

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第3號, 2015. 9, pp.1~22
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석*

강 승 복** · 박 철 성***

이 연구는 한국의 최저임금이 고용에 미치는 영향에 대해 시계열 자료를 이용하여 분석한 것이다. 이 연구에서는 최저임금에 직접적으로 영향을 받는 그룹을 청년층 남성(18-24세), 청년층 여성(18-22세), 노년층 남성(60세 이상), 노년층 여성(60세 이상)의 4개 그룹으로 나누어 최저임금 변화에 따른 고용 효과를 분석하였다. 이 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 단위근 추정결과 최저임금, 고용 등의 변수들은 불안정한 시계열로 나타났으며, 상호 간에 공적분관계도 발견되어 OLS나 VAR 추정보다는 VEC 등의 추정방법이 적절하다. 둘째, VEC 추정을 통한 분산분해 및 충격반응 분석 결과 최저임금인상은 고용에 미약하지만 장기적인 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 최저임금, 시계열, Kaitz 지수, 공적분, VEC

I. 서론

최저임금제도는 임금의 최저수준을 보장하여 근로자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 가져오는 긍정적 기능이 있는 반면, 신고전학과 경제학의 전통적인 이론에 따르

논문 접수일: 2015년 7월 9일, 논문 수정일: 2015년 9월 1일, 논문 게재확정일: 2015년 9월 7일

* 이 연구는 강승복의 박사학위 논문 제2장에 기초하였다. 본 논문에 대해 좋은 논평을 해준 익명의 두 심사자에게 감사드린다.

** (교신저자) 한국노동연구원 전문위원(kangsb7077@naver.com)

*** 한양대학교 경제금융학부 교수(cheolsung@hanyang.ac.kr).

면 최저임금의 설정은 일자리를 감소시키는 부정적 기능이 있다. 최저임금과 고용의 관계는 오랫동안 경제학계에서 연구되었고, 실증 연구는 시계열 자료와 미시 자료를 모두 이용하여 진행되었다. 1980년대까지는 주로 시계열 자료가 이용되다가 1990년대에는 횡단면 혹은 패널 미시 자료를 이용한 연구들이 많아지면서 시계열 자료의 중요성은 감소하였으나 2000년대 들어서는 시계열 자료가 다시 이용되는 경향이 나타나고 있다.

1980년대까지 시계열 자료에 기초한 연구는 대체로 최저임금과 고용이 음의 관계가 있다는 이론적 주장을 지지하였다. 그러나 최저임금과 고용이 음(-)의 관계에 있다는 대한 경제학의 기존 통설은 1990년대 들어 풍부해진 미시 자료를 이용한 연구결과들이 발표되면서 반박받기 시작하였다. 이들 연구에 따르면 최저임금과 고용 사이에 직접적인 인과관계가 없거나 심지어 양(+)의 영향도 발견된다는 것이다. 이들은 수요독점적 노동시장(monopsony labor market) 이론을 이론적 근거로 최저임금의 인상이 고용의 증가를 가져올 수 있다고 주장하였다. 2000년대 들어서 시계열 자료를 이용한 연구가 다시 진행되었는데 이들은 다시 최저임금과 고용이 음의 관계에 있다는 결과를 내놓고 있다. 이에 따라 현재는 최저임금과 고용과의 관계에 대해 음(-)의 효과를 주장하는 측과 양(+)의 효과 또는 관계가 없다고 주장하는 측이 논쟁을 지속하고 있는 상황이다.

한국의 최저임금 제도는 아시아권의 다른 나라들에 비해 상대적으로 이른 시기인 1988년에 도입되었다. 그동안 한국의 최저임금 제도는 저임금 근로자의 보호에 기여해 왔으며, 최저임금 수준을 결정하는 최저임금위원회(Minimum Wage Council) 또한 설립 초기부터 노·사 합의에 의한 방식을 고수함으로써 한국의 노·사 합의기구 중 대표적인 기구로 자리매김하였다고 평가받고 있다. 하지만 한국의 최저임금 관련 연구, 특히 최저임금 인상과 고용과의 관계에 대한 연구는 한국의 최저임금 제도의 역사와 운영성과에 비하면 많이 수행되지 않았다. 한국의 최저임금 관련 연구는 대체로 2000년대 들어 시작되었으며 그 수도 아직 많지 않다. 또한 한국의 최저임금 관련 연구들은 대부분 패널 및 횡단면 자료를 이용하였으며 시계열 자료를 이용한 연구는 거의 이루어지지 않았다.

시계열 자료는 횡단면 자료나 패널 자료 분석에서는 불가능한 장기적 효과(long run effect)를 살펴볼 수 있으며, 조사 범위와 표본 수에서 풍부한 자료를 얻을 수 있어 분석의 객관성이 제고되는 장점이 있다. 하지만 시계열 자료는 자료의 불안정성(non-stationarity), 변수들 간 내생성(endogeneity) 등의 문제를 해결해야 하는 단점이 있

다. 따라서 이와 같은 단점을 해결한다면 시계열 자료는 과거의 효과를 분석 또는 미래의 효과를 예측하는 데 있어 매우 강력한 분석 자료로 이용될 수 있다.

이 연구는 한국의 최저임금과 고용과의 관계를 시계열 자료를 통해 분석한다. 이를 통해 한국의 최저임금이 기존의 패널 자료 등을 이용한 연구들에서 나타나는 바와 같이 고용과 양(+) 또는 미약한 상관관계를 가지는지, 아니면 전통적인 이론대로 고용을 감소시키는지의 여부를 확인한다.

이 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 단위근 측정결과 최저임금, 고용 등의 변수들은 불안정한 시계열로 나타났으며, 상호 간에 공적분관계도 발견되어 OLS 나 VAR 추정보다는 VEC 등의 추정방법이 적절하다. 둘째, VEC 추정을 통해 분산분해 (variance decomposition) 및 충격반응(impulse response)을 분석한 결과, 최저임금 인상은 고용에 미약하지만 장기적인 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는 최저임금의 인상이 고용을 감소시킨다는 신고전학파의 경쟁노동시장 이론을 지지하는 결과이며, 패널 자료를 이용하여 한국의 최저임금의 고용효과를 다룬 일부 연구들과는 다소 상반된 결과이다. 이 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 외국과 한국의 최저임금 관련 기존 연구들을 분석에 사용된 자료 형태를 중심으로 정리하였으며, 제III장에서는 분석에 사용되는 최저임금 대상자의 범위, 분석모형 및 분석 자료들을 소개하였다. 제IV장에서는 한국에서 최저임금이 도입된 1988년 이후 25년간의 시계열 자료 분석을 통해 최저임금의 고용효과를 추정하였으며, 마지막으로 제V장에서는 최저임금과 고용과의 분석결과를 요약하였다.

