

임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로*

김민성** · 김영민***

본 연구는 한국 남성 임금근로자의 2004~2009년간에 관찰된 최저임금, 노조가입 여부, 정규직 비율, 교육수준과 연령분포 등 노동시장 여건 및 근로자 개별 특성 변화를 고려하여 각 설명변수가 임금불평등에 미치는 영향을 반사실적(counterfactual) 임금분포 추정을 통해서 분석한다. 부스트랩을 통한 분석결과 최저임금의 상승은 임금불평등을 억제하는 것으로 교육수준의 증가와 정규직 비율의 증가 및 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 하지만 연령구조의 고령화와 노조가입률의 감소는 임금불평등에 대해 통계적으로 유의한 효과를 보이지 않았다.

핵심주제어: 임금불평등, 최저임금, 반사실적 임금분포, 순차분해, 부스트랩, 핵함수
경제학문헌목록 주제분류: J31, D33

I. 서 론

본 연구는 한국 남성 임금근로자의 2004~2009년간에 관찰된 노동시장 여건(labor market institution) 및 근로자의 개별 특성 변화가 임금불평등에 미치는 영향을 반사실적(counterfactual) 임금분포의 추정을 통해서 분석한다.¹⁾ 고학력자 증가, 근로자 고령화, 실질최저임금 인상, 노조조직률 감소 그리고 정규직

* 익명의 두 심사자의 지적과 제안이 논문의 완성도 제고에 큰 도움이 되었음을 밝힌다. 여전히 남아 있을 수 있는 오류는 모두 저자들의 책임이다.

** 주저자 겸 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0621, E-mail: minseong@skku.edu

*** 공동저자, 성균관대학교 경제학과 박사과정, 전화: (02) 760-0621, E-mail: kym2060@skku.edu

논문투고일: 2012. 8. 31 수정일: 2012. 9. 24 게재확정일: 2012. 9. 28

1) 2004년 이전에는 경제활동인구 부가조사에서 노조가입 여부를 조사하지 않고 2004년부터 노조가입 여부에 대해서 조사가 이루어지기 시작하였다. 실질최저임금은 2009년까지 상승하다가 2010년에는 하락하였다. 본 연구는 노조가입 여부를 고려하고 실질최저임금이 지속적으로 상승하는 기간에 대한 분석을 위해 2004~2009년의 기간을 대상으로 하였다.

74 임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로

비율 증가 등이 임금격차 및 임금불평등 영향요인으로 많이 지적되어 왔다.

최근 한국의 소득분배지표인 Gini 계수를 보면, 2004년 0.283에서 2009년 0.294로 소득분배가 악화되고 있다(통계청, 2인 이상 비농가). 그리고 2008년 OECD Employment Outlook에 따르면 우리나라의 임금불평등은 2006년 OECD 국가 중 미국 다음으로 높았고, 같은 자료에 따르면 10년 전인 1996년에도 이미 3위로 높은 수준이었다(성재민, 2010).

같은 기간 동안 한국의 대졸자 비율은 2004년 25.5%에서 2009년 29.75%로 증가하였고, 55세 이상의 비율은 11.1%에서 15.6%로 증가하였다.²⁾ 정규직 비율은 2004년 63%에서 2009년 65.1%로 증가하였고, 노조조직률은 2004년 10.6%에서 2009년 10.1%로 소폭 하락하였다. 그리고 실질최저임금은 2004년 2,840원에서 2009년 3,546원으로 약 31% 인상되었고, 시간당 실질평균임금은 2004년 8,044원에서 2009년 8,744원으로 약 8.7% 상승하여 최저임금의 인상률은 평균임금의 상승률을 크게 상회하였다.³⁾

임금격차 및 임금불평등과 관련한 최근 연구는 1980년대 미국의 급격한 임금불평등 확대원인을 찾으려는 노력에서 시작되었다. 이러한 임금불평등 확대의 주요 원인으로 고학력자에 대한 수요 증가가 지목되었다(Juhn, Murphy, and Pierce, 1993). 고학력의 수요 증가는 국제무역의 확대(Borjas and Ramsey, 1995), 숙련편향적 기술발전(Skill biased technology shock(Bound and Johnson, 1992))에서 기인하는 것으로 이해되었다.

한국의 경우 최강식·정진호(2003)가 1993년 이전 시기에는 학력 간 임금격차가 감소하다가 1993년 이후 시기에는 임금격차가 상승하는 추세가 있다는 것을 보였다. 이러한 학력 간 임금격차의 확대는 숙련집약적인 기술발전 이외에도 대중국 무역의 증가(김민성·강은영, 2010) 등 다양한 요인으로부터 발생하는 것으로 추정된다.

급격한 임금불평등 확대요인으로 학력 간 임금격차뿐만 아니라, 노동시장 여건 변화도 주요한 문제로 인식되었다. 우선 1980년대 미국 노조가입률의 감소가 임금불평등을 확대했다는 연구가 있다(Freeman, 1980; Card, 1996; Dinardo, Fortin, and Lemieux, 1996; Fortin and Lemieux, 1997; Koeniger, Leonardi, and Nunziata, 2007). 노동시장 여건변화와 관련한 국내 연구에서 조준모·전병유(2004)는 노조원의 임금 프리미엄이 장기 근속근로자에게서 높게 나타난다는

2) 경제활동인구조사(2004, 2009) 8월 부가조사 자료로 추정하였다.

3) 실질최저임금 및 실질평균임금은 소비자물가지수 2005년을 기준으로 추정하였다.

것을 보였다. 조동훈·조준모(2008)는 노조가 있는 사업장의 성별 임금격차가 노조가 없는 사업장에 비해서 더 작다는 것을 보였다. 김장호(2008)는 노조 프리미엄이 외환위기 이전의 1.7%에서 외환위기 이후 5.1%로 증대한 것을 보였다. 그리고 조동훈(2008)은 횡단면 분석에서는 노조 프리미엄이 4.6%이지만 고정효과모델로 추정시 노조 프리미엄이 2.1%로 감소하는 것을 보였다. 반면에 이주호·김대일(1997)의 연구에서는 노조 프리미엄이 정점에서 남성 4.4%, 여성 2.2%였지만, 음(-)의 값을 갖는 경우도 있었다. 이처럼 미약한 노조 프리미엄은 노조가 임금협상시 비노조 사업장에게도 임금협상에 영향을 주어서 나타난 것으로 이해된다. 고용형태와 관련해서는 정규직과 비정규직 간에 임금격차가 거의 없다는 연구와 정규직의 임금 프리미엄이 존재한다는 연구가 공존한다(김선애·김진영, 2011; 남재량, 2007; 이인재·김태기, 2009; Kim and Ryu, 2010; 이인재, 2011).

최저임금과 임금불평등에 대한 연구에서는, 최저임금 상승이 임금불평등을 억제한다는 연구가 대부분이다(Lee, 1999; Dinardo, Fortin, and Lemieux, 1996; Fortin and Lemieux, 1997; Koeniger, Leonardi, and Nunziata, 2007). 하지만 국내에서는 최저임금이 임금격차 및 임금불평등에 미치는 영향에 관한 연구가 거의 없다. 마지막으로 근로자의 연령구조 변화가 임금불평등에 미치는 효과에 관한 연구로는 성명재·박기백(2009)의 연령구조의 고령화가 소득불평등을 확대하였다는 결과가 있다.

이상의 기존 연구들을 바탕으로 본 연구는 경제활동인구조사(2004, 2009) 8월 부가조사를 이용하여 학력, 연령분포, 노조가입 여부, 정규직 비율과 최저임금의 변화가 남성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 효과를 반사실적 임금불평등의 추정을 통해서 분석한다. 반사실적 임금불평등의 추정 및 분해는 Dinardo, Fortin, and Lemieux(1996, 이하 DFL) 모형을 사용하였다. 모형에 대한 자세한 설명은 다음 절에서 한다.

임금격차 및 임금불평등의 변화를 분석하는 많은 연구들이 Oaxaca 분해를 사용하였다. 본 연구에서 사용하는 DFL(1996)의 방법은 핵함수(Kernel density function)를 통해서 임금분포를 추정한다. 각 설명변수의 한계효과는 적절한 가중치함수를 통해 추정한 반사실적 임금분포를 이용하여 분석한다. 따라서 평균 변화만을 추정하는 Oaxaca 분해에 비해서 임금분포를 추정하는 DFL(1996)의 분석이 상대적으로 임금분포에 대해 더 많은 정보를 준다.

본 연구의 기여는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 임금불평등에 대한 영향요인

으로 연령, 학력, 노조가입 여부, 최저임금, 고용형태와 기타 요인을 동시에 고려하였다.⁴⁾ 둘째로, 분해순서 및 설명변수 개수의 변화에 따라 한계효과 크기 및 부호가 달라질 수 있다는 점을 보완하기 위해서 민감도 분석을 실시하였다. 마지막으로, 부스트랩을 통하여 각 설명변수의 한계효과 크기에 대한 통계적 유의성 검정을 실시하였다.

분석결과를 요약하면 최저임금의 상승은 임금불평등을 억제하고, 고학력자의 증가, 정규직 비율의 상승 및 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 하지만 연령구조의 고령화와 노조가입률의 하락은 임금불평등에 미치는 효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II절은 분석모형을 설명하고, 제III절은 실제 데이터를 통한 분석결과를 제시한다. 다음으로 제IV절은 민감도 분석 및 통계적 유의성 검정을 실시한다. 마지막 제V절에서는 결론을 제시한다.

