


교육재정의 효율성 제고를 위한 연구 :
성과평가를 중심으로

2001. 12

김진영

 한국조세연구원

序 言

경제발전의 원동력으로서 인적자본의 중요성이 갈수록 중요시 되는 현 시점에서 인적자본 형성을 담당하는 교육의 중요성은 과거 어느 때보다도 커진 상태이다. 이러한 세계경제 패러다임의 변화와 우리나라 고유의 높은 교육열을 반영하여 교육재정이 크게 증대된 결과 현재 우리나라의 교육예산은 GDP의 4.5%에 이르고 있다. 이렇게 교육에 많은 금액과 시간이 투자되는 이상 투입을 통해 얻으려는 소기의 목적을 제대로 달성할 수 있는지에 대한 검토가 필요할 것이다. 투입과 산출을 연계시키는 논의는 명시적으로 GDP의 몇 퍼센트를 교육에 투자하자는 주장이 제기되는 현 시점에서는 더욱 중요한 의미를 가진다고 하겠다.

본 연구에서는 선진국에서 행해진 연구에 대한 문헌조사와 우리나라 자료 및 국가별 자료를 통한 실증분석을 통해 교육비 지출의 증가로 대표되는 투입의 증가가 학생들의 학업성취도나 피교육자의 소득 향상을 보장하지는 않는다는 연구결과를 얻고 있다. 학생 1인당 지출의 증가나 학급 규모의 감소와 같은 가시적인 투입의 증가가 막대한 재원의 증가를 정당화할 만큼의 성과를 보장하지는 않는다는 점은 주목해야 할 것이다.

다른 한편으로 본 연구에서 강조하는 바는 교육재정의 효율성 제고를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 시도들이 행해지고 평가되어야 한다는 것이다. 선진국을 중심으로 행해진 연구들을 폭넓게 수집하고 조사하는 과정에서 얻는 중요한 시사점 중 하나는 많은 연구에도 불구하고 우리는 여전히 교육의 성과를 높이는

요인에 대해서 많은 지식을 갖고 있지 못하다는 것이다. 따라서 본 연구는 현실 개선의 가능성을 갖춘 정책의 수립과 실천을 위해서는 실질적으로 학생들의 성취도를 높이는 요인들이 무엇인지에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 필요가 있음을 주장한다. 실질적으로 최근 정보통신 기술의 발달은 데이터의 축적 비용을 절감시켜 주고 있으며 이용에 있어서도 보다 많은 사람이 손쉽게 데이터에 접근할 수 있게 해줌을 상기한다면 교육의 산출 측면에 대한 미시자료를 바탕으로 보다 심도 높은 연구를 통해 정책결정을 뒷받침할 가능성은 어느 때보다도 높다고 할 수 있다. 자료의 축적과 분석을 통해 투입과 산출 사이의 관계에 대한 심도 있는 조사를 진행하면서 재원의 효율적 배분 방안을 모색해 나가는 것이 산출과의 상관관계가 검증되지 않은 투입의 증대보다 바람직하다는 것이 교육정책과 관련한 본 연구의 핵심적인 주장 중 하나라고 할 수 있다.

성과를 높이기 위한 다양한 시도들을 보장하는 방법으로는 교육의 분권화를 들 수 있다. 우리나라는 매우 중앙집권화된 교육재정 시스템을 갖고 있으며 이러한 중앙집권화된 시스템의 영향으로 교육서비스도 획일화될 수밖에 없었다. 이러한 과거의 관행에서 탈피하여 분권화를 이룸으로써 다양한 정책적 실험이 자연스럽게 시도될 수 있을 것이다.

물론 본 보고서에서 주장하는 바가 교육재정을 확충할 필요가 없다는 것은 아니다. 본 보고서는 국가별 자료를 이용한 실증 분석을 통해 지난 30년간 세계 경제의 구조는 인적 요소의 중요성이 증가하는 방향으로 변해왔으며 향후 경제발전에서 가장 중요한 관건은 국가의 인적요소의 활용을 어떻게 극대화하느냐에 있다는 점도 설득력 있게 보이고 있다. 또한 세계 각국의 소득 수준과 성장률을 검토한 결과 1960년대 이후 20세기말 사이에 세계경

제의 변화 방향이 관측되며 그 방향은 지식기반 경제라는 용어가 시사하듯이 인적 요소 특히 질 높은 교육을 받은 인적자본의 중요성이 점증하고 있음도 보이고 있다. 결국 이렇게 교육의 경제적 중요성이 커지지만 교육재정의 확충에는 한계가 있기 때문에, 그리고 아직도 우리는 교육의 성과를 높이는 요인에 대해서 많은 지식을 갖고 있지 못하기 때문에 교육이 지향하는 목표를 달성하려면 성과 평가가 필요하다는 것이 본 보고서의 주된 주장이다. 이러한 주장은 성과 평가를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 노력이 전개되어야 할 것이며 교육비 지출 증가 이상으로 이러한 노력을 보장하는 체제를 만들어 가는 노력이 절실히 필요하다는 정책 제안으로 이어진다.

본 보고서는 본 연구원의 김진영 박사가 집필하였다. 저자는 보고서 집필 과정에서 자료수집과 분석에 도움을 준 김정현 주임연구원과 원고 정리에 많은 수고를 아끼지 않은 김수현, 안상숙, 장정순, 홍유남 연구조원과 출판과 여러분께 감사드리고 있다. 또한 원내 세미나 등을 통해 유익한 도움 말씀을 주신 본원의 박기백, 손원익, 안종석 박사를 비롯한 원내 여러 연구위원들께, 그리고 보고서를 읽고 좋은 의견을 개진해 주신 익명의 두 논평자께도 감사드리고 있다. 물론 본 보고서가 가지고 있을지 모르는 분석의 오류는 이 분들과 전혀 무관하다. 아울러 본 연구보고서의 내용은 필자의 개인적 견해이며 본 연구원의 공식 견해를 반영한 것이 아님을 밝혀둔다.

2001년 12월

韓國租稅研究院

院長 宋大熙

<요약 및 정책시사점>

국내외에서 인정하는 바와 같이 우리나라는 다른 어떤 나라보다도 교육열이 높은 나라이다. 이런 높은 교육열을 반영하여 해방이후 45년 동안 우리나라가 이룬 교육의 양적 성장은 다른 어떤 나라보다 앞서는 것이다. 지식기반 경제로 패러다임이 전환되는 현 시점에서 이렇게 높은 교육열과 짧은 기간 동안 다른 어떤 나라보다도 빠른 속도로 이루어진 교육에 대한 투자가 과연 어떤 결과를 낳았을까 하는 질문은 매우 중요한 의미를 지니고 있다. 물론 교육은 지와 덕을 갖춘 훌륭한 국민을 길러내는 소중한 활동으로 그 성과를 측정하기가 매우 어려운 측면이 있다. 그렇지만 교육의 성과는 다양하게 나타나며 그 중의 일부는 측정이 가능한 것도 있다. 이를테면 교육의 성과는 경제적인 측면에서도 확실하게 관측된다.

우선 개인 차원에서 교육과 소득 사이에는 매우 밀접하고도 안정적인 관계가 있음이 알려져 있다. 노동경제학에서 가장 안정적이고 신뢰할 만한 실증적 사실은 교육을 더 받은 개인이 더 높은 근로소득을 올린다는 것이다. 또한 국가 차원에서도 국민의 높은 교육 수준이 보다 빠른 경제성장에 기여한다는 사실이 발견되고 있다. 이렇게 볼 때 경제학 용어로 표현하자면 교육이란 개인이나 국가 차원에서 중요한 투자행위가 되는 것이다. 현재 우리나라의 교육예산은 GDP의 4.5%에 이르고 있다. 이렇게 교육에 많은 금액과 시간이 투자되는 이상 과연 투입을

통해 얻으려는 바를 제대로 얻고 있는지를 검토해볼 필요가 있을 것이다. 비록 교육의 산출 측면이 직접적인 경제적 이득을 주는 항목으로만 구성된 것은 아니며 따라서 금전적 환산이 어렵다 할지라도 투입과 산출의 관계에 대한 분석은 여전히 필요한 것이다. 더구나 투입과 산출을 연계시키는 논의는 명시적으로 GDP의 몇 퍼센트를 교육에 투자하자는 주장이 제기되는 현 시점에서는 더욱 중요한 의미를 가진다고 하겠다.

이러한 문제의식 속에서 본 보고서는 교육재정의 효율성 제고를 위한 연구를 시도한다. 기존에도 교육재정의 효율성 제고를 위한 연구는 적지 않았던 것으로 판단되나 본 연구가 다른 연구와 차별되는 점은 효율성 제고를 위한 방안을 교육의 성과 측면에 대한 고찰로부터 도출한다는 것이다. 성과 측면에 대한 고려는 재정투입 증가의 필요성을 인정하되 그 투입의 증가는 목표로 하는 성과와의 연계성을 고려하면서 이루어질 필요가 있다는 사고로부터 출발한다. 본 보고서에서 고려하는 교육의 성과 측면은 크게 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째는 주로 성적에 의해서 평가되는 학생의 성취도이며, 둘째는 교육 수준의 증가에 따른 개인 소득의 증가, 셋째는 국민의 교육 수준 향상에 따른 국가의 경제성장이다. 교육의 목표는 성적의 향상이나 피교육자의 경제적 성공 뿐만은 아니지만 이러한 점을 무시할 수 없는 것 또한 사실이기 때문에, 그리고 아직은 다른 성과 측면에 대한 연구는 활발히 이루어진 바 없다는 이유에서 본 보고서에서는 학생의 학업 성취도와 교육의 경제적 귀결이라는 성과 측면에 관심을 국한하기로 한다.

본 보고서는 주요 내용은 다음과 같이 요약할 수 있다. 우선 제Ⅱ장에서는 우리나라 교육재정의 특징을 초중등교육과 고등교육으로 나누어서 강력한 중앙집권형 교육재정과 양적 팽창

의 추구라는 측면에서 살펴본다. 우리나라의 초중등 교육재정은 재원 조달주체와 집행주체가 다르다는 특징이 있다. 재원 조달주체인 중앙정부의 입장에서는 지극히 평준화 지향적인 배분을 하게 될 것인데, 이는 우리나라의 다양한 수요와 양립하기 어려우므로 결과적으로는 사교육비의 증가라는 현상을 낳게 된다. 그렇지만 이렇게 중앙집권적으로 재원조달을 하는 체제 속에서도 각 지역별로 각 학급간 학생 1인당 교육비는 적지 않은 편차를 보이고 있다는 사실은 흥미롭다. 결과적으로는 이렇게 다양한 차이가 인정되려면 교육재정은 지방재정과 통합되고 교육은 대표적인 지방공공재로서 자리잡는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

한편 우리나라 고등교육재정은 현재 학생 수는 늘어났으나 재원은 부족하여 매우 어려운 상황에 처해 있다. 대학교육의 양적 확대는 교육과잉(over-education)에 대한 우려를 낳고 있기 때문이다. 지식기반 경제로 패러다임이 이동하는 현 시점에서 과잉교육에 대한 우려는 시대착오적이라는 반론도 제기될 수 있다. 그렇지만 적어도 두 가지 측면에서 현재 우리나라 고등교육의 양적 팽창이 야기한 문제점을 제시하고 평가해 볼 필요가 있다.

첫째로 모든 고등학교 졸업생들이 대학교육을 받는 상황이 바람직한 것인가 대해서는 서로 다른 의견이 있을 수 있다. 만약 우리나라의 산업 구조가 고등교육 인력을 충분히 흡수할 수 있다면 이러한 고등교육의 양적 팽창이 심각한 문제가 아닐 수도 있겠지만 현재로서는 우리나라 산업구조와 노동시장 상황이 고졸 근로자는 전혀 필요치 않으며 대졸 근로자만 필요한 상황이라고 평가하기는 어려울 것이다.

둘째로는 고등교육의 질과 관련된 사항이다. 고등교육에서

양과 질에는 어느 정도 상충관계(trade-off)가 있을 수 있음을 인정해야 할 것이다. 우리나라 고등교육의 양적 팽창이 문제가 된 이유는 질에 대한 고려가 충분하지 못했기 때문이라고 요약할 수 있겠다. 고등교육의 양적 팽창이 야기한 질의 저하 문제를 선명하게 보여주는 예를 교수 1인당 학생 수 변화 추이에서 찾을 수 있다. 1999년 현재 우리나라 교수 1인당 학생 수는 1970년에 비해 2배 이상으로 늘었다. 즉 현재 교수 1인당 학생 수로 본 우리나라 대학교육의 여건은 선진국과 비교했을 때는 물론이고 우리나라의 과거의 경우와 비교할 경우에도 가장 열악한 상황이라고 평가할 수밖에 없는 실정이다.

결국 노동시장과 균형을 이루지 못하며, 질의 저하를 수반할 우려가 있다는 두 가지 측면에서 고등교육의 양적 확대에 대해서는 신중한 평가가 요구된다고 하겠다. 이러한 현실에서는 고등교육에 대한 재정지원의 기초는 성과 평가를 통한 집중지원을 기본으로 삼아야 할 것이다. 대학이라는 기관에 대한 지원 일변도를 탈피하여 학생과 우수연구자 등 개인에 대한 지원을 늘림으로써 고등교육이 추구하는 목적을 달성하려는 노력도 병행해야 할 것으로 본다.

한편 우리나라 초중등 교육과 고등교육 재정의 공통된 특징 중 하나는 자본지출의 비중이 OECD 어떤 나라보다도 높다는 것이다. 이는 그 동안 매우 열악했던 교육환경을 개선하는 노력에서 발생한 것으로 판단되나 교육과정에서 더 중요한 것은 인적 측면이라는 의식의 전환과 그에 따른 인적자원 중시의 정책 기조가 필요할 것으로 사료된다.

제Ⅲ장에서는 교육에서 투입-산출간의 관계를 분석하기 위한 이론적 틀과 실증적 연구의 결과들이 제시된다. 특히 1인당 교육비지출이나 교사 1인당 학생 수와 같은 변수들과 학생들의

성취도 사이의 관계에 대한 수많은 실증연구들이 의미하는 바를 종합적으로 검토하게 된다. 우선 교육에서의 투입-산출 관계를 규명하기 위한 개념적인 틀로서 부가 교육생산 함수를 소개하고 이를 바탕으로 외국에서 행해진 많은 실증연구들을 소개한다. 이는 우리가 관심을 갖는 투입변수들과 산출의 관계에 대해서 지금까지 연구를 통해 밝혀진 바를 정리하여 그로부터 정책 시사점을 도출하기 위해서이다.

지금까지 선진국 연구자들을 중심으로 이루어진 실증연구에 대한 문헌 조사를 통해서 얻을 수 있는 시사점으로는 간접적으로나마 교육에서 일종의 수확체감 현상이 나타나고 있다는 것이다. 예를 들어 학생당 지출의 증가가 미국의 경우에는 성취도 향상과 직접적인 관계를 맺는다는 연구결과와 비중이 높지 않지만 개발도상국의 경우에는 그 비중이 절반에 이른다는 결과는 기존의 교육지출이 그리 높지 않은 수준에서는 추가적인 지출증가의 효과가 매우 크다는 사실을 시사하는 것으로 판단된다. 같은 논리가 교사의 교육 수준에 대해서도 적용될 수 있을 것이다. 이미 교사들이 최소한의 요구조건을 갖춘 상태에서 교사의 교육 수준이 조금 더 높아지는 것으로는 커다란 효과를 볼 수 없지만, 사회 전반의 교육 수준이 높지 않고 따라서 일반적으로 교사들의 교육 수준이 높지 않은 개발도상국에서는 교사의 교육 수준이 높아짐으로써 학생들의 성취도가 크게 향상되는 효과를 볼 수 있는 것이다. 이렇게 볼 때 정책 수립에 필요한 교육비 지출 증가의 효과에 대한 예측은 우리의 교육비 지출 수준이 현재 어떠한지에 대한 평가에 따라 크게 달라질 수 있을 것이다. 만약 우리가 교육에 이미 상당한 투자를 하고 있다면 추가적인 지출 증가가 커다란 효과를 보장하지는 않을 것이기 때문이다.

한편 제Ⅲ장에서는 최근 실행된 수학, 과학, 읽기 등의 국제 비교 평가시험에서 새로이 발견되는 투입-산출 간 관계도 분석하였다. 이를 종합하면 수많은 실증연구에도 불구하고 여전히 교육생산함수에 대한 이해는 충분치 않다는 사실을 인정해야 한다는 점과 실증연구의 결과를 종합적으로 평가해 보면 투입과 산출의 관계가 뚜렷하지는 않다는 결론을 얻는다. 우리나라가 국제비교평가에서 매우 우수한 성적을 거두고 있는 것도 풍부한 교육재정 때문만은 아님을 이러한 결과의 연장선상에서 이해할 수 있을 것이다.

제Ⅳ장에서는 교육의 경제적 성과에 대한 평가부분으로 교육 수준과 개인소득 사이의 관계를 외국의 연구와 우리나라 자료를 통해 살펴보았다. 지금까지 두 가지 미시자료를 통해 우리나라 교육수익률을 추정해 본 바로는 우리나라의 교육투자수익률은 대략 7~8%라고 할 수 있으며 학력간 임금격차는 교육의 경제적 가치가 충분함을 보여주고 있다. 우리나라의 교육수익률은 외국과 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 남녀간 교육수익률에서는 큰 차이를 보이지 않고 있는데 이는 대부분의 나라에서 여성의 교육수익률이 높은 것과는 대조되는 결과였다.

개인소득과 교육 수준의 국제비교에서 관측되는 흥미로운 사실 중에 하나는 개인의 노동소득을 근거로 유도한 교육의 투자수익률이 그 나라의 교육재정 규모에 비례하지는 않는다는 점이다. 이를테면 우리나라보다 교육수익률이 상당히 낮은 것으로 나타난 국가들 중에서 스위스, 오스트리아, 이탈리아, 스웨덴 등의 국가는 우리나라와의 소득 격차를 고려하더라도 교육비 지출 수준이 높은 나라였다. 이렇게 볼 때 적어도 국제비교를 통해 보자면 높은 교육비 지출이 그 나라 국민의 개인소득을 크게 높이지는 않을 개연성이 높다고 하겠다. 물론 단순히

외국과 교육투자수익률이 유사하다는 것만으로 개인의 소득에 미치는 우리나라 교육의 영향을 긍정적으로 평가하는 데에는 문제가 있을 것으로 판단된다. 무엇보다도 사교육으로 투자되고 있는 부분까지 고려했을 때도 교육의 투자수익률이 높다고 할 수 있을지가 의문이기 때문이며 교육투자수익률이 생산성을 반영하고 있는지에 대해서도 보다 엄밀한 분석이 필요하기 때문이다. 예를 들어 미시 자료를 통해 자영업자와 봉급생활자의 학력간 임금격차를 비교한 분석에서 봉급생활자의 임금만으로 추정된 교육수익률은 실질적인 생산성의 차이보다 약간 과대 평가될 가능성이 있음도 알 수 있었다. 이 부분에 대해서는 보다 엄밀한 방법을 이용하는 추가 연구가 앞으로도 필요할 것으로 보인다.

제V장은 경제성장 과정에서 교육의 중요성을 국가별 자료를 통해 검토한다. 최근의 경제성장이론과 실증연구들을 반영하여 성장회귀식을 검토하면서 경제성장에서 교육의 역할에 대해 살펴본다. 보다 구체적으로는 국가자료를 통한 성장회귀식의 검토를 통해 다음과 같은 시사점들을 얻을 수 있다. (1) 신고전 학파의 성장 모형은 인적자본의 역할을 완전하게 인식하고 있다고 보기는 어렵다. 즉 단순한 생산요소를 넘어서 생산성 향상을 이끄는 힘으로서의 인적자본의 역할을 재인식해야 할 것이다. (2) 그렇지만 여전히 인적자본은 중요한 생산요소라는 사실은 부인할 수 없다. (3) 지금까지 인적자본의 측정 수단으로는 교육의 양적 측면이 주로 이용되어 왔지만 보다 깊이 있는 실증연구를 위해서는 교육의 질적 측면까지 고려할 필요가 있다. (4) 교육의 질적 측면을 고려하기 위해서는 국제비교평가시험 성적이나 단일 노동시장에서 교육의 수익률을 인적자본 추정에 포함시키는 방법이 앞으로 더 연구될 필요가 있을 것이다.

이러한 결론 외에도 실증 분석이 시사하는 중요한 시사점 중 하나는 지난 30년간 세계 경제의 구조는 생산수단의 축적보다는 ‘인적 요소’의 중요성이 증가하는 방향으로 변해왔다는 것이다. 또한 세계경제에는 빈부의 양극화 현상이 나타나고 있으며 교육, 특히 기술진보를 이끄는 힘이 될 수 있는 고등교육이 더욱 중요해지는 방향으로 움직이고 있다. 이러한 실증적 발견들은 교육재정 구성에도 고등교육에 대한 비중 증가와 인적자원에 대한 적절한 보상이 필요하다는 시사점을 주고 있다.

마지막 제VI장은 요약과 결론으로 교육재정의 효율성 제고를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 시도들이 행해지고 평가되어야 함을 주장한다. 본 보고서에서 행한 문헌조사와 실증분석으로부터 얻어지는 시사점을 종합해보면 많은 예산이 투입된다고 해서 자동적으로 교육의 성과까지 올라가는 것은 아니라는 점을 강조할 수밖에 없게 된다. 이러한 관점에서 본 보고서에서는 성과 평가를 전제로 한 정책적 실험들을 시도할 필요가 있다는 점을 결론적으로 주장한다. 보다 현실 개선의 가능성을 갖춘 정책의 수립과 실천을 위해서는 실질적으로 학생들의 성취도를 높이는 요인들이 무엇인지에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 필요가 있기 때문이다. 최근 정보통신 기술의 발달은 데이터의 축적 비용을 절감시켜 주고 있으며 이용에 있어서도 보다 많은 사람이 손쉽게 데이터에 접근할 수 있는 가능성을 높여주고 있다. 특히 교육의 산출 측면에 대한 미시자료가 갖추어 진다면 보다 심도 높은 연구를 통해 정책결정을 뒷받침할 수 있을 것이다. 교육이 갖는 중요성을 생각한다면 이러한 자료의 축적과 분석을 통해 투입과 산출 사이의 관계에 대한 심도 있는 조사를 진행하면서 재원의 효율적 배분 방안을 모색해 나가는 것이 산출과의 상관관계가 검증되지 않은 투입

의 증대보다 바람직하다고 본다.

몇 가지 예를 들자면 학급당 인원 감축의 효과에 대한 실험은 학급당 인원이 전국에서 가장 많은 경기지역의 몇 곳을 통해서 시행하고, 사립고에 대한 획기적인 자율권 확대와 공사립 학교의 경쟁 유도는 상대적으로 사립고의 비중이 낮은 울산이나 강원 지역에서 실시함으로써 자연스러운 소규모 정책적 실험과 그 평가가 실시될 수 있을 것이다.

우리나라는 매우 중앙집권화된 교육시스템을 갖고 있다. 부분적으로는 이러한 중앙집권화된 시스템 때문에 교육서비스도 획일화될 수밖에 없었던 과거에서 탈피하여 분권화의 진행을 통해 다양한 정책적 실험이 시도될 필요가 있을 것이다. 다시 한번 강조하지만 우리는 교육의 성과를 높이는 요인에 대해서 많은 지식을 갖고 있지 못하다는 점을 인정해야 한다. 교육이 지향하는 바 목표를 달성하자면 성과 평가가 필요하고 성과 평가를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 노력이 전개되어야 할 것이며 지금은 교육비 지출 증가 이상으로 이러한 노력을 보장하는 체제를 만들어 가는 일이 절실히 필요한 때라고 할 수 있다.

목 차

I. 서 론	23
II. 교육재정의 국제비교와 우리나라 교육재정의 특징 ·	27
1. 초중등 교육: 강력한 중앙집권형 교육재정	27
2. 고등교육 : 양적 팽창의 추구	40
3. 소 결	49
III. 투입과 산출 인과관계 : 교육비 지출과 학업성취도	51
1. 분석의 틀: 附加教育生産函數	51
2. 실증분석의 결과	55
3. 교육재정과 성과의 국제비교	73
4. 소 결	82
IV. 교육의 경제적 성과 1 : 개인의 소득	83
1. 개념적 틀	83
2. 외국 실증연구의 예	86
3. 우리나라의 교육 투자수익률	93
4. 소 결	98
V. 교육의 경제적 성과 2 : 경제성장	100
1. 거시적 인과관계: 교육과 경제성장	100

2. 생산요소로서의 인적자본과 소득수준의 차이	102
3. 신고전학과 성장이론에서의 교육	115
4. 내생적 성장이론에서의 교육	128
5. 소 결	148
VI. 결 론	150
참고문헌	153

표 목 차

<표 II- 1> 국가별 중앙정부 지출비중 순위	30
<표 II- 2> 국가별 중앙정부와 지방정부의 교육비 지출	31
<표 II- 3> 시도교육청의 세입 및 세출 계 (2000년도)	33
<표 II- 4> 지역별 학생 수	36
<표 II- 5> 지역별 학급당 인원	37
<표 II- 6> 지역별 학생당 공교육비 지출	38
<표 II- 7> 대학입학 정원 대비 고졸(예정자)수	42
<표 II- 8> 교수 1인당 학생수 변화 추이	43
<표 II- 9> 학력별 임금수준 (고졸=100)	48
<표 III- 1> 투입-산출 관계: 1인당 지출	61
<표 III- 2> 투입-산출 인과관계 : 학급 규모	64
<표 III- 3> 투입-산출 인과관계: 교사의 경험	66
<표 III- 4> 투입-산출 인과관계 : 교사의 자격(Qualification) ·	67
<표 III- 5> 투입-산출 인과관계: 교사의 봉급	68
<표 III- 6> 투입-산출 인과관계 : 정책의 영향	70
<표 III- 7> OECD 국가의 TIMSS 결과 (평균)	74
<표 III- 8> OECD 국가의 TIMSS 결과 (표준편차)	74
<표 III- 9> PISA 과목별 국가순위	75
<표 III-10> TIMSS 성적에 대한 학생수준의 계량 분석	80
<표 IV- 1> 교육 투자수익률의 국제비교 I - ISSP 1995	88
<표 IV- 2> 교육 투자수익률의 국제비교 II - ISSP 1995	89
<표 IV- 3> 주요국의 Quantile Regression 결과	90
<표 IV- 4> 도구변수법(Instrumental variable: IV)을 이용한 연구들	92

<표 IV- 5> 교육투자수익률의 추정	94
<표 IV- 6> 학력에 따른 임금격차	94
<표 IV- 7> 봉급생활자와 자영업자의 근로소득	97
<표 V- 1> 자본스톡 측정치 사이의 상관계수	105
<표 V- 2> 자본과 노동의 비중 변화(1960~1990)	107
<표 V- 3> 자본 노동 인적자본의 비중 변화(1960~1990) ·	108
<표 V -4> 자본, 노동의 비중과 교육의 거시적 수익률 변화 (1960~1990)	110
<표 V- 5> $\alpha=1/3$ 일 때 노동과 인적자본의 비중 변화 (1960~1990)	112
<표 V- 6> $\alpha=1/3$ 일 때 교육의 거시적 수익률 변화 (1960~1990)	114
<표 V- 7> 등록률 변수를 이용하여 추정한 MRW의 결과 ...	119
<표 V- 8> 평균 교육연수를 이용해 추정한 MRW의 결과 ...	120
<표 V-9-A> MRW 모형 추정 결과: $h=qS$	125
<표 V-9-B> MRW 모형 추정 결과 : $h=\Phi(S)$	126
<표 V-9-C> MRW 모형 추정 결과: $h=q\Phi(S)$	127
<표 V-10> 성장회계식에서 생산요소들의 비중 변화	133
<표 V-11> 성장회계식에서 인적자본 저장변수	137
<표 V-12> 성장회계식에서 인적자본의 역할	140
<표 V-13> 성장회계식에서 인적자본의 역할: 구조적 모형의 추정	142
<표 V-14> 성장회계식에서 인적자본의 두 가지 역할	144
<표 V-15> 성장회계식에서 따라잡기(Catch-up)의 중요성 ...	147

그림목차

[그림 II-1] 일반고 졸업자의 진로 변화 추이	44
[그림 II-2] 실업고 졸업자의 진로 변화 추이	45
[그림 II-3] 1990년대 대졸 미취업자 수 변화 추이 - 대학교 ...	46
[그림 II-4] 1990년대 대졸 미취업자 수 변화 추이 - 전문대학교	46
[그림 III-1] 교육생산함수에 대한 계량분석 결과: 미국의 경우	57
[그림 III-2] 교육생산함수에 대한 계량분석: 개발도상국	58

I. 서론

오랜 역사를 통하여 볼 때 우리나라는 대체로 다른 어떤 나라보다도 교육열이 높은 나라였다. 해방 이후 45년 동안 우리나라가 이런 교육의 양적 성장은 다른 어떤 나라도 앞서는 것이다. 그렇다면 이렇게 높은 교육열과 짧은 기간 동안 다른 어떤 나라보다도 빠른 속도로 이루어진 교육에 대한 투자가 과연 어떤 결과를 낳았을까 하는 질문은 매우 중요한 의미를 지니고 있다. 물론 교육은 지와 덕을 갖춘 훌륭한 시민을 길러내는 소중한 활동으로서 그 성과를 측정하기는 매우 어려운 측면이 있는 것도 사실이다. 그렇지만 교육의 성과는 다양하게 나타나며 그 중의 일부는 측정이 가능한 것도 사실이다. 이를테면 교육의 성과는 경제적인 측면에서도 확실하게 관측된다.

우선 개인 차원에서 교육과 소득 사이에는 매우 밀접하고도 안정적인 관계가 있음이 알려져 있다. 노동경제학에서 가장 안정적이고 신뢰할만한 실증적 사실은 교육을 더 받은 개인이 더 높은 근로소득을 올린다는 것이다. 또한 국가 차원에서도 국민의 높은 교육수준이 보다 빠른 경제성장에 기여한다는 사실이 발견되고 있다. 특히 1980년대 말에서 1990년대 초에 들어서 활발히 연구가 이루어진 내생적 성장이론에서는, 좋은 교육을 받은 개인에게 체화되어 있는 무형의 인적자본이야말로 경제성장의 중요한 원동력이 됨을 강조하고 있다.

이렇게 볼 때 경제학 용어로 표현하자면 교육이란 개인이나 국가 차원에서 중요한 투자행위가 되는 것이다. 현재 우리나라의 교

육예산은 GDP의 4.5%에 이르고 있다. 이렇게 GDP의 4.5%가 교육에 투자된다는 사실 자체가 교육을 무시할 수 없는 경제학적 분석대상으로 인식할 필요를 느끼게 한다. 우리나라에서 단일 산업으로서 GDP의 4.5% 이상을 차지하는 산업을 찾기는 매우 어렵다¹⁾. 물론 교육을 하나의 산업으로 파악하는 것이 바람직하다고만 할 수는 없겠지만 교육에 대한 투자가 GDP에서 차지하는 비중이 다른 어떤 산업 못지않게 크다는 점은 교육이 개인과 국가의 경제적 성공에 기여한다는 점 이외에도 또 다른 경제적 중요성, 즉 투자와 그 회수의 관계에 대한 고찰의 필요성이 있음을 다시 한번 일깨워준다.

이렇게 교육에 무시할 수 없는 많은 금액과 시간이 투자되는 이상 과연 투입을 통해 얻으려는 바를 제대로 얻고 있는지를 검토해 볼 필요가 있을 것이다. 투입-산출의 관계라는 용어 자체가 지나치게 경제학적이기 때문에 교육이라는 분야의 특수성을 무시하는 것처럼 느껴질 수도 있겠지만 사실 투입-산출의 관계란 有形의 재화에만 적용시킬 수 있는 개념은 아니다. 사실 교육이야말로 시간이나 금전적 투입이 과연 국가나 개인에게 바람직한 결과로 이어지는지에 대한 검토가 절실히 필요한 분야라고 볼 수 있다. 비록 교육의 산출 측면이 직접적인 경제적 이득을 주는 항목으로만 구성된 것은 아니며 따라서 금전적 환산이 어렵다할지라도 투입과 산출의 관계에 대한 분석은 여전히 필요한 것이다. 더구나 투입과 산출을 연계시키는 논의는 명시적으로 GDP의 몇 퍼센트를 교육에 투자하자는 주장이 제기되는 현 시점에서는 더욱 중요한 의미

1) 1998년도 한국은행 산업연관표에 따르면 대분류상으로 GDP의 4.5% 이상을 차지하는 산업은 음식료품제조업(5%), 화학산업(6.71%), 1차금속(5.12%), 전기전자기기(8.81%), 수송장비(4.61%), 건설(9.17%), 도소매업(4.92%) 등이 있다.

를 가진다고 하겠다.

물론 지식기반사회에서 교육이 갖는 중요성이나 현재 우리나라의 교육환경 등을 고려할 때 교육에 대한 투자의 증가에 반대할 만큼 현재의 교육여건이 훌륭하게 갖추어진 것은 아니다. 그렇지만 사회의 어떠한 분야든 막대한 투자가 이루어질 때에는 그만큼의 기회비용을 동반하기 때문에 그 투자를 통해 이루고자 하는 목표나 성과는 그러한 기회비용을 상쇄하여야 할 것이다. 더구나 교육의 많은 부분은 국민 모두가 부담하는 세금을 그 주요 재원으로 삼고 있기 때문에 만약 교육에 대해 투자된 막대한 금액이 현재 커다란 비효율을 낳으며 운용되고 있다면 추가적인 투자가 바람직한 성과로 이어질 가능성은 더욱 희박해지며 비효율에 대한 손실은 국민의 부담으로 남게 된다.

이러한 문제의식 속에서 본 보고서는 교육재정의 효율성 제고를 위한 연구를 시도하고자 한다. 기존에도 교육재정의 효율성 제고를 위한 연구는 적지 않았던 것으로 판단되나 본 연구가 다른 연구와 차별되는 점은 효율성 제고를 위한 방안을 교육의 성과측면에 대한 고찰로부터 도출한다는 것이다. 성과측면에 대한 고려는 재정투입 증가의 필요성을 인정하되 그 투입의 증가는 목표로 하는 성과와의 연계성을 고려하면서 이루어질 필요가 있다는 사고로부터 출발한다.

본 보고서에서 고려하는 교육의 성과측면은 크게 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째는 주로 성적에 의해서 평가되는 학생의 성취도이며, 둘째는 교육수준의 증가에 따른 개인의 소득의 증가, 셋째는 국민의 교육수준 향상에 따른 국가의 경제성장이다. 교육의 목표는 성적의 향상이나 피교육자의 경제적 성공뿐만은 아니지만 이러한 점을 무시할 수 없는 것 또한 사실이기 때문에, 그리고 아직은 다른 성과측면에 대한 연구는 활발히 이루어진 바 없다는 이

유에서 본 보고서에서는 학생의 학업 성취도와 교육의 경제적 귀결이라는 성과측면에 관심을 국한하기로 한다.

본 보고서는 다음과 같이 구성된다. 우선 제Ⅱ장에서는 우리나라 교육재정의 특징을 초중등교육과 고등교육으로 나누어서 강력한 중앙집권형 교육재정과 양적 팽창의 추구라는 측면에서 간략하게 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 교육에서 투입-산출간의 관계를 분석하기 위한 이론적 틀과 실증적 연구의 결과들이 제시된다. 특히 1인당 교육비 지출이나 교사 1인당 학생 수와 같은 변수들과 학생들의 성취도 사이의 관계에 대한 수많은 실증연구들이 의미하는 바를 종합적으로 검토하게 된다. 또한 최근 실행된 국제 수학과학 평가시험에서 새로이 발견되는 투입-산출 간 관계도 분석된다. 제Ⅳ장에서는 교육의 경제적 성과에 대한 평가부분으로 개인 소득 사이의 관계를 외국의 연구와 우리나라 자료를 통해 살펴본다. 제Ⅴ장은 경제성장 과정에서 교육의 중요성을 국가별 자료를 통해 검토한다. 최근의 경제성장이론과 실증연구들을 반영하여 성장회귀식을 검토하여 경제성장에서 교육의 역할에 대해 음미해 본다. 마지막 제Ⅵ장은 요약과 결론으로서 교육재정의 효율성 제고를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 시도들이 행해지고 평가되어야 함을 주장한다.

II. 교육재정의 국제비교와 우리나라 교육재정의 특징

본격적인 성과분석에 앞서 이 장에서는 다른 국가들과 뚜렷하게 비교되는 우리나라 교육재정의 몇 가지 특징을 살펴보고 그러한 특징이 성과 측면에 미칠 영향에 대해 예측해 보기로 한다.

1. 초·중·등 교육: 강력한 중앙집권형 교육재정

우리나라는 잘 알려진 바와 같이 교육에 있어 중앙정부의 역할이 매우 크다. <표 II-1>은 OECD 국가들 중 IMF의 『Government Finance Statistic』에서 자료를 찾을 수 있는 국가들에 대해 중앙정부의 지출 비중이 높은 항목과 그 비중을 제시하고 있다. 각 국가별로 중앙정부 지출 중 가장 큰 비중을 차지하는 분야를 3순위까지 제시하고 있는데 이러한 비교를 통해 다른 나라 중앙정부의 역할과 중앙정부 지출에서 교육이 차지하는 순위 등을 파악해 볼 수 있을 것이다. 물론 공공부문에서 지출되는 교육비의 규모가 높은 것이 바람직하겠지만 교육비 지출의 증가는 정부의 다른 활동들을 고려하지 않은 채 무한정 이루어질 수는 없으므로 정부의 다른 여러 역할 속에서 교육의 위상을 생각해 보는 일도 필요한 것이다.

