), 근로시간과 자녀돌봄시간 사이의 관련성을 밝힌 실증연구 결과를 뒷받침해 주는 것이다 (Argyrous & Rahman, 2014; Hallberg & Klevmarken, 2003; Kitterød & Petterson, 2006; Maume, 2011; Wang & Bianchi, 2009). 그러나 종속변수가 남성의 시간인지 여성의 시간인지, 주중인지 주말인지, 가사노동시간인지 자녀돌봄시간인지, 절대적 시간인지 상대적 분담율인지에 따라 조사연도별로 관련성의 유무나 강도에서 차이를 발견할 수 있었다.

우선 아내의 주당근로시간은 모든 조사연도에서 주중 아내의 가사노동시간에 부적인 영향을 미쳤고, 영향의 강도는 2014년으로 갈수록 강해졌다. 여성의 경제활동참여가 늘어나면서 과거에 비해 여성의 임금수준이 높아지고 취업패턴이 남성과 유사해졌으며³¹⁾, 노동시장을 비롯하여 사회

31) <표 5-1>과 <표 5-2>를 보면, 2014년으로 올수록 취업여성의 비율과 여성의 월평균소득이 증가하고 있으며, 2014년이 되면 임금근로자 비율에서는 남성을 앞서고 직

전반에 성평등 인식이 확산됨에 따라(박종서, 2013; 원숙연, 2014) 여성의 근로시간에 부여하는 가치가 높아졌기 때문에 아내의 근로시간의 영향력이 더 커졌다고 할 수 있다(Fuwa, 2004). 아내의 주당근로시간이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 부적 영향이 점차 강해지는 결과 또한 같은 맥락에서 해석할 수 있다.

이에 반해 주말에는 2004년과 2009년에는 아내의 주당근로시간이 길수록 가사노동시간이 감소하다가 2014년이 되면 이러한 영향이 사라지게 되는 결과에 대해서는 가사노동의 아웃소싱 가능성으로 설명해보고자 한다. 앞서 기술분석 결과를 통해 취업여성은 주말을 주중에 밀린 가사노동을 수행하는 시간으로 사용하며, 가사노동을 아웃소싱하는 방법으로 가족내 시간수요에 대응하고 있을 것이라는 예상을 한 바 있다. 주당근로시간만으로는 주말에 근무를 얼마나 했는지 알 수 없으나, 주당근로시간이 길수록 근무시간 외 야간근무를 하거나 주말근무를 할 가능성이 높다(Craig & Brown, 2014). 만약 취업여성이 2004년부터 꾸준히 가사노동을 아웃소싱하였다면³²⁾, 2014년에는 아웃소싱이 가능한 대부분의 가사노동을 아웃소싱하였기 때문에 남은 가사노동은 근로시간과는 상관없이 해야 하는 것들일 수 있다(Killewald & Gough, 2010). 그렇다면, 가사노동시간은 주당근로시간의 영향을 받지 않았을 수 있을 것이다. 아내의 주말 자녀돌봄시간은 2014년에도 본인의 주당근로시간의 영향을 강하게 받는다는 결과가 이러한 해석에 대한 근거가 될 수 있는데, 자녀돌봄은

종별 분포에서도 사무직이나 전문관리직에 분포한 비율이 남성보다 높다는 것을 알 수 있다.

32) 한 예로, 최문용 외(2015)의 연구에 따르면 우리나라 도시근로자 가계의 외식비는 1990년 5만 원에서 2014년 37만 원으로 연평균 8.7% 상승하였고, 이는 가계소득이 10만원 증가한 데 대해 외식비가 8,500원 증가한 것이라고 하였다. 또한 1990년 도시가계의 외식비는 식료품비의 약 1/4을 약간 상회하는 수준이었으나 2010년에는 외식비가 식료품비를 초과하였고 그 격차는 점차 확대되고 있다고 하였다.

가사노동에 비해 주말에 아웃소싱이 훨씬 제한적이기 때문이다. 그러나 주당근로시간이 주말 가사노동시간이나 자녀돌봄시간에 영향을 미치는 메커니즘을 이해하기 위해서는 추가적인 정보가 필요할 것으로 보인다.

두 번째로, 남편의 주당근로시간은 모든 조사연도에서 본인의 주중 가사노동시간, 자녀돌봄시간, 가사노동분담율, 자녀돌봄분담율에 일관되게 부적인 영향을 미치고 있으나, 2004년 주말에는 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 주당근로시간의 영향을 받지 않았다. 2004년 남성의 평균 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 2014년 수준의 반 정도에 불과했다는 사실에서 추론해보면(표 5-3 참조), 2004년에는 남편이 주당근로시간과 상관없이 가사노동과 자녀돌봄에 참여하지 않았다는 해석이 가능하다. 또한 2004년은 주5일근무제가 처음 시행된 해로서, 아직도 주말 휴일이 자리잡지 못한 현실에서 주말근무가 남편의 가사노동과 자녀돌봄 참여를 제한했을 것으로 보인다.

주당근로시간의 영향 변화에서 세 번째로 나타난 특징은 2004년 주말 아내의 가사노동시간, 2009년 주중 남편의 가사노동시간, 2004년과 2014년 주중 남편의 가사노동분담율, 2014년 주중 아내의 자녀돌봄시간, 2014년 주중과 주말 남편의 자녀돌봄분담율은 모두 본인과 배우자의 주당근로시간의 영향을 동시에 받고 있다는 것이다. 배우자의 근로시간이 본인의 무급노동시간이나 분담율에 영향을 미치는지에 대해 기존 실증연구들은 서로 다른 결과를 보고하고 있다(Argyrous & Rahman, 2014; Connelly & Kimmel, 2009; Hallberg & Klevmarken, 2003; Kroska, 2004; Wang & Bianchi, 2009). 그러나 부부간에 시간사용에서의 상호의존성이 나타났다는 것은 부부가 협상을 통해 합리적으로 무급노동시간을 배분할 수 있는 가능성이 생겼다는 의미로 볼 수 있다. 그렇다면 2014년에 주중 아내의 자녀돌봄시간, 주중 남편의 가사노동분담율, 주중과 주말

남편의 자녀돌봄분담율은 부부의 가용한 시간에 따라 이전에 비해 비교적 합리적으로 결정되었다고 예상할 수 있으며, 이처럼 부부간 합리적인 협상이 가능해진 데에는 여성의 취업률 증가, 임금상승, 교육수준 향상, 그리고 평등한 성역할 이데올로기의 확산 등 사회, 경제, 문화적 배경의 영향을 배제할 수 없을 것이다(Fuwa, 2004; Stier & Lewin-Epstein, 2007).

반면, 2004년 주말 아내의 가사노동시간과 주중 남편의 가사노동분담율이 본인과 배우자의 주당근로시간의 영향을 받았다는 결과에 대해서는 다른 접근이 필요할 것이다. 2004년에 아내의 주말 가사노동시간은 본인의 주당근로시간이 길수록 감소하였고, 남편의 주당근로시간이 길수록 증가하였다. 그런데 2004년에 남편의 주말 가사노동시간은 본인과 배우자의 주당근로시간의 영향을 받지 않았다는 결과를 함께 고려한다면, 이 결과는 부부간 시간사용의 상호의존성이 나타난 신호이기보다는 2004년에는 남편의 주당근로시간의 영향이 아내의 주말 가사노동시간을 늘릴 정도로 강력했다는 의미로 해석할 수 있을 것이다.

한편, 2009년에 남편의 주중 가사노동시간이 아내의 주당근로시간의 영향을 받은 것은 2009년이라는 시대적 배경을 고려한 해석이 필요하다. 앞의 기술분석 결과를 참고하자면, 맞벌이 가구에서는 다른 조사연도에 비해 2009년에 주중 아내의 시장노동시간은 길었고 가사노동시간은 짧았으며, 반대로 남편의 시장노동시간은 짧았고 가사노동시간은 길었다(표 5-3 참조)³³⁾. 2008년 글로벌 금융위기의 영향을 받은 한국의 2009년 경제상황은 노동시장에 불안정성을 가져왔고, 주생계부양자인 남편의 감소한 시장노동시간과 그에 따르는 가구수입의 감소분을 보충하기 위해 아내가 시장노동시간을 늘렸을 가능성이 있다³⁴⁾. 그리고 남편의 시장노동

33) 맞벌이 가구 여성과 남성의 조사연도별 시장노동시간은 다음과 같다.

시간 감소분이 가사노동시간으로 대체되었다면, 부부 사이에 시간사용의 상호의존성이 나타나게 되었을 것이다. 그러나 이러한 해석은 2009년이라는 시대적 배경만을 고려한 것이기 때문에, 보다 구체적인 정보가 추가되어야만 이 해석이 설득력을 얻을 수 있을 것이다.

둘째, 아내의 소득비중은 본인의 주중 가사노동시간과 자녀돌봄시간에만 영향을 미쳤고, 남편의 무급노동시간이나 분담율과는 관련이 없었으나, 2004년 주중 남편의 자녀돌봄시간에만 유일하게 영향을 미쳤다. 2004년과 2009년에는 아내의 소득비중이 클수록 주중 아내의 가사노동시간이 짧았으나, 2004년에 비해 2009년에 그 영향력이 약화되면서, 2014년에는 아내의 소득비중의 영향이 사라졌다. 이는 아내의 소득비중과 본인의 가사노동시간 사이의 부적 관련성을 보고한 선행연구와 일치하는 결과이다 (김수정, 김은지, 2007; 주은선 외, 2014; Bianchi et al., 2000; Gupta, 2007; Gupta & Ash, 2008). 그러나 이러한 부적 관련성이 2014년이 되면 사라졌다는 결과에 대해서는 앞서 사용했던 아웃소싱의 논리를 적용해 볼 수 있다. 여성은 본인의 소득을 이용하여 가사노동을 아웃소싱함으로써 가사노동시간을 줄인다는 선행연구의 논의(Gupta, 2007)를 따르자면, 아웃소싱할 가사노동이 많았던 2004년에는 아내의 소득비중이 본인의 가사노

		단위: 분/하루	1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé
시 장 노 동 시 간	여 성	주중	333.4	324.6	342.7	300.1	3.52*	a a a a
		주말	215.5	133.7	97.7	65.9	34.90***	a b bc c
	남 성	주중	489.2	448.1	429.7	456.7	8.17***	a b b b
		주말	324.0	243.1	191.8	157.8	26.11***	a b bc c

34) 미국에서는 금융위기로 인한 경기침체기 동안(2007년-2009년) 실직한 남편을 대신하여 아내들이 직업전선에 뛰어들면서 기혼여성의 경제활동참가율이 크게 증가하였으나(Berik & Kongar, 2013), 반면에 우리나라에서는 경제위기로 노동시장이 불안해지면 여성의 고용불안이 심화되는 특징을 보인다(김수정, 2014; 민현주, 임희정, 2010; 최석호, 천혜정, 2013). 그러나 이는 거시지표상으로 나타난 결과이며, 미취학자녀가 있는 맞벌이 부부의 시간사용에서는 거시지표와는 다른 결과가 나왔다.

동시간을 줄일 수 있는 여지가 많았으나, 이후 아웃소싱하는 가사노동이 늘어나면서 아내의 소득비중의 영향이 감소하다가 2014년에는 사라지게 되었다고 할 수 있다. 아내의 소득비중이 남편의 가사노동시간이나 분담율에 전혀 영향을 미치지 못하였다는 것은 아내의 소득비중이 남편의 가사노동참여를 끌어내는 협상에서 유리한 자원으로서의 기능을 하지 못하였다는 의미로 해석할 수 있으며, 따라서 본인의 소득이 가사노동의 아웃소싱에 사용되었을 것이라는 추측에 무게가 실리게 된다.

이에 반해, 주말 아내의 가사노동시간에 대한 아내의 소득비중의 영향이 2014년에만 나타났다는 결과에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 2014년이 되면 아내의 소득비중이 늘어나고(표 5-2 참조) 사회의 성역할 고정관념이 완화되어감에 따라(원숙연, 2014) 아내의 소득비중이 갖는 협상력이 커졌을 것이다. 또한 주5일근무제가 전면 확대되면서 남성의 주말 시장노동시간이 감소하였고(각주 32의 표 참조)³⁵⁾, 이에 따라 남편이 주말에 가사노동에 사용할 시간자원을 얻었기 때문에 아내가 소득비중을 가지고 가사노동을 줄이는 협상을 할 수 있는 여지가 커졌기 때문일 수 있다(Fuwa, 2004; Stier & Lewin-Epstein, 2007).

