

勞 動 經 濟 論 集  
 第40卷 第3號, 2017. 9. pp.105~131  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 도구변수를 이용한 최저임금의 고용효과\*)\*\*)

강 승 복\*\*\*)

이 연구는 정부의 진보성을 도구변수로 이용하여 한국의 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금의 고용효과를 일반적인 최소자승추정법으로 회귀분석하면 변수들 간의 내생성으로 인하여 진정한 효과가 상향편의될 수 있다. 따라서 적절한 도구변수를 이용하여 내생성을 제거한 인과관계를 분석할 필요가 있다. 도구변수를 이용한 분석 결과 최저임금 인상률의 증가는 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 이와 같은 최저임금 인상에 따른 음(-)의 고용효과는 신고전학과 경제학에서 예측하는 결과와 부합되는 것이기도 하다.

주제어 : 최저임금, 고용효과, 내생성, 도구변수, 정부의 진보성

### I . 머리말

최저임금의 고용효과에 대한 연구는 최저임금의 도입과 역사를 같이할 정도로 오래된 주제다. 외국의 최저임금의 고용효과에 대한 연구를 보면, 초기에는 간단한 시계열 자료를 이용하였지만 대부분의 연구들이 최저임금의 음(-)의 고용효과를 도출하고 있다. 심지어 최저임금의 10% 인상이 청소년 고용을 1% 감소시킨다는 것이 정설처럼 받아들

---

논문 접수일: 2017년 7월 28일, 논문 수정일: 2017년 9월 13일, 논문 게재확정일: 2017년 9월 15일

\* 논문에 대하여 유용하고 세심한 논평을 해준 익명의 2분 심사자에게 감사드린다.

\*\* 본 논문은 필자의 개인적인 연구로서 한국노동연구원의 입장을 대표하지 않는다.

\*\*\* 한국노동연구원 전문위원 (kangsb@kli.re.kr)

들어지기도 했다.<sup>1)</sup> 이후 Card and Krueger(1995)의 연구 이후에는 한동안 최저임금이 고용에 미치는 효과가 없거나 고용을 오히려 증가시킨다는 연구들이 다수 발표되었다. CK(Card & Krueger)의 연구는 최저임금이 인상된 주(state)와 인상되지 않은 주를 비교한 일종의 사례연구(case study)다. 하지만 Neumark and Wascher(2008)는 CK의 연구를 통제집단(control group) 설정방법, 조사시점 및 조사방법 등에 대해 비판하며 기존의 신고전학과 경제학에서 예측한 바와 같이 최저임금은 고용을 감소시킨다고 주장하였다.

한국의 최저임금 제도는 지역과 산업에 구분이 없는 단일 최저임금 제도가 유지되고 있다.<sup>2)</sup> 그러므로 최저임금의 고용효과를 분석하는 방법으로 CK의 연구를 비롯하여 외국에서 널리 이용되는 이중차분법(DID)은 한국에서 직접적으로 이용하기 어렵다. 이러한 이유로 그동안 한국의 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석한 연구들은 개인 패널 자료를 이용한 준실험적 방법(quasi experimental method)을 사용하거나, 시계열 자료 또는 최저임금 적용자에 대한 직접적인 실태조사를 통하여 수행되어 왔다. 현재까지 진행된 국내의 최저임금 연구들을 살펴보면, 준실험적 방법과 같이 CK의 방법을 변형한 연구들은 대체로 최저임금의 고용효과에 대해 유의하지 않다고 보고 있으며, 시계열 자료와 실태조사를 통한 연구들은 대체로 최저임금이 고용을 감소시킨다고 보고 있다.

최저임금과 고용과의 관계 등과 같이 변수들 간의 인과관계를 분석하는 연구는 우선적으로 내생성(endogeneity)을 제거하는 것이 중요하다. 왜냐하면 변수들 간에 내생성이 존재한다면 회귀분석으로 나타난 효과는 인과관계(casuality)가 아니라 단순히 상관관계(relation)를 의미하는 것뿐이기 때문이다. 따라서 계량경제학에서는 변수들 간에 내생성을 제거하기 위한 방법들이 발전되어 왔으며, 대표적으로는 ‘수혜그룹에 대한 무작위적 선정’, 이중차분법(DID), 도구변수 추정법(instrumental variable method), 회귀단절모형(regression discontinuity design) 등이 있다. 최저임금과 고용과의 관계에 대한 회귀분석은 그 성격상 내생성의 문제가 있을 것으로 보인다. 즉, 최저임금 수준이 고용수준에 미치는 효과와 더불어 고용수준이 최저임금 수준에도 영향을 미칠 가능성이 있다. 예를 들면 CK(1995)<sup>3)</sup>가 지적하였듯이 정부 당국자는 고용이 증가하는 기간에 최저임금을 올린다면 최저임금 인상에 따른 저항이 작다는 것을 알고 있으며, 따라서 이 기간

1) Wang-Sheng Lee et al.(2011), p.376.

2) 업종별 최저임금 차등은 현재의 「최저임금법」에서도 허용하고 있으나, 매년 최저임금 심의 시 노사공익위원회의 합의를 통해 단일 최저임금으로 결정하고 있다.

3) Card and Krueger(1995), p.183.

에 최저임금을 인상시키려는 유인이 있을 것이다. 따라서 이러한 내생성의 존재를 무시하고 회귀분석을 할 경우 최저임금의 고용효과는 실제보다는 양(positive)의 방향으로 과대추정될 것이다. 이는 선행연구들에서도 지적된 바 있는데, 예컨대 Williams and Mills(2001)는 최저임금과 고용의 상호연관성(simultaneous determination)이 최저임금 인상에 대해 실제로 음(negative)의 방향인 고용효과를 상향시켜 양(non negative)의 고용효과처럼 보이게 하는 오류를 가져올 수 있다고 하였다.

1990년 들어 패널 자료가 일반화됨에 따라 CK를 위시한 미국의 연구들은 주로 이중차분법을 이용하여 이러한 최저임금과 고용의 내생성 문제를 해결하였다. 즉 미국의 경우 연방 최저임금과 더불어 지역별 최저임금이 적용되므로 최저임금이 인상된 주(state)와 인근의 최저임금이 인상되지 않은 주의 변화를 통해 최저임금의 고용효과를 추정할 수 있는 것이다. 그러나 한국의 경우 언급한 바와 같이 지역별 차등을 두지 않는 전국 단일 최저임금제를 적용하기 때문에 처치집단과 통제집단을 명확히 구분하여 이중차분법을 적용하기 어렵다. 이에 대한 대안으로서 본 연구에서도 시도한 것과 같이 도구변수(instrumental variable) 추정법을 생각해볼 수 있다. 하지만 도구변수 추정법은 변수들 간의 내생성을 제거하는 훌륭한 방법임에도 불구하고 적절한 도구변수를 찾기 매우 어렵다는 단점이 있다.

이 연구는 정부(government) 또는 정권(political power)의 진보성을 도구변수로 이용하여 한국의 최저임금이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 명목최저임금 증가율이 1%포인트 증가하면 취업자는 0.3% 감소하며, 최저임금이 노동시장에 미치는 강도(strength)를 의미하는 KAITZ 지수가 1%포인트 증가하면 취업자는 0.1% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 고용률을 기준으로 보면, 명목최저임금 증가율이 1%포인트 증가하면 고용률은 0.18%포인트 감소하며, KAITZ 지수가 1%포인트 증가하면 고용률은 0.036%포인트 감소하는 것으로 나타났다. 이는 한국에서 최저임금의 증가는 고용을 감소시킨다는 것을 의미한다. 또한 이와 같은 최저임금 인상에 따른 음(-)의 고용효과는 신고전학과 경제학에서 예측하는 결과와 부합되는 것이기도 하다.

이 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 최저임금의 고용효과에 대한 외국과 한국의 기존 연구들을 정리하였으며, 제Ⅲ장에서는 분석모형 및 분석 자료들을 소개하였다. 제Ⅳ장에서는 OLS 추정법과 도구변수 추정법을 사용하여 최저임금의 고용효과를 추정한 후 이들을 비교하였고, 마지막 제Ⅴ장에서는 이상의 분석 결과를 요약하고 연구의 향후 발전방향을 언급하였다.

