

고급인력 국제이동의 결정요인 분석*

이선호 | 한남대학교 경제학과 초빙교수**

강동관 | IOM 이민정책연구원 연구위원***

황진영 | 한남대학교 경제학과 교수****

세계경제가 글로벌화 되면서 고급인력 국제이동은 보편적 현상이 되고 있다. 본 연구는 경제·사회적 요인, 즉 경제적 요인(소득수준, 인적자본 요인(인적자본 축적), 환경조성 및 제도적 지원 요인(제도적 지원, 기반구조 및 취업기회의 제약) 및 국가별 특성 요인(민족구성, 대외의존도 및 글로벌화)이 고급인력 국제이동(유출)에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 이 과정에서 추정결과의 강건성을 검토하기 위해 4개의 표본, 즉 (i) 전체국가로 구성된 표본, (ii) 중미국가를 제외한 국가로 구성된 표본, (iii) OECD 국가로 구성된 표본 및 (iv) 비OECD(중미국가 제외) 국가로 구성된 표본을 사용해 추정결과를 비교·분석하였다. 실증분석 결과, 대부분 국가에서 실질 1인당 GDP(소득수준), 실업률(취업기회의 제약), 무역량(대외의존도) 및 글로벌 지수(글로벌화)가 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을, 그리고 연구개발 투자 비율(제도적 지원)과 도시화율(기반구조)은 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 관측되었다. 그러나 OECD 국가로 구성된 표본에서는 실질 1인당 GDP, 연구개발 투자 비율 및 실업률의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

주제어: 고급인력 유출, 국제이동, 국가 간 분석

* 본 연구는 IOM 이민정책연구원 워킹페이퍼 시리즈 No. 2013-04의 일부를 수정한 것임.

**제1저자

***공동저자

****교신저자

I. 머리말

세계경제가 글로벌화 되면서 국가 간 노동자의 이주는 보편적인 현상이 되고 있다. 특히 고급인력의 국제이동은 특정지역이나 소득수준과 관계없이 대부분 국가에서 경험하고 있으며, 이러한 현상은 각 국가의 경제성과에도 큰 영향을 미치고 있는 실정이다. 따라서 고급인력 국제이동과 관련해 다양한 선행연구가 발표되었다. 선행연구는 크게 두 가지 형태의 연구 분야, 즉 (i) 고급인력 국제이동에 따른 유출국의 경제성과와 (ii) 고급인력 국제이동의 결정요인 분석에 집중되었다.

예를 들어 Beine et al.(2001), Bhagwati and Hamada(1974), Grubel and Scott(1966), Stark et al.(1997) 등은 외국으로의 고급인력 이주가 유출국의 경제성과에 미치는 영향, 이른바 두뇌유출(brain drain)과 두뇌유입(brain gain)으로 대별되는 이론적 연구결과를 제시하였다. 1960~70년대 전통적인 이론은 고급인력의 이주가 유출국의 경제에 음(-)의 영향을 미치는, 즉 두뇌유출로 요약된다(Bhagwati and Hamada, 1974; Grubel and Scott, 1966). 그 이유로는 경제에 대한 이주자의 공헌이 그들의 한계생산성보다 클 수 있으며, 고급인력 이주자에 대한 교육이 부분적으로 세금 등에 의해 지원되고 있다는 사실 등이 제시되었다. 즉, 고급인력의 이주는 숙련 노동자와 비숙련 노동자 사이의 불완전 대체로 인해 유출국 경제성장에 부정적인 영향을 미치게 된다(Haque and Kim, 1995; Miyagiwa, 1991 등).

그러나 Beine et al.(2001), Mountford(1997), Vidal(1998) 등은 두뇌유출이 오히려 유출국 인적자본 형성에 긍정적인 기여가 가능할 수 있다고 주장하였다. 왜냐하면 교육에 대한 수익이 자국과 비교하여 해외가 더 높은 상황에서 이주의 가능성은 이주 희망자들이 생각하는 자국 교육에 대한 인적자본의 기대수익을 증가시킬 수 있으며, 이는 결과적으로 자국 교육에 대한 투자를 유도할 수 있기 때문이다. 최근 들어 두뇌유출 혹은 두뇌유입과 관련된 연구는 두뇌순환(brain circulation)에 대한 관점으로 변모하고 있다. 이는 글

로벌화에 따른 고급인력의 국제이동을 유입국 및 유출국 차원에서 이루어지는 단기적인 관점의 분석을 넘어선 고급인력의 재유입 등과 같은 장기적인 관점에서 분석의 필요성을 반영한다(Chen, 2008; Tung, 2008 등).

이상의 선행연구들은 공통적으로 고급인력 국제이동이 인적자본 형성에 영향을 미치며, 결과적으로 해당 국가의 경제성장에 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다. 또한 최근의 조사연구(예를 들어 김기완, 2006; 한국무역협회 무역연구소, 2006 등)는 국가마다 고급인력 확보를 위한 정책적인 노력을 경주하고 있으며, 이러한 노력과 더불어 글로벌화 기조 속에서 고급인력의 국제이동이 증가하고 있음을 밝히고 있다.

한편 일련의 선행연구들은 고급인력 국제이동의 결정요인에 대해 분석하였다(Docquier et al., 2007; Gibson and McKenzie, 2011; Hall, 2005; Kangasniemi et al., 2007 등). 즉 일련의 선행연구들은 특정 분야에 한정하거나 혹은 특정지역에서 고급인력 국제이동에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 제시하였다. 이와 같은 국가 간 고급인력 국제이동의 요인을 파악한 선행연구들은 글로벌화의 기조 속에서 향후 국제적 이주의 형태를 예측하고 해당 국가의 지속적인 경제성장을 위한 정책적인 노력의 방향성을 제시할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 지닌다. 따라서 본 연구는 고급인력 국제이동의 국가 간 차이로 인해 거시적이고 종합적인 관점에서 고급인력 국제이동 중에서 유출의 결정요인을 분석함으로써 선행연구 결과를 보완하고자 한다.

특히 본 연구는 다음의 두 가지 측면에서 선행연구와 다소 상이한 특징을 갖는다. 첫째, 본 연구는 다양한 경제·사회적 요인이 고급인력 국제이동에 영향을 미쳤는지 검토하고자 한다. 특히 본 연구는 선행연구에서 간과하였던 정치적·사회적·경제적 글로벌화를 고려한 글로벌 지수를 사용하여, 글로벌화가 고급인력 국제이동(유출)에 미치는 영향에 대해 파악하고자 한다. 둘째, 본 연구의 실증분석에서는 전체국가, OECD 국가, 중미를 제외한 국가, 중미를 제외한 비OECD 국가 등으로 구성된 여러 형태의 표본분리를 통해 추정 결과를 비교·분석하고자 한다. 이를 통해 표본의 특성에 따라 고급인력 국제이동(유출)의 결정요인이 상이한지 파악할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 고급인력 국제이동과 관련된

선행연구를 검토하고, 실증분석을 위한 가설을 설정한다. 제III절에서는 고급 인력 국제이동의 현황에 관해 살펴본다. 제IV절에서는 실증분석을 위한 자료와 추정모형을 설명한다. 제V절에서는 일련의 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제VI절에서는 본 연구의 요약과 의의를 서술한다.

II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

이미 언급한 바와 같이 고급인력 국제이동과 관련된 선행연구는 크게 (i) 고급인력 국제이동이 국가 전체의 인적자본 형성 혹은 경제성장에 미치는 영향에 대한 분석과 (ii) 고급인력 국제이동의 결정요인에 대한 분석으로 구분할 수 있다. 본 장에서는 고급인력 국제이동에 영향을 미칠 수 있는 결정요인들을 제시한 선행연구를 살펴보고, 이들 선행연구에 기초한 가설을 설정한다.

먼저 고급인력 국제이동에 영향을 미칠 수 있는 결정요인들을 제시한 선행연구로는 Beine et al.(2008), Docquier et al.(2007), Gibson and McKenzie(2011), Hall(2005), Kangasniemi et al.(2007), Ngoma and Ismail(2013), Rotte and Vogler(2000) 등을 들 수 있다. 구체적으로 Beine et al.(2008)은 두뇌유출과 국가규모 간의 관계를 분석하기 위해 1990년과 2000년의 해외 이주비율과 해외이주의 잠재적 결정요인들을 사용한 패널분석을 실시하였다. Beine et al.(2008)은 소규모 국가에서 상대적으로 고급인력 유출비율이 높을 뿐만 아니라 고급인력 유출을 야기하는 요인에 따른 반응이 강하게 나타나 소규모 국가가 두뇌유출에 따른 영향이 상대적으로 크게 나타난다고 밝혔다.

