

勞 動 經 濟 論 集
第24卷(3), 2001. 12, pp. 1~12
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

한국 노동시장에서의 통계적 차별*

박 기 성**

지방 출신은 서울/경기 출신에 비해 임금이 낮다. 이 차이가 기호적 차별에 기인하는지 또는 통계적 차별에 기인하는지를 판별하기 위해 임금격차에 대한 계량경제학적 모형을 제시했으며 그것을 이용하여 검정하였다. 이에 따르면 출신지역간 임금격차가 온전히 기호적 차별에 기인한다는 가설은 한계적으로 기각되었다. 즉 이 격차의 일부는 통계적 차별에 기인한다. 본고의 통계적 차별은 임금이 생산성에 따라 결정되는 과정에서 나오는 것으로 문제가 되지 않으므로 정부가 개입할 필요가 없다.

— 주제어: 기호적 차별, 통계적 차별, 도구변수 추정, 하우스만 검정

I. 서 론

한국 노동시장에서 격차에 대한 연구는 성별 임금격차에 대한 연구를 중심으로 진행되어 왔다. 여성 노동력에 대한 종합적인 연구인 魚秀鳳(1991)에 의하면 1989년 현재 모든 조건이 같은 남녀 근로자 중 남성은 여성보다 30% 정도의 임금을 더 받고 있으며, 동일한 임금을 받고 동일한 조건일 경우 남성의 근속기간은 여성의 근속기간보다 64%

투고일: 2001년 10월 20일, 심사일: 10월 23일, 심사완료일: 11월 30일

* 필자는 김용민 교수의 도움과 두 심사자의 논평에 감사한다. 남아 있는 오류는 필자만의 책임이다. 이 논문은 2001년도 성신여자대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었다.

** 성신여자대학교 경제학과 교수(kpark@cc.sungshin.ac.kr)

정도 짧은 것으로 나타난다.

그러나 출신지역별 격차에 대해서는 逸話的(anecdotal)인 논의는 무성하나 자료의 제약으로 체계적인 연구가 많지 않았다. 김용학(1991)은 1943년의 각 지역인구 구성비와 제3공화국에서 제5공화국까지의 각 분야 엘리트의 출신지역 구성비를 비교하여 사법부를 제외한 모든 분야에 있어서 호남은 1943년 인구 구성비보다 적은 비율의 엘리트를 배출하였음을 밝히고 있다. 朴基性(1990)은 지역차별의 증거로 독점적 산업과 경쟁적 산업에서 영남과 호남 출신 근로자의 비율을 비교하여 호남 출신 근로자는 상대적으로 독점적 산업보다 경쟁적 산업에 더 고용되어 있음을 보이고 있다. 박기성·김용민(2000)은 출신지역별 임금격차의 실태를 보여 준다. 이 연구에 의하면 서울/경기 출신에 비해 타 지역 출신의 임금수준이 낮고, 비정형 근로자가 될 성향이 높다. 본고에서는 이러한 임금격차가 통계적 차별에 기인하는지 여부를 알아보기 위한 시도를 한다.

다음 장에서는 먼저 한국노동패널 자료(KLIPS data)에 나타난 출신지역간 차이를 알아본다. 제III장에서는 임금격차가 통계적 차별에 기인하는지 혹은 기호적 차별에 기인하는지를 판별할 수 있는 계량경제학적 모형을 제시한다. 제IV장에서는 제III장의 계량경제학적 모형에 따라 통계적 차별 여부를 검정(test)한다. 제V장에서는 요약과 더불어 결론을 맺는다.