## II. 기존의 연구

최저임금의 인상이 직접적으로 고용에 미치는 효과에 대한 연구는 미국을 중심으로 꽤 오랫동안 연구되어 온 주제다. 최저임금에 관한 미국의 연구들을 정리한 Neumark and Wascher(2008)에 의하면 최저임금에 관한 초기의 연구는 1940년대 Stigler(1946)까지 거슬러 올라갈 수 있지만, 본격적인 연구는 미국에서 최저임금에 대한 대중적 관심이 고조되기 시작한 1980년대 이후부터로 볼 수 있다. 1980년대 이후 미국의 최저임금의 고용효과 연구는 크게 세 시기로 나누어볼 수 있다. 첫째, 1980년대의 연구로서, 이 시기에는 전통적인 신고전학파의 이론을 바탕으로 한 연구가 다수를 차지한다. 이 시기의 분석방법은 주로 시계열 분석을 이용하였으며 분석 결과도 대체로 최저임금에 대한 음(-)의 고용효과를 나타내고 있다. 이 시기의 주요 연구는 Brown, Gilroy, and Kohen(1983), Brown(1988) 등이 있다. Wang-Sheng Lee et al.(2011)에 의하면 1980년대 연구들은 청소년 집단에서 최저임금의 고용탄력성을 대체로  $-0.1 \sim -0.3$ 으로 분석하였으며, 이 수치는 한동안 최저임금의 고용효과에 대한 정형화된 수치로 받아들여졌다. 둘째, 1990년대에 들어서 이전과 다른 주장을 하는 연구들이 발표되기 시작하였는데, 대표적인 연구는 Card(1992), Card and Krueger(1995) 등이 있다. 이들은 이전 시기의 연구들과 달리 패널데이터, 혹은 전화설문 데이터 등을 이용하여 최저임금의 고용효과를 분석하였는데, 결과적으로 최저임금의 고용효과가 통계적으로 확실하지 않거나 양(+)의 고용효과를 갖는다고 하였다. 셋째, 2000년대에 들어서는 Card and Krueger(1995)와 맥락을 같이하는 연구들뿐만 아니라 다시 신고전학파 이론에 근거하여 최저임금에 대한 음(-)의 고용효과를 주장하는 연구들도 나타나기 시작했다. 이 시기 대표적인 연구로는 Neumark and Wascher(2000, 2008) 등이 있다.

한편, 최저임금 관련 연구 중 방법론적으로 도구변수를 사용한 연구는 매우 적은 편이다. 도구변수를 사용한 연구로는 Lemos(2004), Chie et al.(2016), Anindya et al.(2011), Neumark and Wascher(2008), Devanto(2011) 등을 들 수 있다. Lemos(2004)는 브라질의 자료를 이용하여 지역 국회의원의 정치적 영향력(persuasion power), 최저임금 인상법안에 대한 투표율(voting data), 선거 주기(cycle)<sup>4)</sup>, 의회 내 좌파(left wing) 의원 비율 등을

최저임금에 대한 도구변수로 사용하여 고용효과를 산출하였다. 그녀의 분석에 의하면 명목최저임금이 10% 증가하면 전체 취업자는 0.01% 정도 감소하는 것으로 나타났다. Chie et al.(2016)는 일본의 최저임금 인상이 전체 임금인상에 미치는 영향을 분석하기 위해 전체 사회복지(social welfare) 신청자 중 남성과 여성 신청자 비율을 도구변수로 사용하였다. 그리고 Anindya et al.(2011)는 캐나다의 최저임금 인상이 청소년의 고용과 빈곤에 미치는 영향을 분석하기 위하여 도구변수로서 각 주정부의 집권당을 더미변수로 사용하였다.<sup>5)</sup> 분석결과 최저임금 10% 증가는 청소년 고용을 3~5% 감소시키는 것으로 나타났다. Neumark and Wascher(2008)는 최저임금에 대한 도구변수로서 분석대상 주(state)에서 인접한 주들의 평균 최저임금액을 사용하였는데, 분석결과 최저임금이 10% 증가하면 청소년 고용이 1~2% 감소하는 것으로 나타났다. 마지막으로 Devanto(2011)는 최저임금 미만율과 같은 최저임금 측정변수(minimum wage measure)에 대한 도구변수로서 1년 전 lag값을 사용하여 최저임금이 인도네시아 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 인도네시아의 최저임금이 1% 증가하면 고용은 5.84% 감소하는 것으로 나타났다.

최저임금과 고용에 대한 국내의 연구를 살펴보면, 2000년대 이후 10여 편의 관련 연구들이 진행된 것으로 확인된다. 이들은 크게 전통적인 신고전학과 경제학 이론에 근거하여 최저임금 인상에 따른 음의 고용효과를 밝힌 연구들과 Card and Krueger(1995)와 같이 최저임금의 고용효과에 대해 뚜렷한 증거를 찾지 못한 연구들로 대별할 수 있다. 한국의 기존 연구들이 보고한 ‘최저임금의 고용탄력성’은 다음의 <표 1>과 같이 정리할 수 있다. <표 1>을 보면, 2007년 이후 최저임금의 고용효과를 다룬 국내의 연구들은 2017년 현재 약 12편으로 파악되는데 최저임금의 고용효과가 없다는 연구가 4편, 음의 고용효과를 주장한 연구가 8편 등이다. 음의 고용효과를 분석한 국내연구들은 분석자료와 분석대상이 조금씩 다르지만 대체로 최저임금의 고용탄력성을 -0.1에서 -0.4 정도의 범위로 도출하고 있다. 이는 미국의 선행연구에서 최저임금의 고용탄력성으로 많이 분석되었던(심지어 정형화된 수치로 불리는) -0.1~-0.3과 유사한 결과다. 한편, 국내의 최저임금 관련 연구 중 방법론적으로 도구변수를 이용한 분석은 아직 시도되지 않았다.

4) 브라질에서는 대선 직전 해의 최저임금 인상률이 높게 나타난다(Lemos, 2004).

5) 캐나다의 정당은 Progressive Conservative Party(진보보수당), Liberal Party(자유당), New Democratic Party(신민주당), Social Credit Party(사회신용당), Parti Quebecois(퀘벡당) 등이 있다.(Anindya et al., 2011)

〈표 1〉 최저임금의 고용효과에 대한 한국의 기존 연구

	연구자	발표시점	사용 데이터	최저임금의 고용탄력성	분석대상 그룹
통계적 유의성이 없거나 양(+)의 고용효과	이시균	2007	경찰부가조사, 사업체패널조사	통계적으로 유의하지 않음	전체, 저임금근로자
	이병희	2008	경찰부가조사	통계적으로 유의하지 않음	여성, 청년, 고령층
	김주영	2011	한국노동패널	통계적으로 유의하지 않음	최저임금 해당자
	김유선	2014	경찰부가조사	통계적으로 유의하지 않음	여성, 청년, 고령층
음(-)의 고용효과	정진호 외	2008	경찰, 임금구조	-3.1~-0.7	청소년, 고령층
	남성일	2008	설문조사	-0.41~-0.35	고령층
	김우영	2010	OES	-0.16~-0.11	청년층
	김대일	2012	고용형태별 근로실태조사	신규채용에 부정적인 효과	여성, 고령층, 영세사업체
	김민성 외	2013	한국노동패널	-0.37	24세 이하
	강승복 외	2015	경찰부가조사	-0.14~-0.04	청년, 고령층
	김영민	2014	경찰부가조사	-0.6~-0.4	상용직
	이정민 외	2016	고용형태별 근로실태조사	-0.14	전체 근로자

### Ⅲ. 분석방법

#### 1. 분석 모형

이 연구는 최저임금이 고용에 미치는 영향을 다음과 같은 4가지 모형을 통해 분석한다.<sup>6)</sup>

$$\log E_t = \alpha + \beta NMWrate_t + GDPrate_t + \log P_t + \text{분기더미} + u_t \quad (\text{모형 1})$$

$$\log E_t = \alpha + \beta KAITZrate_t + GDPrate_t + \log P_t + \text{분기더미} + u_t \quad (\text{모형 2})$$

6) 모형에서 최저임금 변수로 명목최저임금 수준이 아닌 증가율을 사용한 것은 이후의 도구변수 추정단계에서 ‘정부의 진보성’ 변수가 ‘명목최저임금 수준’에 대한 도구변수로는 적절하지 않았기 때문이다.

$$ER_t = \alpha + \beta NMWrate_t + GDPrate_t + \text{분기더미} + u_t \quad (\text{모형 3})$$

$$ER_t = \alpha + \beta KAITZrate_t + GDPrate_t + \text{분기더미} + u_t \quad (\text{모형 4})$$