II. 기존의 연구

최저임금의 고용효과에 대한 외국의 연구는 1980년대 들어 본격적으로 시작되었다. 초기의 최저임금 연구들은 대부분 시계열 자료를 사용하였으며, 대표적인 논문들은 Brown, Giloy, and Kohen(1983), Brown(1988) 등이 있다. Brown, Giloy, and Kohen(1983)은 미국의 CPS 자료를 이용한 OLS 및 GLS 추정을 통해 연방 최저임금의 10% 인상이 청소년(16~19세)의 고용을 1% 감소시킨다고 하였다. Brown(1988)은 문헌연구를 통해 최저임금의 인상이 고용을 감소시키지만, 최저임금이 인상되면 청소년의 최저임금 감

액 적용규정에 의해 청소년 저임금근로자와 성인 저임금근로자의 상대가격이 변화하고 이로 인해 청소년 고용이 오히려 증가하여 최저임금의 고용효과가 상당부분 상쇄된다고 주장하였다. 이 밖에 전반적인 1980년대 외국의 연구들에서는 최저임금이 10% 증가하면 고용은 1~3% 감소하는 것으로 나타났으며, Wang-Sheng Lee et al.(2011)이 밝힌 바와 같이 이 수치는 오랫동안 최저임금과 고용과의 관계를 설명하는 정설로 받아들여지게 되었다.

1990년대 들어서는 분석 자료로 횡단면, 패널 자료를 이용한 연구가 주를 이뤘는데 분석결과를 보면 최저임금의 고용효과가 유의하지 않거나, 양(+)의 고용효과를 미친다는 연구들이 대부분이었다. 이 기간의 대표적인 논문은 Card(1992), Card and Krueger(1994) 등이 있는데, 특히 후자는 1990년대 이후 최저임금 연구에 지대한 영향을 미친 바 있다. Card(1992)는 1990년의 연방 최저임금 인상이 일부 저임금 주(州)에서는 고용을 감소시키지만 고임금 주에서는 청소년 평균임금의 인상을 가져올 뿐 고용 감소에 대한 증거는 찾을 수 없다고 하였다. Card and Krueger(1994)는 최저임금이 인상된 주(州)와 인상되지 않은 인접한 주(州)의 청소년 고용을 비교한 결과 최저임금의 고용 감소 효과가 발견되지 않는다고 하였다. 또한 Card and Krueger는 그들의 논문집 “Myth and Measurement”(1995)에서 시계열 자료를 사용한 이전 연구들에 대한 비판을 통해 최저임금의 고용효과는 유의하지 않다고 주장하였는데, 이들이 지적한 시계열 자료를 사용한 최저임금 연구의 방법론상 문제는 다음과 같다. 먼저 최저임금과 고용은 일방적인 관계가 아닐 수 있다. 만약 고용량이 팽창하였을 때 정부 또는 정치권이 최저임금을 올리려는 유혹을 받게 되어 최저임금을 인상시켰으나 이후 곧바로 경기 축소로 고용량이 축소되었다면 이 경우에는 오히려 고용이 최저임금에 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 다음으로 시계열 분석은 설명변수로 자본의 가격, 산출물의 가격들의 변화 등 중요한 변수들을 누락한 경우가 많으며, 독립변수인 고용이 수요 측 변수이므로 최저임금 이외의 설명변수도 실업률과 같은 수요 측 변수들을 사용해야 하지만 많은 선행 연구들에서 군입대율, 진학률과 같은 공급 측 변수를 사용하는 오류를 범했다고 지적하였다.

2000년대에 들어서는 Card and Krueger(1994) 등의 주장과 맥락을 같이하는 연구뿐 아니라 이를 반박하는 연구들도 발표되기 시작하였는데, 대표적인 연구로는 Neumark and Wascher(1995, 2000) 등이 있다. 이들은 전통적인 신고전학과 경제학이 예측하는 것처럼 최저임금이 음(-)의 고용효과를 가져온다고 주장하였다. Neumark and

Wascher(1995)는 CPS 자료를 이용하여 최저임금의 인상으로 인해 청소년 중 고숙련(more-skilled)자들은 학교를 떠나 취업하는 효과가 있지만 저숙련(lower-skilled)자들은 직장에서 떠남과 동시에 다시 학교로 돌아가지도 않는 현상이 발견된다고 하였다. 또한 Neumark and Wascher(2000)는 뉴저지 주와 펜실베이니아 주 패스트푸드 산업의 최저임금과 고용효과를 다룬 Card and Krueger(1994)의 논문에 대한 비평을 통해 전화설문(telephone survey)이 아닌 임금대장(payroll) 데이터를 사용한다면 최저임금의 인상은 오히려 고용을 감소시키는 효과가 발견된다고 주장하였다.

연구방법론에서도 2000년대에 들어 시계열 자료를 사용하는 연구들이 다시 시작되었다. 1990년대 이후 미국의 최저임금과 고용과의 관계를 다룬 연구들을 정리한 Newmark et al.(2006)의 논문에 의하면 1990년대 이후 미국에서 총 40편의 최저임금과 고용과의 관계를 연구한 논문들이 발표되었는데, 이 중 시계열 자료를 이용한 연구는 총 6편이고, 이 중 2편은 1990년대에, 나머지 4편은 2000년대에 연구되었다. 2000년대에 시계열 자료를 이용한 대표적인 논문으로는 Burkhauser and Couch and Wittenburg(2000), Williams and Mills(2001), Bazen and Marimoutou(2002) 등이 있다. 이들은 시계열 자료를 사용한 1980년대 이전 연구들에 나타난 추정방법의 오류들을 지적하며 발전된 추정 방법들을 사용하여 최저임금의 고용효과를 새롭게 추정하였다.

한편, 한국의 최저임금 관련 연구는 2000년대 중반 이후부터 본격적으로 시작되었다. 한국의 최저임금과 고용과의 관계를 분석한 연구는 모두 10여 편으로 파악되는데 패널, 지역-패널 자료들을 이용한 연구가 대부분이며, 시계열 자료만을 이용한 연구는 찾기 어렵다.

한국의 최저임금 관련 연구 중 패널 자료를 이용한 연구는 김주영(2011), 남성일(2008), 이병희(2008) 등이 있다. 김주영(2011)은 한국노동패널(KLIPS)를 이용하여 실험군으로 다음 기에 최저임금 인상에 따라 반드시 임금이 인상되어야 하는 그룹을, 대조군으로는 현재의 임금수준이 최저임금 인상에 따라서 반드시 다음 기에 인상이 필요하지는 않지만 매우 낮은 수준의 그룹으로 설정하여 분석하였으며, 분석결과 최저임금의 고용효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 남성일(2008)은 감시단속근로자에 대한 자체 설문(survey) 자료를 이용한 분석을 통해 최저임금제 도입으로 이들의 고용이 3.5~4.1% 감소했을 것으로 추정하였다. 이병희(2008)는 「경제활동인구조사」를 패널화한 자료와 이중차이법을 적용한 자연실험 평가방법으로 최저임금의 고용효과를 추정하였다. 분석결과 최저임금 인상은 고용에 부정적인 영향을 미친다고 단정할 수

없다고 하였다.

