Journal of Economic Theory and Econometrics, Vol. 36, No. 3, Sep. 2025, 107–139

Female Labor Supply and Fertility: An Analysis Based on Overlapping Generations General Equilibrium Model*

Sun-Bin Kim† Jong-Suk Han‡ Jay H. Hong§

Abstract Since the early 1980s, South Korea's total fertility rate (TFR) has continuously declined, recently reaching the 0.7 range—the lowest among OECD countries. This study develops an overlapping generations (OLG) general equilibrium model that incorporates married women's labor supply decisions as well as their choices regarding fertility and childrearing. The model is calibrated to match average labor force participation rates of married women and fertility outcomes over the period 2015–2019. In the baseline economy, women's fertility decisions replicate the age-specific average number of children and fertility patterns across household income groups observed in the data. When the model parameters are adjusted to reflect the gender wage gap observed in the 1990s, women's incentives to participate in the labor market decline substantially, leading married women to increase fertility instead of labor supply. Quantitatively, however, the change in the TFR is not large enough to explain the sharp decline in fertility observed over the past three decades. This suggests that the gender wage gap alone cannot fully account for the simultaneous rise in female employment and fall in fertility in South Korea.

Keywords Female labor supply, fertility rate, gender wage differential, overlapping generations general equilibrium model.

JEL Classification E2, E6.

---

*This works was supported by grants from the National Research Foundation of Korea funded by the Korean Government (NRF-2023S1A5A2A03083296).

†Department of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro Seodaemonn-gu, Seoul, Republic of Korea 03722. E-mail: sunbin.kim@yonsei.ac.kr.

‡Department of Economics, Dongguk University, 30 Pildong-ro 1-gil, Jung-gu, Seoul, Republic of Korea 04620. E-mail: hanjs2731@dgu.ac.kr.

§Department of Economics, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul, Republic of Korea 08826. E-mail: jayhong@snu.ac.kr.

Received August 20, 2025, Revised September 20, 2024, Accepted September 21, 2025

Journal of Economic Theory and Econometrics, Vol. 36, No. 3, Sep. 2025, 107–139

여성의 노동과 출산: 중첩세대 일반균형모형 분석*

김 선빈† 한 종석‡ 홍 재화§

Abstract 우리나라의 합계출산율은 1980년대 초반부터 지속적으로 하락하여 최근에는 0.7명대를 기록하여 OECD 국가들 중에서 가장 낮은 수준이다. 본 연구에서는 기혼 여성들의 노동공급과 출산 및 육아에 관한 의사결정 과정을 반영될 수 있는 중첩세대 일반균형 모형을 구축하고 여성들의 노동시장에서 여건의 개선, 특히 성별 임금격차의 축소가 기혼 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정에 미친 영향을 분석하고자 한다. 2015년부터 2019년까지의 평균을 기준경제로 설정하여 해당 시기에 기혼 여성들의 고용률과 자녀 출산수 등을 잘 설명할 수 있도록 모형경제의 모수들을 설정한다. 기준경제에서 여성들의 출산 의사결정은 해당 시기 우리나라의 가구 특성에 따른 연령별 평균 자녀수와 가계의 소득분위별 평균 자녀수 등을 잘 설명할 수 있다. 1990년대의 성별 임금격차를 반영하도록 모수들을 재설정한 경제에서는 여성의 노동공급에 대한 인센티브가 현저하게 낮아지므로 기혼 여성들이 노동공급 보다는 출산율을 높이는 경향이 정량적으로 확인된다. 다만 정량적인 합계출산율의 변화가 충분히 크지 않아서 성별 임금격차 한가지 요인만으로는 과거 30년간 나타난 여성의 고용률 상승과 합계출산율 저하를 충분히 설명하지는 못한다.

Keywords 여성 노동공급, 합계출산율, 성별 임금격차, 중첩세대 일반균형모형.

JEL Classification E2, E6.

*이 논문은 교육부와 한국연구재단의 지원 (NRF-2023S1A5A2A03083296)을 받아 수행된 연구이다. 또한 이 연구는 2021년 한국노동연구원이 발간한 연구보고서『출산의 소득탄력성: 미시적 이론과 거시적 결과』중, 저자들이 수행한 제4장과 제5장 "이질적 중첩세대 일반균형 모형: 여성 노동공급과 출산 의사결정 분석"의 일부를 수정 보완한 것이다.

†교신저자, 연세대학교 경제학부, 서울시 서대문구 연세로 50 03722. E-mail: sunbin.kim@yonsei.ac.kr.

‡동국대학교 경제학과, 서울시 중구 필동로 1길 30 04620. E-mail: hanjs2731@dgu.ac.kr.

§서울대학교 경제학부, 서울시 관악구 관악로 1 08826. E-mail: jayhong@snu.ac.kr.

Received August 20, 2025, Revised September 20, 2024, Accepted September 21, 2025

1. 서론

1980년 2.82명이었던 합계출산율은 큰 폭으로 하락해 1983년부터 인구대체율인 2.1명 아래로 떨어졌다. 이후에도 합계출산율은 하락 추세가 지속되면서 2000년대부터는 1.5명을 하회하게 되었고 2018년에는 1.0명 미만으로 하락했고 최근에는 0.7명대까지 하락하여 OECD 국가들 중에서 가장 낮은 수준이다. 우리나라는 합계출산율의 수준이 낮을 뿐만 아니라 하락폭이 매우 큰 것이 더 심각한 문제이다. 따라서 향후 저출산·고령화로 인한 급격한 인구구조 변화에 대응하기 위해서는 합계출산율의 하락 원인을 다양한 측면에서 살펴보는 것이 중요하다.

김경수 외 (2018)에서는 우리나라에서 출산율이 낮은 원인을 (1) 인구학적 요인과 (2) 사회경제적 요인, (3) 문화가치관의 변화 등 3 가지 측면으로 나누어 설명하고 있다. 우선, 인구학적 요인으로는 초혼과 초산 연령의 상승을 주된 요인으로 꼽고 있다. 평균 초혼 연령을 살펴보면 2001년 남성 29.6세, 여성 26.8세였으나 2019년에는 남성 33.4세와 여성 30.6세로 20년 간 남녀 모두 초혼 연령이 약 5세 정도 높아졌다. 초혼 연령이 늦어지면서 초산 연령 역시 높아졌다. 2001년 28세였던 여성의 평균 초산연령은 2019년에 32.2세로 4.2세 정도 높아졌다. 주출산 연령대도 2005년 25-29세였으나 2015년에는 30-34세로 높아졌다. 인구학적 요인에 직접적으로 영향을 주는 요인으로 사회·경제적 요인이 작용하고 있다. 청년층의 경제적 불안으로 인해 혼인을 기피하면서 초혼 연령이 높아지고 있다. 혼인을 한 뒤에도 일·가정 양립이 어려워지고 여성들은 경력 단절을 우려하면서 는 경향이 두드러지고 있다. 이와 더불이 혼인과 출산에 대한 문화와 가치관의 변화도 역할을 하고 있다. 2021년 3월 통계청에서 발표한『2020 한국의 사회지표』설문조사에 따르면 결혼과 출산에 대한 인식과 가치관이 크게 바뀐 것을 확인할 수 있다. 결혼을 해야 한다고 생각하는 사람의 비중은 2010년 64.7%에서 2020년 51.2%로 하락했고, 20대 중 자녀가 필요하다고 생각하는 사람의 비중 역시 2018년 51.5%에서 2020년 47.5%로 감소했다. 이와 같은 사회·경제적 요인과 문화·가치관의 변화는 초혼과 초산 연령이 늦어지는 현상으로 나타나고 있다.

우리나라 노동시장에서 여성의 임금수준은 다양한 요인 때문에 남성의 임금수준에 현저히 미치지 못한다. 그러나 여성들의 학력수준이 높아지고 노동시장에서 여성의 역할이 증가함에 따라 성별 임금격차가 지속적으로 개선되어 왔고 동시에 여성의 경제활동 참가율은 상승하였다. 우리나라에서는 여성이 노동과 출산을 병행하기 어려운 환경임은 잘 알려져 있는 사실이므로 노동시장에서 여건의 변화는 기혼 여성들의 출산에 대한 의사결정에 부정적인 영향을 주어 여성의 경제활동참여도가 높아지는 것과 동시에 합계출산율의 지속적인 하락하는 결과를 가져온 것으로 예상할 수 있다. 본 연구와 유사한 실증연구로 류덕현(2006)은 여성의 임금 상승은

출산율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있지만, 교육 수준 상승에 따른 평균 임금 상승은 오히려 출산율을 하락시키는 요인으로 작용하며, 여성의 노동시장 참여 확대는 출산율에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있지만, 육아 부담, 사회적 인식, 제도적 지원 부족 등 다양한 요인들이 복합적으로 작용할 수 있음을 보였다.

본 연구에서는 1981년부터 2019년까지 우리나라에서 일어났던 여성들의 노동시장 참여도와 지위의 변화를 상세하게 살펴보고 같은 기간 동안 합계출산율의 변화 추이도 함께 살펴본다. 노동력의 구성을 성별, 연령별, 교육수준별로 구분하고, 표본기간 동안 여성 임금의 상승과 이를 반영하는 성별 임금격차의 개선과 고용률의 상승이 어떤 계층에서 주로 일어났는지 파악한다. 같은 기간 동안 결혼 연령과 초산 연령이 지속적으로 상승한 것으로 파악된다. 우리나라는 전통적으로 혼외 출산을 금기시하므로 결혼 연령의 상승과 초산 연령의 상승은 합계출산율 하락의 중요한 원인될 것임은 쉽게 예측할 수 있다. 민희철(2008)은 여성의 임금 상승은 출산 비용 증가와 여성의 경제적 독립심 강화로 이어져 출산을 늦추는 요인으로 작용하며 특히, 첫째 아이 출산의 경우 여성 임금 상승이 출산 지연에 미치는 영향이 더 큰 것을 보인 바 있다. 오창섭, 최성혁(2012)은 저출산 문제의 주요 원인으로 혼인율 감소와 초혼 연령 상승을 지목하고 이 현상은 고용 불안정, 주택 가격 상승, 결혼 및 자녀 양육 비용 증가 등 경제적 요인으로 인해 발생한다고 설명한다.

본 연구에서는 기혼 여성들의 노동공급과 출산 및 육아에 관한 의사결정 과정을 반영될 수 있는 중첩세대 일반균형 모형을 구축하고 여성들의 노동시장에서 여건의 개선, 특히 성별 임금격차의 축소가 기혼 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정에 미친 영향을 분석하고자 한다. 모형경제는 2015년부터 2019년까지를 기준경제로 설정하여 해당 시기에 기혼 여성들의 고용률과 자녀 출산수 등을 잘 설명할 수 있도록 모수들을 설정한다. 기준경제에서 여성들의 출산 의사결정이 가구 특성에 따라 어떻게 다르지에 대해서 살펴본다. 기혼 여성의 연령별 평균 자녀수와 가계의 소득분위별 평균 자녀수 등에 대한 분석을 통해서 기혼 여성의 출산에 대한 의사결정에 영향을 미치는 요소들을 선별하고 결과들을 제시한다. 모형의 결과를 통계청에서 2015년부터 작성해서 공표하고 있는『신혼부부통계』와 비교하여 본 연구에서 구축한 중첩세대 일반균형 모형의 정합성을 검증할 수 있다.

1990년대 초반의 경제는 기준경제에 비해 여성의 노동시장 여건이 현저하게 열악하였으므로 1990년대 성별 임금격차를 반영하도록 모형경제의 모수를 설정한 경제에서는 여성의 노동공급에 대한 인센티브가 현저하게 낮을 것이므로 노동공급과 출산에 대한 의사결정에서 출산을 많이 선택하였을 것이며 이는 이 경제에서의 합계출산율이 기준경제에 비해 높을 것이라 판단할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 이론적 예측을 모형경제에 대한 모의실험을 통해 기혼 여성들의 고용률과 자녀 출산수 등을 정량적으로 분석한다. 이러한 분석을 통해 성별 임금격차가 여성의 경제활동

참가와 합계출산율에 미친 영향의 정도를 가름해 볼 수 있을 것이다. 모형경제에서 성별 임금격차 개선의 출산에 대한 영향을 정량적으로 분석은 여성의 노동시장 여건 개선은 출산율을 저하시킬 것이라는 이론적 예측을 지지한다. 다만 정량적인 합계출산율의 변화가 충분히 크지 않아서 성별 임금격차 한가지 요인만으로는 과거 30년간 나타난 여성의 고용률 상승과 합계출산율 저하를 충분히 설명하지는 못한다.

2. 합계출산율과 성별 임금격차의 변화

본 절에서는 1981년부터 2019년까지 기간 동안 우리나라의 다양한 통계자료에 나타난 합계출산율의 변화 추이와 여성의 결혼과 출산에 관한 의사결정에 영향을 미쳤을 것으로 판단되는 남녀간 임금격차의 변화 추이도 함께 살펴본다.

