

PSM 방식을 이용한 경력단절 여성의 임금 손실 추정

김 종 숙* · 이 지 은**

초 록

혼인이나 임신, 출산, 육아 등으로 인한 여성의 경력단절이 지속되고 있고 이후 재취업을 한다 하더라도 경제적인 손실이 발생하는 것으로 알려져있다. 본 연구는 경력을 단절한 이후 재취업할 때 경험하는 임금 및 소득의 손실을 PSM(Propensity Score Matching) 방법으로 추정하였다. 추정결과 혼인이나 임신, 출산, 육아 등으로 경력을 단절한 여성들은 재취업시 평균 21.9%의 임금 및 소득의 손실을 경험하는 것으로 나타났다. 기간효과가 매우 커서 5년 이상 경력을 단절한 여성들은 평균보다 약 1.8배 높은 38.8%의 손실을 경험하는 것으로 나타났다.

주제어 : 여성고용, 경력단절, 임금손실

I. 서론

우리나라 여성노동시장에서 나타나는 가장 특징적인 현상은 혼인이나 임신, 출산, 육아기에 노동시장을 떠나는 경력단절 현상이다. 선진국과 구분되는 이러한 현상은 여성의 고학력화 및 노동시장 참여 확대에도 불구하고 지난 20년 이상 지속되어오고 있다. 경력단절로 인하여 야기되는 문제점은 매우 많은 것으로 알려져 있다. 남녀 임금격차를 결정하는 가장 주된 원인이 짧은 경력연수에서 비롯되며(김주영, 2009), 경력을 단절한 이후 재취업할 경우 본인이 원래 가졌던 직종보다 낮은 직종으로 복귀하는

* 주저자 : 한국여성정책연구원 연구위원(02-3156-7135)

** 한국직업능력개발원 연구원

경향이 있으며(김영옥, 1998), 경력을 한번 단절한 여성은 더 불안정한 고용지위를 가지며 반복적으로 취업과 비취업을 오가는 경향이 있다(김종숙 외, 2011). 무엇보다도 경력단절로 인하여 여성의 경제활동참가율은 여성의 고학력화 등에도 불구하고 과거와 큰 차이를 보이고 있지 않고 선진국과의 격차를 좁히지 않는다는 점은 여성인적자원 활용에 있어 큰 문제점이라 할 수 있다.

여성의 경력단절에 대한 문제점은 많은 연구 및 정책을 통하여 지적된 바 있으나 과연 그 손실은 얼마나 되는가에 대한 계량적인 연구는 전무한 실정이다. 본고는 우리나라 여성들이 경력단절을 통하여 경험하는 손실의 규모를 추정하는 것을 목적으로 한다. 개인이 경험하는 손실의 규모를 추정함으로써 여성 개인들이 경력단절의 시점에서 합리적인 의사결정을 할 수 있는 근거자료로 활용할 수 있을 뿐 아니라 이의 사회적 비용을 줄이기 위한 정부의 정책적 노력을 지원하는 객관적인 근거자료로 활용할 수 있을 것이다.

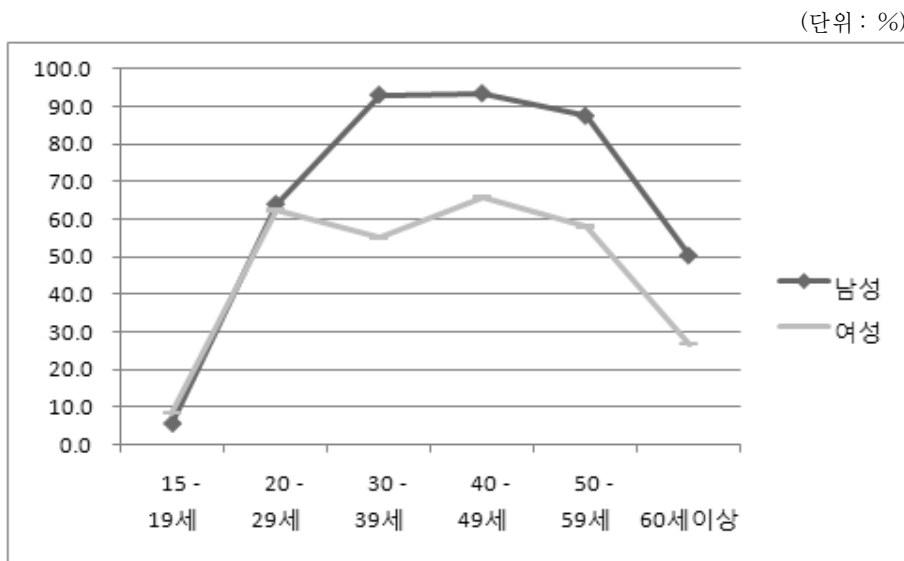
이러한 연구목적을 달성하기 위하여 본고는 다음과 같은 세 부분으로 구성되어 있다. 첫째, 경력단절 여성의 임금손실을 추정하는데 필요한 관련 선행연구를 분석하여 둘째, 이론적 계량적 모형을 수립하고 자료를 구성하며, 셋째 자료 분석을 실시하여 결론을 도출하였다.

II. 선행연구

지난 30여년간 여성의 경제활동참가는 15%p 정도 증가한 반면 경력단절은 약 4%p만이 줄어들어 여전히 경력단절의 문제점은 지속되고 있으며 이후 노동시장으로 복귀할 때 나타나는 각종 문제점들, 예를 들어 비정규 등 고용불안, 성별 임금격차, 성별 직종분리 등은 이러한 경력단절의 문제에서 원인을 찾을 수 있다. 경력이 단절된다는 점은 좁게 해석하면 실직의 문제를 포괄할 수 있지만 일반적으로는 보다 장기간에 걸쳐 비경제활동상태에 머물러 있게 되는 현상을 의미한다. 2008년 제정된 ‘경력단절

여성등경제활동촉진을 위한 법률'에 의거하면 경력단절여성을 임신, 출산, 육아, 돌봄노동 등의 사유로 경제활동을 중단한 여성을 의미하고 있다.

이러한 개념적 정의가 나타난 근거는 우리나라 여성들이 경제활동에서 보이는 특성에 기인한다. 우리나라 노동시장에서 나타나는 특정 연령대의 집중적인 비경제활동인구 증가 현상은 주로 M-curve라는 이름으로 불리운다. 구체적으로 20대 후반 연령대에서의 남녀 경제활동 참가율의 차이는 10%미만이나 30대 초반 연령대에서 남성과 여성의 경제활동 참가율 차이는 무려 40%p에 달한다. 30대 초반 연령대에서의 남녀 차이는 이후 여성의 경제활동 참가율 전체 수준을 낮추는 주된 원인이라고 볼 수 있으며 이러한 현상은 지난 10년 이상 지속되어 왔다.