2004년과 2009년에는 아내의 소득비중과 본인의 주중 자녀돌봄시간 사이에 나타났던 부적 관련성이 2014년이 되면 정적인 관계로 바뀌었는데, 이는 2014년이 되면 일하는 어머니들이 더 이상 자신의 소득을 사용하여 자녀돌봄을 회피하거나 아웃소싱하지 않고, 반대로 자녀와의 시간을 늘리려고 하는 것으로 해석할 수 있다(Craig, 2006b; Deding & Lausten, 2006). 집중적인 어머니역할에 대한 기대와 규범이 확대되는 가운데, 이러한 기대와 규범에 순응하려는 고학력 여성들이 증가하면서 2014년에 아내의 소득비중의 영향이 바뀌게 되었다고 할 수 있다.

35) 2011년 7월부터는 20인 미만의 사업장에서도 의무적으로 주5일근무제를 시행하도록 하였다.

셋째, 부부의 교육수준은 아내보다는 남편의 무급노동시간이나 분담율에 더 크게 작용하였으며, 주중보다는 주말에 더 영향을 미쳤고, 2014년으로 올수록 그 영향이 두드러지게 나타났다. 아내의 가사노동시간은 부부 교육수준의 영향을 거의 받지 않는 것과는 달리, 남성의 경우에는 2014년으로 올수록 가사노동시간에 미치는 교육수준의 영향이 더 강해졌다.

아내의 가사노동시간에 대한 부부 교육수준의 영향은 2004년 부부가 고졸이하인 가구에 비해 부부가 전문대이상인 가구에서 아내의 주말 가사노동시간이 더 길었던 것이 유일하였다. 일반적으로 교육수준은 성역할 태도를 매개로 가사노동시간에 영향을 미치고, 따라서 교육수준이 높을수록 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 가능성이 높기 때문에 가사노동시간은 감소하는 것으로 알려져 있다(Sullivan, 2010). 2004년에는 남성의 56%가 전통적인 성역할 태도를 보고하는 등(표 5-1 참조) 2014년과 비교한다면 사회전반에 평등한 성역할 이데올로기가 확산되기 전이라고 할 수 있다. 따라서 개인이 고등교육을 통해 평등한 성역할 태도를 가지게 되었더라도 그러한 성역할 태도가 행동으로 나타나기에는 제약이 있었을 것이다(Fuwa, 2004; Geist, 2005; Knusden & Warness, 2008). 그러므로 여기서는 부부의 교육수준이 성역할 태도를 매개로 가사노동시간에 영향을 미치는 경로가 아니라, 여성취업을 통한 경로로 영향을 끼쳤을 가능성이 있다. 부부가 모두 고학력인 가구에서 맞벌이 비율이 높고³⁶⁾, 맞벌이 가구에서는 아내가 주말에 밀린 가사노동을 하기 때문에 부부가 전문대이상인 가구에서 주말 아내의 가사노동시간이 더 길게 나타났다고 할 수 있다.

남성의 가사노동시간에 대한 부부 교육수준의 영향은 2014년에 가까울수록 강해졌다. 주중에는 2009년까지만 해도 부부가 고졸이하인 가구와

36) 실제로 2004년에는 학력이 고졸이하인 여성의 27.2%가 취업여성이었고, 학력이 전문대이상인 여성의 34.4%가 취업여성으로, 고학력 여성의 취업률이 더 높았다.

부부가 전문대이상인 가구간 남편의 가사노동시간에서의 격차가 없었으나 2014년이 되면서 격차가 유의미한 수준으로 벌어졌고, 주말에는 2009년부터 나타나기 시작한 학력간 격차가 2014년에는 더 커졌다. 이는 점차 전문대이상의 학력을 지닌 고학력자가 늘어나면서 고학력 동질혼도 따라서 늘어나고, 부부가 고등교육을 받았을 경우 평등하게 가사노동을 분담하려는 성향이 최근 가사노동시간을 통해 드러난 것이라고 할 수 있다(Sullivan et al., 2014). 특히 여성의 빠른 교육수준 향상과 함께 늘어난 취업률과 임금, 그리고 더 좋은 직장지위와 직종으로의 진출은 여성의 가구내 협상력을 높여서 부부가 고학력인 집단 안에서 남성이 가사노동참여를 늘리도록 했을 것이다(Bianchi et al., 2000; Craig, 2006b). 다만, 주중에는 근무시간이 이러한 교육수준의 영향이 발휘되는 것을 억누르고 있었다면, 상대적으로 근무시간으로부터 자유로운 주말에는 보다 빠르게 교육수준의 영향이 나타날 수 있었을 것이다.

2014년에는 교육수준이 가사노동을 회피하기 위한 협상력을 높이는 자원으로 기능하기도 하였다. 2014년 주말에는 부부가 모두 전문대이상인 가구에 비해 남편은 전문대이상이고 아내는 고졸이하인 가구에서 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율이 모두 적었다. 2014년에만 이런 차이가 나타난 이유는 남녀 모두 전문대이상의 고학력자가 80%가 넘는 현실에서는 고졸이하의 학력이 실제보다 더 열등하게 평가되었을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

부부의 교육수준은 2014년 주중 아내의 자녀돌봄시간에만 영향을 미쳤고, 부부가 고졸이하인 가구에 비해 부부가 전문대이상인 가구의 아내가 자녀돌봄에 하루 약 46분을 더 사용하였다. 집중적인 어머니역할에 대한 사회적 규범을 수용하려는 고학력 여성들이 늘어남에 따라 2014년에는 부부가 모두 전문대이상인 집단에서 여성의 자녀돌봄시간이 급격하게 늘

어난 결과라고 할 수 있다(송유진, 2011; Hays, 1996; Johnston & Swanson, 2006; Lareau, 2002).

남편의 2014년 주중과 주말 자녀돌봄시간, 그리고 주중 자녀돌봄분담율은 부부의 교육수준의 영향을 받았다. 특히 2009년까지만 해도 드러나지 않았던 교육수준과 남편의 자녀돌봄시간 사이의 관련성이 2014년이 되면서 나타났다는 사실은 남성의 자녀돌봄시간에 미치는 교육수준의 영향력이 2014년에 더 강해졌음을 의미한다. 2014년 주중에는 부부가 전문대이상일 때 남편의 자녀돌봄시간과 분담율이 모두 커지는 정적 관련성이 나타났고, 이 결과는 남성의 교육수준이 높을수록 자녀와의 시간이 늘어나고 그 관련성도 이전에 비해 강해지고 있다는 다수의 선행연구 결과를 뒷받침하는 것이다(송유진, 2011; 주은선 외, 2014; 조미라, 윤수경, 2014; Chalasani, 2007; Craig, 2006a; England & Strivasta, 2013; Guryan et al., 2008; Sayer et al., 2004a; Sullivan, 2010; Sullivan et al., 2014).

그러나 주말에는 교육수준의 영향이 주중과는 다른 양상으로 나타났다. 2004년 주말에는 교육수준과 남편의 자녀돌봄시간 사이에 정적인 관계가 있었으나, 2009년 이후에는 관련성이 사라졌고, 2014년 주말에는 부부가 전문대이상인 가구에 비해 남편이 아내보다 고학력인 가구에서 남편의 자녀돌봄시간이 38분이나 적었다. 2014년 주말 남성의 평균 자녀돌봄시간이 92분임을 고려할 때(표 5-3 참조), 38분은 매우 큰 차이라는 것을 알 수 있다. 여기서 남편의 교육수준은 참여적인 아버지역할에 대한 사회적 기대와 규범을 수용하여 행위로 이어지게 하는 매개체가 아니라(Sayer et al., 2004a), 자녀돌봄을 회피하기 위한 협상의 자원으로 활용되고 있다는 예상을 할 수 있다. 자녀를 돌보는 행위에 따르는 즐거움과 보상으로 인하여 자녀돌봄은 가사노동과 같은 무급노동이지만 회피의

대상은 아니라고 연구자들은 주장하여 왔다(Hallberg & Klevmarken, 2003; Sullivan, 2013). 그러나 주중 장시간 근로로 피곤한 한국의 아버지들에게 주말의 육아는 회피할 수 있다면 회피하고 싶은 대상일 수도 있음을 시사하는 결과이다.

넷째, 부부의 성역할 태도는 주중에는 아내의 가사노동시간에만 영향을 주었고, 그 외에는 모두 주말에 영향을 미쳤으며, 남편의 자녀돌봄분담율에는 주중과 주말에 상관없이 영향을 미치지 못하였다. 아내의 주중 가사노동시간은 2004년과 2009년에는 부부 성역할 태도의 영향을 받았으나, 2014년이 되면 그 영향이 사라졌다. 2004년에는 부부가 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 경우보다 부부의 성역할 태도가 평등할 때 아내의 주중 가사노동시간이 더 길었는데, 이 결과는 부부의 평등한 성역할 태도를 가구내 공평한 가사노동분담을 가능케 하는 요인으로 지적한 선행연구와 일치하지 않았다(Baxter, 2002; Baxter et al., 2008; Evertsson, 2014; Greenstein, 1996; Kan, 2008; Nordenmark, 2004). 2004년에는 부부의 평등한 성역할 태도가 공평한 가사노동분담이라는 행위로 연결되지 못하였다는 의미이며, 앞에서 2004년에 부부가 고학력인 가구에서 아내의 주말 가사노동시간이 길었던 이유와 동일한 맥락에서 해석을 시도할 수 있을 것이다. 즉, 2004년 사회의 전반적인 성역할 이데올로기가 부부의 평등한 성역할 태도가 행동으로 나타날 수 있게끔 독려하는 분위기는 아니었다고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 부부가 전통적인 성역할 태도를 가지고 있는 경우보다 아내의 가사노동시간이 길었던 보다 명확한 이유를 탐색하기 위해서는 추가적인 정보와 분석이 필요할 것으로 보인다.

2009년에는 부부가 전통적인 성역할 태도를 가지고 있을 때보다 아내의 성역할 태도만 전통적이고 남편의 성역할 태도는 평등할 경우 주중 아내의 가사노동시간이 더 적었는데, 이는 아내의 가사노동시간은 본인의

성역할 태도보다는 남편의 성역할 태도의 영향을 더 많이 받는다는 것을 시사한다(Evertsson, 2014). 또한 2004년과 비교한다면, 2009년에는 남편이 본인의 성역할 태도에 따라 아내의 가사노동시간을 결정할 수 있을 정도로 사회에 평등한 성역할 이데올로기가 확산되었고 부부간에 시간사용의 상호의존성도 높아졌음을 암시한다.

남편의 가사노동시간과 가사노동분담율은 2014년 주말에만 부부 성역할 태도의 영향을 받았다. 남편의 가사노동시간에 대한 교육수준의 영향과 마찬가지로, 근로시간의 제약 없이 본인이 가지고 있는 시간자원을 어디에 사용할지에 대한 결정에서 재량권이 주어지는 주말에 남편들이 본인의 성역할 태도에 따라 가사노동시간이나 분담율을 결정한다는 것을 알 수 있다. 그러나 부부의 교육수준에 따른 집단간 차이를 자세히 들여다보면, 2014년에는 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구에 비해 남편은 전통적이고 아내는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구에서, 그리고 아내는 전통적이고 남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구에서 남편의 주말 가사노동시간이 더 짧았다. 남편의 주말 가사노동분담율도 아내는 전통적이고 남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구에서 더 낮았다. 이처럼 부부의 성역할 태도가 불일치하는 가구에 비해 부부의 전통적인 성역할 태도가 일치하는 가구에서 남편의 가사노동시간이 길고 가사노동분담율도 높은 이유에 대한 해석의 단초는, 2004년부터 2014년까지 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 비중은 2004년 25%에서 2014년 15%로 감소한 반면, 남편은 전통적/아내는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구와, 반대로 아내는 전통적/남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구의 비중은 거의 달라지지 않았다는 사실에서 찾을 수 있을 것이다.