2.1. 합계출산율과 성별 임금격차

합계출산율 자료는 통계청의「인구동향조사」자료를 이용하며 성별임금격차는 임금구조 기본통계조사(1981년-2007년)과 고용형태별 근로실태조사(2008년-2018년)를 이용한다. 표본 기간을 포괄하는 일관된 시계열을 확보하기 위해서 10인 이상 기업으로 한정해서 남성과 여성의 월급여를 이용하여 성별 인금격차를 측정한다. 월급여는 기본급에 각종 수당 및 성과급을 포함하며 OECD 방식을 따라서 남성과 여성의 중위소득 간 격차로 측정한다. 추가적으로 통계청의「경제활동인구조사」을 이용하여 여성 고용률의 변화도 제시한다.

그림 1은 1981년부터 2019년까지 합계출산율과 성별임금격차, 여성고용률의 추세 변화를 나타낸다. 붉은색 실선이 합계출산율, 파란색 긴점선이 성별 임금격차, 검은색 점선이 여성 고용률을 나타낸다. 합계출산율은 좌측 축, 성별임금격차와 여성고용률은 우측 축에 표시한다. 합계출산율은 1981년 2.6명이었던 것이 이후 3년 간 급격히 하락해 1984년에는 1.74명으로 떨어진다. 1990년대 초반까지 다소 상승하는 모습을 보였지만 여전히 1.8명을 넘어서지는 못했다. 1990년 중반부터 꾸준히 하락하는 추세를 보인다. 특히, 1999년 외환위기 이후 합계출산율은 1.5명대에서 급격히 하락하면서 2002년 이후에는 1.18명까지 낮아졌다. 2000년대 중반과 2010년 초반까지 합계출산율이 다소 회복되어 1.2명을 유지했으나 2016년 이후 다시 하락 추세가 급격해지면서 2017년에 1.07명까지 낮아졌고, 2018년에는 0.98명으로 떨어지면서 합계출산율 1.0명이 붕괴되었다.

성별임금격차는 1980년 이후 꾸준히 개선되었다. 1981년 여성의 중위임금은 남성의 40% 수준에 불과했으나, 2019년에는 67% 수준까지 개선되었다. OECD 국가들의 평균 성별 임금격차는 2018년 85% 수준으로 우리나라의 임금격차는 여전히 OECD 평균에 비해 상당히 크다. 그러나 지난 30년간 임금격차가 상당히

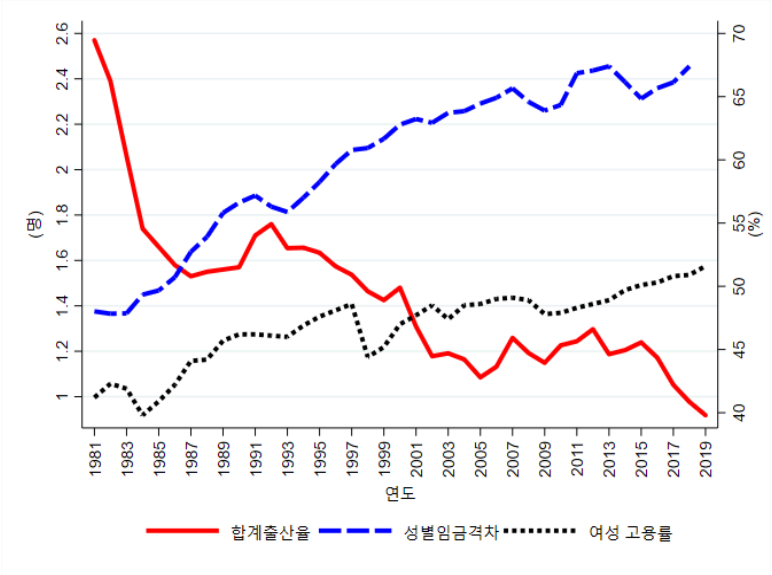

그림 1: 합계출산율, 성별임금격차, 여성 고용률 추세. 이 그림은 1981년부터 2019년까지 우리나라 합계출산율, 성별 임금격차와 여성 고용률을 보여준다.
Figure 1: Trends in Total Fertility, Wage Differentials by Gender and Female Employment Rate. This figure displays the trends in the total fertility rate, wage differentials by gender and female employment rate in Korea during 1981–2019.

개선되면서 여성의 노동공급과 출산 의사결정에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 1980년 40% 수준이었던 여성 고용률 역시 지속적으로 증가해 2019년에는 50%를 넘어서는 것을 볼 수 있다. 즉, 여성 노동은 가격과 양적 측면에서 모두 큰 폭으로 개선된 것을 확인할 수 있다.

합계출산율과 임금격차 간의 상관계수는 –0.87, 합계출산율과 여성 고용률의 상관계수는 –0.79로 상당히 높은 음의 상관관계를 갖는다. 따라서 여성의 노동시장 참여 증가와 여성의 출산 의사결정 간에 연관성을 파악하는 것이 합계출산율 하락 요인을 분석하는데 중요한 역할을 할 것으로 판단된다.

여성 노동시장의 변화와 합계출산율 간의 관계를 파악하기 위해 성별임금격차의 변화를 좀 더 세분화해서 살펴볼 필요가 있다. 그림 2의 좌측 상단 패널은 연령별 20세부터 가임연령인 44세까지 5세 간격으로 구분하여 임금격차를 나타낸 것이다. 모든 연령그룹에서 임금격차가 개선되는 것을 확인할 수 있다. 특히, 30대의 임금격차가 눈에 띄게 개선되는 반면, 20대의 임금격차 감소는 상대적으로 적은 것으로 보인다. 이는 20대 여성의 임금은 1980년대에도 이미 남성 임금의 80% 수준에 근

접하고 있었기 때문인 것으로 보이며 시간이 지나면서 20대에서는 성별임금격차가 거의 해소된 것으로 나타나고 있다.

그림 2의 우측 상단 패널은 성별 임금격차의 추세를 학력별로 구분해서 그린 것이다. 고졸자와 대졸자 내의 성별 임금격차의 추세가 상당히 다른 모습을 보이고 있다. 고졸과 고졸미만에서는 남성과 여성의 임금격차가 지속적으로 감소해오고 있다. 1980년대 고졸 여성의 임금은 고졸 남성의 60%에도 못 미쳤으나 지속적으로 개선되어 2019년에는 70% 수준까지 높아졌다. 1980년대 대졸 여성의 임금 수준은 대졸 남성의 75% 수준으로 고졸 여성의 임금격차보다 이미 상당히 적은 수준이었으나 최근 들어서는 70% 수준으로 오히려 다소 감소한 것으로 나타난다. 과거에는

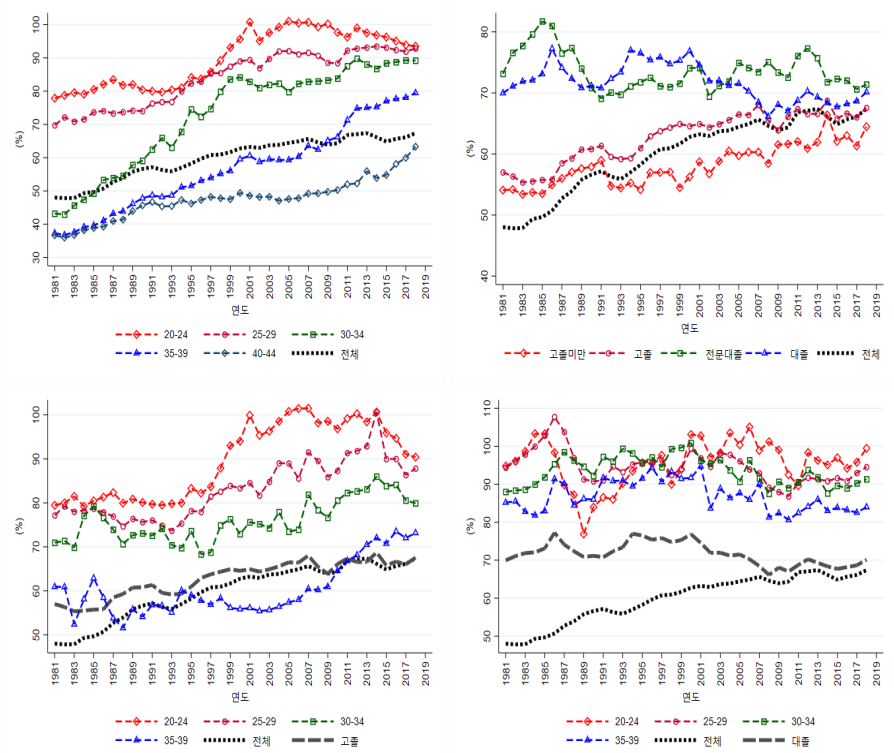

그림 2: 연령별, 학력별 임금격차.이 그림은 1981년부터 2019년까지 우리나라 성별 임금격차를 연령별, 학력준별로 구분하여 보여준다.

Figure 2: Wage Differentials by Age Group and Educational Attainment. This figure displays the wage differentials by age group and educational attainment in Korea during 1981–2019.

학력 간 성별 임금격차가 컸던 반면, 최근 들어서는 학력 간 성별 임금격차는 크지 않은 것으로 보인다. 전체 성별임금격차가 감소한 것은 고졸 내의 임금격차가 줄어든 것과 동시에 여성의 대학진학률이 높아지면서 성별 임금격차가 상대적으로 적은 대졸자 비중이 높아진 두 가지 요인에 의해서 설명된다.

그림 2의 좌측 하단 패널은 고졸자를 대상으로 20세부터 40세까지 5세 간격의 연령 그룹 내에서 성별 임금격차를 나타낸다. 2000년대 초반부터 모든 연령 그룹에서 성별 임금격차가 줄어들고 있는 것을 확인할 수 있다. 특히 20-24세에서 임금격차가 급격히 개선되었고 25-29세 그룹과 더불어 최근에는 젊은 연령대의 여성 임금은 남성의 90% 수준으로 임금격차가 거의 없는 상태에 이르렀다. 30-34세와 35-39세 그룹의 임금격차 역시 2000년 이후 지속적으로 좁 혀지고는 있으나 초기 시점에 임금격차가 20대보다 훨씬 컸고 개선 속도도 상대적으로 낮아 2019년에도 여성 임금은 남성 임금의 70% 정도 수준으로 20대 그룹 보다는 임금격차가 여전히 크다.

그림 2의 우측 하단 패널은 대졸자의 연령별 임금격차의 추세를 나타내는데 고졸자의 경우와 사뭇 다르다. 대졸자의 임금격차는 모든 연령대에서 특별한 추세없이 경제상황에 따라 등락만 보이고 있다. 20-24세와 25-29세는 1980년부터 현재까지 평균적으로 여성 임금이 남성의 95% 수준을 유지하고 있다. 30-34세는 여성 임금이 평균적으로 남성 임금의 90%, 35-39세는 85% 수준을 보이고 있다. 그 결과, 대졸자 전체(40대 이상을 포함)의 성별 임금격차 역시 평균 70% 수준에서 특별한 추세를 보이고 있지 않다. 반면, 연령이 낮아질 수록 여성 대졸자의 비중이 높아지면서 여성 전체에서 남성과의 임금격차가 상대적으로 적은 대졸자 비중이 높아지면서 전체 성별 임금격차를 줄이는 역할을 하고 있다.

성별 임금격차는 지난 30여년간 많은 개선이 이루어졌지만 OECD 국가들에 비해 여전히 큰 수준의 격차가 존재하고 있는 것이 현실이다. 선행연구들에서 여성의 상대적 저임금에 대한 다양한 원인들이 지적되고 있다. 금재호(2011)는 1998 2008년 한국노동패널 자료를 사용해 외환위기 이후 임금격차의 정체 원인을 분석한다. 여성 고용은 양적으로 증가했으나 비정규직·저임금 일자리에 집중되면서 상대임금이 개선되지 않았다. 교육 격차는 줄었지만 정규직 여부와 기업 규모, 산업 차이가 임금격차를 설명하는 비중이 커졌다. 결론적으로 여성의 경제적 지위는 임금 측면에서 개선되지 않았으며, 양적 고용 확대가 질적 향상으로 이어지지 않았음을 강조한다. 박진희 외(2017)는 여성 고용률 증가, 고학력화, 산업·직종 변화 등을 임금격차가 축소된 요인 꼽는다. 반면 여성의 임금이 여전히 상대적으로 낮은 구조적인 원인으로 결혼, 출산 등 생애사건으로 인해 경력단절을 경험하게 되어 근속년수가 짧아지고 노동시장에 재진입하면서 이전보다 열악한 일자리 또는 고용형태로 취업하는 경향을 지적한다. 장광남(2020)은 본. 연구와 유사하게 1980–2017년의 자료를 기반으로

성별 임금격차의 요인분해를 시도한결과, 초기 표본 기간에는 교육과 연령 등 인적 자본 요인의 설명력이 높았던 반면, 최근에는 근속년수와 산업·직업 요인이 더 큰 영향을 미치는것으로 나타난다.