II. 출신지역간 차이

본고는 출신지역을 네 곳으로 분류한다. 서울/경기는 서울·인천·경기, 영남은 부산·대구·울산·경북·경남, 호남은 광주·전북·전남, 충청/강원은 대전·충북·충남·강원이다. 제주·이북·해외 출신은 제외되었다. 박기성·김용민(2000)에 의하면 한국노동패널의 총 1만 3,014명의 표본 중 서울/경기 출신이 24.2%, 영남 출신이 34.2%, 호남 출신이 21.6%, 충청/강원 출신이 19.9%이다. 그러나 현재 거주하고 있는 지역은 서울/경기 48.9%, 영남 30.2%, 호남 10.1%, 충청/강원 10.8%로 서울/경기에 거의 절반이 거주하고 있다. 서울/경기에서 태어난 사람은 대부분(92.4%) 서울/경기에 살고 있지만, 호남에서 태어난 사람의 45.6%와 충청/강원에서 태어난 사람의 50.0%가 서울/경기로 이동했다. 영남에서 태어난 사람들은 대부분(77.0%) 영남에 거주하고 19.7%만이 서울/경기

로 이동했다. 호남 출신은 영남에도 7.6%가 거주하고 있으나 영남 출신은 0.5%만이 호남에 거주한다. 서울/경기와의 거리를 고려하면 충청/강원에 비해 멀리 떨어져 있는 호남 출신이 서울로 많이 진출했다. 호남 출신의 서울/경기 이주비율은 영남 출신에 비해 2.3배에 해당한다. 출신지역 이외 지역으로의 진출에도 큰 차이가 존재한다. 특히 호남 지역으로의 진출이 가장 저조하게 나타난다. 서울/경기 출신의 0.9%, 충청/강원 출신의 1.5%, 영남 출신의 0.5%만이 호남으로 진출하고 있다. 이에 반해 각 지역의 영남 진출은 이보다 활발하여 서울/경기 출신의 3.1%, 충청/강원 출신의 7.2%, 호남 출신의 7.6%가 영남으로 진출하고 있다. 영-호남간 상호 이주비율의 격차는 더욱 심하여 호남의 영남 진출 비율은 영남의 호남 진출 비율과 비교하여 15.2배에 해당한다.

박기성·김용민(2000)에 의하면 출신지역별 경제활동참가율은 서울/경기 54.5%, 영남 56.6%, 호남 62.0%, 충청/강원 60.3%로 서울/경기 출신이 가장 낮고 호남 출신이 가장 높다. 출신지역별 실업률은 서울/경기 18.4%, 영남 16.7%, 호남 15.7%, 충청/강원 14.6%로 서울/경기 출신이 가장 높고 충청/강원 출신이 가장 낮다. 이에 따라 생산가능인구에서 취업자가 차지하는 비율(취업비율)은 서울/경기 출신이 가장 낮고 호남 출신이 가장 높다.

박기성·김용민(2000)에 의하면 취업자 중에서 상용근로자와 임시근로자가 차지하는 비율은 서울/경기 출신이 가장 높으며 호남 출신이 가장 낮다. 호남 출신(전체)의 경우 상용근로자와 임시근로자의 비율은 각각 46.9%(50.5%)와 4.8%(6.1%)이고, 반면에 일용근로자, 자영업자, 무급가족종사자의 비율은 각각 8.2%(5.9%), 30.3%(28.5%), 9.8%(9.0%)로 가장 높다. 임금근로자(상용+임시+일용) 중에서 일용근로자가 차지하는 비율도 서울/경기 5.8%, 영남 9.2%, 호남 13.7%, 충청/강원 9.7%로 서울/경기 출신이 가장 낮고 호남 출신이 가장 높다. 박기성·김용민(2000)은 임금근로자의 정규직 근로 가능성에 대해 로짓 분석을 하였다. 학력이 높을수록 정규직 근로자가 될 가능성이 통계적으로 유의하게 높다. 군미필자보다는 군필자가, 여자보다는 남자가, 미혼자보다는 기혼자가 정규직이 될 가능성이 통계적으로 유의하게 높다. 이러한 변수들을 통제하고 서울/경기 출신이 타지역 출신보다 정규직 근로자가 될 가능성이 높고 특히 호남출신보다 통계적으로 유의하게 높다.

서울/경기 출신에 비해 타지역 출신의 임금이 낮다. 박기성·김용민(2000)에 의하면 인적자본 변수들을 통제한 후 임금근로자의 임금이 서울/경기 출신에 비해 영남 출신이 7.7%, 호남 출신이 10.8%, 충청/강원 출신이 9.3% 낮다.