2014년에는 여성의 78%, 남성의 54%가 평등한 성역할 태도를 보고하는 등(표 5-1 참조), 사회 전반에서 과거에 비해 전통적 성역할 태도가 약해졌다고 할 수 있다(박종서, 2013; 원숙연, 2014). 그렇다면 사회의 전반적인 분위기가 전통적인 성역할 태도에 우호적이었던 과거나 사회적으로 평등한 성역할 태도를 지지하는 현재까지도 남편은 전통적/아내는 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구와 아내는 전통적/남편은 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 가구의 비중이 유사하다는 것은 이 집단에 속한 부부의 성역할 태도는 주변의 분위기에 흔들리지 않을 만큼 견고하다는 의미일 수 있다. 따라서 남편의 강한 전통적 성역할 태도는 본인의 가사노동시간을 감소시키고, 아내의 강한 전통적 성역할 태도는 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율을 감소시켰을 것이라는 추측을 할 수 있다. 평등한 성역할 태도를 지지하는 사회적 분위기에서는 전통적인 성역할 태도를 표출하는 것에 대한 주위의 거부감과 비난을 감내해야 하기 때문에(Fuwa, 2004; Hook, 2006), 이를 감수하고서 표출한 전통적 성역할 태도는 매우 강할 것이라는 추측에 기반하여 평등한 성역할 태도가 아닌 전통적인 성역할 태도가 영향을 미쳤을 것으로 보았다.

부부의 성역할 태도는 2014년 아내의 주말 자녀돌봄시간과 2004년 주말 남편의 자녀돌봄시간에 영향을 미쳤다. 2014년 주말에는 부부의 성역할 태도가 전통적인 가구의 아내에 비해 남편의 성역할 태도는 평등하지만 아내는 전통적인 가구에서 아내의 주말 자녀돌봄시간이 더 길었고, 2004년 주말에는 성역할 태도가 전통적인 가구의 아내에 비해 남편의 성역할 태도는 평등하지만 아내는 전통적인 가구에서 남편의 자녀돌봄시간이 더 짧았다.

위의 논의를 다시 인용하자면, 2014년에는 남편의 성역할 태도는 평등하지만 아내는 전통적인 가구에서 아내의 강한 전통적 성역할 태도가 본

인의 자녀돌봄시간이 늘어나도록 하였고, 2004년에는 아내의 전통적인 성역할 태도가 남편의 자녀돌봄시간이 줄어들도록 하였다는 추측을 할 수 있다. 특히 2014년에는 2008년 금융위기 이후 노동시장에서 여성인력을 퇴출시키기 위한 논리로 어머니역할을 강조하는 사회적인 분위기와 인식이 확산되면서 어머니역할에 대한 성고정관념이 오히려 강화되었다고 한다면(원숙연, 2014; 조순경, 1998; Johnston & Swanson, 2006), 여기서 아내의 전통적인 성역할 태도는 자녀돌봄의 책임이 어머니에게 있다는 인식과 강하게 연계되어 있을 가능성이 높다.

다섯째, 2004년부터 2014년까지 10년 동안 아내와 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간, 남편의 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율의 변화를 가져온 요인을 파악함으로써 앞으로도 지금까지의 변화 추이가 계속될 수 있을지 예측할 수 있다. 또한 현재까지의 변화 추세가 계속 이어지도록 하거나 아니면 그 추세를 바꾸기 위해서는 무엇에 어떻게 개입을 하는 것이 효율적일지에 대한 단서도 얻을 수 있다.

우선 지난 10년간 아내의 가사노동시간이 감소한 데에는 아내의 소득 비중과 전문대이상의 고학력 부부가 늘어난 것과, 아내의 소득비중과 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 부정적 영향이 강해졌고, 남편의 주당근로시간이 아내의 가사노동시간에 미치는 정적 영향이 약해졌으며, 부부가 전문대이상의 학력을 가지고 있을 때 아내의 가사노동시간이 감소하는 효과가 강화된 것이 기여한 부분이 컸다. 이처럼 가사노동시간이 감소하도록 견인한 요인을 보면, 앞으로도 아내의 가사노동시간은 감소할 것으로 예상할 수 있다. 아내의 소득비중이 늘어난 것은 여성의 교육수준, 경제활동참가율, 임금수준이 높아진 역사적인 산물로서 앞으로 여성의 교육수준이 낮아지거나, 취업률이 감소하고, 성별 임금격차가 더 커지지 않는 한 아내의 소득비중은 계속 늘어날 것이다. 또한 남

녀를 불문하고 대학졸업이상의 고학력자가 늘어나고 있는 현실에서 부부가 전문대이상의 학력보다 더 높은 학력을 보유한 가구가 계속 늘어날 것을 예상할 수 있다.

아내의 가사노동시간이 감소하는 추세가 지속되어야 한다고 판단되면, 이 감소세가 앞으로도 이어지도록 하기 위해서는 아내의 주당근로시간과 소득비중이 본인의 가사노동시간에 미치는 영향을 강화시킬 수 있는 방법을 모색해 볼 것을 분해분석 결과는 제안하고 있다. 앞서 회귀분석 결과에 대한 논의에서 아내의 주당근로시간과 소득비중의 부적 영향이 강해진 배경으로 여성의 경제활동참여가 늘고 임금수준이 향상되었으며 취업패턴이 남성과 유사해진 것과 같은 사회경제적인 변화와, 사회전반에 성평등 의식이 확산된 것과 같은 문화적인 변화를 언급한 바 있다. 앞으로 사회가 변화하면서 나아갈 방향을 생각해보면 이 두 변수의 영향력이 자연스럽게 강해질 것으로 예상할 수 있으나, 만약 정책 개입이 필요하다면 아내의 주당근로시간과 소득비중의 영향을 강화하는 것이 효과적인 방법이 될 수 있을 것이다.

남편의 가사노동시간이 증가한 것은 전문대이상인 고학력 부부는 늘고 고졸이하인 부부가 줄어들었고, 남편의 주당근로시간이 감소하였으며, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동시간에 미치는 영향이 약화되었고, 아내의 소득비중과 주당근로시간이 남편의 가사노동시간에 미치는 영향이 강화된 변화에 기인하였다. 부부가 전문대이상의 학력을 가지고 있을 경우에 남편의 가사노동시간이 늘어나도록 하는 효과가 강력해진 것도 남편의 가사노동시간 증가에 기여하였다. 앞으로 교육수준이 다시 낮아질 가능성은 적지만, 남편의 주당근로시간은 경제상황이나 노동시장환경에 따라 다시 늘어날 소지가 있다. 따라서 남편의 주당근로시간을 감소시킬 수 있는 정책을 마련하거나 장시간근로를 관용하는 조직문화를 개

선하는 일은 향후 남성의 가사노동시간 증가세를 유지하기 위해 필요한 전략이다. 실제로 2004년에 법정근로시간을 단축한 이후 남편의 가사노동시간이 크게 증가하였다는 사실을 기술분석 결과를 통해 확인한 바 있다. 이와 같은 정책 개입은 남편 본인의 가사노동시간 증가는 물론 아내의 가사노동시간 감소에 장애가 되고 있는 남편의 주당근로시간의 영향력을 줄이는 데에도 기여할 수 있으리라 기대된다. 또한 아내의 주당근로시간과 소득비중이 남편의 가사노동시간에 미치는 정적인 영향을 강화시키는 것이 남편의 가사노동참여를 늘릴 수 있다면, 부부간 가사노동시간 배분 결정이 합리적으로 이루어질 수 있는 부부관계와 거시적인 환경 조성은 유용한 전략이 될 수 있을 것이다.

남편의 가사노동분담율 증가세에는 아내의 소득비중이 늘어나고 남편의 주당근로시간이 감소하였으며 전문대이상의 학력을 가진 부부가 늘어난 것과, 남편의 주당근로시간이 본인의 가사노동분담율에 미치는 영향이 약화되었고, 아내의 소득비중의 영향은 강화되었으며, 부부가 전문대 이상일 때 남편의 가사노동분담율이 높아지는 효과가 강해진 것 등이 기여하였다. 이는 남편의 가사노동시간 증가세를 이어나가기 위한 방안들이 남편의 가사노동분담율 증가세를 유지하는 데에도 유효할 것임을 시사한다.

아내의 자녀돌봄시간은 2004년과 2014년 사이에 증가하였다. 그러나 2004년과 2009년 사이에 아내의 소득비중과 주당근로시간이 늘어나고, 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에 미치는 영향은 강해졌고 남편의 주당근로시간의 영향은 약해지는 등의 변화가 아내의 자녀돌봄시간을 감소시켰어야 한다고 분해분석 결과는 제안하였다. 그럼에도 불구하고, 통제변수의 영향력 변화가 아내의 자녀돌봄시간 증가세를 견인하였다. 반면, 2009년과 2014년 사이에는 아내의 소득비중이 본인의 자녀돌봄시간에

미치는 부적 영향이 약화되고 남편의 주당근로시간이 미치는 정적 영향이 강화되었기 때문에 아내의 자녀돌봄시간이 증가하는 특징이 나타났다.

아내의 자녀돌봄시간 증가세는 세계적인 추세이기는 하나, 이처럼 자녀돌봄시간이 늘어나는 것이 여성에게 미칠 수 있는 영향에 대해서는 의견의 일치를 보기 어려운 문제이다. 더욱이 2004년에서 2009년, 2009년에서 2014년 사이에 독립변수의 특성과 영향력이 서로 다른 방향으로 변화한 결과는 앞으로 아내의 자녀돌봄시간 증가세를 지속시키기 위해서는 시대적인 맥락을 고려한 전략 수립이 필요하다는 사실을 시사한다. 특히 본 연구에서는 통제변수로 사용한 요인들에 대한 분석이 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

남편의 자녀돌봄시간이 증가한 데에는 전문대이상인 부부가 늘어나고 고졸이하인 부부는 감소하였으며, 평등한 성역할 태도를 가지고 있는 부부가 늘었고, 남편의 주당근로시간이 줄어든 것이 기여한 부분이 컸다. 또한 부부가 평등한 성역할 태도를 가지고 있을 때 남편의 자녀돌봄시간이 늘어나는 효과가 강해졌고, 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄시간에 미치는 영향이 강해진 것도 증가세에 기여하였다. 남편의 자녀돌봄시간 증가세는 교육수준 향상과 평등한 성역할 태도의 확산이 이끌어가고 있다는 사실로부터 앞으로도 남편의 자녀돌봄시간은 계속해서 늘어날 것이라는 전망을 해볼 수 있다. 그리고 앞서 아내의 가사노동시간을 줄이고, 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율을 늘리기 위해 고려할 수 있는 개입과 조치들이 남편의 자녀돌봄시간 증가에도 기여할 수 있음을 시사한다.

마지막으로 남편의 자녀돌봄분담율 증가는 아내의 소득비중이 늘어나고, 전문대이상의 학력을 가진 부부가 늘어나고 고졸이하의 저학력 부부는 줄어든 것과, 아내의 주당근로시간이 남편의 자녀돌봄분담율에 미치는

영향이 강화되었고 남편의 주당근로시간의 영향이 약화된 것에 기인하였다. 앞으로 아내의 소득비중이 줄어들거나 부부의 교육수준이 낮아지지 않는 한 남편의 자녀돌봄분담율은 계속해서 늘어날 가능성이 높고, 만약 이 증가세를 굳건하게 유지하고자 한다면 아내와 남편간 시간사용에서의 상호의존성을 높임으로써 아내의 주당근로시간이 남편에게 영향을 미칠 수 있는 통로를 마련하는 것이 효율적인 전략이 될 것이다. 또한 남편의 가사노동참여와 마찬가지로 자녀돌봄참여에도 방해요소가 되고 있는 남편의 주당근로시간의 영향을 줄일 수 있는 방안은 남편의 무급노동시간과 무급노동분담율 증가에 매우 긴요할 것으로 예상된다.

이외에도 본 연구의 결과는 몇 가지 정책적으로 중요한 시사점을 담고 있다.

첫째, 남성과 여성, 주중과 주말, 가사노동과 자녀돌봄 영역을 막론하고 시간가용성관점이 무급노동시간이나 분담율을 설명하기에 가장 유용하다는 결과는 시간지원의 형태로 제공되는 일가족양립지원정책의 효용성을 방증한다. 시간지원은 가용시간을 늘려줌으로써 일과 가족의 양립을 가능하게 하는 정책들이며, 모성휴가, 부성휴가, 육아휴직, 아버지할당제, 유연근무제도 등이 해당된다(송다영, 정선영, 2013). 실증연구에서도 시간지원은 여성의 노동참가율을 높이는 것으로 밝혀진 바 있다(김사현, 홍경준, 2014; 류연규, 2009). 장시간 근로관행과 이를 용인하는 조직문화는 일하는 부모들의 일가족 양립을 저해하는 주된 원인으로 지적되어 왔다(안수미 외, 2014; 허수연, 2009). 따라서 장시간 근로관행을 개선하는 것이 가장 우선적인 과제이겠지만, 관행이나 문화가 바뀌기까지는 오랜 시간이 필요하다는 것과, 정책이나 제도가 개인의 인식이나 가치관에 영향을 줄 수 있다는 관점(Ingram et al., 2007)에서는 보다 적극적인 시간지원정책의 시행이 유효할 수 있다. 또한 남편의 주당근로시간이 감소한

것이 지난 10년간 남편의 가사노동시간과 가사노동분담율이 늘어난 데에 기여한 바를 고려한다면, 아버지할당제와 같이 남성이 수혜자인 시간지원정책은 앞으로 남성의 가사노동시간과 가사노동분담율이 계속해서 늘어나는 촉매제가 될 것이라는 예상을 할 수 있다.