Docquier et al.(2007)는 개발도상국을 대상으로 1990년과 2000년의 교육 수준별 국제이주 자료를 사용하여 두뇌유출의 결정요인을 분석하였으며, 그 결과 OECD 국가들과 인접한 소규모 국가에서 두뇌유출이 크게 발생하였다고 제시하였다. 또한 두뇌유출은 정치적 불안정성 및 민족분할 정도에 의해

양(+)¹의 영향을, 그리고 자국의 인적자본 축적에 의해 음(-)의 영향을 받는다고 관측하였다. Gibson and McKenzie(2011)은 최근 들어 고급인력 유출의 결정요인으로 이주에 대한 경제적 인센티브 및 소득의 역할은 감소한 반면, 연구를 위한 환경조성과 취업의 기회가 더 큰 인센티브로 작용하고 있다고 주장하였다.

또한 Hall(2005)은 고급인력이 이주국가를 선정함에 있어 고려하는 다양한 요인들에 대한 이론적 분석을 통해 높은 소득수준과 더불어 고급인력에 대한 연구지원 및 제도적 지원이 고급인력의 해외유출을 야기하는 주요 요인이라고 제시하였다. Kangasniemi et al.(2007)는 영국 내 해외유입 고학력자에 대한 설문조사 자료를 바탕으로 고급인력 국제이동에 대한 결정요인을 분석하였는데, 그 결과 경력 및 금전적 이득이 고급인력 국제이동에 가장 중요한 인센티브라고 파악하였다.

한편 Ngoma and Ismail(2013)는 고급인력 국제이동이 개발도상국에서 산업화된 국가로 이주하는 형태로 획일화되고 있다고 주장하였으며, 이러한 현상에 대한 결정요인을 분석하기 위해 102개 개발도상국의 횡단면 자료를 사용한 실증분석을 실시하였다. Ngoma and Ismail(2013)의 실증분석 결과, 고급인력 이주와 이주대상국 및 이주발생국 간의 임금격차 간에는 역U자 관계가 형성된다고 관측하였으며,¹ 인구규모, 국내 정치적 안정성 및 이주대상국과의 거리가 고급인력 국제이동의 주된 결정요인이라고 주장하였다. Rotte and Vogler(2000)는 1981~1995년의 86개 아시아 및 아프리카 국가들로부터 독일로의 국제이주 자료를 사용하여 국제이주 결정요인에 대한 분석을 실시하였다. Rotte and Vogler(2000)는 이주대상국의 상황만큼이나 이주발생국의 경제·정치적 상황, 이주 네트워크 및 사회적 구조의 변화가 국제이주 결정에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

이상의 같은 고급인력 국제이동의 결정요인과 관련된 선행연구 결과를 요약하면 <표 1>과 같다. <표 1>에서와 같이 고급인력 국제이동의 결정요인은

1. 이는 이주대상국의 높은 임금수준이 개발도상국의 고급인력 국제이동을 자극하는 유인으로 작용하지만, 개발도상국의 소득수준이 증가하게 되면, 임금격차에 따른 고급인력 국제이동의 유인이 줄어들 수 있음을 의미한다.

〈표 1〉 고급인력 국제이동의 결정요인을 분석한 선행연구 요약

선행연구	결정요인	구체적으로 사용한 변수
Beine et al. (2008)	경제발전 정도(+), 지리적 거리(-), 식민지 연계성(+), 언어 이질성(-), 민족분할(+), 사회·정치적 환경(-), 국가 규모(-)	실질 1인당 GDP, 국가 간 거리, 민족분할지수, 거버넌스, 정부 효율성, 재산권, 인구 등
Docquier et al. (2007)	국가 규모(-), 인적자본 축적(-), 경제발전 정도(-), 인접성(+), 정치적 불안정성(+), 종교분할(+)	인구, 고학력 인구비율, 1인당 GNI, OECD 국가와의 인접성 등
Gibson and McKenzie (2011)	금전적 이득(+), 연구 환경(-), 경력상 이득(-)	소득격차, 취업기회 등
Hall(2005)	금전적 이득(+), 연구 환경(-), 제도적 지원(-)	본국과 이주대상국 간의 임금격차, GDP 대비 연구개발 투자 비율 등
Kangasniemi et al.(2007)	경력상 이득(+), 금전적 이득(+)	고급인력 설문조사(survey) 자료
Ngoma and Ismail(2013)	금전적 이득(+), 국가 규모(-), 제도적 지원(+), 정치적 안정(+), 정부 효율성(-), 지리적 거리(-)	본국과 이주대상국 간의 임금격차, 인구, GNP 대비 공공 교육비지출 비율, 국가 간 거리 등
Rotte and Vogler(2000)	경제적 상황(+), 정치적 상황(+), 국가 특징(+/-), 제도개선(+), 특정 국가와의 관계(+)	실질 1인당 GDP, 소득격차, 경제성장률, 정치적 권리, 시민적 자유, 정치적 테러 범위, 노동력 증가율, 도시인구 비율, 국가 간 거리, GDP 대비 무역량 비율, GDP 대비 원조 비율 등

주: +/-는 결정요인이 증가할수록 고급인력 국제이동이 증가/감소함을 의미함.

다양하지만, 이를 요약하면 크게 (1) 경제적 요인, (2) 인적자본 요인, (3) 환경조성 및 제도적 지원 요인 및 (4) 국가별 특성 요인으로 구분할 수 있다.

먼저 경제적 요인으로는 해당 국가의 경제발전 정도나 이주를 통한 금전적 이득을 들 수 있으며, 대리변수로는 주로 실질 1인당 GDP와 본국과 이주국 간의 소득격차가 사용되었다. 특히 실질 1인당 GDP의 상승이 고급인력 국제이동을 증가시키는 원인이 될 수 있는지에 대해서는 상반된 이론이 존재한다. 즉, 이주에 대한 신고전학파(neoclassical) 모형에서는 본국의 1인당 GDP의 증가가 타국으로의 이주에 대한 인센티브를 감소시켜 1인당 GDP의 증가와 타국으로의 이주 간에는 음(-)의 관계가 존재한다고 제시하였다. 그러나 Lopez and Schiff(1998), Rotte and Vogler(2000) 등은 경제성장에 따른 금전적 제약의 완화로 인해 개발도상국에서 경제성장은 고급인력 국제

이동을 전인할 수 있다고 주장하였다. 따라서 소득수준과 고급인력 국제이동(유출) 간에는 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

[가설 1] 소득수준의 향상이 고급인력 국제이동(유출)을 증가 혹은 감소시킨다.

인적자본 확충과 고급인력 국제이동 간의 관계를 분석한 일련의 선행연구(예를 들어 Docquier et al., 2007; Ngoma and Ismail, 2013; Rotte and Vogler, 2000 등)는 인적자본 요인으로 고학력 인구비율, 노동력 증가율, 공공 교육비지출 비율 등을 고려하였다. 이상의 선행연구 결과에 의하면, 인적자본 요인의 증가는 대체로 고급인력 국제이동(특히 유출)의 유인을 감소시키는 것으로 나타났다.

[가설 2] 인적자본 확충은 고급인력 국제이동(유출)을 감소시킨다.

또한 환경조성 및 제도적 지원 요인으로는 제도적 기반, 기반구조 및 취업기회의 제약 등을 고려하였다. 즉, Hall(2005), Gibson and McKenzie(2011), Ngoma and Ismail(2013) 등은 해당국가의 기반구조 확충 정도, 취업 및 연구지원을 위한 지원 정도를 고려하였으며, 이러한 요인들의 확충은 고급인력 국제이동을 감소시키는 요인으로 작용하였다고 밝히고 있다. 따라서 이상의 요인들이 고급인력 유출에 미치는 영향에서 대해 다음과 같은 가설의 설정이 가능하다.

[가설 3-1] 제도적 지원의 확대는 고급인력 국제이동(유출)을 감소시킨다.

[가설 3-2] 기반구조의 확충은 고급인력 국제이동(유출)을 감소시킨다.

[가설 3-3] 취업기회의 제약은 고급인력 국제이동(유출)을 증가시킨다.