지역과 시계열을 동시에 고려한 중횡단면 분석으로는 정진호 외(2008), 김우영(2010) 등이 있다. 정진호 외(2008)는 고용 자료로 「경제활동인구조사」, 임금 자료로 「임금구조 기본통계조사」의 지역 자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 분석하였다. 그는 선형 모형과 로그 모형을 통한 분석을 통해 청소년층과 고령자층에서 최저임금이 고용에 부정적 효과를 미친다고 하였다. 김우영(2010)은 한국고용정보원의 OES 자료를 이용한 분석을 통해 최저임금이 10% 증가할 때 청년 여성의 고용은 1.6%, 청년 남성의 고용은 1.1% 감소한다고 하였다.

이 밖에 최근에 시계열 자료를 이용한 연구로는 김대일(2012)이 있다. 그는 「고용형태별 근로실태조사」의 3개년 자료를 이용하여 최저임금의 인상이 저임금근로자의 신규 채용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 신규로 채용되는 저임금근로자들의 규모가 최저임금 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났는데 여성, 고연령층, 영세업체 일자리에서 이러한 현상이 두드러진다고 하였다.

이상에서 살펴본 한국의 최저임금 연구는 방법론적으로 패널 자료 및 지역-시계열 결합자료를 이용한 것이 대부분이며, 분석기간과 분석범위 및 표본수가 협소하다는 한계를 가진다. 이 연구에서는 한국의 기존 연구들과 달리 장기 시계열 자료(long run time series data)를 이용하여 최저임금과 고용과의 장기적인 관계를 살펴본다.

Ⅲ. 분석방법

1. 최저임금 대상자 그룹 선별

시계열 자료를 이용하여 최저임금의 고용효과를 다룬 외국의 연구들은 대부분 10대 청소년(teenager)들을 분석대상으로 하고 있다. 그 이유는 외국의 경우 최저임금을 적용 받는 근로자들이 주로 레스토랑 등 서비스업에 종사하는 10대들이기 때문이다. 그러나 한국의 경우에는 의무교육 제도와 높은 대학진학률 등으로 10대들의 경제활동참가율이 매우 낮은 특성을 보인다. 따라서 한국의 특수성을 감안한다면 10대와 더불어 20대 초반의 연령층까지 포함하여 청년층 최저임금 적용 그룹으로 설정하는 것이 타당할 것이

다. 또한, 20대 연령층도 군 입대 기간의 차이로 인해 남성과 여성의 아르바이트 연령에서 차이가 있을 것이므로 이를 고려할 필요가 있다.

또한, 한국의 최저임금 적용그룹을 설정하기 위해서는 제조업, 사업서비스업 등에서 주로 종사하는 고령층 저임금근로자들도 고려할 필요가 있다. 한국의 영세 제조업과 사업서비스업 중 청소업 등은 많은 수가 하청 기업들이며, 임금수준이 최저임금에 그치는 경우가 많다. 따라서 이와 같은 기업들에는 낮은 임금으로 인해 주로 고령층과 외국인 근로자들이 종사하고 있는데 이들 중 고령층 그룹을 청년층 그룹과는 별도의 최저임금 적용 그룹으로 분류할 필요가 있다.

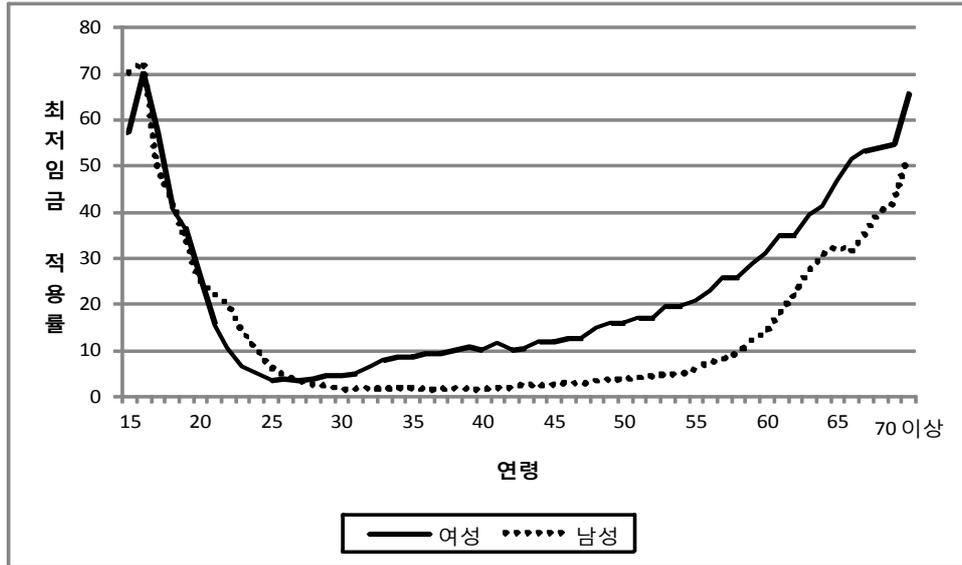
[그림 1]은 통계청의 「경제활동인구 부가조사」를 이용하여 2001~2013년간 성별·연령별 임금근로자의 최저임금 적용률(최저임금 이하자의 비율)을 나타낸 것이다. 연령-최저임금 적용률은 대체로 역U자의 형태를 보이는 연령-임금 프로파일(age-wage profile)과는 반대로 U자 형태를 보이고 있다. 이를 통해 한국에서 최저임금에 영향을 많이 받고 있는 연령대는 주로 10~20대 초반의 청년층과 60대 이상의 고령층임을 알 수 있으며, 최저임금의 고용효과 분석을 위해 청년층과 함께 고령층에 대한 분석도 필요함을 알 수 있다.

한편, [그림 1]을 보면, 여성의 최저임금 적용률은 15세 이후 25세까지 급속하게 낮아지다가 25세 이후 완만하게 증가하는 모습인 반면, 남성은 저점에 도달하는 시기가 여성보다 낮은 30세 부근인 것을 확인할 수 있다. 이는 남성의 경우 졸업 이후 아르바이트가 아닌 전일제(full time) 일자리를 얻는 시기가 군 입대로 인해 여성보다 늦기 때문으로 보인다.

따라서 이 연구에서는 10대들만 대상으로 했던 외국의 선행연구와 달리 한국의 특성에 맞게 연령별·성별 그룹으로 나누어 최저임금의 고용효과를 분석한다. 즉 남성과 여성 모두 최저임금 적용률(영향률)이 높은 연령대를 대상으로 하되 남성의 경우 군 입대 기간을 고려한 18~24세(그룹 1) 그리고 60세 이상(그룹 3), 여성의 경우 18~22세(그룹 2) 그리고 60세 이상(그룹 4) 등 4개 그룹에 대해 최저임금의 고용효과를 분석한다.¹⁾ 이하에서는 편의상 그룹 1과 그룹 2는 청년 그룹, 그룹 3과 그룹 4는 노년 그룹으로 표기하기로 한다.

1) 17세 이하의 연령대는 시기적으로 의무교육 기간인 중학교 재학 중이며, 임금근로자 비율이 극히 낮아 분석에서 제외하였다.

〔그림 1〕 성별·연령별 최저임금 적용률(2001~2013년 평균)



자료 : 통계청, 「경제활동인구 부가조사」 원 자료를 이용하여 계산.

