

응용경제 제14권 제1호  
2012년 6월, 한국응용경제학회

## 외모와 신장이 임금에 미치는 영향\*

김용민\*\* · 김용학\*\*\* · 박기성\*\*\*\*

### 초록

외모와 신장 그리고 소득 정보를 모두 가지고 있는 결혼정보회사의 자료를 사용하여 임금함수를 추정하고 외모와 신장의 임금 프리미엄이 존재함을 확인하였다. 외모와 신장이 임금에 미치는 효과가 인적자본 효과인지 차별인지를 알아보기 위한 모형을 제시하고, 교육년수에 대한 도구변수를 구하여 추정을 한 결과 외모의 최소자승 추정치의 상당 부분은 인적자본 효과에 기인하지만 신장의 경우는 거의 모두 차별에 기인한다고 볼 수 있다. 남자의 경우 외모의 최소자승 추정치 0.050 중 0.018(36.0%)이 인적자본 효과에 기인하고, 여자의 경우는 0.052 중 0.009(17.3%)가 인적자본 효과에 기인한다고 볼 수 있다. 외모의 인적자본 효과는 여자보다 남자가 더 큰 반면, 외모에 의한 차별 효과는 남자보다 여자가 더 크다고 할 수 있다. 남자의 신장의 최소자승 추정치 0.0026은 도구변수 추정에서도 그대로 유지되고, 여자도 0.0038이 유지되어 거의 모두 차별 효과에 기인한다고 볼 수 있다. 생산성을 대변하는 최적의 변수를 찾지 못하여 차선택으로 교육년수를 사용하였기 때문에 분석 결과에 대한 해석은 한계를 가진다.

\* 유익하고 건설적인 논평을 주신 심사자들과 강석훈 교수, 강창희 교수, 김대일 교수, 박철성 교수, 신동균 교수, 이인재 교수께 감사한다. 본 연구는 2011년도 국민대학교 교내연구비를 지원받아 수행되었다.

\*\* 국민대학교 경영학부(yongmink@kookmin.ac.kr)

\*\*\* 연세대학교 사회학과(yhakim@yonsei.ac.kr)

\*\*\*\* 성신여자대학교 경제학과(kpark@sungshin.ac.kr). 교신저자

JEL 분류번호: J24, J71

핵심주제어: 외모 프리미엄, 신장 프리미엄, 도구변수추정, 인적자본, 차별

## I. 서론

인적자본이 높을수록 임금 등 소득이 높다는 것은 잘 알려진 사실이다. 일반적으로 교육, 경력 등이 인적자본을 대표하는 것으로 알려져 있다. 이러한 인적자본에 추가하여, 외모와 신장이 소득에 영향을 준다면 소득과 관련하여 새로운 해석을 시도할 수 있다.

최근에 박기성·이인재(2010)는 우리나라에서 신장 프리미엄이 존재하는 것을 보이고 통상적인 임금함수에서 남자의 키가 1cm 증가함에 따라 0.5%씩 임금이 상승함을 보였다. 외모와 신장이 임금에 영향을 주는 이유와 관련하여 다음의 세 가지 가설들을 제시할 수 있다. 첫 번째는 비인지 능력에 대한 것이고, 두 번째는 인지능력에 대한 것이며, 마지막으로 세 번째는 차별에 관한 가설이다.

첫 번째 가설은 외모가 뛰어나거나 신장이 큰 사람이 비인지적 능력(noncognitive abilities)이 높아 더 높은 임금을 받게 된다는 것이다. 일반적으로 외모가 좋은 사람이 사회적 능력과 자신감과 같은 비인지적 능력이 높을 것으로 인식된다. 예컨대 교사는 외모가 좋은 학생이 더 뛰어난 학업성적을 올릴 것으로 기대하여 더 많은 관심을 쏟게 되며, 교사의 이러한 관심 때문에 외모가 좋은 학생은 더 좋은 대인관계 능력(social skills), 커뮤니케이션 능력(communication skills)과 자신감(confidence)을 갖게 된다(Hatfield and Sprecher, 1986). 주위에서 내가 공부를 잘한다고 인식하면, 나도 자신감을 갖고 그렇게 믿게 되어 결과적으로 공부를 잘하게 된다는 것이다. 이러한 심리적 기제를 ‘자기실현적 예언(self fulfilling prophecy),’ 또는 ‘자기실현적 고정관념(self fulfilling stereotype)’이라고 한다. 사회적 능력과 자신감의 강화는 보다 좋은 노동시장에서의 성과를 올릴 수 있다(Mobius and Rosenblat, 2006; Pfann, Biddle, Hamermesh, and Bosman, 2000).

키와 비인지능력 간의 상관관계에 관심을 갖는 연구자들은 특히 청소년기의 키에 주목한다. 청소년기에 키가 크면 스포츠, 동아리, 등 다양한 괴외활동

(extracurricular activities)에 참여할 가능성이 높아 리더쉽, 대인관계, 사회적응력(social adaptability) 등 인적자본을 축적할 기회를 상대적으로 많이 가지게 된다(Persico, Postlewaite, and Silverman, 2004). 이렇게 청소년기에 비인지적 능력을 배양할 기회를 많이 가진 사람이 성인이 된 다음에 노동시장에서의 좋은 성과를 올릴 수 있는 것이다.

두 번째 가설은 외모가 뛰어나거나 신장이 큰 사람이 인지적 능력이 높아 더 높은 임금을 받게 된다는 것이다. 먼저, 외모와 인지능력 간의 상관관계에 관심을 갖는 연구자들은 외모가 좋은 사람이 지능이 높을 수 있다는 생물학적 근거를 제시한다. Kanazawa(2011)는 영국의 National Child Development Study(NCDS)와 미국의 National Longitudinal Study of Adolescent Health: Add Health) 자료<sup>1)</sup>를 분석하여 외모(physical attractiveness)와 지능지수(IQ)가 정(正)의 관계에 있다고 주장하고 다음과 같은 근거를 제시한다. 생물학적 관점에서 보면 지능과 외모는 모두 유전적 적합성(genetic fitness)<sup>2)</sup>을 가지고 있기 때문에 지능지수와 외모 간에 정(正)의 상관관계를 가질 수 있다(Prokosch, Yeo, and Miller, 2005). 또한 여자들은 높은 소득과 지위를 위해 지적 능력이 뛰어난 남자들을 선호하고 남자들은 외모가 뛰어난 여자들을 선호하기 때문에 이들이 결혼을 하여 자녀를 낳으면 외모와 지능지수가 정(正)의 상관관계를 가질 수 있다(Buss, 1985). 외모와 인지능력 간에 상관관계가 있다면 외모가 뛰어난 사람이 고소득자가 될 수 있다.

