

외국인력 유입의 내국인에 대한 영향

최 경 수*

논문초록

국내 유입 외국인의 대부분은 미숙련 노동이므로 외국인 유입은 국내 노동시장에 대한 미숙련 노동 공급 확대에 해당하며, 경쟁관계에 있는 내국인 미숙련 인력의 고용과 임금을 하락시키고 소득격차를 확대하는 효과를 가진다. 그 영향을 평가하기 위하여 본 연구에서는 총요소비율 접근방법을 채택하여 숙련을 학력과 경력의 함수로 정의하고 숙련수준별 공급 변화가 노동시장에 미치는 효과를 추정한다. 숙련수준의 정의에서 경력을 고려하여야 하는 필요성은 임금변화 추이의 연령대별 격차로부터 비롯된다. 남자의 경우 외국인이 학력과 경력으로 정의된 숙련수준에 따라 동등한 숙련의 내국인과 완전대체재라고 가정한다면 외국인 유입은 2000년대 들어 청년층 미숙련 인력의 임금 상승을 약 20% 낮추는 효과를 가진 것으로 평가되며 보다 현실적인 가정을 채택한다면 그 효과는 10~15%로 추정된다. 정책적 차원에서는 본 연구의 결과는 외국인력 선별도입의 필요성을 제기한다.

핵심 주제어: 외국인력, 이민, 총요소비율 접근방법, 숙련구성

경제학문헌목록 주제분류: J2, J3, J6

투고 일자: 2012. 5. 21. 심사 및 수정 일자: 2013. 4. 23. 게재 확정 일자: 2013. 6. 5.

* 한국개발연구원 선임연구위원, e-mail: kdi.choi@gmail.com / choi@kdi.re.kr

I. 연구의 필요성 및 목적

국내 노동시장에서 외국인력은 이미 상당한 비중을 차지하고 있다. 통계청의 「2012년 외국인 고용조사」에 의하면 2012년 6월 현재 외국인 취업자 수는 79.1만 명이며 총취업자의 3.1%, 임금근로자의 4.4%에 해당한다. 그들의 대부분은 직능 수준 상으로는 미숙련 인력이다.¹⁾ 외국인 취업자의 대부분이 미숙련 노동이라는 점에서 우리나라가 예외는 아니며 세계적으로도 이주 노동력의 대부분은 단순노동력이다. 따라서 외국인의 유입의 영향을 논의할 때, 주된 관심은 외국인이 내국인 미숙련 인력에 미치는 영향에 있다. 외국인 숙련인력 유입은 기술 혹은 자본의 유입과 동일한 효과를 가지며 숙련인력에서는 내국인과의 경쟁관계도 약하므로 별로 거론되지 않는다.

외국인 유입이 내국인 미숙련 인력의 일자리를 얼마나 구축하고 임금을 낮추는가에 대해서는 이론적 및 실증적으로 많은 논란이 있다. 미숙련 노동은 서로 대체성이 높으므로 외국인 유입은 내국인에 대한 대체효과를 가진다. 그러나 현실적으로는 외국인은 매우 이질적이어서 그들 중 어떤 집단이 대체관계를 가지는지 확실하게 규명하기 어렵고 대체성 정도에 대해서도 많은 논란이 있다. 그럼에도 불구하고 외국인 유입의 영향에 대한 분석은 매우 중요하며 이는 우리나라의 특수한 사정에도 기인한다. 국내거주 북한이탈주민의 규모는 약 2만 명으로 매년 약 3천 명씩 증가하고 있다. 최근에는 혼인이민도 상당한 규모이다. 내국인과 성장 환경이 다른 다문화 가정 인구의 증가와 잠재적으로 크게 확대될 가능성이 있는 북한 인구의 유입은 우리나라 노동시장을 향후 크게 변화시킬 수 있다.

외국인 정책은 어느 나라에서나 큰 논쟁의 대상이다. 그 이유는 외국인 유입의 영향은 매우 광범하고 다차원적이어서 노동시장뿐만 아니라 상품시장, 정치, 사회, 재정에 걸쳐 다양한 효과를 가지며 또한 내국인 집단별로 그 영향이 달라 이해관계가 서로 엇갈린다는 데에 있다. 시간적으로도 단기 효과와 정주화를 고려한 장기

1) 통계청의 「2012년 외국인고용조사 결과」에 의하면 전체 외국인 취업자의 85.9%는 서비스판매, 농업어업, 생산직, 단순노무직 등 미숙련인력이다. 이규용·박성재(2008)는 임금비자 유형을 기준으로 E-1부터 E-7까지를 제외한 나머지와 불법체류자를 단순인력으로 간주하였는데, 이 방법을 채택하면 2008년 현재 외국인 취업자 전체의 94%는 미숙련인력으로 분류된다. 추정 수치에 대해서는 김정호(2009), p. 19, 표 2-1 및 p. 20의 설명 참조.

효과는 그 방향이 서로 다를 수 있다. 그러므로 외국인 정책은 다차원적인 관점에서 종합적인 고려를 필요로 한다. 본 연구는 이러한 종합적인 분석을 시도하지는 않으며 대신 내국인에 미치는 영향에 대한 실증적인 분석만 다룬다.²⁾

실증적 차원에서든 외국인 유입의 영향에 대해서는 많은 이견이 있다. 이론적으로 외국인은 내국인을 대체하며 그 구성이 내국인과 다른 한에 있어서 내국인의 지위를 변화시킨다.³⁾ 그 영향의 크기는 노동요소들 간의 대체관계와 외국인의 구성에 좌우된다. 그러나 국내 노동시장에서 외국인과의 대체 관계를 확인하는 것은 쉽지 않으며 그 중요한 이유는 외국인의 현황에 대한 정보가 부족하다는 데에 있다. 이러한 점에서 통계청의 「2012년 외국인 고용조사」는 외국인 영향에 대한 연구를 크게 진전시킬 것이다. 본 연구는 이 조사자료가 이용가능하기 이전에 시행되었으므로 본 조사자료에 포함된 정보는 충분히 분석되지 못하였다. 그러나 본 연구가 상정한 외국인 고용실태는 외국인 고용조사 결과와 크게 다르지 않다. 만약 외국인과 내국인이 담당하는 직무가 서로 달라 두 노동시장이 분리되어 있다면 직접적 영향은 없으며 상품시장을 통한 간접적 영향만 존재한다.⁴⁾ 내국인과 대체성을 가지는 외국인의 유입은 국내 노동시장에 해당 인력의 공급을 증가시키는 효과를 가진다. 최근 국내에서는 미숙련 내국인의 공급이 급속히 감소한 반면 숙련 인력과의 임금격차는 오히려 확대되고 있다. 이러한 추세에 대하여 외국인 유입이 얼마나 기여하였는가를 정확히 추정하기 위해서는 복잡한 방법론적 논의를 필요로 한다.

외국인 유입의 영향은 효과평가(impact evaluation) 방법을 이용하여 직접적으로 추정할 수도 있다. 이 접근방법은 축약식 방법으로 구조적 관계는 고려하지 않으며, 영향을 받는 목표집단과 영향에서 배제된 통제집단의 성과를 측정하여 비교함

2) 외국인 유입의 영향에 대한 종합적 보고서로는 미국 National Academy of Science 보고서인 Smith and Edmonston (1998)이 있다.

3) 외국인이 내국인과 완전히 동질적이라면 그 영향은 중립적이며 다만 경제의 규모만을 확대시킨다. 또한 서로 대체성이 없다면 노동시장이 분리되므로 직접적인 영향도 미치지 않는다.

4) 미국에서는 농산물 수확철에 유입되는 계절적 농업 노동자는 내국인과 경합하지 않는다고 간주된다. Grossman (1984)은 불법이민자는 최저임금 이하로 취업하므로 내국인과 직접적 경합관계가 없다고 가정하고 그 간접적 영향을 시뮬레이션 분석하였다. Grossman은 만약 불법 이민자의 2/3 이상이 농업에 종사한다면 보완재 관계를 통하여 내국인 저숙련 고용에 긍정적인 영향을 미치지만 농업비율이 낮아지고 서비스업 종사 비율이 높아지면 경쟁 관계로 내국인 저숙련 고용에 부정적인 영향을 미친다고 분석하였다.

으로써 효과를 평가하는 방법이다. 국내에서 효과평가 방법은 다수 연구에서 시도되었으나 기존 연구들은 공통적으로 효과 측정보다는 외국인 유입으로 유발된 변화를 확인하는데 중점을 두고 있다. 예를 들어, 한진희·최용석(2005)은 제조업에서 외국인 연수생 유입은 내국인 반숙련 노동의 고용감소를 수반하였음을 보였으며 김정호(2009)는 동일 사업장에서 내국인 미숙련 고용감소를 유발함을 보였다. 이규용·박성재(2008)와 유경준·이규용(2009)은 산업별로 외국인 유입과 내국인 고용변화를 분석하였다. 이상의 연구들은 명시적으로 효과를 평가하지는 않았으며 따라서 노동시장 주요 변수의 변화 중에서 얼마만큼이 외국인 유입에 기인한 변화인가를 제시하지는 않았다. 따라서 엄밀한 의미에서는 이 연구들은 효과평가보다는 대체성을 확인한 연구라고 할 수 있다. 효과평가가 이루어지지 못한 원인은 외국인 유입이 없는 경우의 변화를 측정하는데 필요한 통제집단을 설정하지 않은 데에 있다. 그리고 그 이유는 적절한 통제집단이 없었다는 데에 있다.

미국은 국토가 광활하여 노동시장이 지리적으로 분리되어 있으므로 이민유입이 작은 지역의 노동시장이 자연스러운 통제집단이 되었다. 그러나 이민유입이 많은 지역을 작은 지역과 비교하는 지역비교연구에서는 이민의 영향이 매우 작게 추정되었으므로 그 결과에 대한 신뢰도는 낮다(Friedberg and Hunt, 1995, p. 42; Smith and Edmonston, 1998, p. 220). 그 원인은 이민 유입이 작은 지역의 노동시장 역시 이민유입의 영향에서 독립적이지 아니어서 적절한 통제집단이 되지 못한다는 데에 있다(Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, Abowd, 1997, p. 25).

총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)은 이와 달리 구조식을 이용하여 외국인의 유입을 그들이 대체하는 국내 노동요소의 공급증가와 동일시하고 그 영향을 평가하여 외국인 유입의 영향을 추론하는 접근방법이다. 그러므로 총요소비율 접근방법의 분석은 외국인과 내국인의 대체성에 대한 분석과 노동요소 간의 공급비율 변화의 효과에 대한 분석의 두 단계로 구성된다. 본 연구는 복수의 숙련수준별 노동요소를 상정하며 근로자의 숙련수준이 학력과 경력에 따라 결정된다고 가정한다. 이와 같이 경력에 따라 숙련수준을 세분하는 이유는 지난 20년간 임금구조는 동일 학력 내에서도 경력별로 서로 다르게 변화하였기 때문이다. 임금 변화의 양상이 다르다는 사실은 동일 학력에서도 경력이 다른 노동은 서로 완전대체재가 아니며 일부 보완재임을 의미한다. 숙련수준의 세분이 외국인 유입의 영향 평가에서 가지는 의미는 외국인과 대체관계에 있는 내국인의 범위가 좁게 설정된다

는 것이며 외국인 유입의 영향이 특정 내국인 집단에 대하여 크게 나타날 수 있다는 점이다. 총요소비용 접근방법을 사용한 기존 연구인 최경수(2012)는 숙련수준을 광범한 집단인 학력집단으로 정의하였으므로 숙련수준간 대체성은 높게 추정된 반면 외국인은 넓은 범위의 내국인과 대체성을 가지므로 그 영향은 작게 추정되었다. 이와 달리 본 연구에서는 숙련수준이 경력에 따라 다르다고 가정하여 외국인의 내국인 대체관계를 보다 구체적으로 좁게 설정하였다. 분석은 남자 표본으로 국한하였으며 그 이유는 여자 표본에서는 연령과 경력의 차이가 큰 반면 경력은 통계자료에서 확인할 수 없기 때문이다.

요소간 대체관계는 3단계 CES 생산함수를 상정하여 추정할 수 있다. 외국인 유입의 영향 추정에서 공통적으로 직면하는 문제는 시계열의 부족이다. 우리나라에서는 근로자의 학력이 크게 증가하면서 노동수요도 급속히 변화하였으므로 공급변화의 효과를 측정할 수 있는 시계열이 충분하지 않다. 더욱이 1997년 경제위기는 이후 몇 년간 노동시장 현황을 추세치로부터 이탈시켜 활용가능한 시계열을 더욱 짧게 하였다. 본 연구는 이러한 자료의 제약 하에서 가장 합리적인 추론을 도출하기 위한 방안을 모색하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내거주 외국인 현황을 소개하고 간단한 효과평가식을 적용하여 그 결과를 알아본다. 이어서 제Ⅲ장에서는 연구방법과 기존의 추정결과를 소개하고 총요소비용 접근방법으로 외국인 유입의 영향을 추정한다. 제Ⅳ장은 결과를 요약하고 결론을 제시한다.

Ⅱ. 국내거주 외국인 현황과 효과평가

1. 국내 거주 외국인 현황

본 연구는 2010년 인구주택총조사에 수록된 국내 거주 외국인의 학력과 연령 분포의 현황을 이용하였다.⁵⁾ 조사에 나타난 거주 외국인 규모를 내국인 대비 비율로 제시하면 <표 1>과 같다. 국내 거주 외국인은 다수가 청년층이며 저학력자이다.⁶⁾

5) 인구주택총조사(2010)에서 '거주'의 기준은 외국인 등록 여부이다. 등록 의무는 국내체류 기간이 3개월 이상인 외국인에게 주어지며외교관, 국제기구종사자, 군인은 제외된다. 조사기준일은 2010년 11월 1일이다.

그러므로 외국인의 유입은 국내에서 청년층 저학력 인구의 비중을 높이는 효과를 가진다. 인구주택총조사 자료는 2010년 이전의 외국인 학력 및 연령 분포는 제시하지 않으며 다만 총규모만 보여주는데 6세 이상 거주 외국인 총수는 2000년 15.1만 명, 2005년 23.8만 명이다. 2010년은 58.0만 명이다. 2012년 외국인 고용조사의 학력별 분포도 이와 크게 다르지는 않다.⁷⁾ 다만, 이 조사에 나타난 15세 이상 외국인 총수는 111만명이므로 2010년 내국인 인구에 대한 비율은 <표 1> 수치의 약 2배이다.