<표 II-1>에서 가장 먼저 알 수 있는 사실은 OECD에 속하는 대부분의 국가들의 중앙정부에서 가장 많이 지출되는 분야는 사

회보장이라는 것이다. 우리나라와 아이슬랜드를 제외한 모든 나라들이 사회보장 분야에 가장 많은 액수를 지출하고 있다. 사회보장에 대한 지출이 중앙정부 지출에서 차지하는 비중은 다른 분야에 대한 지출을 크게 앞서는 경우가 많았다. 특히 복지국가라고 알려진 캐나다, 스웨덴, 스위스 등은 중앙정부 지출의 절반에 가까운 액수를 사회보장 분야에 쓰고 있음을 알 수 있다. 한편 아이슬랜드의 경우에는 보건 분야의 지출 비중이 가장 높고 그 다음이 사회보장 분야인 것으로 나타났는데 일반적으로 보건 분야에 대한 지출 비중은 다른 여러 나라의 경우에도 상당히 높은 편이었다.

한편 교육의 경우 지출 비중이 가장 높은 나라는 우리나라뿐으로 중앙정부 예산의 20% 이상이 교육 분야에 지출되고 있다. 교육에 대한 중앙정부의 지출이 총지출의 20%에 이르는 경우는 다른 어떤 나라에서도 찾을 수 없다.

그렇지만 교육에 대한 지출이 중앙정부 지출에서 차지하는 비중은 다른 나라의 경우도 상당히 높은 편이라고 할 수 있다. 뉴질랜드, 덴마크, 핀란드, 그리스 등 4개의 나라에서는 중앙정부의 지출에서 교육에 대한 지출이 차지하는 비중이 사회보장에 이어 두 번째로 높았으며, 일본, 아일랜드, 네덜란드, 노르웨이 등 4개의 나라에서는 그 비중이 3번째였다. 흥미로운 사실은 이렇게 비중이 높은 나라들 중에서 우리나라보다 인구가 많은 나라는 일본밖에 없다는 사실이다²⁾. 그리고 네덜란드와 그리스를 빼면 대부분의 나라들은 인구 1000만명 이하의 소국들이다. 즉 인구가 우리나라의 수도권 인구에도 못 미치는 작은 나라들의 경우를 제외한다면 교육에 대한 지출이 중앙정부의 총지출에서 차지하는 비중이 3위

2) 이들 국가의 인구를 보면 1999년 기준으로 뉴질랜드 380만명, 덴마크 530만명, 핀란드 520만명, 그리스 1,070만명, 아일랜드 380만명, 네덜란드 1580만명, 노르웨이 450만명 등이다.

권 안에 드는 경우를 찾기는 어렵다는 사실을 알 수 있다. 이들 국가는 인구뿐 아니라 영토 면에서도 우리보다 크다고 하는 어려운 나라들이다.

그렇지만 중앙정부의 여러 역할 중 교육이 차지하는 비중이 작다고 해서 국가가 교육을 소홀히 취급하는 것은 물론 아니다. 오히려 OECD에 속하는 다른 국가들과 비교했을 때 우리나라는 교육비 지출수준이 낮은 편에 속하며 교육비 지출 중에서 공공부문의 지출 비중은 가장 낮은 편에 속한다. .

이러한 논의를 종합해 보면 우리나라와 같이 중앙정부의 총지출 중 교육에 대한 지출이 가장 높은 비중을 차지하는 나라는 거의 찾아볼 수 없으며, 중앙정부의 지출 중 교육에 대한 비중이 특별히 높은 나라들은 대부분 영토나 인구 면에서 우리나라보다는 작은 나라들임을 알 수 있다. 그렇다면 영토나 인구가 우리나라보다 크거나 유사한 규모의 많은 나라들에서는 정부지출 중에서 교육이 차지하는 비중이 우리나라보다는 낮거나 지방정부에서 교육에 대해 많은 액수를 지출하고 있음을 추론할 수 있다.

<표 II-2>은 교육에 대한 지출이 중앙정부와 지방정부가 차지하는 비중과 중앙정부에 의한 교육관련 지출과 지방정부에 의한 교육관련 지출의 비율을 제시하고 있다. 중앙과 지방정부의 교육관련 지출의 총합을 기준으로 따져본다면 미국을 제외할 때 우리나라가 그 비중이 가장 높은 나라임을 알 수 있다.

그리고 중앙정부에 의한 교육비 지출이 지방정부에 비해서 현저하게 높은 나라들로는 호주, 체코, 아일랜드, 스페인 등을 꼽을 수 있으며 중앙과 지방정부의 지출액이 큰 차이를 보이지 않는 나라들로는 덴마크, 헝가리, 아이스랜드 등을 들 수 있다. 한편 지방정부의 지출 비중이 더 큰 나라들로는 캐나다, 독일, 노르웨이, 폴란드, 스위스, 영국, 미국 등을 들 수 있다. 대별하여 보면 연방제

를 실시하는 나라들은 지방정부의 교육관련 지출이 절대적으로 높으며 인구나 영토가 작은 국가들의 경우에는 중앙정부의 비중이 높은 경우가 많음을 알 수 있다.

<표 II-0> 국가별 중앙정부 지출비중 순위

(단위 : %)

국가 및 연도	1순위	2순위	3순위
미국(1999)	사회보장(28.75)	보건(20.41)	국방(15.22)
캐나다(1997)	사회보장(46.09)	일반행정비(8.61)	국방(5.51)
호주(1998)	사회보장(35.46)	보건(14.81)	일반행정비(7.93)
일본(1993)	사회보장(36.80p)	주택(13.76p)	교육(6.03p)
뉴질랜드(1999)	사회보장(39.58)	교육(15.83)	일반행정비(9.65)
덴마크(2000)	사회보장(40.90f)	교육(12.69f)	일반행정비(10.53f)
핀란드(1998)	사회보장(36.39)	교육(10.38)	일반행정비(8.54)
그리스(1998)	사회보장(17.92)	교육(10.82)	국방(8.40)
아이슬란드(1998)	보건(25.29)	사회보장(21.78)	일반행정비(11.06)
아일랜드(1997)	사회보장(25.94)	보건(16.26)	교육(13.58)
네덜란드(1997)	사회보장(37.38)	보건(14.79)	교육(9.97)
노르웨이(1998)	사회보장(39.03)	일반행정비(7.65)	교육(6.79)
스페인(1997)	사회보장(39.63)	보건(5.85)	일반행정비(5.49)
스웨덴(1999)	사회보장(46.29)	일반행정비(8.96)	국방(6.58)
스위스(1998)	사회보장(48.78)	보건(19.84)	국방(4.98)
영국(1999)	사회보장(36.50)	보건(15.42)	일반행정비(7.67)
대한민국(1997)	교육(20.51)	국방(16.66)	일반행정비(11.12)

자료 : Government Finance Statistics

<표 11-2> 국가별 중앙정부와 지방정부의 교육비 지출

(단위: %)

	중앙비중	지방비중	전체비중*	중앙:지방
호 주	7.27	0.31	6.63	228.98
오스트리아	8.09	-	-	-
캐나다	1.83	43.20	13.37	0.11
체코	10.13	8.36	9.77	4.69
덴마크	12.69	12.27	12.50	1.20
핀란드	10.38	-	-	-
프랑스	6.21	17.37	8.16	1.69
독일	0.53	15.48	3.28	0.15
그리스	10.83	-	-	-
헝가리	7.85	23.10	11.38	1.13
아이슬란드	10.06	28.15	15.27	0.88
아일랜드	13.58	11.26	13.00	3.59
일본	6.03	-	-	-
대한민국	20.51	-	-	-
룩셈부르크	9.04	17.06	10.20	3.13
멕시코	20.24	-	-	-
네덜란드	9.97	17.93	11.70	2.00
뉴질랜드	15.83	-	-	-
노르웨이	6.79	23.07	12.30	0.58
폴란드	4.67	26.22	11.27	0.40
스페인	3.53	4.19	3.63	4.67
스웨덴	6.58	-	-	-
스위스	2.30	23.06	7.85	0.27
터키	11.28	-	-	-
영국	3.73	28.69	9.11	0.47
미국	30.73	43.56	36.57	0.84

주 : * (중앙정부+지방정부의 교육에 대한 지출)/(중앙정부+지방정부의 지출 총액)

자료 : Government Finance Statistics(2000)에서 계산함.

2001년 예산을 기준으로 보았을 때 전체 초중등 교육재정 22.8조원 가량 중에 16.8조원은 중앙정부에서 시도교육청으로 이전되는 재원인데, 이렇게 실제로 지방에서 지출이 이루어지지만 중앙에서 조달되는 액수가 크게 잡히기 때문에 우리나라 중앙정부의 지출 중에서 교육관련 지출 비중이 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 중앙정부의 역할이 매우 크다는 특징을 가지고 있는 동시에 자금 조달주체와 자금 집행주체가 다르다는 특징을 지닌 우리나라 교육재정은 그 결과로 몇 가지 흥미로운 현상을 낳고 있다. 또한 많은 사립학교들의 존재에도 불구하고 이들이 실질적으로 공립학교와 차별화되지 않기 때문에 발생하는 결과들도 발생하고 있다. 이러한 점들에 대해 간단히 살펴보기로 하자.

<표 II-3>에서도 보듯이 2000년도 우리나라 각 시도교육청은 적지않은 규모의 세입 세출 차이를 보이고 있다. 세입과 세출의 차이는 시도교육청별로 큰 차이를 보이는데 평균적으로는 세입의 약 15%에 이르며 가장 차이가 적은 지역도 세입의 8% 이상이 당해 연도에 쓰이지 못하고 이월되거나 불용액으로 남아 있는 실정이다³⁾. 물론 이러한 현상이 일어난 원인에 대한 구체적인 고찰 없이 바람직하지 못한 현상이라고 단정지을 수는 없다. 이를테면 예산을 효율적으로 집행하여 당해 연도에 집행될 예산을 아껴서 향후 있게 될 큰 사업을 준비할 가능성도 배제할 수는 없기 때문이다. 그렇지만 전국의 시도교육청에서 동시에 상당한 규모의 세입 초과 현상이 발생하고 있는 현상은 교육에 투입되는 재정이 확대되기는 했지만 실제로 제대로 쓰여지는 방향을 찾지 못하는 데에서 기인할 수도 있다. 현재와 같이 중앙정부에서 재원이 조달되어 일정 산식에 의해⁴⁾ 지방에 배분되는 체제에서는 지방교육재정교

3) 세입과 세출의 차이는 다음 연도로 이월되기도 하지만 시도교육청 자료에는 불용액도 상당액 남아 있는 것으로 나타나고 있다.

부금이 각 지방의 구체적인 수요가 제대로 반영되지 않아 세입초과 현상을 초래할 가능성도 배제할 수 없기 때문이다.

그렇다면 구조적으로 지방교육재정에서 세입과 세출에 적지 않은 차이가 발생하는 근본적인 원인 중의 하나로는 자금 조달 주체와 집행의 주체가 다르다는 사실을 지적할 수 있을 것이다. 만약 자금의 조달주체와 집행주체가 같아도 이러한 현상이 나타났을지는 의문이다.

<표 II-3> 시도교육청의 세입 및 세출 계 (2000년도)

(단위: 천원, %)

시·도	세출합계	세입합계	(세입-세출)
전 국 합	18,487,485,007	22,440,178,959	3,952,693,952(17.61)
서울시	3,120,068,536	3,415,885,777	295,817,241(8.66)
경기도	3,358,838,779	4,008,174,948	649,336,169(16.20)
강원도	914,307,110	1,034,355,596	120,048,486(11.61)
경상남도	1,397,698,396	1,547,183,010	149,484,614(9.66)
경상북도	1,460,136,130	1,589,135,309	128,999,179(8.12)
전라남도	1,363,956,159	1,499,944,867	135,988,708(9.07)
전라북도	1,126,783,037	1,302,285,868	175,502,831(13.48)
충청남도	1,027,854,325	1,164,184,794	136,330,469(11.71)
충청북도	783,863,337	902,507,426	118,644,089(13.15)
제주도	284,867,718	322,874,841	38,007,123(11.77)
인천광역시	907,380,774	1,081,637,982	174,257,207(16.11)
부산광역시	1,360,776,987	1,489,939,843	129,162,856(8.67)
대전광역시	599,654,671	684,353,664	84,698,992(12.38)
대구광역시	863,703,947	1,094,006,142	230,302,194(21.05)
광주광역시	586,551,586	727,520,585	140,968,998(19.38)
울산광역시	446,647,026	576,188,300	129,541,274(22.48)

자료 : 각 시도교육청 2000년도 결산자료

- 4) 지방교육재정교부금의 구체적인 산정 방식은 지방교육재정교부금법 및 지방교육재정교부금법 시행령에 제시되어 있다.

이와 더불어 우리나라 교육에서 문제점은 사립학교들이 다수 존재함에도 불구하고 이들이 실질적으로는 공립학교와 차이가 없다는 점을 지적할 수 있다. 현재 초등학교는 의무교육이 실시되고 있기 때문에 사립학교가 적어도 학부모들의 인식상으로 완전히 차별화 되는 교육서비스를 제공하는 않을 경우 그 존립 가능성 자체가 없어지며 따라서 공립과 사립 선택의 문제가 그리 크지 않을 수 있다. 그렇지만 완전한 의무교육이 실시되고 있지 않은 고등학교와 같은 경우에는 공립과 사립 선택의 문제가 매우 중요하게 작용할 수 있다.

기본적으로 초중등교육을 국가가 담당한다고 할 때 교육의 수요자들이 국가에게 기대하는 것은 최소한의 질을 갖춘 교육서비스를 보다 폭넓게 제공하여 가능하다면 모든 해당 연령의 국민이 그 혜택을 받도록 하는 것이라 할 수 있다. 하지만 이러한 최소한의 질을 넘어선 양질의 교육을 추구하는 수요가 존재하며 이들 수요자들이 보다 높은 교육비를 지출할 의사가 있다고 할 때 그들은 공교육에 대한 대안으로서 사립학교를 선택할 수 있도록 하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 현재의 상황은 공립학교의 대안을 사립학교에서 찾기 어려운 상황이다.

실제로 <표 II-4>에서 보는 바와 같이 서울, 부산, 대구, 광주, 대전, 전북, 경북, 경남 등의 8개 지역의 고등학교는 사립학교 재학생 수가 공립학교 재학생 수를 초과한다. 이렇게 사립학교가 많이 있다는 것은 피교육자의 입장에서는 보다 다양한 교육서비스를 제공받을 수 있는 여지가 있다는 점에서 바람직한 현상이라고 볼 수 있다. 그렇지만 공립학교와 사립학교가 실질적으로 전혀 다르지 않게 운영되는 상황에서는 다른 나라에서라면 예상하지 못할 현상도 벌어지고 있다.

예를 들어 <표 II-5>에서 제시한 지역별 학급당 인원을 살펴보

면 고등학교의 경우에는 모든 지역에서 사립학교의 학급당 인원이 공립학교의 학급당 인원보다 많은 것을 알 수 있다. 일반적으로 사립학교라고 하면 정부에서 공립학교에 비해서는 우수한 교육여건을 갖추고 그 대신 더 높은 교육비를 수요자에게 요구할 수 있어야 할 것이다. 물론 제Ⅲ장에서 자세히 논하겠지만 학급당 학생수가 교육의 질을 대변하는 변수라고 하기에는 무리가 있다. 그렇다 하더라도 사립학교의 평균적인 학급당 인원이 공립학교의 학급당 인원보다 모든 지역에서 많다고 하는 상황은 상식적으로도 잘 이해가 가지 않는 사실이다.

우리나라에서 민간의 교육비지출이 세계에서 가장 높은 수준으로 알려져 있는데 최소한 부분적으로 이러한 현상은 민간의 교육에 대한 수요가 상당히 높기 때문에 발생했다고 할 수 있다. 이렇게 민간의 교육에 대한 수요가 공교육에서 제공하는 서비스만으로는 만족하지 못할 만큼 큰 상황에서 그리고 공교육의 서비스는 공립학교와 사립학교를 가리지 않고 획일화되어 있는 상황에서 수요자들의 선택은 그리 많지 않을 것이다. 널리 알려진 바대로 이렇게 공립학교에 대한 뚜렷한 대안이 존재하지 않는 실정에서 민간의 교육비 지출은 비공식 부문이라고 할 수 있는 학원과 과외 교육 시장의 확대를 유발했다고 할 수 있다.

공립학교와 사립학교가 차별화 되지 않으며 매우 중앙집권적인 재원조달과 배분에 의해 교육재정이 운영되는 상황에서 교육서비스는 그 내용이나 질적으로 전국적인 평준화를 지향할 수밖에 없는 상황인데 평준화로 대응하기에는 너무도 다양한 교육 수요가 존재하는 실정이라면 사교육의 팽창은 필연적인 귀결이라고 밖에 할 수 없을 것이다.

<표 II-4> 지역별 학생 수

(단위 : 명)

	공 립			사 립		
	초등	중등	고등	초등	중등	고등
서울	729,703	281,987	128,045	29,740	93,618	325,023
부산	291,835	116,783	65,535	3,094	34,000	111,720
대구	213,865	73,487	36,651	2,600	31,711	81,516
인천	243,626	99,450	67,932	2,090	6,096	40,255
광주	125,320	34,847	17,147	1,500	23,936	51,580
대전	124,806	48,069	30,039	942	11,951	36,393
울산	106,554	40,234	28,379	-	5,099	18,686
경기	887,176	306,331	190,902	1,858	52,889	151,096
강원	122,087	54,971	54,201	526	6,031	14,984
충북	123,798	49,810	44,781	378	10,793	21,106
충남	151,454	55,671	53,393	72	18,322	31,566
전북	159,683	53,937	39,008	-	24,918	52,593
전남	158,833	61,924	52,257	4,844	17,611	45,678
경북	214,182	67,088	46,589	3,528	35,495	73,968
경남	267,876	87,692	65,464	1,243	35,251	71,116
제주	46,778	16,750	13,986	-	3,787	9,879

자료 : 『교육통계연보』, 2000

그렇지만 지금과 같은 평준화 지향 교육재정하에서도 각 시도별로 학급간 학생 1인당 교육비 지출에는 적지않은 편차가 있음을 주목할 만하다. <표 II-6>은 각 시도교육청의 결산자료와 『교육통계연보』의 학생 수에 대한 자료를 근거로 인건비를 제외한 지역별 학생당 공교육비를 학급별로 계산하여 제시하고 있다. 각급 학교의 학생 1인당 시도교육청의 교육비 지출에서 교사 인건비가

<표 11-5> 지역별 학급당 인원

(단위 : 명)

	공 립			사 립		
	초등	중등	고등	초등	중등	고등
서울	37.34	34.46	44.90	36.18	34.70	45.54
부산	36.52	37.23	42.81	32.23	36.40	43.00
대구	40.56	39.96	44.26	39.39	40.09	44.94
인천	41.43	41.66	45.99	33.71	37.86	46.48
광주	40.09	38.98	41.02	40.54	40.30	43.71
대전	38.50	40.26	42.55	34.89	37.94	43.38
울산	39.68	43.69	46.99	-	42.85	46.72
경기	40.57	43.96	45.14	35.06	42.72	45.21
강원	28.00	35.04	38.33	25.05	36.77	40.28
충북	32.02	38.52	41.81	31.50	41.51	42.55
충남	29.22	35.66	37.36	14.40	36.79	40.31
전북	30.16	33.61	34.98	-	35.65	36.62
전남	25.91	31.66	34.65	39.70	36.69	38.97
경북	29.53	36.64	37.18	38.77	40.24	41.28
경남	34.15	39.18	40.11	42.86	37.99	43.34
제주	32.22	33.50	37.90	-	35.06	41.16

자료 : 『교육통계연보』, 2000

대략 60%를 차지하고 있으므로 인건비까지 고려한다면 정확한 학생 1인당 지출액은 이보다 더 큰 액수가 되겠지만 특별활동지원, 학생복지 및 건강증진, 교원연수 연구지원, 과학정보교육지원, 운영비지원, 시설확충 등을 포괄한 교육비도 전체 교육비 지출과 매우 높은 상관관계를 유지할 것으로 판단된다.

<표 II-6> 지역별 학생당 공교육비 지출

(단위 : 원)

	공 립			사립 포함시		
	초등	중등	고등	초등	중등	고등
서울	549,360.6	1,097,792.8	3,321,519.4	527,847.5	824,172.5	938,719.9
부산	612,030.0	1,221,817.8	2,808,884.1	605,609.4	946,310.6	1,038,505.1
대구	587,573.3	1,350,762.8	3,279,670.4	580,515.9	943,587.4	1,017,231.5
인천	596,543.7	751,490.1	1,659,113.3	591,469.7	708,086.5	1,041,778.4
광주	646,956.6	2,040,847.9	4,629,234.1	639,304.5	1,209,829.9	1,154,967.9
대전	780,974.1	1,592,967.4	2,135,369.5	775,123.7	1,275,780.5	965,564.2
울산	911,594.6	728,173.0	1,977,368.8	911,594.6	646,269.0	1,192,303.2
경기	858,161.7	1,124,634.4	2,243,635.5	856,368.2	959,051.2	1,252,388.9
강원	1,114,778.7	1,066,362.0	1,546,528.9	1,109,996.4	960,935.4	1,211,583.6
충북	975,200.2	1,573,977.6	1,534,977.2	972,231.6	1,233,662.4	1,043,268.2
충남	1,069,275.9	1,729,376.6	2,055,879.8	1,068,767.8	1,301,151.8	1,292,030.2
전북	1,097,394.0	2,179,836.5	3,450,944.7	1,097,394.0	1,491,013.2	1,469,574.0
전남	1,367,944.8	2,000,263.4	2,579,952.2	1,327,460.6	1,557,356.0	1,376,633.1
경북	1,067,828.9	2,344,055.2	4,560,145.7	1,050,524.7	1,532,982.8	1,762,258.7
경남	847,229.4	1,600,234.3	2,529,959.4	843,316.2	1,141,405.0	1,212,631.9
제주	984,840.6	1,252,260.6	2,250,170.6	984,840.6	1,021,345.1	1,318,704.6
평균	872,189	1,493,506	2,687,545	863,834	1,119,439	1,197,962
표준편차	237,385	489,520	963,877	234,873	282,651	212,840
상관 계수 1	-0.858	-0.408	-0.108	-0.852	-0.477	-0.638
상관 계수 2	-0.352	-0.329	-0.116	-0.367	-0.298	-0.238

주 : 상관계수 1은 1인당 교육비와 학급당 학생수와의 상관관계이며 상관계수 2는 1인당 교육비와 학생수와의 상관계수임.

<표 II-6>에서 보면 교육비가 공립학교만을 위해 쓰여진다고 보았을 때 초등학교는 1인당 교육비가 81만 6천원 가량이며 중학교는 142만 2천원, 고등학교는 268만 8천원 가량으로 나타나고 있다. 공립학교와 사립학교를 모두 합한다면 초등학교에 대한 교육비에는 큰 변동이 없지만 중학교는 105만 8천원, 고등학교는 119만 8천원 정도인 것으로 나타난다. 1인당 교육비와 특별히 높은 상관관계를 갖고 있는 변수는 학급당 학생 수라고 할 수 있다. 즉 학급당 학생 수가 적을수록 1인당 교육비는 높아진다. 상관계수에서도 알 수 있듯이 초등학교의 경우에는 1인당 교육비와 학급당 학생 수 사이의 상관계수가 절대값이 0.85를 넘어서 매우 높은 상관관계를 보이고 있다. 한편 지역의 학생 수와 그 지역의 1인당 교육비 사이에도 학급당 학생 수와 1인당 교육비 사이의 관계만큼은 밀접하지는 않지만 일정 정도의 상관관계가 있음도 알 수 있다.

결국 우리나라의 교육재정은 매우 중앙집권적인 형태를 유지하며 특히 재원조달과 배분에서 중앙집권적이면서도 학생 1인당 교육비 지출에서는 지역별로 적지않은 편차를 보임을 알 수 있다. 이러한 편차의 직접적인 원인은 그 지역의 학생 수와 학급당 학생 수의 차이에 있는 것으로 보인다.

이렇게 본다면 공교육비의 재원을 지방자치단체가 주도가 되어 마련하는 제도적 장치는 더욱 설득력을 지닌다고 볼 수 있다. 이를테면 경기도 지역은 학생 수가 전국에서 가장 많고 이에 따라 학급당 학생 수도 많은 편이며 학생 1인당 지출액은 낮은 편이다. 만약 경기도가 스스로 재원을 조달할 수 있다면 지역의 수요에 맞추어 중앙정부에서 받는 이상으로 자체 재원을 마련하여 1인당 교육비 지출을 늘릴 수도 있을 것이다. 한편 다른 입장에서 살펴보면 중앙정부에 모이는 재원은 전국에서 조달되는 것인데 경기도 지역의 학생이 많다고 해서 특별히 많은 교육관련 재원이 경기도

로 물리게 된다면 이는 다른 지역의 입장에서는 불공평하게 느껴질 수도 있다.

현재와 같이 중앙정부에서 재원을 조달하여 배분하는 방식하에서도 각급 학교별로 1인당 지출액에서 지역별로 적지않은 차이가 나는 이유가 중앙정부가 지방정부에 배분하는 방식의 문제 때문이든지 각 시도교육청의 자금 조달 방식의 차이 때문이든지 간에⁵⁾ 교육재정의 평준화라는 목표는 달성하기 어렵다는 현실을 인정해야 할 것이다. 그렇다면 교육현장과 보다 가까운 곳에서 수요를 파악하여 대응하는 방식으로서 지방정부의 참여 확대를 추진할 필요가 있을 것이다.

2. 고등교육 : 양적 팽창의 추구

최근의 교육재정에서 눈에 띄게 나타나는 또 하나의 특징은 우리나라 교육이 양적 팽창을 지나치게 추구하는 경향이 있다는 사실이다. 이러한 양적 팽창의 추구하고 그에 따른 몇 가지 현상을 고등교육을 중심으로 살펴보기로 한다.

우리나라 고등교육 재정의 특징을 규정짓는 데 있어 공통적으로 작용하는 중요한 원인은 지난 20년에 걸쳐서 대학 정원이 크게 증가하였다는 것이다. <표 II-7>에서 보듯이 우리나라의 대학입학 정원은 크게 증가하여 1970년에 전문대를 포함하여 54,550명이었던 것이 2000년도에 712,775명이 되어 30여년간 13배의 성장을 기록했다. 이를 유형별로 나눠보면 4년제 대학의 경우는 약 8.5배 증가하였으며 전문대의 경우는 무려 25.8배가 증가한 수치이다.

대학 정원은 1970년대에도 크게 증가하였으며, 1981년에 도입되

5) 1인당 교육비의 차이는 각 시도의 소득수준의 차이를 반영하는 부분도 있을 것으로 판단되는바, 이에 대한 분석은 향후 과제로 남겨두기로 한다.

있던 졸업정원제도 정원 증가에 적지않게 작용했지만, 보다 주목해야 할 부분은 1990년대의 입학 정원 증가라고 하겠다. 1990년대에 많은 학교가 신설됨에 따라 입학 정원이 큰 폭으로 증가했는데 1980년대에는 4년제 대학이 85개에서 107개로 22개 증가한 반면 1990년대에는 107개에서 161개로 무려 54개교가 증가하였다.

문제는 이러한 증가가 인구의 변동에 대한 충분한 고려 없이 이루어졌다는 데 있다. 취학대상 인구는 줄어드는 데 반하여 대학 정원은 크게 늘어난 결과 대학입학 정원 대 고졸예정자 비율은 1990년 이전까지는 50%를 밑돌고 있으나 1990년대에는 급격하게 증가하여 2000년에는 98.1%에 이르고 있다. <표 II-7>에서도 보듯이 이 비율은 더욱 증가하여 현재의 대학입학 정원이 유지된다고 하더라도 2003년에는 대학 정원이 고졸예정자 수를 넘어서고 이러한 현상이 2010년까지는 지속될 전망이다.

결국 대학교육의 양적 확대는 교육과잉(over-education)에 대한 우려를 낳는다고 할 수 있다. 물론 지식기반 경제로 패러다임이 이동하는 현 시점에서 과잉교육에 대한 우려는 시대착오적이라는 반론도 제기될 수 있다. 그렇지만 적어도 두 가지 측면에서 현재 우리나라의 고등교육의 양적 팽창이 야기한 문제점을 제시하고 평가해 볼 필요가 있다.

첫째, 모든 고등학교 졸업생들이 대학교육을 받는 상황이 바람직한 것인가 대해서는 서로 다른 의견이 있을 수 있다. 만약 우리나라의 산업구조가 고등교육 인력을 충분히 흡수할 수 있다면 이러한 고등교육의 양적 팽창이 심각한 문제가 되지 않을 수도 있을 것이다. 그러나 현재로서는 우리나라 산업구조와 노동시장이 고졸 근로자는 전혀 필요치 않으며 대졸 근로자만 필요한 상황이라고 평가하기는 어려울 것이다.

<표 II-7> 대학입학 정원 대비 고졸(예정자)수

(단위 : 명, %)

구 분	대학입학정원 (A)	고졸(예정자) (B)	탈락자(B-A)	고졸예정자 대비 대학정원(A/B)
1965	38,560	115,776	77,212	33.3
1970	54,550	145,062	90,512	37.6
1975	94,325	263,369	169,044	35.8
1980	223,845	467,388	243,543	47.9
1985	305,450	642,354	336,904	47.6
1990	388,510	761,922	373,412	51.0
1995	565,750	671,614	105,864	84.2
1998	689,320	736,889	49,481	93.5
2000	712,775	788,801	76,026	90.4
2002	712,775	726,707	13,932	98.1
2003	715,041	642,888	-72,153	111.2
2005	715,041	611,713	-103,328	116.9
2010	715,041	697,897	-17,714	102.4

자료 : 교육부 고등교육지원국, 『고등인력양성 기본통계자료』, 2000. 7, p.83
교육개발연구원, 『교육통계연보』, 2000.

둘째, 고등교육의 질과 관련된 사항이다. 고등교육에서 양과 질에는 어느 정도 상충관계(trade-off)가 있을 수 있음을 인정해야 할 것이다. 우리나라 고등교육의 양적 팽창이 문제가 되며 무리가 있었던 이유는 교육의 질에 대한 고려가 충분하지 못했기 때문이

라고 요약할 수 있겠다⁶⁾. 고등교육의 양적 팽창이 야기한 질의 저하 우려를 선명하게 보여주는 예를 교수 1인당 학생 수의 변화 추이에서 찾을 수 있다. 아래의 <표 II-8>은 지난 30년에 걸친 교수 1인당 학생 수의 변화 추이를 보여주고 있다. 1999년 현재 우리나라 교수 1인당 학생 수는 1970년에 비해 2배 이상이다. 즉 현재 교수 1인당 학생 수로 본 우리나라 대학교육의 여건은 선진국과 비교했을 때는 물론이고 우리나라의 과거의 경우와 비교할 경우에도 가장 열악한 상황이라고 평가할 수밖에 없는 실정이다.

노동시장과 균형을 이루지 못하며 질의 저하를 수반할 우려가 있다는 두 가지 측면에서 고등교육의 양적 확대에 대해서는 신중한 평가가 요구된다고 하겠다.

<표 II-8> 교수 1인당 학생수 변화 추이

(단위 : %)

연 도	1970	1975	1980	1985	1990	1995	1999
학생/교수	18.8	20.7	27.9	35.8	31.2	26.3	38.5

자료 : 『교육통계연보』 해당연도, 전문대를 포함한 수치임.

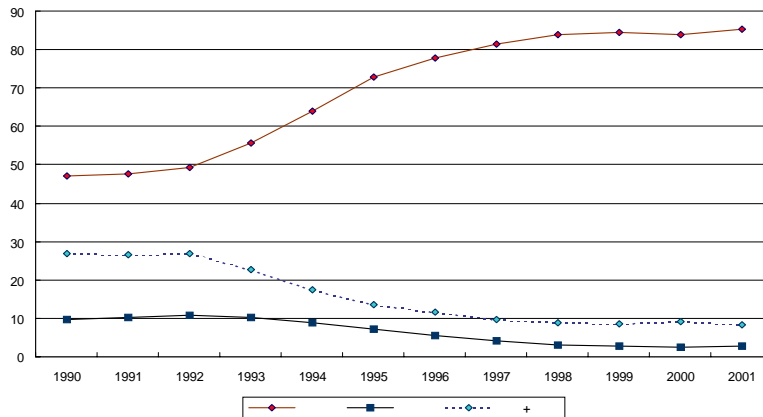
한편 대학 정원 수의 증가는 고등학교 졸업생들의 진로를 보면 더욱 뚜렷하게 나타난다. [그림 II-1]에서 보듯이 1990년도에는 인문계 고등학교 졸업자 중 진학자의 비중이 50%에도 미치지 못했지만 1992년을 기점으로 진학자의 비중은 상당히 빠른 속도로

6) 기본적으로 1990년대 대학 입학생의 증가는 지방대학 수의 증가와 지방대학에 대한 정원 자율화 조치 등의 원인이 동시에 작용했다고 볼 수 있다. 원칙적으로 대학의 정원은 대학의 자율에 맡기는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 그렇지만 정원의 자율화는 교육의 질을 유지하기 위한 교육여건의 개선을 동반해야 그 의미가 있을 것이다.

증가하여 2001년에 이르면 90%에 육박하고 있다. 이에 따라 1990년까지만 해도 27%에 이르던 고졸 취업자는 2001년에 이르러 10% 미만으로 낮아지고 있다.

실업고등학교 역시 이러한 현상이 확연히 드러나고 있다. 1991년에는 실업고 졸업생 중에 80% 가량이 취업했으나 1992년을 정점으로 취업자의 비중은 급격히 떨어지기 시작하여 10년 후인 2001년에 이르면 50% 미만이 취업을 하고 있다. 반면에 진학자의 비중은 1992년까지 10% 미만이었지만 2001년에 이르면 50%에 육박하는 모습을 보이고 있다.

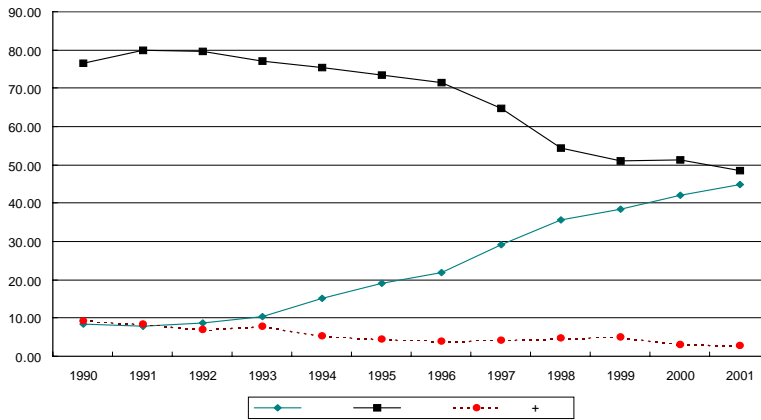
[그림 11-0] 일반고 졸업자의 진로 변화 추이



물론 인문계 고등학교와 실업계 고등학교 공통으로 미취업자 수가 줄어든 것은 사실이지만 이들이 진학 후에 겪게 되는 일들은 그리 바람직하다고만은 할 수 없다.

대학 정원의 증가는 보다 많은 학생들이 대학교육을 받게 함으로써 고급인력을 대량 공급하는 긍정적인 역할을 할 것으로 기대

[그림 II-1] 실업고 졸업자의 진로 변화 추이

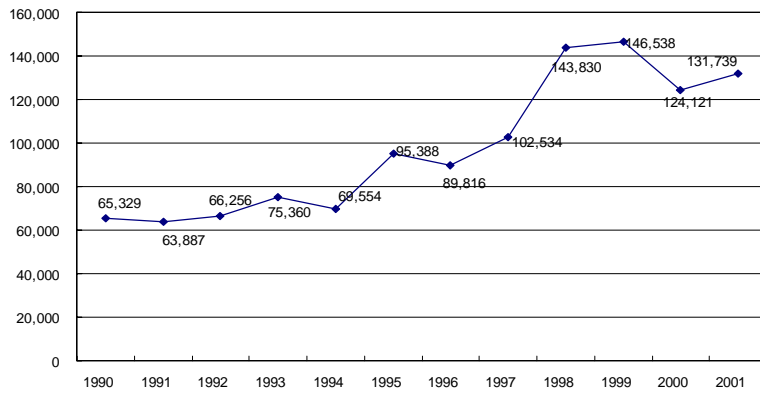


를 할 수도 있겠지만 그와 동시에 대학교육의 일반화로 대학교육의 전문성을 떨어뜨리고 노동시장에서 대학졸업자들을 모두 흡수하지 못하는 부작용을 수반하게 된다.

[그림 II-3]과 [그림 II-4]는 대학교와 전문대학교의 미취업자 수의 변화 추이를 보여주고 있다. 1998년에 경제위기시에 정점을 기록한 미취업자 수는 경기변동적 요인을 감안하더라도 추세적으로 크게 증가하는 모습을 보이고 있는데 2001년의 미취업자 수는 대학교와 전문대학교 모두 1990년대의 두 배에 달하고 있다. 물론 이 기간 동안 대학 정원이 두 배 이상으로 증가했다는 사실을 고려한다면 미취업률 자체는 떨어졌다고 주장할 수도 있을지 모르나 대학 정원의 증가가 질 높은 고등교육으로까지 이어졌다면 이러한 현상은 일어나지 않았을 것이다. 대졸 미취업자의 증가라는 현상은 우리나라의 노동시장이 고급인력을 충분히 흡수할 만큼 고도화되어 있지 못하거나 아니면 대학교육이 노동시장의 상황을 충분히 반영하지 못함을 의미한다고 해석할 수 있을 것이다.