마지막으로 선행연구에서는 국가별 특성 요인을 반영하기 위해 국가 간 거리, 민족분할, 사회·정치적 환경 등 다양한 변수를 고려하였다. 예를 들어 Beine et al.(2008)은 민족분할이 이주에 따른 정신적 비용(psychic cost)과

〈표 2〉 고급인력 국제이동(유출)의 결정요인과 예상효과

결정요인		예상 효과	측정치
경제적 요인	소득수준	?	실질 1인당 GDP
인적자본 요인	인적자본 확충	-	고등교육기관 취학률
환경조성 및 제도적 지원 요인	제도적 지원	-	GDP 대비 연구개발(R&D) 투자 비율
	기반구조	-	도시화율
	취업기회의 제약	+	실업률
국가별 특성 요인	민족구성	+	민족분할지수
	대외의존도	+	GDP 대비 무역량(수출+수입) 비율
	정치·사회·경제적 글로벌화	+	글로벌 지수

주: +, -, ?는 각각 고급인력 국제이동과 그 결정요인 간에는 양(+)의 관계, 음(-)의 관계 및 두 변수 간의 관계에 대해 상반된 이론이나 실증분석 결과가 존재함을 나타냄.

타국으로 이주하고자 하는 사람들의 욕구에 영향을 미치기 때문에 자국의 민족분할이 심화될수록 타국으로의 이주에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다.² 또한 Beine et al.(2008), Docquier et al.(2007), Ngoma and Ismail(2013), Rotte and Vogler(2000) 등은 사회·정치적 상황이나 정치적 불안정성이 고급인력 국제이동을 유도하는 원인이 될 수 있으며, 정치적 안정성 및 효율성의 증대가 고급인력 국제이동을 감소시키는 요인으로 작용하는 것으로 파악하였다. 이상의 선행연구 결과를 바탕으로 다음과 같은 가설의 설정이 가능하다.

[가설 4-1] 민족구성의 다양성(이질성)은 고급인력 국제이동(유출)을 증가시킨다.

[가설 4-2] 대외의존도는 고급인력 국제이동(유출)을 증가시킨다.

[가설 4-3] 글로벌화는 고급인력 국제이동(유출)을 증가시킨다.

이상의 선행연구를 바탕으로 고급인력 국제이동의 결정요인 분석을 위해

2. Beine et al.(2008)은 민족분할은 개발도상국에서 민족 갈등이나 종교 갈등의 원인이 될 수 있다고 인식하였다.

설정한 몇 가지 가설은 <표 2>에 요약되어 있다. 이때 예상효과가 “+”와 “-”는 결정요인의 변동과 고급인력 국제이동(유출) 간에는 각각 양(+)과 음(-)의 관계가 존재할 수 있음을 나타낸다. 또한 “?”는 두 변수(각 결정요인과 고급인력 국제이동) 간에는 상반된 이론 혹은 실증적 결과가 존재함을 의미한다.

III. 고급인력 국제이동의 현황

본 연구는 국가 간 고급인력 국제이동의 결정요인을 분석하기 위해 OECD에서 제공하는 Database on Immigrants in OECD Countries(DIOC, 2000; 2005/06)에 기초한 2000년의 174개 국가와 2005/06년의 190개 국가의 고급인력 이주비율 자료를 이용한다.³ 고급인력 이주비율은 “고등교육⁴ 이상을 이수한 전체 근로 노동인구(working-aged residents) 가운데 OECD 국가로의 이주자가 차지하는 비율(%)”을 의미한다. 여기서 한 가지 유의할 사항은 우리나라의 고급인력 이주비율은 산정의 어려움으로 인해 남한은 물론 북한의 이주자도 포함하고 있다.⁵

<표 3>은 고급인력 이주비율의 최상위 5개 국가와 최하위 5개 국가를 나타낸다. <표 3>에서 2000년의 고급인력 이주비율이 가장 높은 국가는 바베

-
3. 본 연구의 실증분석에서는 고급인력 국제이동을 반영하기 위해 고급인력 이주비율을 사용하기 때문에 이후 언급하는 고급인력 국제이동은 고급인력의 유출만을 의미한다는 사실을 밝혀둔다.
 4. 고등교육이란 교육의 국제표준분류(ISCED)에 따른 제3차 교육 성취수준을 의미하며, 구체적으로 대학 및 대학원 졸업 이상에 해당하는 ISCED 5단계와 6단계가 이에 해당된다. 본 연구의 대상인 고급인력은 대학 및 대학원 졸업 이상의 자국민을 의미한다(OECD, 2000; 2005/6).
 5. 이는 순전히 자료의 가용성에 근거한다. 왜냐하면 미국이 남·북한 구분 없이 이주자의 수를 발표하기 때문에 남·북한 이주자의 구분이 힘들기 때문이다. 그러나 경제수준이 낮고 폐쇄적인 북한의 경우 고학력 노동자의 지량이 적을 뿐 아니라 이주비율도 낮을 것으로 예측되므로, 남·북한 전체의 고급인력 이주비율에서 북한이 차지하는 비중은 다소 낮을 것으로 예상된다(황진영·정근오·허식, 2007).

〈표 3〉 고급인력 이주비율의 현황

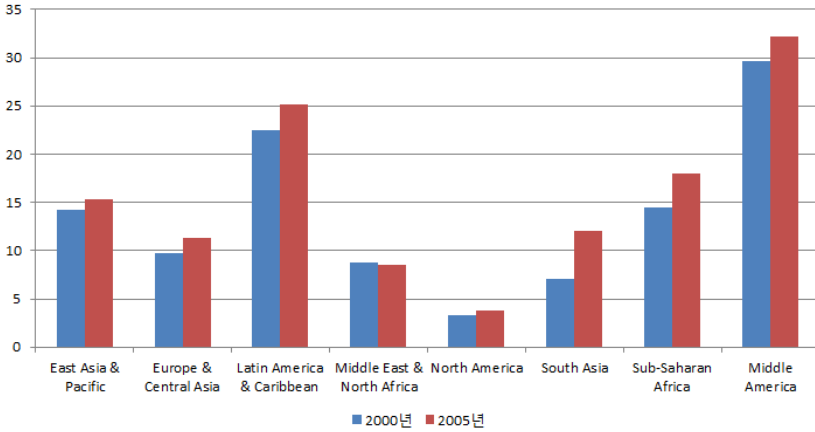
구분	최상위	2000년	2005/06년	최하위	2000년	2005/06년
전체 국가	1	바베이도스 (90.4)	바베이도스 (82.7)	1	미국 (0.4)	미국 (0.7)
	2	가이아나 (77.6)	가이아나 (79.4)	2	사우디아라비아 (0.7)	일본 (0.9)
	3	트리니다드토바고 (74.0)	아이티 (75.4)	3	일본 (0.9)	미얀마 (1.3)
	4	아이티 (70.2)	트리니다드토바고 (74.0)	4	아랍에미리트 (1.0)	사우디아라비아 (1.4)
	5	모리셔스 (53.1)	콩고 공화국 (61.5)	5	몽고 (1.2)	아랍에미리트 (1.4)
O E C D 국가	1	아일랜드 (19.9)	아일랜드 (18.1)	1	미국 (0.4)	미국 (0.7)
	2	아이슬란드 (16.0)	룩셈부르크 (17.6)	2	일본 (0.9)	일본 (0.9)
	3	룩셈부르크 (12.3)	아이슬란드 (16.3)	3	스페인 (2.0)	스페인 (2.2)
	4	폴란드 (12.2)	폴란드 (15.8)	4	호주 (2.6)	호주 (2.9)
	5	영국 (11.6)	오스트리아 (15.8)	5	칠레 (2.7)	칠레 (3.3)

주: 괄호 안의 수는 고급인력 이주비율(%)을 나타냄.

자료: DIOC(2000; 2005/06).

이도스로 무려 90.4%에 달한다. 또한 가이아나, 트리니다드토바고, 아이티 등의 중남미 국가에서 고급인력 이주비율이 70% 이상으로 상당히 높게 나타났다. 이상의 추이는 2005년에도 지속되었으며, 2000년과 2005/06년을 비교 하였을 때 바베이도스를 제외한 나머지 국가에서 고급인력 이주비율이 더욱 증가하였다. 한편 고급인력 이주비율이 가장 낮은 국가는 미국으로 2000년 0.4%, 2005/06년 0.7%로 나타났다. 일본, 사우디아라비아, 아랍에미리트, 미얀마 등의 아시아 국가에서도 고급인력 이주비율이 낮은 것으로 파악된다.

〈표 3〉은 OECD 국가만을 대상으로 설정한 고급인력 이주비율의 현황을 함께 나타낸다. 〈표 3〉에서 2000년의 고급인력 이주비율이 가장 높은 국가는 아일랜드로 19.9%이며, 아이슬란드, 룩셈부르크, 폴란드, 영국의 순서로



자료: DIOC(2000; 2005/06)가 제공한 원자료를 이용해 각색함.

