

노동시장 이중구조와 출산의 기회비용

최 세 림*

여성 근로자가 출산으로 인해 경험하거나 경험할 것으로 예상되는 커리어적 기회비용(소득 손실이나 경력단절 위험 등)은 노동 참여 및 참여 형태와 출산 결정에 영향을 미칠 수 있다. 특히 우리나라는 흔히 말하는 대기업/공공부문 일자리와 같은 '양질의 일자리'와 그 외의 일자리의 격차가 두드러지는 노동시장 이중구조를 갖고 있는데, 여성 근로자의 노동시장 이중구조 내 상대적 위치에 따라 출산의 기회비용에 격차가 존재할 수 있다. 본 연구는 여성 근로자의 출산의 기회비용을 이중노동시장 구조를 고려하여 추정한다. 그 결과, 대기업/공공부문과 그 외 일자리는 출산의 기회비용의 규모와 패턴에서 상당한 차이를 나타냄을 확인하였다. 이러한 결과는 향후 관련 정책을 추진할 때, 새로운 정책을 모색하기보다 기존 정책이 노동시장에서 고르게 실효성을 가질 수 있도록 노력해야 함을 시사한다.

1. 머리말

세계 어느 노동시장에서든 성별 격차가 관찰된다. 노동시장 성별 격차는 다양한 요인들이 복합적으로 작용한 결과이겠지만, 근본적으로는 노동시장 공급자로서 혹은 수요자의 입장에서 남성과 여성 근로자의 성과와 관련한 차이점이 존재하여 발생하고 있을 것이다.

강도 높은 육체노동을 요구하는 직업들이 감소하여 남성 근로자의 상대적 우위가 거의 사라진 오늘날, 노동시장 참여자로서 남성과 여성의 가장 중요한 차이점은 자녀계획이 있을 때, 여성이 임신과 출산을 겪는다는 것이다. 노동 공급 측면에서 임신과 출산은 최소한 일시적으로 여성 근로자의 건강 수준을 낮추어 노동시장 생산성을 낮출 수 있다. 또한 많은 국가에서 여전히 평균적으로 남성보다 여성이 육아에 더 많은 시간과 에너지를 쏟고 있어 자녀 출산 이후 남

* 이 글은 최세림·곽은혜·정세은(2020), 『출산과 여성노동』 중 제2장의 내용 일부를 요약·정리한 것이다.

** 한국노동연구원 부연구위원(schoi@kli.re.kr).

성 근로자에 비해 여성 근로자의 생산성 성장이 더딜 수 있다. 공급자의 실현(realized) 혹은 잠재(potential) 생산성의 성별 격차는 노동 수요자의 편견을 형성하는 데에도 영향을 끼칠 수 있다. 노동시장에서 관찰되는 다양한 성별 격차, 노동 공급자의 성별에 따른 행동 차이는 여성 근로자의 실제 출산 경험이나 출산 가능성과 관련된다.

경제학적 관점에서 노동시장에 참여하는 여성이 출산하게 되면 건강 변화나 노동시간 혹은 노력 투입 정도 변화를 통해 소득이 손실될 수 있고, 이것이 출산의 기회비용이 된다(Becker, 1965; Mincer, 1962).

본 연구는 여성 근로자의 출산에 따른 노동시장에서의 기회비용을 추정하고자 한다. 특히 출산한 여성들의 노동시장에서의 경험이 미출산 여성의 예상 기회비용을 형성하는 데 영향을 미칠 수 있다는 점과 출산이 노동 성과에 장기적인 영향을 미칠 수 있음을 고려하여 출산 선택의 생애 기대(expected) 기회비용을 추정하는 데 초점을 맞춘다. 또한 일자리의 다양한 특성 요소들이 좋은 요소는 좋은 요소끼리, 나쁜 요소는 나쁜 요소끼리 결합되어 노동시장의 일자리가 양극단으로 구분되는 이중노동시장 구조(Dickens and Lang, 1987)를 고려한다. 우리나라의 경우, 흔히 말하는 ‘좋은 일자리’인 대기업 정규직, 공공부문 종사자들은 높은 임금, 높은 고용 안정성, 안전하고 쾌적한 일터, 다양한 복지혜택, 다양한 모성보호제도를 누리지만, 대다수의 ‘ 좋지 않은 일자리’의 종사자는 상대적으로 낮은 임금, 고용불안, 위험한 일터, 복지혜택에서의 소외, 모성 보호제도 활용의 어려움 등 좋지 않은 일자리 특성의 많은 요소를 동시에 경험한다. 이에 우리나라의 노동시장 이중구조 문제는 여성 근로자의 출산의 기회비용 격차와 중요하게 관련될 수 있을 것이다.

출산한 여성들이 경험한 노동시장적 기회비용은 이들의 출산 이후 노동시장 참여 결정과 추가 출산 결정에 영향을 끼칠 수 있다. 또한 출산하지 않은 여성의 출산과 관련된 기대 기회비용에 영향을 끼침으로써 차후 출산 관련 선택이나 현재의 노동시장 참여 여부 및 형태의 결정과 선호 형성에도 영향을 끼칠 수 있다. 따라서 저출산 현상이 심각하고 동시에 여성경제활동 참여율이 낮은 편인 우리나라에서는 중요한 연구주제이다.

II. 선행연구

여성 근로자의 자녀 출산이 노동시장 성과에 미치는 영향과 관련된 선행연구는 주로 출산이 여성 임금이나 노동시장 성과에 미치는 영향을 추정하거나 영향 요인 및 경로를 밝히는 모성 페널티 연구가 많다.

모성 페널티 연구는 대체로 자녀 출산이 여성 근로자의 임금에 미치는 효과를 추정하는 경우가 많은데, 이러한 연구는 다양한 국가의 데이터를 바탕으로 한 실증분석을 통하여 각 나라마다 모성 페널티가 존재하고 있음을 보여준다(Waldfoegel, 1998; Killewald & Gough, 2013; Lundberg & Rose, 2000; Adda et al., 2015; Kahn et al., 2014).

자녀 출산으로 인한 임금 손실의 다양한 원인을 분석한 연구 결과도 존재한다. 가장 주된 원인은 자녀 출산으로 인한 일시적/장기적 경력단절과 이직(Lundberg & Rose, 2000; Bertrand et al., 2010; Budig & England, 2001; Grunow & Aisenbrey, 2016; Baum, 2002)이다. 최근에는 자녀 출산이 엄마의 생산성 하락으로 이어지는 것을 보인 실증연구도 있었다(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 임금 손실이 발생하기도 한다(Juhn & McCue, 2017; Siegel, 2017). 한편 육아휴직제도와 같이 동일 업무로의 복귀를 보장하는 모성보호제도(job-protected maternity leaves)의 노동시장 효과를 분석한 연구의 경우, 이러한 제도가 거의 일관되게 자녀 출산으로 인한 경력단절이나 노동이탈 확률을 낮추는 효과가 있음을 증명하였다(손연정·김근주, 2018; Baker & Milligan, 2008; Rossin-Slater et al., 2013; Lalive & Zweimüller, 2009; Yamaguchi, 2019).