II. 분석모형

1. 순차분해

관찰된 임금분포 $f_t(w)$ 는 임금(w), 시간(t)과 여러 가지 설명변수벡터(z)의 결합분포 $f(w, z, t; m_t)$ 로부터 도출된 것으로 볼 수 있다. 여기서 최저임금(m_t)은 주어진 시점에서 임금분포의 특성을 결정하는 거시변수로서 시간의 함수로 본다. 설명변수벡터는 노조가입 여부, 정규직 여부, 교육수준, 연령분포, 결혼 여부, 산업, 직종 그리고 경력 등 노동시장 여건과 근로자의 개별 특성을 모두 포함한다. 시간과 최저임금이 주어진 경우 조건부 임금분포는 $f(w, z|t; m_t)$ 로 다시 쓸 수 있다. 조건부 임금분포를 설명변수벡터로 적분하면 관찰된 임금분포 $f_t(w)$ 는 식 (1)과 같다.

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

4) 기타 요인의 범주는 경력, 경력제공, 기업규모, 결혼 여부, 가구주 여부, 종사상 지위, 산업(18), 직종(9)이다.

관찰된 임금분포가 있을 때 설명변수벡터가 임금분포에 미치는 효과는 반사실적 임금분포를 이용하여 분석한다. 예를 들어, 설명변수벡터(z)가 2변수벡터(x, y)인 경우 관찰된 임금분포는 $f(w; t_w=t_y=t_x=t_1, m_1)$ 로 쓸 수 있다. 먼저 x 의 값을 t_0 시점으로 통제한 반사실적 임금분포는 $f(w; t_w=t_y=t_1, t_x=t_0, m_1)$ 이고, 이때 x 의 한계효과는 관찰된 임금분포와 x 의 값을 t_0 로 통제한 반사실적 임금분포의 차이이다.

다음으로 y 의 한계효과는 x 와 y 값을 모두 t_0 시점으로 통제한 반사실적 임금분포 $f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_1)$ 와 x 의 값만 t_0 시점으로 통제한 반사실적 임금분포의 차이이다. 같은 방식으로 최저임금 한계효과는 x 와 y 그리고 최저임금의 값을 모두 t_0 시점으로 통제한 반사실적 임금분포 $f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_0)$ 와 $f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_1)$ 의 차이이다.

이를 정리하면 식 (2)와 같이 두 시점에서 관찰된 임금분포의 차이를 각 설명변수의 한계효과의 합으로 나타낼 수 있다. 식 (2)의 마지막 줄은 고려된 설명변수 외의 다른 요인에 의한 임금분포의 변화를 나타내는 일종의 잔차항이다.

$$\begin{aligned}
 & f_1(w) - f_0(w) \\
 &= \{f(w; t_w=t_1, t_z=t_1, m_1) - f(w; t_w=t_y=t_1, t_x=t_0, m_1)\} \\
 &+ \{f(w; t_w=t_y=t_1, t_x=t_0, m_1) - f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_1)\} \\
 &+ \{f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_1) - f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_0)\} \\
 &+ \{f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_0) - f(w; t_w=t_0, t_z=t_0, m_0)\} \quad (2)
 \end{aligned}$$

식 (2)의 2번째 줄은 x 의 한계효과, 3번째 줄은 y 의 한계효과, 4번째 줄은 최저임금의 한계효과이다. 그리고 식 (2)의 마지막 줄은 고려된 설명변수 외의 다른 요인에 의한 임금분포의 변화를 나타내는 일종의 잔차항이다. 식 (2)에서 유의할 점은 각 설명변수의 한계효과는 분해순서에 따라 다르게 계산될 수 있다는 점이다. 이에 대해서는 제3항에서 자세하게 살펴본다.

2. 반사실적 임금분포 추정

본 항은 반사실적 임금분포 추정방법을 설명한다. 설명의 단순화를 위해서 설명변수벡터(z)가 하나의 설명변수만 포함하고 있다고 가정하면, 반사실적 임금분포는 설명변수(z)의 값이 t_0 시점의 값으로 고정되고, 나머지 변수들은 t_1

시점의 관찰 값인 임금분포 $f(w; t_w=t_1, t_z=t_0, m_1)$ 로 쓸 수 있다. 반사실적 임금분포 추정은 식 (3)과 같이 한다.

$$\begin{aligned} f(w; t_w=t_1, t_z=t_0, m_1) &= \int f(w|z, t_w=t_1; m_1) dF(z|t_z=t_0) \\ &= \int f(w|z, t_w=t_1, m_1) \varphi_z dF(z|t_z=t_1) \end{aligned} \quad (3)$$

반사실적 임금분포에서 t_0 의 z 분포를 t_1 의 z 분포로 바꾸어 주는 가중치함수 (reweighting function) $\varphi_z(z) = \frac{dF(z|t_z=t_0)}{dF(z|t_z=t_1)}$ 는 식 (4)와 같이 베이시안 룰을 통해서 추정한다.

$$\varphi_z(z) = \frac{dF(z|t_z=t_0)}{dF(z|t_z=t_1)} = \frac{\Pr(t_z=t_0|z)}{\Pr(t_z=t_1|z)} \cdot \frac{\Pr(t_z=t_1)}{\Pr(t_z=t_0)} \quad (4)$$

식 (4)에서 각 조건부확률 $\Pr(t_z=t|z)$ 는 아래 식 (5)의 프로빗 모형으로 추정한다.

$$\Pr(t_z=t|z) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_t G(z)) = 1 - \Phi(-\beta'_t G(z)) \quad (5)$$

식 (5)에서 $\Phi(\cdot)$ 는 정규누적분포, $G(z)$ 는 통제변수의 선형조합이다.⁵⁾ 그리고 $\Pr(t_z=t)$ 는 전 기간 전체 샘플에 대한 각 연도별 샘플의 비중이다.

다음은 설명변수벡터(z)가 2변수벡터 (x, y)인 경우 반사실적 임금분포 추정 방법을 설명한다. 종속변수 x 는 노동시장 여건변화 및 근로자의 개별 특성을 반영하는 이항변수로서 노조가입, 정규직, 연령 55세 이상, 대졸 이상인 경우 각각 1의 값을 갖는다.

설명변수벡터를 2변수벡터 $x \in \Omega_x$ 와 $x \in \Omega_y$ 로 분해한 경우 설명변수벡터 분포는 $f(z|t_z=t; m_t) = F(x|y, t_{x|y}=t; m_t)F(y|t_y=t; m_t)$ 로 분해된다. 먼저 설명변수 x 의 값이 t_0 시점인 경우 반사실적 임금분포 추정은 식 (6)과 같다.

$$f(w; t_w=t_y=t_1, t_x=t_0, m_t)$$

5) 통제변수는 경력, 경력제곱, 가구주 여부, 기혼, 산업더미(19), 직종더미(9), 종사상 지위, 그리고 기업규모(6)이다.

$$\begin{aligned}
 &= \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) dF(x|y, t_{x|y}=t_0) dF(y|t_y=t_1) \\
 &= \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) \varphi_{x|y} dF(x|y, t_{x|y}=t_1) dF(y|t_y=t_1) \quad (6)
 \end{aligned}$$

식 (6)의 반사실적 임금분포는 y 가 t_0 시점의 관찰 값으로 주어진 경우 t_1 시점에서 x 의 조건부 분포로서 가중치함수 $\varphi_{x|y}(x, y) \equiv \frac{dF(x|y, t_{x|y}=t_0)}{dF(x|y, t_{x|y}=t_1)}$ 의 추정을 통해 구할 수 있다. 가중치함수를 베이시안 룰에 적용하면 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned}
 \varphi_{x|y}(x, y) &\equiv \frac{dF(x|y, t_{x|y}=t_0)}{dF(x|y, t_{x|y}=t_1)} \\
 &= x \cdot \frac{\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t_0)}{\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t_1)} + (1-x) \cdot \frac{\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t_0)}{\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t_1)} \quad (7)
 \end{aligned}$$

식 (7)의 조건부 확률 $\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t)$ 는 식 (8)의 프로빗 모형으로 추정한다.

$$\Pr(x=1|y, t_{x|y}=t) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_t G(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_t G(x)) \quad (8)$$

앞에서 언급한 것처럼 $\Phi(\cdot)$ 와 $G(x)$ 는 각각 정규누적분포와 통제변수이다.

다음으로 설명변수 x 와 y 의 값이 모두 t_0 시점으로 통제된 반사실적 임금분포의 추정은 식 (9)와 같이 한다.

$$\begin{aligned}
 &f(w; t_w=t_1, t_y=t_x=t_0, m_t) \\
 &= \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) dF(x|y, t_{x|y}=t_0) dF(y|t_y=t_0) \\
 &= \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) \varphi_{x|y} dF(x|y, t_{x|y}=t_1) \varphi_y dF(y|t_y=t_1) \quad (9)
 \end{aligned}$$

식 (9)에서 측정해야 하는 가중치함수는 $\varphi_{x|y}$ 와 φ_y 2가지인데, 가중치함수 $\varphi_{x|y}$ 는 앞에서 살펴본 것과 동일하다. 다음으로 가중치함수 φ_y 는 t_1 의 y 의 분포를 t_0 의 분포로 바꾸어 주며 $\varphi_y(y) = \frac{dF(y|t_y=t_0)}{dF(y|t_y=t_1)}$ 이다. 가중치함수(φ_y)를 베이시안 룰에 적용하면 식 (10)과 같다.

$$\varphi_y(y) = \frac{dF(y|t_y=t_0)}{dF(y|t_y=t_1)} = \frac{\Pr(t_y=t_0|y)}{\Pr(t_y=t_1|y)} \cdot \frac{\Pr(t_y=t_1)}{\Pr(t_y=t_0)} \quad (10)$$

조건부 확률 $\Pr(t_y=t|y)$ 는 식 (11)과 같이 프로빗 모형으로 추정한다.

$$\Pr(t_y=t|y)=\Pr(\varepsilon > -\beta'_t G(x))=1-\Phi(-\beta'_t G(x)) \quad (11)$$

식 (11)에서 $\Phi(\cdot)$ 와 $G(x)$ 는 앞에서 설명한 것처럼 정규누적분포와 통제변수이다. 그리고 $\Pr(t_y=t)$ 는 전체 샘플에 대한 각 연도별 샘플의 비중이다. 결국 2 변수벡터 (x, y) 를 통제 한 반사실적 임금분포는 2개의 가중치함수의 곱으로 추정된다. 이러한 추정절차는 설명변수벡터가 3변수 이상으로 분해하는 경우에도 동일하게 적용된다.