둘째, 이전 조사연도에 비해 2014년에 남편의 가사노동시간과 자녀돌봄시간이 근로시간 외에도 교육수준이나 성역할 태도 등을 포함한 다양한 변수의 영향을 받았다는 결과는 남성의 무급노동시간이 사회적 변화에 민감하게 반응하기 시작하였다는 의미로 해석할 수 있으며, 이는 또한 정책적인 개입의 여지가 커졌음을 의미하는 것이기도 하다. 또한 2004년부터 2014년까지 10년간 남편의 가사노동시간과 분담율, 자녀돌봄시간과 분담율이 증가한 데에는 남편의 주당근로시간이 감소하고, 아내의 소득비중이 늘어났으며, 전통적인 성역할 태도가 약화되고, 교육수준이 높아진 것과 같은 사회, 경제, 문화적인 변화가 기여한 부분이 적지 않았다. 그럼에도 불구하고 분해분석 결과는 이러한 변화가 직접 작용하여 남성의 무급노동시간과 분담율을 늘린 부분보다는, 남편과 아내의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 교육수준과 성역할 태도의 영향이 달라지면서 변화를 가져온 부분이 더 크다는 것을 제안하였다. 다시 말해, 2014년을 기준으로 앞으로 주당근로시간, 아내의 소득비중, 교육수준, 성역할 태도에서 더 큰 차이가 발생한다면, 남성의 무급노동시간과 분담율이 늘어날 수 있는 여지가 크다는 것을 뜻한다. 개인의 교육수준은 높아질 만큼 높아져서 ‘학력 인플레이션’이라는 말이 나올 정도이고, 성역할 태도 또한 외적인 개입으로 바꾸기 어려운 부분이기 때문에 앞으로는 남성편의 주당근로시간을 줄이고 여성의 노동시장 지위를 높일 수 있는 정책을 적극적으로 시행한다면 과거에 비해 앞으로 더 가시적인 효과를 거둘 것으로 예상할 수 있다.

셋째, 보육예산이 급증하고 무상보육이 전면 실시되는 등 보육정책이 눈에 띄게 확대되었음에도 불구하고 여성의 자녀돌봄시간은 지속적으로 증가하였다. 집중적인 부모역할 이데올로기에 의해 주도되고 있는 부모의 자녀돌봄시간 증가는 세계적인 추세이며, 한국 남성들이 자녀돌봄에 더 많은 시간을 사용한다는 사실은 고무적이다. 또한 일가족양립의 목적이 부모에게 부모권을 보장해주는 것이라는 측면에서는 자녀돌봄시간의 증가는 과거에 비해 일과 가족의 양립이 더 용이해진 변화의 산물로 평가할 수도 있을 것이다(신윤정 외, 2014). 그러나 여성에게 있어 자녀돌봄시간의 증가는 조금 다른 의미를 가지고 있다. 여성의 교육수준이 향상되고, 경제활동참여가 늘어나고 임금수준이 높아지는 것과 같은 사회 변화는 여성의 자녀돌봄시간을 감소시키는 방향으로 작용하고 있으나, 사회적, 시대적 변화 속에서 주당근로시간, 아내의 소득비중, 교육수준, 성역할 태도가 여성의 자녀돌봄시간에 미치는 영향이 달라지면서 이들이 더 강력하게 여성을 자녀돌봄으로 유인하고 있다. 부모 중에서도 특히 어머니의 교육열은 한국사회 발전의 원동력으로 평가받아 왔고, 시대가 변했음에도 불구하고 자녀의 학업성취가 부모의 성공으로 평가받는 사회적 분위기는 아직 남아있다. 뿐만 아니라 조기교육이 강조되면서 어머니들은 자녀가 어릴 때부터 경쟁적으로 자녀에게 더 많은 시간을 투입하고 있다. 자녀에게 과도한 투자를 요구하는 사회적 분위기는 일하는 어머니의 이중노동부담을 가중시키고 있으며, 고학력 여성의 인적자본이 경제활동참여로 이어지지 못하고 사적영역에 머물 수 있는 동기를 제공하고 있다. 따라서 여성의 자녀돌봄 부담을 덜어줄 수 있는 정책을 구상하여 시행할 필요성이 제기된다.

이 연구의 제한점과 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 이 연구에서는 가사노동과 자녀돌봄의 내용이나 주행동과 동시

행동을 구분하여 분석하지 않았다. 전반적인 변화의 추세를 파악하는 데 있어서는 가사노동이나 자녀돌봄의 내용이 중요하지 않을 수도 있겠으나, 선행연구들은 가사노동에서는 음식준비(요리)와 같은 일상적인 가사노동에서 성별 시간사용의 격차가 가장 크게 감소하였다고(Baxter, 2002; Bianchi et al., 2000; Hook, 2010) 보고하며 가사노동의 성격에 따라 성별 변화의 추이가 달라질 수 있음을 제안하였다. 또한 어머니의 근로시간이나 상대적 소득비중이 아버지의 총 자녀돌봄시간과는 무관하였지만, 자녀돌봄의 내용을 신체적 돌봄이나 자녀와 놀아주기, 또는 홀로 돌보기 등으로 나누어 분석하면 관련성이 나타났다는 Raley et al.(2011)의 연구 결과는, 자녀돌봄의 성격에 따라 관련요인이 달라질 수 있음을 시사하였다. 기존 연구들은 여성의 일, 남성의 일, 성중립적인 일로 규정된 가사노동의 성격에 따라서 예측변수가 달라진다는 사실을 밝히고 있다(Greenstein, 1996; Kroska, 2004). 따라서 가사노동과 자녀돌봄을 내용에 따라 세분화하여 변화의 추이나 관련요인을 살펴본다면 보다 유용한 정보를 얻을 수 있으리라 기대된다.

둘째, 본 연구에서는 무급노동시간으로 분석을 제한하였으나, 시장노동시간, 개인유지시간, 교제 및 여가시간에 대한 분석이 함께 이루어졌을 때 무급노동시간에 대한 보다 정확한 해석이 가능할 것이다. 예를 들면, 2004년 법정근로시간단축으로 주말 시장노동시간이 감소하였음에도 불구하고, 이 시간이 무급노동시간으로 흡수되지 않고 있다는 사실을 기술분석 결과를 통해 관찰할 수 있었다. 미취학자녀가 있는 취업남성 가운데 주말을 혼자만의 여가활동을 하며 보내는 남성이 적지 않다는 연구(김소영, 진미정, 2015) 결과를 고려할 때, 이 가용시간이 교제 및 여가시간으로 흘러들어갔을 가능성이 있다. 이를 확인하기 위해서는 추후 개인의 하루 24시간을 구성하는 모든 활동에 사용한 시간을 분석할 필요가 있다.

셋째, 첫 자녀가 미취학아동인 남녀의 무급노동시간(분담율)과 관련이 있는 요인을 탐색하기 위해 시간가용성관점, 상대적자원관점, 성역할태도 관점을 대표하는 변수와 여러 통제변수를 사용하였으나, 남편의 가사노동시간(분담율)이나 자녀돌봄시간(분담율)에 대해서는 이 예측변수들의 설명력이 낮게 나타났다. 이는 모형에 투입하지 않았으나 남성의 가사노동과 자녀돌봄에 대한 시간투자를 결정하는 다른 요인들이 있다는 의미인데, 미취학자녀의 수나 연령 같은 변수를 생각해 볼 수 있다. 또한 이 연구에서 사용한 분해분석은 모형을 어떻게 설정하느냐에 따라 결과가 달라진다(Jann, 2008; Maume, 2011). 따라서 보다 면밀한 분해분석 결과를 얻기 위해서는 무급노동시간과 관련이 있는 변수의 투입이 필요하며, 생활시간조사에서 측정된 변수 가운데 남성의 무급노동시간에 영향을 미치는 변수들을 구체적으로 탐색하는 작업이 필요할 것으로 보인다.

본 연구는 1999년부터 2014년까지 15년 동안 가사노동시간과 자녀돌봄시간, 가사노동분담율과 자녀돌봄분담율에서의 변화를 가져온 동력을 파악하고자 아내와 남편의 주당근로시간, 아내의 소득비중, 부부의 교육수준, 부부의 성역할 태도에 초점을 맞추어 종단적으로 이 변수들의 영향력이 어떻게 달라졌는지를 여러 분석방법을 사용하여 이전 연구와는 다른 접근으로 세밀하게 분석하였다. 이 과정에서 선행연구에서는 간과되어 왔던 거시적인 맥락의 영향에 주목하였다는 점에 본 연구의 의의가 있다. 또한 무급노동시간의 변화를 분해한 기존 연구들이 대부분 무급노동시간의 차이를 변수의 평균값 차이에 기인하는 부분과 변수의 계수 변화에 기인하는 부분으로 크게 나누는 수준으로만 분석을 제한하였던 것과는 달리, 각각의 개별 요인들의 평균값 차이와 계수변화가 무급노동시간의 차이에 기여한 부분을 세부분해하여 보다 깊이 있게 살펴보았다는 것에서 본 연구의 또 다른 의의를 찾을 수 있다. 마지막으로, 2014년까지

의 중단적인 변화와 관련요인을 분석함으로써 현실과 연구간 시간차 (gap) 없이 현재를 기준으로 앞으로의 무급노동시간 변화추이를 예측해 보고, 시의적절한 정책제언을 할 수 있었다는 점에서 본 연구결과는 중요한 의미를 갖는다.

참고문헌

- 김봉태, 이성우. 2012. 어촌종합개발사업의 정량적 효과 분석. **해양정책 연구**, 26(2), 75-104.
- 김사현. 2015. 가족정책 지원유형에 따른 성역할태도 변화: 현금, 시간, 서비스지원을 중심으로. **한국사회정책**, 22(1), 285-316.
- 김사현, 홍경준. 2014. 출산율 및 여성노동참여율에 대한 가족정책의 영향: 정책균형관점에서 본 OECD 21개국 비교연구. **사회복지정책**, 41(2), 213-238.
- 김성근, 유자영. 2014. “다문화사회”의 그늘: 구조적 차별의 분석. **한국행정학보**, 48(2), 363-387.
- 김소영, 진미정. 2015. 미취학 자녀를 둔 기혼 취업 남성의 주말 시간사용 유형화와 유형별 시간사용만족도. **한국가정관리학회지**, 33(2), 71-88.
- 김수정. 2014. 1990년대 말 경제위기 이후 기혼여성의 경제활동이 가구소득불평등에 미친 영향: 시뮬레이션 방법의 적용. **조사연구**, 15(1), 93-122.
- 김수정, 김은지. 2007. 한국 맞벌이 가구에서 가사노동과 경제적 의존의 관계: 교환 혹은 젠더보상? **한국사회학**, 41(2), 147-174.
- 김영미. 2012. 복지국가의 가족정책이 성역할 태도에 미치는 영향에 관한 비교 분석. **사회보장연구**, 28(2), 211-241.
- 김영미. 2014. 복지국가 제도와 남녀의 무급노동시간의 관계에 관한 비교연구. **한국사회정책**, 21(1), 143-177.
- 김은지. 2008. 남녀의 시간사용에 관한 비교사회정책연구: 영유아가족 지원정책의 효과를 중심으로. **서울대학교 박사학위논문**.