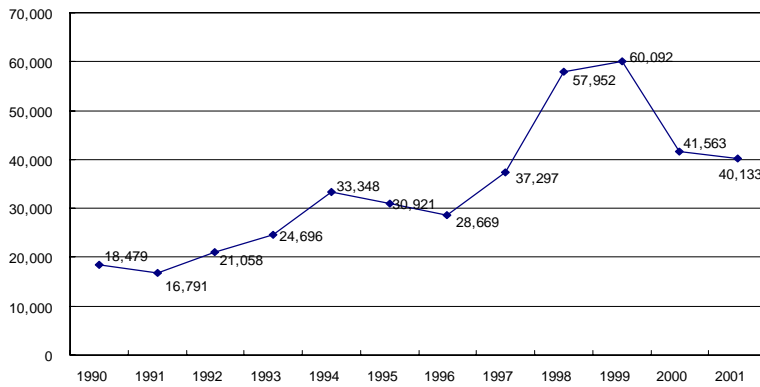
[그림 11-2] 1990년대 대졸 미취업자 수 변화 추이 - 대학교

(단위 : 명)



[그림 11-4] 1990년대 대졸 미취업자 수 변화 추이 - 전문대학교

(단위 : 명)



대학 정원의 확대는 학력별 임금 수준에도 반영되고 있다. <표 II-9>는 1987년 이후의 학력별 임금 수준의 차이를 제시하고 있는데 1987년에 대졸 이상과 고졸의 임금 격차는 2배 이상 벌어졌으나 12년 후인 1999년에는 그 차이가 60% 정도에 그치고 있다.

한편 전문대졸과 고졸의 임금 격차는 1987년에는 27%에서 1999년에는 4.7% 가량으로 역시 큰 폭으로 떨어지고 있다.

물론 <표 II-9>의 해석은 두 가지 점에서 주의를 요한다. 첫째는 표에서 제시된 임금의 차이는 졸업생으로 노동시장 진입시의 임금 차이를 반영하는 것은 아니라는 점이며 둘째는 임금의 차이가 반드시 생산성의 차이를 반영하는 것은 아니라는 점이다.

이러한 점을 유의하더라도 임금 격차가 줄어드는 현상에 대해서는 일단 우려할 필요가 있다. 임금 차이가 생산성 차이 이상으로 벌어지는 것은 바람직하지 못하기 때문에 학력별 임금 격차가 큰 것이 반드시 바람직한 것은 아니다. 하지만 임금의 차이가 생산성의 차이를 어느 정도나마 반영하고 있다고 한다면 1999년의 학력별 임금 수준 차이는 우리나라 고등교육의 경제적 성과 측면에서 본다면 매우 심각하게 재고해 볼 여지가 있을 것이다. 특히 1인당 고등교육의 비용이 적지않게 드는데다가 고졸자 거의 전원이 대학에 입학할 수 있게 됨으로써 엄청난 비용이 대학교육에 투입되고 있다는 사실을 상기한다면 고등교육으로부터 기대하는 성과에 대해 보다 주목하지 않을 수 없을 것이다⁷⁾.

7) 대졸자의 임금 프리미엄 축소는 우리나라 소득분배구조를 개선한다는 긍정적인 측면이 있는 것도 사실이다. 다른 한편으로 고졸자와 대졸자 사이의 임금 격차 축소가 궁극적으로는 무조건적인 대학 진학을 막을 수 있는 가장 효과적인 수단으로 작용할 수도 있다. 그렇지만 본문에서 지적하였듯이 임금 격차가 어느 정도라도 생산성을 반영한다고 할 때 임금 프리미엄 축소를 긍정적으로만 평가하기는 어려우며, 적어도 당분간은 임금 프리미엄의 축소가 우리 사회의 고학력(學歷) 추구 성향에 전환을 가져오리라 판단되지는 않는다.

<표 II-9> 학력별 임금수준 (고졸=100)

	중졸 이하	고 졸	초대졸	대졸 이상
1987	80.3	100.0	127.2	224.0
1988	82.1	100.0	121.1	202.7
1989	83.1	100.0	119.1	191.0
1990	83.8	100.0	117.4	185.5
1991	84.6	100.0	117.4	179.3
1992	87.3	100.0	113.8	168.8
1993	88.1	100.0	109.5	161.3
1994	86.9	100.0	107.4	155.7
1995	87.2	100.0	108.4	155.9
1996	85.3	100.0	107.5	156.0
1997	84.4	100.0	106.4	155.6
1998	83.9	100.0	107.3	158.2
1999	86.0	100.0	104.7	159.5

자료 : 재정경제부, 『한국의 사회지표』, 2000.

이상에서 우리나라 고등교육의 문제점들을 살펴보았는데 많은 문제들은 학생 수가 크게 증가해 왔다는 사실에서 기인한다고 정리할 수 있다. 따라서 주어진 제약하에서 고등교육에 대한 재정지원이 효율을 거두자면 양적 팽창 및 투입 증가의 추구라는 최근의 기조에서 탈피하여 성과평가 강화를 통해 고등교육의 질적 수준을 제고하도록 유도하는 방향으로 재정지원의 기본방향을 옮겨가야 할 것이다.

3. 소 결

이번 장에서는 우리나라 교육재정의 특징을 초중등교육에서는 강력한 중앙집권형 교육재정이라는 측면에서, 고등교육에서는 양적 팽창의 추구라는 면에서 살펴보았다.

우리나라 초중등 교육재정은 부분적으로는 중앙집권형 재정에서 파생된 현상이겠지만 재원 조달주체와 집행주체가 다르다는 특징이 있다. 재원 조달주체인 중앙정부의 입장에서는 지극히 평준화 지향적인 배분을 하게 될 것인데, 이는 우리나라의 다양한 수요와 양립하기 어려운 것으로 결과적으로는 사교육비의 증가라는 현상을 낳게 된다. 그렇지만 이렇게 중앙집권적으로 재원을 조달하는 체제 속에서도 각 지역별로 학급간 학생 1인당 교육비는 적지않은 편차를 보이고 있다는 사실은 흥미로운데, 결과적으로는 이렇게 다양한 차이가 인정되려면 교육재정은 지방재정과 통합되고 교육은 대표적인 지방공공재로서 자리잡는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

우리나라 고등 교육재정은 현재 늘어난 학생 수에 비하여 재원이 부족할 수밖에 없어 매우 어려운 상황에 처해 있는 것이 사실이다. 이러한 현실에서는 성과평가를 통한 집중지원을 정책의 기본으로 삼아야 할 것이며, 대학이라는 기관에 대한 지원 일변도에서 탈피하여 학생과 우수연구자 등 개인에 대한 지원을 늘림으로써 고등교육이 추구하는 목적을 달성하려는 노력도 병행해야 할 것으로 본다.

한편 우리나라 초중등 교육과 고등교육 재정의 공통된 특징 중의 하나는 자본지출의 비중이 OECD 어떤 나라보다도 높다는 것이다. 이는 그 동안 매우 열악했던 교육환경을 개선하는 노력에서 발생한 것으로 판단되지만 교육과정에서 더 중요한 것은 인적 측

면이라는 의식의 전환과 그에 따른 인적자원 중시의 정책 기조가 필요할 것으로 사료된다.

Ⅲ. 투입과 산출 인과관계 : 교육비 지출과 학업성취도

앞 장에서는 우리나라 교육재정의 특징을 간단히 살펴보았다. 이번 장에서는 교육의 결과에 대한 분석과 논의를 진행시키기로 한다. 우선 교육의 가장 직접적인 성과는 학생들의 학업성취도로 평가할 수 있을 것이다. 이 장에서는 학업성취도와 교육비 지출 사이의 상관관계를 연구하는 개념적 틀(conceptual framework)로서 부가교육생산함수를 제시하며 이에 대한 실증연구 결과들을 정리하여 투입의 증가와 산출 사이의 관계에 대한 그 동안의 연구에서 밝혀진 내용들이 갖는 정책적 시사점들을 추론해 보고자 한다.

1. 분석의 틀: 附加教育生産函數

교육을 일종의 생산과정이라고 이해한다면 다음과 같은 교육생산함수를 생각해 볼 수 있다.

$$O = f(R, S, F, A, E) + \varepsilon \quad (\text{III-1})$$

우선 O 는 교육의 산출지표로서 교육과정을 설명하는 여러 투입요소들의 함수로 생각할 수 있다. 교육에 있어 투입요소가 무엇인가에 대해서는 많은 논란이 있을 수 있겠지만 크게 나누어 보면 각종 재정 측면을 대변해 주는 변수의 모임 R 과 학교 및 교사의

특성들을 나타내는 변수들의 모임 S 와 가정 배경과 관련된 변수들의 모임 F 와 본인의 타고난 능력을 대변하는 A , 그리고 마지막으로 주변 환경요인 E 등으로 범주화하는 데에 무리가 없을 것이다. 그럼 이들 각 요인들에 대해 생각해 보기로 하자.

우선 재정적 측면 R 에 포함되는 변수들로는 학생 1인당 교육비 지출을 대표로 들 수 있다. 다른 조건이 동일하다면 학생 1인당 재정적 지원이 클 때 좋은 성과를 얻을 가능성이 높아진다고 할 수 있다. 질 높은 교육 제공을 위해 흔히 제기되는 학급당 학생 수 감소 논의도 결국은 교육재정의 확충이 교육의 성과를 높일 것이라는 믿음이 전제된 것이라고 할 수 있다. 한편 교사 1인당 학생 수와 같은 변수도 이 범주에 포함시킬 수도 있을 것이다. 1인당 학생 수는 학생 1인당 교육비지출을 결정하는 중요한 결정요인이 될 수 있기 때문이다.

그 다음 재정적 측면을 벗어나서 교육의 투입요소로 가장 중요한 것을 찾자면 교사와 학교에 관련된 사항 S 를 들 수 있다. 이 범주에서 중요한 변수는 역시 교사 관련 사항이 될 것이다. 상식적으로도 교사의 교육수준이나 교육 현장에서의 경험 그리고 이러한 변수들만으로는 파악할 수 없는 교사의 능력 등에 따라 학생들의 학업 성취도가 크게 달라질 수 있음은 쉽게 생각할 수 있을 것이다. 또한 특정 학교가 가지는 고유한 특성들이 학생들의 성취도를 크게 좌우할 가능성이 있다.

한편 가정적인 요인들도 학생들의 교육 성취도에 큰 영향을 줄 수 있다. 이를테면 가정의 소득수준이라든지 부모의 교육수준은 많은 실증분석에서 학생의 학업 성취도에 적지않은 영향을 주는 것으로 보고되고 있다. 이를테면 미국에서 위의 교육생산함수 개념을 이용한 초기의 실증연구라고 할 수 있는 콜만 보고서 (Coleman Report, Coleman et al, 1966)에서는 학교에 투입되는 재정적

요인보다 오히려 가정배경이 학생의 성취도에 더 큰 영향을 준다고 보고하여 큰 반향을 일으키고 교육생산함수에 대한 추정 연구들을 촉발시킨 바 있다.

그 다음 교육 과정에서 중요한 요소는 학생 개인의 능력이라고 할 수 있다. 이 역시 쉽게 계량화될 수는 없지만 인지력에 있어 어느 정도의 개인 능력 차이는 인정해야 할 것이다.

이에 더하여 영향을 줄 수 있는 환경요인들로는 같은 학교나 교실에 있는 다른 학생들의 수준(peer group effect)나 기타 지역의 환경적 요인 등을 들 수 있을 것이다. 이를테면 만약 다른 조건이 동일할 때 인근에 좋은 대학이 있는 지역 출신 학생들의 성취도가 높게 나타나는 결과를 얻는다면 이는 환경요인이 성취도에 영향을 미치는 증거로 삼을 수 있을 것이다.

지금까지 제시한 여러 가지 요인들이 복합적으로 작용하여 학생들의 학업 성취도를 결정하게 된다. 이외에도 이들 요인들만으로는 설명되지 않는 부분도 있겠지만 이런 부분에 대한 이해는 체계적으로 이루어지기 어려운 것으로 실증분석에서는 흔히 잔차항 ε 으로 남겨두고 있다.

이렇게 교육생산함수는 교육이라고 하는 복합적이고 복잡한 과정을 보다 체계적으로 이해하려는 노력에서 형성된 개념이라고 할 수 있지만 실제로 이러한 함수를 구성하고 추정하는 것은 결코 쉬운 일이 아니다. 함수의 형태나 포함되는 변수들을 결정하는 것은 개념적으로도 어려운 일이지만 실질적인 관점에서도 좋은 자료를 얻는 데는 항상 제약이 따른다. 이러한 제약에도 불구하고 교육생산함수에 대한 이해를 증진시키려는 실증적 노력들은 많이 이루어져 왔는데 주로 식 (III-1)의 개념에서 출발하여 단순한 선형함수를 상정하고 계량분석을 통해 각 요소들의 중요도를 파악하는 방법이 이용되고 있다. 예를 들면 식 (III-1)은 보다 구체적으

로 다음과 같은 형태를 취할 수 있다.

$$O_i = \alpha R + \beta S + \gamma F_i + \delta A_i + \theta E + \varepsilon_i \quad (\text{III-2})$$

즉 학생 i 의 성취도는 그 학생의 가정적 요인이나 중앙정부나 지방정부에서 결정되는 재원 R 과 자신이 다니는 학교 S , 그리고 가족 및 개인 능력(F_i , A_i), 자신이 처한 지역의 환경 E 의 함수가 되는 것이다.

여기서 한가지 문제는 성취도가 한 학생이 교육으로부터 얻은 성과를 공정하고도 정확하게 나타낸다고 보기는 어렵다는 점이다. 왜냐하면 모든 학생들의 출발점이 동일하지 않기 때문이다. 따라서 개념상 더 선호되는 함수의 형태는 단순한 교육생산함수가 아닌 다음과 같은 부가교육생산함수(value-added educational production function)이다⁸⁾.

$$\Delta O_{i,t} = (O_{i,t} - O_{i,t-1}) = \alpha R_t + \beta S_{i,t} + \gamma F_i + \delta A_i + \theta E_i + \varepsilon_i$$

또는 다음과 같은 식도 추정에 흔히 이용된다.

$$O_{i,t} = \alpha R_t + \beta S_{i,t} + \gamma F_i + \delta A_i + \theta E_i + \rho O_{i,t-1} + \varepsilon_i$$

위와 같은 형태의 함수의 추정을 위해서는 학생들의 성취도를 따라가는 데이터의 축적이 요구되기 때문에 실제로 위와 같은 부가교육생산함수의 추정연구가 여러 나라에서 행해지지 못하고 있다. 주로 미국에서 많은 연구가 진행되었으며 몇몇 특수한 경우에는 개발도상국에서도 대규모 실험의 일환으로 축적된 데이터를

8) 개념상 부가교육생산함수는 식 (III-2)의 차분치에 의해서 형성되는 것이 아니라 우변의 변수들이 성취도의 부가적 향상에 영향을 준다는 가정에서 출발한 것이다.

이용한 분석이 시도된 바 있다.

다음 절에서는 이들 연구결과들을 소개하면서 교육생산함수의 정책적 함의에 대한 이해를 높이기로 한다.

2. 실증분석의 결과

가. 실증분석 문헌조사 결과

1) 미국의 경우

Hanushek(1997)에 의해 집계된 바에 의하면 대략 1994년까지 교육생산함수를 추정된 연구로서 학술지에 실린 실증연구들의 결과를 종합해 보면 제정의 확대가 성취도 향상으로는 나타나지 않는 것으로 나타나고 있다. 신뢰할만한 연구들만을 집계하기 위해 세 가지 기준을 통과한 연구만이 대상이 되었다. 첫째는 최소한의 연구 수준이 확보되어야 게재될 수 있는 학술지나 연구집에 수록되어야 하며 둘째, 교육제정에 대한 변수들뿐 아니라 가정적 배경에 대한 변수들도 고려된 연구여야 하며 셋째, 통계적 유의성 여부가 분명히 밝혀진 연구여야 한다⁹⁾.

Hanushek(1997)에서는 이러한 기준을 통과하는 연구로 90개가 선택되었는데 각 연구들이 몇 개의 회귀식 추정을 담고 있으므로 집계의 대상이 된 교육생산함수 추정은 377개이다. 시기별로 구분해보면 대략 절반 가량이 1985년 이전의 연구이고 나머지는 그 이후 이루어진 연구들이다.

9) 대부분의 연구들이 교육의 산출 측면을 대변하는 변수로는 시험성적이나 중퇴율(dropout rate) 그리고 학교를 나온 후 얻게 된 노동소득 등을 택하고 있다.

[그림 III-1]은 미국의 문헌조사 결과를 요약하고 있다. 아래의 그림을 통해서 가장 먼저 눈길을 끄는 결과는 선형적으로 학생들의 성취도에 직접적인 영향을 줄 것으로 여겨지는 많은 변수들이 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하고 있다는 것이다.

우선 학생/교사 비율이 학생의 성취도에 미치는 영향을 평가한 277개의 교육생산함수 추정에 따르면 이 비율이 낮을 때 성취도에 미치는 긍정적 영향은 통계적으로 유의하지 않음을 보여주는 결과가 72%였으며, 나머지 통계적으로 유의한 결과들은 긍정적인 영향과 부정적인 영향으로 각각 반씩으로 나누어지고 있다. 교사의 교육수준도 유사한 결과로 대부분의 연구들이 통계적으로 유의한 관계를 밝혀내지 못하고 있다. 반면 교사의 경험이 학생들의 성취도에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 준다는 연구결과는 비교적 그 비중이 높아서 30% 가까이에 이르나 이러한 비중은 통계적으로 유의하지 않은 결과의 비중에는 절반에도 못 미치는 수준이다.

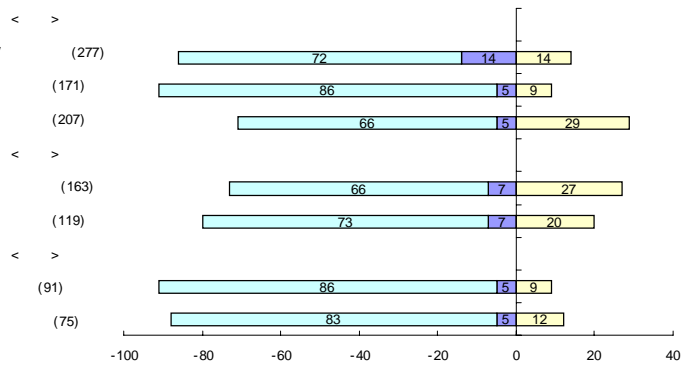
교육재정과 관련된 변수들도 높은 설명력을 갖지 못하는 경우가 대부분이었다. 학생당 지출의 증가가 높은 성취도로 이어짐을 보이는 결과는 27%에 이르고 있는데 이는 통계적으로 유의하지 못한 결과의 비중에 역시 절반에도 못 미치는 수준이다. 교사 봉급의 경우는 통계적으로 유의하지 못한 결과의 비중이 더 높다.

기타 시설이나 행정요인의 영향을 살펴본 연구들도 학생들의 성취도와 투입의 증가가 통계적으로 유의한 관계를 가지고 있음을 보이지 못하는 경우가 대부분이다.

이상 미국의 실증분석에 결과에 대한 분석은 투입과 산출의 관계가 명백한 양(+)의 상관관계를 보이지 못함을 보여주고 있다. 그렇지만 미국이 풍부한 데이터를 바탕으로 수준 높은 연구결과들을 내놓고 있음에도 불구하고 우리나라에 주는 시사점은 의외로 적을 수가 있다는 점은 염두에 두어야 할 것이다.

가장 큰 이유로는 미국의 1인당 교육비 지출이나 학생/교사 비율은 우리나라에 비해 현재에도 현저하게 높은 수준이라는 점을 들 수 있다. 만약 교육생산함수에서 이른바 ‘규모 수익 체감 (Decreasing Returns to Scale)’ 현상이 나타난다면 미국의 경우는 추가적인 투입이 추가적인 산출수준으로 이어지기 어려운 만큼 많은 투입이 이루어지고 있다고 해석할 수 있기 때문이다¹⁰⁾. 따라서 현재의 교육비 지출수준이 높지 않은 개발도상국에 대한 분석이 우리에게 더 많은 시사점을 줄 수 있다.

[그림 III-0] 교육생산함수에 대한 계량분석 결과: 미국의 경우



2) 개발도상국의 경우

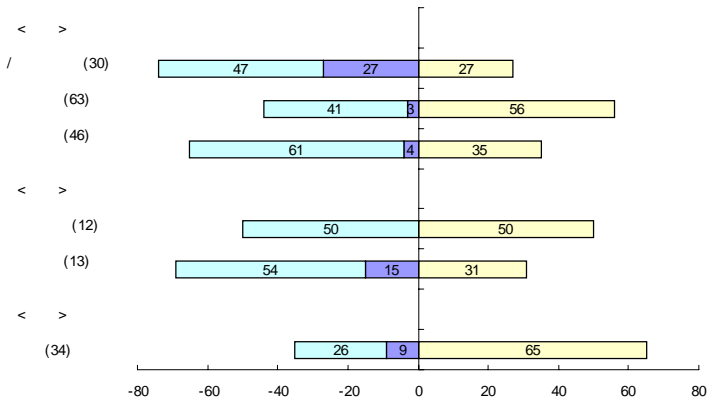
Harbison and Hanushek(1992)에서는 [그림 III-1]에서 제시된 것과 유사한 방법을 통해 개발도상국에서 투입요소들이 학생들의 성취도에 미치는 영향을 평가한 바 있다. 자료의 제약이 가장 주

10) 물론 이보다는 교육시스템의 결함에서 그 원인을 찾는 연구자들도 많다.

된 이유이겠지만 개발도상국을 대상으로 한 연구들은 미국의 경우와 같이 활발하게 진행되지 못하였다. 따라서 수집할 수 있는 교육생산함수 추정은 96개에 그치고 있다.

[그림 III-2]는 개발도상국의 교육생산 추정결과들을 요약하고 있다. 몇 가지 면에서 미국의 자료를 이용한 연구결과들과는 다른 모습을 보이고 있다. 우선 가장 두드러진 차이점은 일반적으로 투입변수들이 성취도에 통계적으로 유의한 긍정적 기여를 하고 있음을 보이는 추정 결과가 미국의 경우에 비해서는 월등히 많다는 것이다.

[그림 III-1] 교육생산함수에 대한 계량분석: 개발도상국



우선 교사/학생 비율이 성취도에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 얻은 비중이 미국 자료를 이용한 것과 비교할 때 약 2배 가량 높다. 교사의 교육 수준이 양의 영향을 미친다는 결과를 얻은 비중은 미국과 비교할 때 훨씬 높아서 절반을 넘고 있다. 마찬가지로 교사의 경험이 성취도를 높인다는 연구결

과의 비중도 미국과 비교할 때는 높은 편이다.

학생당 지출 역시 미국과는 매우 다른 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 1인당 지출의 증가가 성취도 향상으로 이어짐을 통계적으로 보인 연구결과는 절반에 이르고 있는데 연구 자체가 많이 이루어지지 않았기 때문에 미국의 경우와 직접적인 비교를 하는데는 무리가 있지만 미국 자료를 이용한 연구결과와는 매우 다른 모습을 보이고 있다.

한편 시설 투입의 증가가 성취도 향상으로 이어진다는 결과의 비중이 절반을 훨씬 높게 나타나고 있는 것이 흥미롭다.

3) 종합적인 평가

이러한 문헌 분석은 간접적으로나마 교육에서 일종의 수확체감 현상이 나타나고 있음을 암시해주고 있다. 예를 들어 학생당 지출의 증가가 미국의 경우에는 성취도 향상과 직접적인 관계를 맺는다는 연구결과의 비중이 높지 않지만 개발도상국의 경우에는 그 비중이 절반에 이른다는 결과는 기존의 교육지출이 그리 높지 않은 수준에서는 추가적인 지출증가의 효과가 매우 크다는 사실을 시사하는 것으로 판단된다.

같은 논리가 교사의 교육수준에 대해서도 적용될 수 있을 것이다. 이미 교사들이 최소한의 요구조건을 갖춘 상태에서 교사의 교육수준이 조금 더 높아지는 것으로는 커다란 효과를 볼 수 없지만, 사회 전반의 교육수준이 높지 않고 따라서 일반적으로 교사들의 교육수준이 높지 않은 개발도상국에서는 교사의 교육수준이 높아짐으로써 학생들의 성취도가 크게 향상되는 효과를 볼 수 있는 것이다.

이렇게 볼 때 정책 수립에 필요한 교육비 지출 증가의 효과에 대한 예측은 우리의 교육비 지출 수준이 현재 어떠한지에 대한 평

가에 따라 크게 달라질 수 있을 것이다. 만약 우리가 교육에 이미 상당한 투자를 하고 있다면 추가적인 지출증가가 커다란 효과를 보장하지는 않을 것이기 때문이다.

종합적으로 판단해 볼 때, 다른 개발도상국에 비해 우리나라의 교육비 지출수준은 매우 높은 편이라고 할 수 있다. 따라서 우리나라도 일반적인 교육비 지출증가만을 주장하는 것은 바람직하지 않을 것이다.

어떠한 투입 요소의 확대가 우리에게 요구되는 것인지에 대한 이해가 선행될 필요가 있으며 따라서 교육생산함수에 대한 이해의 증진은 더 요구되는 것이다.

나. 최근의 주목할 만한 결과들

지금까지 외국의 문헌에 대해 검토해 보았는데 아래에서는 최근의 주목할 만한 연구들에 대해 좀더 자세히 살펴보기로 한다.

1) 1인당 지출과 성취도

학생 1인당 지출과 성취도의 관계에 대한 최근의 가장 신뢰할 만한 실증연구 중 하나는 Figlio(1997)의 연구이다. 그의 연구결과는 지출을 줄이는 것은 학생들의 수학, 읽기(reading), 과학 성취도에 좋지 않은 영향을 준다는 것으로 요약할 수 있다. 그렇지만 그의 분석은 집계자료를 사용했다는 한계를 갖는다.

Dewey(2000)의 연구도 학생 1인당 지출과 SAT성적 사이에 양의 상관관계가 존재함을 밝히기는 했으나 역시 집계자료를 이용했다는 한계가 있다.

반면 Marlow(2000)는 학교 사이의 경쟁이 학교의 성취도에 미

<표 III-0> 투입-산출 관계: 1인당 지출

연구자	통계적 기법	자료	정량적 결과 - 지출 1% 증가가 산출에 주는 영향	기타 변수들
Dewey et al. (2000)	OLS, IV	미국	OLS: 0.15% IV: 0.12%	표준적인 통제변수들 (소득은 제외됨)
Figlio (1997)	OLS, IV, Difference-in-difference	미국	2.5~6.4%(5%와 10% 유의수준에서)	학생, 가족, 학교 특성을 대변하는 변수들
Gupta et al. (1999)	OLS, 2SLS (산출은 등 록됨)	여러 국가들의 비교	(초중등 교육비지출)/(총 교육비 지출) 0.2% 교육비/GDP 3.3%	인구, 도시화율, 유아사망률 등
Marlow (2000)	SUR-Seemingly Unrelated Regression	국가 수준의 데이터	초등 및 중등교육에 대한 교육비 지출이 -0.01에서 +0.002까지의 영향을 줌	지출 방정식: 1인당 소득, 인구밀도 인구 중 학생의 비중, 중앙정부와 지방정부의 비중, 인종, 공공부문의 경쟁 지수 산출방정식: 지출방정식과 동일하되 중위 교육수준과 중위 지출을 추가

치는 영향에 대한 연구를 하면서 1인당 지출액과 산출간의 관계를 살펴보았는데, 양자 사이에서 통계적으로 유의한 관계를 발견하지 못하였다.

2) 학급 규모와 성취도

학급 규모와 성취도의 관계는 가장 많은 논쟁이 벌어지고 있는 분야이다. 따라서 가장 활발한 연구들이 이루어지는 분야이기도 하다. 앞서 살펴본 대로 지금까지 실증연구들을 종합하면 학급당 학생수가 줄어드는 것이 성취도 향상과 밀접한 관련을 맺는 것은 아니라는 것이 주된 경제학계의 논조였다고 할 수 있다.

그러나 최근의 몇몇 연구들은 그렇지 않음을 보여주고 있는데 그 대표적인 연구로는 미국의 자료를 이용한 Krueger(1999)의 연구와 Hanushek, Kain, Rivkin(1998)의 연구와 이스라엘 자료를 이용한 Angrist and Lavy(1999)를 들 수 있다.

Krueger는 테네시 주에서 있었던 대규모 실험에 참여한 학생들의 성취도를 분석하였는데 그 결과는 작은 학급(14~16)에 배당되었던 학생들의 성취도가 큰 학급(22~24)에 배당된 학생들보다 더 높았다는 것이다. 그렇지만 그의 연구의 한계점은 학생들의 성취도를 계속 추적하지 못해서 최초의 차이가 시간이 지남에 따라 줄어들 수 있다는 가능성을 확인하지 못했다는 것이다.

Hanushek 등(1998)의 연구는 텍사스 주의 대규모 데이터 분석을 통해 이루어졌다. 이 데이터는 3000개의 학교에 속한 20만명의 4, 5, 6학년 학생의 성취도를 추적하여 4학년과 5학년 학생에게는 학급 규모가 통계적으로 유의한 영향을 주지만 6학년 학생에게는 그렇지 못함을 보였다. 또한 학급 규모의 영향도 Krueger(1999)의 연구보다는 작은 것으로 나타나고 있다.

한편 미국 외의 나라 자료를 이용한 Angrist와 Levy(1999)의 연구에서도 작은 학급 규모가 성취도 향상과 연결되는 것으로 나타나고 있다. 미국 이외의 자료를 이용했다는 사실 이외에도 이 연구가 우리의 주목을 받을 만한 이유는 이스라엘에서는 마이모니데스의 법칙(Maimonides' rule)이라는 것이 있어서 학급 규모가 40인 이상 넘지 않는 것을 교육정책의 기조로 삼았다는 데 있다. 학급 규모 40인은 우리나라의 현재 평균과 비슷한바, 그 주변에서 이루어지는 학급당 인원 감축이 학생의 성취도와 연관을 맺는다는 결과는 우리에게도 시사하는 바가 크다고 여겨진다.

그렇지만 이 연구에 대해서는 Hoxby(1999)와 같은 학자들의 반론이 제기되고 있으며, 미국의 자료를 철저히 검증한 그녀의 연구에서 학급 규모는 성취도에 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다.

또한 Wright, Horn and Sanders(1997)의 연구에서는 학급 규모 감소 자체가 중요하지는 않지만 학급 규모 감소가 다른 요인들과 합쳐질 때는 학생들의 성취도에 유의한 영향을 미친다는 사실이 밝혀지고 있다.

학급 규모와 관련한 최근의 연구 동향을 종합해 보면 그 동안의 연구결과에 대한 검토에서 내려진 결론과는 다소 다르게 학급 규모의 감소가 학생들의 성취도 향상에 기여하는 바가 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 주의해야 할 점은 성취도 향상에 미치는 영향이 정량적으로는 그리 크지 않아서 학급 규모를 줄이기 위해 소요되는 막대한 재원이 정당화될 만큼 높은 성과를 보이고 있지는 않다는 점이다. 물론 선진국을 중심으로 한 논의이기는 하지만 이러한 점은 우리나라의 정책 논의에도 시사하는 바가 크다고 여겨진다.

<표 III-1> 투입-산출 인과관계 : 학급 규모

연구자	통계기법	자료출처	정량적 결과 - 학급규모의 1% 감소가 산출에 주는 영향	기타변수
Angrist and Lavy (1999)	Natural Experiment	이스라엘	5학년: 3.6% 4학년: 1.7~1.9%	가정 배경
Barro and Lee(1996)	SUR (Pupil-teacher Ratio)	국가별 자료	2.7%	국가특성 변수들
Cooper and Cohn (1997)	Stochastic Frontier/OLS	US (S.Carolina)	1-4%	가정 배경 등
Goldhaber et al. (1999)	OLS Panel (Pupil-teacher ratio)	US	-6.6% to -7.2%	학급, 교사, 학교
Hanushek et al. (1999)	Panel	US (Texas)	0.001-0.05%	Fixed effects 가정 배경 등
Hoxby (1999)	Natural experiment	US (Connecticut)	유의한 관계 없음	학군 수준의 fixed effects, 시간추세, cohort fixed effects, 가정 배경 등
Kirjavainen and Loikkanen (1998)	DEA (Pupil-teacher ratio)	핀란드	25% of inefficiency explained	가정 배경 등
Krueger (1999)	Experiment (Panel)	US (Tennessee)	7-9% level effect 1% growth p.a.	가정 배경, 학교 더미변수
Krueger and Whitmore (1999)	Experiment (Panel)	US (Tennessee)	대학진학 시험을 치를 확률이 20% 증가함	Fixed effects, 가정 배경

주 : 1) 산출은 모두 성적임.

2) 통계적으로 유의한 결과거나 학생개인 수준의 미시자료를 근거로 한 분석임.

3) 통계적으로 유의하지 않은 값들은 제시하지 않았으며 계수의 값의 범위를 제시한 경우 5% 유의 수준에서의 범위임.

3) 교사와 성취도

학급 규모 못지않게 중요한 요소는 교사의 특징이라고 할 수 있다. 앞서도 언급했듯이 교육 또는 인적자원 개발의 가장 중요한 생산요소는 바로 인적자본이기 때문에 교육과정에서 능력 있는 교사의 중요성은 강조될 수밖에 없다. 앞서 교육제정의 국제비교에서 살펴본 바와 같이 교사에 대한 보수는 교육비에서 가장 큰 비중을 차지하는 것이 보통이다.

교사와 성취도와의 관계는 관측될 수 있는 교사의 특징으로서 경험과 학력 등이 성취도에 영향을 주는지의 여부와 교사의 봉급과 학생의 성취도가 관련이 있는지 등을 실증적으로 살펴보는 방식으로 이루어져 왔다.

그 동안 연구결과는 대체로 관측 가능한 교사의 특징은 성취도에 영향을 주지 못한다는 것이었다. 가장 흔히 교사의 특징으로서 취급되는 세 가지 변수는 교사의 교육과 경험 그리고 봉급이었는데 대체로 이러한 특징들은 성취도와 통계적으로 유의한 관계를 갖지 못하는 것으로 나타나고 있다.

그렇지만 교사와 학생의 성취도가 관련이 없다는 결론을 내릴 수 있는 것은 아니다. 최근의 연구들은 교사의 특징이 매우 중요한 요소임을 밝혀내고 있다. Hanushek et al(1999)의 연구에서는 교사의 경험이 2년까지 늘어날 경우 전혀 경험이 없는 교사에 비해서는 학생들의 성취도를 높이는 것으로 나타나고 있다. 그렇지만 경험이 2년 이상으로 늘어날 경우에는 그 효과가 그리 크지 못한 것으로 나타났다.

이들의 연구가 특히 주목되는 점은 그 양적인 측면이라고 할 수 있는데 교사의 특징이 학생의 성취도에 미치는 영향은 학급 규모가 미치는 영향보다 20배나 큰 것으로 나타나고 있기 때문이다.

<표 III-2> 투입-산출 인과관계: 교사의 경험

저 자	통계기법	자 료	정량적 결과 - 교사 경험의 1% 증가가 미치는 영향	기타변수
Cooper and Cohn (1997)	Stochastic Frontier estimation OLS, IV	US (S.Carolina)	유의한 관계 없음	가정 배경 등
Dewey et al. (2000)	OLS, IV	US	OLS: -0.008% to 0.04% IV: 0.08%	가정 배경 등
Hanushek et al. (1998)	Value-Added (Panel)	US(Texas)	-7% to -15% ^a -4% to -10% ^b	학급, 교사, 학교
K r u e g e r (1999)	Experiment (Panel)	US (Tennessee)	3%	가정 배경, 학교 더미

주 : 1) 산출은 모두 성적임

2) 통계적으로 유의한 결과거나 학생개인 수준의 미시자료를 근거로 한 분석임

3) 통계적으로 유의하지 않은 값들은 제시하지 않았으며 계수의 값의 범위를 제시한 경우 5% 유의 수준에서의 범위임

Krueger(1999)의 연구결과는 다소 달라서 교사의 경험이 성취도에 영향을 주기는 하나 그 정도는 Hanushek et al.(1999)의 절반 정도인 것으로 나타났으며, 교사의 경험이 20년 이른 후에 그 효과가 가장 크다는 것을 보였다.

한편 교사의 자격 또는 학력과 성취도 사이의 양(+)의 상관관계를 찾은 연구는 매우 드물다. Goldhaber and Brewer(1997)에서는 수학 분야에서 석사 이상의 학위를 갖춘 교사들에게서 배운 학생들의 수학과목 성적이 우수하다는 것을 보였지만, Hanushek et al.(1998)에서는 오히려 교육수준이 높은 교사에게서 배운 학생들의 성취도가 높지 않다는 상반된 결과가 제시되기도 했다. 그리고

수학 이외의 과목에서는 교사의 교육수준과 학생의 성취도에 특별한 관계가 없는 것으로 나타나고 있다.

