

雇傭職業能力開發研究
 第16卷(2), 2013. 8. pp. 79~98
 © 韓國職業能力開發院

여성 임금근로자의 임금불평등과 최저임금*

김영민** · 김민성***

본 연구는 통계청의 경제활동인구 8월 부가조사(2004, 2010)를 이용하여 최저임금 변화가 여성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과를 반사실적(counterfactual) 임금분포 모형을 이용하여 분석한다. 민감도 분석 결과 최저임금의 상승이 상대적으로 낮은 임금을 받는 근로자의 임금상승을 통해 가지는 임금불평등 완화효과가 관찰되지 않았다. 이는 최저임금 이하를 받는 근로자 중에서 비공식부문(informal sector)에 종사하는 근로자의 비중이 높기 때문인 것으로 판단된다.

- 주제어: 임금불평등, 최저임금, 반사실적 임금분포, 순차분해, 비공식부문

투고일: 2013년 06월 13일, 심사일: 06월 17일, 게재확정일: 07월 17일

* 이 논문은 김영민(2012)의 박사학위 논문의 일부분을 수정·발전시킨 것이다.

** 제1저자, 성균관대학교 경제학과 시간강사 (kym2060@skku.edu)

*** 제2저자(교신저자), 성균관대학교 경제학과 교수 (minseong@skku.edu)

I. 서론

본 연구는 최저임금제도가 여성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과를 반사실적(counterfactual) 임금분포의 추정을 통해 분석한다.

최근 『인구주택총조사』(통계청, 2011)에 따르면 우리나라에서 여성가구주¹⁾ 가구비율은 2000년 18.5%에서 2010년 25.9%로 급격히 증가하고, 여성의 경제활동 참가율도 높아지고 있다. 반면에 여성 가구주의 빈곤율은 최저생계비를 기준으로 2000년 10.7%에서 2010년 13.4%, 중위소득을 기준으로는 15.3%에서 18.8% 증가하고 있다(김진옥·고은주, 2012). 이런 현상은 노동시장에서 일부 여성들의 성공을 제외하고는 여성은 남성에 비해서 상대적으로 노동시장의 취약계층에 종사하는 비중이 높다.

노동시장의 취약계층을 보호하기 위한 다양한 제도들 중에서 최저임금제도는 임금의 최저수준을 법적으로 제한하여 임금격차 완화 및 소득분배 개선을 목표로 한다. 그러므로 최저임금제도가 노동시장에서 제대로 준수되면, 남성에 비해서 상대적으로 취약계층에 종사하는 비중이 높은 여성에게서 최저임금의 정책효과가 더 크게 나타날 것으로 기대할 수 있다. 하지만 성별 노동시장의 특성으로 인해서 최저임금의 효과가 남성과 여성에게서 상이하게 나타날 수도 있다. 본 연구는 최저임금의 임금불평등 완화효과가 존재하는지에 따라서 최저임금제도가 여성 임금근로자의 취약계층 보호역할을 제대로 수행하는지에 대한 평가의 근거를 제공하고자 한다.

최저임금의 임금불평등 완화효과를 분석하기 위해서 성별 시간당 실질임금과 최저임금의 수준을 비교해보면, 최저임금 수준은 2004년 2,510원에서 2010년 4,110원으로 약 63.7%, 실질 최저임금은 2004년 2,042원에서 2010년 3,546원으로 약 34.9% 인상되었다. 여성 임금근로자의 시간당 실질임금은 2004년 7,142원에서 2010년 7,960원으로 약 11.5% 상승, 남성 임금근로자는 2004년 9,528원에서 2010년 11,047원으로

1) 가족의 생계 책임을 맡고 있는 여성으로 배우자가 부재한 경우뿐 아니라 배우자가 있는 경우와 미혼여성까지 포함하는 포괄적인 개념으로 주민등록상에 세대주로 등록되어 있는 여성을 가리킨다.

약 15.9% 상승하였다.²⁾ 최저임금 수준이 절대적으로 높은 수준인지, 낮은 수준인지는 판단하기 어렵지만 명목 및 실질 최저임금 인상률이 성별 시간당 실질임금의 인상률을 크게 상회하고 있어서 최저임금의 변화가 임금불평등에 영향을 미칠 것으로 추측된다.

최저임금의 변화가 임금불평등에 미치는 효과를 분석한 기존연구들을 살펴보면, Dinardo et al.(1996, 이하 DFL)은 반사실적 임금분포 모형을 이용하여 실질 최저임금의 감소가 임금불평등의 확대하고, 상대적으로 여성에게서 임금불평등이 더 확대됨을 보였다. Fortin & Lemieux(1997)는 분산분해, Lee(1999)는 분위수를 이용하여 실질 최저임금의 감소가 임금불평등을 확대하고, 상대적으로 여성에게서 더 크게 나타남을 보였다. Koeniger et al.(2007)는 국가별로 최저임금의 변화가 남성 임금근로자의 불평등에 미치는 효과를 회귀분석을 통하여 분석하였고, 최저임금의 상승이 임금불평등 완화효과가 존재하는 것을 보였다. 국내에서는 김민성·김영민(2012)이 남성임금근로자를 대상으로 반사실적 임금분포 모형을 이용하여, 최저임금의 임금불평등 완화효과가 존재하는 것을 보였다.

