

결혼과 출산이 성별로 근로시간에 미치는 영향*

최 세 림**

I. 머리말

우리나라의 성별 임금격차는 OECD 국가들 중 최고수준이다. 이러한 우리나라의 성별 임금격차에 대해 그 결정요인에 관한 분석은 다수 있었으나, 생애주기 측면에서 분석한 연구는 생각보다 드물다. 하지만 결혼 및 자녀출산과 관련된 경력단절이 우리나라에서 하나의 중요한 성별임금격차 결정요인이기에 생애 전체에서 결혼과 자녀출산이 노동시장에 참여하고 있는 남녀의 임금에 어떤 양상으로 어떻게 영향을 미치고 있는지 알아보는 것은 매우 중요한 연구 주제이다.

[그림 1]은 한국노동패널 1~20차년도 표본을 이용하여 성별 연령-임금곡선을 실질임금으로 그린 것이다. 그림에서 확인할 수 있듯 남성의 임금은 연령에 따라 꾸준히 증가하여 40대 후반에 최고점을 맞고 점차 하락하는 모습을 볼 수 있다. 반면 여성은 20대 중반까지는 남성과 임금격차가 없지만 20대 후반부터 40대 후반까지 지속적으로 남성대비 상대임금이 감소하는데, 특히 20대 후반에서 30대 초반 사이에 급격하게 감소하는 모습을 보인다. 이는 20대 후반~30대 초중반의 남성이 급격한 임금상승을 겪는 반면 여성의 임금상승률은 둔화되다가 30대 초부터 하락하기 때문이다.

[그림 1]은 한국노동패널의 전체 표본을 활용하여 여러 출생 코호트의 개인들이 뒤섞여 있으므로, [그림 2]에서 비슷한 시점(1996~2000년)에 최종학력을 마치고 처음으로 노동시장에 진입한 남녀를 추적하여 연령-임금곡선을 그려 보았다. 그 결과 노동패널 전체 집단과 크게 다르지 않은 패턴을 관찰할 수 있는데, 남성의 임금은 20대 후반부터 급격히 성장하는 반면 여성의

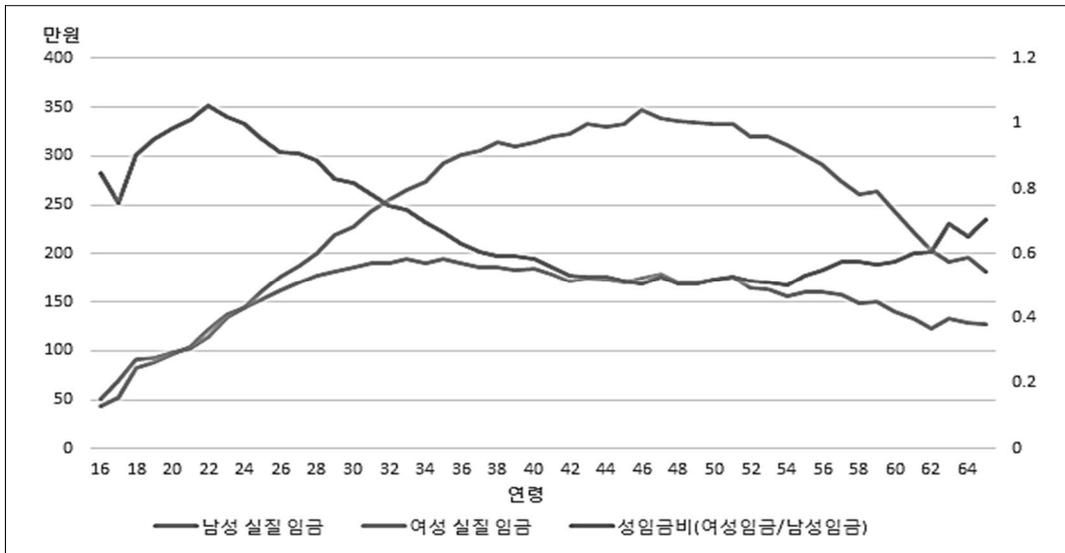
* 이 글은 한국노동연구원 기본과제로 진행한 『생애주기에 따른 성별 임금격차 - 결혼과 출산의 영향을 중심으로』(2018)의 일부 내용을 요약·정리한 것이다.

** 한국노동연구원 부연구위원(schoi@kli.re.kr)

임금은 20대 후반을 기점으로 성장이 둔화되며 그로 인해 성별임금비가 급격하게 하락한다. 이러한 20대 후반 이후 남성임금의 급성장과 여성임금의 성장둔화로 인한 성별 임금격차의 하락 패턴은 표본을 기혼, 미혼, 결혼 전·후, 자녀 유무, 자녀출산 전·후, 경력단절 유무로 한정해서 나타내어도 동일하게 나타난다.¹⁾ 이는 결혼이나 자녀출산으로 인한 경력단절이라는 성별 임금격차에 미치는 직접적인 영향만큼이나 결혼이나 자녀출산 그 자체가 간접적으로 20대 후반 이후 여성임금상승률의 둔화와 남성의 임금상승률 급격화의 패턴과 연관되어 있을 가능성을 암시한다.

