

노동시장 이중구조와 출산의 기회비용

최 세 림*

본 연구는 이중 노동시장 구조를 갖고 있는 우리나라에서, 각 위치에 속한 여성 노동자들이 직면하는 출산의 생애 기대 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장 상대적 위치에 따른 격차를 계산해보고자 한다. 이를 위해 한국노동패널의 75~95년생 여성 표본 임금근로자를 추출하여 자녀와 관련된 임금과 노동시장 이탈 확률의 장기효과를 추정하는 실증 분석을 수행하였다. 표본선택효과로 인한 내생성 문제는 개인의 불관측한 시간불변 변인으로 인해 유발된다고 가정하여, 개인고정효과를 통제하는 패널 고정효과 모형을 사용하여 분석하였다. 분석 결과 자녀가 없을 경우 대비 자녀를 출산할 경우 노동이탈 확률(노동시장 이탈 및 임금근로 이탈)이 증가하지만 자녀 연령이 증가함에 따라 점차 감소하는 추이를 나타내는데, 전반적으로 중간이하 노동시장에 속한 집단의 이탈확률이 가장 높고, 대기업/공공부문 근로자의 이탈확률이 가장 낮았다. 각 노동시장별 임금패널티의 상대적 규모(% 변화)를 살펴본 결과, 중간 이하 노동시장 근무자의 임금패널티 규모가 단기/장기적으로 두드러지게 높고, 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀가 9세가 될 때까지 계속해서 임금패널티의 규모가 커지는 것으로 나타나지만, 각종 모성보호제도 활용이 용이하고 고용안정성이 상대적으로 높은 대기업정규직/공공부문 근로자의 경우 자녀연령이 증가함에 따라 급격하게 패널티 규모가 감소하는 것으로 나타났다.

주제어: 출산 선택, 여성 노동, 노동시장 이중구조, 모성 패널티

I. 서 론

1. 문제 의식

본 연구 노동시장 이중구조 내 다양한 노동시장 지위를 가진 여성들이 노동시장 지위별 출산의 기회비용이 동일하지 않을 것이라는 가정으로부터 출발한다.

경제학적 관점에서 노동시장에 참여하는 여성의 출산 결정을 살펴보면, 출산 선택은 단기적으로는 건강에 직접적인 영향을 미치고, 장기적으로는 자녀 양육에 필요한 추가시간 투입을 위하여 노동시장에 투자하는 시간을 대체하여야 하므로, 노동 소득 손실로 이어져 출산의 기회비용이 된다 (Becker, 1965; Mincer, 1962).

* 한국노동연구원 부연구위원

그런데 우리나라의 경우 일자리의 다양한 특성 요소들이 좋은 요소는 좋은 요소끼리, 나쁜 요소는 나쁜 요소끼리 결합되는 경향이 두드러지는 ‘노동시장 이중구조’를 갖고 있다(Dickens and Lang, 1987). 즉, 흔히 말하는 ‘좋은 일자리’인 대기업 정규직, 공공부문 종사자들은 높은 임금, 높은 고용안정성, 안전하고 쾌적한 일터, 다양한 복지혜택, 출산과 관련하여서는 다양한 모성보호제도를 누리지만, 대다수의 ‘ 좋지 않은 일자리’는 상대적으로 낮은 임금, 고용불안, 위험한 일터, 복지혜택에서 소외, 모성보호제도 활용의 어려움 등 좋지 않은 일자리 특성의 많은 요소를 동시에 갖고 있다.

이러한 우리나라 노동시장의 특수성을 고려할 때, 노동시장에서 상대적 위치에 따른 출산의 기회비용의 차이를 추정하여, 여성 노동자들이 노동시장에서 상대적 위치에 따라 직면하는 출산의 허들인 출산의 기회비용의 격차를 알아보는 것은 흥미로운 연구주제가 될 수 있다. 특히, 근로자에 대한 모성보호 제도, 육아지원 제도 등이 계속해서 양적, 질적으로 확대되는 와중에도 가입기 여성 고용률은 증가하지만, 출산율은 급격히 하락하고 있는 추이가 지속되고 있어, 출산과 관련된 여성 노동자의 노동시장적 허들이 무엇인지, 노동시장의 다양한 계층별로 차이가 존재하는지를 파악하는 것은 필요성이 높다.

그렇다면 출산의 기회비용은 어떻게 측정할 수 있을까?

출산 자체가 여성의 건강 상태를 일시적으로 일하기 어려운 상태로 만들기 때문에 단기적인 임금 손실, 생산성 손실은 피할 수 없으므로 단기적 ‘임금’ 측면 기회비용이 가장 직관적인 지표일 것이다.

하지만 자녀 출산 이후 자녀 양육 기간은 장기간이므로(18년 이상) 출산 결정과 관련해서 개인이 기회비용을 고려할 때 장기적 손실이 더욱 중요한 고려 요소일 것이다. 여성 근로자 출산의 장기적 기회비용은 출산으로 인해 직접적인 장기 임금 손실과 자녀 양육기 동안 경력단절(경력손실 및 노동시장에서 탈락)의 위험함을 반영하는 수치일 것이다.

일부 단순화 가정을 바탕으로 생애(장기적) 기회비용을 식으로 표현할 수 있다. (가정 1) 우선 자녀가 없는 여성이 노동시장에서 임금근로자로 일하고 있는 상황에서 자신이 무자녀 상태를 유지할 때 생애 전체의 임금 흐름(wage stream)을 예상할 수 있고, (가정 2) 자녀가 생겼을 때 자녀로 인한 생산성 하락이나 경력손실(기존 경력이 인정되기 어려운 다른 직업이나 일자리로 이행 등)로 인하여 발생하는 임금 흐름(wage stream)을 예상할 수 있다고 가정하여

$\{W_1, W_2, W_3 \dots W_T\}$ 를 현재의 노동시장 환경(L) 및 그 외 자신의 조건(X)을 고려한 자녀가 없을 때 각 기($\tau=1$ 은 현재)의 예상 임금 흐름

$\{\widetilde{W}_1, \widetilde{W}_2, \widetilde{W}_3, \dots \widetilde{W}_T\}$ 를 현재 상황 및 조건 (L,X)을 바탕으로 자녀로 인한 생산성 하락이나 경력손실 발생 시 각 기(t)의 예상 임금 흐름으로 정의한다.

또한 (가정 3) 미출산 여성은 현재 자신의 노동시장 환경에 대한 정보 등을 바탕으로 자녀를 출산할 경우 각 기에 자녀로 인하여 생산성 하락이나 경력손실이 발생할 확률과 아예 소득활동을 하지 않게 되는 노동이탈 확률을 대략적으로 예상하고 있다고 가정하여,

$\{\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3 \dots \Pi_T\}$ 를 현재 상황 기반(X, L) 각 기의 자녀로 인한 경력단절 및 생산성 하락 예상 확률의 흐름(probability stream)

$\{\tilde{\Pi}_1, \tilde{\Pi}_2, \tilde{\Pi}_3, \dots \tilde{\Pi}_T\}$ 를 현재 상황 기반(X, L) 각 기의 자녀로 인한 노동이탈(무소득/비경활이행) 예상 확률의 흐름으로 정의한다.

즉, 각 여성이 자녀를 출산하지 않은 상태에서 자녀를 출산하였을 때 자신의 노동시장 참여 및 성취 수준과 관련하여 미래의 상황을 현재 노동시장 환경을 바탕으로 예상한다는 것(그것이 정확하던, 정확하지 않던)을 가정한다는 것이다.

이러한 가정하에, 만약 t시점에 자녀를 출산하게 된다면 자녀 출산의 생애(장기적) 기대 기회비용(lifetime expected opportunity cost; $E(C|L, X)$)는 다음의 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{array}{lcl} \text{t기} & & \\ \text{자녀 출산의 생애} & = & \text{무자녀 기대} \quad - \quad \text{유자녀 기대} \\ \text{기대 기회비용} & & \text{생애임금} \quad \quad \text{생애임금} \end{array}$$

$$E(C \mid L_1, X_1) = E(\text{total wage}_{nochild} \mid L_1, X_1) - E(\text{total wage}_{have child} \mid L_1, X_1)$$

앞선 예상 임금 흐름(wage stream)들과 생산성 손실/노동 이탈 확률 흐름(probability stream)들을 포함하여 t기에 출산하게 될 때(현재는 1기) 출산의 기대 기회비용의 식을 다시 재구성하면, 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} E(C_1 \mid L_1, X_1) = & \left[W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \frac{1}{1+r^2} W_3 + \dots + \frac{1}{1+r^t} W_t + \dots + \frac{1}{1+r^T} W_T \right] \\ & - \left[W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \dots + \frac{1}{1+r^t} (W_t(1-\Pi_t-\tilde{\Pi}_t) + \tilde{W}_t\Pi_t) \right. \\ & \quad + \frac{1}{1+r^{t+1}} (W_{t+1}(1-\Pi_{t+1}-\tilde{\Pi}_{t+1}) + \tilde{W}_{t+1}\Pi_{t+1}) \\ & \quad + \dots + \frac{1}{1+r^T} (W_T(1-\Pi_T-\tilde{\Pi}_T) + \tilde{W}_T\Pi_T) \left. \right] \end{aligned}$$

즉 자녀가 없는 여성의 출산의 장기 기대 기회비용은 결국 자녀를 낳게 될 때 발생하는 임금패널티($W_t - \tilde{W}_t$), 자녀를 낳아서 생산성 하락이나 경력이 손실될 확률(Π_t), 노동시장에서 완전히 이탈될 확

률(\bar{w}_t), 자녀가 없을 시 확보할 수 있는 임금 수준(w_t)의 흐름(stream)에 비례함을 알 수 있다. 즉, 자녀출산으로 인한 임금페널티가 높을수록, 생산성 하락 및 경력손실 확률이 높을수록, 노동시장에서 이탈될 확률이 높을수록, 무자녀일 때 얻을 수 있는 임금수준이 높을수록 생애 기대기회비용은 높아지는 함수라고 볼 수 있다.

이를 우리나라의 상황적 배경에 대입하여 보자. 자녀 출산의 장기적 기회비용은 우리나라와 같이 장시간 근로하는 문화가 존재하는 나라에서 자녀가 태어나면 자녀에게 절대적인 시간 투입이 필요하여 근로시간을 단축하거나 현재 일자리에서 이탈하는 결과가 빈번히 일어날 수 있는데, 이 기간이 단기적이지 않고 자녀가 성인이 될 때까지 정도의 차이는 있지만 지속되는 투입이라는 측면에서. 작지 않은 규모의 생애임금손실이 발생하고 있을 것이다.

이에 더해 만약 우리나라의 이중 노동시장 구조로 인해 노동시장에서 여성 노동자의 상대적 위치에 따라 출산 후 임금 흐름과 출산 후 노동시장 이탈확률이 매우 다를 경우, 출산의 기대 기회비용에도 노동시장 이중구조로 인한 상당한 격차가 발생하고 있을 것이다.

따라서 본 연구는 이를 고려하여 여성의 현재 노동시장의 상대적 위치별로 출산의 기회비용이 어느 수준인지, 출산 선택권의 '장애 수준'의 불평등이 어느 정도인지를 확인하고자 하는 것이다.

본 연구에서는 이러한 노동시장 이중구조와 출산의 장기적 기대 기회비용의 경로에 초점을 맞추어 다음과 같은 구체적인 질문에 대한 실증 분석을 수행하고자 한다.

- 1) 노동시장의 상대적 위치별로 출산의 단기, 장기 임금 손실은 어느 정도인가?
- 2) 노동시장의 상대적 위치별로 출산 후 경력단절/노동시장 이탈로 이어질 확률은 어떠한가?
- 3) 1) 2)의 분석 결과를 바탕으로 대략적인 노동시장 상대적 위치별 기대 기회비용의 격차 수준은 어느 정도인가?

다음 절에서는 분석 자료를 소개하며, 3절은 실증 분석 방법에 대하여 논의한다. 4절에서 결과를 분석하며 5절은 본 연구의 분석을 요약하고 결론을 도출한다.

2. 기존 연구

본 연구의 연구는 여성 근로자가 자녀 출산이 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하며 이와 관련된 선행연구는 주로 출산이 여성 임금이나 노동시장 성과에 미치는 영향을 추정하거나 영향 요인 및 경로를 밝히는 모성 페널티 연구가 많다.