<표 1> 국내거주 외국인의 연령 및 학력별 내국인 인구 대비 비율(%): 2010년

	남자				여자			
	고졸미만	고졸	대학이상*	전체	고졸미만	고졸	대학이상*	전체
20~24세	13.9	6.7	1.9	2.7	44.5	6.8	2.5	3.6
25~29세	25.5	9.3	1.5	3.5	27.6	4.0	1.5	2.4
30~34세	21.7	5.7	1.1	2.8	18.5	2.3	1.0	1.7
35~39세	13.9	2.9	0.9	2.1	11.0	1.3	0.8	1.3
40~44세	7.9	1.8	0.7	1.6	5.1	1.1	0.7	1.2
45~49세	3.1	1.5	0.6	1.3	2.0	1.2	0.8	1.3
50~54세	1.5	1.4	0.6	1.2	1.1	1.2	1.0	1.1
55~59세	1.3	1.1	0.9	1.1	0.9	1.0	1.2	1.0
합계 (20~59세)	4.2	2.9	1.1	2.0	2.6	1.7	1.3	1.6

주: * 외국인 통계는 초대졸과 4년제 대졸을 구분하지 않으므로 대학이상은 초전문대졸 이상을 말함.
자료: 통계청, 2010년 인구주택총조사(<http://www.kosis.kr>).

외국인은 대체관계를 통하여 내국인에 영향을 끼치며, 대체성은 유사한 숙련수준 사이에서 높으므로 외국인 유입은 저학력 청년층 내국인에 가장 큰 영향을 미쳤을 가능성이 크다. 숙련 수준을 측정할 수 있는 또 다른 지표는 직업 분포이다. Welch (1999)는 특정 노동력의 숙련수준은 그 직업분포가 가장 유사한 집단의 숙련수준과 가깝다고 가정하고 일치성 지표(congruency index)를 고안하여 비교한 바 있다. 외

6) 내국인 남자 20~59세 중 35세 미만이 차지하는 비중은 36.0%, 외국인 중에서는 53.4%이다. 같은 연령대에서 학력별로 초대졸 이상의 비중은 내국인은 50.7%, 외국인은 31.4%이다.
7) 「2012년 외국인 고용조사」는 「법무부 등록외국인 명부」와 「국내거소신고 외국국적 동포 명부」에서 표본으로 추출된 만 15세 이상의 외국인 10,000명을 대상으로 한 조사이다. 그러므로 조사의 대상이 2010 인구주택총조사 외국인 부문과 크게 다르지 않다.

국인학력 및 연령 집단별 직업구조는 2010년 인구주택총조사의 외국인 부문 미시자료가 이용가능하지 않아 직접 확인할 수는 없다. 다만 거주 외국인 58.0만명 중 직업을 보고한 외국인 34.7만 명의 직업분포를 내국인과 비교하면 <표 2>와 같다. 외국인의 직업은 단순노무직이 54.9%, 서비스직이 14.2%로 직업분포 상으로는 내국인 중 가장 학력이 낮은 고졸 미만보다 오히려 낮은 숙련수준의 분포를 보인다.

외국인의 숙련수준은 다른 기존 연구들에서도 매우 낮게 평가된다. 이규용·박성재(2008)의 분류에 따르면 입국비자 유형별로는 2009년 현재 전체 외국인 취업자의 94%가 미숙련인력이다. 다른 연구에서 이규용 등(2011)은 출입국외국인통계연보를 분석하여 일반고용허가제 취업자의 88%는 제조업 생산직이며 특례고용허가제 취업자는 음식업, 건설업, 간병·가사업 종사 비중이 높다고 보고하였다. 이 연구에서 일반고용허가제 취업자는 총 22만명 중 19만명의 직업을 확인하였으므로 추정된 직업분포는 비교적 정확하지만 특례고용허가제 취업자는 표본이 매우 작으므로 정확성은 부족하다. 그러나 특례고용허가제 취업자는 주로 해외동포로서 숙련수준은 고용허가제 취업자보다 오히려 낮다고 알려져 있다. 김연수(2012)는 고용노동부 외국인력근로실태조사(2011)를 인용하여 H-2(방문취업) 비자 입국자 42%가 직능수준 4(농어업숙련/기능직/생산직), 39%가 직능수준 5(단순노무)이라고 보고하였다. E-9(비전문취업) 비자 입국자는 68%가 직능수준 4, 29%가 직능수준 5이다.⁸⁾ 북한이탈주민의 직업분포는 박성재 등(2011)이 분석한 바 있는데 그들의 직업분포 역시 단순노무와 서비스판매 등 미숙련직이 대부분이다.

<표 2> 국내거주 외국인 직업구조(%): 2010년

	전문기술 행정관리	사무 종사자	서비스 종사자	판매 종사자	농림어업 숙련	기능원 기능관련	장치조작 조립	단순노무
외국인	12.1	2.5	14.2	1.1	1.3	5.4	8.5	54.9
북한이탈주민	14.0	7.0	13.0		2.3	45.7		
내국인고졸미만	1.1	1.3	12.1	9.9	21.2	11.7	11.4	31.5
내국인 고졸	8.9	12.8	13.9	16.7	3.2	12.5	17.7	14.4

자료: 외국인은 통계청, 2010년 인구주택총조사, 내국인은 통계청, 경제활동인구조사, 북한이탈주민은 북한인권정보센터(박성재 등(2011), 표 2-12, p.18).

8) 외국인력근로실태조사(2011)의 표본규모는 E-9이 186천명, H-2가 62천명이다.

2. 내국인 숙련수준별 임금 추이

외국인의 숙련수준에 대한 논의에 이어 다음으로서는 외국인과의 대체관계에 있는 내국인 집단을 선정할 필요가 있다. 구체적으로는 외국인과 대체관계를 가지는 내국인 숙련집단이 어느 집단인가의 문제이다. 앞서 외국인의 숙련수준은 내국인 중 가장 낮은 학력 집단보다도 낮음을 확인한 바 있다.

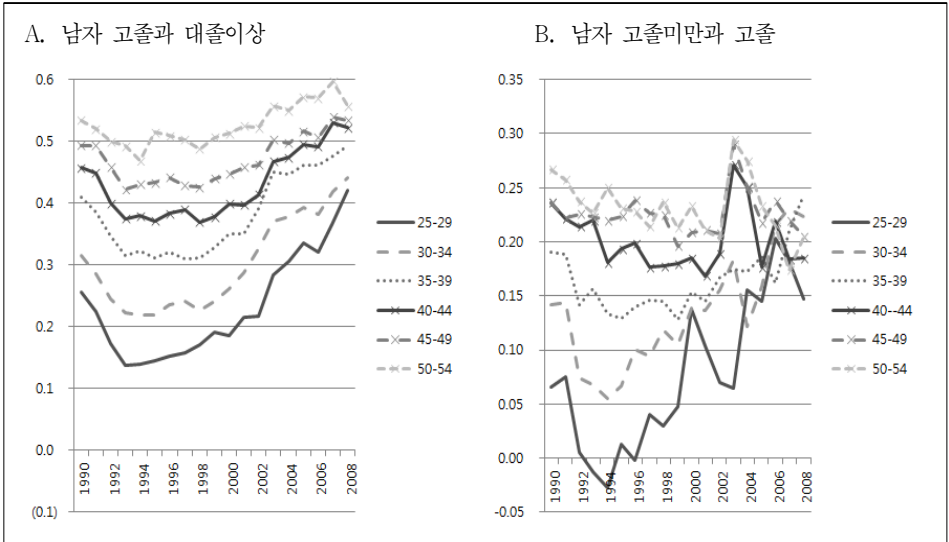
숙련수준은 학력뿐만 아니라 경력에도 크게 좌우되며, 같은 학력에서도 경력에 따른 노동은 서로 완전대체재가 아님은 연령별 임금구조 추세에서 뚜렷이 나타난다. 학력간 임금격차의 추이가 경력별로 다르게 진행되는 양상은 국내에서만 관찰되는 현상은 아닌데 Card-Lemieux(2001)는 미국의 임금격차 확대는 거의 전적으로 청년층의 임금 변화에 기인한 현상임을 지적하고 그 결정요인을 분석한 바 있다.⁹⁾ 또한 Borjas(2003)는 외국인 유입 영향 측정에 유사한 분석을 적용한 바 있다. 이 연구들이 강조하는 바는 미숙련노동 공급 증가는 중장년층보다 청년층에 보다 큰 영향을 미친다는 점이다.

국내에서도 학력별 임금격차 확대는 주로 청년층에서 일어나고 있다. <그림 1>은 임금구조조사 통계자료에 나타난 1990-2008년간 남자 연령대별 학력간 임금격차 추이이다.¹⁰⁾ 패널 A는 고졸에 대한 대졸 이상(4년제 대졸 이상을 말하며 이하에서는 대졸로 약칭)의 학력 프리미엄이며 패널 B는 고졸 미만에 대한 고졸의 학력 프리미엄이다. 그림은 대략 1993년부터 시작된 학력간 임금격차의 확대는 주로 청년층에서 일어났으며 중장년층에서는 변화가 완만하였음을 보여준다. 패널 A에서 학력 프리미엄은 50-54세에서는 약 50%에서 60%로 높아졌으나 25-29세에서는 1993년 14%에서 2008년 42%로 약 3배가 되었다. 중간 연령대의 변화는 대체로 비례적이다. 패널 B에서 고졸 미만에 대한 고졸 임금의 학력 프리미엄은 최근에는 약 20%

9) 이전의 연구에서 Welch(1979)는 미국에서 베이비붐 세대는 다른 출생코호트에 비하여 생애 전체에 걸쳐 상대적으로 낮은 임금을 경험하였음을 발견한 바 있다. 이로부터 Welch는 서로 다른 출생 코호트는 완전대체재가 아니며 보완성을 가진다고 분석하였다.

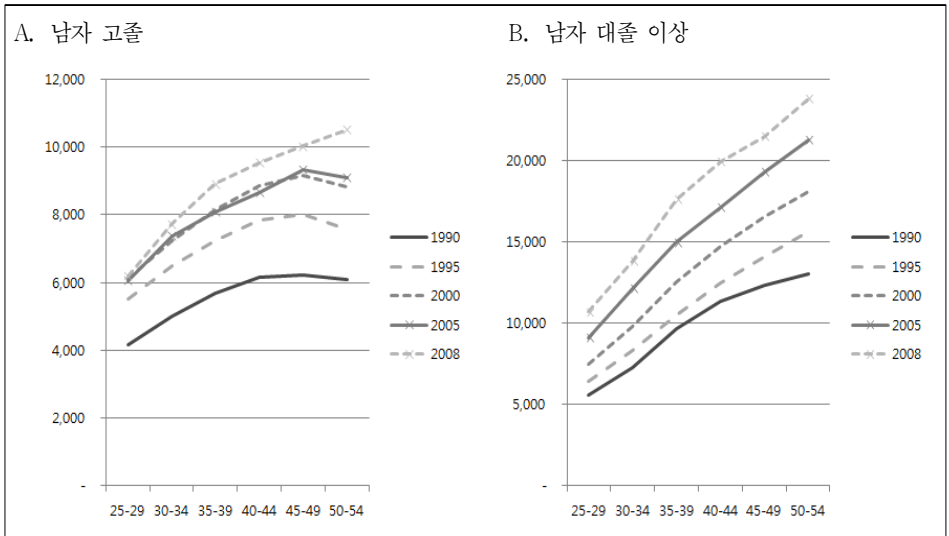
10) 사용된 임금지표로는 실질시간당임금이며 상시근로임금(정상근로수당+초과근로수당)을 총근로시간(정상+초과근로시간)으로 나눈 값을 2005년 불변가격 기준으로 변환한 것이다. 외곽치의 영향을 통제하기 위하여 상위 1% 이상의 임금에 대해서는 1% 물음 적용하여 상위 1%의 임금을 부여하였다. 시간당임금이 1,000원 미만(최근 최저임금의 1/4 미만)인 관찰치는 제거하였다. 전일제(full time) 근로자를 대상으로 하여 근로시간 월 120시간 이하 역시 제외하였다.

〈그림 1〉 연령대별 학력간 시간당임금 격차 추이: 1990~2008



자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」로부터 필자의 계산.

〈그림 2〉 학력별 실질 시간당임금의 연령대별 구조: 1990~2008



주: 단위는 2005년 불변가격 기준 원/시간임.

자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」로부터 필자의 계산.

이며, 청년층에서 크게 확대되었다. 청년층에서는 1990년대 전반에는 고졸의 고졸 미만에 대한 학력 프리미엄이 거의 없었지만 2008년에는 다른 연령대와 비슷한 크

기가 되었다. 그러므로 같은 학력에서도 다른 연령대의 노동은 완전대체재가 아님을 확인할 수 있다. 이러한 변화가 특히 2000년 이후 급속히 진행되었음은 주목할 만 하다. 높은 연령대일수록 학력 임금격차가 큰 이유는 인적자본의 축적이 진행될수록 그 격차가 커지기 때문이다.

연령대별 임금 상승폭의 차이는 연령-임금 곡선의 모습을 크게 변화시켰다(〈그림 2〉). 고졸연령대별 임금구조는 1990-95년간에는 평행으로 위로 이동하였으나, 이후에는 청년층은 실질임금 상승이 정체한 반면 중장년층 임금은 상승하여 기울기가 보다 가파르게 되었다. 대졸 이상에서는 대체로 연령대별 임금상승은 임금 수준에 비례하였다. 그림에서는 잘 드러나지 않으나 대졸 이상 청년층 임금은 1995년 이후에는 중장년층에 비하여 상대적으로 상승하여 그 기울기가 오히려 소폭 하락하였다. 그 변화폭은 그림에서 보는 바와 같이 그리 크지는 않다.

이러한 변화는 공급변화와는 반대 방향이다. 청년층 노동공급에서 대졸의 비중은 크게 확대되었으며 고졸 이하의 비중은 하락하였다. 외국인 유입은 학력간 구성비율을 역전시킬 정도의 규모는 아니므로, 임금에 대한 수요변화의 효과는 공급변화의 효과보다 훨씬 강하였다고 추론할 수 있다. 이하에서는 수요변화 효과를 통제하고 공급변화의 효과를 추정하여 외국인 유입의 영향을 추론한다.

3. 효과평가방법에 의한 외국인 유입의 영향

숙련 수준이 학력과 경력에 의하여 결정되고 숙련수준별 외국인 유입이 〈표 1〉과 같다면 숙련수준별 외국인 유입의 영향은 효과평가 방법으로 직접 측정될 수 있다. 효과평가 방법은 일종의 축약식 접근방법으로 구조식은 고려하지 않는다. 효과평가에서는 외국인 유입은 동일 숙련수준의 내국인에 가장 큰 영향을 미친다는 단순한 가정에서 출발한다.

외국인 유입으로 해당되는 숙련의 공급이 증가하면 임금은 하락하며 내국인의 고용률은 감소한다. 효과평가 접근방법에서는 추정에 의하여 영향을 측정한다. 외국인 유입의 영향 효과평가에서는 일반적으로 다음의 추정식이 사용된다.¹¹⁾

11) Borjas(2003, p.1347, 식(3) 및 Borjas et al. (1997), p.21, 식 (4) 참조.

$$\Delta y_{ijt} = \alpha + \beta \Delta m_{ijt} + s_i + t_j + f_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

식 (1)에서 하첨자 i, j, t 는 각각 학력, 경력, 연도이다. 종속변수 Δy_{ijt} 는 내국인 각 집단의 지위변화 지표로서 구체적으로는 고용률과 시간당 임금의 변화이다. Δm_{ijt} 은 외국인 유입 수준을 나타내는 지표로서 외국인 인구 비율 혹은 취업자 비율이 사용될 수 있지만 취업자 비율은 내생변수이므로 인구 비율이 일반적으로 사용된다. s_i, t_j, f_t 는 각각 학력, 연령대, 연도의 고정효과 더미변수이다. 식 (1)에서 β 는 외국인 유입이 내국인의 지위변화에 미치는 영향을 측정하는 추정계수로서 Δy_{ijt} 와 Δm_{ijt} 이 각각 비율의 변화라면 탄력성 값으로 해석된다.