<표 III-3> 투입-산출 인과관계 : 교사의 자격(Qualification)

저 자	통계적 기법	자 료	정량적 결과	기타변수
Cooper and Cohn (1997)	Stochastic Frontier estimation	US	석사 학위 0.5~2.5% ^a	가정배경
Dewey et al. (2000)		US	유의한 관계 없음	가정배경
Goldhaber and Brewer (1997)	OLS Panel	US	2.3% - effect from Certificate in Math ^b 0.82% - effect from BA Degree in Math ^b	학급, 교사, 학교
Goldhaber et al.(1999)	OLS Panel	US	유의한 관계 없음	학급, 교사, 학교
Hanushek et al. (1998)	Value-Added (Panel)	US(Texas)	석사 학위 -4%	학급, 교사, 학교
Krueger (1999)	Experiment (Panel)	US (Tennessee)	유의한 관계 없음	가정배경 학교더미

- 주 : 1) 산출은 모두 성적임
 2) 통계적으로 유의한 결과거나 학생개인 수준의 미시 자료를 근거로 한 분석임
 3) 통계적으로 유의하지 않은 값들은 제시하지 않았으며 계수의 값의 범위를 제시한 경우 5% 유의 수준에서의 범위임
 4) a : 12개의 OLS 추정 중에서 7개는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 보고됨
 b : Random effects 모델의 결과

최근의 Hanushek, Kain and Rivkin(1999)의 연구는 교사의 봉급과 학생들의 성취도에 긍정적인 영향을 미치는 것을 보이고 있다. 한 가지 기대 밖의 결과라면 이러한 결과가 교사의 지위를 확실히 보장받지 못한(untenured) 젊은 교사들 사이보다 교사지위가 확실한(tenured) 경험이 많은 교사들 사이에서 더 분명하게 나타난다는 것이다. Dewey et al(2000)의 연구에서도 유사한 결과를 얻고 있지만, <표 III-5>에서 보는 바와 같이 다른 연구들에서는 교사의 봉급과 학생들 성취도 사이에 유의한 상관관계를 얻지 못하고 있다.

<표 III-4> 투입-산출 인과관계: 교사의 봉급

저 자	통계기법	자 료	정량적 결과 - 교사봉급 1% 증가	기타변수
Barro and Lee (1996)	SUR	C r o s s Country	유의한 관계 없음	국가 특징
Dewey et al. (2000)	OLS, IV (seemingly unrelated regression)	US	OLS: 0.04% ^a IV: 0.07%	가정 배경
Goldhaber et al. (1999)	OLS Panel	US	유의한 관계 없음	학급, 교사, 학교
Hanushek et al. (1999)	Value-Added (Panel)	US(Texas)	0.76~1.2%	학급, 교사, 학교의 fixed effects 등

- 주 : 1) 산출은 모두 성적임
 2) 통계적으로 유의한 결과거나 학생개인 수준의 미시자료를 근거로 한 분석임
 3) 통계적으로 유의하지 않은 값들은 제시하지 않았으며 계수의 값의 범위를 제시한 경우 5% 유의 수준에서의 범위임
 4) a: 세 개의 설정 중 하나만 보고함

4) 정책적 실험과 성취도

미국의 경우에는 주나 도시 단위에서 행해진 정책에 대한 평가를 통해 정책에 따른 학생들 성취도의 변화를 살펴본 연구들도 있다. 이들 중 몇 가지를 소개해 보기로 한다.

Head Start¹¹⁾는 주로 저소득층의 취학전 아동을 위한 프로그램으로 1960년대에 시작되었다. 기본적인 목표는 저소득층 부모를 자녀들이 학교 생활에 더 적응을 잘 할 수 있도록 돕는 것이다. 대체적으로 이 프로그램에 참여한 아동들의 취학 후 성취도는 그렇지 않은 학생들보다 높은 것으로 나타나고 있다. 그렇지만 모든 학생들에게 유사한 영향을 미치는 것은 아니며 백인학생들에게 더 효과가 있는 것으로 나타나고 있다.

한편 미국의 South Carolina주에서는 교사봉급 인센티브 정책을 실시한 바 있다. 두 가지의 인센티브제도가 설계되었는데 하나는 교사의 성취도를 네 개의 기준 — 교사의 출석률, 주정부가 제시한 기준에 따른 교사의 성취도, 본인의 성취도를 높이기 위한 활동에 참여했는지의 여부, 학생들의 성취도 —에서 평가하는 것이다. 평가에 따라 교사들은 2천달러에서 3천달러 사이의 보너스를 받게 되어 있다. 다른 하나의 제도는 교사들에게 지급되는 보너스를 1/3은 교사들에게 직접 지급하고 나머지 2/3는 학교에 지급하는 것으로 교사들 사이의 협동을 장려하기 위해 설계되었다. 실증 연구 결과는 이러한 제도가 적어도 학교 수준에서는 학생들의 성취도를 향상시킨 것으로 나타났는데, 학교와 교사 사이에 분배해주는 제도보다는 교사가 모든 보너스를 받게 되는 제도하에서 성취도의 향상도가 더 높아지는 결과가 나온 것이 흥미롭다.

11) 이 정책에 대한 자세한 설명은 <http://www2.acf.dhhs.gov/programs/hsb/>를 참조하기 바란다.

<표 III-5> 투입-산출 인과관계 : 정책의 영향

정책명	저자	통계기법	정량적 결과	기타변수
Head Start	Currie and Thomas (1995)	Panel	7% (initial gains)	가정 fixed effects
Teacher Pay Incentives (S.Carolina)	Cooper and C o h n (1997)	OLS Stochastic Frontier estimation	Plan 1: 1.6~3.4% Plan 2: 0.8~2.9%	가정 배경
D a l l a s Incentive Scheme	L a d d (1999)	Panel	1.0~1.7% enhanced pass rate for TAAS ^a 1.5~2.3%	시간 및 도시 터미 개인 특성
V o u c h e r scheme	Rouse(1998)	Panel	1.5~2.3%	개인 fixed effects

- 주 : 1) 산출은 모두 성적임
 2) 통계적으로 유의한 결과거나 학생개인 수준의 미시자료를 근거로 한 분석임
 3) 통계적으로 유의하지 않은 값들은 제시하지 않았으며 계수의 값의 범위를 제시한 경우 5% 유의 수준에서의 범위임
 4) a: Texas Assessment of Academic School test.

달라스(Dallas)시를 중심으로 한 또 하나의 인센티브 정책은 South Carolina주의 두 번째 제도와 유사한 것으로 가장 효과적이라고 판단되는 학교의 교사와 그외의 직원들에게 보너스를 지급한다는 내용이다. Ladd(1999)는 다른 변수들을 고려하면서 이 정책을 평가했는데 그는 이 제도를 실시한 달라스 시의 학생들의 성취도가 주 평균에 비하여 현저하게 높았음을 보이고 있다.

한편 밀워키시에서는 부모들의 학교 선택권을 넓혀주는 바우처(Voucher)제도를 실시한 바 있는데 Rouse(1998)는 이 제도에 참여한 학생들의 수학점수가 그렇지 않은 학생들 보다 높음을 보였다.

위에서 살펴본 바와 같이 미국에서 실시되었던 정책은 대부분 학생들의 성취도를 높이는 데에 긍정적인 역할을 한 것으로 평가 받고 있다.

다. 실증분석에 대한 종합적인 평가

지금까지 교육의 투입 측면과 산출 사이의 관계를 실증적으로 밝히고자 한 외국의 많은 연구결과들을 살펴보았는데 그 결과를 대략 정리해 보면 다음과 같다.

1. 대체로 미국 자료로 개인수준에서 이루어진 분석결과는 재원의 증가(1인당 지출액, 학급 또는 교사당 학생수)가 성취도 향상으로 이어지지 못하고 있음을 보이고 있다.
2. 가장 논쟁이 많이 벌어지는 분야인 학급 규모와 학생의 성취도 사이의 관계는 최근의 연구일수록 양자 사이에 어느 정도 상관관계가 있음을 보이고 있다. 그렇지만 학급 규모의 감소가 성취도를 향상시키는 정도가 학급 규모 감소에 필요한 엄청난 자원투입을 정당화시킬 만큼 크지는 않다는 것이 지금까지의 실증연구의 결과라고 요약할 수 있을 것이다.
3. 교사가 교육과정에서 중요한 역할을 하는 것만은 분명하지만 측정이 가능한 교사의 특성(교사의 교육수준, 교육현장에서 경력)들은 성취도 향상에 커다란 영향을 주는지에 대해서는 아직도 확실한 결론을 내리지 못하고 있다. 단, 과거의 연구들보다는 최근의 연구들이 관측이 가능한 교사의 특성과 학생의 성취도에 영향을 주고 있음을 밝히는 빈도가 높아지고 있다. 한편 교사의 봉급수준이 성취도에 미치는 영향에 대해서는 긍정적 결과와 부정적 결과가 동시에 나오고 있다.

4. 주로 미국 주정부 단위에서 행해진 대규모 정책적 실험들을 평가해 보면 이러한 실험이 실험대상이 되는 학생들의 성취도 향상으로 이어지고 있는데 긍정적 영향의 정도는 다른 그룹(예를 들면 흑인과 백인)에 대해 각기 다르게 나타나고 있다.

물론 이러한 결과들은 학생 성취도에 대한 자료가 연구자들에게 잘 공개되어 왔으며 이미 교육에 대한 지출이 우리나라보다는 상당히 높은 선진국들의 자료를 통해 얻은 것들이므로 우리나라와 관련한 시사점을 직접 도출하기에는 다소 무리가 있을 수 있다. 그렇지만 그러한 한계 속에서도 투입-산출의 관계를 찾는 기존 연구들이 공통적으로 주는 분명한 시사점은 교육비 투자를 대규모로 늘리는 정책을 당장 실행하기에는 아직도 그 결과에 대한 확신을 갖기 어렵다는 것이라는 점이다. 우선 늘어나는 재원이 어떠한 분야에 집중적으로 투자되어야 가장 효율적일 지에 대한 답은 거의 제시되지 않은 상태라 할 수 있다. 즉 학급 규모를 유지하는 수준에서 교사의 봉급을 올려야 하는지, 아니면 교사의 봉급을 올릴 경우 인센티브 강화를 위주로 해야 할지 전반적인 수준을 올려야 할지, 또는 교사의 공급은 부족하더라도 일단 학급 규모를 감축해야 하는지 등 늘어난 재원을 쓰는 방식에는 커다란 차이가 있을 수 있다. 물론 그러한 차이는 각기 다른 결과를 초래할 수 있을 것이지만 어떠한 방법이 가장 효과적인지에 대한 해답은 아직 찾지 못하고 있는 것이다.

위에서 소개한 바와 같이 미국을 중심으로 행해지는 몇 가지 실험들은 이러한 해답을 찾기 위한 노력이라고 할 수 있다. 이러한 실험이 우리나라에서도 요구되는 중요한 이유 중의 하나는 앞서 언급한 대로 교육환경이 다른 나라와는 다르기 때문에 외국 연구의 시사점을 직접적으로 적용하기 어렵기 때문이다. 수많은 연구

의 시사점이 '어떠한 정책이 가장 효과적인지에 대해서는 알 수 없다'는 것이라면 다소 비관적으로 들릴지 모르지만 그럼에도 불구하고 투입-산출에 관한 우리의 지식이 아직도 한정되어 있다는 사실은 받아들이는 것이 교육제정의 효율성 제고를 위해서 필요한 자세라고 사료된다.

3. 교육재정과 성과의 국제비교

가. 국제비교평가시험결과 : TIMSS와 PISA

지금까지 국제비교 평가에서 우리나라의 성적은 매우 우수한 것으로 나타나고 있다. OECD의 최근 보고서에 따르면 우리나라는 1995년에서 1999년 사이 평균이 높아져서 OECD 국가 중에서는 수학 1위, 과학 2위를 차지했다. 또한 분산도 줄어들고 있어서 학력 차이도 줄어들고 전반적인 수준이 향상되는 모습을 보이고 있다. 이는 상대적으로 부족한 교육재정 속에서 이루어진 결과이기 때문에 일단은 고무적이라고 할 수 있을 것이다.

유사하게 2001년 12월에 발표된 OECD의 PISA(Program for International Student Assessment)에서도 우리나라는 우수한 성적을 거두고 있는 것으로 나타나고 있다. 교육 성취도를 높이는 원인들을 찾기 위해 시행되고 있는 이 대규모 평가 시험에서 우리나라는 읽기, 수학, 과학 모든 과목에서 OECD 국가 중 최상위권에 속해 있다.

물론 평균이 높고 분산이 낮은 현상이 반드시 바람직한지에 대해서는 여러 가지 다른 의견이 제시될 수 있다. 이렇게 일반적인 학업 성취도가 높은 현상은 지금까지 우리가 추구해 온 평준화 교육의 한 단면을 보이는 것일 수 있으며, 사교육비 투자까지 고려한

<표 III-6> OECD 국가의 TIMSS 결과 (평균)

	수학 성취도			과학 성취도		
	1995년 평균	1999년 평균	1995-1999	1995년 평균	1999년 평균	1995-1999
호주	519	525	6	527	540	14
벨기에	550	558	8	533	535	2
캐나다	521	531	10	514	533	19
체코	546	520	-26	555	539	-16
영국	498	496	-1	533	538	5
헝가리	527	532	5	537	552	16
이탈리아	491	485	-6	497	498	1
일본	581	579	-2	554	550	-5
한국	581	587	6	546	549	3
네덜란드	529	540	11	541	545	3
뉴질랜드	501	491	-10	511	510	-1
미국	492	502	9	513	515	2
평 균	528	529	1	530	534	4

자료 : OECD, *Education at a Glance*, 2001.

<표 III-7> OECD 국가의 TIMSS 결과 (표준편차)

	수학 성취도					과학 성취도				
	표준편차		차이	순위		표준편차		차이	순위	
	1999	1995		1995-1999	1999	1995	1999		1995	1995-1999
호주	80	85	-5	7	9	87	94	-7	8	11
벨기에	77	75	2	3	2	69	76	-7	1	2
캐나다	73	72	n	1	1	78	82	-4	4	6
체코	79	75	4	4	3	80	77	3	5	3
영국	83	85	-2	8	10	91	92	-1	10	10
헝가리	85	79	6	9	6	84	79	6	6	5
이탈리아	86	91	-4	10	12	88	86	1	9	8
일본	80	79	1	6	5	76	77	-1	2	4
한국	79	85	-6	5	11	85	83	2	7	7
네덜란드	73	76	-3	2	4	77	76	n	3	1
뉴질랜드	89	82	7	12	7	93	90	3	11	9
미국	88	84	4	11	8	97	96	1	12	12

자료 : OECD, *Education at a Glance*, 2001.

<표 III-8> PISA 과목별 국가순위

읽 기			수 학			과 학		
나 라	최 상 순 위	최 하 순 위	나 라	최 상 순 위	최 하 순 위	나 라	최 상 순 위	최 하 순 위
핀란드	1	1	일본	1	3	대한민국	1	2
캐나다	2	4	대한민국	2	3	일본	1	2
뉴질랜드	2	8	뉴질랜드	4	8	핀란드	3	4
호주	2	9	핀란드	4	7	영국	3	7
아일랜드	3	9	호주	4	9	캐나다	4	8
대한민국	4	9	캐나다	5	8	뉴질랜드	4	8
영국	5	9	스위스	4	10	호주	4	8
일본	3	10	영국	6	10	오스트리아	8	10
스웨덴	9	11	벨기에	9	15	아일랜드	9	12
오스트리아	11	16	프랑스	10	15	스웨덴	9	13
벨기에	11	16	오스트리아	10	16	체코	10	13
아이슬란드	11	15	덴마크	10	16	프랑스	13	18
노르웨이	11	16	아이슬란드	11	16	노르웨이	13	18
프랑스	11	16	리트겐슈타인	9	18	미국	11	21
미국	10	20	스웨덴	13	17	헝가리	13	21
덴마크	16	19	아일랜드	16	19	아이슬란드	14	20
스위스	16	21	노르웨이	17	20	벨기에	13	21
스페인	17	21	체코	17	20	스위스	13	21
체코	17	21	미국	16	23	스페인	16	22
이탈리아	19	24	독일	20	22	독일	19	23
독일	21	25	헝가리	20	23	폴란드	19	25
리트겐슈타인	20	26	러시아	21	25	덴마크	21	25
헝가리	21	26	스페인	23	25	이탈리아	22	25
폴란드	21	27	폴란드	23	26	리트겐슈타인	20	26
그리스	23	28	라트비아	25	28	그리스	25	29
포르투갈	24	28	이탈리아	26	28	러시아	26	29
러시아	27	29	포르투갈	26	29	라트비아	25	29
라트비아	27	29	그리스	27	30	포르투갈	26	29
룩셈부르크	30	30	룩셈부르크	29	30	룩셈부르크	30	30
멕시코	31	31	멕시코	31	31	멕시코	31	31
브라질	32	32	브라질	32	32	브라질	32	32

자료 : <http://www.pisa.oecd.org>

다면 당연한 결과라고 해석할 수도 있기 때문이다. 그리고 우리나라의 높은 성취도는 교육제정 자체가 학생들의 성취도와 높은 상관관계를 갖지 않을 수 있다는 반증이 될 수도 있다.

그렇다면 미시적인 수준에서 어떠한 원인들이 개별 학생들의 성취도 향상과 관련이 있는지에 대한 연구의 필요성은 더 크다고 할 수 있다. 다음 소절에서는 성취도 향상에 영향을 주리라고 생각되는 많은 변수들을 고려한 최근의 연구결과를 소개한다.

나. 국제비교평가시험결과의 미시적 계량분석 결과

최근 TIMSS의 결과가 공개되면서 여러 나라의 개별 학생들에 대한 자료를 바탕으로 미시적인 분석이 가능하게 되었는데 그 중 흥미로운 결과를 담고 있는 Wösserman(2000)의 실증분석 결과를 일부 소개한다.

1) 학생 개인과 가족 상황

- 부모와의 동거 여부: 우리나라도 최근 들어 이혼율이 높아지고 있지만 외국의 경우는 부모 모두가 학생과 함께 사는 경우가 더욱 줄어드는 추세이다. 많은 연구들이 편모나 편부 슬하의 학생들의 학업 성취도가 양친과 함께 사는 학생들에 비해 떨어지고 있음을 보이고 있는데 이 연구에서도 같은 결과를 얻고 있다.
- 부모의 학력수준: 대표적인 가정 관련 변수이다. TIMSS 분석결과에서도 알 수 있듯이 중등교육을 마쳤거나 대학을 졸업한 부모를 둔 학생들의 성적이 통계적으로 유의하게 높음을 확인할 수 있다.

- 가정에 있는 책의 권수: 매우 흥미로운 변수이며 다른 연구에서는 찾기 힘든 변수이다. 10권이하, 11~25권, 26~100권, 100권~200권, 200권 이상으로 구간을 나누었는데 이 변수는 부모의 학력수준 이상으로 학생들의 성취도 차이를 잘 설명해 주고 있다.
- 지리적 위치: 지리적으로 고립된 지역의 학생들의 성취도가 도시지역 학생들의 성취도보다 떨어지는 것으로 나타났다.

2) 재정측면과 교사의 특성

- 학생 1인당 교육비 지출: 흥미롭게도 이 변수는 음수로 유의하게 나타난다. 즉 1인당 교육비 지출의 증가가 오히려 성취도를 떨어뜨리고 있다는 결과인데 이러한 해석에는 다소 무리가 있는 것으로 판단된다. 따라서 TIMSS 국제비교에서는 교육비 지출의 증가가 성취도 향상으로 이어지지 않는 것으로 나타났다고 풀이하는 것이 적절할 것이다.
- 학급 규모: 1인당 교육비 지출의 경우와 마찬가지로 학급 규모가 작을수록 성취도가 높지는 않은 것으로 나타나고 있다.
- 교사-학생 비율: 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않고 있다.
- 교사의 특성: 교사의 특성은 학생들의 성취도와 직접적인 관련을 맺고 있는 것으로 나타난다. 교사의 성, 연령, 경험, 교육수준 모두 성취도에 통계적으로 유의한 영향을 주고 있다. 특히 석사나 박사학위를 갖춘 교사에게서 배운 학생들의 성취도가 그렇지 않은 경우에 비해 월등함을 볼 수 있다.

3) 제도적인 요인들

- 중앙정부 영향하의 시험: 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 회귀분석 결과에 따르면 중앙관리 시험체계를 갖춘 나라의 학생들이 수학 성적은 평균 16.1점 과학은 평균 10.7점 높게 나왔다.
- 학교와 행정당국의 관계: 학교의 자율성과 학생들의 성취도 사이의 관계를 묻는 대목이다. 커리큘럼이 중앙에서 결정되는지의 여부와 교과서가 승인을 받아야 하는지의 여부를 묻는 디미변수를 구성하여 그 영향을 살펴본 결과는 학교의 자율성이 학생의 성취도와 정(+)¹의 상관관계가 있음을 보이고 있다.
- 교사의 영향 1: 교사들이 학교의 예산을 결정하는 1차적인 의무를 갖고 있다고 교장이 보고한 학교의 학생들이 평균적으로 수학은 13.3점 과학은 4.6점 낮은 점수를 얻었다.
- 교사의 영향 2: 교사들이 개인적으로 커리큘럼을 결정하는데 커다란 자율성을 가진 학교의 학생들이 수학은 12.0, 과학 10.8점만큼 평균적으로 높은 성적을 얻었다.
- 교사의 영향 3: 반대로 교사들이 집단적으로 커리큘럼을 결정하는 체계를 갖춘 학교의 학생들은 정반대로 수학은 32.3, 과학은 18.4 만큼 평균보다 낮은 성적을 얻었다.
- 학생들에 대한 동기 부여: 학생 성적에 대한 교사의 철저한 감시는 성적을 높이는 것으로 나타났으며 숙제를 자주 내주는 것은 성적 향상에 도움이 안되나 많은 양을 내주는 것은 도움이 되는 것으로 나타났다.
- 부모와 교사: 부모와 교사가 만나는 시간이 긴 것이 학생의 성취도 향상과는 정(+)¹의 상관관계는 없고 오히려 음(-)¹의 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이 결과의 해석에는 신중

을 기할 필요가 있다. 교사들이 성적이 뛰어나지 않은 학생들의 부모와 많은 시간을 보낼 가능성이 높기 때문이다.

결국 TIMSS의 결과는 학생들의 성취도가 재원투자보다는 제도적인 요인에 의해 더 크게 좌우될 수 있음을 보이고 있다. 전반적으로 재원규모가 크더라도 학생들의 성취도가 향상되는 것은 아닌 것으로 나타났는데 이는 미국의 교육생산함수 추정결과와도 어느 정도 일치하는 결과이다.

또한 학생의 가정배경이 성취도를 결정하는 데 매우 중요한 변수로 작용하고 있음도 주목해야 할 것이다. 오히려 통계적인 유의성 면에서는 일반적으로 교육재정 측면을 대변하는 변수들보다는 가정환경을 대변하는 변수들이 성취도와 높은 상관관계를 갖고 있음은 재정이 교육과정에서 가질 수밖에 없는 근본적인 한계를 보여주는 결과라는 해석도 가능할 것이다.

한편 교사들이 교과목에 관한 한 개인적인 재량과 역량을 충분히 발휘할 수 있을 때 학생들이 좋은 성적을 나타낸다는 결과도 매우 중요한 정책 시사점을 갖는다. 이 역시 성취도 향상을 위해서는 재정 측면만으로는 해결할 수 없는 제도적 요소들을 고려해야 함을 보여주는 결과로 해석할 수 있을 것이다.

<표 III-9> TIMSS 성적에 대한 학생수준의 계량 분석

	OLS 계 수	Raw S.E.	WLS 계 수	Robust S.E.
상수	409.230	4.525	455.626 ¹⁾	11.881
학생과 가정 배경				
Upper grade	43.897	0.434	46.568 ¹⁾	0.990
Above upper grade	99.908	1.491	105.354 ¹⁾	3.536
연령	-6.128	0.249	-10.116 ¹⁾	0.708
성별	-15.546	0.349	-16.130 ¹⁾	0.753
탄생 국가	10.428	0.828	11.195 ¹⁾	1.305
양친과 동거	9.320	0.524	7.437 ¹⁾	0.800
부모의 탄생국	13.686	0.728	12.536 ¹⁾	1.400
부모의 교육				
중등교육 경험	-2.142	0.720	-5.226 ¹⁾	1.469
중등교육 마칩	17.830	0.667	20.067 ¹⁾	1.284
대학교육 경험	8.421	0.708	10.423 ¹⁾	1.330
대학졸업	30.827	0.747	34.304 ¹⁾	1.424
가정의 책 권수				
11~25	12.381	0.769	12.251 ¹⁾	1.153
26~100	35.629	0.718	34.174 ¹⁾	1.248
101~200	50.483	0.775	48.862 ¹⁾	1.348
200권 이상	59.954	0.767	57.494 ¹⁾	1.370
지역 배경				
고립된 지역	-4.163	1.058	-7.371 ²⁾	3.397
도심 근방	-0.958	0.369	-2.215 ³⁾	1.306
1인당 GDP	0.004	6.0e-5	0.004 ¹⁾	2.0e-4
교사특징과 재정측면				
학생 1인당 지출	-0.011	2.2e-4	-0.010 ¹⁾	6.4e-4
학급규모	0.362	0.019	0.477 ¹⁾	0.060
학생-교사 비율	0.010	0.003	0.009	0.007
학습자료 부족 없음	6.998	0.394	6.543 ¹⁾	1.374
학습자료 크게 부족	-7.375	0.573	-11.595 ¹⁾	2.138
수업 시간	3.4e-4	2.3e-5	3.0e-4 ¹⁾	6.8e-5
교사 특징				
교사의 성	5.947	0.377	7.801 ¹⁾	1.166
교사 연령	-0.272	0.033	-0.216 ³⁾	0.113
교사 경험	0.457	0.033	0.445 ¹⁾	0.115
교사 교육				
고등교육	19.882	2.032	24.243 ¹⁾	4.940
학사	11.241	1.993	12.378 ²⁾	4.859
석사/박사	25.575	2.034	32.106 ¹⁾	5.042

<표 III-10>의 계속

	OLS 계 수	Raw S.E.	WLS 계 수	Robust S.E.
제도적 측면				
제도적 측면				
중앙정부 차원의 시험	8.598	0.437	10.650 ¹⁾	1.302
외부시험이 교과과정에 영향을 줌	2.329	0.550	-4.364 ²⁾	1.881
학교와 행정당국의 의무 배분				
중앙에서 교과서 결정	5.319	0.552	5.573 ¹⁾	1.649
중앙에서 교과서 인증	5.563	0.474	6.157 ¹⁾	1.346
학교의 의무				
학교 예산	-2.065	0.674	-3.451	2.356
기자재 구입	1.939	0.996	2.867	3.308
교사 임용	6.235	0.461	5.247 ¹⁾	1.473
교사 임금 결정	11.381	0.462	15.162 ¹⁾	1.817
교사의 영향				
교사가 학교 예산에 책임을 짐	-9.172	1.048	-4.583	3.025
기자재 구입	7.052	0.613	6.837 ¹⁾	2.062
교사 임용	6.817	5.518	7.595	6.002
교사임금 결정	-9.640	5.249	-6.048	16.342
교과서 결정에 영향				
교사 개인 차원	8.711	0.450	10.768 ¹⁾	1.536
교과목 선생들 차원	-2.129	0.481	-4.573 ¹⁾	1.625
학교교사 차원	-3.084	0.468	-5.034 ¹⁾	1.575
교사 노조	-18.901	1.393	-18.395 ¹⁾	5.533
담임교사의 영향이				
기자재 구입에 미침	3.764	0.764	6.876 ¹⁾	2.255
기자재 결정	3.871	0.516	4.566 ¹⁾	1.520
수업주제의 결정	-0.429	0.382	-1.213	1.186
교과서 결정에 미침	-0.978	0.453	-1.016	1.379
학생에 대한 인센티브 제공				
시험 결과 철저 감독	0.513	0.116	0.444	0.406
숙제	-0.031	0.004	-0.043 ¹⁾	0.014
부모의 영향				
부모가 교과서 결정에 참여	0.264	1.339	5.041	4.411
부모가 학습과정에 간여	-12.980	0.776	-11.003 ¹⁾	2.649
관심있는 부모가 학습과정에 간여	-0.295	0.952	-1.333	3.394
교사-부모 회합	-2.293	0.289	-2.662 ¹⁾	0.859
Observations	266545		266545	
Schools(PSUs)	6107		6107	
Countries	39		39	
R ² (adj.)	0.18		0.19	

주 : Wösserman(2000)의 연구결과를 인용

1) 1% 수준에서 유의, 2) 5% 수준에서 유의, 3) 10% 수준에서 유의

4. 소 결

이 장에서는 교육에서의 투입-산출 관계를 규명하기 위한 개념적인 틀로서 부가교육생산 함수를 소개하고 이를 바탕으로 외국에서 행해진 많은 실증연구들을 소개하면서 우리가 관심을 갖는 투입변수들과 산출의 관계에 대해서 지금까지 연구를 통해 밝혀진 바를 정리해 보았다.

종합하면 수많은 실증연구에도 불구하고 여전히 교육생산함수에 대한 이해는 충분하지 않다는 사실을 인정해야 할 것이다. 그렇지만 전반적인 결과는 투입과 산출의 관계가 뚜렷하지는 않다는 것이라고 요약할 수 있다. 우리나라가 국제 비교평가에서 매우 우수한 성적을 거두고 있는 것도 풍부한 교육재정 때문만은 아님을 이러한 결과의 연장선상에서 이해할 수 있을 것이다.

마지막으로 강조하고 싶은 것은 본장에서 성취도의 측정치로 이용된 표준화된 시험에서의 성적이 유일한 교육의 목표는 아니라는 점이다. 다음 장부터는 교육의 다른 측면, 즉 경제적 성과에 대해 미시적·거시적 차원에서 살펴보고자 한다. 물론 성적의 향상이 교육의 유일한 목적이 아닌 것과 같이 개인이나 국가의 경제적인 성공이 교육의 목적이 될 수는 없다. 그렇지만 교육의 성공 여부를 측정하는 하나의 기준은 될 수 있을 것이다.

IV. 교육의 경제적 성과 1 : 개인의 소득

교육의 직접적인 성과는 개인의 소득 향상과 국가 전체의 경제 성장에 대한 기여라고 할 수 있다. 이러한 교육의 경제적 기여에 대한 연구는 1970년대 이후 활발하게 이루어지고 있다. 본장에서는 교육의 경제적 성과에 대해 이루어진 외국의 실증분석의 결과를 문헌 조사를 통해 정리하면서 이들 연구가 우리나라의 교육 성과에 시사하는 바는 무엇인지를 계량분석을 병행하면서 생각해보기로 한다.

1. 개념적 틀

개인의 소득에 미치는 교육의 영향을 가장 먼저 설득력 있는 이론적 틀을 가지고 보여준 연구는 Mincer(1974)의 연구를 들 수 있다. 먼저 결과를 소개하자면 그가 제시한 이론적 틀에서 다음과 같은 임금, 학력, 경력 사이의 관계가 유도된다.

$$\log y = \alpha + \beta S + \gamma_1 EX + \gamma_2 EX^2 + \varepsilon \quad (IV-1)$$

여기서 y 는 노동소득이며 S 는 교육연수, EX 는 학교를 나온 후 일터에서 얻은 경험을 의미하는 변수로 흔히 노동시장에 머무른 연수로 대변된다.

그럼 여기서의 소득과 교육연수의 관계가 어떻게 유도되는지를

Mincer(1974)의 고전적 논의를 소개한다. 분석에 이용될 변수들은 다음과 같이 정의된다.

n = 노동시장에 있는 기간 + 교육받는 기간
 = 교육을 받지 않은 사람이 노동시장에 있는 기간

Y_s = s 년 교육받은 사람의 연간소득

V_s = 교육을 받기 시작한 시점에서 생애소득의 현재가치

r = 할인율

$t = 0, 1, 2, \dots, n$ 시점

d = 교육연수의 차이

위와 같은 변수들의 정의에 따라 할인율이 단절된 시점(discrete time)을 기준으로 적용된다면 다음과 같은 식이 성립한다.

$$V_s = Y_s \sum_{t=s+1}^n \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \quad (\text{IV-2})$$

즉, 생애의 총소득을 현재가치 V_s 로 환산하면 S 년 교육을 받은 이후 Y_s 의 소득을 은퇴하는 시점까지 꾸준히 받을 때 각 연도의 소득을 r 의 할인율로 할인한 합이 될 것이다. 계산의 편의를 위해 할인율이 연속시간을 기준으로 적용된다고 하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$V_s = Y_s \int_s^n e^{-rt} dt = \frac{Y_s(e^{-rs} - e^{-rn})}{r} \quad (\text{IV-3})$$

유사한 방법으로 $s-d$ 년의 교육을 받은 사람의 생애소득의 현재 가치는 다음과 같이 표현된다.

$$V_{s-d} = \frac{Y_{s-d}}{r} (e^{-r(s-d)} - e^{-m}) \quad (IV-4)$$

모든 사람들이 합리적인 선택을 한다면 서로 다른 교육을 받은 두 사람의 생애총소득은 같아야 할 것이다. 그렇다면 $V_s = V_{s-d}$ 라는 조건이 성립되어야 하며 이러한 조건으로부터 소득의 비율을 구할 수 있다.

$$k_{s,s-d} = \frac{Y_s}{Y_{s-d}} = \frac{e^{-r(s-d)} - e^{-m}}{e^{-rs} - e^{-m}} = \frac{e^{r(n+d-s)} - 1}{e^{r(n-s)} - 1} \quad (IV-5)$$

이 식에서 3 가지 사실을 알 수 있다. (1) $k_{s,s-d}$ 는 1보다 더 크다는 사실로부터 교육을 더 받은 사람의 소득이 더 높다는 사실과 (2) $k_{s,s-d}$ 가 r 이 증가함에 따라 증가한다는 사실로부터 교육의 투자수익률이 높을수록 소득 격차도 벌어진다는 사실과 (3) $k_{s,s-d}$ 가 n 이 증가함에 따라 감소한다는 사실로부터 은퇴하기까지의 기간이 짧을수록 소득 격차는 벌어진다는 사실을 알 수 있다.

한편 위의 식은 근사적으로 더 간단하게 표현될 수 있다. n 을 소득을 올리는 기간이라고 다시 정의해보자. 그렇다면 생애총소득의 현재가치는 다음과 같이 표현된다.

$$V_s = Y_s \int_s^{n+s} e^{-rt} dt = \frac{Y_s}{r} e^{-rs} (1 - e^{-m}); \quad (IV-6)$$

$$V_{s-d} = Y_{s-d} \int_s^{n+s-d} e^{-rt} dt = \frac{Y_{s-d}}{r} (1 - e^{-rn}) e^{-r(s-d)},$$

$V_{s-d} = V_s$ 라는 조건으로부터 우리는 다음을 얻을 수 있다.

$$k_{s,s-d} = \frac{Y_s}{Y_{s-d}} = \frac{e^{-r(s-d)}}{e^{-rs}} = e^{rd} \quad (\text{IV-7})$$

이번 경우에는 소득의 비율이 s 에 의존하지 않으며 n 이 무한하지 않는 한 n 에도 의존하지 않는다.

이제 $k_{s,0} = Y_s/Y_0 = k_s$ 로 정의해 보자. 그러면 식 (IV-7)로부터 $k_s = e^{rs}$ 임이 쉽게 도출된다. 로그형태로 이 관계를 다시 표현하면 바로 $\ln Y_s = \ln Y_0 + rS$ 가 된다.

결국 Mincer의 분석에 의하면 교육의 수익률은 할인율 r 과 같아지게 된다. 그러나 교육의 수익률이 할인율과 같다는 면이 중시되기보다는 소득과 교육연수 사이에는 로그선형관계가 성립된다는 면이 더 중시되고 있으며 할인율 r 은 교육의 투자수익률 (returns to schooling) 또는 교육수익률이란 용어로 불린다. 이 값을 추정하기 위한 노력은 세계 각국의 경제학자들에 의해 지속적으로 시도되고 있는바 다음 소절에서는 이러한 노력의 결과들을 소개한다.

2. 외국 실증연구의 예

아래의 <표 IV-1>은 국제사회조사(International Social Survey Program) 자료로부터 찾아낸 각국의 교육수익률을 남녀로 나누어서 제시하고 있다. 이 조사 자체가 국제 비교를 목적으로 행해진 것

으로 표에서 제시된 교육수익률의 비교는 나름대로 의미를 가진다.

우선 각국의 교육수익률에는 많은 차이가 존재함을 알 수 있다. 가장 교육수익률이 높은 나라는 북아일랜드로 그 값이 무려 17%에 이르고 있다. 반면 가장 낮은 나라는 노르웨이로 그 값이 2.29%에 불과하다. 교육수익률이 10%를 넘는 나라는 북아일랜드와 영국 그리고 아일랜드 공화국밖에는 없다. 대부분의 국가들의 교육수익률은 4%~8% 사이에 분포하고 있다. 한편 스칸디나비아 반도의 국가들과 네덜란드는 교육수익률이 매우 낮은 것으로 나타나 눈길을 끈다.