모성페널티 연구는 주로 자녀 출산이 여성 노동자의 임금에 미치는 효과를 추정하는 경우가 많은

데, 이러한 연구들은 다양한 국가의 데이터를 바탕으로 실증분석을 하여, 어느 나라도 모성 패널티가 존재함을 보여주었다 (Waldfogel, 1998; Killewald et al, 2013; Lundberg & Rose, 2000; Adda et al, 2015; Kahn et al, 2014 등).

자녀 출산으로 인한 임금 손실의 다양한 원인들에 대한 연구 결과도 존재한다. 가장 주된 원인은 자녀 출산으로 인한 단기/장기 경력단절, 이직 (Lundberg & Rose, 2000; Bertand et al, 2010; Budig & England, 2001; Grunner & Aisenbrey, 2016; Baum, 2002 등)이다. 최근 연구에서는 자녀 출산이 엄마의 생산성 하락으로 나타남을 실증적으로 확인하기도 하였다 (Gallen, 2018). 개인이 아닌 부부 차원으로 자녀 출산의 영향을 확대해서 간접적인 영향까지 고려하면, 결혼 및 자녀 출산 후 증가하는 가사노동의 부담을 여성(아내)이 상대적으로 많이 부담하게 되는 경로를 통해 기혼 여성의 임금손실이 발생하기도 한다(Juhn & McCue, 2017; Siegel, 2017 등). 한편, 모성패널티와 관련되는 일자리를 보장하는 육아휴직제도(job-protected maternity leaves)의 노동시장 효과를 분석한 연구들의 경우 이러한 제도가 거의 일관되게 자녀 출산으로 인한 경력단절이나 노동이탈확률을 낮추는 효과가 있음을 증명하였다(손연정 & 김근주, 2018; Baker & Milligan, 2008; Rossin-Slater et al, 2013; Lalive & Zweimuller, 2009; Yamaguchi, 2019 등).

이러한 모성 패널티 연구들은 주로 출산이 엄마의 노동시장 성과에 미치는 단기 효과를 분석한 것이 대부분이었으나, 최근 들어서는 장기효과를 파악하고자 하는 시도가 생기고 있다. 예를 들어, Kahn et al(2014)의 연구는 미국의 모성패널티를 추정하는데 있어 세 가지 노동시장 성과 지표(임금, 노동참여, occupational status)의 장기 효과에 초점을 맞추었는데 NLS 데이터를 사용하여 분석하였다. 그 결과 그들은 자녀 출산은 단기적으로는 세 가지 지표에 모두 부정적인 영향을 끼치지만, 시간이 흐름에 따라 모든 지표에서 회복을 확인하였다. 하지만 이 연구도 여성의 노동시장 성과 연구에서 중요한 표본선택편의에 대한 충분한 논의가 없었다는 한계가 존재한다.

또한 기존의 연구들은 모두 여성들의 다양한 인적, 노동시장 지위 관련 특성들을 통제하여 다양한 조건들이 동일할 때 출산이 여성 노동시장 성과에 미치는 한계효과를 분석하여 전체 여성의 평균 한계효과를 주로 분석하는 연구들이었다.

본 연구는 이와 접근을 달리하여 우리나라와 같이 노동시장이 계층 분리의 구조를 갖고 있을 때, 계층별로 직면하는 기회비용의 격차에 초점을 맞추고자 한다. 또한 출산 선택은 현실적으로 단기 모성패널티를 고려한 선택이라기보다 생애 모성 패널티를 고려한 선택일 것이므로 Kahn et al(2014)의 방법론을 참고하여 장기 모성패널티를 추정하는 것에 초점을 맞춘다.

II. 분석 자료

1. 분석 표본

본 연구의 분석은 한국노동패널 1~22차의 75년 이후 출생 여성(75~95년생)을 불균형패널 형태로 사용한다. 70년대생 여성과 80년대 이후 출생 여성의 노동시장 참여 선호, 자녀 선호, 직면하는 노동시장 환경 등이 이질적일 것을 고려하여, 이상적으로 추출할 수 있는 표본은 단일 출생 코호트(예-80년대생)이지만, 출산율이 매우 낮아지고, 초산연령이 지속적으로 높아지는 상황에서 출산경험과 장기효과를 분석하기에는 표본 수가 크지 않다. 따라서 충분한 규모의 유효 표본을 확보하기 위하여 75~79년생의 표본을 더하여 표본을 구축하였다.

표본은 노동시장에 전일제 임금근로자로 참여한 것이 관측되는 첫 시점(22차 이전)을 기준으로 당시 연령이 가임기(20~45세)인 경우 추출하여 관측 마지막 해까지 추적하여 마스터 표본으로 추출한다. 표집된 표본의 개인 수는 627명이며, 이들의 종단면 관측치까지 합한 총 표본 수는 2,725개이다.

이러한 방식으로 추출된 표본은 다음과 같은 특성이 있다.

1) 관측 첫 기는 모두 전일제 임금근로자로 근무하며 가임기 연령임.

2) 표본은 75년생 이후 출생 여성으로 이루어져 있어 코호트별로 직면하는 노동시장 환경, 노동참여 및 출산 선호가 변화해왔을 가능성이 높기에 연령대별 특성 차이가 존재할 것임.

- 예를 들어, 2008년 이후 20대 후반 성별 고용률 격차가 급격히 좁혀지기 시작했고, 2014년 이후 거의 수렴하였기에 10년이라는 기간 안에도 청년 여성들의 경제활동 참가 선호가 변화하였거나, 노동시장 진입 여건이 변화하였을 가능성이 존재함.

하지만 이러한 코호트별 노동 선택 성향 특성이나 노동시장 환경 차이는 패널모형에서는 개인고정효과를 포함하면 통제된다. 횡단면 분석을 하게 될 경우 코호트 고정효과 항을 포함시켜 통제할 수 있다.

한편, 분석은 현재(t 기) 임금근로자로 일을 하고 있다는 것을 전제로 다음 기($t+1$ 기) 이행과 현재(t 기)의 임금에 관한 분석을 중심으로 하므로 분석에 사용되는 유효 표본은 마스터 표본 중에도 t 기에 일하는 표본으로 구성된다. 물론 분석 방법에서 언급하듯 선택적 노동 참여로 인한 표본선택효과를 통제하는 경우에는 노동시장 미참여 표본까지 포함한 마스터 표본을 사용한다.

t 기에 소득이 있는 임금근로를 하는 경우로 한정할 때 총 표본 수는 2,050개, 임금 근로를 하는 표본으로 한정할 경우 표본 수는 2,009개이다.

분석 표본을 임금 근로자로 한정하는 이유는 임금근로자는 고용주와 구직자/노동자가 구분되어 각각 노동 수요자와 공급자로서 일(job)을 주어진 임금(wage)으로 교환하는 노동시장에 참여하는 자이지만 비임금 근로자의 경우 본인 스스로가 노동 공급자이자 수요자이며 시장에서 일을 임금으로 교

환하는 참여자가 아니기 때문이다.

2. 기초 통계

분석 표본에 대한 기초통계량은 <표 1>에 제시하였다. <표 1>은 추출 표본의 관측 첫째 기준 기초 통계와 그들의 추적된 패널 전체의 기초 통계를 보여준다.

관측 첫째를 기준으로, 평균 연령은 30.9세이며, 표본의 26%는 75~79년생, 56%는 80년대생 18%는 90~95년생으로 추출되었음을 확인할 수 있다. 교육연수는 첫째 기준 평균 14.8년이고 전체 패널로 확장하였을 때 미세하게 높아지는 것으로 미루어 볼 때, 일부 표본들은 추가로 교육을 이수하는 것을 알 수 있다. 첫째 기준 기혼자의 비율은 62%이며, 패널 전체에서는 79%이며 자녀가 있는 비율은 첫째, 30%, 패널 전체에서는 61%로 나타난다. 유자녀 자의 표본 추출 첫째의 유자녀 자의 자녀 수는 1.57명, 패널 전체로 확대될 때 1.63명이며, 가장 어린 자녀의 나이는 관측 첫째나 패널 전체에서 평균 4세로 나타난다.

한편, 유자녀자 표본 수에 비해 가장 유자녀자이며 어린 자녀의 연령 값을 가지는 표본 수가 약간 적는데, 이는 가장 어린 자녀의 연령 값 변수를 한국노동패널의 만 18세 미만 동거 자녀의 사교육 정보 응답 내용을 활용하여 변수를 생성하였기 때문이다²⁾. 이 경우 만 18세 이상의 자녀가 있는 경우, 자녀가 사망하였거나 동거하지 않는 경우에는 응답되지 않아서 정보가 없다. 본 연구는 자녀 출산과 양육으로 인한 모의 노동시장 성과에 영향을 살펴보므로 양육이 필요한 만 18세 미만이며 동거 자녀를 중심으로 파악되는 해당 변수를 사용하는 것이 적합하다.

노동참여와 관련하여서는, 애초에 표본 추출 시 관측 첫째 임금근로자로 일하는 것이 조건으로 하여 관측 첫째의 경우 전원이 임금근로자로 일하고 있다. 패널 전체로 확장하였을 경우, 소득이 있는 형태로 일하지 않는 비율이 23%, 임금근로자로 일하지 않는 경우가 25%로 나타난다.

지역분포의 경우 관측 첫째의 경우 대체로 서울, 광역시, 경기도, 기타 도 지역으로 고르게 분포하지만, 패널로 표본을 확대할 때, 서울 거주비율은 감소하고, 광역시와 기타 도 지역 거주 비율이 높아진다.

2) 이 방법은 노동패널팀에서 공식적으로 제시한 자녀 수 변수 도출 방법이며 관심 자녀 수가 미성년 자녀 수 일 때, 동거 자녀를 중심일 때 유용한 방법이다. (김유빈 외, 2018)

<표 1> 전체 표본 기초통계

| 변수 | 관측 첫째 전체 표본 | | | 전체 패널 표본 | | |
|-------------|-------------|-------|----------|----------|-------|----------|
| | N | 평균 | 표준 편차 | N | 평균 | 표준 편차 |
| 연령 | 627 | 30.86 | 5.34 | 2,725 | 33.10 | 4.93 |
| 75~79년생 | 627 | 0.26 | 0.44 | 2,725 | 0.39 | 0.49 |
| 80~89년생 | 627 | 0.56 | 0.50 | 2,725 | 0.53 | 0.50 |
| 90~95년생 | 627 | 0.18 | 0.39 | 2,725 | 0.08 | 0.27 |
| 교육연수 | 627 | 14.78 | 1.76 | 2,725 | 14.86 | 1.75 |
| 기혼 | 627 | 0.62 | 0.49 | 2,725 | 0.79 | 0.41 |
| 자녀있음 | 627 | 0.30 | 0.46 | 2,725 | 0.61 | 0.49 |
| 자녀 수(유자녀자) | 190 | 1.57 | 0.68 | 1,661 | 1.63 | 0.63 |
| 가장 어린자녀의 연령 | 160 | 4.03 | 4.03 | 1,596 | 4.05 | 3.36 |
| 일함 | 627 | 1.00 | 0.00 | 2,725 | 0.77 | 0.42 |
| 임금근로자로 일함 | 627 | 1.00 | 0.00 | 2,725 | 0.75 | 0.43 |
| 서울거주 | 627 | 0.25 | 0.43 | 2,725 | 0.21 | 0.40 |
| 광역시/특별시 거주 | 627 | 0.26 | 0.44 | 2,725 | 0.28 | 0.45 |
| 경기도 거주 | 627 | 0.25 | 0.43 | 2,725 | 0.24 | 0.43 |
| 기타 도 거주 | 627 | 0.24 | 0.43 | 2,725 | 0.27 | 0.44 |

패널 표본에서 t기에 임금근로자로 일 하는 표본으로 한정된 분석용 표본에 대한 기초통계는 <표 2>에 정리하였다. 먼저 좌측 열의 임금근로자 표본을 살펴보면, 이들의 평균 연령은 약 33세, 출생 코호트 분포는, 75~79년생이 39%, 80년대생이 51%, 90~95년생이 10%로 나타난다. 교육연수는 약 15년이며, 기혼 비율은 74%, 유자녀 비율은 54%, 유자녀자의 자녀 수는 1.66명이다. 만 18세 미만 동거자녀가 있는 경우 가장 어린 자녀의 연령은 약 4.3세이다. 지역분포는 서울 거주자가 22%, 광역시/특별시 거주자가 29%, 경기도 거주자가 23%, 기타 도 지역 거주자가 26%로 나타난다. 전일제 임금근로자로 표본을 한정할 경우, 41개의 표본이 누락되는데, 이들의 기초통계량은 임금근로자 표본과 거의 동일하다.