서울/경기 출신에 비해 타지역 출신의 임금이 낮고 정규직 근로자의 비중이 낮은 것은 무엇 때문일까? 먼저, 기호적 차별(taste discrimination: Becker(1957), 朴基性(1990))을 생각할 수 있다. 고용주가 서울/경기 출신을 선호하고 상대적으로 타지역 출신에 대해 배타적 감정을 가지고 있다면 생산성이 같거나 조금 떨어지더라도 서울/경기 출신을 채용하거나 더 높은 임금을 줄 수 있다. 또 다른 이유는 다음 장에 소개되는 통계적 차별일 수 있다.

Ⅲ. 통계적 차별

한국 노동시장에서 특정 집단에 대한 차별이 통계적 차별인지를 검증하기 위해 다음과 같은 모형을 고려할 수 있다.¹⁾

$$w_i = \alpha P_i^* + \beta R_i + \epsilon_i. \dots\dots\dots (1)$$

여기서 w_i 는 i 번째 근로자의 임금, P_i^* 는 경제학자에게 관찰되지 않는 생산성(unobserved productivity), R_i 은 특정 집단더미, ϵ_i 는 오차항이다.²⁾ 만약 기호적 차별이 없다면 β 가 0이어야 한다. 정확한 생산성은 관찰되지 않지만 그것의 신호(signal)는 관찰된다. 생산성과 생산성 신호와는 다음과 같은 관계가 있다.

$$P_i = P_i^* + \eta_i. \dots\dots\dots (2)$$

여기서 P_i 는 관찰되는 생산성 신호(observed productivity signal)이고 η_i 는 직교 오차항(orthogonal noise)이라고 가정한다. 예를 들어 교육이 관찰되는 생산성 신호이고 이것

1) 기존의 통계적 차별((Phelps(1972), Aigner and Cain(1977), Lundberg and Startz(1983))은 개인의 생산성에 대한 정보를 얻기 위해 그 개인이 속한 집단의 정보를 이용하는 것이다. 본고의 경우는 경제학자에게 정확한 생산성이 알려지지 않아 발생하는 일종의 측정오차(measurement error) 문제이다. 그러나 두 경우 모두 집단간의 생산성 차이를 전제로 한다. 본고의 모형은 Neumark(1998)의 모형의 틀/framework)을 이용한 것이지만 그 내용은 전혀 다르다. 한 심사자는 본고의 통계적 차별을 경험적 차별이라고 부르는 것이 더 적합하다고 했다.

2) w_i, P_i^*, P_i 가 각각 평균으로부터의 편차(deviation)로 측정된다.

은 생산성과 위의 식에 의해서 연결된다. 위의 두 식으로부터 다음의 추정식(estimation equation)을 얻는다.

$$w_i = \alpha P_i + \beta R_i + \varepsilon_i - \alpha \eta_i. \dots\dots\dots (3)$$

식 (2)와 (3)으로부터 P_i 와 식 (3)의 오차항($\varepsilon_i - \alpha \eta_i$) 사이에 負의 상관관계가 있음 (negatively correlated)을 알 수 있다. 그리고 기업이 그 동안의 경험을 통해 같은 P_i 가 관찰되더라도 어느 특정 집단 근로자의 P_i^* 가 평균적으로 낮다는 것을 알면, 특정집단에 있어서 η_i 가 상대적으로 높아 R_i 도 식 (3)의 오차항($\varepsilon_i - \alpha \eta_i$)과 負의 상관관계를 가진다. 예를 들어, 고용주가 서울/경기 이외 지역 출신들을 고용하여 같이 근무하면서 서울/경기 출신들과 같은 수준의 교육을 받았어도 이들의 생산성이 상대적으로 낮다는 것을 알게 되었다고 하자. 식 (2)로부터 이 비서울/경기 출신들에 있어서 η_i 가 상대적으로 높아 비서울/경기 출신을 나타내는 R_i 와 식 (3)의 오차항($\varepsilon_i - \alpha \eta_i$)이 負의 상관관계를 가지는 것을 알 수 있다.