성별 임금격차를 발생시키는 요인으로 앞서와 같이 교육격차, 근속년수, 고용형태, 산업 및 직업적 특성 등 관측가능한 경제적 요인들 뿐아니라 전통적으로 고착화된 남녀간의 차별적 역할과 같은 문화적 제도적 요인들을 강조하는 선행연구들도 있다. Choi(2019)는 성별 임금격차가 연령대별로 다르게 나타나는 원인을 생애주기 관점에서 분석하였으며, 한국의 특수한 제도로서 군복무 인정에 따른 남성 임금 우대와 장시간 근로 문화가 여성의 경력 단절과 차별을 심화시키며 임금격차는 단순히 교육·경력 격차가 아니라 제도·문화적 요인에 의해 구조적으로 고착화된다는 점을 강조한다. Lee(2022)의 연구에 따르면 최근으로 올 수록 수렴 속도가 크게 둔화되었고, '설명되지 않는 격차(차별·보이지 않는 요인)'가 '설명되는 격차'보다 더 커진 것으로 나타난다. 특히 상위 임금분위에서 유리천장(glass ceiling) 효과가 강하게 나타나며, 결혼과 출산이 여성의 임금을 크게 하락시키는 반면 남성은 오히려 임금이 상승하는 자녀 프리미엄을 누린다. 즉, 전통적 성역할 규범이 이러한 격차를 강화한다고 지적한다.

2.2. 초혼 및 초산 연령

우리나라에서는 혼전 임신과 출산이 금기시되고 있으므로 혼인연령이 높아지면 출산연령도 높아지게 되므로 혼인연령의 상승이 출산율 저하의 요인이 될 수 있다. 또한 혼인 후에도 다양한 원인으로 출산을 늦추는 것 또한 출산율저하에 추가적으로 기여한다.

그림 3의 좌측 패널은 여성의 초혼(붉은색 실선)과 초산(파란색 긴점선) 연령을 그린 것으로 비교를 위해 평균 출산연령(검은색 점선)도 함께 보여준다.[1] 초혼연령과 초산연령, 출산연령이 1980년부터 2019년까지 지속적을 증가하는 것을 확인할 수 있다. 1981년 23세였던 초혼연령은 2019년에 30세를 넘어서 30년 동안 7세 증가했다. 초산연령도 1981년 23.6세에서 2019년 31.6세로 높아졌다. 평균 출산연령 역시 지속적으로 증가해 2019년 32세를 넘어섰다.

혼인연령이 늦어지면 자연스럽게 출산연령도 늦어진다. 그러나 혼인 이후에도 출산에 대한 의사결정을 늦추게 되면 합계출산율은 추가적으로 늦어진다. 혼인

[1] 초혼연령과 초산연령은 통계청「인구동향조사」의 자료를 활용한다. 해당 자료는 초혼 부부 여성의 연령별 분포를 제공하고 있기 때문에 여성의 평균 초혼연령은 이들의 평균값으로 측정한다. 1990년 이전 자료는 국가기록원의「인구정책 어제와 오늘」자료에서 제공하는 여성의 평균 초혼연령을 활용한다. 동 자료에는 여성의 연령-출산순위별 출생을 제공하고 있기 때문에 연령별 첫 자녀 기준 비중을 가중치로 이용해 초산연령을 평균해서 측정한다.

이후 출산 의사결정이 어떻게 변하는지 살펴보기 위해서 초산연령과 초혼연령 간의 격차를 살펴보자. 그림 3의 우측 패널은 초산-초혼 연령간 격차를 나타낸다. 표본기간 동안 다소 등락이 있지만 1980년 이후 격차가 꾸준히 벌어진 것으로 나타난다. 1980년 대에는 초산이 혼인 이후 0.3세 정도에 이루어졌으나 2000년 중반에는 1.0세까지 증가했다가 2000년 후반에 잠시 격차가 감소했지만 2010년 중반 이후에 상승하여 2019년에는 다시 1.0세가 되었다. 결혼 후 첫째 아이 출산이 늦어지면서 둘째 아이의 출산 가능성이 낮아지기 때문에 초산 연령이 늦춰지는 것이 추가적으로 합계출산율 하락에 기여한 것으로 보인다.

이상의 분석을 요약하면 우리나라 합계출산율은 1980년부터 지속적으로 하락해왔는데, 이는 혼인연령과 출산연령이 꾸준히 증가한 것에 기인한 것으로 보인다. 반면, 여성의 노동시장 여건은 계속 개선되어 왔다. 특히, 여성 임금 수준이 지속적으로 높아져 남성 임금 수준과의 격차를 상당히 줄였다. 동시에 여성의 경제활동 참여는 증가했다. 여성의 노동여건의 개선은 합계출산율과는 역의 관계를 보이고, 혼인연령이나 출산연령과는 정의 관계를 보인다는 사실을 확인했다.

3. 모형

본 연구는 성별 임금격차의 축소로 나타난 여성의 노동시장에서 경제적 지위의 변화가 출산율의 변화에 미치는 역할을 수량적으로 분석하는데 집중한다. 이를

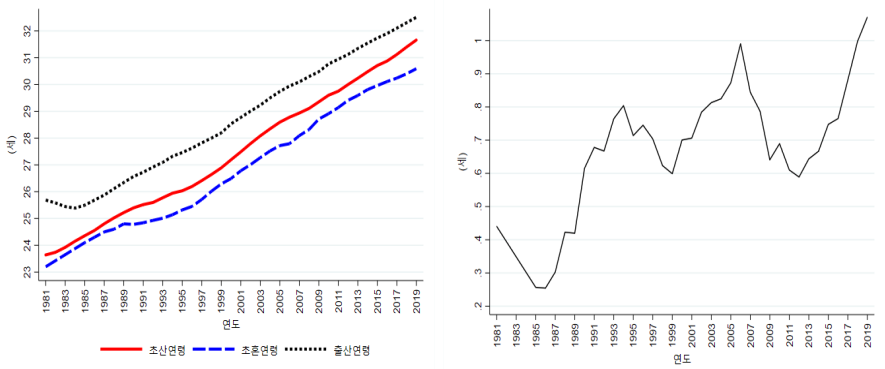

그림 3: 여성의 초혼 및 초산 연령. 이 그림은 1981년부터 2019년까지 우리나라 여성의 초혼연령과 초산연령을 보여준다.

Figure 3: Wage Differentials by Age Group and Educational Attainment. This figure displays the wage differentials by age group and educational attainment in Korea during 1981–2019.

통해 노동시장에서 발생한 다양한 변화와 합계출산율의 변화간의 보다 근원적인 관계를 밝히는데 일정한 역할을 할 수 있을 것으로 기대하며 출산율 저하에 대응하기 위한 경제적 정책 뿐아니라 문화적 변혁의 방향을 제시하는데에도 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 본 절에서는 생애주기에 걸쳐 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정 과정을 분석할 수 있는 중첩세대 일반균형 모형을 구축한다.[2]

3.1. 가계

각 시점 t에서 경제에는 연령(j)이 같은 성인 남성(m)과 성인 여성(f)과 미성년 자녀들($n_{y,t+j}$)로 구성된 가계들이 무수히 많이 존재한다. 개별 가계의 구성원 수는 $2+n_{y,t+j}$이다. 가계는 $j=0$으로 경제에 진입하며 J세까지 생존한다.[3] 각 가구에서 성인 남성과 여성은 모두 J_R세까지 노동시장에 참여할 수 있기 때문에 해당 연령까지 노동공급에 대한 의사결정을 하고 이후에는 노동공급을 하지 않는다. 가계에서 성인 여성은 임신과 출산에 대한 의사결정을 한다. 임신과 출산의 생물학적 한계를 고려해 여성은 J_M세까지만 출산이 가능하다. 일반적으로 가임연령은 15세~49세이고, 노동공급은 80세까지 이루어지기 때문에 출산가능연령이 은퇴연령보다 낮다고 가정한다. 즉, $J_M < J_R$이다. 가임연령의 가계($j \leq J_M$)는 임신과 출산에 대한 의사결정인 $b_{t+j} \in \{0,1\}$를 한다. 새로운 자녀를 갖기로 결정하는 경우($b_{t+j}=1$) 해당 기간동안 임신과 출산에 κ만큼의 시간을 투여하고, 해당 기간 말에 $p_{n,j}$의 확률로 자녀를 출산하게 된다.

미성년 자녀들은 태어난 뒤 매기 p_l의 확률로 성인이 되어 가정을 떠나는 것으로 가정한다. 이 때, p_l은 미성년 자녀가 평균적으로 부모와 사는 기간인 I기에 의해서 결정된다. 추가적으로 편의상 부모가 은퇴하는 시점인 J_R세까지는 모든 자녀가 독립해 가계를 떠나는 것으로 가정한다. 다음 기에 가계의 미성년 자녀수는 가계의 임신과 출산에 대한 의사결정과 자녀의 독립 여부에 따라 확률적으로 결정된다. 현재 가계의 미성년 자녀들($n_{y,t+j}$) 중에서 다음 기에 가계내에 남아있는 자녀수가 k명이 될 확률 $\tilde{\pi}(n_{y,t+j},k)$은 아래와 같이 나타낼 수 있으며

$$\tilde{\pi}(n_{y,t+j},k) = \binom{n_{y,t+j}}{k} p_l^{n_{y,t+j}-k}(1-p_l)^k, \quad \text{여기서, } k \in \{0,1,\ldots,n_{y,t+j}\}. \quad (1)$$

[2]본 연구에서 구축하는 모형은 김선빈, 한종석, 홍재화(2019)에서와 유사하게 경제주체들은 각자 노동생산성이 서로 다르며 과거의 노동공급 여부와 임금소득 수준의 축적에 따라 사후적으로 자산보유량이 다르다. 이러한 가계의 특성에 따라 의사결정이 달라지는 이질적 경제주체 모형을 근간으로 하여 본 연구의 주요 분석대상인 출산에 대한 의사결정 메카니즘을 도입하여 소비, 저축, 노동공급, 출산, 육아 등 기혼 여성의 생애주기에 걸친 주요 활동을 분석할 수 있도록 구축한다.

[3]가계가 경제에 진입하 때($j=0$) 가계내 미성년 자녀수는 0명인 것으로 가정한다. 가계의 초기 구성을 이렇게 가정하는 것을 분석의 편의를 위한 것이기도 하며 현실적으로 대부분의 기혼 가구의 구성을 묘사하기도 하다.

현재 가계의 미성년 자녀수가 $n_{y,t+j}$인 경우 다음 기에 가계에 남아있는 미성년 자녀수가 $0 \leq k \leq n_{y,t+j}+1$명이 될 조건부 확률은 아래와 같다.

$$\pi_{n_y}(k|n_{y,t+j}) = \begin{cases} \tilde{\pi}(n_{y,t+j},k)\,\mathbf{1}(b_{t+j}=0) & \\ \quad +\tilde{\pi}(n_{y,t+j},k)\,(1-p_{n,j})\,\mathbf{1}(b_{t+j}=1) & \\ \quad +\tilde{\pi}(n_{y,t+j},k-1)\,p_{n,j}\,\mathbf{1}(b_{t+j}=1) & \text{만약 } 0 \leq k \leq n_{y,t+j}, \\ \tilde{\pi}(n_{y,t+j},n_{y,t+j})\,p_{n,j}\,\mathbf{1}(b_{t+j}=1) & \text{만약 } k = n_{y,t+j}+1. \end{cases} \tag{2}$$

식 (2)의 첫째 경우는 다음 기에 미성년 자녀수가 $0 \leq k \leq n_{y,t+j}$명으로 감소할 확률인데 이는 다음 세가지 경우의 합이다. i) 부모가 새로운 자녀를 낳지 않기로 결정($b_{t+j}=0$)하고 기존 미성년 자녀 중 일부가 독립하고 k명은 여전히 가계에 남는 경우, ii) 부모가 새로운 자녀를 낳기로 결정($b_{t+j}=1$)했지만 $(1-p_{n,j})$의 확률로 자녀가 생기지 않으며 기존 미성년 자녀들 중 일부가 독립하지만 k명은 여전히 남아있게되는 경우, iii) 부모가 새로운 자녀를 낳기로 결정($b_{t+j}=1$)하여 $p_{n,j}$의 확률로 새로운 자녀가 출생하였으나 기존 미성년 자녀들 중에서 $k-1$명이 가계에 남게되는 경우이다. 식 (2)의 두번 째 경우는 다음 기에 가계의 미성년 자녀수가 현재보다 1명 증가할 확률로 부모가 새로운 자녀를 낳기로 결정($b_{t+j}=1$)해서 $p_{n,j}$의 확률로 자녀가 생기고, 기존의 미성년 자녀들($n_{y,t+j}$)이 모두 독립하지 않고 가계에 남게되는 경우이다.

t기에 경제에 진입하는 가계는 J기에 걸친 평생기대효용을 극대화하도록 각 연령($j=0,\ldots,J$)에서 소비(c_{t+j}), 저축(a_{t+j+1}), 노동공급(s_{t+j})과 출산(b_{t+j})을 결정한다. 본 연구에서는 여성의 노동시장 참여와 출산에 대한 의사결정에 집중하기 위해 Doepke et al.(2015)와 같이 남성은 은퇴할 때까지 매기 일정한 시간($\bar{h}$)을 비탄력적으로 일하는 것으로 가정한다.