이러한 모성 페널티 연구는 주로 출산이 엄마의 노동시장 성과에 미치는 단기효과를 분석한 것이 대부분이었으나, 최근 들어서는 장기효과를 파악하고자 하는 시도가 생기고 있다. 예를 들어, Kahn et al.(2014)의 연구는 미국의 모성 페널티를 추정하는 데 있어 세 가지 노동시장 성과 지표(임금, 노동시장 참여, 직업의 사회적 지위)의 장기효과에 초점을 맞추어 National Longitudinal Survey 데이터를 사용하여 분석하였다. 그 결과, 자녀 출산은 단기적으로는 세 가지 지표에 모두 부정적인 영향을 끼치지만, 시간이 흐름에 따라 모든 지표가 원상태로 회복되는 것이 확인되었다. 하지만 이 연구는 여성의 노동시장 성과연구에서 중요한 표본선택편의에 대한 충분한 논의가 없었다는 한계가 존재한다. 또한 기존의 연구는 다양한 조건들이 동일할 때(개인 및 가구 특성 등을 통제하여) 출산이 여성 노동시장 성과에 미치는 한계효과를 주로 분석하였다.

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

III. 분석 방법 및 자료

여성 근로자가 출산하였을 때 예상할 수 있는 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장에서 상대적 위치에 따른 격차를 알아보기 위해서는 출산으로 인한 생애(장기) 기회비용의 지표가 필요하다. 이 장에서는 우선 출산의 장기 기회비용을 계산할 수 있는 식을 제시한다. 다음으로 식을 활용할 때 필요한 파라미터를 데이터에서 추정할 수 있는 계량 모형을 제시하고, 분석자료에 대해 설명한다.

1. 노동시장 이중구조에 따른 출산의 기회비용 지표

출산은 여성의 건강 상태를 일시적으로 일하기 어려운 상태로 만들기 때문에 단기적인 임금 손실과 생산성 손실은 피할 수 없으므로, 단기적 임금 손실 규모가 가장 직관적인 지표이다. 하지만 자녀 출산 이후 자녀 양육기는 장기간이므로(18년 이상) 출산 결정과 관련해서 개인이 기회비용을 고려할 때 장기적 손실(생애 소득손실)이 더욱 중요한 고려 요소일 것이다.

일부 단순화시킨 가정을 바탕으로 출산 선택과 관련되는 기대(expected) 생애기회비용을 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 다음의 임금 흐름을 정의할 수 있다.

- i) $\{W_1, W_2, W_3 \dots W_T\}$: 현재의 노동시장 환경(L_0) 및 그 외 자신의 조건(X_0)을 고려한 자녀가 없을 때 각 기($\tau=0$ 은 현재)의 예상 임금 흐름
- ii) $\{\bar{W}_1, \bar{W}_2, \bar{W}_3, \dots \bar{W}_T\}$: 현재 상황 및 조건(L_0, X_0)을 바탕으로 자녀로 인한 생산성 하락이나 경력손실 발생 시 각 기(t)의 예상 임금 흐름

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 소득 활동을 하지 않게 되는 노동이탈 확률을 대략적으로 예상하고 있다고 가정하여 다음과 같이 확률 흐름을 정의할 수 있다.

- iii) $\{\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3 \dots \Pi_T\}$: 현재 상황 기반(L_0, X_0) 각 기의 자녀로 인한 경력단절 및 생산성 하락 예상 확률의 흐름
- iv) $\{\tilde{\Pi}_1, \tilde{\Pi}_2, \tilde{\Pi}_3, \dots \tilde{\Pi}_T\}$: 현재 상황 기반(L_0, X_0) 각 기의 자녀로 인한 노동이탈(무소득/비경활 이행) 예상 확률의 흐름

즉, 각 여성이 자녀를 출산하지 않은 상태에서 자녀를 출산할 경우 자신의 노동시장 참여 및 성취 수준과 관련한 미래의 상황을 현재 자신의 조건과 노동시장 환경을 바탕으로 예상한다는 것(그것이 정확하든 정확하지 않든)을 가정한다.

이러한 가정하에 만약 t 시점에 자녀를 출산하게 된다면 자녀 출산의 생애(장기적) 예상 기회비용(lifetime expected opportunity cost, $E(CIL, X)$)은 다음의 식 (1)로 표현할 수 있다.

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

$$E(C_0 \mid L_0, X_0) = E(\text{total wage}_{nochild} \mid L_0, X_0) - E(\text{total wage}_{havechild} \mid L_0, X_0) \quad (1)$$

앞서 정의한 예상 임금 흐름(wage stream)과 생산성 손실/노동이탈 확률 흐름들을 포함하여 현재(0기)에서 t 기에 출산 시 그에 따른 기회비용을 식으로 표현하면 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned}
 E(C_0 \mid L_0, X_0) &= \left[W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \frac{1}{1+r^2} W_3 + \dots + \frac{1}{1+r^t} W_t + \dots + \frac{1}{1+r^T} W_T \right] \\
 &\quad - \left[W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \dots + \frac{1}{1+r^t} (W_t(1 - \Pi_t - \tilde{\Pi}_t) + \tilde{W}_t \Pi_t) \right. \\
 &\quad \left. + \frac{1}{1+r^{t+1}} (W_{t+1}(1 - \Pi_{t+1} - \tilde{\Pi}_{t+1}) + \tilde{W}_{t+1} \Pi_{t+1}) \right. \\
 &\quad \left. + \dots + \frac{1}{1+r^T} (W_T(1 - \Pi_T - \tilde{\Pi}_T) + \tilde{W}_T \Pi_T) \right] \quad (2)
 \end{aligned}$$

위의 식을 통해 자녀가 없는 여성의 출산에 따른 장기 예상 기회비용은 결국 자녀를 낳게 될 때 발생하는 임금 페널티($W_t - \tilde{W}_t$), 자녀 출산 후 생산성 하락이나 경력이 손실될 확률(Π_t), 노동시장에서 완전히 이탈될 확률($\tilde{\Pi}_t$), 자녀가 없을 때 발생할 수 있는 임금 수준(W_t)의 흐름(stream)에 비례함을 알 수 있다. 자녀 출산으로 인한 임금 페널티가 높을수록, 생산성 하락 및 경력손실 확률이 높을수록, 노동시장에서 이탈될 확률이 높을수록, 무자녀일 때 얻을 수 있는 임금 수준이 높을수록 생애 예상 기회비용은 높아진다.

식 (2)는 아래의 식 (3), (4)로 재구성될 수 있다.

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} [(W_{t+j} - \widetilde{W}_{t+j})\Pi_{t+j} + W_{t+j}\widetilde{\Pi}_{t+j}], \quad (3)$$

where $t + K = T$

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} \left[\underbrace{\left(\frac{W_{t+j} - \widetilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j}}_a + \underbrace{\widetilde{\Pi}_{t+j}}_b \right] \quad (4)$$

즉, 출산의 예상 기회비용은 출산 후 각 시점의 무자녀 상태일 경우 임금(W_{t+j})에 임금 손실률($\frac{W_{t+j} - \widetilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}}$)과 생산성 하락이나 노동시장 내 이동 확률(Π_{t+j})의 곱(a)과 노동시장 완전 이탈 확률($\widetilde{\Pi}_{t+j}$, b)을 더한 값을 곱해서 얻은 값의 현재가치의 총합으로 나타낼 수 있다.

실증분석 모형에서 자녀 출산 후 특정 시점의 생산성 하락이나 노동시장 내 이동 가능성까지 모두 반영한 임금 손실률(a)과 노동시장 이탈 확률(b)을 추정하게 되면, 위의 식을 활용하여 자녀 출산 후 특정 시점에서의 출산의 노동시장 기회비용을 계산할 수 있게 된다.

2. 출산이 임금과 노동시장 이탈 확률에 미치는 영향 추정 방법

실증분석에는 출산이 모의 노동시장 성과에 미치는 장기 효과를 분석한 Kahn et al.(2014)의 모형의 아이디어를 응용하였다. Kahn et al.(2014)의 연구는 1944~55년 출생 여성을 1968~2003년 기간동안 추적한 NLS-YW 데이터를 사용하여 출산의 장기 영향을 파악했다. 구체적으로, 이들은 엄마의 연령대(20, 30, 40, 50대)와 자녀 수의 상호작용 변수(교차항)를 포함한 모형을 활용하여 출산이 노동시장 성과에 미치는 장기 효과의 변화를 측정하였다.