그러므로 α 의 보통최소자승(ordinary least squares: OLS) 추정치(α_{OLS})는 아래쪽으로 편향(downward biased)할 가능성이 높다. 구체적으로 이 회석 편향(attenuation bias; Greene, 2000: 377)는 다음과 같이 구해진다. 먼저 $plim \frac{1}{n} [P R]' [P R] = Q$ 라고 하자.³⁾ n 은 표본수이고, Q 는 양정부호 행렬(a positive definite matrix)이다. α 의 보통최소자승 추정치(α_{OLS})의 확률극한(probability limit)을 구하면 다음과 같다.

$$plim \alpha_{OLS} = \alpha + q^{11} plim \left\{ \frac{1}{n} P'(\varepsilon - \alpha \eta) \right\} + q^{12} plim \left\{ \frac{1}{n} R'(\varepsilon - \alpha \eta) \right\}. \dots(4)$$

여기서 q^{ij} 은 Q^{-1} 의 i 번째 줄 j 번째 열의 원소(the (i, j)th element)이고 q^{11} 은 양수이다. q^{12} 가 매우 큰 음수가 아닌 한, 식 (4)의 우변은 α 보다 작다.

동일한 방법으로 β 의 보통최소자승 추정치(β_{OLS})의 확률극한을 구하면 다음과 같다.

$$plim \beta_{OLS} = \beta + q^{21} plim \left\{ \frac{1}{n} P'(\varepsilon - \alpha \eta) \right\} + q^{22} plim \left\{ \frac{1}{n} R'(\varepsilon - \alpha \eta) \right\}. \dots(5)$$

q^{21} 가 매우 큰 음수가 아닌 한, 식 (5)의 우변은 β 보다 작으므로 β 의 보통최소자승 추정치도 아래쪽으로 편향(downward biased)할 가능성이 높다.

3) P 와 R 은 각각 n 개의 P_i 와 R_i 의 열벡터(column vector)이다.

이러한 편의들을 수정하기 위해서 도구변수(instrumental variable: IV) 추정을 한다. 한국의 차별이 온전히 기호적 차별에 기인한다면 β 의 도구변수 추정치와 OLS 추정치가 일치할 것이다. 반면에 온전히 통계적 차별에 기인한다면 β 의 도구변수 추정치(b_{IV})는 0에 가까울 것이다. 그러므로 집단간 임금격차가 기호적 차별에 기인하는지 통계적 차별에 기인하는지는 Hausman(1978) 검정을 하면 알 수 있다.

IV. 통계적 차별에 대한 검정

<표 1>은 사용되는 변수의 평균과 표준편차를 보여준다. 평균임금은 서울/경기 출신이 가장 높고 호남 출신이 가장 낮으나, 연령과 근속은 서울/경기 출신이 가장 낮고 그

<표 1> 주요변수들의 출신지역별 평균과 표준편차

	서울/경기	영남	호남	충청/강원	전국
월총임금(만원)	118.1 (67.9)	115.3 (68.4)	110.5 (60.5)	117.6 (65.4)	115.4 (66.1)
여성더미	0.408 (0.492)	0.343 (0.475)	0.387 (0.487)	0.347 (0.476)	0.369 (0.483)
연령(년)	32.9 (9.91)	36.9 (10.9)	37.3 (11.0)	37.6 (10.3)	36.2 (10.7)
교육년수	13.3 (2.88)	12.4 (3.33)	12.1 (3.50)	12.2 (3.45)	12.5 (3.32)
아버지의 교육년수	9.09 (4.49)	6.63 (4.71)	6.42 (4.77)	6.66 (4.71)	7.19 (4.79)
근속년수	4.89 (5.76)	6.45 (7.15)	6.26 (7.52)	6.68 (7.44)	6.07 (7.01)
직무만족	3.03 (0.705)	2.94 (0.661)	3.02 (0.697)	2.98 (0.666)	2.97 (0.681)
결혼더미	0.556 (0.497)	0.725 (0.447)	0.753 (0.431)	0.791 (0.407)	0.703 (0.457)
병역필더미	0.474 (0.500)	0.528 (0.499)	0.454 (0.498)	0.534 (0.499)	0.500 (0.500)
서울/경기 이주더미	0.000 (0.000)	0.228 (0.420)	0.454 (0.498)	0.527 (0.499)	0.288 (0.453)
표본수	838	1141	742	698	3419

주: 괄호 안은 표준편차.
자료: KLIPS 1998년.