- 김진욱. 2008. 일하는 어머니들의 이중노동부담에 관한 실증연구. **사회복지정책**, 35, 197-220.
- 남일성. 2014. 중고령층 우울증 여부의 성별 격차에 관한 요인 분해 분석. **한국사회복지학**, 66(2), 159-177.
- 노혜진. 2014a. 행위주체별 자녀 돌봄시간의 배열과 계층간 차이. **사회복지정책**, 41(3), 213-238.
- 노혜진. 2014b. 부모의 교육적 동질함에 따른 자녀 돌봄시간의 불평등. **사회복지정책**, 41(4), 181-200.
- 류연규. 2009. 일-가족 양립정책과 노동시장 젠더 형평성의 관계에 대한 연구. **여성연구**, 76(1), 5-42.
- 류연규, 김영미. 2012. 복지국가 젠더격차와 성역할 인식 차이의 관계에 대한 비교연구. **사회복지정책**, 39(4), 175-203.
- 민현주, 임희정. (2010). **경제위기에 따른 여성고용변화 및 향후과제**. 한국여성정책연구원 2010 연구보고서-19.
- 박종서. 2013. 가족 내 가사분담과 성역할 인식에서 나타나는 양성평등 실태. **보건복지포럼**, 199, 28-38.
- 송다영, 정선영. 2013. 통합적 가족정책으로의 패러다임 전환을 위한 과제. **비판사회정책**, 39, 145-189.
- 송유진. 2011. 한국인의 일상생활 시간변화: 부모의 교육수준에 따른 자녀양육 시간. **한국인구학**, 34(2), 45-64.
- 신윤정, 기재량, 우석진, 윤자영. 2014. **저출산 정책 확대에 따른 자녀양육 행태 변화 분석**. 보건사회연구원.
- 안수미, 이기영, 이승미. 2013. 아버지의 자녀양육참여와 자녀양육시간. **한국가족자원경영학회지**, 17(2), 93-119.

- 양준석, 이상현. 2014. 왜 여성의 통근시간은 짧은가? 성별 통근시간 차이에 관한 연구. **여성경제연구**, 11(1), 161-184.
- 원숙연. 2014. 성-역할 고정관념의 지형변화와 여성정책에 갖는 함의: 1996년과 2010년의 인식 차이를 중심으로. **정부학연구**, 20(3), 141-171.
- 은기수. 2009. 한국 기혼부부의 가사노동분업. **한국인구학**, 32(3), 145-171.
- 이성우, 윤성도. 2008. 농업·농촌정책평가를 위한 정량적 분석모형 연구. **농촌계획**, 14(4), 97-108.
- 이승미, 이현아. 2011. 맞벌이 임금근로자 남녀의 생활시간구조분석. **대한가정학회지**, 49(5), 81-96.
- 이용우. 2015. Blinder-Oaxaca 분해법을 이용한 우리나라 성인의 우울에 있어 남녀 간 차이에 대한 분석. **보건사회연구**, 35(2), 511-534.
- 이은우. 2015. 지역 간 주관적 건강수준 차이 분석. **한국지역경제연구**, 30, 33-53.
- 조미라, 윤수경. 2014. 한국 기혼남성의 가사노동시간 변화 연구: 교육수준에 따른 격차를 중심으로. **한국가족복지학**, 44, 5-30.
- 조순경. 1998. 경제위기와 여성고용정치. **한국여성학**, 14(2), 5-33.
- 주은선, 김사현, 김민성. 2014. 한국 부모의 미취학아동 돌봄시간에 관한 연구. **사회보장연구**, 30(2), 367-400.
- 주익현. 2012. 한국 맞벌이 부부의 가사시간 결정요인 탐색: 아내의 남편에 대한 경제의존도와 남편의 가사참여 여부를 중심으로. **한국사회학회 2012 전기 사회학대회 논문집**, 1099-1113.
- 지민웅, 조민수. 2014. 맞벌이 임금근로자 부부의 가사노동시간은 상호 대체재인가? 법정근로시간단축제도 시행에 따른 시장노동시간의

- 변화를 이용하여. *여성경제연구*, 11(1), 1-31.
- 최강식, 정진화. 2007. 성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교. *경제학연구*, 55(4), 217-241.
- 최문용, 모수원, 이광배. 2015. 도시가계의 10분위별 외식비 지출행태 분석. *한국산학기술학회논문지*, 16(11), 7820-7830.
- 최석호, 천혜정. 2013. 한국사회 일과 여가의 변동 추이: 경제위기 시점을 중심으로. *여가학연구*, 10(3), 77-100.
- 허수연. 2008. 맞벌이가구 여성과 남성의 가사노동시간에 관한 연구. *한국여성학*, 24(3), 177-210.
- 현재은. 2013. 보육정책 변화와 여성의 시간 배분 변화에 대한 분석. *서울대학교 박사학위논문*.
- Aldous, J., Mulligan, G. M., & Bjarnason, T. (1998). Fathering over time: What makes the difference? *Journal of Marriage and the Family*, 60, 809-820.
- Allen, S. M., & Hawkins, A. J. (1999). Maternal gatekeeping: Mothers' beliefs and behaviors that inhibit greater father involvement in family work. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 199-212.
- Argyrous, G., & Rahman, S. (2014). How does paid work affect who does the childcare? An analysis of the time use of Australian couples. *Review of Economics of the Household*, DOI 10.1007/s11150-014-9274-5
- Baxter, J. (2002). Patterns of change and stability in the gender division of household labor in Australia, 1986-1997. *Journal of Sociology*, 38, 399-424.

- Baxter, J., Hewitt, B., & Haynes, M. (2008). Life course transitions and housework: Marriage, parenthood, and time on housework. *Journal of Marriage and Family, 70*, 259-272.
- Berik, G., & Kongar, E. (2013). Time allocation of married mothers and fathers in hard times: the 2007 - 09 US recession. *Feminist Economics, 19*, 208-237.
- Bianchi, S. M., & Milkie, M. A. (2010). Work and family research in the first decade of the 21st century. *Journal of Marriage and Family, 72*, 705-725.
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P. (2000). Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social Forces, 79*, 191-228.
- Bianchi, S. M., Robinson, J. P., & Milkie, M. A. (2006). *Changing rhythms of American family life*. New York: Russel Sage Foundation.
- Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N., & Matheson, G. (2003). When does gender trump money? Bargaining and time in household work. *American Journal of Sociology, 109*, 186-214.
- Bittman, M., Craig, L., & Folbre, N. (2004). Packaging care: What happens when parents utilize non-parental child care. In N. Folbre, & N. Bittman (Eds.), *Family time: The social organization of care*. London: Routledge.
- Blau, F. D. (1998). Trends in the well-being of American women, 1970-1995. *Journal of Economic Literature, 36*, 112-165.

- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, *8*, 436-455.
- Boll, C., Leppin, J., & Reich, N. (2014). Paternal childcare and parental leave policies: Evidence from industrialized countries. *Review of Economics of the Household*, *12*, 129-158.
- Bolzendahl, C. I., & Myers, D. J. (2004). Feminist attitudes and support for gender equality: opinion change in women and men, 1974-1998. *Social Forces*, *83*, 759-789.
- Bonke, J., & Esping-Andersen, G. (2011). Family investments in children: Productivities, preferences, and parental child care. *European Sociological Review*, *27*, 43-55.
- Brewster, K. L., & Padavic, I. (2000). Change in gender ideology, 1977-1996: The contribution of intercohort change and population turnover. *Journal of Marriage and the Family*, *62*, 477-487.
- Brines, J. (1994). Economic dependency, gender and the division of labour at home. *American Journal of Sociology*, *100*, 652-688.
- Bryant, A. N. (2003). Changes in attitudes toward women's roles: Predicting gender-role traditionalism among college students. *Sex Roles*, *48*, 131-142.
- Budig, M. J., & England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, *66*, 204-225.
- Bulanda, R. E. (2004). Paternal involvement with children: The influence of gender ideologies. *Journal of Marriage and the*

- Family*, 66, 40-45.
- Cha, Y., & Thébaud, S. (2009). Labor markets, breadwinning, and beliefs how economic context shapes men's gender ideology. *Gender & Society*, 23, 215-243.
- Chalasan, S. (2007). The changing relationship between parents' education and their time with children. *Electronic International Journal of Time Use Research*, 4, 93-117.
- Ciabattari, T. (2001). Changes in men's conservative gender ideologies - cohort and period influences. *Gender & Society*, 15, 574-591.
- Cohen, P. N. (1998). Replacing housework in the service economy: Gender, class, and race-ethnicity in service spending. *Gender and Society*, 12, 219-231.
- Coltrane, S. (2000). Research on household labor: Modeling and measuring the social embeddedness of routine family work. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 1208-1233.
- Connelly, R., & Kimmel, J. (2009). Spousal influences on parents' non-market time choices. *Review of Economics of the Household*, 7, 361-394.
- Coverman, S. (1985). Explaining husbands' participation in domestic labor. *Sociological Quarterly*, 26, 81-97.
- Craig, L. (2006a). Children and the revolution: A time-diary analysis of the impact of motherhood on daily workload. *Journal of Sociology*, 42, 125-143.
- Craig, L. (2006b). Parental education, time in work and time with children: An Australian time-diary analysis. *British Journal of*

Sociology, 57, 553–575.

- Craig, L. (2007). How employed mothers in Australia find time for both market work and childcare. *Journal of Family and Economic Issues*, 28, 69–87.
- Craig, L., & Bittman, M. (2008). The incremental time costs of children: An analysis of children's impact on adult time use in Australia. *Feminist Economics*, 14(2), 59–88.
- Craig, L., & Brown, J. E. (2014). Weekend work and leisure time with family: Who misses out? *Journal of Marriage and Family*, 76, 710–727.
- Craig, L., & Mullan, K. (2010). Parenthood, gender and work–family time in the United States, Australia, Italy, France, and Denmark. *Journal of Marriage and Family*, 72, 1344–1361.
- Craig, L., Mullan, K., & Blaxland, M. (2010). Parenthood, policy and work–family time in Australia 1992–2006. *Work, Employment and Society*, 24, 27–45.
- Craig, L., & Mullan, K. (2011). How mothers and fathers share childcare: A cross-national time-use comparison. *American Sociological Review*, 76, 834–861.
- Crompton, R., Brockmann, M., & Lyonette, C. (2005). Attitudes, women's employment and the domestic division of labor: A cross-national analysis in two-waves. *Work, Employment and Society*, 19, 213–233.
- Davis, S. N., & Greenstein, T. N. (2009). Gender ideology: Components, predictors, and consequences. *Annual Review of*

Sociology, 35, 87-105.

- Davis, S. N., & Greenstein, T. N. (2013). Why study housework? Cleaning as a window into power in couples. *Journal of Family Theory and Review*, 5, 63-71.
- Deding, M., & Lausten, M. (2006). Choosing between his time and her time: Paid and unpaid work of Danish couples. *Electronic International Journal of Time Use Research*, 3, 28-48.
- Dribe, M., & Stanfors, M. (2009). Does parenthood strengthen a traditional household division of labor? Evidence from Sweden. *Journal of Marriage and Family*, 71, 33-45.
- England, P., & Strivastava, A. (2013). Educational differences in US parents' time spent in child care: The role of culture and cross-spouse influence. *Social Science Research*, 42, 971-988.
- Evertsson, M. (2014). Gender ideology and the sharing of housework and child care in Sweden. *Journal of Family Issues*, 35, 927-949.
- Ferree, M. M. (2010). Filling the glass: Gender perspectives on families. *Journal of Marriage and Family*, 72, 420-439.
- Fisher, K., Egerton, M., Gershuny, J., & Robinon, J. (2007). Gender convergence in the American Heritage Time Use Study (AHTUS). *Social Indicators Research*, 82, 1-33.
- Frazis, H., & Stewart, J. (2012). How to think about time-use data: What inferences can we make about long- and short-run time use from time diaries? *Annals of Economics and Statistics*, 105, 231-246.

- Fuwa, M. (2004). Macro-level gender inequality and the division of household labor in 22 countries. *American Sociological Review*, *69*, 751-767.
- Fuwa, M., & Cohen, P. N. (2007). Housework and social policy. *Social Science Research*, *36*, 512-530.
- Gaunt, R. (2006). Biological essentialism, gender ideologies, and role attitudes: what determines parents' involvement in child care. *Sex Roles*, *55*, 523-533.
- Gauthier, A., Smeeding, T. M., & Furstenberg, F. (2004). Are parents investing less time in children? Trends in selected industrialized countries. *Population and Development Review*, *30*, 647-671.
- Geist, C. (2005). The welfare state and the home: Regime differences in the domestic division of labor. *European Sociological Review*, *21*, 23-41.
- Geist, C., & Cohen, P. N. (2011). Headed toward equality? Housework change in comparative perspective. *Journal of Marriage and Family*, *73*, 832-844.
- Gershuny, J., & Sullivan, O. (2003). Time use, gender, and public policy regimes. *Social Politics*, *10*, 205-228.
- Gimenez-Nadal, J., & Sevilla, A. (2012). Trends in time allocation: A cross-country survey. *European Economic Review*, *56*, 1338-1359.
- Gornick, J., & Meyers, M. (2003). *Families that work: Policies for reconciling parenthood and employment*. New York: Russell Sage Foundation.