자료: 통계청(2010). 경제활동인구조사 원자료 분석

[그림 1] 남성과 여성의 연령대별 경제활동참가율

이렇듯 혼인, 임신, 출산기에 노동시장을 떠나는 여성들은 자녀 양육이 완료되어 가는 40대에 노동시장으로 복귀하는 경향이 있다. 1980년도에는 40~44세의 경제활동 참가율 56.7%, 45~49세의 경제활동 참가율은 57.3%로 20대의 53.2%보다 오히려 높았다. 그러나 최근 년도로 오면서

이러한 경향은 점차 변화되어 재진입시기의 경제활동 참가율은 40~44세 65.3%, 45~49세 65.2%로 20대 후반연령에 비하여 낮아졌다. 이러한 변화는 여성의 고학력화에 기인하는 현상으로 일반적으로 L자 곡선에서 나타나듯이 고학력 여성의 40대 복귀가 잘 이루어지지 않기 때문이다. 이 현상은 L-curve라고 불리운다.

경력단절이라는 노동시장 특성은 서구의 나라들 보다는 우리나라에서 두드러지는 현상이며 따라서 이에 대한 국내의 연구가 활발하게 이루어졌다. 장지연(1997), 김영옥(1998), 박수미(2002)의 연구들은 한국여성의 생애사건을 통한 노동시장 참여에 대한 연구들로서 장지연(1997)의 연구는 여성의 첫 자녀 출산으로 인한 노동시장의 퇴출경향이 매우 크다는 점을 지적한 바 있으며 박수미(2002)는 인적자본이 아닌 혼인, 출산, 어린 자녀의 유무가 노동시장 진입과 퇴출에 영향을 미친다는 점을 보여주었다. 최근에는 이러한 경향이 둘째자녀 출산으로 이동하는 경향이 나타남이 밝혀졌으며 이 시기가 생애주기상 여성의 근로로 인한 기대비용을 상승시키는 시기임을 밝히고 있다(김종숙, 박수미, 2003).

이후 재취업으로 이행할 경우 원래 가지고 있던 직업지위에서 수평 혹은 하향이동하는 경향성을 보였다(김영옥, 1998). 이 사실은 경력단절 여성을 위한 다양한 정책을 제안하는 데 중요한 근거가 되었다. 오은진외(2008a, 2008b, 2009)의 연구들은 경력단절 여성에 대한 실태를 파악하는데 초점을 맞추었다. 기혼여성들의 평균 초혼연령은 24.5세였으며 첫 번째 일자리의 평균 근속년수는 5.1년으로 나타났다. 이후 평균 10.2년의 단절기간을 거쳐 두 번째 일자리로 이동하는 것으로 나타났고 이 일자리의 평균근속년수는 3.3년으로 장기간의 경력단절 이후 반복적으로 취업과 비취업을 오가는 것으로 나타났다(민무숙 외, 2009).

관련연구들은 여성의 경력단절 현상이 우리나라 여성노동시장에서 매우 중요한 구조적 문제임을 밝히고 있고 경력단절의 원인과 이후 재취업에 관한 연구를 진행해왔다. 그러나 경력단절로 인하여 발생하는 손실의 규모를 단절기간, 재취업시 임금의 감소와 연결시켜 분석한 연구는 전무한 실정이다. 해외의 연구결과들은 주로 실업자를 대상으로 이루어졌다. 실업자의 임금손실에 대한 보조금을 지급하기 위하여 임금손실 현상의

실재와 크기를 측정하는 연구들, 이에 영향을 미치는 결정요인에 대한 연구들이 수행되어 왔다(이석원, 2001).

Addition & Portugal(1989)은 미국의 DWS(Displaced Workers Survey)를 분석하여 재취업시의 임금수준, 실직 전의 근무기간, 실업 기간 간에는 유의한 상관관계가 있음을 밝힌바 있다. Carrington(1993)의 연구에서는 개인의 취업경험이나 이전 임금 뿐 아니라 지역 노동시장의 여건, 즉 업종이나 직종, 지역의 여건들이 실업자들의 임금손실 정도에 영향을 미치며 동시에 장기근속한 근로자의 실업 시 임금손실은 재직하던 기업특성에 더 크게 영향을 받는다는 점을 밝혔다. Carrington(1993)의 연구결과는 Kletzer(1991)의 연구결과와 맥을 같이 하는 것으로 직장고유의 기술은 그 직장을 상실할 경우 더 큰 기회비용을 가져오는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 중장기적으로도 손실이 지속되는 것으로 알려져 있으며 Ruhm(1991)의 연구에 의거하면 실직자들은 비실직자들에 비하여 실직 발생이후 4년이 경과한 후에도 10% 이상의 소득손실을 겪는 것으로 알려져 있으며 Jacobson et. al. (1993)은 실직 후 6년 후에도 약 25%의 소득손실을 겪는 것으로 나타나 장기적인 손실효과가 매우 크다는 점을 보여주고 있다.

우리나라에서도 실업자를 대상으로 한 유사한 연구들이 수행된 바 있는데 주로 외환위기 이후 대량실업이 발생하면서 나타나기 시작하였다. 연공급을 기반으로 한 우리나라 노동시장에서 퇴직으로 인한 직장상실의 비용은 재직기간에 비례하여 커지는 것으로 알려져있다. 금재호, 조준모(2002)의 연구에 의하면 성별로 직장상실로 인한 임금손실규모가 상이함을 보여주고 있다. 비자발적 실업이 발생한 경우 남성은 34.3%의 임금손실을, 여성은 18.8%의 임금손실을 겪은 것으로 나타나는데 이는 남성의 긴 근속기간과 성별 임금격차가 주로 기인하였음을 알 수 있다. 또한 외국의 연구들과 마찬가지로 대졸이상에게 손실이 크게 발생하며 업종이동 효과가 커서 동일업종 재취업의 경우는 21.3% 하락하지만 상이한 업종으로 취업할 경우 41.8%가 하락함을 알 수 있다.

선행연구들을 분석한 결과 다음과 같은 발견이 가능하다. 첫째, 여성의 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사 등 사유로 인한 경력단절의 문제는 매우

심각하고 오랜기간 지속되어 왔다. 둘째, 실업자의 직장 상실로 인한 손실의 추정치는 단기간, 비자발적 실업을 중심으로 이루어져 왔고 여성들의 경우와 같이 장기간에 걸친 비경제활동인구화의 문제를 다루는데 제한적이다. 셋째, 경력을 단절한 여성에게 나타날 임금 손실의 정도는 매우 중층적임을 짐작할 수 있게 한다. 단절기간이 길고, 업종이동 및 직종하락을 경험함과 동시에 고용지위의 변화가 동반되는 여성의 경력단절 효과는 매우 크게 나타날 것이며 기존의 성별 임금격차는 비중 뿐 아니라 금액을 기준으로 하여도 손실규모를 크게 할 것이라는 점이다.

