

노동정책연구
2012. 제12권 제1호 pp.1~28
© 한국노동연구원

연구 논문

한국의 지역간 임금격차 : 지역별 고용조사(RES)를 중심으로*

김우영**

본 연구는 2008년 새롭게 수집된 통계청의 지역별 고용조사(RES)를 이용하여 우리나라의 지역간 임금격차를 재추정한다. 지역간 임금격차에 대한 기존 연구는 KLIPS나 OES를 이용한 반면, 본 연구는 이들 자료를 이용할 경우와 RES를 이용할 경우 지역간 임금격차에 어떤 차이를 보이는지를 보여준다. 또한 본 연구는 OLS를 통한 임금격차와 취업자/비취업자의 선택편의를 고려한 임금격차를 제시한다. RES KLIPS, OES를 이용하여 임금함수를 추정된 결과, KLIPS를 이용하여 얻어진 지역간 임금격차는 RES를 이용한 경우보다 과소 추정되며, OES를 사용할 경우에는 RES와 평균적인 임금격차에 있어서는 큰 차이를 보이지 않지만 개별 지역의 임금격차는 상당한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 또한 임금함수의 추정에 있어서 표본선택이 존재하는 것으로 추정되지만 이로 인한 지역간 임금격차의 왜곡은 심각한 수준은 아니라고 판단된다. RES를 이용하여 일반 엔트로피 지수 (Generalized Entropy Index)를 계산하면 우리나라의 임금불평등은 지역간 임금격차에 기인하기보다는 지역내 임금불평등에 기인한다는 것으로 나타났다. 하지만 임금함수의 추정 결과, 수도권과 비수도권의 임금격차는 확연하게 나타나는데, 특히 서울과 경기 거주자의 임금프리미엄은 전국 평균보다 높으며, 울산을 제외한 모든 광역시·도의 거주자는 마이너스 임금프리미엄을 보이고 있다. 결국 우리나라의 지역간 임금격차의 해소는 수도권-비수도권의 임금격차 해소를 귀결되며, 정부가 추진하고 있는 지역균형발전정책도 이에 초점이 맞추어져야 할 것으로 사료된다.

핵심 용어 : 지역간 임금격차, 지역별 고용조사, 표본선택편의

논문접수일: 2011년 12월 9일, 심사의뢰일: 2011년 12월 12일, 심사완료일: 2012년 1월 20일

* 본 논문의 초고에 대해서 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 공주대학교 경제통상학부 교수(kwy@kongju.ac.kr)

I. 서론

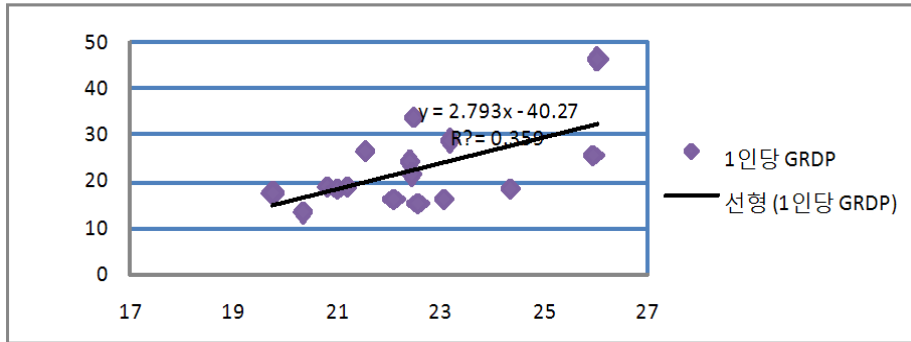
우리나라의 경제발전은 지역간 균형발전이기보다는 수도권과 비수도권, 영남과 호남 사이의 불균형 속에서 이루어져 왔다. 본격적인 경제개발이 시작된 1960년대 이후 수도권은 꾸준히 확대되어 왔으며, 집권당 출신지역을 중심으로 경제성장이 편중되는 경향을 보여왔다. 지역간 불균형은 최근의 통계에서도 잘 나타나는데 2009년 현재, 전체 인구의 50%가 수도권(서울, 인천, 경기)에 살고 있으며, 전체 소득의 49%가 그곳에서 창출되고 있다. 또한 16개 광역시·도 간 소득격차도 심한데, 2009년 현재 1인당 GRDP가 가장 높은 지역은 울산(4,600만 원)이고 가장 낮은 지역은 대구(1,300만 원)로 그 격차는 3.5배에 달한다. 이러한 지역간 불평등을 해소하기 위해서 지난 참여정부는 지역균형발전을 주요 국정 현안으로 삼아 지역간 경제력 격차를 해소하려 하였지만 그 격차는 여전히 해소되고 있지 않으며, 최근 과학벨트, 신공항 입지 선정에서도 나타나듯이 지역간 갈등은 오히려 증폭되는 양상을 보이고 있다.

지역간 경제적 불평등이 중요한 해결과제로 지적되고 있는 가운데 이를 다룬 연구들은 크게 두 그룹으로 분류될 수 있다. 첫 번째 부류는 지역간 1인당 GRDP의 차이를 측정하고, 그 차이가 왜 발생하는지, 또 그 차이가 시간의 흐름에 따라 수렴(convergence)하는지를 밝히는 데 초점을 맞추고 있다.²⁾ 이들 대부분의 연구는 Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992)의 가설을 한국에 적용하여 검증하고 있다고 볼 수 있다. 두 번째 부류는 지역간 1인당 임금격차를 추정하고 그 원인을 밝히려는 연구인데 이들 연구는 주로 Mincer-Type의 임금함수의 추정을 통하여 근로자의 인적자본, 산업, 직업을 통제한 후에도 상당한 크기의 지역간 임금격차가 존재한다는 것을 보이고 있다.³⁾

2) 지역간 1인당 GRDP를 비교하거나, 1인당 GRDP의 수렴을 다룬 최근의 국내 연구로는 노근호 외(1995), 이진원(1997), 유병철·박성익(2004), 박성익·유용철(2005), 민경휘(2005, 2006), 허문구(2006), 김종일(2010) 등이 있다.

3) 지역간 임금격차에 관한 최근 연구로는 이원호(2002), 이종훈·권태희(2005), 허식(2007), 이변송(2009), 이상호(2010) 등이 있다.

(그림 1) 1인당 GRDP와 1인당 임금의 관계(2009)



주: 1인당 GRDP에 대한 자료는 KOSIS에서, 1인당 임금에 대한 자료는 통계청의 지역별 고용조사 원자료에서 저자가 계산한 것임.

본 연구는 지역간 경제적 불평등에 대한 위의 두 가지 접근방법 중 후자, 즉 지역간 임금격차의 규모를 추정하는 것에 초점을 두고자 한다. 본 연구가 지역간 1인당 GRDP가 아닌 1인당 임금격차를 추정하려는 것은 두 가지 이유에 기인한다. 첫째, 1인당 GRDP와 1인당 임금은 유사하지만 상당히 다른 지표라는 것이다. 이는 [그림 1]에서 잘 나타나는데, 지역의 1인당 GRDP와 지역의 1인당 임금 사이의 상관관계는 그리 높지 않다. 2009년 현재 양 변수 사이의 상관계수는 0.59이며, R^2 은 0.36에 그치고 있다. 이렇게 1인당 GRDP와 1인당 임금 사이에 차이가 발생하는 이유는 전자는 근로자에 대한 보수뿐 아니라 자본에 대한 소득과 영업이익도 포함하고 있기 때문이다.

둘째, 근로자의 삶의 질의 차이를 파악하는 데 있어 1인당 GRDP보다는 1인당 임금격차가 더 적합하다고 판단하기 때문이다. 지역 경제를 활성화하기 위해서 많은 자치단체들은 역내로 대규모의 기업을 유치하려고 노력하고 있다. 하지만 동시에 자치단체 공무원이나 지역 전문가들은 과연 기업 유치가 지역 주민의 삶을 개선하는 데 얼마나 도움이 될지에 의문을 품고 있다. 그 이유는 역내로 대기업을 유치한다면 1인당 GRDP는 높아지겠지만, 기업의 수익은 본사가 위치한 서울로 송금되고 채용도 서울에서 이루어지고 있어, 지역에 실질적인 도움이 되지 않을 수 있기 때문이다. 따라서 지역 거주 근로자의 삶의 질 차이를 살펴보는 것이 목적이라면 1인당 GRDP보다는 1인당 임금을 살펴보는 것이 더 적절하다고 할 수 있다.

본 연구의 목적은 2008년 통계청에서 발표한 지역별 고용조사를 이용하여 우리나라의 지역간 임금격차의 규모를 재추정하려는 것이다.⁴⁾ 본 연구에 사용된 통계청의 「지역별 고용조사(Regional Employment Survey, 이하 RES라고 칭함)」는 지역 연구를 목적으로 수집된 대표성 있는 자료라고 할 수 있다. 기존의 지역간 임금격차에 관한 연구들은 통계청이나 고용노동부 자료에서 지역 정보를 제공하지 않기 때문에 주로 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS)나 한국고용정보원의 산업직업별 고용구조조사(OES)를 사용해 왔다.⁵⁾ 하지만 KLIPS는 전국을 대상으로 샘플링을 한 자료가 아니기 때문에 지역을 세분화할 경우 표본 수가 너무 적어지는 한계가 있다. OES의 경우에는 상대적으로 광역시·도별 표본 수는 많지만, 취업자만을 대상으로 샘플링을 하고 있기 때문에 지역 노동시장을 대표하는 표본이라고 보기 어려우며, 임금함수를 추정할 때 발생할 수 있는 취업자의 선택편의(self-selection)도 고려할 수 없다는 한계를 가진다. 따라서 RES를 이용한 본 연구는, 필자가 아는 한 지역 연구를 하기에 가장 적합한 자료를 이용하여 지역간 임금격차를 추정한 최초의 연구라고 할 수 있다.