미국의 연구에서 추정식 (1)은 주로 10년 주기의 인구총조사 자료에 적용되었다. 이민 유입 규모가 비교적 작았던 1960년부터 크게 확대된 최근까지의 변화가 분석되며 지역별로 이민 증가가 고용률 및 임금의 변화와 어떻게 연관되어 있는지가 분석된다. 이런 연구는 매우 많은데 Borjas, Freeman, Katz (1992), Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, Abowd (1997), Borjas (2003) 등과 여기에 인용된 연구들을 들 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 외국인의 학력 및 연령분포는 2010년도 현황만 이용가능하며 지역별 자료도 없으므로 식 (1)의 추정에 적용할 수 있는 통계자료는 1개의 횡단면 자료로 제한된다. 고정효과를 제거하기 위해서는 차분을 사용하여야 하므로 효과평가에서 이용가능한 횡단면 자료는 1개에 불과하며 추정의 정확성은 자료의 제약으로 심각하게 훼손된다. 본 절에서는 편의상 2000년 외국인 비율을 0이라고 가정하고 2000-2010년간에 걸친 외국인 인구 비율 증가가 내국인의 지위에 미친 영향을 효과평가한다. 실제의 추이는 2000년보다는 1990년의 외국인 비율이 보다 0에 가깝지만 차분의 기간을 20년으로 하면 구조적 변화가 매우 커지므로 추정의 유효성이 감소한다는 문제가 발생한다. 어차피 통계자료의 제약으로 원점에서의 외국인 분포는 0을 가정할 수밖에 없으므로 차분의 기간을 단축하고 추정결과의 해석에서 2000년의 외국인 규모가 0이 아님을 감안하는 편이 오히려 바람직하다.

Δy_{ij} 에 해당하는 내국인 고용률은 경제활동인구조사는 내국인만 포함하고 있다는 가정 하에 동 조사의 고용률을 이용하였다. 경제활동인구조사는 거주지 기준 구조조사로서 조사대상의 국적을 따지지도 않으며 수록하지도 않는다. 그럼에도 불구

하고 경제활동인구조사에는 외국인은 극히 일부만 포함되어 있다고 통계청 관계자들은 비공식적으로 설명하고 있다. 기존 연구에서 이에 대한 언급은 유일하게 유경준·김정호(2010)에서 찾을 수 있는데 그들은 경제활동조사는 외국인을 과소표집한다고 하였지만 그 근거에 대해서는 모호하게 설명하였다.¹²⁾

경제활동인구조사에 외국인이 거의 포함되지 않았음은 통계청의 2012년 외국인 고용조사로부터 직접적으로 확인할 수 있다. 만약 경제활동인구조사에 외국인이 거의 없다면 외국인 조사 취업자가 경제활동인구조사 취업자보다 오히려 많은 어떤 특정 집단이 존재할 것이다. 그리고 그 집단은 외국인의 분포로 볼 때 제조업, 청년층, 저학력자일 가능성이 크다. 남자 20~27세 제조업 생산 및 단순노무직(직업대분류 8 및 9) 중 저학력자는 경제활동인구조사(2012년 6월)에서는 고졸 미만 4.9천명, 고졸 71.2천명이다. 반면 외국인 조사에서는 고졸 미만 13.0천명, 고졸 61.2천명이다.¹³⁾ 생산직(직업대분류 8)에서는 두 조사에서 고졸미만이 각각 3.1천명과 12.0천명, 고졸은 56.4천명과 35.4천명이다. 세부 집단의 비교는 정확성이 떨어지지만 학력별 취업자의 분포를 살펴본다면 경제활동인구조사에는 외국인은 극히 일부만 포함되어 있다는 추론은 타당하다고 여겨진다. 만약 이 조사가 외국인에 대해서도 대표성을 가졌다면 외국인 고용조사는 필요하지도 않았을 것이다.

노동시장 지위 변수 Δy_{ij} 의 2000-2008년간 추이를 살펴보면 다음의 <표 3>과 같다. 비교시점으로 2008년을 선택한 이유는 분석 시점에서 임금구조통계자료는 2009년까지 이용가능하였지만 2009년도는 2008년 경제위기의 영향으로 실질임금이 하락하였으므로 2000년 이후 누적된 변화는 2008년 자료에 보다 잘 나타난다고 판단하였기 때문이다. 패널 A는 2000-08년간의 고용률 변화를 %p로 표현한 것이다. 표본은 경제활동인구조사의 비농가부문이며 취업자에서 무급가족종사자는 제외하였다. 그 이유는 무급가족종사자는 대부분 저학력 기혼여성인데 2000년대에

12) 유경준·김정호(2010) 중 외국인 포함 여부에 대한 설명은 다음과 같다. ‘가구 단위로 표집되는 경제활동인구조사의 특성상 가구 형성 가능성이 낮은 외국인 근로자는 표본조사 대상에서 제외되거나 언어문제·불법취업 등의 사유로 무응답 처리되는 경우가 많기 때문에 경활상의 외국인 통계에서는 외국인 취업자 수가 과소 집계되었을 것으로 여겨짐.’(p. 6) 혹은 ‘경제활동인구에서 외국인을 모집단에 포함하고는 있으나 발표 자료에는 포함하지 않고 있는 것으로 알려져 있기도 함.’(주 4, p. 6)

13) 남자 20~27세 취업자 학력분포는 경활 조사에서는 고졸 미만이 1.9%, 고졸 53.9%, 외국인 조사에서는 각각 13.3%와 50.9%이다.

급속히 감소하였으며 이는 노동시장의 수요공급보다는 영세자영업 쇠퇴라는 산업 구조 변화의 영향이라고 해석하였기 때문이다.¹⁴⁾ 고용률의 변화 추이를 살펴보면 고용률은 청년 저학력층에서 크게 하락하였으며, 20-24세에서는 모든 집단에서 하락하였다. 남자는 40세 미만 모든 학력계층에서 전반적으로 고용률이 하락하였으며 그 하락폭은 고졸미만에서 가장 크다. 여자에서는 모든 집단에서 고용률이 상승하였으며 예외적으로 고졸미만 35-39세에서만 하락하였다. 학력집단에서 고졸과 초대졸을 통합한 이유는 두 집단 간 임금격차는 크지 않으며 변화도 작기 때문이다. 초대졸은 1990년대에는 그 비중이 매우 작았으나 2000년대 이후 급속히 증가하였다.

패널 B의 로그 실질 시간당임금 상승폭에서 집단간 격차는 고용률에서 보다는 작지만 여전히 체계적인 차이가 나타난다. 남자는 고졸미만 25-39세에서 임금상승이 가장 작아 낮은 숙련 집단에서 임금상승이 저조하다고 할 수 있다. 반면 여자에서는 일정한 추세는 발견되지 않는다. 여자는 대졸 40대에서 임금상승이 가장 낮으며 고용률은 크게 증가하였다. 그 결과 여성에서는 40대의 임금상승폭이 가장 작다. 이러한 추세는 외형적으로는 공급증가이지만 내용면에서는 2000년에는 취업자 중 전문직이 다수였으나 2008년에는 임시직 종사자 비중이 높아진 결과이다. 여성 임시직은 대개 노동시장 재진입자로 경력이 짧아 고학력이더라도 숙련수준은 낮다. 이와 같이 여자에서는 연령과 경력이 일치하지 않으므로 연령을 경력의 대리변수로 사용할 수 없으며 경력은 통계자료에서 확인할 수도 없다. 뿐만 아니라 여자는 노동공급이 크게 확대되어 구성변화 효과가 크다는 문제도 있다. 여자 고졸미만에서는 청년층보다 35-44세에서 고용률과 임금 상승이 가장 저조하였다. 이 연령 집단은 고졸미만 중 임금(2008년 기준)이 가장 낮으므로 숙련수준도 가장 낮다고 볼 수 있다. 그러므로 여자에서도 저숙련에서 노동수요 증가가 가장 약한 현상은 공통적이다. 여자 고졸 미만에서 35-44세 다음으로 임금이 낮은 집단은 25-34세가 아니라 45-54세 집단이며, 고졸-초대졸에서도 중년층이 청년층보다 오히려 임금이 낮다. 이와 같이 여자에서는 학력 및 연령과 숙련의 관계가 훨씬 복잡하여 일정한 관계를 설정하기가 매우 어려워서 본 연구는 분석의 대상을 남자표본으로 제한하였

14) 무급가족종사자는 대부분 개인사업자의 가족인 기혼 여성이다. 자영업 감소는 2000년대에 급속히 진행되었는데 그 양상을 살펴보면 개인사업자의 감소는 법인의 증가를 수반하였다. 따라서 무급종사자의 급격한 감소의 원인이 외국인 유입에 있다고 보기 어렵다.

다.

25세 미만과 55세 이상은 인접한 연령군과는 상당히 다르게 변화하였다. 남자 20-24세 고졸이하는 고용률은 크게 하락하였으나 임금 상승은 높아 공급 감소의 양상을 보인다. 반대로 남자와 여자 55-59세는 임금상승은 낮으나 고용률이 증가하여 공급이 증가한 양상을 보인다. 따라서 25세 미만과 55세 이상은 노동공급의 선호체계가 변화하였다고 간주하여 분석에서 제외하였다.

〈표 3〉 내국인 숙련수준별 노동시장 지표 변화: 2000~2008년

A. 고용률 변화(%p)

	남 자			여 자		
	고졸미만	고졸/초대졸	대졸이상	고졸미만	고졸/초대졸	대졸이상
20-24세	-14.3	-4.7	-0.5	-14.4	-4.9	-9.6
25-29세	-1.2	-9.2	-3.5	4.7	16.7	7.3
30-34세	-15.6	-3.3	-2.4	4.7	8.9	8.8
35-39세	-8.7	-2.3	0.7	-2.7	6.4	12.2
40-44세	-5.6	1.2	-0.1	1.8	12.4	7.2
45-49세	-2.1	3.1	4.9	5.8	11.4	10.6
50-54세	1.3	3.0	0.5	7.8	12.7	6.1
55-59세	3.4	10.6	10.9	4.8	13.9	15.8

B. 로그 실질 시간당임금 변화(로그 2005년 불변가격 천원)

	남 자			여 자		
	고졸미만	고졸/초대졸	대졸이상	고졸미만	고졸/초대졸	대졸이상
20-24세	0.27	0.30	0.39	0.45	0.33	0.33
25-29세	0.18	0.23	0.41	0.40	0.31	0.32
30-34세	0.16	0.28	0.39	0.33	0.34	0.29
35-39세	0.18	0.28	0.38	0.28	0.36	0.28
40-44세	0.27	0.21	0.35	0.25	0.21	0.21
45-49세	0.29	0.22	0.30	0.31	0.21	0.18
50-54세	0.40	0.31	0.34	0.30	0.23	0.20
55-59세	0.41	0.36	0.31	0.29	0.08	0.22

주: 시간당임금은 정상급여+초과급여를 월평균근로시간으로 나누어 계산(2005년 불변가격).

자료: 통계청, 경제활동인구조사 및 노동부, 임금구조기본통계조사.

〈표 3〉 통계를 이용하여 식 (1) 을 추정 한 결과는 〈표 4〉와 같다. 제시된 값은 β

추정치이다. 고정효과 더미변수들은 대부분 통계적 유의성을 가지지 못하여 제거하였다. 추정방법은 단순선행회귀와 가중회귀분석인데 가중치로는 집단별 민간인구와 내국인 취업자수가 각각 이용되었다. 고용률 식에서 β 값은 매우 크게 추정되어 가중회귀의 경우 외국인 인구 비율의 1% 증가는 내국인 고용률을 약 0.6% 하락시킨다는 결과가 얻어졌다. 외국인 인구비율은 2010년 20-64세 내국인 인구의 약 1.8%이므로 이 추정치를 적용한다면 외국인 유입은 내국인 고용률을 10년간 약 1.1% 하락시켰다고 해석된다. 이는 상식을 벗어나는 매우 큰 값이다.¹⁵⁾

반면 로그임금 추정식에서는 외국인 유입의 영향은 통계적 유의성을 가지지 못하였으며 남자표본에서 가중치가 없는 경우에만 통계적 유의성이 얻어졌다. 임금추정식에서 종속변수는 $100 \times \Delta \ln(w_{ij})$ 로 설정되었으므로 β 는 탄력성으로 해석된다. 남자 표본에서 탄력성은 0.6-0.7로 추정되었는데 이는 외국인 인구 1% 증가는 실질임금 상승폭을 10년간 0.6-0.7% 축소시킨다는 의미로 효과가 크지는 않다. 2000-08년간 실질 시간당임금 상승폭은 평균 약 30%이므로 추정치는 2000-10년간의 외국인 인구비중 1.8% 증가가 없었다면 실질임금은 약 1.3% 더 높았을 것임을 의미한다. 여자에서는 외국인 유입의 영향은 통계적 유의성을 가지지 못하였으며 부호도 반대로 얻어졌다. 그 원인은 여자에서는 외국인 유입은 저학력 청년층에서 높았으나 임금상승은 중년층에서 저조하였기 때문이다. 여자 청년층 외국인은 내국인 청년층이 아니라 중년층과 대체관계를 형성하였을 가능성도 있지만 여자에서는 구성효과가 매우 크므로 중년층 취업자 구성변화의 영향일 수도 있다. 이를 확인하기 위해서는 외국인 취업현황을 보다 자세하게 파악할 필요가 있다.

〈표 4〉 외국인 유입의 학력 및 연령계층별 고용률과 임금에 대한 영향

종속변수	가중치	남녀	남자	여자
Δp_{ij}	X	-0.359 (.001)	-0.442 (.003)	-0.273 (.001)
Δp_{ij}	민간인구	-0.599 (.001)	-0.713 (.001)	-0.442 (.151)
$\Delta \ln(w_{ij})$	X	-0.204 (.350)	-0.747 (.001)	0.408 (.101)
$\Delta \ln(w_{ij})$	취업자	-0.407 (.118)	-0.616 (.038)	0.231 (.564)

주: 괄호내는 p-값.

15) Gritz(2011)는 독일의 경우 외국인 유입으로 인한 내국인 구축효과(displacement effect) 탄력성을 0.3으로 추정하였다.