<표 1>은 통계청의 「경제활동인구 부가조사」를 이용해 이들 4개 그룹의 13년(2001~2013년)간 평균 최저임금 적용률, 임금근로자 비율(임금근로자 수/생산가능인구 수)을 나타낸 것이다. 이를 보면 최저임금 적용률은 청년층과 노년층 모두 여성이 남성보다 높게 나타나는 반면, 임금근로자 비율은 청년층에서는 여성이 남성보다 높고, 노년층에서는 여성이 남성보다 낮게 나타난다.

〈표 1〉 분석대상 그룹의 최저임금 적용률, 임금근로자 비율(2001~2013년 평균)

	성별	연령	최저임금 적용률(%)	임금근로자 비율(%)
그룹 1	남성	18~24세	19.6	30.9
그룹 2	여성	18~22세	21.4	34.0
그룹 3	남성	60세 이상	30.7	19.1
그룹 4	여성	60세 이상	47.3	11.0
전체 근로자			9.1	24.8

2. 분석모형

가. Kaitz 지수

이 연구에서는 최저임금 수준을 나타내는 변수로 시계열 자료를 이용한 선행연구들에서 대부분 사용된 바 있는 ‘Kaitz 지수’를 사용한다. Kaitz 지수는 다음과 같이 정의된다.

$$MWK_t = \sum_i \frac{E_{it}}{\sum_i E_{it}} \frac{MW_t}{AW_{it}} C_{it}$$

여기서 MWK_t 는 t 시점에서의 Kaitz 지수, MW_t 는 t 시점의 최저임금액(명목), AW_{it} 는 t 시점, i 산업에서 전체 근로자의 평균임금(명목)²⁾, E_{it} 는 t 시점, i 산업에서 분석대상 그룹의 고용량, C_{it} 는 t 시점, i 산업에서 분석대상 그룹의 최저임금 영향률³⁾(법정 최저임금 적용률)을 말한다. 즉, Kaitz 지수는 “각 산업의 고용 비중과 최저임금 영향률로 가중(weight)된 평균임금 대비 최저임금 수준”을 의미한다.

Kaitz 지수는 시장에 영향을 미치는 최저임금의 정도(degree) 또는 강도(strength)로 이해하는 것이 바람직하다. 만약 특정 그룹에서 최저임금 적용자가 법적으로 절반밖에 되지 않는다면 최저임금이 노동시장에 미치는 강도를 절반으로 절하한 것이 Kaitz 지수이다. 극단적으로, 특정 그룹에서 최저임금이 법적으로 전혀 적용되지 않는다면 시장의 전체적인 최저임금이 아무리 변화하더라도 해당 그룹 측면에서의 최저임금 변화는 0인 것이며, Kaitz 지수는 이를 반영하여 0으로 표시한다. 반대로 최저임금이 전년 대비 변화하지 않았더라도 법적으로 해당 그룹의 최저임금 적용률(영향률)이 증가하면 Kaitz

2) AW 를 산업의 전체 평균임금 대신 산업의 분석대상 그룹(10대 청소년 등) 평균임금을 사용한 연구(Wellington(1991) 등)도 있으나 대부분의 연구(Brown et. al((1983), Williams et. al(2001) 등)에서는 산업의 전체 평균임금을 사용하였다. 이 연구에서는 기존 연구들과의 비교 용이성 등을 고려하여 산업의 전체 평균임금을 사용하였다.

3) 이 연구에서 사용하는 영향률의 개념과 한국의 「최저임금위원회」에서 매년 최저임금 결정 시에 발표하는 영향률은 다른 개념임을 유의할 필요가 있다. 이 연구의 ‘영향률’ 개념은 ‘법적으로 최저임금의 적용을 받는 근로자의 비중’을 의미하지만 「최저임금위원회」의 영향률은 ‘내년도 최저임금의 변화에 따라 예상되는 최저임금 이하 임금소득자의 비중’을 의미한다.

지수는 이를 반영하여 증가하게 된다. 따라서 Kaitz 지수는 최저임금 변화에 따른 해당 그룹의 고용 변화 등의 시계열 분석 시 보다 정확하게 최저임금 변화 정도를 반영한다. 또한, 기존의 시계열 분석을 이용한 최저임금 연구들은 최저임금 변수로서 대부분 Kaitz 지수를 사용하였으므로⁴⁾, 이를 사용함으로써 기존 연구 결과와 한국의 경우를 비교하기 용이한 장점도 있다.⁵⁾ 이 연구에서는 시계열을 이용한 선행연구들에서 일반적으로 사용한 바와 같이 Kaitz 지수의 변화를 최저임금의 변화와 같은 의미로 사용한다.

나. Vector Error Correction(VEC) 모형

시계열을 이용한 분석에서 흔히 발생하는 내생성(endogeneity), 안정성(stationarity) 등의 문제를 해결하기 위해 많은 연구들이 VAR(Vector Auto Regression) 모형을 분석에 사용한다. 그러나 만약 내생변수들 사이에 공적분(cointegration) 관계가 발견된다면 VAR 모형 대신 VEC(Vector Error Correction) 모형을 사용하는 것이 바람직하다.

VEC 모형은 공적분 관계가 존재하는 불안정한(non-stationary) 변수들을 처리하기 위한 일종의 제한된 VAR 모형이다. VEC의 예를 들기 위해 두 변수가 공적분 관계에 있는 다음과 같은 예를 보면,

$$y_{2,t} = \beta y_{1,t}$$

VEC 모형은 다음과 같이 설정된다. 여기서 α_i 는 i 번째 내생변수가 균형을 향해 조정되는 속도를 뜻한다.

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \epsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_2 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \epsilon_{2,t}$$

4) Card and Krueger(1995)에 의하면 미국에서 시계열 자료를 이용한 최저임금 연구 중 절반가량이 최저임금 수준 변수로서 Kaitz 지수를 사용했으며, 나머지 절반가량은 Kaitz 지수의 lag값을 사용하였다.

5) Kaitz 지수는 심사자가 지적한 바와 같이 최저임금의 시계열 변화 이외에 산업별 고용비중, 영향을 등이 복합적으로 작용하여 최저임금 변동 효과 중 어느 부분이 주된 영향인지 식별하기 어려운 단점이 있다. 따라서 일부 연구들은 전통적인 Kaitz 지수 대신 ‘평균임금 대비 최저임금 (MW_i/AW_i)’와 같이 단순화된 Kaitz 지수를 사용하기도 하였다. 이를 사용한 연구는 Wang-Sheng Lee and Sandy Suardi(2011), 정진호 외(2008) 등이 있다.

3. 데이터 소개

이 연구에서는 「경제활동인구조사」 원 자료에서 개인별로 부여된 가중치를 이용하여 모집단 수로 환산한 후에 성별·연령그룹별 고용률, 생산가능인구 등의 변수를 추출하여 이용한다. 그리고 「경제활동인구 근로형태별 부가조사」를 이용하여 최저임금 적용 그룹을 선별한다.⁶⁾ 최저임금 수준을 나타내는 변수로 사용하는 Kaitz 지수는 최저임금 위원회에서 노사 합의로 결정하여 정부가 공표하는 공식 최저임금액과 고용노동부의 「사업체노동력조사(구 매월노동통계조사)」의 산업별 10인 이상 사업체 평균임금액, 통계청의 「경제활동인구조사」의 산업별 고용량 등을 이용하여 산출한다.