III. 모형과 자료

1. 모형

경력을 단절하지 않은 여성과 경력단절 여성간의 임금 격차를 추정하는데 있어 일반적으로 사용하는 추정방식은 Bartel & Borjas(1981)와 Mincer(1986)의 방식이다. 직장을 이동한 사람들의 직장이동에 따른 관측되지 않은 기회비용, 즉 동일 직장에서 임금의 자연증가를 측정할 필요가 있으며 이 경우는 해당개인과 유사한 개인 및 노동시장 상황에 처한 사람들의 임금을 대리변수로 사용한다(김혜원, 최민식, 2008). 이러한 방법을 사용할 경우 부가되는 가정은 노동시장에 결합된 정도가 느슨하지 않다는 점이다. 즉, 장기간 노동시장을 떠나 구직활동을 하지 않거나 하지 않고 실직직후부터 적극적인 구직활동을 통하여 새로운 직장으로 이동하려는 경향성이 강하다는 점이다. 만약 그렇지 않을 경우, 집단 내부의 이질성에 대한 통제가 다시 필요하게 되는데 이직이 잦은 근로자와 그렇지 않은 근로자, 이직 후 적극적인 구직활동을 하는 근로자와 그렇지 않은 근로자간 관찰되지 않은 이질성이 통제되지 않기 때문이다. 김혜원, 최민식(2008)의 연구에서는 이러한 점을 고려하여 남성근로자에 한정하여 실직으로 인한 손실을 추정하였고 본 연구의 대상인 경력단절 여성의 임금손실을 추정하는데 있어 동 방법의 활용이 가지는 한계를 보여준다

고 하겠다. 패널자료를 이용한 고정효과 모형(fixed effects model) 추정을 통해 패널 사이의 관측되지 않은 이질성을 통제하기도 한다(박용현, 2010; Kletzer & Fairlie, 2003).

경력단절여성의 임금 불이익 추정에 있어 방법론적 이슈는 경력단절 기간의 효과를 어떻게 추정할 것인가 하는 것과, 경력단절 여부 혹은 경력단절 기간 변수의 내생성을 어떻게 통제할 것이냐 하는 점이다. 선행연구에 따르면 전형적 경력단절여성의 단절 기간은 10여년에 이르는 장기간이라고 알려져 있는바, 단기간의 실업이 초래하는 임금손실 효과를 추정하는 선행연구들과는 다른 추정 상의 문제점이 야기될 수 있다.

임금손실에 대한 추정은 일반적으로 경력단절 이전과 이후의 임금을 비교하여 측정하는 방법을 주로 사용한다. 그러나 이러한 방법을 활용하는데 가장 중요한 문제점으로 지적되어 온 것은 선택편의의 문제이다. 임금손실에 대한 추정을 위해서는 경력을 단절한 사람의 임금변화에 대한 정보와 경력을 단절하지 않은 사람의 임금정보를 동시에 알아야 한다. 그러나 경력을 단절한 사람은 임금을 받지 않기 때문에 관측치는 경력을 이동하지 않은 사람의 임금 뿐이다. 따라서 이들 두 집단간 특성의 차이를 완벽하게 통제할 수 없는 문제가 발생한다. 나아가 경력단절 후 재취업하지 못한 여성은 분석에서 제외되므로 이들을 제외한 하위표본으로 임금손실을 추정하는 것 역시 전형적인 선택편의 문제를 야기한다(금재호, 조준모, 2002).

선행연구에서 나타난 방법론적 이슈는 본 고에서도 가장 중요한 문제가 되었다. 선행연구들은 비교적 명확한 개념적 대상을 분석함에도 불구하고 자료의 문제와 이를 극복하는 이슈들이 제기되었지만, 본 연구에서는 경력단절 여성이라는 대상이 가지는 정의의 어려움과 이에 따른 자료 구성의 문제, 자료의 문제를 극복하기 위한 방법론의 이슈가 다양하게 제기되었다. 이러한 다양한 이슈를 해결하는 방법의 하나로 본 고에서는 준모수적 방법인 PSM(Propensity Score Matching)방법을 활용하였다.

PSM 방식은 경력이 단절된 여성과 그렇지 않은 여성들의 성향 점수를 비교함으로써 경력이 단절된 여성이 경험하는 손실의 정도를 측정하는 방법이다. PSM 방법은 적극적 노동시장정책에서 직업훈련제도의 성과

등을 측정하는데 빈번하게 사용되어 왔다(유경준, 강창희 외, 2010). PSM 방식의 유용성에 대한 논의는 상당부분 검증된 것으로 나타났는데 PSM 방식으로 직업훈련의 효과성을 추정한 결과가 실험을 통한 추정결과와 비슷하다는 점을 근거로 하고 있다(안서연, 2008). 우리나라 직업훈련의 성과 검증에서도 이석원(2003)의 연구는 비조정 평균차, OLS 회귀 추정, Heckman의 2단계추정, Barnow Model, PSM 중 PSM이 가장 실험치와 유사함을 보였다. 실험치와 유사하다는 장점은 실험이 불가능한 상태에서 실험값과 유사한 값을 제공함으로써 현실을 보다 근접하게 반영할 수 있다는 점이다.

기본적인 방법은 다음과 같다. 실험참여자와 가능한 유사한 인적특성을 가진 집단을 비교집단으로 구성하여 실험 이후에 결과를 비교하는 방식이다. 가장 큰 약점은 선택편의가 발생한다는 점이다. 비교그룹의 선택 자체가 편의를 발생시키는 것인데 이 편의로 인하여 관찰되지 못하는 특성들이 결과에 영향을 미친다(강순희 외, 2000). 실험집단과 비교집단을 어떻게 선택하는가에 따라 선택편의를 다소 감소시킬수 있는데 이 편의를 줄이기 위하여 짝짓기 방식을 준용한 성향점수매칭법을 활용하게 되었다.

성향점수매칭법의 방법은 다음과 같다. 경력단절의 손실은 지속적으로 취업을 유지한 집단과 경력을 단절한 경험이 있는 취업자 집단의 임금을 비교함으로써 가능하다.

$$\tau = E(Y_i^1 - Y_i^0 | Z_i = 1) = E(Y_i^1 | Z_i = 1) - E(Y_i^0 | Z_i = 1) \quad (1)$$

Z는 개인 i 들이 경력을 단절한 경험이 있는지를 나타내는 더미변수이다. Y는 두 집단간 발생하는 잠재적인 성과들(potential outcome)이다. 본 분석에서 쓰인 Y는 임금이며 로그변수로 변환된 것이다. τ 는 경력단절된 집단의 평균 처치효과ATT(Average Treatment Effect on the Treated)이며 본 연구에서는 $E(Y_i^1 | Z_i = 1)$ 는 경력단절자의 임금수준, $E(Y_i^0 | Z_i = 1)$ 는 지속취업자의 임금수준을 의미하게 된다. 따라서 이 차이는 임금의 손실분을 의미하며 음의 값을 가질 것으로 예상할 수 있다.

일반적으로 이러한 매칭법은 정책의 효과성을 검증하는데 주로 사용되는데 처치후의 성과는 측정이 가능한데 반하여 처치를 경험하지 않은자의 성과는 측정이 어렵다. 본 연구에서도 경력을 단절한 경험이 있는 집단의 성과인 임금은 쉽게 얻어지는 반면 경력단절과 무관한 집단의 임금과 산술적으로 비교가 어렵게 된다. 따라서 경력단절자와 동일한 특성을 가지는 비 참여자의 특성, 즉 경력단절을 경험하지 않은 집단의 특성과 대응시켜보게 되는 것이다. 따라서 매칭법은 다음과 같이 조건부 독립성의 가정을 필요로 한다.