외 지역 출신은 서로 비슷하다. 본인의 교육년수와 아버지의 교육년수는 서울/경기 출신이 가장 높고 그의 지역 출신은 서로 비슷하나 호남 출신이 가장 낮다. 직무만족 변수는 임금 또는 보수, 취업의 안정성, 직무의 내용, 근무환경, 인사고과의 공정성, 개인의 발전 가능성, 의사소통 및 인간관계, 복지후생제도 각각에 대해 다섯 단계 척도로 측정한 것을 평균한 것이다. 이것은 호남 출신이 가장 낮다. 여성더미와 병역필더미 간의 상관관계수는 -0.765 로 남자 중에도 상당수가 병역을 마치지 않은 것으로 조사되었다.

<표 2>의 열 (1)은 임금함수에 대한 보통최소자승(OLS) 추정계수들을 그리고 열 (2)와 (3)은 도구변수(IV) 추정계수들을 보여준다. 종속변수는 월 총임금의 로그 값이다. 열 (1)의 추정계수들은 연령을 제외하고 예상되는 부호를 가진다.⁴⁾ 동일한 자료를 분석한 박기성·김용민(2000)에 의하면 연령-로그임금 단면이 오목하고(concave) 25세 정도에서 정점(peak)을 가진다. <표 2>의 추정식에는 연령×연령이 없고 연령만 있기 때문에 연령의 추정계수가 음으로 나온 것이다. 그리고 이 논문에 의하면 교육더미들(초·중등, 고등, 전문대, 대학 이상)의 추정계수들을 알 수 있는데 이것들로부터 교육의 수익률이 교육년수에 거의 선형(linear)임을 알 수 있다. <표 2>의 추정식에는 교육년수가 선형으로 들어가 있다.

도구변수(instrumental variables)는 생산성 신호와 상관관계가 있지만 식 (2)의 η_i 와는 상관관계가 없으며 식 (1)에 나타나지 않는 변수이어야 한다. 근로자의 교육년수라는 생산성 신호를 고려하자. 근로자 아버지의 교육년수는 근로자의 교육년수와 상관관계가 있지만 식 (2)의 η_i 와는 상관관계가 없으며 근로자의 생산성(P_i^*)이 주어지면 임금에 영향을 주지 않는다(unrelated to his wage conditional on his productivity). 그리고 직무만족(job satisfaction)도 이 세 기준을 충족한다고 생각된다.

<표 2>의 열 (2)는 교육년수에 대한 도구변수로 아버지의 교육년수를 사용하여 추정된 것이고, 열 (3)은 아버지의 교육년수와 본인의 직무만족을 도구변수로 사용하여 추정된 것이다. 열 (1)과 (2)를 비교하면, 제III장에서 추론한 대로, 교육년수 및 영남, 호남, 충청/강원 출신 근로자의 계수가 각각 도구변수의 추정에 비해 OLS 추정이 아래쪽으로 편의하고 있음을 알 수 있다. 각각에 하우스만 검정을 하면 한계 유의수준이 모두 0.10이다. 따라서 식 (4)에서 교육년수의 外生性(exogeneity)은 한계적으로 기각되며,⁵⁾ 서울/

4) 한 심사자의 지적대로 서울/경기 이주 여부는 표본선택 편의를 야기할 수 있으나, 추정에 큰 영향을 줄 정도로 크지 않을 것으로 사료되며, 주된 분석대상이 아닌 통제변수(control variable)로 사용되었다.

