

외국인력 및 이민 유입의 경제적 영향

최 경 수

(한국개발연구원 선임연구위원)

Economic Effects of Foreign Workers and Immigrants in Korea

Choi, Kyungsoo

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 『이민 및 외국인력 유입이 노동시장에 미치는 중장기 효과』(정책연구시리즈 2010-18, 한국개발연구원, 2010)를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

** 최경수: (e-mail) choi@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 외국인력(Foreign Workers), 이민(Immigrants), 총요소비율(Aggregate Factor Proportions)

• JEL Code: J15

• Received: 2011. 6. 27 • Referee Process Started: 2011. 8. 8

• Referee Reports Completed: 2012. 3. 9

ABSTRACT

Inflow of foreign workers and immigrants increase the supply of unskilled labor in the economy. In measuring their impacts, an impact evaluation method produces unreliable estimates because a control group independent from their impacts is hardly found within the economy. This study adopts an aggregate factor proportions approach and measures the impacts by estimating the effects of skills proportion changes in labor supply on relative wages. The estimation uses two and three skills groups categorized by education levels. The study reveals that foreign workers and immigrants contribute to economic growth by a small margin while they significantly widen the wage gap between native skilled and unskilled workers. The result is based upon the fact that the existing foreign workers and immigrants are predominantly the least skilled groups. The estimates can be applied in predicting the impacts of labor inflow from North Korea which always remains as a possibility in Korea.

외국인력 및 이민 유입은 경제 전반에 걸쳐 저숙련 노동공급을 증가시키는 효과를 가진다. 그 영향으로부터 완전히 독립적인 통제집단은 경제 내에 존재하지 않기 때문에 효과평가방법(impact evaluation method)에 의한 영향평가는 한계를 지닌다. 본 연구에서는 총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)을 채택하여 경제 내 저숙련 노동공급 증가의 효과를 추정함으로써 외국인 유입의 영향을 평가한다. 평가 결과는 외국인력 및 이민 유입은 숙련 노동력과 저숙련 노동력 간의 임금격차를 상당히 확대시키는 반면, 성장에 대한 기여는 크지는 않음을 제시한다. 그 이유는 국내에 유입되는 외국인력의 절대다수가 생산성이 낮은 단순인력이라는 데에 있다.

I. 연구의 필요성 및 목적

외국인력 및 이민 유입의 영향은 국내뿐만 아니라 해외에서도 과거부터 많은 논쟁의 대상이 된 주제이다. 외국인의 유입은 국내 경제에 부족한 자원과 지식, 재능을 공급하고 부족한 생산요소를 보완하여 내국인의 복리후생에 기여하며 경제 및 사회 발전에 기여한다. 그러나 동시에 외국인의 유입은 국내 노동시장에서 내국인의 경제적 지위를 하락시킬 수 있다. 우리나라에서도 인구구조 고령화의 부정적 영향을 희석하고 경제성장을 유지하기 위해서는 이민 유입규모를 대폭 확대하여야 한다는 주장이 있다. 그러나 이러한 주장은 대개 매우 단순한 거시경제 분석에 기초한 것이며, 외국인력 및 이민 유입의 다차원적인 효과를 미시경제적으로 분석한 결과를 고려하지는 않았다고 할 수 있다. 외국인력 및 이민의 유입은 우리나라에서는 비교적 최근의 현상으로 그 효과에 대한 분석도 충분하지 않지만 미국 등 수백 년간 이민을 수용한 이민국가에서는 고전적인 연구주제이며, 그 긍정적 및 부정적 영향에 대해서도 이론적으로나 혹은 경험적으로 어느 정도 공감의 형성이 형성되어 있다. 본 연구는 해외 연구들의 결과를 정리하고 국내에서는 그 영향이 어떠한지를 평가하는 것을 목적으로 한다.

외국인의 유입은 1980년대 이후 세계 각국에서 크게 확대되어 중요한 정책이슈로 부상하고 있다.¹ 해외에서도 외국인 유입의 영향에 대해서는 많은 논란이 있었으며 의견 대립이 있었다. 그러나 최근에는 미국과 유럽 등 선진국에서는 저숙련 이민자들이 크게 증가하여 소득격차 확대, 사회갈등의 증폭 등 많은 문제점들이 부각됨에 따라 이민정책은 보수적인 방향으로 선회하는 경향을 보이고 있다.

해외에서 외국인 유입에 대한 시각이 긍정적인 입장에서 부정적인 입장으로 선회하게 된 배경에는 유입되는 외국인의 생산성이 매우 낮아 국내 경제에 대한 기여가 작다는 점과, 이보다 더욱 중요한 요인은 인종과 종교 등의 측면에서 내국인과 동화되지 못하는 이민자들이 증가하여 사회분열 심화가 우려된다는 이유가 있다.² 미국의 경우

1 각국의 이민인구 추이는 OECD, *International Migration Trends*, 2002 참조.

2 유럽의 경우 1960~70년대에는 방문취업 외국인 노동력이 고도성장기의 인력난을 해소하는 이상적인 방편으로 각광받은 바 있다. 그러나 방문취업 노동력은 취업기간이 반복적으로 연장되어 정주화의 경

1960년대 이전에는 주로 유럽인 이민이 유입되었으나 1965년 초청이민 확대조치³ 이후에는 아시아와 남미로부터의 이민 유입이 크게 확대되었으며, 이 중 남미 출신 이민의 증가가 이민에 대한 부정적 인식을 확산시키는 요인이 되었다. 아시아인은 학력수준이 높고 특별한 공통 언어가 없어 영어를 사용하므로 미국 사회에 쉽게 동화되었으나, 히스패닉계는 학력이 매우 낮고 스페인어라는 공통 언어가 있어서 사회적으로 분리되는 경향을 보였다.⁴ 미국에서 이민에 대한 부정적 인식은 사회분열에 대한 우려에서 비롯된 바가 크다(West[2010], p.xii).⁵

유럽에서는 1980년대 이후 공산권 붕괴로 동유럽 인구가 유입되면서 이민이 크게 확대되었으며 이후에는 회교권으로부터의 이민이 크게 증가하였다. 현재 대부분의 유럽 국가에서는 전체 노동력의 10% 이상이 외국인 혹은 외국 출생 인구이다.⁶ 유럽의 이민 역사도 매우 장구하지만 최근 상황이 과거와 다른 점은 문화적 배경이 크게 달라 동화되지 못하는 인구가 증가하면서 사회갈등이 심화되고 있다는 점이다. 이민 유입과 관련하여 유럽이 가진 또 다른 문제는 복지제도로써 외국인의 복지비용을 내국인이 부담하여야 한다는 점이 불만요소가 되고 있다.⁷ 이와 같이 외국인 유입의 영향은 어떤 외국인이 유입되는가에 따라 크게 다르며, 본 논문에서는 이러한 점을 강조하고자 한다.

우리나라에서 체류하는 외국인의 규모는 2010년에 120만명을 넘어섰으며, 외국인 취업자는 2009년 약 70만명으로 총취업자의 3%에 달하였다. 그러므로 국내 노동시장에서 외국인의 내국인에 대한 영향은 상당히 클 것으로 추정된다. 그러나 그 영향은 단편적으로만 지적되었을 뿐 전체적인 영향에 관한 평가는 매우 미흡하다. 많은 부분 그 이유

를 밝게 되었다.

- 3 정확한 명칭은 '1965 Amendments to the Immigration and Nationality Act'이다.
- 4 미국의 경우 가정에서 스페인어를 사용하는 인구가 총인구의 11%이며, 영어와 스페인어 외 다른 언어도 7%를 차지한다(2000년 현재, OECD, *International Migration Trends*, 2002, p.33).
- 5 미국의 백인인구 비중은 1995년의 95%에서 2050년에는 50%로 하락할 것으로 전망되고 있다(Smith and Edmonston[1998], pp.114~117). 2050년의 인구구성 전망은 백인 50%, 흑인 14%, 히스패닉 25%, 아시아인 8%이다.
- 6 유럽 주요 국가에서 전체 노동력 중 해외 출생(foreign born) 노동력이 차지하는 비중은 다음과 같다(2008년 기준, OECD, *International Migration Trends*, 2010, p.350, Table A.2.2). 프랑스 11.8%, 영국 12.6%, 이탈리아 10.3%, 스페인 18.2%, 스웨덴 11.2%(2006), 노르웨이 8.5%, 미국 16.5% 등이다. 독일의 경우 해외 출생 노동력이 아닌 외국인 노동자(foreign labor force) 비율이 제시되어 있는데 그 비중은 전체 노동력의 9.4%이다(*Ibid.*, p.352, Table A.2.3).
- 7 독일에서는 외국인 노동자 노후생활자(은퇴자)가 현재 130만명이며, 2030년에는 300만명에 달할 것으로 추산되고 있다. 프랑스에서는 외국인 근로자를 위한 주거시설의 1/4 이상을 외국인 노후생활자가 점유하고 있다(OECD, *International Migration Trends*, 2002, p.25).

는 이 연구주제의 특수성에 있다. 외국인인 내국인과 달리 그 현황을 파악하기가 매우 어려워 그 실태에 대한 정확하고 자세한 정보가 매우 부족하다. 또한 외국인력의 영향은 경제 내에 매우 광범하게 파급되므로 그 영향으로부터 독립적인 부분을 설정하는 것이 용이하지 않다. 이와 같은 이유로 인하여 효과평가(impact evaluation)를 실시한 기존의 국내 연구에서는 특정 부문에 대한 영향은 확인하였으나 전반적인 영향에 대해서는 신뢰도가 높은 추정치를 제시하지 못한 것이다. 그러므로 본 연구에서는 외국인 유입의 영향이 존재하는 부분과 그렇지 않은 부분을 비교하는 효과평가방법 대신 경제에 대한 추가적인 노동력 유입의 효과를 추정하는 총요소비율(aggregate factor proportions) 접근방법을 채택하여 외국인 유입의 영향을 추정한다. 이 접근방법을 사용하면 외국인의 유입이 노동시장의 서로 다른 부분에 어떻게 다른 영향을 미치는지도 유추할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 제Ⅱ장에서는 외국인력 및 이민 유입의 현황과 이민인구 장기추계 결과를 간단히 요약한다. 제Ⅱ장의 내용은 기존 연구에 기반하고 있으나 분석방법의 채택은 유입 외국인의 속성에 크게 좌우되므로 제Ⅲ장 논의의 근거를 제공하기 위하여 이를 수록하였다. 제Ⅲ장은 분석의 접근방법에 대한 설명으로 기존 연구가 주로 사용한 효과평가 방법 대신 총요소비율 접근방법을 채택한 이유를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 총요소비율 접근방법에 의한 평가에서 필요한 탄력성 수치들을 추정하여 외국인 유입의 영향을 평가하며, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구를 요약하며 정책 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 외국인력 및 이민 유입의 현황과 추계

1. 외국인력 현황

국내 외국인 취업자 수는 정확한 통계는 없으나 2009년 말 현재 약 70만명 규모로 추정되고 있으며, 전체 취업자 수의 약 3%에 달하고 있다(Table 1).⁸ 이는 이규용·박성재

8 우리나라의 외국인 취업자 증가추세는 외국에 비하여 매우 빠르다. 편의상 체류외국인의 인구 대비 비율로 비교한다면 일본에서는 2000~08년간 1.3%에서 1.7%로 증가하였으나 한국에서는 2000~09년간 1.0%에서 2.4%로 증가하였다(OECD[2010] 및 법무부, 『출입국·외국인정책 통계연보』, 각년도). 체류

〈Table 1〉 Estimated Size of Foreign Workers in Korea

(Unit: thousands)

Year	Foreign Workers	Illegal Residents among Foreign Workers(%) ¹⁾	Foreign Workers as % of Employment ²⁾
2000	307	66.8	1.46
2005	429	47.7	1.89
2009	691	25.7	2.93

Note: 1) Illegal foreign residents of all visa types are counted as workers.

2) Total employment is from KNSO, Economically Active Population Survey.

Source: The 2000 & 2005 figures are from Kim, J.(2009), and the 2009 figures are from author's calculation.

〈Table 2〉 Foreign Workers by Skill Groups

(Unit: thousands, %)

Year	Foreign Workers	Skilled ¹⁾	Unskilled ²⁾	Share of Skilled(%)	Share of Unskilled(%)
2001	352	22	330	6.2	93.8
2005	429	25	404	5.8	94.2
2009	691	41	650	5.9	94.1

Note: 1) Foreign workers whose entrance visa types are from E-1 to E-7. Includes illegal foreign residents.

2) Foreign workers with entrance visa other than from E-1 to E-7.

Source: Lee, K(2010)'s estimates using Ministry of Justice, National Immigration Service, NIS Statistics.

(2008)가 제시한 방법으로 추정된 것으로 합법체류자 중 취업비자를 보유한 외국인과 불법체류자를 합산한 것이다.⁹

국내 외국인력은 대부분 저숙련의 단순인력이다. 외국인력의 학력이나 직업에 대한 정보가 부족하므로 편의상 입국비자 유형을 기준으로 분류하면 전체 외국인력의 약 94%는 단순인력으로 평가된다.¹⁰ 이러한 현황은 과거와 큰 차이가 없다(Table 2).

산업별 외국인력의 분포 역시 정확한 통계는 없으며 추정치만 존재하는데 제조업과 건설업, 그리고 음식·숙박업에 집중되어 있는 것으로 파악된다.¹¹ 외국인력 추정치 중

외국인 수의 급속한 증가는 중국인, 특히 한국계 중국인의 유입이 크게 기여하였다.

9 자세한 설명은 이규용·박성재(2008) 및 김정호(2009), pp.18~21 참조. 이규용·박성재(2008)는 이 방법이 실제 규모를 과소추정할 가능성이 높다고 한 반면 김정호(2009)는 오히려 과대추정할 가능성이 높다고 지적하였다. 필자는 실제 규모에 대략적으로 근사한 추정치로 해석한다.

10 입국비자 유형별로 E-1부터 E-7까지를 전문인력, 나머지를 단순인력으로 간주하면 2009년 말 외국인 전문인력의 총수는 약 4만명으로 외국인력의 약 6%이다. 분류기준에 대해서는 이규용·박성재(2008) 참조.

11 외국인력 중 산업별 취업 현황이 파악되는 인원은 고용허가제 입국자와 해외동포 방문취업제 입국자

〈Table 3〉 Unskilled Foreign Workers by Industries

(Unit: thousands, %)

	End of June 2005		End of May 2008	
	Size	%*	Size	%*
All Industries	375	1.6	673	2.9
Manufacturing	187	4.5	247	6.2
Construction	79	4.4	175	9.7
Hotel, Restaurants	43	2.1	101	4.9
Household Services	11	8.5	26	17.3
Other Industries	75	-	123	-

Note: *Ratio (%) to the industry employment in the year.

Source: The 2005 figures are from Lee, K. and Park, S.(2008) Table 5, and the 2008 figures are from Yoo, G. and Lee, K(2009) Table 3.7, p.36.

단순 인력의 산업별 분포 현황과 해당 연도의 산업별 취업자 수에 대한 비율은 〈Table 3〉과 같다.