이 연구는 결혼과 자녀출산이 성별 생애주기 임금격차에 미치는 영향을 결혼, 자녀출산 이후 근로시간 변화에 초점을 맞추어 분석하여 본다. 근로시간은 노동시장 진입 후 인적자본에 대한 투자의 척도로도 볼 수 있으므로, 만약 결혼이나 자녀출산 후 여성의 근로시간이 남성의 근로시간에 비해 상대적으로 혹은 절대적으로 감소하게 된다면 누적되는 인적자본의 격차로 인해 성별 임금격차가 심화될 수 있다. 동시에 고용주 입장에서 여성 근로자들이 결혼이나 출산 후 사내의 남성 근로자에 비해 상대적으로 생산성이 저하된다는 통계적인 편견을 갖게 된다면 결혼이나 출산 경험 여부를 떠나 커리어 초반에 여성을 승진이나 교육훈련기회에서 차별할 수도 있으며(Phelps, 1972), 이로 인해 생산성이 급격하게 증가할 수 있는 30대 시기에 여성들은 생산성을 남성에게 비해 높게 끌어올리지 못하고 성별 임금격차 또한 심화될 수 있다.

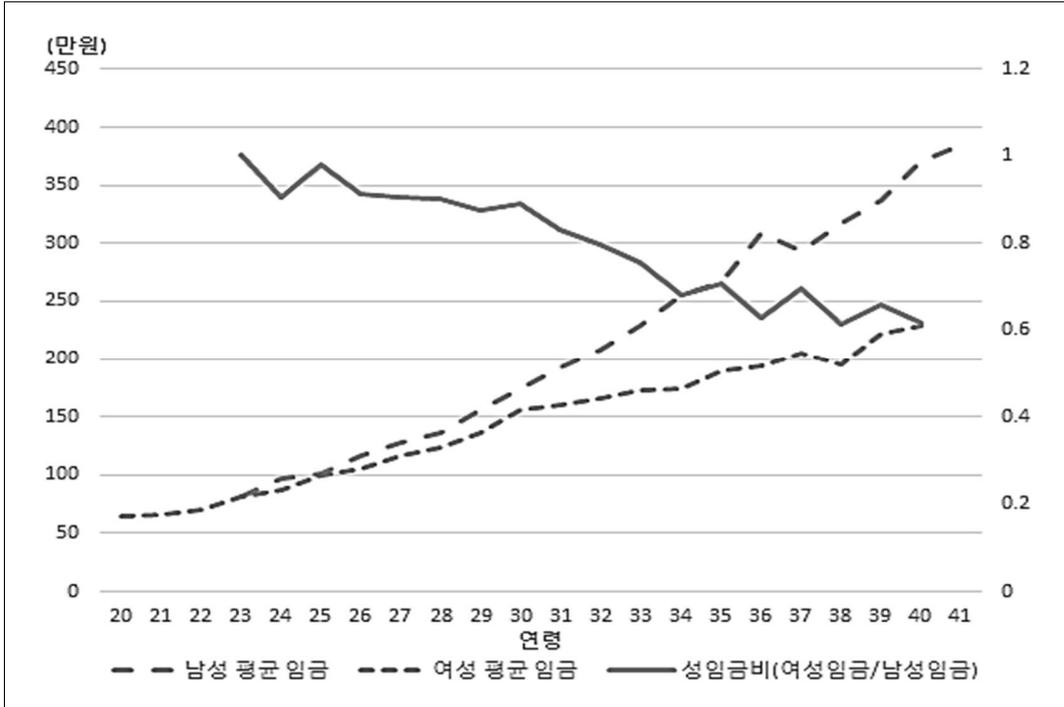
[그림 1] 한국 노동패널 1~20차 표본 연령-성별 실질임금 및 성임금비



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~20차.

1) 최세림(2018a) 참조.

[그림 2] 한국노동패널 1996~2000년도 최종학력 졸업자 임금 추적 곡선



자료: 최세림(2018a)에 수록된 그림을 재구성하였음.

II. 이론적 배경 및 기존 연구

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

Becker(1981)의 역할분담(Specialization)이론에 따르면 부부는 가구 전체의 효용 및 소비를 최대화하려 하며, 육아 및 가사(Home production) 또한 하나의 소비재(일반재)로 보았을 때, 부부가 노동시장에서 기대임금과 생애기대임금을 기준으로 노동시장 상대적 우위를 비교하고, 가사에 대한 상대적 우위를 비교하여 부부 중 노동시장 임금에서 상대적 우위가 있는 사람이 노동시장에 더 많은 노력과 시간을 쏟고, 가사에 상대적 우위가 있는 사람이 가사노동에 더 시간을 쏟게 된다.

현대에 들어 다양한 가사와 육아서비스의 발달, 가전제품의 발달이 가사노동에 소요되는 시

간을 감소시키고 가사노동에서 남녀의 비교우위 격차는 많이 감소시켰으나²⁾ 우리나라 노동시장에서 남녀의 임금격차가 상당히 오랜 기간 동안 높이 지속되어 왔다. 따라서 자녀출산 이후 가사노동에 필요한 시간이 갑자기 증가하면, 가사와 노동시장참여의 역할분담이 더욱 활발히 일어나게 되는데, 아내가 결혼 이전이나 자녀출산 이전 남편에 비해 임금수준이 큰 차이가 없더라도 자녀출산 후 생애기대임금이 남편에 비해 낮아 아내는 남편에 비해 더 많은 시간이나 노력을 가사에 할애하고 남편은 아내에 비해 노동시장에 더 많은 시간이나 노력을 할애하는 분업이 균형점이 될 수 있다. 특히 우리나라의 경우 근로시간이 절대적으로 매우 높은 편이므로 가사노동 시간 증가에 따른 부부의 근로시간 변화가 탄력적으로 일어날 수 있다.