여성은 가임연령까지는 매기 노동공급과 출산여부를 결정하고, 가임연령 이후에는 은퇴 시점까지 노동공급에 대한 의사결정을 하도록 구성한다. 여성 노동공급은 비분할적(indivisible)으로 이루어지고($s_{t+j} \in \{0,1\}$), 노동공급을 하는 경우 남성과 마찬가지로 일정한 시간($\bar{h}$) 일한다. 여성은 노동공급과 더불어 새로운 자녀 출산에 대한 의사결정을 한다. 본 모형은 Doepke et al.(2015)와 동일한 방식으로 노동공급(취업)과 출산은 한 기간 내에서 병행할 수 없도록 가정한다. 즉, $b_{t+j}+s_{t+j} \in \{0,1\}$이다. 이 가계의 효용극대화 문제는 다음과 같다.

$$\max_{\{c_{t+j},s_{t+j},b_{t+j}\}_{j=0}^{J}} \mathbb{E}_0 \sum_{j=0}^{J} \beta^j u(c_{t+j},h_{t+j},n_{y,t+j}). \tag{3}$$

다음의 제약조건을 추가로 만족해야 한다.

$$c_{t+j} + a_{t+j+1} = (1 + r_{t+j})a_{t+j} + w_{t+j}\varepsilon_{m,j}x_{m,t+j}\bar{h} + w_{t+j}\varepsilon_{f,j}x_{f,t+j}\mathbf{1}(s_{t+j} = 1)\bar{h}, \tag{4}$$

$$\log x_{i,t+j+1} = \rho_i \log x_{i,t+j} + \nu_{i,t+j+1}, \quad \nu_{i,t+j} \sim N(0, \sigma_i^2), \text{ 여기서 } i = m, f, \tag{5}$$

$$a_{t+j+1} \geq \bar{a}. \tag{6}$$

식 (4)는 t 기에 가계가 직면하는 예산제약식으로 우변은 가계의 총소득으로 노동소득과 자산보유량으로부터 발생하는 자산소득으로 구성되며 좌변은 이를 소비와 다음 기의 자산보유량으로 처분한다. 가계의 노동소득은 남성과 여성이 노동을 공급한 대가로 발생한다. 앞서 가정한 것처럼 남성은 매기 $\bar{h}$시간 동안 무조건 일하며 남성의 시간당 임금은 연령에 따라 추세적으로 결정되는 연령별 노동생산성 $\varepsilon_{m,j}$, 매기 확률적으로 변동하는 개별 노동생산성 충격 $x_{m,t+j}$, 완전경쟁시장에서 결정되는 생산성 단위당 임금 w_t의 곱으로 결정된다. 여성의 노동소득도 남성과 유사한 방식으로 결정된다. 여성의 임금 수준이 연령별로 남성과 격차가 존재하기 때문에 연령별 노동생산성 $\varepsilon_{f,j}$를 남성과 구분한다. 매기 발생하는 개별 노동생산성 충격 $(x_{f,t+j})$도 남성의 그것과 다르며 독립적으로 결정된다고 가정한다. 여성은 노동공급 (s_{t+j})과 출산(b_{t+j})에 대한 의사결정에 따라 일하지 않을 수 있으므로 노동소득이 발생하지 않을 수 있다.

식 (5)는 노동생산성 충격의 확률과정을 나타내며 남녀 모두 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다. 이 때, 로그 노동생산성 충격의 지속성 파라미터인 ρ_i와 충격 $(\nu_{i,t+j+1})$의 표준편차 σ_i는 성별$(i = m, f)$에 따라 다르게 설정한다. 개별 생산성의 조건부 이행확률분포함수는 $\pi(x_i'|x_i)$으로 나타내며 이들의 안정적 분포(stationary distribution)는 $\hat{\pi}(x_i)$로 나타낸다. 식 (6)는 차입제한조건으로 가계가 보유하는 자산보유량은 일정 수준$(\bar{a})$ 이상이어야 한다.

각 시점에서 가계의 효용함수는 가계 소비(c_{t+j}), 여성의 비여가시간(h_{t+j}), 미성년 자녀수$(n_{y,t+j})$의 함수로 이루어지며 아래와 같은 형태로 가정한다.

$$u(c_{t+j}, h_{t+j}, n_{y,t+j}) = (2 + n_{y,t+j}) \log\left(\frac{c_{t+j}}{2 + \sqrt{n_{y,t+j}}}\right) - B_j \frac{h_{t+j}^{1+1/\gamma}}{1 + 1/\gamma} + \chi_j n_{y,t+j}^{\psi}. \tag{7}$$

가계 소비의 효용에 대한 기려는 가구원 수를 반영한 균등화 소비량에 대한 함수이다. 미성년 자녀수의 효용에 대한 기여는 자녀수에 따라 증가하지만 선행연구들을 따라 규모에 대한 보수가 감소하는 방식으로 설정한다. 즉, $0 < \psi < 1$이다. 추가적으로

자녀수에 따른 효용수준은 부모의 연령에 따라(χ_j) 다르게 설정한다. 소비와 자녀수와는 달리 여성의 비여가시간(h_{t+j})은 비효용을 발생시키며 이는 노동공급 탄력성(γ)과 연령별 비효용 모수(B_j)에 의해 결정된다. 여성의 비여가시간은 노동공급시간과 임신·출산 과정에서 발생하는 시간, 미성년 자녀들에 대한 육아시간으로 구성된다.

$$h_{t+j} = \mathbf{1}(s_{t+j}=1)\bar{h} + \mathbf{1}(b_{t+j}=1)\kappa + \phi_1 n_{y,t+j}^{\phi_2}. \tag{8}$$

식 (8)에서 마지막 항은 $\phi_1 n_{y,t+j}^{\phi_2}$ 가계 내 미성년 자녀를 양육하는데 필요한 시간으로 자녀수에 따라 증가하지만 선행연구들을 따라 자녀수가 증가함에 따라 육아시간이 비례적으로 증가하지 않는다고 가정하여 자녀 양육에 규모의 경제가 발생한다는 것을 고려한다. 즉, $\phi_1 > 0$이고 $0 < \phi_2 < 1$이다.

이상에서 설정한 가계의 효용극대화 문제를 축차적 형태(recursive form)로 표현하면 다음과 같다. 개별 가계의 상태변수들은 자산보유량(a), 남녀 구성원의 확률적 개별생산성(x_m, x_f), 미성년 자녀수(n_y), 나이(j)이며 가계의 가치함수(value function)는 아래와 같은 벨만방정식(Bellman equation)을 충족한다.

$$V(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu) = \max_{c,s,b}\left\{u(c,h,n_y) + \beta\mathbb{E}\left[V(a',x_m',x_f',n_y',j+1;\mu')|x_m,x_f\right]\right\}. \tag{9}$$

다음의 제약식을 추가로 만족해야 한다.

$$\begin{gathered} c + a' = (1+r)a + w\varepsilon_{m,j}x_m\bar{h} + w\varepsilon_{f,j}x_f\mathbf{1}(s=1)\bar{h}, \\ \log x_i' = \rho_i \log x_i + \nu_i', \quad \nu_i' \sim N(0,\sigma_i^2), \text{ 여기서, } i = m,f, \\ a' \geq \bar{a}. \end{gathered}$$

3.2. 기업

경제에는 완전 경쟁시장적으로 행동하는 대표적 기업이 존재한다. 이 기업은 Cobb-Douglas 형태의 생산함수를 이용하여 산출물을 생산한다.

$$Y_t = K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}. \tag{10}$$

여기서 Y_t는 생산량, K_t는 총자본투입이고 α는 자본소득분배율이다. 총자본은 매기 δ%씩 감가상각된다. L_t는 총노동투입이며 성별($i = m,f$), 연령별($j = 0,\ldots,J$) 노동생산성($\varepsilon_{i,j}$), 개별 노동생산성 충격(x_i), 가계들의 노동시간($\bar{h}$)을 결합한 총유

효노동력으로 다음과 같이 결정된다.

$$L_t = \int \mathbf{1}(j \le J_R)\Big\{x_m + \mathbf{1}\big(s(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)=1\big)x_f\Big\}\bar{h}\,d\mu. \tag{11}$$

총노동시간은 총유효노동력과는 달리 노동생산성을 고려하지 않고 성별, 연령별 노동공급여부에 따른 노동시간만으로 구성된다.

$$H_t = \int \mathbf{1}(j \le J_R)\Big\{1 + \mathbf{1}\big(s(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)=1\big)\Big\}\bar{h}\,d\mu. \tag{12}$$

3.3. 균형

지금까지 논의한 가계와 기업의 의사결정 과정을 토대로 경제의 균형을 다음과 같이 정의한다.

경제의 균제균형은 아래의 조건들을 만족하는 가계의 가치함수 $V(a,x_m, x_f,n_y,j;\mu)$, 가계의 자본축적, 소비, 여성의 노동공급, 출산에 대한 의사결정함수들, $a'(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $c(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $s(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $b(a,x_m,x_f, n_y,j;\mu)$, 생산요소 투입함수 $K(\mu)$, $L(\mu)$, 요소가격함수 $R(\mu)$, $W(\mu)$, 가계분포의 변이함수 $\mathbf{T}$, 시간불변의 확률분포함수 $\mu(a,x_m,x_f,n_y,j)$로 구성된다.

1. 가계의 효용극대화: 요소가격함수 $R(\mu)$와 $W(\mu)$가 주어져있을 때, 의사결정함수 $a'(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $c(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $s(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$, $b(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$들은 가치함수 $V(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)$를 푼다.

2. 기업의 이윤극대화: 요소가격함수 $R(\mu)$와 $W(\mu)$가 주어져있을 때, 생산요소 투입함수 $K(\mu)$와 $L(\mu)$은 기업의 이윤극대화 문제를 풀고 다음 조건들을 만족한다.

$$r = R(\mu) = \alpha\left(\frac{K(\mu)}{L(\mu)}\right)^{\alpha-1} - \delta,$$
$$w = W(\mu) = (1-\alpha)\left(\frac{K(\mu)}{L(\mu)}\right)^{\alpha}.$$

3. 재화시장 청산:

$$\int \Big\{a'(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu) + c(a,x_m,x_f,n_y,j;\mu)\Big\}\,d\mu$$
$$= K(\mu)^{\alpha}L(\mu)^{1-\alpha} + (1-\delta)K(\mu).$$

4. 생산요소시장 청산:

$$K(\mu) = \int a\, d\mu,$$

$$L(\mu) = \int \mathbf{1}(j \le J_R)\Big\{x_m + \mathbf{1}\big(s(a, x_m, x_f, n_y, j; \mu) = 1\big)x_f\Big\}\bar{h}\, d\mu.$$

5. 개별 가계의 의사결정과 집계변수 간의 일관성: $\mathbf{A}$, $\mathbf{X^m}$, $\mathbf{X^f}$, $\mathbf{X^{n_y}}$를 각각 발생가능한 모든 a, x_m, x_f, n_y들의 집합이라 하면 경제의 가계분포함수 $\mu(a, x_m, x_f, n_y, j)$는 $\mathbf{A} \times \mathbf{X^m} \times \mathbf{X^f} \times \mathbf{X^{n_y}} \times \{0, 1, \ldots, J\}$의 σ-algebra 위에 정의되며 μ의 시간에 따른 전이함수 $\mathbf{T}$는 다음과 같이 정의된다. 모든 $A_0 \subset \mathbf{A}$, $X_0^m \subset \mathbf{X^m}$, $X_0^f \subset \mathbf{X^f}$, $X_0^{n_y} \subset \mathbf{X^{n_y}}$에 대해

$$\mu'(0, X_0^m, X_0^f, 0, 0) = \frac{1}{J+1}\hat{\pi}_m(X_0^m)\hat{\pi}_f(X_0^f),$$

$$\begin{aligned}
&\mu'(A_0, X_0^m, X_0^f, n_y', j+1) \\
&\quad = \int_{A_0, X_0^m, X_0^f} \int_{\mathbf{A}, \mathbf{X^m}, \mathbf{X^f}} \mathbf{1}\big(a' = a'(a, x_m, x_f, n_y, j; \mu)\big) \\
&\qquad\qquad \times \pi_m(x_m'|x_m)\pi_f(x_f'|x_f)\pi_{n_y}(n_y'|n_y)\, d\mu.
\end{aligned}$$

4. 캘리브레이션

본 절에서는 모형경제를 수량적으로 분석하기 위한 경제의 모수들을 캘리브레이션한다. 기준경제를 2019년으로 설정하고 2절에서 설명한 여성의 노동시장 여건과 출산에 관한 자료들을 근거로 하여 모형경제가 기준경제를 설명하도록 모형의 모수값들을 결정한다.

가구는 25세에 노동시장에 진입해서 64세까지 노동공급을 한 뒤 65세에 은퇴하고, 99세까지 확률적으로 생존한다. 모형경제의 한 기간은 2년으로 설정하고 생산함수에서 자본의 기여도 α는 0.36이며 자본의 감가상각률 δ은 0.16으로 설정한다. 이들 값들은 관련 문헌에서 통상적으로 설정하는 이 모수들의 값들의 범위에서 크게 벗어나지 않는다. 균형에서 연률화한 이자율이 3%가 되도록 시간할인율 β과 설정한다.[4]

[4]본 연구에서 한 기간이 2년으로 설정한 것을 감안하면 연률화한 감가상각률은 8%이며 설정된 시간할인율과 감가상각률에 의한 균형에서 K/Y 값은 2.15로 연률화한 값은 4.3 정도로 관련 문헌에서 통상적으로 목표치로 설정하는 값들과 부합한다.