2. 이민자 유형과 현황

가. 이민자 유형과 유입 추이

이민자를 해외로부터 국내로 유입된 ‘항구적인 이주자’로 정의한다면 이 범주에는, 첫째 외국 출신으로 귀화한 국적취득자와, 둘째 잠재적인 국적취득자인 결혼이주민이 있다. 결혼이주민은 현재는 체류외국인 신분이나 항구이주의 가능성이 매우 높다. 셋째, 북한이탈주민은 국적인이지만 국외에서 항구적으로 국내로 이주한 인구이다. 마지막으로 장기 불법체류자는 사실상 항구적 이주자에 가까우므로 이를 포함한다.

국적취득자는 2009년 중 약 2.7만명이며 누계로는 2011년 1월에 10만명에 도달하였다. 국적취득은 귀화와 국적회복이 있는데 국적회복이란 내국인이 국적을 상실하였다가 회복한 경우로 인적 속성상으로는 내국인과 동일하다. 귀화자는 약 70%가 혼인귀화자이며 중국 출신이 다수이다. 우리나라에서 국제결혼(배우자가 외국인인 결혼)은 2000년대 중반 이후 전체 결혼의 약 11%를 차지한다. 국제결혼은 한국인 남편과 외국인 아내

중 합법적인 절차에 따라 취업하고 있는 인원으로서 전체 외국인력 추정규모의 약 1/4에 불과하다. 산업별 취업 현황은 파악된 산업분포를 바탕으로 이규용·박성재(2008)가 추정한 것이다.

의 구조가 전형적이며 외국인 아내의 국적은 대부분 아시아 국가로 약 절반이 중국이다. '국민의 배우자(F-4 비자)' 체류자격을 가진 체류외국인은 결혼이민자로 분류되며 귀화 이후에는 혼인귀화자가 된다. 이 두 범주에 해당하는 외국 출신 인구를 혼인이주자로 분류할 수 있다. 결혼이민자는 현재 전체 혼인이주자 중 약 70%이며 2009년 말 현재 12.8만명 규모이다.

북한이탈주민은 누적규모가 약 2만명이며 매년 약 3천명이 증가하고 있다. 그러나 잠재적으로 대폭 확대될 가능성이 있으므로 매우 중요한 유형의 이주민이다.¹²

장기 불법체류 외국인은 실질적으로는 정주화한 체류외국인이라는 점에서 잠재적인 항구적 이주민에 가깝다. 정주 가능성이 높아지는 '장기'의 기준으로는 5년 혹은 10년이 사용되는데 10년 이상 체류한 불법체류자는 2.4만명이며, 5년 이상 체류한 불법체류자는 5.3만명이다. 10년 이상 장기 불법체류자는 매년 약 4천명 정도로 빠르게 증가하고 있다.

나. 이민자 현황

앞서 외국인력은 대부분 단순인력임을 살펴보았다. 여기에서는 이민자의 구성을 살펴본다. 주요 이민자 유형인 혼인이주자, 북한이탈주민, 장기 불법체류자들의 속성을 파악할 수 있는 자료 역시 크게 부족하나, 예외적으로 혼인이주자들은 혼인신고 통계로 작성된 「인구동향조사 혼인부문」(통계청)에서 국적과 학력을 파악할 수 있고, 「전국다문화가족실태조사」(보건복지가족부, 2009년)로부터 취업과 소득을 알 수 있다.

혼인이민자들의 학력수준은, 특히 여성의 경우 내국인보다 크게 낮다. 외국인 여성 혼인자 중 대졸 이상은 18.6%로 내국인 여성 혼인자의 60.9%보다 크게 낮으며, 중졸 이하는 29.1%로서 내국인 여성 혼인자의 5.0%보다 크게 높다(Table 4). 부모와 자녀의 학력은 상관성이 매우 높으므로 혼인이민자의 학력이 낮다면 자녀 역시 저학력이 될 가능성이 매우 높다. 남성 외국인 배우자의 학력은 내국인과의 차이가 별로 없다.

혼인이주자들은 고용률과 임금 면에서도 내국인보다 크게 낮은 수준을 보이고 있다. 20~44세 여성 혼인이주자의 고용률은 33.6%로 내국인 20~30대 여성의 고용률 46.5%보다 크게 낮다.¹³

12 통일부 내부 행정자료, e-나라지표(www.index.go.kr).

13 김승권 외(2010), <표 6-4>, p.103 참조. 「2009년 다문화가족실태조사」(보건복지가족부) 자료의 분석 결과임.

〈Table 4〉 Educational Levels of Marriage Immigrants

(Unit: %)

	Wives		Husbands	
	Foreigners	Nationals	Foreigners	Nationals
Unknown	6.4	0.9	5.8	0.9
None	0.4	0.2	0.2	0.2
Primary School	3.6	1.4	1.4	1.4
Middle School	25.1	3.4	9.0	3.9
High School	46.0	33.2	36.2	33.4
Some College or More	18.6	60.9	47.5	60.2

Note: Among those married in 2008.

Source: Author's calculation from KNSO, Population Dynamics Survey (Marriages) database.

혼인이주 여성의 고용률은 국내 체류기간이 길수록 높으며, 10년 이상인 경우에는 내국인과 같거나 오히려 높은 수준이다. 취업하고 있는 혼인이주자의 직업은 서비스직 21.6%, 판매직 14.6%, 사무직 13.2%, 단순노무자 8.6% 등으로 다수가 저숙련직이며 전문직은 15.1%에 불과하다.¹⁴ 월평균 근로소득은 100만원 미만이 65.6%로 저임금이 다수이다. 혼인이주자들은 가구소득도 낮아서 월평균소득 100만~200만원이 대부분이며, 이는 국내 가구소득 분포에서 하위 10~30%에 해당한다.¹⁵

이민 2세가 어떠한 인력으로 양성되고 있는가는 취학률로 파악할 수 있다. 혼인이주자 가정 자녀들의 평균 취학률은 초·중학교 약 80%, 고교 약 70%이다. 이는 혼인이주자 가정 자녀의 약 30%가 중졸 이하의 저학력자로 양성되고 있음을 의미한다. 반면, 내국인은 실질적으로 100%가 고교 교육을 수료하고 있다. 혼인이주자 가정 자녀의 낮은 취학률은 그들이 학교생활에 제대로 적응하고 있지 못하며, 또한 학교 역시 그들을 제대로 수용하고 있지 못한 데에 따른 결과이다.

3. 이민인구 장기추계

현 추세가 지속된다면 이민자 및 그 후손이 수십 년 후 우리나라 인구에서 얼마만한

14 김승권 외(2010), p.107, 〈표 6-7〉 참조.

15 혼인이민자 가구의 월소득 분포는 김승권(2010), 〈표 14〉 참조. 2009년도 가계동향조사에 의하면 전국 가구(2인 이상)의 2십분위 평균소득은 133만원, 3십분위 평균은 189만원이며, 4십분위 평균소득은 235만원이다.

〈Table 5〉 School Enrollment Rates of Children in Marriage Immigrant Families

(Unit: persons, %)

	Primary School	Middle School	High School
Total Number of Children	28,934	8,082	6,647
Total Number in School	23,900	6,700	4,600
Enrollment Rate(%)	82.6	82.9	69.2
Enrollment Rate(%) of Domestic Family Children	97.9	99.9	99.6

Source: "Multi-culture Family Children in Crisis – How Serious Are Out of School Children?" *Kukje Newspaper* (2010, 2, 22) based on 2009 survey result by Ministry of Public Administration and Security.

〈Table 6〉 Long-term Projection of Marriage Migrants and Their Descendents

(Unit: ten thousands, %)

	Total Population (ten thousands)	% Marriage Immigrants (& descendents)	by Generations		
			1st Generation	2nd Generation	3rd Generation
2009	100.0 (4,875)	0.56	0.35	0.21	0.00
2010	100.0 (4,887)	0.63	0.39	0.24	0.00
2020	100.0 (4,933)	1.51	0.81	0.69	0.01
2030	100.0 (4,863)	2.50	1.24	1.22	0.04
2040	100.0 (4,634)	3.64	1.73	1.75	0.16
2050	100.0 (4,234)	5.11	2.32	2.33	0.46

Source: Lee et al.(2009).

비중을 차지할 것인가에 대해서는 조성법을 이용한 장기추계 결과가 있으므로 이를 인용한다(설동훈 외[2009]; 이삼식 외[2009]). 이민자들은 1세대뿐만 아니라 그 2세대에서도 내국인과의 격차가 지속되므로 장기추계에서는 이민 1세뿐만 아니라 그 후손의 규모까지를 추계할 필요가 있다.

결혼이민자와 그 후손의 규모는 2009년에는 총인구의 0.56%이나 2050년에는 5.11%에 도달할 것으로 추계된다. 이민 1세대의 인구비중은 0.35%에서 2.32%로 증가하는 데에 그치나, 이민 2세대와 3세대의 인구비중은 2009년의 0.21%에서 2050년에는 2.79%로 증가하므로 전체 비중이 크게 증가하는 것이다. 이와 같이 결혼이민자 및 그 후손의 인구비중이 급속히 증가하는 이유는 결혼이민자들은 주로 젊은 인구로서 재생산 연령대이기 때문이다. 일반적으로 이민인구의 미래 인구구조에 대한 영향이 큰 이유는 그들이 주로 젊은 연령대이기 때문이다.

Ⅲ. 분석방법의 설정

1. 효과평가방법의 문제점

가. 통제집단의 부재

외국인력 및 이민 유입의 영향을 경험적인 방법으로 직접 측정하기 위해서는 효과평가방법(impact evaluation method)을 이용할 수 있다. 그러나 이 접근방법을 채택한 연구들에서 그 영향은 적절히 추정되지 못하였다. 제1절에서는 그 원인을 살펴봄으로써 충요소비를 접근방법의 필요성을 제기하는 토대로 삼는다.

이민의 효과에 대한 수많은 효과평가방법 연구들에서는 이민의 영향이 매우 작거나 거의 없다고 평가되었다. 이민영향 분석에 대한 광범한 문헌분석을 한 Friedberg and Hunt(1995)는 ‘이민 유입의 노동시장에 대한 영향은 매우 작게 나타난다.’고 결론 내렸으며,¹⁶ 1997년 미국 National Academy of Science 보고서는 ‘이민 유입의 영향에 대한 실증적 연구의 결과는 이민 유입의 내국인에 대한 영향은 매우 작음을 시사한다.’고 지적하였다.¹⁷ 그러나 이러한 분석 결과는 이민 유입규모가 미국의 경우 매우 크다는 사실, 그리고 노동수요가 완전탄력적이지 않은 한 노동공급 증가는 임금과 고용을 하락시킨다는 경제학의 기본적 원리에 부합하지 않는다.¹⁸ 따라서 이 결론은 수용되기보다는 오히려 효과평가에서 이민의 영향이 낮게 측정되는 원인에 대한 분석을 촉발시켰으며, 분석 결과들은 공통적으로 부적절한 통제집단의 문제를 지적하였다.¹⁹ 유독 이민 연구에서 통제집단의 문제가 지적되는 것은 이민이란 매우 장기간에 걸쳐 점진적으로 진행되며 노동시장의 전반에 광범한 영향을 미친다는 주제의 특성에 기인한다.

효과평가방법에서는 이민 유입의 영향이 존재하는 표본(목표집단)과 그 영향으로부터 독립적인 표본(통제집단)의 성과를 비교하여 그 효과를 측정한다. 미국에서 이민 유입

¹⁶ Friedberg and Hunt(1995), p.42.

¹⁷ Smith and Edmonston(1998), p.220.

¹⁸ Borjas(2005), p.1336.

¹⁹ Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Aboowd(1997)의 이민영향 분석 연구에서는 가상적인(counter-factual) 노동시장 상황을 설정하는 것이 매우 어렵다는 점을 지적하였다.

은 캘리포니아, 뉴욕, 플로리다 주 등에 집중되었으므로 이민영향 효과평가는 자연히 지역비교연구(Area study)가 된다. 특정 지역이 적절한 통제집단이 되기 위해서는, 첫째 이민 유입이 지역의 경제적 특성과 무관하여야 하며, 둘째 이민 유입이 내국인의 이주에 영향을 미치지 않아야 한다. 그러나 현실적으로 이 두 조건은 충족되지 않으며 따라서 통제집단이 타당성을 가질 수 있는 조건들이 성립하지 않는 것이다. 통제집단의 내생성은 효과를 과소평가하게 하는 방향으로 편의를 발생시키므로 통제집단과의 비교에서 이민의 영향은 매우 작게 평가된다.

이민인구는 일반적으로 임금 상승이 높은 지역으로 유입된다. 미국에서 이민밀집지역인 캘리포니아, 뉴욕, 워싱턴 등은 임금 상승률 역시 높은 지역이다. 그러므로 지역 연구에서 이민 유입의 임금 하락효과는 과소평가되는 경향이 있다. 계량적인 방법으로 지역적 특성을 통제하려는 시도를 할 수도 있지만, 이민이란 수십 년에 걸친 장기적인 현상이며 장기에 걸쳐서는 지역적 특성도 큰 폭으로 변화하므로 지역적 특성을 계량적으로 통제하기는 어렵다. 가장 흔히 사용되는 고정계수모형에서는 지역적 특성이 일정하다고 가정하지만 장기간에 걸쳐서는 이 가정이 성립되기 어려운 것이다. 장기간에 걸친 지역적 특성의 변화는 이민효과의 추정치를 매우 불안정하게 하며 시기에 따라 큰 폭으로 등락하게 하여 그 효용성을 크게 감소시킨다.²⁰ 예를 들어 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997)가 제시한 1950년부터 1990년까지 매 10년별의 센서스 자료로부터 추정한 결과를 살펴보면, 이민인구의 증가가 지역별 소득(주간 근로소득 혹은 연간 근로소득) 혹은 지역별 고용률에 미치는 영향은 10년별로 크게 변화하여 1960년대에는 매우 큰 값을 가지며, 1970년대에는 없는 것으로 나타나는 반면 1980년대에는 반대 방향의 값을 가지는 것으로 나타났다.²¹ 이 연구의 저자들은 이 결과를 이민의 영향이 큰 폭으로 변화한 증거로 해석하지 않으며 추정치의 신뢰성이 떨어진다는 사실을 반영하는 결과로 해석하고 있다.²²

내국인 인구의 이주 역시 임금 상승률이 높은 지역으로 유입되는 경향이 있으며, 이민 유입 증가 시에는 이에 대응하여 내국인의 유입은 감소하므로 이민의 영향을 작게 추정하게 하는 방향으로 작용한다.²³ 따라서 비이민지역 역시 이민의 영향하에 있기 때

20 Altonji and Card(1991); Lalonde and Topel(1991).

21 구체적인 추정 결과는 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997), p.24, Table 7 참조. 추정에 사용된 자료는 1960, 1970, 1980, 1990년 센서스 PUMS(Public Use Microdata Sample) 표본이다.

22 *Ibid.*, p.25.