효과평가 추정에서 고용률에 대한 영향은 매우 큰 반면 임금에 대해서는 통계적 유의성이 얻어지지 않는 등 일관되지 않은 결과가 얻어지는 원인은 근본적으로 추정의 판별력 부족에 있다. 2000년과 2008년의 두 시점 사이에 노동시장은 크게 변화하였지만 추정과정은 이러한 변화를 충분히 통제하지 못하고 있다. 내국인 미숙련 노동력의 고용률 하락과 저조한 임금상승이 외국인 유입에 기인하였는지 혹은 다른 요인에 의하여졌는지를 판별할만한 충분한 정보가 부족한 것이다. 만약 지역별 노동시장 데이터가 이용가능하고 외국인 유입이 많은 지역과 그렇지 않은 지역이 있다면 지역 노동시장의 환경은 외국인 유입 외에는 모두 공통적이라는 가정을 사용할 수 있다. 이 경우 효과평가 접근방법은 자연히 지역비교연구가 된다. 미국은 국토가 광활하여 지역노동시장이 서로 어느 정도 분리되어 있고 수십년간에 걸친 데이터가 있으므로 지역비교가 외국인 유입영향 추정의 기본적인 분석방법이 된다. 그러나 우리나라에서는 지역별 분리성이 약하며 외국인 유입 추이도 시계열이 짧아 지역정보를 활용하더라도 판별을 위한 정보는 부족하다. 추정결과에서 외국인의 영향이 고용률에 대해서는 높게, 임금에 대해서는 불확실하게 추정된 것은 실제의 영향이 그렇다기 보다는 추정이 부정확하게 이루어진 결과로 해석하는 것이 타당하다.

정보의 부족으로 판별력이 결여되어 외국인 유입의 효과가 부정확하게 추정됨은 국내의 다른 연구들도 지적하고 있다. 이규용·박성재(2008)는 2004~08년간 외국인 취업자가 크게 증가한 제조업, 건설업, 음식숙박업에서 내국인 생산직 및 임시일용직의 총취업자 대비 비중이 크게 감소하였음을 발견하였다. 이규용·박성재는 이를 외국인에 의한 내국인 구축효과가 존재한다는 증거로 해석하였으나 추정된 구축효과는 크지 않았으며 통계적 유의성도 낮았다.¹⁶⁾ 유사한 연구방법을 사용한 유경준·이규용(2009)은 2004~08년간의 월별시계열자료를 이용하여 건설업과 음식숙박업에서 외국인 근로자 증가가 내국인 고용을 구축하는 영향을 가졌다고 해석하였으나 이 연구에서도 추정결과의 신뢰도는 낮았다.¹⁷⁾ 이규용(2011)은 단위근 검

16) 이규용·박성재(2008), 〈표 7〉. p.36 참조. 외국인 유입의 내국인 임시일용직 및 생산직 비율에 대한 탄력성은 음식숙박업에서는 -0.087(유의수준 5%), 건설업에서는 -0.123(유의수준 10%)으로 추정되었다. 그러나 전산업에서는 탄력성이 -0.726(유의수준 1%)로 추정되어 신뢰성이 낮다.

17) 이규용(2011), p.147 참조. 이규용은 '그러나 이러한 분석결과가 외국인 근로자가 내국인 근로자에 미치는 영향을 보장해 주지는 못한다.'고 지적하였다(ibid, p.146, 각주 31).

정을 포함할 경우 외국인 근로자 고용이 내국인 근로자의 고용에 유의한 영향을 미치고 있다는 결론은 얻을 수 없다고 보고하였다.¹⁸⁾

그러나 통계자료가 보완되더라도 지역비교연구에 의해서 외국인 유입의 내국인에 대한 영향이 정확히 추정될 수 있을 것으로 기대하기는 사실상 어렵다. 왜냐하면 지역비교 역시 효과평가의 전제조건들을 충족시키지 못하기 때문이다. 미국의 수많은 지역비교연구들에서 이민이 내국인에게 미치는 효과는 매우 작게 추정되었다. 이민의 영향에 대한 가장 광범한 서베이인 Friedberg and Hunt (1995)는 ‘이민 유입의 노동시장에 대한 영향은 매우 작게 나타난다.’고 결론지었으며 (p. 85), Smith and Edmunston (1998)은 ‘이민유입의 영향에 대한 실증적 연구의 결과는 이민 유입의 내국인에 대한 영향은 매우 적음을 시사한다.’고 지적하였다 (p. 220). 이러한 추정결과들은 수용되지 않았으며, 오히려 지역비교 연구의 결함을 지적하는 근거가 되었다.¹⁹⁾ 후속연구들은 공통적으로 지역비교연구의 결점이 통제집단의 내생성에 있다고 지적하였다.²⁰⁾ 내생성이 발생하는 원인은 이민은 노동수요가 높은 지역에 집중되므로 이민유입 지역은 임금상승율이 높고, 비이민지역 역시 이민 유입으로 내국인 이주가 억제되어 하므로 이민의 영향 하에 있기 때문이다. 이러한 체계적인 편의는 이민의 효과를 과소평가시키는 방향으로 작용한다.

Ⅲ. 총요소비율 접근방법에 의한 영향 평가

1. 총요소비율 접근방법

총요소비율 접근방법은 외국인은 동일한 숙련수준의 내국인과 대체재 관계라고 가정하고 외국인 유입으로 국내부존 생산요소 비율 (aggregate factor proportions) 이 변화할 때 고용과 임금이 어떤 영향을 주는가를 분석하여 그 영향을 추론하는

18) 이를 토대로 이규용은 ‘저숙련 외국인력의 유입증가가 내국인 고용의 감소에 영향을 미치고 있을 개연성은 높지만 분석자료의 제한 등으로 통계적으로 이에 대한 검증은 여의치 않음을 보여주고 있다.’고 지적하였다(이규용, 2011, p. 148).

19) Borjas (2003), Borjas (2005), p. 1336 등 참조

20) 자세한 설명은 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, Abowd (1997)를 참조. 그들은 이민영향 분석 연구에서 공통적인 문제는 경험적 평가를 위한 가상적인(counter-factual) 노동시장을 설정하기가 어려운 점이라고 지적하였다.

접근방법이다. 이 방법을 적용하기 위해서는 첫째, 외국인이 어떤 내국인과 대체 관계를 가지는가를 확인하여야 하며, 둘째, 숙련수준별 노동공급의 변화가 노동 시장에 어떤 영향을 주는지를 분석하여야 한다.

외국인과 내국인의 대체관계는 실태를 조사하여 경험적으로 결정할 문제이다. 외국인의 내국인 대체성은 그들이 담당할 수 있는 직무에 따라 결정되며, 그들의 직무는 언어구사능력 등 직업능력에 의하여 결정된다. 따라서 대체성은 외국인의 숙성과 밀접한 관계에 있다. 국내 연구 중에서 한진희·최용석(2005)은 산업연수생 외국인은 제조업에서 내국인이 수행하던 반숙련 직무를 담당하고 있음을 확인하였으며, 김정호(2009)는 사업장 차원에서 고용허가제로 유입된 외국인력은 사업장내의 중졸이하 내국인을 대체하고 있음을 발견하였다.²¹⁾ 외국인의 대체성은 그들이 내국인과 유사할수록 높다. 이는 1990년대에 외국인 산업연수생 제도가 도입되었을 당시에는 외국인에 의한 내국인 일자리 잠식이 이슈가 되지 않았으나 해외동포가 유입되면서부터 이 문제가 불거지는 것을 보더라도 알 수 있다.

노동시장 수요-공급 모형에서 노동은 동질적이다. 따라서 다양한 숙련수준별 노동요소를 상정하는 총요소비율 접근방법에서는 숙련수준별로 나누어진 복수의 노동시장을 설정한다. 내국인은 각자 해당 숙련수준의 노동시장에서 일하며 외국인 역시 숙련수준별로 노동시장에 참여한다. 단순화하여 외국인과 내국인이 해당 숙련수준 노동시장에서 완전대체재라고 가정하면 외국인의 유입은 노동공급 곡선을 우측으로 수평이동시키며 주어진 노동수요 곡선에 따라 임금은 하락하고 고용은 증가한다. 외국인이 내국인과 완전히 동질적이라면 고용량이 외국인과 내국인 간의 어떻게 배분되는가는 모형에서 결정되지 않는다. 만약 외국인 임금이 조금이라도 낮아 우선적으로 채용된다면 내국인의 고용은 감소할 것이다. 단순한 총요소비율 접근방법에서는 이와 같은 노동시장 변화를 상정하며 외국인과 내국인의 완전대체성이 핵심적인 가정이 된다.

외국인 유입이 내국인에 미치는 영향에 대해서는 다양한 견해가 있지만 그 내용을 자세히 살펴보면 견해차는 외국인의 내국인에 대한 대체성에 대한 인식의 차이에서 비롯됨을 알 수 있다. 일부에서는 우리나라에서 외국인은 대부분 최저임금 수준으로 일하므로 내국인과 노동시장이 분리되어 있으며 내국인의 노동시장 지위에

21) 김정호(2009), pp. 59-62.

영향을 미치지 않는다고 해석한다. 그러나 만약 임금의 차이가 차별의 결과이며 직무의 차이는 없다면 외국인 유입은 내국인 수요를 감소시킨다. 이때 임금의 차이는 지대를 발생시키며 지대는 고용 사업장에 귀속된다. 또한 대체성은 직무에 따라 달라질 수 있다. 외국인이 과거 내국인이 하던 직무를 담당하고 있더라도 서로 완전 대체재로 볼 수는 없다. 왜냐하면 외국인이 유입되지 않았다고 하더라도 내국인은 과거와 다른 직무에 종사하고 있을 수 있기 때문이다. 그러므로 충분한 정보가 있더라도 외국인이 내국인을 얼마나 대체할 수 있는가를 정확히 평가하는 것은 매우 어려운 일이다. 외국인이 미숙련 내국인과 완전대체재라는 중요소비율 접근방법의 가정은 지극히 단순하지만 대체성을 정확히 결정할 수 없다면 단순화된 가정 하에서의 추정치를 도출하여 이를 일종의 최대값으로 해석하는 것이 외국인 유입 영향 평가에서 현실적일 수 있다. 영향평가에서 우선 달성하여야 할 목표는 단순한 가정 하에서 신뢰할 만한 추정치를 얻는 일이다.

2. 기존 추정결과

중요소비율 접근방법에서 숙련수준을 학력으로 정의할 때 가장 일반적으로 사용되는 가정은 외국인은 고졸 미만 내국인과 완전대체재라는 가정이다.²²⁾ 국내 취업자 중 고졸 미만의 비중은 약 20%이므로 외국인이 내국인 고졸미만과 완전대체재라는 가정은 외국인의 숙련수준은 내국인 하위 20%와 유사하다는 가정을 의미한다.²³⁾ 고졸미만에 해당하는 미숙련 노동공급이 상위 숙련인력 공급에 비하여 상대적으로 증가할 때 상대적인 임금이 얼마나 변화하는가는 시계열자료로부터 추정할 수 있다. 추정단계의 과제는 외국인 유입은 매우 장기간에 걸친 점진적인 과정이므로 이 기간에 걸친 큰 폭의 노동수요 구조 변화를 어떻게 통제하여 공급변화의 영향을 분리하여 추정하는가 하는 점이다. 기존 연구에서 주로 사용되는 방법은 Katz-Murphy (1992)가 제시한 추정방법으로 그들은 CES 생산함수를 이용하여 로그 상대임금을 로그 상대공급의 선형함수로 설정하였다. 노동투입이 2개일 때 두

22) Borjas, Freeman, Katz (1991), Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, Abowd (1997), Smith and Edmonston (1998)에서 이 가정을 사용하였다.

23) 2009년 경제활동인구조사에 의하면 총취업자 중 고졸미만은 505만명으로 취업자의 21.5%이다. 고졸미만 취업자의 비중은 미국에서도 약 20%이다.

요소는 생산함수에서 상호 보완재이므로 상대임금과 상대공급은 서로 반대방향으로 변화한다.²⁴⁾ Katz-Murphy는 수요의 구조적 변화는 선형이라는 함수 형태 제약과 상대공급의 상대임금에 대한 영향은 음(-)이라는 조건을 주어 수요변화와 공급변화의 영향을 분리하였다. 이 추정방법을 적용하여 Borjas, Freeman, Katz(1991)는 고졸이상(교육년수 9년 이상)과 고졸미만(교육년수 8년 이하) 사이의 상대임금 변화의 상대공급 변화에 대한 대체탄력성(σ)을 3.31로 추정하였다.²⁵⁾ 이용된 통계자료는 미국의 1963-87년간의 CPS 표본이다. 이 탄력성 값은 횡단면 자료 추정치와 비슷하다(Hemermesh and Grant, 1979). 추정결과로부터 그들은 1980~1988년간 미국 고졸 미만과 고졸 이상의 상대임금 격차 확대 9.7% 중 약 30%가 이민 유입에 기인하였다고 추론하였다(Borjas, Katz, Freeman, 1991, pp. 24-25).

국내자료에서 학력간 상대임금 변화에 대한 상대공급 변화의 영향을 추정하려면 수요의 구조적 변화 추세는 일정하지 않으며 1990년대 중에 그 방향이 바뀌었다고 가정할 필요가 있다. 고졸이상의 상대적인 공급은 꾸준히 증가하였으나 학력간 임금격차는 1980년대 후반에는 축소되었으나 1990년대 중반부터는 확대로 반전되었다. 따라서 수요의 구조적 변화 추세가 바뀌었다고 가정하지 않으면 공급변화는 임금변화에 거의 영향이 미치지 않은 것으로 나타난다. 수요 변화를 반영하더라도 국내 자료에서 공급변화의 영향은 매우 작게, 학력간 대체탄력성은 매우 크게 추정된다. 추정된 학력간 대체탄력성의 크기는 미국 추정치의 대략 2배 정도이다. 그 이유는 취업자 학력은 급속히 상승한 반면 상대적으로 임금변화는 완만하였기 때문이다. 1980-2008년간 임금구조조사의 임금자료에 경제활동인구조사의 비농가 부문 취업자수를 노동공급으로 하여 추정하면 고졸 미만과 고졸 이상의 학력간 대체탄력성(σ)은 약 6.25로 추정된다.²⁶⁾ 추정방법을 달리하여 학력집단을 고졸 미만, 고졸-초대졸, 대졸 이상의 세 집단으로 분류하여 트랜스로그 생산함수를 추정하더라도 그 결과는 대동소이하다(최경수, 2012).

24) 노동수요함수의 2차 미분은 negative semi-definite이므로 두 노동투입은 양(+)의 대체탄력성을 가진다(Katz and Murphy, 1992, p. 46-54 참조).

25) 탄력성 $(-1/\sigma)$ 은 $\ln(w_1(t)/w_2(t))/\ln(x_1(t)/x_2(t))$ 으로 정의된다. 여기에서 하첨자 1은 숙련노동(고졸이상), 하첨자 2는 미숙련노동(고졸 미만)을 의미한다.

26) 최경수(2012), p. 31, Table 4.1 참조.