여기서  $E$ 는 취업자 수,  $ER$ 은 고용률,  $NMWrate$ 는 명목최저임금 증가율,  $KAITZrate$ 는 KAITZ 지수 증가율,  $GDPrate$ 은 실질 GDP 증가율,  $P$ 는 15세 이상 인구수를 뜻한다. 최저임금 수준을 나타내는 변수로서 명목최저임금액(NMW) 외에 KAITZ 지수를 이용하였는데 KAITZ 지수는 최저임금 관련 시계열 분석에 자주 사용되는 변수다. KAITZ 지수는 다음과 같이 정의된다.

$$KAITZ_t = \sum_i \frac{E_{it}}{\sum_i E_{it}} \frac{MW_t}{AW_t} C_{it}$$

$KAITZ_t$ 는 t시점에서의 Kaitz 지수,  $MW_t$ 는 t시점의 최저임금액(명목),  $AW_t$ 는 t시점, i산업에서 전체 근로자의 평균임금(명목),  $E_{it}$ 는 t시점, i산업에서 분석대상 그룹의 고용량,  $C_{it}$ 는 t시점, i산업에서 분석대상 그룹의 최저임금 영향률(법정 최저임금 적용률)을 말한다. 즉, Kaitz 지수는 “각 산업의 고용비중과 최저임금 영향률로 가중(weight)된 평균임금 대비 최저임금수준”을 의미한다.<sup>7)</sup> 다시 말해 Kaitz 지수는 ‘최저임금이 노동시장에 미치는 실질적인 영향력’으로 해석할 수 있다. 예컨대 최저임금 적용대상이 5인 이상 사업장에서 1인 이상의 모든 사업장으로 확대된다면 전년과 비교하여 최저임금액의 증가가 전혀 없더라도 KAITZ 지수는 증가하게 된다. 한국의 KAITZ 지수 추이는 제IV장에 수록하였다.

본 연구는 이상의 모형을 OLS와 도구변수 추정법을 사용하여 분석한 후 그 결과를 비교한다. 도구변수 추정법은 설명변수와 종속변수 간의 내생성을 제거하여 순수한 인과관계를 추정하는 방법으로서 다음과 같은 과정을 통한다.<sup>8)</sup>

$$y_i = \beta_0 + d_i \beta_1 + x_i \beta_2 + u_i \quad (\text{모형 5})$$

$$d_i = \gamma_0 + z_i \gamma_1 + X_i \gamma_2 + \epsilon_i \quad (\text{모형 6})$$

7) 강승복·박철성(2015), p.9.

8) 도구분석 추정법의 내용은 윤윤규 외(2012)를 참조하였다.

만약 (모형 5)에서  $y_i$ 와  $d_i$ 간에 내생성이 의심된다면 OLS 추정량은 불편추정량 (unbiased estimator)이 아니기 때문에 바람직하지 않다. 따라서 (모형 6)과 같이  $u_i$ 와 독립적이면서  $d_i$ 에 영향을 미치는 도구변수  $z_i$ 를 찾는다면 2단계 추정법(two stage least squares estimation)을 통해  $\beta_1$ 에 대한 다음과 같은 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 있다.

$$\widehat{\beta}_{IV} = \left( \sum_i Z_i D_i' \right)^{-1} \left( \sum_i Z_i y_i \right) = (Z'D)^{-1} (Z'y)$$

최저임금과 관련한 도구변수로는 ‘정부 혹은 정권의 진보성 여부’를 더미변수로 사용하였다. 여기서 ‘진보성’이란 정치학적인 개념이 아니라 사회통념상 인정되는 구분에 따랐다. 즉 1980년대 이후의 정부 중 ‘진보정부’는 김대중, 노무현 정부를 뜻한다. 최저임금 인상수준이 정치인들의 정치적 배경에 영향을 받는다는 점은 CK(1995)가 이미 지적한 바 있다. 그들은 고용과 임금수준이 최저임금에 강한 영향을 받는 주(state) 출신의 정치인들은 최저임금 인상에 미온적인 태도를 보이며, 그렇지 않은 주 출신의 정치인들은 최저임금 인상에 적극적이라는 점을 밝힌 바 있다. 한국의 경우를 살펴보면, 정치적 지형에서 볼 때 현재의 더불어민주당으로 대표되는 전통적인 정치세력은 줄곧 최저임금의 대폭 인상을 주장하여 왔다. 이는 이들이 근로자의 임금수준, 노동권의 확대, 고용의 안정성, 노동조합의 자유로운 활동 등의 문제에 있어 보수적 정치세력에 비해 근로자 측에 호의적인 입장을 가졌으며, 이를 달성하기 위한 주요 수단으로 최저임금의 인상을 중요시하였기 때문일 것이다. 이후에 살펴보겠지만 실제로 이들이 집권한 기간의 최저임금 인상률은 두드러지게 높은 수치를 기록한 바 있다.

한편, ‘정부의 진보성’이 도구변수로 사용되기 위해서는 ‘진보성’ 자체가 고용에는 직접적인 연관이 없어야 한다. ‘정부의 진보성’이 고용과 직접적인 연관이 없다는 말은 고용에 있어 정부의 정책이 무용(無用)하다는 뜻은 아니다. 오히려 완전고용의 실현은 정부의 주요 거시경제정책 목표 중 하나다. 실제로 한국뿐 아니라 여러 나라의 정부는 통화량, 금리, 공공사업 등 여러 거시정책 도구를 이용하여 고용수준을 변화시키려는 노력을 기울이고 있다. 하지만 본 논문에서 관심을 갖는 부분은 정부가 진보적이라고 하여 보수적인 정부보다 고용을 더 확대시키느냐의 문제이다. 즉 정부의 소위 ‘진보성’이 고용에 유의하게 영향을 미치는 변수인가 하는 점이다. ‘정부의 진보성’이 도구변수로 적합한지의 여부는 이후에 통계적 방법으로 살펴보겠지만 직관적으로 설명하면 다



음과 같다. 일반적으로 보수정부에서 설명하는 고용확대 과정은 다음과 같다. 보수적 성격의 정부는 전통적으로 분배보다는 성장에 정책 초점을 맞춘다. 즉, 경제성장이 되면 낙수효과(trickle-down effect)가 발생하여 분배 문제도 개선된다는 것이다. 고용은 그 성격상 경제성장 과정에서 파급되는 후행변수(ripple factor)이다. 따라서 보수적 정부는 경제성장을 주요 정책목표로 삼기 때문에 진보적 정부보다 경제가 크게 성장할 것이며 이에 따라 고용도 더 확대된다는 것이다. 하지만 필자가 살펴본 바에 의하면 정치경제학 관련 연구들 중 민주주의가 경제성장에 유리하다는 연구는 다수 있지만 보수정부가 경제성장에 더 효과적이라는 연구는 찾을 수 없다. 실제로 한국의 통계를 보면, 비록 경제성장에 영향을 미치는 대외적 변수가 다르긴 하지만 1993년 이후 보수정부의 경제성장률이 진보정부보다 오히려 낮은 것을 볼 수 있다.<sup>9)</sup> 한편, 진보적 정부는 전통적으로 큰 정부를 지향하며 공공부문의 확대를 통한 고용량의 확대를 고용정책으로 빈번히 사용하고 있다. 이는 공공부문의 확대가 단기에 고용을 증가시킬 수 있는 직접적인 수단이며, 고용확대를 통해 경제가 성장할 것이라는 예상을 하기 때문이다. 이에 대한 이론적 근거는 케인스경제학에서 강조한 총수요의 증가를 통한 경제성장 모형에서 찾을 수 있다. 하지만 역대 취업자 증가율을 정부 성격별로 나누어 보면, 진보정부보다 오히려 보수정부가 더 좋은 성과를 보이는 듯싶다.<sup>10)</sup> 그렇지만 진보정부인 김대중 정부 초기에 그 이전 시기에서 발생한 IMF 경제위기로 인해 고용사정이 극히 안 좋았다는 점을 감안하면 정부 성격에 따른 고용효과는 모호하다고 볼 수 있다. 이러한 정부의 진보성과 고용의 무관성은 ‘정부의 진보성 변수’가 도구변수의 후보로서 적합하다는 것을 시사하고 있으며, 이에 대한 통계적 검증은 이후에 실시한다.

본 연구의 분석 시점은 다음과 같다. 한국의 최저임금 제도는 1988년부터 시행되었지만 초기에는 최저임금 제도가 정착되는 시기로서 최저임금 수준과 대상 산업, 규모 등의 변화가 심하였다. 따라서 본 연구는 1993년 이후, 즉 김영삼 정부 이후를 최저임금 제도가 안정화된 시기로 보고 이 이후부터 2016년까지 24년의 기간을 분석기간으로 하였다. 이 기간 중의 진보정부는 김대중 정부(1998~2002년), 노무현 정부(2003~2007년)가 이에 해당된다.