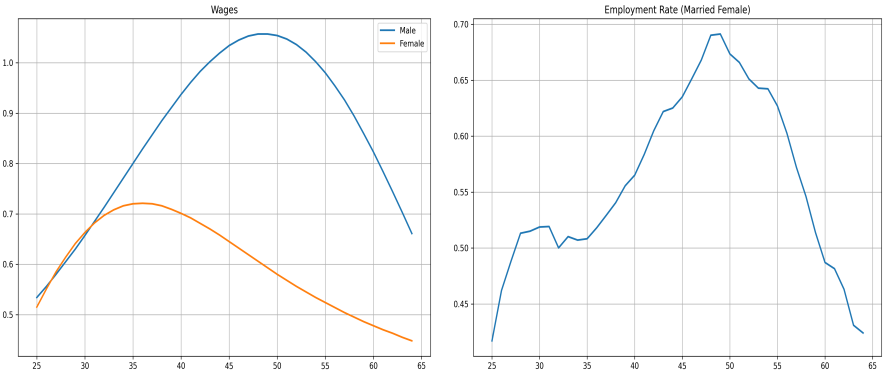

그림 4: 성별 임금격차와 기혼 여성의 고용률 (기준경제). 이 그림은 기준경제에서 성별임금격차와 기혼 여성의 고용률을 연령별로 보여준다.
Figure 4: Wage Differentials by Gender and Employment Rates of Married Women at ages (Benchmark Economy). This figure displays the wage differentials by gender and employment rates of married women in the benchmark model economy.

그림 4의 좌측 패널은 43세 남성의 임금을 기준으로 표준화한 남성과 여성의 연령별 임금수준을 나타낸다. 남성의 경우 49세까지 지속적으로 임금이 증가하여 25세 임금에 비해 두 배 수준에 도달했다가 이후에 하락하기 시작하여 은퇴 시점에서는 최고 임금 대비 63% 수준이 된다. 여성의 임금은 25-30세에서는 남성과 거의 차이가 없다가 31세 이후부터 임금상승 속도가 낮아지면서 남성 임금과 차이가 발생하기 시작한다. 여성 임금은 36세에 최고 수준에 도달하지만 25세 임금에 비해 불과 40% 상승한 수준에 그친다. 이후에는 지속적으로 하락하여 64세에는 25세 임금 보다 13% 낮게 된다. 남녀간 임금격차는 31세부터 벌어지기 시작하여 54세에 가장 큰 차이를 보이는데 여성 임금이 남성의 53% 수준이다. 이후에는 남성 임금이 빠르게 하락하면서 성별 임금격차가 다소 좁혀진다. 그림에 나타난 남녀의 연령별 임금수준을 이용하여 연령에 따라 추세적으로 결정되는 연령별 노동생산성 $\varepsilon_{i,j}(i=m,f)$을 설정한다. 노동생산성충격의 지속성 모수(ρ_i)는 강신혁(2020)의 추정치를 따라 남녀 공히 0.95로 설정한다. 노동생산성 충격의 분산은 기준경제의 로그 노동소득의 분산이 2015-2019년의 로그 노동소득 분산의 평균값을 맞추도록 설정한다.

본 연구에서 기혼여성의 노동공급은 출산에 대한 의사결정과 함께 결정된다. 그림 4의 우측 패널은 기혼 여성의 연령별 고용률을 나타낸다. 기혼 여성의 연령별 고용률은 30대 초반까지 상승하다가 30대 중반까지 정체한 후 다시 상승하기

시작하여 40대 중반에서 가장 높아진 후 이후에는 노동생산성 하락하는 역 U자 형태로 나타난다. 이러한 패턴은 기혼 여성은 남성이 가구소득을 마련하고 있기 때문에 혼자서 가구소득을 마련해야 하는 미혼 여성보다는 노동공급 유인이 낮으며 출산이 이루어지는 40대 중반까지는 경제활동에 제약이 있기 때문인 것으로 보인다. 자녀 출산과 양육이 어느 정도 이루어진 시점인 40대 중반에 여성 고용률이 가장 높아진다.

여성의 노동공급과 출산 및 미성년 자녀의 양육은 비효용을 수반한다. 여성의 비여가시간에 대한 비효용 모수($\{B_j\}_{j=1}^{J_R}$)에 크게 좌우될 수 있으며 출산에 대한 의사결정은 연령별 출산확률($p_{n,j}$)에 의해 영향을 받을 수 있다. 이들 모수들은 모형경제에서 여성의 고용률이 2015-2019년의 고용률을 맞추고 신혼부부통계에 나타난 첫째 자녀의 출산연령을 맞출 수 있도록 설정한다. 그림 5는 모형경제에서 설정하는 여성의 연령별 비효용과 출산확률을 각각 나타낸다.

노동공급을 선택하는 경우 일하는 시간인 $\bar{h}$는 지역별 고용조사 이용해 측정한 평균 노동시간인 45시간을 주당 최대 시간인 112시간(=16시간×7일)으로 표준화하여 0.4로 설정한다. 비여가시간에 대해서 설정된 노동공급 탄력성(γ)은 선행연구들에서 널리 사용하는 0.5로 설정한다.[5] 미성년 자녀의 육아시간을 구성하는 모수들에 대해서는 실증분석을 통한 추정치들이 거의 존재하지 않는다. 따라서 이들 모수의 값들은 모형의 균형에서 목표 내생변수들의 값을 잘 맞출 수 있도록 설정한다. 자녀수에 따라 투여되는 양육시간을 결정하는 ϕ_2의 값은 Doepke et al.(2015)에서 사용한 값인 0.33을 사용한다. 자녀가 1명인 경우 여성이 투입하는 양육시간을 결정하는 ϕ_1은 0.25로 설정하며 이는 균형에서 1자녀인 가구의 평균 육아시간이 노동시간의 62.5%가 되도록 한다. 미성년 자녀로 부터 발생하는 효용의 강도가 강할 수록 기혼 여성은 노동공급 보다는 자녀의 출산과 양육에 많은 시간을 할애할 것이므로 파라미터 ψ는 2015년-2019년의 평균 합계출산율을 맞추도록 설정한다. 자녀가 독립할 확률(p_l)은 자녀가 평균적으로 독립하는 20년을 맞추도록 설정한다. 표 1은 모형경제의 모수들을 수록한다.

5. 수량분석

본 절에서는 앞서 구성한 모형을 바탕으로 여성의 임금수준 및 성별 임금격차의 감소가 자녀 출산에 미치는 영향을 수량적으로 분석한다. 모형을 통해 생성한

[5]주당 노동시간은 관련 문헌에서 통상적으로 사용하는 값인 1/3 보다는 다소 높지만 한국의 경우 OECD 국가들 중에서도 평균 노동시간이 긴 편에 속하는 점을 고려하면 적절한 값이다. 노동공급 탄력성은 패널자료를 이용한 많은 연구들에서 0에 가까운 값으로 추정되는 경향이 있지만 임금변화 중에서 일시적인 부분만을 고려하기 위한 다양한 추정방법을 고려하는 경우 Imai and Keane(2024)에서 와 같이 추정치가 4 정도로 커지기도 한다.

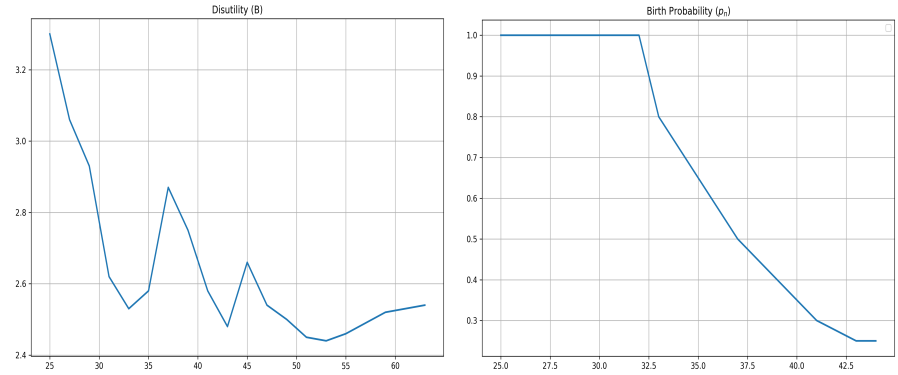

그림 5: 비여가시간의 비효용과 출산확률. 이 그름은 벤치마크 경제에서 기혼 여성의 비여가시간의 비효용 파라미터 값들과 출산확률을 연령별로 보여준다.
Figure 5: Disutility for Non-Leisure Time and Birth Probability by Age (Benchmark Economy). This figure displays the disutility parameters for non-leisure time usage and the birth probabilities of married women at ages.

가구들의 특성에 따라 여성들의 출산 의사결정이 어떻게 다르지를 에 대해서 먼저 살펴본다. 기준경제에서 여성의 모의 연령에 따른 평균 자녀수와 소득분위별 평균 자녀수 등에 대한 분석하고 이를 2015-2019년『신혼부부통계』와 비교한다.

5.1. 기준경제

기준경제에서 여성 고용률은 55.8%로 2015년부터 2019년까지 평균 여성 고용률인 56.7%와 유사하다. 합계출산율은 1.16명으로 통계치보다는 낮으나 2018년 1명 이하로 떨어지기 이전인 2015년부터 2017년까지의 평균 1.15명과 유사하다.

여성 고용률을 연령별로 살펴보면 그림 6와 같다. 그림에서 붉은색 실선은 모형에서 도출된 연령별 고용률이고 파란색 실선은 경제활동인구조사에서 구한 기혼 여성의 연령별 고용률을 나타낸다. 25-34세에서는 고용률이 50% 수준이다가 40대 후반까지 가파르게 증가하고 이후 연령대에서는 하락하는 패턴을 보인다. 모형경제가 실제의 고용률을 잘 근사하는 것을 확인할 수 있다.

그림 7의 좌측 패널은 해당 연령에서 출산한 자녀수로 연령별 출산율을 나타내며 우측 패널은 해당 연령까지 출산한 자녀수를 누적한 것으로 출산이 끝나는 44세가 되면 합계출산율을 나타내게 되며 모형경제에서 1.2명에 근접하게 된다. 모형에서 경제주체들은 혼인가구로 경제에 진입한다. 초기에는 일정 수준의 소비를 영위하면서 자산을 축적하기 위해 여성들이 출산 대신 노동공급에 많은 시간을 할애하므로

변수	값	설명	목표통계량 또는 설정 근거
B_j	그림 5	비여기시간의 비효용	기혼여성의 고용률
$p_{n,j}$	그림 5	출산확률	첫째 자녀 출산연령
β	0.932	시간할인율	$K/Y = 2.15$
γ	0.5	노동공급탄력성	
$\bar{h}$	0.4	노동시간	주당 노동시간 45시간
ρ	0.95	노동생산성 충격 지속성	강신혁(2020)
σ_x	0.24	노동생산성 충격 표준편차	로그 노동소득 분산
ϕ_1	0.25	자녀당 시간비용	노동시간의 75%
ϕ_2	0.33	자녀 양육 관련 모수	Doepke et al.(2015)
ψ	0.4	자녀 효용 모수	
p_l	0.1	자녀 독립 확률	평균 자녀 양육 시간
α	0.36	자본소득 분배율	
δ	0.16	감가상각률	

표 1: 모수 설정.
Table 1: Parameter Specification.

출산율이 0에 가깝다. 29세 이후 연령대에서는 자산축적이 진행되고 남성의 노동생산성이 높아져서 노동소득이 증가하므로 여성의 출산율은 상승하기 시작한다. 출산과 노동공급에 대한 의사결정은 두가지 상충되는 요소가 작용한다. 자녀수에 따라서 효용이 발생하기 때문에 자녀를 출산할 동기가 있다. 반면, 자녀 출산 이후에는 양육시간이 발생하기 때문에 여성의 여가시간이 감소하므로 비효용이 발생한다. 뿐만 아니라, 출산 기간 동안에 여성이 일을 하지 못하기 때문에 가구소득도 일부 감소한다. 이러한 상황을 고려해서 여성은 자녀 출산여부를 결정하게 된다. 여성의 출산은 33세에 정점에 이른 뒤 감소하는데 이는 33세 이후부터 출산확률이 급격하게 감소하는 것을 반영한다(그림 5의 우측 패널).