<표 2> 근로조건 충족 표본 기초통계

| 변수 | 임금근로자 | | | 전일제 임금근로자 | | |
|-------------|-------|-------|------|-----------|-------|------|
| | N | 평균 | 표준편차 | N | 평균 | 표준편차 |
| 연령 | 2,050 | 32.97 | 5.13 | 2009 | 32.93 | 5.12 |
| 75~79년생 | 2,050 | 0.39 | 0.49 | 2009 | 0.39 | 0.49 |
| 80~89년생 | 2,050 | 0.51 | 0.50 | 2009 | 0.50 | 0.50 |
| 90~95년생 | 2,050 | 0.10 | 0.30 | 2009 | 0.10 | 0.30 |
| 교육연수 | 2,050 | 14.94 | 1.79 | 2009 | 14.94 | 1.79 |
| 기혼 | 2,050 | 0.74 | 0.44 | 2009 | 0.74 | 0.44 |
| 자녀있음 | 2,050 | 0.54 | 0.50 | 2009 | 0.53 | 0.50 |
| 자녀 수(유자녀자) | 1,098 | 1.66 | 0.63 | 1066 | 1.65 | 0.62 |
| 가장 어린자녀의 연령 | 1,040 | 4.27 | 3.48 | 1008 | 4.23 | 3.50 |
| 서울거주 | 2,050 | 0.22 | 0.41 | 2009 | 0.22 | 0.42 |
| 광역시/특별시 거주 | 2,050 | 0.29 | 0.45 | 2009 | 0.29 | 0.45 |
| 경기도 거주 | 2,050 | 0.23 | 0.42 | 2009 | 0.23 | 0.42 |
| 기타 도 거주 | 2,050 | 0.26 | 0.44 | 2009 | 0.22 | 0.41 |

다음으로 출생 코호트별로 표본의 특성 차이가 존재하는지 확인하기 위하여 <표 3>에서 패널 마스터 표본(t기에 근로조건을 적용하지 않은 표본)을 기준으로 코호트별 기초 통계를 요약하였다.

먼저 교육연수의 경우 75~79년생이 평균 14.86년, 80년대생이 14.87년, 90~95년생이 14.76년으로 코호트별로 뚜렷한 차이가 존재하지 않는다. 기혼 비율은 연령대가 높을수록 높아, 75~79년생이 92%, 80년대생이 79%, 90~95년생이 20%로 나타났다. 마찬가지로 유자녀자 비율도 연령대가 높을수록 높게 나타나, 75~79년생이 76%, 80년대생이 58%, 90~95년생이 10%로 나타난다. 유자녀자의 자녀 수와 만 18세 미만 동거자녀 중 가장 어린자녀의 연령도 연령대가 높은 집단일수록 평균적으로 높게 나타난다. 현재의 경제활동 상태는, 75~79년생은 일 하는 비율이 79%, 임금근로자 비율이 76%이며, 80년대생은 각각 73%, 72%, 90~95년생은 각각 96%, 95%로 80년대생이 가장 낮게 나타난다. 이는 아마도 80년대생의 자녀의 평균 연령이 낮고 유자녀자 비율이 높은 것과 관련될 것이다. 한편 거주 지역의 경우, 75~79년생은 광역시, 경기도 거주비율이 높고, 80년대생은 기타 도와 광역시 거주비율이 가장 높게 나타나며, 90~95년생의 경우 광역시, 경기도 거주비율이 가장 높게 나타난다.

<표 3> 출생 코호트별 표본 기초통계

| 변수 | 75~79년생 | | 80년대생 | | 90~95년생 | |
|-------------|---------|-------|-------|-------|---------|-------|
| | N | 평균 | N | 평균 | N | 평균 |
| 교육연수 | 1,060 | 14.86 | 1,446 | 14.87 | 219 | 14.76 |
| 기혼 | 1,060 | 0.92 | 1,446 | 0.79 | 219 | 0.20 |
| 자녀있음 | 1,060 | 0.76 | 1,446 | 0.58 | 219 | 0.10 |
| 자녀 수(유자녀자) | 806 | 1.71 | 834 | 1.55 | 21 | 1.33 |
| 가장 어린자녀의 연령 | 776 | 5.20 | 800 | 2.98 | 20 | 2.10 |
| 일함 | 1,060 | 0.79 | 1,446 | 0.73 | 219 | 0.96 |
| 임금근로자로 일함 | 1,060 | 0.76 | 1,446 | 0.72 | 219 | 0.95 |
| 서울거주 | 1,060 | 0.20 | 1,446 | 0.21 | 219 | 0.18 |
| 광역시/특별시 거주 | 1,060 | 0.29 | 1,446 | 0.28 | 219 | 0.32 |
| 경기도 거주 | 1,060 | 0.28 | 1,446 | 0.21 | 219 | 0.30 |
| 기타 도 거주 | 1,060 | 0.24 | 1,446 | 0.30 | 219 | 0.21 |

III. 분석 방법

본 연구의 분석은 기본적으로는 출산이 다양한 노동시장 환경에 있는 여성 근로자의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한 것을 바탕으로 출산 전 노동시장에서 상대적 위치별 출산의 생애 기대 기회비용의 격차를 가늠해보는 것을 목적으로 한다.

앞서 서론에서 설명한 바와 같이, 자녀가 없고 현재 일하고 있는 여성의 자녀출산의 생애 기대 기회비용(Lifecourse Expected opportunity cost)은 자녀 출산 후 각 기의 예상 임금과 경력단절(단기, 영구 노동시장 이탈) 확률의 함수로 이루어져 있을 것이다.

따라서 본 연구의 분석은 생애 기대 기회비용 함수에서 가장 중요한 변수인 월 평균 임금과 노동이탈 여부를 종속변수로 한 실증 분석을 수행할 것이다.

생애 기대 기회비용의 함수를 복잡하게 구성하자면, 더 다양한 상황별 임금 흐름(wage stream)과 각 상황의 확률을 포함할 수 있으나 본 연구에서는 이를 단순화하여 일을 지속할 경우 임금 흐름과 각 기별 일을 하지 않게 될 확률만을 고려하려고 한다. 이는 경력단절의 기간에 따른 노동시장 복귀 시 임금 손실분의 차이는 크지 않다는 단순화 가정을 내포하는 것이다. 또한 출산 전 시점에서 개인이 출산하였을 시, 하지 않았을 시, 일을 계속할 시, 계속하지 않을 시에 대한 예상 임금 흐름을 바탕으로 기대 기회비용을 예측하는 것이며, 본 연구의 표본 추출 및 활용도 출산 전 시점의 노동시장의 상대적 위치를 바탕으로 하므로 출산의 기대 기회비용은 출산 전 일하던 일자리의 노동시장 상대적 위치와 관련이 있다는 가정도 내포하고 있다. 이러한 단순화 가정은 여러 한계점을 갖게 되지만, 본 연구의 연구목적인 출산의 출산 전 기대 기회비용의 노동시장 상대적 위치별 격차를 대략적으로 가늠하는 것에는 충분하다는 판단에서 실증분석 종속변수를 임금과 노동시장 참여 여부로 하였다.

분석에서 가장 중요한 설명변수는 노동시장 이중구조에서 각 개인의 상대적 위치를 판별하는 변수이다. 본 연구에서는 기본적으로는 윤윤규 외(2018)의 연구에서 Hudson(2007)의 이중노동시장 구분 방법을 우리나라 상황에 맞게 제시한 방법을 응용하여 우리나라 노동시장을 크게 1차 노동시장, 중간 노동시장, 2차 노동시장으로 구분할 것이다. 해당 연구에서는 노동시장을 1차, 중간, 2차로 구분하는 변수를 비정규직 여부, 퇴직금 미적용 여부, 상여금 미적용 여부, 저임금 여부를 기준으로 3~4가지 변수를 충족할 경우 2차 노동시장, 1~2가지 변수를 충족할 경우 중간 노동시장, 충족되는 변수가 없을 경우 1차 노동시장으로 구분하는 방식을 제시하였다.

본 연구에서는 노동시장 구분 변수는 비정규직 여부, 퇴직금 미적용 여부, 저임금 여부를 사용한다. 노동패널에서는 상여금 수혜 여부를 묻는 변수가 존재하지 않으므로 본 분석에서는 상여금 수혜 여부는 노동시장 구분변수로 사용할 수 없다. 저임금 여부는 윤윤규 외(2018)을 그대로 따라 연도별 법정개원회생 3인 가구 소득 기준을 사용하여, 개인의 소득 수준이 이 이하일 경우 저임금으로 판단한다.

한편, 이러한 노동시장 구분 방식에서는 실제 자녀 양육과 같이 장기간에 걸친 직간접 비용이 수반되는 선택의 중요 노동시장 고려 요소인 고용 안정성, 경력단절 예방과 깊이 관련 있는 각종 모성보호제도 활용 가능 여부가 충분히 고려되지 않는다. 여성 근로자의 출산의 기회비용을 반영한 출산선택의 확률은 이러한 특성이 유독 도드라지는 공공부문 근로자와 대기업 정규직 근로자에게서 높게 나타난 것이 기존 국내 연구들의 공통된 지적이었다. (윤자영 외, 2020; 김인경, 2017 등...) 또한 보통은 청년 시기인 미출산 시점의 여성 근로자는 윤윤규 외(2018)의 연구에서 구분하는 2차 노동시장에 속하는 비율이 매우 낮은 특징을 가진다(안주엽 외, 2019).

이에, 본 연구에서는 2차 노동시장을 따로 구분하지 않고, 중간 이하 노동시장으로 통합하며, 대기업 정규직과 공공부문 근로자를 1차 노동시장 집단에서도 따로 구분한다. 즉, 분석에서 사용하는 노동시장 구분변수는 우리나라 노동시장을 (1) 대기업/공공부문, (2) 1차 노동시장, (3) 중간 이하 노동시장 3가지로 구분한다.

실증 분석은 출산이 엄마의 노동시장 성과에 미치는 장기효과를 분석한 Kahn et al(2014)의 모형의 아이디어를 응용하여 분석한다. Kahn et al(2014)의 연구는 매우 긴 패널인 NLS-YW 데이터를 사용하여 출산의 장기 영향을 파악하기 위하여 엄마의 연령대(20, 30, 40, 50대) X 자녀 수의 상호작용 변수를 포함하여 출산이 노동시장 성과에 미치는 장기효과의 변화 측정하였다. Kahn et al(2014)의 연구에서 사용한 NLS-YW 데이터의 표본 여성들은 대체로 비슷한 시점에 첫 자녀를 출산하였기에 여성의 연령대를 출산의 장기효과를 측정하는 대리변수(Proxy variable)로 사용하는 것이 가능하였다.

그러나 본 분석에서 사용하고자 하는 한국노동패널의 경우, NLS-YW 데이터만큼 패널길이가 길지 않고, 우리나라 여성 노동시장이 급격히 변해옴에 따라본 분석이 상대적으로 최근 코호트를 추출하여 분석한다는 점, 그리고 최근 저출산 기조의 심화로 인해 초산 연령의 분포가 커졌다는 점에서 동일한 방법으로 분석할 수는 없다.