9) 1993년 이후 실질GDP 성장률을 정부 성격별로 단순평균해보면 보수적 정부의 평균치는 4.8%, 진보적 정부의 평균치는 4.9%로 나타난다.  
 10) 1993년 이후 취업자 증가율을 정부 성격별로 단순평균해보면 보수적 정부의 평균치는 1.6%, 진보적 정부의 평균치는 1.0%로 나타난다.

## 2. 분석에 사용한 데이터

이 연구는 1993년부터 2016년까지의 분기별 명목최저임금액, KAITZ 지수, 취업자 수, 고용률, 실질 GDP 증가율 등을 분석변수로 사용한다. 최저임금 수준에 대한 도구 변수로는 언급한 바와 같이 정부의 진보성을 더미변수로 사용하였다.

분기별 명목최저임금액은 최저임금위원회가 의결하고 정부가 발표한 금액을 그대로 사용하였다. 그리고 분기별 KAITZ 지수는 그 정의에 맞게 고용노동부의 ‘사업체노동력조사’, 통계청의 ‘경제활동인구조사’ 등을 이용하여 작성하였다. 분기별 취업자 수와 고용률은 통계청에서 ‘경제활동인구조사’를 통해 공표하는 자료를 사용하였으며, 분기별 실질 GDP는 한국은행의 국민계정 자료를 이용하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 기초통계

한국의 명목최저임금 증가율은 전체 평균임금 증가율<sup>11)</sup>보다 높은 수치를 보이고 있다. 1993년에서 2016년까지의 분기별 명목최저임금은 평균 8.1% 증가한 것으로 나타난다. 이를 다시 진보적 정부의 기간과 그 외의 기간으로 나누어 살펴보면 진보적 정부 기간의 평균최저임금 증가율은 9.8%, 그 외의 기간은 6.9%로 뚜렷한 차이를 보이고 있다<sup>12)</sup>(그림 1 참조). 최저임금 증가율이 정부의 특성에 따라 차이를 보이는 원인은 최저임금 수준에 대한 정부의 의지가 반영될 수 있는 구조를 가진 한국의 최저임금 결정 제도에서 찾을 수 있다. 한국의 최저임금 결정은 노, 사, 공익위원이 9명씩 동수로 구성된 ‘최저임금위원회’에서 이루어지는데, 정부의 최저임금 인상수준에 대한 정책은 주로 공익위원을 통해 반영되어 왔다. 따라서 한국의 ‘최저임금위원회’가 외면적으로는

11) 1993~2016년 기간 동안 분기별 10인 이상 상용근로자의 평균임금 증가율은 7.1%이다(고용노동부, 「사업체노동력조사」).

12) 금년의 최저임금 증가율은 전년에 결정된 것이므로 각 정부별 최저임금 증가율은 해당 정부 집권 기간에서 1년 후의 값들로 집계하였다.

정부와 독립된 의사결정기구이기는 하지만 과거의 사례를 본다면 최저임금 수준에 대한 정부의 의지가 ‘최저임금위원회’ 내에서 꾸준히 반영되어 왔음은 부인할 수 없는 사실이다. 이는 ‘정부의 특성(진보성)’이라는 변수가 ‘최저임금 인상수준’에 대한 도구변수로서 적절할 수 있음을 시사한다.

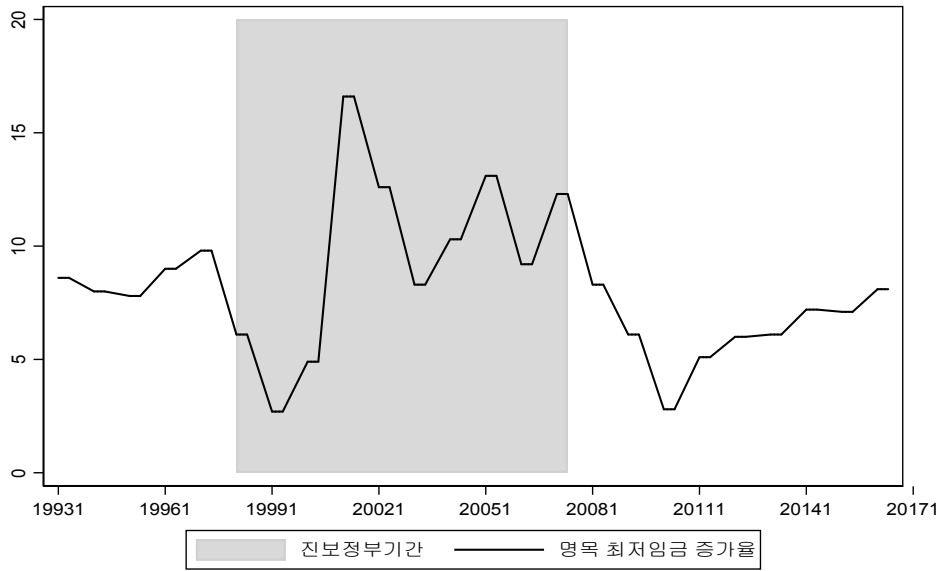
다음으로 최저임금이 노동시장에 미치는 영향을 의미하는 KAITZ 지수의 추이를 살펴보자. KAITZ 지수는 그 정의상 최저임금액 수준, 전체 근로자 평균임금액 수준, 최저임금의 법적 포괄범위 등에 종합적으로 영향을 받는다. [그림 2]의 KAITZ 지수 추이를 보면, KAITZ 지수 값은 꾸준히 증가하는 가운데 1990년, 2000년과 2001년에 지수 값이 급등하는 것을 볼 수 있다. 이는 최저임금 적용범위가 산업과 종사자 규모 면에서 대폭 확대된 시기에 해당한다.<sup>13)</sup> 따라서 KAITZ 지수의 증가율을 나타낸 [그림 3]을 보면, 적용범위의 대폭 확대 등에 기인하여 진보정부 기간의 증가율이 그 외 기간에 비해 평균적으로 높다는 것을 알 수 있다. 이는 정부가 직접적인 명목최저임금 증가율 뿐 아니라 적용범위의 확대에도 영향을 미친 결과로 해석할 수 있다.

1993년 이후 로그 값으로 살펴본 취업자 수 추이는 [그림 4]에 나타나 있다. 이를 보면 인구증가에 의해 취업자 수는 꾸준히 증가하고 있는데, 특별히 정부 또는 정권의 특성에 따라 달리 나타나지는 않는 것으로 보인다. 또한 분기별 고용률을 나타낸 [그림 5]를 보면 취업자 수와 마찬가지로 정부의 특성에 따라 의미 있는 변화가 관측되지는 않는다. 다시 말해, 그동안 진보적 정부이든 보수적 정부이든 모두 자신들이 일자리 확대의 책임자로 자처하였지만 통계 숫자로 확인해 보면 정부 특성에 따른 고용성과 (employment performance)의 특이점은 보이지 않는다. 이러한 정부 특성과 취업자 수 및 고용률 간의 무관성(transparency)은 이후에 도구변수의 적합성을 판단하는 데 있어 매우 중요한 특징이다.

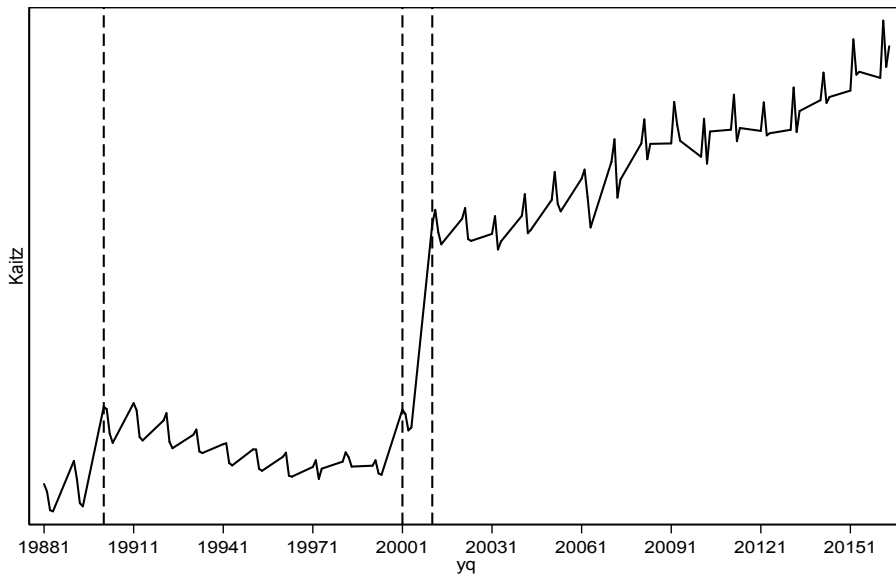
마지막으로 실질 GDP 성장률을 보면, 1998년 IMF 위기 기간과 2008년 세계적인 금융위기 기간에 마이너스 값을 기록하였으며, 그 이외의 기간엔 대체로 5% 안팎의 성장률을 나타내었다.

