

하이테크 수출과 경제적 성과에 대한 다국가 분석*

High-Technology Exports and Economic Output: A Cross-Country Analysis

유승훈**, 양창영***
Seung-Hoon Yoo, Chang-Young Yang

<목 차>

I. 서론	IV. 결론
II. 분석모형	참고문헌
III. 자료 및 실증결과	

Abstract

Evaluating the sources of economic output is obviously important, and numerous attempts have been made to judge the impact of many different factors on economic output. It is widely accepted that high-technology(HT) is one of the important factors in economic output. This paper empirically explores the impacts of HT exports on economic output using a cross-country analysis based on data from 89 countries for the year 1988-2000. To this end, several versions of the neoclassical growth models, explicitly including HT exports, are estimated. Subject to the appropriate caveats, the results provide further support for several key conclusions of the former studies - investment in physical capital, population growth, and the human capital are important in accounting for economic output across countries. More importantly, it is concluded that HT exports significantly contribute to economic output. Interestingly, the conclusion is valid for developing countries, but not for developed countries.

Key words : high-technology exports, economic output, cross-country analysis, growth model

핵심어 : 하이테크 수출, 경제적 성과, 다국가 분석, 성장모형

* 이 논문은 2004년도 호서대학교 학술연구조성비에 의하여 연구되었음.

** 호서대학교 경상학부 조교수, E-mail: shyoo@office.hoseo.ac.kr

*** 호서대학교 경상학부 교수, E-mail: ycyoung@office.hoseo.ac.kr

I. 서론

한 나라의 소득수준은 국가별로 차이가 큰 편이다. 이러한 차이의 원인과 그러한 차이를 유발하는 경제적 성과, 즉 경제성장의 과정에 대한 이해는 미래의 성장전략을 마련하는데 있어서 매우 중요하다. 따라서 많은 경제학자들은 국가간의 소득격차를 설명하기 위해 여러 분석모형을 제안하는 등 경제성장에 대해 다양한 연구를 수행하였다. 이러한 연구의 대부분은 다국가 분석(cross-country analysis)의 틀에서 경제성장의 문제를 분석하였다(Barro, 1991).

특히 하이테크의 비약적인 발전도 경제적 성과의 결정요인 중에 하나라는 지적이 제기되면서, 하이테크가 경제적 성과에 미치는 영향에 대해 많은 연구가 수행되었다. 예를 들어, Walsh and Whelan(1999-2000)은 자국으로의 외국인 직접투자를 통한 하이테크의 확산이 아일랜드 산업성장에 있어서 중요한 요소 중에 하나임을 밝혔다. Yoshikawa(2000)의 연구에서는 1990년대 일본에서 나타난 스태그플레이션의 중요원인이 수요부족이라고 지적하면서, 이러한 스태그플레이션을 극복하기 위해 하이테크의 발전이 필수적이라고 주장하였다. 왜냐하면 하이테크의 발전은 새로운 거대수요를 창출하며 이렇게 창출된 수요는 일본으로 하여금 스태그플레이션에서 탈출할 수 있게 하기 때문이라는 것이다. 한편 CEC(1999)도 유럽의 여러 국가 중에서 선진그룹에 속하는 독일, 영국, 프랑스의 경제성장과 고용창출은 하이테크의 발전에 의해 창출되었음을 입증하였다.

특히 하이테크 산업은 다른 산업보다 기술확산 효과가 더 크므로, 서비스산업을 포함한 다른 산업의 생산성 향상을 도모하여 한 국가의 경제에 있어서 성장의 중요한 결정요소가 될 수 있다(Fagerberg, 1994). 하이테크는 경제활동의 모든 영역에 침투하여 경제활동을 촉진시키므로 늘어난 경제활동으로 인해 경제성장이 유발되는 것이다. 아울러 하이테크 산업은 다른 경제부문의 투입요소 중에 하나로서 중요한 역할을 할 뿐만 아니라 그 자체가 다른 부문보다 더 빠른 속도로 성장한다. 따라서 하이테크 산업이 강한 국가는 하나의 중요한 선도적인 성장산업을 보유한 것이다. 특히 하이테크 중에서 정보기술은 거래비용과 정보의 가격을 낮춤으로써 경제활동을 증가시킬 뿐만 아니라 여러 선진 국가에서 선도산업의 역할을 차지하고 있다(Maddock, 1995).

그렇다면 한 국가의 하이테크 발전 수준을 어떻게 측정할 수 있을 것인가? 이에 대해

답하기 위해, 국내총생산(GDP, gross domestic product)에서 차지하는 하이테크 산업 부가가치의 비중, 하이테크 부문에서의 특허 개수, 하이테크 부문에서의 기술료 수입, 총 수출에서 차지하는 하이테크 수출의 비중 등 여러 가지 지표를 제시할 수 있다. 이 중에서 본 연구는 하이테크 수출에 논의를 집중한다. 즉 하이테크 발전 수준에 대한 대리변수(proxy variable)로서 하이테크 수출을 상정하고, 이것이 총 수출에서 차지하는 비중이 일국의 1인당 GDP에 긍정적인 영향을 미치는 지 여부에 대해 살펴본다.

더군다나 Stern et al.(2000) 등의 이론적·실증적 논의에 의하면, 한 국가의 혁신역량 수준은 하이테크 수출에 중요한 영향을 미치고 하이테크 수출은 다시 경제성장을 유발할 수 있다. 예를 들어, 아시아-태평양 지역의 신흥공업경제국들의 수출주도형 성장의 이면에는 하이테크 수출이 중요한 동력 중에 하나를 차지하고 있다(Naseem, 1998; Hobday, 2001). 일반적으로 하이테크 산업은 다른 산업에 비해 빠르게 성장하면서 보다 수출지향적이므로 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있는 것이다.