높은 대체탄력성은 중요소비율 접근방법에서 외국인 유입의 영향이 매우 작게 평가됨을 의미한다. 1980~2008년간 고졸미만과 그 이상의 임금격차는 12% 확대되었으나 그 중 약 2%p 만이 외국인 유입에 기인한 효과로 추정된다. 더욱이 외국인이 내국인 고졸미만과 완전대체재라는 가정은 외국인의 대체성을 매우 높게 평가하는 것이므로 추정 효과의 1/2 만을 실제의 효과로 해석한다면 그 효과는 더욱 작다.

3. 학력과 경력에 따른 숙련수준

외국인 유입 영향 평가를 위하여 노동력의 숙련수준을 나눌 때 학력뿐만 아니라 경력을 고려하여야 하는 필요성은 <그림 1>의 우리나라 노동시장의 변화 추이에서 제기된다. <표 5>는 남자 학력 및 연령계층별 비농가 25-54세 취업자 비중과 실질 시간당임금의 1995년과 2008년 구조를 비교한 것이다. 노동공급 구조에서 청년층의 비중은 전반적으로 크게 하락하였으며 특히 고졸과 고졸 미만에서 대폭 하락하였다. 그 결과 2008년에는 고졸과 고졸 미만에서는 중장년층의 비중이 청년층보다 오히려 높아졌다. 반면 시간당임금은 숙련이 낮은 청년층에 불리하게 변화하여 고졸 미만과 고졸에서는 연령대별 격차가 2008년에 1995년보다 확대되었다. 임금은 같은 학력에서도 경력에 따라 다르게 변화하여 숙련수준이 낮은 청년층은 공급 감소에도 불구하고 상대적인 임금도 하락하였다. 노동요소들은 상호 보완재 관계이므로 만약 노동수요의 구조적 변화가 없었다면 미숙련 청년층의 감소는 그들의 상대적인 임금을 상승시키는 방향으로 작용하여야 한다. 본 절에서는 통계자료로부터 공급변화와 수요변화의 효과를 추정하여 외국인 유입으로 인한 공급 증가는 어떠한 효과를 가지는가를 알아본다.

노동력이 학력 및 경력별 집단으로 구성될 때 각 요소투입과 총생산의 관계는 3단계 CES 생산함수를 이용하면 편리하게 나타낼 수 있다. Card-Lemieux(2001)은 3단계 CES 생산함수를 이용하여 숙련수준별 대체보완관계를 추정하였으며 Borjas(2003)는 이 추정식을 이민의 영향 평가에 적용한 바 있다. 3단계 CES 생산함수의 일반적인 형태는 다음과 같다.

〈표 5〉 남자 학력 및 연령계층별 실질 시간당 임금과 고용 비중: 1995 및 2008
비농가 25-54세 취업자 중 구성비¹⁾ (%)

연도	학력 \ 연령	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	전체
1995	고졸 미만	1.6	2.8	4.6	4.7	4.5	3.9	22.1
	고졸	11.3	11.7	10.8	7.2	4.9	3.7	49.5
	초대졸	2.3	1.9	1.4	0.5	0.2	0.1	6.4
	대졸이상	4.6	6.3	4.7	2.9	2.1	1.4	22.0
	전체	19.8	22.7	21.4	15.3	11.7	9.1	100.0
2008	고졸 미만	0.4	0.4	0.6	1.1	2.8	3.9	9.1
	고졸	5.1	6.1	8.6	8.2	8.4	6.3	42.8
	초대졸	3.3	3.4	2.5	1.9	1.3	0.6	13.1
	대졸이상	4.3	6.6	7.8	7.1	5.7	3.6	35.0
	전체	13.0	16.5	19.5	18.4	18.2	14.4	100.0

시간당 실질임금²⁾ (2005년 불변가격 천원)

연도	학력 \ 연령	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	전체*
1995	고졸 미만	5.43	6.07	6.29	6.32	6.21	5.84	6.03
	고졸	5.50	6.50	7.23	7.84	8.00	7.59	7.11
	초대졸	5.70	7.12	8.55	9.87	9.70	9.82	8.46
	대졸이상	6.43	8.33	10.50	12.47	14.12	15.62	11.25
2008	고졸 미만	5.28	6.01	6.75	7.78	7.98	8.37	7.03
	고졸	6.20	7.74	8.92	9.54	10.03	10.52	8.83
	초대졸	7.66	9.82	11.76	12.77	13.85	15.17	11.83
	대졸이상	10.69	13.84	17.60	19.96	21.51	23.80	17.90

주: 1) 경제활동인구 25-54세, 비농가와 가족노동을 제외한 취업자 중에서의 비중임.

2) 각 연령별 임금의 단순평균임.

자료: 임금구조기본통계조사 및 경제활동인구조사, 각년도.

제1단계로 총생산은 자본과 노동 투입의 CES 생산함수로 설정한다. 즉,

$$Q_t = [\lambda_{Kt} K_t^\nu + \lambda_{Lt} L_t^\nu]^{1/\nu} \tag{2}$$

식 (2)에서 Q_t 는 t 년도의 총생산, K_t 과 L_t 는 각각 t 년도의 자본과 노동 투입이다. ν 는 자본과 노동 간의 대체탄력성(σ_{KL})에 의하여 결정되며 $\nu = 1 - 1/\sigma_{KL}$, $-\infty < \nu \leq 1$ 이다. λ_{Kt} , λ_{Lt} 는 자본과 노동의 소득점유율로서 합은 1이다.

제2단계로 총노동투입 L_t 은 학력별 노동투입의 CES함수로 설정된다. 즉,

$$L_t = [\sum_i \theta_{it} L_{it}^\rho]^{1/\rho} \quad (3)$$

식 (3)에서 L_{it} 는 t 년도의 학력 i 의 노동투입량이며, $\rho = 1 - 1/\sigma_E$, σ_E 는 학력별 노동투입 간의 대체탄력성이다. θ_{it} 는 학력별 노동투입을 효율단위 노동투입으로 전환시키는 가중치($\sum_i \theta_{it} = 1$)로서 생산성에 해당하며 시간적으로 변화한다. CES 함수에서 각 학력 사이의 대체탄력성은 σ_E 로 모든 학력 간에 동일하다. 이는 과도한 제약이 될 수도 있는데 이에 대해서는 이후에 다시 논의한다.²⁷⁾

제3단계로 각 학력별 노동투입은 경력별 노동투입의 CES 함수로 설정된다. 즉,

$$L_{it} = [\sum_j \alpha_{ij} L_{ijt}^\eta]^{1/\eta} \quad (4)$$

식 (4)에서 L_{ijt} 는 t 년도의 학력 i , 경력 j 의 노동투입량이며, $\eta = 1 - 1/\sigma_X$, σ_X 는 경력간 대체탄력성이다. α_{ij} 는 동일 학력(i)의 경력별 노동투입의 가중치($\sum_j \alpha_{ij} = 1$)이다. θ_{it} 와 달리 가중치 α_{ij} 는 시간적으로 변하지 않도록 설정되었는데 그 이유는 연도별로 값이 달라지면 α_{ijt} 계수의 수가 L_{ijt} 관측치수와 같아지므로 판별이 불가능해지기 때문이다. 연도별 변화를 허용하려면 계수 수를 크게 줄여야 하는데 이에 대해서도 다시 논의한다.

3단계 CES 생산함수의 장점은 임금방정식이 간단한 형태를 얻어진다는 데에 있다. 식 (3)에서 학력 i 와 j 의 상대적 임금은 총생산(Q_t)을 학력별 노동공급으로 편미분하면 다음과 같이 얻어진다.

$$\ln(w_{it}/w_{jt}) = \ln(\theta_{it}/\theta_{jt}) - (1/\sigma_E) \ln(L_{it}/L_{jt}) \quad (5)$$

식 (5)에서 학력별 상대공급 변화가 상대임금을 변화시키는 탄력성은 $-1/\sigma_E$ 이

27) 3단계 CES 생산함수에 대한 자세한 설명으로는 Hemermesh(1986), pp.443-444 혹은 Borjas(2003), pp.1359-1361을 참조.

다. 예를 들어 대졸은 고졸 대비 상대적으로 노동공급이 증가하였으므로 요소간 보완관계는 대졸 임금을 상대적으로 하락시키는 방향으로 작용한다. 실제로는 상대임금은 반대로 상승하였으므로 이러한 결과가 얻어지기 위해서는 노동수요 구조($\ln(\theta_{it}/\theta_{jt})$)의 변화가 필요하다. 그러므로 추정과정에서 수요의 구조변화는 상당히 중요하며 이를 제대로 통제하여야 탄력성이 정확히 추정될 수 있다.

3단계 CES 생산함수의 제약조건 중의 하나는 모든 학력 간에 대체탄력성이 동일하다는 점이며 이 조건은 학력집단이 많으면 과도한 제약이 될 수 있다. 예를 들어 고졸미만은 대졸보다 고졸과 대체성이 높지만 CES 생산함수는 고졸미만과 대졸, 고졸미만과 고졸 사이에 동일한 대체관계를 설정한다. 학력간 대체탄력성이 다르다면 그 차이는 추정과정에서 수요변화 항에 흡수된다. 이런 과도한 제약을 피하기 위하여 Card-Lemieux는 노동력을 고졸과 대졸의 두 학력으로만 분류하였으며, 다른 학력군은 각각 가중치를 주어 인접 학력집단에 편입하였다. 반면 Borjas는 4개 학력 분류를 그대로 사용하였다. 우리나라 통계에서 4개의 학력집단을 상정할 때 발생하는 또 다른 문제점은 청년층 고졸미만의 비중은 최근에는 매우 작다는 점으로 청년층 고졸미만 5세 연령별 집단이 25-54세 취업자 전체에서 차지하는 비중은 2008년에는 1%도 채 되지 않는다(<표 5>). 고졸미만 청년층은 비중이 급속히 줄어들면서 상대 임금도 하락하였으므로 대체탄력성 σ_E 이 모든 학력 사이에서 동일하다면 노동수요 구조는 청년층에게 불리한 방향으로 매우 큰 폭으로 변화하여야 한다. 이런 기술적인 복잡성을 피하기 위해서는 Card-Lemieux와 같이 고졸미만을 고졸에 편입시켜 2개 학력 집단으로 통합하는 방법을 사용할 수 있다.

각 학력 및 연령 집단의 임금은 총생산의 노동투입(L_{ijt})에 대한 편미분으로 얻어지며 식 (6)과 같다. 식 (5)에서 L_{ij} 는 α_{ij} 와 η 계수 값이 있어야 계산되므로 σ_E 의 추정에 식 (5)를 직접 이용할 수는 없다. 추정에 필요한 임금방정식은 임금과 노동투입의 상대적인 비율로부터 몇 가지 형태로 도출될 수 있는데, 동일 학력(i)의 다른 연령($j \neq k$) 집단 간의 상대임금은 식 (7)과 같다.

$$w_{ijt} = \partial Q_t / \partial L_{ijt} = Q_t^{1-\rho} \theta_{it}^{\rho} L_{it}^{\rho-\eta} \alpha_{ij} L_{ijt}^{\eta-1} \quad (6)$$

$$\ln w_{ijt} - \ln w_{ikt} = (\ln \alpha_{ij} - \ln \alpha_{ik}) - (1/\sigma_X)(\ln L_{ijt} - \ln L_{ikt}) \quad (7)$$

연령집단별 대체탄력성 σ_X 을 추정하는 가장 간단한 방법은 식 (7)을 이용하는 것이다. 준거집단은 45-49세 ($k=5$)로 설정하였는데 그 이유는 이 연령대에서 학력간 임금격차의 변화가 가장 작기 때문이다(〈그림 1〉). 표본기간은 추세적 변화의 안정성을 감안하여 1993년 이후로 하였다. 식 (7)은 고정효과 추정식이므로 식 (8)과 같이 차분을 추정할 수 있다.

$$\Delta \ln w_{ijt} - \Delta \ln w_{i5t} = -(1/\sigma_X)(\Delta \ln L_{ijt} - \Delta \ln L_{i5t}) \quad (8)$$

식 (7)을 각 집단별로 추정하면 탄력성 $(-1/\sigma_X)$ 은 대졸 각 연령 집단에서는 $-0.03 \sim -0.10$, 고졸에서는 $0.04 \sim 0.08$ 의 값으로 얻어진다. 식 (8)의 추정치도 비슷한 값을 가지지만 통계적 유의성은 대부분 지니지 못하며 상수항을 추가하더라도 추정 결과는 거의 같다. 통계적 유의성이 상실되는 이유는 식 (8)은 실질적으로 식 (7)에 추세변수를 부가한 형태로 변수 변화의 상관성이 분산되기 때문이다. 3단계 생산함수를 이용하여 연령대별 노동투입을 분리하는 기본적인 이유는 연령대가 다른 노동은 서로 완전대체재가 아니라는 가설에 있다. 이 가설이 입증되기 위해서는 $\sigma_X > 0$ 가 필요하다. 따라서 추정치가 통계적 유의성을 가지지 못하는 상당히 불만족스러운 결과이다.

식 (8)에서 모든 학력집단을 취합하여 관측치 수를 늘리면 탄력성 추정치는 -0.008 이며 통계적 유의성은 여전히 얻어지지 않는다. 전학력의 추정치가 0에 가깝게 되는 이유는 고졸 이하와 초대졸 이상에서 추정치의 부호가 서로 다르기 때문이다. 각 학력집단별로 식 (8)을 추정하면 대졸에서는 -0.045 ($p=0.343$), 고졸에서는 0.081 ($p=0.016$)의 추정치가 얻어진다.²⁸⁾ 추정치의 부호가 반대방향인 이유는 청년층의 노동공급은 45-49세와 비교하여 모든 학력집단에서 감소하였으나 임금은 대졸에서는 청년층 상대임금이 2000년대 이후 증가하였으나 고졸에서는 반대로 하락하였기 때문이다. 식 (7)의 구조를 살펴보면 $\sigma_X > 0$ 가 얻어지기 위해서는 생산성을 나타내는 상수항이 추세와 더불어 크게 하락하여야 함을 알 수 있다. 따라서 고정효과인 $\ln \alpha_{ij}$ 는 시간의 함수일 뿐만 아니라 청년층에서 보다 빠르게 하락

28) 고졸 미만의 탄력성 추정치는 0.032 ($p=0.343$), 초대졸은 -0.049 ($p=0.035$)이다. 이하에서 괄호 내는 p -값을 의미한다.

하도록 설정될 필요가 있다.