키와 인지능력 간에 상관관계에 대한 논리는 기존의 많은 연구에서 제기되었으며, 주로 유전적 요인과 환경적 요인에 주목한다(Case and Paxson, 2008; Tanner, 1979). 유전적 요인으로는 먼저 유전적 결함(genetic disorders)을 꼽을 수 있다. 유전적 결함이 단신(short stature)과 인지적 손상(cognitive

1) National Child Development Study(NCDS)는 영국(잉글랜드, 웨일스, 스코트란드)에서 1958년 3월 3-9일에 태어난 아기들에 대해 7세, 11세, 16세, 23세, 33세, 41-42세, 46세, 50-51세에 조사한 종단 자료이다. National Longitudinal Study of Adolescent Health(Add Health)는 미국에서 1994-95학년도에 7-12학년인 학생들에 대해 조사를 시작하여 2008년까지 4번 조사가 이루어진 종단 자료이다.

2) 유전적 적합성(genetic fitness)은 진화생물학적 개념으로 이전 세대의 유전형(genotype)이 다음 세대의 유전형의 분포에 미치는 상대적인 공헌도를 의미한다(Wilson, 1975). 어떤 유전자의 특성이 우월한 적합성을 가지고 있다면, 그 특성은 다음 세대에 더 많이 발현되고, 세대가 반복되면서 적합성을 가진 유전적 특성은 종의 특성이 되며 이러한 과정을 자연선택(natural selection)이라고 한다. 지능, 건강, 장수, 외모 등이 유전적 적합성이 높은 생물학적 특성의 예이다(Prokosch, Yeo, and Miller, 2005).

impairment)을 같이 야기할 수 있다는 것이다. 반면, 키가 정상적으로 발육한다는 것은 인지적 손상으로부터 벗어나서 인지능력이 정상적으로 발달한다는 의미이다. 그리고 인슐린과 같은 성장 인자들(insulin-like growth factors: Berger 2001)이나 갑상선 호르몬(thyroid hormone: Richards, Hardy, Kuh, and Wadsworth, 2002)이 신체 성장에 긍정적인 영향을 주면서 동시에 인지를 담당하는 뇌의 영역에도 긍정적인 영향을 줄 수 있다. Sundet, Tambs, Harris, Magnus, and Torjussen(2005)은 일란성(monozygotic) 및 이란성(dizygotic) 쌍둥이(twin pairs)를 분석하여 키와 인지능력 간 상관관계의 65%는 환경적 요인이 기인하고 35%는 유전적 요인에 기인한다고 주장한다. Black, Devereux, and Salvanes(2007), Behrman and Rosenzweig(2004) 등은 자궁 내 영양섭취(uterine nutrition)가 이 상관관계에 중요한 역할을 한다고 보았고, Lynn(1989)과 Kretchmer, Beard, and Carlson(1996) 등은 유아기나 아동기 때의 영양섭취가 중요하다고 주장하였다. 이러한 주장을 종합해 보면, 키가 큰 사람은 평균적으로 유아기에 뇌의 인지능력이 발달하고, 키가 작은 사람은 키가 큰 사람에 비해서 상대적으로 인지능력이 떨어질 수 있다. Case and Paxson(2008)은 Persico, Postlewaite, and Silverman(2004)이 사용한 동일한 자료를 사용하여 청소년기의 신장이 아니라 인지능력(cognitive ability)이 임금에 영향을 준다고 주장한다.<sup>3)</sup> 키와 인지능력을 모두 포함하는 임금함수에서 키는 임금에 유의한 영향을 주지 않았고, 인지능력만 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

세 번째 가설은 외모가 뛰어나거나 신장이 큰 사람을 노동시장에서 선호한다는 차별 가설이다. 외모가 임금에 미치는 영향에 관한 선구적 연구인 Hamermesh and Biddle(1994)과 Biddle and Hamermesh(1998)에 의하면 외모 프리미엄이 각각 사용자 차별과 소비자 차별에 기인한다. 외모가 뛰어나거나 신장이 큰 근로자가 비인지적 및 인지적 능력 등 인적자본이 높아서가 아니라, 사용자나 소비자가 외모가 뛰어나거나 신장이 큰 근로자를 선호하기 때문에 이들의 임금이 높다는 것이다. Hamermesh and Biddle(1994)의 실증 연구에

<sup>3)</sup> Persico, Postlewaite, and Silverman(2004)과 Case and Paxson(2008)이 사용한 자료는 영국의 National Child Development Study(NCDS)와 미국의 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)이다. NLSY는 미국에서 1979년 14-22세의 청소년들에 대해 조사를 시작하여 1994년까지는 매년, 그 후는 매 2년마다 조사되는 종단 자료이다.

서는 생산성 차이에 의한 임금격차보다는 사용자 선호에 기인한 차별이 우세함을 보여준다. Biddle and Hamermesh(1998)는 1970년대에 한 법과대학원을 졸업한 변호사들에 대한 자료를 분석하여 법률회사에 속한 변호사들보다 자영업자인(self-employed) 변호사들에게서 외모에 의한 소득격차가 더 크게 나타나는 등 소비자 차별의 여러 증거들을 제시한다.

이상의 논의를 종합하면 외모가 뛰어나거나 신장이 클수록 소득이 높은 이유는 인적자본이 높아서이거나 사용자나 소비자의 선호 또는 기호적 차별(taste discrimination, Becker 1957) 때문이다. 전자를 인적자본 가설, 후자를 차별 가설이라고 할 수 있다. 사회 현실에 있어서는 이 두 가설에 부합되는 현상이 동시에 나타날 가능성이 매우 높다.