이러한 배경 하에서, 본 연구는 1988년부터 2000년에 걸친 89개의 방대한 국가자료를 이용한 다국가 분석을 통해 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이를 위해 본 논문에서는 Mankiw et al.(1992)의 연구(이하 MRW)에서 제시된 성장모형을 근거로 하여 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향을 밝힌다. MRW에서는 실물자본(physical capital) 뿐만 아니라 인적자본(human capital)을 포함하는 솔로우(Solow) 성장모형을 제안하고, 이 모형이 국가간 1인당 소득수준 변동의 많은 부분을 설명할 수 있음을 밝혔다.

본 연구에서는 실물자본과 인적자본 뿐만 아니라 하이테크 수출을 명시적으로 포함하는 확장된 솔로우 성장모형을 적용한다. 제3장에서 제시될 연구결과는 실물자본에 대한 투자, 인구성장률 및 인적자본이 국가간의 경제적 성과를 설명하는 데 있어서 중요해 보인다는 MRW의 주요결론을 잘 뒷받침해 준다. 게다가, 보다 중요하게는 하이테크 수출도 경제적 성과에 있어서 중요한 요소 중에 하나라는 결론을 내릴 수 있다.

하이테크 수출과 경제적 성과에 대한 기존 연구는 주로 일국적인 차원에 머무르거나 충분한 실증적인 분석 없이 추론 수준에서 끝난 것들이 많다. 특히 저자들이 알고 있는 범위 내에서, 본 연구는 여러 연도에 걸쳐 그리고 선진국 및 개발도상국을 망라한 다국가 분석의 구도에서 하이테크 수출이 경제적 성과에 기여하는 영향을 분석한 최초의 연

구이다. 이런 점은 본 연구가 어느 정도 의의가 있으며 연구결과가 유용할 수 있음을 시사한다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 실물자본뿐만 아니라 인적자본과 하이테크 수출도 포함하는 확장된 솔로우 성장모형을 설명한다. 자료에 대한 설명과 실증 연구 결과의 제시는 제3장에서 이루어진다. 마지막 장은 결론으로 할애한다.

II. 분석모형

본 논문에서는 ‘솔로우 성장모형’을 적용하는데, 이 모형은 각 국가들이 동일한 기술계수와 기술진보율을 가지며 특정 유형의 투자로 인한 외부성이 없음을 의미한다. 이는 MRW의 분석에서도 강조된 부분이다. MRW에서는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 가정하면서 확장된 신고전학파적(neoclassical) 모형을 고려하였다. 이 모형은 생산함수의 투입요소로서 실물자본과 인적자본이란 두 가지 유형의 투입요소를 포함하고 있다.

그런데, 이 모형은 실물자본과 인적자본 이외의 다른 투입요소도 포함할 수 있다. 특히 Nonneman and Vanhoudt(1996)은 총 m ($m > 2$)개의 투입요소를 반영하도록 MRW 모형이 확장될 수 있음을 이론적으로 밝힌 바 있다. 이 연구에서는 다른 투입요소로서 R&D 투자를 고려하였으며, 이를 위해 실물자본과 인적자본 외에 추가된 변수는 GDP에서 R&D 투자가 차지하는 비중이었다. 다른 연구에서도 이와 유사하게 MRW 모형 내에서 다양한 요소들을 고려되었다. 예를 들어, Knowles and Owen(1995)에서는 보건수준을, Ram(1997)은 적도에서부터의 거리를, Temple(1998)에서는 설비투자를, Yoo(2003)에서는 정보기술 투자를 추가적인 투입요소로 고려하여 각 요소가 경제적 성과에 미치는 영향을 분석한 바 있다.

앞서 논의했듯이, 하이테크 수출은 생산에 있어 혹은 실질 GDP의 창출에 있어 중요한 투입요소가 될 수 있으며, 본 연구에서는 하이테크 수출이 1인당 GDP 수준에 미치는 영향에 관심이 있다. 따라서 여러 선행연구와 마찬가지로 실물자본, 인적자본, 하이테크 수출이라는 3개 유형의 투입요소 ($m = 3$)를 고려한다. 따라서 시점 t 를 기준으로 하여 총 산출을 $Y(t)$, 실물자본을 $K(t)$, 인적자본을 $H(t)$, 하이테크 수출을 $Z(t)$, 고용수준을

$L(t)$, 기술수준을 $A(t)$ 라 할 때, 생산함수는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y(t) = K(t)^{\alpha_K} H(t)^{\alpha_H} Z(t)^{\alpha_Z} [A(t)L(t)]^{1-\alpha_K-\alpha_H-\alpha_Z} \quad (1)$$

여기서 $\alpha_K, \alpha_H, \alpha_Z$ 는 상수항이다. 고용과 기술은 각각 외생적으로 주어진 n 및 g 의 속도로 성장한다고 가정한다.¹⁾

이 모형은 또한 산출이 일정한 점유율 S_i ($i=K, H, Z$)만큼 각 유형의 투입요소에 투자된다고 가정한다. k_i 를 노동인구 1인당 각 투입요소의 스톡이라 정의하고 y 를 노동인구 1인당 산출수준이라 한다면, 다음의 3개 미분방정식이 도출된다.

$$\frac{dk_i(t)}{dt} = S_i \cdot y(t) - (n + g + \delta_i)k_i(t), \quad \text{for } i = K, H, Z \quad (2)$$

여기서 δ_i 는 각 유형별 투입요소의 감가상각율이다.

미분방정식 (2)에서 생산함수 (1)을 대체한 후에 로그를 취하고 풀게 되면, k_i 의 정상상태 값(steady-state values)을 계산할 수 있다. 생산함수에 있는 k 를 이러한 정상상태 값으로 치환하면, 노동인구 1인당 산출수준에 대한 정상상태 값 y^* 를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \frac{\alpha_K}{1 - (\alpha_K + \alpha_H + \alpha_Z)} [\ln S_K - \ln(n + g + \delta_K)] \\ & + \frac{\alpha_H}{1 - (\alpha_K + \alpha_H + \alpha_Z)} [\ln S_H - \ln(n + g + \delta_H)] \\ & + \frac{\alpha_Z}{1 - (\alpha_K + \alpha_H + \alpha_Z)} [\ln S_Z - \ln(n + g + \delta_Z)] \end{aligned} \quad (3)$$

1) 하이테크 수출과 기술수준은 그 성격상 상관관계가 클 수 있다. 하지만 본 논문에서 채택하고 있는 구도에서는, 기술수준이 외생적으로 주어진 g 의 속도로 성장한다고 가정하기 때문에 기술수준은 하이테크 수출과 직접적인 관련이 없다.