다음은 최저임금의 한계효과를 추정하는 방법에 대해서 살펴본다. 최저임금은 거시변수로서 설명변수 z 와는 달리 개인 간의 분포를 갖지 않는다. 최저임금의 한계효과를 추정하기 위해서 DFL(1996)의 3가지 가정을 따른다.

- (i) $[1-I(w \leq m_1)]f(w|z, t_w=t_1, m_0)=[1-I(w \leq m_1)]f(w|z, t_w=t_1, m_1)$
- (ii) $[1-I(w \leq m_1)]f(w|z, t_w=t_0, m_0)=[1-I(w \leq m_1)]\varphi_w(z, m_0)f(w|z, t_w=t_1, m_1)$
- (iii) 최저임금의 변화는 고용에 영향을 미치지 않는다.

가정 (i)에서 $I(\cdot)$ 는 지표함수(indicator function)이고, t_1 시점의 최저임금이 t_0 시점의 최저임금 이상이어서 $m_1 \geq m_0$ 인 경우, t_0 에서 최저임금보다 높은 임금의 분포 $f(w|z, t_w; m_0)$ 는 t_1 시점에 관찰된 임금분포 $f(w|z, t_w; m_1)$ 와 똑같다고 가정한다. 즉, 최저임금 변화는 최저임금보다 높은 임금을 받는 근로자에게는 과급효과(spillover effect)가 없다는 것이다. 이와 관련해서 최저임금의 변화가 최저임금보다 조금 높은 초과근로자에게도 양(+의) 과급효과가 있다는 연구들이 있다(Grossman, 1983; Katz and Krueger, 1992; Neumark *et al.*, 2004; Böckerman and Uusitalo, 2009; 정진호 외, 2011). 최저임금 주변의 양(+의) 과급효과는 최저임금 상승으로 인해, 과급효과가 없을 때보다 임금불평등을 더 낮춘다는 의미가 되어, 가정 (i)는 보수적인 가정이 된다.

다음으로 가정 (ii)에서 $\varphi_w(z, m_0)$ 는 가중치함수로 앞에서 살펴본 φ_y 나 φ_{x1y} 와 비슷하게 t_0 에서 최저임금 이하를 받는 근로자의 임금분포를 t_1 에서 최저임금 이하를 받는 근로자의 임금분포로 바꾸어 주는 기능을 한다.

고용과 관련한 연구에서 최저임금의 변화가 고용에 긍정적인 효과가 있다는

연구와 부정적인 효과가 있다는 연구들이 존재한다. 하지만 최저임금의 변화가 고용에 영향을 미친다고 하면, 그 영향은 임금분포에서 낮은 임금을 받는 근로자들에서 크게 나타난다. 최저임금의 변화가 고용에 영향을 미친다면, 최저임금 상승이 임금불평등을 개선할 것으로 예상된다. 본 연구에서는 고용에 대한 효과는 중립적이라고 가정한다.

이상의 가정 (i)~(iii)을 통해서 최저임금의 변화가 임금불평등에 미치는 효과에 대해서 설명을 한다. 최저임금이 m_0 수준으로 주어지고, 나머지 변화요인들은 t_1 인 경우의 반사실적 임금분포는 식 (12)와 같이 추정한다.

$$\begin{aligned}
 f(w; t_w=t_1, t_z=t_1, m_0) &= \iint f(w|z, t_w=t_1; m_0) dF(z|t_z=t_1) \\
 &= \iint [1-I(w \leq m_0)] \varphi_w(z, m_0) f(w|z, t_w=t_0; m_0) dF(z|t_z=t_1) \\
 &+ \iint [1-I(w \leq m_0)] f(w|z, t_w=t_0; m_0) dF(z|t_z=t_1) \\
 &= \iint [1-I(w \leq m_0)] \varphi_w(z, m_0) f(w|z, t_w=t_0, m_0) \varphi_z^{-1} dF(z|t_z=t_0) \\
 &+ \iint [1-I(w \leq m_0)] f(w|z, t_w=t_0; m_0) dF(z|t_z=t_1) \tag{12}
 \end{aligned}$$

식 (12)에서 반사실적 임금분포를 추정하기 위해서 2가지의 가중치함수 $\varphi_w(z, m_0)$ 와 φ_z^{-1} 을 계산해야 한다. 먼저 z 의 가중치함수 φ_z^{-1} 는 식 (3)의 역함수이다. 다음으로 최저임금(m)의 가중치함수 $\varphi_w(z, m_0)$ 는 다음과 같다.

$$\varphi_w(z, m_0) = \frac{\Pr(w \leq m_0 | z, t_w=t_1)}{\Pr(w \leq m_0 | z, t_w=t_0)} \tag{13}$$

이후 베이시안 룰을 적용한 후 2개의 가중치함수를 곱하면 다음과 같이 간단하게 할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \varphi(z, m_0) &\equiv \varphi_w(z, m_0) \cdot \varphi_z^{-1} \\
 &= \frac{\Pr(t_w=t_1 | z, w \leq m_0)}{\Pr(t_w=t_0 | z, w \leq m_0)} \cdot \frac{\Pr(t_z=t_1)}{\Pr(t_z=t_0)} \tag{14}
 \end{aligned}$$

식 (14)에서 조건부 확률 $\Pr(t_w=t | z, w \leq m_0)$ 은 다음의 식 (15)와 같이 포로빗 모형으로 추정한다.

$$\Pr(t_w=t | z, w \leq m_0) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_t G(z)) = 1 - \Phi(-\beta'_t G(z)) \quad (15)$$

식 (15)에서 $\Phi(\cdot)$ 와 $G(z)$ 는 앞에서 설명한 것처럼, 정규누적분포와 통제변수이다. 이상으로 각 설명변수의 한계효과를 추정하기 위한 반사실적 임금분포의 추정방법을 설명하였다.

3. 분해순서

본 항은 분해순서에 따라서 각 설명변수의 한계효과 크기 및 부호변화에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 지금까지 설명변수 x 와 y 의 한계효과는 식 (2)의 분해순서에 따라, 각 설명변수를 통제한 경우의 반사실적 임금분포 및 한계효과를 계산하였다. 하지만 각 설명변수의 한계효과는 식 (2)와는 다른 분해순서를 통해서도 계산이 가능하다. 분해순서가 달라지면 가중치함수도 달라지므로, 각 설명변수의 한계효과 크기 및 부호도 바뀔 수 있다.

예를 들어, 지금까지 x 의 한계효과는 식 (2)의 분해순서에 따라 식 (16)과 같이 계산하였다.

$$\begin{aligned} & \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) \varphi_{x|y} dF(x|y, t_{x|y}=t_1) dF(y|t_y=t_1) \\ & - \int f(w|z, t_w=t_1; m_t) \varphi_z dF(z|t_z=t_1) \end{aligned} \quad (16)$$

식 (16)에서는 x 의 한계효과를 계산하기 위해 y 의 값을 t_1 시점의 값으로 통제하였다. 하지만 x 의 한계효과는 식 (16) 뿐만 아니라, 식 (17)을 통해서도 한계효과를 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) \varphi_{x|y} dF(x|y, t_{x|y}=t_1) \varphi_y dF(y|t_y=t_1) \\ & - \iint f(w|x, y, t_w=t_1; m_t) \varphi_y dF(y|t_y=t_1) dF(x|y, t_{x|y}=t_1) \end{aligned} \quad (17)$$

식 (17)은 x 와 y 의 값이 모두 t_0 시점의 값으로 통제된 임금분포에서 y 의 값을 t_0 시점의 값으로 통제된 임금분포의 차이로 x 의 한계효과를 계산한다. 식 (16)과 식 (17) 모두 x 의 한계효과를 계산하지만, x 의 한계효과의 크기가 같다는 보장이 없다. 따라서 분해순서는 설명변수의 한계효과 크기 및 부호를 결정하는 데 중요하다. 이는 제IV절의 민감도 분석을 통해서 자세히 살펴본다.

4. 핵함수 추정

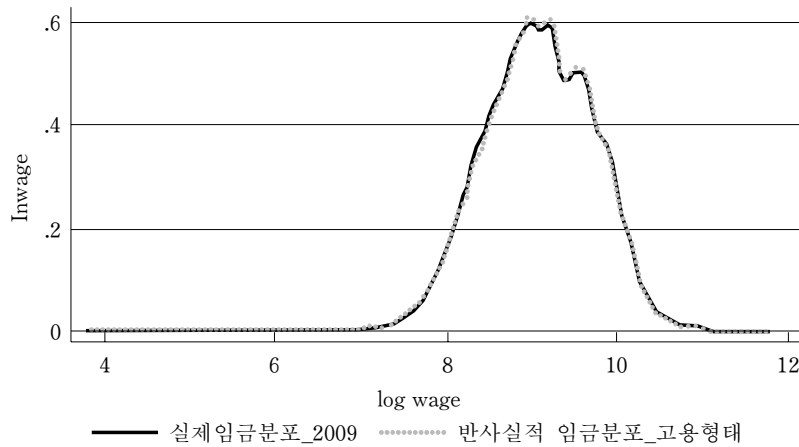
본 항은 임금분포를 추정하기 위하여 사용한 핵함수 추정방법에 대해서 설명한다. 핵함수 추정식은 식 (18)과 같다.

$$\hat{f}_h(w|x, y, t_w=t_1; m_1) = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_i}{h} \hat{\varphi} K\left(\frac{w-W_i}{h}\right) \quad (18)$$

여기서 θ_i 는 각 샘플의 가중치이고, $\sum_{i=1}^n \theta_i = 1$ 의 조건을 만족한다.⁶⁾ 스무딩 파라미터(bandwidth)인 h 는 Sheather and Jones(1991)의 plug-in 방법으로 추정하고, $K(\cdot)$ 는 핵함수 중에서 가우시언을 사용하였다.⁷⁾ 마지막으로 $\hat{\varphi}$ 는 반사실적 임금분포를 추정하기 위해서 앞서 설명한 가중치 $\varphi_{x|y}$, $\varphi_{x|y}\varphi_y$ 등을 사용한다.