또 한가지 흥미로운 사실은 대부분의 국가에서 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 훨씬 높다는 점이다. 서독과 네덜란드, 뉴질랜드, 스페인 네 나라를 제외하고 모든 나라에서 여성의 교육수익률이 남성보다 큰 것으로 나타나고 있다. 그 원인에 대해서는 보다 심층적인 분석이 필요하겠지만 하나의 가능성을 제시하자면 남성에 비해 여성에 대한 교육이 충분히 이루어지지 못해왔기 때문일 수도 있다. 상대적으로 고학력 인력이 많지 않기 때문에 그 희소성으로 인해 교육의 수익률이 더 커질 가능성도 있는 것이다.

<표 IV-2>는 몇몇 유럽국가들의 교육수익률을 <표 IV-1>과는 다른 표본을 통해 추정된 값을 제시하고 있다. 특히 <표 IV-2>에서는 임금 추정식의 경험에 해당하는 변수들을 각기 다른 방식으로 측정할 때 교육수익률이 어떻게 변하는지도 함께 보여주고 있다. 보통 노동시장에서 얼마나 오랜 기간 경험을 쌓았는가를 나타내는 변수 EX 는 직접적으로 측정하는 것이 불가능하다. 따라서 6살에 학교를 들어간 근로자가 학교를 나오면서 곧장 노동시장에 들어갔다는 가정하에 $EX = AGE - S - 6$ 라는 관계를 이용하는 수도 많다. 또는 이러한 방식이 측정오차를 낳을 가능성을 우려하여 경험 대신 연령을 추정식에 넣기도 한다. 물론 직접적인 측정이

가능하다면 정확한 *EX* 변수를 이용하는 것이 바람직할 것이다.

<표 IV-27> 교육 투자수익률의 국제비교 I - ISSP 1995

	남 성		여 성	
Australia	0.0509	0.0042	0.0568	0.0071
West Germany	0.0353	0.0020	0.0110	0.0036
Great Britain	0.1299	0.0057	0.1466	0.0069
USA	0.0783	0.0045	0.0979	0.0058
Austria	0.0364	0.0033	0.0621	0.0049
Italy	0.0398	0.0025	0.0568	0.0036
Hungary	0.0699	0.0053	0.0716	0.0051
Switzerland	0.0427	0.0065	0.0523	0.0143
Poland	0.0737	0.0044	0.1025	0.0046
Netherlands	0.0331	0.0025	0.0181	0.0050
Rep of Ireland	0.1023	0.0051	0.1164	0.0081
Israel	0.0603	0.0069	0.0694	0.0077
Norway	0.0229	0.0025	0.0265	0.0032
N Ireland	0.1766	0.0111	0.1681	0.0127
East Germany	0.0265	0.0032	0.0450	0.0041
New Zealand	0.0424	0.0050	0.0375	0.0058
Russia	0.0421	0.0042	0.0555	0.0043
Slovenia	0.0892	0.0104	0.1121	0.0091
Sweden	0.0367	0.0047	0.0416	0.0047
Bulgaria	0.0495	0.0100	0.0624	0.0091
Canada	0.0367	0.0072	0.0498	0.0083
Czech Rep	0.0291	0.0069	0.0454	0.0077
Japan	0.0746	0.0066	0.0917	0.0151
Spain	0.0518	0.0071	0.0468	0.0099
Slovakia	0.0496	0.0070	0.0635	0.0078

주 : 이탤릭체 글씨는 표준오차임

<표 IV-2>에서도 보듯이 연령변수를 넣을 경우에는 교육수익률이 매우 낮게 추정되고 있다. 그렇지만 실질 경험변수와 $EX=$

AGE-S-G의 관계로 추정된 경험변수는 교육수익률 추정치에 커다란 차이를 야기하지는 않고 있다.

일반적으로 위의 <표 IV-1>에서 본 것보다는 각국의 교육수익률이 약간 높게 나타나지만 상대적 크기나 남녀의 차이 등에서는 큰 차이를 보이지 않고 있다.

<표 IV-1> 교육 투자수익률의 국제비교 II - ISSP 1995

경험의 처리	남 성			여 성		
	Potential experience	Actual experience	Age	Potential experience	Actual experience	Age
Austria(95)	0.069	-	0.059	0.067	-	0.058
Denmark(95)	0.064	0.061	0.056	0.049	0.043	0.044
Germany(West)(95)	0.079	0.077	0.067	0.098	0.095	0.087
Netherlands(96)	0.063	0.057	0.045	0.051	0.042	0.037
Portugal(94)(95)	0.097	0.100	0.079	0.097	0.104	0.077
Sweden(91)	0.041	0.041	0.033	0.038	0.037	0.033
France(95)	0.075	-	0.057	0.081	-	0.065
UK(94-96)	0.094	0.096	0.079	0.115	0.122	0.108
Ireland(94)	0.090	0.088	0.065	0.137	0.129	0.113
Italy(95)	0.062	0.058	0.046	0.077	0.070	0.061
Norway	0.046	0.045	0.037	0.050	0.047	0.044
Finland(93)	0.086	0.085	0.072	0.088	0.087	0.082
Spain(94)	0.072	0.069	0.055	0.084	0.079	0.063
Switzerland(95)	0.090	0.089	0.076	0.095	0.089	0.086
Greece(94)	0.063	-	0.040	0.086	-	0.064
Mean	0.073	0.072	0.058	0.081	0.079	0.068

자료 : Information collected in the PURE group by Rita Asplund(ETLA, Helsinki).

한편 교육수익률이 소득분포상에서 개인이 차지하는 위치에 따라 다를 것이라는 판단에서 각 소득계층별로 교육수익률을 추정

하려는 노력도 시도되고 있는데 이를 Quantile Regression이라고 부른다. 만약 높은 소득이 능력을 반영한다고 하자. 그렇다면 높은 소득분위에서 교육의 투자수익률이 높다면 능력과 교육이 서로 상승작용을 일으키고 있다는 해석이 가능할 것이다. 만약 그 반대의 결과가 나온다면 교육은 타고난 능력의 차이를 완화시켜주는 역할도 하고 있다는 해석을 할 수도 있다. 아래의 <표 IV-3>은 유럽 몇 개 국가에 대해 이 방법을 적용한 결과를 제시한다.

<표 IV-3>에서 확인할 수 있듯이 모든 유럽국가에서 어느 연도든지 간에 제 1분위보다는 9분위의 교육수익률이 높은 것으로 나타나고 있다. 앞서 언급한 대로 이 결과를 능력과 학력이 상승작용을 일으키는 현상이 모든 나라에서 공통적으로 나타난다고 해석하는 것도 하나의 가설이 될 수 있다.

<표 IV-2> 주요국의 Quantile Regression 결과

	연도	1st dec.	9th dec.	OLS	연도	1st dec.	9th dec.	OLS
Austria	1981	9.2	12.6	10.5	1993	7.2	12.8	9.7
Denmark	1980	4.7	5.3	4.6	1995	6.3	7.1	6.6
Finland	1987	7.3	10.3	9.5	1993	6.8	10.1	8.9
France	1977	5.6	9.8	7.5	1993	5.9	9.3	7.6
Germany	1984	9.4	8.4		1995	8.5	7.5	
Greece	1974	6.5	5.4	5.8	1994	7.5	5.6	6.5
Italy	1980	3.9	4.6	4.3	1995	6.7	7.1	6.4
Ireland	1987	10.1	10.4	10.2	1994	7.8	10.4	8.9
Netherlands	1979	6.5	9.2	8.6	1996	5.3	8.3	7.0
Norway	1983	5.3	6.3	5.7	1995	5.5	7.5	6.0
Portugal	1982	8.7	12.4	11.0	1995	6.7	15.6	12.6
Spain	1990	6.4	8.3	7.2	1995	6.7	9.1	8.6
Sweden	1981	3.2	6.6	4.7	1991	2.4	6.2	4.1
Switzerland	1992	8.2	10.7	9.6	1998	6.3	10.2	9.0
UK	1980	2.5	7.4	6.7	1995	4.9	9.7	8.6

이러한 가설은 교육수익률 측정에 있어 매우 중요한 시사점을 주고 있다. 개인의 능력이란 특별한 방법으로 측정될 수 없는 경우가 대부분이기 때문에 추정식에 능력을 대변하는 변수는 빠지게 된다. 능력만이 추정식에 포함되지 못하는 것은 아니며 실제로 한 개인의 소득에 중요한 영향을 줄 수 있는 가정적 배경도 대부분의 경우는 추정식에서 빠지게 된다. 이런 경우에는 이른바 누락 변수(omitted variable)의 문제가 발생하고 교육수익률의 추정치는 정확하지 못하게 된다.

또한 만약 능력에 따라 교육연수를 선택하게 된다면 이는 결국 교육연수변수 S 가 내생변수가 됨을 의미한다. 이런 경우 역시 교육수익률 추정치는 정확하지 못하게 된다. 이러한 우려는 많은 학자들로 하여금 교육수익률 추정에 단순한 OLS방법을 이용하는 것을 의심하게 했고 그 결과 도구변수를 이용한 많은 연구들이 등장하게 된다.

<표 IV-4>에서는 도구변수를 사용한 주요 연구들의 결과를 요약하고 있다. 흥미롭게도 OLS에 의한 추정보다는 높은 교육수익률을 얻고 있다.

지금까지 교육수익률을 정확하게 추정하려는 외국의 실증연구들에 대하여 소개하였다. 누락변수나 내생변수 문제를 해결하여 보다 정확한 교육수익률을 찾으려는 노력은 계속되고 있다. 이러한 노력들을 종합해 볼 때 교육수익률에는 국가별로 커다란 차이가 있으며 남녀별로도 적지않은 차이가 있음이 밝혀지고 있다.

<표 IV-3> 도구변수법(Instrumental variable: IV)을 이용한 연구들

연 구	샘 플	OLS %	IV %	도구변수들
Angrist and Krueger (1991)	US 1970/1980 Census: Men born 1920-29, 1930-39, 1940-49	6.3 (0.000)	8.1 (0.033)	Year * Quarter of Birth; State * Quarter of Birth
Angrist and Krueger (1992)	US 1979/85 CPS: Men born 1944-53 (hence potential Vietnam War draftees).	5.9 (0.001)	6.6 (0.015)	Draft Lottery Number * Year of Birth
Card (1995)	US NLS: Men aged 14-24 in 1966 sampled as employed in 1976.	7.3 (0.004)	13.2 (0.049)	Nearby college in country of residence in 1966.
Uusitalo (1999)	Finnish Defence Forces Basic Ability Test Data matched to Finnish income tax registers.	8.9 (0.006)	12.9 (0.018)	Parental income and education, location of residence.
Meghir and Palme (1999)	Sweden - Males	2.8 (0.007)	3.6 (0.021)	Swedish curriculum reforms.
Duflo (1999)	Indonesian - Males	7.7 (0.001)	9.1 (0.023)	Indonesian school reforms - school building project.
Denny and Harmon (2000b)	Ireland - ESRI 1987 Data - Males	8.0 (0.006)	13.6 (0.025)	Irish school reforms - abolition of fees for secondary schooling.
Dearden (1998)	UK NCDS: Men	4.8% (0.004)	5.5% (0.005)	Family composition, parental education, social class.
Harmon and Walker (1995)	UK FES 78-86. Males 16-64.	6.1% (0.001)	15.2% (0.015)	School leaving age changes.
Harmon and Walker (1999)	UK GHS 92. Males 16-64.	4.9% (0.000)	14.0% (0.005)	School leaving age changes and educational reforms.
Harmon and Walker (2000)	UK NCDS: Men	5.0% (0.005)	9.9% (0.019)	Measures of peer effects and education system level effect.

주 : 괄호안은 표준 오차

3. 우리나라의 교육 투자수익률

이번 절에서는 우리나라의 교육수익률을 이용 가능한 미시자료를 통해 검토해 보기로 한다. 교육투자 수익률 추정을 위한 연구는 독립된 보고서를 구성해야 할 만큼 그 자체로 광범위하고 엄밀한 방법론을 요구하는 분야다. 본 절에서는 앞 절에서 살펴본 외국과 우리나라의 교육 투자수익률을 비교해 보며, 교육투자수익률의 남녀 차이 및 자영업자와 봉급생활자의 교육수익률을 비교해 봄으로써 우리나라의 교육수익률이 진정한 생산성을 반영하는지의 여부를 검토해 보는 것으로 범위를 국한하기로 한다.

가. 남과 여

앞서 <표 IV-1>에서 살펴본 대부분의 국가에서는 여성의 교육수익률이 남성의 교육수익률보다 높은 것으로 나타났다. 그렇지만 최근의 노동패널 자료를 이용하여 식 (IV-1)을 추정해 보면 우리나라의 경우는 남성과 여성 사이에 교육수익률에서는 큰 차이를 보이지 않고 있다. 남녀 모두 수익률은 7% 가량인 것으로 나타났다. 이는 <표 IV-1>에서 본 나라들의 경우와 크게 다르지 않은 것이다.

같은 자료를 이용하여 교육연수 대신 각급 학교의 졸업 여부를 근거로 학력에 따른 임금격차를 살펴보면 <표 IV-6>과 같다. <표 IV-6>은 고졸자를 기준으로 초등학교 졸업 이하와 중등학교 졸업 이하, 전문대 졸업자 및 대학 중퇴자, 대학졸업자 및 대학원 졸업자 간의 임금 차이를 보여주고 있다. 각급 학교의 계수는 고등학교 졸업자와 비교했을 때 임금이 몇 % 가량 높거나 낮은가로 해석할 수 있을 것이다.

<표 IV-4> 교육투자수익률의 추정

	전체	남	여
상수항	1.883(20.75)	1.819(16.18)	2.871(21.00)
교육 연수	0.08(35.26)	0.071(25.06)	0.070(15.64)
연령	0.075(16.92)	0.097(17.82)	0.027(4.07)
연령제곱	-0.0007(14.43)	-0.0010(16.32)	-0.00002(3.41)
R ²	0.302	0.305	0.208
관측치수	3813	2404	1408

주 : 괄호 안은 t-통계치
 자료 : 노동패널 1998년 자료

기본적으로 남녀 사이에 결정적인 차이는 보이지 않는다. 다만 여성의 경우 대졸자와 고졸자의 임금 격차가 남성의 경우보다 더 큰 것이 눈에 띄는데 이는 여성의 고학력자가 남성보다는 상대적으로 적기 때문에 발생한 결과인 것으로 보인다.

<표 IV-5> 학력에 따른 임금격차

	전체	남	여
상수항	2.836(32.56)	2.659(24.35)	3.438(27.07)
초등	-0.564(19.38)	-0.418(11.86)	-0.342(7.42)
중등	-0.320(12.23)	-0.230(7.98)	-0.270(6.28)
전문대	0.171(6.31)	0.115(3.95)	0.219(4.86)
대학	0.383(17.31)	0.311(13.50)	0.440(11.12)
대학원	0.599(12.87)	0.509(11.58)	0.624(5.33)
연령	0.082(18.19)	0.099(18.02)	0.042(6.15)
연령제곱	-0.0008(16.01)	-0.001(16.68)	-0.0005(5.94)
R ²	0.303	0.308	0.233
관측치수	3813	2404	1408

주 : 괄호 안은 t-통계치
 자료 : 노동패널

60세까지 노동시장에 머무른다고 가정했을 때 같은 연령의 고졸자에 비해 30~40%의 임금을 30년 가량 더 받을 수 있다면 대학교육은 개인에게 충분한 가치를 가진다고 할 수 있다. 마찬가지로 중등학교 졸업자와 고등학교 졸업자의 임금 차이가 같은 연령이라는 전제하에서 20%~30%라면 역시 고등학교 교육 역시 개인에게 기회비용을 상쇄하고도 남을 충분한 가치를 지닌다고 하겠다.

나. 자영업자와 근로자

지금까지 외국자료나, 우리나라 자료를 통해서 볼 때 교육은 개인의 임금의 결정에서 매우 결정적인 역할을 하는 것을 알 수 있다. 그렇지만 위에서 살펴본 교육의 수익률은 임금 근로자들만을 대상으로 한 것이다. 임금의 결정은 완전히 생산성에 의해서만 이루어지는 것은 아니기 때문에 학력별 임금 격차가 교육에 의한 수익률을 반영하지는 않을 수도 있다. 이러한 점에 유의하여 자영업자와 근로자의 교육수익률의 차이를 비교해 봄으로써 앞서 살펴본 임금 차이가 생산성 차이를 반영하는지의 여부를 판단해 보고자 한다. 물론 자영업자들의 학력에 따른 소득 차이가 학력에 따른 생산성의 차이를 정확하게 반영하는가 하는 문제에 대해서는 논란의 여지가 있는 것이 사실이다. 그렇지만 적어도 임금 계약이라는 절차를 거치지 않는 자영업자들의 소득 차이가 봉급생활자에 비해서는 실질적인 생산성의 차이를 반영하는 정도가 클 것이라는 가정에 크게 무리가 있다고는 판단되지 않는다¹²⁾.

12) 본절의 자영업자 소득함수 추정에 대한 해석에는 다소 유의할 필요가 있다. 이철인(1998)에서 보인 바와 같이 자영업의 소득이 과소 평가될 가능성이 있기 때문이다. 동 연구에서는 사업소득자들의 소비 행태가 근로소득자와 다르지 않다는 가정하에서 사업소득자들이 44.6%에서 51.8%까지 실제 소득을 낮게 보고하고 있다고 주장하고 있다. 그렇지만 동 연구

<표 IV-7>은 대우패널 데이터를 이용하여 봉급생활자와 자영업자의 학력별 근로소득의 차이를 회귀분석을 통해 살펴본 결과이다. 각 학력 변수의 계수는 고졸자와의 임금 격차를 나타내는 수치로 해석할 수 있다. 기본적으로는 앞에서 노동패널 자료를 통해 살펴본 바와 마찬가지로 학력 차이에 따라 적지않은 임금 격차가 벌어지고 있음을 보이고 있다.

우리의 주관심 대상인 봉급생활자와 자영업자의 학력별 소득 격차를 살펴보면 연도에 따라 다소 차이는 있지만 학력에 따른 소득의 편차는 봉급생활자 쪽이 더 큼을 알 수 있다. 이렇게 본다면 우리나라에서 학력에 따른 임금 격차는 생산성의 차이를 과대평가하고 있을 가능성을 배제할 수는 없을 것이다. 전반적으로 두 봉급생활자와 자영업자 두 표본의 구조적 차이를 검증하는 Chow 검증은 1998년을 제외하고는 두 표본의 소득 결정식의 계수들이 서로 다름을 보이고 있다.

흥미로운 사실은 고졸자를 기준으로 보았을 때 고졸 이하와 고졸자의 임금 격차가 고졸 이상과 고졸자와의 임금 격차보다는 작으며 봉급생활자의 학력간 임금 격차와 자영업자의 학력간 임금 격차에서 나타나는 차이도 낮은 학력에서 더욱 크다는 점이다. 이를테면 대졸자와 고졸자의 소득 차이도 봉급생활자 쪽이 큰 편이기는 하지만 자영업자의 같은 학력간 임금 격차에 비해 확연하게 크지는 않은 것으로 나타나고 있다.

에서는 소득 과소 보고의 성향이 소득분위별로 큰 차이를 보이고 있지 않음도 보이고 있다. 따라서 표본을 사업소득자와 근로소득자로 나누어서 살펴본 본절의 분석에서는 각 표본별로 상대적인 소득비교가 행해지기 때문에 추정된 학력간 임금편차가 실제 값을 크게 왜곡하지는 않을 수도 있다고 판단된다. 물론 소득 과소 보고를 고려한 학력간 임금 격차에 대해서는 더욱 엄밀한 분석이 요구되는 바이지만 이러한 연구는 추후 과제로 남겨두기로 하며 여기서는 사업소득자의 학력간 임금 격차 추정 값들이 실제값을 크게 왜곡할 가능성은 적다는 점을 밝혀두기로 한다.

<표 IV-6> 봉급생활자와 자영업자의 근로소득

		1993	1995	1996	1997	1998
봉 급 생 활 자	상수항	5.930 (47.49)	5.714 (29.11)	6.672 (38.77)	5.285 (23.57)	5.166 (21.11)
	초등	-0.366 (12.16)	-0.530 (11.31)	-0.400 (9.53)	-0.425 (7.20)	-0.512 (7.04)
	중등	-0.249 (9.91)	-0.196 (5.71)	-0.233 (6.19)	-0.268 (6.13)	-0.294 (5.66)
	전문대	0.216 (9.21)	0.165 (4.92)	0.132 (3.12)	0.120 (2.96)	0.119 (2.62)
	대학	0.231 (8.87)	0.211 (8.21)	0.289 (9.03)	0.257 (8.19)	0.276 (7.75)
	연령	0.057 (9.63)	0.078 (8.49)	0.036 (4.74)	0.106 (10.13)	0.106 (9.26)
	연령제곱	-0.0006 (9.69)	-0.0009 (8.34)	-0.0003 (4.95)	-0.0011 (9.94)	-0.0011 (9.01)
	R ²	0.239	0.264	0.233	0.278	0.296
	관측치 수	2309	1143	1347	983	741
자 영 업 자	상수항	6.634 (22.33)	7.900 (19.10)	7.752 (18.65)	6.603 (16.23)	5.602 (12.12)
	초등	-0.423 (6.59)	-0.345 (4.63)	-0.305 (3.78)	-0.365 (5.06)	-0.273 (2.69)
	중등	-0.192 (3.86)	-0.097 (1.81)	-0.176 (2.63)	-0.163 (2.70)	-0.256 (3.56)
	전문대	0.207 (3.24)	0.190 (2.57)	0.118 (1.31)	0.188 (2.40)	0.216 (2.22)
	대학	0.212 (2.87)	0.249 (4.14)	0.218 (3.04)	0.261 (2.54)	0.294 (4.06)
	연령	0.034 (2.53)	0.004 (0.24)	0.003 (0.18)	0.065 (3.73)	0.092 (4.70)
	연령제곱	-0.0004 (3.09)	-0.0002 (1.35)	-0.0001 (0.93)	-0.0009 (4.90)	-0.0010 (5.38)
	R ²	0.1106	0.218	0.118	0.256	0.197
	관측치 수	1267	754	859	678	572
F-stat	3.720	27.98	3.13	4.72	0.611	

주 : 1. 1994년도는 교육수준에 대한 자료가 없어 포함시키지 못함.

2. F 통계치는 봉급생활자와 자영업자 두 집단의 회귀식의 계수가 모두 같은지의 여부를 묻는 Chow 검증을 위해 얻은 통계치임. 1998년을 제외하면 두 표본의 계수가 같다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각됨.

자료 : 『대우패널 데이터』, 각 연도.

4. 소 결

지금까지 두 가지 미시자료를 통해 우리나라 교육수익률을 추정해 본 바로는 우리나라의 교육 투자수익률은 대략 7~8%라고 할 수 있으며 학력간 임금 격차는 교육의 경제적 가치가 충분함을 보여주고 있다. 우리나라의 교육수익률은 외국과 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 남녀간의 교육수익률에서는 큰 차이를 보이지 않고 있는데 이는 대부분의 나라에서 여성의 교육수익률이 높은 것과는 대조되는 결과였다.

흥미로운 사실 중의 하나는 개인의 노동소득을 근거로 유도한 교육의 투자수익률이 그 나라의 교육재정 규모에 비례하지는 않는다는 점이다. 이를테면 우리나라보다 교육수익률이 상당히 낮은 것으로 나타난 (<표 IV-1> 참조) 국가들 중에서 스위스, 오스트리아, 이탈리아, 스웨덴 등의 국가는 우리나라보다 교육비 지출 수준이 높을 뿐만 아니라 우리나라와의 소득 격차를 고려하더라도 교육비 지출수준이 높은 나라였다¹³⁾. 이렇게 볼 때 적어도 국제비교를 통해 살펴보면 높은 교육비 지출이 그 나라 국민의 개인소득 향상을 크게 높이지는 않을 개연성이 높다고 하겠다.

물론 단순히 외국과 교육 투자수익률이 유사하다는 것만으로는 개인의 소득에 미치는 우리나라 교육의 영향을 긍정적으로 평가하는 데에는 문제가 있을 것으로 판단된다. 무엇보다도 사교육으로 투자되고 있는 부분까지 고려했을 때도 교육의 투자수익률이

13) 소득을 고려한 교육비 지출 수준은 1인당 GDP와 1인당 교육비 지출의 사이의 회귀식을 구하고 한 나라의 교육비 지출 수준이 1인당 국민소득과 교육비의 관계를 나타내는 추세선 위에 있는지를 점검함으로써 구할 수 있다. 1인당 교육비와 국민소득과의 관계에 대한 자세한 논의는 OECD, *Education at a Glance*, 2001.를 참조바라며 특히 p. 62의 그래프를 주목하기 바란다.

높다고 할 수 있을지가 의문이기 때문이며 교육 투자수익률이 생산성을 반영하고 있는지에 대해서도 보다 엄밀한 분석이 필요하기 때문이다.

예를 들어 본장의 분석에서 봉급생활자의 임금만으로 추정된 교육수익률은 실질적인 생산성의 차이보다 약간 과대 평가될 가능성이 있음도 알 수 있었다. 이 부분에 대해서는 보다 엄밀한 방법을 이용하는 추가 연구가 앞으로도 필요할 것으로 보인다.

V. 교육의 경제적 성과 2 : 경제성장

1. 거시적 인과관계: 교육과 경제성장

앞서 살펴본 교육의 투자수익률 논의는 교육의 사적·미시적 수익률에 대한 논의라고 할 수 있다. 본절에서는 거시적인 견지에서 교육이 국가의 소득수준 및 총생산에 미치는 영향을 실증연구와 문헌검토를 통해 살펴보기로 한다.

교육받은 인력으로 대표되는 인적자본은 오랜 기간 동안 경제 성장에서 매우 중요한 요소로 간주되어 왔다. 이를테면 유명한 Romer(1990)나 Lucas(1988)와 같은 모형에서 인적자본은 지속적인 성장을 가능케 하는 중요한 요소로 인식되고 있다. 인적자본이 경제성장에 미치는 영향은 대략 두 가지로 요약할 수 있을 것이다. 하나는 R&D나 기타 생산성을 높이는 창조적 활동의 추진이라고 할 수 있고 다른 하나는 물적자본과 같이 축적되는 생산요소로서의 역할이다.

본장에서는 인적자본이 경제성장에 미치는 영향은 개념적으로는 인적자본을 인간에게 내재되어 있어 생산성을 높여주는 지식과 기술로서 정의한다. 인적자본의 역할을 이론적으로 규명할 수 있겠지만 실증적인 관점에서는 인적자본의 측정에서부터 많은 난점이 있었던 것이 사실이다. 현재 가장 일반적으로 쓰이는 인적자본의 측정수단은 교육수준이라고 할 수 있다. 완벽한 지표라고는 할 수 없지만 교육수준은 개인의 임금이나 소득을 설명하는 데에 매우 중요한 요소임이 밝혀진 바 있다. 한편 거시적 수준에서 인적자본을

측정하는 것은 용이한 작업이 아니었지만 1990년대 들어 Barro and Lee(1996)와 같은 작업에 의해 어느 정도 국가 간 비교가 가능한 수준으로 국가의 인적자본에 대한 측정이 가능해진 바 있다. 이를테면 한 국가의 인적자본은 그 나라 국민의 평균 교육연수나 초등 및 중등학교 등록률과 같은 변수로 대변되어 왔다.

그 동안 교육 성취도 데이터를 기초로 하여 국가 간 소득수준의 차이에 교육수준으로 대변되는 인적자본이 적지않은 영향을 미치고 있음을 보이는 많은 연구들이 있었다. 이들 중 Mankiw, Romer, and Weil(1992, 이하 MRW로 칭함)의 연구는 인적자본을 물질 자본이나 노동과 같은 생산요소로 간주하여 신고전학과 성장모형을 실증적으로 검토한 연구로 널리 인용되어 왔다. 그들은 중등학교 등록률을 인적자본에 대한 투자의 대리변수로 이용하고 CRS Cobb-Douglas 함수를 이용한 실증분석을 통해 인적자본이 국가생산에서 차지하는 비중이 1/3 가량임을 보인 바 있다. 그들의 연구는 신고전학과 성장 모형에 대해 실증적으로 뒷받침했다고 할 수 있다.

그들의 실증결과는 매우 단순하면서도 명쾌한 것이 사실이나 다른 실증연구 결과들도 모두 그들의 결과를 지지하는 것은 아니었다. 이를테면 Benhabib and Spiegel(1994, 이하 B-S라 칭함)은 인적자본 스톡의 증가율이 경제성장률을 설명하는 데 거의 아무런 도움이 못된다는 것을 보인 바 있다. 대신 그들은 기술진보가 경제성장을 이끄는 모형을 제시하고 (인적자본 스톡의 증가율이 아닌) 인적자본의 수준이 경제성장률과 밀접한 관계가 있음을 보임으로써 인적자본이 단순한 생산요소라기보다는 다른 경로를 통해 경제성장에 기여함을 밝혔다. 그들의 연구는 내생적 성장이론에 대한 실증적 뒷받침이라고 요약할 수 있을 것이다.

이러한 대립되는 실증연구 결과들에 유념하면서 이 논문에서는

신고전학과 성장이론과 내생적 성장이론을 인적자본의 역할에 중심을 두면서 평가해 보고자 한다. 인적자본의 역할을 중심으로 성장모형의 현실 타당성을 검토해 보는 것과 더불어 본장에서 행할 실증분석의 또 다른 특징은 기존에 인적자본 측정 수단으로 이용되어 왔던 평균 교육연수나 등록률과 같은 양적인 지표뿐 아니라 교육의 질적 측면까지 고려한 인적자본 추정치들을 성장회귀식에 포함시켜 본다는 점이다. 즉 이번 장에서의 분석은 기존의 실증연구에 이용되어 온 모형에 대한 평가를 해봄과 동시에 그 동안 실증연구에 이용되어 온 인적자본의 측정방법들에 대한 평가를 병행하면서 보다 바람직한 인적자본의 측정수단을 모색해 보는 것이 기존 연구와는 다른 특징이다.

본장은 다음과 같이 구성된다. 우선 제2절에서는 단순한 콥-더글러스 함수의 추정을 통해 인적자본이 생산에서 차지하는 중요성이 1960년대에서 1990년 사이에 적지않게 변해 왔음을 보인다. 제3절에서는 각 성장모형에 대한 비판적 평가가 교육의 역할에 초점을 맞추면서 이루어진다. 우선 신고전학과 성장모형의 실증연구의 대표격이라고 할 수 있는 MRW의 틀을 유지하면서 신고전학과 모형과 실증연구에 이용된 인적자본 추정치들에 대해 평가한다. 제4절에서는 내생적 성장이론을 지지하는 B-S의 틀 속에서 내생적 성장이론을 실증적으로 검토하면서 인적자본의 역할을 다시 한번 음미해 본다. 마지막으로 제5절에서는 교육과 경제성장의 인과관계에 대한 결론을 제시하고 주목되는 연구결과들을 소개하기로 한다.

2. 생산요소로서의 인적자본과 소득수준의 차이

우선 국가의 거시적 생산함수에 교육이 포함될 때 어떠한 결과들을 볼 수 있을지를 데이터 분석을 통해 살펴보자.

본절의 분석에서는 각국의 국민계정에 대한 정보를 담고 있는 Penn World Table 데이터(이하 PWT라고 칭함)와 교육에 대한 데이터를 모은 Barro and Lee(1993, 이하 B-L이라고 칭함) 데이터를 결합해서 이용한다. PWT 데이터는 몇몇 국가들에 대해서는 1950년부터, 대부분의 국가에 대해서는 1965년부터 1992년까지의 국민소득과 투자에 대한 자료를 담고 있으며 B-L 데이터는 1960년부터 1990년까지의 각국 성인 남녀의 평균 교육연수와 각급 학교 등록률 등의 자료를 담고 있다.

PWT 데이터가 국민계정에 대한 비교적 자세한 정보를 담고 있기는 하지만 중요한 생산요소인 자본스톡에 관한 데이터는 모든 나라에 대해 갖고 있지 못하다. 1965년부터 비거주 자본스톡(non-residential capital stock)에 대한 데이터를 62개국에 대해 갖고 있을 뿐이다. 보다 많은 국가들의 자본스톡 데이터를 추출해내기 위하여 투자에 대한 데이터를 이용하여 자본스톡을 추계해 보기로 한다.

여기서는 Hall and Jones(1997)이 이용한 바 있는 perpetual inventory 방법을 원용하기로 한다¹⁴⁾. 우선 자본 추계는 다음과 같이 잘 알려진 자본과 투자의 관계를 이용한다.

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

위와 같은 공식을 이용하면 초기의 자본스톡을 알고 있을 경우

14) 이 방법은 자본스톡의 추정에 이용되는 표준화된 방법이라고 할 수 있으나 실제로 이 방법으로 자본 스톡을 추정치를 구해보고 추정된 자본스톡을 생산함수 추정에 이용한 연구들은 많지 않다. Hall and Jones의 경우도 이 방법에 의해 도출된 추정치와 PWT에 제시된 자본스톡 통계의 상관관계를 비교하는 데까지는 이르지 못하고 있다.

투자에 관한 정보를 가지고 있다면 n 기가 지난 후의 자본스톡량을 알아낼 수 있다. 문제는 초기 자본스톡에 대한 정보를 얻는 것이다. 초기를 일단 1960년으로 잡기로 하고¹⁵⁾ 초기의 자본스톡을 다음과 같이 추정하기로 하자.

$$K_{60} = I_{60}/(g + \delta)$$

여기서 g 는 1960년부터 1970년까지 투자의 평균성장률이다. 이렇게 초기값에 대한 추정과 투자와 자본스톡의 관계를 이용하여 각 연도의 자본량을 추정하는 것이 가능하다. 감가상각률은 6%로 가정한다.

이 방법이 과연 신뢰할 만한가를 평가하기 위하여 다른 추정방법과 비교해 보기로 한다. Klenow and Rodriguez-Clare(1997)에서는 자본스톡에 다음과 같이 균제상태(steady state)에서의 공식을 이용한 바 있다.

$$\frac{K_t}{Y_t} = \frac{s_k}{g + \delta + n}$$

여기서 s_k 는 1960년부터 t 년까지의 물적자본에 대한 평균투자율이며 n 은 각국 노동가능 인구의 성장률이다. $n + g = 0.05$ 라고 가정한다.

<표 IV-5>에는 PWT에 제시된 자본스톡과 두 가지 방법에 의해 도출된 자본스톡 추계값과의 상관관계를 나타내고 있다. 표에

15) 성장이론을 실증적으로 검증하는 많은 연구들에서 초기연도는 1960년이나 1965년으로 잡고 있다.

서 분명히 드러나듯이 어떤 연도에서든 실제값과 추계치 사이에는 매우 높은 상관관계가 있음을 알 수 있다. 대부분의 경우 상관관계는 0.99를 넘고 있어서 적어도 통계적으로는 실제값을 넣거나 추정된 값을 넣거나 결과에는 커다란 차이를 가져오지 않을 것임을 예상할 수 있다.

<표 V-0> 자본스톡 측정치 사이의 상관계수

	K_J & $KAPW$	K_K & $KAPW$	K_J & K_K
1965	0.992	0.995	0.989
1970	0.996	0.989	0.987
1975	0.996	0.995	0.99
1980	0.995	0.996	0.993
1985	0.993	0.997	0.995
1990	0.993	0.997	0.996

주 : K_J 는 Hall and Jones의 추정방법에 의한 추정치이며 K_K 는 Klenow and Rodriguez-Clare에 의한 추정치이고 $KAPW$ 는 Penn World Table에 제시된 비거주자본 값임.

자료 : Penn World Table

앞으로 본 보고서에서는 일관성 유지를 위해 Hall and Jones의 방법을 따르기로 한다. 그럼 이제 물적자본과 인적자본에 대한 정보를 결합하여 몇 가지 형태의 생산함수를 추정해 보자. 우선 두 개의 생산요소를 가진 간단한 콥-더글러스 함수부터 추정해 보기로 한다.

$$\log Y = \log A + \alpha \log K + \beta \log L + \varepsilon \quad (V-1)$$

여기서 두 개의 생산요소란 자본 K 와 노동 L 이며 이들의 측정치는 자본의 경우 위에서 언급한 자본측정 추정방법을 이용해서 얻었으며 노동은 PWT로부터 도출한 각국의 노동참여인구를 그 측정치로 하였다. A 는 각국의 기술력 정도를 의미하는 변수이다. <표 V-1>에서는 위의 식에 대한 단순회귀분석 결과를 1960년부터 1990년까지 5년 단위로 제시하고 있다. <표 V-1>에서도 보이듯이 일반적으로 생산함수는 규모수익 불변(CRS)을 보이고 있다. 한 가지 흥미로운 사실은 추정식에서 노동의 계수가 점차 작아지고 있다는 것이다. 1960년에서 1990년 사이에 β 추정치는 0.15 가량 줄고 있다. 물론 인적자본을 고려하지 않은 것이기 때문에 이 결과는 정확한 사실을 반영하지 못할 수가 있다. 무엇보다도 자본의 계수가 생산에서 자본이 차지하는 비중으로 널리 받아들여지는 1/3을 훨씬 상회하고 있다는 사실이 이러한 추론을 가능케 한다. 물론 계수들을 국민총생산에서 자본이나 노동이 차지하는 비중으로 해석하기 위해서는 기술수준과 생산요소 사이에 특정한 관계가 성립한다는 가정이 필요하다. 만약 기술수준 혹은 TFP와 자본스톡 사이에 양의 상관관계가 성립한다면 자본스톡의 계수는 실제 생산에서 자본스톡의 비중보다 더 큰 값을 보일 수 있다. 따라서 자본의 계수가 크다는 사실은 TFP와 물적자본 사이의 상관관계가 심화되고 있는 증거로도 해석할 수 있을 것이다. 그렇지만 TFP와 자본스톡 간에 상관관계가 존재할 가능성을 인정한다고 하더라도 식 (V-1)의 추정에서 자본의 계수 α 가 1960년에서 1990년까지 30년 기간 동안 꾸준히 증가한다는 사실에 대해서는 향후 더 엄밀한 고찰이 필요하다고 본다.