23 미국인의 지역별 내국인 및 이민인구 비중의 추이에 대해서는 *Ibid.*, p.27, Table 8 참조. 캘리포니아

문에 통제집단으로서 적절하지 못한 것이다.²⁴ 내국인 이주 감소의 영향은 통제집단의 임금을 낮추는 방향으로 나타나므로 통제집단의 내생성은 이민효과를 과소추정하게 하는 방향으로 작용한다. Card(1990)는 1980년 쿠바 정부가 해외망명을 일시적으로 허용하여 12만명에 달하는 쿠바 난민이 마이애미 시에 유입되었음에도 불구하고 마이애미 지역의 임금은 하락하지 않았음에 주목하였다. Card(1990)는 마이애미의 1980~85년 인구 증가율이 난민 유입 이전인 1970~80년과 다름없었음을 발견하였다.²⁵ Frey(1995a, 1995b)는 1990년의 미국 센서스 자료에서 이민 유입과 내국인의 순유입 사이에는 음의 상관관계가 존재한다고 보고한 바 있다.²⁶ 이와 같이 내국인의 국내 이주 양상은 이민 유입에 따라 변화하므로 이민의 영향은 과소추정되게 된다.

나. 국내 연구에서 효과평가방법 추정 결과

미국의 연구를 인용하여 이민영향 분석에서 효과평가방법이 지니는 한계점을 설명한 이유는 국내에 대한 외국인력 유입의 영향 분석에서 효과평가방법이 적절하지 않음을 설명하는 데에 있었다. 외국인 유입의 영향 분석에서 효과평가방법이 유효하지 않은 이유는 적절한 통제집단을 발견할 수 없다는 데에 있다. 우리나라에서도 저숙련 노동시장에서는 외국인력 유입의 영향이 상당히 있었을 것이다. 그러나 미국의 지역비교와 유사하게 산업이나 사업장을 단위로 비교한 국내 연구도 외국인력이 유입되지 않은 산업이나 사업장이 적절한 통제집단이 되지 못하기 때문에 약점을 가지고 있다.

예를 들어 이규용·박성재(2008)는 2004~08년간 외국인 취업자가 크게 증가한 제조업, 건설업, 음식·숙박업에서 내국인 생산직 및 임시·일용직의 총취업자 대비 비중이 감소하였음을 지적하고 이를 외국인력의 내국인에 대한 구축효과로 파악하였다. 이를 토대로 이규용·박성재(2008)는 외국인력은 국내 제조업, 건설업, 음식·숙박업, 가사서비스업의 생산직과 임시·일용직 일자리에 대해 내국인을 구축하였다고 주장하였다.²⁷

의 경우 이민 유입이 확대된 1970년 이전에는 다른 지역으로부터의 내국인 유입이 많았으나, 1970년 이후에는 거의 전적으로 이민 유입에 의하여 인구비중이 증가하였다.

²⁴ Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997).

²⁵ Card(1990), p.255 및 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997), p.26. 참조. 1980년의 쿠바난민 유입은 마이애미 시에 대한 다른 이민 및 내국인 인구의 유입을 억제시켰으므로 지역 인구 증가와 지역 노동시장에 대한 영향은 없었던 것이다.

²⁶ 이와 달리 Card(1997)는 1985~90년간 미국 메트로폴리탄 지역별로는 이민 유입과 내국인 인구 순유입 간에 약한 양의 상관관계가 있음을 보고한 바 있다.

이 연구는 암묵적으로 제조업, 건설업, 음식·숙박업 노동시장을 목표집단으로 설정하고 있으며 임시·일용직과 생산직의 비율이 변화하지 않는 노동시장을 통제집단으로 설정하고 있다. 그러나 외국인력의 유입이 없었다면 임시·일용직 비율이 하락하지 않았다고 가정할 수 있는 근거가 부족하므로 통제집단의 타당성이 미흡한 것이다. 이와 같이 효과평가방법에 의한 영향 평가는 이상적인 통제집단이 없다는 약점을 가진다. 더욱이 이민은 매우 장기적인 현상이므로 과거 시점의 산업별 노동시장을 통제집단으로 하기가 어려운 것이다.

같은 맥락에서 유경준·이규용(2009)은 제조업, 건설업, 음식·숙박업, 가사서비스업에서 외국인 근로자의 증가가 내국인 근로자의 감소를 유발(Granger cause)하였는지의 여부를 검증하였으며, 음식·숙박업에서는 5%의 유의수준에서, 그리고 건설업에서는 10%의 유의수준에서 통계적 유의성을 발견하였다(유경준·이규용[2009], p.51, 표 3-15).²⁷ 그러나 이 연구에서도 산업별 외국인 비중의 변화가 고용 변화를 유발하는 요인으로 간주되는데, 그 추세가 시계열적 변화와 크게 다르지 않기 때문에 산업 고용을 야기하는 다른 요인들과 크게 구별되기 어렵다는 문제점이 있다.

김정호(2009)는 고용보험 DB를 이용하여 각 사업장 내에서 고용허가제 외국인력의 증가가 사업장 내의 내국인의 직장이탈(이직 혹은 실직) 확률(hazard rate)에 통계적으로 유의한 영향을 미치는가의 여부를 분석하였으며, 각 사업장의 동일 직종으로 한정할 경우에만 모형에 따라 통계적으로 유의한 대체효과(replacement effect)를 발견하였다. 이러한 분석 결과로부터 김정호(2009)는 외국인력은 내국인과 경쟁관계를 가지고 있으나 그 효과는 '그다지 크지 않았다'고 평가하였다(김정호[2009], p.2). 사업장 차원의 통계자료 분석은 사업장 내에서 외국인과 내국인이 대체관계에 있다는 사실은 확인할 수 있으나 내국인의 지위가 이후에 어떻게 변화하였는지는 알 수 없으므로 대체성을 분석한 것이며 그 영향을 분석하지는 않았다는 한계를 가진다.

27 이규용·박성재(2008), p.33, <표 6>. 또한 산업별로 내국인 생산직과 단순노무직 고용규모를 외국인 근로자 수를 포함한 다른 고용결정요인들에 대하여 회귀분석한 결과, 건설업과 음식·숙박업에서 외국인 근로자 수와 방문취업제 실시 더미변수가 5%의 유의수준에서 유의한 음의 값으로 추정된다고 보고하였다(p.26, 표 7).

28 분석에서는 2004~08년간의 산업별 전년비 월별 증가율 시계열이 사용되었다.

2. 총요소비율 접근방법

가. 수요공급모형에서 노동공급 증가의 효과

총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)은 외국인력 유입을 국내 부존 생산요소의 증가, 구체적으로 저숙련 노동공급의 증가로 파악하고 생산요소비율 변화의 영향을 분석함으로써 외국인 유입의 영향을 평가한다.

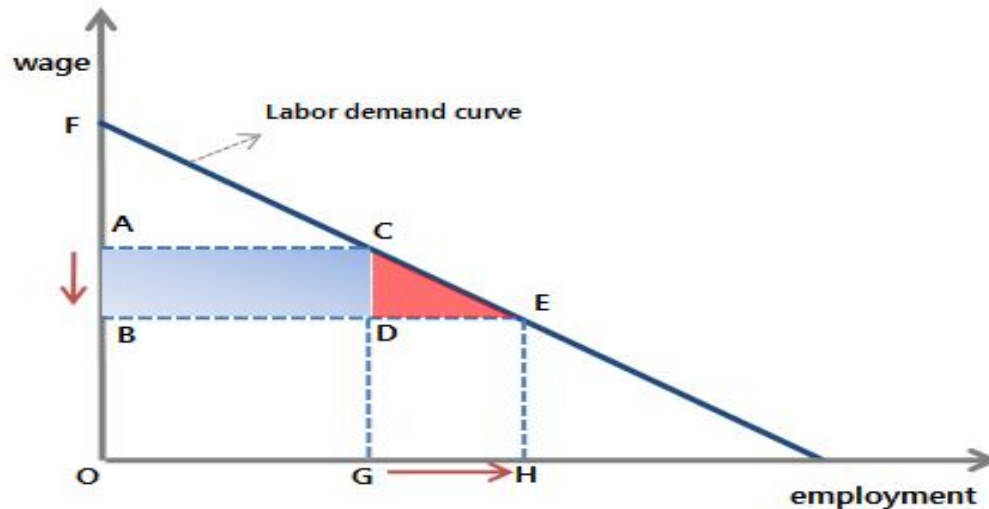
[Figure 1]은 통상적인 노동의 수요공급모형에서 노동공급 증가 시의 변화를 보여준다. 그림의 노동수요곡선에서 노동 수요와 공급이 C점에서 교차한다면 고용은 OG, 임금은 OA에서 결정된다. 총생산은 마름모 OFCG이며, 이 중 사각형 OACG에 해당하는 소득은 노동에 귀속되며 삼각형 AFC는 자본에 귀속된다.²⁹ 노동공급이 증가하여 시장균형이 C에서 E로 이동하면 고용은 OG에서 OH로 증가하며 임금은 OA에서 OB로 하락한다. 총생산은 OFEH로 증가하며 자본소득은 ACF에서 BEF로 증가한다. 노동소득 총액은 OACG에서 OBEH로 된다. 기존의 노동력에 귀속되는 소득은 임금 하락에 따라 OBDG로 감소하며 새로이 진입한 노동력은 GDEH의 소득을 얻는다. 장기적으로는 자본의 수익률 상승으로 자본축적이 진행되므로 노동수요가 다시 증가하며 임금은 OA로 복귀한다.

그러므로 내국인과 동질적인 외국인력이 유입되면 내국인의 노동소득은 감소하고 자본소득은 증가한다. 이러한 변화는 노동공급 증가에 따라 임금이 하락하여 발생하는 결과이다. 자본을 보유한 내국인의 소득은 증가하며 이는 다음의 두 변화에 기인한다. ABDC는 임금 하락으로 내국인 노동자의 소득이 자본으로 이전된 부분이며,³⁰ 삼각형 CDE는 외국인의 유입으로 새로이 발생한 자본의 소득이다. 외국인 유입으로 총생산은 OGCF에서 OHEF로 증가하며, 내국인 소득은 OGCF에서 CDE의 소득이 추가되어 증가한다. 그러나 내국인 소득 증가는 분배의 변화를 수반하여 내국인 노동소득은 감소하며, 내국인 자본소득은 증가한다. 외국인에 귀속되는 소득은 이전에는 없었으나 이제는 GHED이므로 외국인 유입으로 가장 큰 혜택을 받는 집단은 외국인 자신들이다. 자본의 소유자 역시 큰 이익을 얻는다. 그림은 자본소득의 증가에서는 내국인 노동소득에서

29 생산을 $Y = F(K, L)$ 로 표현할 때 노동수요곡선은 $\partial F(K, L) / \partial L$ 이므로 ΔL 에 대하여 적분한 면적 OFCG는 ΔY 가 된다.

30 그림에서는 임금 하락에도 불구하고 내국인의 노동공급에는 변화가 없다고 가정하고 있다. 우상향하는 노동공급곡선을 가정하면, 내국인 고용은 감소하며 내국인 노동소득의 감소폭도 더욱 커진다.

[Figure 1] Labor Market Change When Labor Supply Increases



이전된 부분이 외국인에 의하여 창출된 부분보다 규모가 더 크다는 것을 보여준다.

장기적으로는 자본축적에 따라 임금이 다시 OA로 상승하므로 내국인 노동자의 소득은 원래의 수준으로 복귀한다. 그러므로 내국인과 동질적인 외국인 유입의 내국인 노동자에 대한 영향은 단기적이며 장기적으로 미치는 영향은 없다. 다만, 경제규모와 자본소득의 증가는 항구적이다. 규모의 경제(economies of scale)가 존재하지 않는다면 규모의 증가는 내국인 노동자에게 영향을 미치지 않는다.³¹

그러나 현실적으로는 유입되는 외국인의 대부분은 단순인력이며, 따라서 이민의 영향 평가에서 일반적으로 이민 유입은 저숙련 노동력의 공급 증가와 동일시된다. 미국의 이민 유입효과를 분석한 National Academy of Science의 보고서인 Smith and Edmonston(1998)과 그 바탕이 되는 연구인 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997)는 미국의 경우 이민인력은 숙련수준 하위 20%의 내국인 노동력과 동질적이며 이민 유입은 저숙련 노동공급 증가의 효과를 가진다고 주장하였다. 그 근거는 이민자의 대부분은 학력수준이 매우 낮다는 데에 있다. 미국에서는 고졸 미반(high school dropouts)이 노동력에서 차지하는 비중이 약 20%이므로 이 가정은 이민자들의

31 과거에는 경제규모 확대에 큰 의의가 부여되었다. 그러나 대국의 이점은 군사적인 측면이나 교역에서 비롯되는 것으로 국제 군사동맹과 무역이 발달한 현대에는 그 중요성이 크게 축소되었다. 현대에 규모의 경제가 인정되는 부분은 내생적 성장이론이 지적하는 지식축적의 측면 등으로 그 비중이 크지 않다.

숙련수준이 내국인 고졸 미만에 상응한다는 견해를 의미한다.³² 우리나라에서도 이와 같은 사정은 크게 다르지 않다. 국내 유입 외국인력의 94%는 단순인력이며, 그들은 단순인력을 요구하는 산업과 직업에 집중된다(Table 2, 3). 국내 취업자 중 고졸 미만의 비율 역시 약 20%이다.

저숙련 노동의 공급이 증가할 때 노동시장의 변화는 [Figure 1]을 저숙련 노동시장에서의 수요공급으로 재해석하여 추론할 수 있다. 경제 내 생산요소가 자본(K)과 고속련 노동(L_1), 저숙련 노동(L_2)의 3요소로 구성된다면 총생산(Y)은 $Y = f(K, L_1, L_2)$ 이며 저숙련 노동수요곡선은 총생산함수의 편미분($\partial F / \partial L_2$)에 의하여 도출된다. [Figure 1]의 노동수요곡선이 저숙련 노동수요라면 저숙련 노동의 고용과 임금은 시장균형 C점에서 결정된다. 삼각형 ACF는 이제는 자본과 숙련 노동에 귀속되는 소득이 된다. 숙련 노동 및 자본은 저숙련 노동과 보완재 관계이므로 이와 같은 해석이 적용 가능하다.³³

외국인 유입으로 경제 내에 저숙련 노동이 증가하면 저숙련 노동의 임금은 하락(OA → OB)하고 고용은 증가(OG → OH)하며 상대적으로 희소해진 자본과 숙련 노동의 소득은 증가한다. 저숙련 노동의 임금 하락에 따라 내국인 저숙련 노동자의 소득은 ABDC만큼 감소하며 생산 증가와 고속련 임금 상승에 따라 자본과 고속련 노동에게 귀속되는 소득(BEF)은 증가한다. 따라서 내국인 간의 소득격차는 확대된다. 내국인 전체에게 귀속되는 소득은 삼각형 CDE만큼 증가한다. 외국인 저숙련 노동력 유입의 영향은 생산 증가보다는 내국인의 소득분배에서 더욱 현저하게 나타난다. 외국인력 유입에 대한 반대 의견이 내국인 저숙련자에 대한 부정적 영향을 가장 중요하게 제기하는 것은 바로 이와 같은 이유에서 비롯된다. 장기적으로는 자본의 수익률 상승으로 자본이 증가하며 저숙련 노동 임금은 다시 상승한다. 그러나 숙련 노동의 공급은 신속히 증가하지 않으므로 고속련과 저숙련의 임금격차는 지속된다. 물론 장기적으로는 숙련 노동의 공급 역시 증가한다고 볼 수 있지만 이는 매우 장기적인 현상이다.