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

부부 근로시간 분배와 성별 임금격차를 연결 지은 실증 연구는 많지는 않지만 일부 존재한다. Bertrand, Marianne, Goldin, and Katz(2010)은 시카고대 MBA 과정 졸업 남녀의 임금격차를 분석하였다. 졸업생의 임금은 초기에는 성별로 유사한 수준으로 시작되지만, 점차 남성 임금이 여성에 비해 빠르게 성장하면서 성별 임금격차가 심화되는 것을 발견하는데, 주요 원인은 여성들의 경우, 자녀 양육으로 인해 경력단절 혹은 근무시간의 단축을 경험하며 이것이 임금 감소로 이어지는 것이었다.

Blackburn and Korenman(1994)는 1968~1989년의 기간 동안의 March Current Population Survey(CPS) 자료를 이용하여 남성 임금 함수를 결혼여부로 비교하고 추적하였다. 미국에서 남성의 결혼 프리미엄이 감소하였다³⁾. 구체적으로, 이 연구에서는 상대적으로 젊은 코호트로 올수록 기혼남성이 우선 선택되는 경향이 감소되는 것으로 나타났는데, 아내의 노동 참가의 증가 영향으로 기혼남성이 노동시장에서 이전처럼 인적자본에 대한 투자를 할 수 없는 데서 기혼남성의 임금 프리미엄이 감소하고 있는 것으로 보았다.

상대적으로 최근 연구인 Killewald and Gough(2013)는 결혼이 임금에 미치는 영향을 설명하는 데 있어 (남성이 노동시장에 집중하는 방향으로의) 부부 역할분업(Specialization) 가설이 남성들의 임금 프리미엄을 설명하지만, 기혼여성들에 대한 임금 페널티를 설명하지 못한다는 의견을 제시하여 부부 역할분업의 효과와 노동시장 내 기혼여성에 대한 차별이 모두 임금격차와 관련 있음을 NYSL97 데이터를 사용하여 보였다.

2) Greenwood and Guner의 2008년 발표된 논문은 가사노동시간을 감소시켜 주는 기기들의 발달로 인해 남성과 여성이 가사노동에 쏟아야 하는 시간의 격차는 감소하였음을 보였다.

3) 이는 최세림(2018a)에서도 비슷하게 관찰된다. 1990년대 후반 최종학력 졸업자에 비해 2000년대 초반 최종학력 졸업자 코호트에서 남성의 결혼프리미엄이 감소한 것으로 나타났다.

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

다음 장에서는 노동패널 데이터를 활용하여 결혼과 자녀출산이 성별 근로시간 수준과 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향을 분석해 본다.

Ⅲ. 결혼과 자녀출생이 성별로 개인의 근로시간에 미치는 영향

1. 표본 구성 및 기초통계

실증분석을 위한 표본은 한국노동패널 1~20차의 전체 패널 응답자 중 임금근로자 전체로, 한 회라도 응답 기록이 있는 표본⁴⁾으로, 패널자료(불균형)이다. 전체 관측치는 74,046명으로 남성이 45,721명, 여성이 28,325명이다. 이들의 생애주기 특성별 주당 총 근로시간에 대한 기초통계⁵⁾는 <표 1>에 나타나 있다. 표본은 1998~2017년의 기간에서 추출되었으므로 2012년 이전 주 5일근무제가 완전히 시행되지 않은 영향을 반영하여 평균 근로시간이 여성은 45시간대, 남성은 51시간대로 나타나 상당히 긴 근로시간과 약 6시간 정도의 성별 근로시간 격차가 나타났다⁶⁾. 혼인여부, 자녀유무로 표본을 분류하였을 때, 여성은 혼인여부나 자녀출산 여부와 근로시간은 큰 관계가 없는 것으로 보였으나 남성은 미혼에서 기혼, 자녀출산 순으로 근로시간이 증가하는 것으로 나타나 표면적으로는 가정을 꾸리고 자녀를 출산하게 됨으로 인해 추가로 필요한 자원을 남성이 노동시장에 투자하는 시간을 증가시킴으로써 충당하는 것처럼 보인다.

4) 개인고정효과를 통제할 경우 한 회만 응답한 표본은 탈락된다.

5) 표본의 다른 특성들에 관한 기초통계는 방형준(2018)을 참조.

6) 주 5일 근무제 도입이 전면 시행된 2012년 이후의 표본에서는 주당 총근로시간이 여성은 42.25시간, 남성은 48.84시간으로 감소하였으나 성별로 6시간의 격차는 유지되었다.

〈표 1〉 주당 총 근로시간 변수 기초통계

(단위 : 주당 근로시간)

변수명 : Workhr_wk	여성			남성		
	관측치	평균	표준편차	관측치	평균	표준편차
전 체	28,325	45.46	12.68	45,721	51.34	14.05
미혼	9,300	45.54	11.59	10,939	50.77	13.47
기혼	19,025	45.42	13.18	34,782	51.52	14.23
자녀 있음	17,314	45.44	13.37	20,791	52.40	14.72

2. 분석 모형

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

둘째, 근로시간 변수는 노동시장에 참여하고 있는 개인들에 한해서만 관측되는 변수이다. 만약, 여성이나 기혼여성 중 본인들이 노동시장에서 원하는 근로시간보다 낮거나 높은 근로시간밖에 선택할 수 없어 노동시장에 참여를 하지 않는다면, 이들은 노동시장에서 가질 수 있는 근로시간이 있지만 실제로 일하지 않아 데이터에서 나타나지 않는다. 따라서 이 부분을 고려하지 않은 분석을 실행할 경우 편의를 야기할 수 있다.⁷⁾ 만약 표본선택(Sample selection)을 유발하는 요인이 시간에 따라 불변하는 요인이라면, 개인고정효과를 통제하였을 때 표본선택으로 인한 편의도 교정된다. 따라서 자녀에 대한 선호와 근로시간에 대한 선호는 시간에 따라 크게 변화하지 않을 것으로 보고,⁸⁾ 본 분석에서는 개인고정효과를 통제한다.