우리나라의 경우 NLS-YW와 같은 장기패널이 아직 없으므로 엄마의 연령대가 아닌 가장 어린 자녀의 연령대(1~3세의 영유아, 4~9세의 유치원~초등 저학년 아동, 9~18세의 초등 고학년 이상 아동)와 자녀 없는 경우(0의 값 부여)를 포함하는 카테고리 변수를 활용하여 모형을 구축한다. 자녀의 연령을 위와 같이 구간으로 나누어 변수를 설정한 이유는 자녀의 연령에 따른 엄마의 노동시장 성과의 변화가 선형적이지 않을 가능성이 크기 때문이다. 연령을 3세, 9세를 기준으로 구분한 것은 현재 우리나라의 보육 및 교육 체계, 보육 환경과 연령대별 돌봄 특성의 차이를 고려한 것이다¹⁾.

1) 우리나라에서는 만 3세까지는 보편적 보육체계하에 보육만을 제공하고 있는데, 이는 만 3세까지의 연령이 절대적

노동시장 이중구조에 따른 자녀 출산 후 각 시점별 기회비용의 격차를 추정해 내는 것이 본 연구의 중요한 목표이므로, 가장 어린 자녀의 연령 변수는 관측 첫 기의 노동시장에서 상대적 위치를 (1) 대기업, 공공기관, (2) 그 외 1차 노동시장, (3) 중간 이하 노동시장으로 구분²⁾한 변수와 결합하여 준거집단이 자녀가 없고 첫 기에 각 위치에서 관측된 여성으로 설정한다.

구체적인 분석 모형은 식 (5)와 같다.

$$Drop_{i,t+1} = \beta_0 + [D_0 \times Cage]_{i,t} \theta + X_{i,t} \gamma + t_t + a_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

종속변수는 다음 기 노동이탈 여부(Drop)로 하는데, 이 변수는 t+1기에 소득이 있는 일 자리에서 이탈할 때 1의 값을 가지고 계속해서 남아 있을 시 0의 값을 가지는 변수이다. 즉, 위의 식은 t기의 개인 특성과 노동 관련 변수들을 바탕으로 다음 기(t+1)에 노동시장 이탈 확률을 추정하는 모형이다. 모형에서 D_0 항은 이중노동시장에서 상대적 위치의 카테고리 변수이며, $Cage$ 는 가장 어린 자녀의 연령대 변수로, 준거집단은 무자녀인 경우이다. 분석은 $D_0 \times Cage$ 의 계수값의 벡터인 θ 를 추정하는 것을 목표로 한다. 식 (5)는 노동이탈 확률을 종속 변수로 하므로 θ 값은 앞선 식 (4)에서 b의 값의 추정치라고도 볼 수 있다.

θ 벡터의 값은 준거집단인 중간 이하 노동시장에 속하며 자녀가 없는 집단을 기준으로 하였을 때, 해당 집단 대비 각 노동시장 이중구조 구분에 속하고, 자녀가 각 연령대에 해당될 경우 종속 변수에 미치는 차등 효과를 추정한 값을 나타낸다.

이하 모형의 통제변수들은 <표 1>에 요약하였다³⁾. 개인고정효과 항인 a_i 는 개인의 불관측 특성 중 종속변수인 노동이탈 확률과 주요 통제변수인 가장 어린 자녀의 연령대를 반영하는 자녀 유무 및 초산 연령 결정에 동시에 관련되는 변인을 포함한다. 예를 들어, 자녀 및 자녀 양육에 대한 선호와 같은 불관측 변인을 포함할 수 있다⁴⁾. 자녀에 대한 선호는 통제되지 않을 시 θ 를

으로 보육이 필요한 연령이라는 것을 반증하는 것이다. 만 3세 이후 유치원에 진학이 가능하고, 만 3~5세는 누리과정이라는 공통 교육과정을 이수하는 단계인데, 초등학교 입학 후 급격히 하교시간이 길어져 '돌봄 절벽'이 발생하므로 추가적으로 초등학교 저학년 아동(~9세)을 더하여 하나의 카테고리로 통합하여 구분하였다.

2) 노동시장 이중구조의 구분은 기존 연구(윤윤규 외, 2018 등)의 방식을 따라, 우리나라 일자리를 구분할 수 있는 특정 지표(본 연구에서는 비정규직여부, 퇴직금 미적용 여부, 저임금 여부)를 기준으로, 1개 이상의 지표에 해당할 경우 중간 이하 노동시장, 0개 지표에 해당할 경우 1차 노동시장으로 구분하며, 대기업/공공부문에 근무하는 1차 노동시장 집단을 별도로 구분하였다.

3) 자녀 수는 한 자녀 비율이 높은 데이터에서 분석의 중심변수인 가장 어린 자녀의 연령대와 공선성(collinearity)이 매우 높아(상관관계 0.78 수준) 분석에 포함하지 않는다.

4) 또한 본 연구에서 사용하는 표본은 이미 노동 참여를 선택한 "선별된" 표본이다. 이로 인해 표본선택편의가 발생할 수 있는데, 선택편의가 시간불변, 불관측 요인으로 유발될 경우, 개인고정효과 모형에서 이러한 편의도 통제된다. Heckman 방식의 모형을 사용하여 데이터가 횡단면으로 구축되었을 때(Heckman, 1979) 및 종단면(패널형태)으로 구축되었을 때(Wooldridge, 1995) 선택편의가 존재하는지를 확인하였는데, 횡단면 분석을 하게 될 경우 표본선택으로 인한 편의가 야기될 수 있지만, 패널고정효과를 사용한 모형에서는 표본선택편의가 통제되는 것이 확인되

과대 추정하게 된다. t_t 항은 각 시점별 노동시장 참여자에게 공통적으로 영향을 미치는 거시요인을 통제하는 항이다. 예를 들어, 각 연도의 노동시장의 전반적 상황이나 국가 전체와 관련된 제도의 영향을 흡수한다. 추정 방법은 선형확률 모형(Linear Probability Model)을 사용하는데, 사용하는 데이터 구조상 비선형 모형에서는 개인고정효과를 통제할 수 없기 때문이다⁵⁾.

종속변수를 임금으로 한 모형은 다음의 식 (6)으로 표현할 수 있다.

〈표 1〉 주요 변수 설명 요약

	변수명	변수 내용	비고
종속변수	Drop(i,t+1)	1: 노동이탈(무급가족종사자/비경활) 0: 노동지속(임금/비임금/파트타임 근로)	t기에 임금근로로 일하고 있는 표본만 관측
주요변수	Cage	자녀 연령 구분 변수 0: 동거 자녀 없음(자녀가 없거나, 같이 사는 자녀가 없음 ¹⁾) 1: 가장 어린 자녀가 3세 미만 2: 가장 어린 자녀가 4~9세 3: 가장 어린 자녀가 9세 이상	모형에는 각각의 구분이 더미변수 형태로 Dualmkt 변수와 결합되어 포함됨.
	Dualmkt	노동시장 이중구조 구분 변수 0: 중간 이하 노동시장 1: 1차 노동시장 2: 대기업 정규직/공공부문 근로	모형에는 각각의 구분이 더미변수의 형태로 Cage변수와 결합되어 포함됨.
통제변수	age	연령	
	edu_yr	교육연수(교육수준을 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	월평균 실질임금	
	wage_mo2	월평균 실질임금 제곱	
	nonlabor_inc	비근로 실질소득=배우자의 근로소득과 기타 소득을 합산하여 2015년 물가로 조정된 값	종속변수가 로그임금일 때는 모형에서 제외
	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	

주: 1) 이혼, 자녀 사망 등의 이유.
자료: 저자 작성.