[Figure 1]에 의하면 외국인 저숙련 인력 유입으로 이익을 얻는 집단은 자본 소유자와 숙련 인력이며 내국인 저숙련 노동자의 소득은 감소한다. [Figure 1]이 경제적으로 어떠한 의미를 가지는가를 설명하기 위해서는 정량적 평가를 부가할 필요가 있다. 이를

32 우리나라의 경우 2009년 15세 이상 총취업자 중 고졸 미만의 비중은 21.5%이다(경제활동인구조사 자료).

33 Hemermesh and Grant(1979)는 현재까지의 노동수요에 관한 연구에서 가장 확정적인 사실은, 물적자본과 인적자본은 서로 보완재 관계이며 결합적으로 단순노동과는 대체재 관계라는 것과, 청년노동의 공급탄력성은 1보다 크다는 것이라고 하였다(p.115).

위하여 이후 제Ⅳ장의 결과를 일부 인용하여 설명하면 다음과 같다. 여기에서 예시하는 이유는 정량적인 의미를 부여함으로써 제Ⅳ장의 추정치에 대한 이해를 돕기 위한 데에도 목적이 있다.

국내의 외국인 취업자 수는 2009년 현재 총취업자의 약 3%이며, 그들이 모두 숙련수준 하위 20%의 내국인 노동력과 완전대체재 관계라면 외국인력 유입은 하위 20% 저숙련 노동력의 공급을 15% 증가시키는 것과 동등한 효과를 가진다. 우리나라에서는 하위 20%에 해당하는 저숙련 노동력이 상대적으로 증가할 때 상대임금비율 변화에 미치는 영향의 탄력성은 -0.160 으로 추정된다(제Ⅳ장 제1절). 미국에서의 동등한 탄력성 값 추정치는 -0.322 이다.³⁴ 이에 비하면 한국에서는 공급 변화에 대응한 임금 변화의 폭이 절반에 불과한 것으로 추정된 것이다. 이 탄력성 수치를 적용하면 저숙련 노동공급의 15% 증가는 그들의 임금을 상대적으로 약 2.4% 하락시킨다. 그러므로 내국인 저숙련 노동의 고용이 변화하지 않은 상태에서 저숙련 노동소득의 약 2.4%가 자본과 숙련 노동으로 이전됨을 의미한다.³⁵ 노동소득점유율은 약 0.6이며,³⁶ 이 중 하위 20%에게는 약 15%가 귀속된다. 그러므로 GDP가 1,000조원이라면 소득이전의 규모는 약 2조원이며 취업자 20%는 약 400만명이므로 1인당으로는 약 50만원 정도로 계산된다.³⁷ 이 추정치는 만약 국내에 외국인력이 전혀 유입되지 않았다면 내국인 저숙련 노동자의 연간 소득은 약 50만원 정도 더 높았을 것이라는 의미이다. 그러므로 정량적인 의미는 크지는 않지만 그렇다고 무시할 만한 수준도 아니다. 우리나라에서 1990~2008년간 하위 20%와 상위 80%의 평균임금 격차는 약 12% 확대되었다. 그러므로 만약 외국인 유입으로 상대임금 격차가 2.4% 확대되었다면 전체 임금격차의 약 20%가 외국인 유입에 기인하였다는 의미가 된다. 반면, Borjas, Freeman, and Katz(2005)는 1980~88년간 미국에서 고졸 미만과 그 이상의 임금격차가 9.5% 확대되었는데, 이 중 약 30%는 이민 유입의 효과이며, 무역과 이민의 효과를 합할 경우 약 40%로 분석하였다(*Ibid.*, pp.24~25).

34 Borjas, Freeman, and Katz(1992)의 추정치이며, 미국의 1963~87년간의 노동공급 및 임금 변화 추이로부터 계산된 값이다. 미국의 경우 고졸 미만(high school dropout)의 비율이 약 20%로서 고졸 미만의 그 이상 학력자에 대한 상대적 노동공급이 10% 증가하면 상대적인 임금은 3.22% 하락한다는 의미이다.

35 상위 80%의 임금이 변하지 않는다고 가정하면 상대임금비율 3% 확대는 하위 20% 임금의 3% 하락을 의미한다.

36 한국은행의 국민소득통계에 의하면 2009년 노동소득분배율은 60.9%이다.

37 대략적으로 15%라는 계산 결과는 고졸 미만 학력계층의 2009년 취업자 비중(21.5%)과 2008년 임금구조조사에서 도출된 학력수준별 시간당 평균임금을 이용하여 계산한 결과이다.

Table 7, 8). 이 연구에서는 이민 유입이 미국 내 고졸 미만 노동공급을 1980년에는 13.3%, 1988년에는 25.3% 확대시킨 것으로 추정하였다. 그러므로 저숙련 노동공급의 1980~88년간 확대폭은 1990년대 이후 우리나라에서와 비슷하며, 임금에 대한 영향의 차이는 탄력성 추정치의 상이성에 의한 것이다. 만약 한국의 탄력성 추정치가 여러 가지 이유로 낮게 추정되었다면 실제의 효과는 이보다 더 컸을 것이다. 반면, 우리나라에서 외국인력의 취업분야가 이민자들과 달리 제약되어 있다면 대체효과도 제한된다는 사실도 감안하여야 한다.

[Figure 1]에서 ABDC는 GDP의 0.2%(약 2조원)이며 이는 내국인 저숙련 노동력으로 부터 자본과 숙련 노동으로 이전되는 소득의 규모이다. GHED는 외국인력의 노동소득으로 그들의 연소득이 약 1천만원이라면 외국인력 70만명의 총소득은 약 7조원(GDP의 0.7%)이다. 따라서 외국인력의 노동소득은 내국인 사이의 소득이전 규모보다 훨씬 크며 외국인력 자신이 유입 허용으로 인해 가장 큰 혜택을 입을 수 있다. 추가적으로 창출되어 내국인에게 귀속되는 소득인 삼각형 CDE는 GDP의 0.015%(1,500억원)이다.³⁸ 그러므로 외국인력이 내국인 전체의 소득 증가에 기여하는 규모는 매우 작다.³⁹ 그러나 이 소득은 외국인을 고용하는 소수 사업장의 고용주와 숙련인력에게 귀속되므로 그들에게는 중요한 이해관계가 된다. 조동훈(2010)은 외국인 노동자는 대등한 내국인보다 평균 25% 낮은 임금을 받는다고 분석한 바 있다. 이 부분 역시 고용주에게 귀속되며 그들에게는 보다 더 큰 이익이 될 수 있다. 고용주들이 외국인력 도입을 매우 적극적으로 주장하는 것은 그들이 얻는 이익이 매우 크기 때문이다.

나. 외국인과 내국인의 대체성

앞 소절에서는 Smith and Edmonston(1998)과 Borjas *et al.*(1997)의 가정을 원용하여 외국인력은 내국인 중 하위 20%의 저숙련 노동력과 완전대체재(perfect substitutes) 관계에 있다고 가정한 바 있다. 대체관계의 설정은 이론적 분석이 아니라 경험적 분석으로 결정되어야 할 사항이다. 대체관계의 설정은 영향 평가의 중요한 한 부분이기 때

³⁸ 삼각형 ABDC가 GDP의 0.2%이므로 $0.2\% \times 0.15/2$ 는 0.015%이다.

³⁹ 미국의 경우 1980~94년에 걸쳐 이민인구는 전체 노동력을 4% 증가시켰으며, 총생산은 10억~100억달러 증가시켜 내국인에게 귀속되는 소득을 매년 GDP 대비 0.01~0.1% 정도 증가시키는 효과를 가졌던 것으로 추정되고 있다(Smith and Edmonston[1998], p.6, p.153).

문에 본 소절에서는 대체관계에 따른 영향의 변화를 이론적으로 설명하고, 외국인과 내국인 간의 대체재 관계에 대한 국내 연구의 분석 결과를 살펴본다.

만약 외국인력이 내국인 저숙련 인력과 동질적이어서 완전한 대체관계를 가진다면 그들의 유입은 내국인 저숙련 인력의 임금을 떨어뜨리며 소득격차를 확대시킨다. 반면, 외국인력이 내국인과 전혀 이질적이어서 내국인과 경합적인 관계에 있지 않다면 이는 분리된 노동시장을 의미하며 내국인 노동시장에 직접적으로 영향을 미치지 않는다. 그러므로 외국인은 내국인과 이질적일수록 내국인의 지위에 대한 부정적인 영향 없이 내국인의 복리증진에 기여할 수 있다. 외국인 음악가, 운동선수, 학자, 요리사 등은 내국인이 가지지 못한 기능을 보유하고 있으므로 내국인과 경쟁하는 위치에 있지 않다. 오히려 그들은 국내에 새로운 서비스와 재화를 공급하여 내국인의 복리를 증진시킨다. 고급인력뿐만 아니라 단순인력 가운데에서도 내국인이 기피하는 일자리에서 일하는 외국인은 내국인과 경쟁하지 않으므로 내국인에게 부정적인 영향을 미치지 않는다. 외국인력에 대한 선별도입정책이 강조되는 것은 이러한 이유이다. 다만, 유입되는 외국인력의 취업분야를 완벽하게 통제하는 것은 현실적으로 불가능하다는 사실은 감안되어야 한다.

미국에서는 농작물 수확철에 도입되는 계절적 농업 노동자는 내국인과 경합관계가 거의 없다고 알려져 있다. Grossman(1984)은 불법이민자는 농업 혹은 서비스업에서 최저임금 이하로 취업하므로 내국인 저숙련 인력과 직접적으로는 경합하지 않는다고 가정하고 그 간접적 영향을 시뮬레이션으로 분석하였다.⁴⁰ Grossman(1984)은 만약 불법 이민자의 2/3가 농업부문에 종사한다면 보완재 관계를 통하여 내국인 저숙련 고용에 긍정적인 영향을 미치지만, 농업 종사비율이 이보다 낮아지고 서비스업 종사비율이 높아지면 경쟁관계를 통하여 부정적인 영향을 미친다고 분석하였다. 이와 같이 외국인력의 영향은 그들이 내국인과 어떠한 관계를 가지는가에 따라 크게 다르다. 그러므로 내국인의 복리증진을 위해서는 외국인력의 취업분야를 제한할 필요가 있다는 주장은 타당성이 있다.

우리나라에서는 경험적으로 외국인력은 건설업과 음식업에서 내국인과 경합하며 제조업과 가사서비스업에서는 경합성이 약하다고 인식되어 있다. 국내의 연구 결과 중에

40 구체적으로 내국인 저숙련 노동력은 제조업 등의 저숙련 업무, 불법이민자는 이보다 낮은 수준의 농업, 서비스업의 단순노무직에 종사한다고 가정하였다(Grossman[1984], p.241).

서 한진희·최용석(2005)은 외국인 산업연수생은 제조업에서 기능직, 장치조립조작직 등 반숙련 노동력을 대체하고 있음을 보였으며, 김정호(2009)는 고용허가제 외국인력은 중졸 이하 근로자와 대체성을 가지고 있다고 보고하였다.⁴¹ 그리고 이규용·박성재(2008)는 외국인력은 제조업의 생산직, 건설업과 음식·숙박업의 임시·일용직과 대체재 관계를 가진다고 가정하였다. 예외적으로 조준모(2004)는 외국인력은 내국인 숙련 근로자 및 저숙련 근로자 모두에 대하여 보완재 관계라고 보고하였으나, 이 결론의 타당성은 이용된 통계자료의 한계로 인해 불완전하다.⁴²

외국인과 내국인 간의 대체재 관계를 구체적으로 확인하기 위해서는 취업 현황에 대한 미시 통계자료가 요구되지만 현재 가용한 자료로는 충분한 분석을 할 수 없다. 한진희·최용석(2005)은 제조업 중분류별 외국인 산업연수생과 내국인 근로자의 고용 추이를 분석하였으며, 김정호(2009)는 고용보험 DB에서 고용허가제로 입국한 외국인이 취업한 사업체의 고용 추이를 분석하였다. 그러나 산업연수생과 고용보험 DB에 포착된 외국인은 취업 외국인의 일부에 불과하며 그들은 대체관계를 매우 단편적으로만 파악하였다. 외국인 취업자의 실태에 대한 통계는 전체 외국인 취업자의 약 1/4만 포함되어 있으며,⁴³ 경제활동인구조사 역시 극히 일부의 외국인만 포함하고 있어서 외국인력 전체의 취업 현황을 분석할 수 있는 통계자료는 현재 존재하지 않는다.⁴⁴

본 연구에서는 Smith and Edmonston(1998)과 김정호(2009), 한진희·최용석(2005)을 참조하여 외국인력은 하위 20%의 내국인 근로자, 즉 고졸 미만의 내국인과 대체재 관계를 가진다고 가정한다. 또한 일부 외국인은 내국인이 기피하는 일자리에 취업하므로 외국인력 중 일부만이 내국인과 대체관계라는 가정도 검토한다. 뒤의 소절에서 설명하는 바와 같이 장기적으로 이민자와 그 후손은 점차 내국인과 동질화되므로 그 대체범위도 확대된다.

41 김정호(2009), pp.59~62.

42 조준모(2004)는 한국노동연구원의 「외국인 근로자 고용실태조사」(2002) 표본에 트랜스 로그 생산함수를 적용한 결과, 비제조업 표본에서는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 대체탄력성(q-보완재 관계)을 얻었다(p.136, 표 5-4). 이 분석은 횡단면 자료로서 사업체별 생산함수를 추정하였으므로 외국인력이 내국인을 대체하였더라도 그 사업장에 남아 있는 내국인과 보완재 관계라면 보완재 관계로 추정한다. 반면, 반복된 횡단면 자료로 산업별 패널을 구축하여 산업별 고정효과를 통제한 한진희·최용석(2005)에서는 각 산업 차원에서 외국인은 내국인과 대체재 관계를 보였다. 사업체 패널 데이터를 사용하여 사업체 특성을 통제한 김정호(2009)의 연구에서도 외국인은 내국인 저학력자와 대체재 관계에 있는 것으로 추정되었다.

43 이규용·박성재(2008), p.32 및 유경준·이규용(2009), p.33 참조.

44 유경준·이규용(2009), 각주 16, p.33, 유경준·김정호(2010), p.13 참조.