13) 최저임금 적용대상은 초기의 제조업, 건설, 광업에서 1990년 이후에 전 산업으로 확대되었으며, 2000년에는 상시근로자 10인 이상에서 5인 이상으로, 그리고 2001년에는 모든 사업장으로 확대되었다.

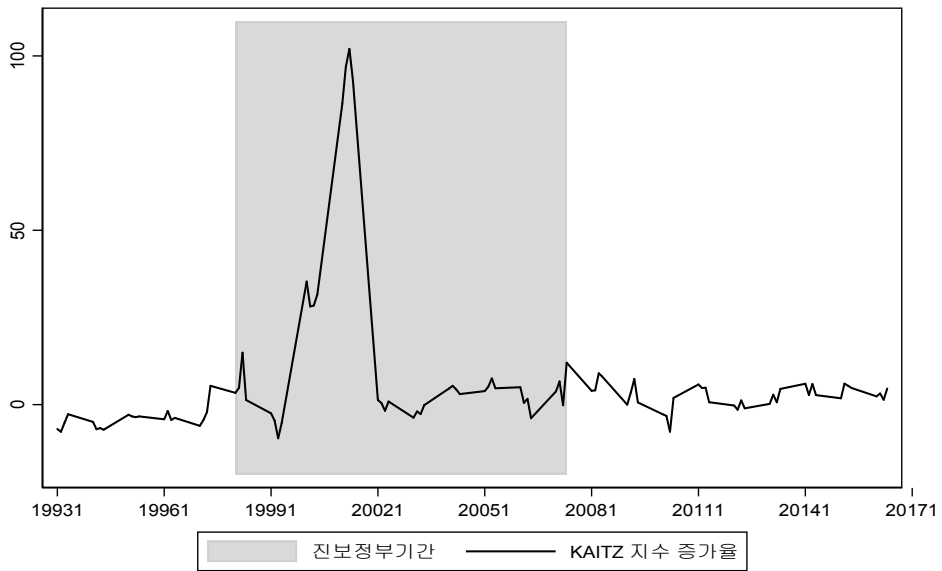
[그림 1] 명목최저임금(NMW) 증가율 추이(분기)



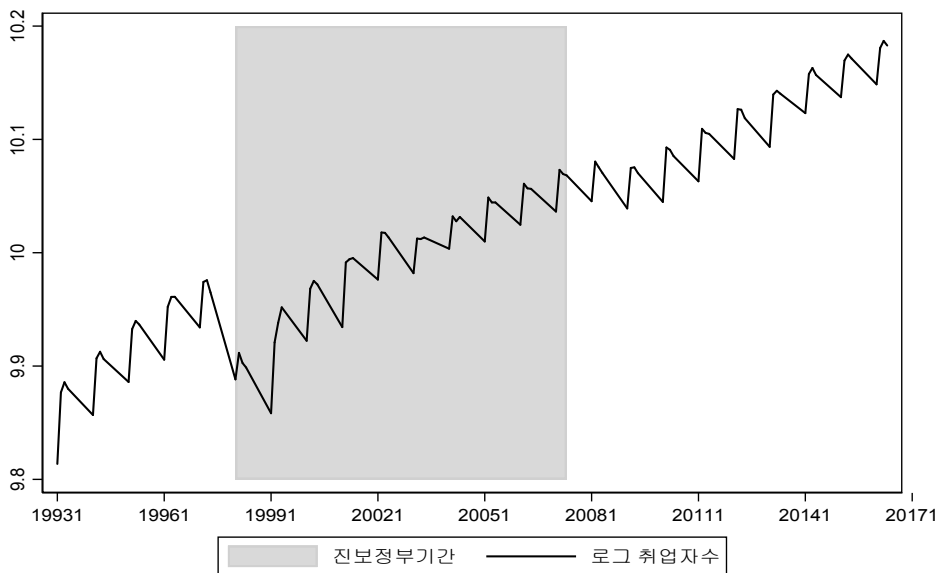
[그림 2] KAITZ 지수 추이(분기)



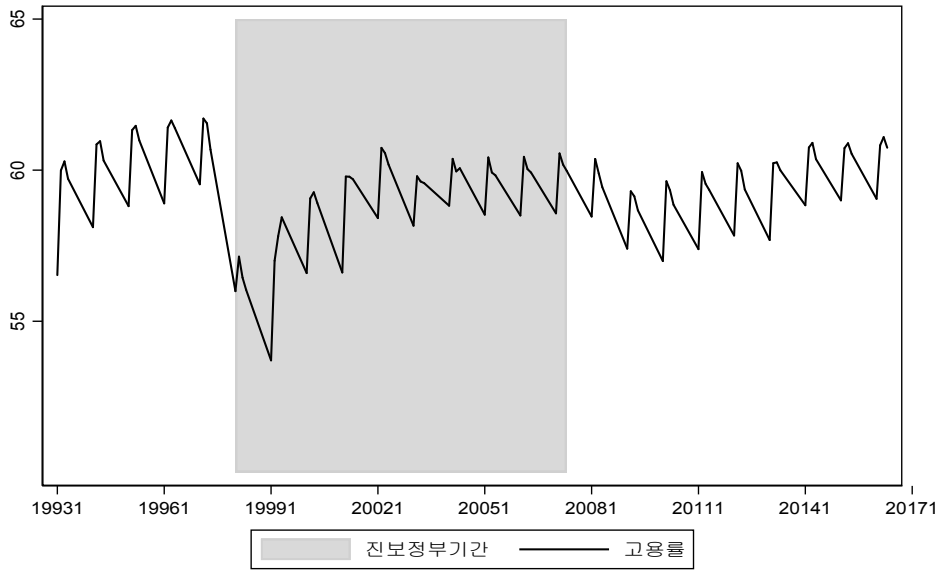
[그림 3] KAITZ 지수 증가율 추이(분기)



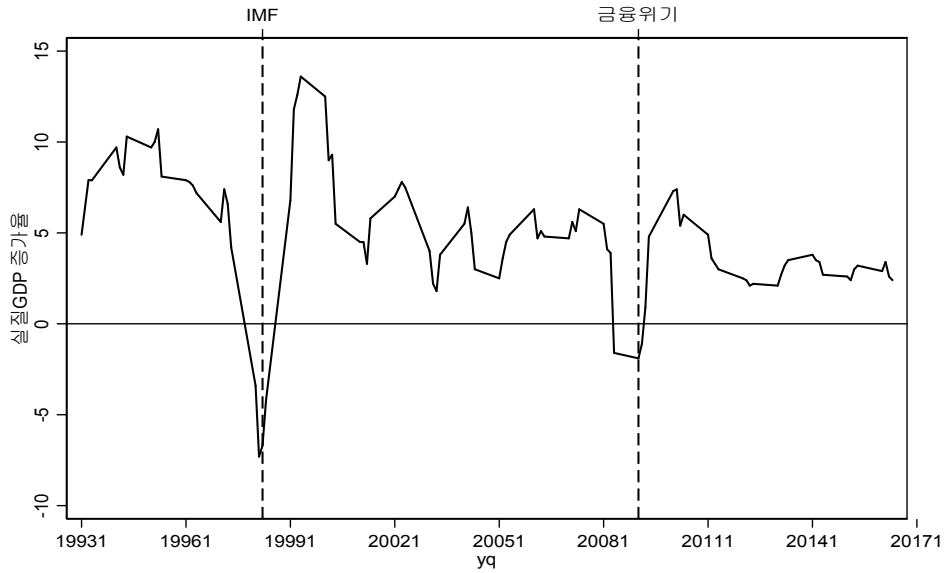
[그림 4] 로그 취업자 수( $\log E$ ) 추이(분기)



[그림 5] 고용률(ER) 추이(분기)



[그림 6] 실질 GDP 증가율 추이(분기)



이 밖에 주요변수들에 대한 평균, 표준편차, 최댓값, 최솟값 등의 기초통계치들은 <표 2>에 나타난 바와 같다.