추정식에 구조적 수요변화를 도입하기 위해서는 학력별 상대임금을 종속변수로 두는 추정식이 보다 편리하다. 식 (6)에서 연령집단(k)별 학력($i \neq j$) 간 상대임금은 식 (9)과 같다. Card-Lemieux에 따라 2개의 학력집단만 상정한다면 식 (9)에서 첫째와 둘째 항은 연도만의 변수로 표현되며 셋째 항은 연령집단에만 의존한다. 따라서 각 항을 연도(d_t)와 연령집단(r_k)별 변수로 각각 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(w_{ikt}/w_{jkt}) &= \ln(\theta_{it}/\theta_{jt}) + (\rho - \eta)\ln(L_{it}/L_{jt}) \\ &\quad + \ln(\alpha_{ik}/\alpha_{jk}) - (1/\sigma_X)\ln(L_{ikt}/L_{jkt}) \end{aligned} \quad (9)$$

$$\ln(w_{ikt}/w_{jkt}) = d_t + b_k - (1/\sigma_X)\ln(L_{ikt}/L_{jkt}) \quad (10)$$

추정에서는 Card-Lemieux의 방법을 원용하여 고졸과 대졸의 두 학력 집단만 존재한다고 가정하여 두 집단의 임금만 사용하며, 다른 학력집단은 이 두 집단에 통합한다. 학력집단이 2개만 있다면 상대적 수요변화는 훨씬 단순해지며 청년층에서 고졸미만 비중이 매우 급속하게 감소하여 발생하는 민감성도 우회할 수 있다. 학력별 노동의 통합은 매우 단순한 방법을 이용하였다. 고졸미만은 임금이 각 연령집단별로 고졸의 약 80%이므로 0.8의 비중을 주어 고졸에 합산하였다. 초대졸은 그 임금을 고졸과 대졸의 가중평균으로 나타낼 수 있으므로 가중치에 따라 고졸과 대졸에 각각 합산하였다. 각년도 및 연령대별로 초대졸 임금(W_{jr})이 고졸임금(W_h) 및 대졸임금(W_c)과 $W_{jr} = \alpha W_h + (1 - \alpha)W_c$ 의 관계라면 초대졸 노동투입 중 α 는 고졸에, $(1 - \alpha)$ 는 대졸에 각각 포함시킬 수 있다. α 값의 평균은 약 0.7 정도로서 초대졸은 대졸보다는 고졸에 가깝다. α 의 변화는 의외로 매우 작다.

학력집단을 2개로 설정하면 식 (8)의 추정치가 얼마나 달라지는가를 점검하기 위하여 추정기간은 동일하게 두고(1993-2008년), 각 학력별로 추정하면 탄력성 추정치는 대졸에서 -0.044 ($p=0.302$), 고졸에서 0.131 ($p=0.007$)로 노동공급을 합산하기 이전과 거의 유사하게 얻어진다. 식 (10)을 적용하여 상대임금에 대하여 연도 더미와 연령집단 더미를 추가하여 추정하면 추정치는 -0.016 ($p=0.208$)로 탄력성 추정치의 통계적 유의성은 여전히 얻어지지 않는다. 추정치는 $\sigma_X=62.5$ 를 의미하므로 상식을 벗어나는 수치이다. 반면 Card-Lemieux(2001)는 미국의 1960-97년 기

간 중 2개 학력, 5세별 연령표본에서 σ_X 을 3.8~4.9로 추정하였으며 영국과 캐나다 표본에서도 유사한 추정결과를 얻었다. Borjas (2003)는 미국의 1960-2000년까지 5개의 센서스 자료에서 4개 학력, 5세별 연령집단으로 분류하여 $\sigma_X = 3.5$ 로 추정하였다. 우리나라 통계에서 공급변화에 대한 임금변화의 탄력성은 낮게 추정된다. 그러나 통계적 유의성이 없는 추정치가 얻어지는 것은 불만족스러운 결과이다.

추정결과가 크게 다른 원인을 알아보기 위하여 통계 추이를 비교해 보면 연령대별 대졸-고졸 임금격차에서는 우리나라와 미국, 영국, 캐나다 간에 큰 차이는 발견되지 않는다. 2005-07년 평균을 1993-95년 평균과 비교하면 우리나라에서 고졸에 대한 대졸 임금 프리미엄은 30-34세에서는 2.5배 확대되었으며 50-54세에서는 1.4배 확대되었다. 미국은 1994-96년을 1974-76년과 비교할 때 31-35세에서 대졸 프리미엄은 약 3배가 되었으나 장년층에서는 크게 변화하지 않았다. 영국과 캐나다의 대졸 임금 프리미엄의 추이도 미국과 비슷하다(Card-Lemieux, 2001, Table 1, p. 715, Figure 2, p. 718). 그러나 학력간 상대공급 추이에서는 미국과 영국, 캐나다에서는 장년층에서는 대졸의 상대적인 공급이 꾸준히 증가하였으나 청년층에서는 대졸 비중의 증가가 거의 없었다. 반면 우리나라에서는 대졸 비중이 모든 연령군에서 꾸준히 증가하였으며 연령집단별 차이는 작다. 따라서 미국, 영국, 캐나다에서는 수요 구조가 숙련편향적인 방향으로 변화하는 가운데 상대공급의 증가가 장년층에서 대졸 임금 프리미엄의 상승을 억제하였다고 해석할 수 있다. 반면 우리나라에서는 상대공급 변화의 차이가 작으므로 수요의 구조적 변화가 보다 크게 나타날 수 있도록 설정할 필요가 있다.

수요 변화가 연령집단별로 다를 수 있도록 하기 위하여 식 (10)에서 연령 더미 b_k 을 추세의 함수인 b_{kt} 로 설정한다면 추정식은 다음의 차분식 형태가 된다.

$$\Delta \ln(w_{ikt}/w_{jkt}) = d_t + b_k - (1/\sigma_X)\Delta \ln(L_{ikt}/L_{jkt}) \quad (11)$$

추정치 $-1/\sigma_X$ 의 값은 외국인 유입의 영향을 평가하는데 핵심적인 요소이다. 그 값이 클수록 연령대간 보완재 관계는 강하지만 통계적 유의성이 있는 큰 추정치는 쉽게 얻어지지 않았으므로 이하에서는 다양한 추정식 설정을 시도하였으며 그 결과는 <표 6>과 같다. 식 (11)을 1993-2008년 데이터에 적용하면 탄력성 추정치는 -0.060 ($p=.217$)이며 임금격차 확대속도가 증가하는 2002년 이후의 연도더미만 포

합시키면 추정치는 -0.073 ($p=.044$)로 커진다. 25-29세 연령집단은 30-34세, 35-39세에 비하여 대졸 상대공급이 특히 빠르게 증가하였으며 반면 상대임금 상승 폭도 크다. 남자 대졸의 경우 25-29세는 노동시장 진입이 완료되기 이전이라고 판단하여 25-29세를 제외하면 추정치는 -0.086 ($p=.135$)로 추정되며 연도더미를 2002년 이후로 하면 추정치는 -0.089 ($p=.020$)가 된다. 이 추정식에서 추정기간을 1991년부터로 연장하면 추정치는 다소 커진다. 연령더미와 2002년 이후 연도더미를 추가할 경우 추정치는 -0.119 ($p=.003$)가 된다. 연령더미를 제거하면 추정치는 다소 작아진다.

〈표 6〉 탄력성($-1/\sigma_X$) 추정결과

추정기간		1993-2008		1991-2008			1993-2008		1991-2008	
25-29세	○					×				
연령더미	○					○				
연도더미	1994-08	-0.060	(0.217)	-0.073	(0.076)	1994-08	-0.086	(0.135)	-0.103	(0.026)
	2002-08	-0.073	(0.044)	-0.098	(0.009)	2002-08	-0.089	(0.020)	-0.119	(0.003)
연령더미	×					×				
연도더미	1994-08	-0.040	(0.386)	-0.039	(0.312)	1994-08	-0.056	(0.300)	-0.076	(0.078)
	2002-08	-0.064	(0.071)	-0.088	(0.016)	2002-08	-0.079	(0.036)	-0.104	(0.006)

주: 괄호내는 p-값임. 1991-2008년 표본에는 1994-08년 대신 1992-08년 연도 더미를 사용하였음.

Borjas (2003)는 상대임금 대신 집단별 임금결정식을 추정하였다. 식 (6)을 전개하면 식 (12)가 얻어진다. 연도별 학력더미인 d_{it} 가 학력별로 추세의 선형함수 ($d_{it} = \gamma + \gamma_i t$)라는 제약을 주어 차분형태를 추정하면 $-1/\sigma_X$ 는 -0.094 ($p<.001$)로 얻어진다.

$$\ln w_{ijt} = d_t + d_{it} + d_{ij} - (1/\sigma_X) \ln L_{ijt}$$

(12)

이상의 추정결과를 종합하면 다양한 추정식에서 탄력성($-1/\sigma_X$)은 -0.1 에 가까운 작은 값으로 얻어진다고 할 수 있다. 이 값은 $\sigma_X = 10$ 을 의미하므로 높은 연령대간 대체성을 시사한다. 이 추정치 값은 식 (10)에서 상대공급 변화는 연령대별 학력간 임금격차를 2006-08년에 1991-93년에 비하여 약 20-30% 축소시켰음을 의

미한다. 예를 들어 30-34세 연령층에서 대졸-고졸간 상대임금은 33% 확대되었는데 만약 대졸의 공급증가가 없었다면 임금격차 확대는 42%에 달하였음을 추정결과를 의미한다. 식 (8)에 적용하면, 대졸에서 30-34세 임금이 45-49세 임금에 대한 비율은 1991-93년에는 0.58이었으나 2006-08년에는 0.62로 5.9% 증가하였다. 반면 대졸에 해당하는 노동공급은 두 연령집단 간에 2.8배에서 1.9배로 -33% 변화하였으므로 -0.1을 곱하면 상대공급 감소의 임금상승 효과는 3.3%가 된다. 즉 5.9% 증가 중 3.3%p는 상대공급 감소 효과이며 2.6%p는 수요변화 효과라는 의미가 된다. 고졸에서는 같은 연령대에서 상대임금은 5% 하락하였으며, 고졸에 해당하는 노동의 공급은 40% 감소하여 상대임금을 4% 상승시키는 방향으로 작용하였다. 즉 수요변화는 상대임금을 9% 하락시켰으나 상대적인 공급감소가 4%의 하락을 상쇄하여 실제의 하락은 5%에 그쳤다는 의미이다. 추정결과 중에서 대졸에서는 수요변화가 청년층 임금을 장년층 임금에 비하여 상대적으로 상승시키는 방향으로 작용하였다는 내용은 수요변화가 숙련수준이 상대적으로 낮은 청년층에 유리하게 작용하였음을 의미하기 때문에 기존 연구의 일반적 결과와는 모순된다. 저자는 이를 추정과정이 탄력성의 진정한 값을 과소추정하고 있음을 반영한다고 해석한다. 대졸 청년층에서 수요변화가 적어도 중립적이 되기 위해서는 $-1/\sigma_x$ 는 -0.2는 되어야 하며, 이 경우에는 추정치는 Card-Lemieux의 추정치와도 크게 다르지 않게 된다. 추정과정에서 설명한 바와 같이 우리나라의 경우 평균적인 학력은 급속히 상승한 반면 1980년대는 1990년대와 여건이 크게 달라 이용할 수 있는 시계열이 짧으며 더욱이 1998년의 경제위기로 인하여 시계열에서 큰 폭의 등락이 있는 등 변화의 크기에 비하여 관측치는 부족하여 정확한 추정이 이루어지기 어렵다는 사정이 있다. 추정치를 해석함에 있어서는 이와 같은 특수성을 감안하여 실제의 탄력성(σ_x) 값은 추정치보다 크게 낮을 개연성이 높다고 생각함이 타당하다.

통계자료의 문제 외에 추정과정에서 다른 노동투입 요소를 고려하지 않았음이 과소추정을 발생시켰을 가능성도 있다. 노동투입 중 여자와 외국인 노동공급은 고려되지 않았으며 그들은 대졸보다는 고졸과 대체성이 높으므로 이 노동투입을 감안한다면 실효적인 대졸 상대공급 증가는 낮았을 수 있다. 상대공급의 완만한 증가는 $1/\sigma_x$ 을 더 크게 추정하게 하므로 다른 요소의 누락은 과소추정의 방향으로 작용한다. 그러나 여자의 학력 및 연령 집단별 취업자를 남자와 동일한 방법으로 고졸과 대졸 노동으로 분류하여 각각 남자 임금과의 비율을 가중치로 주어 합산하더라도

대졸 노동비율의 증가속도는 다소 완만해지지만 크게 달라지지는 않았다. 숙련노동의 상대적인 비율이 줄어들기 위해서는 여자 노동력의 일부는 대졸이더라도 고졸과 동등한 노동으로 분류하는 것이 필요하지만 이를 규명하는 것은 새로운 연구를 요하므로 여기에서는 실시하지 않았다. 다만 여자 청년층 대졸 취업자는 매우 빠르게 증가하였으므로 이를 감안한다면 대졸에서 연령대간 공급 차이는 남자만을 고려한 경우보다 완만해질 수는 있다. 외국인의 경우 숙련인력의 비중은 낮으므로 대졸 임금에 큰 영향을 주지는 않았을 것이다.

학력간 대체탄력성 σ_E 는 식 (5)을 추정하여 얻어진다. 추정에 필요한 L_{ijt} 를 계산하기 위해서는 α_{ij} 값이 필요한데, α_{ij} 는 식 (12)을 각 학력별로 추정하여 얻을 수 있다. 식 (12)에서 $\ln L_{ijt}$ 항을 좌변으로 이동시키면 우변에는 각 학력별로 연도와 연령 더미만 남게 된다. 연령더미의 계수는 $\ln \alpha_{ij}$ 이므로 $\alpha_{ij} = \exp(\ln \hat{\alpha}_{ij}) / \sum_k [\exp(\ln \hat{\alpha}_{ik})]$ 의 식으로 α_{ij} 을 계산할 수 있다. 그 결과는 <표 7>과 같다. 효율단위 가중치 α_{ij} 추정치는 임금에서 도출되므로 연령별 임금과 유사한 구조를 가진다. $1/\sigma_X$ 값은 0.1로 주었으나 0.2로 하거나 식 (11)과 같이 연도에 따라 변하는 α_{ij} 를 가정하더라도 α_{ij} 값은 크게 다르지 않다.

<표 7> 경력별 가중치(α_{ij}) 추정결과

경력별 가중치	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
고졸	0.127	0.152	0.172	0.184	0.189	0.177
대졸	0.098	0.134	0.167	0.189	0.203	0.210

자료: 노동부, 임금구조기본통계조사, 및 통계청 경제활동인구조사 1990-2008년 자료로부터 필자의 계산.

식 (5)에서 $-1/\sigma_E$ 을 정확히 추정하기 위해서는 추세적인 수요변화를 통제하여야 하나 이는 상당히 까다로운 일이다. 좌변인 상대임금과 우변의 상대공급은 모두 증가하였으며 상대임금 증가는 2000년대에 가속되었다. 따라서 $\sigma_E > 0$ 가 도출되기 위해서는 추세적 수요변화가 상대공급 변화보다 더욱 빠르게 진행되어야 한다. 반면 관측치 수는 16개(1993년 이후)에 불과하여 수요변화와 탄력성을 모두 추정하기에는 매우 부족하다. 식 (5)에 선형 추세변수를 포함시키면 σ_E 는 음(-)이 되는 등 추정이 정확하게 되지 않았으므로 차분을 취하여 추세변수를 제거하고 1997,

2002, 2007년 더미를 추가하면 $-1/\sigma_E$ 는 -0.24 ($p=0.65$)로 추정된다. 매우 빠른 수요변화를 가정하여 이에 추세변수를 추가하면 추정치는 -0.49 ($p=0.31$)로 얻어진다. 추정에서 통계적 유의성은 여전히 얻어지지 않았으므로 기존 연구 결과와 모형의 구조를 참고하여 탄력성 값을 추론하면 다음과 같다.