그럼 이제 인적자본을 또 다른 생산요소로 더한 생산함수를 고려해 보자. 전절에서도 언급한 바와 같이 인적자본은 매우 추상적인 개념이기 때문에 그 측정이 앞서 행해진 물적자본의 경우보다

<표 V-1> 자본과 노동의 비중 변화 (1960~1990)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
상수	4.603 (11.08)	3.871 (9.54)	3.537 (9.33)	3.095 (8.33)	2.868 (8.38)	2.527 (8.34)	2.183 (5.60)
α	0.443 (11.54)	0.514 (12.62)	0.553 (12.91)	0.589 (17.55)	0.622 (20.80)	0.634 (24.97)	0.645 (25.90)
β	0.560 (10.34)	0.496 (8.84)	0.461 (7.97)	0.431 (9.15)	0.392 (9.35)	0.390 (10.65)	0.395 (9.46)
R^2	0.940	0.942	0.945	0.954	0.962	0.972	0.974
OBS	125	125	125	125	125	125	125

개념적으로나 실질적으로 어려운 면이 많다. 그렇지만 경제학 문헌에서는 흔히 사용하는 바와 같이 앞으로 본절에서 논의할 인적 자본은 성인인구의 교육 성취도를 중심으로 측정하기로 한다. 보다 구체적으로 앞으로 나올 생산함수 추정에서 인적자본은 평균 교육연수로써 측정하기로 한다.

$$\log Y = \log A + \alpha \log K + \beta \log L + \gamma \log H + \varepsilon \quad (V-2)$$

<표 V-2>에 결과가 나타나 있다. 인적자본이 새로 추가된 생산함수 추정에서도 CRS의 성격은 유지되고 있다. 식 (V-2)의 추정에서도 자본의 비중이 1975년에서 1980년 사이를 빼고는 증가하고 있다는 점도 흥미롭다.

자본의 계수가 분명히 증가하는 추세를 보여주고 있지만 인적 자본의 계수는 1960년대와 1970년대에 감소하다가 1970년대 말에는 잠시 증가하고 1980년대에는 다시 감소하였다가 1980년대 후

반에 다시 증가하는 다소 복잡한 추이를 보이고 있다. 그렇지만 이 계수를 그대로 생산에서 차지하는 비중으로 보기에 자본의 계수가 너무나 크고 인적자본의 계수는 너무 작은 것이 사실이다.

<표 V-2> 자본 노동 인적자본의 비중 변화 (1960~1990)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
상수	4.896 (10.99)	4.165 (10.77)	3.792 (5.34)	3.793 (5.85)	4.417 (6.41)	2.997 (5.89)	2.594 (4.38)
α	0.388 (5.59)	0.467 (4.93)	0.505 (4.72)	0.545 (5.83)	0.498 (6.41)	0.599 (7.98)	0.607 (8.34)
β	0.482 (8.41)	0.446 (7.74)	0.445 (9.06)	0.386 (7.36)	0.331 (9.85)	0.348 (5.95)	0.320 (3.71)
ν	0.137 (1.37)	0.102 (0.81)	0.070 (0.56)	0.064 (0.49)	0.152 (1.99)	0.065 (0.51)	0.102 (0.67)
R^2	0.944	0.945	0.946	0.958	0.967	0.972	0.971
OBS	96	95	97	101	101	101	88

지금까지의 회귀분석에서 인적자본이 생산에서 차지하는 역할은 그리 만족스럽지 못한 것으로 나타났다. 이는 다른 많은 연구에서도 인적자본의 계수는 유의하지 못한 것으로 나타난 것과도 일치하는 결과이다. 물론 단순노동 L 과 인적자본 H 의 측정치가 매우 만족스럽지 못한 것도 사실이다. 이것은 측정오차가 그 원인일 수 있다. 이를테면 단순노동 L 을 대변하기 위한 변수로 선택한 근로자 수는 보다 만족스러운 측정치라 할 수 있는 연간 근로시간의 불충분한 대리변수라고 하겠다. 또한 인적자본의 측정치도 적절하지 못한 것일 수 있다. 인적자본을 성인인구의 평균 교육연수로 잡았는데 이

는 성인인구의 평균 교육연수가 그 나라의 인적자본 축적량을 완전히 대변해주거나 그렇지 않은 경우 최소한 인적자본 스톡과 교육연수 사이에 선형의 관계가 있다는 전제를 필요로 한다. 그렇지만 선형적으로 그러한 관계가 성립하리라 보장할 수는 없다. 이를테면 노동경제학에서 널리 이용되는 민서(Mincer)類의 임금 결정식에서는 교육연수와 임금간에 선형관계가 아닌 지수적인 관계가 성립한다고 보고 있다.

그럼 이제 교육이 생산에 미치는 영향을 약간 다른 각도에서 보기로 하자. 교육은 노동자에게 체화되어 있다는 사실과 Mincer류의 임금방정식을 결합하여 약간 변형된 생산함수를 도출해 보고자 한다.

한 나라의 총생산함수는 두 가지의 자본을 생산요소로 삼고 있다고 하자. 하나는 물적자본이고 다른 하나는 인적자본이다. 그리고 인적자본은 노동자에게 체화되어 있음을 고려하여 노동과 분리된 생산요소로 보지 않기로 한다. 또한 인적자본의 총량은 노동자의 수와 그 평균 교육수준에 의해 결정된다고 하자. 그렇다면 다음의 관계를 상정해 볼 수 있다.

$$Y = AK^{\alpha}H^{\beta}, \text{ where } H = e^{\phi(s)}L \quad (V-3)$$

S 는 평균 교육연수이며 $\phi(S)$ 는 S 만큼의 교육을 받은 노동자가 교육을 못 받은 노동자에 비해 생산성이 향상되는 정도를 의미할 것이다. 개인의 교육수준과 임금 사이의 관계를 나타내는 Mincer 방정식을 받아들여 가장 간단한 형태의 관계를 생각해 본다면 $\phi(s) = \rho S$ 라는 식을 생각해 볼 수 있을 것이다. 여기서 ρ 는 1년의 교육이 노동자의 생산성을 높이는 정도라고 해석할 수 있을 것이다. 즉 노동경제학에서 흔히 쓰이는 교육의 투자수익률을 거시 생산함수에 응용한 것으로 파악할 수 있다. 일단 이러한 관계를 상정하고

나면 생산함수에 로그를 취하여 다음과 같은 관계를 얻을 수 있고 주어진 데이터로 이 식을 추정하는 것이 가능하게 된다.

$$\log Y = \log A + \alpha \log K + \beta(\log L + \rho S) + \varepsilon \quad (V-4)$$

<표 V-4>에 추정 결과가 나타나 있다. 식 (V-4)의 추정결과도 자본의 비중이 높아지는 현상이 단절되지 않고 지속적으로 일어나고 있음을 보여준다. 이는 곧 1960년을 제외한다면 α 와 β 를 생산에서의 비중으로 생각하기에는 자본의 비중이 너무 높다는 것을 의미하기도 한다. 자본 비중의 추정치가 거시경제학 문헌에서 제시되는 자본의 비중보다는 크게 나오기는 하지만 규모수익 불변의 성격이 여전히 유지되고 있음은 흥미롭다.

ρ 의 추정치는 0.5에서 0.17 사이로 나타나고 있는데 이는 상식과 크게 어긋나지 않은 값이라 할 수 있다. 그리고 그 추세를 보자면 교육의 수익률은 1960년대와 1970년대에는 떨어지다가 1980년대 부터는 증가하는 모습을 보이고 있다.

<표 V-3> 자본, 노동의 비중과 교육의 거시적 수익률 변화(1960~1990)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
상수	5.123 (11.32)	4.379 (6.85)	4.087 (5.67)	3.892 (6.23)	3.585 (6.69)	3.163 (6.52)	2.813 (5.61)
α	0.363 (5.35)	0.445 (4.77)	0.471 (4.41)	0.532 (5.97)	0.568 (7.00)	0.580 (8.44)	0.581 (9.54)
β	0.632 (8.01)	0.559 (5.45)	0.541 (4.63)	0.460 (4.63)	0.427 (4.52)	0.428 (5.47)	0.447 (5.82)
ρ	0.132 (2.77)	0.107 (1.57)	0.100 (1.38)	0.069 (0.49)	0.051 (0.77)	0.069 (1.20)	0.092 (0.67)
R^2	0.949	0.947	0.948	0.959	0.964	0.972	0.972
OBS	96	95	97	101	101	101	88

지금까지 약 90~100여개 국가자료를 이용한 총생산함수의 추정 결과, 생산에서 각 요소의 상대적인 비중이 변하고 있음을 보았다. 주된 결과로는 우선 물질자본의 상대적 중요성이 점차 높아지는 현상을 들 수 있겠다.

그렇지만 지금까지의 추정결과로 나타난 각 생산요소의 계수를 생산요소가 총생산에 기여하는 정도라고 해석하는 데에는 무리가 따를 수도 있다. 즉 자본의 축적이 국가의 총생산이나 관측되지 않는 국가의 기술력과 높은 상관관계를 가지고 있다면 자본의 계수를 자본의 생산에 대한 기여도라고 해석하기는 어려울 것이다. 일반적으로 경제학 문헌에서 자본의 생산에 대한 기여도 값은 1/3로 알려져 있다.

이런 사실을 고려하여 지금부터 $\alpha=1/3$ 이라는 제약을 두고 식 (V-2)와 식 (V-4)를 추정해 보기로 하자. 이러한 제약하에서 생산함수를 추정함으로써 단순한 노동의 투입과 노동인력의 교육수준 상승의 상대적 중요도가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변하는지를 살펴보고자 한다. 그리고 이러한 요소들은 물질자본에 대해 생산의 '인적요인(human factor)'이라고 명명할 수 있을 것이다. 선형적으로 판단할 때 이들 인적요소들이 물질자본에 비해 기술 변화에 민감하게 반응하지는 않을 것이다. 이렇게 본다면 앞서의 추정보다 계수들이 생산에서 요소의 비중을 더 가까울 수 있을 것으로 판단된다. 그러면 우선 식 (V-2)에서 자본의 비중을 1/3로 고정시킨 다음의 식을 추정해 본다.

$$\log Y = \log A + \frac{1}{3} \log K + \beta \log L + \gamma \log H + \varepsilon \quad (\text{V-5})$$

<표 V-5>에 결과가 나와 있다. 우선 $\alpha=1/3$ 이라는 제약하에서도 규모수익 불변의 성격은 유지되어 어떠한 연도에도 노동과 인적자본 계수의 합은 $2/3$ 를 유지하고 있다. 이를 제외하면 다른 결과들은 제약이 없을 때와 매우 다른 모습을 보이고 있다. 가장 주목할 만한 것은 인적자본의 계수가 모든 연도에서 양이고 유의하며 1975~1980년을 제외한다면 계수는 1960년에서 1990년에 걸쳐 꾸준히 증가하고 있다. 그리고 1980년대에는 그 증가의 속도가 더 빠름을 볼 수 있다. 특히 1990년도의 경우 만약 자본이 생산에서 차지하는 비중이 $1/3$ 이라는 가정을 한다면 국제 간 총소득 또는 총생산의 차이는 성인 인구의 교육연수로 측정된 인적자본에 의해 거의 모두가 설명된다고 할 수 있다.

<표 V-4> $\alpha=1/3$ 일 때 노동과 인적자본의 비중 변화 (1960~1990)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
상수	5.336 (12.88)	5.319 (12.01)	5.312 (11.69)	5.655 (12.52)	6.089 (14.92)	5.158 (12.88)	4.645 (8.18)
β	0.475 (7.89)	0.414 (6.65)	0.406 (6.62)	0.293 (4.93)	0.328 (8.73)	0.144 (2.62)	0.018 (0.24)
γ	0.198 (10.34)	0.259 (4.79)	0.270 (5.59)	0.355 (7.55)	0.306 (13.13)	0.517 (11.79)	0.660 (11.05)
R^2	0.943	0.938	0.937	0.947	0.961	0.960	0.959
OBS	96	95	97	101	101	101	88

그러면 이제 식 (V-4)에 제약을 준 식 (V-6)을 살펴보자.

$$\log Y = \log A + \frac{1}{3} \log K + \beta(\log L + \rho S) + \varepsilon \quad (V-6)$$

<표 V-6>에 결과가 제시되어 있다. 제약을 주었을 경우 거시적으로 본 교육의 수익률은 제약이 없는 경우에 비교해서 더 높음을 알 수 있다. 1990년의 경우 ρ 의 값은 0.22에 달하고 있다. 이는 앞 절에서 살펴본 바와 같이 문헌상으로 개인의 임금과 교육투자의 관계에 대한 추정에서 교육의 투자수익률은 많은 경우 10% 이하인 것으로 나타나고 있음을 고려한다면 상당히 높은 수치이다. 이러한 추정치가 예상하지 못할 만큼 높다고만은 할 수 없을 것이다. 일반적으로 교육에는 외부효과가 있어 교육의 사회적 수익률은 사적 수익률보다 큰 것으로 인식되고 있기 때문이다. 달리 표현하면 교육을 받은 사람들은 서로 단절되어 일할 때보다는 밀접한 관계를 맺고 일할 때 더 높은 생산성을 발휘할 수 있다고도 표현할 수 있을 것이다. 또한 여기서 주목할 것은 거시적인 교육의 투자수익률이라고 해석할 수 있는 ρ 의 값이 1960년부터 1990년 사이에 증가하는 추세를 보이고 있다는 결과이다.

지금까지 몇 개의 연도에 대해 총생산함수를 추정해본 결과 몇 가지 흥미로운 사실들과 향후의 실증연구에 있어 시사점을 얻을 수 있다. 국가경제의 성장과 교육 간의 관계와 관련하여 주목하여야 할 결과로는 우선 생산에 있어 요소들 간의 상대적 비중이 그동안 변해 왔거나 그렇지 않으면 최소한 변해온 것처럼 보인다는 사실을 들 수 있다. 최소한 노동과 인적자본 두 요소만 보면 생산에서 단순노동과 교육으로 대변되는 인적자본이 갖는 상대적 중요도는 많은 변화를 보여왔음을 주목할 필요가 있다. 자본의 비중에 대한 제약을 두건 아니건 간에 상관없이 인적자본이 생산비중에서 차지하는 비중은 특히 1980년대에 크게 증가하였으며 이 추

세는 앞으로도 계속될 것으로 판단된다. 왜냐하면 큰 부가가치를 내는 산업들은 점차 인적자본이 집중 투입되는 산업으로 바뀌어 가고 있기 때문이다. 이러한 변화가 추정결과에 반영된 것으로 보인다. 교육만이 인적자본에 대한 유일한 투자수단은 아니지만 가장 주요한 투자수단인 것만은 분명하기 때문에 특히 이러한 변화가 갖는 중요성은 크다고 하겠다. 1960년대와 1970년대에는 보다 많은 노동자를 장시간 생산과정에 투입함으로써 높은 성장을 이룩하는 것이 가능할 수도 있었다. 따라서 단순노동이 매우 중요한 요소가 될 수도 있었다. 그러나 향후에도 이러한 성장이 가능하리라고는 판단되지 않는다. 종합적으로 향후 경제는 보다 많은 교육을 받은 개인들이 보다 진보된 기술로 만들어진 기계들을 이용하여 생산하는 경제가 될 것이기 때문이다.

<표 V-5> $\alpha=1/3$ 일 때 교육의 거시적 수익률 변화 (1960~1990)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
상수	5.368 (13.70)	5.374 (12.77)	5.305 (12.51)	5.620 (13.47)	5.545 (13.17)	5.280 (14.17)	4.814 (9.26)
β	0.658 (25.47)	0.659 (23.70)	0.665 (6.62)	0.644 (22.62)	0.648 (23.15)	0.656 (26.48)	0.680 (19.95)
ν	0.147 (6.09)	0.167 (6.38)	0.172 (7.11)	0.182 (7.29)	0.180 (8.52)	0.202 (10.54)	0.220 (11.05)
R^2	0.948	0.942	0.942	0.947	0.950	0.960	0.960
OBS	96	95	97	101	101	101	88

지금까지 생산요소로서 교육의 상대적 중요성이 1960년에서 1990년 사이에 증가해 왔을 가능성에 대해 살펴보았다. 그럼 경제

성장에서 교육의 역할에 대해 경제이론에 대한 검증을 통해 살펴보기로 한다.

3. 신고전학과 성장이론에서의 교육

신고전파 성장이론에 대한 실증적 검증으로 가장 큰 영향을 준 연구로는 Mankiw, Romer, Weil(MRW)을 들 수 있다. 여기서는 이들의 실증이론에 대한 평가를 통해 경제성장 과정에서 교육의 역할에 대해 살펴보기로 한다.

우선 MRW의 논의에 대해 살펴보자. MRW도 다음과 같은 콥-더글러스 함수로부터 출발한다.

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (V-7)$$

신고전학파의 이론대로 기술의 발전은 외생적으로 결정되며 연간 g 의 성장률로 진보한다고 가정하며 $(A(t)=A(0)e^{gt})$, 노동인력의 공급 역시 외생적으로 성장하며 연간 성장률은 n 으로 고정되어 있으며 $(L(t)=L(0)e^{nt})$ 물적자본과 인적자본의 감가상각률은 δ 로 같다고 가정하자. 그들의 논의에 따라 균제상태를 상정하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} \log y(t) = & \log A(0) + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \log s_K \\ & + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \log s_H \end{aligned} \quad (V-8)$$

$y(t)$ 는 t 기에서 1인당 소득을 의미하며 s_K 는 소득에서 투자되는

부분으로 균제상태에서 자본투자율이라 할 수 있고 s_H 는 인적자본에 대한 투자율이다. 따라서 이 식은 1인당 소득이 균제상태에서 물적자본 및 인적자본에 대한 투자율과 몇몇 외생 파라미터의 함수임을 의미한다. MRW는 최초의 기술수준에 대해서는 다음과 같은 가정을 한다.

$$\log A(0) = a + \varepsilon \quad (V-9)$$

여기서 a 는 상수이고 ε 은 특정국가에게 해당되는 요인들로 부존자원이나 기후, 제도 등의 요인을 포괄한다. 이러한 가정하에서 0기에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned} \log y = & a - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \log(n + g + d) \\ & + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \log s_K + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \log s_H + \varepsilon \end{aligned}$$

MRW는 위의 식을 3개의 각기 다른 표본에 대해 추정하였다. 한편 위의 식에 따르면 3개 변수의 계수의 합은 0이 되는데 이러한 관계가 성립한다면 위의 식은 다음과 같은 제약식 형태로도 표현할 수도 있다.

$$\begin{aligned} \log y = & a + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \{ \log s_K - \log(n + g + d) \} \\ & + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \{ \log s_H - \log(n + g + d) \} + \varepsilon \end{aligned} \quad (V-11)$$

만약 s_H 의 값을 알 수 있다면 식 (V-11)을 추정하는 데 큰 어려

움이 없을 것이다. 만약 투자라고 하는 유량변수를 얻는 것이 어렵다면 대신 스톡변수 h^* 를 이용하여 다음과 같은 관계를 유도하고 추정할 수도 있다.

$$\begin{aligned} \log y = & a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \log s_K - \frac{\alpha}{1-\alpha} \log(n+g+d) \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha} \log h^* + \varepsilon \end{aligned} \quad (\text{V-12})$$

$\log s_K$ 와 $\log(n+g+d)$ 의 계수가 같기 때문에 다음과 같은 제약식의 형태로도 표현이 가능할 것이다.

$$\begin{aligned} \log y(t) = & a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \{ \log s_K - \log(n+g+d) \} \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha} \log h^* + \varepsilon \end{aligned} \quad (\text{V-13})$$

식 (V-12)와 (V-13)의 추정으로부터 α 와 β 값을 유도할 수 있다. 위의 식의 추정에서는 MRW의 논문에서도 언급되어 있듯이 이용가능한 인적자본 관련 자료를 투자율로 해석해야 하는지 스톡으로 해석해야 할지가 중요한 문제로 대두된다.

우선 MRW의 논문과 같이 중고등학교 등록률(secondary school enrollment rate)을 인적자본투자율로 삼아 추정해보기로 하자. MRW 논문과의 비교를 위하여 등록률을 제외한 다른 자료들은 그들과 동일한 변수를 이용하기로 한다. 이를테면 y 는 1985년의 실질 GDP를 노동가능인구(working-age population)로 나눈 값이며 n 은 노동가능인구의 성장률이고 s_K 는 1960년에서 1985년 사이 투자율의 평균값으로 한다.

추정에 이용되는 표본은 4개로 구성된다. 첫 번째 표본은 데이터 수집이 가능한 모든 국가들로 구성되며 두 번째 표본은 비산유국으로 구성되며 세 번째 표본은 비산유국 중에서 데이터의 질이 낮거나 1960년도의 인구가 100만명 이하인 나라들을 제외한 국가들로 구성되며 ‘중간표본’이라고 명명하기로 한다. 마지막 네 번째 표본은 OECD 국가들로 구성되는데 MRW와의 비교를 위해 현재가 아닌 1985년 당시의 22개 OECD 회원국들로 구성된다

<표 V-7>은 추정결과를 제시한다. 대체적으로 결과는 MRW의 결과와 일치하고 있고 이러한 유사성은 OECD 표본에서 더 확실히 드러난다. 모든 표본에 대해 우리는 계수의 합이 0이라는 가설을 기각할 수 없으며 중간표본을 제외한다면 물적자본 투자율의 계수는 MRW와 거의 유사함을 볼 수 있다. 그렇지만 인적자본 투자율의 계수는 MRW의 추정치에 비해 작으며 따라서 인적자본이 생산에서 차지하는 비중도 작은 것으로 나타나고 있다.

다음으로는 인적자본의 대리변수로 평균 교육연수를 추정에 이용해보기로 한다. 이 추정을 통해 평균 교육연수가 MRW의 실증분석 틀 속에서 인적자본을 대변하는 유량변수(flow variable)에 가까운지, 저장변수(stock variable)에 가까운지를 평가해 볼 수 있을 것이다. 그동안 실증분석에서 평균 교육연수는 저장변수로 파악되어 왔다. 그렇지만 Jones(1996)가 지적한 바와 같이 소득과 경제성장에 대한 거시적 분석의 시각에서 보면 이 변수는 저장변수보다는 유량변수로 해석하는 것이 더 적절할 수 있다. 왜냐하면 한 국가의 평균 교육연수는 그 국가의 교육비 지출과 밀접한 상관관계를 가질 것이며 교육비 지출은 개념상 유량변수이기 때문이다. 데이터의 형성이라는 측면에서 보더라도 평균 교육연수는 등록률의 가중평균치라고 할 수 있으므로 유량변수의 가중평균치를 반드시 저장변수로 파악할 이유는 없을 것이다.

<표 V-6> 등록률 변수를 이용하여 추정한 MRW의 결과

	데이터 수집 가능	비산유국	중간표본	OECD
상수	2.176 (1.97)	0.485 (0.45)	0.981 (0.97)	4.158 (3.31)
ln(sk)	0.537 (4.70)	0.606 (5.00)	0.818 (5.83)	0.384 (1.89)
ln(n+g+d)	-1.316 (2.88)	-1.918 (4.13)	-1.473 (3.41)	-0.612 (1.78)
ln(sh)	0.402 (5.38)	0.389 (5.12)	0.422 (4.94)	0.633 (9.16)
R^2	0.668	0.751	0.741	0.762
제약식				
상수	2.963 (6.71)	2.457 (4.88)	1.414 (2.77)	3.691 (3.61)
ln(sk)-ln(n+g+d)	0.552 (4.99)	0.638 (5.42)	0.833 (6.41)	0.283 (1.45)
ln(sk)-ln(n+g+d)	0.428 (6.18)	0.447 (6.48)	0.441 (5.52)	0.624 (9.09)
R^2	0.666	0.743	0.740	0.757
Implied α	0.28	0.31	0.37	0.15
Implied β	0.21	0.22	0.19	0.33

주 : 괄호안은 t-통계치임

<표 V-8>은 이러한 점을 잘 보여주고 있다. 계수의 크기를 살펴보면 평균 교육연수가 저량변수라기보다는 유량변수로 파악될 때 MRW의 실증분석 틀에 더 적절한 것으로 보인다. 그리고 만약 이 변수가 유량변수라고 한다면 자본이 생산에서 차지하는 비중은 너무 작은 것으로 나타나고 있다. 그렇지만 생산에서 인적자본이 차지하는 비중의 추정치는 상식과 부합되는 값을 보이고 있다.

<표 V-7> 평균 교육연수를 이용해 추정된 MRW의 결과

	데이터 수집 가능	비산유국	중간표본	OECD
상수	2.932 (2.75)	1.137 (1.15)	1.517 (1.49)	5.330 (4.13)
$\log(S_K)$	0.345 (2.95)	0.401 (3.34)	0.567 (3.85)	0.291 (1.51)
$\log(n+g+\delta)$	-1.267 (3.00)	-1.905 (4.62)	-1.531 (3.41)	-0.449 (1.34)
$\log(S_H)$	0.713 (7.53)	0.711 (7.37)	0.791 (5.72)	0.892 (9.42)
R^2	0.710	0.797	0.778	0.758
제약식				
상수	3.376 (8.40)	2.852 (6.65)	1.846 (4.03)	4.471 (4.28)
$\log(S_K)$	0.352 (3.07)	0.425 (3.58)	0.575 (4.01)	0.120 (0.56)
$-\log(n+g+\delta)$				
$\log(S_H)$	0.731 (7.91)	0.774 (8.11)	0.811 (6.32)	0.856 (10.32)
$-\log(n+g+\delta)$				
R^2	0.709	0.790	0.777	0.740
Implied α	0.16	0.20	0.24	0.06
Implied β	0.35	0.35	0.34	0.43

주 : 괄호안은 t-통계치임

지금까지의 결과를 종합하면 우리가 살펴본 추정결과는 MRW의 결과와 유사하지만 완전히 일치하는 것은 아님을 알 수 있다. MRW와의 차이는 교육에 대한 데이터의 원천이 다르다는 것과 표본에서 다소간의 차이가 있다는 것뿐이므로 우리는 차이점이 있다는 사실에 더 주목할 필요가 있다. 또한 흔히 인적자본의 저장변수로 인식되는 평균 교육연수가 MRW의 실증분석 틀 안에서 오히려 투자 또는 유량변수에 가깝게 나타나고 있음도 주목할 만하다.

평균 교육연수는 개념상 거시경제학적 분석 틀 안에서 이용될 경우 유량변수에 가깝다는 점 이외에도 실증분석에 있어 인적자본 축적량을 대변하는 변수로 보기에는 문제점이 있으니 그것은 이 변수가 각국 교육의 질적 차이를 고려하고 있지 않다는 것이다. 세계의 다양한 교육체계나 교육의 질을 고려한다면 같은 1년의 교육이라도 그것이 인적자본 축적에 기여하는 형태는 각기 다른 곳에서 다른 방식으로 나타나리라는 것은 어렵지 않게 짐작할 수 있다.

개념상으로도 인적자본이란 인간에게 체화되어 높은 생산성을 이룰 수 있도록 이끌어주는 지식과 기술 등을 의미하기 때문에 보다 바람직한 인적자본의 측정을 위해서는 교육연수에 교육의 투자수익률을 어느 정도 반영하는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 종합해 보자면 인적자본의 측정에는 교육의 투자수익률과 교육의 질 등이 모두 반영되는 것이 바람직할 것이다. 이러한 사항들을 고려하면서 다음과 같은 인적자본 측정방법들을 제안해 본다.

$$(1) h = qS$$

여기서 q 는 미국의 노동시장에서 도출한 교육의 투자수익률이며 S 는 교육연수이다. 미국 노동시장이라는 통합된 하나의 시장에서 각국 교육의 질이 투자수익률을 통해 파악될 수 있다는 가정하에 도출되는 인적자본 측정치이다¹⁶⁾.

$$(2) h = \phi(S)$$

여기서

16) 보다 자세한 논의는 김진영(1999)을 참조하기 바란다.

$$\begin{aligned} \phi(S) &= 0.134 && \text{if } S \leq 4 \\ &= 0.134 * 4 + 0.101 * (S - 4) && \text{if } 4 < S \leq 8 \\ &= 0.134 * 4 + 0.101 * (S - 4) + 0.068 * (S - 8) && \text{if } S > 8 \end{aligned}$$

인적자본이 교육연수의 선형함수라고 믿을 선택적인 이유는 없다. 이 측정방법에서 인적자본은 교육연수의 조각난 선형함수 (piecewise linear)라고 가정하며 그 형태는 오목한 형태를 띠다고 가정한다. 이러한 함수의 형태는 Psarcharopoulos(1994)의 광범위한 문헌 검토와 실증연구를 따른 것이다. 평균 교육연수는 그 수준이 높은 나라에서는 인적자본을 과대 추정(overestimation)하고 그 수준이 낮은 나라에서는 인적자본을 과소 추정(underestimation)할 우려가 있음을 고려한 측정방식이다.

$$(3) \quad h = q\phi(S)$$

(1)과 (2)의 방법을 결합한 측정이다. 즉 각국 교육의 질적 차이를 고려하면서 인적자본 축적이 교육연수의 조각난 선형함수 (piecewise linear)라고 가정하면서 추정하는 것이다.

그럼 이제 위에서 제시한 세 개의 인적자본 추정치를 가지고 식 (V-12)와 (V-13)을 추정해보기로 한다. 그 결과는 <표 V-9-A> <V-9-B> <V-9-C>에 각각 나타나 있다. 일반적으로 회귀식의 설명력은 유량 데이터를 사용했을 경우와 유사함을 알 수 있다. 추정결과에 따르면 단 세 개의 설명변수, 즉 자본투자율의 로그값과 $(n+g+\delta)$ 의 로그값과 위에서 제시한 인적자본 스톡의 추정치가 각국의 1인당 소득 차이의 80%나 그 이상을 설명하고 있다. 또한

추정결과는 위에서 제시한 3개의 인적자본 추정치들을 저장변수로 파악하는 것이 MRW의 틀에서 더 자연스럽게 해석됨을 보여준다. 식 (V-12)에서 보듯이 인적자본 저장변수를 추정에 이용할 경우 $\log s_K$ 와 $\log(n+g+\delta)$ 는 같은 절대값과 다른 부호를 가져야 한다. 모든 표본에서 이러한 관계가 통계적으로 성립되고 있다. 여기에 더하여 세 개의 인적자본 추정치 모두 각 표본에서 생산성에서 자본이 차지하는 비중이 1/3 가까운 값으로 매우 현실성 있는 값으로 나오고 있다. 특히 OECD 표본에서의 계수들은 MRW보다 더 현실성 있는 추정치들을 낳고 있다.

그렇지만 유도되어 나오는 β 값에는 문제가 있다. 인적자본 수준의 계수가 신고전학파적 성장이론과는 부합되지 않는 너무 높은 값을 나타내고 있는 것이다. 균제상태를 가지기 위해서는 $\alpha+\beta < 1$ 이라는 조건이 성립해야만 한다. 그러나 추정으로부터 유도된 β 의 값은 이러한 조건을 위배하고 있다. 그렇다면 생산에서 차지하는 인적자본의 비중이 이렇게 크게 나오는 이유는 무엇이며, 이 추정결과와 신고전학파 성장이론의 상정하는 균제상태를 갖기 위한 $\alpha+\beta < 1$ 이라는 조건을 양립시킬 수 있는 방법은 없는가 하는 의문을 던질 수 있다.

간단하면서도 설득력이 있는 답변 중 하나는 기술수준에 대한 가정을 약간 수정함으로써 얻을 수 있다. MRW는 한 나라의 기술수준은 해당 국가에 적용되는 특수한 외생적인 요인들에 의존한다는 가정을 했다. 그러한 요인들 외에도 인적자본 축적 수준이 기술수준에 영향을 준다고 가정해 보자. 그렇다면 다음과 같은 관계가 성립할 것이다.

$$A(t) = \Psi h(t)^\theta e^{gt} \quad (V-14)$$

식 (V-14)는 기술수준이 외생적으로 g 라는 성장률로 그 수준이 높아지지만 동시에 인적자본 축적 수준에도 의존함을 의미한다. 로그를 취하면 0이라는 시점에서 우리는 다음과 같은 관계식을 얻을 수 있다.

$$\log A(0) = \log \Psi + \theta \log h(0) + gt + \varepsilon \quad (\text{V-15})$$

이러한 관계가 성립할 때 식 (V-12)는 아래의 식 (V-16)과 같이 변할 것이다.

$$\begin{aligned} \log y = & \log \Psi + \frac{\alpha}{1-\alpha} \log s_K - \frac{\alpha}{1-\alpha} \log(n+g+d) \\ & + \frac{\beta + \theta(1-\alpha)}{1-\alpha} \log h^* \end{aligned} \quad (\text{V-16})$$

위와 같은 설정의 문제점은 β 와 θ 를 분리하여 측정할 수 없다는 것이다. 따라서 이 추정으로부터 생산에서 인적자본이 차지하는 비중 β 를 유도하는 대신 $\beta=0.4$ 라는 가정하에서 도출되는 θ 의 값을 찾아보기로 한다. <표 V-9-A>에서 <표 V-9-C>를 통해 볼 수 있듯이 도출되는 θ 의 값은 0.05에서 0.48까지 분포되어 있다. 지금까지 이와 같은 설정을 통해 파라미터들을 추정하려는 시도가 없었으므로 여기서 θ 의 값이 얼마인지를 찾는 추가적인 노력은 기울이지 않기로 한다.

그렇지만 다시 한번 언급해 둘 사실은 위와 같은 방식으로 기술수준과 인적자본 사이의 관계를 상정할 경우 인적자본 지량변수가 MRW 실증분석 틀 안으로 들어왔을 때 발생하는 문제가 어느 정도 해결될 수 있다는 점이다.

<표 V-8-A> MRW 모형 추정 결과: $h=qS$

	데이터 수집가능	비산유국	중간표본	OECD
상수	8.022 (5.37)	5.811 (4.31)	5.265 (3.76)	6.869 (4.56)
$\log(S_K)$	0.323 (2.32)	0.498 (3.77)	0.624 (3.86)	0.363 (1.77)
$\log(n+g+\delta)$	-0.104 (0.22)	-0.733 (1.73)	-0.777 (1.81)	-0.535 (1.52)
$\log(S_H)$	0.858 (5.96)	0.759 (5.65)	0.691 (4.74)	0.792 (8.28)
R^2	0.683	0.804	0.769	0.795
제약식				
상수	7.495 (8.52)	6.379 (7.71)	5.599 (5.67)	7.079 (5.17)
$\log(S_K)$	0.309 (2.17)	0.512 (3.91)	0.639 (4.05)	0.409 (1.83)
$-\log(n+g+\delta)$				
$\log(S_H)$	0.836 (6.12)	0.782 (6.18)	0.705 (5.08)	0.794 (8.26)
$-\log(n+g+\delta)$				
R^2	0.682	0.803	0.769	0.793
Implied α	0.24	0.34	0.39	0.29
Implied β	1.10	1.18	1.15	1.12
Implied θ ($\beta=0.4$)	0.310	0.176	0.049	0.230

주 : 괄호안은 t-통계치임.

<표 V-9-B> MRW 모형 추정 결과 : $h=\phi(S)$

	데이터 수집가능	비산유국	중간표본	OECD
상수	5.612 (4.19)	4.143 (3.40)	3.881 (3.17)	7.165 (4.71)
$\log(S_K)$	0.446 (3.27)	0.547 (3.97)	0.702 (4.92)	0.405 (1.73)
$\log(n+g+\delta)$	-0.751 (1.70)	-1.226 (3.04)	-1.143 (2.89)	-0.405 (1.12)
$\log(S_H)$	0.940 (4.61)	0.984 (5.24)	0.945 (4.62)	1.075 (9.09)
R^2	0.641	0.802	0.778	0.759
제약식				
상수	6.270 (7.56)	5.604 (6.78)	4.727 (5.50)	7.220 (5.31)
$\log(S_K)$	0.477 (3.49)	0.614 (4.55)	0.764 (5.50)	0.373 (1.68)
$-\log(n+g+\delta)$				
$\log(S_H)$	0.963 (4.92)	1.038 (5.72)	0.977 (4.91)	1.076 (9.20)
$-\log(n+g+\delta)$				
R^2	0.640	0.795	0.775	0.759
Implied α	0.32	0.38	0.43	0.27
Implied β	1.41	1.67	1.71	1.47
Implied θ ($\beta=0.4$)	0.366	0.392	0.275	0.528

주 : 괄호안은 t-통계치임.