<표 2> 주요변수들의 기초통계

	취업자 수 (E)	고용률 (ER)	명목 최저임금 (NMW)	KAITZ지수 (KAITZ)	실질 GDP 증가율 (gdp_rate)	생산가능인구 (P)
평균 (mean)	22,646	59.4	2,966	0.200	4.9	38,101
표준편차 (sd)	2,049	1.5	1,553	0.082	3.7	3,217
최댓값 (max)	26,554	61.7	6,030	0.327	13.6	43,537
최솟값 (min)	18,282	53.7	1,005	0.079	-7.3	32,341
관측치수 (N)	96	96	96	96	96	96

## 2. 시계열 안정성 검증

본 논문의 분석은 시계열 자료(time series data)를 사용한 분석이기 때문에 분석에 앞서 시계열의 안정성(stationarity) 여부를 검증하였다. 시계열 분석에서 변수가 불안정(non stationary)하다면 시간이 흐름에 따라 평균값이 변하여 미래에 지속적인 영향을 주기 때문에 예측 값을 왜곡하게 된다.

아래 <표 3>은 분석에 사용된 변수들의 안정성 검증을 위해 로그 취업자 수(log(E)), 고용률(ER), 명목최저임금 증가율(NMW\_rate), KAITZ 지수 증가율(KAITZ\_rate), 실질 GDP 증가율(gdp\_rate), 로그 생산가능인구수(log(P))에 대해 단위근 검정(unit root test)을 시행한 결과이다. 단위근 검정의 방법으로는 ADF(Augmented Dickey-fuller) test와 PP(Phillips-Perron) test를 이용하였다.

안정성 검증결과를 ADF test 기준으로 본다면, 모든 변수들이 대체로 안정적인 시계열로 검증되었다. 따라서 이후에는 이들 변수를 사용하여 최저임금과 고용에 관한 OLS 및 도구변수 추정을 시행하였다.

〈표 3〉 분석변수들의 단위근 검정(unit root test) 결과(t값)

	ADF test	PP test
로그 취업자 수(log(E))	-7.685***	-7.798***
고용률(ER)	-8.156***	-8.369***
명목최저임금 증가율(NMW_rate)	-3.776**	-3.728**
Kaitz 지수 증가율(KAITZ_rate)	-3.513**	-3.743**
실질 GDP 증가율(gdp_rate)	-4.379***	-4.870***
로그 생산가능인구수(log(P))	-5.059***	-4.092***

주: 1) unit root이 존재한다는 귀무가설을 \*\*\*는 1%, \*\*은 5%, \*는 10% 유의수준에서 기각함을 의미.  
2) 상수항(intercept)과 추세(trend)를 고려하였음.

### 3. OLS 추정 결과

도구변수를 사용하여 분석하기에 앞서 최소자승추정법(OLS)을 통해 최저임금과 고용과의 관계를 추정해 보았다. 4가지 모형에 대한 OLS 분석결과는 <표 4>에 수록되어 있다. 여기서 종속변수는 로그 취업자 수(log(E)), 고용률(ER) 등이며, 설명변수로는 명목최저임금 증가율(NMW\_rate), KAITZ 지수 증가율(KAITZ\_rate), 실질 GDP 증가율(gdp\_rate), 로그 생산가능인구수(log(P)), 분기더미(Q2, Q3, Q4) 등이다. 분석기간은 1993년 1분기부터 2016년 4분기까지이다. OLS 분석결과를 보면, 명목최저임금 증가율은 로그 취업자 수와 고용률에 대해 통계적으로 유의하게 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면 KAITZ 지수 증가율의 부호는 음(-)이지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이와 같이 OLS 추정결과에 따르면, 최저임금의 고용효과가 정(positive)의 방향 또는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 즉 최저임금 인상이 고용을 증가시키거나 관계없다고 해석할 수 있는 것이다. 그러나 앞에서 언급한 바와 같이 최저임금과 고용의 관계는 내생성의 존재를 의심할 필요가 있다. 즉 고용사정이 좋을 때 최저임금을 정책적으로 인상시킬 유인이 있는 것이다. 만약 최저임금과 고용 사이에 내생성이 있



〈표 4〉 최저임금 인상률과 고용에 미치는 효과(OLS분석 결과)

	OLS 1	OLS 2	OLS 3	OLS 4
	log(E)	log(E)	ER	ER
NMW_rate	0.003*** (0.000)		0.144*** (0.000)	
KAITZ_rate		-0.000 (0.254)		-0.007 (0.222)
gdp_rate	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.085*** (0.004)	0.081** (0.012)
log(P)	1.085*** (0.000)	1.058*** (0.000)		
Q2	0.038*** (0.000)	0.038*** (0.000)	2.261*** (0.000)	2.264*** (0.000)
Q3	0.036*** (0.000)	0.037*** (0.000)	2.175*** (0.000)	2.181*** (0.000)
Q4	0.031*** (0.000)	0.032*** (0.000)	1.869*** (0.000)	1.875*** (0.000)
상수항	-1.475*** (0.000)	-1.170*** (0.000)	56.260*** (0.000)	57.491*** (0.000)
$R^2$	0.967	0.957	0.507	0.415
$N$	96	96	96	96

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*은 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ( )안은 P값임.

다면 Lemos(2004)의 지적과 같이 OLS 분석 결과는 최저임금의 고용효과는 진정한 값보다 상향편향(upward biased)된 값을 갖게 될 것이다. 이후에는 도구변수를 사용한 2단계 추정법으로 최저임금의 고용효과를 다시 추정한 후 이를 OLS 추정결과와 비교하고, 최저임금과 고용변수 간 내생성의 존재 여부와 도구변수의 적절성을 검정한다.

#### 4. 도구변수(IV) 모형 추정 결과

도구변수(IV)를 사용하여 최저임금의 고용효과를 분석한 결과는 다음과 같다. 제Ⅲ장에서 언급한 바와 같이 최저임금에 대한 도구변수로는 역대 정부의 ‘진보성 여부’를 더미변수로 사용하였다. 즉, 더미변수로서 해당 기간이 진보정부 기간이면 1, 아니면 0의

값을 부여하였다. 도구변수 외의 사용변수들은 OLS 추정 시 사용된 변수들과 동일하다. 도구변수를 사용한 2단계 회귀분석 추정 결과는 <표 5>에 수록되어 있다. <표 5>를 보면, OLS 추정 결과와 달리 명목최저임금 인상률과 KAITZ 지수 증가율이 고용에 미치는 효과가 모두 음(-)으로 나타나며, 통계적으로도 유의하다. 이 중 KAITZ 지수 증가율 변수는 OLS 추정에서는 통계적으로 유의하지 않았지만 도구변수 추정법에서는 유의한 것으로 변화하였다. 최저임금의 고용효과를 구체적으로 살펴보면 명목최저임금 인상률이 1%포인트 증가할 때 취업자 수는 0.3% 감소하며, 고용률은 0.18%포인트 감소한다. 또한 KAITZ 지수 증가율이 1%포인트 증가할 때 취업자 수는 0.1% 감소하며, 고용률은 0.036% 감소하는 것으로 나타났다.

도구변수 추정법을 통한 최저임금의 고용효과 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 명목최저임금 인상률이 증가하면 고용은 감소하는데, 최저임금 인상률이 1%포인트 증가하면 취업자 수는 0.3% 감소하며 고용률은 0.18%포인트 감소한다.

<표 5> 최저임금 인상률과 고용에 미치는 효과(도구변수 추정 결과)

	IV 1	IV 2	IV 3	IV 4
	log(E)	log(E)	ER	ER
NMW_rate	-0.003* (0.080)		-0.180* (0.076)	
KAITZ_rate		-0.001** (0.039)		-0.036** (0.039)
gdp_rate	0.002** (0.024)	0.002*** (0.008)	0.083** (0.039)	0.070** (0.047)
log(P)	1.033*** (0.000)	1.054*** (0.000)		
Q2	0.038*** (0.000)	0.038*** (0.000)	2.261*** (0.000)	2.275*** (0.000)
Q3	0.037*** (0.000)	0.037*** (0.000)	2.174*** (0.000)	2.205*** (0.000)
Q4	0.032*** (0.000)	0.032*** (0.000)	1.868*** (0.000)	1.901*** (0.000)
상수항	-0.875** (0.023)	-1.120*** (0.000)	58.917*** (0.000)	57.700*** (0.000)
$R^2$	0.923	0.945	-0.009	0.257
$N$	96	96	96	96

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*은 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ( )안은 P값임.