2009년의 실제 임금분포와 반사실적 임금분포를 핵함수로 추정한 결과를 비교하면 <그림 1>과 <그림 2>에서 보는 바와 같다. 먼저 <그림 1>은 실제 임금분포와 고용형태의 가중치함수를 이용한 반사실적 임금분포이다.

<그림 1>에서 실제 임금분포는 실선으로, 반사실적 임금분포는 점선으로 표

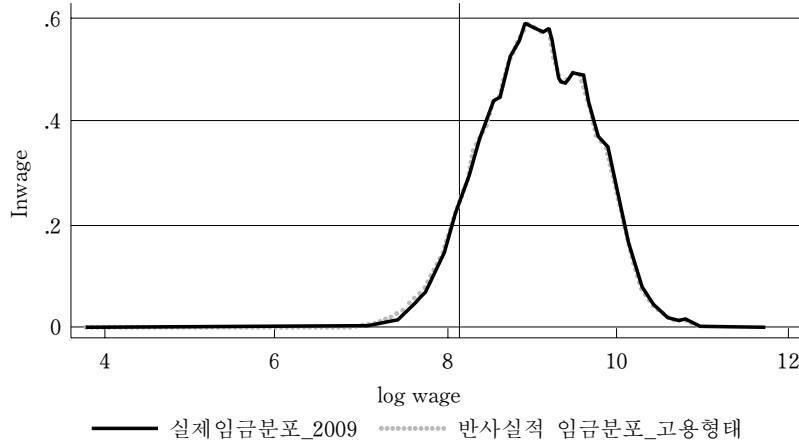


자료: 통계청, 경제활동인구조사 8월 부가조사(2009).

<그림 1> 2009년 실제 임금분포와 고용형태의 반사실적 임금분포

6) 가중치(θ_i)는 경제활동인구 8월 부가조사의 샘플가중치를 사용하였다.
 7) 핵함수 선택 및 스무딩 파라미터 선택은 데이터의 특성에 따라서 다양한 형태로 결정된다. 본 연구는 DFL(1996)에서 사용한 핵함수와 스무딩 파라미터의 추정 방법을 따른다. 본 연구의 스무딩 파라미터 값은 0.007~0.008 수준이다.

84 임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로



자료: 통계청, 경제활동인구조사 8월 부가조사(2009).

〈그림 2〉 2009년 실제 임금분포와 최저임금의 반사실적 임금분포

시되어 있다. 미세하지만 반사실적 임금분포가 실제 임금분포에 비해서 평균에 좀더 집중되어 있다.⁸⁾ 따라서 정규직 비율의 상승이 증가할수록 임금불평등이 악화될 것으로 예상할 수 있다.

〈그림 2〉는 실제 임금분포와 최저임금의 가중치함수를 이용한 반사실적 임금분포이다.

최저임금 초과를 받는 부분에서는 실제와 반사실적 임금분포는 눈에 띄는 차이는 없다. 하지만 최저임금 이하를 받는 부분에서는 미세하게나마 반사실적 임금분포가 실제 임금분포에 비해 최저임금 이하 부분에 상대적으로 집중되어 있다. 이는 최저임금이 2004년 값으로 통제된 경우 임금불평등이 더 악화된다는 의미이므로, 최저임금의 상승이 임금불평등을 완화할 것으로 예상할 수 있다.

이상에서 본 바와 같이 반사실적 임금분포를 추정함으로써 고용형태 및 최저임금의 변화가 임금분포에 대해 미치는 한계효과를 추측할 수 있다. 하지만 임금불평등의 변화를 다양한 요인들로 분해하려면 고용형태 및 최저임금의 변화가 임금불평등에 미친 크기를 정확히 계산할 필요가 있다. 이는 제Ⅲ절에서 지니계수를 이용해서 살펴본다.

8) 정규직의 시간당 평균임금은 12,087원이다. 자연대수를 취하면 약 9.3998이다.

Ⅲ. DATA 및 분석결과

1. 분석자료

노동시장 여건변화와 근로자의 개별 특성이 임금불평등에 미치는 효과를 분석하기 위해서 2004, 2009년 경제활동인구조사 8월 부가조사(이하 ‘경활조사’로 약칭)를 사용하였다. 경활조사는 국가기관이 조사하는 대규모 표본으로 어느 데이터보다 대표성이 높고, 다양한 변수의 활용(고용형태, 노조가입 여부)이 가능하다.⁹⁾ 분석대상은 15세 이상 남성 임금근로자이고, 표본은 2004년 14,873개, 2009년 14,927개이다.

다음 <표 1>은 각 설명변수별 시간당 임금 및 구성비율이다. 시간당 실질임금의 변화를 살펴보면, 비노조원은 2004년 9,023원에서 2009년 10,052원으로 11.4% 인상되었고, 노조원은 2004년 12,152원에서 2009년 14,263로 17.4% 인상되었다. 노조조직률은 2004년 17.2%에서 2009년 16.9%로 감소하였다.¹⁰⁾ 학력별로 살펴보면 고졸자는 2004년 7,642원에서 2009년 7,873원으로 3% 인상되었고 대졸자는 2004년 12,264원에서 13,810원으로 12.6% 인상되었다. 고학력자 비율은 33.8%에서 44.6%로 증가하였다. 고용형태별로 보면 비정규직 시간당 임금은 2004년 7,483.3원에서 2009년 7,189원으로 3.8% 감소하였고, 정규직 시간당 임금은 2004년 10,499원에서 2009년 12,087원으로 15.1% 인상되었다. 정규직 비율은 2004년 67.6%에서 2009년 70.6%로 증가하였다.¹¹⁾

9) 남성 임금근로자의 임금불평등 분석은 한국노동연구원의 한국노동패널(이하 ‘노동패널’ 약칭)과 고용노동부에서 조사하는 임금구조 기본통계조사(이하 ‘임금구조조사’ 약칭) 등이 사용가능한 자료이다. 하지만 노동패널의 경우 경활조사처럼 다양한 변수활용이 가능하지만, 경활조사와 비교시 대표성이 부족하다고 판단되고, 임금구조조사는 임금불평등 장·단기 분석이 가능하지만, 사용가능한 변수(고용형태 및 노조가입 여부)가 제한적이다.

10) 노조조직률은 조합원 수/조직대상 근로자로 추정이 된다. 조직대상 근로자는 임금근로자(상용, 임시, 일용직)에서 공무원(5급 이상, 6급 이하 중 사용자에 해당하는 자, 교원 중 교감 이상 관리자 제외)을 뺀 근로자이다. 하지만 본 연구에서는 노조조직률은 전체 근로자에서 조합원 수의 비율이다. 경제활동인구조사는 적용대상 근로자를 구분할 수 없기 때문이다. 노동부 통계에 따르면 노조가입률은 2004년 10.6%에서 2009년 10.1%이다.

11) 노동계는 비정규직 범위를 경제활동인구 본 조사상의 임시·일용직근로자와 상용직근로자 중 부가조사상의 비정규직근로자를 합한 것으로 파악하고 있고, 정부는 2002년 7월 노사정위원회에서 합의한 바에 따라 경제활동인구 부가조사상 고용형태에 따라 정의되는 한시적(기간제), 단시간, 비전형 근로자만을 포함하고 있다. 한시적 근로자는 고용의 지속성의 기준으로 분류한 비정규직이고 단시간은 근로시간을 기준으로 하며(파트타임근로자), 비전형 근로자는 근로제공방식을 기준으로 분류(파견근로자, 용역근로자, 특수형태근

〈표 1〉 시간당 임금 및 구성비

(단위: 원,%)

구분		시간당 임금 2004	시간당 임금 2009	임금격차 2004	임금격차 2009	임금 상승률	구성비 2004	구성비 2009
노조	비노조	9,023.7	10,052.7	0.74	0.70	11.4	82.8	83.1
	노조	12,152.4	14,263.0			17.4	17.2	16.9
학력	고졸	7,642.7	7,873.0	0.62	0.57	3.0	61.5	55.4
	대졸	12,265.0	13,810.3			12.6	38.5	44.6
고용 형태	비정규직	7,483.3	7,198.9	0.71	0.60	-3.8	32.4	29.4
	정규직	10,499.1	12,087.2			15.1	67.6	70.6
연령	55세 이상	7,670.6	8,406.3	0.79	0.76	9.6	11.1	15.6
	55세 미만	9,739.9	11,057.8			13.5	88.9	84.4
최저 임금	최저 이하	2,042.2	2,798.0	0.21	0.25	37.0	4.0	9.0
	최저 초과	9,796.1	11,419.3			16.6	96.0	91.0

주: 1) 실질시간당임금은 소비자물가지수 2005를 기준으로 측정함.

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

3) 시간당 임금은 월평균임금/(주당 근무시간*4.3).