있다. 따라서 본 연구에서는 패널고정효과 모형의 결과를 위주로 해석하였다.
5) 로짓 모형에서는 개인고정효과를 통제하는 것이 가능하기는 하지만, 패널 데이터의 개인별 관측 기간(T)이 길지 않을 경우 모형이 잘 수렴하지 않는 문제가 발생한다.

$$\log wage_{i,t} = \beta_0 + [D_0 \times Cage]_{i,t}' \theta + X_{i,t}' \gamma + t_t + a_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

logwage는 임금 수준 변수인데, 2015년 물가를 기준으로 한 월평균 실질임금⁶⁾에 로그를 취한 값이다. 모형에 포함된 통제변수는 앞선 다음 기 노동이탈 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. 이 모형은 출산 이후 근무강도가 낮고 임금 수준도 낮은 일자리로 이직하거나 생산성 저하 여부를 대리하는 지표를 통제하지 않고 있다. 따라서 추정된 θ 의 값들은 출산으로 인한 직접적인 임금 손실분에 생산성 하락이나 이직 가능성까지 내생적으로 반영하는 값이다. 즉, 앞선 식 (4)의 a 값을 추정된 값이라고 볼 수 있다.

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

3. 분석 자료

가. 표본 구성

분석 자료로 한국노동패널 1~22차의 1975년 이후 출생 여성(1975~95년생)을 불균형패널 형태로 구축한 것을 사용한다⁷⁾. 표본은 노동시장에 전일제 임금근로자로 참여한 것이 관측되는 첫 시점(22차 이전)을 기준으로 당시 연령이 가임기(20~45세)인 경우를 관측 마지막 해까지 추적하여 마스터 표본으로 1차 추출한 후, t 기에 임금근로자로 일하고 있는 표본으로 제한하여 분석에 사용한다⁸⁾. 이는 분석 모형이 현재(t 기) 임금근로자로 일을 하고 있다는 것을 전제로 다음 기($t+1$ 기) 이행과 현재(t 기)의 임금이 초점을 맞추고 있기 때문이다. 전체 표본 수는 2,050개이다.

6) 종속변수를 시간당 임금이 아닌 월평균 임금으로 하는 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 본 장의 분석은 노동시장에서 상대적 위치별로 출산으로 인한 시간당 임금의 손실보다는 장기적 총 임금 손실에 초점을 맞추고 있다. 따라서 월평균 임금 손실을 모형에서 바로 계산해 내는 것이 함의를 도출하고 해석하는 데 있어 보다 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.

7) 코호트별 노동 선택 성향 특성이나 노동시장 환경 차이의 경우, 패널 모형에서는 개인고정효과를 포함하면 통제된다.

8) 분석 표본을 임금근로자로 한정하는 이유는, 임금근로자는 고용주와 구직자/근로자가 구분되어 각각 노동 수요자와 공급자로서 일(job)을 주어진 임금(wage)으로 교환하는 노동시장에 참여하는 자이지만, 비임금근로자의 경우 본인 스스로가 노동 공급자이자 수요자이며 시장에서 일을 임금으로 교환하는 참여자가 아니기 때문이다.

나. 기초통계

분석 표본에 대한 기초통계는 <표 2>에 정리하였다. 이들의 평균 연령은 약 33세, 출생 코호트 분포는 1975~79년생이 39%, 1980년대생이 51%, 1990~95년생이 10%로 나타난다. 교육연수는 약 15년이며, 기혼 비율은 74%, 무자녀자 비율은 47%이며, 가장 어린 자녀가 0~3세인 경우는 표본의 26%, 4~9세인 경우는 20%, 9세 이상인 경우는 6%이다. 유자녀자의 평균 자녀수는 1.7명이며, 가장 어린 자녀의 연령은 약 4.3세이다. 본고에서는 생략하였지만, 출생 코호트별로 표본 특성의 차이를 살펴보면 대체로 평균연령의 차이로 설명될 수 있는 차이만 나타난다.

노동관련 변수들을 살펴보면, 노동시장 이중구조에서 중간 이하 노동시장에 위치한 근로자는 표본의 41%, 1차 노동시장 근로자는 25%, 대기업 정규직 및 공공부문 근로자는 34%를 차지한다. 주당 총 근로시간은 평균 42.56시간, 경력은 평균 94.5개월이다. 비근로가구소득은 242.5만 원으로 나타난다.

<표 2> 분석 표본의 기초통계

변수	N	평균	표준편차	변수	N	평균	표준편차
연령(세)	2,050	32.97	5.13	유자녀자의 자녀 수(명)	1,098	1.66	0.63
1975~79년생	2,050	0.39	0.49	가장 어린 자녀의 연령(세)	1,040	4.27	3.48
1980~89년생	2,050	0.51	0.50	노동이탈	2,050	0.07	0.26
1990~95년생	2,050	0.10	0.30	실질임금(만 원)	2,050	226.78	101.72
교육연수	2,050	14.94	1.79	로그실질임금	2,050	5.34	0.44
기혼	2,050	0.74	0.44	중간 이하 노동시장	2,050	0.41	0.49
동거자녀 없음	2,050	0.47	0.50	1차 노동시장	2,050	0.25	0.43
가장 어린 자녀 연령 3세 미만	2,050	0.26	0.44	대기업정규직/공공부문	2,050	0.34	0.47
가장 어린 자녀 연령 4~9세	2,050	0.20	0.40	주당 총 근로시간(시간)	2,050	42.56	6.53
가장 어린 자녀 연령 9세 이상	2,050	0.06	0.24	상용직 총 경력(개월)	2,050	94.45	65.50
				비근로가구소득(만 원)	2,050	242.53	203.77

자료 : 한국노동패널 자료를 바탕으로 저자 분석 및 작성.

IV. 결과분석

1. 모형 추정 결과

이전 장의 계량 모형으로 노동이탈 확률을 분석한 결과는 <표 3>의 첫 번째 열에 정리되어 있다. 모형에서 준거집단은 중간 이하 노동시장에 근무하는 무자녀자로, 이들의 노동이탈 확률을 중심으로 각 노동시장과 자녀 수로 구분된 집단의 상대적 노동이탈 확률이 추정되었다.

자녀가 없을 경우, 노동시장의 상대적 위치는 노동이탈 확률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는다. 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 확률이 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.

1차 노동시장 근로자를 중심으로 살펴보면, 무자녀 상태의 시점과 비교하여 노동시장 이탈 확률은 자녀 연령이 증가함에 따라 높아지는 것처럼 나타나는데, 자녀가 9세 이상일 때만 통계적으로 유의미하다. 자녀가 9세 이상일 때 1차 노동시장 근로자가 다음 기 노동시장에서 아예 이탈할 확률은 14.3% 증가하는 것으로 나타난다.

대기업 정규직/공공부문 근로자의 경우를 살펴보면, 노동시장 이탈 확률은 무자녀 상태 대비 자녀의 연령이 높아질수록 증가하다가 자녀가 9세 이상일 때 다시 회복되기 시작하는 양상을 보인다. 통계적 유의성을 고려하면 자녀가 3세 미만일 때(10.6% 증가)만 유의미하다.

모형에 포함된 기타 통제변수를 살펴보면, 연령 증가는 노동시장 이탈확률을 낮춘다. 상용직 경력의 경우, 경력이 증가할수록 노동이탈 확률을 높이는 것으로 나타나지만, 경력 제곱 값은 반대 부호를 가져 경력이 높을수록 전반적으로 이탈 확률을 높이지만 경력이 일정 수준 이상으로 높아지면 이탈 확률이 더 이상 높아지지 않거나 되레 낮아짐을 알 수 있다.