개인의 특성이 주어져 있을 때 경력단절 여부는 잠재적 성과와 독립적이라는 것이다.

$$(Y^0, Y^1) \perp Z | X \quad (2)$$

다시 말하여 X_i 라는 관측된 특성을 가진 경력단절 경험자가 경력단절을 하지 않았을 경우 받게 되는 평균 가상성과는 참여자와 동일한 특성을 가진 경력단절 미경험자의 관측된 성과에 의하여 대표된다는 것이다. 경력을 단절한 여성은 여러 가지 다양한 관측특성을 가질 수 있게 되므로 이들이 실제로 경력을 단절하지 않았을 경우 갖게 되는 평균적인 가상의 성과들은 이들의 다양한 특성에 대하여 가중평균한 값을 갖게 될 것이다. 따라서

$$E(Y_i^0 | Z_i = 1) = E_X \{ E(Y_i^0 | Z_i = 0, X) | Z_i = 1 \} \quad (3)$$

(3)이 성립하게 되며 경력단절의 임금효과는 이들의 평균값으로 산출된다. 이때 X 가 여러개의 변수로서 모든 변수에 따라 동일한 조합을 갖는 것은 현실적으로 어렵기 때문에 Rosenbaum & Rubib(1983)이 부과한 가정을 통하여 선택편의를 보정할 수 있다. 즉 $\Pr(D=1|X)=p(x)$ 에서 $0 < p(x) < 1$ 이며, (2)의 가정과 유사하게 $Z \perp X | p(x)$ 를 부과하게 되면 경력단절을 경험한 집단의 구성원과 성향점수가 동일한 비교집단의 구성원과 짝을 지어 성과를 차분하여 추정치를 산출하고 여기서 산출된 추정치는

무작위실험에서와 같이 선택편의를 발생시키지 않게 되는 것이다.

이렇듯 산출된 $p(x)$ 의 값은 연속변수가 되므로 정확히 일치하는 두 개의 관측치를 찾기는 거의 불가능하다. 따라서 가중치를 부여하는 방식에 따라 다양한 매칭방법이 사용될 수 있다. 매칭의 방법에 따라 모든 경력 단절 경험집단 내 개별 관측치를 비 단절 집단의 관측치와 짝지우는 Kernel Matching, 성향점수가 비슷한 비교집단의 관측치와 짝지우는 Nearest Neighbor Matching, 각 관측치별로 미리 정해놓은 성향점수 원의 범위에 있는 관측치만을 비교하는 Radius Matching 방법이 있다. Stratification matching은 성향점수의 변화범위를 구간으로 분리하여 처치와 비교집단이 모두 존재하는 구간마다 각 집단의 성과차이를 계산하고 각 블록의 처치효과를 가중평균하는 방식을 취한다. 네가지 방법의 장단점은 Becker&Ichino(2002)를 참조하였으며 본 연구에서는 자료수가 충분치 않아 짝을 지울 수 없을 경우 가까운 이웃점수로 대체가 가능한 Nearest Neighbor Matching을 주로 사용하기로 한다. 경력단절여성의 충분한 표본수를 종단자료에서 구성하는 것에 한계가 있기 때문이다.

혼인, 임신, 출산, 육아, 가사 등으로 취업을 중단했던 집단의 임금손실을 측정하는데 있어 이러한 사유로 취업을 중단한 남성의 수가 매우 적어 충분한 수의 표본이 구성되지 않아 평균처치효과를 산출하는데는 성별 비교가 어려운 단점이 있다.

2. 자료

자료에서 경력단절 여성을 정의하는데에는 다양한 기준이 있을 수 있다. ‘경력단절여성등의경제활동 촉진법[(타)일부개정 2010.6.4 법률 제 10339호]’의 제2조에서 정의한 “경력단절여성등”이란 임신·출산·육아와 가족구성원의 돌봄 등을 이유로 경제활동을 중단하였거나 경제활동을 한 적이 없는 여성 중에서 취업을 희망하는 여성을 말한다. 법에서 정의하고 있는 경력단절은 생애사건 중 여성들이 경험하는 특수한 사건, 즉 임신, 출산, 육아 등으로 인한 노동시장 이탈을 의미하기 때문에 일반적으로 알려져있는 취업상태에서 임신, 출산, 육아로 인하여 비취업상태로 전환한 여성들보다 더 광범위하게 대상을 규정하고 있다. 동시에 이 법의 목적은

위와 같은 여성들의 경제활동을 촉진하는 것이기 때문에 경제활동 참여를 지원하기 위한 대상 중 취업과 비취업을 반복하는 불연속취업자 뿐 아니라 임신, 출산, 육아로 인하여 취업을 한 경험이 없는 여성도 모두 포함하고 있다.

이러한 법적 대상은 현장에서 관련 정책을 추진하는데 효과적으로 구성되어 있으나 ‘경력단절’이라는 개념적 정의와는 다소 거리가 있다고 할 수 있으며 이러한 정의로 인하여 경력단절 여성을 과대 추정할 가능성이 있다는 지적이 있어왔다(김종숙 외, 2011). 경력단절 여성의 정의에 더 부합하기 위해서는 실제로 경력을 가지고 있다가 혼인이나 임신, 출산, 육아 및 가사 등으로 인하여 일을 그만 둔 경우로 제한하는 것이 명확하기 때문에 본 고에서는 이러한 개념을 바탕으로 경력단절 여성을 정의하였다.

분석에 이용된 자료는 노동패널이다. 노동패널은 현재까지 11차년도 자료가 구축되어 있다. 본 PSM 분석에서는 풍부한 변수 정보가 필요하기 때문에 직업력 자료를 활용하지 않고 1~11차 자료를 활용하여 분석하였다. 분석을 위하여 11년을 모두 응답한 응답자 중 취업-비취업-취업의 상태를 보유한 표본이 이용되었다. 1~11차 모두 응답자 중 ① 경력단절이 없는 연속취업자(con), ② 경력단절이 있는 취업-비취업-취업자(non3)의 두 그룹으로 나누었다. 이들의 특성은 다음의 표와 같다.

〈표 1〉 PSM 분석에 사용된 그룹 구분

(단위: 명, %)

	연속	경력단절 그룹	Total
남성	1,179	12	1,191
	99.0	1.0	100.0
	71.0	8.6	66.2
여성	481	127	608
	79.1	20.7	100.0
	29.0	91.4	33.8
Total	1,660	139	1,799
	92.3	7.7	100.0
	100.0	10000	100.0

전체 비취업의 임금손실 분석에 활용된 자료는 1799명이다. 이중 여성은 전체의 33.8%이며 남성은 66.2%이다. 여성 중 연속취업자의 비중은 79.1%이며 남성은 이 비중이 99.0%이다. 본 연구의 주된 관심인 혼인, 임신, 출산, 육아, 가사 등의 사유로 비취업한 경험이 있는 여성들이다. <표 1>은 이들을 보여주고 있다.