따라서 본 연구에서는 엄마의 연령대 X 자녀 수가 아닌 가장 어린 자녀의 연령을 1~3세, 4~9세, 9세~18세, 동거 자녀가 없는 경우 대한 카테고리 변수로 설정한 모형을 분석할 것이다. 자녀의 연령을 위와 같이 구간으로 나누어 변수를 설정하는 가장 중요한 이유는 자녀의 연령에 따른 엄마의 노동시장 성과의 변화가 선형적이지 않을 가능성이 크기 때문이다. 즉, 자녀가 3살에서 4살이 되었을 때 엄마의 노동시장 성과에 미치는 영향과 14살에서 15살이 되었을 때의 영향이 동일하지 않을 가능성을 고려한 것이다. 또한 연령을 3세, 9세를 기준으로 구분한 것은 현재 우리나라 보육 및 교육 체계 및 보육 환경과 연령대별 돌봄 특성의 차이를 고려한 것이다³⁾. 한편, 연령 구분을 더욱 촘촘히 하는 것을 고려할 수 있으나, 표본 수 대비 분석 모형에 포함되는 카테고리가 많아질수록 추정 효율성이 손실된다. 특히 이러한 문제는 종속변수가 이항변수(예-노동이탈)일 때 두드러진다. 따라서 임금효과를 분석하는데 있어서는 추가적으로 좀더 세분화된 자녀의 연령 구분 변수(0~3세, 4~6세, 9~12세, 12세 이상)를 활용해 자녀출산의 임금 장기효과를 살펴보겠지만, 주된 분석 모형에서는 자녀 연령을 세 구간(3세, 4~9세, 9세 이상)으로만 한정하여 분석한다.

가장 어린 자녀의 연령 변수는 관측 첫 기의 노동시장에서 상대적 위치를 (1) 대기업, 공공기관, (2) 그 외 1차 노동시장, (3) 중간 이하 노동시장으로 구분한 변수와 결합하여 준거집단이 자녀가 없고 첫 기에 각 위치에서 관측된 여성으로 한다.

한편 Kahn et al(2014)의 연구는 자녀 출산 선택과 시장 임금에 동시에 영향을 끼칠 수 있는 개인의 불관측 특성을 통제하기 위하여 패널형태의 데이터의 이점을 살려 개인 고정효과 모형을 사용하였는데, 본 연구도 동일한 내생성 문제를 갖고 있으므로 패널 고정효과 모형을 기본으로 사용한다. Kahn et al(2014)의 모형은 출산 전후로 변화하는 노동참여의 선별성(selectivity)에 대한 논의는 충분히 하지 않았다.

만약 출산 선택, 노동시장에서 어떤 일자리를 갖고 일을 지속 할 것인지에 대한 선택과 관련되어 내생성(endogeneity)이 유발되고 있다면, 이는 모형의 주요 관심변수의 영향에 대한 추정값에 편의를 야기할 수 있다.

그런데, 이러한 내생성 요인이 시간 불변, 불관측 변수인 개인의 고유한 성격, 선호(preference)등과 관련하여 유발되는 부분이 주요하다면, 개인고정효과 모형을 사용하였을 때 편의가 교정된다. 최근 동일 자료를 활용하여 여러 유사한 분석이 이루어졌는데, 공통적으로 출산-일자리 특성-노동참여를 중심으로 분석하는 연구에서는 개인고정효과를 통제할 경우, 모형에 포함된 통제변수(일자리 관련 변수, 개인 특성 등)이 노동참여의 선별성으로 발생하는 표본선택편의가 적절히 통제됨이 확인되었다⁴⁾(윤자영 외, 2020; Choi, 2017). 따라서 본 분석에서는 표본선택편의는 개인고정효과 모형을 사

3) 우리나라에서는 만 3세까지는 보편적 보육체계 하에 보육만을 제공하고 있는데, 이는 만 3세까지의 연령이 절대적으로 보육이 필요한 연령이라는 것을 반증하는 것이다. 만 3세 이후 유치원에 진학이 가능하고, 만 3~5세는 누리과정이라는 공통 교육과정을 이수하는 단계인데, 만 3~5세에 추가적으로 초등학교 입학후 급격히 하교시간이 일러져 “돌봄 절벽”이 발생하므로 초등학교 저학년 아동(9세)를 더하여 하나의 카테고리로 통합하여 구분하였다.

4) 예를 들어 윤자영 외(2020)의 연구에서는 노동패널 12-21차 자료를 활용하여 일자리 안정성이 출산결정에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 노동참여의 선별성을 고려하기 위하여 Wooldridge(1995)의 방법으로 생성한 표본선택편의의 교정항인 역밀스비(Inverse mills ratio)항을 포함한 모형을 추정해 보았으나 계수(λ)값이 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 출산-여성일자리-노동참여 선택의 상관관계로 인한 내생성이 표본선택으로 인한 편의를 유발하지 않거나, 모형에 포함된 통제변수와 개인고정효과로 충분히 통제되고 있다는 것을 의미한다.

용하므로 충분히 통제되고 있다는 것을 전제로 결과를 해석할 것이다.

구체적인 분석 모형은 다음과 같다.

$$Drop_{i,t+1} = \beta_0 + [D_0 \times CAge]_{i,t}'\theta + X_{i,t}'\gamma + t_t + a_i + \epsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

먼저 종속변수를 다음 기 노동 이탈 여부(Drop)로 하는데, 이 변수는 t+1기에 노동시장에서 이탈할 때 1의 값을 가지고 계속해서 남아 있을 시 0의 값을 가지는 변수이다. 여기서 ‘노동시장 이탈’은 세 가지로 정의하여 세 경우에 대해 각각 분석한다.

(1) 노동시장에서 완전히 이탈할 때 1의 값을 가지고 어떤 종류의 일자리이던 소득이 있는 일(무급 노동 제외)을 지속할 때 0의 값을 가지는 경우

(2) t기 전일제 임금근로를 전제로, 전일제 임금 근로 일자리에서 이탈할 때 1의 값을 가지고(비임금근로나 시간제 일자리로 이행할 때 포함), 전일제 임금 근로를 지속할 때 0의 값을 가지는 경우

(3) 지금(t기의)의 일자리에서 이탈할 때 1의 값을 가지고((1), (2)의 경우 및 이직까지 포함), 동일 일자리를 지속할 때 0의 값을 가지는 경우

다시 말해, 이 모형은 t기의 개인 특성과 노동 관련 변수들을 바탕으로 다음 기(t+1)에 노동시장 이탈 확률을 추정하는 식 (2.1)로 표현될 수 있다. 모형에서 D_0 항은 이중노동시장에서 상대적 위치의 카테고리 변수로 중간 이하 노동시장은 0, 1차 노동시장은 1, 대기업 정규직 및 공공기관 종사자는 2의 값을 가지는데 모형에서는 각각의 더미변수로 포함되어 준거집단은 중간 이하 노동시장이다. $CAge$ 는 가장 어린 자녀의 연령대의 카테고리 변수로 준거집단은 무자녀인 경우이다. 분석은 $D_0 \times CAge$ 의 계수 값의 벡터인 θ 를 추정하는 것을 목표로 한다. D_0 항과 $CAge$ 항의 결합 벡터를 모형에 포함하였기에 각각 노동시장 위치에 따른 종속변수의 변화(예- ‘1차 노동시장’ 효과)나 자녀 연령대에 따른 효과(예-자녀가 3세 미만인 것의 효과)는 결합 벡터에서 하나의 카테고리로 통제가 되어, D_0 항이나 $CAge$ 을 별도로 모형에 넣는 것과 결과적으로 동일한데, 상대적 효과를 계산하여 비교하는 것이 단순화되므로 따로 D_0 항과 $CAge$ 항을 포함시키지 않는다.

θ 벡터의 값은 준거집단인 중간 이하 노동시장에 속하며 자녀가 없는 집단을 기준으로 그들 대비 각 노동시장 이중구조 구분에 속하며 자녀가 있으며 각 연령대에 해당될 경우 종속변수에 미치는 차등 효과를 추정한 값을 나타낸다.

모형의 통제변수들은 $X_{i,t}$ 에 포함되어 있는데, 개인의 인적 특성 및 가구 특성 변수들(X1 벡터)인 나이, 교육 수준⁵⁾, 비근로 가구소득 (배우자 소득+기타 소득), 지역 구분(서울, 광역시/특별시, 경기도, 기타 도) 변수와 노동시장 관련 변수들인 노동시장 경력, 경력 제공, 임금 수준, 임금 수준 제공, 주당 총 근로시간을 포함한다. 한편, 자녀 수는 한 자녀 비율이 높은 데이터에서 분석의 중심변수인 가장 어린 자녀의 연령대와 공선성(collinearity)가 매우 높아 분석에 포함하지 않는다. a_i 는 개인의 불관측

5) 교육 수준이 변화하는 집단도 존재하므로 시간불변 변수는 아니기에 패널고정효과 모형임에도 포함한다.

특성 중 종속변수인 노동 이탈 확률과 주요 통제변수인 가장 어린 자녀의 연령대를 반영하는 자녀 유무 및 초산 연령 결정과 동시에 관련되는 변인을 포함한다. 예를 들어 자녀 및 자녀 양육에 대한 선호와 같은 불관측 변인을 포함할 수 있다. 자녀에 대한 선호는 통제되지 않을 시 θ 를 과대 추정하게 할 것이다. t_i 항은 각 시점 별 노동시장 참여자에게 공통적으로 영향을 미치는 거시요인들에 대한 고정효과를 통제하는 항이다. 예를 들어 각 연도의 노동시장의 전반적 상황이나 국가 전체의 관련 제도의 영향을 흡수한다. 개인고정효과 모형과 결과 비교를 위하여 횡단면 분석을 수행할 때는 코호트 고정효과 항을 포함하여 70년대, 80년대, 90년대 생의 고유한 노동선택 특성 및 직면하는 노동시장 환경과 관련된 집단적 고유 특성을 통제한다.

한편, 다음 기 노동시장 이탈 확률 모형은 종속변수가 0과 1의 값을 갖는 이항변수이다. 일반적으로 이항변수 모형을 추정할 때는 Probit이나 Logit과 같은 비선형 모형을 추정한다. 하지만 본 연구의 분석은 패널 고정효과를 통제하는 방식에 크게 의존하여 내생성 문제를 해결하고자 하므로 선형확률모형(Linear Probability Model)을 기본으로 사용한다. Probit 모형에서는 개인고정효과를 통제할 수 없으며, Logit 모형에서는 개인고정효과를 통제하는 것이 가능하기는 하지만, 패널 데이터의 개인별 관측 기간(T)이 길지 않을 경우 모형이 잘 수렴하지 않는 문제가 발생하기 때문이다(Incidental Parameter Problem).

다음으로, 종속변수를 임금으로 한 모형은 식 (2.2)로 표현될 수 있다.

$$\log wage_{i,t} = \beta_0 + [D_0 \times CAge]_{i,t}' \theta + X_{i,t}' \gamma + t_i + a_i + c_c + \epsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

$\log wage$ 는 임금 수준 변수인데, 2015년 물가를 기준으로 한 월 평균 실질임금에 로그를 취한 값이다. 모형에 포함된 통제변수는 앞선 다음 기 노동 이탈 확률 모형과 동일한 변수를 사용하되 종속변수가 임금변수이므로 통제변수에서 임금 관련 변수를 제외하고, 가구소득이 개인의 시장 제시 임금(market offer wage)과는 직접적인 관련이 없으므로 비근로 가구소득도 통제변수에서 제외한다. 종속변수를 시간당 임금이 아닌 월평균 임금으로 하는 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 본 연구의 분석은 노동시장에서 상대적 위치별로 출산으로 인한 시간당 임금의 손실보다는 장기적 총 임금 손실에 초점을 맞추고 있다. 따라서 월 평균 임금 손실을 모형에서 바로 계산해내는 것이 함의 도출과 해석이 간편하다. 둘째, 근로시간 변수는 계측 오류(measurement error)가 있지만, 인과관계 분석의 대상이 되는 변수가 아니라 통제변수로 사용될 때는 주요 관심 변수에 내생성을 야기하지 않으므로 모형에서 통제가 가능하다.

분석에서 표준오차는 표본들이 시계열간 상관관계가 높을 수 있으므로 이로 인한 표준오차 과소추정 문제를 고려하여 군집표준오차(Clustered standard error)를 사용한다.

모형에 포함된 모든 변수들에 관한 설명은 다음의 <표 4>에 요약하였으며 주요 변수들에 관한 기초통계는 <표 5>에 정리하였다.