이제 본 연구에서 최저임금에 대한 도구변수로 사용된 ‘정부의 진보성 여부’에 대해 도구변수로서 적절한지의 여부를 적절식별검증(just identification test)을 통해 살펴본다. 일반적으로 어떤 변수가 도구변수로서 적절한지를 판단하는 기준은 2단계 추정법(2sls)의 1단계 추정결과에서 도출되는 도구변수의 F검정통계량을 사용한다. 즉 경험법칙에 따르면 F검정통계량이 10보다 크면 내생변수와 적절한 상관관계를 가지고 있다고 판단할 수 있다.<sup>14)</sup> <표 6>을 보면, 1단계 추정결과 ‘정부의 진보성 여부’ 변수는 4가지 모형에 모두 도구변수로서 적절함을 알 수 있다. 또한, <표 7>을 통해 약한 도구변수(weak instrument)의 여부를 판단해 보면 약한 도구변수라는 귀무가설의 10%와 15% Wald test 임계치가 각각 16.38, 8.96이므로 명목최저임금 증가율(NMW\_rate)은 10% 유의수준에서, KAITZ 지수 증가율(KAITZ\_rate)은 15% 유의수준에서 강한 도구변수(strong instrument)임을 알 수 있다.

한편, 본 연구의 모형은 내생적 설명변수 1개, 외생적 설명변수 5개, 그리고 도구변수가 1개이므로 내생적 설명변수보다 도구변수의 개수가 많을 경우 시행할 수 있는 과대식별검정(over identification test), 즉 Sargan test는 실시할 수 없다.

다음으로 최저임금 변수와 고용변수 간에 내생성이 존재하는지의 여부를 Hausman 검정결과를 통해 살펴본다. Hausman 검정의 귀무가설은 해당 설명변수와 오차항의 공분산이 0이어서 설명변수가 외생적이라는 것이고, 대립가설은 공분산이 0이 아니어서 내생적이라는 것이다. 4가지 모형에 사용된 변수들 간의 Hausman 검정 결과는 <표 8> ~ <표 11>과 같다. 모형 1에서 변수들 간의 내생성 검정결과인 chi2의 p값을 보면, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 최저임금 변수와 고용변수 간에 내생성이 존재하는 것을 확인할 수 있다. 마찬가지로 모형 2에서는 최저임금 변수가 외생적이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서, 모형 3에서는 1% 유의수준에서, 그리고 모형 4에서는 10% 유의수준에서 각각 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 통해 최저임금 변수와 고용변수 사이에 내생성이 존재하여 도구변수 추정법을 사용하는 것이 타당하다는 것을 알 수 있다.

---

14) 민인식·최필선(2015).

〈표 6〉 도구변수로서의 적절성 측정

	Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(1,89)	Prob > F
IV 1	NMW_rate	0.2522	0.2018	0.2167	24.6188	0.0000
IV 2	KAITZ_rate	0.1401	0.0821	0.1342	13.7942	0.0004
IV 3	NMW_rate	0.2074	0.1634	0.2074	23.5457	0.0000
IV4	KAITZ_rate	0.1390	0.0911	0.1341	13.938	0.0003

〈표 7〉 약한 도구변수 여부 검정(귀무가설 : Instruments are weak)

	IV 1	IV 2	IV 3	IV 4
Minimum eigenvalue statistic	24.6188	13.7942	23.5457	13.938
	10%	15%	20%	25%
2SLS Size of nominal 5% Wald test	16.38	8.96	6.66	5.53
LIML Size of nominal 5% Wald test	16.38	8.96	6.66	5.53

〈표 8〉 모형 1의 Hausman 검정 결과

	(b) IV 1	(B) OLS 1	(b-B) Difference	sqrt(diag ((V_b-V_B)) S.E.
NMW_rate	-.0030186	.0028978	-.0059164	.0010404
GDP_rate	.0017324	.0022834	-.0005511	.0000969
log(P)	1.032587	1.084698	-.0521111	.0091634
Q2	.0383191	.0381733	.0001458	.0000256
Q3	.0367616	.0364454	.0003163	.0000556
Q4	.0316101	.0311906	.0004195	.0000738
상수항	-.8748175	-1.475096	.6002783	.1055546

chi2(1) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B) = 32.34  
 Prob>chi2 = 0.0000

〈표 9〉 모형 2의 Hausman 검정 결과

	(b) IV 2	(B) OLS 2	(b-B) Difference	sqrt(diag ((V_b-V_B)) S.E.
KAITZ_rate	-.0005949	-.0001109	-.000484	.0002454
GDP_rate	.001724	.0019596	-.0002356	.0001194
log(P)	1.053847	1.058182	-.0043345	.0021976
Q2	.0384967	.0382917	.000205	.0001039
Q3	.0371437	.0367016	.0004421	.0002242
Q4	.0319796	.0315049	.0004747	.0002407
상수항	-1.120304	-1.169755	.0494506	.0250713

chi2(1) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B) = 3.89  
 Prob>chi2 = 0.0486

〈표 10〉 모형 3의 Hausman 검정 결과

	(b) IV 3	(B) OLS 3	(b-B) Difference	sqrt(diag ((V_b-V_B)) S.E.
NMW_rate	-.1802639	.1437607	-.3240246	.0652693
GDP_rate	.0831265	.0850991	-.0019725	.0003973
Q2	2.26094	2.261055	-.0001151	.0000232
Q3	2.174427	2.174534	-.0001068	.0000215
Q4	1.868411	1.868658	-.0002466	.0000497
상수항	58.91726	56.26002	2.657241	.5352564

chi2(1) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B) = 24.65  
 Prob>chi2 = 0.0000

〈표 11〉 모형 4의 Hausman 검정 결과

	(b) IV 4	(B) OLS 4	(b-B) Difference	sqrt(diag ((V <sub>b</sub> -V <sub>B</sub> )) S.E.
KAITZ_rate	-.0355635	-.0070958	-.0284677	.0146576
GDP_rate	.0700622	.0813983	-.0113361	.0058368
Q2	2.275162	2.263828	.0113334	.0058354
Q3	2.205025	2.18058	.0244455	.0125866
Q4	1.900835	1.87499	.0258445	.013307
상수항	57.70027	57.4911	.2091762	.1077018

chi2(1) = (b-B)[(V<sub>b</sub>-V<sub>B</sub>)<sup>-1</sup>](b-B) = 3.77  
 Prob>chi2 = 0.0521

〈표 12〉 내생성 존재여부에 대한 Durbin 검정, Wu-Hausman 검정 결과

(귀무가설 : variables are exogenous)

	IV 1	IV 2	IV 3	IV 4
Durbin	34.8845*** (0.0000)	4.19635** (0.0405)	26.2886*** (0.0000)	4.02353** (0.0449)
Wu-Hausman	50.23*** (0.0000)	4.02249** (0.0480)	33.5624*** (0.0000)	3.89332* (0.0516)

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*은 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함.  
 2) ( )안은 P값임.

한편, 모형들의 내생성 존재 여부에 대해 앞에서 살펴본 Hausman 검정 외에 Durbin 검정, Wu-Hausman 검정을 실시한 결과는 <표 12>와 같다. 이를 보면, Hausman 검정결과와 유사하게 모형 1은 1% 유의수준, 모형 2는 5% 유의수준, 모형 3은 1% 유의수준, 모형 4는 5%와 10% 유의수준에서 최저임금 변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하여 모형 내 내생성이 존재한다는 사실을 확인할 수 있다.

## 5. 분석결과 종합

이상에서 최저임금의 변동이 고용수준에 미치는 영향을 OLS 추정법과 도구변수 추정법으로 살펴보았다. 분석 내용과 결과를 종합하면 다음과 같다. 분석에서 최저임금

수준에 대한 변수로는 ‘명목최저임금액’과 최저임금이 시장에 미치는 영향력을 뜻하는 ‘KAITZ 지수’를 이용하였으며, 고용수준에 대한 변수로는 ‘취업자 수’와 ‘고용률’ 변수를 이용하였다. 1993년 이후의 데이터를 통해 최저임금 증가율이 고용수준에 미치는 영향을 살펴본 결과 OLS 추정을 통해서는 최저임금 증가율이 높아지면 고용이 증가되거나 관계없는 것으로 나타났다. 그러나 최저임금 수준과 고용수준은 내생성의 존재가 의심되기 때문에 ‘정부의 진보성 여부’를 도구변수로 이용하여 이를 다시 추정하였다. 모형에 대한 내생성 검정을 통해서는 변수들 간에 내생성이 존재하는 것으로 나타났으며, 도구변수의 적절성 검정을 통해서는 ‘정부의 진보성 여부’ 변수가 도구변수로 사용될 수 있는 것으로 나타났다. 도구변수 추정법을 통한 결과는 흥미롭게도 OLS 추정결과와 반대로 나타난다. 즉, 최저임금 증가율이 높아지면 고용은 감소하는 것으로 나타났다.