본 연구는 경제활동인구조사 8월 부가조사(2004, 2010)를 이용하여 상대적으로 노동시장의 취약계층에 종사하는 비중이 높은 여성 임금근로자를 대상으로 최저임금의 임금불평등 완화효과를 반사실적 임금분포 모형(DFL, 1996)을 이용하여 분석한다. 최저임금 변수 이외에 통제변수로는 임금불평등의 원인으로 지목되어 온 학력, 고용형태, 노조가입 여부 및 연령변수를 사용하였다.

최저임금이 임금불평등에 미치는 효과는 순차분해(Sequential decomposition)를 통해서 추정한다.³⁾ 순차분해는 설명변수 개수와 분해순서에 따라서 한계효과의 크기 및 부호가 달라질 수 있다(김민성·김영민, 2012). 이를 보완하기 위해서 설명변수 개수 및 분해순서에 따른 한계효과의 크기 및 부호변화 여부를 민감도 분석을 통해서 검정하였다. 민감도 분석에 관해서는 4장에서 자세하게 살펴본다.

본 연구의 결과를 요약하면, 최저임금의 상승이 여성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다. 이는 최저임금의 상승이 남성근로자의 임금불평등을 완화한다는 문헌의 연구 결과와 대조적으로 최저임금제도가 여성 임금근로자의 취약계층의 보호역할을 제대로 수행하지 못하는 것으로 판단된다. 이는 최저임금 이하를 받

2) 경제활동인구조사(2004, 2010) 8월 부가조사를 이용하여 측정하고, 실질임금 및 실질 최저임금은 소비자 물가지수 2005년 기준임.

3) 임금불평등은 지니계수로 측정하였다.

는 여성 임금근로자 중에서 비공식부문에 종사하는 비중이 높기 때문인 것으로 추측된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 반사실적 임금분포의 추정방법을 설명하고, 제 III장에서는 분석 결과를 제시한다. 제 IV장은 민감도 분석 및 성별효과의 차이, 마지막 제 V장은 분석 결과를 바탕으로 결론 및 향후 연구주제를 제시한다.

II. 분석 모형

1. 반사실적 임금분포의 추정⁴⁾

관찰된 임금분포 $f_t(w)$ 는 임금(w), 시간(t), 설명변수벡터(z)와 임금분포의 특성을 결정하는 최저임금(m_t)의 결합분포 $F(w, z, t; m_t)$ 일 때, 시간이 주어진 경우의 조건부 임금분포는 $f(w, z; t; m_t)$ 이 된다. 조건부 임금분포를 설명변수벡터⁵⁾로 적분하면 관찰된 임금분포 $f_t(w)$ 는 식 (1)과 같다.

$$f_t(w) \equiv f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \\ = \int_{z \in \Omega} dF(w, z | t_w = t, t_z = t; m_t) = \int_{z \in \Omega} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) \quad (1)$$

관찰된 임금분포가 동일 시점의 임금, 설명변수와 최저임금의 결합분포일 때, 반사실적 임금분포는 설명변수 값이 t_0 시점의 값으로 고정되고, 나머지 변수들은 t_1 시점 값인 가상의 임금분포 $f(w; t_w = t_1, t_z = t_0, m_1)$ 이다. 반사실적 임금분포의 추정은 식 (2)와 같다.

4) 이 절의 반사실적 임금분포 추정은 DFL(1996)에 따른 것이다.

5) 설명의 편의를 위해서 설명변수벡터를 단일변수로 가정한다.

$$\begin{aligned}
 f(w;t_w = t_1, t_z = t_0, m_1) &= \int f(w|z, t_w = t_1; m_1) dF(z|t_z = t_0) \\
 &= \int f(w|z; t_w = t_1, m_1) \varphi_z(z) dF(z|t_z = t_1) \quad (2)
 \end{aligned}$$

반사실적 임금분포를 추정하기 위해서 t_0 시점의 설명변수 분포를 t_1 시점의 분포로 바꾸어 주는 가중치 함수(reweighting function, $\varphi_z(z)$)가 필요하다. 가중치 함수 $\varphi_z(z) = \frac{dF(z|t_z = t_0)}{dF(z|t_z = t_1)}$ 는 t_0 시점의 설명변수 분포와 t_1 시점의 설명변수 분포의 비로 정의 된다. 가중치 함수인 조건부 분포를 추정하기 위해서 베이시안 룰을 적용하면 조건부 분포는 조건부 확률로 치환되어 식 (3)과 같이 쓸 수 있다.

$$\varphi_z(z) = \frac{dF(z|t_z = t_0)}{dF(z|t_z = t_1)} = \frac{\Pr(t_z = t_0|z)}{\Pr(t_z = t_1|z)} \cdot \frac{\Pr(t_z = t_1)}{\Pr(t_z = t_0)} \quad (3)$$

식 (3)의 조건부 확률 $\Pr(t_z = t|z)$ 는 프로빗 모형으로 추정하고, 이는 식 (4)와 같다.

$$\Pr(t_z = t|z) = \Pr(\varepsilon > -\beta' G(z)) = 1 - \Phi(-\beta' G(z)) \quad (4)$$