다. 장기적 영향

이민자는 외국인력과 달리 국내에 항구적으로 거주한다. 그러나 이민자와 내국인 간의 격차는 이민 1세대뿐만 아니라 2세대에도 지속되기 때문에 이민 유입은 향후 수십 년간에 걸쳐 국내 노동력의 구성을 변화시키는 효과를 가진다. Borjas(2005)는 미국의 경우 이민 1세대의 숙련수준이 대체로 내국인 하위 20%와 동등하면 이민 3세대에 이르러서야 내국인과 완전히 동등하게 된다고 분석하였다. 이민 2세대는 그 중간 정도이다. 우리나라에서도 이민인구 및 그 후손의 규모는 결혼이민자만 대상으로 하더라도 2050년경에 총인구의 약 5%에 달할 것으로 추계된다. 또한 다문화가정의 낮은 소득과 저조한 자녀 취학률은 이민 2세대에도 내국인과의 격차가 지속될 것임을 시사한다.

이민 유입으로 저숙련 노동력의 공급이 증가하면 저숙련 노동 임금은 상대적으로 하락하며 보완재 관계에 있는 자본과 숙련 노동의 소득은 증가한다. 결과적으로 소득격차는 확대되며 이는 자본과 숙련 노동을 보유한 내국인에게 유리한 여건이 된다.⁴⁵ 반면, 불평등 확대와 인구의 이질성은 사회갈등을 확대시킬 수 있으며 내국인은 이를 해소해야 하는 부담을 지게 된다.

이민에 의한 저숙련 노동공급의 장기적인 증가의 효과는 외국인력의 경우와 마찬가지로 숙련수준별 노동력의 대체-보완 관계로부터 추정 가능하다. 다만, 이민자는 내국인과의 대체관계가 보다 폭넓다는 차이점이 있다. Smith and Edmonston(1998)은 이민자 및 이민 2세는 하위 80%의 내국인과 대체관계를 가진다고 가정하였다. 우리나라에서는 취업자 중 초대졸 이하의 비중이 약 70%이므로 이 가정은 이민자 및 이민 2세는 초대졸 이하와 대체재 관계를 가진다는 의미로 해석할 수 있다.

일반적으로 대졸 이상과 대졸 미만은 고졸 이상과 고졸 미만보다는 강한 보완재 관계를 가진다. 따라서 상대적인 노동공급 변화에 따른 임금 변화의 폭도 크다. Smith and Edmonston(1998)은 그 탄력성 수치로 0.5를 적용하였다.⁴⁶ 즉, 하위 80%에 해당하는 숙련수준 인력의 공급이 상위 20%에 비하여 상대적으로 1% 증가하였을 때 상대임금 비율은 0.5% 확대된다는 의미이다. 우리나라에서는 그 탄력성이 0.413으로 추정된다(제IV

45 그러나 그 효과는 이후에 설명하는 바와 같이 크지는 않다.

46 Smith and Edmonston(1998), p.157. 이 추정치는 Hemermesh(1986)의 인용이다. Katz and Murphy(1992)는 고졸과 대졸 간의 상대임금 변화의 상대공급 변화에 대한 탄력성을 0.709로 추정하였다. 이 탄력성 수치는 고졸과 대졸 간의 수치로서 대졸 미만 및 대졸 이상과는 대상이 조금 다르다.

장 제1절 참조).

이민 및 그 후손의 유입으로 노동력이 5% 증가하고 그들이 대졸 미만과 완전대체제 관계를 가진다면 대졸 미만 노동력은 전체의 약 73%(2008년)이므로 이민 유입은 대졸 미만의 노동력을 상대적으로 약 2.7% 증가시키는 효과를 가진다. 대졸 이상과 대졸 미만의 상대임금비율은 2008년 약 1.8이다. 탄력성 수치 0.413을 적용하면 임금격차는 1.85로 2.7% 확대된다는 결과를 얻는다. 이 변화는 2050년까지 향후 40년간에 분산되므로 이 기간 동안 일어날 수 있는 다른 변화의 가능성들을 상정한다면 그 효과는 크지는 않다고 평가할 수 있다. 현재 노동소득분배율은 0.6이며 이 중 60%가 대졸 미만에 귀속된다. 따라서 대졸 미만의 7% 증가는 총생산의 약 2.5% 증가를 의미한다. 이러한 생산효과 역시 향후 40년간에 걸쳐 일어나므로 성장에 대한 기여 역시 크지 않다고 할 수 있다. 대략적으로 이 생산 증가의 약 1/2은 대졸 미만의 저숙련 노동력, 1/4은 자본, 나머지 1/4은 대졸 이상의 숙련 노동에 귀속된다.⁴⁷

종합하면 이민 유입은 총생산을 증가시키고 소득격차를 확대시키지만, 이는 소폭의 점진적인 변화로서 그 효과는 크지 않다. 보다 중요한 영향은 이민인구 증가에 따른 사회통합정책 차원에서 발생한다. 만약 이민자들이 한국 사회에 동화되지 못한다면 사회갈등이 심화될 수 있으며 이는 사회적인 비용을 확대한다. 그러므로 이민정책에서는 장기적인 사회통합에 대한 영향을 우선적으로 고려할 필요가 있다.

IV. 중요소비율 변화의 상대임금에 대한 영향

1. 중요소비율과 상대임금 추이

본 장에서는 중요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)을 적용하기 위하여 필요한 중요소비율, 즉 숙련 노동과 저숙련 노동의 비율 변화에 따른 상대임금의 변화를 추정한다. 제3장에서는 외국인력이 저숙련 노동과 대체성을 가지며 외국인력 유입은 국내에 저숙련 노동공급이 증가한 것과 동일한 효과를 가짐을 설명하였다.

⁴⁷ 이 계산과정에 대해서는 Smith and Edmonston(1998), pp.159~160 참조.

이민자들과 그 후손은 더욱 넓은 범위의 노동력과 대체관계를 가진다. 이러한 노동공급 비율의 변화가 어떠한 임금 변화를 가져올 것인가는 과거의 노동공급 변화에 따른 상대 임금비율의 변화를 측정함으로써 평가할 수 있다. 본 장에서는 이를 시행하여 외국인력 및 이민 유입의 영향을 평가한다. 숙련수준을 학력수준과 반드시 동일시킬 수는 없지만 본 장에서는 이 가정을 채택하며 제1절에서는 그 추이부터 살펴본다.

분석을 위한 통계자료로는 노동부의 「임금구조기본통계조사」를 이용하며, 분석기간은 자료가 이용 가능한 1980~2008년간으로 한다. 통계자료로부터 고졸 미만, 고졸, 초 대졸, 대졸 이상의 4개 학력집단별 노동공급과 임금수준의 변화 추이를 파악할 수 있다. 자료의 분석기간은 29년의 장기간이며 이 기간 중에는 노동력의 학력과 연령구성에 서 큰 폭의 변화가 있다. 연령구성의 변화는 동일한 학력집단 내에서도 노동투입량과 임금의 변화를 가져올 수 있다. 여기에서 추정하고자 하는 바는 학력구성의 변화에 따른 상대임금의 변화이므로 근로시간과 임금에 있어서 연령별 구성의 변화로 인한 효과를 통제한다. 사용된 방법은 Katz and Murphy(1992)와 대동소이하다.

적절한 임금지표는 시간당 임금이며 상시근로임금(정상근로수당+초과근로수당)을 총근로시간(정상+초과 근로시간)으로 나눈 값을 2005년 불변가격으로 변환하여 이용한다. 외파치가 평균에 미치는 영향을 통제하기 위하여 고임금 근로자에 대해서는 1% 룰을 적용하여 상위 1% 이상은 상위 1%의 임금을 부여하였다. 시간당 임금이 1,000원 미만(최근 최저임금의 1/4 이하)인 관찰치 역시 배제되었다. 근로시간별로는 전일제(full time) 근로자를 대상으로 하여 근로시간 월 120시간 이하 역시 제외하였다. 임금구조기본조사의 조사대상은 1999년 이후에는 이전의 5인 이상에서 10인 이상 사업장으로 확대되었지만, 분석에서는 이를 구분하지 않고 모든 관찰치를 포함하였다. 근로자의 경력은 학력수준별로 9, 12, 14, 16년의 교육연수를 각각 부여하여 (연령-교육연수-7)로 정의하였으며 경력 40년 이하를 대상으로 하였다.⁴⁸

매년의 통계자료로부터 4개의 학력집단 및 40개의 경력별(160×1) 시간당 임금(W)과 총근로시간(N) 벡터를 얻을 수 있다. 여기에서 총근로시간은 근로자 수와 월평균 근로시간의 곱이다. 우리나라에서는 학력수준이 전반적으로 급속히 상승하였으므로 고졸 미만에서는 평균연령이 급속히 상승한 반면, 대졸 이상에서는 평균연령이 크게 하락하였다. 연령구조의 차이를 통제하기 위하여 각 학력별 평균임금은 경력별 총근로시간의 29

48 경력이 0과 같거나 작은 관찰치에는 경력 1년을 부여하였다.

년간 평균을 전체의 백터 합이 1이 되도록 비중을 구하여 이로써 가중평균하였다. 마찬가지로 매년의 총근로시간 역시 경력별로 29년간 평균 경력별 시간당 임금의 전체 경력 평균에 대한 비율을 곱하여 조정하였다. 이러한 과정은 매년의 총근로시간을 효율단위로 전환하여 노동투입량을 계산하는 것과 동일하다.

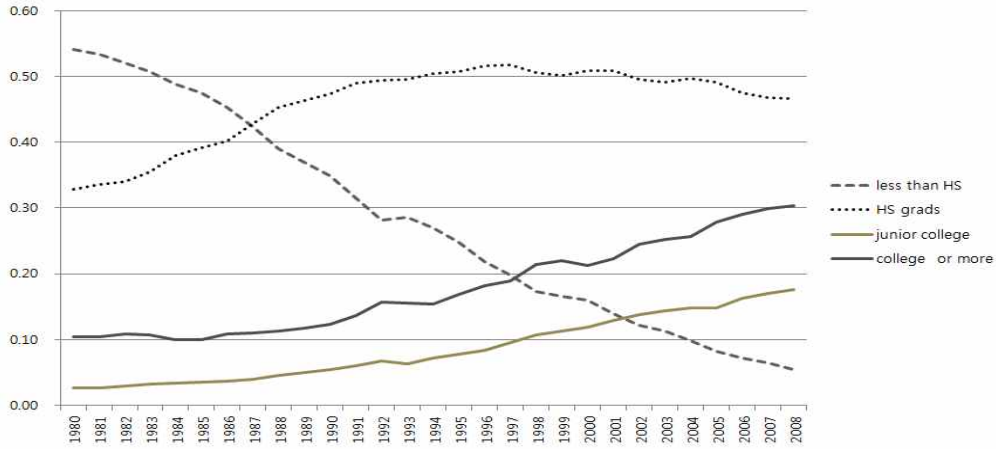
[Figure 2]는 이와 같이 계산된 학력집단별 효율단위 노동공급의 추이를 전체에 대한 비중으로 나타낸 것이다. 고졸 미만의 노동공급은 1980년에는 비중이 0.54로서 전체의 반 이상이었으나 2008년에는 0.05로 하락하였다. 반면, 초대졸과 대졸 이상의 노동공급은 전 기간에 걸쳐서 증가하였다. 고졸 노동공급은 1990년대 초까지는 증가하였으나 이후에는 큰 변화는 없다. [Figure 3]은 학력별 임금을 전 학력 평균임금에 대한 비율로 표현한 것이다. [Figure 2]와 [Figure 3]을 비교하면 가장 낮은 학력집단인 고졸 미만의 경우 상대적인 노동공급 감소와 더불어 평균과의 격차가 1990년대 중반까지는 축소되었으나 이후에는 공급 감소가 지속되었음에도 불구하고 추가적으로 축소되지는 않았으며 오히려 확대되었다. 반대로 대졸 이상은 공급 증가에도 불구하고 1990년대 중반 이후에는 평균과의 격차가 오히려 확대되고 있다. 제Ⅲ장 [Figure 1]의 비교정태분석에 의하면 저숙련 노동공급이 상대적으로 증가하면 상대임금 격차는 확대되어야 한다. 그러나 1990년대 중반 이후 학력 간 임금격차가 확대되고 있다는 사실은 공급비율의 변화와 무관하게 시계열적인 노동수요구조 변화(demand shift)가 작용하고 있음을 의미한다. 그러므로 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화의 탄력성을 측정하기 위해서는 노동수요 변화의 효과를 감안할 필요가 있다. 추정과정에서 이를 어떻게 감안할 것인가는 제2절에서 다룬다. 또한 [Figure 3]에 의하면 고졸과 초대졸 간에는 임금격차가 작으며 상대적인 공급 변화의 영향도 나타나지 않고 있다. 이는 고졸과 초대졸은 서로 유사한 노동력임을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 고졸과 초대졸 노동력은 사실상 동질적인 노동력으로 간주한다.

2. 총요소비율 변화의 임금에 대한 영향

가. 상대노동비율의 상대임금에 대한 영향

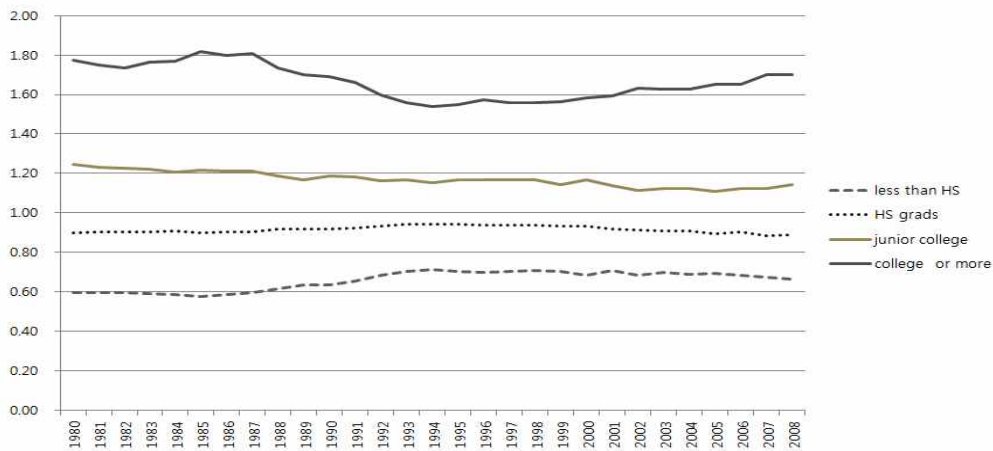
제Ⅲ장에 의하면 외국인력 및 이민 유입의 효과를 평가하기 위해서는 숙련과 저숙련 노동의 비율 변화에 따른 상대적인 임금비율 변화의 탄력성이 요구된다. 외국인력의

[Figure 2] Relative Labor Supply by Education in Efficiency Units: 1980~2008



Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

[Figure 3] Relative Wages by Education: 1980~2008

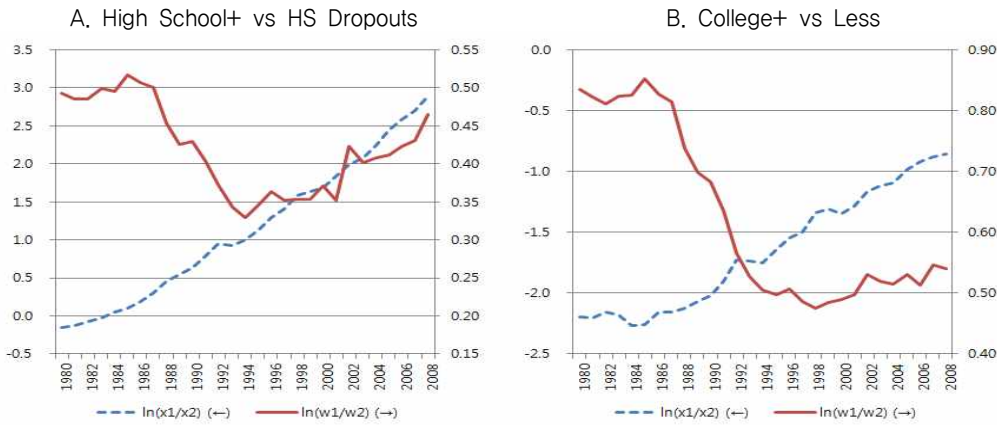


Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

영향 평가를 위해서는 고졸 미만을 저숙련으로 정의할 필요가 있으며, 이민의 영향 평가를 위해서는 대졸 미만을 저숙련으로 정의할 필요가 있다.