그림 1. 지역별 고급인력 이주비율의 현황

높은 수준이다. 이상의 추세는 2005/06년에도 지속적으로 나타났으며, 아일랜드를 제외한 모든 국가에서 고급인력의 이주비율이 증가하였다. 한편 2000년의 고급인력 이주비율이 낮은 국가는 <표 3>에서 알 수 있듯이 미국이며, 일본, 스페인, 호주, 칠레의 순서대로 나타났다. 또한 이러한 추세는 2005/06년에도 지속되었으며, 2005년의 고급인력 이주비율은 2000년에 비해 소폭 증가한 것으로 나타났다.

이상의 고급인력 이주비율을 지역별로 나타내면 그림 1과 같다. 그림 1은 세계은행(World Bank, 2013)에서 제공하는 지역 구분에 따라 각 지역별 해당 국가들의 고급인력 이주비율을 평균하여 산출하였다. 그림 1에서 고급인력의 이주비율이 가장 낮은 지역은 북아메리카로 나타났다. 또한 남미와 카리브 해안 지역에서 고급인력 이주비율이 가장 높게 나타나는데, 이 지역 국가의 많은 고급인력이 미국, 캐나다 등으로 이주하는 것으로 파악된다.⁶ 한편 2000년과 비교하여 2005/06년의 고급인력 이주비율이 가장 크게 상승한 지역은 남아시아 지역인 것으로 나타났다. 또한 대부분 지역은 2000년에 비해

6. 남미와 카리브 해안 국가들로부터 다른 국가로 이주한 노동자는 본국으로 상당한 양의 금액을 송금하고 있다(Mishra, 2006).

2005/06년의 고급인력 이주비율이 증가하였지만, 중동 및 북아프리카 지역은 동기간 동안 다소 감소하였다.

IV. 자료와 추정모형

본 연구는 고급인력 국제이동의 결정요인을 분석하기 위해 국가 간 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 사용한다. 종속변수로는 이미 살펴본 DIOC(2000; 2005/06)에서 제공하는 2001년과 2005/06년의 고급인력 이주 비율(이후 EMI로 나타냄)을 사용한다.

또한 일련의 설명변수들은 제II장에서 제시한 가설에 기초한 경제적 요인, 인적자본 요인, 환경조성 및 제도적 지원 요인, 국가별 특성 요인을 반영하는 변수들이다. 구체적으로 경제적 요인은 선행연구와 마찬가지로 소득수준의 대리변수로 실질 1인당 GDP(2005년의 고정된 US \$ 기준, 이후 PGDP로 나타냄)을 사용한다.⁷ 이때 PGDP는 ‘구매력으로 추정된 실질 1인당 국내총생산’을 의미한다. 인적자본 요인을 반영하기 위하여 인적자본 확충의 대리변수로는 ‘고등교육기관에 대한 취학률’을 이용한다.⁸ 일반적으로 취학률은 전반적인 양적 확대 및 교육기회의 수준을 나타내는 대표적 통계자료이며, 고급인력을 반영하기 위해 본 연구에는 고등교육기관에 대한 취학률을 활용한다.

또한 연구 및 근로 환경 개선을 위한 환경조성 및 제도적 지원 요인의 대리변수로는 ‘GDP 대비 연구개발 투자 비율’(%, 이후 RND로 나타냄), 경제의 전반적인 기반구조(infrastructure)의 대리변수로는 ‘도시화율’(%, 이후

7. 실증분석에서 PGDP는 자연로그 값을 사용하는데, 그 이유는 PGDP는 국가 간 편차가 너무 심해 PGDP가 큰 국가가 종속변수에 더 큰 설명력을 갖는 왜곡을 최소화하기 위해서이다.

8. 실증분석에서 PGDP는 자연로그 값을 사용하는데, 그 이유는 PGDP는 국가 간 편차가 너무 심해 PGDP가 큰 국가가 종속변수에 더 큰 설명력을 갖는 왜곡을 최소화하기 위해서이다.

URBAN로 나타냄), 그리고 취업기회의 제약의 대리변수로는 ‘실업률’(% , 이후 UEM으로 나타냄)을 사용한다. 이때 실업률의 상승은 취업기회의 상실을, 그리고 실업률의 하락은 취업기회의 증대를 의미한다. 이상의 설명변수에 대한 국가 간 자료들은 세계은행(World Bank, 2013)이 제공한다.

한편 국가별 특성 요인을 반영하기 위해 민족분할, 대외의존도 및 정치·사회·경제적 글로벌화를 사용한다. 먼저 민족구성은 민족분할지수(index of ethnic fractionalization, 이후 IEF로 나타냄), 즉 “한 국가 내에서 무작위로 (randomly) 선택된 두 사람이 다른 민족에 속할 확률”로 측정한다. 즉 IEF는 0~1 사이의 값이며, 1(0)에 가까울수록 구성원 간 민족적 이질성(동질성)이 크다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 Fearon(2003)에서 제공한 IEF를 이용한다. 또한 대외의존도는 보편적으로 사용되는 ‘GDP 대비 무역(수출+수입)량 비율’로 측정한다. 마지막으로 국가별 글로벌화 정도는 정치적·사회적·경제적 글로벌화를⁹⁾ 구성하는 변수들에 주성분분석(principal component analysis)을 통한 가중치를 적용하여 산출된 글로벌 지수(이후 GLOB로 나타냄)를 이용한다. 국가별 GLOB는 Dreher(2006)가 제공한다. 이상의 독립변수들은 2000년과 2005년의 자료를 이용한다.

이상의 변수들에 대한 기초통계량은 <표 4>와 같으며, 모든 변수는 양(+)의 평균값을 나타낸다. 또한 EMI, RND, OPEN, UEM 및 IEF의 왜도는 양(+)의 값으로 나타나 평균을 중심으로 다소 오른쪽으로 치우친 모습을 보이는 반면, PGDP, SCH, URBAN, 및 GLOB는 음(-)의 값으로 나타나 평균을 중심으로 다소 왼쪽으로 치우친 모습을 보였다. 첨도의 경우 모든 변수가 대체로 첨예한 모습을 보였으며, 이 중 EMI가 가장 첨예한 것으로 나타났다.

9. 정치적 글로벌화 지표는 국내 대사관 수, 국제기구 가입여부, 국제과세협약 등의 변수들을 활용하여 주성분분석을 통해 가중치를 적용해 산출한다. 사회적 글로벌화 지표는 개인 접근성(국제관광, 전체 인구 대비 외국인 비율, 전화통화량 등)과 정보흐름(인터넷 사용자수, TV 보급률 등), 문화적 인접성(맥도널드 수, Ikea 수 등)의 변수들을 활용하여 주성분분석을 통해 가중치를 적용한 지표이다. 마지막으로 경제적 글로벌화 지표는 경제관련 실제 유량자료(GDP 대비 무역량 비율, 해외직접투자, 포트폴리오 투자, GDP 대비 해외노동자에 대한 소득지급 비율 등)와 규제자료(수입 장벽, 관세, 자본계정 규제 등)의 변수들을 활용하여 주성분 분석을 통해 가중치를 적용한 지표이다.

〈표 4〉 변수들의 기초통계량

변수명	EMI	log(PGDP)	SCH	RND	URBAN
평균	11.63	9.18	83.47	0.94	63.50
중위수	8.00	9.25	85.49	0.51	66.45
최대값	74.00	11.13	161.74	4.42	100.00
최소값	0.40	5.68	6.08	0.01	10.83
표준편차	11.89	1.22	29.06	1.00	23.23
왜도	2.82	-0.65	-0.58	1.39	-0.51
첨도	12.98	2.57	3.56	4.20	2.46
Jarque-Bera	810.07	11.65	9.76	56.61	8.10
[Prob.]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.02]
관측치 수	148	148	141	148	148
변수명	OPEN	UEM	IEF	GLOB	
평균	90.70	7.74	0.38	68.48	
중위수	74.37	6.65	0.32	66.54	
최대값	429.95	29.80	0.93	93.46	
최소값	20.31	0.80	0.01	39.79	
표준편차	64.97	4.86	0.25	14.12	
왜도	2.67	1.60	0.32	-0.04	
첨도	12.05	6.86	1.98	2.08	
Jarque-Bera	680.87	141.95	7.59	4.34	
[Prob.]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.11]	
관측치 수	148	136	126	122	

주: EMI: 고급인력 이주비율, PGDP: 실질 1인당 GDP, SCH: 고등교육기관 취학률, RND: GDP 대비 연구개발 투자 비율, URBAN: 도시화율, OPEN: GDP 대비 무역량 비율, UEM: 실업률, IEF: 민족분할지수, GLOB: 글로벌 지수를 의미함.