식 (4)에서 $\Phi(\cdot)$ 는 정규누적 분포, $G(z)$ 는 통제변수의 선형조합이다.⁶⁾ 그리고 $\Pr(t_z = t)$ 는 전체 샘플에서 차지하는 각 연도별 샘플비중이다. 이상의 가중치 함수를 통해서 설명변수(z)가 t_0 시점 값이고, 나머지 변수는 t_1 시점의 반사실적 임금분포를 추정할 수 있다. 이후 설명변수벡터(z)를 2변수 이상으로 분해하더라도, 적절한 가중치 함수를 통해서 반사실적 임금분포를 추정할 수 있다.⁷⁾

다음은 최저임금의 반사실적 임금분포를 추정하는 방법에 대해서 살펴본다. 반사실적 임금분포를 추정하기 위해서 최저임금은 최저임금 이하의 임금분포에만 영향을 미치고, 파급효과가 없고, 최저임금의 변화가 고용에 아무런 영향을 주지 않는다고 가정한다. 이

6) 통제변수는 경력, 경력제급, 가구주 여부, 기혼, 산업더미(19), 직종더미(9), 종사상지위, 기업규모(6)이다.

7) 보다 상세한 논의는 김민성·김영민(2012)를 참조.

상의 3가지 가정을 통해서 최저임금이 t_0 시점값이고, 나머지 변수는 t_1 시점값일 때의 반사실적 임금분포의 추정은 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned}
 f(w; t_w = t_1, t_z = t_1, m_0) &= \iint f(w|z, t_w = t_1; m_0) dF(z|t_z = t_1) \\
 &= \iint [1 - I(w \leq m_0)] \varphi_w(z, m_0) f(w|z, t_w = t_0; m_0) dF(z|t_z = t_1) \\
 &+ \iint [1 - I(w \leq m_0)] f(w|z, t_w = t_0; m_0) dF(z|t_z = t_1) \quad (5) \\
 &= \iint [1 - I(w \leq m_0)] \varphi_w(z, m_0) f(w|z, t_w = t_0; m_0) \varphi_z^{-1}(z) dF(z|t_z = t_0) \\
 &+ \iint [1 - I(w \leq m_0)] f(w|z, t_w = t_0; m_0) dF(z|t_z = t_1)
 \end{aligned}$$

최저임금의 반사실적 임금분포는 $\varphi_w(z, m_0)$ 와 $\varphi_z^{-1}(z)$ 의 가중치 함수를 통해서 추정할 수 있고, 가중치 함수를 베이시안 물에 적용하면 식 (6)과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \varphi(z, m_0) &\equiv \varphi_w(z, m_0) \cdot \varphi_z^{-1}(z) \\
 &= \frac{\Pr(t_w = t_1 | z, w \leq m_0)}{\Pr(t_w = t_0 | z, w \leq m_0)} \cdot \frac{\Pr(t_z = t_1)}{\Pr(t_z = t_0)} \quad (6)
 \end{aligned}$$

식 (6)에서 조건부 확률 $\Pr(t_w = t | z, w \leq m_0)$ 은 식 (7)와 같이 프로빗 모형으로 추정한다.

$$\Pr(t_w = t | z, w \leq m_0) = \Pr(\varepsilon > -\beta' G(z)) = 1 - \Phi(-\beta' G(z)) \quad (7)$$

식 (7)에서 $\Phi(\cdot)$ 와 $G(z)$ 는 앞에서 설명한 것처럼, 정규누적 분포와 통제변수이다.

2. 순차분해

지금까지 반사실적 임금분포의 추정방법에 대해서 설명을 하였다. 반사실적 임금

분포는 특정변수가 t_0 시점의 값으로 주어진 경우의 가상의 임금분포이므로, 관찰된 임금분포와 반사실적 임금분포의 차이가 특정변수가 임금분포에 미친 효과가 된다. 즉 설명변수(z)의 한계효과는 설명변수(z)가 t_0 시점의 반사실적 임금분포 $f_1^z(w) \equiv f(w; t_w = t_1, t_z = t_0, m_1)$ 와 관찰된 임금분포 $f_1(w) \equiv f(w; t_w = t_1, t_z = t_1, m_1)$ 차이가 된다. 마찬가지로 설명변수벡터를 2변수 벡터로 (x, y) 로 분리하면, x 의 한계효과는 $f_1(w)$ 와 $f_1^x(w)$ 의 차이, y 의 한계효과는 $f_1^x(w)$ 와 $f_1^{xy}(w)$ 의 차이가 되고, 최저임금의 한계효과는 $f_1^{xy}(w)$ 와 $f_1^{xym}(w)$ 로 계산된다.

결국 두 시점의 관찰된 임금분포의 차이는 식 (8)과 같이 설명변수 한계효과의 합으로 나타낼 수 있다.

$$f_1(w) - f_0(w) = \{f_1(w) - f_1^x(w)\} + \{f_1^x(w) - f_1^{xy}(w)\} + \{f_1^{xy}(w) - f_1^{xym}(w)\} + \{f_1^{xym}(w) - f_0(w)\} \tag{8}$$

식 (8)에서 오른쪽 2번째 항은 x 의 한계효과, 3번째 항은 y 의 한계효과, 4번째 항은 최저임금의 한계효과, 마지막 항은 고려된 설명변수 외의 다른 요인에 의한 임금분포의 변화를 나타내는 일종의 잔차항이다.