그림 8의 좌측 패널은 연령별로 유자녀 비중을 나타낸 것이고, 우측 패널은 자녀수가 0명에서 5명까지의 비중을 연령별로 표시한 것이다. 유자녀 비중을 보면 자녀 출산에 대한 의사결정이 최초로 이루어지는 29세 이후 유자녀 비중이 증가한다. 자녀를 가지고 있는 가구의 비중은 지속적으로 증가해 더 이상 출산을 할 수 없게 되는 45세에서 90%를 넘어선다. 즉, 기혼 가구에서 90%는 자녀를 출산했다. 자녀수가 0인 무자녀 가구의 비중은 좌측 패널을 정반대로 반영한다. 자녀수가 1명인 가구의 비중을 보면 39세까지 증가하다 이후에는 다소 감소한다. 자녀수가

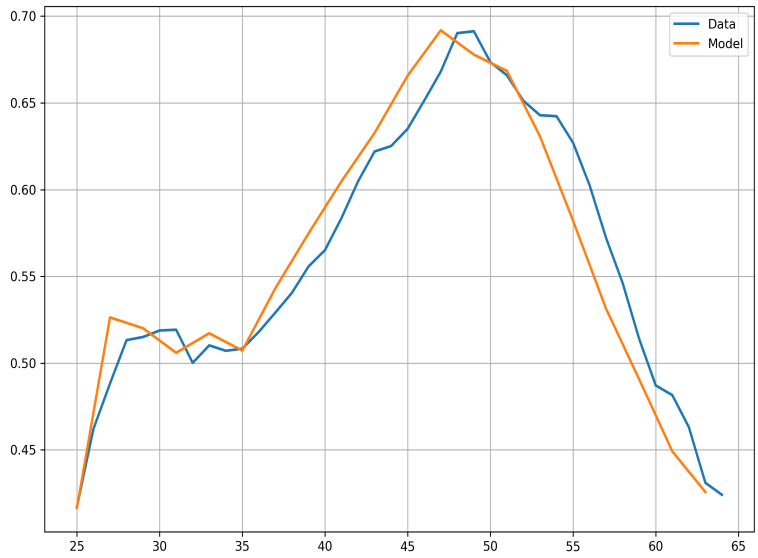

그림 6: 기혼여성의 연령별 고용률(기준경제). 이 그림은 실제 경제와 기준경제에서 성별임금격차와 기혼 여성의 고용률을 연령별로 보여준다.
Figure 6: Employment Rates at Ages of Married Women (Benchmark Economy). This figure displays the employment rates of married women at ages in the data and the benchmark model economy.

2명인 가구는 35세까지 없다가 37세부터 서서히 증가한다. 자녀수가 2명인 가구 비중이 증가하면서 자녀수가 1명이 가구의 비중이 감소하는 것이다. 자녀수가 3명 이상인 다자녀 가구 비중은 매우 미미하다. 자녀 출산이 최종적으로 마무리되는 45세를 기준으로 보면 자녀가 1명이 가구 비중은 75%, 자녀 수가 2명인 가구는 20%에 조금 못 미치는 것으로 나타난다. 2015-2019년『신혼부부통계』에서 관측되는 혼인 연차별 유자녀 비중은 1년차에 20.5%. 2년차에 51.5%, 3년차에 68.7%, 4년차에 78.9, 5년차에 84.7로 나타난다. 모형경제에서 가계는 25세에 혼인가구로 경제에 진입하는데 표본기간에 여성의 초혼연령이 30세대 초반인 점을 감안하면 이후 5-6년간 유자녀 가구 비중의 패턴이 실제 통계치와 유사하게 증가하고 있다고 볼 수 있다.

그림 9는 기준경제에서 소득분위별 평균 자녀수를 나타낸다. 소득하위 1분위의 평균 자녀수는 1.2명으로 가장 높다. 이 소득분위를 제외하면 소득수준이 높아질수록 평균 자녀수가 증가하는 것을 볼 수 있다. 소득하위 1분위에서 평균 자녀수가 가장 높게 나타나는 것은 해당 분위에는 이미 출산이 끝난 고령가구들이 주로 분포

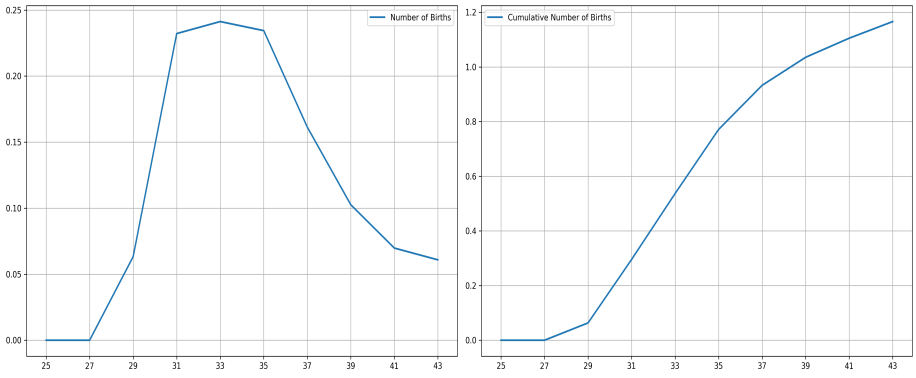

그림 7: 연령별 자녀수(기준경제). 이 그림은 기준경제모형에서 미성년 자녀수를 연령별로 보여준다.
Figure 7: Number of Children in Household at Ages (Benchmark Economy). This figure displays the number of children in household at ages in the benchmark model economy.

하기 때문이다. 따라서 소득하위 1분위를 제외하고 살펴보는 것이 타당할 곳이다. 소득 하위 2분위에서는 평균 자녀수가 0.5명에 못미친다. 중간 소득분위에서 평균 자녀는 0.9명을 상회하고, 상위 2분위에서는 평균 자녀수가 다소 낮아지지만 여전히 0.9명을 상회한다. 소득 상위 1분위에서는 1.0 명을 넘어선다.

이상에서 살펴본 바와 같이 본 연구에서 구축한 중첩세대 일반균형 모형은 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정을 잘 설명할 수 있으며 기본경제의 균형에서 수량적 특성이 우리나라 2015년부터 2019년 사이의 여성의 고용률과 출산율에 대한 통계치들과 부합하는 것으로 판단된다.

5.2. 성별 임금격차의 효과

이 절에서는 30여년간 진행되어온 성별 임금격차의 개선이 우리나라 출산율에 얼마나 영향을 미쳤는지 가름해보기 위해 여성과 남성의 연령별 노동생산성을 1990년-1994년 평균으로 대체할 경우 모형경제에서 여성의 고용률과 출산율을 정량적으로 분석한다.

그림 10의 좌측 패널은 1990년부터 1994년까지 남성과 여성의 연령별 평균 임금수준을 앞서 그림 4에서와 마찬가지로 43세 남성의 2015년부터 2019년까지 평균 임금수준으로 기준으로 표준화한 것이다. 남성의 임금수준도 기준경제에 비해 다소 낮은데, 이는 지난 20년간 실질임금이 상승했기 때문이다. 여성의 임금수준

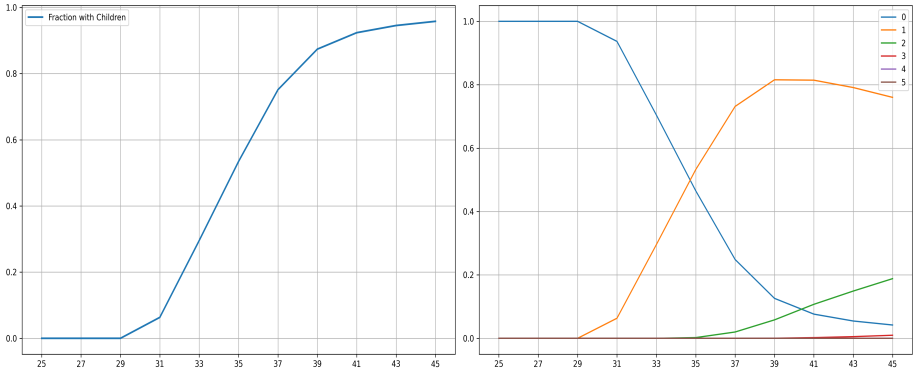

그림 8: 연령별 유자녀 비중 및 자녀수 비중(기준경제). 이 그림은 기준경제모형에서 미성년 자녀가 있는 가구의 비중과 자녀수별 가구의 비중을 보여준다.
Figure 8: Fractions of Household with Children and by Number of Children (Benchmark Economy). This figure displays the fractions of household with children and by the number of children in the benchmark model economy.

역시 남성과 마찬가지로 2015-2019년보다 평균적으로 낮다. 무엇보다도 두드러진 특징은 30세 이후에 임금수준이 가파르게 하락하고, 40대 이후에도 상대적으로 낮은 수준을 유지하고 있다. 그림 10의 우측 패널은 연령별로 남성의 평균 임금수준 대비 여성의 평균 임금수준으로 측정한 성별 임금격차로 파란색 실선은 그림 10의 좌측 패널로부터 계산한 1990-1994년의 성별 임금격차이며, 오렌지색 실선은 그림 4를 바탕으로 계산한 2015-2019년에서 성별 임금격차이다. 두 시기에서 공통적으로 나타난 현상은 50대 중반까지 여성의 임금이 남성의 임금에 비해 점점 더 낮아지는 것으로 나타난다는 점이다. 즉, 성별 임금격차가 연령에 따라 확대된다는 점이다. 1990-1994년에 남성의 임금에 대한 여성의 상대적 임금수준이 2015-2019년의 그것에 비해 훨씬 낮은 것으로 나타나므로 1990년대 초반의 성별 임금격차가 최근에 비해 훨씬 심했음을 의미한다.

그림 11의 좌측 페널에서 파란색 실선은 1990년부터 1994년까지 기혼 여성의 평균 고용률을 나타낸다. 비교를 용이하게 하기 위해 오렌지색 점선은 그림 4의 우측 패널에서와 같은 2015년부터 2019년까지 기혼 여성의 평균 고용률을으로 나타낸다. 1990년부터 1994년까지 기혼 여성의 고용률은 30대 후반을 제외하면 거의 모든 연령대에서 2015년부터 2019년까지의 그것들에 비해 낮은 수준이다. 모형경제에서 여성은 임금수준과 비여가시간의 비효용 수준에 따라 노동공급과 출산에 관한 의사결정을 한다. 그러나 본 절의 분석에서는 기혼 여성의 고용률은

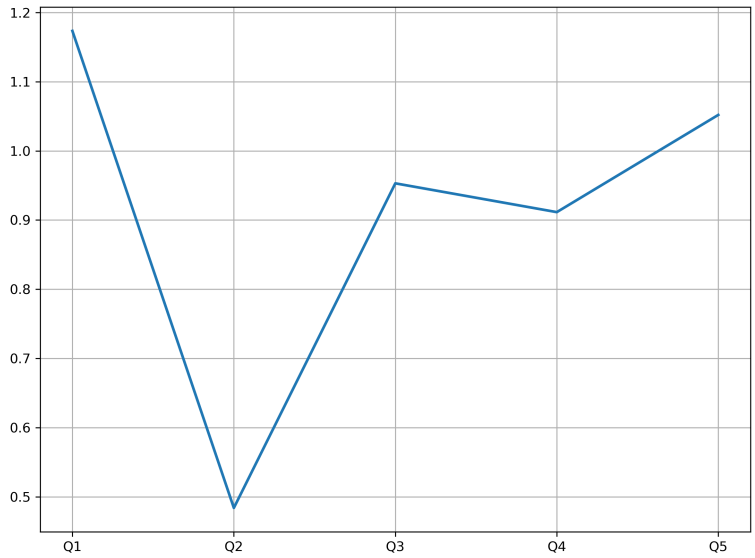

그림 9: 소득분위별 평균 자녀수(기준경제). 이 그림은 기준경제모형에서 소득분위별 평균 가구당 자녀수를 보여준다.
Figure 9: Number of Children by Income Quintile. This figure displays the number of children in household by income quintile in the benchmark model economy.

1990년부터 1994년까지 평균 고용률과 근사하게 설정한 상태에서 성별 임금격차가 여성의 출산에 관한 의사결정에 미치는 영향에 집중하고자 한다. 그림 11의 우측 패널에서 파란색 실선은 모형경제에서 기혼 여성 고용률을 1990년부터 1994년 평균을 잘 맞출 수 있도록 설정한 연령별 비여가시간의 비효용 모수들을 보여준다. 비교를 용이하게 하기 위해 앞서 오렌지색 점선은 기본경제에서 설정한 비여가시간의 비효용 모수([그림 5의 좌측 패널])을 나타낸다. 다른 조건들이 일정하다면 비여가시간의 비효용이 높을 수록 노동공급이 낮아지고 이는 고용률을 낮게할 것이다. 그림 11을 살펴보면 이러한 예측이 다소 어긋나고 있다. 30대 이후에서 2015-2019년의 비여가시간의 비효용은 1990-1994년의 그것들에 비해 높게 설정되어있음에도 불구하고 고용률은 오히려 2015-2019년에서 높게 나타난다. 이는 2015-2019년에 여성의 임금수준이 향상되었을 뿐아니라 성별 임금격차가 개선되어 여성의 노동에 대한 인센티브가 강화되었음을 간접적으로 보여주는 것이라 할 수 있다.