<표 4> 주요 변수 설명 요약

| 변수 구분 | 변수명 | 변수 내용 | 비고 |
|----------|---------------|--|---|
| 종속변수 | Drop1 (i,t+1) | 1: 노동 이탈(무급가족종사자/비경활) 0: 노동 지속(임금/비임금/파트타임 근로) | t기에 임금근로로 일하고 있는 표본만 관측 |
| | Drop2(i,t+1) | 1: 이탈- 전일제 임금근로 지속 외 변화(비경활/무급근로/비임금근로/파트타임) 0: 전일제/임금 근로 지속 | t기에 임금근로/전일제 표본만 관측 |
| | Drop3(i,t+1) | 0: t기 일자리에서 이탈(이직까지 포함) 1: 전일제/임금근로 동일일자리 지속 | t기에 임금근로/전일제 표본만 관측 |
| | logwage(i,t) | 월 평균 실질임금에 로그를 취한 값 | t기에 임금근로로 일하고 있는 표본만 관측 |
| 주요변수 | Cage | 자녀 연령 구분 변수 0: 동거 자녀 없음(자녀가 없거나, 같이 사는 자녀가 없음) 1: 가장 어린 자녀가 3세 미만 2: 가장 어린 자녀가 4~9세 3: 가장 어린 자녀가 9세 이상 | 모형에는 각각의 구분이 더미 변수의 형태로 Dualmkt 변수와 결합되어 포함됨. |
| | Dualmkt | 노동시장 이중구조 구분 변수 0: 중간 이하 노동시장 1: 1차 노동시장 2: 대기업정규직/공공부문 근로 | 모형에는 각각의 구분이 더미변수의 형태로 Cage변수와 결합되어 포함됨. |
| 통제변수 | age | 연령 | |
| | edu_yr | 교육 연수 (교육 수준을 연수로 변환) | |
| | total_hours | 주당 총 근로시간 (초과근로 포함) | |
| | ttenure2 | 상용직 근무 총 경력 | 한 일자리에서의 내부경력이 아닌 전체 상용직 근무 이력에서 경력 |
| | ttenure2_2 | 상용직 근무 총 경력 변수의 제곱 | |
| | wage_mo | 월 평균 실질 임금 | |
| | wage_mo2 | 월 평균 실질 임금 제곱 | |
| | nonlabor_inc | 비근로 실질 소득=배우자의 근로소득과 기타 소득을 합산하여 2015년 물가로 조정한 값 | 종속변수가 로그임금일때는 모형에서 제외 |
| | age_cohort | 출생연도 코호트 고정효과 7: 70년대 생 8: 80년대 생 9: 90년대 생 | 각 출생코호트를 더미변수로 모형에 포함 |
| | year | 연도 변수 | 각 연도를 더미변수로 포함하여 연도 고정효과를 추정 |
| | region | 지역 변수 1: 서울 2: 광역시/세종특별시 3: 경기도 4: 기타 도 | 각 지역 변수를 더미변수로 포함 |

6) 이혼, 자녀 사망 등의 이유로

먼저 종속변수인 노동이탈 변수를 살펴보면, 먼저 가장 느슨하게 소득을 위한 노동을 하지 않는 상태(비경활/무급가족종사자)로 이행할 경우만 ‘노동 이탈’로 정의한 노동이탈1 변수의 경우 표본의 약 7% 정도만 ‘노동 이탈’로 이행하는 것으로 나타났다. 이것은 많은 여성들이 결혼과 출산기 동안 노동시장 이탈을 한다는 통념에 비해 매우 낮은 수치로도 볼 수 있다. 이는 애초에 표본이 첫 기에는 전일제 임금근로자로 한정하였기에 해당 여성 집단 자체의 특수성을 반영할 가능성과 75년생 이후 여성들의 노동에 대한 선호 변화를 반영할 가능성을 반영하는 수치로 보인다.

‘노동 이탈’의 범위를 넓혀 전일제 근로에서 탈락하는 경우, 비임금 근로로 이행하는 경우까지 포함할 경우(노동이탈2) 표본의 8%가 이러한 경험을 하는 것으로 나타난다. ‘노동 이탈’의 범위에 전일제 임금근로를 유지하지만 이직하는 경우까지 확대할 경우(노동이탈3)에는 노동이탈 경험은 표본의 39%까지 높아진다.

다음으로 실질임금은 임금근로자 표본의 경우 월 평균 약 227만원, 전일제로 한정할 경우 약 229만원으로 약간 높아진다.

분석 모형에서 관심 변수를 구성하는 가장 어린 동거자녀의 연령 카테고리 변수를 살펴보면, 가장 어린 자녀연령이 3세 미만인 비율은 약 26%, 4~9세인 경우 20%, 9세 이상인 경우 6%로 나타나며 이는 전일제 여부와 관련 없이 두 집단이 동일하며, 무자녀자 비율은 전일제일 때 근소하게 높다.

노동시장 이중구조 구분 변수를 살펴보면, 중간 이하 노동시장 근무자는 임금근로자 표본의 41%, 전일제 임금근로자 표본의 40%로 나타나고, 1차 노동시장 근무자는 임금근로자와 전일제 임금근로자 표본의 25%로 나타나며, 대기업정규직 및 공공부문 근로자는 임금근로자의 34%, 전일제 임금근로자의 35%가 해당된다.

주당 총 근로시간은 임금근로자 표본이 42.56시간, 전일제 임금근로자가 42.8시간으로 나타나며, 경력은 두 집단이 각각 94.5개월, 95.7개월로 거의 같다. 비근로가구소득의 경우 임금근로자 표본이

<표 5> 분석 모형 포함 주요 변수 기초통계

| 변수내용 | 변수명 | 임금근로자 | | 전일제 임금근로자 | |
|-------------------|--------------|--------|--------|-----------|--------|
| | | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 노동이탈1 | Drop1_t+1 | 0.07 | 0.26 | 0.07 | 0.25 |
| 노동이탈2 | Drop2_t+1 | 0.08 | 0.27 | 0.08 | 0.27 |
| 노동이탈3 | Drop3_t+2 | 0.39 | 0.49 | 0.39 | 0.49 |
| 실질임금 | wage_real | 226.78 | 101.72 | 229.38 | 100.89 |
| 로그실질임금 | logwage | 5.34 | 0.44 | 5.35 | 0.42 |
| 가장 어린 자녀연령 3세 미만 | Cage=1 | 0.26 | 0.44 | 0.26 | 0.44 |
| 가장 어린 자녀연령 4~9세 | Cage=2 | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 |
| 가장 어린 자녀연령 10세 이상 | Cage=3 | 0.06 | 0.24 | 0.06 | 0.24 |
| 동거자녀 없음 | Cage=0 | 0.47 | 0.50 | 0.48 | 0.50 |
| 중간 이하 노동시장 | dualmkt=0 | 0.41 | 0.49 | 0.40 | 0.49 |
| 1차 노동시장 | dualmkt=1 | 0.25 | 0.43 | 0.25 | 0.43 |
| 대기업정규직/공공부문 | dualmkt=2 | 0.34 | 0.47 | 0.35 | 0.48 |
| 주당 총 근로시간 | total_hours | 42.56 | 6.53 | 42.80 | 6.14 |
| 상용직 총 경력 | ttenure2 | 94.45 | 65.50 | 94.71 | 65.84 |
| 비근로가구소득 | nonlabor_inc | 242.53 | 203.77 | 241.17 | 204.39 |

242.5만원과 전일제 한정 표본이 241.2만원으로 거의 같지만, 파트타임 근로자가 포함된 표본의 비근로소득이 약간 더 높다.

IV. 결과 분석

1. 결과 분석: 노동이탈확률

앞선 절의 수식 (2.1)에 기반하여 노동이탈확률을 분석한 결과는 <표 6>에 정리되어 있다. 첫 번째 열은 노동이탈1(drop1), 두 번째 열은 노동이탈2(drop2), 세 번째 열은 노동이탈3(drop3)변수를 각각 종속변수로 설정하였을 경우에 대한 결과를 보고하고 있다. 각 모형에서 준거집단은 중간이하 노동시장에 근무하는 무자녀자로, 이들의 노동이탈 확률을 중심으로 각 노동시장X자녀수 집단의 상대적 노동이탈 확률이 추정되었다.

먼저, 자녀가 없을 경우, 노동시장의 상대적 위치는 노동이탈 확률의 정의방식과 관련없이 노동이탈 확률에 영향을 미치지 않는다. 즉, 자녀가 없을 경우, 노동시장에서 아예 이탈하거나, 전일제 임금근로에서 이탈하거나, 이직할 확률이 노동시장의 상대적 위치에 따라 차등적이지 않다.

각 노동시장 위치별 무자녀 대비 자녀 출산 및 자녀 성장(연령 증가)에 따른 노동이탈 확률을 살펴보면, 중간 이하 노동시장에 위치한 여성의 경우 자녀 연령이 높아짐에 따라 노동시장에서 이탈할 확률(Drop1)이 증가하다가, 자녀가 9세 이상일 때 다시 일부 회복되는 경향을 보인다. 하지만 통계적 유의성을 고려하면, 자녀가 4~9세일 때만 이탈 확률이 유의미하게 높아지는데, 자녀가 4세 이상이 될 경우 노동시장에서 이탈할 확률이 15.6% 증가한다. 전일제 임금근로에서 이탈할 확률(Drop2)을 살펴보면, 마찬가지로 자녀 연령이 증가함에 따라 이탈 확률이 증가하지만, 자녀가 4세~9세일 때만 통계적 유의성을 갖는다. 자녀가 4~9세가 되면 전일제 임금근로에서 이탈할 확률이 17.3% 증가한다. 마지막으로 현 직장에서의 이탈(이직 및 노동시장, 임금근로 이탈)확률까지 고려할 경우, 수치상으로는 무자녀일 때 비해 자녀가 있을 때 이탈 확률이 점차 낮아지는 것처럼 나타나지만, 통계적으로 유의미한 차이는 없다.

1차 노동시장 근무자를 중심으로 살펴보면, 무자녀일 때 대비 노동시장 이탈 확률은 자녀 연령이 증가함에 따라 높아지는 것처럼 나타나는데, 자녀가 9세 이상일 때 이탈 확률만 통계적으로 유의미하다. 자녀가 9세 이상일 때 1차 노동시장 근무자가 다음 기 노동시장에서 아예 이탈할 확률은 14.3% 증가하는 것으로 나타난다. 이는 공공부문이 아닌 1차 노동시장에서는 정규직 여부와 관계없이 고용안정성 상대적으로 높지 않고 직급 상승에 따른 업무량이 증가하는 특성, 부부의 매칭 특성(부부가 모두 상대적으로 좋은 일자리를 가졌을 확률) 및 가사분배 결정 변화 등에 따라 복합적인 영향으로 이탈확률이 증가하는 것일 가능성이 있다. 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2) 또한 자녀 연령에 따라 증가하는 패턴을 보이는데, 자녀가 4~9세일 때, 9세 이상일 경우 계수값이 통계적으로 유의미하다. 1

차 노동시장 근무 여성의 자녀가 4~9세가 되면 전일제 임금근로 이탈 확률이 무자녀일 때 대비 약 10.8% 증가하며, 자녀가 9세 이상일 때 무자녀 상태 대비 이탈 확률이 약 15.7% 증가하는 것으로 나타난다. 하지만 이직확률까지 포함한 이탈 확률(drop3)의 경우 계수값의 크기 기준으로, 자녀가 9세 미만일 때 까지는 무자녀 케이스에 비해 이탈확률이 낮다가 자녀가 9세 이상일 때 높은 것처럼 나타나는데, 통계적으로 유의미한 경우는 없다.