종속변수를 로그 실질임금으로 하는 임금 페널티 모형 추정 결과는 <표 3>의 두 번째 열에 정리되어 있다. 중간 이하 노동시장 근로자의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때, 무자녀 상태 대비 월평균 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 나타난다. 즉, 자녀 연령 증가에 따라 임금 페널티가 심화되는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 패널고정효과 모형 추정 결과

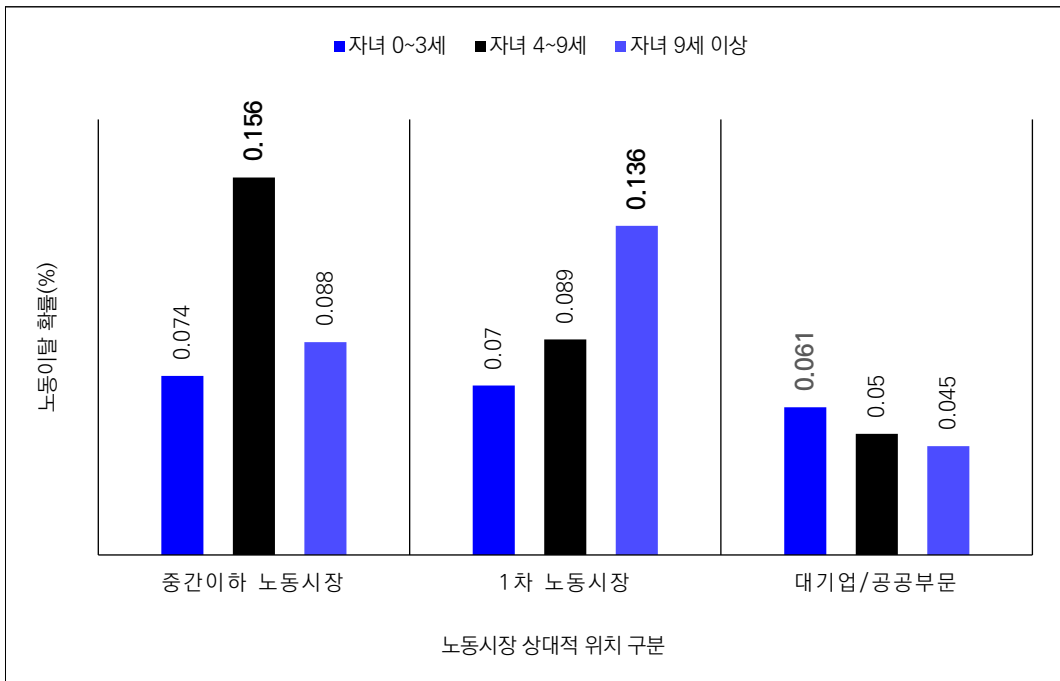
종속변수	Drop	logwage
	계수(표준오차)	계수(표준오차)
중간 이하 노동시장×무자녀	.	.
중간 이하 노동시장×자녀3세 미만	0.074 (0.075)	-0.109** (0.047)
중간 이하 노동시장×자녀4~9세	0.156** (0.076)	-0.108** (0.045)
중간 이하 노동시장×자녀9세 이상	0.088 (0.101)	-0.141* (0.080)
1차 노동시장×무자녀	0.007 (0.042)	0.255*** (0.031)
1차 노동시장×자녀3세 미만	0.077 (0.053)	0.218*** (0.043)
1차 노동시장×자녀4~9세	0.096 (0.059)	0.216*** (0.050)
1차 노동시장×자녀9세 이상	0.143* (0.080)	0.155** (0.069)
대기업/공공부문×무자녀	0.045 (0.055)	0.172*** (0.043)
대기업/공공부문×자녀3세 미만	0.106* (0.056)	0.084 (0.053)
대기업/공공부문×자녀4~9세	0.095 (0.068)	0.144*** (0.053)
대기업/공공부문×자녀9세 이상	0.09 (0.070)	0.224* (0.117)
연령	-0.059*** (0.015)	0.050*** (0.013)
교육연수	-0.004 (0.034)	0.058* (0.030)
상용직 경력	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)
상용직 경력 제곱	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
임금	0 (0.000)	.
임금 제곱	0 (0.000)	.
주당 총 근로시간	-0.002 (0.001)	0.003 (0.002)
비근로소득	0 (0.000)	.

주: p값이 p<0.01, p<0.05, p<0.1일 때 각각 ***, **, *로 표시함. 지역 및 연도 더미의 계수 값은 표에서 생략하였음.
자료: 저자 작성.

1차 노동시장 근로자의 경우 기본적으로 무자녀일 때 중간 이하 노동시장의 무자녀 근로자 대비 임금 수준이 25.5% 높다. 자녀로 인한 임금 페널티는 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.

대기업/공공부문 근로자의 경우, 무자녀일 때 중간 이하 노동시장 근로자에 비해 임금이 평균적으로 17.2% 높다(전일제 기준 12.4%). 이들이 만 3세 미만 자녀를 가지게 되면, 만 3세 미만 자녀의 계수 값은 0.084로 8.8%의 임금 페널티가 발생하는 것처럼 보이지만, 통계적으로 유의미하지 않다. 자녀가 4~9세일 때는 임금 페널티가 2.8% 발생하는 것으로 나타나 규모가 매우 작고, 이미 임금의 회복이 시작된 것으로 볼 수 있다. 자녀가 9세 이상일 경우 임금 페널티는 사라지고 임금이 무자녀일 당시보다 5.2% 증가하는 것으로 나타난다. 이들의 경우 다른 집단에 비해 고용 안정성이 상대적으로 높아 동일 일자리를 유지하는 경우가 많으므로 자녀를 출산하여도 일정 기간 임금 손실을 경험하지만 추후 연령에 따른 임금상승 추이대로 임금을 회복하며, 상대적으로 연령이 낮고 내부경력이 짧은 무자녀 집단에 비해 임금이 높아지는 것으로 이해할 수 있다. 가장 어린 동거자녀의 연령 구분을 더욱 세분화한 경우에 대한 추가적인 분석 결과는 [그림 1] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 노동이탈 확률

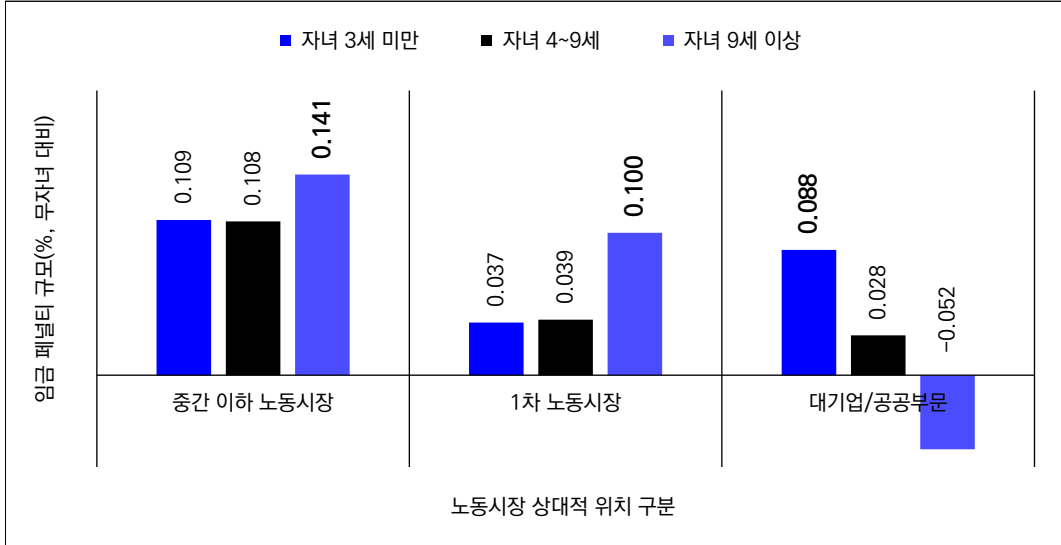
[그림 1] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 노동이탈 확률



주: 진하게 표시된 수치는 통계적으로 유의한 경우를 나타냄(p-value<0.1).
자료: 저자 작성.