앞절의 모형에서 설명한 바와 같이 Propensity Score는 관찰된 공변량으로부터 도출된 성향점수를 의미한다. 본 연구에서 관찰된 공변량은 경력단절의 여부와 그 결과인 임금(소득)에 영향을 미치는 제 요인들을 의미한다. 성향점수를 도출하기 위해서는 위의 변수들에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인을 고려하는 것이 중요하다. 물론 경력단절 자체에 영향을 주는 요인도 있을 수 있으며 이 요인들이 실질적으로 성과에 영향을 미치는 요인이 되기도 하지만 본 연구에서는 경력단절에 미치는 요인은 고려하지 않고 결과변수인 임금(소득)에 미치는 요인을 고려하였다. 경력단절에 영향을 미치는 요인과 결과변수에 미치는 요인의 내생성은 후속연구에서 진행하기로 하겠다.

선행연구들을 통하여 임금 및 소득에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기로 하자. 임금 및 소득에 영향을 미치는 요인은 크게 개인의 인구학적 요인, 인적자본요인, 노동시장 요인 등이 있다. 첫째, 인구학적 요인들은 대표적으로 연령, 성별과 같은 요인들이 주로 고려된다. 경력단절이 주로 기혼여성에게 발생하기 때문에 혼인상태와 배우자 유무는 중요한 고려요인이 된다. 둘째, 종사업종, 종사직종과 같은 취업관련 노동시장 변인들이 중요하다. 이전과 현재의 종사업종이나 종사직종 등은 임금 및 소득수준에 중요한 영향을 미친다. 과거의 경력기간, 과거의 임금 및 소득수준도 현재의 임금 및 소득수준을 결정하는데 중요한 변인이다. 셋째, 인적자본 요인도 중요한 영향을 미친다. 학력, 자격증의 유무, 직업훈련 유무 등이 인적자본축적에 영향을 미치고 이는 현재 소득이나 임금에 영향을 미친다.

다음의 표는 분석에 사용된 표본의 일반적인 특성이다. 종속변수는 시간당임금의 로그값이며 독립변수는 연령, 연령제곱, 혼인상태 학력, 업종과 직종, 과거의 업종과 직종, 비취업기간 등이 포함되었다.

〈표 2〉 분석대상자의 일반적 특성

매칭 전 기초통계량	전체	취업-비취업-취업	연속취업
	평균 (표준편차)	평균 (표준편차)	평균 (표준편차)
종속변수			
log(현재 시간당 임금 및 소득)	0.705	0.061	0.759
	(1.214)	(1.217)	(1.199)
현재 시간당 임금 및 소득	4.588	2.895	4.729
	(10.159)	(7.149)	(10.361)
독립변수			
현재 연령	51.025	45.266	51.507
	(10.100)	(8.587)	(10.071)
연령 제곱	2705.513	2122.230	2754.354
	(1087.887)	(847.674)	(1091.785)
성별 (여성=1, 남성=0)	0.338	0.914	0.290
혼인상태(기혼이며 배우자가 있으면=1)	0.881	0.892	0.880
학력			
고졸미만	0.383	0.295	0.390
고졸	0.381	0.511	0.370
2년제 졸	0.071	0.079	0.070
4년제 이상	0.166	0.115	0.170
현재 산업			
농림어업	0.140	0.050	0.148
광업	0.212	0.151	0.217
제조업	0.006	-	0.007
전기, 가스, 수도, 통신, 금융, 보험, 부동산 등	0.175	0.115	0.18
건설 운수업	0.151	0.288	0.14
도소매, 숙박음식업	0.128	0.158	0.126
사업, 공공행정, 교육, 오락, 기타 공공 등	0.188	0.237	0.183
가사서비스업	-	-	-

매칭 전 기초통계량	전체	취업-비취업-취업	연속취업
	평균 (표준편차)	평균 (표준편차)	평균 (표준편차)
현재 직업			
관리자/전문가	0.094	0.101	0.094
준전문가/사무	0.192	0.216	0.190
서비스/판매	0.208	0.403	0.192
기타	0.506	0.281	0.524
직업훈련 유무	0.376	0.374	0.376
자격증 유무	0.319	0.326	0.318
현재 종사상 지위	0.508	0.619	0.499
이전 종사상 지위		0.72	
비취업기간		2.942	
		(2.163)	
log(비취업 직전 시간당 임금)		-0.029	
		0.289	
이전 산업			
농림어업		0.036	
광업		0.261	
제조업		-	
전기, 가스, 수도, 통신, 금융, 보험, 부동산		0.101	
건설 운수업		0.225	
도소매, 숙박음식업		0.152	
사업, 공공행정, 교육, 오락, 기타 공공		0.225	
가사서비스업		-	
이전직업			
관리자/전문가		0.060	
준전문가/사무		0.261	
서비스/판매		0.336	
기타		0.343	

IV. 분석결과

분석1에서와 마찬가지로 비교집단(계속취업자)을 0으로 하고 실험집단(취업-비취업-취업 이행자)을 1로 두어 어떤 성향을 가졌는지를 우선 판정하였다.

〈표 3〉 성향점수 추정

	Coef.	Std. Err.	z	P>z
현재 연령	-0.176	0.101	-1.75	0.080*
연령 제곱	0.001	0.001	1.06	0.291
여성 더미	3.563	0.341	10.44	0.000***
현재 혼인상태 (기혼/유배우)	0.842	0.330	2.55	0.011**
고졸	0.325	0.282	1.15	0.250
2년제 졸	-0.476	0.512	-0.93	0.352
4년제 졸	-0.740	0.511	-1.45	0.148
광업	0.126	0.543	0.23	0.817
전기가스수도, 통신, 금융보험, 부동산	0.792	0.586	1.35	0.176
건설운수	1.379	0.585	2.36	0.018**
도소매, 숙박음식	0.895	0.597	1.5	0.134
사업,공공행정, 교육, 보건, 오락, 기타 공공	0.635	0.566	1.12	0.262
준전문가/사무	-0.792	0.452	-1.75	0.079*
서비스/판매	-0.386	0.508	-0.76	0.447
기타	-0.188	0.524	-0.36	0.719
직업훈련 유무	-0.055	0.249	-0.22	0.827
자격증 유무	0.194	0.263	0.74	0.462
현재 종사상 지위 (임금=1)	0.680	0.241	2.82	0.005***
_cons	-0.351	2.455	-0.14	0.886
log likelihood	-325.714			
표본 수	1782			

주: *는 90%, **는 95%, ***는 99% 유의수준에서 유의함

분석결과 여성은 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사 등으로 인하여 경력을 단절할 가능성이 유의하게 높았고 기혼유배우자들의 가능성이 유의하게 높았다. 건설운수업 종사자, 현재 임금근로자는 경력단절 경험이 유의하게 높았다. 현재 준전문가 및 사무직 근로자는 관리자에 비하여 오히려 경력단절 가능성이 낮았다.

이러한 성향점수 범위를 설정한 후 각 구간에서 공변량 분포가 같은지를 확인하는 과정이 필요하다. 우선 성향 점수를 도출하기 위하여 구간을 다음과 같이 10개 구간으로 나누었다. 성향점수의 범위는 0.1점 단위이지만 0.1미만에서는 성향분류가 세분화되어 0.025단위로 분류되었다. 성향점수를 가능하면 세분화하여 10단계의 블록으로 나누었고 각 구간에서 매칭을 시도할 경우 매치 전과 후에 편차가 얼마나 감소했는지를 t-test를 통하여 살펴보고자 한다.