- Gough, M., & Killewald, S. (2011). Unemployment in families: The case of housework. *Journal of Marriage and Family, 73*, 1085-1100.
- Greenstein, T. N. (1996). Husbands' participation in domestic labor: interactive effects of wives' and husbands' gender ideologies. *Journal of Marriage and the Family, 58*, 585-595.
- Greenstein, T. N. (2000). Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension. *Journal of Marriage and Family, 62*, 322-335.
- Gupta, S. (2007). Autonomy, dependence, or display? The relationship between married women's earnings and housework. *Journal of Marriage and Family, 69*, 399-417.
- Gupta, S., & Ash, M. (2008). Whose money, whose time? A non-parametric approach to modelling time spent on housework in the United States. *Feminist Economics, 14*, 93-120.
- Guryan, J., Hurst, E., & Kearney, M. (2008). Parental education and parental time with children. *Journal of Economic Perspectives, 22*, 23-46.
- Hall, S. S. (2005). Change in paternal involvement from 1977 to 1997: A cohort analysis. *Family and Consumer Sciences Research Journal, 34*, 127-139.
- Hallberg, D., & Klevmarcken, A. (2003). Time for children: A study of parent's time allocation. *Journal of Population Economics, 16*, 205-226.

- Hays, S. (1996). *The cultural contradictions of motherhood*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Henwood, K., & Procter, J. (2003). The 'good father': reading men's accounts of paternal involvement during the transition to first-time fatherhood. *British Journal of Social Psychology*, *42*, 337-355.
- Hofferth, S. L. (2003). Race/Ethnic differences in father involvement in two-parent families: Culture, context, or economy? *Journal of Family Issues*, *24*, 185-216.
- Hook, J. L. (2006). Care in context: Men's unpaid work in 20 countries, 1965-2003. *American Sociological Review*, *71*, 639-660.
- Hook, J. L. (2010). Gender inequality in the welfare state: Sex segregation in housework, 1965-2003. *American Journal of Sociology*, *115*, 1480-1523.
- Hook, J. L. & Wolfe, C. M. (2012). New Fathers? Residential fathers' time with children in four countries. *Journal of Family Issues*, *33*, 415-450.
- Ingram, H., Schneider, A. L., & DeLeon, P. (2007). Social construction and policy design. *Theories of the Policy Process*, *2*, 93-126.
- Jacobs, J. A., & Gerson, K. (2004). *The time divide: Work, family, and gender inequality*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, *8*, 453-479.

- Johnston, D. D., & Swanson, D. H. (2006). Constructing the “good mother”: The experience of mothering ideologies by work status. *Sex Roles, 54*, 509–519.
- Kan, M. Y. (2008). Does gender trump money? Housework hours of husbands and wives in Britain. *Work, Employment and Society, 22*, 45–66.
- Kan, M. Y., Sullivan, O., & Gershuny, J. (2011). Gender convergence in domestic work: Discerning the effects of interactional and institutional barriers from large-scale data. *Sociology, 45*, 243–251.
- Killewald, A., & Gough, M. (2010). Money isn’t everything: Wives’ earnings and housework time. *Social Science Research, 39*, 987–1003.
- Kimmel, J., & Connelly, R. (2007). Mothers’ time choices in the United States: caregiving, leisure, home production and paid work. *The Journal of Human Resources, 42*, 643–681.
- Kitterød, R. H., & Pettersen, S. V. (2006). Making up for mothers’ employed working hours? Housework and childcare among Norwegian fathers. *Work, Employment & Society, 20*, 473–492.
- Knusden, K., & Wærness, K. (2008). National context and spouses’ housework in 34 countries. *European Sociological Review, 24*, 97–113.
- Kotsadam, A., & Finseraas, H. (2013). Causal effects of parental leave on adolescents’ household work. *Social Forces, 92*, 329–351.

- Kroska, A. (2004). Divisions of domestic work: revising and expanding the theoretical explanations. *Journal of Family Issues, 25*, 900-932.
- Lareau, A. (2002). Invisible inequality: Social class and childrearing in black families and white families. *American Sociological Review, 67*, 747-776.
- Madden, D. (2010). Gender differences in mental well-being: a decomposition analysis. *Social Indicators Research, 99*, 101-114.
- Marsiglio, W. (1991). Paternal engagement activities with minor children. *Journal of Marriage and the Family, 53*, 973-986.
- Maume, D. J. (2011). Reconsidering the temporal increase in fathers' time with children. *Journal of Family and Economic Issues, 32*, 411-423.
- Monna, B., & Gauthier, A. (2008). A review on the literature on the social and economic determinants of parental time. *Journal of Family and Economic Issues, 29*, 634-653.
- Neilson, J., & Stanfors, M. (2013). Re-traditionalisation of gender relations in the 1990s? The impact of parenthood on gendered time use in three Scandinavian countries. *Journal of Contemporary European Studies, 21*, 269-289.
- Neilson, J., & Stanfors, M. (2014). It's about time! Gender, parenthood, and household division of labor under different welfare regimes. *Journal of Family Issues*, doi: 10.1177/0192513X14522240

- Nock, S. L., & Kingston, P. W. (1988). Time with children: The impact of couples' work-time commitments. *Social Forces*, *67*, 59-85.
- Nordenmark, M. (2004). Does gender ideology explain differences between countries regarding the involvement of women and men in paid and unpaid work? *International Journal of Social Welfare*, *13*, 233-243.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, *14*, 693-709.
- Raley, S., Bianchi, S. M., & Wang, W. (2012). When do fathers care? Mothers' economic contribution and fathers' involvement in child care. *American Journal of Sociology*, *117*, 1422-1459.
- Riggs, J. M. (1997). Mandates for mothers and fathers: Perceptions on breadwinners and care givers. *Sex Roles*, *37*, 565-580.
- Sandberg, J. F., & Hofferth, S. L. (2001). Changes in children's time with parents: United States, 1981-1997. *Demography*, *38*, 423-436.
- Sayer, L. C., Gauthier, A. H., & Furstenburg, F. F. (2004a). Educational differences in parents' time with children: Cross-national variations. *Journal of Marriage and Family*, *66*, 1152-1169.
- Sayer, L. C., Bianchi, S. M., & Robinson, J. P. (2004b). Are parents investing less in children? Trends in mothers' and fathers' time with children. *American Journal of Sociology*, *110*, 1-43.

- Sayer, L. C. (2005). Gender, time and inequality: Trends in women's and men's paid work, unpaid work and free time. *Social Forces*, *84*, 285-303.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, *42*, 621-646.
- Shelton, B. A., & John, D. (1996). The division of household labor. *Annual Review of Sociology*, *22*, 299-322.
- Stier, H., & Lewin-Epstein, N. (2007). Policy effects on the division of housework. *Journal of Comparative Policy Analysis*, *9*, 235-259.
- Stewart, J. (2009). Tobit or not tobit? *IZA discussion paper No. 4588*.
- Stickney, L. T., & Konrad, A. M. (2012). Societal institutions and work and family gender-role attitudes. *Organization Management Journal*, *9*, 236-246.
- Sullivan, O. (2000). The division of domestic labor: 20 years of change? *Sociology*, *34*, 437-456.
- Sullivan, O. (2010). Changing differences by educational attainments in fathers' domestic labour and child care. *Sociology*, *44*, 716-733.
- Sullivan, O. (2011). An end to gender display through the performance of housework? A review and reassessment of the quantitative literature using insights from the qualitative literature. *Journal of Family Theory and Review*, *3*, 1-13.

- Sullivan, O. (2013). What do we learn about gender by separating housework from child care? Some considerations from time use evidence. *Journal of Family Theory and Review*, *5*, 72-84.
- Sullivan, O., Billari, F. C., & Altintas, E. (2014). Fathers' changing contributions to child care and domestic work in very low-fertility countries: the effect of education. *Journal of Family Issues*, *35*, 1048-1065.
- Thornton, A., & Young DeMarco, L. (2001). Four decades of trends in attitudes toward family issues in the United States: The 1960s through the 1990s. *Journal of Marriage and Family*, *63*, 1009-1037.
- van der Lippe, T., de Ruijter, J., de Ruijter, E., & Raub, W. (2011). Persistent inequalities in time use between men and women: A detailed look at the influence of economic circumstances, policies, and culture. *European Sociological Review*, *27*, 164-179.
- Wang, R., & Bianchi, S. M. (2009). ATUS fathers involvement in childcare. *Social Indicators Research*, *93*, 141-145.
- West, C., & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. *Gender & Society*, *1*, 125-151.
- Yeung, W. J., Sandberg, J. F., Davis-Kean, P. E., & Hofferth, S. L. (2001). Children's time with fathers in intact families. *Journal of Marriage and Family*, *63*, 136-154.
- Zuo, J. (2004). Shifting the breadwinning boundary: the role of men's breadwinner status and their gender ideologies. *Journal of Family Issues*, *25*, 811-832.

Zuzanek, J. & Smale, B. J. (1999). Life-cycle and across-the-week allocation of time to daily activities. In Pentland, W. E., Harvey, A. S., Lawton, M. P., & McColl, M. A. (Eds.) *Time Use Research in the Social Sciences* (pp. 127-153). New York: Kluwer Academic / Plenum Publishers.

부록 표

<부록 표 1> 맞벌이 여부에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화
: 주중과 주말 비교

			1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사노동시간(분)	여성	남편 출벌	주중	255.2	239.3	225.7	230.5	15.96***	a b b b
			주말	239.5	217.4	220.4	213.7	8.67***	a b b b
		이 맞벌이	t값	19.32***	19.38***	17.84***	18.06***		
			주중	154.3	129.6	108.0	128.8	16.38***	a b c bd
			주말	182.3	183.1	177.3	175.7	.30	
			t값	-4.07***	-6.95***	-7.72***	-6.00***		
	남성	남편 출벌	주중	10.6	10.6	12.2	15.6	3.92**	a a ab b
			주말	22.2	29.7	48.4	60.6	46.29***	a a b c
		이 맞벌이	t값	-6.34***	-9.30***	-10.92***	-12.25***		
			주중	12.7	15.3	21.8	18.9	5.47***	a ab b b
			주말	28.9	34.7	54.8	61.6	13.90***	a a bc c
			t값	-4.71***	-5.41***	-5.65***	-10.28***		
자녀돌봄시간(분)	여성	남편 출벌	주중	223.4	245.3	274.4	283.2	36.70***	a b c c
			주말	190.4	203.7	215.0	223.5	6.75**	a ab b b
		이 맞벌이	t값	5.37***	6.06***	6.56***	7.22***		
			주중	115.0	120.1	115.7	157.1	13.36***	a a a b
			주말	113.9	121.7	144.7	159.2	9.70***	a ab bc c
			t값	.16	-.19	-2.97**	-.21		
	남성	남편 출벌	주중	22.0	29.2	35.2	39.3	25.03***	a b bc c
			주말	43.0	49.0	74.7	97.7	54.20***	a a b c
		이 맞벌이	t값	-8.14***	-6.70***	-8.72***	-13.49***		
			주중	24.2	27.0	39.8	46.9	19.49***	a ab c c
			주말	33.4	44.7	74.2	83.9	26.32***	a a bc c
			t값	-2.46*	-4.27***	-4.70***	-6.34***		
남편의 가사 노동 분담율 (%)	남편 출벌	주중	3.5	3.9	4.4	5.7	7.87***	a a ab b	
		주말	7.1	10.5	15.6	18.5	54.26***	a b c c	
	이 맞벌이	t값	-7.46***	-10.17***	-11.86***	-12.97***			
		주중	7.3	11.5	15.7	13.0	11.68***	a b b b	
		주말	11.7	13.6	19.7	23.2	18.23***	a a bc c	
		t값	-3.78***	-1.36	-1.68	-5.70***			
남편의 자녀 돌봄 분담율 (%)	남편 출벌	주중	7.8	9.5	10.6	11.9	14.39***	a b bc c	
		주말	15.2	18.3	24.3	28.4	38.28***	a ab c c	
	이 맞벌이	t값	-9.28***	-9.29***	-10.75***	-15.02***			
		주중	14.5	18.3	22.7	25.2	15.81***	a ab bc c	
		주말	18.2	22.0	29.9	33.2	16.95***	a a bc c	
		t값	-2.09*	-1.86	-2.73**	-3.50***			