〈표 2〉 임금함수의 보통최소자승(OLS) 추정과 도구변수(IV) 추정

	(1) OLS	(2) IV	(3) IV
절편	3.851*** (0.053)	3.681*** (0.112)	3.097*** (0.112)
여성더미	-0.354*** (0.023)	-0.353*** (0.023)	-0.352*** (0.024)
영남더미	-0.088*** (0.019)	-0.080*** (0.020)	-0.050** (0.021)
호남더미	-0.118*** (0.023)	-0.107*** (0.024)	-0.068*** (0.025)
충청/강원더미	-0.095*** (0.023)	-0.083*** (0.024)	-0.041 (0.025)
연령	-0.003** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)
교육년수	0.058*** (0.002)	0.068*** (0.007)	0.103*** (0.006)
근속년수	0.023*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.020*** (0.001)
결혼더미	0.197*** (0.020)	0.192*** (0.021)	0.175*** (0.022)
병역필더미	0.002 (0.022)	-0.013 (0.024)	-0.066*** (0.025)
서울/경기이주더미	0.085*** (0.017)	0.078*** (0.018)	0.054*** (0.019)
표본수	3419	3419	3419
Adjusted R ²	0.467
도구변수	...	아버지의 교육년수	아버지의 교육년수, 본인의 직무만족
교육년수 회귀식에서 도 구변수들의 F값	...	538.4***	333.0***
과다식별제약에 대한 p값	0.00
하우스만 검정의 p값			
교육년수	...	0.10	0.00
여성더미	...	0.66	0.78
영남더미	...	0.10	0.00
호남더미	...	0.10	0.00
충청/강원더미	...	0.10	0.00

주: 종속변수는 임금근로자의 월 임금총액의 로그값. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
자료: KLIPS 1998년.

5) 이 하우스만 검정의 귀무가설은 $\text{plim} \left\{ \frac{1}{n} P'(\varepsilon - a\eta) \right\} = 0$ 이다.

경기 이외 지역 출신에 대한 저임금이 온전히 기호적 차별에 기인한다는 가설도 한계적으로 기각된다.⁶⁾ 즉 비서울/경기 출신의 상대적 저임금의 일부는 통계적 차별에 기인한다. 그러나 여성더미의 계수는 OLS 추정과 도구변수 추정 사이에 별 차이가 없어, 여성의 상대적 저임금은 온전히 기호적 차별에 기인한다고 할 수 있다. 교육년수에 대한 회귀분석에서 알 수 있듯이 도구변수인 아버지의 교육년수는 본인의 교육년수와 높은 상관관계가 있음을 알 수 있다. 열 (2)에 의하면 영남, 호남, 충청/강원 출신은 서울/경기 출신에 비해 각각 8.0%, 10.7%, 8.3% 낮은 임금을 받고 있다. 여성은 남성에 비해 35.3% 낮은 임금을 받고 있다. 이 성별 임금격차의 크기는 기존의 연구 결과와 유사하다.

열 (1)과 (3)을 비교하면 위의 경우보다 더 뚜렷하게 통계적 차별을 지지한다. 교육년수 및 영남, 호남, 충청/강원 출신 근로자의 계수가 도구변수의 추정에 비해 OLS 추정이 훨씬 더 아래쪽으로 편의하고 있음을 알 수 있다. 각각에 하우스만 검정을 하면 한계유의수준이 모두 0.00이다. 따라서 식 (4)에서 교육년수의 외생성은 기각되며, 서울/경기 이외 지역 출신에 대한 저임금이 온전히 기호적 차별에 기인한다는 가설도 기각된다. 즉 비서울/경기 출신의 상대적 저임금의 일부는 통계적 차별에 기인한다. 그러나 위의 경우와 같이 여성더미의 계수는 OLS 추정과 도구변수 추정 사이에 별 차이가 없어, 여성의 상대적 저임금은 온전히 기호적 차별에 기인한다고 할 수 있다. 교육년수에 대한 회귀분석에서 알 수 있듯이 도구변수들인 아버지의 교육년수와 직무만족은 본인의 교육년수와 높은 상관관계가 있음을 알 수 있다. 그러나 과다식별 제약(overidentifying restriction)에 대해서는 Anderson and Rubin(1950), Hausman(1983: 433), FIML(full information maximum likelihood) 추정량을 이용한 방식(Greene 2000: 700) 등 세 검정 모두 과다식별 제약을 기각하여 열 (3)의 추정에 대한 신뢰성을 떨어뜨린다.

V. 요약 및 결론

본고는 먼저 노동시장에서의 출신 지역별 차이를 살펴보았다. 지방 출신의 서울/경기로의 이동이 활발하게 이루어졌으며 특히 호남 출신의 이동이 두드러졌다. 지방 출신은

6) 이 하우스만 검정의 귀무가설은 $plim \left\{ \frac{1}{n} R'(\varepsilon - \alpha\eta) \right\} = 0$ 이다.