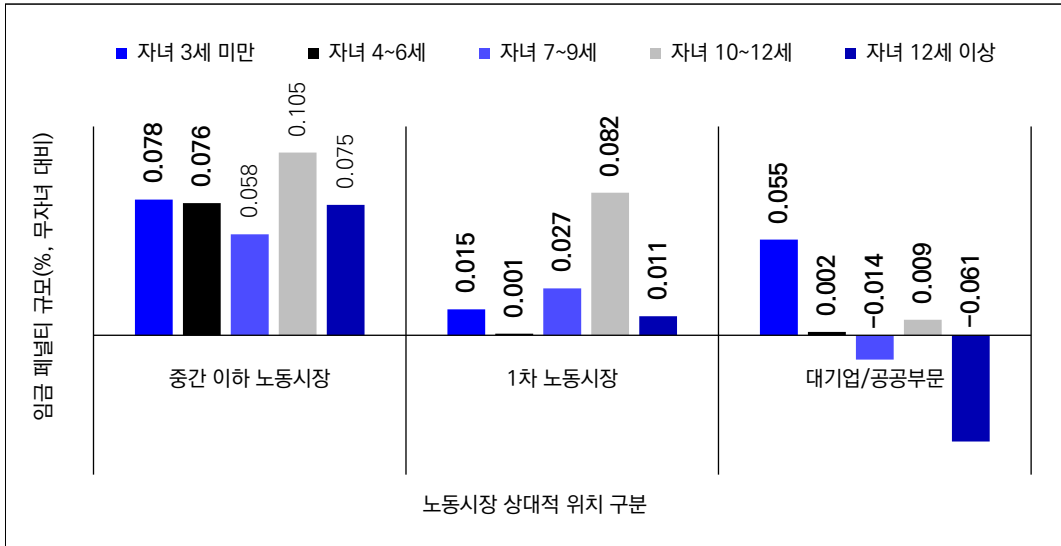
림 3을 참고할 수 있다. 결과는 대체로 유사한데, 다만 자녀 연령이 만 12세 이상(중학생 이상) 일 때 모든 집단에서 임금 페널티가 회복되었거나 회복되기 시작하는 것을 확인할 수 있다. 또

[그림 2] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 페널티



주: 진하게 표시된 수치는 통계적으로 유의한 경우를 나타냄(p-value<0.1).
자료: 저자 작성.

[그림 3] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 페널티(연령 세분)



주: 진하게 표시된 수치는 통계적으로 유의한 경우를 나타냄(p-value<0.1).
자료: 저자 작성.

한 흥미로운 점은 1차 노동시장 근로자의 경우 자녀가 초등학교에 진학할 시점부터 임금 페널티의 규모가 급격히 커진다는 점이다. 이는 최근 계속해서 지적되고 있는 초등아동의 돌봄공백 문제를 반영하는 결과일 수 있다.

2. 노동시장 이중구조에 따른 출산의 예상 기회비용 격차 계산

앞서 노동이탈 모형과 임금 페널티 모형의 계수값 추정치가 각각 식 (4)에서 b와 a값으로 이해될 수 있음을 언급하였다. 즉, 식 (4)를 아래의 식 (7)로 표현할 수 있다.

$$Cost_d \simeq \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} [\theta_{d,t+j}^{wage} + \theta_{d,t+j}^{drop}] \quad (7)$$

이때, $[\theta_{d,t+j}^{wage} + \theta_{d,t+j}^{drop}] = \rho_{d,t+j}$ 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.

[그림 4]는 자녀 연령에 따른 ρ_d 값(출산의 임금 기회비용 항)을 계산한 것을 보여준다. 그림에서 보듯이 노동시장 이중구조 내 상대적 위치에 따라서 자녀 연령에 따른 출산의 임금 기회비용 항의 양상이 매우 다르게 나타남을 알 수 있다. 중간 이하 노동시장에 위치한 여성의 기회비용 항의 값이 전반적으로 가장 높고, 그 뒤로 1차 노동시장, 대기업/공공부문 순으로 나타난다.

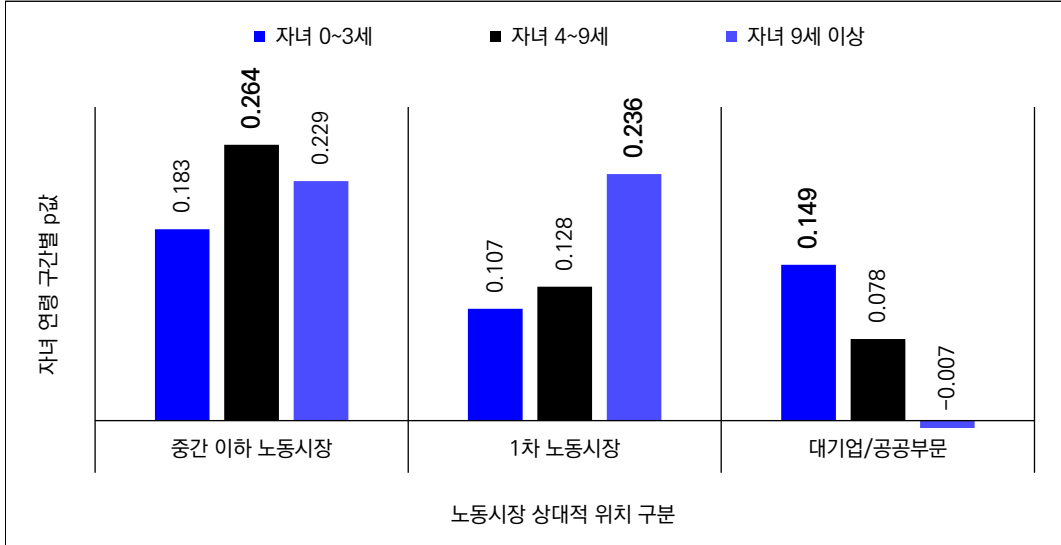
한편 1차 노동시장 근로자의 경우에도 자녀가 9세 이상일 경우 기회비용 항의 값이 급격히 높아지는데, 이는 기대 기회비용 항 계산 시 임금 페널티 규모와 이탈 확률을 더하는데, 1차 노동시장의 여성의 경우 이 두 가지가 모두 높았고, 특히 이탈 확률이 유독 높게 나타나기 때문이다. 반면 대기업/공공부문 근로자의 경우 애초에 기회비용 항의 값이 상대적으로 작을 뿐 아니라 자녀의 연령이 높아짐에 따라 기회비용 항의 값이 급격히 감소한다.