자료: 통계청, 경제활동인구조사 8월 부가조사(2004, 2009).

55세 이상 근로자 시간당 임금은 2004년 7,670원에서 2009년 8,406원으로 9.6% 인상되었고, 55세 미만 근로자 시간당 임금은 2004년 9,739원에서 2009년 11,057원으로 13.5% 인상되었다. 55세 이상 근로자 비율은 11.1%에서 15.6%로 증가하였다. 마지막으로 최저임금 이하를 받는 근로자의 시간당 임금은 2004년 2,042원에서 2009년 2,798원으로 37% 인상되었고, 최저임금 초과를 받는 근로자의 시간당 임금은 2004년 9,796원에서 2009년 11,419원으로 16.6% 인상되었다. 또한 최저임금 이하를 받는 근로자 비율이 4%에서 9%로 증가하였다

다음으로 그룹별 임금격차인 비노조/노조, 고졸/대졸, 55세 이상/55세 이하, 비정규직/정규직, 그리고 최저임금 이하/최저임금 초과를 보면, 2004년 노조가입 여부 0.74, 학력 0.62, 고용형태 0.71, 연령분포 0.79, 최저임금 0.21이다. 그러나 2009년은 노조가입 여부 0.7, 학력 0.57, 고용형태 0.6, 연령분포 0.76, 최

로자, 가정 내 근로자한 비정규직이다. 본 연구는 한시적, 단시간, 비전형 근로자만을 비정규직으로 정의하였다.

〈표 2〉 연도별 시간당 최저임금 현황

(단위: 원, %)

연도	명목최저임금	명목최저임금 인상률	실질최저임금	실질최저임금 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

주: 1) 실질최저임금은 소비자물가지수 2005를 기준으로 측정함.

2) 영향률(명목임금 기준): 수혜근로자/적용대상 근로자 수*100.

자료: 최저임금위원회 <http://www.minimumwage.go.kr>

저임금 0.25로, 노조가입 여부는 약 0.04, 학력은 0.05, 고용형태는 0.11, 연령분포는 0.03만큼 임금격차의 크기가 감소하였고, 최저임금은 0.04만큼 임금격차의 크기가 커졌다.

〈표 2〉는 2004~2009년 기간의 명목 및 실질 최저임금과 영향률 추이이다. 명목최저임금은 2004년 2,510원에서 2009년 4,000원으로 약 60% 인상되었고, 실질최저임금은 2004년 2,579원에서 2009년 3,546원으로 약 31% 인상되었다. 명목 및 실질 최저임금의 전년 동기 대비 인상률은 2004년 13.1%에서 2009년도 6.1%로 인상률이 감소하고 있다.¹²⁾ 영향률은 2004년 7.6%에서 2009년에 13.1%로 계속해서 증가하는 추세이다.

2. 실증분석 결과

노동시장 여건변화와 근로자 개별 특성의 변화가 임금불평등에 미치는 효과를 실제 데이터를 이용해서 반사실적 임금불평등 및 각 설명변수의 한계효과를 추정한다. 본 항의 분석결과는 임의의 분해순서인 *M-C-A-R-E-U*에 따른 것이다. 다음 〈표 3〉은 임금불평등의 추정 및 분해결과이다.

〈표 3〉에서 남성 임금근로자의 임금불평등은 2004년 33.43에서 2009년 34.74

12) 2010년 최저임금은 4,110원, 전년 동기 대비 2.75% 인상, 2011년의 최저임금은 4,320원, 전년 동기 대비 5.1% 인상되었다.

〈표 3〉 임금불평등 추정 및 분해결과

구분		<i>Gini</i>	임금불평등 변화	한계효과	
실제	<i>Gini</i> ₂₀₀₄	33.43	1.31		
	<i>Gini</i> ₂₀₀₉	34.74			
반사실적 임금불평등 (2009)	<i>Gini</i> _{<i>M</i>}	35.03		<i>M</i>	-0.29
	<i>Gini</i> _{<i>MC</i>}	34.49		<i>C</i>	0.54
	<i>Gini</i> _{<i>MCA</i>}	34.49		<i>A</i>	0.00
	<i>Gini</i> _{<i>MCA</i><i>R</i>}	34.19		<i>R</i>	0.30
	<i>Gini</i> _{<i>MCA</i><i>RE</i>}	33.81		<i>E</i>	0.38
	<i>Gini</i> _{<i>MCA</i><i>REU</i>}	33.90		<i>U</i>	-0.09

주: 1) 각 지니계수는 *100을 한 수치이다.

2) *M*: 최저임금, *C*: 기타 요인, *R*: 고용형태, *U*: 노조가입 여부, *A*: 연령분포, *E*: 학력.

3) 소수점 3자리 반올림.

4) 임금불평등 추정은 가우시언(Gaussian) 핵함수로 추정함.

로 1.31만큼 확대되었다. 임금불평등의 확대요인을 요인별로 분해하기 위해 근로자의 개별 특성과 노동시장의 여건변화를 이용하여 2009년 반사실적 임금불평등을 추정하였다.

〈표 3〉에서 반사실적 임금불평등(2009) 가운데, *Gini*_{*M*}는 최저임금이 2004년 수준으로 주어지고, 나머지 요인들은 2009년 수준인 경우의 반사실적 임금불평등 추정치이다. 다음으로 *Gini*_{*MC*}는 최저임금과 기타 요인이 2004년 수준으로 주어지고, 나머지 요인들은 2009년 수준인 경우의 반사실적 임금불평등 추정치이다. 마찬가지로 *Gini*_{*MCA*}는 최저임금, 기타 요인, 연령이 2004년 수준으로 주어진 경우, *Gini*_{*MCA**R*}는 최저임금, 기타 요인, 연령분포, 고용형태가 2004년 수준으로 주어진 경우, *Gini*_{*MCA**RE*}는 최저임금, 기타 요인, 연령분포, 고용형태, 학력이 2004년 수준으로 주어진 경우, *Gini*_{*MCA**REU*}는 최저임금, 기타 요인, 연령분포, 고용형태, 노조가입 여부가 2004년 수준으로 주어진 경우의 반사실적 임금불평등이다.

각 설명변수의 한계효과 크기는 다음과 같이 계산한다. 최저임금의 변화가 임금불평등에 미치는 한계효과의 크기는 $Gini_{2009} - Gini_M$, 기타 요인의 한계효과는 $Gini_M - Gini_{MC}$, 연령의 한계효과는 $Gini_{MC} - Gini_{MCA}$, 고용형태의 한계효과는 $Gini_{MCA} - Gini_{MCA R}$, 학력의 한계효과는 $Gini_{MCA R} - Gini_{MCA RE}$, 그리고 노조의 한계효과는 $Gini_{MCA RE} - Gini_{MCA REU}$ 이다.

분석결과를 살펴보면, 최저임금을 2004년 수준으로 통제 한 경우의 반사실적 임금불평등($Gini_M$)은 35.03이다. 이를 $Gini_{2009}$ 와 비교하면 $34.74 - 35.03 = -0.29$ 이다. 이는 최저임금을 2004년 수준으로 통제했을 때, 2009년의 반사실적 임금불평등이 실제임금불평등보다 더 크다는 것으로, 최저임금의 상승이 임금불평등을 억제했다는 의미이다. 다음으로 최저임금과 기타 요인을 2004년 수준으로 통제 한 경우, 반사실적 임금불평등($Gini_{MC}$)은 34.49이다. 이를 최저임금만 2004년 수준으로 통제 한 반사실적 임금불평등과 비교하면, $35.03 - 34.49 = 0.54$ 이다. 이는 만약 기타 요인이 추가적으로 2004년 수준으로 통제되었다면, 임금불평등이 그만큼 더 작았을 것이므로, 기타 요인의 변화가 임금불평등을 확대했다는 의미이다. 같은 방식으로 각 설명변수의 한계효과의 크기를 살펴보면, 연령분포의 한계효과는 0.00, 고용형태는 0.30, 학력은 0.38, 그리고 노조는 -0.09 이다. 따라서 연령구조의 고령화, 정규직 비율의 증가 및 고학력자 증가는 임금불평등을 확대하고, 노조가입률의 감소는 임금불평등을 억제한다는 의미이다.

이상의 결과를 요약하면, 최저임금 상승과 노조가입률의 감소는 임금불평등을 억제하는 효과가 있고, 연령구조의 고령화, 정규직 비율의 상승, 고학력자의 증가 그리고 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하는 효과가 있다. 특히, 최저임금, 고용형태, 학력 및 기타 요인의 한계효과는 상대적으로 크고, 연령분포와 노조의 한계효과 크기는 상대적으로 작았다. 이러한 결과의 타당성을 확증하기 위해서는 민감도 분석과 통계적 검정을 통한 이들 효과에 대해 재검정이 요구된다.

IV. 민감도 분석 및 통계적 유의성 검정

본 절은 앞 항의 분석결과에 대해서 민감도 분석과 통계적 유의성 검정을 실시한다. 민감도 분석의 목적은 최저임금, 연령분포, 학력, 고용형태, 노조가입 여부와 기타 요인이 분해순서를 달리하는 경우 한계효과 크기 및 부호가 변하는지 확인하는 것이다. 다음으로 부스트랩의 목적은 각 설명변수의 한계효과에 대해서 통계적 유의성 검정을 하는 것이다.

1. 민감도 분석

본 절은 분해순서가 최저임금, 연령분포, 학력, 고용형태, 노조가입 여부 그리고 기타 요인의 한계효과 크기 및 부호에 미치는 영향에 대해 분석한다. 또한 6가지 설명변수에서 노조가입 여부와 고용형태를 차례로 제외한 5가지와 4가지의 경우를 고려한다.