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 2> 교육수준에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화
: 주중과 주말 비교

			1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사노동시간(분)	여성	고졸이하	주중	227.4	220.1	200.3	196.6	8.57***	a ab bc c
			주말	224.8	213.9	206.2	197.1	3.75*	a ab ab b
			t값	.53	.98	-.63	-.05		
		전문대이상	주중	219.2	192.6	179.2	191.1	13.21***	a b b b
			주말	215.0	199.1	206.6	200.1	1.86	
			t값	.53	-.02	-3.87***	-1.57		
	남성	고졸이하	주중	10.8	11.5	14.5	12.2	.86	-
			주말	22.0	24.3	33.9	43.1	6.91***	a a ab b
			t값	-4.84***	-5.23***	-4.45***	-6.28***		
		전문대이상	주중	11.6	12.4	15.7	17.8	5.82***	a a ab b
			주말	27.1	36.2	57.4	65.3	35.76***	a a b b
			t값	-6.51***	-9.49***	-11.23**	-14.83*		
자녀돌봄시간(분)	여성	고졸이하	주중	186.5	208.8	211.8	215.6	6.87***	a b b b
			주말	165.5	174.7	196.2	186.9	3.29*	a ab b ab
			t값	3.56***	4.12***	1.27	2.01*		
		전문대이상	주중	200.1	206.0	228.3	240.8	9.70***	a ab bc c
			주말	169.9	180.8	190.2	202.5	4.85**	a a a b
			t값	3.02**	2.95**	3.81***	4.88***		
	남성	고졸이하	주중	23.4	26.2	33.6	31.5	4.57**	a ab b ab
			주말	35.2	35.9	56.7	75.0	18.07***	a a b b
			t값	-4.36***	-2.97**	-4.05***	-6.23***		
		전문대이상	주중	21.8	30.0	38.0	44.5	33.16***	a b c c
			주말	45.8	56.0	82.1	96.9	39.43***	a a b b
			t값	-7.17***	-7.73***	-8.95***	-13.22***		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 3> 부부의 교육수준에 따른 남편의 무급노동분담율 변화
: 주중과 주말 비교

			1999	2004	2009	2014	F값	Scheffé
가사 노동 분담 율 (%)	부부 고졸	주중	4.3	5.6	7.5	6.0	3.48*	a ab b ab
		주말	7.3	9.1	10.9	12.7	4.00**	a ab ab b
		t값	-4.64***	-3.27***	-1.75	-2.59*		
	전문대	주중	5.5	7.3	9.1	9.1	5.58***	a ab b b
		주말	9.9	13.9	20.0	22.5	30.37***	a ab c c
		t값	-3.96***	-5.89***	-7.46***	-11.90***		
	남편 전문대	주중	3.7	4.7	6.8	6.9	3.40*	a a a a
		주말	9.2	10.8	15.6	14.1	3.36*	a ab bc ab
		t값	-5.45***	-4.30***	-3.42***	-2.75**		
아내 전문대	주중	7.0	5.4	6.7	7.6	.36	-	
	주말	12.6	10.3	13.8	17.5	1.76	-	
	t값	-1.90	-2.20*	-2.14*	-3.41***			
자녀 돌봄 분담 율 (%)	부부 고졸	주중	9.7	11.0	14.0	10.8	2.74*	a a a a
		주말	15.1	15.4	20.1	27.8	2.74*	a a a a
		t값	-5.03***	-3.10**	-2.59**	-5.32***		
	전문대	주중	10.3	13.9	15.8	18.1	14.92***	a b bc c
		주말	18.1	23.2	28.3	31.5	19.8***	a ab bc c
		t값	-5.01***	-6.13***	-7.08***	-10.02***		
	남편 전문대	주중	8.4	10.3	12.5	15.2	4.92**	a ab ab b
		주말	17.2	19.3	25.6	24.4	2.90*	a a a a
		t값	-4.73***	-4.38***	-4.37***	-2.73**		
아내 전문대	주중	13.4	10.9	12.9	16.6	1.26		
	주말	11.1	17.7	27.1	28.2	5.76***	a ab b b	
	t값	.63	-2.07*	-3.39***	-2.93**			

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 4> 성역할 태도에 따른 무급노동시간 및 분담율 변화
: 주중과 주말 비교

			2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사노동시간 (분)	여성	전통	주중	216.0	201.8	202.5	2.06	-
		성역할	주말	212.3	212.0	209.2	.05	-
		태도	t-test	.47	-1.04	-.60		
		평등	주중	201.6	180.2	189.5	6.74**	a b ab
		성역할	주말	204.0	204.2	196.5	.96	-
		태도	t-test	-.44	-3.48***	-1.21		
	남성	전통	주중	11.4	15.4	14.5	2.51	-
		성역할	주말	29.8	51.2	59.0	21.40***	a b b
		태도	t-test	-7.64***	-8.40***	-11.24***		
		평등	주중	12.9	15.2	18.8	4.35*	a ab b
		성역할	주말	33.2	49.6	62.6	18.12***	a b bc
		태도	t-test	-7.52***	-8.51***	-11.32***		
자녀돌봄 시간(분)	여성	전통	주중	215.0	232.0	255.7	6.49***	a ab b
		성역할	주말	183.8	220.4	207.3	4.22*	a b ab
		태도	t-test	3.00**	.83	3.38***		
		평등	주중	203.9	217.8	230.4	7.28***	a ab b
		성역할	주말	175.1	180.8	197.1	4.30*	a ab b
		태도	t-test	3.98***	3.98***	4.23***		
	남성	전통	주중	26.6	34.4	36.2	8.07**	a ab b
		성역할	주말	46.8	76.2	88.8	31.34***	a b b
		태도	t-test	-6.51***	-8.11***	-11.11***		
		평등	주중	31.0	39.1	47.3	13.23***	a ab b
		성역할	주말	48.8	72.6	95.8	28.92***	a b c
		태도	t-test	-4.68***	-5.74***	-9.64***		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 5> 부부의 성역할 태도에 따른 남편의 무급노동분담율 변화
: 주중과 주말 비교

		2004	2009	2014	F값	Scheffé	
가사 노동 분담 율 (%)	부부 전통	주중	5.1	5.1	7.9	2.45	-
		주말	9.3	14.8	21.4	16.09***	a b c
		t-test	-3.52***	-5.33***	-5.44***		
	부부 평등	주중	7.7	9.1	10.0	2.19	-
		주말	12.7	16.9	21.7	15.75***	a a b
		t-test	-4.08***	-4.48***	-8.09***		
	남편전통 /아내평등	주중	5.0	8.1	6.0	3.93*	a b ab
		주말	11.7	17.5	18.2	9.82***	a b b
		t-test	-6.46***	-5.22***	-8.69***		
	아내전통 /남편평등	주중	7.5	11.4	9.7	.67	-
		주말	11.4	21.6	17.5	3.07*	a a a
		t-test	-1.39	-2.17*	-2.12*		
자녀 돌봄 분담 율 (%)	부부 전통	주중	10.1	12.1	13.2	2.06	-
		주말	18.6	24.9	27.5	5.80**	a ab b
		t-test	-4.84***	-5.28***	-5.64***		
	부부 평등	주중	14.3	17.1	19.3	6.69***	a ab b
		주말	20.4	26.2	32.0	17.24***	a b c
		t-test	-3.97***	-4.21***	-7.30***		
	남편전통 /아내평등	주중	10.8	12.4	14.7	4.48*	a ab b
		주말	19.8	26.0	29.4	10.14***	a b b
		t-test	-5.70***	-6.52***	-7.74**		
	아내전통 /남편평등	주중	15.0	16.9	18.8	.63	-
		주말	15.9	29.9	27.7	5.12**	a b b
		t-test	-.27	-2.98**	-2.01*		

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 6> 주요 변수들간의 상관관계: 여성(아내), 주중

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1.아내 가사노동시간	1.00															
2.아내 자녀돌봄시간	.25***	1.00														
3.아내 주당근로시간	-.53***	-.50***	1.00													
4.남편 주당근로시간	.02	.04	.02	1.00												
5.부부 고졸이하	.12***	-.05*	-.05*	.12***	1.00											
6.남편대졸/아내고졸	.00	-.01	-.02	.03	-.21	1.00										
7.아내대졸/남편고졸	-.00	.00	-.03	.03	-.15***	-.11***	1.00									
8.부부소득	-.29***	-.13***	.35	-.07**	-.33***	-.07**	-.08***	1.00								
9.아내 소득비중	-.50***	-.36***	.74***	-.12***	-.18***	-.05*	-.04	.51***	1.00							
10.부부평등성역할	-.09***	-.06**	.15***	-.03	-.03	.00	-.04*	.07**	.17***	1.00						
11.남편만전통성역할	.04	.03	-.03	.01	-.03	-.03	.03	.03	-.02	-.58***	1.00					
12.아내만전통성역할	-.01	.03	-.03	-.06**	.00	.01	-.02	-.05*	-.03	-.22***	-.17***	1.00				
13.아내연령	.00	-.07**	.07***	-.06**	-.10***	-.01	-.04	.21***	.10***	-.00	-.01	-.00	1.00			
14.남편연령	.04	-.06**	.03	-.05*	-.02	-.01	-.04	.17***	.03	-.03	.01	-.02	.70***	1.00		
15.자가소유	.00	.01	.00	-.04	-.07***	-.05*	-.01	.14***	.01	-.01	-.00	.03	.12***	.14***	1.00	
16.주거면적	.01	.05*	-.06**	-.06**	-.23***	-.01	-.05*	.29***	.04*	.04	-.01	-.00	.19***	.18***	.24***	1.00

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 7> 주요 변수들간의 상관관계: 여성(아내), 주말

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1.아내 가사노동시간	1.00															
2.아내 자녀돌봄시간	.06*	1.00														
3.아내 주당근로시간	-.19***	-.32***	1.00													
4.남편 주당근로시간	.04	-.01	.07**	1.00												
5.부부 고졸이하	.08**	-.07**	.03	.13***	1.00											
6.남편대졸/아내고졸	-.03	.00	-.01	.05*	-.21***	1.00										
7.아내대졸/남편고졸	.01	-.02	.02	.03	-.17***	-.12***	1.00									
8.부부소득	-.06*	-.10***	.31***	-.12***	-.32***	-.04	-.03	1.00								
9.아내 소득비중	-.18***	-.18***	.75***	-.05	-.11***	-.04	.00	.47***	1.00							
10.부부평등성역할	-.02	-.00	.10***	-.12***	-.08**	-.04	.01	.11***	.14***	1.00						
11.남편만전통성역할	-.02	-.02	.03	.08***	.05*	-.01	.03	-.01	.01	-.57***	1.00					
12.아내만전통성역할	-.04	.03	.04	-.04	-.02	.04	-.04	-.02	.01	-.23***	-.19***	1.00				
13.아내연령	.03	-.07**	.03	-.12***	-.13***	.01	.05	.18***	.06*	-.00	-.04	.02	1.00			
14.남편연령	.04	-.14***	.04	-.11***	-.02	.02	.04	.15***	.04	-.02	-.02	.02	.71***	1.00		
15.자가소유	.00	-.01	-.02	-.07**	-.13***	.02	.05*	.13***	.02	.01	-.03	-.01	.12***	.14***	1.00	
16.주거면적	.02	.03	-.09***	-.12***	-.29***	-.03	-.02	.31***	.00	.07**	-.04	-.03	.20***	.14***	.21***	1.00

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 8> 주요 변수들간의 상관관계: 남성(남편), 주중