하지만 이상의 분해순서로 추정된 설명변수의 한계효과는 분해순서에 따라서 달라질 수 있다. 예를 들어, 최저임금의 한계효과는 식 (8)의 분해순서와 같이 $f_1^{xy}(w) - f_1^{xym}(w)$ 와 계산할 수도 있지만, $f_1^x(w) - f_1^{xym}(w)$ 로도 계산할 수 있다. 하지만 두 방법으로 추정된 최저임금의 한계효과 크기가 같다는 보장이 없다. 분해순서에 따른 한계효과의 크기 및 부호변화와 관련해서는 민감도 분석에서 자세하게 살펴본다.

3. 임금분포의 추정

관찰된 임금분포 $f_t(w)$ 는 핵 함수(Kernel function)를 통해서 추정한다. 핵 함수 추정식은 다음과 식 (9)와 같다.

$$\hat{f}_h(w|x, y, t_w = t_1; m_1) = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (9)$$

여기서 θ_i 는 각 샘플의 가중치이며 $\sum_{i=1}^n \theta_i = 1$ 조건을 만족한다.⁸⁾ 스무딩 파라미터 (bandwidth)인 h 는 Sheather & Jones(1991)의 plug-in방법으로 추정하고, $K(\cdot)$ 는 가우시언을 사용하였다.⁹⁾ 이후 반사실적 임금분포는 가중치 함수 $\varphi_z(z)$ 를 포함해서 반사실적 임금분포를 추정한다.

Ⅲ. 분석 자료 및 분석 결과

1. 분석 자료

최저임금의 변화가 여성 임금근로자 임금불평등에 미치는 효과를 분석하기 위해서 경제활동인구조사 8월 부가조사(2004, 2010)를 사용한다(이하 '경활조사'로 약칭). 경활 조사는 국가기관이 조사하는 대규모 표본으로 어느 데이터보다 대표성이 높고, 다양한 변수의 활용이 가능하기 때문이다. 분석대상은 15세 이상 여성 임금근로자이고, 표본은 2004년 11,293개, 2010년 11,942개이다.

다음 <표 1>은 여성 임금근로자의 시간당 임금 및 구성비이다. 각 그룹별 임금격차를 살펴보면, 비노조/노조 임금격차는 0.62에서 0.57, 고졸/대졸은 0.59에서 0.57, 비정규직/정규직은 0.88에서 0.78, 55세 이상/55세 미만은 0.64에서 0.63으로 임금격차가 악화, 최저임금 이하/최저임금 초과는 0.29에서 0.37로 임금격차가 완화되고 있다.

다음으로 구성비의 변화를 살펴보면, 노조가입률은 2004년 7.0%에서 2010년 6.9%로 감소, 고학력자 비율은 30.3%에서 35.5%로 증가, 정규직 비율은 2004년 54.9%에

8) 가중치(θ_i)는 경제활동인구 8월 부가조사의 샘플가중치를 사용하였다.

9) 핵 함수 선택 및 스무딩 파라미터 선택은 데이터의 특성에 따라서 다양한 형태로 결정된다. 본 연구는 DFL(1996)에서 사용한 핵 함수와 스무딩 파라미터의 추정방법을 따른다. 본 연구의 스무딩 파라미터 값은 0.007~0.008 수준이다.

서 2010년 55.6%로 증가, 고령자 비율은 2004년 11.1%에서 2010년 16.1%로 증가, 최저임금 이하를 받는 근로자 비율은 2004년 10.3%에서 2010년 18.7%로 증가하였다.

<표 1> 여성 임금근로자의 시간당 임금 및 구성비

(단위: 원, %)

구분	시간당 임금 2004	시간당 임금 2010	임금격차 2004	임금격차 2010	임금 상승률	구성비 2004	구성비 2010
비노조	5,884	6,499	0.62	0.57	10.4	93.0	93.1
노조	9,541	11,461			20.1	7.0	6.9
고졸	4,998	5,294	0.59	0.57	3.0	69.7	64.5
대졸	8,508	9,270			16.4	30.3	35.5
비정규직	5,729	5,901	0.88	0.78	5.9	45.1	44.4
정규직	6,480	7,543			9.0	54.9	55.6
55세 이상	4,074	4,572	0.64	0.63	12.2	11.1	16.1
55세 미만	6,371	7,216			13.3	88.9	83.9
최저임금 이하	1,932	2,804	0.29	0.37	45.2	10.3	18.7
최저임금 초과	6,565	7,634			16.3	89.7	81.3

자료: 통계청, 경제활동인구조사 8월 부가조사(2004, 2010)

주: 1) 시간당 임금은 (월급여/주당 근무시간*4.3)임.

2) 시간당 임금은 시간당 실질임금을 의미(소비자 물가지수 2005년을 기준으로 측정)

3) 임금격차는 비노조/노조, 고졸/대졸, 비정규직/정규직, 55세 이상/55세 미만, 최저 이하/최저 초과

다음 <표 2>는 2004년~2010년 최저임금의 현황이다. 명목 최저임금 인상률은 2009년까지 약 8~13%로 큰 폭으로 상승하다가 2010년은 2.75%로 상승폭이 둔화되었고, 실질 최저임금 인상률은 2004년~2007년 9~13%, 2008~2009년은 3%로 감소하다가, 2010년은 -0.2%로 실질 최저임금 인상률이 감소하였다. 최저임금 영향률¹⁰⁾은 2004년 7.6%에서 2010년에 15.9%로 꾸준히 증가하고 있다.