Jarque-Bera 검정 값의 경우 GLOB를 제외한 모든 변수가 5% 유의수준에서 정규성에 대한 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.

따라서 고급인력 국제이동의 결정요인을 분석하기 위한 추정방정식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$EMI_{it} = c + \sum_{j=1}^7 \beta_j X_{ijt} + \varepsilon_{it}$$

위 식에서 EMI는 고급인력 이주비율, 하첨자 i 와 t 는 국가와 연도, c 는 상수항, $\beta_j(j=1, \dots, 7)$ 는 추정된 설명변수들의 계수 값, X 는 일련의 설명변수, ε 은 오차항을 의미한다.

추정방법으로는 자료의 안정성을 증가시키기 위해 ‘통합한 최소제곱법’(pooled method of least squares: Pooled LS)을 사용한다. 이때 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성(heteroscedasticity)을 고려하여 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용하여 계산한다. 또한 2000년과 2005/06년의 추정방정식에는 오차항들의 동시연관성을 생겨날 수 있기 때문에 추정방법의 강건성(robustness)을 검토하기 위해 ‘표면상 무관회귀분석(Seemingly Unrelated Regression Estimation: SURE)’을 사용한 추정을 시도한다. 예를 들어 2000년의 종속변수(EMI)에 영향을 미칠 수 있는 충격은 2005/06년에 영향을 미치게 되며, 그 반대의 경우도 가능하기 때문에 복수방정식(multiple equation) 형태로 추정한다. 한편 이상의 추정방법을 사용함에 있어 표본을 전체국가, OECD 국가, 중미를 제외한 국가, 중미를 제외한 비 OECD 국가 등으로 구분하여 추정한다. 이는 가설에서 제시하는 경제적 요인, 인적자본 요인, 제도적 지원 요인 등 다양한 요인들이 표본분류에 따라 일관된 결과를 보이는지 또는 상이한 결과를 보이는지를 파악하여 추정결과의 강건성을 확인하기 위해서이다.

V. 실증분석 결과

전체국가로 구성된 표본을 Pooled LS를 사용해 추정한 결과는 <표 5>와 같다. <표 5>에서 동일한 종속변수에 대해 몇 가지 다른 형태의 모형으로 추정한 이유는 국가 간 분석에서 흔히 생겨나는 변수들 간의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 어떻게 작용하는지 검토하기 위해서이다. 또한 모형(B)에서는 소득수준과 고급인력 국제이동 간의 비선형적 관계가 존재하는지 검토하였다.

모형의 선택에 관계없이 log(PGDP), OPEN 및 UEM 추정계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 관측되었다. 즉 한 국가의 소득수준(PGDP), 취업기회의 제약(UEM) 및 대외의존도(OPEN)이 높을수록 고급인력 국제이

〈표 5〉 전체국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)	모형(F)
상수항	-13.47 (-0.96)	22.66 (0.42)	-15.39 (-1.20)	-33.45** (-2.38)	-37.07** (-2.53)	2.75 (0.35)
log(PGDP)	5.03** (2.15)	-3.51 (-0.29)	5.12** (2.36)	6.89*** (3.03)	7.05*** (3.57)	
log(PGDP) ²		0.50 (0.77)				
SCH			-0.02 (-0.38)	-0.01 (-0.21)	0.05 (0.84)	0.22* (1.94)
GLOB						0.19** (1.98)
RND	-2.72*** (-2.66)	-3.17*** (-3.12)	-2.41** (-2.26)	-2.82*** (-2.83)	-2.47*** (-2.64)	-1.91** (-2.19)
OPEN	0.05*** (4.05)	0.04*** (3.42)	0.06*** (4.15)	0.06*** (4.37)	0.06** (2.55)	
URBAN	-0.36*** (-2.97)	-0.35*** (-2.88)	-0.34** (-2.51)	-0.38*** (-2.89)	-0.47*** (-3.66)	-0.47*** (-3.25)
UEM				0.38** (2.20)	0.47** (2.40)	0.58** (2.34)
IEF					5.94 (1.22)	9.43 (1.40)
R ²	0.30	0.30	0.30	0.36	0.43	0.34
관측치 수	148	148	141	136	126	122
F-통계치 [p-값]	15.37 [0.00]	12.41 [0.00]	11.61 [0.00]	12.33 [0.00]	12.84 [0.00]	9.72 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성을 고려하여 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용하여 계산됨. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

동(EMI)은 증가하는 것으로 나타났다. 예를 들어 모형(D)에서 한 국가의 log(PGDP), OPEN 및 UEM이 각각 1.22, 64.97 및 4.86, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 8.41%포인트, 3.90%포인트 및 1.85%포인트만큼 EMI가 증가한다. 특히 소득수준이 EMI에 양의 영향을 미친다는 사실은 Rotte and Vogler (2000)이 제시한 바와 같이 개발도상국에서 금전적 제약의 완화로 인해 고급인력 국제이동이 증가한 것으로 판단된다. 그러나 모형(B)에서 log(PGDP)²

추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 소득수준이 고급인력 국제이동에 비선형적 영향은 미치지 않는 것으로 관측되었다.

또한 RND와 URBAN 추정계수는 전통적인 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 예를 들어 모형(C)에서 한 국가의 RND와 URBAN이 1.00과 23.23, 즉 표준편차의 크기만큼 상승하면, 다른 설명변수들의 효과를 고려한 상황에서 평균적으로 매년 약 2.41%포인트와 7.90%포인트만큼 EMI가 증가한다. 이상의 결과는 제도적 지원(RND)과 기반구조(URBAN)가 빈약한 국가에서 고급인력 국제이동이 상대적으로 높은 수준임을 의미한다. 마지막으로 글로벌화의 영향을 살펴본 모형(E)에서 글로벌 지수(GLOB)는 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 추정결과는 <표 2>의 예상효과와 일치한다. 그러나 <표 2>의 예상과는 달리 SCH(인적자본 확충)와 IEF(민족구성)은 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.¹⁰

표본선택에 따른 추정결과의 강건성을 검토하기 위해 고급인력 이주비율이 높은(<표 3> 참고) 중미국가를 제외한¹¹ 국가로 구성된 표본에 대해 Pooled LS를 사용한 추정결과는 <표 6>에 요약되어 있다. <표 6>의 추정결과는 <표 5>의 경우와 큰 차이가 발견되지 않았다. 즉 소득수준(PGDP), 대외의존도(OPEN) 및 취업기회의 제약(UEM)은 고급인력 국제이동(EMI)에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, 제도적 지원(RND) 및 기반구조(URBAN)의 증가는 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 <표 6>의 모형 (E)에서 인적자본 확충(SCH)와 글로벌화(GLOB)는 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 추정되었는데, 이 역시 <표 5>의 경우와 동일하다. 따라서 고급인력 이주비율이 높은 중미국가는 전체국가의 결과에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 판단된다.

-
10. 예외적으로 모형(F)에서 SCH 추정계수는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.
 11. 황진영·정군오·허식(2007)에 의하면, 200년 고급인력 국제이동 비율의 최상위 10개 국가 중에서 태평양 연안의 사모아와 통가를 제외하고는 남미와 카리브 해안 국가들이다.

〈표 6〉 중미국가를 제외한 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	-13.85 (-0.97)	-16.04 (-1.24)	-35.09** (-2.48)	-39.11*** (-2.63)	1.24 (0.14)
log(PGDP)	5.06** (2.15)	5.19** (2.38)	6.98*** (3.09)	7.13*** (3.64)	
SCH		-0.02 (-0.41)	-0.01 (-0.20)	0.05 (0.85)	0.24** (2.03)
GLOB					0.17* (1.74)
RND	-2.73*** (-2.64)	-2.38** (-2.27)	-2.64*** (-2.71)	-2.17** (-2.36)	-1.49* (-1.70)
URBAN	-0.36*** (-2.92)	-0.34** (-2.45)	-0.38*** (-2.88)	-0.49*** (-3.66)	-0.49*** (-3.31)
OPEN	0.05*** (3.91)	0.06*** (4.06)	0.07*** (4.43)	0.06** (2.50)	
UEM			0.45** (2.40)	0.55** (2.56)	0.70** (2.50)
IEF				5.93 (1.15)	10.29 (1.42)
R ²	0.30	0.31	0.38	0.45	0.36
관측치 수	136	130	125	115	111
F-통계치 [p-값]	14.27 [0.00]	10.91 [0.00]	12.00 [0.00]	12.62 [0.00]	9.55 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성을 고려하여 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용하여 계산됨. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

이는 자료의 가용성으로 말미암아 실증분석에 사용된 중미국가의 자료가 많지 않다는 사실과도 무관하지 않을 것으로 추측된다.