## V. 맺음말

신고전학과 경제학 이론은 최저임금의 인상이 노동수요, 즉 고용량을 감소시킬 것으로 예측한다. 즉, 고용감소의 폭은 노동수요곡선의 기울기에 따라 크고 작음이 결정되지만, 일반적인 경쟁 노동시장 하에서는 최저임금이 고용을 감소시키는 방향으로 작용한다. 이와 같은 이론에 대한 실증분석은 그동안 다양한 방법으로 진행되어 왔으며, 실증분석을 통한 최저임금의 고용효과에 대해서는 그 크기와 방향에 있어 다양한 주장들이 제기되어 왔다. 심지어 이론에 반하여 최저임금의 인상이 오히려 고용을 증가시킨다는 주장도 존재한다.

본 연구는 최저임금과 고용의 관계에서 발생할 수 있는 내생성을 주목하여 분석하였다. 즉 이론에 따르면 최저임금 인상은 고용을 감소시키지만 역으로 고용이 증가하는 시기에 정책당국이 최저임금을 인상시키는 내생성이 존재할 수 있기 때문이다. 따라서 최저임금과 고용과의 상관관계가 아닌 최저임금이 고용에 미치는 인과관계를 추정하기 위해서는 내생성을 제거한 분석이 필요하다. 본 연구는 이를 위해 도구변수 추정법을 이용하였으며 도구변수로는 역대 정부의 진보성 여부를 사용하였다. 직관적으로도 정부의 진보성은 최저임금 인상에 유의한 영향을 미치지만 고용수준에는 정부의 의지에

도 불구하고 특별한 영향을 미치지 못할 것이다. 진보적 정부이든 보수적 정부이든 각자 자신들이 고용확대에 책임자임을 자처하는 현실은 역으로 정부의 특성이 적어도 한국에서는 고용확대와 관계가 없다는 것을 보여준다. 이는 데이터를 통해서도 확인할 수 있었다. 본문에서 변수들의 내생성 검증을 실시한 결과 최저임금과 고용 간에 내생적인 관계가 존재한다는 것을 확인하였으며, 도구변수의 적절성 검정을 통해서 ‘정부의 진보성 여부’가 도구변수로서 적절하다는 것을 확인하였다.

최저임금 증가율과 고용과의 관계를 OLS 추정법으로 분석한 결과는 최저임금 인상율이 높아지면 고용수준이 확대되거나 상관이 없는 것으로 나타난다. 그러나 이는 최저임금이 고용에 미치는 순수한 인과효과 외에 고용이 최저임금에 미치는 역의 인과관계, 즉 내생성이 작용한 결과가 혼합된 것으로 볼 수 있다. 이를 도구변수를 이용하여 내생성을 제거한 후에 재추정한 결과는 흥미롭게도 OLS 추정결과와 반대로 나타났다. 즉, 최저임금 인상률의 확대는 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 이상의 분석과 같이 한국의 최저임금이 고용에 음(-)의 방향으로 영향을 미친다는 사실은 최저임금이 고용을 축소시킬 것으로 예측하는 신고전학과 경제학 이론과 부합하는 것이기도 하다.

본 연구는 한국에서 그동안 연구된 바 없는 도구변수를 이용한 최저임금 효과 분석이라는 점에서 독창성을 가진다. 그러나 외국의 선행연구에서 도구변수로서 ‘최저임금 찬성위원의 정치적 영향력’, ‘의회에서 최저임금 인상에 대한 투표결과’ 등을 다양하게 사용한 것과 달리 본 연구는 도구변수로서 ‘정부의 진보성 여부’ 변수 하나만 이용할 수밖에 없었다. 이는 한국에서 최저임금의 결정이 의회나 정부가 아닌 노사공 협의기구인 ‘최저임금위원회’에서 이루어지므로 의원들의 영향력과 같은 다양한 정보를 이용하기 어려운 점이 있었으며, 현실적으로 ‘정부의 진보성 여부’ 외에 적절한 도구변수는 발견하기 어려웠기 때문이다. 이는 필자의 정치학에 대한 무지에서 비롯되었을 수도 있다. 예컨대 정치학적으로 정부의 진보성이 보다 다양한 단계로 규정될 수 있다면 각 정부 또는 정권별로 세분화한 도구변수를 설정할 수도 있을 것이다. 이는 향후의 연구 과제로 남겨둔다.



## 참고문헌

- 강승복·박철성. 「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」. 『노동경제논집』 38권 3호 (2015. 9): 1-22.
- 김대일. 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」. 『노동경제논집』 35권 3호 (2012. 12): 29-50.
- 김민성·김영민·박태수. 「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석」. 『산업관계연구』 23권 2호(2013. 6): 37-73.
- 김영민. 『최저임금의 변화가 임금과 고용구조에 미치는 효과분석』. 산업연구원, 2014.
- 김우영. 「최저임금이 청년고용에 미치는 영향」. 한국고용정보원 고용동향조사 심포지엄 자료 (2010.5): 392-409.
- 김유선. 「최저임금의 고용효과」. 『KLSI 이슈페이퍼』, 2014-20.
- 김주영. 「최저임금의 고용효과」. 『최저임금 효과분석』. 한국노동연구원, 2011.
- 남성일. 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 12): 1-19.
- 민인식·최필선. 『STATA 기초통계와 회귀분석』. 지필미디어, 2015.
- 윤윤규 외. 『노동시장정책 평가방법론 및 다부문 거시산업모형 DB 구축』. 한국노동연구원, 2012.
- 이병희. 「최저임금의 고용유지 및 취업유입효과」. 『산업노동연구』 14권 1호 (2008. 6): 1-23.
- 이시균. 「최저임금의 고용효과」, 『노동리뷰』 2007년 6월호, pp.43-51.
- 정진호 외. 「최저임금의 고용효과」. 『저소득 노동시장 분석』. 한국노동연구원, 2008.
- Anindya, Sen and Kathleen, Rybczynski and Corey Van De Waal. “Teen Employment, Poverty, and the Minimum Wage: Evidence from Canada.” *Labour Economics* 18 (1) (January 2011): 36-47.

- Brown, Charles and Gilroy, Curtis and Kohen, Andrew. "Time-Series Evidence of the Effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment." *Journal of Human Resources* 18 (1) (Winter 1983): 3-31.
- Brown, Charles. "Minimum Wage Laws: Are They Overrated?" *Journal of Economic Perspectives* 2 (3) (Summer 1988): 133-145.
- Card, D. and Krueger, A. *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton University Press, 1995.
- Card, D. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1) (October 1992): 22-37.
- Chie, Aoyagi, Giovanni Ganelli, and Nour Tawk. "Minimum Wage as a Wage Policy Tool in Japan." *IMF Working Paper* (WP/16/232 ) (November 2016).
- Devanto, Pratomo. "The Effects of Changes in Minimum Wage on Employment in Indonesia: Regional Panel Data Analysis." *International Research Journal of Finance and Economics* 62 (2011): 15-27.
- Lemos, Sara. "Political Variables as Instruments for the Minimum Wage." *IZA Discussion Paper* No.1136 (May 2004).
- Neumark, D. and Wascher, W. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment." *American Economic Review* 90 (5) (December 2000): 1362-1396.
- \_\_\_\_\_. *Minimum Wage*. MIT Press, 2008.
- Stigler, George J. "The Economics of Minimum Wage Legislation." *American Economic Review* 36 (3) (Jun 1946): 358-365.
- Wang-Sheng Lee and Sandy Suardi. "Minimum Wages and Employment: Reconsidering the Use of a Time Series Approach as an Evaluation Tool." *British Journal of Industrial Relations* 49 (2) (July 2011): 376-401.
- Williams, Nicolas and Mills, Jeffrey A. "The Minimum Wage and Teenage Employment: Evidence from Time Series." *Applied Economics* 33 (3) (February 2001): 285-300.

---

abstract

---

## The Effect of the Minimum Wage on Employment Using Instrumental Variable

Seungbok Kang

This study analyses the effect of a minimum wage on employment by using the government's progressiveness as an instrumental variable. The Ordinary Least Squares regression (OLS) can result in upward biased employment effect due to the endogeneity among variables. Therefore, it is necessary to analyse the causality that removed endogeneity between variables by using proper instrumental variables. The analysis using instrumental variable shows that the growth of the increasing rate of the minimum wage reduces employment. The negative effect of employment depending on the increase of minimum wage corresponds with the predictions of Neoclassical Economics.

Keywords : minimum wage, employment effect, endogeneity, instrumental variable, government's progressiveness