한편 개인고정효과 통제 방식에서도 한계점이 존재한다. 만약 개인의 선호가 아니라 근로시간이 감소했거나 근로시간이 낮아서 출산을 하게 되는 역인과성이 발생하고 있다면, 고정효과

7) 예를 들어, 근로시간에 대한 선호나 선택이 자녀출산이나 결혼여부와 관련되어 있다고 가정하면, 자녀가 생기면 근로시간을 감소시키는 대신 노동시장에 참여하지 않는 경우가 생길 수 있다. 이런 경우, 관측되지 않은 표본들로 인해 자녀 유무 변수의 계수는 과소추정될 것이다.

8) Choi(2016)은 한국노동패널 1~15차 데이터를 활용하여 비슷한 분석을 하였는데, 자녀출산과 임금의 관계를 분석함에 있어 여성 근로자의 표본선택효과는 개인고정효과로 통제됨을 확인하였다.

모형에서도 이 부분을 통제하지 못한다. 이때 관측되는 표본 중 일부가 근로시간이 원래 낮았기 때문에 결혼이나 출산 후에도 노동시장에서 탈락하지 않고 계속 근무하며 근로시간을 줄일 필요가 없어 변화시키지 않는다면, 고정효과모형의 추정에서는 결혼과 출산이 근로시간에 미치는 영향을 과소추정하게 된다.⁹⁾ 따라서 본 분석에서는 고정효과통제 패널모형을 사용하지만 역인과성 문제로 인한 약간의 과소추정가능성을 염두에 두고 결과를 해석할 필요가 있다.

또한 분석기간인 1998~2017년(노동패널 1~20차)에는 범국가적인 근로시간 단축 정책(주5일근무제)들이 펼쳐진 시기(2004년부터 단계적 시행)를 포함하고 있어 정책효과와 개인의 결혼 및 출산으로 인한 근로시간 변화가 실증분석에서 혼동되어 나타날 수 있다. 따라서 각 연도별 국가 전체의 근로시간 변화를 통제하기 위한 연도고정효과를 추가로 통제하며, 주5일근무제가 시차를 두고 단계적으로 시행된 점을 고려한 이항변수(Binary indicators)들을 추가로 통제하는 기본 모형을 사용한다.¹⁰⁾

본 분석을 위해 사용되는 고정효과모형은 다음과 같다.

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

종속변수인 y 는 앞서 정의한 세 가지의 근로시간 변수이며, δ_i 는 개인고정효과, θ_t 는 연도고정효과이다. 여기서 관심 대상인 주요 계수는 X 벡터의 계수들로, X 벡터는 혼인여부(Married), 자녀유무(Child), 여성일 때 혼인여부(Female*Married), 여성일 때 자녀유무(Female*Child), 여성(Female) 이항변수들이다. Z 벡터는 통제변수들을 포함하고 있는데, 연령, 연령제곱, 교육수준, 노동시장 경력과 경력의 제곱, 상용직여부, 시간제근로여부, 사업체형태, 산업분류, 직종분류, 이직변수¹¹⁾이다. II 벡터는 주5일근무제 시행 후에 해당하는 경우를 사업체규모와 분류와 연도를 결합한 변수들을 포함하여 통제하였다.

9) 이상적으로는 자녀수나 자녀관련 변수들의 도구변수(Instrumental Variable)를 활용하는 것이 바람직하지만, 이 경우 도구변수는 자녀출산과 직접적으로 유의미하고 꽤나 강한(strong) 관계가 있으면서 동시에 임금뿐만 아니라 다른 노동시장 변수(임금과 관련 있는)들과도 관계가 없어야 하는데, 이를 동시에 만족하는 변수를 찾는 것은 거의 불가능하다.

10) 2004년 7월 1일에는 공기업, 금융업, 보험업 및 1,000인 이상 사업장, 2005년 7월 1일부터는 300인 이상 사업장, 2006년 7월 1일부터는 100인 이상 사업장, 2007년 7월 1일부터는 50인 이상 사업장, 2008년 7월 1일부터는 20인 이상 사업장, 2011년 7월 이후부터는 20인 미만 사업장으로 확대 시행되었다.

11) 모형에서 통제변수로 사용하는 기본 변수들은 연령, 연령제곱, 노동시장에서 경력과 경력제곱, 상용직 여부, 시간제근로 여부이다. 연령에 따라 근로시간이 감소할 것으로 예상되며, 경력이 높아질수록 생산성이 높아져 근로시간이 감소할 것으로 예상된다. 상용직이 임시직에 비해 임무의 중요도가 높아 근로시간이 더 높을 것으로 예상된다. 시간제 근무를 할 경우는 근로시간이 현저하게 낮을 것으로 보여 필수적으로 모형에 포함되었다. 또한 사업체 유형, 산업, 직종에 따라 평균 근로시간의 차이가 발생할 수 있어 이들의 영향을 추가로 통제하여 본다. 이직의 경우 근로시간이 자녀출산 후 변화하는 주요 경로일 수 있어서, 이직 여부를 결혼여부, 자녀출산, 성별과 결합한 다양한 변수를 특정 모형에서 통제하였다.