이제 소득수준이 높은 OECD 국가로 구성된 표본에 대해 Pooled LS를 사용한 추정결과는 〈표 7〉과 같다. 〈표 7〉의 추정결과는 〈표 5〉 혹은 〈표 6〉의 경우와 다소 상이하게 관측되었다. 즉 소득수준(PGDP), 제도적 지원(RND) 및 취업기회의 제약(UEM) 추정계수는 모형의 선택에 관계없이 전 통적인 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 대부분 OECD 국가들은 소득수준이 높고 지리적으로 인접하기 때문에 소득수준이

〈표 7〉 OECD 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	17.85 (1.30)	17.36 (1.18)	21.84 (1.49)	15.93 (1.10)	3.39 (0.62)
log(PGDP)	-0.44 (-0.33)	-0.34 (-0.23)	-0.70 (-0.47)	0.08 (0.05)	
SCH		-0.01 (-0.27)	-0.004 (-0.15)	0.01 (0.21)	-0.04 (-1.09)
GLOB					0.26*** (5.36)
RND	0.33 (0.70)	0.31 (0.65)	0.36 (0.73)	0.31 (0.61)	-0.08 (-0.16)
URBAN	-0.14** (-2.13)	-0.13* (-1.73)	-0.14* (-1.97)	-0.21*** (-3.36)	-0.18** (-2.03)
OPEN	0.05*** (5.24)	0.05*** (4.95)	0.05*** (4.83)	0.06*** (4.99)	
UEM			-0.10 (-0.48)	0.06 (0.32)	0.04 (0.22)
IEF				0.76 (0.33)	-0.43 (-0.14)
R ²	0.40	0.40	0.40	0.54	0.46
관측치 수	56	56	56	52	52
F-통계치 [p-값]	8.39 [0.00]	6.59 [0.00]	5.47 [0.00]	7.47 [0.00]	6.29 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성을 고려하여 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용하여 계산됨. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

나 제도적 지원 및 취업기회의 제약은 고급인력 이주비율에 큰 영향을 미치지 않은 것으로 추측된다.

그러나 〈표 7〉에서 기반구조(URBAN)는 고급인력 이주비율(EMI)에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향, 그리고 대외의존도(OPEN)와 글로벌화(GLOB)는 여전히 고급인력 이주비율에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 관측되었다. 즉, OECD 국가에서는 기반구조, 대외의존도 및 글로벌화가 다른 어떤 변수(결정요인)들에 비해 고급인력 국제이동에 큰 영향을 미치는 것으로 파악된다. 한편 〈표 7〉에서 인적자본 확충(SCH)과 민

〈표 8〉 비OECD(중미국가 제외) 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	-33.64* (-1.73)	-40.07** (-2.18)	-67.42*** (-3.93)	-61.47*** (-3.73)	-13.16 (-0.93)
log(PGDP)	8.33*** (2.71)	9.09*** (3.03)	12.03*** (4.51)	11.89*** (4.59)	
SCH		-0.03 (-0.32)	0.002 (0.03)	0.04 (0.41)	0.32** (2.41)
GLOB					0.50** (2.60)
RND	-8.78*** (-3.24)	-5.60 (-1.42)	-9.40*** (-2.87)	-10.67*** (-3.26)	-12.74*** (-3.11)
URBAN	-0.45*** (-3.48)	-0.44*** (-3.05)	-0.53*** (-4.39)	-0.60*** (-5.09)	-0.61*** (-4.19)
OPEN	0.05*** (3.14)	0.06** (2.48)	0.06*** (2.92)	0.02 (0.45)	
UEM			0.51** (2.23)	0.52** (2.26)	0.86** (2.54)
IEF				-1.65 (-0.27)	9.55 (0.96)
R ²	0.36	0.36	0.52	0.55	0.46
관측치 수	82	76	71	65	61
F-통계치 [p-값]	10.86 [0.00]	7.83 [0.00]	11.37 [0.00]	9.99 [0.00]	7.66 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미하며, 통계적 추론을 위한 t-값들은 이분산성을 고려하여 White의 방법을 이용한 수정된 분산-공분산 행렬을 이용하여 계산됨. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

족구성(IEF)은 여전히 전통적인 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

마지막으로 고급인력 이주비율이 높은 중미국가와 고소득의 OECD 국가를 제외한 국가들로 구성된 표본을 대해 Pooled LS를 사용한 추정결과는 〈표 8〉과 같다. 〈표 8〉의 추정결과는 〈표 5〉와 〈표 6〉의 경우와 매우 유사하게 나타났다. 즉 실질 1인당 GDP, 무역개방도 및 실업률은 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, 연구개발 투자 비율과 도시화율은 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을

미치는 것으로 관측되었다.¹² 또한 모형 (E)에서는 추가적으로 고등교육기관 취학률과 글로벌 지수가 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

한편 추정방법의 강건성을 검토하기 위해 SURE를 사용한 추정결과는 <부록>의 <표 9>~<표 12>에 요약되어 있다. SURE를 사용하여 추정한 결과를 요약하면, 거의 모든 모형에서 Pooled LS를 사용한 추정결과와 유사하게 나타났지만 추정계수의 통계적 유의성이 다소 감소하였다.

이상의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 소득이 높은 OECD 국가로 구성된 표본을 제외한 나머지 표본에서 실질 1인당 GDP(소득수준)가 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 소득수준이 높은 국가에서는 자국의 소득수준이 고급인력 국제이동에 영향을 미치지 않는 반면, 소득수준이 상대적으로 낮은 국가에서는 자국의 소득수준 향상이 고급인력 국제이동을 증가시키는 요인으로 작용하고 있음을 의미한다. 이와 같은 결과는 경제성장에 따른 금전적 제약의 완화가 이주를 견인한다고 주장한 Lopez and Schiff(1998), Rotte and Vogler (2000)의 연구결과와 부합된다.

둘째, OECD 국가로 구성된 표본을 제외한 나머지 표본에서 연구개발 투자 비율(제도적 지원을 반영)은 고급인력 국제이동에 대체로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.¹³ 이상의 결과는 연구를 위한 환경조성 및 연구지원의 증가가 고급인력의 국제이동을 감소시킬 수 있음을 의미하며, 이는 Kangasniemi et al.(2007), Gibson and McKenzie(2011)의 연구결과와 일치한다. 그러나 모형의 선택이나 추정방법에 따라 연구개발 투자 비율의 추정계수에 대한 통계적 유의성이 감소하거나 전통적인 범위를 벗어나는 것으로 관측되어 이상의 해석에는 주의가 요구된다.

셋째, 한 국가의 기반구조(infrastructure)의 대리변수로 사용된 도시화율은

-
12. 예외적으로 모형(B)의 RND 추정계수와 모형(D)의 OPEN 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다.
 13. OECD 국가로 구성된 표본에서는 연구개발 투자 비율의 추정계수에 대한 통계적 유의성은 전통적인 범위를 벗어났다.

표본이나 모형의 선택, 그리고 추정방법과 관계없이 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 해당국가의 기반구조가 향상될수록 고급인력의 유출이 감소할 수 있음을 의미한다.

넷째, OECD 국가로 구성된 표본을 제외한 나머지 모든 표본에서 실업률(취업기회의 제약을 반영)은 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 소득이 높고 기반구조가 구축되어 있는 국가(대체로 OECD 국가)에서는 실업률의 증가에 따른 고급인력의 유출 유인이 작은 반면, 소득 및 기반구조가 상대적으로 미흡한 국가에서는 실업률의 증가에 따른 고급인력 국제이동의 유인이 클 수 있음을 의미한다. 또한 이상의 결과는 Gibson and McKenzie(2011)가 주장한 바와 같이 경력 향상 및 취업기회의 제공이 고급인력 국제이동에 대한 유인으로 작용하고 있다고 해석할 수 있다.

다섯째, 대외의존도를 반영하는 무역개방도가 고급인력 국제이동에 미치는 영향은 모든 표본에서 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다(예외적으로 일부 모형에서 추정계수는 통계적으로 유의하지 않게 관측됨). 이는 무역개방에 따른 대외의존도가 높아질수록 고급인력 국제이동이 심화될 수 있음을 의미한다.