고졸 이상과 고졸 미만, 그리고 대졸 이상과 초대졸 이하의 각각에 대하여 노동공급량과 임금을 제1절에서와 같은 방법으로 구성효과를 통제한 다음 상대적인 비율의 로그

[Figure 4] Log Relative Labor Supply and Log Relative Wage: High & Low Skilled



Note: Dotted line is log relative labor supply $\ln(x_1/x_2)$ (left axis), and real line is log relative hourly wage $\ln(w_1/w_2)$ (right axis).

Source: Author's calculation from Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

값의 추이를 나타내면 [Figure 4]와 같다. 그림에서는 편의상 숙련수준이 높은 노동력에 하첨자 1을 부여하고 저숙련에 하첨자 2를 부여하였다. 패널 A와 B의 고졸 이상과 미만, 대졸 이상과 미만의 상대노동공급과 상대임금은 유사한 추이를 보인다. 학력수준의 전반적인 상승에 따라 숙련 노동의 비율은 1980년 이후 계속 증가하였다. 반면, 숙련 노동의 상대적인 임금은 숙련 노동공급의 증가에 따라 1990년대 중반까지는 하락하였으나 이후에는 하락세가 멈추었을 뿐만 아니라 완만하지만 오히려 상승하였다. 특히 고졸 이상과 미만의 경우(패널 A)에는 저숙련 노동의 감소에도 불구하고 상대임금 격차는 1990년대 중반 이후 비교적 빠르게 확대되었다. 그러므로 [Figure 1]의 비교정태분석에서 요구되는 상대적인 공급 변화에 의한 상대임금 변화의 탄력성을 추정하기 위해서는 시계열 변화에서 추세적인 노동수요 변화를 추정하여 그 영향을 제거할 필요가 있다.

본 연구에서는 수요곡선은 우하향하므로 공급 증가는 임금을 하락시킨다는 매우 간단한 수요공급 원리를 이용하여 추세적 수요 변화요인을 분리한다. Katz and Murphy (1992, pp.46~54)가 이러한 방법을 제시하였는데 수식으로 설명하면 다음과 같다.

노동수요가 임금과 수요의 변화추세에 의하여 결정된다면 노동수요함수는 다음과 같이 설정된다.

$$X_t = D(W_t, Z_t) \quad (1)$$

여기에서 X_t 와 W_t 는 t 년도의 요소수요와 요소가격을 표시하는 2×1 벡터이며, Z_t 는 수요 변화를 나타내는 변수(demand shifter)이다. 요소수요의 변화는 식 (1)의 전미분(total differentiation)으로 얻어진다.

$$dX_t = D_w dW_t + D_z dZ_t \quad (2)$$

생산함수가 오목하다면(concave), 위 식에서 임금 변화의 요소수요 변화에 대한 교차 효과를 나타내는 2×2 행렬 D_w 는 negative semi-definite이며, 따라서 수요 변화의 효과를 제거한 노동수요 변화와 임금 변화의 곱은 0보다 작거나 같은 값을 가져야 한다. 즉,

$$dW_t' (dX_t - D_z dZ_t) = dW_t' D_w dW_t \leq 0 \quad (3)$$

그러므로 이러한 관계를 성립하게 하는 $D_z dZ_t$ 를 노동수요 변화의 효과로, 그리고 공급 변화에서 그 효과를 뺀 $(dX_t - D_z dZ_t)$ 을 상대임금을 결정하는 공급 측면의 변화로 해석한다.

[Figure 4]에서 어떤 형태의 $D_z dZ_t$ 함수가 식 (3)을 충족시킬 수 있는지를 생각해 보면, 1980~2008년에 걸친 선형추세(linear trend)함수로는 부족함을 알 수 있다. 상대공급과 상대임금 변화추세에서는 대략 1990년대 중반을 분기점으로 하여 이후에는 양자가 반대 방향이 아닌 같은 방향으로 변화하고 있다. 그러므로 식 (3)을 충족시키기 위해서는 선형추세로는 부족하며, 1990년대 중반 이후 변화가 다시 변하는 추세변수가 필요함을 알 수 있다. 그러므로 추정과정에서는 1990년대 중반에 기울기가 변하는 꺾어진 선(kinked line) 형태의 추세함수를 사용한다.

2-요소 생산함수에서 두 생산요소는 서로 q-보완재 관계를 가지며 그 관계의 강도는 대체탄력성(elasticity of substitution, σ)으로 측정된다.⁴⁹ CES 생산함수를 가정하면 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화 탄력성은 다음과 같이 대체탄력성의 역수로 주어진다.⁵⁰

$$\ln \left(\frac{w_1(t)}{w_2(t)} \right) = \frac{1}{\sigma} \left[D(t) - \ln \frac{x_1(t)}{x_2(t)} \right] \quad (4)$$

<Table 7> Relative Wage Change Elasticity to Relative Supply Change Estimates

49 만약 생산함수가 $Y = F(K, G(L_1, L_2))$ 의 형태이며 K 와 $G(\)$ 가 약한 분리성(weak separability)을 가진다면 $(\partial F / \partial L_1) / (\partial F / \partial L_2)$ 의 편미분에서 K 는 사라지며, 두 요소 간의 관계는 K 와 독립적이 된다.

50 Katz and Murphy(1992), p.68, 식 (17).

	$-1/\sigma$	Trend	Trend ($t \geq t_1$)
A. HS or More vs Less	-.160 (.001)	-	.025 (.001)
B. College or More vs. Less	-.413 (.001)	-.009 (.002)	.038 (.001)

Note: Estimation period is 1980 to 2008. In the parenthesis are p-values.

$t_1=1993$ for panel A and $t_1=1995$ for panel B.

Source: Author's estimates using Ministry of Labor, *Survey of Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

여기에서 w_1, w_2 는 고졸 이상과 그 미만 혹은 대졸 이상과 그 미만의 임금이며, x_1, x_2 는 각각의 노동공급이다. $D(t)$ 는 노동수요의 변화를 나타내는 추세변수(demand shifter)이다. 식 (4)에서 $1/\sigma$ 추정치는 추세변수의 형태에 크게 좌우된다. 추세변수가 없는 경우에는 상대공급의 상대임금에 대한 영향은 잘 나타나지 않는다. 추정과정에서 추세변수는 그 영향이 크게 나타나도록 하는(즉, 큰 $1/\sigma$ 값을 가지는) 형태를 선택하였다.

식 (4)의 추정 결과는 <Table 7>과 같다. 고졸 이상과 고졸 미만에서는 1993년에 변곡점을 가지는 추세변수를 이용하였으며, 선형추세는 통계적 유의성을 가지지 못하였으므로 제거하였다. 상대공급의 상대임금에 대한 탄력성 추정치는 $-0.160(\sigma=6.25)$ 으로 얻어진다. 대졸 이상과 대졸 미만의 경우는 1995년을 기점으로 기울기가 변하는 추세함수를 설정하였으며, 탄력성 추정치는 $-0.413(\sigma=2.42)$ 이 얻어졌다.

<Table 7>의 추정 결과는 미국의 연구와 비교한다면 작은 값(큰 대체탄력성 σ 값)으로 얻어진 것이다. 미국의 경우 Borjas, Freeman, and Katz(1991)는 1963~87년의 CPS 데이터를 이용하여 고졸 이상(교육연수 9년 이상)과 고졸 미만(교육연수 8년 이하) 사이의 상대임금 변화의 상대공급 변화에 대한 탄력성을 $-0.322(\sigma=3.31)$ 로 추정하였다(pp.25~26, p.33). 또한 Katz and Murphy(1992)는 같은 데이터로부터 대졸과 고졸 사이의 탄력성을 $-0.709(\sigma=1.41)$ 로 추정하였다. 횡단면 자료 추정치도 별로 다르지 않다. 1960년의 인구센서스 자료로부터 Hemermesh and Grant(1979)는 교육연수 0~8년과 그 이상의 대체탄력성을 Borjas, Freeman, and Katz(1991)와 거의 같은 값인 3.3으로 추정하였으며, 대졸과 고졸 사이의 대체탄력성은 1.34, 대졸과 그 미만에서는 1.43으로 추정하였다(p.532, Table 3). Smith and Edmonston(1998)은 Hemermesh의 연구를 인용하여 대졸과 고졸 이하의 탄력성으로 0.5의 값을 채택하였다.⁵¹

<Table 8> Comparison of Estimates of Partial Elasticities of Complementarity and

51 제III장 각주 47 참조.

Own-price Elasticities in US and Europe

	US			Europe		
	r_X	r_E	r_U	r_X	r_E	r_U
L_X	-2.56	0.61	1.95	-4.30	0.25	.031
L_E	0.37	-3.62	3.24	1.76	-0.98	0.62
L_U	1.79	4.86	-6.65	2.55	0.73	-0.92

Note: Results from the estimation of a translog production function using data from the 1980 Census of Population-PUMS 1% sample (US) and the Euro-barometer survey series from 1988 through 1991 (Europe).

Source: Gang and Rivera-Batiz (1994), p.166, Table 1A, 1B.

우리나라에서 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화의 탄력성이 미국에서보다 작게 추정된 것은 상식에 부합한다고 할 수 있다. 우리나라에서는 1980년대 이후 학력 간 노동공급비율이 매우 크게 변화하였으며, 또한 미국이 임금 변화가 시장조건 변화에 가장 민감한 노동시장이라면 우리나라의 상대임금 변화폭은 미국보다는 작을 것으로 예상할 수 있다. 미국과 유럽 노동시장을 비교한 연구를 찾아보면 Gang and Rivera-Batiz (1994)는 횡단면 자료 분석에서 임금 변화의 공급 변화에 대한 탄력성은 유럽이 미국보다 낮은 것으로 추정하고 있다. 이 연구는 단순노동력(L_U), 교육연수(L_E), 경력연수(L_X)를 생산요소로 하는 트랜스 로그 생산함수를 추정하여 각 요인의 공급 변화가 그 보상수준(임금) 변화에 미치는 영향을 추정하였다. 이용된 자료는 미국의 1980년 센서스와 유럽의 1988~91년 Euro-barometer survey 자료이다. 추정 결과는 수익률의 공급 변화에 대한 탄력성($\epsilon_{kj} = d(\ln r_k) / d(\ln L_j)$)으로 제시되었으며, <Table 8>은 그 결과를 수록하고 있다. 공급 변화로 인한 수익의 변화폭은 미국에서 유럽보다 훨씬 크게 추정된다. 예를 들어 단순노동(L_U)이 1% 증가할 때 교육의 수익(r_E)은 유럽에서는 0.73% 증가하나 미국에서는 4.86% 증가한다. 일반적으로 횡단면 탄력성 추정치는 시계열 추정치보다는 큰 값을 가진다. 미국과 유럽의 격차가 매우 큰 것은 횡단면 추정치는 지역 간 이동성에 따라 민감하게 변화하므로 미국의 지역 이동성이 큰 데에 기인할 수도 있다. 이런 점을 감안하더라도 큰 탄력성($-1/\sigma$) 값은 임금이 시장상황 변화에 따라 민감하게 변화함을 의미하며, Gang and Rivera-Batiz(1994)는 두 경제의 임금결정구조의 차이가 이러한 결과를 유발한 것으로 해석하였다.

미국과의 비교와는 별개로 <Table 7>의 추정치는 작은 탄력성 값이라고 볼 수 있다. 추정 결과에 의하면 대졸 이상이 상대적으로 50% 감소하면 임금격차는 불과 20% 확대

된다. 그리고 고졸 이하가 100% 증가할 때 임금격차 확대폭은 16%에 불과하다. 작은 탄력성 값이 얻어진 중요한 원인은 우리나라의 경우 급속한 학력 상승으로 학력수준별 노동공급의 비율이 매우 큰 폭으로 변화하였기 때문인 것으로 추정된다. 학력수준의 전반적인 상승으로 숙련 노동공급비율은 큰 폭으로 증가하였으나 상대임금($= \ln(w_1/w_2)$)의 하락폭이 이보다 작다면 탄력성 추정치는 작게 얻어질 것이다. 작은 탄력성 값은 외국인력이 대량으로 유입되더라도 내국인 저숙련자에 대한 영향은 크지 않음을 의미한다. 따라서 이 추정치의 신뢰성을 검증하기 위하여 다음 절에서는 숙련수준을 3단계로 정의한 3-요소 생산함수를 가정하여 탄력성 추정치를 검증한다.

나. 3숙련요소 트랜스 로그 생산함수

숙련수준별 노동력을 대졸 이상, 고졸과 초대졸, 고졸 미만의 세 집단으로 구분하여 트랜스 로그 생산함수를 적용하면 각 노동력은 서로 보완재뿐만 아니라 대체재의 관계도 가질 수 있으므로 보다 다양한 상호관계가 허용된다. 앞 항에서 숙련-저숙련의 2집단으로 분류할 경우 고졸 이상과 고졸 미만의 보완재 관계는 약한 것으로 추정되었으며, 대졸 이상과 그 미만 사이에는 고졸 이상과 미만보다는 강하지만 미국의 추정치보다는 작은 값으로 추정되었다. 3개의 학력집단으로 구분할 경우에 그 영향은 보다 구체적으로 나타날 수도 있을 것이다.

학력계층을 대졸 이상, 고졸 및 초대졸, 고졸 미만의 세 집단으로 나누고 상호 간에 대체재 및 보완재 관계가 성립할 수 있는 트랜스 로그 생산함수를 가정하면 생산함수는 다음과 같다.