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

3. 결과 분석

분석 결과는 <표 2> 정리하였다. <표 2>에 따르면 결혼 자체는 주당 근로시간에 남녀 모두에

<표 2> 결혼과 자녀출산이 근로시간에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수 통제변수	주당 총 근로시간(workhr_wk)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
혼인	0.49	-0.655	-0.772	-0.834
혼인X자녀	0.702**	0.753**	0.799**	0.824**
여성X혼인	-1.430**	-0.865	-0.5	-0.412
여성X혼인X자녀	-2.237***	-1.658***	-1.803**	-2.008***
연령		-0.373***	-0.376***	-0.372***
연령제곱		-0.0499**	-0.0498**	-0.0532**
시간제근로		-10.68***	-10.67***	-11.35***
여성X이직			0.524*	0.505
여성X이직X혼인			-1.471	-1.744*
여성X이직X자녀			0.516	0.801
남성X이직			0.112	0.203
남성X이직X혼인			0.701	0.66
남성X이직X혼인			-0.232	-0.323
경력		0.00272	0.00297	0.00212
경력제곱		-4.12E-07	-4.69E-07	-3.98E-07
상용직		0.552**	0.565**	0.817***
사업체형태-외국인회사		-0.639	-0.636	-0.771
사업체형태-정부투자기관 등		-1.165***	-1.160***	-0.767**
사업체형태-법인단체		-0.873***	-0.872***	-0.278
사업체형태-정부기관		11.09***	11.19***	12.06***
사업체형태-시민단체, 종교단체		-0.0594	-0.0266	-0.315
사업체형태-기타		-1.82	-1.85	-1.573
상수	52.86***	67.50***	67.57***	81.73***
직종분류			통제	
산업분류			통제	
R-Squared	0.028	0.057	0.057	0.076
관측치	58,480	52,594	52,594	52,024

주 : 1) 모든 모형은 연도고정효과와 주5일제 시행효과 통제변수를 포함함.

2) 사업체 형태의 준거집단은 민간기업임.

3) 표의 크기를 페이지에 맞추기 위하여 표본오차를 생략하였음. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

게 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하지만 자녀출산의 경우, 개인 평균이 통제되었음에도 남성의 근로시간을 0.8시간 정도 증가시키며, 여성의 근로시간을 1.2(2-0.8)시간 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 자녀출산으로 인한 근로시간의 성별 변화의 차이는 개인의 여러 가지 선호, 능력, 커리어 야망의 영향과 거의 관계없이 보편적으로 발생하고 있는 현상임을 보여준다.

모형에 포함된 다른 통제변수들의 경우, 연령은 통계적으로 유의한 음의 효과를 나타내, 개인의 연령이 증가함에 따라 근로시간이 감소하며, 감소 추세는 연령이 증가함에 따라 급격해진다. 한편, 경력에 따른 숙련효과는 본고에는 포함되지 않았으나 OLS분석 결과대비(유의미한 음의 효과) 개인고정효과모형에서 통계적 유의성을 상실하여, 경력에 따른 근로시간 감소는 평균적으로 관찰되지만 이는 개인의 기본역량 차이에서 기인한다. 전일제근무에서 시간제근로로 근로시간형태를 변경할 경우 평균 11시간 정도 근로시간이 감소한다. 고용형태가 상용직이 아니다가 상용직으로 변경되었을 경우, 약 0.8시간 근로시간이 증가한다. 고용된 사업체 형태의 경우, 정부출연기업으로 변경될 경우 근로시간이 평균 1시간 감소하는 것으로 나타났지만, 근로기준법의 적용을 받지 않는 공무원의 경우 근로시간은 여전히 다른 사업체 종류에 비해 약 12시간 높다.

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

IV. 자녀출산이 부부의 근로시간 분배에 미치는 영향

1. 표본 구성 및 기초 통계

분석에 사용된 표본은 앞선 분석에 사용된 표본 중 배우자와 동거하고 있으며 가구조사에서 사용된 ‘가구주와의 관계’ 변수 값이 존재하며 부부가 모두 개인조사에 포함되어 있고, 모두 임금근로자인 경우를 추출한 것이다.¹²⁾ 이렇게 구성된 부부단위의 표본은 2,558쌍의 부부로, 전체 10,500개의 관측치를 구성한다.

12) 가구 내에서도 여러 세대가 함께 거주할 경우, 다양한 배우자 관계(예 : 조모와 조부, 자녀부부 등)가 있을 수 있으므로, 가구주와의 관계 변수를 활용하여 부부를 매칭시켰다. 또한 종속변수가 부부의 근로시간 격차이기 때문에 부부가 모두 노동시장에 참여하며 근로시간이 존재하여야 한다.

이들의 근로시간 및 분배에 대한 기초통계는 <표 3>에, 기타 변수들에 관한 기초통계는 <표 4>에 정리되어 있다. 먼저 <표 3>을 보면, 부부의 평균 근로시간의 경우 아내의 평균 근로시간은 45.01시간으로 앞서 정리된 모집단(기혼여성) 평균 45.42시간보다 0.41시간 낮은 동시에, 남편의 평균 근로시간은 51.01시간으로 모집단(기혼남성) 평균인 51.52시간보다 약 0.51시간 낮아 부부 근로시간의 격차는 모집단의 기혼 남성과 여성 격차보다 약간 낮은 약 6시간이다.