여섯째, 글로벌 지수가 고급인력 국제이동이 미치는 영향은 표본의 선택이나 추정방법과 상관없이 통계적으로 유의한 양의 값으로 일관성 있게 도출되었다. 이는 글로벌화에 따른 타국과의 관계나 정보접근성의 개선 등이 고급인력 국제이동에 기여한다고 해석할 수 있다.

마지막으로, 인적자본 확충을 반영하는 고등교육기관 취학률은 일부 모형에서 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 고등교육기관 취학률의 추정계수에 대한 통계적 유의성은 표본이나 모형의 선택에 의존하였다. 한편 민족구성을 반영하는 민족분할지수는 대부분 모형에서 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

VI. 맺음말

세계경제가 글로벌화 되면서 고급인력의 국가 간 이주는 보편적인 현상이 되고 있다. 특히 고급인력 국제이동은 대부분 국가에서 동시적으로 발생하고 있을 뿐만 아니라 각 국가의 경제성과에도 큰 영향을 미치고 있다. 이상의 시대적 흐름을 반영하여 고급인력 국제이동과 관련된 다양한 연구가 진행되고 있다. 본 연구는 다양한 경제·사회적 요인이 고급인력 국제이동이 미치는 영향을 4개 표본, 즉 (i) 전체국가로 구성된 표본, (ii) 중미국가를 제외한 국가로 구성된 표본, (iii) OECD 국가로 구성된 표본 및 (iv) 비OECD(중미 국가 제외) 국가로 구성된 표본으로 분리해 분석하였다.

구체적으로 본 연구의 실증분석 모형에서 종속변수로는 2000년과 2005/06년의 고급인력 이주비율(OECD에서 제공하는 DIOC 자료)을 사용하였다. 또한 결정요인(독립변수)으로는 2000년과 2005년의 실질 1인당 GDP(소득 수준 반영), 고등교육기관 취학률(인적자본 확충 반영), GDP 대비 연구개발 투자 비율(제도적 지원 반영), 도시화율(기반구조 반영), 실업률(취업기회의 제약 반영), 민족분할지수(민족구성 반영), GDP 대비 무역량 비율(대외의존도 반영) 및 글로벌 지수(글로벌화 반영)를 고려하였다. 추정방법으로는 통합한 최소제곱법(Pooled LS)과 표면상 무관회귀분석(SURE)을 사용하였다.

실증분석 결과, 대부분 국가에서 실질 1인당 GDP가 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, OECD 국가로 구성된 표본에서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 연구개발 투자와 실업률은 실질 1인당 GDP의 경우와 마찬가지로 소득수준이 높은 국가(OECD 국가)에서는 고급인력 국제이동의 유인으로 작용하는 역할이 미미한 반면, 소득수준이 상대적으로 낮은 국가에서는 그 유인이 높게 작용한 것으로 관측되었다.

한편 도시화율과 무역개방도는 추정방법이나 모형 혹은 표본의 선택과 관계없이 대체로 고급인력 국제이동에 대해 각각 통계적으로 유의한 음(-)과

양(+)¹의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 글로벌화의 영향은 표본의 선택이나 추정방법과 관계없이 대체로 일관성 있게 고급인력 국제이동에 양의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그러나 고등교육기관 취학률은 일부 모형에서 통계적으로 유의하였으며, 민족분할지수는 고급인력 국제이동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이상의 실증분석 결과는 국가 간 고급인력 국제이동의 결정요인을 파악한 선행연구들의 결과와 상당히 부합한다. 이때 본 연구에서는 선행연구들에서 고려한 다양한 고급인력 국제이동의 결정요인을 (1) 경제적 요인, (2) 인적 자본 요인, (3) 환경조성 및 제도적 지원 요인, (4) 국가별 특성 요인으로 구분하여 종합적인 분석을 수행하였다는 점에서 선행연구를 보완 및 발전시키는 데 기여하였다고 볼 수 있다. 또한 국가 간 패널자료를 활용한 표본분류 분석을 통해 표본분류에 따른 상이한 요인과 공통요인을 확인할 수 있으며, 이는 향후 진행될 고급인력 국제이동과 관련된 분석의 기초적 틀을 제공할 수 있다. 마지막으로 본 연구는 글로벌화의 기조 속에서 향후 고급인력 국제이주의 형태를 예측하고 해당 국가의 지속적인 경제성장을 위한 정책적인 노력의 방향성을 제시할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 지닌다.

이상의 실증분석 결과는 국가 간 고급인력 국제이동의 결정요인을 파악한 선행연구들의 결과와 상당히 부합한다. 이는 글로벌화의 기조 속에서 향후 고급인력 국제이주의 형태를 예측하고 해당 국가의 지속적인 경제성장을 위한 정책적인 노력의 방향성을 제시할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 지닌다. 그러나 본 연구는 자료의 한계로 인해 풍부한 시계열 변동을 고려하지 못했다는 한계점이 있으며, 이는 향후 보다 풍부한 자료를 확보함으로써 해결할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 향후의 연구에서는 고급인력 국제이동의 결정요인이 비고급인력 국제이동의 결정요인과 어떻게 다른지 파악하려는 노력이 요구된다.

참고문헌

- 김기완. 2006. 『이공계인력 해외유출·입 현황조사 및 수지지표 분석』, 한국과학기술기획평가원.
- 한국무역협회 무역연구소. 2006. 『글로벌 인재의 이동현황과 각국의 유치 전략』, 한국무역협회.
- 황진영·정근오·허식. 2007. 「동아시아 국가들의 고학력 노동자 이주에 따른 후생손실」. 『국제지역연구』 제11권 제3호. pp. 595-614.
- Beine, M., F. Docquier, and Rapoport, H. 2001. "Brain Drain and Economic Growth: Theory and Evidence." *Journal of Development Economics*, 64: 275-289.
- Beine, M., Docquier, F., and Schiff, M. 2008. "Brain Drain and Its Determinants: A Major Issue for Small States." *IZA Discussion Paper*, No. 3398.
- Bhagwati, J. N. and Hamada, K. 1974. "The Brain Drain, International Integration of Markets for Professionals and Unemployment — A Theoretical Analysis." *Journal of Development Economics*, 1: 19-42.
- Chen, Y.C. 2008. "The Limits of Brain Circulation: Chinese Returnees and Technological Development in Beijing." *Pacific Affairs*, 81: 195-215.
- Dreher, A. 2006. "Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization." *Applied Economics*, 38: 1091-1110.
- Docquier, F., Lohest, O., and Marfouk, A. 2007. "Brain Drain in Developing Countries." Discussion Paper (ECON — Département des Sciences Economiques), Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.
- Fearon, J. D. 2003. "Ethnic and Cultural Diversity by Country." *Journal of Economic Growth*, 8: 195-222.
- Gibson, J. and McKenzie, D. 2011. "The Microeconomic Determinants of Emigration and Return Migration of the Best and Brightest: Evidence from the Pacific." *Journal of Development Economics*, 95: 18-29.
- Grubel, H. G. and Scott, A. 1966. "The International Flow of Human Capital." *American Economic Review*, 56: 268-274.
- Hall, P. 2005. "Brain Drain and Brain Gains: Causes, Consequences, Policy." *International Journal of Social Economics*, 32: 939-950.
- Haque, N. U. and Kim, S. J. 1995. "A Human Capital Flight: Impact of Migration on Income and Growth." *IMF Staff Papers*, 42: 577-607.
- Kangasniemi, M., Winters, L. A., and Commander, S. 2007. "Is Medical Brain Drain Beneficial? Evidence from Overseas Doctors in the UK." *Social Science & Medicine*, 65: 915-923.
- Lopez, R. and Schiff, M. 1998. "Migration and the Skill Composition of the Labor

- Force: The Impact of Trade Liberalization in LDCs.” *Canadian Journal of Economics*, 31: 318-336.
- Mishra, P. 2006. “Emigration and Brain Drain: Evidence from the Caribbean.” IMF Working Paper, WP/06/25.
- Miyagiwa, K. 1991. “Scale Economies in Education and the Brain Drain Problem.” *International Economic Review*, 32: 743-759.
- Mountford, A. 1997. “Can a Brain Drain Be Good for Growth in the Source Economy?” *Journal of Development Economics*, 53: 287-303.
- Ngoma, A. L. and Ismail, N. W. 2013. “The Determinants of Brain Drain in Developing Countries.” *International Journal of Social Economics*, 40: 744-754.
- OECD. 2000. Database on Immigrants in OECD Countries(DIOC).
- OECD. 2005/06. Database on Immigrants in OECD Countries(DIOC).
- Rotte, R. and Vogler, M. 2000. “The Effects of Development on Migration: Theoretical Issues and New Empirical Evidence.” *Journal of Population Economics*, 13: 485-508.
- Stark, O., Helmenstein, C., and Prskawetz, A. 1997. “A Brain Gain with a Brain Drain.” *Economics Letters*, 55: 227-234.
- Tung, R. L. 2008. “Brain Circulation, Diaspora, and International Competitiveness.” *European Management Journal*, 26: 298-304.
- Vidal, J. P. 1998. “The Effect of Emigration on Human Capital Formation.” *Journal of Population Economics*, 11: 589-600.
- World Bank. 2013. World Development Indicators on CD-Rom, Washington DC.