앞 항의 <표 3>의 분석결과는 특정한 분해순서 $M-C-A-R-E-U$ 를 전제한 것이다. 만약 분해순서를 $C-M-A-R-E-U$ 로 달리한다면, 최저임금(M) 한계효과는 $Gini_C - Gini_{CM}$ 가 되어, <표 3>의 $Gini_{2009} - Gini_M$ 의 값과 다른 값이 될 수 있다. 그런데 $Gini_{CM} = Gini_{MC}$ 이고, $Gini_{CMA} = Gini_{MCA}$ 이므로, 연령분포(A)의 한계효과는 분해순서에서 A 보다 앞서는 변수의 집합이 동일하다면, 그 집합이 속하는 변수들의 순서와는 무관하다. 따라서 분해순서를 달리할 때 한계효과의 크기가 달라질 가능성은 어떤 변수가 분해순서상 몇 번째에 오는지와 그 앞에 오는 변수들의 집합이 달라질 때만 존재한다.¹³⁾

결과적으로 6가지의 설명변수를 나열하는 순서의 총가지수는 720이지만, 한계효과의 크기가 다를 수 있는 경우의 수는 60가지로 축약된다. 마찬가지로 설명변수의 개수가 5가지인 경우 분해순서의 총가지수는 120이지만, 한계효과의 크기가 다를 수 있는 경우의 수는 30이다. 설명변수가 4가지인 경우에는 분해순서의 총가지수는 24이고, 한계효과의 크기가 달라질 수 있는 경우의 수는 12이다. <표 4>는 설명변수의 개수와 분해순서상 몇 번째에 위치에 하는지에 따라 달라지는 한계효과 추정치의 범위를 보여준다.¹⁴⁾

임금불평등을 최저임금, 학력, 연령분포, 고용형태, 노조가입 여부 및 기타 요인으로 6가지 설명변수로 분해한 결과를 중심으로 살펴본다. 설명변수가 5가지, 4가지일 경우에도 분해결과에 질적인 차이는 없었다. 최저임금의 한계효과 크기는 분해순서에 따라 대소의 차이는 있지만, 분해순서와 상관없이 항상 음(-)의 값을 갖는다. 이는 최저임금 상승이 임금불평등을 억제한다는 분석결과와

13) 분해순서를 다르게 하더라도 각 설명변수 한계효과의 총합은 달라지지 않는다. 이는 각 설명변수의 가중치합수를 추정하기 위해 사용하는 프로빗 모형에서 통제변수가 모두 동일하게 사용되었기 때문이다(경력, 경력제공, 가구주 여부, 기혼 여부, 산업더미(19) 직종 더미(9), 종사상 지위, 기업규모(6)이다).

14) 각 설명변수가 분해순서의 처음과 마지막에 오는 경우는 다른 설명변수의 순서와 상관없이 한계효과의 크기가 하나이지만, 2~5번째는 설명변수들 앞에 어떤 설명변수가 오는지에 따라서 한계효과의 크기가 달라질 수 있다.

〈표 4〉 설명변수 개수 및 분해순서에 따른 한계효과 크기의 최소 값 및 최대 값

구분	첫 번째	두 번째		세 번째		네 번째		다섯 번째		마지막	
		최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값		
6가지	M	-0.29	-0.29	-0.10	-0.29	-0.06	-0.29	-0.04	-0.22	-0.04	-0.04
	C	0.34	0.31	0.54	0.29	0.54	0.29	0.54	0.30	0.52	0.48
	E	0.37	0.35	0.39	0.38	0.40	0.36	0.40	0.37	0.40	0.38
	A	0.01	-0.01	0.03	-0.02	0.04	-0.01	0.04	-0.01	0.02	-0.00
	R	0.25	0.24	0.29	0.24	0.30	0.24	0.30	0.25	0.30	0.28
	U	-0.05	-0.08	-0.04	-0.10	-0.03	-0.10	-0.05	-0.09	-0.05	-0.09
5가지	M	-0.29	-0.27	-0.11	-0.29	-0.04	-0.22	-0.05			-0.04
	C	0.45	0.42	0.63	0.41	0.63	0.40	0.60			0.58
	E	0.34	0.31	0.36	0.30	0.35	0.29	0.34			0.32
	A	0.02	0.00	0.02	0.01	0.04	0.00	0.02			0.01
	R	0.17	0.16	0.20	0.15	0.22	0.16	0.21			0.20
4가지	M	0.29	-0.28	-0.12	-0.26	-0.09					-0.09
	C	0.48	0.45	0.65	0.44	0.64					0.62
	E	0.34	0.32	0.36	0.30	0.35					0.33
	A	0.02	0.01	0.03	-0.00	0.02					0.01

주: 1) 각 수치는 *100 함.
 2) M: 최저임금, C: 기타 요인, R: 고용형태, U: 노조가입 여부, A: 연령분포, E: 학력.
 3) 〈부표 1〉, 〈부표 2〉의 결과를 요약함.
 4) 소수점 3자리 반올림.

일치한다. 학력, 고용형태 그리고 기타 요인의 한계효과 크기도 분해순서와 상관없이 일관되게 양(+)의 값을 갖는다. 이 역시 앞 절의 분석결과와 일치한다. 노조가입률의 감소는 최저임금의 상승과 마찬가지로 분해순서와 상관없이 항상 일관되게 음(-)의 값을 갖는다. 그러나 연령분포의 고령화는 분해순서에 따라서 한계효과 크기가 양(+)의 값과 음(-)의 값을 오간다. 따라서 연령분포의 고령화가 임금불평등을 확대한다는 앞 절의 분석결과가 지지되기 어렵다.

최저임금과 기타 요인의 경우 다른 설명변수에 비해서 한계효과 크기가 상대적으로 큰 변동을 보인다. 한계효과 크기의 큰 변동은 최저임금(M)과 기타 요인(C)의 순서와 관련이 있다.¹⁵⁾ 분해순서에 따라서 한계효과 크기가 달라

15) 분해순서에 따른 분석결과는 〈부표 1〉, 〈부표 2〉를 참조.

92 임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로

지는 60가지의 경우의 수 가운데, 기타 요인이 최저임금보다 앞서는 경우에는 최저임금의 한계효과는 최저 값, 기타 요인은 최대 값에 가까웠다. 반대로 최저임금이 기타 요인에 앞서는 경우에는 최저임금은 최대 값, 기타 요인은 최저 값에 가까웠다. 학력, 고용형태 및 노조가입 여부는 분해순서에 따른 한계효과의 크기 변화가 상대적으로 작았다.

이상의 결과로 볼 때 분해순서를 달리하여도 최저임금의 상승과 노조가입률의 감소는 임금불평등을 억제하는 효과가 있으며, 고학력자의 증가, 정규직 비율의 증가 그리고 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하는 경향이 있다는 앞 항의 분석과 일관성을 가진다. 단, 연령구조의 고령화가 임금불평등에 미치는 효과는 불분명한 것으로 확인되었다.

2. 통계적 유의성 검정

민감도 분석을 통해서 분해순서에 따른 설명변수의 한계효과 크기 및 부호의 변화를 살펴보았다. 하지만 민감도 분석을 통해서도 설명변수의 한계효과가 통계적으로 유의한지는 알 수 없다. 다만 민감도 분석에서 분해순서에 따라 한계효과의 부호가 변한 연령의 경우, 그리고 한계효과의 크기가 상대적으로 작은 경우를 보인 노조가입 여부와 최저임금의 한계효과가 통계적으로 유의하지 않을 수 있다는 의심은 할 수 있다.

각 설명변수의 한계효과에 대한 통계적 유의성 검정을 하기 위해서 복원추출법(Sampling with replacement)을 이용하여 5,000개의 데이터 세트를 생성하였다.¹⁶⁾ 생성된 5,000개의 데이터 세트를 이용하여 임금불평등을 추정 및 분해하고, 한계효과의 크기가 '0'보다 크거나 혹은 '0'보다 작은 경우의 수를 파악한다. 그리고 전체 5,000개의 추정결과에서 어느 한쪽의 부호가 차지하는 비율이 90% 이상이면, 90% 수준에서 통계적으로 유의하다고 한다. <표 5>는 4가지 임의로 선별된 분해순서에 대한 부스트랩 추정결과이다.

전체 5,000개의 분석결과에서 남성 임금근로자의 임금불평등은 높아졌다. 각 설명변수별로 한계효과의 통계적 유의성을 살펴보면, 학력의 한계효과 크기는

16) 복원추출법은 크기가 N인 모집단에서 각각의 부분집합이 표본으로 선택될 확률을 모두 같도록 하는 단순 무작위 추출법 중 하나로, 한 번 뽑힌 표본을 다시 모집단으로 복원하여 표본을 뽑는 방법이다. 예를 들어, 본 연구의 2004년의 관측치가 14,873개일 때, 복원추출법을 5,000천 회를 반복하면 관측치가 14,873개인 2004년의 데이터 세트가 5,000개가 생성된다. 동일한 방법으로 2009년의 데이터 세트도 생성한다.