10) 새로이 적용될 최저임금에 따라 직접적으로 영향을 받을 것으로 추정되는 대상근로자의 비율(예측치)이다.

<표 2> 최저임금 현황

(단위: 원, %)

연도	명목 최저임금	명목 최저임금 인상률	실질 최저임금	실질 최저임금 인상률	영향률
2003.9~2004.8	2,510	-	2,579	-	7.6
2004.9~2005.8	2,840	13.1	2,840	10.1	8.8
2005.9~2006.12	3,100	9.2	3,033	6.8	10.3
2007	3,480	12.3	3,321	9.1	11.9
2008	3,770	8.3	3,437	3.4	13.8
2009	4,000	6.1	3,546	3.1	13.1
2010	4,110	2.8	3,540	-0.2	15.9

자료: 최저임금위원회 (www.minimumwage.go.kr)

- 주: 1) 실질 최저임금은 소비자 물가지수 2005년을 기준으로 측정함
 2) 영향률(명목 임금기준): 수혜근로자/적용대상 근로자 수*100

2. 분석 결과

최저임금 변수이외에 임금불평등의 원인으로 지목되어 온 학력, 정규직, 노조가입 여부, 연령분포의 고령화와 기타요인을 통제변수로 사용하여 최저임금의 변화가 여성 임금 근로자의 임금불평등에 미치는 효과를 분석한다.

설명변수 개수 및 분해순서에 따라서 한계효과의 크기가 달라질 수 있지만, <표 3>은 임의의 분해순서인 $M-C-E-R-A-U$ 를 통한 분석 결과이다.

<표 3>을 살펴보면, 여성 임금근로자의 임금불평등($Gini$)은 2004년 33.92에서, 2010년 31.69로 2.22만큼 임금불평등이 감소하였다.

임금불평등 감소원인을 설명변수별로 살펴보면, 최저임금이 2004년 수준으로 주어진 경우의 반사실적 임금불평등($Gini_M$)은 23.42이므로, 최저임금의 한계효과는 $Gini_{2010} - Gini_M$ 인 $31.69 - 8.27 = 8.27$ 이 된다. 즉 최저임금이 2004년 수준으로 주어져 있었다면 임금불평등이 더 완화되었다는 의미이므로, 최저임금의 상승이 임금불평등을 악화했다는 의미가 된다.

<표 3> 임금불평등 추정 및 분해 결과

구분		<i>Gini</i>	임금불평등변화	한계효과	
실제	<i>Gini</i> ₂₀₀₄	33.92	-2.22		
	<i>Gini</i> ₂₀₁₀	31.69			
반사실적 임금불평등(2010)	<i>Gini</i> _M	23.42		<i>M</i>	8.27
	<i>Gini</i> _{MC}	35.08		<i>C</i>	-11.66
	<i>Gini</i> _{MCE}	34.52		<i>E</i>	0.56
	<i>Gini</i> _{MCER}	34.44		<i>R</i>	0.09
	<i>Gini</i> _{MCERA}	34.35		<i>A</i>	0.09
	<i>Gini</i> _{MCERAU}	34.32		<i>U</i>	0.02

주: 1) 각 지니계수는 *100을 한 수치임.

2) M:최저임금, C:기타요인, R:고용형태, U:노조가입 여부, A:연령분포, E:학력

3) 소수점 3자리 반올림

다음으로 최저임금과 기타요인이 2004년 수준으로 주어진 경우, 반사실적 임금불평등 (*Gini*_{MC})과 최저임금이 2004년 수준으로 주어진 경우의 반사실적 임금불평등(*Gini*_M)의 차이인 기타요인의 한계효과는 23.42-35.08=-11.66이다. 이는 기타요인이 2004년 수준으로 통제되었다면, 임금불평등이 더 확대되었다는 의미이므로 기타요인의 변화가 임금불평등을 감소했다는 의미가 된다. 마찬가지로 방법으로 각 설명변수의 한계효과를 계산해보면, 학력은 0.56, 고용형태는 0.09, 연령은 0.09 그리고 노조는 0.02이다. 즉 대졸자 비율의 증가, 정규직 비율의 상승, 연령구조의 고령화, 노조가입율의 감소가 임금 불평등을 확대한다는 의미이다.

임의의 분해순서로 분석한 결과를 요약하면, 최저임금의 상승이 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 이외에도 연령구조의 고령화, 정규직 비율의 상승, 고학력자의 증가와 노조가입율의 감소는 임금불평등을 확대하고, 기타요인의 변화는 임금불평등을 완화하는 것으로 나타났다.

IV. 민감도 분석

1. 민감도 분석 결과_여성 임금근로자

임의의 분해순서를 통한 분석 결과에서 최저임금의 상승이 여성 임금근로자의 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 하지만 앞에서도 언급한 것처럼 순차분해는 설명변수 개수 및 분해순서에 따라서 한계효과의 크기 및 부호가 달라질 가능성이 존재한다. 본 절은 설명변수 개수 및 분해순서에 따라서 한계효과의 크기 및 부호변화 여부를 살펴본다.