본 연구는 또한 임금함수를 추정함에 있어서 취업자의 자기선택을 고려한다. Tremblay(1986) 외 많은 지역 경제 연구자들은 자기선택을 고려할 경우 지역간 임금격차의 크기가 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 연구 역시 지역간 임금격차를 측정함에 있어서 취업자의 자기선택으로 인한 편의를 고려할 것이다. 이러한 방법론이 가능한 것은 연구에 사용된 「지역별 고용조사」가 근로자뿐 아니라 비근로자도 표본에 포함하고 있기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 지역간 임금격차를 추정하기 위하여 주로 사용되어 온 한국노동연구원의 KLIPS, 한국고용정보원의 OES와 본 연구를 위하여 새롭게 사용될 통계청의 RES에 대한 소개, 자료의 특성, 주요 변수의 기초통계량을 제시한다. 여기서는 2008년도 자료를 사용하는데 그 이유는 이들 세 가지 자료의 비교를 가능하게 하는 해가 2008년이기 때문이

4) 이 연구에서 지역이라 함은 우리나라 15개 광역시 및 도(제주도 제외)를 의미한다.

5) 예를 들면, 이원호(2002), 이종훈·권태희(2005), 허식(2007), 이변송(2009), 이상호(2010) 등은 KLIPS 자료를 이용하고, 이상호(2006), 김우영(2010), 김동수(2011) 등은 OES 자료를 이용하여 지역간 임금격차를 분석하고 있다.

다.6) 제Ⅲ장에서는 임금함수를 설정하고, 임금함수의 추정을 통하여 얻어진 결과를 이용하여 어떻게 지역간 임금격차의 크기를 측정할 수 있는지에 대한 이론적 모형을 제시한다. 또한 RES를 사용할 경우와 비교하여 KLIPS나 OES를 사용할 경우 지역간 임금격차가 얼마나 과대 혹은 과소 추정되는지를 보인다. 제Ⅳ장에서는 2008년 지역별 고용조사 원자료를 이용하여, 취업자의 자기선택을 고려한 임금함수를 추정하고, 이를 바탕으로 지역간 임금격차의 크기를 재측정한다. 여기서는 OLS로 측정한 지역간 임금격차와 표본선택을 고려하여 ML로 추정한 임금격차가 어떻게 다른지를 비교한다. 또한 지역을 수도권과 비수도권으로 구분할 경우의 임금격차도 추정해 본다. 마지막으로 본 연구의 분석 결과에 대한 요약과 결론을 제Ⅴ장에 제시한다.

Ⅱ. 자료와 변수

이 장에서는 지역을 분석단위로 할 경우 RES, KLIPS, OES 사이에 어떤 차이가 존재하는지를 알아보고자 하며, 이를 위하여 세 가지 자료의 특성과 주요 변수의 기초통계량을 비교하기로 한다. 서론에서도 잠시 소개한 바와 같이 KLIPS는 제주도를 제외한 전국의 도시 지역만을 대상으로 표본을 추출하였기 때문에 조사 결과가 우리나라 전 지역을 대표하는 것으로 볼 수 없다. 일례로 1998년 노동패널조사 표본에 나타난 광역시 이상 가구원 비중은 57.8%로 1998년 추계인구조사에서 광역시 이상의 가구원 비중이 48.8%로 나온 것에 비하여 9%가량을 상회하는 것으로 나타나고 있다.7) 한편, OES는 제주도를 포함한 전국 16개 광역시와 광역자치단체로부터 표본을 추출하여 비교적 지역을 대표하는 표본을 제공하고 있으나 취업자만을 조사하였기 때문에 지역 노동시장 전반에 대한 상황을 알 수 없으며, 또한 시·군·구로 분석단위가 내려갈 경우 역시 표본 수가 적어진다는 한계를 가지고 있다.

6) KLIPS는 1998~2008년까지, OES는 2002~2008년까지, 지역별 고용조사는 2008, 2009년이 공개되고 있다.

7) 한국노동연구원 홈페이지에서 제공하는 KLIPS의 표본추출 정보 참조.

이와는 달리 2008년부터 시작한 통계청의 지역별 고용조사(RES)는 지역 노동시장을 파악할 수 있는 기본통계를 제시하기 위하여 마련되었으며, 표본 수에 있어서도 OES가 7만 5,000가구를 대상으로 한 반면, 지역별 고용조사는 17만 5,000가구를 대상으로 하고 있어 월등히 많은 표본 수를 포함하고 있다. 또한 RES는 취업자에 대한 정보(임금 포함)뿐 아니라 실업자, 비경활인구에 대한 정보도 제공하고 있어 지역 노동시장 전반을 파악하는 데 유용한 자료라고 할 수 있다. 더욱 중요한 것은, RES는 16개 광역시·도에 대한 가중치를 제공하고 있어 이를 이용할 경우 경제활동인구조사에서 얻어지는 우리나라 전체를 대상으로 한 통계량과 거의 동일한 통계량을 얻을 수 있다는 것이다.

<표 1>은 2008년 현재 위의 세 가지 자료에 나타난 인적특성과 지역의 구성 비율을 보여주고 있다. RES가 대표성을 가지기 위해서는 통계청에서 제공하는 가중치를 사용하는 것이 절대적으로 중요하다. 그 이유는 가중치를 사용하지 않을 경우에는 지역 표본이 모집단을 대표하지 않기 때문이다.⁸⁾ 따라서 <표 1>의 모든 수치는 각 자료에서 제공하는 가중치를 사용하여 구해졌다. <표 1>을 보면 RES를 기준으로 할 때 OES보다는 KLIPS의 오차가 더 크다는 것을 알 수 있다. 표본 평균이 진정한 평균에서 얼마나 떨어져 있는지를 나타내는 MSE를 보면 KLIPS의 오차는 OES의 5배에 이른다. 이러한 현상은 지역을 구분하여 연구하기에는 KLIPS의 표본이 너무 적다는 점에서 쉽게 추론할 수 있다. KLIPS의 경우, 서울과 대구는 상당히 과대 샘플링되고 있는 반면, 전남·울산·충남은 과소 샘플링되고 있다. 한편 OES의 경우, RES와의 차이는 상대적으로 작지만 서울을 제외한 광역시는 과소 샘플링되고, 도는 상대적으로 과대 샘플링되는 경향을 나타내고 있다.

<표 2>는 KLIPS, OES, RES에서 각각 구해진 시·도 간 월평균 임금과 시간당 임금을 보여준다. 2008년 현재 KLIPS에서 구해진 우리나라 전체 월평균 임금은 197만 원, OES 203만 원, RES 195만 원으로 KLIPS와 OES의 임금은 RES의 임금보다 다소 높게 나타나고 있다. RES를 가장 대표성 있는 표본이라고 가정한다면, KLIPS에 나타난 월평균 임금은 약 1%, OES에 나타난 월평균 임금은 약 4.3% 실제 임금을 과대 추정하고 있다.

8) 가중치를 사용하지 않는 경우와 사용하는 경우 평균에 큰 차이를 보인다.

〈표 1〉 KLIPS, OES, RES의 표본 특성과 그 격차(2008)

| | (1) | (2) | (3) | (1)-(3) | (2)-(3) |
|--------|-------|-------|-------|---------|---------|
| | KLIPS | OES | RES | % | % |
| 여성 | 0.398 | 0.416 | 0.413 | -3.6 | 0.8 |
| 가구주 | 0.551 | 0.571 | 0.578 | -4.6 | -1.2 |
| 배우자유 | 0.632 | 0.660 | 0.628 | 0.6 | 5.0 |
| 기타 혼인 | 0.074 | 0.066 | 0.073 | 1.7 | -9.5 |
| 15~29세 | 0.210 | 0.227 | 0.246 | -14.8 | -7.9 |
| 30~54세 | 0.674 | 0.652 | 0.643 | 4.9 | 1.5 |
| 55세 이상 | 0.116 | 0.121 | 0.111 | 4.6 | 9.0 |
| 중학교 이하 | 0.164 | 0.137 | 0.150 | 9.5 | -8.2 |
| 고등학교 | 0.310 | 0.371 | 0.350 | -11.5 | 5.9 |
| 전문대 | 0.180 | 0.126 | 0.154 | 16.5 | -18.1 |
| 대학 이상 | 0.346 | 0.365 | 0.346 | 0.2 | 5.7 |
| 서울 | 0.263 | 0.230 | 0.223 | 17.8 | 3.2 |
| 부산 | 0.075 | 0.072 | 0.073 | 2.4 | -0.7 |
| 대구 | 0.072 | 0.047 | 0.051 | 40.7 | -8.8 |
| 인천 | 0.058 | 0.061 | 0.062 | -6.4 | -0.7 |
| 광주 | 0.029 | 0.028 | 0.031 | -6.9 | -10.4 |
| 대전 | 0.032 | 0.033 | 0.035 | -7.7 | -4.8 |
| 울산 | 0.020 | 0.025 | 0.027 | -25.2 | -6.9 |
| 경기 | 0.234 | 0.251 | 0.251 | -6.9 | 0.0 |
| 강원 | 0.023 | 0.027 | 0.025 | -8.0 | 5.3 |
| 충북 | 0.025 | 0.028 | 0.028 | -10.3 | -0.7 |
| 충남 | 0.028 | 0.033 | 0.034 | -17.2 | -1.9 |
| 전북 | 0.030 | 0.029 | 0.029 | 5.3 | 1.6 |
| 전남 | 0.017 | 0.028 | 0.026 | -34.5 | 8.3 |
| 경북 | 0.042 | 0.047 | 0.047 | -9.9 | 1.7 |
| 경남 | 0.052 | 0.060 | 0.058 | -11.2 | 2.4 |
| MSE | | | | 212.48 | 42.51 |

주: MSE(Mean-Squared Error)는 RES 값을 진정한 값으로 가정하고 계산한 값임.
네 번째와 다섯 번째 열의 %값은 RES를 기준으로 계산된 것임.

한편 시간당 임금은 조금 다른 패턴을 보이는데 KLIPS에 나타난 시간당 임금은 RES보다 4.4%, OES에 나타난 시간당 임금은 RES보다 3.5% 과대 추정하고 있어 시간당 임금에 있어서는 오히려 KLIPS의 오차가 OES보다 더 큰 것으로 나타나고 있다.