<표 3> 부부 근로시간 및 근로시간 격차 변수 기초통계

(단위 : 주당 근로시간)

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

<표 4> 데이터 기초통계분석

변수명	관측치	평균	분산
자녀 유무(1=자녀 있음)	10,500	0.889429	0.313616
자녀 수	10,500	1.675429	0.860155
미취학자녀 유무(1=있음)	10,500	0.278381	0.448223
초등학생 자녀 유무(1=있음)	10,500	0.199619	0.399733
중고등학생 자녀 유무(1=있음)	10,500	0.184476	0.387891
평균 연령	10,500	42.12352	8.935945
부부 연령 격차(남편 연령-아내 연령)	10,500	2.908	2.837222
남편 시간제근로 여부(1=시간제근로)	10,500	0.018381	0.134331
아내 시간제근로 여부(1=시간제근로)	10,500	0.117905	0.322511
남편의 노동시장에서 상용직 총 경력(개월 수)	10,500	118.3472	104.5973
아내의 노동시장에서 상용직 총 경력(개월 수)	10,500	85.65257	76.31587
남편과 아내의 합산 근로소득	10,500	418.46	222.39
비근로소득	10,500	99.14657	712.1013
총 자산가치(부동산, 전월세보증금, 은행 예금 등)	10,500	8,486.855	19,876.33
총 부채(은행 채무, 임차인에게 돌려주어야 할 부동산 전월세 보증금, 개인적 채무 등)	10,500	3,809.823	8,436.735

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

부부 근로시간 분배는 자녀의 영향을 받는 것으로 보이는데, 자녀가 없는 집단에 비해 자녀가 있는 집단이 남편의 상대적 근로시간이 높게 나타나며, 어린 자녀가 있을수록 격차는 더욱 심한 것으로 나타나 미취학 자녀가 있을 경우 부부의 근로시간 격차는 7.10시간에 달하였다.

다음은 <표 4>에 정리된 부부의 개별 근로시간과 자녀출산 등 가구의 특성에 대한 기초통계이다. 부부 중 자녀가 있는 비율은 약 89%로 집계되며, 평균 자녀수는 1.67명이다. 6세 미만 미취학 자녀가 있는 비율은 28%, 7~12세 초등학교 자녀가 있는 비율은 20%, 13~18세 중·고등학교 자녀가 있는 비율은 18%로 나타났다. 평균 연령은 42.12세이다. 남편이 시간제로 근무하는 비율은 약 2%, 아내가 시간제로 근무하는 비율은 약 12%에 달했다. 남편의 평균 경력(개월 수)은 118개월(약 10년), 아내의 평균 경력은 86개월(약 7년)로, 남성의 군복무 기간을 고려하면 여성은 대략 2~3년 정도의 경력단절이 있었던 집단일 것으로 예상된다.

부부의 경제상황 관련 변수를 살펴보면, 평균 가구의 총 근로소득은 418.46만 원이며, 비근로소득은 99.15만 원이다. 총 자산가치는 8,486.85만 원이며, 총 부채는 3,809.82만 원이다. 한편, 맞벌이 부부가 추출된 모집단의 평균 근로소득은 3,674.33원으로 맞벌이 부부보다 낮고, 비근로소득 217.26원으로 맞벌이 부부보다 높으며, 부채는 3,762.31원으로 맞벌이 부부보다 낮다. 또한 총 자산가치는 9,890.31원으로 맞벌이 부부보다 약간 높아, 맞벌이 부부는 모집단 평균보다 근로소득은 높지만 자산 및 비근로소득은 낮은 것으로 나타났다. 따라서 모집단에서 표본으로 추출된 부부들은 모집단과 다르고 선별적인 것을 알 수 있다. 특히, 자산 규모가 모집단보다 낮고, 부부가 상대적으로 공평하게 노동시장에서 근로하는 특성을 가진다.

2. 분석 모형

이 절에서도 앞선 분석과 같이 부부고정효과를 통제하는 패널고정효과모형(FE) 분석을 한다. 이 방식은 부부의 자녀에 대한 선호나 부부의 역할분담에 대한 선호 등 부부 고유의 상호작용방식이나 가정의 문화와 같은 불관찰 변수가 자녀출산 결정과 부부의 근로시간 분배에 영향을 동시에 미칠 경우 발생하는 편의를 해결할 수 있다.¹³⁾

분석에 사용되는 기본 FE 모형은 다음과 같다.

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

13) 예를 들어, 부부가 모두 근로시간이 낮은 편인 직업을 가지고 근로시간 분배가 동등한 편이어서 자녀출산을 결정하고, 자녀출산 이후에도 근로시간이 크게 변화하지 않는 경우가 있다면, OLS 분석은 자녀 관련 변수의 계수를 과소추정하게 된다. 혹은 부부의 근로시간 격차가 매우 심하여서(남편의 근로시간은 길고, 아내의 근로시간은 짧음) 자녀출산 후에도 근로시간 격차의 변화가 크지 않다면, OLS 분석 결과는 0으로 편향될 것이다.

종속변수인 y 는 부부근로시간 격차로 남편의 근로시간에서 아내의 근로시간을 뺀 값이다. 따라서 y 값이 증가할수록 남편의 근로시간이 아내에 비해 상대적으로 커지는 방향으로 근로시간 격차가 증가하며, y 값이 감소하면 아내의 근로시간이 커지는 방향으로 근로시간 격차가 증가한다. 그러나 평균적으로 남편의 근로시간이 높기 때문에 본고에서는 편의상 y 값 증가를 근로시간 격차의 증가, y 값 감소를 근로시간 격차의 감소로 해석할 수 있다.