부록: 표면상 무관회귀분석(SURE)을 사용한 추정결과

〈표 9〉 전체국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)	모형(F)
상수항	-13.47 (-1.24)	22.66 (0.41)	-15.39 (-1.18)	-33.45** (-2.41)	-37.07*** (-2.65)	2.75 (0.34)
log(PGDP)	5.03*** (3.17)	-3.51 (-0.27)	5.12** (2.42)	6.89*** (3.22)	7.05*** (3.46)	
log(PGDP) ²		0.50 (0.66)				
SCH			-0.02 (-0.24)	-0.01 (-0.11)	0.05 (0.65)	0.22*** (2.70)
GLOB						0.19 (1.26)
RND	-2.72* (-1.93)	-3.17** (-2.01)	-2.41* (-1.66)	-2.82** (-1.98)	-2.47* (-1.78)	-1.91 (-1.28)
URBAN	-0.36*** (-4.63)	-0.35*** (-4.56)	-0.34*** (-4.12)	-0.38*** (-4.84)	-0.47*** (-5.86)	-0.47*** (-5.38)
OPEN	0.05** (2.56)	0.04** (2.27)	0.06** (2.55)	0.06*** (2.78)	0.06* (1.94)	
UEM				0.38* (1.71)	0.47** (2.19)	0.58** (2.18)
IEF					5.94 (1.26)	9.43* (1.69)
R ²	0.30	0.30	0.30	0.36	0.43	0.34
관측치 수	148	148	141	136	126	122
F-통계치 [p-값]	15.37 [0.00]	12.41 [0.00]	11.61 [0.00]	12.33 [0.00]	12.84 [0.00]	9.72 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 10〉 중미국가를 제외한 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	-13.85 (-1.23)	-16.04 (-1.18)	-35.09** (-2.44)	-39.11*** (-2.68)	1.14 (0.88)
log(PGDP)	5.06*** (3.07)	5.19** (2.35)	6.98*** (3.15)	7.13*** (3.38)	
SCH		-0.02 (-0.26)	-0.01 (-0.11)	0.05 (0.68)	0.24*** (2.80)
GLOB					0.17 (1.08)
RND	-2.73* (-1.84)	-2.38 (-1.56)	-2.64* (-1.78)	-2.17 (-1.50)	-1.49 (-0.95)
URBAN	-0.36*** (-4.40)	-0.34*** (-3.90)	-0.38*** (-4.67)	-0.49*** (-5.66)	-0.49*** (-5.29)
OPEN	0.05** (2.49)	0.06** (2.49)	0.07*** (2.79)	0.06* (1.95)	
UEM			0.45* (1.86)	0.55** (2.39)	0.70** (2.43)
IEF				5.93 (1.19)	10.29* (1.73)
R ²	0.30	0.31	0.38	0.45	0.36
관측치 수	136	130	125	115	111
F-통계치 [p-값]	14.27 [0.00]	10.91 [0.00]	12.00 [0.00]	12.62 [0.00]	9.55 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 11〉 OECD 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	17.85 (0.86)	17.36 (0.83)	21.84 (0.95)	15.93 (0.81)	3.39 (0.41)
log(PGDP)	-0.44 (-0.21)	-0.34 (-0.15)	-0.70 (-0.30)	0.08 (0.04)	
SCH		-0.01 (-0.19)	-0.004 (-0.10)	0.01 (0.15)	-0.04 (-0.87)
GLOB					0.26*** (3.10)
RND	0.33 (0.36)	0.31 (0.34)	0.36 (0.38)	0.31 (0.41)	-0.08 (-0.10)
URBAN	-0.14* (-1.72)	-0.13 (-1.54)	-0.14 (-1.61)	-0.21** (-2.36)	-0.18* (-1.76)
OPEN	0.05*** (3.61)	0.05*** (3.54)	0.05*** (3.51)	0.06*** (3.87)	
UEM			-0.10 (-0.45)	0.06 (0.31)	0.04 (0.24)
IEF				0.76 (0.21)	-0.43 (-0.11)
R ²	0.40	0.40	0.40	0.54	0.46
관측치 수	56	56	56	52	52
F-통계치 [p-값]	8.39 [0.00]	6.59 [0.00]	5.47 [0.00]	7.47 [0.00]	6.29 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 12〉 비OECD(중미국가 제외) 국가로 구성된 표본의 추정결과

	모형(A)	모형(B)	모형(C)	모형(D)	모형(E)
상수항	-33.64** (-2.08)	-40.07* (-1.89)	-67.42*** (-3.22)	-61.47*** (-2.89)	-13.16 (-0.93)
log(PGDP)	8.33*** (3.46)	9.09** (2.56)	12.03*** (3.56)	11.89*** (3.40)	
SCH		-0.03 (-0.22)	0.002 (0.02)	0.04 (0.33)	0.32** (2.44)
GLOB					0.50 (1.65)
RND	-8.78* (-1.68)	-5.60 (-0.84)	-9.40 (-1.61)	-10.67* (-1.76)	-12.74* (-1.82)
URBAN	-0.45*** (-4.23)	-0.44*** (-3.87)	-0.53*** (-5.22)	-0.60*** (-5.46)	-0.61*** (-4.95)
OPEN	0.05* (1.72)	0.06 (1.49)	0.06* (1.71)	0.02 (0.33)	
UEM			0.51 (1.64)	0.52 (1.66)	0.86** (2.12)
IEF				-1.65 (-0.22)	9.55 (1.05)
R ²	0.36	0.36	0.52	0.55	0.46
관측치 수	82	76	71	65	61
F-통계치 [p-값]	10.86 [0.00]	7.83 [0.00]	11.37 [0.00]	9.99 [0.00]	7.66 [0.00]

주: i) 괄호 안의 수는 t-값을 의미함. (ii) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

Determinants of International Migration in the Highly Skilled Migrants

Sun Ho Lee

Professor, Department of Economics
Hannam University

Dong Kwan Kang

Researcher, IOM Migration Research & Training Centre

Jinyoung Hwang

Professor, Department of Economics
Hannam University

The international migration of highly skilled migrants has become a common phenomenon across world with the globalization. In the context, this study analyzes how the determinants such as economic determinants (GDP per capital), human capital determinants (tertiary education entry rate), environmental and institutional determinants (R&D investment, urbanization rate, unemployment rate), and country-specific characteristics determinants (ethnic fractionalization, openness, globalization) impact on international migration of highly skilled migrants. To test the robustness of estimated results, four group samples were constructed: (1) an entire group of countries, (2) countries excluding the Central America, (3) OECD countries, and (4) non-OECD countries (excluding the Central America). The results shows that GDP per capita, unemployment, trade volume (openness), and global index have a statistically significant and positive impact on the international migration of highly skilled migrants, whereas R&D investment and urbanization rate have a statistically significant and negative impact in most countries. On the other hand, GDP per capita, R&D investment, and unemployment rate are positively and significantly related to international migration of the highly skilled migrants in the OECD area.

Keywords: Highly Skilled Migrants, International Migration, Cross-Country Analysis

이선호. 한남대학교 경제학과
대전광역시 대덕구 한남로 70 한남대학교 경상대학 경제학과
Tel_042-629-7602 E-mail_lsh5147310@gmail.com

강동관. IOM 이민정책연구원
경기도 고양시 일산동구 정발산로 24 웨스턴타워 4동 8층
Tel_031-920-5636 E-mail_dk.kang@iom-mrtc.org

황진영. 한남대학교 경제학과
대전광역시 대덕구 한남로 70 한남대학교 경상대학 경제학과
Tel_042-629-7581 E-mail_jyh17@hnu.kr