국가들이 정상상태에 있다고 가정하고 오차항 u_j 로 포착되는 국가별 충격을 허용한다면, 식 (3)으로부터 서로 다른 몇 가지 모형의 도출이 가능하다. 생산함수에 실물자본만 포함하는 ‘모형 A($m=1$)’는 국가 j 에 대해 다음과 같은 실증추정모형으로 유도된다.

$$\ln y_j^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\alpha_K} \ln S_{K_j} - \frac{\alpha_K}{1-\alpha_K} \ln(n_j + g + \delta) + u_j \quad (4)$$

여기서 α_0 는 상수항으로 $\alpha_0 = \ln A(0) + gt$ 로 정의된다. MRW는 $g + \delta$ 이 0.05 ($g=0.02$ 및 $\delta=0.03$)와 같다고 가정하였다. 마찬가지로 본 논문에서도 이 가정이 사용된다. n_j 는 인구성장률의 변화에 대한 국가간 변동을 반영한다.

MRW 모형과 유사하게 인적자본 대신에 하이테크 수출을 포함한 ‘모형 B($m=2$)’를 고려할 수 있다. 여기서 모든 감가상각율이 δ 로 동일하다고 가정하면, 다음과 같은 추정 모형이 도출된다.

$$\begin{aligned} \ln y_j^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K + \alpha_Z)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_Z}{1-(\alpha_K + \alpha_Z)} \ln S_{Z_j} \\ & + \frac{\alpha_Z}{1-(\alpha_K + \alpha_Z)} \ln(n_j + g + \delta) + u_j \end{aligned} \quad (5)$$

MRW 모형인 ‘모형 C($m=2$)’에서는 생산함수에 실물자본과 인적자본이 포함된다. 모든 감가상각율이 δ 로 동일하다고 가정하면, 다음과 같은 추정모형을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y_j^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-(\alpha_K + \alpha_H)} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K + \alpha_H)} \ln S_{H_j} \\ & + \frac{\alpha_H}{1-(\alpha_K + \alpha_H)} \ln(n_j + g + \delta) + u_j \end{aligned} \quad (6)$$

하이테크 수출이 노동인구 1인당 소득수준에 미치는 영향을 살펴보기 위해 본 연구에서 적용한 확장된 솔로우 성장모형인 ‘모형 D($m=3$)’는 실물자본, 인적자본, 하이테크 수출의 3개 유형의 투입요소를 반영한다. 마찬가지로 모든 감가상각율이 δ 로 일정하다고 가정하면, 다음의 추정모형을 도출할 수 있다.

$$\ln y_j^* = \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} \ln S_{K_j} + \frac{\alpha_H}{1-\beta} \ln S_{H_j} + \frac{\alpha_Z}{1-\beta} \ln S_{Z_j} - \frac{\beta}{1-\beta} \ln(n_j + g + \delta) + u_j \tag{7}$$

여기서 $\beta = \alpha_K + \alpha_H + \alpha_Z$ 이며 가정상 $\beta < 1$ 이다.

요컨대, 총 4개의 추정모형이 있게 된다. 즉 모형 A는 실물자본만 포함하며, 모형 B는 실물자본과 하이테크 수출을 포함한다. 모형 C는 실물자본과 인적자본을 포함하며, 모형 D는 실물자본과 인적자본뿐만 아니라 하이테크 수출도 포함한다. 따라서 모형 A의 추정결과와 모형 C의 추정결과를 비교함으로써 인적자본이 경제적 성과에 미치는 영향을 알 수 있다. 더 중요하게는 모형 A의 추정결과와 모형 B의 추정결과를 비교함으로써, 또한 모형 C의 추정결과와 모형 D의 추정결과를 비교함으로써 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향에 대해 알 수 있다.

MRW의 연구와 유사하게 제약 모형도 추정한다. 제약 모형이란 각 점유율 로그값 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각율, 외생적인 노동생산성 성장률 합계의 로그값 ($\ln(n + g + \delta)$) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다. 예를 들어, 식 (7)에다 이 제약을 가하게 되면 다음의 식을 추정하게 된다.

$$\begin{aligned} \ln y_j^* = & \alpha_0 + \frac{\alpha_K}{1-\beta} [\ln S_{K_j} - \ln(n_j + g + \delta_K)] \\ & + \frac{\alpha_H}{1-\beta} [\ln S_{H_j} - \ln(n_j + g + \delta_H)] \\ & + \frac{\alpha_Z}{1-\beta} [\ln S_{Z_j} - \ln(n_j + g + \delta_Z)] + u_j \end{aligned} \tag{8}$$

감가상각율 δ 은 모든 국가에 있어서 그리고 모든 유형의 투입요소에 대해 동일하다고 가정된다. 그 이유는 다음과 같다. 먼저 국가별로 감가상각율이 다르다고 가정하고 모형을 추정하기에는 자료가 충분하지 못하다. 또한 감가상각율이 국가별로 크게 다르다고 기대할 만한 특별한 근거도 없다. 아울러 거의 대부분의 선행연구에서 감가상각율이 일정하다고 가정한다.

Ⅲ. 자료 및 실증결과

1. 자료

본 연구는 국가간 비교를 포함하고 있으므로, 자료의 국제적 비교가능성은 매우 중요하다. 통상 하이테크 산업의 정의에 대해서는 OECD의 정의가 가장 널리 사용되는데 총생산액에서 R&D 투자가 차지하는 비중이 높은 산업을 의미한다. 특히 본 연구에서 사용한 하이테크 수출에 대한 자료는 World Bank(2002)로부터 취해졌는데, 항공우주, 컴퓨터, 제약, 과학기기, 전기기계 등과 같은 하이테크 재화의 수출을 의미한다.