본 절의 분석에서는 1990년대 초반의 여성들의 노동시장 여건을 구현하기 위해 그림 10에서 나타난 남녀의 임금수준을 모형경제의 연령별 노동생산성 추세로

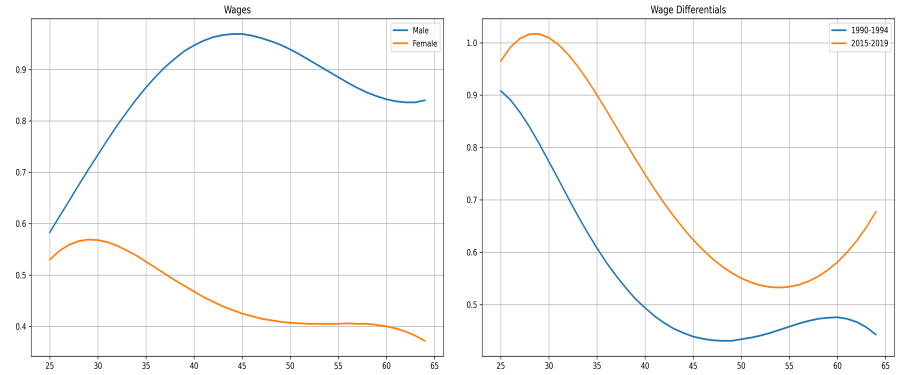

그림 10: 성별 임금격차 (1990-1994년). 이 그림은 1990년부터 1994년까지의 성별 임금격차를 보여준다.
Figure 10: Wage Differential by Gender (1990–1994). This figure displays the wage differentials by gender during 1990–1994.

설정하고 그림 11과 같이 비여가시간의 비효용 모수를 설정한다. 그외의 모수들은 기본경제와 동일하게 설정한다. 그림 12의 오렌지색 실선은 이상과 같은 모수설정 하에서 기혼 여성의 고용률을 나타낸 것으로 파란색 실선으로 나타낸 실제 자료에서의 고용률과 매우 유사한 패턴을 보인다. 이러한 모수설정들이 여성의 노동공급에 대한 의사결정은 잘 반영하는 것으로 판단하고 이하에서는 출산에 대한 의사결정에 미친 영향을 정량적으로 분석한다.

그림 13의 좌측 패널의 파란색 실선은 1990년대 경제에서 기혼 여성의 연령별 평균 자녀출산수를 나타내며 우측 패널의 파란색 실선은 누적 자녀수를 나타낸다. 비교를 위해 기준경제의 변수들을 오렌지색 점선을 추가하였다. 연령별 자녀출산수는 기준경제와 유사하게 29세부터 출산을 시작하고 33세에 자녀출산수가 가장 높게 나타나고 이후 연령에서는 출산수가 감소하는 역 U자 형태로 나타난다. 33세에서 평균 자녀출산수를 비교해보면 기준경제에서는 0.24명이었는데, 1990년대 경제에서는 0.3명까지 증가한다. 이 경제에서 여성의 노동생산성은 기준경제보다 평균적으로 낮을 뿐만 아니라 더 젊은 연령부터 노동생산성이 떨어진다. 즉, 여성의 노동공급에 대한 기회비용이 낮기 때문에 기준경제보다 자녀 출산에 대한 인센티브가 강하게 작용하며 이로 인해 평균 자녀수가 높아지게 된다. 우측에 있는 연령별 누적 평균 자녀수를 역시 기준경제보다 높다. 33세 여성의 경우 기준경제에서는 평균 자녀수가 0.6명보다 낮았지만 성별임금격차가 더 크게 나타났던 1990년대 초반에는 0.6명을 초과한다. 최종적으로 출산이 종결되는 44세 여성의 경우 기준경

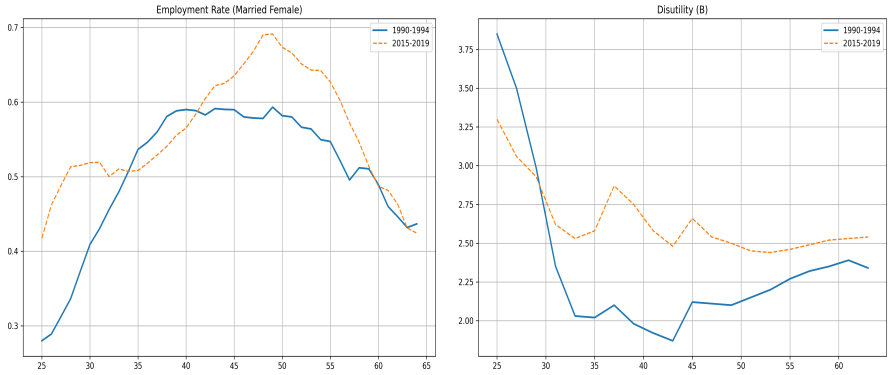

그림 11: 기혼 여성의 고용률과 비여가시간 비효용 (1990-1994년). 이 그림은 1990년부터 1994년의 기혼여성의 고용률과 모형경제에서 이를 맞추기 위한 비여간시간에 대한 비효용 파라미터를 보여준다. 비교를 위해 기준경제인 2015년부터 2019년의 값들을 점선으로 표시하였다.

Figure 11: Employment Rates and Disutility for Non-Leisure Time of Married Women (1990–1994). This figure displays the employment rates of married women at ages during 1990–1994 and the disutility parameters for non-leisure time usage that replicate the employment rates of married women. The dotted lines represents the same variables in 2015-2019 for comparison.

제에서는 누적 자녀수가 1.2명에 못미치지만 1990년 중반에는 1.2명을 상회한다.

지난 20여 년간 여성의 임금 수준이 모든 연령에서 전반적으로 높아졌다. 뿐만 아니라, 특히 가임기에 해당하는 25-44세에서 임금이 상당히 상승했고, 30세 이전에는 남성과의 임금격차가 없거나 오히려 다소 높아지는 상태가 되었다. 이와 같은 노동시장의 변화는 여성들이 경제활동을 포기하는 것에 대한 기회비용을 상당히 높였고, 그 결과 자녀 출산에 대한 의사결정이 약화되면서 경제 전체의 출산율이 하락했다. 이상의 분석을 요약하면 성별 임금격차가 개선된 것이 여성의 노동시장 참여에 대한 인센티브를 높이는 방향으로 작용하였고 반면에 출산율은 감소시키는데 충분하지는 않지만 일정 정도 기여한 것으로 나타난다.

그림 14의 좌측 패널의 파란색 실선은 1990년대 경제에서 연령별로 자녀를 출산한 여성의 비중을 나타낸다. 오렌지색 점선은 비교를 위해 기준경제에서의 유자녀 비중을 추가하였다. 연령대가 높아지면서 유자녀 비중은 증가한다는 점은 기준경제와 유사하지만 기준경제에서 보다 빠르게 증가한다. 35세 여성의 경우 기준경제에서 유자녀 비중은 60%에 훨씬 못미치지만 1990년대에는 60%를 상회한다. 낮은 임금 수준으로 인해 여성들이 노동공급을 하는 대신 자녀를 출산하는 방향으로

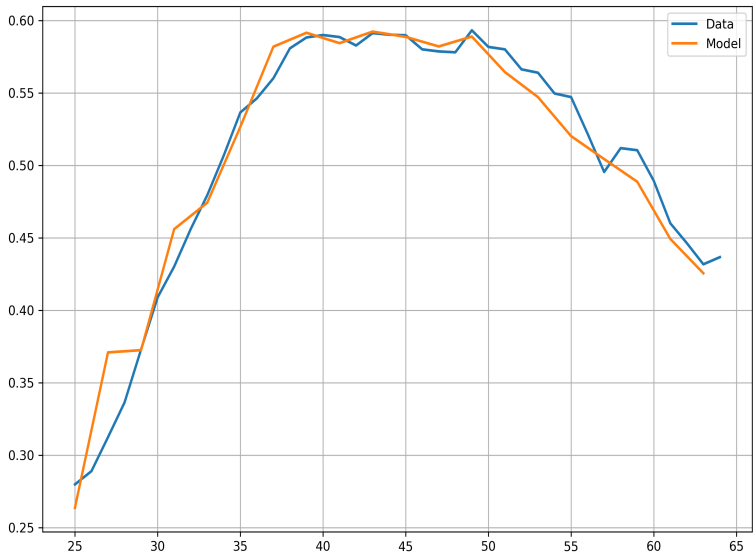

그림 12: 기혼여성의 연령별 고용률(1990-1994년). 이 그림은 1990–1994년 모형경제에서 기혼 여성의 고용률을 연령별로 보여준다.
Figure 12: Employment Rates and Disutility for Non-Leisure Time of Married Women (1990–1994). This figure displays the employment rates of married women at ages in the 1990's model economy.

의사결정이 주로 이루어졌음을 알 수 있다. 그림 14의 우측 패널은 연령별 자녀수의 비중을 나타낸다. 연령에 따른 자녀수의 비중은 전반적으로 기준경제와 유사하다. 자녀가 한 명인 가구의 비중은 31세부터 가파르게 증가해 39세에 정점을 보인 뒤 감소한다. 자녀가 한 명인 가구 비중이 감소하면서 자녀가 2명 이상인 가구들의 비중이 높아지기 때문이다. 자녀 1명의 비중이 가장 높은 연령대는 기준경제와 1990년대 경제에서 모두 39세인데, 이런 가구의 비중은 1990년대에는 85% 수준에 이르지만 기준경제(2015-2019년)에서는 80% 아래로 하락한다. 이상의 패턴들로 인하여 기준경제에 비해 1990년대 경제에서 낮은 연령대에서 보다 많은 출산을 하며 출산을 종료하는 연령대에서 다자녀 가구의 비중도 높아지는 경향을 나타내게 된다. 이는 1990년대 경제에서 여성의 임금수준이 30대 초반부터 하락하기 시작하여 성별 임금격차가 낮은 연령대에서도 기준경제에 비해 훨씬 크기 때문에 노동시장에 참여하기 보다는 출산을 하는 방향으로 인센티브가 작용하기 때문인 것으로 판단된다.

이상에서 1990년대 초반과 2010년대 후반에 걸쳐 성별 임금격차의 개선이 같은 기간 동안 기혼 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정에 어느 정도 영향을 미쳤는

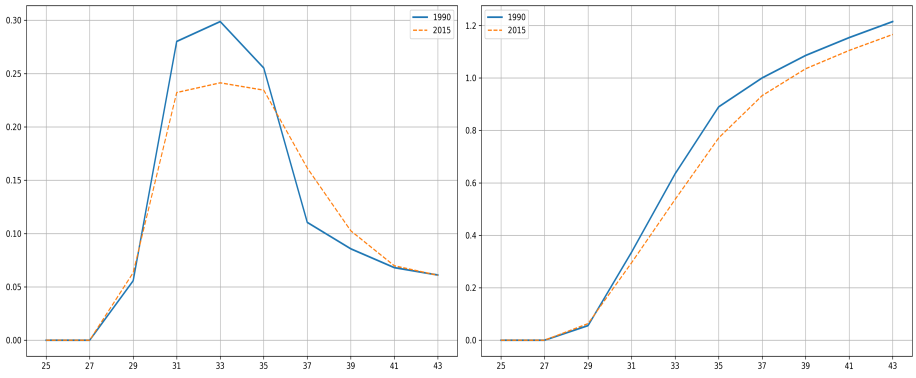

그림 13: 연령별 자녀수(1990-1994년). 이 그림은 1990년대 모형경제에서 미성년 자녀수를 연령별로 보여준다.
Figure 13: Number of Children in Household at Ages (1990–1994). This figure displays the number of children in household at ages in the 1990's model economy.

지 연령별 고용률과 자녀출산 비중 등을 정량적으로 분석하였다. 전체 여성의 출산 성향을 대표하는 집계변수로서 합계출산율은 1990년대 경제에서 1.215명으로 기준경제인 2010년대 후반 1.166명 보다 높다. 다만 두 기간에서 합계출산율의 차이가 0.05명 정도로 그다지 크지 않다. 고용률은 1990년대 경제에서 50.4%이던 것이 2010년대 후반에는 56.8%로 상당한 폭으로 상승하였다. 임금은 노동의 가격이므로 성별 임금격차의 개선이 기혼여성의 노동공급에 대한 인센티브를 훨씬 직접적으로 영향을 미치는 것으로 판단된다.

본 연구에서 성별 임금격차의 변화에 집중하기 위해 정량적으로 고려하지 않았으나 기혼여성의 노동공급과 출산 간의 선택에 영향을 미칠 수 있는 요소들이 있을 수 있다. 촛째, 출산과 자녀 양육에 대한 가치가 최근 시기로 오면서 과거에 비해 약화되었을 가능성이 있더, 이는 모형에서 자녀로부터 얻는 부모의 효용에 반영되는 것으로 볼 수 있는데 이에 대한 모수는 본 절의 분석에서 기준경제의 그것과 동일하게 설정하였다. 둘째, 미성년 자녀 양육에 소요되는 물적 인적 비용이 과거에는 최근 보다 현저하게 낮았을 것으로 판단할 수 있다. 이들 두가지 요소들은 공통적으로 1990년대 경제에서 기혼여성의 출산에 대한 선호를 높이는 방향으로 작용하는 요소들이다. 본 절의 분석은 이들과 관련한 모수들을 기준경제와 동일하게 설정한 상태에서 상대적 임금격차의 변화만에 의한 출산율의 변화를 정량적으로 계산한 것이므로 기준경제와 1990년대 경제에서 출산율의 변화가 크지 않게 나타났을

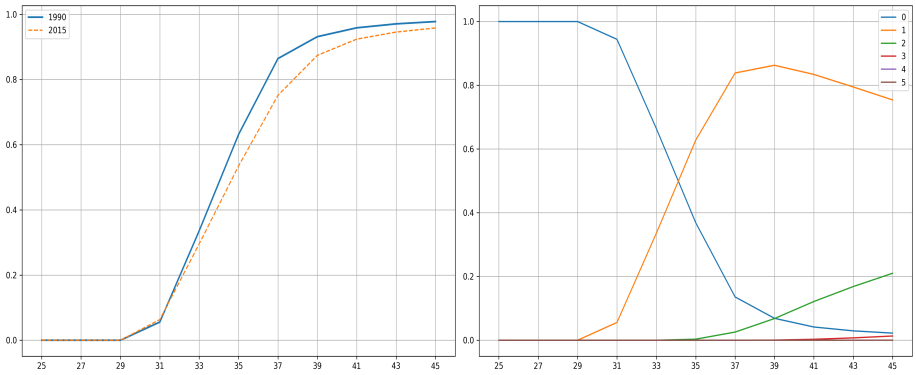

그림 14: 연령별 유자녀 비중 및 자녀수 비중(1990-1994년) 이 그림은 1990년대 모형경제에서 미성년 자녀가 있는 가구의 비중과 자녀수별 가구의 비중을 보여준다.
Figure 14: Fractions of Household with Children and by Number of Children (1990–1994). This figure displays the fractions of household with children and by the number of children in the 1990's model economy.