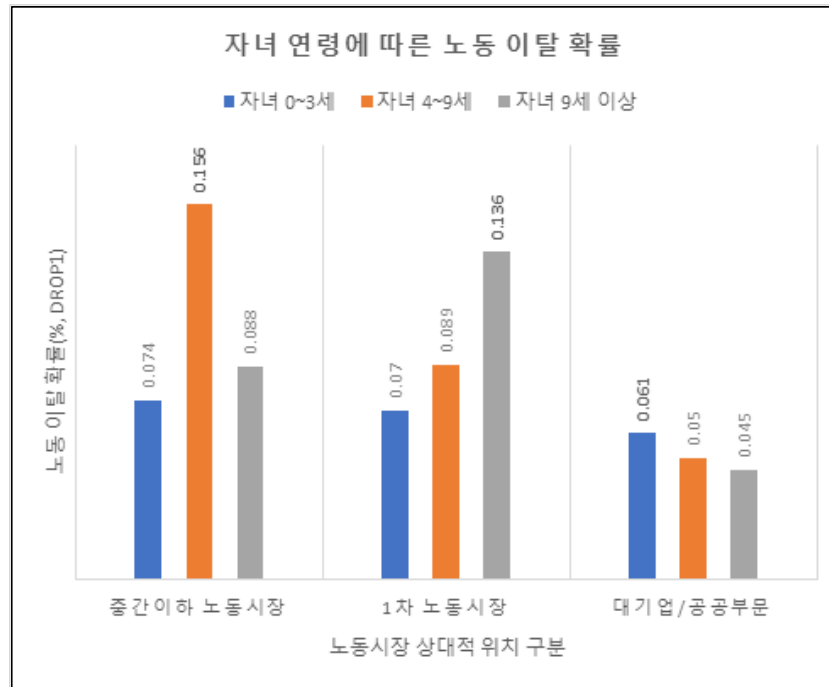
마지막으로 대기업정규직/공공부문 근무자의 경우를 살펴보면, 이들의 경우 노동시장 이탈 확률(drop1)은 무자녀 상태 대비 자녀의 연령이 높아질수록 확률이 증가하다가 자녀가 9세 이상일 때 다시 회복되기 시작하는 양상을 보인다. 통계적 유의성을 고려하면 자녀가 3세 미만일 때(10.6% 증가)만 유의미하다. 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2)까지 확대하여 노동이탈 확률을 살펴보면, 자녀가 3세 미만일 때 계수 값이 가장 크고 그 후 점차 감소한다. 통계적 유의성을 기준으로는 자녀가 만 3세 미만일 때 이탈 확률이 12.3% 증가하고, 자녀가 4~9세일때는 무자녀 대비 11.6% 높아, 3세 미만일 때 대비 이탈 확률이 0.7% 감소한다. 이직까지 포함한 이탈확률(drop3)을 기준으로 살펴보면, 무자녀 상태 대비 자녀 연령이 높을수록 계수값이 증가하지만 자녀가 9세 이상일때는 무자녀상태일 때 보다는 계수값이 작아져, 자녀 연령이 높아질수록 노동이탈 확률이 회복하는 것처럼 보인다. 하지만 통계적으로 유의미한 경우는 없다.

모형에 포함된 기타 통제변수를 살펴보면, 연령 증가는 노동시장 이탈확률(drop1)과 전일제 임금근로 이탈확률(drop2)을 낮추며 상용직 경력의 경우, 경력이 증가할수록 노동이탈 확률(drop1), 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2), 현재 일자리 이탈 확률(drop3)을 모두 높이는 것으로 나타나지만, 경력 제곱 값은 반대 부호를 가져, 경력이 높을수록 전반적으로 이탈확률을 높이지만 경력이 일정 수준 이상으로 높아지면 이탈 확률이 더 이상 높아지지 않거나 되려 낮아짐을 알 수 있다.

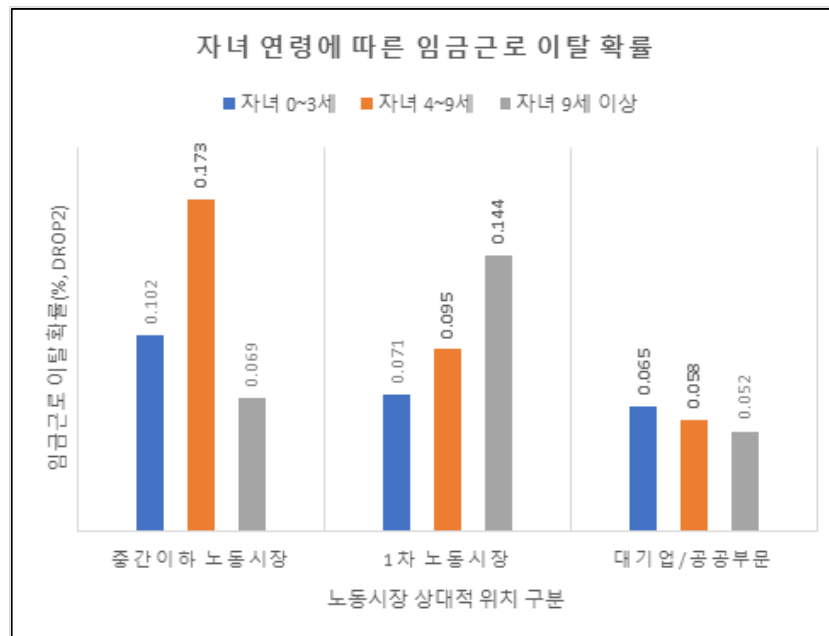
<표 6> 노동 이탈 확률 분석 결과(패널고정효과모형)

| FE | 전체임금근로자 | 전일제임금근로자 | |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Drop1 | Drop2 | Drop3 |
| 변수 | 계수(표준오차) | 계수(표준오차) | 계수(표준오차) |
| 중간이하 노동시장X무자녀 | . | . | . |
| 중간이하노동시장X자녀3세미만 | 0.074 (0.075) | 0.102 (0.076) | -0.101 (0.096) |
| 중간이하노동시장X자녀4~9세 | 0.156** (0.076) | 0.173** (0.081) | -0.017 (0.119) |
| 중간이하노동시장X자녀9세이상 | 0.088 (0.101) | 0.069 (0.100) | -0.029 (0.216) |
| 1차노동시장X무자녀 | 0.007 (0.042) | 0.013 (0.042) | -0.058 (0.064) |
| 1차노동시장X자녀3세미만 | 0.077 (0.053) | 0.084 (0.054) | -0.015 (0.071) |
| 1차노동시장X자녀4~9세 | 0.096 (0.059) | 0.108* (0.060) | -0.015 (0.082) |
| 1차노동시장X자녀9세이상 | 0.143* (0.080) | 0.157* (0.084) | 0.071 (0.110) |
| 대기업&공공부문X무자녀 | 0.045 (0.055) | 0.058 (0.056) | -0.065 (0.073) |
| 대기업&공공부문X자녀3세미만 | 0.106* (0.056) | 0.123** (0.056) | -0.005 (0.073) |
| 대기업&공공부문X자녀4~9세 | 0.095 (0.068) | 0.116* (0.069) | 0.03 (0.087) |
| 대기업&공공부문X자녀9세이상 | 0.09 (0.070) | 0.11 (0.073) | -0.07 (0.104) |
| 연령 | -0.059*** (0.015) | -0.056*** (0.015) | 0.006 (0.021) |
| 교육연수 | -0.004 (0.034) | -0.041 (0.038) | -0.046 (0.053) |
| 상용직 경력 | 0.005*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.006*** (0.002) |
| 상용직 경력 제공 | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) |
| 임금 | 0 (0.000) | 0 (0.000) | -0.001 (0.001) |
| 임금 제공 | 0 (0.000) | 0 (0.000) | 0 (0.000) |
| 주당 총 근로시간 | -0.002 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.002) |
| 비근로소득 | 0 (0.000) | 0 (0.000) | 0 (0.000) |
| 지역 고정효과 | 통제 | 통제 | 통제 |
| 연도 고정효과 | 통제 | 통제 | 통제 |
| 개인 고정효과 | 통제 | 통제 | 통제 |

[그림 1] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 노동 이탈 확률



[그림 2] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금근로 이탈 확률



2. 결과 분석: 임금 패널티 추정

임금 패널티 추정 결과는 아래의 <표 7>에 정리하였다. 먼저 각 노동시장 별로 무자녀 상태 대비 임금 패널티 수준을 살펴본다. 중간 이하 노동시장 근무자의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때, 무자녀 상태 대비 월 평균 임금이 10.9% 하락하며, 자녀가 4~9세일 때는 (무자녀 상태 대비) 10.8% 하락, 자녀가 9세 이상일 때는 (무자녀 상태 대비) 14.1% 하락하는 것으로 나타나, 자녀 연령 증가에 따라 임금 패널티가 심화되는 것을 알 수 있다. 전일제 임금근로자만 추출한 표본에서는 패널티가 더 크게 나타나는데, 자녀가 만 3세 미만일 때 12%, 4~9세일 때 무자녀 상태 대비 14%, 자녀가 9세 이상일 때 무자녀 대비 14% 패널티가 발생하여 임금패널티 규모가 더욱 크다. 다만 전일제 임금근로자의 경우 임금 패널티가 연령에 따라 증가하는 패턴이 아니라 만 4세 이상일 때 계속해서 14%의 임금 패널티 수준으로 유지되는 것으로 나타난 점이 다르다. 한편, 중간이하 노동시장 근무자의 임금 패널티 계수들은 모두 통계적으로 유의미하다.

1차 노동시장 근무자의 경우, 기본적으로, 무자녀일 때 중간 이하 노동시장의 무자녀 근무자 대비 임금 수준이 25.5% 높다. 자녀로 인한 임금패널티는, 자녀가 3세 미만일 때 3.7% ($=0.255-0.218$), 자녀가 4~9세일 때 3.9% ($=0.255-0.216$), 자녀가 9세 이상일 때 10% ($=0.255-0.155$)로 연령에 따라 증가한다. 전일제 임금근로 상태를 유지한 표본의 경우 임금패널티가 상대적으로 작다. 자녀가 3세 미만일 경우, 4~9세일 경우, 4.1%, 11.4% 손실된다. 이러한 임금손실의 규모는 1차 노동시장에 근무하는 것을 유지하는 여성도 자녀가 일정 연령 이상이 될 경우 무자녀일 당시 근무하던 1차 노동시장의 일자리와 성질이 다른 일자리(임금은 낮으나 근무 환경이 개선되는 등)로 자발적 혹은 비자발적(1차 노동시장 일자리도 고용안정이 보장되는 것은 아니며, 오히려 경쟁이 더욱 치열하므로)으로 이행하였을 가능성도 반영하는 것으로 유추할 수 있다. 모든 계수 값은 통계적으로 유의미하다.

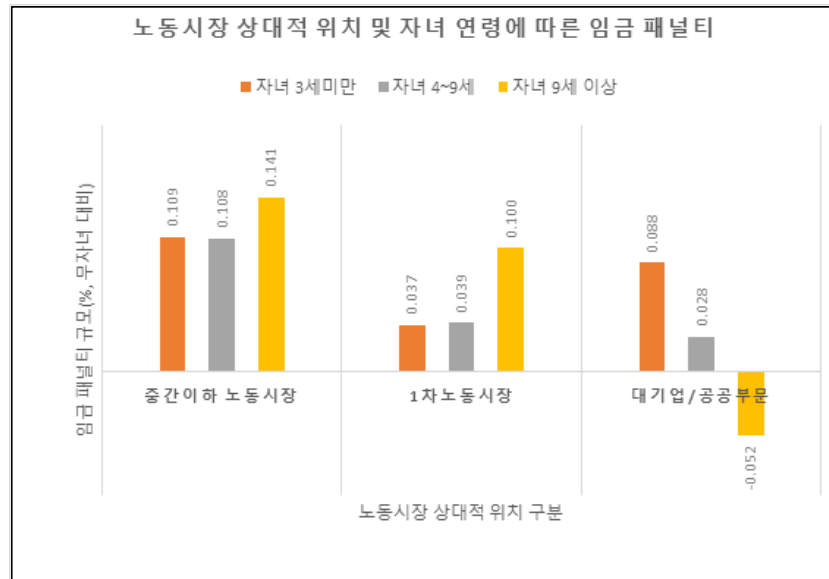
마지막으로 대기업/공공부문 근로자의 경우를 살펴보자. 이들의 경우 중간 이하 노동시장 근무자보다 임금이 평균적으로 17.2% 높다. (전일제 기준 12.4%) 이들이 자녀를 가지게 되어 자녀가 만 3세 미만일 때 계수 값이 임금근로자 표본이 0.084, 전일제 임금근로자 표본이 0.057로 수치상으로는 각각 8.8%, 9.5% 임금패널티가 발생하는 것처럼 보이지만, 통계적으로 유의미하지 않다. 자녀가 4~9세일 때는 임금근로자 표본이 2.8%, 3.8% 발생하는 것으로 나타나 매우 작은 규모이며 이미 회복이 시작되며, 자녀가 9세 이상일 경우 임금패널티는 사라지고 임금이 무자녀일 당시보다 각각 5.2%, 2.6% 증가하는 것으로 나타난다. 이들의 경우 다른 집단에 비해 고용안정성이 상대적으로 높아 동일 일자리를 유지하는 경우가 많으므로 자녀를 출산하여도 일정기간 임금손실을 경험하지만 추후 연령에 따른 임금상승 추이대로 임금을 회복하며 상대적으로 연령이 낮고 내부경력이 짧을 무자녀 집단에 비해 임금이 높아지는 것으로 이해할 수 있다.