전체 평균 임금만을 본다면 KLIPS, OES, RES 사이에 격차가 크다고 말할 수 없지만 개별 광역시·도별 편차는 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 예를 들면

<표 2> KLIPS, OES, RES에서 구해진 평균 임금과 그 격차(2008)

| 지역 | KLIPS | | OES | | RES | | KLIPS-RES(%) | | OES-RES(%) | |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------|-----------|------------|-----------|
| | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 |
| 서울 | 206.1 | 1.1 | 224.9 | 1.2 | 209.8 | 1.1 | -1.8 | 1.8 | 7.2 | 5.7 |
| 부산 | 173.4 | 0.9 | 177.8 | 0.9 | 179.1 | 0.9 | -3.2 | -1.8 | -0.8 | -2.6 |
| 대구 | 183.4 | 1.0 | 175.8 | 0.9 | 166.2 | 0.9 | 10.4 | 13.3 | 5.7 | 5.5 |
| 인천 | 166.9 | 0.9 | 192.2 | 1.0 | 175.6 | 0.9 | -5.0 | -2.7 | 9.5 | 9.4 |
| 광주 | 217.3 | 1.2 | 190.8 | 1.0 | 191.2 | 1.0 | 13.6 | 19.0 | -0.2 | -3.6 |
| 대전 | 191.1 | 1.0 | 195.3 | 1.0 | 189.3 | 1.0 | 0.9 | 2.6 | 3.2 | 4.7 |
| 울산 | 249.6 | 1.3 | 235.6 | 1.2 | 244.3 | 1.2 | 2.2 | 7.2 | -3.6 | 0.2 |
| 경기 | 209.4 | 1.1 | 216.9 | 1.1 | 203.2 | 1.0 | 3.1 | 5.9 | 6.8 | 3.2 |
| 강원 | 190.2 | 1.0 | 169.2 | 0.9 | 170.9 | 0.9 | 11.3 | 14.2 | -1.0 | -0.2 |
| 충북 | 165.2 | 0.9 | 177.5 | 1.0 | 185.9 | 1.0 | -11.1 | -7.9 | -4.5 | -2.1 |
| 충남 | 173.3 | 0.9 | 174.3 | 0.9 | 187.3 | 0.9 | -7.5 | -2.1 | -6.9 | -4.7 |
| 전북 | 198.9 | 1.1 | 186.1 | 1.0 | 177.4 | 0.9 | 12.1 | 20.1 | 4.9 | 5.9 |
| 전남 | 214.5 | 0.1 | 201.8 | 1.1 | 192.3 | 1.0 | 10.5 | 13.0 | 5.0 | 7.2 |
| 경북 | 172.8 | 0.9 | 185.6 | 1.0 | 181.0 | 0.9 | -4.5 | -3.8 | 2.6 | 2.9 |
| 경남 | 193.2 | 1.0 | 194.9 | 1.0 | 188.3 | 0.9 | 2.6 | 10.1 | 3.5 | 7.5 |
| 전국 | 196.8 | 1.1 | 203.2 | 1.0 | 194.9 | 1.0 | 1.0 | 4.4 | 4.3 | 3.5 |
| MSE | | | | | | | 62.5 | 106.9 | 25.4 | 25.4 |

주: KLIPS-RES는 $(KLIPS-RES)/RES \times 100$ 을 나타내며, OES-RES 역시 유사하게 계산됨. 예를 들어 서울의 경우 KLIPS에 나타난 월평균 임금은 RES의 월평균 임금보다 1.8% 낮고, 시간당 임금은 1.8% 높게 나타남. MSE는 RES 값을 진정한 값으로 가정하고 계산한 값임.

대구·전남·전북·경남 등에서는 KLIPS, OES의 평균 임금이 RES의 평균 임금을 상회하는 반면, 부산·충남·충북 등에서는 이들의 평균 임금이 RES의 평균 임금을 하회하고 있다. 또한 RES를 기준으로 계산한 MSE(Mean-Squared Error)를 보면 KLIPS의 편차가 OES보다 세 배 이상 큰 것으로 나타나고 있는데 이러한 결과는 <표 1>에 나타난 내용과도 일관성을 가진다.

세 자료 사이에 나타나는 시·도 간 임금편차를 좀 더 자세히 알아보기 위해서는 평균뿐 아니라 임금분포도 살펴볼 필요가 있다. <표 3>은 각 시·도별 소득이 전체 소득에서 차지하는 비중과 각 자료별로 나타나는 임금불평등지수를 보여주고 있다. 우선 RES 월평균 임금을 기준으로 한 지역별 임금소득 비중을 살펴보면, 서울과 경기도 각각 전체 소득의 24.3%, 26.4%를 차지하고 있어 두

지역의 소득이 전체의 50%를 넘고 있다. 수도권이라고 할 수 있는 서울·경기·인천을 합친다면 그 비중은 56.1%에 달한다. 또한 이러한 특징은 시간당 임금을 사용하여도 거의 동일하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

지역별 임금 비중은 자료에 따라 다소 다르게 나타나는데 전반적으로 볼 때 OES보다는 KLIPS가 지역별 소득 비중을 과대 혹은 과소 추정하고 있는 것으로 보인다. 예를 들면 KLIPS에 나타난 서울의 월 임금소득 비중은 27.6%, OES는 25.3%, RES는 24.3%로 KLIPS에서 서울의 임금소득 비중이 가장 높게 나타나고 있다. 대구의 임금소득 비중 역시 RES, OES보다 KLIPS에서 가장 높게 나타나고 있다.

〈표 3〉 KLIPS, OES, RES에 따른 시·도별 소득 비중과 그 격차(2008)

| 지역 | KLIPS | | OES | | RES | | KLIPS-RES | | OES-RES | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 | 월평균 임금 | 시간당 임금 |
| 서울 | 0.276 | 0.280 | 0.253 | 0.255 | 0.243 | 0.246 | 0.033 | 0.034 | 0.010 | 0.009 |
| 부산 | 0.066 | 0.065 | 0.066 | 0.066 | 0.066 | 0.066 | 0.000 | -0.001 | 0.000 | 0.000 |
| 대구 | 0.067 | 0.066 | 0.042 | 0.042 | 0.043 | 0.043 | 0.024 | 0.024 | -0.001 | -0.001 |
| 인천 | 0.049 | 0.048 | 0.053 | 0.053 | 0.054 | 0.053 | -0.005 | -0.005 | -0.001 | 0.000 |
| 광주 | 0.032 | 0.033 | 0.027 | 0.027 | 0.029 | 0.030 | 0.003 | 0.003 | -0.002 | -0.003 |
| 대전 | 0.031 | 0.031 | 0.032 | 0.033 | 0.032 | 0.033 | -0.001 | -0.002 | -0.001 | 0.000 |
| 울산 | 0.026 | 0.026 | 0.031 | 0.031 | 0.033 | 0.032 | -0.007 | -0.006 | -0.002 | -0.001 |
| 경기 | 0.249 | 0.247 | 0.258 | 0.251 | 0.264 | 0.263 | -0.015 | -0.017 | -0.006 | -0.012 |
| 강원 | 0.023 | 0.023 | 0.023 | 0.023 | 0.022 | 0.022 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| 충북 | 0.021 | 0.021 | 0.025 | 0.026 | 0.026 | 0.027 | -0.006 | -0.006 | -0.001 | 0.000 |
| 충남 | 0.025 | 0.025 | 0.030 | 0.030 | 0.033 | 0.032 | -0.008 | -0.008 | -0.003 | -0.002 |
| 전북 | 0.031 | 0.032 | 0.028 | 0.028 | 0.027 | 0.027 | 0.004 | 0.005 | 0.001 | 0.002 |
| 전남 | 0.018 | 0.018 | 0.028 | 0.029 | 0.026 | 0.026 | -0.008 | -0.008 | 0.002 | 0.003 |
| 경북 | 0.037 | 0.036 | 0.044 | 0.045 | 0.044 | 0.044 | -0.007 | -0.008 | 0.000 | 0.001 |
| 경남 | 0.051 | 0.051 | 0.059 | 0.060 | 0.058 | 0.056 | -0.007 | -0.004 | 0.001 | 0.004 |
| GE(2) | 0.326 | 0.406 | 0.230 | 0.288 | 0.220 | 0.261 | 0.106 | 0.145 | 0.010 | 0.028 |
| within | 0.322 | 0.401 | 0.226 | 0.284 | 0.217 | 0.257 | 0.105 | 0.144 | 0.009 | 0.027 |
| between | 0.004 | 0.005 | 0.005 | 0.004 | 0.003 | 0.004 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| GINI | 0.340 | 0.365 | 0.338 | 0.355 | 0.332 | 0.343 | 0.007 | 0.022 | 0.006 | 0.012 |

주: GE(Generalized Entropy)는 불평등 지수의 하나이며, 이는 그룹내 불평등(within)과 그룹간 불평등(between)으로 분해된다. GINI는 지니계수.

<표 3>의 마지막 두 행은 불평등지수를 보여주고 있다. GE(2)는 일반 엔트로피지수(Generalized Entropy Index)로서 이 지수의 장점은 불평등지수를 그룹으로 분해할 수 있다는 것이다.⁹⁾ 한편 GINI는 우리가 일반적으로 알고 있는 지니계수다. GE(2)를 보면 우리나라 임금불평등의 대부분은 지역간 불평등이기보다는 지역내 불평등에 기인하고 있음을 알 수 있다. RES를 기준으로 볼 때 2008년 GE(2)는 0.220이고 이 중 지역내 불평등은 0.217로 약 98.6%이고, 지역간 불평등은 0.003으로 1.4%에 불과하다.¹⁰⁾ 따라서 지역간 임금불평등이 전체 임금불평등에서 차지하는 비중은 그리 높지 않음을 알 수 있다.

임금소득의 불평등도 어느 자료를 사용하느냐에 따라 다르게 나타나는데, KLIPS와 OES는 RES보다 월 임금, 시간당 임금 모두에서 높은 불평등도를 보여주고 있다. 특히 KLIPS를 사용할 경우, 또 시간당 임금을 사용할 경우 지역내 임금불평등이 과대 추정되는 것으로 나타나고 있다.