각 기의 출산의 기대 기회비용은 이자율(discount factor)이 발생하지 않는다고 가정할 때, 무자녀일 경우 예상되는 임금에 기회비용 항을 곱한 값이다. [그림 5]는 각 노동시장에 위치한 자녀가 없는 여성들의 중위임금 값⁹⁾에 예상되는 기회비용 항을 곱하여 자녀 연령대별로 예상되는 월평균 임금 손실을 계산한 값을 보여준다. 이에 따르면 분석 표본에서 중간 이하 노동시장에 있는 여성의 경우(2015년 물가 기준), 자녀가 만 3세 미만일 때 월평균 28.8만 원, 4~9세일 때 41.5만 원, 9세 이상일 때 36만 원의 기회비용, 즉 소득손실이 예상된다. 1차 노동시장 근로자의

9) 분석 표본에서 자녀가 없는 중간 이하 노동시장 근로자의 실질 월평균 임금의 중위값은 175.27만 원, 1차 노동시장은 262.12만 원, 대기업/공공부문의 경우 261.13만 원이다.

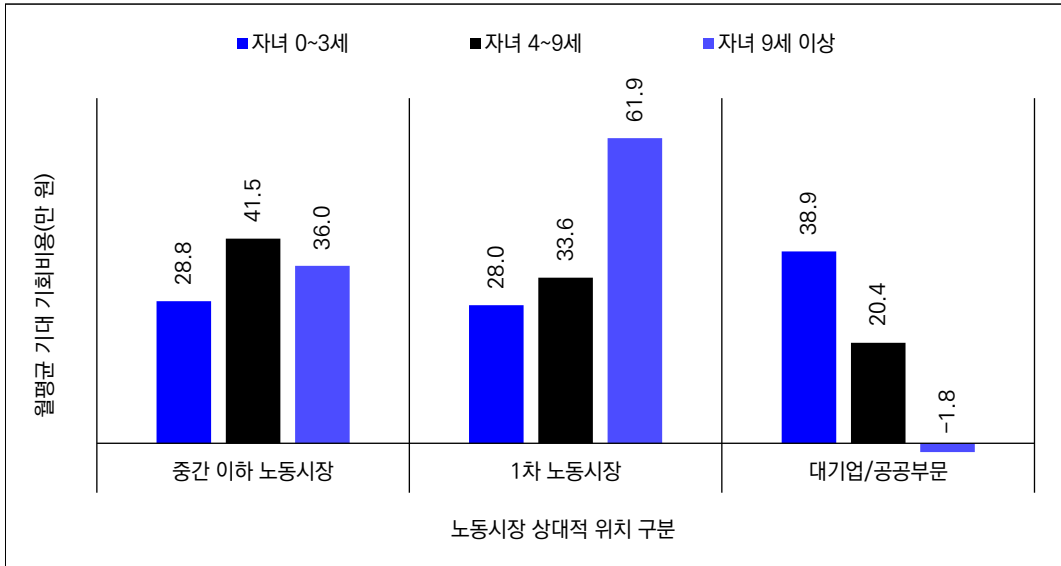
경우, 자녀가 만 3세 미만일 때 월평균 28만 원, 4~9세일 때 33.6만 원, 9세 이상일 때 61.9만 원이 예상된다. 1차 노동시장 근로자의 높은 예상 기회비용은 이들의 임금 수준이 중간 이하

[그림 4] 자녀 연령 및 노동시장 구분별 출산의 임금 기회비용 항 추정치



주: 진하게 표시된 수치는 통계적으로 유의한 경우를 나타냄(p-value<0.1).
자료: 저자 작성.

[그림 5] 자녀 연령별 월평균 예상 기회비용



자료: 저자 작성.

노동시장 근로자에 비해 높으면서 노동이탈 확률도 높은 것에 기인한다. 대기업/공공부문 근로자의 경우 자녀가 만 3세 미만일 때 월평균 38.9만 원의 소득손실, 4~9세일 경우 20.4만 원의 소득손실이 발생하며, 만 9세 이상이 될 경우 소득손실은 발생하지 않고 임금성장 추이를 회복하여 예상 임금-경력 궤적에 맞춰 소득이 높아지고 있음이 확인된다. 이는 아마도 대기업/공공부문 근로자의 경우 내부 경력 혹은 관련 경력을 계속해서 유지하는 비율이 상대적으로 높아 나타나는 결과라고 추론해 볼 수 있다.

V. 결론 및 시사점

본고에서는 노동시장 이중구조를 갖고 있는 우리나라에서 각 계층에 속한 여성 근로자들이 직면하는 출산에 따른 생애 기대 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장의 상대적 위치에 따른 격차를 계산해 보았다.

그 결과, 자녀가 없는 상황과 비교하여 자녀를 출산할 경우 노동이탈 확률(노동시장 이탈 및 임금근로 이탈)이 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 노동시장의 상대적 위치별로 그 패턴이 달랐다. 중간 이하 노동시장에 속한 여성의 경우 자녀가 3~9세일 때 가장 높고, 9세 이상일 때 다시 낮아지는 패턴을, 1차 노동시장에 속할 경우 자녀 연령이 증가함에 따라 노동이탈 확률도 계속해서 증가하는 패턴을, 공공부문/대기업 근로자의 경우 자녀 연령이 증가할수록 지속적으로 이탈 확률이 낮아지는 패턴을 보였다. 모든 기간을 통틀어서 볼 때, 전반적으로는 중간 이하 및 1차 노동시장 여성들의 노동이탈 확률이 높고, 대기업/공공부문의 경우 낮았다.

각 노동시장별 임금 페널티의 상대적 규모를 무자녀 상태 대비 임금 수준의 퍼센트 변화를 기준으로 살펴본 결과, 중간 이하 노동시장 근로자의 임금 페널티 규모가 독보적으로 높아 10~14%대를 나타냈으며, 이들의 경우 자녀 연령 12세 이상이 될 때 회복이 시작되는 것처럼 보이기 는 하지만, 여전히 가장 높은 수준의 페널티를 보였다. 1차 노동시장 근로자의 경우 자녀가 9세가 될 때까지 계속해서 임금 페널티의 규모가 커지는 것으로 나타나고, 12세 이상부터 감소하는 양상을 보이지만, 중간 이하 노동시장에 비하여 페널티 규모는 낮다. 각종 모성보호제도 활용이 용이하고 고용 안정성이 높은 대기업 정규직/공공부문 근로자의 경우 자녀 연령이 증가함에 따라 급격하게 페널티 규모가 감소하는 것으로 나타난다. 이들은 자녀가 0~3세일 때는 다른 집단에 비해 기회비용이 약간 높지만, 자녀 연령이 증가함에 따라 꾸준히 회복되어 자녀 연령이 9세 이상이 되면 임금 페널티를 완전히 극복하고 무자녀일 때 대비 오히려 높은 임금을 받게 된다. 이러한 패턴은 이들 집단의 경우 모성보호제도를 활용하기 용이하여 출산 및 어

린 자녀 양육기 동안 고용을 유지하는 비율이 높은 것과 관련된다. 출산·양육기에 고용을 유지하게 되면 자녀 연령이 증가함에 따라 모성 임금 페널티를 극복하고 경력 상승에 따른 임금 성장 추이대로 임금이 회복될 수 있기 때문이다.

즉, 본 연구를 통해 여성 근로자의 노동시장에서의 상대적 위치별로 출산으로 인한 노동시장 이탈 확률과 임금 페널티가 차등적으로 나타남을 확인할 수 있었다. 특히 각 효과들이 단순히 한 기에 걸쳐 나타나는 것이 아니라 자녀가 성장하는 과정에서 계속 발생함을 고려할 때, 실증 분석에서 추정된 값을 바탕으로 자녀 양육기 전체에 대하여 누적효과를 계산하게 된다면 더욱 큰 격차가 나타날 것이다.