<표 V-9-C> MRW 모형 추정 결과: $h=q\phi(S)$

	데이터 수집가능	비산유국	중간표본	OECD
상수	7.659 (5.24)	5.479 (4.11)	4.957 (3.54)	7.021 (4.98)
$\log(S_K)$	0.313 (3.32)	0.489 (3.58)	0.621 (3.70)	0.338 (1.69)
$\log(n+g+\delta)$	-0.131 (0.28)	-0.759 (1.79)	-0.797 (1.84)	-0.406 (1.18)
$\log(S_H)$	0.957 (5.75)	0.843 (5.38)	0.771 (4.42)	0.984 (8.85)
R^2	0.681	0.800	0.765	0.806
제약식				
상수	7.227 (8.41)	6.124 (7.48)	5.341 (5.42)	7.106 (5.62)
$\log(S_K)$	0.301 (3.00)	0.505 (3.70)	0.638 (3.88)	0.355 (1.70)
$-\log(n+g+\delta)$	0.936 (5.92)	0.872 (5.92)	0.788 (4.75)	0.985 (9.00)
R^2	0.680	0.799	0.764	0.705
Implied α	0.23	0.34	0.39	0.26
Implied β	1.24	1.32	1.29	1.33
Implied θ ($\beta=0.4$)	0.416	0.266	0.132	0.444

주 : 괄호안은 t-통계치임.

지금까지 신고전학과 성장이론에 의한 실증분석의 틀로서 대표적인 MRW의 추정방식을 근간으로 인적자본의 저장변수 및 유량변수라고 여겨지는 변수들을 대입하면서 인적자본이 생산에서 차지하는 비중 및 그 역할 등을 살펴보았다. 주된 발견사항을 요약하면 다음과 같다. (1) 흔히 인적자본의 저장변수로 인식되는 평균

교육연수는 유량변수인 인적자본 투자에 더 가까운 개념이다. (2) 인적자본저량의 대리변수를 찾는 작업은 아직 초보단계라고 볼 수 있지만 평균 교육연수의 함수형태를 취한다는 가정하에 교육의 질적 측면을 고려하는 인적자본 수준 추정치를 구해볼 수 있는데 이러한 변수들을 MRW의 실증분석 틀에 이용할 경우 인적자본이 생산에서 차지하는 비중은 지나치게 높게 나타나고 있다. (3) 그 이유 중 하나는 신고전학과 성장이론이 기술력과 인적자본 수준의 관계를 충분히 고려하지 못하기 때문인 것으로 보인다.

이러한 발견 사항들을 고려하면서 다음부터는 내생적 성장이론을 실증적으로 평가해 보기로 한다.

4. 내생적 성장이론에서의 교육

내생적 성장이론은 외생적인 기술진보 없이도 경제 내에서 기술진보를 이룩하는 메커니즘이 존재하여 지속적인 경제성장이 이루어질 수 있음을 보이고자 노력한다. 이 이론에서는 자본축적보다는 생산성 향상을 경제성장의 중요한 결정 요소로 파악하여 기술투자, 지식축적, 기술확산 등을 통하여 한 경제 내에서 내생적인 기술진보가 이루어질 수 있음을 보여주고 있다. 내생적 성장이론에서는 지속적인 성장이 가능함을 보이기 위해 두 가지 경로를 제시하고 있다.

첫 번째는 인적자본과 자본의 외부효과라는 개념의 도입이다. 이러한 개념들은 자본에 대한 수확체감이 일어나지 않는 생산함수를 도출하여 외생적인 기술진보 없이도 지속적인 성장이 가능함을 보이기 위한 노력으로부터 도입되었다고 할 수 있다. 물적자본만을 고려했을 경우에는 수확체감의 법칙이 적용되더라도 인적자본까지 고려한다면 자본에 대한 수확체감은 일어나지 않으며,

그 결과 자본축적의 정도에 관계없이 높은 성장률을 유지할 수 있다는 것이다. 더구나 인적자본에는 일종의 외부효과가 있어 한 개인에게 축적된 지식은 그 자신에게도 높은 보수를 가져다주지만 지식이 축적된 개인들간의 상호작용으로 인하여 경제 전체적으로 보았을 때에도 개인에게 주어지는 보수 이상의 기여를 한다는 것이 내생적 성장이론의 설명이다.

두 번째로 내생적 성장이론에서 강조하는 것은 생산요소의 축적보다는 생산성의 증가를 초래하는 요인들이 경제성장의 진정한 원인이며 경제 내에는 생산성 증가를 유도하는 기술 진보를 이룩해내는 자체적인 메커니즘이 있다는 것이다. 특히 기술의 진보를 가져다주는 경제적 활동인 R&D의 역할을 강조하며, 기술수준이 높지 않은 나라들의 경우는 외부로부터의 기술채택(adoption)이나 기술이전(spillover) 등도 주요한 성장의 원인이 됨을 지적하고 있다. 이러한 논의를 따르더라도 결국은 기술진보와 지식의 성장을 이끌어 나가거나 외부의 기술을 이전받을 수 있는 밑바탕이 되는 인적자본의 역할을 강조하지 않을 수 없게 된다.

이러한 이론을 바탕으로 내생적 성장이론을 평가하는 실증연구를 시도한 대표적인 연구로는 Benhabib and Spiegel(1994, 이하 B-S로 칭함)을 들 수 있다. 여기서는 이들의 실증분석틀을 이용하여 인적자본의 역할에 대해 음미해보기로 한다.

우선 다음과 같은 콥-더글러스 생산함수를 상정해 보자.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta H_t^\gamma \epsilon_t \quad (V-17)$$

위의 식에서 두 시점 0과 t 를 잡아 각각 로그값을 취한 후 t 기의 값에서 0기의 값을 빼면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (\log Y_T - \log Y_0) &= (\log A_T - \log A_0) + \\
 &\quad \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta(\log L_T - \log L_0) + \\
 &\quad \gamma(\log H_T - \log H_0) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0)
 \end{aligned}
 \tag{V-18}$$

Y 는 실질 GDP이고, L 은 노동인구 수이며 K 는 앞서 구성한 바 있는 자본스톡이고 H 는 인적자본이다. 일반적으로 식 (V-18)와 같이 생산 또는 소득의 성장률과 각 요소의 성장률 사이의 관계식을 도출하는 연구를 성장회계(growth account)라고 한다.

본 소절에서는 앞서 신고전학과 이론에 대한 실증분석에서처럼 몇 개의 인적자본 추정치를 이용하면서 위의 성장회계식을 추정하고자 한다.

추정에 앞서 추정치들이 각 생산요소들이 생산성에서 차지하는 비중과 일치하는 것은 아님을 일단 언급해두고자 한다. B-S는 그들의 논문에서 잔차항과 설명변수 사이에 상관관계가 존재할 가능성이 있으며 따라서 편의된 추정치를 얻을 가능성이 있음을 명시하고 있다. 예를 들어 생산과정에서 확률적인 충격(stochastic shock)이 발생하게 되면 축적가능한 요소인 물적, 인적 자본의 성장률은 높아지게 된다. B-S는 이러한 이유로 H 와 K 가 잔차항과 상관관계가 있고 L 은 잔차항과 상관없이 움직인다면 α 와 γ 의 추정에서 상향 편의가 발생하며 β 의 추정에서는 하향 편의가 발생하게 됨을 보이고 있다. 이 논의를 받아들여 앞으로 추정에서 얻게 될 α 와 γ 의 값은 일종의 상한 값으로 해석하기로 한다.

추정에서 이용되는 인적자본 대리변수로 가장 먼저 생각해 볼 수 있는 것은 평균 교육연수인데 실제적으로도 실증연구에서 가장 널리 이용되고 있다. 일반적으로 경제성장에 대한 실증적 분석

에서 여러 가지 수단으로 측정된 인적자본의 저장변수들이 경제 성장을 설명하는 회귀식에서 통계적으로 유의하게 나타나는 반면 인적자본의 성장률은 높은 설명력을 갖지 못하거나 오히려 경제 성장률과 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 보인 연구로는 B-S가 대표적이라고 할 수 있다. 그들의 연구 결과에 따르면 v 의 값은 1965년에서 1985년 사이의 경제성장을 설명하는 데 있어 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타난다.

이러한 결과를 염두에 두면서 식 (V-18)를 추정하되 본 소절에서는 B-S와는 차별화된 몇 가지 실험을 추가하기로 한다. 우선 인적자본의 측정치는 B-S와 달리 평균 교육연수 이외에도 평균 교육연수를 기본으로 추정한 인적자본 측정치도 이용해 본다. 또한 표본에 포함되는 국가들도 B-S와는 약간 다르다. 마지막으로 고려되는 시점도 1965년에서 1985년 사이뿐 아니라 1965년에서 1990년 그리고 1960년에서 1990년 사이도 추가함으로써 좀더 더 긴 기간에 있어 소득의 성장률과 생산요소의 성장률 사이의 관계도 살펴보기로 한다. 20년과 25년 그리고 30년 사이의 변화를 두루 살펴봄으로써 고려되는 기간의 길이가 변함에 따라 경제성장률과 각 요소의 성장률 사이의 관계에 구조적인 변화가 나타나는지 여부를 고찰할 수 있을 것으로 기대된다.

<표 V-10>에 추정결과가 제시되어 있다. 일반적으로 B-S의 결과와 유사함을 알 수 있다. 그들의 결과에서와 같이 물적자본이 성장회계식에서 현실성 있는 값을 갖는 반면 평균 교육연수로 측정된 인적자본은 커다란 설명력을 갖지 못한 것으로 나타나고 있다.

한편 우리가 기간을 보다 길게 고려할수록 a 의 추정치는 작아지고 있음은 주목할 만하다. 달리 표현하면 보다 긴 기간의 성장을 설명하는 데 있어 자본의 상대적인 중요성은 떨어지고 있다고 할 수 있겠다. 만약 보다 긴 기간의 성장을 설명하는 데 자본의

상대적 중요성이 떨어지고 있다면 다른 생산요소들, 즉 노동과 인적자본의 상대적 중요성은 증가하여야 할 것이다. 그렇지만 <표 V-10>에 따르면 그러한 현상은 나타나지 않고 있다. 노동의 비중이 기간의 길이가 변함에 따라 변하고는 있으나 분명한 추세를 보이지는 않는다. 오히려 β 의 크기는 20년의 기간에서 가장 큰 것으로 나타난다. 인적자본에 대해서 말하자면 기간의 변화에 따른 상대적인 중요성의 변화를 거의 찾을 수 없다. 1965년에서 1985년 사이의 경우에는 ν 의 값이 음수를 취하기까지 한다.

초기의 소득 $\log Y_0$ 을 성장회귀식에 추가하는 것도 결과에 전혀 변화를 주지 못하고 있다. 여전히 α 의 값은 양수이며 유의하고 기간이 길어짐에 따라 줄어드는 데 반해 ν 의 값은 유의하지 않거나 유의한 경우에는 상식에 반하는 음의 부호를 갖고 있다. 한편 초기소득 변수 역시 유의하지 않거나 성장이론에서 제기되는 수렴가설(convergence hypothesis)과는 반대로 양의 부호를 가지면서 유의하기도 하다. 이는 소득이 낮다고 해서 성장속도가 반드시 빠른 것은 아님을 의미하는 결과이다.

만약 평균 교육연수로 인적자본을 측정한다면 <표 V-10>의 결과는 인적자본이 생산요소라는 견해와는 상반되는 것이다. 또한 <표 V-10>의 결과에는 매우 커다란 모순이 존재하게 된다. 만약 추정결과에서 나오듯이 보다 긴 기간의 소득성장을 설명하는 데 있어 자본의 중요도가 낮아진다면 무엇인가 다른 요인의 중요도는 높아져야 할 것이다. 기술수준을 논외로 한다면 그 다른 요인은 노동인구나 인적자본이어야 할 것이며 이러한 요소들을 합하여 인적요소라고 칭할 수 있을 것이다. 다시 말하자면 성장을 설명하는 데 있어 자본의 비중이 약해지는 만큼 인적요소들의 비중이 더 커져야 할 터인데 <표 V-10>의 결과는 이러한 예측과는 다르게 나타나고 있다.

이러한 결과가 나온 원인은 평균 교육연수가 인적자본의 적절한 대리변수가 되지 못하든지 아니면 평균 교육연수가 총생산함수에 적절하지 못한 방식으로 포함되어 있기 때문일 수 있다. 그럼 우선 두 번째의 가능성에 대해 살펴보자.

<표 V-8> 성장회계식에서 생산요소들의 비중 변화

	$h=S$					
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.291 (4.11)	0.309 (3.25)	0.500 (4.93)	0.310 (0.82)	0.392 (0.73)	-0.610 (1.02)
<i>DK</i>	0.392 (7.25)	0.389 (5.06)	0.301 (5.24)	0.392 (10.30)	0.388 (9.00)	0.306 (9.00)
<i>DL</i>	0.382 (2.38)	0.287 (1.97)	0.294 (2.27)	0.380 (2.32)	0.366 (2.13)	0.399 (2.52)
<i>DH</i>	-0.181 (2.38)	0.002 (0.02)	0.041 (0.47)	-0.182 (2.31)	0.013 (0.12)	0.050 (0.54)
$\log Y_0$				-0.0008 (0.53)	0.028 (1.33)	0.044 (1.88)
R^2	0.582	0.550	0.516	0.582	0.560	0.537
OBS	95	82	82	95	81	81
	$h=e^{w(s)}$					
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.200 (2.20)	0.214 (2.32)	0.363 (3.61)	0.112 (0.30)	-0.535 (1.06)	-0.829 (1.52)
<i>DK</i>	0.377 (7.17)	0.373 (5.01)	0.287 (5.51)	0.378 (9.77)	0.371 (8.78)	0.292 (8.56)
<i>DH</i>	0.295 (1.93)	0.361 (2.77)	0.437 (3.60)	0.302 (2.23)	0.430 (3.21)	0.525 (4.20)
$\log Y_0$				0.004 (0.24)	0.030 (1.51)	0.048 (2.21)
R^2	0.566	0.572	0.596	0.567	0.584	0.584
OBS	95	82	82	86	79	79

생산함수가 자본으로 대변되는 물적 부분과 노동인구와 그들의 교육수준이 결합된 인적요소 부분으로 나누어지는 형태를 취한다고 해보자. 즉 다음과 같은 생산함수를 가정한다.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta = A_t K_t^\alpha (L_t e^{\phi(S_t)})^\beta \quad (\text{V-19})$$

시점 0과 시점 t 에서 위의 관계를 적용하고 로그를 취한 후 차감을 하면 다음과 같은 관계를 얻게 된다.

$$\begin{aligned} (\log Y_T - \log Y_0) &= (\log A_T - \log A_0) + \\ &\alpha (\log K_T - \log K_0) + \beta (\log L_T - \log L_0) + \\ &(\phi(S_T) - \phi(S_0)) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0) \end{aligned} \quad (\text{V-20})$$

<표 V-11>의 두 번째 부분은 식 (V-20)에 대한 추정 결과를 보여준다. 이제 자본의 비중 감소와 맞물려 인적요소의 비중이 증가할 것이라는 우리의 예측에 부합하는 결과가 나오고 있음을 확인할 수 있다. 무엇보다도 인적요소의 성장이 경제성장을 설명하는데 유의한 양의 값을 갖고 있다. 또한 보다 긴 기간을 고려함에 따라 자본 성장률의 계수 값은 줄어드는 현상은 <표 V-11>의 앞에 부분에서와 마찬가지로 관측되고 있으며 이와 함께 인적요소의 계수 값은 점차 커지는 추세를 보이고 있다. 1960년에서 1990년까지 30년의 기간에 있어서는 인적요소의 계수 값이 자본의 계수 값보다 크게 나타나고 있는데 이러한 현상은 자본이 생산에서 차지하는 비중이 1/3이라는 기존의 실증결과와 부합하는 것이다.

앞으로 생산요소로서 인적자본을 고려할 때는 식 (V-18)보다는

(V-20)의 관계식을 주로 이용하기로 한다. 이것은 인적자본이 노동인력에 체화되어 있음을 보다 명시적으로 고려하기 위해서이며 지금까지의 추정결과상으로도 인적자본과 노동을 분리하는 것보다는 우월하다고 판단되기 때문이기도 하다.

한편 초기소득이 포함될 때 그 부호가 양수임도 주목할 만하다. 이 변수가 수렴가설에서 주장하는 바와 같이 통계적으로 유의한 음의 값을 가지지 않음을 확인한 이상 앞으로의 분석에서 이 변수는 명시적으로 고려하지 않기로 한다. 이 소절의 뒷 부분에서 catch-up 부분은 다시 살펴보게 될 것이다.

B-S는 인적자본의 성장률이 성장회계식에서 소득의 성장률을 설명하는 데 큰 도움이 되지 못함을 보인 후에 인적자본의 성장률 대신 인적자본 수준 변수를 사용하고 있다. 실증분석에서는 변수의 차분치를 취하느냐 수준을 그대로 취하느냐 하는 문제이지만 이론적으로는 인적자본의 역할에 있어 적지않은 차이를 시사하고 있기 때문에 여기서 이러한 설정을 검토해 보고 넘어가고자 한다.

$$\begin{aligned}
 (\log Y_T - \log Y_0) &= c + \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta \\
 &\quad (\log L_T - \log L_0) + \gamma \log \bar{H} + (\log \epsilon_T - \log \epsilon_0)
 \end{aligned}
 \tag{V-21}$$

여기서 \bar{H} 는 0에서 T 기까지의 인적자본수준의 평균치이다. 즉

$$\bar{H} = (1/T) \sum_{t=0}^T h_t$$

실질 추정에서 우리는 인적자본에 대해 네 가지 다른 측정치들을 이용해 보고자 한다. 첫 번째 측정치는 지금까지 사용해 왔으며 B-S도 그들의 연구에서 사용한 평균 교육연수이며, 두 번째 측

정치는 앞서도 이용한 바 있는 평균 교육연수의 함수를 이용한 측정치이고, 세 번째 측정치는 두 번째 측정치에 지수를 붙인 값이며 마지막 네 번째 측정치는 세계 각국의 교육의 질과 Hanushek and Kimko(2000)에서 유도된 바 있는 $QL2$ 라는 지수이다.

추정 결과는 <표 V-11>에 나타나 있다. B-S 추정과 마찬가지로 $\log H$ 의 계수는 어떠한 추정치를 이용하든지 양수이며 유의하다. 또한 어떠한 추정치를 이용하든지 고려되는 기간이 길수록 계수의 값이 크다는 점도 주목할 만하다.

또한 흥미로운 사실은 $QL2$ 지수가 R^2 나 t -값으로 보았을 때 다른 지수들보다 높은 설명력을 갖고 있다는 점이다. 이 인적자본 추정치는 국제 수학·과학 비교시험 성적으로부터 유도된 것으로서 노동인력의 인지력과 기술과 보다 더 직접적인 관련을 맺고 있을 가능성이 크기 때문인 것으로 판단된다.

한편 자본의 계수는 여기서도 긴 기간이 고려될수록 작아지고 있는데, 이를 장기간의 성장에는 인적요소들이 물적요소보다 더 중요한 역할을 할 수 있음을 의미한다고도 해석할 수 있을 것이다. 반면에 노동인력 증가율의 계수 β 는 점차 증가하는 추세를 보이고 있는데, 이는 B-S가 β 가 과소추정될 가능성을 보인 바 있음을 상기한다면 매우 놀라운 결과라고 할 수 있다.

사실상 이 계수의 추정치는 너무나 커서 단순노동이 생산에서 차지하는 비중으로 해석하기에는 다소 무리가 따를 것이다. 이와 관련해서 고려해야 할 사항은 대부분의 나라에서 노동인구가 증가했을 뿐 아니라 그들의 학력수준에도 많은 변화가 있었을 것이라는 점이다. 따라서 이 계수 값의 추정치는 노동인력의 증가와 인적자본 축적의 영향이 종합적으로 나타난 결과라고 보아야 할 것이다. 결과적으로 식 (V-21)은 인적자본이 기술력을 향상시키는 요인임을 잘 지적하고는 있지만 인적자본이 생산요소로서 갖

는 역할은 충분히 강조하지 못하는 것으로 보인다.

<표 V-10> 성장회계식에서 인적자본 저장변수

	$h=S$			$h=\Psi(S)$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.078 (0.87)	0.016 (0.11)	0.103 (0.68)	0.290 (4.07)	0.313 (3.49)	0.524 (5.25)
DK	0.387 (10.40)	0.387 (9.19)	0.306 (8.98)	0.387 (10.58)	0.385 (9.18)	0.305 (9.00)
DL	0.422 (2.71)	0.510 (3.05)	0.554 (3.68)	0.415 (2.68)	0.508 (3.07)	0.551 (3.72)
$\log \bar{H}$	0.107 (3.23)	0.137 (2.49)	0.194 (3.40)	0.116 (3.02)	0.152 (2.58)	0.215 (3.52)
R^2	0.603	0.587	0.584	0.605	0.589	0.588
OBS	95	81	81	95	81	81
	$h=e^{\Psi(S)}$			$QL2$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.047 (0.43)	0.056 (0.34)	0.153 (0.88)	-0.132 (0.89)	-0.258 (1.43)	-0.099 (0.53)
DK	0.390 (10.39)	0.391 (9.16)	0.310 (8.80)	0.366 (9.08)	0.347 (8.15)	0.275 (8.21)
DL	0.441 (2.66)	0.484 (2.72)	0.529 (3.28)	0.483 (2.27)	0.622 (3.83)	0.598 (4.16)
$\log \bar{H}$	0.244 (2.52)	0.263 (1.84)	0.382 (2.49)	0.007 (3.18)	0.010 (3.58)	0.011 (3.68)
R^2	0.586	0.572	0.558	0.596	0.607	0.607
OBS	95	81	81	86	79	79

그렇다면 다음의 관계를 생각해 보자.

$$\begin{aligned}
 (\log Y_T - \log Y_0) = & c + \alpha(\log K_T - \log K_0) + \\
 & \beta(\log L_T - \log L_0) + (\phi(S_t) - \phi(S_0)) + \\
 & \gamma \log \bar{H} + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0)
 \end{aligned}
 \tag{V-22}$$

이 설정에서 인적자본 또는 교육은 생산요소와 기술진보의 원동력으로서 두 가지 역할을 하고 있다. 식은 기본적으로 식 (V-20)과 식 (V-21)의 결합으로 볼 수 있으며 앞 절의 식 (V-4)와도 그 의미가 상통하는 것이다. 즉 식 (V-4)에서와 마찬가지로 생산요소로서의 인적자본은 노동과 분리될 수 없으며 노동과 결합하여 인적요소를 형성하고 있다고 설정한다.

<표 V-12>는 결과를 제시해 준다. 여기서도 앞서와 같이 4개의 각기 다른 인적자본 추정치를 대입해 보았다. 흥미롭게도 4개의 추정치 모두 유사한 결과가 나타났으며 앞서의 결과와 마찬가지로 특히 *QL2*의 설명력이 가장 높게 나타나고 있다.

결과들이 기본적으로 식 (V-21)의 추정에서 나온 결과들과 일치하기는 하지만 결과의 해석을 통해 얻을 수 있는 시사점에는 다소 차이점이 있다. 인적자본 축적 수준과 인적자본의 성장률의 계수가 동시에 양수이며 통계적으로 유의하기 때문이다. 즉 인적자본이 생산과정에서 갖는 역할을 하나로만 볼 수 없음을 이 결과는 시사해 준다.

또한 <표 V-12>에서와 같이 여기서도 인적요소들의 기간을 더 길게 고려할수록 그 중요도가 커지고 있음도 주목할 만하다. 이는 인적자본의 수준 자체나 그 차분치 모두 20년이나 25년보다는 30년

을 고려했을 때 그 계수 값이 크다는 데에서 나타나는데, 반대로 자본은 고려되는 기간이 길수록 그 계수 값은 줄어들고 있다.

또한 이 설정에서 우리는 계수 값을 생산에서 차지하는 비중이라고 생각해도 될 만큼 현실성 있는 추정치들을 얻고 있다. 물론 성장회계에서 얻는 계수 값과 실제로 생산에서 차지하는 비중이 어떠한 관계를 갖는지에 대해서는 보다 깊은 연구가 필요할 것이다. 그렇지만 그 해석이 어떠한 간에 계수의 값들이 고려되는 기간에 따라 변하고 있다는 사실 자체는 매우 흥미로운 결과임에 틀림없다. 특히 30년의 기간이 고려되었을 때 인적요소의 계수는 0.6 정도로 나타나고 있는데 이는 인적자본과 노동이 생산에서 차지하는 비중의 합과 매우 근사한 값으로 평가할 수 있다.

지금까지 인적자본이 생산의 요소인 동시에 기술 진보의 원동력이 될 수 있음을 간단한 성장회계식을 통해 살펴보았다. B-S의 경우에는 후자의 역할에 더 초점을 두어 인적자본이 기술 성장에 두 가지 경로로 기여함을 보이는 구조적인 모형을 제시하고 있다. 하나는 국내의 기술혁신을 일으키는 부분이며 다른 하나의 부분은 외국기술을 따라잡는(catch-up) 부분이다. 그러면 B-S의 논의를 따라 다음과 같은 생산함수를 가정한다.

$$Y_t = A_t(H_t)K_t^\alpha L_t^\beta \quad (V-23)$$

서로 다른 두 시점에서 로그를 취한 후 차분한 값을 구하면 다음과 같은 성장회계식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
(\log Y_T - \log Y_0) = & [\log A_T(\bar{H}) - \log A_0(\bar{H})] \\
& + \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta(\log L_T - \log L_0) + \\
& (\log \varepsilon_r - \log \varepsilon_0)
\end{aligned}
\tag{V-24}$$

<표 V-11> 성장회계식에서 인적자본의 역할

	$h=S$			$h=\#(S)$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.061 (0.67)	-0.053 (0.37)	-0.028 (0.19)	0.251 (3.12)	0.223 (2.27)	0.389 (3.75)
DK	0.384 (10.40)	0.370 (8.86)	0.289 (8.89)	0.383 (10.41)	0.369 (8.86)	0.289 (8.89)
DL	0.355 (2.76)	0.501 (3.73)	0.601 (5.00)	0.347 (2.71)	0.494 (3.72)	0.593 (4.99)
$\log \bar{H}$	0.095 (2.95)	0.127 (2.52)	0.192 (3.73)	0.103 (3.02)	0.138 (2.56)	0.209 (3.80)
R^2	0.603	0.608	0.631	0.605	0.609	0.633
OBS	95	81	81	95	81	81
	$h=e^{\#(S)}$			QL2		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.019 (0.17)	-0.053 (0.33)	-0.033 (0.20)	-0.164 (1.08)	-0.368 (1.80)	-0.289 (1.42)
DK	0.384 (10.24)	0.373 (8.84)	0.292 (8.74)	0.381 (9.55)	0.343 (4.79)	0.265 (5.01)
DL	0.391 (2.90)	0.514 (3.59)	0.619 (4.79)	0.384 (2.67)	0.576 (3.41)	0.625 (4.59)
$\log \bar{H}$	0.221 (2.39)	0.273 (2.08)	0.423 (3.73)	0.007 (2.97)	0.010 (3.58)	0.012 (3.55)
R^2	0.592	0.598	0.612	0.634	0.644	0.667
OBS	95	81	81	80	75	74

여기서도 H 는 0과 T 기 사이 인적자본의 평균값이다. 그들은 기술력의 성장이 다음과 같은 과정을 따른다고 상정하였다.

$$[\log A_T(\bar{H}) - \log A_0(\bar{H})]_i = c + g\bar{H}_i + m\bar{H}_i[(Y_{\max} - Y_i)/Y_i] \quad (\text{V-25})$$

여기서 gH 는 한 국가가 국내에서 혁신을 통해 내생적으로 기술을 발전시킬 수 있는 능력의 정도를 나타내며 $mH_i[(Y_{\max} - Y_i)/Y_i]$ 부분은 외국으로부터의 기술 전파를 나타낸다. 식 (V-24)와 (V-25)를 결합하면 다음의 관계를 얻는다.

$$\begin{aligned} (\log Y_T - \log Y_0) = & c + (g - m)H_i + mH_i(Y_{\max} / Y_i) + \\ & \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta(\log L_T - \log L_0) + \\ & (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0) \end{aligned} \quad (\text{V-26})$$

<표 V-13>은 위 식을 추정한 결과를 제시해주고 있다. 기본적으로 이 추정은 B-S의 것을 그대로 따른 것으로 단 하나의 차이가 있다면 인적자본의 추정치가 다르다는 것이다. 그럼에도 불구하고 결과는 여기서 제시하는 B-S의 결과는 매우 차이가 난다.

무엇보다도 B-S와는 대조적으로 따라잡기(catch-up)를 의미하는 $mH_i(Y_{\max}/Y_i)$ 부분이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 반면 국내 혁신을 나타내는 부분은 유의수준 10%에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 일반적으로 이 결과는 그들의 가장 부유한 국가 표본에서 나타나는 결과와 유사하다.

<표 V-12> 성장회계식에서 인적자본의 역할: 구조적 모형의 추정

	$h=S$			$h=\Psi(S)$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.044 (0.42)	0.061 (0.38)	0.171 (0.99)	0.018 (0.17)	0.004 (0.02)	0.010 (0.56)
DK	0.376 (9.98)	0.377 (8.86)	0.317 (8.55)	0.375 (10.04)	0.374 (8.87)	0.316 (8.61)
DL	0.565 (3.31)	0.541 (2.97)	0.509 (3.08)	0.575 (3.41)	0.573 (3.16)	0.538 (3.28)
\bar{H}	0.026 (1.64)	0.022 (1.28)	0.036 (1.61)	0.218 (1.89)	0.259 (1.62)	0.383 (1.97)
$\bar{H}(Y_{MAX}/Y_i)$	0.0002 (0.31)	0.0004 (0.62)	0.0003 (0.32)	0.002 (0.30)	0.004 (0.62)	0.003 (0.37)
R^2 OBS	0.604 90	0.578 78	0.556 78	0.609 90	0.584 78	0.566 78
	$h=e^{\beta(S)}$			$QL2$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	-0.066 (0.45)	-0.053 (0.47)	-0.006 (0.02)	-0.150 (1.04)	-0.325 (1.85)	-0.148 (0.73)
DK	0.376 (9.98)	0.378 (8.86)	0.318 (8.52)	0.356 (8.82)	0.323 (5.08)	0.271 (5.15)
DL	0.568 (3.32)	0.529 (2.90)	0.502 (3.03)	0.582 (3.27)	0.710 (3.93)	0.611 (4.19)
\bar{H}	0.101 (1.82)	0.120 (1.52)	0.175 (1.91)	0.0071 (3.00)	0.011 (3.39)	0.012 (3.09)
$\bar{H}(Y_{MAX}/Y_i)$	0.0013 (0.74)	0.0012 (0.80)	0.0011 (0.43)	0.00003 (0.45)	0.00004 (0.51)	0.0008 (0.11)
R^2 OBS	0.604 90	0.576 78	0.553 78	0.621 82	0.633 76	0.610 77

그렇다면 인적자본이 생산요소의 기능도 하고 있다는 설정하에서는 어떤 결과를 나타낼지 다음의 식 (V-27)의 추정을 통해서 보기로 한다.

$$\begin{aligned}
 (\log Y_T - \log Y_0) = & c + (g - m)H_i + mH_i(Y_{\max} / Y_i) + \\
 & \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta(\log L_T - \log L_0) + \\
 & (\phi(S_T) - \phi(S_0)) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0)
 \end{aligned}
 \tag{V-27}$$

<표 V-14>에 결과가 제시되어 있다. 회귀분석 결과는 식 (V-22)와 식 (V-26)의 추정에서 본 결과들의 결합이라고 할 만하다.

국내 기술혁신 부분의 통계적 유의성 부분은 <표 V-13>에서 본 식 (V-26)의 추정에서와 거의 같은 결과이다. 한편 소득증가율을 설명하는 데 있어 인적요소들의 비중은 기간을 보다 길게 고려할수록 더 증가되고 있는 반면 물적요소는 그와 반대의 경향을 보이고 있다. 또한 *QL2* 추정치를 이용했을 때 1965년과 1990년 사이의 25년간 성장을 설명하는 성장회계식에서 얻은 추정치들은 매우 생산요소의 비중으로 해석할 수 있을 만큼 현실성 있는 값으로 나타나고 있다. 즉 인적요소들의 비중은 약 2/3에 해당되며 자본의 비중은 약 1/3을 약간 밑도는 값이다.

또 한 가지 흥미로운 사실은 국내 혁신 부분이 기간을 보다 길게 고려할수록 성장과 밀접한 관계를 갖는 것으로 나타나고 있다는 점이다. 이와 관련하여 인적자원을 국내 기술혁신의 원동력으로 파악하는 경우 *QL2*가 가장 높은 설명력을 갖는 추정치라는 사실도 주목할 만하다. 단순한 교육연수가 아닌 수학과 과학 시험을 통해 평가한 인지력이 기술혁신의 원동력일 것이라는 관측은 상식과도 부합된다고 볼 수 있다. 반면 따라잡기 부분에서는 <표 V-14>에서와 같이 이 부분의 설명력이 높지 않으며 통계적으로 유의치 않음을 다시 한번 확인할 수 있다.

<표 V-13> 성장회계식에서 인적자본의 두 가지 역할

	$h=S$			$h=\Psi(S)$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	0.004 (0.42)	-0.074 (0.47)	-0.022 (0.13)	0.012 (0.11)	-0.111 (0.69)	-0.077 (0.45)
DK	0.369 (9.85)	0.356 (8.55)	0.300 (8.56)	0.369 (9.90)	0.354 (8.55)	0.299 (8.61)
DL	0.499 (3.62)	0.581 (3.97)	0.610 (4.58)	0.498 (3.66)	0.589 (4.08)	0.620 (4.74)
\bar{H}	0.022 (1.43)	0.024 (1.45)	0.039 (1.92)	0.181 (1.63)	0.255 (1.76)	0.400 (2.25)
$\bar{H}(Y_{MAX}/Y_i)$	0.0002 (0.37)	0.0005 (0.80)	0.0004 (0.48)	0.002 (0.30)	0.005 (0.78)	0.003 (0.53)
R^2	0.613	0.611	0.610	0.616	0.615	0.619
OBS	90	78	78	90	78	78
	$h=e^{\#(s)}$			$QL2$		
	85-65	90-65	90-60	85-65	90-65	90-60
상수	-0.103 (0.71)	-0.214 (1.00)	-0.224 (0.98)	-0.184 (1.23)	-0.451 (2.20)	-0.301 (1.48)
DK	0.369 (9.88)	0.357 (8.57)	0.302 (8.55)	0.372 (9.41)	0.316 (5.10)	0.267 (5.35)
DL	0.510 (3.68)	0.579 (3.93)	0.610 (4.55)	0.462 (3.22)	0.657 (3.91)	0.629 (4.70)
\bar{H}	0.087 (1.64)	0.132 (1.82)	0.198 (2.37)	0.006 (2.59)	0.010 (3.27)	0.012 (3.10)
$\bar{H}(Y_{MAX}/Y_i)$	0.0015 (0.89)	0.0017 (0.84)	0.0015 (0.43)	0.004 (0.63)	0.008 (0.89)	0.003 (0.41)
R^2	0.615	0.609	0.608	0.666	0.682	0.666
OBS	90	78	78	74	70	72

이러한 결과들이 나온 원인으로서는 다음의 두 가지를 원인을 생각해 볼 수 있다. 하나는 따라잡기 부분이라는 것이 각국의 경제

성장에서 결정적인 역할은 하지 못했기 때문일 수 있으며 다른 하나는 식 (V-26)과 같은 설정이 국내 혁신 부분과 따라잡기 부분을 분리하는 좋은 방법은 아닐 수도 있기 때문이다. 전자는 이론적인 문제를 담고 있으며 후자는 보다 실질적인 문제를 담고 있다고 하겠다.

우선 첫 번째 가능성에 대해서 생각해 보자. 선형적으로 초기의 소득이 낮은 나라가 다른 나라로부터 기술을 보다 빨리 쉽게 받아들일 수 있을 것으로 믿을 만한 근거는 사실상 없다. 이를테면 어떤 나라의 기술력이 보다 선진화된 기술을 받아들이기에 너무나도 초보적인 수준에 있다면 선두국가에서 쉽게 기술을 받아들이기보다는 기술이전 및 습득이 불가능하리 만큼 어려울 것이다. 다시 말하자면 기술의 수준에는 어떤 경계점(threshold)과 같은 것이 있어서 그 기술수준을 능가할 때라면 다른 나라로부터의 기술이전이 쉽고 빠를 수 있지만 그렇지 못할 경우에는 기술이전 자체가 거의 불가능해질 수 있다는 것이다. 또한 기술을 받아들이는 전체 조건을 얼마나 갖추고 있는지는 점도 중요하다. 이를테면 유사한 기술수준을 갖추었으며 인적자본의 축적 정도가 비슷한 나라들이라도 한 나라가 다른 나라보다 더 개방적이라면 기술이전에 유리한 조건을 갖춘 개방국가가 더 빠르게 성장할 가능성이 높다. 여기서 따로 보고하지는 않지만 개방도가 높을수록 따라잡기가 빠르다는 가설은 실증적으로 확인되지 않고 있는데 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

그러면 두 번째의 가능성에 대해 생각해 보자. 보다 실질적인 관점에서 기술의 발전을 국내에서 유발된 부분과 외국으로부터의 이전에 의한 부분으로 나누는 것은 지극히 어렵다고 할 수 있다. 많은 경우, 국내 기술 혁신도 따지고 보면 외국과의 접촉에 의해 발생하는 경우가 많기 때문이다. 즉 외국으로부터의 기술 이전이

경제성장에 필수적인 원인이라고 하더라도 그것을 순수 국내혁신 부분과 분리한다는 것은 거의 불가능할 것이다. 이러한 가능성에 주목하여 식 (V-26)에서 국내 혁신 부분을 제외한 다음의 성장회계식을 고려해 보자. 이 설정에서는 따라잡기 부분만 고려된다.

$$\begin{aligned}
 (\log Y_T - \log Y_0) = & c + mH_i[1 - (Y_i/Y_{\max})] + \alpha(\log K_T - \log K_0) + \\
 & \beta(\log L_T - \log L_0) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0)
 \end{aligned}
 \tag{V-28}$$

이 설정에서 따라잡기 부분에 약간 수정을 가했다. 즉 따라잡기 부분은 인적자본 수준과 선두국가와의 소득 격차의 곱으로 파악된다.