성형을 통해 외모를 바꾸거나 연령에 따라 신장이 변할 수 있으나 본고에서는 연령을 통제하면서 외모와 신장을 외생변수로 간주한다. 임금은 생산성에 비례해서 결정되지만 일반적으로 생산성 자체는 관찰되지 않고(unobserved productivity) 교육년수와 같은 생산성을 나타내는 변수 즉 생산성 신호만이 관찰된다(observed productivity signal). 이 경우 임금을 교육년수에 회귀하면 교육년수의 최소자승(least squares) 추정계수는 일치추정치가 아니고(inconsistent estimator) 회석 편의(attenuation bias)를 가진다. 생산성과 생산성 신호를 연결하는 오차항과 외모나 신장이 상관관계를 가지면 외모나 신장의 최소자승 추정계수도 일치추정치가 아니다. 이를 시정하기 위해 교육년수에 대한 적당한 도구변수를 선정하여 추정하면 교육년수 계수의 일치추정치를 얻는다. Neumark(1999)에 근거해서 외모와 신장의 최소자승 추정치와 도구변수 추정치의 차이를 외모와 신장 각각의 인적자본(생산성) 효과로, 도구변수 추정치를 각각의 기호적 차별의 정도로 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

본고는 먼저 외모와 신장이 각각 임금에 어떤 영향을 주는지를 알아본다. 그리고 인적자본 가설과 차별 가설을 구별할 수 있는 모형을 제시하고 그에 따라 추정된 결과 차별 가설이 인적자본 가설보다 더 우세할 수 있음을 보인다.

외모와 신장 그리고 소득이 동시에 있는 자료를 찾기는 매우 어렵다. 본고는 국내의 한 결혼정보회사의 자료를 구하여 사용한다. 결혼정보회사의 자료이므로 연령, 소득, 직업 등의 대표성에 한계가 있지만 현실적으로 위의 정보들을 동시

4) 이 모형은 IV장에서 상술된다.

에 가지고 있는 자료가 없기 때문에 이 자료를 사용한다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 사용되는 자료의 구성을 설명하고 변수들의 기초통계량을 서술한다. III장에서 외모와 신장이 임금에 어떤 영향을 주는지를 추정하고 그 결과를 해석한다. IV장에서는 외모와 신장 프리미엄이 인적 자본에 기인하는지 차별에 기인하는지를 추정할 수 있는 모형을 제시하고 그에 따라 도구변수 추정을 하여 최소자승 추정과 비교한다. V장에서는 요약과 더불어 본고의 한계를 지적하면서 결론을 맺는다.

## II. 자료와 변수

본고에 사용된 자료는 국내 결혼정보회사에 2001년 1월에서 2004년 4월까지 일정 금액의 회비를 지불하고 가입한 회원들의 가입신청서를 위주로 구축된 데이터베이스를 사용하였다. 데이터베이스는 이름, 출생년월일, 성별 등의 기본정보, 주소 및 연락처, 직업 및 소득정보, 초, 중, 고, 대학, 대학원 등의 학력정보, 신장과 외모 등의 신상정보, 부모, 형제, 자매 등 가족관계를 나타내는 가족정보, 주거 및 재산정보, 배우자 희망정보 등으로 구성되어 있다.

이 자료는 신장과 외모, 소득 등과 같은 변수들에 대한 비교적 정확한 정보를 가지고 있지만 결혼정보회사를 통해서 결혼시장에 진입한 집단에 대한 것이므로 미혼 성인이나 동일한 연령층의 인구를 대표할 수 없는 한계를 갖는다.

본고에서는 총 11,448명의 미혼 상태의 가입자 중 사업소득자와 프리랜서를 제외한 급여소득자만을 대상으로 주요 변수의 결측값을 가진 관찰치를 제거한 결과, 최종적으로 6,547명을 분석에 사용하였다. 이 중 남자가 3,340명, 여자가 3,207명으로 남자가 여자보다 약간 더 많다.

<표 1>은 주요 변수들의 기초통계량을 보여준다. 먼저 소비자물가지수를 감안한 2004년 기준의 연봉은 남자가 3,434만원으로 여자의 2,355만원보다 높다. 교육년수는 고졸=12년, 전문대졸=14년, 대졸=16년, 석사=18년, 박사=21년으로 계산한 것이고 남자는 고졸자가 거의 없어 표본에서 제외하였다. 아버지의 교육년수도 동일한 방식으로 계산되었고 다만 원자료에서 석사와 박사의 구별이 없이 대학원졸로 보고되어 18년으로 계산하였다. 영어권유학을 한 사람은 남자의 2.6%이고 여자의 1.4%이다.

남자 표본의 연령 평균은 31.7세이고 여자 표본의 연령 평균은 28.7세로 결혼을 앞두고 있는 자들임을 알 수 있다. 남자의 신장 평균은 174.0cm이고 여자의 신장 평균은 162.6cm이다. 외모는 두 커플 매니저가 해당 회원을 직접 인터뷰한 다음 논의를 거쳐 ‘비호감,’ ‘약간 비호감,’ ‘보통,’ ‘약간 호감,’ ‘호감’의 5점 척도로 합의하여 평가한 것이다. Kanazawa(2011)가 사용한 NCDS의 외모(physical attractiveness) 척도는 ‘매력적(attractive),’ ‘비매력적 또는 매력적이지 않음(unattractive or not attractive),’ ‘영양상태 부족(looks underfed or undernourished),’ ‘비정상적 용모(abnormal feature),’ ‘추레하거나 지저분한(scruffy or slovenly and dirty)’의 5점 척도이고 7세와 11세 때 선생님이 평가한 것이다. 그러나 NCDS 자료의 외모평가는 척도의 표현 방식과 평가자의 특성에서 알 수 있듯이 순수한 외모 이외에 학습 태도 내지 성적 등 다른 요소들로 오염되어 있을 가능성이 높다. 또한 미국 ADD Health의 외모 평가는 외모에 대한 비전문가인 면접원이 ‘아주 비매력적(very unattractive),’ ‘비매력적(unattractive),’ ‘보통 수준(about average),’ ‘매력적(attractive),’ ‘아주 매력적(very attractive)’의 5점 척도로 평가한 것으로 평가 결과의 정확성에 문제의 소지가 있을 수 있다.

이에 비해 본고에서 사용한 결혼정보회사 자료의 외모 측정은 소개를 받을 회원에게 상대방에 대한 정확한 정보를 제공할 의무가 있기 때문에 외모에 대한 측정이 다른 요소들에 의해 오염되어 있을 가능성이 낮고 비교적 정확하다고 판단된다.