우선 연령변수는 매칭 이후 편차가 37.9% 줄어든 것으로 나타났다. 마찬가지로 Balancing Property 검증과정에서 1,782표본 중 278표본이 매칭되지 않아 분석에서 탈락하여 1,504명이 활용되었다. 성별은 105.3%, 배우자 유무는 20.8%, 학력별로 고졸은 86.4%, 업종 농림어업은 97.9%, 직종 중 관리자/전문가 직종은 19.1% 등 매치 이후 편차가 상당부분 개선되고 있음을 보여주었다.

〈표 4〉 자료의 매칭 이전과 이후의 편차감소효과

Variable	Sample	Mean		%bias	%reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t	p>t
현재 연령	Unmatched	48.585	51.507	-28.4		-5.970	0.000
	Matched	48.585	46.771	17.6	37.9	1.590	0.112
연령 제곱	Unmatched	2471	2754	-26.1		-5.420	0.000
	Matched	2471	2269	18.6	28.8	1.730	0.083
여성 더미	Unmatched	0.482	0.290	40.3		8.580	0.000
	Matched	0.482	0.877	-82.7	-105.3	-7.450	0.000
현재 혼인상태 (기혼이며 배우자가 있으면=1)	Unmatched	0.781	0.880	-26.6		-5.870	0.000
	Matched	0.781	0.860	-21.1	20.8	-1.750	0.080

Variable	Sample	Mean		%bias	%reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t	p>t
고졸	Unmatched	0.439	0.370	14.2		2.970	0.003
	Matched	0.439	0.449	-1.9	86.4	-0.170	0.863
2년제 졸업	Unmatched	0.077	0.070	2.7		0.570	0.570
	Matched	0.077	0.084	-2.6	5.1	-0.230	0.821
4년제 이상	Unmatched	0.123	0.170	-13.3		-2.670	0.008
	Matched	0.123	0.113	2.8	79	0.270	0.786
농림어업	Unmatched	0.068	0.148	-25.7		-4.970	0.000
	Matched	0.068	0.067	0.5	97.9	0.060	0.953
광업	Unmatched	0.176	0.217	-10.3		-2.090	0.036
	Matched	0.176	0.165	2.7	73.2	0.260	0.795
제조업	Unmatched	0.002	0.007	-7.6		-1.400	0.161
	Matched	0.002	0.000	2.7	65.2	0.400	0.686
전기, 가스, 수도, 통신, 금융, 보험, 부동산	Unmatched	0.243	0.180	15.6		3.320	0.001
	Matched	0.243	0.137	26.2	-68	2.310	0.021
건설 운수업	Unmatched	0.178	0.140	10.4		2.220	0.026
	Matched	0.178	0.232	-14.7	-41.1	-1.250	0.210
도소매, 숙박음식	Unmatched	0.147	0.125	6.4		1.340	0.180
	Matched	0.147	0.153	-1.7	73.4	-0.150	0.883
사업, 공공행정, 국 방, 교육, 보건, 오 락, 기타 공공	Unmatched	0.185	0.183	0.4		0.080	0.933
	Matched	0.185	0.246	-15.8	-3774.4	-1.400	0.161
관리자/전문가	Unmatched	0.070	0.094	-8.5		-1.710	0.088
	Matched	0.070	0.098	-10.1	-19.1	-0.950	0.340
준전문가/사무	Unmatched	0.180	0.190	-2.6		-0.530	0.595
	Matched	0.180	0.226	-11.8	-358.8	-1.070	0.287
서비스/판매	Unmatched	0.266	0.192	17.7		3.770	0.000
	Matched	0.266	0.348	-19.7	-11.6	-1.670	0.095
기타	Unmatched	0.484	0.524	-8.1		-1.690	0.091
	Matched	0.484	0.328	31.2	-283.1	2.850	0.005
직업훈련 유무	Unmatched	0.301	0.376	-15.8		-3.240	0.001
	Matched	0.301	0.367	-13.8	12.6	-1.280	0.202
자격증 유무	Unmatched	0.303	0.318	-3.3		-0.680	0.497
	Matched	0.303	0.309	-1.4	58.2	-0.120	0.901
현재 종사상 지위 (임금=1)	Unmatched	0.685	0.499	38.7		7.900	0.000
	Matched	0.685	0.596	18.6	51.8	1.740	0.083

전체 처치값은 nearest matching을 이용할 경우 전체 69.8%로 나타났지만 여성들의 처치효과는 21.9%로 나타났다. 즉 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사 등으로 경력단절한 여성의 임금 및 소득 손실효과는 시간당 임금 기준으로 21.9%인 것으로 나타났다.

〈표 5〉 평균처치효과 분석

nearest	Treatment group	Control group	ATT	Std. Err.	t-value
전체	139	1660	-0.698	0.107	-6.504
여성	127	481	-0.219	0.116	-1.877
남성	12	1179	-0.849	0.423	-2.008

경력단절 사유가 명확하게 혼인, 임신, 출산, 가사 등으로 인한 경우의 평균처치효과는 30대에서는 손실규모가 3.4%로 적게 나타났지만 40대에는 이 크기가 20.5%, 50대에는 78.9%로 매우 높아지는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 혼인, 임신, 출산, 육아, 가사 등 사유로 비취업한 여성의 평균처치효과(ATT)

nearest		Treatment group	Control group	ATT	Std. Err.	t-value
연령	30~39세	35	38	-0.034	0.266	-0.126
	40~49세	62	156	-0.205	0.186	-1.105
	50~59세	20	162	-0.789	0.193	-4.083***
	60세 이상	9	123	-0.232	0.305	-0.762
학력	고졸미만	35	283	-0.190	0.191	-0.996
	고졸	66	123	-0.391	0.178	-2.196*
	초대졸	10	28	-0.241	0.368	-0.656
	대졸이상	16	47	-0.256	0.410	-0.625
직훈	직업훈련 유	47	131	-0.310	0.231	-1.342
	직업훈련 무	80	350	-0.246	0.123	-2.003*
자격	자격증 유	40	88	-0.426	0.255	-1.670
	자격증 무	86	393	-0.230	0.124	-1.853*
지위	임금근로자	77	193	-0.259	0.073	-3.541***
	비임금근로자	50	288	0.403	0.183	2.198*

주: *는 90%, **는 95%, ***는 99% 유의수준에서 유의함

학력별로 고졸미만은 19.0%, 고졸은 39.1%의 손실효과가 나타나고 초대졸은 24%, 대졸은 25.6%의 손실을 보였다. 고졸의 손실효과가 가장 컸으며 고졸미만의 손실효과가 가장 적어서 저학력 집단의 손실이 적다는 기존의 연구결과들과 유사하다.