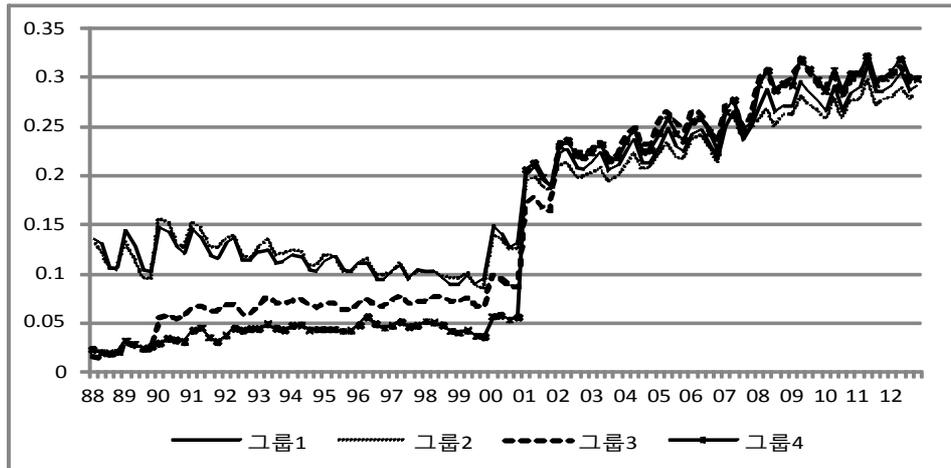
IV. 분석결과

1. 최저임금과 관련 지표의 추이

분석대상 그룹별로 Kaitz 지수를 산출한 결과가 [그림 2]에 나타나 있다. 이를 보면 청년층(그룹 1, 2)과 노년층(그룹 3, 4)의 추이가 다소 다르게 나타나는데, 1988년 이후 2000년까지 청년층의 Kaitz 지수는 완만하게 하락한 반면, 노년층의 Kaitz 지수는 완만하게 상승하였다. 다시 말해, 명목 최저임금은 시장 전체적으로 동일하게 인상되었지만 근로자들의 산업별 분포, 법적 최저임금 영향률에 따라 연령대별 Kaitz 지수는 상이한 모습을 보이고 있는 것이다. 이러한 연령대별 Kaitz 지수 변화의 차이는 ‘최저임금 영향률’의 차이에서 주로 기인하는데, 2000년까지 청년층 근로자 중 최저임금 적용범위인 10인 이상 사업장에 종사하는 비중은 계속 감소한 반면, 노년층의 비중은 계속 증가하였다. 즉 2000년까지 청년층은 상대적으로 괜찮은 일자리인 10인 이상 사업체에서 밀려나는 추세였던 데 반해, 노년층은 10인 이상 사업체에 진입하는 비중이 늘어났던

6) 「경제활동인구 근로형태별 부가조사」는 1년에 3월, 8월 두 차례 조사하며 3월 조사는 2007년부터, 8월 조사는 2001년부터 공표하고 있다. 이 연구는 이 중 조사 연도가 더 긴 8월 조사 자료를 분석에 사용한다.

[그림 2] Kaitz 지수(분기)



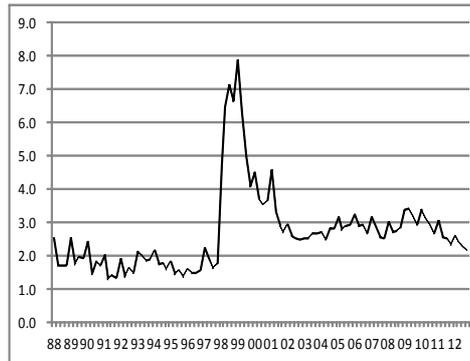
주 : 비농전산업 대상임.

것이다. 결과적으로 2000년까지 시장의 전체적인 명목 최저임금은 꾸준히 증가하였지만 Kaitz 지수로 측정된 최저임금 정도는 청년층에서는 하락하고 노년층에서는 상승한 것으로 나타났다. 한편, 2001년에는 최저임금 적용범위가 전 산업, 전 규모로 확대되면서 모든 그룹의 Kaitz 지수가 급증하였으며, 이후에는 모든 그룹에서 Kaitz 지수가 꾸준히 상승하였으나 2008년부터 다소 정체된 모습을 볼 수 있다.

이 밖에 이 연구의 분석에 사용되는 변수 중 성인(30~40대) 남성 실업률(ur_adult)⁷⁾과 전체 인구 대비 각 그룹 인구의 비중(pop), 청년층의 학교 재학률(enp)을 그림으로 나타내면 [그림 3]~[그림 5]와 같다. 이를 보면, 성인 남성 실업률(ur_adult)은 1988년 이후 안정된 모습을 보이다 1997~1998년의 IMF 외환위기 기간에 크게 증가하였고, 그 이후에는 1988~1996년 기간보다 높은 수준을 유지하고 있다. 전체 인구 중 각 그룹 인구의 비중(pop)을 보면, 청년층(그룹 1, 2)은 수치가 낮아지는 추세인 반면, 노년층(그룹 3, 4)은 꾸준히 증가하는 추세를 보여 전체 인구의 노령화가 진행됨을 알 수 있다. 청년층의 각종 학교(고등학교, 전문대, 4년제 대학) 재학 비율⁸⁾은 남성과 여성 모두 꾸준히

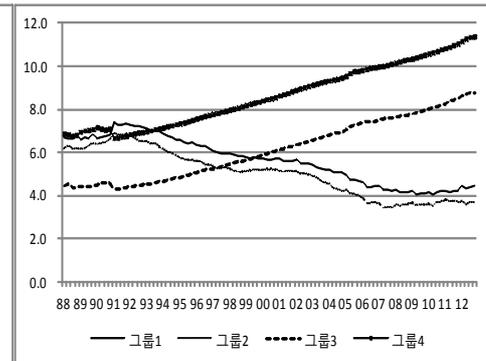
7) 성인(30~40대) 남성 실업률(ur_adult)은 경기상황을 나타내는 변수로 사용하였다. 만약 설명변수인 실업률 변수로 '전체 실업률'을 사용하면 종속변수인 그룹 고용률과 중복되는 문제가 발생한다. 따라서 이와 같은 문제를 제거하기 위해 분석대상 그룹과 중첩되지 않는 핵심 경제활동인구 그룹(30~40대)의 실업률을 변수로 설정하였는데, 이 중 여성 경제활동참가율의 추세적 증가 등이 실업률에 미치는 영향을 제거하기 위해 남성 실업률만을 분석변수로 설정하였다.