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_k \beta_k \ln L_k + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln L_k \ln L_j \quad (5)$$

그리고 식 (5)의 계수들 간에는 아래의 제약조건이 성립한다.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \sum_k \beta_k = 1, \quad \sum_k \gamma_{kj} = 0 \text{ for all } j \quad (6)$$

1차 동차성(linear homogeneity)을 가정하면 추정식은 다음과 같다.

$$s_1 = \partial \ln Y / \partial \ln L_1 = \beta_1 + \gamma_{12} \ln L_2 / L_1 + \gamma_{13} \ln L_3 / L_1 + u_1 \quad (7)$$

$$s_2 = \partial \ln Y / \partial \ln L_2 = \beta_2 + \gamma_{22} \ln L_2 / L_1 + \gamma_{23} \ln L_3 / L_1 + u_2$$

$$s_3 = \partial \ln Y / \partial \ln L_3 = \beta_3 + \gamma_{32} \ln L_2 / L_1 + \gamma_{33} \ln L_3 / L_1 + u_3$$

식 (7)에서 s_1, s_2, s_3 는 각 집단의 소득점유율(즉, $s_i = w_i L_i / Y$)이다. 식 (7)의 세 추정식에 (6)의 제약조건을 적용하면 각 계수 추정치는 2개의 식으로부터 모두 도출되므로 식 (7)의 세 식 중 1개는 사실은 불필요(redundant)한 추정식이다. 이하에서는 1개의 추정식을 제거하지 않고 추정치의 신뢰도를 검증하는 목적으로 이용한다. 식 (7)의 각 계수추정치로부터 각 생산요소의 자기 및 교차 탄력성은 다음과 같이 계산된다.

$$\epsilon_{kk} = d(\ln w_k) / d(\ln L_k) = (\gamma_{kk} + s_k^2 - s_k) / s_k \quad (8)$$

$$\epsilon_{kj} = d(\ln w_k) / d(\ln L_j) = (\gamma_{kj} + s_k s_j) / s_k$$

추정과정에서는 1980~2008년의 시계열을 사용하였으며, 제1절에서와 같이 1995년을 기점으로 기울기가 변하는 선형추세함수를 포함하였다. 또한 각 추정식에서 시계열상관(serial correlation)이 나타났으므로 AR(1)의 자기상관(auto-correlation)을 부과하였다. 추정 결과는 <Table 9>와 같으며, 하첨자 1, 2, 3은 대졸 이상, 초대졸 및 고졸, 고졸 미만을 각각 표시한다.

식 (6)의 조건은 추정과정에서 제약식으로 부과되지 않았으나 대체로 충족되고 있다. 식 (8)의 탄력성은 γ_{ij} 추정치로부터 도출된다. 소득점유율로는 1990~2008년 평균인 0.313, 0.553, 0.134를 사용하였다. 탄력성 추정치는 <Table 9>와 같다. $\gamma_{23} = \gamma_{32}$ 값으로는 두 추정치의 평균인 -0.067을 적용하였다.

<Table 9> Estimates of Trans-log Production Function with Three Education Groups

	Estimates	p-value		Estimates	p-value
γ_{12}	-.061	.001	γ_{13}	-.034	.001
γ_{22}	.168	.001	γ_{23}	-.060	.052
γ_{32}	-.074	.063	γ_{33}	.096	.002

Note: Estimation period is from 1980 to 2005.

Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishments*, various years.

<Table 10> Estimates of Elasticity of Wage Change on Labor Supply Change among Three

Education Groups

	\hat{w}_1		\hat{w}_2		\hat{w}_3	
\hat{L}_1	ϵ_{11}	-.383	ϵ_{12}	.359	ϵ_{13}	.099
\hat{L}_2	ϵ_{21}	.203	ϵ_{22}	-.143	ϵ_{23}	.012
\hat{L}_3	ϵ_{31}	.059	ϵ_{32}	.051	ϵ_{33}	-.185

Note: Sample period is from 1980 to 2005.

Source: Ministry of Labor, *Survey of Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

고용 변화에 대한 임금 변화의 자기탄력성(ϵ_{11} , ϵ_{22} , ϵ_{33})은 모두 노동수요 탄력성의 값을 반영하여 음(-)의 값으로 추정된다. 횡단면 자료에서는 숙련수준이 낮은 노동력일수록 물질 자본에 의한 대체성이 높으므로 임금이 상승할 때 노동수요도 크게 감소한다.⁵² <Table 10>에서는 임금 변화가 분자이므로 이러한 관계가 성립하려면 저학력일수록 0에 가까운 값을 가져야 한다. 추정 결과에서는 대략적으로는 이런 관계가 관찰되지만 숙련수준에 따라 일정한 비례관계는 나타나지 않는다. 시계열 자료에서 횡단면 자료와는 다소 다른 추정치가 얻어지는 것은 일반적이라고 할 수 있다.⁵³ 그 이유는 시계열 자료 추정치에서는 고용 변화와 관련이 있는 다른 요인들의 영향이 작용하기 때문인 것으로 해석된다.

교차탄력성(ϵ_{kj})은 k 의 고용 증가가 j 의 임금에 미치는 영향이므로 그 값이 클수록 강한 q-보완재 관계를 의미한다. 고졸 미만과 고졸 및 초대졸, 대졸 이상의 세 노동력은 모두 서로 q-보완재의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. <Table 10>에서는 고졸-초대졸과 대졸 이상의 보완재 관계가 가장 크게 추정되었으며, 고졸 미만은 대졸 및 고졸-초대졸과 보완재 관계이지만 그 정도는 약한 것으로 추정되었다.

추정에 관한 논의를 매듭짓기에 앞서 미국의 추정치와 비교하면 다음과 같다. 앞서 2 집단으로 분류할 경우에는 한국의 학력 간 대체탄력성(σ)은 미국보다 크게 추정됨을 확인한 바 있다. 미국의 연구 중 세 학력집단 간의 대체-보완 관계를 추정한 결과는 혼하지 않지만 Grant(1979)를 찾을 수 있다. Grant(1979)는 1970년 인구센서스 자료를 <Table 11> Estimates of Cross Elasticities of Substitution by Education Groups, US (1970 Census data)

52 Hemermesh and Grant(1979)는 노동력 간의 대체관계에 대한 연구에서 확립된 결론은 (1) 물질자본과 인적자본은 서로 보완재 관계이며 결합적으로(jointly) 단순노동과는 대체재 관계라는 점과, (2) 청년 노동력의 수요탄력성은 1보다 크며 고령노동력과의 대체성은 불분명하다는 것뿐이라고 지적하였다 (p.518).

53 Hemermesh and Grant(1979), Hemermesh(1986)에 제시된 다양한 추정 결과에 대한 서베이 참조.

Years of Education	Elasticity of Substitution (σ)		
	0 to 8 Years	9 to 12 Years	13 Years and More
0 to 8 Years	-.70	.77	.21
9 to 12 Years	.77	-.44	1.16
13 Years and More	.21	1.16	-.35

Source: Hamermesh and Grant(1979), p.532, Table 3.

분석하였으며 물적자본과 교육연수 0~8년, 9~12년, 13년 이상으로 구분된 3개의 노동 투입으로 구성된 4생산요소 트랜스 로그 생산함수를 추정하였다.⁵⁴ Allen 교차가격탄력성($\sigma_{ij} = (d\ln(L_j/L_i)/d\ln(w_i/w_j))$)으로 표현된 탄력성 추정 결과는 <Table 11>과 같다. 횡단면 자료 분석인 이 연구에서 자기임금탄력성은 저학력 노동일수록 높으며, 세 노동력은 서로 q-보완재의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 따라서 학력수준별 노동력이 서로 보완재 관계를 가지는 것은 한국과 미국에서 공통적인 결과이다. 다만, <Table 11>에서는 낮은 교차가격탄력성(σ)이 강한 q-보완재 관계를 의미하는데, 그 관계는 고졸 미만과 대졸 이상 사이에서 강하며 고졸과 대졸 이상 사이에서 이보다 약한 것으로 추정되었다.⁵⁵ 그러나 미국 자료의 분석에서도 앞서 인용한 Borjas, Freeman, and Katz (1991)와 Katz and Murphy(1992)의 시계열 분석에서는 대졸과 고졸의 대체탄력성은 1.41, 고졸 이상과 고졸 미만의 대체탄력성은 3.31로서 대졸과 고졸의 보완재 관계가 고졸 이상과 고졸 미만의 노동보다 더 높게 추정된 바 있다. 그러므로 대졸과 고졸 미만의 보완재 관계가 가장 강하다는 횡단면 추정 결과는 시계열 자료 분석에서는 반드시 성립하지는 않는다.

4. 외국인력 및 이민 유입의 영향 추정

가. 고졸 미만과 경쟁관계인 외국인력

54 James Grant, "Labor Substitution in U.S. Manufacturing," Ph.D. dissertation, Lansing: Michigan State University, 1979에 수록된 추정 결과임. Hamermesh and Grant(1979) 참조.

55 <Table 11>의 교차가격탄력성과 <Table 10>의 탄력성 간에는 $\epsilon_{ij} = 1/(s_i\sigma_{ji})$ 의 관계가 성립하므로 서로 역수관계이다. 이는 트랜스 로그 노동수요함수에서 교차가격탄력성이 $\sigma_{ij} = \frac{1}{s_j} \frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln P_j}$ 으로 정의됨에 따른 결과이다. 그러므로 $\sigma > 0$ 은 p-대체재와 q-보완재($\epsilon > 0$) 관계를 의미한다.

총요소비용의 임금에 대한 영향 추정 결과로부터 외국인력 및 이민 유입의 영향을 평가할 수 있다. 외국인 단순인력의 경우 내국인과의 대체성에 대한 가장 일반적인 가정은 내국인 중 숙련수준 하위 20%의 저숙련 인력과 경쟁관계에 있다는 가정이다. 2009년 경제활동인구조사에 의하면 우리나라 취업자의 학력자 구성은 고졸 미만이 505만명(21.5%), 고졸 및 초대졸이 1,230만명(52.3%), 대졸 이상이 617만명(26.2%)이다. 외국인력이 하위 20%의 저숙련 노동과 대체재 관계라면 대략적으로 고졸 미만과 대체재 관계라고 볼 수 있으며, 외국인력 유입의 영향은 고졸 미만의 공급 증가와 동일하다고 볼 수 있다.

구체적인 수치를 도출하기 위해서는 외국인력의 증가가 이루어진 기간을 설정할 필요가 있다. 우리나라의 외국인력 도입은 대체로 1980년대 후반부터 시작되었으며, 1990년에 약 2만명, 2000년에 약 30만명으로 추정된다(김정호[2009], p.5). 이하에서는 이를 단순화하여 외국인력의 증가를 1990년 이후 2009년까지 70만명, 2000년 이후 40만명으로 가정한다. 고졸 미만 취업자가 2009년에 약 500만명이므로 외국인력이 고졸 미만과 완전대체재라면 외국인력 유입은 고졸 미만의 노동공급을 1990년과 비교해서는 14%, 2000년과 비교해서는 8% 증가시켰다고 볼 수 있다. 이하에서는 이러한 증가가 앞의 2요소 및 3요소 추정치와 비교할 때 어떤 임금의 변화를 가져왔을 것인가를 평가한다.

〈Table 10〉의 3요소 추정치를 이용하면 L_3 가 14% 및 8% 증가할 경우 학력별 임금에 대한 영향은 〈Table 12〉에 정리된 바와 같다. 1990~2008년, 2000~08년간의 각 학력별 임금의 상승폭은 하단에 제시하였다. 표의 결과는 만약 외국인력의 유입이 없었다면 1990년 이후 고졸 미만의 임금 상승률은 97.1%가 아닌 99.7%, 2000년 이후에는 29.1%가 아닌 30.5%로 추정됨을 의미한다. 2000년 이후 9년간 임금 상승폭을 1.5% 하락시키는 효과는 연간 상승률을 약 0.2% 낮추는 효과이므로 크다고는 할 수 없지만, 그렇다고 외국인력의 영향이 무시할 만한 크기는 아니다. 그러나 외국인력은 저숙련 노동과만 대체관계를 형성하므로 임금 격차를 확대시킨다.

우리나라에서 대졸 이상과 초대졸-고졸, 고졸 미만의 임금비율은 대략적으로 2 대 1.25 대 1이다. 2000년과 2009년의 학력별 취업자 수를 가중치로 계산하면 고졸 이상과

〈Table 12〉 Effects of Foreign Workers on Domestic Workers' Wages

	College & More	HS-Junior Coll	HS Dropouts
--	----------------	----------------	-------------

HS Dropout Supply Increase	14%	0.8	0.7	-2.6
	8%	0.5	0.4	-1.5
Relative Wages	2008	2.18	1.25	1.00
	2000	1.98	1.24	1.00
Employment Shares	2008	26.8	52.3	21.5
	2000	17.2	51.5	31.3

Note: Wages are calculated as explained in Chapter 3 from Ministry of Labor, Wage Survey data. Employment shares from KNSO, EAPS data.

고졸 미만의 임금격차는 2000~08년간 약 10% 확대되었다. <Table 12>의 증가율을 적용하면 외국인력 유입은 임금격차를 1.9% 확대하였다고 계산되므로 임금격차 확대의 19%가 외국인력 유입에 기인하였다는 결과가 얻어진다. 제Ⅲ장 제2절 가.의 상대임금 변화 탄력성 0.160으로 계산하면 외국인력 유입은 임금격차를 1.1% 추가 확대시켰으며, 전체 변화의 11%가 외국인력에 의한 것으로 계산된다. 2요소와 3요소 생산함수에 의한 추정치는 서로 크게 다르지 않다. 같은 데이터에 CES와 트랜스 로그라는 비슷한 형태의 두 생산함수를 적용한 결과이므로 그 결과도 서로 유사할 수밖에 없다. 두 결과를 종합하면 대체로 2000~08년간 외국인력 유입은 고졸 이상과 고졸 미만의 임금격차를 대체로 10~20% 확대시킨 것으로 추정할 수 있다.

Borjas, Freeman, and Katz(2005)는 1980~88년간 미국 고졸 이상과 고졸 미만의 임금비율 9.7% 확대 중 약 30%를 이민 유입의 영향으로 추정한 바 있다(Table 7, p.24, Table 8, p.25). 이 연구에서 이민이 고졸 미만 노동공급을 확대시킨 효과는 1980년 13.3%, 1988년 25.3%로 추정되었다. 이 결과를 <Table 12>에 제시한 결과와 비교하면 이민에 의한 저숙련 노동공급의 폭은 비슷하나 임금에 대한 효과는 약 절반에 불과함을 알 수 있다. 이는 탄력성 추정치의 차이에 의한 것으로 그들은 0.322의 탄력성을 이용하였으나 본 연구의 추정치는 0.160에 지나지 않는다.