임금불평등의 변화요인을 6가지 변수인 최저임금, 학력, 고용형태, 노조가입 여부, 연령분포의 고령화 및 기타요인으로 분해하는 경우 총 분해 가능한 가짓수는 6!로 720가지이다. 그렇지만 $Gini_{CA} = Gini_{AC}$ 이면, $Gini_{CAM} = Gini_{ACM}$ 이므로 최저임금의 한계효과는 같다. 따라서 설명변수가 6가지일 때 분해 가능한 총 720가지이지만 한계효과의 크기가 달라지는 경우는 분해순서상에 오는 위치와 앞에 오는 변수들의 집합이 다른 경우로 분해가능 가짓수가 60가지로 축약된다. 마찬가지로 설명변수의 개수가 5가지이면, 분해 가능한 가짓수는 5!로 총 60가지이지만 한계효과의 크기가 달라질 수 있는 경우는 30가지, 설명변수가 4가지면 12가지로 축약된다.

다음 <표 4>은 설명변수의 개수와 분해순서상 몇 번째에 위치하는지에 따라 달라지는 한계효과의 추정치의 범위를 보여준다.¹¹⁾

11) 각 설명변수가 처음과 마지막에 오는 경우 다른 설명변수의 순서와 상관이 없으므로, 한계효과의 크기가 하나의 값이지만, 분해순서상 2~5번째 오는 경우에는 설명변수 앞에 오는 변수들의 집합에 따라서 한계효과의 크기가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 2~5번째 오는 경우 한계효과의 최소값과 최대값만 보여준다.

<표 4> 민감도 분석 결과_여성 임금근로자

구분	첫번째	2번째		3번째		4번째		5번째		마지막	
		최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값		
6 가 지	M	8.27	-3.21	8.33	-3.22	8.28	-2.85	6.24	-3.07	6.23	-2.68
	C	-0.17	-11.66	-0.13	-11.39	-0.19	-10.32	-0.36	-9.39	-0.42	-9.33
	E	0.35	0.24	0.35	0.21	0.33	0.54	0.30	0.54	0.32	0.52
	A	0.11	-0.90	0.11	-0.91	0.10	-0.87	0.06	-0.86	0.04	0.07
	R	0.12	-0.98	0.13	-0.94	0.12	-0.95	0.09	-0.94	0.06	0.09
	U	-0.09	-0.09	-0.05	-0.04	0.04	-0.03	0.03	-0.03	0.03	0.02
5 가 지	M	10.66	-3.64	9.86	-3.79	9.75	-3.79	9.75			-3.52
	C	-0.22	-14.52	-0.27	-14.17	-0.28	-13.25	-0.35			-12.57
	E	0.33	0.22	0.33	0.57	0.32	0.25	0.22			0.54
	A	0.11	-0.69	0.06	-0.65	0.07	-0.65	0.07			0.03
	R	0.12	-0.98	0.12	-0.98	0.11	-0.06	0.10			-0.03
4 가 지	M	10.66	-3.65	10.55	-3.67	9.70					-3.40
	C	-0.21	-0.28	-0.27	-14.17	-0.33					-13.43
	E	0.33	0.21	0.32	0.56	0.26					0.54
	A	0.12	-0.72	0.06	-0.73	0.07					0.02

주: 1) 각 한계효과는 *100을 한 수치임.
 2) M: 최저임금, C: 기타요인, R: 고용형태, U: 노조가입 여부, A: 연령분포, E: 학력
 3) 소수점 3자리 반올림.

먼저 설명변수가 6가지인 경우를 살펴보면, 최저임금의 한계효과는 분해순서상 처음에 오는 경우 8.27이지만, 2번째에 오는 경우 최소값 -3.21, 최대값 8.33으로 동일한 분해순서 하에서도 한계효과의 크기 및 부호가 달라진다. 마찬가지로 분해순서상 3~5번째에도 최소값 및 최대값의 크기가 다르고, 분해순서상 마지막에 오는 경우에도 처음에 오는 경우와 비교할 때 한계효과의 크기 및 부호가 달라진다. 분해순서에 따라서 최저임금의 한계효과 크기 및 부호가 달라지므로, 최저임금의 상승이 임금불평등을 확대한다는 앞 절의 분석 결과를 지지하기는 어렵다.

기타요인의 한계효과는 분해순서상 처음에 오는 경우 -0.17, 분해순서상 2번째 위치하는 경우에도 최소값은 -11.66, 최대값은 -0.13이다. 이는 3~5번째 오는 경우에도 한계효과의 대·소의 차이는 있지만 분해순서와 상관없이 일관되게 음(-)의 부호를 가진다. 따라서 분해순서에 따라서 한계효과의 크기는 달라지지만 부호변화는 없어서, 기타요인의 변화가 임금불평등을 완화한다는 앞 절의 분석 결과를 지지한다.

동일하게 나머지 변수에 대해서도 살펴보면, 학력의 경우 분해순서에 따라서 한계효과 크기는 차이가 있지만, 분해순서와 상관없이 일관되게 음(-)의 부호를 가진다. 반면에 연령, 고용형태 및 노조가입 여부는 분해순서에 따라서 한계효과 크기와 부호가 달라진다. 따라서 대졸자 비율의 증가는 임금불평등을 확대한다는 앞 절의 분석 결과를 지지하지만, 정규직 비율의 상승, 노조가입률의 감소 및 연령분포의 고령화가 임금불평등을 확대한다는 앞 절의 분석 결과를 지지하기 어렵다. 이상의 분석 결과는 설명변수가 5와 4가지인 경우에도 질적인 차이는 없었다.