직업훈련을 받지 않은 경우의 손실이 유의하게 더 컸다. 자격증은 보유하지 않은 사람의 손실이 유의하게 적었다. 현재 임금근로자는 매우 유의하게 손실이 나타났고 그 규모가 25.9% 수준이었으며 현재 비임금 근로자는 경력단절 경험이 있고 난 후 오히려 임금 및 소득이 상승하였다.

경력단절이전과 이후의 손실에 가장 중요한 요인 중 하나로 단절기간을 분석하였다. 일반적으로 비취업기간이 길수록 인적자원의 손실이 일어난다고 보고 있고 여성들이 학력이 높아도 경력단절 이후 취업시 각종 불이익을 경험하는 것은 오랜 단절기간이 원인인 것으로 나타나고 있다. 선행연구결과 경력단절 여성의 평균 단절 기간은 약 10년으로 나타났고 최근 코호트로 올수록 단절의 기간이 짧은 것으로 나타났다(오은진 외, 2008). 경력단절 기간의 분포로 가장 많은 비중을 차지한 것이 5년이므로 이 기간을 기준으로 5년 미만과 5년 이상의 장기 경력단절 효과를 측정해 보고자 하였다.

〈표 7〉 여성의 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사 등으로 인한 경력단절 기간에 따른 평균처치효과(ATT)

	Treatment group	Control group	ATT	Std. Err.	t-value
5년 이상	20	481	-0.388	0.204	-1.9*
5년 미만	107	481	-0.187	0.13	-1.442

주: *는 90%, **는 95%, ***는 99% 유의수준에서 유의함

5년 이상의 장기 경력단절을 거칠 경우 임금의 손실은 38.8%로 평균 손실보다 약 1.8배나 높게 나타나고 있다. 반면 5년 미만의 경력단절을 거칠 경우 이 손실은 평균보다 낮은 18.7%의 손실 정도를 보여주고 있어 혼인이나, 임신, 출산 등으로 인한 경력단절에서도 단절기간이 미치는 효과는

매우 크다는 것을 알 수 있다. 기간에 따른 변수들의 효과에서는 학력이 초대졸이상일 경우 손실의 규모가 더 큰 것으로 나타났지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었고, 임금근로자로 복귀한 여성들의 손실이 매우 유의하게 크게 나타났다. 따라서 경력단절을 하더라도 가능하면 짧은 기간을 단절한 후 노동시장으로 복귀하는 것이 손실을 최소화할 수 있는 방법임을 시사하고 있다.

V. 결론 및 시사점

본 고에서 경력단절의 임금손실을 추정하기 위하여 활용한 방법은 PSM(Propensity Score Matching) 방법이다. PSM 방식은 표본들의 선택편의를 유사한 특성을 가진 집단간 짝짓기 방식으로 통제하고 경력을 단절했던 집단과 연속적으로 취업했던 집단 간의 임금 및 소득의 차이를 비교하는 것이다. 이 방법은 선택편의를 해결하기 위하여 활용하였다.

혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사로 경력단절을 경험한 여성들을 대상으로 연속취업자와 매칭하여 손실분을 추정하였다. 혼인, 임신, 출산, 육아 및 가사로 경력단절한 여성들은 21.9%의 임금 및 소득손실이 발생하는 것으로 나타났다. 30대에서는 손실규모가 3.4%로 적게 나타났지만 40대에는 이 크기가 20.5%, 50대에는 78.9%로 매우 높아지는 것으로 나타났다. 학력별로는 고졸미만의 손실효과가 가장 적어서 저학력 집단의 손실이 적다는 기존의 연구결과들과 유사하였다.

경력단절 기간에 따른 손실효과의 차이도 크게 나타났다. 선행연구 결과, 여성들이 혼인이나 임신, 출산, 육아 및 가사 등으로 경력을 단절할 경우 10년 이상의 장기간 경력단절을 경험하는 경향이 매우 높게 나타난다. 본 연구에서도 5년 이상의 장기 경력단절을 거칠 경우 임금의 손실은 38.8%로 평균 손실보다 약 1.8배나 높게 나타나고 있다. 반면 5년 미만의 경력단절을 거칠 경우 이 손실은 평균보다 낮은 18.7%의 손실 정도를 보여주고 있어 혼인이나, 임신, 출산 등으로 인한 경력단절에서도 단절기간이

미치는 효과는 매우 크다는 것을 알 수 있다.

본 연구결과는 정부의 경력단절 예방 및 경력단절 여성 복귀 정책이 보다 과감하게 이루어져야 함을 시사한다. 경력을 단절할 경우 재취업한다 하더라도 22%에 달하는 임금이나 소득의 손실을 겪게 된다. 특히 5년 이상의 장기간 경력단절을 겪을 경우 많게는 약 38.8%의 손실을 경험하는 것으로 나타나 여성들에게 특정한 사유로 나타나는 이러한 손실 규모는 매우 심각한 것으로 볼 수 있다. 경력단절을 완화하기 위하여 재직자 경력유지 정책은 매우 중요한 최우선 과제이다. 고학력화, 평균자녀수의 감소 등으로 인하여 자녀양육에 대한 눈높이가 높아지고 있어 자녀 양육 지원 정책에 대한 요구 수준이 높아지고 있다.

선행연구에 의하면 기업의 대리급 이상 여성들은 보육시설 의존도가 낮고 조부모에 의한 양육 의존도가 매우 높은 특징을 보였다(김종숙 외, 2010). 보육시설을 중심으로 하는 영유아기 자녀양육 지원정책의 질적 수준 제고가 필요하며 특히 초등학교 이후 자녀들에 대한 돌봄 기능이 미약하기 때문에 일시돌봄 기능을 담당하는 제도나 지역사회 기반의 돌봄 네트워크 구축이 중요한 과제가 될 것이다.

경력단절이 발생하는 초기는 출산시기이므로 모성보호제도의 개선이 필요하다. 충분한 육아휴직 등 모성보호 제도가 보다 관대하게 제공될 필요가 있다. 동시에 중요한 것은 사각지대를 해소하는 것이다. 비정규직의 모성보호 제도 포괄범위를 넓혀나가 전 근로여성들이 모성보호의 안전망에 편입되도록 할 필요가 있다. 이후 육아휴직 급여나 대체인력 활용 등 제도의 개선을 통하여 육아휴직 활용도를 높이고 이후 복귀를 제고할 필요가 있다. 일과 가정의 양립에서 가장 어려움을 겪는 것은 자녀양육과 관련된 문제이다. 사업장 단위에서의 일가정 양립지원제도가 적극적으로 활용되어야 할 것이다. 선진 기업들은 근로자 지원 프로그램(EAP) 등을 통하여 근로자의 어려움을 지원하고 있어 우리나라에서도 사업장 단위로, 지역단위로 이러한 프로그램이 확산될 필요가 있다.