것으로 판단된다.

6. 결론

우리나라의 합계출산율은 1980년대 이후 지속적으로 하락하여 2000년대부터는 1.5명을 하회하게 되었고 2018년에는 1.0명 미만으로 하락했고 최근에는 0.7명대까지 하락하여 OECD 국가들 중에서 가장 낮은 수준이다. 우리나라는 합계출산율의 수준이 낮을 뿐만 아니라 하락폭이 매우 큰 것이 더 심각한 문제이다. 본 연구는 합계출산율의 하락 원인을 파악해보고자 하는 노력의 일환으로 수행되었으며 특히 과거 30여년 동안 성별 임금격차의 변화로 대표되는 노동시장에서 여성의 여건이 향상되어온 것이 여성의 경제활동 참가도의 상승과 합계출산율의 하락에 어느 정도 영향을 미쳤는지에 대해 분석하였다. 이를 위해 기혼 여성의 노동공급과 출산에 대한 의사결정을 명시적으로 반영할 수 있는 중첩세대 일반균형 모형을 구축하고 모의실험을 통해 성별 임금격차의 영향을 정량적으로 분석하였다.

2015년-2019년까지의 평균 경제 상황을 기준경제로 설정하였다. 기준경제에서 연령별 평균 자녀 출산수는 여성 연령 33세를 정점으로 역 U자 형태로 나타난다. 가구 소득수준과 자산수준이 매우 낮기 때문에 27세까지는 남녀 모두 노동공급을 해야 하므로 출산을 늦춘 것이다. 자녀 출산은 자산과 소득이 일정정도 발생해서 여성이 노동공급을 하지 않아도 되는 시점인 29세부터 나타난다. 31세에 급격히 증가한 뒤

33세에 정점에 이르고, 이후에는 급격히 하락한다. 출산이 가능한 마지막 연령인 43세에도 일부 자녀를 출산하는 경우가 존재한다. 연령별로 누적 평균 자녀수를 살펴보면 29세부터 자녀가 발생해서 35세에는 0.8명에 이른다. 마지막 출산연령인 43세에는 1.2명을 소폭 하회하는 수준까지 증가한다. 자녀가 있는 가구의 비중 역시 연령이 높아지면서 증가하는 모습을 보인다. 특히, 평균 자녀수가 급격히 증가해서 높은 수준을 유지하는 33세에서 39세까지 급격히 증가한다. 이후에는 증가폭이 다소 둔화되어 최종적으로 유자녀 비중은 90%를 상회한다. 소득하위 2분위부터는 소득수준이 높을수록 평균 자녀수가 증가하는 모습을 보인다. 소득 하위 1분위를 제외하면 소득수준과 평균 자녀수 간에는 양의 상관관계를 갖는 모습으로 나타난다.

1990년부터 1994년까지의 경제에서는 성별 임금격차가 기준경제에 비해 모든 연령에서 더 크게 나타났다. 25세부터 임금격차가 존재하고, 연령이 높이잘수록 심화된다. 뿐만 아니라, 여성의 연령별 임금 수준 자체가 30세 이후부터 낮은 수준에 지속적으로 머물고 있다. 이에 따라 모든 연령에서 출산율이 기준경제보다 높아진다. 연령에 따른 출산율 분포는 기준경제와 상당히 유사하지만 전체적으로 자녀 출산수가 기준경제에 비해 모든 연령대에서 높다. 여성의 임금 수준이 낮기 때문에 노동시장 참여보다는 자녀출산에 대한 의사결정이 높게 나타나고, 젊은 연령층에서 초산을 하는 확률이 높아지면서 자녀가 2명 이상인 가구도 늘어나게 된다. 연령별로 유자녀 비중을 비교하면 기준경제보다 확실히 높아진다. 기준경제에서는 35세에 유자녀 비중이 60%를 넘지 못했으나 1990년 경제에서는 해당 연령에서 유자녀 비중이 60%를 넘어선다. 35세 이후 유자녀 비중의 증가세도 기준경제보다 더 가파르게 나타난다. 이와 같은 결과들이 종합적으로 나타나면서 출산율이 기준경제보다 다소 높아진다. 소득수준과 출산율 간의 관계도 기준경제와 마찬가지로 소득 하위 1분위를 제외하고 소득수준이 높아질수록 평균 자녀수가 증가한다.

성별 임금격차가 개선되면서 여성의 경제활동 참여가 증가한 반면, 출산율이 하락하는 관계를 모형경제를 통해 분석하였다. 정성적인 측면에서는 성별 임금격차의 감소가 합계출산율을 감소시키는 방향으로 작용했지만 정량적인 측면에서 합계출산율의 변화는 실제 자료에서 관측되는 차이 만큼을 설명하지 못하는 한계를 지닌다. 자녀의 출산과 양육에 대한 가치관의 변화, 자녀 양육비용의 상승 등은 모형을 통한 분석에서 구체적으로 고려하지 않았으나 이러한 요소들이 합계출산율을 저하시키는 요소일 것임은 명백하다. 또한 결혼의 필요성 및 가치에 대한 사회적 인식의 변화로 혼인 연령이 높아져 출산 연령도 같이 높아지고 이것이 출산율을 저하시키는 요소로 작용하기도 한다. 본 연구에서 여성의 노동공급과 출산 및 육아에 대한 시간 배분에 영향을 미치는 다른 요소들을 언급하긴 하였으나 이들이 시간의 경과에 따라 어떤 변화 패턴을 따르고 있는지에 대해서 실증적인 연구가 아직까지는 부족하여 이러한 변수들의 변화가 합계출산율에 미치는 효과를 분석하기 어려운 측면이 있다. 이런

요인들에 대한 정밀한 분석은 향후 연구에서 고찰할 중요한 주제일 것이다.

최근 학술적 연구 뿐아니라 다양한 정책적 담론에서 결혼과 출산에 대해 영향을 미치는 많은 사회 경제적 요인들이 거론되고 있다. 특히 우리나라의 경우는 과거 고도성장기에 경제력의 집중을 통해 성장을 이끌었던 요인들이 현재에 와서는 성장률의 저하와 더불어 경제주체들 간에 과도한 경쟁을 유발하고 있다. 또한 인구고령화로 인한 노인부양 부담이 급격이 청년층들에게 전가되고 있는 점은 경제활동과 더불어 출산을 담당하는 주체들에게 상당한 경제적 부담으로 작용하고 있는 점들은 주지의 사실이다. 이러한 요인들은 본 연구에서 고려하는 부모가 자녀로부터 얻는 효용을 감소시키거나 자녀 양육 비용을 증가시키는 요인들로 볼 수 있을 것이다. 이런 관점에서 저출산 대응정책을 고안하고 수립하는데 자녀 양육과 관련한 비용의 개념을 단순히 부모가 직접 지출하는 비용에 국한할 것이 아니라 부모와 자녀의 생애주기에 걸쳐 장기적인 관점에서 심리적, 사회적 비용까지 포괄하는 개념으로 설정하고 이를 경감할 수 있는 정책적인 방안을 마련하는 것이 향후 출산율 제고에 기여할 것으로 판단한다.

참고문헌

강동수·김미곤·이소영·이상림·이경희·박미선 (2020). *저출산에 대응한 통합적 정책방안*, 경제인문사회연구회.

(Translated in English) Kang, D. S., Kim, M. G., Lee, S. L., Lee, K, H., and Park, M. S. (2020). *Integrated Policy Measures to Address Low Birth Rates*, National Research Council.

강신혁 (2020). *생애주기 구직노력과 소득 위험*, 한국노동연구원.

(Translated in English) Kang, S. H. (2020). *Life Cycle Job Search Efforts and Income Risk*, Korea Labor Institute.

국가기록원. *인구정책 어제와 오늘*, https://theme.archives.go.kr/next/populationPolicy/viewPolicy.do

(Translated in English) National Archives. *Population Policy: Past and Today*, https://theme.archives.go.kr/next/populationPolicy/viewPolicy.do

금재호 (2011). "성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구," *국제경제연구* 17, 161-184.

(Translated in English) Keum, J. (2011). “A study on the stagnation of the gender wage differences in Korea,” *International Economic Journal* 17, 161-184.

김경수·허가형·김윤수·김상미 (2018). *우리나라 저출산의 원인과 경제적 영향*, 국회예산정책처.

(Translated in English) Ki, K. S., Huh, G. H., Kim, Y. S. and Kim, S. M. (2018). *Causes and Economic Impact of Korea’s Low Birth Rate*, National Assembly Budget Office.

김선빈·한종석·홍재화 (2021). “여성경제활동을 통한 저출산고령화 경제적 충격 대응,” *경제학연구* 69, 139-177.

(Translated in English) Kim, S.-B., Han, J.-S., and Hong, J. H. (2021). “Attenuating economic shocks of demographic transition with female labor,” *Korean Journal of Economic Studies* 69, 139-177.

박진희·이시균·박세정 (2017). “주요 고용이슈 심층 분석: 최근 성별 임금격차 축소 원인 분석,” 고용동향 브리프 8, 한국고용정보원.

(Translated in English) Park, J. H., Lee, S. G., and Park, S. J. (2017). “In-depth analysis of key employment issues: Analysis of the causes of the recent narrowing gender wage gap,” *Employment Trends Brief 8*, Korea Employment Information Service.

류덕현 (2007). “출산율과 여성 노동공급에 대한 거시적 실증분석,” *공공경제* 12, 39-74.

(Translated in English) Ryu, D. (2007). “Fertility decline and female labor supply in Korea,” *Korean Journal of Public Economics* 12, 39-74.

민희철 (2008). “임금 및 소득이 출산 간격에 미치는 효과의 분석,” 재정학연구 1, 41-61.

(Translated in English) Min, H. C. (2008). “Effects of wages and income on the birth intervals in Korea,” *Korean Journal of Public Finance* 1, 41-61.

오창섭·최성혁 (2012). “저출산 원인의 실증분석: 혼인율 하락과 초혼연령 상승의 경제적 요인,” *복지행정논총* 22, 91-125.

(Translated in English) Oh, C.-S. and Choi, S.-H. (2012). “The empirical study on the cause of low fertility- factors to impact on falling of nuptiality and rising of ageat first marriage,” *Journal of Public Welfare Administration* 22, 91-125.

장광남 (2020). “성별 임금격차의 장기 추세와 요인분해분석,” *노동경제논집* 43, 75-107.

(Translated in English) Hwang, K. (2020). “The long-term trend and decomposition of gender wage gap,” *Korean Journal of Labor Economics* 43, 75-107.

통계청 (2020). “행정자료를 활용한 2019년 신혼부부통계 결과.”

(Translated in English) Statistics Korea (2020). “2019 newlyweds statistics - based on administrative data.”

통계청 (2021). “2020 한국의 사회지표.”

(Translated in English) Statistics Korea (2021). “2020 social survey.”

통계청 (n.d.). “경제활동인구조사.”

(Translated in English) Statistics Korea (n.d.). “Economically active population.”

통계청 (n.d.). “인구동향조사.”

(Translated in English) Statistics Korea (n.d.). “Internal migration statistics.”

통계청 (n.d.). “임금구조기본통계조사 (1981–2007).”

(Translated in English) Statistics Korea (n.d.). “Labor conditions by employment type.”

통계청 (n.d.). “고용형태별 근로실태조사 (2008–2018).”

(Translated in English) Statistics Korea (n.d.). "Labor conditions by employment type."

Becker, G. (1960). "An economic analysis of fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities–National Bureau Conference Series, No. 11, Princeton University Press.

Choi, S. (2019). "Gender wage gap in Korea in lifecycle perspective," *Japan Labor Issues* 3, 13-21.

Imai, S., and Keane, M. P. (2004). "Intertemporal labor supply and human capital accumulation," *International Economic Review* 45, 601-641.

Doepke, M., Hazan, M., and Maoz, Y. D. (2015). "The baby boom and World War II: A macroeconomic analysis," *Review of Economic Studies* 82, 1031-1073.

Lee, K. (2022). "The gender wage gap: Evidence from South Korea," *IZA Journal of Labor Economics* 11, 1-36.