&lt;표 1&gt; 기초통계량

변수	남자	여자
연봉(만원)	3,434 (1,133)	2,355 (912)
교육년수(년)	16.2 (1.43)	15.6 (1.67)
연령(년)	31.7 (2.63)	28.7 (2.66)
근속(년)	3.77 (2.94)	3.44 (3.04)
영어권유학(D)	0.026 (0.160)	0.014 (0.118)
외모	3.39 (0.60)	3.44 (0.59)
신장(cm)	174.0 (4.08)	162.6 (3.58)
서울거주(D)	0.306 (0.461)	0.345 (0.475)
아버지 교육년수(년)	12.0 (3.63)	12.7 (3.23)
형제자매수(명)	3.30 (1.27)	3.36 (1.26)
형제자매 중 순위(번째)	2.41 (1.45)	2.22 (1.31)
표본수	3,340	3,207

주: 괄호 안은 표준편차

<표 1>의 외모는 ‘비호감=1,’ ‘약간 비호감=2,’ ‘보통=3,’ ‘약간 호감=4,’ ‘호감=5’로 치환하여 평균과 표준편차를 구한 것이다. 외모의 평균은 남녀 모두 보통보다 조금 높으며 여자가 남자보다 약간 높다. 형제자매수와 형제자매 중에서 본인이 몇째에 해당하는지의 순위도 결혼정보회사 입장에서는 매우 중요한 정보이다. 해당 회원이 부모를 모셔야 하는지, 유산상속을 얼마나 받을 수 있는지를 결혼 상대방이 판단하는 근거가 되는 정보이기 때문이다. 형제자매수의 평균은 남녀 각각 3.30명과 3.36명이며, 형제자매 중 순위의 평균은 각각 2.41과 2.22이다.

### III. 신장과 외모 프리미엄

<표 2>는 만원 단위로 표시한 연봉의 자연로그(natural logarithm)를 종속 변수로 하여 임금함수를 최소자승(ordinary least squares: OLS)으로 추정된 결과를 보여 준다.<sup>5)</sup> 먼저 통제 변수들의 추정계수들 중 주목할 만한 것을 살펴 보면 영어권 국가로 유학을 간 남자가 그렇지 않은 남자보다 14.0% 임금이 높고 여자의 경우는 22.1%나 높다. 남자 중 영어권 국가로 유학을 간 비율은 2.6%인데 비해 여자 중에서는 이 비율이 1.4%이다. 교육년수가 1년 증가함에 따라 남자는 3.9%씩 임금이 증가하고 여자는 5.6%씩 증가한다. 남자보다 여자의 교육수익률이 높은 것은 석사, 박사 등 고학력자의 상대적 비중이 남자보다 여자의 경우 낮기 때문일 것이다. 연령이 1년 증가함에 따라 남자는 3.3%씩 임금이 증가하고 여자는 1.9%씩 증가한다. 근속년수가 1년 증가함에 따라 남자는 1.7%씩 임금이 증가하고 여자는 2.9%씩 증가한다.

외모는 ‘비호감’과 ‘약간 비호감’을 기준(reference)으로 ‘보통,’ ‘약간 호감,’ ‘호감’을 3개의 더미 변수로 만들어 추정하였다.<sup>6)</sup> 남자의 경우 각각 7.0%, 12.2%, 15.2% 임금이 높고 여자의 경우는 각각 10.4%, 15.5%, 18.2% 임금이 높아 외모가 임금에 큰 영향을 주고 있는 것을 알 수 있다. Hamermesh and Biddle(1994)에 의하면 ‘보통 이상’과 ‘보통 이하’의 외모 차이에 의한 임금격차는 약 9.2%~16.8%로 추정된다. 또한 Mobius and Rosenblat(2006)는 12.3%~16.7%의 외모 프리미엄(beauty premium)을 얻었다. 이것과 우리의 추정결과를 직접 비교할 수는 없으나 비슷한 결과로 볼 수 있다.

신장의 경우 키가 1cm 커짐에 따라 남자는 0.25%씩 임금이 증가하고 여자는 0.38%씩 증가한다. 20cm 신장 차이가 있다면 남자는 5.0% 임금이 높고 여자의 경우는 7.6% 임금이 높다. Persico, Postlewaite, and Silverman(2004)의 추정결과 영국 NCDS 표본에서는 인치당 2.2%, 미국 NLSY 표본에서는 인치당 1.8%의 신장 프리미엄을 얻었고, 박기성·이인재(2010)도 Persico, Postlewaite, and Silverman(2004)과 매우 유사한 변수를 가지고 30대 남자

5) 여성의 경우 소득이 있는 자만을 분석대상으로 함으로써 표본선택 편의(sample selection bias)가 발생할 수 있지만 이 점이 고려되지 않는다.

6) ‘비호감’과 ‘약간 비호감’을 합하여 기준으로 설정한 이유는 표본에서 ‘비호감’으로 분류된 회원이 남자 3명, 여자 3명 등 총 6명밖에 없었기 때문이다.

에 대한 임금함수를 추정한 결과 인치당 2.3%의 신장 프리미엄을 얻었다.<sup>7)</sup> 본고의 분석결과를 인치로 환산한 신장 프리미엄은 0.635%(0.25 x 2.54cm)로 이들보다 훨씬 작게 나타났다.

선행 연구에 비해 신장 프리미엄이 작게 추정된 이유는 두 가지 추론이 가능하다. 먼저, 본고가 선행 연구와 달리 근속, 영어권유학 여부, 서울거주 여부, 외모 등 보다 많은 변수를 추가해서 분석했기 때문에 신장의 계수가 낮게 추정될 수 있다. 본고에서 보고하지는 않았지만, Persico, Postlewaite, and Silverman(2004) 방식대로 연령과 신장만을 모형에 포함시켜 추가적인 분석을 한 결과 남자의 신장 프리미엄은 인치당 1.22%로 추정되어 선행 연구와의 격차가 줄어든다. 그럼에도 불구하고 신장 프리미엄이 낮게 추정된 이유는 우리나라 근로소득자의 소득분산이 미국에 비해 낮고, 결혼정보회사에 가입한 회원들의 소득 범위가 비교적 좁은 중산층 위주이기 때문이라고 추론해 볼 수 있다.