[그림 3] 성인 남성 실업률(분기)



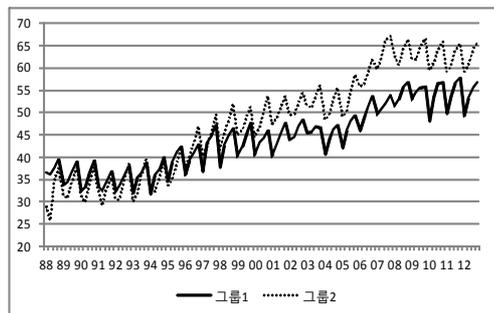
자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 원 자료.

[그림 4] 전체 인구 중 그룹별 인구 비중(분기)



자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 원 자료

[그림 5] 학교 재학률(분기)



자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 원 자료

증가하고 있는데, 특이한 점은 IMF 외환위기 이후에는 이전과는 다르게 여성의 재학률이 남성보다 높게 나타나며 그 간격이 점차 확대되는 모습을 보이고 있다.

2. 고용과 최저임금의 관계

본 절에서는 이용 변수들의 안정성(stationarity), 공적분(cointegration) 존재 여부 등의 검증을 실시한다. 또한 검증결과를 바탕으로 VEC 모형을 이용하여 최저임금의 고용효

8) ‘학교 재학 비율’은 각 그룹의 고등학교, 전문대, 4년제 대학 재학생 인구를 각 그룹의 전체 인구로 나누어 계산하였다.

과를 추정한다.

가. 안정성 검증

아래 <표 2>는 변수들의 안정성 검증을 위해 고용률(ep), Kaitz 지수(kaitz), 성인 남성 실업률(ur_adult), 전체 인구 중 각 그룹 인구의 비중(pop), 학교 재학률(enp)에 대해 단위근 검정(unit root test)을 시행한 결과이다. 단위근 검정의 방법으로는 ADF(Augmented Dickey-fuller) test와 PP(Phillips-Perron) test를 이용하였다.

검증결과를 추세(trend)를 고려하지 않은 ADF test 기준으로 본다면, 모든 변수들에서 단위근의 존재가 발견되었다. 이는 최저임금의 고용효과의 정확한 추정을 위해 변수들의 불안정성(non-stationarity) 문제를 먼저 해결할 필요가 있음을 의미한다.

<표 2> 단위근 검정(unit root test) 결과(t값)

		ADF test		PP test	
		trend 미포함	trend 포함	trend 미포함	trend 포함
고용률 (ep)	그룹 1	-0.729**	-3.543	-0.857**	-3.808
	그룹 2	-1.026**	-3.538	-0.75**	-3.968
	그룹 3	-2.342**	-2.632**	-9.642	-9.749
	그룹 4	-2.011**	-1.884**	-10.214	-10.097
Kaitz 지수(kaitz)	그룹 1	-0.451**	-2.506**	-0.568**	-2.551**
	그룹 2	-0.458**	-2.261**	-0.520**	-2.840**
	그룹 3	-0.885**	-2.455**	-0.687**	-2.571**
	그룹 4	-0.733**	-2.552**	-0.533**	-2.525**
성인 남성 실업률(ur_adult)		-2.065**	-2.014**	-2.387**	-2.430**
인구 중 비중 (pop)	그룹 1	-1.285**	-3.468	-0.348**	-1.925**
	그룹 2	-0.766**	-4.089	-0.357**	-2.165**
	그룹 3	2.400**	-3.980	2.929**	-3.277**
	그룹 4	2.029**	-2.587**	2.241**	-2.570**
학교 재학률 (enp)	그룹 1	-0.731**	-3.014**	-2.352**	-8.343
	그룹 2	-0.652**	-2.799**	-1.290**	-6.891

주: 1) **는 unit root이 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 채택함을 의미.

2) 모든 검정(test)에 상수항(intercept)이 포함되어 있으며, 모든 변수들은 log값으로 변환하여 검증하였음.

〈표 3〉 변수들의 공적분 테스트(Johansen cointegration test) 결과

	Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob
그룹 1	None *	0.312	104.138	88.804	0.003
	At most 1 *	0.244	68.623	63.876	0.019
	At most 2 *	0.175	42.054	42.915	0.061
	At most 3 *	0.131	23.782	25.872	0.089
	At most 4	0.104	10.465	12.518	0.108
그룹 2	None *	0.310	109.491	88.804	0.001
	At most 1 *	0.269	74.294	63.876	0.005
	At most 2 *	0.208	44.467	42.915	0.035
	At most 3	0.140	22.309	25.872	0.130
	At most 4	0.081	8.020	12.518	0.250
그룹 3	None *	0.271	60.891	63.876	0.087
	At most 1	0.165	30.856	42.915	0.452
	At most 2	0.082	13.733	25.872	0.680
	At most 3	0.058	5.645	12.518	0.507
그룹 4	None *	0.301	88.558	63.876	0.000
	At most 1 *	0.245	54.544	42.915	0.002
	At most 2 *	0.223	27.857	25.872	0.028
	At most 3	0.040	3.861	12.518	0.762

주: 1) 외생변수로 상수항(intercept), 추세(trend), 3개의 계절더미(seas), IMF 이후 더미(dimf)를 설정함.
 2) lag는 AIC와 SC값이 가장 작게 나타난 4의 값으로 설정.
 3) 모든 변수들은 log값임.

다음은 단위근이 발견되어 불안정한 것으로 나타난 변수들의 공적분 검정을 시행하였다. 공적분 검정은 불안정한 변수들의 선형 결합이 안정한지의 여부를 판단하기 위한 것이다. 만약 공적분이 발견된다면 VAR 모형보다 VEC 모형이 적합한 분석방법이 된다.

〈표 3〉은 변수들의 공적분 존재 여부에 대한 그룹별 검정결과이다. 이를 보면 모든 그룹에서 10% 유의수준을 기준으로 각각 1개 이상의 공적분이 발견됨을 알 수 있다.

나. VEC 모형을 이용한 추정결과

앞에서 변수들의 안정성 및 공적분 존재 여부를 검증한 결과 변수들에서 안정성 문제와 공적분이 발견되었으므로 OLS 분석보다는 VAR 모형의 특별한 형태인 VEC 모형을 이용하는 것이 적합하다.

분석에 사용되는 VEC 모형에서는 내생변수(endogenous variable)로 고용률의 로그값(log(ep)), Kaitz 지수의 로그값(log(kaitz)), 성인 남성 실업률의 로그값(log(ur_adult)), 전체 인구 중 해당 그룹 인구 비중의 로그값(log(pop)), 학교 재학률의 로그값(log(enp))을 사용하였으며, 외생변수로는 상수항(constant), 추세(trend), 3개의 계절더미(seas(2),seas(3),seas(4)), IMF 이후 더미(dimf)를 사용하였다. 그리고 lag는 AIC값 등이 가장 작게 나타나는 4를 설정하였다.