<표 8>은 가장 어린 동거자녀의 연령 구분을 더욱 세분한 경우에 대한 추가적인 분석 결과이다. 분석의 결과는 대체로 연령구간을 세 구간으로만 구분한 결과와 매우 유사한데, 다만, 자녀 연령이 만 12세 이상(중학생 이상)일 때 모든 집단에서 임금패널티가 회복되었거나, 회복되기 시작하는 것을 확인할 수 있다.

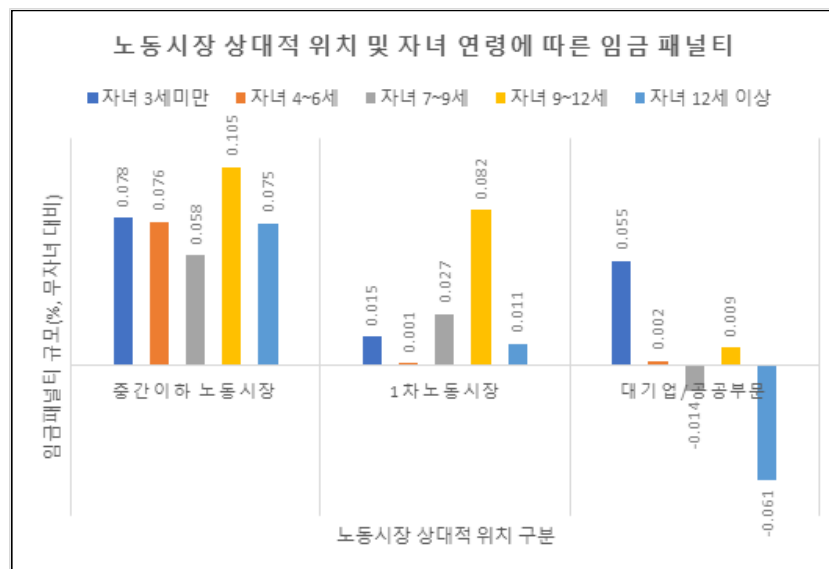
<표 7> 임금 패널티 추정 분석 결과(패널고정효과모형)

| logrealwage | FE | |
|-----------------|---------------------|----------------------|
| | 임금근로자 | 전일제임금근로자 |
| 변수 | 계수(표준오차) | |
| 중간이하 노동시장X무자녀 | . | |
| 중간이하노동시장X자녀3세미만 | -0.109** (0.047) | -0.120*** (0.041) |
| 중간이하노동시장X자녀4~9세 | -0.108** (0.045) | -0.140*** (0.044) |
| 중간이하노동시장X자녀9세이상 | -0.141* (0.080) | -0.140* (0.075) |
| 1차노동시장X무자녀 | 0.255*** (0.031) | 0.238*** (0.027) |
| 1차노동시장X자녀3세미만 | 0.218*** (0.043) | 0.197*** (0.040) |
| 1차노동시장X자녀4~9세 | 0.216*** (0.050) | 0.197*** (0.048) |
| 1차노동시장X자녀9세이상 | 0.155** (0.069) | 0.124* (0.070) |
| 대기업&공공부문X무자녀 | 0.172*** (0.043) | 0.152*** (0.040) |
| 대기업&공공부문X자녀3세미만 | 0.084 (0.053) | 0.057 (0.048) |
| 대기업&공공부문X자녀4~9세 | 0.144*** (0.053) | 0.114** (0.049) |
| 대기업&공공부문X자녀9세이상 | 0.224* (0.117) | 0.178 (0.117) |
| 연령 | 0.050*** (0.013) | 0.062*** (0.012) |
| 교육연수 | 0.058* (0.030) | 0.051 (0.031) |
| 상용직 경력 | 0.004*** (0.001) | 0.004*** (0.001) |
| 상용직 경력 제공 | -0.000** (0.000) | -0.000* (0.000) |
| 주당 총 근로시간 | 0.003 (0.002) | 0 (0.001) |
| 지역 고정효과 | 통제 | 통제 |
| 연도 고정효과 | 통제 | 통제 |
| 개인 고정효과 | 통제 | 통제 |

[그림 3] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 패널티



[그림 4] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 패널티(연령 세분)



<표 8> 임금 패널티 추정 분석 결과(자녀 연령 세분 모형)

| FE | FE | |
|--------------------|---------------------|----------------------|
| logrealwage | 임금근로자 | 전일제임금근로자 |
| 변수 | 계수(표준오차) | 계수(표준오차) |
| 중간이하 노동시장X무자녀 | | |
| 중간이하노동시장X자녀3세미만 | -0.078** (0.038) | -0.122*** (0.041) |
| 중간이하노동시장X자녀4~6세 | -0.076** (0.037) | -0.138*** (0.047) |
| 중간이하노동시장X자녀6~9세 | -0.058 (0.041) | -0.161*** (0.055) |
| 중간이하노동시장X9~12세 | -0.105 (0.094) | -0.169** (0.079) |
| 중간이하노동시장X12세 이상 | -0.075 (0.053) | -0.176** (0.084) |
| 1차노동시장X무자녀 | 0.336*** (0.021) | 0.238*** (0.027) |
| 1차노동시장X자녀3세미만 | 0.321*** (0.033) | 0.198*** (0.041) |
| 1차노동시장X자녀4~6세 | 0.335*** (0.041) | 0.212*** (0.048) |
| 1차노동시장X자녀7~9세 | 0.309*** (0.053) | 0.155** (0.064) |
| 1차노동시장X자녀9~12세 | 0.254*** (0.049) | 0.082 (0.064) |
| 1차 노동시장X자녀12세 이상 | 0.325*** (0.062) | 0.107 (0.102) |
| 대기업&공공부문X무자녀 | 0.263*** (0.028) | 0.148*** (0.039) |
| 대기업&공공부문X자녀3세미만 | 0.208*** (0.038) | 0.05 (0.049) |
| 대기업&공공부문X자녀4~6세 | 0.261*** (0.040) | 0.099* (0.051) |
| 대기업&공공부문X자녀6~9세 | 0.277*** (0.050) | 0.094 (0.067) |
| 대기업&공공부문X자녀9~12세 | 0.254*** (0.082) | 0.051 (0.122) |
| 대기업&공공부문X자녀 12세 이상 | 0.324*** (0.078) | 0.195 (0.134) |
| 지역 고정효과 | 통제 | 통제 |
| 연도 고정효과 | 통제 | 통제 |
| 개인 고정효과 | 통제 | 통제 |

3. 노동시장 이중구조에 따른 출산의 기대 기회비용 격차 계산

앞서 서론에서는 자녀를 출산 하지 않을 시 생애 임금 흐름(lifetime wage stream)과, 자녀 출산 시 예상되는 임금 흐름을 예측할 수 있다고 가정할 때, 출산의 임금 측면의 생애 기대 기회비용을 다음과 같은 식으로 표현하였다.

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} [(W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j})\Pi_{t+j} + W_{t+j}\tilde{\Pi}_{t+j}],$$

where $t+K=T$

위의 식은 아래의 식으로 재구성 될 수 있다.

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} \left[\left(\frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j} + \tilde{\Pi}_{t+j} \right]$$

즉, 출산의 기대 기회비용은, 출산 후 각 시점의 무자녀 상태일 경우 임금에 임금손실을 $(\frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}})$ 과 생산성하락이나 노동시장내 이동확률(Π_{t+j})의 곱에 노동시장 완전 이탈 확률($\tilde{\Pi}_{t+j}$)을 더한 값을 곱해준 값의 현재가치의 총 합으로 나타낼 수 있다.

한편, 임금 손실 추정을 위한 계량분석에서는 표본을 계속해서 임금근로 혹은 전일제 임금근로로 지속하는 경우로 한정하여 분석하였다. 즉 해당 모형에서 각 노동시장 상대적 위치와 가장 어린 자녀의 연령의 상호작용항(interaction term)은 각 노동시장에 위치할 때 자녀출산으로 인한 임금손실율을 추정한 것인데, 이때 이 손실분이 생산성 하락이나 동일 일자리에서 이탈하여 다른 일자리로 이행하였을 경우(동일 노동시장 내에서)를 따로 통제하지 않았으므로 해당 모형의 상호작용항의 계수값들은(θ) 포함한 효과를 추정한 것이다. 즉, 임금 추정 모형의 $\hat{\theta}$ 는 $(\frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}})\Pi_{t+j}$ 의 추정치라고도 볼 수 있다.

$$\left(\frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j} \simeq \widehat{\theta_{d,t+j}^{wage}}$$

한편, 노동시장 이탈 확률 모형(drop1)에서 노동시장 위치X자녀연령 변수의 계수 값들은 각 기의 $\tilde{\Pi}_{t+j}$ 의 추정치로 이해할 수 있다. 따라서 노동시장 이중구조의 각 상태(중간이하 노동시장, 1차 노동시장, 대기업/공공부문)에 속한 여성의 t기의 출산 기회비용은 아래의 식으로 계산될 수 있다.

$$Cost_d \simeq \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} [\widehat{\theta_{d,t+j}^{wage}} + \widehat{\theta_{d,t+j}^{drop1}}]$$

이때, $[\widehat{\theta_{d,t+j}^{wage}} + \widehat{\theta_{d,t+j}^{drop1}}] = \rho_{d,t+j}$ 로 정의하게 되면,

$\rho_{d,t+j}$ 는 출산 후 j년후 (자녀가 j세일 때) 각 노동시장(d)에 속한 여성의 출산의 임금 기회비용 항(wage penalty factor)으로 이해할 수 있고, $\rho_{d,t+j}$ 가 클수록 기회비용은 높아짐을 나타낸다.

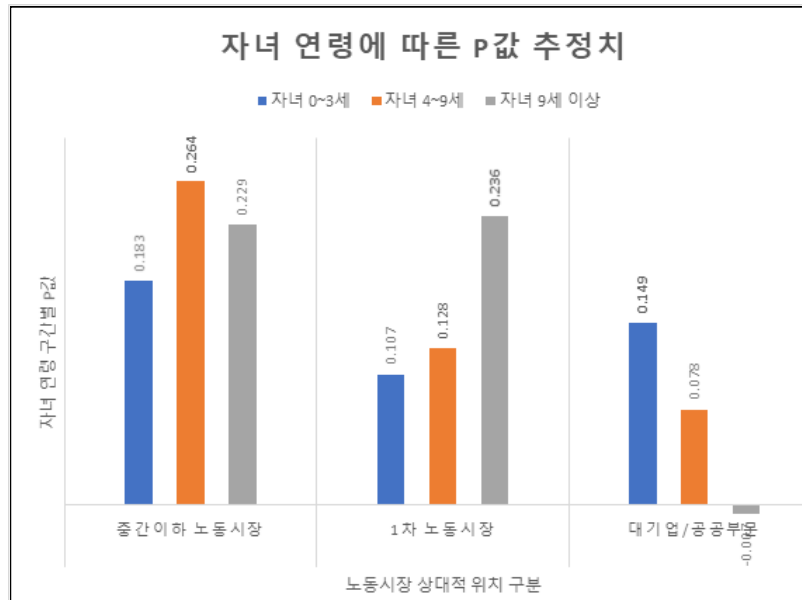
아래의 [그림 5]는 자녀 연령에 따른 ρ_d 값(출산의 임금 기회비용 항)을 계산한 것을 보여준다. 그림에서 나타나듯, 노동시장 이중구조내 상대적 위치에 따라서 자녀 연령에 따른 출산의 임금 기회비용 항의 양상이 매우 다르게 나타남을 알 수 있다. 가장 두드러지는 것은, 중간이하 노동시장에 위치한 여성의 기회비용항의 값이 전반적으로 매우 높고, 그 뒤로 1차노동시장, 대기업/공공부문 순으로 나타난다.

한편, 1차 노동시장 근로자의 경우에도 자녀가 9세 이상일 경우 기회비용항의 값이 급격히 높아지는데, 이는 기대기회비용항 계산시 임금패널티 규모와 이탈 확률을 더하는데, 1차 노동시장의 여성의 경우 이 두가지가 모두 높은데 특히 이탈확률이 유독 높게 나타나기 때문이다. 반면, 대기업/공공부문 근로자의 경우 자녀의 연령이 높아짐에 따라 기회비용항의 값이 급격히 감소하며, 애초에 기회비용항의 값이 상대적으로 작다.