Ⅲ. 임금함수 추정을 통한 지역간 임금격차

지역간 임금격차는 여러 요인에 의해서 나타날 수 있다(Maier & Weiss, 1986). 우선 지역 주민이 보유하고 있는 인적자본의 차이에 의해서 발생할 수 있다. Mincer(1958), Becker(1964) 등에 의하여 시작된 인적자본이론에 따르면 개인은 미래의 더 높은 수익을 위하여 교육과 훈련에 투자하며 이를 통하여 근로자의 생산성과 임금은 더 높아지게 된다. 결국 인적자본이론에 따르면 지역간 임금격차는 지역 주민들이 보유하고 있는 인적자본 수준 및 숙련도의 차이에 의하여 설명될 수 있다.

인적자본뿐 아니라 지역의 경제상황이나 산업의 특성 역시 노동수요에 영향

9) 앳킨슨 지수와 마찬가지로 GE(a) 지수 역시 파라미터(a)에 영향을 받는다. 만약 파라미터 값이 양수(+)이고 클수록 고임금 계층의 임금불평등을 더 중시하며, 파라미터 값이 음수(-)이면서 작아질수록 저임금계층의 임금불평등을 더 중시한다. Stata 11에서는 a=2를 가정하고 있다. 위에서 GE(a)=GE(2)일 때의 GE값이다.

10) 지역내 불평등지수는 각 지역의 불평등지수를 가중평균한 것이며, 지역간 불평등지수는 각 지역의 평균 임금 사이의 불평등을 측정한 것이다.

을 미쳐 지역간 임금격차를 야기시킬 수 있다. 예를 들면, 성장률이 높은 지역, 제조업의 비중이 높은 지역, 대기업이 상대적으로 많이 입지해 있는 지역, 수출 비중이 높은 지역일수록 고학력-고속련 인력에 대한 수요가 많을 수 있고, 이는 지역의 평균 임금을 높이는 쪽으로 작용할 가능성이 있다.

지역간 임금격차가 발생할 수 있는 또 다른 원인은 비시장적인 요소에서 찾을 수 있다. North(1999)에 따르면 제도(institution)는 생산비용, 생산과정의 효율성 및 경제적 성과에 영향을 준다고 주장한다. 따라서 제도주의(institutionalism)의 관점에서 본다면 지역간 임금격차는 지역간 제도의 차이에 기인한다고 볼 수 있다.

한편 지역간 임금격차는 노동시장의 분단 현상에 의해서도 나타날 수 있다. 노동시장은 1차 노동시장과 2차 노동시장으로 구분되는데 이 두 시장의 분단으로 인하여 임금격차가 발생할 수 있다. 노동시장의 분단은 재화의 수요와 관련이 있는데 안정적인 수요를 가진 기업은 1차 노동시장을 창출하게 되고, 반면에 불안정하고 불확실한 재화수요를 가진 기업은 2차 노동시장을 창출하게 된다(McNabb & Ryan, 1990; Doeringer & Piore, 1971). 만약 지역마다 산업의 구성이 다르고 수요의 유형이 다르다면, 지역마다 1~2차 노동시장의 비중도 달라지며 그 결과 지역간 임금도 달라진다.

지역간 날씨, 범죄율, 환경 오염 등 비금전적 차이가 지역간 임금격차를 유발할 수도 있다. 이러한 가설은 보상임금이론(Rosen, 1986)에 기인하는데, 이에 따르면 지역간 임금격차는 지역간에 존재하는 비금전적 차이를 보상하기 위해서 발생할 수 있다. 예를 들어 자녀의 교육환경이 좋지 않은 곳에서 일하는 사람들은 그렇지 않은 사람들보다 더 높은 임금으로 보상받게 된다.

이들 요인 이외에도 지역간 임금격차는 집적효과(agglomeration economy)나 지역화 경제(localization economy)에 의해서 나타날 수도 있다(Combes, Duranton & Gobillon, 1982; Romer, 1986). 이들 이론에 따르면 기업들의 지리적 군집은 정보의 제공 측면에서나 기술의 전파에 있어서 긍정적인 외부효과(positive externalities)를 창출하게 되고 따라서 이러한 긍정적 외부효과가 존재하는 지역에 거주하는 사람들의 임금은 그렇지 않은 지역 주민들의 임금보다 더 높게 된다.

본 연구에서는 지역간 임금격차를 추정하기 위하여 인적자본을 중심으로 한 Mincer-Type의 임금함수를 추정하기로 한다.¹¹⁾ 앞서 설명한 바와 같이 임금격차는 인적자본의 차이 이외에도 다양한 요인에 의하여 발생할 수 있다. 하지만 기존의 국내외 많은 연구들은 자료의 한계 등으로 Mincer-Type의 임금함수 추정을 통하여 지역간 임금격차를 구해 왔다. 특히, 본 연구의 목적 중 하나는 KLIPS, OES, RES 자료에서 구해지는 지역간 임금격차를 비교하는 것인데, 이들 자료들이 제공하는 정보로는 임금격차를 발생시키는 모든 요인을 반영하는 데는 무리가 있다.¹²⁾ 따라서 이하 추정되는 임금함수에는 이들 자료들이 제공하는 정보에 기초하여 인적자본, 개인적 속성, 산업, 직업 및 지역 더미를 포함시키기로 한다. 따라서 여기서 얻어지는 지역 더미의 계수는 인적자본, 산업과 직업 등의 차이로 설명되지 않는 임금격차라 할 수 있으며, 이들은 지역간 어메니티의 차이, 물적 또는 사회적 간접자본의 차이, 정부정책이나 제도(예: 수도권완화정책)의 차이, 분단노동시장 정도, 집적효과의 차이 등을 반영한다고 볼 수 있다.

구체적으로 추정될 임금함수는 식 (1)과 같다. 식 (1)에서 $\ln W_{ij}$ 는 지역 j 에 거주하는 개인 i 의 시간당 로그임금을 나타내며, X_{ij} 는 지역 j 에 거주하는 개인 i 의 인적자본, 개인적 속성, 산업 및 직업을 나타내며, Z_j 는 j 지역을 나타내는 더미로 서울을 기준으로 한다. 지역 더미는 총 14개($J=14$)가 포함된다. B

-
- 11) 여기서 지역은 거주지를 의미한다. 임금은 거주지가 아니라 근무지의 특성에 따라 결정된다고 볼 수도 있지만 본 연구의 목적이 지역에 거주하는 근로자들 간의 임금격차를 추정하는 것이기 때문에 개인의 근무지보다는 거주지를 지역 단위로 설정한다. 또한 OES 2008년의 경우 근무지에 대한 정보는 없고 거주지에 대한 정보만 제공되고 있다. 한편, 광역시·도로 지역을 구분할 경우 거주지와 근무지의 차이는 그리 크지 않은데 RES 2008년을 보면 임금근로자의 88.4%가 거주지와 근무지가 동일한 것으로 나타나고 있다. 또한 근무지를 사용하였을 경우에도 지역간 임금격차의 추정 결과는 크게 달라지지 않는다. 자세한 추정 결과는 요청에 의하여 제공될 수 있다.
- 12) 보상적 요인이나 집적효과를 고려하기 위해서는 KLIPS, OES, RES 자료에 날씨, 오염, 집적효과 등 새로운 자료를 병합(merge)하는 작업이 필요하다. 우리나라의 경우 날씨, 범죄율, 환경오염 등에 있어 지역간 큰 차이를 보이지 않기 때문에 보상적 요인을 고려하지 않는다고 해서 큰 문제가 발생할 것으로는 생각되지 않는다. 집적효과를 고려한 연구로는 이변송(2009) 등이 있는데 그의 연구에서는 광역시·도가 아니라 178개의 시·군·구 더미를 사용하였다. 본 연구에서는 15개 광역시·도를 분석단위로 하고 있기 때문에 이들 지역에서 집적효과를 보는 것은 적절하지 않다고 생각된다.

와 γ_j 는 각각 통제변수에 대응하는 계수이며, e_{ij} 는 오차항을 나타낸다.

$$\ln W_{ij} = X_{ij}B + \sum_{j=1}^J \gamma_j Z_j + e_{ij} \quad (1)$$

서울을 기준으로 할 경우 γ_j 는 j 지역과 서울의 임금격차인데 이렇게 계산된 임금격차는 어느 지역을 기준으로 하느냐에 따라 달라질 수 있다. 기준변수의 설정에서 오는 문제를 해결하는 한 가지 방법은 Krueger and Summers(1988), Vieira et al.(2005)가 사용한 방법과 같이 각 지역의 임금과 평균 임금의 격차를 계산하는 것이다. 각 지역의 임금과 평균 임금의 격차는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\bar{\gamma}_j = \hat{\gamma}_j - \sum_{s=1}^{15} \alpha_s \hat{\gamma}_s, \quad j=1, 2, \dots, 15 \text{ and } s=1, 2, \dots, 15. \quad (2)$$

식 (2)에서 $\hat{\gamma}_j$ 는 지역 더미의 추정계수, α_s 는 s 지역의 고용비중을 의미한다. 따라서 $\bar{\gamma}_j$ 는 각 지역의 임금이 고용가중임금평균(employment-weighted average wage)으로부터 얼마나 떨어져 있는지를 나타낸다. 기준 지역의 경우 $\bar{\gamma}_j = -\sum_{s=1}^{15} \alpha_s \hat{\gamma}_s$ 이며, 만약 서울이 기준이라면 대부분의 $\hat{\gamma}_j$ 가 음수(-)이기 때문에 $\bar{\gamma}_j$ 는 양수(+)로 나타날 가능성이 높다. 즉 서울 지역의 임금은 가중평균임금보다 높게 나타나게 될 것이다.

$\hat{\gamma}_j$ 와 $\hat{\gamma}_s$ 의 공분산을 고려하지 않을 경우,¹³⁾ 고용 가중임금평균으로부터의 격차 $\bar{\gamma}_j$ 의 분산은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$var(\bar{\gamma}_j) \approx (1 - \alpha_j)^2 var(\hat{\gamma}_j) + \sum_{s \neq j}^{15} \alpha_s^2 var(\hat{\gamma}_s) \quad (3)$$

또한 인적자본 등을 통제한 후 지역간 임금불평등을 측정하기 위한 방법은 임금격차 γ_j 의 분산을 통해서 구해질 수 있는데, $\hat{\gamma}_j = \gamma_j + \hat{e}_j$ 이므로 γ_j 의 분산, 즉 $var(\gamma_j)$ 은 다음과 같이 구해질 수 있다.