분석대상자료는 1988년부터 2000년까지의 13년치인데 GDP나 다른 자료의 경우 그 이전의 자료도 구할 수 있었으나 하이테크 수출자료가 1988년 이후로만 집계되어 있어 본 연구는 이 기간을 대상으로 한다. 물론 이 기간에 대해서도 인적자본, 하이테크 수출 등의 자료를 모든 연도에 대해 구할 수 있지는 않아 구할 수 있는 연도의 자료만을 대상으로 한다.

MRW와 같은 이전 연구의 관례에 따라, 바레인(Bahrain), 가봉(Gabon), 이란(Iran), 이라크(Iraq), 쿠웨이트(Kuwait), 오만(Oman), 사우디 아라비아(Saudi Arabia), 아랍 에미레이트(the United Arab Emirates)와 같은 석유생산국가는 분석대상에서 제외하였다. 왜냐하면 이러한 국가들의 GDP 대부분은 부가가치가 아닌 현존하는 자원의 채취를 반영하기 때문에, 표준적인 성장모형으로는 이들 국가의 GDP 수준을 설명하기 어렵다. 또한 유고슬라비아(Yugoslavia)와 같은 구 사회주의 국가들도 제외하여, 총 89개 국가에 대한 자료를 얻을 수 있었다. <표 1>에는 본 연구에서 사용된 국가의 목록이 알파벳 순으로 정리되어 있다.

<표 1> 분석에 사용된 국가의 목록

국가명	국가명	국가명
Algeria	Ghana	Norway
Argentina	Greece	Pakistan
Australia	Guatemala	Panama
Austria	Haiti	Papua New Guinea
Bangladesh	Honduras	Paraguay
Barbados	Hong Kong, China	Peru
Belgium	Hungary	Philippines
Benin	Iceland	Portugal
Bolivia	India	Senegal
Brazil	Indonesia	Singapore
Burundi	Ireland	South Africa
Cameroon	Israel	Spain
Canada	Italy	Sri Lanka
Central African Republic	Jamaica	Sudan
Chile	Japan	Sweden
China	Jordan	Switzerland
Colombia	Kenya	Syrian Arab Republic
Congo, Rep.	Korea, Rep.	Thailand
Costa Rica	Malawi	Togo
Cyprus	Malaysia	Trinidad and Tobago
Denmark	Mali	Tunisia
Dominican Republic	Malta	Turkey
Ecuador	Mauritius	Uganda
Egypt, Arab Rep.	Mexico	United Kingdom
El Salvador	Mozambique	United States
Fiji	Nepal	Uruguay
Finland	Netherlands	Venezuela, RB
France	New Zealand	Zambia
Gambia, The	Nicaragua	Zimbabwe
Germany	Niger	

사용된 변수의 정의, 자료원, 표본통계량 등에 대한 정보는 <표 2>에 제시되어 있다. US 달러로 표시된 GDP가 경제적 성과를 나타내는 값으로 사용된다. GDP에 대한 자료는 World Bank(2002)에서 발췌하였다. 하이테크 수출이 총 수출에서 차지하는 비중을 S_2 에 대한 값으로 사용한다. Ram(1986) 등의 전례에 따라 World Bank(2002)에서 추출한 총 국

<표 2> 변수의 정의 및 표본통계량

변수	정의	평균	표준편차
y^*	구매력지수(purchasing power parities)를 이용하여 1995년 국제달러(international dollars)로 측정된 2000년도의 노동인구(만16세이상 65세이하) 1인당 실질 GDP (자료원 : World Bank, 2002)	16,294.373	14,721.181
S_K	실질 국내투자가 실질 GDP에서 차지하는 비율의 평균값(1988년~2000년) (자료원 : World Bank, 2002)	0.207	0.052
S_H	중등교육을 마친 노동가능인구 비중의 평균값(1988년~2000년) (자료원 : Barro and Lee, 2000)	0.217	0.112
S_Z	하이테크 수출이 총 수출에서 차지하는 비율의 평균값(1988년~2000년) (자료원 : World Bank 2002)	0.041	0.065
n	노동가능인구(만15세이상 65세이하)의 연평균 성장률(1988년~2000년) (자료원 : World Bank, 2002)	0.017	0.010

내투자가 실물자본의 값으로 사용된다. 인적자본에 대한 투자는 여러 선행 연구들의 관례에 따라 노동가능인구가 중등교육을 마친 비율로 하였으며 Barro and Lee(2000)으로부터 수집하였다. 이는 교육에 대한 투자의 기회비용을 반영한다. 각 국가의 값은 분석대상 기간에 대해 평균값을 취한다. 노동인구 증가율도 World Bank(2002)에서 구하여 평균값을 취한다.

<표 3>은 독립변수들간의 상관계수를 요약하고 있다. 이 표는 두 부분으로 구성되어 있는데, 윗 부분은 원 변수에 대한 상관계수를 나타내고 있고 아랫 부분은 로그를 취한 변수들의 상관계수를 제시하고 있다. 원 변수의 경우에 절대값이 가장 큰 상관계수는 0.7020으로 S_H 와 n 사이의 상관계수이며, 로그를 취한 변수의 경우에 절대값이 가장 큰 상관계수는 0.6468이다.

본 연구에서 추정하는 식 (4), (5), (6), (7), (8)에서는 전부 원 변수에다 로그를 취한 값

<표 3> 변수들의 상관계수 행렬

구 분	S_K	S_H	S_Z	n
S_K	1.0000			
S_H	0.3695	1.0000		
S_Z	0.4479	0.4637	1.0000	
n	-0.1784	-0.7020	-0.2641	1.0000
구 분	$\ln S_K$	$\ln S_H$	$\ln S_Z$	$\ln(n+0.05)$
$\ln S_K$	1.0000			
$\ln S_H$	0.4176	1.0000		
$\ln S_Z$	0.2875	0.5971	1.0000	
$\ln(n+0.05)$	-0.2123	-0.6468	-0.4907	1.0000

주) 변수들은 <표 2>에 정의되어 있다.