〈표 5〉 부스트랩 추정결과

변수	관측치, >0	관측치, <0	평균
<i>Gini</i> ₂₀₀₉ - <i>Gini</i> ₂₀₀₄	5,000(100)	-	1.32*
<i>E</i>	5,000(100)	-	0.34*
<i>A</i>	2,910(58.20)	2,090(41.80)	0.01
<i>R</i>	4,654(93.08)	346(6.92)	0.16*
<i>U</i>	1,300(26.00)	3,700(74.00)	-0.05
<i>C</i>	108(2.16)	4,892(97.84)	0.36*
<i>M</i>	306(6.12)	4,694(93.88)	-0.32*
<i>Gini</i> ₂₀₀₉ - <i>Gini</i> ₂₀₀₄	5,000(100)	-	1.32*
<i>A</i>	3,456(69.12)	1,544(30.88)	0.03
<i>C</i>	4,938(98.76)	62(1.24)	0.42*
<i>U</i>	432(8.64)	4,568(91.36)	-0.08*
<i>R</i>	4,532(90.64)	468(9.36)	0.15*
<i>E</i>	4,998(99.96)	2(0.04)	0.32*
<i>M</i>	306(6.12)	4,694(93.88)	-0.32*
<i>Gini</i> ₂₀₀₉ - <i>Gini</i> ₂₀₀₄	5,000(100)	-	1.32*
<i>R</i>	4,580(91.60)	420(8.40)	0.15*
<i>M</i>	88(1.76)	4,912(98.24)	-0.60*
<i>C</i>	4,902(98.04)	98(1.96)	-0.68*
<i>U</i>	908(18.16)	4,092(81.84)	-0.07
<i>E</i>	4,910(98.20)	90(1.80)	0.31*
<i>A</i>	3,146(62.92)	1,854(37.08)	0.04
<i>Gini</i> ₂₀₀₉ - <i>Gini</i> ₂₀₀₄	5,000(100)	-	1.32
<i>M</i>	76(1.52)	4,924(98.48)	-0.64*
<i>U</i>	1,898(37.96)	3,102(62.04)	-0.01
<i>R</i>	4,566(91.32)	434(8.68)	0.19*
<i>E</i>	4,884(97.68)	116(2.32)	0.32*
<i>A</i>	3,588(71.76)	1,412(28.24)	0.06
<i>C</i>	4,890(97.80)	110(2.20)	0.60*

주: 1) 괄호 안은 비율을 의미한다.
 2) *M*: 최저임금, *C*: 기타 요인, *R*: 고용형태, *U*: 노조가입 여부, *A*: 연령분포, *E*: 학력.
 3) *는 90% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

4가지 분해순서에서 모두 90% 이상의 경우에 양(+)의 값으로 추정되었다. 마찬가지로 고용형태와 기타 요인의 한계효과 크기도 분해순서와 무관하게 90% 이상의 경우에 양(+)의 값을 가졌다. 그리고 분해순서에 따라 부호는 변하지 않았지만, 그 크기의 변동이 상대적으로 컸던 최저임금의 경우 부스트랩 추정 결과 한계효과 크기의 부호가 음(-)인 경우가 90%를 상회하였고, 상대적으로 한계효과 크기가 작은 노조는 부스트랩 추정결과에서는 음(-)의 값이 많이 나오긴 하지만, 90%에는 미치지 못했다. 마지막으로, 민감도 분석에서 분해순서에 따라 부호가 달라졌던 연령의 경우, 한계효과의 부호가 양(+)인 경우가 더 많았지만, 90%에는 미치지 못했다.

이상의 결과를 요약하면 최저임금, 학력, 고용형태 기타 요인의 한계효과는 임금불평등에 미치는 효과가 통계적으로 유의하고, 연령분포와 노조가입 여부는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 임의로 선택된 4가지 분해순서에 따르는 것이지만, 다른 분해순서를 고려하여도 달라지지 않을 것이라 예상된다.

V. 결 론

본 연구는 DFL(1996) 모형을 이용하여, 한국에서 노동시장의 여건 및 근로자의 개별 특성 변화가 남성 임금근로자의 임금불평등에 미치는 영향을 반사실적 임금분포의 추정을 통해서 분석하였다.

6가지 설명변수를 임의의 순서로 분석한 결과, 최저임금의 상승, 노조가입률의 감소는 임금불평등을 억제하였고, 고학력자 및 정규직 비율의 증가, 연령구조의 고령화 및 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하였다. 최저임금과 정규직 비율의 상승, 고학력자의 증가 그리고 기타 요인의 변화에 따른 한계효과의 크기는 상대적으로 크고, 연령구조의 고령화와 노조가입률의 감소는 상대적으로 한계효과의 크기가 작았다.

분해순서에 따른 한계효과 크기 및 부호의 변화를 살펴보기 위해서 민감도 분석을 한 결과 최저임금, 노조가입률, 정규직 비율의 증가, 고학력자의 증가 및 기타 요인의 변화는 분해순서와 상관없이 한계효과는 일관되게 동일한 부호를 가지지만, 연령구조의 고령화는 분해순서에 따라 한계효과의 부호가 달라져 임금불평등에 미치는 효과가 불분명한 것으로 나타났다. 이는 6가지의 설명변

수 중 노조가입 여부와 고용형태를 차례로 제외한 분석에서도 마찬가지였다.

마지막으로 부스트랩을 이용하여 한계효과의 크기에 대한 통계적 유의성 검정을 하였다. 복원추출법으로 만들어진 5,000개의 데이터 세트를 이용하여 임의의 4가지 분해순서로 분석한 결과, 최저임금의 상승은 임금불평등을 억제하고, 고학력 및 정규직 비율의 증가 그리고 기타 요인의 변화는 임금불평등을 확대하는 것으로 나타났다. 하지만 연령구조의 고령화와 노조가입률의 감소는 임금불평등에 미치는 효과가 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다.

96 임금불평등의 변화요인 분해: 남성 임금근로자를 대상으로

〈부표 1〉 설명변수 4가지와 5가지 분석결과

구분	순서	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>E</i>	<i>A</i>	순서	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>E</i>	<i>A</i>	<i>R</i>
1	<i>MCEA</i>	-0.29	0.65	0.34	0.01	<i>MACRE</i>	-0.29	0.61	0.32	0.02	0.21
2	<i>MEAC</i>	-0.29	0.62	0.36	0.02	<i>MAERC</i>	-0.29	0.58	0.35	0.02	0.21
3	<i>MACE</i>	-0.29	0.64	0.33	0.03	<i>MCEAR</i>	-0.29	0.63	0.34	-0.00	0.20
4	<i>AMEC</i>	-0.28	0.62	0.35	0.02	<i>MECRA</i>	-0.29	0.60	0.36	0.01	0.19
5	<i>ACEM</i>	-0.09	0.47	0.30	0.02	<i>MRCAE</i>	-0.29	0.62	0.32	0.02	0.20
6	<i>AECM</i>	-0.09	0.44	0.32	0.02	<i>MREAC</i>	-0.29	0.58	0.35	0.02	0.20
7	<i>EAMC</i>	-0.26	0.62	0.34	0.01	<i>CMAER</i>	-0.11	0.45	0.32	0.01	0.20
8	<i>ECAM</i>	-0.09	0.45	0.34	-0.00	<i>CMREA</i>	-0.11	0.45	0.33	0.01	0.20
9	<i>EMCA</i>	-0.27	0.63	0.34	0.01	<i>CREAM</i>	-0.04	0.45	0.31	-0.00	0.16
10	<i>CEMA</i>	-0.09	0.48	0.31	0.01	<i>CRMAE</i>	-0.07	0.45	0.32	0.02	0.16
11	<i>CMAE</i>	-0.12	0.48	0.33	0.02	<i>CAMER</i>	-0.11	0.45	0.32	0.01	0.20
12	<i>CAME</i>	-0.11	0.48	0.33	0.01	<i>CEMRA</i>	-0.09	0.45	0.31	0.01	0.19
13						<i>AMRCE</i>	-0.28	0.60	0.32	0.02	0.22
14						<i>AEMCR</i>	-0.26	0.59	0.32	0.02	0.20
15						<i>AERCM</i>	-0.04	0.40	0.32	0.02	0.17
16						<i>ARCM E</i>	-0.07	0.43	0.32	0.02	0.18
17						<i>ACERM</i>	-0.04	0.44	0.30	0.02	0.16
18						<i>ACREM</i>	-0.04	0.44	0.29	0.02	0.17
19						<i>ECARM</i>	-0.04	0.42	0.34	0.01	0.16
20						<i>ECRMA</i>	-0.05	0.42	0.34	0.01	0.15
21						<i>EACMR</i>	-0.08	0.41	0.34	-0.00	0.20
22						<i>EMRCA</i>	-0.27	0.60	0.34	0.01	0.20
23						<i>EMACR</i>	-0.27	0.59	0.34	0.01	0.20
24						<i>ERCMA</i>	-0.05	0.41	0.34	0.01	0.16
25						<i>RAMEC</i>	-0.24	0.58	0.34	0.02	0.17
26						<i>REMAC</i>	-0.23	0.58	0.33	0.02	0.17
27						<i>REAMC</i>	-0.22	0.58	0.33	0.01	0.17
28						<i>RCAEM</i>	-0.04	0.44	0.29	0.01	0.17
29						<i>RAEMC</i>	-0.22	0.58	0.32	0.02	0.17
30						<i>RMACE</i>	-0.26	0.60	0.32	0.04	0.17

주: 1) 각 수치는 *100 함.

2) *M*: 최저임금, *C*: 기타 요인, *R*: 고용형태, *U*: 노조가입 여부, *A*: 연령분포, *E*: 학력.

3) 소수점 3째 자리에서 반올림.