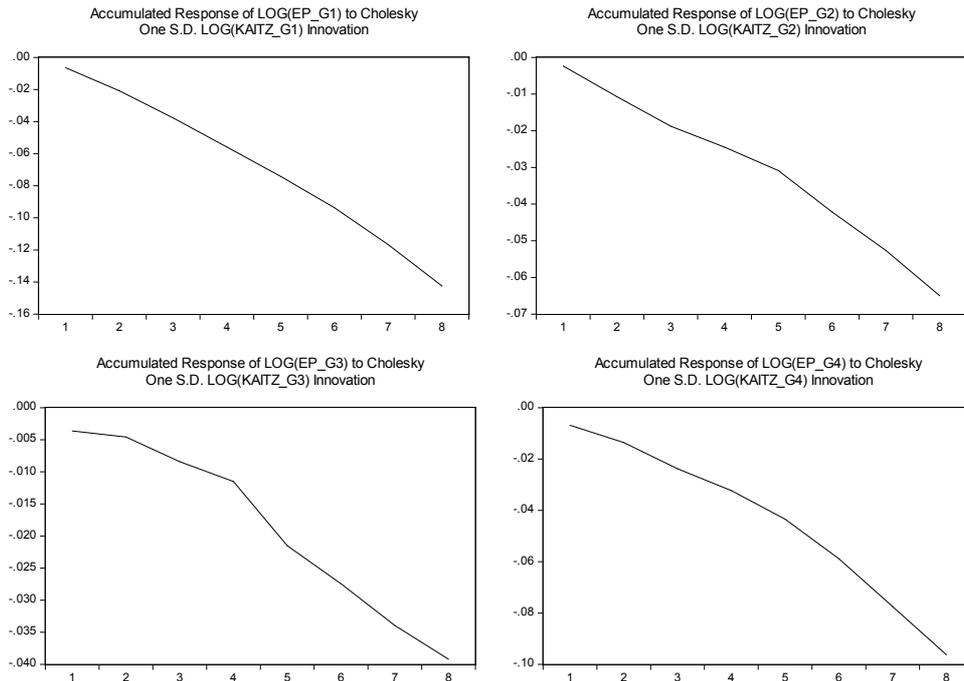
<표 4>는 VEC 추정결과를 이용한 분산분해(variance decomposition) 결과이다. 이를 보면, 최저임금이 그룹별 고용률 변화에 미치는 영향은 최초 시점에서 멀어질수록 커지는데, 4분기에서는 고용률 변화의 약 4~23%를 설명하고 있으며, 8분기에서는 약 8~32%를 설명하고 있다.

<표 4> log(ep)에 대한 분산분해(variance decomposition) 결과

period	그룹 1			그룹 2		
	log (ep_g1)	log (kaitz_g1)	나머지 변수	log (ep_g2)	log (kaitz_g2)	나머지 변수
1	95.36	4.64	0.00	99.27	0.73	0.00
2	86.08	12.63	1.29	93.30	4.45	2.25
3	76.90	18.48	4.62	91.23	5.17	3.60
4	70.36	22.92	6.73	91.22	4.91	3.87
5	64.15	24.76	11.09	90.24	4.72	5.04
6	60.86	26.53	12.61	87.12	6.25	6.63
7	58.80	28.76	12.44	84.87	6.91	8.22
8	55.70	31.61	12.69	82.66	8.02	9.32
period	그룹 3			그룹 4		
	log (ep_g3)	log (kaitz_g3)	나머지 변수	log (ep_g4)	log (kaitz_g4)	나머지 변수
1	96.83	3.17	0.00	95.88	4.12	0.00
2	97.35	2.17	0.48	93.66	5.32	1.02
3	93.26	3.59	3.15	87.63	9.37	3.00
4	91.44	4.36	4.20	84.53	11.60	3.86
5	85.05	10.28	4.66	85.50	11.45	3.04
6	81.48	10.67	7.85	82.00	14.76	3.23
7	76.68	11.50	11.82	75.94	19.34	4.72
8	73.60	12.00	14.40	72.12	23.26	4.62

주 : 변수에 대한 ordering은 log(kaitz), log(ep), log(ur), log(pop), log(enp)의 순임. 이는 로그 변환된 변수들의 잔차(residual)들이 인접 변수들 간에 시계열 상관관계가 있는($\rho > 2$) 결함으로 구성한 것임.

[그림 6] 최저임금(log(kaitz)) 변동에 따른 고용률(log(ep))의 충격반응(impulse response) 경로



주 : 8분기까지의 누적값(accumulated response)임.

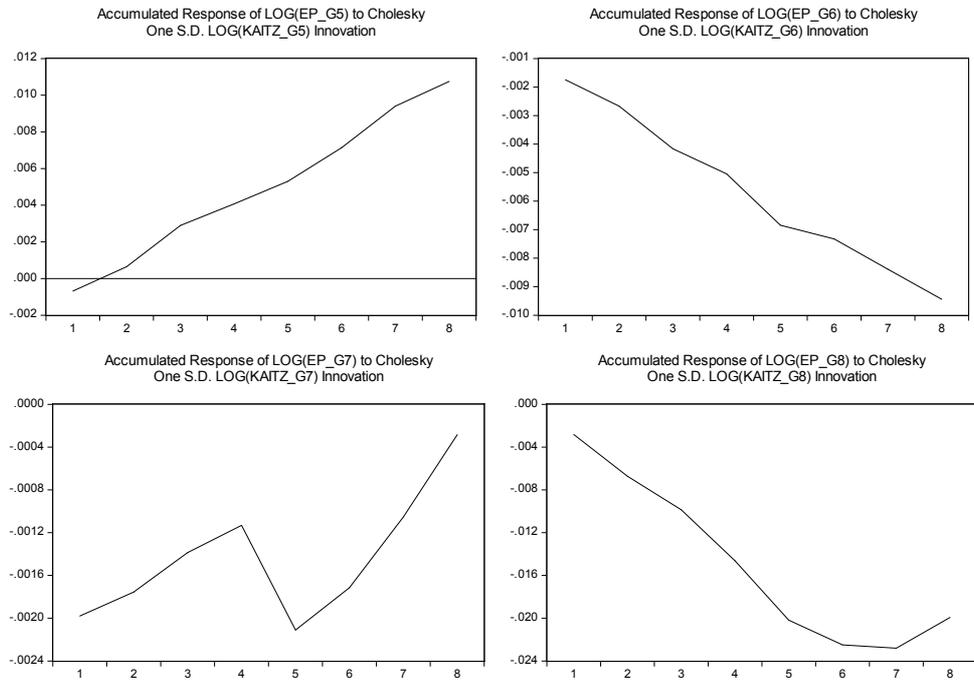
다음으로 VEC 모형에서 최저임금 인상이라는 충격이 가해졌을 때의 고용률 변화를 나타내는 충격반응(impulse response) 그래프를 그려보면 [그림 6]과 같다. 이를 보면 모든 그룹에서 8분기까지 최저임금 충격에 대한 고용반응이 지속적으로 음(-)의 값을 나타낸다. 최저임금의 10% 인상에 대한 고용반응을 8분기까지의 누적값으로 보면, 그룹 1은 -1.4%, 그룹 2는 -0.6%, 그룹 3은 -0.4%, 그룹 4는 -1.0%로 나타나 모든 그룹에서 최저임금 인상에 대한 음(-)의 고용반응이 미약하지만 일관되게 나타남을 알 수 있다.