을 독립변수로 하므로 상관계수가 가장 큰 경우는 0.6468이라고 할 수 있다. 비록 이 값이 작은 값은 아니지만 심각한 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 일으킬 정도로 큰 값이라고 보기는 어렵다. 게다가 관심대상 변수인 $\ln S_Z$ 와 다른 변수들과의 상관계수는 전부 0.6을 넘지 않는다. 따라서 본 연구에서는 다중공선성의 문제를 심각하게 다루지는 않는다.

2. 실증분석 결과

모형 A($m=1$), 모형 B($m=2$), 모형 C($m=2$), 확장된 솔로우모형인 모형 D($m=3$)의 4가지 모형에 대한 추정결과는 <표 4> 및 <표 5>에 제시되어 있다. t-통계량은 White(1980)가 제안한 이분산-일치적(heteroscedasticity-consistent) 분산행렬 공식을 이용하여 계산하였다. 이는 오차항에 존재할 지도 모르는 이분산성의 영향을 처치하기 위해서이다. 특히, 본 연구와 같은 다국가 분석에 있어서 이분산성은 중요할 수 있다.

〈표 4〉 무제약 모형의 추정결과

변수	모형 A (n-1)	모형 B (n-2)	모형 C (n-2)	모형 D (n-3)
상수항	-2.907 (-1.75)*	0.521 (0.30)	3.482 (1.80)*	4.407 (2.39)**
$\ln S_K$	1.068 (3.44)**	0.794 (2.79)**	0.447 (1.40)	0.395 (1.22)
$\ln S_H$			0.822 (4.87)**	0.665 (3.85)**
$\ln S_Z$		0.159 (4.60)**		0.099 (3.14)**
$\ln(n+0.05)$	-5.080 (-9.45)**	-3.937 (-7.27)**	-2.879 (-4.49)**	-2.584 (-4.16)**
RESET-통계량 (p-값)	1.893 (0.172)	1.107 (0.296)	1.891 (0.173)	2.052 (0.156)
관측치 수	89	89	89	89
Adjusted- R^2	0.592	0.674	0.719	0.745
s.e.e.2)	0.704	0.629	0.585	0.557

주 1) 변수들은 <표 2>에 정의되어 있다. 2) s.e.e.는 회귀방정식의 표준오차(standard error)를 의미한다. 추정계수 아래의 괄호 안에 있는 숫자는 White(1980)가 제안한 이분산-일치적 분산공식을 사용하여 계산된 t-통계량이다. * 및 **는 각각 유의수준 10% 및 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

MRW의 연구결과와 유사하게 무제약 모형과 제약 모형의 2가지를 추정한다. 앞서 언급했듯이, 제약 모형은 투자점유율 로그값의 계수들의 합이 인구성장률, 감가상각율, 외생적인 노동생산성 성장률 합계의 로그값($\ln(n+g+\delta)$) 계수의 음수와 같다는 제약을 모수에 부여하는 것이다. 해석에 있어서 몇 가지 주의가 요망되기는 하지만, <표 4> 및 <표 5>에 제시된 이 두 모형의 추정결과로부터 몇 가지 중요한 점을 발견할 수 있다.

첫째, 모형 B의 설명력이 모형 A의 그것보다 우수하다. 무제약 모형에서, 모형 B의 adjusted- R^2 는 0.674로 모형 A의 0.592보다 크다. 제약 모형에서도, 모형 B의 adjusted- R^2

는 0.590으로 모형 A에 대한 값 0.415보다 크므로 모형 B의 설명력이 더 높다. 이것은 하이테크 수출을 모형 내에 포함함으로써 모형의 설명력이 높아졌음을 의미한다. 정상 상태 소득방정식에서 하이테크 수출을 포함하게 되면 포함하지 않을 때에 비해 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명하는 것이다. 이 결과는 회귀식의 표준오차에 근거하여 살펴볼 때도 마찬가지이다. 모형 A 대신에 모형 B를 추정하게 되면 회귀식의 표준오차가 감소한다. 즉, 무제약 모형에서의 표준오차 0.704는 0.629로 감소하며, 제약 모형에서는 0.842의 표준오차가 0.706으로 감소된다. 이러한 점들은 하이테크 수출이 국가의 소득수준을 설명하는 데 있어서 중요함을 시사한다.

<표 5> 제약 모형의 추정결과

변수 ¹⁾	모형 A (m=1)	모형 B (m=2)	모형 C (m=2)	모형 D (m=3)
상수항	6.742 (26.85)**	8.037 (28.11)**	7.491 (26.62)**	7.989 (25.43)**
$\ln S_K - \ln(n + 0.05)$	2.191 (9.45)**	1.431 (6.09)**	0.609 (1.83)*	0.533 (1.59)
$\ln S_H - \ln(n + 0.05)$			1.006 (7.39)**	0.816 (5.53)**
$\ln S_Z - \ln(n + 0.05)$		0.215 (6.58)**		0.106 (3.46)**
RESET-통계량 (p-값)	1.230 (0.271)	0.852 (0.359)	6.045 (0.016)**	5.558 (0.021)**
관측치 수	89	89	89	89
Adjusted- R^2	0.415	0.590	0.703	0.733
s.e.e.2)	0.842	0.706	0.601	0.570

주 1) 변수들은 <표 2>에 정의되어 있다. 2) s.e.e.는 회귀방정식의 표준오차(standard error)를 의미한다. 추정계수 아래의 괄호 안에 있는 숫자는 White(1980)가 제안한 이분산-일치적 분산공식을 사용하여 계산된 t-통계량이다. * 및 **는 각각 유의수준 10% 및 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

둘째, 무제약 모형의 추정에서, 모형 C에 대한 adjusted- R^2 는 0.719로 모형 A의 값 0.592보다 크다. 이는 제약 모형의 추정에서도 각각 0.703 및 0.415로 마찬가지이다. 이것

은 인적자본을 포함하는 모형 C가 모형 A보다 더 큰 설명력을 가진다는 것을 의미한다. 이 결과는 모형 A의 추정결과보다 모형 C의 추정결과에서 추정식의 표준오차가 더 작다는 사실에 의해 보다 분명해진다. 표준오차의 값이 무제약 모형의 경우 각각 0.704와 0.585이며, 제약 모형의 경우 0.842과 0.601이다. 이러한 추정결과는 전통적 솔로우모형에서 인적자본을 포함하는 확장이 필요하다는 MRW의 주요결론을 적절하게 뒷받침하고 있다.