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
1.남편 가사노동시간	1.00																						
2.남편 자녀돌봄시간	.27**	1.00																					
3.남편 가사노동분담율	.68**	.22**	1.00																				
4.남편 자녀돌봄분담율	.25**	.71**	.30**	1.00																			
5.아내 주당근로시간	.05	.02	.26**	.31**	1.00																		
6.남편 주당근로시간	-.14**	-.19**	-.13**	-.19**	.02	1.00																	
7.부부 고졸이하	-.05	-.11**	-.06*	-.10**	-.05	.13**	1.00																
8.남편대출/아내대출	-.03	-.03	-.05	-.05	-.02	.03	-.21	1.00															
9.아내대출/남편대출	-.02	.00	-.01	.01	-.03	.03	-.15	-.11**	1.00														
10.부부소득	.03	.09**	.14**	.20**	.34**	-.07*	-.34**	-.07*	-.08**	1.00													
11.아내 소득비중	.09**	.09**	.27**	.34**	.74**	-.12**	-.18**	-.05*	-.04	.50**	1.00												
12.부부평등성역할	.04	.07**	.09**	.11**	.15**	-.03	-.03	.00	-.04	.07*	.17**	1.00											
13.남편만전통성역할	-.03	-.05	-.08**	-.06*	-.03	.01	-.03	-.03	.03	.03	-.02	-.58**	1.00										
14.아내만전통성역할	.01	.05	.02	.03	-.03	-.06*	.00	.00	-.02	-.05	-.03	-.22**	-.17**	1.00									
15.아내연령	.00	.00	-.01	.05	.07**	-.06*	-.10**	-.01	-.04	.21**	.10**	-.00	-.01	-.00	1.00								
16.남편연령	.00	.01	.00	.04	.03	-.05	-.02	-.01	-.04	.17**	.03	-.03	.01	-.02	.70**	1.00							
17.자가소유	-.03	.04	-.01	.03	.00	-.04	-.07**	-.05*	-.01	.14**	.01	-.01	-.00	.03	.12**	.14**	1.00						
18.주거면적	-.01	-.05	.29**	.04	.04	-.01	-.00	-.01	.05	.29**	.04	.04	-.01	-.00	.19**	.18**	.24**	1.00					
19.임금근로자	-.02	.04	-.03	.04	-.08**	-.09**	-.08**	-.02	-.08**	.01	.02	-.00	.02	.01	-.07**	-.13**	-.03	-.02	1.00				
20.전문/관리직	-.01	.01	-.01	.01	-.02	-.11**	-.24**	-.03	-.09**	.21**	.05	-.00	-.00	.05	.05	.03	-.06*	.10**	.01	1.00			
21.서비스/판매직	.00	-.02	.00	-.02	.04	.19**	.05**	.00	.04	-.08**	-.05	-.01	-.02	.01	.01	.02	.02	-.00	-.26**	-.28**	1.00		
22.농업/제조/단순노무	-.01	-.01	-.04	-.05	-.06*	.03	.37**	.03	.12**	-.28**	-.10**	-.00	.00	-.03	-.13**	-.09**	-.06*	-.17**	-.00	-.42**	-.31**	1.00	

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

<부록 표 9> 주요 변수들간의 상관관계: 남성(남편), 주말

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1.남편 가사노동시간	1.00																					
2.남편 자녀돌봄시간	.28**	1.00																				
3.남편 가사노동분담율	.78**	.28**	1.00																			
4.남편 자녀돌봄분담율	.31**	.71**	.33**	1.00																		
5.아내 주당근로시간	.02	-.05	.10**	.12**	1.00																	
6.남편 주당근로시간	-.14**	-.17**	-.19**	-.14**	.08*	1.00																
7.부부 고졸이하	-.15**	-.17**	-.16**	-.15**	.03	.13**	1.00															
8.남편대졸/아내고졸	-.08*	-.07*	-.07*	-.05	-.01	.05	-.22**	1.00														
9.아내대졸/남편고졸	-.03	-.03	-.03	-.01	.03	.03	-.17**	-.12**	1.00													
10.부부소득	.15**	.13**	.16**	.17**	.31**	-.12**	-.32**	-.04	-.03	1.00												
11.아내 소득비중	.08*	.03	.17**	.14**	.75**	-.05	-.11**	-.04	.00	.47**	1.00											
12.부부평등성역할	.06	.06	.08*	.07*	.10**	-.12**	-.08*	-.04	.01	.11**	.14**	1.00										
13.남편만전통성역할	-.04	-.02	-.03	-.01	.03	.03**	.05	-.01	.03	-.01	.01	-.57**	1.00									
14.아내만전통성역할	-.02	-.00	-.01	-.03	.04	-.04	-.02	.04	-.04	-.02	.01	-.23**	-.19**	1.00								
15.아내연령	.11**	.09**	.09**	.13**	.03	-.12**	-.13**	.01	.05	.18**	.06	-.00	-.04	.02	1.00							
16.남편연령	.04	.06	.01	.06**	.04	-.11**	-.02	.02	.04	.15**	.04	-.02	-.02	.02	.71**	1.00						
17.자가소유	.02	-.04	.00	-.03	-.02	-.07*	-.13**	.02	.05	.13**	.02	.01	-.03	-.01	.12**	.14**	1.00					
18.주거면적	.09**	.07*	.07*	.05	-.09**	-.12**	-.29**	-.03	-.03	.31**	.00	.07*	-.04	-.03	.20**	.14**	.20**	1.00				
19.임금근로자	.09**	.06	.07*	.07*	-.09**	-.08**	-.10**	.02	-.06	.06	-.02	-.02	.02	.01	-.04	-.08*	.01	-.01	1.00			
20.전문/관리직	.02	.07	.04	.06	-.07*	-.11**	-.26**	.02	-.13**	.16**	-.00	.10**	-.10**	.02	.03	-.00	-.04	.13**	.03	1.00		
21.서비스/판매직	-.10**	-.07*	-.09**	-.04	.06	.17**	.03	.03	.01	-.06	-.03	-.04	.03	-.03	-.04	-.05	-.02	-.01	-.31**	-.26**	1.00	
22.농업/제조/단순노무	-.07*	-.11**	-.10**	-.10**	.00	.04	.36**	-.02	.12**	-.26**	-.05	-.02	.01	-.04	-.06	-.02	-.02	-.17**	.02	-.43**	-.31**	1.00

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Abstract

Changes in Unpaid Work Time and Factors Associated with the Change - Analysis of Korean Time Use Survey Data from 1999 to 2014 -

Soyoung Kim

Department of Child Development and Family Studies

The Graduate School

Seoul National University

This study attempted to examine the factors that were associated with longitudinal changes for 15 years from 1999 to 2014 in the time used for unpaid work by married couples who had a preschooler as their first-born child. It also sought to figure out how much of such temporal changes were attributable to differences in the means on associated factors as well as to differences in the influence or slope of such factors. By doing so, this research intended to assess the durability of the time-use trend demonstrated so far since 1999, thereby achieving the ultimate goal of getting some clues based on research findings to make efficient policy interventions in case where we need to continue or reverse course for the time-use trend in unpaid work in the future.

In order to do so, I first examined whether the time-use trends in housework and childcare as well as temporal changes in husbands' sharing of

housework and childcare from 1999 to 2014 differed depending on double-income households, education, and gender role attitudes for men and women, and weekdays and weekends. Next, I investigated how weekly work hours of wife and husband, wife's relative earnings, couple's education and sex role attitudes were associated with the amount of time spent in unpaid work by husband and wife and husband's share in unpaid work time in weekdays and weekends in 2004, 2009, and 2014, respectively. Factors that were related to time-use in and husband's sharing of unpaid work were compared in the different contexts of each year. Lastly, the five-year term differences in the time spent in unpaid work and the time shared by husbands from 2004 to 2009, and from 2009 to 2014 were decomposed into the part that could be explained by changes in the means or distributions of weekly work hours, wife's relative earnings, couple's educational level, and their sex role attitudes, and the rest that could be accounted for by the different influence or slope of such variables.

Time-use data from Korean Time Use Survey conducted by Statistics Korea in every five years since 1999 were used, out of which the total number of 15,096 diaries collected from married couples from different households in 1999, 2004, 2009, and 2014 were analyzed.

Main findings from the analysis are as follows.

First, for 15 years from 1999 to 2014, women decreased their time spent in housework while increasing childcare time, whereas men increased time used in both housework and childcare, as well as their share in couple's housework and childcare times. However, the slope of such increase or decrease in time use was relatively steep in one group while gentle in others, depending on whether the individuals were from dual-income households, received higher education, and had a more egalitarian gender role attitudes or not. Also, the time-use gap between groups either widened or

narrowed in each year.

Second, weekly work hours of husband and wife were related to the time spent in and husband's sharing of unpaid work in each and every year surveyed. Specifically, wife's work hours had a negative effect on her weekday housework time, and the effect became more powerful as the year approached 2014. The association was also found in weekends in 2004 and 2009, but disappeared in 2014. Husband's work hours were negatively associated with his time in and sharing of housework and childcare during both weekdays and weekends in every survey year, except for the weekend housework and childcare times in year 2004. Wife's weekend housework time in 2004, wife's weekday childcare time in 2014, husband's weekday housework time in 2009, husband's share in weekday housework in 2004 and 2014, and husband's share in childcare time in weekdays and weekends in 2014 were affected by both wife's and husband's weekly work hours at the same time.

Third, wife's relative earnings had an influence on her housework and childcare time in weekdays, but had no association with husband's time or share in unpaid work. Wife's higher relative earnings reduced her weekday housework time in 2004 and 2009, but the influence gradually diminished and disappeared in 2014. In contrast, wife's relative earnings affected her weekend housework time only in 2014. The negative association found between wife's relative earnings and her childcare time in 2004 and 2009 was reversed to a positive one in 2014.

Fourth, couple's education had stronger effects on husbands than wives, and on weekends than weekdays, and as the year approached 2014. Unlike wife's housework time that was irrelevant to the couple's educational level, couple's education had greater influence on husband's housework time as the year approached 2014. Couple's education was also associated with wife's

childcare time in weekdays, husband's childcare time in both weekdays and weekends, and husband's sharing of childcare in weekdays.

Fifth, couple's gender role attitudes affected wife's housework time in weekdays, and both housework and childcare times in weekends, whereas had no association with husband's unpaid work time or share. Couple's gender role attitudes influenced wife's weekday housework time in 2004 and 2009, but the influence disappeared in 2014. Meanwhile, husband's time and share in housework was affected by couple's gender role attitudes only in weekends in 2014. Gender role attitudes were associated with wife's weekend childcare time in 2014 and husband's weekend childcare time in 2004.

Sixth, for ten years from 2004 to 2014, the temporal decrease in wife's housework time was attributable to the increase in wife's relative earnings, growing number of couple's with higher education, the negative effects of wife's relative earnings and work hours getting stronger while the positive effect of husband's weekly work hours getting weaker. Increasing number of couple's who received higher education, decrease in husband's weekly work hours, the positive effects of husband's work hours on his housework time getting weaker, as well as the growing influence of wife's relative earnings and work hours contributed to the increase in husband's housework time. The increase in husband's sharing of housework was partially due to compositional changes such as wife's higher relative earnings, more couple's with higher education, and less weekly work hours. In addition, decrease in the influence of husband's work hours and increase in the influence of wife's relative earnings made contribution to the increase. Wife's childcare time was supposed to decrease considering the rise in wife's relative earnings and work hours, in addition to the strengthening effect of wife's relative earnings and weakening effect of husband's work hours on wife's childcare time.

Nonetheless, changes in the influence of control variables contributed to the increase in wife's childcare time. Increase in husband's childcare time was driven by the growing number of couple's with higher education and more egalitarian gender role attitudes, and by the decrease in husband's weekly work hours. As couples with egalitarian gender role attitudes encouraged husbands to spend more time with child, and as the effect of wife's work hours became stronger, husbands have come to spend more time in childcare. Increase in husband's share in childcare time was attributable to the rise in wife's relative earnings, rise in the number of couples with higher education, and the stronger influence of wife's work hours and weaker influence of husband's work hours.

With the purpose of identifying the driving force behind the longitudinal changes in time in and share of housework and childcare, temporal changes in the influence of weekly work hours of husbands and wives, wife's relative earnings, couple's education, and couple's gender role attitudes were examined using a series of different analytic skills. This study is meaningful in that, as I attempted to take a more detailed approach with the help of various methodologies, I focused on the effect of broader context, which prior studies had often failed to take into account in empirical research. Furthermore, unlike the previous research that used decomposition method to simply distinguish the portion explained or unexplained by compositional changes, I carried out a more detailed decomposition of temporal differences in time spent in unpaid work, by separating the part attributable to compositional changes and the part attributable to changing influence. Last but not least, this research traced changes in unpaid work time to as recently as 2014 and examined the factors associated with the change so far. This research is expected to contribute to narrowing the time gap between research and its application in the field, and its findings are able to provide

a more timely policy implications.

Keywords: housework time, childcare time, housework share, childcare share, weekly work hours, wife's relative earnings, education, gender-role attitude

Student Number: 2011-30485