서울/경기 출신에 비해 임금이 낮고 상용 및 임시근로자의 비중이 낮다. 이러한 차이가 기호적 차별에 기인하는지 또는 통계적 차별에 기인하는지를 판별하기 위해 임금격차에 대한 계량경제학적 모형을 제시했으며 그것을 이용하여 검정을 하였다. 이에 따르면 출신 지역간 임금격차가 온전히 기호적 차별에 기인한다는 가설은 한계적으로 기각되었다. 즉 이 격차의 일부는 통계적 차별에 기인한다.

본고의 통계적 차별은 임금이 생산성에 따라 결정되는 과정에서 나오는 것으로 문제가 되지 않는다. 기호적 차별은 개인들의 선호에 기인하지만 노동시장에서 실현되는 정도는 시장의 경쟁 정도에 비례하기 때문에 정부의 경쟁 지향적 정책에 의해 완화될 수 있다(朴基性, 1990). 본고는 기호적 차별과 통계적 차별을 분리해 내는 최초의 시도로 이러한 연구들이 축적되면 정부 정책이 지향하는 지역차별의 목표치가 나올 수 있다. 즉 통계적 차별을 제외하고 기호적 차별을 최소화하는 것이 목표가 될 것이다. 이와 같이 통계적 차별과 기호적 차별을 분리하여 각각의 대응책을 모색하는 것은 지역차별에 대한 논의를 逸話的인 차원에서 科學的인 차원으로 승화시키고 해결책을 제시할 수 있는 바람직한 방향일 것이다.

여성의 상대적 저임금이 온전히 기호적 차별에 기인한다는 가설은 기각되지 않았다. 그러므로 남녀간 임금격차에 있어서는 출신지역간 임금격차와 달리 통계상에 나타나는 차이가 축소되어야 하는 대상일 것이다.

참 고 문 헌

- 김용학. 「엘리트 층원·탈락의 지역격차 - 미시적 동기와 거시적 결과」. 김종철·최장집 외. 『지역감정연구』. 서울: 학민사, (1991): 258-288.
- 朴基性. 「地域差別의 經濟學」. 『勞動經濟論集』 13 (1990. 12): 97-113.
- 박기성·김용민. 「勞動市場에 나타난 出身地域間 差異」. 『勞動經濟論集』 23 특별호 (2000. 2): 195-217.
- 魚秀鳳. 『韓國의 女性勞動市場』. 서울: 한국노동연구원, 1991.
- Aigner, Dennis J. and Cain, Glen. G. "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets." *Industrial and Labor Relations Review* 30 (1) (January 1977):

175-187.

- Anderson, T., and Rubin, H. "The Asymptotic Properties of Estimators of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations." *Annals of Mathematical Statistics* 21 (4) (December 1950): 570-582.
- Becker, Gary S. *The Economics of Discrimination*. 2nd ed. 1971. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- Greene, William H. *Econometric Analysis*. 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 2000.
- Hausman, J. A. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 (6) (November 1978): 1251-1272.
- _____. "Specification and Estimation of Simultaneous Equations Models." In Z. Griliches and M. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North Holland, 1983.
- Lundberg, Shelly J., and Startz, Richard. "Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Markets." *American Economic Review* 73 (3) (June 1983): 340-347.
- Neumark, David. "Labor Market Information and Wage Differentials by Race and Sex." *National Bureau of Economic Research Working Paper* 6573. 1998.
- Phelps, Edmund S. "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review* 62 (4) (September 1972): 659-661.

abstract

Statistical Discrimination in the Korean Labor Market

Ki-Sung Park

Seoul/Kyungki-born workers have higher wages than other regions-born workers. In order to determine whether this difference is due to taste or statistical discrimination, an econometric model is suggested and a test is done with it. According to the test, the hypothesis that the difference is wholly due to taste discrimination is rejected: a part of the difference is due to statistical discrimination. Since statistical discrimination in this paper comes out in the process of a worker's wage being determined according to his productivity, it is no problem for the government to intervene in.