미국의 학력간 대체탄력성(σ_E)는 고졸과 대졸 사이에서 1.41, 고졸 미만과 고졸 이상에서는 3.31로 추정된 바 있다(Katz and Murphy, 1992; Borjas, Freeman, Katz, 1991). Borjas(2003)는 4개의 학력간 대체탄력성으로 $\sigma_E=1.3$ 을 이용하였으며, Smith and Edmunston(1998)은 초대졸 이상과 고졸이하의 대체탄력성으로 2.0을 근사치로 사용하였다. 국내 연구 중 최경수(2012)는 초대졸 이하와 대졸 이상의 대체탄력성을 2.42, 고졸미만과 고졸이상 사이에서는 6.25로 추정한 바 있다. 고졸과 대졸 사이의 대체탄력성은 고졸미만과 고졸이상 사이보다 낮으며 초대졸 이하와 대졸 이상 사이보다는 약간 낮을 것으로 상정할 수 있다. 또한 아래에서 설명하는 바와 같이 3단계 CES 함수에서 고졸과 대졸이 보완재가 되기 위해서는 σ_E 는 2.5보다 작아야 한다.²⁹⁾ 기존연구 결과와 추정치로부터 추론한다면 고졸과 대졸 간의 대체탄력성(σ_E)은 대략 2에 가까운 값일 것으로 가정할 수 있다.

σ_X 와 σ_E 추정치로부터 집단별 임금의 공급변화에 대한 탄력성은 다음과 같이 계산된다. 생산요소 y 가격의 생산요소 z 공급변화에 대한 탄력성은 다음과 같다(Hamermesh, 1993, p. 37).

$$\epsilon_{yz} = \frac{d \ln w_y}{d \ln L_z} = s_z \frac{Q_{yz} Q}{Q_y Q_z}$$

식에서 s_z 는 생산요소 z 의 소득점유율, Q 는 총생산이며, 하첨자는 각각에 대한 편미분을 표시한다. 이를 적용하면 CES생산함수에서 학력 및 경력이 (i, j) 인 노동요소의 공급 증가에 대한 자기 임금탄력성은 식(13)과 같다.

$$\epsilon_{ij, ij} = -\frac{1}{\sigma_X} + \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{ij}}{s_i} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ij}}{s_L} + \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ij} \quad (13)$$

29) 식 (15)에서 s_L 이 노동의 소득점유율일 때 $1/\sigma_E > (1-s_L)$ 이 요구되며 $s_L=0.6$ 을 가정하면 $\sigma_E < 2.5$ 이 도출된다.

동일 학력(i)이며 경력($j \neq l$)이 다른 집단 간의 교차임금탄력성은 다음과 같으며,

$$\epsilon_{ij,il} = \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{il}}{s_i} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{il}}{s_L} + \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{il} \quad (14)$$

학력($i \neq k$)이 다른 두 집단 (i, j)과 (k, l) 사이의 교차임금탄력성은 다음과 같다.

$$\epsilon_{ij,kl} = \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{kl}}{s_L} + \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{kl} \quad (15)$$

탄력성의 추정치는 <표 8>과 같다. 계산에서는 $\sigma_{KL} = 1$, 노동소득점유율 $s_L = 0.6$ 을 가정하였다.³⁰⁾ 각 요소별 소득점유율은 1990~2008년 평균을 사용하였다. 추정결과는 추정치인 $\sigma_X = 10$ 의 경우와 보다 진정한 값에 가깝다고 판단되는 $\sigma_X = 5$ 의 두 경우를 제시하였다. σ_E 값은 2를 가정하였으나 이 값에 변화를 주더라도 탄력성 추정치는 크게 달라지지는 않는다. 각 집단의 노동공급 증가에 대한 자기 임금탄력성은 $\sigma_X = 10$ 의 경우에는 평균 -0.16, $\sigma_X = 5$ 라면 평균 -0.24로 계산된다. 이 값은 특정 집단의 공급 10% 증가는 임금을 1.6% 혹은 2.4% 하락시킴을 의미한다. 동일 학력 내 다른 연령집단은 서로 가까운 대체재이므로 특정 연령대의 공급증가는 다른 연령 집단의 임금을 하락시키는 효과를 가진다. 그 탄력성은 $\sigma_X = 10$ 이면 연령별로 평균 -0.06, $\sigma_X = 5$ 이면 평균 -0.04로서, 특정 연령대의 공급 10% 증가는 다른 연령대의 임금을 0.6% 혹은 0.4% 하락시킨다. 그러나 다른 연령대 임금에 미치는 효과는 해당 집단의 임금에 미치는 효과에 비하면 작은 값으로 σ_X 가 10이면 1/3 정도, σ_X 가 5이면 1/6 정도에 불과하다. 연령대간 대체성이 매우 높음에도 불구하고 다른 연령대에 미치는 영향은 작은 이유는 그 효과가 분산되기 때문이며, 대부분의 효과는 해당집단에 집중된다. 다른 학력의 노동력에 미치

30) Hemermesh(1993, p. 92)는 Cobb-Douglas 생산함수는 근사적으로 미국경제를 설명한다고 하였다. 즉 $\sigma_{KL} = 1$ 의 가정은 경험적 연구결과에 의하여 뒷받침된다.

는 영향은 학력간에 높은 보완성을 가정하더라도 크지 않다. 대졸과 고졸 사이의 대체탄력성(σ_E)을 2로 가정하더라도 다른 학력 집단의 임금에 미치는 교차탄력성은 0.01에 불과하여 10%의 공급증가는 1%의 미미한 임금변화만을 가져온다는 결과가 얻어진다. 학력간 대체탄력성을 2보다 크게 설정하면 그 효과는 1% 미만이며 Katz-Murphy 추정치인 1.3을 적용하면 그 효과는 3% 정도가 된다. 다른 추정결과와 비교한다면 Borjas (2003)는 자기탄력성 값은 $-0.30 \sim -0.35$, 동일 학력 교차탄력성은 $-0.03 \sim -0.08$, 다른 학력간 교차탄력성은 $0.01 \sim 0.03$ 정도로 추정한 바 있다.³¹⁾

〈표 8〉의 자기임금탄력성 추정치는 Borjas (2003)의 추정치인 약 -0.3 보다 낮으며 Katz-Lemieux (2001)의 상대임금 추정치와 비교하더라도 낮다.³²⁾ 이와 같이 추정된 이유는 우리나라 통계 자료에서 σ_X 가 매우 크게 추정되었기 때문이다. 이런 점을 감안하더라도 σ_X 의 진정한 값은 10보다는 5에 가깝다고 해석하는 것이 타당하다고 생각된다. 외국인이 유입되면 청년층 미숙련 인력공급이 증가하므로 보완재 관계인 중장년 미숙련 노동의 수요가 증가할 가능성도 있다. 그러나 이 효과를 확인하기에는 본 연구의 분석틀은 미흡한 면이 있다. 3단계 CES 생산함수에서 각 연령대간 대체성은 동일하므로 청년층 공급증가가 미치는 영향은 모든 연령대에 동일하다. 따라서 25-29세 공급증가가 미치는 영향은 30-34세나 50-54세에서 동일하며 모두 서로 동일한 대체재 관계에 있다. 청년층의 중장년층과의 보완성은 다른 학력과의 보완성보다는 낮을 것이다. 후자와의 보완성도 임금상승 효과는 매우 작았으므로 청년층과 중장년층이 보완재라고 하더라도 그 임금상승 효과는 매우 작을 것으로 추론할 수 있다.

외국인 유입이 임금에 미치는 영향은 〈표 8〉의 추정결과로부터 계산된다. 이에 앞서, 외국인과 내국인 간의 대체관계를 가정할 필요가 있다. 만약 외국인이 학력 및 연령별로 내국인과 완전대체재라면 특정 집단의 외국인 유입의 효과는 해당 집단의 노동공급을 증가시키는 효과를 가진다.

31) Borjas (2003), p. 1367, Table VIII.

32) Card-Lemieux (2001)의 공급변화에 대한 고졸-대졸 상대임금 변화 탄력성 추정치는 설정에 따라 $-0.20 \sim -0.27$ 이다 (Table III, p. 725). 서베이 자료로는 Hamermesh (1986), Table 8.5 (pp. 464-465)에 수록된 성별과 연령 집단별 노동수요의 임금탄력성 추정치가 있지만 추정치의 범위가 매우 넓어 가능성이 높은 추정치의 범위를 확인하는 데에는 큰 도움은 되지 않는다.

〈표 8〉 노동공급에 대한 임금 변화의 자기 및 교차탄력성 추정치(3단계 CES 생산함수)

학력	연령	$\sigma_X = 10, \sigma_E = 2$			$\sigma_X = 5, \sigma_E = 2$		
		$\epsilon_{ij,ij}$	$\epsilon_{ij,il}$ ($j \neq l$)	$\epsilon_{ij,kl}$ ($i \neq k$)	$\epsilon_{ij,ij}$	$\epsilon_{ij,il}$ ($j \neq l$)	$\epsilon_{ij,kl}$ ($i \neq k$)
고졸	25-29	-0.135	-0.035	0.004	-0.225	-0.025	0.004
	30-34	-0.171	-0.071	0.008	-0.251	-0.051	0.008
	35-39	-0.184	-0.084	0.010	-0.260	-0.060	0.010
	40-44	-0.176	-0.076	0.009	-0.255	-0.055	0.009
	45-49	-0.156	-0.056	0.007	-0.240	-0.040	0.007
	50-54	-0.136	-0.036	0.004	-0.226	-0.026	0.004
대졸	25-29	-0.145	-0.045	0.007	-0.232	-0.032	0.007
	30-34	-0.159	-0.059	0.010	-0.242	-0.042	0.010
	35-39	-0.168	-0.068	0.011	-0.248	-0.048	0.011
	40-44	-0.167	-0.067	0.011	-0.247	-0.047	0.011
	45-49	-0.160	-0.060	0.010	-0.242	-0.042	0.010
	50-54	-0.144	-0.044	0.007	-0.231	-0.031	0.007

주: 각 탄력성은 해당 집단 노동공급 1% 증가가 그 집단의 임금, 동일 학력 다른 연령집단의 임금, 그리고 다른 학력 연령 집단의 임금을 몇 % 변화시키는지 나타냄.
자료: 노동부, 임금구조기본통계조사, 및 통계청 경제활동인구조사 1990~2008년도로부터 필자의 계산.

두 학력계층과 동등한 노동력에 대하여 외국인 유입으로 인한 공급증가 효과를 계산하면 〈표 9〉의 셋째 열과 같다. 계산에서는 고졸미만은 고졸의 80%에 해당한다고 가정하였으며, 인구주택총조사는 외국인의 학력에서 초대졸과 대졸을 구분하지 않으므로 대졸과 동등한 노동투입에서 인구비율은 실제로는 초대졸 이상 내국인에 대한 인구 비율이다. 넷째 열은 2000~08년에 걸친 고졸과 대졸의 실질 시간당 임금 증가폭이다. 〈표 8〉의 추정치를 인구비율에 적용하여 자기탄력성($\epsilon_{ij,ij}$)과 교차탄력성($\epsilon_{ij,il}$)에 의한 임금변화 효과를 계산하면 $\sigma_X = 10$ 과 $\sigma_X = 5$ 의 두 가정에 따른 임금변화 효과는 제5-10열에 나타나 있는 바와 같다.³³⁾ 연령대간의 높은 대체성은 특정 연령집단의 공급이 증가할 때 이로부터 다른 연령대가 더 큰 영향을 받음을 의미한다. 반면 그 효과가 분산되므로 해당 연령집단에 대한 효과는 작게 된다. 표에서 $\sigma_X = 10$ 의 경우 $\sigma_X = 5$ 에 비하여 교차효과는 더 크게 추정되는 반면

33) 다른 학력간의 교차탄력성은 그 크기가 매우 작으므로 계산에 포함하지 않았다.

자기 효과는 작으며 총효과 역시 작게 된다.

표의 추정결과를 살펴보면 외국인 유입은 미숙련 청년층에 가장 큰 영향을 미친다. 이는 두 가지 효과에 의한 것이다. 수요 구조의 변화는 미숙련 청년층의 임금 상승에 불리하게 작용하였다. 남자 미숙련 노동에서는 25-29세의 8년간에 걸친 임금상승은 1.3%에 불과하였으며 30-34세에서도 6.9%에 그쳤다. 또한 외국인 유입은 주로 미숙련 청년층이었으므로 그들의 임금상승을 억제하는 영향을 가져왔다. 계산결과는 미숙련 30-34세의 경우 외국인 유입이 없었다면 임금상승은 약 9%이었을 것이나 외국인 유입의 결과 임금상승은 약 7%에 머물렀음을 의미한다. 미숙련 노동수요가 약화되었으므로 그들의 임금은 낮았으며 이로 인하여 초래되는 공급의 부족은 외국인 노동공급으로 충당되었다고 볼 수 있다.

〈표 9〉 외국인 유입의 내국인 임금에 대한 효과

학력	연령	외국인 인구비율	2000-08 임금상승	$\sigma_X = 10$			$\sigma_X = 5$		
				총효과	자기효과	교차효과	총효과	자기효과	교차효과
고졸	25-29	9.4	1.3	-2.3	-1.3	-1.1	-2.9	-2.1	-0.8
	30-34	6.3	6.9	-2.0	-1.1	-1.0	-2.3	-1.6	-0.7
	35-39	3.6	9.4	-1.8	-0.7	-1.1	-1.7	-0.9	-0.8
	40-44	2.3	7.9	-1.6	-0.4	-1.2	-1.5	-0.6	-0.9
	45-49	1.8	9.3	-1.6	-0.3	-1.3	-1.4	-0.4	-0.9
	50-54	1.4	19.2	-1.5	-0.2	-1.4	-1.3	-0.3	-1.0
대졸	25-29	1.6	42.4	-0.5	-0.2	-0.3	-0.6	-0.4	-0.2
	30-34	1.3	40.9	-0.5	-0.2	-0.3	-0.5	-0.3	-0.2
	35-39	1.0	40.4	-0.4	-0.2	-0.3	-0.5	-0.3	-0.2
	40-44	0.8	35.5	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4	-0.2	-0.2
	45-49	0.7	29.7	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4	-0.2	-0.2
	50-54	0.8	31.4	-0.4	-0.1	-0.3	-0.4	-0.2	-0.2

주: 각 탄력성은 해당 집단 노동공급 1% 증가가 그 집단의 임금, 동일 학력 다른 연령집단의 임금, 그리고 다른 학력 연령 집단의 임의 임금을 몇 % 변화시키는지 나타냄.

자료: 노동부, 임금구조기본통계조사, 및 통계청 경제활동인구조사 1990-2008년도로부터 필자의 계산.