<표 2> 임금함수의 추정: 최소자승(OLS)

변수	남자	여자
교육년수(년)	0.039*** (0.003)	0.056*** (0.003)
연령(년)	0.033*** (0.002)	0.019*** (0.002)
근속(년)	0.017*** (0.002)	0.029*** (0.002)
영어권유학(D)	0.140*** (0.030)	0.221*** (0.049)
외모-보통(D)	0.070** (0.032)	0.104** (0.047)
외모-약간호감(D)	0.122*** (0.033)	0.155*** (0.048)

7) Loh(1993)는 시간당 임금을 종속변수로 설정한 분석에서 평균 신장 이상이 평균 신장 미만에 비해 남자의 경우 5.7%, 여자의 경우 4.0%의 임금 프리미엄을 갖는 것으로 추정하였다. Frieze, Olson, and Good(1990), Sargent and Blanchflower(1994), Behman and Rosenzweig(2001)도 신장(또는 청소년기의 신장)이 클수록 소득이 높음을 보여준다.

외모-호감(D)	0.152*** (0.041)	0.182*** (0.056)
신장(cm)	0.0025** (0.0012)	0.0038** (0.0016)
서울거주(D)	0.032*** (0.010)	0.050*** (0.012)
절편	5.824*** (0.226)	5.402*** (0.285)
$\overline{R^2}$	0.205	0.183
표본수	3,340	3,207

주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### IV. 인적자본 또는 차별

외모와 신장이 소득에 영향을 주는 이유가 생산성 즉 인적자본이 높아서인지 (human capital increase) 기호적 차별 또는 선호(taste discrimination)인지 아니면 둘 다인지를 구별하기 위해 다음과 같은 모형을 세우고 검토한 후 그에 따라 추정하여 분석한다.

##### 1. 모형

Neumark(1999)은 Foster and Rosenzweig(1993)에 근거해서 통계적 차별 (statistical discrimination)과 기호적 차별(taste discrimination)을 구별해서 추정할 수 있는 모형을 제공하였다. 김용민·박기성(2005)은 Neumark(1999)의 모형을 기초로 우리나라에서 사용 가능한 자료 범위 안에서 인적자본과 기호적 차별을 구별해서 추정할 수 있는 모형을 제시하였다. 김용민·박기성(2005)과 유사한 다음과 같은 모형을 고려하자.

$$w_i = \alpha P_i^* + \beta A_i + \gamma H_i + \epsilon_i. \quad (1)$$

여기서  $w_i$ 는  $i$ 번째 근로자의 임금,  $P_i^*$ 는 연구자에게 관찰되지 않는 생산성(unobserved productivity),  $A_i$ 와  $H_i$ 는 외모와 신장, 그리고  $\epsilon_i$ 는 오차항이다. 만약 기호적 차별(taste discrimination; Becker 1957) 또는 선호가 없다면  $\beta$ 와  $\gamma$ 가 0이어야 한다. 정확한 생산성은 관찰되지 않지만 그것의 신호(signal)는 관찰된다. 생산성과 생산성 신호와는 다음과 같은 관계가 있다.

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

여기서  $P_i$ 는 관찰되는 생산성 신호(observed productivity signal)이고  $\eta_i$ 는 직교 오차항(orthogonal noise)이라고 가정한다. 예를 들어 교육년수가 관찰되는 생산성 신호이고 이것은 생산성과 위의 식에 의해서 연결된다.<sup>8)</sup> 위의 두 식으로부터 다음의 추정식(estimation equation)을 얻는다.

$$w_i = \alpha P_i + \beta A_i + \gamma H_i + \epsilon_i - \alpha \eta_i. \quad (3)$$

식 (2)와 (3)으로부터  $P_i$ 와 식 (3)의 오차항( $\epsilon_i - \alpha \eta_i$ ) 사이에 부(負)의 상관관계가 있음(negatively correlated)을 알 수 있다.  $\alpha$ 의 최소자승 추정치의 확률극한(probability limit)을 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{plim } \alpha^{OLS} &= \alpha + \frac{\text{Cov}(P_i, \epsilon_i - \alpha \eta_i)}{\text{Var}(P_i)} \\ &= \alpha \frac{\text{Var}(P_i^*)}{\text{Var}(P_i^*) + \text{Var}(\eta_i)}. \end{aligned}$$

그러므로  $\alpha$ 의 최소자승 추정치는 일치추정치가 아니고(inconsistent

<sup>8)</sup> Neumark(1999)은 생산성 변수로 인사고과점수(performance rating)를 사용하였으나 본고에서는 그런 변수가 없기 때문에 본 자료에서 생산성을 대변할 수 있는 가장 적합한 변수로 교육년수를 사용한다. 심사자의 지적대로 생산성을 대변하는 최적의 변수가 없어 차선책으로 교육년수를 사용한 것은 본고의 한계이며 이에 따라 분석결과와 해석이 한계를 가질 수밖에 없다.

estimator) 회석 편의(attenuation bias)를 가진다. 그리고 같은  $P_i$ 가 관찰되더라도 외모가 출중하거나 신장이 큰 사람의 생산성이 높다면 더 높은 소득을 얻을 것이다. 즉 동일한  $P_i$ 가 관찰되는 사람 중에 잘 생겼거나 신장이 큰 사람은 높은  $P_i^*$ 와 낮은  $\eta_i$ 를 갖게 되어  $Cov(A_i, \eta_i)$ 나  $Cov(H_i, \eta_i)$ 가 음의 값을 가진다.  $\beta$ 의 최소자승 추정치의 확률극한을 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{plim } \beta^{OLS} &= \beta + \frac{Cov(A_i, \epsilon_i - \alpha\eta_i)}{Var(A_i)} \\ &= \beta - \alpha \frac{Cov(A_i, \eta_i)}{Var(A_i)} > \beta. \end{aligned}$$

$\alpha$ 가 양수라는 것은 자명하다. 그러므로  $\beta$ 의 최소자승 추정치는 상향 편의(upward bias)를 가진다.  $\gamma$ 의 최소자승 추정치의 확률극한을 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{plim } \gamma^{OLS} &= \gamma + \frac{Cov(H_i, \epsilon_i - \alpha\eta_i)}{Var(H_i)} \\ &= \gamma - \alpha \frac{Cov(H_i, \eta_i)}{Var(H_i)} > \gamma. \end{aligned}$$

만약 신장이 생산성 효과가 있다면  $\gamma$ 의 최소자승 추정치도 상향 편의(upward bias)를 가진다. 이 경우 일치추정치를 얻으려면 도구변수 추정을 할 수 있다. 다음 절에서는 그 결과를 보고한다.