〈부표 2〉 설명변수 6가지 분해결과

구분	순서	M	C	E	A	R	U	구분	순서	M	C	E	A	R	U
1	MCAREU	-0.29	0.54	0.38	0.01	0.30	-0.09	31	ECMARU	-0.08	0.35	0.37	-0.01	0.30	-0.09
2	MCERAU	-0.29	0.54	0.39	-0.01	0.29	-0.09	32	ECUARM	-0.04	0.35	0.37	-0.01	0.25	-0.08
3	MACEUR	-0.29	0.52	0.37	0.03	0.28	-0.07	33	EACMRU	-0.07	0.34	0.37	-0.01	0.30	-0.09
4	MAERCU	-0.29	0.52	0.37	0.03	0.30	-0.03	34	EARUCM	-0.04	0.3	0.37	-0.01	0.26	-0.05
5	MEAUCR	-0.29	0.48	0.39	0.01	0.28	-0.05	35	EMCURA	-0.27	0.54	0.37	-0.00	0.28	-0.08
6	MERUCA	-0.29	0.50	0.39	0.00	0.29	-0.05	36	EMUARC	-0.27	0.48	0.37	0.01	0.28	-0.04
7	MRAUEC	-0.29	0.48	0.38	0.04	0.29	-0.05	37	ERMCAU	-0.23	0.54	0.37	-0.01	0.25	-0.09
8	MREAUC	-0.29	0.48	0.39	0.01	0.29	-0.05	38	ERAMCU	-0.22	0.52	0.37	-0.00	0.25	-0.09
9	MUCEAR	-0.29	0.50	0.40	-0.01	0.28	-0.05	39	EURAMC	-0.22	0.48	0.37	0.01	0.24	-0.04
10	MUREAC	-0.29	0.48	0.40	0.02	0.27	-0.05	40	EUCMRA	-0.08	0.31	0.37	-0.00	0.28	-0.04
11	CMREUA	-0.10	0.34	0.40	0.00	0.29	-0.09	41	RAMCEU	-0.24	0.52	0.38	0.02	0.25	-0.09
12	CMUREA	-0.10	0.34	0.40	0.00	0.27	-0.08	42	RAECUM	-0.04	0.34	0.35	0.02	0.25	-0.09
13	CREAMU	-0.04	0.34	0.38	-0.01	0.25	-0.09	43	RCUAEM	-0.04	0.37	0.37	0.01	0.25	-0.10
14	CRAUME	-0.05	0.34	0.38	0.01	0.25	-0.09	44	RCMAUE	-0.06	0.35	0.38	0.01	0.25	-0.09
15	CAERMU	-0.04	0.34	0.36	0.00	0.27	-0.09	45	RECMUA	-0.04	0.35	0.37	-0.00	0.25	-0.09

〈부표 2〉 계 속

구분	순서	M	C	E	A	R	U	구분	순서	M	C	E	A	R	U
16	CAMUER	-0.09	0.34	0.38	0.00	0.28	-0.08	46	REUMAC	-0.23	0.48	0.37	0.02	0.25	-0.06
17	CERUAM	-0.04	0.34	0.37	-0.01	0.26	-0.09	47	RMUEA	-0.25	0.54	0.40	-0.00	0.25	-0.10
18	CEAUMR	-0.07	0.34	0.37	-0.02	0.28	-0.07	48	RMUACE	-0.25	0.48	0.38	0.04	0.25	-0.06
19	CUMAER	-0.09	0.34	0.38	0.01	0.28	-0.08	49	RUECMA	-0.04	0.32	0.38	0.00	0.25	-0.06
20	CUERAM	-0.04	0.34	0.24	-0.01	0.24	-0.08	50	RUCMAE	-0.06	0.31	0.38	-0.02	0.25	-0.06
21	AMUREC	-0.28	0.48	0.38	0.01	0.28	-0.04	51	UMAERC	-0.29	0.48	0.38	-0.03	0.28	-0.05
22	AMREUC	-0.28	0.48	0.37	0.01	0.30	-0.05	52	UMERCA	-0.29	0.50	0.40	-0.00	0.27	-0.05
23	AEUCRM	-0.04	0.30	0.35	0.01	0.25	-0.03	53	UCAERM	-0.04	0.31	0.36	-0.00	0.25	-0.05
24	AEMCUR	-0.26	0.52	0.35	0.01	0.28	-0.07	54	UCREMA	-0.04	0.31	0.39	-0.00	0.24	-0.05
25	ACREUM	-0.04	0.33	0.36	0.01	0.26	-0.09	55	UACMRE	-0.09	0.29	0.38	0.02	0.28	-0.05
26	ACUREM	-0.04	0.33	0.37	0.01	0.25	-0.08	56	UARECM	-0.04	0.30	0.36	0.02	0.24	-0.05
27	ARUCME	-0.05	0.29	0.38	0.01	0.26	-0.06	57	UEMCAR	-0.26	0.50	0.38	-0.01	0.28	-0.05
28	ARCME	-0.05	0.33	0.38	0.01	0.26	-0.09	58	UEAMCR	-0.25	0.48	0.38	-0.00	0.28	-0.05
29	AUMCRE	-0.27	0.48	0.38	0.01	0.28	-0.04	59	URMCAE	-0.25	0.50	0.38	0.02	0.24	-0.05
30	AUERM	-0.22	0.48	0.36	0.01	0.24	-0.04	60	URAMCE	-0.24	0.48	0.38	0.03	0.24	-0.05

주: 1) 각 수치는 *100 함.

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

3) 소수점 3째 자리에서 반올림.

참 고 문 헌

- 김민성·강은영, “무역이 학력간 임금격차에 미치는 영향: 대중국 수출을 중심으로,” 『국제경제연구』 제16권 제2호, 2010, 31~49.
- 김선애·김진영, “데이터 매칭을 이용한 비정규직의 임금격차 분석,” 『노동경제논집』 제34권 제2호, 2011, 53~77.
- 김장호, “노동조합 임금효과의 변화: 1988~2007,” 『노동경제논집』 제31권 제3호, 2008, 75~105.
- 성명재·박기백, “인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향,” 『경제학연구』 제57집 제4호, 2009, 5~37.
- 성재민, “국제적으로 본 한국의 임금불평등: 미국과의 비교를 중심으로,” 『산업노동연구』 제16권 제1호, 2010, 61~99.
- 이인재, “정규직과 비정규직의 임금격차: 사업체-근로자 연결패널을 이용한 추정,” 『노동경제논집』 제34권 제3호, 2011, 119~139.
- 이인재·김태기, “정규직과 비정규직의 임금격차: 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로,” 『노동경제논집』 제32권 제3호, 2009, 1~26.
- 이주호·김대일, “노사관계(勞使關係) 개혁(改革)과 노동시장(勞動市場) 변화(變化),” 『한국개발연구』 제19권 제3호, 1997, 3~74.
- 정진호·남재량·김주영·전영준, “최저임금 효과분석,” 『노동연구원』, 2011.
- 조동훈, “패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석,” 『노동경제논집』 제31권 제2호, 2008, 108~128.
- 조동훈·조준모, “노동조합과 성별임금격차에 관한 연구,” 『한국경제연구』 제24권 제3호, 2008, 83~108.
- 조준모·전병유, “한국 노동조합의 카르텔 효과에 관한 연구: 이직으로 인한 노조프리미엄 상실에 관한 실증분석,” 『국제경제연구』 제10권 제3호, 2004, 113~144.
- 최강식·정진호, “한국의 학력간 임금격차 추세 및 요인분해,” 『국제경제연구』 제9권 제3호, 2003, 183~208.
- Borjas, G.J. and V. A. Ramey, “Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality,” *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1995, 1075~1110.
- Bound, J. and G. Johnson, “Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An

- Evaluation of Alternative Explanations,” *American Economic Review*, 82(3), 1992, 371~392.
- Böckerman, P. and R. Uusitalo, “Minimum Wages and Youth Employment: Evidence from the Finnish Retail Trade Sector,” *British Journal of Industrial Relations*, 47(2), 2009, 388~405.
- Card, D., “The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis,” *Econometrica*, 64(4), 1996, 957~979.
- DiNardo, J., N.M. Fortin, and T. Lemieux, “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, 64(5), 1996, 1001~1044.
- Fortin, N. M. and T. Lemieux, “Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?” *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 1997, 75~96.
- Freeman, R. B., “Unionism and the Dispersion of Wages,” *Industrial & Labor Relations Review*, 34(1), 1980, 3~23.
- Grossman, J. B., “The Impact of the Minimum Wage on Other Wages,” *Journal of Human Resources*, 18(3), 1983, 359~378.
- Juhn, C., K. M. Murphy, and B. Pierce, “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy*, 101(3), 1993, 410~442.
- Katz, L. F. and A. B. Krueger, “The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry,” *Industrial & Labor Relations Review*, 46(1), 1992, 6~16.
- Kim, M. S. and S. H. Ryu, “Wage Differential by Employment Type and Contract Length,” *The Korean Economic Review*, 26(1), 2010, 157~176.
- Koeniger, W., M. Leonardi, and L. Nunziata, “Labor Market Institutions and Wage Inequality,” *Industrial & Labor Relations Review*, 60(3), 2007, 340~356.
- Lee, D. S., “Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?” *Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 1999, 977~1023.
- Neumark, D., M. Schweitzer, and W. Wascher, “Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution,” *Journal of Human Resources*, 39(2), 2004, 425~450.

[Abstract]

Decomposition of Rising Male Wage Inequality

Minseong Kim* · Youngmin Kim**

This paper studies the effects on male wage inequality of changes in the labor market environment and individual characteristics such as minimum wage, union membership, employment type, education level, and age. We estimate counterfactual wage distribution based on observations from Economically Active Population Survey of 2004 and 2009. Bootstrap analysis finds that rising minimum wage has a statistically significant inequality reduction effect and that rising education level and higher proportion of regular workers worsen the wage inequality. We do not find statistically significant effects of aging and deunionization on male wage inequality.

Keywords: male wage inequality, minimum wage, counterfactual wage distribution, bootstrap, kernel density estimation

JEL Classification: J31, D33

* Corresponding Author, Associate Professor, Sungkyunkwan University, Department of Economics, Tel: +82-2-760-0621, E-mail: minseong@skku.edu

** Coauthor, Doctoral student, Sungkyunkwan University, Department of Economics, Tel: +82-2-760-0621, E-mail: kym2060@skku.edu

— |

| —

— |

| —