13) Krueger and Summers(1988), Vieira et al.(2005)에서도 공분산을 고려하지 않고 있다.

$$\text{var}(\gamma_j) \approx \text{var}(\hat{\gamma}_j) - \sum_{j=1}^J \text{var}(\hat{e}_j) / J \quad (4)$$

식 (4)에서 $\text{var}(\hat{e}_j)$ 는 $\hat{\gamma}_j$ 의 분산을 의미하며, 앞에서와 마찬가지로 \hat{e}_j 와 \hat{e}_s 의 공분산을 무시하고 있기 때문에 등호 대신 근사치(\approx)로 표현된다.

<표 4>는 KLIPS, OES, RES를 이용하여 식 (1)을 추정하고, 그것으로부터 구해진 각 지역의 임금과 평균 임금의 격차($\bar{\gamma}_j$), 임금격차의 분산($\text{var}(\gamma_j)$)을 보여준다.¹⁴⁾ 식 (1)이 지역 더미뿐 아니라 인적자본, 산업, 직업 등을 통제하고 있기 때문에 여기서 얻어진 지역간 임금격차와 지역 임금의 분산은 이들 요인을 통제한 후 얻어진 결과다.

<표 4>의 하단에 제시된 시·도 간 임금격차의 표준편차를 보면, KLIPS를 사용할 경우 지역간 임금불평등이 약 4.4%, OES를 사용할 경우 6.3%, RES를 사용할 경우 6.1%로 각각 나타나는 것을 알 수 있다.¹⁵⁾ 즉 KLIPS를 사용할 경우 지역간 임금불평등을 과소 평가하게 될 위험성이 크다. 한편 OES를 사용할 경우 지역간 임금불평등을 약간 과대 평가하는 것으로 나타나지만, 그 차이는 미미하다고 볼 수 있다.

지역 단위로 내려가면 세 자료에서 도출되는 임금프리미엄의 크기는 더욱 큰 차이를 보인다. 예를 들어 RES를 기준으로 보면 서울에 거주하는 근로자는 평균 근로자보다 약 6.0%의 임금프리미엄을 누리는 것으로 나타난다. 반면, KLIPS를 기준으로 보면 서울 거주자의 임금프리미엄은 1.3%에 불과하며, OES

14) 한 심사자는 지역간 물가수준이 다르기 때문에 명목임금보다는 실질임금을 사용할 것을 지적하였다. 우선 통계청에서 제시한 물가지수(2010년=100)를 이용하여 실질임금을 계산하고 이를 이용하여 임금격차를 추정해 보았는데 그 결과는 <표 4>와 크게 다르지 않았다. 하지만 이러한 방법은 엄밀한 의미에서 지역간 물가수준을 고려한 것으로 보기는 어렵다. 불행하게도 현재 지역의 물가를 제공하는 공식적인 정부 통계는 없다. 행안부에서 일부 품목에 대하여 지역간 물가를 비교하고 있고, 이상호(2010) 등이 지역의 물가지표를 독자적으로 구축하여 사용하고 있는 실정이다. 지역간 이동이 어느 정도의 임금상승 효과를 가져 오는지를 분석한 이상호(2010)의 연구에 따르면 “지역간 물가 차이가 임금 증가에 미치는 효과는 그다지 크지 않았다. 물가변수를 제외한 명목임금 증가는 실질임금 증가분과 비교할 때 약 1%~1.5%포인트 더 높은 수준을 보였다(p.58)”라고 하고 있다. 지역간 물가 수준의 차이를 고려하는 엄밀한 분석은 추후 연구과제로 남기고자 한다.

15) 지역간 임금격차의 분산은 Generalized Entropy의 between inequality index에 해당한다고 볼 수 있다.

〈표 4〉 임금함수 추정을 통해 구해진 시·도 간 임금격차(2008)

| | KLIPS | | OES | | RES | |
|------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 임금격차 | T-ratio | 임금격차 | T-ratio | 임금격차 | T-ratio |
| 서울 | 0.013 | 1.79 | 0.068 | 31.12 | 0.058 | 39.82 |
| 부산 | -0.041 | -1.49 | -0.080 | -9.28 | -0.065 | -11.36 |
| 대구 | -0.004 | -0.13 | -0.136 | -13.88 | -0.102 | -17.41 |
| 인천 | -0.049 | -1.60 | 0.020 | 2.24 | -0.025 | -4.34 |
| 광주 | -0.006 | -0.14 | -0.066 | -5.59 | -0.054 | -6.79 |
| 대전 | -0.051 | -1.27 | 0.006 | 0.53 | -0.059 | -7.54 |
| 울산 | 0.134 | 2.65 | 0.097 | 7.03 | 0.141 | 15.90 |
| 경기 | 0.029 | 1.79 | 0.022 | 4.72 | 0.037 | 11.61 |
| 강원 | -0.076 | -1.63 | -0.074 | -6.26 | -0.093 | -10.42 |
| 충북 | -0.062 | -1.38 | -0.009 | -0.79 | -0.021 | -2.64 |
| 충남 | 0.008 | 0.19 | 0.034 | 3.15 | -0.017 | -2.12 |
| 전북 | -0.038 | -0.91 | -0.070 | -5.91 | -0.079 | -10.06 |
| 전남 | 0.030 | 0.55 | -0.003 | -0.25 | -0.023 | -2.93 |
| 경북 | -0.091 | -2.51 | -0.105 | -10.78 | -0.063 | -9.31 |
| 경남 | 0.051 | 1.61 | -0.047 | -4.87 | -0.031 | -5.35 |
| 임금격차의 표준편차 | 0.044** | | 0.063** | | 0.061** | |
| R-Square | 0.524 | | 0.540 | | 0.5274 | |
| F-Value | 7890.22 | | 18025.9 | | 19548.5 | |
| 표본 수 | 4,302 | | 46,321 | | 108,029 | |

주: 지역더미 외에 임금함수에 포함된 변수는 여성더미, 연령더미 2개, 교육더미 3개, 근속연수, 산업더미 11개, 직업더미 6개임. 임금격차와 T-ratio는 식 (2), 식 (3)에 의해서, 임금격차의 표준편차는 식 (4)에 의해서 각각 구해짐. 임금격차의 표준편차에 표시된 **은 지역더미가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 F-test의 결과, 95% 수준에서 귀무가설을 기각한다는 것을 나타냄.

를 기준으로 보면 7.0%로 나타난다. 인천의 경우는 이들 세 자료의 차이가 더욱 현저하게 나타나는데, KLIPS를 사용할 경우 인천 거주자의 임금프리미엄이 -4.8%인 반면, OES를 사용할 경우는 2.0%, RES를 사용할 경우는 -2.5%로 나타나고 있다.

RES를 기준으로 보면, 임금프리미엄이 0보다 큰 지역은 15개 지역 중 울산·서울·경기 등 세 지역에 불과하다. 울산의 경우는 현대자동차, 현대중공업 등이 위치하는 ‘현대 도시’라는 특수한 상황인 것을 감안한다면, 이러한 결과는 우리나라에 있어서 수도권과 비수도권의 임금격차가 확연하다는 것을 보여주

는 결과라고 할 수 있을 것이다. KLIPS와 OES에서도 울산을 포함하여 서울·경기지역은 항상 임금프리미엄이 0보다 큰 지역에 포함된다. 수도권에서 예외적인 지역은 인천인데, RES와 KLIPS에서는 인천 거주자가 평균 근로자보다 2.5~4.9% 더 낮은 임금을 받는 것으로 나타나지만, OES에서는 오히려 2% 더 높은 임금을 받는 것으로 추정되어 자료에 따라 다른 결과를 보여주고 있다.

IV. 표본선택을 고려한 지역간 임금격차

앞 장에 제시된 <표 4>의 결과는 임금근로자만을 대상으로 한 것이다. 하지만 Tremblay(1986)가 지적하듯이, 임금근로자의 자기선택(self-selection)을 고려하지 않게 되면 지역간 임금격차를 과대추정하는 오류를 범할 수 있다. 따라서 이하에서는 Heckman(1979)과 Lee(1979)가 제시한 우도함수(maximum likelihood)를 사용하여 본 연구의 중심 자료인 RES 2008년을 재추정하기로 한다.¹⁶⁾

임금근로자의 자기선택을 고려한 추정에서 문제가 되는 것은 임금근로 선택함수에 어떤 변수가 포함되느냐 하는 것이다. 연구자에 따라서 임금함수에는 포함되지 않지만 선택함수에는 포함되는 변수를 지정하기도 있다.¹⁷⁾ 이하의 추정에서는 X_{ij} 는 이전과 동일하게 정의하고, 임금근로 선택함수에는 노동시장 참여를 결정하는 몇 가지 추가적 변수를 포함하도록 한다. 현재 임금함수에는

16) 자기선택을 고려하는 방법은 2단계 최소자승법과 우도함수, 두 가지 방법이 있다. 본 연구에서 사용한 통계 패키지인 STATA 11.1은 2단계 최소자승법을 사용할 경우 표본가중치를 이용할 수 없게 되어 있고, 우도함수를 이용할 경우에는 표본가중치를 고려하도록 되어 있다. 가중치 사용 여부에 따라 추정 결과가 달라질 가능성이 높고, 앞의 OLS 추정치와도 일관성을 유지하기 위하여 이하에서는 가중치를 고려한 우도함수를 극대화하는 방법을 사용하기로 한다. 또한 우도함수를 사용하면 2단계 최소자승법을 이용하는 것과 비교하여 더 효율적인 추정치(efficient estimates)를 얻을 수 있는 장점이 있다. 한편 OES는 취업자만을 설문대상으로 하고 있기 때문에 임금근로자의 자기선택을 고려한 지역간 임금격차를 구할 수 없다.