<표 V-15>에 추정결과가 제시되어 있다. 우선 인적요소와 자본의 성장률이 경제성장률에 기여하는 정도는 식 (V-26)을 추정한 것과 거의 다르지 않음을 볼 수 있다.

또한 이 설정에서 따라잡기 항의 계수가 양수이며 5%의 유의수준하에서 유의함은 특히 주목할 만하다. 이 결과는 인적자본의 수준이 일정하다면 최초의 소득수준이 낮은 나라가 성장이 빠르다고 해석할 수 있다. 물론 이 추정을 통해 따라잡기 현상이 일어남을 관찰할 수 있었지만 앞서의 결과와 종합하자면 인적자본 축적수준이 후진도(backwardness)보다는 성장에서 더 중요한 요소라고 평가할 수 있겠다.

성장회계식에 대해 검토한 본 소절에서 우리는 인적자본이 경제성장의 과정에서 몇 가지 역할을 동시에 수행함을 볼 수 있었다. 본 소절의 분석에 따르면 인적자본이 노동과 분리될 수는 없겠지만 경제성장 과정에서 적어도 개념상으로는 별도의 생산요소로서

<표 V-14> 성장회계식에서 따라잡기(Catch-up)의 중요성

	$h=S$			$h=H(S)$		
	85-89	90-95	96-00	85-89	90-95	96-00
상수	0.014 (0.12)	-0.059 (0.36)	-0.011 (0.06)	-0.0005 (0.00)	-0.096 (0.58)	-0.067 (0.37)
DK	0.370 (7.07)	0.357 (5.02)	0.301 (8.56)	0.369 (7.09)	0.354 (5.04)	0.301 (8.56)
DL	0.492 (2.86)	0.569 (3.38)	0.604 (4.21)	0.492 (2.88)	0.579 (3.41)	0.615 (4.34)
$H[1 - (Y_i/Y_{max})]$	0.026 (2.05)	0.034 (2.32)	0.049 (3.01)	0.217 (2.18)	0.345 (2.51)	0.489 (3.40)
R^2	0.611	0.607	0.608	0.614	0.607	0.617
OBS	90	78	78	90	78	78
	$h=e^{H(S)}$			$QL2$		
	85-89	90-95	96-00	85-89	90-95	96-00
상수	-0.075 (0.52)	-0.182 (0.84)	-0.189 (0.80)	-0.150 (1.02)	-0.425 (2.05)	-0.299 (1.43)
DK	0.369 (9.89)	0.356 (5.03)	0.304 (5.49)	0.373 (9.44)	0.316 (4.92)	0.278 (5.61)
DL	0.497 (3.59)	0.567 (3.30)	0.599 (4.19)	0.452 (3.15)	0.656 (3.81)	0.631 (4.62)
$H[1 - (Y_i/Y_{max})]$	0.109 (1.95)	0.161 (2.32)	0.227 (2.88)	0.0069 (2.77)	0.0124 (2.32)	0.0126 (3.46)
R^2	0.611	0.605	0.604	0.655	0.667	0.657
OBS	90	78	78	76	71	73

중요한 역할을 하고 있음이 확인된다. 동시에 인적자본은 기술과 생산성 향상을 이끄는 원동력으로 작용하기도 한다. 인적자본은 국내에서 이루어지는 혁신이나 외국기술의 채택을 원활히 함으로써 경제성장에 기여하고 있다. 특히 이러한 인적자본의 역할은 보다 긴 기간을 통해볼 때 더욱 뚜렷해지는 것도 확인할 수 있다.

5. 소 결

지금까지 경제성장 과정에서 인적자본의 역할을 중심으로 성장 모형들을 평가하면서 중요성을 살펴보았다. 본장에서 행해진 실증 결과들은 대체적으로 신고전학과 모형보다는 내생적 성장 모형을 지지한다고 할 수 있다.

보다 구체적으로는 지금까지의 실증 결과들을 토대로 다음과 같은 시사점들을 얻을 수 있다. (1) 신고전학파의 성장 모형은 인적자본의 역할을 완전하게 인식하고 있다고 보기는 어렵다. 즉 단순한 생산요소를 넘어서 생산성 향상을 이끄는 힘으로서의 인적자본의 역할을 인식해야 할 것이다. (2) 그렇지만 여전히 인적자본은 중요한 생산요소라는 사실은 부인할 수 없다. (3) 지금까지 인적자본의 측정 수단으로는 교육의 양적 측면이 주로 이용되어 왔지만 보다 깊이 있는 실증연구를 위해서는 교육의 질적 측면까지 고려할 필요가 있다. (4) 국제비교 평가시험 성적이나 단일 노동시장에서 교육의 수익률을 인적자본 추정에 포함시키는 방법이 앞으로 더 연구될 필요가 있을 것이다.

마지막으로 이 장의 분석을 통해 강조하고자 하는 점 중의 하나는 지난 30년간 세계 경제의 구조는 생산수단의 축적보다는 ‘인적요소’의 중요성이 증가하는 방향으로 변해 왔다는 것이다. 이러한 사실은 많은 경제학자들이 주장해 온 바이며 또한 데이터를 통해서도 확인되는 것이기도 하다. 향후 경제발전에 있어 가장 중요한 관건은 국가의 인적요소의 활용을 어떻게 극대화하느냐에 있다는 점은 분명히 인식할 필요가 있을 것이다.

이번 절에서는 경제성장 과정에서 교육의 중요성을 살펴보았다. 인적자본의 구체적인 측정방법에 대해서는 결정적인 답변이 내려진 것이 아니지만 교육수준은 한 국가의 인적자본을 가장 잘 대변

해주는 변수임에 틀림없다. 전체적인 실증결과는 교육이 생산요소로서의 중요성을 갖기도 하지만 보다 더 중요하게는 기술발전의 원동력으로서 역할을 한다는 것이며 그러한 사실은 내생적 성장 이론에 대한 실증적 검토를 통해 서도 어느 정도 확인되고 있다.

이 외에도 최근에 밝혀진 몇 가지 중요 실증결과들을 더 소개하면 다음과 같다.

- OECD국가들과 개발도상국을 합한 표본에서는 성장에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타나는 변수들이 OECD국가들로만 이루어진 표본에서는 그러한 통계적 상관관계를 보이지 못하는 경우가 많다. 특히 초등교육과 중등교육의 성장에 대한 기여도는 개발도상국의 경우에서 더 강하게 나타난다.
- 교육수준이 경제성장에 미치는 영향은 각국의 발전 정도에 따라 크게 다르다. 초·중등교육이 비교적 빈국의 성장과 관계 있는 것으로 나타나는 반면 OECD국가의 성장에는 고등교육이 더 중요한 것으로 나타나고 있다.
- 변호사보다는 기술자(engineer)가 많은 것이 성장에 유리하다.

이상의 결과들을 이번 절에서 행해진 분석결과들과 연관지어 생각해보면 세계경제 체제가 변해가고 있다는 사실을 추론해 볼 수 있다. 특히 세계경제에는 빈부의 양극화 현상이 나타나고 있으며 교육, 특히 기술진보를 이끄는 힘이 될 수 있는 고등교육이 더욱 중요해지는 방향으로 움직이고 있다는 사실도 교육제정 구성에 시사점을 주는 부분이라고 하겠다.

VI. 결 론

교육의 성과를 높이는 요인이 무엇인지를 밝혀내기 위해서는 앞으로도 많은 노력이 필요하다. 지금까지 경제학계에서 행해진 많은 연구들을 종합해 보면 많은 예산이 투입된다고 해서 자동적으로 교육의 성과까지 올라가는 것은 아니라는 점을 분명히 알 수 있다.

예를 들어 교육재정의 확충으로 학급당 학생 수를 줄이려는 정책에 대해 생각해 보자. 단순히 막대한 자금을 들여 학급당 학생 수를 줄이는 것에는 신중할 필요가 있음은 외국의 예에서도 확인된다. 1990년대 말 캘리포니아에서는 대규모의 학급 규모 감축 노력이 진행된 바 있다. 이에 따라 수 천명의 신입 교사들이 고용되어야 했는데 이들 중 31%는 충분한 자격을 갖추지 못한 채 현장에 투입되었다. 또한 장소의 부족 때문에 일부 학교에서는 40명의 교실에 두 명의 교사를 배치하는 방법까지 동원되었다. 이러한 현상이 결코 바람직하다고는 할 수 없을 것이다.

또한 교육재정을 획기적으로 늘려 학급 규모를 줄일 경우 이러한 정책이 성공할지의 여부는 새롭게 교육 현장에 투입되는 교사들이 기존의 교사들에 비해 우수한 질을 갖추고 있느냐에 크게 좌우될 것인바 이에 대한 논의는 심각하게 이루어지지 않고 있다. 현재 논의되는 교육재정 확충 방안에서는 어떻게 하면 질이 높은 교사들을 확보할 것인가 하는 문제는 학급당 학생 수 감축에 의해 저절로 해결되는 것으로 가정하고 있는 것이 아닌가 하는 의문도 든다.

재정규모와 함께 심각하게 고려해야 할 사항은 교육에 참여하는 주체들의 동기 부여 문제이다. 교육담당자들에게 높은 성취도를 얻기 위한 동기를 부여할 수 있는 체제의 구축이라는 면은 우리가 재정확충의 당위성을 주장하는 만큼 심각하게 고려해 오지 않았던 것이 사실이다. 또한 아직도 우리는 교육에 있어 동기 부여라는 주제에 익숙하지 못하다. 그러므로 정책적인 실험의 필요성이 대두된다고 하겠다. 어떠한 요소들이 학생들의 높은 성취도를 유도할지에 대한 다양한 실험을 통해 교육생산함수, 경제학적인 용어에 거부감이 있다면 교육과정이라고 명명할 수 있는 투입-산출 변환 과정에 대한 이해를 넓혀 가는 가운데 지식과 경험이 축적되어서 정책 수립을 뒷받침해야 할 것이다. 이러한 실험은 실험을 위한 여러 정책의 도입보다는 다양성 확보에서 자연스럽게 이루어질 수 있을 것이다.

보다 현실적인 정책의 수립과 실천을 위해서는 실질적으로 학생들의 성취도를 높이는 요인들이 무엇인지에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 필요가 있다. 연구 수행 중에 아쉬웠던 점은 많은 실증분석의 예를 외국의 연구에서 찾을수밖에 없었다는 사실이다. 최근 정보통신 기술의 발달은 데이터의 축적 비용을 절감시켜주고 있으며 이용에 있어서도 많은 사람이 쉽게 데이터에 접근할 수 있는 가능성을 높여주고 있다. 특히 교육의 산출측면에 대한 미시자료가 갖추어진다면 보다 심도 있는 연구를 통해 정책 결정을 뒷받침할 수 있을 것이다.

본 보고서에서 살펴본 많은 외국의 연구 예들은 선진국이기 때문에 가능했던 것이 아니며 우리나라 자료로도 충분히 유사한 실증 분석이 가능한 연구들을 할 수 있다고 본다. 문제는 자료가 있으면서도 공개가 이루어지지 않는 경우가 많다는 것이다. 교육이 가지는 중요성을 생각한다면 이러한 자료의 축적과 공개 그리고

분석을 통해 투입과 산출 사이의 관계에 대한 심도 있는 조사를 진행하면서 재원의 효율적 배분 방안을 모색해 나가는 것이 산출과의 상관관계가 검증되지 않은 투입의 증대보다 바람직하다고 본다.

따라서 본 보고서에서 결론적으로 주장하고자 하는 바는 성과 평가를 전제로 한 정책적 실험들을 시도할 필요가 있다는 점이다. 산출과의 상관관계가 검증되지 않은 투입 증대를 중앙집권적인 교육체제하에서 전국적으로 실시했을 때 겪게 될 비효율을 우려한다면 소규모의 정책적 실험의 필요성을 인정할 수 있을 것이다.

몇 가지 예를 들자면 학급당 인원 감축의 효과에 대한 실험은 학급당 인원이 전국에서 가장 많은 경기지역의 몇 군대를 통해서 시행하고 사립고에 대한 획기적인 자율권 확대와 공사립학교의 경쟁 유도는 상대적으로 사립고의 비중이 낮은 울산이나 강원 지역에서 실시함으로써 자연스러운 소규모 정책적 실험 및 평가를 할 수 있을 것이다.

앞서 지적했듯이 우리나라의 교육시스템은 매우 중앙집권화되어 있다. 부분적으로는 이러한 중앙집권화된 시스템 때문에 교육 서비스도 획일화될 수밖에 없었던 과거에서 탈피하여 분권화의 진행을 통해 다양한 정책적 실험이 시도될 필요가 있다. 다시 한번 강조하지만 우리는 교육의 성과를 높이는 요인에 대해서 많은 지식을 갖고 있지 못하다는 점을 인정해야 한다. 교육이 지향하는 목표를 달성하자면 성과에 대한 평가가 필요하고 이를 바탕으로 성과를 높이기 위한 다양한 노력이 전개되어야 할 것이다. 지금은 교육비 지출 증가 이상으로 이러한 노력을 보장하는 체제를 만들어 가는 노력이 절실히 필요한 때이다.

참고문헌

- 김진영, 「미국이민자들의 노동소득을 통한 각국의 교육효율성 분석」, 『경제발전연구』, 1999. 6.
- _____, 「대학재정지원정책의 현황과 평가」, 『재경포럼』, 2001년 8월호.
- 이철인, 「패널자료를 이용한 탈루규모의 추정」, 『공공경제』 제3권 제1호, 1998.
- Acemoglu, D. and J. Angrist, "How Large are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws," NBER Working Paper No. 7444, 1999.
- Aghion, P. and P. Howitt, *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, 1998.
- Altonji, J.G. and T.A. Dunn, "Using Siblings to Estimate the Effect of School Quality on Earnings," *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 1966, pp. 665~671.
- Angrist, J. D. and A. B. Krueger, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, pp. 979~1014.
- Angrist, J. and A. B. Krueger, "Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-Ear Draft Lottery," NBER Working Paper No.4067, 1992.
- Angrist, J. and V. Lavy, "Using Maimonides' Rule to Estimate the

- Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 1999, pp. 533~575.
- Angrist, J. and V. Lavy, "Using Maimonides' Rules to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," NBER Working Paper No. 5888, 1997.
- Angrist, J. and W. Newey, "Over-Identification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects," *Journal of Business and Economics Statistics*, 9(3), July 1991, pp. 317~323.
- Ashenfelter, O. and A. Krueger, "Estimates of the Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins," *American Economic Review*, 84, 1994, pp. 1157~1173.
- Ashenfelter, O. and C. Rouse, "Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins," *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1998, pp. 253~284.
- Ashenfelter, O. and D. Zimmerman, "Estimates of the Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers," *Review of Economics and Statistics*, 79, 1997, pp. 1~9.
- Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press: Cambridge, MA, 1997.
- Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991, pp. 407~443.
- Barro, R. and J. W. Lee, "Sources of Economic Growth," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1994, pp. 1~46.
- Barro, R.J. and J. W. Lee, "International Measures of Schooling Years and School Quality," *American Economic Review*, 86(2), 1996, pp. 218~223.

- Barro, R. and J. W. Lee, "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 1993, pp. 363~394.
- Barro, R. and X. Sala-I-Martin, "Technological Diffusion, Convergence and Growth," *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1997, pp. 1~26.
- Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press: New York, 1964.
- Benhabib, J. and M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 43(2), 1994, pp. 143~173.
- Behrman, J.R. and R. Birdsall, "Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading," *American Economic Review*, 73(5), 1983, pp. 928~946.
- Behrman, J.R., M.R. Rosenweig and P. Taubman, "College Choice and Wages: Estimates Using Data on Female Twins," *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 1996, pp. 672~685.
- Betts, J., "Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth," *The Review of Economics and Statistics*, 77(2), 1995, pp. 231~250.
- Bound, J. and S. Loeb, "The Effect of Measured School Inputs on Academic Achievement: Evidence from the 1920s, 1930s and 1940s Birth Cohorts," *Review of Economics and Statistics*, 28(4), 1996, pp. 653~664.

- Bound, J. and G. Solon, "Double Trouble: on the Value of Twins-Based Estimation of the Return to Schooling," *Economics of Education Review*, 18(4), 1999, pp.481~500.
- Buchinsky, M., "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression," *Econometrica*, 62(2), March 1994, pp. 405~458.
- Burtless, G.(ed.), *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*, Brookings Institute Press: Washington, D.C., 1996.
- Card, D., "The Causal Effect of Education on Earnings," in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labour Economics*, North-Holland, 1999.
- Card, D., "Earnings, Schooling, and Ability Revisited," in S. Polacheck (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol.14, JAI Press: Greenwich, Connecticut, 1995, pp. 23~48.
- Card, D., "Education and Earnings," in O. Ashenfelter and D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, North Holland: Amsterdam and New York, forthcoming, 1999.
- Coleman, J.S., E.Q. Campbell, C.J. Hobson, J. McPartland, A.M. Mood, F.D. Weinfield and R.L. York, *Equality of Opportunity*, US Government Printing Office: Washington, D.C., 1966.
- Cooper, S.T. and E. Cohn, "Estimation of a Frontier a Production Function for the South Carolina Educational Process," *Economics of Education Review*, 16(3), 1997, pp. 313~327.
- Currie, J. and D. Thomas, "Does Head Start Make a Difference?,"

- American Economic Review*, 85(3), 1995, pp. 341~364.
- Currie, J. and D. Thomas, "School Quality and the Longer-Term Effects of Head Start," NBER Working Paper No. W6362, 1998.
- Dearden, L., "Ability, Families, Education and Earnings in Britain," Institute for Fiscal Studies Working Paper No. W98/14, 1998.
- Denny, K. and C. Harmon, "The Impact of Education and Training in the Labour Market Experiences of Young Adults," IFS Working Paper No. W00/08, 2000a.
- Dewey, J., T.A. Husted and L.W. Kenny, "The Ineffectiveness of School Inputs: A Product of Misspecification?," *Economics of Education Review*, 19(1), 2000, pp. 27~45.
- Dinopoulos, E. and Peter Thomason, "Reassessing the Empirical Validity of the Human Capital Augmented Neoclassical Growth Model," University of Florida, mimeo, 1998.
- Du, J., J. Green and P. Peterson, *Effectiveness of School Choice: The Milwaukee Experiment*, Harvard University, 1997.
- Duflo, E., "Scholling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment," mimeo, 1999.
- Eide, E. and M. Showalter, "Factors Affecting the Transmission of Earnings Across Generation: a Quintile Regression Approach," *Journal of Human Resources*, 34(2), 1999, pp. 253~267.
- Figlio, D.N., "Did the "Tax Revolt" Reduce School Performance?," *Journal of Public Economics*, 65(3),

- 1997a, pp. 245~269.
- Figlio, D.N., "Teacher Salaries and Teacher Quality," *Economics Letters*, 55(2), 1997b, pp. 267~271.
- Figlio, D.N., "Functional Form and the Estimated Effects of School Resources," *Economics of Education Review*, 18(2), 1999, pp. 241~252.
- Goldhaber, D.D. and D.J. Brewer, "Why Don't Schools and Teachers Seem to Matter? Assessing the Impact of Unobservables on Education Production," *Journal of Human Resources*, 32(3), 1997, pp. 505~523.
- Goldhaber, D.D., D.J. Brewer, E.R. Eide and D.I. Rees, "Testing for Sample Selection in the Milwaukee School Choice Experiment," *Economics of Education Review*, 18(2), 1999, pp. 259~267.
- Goldstein, H. and P. Blatchford, "Class Size and Educational Achievement: A Review of Methodology with Particular Reference to Study Design," *British Educational Research Journal*, 24(3), 1998, pp. 255~267.
- Greenwald, R., L.V. Hedges and R.D. Laine, "The Effect of School Resources on Student Achievement," *Review of Educational Research*, 66(3), 1996, pp. 361~396.
- Griliches, Z., "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems," *Econometrica*, 45(1), 1977, pp. 1~22.
- Griliches, Z., "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey," *Journal of Political Economy*, 87, 1979, S37-S64.

- Hall, Robert E. and Charles Jones, "Fundamental Determinants of Output per Workers across Countries," mimeo, Stanford University, 1997.
- Harmon, C. and I. Walker, "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom," *American Economic Review*, 85, 1995, pp. 1278~1286.
- Harmon, C. and I. Walker, "The Marginal and Average Return to Schooling in the UK," *European Economic Review*, 43(4-6), 1999, pp. 879~887.
- Harmon, C. and I. Walker, "Returns to the Quantity and Quality of Education: Evidence for Men in England and Wales," *Economica*, 67, 2000, pp. 19~35.
- Hanushek, E.A., "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools," *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1986, pp. 1141~1177.
- Hanushek, E.A., "The Effect of Differential Expenditures on School Performance," *Education Researcher*, 18(4), 1989, pp. 45~51.
- Hanushek, E.A., "The Evidence on Class Size," Working Paper No.10, Wallen Wallis Institute of Political Economy, University of Rochester, 1997a.
- Hanushek, E.A., "Effects of School Resources on Economic Performance," *Education Evaluation and Policy Analysis*, 19(2), 1997b, pp. 141~164.
- Hanushek, E.A., "The Evidence on Class Size," in S.E. Mayer and P.E. Peterson (eds.), *Earning and Learning: How Schools Matter*, Brooking Institute Press: Washington,

- D.C., 1999, pp. 131~168.
- Hanushek, E.A., S.G. Rivkin and L.L. Taylor, "The Identification of School Resource Effects," *Education Economics*, 4(2), 1996, pp. 105~125.
- Hanushek, E.A., J.f. Kain and S.G. Rivkin, "Teachers, Schools, and Academic Achievement," NBER Working Paper No. 6691, 1998.
- Hanushek, E.A., J.F. Kain and S.G. Rivkin, "Do Higher Salaries Buy Better Teachers?," NBER Working Paper No. 7082, 1999.
- Harbison, Ralph W. and Eric A. Hanushek, *Economic Performance of the Poor: Lessons from Rural Northern Brazil*, Oxford University Press, 1992.
- Heckman, J., L. Lochner and C. Taber, "Human Capital Formation and General Equilibrium Effects: A Study of Tax and Tuition Policy," *Fiscal Studies*, 20(1), March 1999, pp. 25~40.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar and P. Todd, "Does Measured School Quality Really Matter? An Examination of the Earnings-Quality Relationship," in G. Burtless (ed.), *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*, 1, The Brookings Institute, 1996a.
- Heckman, J. and S. Polachek, "Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship," *Journal of the American Statistical Association*, 69, 1974, pp. 350~354.

- Hedges, L.V., R.D. Laine and R. Greenwald, "Does Money Matter? A Meta-Analysis of Studies of the Effects of Differential Inputs on Student Outcomes," *Educational Researcher*, 23, April 1994, pp. 5~14.
- Hoxby, C.M., "The Effects of Class Size and Composition on Student Achievement: New Evidence from Natural Population Variation," NBER Working Paper No. 6869, 1998.
- Hoxby, C.M., "The Productivity of School and Other Local Public Goods Producers," *Journal of Public Economics*, 74(1), 1999, pp. 1~30.
- Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 4, 1995, pp. 1127~1170.
- Klenow, P. and A. Rodriguez-Clare, "The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?," NBER Macroeconomics Annual, 1997.
- Krueger, A.B., "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 1999, pp. 497~532.
- Krueger, A., "Economic Considerations and Class Size," Mimeo, Princeton University Industrial Relations section, September, 2000.
- Krueger, A. and M. Lindahl, "Education for Growth in Sweden and the World," NBER Working Paper No.7190, 1999.
- Krueger, A. B. and M. Lindahl, "Education for Growth: Why and For Whom?," mimeo, Princeton University, 1998.

- Krueger, A.B. and D.M. Whitmore, "The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR," Princeton Working Paper No. 427, 1999.
- Kjellstrom, T. and E. Bjorklund, *Education of Economics Review*, forthcoming, 2001.
- Lee, K., M. H. Pesaran and R. Smith, "Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model," *Journal of Applied Econometrics*, 12(4), 1997, pp. 357~392.
- Levine, R. and D. Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *American Economic Review*, 82, 4, 1992, pp. 942~963.
- McCallum, Bennett, "Neoclassical vs. Endogenous Growth Analysis: An Overview," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, Federal Bank of Growth, 1992, pp. 407~38.
- Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 407~437.
- Marlow, M.L., "Spending, School Structure, and Public Education Quality, Evidence from California," *Economics of Education Review*, 19, 2000, pp. 89~106.
- Meghir, C. and M. Palme, "Assessing the Effect of Schooling on Earnings Using a Social Experiment," IFS Working Paper No. W99/10, 1999.
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia

- University Press: New York, 1974.
- Moretti, E., "Social Returns to Education and Human Capital Externalities: Evidence from Cities," Centre for Labour Research Working Paper No. 9, University of California, Berkeley, 1999a.
- Moretti, E., "Estimating the External Return to Education: Evidence from Repeated Cross-Sectional and Longitudinal Data," mimeo, Berkeley, University of California, 1999b.
- Murphy, K., A. Shleifer and R. Vishny, "The Allocation of Talent: Implications for Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp. 503~530.
- Nelson, Richard R. and Edmund S. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth," *American Economic Review*, 1996, pp. 69~75.
- Peterson, P.E., D.E. Myers, W.G. Howell and D.P. Mayer, "The Effects of School Choice in New York Schools," in S.E. Mayer and P.E. Peterson, *Earning and Learning: How Schools Matter*, Brooking Institute Press: Washington, D.C., 1999, pp. 317~339.
- Prichett, L., "Where Has All the Education Gone?," World Bank Working Paper, 1581, March 1996.
- Psacharopoulos, G., "Returns to Investment in Education: A Global Update," *World Development*, 22, 1994, pp. 1325~1343.
- Romer, Paul, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 1990, S71~S102.

- Rouse, C.E., "Private School Vouchers and Student Achievement: An Evaluation of the Milwaukee Parental Choice Program," *Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 1998, pp. 553~602.
- Solow, R., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39(3) 1957, pp. 312~320.
- Spence, M., "Job Market Signalling," *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 1973, pp. 355~373.
- Summers, Robert and Alan Heston, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons: 1950-1988," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp. 327~368.
- Temple, J., "The New Growth Evidence," *Journal of Economic Literature*, 37, 1999, pp. 112~156.
- Topel, R. H., "Labor Markets and Economic Growth," in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume III, North Holland: Amsterdam and New York, 1999.
- Uusilato, R., "Returns to Education in Finland," *Labour Economics*, 6(4), 1999, pp. 569~580.
- Willis, R., "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North Holland: Amsterdam and New York, 1986.
- Wösserman, Ludger, "Schooling Resources, Educational Institutions, and Student Performance: The International

Evidence," Kiel Institute of World Economics Working Paper No. 2000.

<국문요약>

교육재정의 효율성 제고를 위한 연구: 성과 평가를 중심으로

김진영

세계경제의 패러다임이 지식기반경제로 변화하는 시점에서 또한 교육예산이 GDP의 4.5%에 이르는 등 많은 금액과 시간이 교육에 투자되는 상황에서 교육에 대한 물적·인적 자원의 투입을 통해 추구하는 바를 달성하고 있는지를 검토하는 노력이 필요하다. 투입과 산출을 연계시키는 논의는 명시적으로 GDP의 몇 퍼센트를 교육에 투자하자는 주장이 제기되는 현 시점에서는 더욱 중요한 의미를 가진다고 하겠다. 이러한 문제의식 속에서 본 보고서는 교육재정의 효율성 제고를 위한 연구를 시도한다. 본 연구의 특징은 효율성 제고를 위한 방안을 교육의 성과측면에 대한 고찰로부터 도출한다는 것이다. 성과측면에 대한 고려는 재정투입 증가의 필요성을 인정하되 그 투입의 증가는 목표로 하는 성과와의 연계성을 고려하면서 이루질 필요가 있다는 사고로부터 출발한다.

본 보고서에서 고려하는 교육의 성과 측면은 크게 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째는 주로 성적에 의해서 평가되는 학생의 성취도이며, 둘째는 교육수준의 증가에 따른 개인의 소득의 증가, 셋째는 국민의 교육수준 향상에 따른 국가의 경제성장이다.

교육에 대한 자금 투입과 학생들의 성취도 사이의 관계를 살펴 보기 위해 본 연구에서는 교육에서 투입-산출간의 관계를 분석하기 위한 이론적 틀과 실증적 연구의 결과들이 제시된다. 특히 1인

당 교육비 지출이나 교사 1인당 학생 수와 같은 변수들과 학생들의 성취도 사이의 관계에 대한 수많은 실증연구들이 의미하는 바를 종합적으로 검토하였다. 보다 구체적으로는 교육에서의 투입-산출 관계를 규명하기 위한 개념적인 틀로서 부가교육생산 함수를 소개하고 이를 바탕으로 외국에서 행해진 많은 실증연구들을 광범위한 문헌조사를 통해 소개하였다. 이러한 문헌조사 결과를 종합해 보면 수많은 실증연구에도 불구하고 여전히 교육생산함수에 대한 이해는 충분하지 않다는 사실을 인정해야 한다는 점과 교육에서 산출의 관계가 뚜렷하지는 않다는 중요한 시사점을 얻을 수 있다.

한편 교육의 경제적 성과에 대한 평가에서는 개인 소득 사이의 관계를 외국의 연구와 우리나라 자료를 통해 살펴보았다. 노동패널과 대우패널 두 가지 미시자료를 통해 우리나라 교육수익률을 추정할 바로는 우리나라의 교육 투자수익률은 대략 7~8% 정도라고 할 수 있으며 학력간 임금 격차는 적어도 개인적 수준에서는 경제적으로 본 교육의 투자 가치가 충분함을 보여주고 있다. 우리나라의 교육수익률은 외국과 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 남녀 간에도 교육수익률에서는 큰 차이를 보이지 않고 있는데 이는 대부분의 나라에서 여성의 교육수익률이 높은 것과는 대조되는 결과이다.

개인소득과 교육수준의 국제비교에서 관측되는 흥미로운 사실 중의 하나는 개인의 노동소득을 근거로 유도한 교육의 투자수익률이 그 나라의 교육재정 규모에 비례하지는 않는다는 점이다. 즉 국제비교를 통해 살펴보면 높은 교육비 지출이 그 나라 국민의 개인소득 향상을 보장하지는 않는다는 사실을 알 수 있다. 물론 단순히 외국과 교육 투자수익률이 유사한 수준이라는 것만으로는 개인의 소득에 미치는 우리나라 교육의 영향을 긍정적으로 평가하

는 데에는 문제가 있을 것으로 판단된다. 무엇보다도 사교육으로 투자되고 있는 부분까지 고려했을 때도 교육의 투자수익률이 높다고 할 수 있을지가 의문이다. 또한 교육 투자수익률이 생산성을 반영하고 있는지에 대해서도 보다 엄밀한 분석이 필요하기 때문이다. 미시자료를 통해 자영업자와 봉급생활자의 학력간 임금격차를 비교한 분석에서 봉급생활자의 임금만으로 추정된 교육수익률은 실질적인 생산성의 차이보다 약간 과대 평가될 가능성이 있음도 알 수 있었다. 이 부분에 대해서는 보다 엄밀한 방법을 이용하는 추가 연구가 앞으로 필요할 것으로 보인다.

한편 경제성장 과정에서 교육의 중요성을 국가별 자료를 통해 검토하기 위해서 최근의 경제성장이론과 실증연구들을 반영하여 성장회귀식을 검토하여 경제성장에서 교육의 역할에 대해 살펴보았다. 국가별 자료를 통한 성장회귀식의 검토를 통해 다음과 같은 시사점들을 얻을 수 있다. (1) 신고전학파의 성장 모형은 인적자본의 역할을 완전하게 인식하고 있다고 보기는 어렵다. 즉 단순한 생산요소를 넘어서 생산성 향상을 이끄는 힘으로서의 인적자본의 역할을 재인식해야 할 것이다. (2) 그렇지만 여전히 인적자본은 중요한 생산요소라는 사실은 부인할 수 없다. (3) 지금까지 인적자본의 측정 수단으로는 교육의 양적 측면이 주로 이용되어 왔지만 보다 깊이 있는 실증연구를 위해서는 교육의 질적 측면까지 고려할 필요가 있다. (4) 교육의 질적 측면을 고려하기 위해서는 국제비교 평가시험 성적이나 단일 노동시장에서 교육의 수익률을 인적자본 추정에 포함시키는 방법이 앞으로 더 연구될 필요가 있을 것이다.

이러한 결론 외에도 실증 분석이 시사하는 중요한 시사점 중 하나는 지난 30년간 세계 경제의 구조는 ‘인적 요소’의 중요성이 증가하는 방향으로 변해 왔으며 특히 질 높은 교육을 받은 인적자본의 중요성이 점증하고 있다는 것이다. 세계경제에는 빈부의 양극

화 현상이 나타나고 있으며 교육, 특히 기술진보를 이끄는 힘이 될 수 있는 고등교육이 더욱 중요해지는 방향으로 움직이고 있다는 사실도 교육재정 구성에 시사점을 주는 부분이다.

결론적으로 본 연구에서는 교육재정의 효율성 제고를 위해서는 성과를 높이기 위한 다양한 시도들이 행해지고 평가되어야 함을 주장한다. 즉 보다 현실적인 정책의 수립과 실천을 위해서는 실질적으로 학생들의 성취도를 높이는 요인들이 무엇인지에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 필요가 있으므로 성과평가를 전제로 한 정책적 실험들을 시도할 필요가 있다는 것이다. 산출과의 상관관계가 검증되지 않은 투입 증대를 중앙집권적인 교육체계하에서 전국적으로 실시했을 때 겪게 될 비효율을 우려한다면 소규모의 정책적 실험의 필요성을 인정해야 할 것이다. 우리나라는 매우 중앙집권화된 교육시스템을 갖고 있다. 부분적으로는 이러한 중앙집권화된 시스템 때문에 교육서비스도 획일화될 수밖에 없었던 과거의 행태에서 탈피하여 분권화의 진행을 통해 다양한 정책적 실험이 자연스럽게 시도될 필요가 있다. 교육이 지향하는 목표를 달성하자면 성과에 대한 평가가 필요하고 이를 바탕으로 성과를 높이기 위한 다양한 노력이 전개되어야 할 것이며 지금은 교육비 지출 증가 이상으로 이러한 노력을 보장하는 체제를 만들어 가는 일이 절실히 필요한 때라고 할 수 있다.

<Abstract>

A Study on the Educational Finance: Focusing on the Evaluation of the Output Side

Jin-Yeong Kim

This study addresses the issue of the efficiency of educational finance. A distinct feature is that it emphasizes the input-output relationship and economic consequences of education. Education is a major form of invest in human capital and since educational spending accounts for about 4.5% of GDP, it is natural for economists to study efficiency issues which basically relates input and output and to derive policy implications from the input-output relationship.

The input side of education considered here are the traditional measures like the expenditure per student, and class size, teachers' characteristics, etc. As for the output side, three aspects are considered here; (1) the performance of students (2) at the micro level, the individual earnings (3) at the macro level, the income level and the growth of nations.

The main contents can be summarized as the followings. First, to evaluate the effect of increase in inputs on output of education, we introduce the value-added educational production function and provides an extensive literature surveys on it. The general results is that the increase in inputs such as reductions

in the class size and increase in expenditure per student has little effects on the students' performances. Even in some studies that finds positive effects of class size on students performances, the magnitudes of effects are not hardly justifiable for the large increase in educational spending.

Second, to evaluate the economic consequences of education we introduce the conceptual framework of Mincer equation and provide literature survey of the empirical studies on it. With two Korean micro data set, the Daewoo Panel and the Labor Panel, we show that the returns to schooling in Korea is about 7~8%. This roughly corresponds to the average of returns to schooling of a group of developed countries surveyed in this study. Unlike many developed countries where the returns to schooling of female is larger than that of male, Korea's returns to schooling of male and female are almost the same. Another interesting feature we can get from the comparison of returns to schooling of a number of countries is that the returns to schooling does not increase with the educational expenditure.

Third, to evaluate the economic consequences of education at the macro level, we use growth accounting equations. Through the empirical analysis on the growth accounting equations, we can verify the multiple role of education in the process of economic growth. One is a factor of production and the other is a role as a driving force of total factor productivity or enhancing the level of technology. Also we find the increasing importance of human factors in recent years and in the longer time span. These findings suggest the importance of education, especially its

quality aspects, for the future growth.

All in all, the analyses on output side of education strongly suggest that the quality of education gets more importance and the simple increase in educational spending does not seem to be a good choice in the age of the knowledge-based economy. Also it must be noted that we do not have enough knowledge about the input-output relationship. Therefore, the policy suggestion of this study is to make an educational system that encourages the diverse efforts to enhancing the performance of students at the local school jurisdiction level. Korea has highly centralized educational finance system which caused a quite homogeneous supply of educational service throughout the nation. This, combined with the reluctance of accumulating data on students performances discouraged the researches and discussions on the input-output relationship of education. To achieve the efficiency in the educational finance, the evaluation of the performance and researches on the input-output relationship need to be continued. Making educational system that encourages such efforts and various attempts at the local jurisdiction level can make much more improvement in students' performances and better economic consequences than the simple increase in educational spending.