셋째, 무제약 모형의 추정에서, 모형 D에 대한 adjusted- R^2 는 0.745로 모형 C의 값 0.719보다 크다. 이는 제약 모형의 추정에서도 각각 0.733 및 0.703으로 마찬가지이다. 즉 하이테크 수출을 포함함으로써 소득방정식의 설명력이 더 커짐을 알 수 있다. 이 점은 추정된 모형 D의 표준오차가 추정된 모형 C의 표준오차보다 더 작다는 사실에 의해 보다 명확해진다. 표준오차의 값이 무제약 모형의 경우 각각 0.557과 0.585이며, 제약 모형의 경우 0.570과 0.601이다.

이러한 점들은 정상상태 소득회귀식에서 하이테크 수출을 포함하는 경우가 포함하지 않는 경우에 비해 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명한다는 사실을 분명하게 보여주고 있다. 요컨대, 네 개의 모형 중에서 모형 D가 표본 내 모든 국가사이의 1인당 소득수준의 변동을 가장 잘 설명한다. 모형 C에 있어서, 실물자본이 GDP에서 차지하는 점유율이 1인당 소득수준에 미치는 영향에 대한 추정값은 모형A에서 얻어진 값보다 작다. 또한 모형 C가 모형 D에 비해 인적자본항의 추정계수가 더 크다. 이는 소득방정식을 추정하는데 있어서 하이테크 수출이 경제성장에 미치는 영향을 제대로 고려하지 못한다면, 실물자본과 인적자본의 역할이 과대하게 평가될 수 있음을 시사한다.

마지막으로, 모형 D에 대한 추정결과를 살펴보면, 무제약 모형과 제약 모형 모두에서 하이테크 수출의 영향이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하다. 따라서 하이테크 수출은 1인당 GDP 수준에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 결론을 내릴 수 있다.

3. 추가적 논의

계량경제학적 견지에서 볼 때, 앞서 제시된 추정결과를 절대적으로 받아들이기에는 무리가 있을 수 있으므로 몇 가지 사항을 추가적으로 논의할 필요가 있다. 즉, 내생성

편의(endogeneity bias), 누락변수 편의(omitted variable bias), 특이치(outliers)의 영향에 대해 검토해 보는 것이 바람직하다. 아울러 본 연구에서는 모든 국가의 생산함수 구조가 동일하다고 가정하고 동일한 생산함수의 구조에서 89개 국가자료를 분석하였지만, 발전의 정도에 따라 생산함수의 구조가 달라질 수 있다. 따라서 본 소절에서는 이들 문제에 대해 간략하게 살펴보고자 한다.

1) 내생성

하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향에 대한 추정결과가 내생성 편의의 영향을 받았을 가능성이 있다. 왜냐하면 총 수출에서 차지하는 하이테크 수출의 비중은 GDP에 대해 외생적이지 않고 내생적일 수 있기 때문이다. 이러한 내생성은 내생성 편의를 일으켜 추정계수를 비일치적(inconsistent)이게 할 수 있다. 예를 들어, 내생성 편의는 하이테크 수출 향 계수의 참값을 과대 혹은 과소 평가하는 문제를 일으킬 수 있는 것이다.

이러한 내생성 편의의 영향이 존재하는 지 여부를 따지기 위해서는, 앞서 제시된 모형에 대해 적절한 정형검정(specification test)을 하는 것이 바람직하다. 그래야만 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향에 대해 합리적인 결론에 도달할 수 있다. 이를 위해, 본 연구에서는 Ramsey(1969)가 제안한 RESET(regression specification error test)-정형검정을 적용하고자 한다. 이 검정은 적용하기가 비교적 간단하면서 정형오류에 대해 명쾌한 결론을 내릴 수 있는 장점을 가지고 있다.

<표 6> RESET-정형검정 결과

구분	모형 A ($m=1$)	모형 B ($m=2$)	모형 C ($m=2$)	모형 D ($m=3$)
무제약 모형	1.893 (0.172)	1.107 (0.296)	1.891 (0.173)	2.052 (0.156)
제약 모형	1.230 (0.271)	0.852 (0.359)	6.045 (0.016)**	5.558 (0.021)**

주) 정형오류가 없다는 귀무가설 하에서 계산된 통계량 아래의 괄호 안에 제시된 값은 해당 통계량에 대한 p-값이며, **는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 즉 해당 통계량이 통계적으로 유의하면 정형오류가 없다는 귀무가설은 기각된다.

<표 6>에는 RESET-정형검정 결과가 요약되어 있다. 각 검정통계량은 정형오류가 없다는 귀무가설 하에서 계산된 것이므로 해당 통계량이 통계적으로 유의하면 정형오류가 없다는 귀무가설은 기각되는 반면에, 해당 통계량이 통계적으로 유의하지 않으면 이 귀무가설은 기각되지 않는다. 무제약 모형의 경우에는 모든 p-값이 0.05보다 크므로 정형오류가 없다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 제약 모형의 경우에는 모형 C와 모형 D의 경우에 귀무가설이 기각되어 정형오류가 존재하는 것으로 보인다. 하지만 보다 일반적인 모형인 무제약 모형에서는 정형오류가 탐지되지 않았으므로, 본 연구의 주된 결과를 이끌어냈던 모형은 정형검정을 통과하는 것으로 결론을 내릴 수 있다.