17) Heckman의 2단계 방법을 이용하여 노조의 임금효과를 추정한 Robinson and Tomes (1984), Simpsom(1985), Robinson(1989)의 연구를 보면 기업 규모를 노조 가입함수에는 포함시키고 임금함수에는 제외시키고 있다. 임금근로자의 선택을 고려해서 지역간 임금격차를 추정한 Tremblay(1986)의 연구에서는 불행하게도 선택함수에 어떤 변수가 포함되어 있는지에 대한 설명이 제시되고 있지 않다.

포함되어 있지 않으면서 노동시장 참여에 영향을 줄 수 있는 변수로는 혼인상태가 있을 수 있다.¹⁸⁾ 또한 여성의 경우 자녀 수(특히 어린 자녀 수) 등이 중요한 변수가 될 수 있으며, 비근로소득 또한 노동시장 참여에 영향을 주는 중요한 변수다. 혼인상태에 대한 정보는 RES에서 제공되지만, 자녀 수나 비근로소득에 대한 정보는 제공되지 않는다. 이를 해결하기 위하여 본 연구에서는 자녀 수의 대리변수로 여성 \times 기혼 \times 연령의 교호항(interaction term)을 포함하기로 한다. 즉 기혼이면서 일정 연령 이상의 여성은 자녀를 보유할 확률이 높으며, 따라서 노동시장 참여확률이 낮을 것으로 기대된다. 비근로소득에 대해서는 대리변수를 구축하기 어렵기 때문에 학력이나 연령 등의 인적자본변수가 비근로소득의 효과를 부분적으로 반영하기를 기대한다. 끝으로, 선택함수에는 취업자뿐 아니라 비취업자도 포함하고 있기 때문에 근속연수, 산업과 직업변수는 제외된다.¹⁹⁾

<표 5>는 2008년 RES를 이용하여 두 가지 모형을 ML로 추정한 결과다. 모형 1은 앞 장의 OLS 추정에 사용된 변수를 그대로 사용한 것이고, 모형 2는 지역의 경제상황이나 특성을 나타내는 변수(성별 지역 실업률, 지역·산업별 대기업 비중)를 추가한 것이다.²⁰⁾ 모형 1과 모형 2의 추정 결과는 질적인 차이는 없지만 좀 더 포괄적인 모형 2를 기준으로 본다면, 여성은 남성에 비하여 약 20%의 낮은 임금을 받으며, 연령이 증가하면 임금은 증가하지만 그 증가폭은 점점 감소하는 경향을 보이고, 학력이 증가함에 따라 임금프리미엄도 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한 근속연수가 증가할수록, 대기업 비중이 높은 산업에

18) 혼인상태는 모형에 따라서는 임금함수에 포함될 수 있다. 하지만 본 연구에서는 이 변수를 임금함수에서 제외시켰는데 그 이유는 인식(identification)을 위하여 노동시장 참여함수에 포함시키기 위해서다. 하지만 이 변수를 임금함수에 포함시키더라도 지역간 임금격차의 크기는 크게 변하지 않는 것으로 나타났다.

19) 또한 자영업자는 표본에서 제외시켰다. 그 이유는 이들을 포함할 경우 이항모형(binary model)이 아니라 다항선택(polychotomous model)이 되기 때문이다. 자영업자를 포함시키는 모형에 대해서는 추후 연구과제로 남긴다.

20) 한 심사자는 지역의 노동수요를 반영하는 변수를 추가하기를 제안하였다. 임금함수에 지역더미가 포함되어 있기 때문에 지역별 실업률이나 대기업 비중을 포함시킬 경우 다중공선성의 문제가 발생한다. 따라서 개인의 성에 따른 지역 실업률(성별 지역 실업률)과 개인이 거주하는 지역과 속한 산업에 따른 대기업 비중(지역·산업별 대기업 비중)을 구하여 이를 변수로 포함시켰다. 산업은 1차산업, 제조업, 서비스업으로 구분하였고, 대기업은 500인 이상으로 정의하였다.

〈표 5〉 표본선택을 고려한 임금함수의 ML 추정 결과(RES 2008)

| | 모형 1 | | 모형 2 | |
|----------------------|--------------------------------------|-----------------|--------------------------------------|-----------------|
| | 임금함수 | 근로선택함수 | 임금함수 | 근로선택함수 |
| 여성 | -0.183(0.005)** | -0.067(0.012)** | -0.202(0.010)** | -0.068(0.012)** |
| 30~55세 | 0.118(0.005)** | 1.141(0.015)** | 0.120(0.005)** | 1.141(0.015)** |
| 55세 이상 | 0.037(0.008)** | -0.372(0.019)** | 0.038(0.008)** | -0.372(0.019)** |
| 기혼 | - | 0.662(0.015)** | - | 0.661(0.015)** |
| 기타 혼인 | - | 0.214(0.028)** | - | 0.214(0.028)** |
| 여성x연령3055x기혼 | - | -1.637(0.017)** | - | -1.637(0.017)** |
| 여성x연령55ovx기혼 | - | -0.578(0.022)** | - | -0.578(0.022)** |
| 여성x연령3055x기타기혼 | - | -0.303(0.037)** | - | -0.302(0.037)** |
| 여성x연령55ovx기타기혼 | - | -0.160(0.032)** | - | -0.160(0.032)** |
| 고등학교 | 0.076(0.006)** | 0.607(0.010)** | 0.074(0.006)** | 0.607(0.010)** |
| 전문대 | 0.149(0.008)** | 0.968(0.014)** | 0.147(0.008)** | 0.968(0.014)** |
| 대학 | 0.337(0.007)** | 0.634(0.010)** | 0.335(0.007)** | 0.634(0.010)** |
| 부산 | -0.116(0.007)** | -0.116(0.016)** | -0.083(0.008)** | -0.115(0.016)** |
| 대구 | -0.156(0.008)** | -0.075(0.021)** | -0.120(0.009)** | -0.076(0.021)** |
| 인천 | -0.086(0.008)** | 0.034 (0.020)* | -0.047(0.009)** | 0.035(0.020)* |
| 광주 | -0.108(0.011)** | -0.040(0.025) | -0.084(0.011)** | -0.040(0.025) |
| 대전 | -0.119(0.011)** | 0.037(0.024) | -0.113(0.011)** | 0.037(0.024) |
| 울산 | 0.080(0.011)** | 0.046(0.024)* | 0.039(0.012)** | 0.051(0.025)** |
| 경기 | -0.019(0.005)** | -0.034(0.012)** | -0.005(0.008) | -0.034(0.012)** |
| 강원 | -0.145(0.008)** | -0.091(0.016)** | -0.166(0.021)** | -0.091(0.016)** |
| 충북 | -0.076(0.008)** | -0.050(0.020)** | -0.078(0.018)** | -0.048(0.020)** |
| 충남 | -0.072(0.007)** | -0.031(0.016)** | -0.084(0.016)** | -0.029(0.016)* |
| 전북 | -0.127(0.009)** | -0.140(0.019)** | -0.129(0.018)** | -0.140(0.019)** |
| 전남 | -0.075(0.007)** | -0.120(0.016)* | -0.083(0.019)** | -0.119(0.016)** |
| 경북 | -0.119(0.007)** | -0.045(0.015)** | -0.134(0.018)** | -0.044(0.015)** |
| 경남 | -0.080(0.006)** | -0.126(0.015)** | -0.090(0.017)** | -0.126(0.015)** |
| 근속연수 | 0.029(0.000)** | - | 0.029(0.000)** | - |
| 성별 지역 실업률 | - | - | -0.021(0.009)** | - |
| 지역·산업별 대기업 비중 | - | - | 0.005(0.000)** | - |
| 상수 | -0.240(0.011)** | -0.798(0.014)** | -0.241(0.041)** | -0.799(0.014)** |
| ρ | -0.315(0.015)** | | -0.312(0.015)** | |
| σ | 0.435(0.002)** | | 0.434(0.002)** | |
| log pseudolikelihood | -2.41e+07 | | -2.40e+07 | |
| 표본 수 | 238,729 (절단=130,700, 비절단=108,029) | | 238,729 (절단=130,700, 비절단=108,029) | |

주: 종속변수는 로그 시간당 임금. 기준이 되는 사람은 남성이며, 연령 15~29세, 중학교 이하의 학력, 서울 거주, 제조업, 사무직임. 임금함수는 11개 산업더미, 6개의 직종더미가 포함되어 있으나 지면 관계상 보고를 생략함. ** 95% 수준에서 유의, * 90% 수준에서 유의.

종사할수록 임금은 증가하며, 지역 실업률이 높을수록 임금은 감소하는 것으로 추정되고 있다. 이러한 결과는 일반적으로 예상되는 Mincer-type의 임금함수의 추정 결과와 크게 다르지 않다.

지역별로 보면, 울산을 제외한 모든 지역의 거주자들은 서울 거주자에 비해 낮은 임금을 받는 것으로 나타나고 있다. 2008년 현재 울산 거주자는 동일한 조건의 서울 거주자보다 약 4.0%의 임금프리미엄을 얻고 있다. 한편 서울과 비교하여 가장 낮은 임금프리미엄을 보이는 지역은 강원도로서 임금격차가 거의 -17%에 육박하고 있다.

노동시장 참여함수의 추정치 역시 기대와 크게 어긋나지 않고 있다. 남성에 비하여 여성의 참여확률이 낮으며, 연령이 증가하면 참여확률이 증가하다가 55세 이상이 되면 감소하는 현상을 보이고, 학력이 증가할수록 참여확률도 높아지는 것으로 나타나고 있다. 미혼에 비하여 기혼이나 기타 혼인자는 노동시장 참여확률이 높으며, 자녀 수의 대리변수로 구축된 여성x연령x기혼 등의 교호항은 기대하는 바와 같이 모두 참여확률을 낮추는 것으로 작용하고 있다.

끝으로 임금함수의 추정에 있어서 표본선택이 얼마나 중요한지를 살펴보기로 하자. <표 5>의 하단에 제시된 $\rho(e_{ij}$ 와 e_{0ij} 의 상관계수)는 두 모형 모두 95% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. ρ 가 통계적으로 유의하다는 것은 임금함수의 추정에 있어서 표본선택을 고려하는 것이 중요하다는 것을 의미한다. 따라서 OLS로부터 얻어지는 지역간 임금격차의 추정치는 편의(bias)를 가질 수 있다.