민감도 분석 결과, 최저임금의 상승이 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다. 그리고 대졸자 비율의 증가는 여성 임금근로자의 임금불평등을 확대하지만, 정규직 비율의 상승, 연령분포의 고령화와 노조가입률의 감소는 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다.

2. 성별 효과의 차이

다음은 최저임금의 임금불평등 완화효과를 성별로 비교하기 위해서 여성 임금근로자를 분석한 방법과 동일하게 남성 임금근로자를 대상으로 분석하였다. 다음 <표 5>는 남성 임금근로자의 민감도 분석 결과이다.

최저임금의 변화가 남성 임금근로자의 임금불평등에 미친 효과를 살펴보면, 최저임금의 한계효과 크기는 대·소의 차이는 있지만 일관되게 음(-)의 부호를 가진다. 즉 분해순서와 상관없이 최저임금의 상승이 남성 임금근로자의 임금불평등을 완화하는 것으로 나타났다. 마찬가지로 기타요인, 학력, 고용형태는 분해순서와 상관없이 일관되게 양(+)의 부호로 기타요인의 변화, 대졸자 비율의 증가, 정규직 비율의 증가는 임금불평등을 확대한다는 의미이다. 하지만 연령과 노조가입 여부의 경우 분해순서에 따라서 한계효과 크기의 부호가 양(+)과 음(-)을 오간다. 따라서 연령구조의 고령화와 노조가입률의 감소는 임금불평등에 미치는 효과가 불분명하다는 의미이다.

<표 5> 민감도 분석 결과 남성 임금근로자

구분	첫번째	2번째		3번째		4번째		5번째		마지막	
		최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값		
6 가 지	M	-0.64	-0.65	-0.32	-0.62	-0.23	-0.51	-0.29	-0.47	-0.20	-0.20
	C	0.15	0.11	0.47	0.09	0.44	0.09	0.44	0.11	0.42	0.37
	E	0.36	0.38	0.33	0.31	0.37	0.30	0.39	0.32	0.36	0.33
	A	0.03	-0.00	0.01	-0.01	0.05	-0.00	0.06	-0.00	0.05	0.02
	R	0.28	0.28	0.40	0.28	0.40	0.28	0.40	0.30	0.39	0.39
	U	0.01	-0.03	0.01	-0.05	0.01	-0.03	-0.00	-0.04	0.01	-0.03
5 가 지	M	-0.70	-0.69	-0.38	-0.66	-0.27	-0.52	-0.25			-0.25
	C	0.20	0.17	0.50	0.16	0.46	0.19	0.49			0.46
	E	0.35	0.32	0.36	0.35	0.29	0.30	0.36			0.33
	A	0.03	0.02	0.01	-0.00	0.05	-0.00	0.05			0.02
	R	0.33	0.33	0.47	0.37	0.47	0.37	0.47			0.47
4 가 지	M	-0.70	-0.69	-0.39	-0.66	-0.39					-0.37
	C	0.18	0.15	0.49	0.14	0.47					0.43
	A	0.03	-0.00	0.06	-0.01	0.04					0.01
	E	0.35	0.33	0.37	0.30	0.34					0.30

주: 1) 각 한계효과는 *100을 한 수치임.
 2) M: 최저임금, C: 기타요인, R: 고용형태, U: 노조가입 여부, A: 연령분포, E: 학력
 3) 소수점 3자리 반올림.
 4) 김영민(2012)의 박사학위논문에서 재인용

이상의 결과를 요약하면, 최저임금의 상승이 남성 임금근로자의 임금불평등을 완화하고, 대졸자 비율의 증가, 정규직 비율의 상승 및 기타요인의 변화는 임금불평등을 악화시키는 것으로 나타났다. 반면 연령과 노조조직률의 감소는 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다.

최저임금의 임금불평등 완화효과가 남성에서는 관찰되지만, 여성에서는 불분명한 이유는 다음의 <표 6>에서 보는 것처럼 최저임금 이하를 받는 근로자 중 여성 임금근로자가 비공식부문(informal sector)¹²⁾에 종사하는 비율이 더 높기 때문인 것으로 추측된다. 비공식부문에 종사하는 비율이 높은 경우 최저임금제도의 사각지대에 놓여서 최저임

12) 비공식부문의 정의는 연구자별로 차이는 있지만, 일반적으로 5인 미만의 사업장이고, 종사 근로자가 사회보장혜택을 받지 못하는 경우로 정의한다. 본 연구는 비공식부문을 5인 미만 사업장으로 정의하여 측정하였다(권태희 외, 2009).

금이 인상되더라도 임금인상 효과가 공식부문에 비해서 낮아서 임금불평등 완화효과가 불분명하게 나타날 수 있다.¹³⁾

<표 6> 성별 비공식부문 비율

구분	2004			2010		
	관측치(A)	최저 이하(B)	비율(A/B)	관측치(A)	최저 이하(B)	비율(A/B)
여자	639	1,166	0.55	1,053	2,231	0.47
남성	210	591	0.36	469	1,244	0.38

주: 1) 관측치(A)는 5인 이하 종사자 중 최저임금 이하를 받는 근로자 수

2) 최저 이하(B)는 연도별 최저임금 이하를 받는 근로자 수

V. 결론

본 연구는 경제활동인구조사 8월 부가조사(2004, 2010)를 이용하여 최저임금의 변화가 여성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과를 반사실적 임금분포 모형을 이용하여 분석하였다.