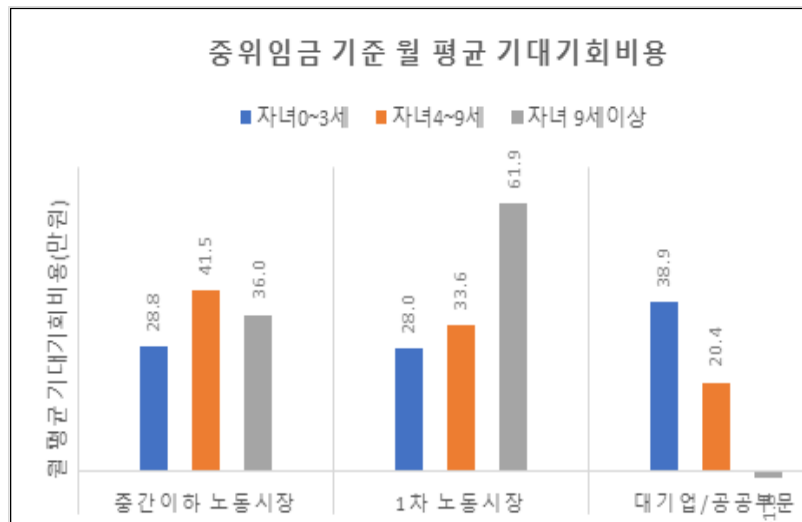
각 기의 출산의 기대기회비용은 이자율(discount factor)이 발생하지 않는다고 가정할 때, 무자녀일 경우 예상되는 임금에 기대기회비용항을 곱한 값이다. 아래의 [그림 6]는 각 노동시장에 위치한 자녀가 없는 여성들의 중위임금 값⁷⁾에 기대기회비용항을 곱하여 자녀 연령대별 월 평균 기대 임금 손실, 기대 기회 비용을 계산한 값을 보여준다. 이에 따르면, 분석 표본에서 중간이하 노동시장에 있는 여성의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때 월 평균 28.9만원, 4~9일 때 41.5만원, 9세 이상일 때 36만원의 기대 기회 비용, 즉, 기대 소득 손실,이 발생하고, 1차 노동시장 근무자의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때 월 평균 28만원, 4~9세일 때 33.6만원, 9세 이상일 때 61.9만원이 발생한다. 1차 노동시장 근무자의 높은 기대 기회비용은 이들의 임금 수준이 중간 이하 노동시장 근무자에 비해 월등히 높은 것으로부터 기인한다. 마지막으로, 대기업/공공부문 근로자의 경우 자녀가 만 3세미만일 때, 월 평균 38.9만원의 소득 손실, 4~9세일 경우 20.4만원의 소득손실이 발생하며, 만 9세 이상이 될 경우 소득손실은 발생하지 않고, 내부 경력 혹은 관련 경력을 계속해서 유지한 비율이 높은 것으로 비롯하여 임금성장 추이를 회복하여 예상 임금-경력 궤적에 맞춰 소득을 높여가고 있음이 확인된다.

7) 분석 표본에서 자녀가 없고, 중간이하 노동시장 근무자의 실질 월 평균 임금의 중위값은 175.27만원, 1차 노동시장은 262.12만원, 대기업/공공부문의 경우 261.13만원이다.

[그림 5] 자녀 연령 및 노동시장 구분별 출산의 임금 기회비용 향 추정치



[그림 6] 자녀 연령별 월 평균 기대 기회 비용



V. 소 결

본 연구에서는 이중 노동시장 구조를 갖고 있는 우리나라에서, 각 위치에 속한 여성 노동자들이 직면하는 출산의 생애 기대 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장 상대적 위치에 따른 격차를 계산해 보고자 했다.

이를 위해 한국노동패널의 1~22차년도 자료에서 75~95년생 여성 표본 중 전일제-임금근로자로 일하는 것이 관측되는 첫기를 기준으로 패널데이터로 추출하여 분석 표본을 구축하고, 각 기에 임금근로자로 일하고 있는 여성에 대하여 임금과 노동시장 이탈 확률을 중심으로 실증 분석을 수행하였다. 노동시장 이중구조는 기존 연구들을 따라 정규직여부, 저임금여부, 퇴직금해당 여부를 기준으로 1차 노동시장(정규직, 저임금 아님, 퇴직금 해당), 중간 이하 노동시장(1차 노동시장 요건 하나 이상 불충족), 그리고 1차 노동시장 안에서도 더욱 양질의 일자리로 여겨지는 대기업정규직과 공공부문 종사자로 (3가지 구분) 구분하였다.

한편 표본으로 추출될 확률, 즉 임금근로자로 일할 확률,이 모형에 주된 관심 변수와 종속변수인 자녀 관련 변수와 임금 변수와 내생적 관계를 갖고 있을 가능성은 개인의 불관측한 시간불변 변인으로 인해 유발된다고 가정하여, 개인고정효과를 통제하는 패널 고정효과 모형을 사용하여 분석하였다.

또한, 본 연구는 자녀출산이 여성노동자의 임금 및 노동이탈 확률(노동시장 이탈, 임금근로 이탈 등)에 미치는 장기효과에 초점을 맞추었기에, 주된 관심 변수를 자녀의 연령과 노동시장 이중구조내 상대적 위치별 집단 구분 변수로 설정하였다.

그 결과 자녀가 없을 경우 대비 자녀를 출산할 경우 노동이탈 확률(노동시장 이탈 및 임금근로 이탈)이 증가하지만 자녀 연령이 증가함에 따라 점차 감소하는 추이를 나타낸다. 하지만 예외적으로 대기업 정규직 근로자와 공공부문 근로자를 제외한 나머지 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀 연령에 따라 노동이탈 확률이 증가하는 것으로 나타나, 경쟁은 중간이하 노동시장에 비해 치열한 반면 고용 안정성은 대기업 정규직/공공부문 근로자에 비해 낮은 1차 노동시장 근무 여성이 자녀 연령이 증가함에 따라 노동이탈위험에 노출될 확률이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 이들의 경우 가구 특성(양질의 일자리를 가진 배우자와 매칭, 가구소득 특성 등)으로 인하여 자발적 이탈이 많은 집단일 가능성도 배제할 수 없다.

각 노동시장 별 임금패널티의 상대적 규모(% 변화)를 살펴본 결과, 중간 이하 노동시장 근무자의 임금패널티 규모가 두드러지게 높아 10~14%대를 나타냈으며 이들의 경우 자녀 연령 12세 이상이 될 때 회복이 시작되는 것처럼 보이지만, 여전히 가장 높은 수준의 패널티를 보였다. 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀가 9세가 될 때까지 계속해서 임금패널티의 규모가 커지는 것으로 나타나고, 12세 이상부터 감소하는 양상을 보이지만, 중간이하 노동시장에 비하여 절대적 패널티 규모(% 변화 기준)은 여전히 낮다. 각종 모성보호제도 활용이 용이하고 고용 안정성이 상대적으로 높은 대기업정규직/공공부문 근로자의 경우 자녀연령이 증가함에 따라 급격하게 패널티 규모가 감소하는 것으로 나타나는데, 이들의 경우 자녀 연령이 9세 이상이 되면 임금패널티를 완전히 극복하고 무자녀일 때 대비 오히려 높은 임금을 받게된다. 이는 이들의 경우 모성보호제도 활용과 출산 및 어린자녀 양육기

동안 고용 유지하는 비율이 높아 자녀 연령이 증가함에 따라 모성임금패널티를 완전히 극복하고 경력 상승에 따른 임금성장 추이를 회복하여 나타나는 결과라고도 볼 수 있다.

즉 본 연구의 분석을 통해 여성 근로자의 노동시장 상대적 위치별로 출산으로 인한 노동시장 및 임금근로 이탈 확률, 임금 패널티가 모두 불평등하게 나타남을 확인할 수 있었다. 특히 각 효과들이 단순히 한 기에 걸쳐 나타나는 것이 아니라 자녀가 성장하는 과정에서 매년 발생함을 고려할 때 실증분석에서 추정된 값을 바탕으로 자녀 양육기 전체에 대하여 누적효과를 계산하게 된다면 더욱 큰 격차가 나타날 것이다.

따라서 저출산 관련 정책과 모성보호 정책은 이러한 노동시장 이중구조를 고려하여 정책 세부 사항들을 변화시켜나가야 할 것이다.

참고 문헌

- 전국교육공무직본부(2019), 「2019직중보고서 돌봄전담사」, 전국교육공무직본부.
- 윤윤규·장인성·최세림·조성훈 (2018), 『청년층 노동시장 이행 연구』, 한국노동연구원.
- 안주엽·오선정·최세림 (2019), 『노동시장 이중구조와 청년 일자리(i)』, 한국노동연구원.
- 손연정·김근주 (2018), 『저출산 정책과 여성 경제활동의 변화』, 한국노동연구원.
- 윤자영·최세림·하지선·김지선 (2020). 『청년 여성의 노동과 출산 -2030 여성의 고용 유지와 출산선택 보장을 위한 정책 방안-』, 저출산고령사회위원회.
- 김유빈 외 (2018). 『패널자료 품질개선 연구(VIII)』, 한국노동연구원.
- 김인경 (2017), 『일-가정 양립정책의 효과성과 정책적 시사점』, 한국개발연구원.
- Adda, Jérôme, Christian Dustmann, and Katrien Stevens. (2015). “The Career Costs of Children.” Working paper, University College London. January.
- Baker, Michael and Kevin Milligan. (2008). “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment?” *Journal of Labor Economics*. 26(4): 655-91.
- Baum, Charles L. 2002. “The Effect of Work Interruptions on Women’s Wages.” *LABOUR* 16(1):1 - 37.
- Becker, Gary S. (1965) “A Theory of the allocation of time.” *Economic Journal*. 75(299):493-517.
- 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): 228 - 55.
- Budig, Michelle J., and Paula England. (2001). “The Wage Penalty for Motherhood.” *American Sociological Review* 66(2): 204 - 225.
- 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, 176 pages.
- Christian Siegel, (2017), “Female Relative Wages, Household Specialization and Fertility”, *Review of Economic Dynamics*, Volume 24, March 2017, pp 152-174.
- Dickens. W. T. and K. Lang (1987), “Where have all the good jobs gone? Deindustrialization and labor market segmentation,” in Kevin Lang and Jonathan S. Leonard (eds.), *Unemployment and Structure of Labor Markets*, New York: Basil Blackwell, pp.90~102.
- Gallen, Yana (2018), “Motherhood and the Gender Productivity Gap.” Becker Friedman Institute for Economics at University of Chicago, Working Paper No. 2018-41.
- Grunow, Daniela and Silke Aisenbrey. (2016) “Economic Instability and Mothers’ employment: a comparison of Germany and U.S.” *Advances in Life Course Research*. 29(1): 5-15.

- Hudson, K. (2007), "The new labor market segmentation- Labor market dualism in the new economy," *Social Science Research* 36(1), pp.286~312.
- Juhn, Chinhui, and Kristin McCue. (2017). "Specialization Then and Now: Marriage, Children, and the Gender Earnings Gap across Cohorts." *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1): 183-204.
- Killewald, Alexandra, and Margaret Gough. (2013). "Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?" *American Sociological Review* 78(3): 477 - 502.
- Lundberg, Shelly, and Elaina Rose. (2000). "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women." *Labour Economics* 7(6): 689 - 710.
- Mincer, Jacob. (1962) "Labor Force Participation of Married Women." In *Aspects of Labor Economics*, a conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research. Princeton: Princeton University Press, for the National Bureau of Economic Research.
- Rossin-Slater, Maya. et al. (2013). "The effect of california's paid family leave program on mothers' leave-taking and subsequent labor market outcomes." *J Policy Anal Manage.* 32(2): 224-45.
- Waldfogel, Jane (1998), "Understanding the family gap in pay for women with children", *Journal of economic perspectives*, 12, No. 1, pp. 137-156.
- Yamaguchi, Shintaro. (2019) "Effects of parental leave policies on female career and fertility choices." *Quantitative Economics*. 10(3): 1195-1232.