<표 5>에 나타난 지역더미의 계수에다 식 (1)~(4)까지의 방법론을 적용하여 지역간 임금격차($\bar{\gamma}_j$), 임금격차의 분산($var(\gamma_j)$)을 구한 결과는 <표 6>에 제시된다. 우선 <표 6>의 하단을 보면, 표본선택을 고려해서 ML로 구해진 지역간 임금격차의 분산이 OLS로 추정된 지역간 임금격차의 분산보다 다소 작게 나타난다는 것을 알 수 있다. OLS의 경우 지역간 임금격차의 분산이 0.061이었는데, ML로 추정된 지역간 임금격차의 분산은 모형에 따라 0.051~0.058로 나타나고 있다. 또한 각 지역별 임금격차 역시 <표 4>와 <표 6> 사이에 큰 차이로 보이고 있다.

모형 2를 기준으로 보면, 평균 근로자보다 더 높은 임금을 받는 근로자는 서

<표 6> 표본선택을 고려 후 구해진 시·도 간 임금격차(RES 2008)

| | 모형 1 | | | 모형 2 | | |
|--------------|---------|-------|---------|---------|-------|---------|
| | 임금격차 | 표준오차 | T-ratio | 임금격차 | 표준오차 | T-ratio |
| 서울 | 0.056 | 0.002 | 30.47 | 0.048 | 0.003 | 16.26 |
| 부산 | -0.060 | 0.007 | -8.83 | -0.035 | 0.008 | -4.57 |
| 대구 | -0.100 | 0.008 | -12.20 | -0.072 | 0.009 | -7.82 |
| 인천 | -0.031 | 0.008 | -3.86 | 0.001 | 0.009 | 0.13 |
| 광주 | -0.052 | 0.011 | -4.79 | -0.036 | 0.011 | -3.20 |
| 대전 | -0.063 | 0.010 | -6.03 | -0.065 | 0.011 | -5.88 |
| 울산 | 0.135 | 0.011 | 12.56 | 0.087 | 0.012 | 7.40 |
| 경기 | 0.036 | 0.004 | 8.69 | 0.043 | 0.007 | 6.54 |
| 강원 | -0.089 | 0.008 | -11.84 | -0.118 | 0.021 | -5.59 |
| 충북 | -0.020 | 0.008 | -2.49 | -0.030 | 0.018 | -1.73 |
| 충남 | -0.017 | 0.007 | -2.29 | -0.036 | 0.016 | -2.27 |
| 전북 | -0.071 | 0.008 | -8.44 | -0.080 | 0.017 | -4.62 |
| 전남 | -0.019 | 0.007 | -2.54 | -0.035 | 0.019 | -1.89 |
| 경북 | -0.063 | 0.007 | -9.27 | -0.086 | 0.017 | -4.99 |
| 경남 | -0.025 | 0.006 | -3.94 | -0.042 | 0.016 | -2.59 |
| 임금격차 표준편차 | 0.058** | | | 0.051** | | |

주: 임금격차와 T-ratio는 식 (2), 식 (3)에 의해서, 임금격차의 표준편차는 식 (4)에 의해서 각각 구해짐. 임금격차의 표준편차에 표시된 **은 지역더미가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 F-test의 결과로서 95% 수준에서 유의.

울·경기·울산·인천 거주자이며, 그 밖의 지역 거주자들은 평균 이하의 임금을 받는 것으로 나타나고 있다.21) 울산의 특수성을 고려한다면 이러한 결과는 수도권과 비수도권 사이에 임금격차가 뚜렷하다는 것을 의미한다. 수도권-비수도권의 임금격차를 확인하기 위해서 수도권 더미변수만을 포함한 모형을 추정하여 보았다. 그 결과는 <부표 1>에 제시된다.

<부표 1>에 나타난 수도권 더미의 계수를 보면 수도권 임금근로자가 비수도권 임금근로자보다 약 8% 더 높은 임금을 받는다는 것을 알 수 있다. 이러한 차이는 <표 6>에서 제시된 서울·경기 지역의 4.3~4.8% 임금격차보다 더 큰데 그 이유는 <표 6>의 경우 서울·경기 지역 임금근로자와 전국 평균 임금근로자와 비교한 것이기 때문이다. 따라서 수도권과 비수도를 비교할 경우 임금격차가 더 커지는 것은 당연한 결과라 할 것이다. 지면 관계상 보고를 생략하

21) 인천의 경우, 통계적 유의성은 없다.

였지만 비수도권에서 울산을 제외할 경우, 수도권-비수도권의 임금격차는 9%로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 결과적으로 이러한 일련의 결과들은 우리나라의 지역간 임금격차는 수도권-비수도권 사이에 더욱 현저하게 나타나고 있다는 것을 보여준다.

V. 요약 및 결론

우리나라에서 지역간 임금격차는 남녀간 임금격차, 학력간 임금격차와 더불어 중요한 사회적 이슈로 부각되어 왔다. 하지만 그동안의 많은 논란과 주장에도 불구하고 지역간 임금격차를 정밀하게 분석한 연구는 그리 많지 않은데 그 주된 이유는 지역을 대표할 만한 자료가 부재했기 때문이다. 통계청이나 고용노동부에서 발표하는 대부분의 자료들은 표본 수가 적다는 이유로 지역 코드를 제공하지 않았으며, 따라서 지역 연구를 수행하기에는 표본 수가 적은 KLIPS를 이용하거나 취업자만을 조사대상으로 한 OES에 의존해야만 했다.

최근 지역에 맞는 노동정책이 마련되어야 한다는 주장과 함께 지역 노동시장의 분석에 대한 욕구가 강해지면서 통계청에서는 RES(지역별 고용조사)를 발표하기 시작하였다. 이 자료는 우리나라 17만 5,000가구를 표본으로 하고 있기 때문에 기존의 어떤 자료보다 지역을 연구하기에 적합하며, 개인의 속성뿐 아니라 임금에 대한 정보도 제공하고 있어 지역간 임금격차를 추정하는데도 유용한 자료라고 할 수 있다. 본 연구는 RES를 이용하여 우리나라의 지역간 임금격차를 재추정하고, 기존의 KLIPS와 OES를 이용할 때 어떤 편향(bias)을 가지는지를 보여주려고 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 취업자의 속성과 지역의 분포 등을 고려할 때 KLIPS나 OES는 RES와 큰 차이를 보이며, 특히 표본 평균이 진정한 평균(RES 기준)에서 얼마나 떨어져 있는지를 나타내는 MSE(Mean Squared Error)를 보면 KLIPS의 오차는 OES의 5배에 이르는 것으로 나타났다.

둘째, 전국의 평균 임금만을 본다면 KLIPS, OES, RES 사이에 격차가 크다

고 말할 수 없지만, 개별 광역시·도별 편차는 세 자료 사이에 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 예를 들면 대구·전남·전북·경남 등에서는 KLIPS, OES의 평균 임금이 RES의 평균 임금을 상회하는 반면, 부산·충남·충북 등에서는 이들의 평균 임금이 RES의 평균 임금을 하회하고 있다. 또한 RES를 기준으로 임금의 MSE를 계산하면 KLIPS의 편차가 OES보다 3배 이상 큰 것으로 나타났다.

셋째, 지역별 임금 비중은 자료에 따라 다소 다르게 나타나는데 전반적으로 볼 때 OES보다는 KLIPS의 오차가 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 임금소득의 불평등도 어느 자료를 사용하느냐에 따라 다르게 나타나는데, KLIPS와 OES는 RES보다 월 임금, 시간당 임금 모두에 있어서 높은 불평등도를 보여주고 있다.

넷째, OLS를 이용하여 임금함수를 추정하고, 이를 기초로 지역간 임금격차를 계산한 결과, KLIPS를 사용할 경우 지역간 임금불평등이 약 4.4%, OES를 사용할 경우 6.3%, RES를 사용할 경우 6.1%로 각각 나타났다. 따라서 KLIPS를 사용할 경우 지역간 임금불평등을 과소 평가하게 될 위험성이 큰 반면, OES를 사용할 경우 지역간 임금불평등을 다소 과대 평가하는 것으로 나타나지만, 그 차이는 미미하다.

다섯째, RES 2008년을 이용하고, 표본선택을 고려하여 ML로 임금함수를 추정한 결과, 표본선택을 고려하는 것이 통계적으로 중요한 것으로 나타났다. 또한 표본선택을 고려해서 구해진 지역간 임금격차의 분산은 OLS로 추정된 지역간 임금격차의 분산보다 다소 작게 나타났다.

여섯째, 우리나라의 지역간 임금격차는 수도권-비수도권 사이에 더욱 현저하게 나타나고 있다. 지역을 수도권-비수도권으로만 구분할 경우, 수도권 임금근로자는 비수도권 임금근로자보다 약 8% 더 높은 임금을 받는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면 KLIPS를 사용할 경우, 지역간 임금격차의 크기에 대하여 상당히 다른 결론에 도달할 수 있으며, OES를 사용할 경우에는 평균적인 임금격차를 추정하는 데 있어서는 큰 문제가 없지만 개별 지역의 임금격차를 추정할 경우에는 문제가 있다고 말할 수 있다. 또한 표본선택으로 인한 지역간 임금격차의 왜곡도 다소 존재한다고 볼 수 있다.

여기서 얻어진 지역간 임금격차를 모두 정부의 편향적인 지역 정책으로 돌릴

수는 없으며, 지역간 차별이 존재한다는 증거로 단정지을 수도 없다. 그 이유는 추정된 임금함수가 개인의 인적자본, 산업, 직종, 지역의 경제사정 등의 변수만을 포함하고 있기 때문이다. 지역간 어메니티(amenity)의 차이, 물적 또는 사회적 자본의 차이, 분단노동시장의 존재, 집적효과 등이 고려되지 않았으며, 또한 집값이나 교육비 등 지역간 물가 수준의 차이도 충분히 반영되지 않았다는 한계를 가지고 있다.