이러한 결과는 최근 일·가정 양립 정책 확산, 엄마와 아빠의 양육권 보장 및 육아휴직 장려와 같이 '노동'으로 초점을 옮긴 저출산 정책에 시사하는 바가 크다. 최근 들어 출산/육아기 동안 경력을 유지할 수 있도록 지원하는 고용 관련 정책(대표적으로 모성/부성 육아휴직, 육아기 근로시간 단축 및 출산휴가제도 등)과 제반 환경 개선 정책(보육 관련)은 다양해지고 지원 내용도 확대되고 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 이러한 제도의 활용과 긍정적인 영향이 공공 부문/대기업 근로자에게만 집중되어 있음을 보여준다.

1차 노동시장과 중간 이하 노동시장 근로자는 출산/육아기 근로자지원제도를 활용하기 어려운 구조적 문제가 존재할 가능성이 있다. 예를 들어, 기업규모가 작을수록 업무의 분담이 명확하지 않고(1명이 담당하는 업무의 종류가 많고) 인사관리가 효율적이지 못해 출산/육아를 이유로 업무에서 이탈하거나 근로시간을 조정할 경우, 동료에게 초과 업무를 발생시킬 가능성이 클 수 있다. 특히 최근 20대, 30대 여성들은 일터에서 '어느 정도 자리를 잡고(숙련 형성 후)' 출산하는 것을 선호하여(윤자영 외, 2020), 많은 기업/사업체에서 출산과 휴직을 결정하는 근로자가 숙련인력인 경우가 많아지고 있다. 숙련인력이 업무에서 이탈하는 것이 빈번하다면 대체인력 채용을 전제로 하는 '출산 및 육아휴직 대체인력 지원' 제도 등의 사업체 지원제도는 사실상 무의미한 경우가 많을 것이며, 여성 근로자의 출산 선택은 동료 및 상사에게는 '피해를 끼치는 일'이 될 수밖에 없다. 1차 및 중간 이하 노동시장의 일터에 속하는 중견·중소규모의 기업/사업체들이 실제 처한 환경과 여성 근로자의 출산 선택의 패턴 변화를 고려하여 현실성 있는 방향으로 정책의 수정을 고려해야 한다¹⁰⁾.

또한 본 연구에서 공공부문/대기업 근로자를 제외하고는 자녀 연령이 높아짐에 따라 기회비용이 커지는데 그 추세가 자녀가 초등학생인 연령대 전반에서 두드러짐을 확인하였다. 이는 자녀 돌봄 여건에 관한 실질적인 격차도 존재할 가능성이 있음을 시사한다. 정부는 초등 자녀 돌봄 공백으로 인한 경력단절 문제에 대응하기 위해 '온종일 돌봄 정책'을 확대해 나가고 있지만.

10) 예컨대 육아휴직 대체인력 지원제도를 대체인력 채용으로만 제한하는 것을, 육아휴직자의 업무를 이관받게 되는 동료에게 금전적인 보상을 하는 것도 지원하는 것이 가능하도록 유연하게 변경할 수 있을 것이다.

초등돌봄의 경우 보편적 서비스가 아니므로 제도에 온전히 의존하여 경력 유지를 결정하기는 힘든 상황이다. 또한 돌봄 서비스의 질이 기대하는 수준에 비해 낮아 사교육, 가족 등을 활용하는 것이 여전히 선호되고 있다(최세림 외, 2020a). 소득수준이 높은 공공부문 및 대기업 근로자의 경우 희망하는 방식으로 돌봄 공백을 메우는 것이 가능하겠지만, 상대적으로 소득수준이 낮고 커리어 유지 확률이 불투명한 집단의 경우에는 자녀가 초등학교에 진학한 후에도 돌봄공백 문제는 여전히 잔존하여 이것이 자녀가 초등학교에 진학할 때 여성 근로자의 노동시장 기회비용이 가장 커지는 현상과 관련될 수 있을 것이다.

앞으로는 새로운 제도 도입보다는 기존 제도가 노동시장에 참여하는 다양한 집단에게 고르게 적용되고 효과를 발휘할 수 있도록 실효성을 강화하는 데에 역량을 집중해야 할 것이다. **KLI**

[참고문헌]

- 손연정·김근주(2018), 『저출산 정책과 여성 경제활동의 변화』, 한국노동연구원.
- 윤운규·장인성·최세림·조성훈(2018), 『청년층 노동시장 이행 연구』, 한국노동연구원.
- 윤자영·최세림·하지선·김지선(2020), 『청년 여성의 노동과 출산』, 저출산고령사회위원회.
- 최세림·곽은혜·정세은(2020a), 『출산과 여성노동』, 한국노동연구원.
- 최세림·윤자영·이희현(2020b), 『온종일 돌봄정책이 고용에 미치는 영향』, 한국노동연구원.
- Adda, J., C. Dustmann, and K. Stevens(2015), “The Career Costs of Children,” Working paper, University College London.
- Baker, M. and K. Milligan(2008), “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment?,” *Journal of Labor Economics*, 26(4), pp.655~691.
- Baum, C. L.(2002), “The Effect of Work Interruptions on Women’s Wages,” *Labour*, 16(1), pp.1~37.
- Becker, G. S.(1965), “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal*, 75(299), pp.493~517.
- Bertrand, M., C. Goldin, and L. 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.
- Budig, M. J. and P. England(2001), “The Wage Penalty for Motherhood,” *American Sociological Review*, 66(2), pp.204~225.
- Dickens, W. T. and K. Lang(1987), “Where Have All the Good Jobs Gone? Deindustrial-

- alization and Labor Market Segmentation,” in Kevin L. and S. L. Jonathan(eds.), *Unemployment and Structure of Labor Markets*, New York : Basil Blackwell, pp.90~102.
- Gallen, Y.(2018), “Motherhood and the Gender Productivity Gap,” Becker Friedman Institute for Economics at University of Chicago, Working Paper No.2018-41.
- Grunow, D. and S. Aisenbrey(2016), “Economic Instability and Mothers’ Employment : A comparison of Germany and U.S.,” *Advances in Life Course Research*, 29(1), pp.5~15.
- Heckman, J. J.(1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 47(1), pp.153~161.
- Juhn, C. and K. McCue(2017), “Specialization Then and Now : Marriage, Children, and the Gender Earnings Gap across Cohorts,” *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), pp.183~204.
- Kahn, J. R., J. García-Manglano, and S. M. Bianchi(2014), “The Motherhood Penalty at Midlife : Long-term Effects of Children on Women’s Careers,” *Journal of Marriage and Family*, 76(1), pp.56~72.
- Killewald, A. and M. Gough(2013), “Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?,” *American Sociological Review*, 78(3), pp.477~502.
- Lalive, R. and J. Zweimüller(2009), “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from two natural experiments,” *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), pp.1363~1402.
- Lundberg, S. and E. Rose(2000), “Parenthood and the Earnings of Married Men and Women,” *Labour Economics*, 7(6), pp.689~710.
- Mincer, J.(1962), “Labor Force Participation of Married Women,” *Aspects of Labor Economics*, Conference of the Universities National Bureau Committee for Economic Research, Princeton : Princeton University Press, for the National Bureau of Economic Research.
- Rossin-Slater, M. 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), pp.224~245.
- Siegel, C.(2017), “Female Relative Wages, Household Specialization and Fertility,” *Review of Economic Dynamics*, 24, pp.152~174.
- Waldfoegel, J.(1998), “Understanding the Family Gap in Pay for Women with Children,”

Journal of Economic Perspectives, 12(1), pp.137~156.

Wooldridge, J.(1995), "Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions," *Journal of Econometrics*, 68(1), pp.115~132.

Yamaguchi, S.(2019), "Effects of Parental Leave Policies on Female Career and Fertility Choices," *Quantitative Economics*, 10(3), pp.1195~1232.