X 항은 자녀 관련 변수들로, 분석에서 가장 중요하게 해석할 변수들이다. 사용된 자녀 관련 변수는 두 종류인데, 자녀 수와 관련된 변수들과 자녀 연령과 관련된 변수들이다. 자녀 수와 관련된 변수들은 자녀 1명 여부, 자녀가 2명 이상인지 여부인 이항변수들을 사용하여 자녀가 없는 경우 대비 자녀가 1명 생겼을 때, 자녀가 1명에서 2명 이상으로 변화할 때의 부부 근로시간 분배 변화를 추정해 내는 변수들이다.¹⁴⁾ 자녀 연령과 관련된 변수들은, 미취학자녀가 있는지 여부, 초등학교 자녀가 있는지 여부, 중·고등학교 자녀가 있는지 여부의 이항변수들이다. 분석 시에는 두 종류의 자녀변수들이 공선성(Collinearity)이 높은 것을 감안하여, 각각의 모형에서 분리하여 사용할 것이다. Z 항은 추가적으로 사용되는 통제변수들인 부부의 평균 연령(평균 연령이 증가할수록 가사노동의 필요성이 감소하여 근로시간 격차가 감소할 것으로 예상), 남편과 아내의 시간제근로 여부, 남편과 아내의 이직 여부, 남편과 아내의 일자리 특성(상용직 여부, 기업 형태), 직종, 노동시장 경력이다. 부부의 산업분류와 직종 형태의 경우 표본 수가 앞선 분석에 비해 적으면서 2배(부부 각각)의 변수를 통제할 경우 자유도가 감소하는 문제가 있어 생각하였다. 한편, 가구 근로소득 등 가구의 소득 정보의 경우 맞벌이 부부이면서 자녀출산 등을 겪는 부부들이 모집단과 크게 차이가 나며 선별적임을 이미 확인하였는데, 이러한 표본선택(Sample selection)에 이미 소득 관련 변수들이 관여하고 있어 분석에서 제외시켰다. 소득 관련 변수들은 분석에 포함시켜 보았으나 예상대로 유의미하지 않았다.¹⁵⁾

$\delta_s, \theta_t, \Pi_s$ 항들은 각각 부부 고유 고정효과, 연도고정효과, 주5일근무제 영향(남편, 아내) 효과 통제변수이다. 앞서 제Ⅲ장에서 보았듯, 주5일 근무제 이후 남성의 근로시간 감소폭이 여성 근로시간 감소폭보다 컸으므로, 주5일 근무제로 인해 부부의 근로시간이 평등해지는 효과가 있을 수 있으므로, 이를 고려하여 통제한 것이다. 표본오차는 부부수준으로 결함(Cluster)한 값을 사용한다.

14) 참고로 자녀 수 변수를 그대로 사용하지 않는 이유는, 자녀의 수가 엄마 혹은 아빠의 근로시간이나 노동시장 변수에 미치는 영향이 선형(Linear)이 아닐 가능성이 높기 때문이다.

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

3. 결과 분석

먼저 자녀 수를 주요 변수로 분석한 결과를 정리한 <표 5>를 보면, 부부의 평균 연령대, 시간제근로 여부, 부부의 교육수준, 연도고정효과만 통제하였을 때, 자녀가 1명이 태어나면 부부는 남편의 주당 총 근로시간이 아내에 비해 2.4시간 높아지는 것으로 나타났고, 자녀가 2명 이상 생길 경우 자녀가 그보다 적은 집단에 비해 남편의(아내 대비) 상대적 근로시간이 2.46시간 높은 것으로 나타났다. 하지만, 남편과 아내의 고용형태(상용직 여부)와 경력수준, 사업체 형태를 추가로 통제할 경우, 자녀로 인한 남편의 상대적 근로시간 증가폭은 약간 감소하여 자녀가 1명 일 경우 남편의 상대적 근로시간은 2.3시간 증가, 자녀가 둘 이상일 경우에도 약 2.3시간 증가하였다. 또한 모형3에서 이직변수를 추가로 통제하였을 때도 결과는 큰 변화가 없어, 부부

<표 5> 자녀수별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수: 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
한 자녀	2.380***	2.293***	2.284***
두 자녀 이상	2.466**	2.287**	2.278**
평균연령	-0.248	-0.109	-0.113
평균연령제곱	-0.0011	-0.00108	-0.00107
아내-시간제근로	12.49***	12.23***	12.23***
남편-시간제근로	-11.49***	-11.42***	-11.44***
아내이직			-0.0138
남편이직			0.45
남편상용직		0.458	0.477
아내상용직		-0.225	-0.23
남편경력		-0.00795	-0.00818
남편경력제곱		-4.05E-06	-4.15E-06
아내경력		-0.0287*	-0.0284*
아내경력제곱		2.62E-05	2.58E-05
부부각각교육수준	통제	통제	통제
부부각각사업체형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	통제	통제	통제
관측치	10,500	10,494	10,494
R-Squared	0.048	0.053	0.054

주: 표의 크기를 페이지에 맞추기 위하여 표본오차를 생략하였음. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 6〉 자녀 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간 분배에 미치는 영향 : FE 분석 결과

종속변수 : 부부 근로시간 격차(남편의 근로시간 - 아내의 근로시간)			
변수명	(1)	(2)	(3)
6세미만자녀有	1.941**	1.809**	1.802**
7~12세 자녀有	0.923	0.751	0.751
13~18세 자녀有	0.103	-0.0172	-0.0167
부부평균연령	0.0484	0.192	0.186
부부평균연령제곱	-0.00339	-0.00352	-0.00349
아내-시간제근로	12.43***	12.19***	12.19***
남편-시간제근로	-11.41***	-11.32***	-11.33***
아내이직			0.00398
남편이직			0.442
남편상용직		0.473	0.492
아내상용직		-0.181	-0.186
남편경력		0.00785	0.00808
남편경력제곱		-3.95E-06	-4.04E-06
아내경력		-0.0280*	-0.0276*
아내경력제곱		2.64E-05	2.58E-05
부부각각교육수준	통제	통제	통제
부부각각사업체형태		통제	통제
연도고정효과	통제	통제	통제
부부고정효과	통제	통제	통제
관측치	10,500	10,494	10,494
R-squared	0.048	0.054	0.054

주 : 표의 크기를 페이지에 맞추기 위하여 표본오차를 생략하였음. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

이직은 자녀로 인한 근로시간 변화에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 사실, 이직 변수의 경우 앞서 보았듯 결혼 후 자녀출산 이전에 이미 자녀양육을 위해 필요한 변화가 일어나기 때문에, 자녀출산이 부부 근로시간에 미치는 효과에는 큰 영향을 미치지 않을 수 있다.