<Table 12>의 추정치에 대해서는 추가적으로 다음의 논의를 할 수 있다. 첫째는 대체성의 범위로서 만약 외국인력의 일부가 내국인이 기피하는 업종에 있다면 이는 분리된 노동시장으로서 내국인과의 대체성도 성립하지 않는다. 만약 그 비율이 1/2이라면 외국인력 유입이 고졸 미만의 노동공급을 증가시키는 효과도 1/2로 줄어들며, 임금에 대한 영향 역시 반감된다. 대체성의 범위는 취업상태를 파악하여 결정할 수밖에 없다. 그러나 실태조사 자료가 부족하므로 정확한 판단은 매우 어렵다. 둘째의 이슈는 탄력성 추

정치의 신뢰도에 관한 것으로서 본 연구의 추정치는 비교적 작은 값이라고 할 수 있다. 이는 우리나라 학력구성과 임금자료의 특성에 따른 결과이다. 본 연구에서는 다양한 추정방법을 시도하였으나 추정치는 크게 달라지지 않았다. 만약 숙련수준을 학력 외에 다른 방법으로 정의할 수 있다면 탄력성 수준에 대한 검증이 가능하겠으나 본 연구에서 이를 시도하지는 않았다.⁵⁶

나. 초대졸 이하와 경쟁관계인 이민 유입

이민자들은 그 성격상 내국인을 대체하는 범위가 단기 방문취업자인 외국인력보다는 넓다. 이민자는 취업범위에 제한이 없으며, 내국인과 동화되고 있는 인력이다. 이민 유입의 영향을 평가함에 있어서는 이민인구가 2050년까지 총인구의 5%라는 가정과 10%라는 가정을 채택한다. 5%는 결혼이민자와 그 후손의 규모 추계이며 10%는 북한이탈주민의 급속한 증가를 상정한 경우이다.

계산의 편의를 위하여 간단히 이민인구의 1/2은 내국인 고졸 미만과, 그리고 1/2은 고졸-초대졸과 완전한 대체관계를 가진다고 가정하면 5% 증가의 영향은 고졸 미만 노동력의 공급을 11.5%, 고졸-초대졸의 공급을 4.3% 증가시키는 효과이다. <Table 10>으로부터 계산된 임금에 대한 영향은 <Table 13>과 같다. 고졸 미만의 증가는 그들의 임금을 낮추지만 고졸 이상의 임금을 상승시키는 효과를 가지며 고졸-초대졸 인력의 증가는 고졸 미만과 대졸 이상의 임금을 상승시키는 효과를 가진다. <Table 13>은 이런 효과들을 합산한 것이다. 이러한 변화는 대졸 이상과 초대졸 이하의 임금격차를 84.6%에서 88.5%로 2.1% 확대시키는 효과를 가진다. 이민인구 규모가 10%일 경우의 효과는 그 2배이다. <Table 7>의 탄력성 추정치인 0.413을 적용하면 임금격차는 2.8% 확대된다는 결론이 얻어진다. Smith and Edmonston(1998)은 탄력성으로 0.5를 이용하였으므로 이민 유입의 경우에서는 탄력성 추정치의 차이로 인한 격차는 별로 없다.

이민 유입의 영향 대체성의 범위에 대한 가정에 따라 그 크기가 달라진다. 이민자들의 숙련수준이 낮아 대체성의 범위가 제한될수록 임금격차 확대에 대한 영향은 커지며 다문화가정 자녀의 교육실태는 이러한 우려가 현실이 될 가능성을 시사하고 있다.

<Table 13> Effects of Immigration on Wages by Education Groups

56 예를 들어 Smith(2012)는 저숙련 이민인력은 내국인 10대 근로자와 높은 대체성을 가진다고 주장하였다.

Size of Immigrants (% of Total Workers)	Increase in Labor Supply	Effects on Wages(%)		
		HS Dropouts	HS-Some College	College and More
5%	HS dropouts 11.5%, HS-Jr college 4.3%	-2.1	0.0	1.6
10%	HS dropouts 23.0%, HS-Jr college 8.6%	-4.1	-0.1	3.1

〈Table 13〉의 추정치는 향후 40년간에 걸친 영향이므로 9년간의 영향을 추정한 〈Table 12〉보다는 훨씬 작은 효과를 의미한다. 그러나 이 결과는 대체범위를 매우 넓게 설정한 데에 기인한다는 점에 유의할 필요가 있다.

만약 이민인구와 더불어 외국인력이 지속적으로 유입된다면 외국인에 의한 영향은 두 영향을 합한 것이므로 매우 커질 수 있다. 2050년에 총인구의 5%에 달하는 이민인구와 더불어 총취업자의 3%에 달하는 외국인력 역시 유입된다면 고졸 미만 임금에 대한 영향이 -5%로까지 확대될 수 있는 것이다.

V. 요약 및 정책적 시사점

본 연구가 제시하는 바와 같이 외국인력 및 이민 유입이 내국인에게 미치는 영향은 총생산 측면보다는 소득분배의 측면에서 더욱 크다. 외국인의 유입은 총생산 증가에 기여하지만 그 효과는 크지 않다. 그 주된 이유는 우리나라에 유입되는 외국인의 대부분이 생산성이 낮은 단순인력이라는 데에 있다. 이민국가인 미국에서도 경제성장에는 외국인 단순노동력보다 오히려 유학으로 입국한 외국인 과학기술인력이 더욱 큰 기여를 하였다는 견해가 있다.⁵⁷ 이러한 인재들은 유치된 것이 아니라 미국에서 양성된 인력으로서 그 기여는 미국 이민정책의 성과가 아닌 대학교육시스템의 성과로 간주되고 있다.

그러므로 외국인력 및 이민의 유입 확대만으로는 경제성장을 크게 개선할 수 없으며, 이러한 효과를 거두기 위해서는 국내 경제에 기여할 수 있는 외국인력이 선별적으로 유입될 수 있도록 하는 기제를 우선 갖추어야 한다. 미국과 유럽에서의 논의동향을 살펴

⁵⁷ Smith and Edmonston(1998).

보더라도 이민정책에 대한 비판은 그 규모에 있는 것이 아니라 미국은 1965년의 이민법 개정 이후, 유럽은 1980년대 이후에 일어난 이민인력 선별장치의 상실에 주로 가해지고 있다.

그러면 어떠한 인력이 도입되어야 하는가? 외국인이 내국인의 경제적 지위를 떨어뜨리는 효과는 외국인이 내국인과 경쟁관계를 형성함으로써 일어난다. 그러므로 내국인과 동질적인 노동을 하는 외국인일수록 내국인의 지위에 대한 영향이 크며, 반면 이질적인 인력은 서로 분야가 중복되지 않아 내국인의 지위를 악화시키지 않으면서 내국인의 복리후생에 기여할 수 있다. 외국인력 유입의 선별에서는 입국단계에서의 통제가 가장 효과적이므로 선별유입체제를 유지할 필요가 있다. 이규용(2010)은 현행 외국인력 도입정책은 공급자에 의하여 결정되어 수요자의 인력수요가 적절히 반영되지 못하는 체제라는 비판을 하고 있다.⁵⁸ 즉, 현행 제도는 그 도입규모만 통제하고 있으며 그 구성에 대한 선별기능은 부족하다는 지적으로서 매우 적절하다고 할 수 있다. 미국의 경우 이민정책의 실패는 1965년 이민법 개정에서 초청이민이 대폭 확대되어 자격요건규제가 사라진 데에서부터 비롯되었음에 유의할 필요가 있다.⁵⁹

이민 유입의 효과는 인구 연령구조의 변화보다는 저숙련 인력의 공급 증대 면에서 더욱 크다. 그러므로 외국인력의 경우와 유사하게 그 영향은 성장에 대한 기여보다는 소득격차 확대의 측면에서 더욱 중요하다. 이민 유입으로 인한 소득격차 확대, 사회갈등 심화효과는 이민자와 그 2세들이 숙련수준이 낮은 노동력으로 양성되고 있기 때문에 발생하는 것이다. 그러므로 그들을 내국인 사회에 융합되도록 하는 동화정책(assimilation policy) 차원뿐만 아니라 통합정책(integration policy)의 차원에서 교육단계에서의 투자를 강화할 필요가 있다. OECD(2010)의 연구에 의하면 이민 2세의 사회적 배제(social exclusion)를 예방하기 위해서는 노동시장으로 진입한 이후의 적극적 노동시장정책보다는 이른 연령의 교육단계에서의 개입이 더욱 효과적이다. 이러한 투자는 직업훈련 등 기능 차원에서뿐만 아니라 자아존중(ambition), 사회적 네트워크 형성 등 사회교육을 포함한다.

우리나라의 경우 다문화가정 자녀의 고등학교 재학률은 70%에 불과하며 북한이탈주

58 이규용 외(2007), 이규용·박성재(2008), 유경준·이규용(2009) 등 참조.

59 미국에서는 이민 유입 통제가 강화되어 전통적으로 미국경제의 성장기반이 되었던 재능 있는 외국인의 유입이 오히려 어려워졌다는 비판도 있다(West[2010]). 이 역시 무차별적인 이민문화 확대의 부작용이다.

민의 경우도 이와 크게 다르지 않은 것으로 보고되고 있다. 이러한 상황이 장기적으로 지속된다면 심각한 사회갈등이 발생할 수 있다. 이를 예방할 수 있는 방법은 이민 2세 자녀들에 대한 양질의 교육이므로 그들에 대한 교육투자 확대는 그 효과가 매우 높은 정책이 될 수 있다.

영향 추정을 개선하기 위해서는 대체관계 가정을 보다 정치하게 수립할 수 있도록 하는 외국인력 현황 파악을 위한 통계자료가 필요하며, 기존 자료도 본 연구에서보다 더욱 세밀하게 분석할 필요가 있다. 또한 학력 외에 다른 방법으로 숙련수준을 정의할 수 있다면 탄력성 추정치의 신뢰도를 높일 수 있을 것이다.

우리나라에서 외국인력 및 이민 유입정책을 어떠한 기조로 수립하는 것이 바람직한가는 향후 우리나라 경제가 처할 상황과 밀접한 관련이 있다. 세계경제의 통합과 동아시아 경제권의 성장으로 경제가 개방되며 국제분업구조가 확대될수록 경제력 집중과 소득격차 확대의 가능성은 높다. 이러한 상황에서는 사회통합을 높게 유지하면서 유연한 경제구조를 갖추는 것이 바람직하며, 이러한 체제로 원활하게 이행하기 위해서는 낮은 소득격차가 유리하다. 우리나라는 고등교육의 일반화를 선택하였으므로 저임금의 외국인 노동력에 대한 수요는 앞으로도 높을 것이다. 그러나 외국인의 대량 유입은 사회정책 수립과 경제체제 변화 유연성의 여지를 좁힌다는 점에서 바람직하지 않을 수 있다.

참고문헌

- 김승권, 「한국다문화가족의 사회경제적 특성과 정책적 의미」, 『한국보건복지포럼』, 제165호, 한국보건사회연구원, 2010.
- 김승권·조애저·민현주, 『여성 결혼이민자 취업지원을 위한 조사연구』, 정책보고서 2010-09, 한국보건사회연구원, 2010.
- 김정호, 『저숙련 외국인 유입의 경제적 영향 분석』, 정책연구시리즈 2009-15, 한국개발연구원, 2009.
- 노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각년도.
- 설동훈·서문희·이삼식·김명아, 『다문화가족의 중장기전망 및 대책연구』, 보건복지가족부 정책용역보고서, 2009.
- 유경준·이규용, 『외국인력의 현황과 정책과제』, 정책연구시리즈 2009-04, 한국개발연구원, 2009, pp.27~38.
- 이규용, 「외국인력 현황과 정책과제」, 한국노동연구원, 2010.
- 이규용·박성재, 「외국인력 고용구조와 영향」, 『KLI 노동리뷰』, 2008년 9월호, 한국노동연구원, 2008.
- 이규용·유길상·이해춘·설동훈·박성재, 『외국인력노동시장 분석 및 중장기 관리체계 개선 방향 연구』, 연구보고서 2007-09, 한국노동연구원, 2007.
- 이삼식·최효진·박성재, 『다문화가족의 증가가 인구의 양적질적 수준에 미치는 영향』, 연구보고서 2009-34-1, 보건사회연구원 저출산고령화연구센터, 2009.
- 조동훈, 「외국인과 국내 근로자 임금격차 분석」, 『노동정책연구』, 제10권 제3호, 한국노동연구원, 2010.
- 조준모, 「외국인력의 내국인력에 대한 대체성 분석」, 유길상·이규용·이해춘·조준모·노용진·김현구·박의경, 『저숙련 외국인력 노동시장 분석』, 제5장, 한국노동연구원, 2004.
- 최경수, 「저소득층 소득증가 부진의 원인 분석」, KDI 정책포럼 제227호(2010-07), 한국개발연구원, 2010.
- 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도.
- 통계청, 『경제활동인구조사 부가조사』, 각년도.
- 통계청, 『인구동향조사 혼인부문』, 각년도.

한진희·최용석, 「국제노동이동의 경제적 영향 분석 — 외국인 노동자 문제를 중심으로」, 『한국개발연구』, 제28권 제1호, 한국개발연구원, 2005.

Altonji, Joseph G. and David Card, “The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives,” in John M. Abowd and Richard B. Freeman (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market*, Chicago: University of Chicago Press, 1991.

Borjas, George J., “Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities,” *American Economic Review* 85(3), 1995, pp.365~390.

Borjas, George, J., “Globalization and Immigration,” Chapter 4 in Michael M. Weinstein (ed.), *Globalization: What's New*, Columbia University Press, 2005.

Borjas, George J., Richard B. Freeman, and Lawrence F. Katz, “On the Labor Market Effects of Immigration and Trade,” NBER Working Paper, No. 3761, NBER, 1991.

Borjas, George J., 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.

Borjas, George J., 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.

Card, David E., “The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market,” *Industrial and Labor Relations Review* 43(2), 1990, pp.245~257.

Card, David E., “Immigration Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration,” NBER Working Paper, No. 5927, National Bureau of Economic Research, 1997.

Frey, William H., “Immigration and Internal Migration ‘Flight’ from U.S. Metropolitan Areas: Towards a New Demographic Balkanisation,” *Urban Studies* 32(4-5), 1995a, pp.733~757.

Frey, William H., “Immigration Impacts on Internal Migration of the Poor: 1990 Census Evidence for U.S. States,” *International Journal of Population Geography* 1, 1995b, pp.51~67.

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.

- Gang, Ira N. and Francisco L. Rivera-Batiz, "Labor Market Effects of Immigration in the United States and Europe: Substitution vs. Complementarity," *Journal of Population Economics* 7(2), 1994, pp.157~175.
- Greenwood, Michael J. and John M. McDowell, "The Factor Market Consequences of U.S. Immigration," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. XXIV, December 1986, pp.1738~1772.
- Grossman, Jean Baldwin, "Illegal Immigrants and Domestic Employment," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 37, No. 3, 1984, pp.240~251.
- Hemermesh, Daniel S., "The Demand for Labor in the Long Run," Chapter 8 in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, 1986.
- Hemermesh, Daniel S. 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.115~142.
- 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.
- Lalonde, Robert J. and Robert H. Topel, "Labor Market Adjustments to Increased Immigration," in John M. Abowd and Richard B. Freeman (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market*, Chicago: University of Chicago Press, 1991.
- OECD, *International Migration Trends*, 2002.
- OECD, *From Immigration to Integration*, 2006.
- OECD, *International Migration Outlook 2010*, 2010.
- Smith, Christopher L., "The Impact of Low-Skilled Immigration on the Youth Labor Market," *Journal of Labor Economics*, Vol. 30, No. 1, 2012, pp.55~89.
- 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.
- West, Darrell M., *Brain Gains*, Brooking Institution Press, 2010.