2) 누락변수

GDP 수준에 영향을 미칠 수 있는 중요 변수가 독립변수에서 누락되어 하이테크 수출의 영향이 왜곡되어 평가되었을 가능성도 존재할 수 있다. 즉 누락변수 편이가 발생했을 수 있다. 예를 들어, GDP 수준에 영향을 미칠 수 있는 변수로는 개방화 정도, 민주주의의 정도, 적도에서부터의 거리 등이 여러 문헌에서 언급되었다. 하지만 대부분의 선행연구들에서는 MRW의 모형에 이들 변수들 중 한 개만을 포함하여 그 변수의 영향을 분석하는 구도를 취하고 있고, 본 연구도 이러한 관례를 따랐다. 게다가 앞서 설명한 RESET-정형검정은 누락변수 편이에 대한 검정의 내용도 포함하고 있음을 감안할 때, 누락변수 편이는 본 연구에서 큰 문제가 아니라고 할 수 있다.

3) 특이치

대체적인 경향에서 크게 벗어난 특이치가 표본 내에 포함되어 이것이 추정결과에 부정적인 영향을 미쳤을 수도 있다. 하지만 본 연구에서는 석유를 대량으로 수출하는 국가와 구 사회주의를 분석대상에서 배제함으로써 특이치 자체를 제거하거나 혹은 특이치의 영향을 줄이고자 하였다. 아울러 앞에서 적용된 최소자승법 대신에 특이치의 영향에 대해 강건한(robust) 것으로 널리 알려진 추정법인 최소절대편차법(LAD, least absolute deviations)도 적용하였다. 하지만 LAD 추정법의 적용이 추정결과로부터의 주된 정성적 결과에 별 영향을 미치지 못했다.²⁾ 즉 최소자승법을 적용할 때와 마찬가지로 하이테크 수출이 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 따라서 본 연구에

서는 특이치의 영향이 별 문제가 되지 않는다고 볼 수 있다.

4) 국가군별 분석

이제 마지막 단계로서 89개 국가를 발전의 정도에 따라 선진국과 개발도상국의 두 개 국가군으로 구분한 다음에, 각 국가군별로 앞서 제시된 모형을 추정한다.³⁾ 이 결과로부터 하이테크 수출의 영향에 대한 앞서의 결론이 각 국가군별로 유지되는 지 혹은 바뀌는 지에 대해 살펴볼 수 있다. 먼저 World Bank(2002)의 분류방식에 따라 89개 국가를 28개의 선진국과 61개의 개발도상국으로 구분하였다. 다음으로 이들 2개 국가군에 대해 각각 식 (7)을 추정하였다. <표 7>에 이 추정결과를 제시하였으며, 비교를 위해 전체 국가에

<표 7> 국가군별 무제약 모형의 추정결과

변 수	선진국	개발도상국	전체
상수항	11.460 (14.91)**	5.766 (2.94)**	4.407 (2.39)**
$\ln S_K$	-0.325 (-1.16)	0.538 (1.90)*	0.395 (1.22)
$\ln S_H$	0.426 (3.43)**	0.470 (2.75)**	0.665 (3.85)**
$\ln S_Z$	0.054 (1.46)	0.057 (1.97)*	0.099 (3.14)**
$\ln(n + 0.05)$	0.295 (1.04)	-1.866 (-2.75)**	-2.584 (-4.16)**
RESET-통계량 (p-값)	0.018 (0.895)	0.4074 (0.526)	2.052 (0.156)
관측치 수	28	61	89
Adjusted- R^2	0.186	0.567	0.745

주) 변수들은 <표 2>에 정의되어 있다. 추정계수 아래의 괄호 안에 있는 숫자는 White(1980)가 제안한 이분산-일치적 분산공식을 사용하여 계산된 t-통계량이다. * 및 **는 각각 유의수준 10% 및 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

- 2) 최소절대편차법의 적용방법 및 여러 통계적 성격에 대해서는 Bassett and Koenker(1978), Yoo(2001) 등을 참고할 수 있다.
- 3) 이러한 분석은 익명의 한 심사위원이 제안한 것이다. 분석의 새로운 시각을 제공해 준 이 심사위원께 감사드린다.

대한 추정결과도 <표 4>로부터 발췌하여 마지막 열에 제시하였다.

28개 선진국 자료만을 가지고 분석한 결과는 그리 양호하지 못하다. 예상과 달리 실물 자본의 계수가 음수이며, 마지막 항인 $\ln(n+0.05)$ 의 계수도 음수가 되어야 하는데 양수로 추정되었다. 더 중요하게는 하이테크 수출 항의 계수가 양수이지만 통계적으로 유의하지 못하다. Adjusted- R^2 의 값도 0.186으로 낮은 편이다. 따라서 선진국에 있어서는 하이테크 수출의 경제적 성과 기여 효과가 없는 것으로 판단된다. 대부분의 선진국들은 이미 높은 수준의 하이테크 수출을 기록하고 있어, 하이테크 수출의 변동이 경제적 성과 자체에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

반면에 개발도상국에 대한 추정결과를 살펴보면, 모든 추정계수가 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하며 부호도 경제이론이나 사전적인 예상과 일치한다. Adjusted- R^2 의 값도 0.567으로 선진국에 대한 값보다 크게 높다. 더 중요한 것은 하이테크 수출 항의 계수가 0.057로 양수이며 통계적으로 유의하다는 것이다.

제약 모형에 대한 국가군별 추정결과를 제시하고 있는 <표 8>에서도 마찬가지로 결론

<표 8> 국가군별 제약 모형의 추정결과

변수	선진국	개발도상국	전체
상수항	10.443 (31.47)**	7.784 (29.08)**	7.989 (25.43)**
$\ln S_K - \ln(n+0.05)$	-0.385 (1.45)	0.612 (2.11)**	0.533 (1.59)
$\ln S_H - \ln(n+0.05)$	0.322 (2.56)**	0.527 (3.57)**	0.816 (5.53)**
$\ln S_Z - \ln(n+0.05)$	0.054 (1.51)	0.059 (2.09)**	0.106 (3.46)**
RESET-통계량 (p-값)	0.325 (0.574)	0.077 (0.782)	5.558 (0.021)**
관측치 수	28	61	89
Adjusted- R^2	0.162	0.566	0.733

주) 변수들은 <표 2>에 정의되어 있다. 추정계수 아래의 괄호 안에 있는 숫자는 White(1980)가 제안한 이분산-일치적 분산공식을 사용하여 계산된 t-통계량이다. * 및 **는 각각 유의수준 10% 및 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

이 도출된다. 특히 전체 국가를 대상으로 할 때는 RESET-정형검정을 통과하지 못했으나, 개발도상국 자료를 이용한 분석에서는 RESET-정형검정이 통과되었고 모든 추정계수가 통계적으로 유의하며 부호도 합리적이다.