이미 경력이 단절된 여성들에 대한 지원은 보다 효과적이고 적극적으로 추진될 필요가 있다. 현재 경력단절 여성들을 지원하는 ‘새로일하기센터’의 정책지원 대상 규모는 전체 경력단절 여성 수의 약 12.5%수준에 그

친다. 연구결과에서 나타나듯이 단절 기간이 5년 미만이면 임금이나 소득의 손실을 최소화할 수 있다. 경력을 단절했다 하더라도 보다 적극적으로 복귀를 지원하는 고용지원서비스를 제공한다면 손실의 규모를 줄여나갈 수 있다. 임금이나 소득의 손실이 발생하는 원인은 무엇보다 경력단절 이후 여성들이 소규모 사업장, 불안정한 고용지위, 저임금 업종이나 직종에 취업하기 때문이다. 경력단절 여성의 재취업 정책이 질적 수준을 제고하는 방향으로 강화되어야 하는 이유가 본 고를 통하여 나타나고 있다고 볼 수 있다.

참고문헌

- 강순희, 노홍성. 「직업훈련의 취업 및 임금효과」. 『한국노동경제학회』 (2000): 127-151.
- 김영옥. 「여성취업력의 동태적분석」. 한국여성개발원, 1998.
- 김종숙, 박수미. 「한국여성의 노동이동」. 한국여성개발원, 2003.
- 김종숙 외. 「여성인력패널조사」. 여성가족부, 2010
- 김종숙 외. 「경력단절 여성과학기술인의 현황과 복귀를 위한 정책과제」. 한국여성과학기술인지원센터, 2011
- 김혜원, 최민식. 「직장이동의 유형에 따른 단기임금변화」. 『노동경제논집』 (2008): 31(1). 29-57.
- 금재호, 조준모. 「실업자의 재취업과 직장상실비용」. 『한국경제학회』 (2002): 209-241.
- 민무숙 외. 「경력단절여성등의 경제활동촉진 기본계획수립을 위한 기초조사」. 여성가족부, 2009.
- . 「경력단절여성 재취업지원 서비스 발전방안」. 한국여성정책연구원, 2010.
- 박수미. 「한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향」. 『한국인구학』(2002): 36(2). 145-174.
- 박용현. 「실직으로 인한 임금 손실과 지속 원인에 대한 연구」. 『노동경제 논집』(2010): 33(1). 53-84.
- 안서연. 「자활직업훈련 사업의 임금 효과 분석 - Propensity Score matching 방법으로-」. 서울대학교 사회과학대학 사회복지연구소, 2008.
- 오은진 외. 「경력단절 여성의 취업 욕구조사」. 여성가족부, 2008a
- . 「고학력 경력단절여성의 일자리 창출을 위한 정책과제」. 한국여성정책연구원, 2008b.
- . 「경력단절여성의 재취업 실태조사」. 여성가족부, 2009.
- . 「경력단절여성 적합 녹색직종 및 교육과정 개발」. 여성가족부, 2011.

- _____. 「여성새로일하기센터의 효율적 운영 및 발전방안 연구」. 여성가족부, 2011.
- 유경준, 강창희. 「직업훈련의 임금효과 분석: 경제활동인구조사를 중심으로」. 『한국개발연구』(2010): 32(2). 27-53.
- 이석원. 「적극적 노동시장 정책의 효과성 평가」. 『한국행정학보』(2001): 35(1). 91-107.
- _____. 「Propensity Score Matching 방법에 의한 실업자 직업훈련 사업의 효과성 평가」. 『한국행정학보』(2003): 37(3). 181-199.
- 임정준. 「자녀가 여성근로자의 임금에 미치는 영향에 관한 실증분석」. 『한국여성학』 (2010): 26(2). 71-98.
- 장지연. 「출산을 전후한 시기 여성의 노동시장 이탈과 진입」. 『한국인구학』 (1997): 20(2). 5-42.
- 장지연, 이혜정 「패널연구: 고령자의 근로생애-산업노동 진입과 임금일자리 은퇴를 중심으로-」. 『노동리뷰』(2009): 9(4). 81-92.
- Anderson, D. J.; Binder, M. and Krause, K. "The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility." *Industrial and Labor Relations Review*. (2003): 56(2). 273-294.
- Addison, J. T. and Portugal, P. "Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment." *Journal of Labor Economics*. (1989): 7(3). 281-302.
- Bartel, A. P. and Borjas, G. J. "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis.", in Rose S. (ed.) *Studies in Labor Market*, 1981.
- Becker, S O. and Ichino A. "Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Score." *The Stata Journal*. (2002): 2(4). 1-19.
- Budig, M. J. and England, P. "The Wage Penalty for Motherhood." *American Sociological Review*. (2001): 66(2). 204-25.
- Carrington, W. "Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really the

- Firm That Matters?" *Journal of Human Resources*. (1993): 28(3). 483-496.
- Fallick, B. C. "A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers" *Industrial and Labor Relations Review*. (1996): 50(1). 5-16.
- Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error" *Econometrica*. (1979): 47(1). 153-162.
- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J., and Sullivan, D. G. "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review*. (1993): 83(4). 685-709.
- Kletzer, L. "Earnings after Job Displacement: Job Tenure, industry and Occupation." Wayne State University Press, 1991.
- Kletzer, L. G. and Fairlie, R. W. "The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers." *Industrial and Labor Relations Review*. (2003): 56(4). 682-698.
- Korenman, S. and Neumark, D. "Marriage, Motherhood, and Wages." *Journal of Human Resources*. (1992): 27(2). 233-255.
- Lundberg, S. and Elaina R. "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women." *Labor Economics*. (2000): 7(6). 689-710.
- Mincer, J. "Wage Changes in Job Changes." NBER Working Papers 1907, 1986.
- Podgursky, M. and Swaim, P. "Job Displacement and Earnings Loss: Evidence from the Displaced Worker Survey." *Industrial and Labor Relations Review*. (1987): 41(1). 17-29.
- Rosenbaum, P. R. and Rubib, D. B. "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects" *Biometrika*. (1983): 70(1). 41-55.
- Ruhm, C. J. "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?", *The American Economic Review*. (1991): 81(1). 319-324.

- Stevens, A. H. "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses." *Journal of Labor Economics*. (1997): 15(1). 165-188.
- Waldfogel, J. "The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in a Young British Cohort." *Oxford Economic Papers*. (1995): 47(4). 584-610.
- _____. "The Effect of Children on Women's Wages." *American Sociological Review*. (1997): 62(2). 209-17.
- _____. "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics*. (1998): 16(3). 505-545.
- Wooldridge, J. M. "Cluster-Sample Methods in Applied Econometrics" *The American Economic Review*. (2003): 93(2). 133-138.
- Wooldridge, J. M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd. edition, Southwestern : Mason, 2003.

Abstract

Estimating Korean Women's Income Loss of Career Disruption

Kim Jong-soog* · Lee Ji-eun**

This study estimated women's income loss of career disruption due to child birthing and rearing and other household work. We analyzed 1st through 11th wave of Korea Labor and Income Panel Study(KLIPS). We utilized Propensity Score Matching(PSM) as non parametric method. It pairs samples by similar characteristics in order to resolve sample selection bias. The results show that the loss of career disruption is 21.9%. Age, education level, duration of disruption are also critical in the amount of loss. Duration effect was the most serious that women who did not work for more than 5 years show 38.8% of income and wage loss.

Key words: women's employment, career disruption, income loss

* Research Fellow, KWDI

** Research Fellow, Korea Research Institute for Vocational Education & Training