## 2. 도구변수 추정

<표 3>은 남자에 대한 최소자승 및 도구변수(instrumental variable: IV) 추정치를 보여준다. 열 (1)은 최소자승 추정치이다. 외모를 연속변수로 사용해도 <표 2>의 남자에 대한 추정치와 매우 유사함을 알 수 있다. 도구변수 추정에서는 가족 배경(family background)을 본인의 교육년수의 도구변수로 사용한 Taber(2001) 등의 연구에 따라 아버지의 교육년수, 형제자매수, 형제자매

중 본인의 순위를 사용하였다. 열 (2)에서는 아버지의 교육년수를, 열 (3)에서는 아버지의 교육년수와 형제자매수를, 열 (4)에서는 형제자매 중 본인의 순위를 추가해서 사용하였다. 먼저 1단계 추정에서 도구변수들이 통계적으로 유의하므로 도구변수들이 본인의 교육년수와 관련성(relevancy)이 있음을 알 수 있다. 그리고 Sargan 통계치로부터 도구변수들의 외생성이 기각되지 않는 것을 알 수 있다. 열 (2), (3), (4)의 도구변수 추정치들이 유사하므로 열 (3)을 중심으로 열 (1)의 최소자승 추정치와 비교한다.

교육년수의 최소자승 추정치는 0.039인데 비해 도구변수 추정치는 0.121로 크게 증가한다. 하우스만 검정(Hausman, 1978)의 p 값은 0.001로 교육년수의 외생성(exogeneity)이 기각되며 최소자승추정치에의 희석 편의가 확인된다. 외모의 도구변수 추정치는 0.032로 최소자승 추정치 0.050보다 통계적으로 유의하게 작다. 즉 최소자승 추정치가 상향으로 편의됨을 알 수 있다. 그리고 이 둘의 차이 0.018(최소자승 추정치의 36.0%)은 외모가 생산성을 증가시켜 소득을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다.<sup>9)</sup> 5점 척도로 측정된 외모에서 한 단계가 올라가면 생산성이 1.8% 증가함에 따라 임금이 그만큼 상승한다. 나머지 0.032은 차별적 요인에 기인한다고 할 수 있다.

신장의 도구변수 추정치와 최소자승 추정치는 차이가 없다. 신장이 1cm 커짐에 따라 임금이 0.26%씩 상승하는 것은 생산성 효과보다 차별적 요인에 기인한다고 할 수 있다.

<표 4>는 여자에 대한 최소자승 및 도구변수 추정치를 보여준다. 열 (1)은 최소자승추정치이다. 외모를 연속변수로 사용하여도 <표 2>의 여자에 대한 추정치와 매우 유사함을 알 수 있다. 여자의 경우도 남자의 경우와 같이 도구변수 추정에서는 본인의 교육년수에 대한 도구변수로 열 (2)에서는 아버지의 교육년수를, 열 (3)에서는 아버지의 교육년수와 형제자매수를, 열 (4)에서는 형제자매 중 본인의 순위를 추가해서 사용하였다. 먼저 1단계 추정에서 도구변수들이 통계적으로 유의하므로 도구변수들이 본인의 교육년수와 관련성(relevancy)이 있음을 알 수 있다. 그리고 Sargan 통계치로부터 도구변수들의 외생성이 기각되지 않는 것을 알 수 있다. 열 (2), (3), (4)의 도구변수 추정치들이 유사하므로 열 (3)을 중심으로 열 (1)의 최소자승 추정치와 비교한다.

<sup>9)</sup> 이 해석은 Neumark(1999)의 Table 6 에 근거한다.

교육년수의 최소자승 추정치는 0.056인데 비해 도구변수 추정치는 0.114으로 크게 증가한다. 하우스만 검정의 p 값은 0.000으로 교육년수의 외생성(exogeneity)이 기각되며 최소자승추정치와 최신편의가 확인된다. 외모의 도구변수 추정치는 0.043로 최소자승 추정치 0.052보다 통계적으로 유의하게 작다. 즉 최소자승 추정치가 상향으로 편향됨을 알 수 있다. 그리고 이 둘의 차이 0.009(최소자승 추정치의 17.3%)는 외모가 생산성을 증가시켜 임금을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 5점 척도로 측정된 외모에서 한 단계가 올라가면 생산성이 0.9% 증가함에 따라 임금이 그만큼 상승한다. 나머지 0.043은 차별적 요인에 기인한다고 할 수 있다. <표 3>과 비교하면 외모에 의한 차별의 정도는 남자보다 여자가 더 크며 외모가 생산성에 기여하는 정도는 여자보다 남자가 더 크다고 할 수 있다.

신장의 도구변수 추정치와 최소자승 추정치는 차이가 없다. 신장이 1cm 커짐에 따라 임금이 0.38%씩 상승하는 것은 생산성 효과보다 차별적 요인에 기인한다고 할 수 있다.

교육년수에 대한 도구변수를 사용하여 추정함으로써 외모와 신장의 생산성 효과가 완전히 제거되었다고 할 수 없다. 외모와 신장에 대한 완벽한 도구변수가 사용되어야 생산성 효과가 완전히 제거될 수 있을 것이다. 그러나 사용된 자료의 한계로 외모와 신장에 대한 도구변수를 구할 수 없었다.