여성 임금근로자의 임금불평등을 최저임금, 학력, 고용형태, 노조가입 여부, 연령 및 기타요인으로 분해하였다. 임의의 분해순서로 분석한 결과, 최저임금의 상승이 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 하지만 순차분해의 경우 설명변수의 개수 및 분해순서에 따라서 한계효과의 크기 및 부호가 달라질 수 있기 때문에 임의의 분해 결과에 대해서 타당성 검증을 실시하였다.

민감도 분석 결과 최저임금은 분해순서에 따라서 부호가 양(+)과 음(-)을 오가면서 최저임금이 여성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다. 반면에 남성 임금근로자를 대상으로 최저임금의 임금불평등 완화효과를 분석한 결과 분해순서와 상관없이 일관되게 음(-)의 부호로, 최저임금 상승이 남성 임금근로자의 임금불평등을 완화하는 것으로 나타났다.

13) 최저임금의 임금인상 효과가 공식부문과 비공식부문에 미치는 효과를 분석한 연구는 없지만, 일반적으로 공식부문이 비공식부문에 비해서 더 높은 임금을 받는다(권태희 외, 2009; 조준모·조동훈, 2009).

최저임금의 임금불평등 완화효과가 여성과 남성에서 차이를 보이는데, 여성 임금근로자가 최저임금 이하를 받는 근로자의 비율이 높음에도 불구하고 최저임금 이하를 받는 근로자 중에서 비공식부문에 종사하는 비중이 높기 때문에 최저임금의 임금불평등 완화효과가 불분명한 것으로 추측된다. 따라서 최저임금제도는 여성근로자의 취약계층 보호 역할을 제대로 수행하지 못하는 것으로 판단된다.

본 연구는 최저임금의 임금불평등 완화효과를 분석함에 있어서 다음의 문제에 연구한 계점을 가진다. 먼저 임금불평등을 지니계수만 사용하여 분석한 것이다. 지니계수는 잘 알려진 불평등지수이지만, 소득이 낮은 사람들의 변화에 지니계수의 값이 민감하게 반응하지 않는다는 단점이 있다. 최저임금은 저임금 근로자들의 임금에 직접적인 영향을 미치므로, 최저임금의 효과가 지니계수에서는 나타나지 않을 수도 있다. 그러므로 지니계수 이외에 다른 불평등지수로 최저임금의 효과를 분석하는 경우 본 연구의 결과와 상반된 결과가 나타날 가능성도 있다.

다음으로 반사실적 임금분포 모형은 가중치 함수가 중요한 역할을 한다. 가중치 함수는 연도별 설명변수의 구성비에 영향을 받으므로, 분석기간 및 분석 자료(사업체조사 등)가 바뀌면 가중치 함수의 값이 달라져서 본 연구의 분석 결과와 달라질 가능성이 있다. 마지막으로 최저임금의 변화가 임금의 인상에 미치는 효과가 공식부문과 비공식부문에서 어떻게 차이를 보이는지에 관해서는 추가적인 연구과제로 남겨둔다.

참 고 문 헌

- 김민성·김영민(2012). 「임금불평등의 변화요인 분해: 남성임금근로자를 대상으로」, 『한국경제연구』, 제30권 제3호, 73~101쪽.
- 김영민(2012). 「최저임금 변화가 고용과 임금불평등에 미치는 효과」, 성균관대학교 박사학위논문.
- 김진욱·고은주(2012). 「한국 소득이전 빈곤감소 효과의 성분화: 2000-2010 빈곤의 여성화 추이연구」, 『사회복지정책』, 제39권 제1호, 23~53쪽.
- 권태희·조동훈·조준모(2009). 「한국 비공식노동시장의 여성인적자원 실태분석」, 『여성연구』, 제76권 제1호, 71~109쪽.
- 조준모·조동훈(2009). 「공식부문과 비공식부문 임금격차분석」, 김주영·조동훈·이빈송·조준모·이인재 편, 『한국의 임금격차』, 한국노동연구원.
- 통계청(2011). 『인구주택총조사』.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. & Lemieux, T.(1996). “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, Vol.64 No.5, pp. 1001~1044.
- Fortin, N. M. & Lemieux, T.(1997). “Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11 No.2, pp. 75~96.
- Koeniger, W., Leonardi, M. & Nunziata, L.(2007). “Labor Market Institutions and Wage Inequality”, *Industrial & Labor Relations Review*, Vol.60 No.3, pp. 340~356.
- Lee, D. S.(1999). “Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114 No.3, pp. 977~1023.
- Seather, S. & Jones, M.(1991). “A Reliable Data-based Bandwidth Selection Method

for Kernel Density Estimation”, *Journal of the Royal Statistical Society*,
Vol.53 No.3, pp. 683~690.

Abstract

Female Wage Inequality and the Minimum Wage

Kim Youngmin

Kim Minseong

To evaluate the marginal effects of the minimum wage and other labor market conditions on female wage inequality, we estimate counterfactual wage distribution using the Economically Active Population Surveys of 2004 and 2010. We find that the rising minimum wage has an ambiguous effect on female wage inequality. We suspect that the significant share of female workers in the informal sector weakens the effect of minimum wages on female wage inequality, which calls for further studies.

Key word: Wage inequality, Minimum wage, Counterfactual distribution, Sequential decomposition, Informal sector