하지만 이러한 한계에도 불구하고 본 연구의 결과는 만약 우리나라에서 지역간 임금격차가 존재한다면 그것은 수도권과 비수도권의 임금격차로 나타날 가능성이 높다는 것을 보여주고 있다. 그 이유는 대부분의 분석 결과에서 서울과 경기 거주자의 임금프리미엄은 전국 평균보다 높으며, 울산을 제외한 모든 광역시·도의 거주자는 마이너스의 임금프리미엄을 보이고 있기 때문이다. 따라서 우리나라의 지역간 임금격차를 해소하는 데 있어서 수도권-비수도권의 임금격차 해소는 중요한 과제라고 할 수 있다. 이러한 점에서 정부가 추진하고 있는 지역균형발전정책도 충청·영남·호남의 자원 안배보다는 수도권-비수도권의 자원 안배에 초점이 맞추어져야 할 것이다.

참고문헌

- 김동수(2011). 「지역별 임금격차 분석」. 『2011 한국노동경제학회 경제학공동 학술대회 논문집』. pp.153~163.
- 김우영(2010). 「최저임금이 청년고용에 미치는 영향 : 지역-시계열 분석」. 『2010 한국고용정보원 고용동향조사(OES, YP, GOMS) 심포지엄 논문집』. pp.392~408.
- 김종일 (2010). 「한국의 지역간 소득격차에 관한 연구」. 『응용경제』 12 (1): 181~203.
- 노근호·정초시·김성태(1995). 「한국의 지역경제 성장과 지역재정 : 동태적 인과관계 분석을 중심으로」. 『경제학연구』 43 (2): 37~64.
- 민경휘(2005). 「지역간 성장률 격차와 성장요인의 분석(I)」. 『지역경제』. pp.74

- ~86.
- _____(2006). 「지역간 성장률 격차와 성장요인의 분석(II)」. 『지역경제』. pp.58~76.
- 박성익·유용철(2005). 「지역간 경제성장 격차와 IT산업의 집중」. 『한국경제연구』 15: 199~226.
- 유병철·박성익(2004). 「지역소득 수렴 여부와 성장요인 분석: 동태적 패널모형의 활용」. 『국제경제연구』 10 (2): 105~127.
- 이번송(2009). 「지역별 임금격차의 결정요인 분석」. 김주영 외 편저, 『한국의 임금격차』. 한국노동연구원. pp.38~81.
- 이상호(2010). 「지역간 이동의 결정요인 및 임금효과」. 『지역연구』 26 (1): 45~70.
- _____(2006). 「산업직업별 고용구조조사(OES)를 이용한 지역간 임금격차 분석」. 『제5회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 논문집』. pp.77~97.
- 이중훈·권태희(2005). 「서울시 강남북 지역간 임금근로자의 소득격차 현황분석: 고용 및 임금구조 중심으로」. 『경제연구』 23 (4): 125~143.
- 이진원(1997). 「한국 지역경제 성장수렴화와 성장요인에 관한 연구」. 『한국지방자치학회보』 9 (4): 125~138.
- 이원호(2002). 「우리나라 광역대도시 지역노동시장의 임금결정 과정과 소득격차」. 『한국경제지리학회지』 5 (2): 187~207.
- 허문구(2006). 「지역간 소득격차의 결정요인 분석」. 『KIET 산업경제』. pp.49~62.
- 허 식(2007). 「지역간 임금격차에 관한 요인분해: 수도권과 비수도권 중심으로」. 『산업경제연구』 20 (1): 1~16.
- Barro, Robert J., and Sala-i-Martin. Xavier(1991). “Convergence across States and Regions.” *Brookings Papers on Economic Activity* 1991 (1): 107~182.
- _____(1992). “Convergence.” *Journal of Political Economy* 100 (2): 223~251.
- Becker, G.(1964). *Human Capital: A Theoretical Analysis, with Special Reference to Education*. National Bureau for Economic Research. Columbia University

Press. New York. London.

- Combes, P., Duranton, G., and L. Gobillon(2008). "Spatial Wage Disparities: Sorting matters." *Journal of Urban Economics* 63: 723~742.
- Doeringer, P. B., and M. J. Piore(1971). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington. Mass: D.C. Heath.
- Heckman, James(1976). "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variable and a Simple Estimator for such Models." *Annals of Economic and Social Management* 5 (4): 475~492.
- _____(1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1): 153~161.
- Krueger, A. and L. Summers(1988). "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure." *Econometrica* 56 (2): 259~293.
- Lee, L. F.(1979). "Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables." *Econometrica* 47 (4): 977~996.
- Maier, G., and P. Weiss(1986). "The Importance of Regional Factors in the Determination of Earnings: The case of Austria." *International Regional Science Review* 10 (3): 211~220.
- McNabb, R., and P. Ryan(1990). "Segmented Labor Markets." in *Current Issues in Labor Economics*. edited by D. Sapsford and Z. Tzannatos. Basingstoke : Macmillan.
- Mincer, J.(1958). "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *The Journal of Political Economy* 66 (4): 281~302.
- North, D. C.(1999). *Institutions Institutional Change and Economic Performance*. USA: Cambridge University Press.
- Robinson, C.(1989). "The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects: Some Tests of Alternative Models." *Journal of Political Economy* 97 (3): 639~667.
- Robinson, C., and N. Tomes(1984). "Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A simultaneous equation specification." *Journal of Labor*

Economics 2: 106~127.

Romer, P.(1986). "Increasing Returns and Long-run Growth." *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002~1037.

Rosen, S.(1986). "The Theory of Equalising Differences." in *Handbook of Labor Economics*. edited by Ashenfelter O. and Layard R. pp.641~692. North Holland. Elsevier Science Publisher B.V. Amsterdam.

Simpson, W.(1985). "The Impact of Unions on the Structure of Canadian Wages: An empirical analysis with micro data." *Canadian Journal of Economics* 18: 164~181.

Tremblay, C. H.(1986). "Regional Wage Differentials: Has the South Risen Again?: A comment." *The Review of Economics and Statistics* 68 (1): 175~178.

Vieira, José, Couto, João and Maria T. Tiago(2005). "Inter-Regional Wage Dispersion in Portugal." IZA DP No.1664.

〈부표 1〉 수도권 더미를 사용한 임금함수의 ML 추정 결과(RES 2008)

| | Model 1 | | Model 2 | |
|----------------------|--------------------------------------|-----------------|--------------------------------------|-----------------|
| | 임금함수 | 근로선택함수 | 임금함수 | 근로선택함수 |
| 여성 | -0.183(0.005)** | -0.068(0.012)** | -0.191(0.005)** | -0.068(0.012)** |
| 30~55세 | 0.115(0.005)** | 1.140(0.015)** | 0.120(0.005)** | 1.140(0.015)** |
| 55세 이상 | 0.035(0.008)** | -0.374(0.019)** | 0.037(0.008)** | -0.373(0.019)** |
| 기혼 | - | 0.661(0.015)** | - | 0.661(0.015)** |
| 기타 혼인 | - | 0.213(0.028)** | - | 0.213(0.028)** |
| 여성x연령3055x기혼 | - | -1.636(0.017)** | - | -1.636(0.017)** |
| 여성x연령55ovx기혼 | - | -0.577(0.022)** | - | -0.578(0.022)** |
| 여성x연령3055x기타기혼 | - | -0.301(0.037)** | - | -0.300(0.037)** |
| 여성x연령55ovx기타기혼 | - | -0.160(0.032)** | - | -0.161(0.032)** |
| 고등학교 | 0.078(0.006)** | 0.608(0.010)** | 0.075(0.006)** | 0.608(0.010)** |
| 전문대 | 0.150(0.008)** | 0.969(0.014)** | 0.147(0.008)** | 0.969(0.014)** |
| 대학 | 0.340(0.007)** | 0.635(0.010)** | 0.335(0.007)** | 0.635(0.010)** |
| 수도권 | 0.080(0.003)** | 0.061(0.007)** | 0.077(0.004)** | 0.060(0.007)** |
| 근속연수 | 0.029(0.000)** | | 0.029(0.000)** | - |
| 성별 지역 실업률 | - | - | -0.010(0.002)** | - |
| 지역·산업별 대기업 비중 | - | - | 0.006(0.000)** | - |
| 상수 | -0.338(0.011)** | -0.871(0.011)** | -0.392(0.013)** | -0.871(0.011)** |
| ρ | -0.315(0.014)** | | -0.311(0.015)** | |
| σ | 0.437(0.002)** | | 0.435(0.002)** | |
| log pseudolikelihood | -2.41e+07 | | -2.41e+07 | |
| 표본 수 | 238,729 (절단=130,700, 비절단=108,029) | | 238,729 (절단=130,700, 비절단=108,029) | |

주: 종속변수는 로그 시간당 임금. 기준이 되는 사람은 남성이며, 연령 15~29세, 중학교 이하의 학력, 서울 거주, 제조업, 사무직임. 임금함수는 11개 산업더미, 6개의 직종더미가 포함되어 있으나 지면 관계상 보고를 생략함. ** 95% 수준에서 유의.

Regional Wage Differentials in Korea : Estimates Based on the Regional Employment Survey

Woo-Yung Kim

This study reestimates regional wage differentials in Korea using RES(Regional Employment Survey) and shows the significance of biases that may result from using KLIPS(Korea Labor and Income Panel Survey) or OES(Occupational Employment Statistics) in estimating wage differentials across regions. This study differentiates itself from previous studies in terms of data and methods in estimating regional wage differentials. Our estimates indicate that one can reach different conclusions about regional wage differentials in Korea depending on which data sets are used. Also, this study detects the existence of sample selection bias although it does not affect the estimates of regional wage differentials considerably. Using the RES and Generalized Entropy Index, this study finds that wage inequality across regions in Korea arises from inequality within regions rather than between regions. In 2008 the variance of regional wage differentials is estimated 5.1% which does not seem large. However, there are found large wage differentials between capital areas(Seoul, Incheon and Geounggi) and the rest of Korea. This result implies that policies aiming at reducing regional wage differentials in Korea should be devoted to reducing wage gaps between capital areas and the rest of Korea.

Keyword : regional wage differential, regional employment survey, sample selection bias