&lt;표 3&gt; 임금함수 추정(남자): 최소자승(OLS) 및 도구변수(IV)

	최소자승(OLS)		도구변수(IV)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
교육년수(년)	0.039*** (0.003)	0.124*** (0.027)	0.121*** (0.027)	0.123*** (0.027)
연령(년)	0.033*** (0.002)	0.026*** (0.003)	0.027*** (0.003)	0.026*** (0.003)
근속(년)	0.017*** (0.002)	0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)
영어권유학(D)	0.140*** (0.030)	0.010 (0.052)	0.014 (0.052)	0.011 (0.052)
외모	0.050*** (0.008)	0.032*** (0.010)	0.032*** (0.010)	0.032*** (0.010)
신장(cm)	0.0026** (0.0012)	0.0026** (0.0013)	0.0026** (0.0013)	0.0026** (0.0013)
서울거주(D)	0.032*** (0.010)	0.011 (0.013)	0.012 (0.013)	0.011 (0.013)
절편	5.742*** (0.222)	4.604*** (0.430)	4.637*** (0.427)	4.606*** (0.429)
$\overline{R^2}$	0.205	-	-	-
도구변수들	-	아버지 교육년수	아버지 교육년수, 형제자매수	아버지 교육년수, 형제자매수, 순위
1단계 추정시 도구변수들에 대한 F 검정의 p값	-	0.000***	0.000***	0.000***
Sargan 검정(p값)	-	-	1.500 (0.221)	4.412 (0.110)
최소자승 추정치의 편의: Hausman 검정의 p값	-	-	-	-
교육년수(년)	-	0.001***	0.001***	0.001***
외모	-	0.004***	0.004***	0.003***
신장(cm)	-	0.476	0.476	0.476
표본수	3,340	3,340	3,340	3,340

주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

<표 4> 임금함수 추정(여자): 최소자승(OLS) 및 도구변수(IV)

	최소자승(OLS)	도구변수(IV)		
	(1)	(2)	(3)	(4)
교육년수(년)	0.056*** (0.003)	0.116*** (0.013)	0.114*** (0.013)	0.114*** (0.013)
연령(년)	0.019*** (0.002)	0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)
근속(년)	0.029*** (0.002)	0.036*** (0.003)	0.036*** (0.003)	0.036*** (0.003)
영어권유학(D)	0.220*** (0.049)	0.148*** (0.053)	0.150*** (0.053)	0.150*** (0.053)
외모	0.052*** (0.010)	0.043*** (0.010)	0.043*** (0.010)	0.043*** (0.010)
신장(cm)	0.0038** (0.0016)	0.0038** (0.0017)	0.0038** (0.0017)	0.0038** (0.0017)
서울거주(D)	0.050*** (0.012)	0.042*** (0.013)	0.042*** (0.013)	0.042*** (0.013)
질편	5.353*** (0.282)	4.558*** (0.339)	4.581*** (0.337)	4.580*** (0.337)
$\overline{R^2}$	0.183	-	-	-
도구변수들	-	아버지 교육년수	아버지 교육년수, 형제자매수	아버지 교육년수, 형제자매수, 순위
1단계 추정시 도구변수들에 대한 F 검정의 p값	-	0.000***	0.000***	0.000***
Sargan 검정(p값)	-	-	0.976 (0.323)	0.983 (0.612)
최소자승 추정치의 편의: Hausman 검정의 p값				
교육년수(년)	-	0.000***	0.000***	0.000***
외모	-	0.008***	0.009***	0.009***
신장(년)	-	0.497	0.497	0.497
표본수	3,207	3,207	3,207	3,207

주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## V. 결론

본고는 외모와 신장 그리고 소득이 동시에 있는 한 결혼정보회사의 자료를 사용하여 임금함수를 추정하였다. 분석결과 외모의 임금 프리미엄이 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 또한 신장도 임금에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그리고 Neumark(1999)의 모형을 기초로 하여 외모와 신장 프리미엄이 인적자본 효과인지 차별인지를 추정할 수 있는 모형을 제시하였다. 이 모형에 의하면 외모와 신장이 인적자본을 통해 생산성을 증대시킨다면 외모와 신장의 최소자승 추정치는 상향 편향(upward biased)된다.

Neumark(1999)은 생산성 변수로 인사고과점수(performance rating)를 사용하였으나 본고에서는 그런 변수가 없기 때문에 주어진 자료에서 생산성을 대변할 수 있는 가장 적합한 변수로 교육년수를 사용하였다. 생산성을 대변하는 최적의 변수가 없어 차선택으로 교육년수를 사용한 것은 본고의 한계이며 이에 따라 분석결과와 해석이 한계를 가질 수밖에 없다.

우리는 교육년수에 대한 도구변수로 아버지의 교육년수, 형제자매수, 형제자매 중 본인의 순위 등을 사용하여 도구변수 추정을 시도하였다. 추정 결과에 의하면 외모의 최소자승 추정치의 상당 부분은 인적자본 효과에 기인하지만 키의 경우는 거의 모두 차별에 기인한다고 볼 수 있었다.

먼저, 남자는 외모의 최소자승 추정치 0.050 중 0.018(36.0%)이 인적자본 효과에 기인하고 여자의 경우는 0.052 중 0.009(17.3%)가 인적자본 효과에 기인한다고 할 수 있다. 인적자본 효과를 제외한 나머지 부분이 차별 효과라고 본다면, 남자의 외모 프리미엄 중 64.0%가, 여자는 82.7%가 차별에 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 외모의 인적자본 효과는 여자보다 남자가 더 크고, 외모의 차별 효과는 남자보다 여자가 더 크다고 할 수 있었다.

반면, 신장의 경우에는 남녀 모두 최소자승 추정치와 도구변수 추정치가 거의 달라지지 않아 인적자본 효과보다는 차별 효과에 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 남자의 신장의 최소자승 추정치 0.0026은 도구변수 추정에서도 그대로 유지되었으며 여자의 경우도 0.0038에서 0.0038로 그대로 유지되었다.

위의 추정 결과를 받아드리면 외모 프리미엄의 64.0-82.7%가 차별에 기인하고 신장 프리미엄의 대부분이 차별에 기인한다고 볼 수 있다. 그러므로 본고에

서는 Pfann, Biddle, Hamermesh, and Bosman(2000), Persico, Postlewaite, and Silverman(2004), Mobius and Rosenblat(2006), Case and Paxson(2008), Kanazawa(2011) 등이 주장하는 인적자본 효과보다는 Hamermesh and Biddle (1994)와 Biddle and Hamermesh(1998) 등이 주장하는 차별 효과가 더 우세하다고 할 수 있다.

앞서 언급하였듯이 본고는 자료의 한계로 외모와 신장에 대한 도구변수를 사용하여 추정하지 못하고 교육년수에 대한 도구변수를 사용하여 추정하였기 때문에 외모와 신장의 인적자본 효과가 완전히 제거되었다고 할 수 없다. 그러므로 위의 함의들은 제한적일 수밖에 없다. 외모와 신장에 대한 도구변수가 있는 자료를 사용하거나 생산성 또는 인적자본이 정확하게 측정되는 자료를 사용하는 것이 근본적인 해결책일 것이다.