외국인과 내국인이 서로 완전대체재라는 가정은 외국인의 대체성을 매우 강하게 보는 가정이다. 만약 실제로는 외국인은 취업분야가 제한되어 있어 반수 정도만 내국인과 대체성을 가진다면 외국인 유입의 효과도 〈표 9〉에 제시된 수치의 절반으로

계산하여야 한다. 또한 본 연구에서는 편의상 2000년의 외국인 비중을 0으로 두었음을 상기할 필요가 있다. 2000년에도 이미 상당수의 외국인력이 국내에 있었음을 감안한다면 2000년 이후의 유입규모는 본고에서의 가정보다 실제로는 작다는 사실을 고려하여야 한다. 이상의 결과를 종합한다면 대체로 우리나라에서 외국인 유입은 미숙련 청년층의 임금의 상승폭을 10~15% 정도 낮추는 효과를 가졌다고 추론할 수 있다.³⁴⁾

IV. 요약 및 결론

외국인 노동력은 현재 우리 경제에서 단순노동력 공급의 상당한 부분을 차지하고 있다. 직관적으로 그 유입 효과를 이해하기 위해서는 외국인이 없는 경우를 상상해 볼 필요가 있다. 만약 외국인력이 없었다면 단순 노동력이 부족해지는 상황이 발생하였을 것이다. 단순노동력에 의존하는 생산물과 서비스의 공급은 줄어들며 가격이 상승하고 자본집약적인 생산방식으로 대체되었을 것이다. 반면 단순노동력이 부족해짐에 따라 그들의 임금은 상승하며 보다 고학력 인력이 단순노동에 종사하게 되고 결과적으로 임금격차는 줄어들었을 것이다.

외국인 유입의 효과를 평가하기 위해서는 이와 같은 상황과 외국인이 있는 현재의 상황을 비교할 수 있는 연구방법이 필요하다. 우리나라의 경우에는 외국인 유입의 영향으로부터 자유로운 통제집단의 구축이 사실상 어려우므로 저자의 견해로는 충요소비를 접근방법 외에 다른 연구방법을 상상하기 어렵다.³⁵⁾ 외국인이 크게 유입된 일부 부문에서 내국인의 지위가 어떻게 변화하였는지를 비교한다면 표본선택 편의가 발생한다는 문제를 가진다. 다만 외국인과 내국인의 대체관계는 매우 다양할 수 있고 이에 대한 분석도 부족하므로 이 주제에 대해서는 심층적인 추가 연구가 필요하며, 2012년 외국인 고용조사는 이 주제에 대한 이해를 크게 높여 줄 수 있을 것이다.

34) Borjas, Freeman, Katz(1991)은 1980-88년간 미국에서 고졸미만과 그 이상의 임금격차는 9.5% 확대되었으며 이중 약 30%를 이민유입의 효과, 10%를 무역의 효과로 추정한 바 있다 (pp.24-25, Table 7, 8).

35) 특수한 경우에는 효과평가가 적용될 수 있지만 여전히 그 분석결과는 제한적인 타당성만을 가진다. Card(1990), Gritz(2011) 참조.

본 연구에서는 외국인 유입효과에 대한 기존 문헌과 통계자료를 검토한 결과 우리나라에서 외국인 유입은 미숙련 청년층 노동력에 가장 큰 영향을 미쳤을 것이며 그들의 임금과 고용을 낮추는 방향으로 작용하였을 것이라는 결론을 제시하였다. 그러나 그 효과는 크지는 않다. 대략적으로 2000년 이후 임금상승 폭을 약 10~15% 정도 낮추었다고 평가되며 고용에 대해서도 이와 상응하는 효과를 가졌을 것으로 추론된다. 본 연구에서는 숙련 수준을 학력과 경력으로 정의하고 남자 표본으로 분석을 국한하였으므로 외국인과 경쟁관계에 있는 집단은 고졸 혹은 그 미만의 미숙련 청년층이 되며 외국인 유입의 영향도 그들에게 가장 크게 나타난다고 추론하였다. 그러나 실제로는 외국인과 경쟁관계에 있는 집단은 중년층에도 상당수 있을 것이며 여자에서도 폭넓은 범위일 수 있다. 본 연구의 시사점은 외국인 유입의 영향은 내국인 중 단순노무와 생산직에 종사할 가능성이 높은 집단에 집중되며 외국인 유입이 그들의 임금 상승이 저조한 주원인은 아니지만 원인의 일부로는 볼 수 있다는 점이다.

본 논문에서 충분히 설명하지 못한 부분은 외국인 유입 혜택의 귀속에 대한 내용이다. 그 대부분은 외국인 근로자 자신과 그들을 고용한 사업장으로 귀속되며 이는 간단한 노동수요와 공급 모형으로부터 추론될 수 있다.³⁶⁾

종합적으로 현재의 외국인 유입의 우리경제에 대한 기여를 긍정적으로 혹은 부정적으로 평가하는가에 대해서는 간단하게 말할 수는 없다. 외국인 유입의 부정적인 효과가 소득격차의 확대, 사회통합의 훼손에 있다면 이 두 측면에서는 그 부정적 영향이 크지 않은 한 사회적 혹은 정치적으로 큰 문제는 되지 않는다. 현재 우리 경제에서 외국인 취업자 비중은 3%로서 약 10%에 달하는 유럽 주요 국가들에 비한다면 낮은 편이며 미숙련 인력의 임금상승을 억제하는 효과도 제3장의 추정에 의하면 임금상승률을 10년간 약 2%p 정도 낮춘 정도로서 크지는 않다. 외국인 인력은 국내공급 재화와 서비스의 가격을 낮추며 노동의 국제이동은 범세계적으로 소득격차를 축소시킨 중요한 원인으로 우리나라만 폐쇄적인 외국인력 정책을 고수하기도 어렵다.

그러나 현재의 추세가 그대로 진행된다면 외국인력의 비중은 빠르게 확대될 수 있으며 이에 따라 사회통합이나 정치적 측면에서의 비용도 확대될 가능성이 있다.

36) 이에 대한 자세한 설명은 Smith and Edmunston(1998), pp. 153-160, 및 최경수(2012) 참조.

외국인력의 유입은 정주화를 수반하며 기득권을 형성하기 때문에 확대되는 경향이 있다. 그러므로 외국인력 도입 확대는 신중하여야 하며 선별도입 정책을 효과적으로 추진하는 것이 바람직하다. 특히 단순인력의 도입 확대는 사회의 가장 취약한 계층에 부정적 효과를 가지며 경제전반에 대한 긍정적 효과는 크지 않으므로 억제될 필요가 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김연수, 『외국인 및 이민자 노동시장 정책: 현황과 과제』, 정책연구시리즈 2012-12, 한국개발연구원, 2012.
(Translated in English) Kim, Yeonsoo, *Foreign Workers and Immigrants: Labor Market Impact and Policy Options*, KDI Policy Study Series 2012-12, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2012.
2. 김정호, 『저숙련 외국인 유입의 경제적 영향 분석』, 정책연구시리즈 2009-15, 한국개발연구원, 2009.
(Translated in English) Kim, Jungho, *Economic Impacts of Low-Skilled Foreign Worker Inflow*, KDI Policy Study Series 2009-14, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2009.
3. 노동부, 『임금구조기본통계조사』, 미시통계자료, 각년도.
(Translated in English) Ministry of Employment and Labor, *Survey on Labor Conditions by Type of Employment* (previous Wage Structure Survey), Seoul, Korea, various years.
4. 박성재 · 김화순 · 황규성 · 송민수, 『북한이탈주민의 직업변동 및 취업지원제도 평가』, 정책연구 2011-11, 한국노동연구원, 2011.
(Translated in English) Park, Seong-jae, Hwasoon Kim, Kyusung Whang, and Minsoo Song, *Job Careers of Migrants from North Korea and Evaluation of the Employment Support System for Them*, Policy Studies 2011-11, Korea Labor Institute, Seoul, Korea, 2011.
5. 유경준 · 김정호, 『외국인력의 대체성과 통계문제』, KDI 정책포럼 2010-06, 한국개발연구원, 2010.
(Translated in English) Yoo, Gyeongjoon and Jungho Kim, *Substitutability of Foreign Workers and Data Problems*, KDI Policy Forum 2010-06, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2010.

6. 유경준 · 이규용, 『외국인력의 현황과 정책과제』, 정책연구시리즈 2009-04, 한국개발연구원, 2009.
(Translated in English) Yoo, Gyeongjoon and Kyu-yong Lee, *Situation of Foreign Workers and Policy Agenda*, KDI Policy Study Series 2009-04, 12-12, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2009.
7. 이규용 · 박성재, “외국인력 고용구조와 영향,” 『KLI 노동리뷰』, 2008년 9월호, 한국노동연구원, 2008.
(Translated in English) Lee, Kyu-yong and Seong-jae Park, “Foreign Labor Force: Employment Structure & Impacts,” *Monthly Labor Review*, No.48, Korea Labor Institute, Seoul, Korea, September 2008.
8. 이규용 · 이승렬 · 박성재 · 노용진, 『외국인력 노동시장 분석』, 한국노동연구원, 연구보고서 2011-15, 2011.
(Translated in English) Lee, Kyu-Yong Seung-Yeol Yee, Seong-Jae Park, and Yong-Jin Roh, *Analysis of the Foreign Workers Labor Market*, Korea Labor Institute, Seoul, Korea, 2011.
9. 조동훈, “외국인과 국내 근로자 임금격차 분석,” 노동정책연구, 제10권 제3호, 한국노동연구원, 2010.
(Translated in English) Cho, Donghun, “Analysis of Wage Differentials between Domestic and Foreign Workers in Korea,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 10, Issue 3, Korea Labor Institute, Seoul, Korea, 2010.
10. 조준모, “외국인력의 내국인력에 대한 대체성 분석,” 유길상 · 이규용 · 이해춘 · 조준모 · 노용진 · 김현구 · 박의경, 『저숙련 외국인력 노동시장 분석』, 제5장, 한국노동연구원, 2004-14.
(Translated in English) Cho, Joonmo, “Substitutability between Foreign Workers and Natives,” Chapter 5 in Kil-Sang Yoo, et al., *Labor Market Analysis of Low Skilled Migrant Workers in Korea*, Korea Labor Institute, Seoul, Korea, 2004.
11. 최경수, “외국인력 및 이민 유입의 경제적 영향,” 『한국개발연구원』, 제34권 2호, 한국개발연구원, 2012.
(Translated in English) Choi, Kyungsoo, “Economic Effects of Foreign Workers and Immigrants in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 34, No. 2, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2012.
12. 통계청, 『경제활동인구조사』, 미시통계자료, 각년도.
(Translated in English) Statistics Korea, *Economically Active Population Survey*, Microdata Sets, Various Years.
13. ———, 『2012년 외국인고용조사 결과』, 2012.
(Translated in English) Statistics Korea, *2012 Foreigner Labour Force Survey*, 2012.
14. 한진희 · 최용석, “국제노동이동의 경제적 영향 분석-외국인 노동자 문제를 중심으로,” 『한국개발연구원』, 제28권 제1호, 한국개발연구원, 2005.
(Translated in English) Hahn, Chin Hee and Yong-Seok Choi, “On the Economic Impact of Foreign Labor Inflows in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 28, No. 1, Korea Development Institute, Seoul, Korea, 2005.
15. Borjas, George J., “The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the

- Impact of Immigration on the Labor Market," *Quartely Journal of Economics*, Vol. 118, No. 4, 2003, pp.1335-74.
16. _____, "Globalization and Immigration," Chapter 4 in Weinstein, Michael M. ed, *Globalization: What's New*, Columbia University Press, 2005.
17. _____, Richard B Freeman, and Lawrence F. Katz, "On the Labor Market Effects of Immigration and Trade," in George J. Borjas and Richard B. Freeman eds., *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*, University of Chicago Press, 1992.
18. _____, Richard B Freeman, Lawrence F. Katz, John DiNardo, and John M. Abowd, "How Much Do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes?," *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1997, No.1, 1997, pp.1-90.
19. Card, David E., "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 43, No. 2, 1990, pp.245-257.
20. _____, and Thomas Lemieux, "Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, CXVI, 2001, pp.705-746
21. Friedberg, Rachel M. and Jennifer Hunt, "The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2, Spring 1995, pp.23-44.
22. Gritz, Albrecht, "The Labor Market Impact of Immigration: A Quasi-Experiment Exploiting Immigrant Location Rules in Germany," *Journal of Labor Economics*, Vol. 30, No. 1, 2011, pp.0-33.
23. Grossman, Jean Baldwin, "Illegal Immigrants and Domestic Employment," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 37, No. 3, 1984, pp.40-251.
24. Hemermesh, Daniel S., "The Demand for Labor in the Long Run," Chapter in O. Ashenfelter and R. Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, 1986.
25. _____, *Labor Demand*, Princeton University Press, 1993.
26. _____, and James Grant, "Econometric Studies of Labor-Labor Substitution and Their Implications for Policy," *Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 4, Fall 1979, pp.115-42.
27. Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Robert H. Topel, "Why Has the Natural Rate of Unemployment Increased Over Time?," *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 1991, pp.75-126.
28. Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 1992, pp.35-78.
29. Smith, James P. and Barry Edmonston eds, *The New Americans: Economic, Demographic, and Fiscal Effects of Immigration*, National Research Council, Washington D.C., U.S.A., 1998.
30. Statistics Korea, KOSIS database, <http://www.kosis.kr>.
31. Welch, Finis, "Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Financial

Bust," *Journal of Political Economy*, LXXXVI, 1979, S65-S97.

32. _____, "In Defense of Inequality," *American Economic Review*, LXXXIX, 1999, pp. 1-17.

The Impact of Foreign Worker Inflow on the Natives in Korea

Kyungsoo Choi*

Abstract

Influx of foreigners to the Korean labor market raises the proportion of unskilled labor as the majority of them are low-educated. An anticipated consequence is a slowdown of wage and employment growth among the competing unskilled natives and consequential widening of skill wage gaps. To measure the impact, this paper takes an aggregate factor proportions approach instead of impact evaluation method and estimates how a skills composition change affects worker status. Workers' skills levels are defined according to their education and experience. The need to add experience among the skills determinants is motivated by the diverging wage paths across different age groups within the same education groups. A perfect substitutability assumption between foreigners and natives within a skills group leads to an estimation result that shows inflow of foreigners has lowered wage growth of young unskilled men by as much as 20% in the first decade of the 2000s. Under a more realistic assumption of imperfect substitution, the suppression effect is between 10 and 15%. The implication of this study for a mid- to long-term foreign labor policy is that a conservative policy stance is desirable as far as the unskilled labor inflow is concerned.

Key Words: foreign workers, immigration, aggregate factor proportions, skills composition

Received: May 21, 2012. Revised: April 23, 2013. Accepted: June 5, 2013.

* Senior fellow, Korea Development Institute, 47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea, Phone: +82-2-958-4063, e-mail: kdi.choi@gmail.com / choi@kdi.re.kr