또한, 이 연구에서 사용한 추정방법이 합당한가를 검증하기 위해 최저임금 적용률이 가장 낮은 4개 그룹에 대해 최저임금의 고용효과를 추정하는 반증실험(falsification test)을 수행하였다. 최저임금 적용률이 가장 낮은 4개 그룹들은 <표 5>와 같다. 이 연구의 추정방법이 옳다면 최저임금의 이론에 따라 이 그룹들에서는 최저임금의 고용효과가 0이거나 0에 매우 가깝게 나타날 것이다.

〈표 5〉 최저임금 적용률이 낮은 그룹(2001~2013 평균)

	성별	연령	최저임금 적용률(%)	임금근로자 비율(%)
그룹 5	남성	30~34세	1.7	73.6
그룹 6	남성	35~39세	1.7	67.8
그룹 7	남성	40~44세	2.5	57.7
그룹 8	여성	25~29세	3.5	57.8
전체 근로자			9.1	24.8

〔그림 7〕 최저임금(log(kaitz)) 변동에 따른 고용률(log(ep))의 충격반응(impulse response) 경로 : 최저임금 적용률이 가장 낮은 그룹



주 : 8분기까지의 누적값(accumulated response)임.

반증실험 결과인 [그림 7]을 보면, 최저임금의 고용효과는 예상한 바와 같이 최저임금 적용률이 낮은 그룹들에서 높은 그룹들에 비해 0에 매우 가까운 값을 나타내어 효과가 미약해진 것을 확인할 수 있으며, 그룹 5(30~34세 남성)에서는 미약하지만 양(+)의 값을 나타내기도 하였다. 즉 [그림 7]에 나타난 결과는 [그림 6]의 결과가 추정방법의 오류 때문에 도출되는 것이 아님을 보여준다. 한편, 최저임금 적용률이 낮은 그룹들에서 높은 그룹들보다 최저임금의 고용효과가 미미해졌지만 일부 그룹에서 여전히 음(-)으로 나타난 결과에 대해 해석하면 다음과 같다. 먼저 최저임금 적용률이 낮은 그룹들이라 하더라도 여전히 최저임금 수급자가 존재하기 때문에 최저임금의 고용효과가 음(-)으로 나타날 수 있다. 다음으로 최저임금 적용 근로자와 미적용 근로자가 모두 근무하던 사업체가 최저임금 인상의 부담으로 폐업한 경우, 또는 폐업하진 않았더라도 최저임금 적용 근로자가 해고됨으로써 비적용 근로자의 노동 강도가 증가하여 이들이 자발적으로 퇴직한 경우가 발생한다면 최저임금의 고용효과가 음(-)으로 나타날 수 있을 것이다.

V. 결 론

이 논문에서는 VEC 모형을 이용하여 최저임금의 고용효과를 연령·성 그룹으로 나누어 살펴보았다. 시계열 자료는 횡단면 자료 또는 패널 자료보다 자료의 신뢰성, 대표성, 표본량 등에서 우수하며, 최저임금의 고용효과에 대한 장기적 효과를 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 이 논문은 한국에서 시계열 자료와 분석방법을 이용한 최저임금 관련 연구가 거의 없는 상황에서 이를 이용한 분석을 실시하였다는 데에 의의가 있다.

시계열 자료를 사용한 분석은 변수들의 안정성, 변수들 간의 내생성 문제를 먼저 해결해야 하므로 이 연구는 단위근 검정, 공적분 검정 등의 방법으로 이를 검증하고 이에 대한 문제를 VEC 모형을 사용하여 해결하였다.

이상의 분석을 통해 다음의 결론을 얻을 수 있었다.

첫째, 최저임금과 고용에 관한 시계열 분석은 데이터의 시계열 불안정성, 공적분의 존재 등으로 인해 일반적인 최저자승법(OLS) 또는 VAR을 이용한 추정보다는 시계열 자료들의 공적분 관계를 고려한 VEC 추정방법이 적절하다.

둘째, VEC 모형을 통해 분산분해 및 충격반응함수를 분석한 결과 최저임금 인상은 고용에 미약하지만 장기적인 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는 최저임금의 인상이 고용을 감소시킨다는 신고전학파의 경쟁노동시장 이론을 지지하는 결과이며, 패널 자료를 이용하여 한국의 최저임금의 고용효과를 다룬 일부 연구들과는 다소 상반된 결과이다.

참고문헌

- 강승복. 「임금분포, 최저임금에 대한 세 가지 에세이」. 한양대학교 박사학위 논문, 2014.
- 김대일. 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」. 『노동경제논집』 35권 3호 (2012. 12): 29-50.
- 김우영. 「최저임금이 청년고용에 미치는 영향」. 한국고용정보원 고용동향조사 심포지엄 자료 (2010.5): 392-409.
- 김유선 외. 『최저임금 제도가 저임금 근로자 고용 및 임금에 미친 영향 평가』. 노동부, 2004.
- 김주영. 「“최저임금의 고용효과”」. 『최저임금 효과분석』. 한국노동연구원, 2011.
- 남성일. 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 12): 1-19.
- 이병희. 「최저임금의 고용유지 및 취업유입효과」. 『산업노동연구』 14권 1호 (2008. 6): 1-23.
- 정진호 외. 「최저임금의 고용효과」. 『저소득 노동시장 분석』. 한국노동연구원, 2008.
- Bazen, Stephen and Marimoutou, Velayoudom. “Looking for a Needle in a Haystack? A Re-examination of the Time Series Relationship between Teenage Employment and Minimum Wages in the United States.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64 (1) (December 2002): 699-725.
- 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.

Burkhauser, Richard V. and Couch, Kenneth A. and Wittenburg, David C. "Who Minimum Wage Increases Bite: An Analysis Using Monthly Data from the SIPP and the CPS." *Southern Economic Journal* 67 (1) (July 2000): 16-40.

_____. "A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey." *Journal of Labor Economics* 18 (4) (October 2000): 653-680.

Card, D. and Krueger, A. "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania." *American Economic Review* 84 (4) (September 1994): 772-793.

_____. *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.

Neumark, David and Wascher, William. "The Effects of Minimum Wages on Teenage Employment and Enrollment: Evidence from Matched CPS Surveys." *NBER Working Paper* 5092 (April 1995).

_____. "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 Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research." *NBER Working Paper* 12633 (November 2006).

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.

Wellington, A. J. "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update." *The Journal of Human Resources* 26 (1) (Winter 1991): 27-46.

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

Analysis of Employment Effect of the Minimum Wage Using Time Series Data

Seungbok Kang and Cheolsung Park

We analyze the effect of the minimum wage on employment using time series data for groups of individuals most affected by the minimum wage: young males (18 to 24 years old), young females (18 to 22 years old), old males (60 years and older) and old females (60 years and older). Our findings are as follows. First, a unit root test says that the variables like minimum wages and employments are non-stationary variables and they have cointegrational relations each other. It says that in this case, VEC is more suitable than OLS or VAR. Second, an increase of the minimum wage is found to have a weak but persistently negative effect on employment.

Keywords : minimum wage, time series, Kaitz index, cointegration, VEC