또한 본고의 자료는 결혼정보회사를 통해서 결혼시장에 진입한 남녀를 표본으로 한 것으로 미혼 성인이나 동일한 연령층의 인구를 대표한다고 할 수 없기 때문에 본고의 함의를 일반화시키는데 한계가 있다. 향후 대표성이 보장되는 자료를 가지고 분석해야 이 문제도 해결될 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 김용민 · 박기성, “출신지역간 임금격차의 변화,” 『경제학연구』, 제53권 제2호, 한국경제학회, 2005년 6월, 169-184.
- 박기성 · 이인재, “한국 노동시장에서의 신장 프리미엄,” 『노동경제논집』, 제33권 제3호, 한국노동경제학회, 2010년 12월, 129-149.
- Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., 1971, Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- Behrman, J., and Rosenzweig, M., “The Returns to Increasing Body Weight,” *Working Paper, University of Pennsylvania*, 2001.
- Berger, A., “Insulin-Like Growth Factor and Cognitive Function,” *British Medical Journal*, Vol. 322, January 27, 2001, 203.
- Biddle, J. E., and Hamermesh, D. S., “Beauty, Productivity, and Discrimination: Lawyers’ Looks and Lucre,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, 1998, 172-201.
- Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes., 2007. “From the Cradle to the Labor Market?: The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, 2007, 409-439.
- Buss, D. M., “Human Mate Selection,” *American Scientist*, Vol. 73, 1985, 47-51.
- Case, A., and Paxson, C., “Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes,” *Journal of Political Economy*, Vol. 116, 2008, 499-532.
- Foster, A. D., and Rosenzweig, M. R., “Information, Learning, and Wage Rates in Low-Income Rural Areas,” *Journal of Human Resources*, Vol. 28, 1993, 759-790.
- Frieze, I. H., Olson, J. E., and Good, D. C., “Perceived and Actual Discrimination in the Salaries of Male and Female Managers,” *Journal of Applied Social Psychology*, Vol. 20, 1990, 46-67.
- Hamermesh, D. S., and Biddle, J. E., “Beauty and the Labor Market,” *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, 1174-1194.
- Hatfield, E., and Sprecher, S., *Mirror, Mirror: The Importance of Looks in Everyday Life*, Albany: SUNY Press, 1986.
- Hausman, J. A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, Vol. 46, 1978, 1251-1272.
- Kanazawa, S. “Intelligence and Physical Attractiveness,” *Intelligence*, Vol. 39, 2011, 7-14.
- Kretchmer, N., Beard, J. L., and Carlson, S., “The Role of Nutrition in the Development of Normal Cognition,” *American Journal of Clinical Nutrition*, Vol. 63, 1996, 997S-1001S.
- Loh, E. S., “The Economic Effects of Physical Appearance,” *Social Science Quarterly*, Vol. 74, 1993, 420-438.

- Lynn, R., "A Nutrition Theory of the Secular Increases in Intelligence, Positive Correlation between Height, Head Size and IQ," *British Journal of Educational Psychology*, Vol. 59, 1989, 372-377.
- Mobius, M. M., and Rosenblat, T. S., "Why Beauty Matters," *American Economic Review*, Vol. 96, 2006, 222-235.
- Neumark, D., "Wage Differentials by Race and Sex: The Role of Taste Discrimination and Labor Market Information," *Industrial Relations*, Vol. 38, 1999, 414-445.
- Persico, N., Postlewaite, A., and Silverman, D., "The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, 2004, 1019-1053.
- Pfann, G. A., Bosman, C. M., Biddle, J. E., and Hamermesh, D. S., "Business Success and Business Beauty Capital," *Economics Letters*, Vol. 67, 2000, 201-207.
- Prokosch, M. D., Yeo, R. A., and Miller, G. F., "Intelligence Tests with Higher g-loadings Show Higher Correlations with Body Symmetry: Evidence for a General Fitness Factor Mediated by Developmental Stability," *Intelligence*, Vol. 33, 2005, 203-213.
- Richards, M., Hardy, R., Kuh, D., and Wadsworth, M. E. J., "Birthweight, Postnatal Growth and Cognitive Function in a National U.K. Birth Cohort," *International Journal of Epidemiology*, Vol. 31, 2002, 342-348.
- Sargent, J. D., and Blanchflower, D. G., "Obesity and Stature in Adolescence and Earnings in Young Adulthood: Analysis of a British Birth Cohort," *Archives Pediatric and Adolescent Medicine*, Vol. 148, 1994, 681-687.
- Sundet, J. M., Tambs, K., Harris, J. R., Magnus, P., and Torjussen, T. M. "Resolving the Genetic and Environmental Sources of the Correlation between Height and Intelligence: A Study of Nearly 2600 Norwegian Male Twin Pairs," *Twin Research and Human Genetics*, Vol. 8, 2005, 307-11.
- Taber, C., "The Rising College Premium in the Eighties: Return to College or Return to Unobserved Ability?," *Review of Economic Studies*, Vol. 68, 2001, 665-691.
- Tanner, J. M., "A Concise History of Growth Studies from Buffon to Boas," in F. Falkner, and J. M. Tanner (eds.), *Human Growth, Vol. 3, Neurobiology and Nutrition*, New York: Plenum, 1979.
- Wilson, E. O., *Sociobiology*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1975.

## Effects of Physical Appearance and Height on Wage

Yong Min Kim\*, Yong Hak Kim\*\*, and Ki Seong Park\*\*\*

### Abstract

In this study, we estimated wage function with physical appearance and height of the single males and females employing the database of a match-making service agency located in Seoul. We found both physical appearance and height premium on wage in the regression analyses. Based on an model to determine whether these premiums are human capital or discrimination effects, we conducted instrument variable (IV) estimation. Our results found that whereas a certain portion (17.3%–36.0%) of the least square estimate of physical appearance can be attributed to human capital effect, that of height can be entirely attributed to discrimination effect.

JEL Classification: J24, J71

Keywords: Physical Appearance, Height, Appearance Premium,  
Height Premium, IV Estimation

---

\* College of Business, Kookmin University

\*\* Department of Sociology, Yonsei University

\*\*\* Department of Economics, Sungshin Women's University