한편 여기서 추정된 자녀출산으로 인한 상대적 근로시간 변화는 본고에는 수록하지 않았지만 OLS분석 결과에 비해 높은 수치로, OLS 추정 방식은 불관측·불변 변수로 인해 과소추정한다는 예상과 일치한다.¹⁶⁾ 즉, 근로시간의 격차가 심하면서 자녀가 있거나, 자녀가 생김으로써 근로시간 격차가 매우 심해질 수밖에 없는 부부는 맞벌이 부부 표본에서 탈락하는 현상, 혹은 부부의 근로시간이 원래 평등한 수준이어서 자녀출산을 하게 되고 자녀출산 후에도 근로

16) 최세림(2018b) 참조.

시간의 변화가 크게 없는 현상 등이 발생하고 있고, 부부고정효과모형에서는 이러한 효과가 통제되었음을 알 수 있다.

다음은 자녀의 연령별 자녀 유무가 부부 근로시간에 미치는 영향을 분석한 결과로 <표 6>에 정리되어 있다. 고정효과모형의 특성상 미취학자녀 유무 변수는 자녀가 새로 태어났을 때 변화하고, 초등학생 자녀 유무 변수는 자녀가 초등학교에 입학할 때(만 7세가 될 때) 변화하며, 중·고생 자녀 유무는 자녀가 중학교에 입학할 때(만 13세가 될 때) 변화한다. 따라서 각 변수의 계수는 자녀가 계속 없거나 만 18세 이상인 부부 대비, 자녀출생, 자녀 초등학교 입학, 자녀 중학교 입학 시 부부의 근로시간 분배의 변화를 보여준다. 분석 결과, 미취학자녀가 생길 때, 남편의 상대적 근로시간은 1.8~1.9시간 증가하며, 모형에 통제변수의 변화에도 계수 값은 크게 변화하지 않는다. 초등학생 자녀가 생길 경우와 중·고생 자녀가 생길 경우는 부부의 근로시간 분배에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 부부들이 자녀가 출생했을 당시 이미 앞으로 자녀 양육을 위해 필요한 부부 근로시간 분배를 조절하고, 자녀가 연령이 증가함에 따라 추가적으로 큰 변화를 시키지 않는 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론 및 요약

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

먼저 결혼과 자녀출산이 성별 근로시간에 미치는 영향을 분석해 본 결과, 결혼 및 자녀에 대한 선호와 개인의 커리어 야망, 능력 등 불관찰 개인 특성 불변변수를 통제하고도 결혼은 평균적으로 남성의 근로시간을 증가시키고, 자녀출산은 여성의 근로시간을 감소시키고 있었다. 다음으로, 전체 남녀 집단이 아닌, 분석 대상을 맞벌이 부부로 한정하여 가구단위에서 자녀 출산이 부부의 근로시간 분배(노동시장 활동과 가사노동의 분업)에 미치는 영향을 알아본 결과, 맞벌이 부부는 자녀가 태어나 가사노동에서 양육의 부담이 증가하면, 부부의 근로시간 분배가 남편은 노동시장에 상대적으로 더 집중하는 방향으로 변화하는 것으로 나타났다. 특히,

이러한 자녀출산으로 인한 역할분담효과는 자녀 수가 많을수록, 그리고 자녀가 어릴수록 심화되었다.

따라서 본 연구는, 노동패널 데이터에서 확인할 수 있는 30대를 기점으로 심화되는 성별 임금격차는 결혼과 출산으로 인해 가구 내 성별 역할분리가 심화되는 것과 관련이 있음을 확인하였다. 즉, 결혼과 자녀출산은 남성의 (여성 대비) 근로시간을 증가시키고 여성의 (남성 대비) 근로시간을 감소시키며, 이러한 근로시간 격차가 30대 성별 숙련형성 격차와 그로 인한 성별 임금격차의 심화에 영향을 미치고 있는 것으로 볼 수 있다. **KLI**

[참고문헌]

방형준(2018), 「결혼과 출산이 성별에 따라 임금에 미치는 영향」, 『생애주기에 따른 성별임금 격차 - 결혼과 출산의 영향을 중심으로』, 한국노동연구원.

최세림(2018a), 「생애주기와 노동시장 성별 임금격차」, 『생애주기에 따른 성별 임금격차 - 결혼과 출산의 영향을 중심으로』, 한국노동연구원.

_____ (2018b), 「결혼과 자녀출산이 성별로 근로시간에 미치는 영향」, 『생애주기에 따른 성별 임금격차 - 결혼과 출산의 영향을 중심으로』, 한국노동연구원.

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

Bertrand, Marianne, Claudia Goldin, and Lawrence F. Katz(2010), “Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors,” *American Economic Journal: Applied Economics* 2(3), pp.228~255.

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

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

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

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

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

Phelps, E. S.(1972), “The Statistical Theory of Racism and Sexism,” *American Economic Review* 62(4), pp.659~661.