따라서 선진국에 있어서는 하이테크 수출이 경제적 성과에 유의한 영향을 미친다고 볼 수 없지만, 개발도상국에 있어서는 하이테크 수출이 경제적 성과에 유의한 양의 영향을 미친다고 결론을 내릴 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 하이테크 수출이 경제적 성과, 특히 GDP에 있어서 중요할 수 있음을 인식하고, 국제적인 관점에서 하이테크 수출이 경제성장에 미치는 영향을 평가하고자 하였다. 다국가 분석에서 얻어진 통계적 추정치를 해석하는 데 있어서는 잘 알려진 몇 가지 주의사항이 요구된다. 그럼에도 불구하고, 합리적인 이론적 근거를 갖춘 분석틀과 최대한 많은 수의 국가에 대해 국제적으로 비교 가능한 자료를 이용하여 하이테크 수출이 GDP 수준에 미치는 영향에 대해 살펴본 것은 의미 있고 중요한 작업이다. 자료, 모형화, 계량경제학적 추정과정과 관련된 몇 가지 어려움이 있음에도 불구하고, 본 연구는 가치가 있는 것으로 보인다.

본 연구는 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향을 모형화하기 위해, 관련 문헌에서 상당한 설득력을 얻고 있는 모형을 사용했으며, 투입요소로서 실물자본과 인적자본뿐만 아니라 하이테크 수출도 명시적으로 포함하였다. 사용된 모형은 설득력 있는 생산관계로부터 유도되었으며 자료에도 잘 적합되었다. 포함된 표본국가의 개수는 89개로, 지금까지의 선행 연구들을 고려할 때 제법 많은 수의 국가자료를 이용한 것이다. 세계은행과 같이 공신력있는 국제기구를 통해 국제적으로 비교가 가능한 양질의 자료를 구하여 사용하였으며, 1988년부터 2000년까지의 13년을 연구대상으로 함으로써 연구결과의 엄밀성 및 일반성을 확보하고자 하였다.

1인당 소득의 수준이 정상상태의 수준과 같다고 가정하고 분석한 결과에 따르면, 주요 내용은 인적자본의 역할이 중요하다는 MRW의 발견과 일관성을 갖는다. 또한 실물자본,

인적자본, 하이테크 수출이 모두 포함된 확장된 솔로우모형(모형 D)은 실물자본과 인적자본만 포함한 모형 C보다 국가간 1인당 소득수준의 변동을 더 잘 설명하였다. 하이테크 수출 향의 포함으로 인해 회귀식의 표준오차도 유의하게 줄어들은 것도 이 사실을 뒷받침한다. 아울러, 하이테크 수출이 경제적 성과에 미치는 영향은 표본국가에 대해 양수이며 통계적으로 유의하였다.

이 결과는 하이테크 수출이 경제적 성과에 유의하게 기여함을 시사한다. 국가간 소득 격차를 설명하는 데 있어서 하이테크 수출의 적지 않은 성과는 하이테크 수출의 영향에 대한 많은 사람들의 기대와도 일치한다. 이러한 발견은 경제적 성과를 증진시키기 위한 국가전략을 마련하는 데 있어 유용한 정책적 시사점을 가진다. 즉 각 국가는 하이테크 수출을 늘림으로써 경제적 성과를 유의하게 증진시킬 수 있는 것이다.

특히 본 연구에서는 89개 국가를 28개의 선진국과 61개의 개발도상국으로 구분한 다음에 각각의 국가군에 대해서도 모형 D를 추정하였는데, 선진국 자료에서는 하이테크 수출 향의 계수가 통계적으로 유의하지 못했으며, 추정된 모형도 전반적으로 문제가 있었다. 이는 선진국에서의 하이테크 수출이 경제적 성과에 별 기여를 하지 못함을 의미한다. 반면에 개발도상국 자료에서는 모든 추정계수들의 부호가 합리적이면서 통계적으로 유의했으며, 하이테크 수출 향이 양수이면서 통계적으로 유의하였다. 이는 개발도상국의 하이테크 수출이 개발도상국의 경제적 성과에 유의하게 긍정적으로 기여함을 시사한다. 요컨대, 하이테크 수출을 늘림으로써 경제적 성과를 유의하게 증진시킬 수 있다는 점은 선진국보다는 개발도상국에 있어서 유효함을 발견할 수 있었다. 향후 보다 양질의 자료를 확보하여 이 주제를 좀 더 심도있게 논의할 수 있게 되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- Barro, R.J. (1991) 'Economic development in a cross section of countries', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp.407-443.
- Barro, R.J. and Lee, J.-W. (2000), *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*, CID Working Paper no. 42, Harvard University.

- Bassett, G. and Koenker, R. (1978) Asymptotic theory of least absolute error regression, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 73, 618-22.
- CEC (1999) *Employment in Europe*, Luxembourg - DG for Employment, Industrial Relations and Social Affairs.
- Fagerberg, J. (1994) 'Technology and international differences in growth rates', *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, pp.1147-1175.
- Hobday, M. (2001) 'The electronics industries of the Asia-Pacific: exploiting international production networks for economic development', *Asian-Pacific Economic Literature*, Vol. 15, pp.13-29.
- Knowles, S. and Owen, P.D. (1995), Health Capital and Cross-country Variation in Income per Capita in the Mankiw-Romer-Weil Model, *Economics Letters*, Vol. 48, pp.99-106.
- Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D.N. (1992) 'A contribution to the empirics of economic development', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp.407-437.
- Naseem, S.M. (1998) 'Globalization, technology, and Asian economic growth', *Pakistan Development Review*, Vol. 37, pp.635-659.
- Nonneman, W. and Vanhoudt, P. (1996) 'A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic development for OECD countries', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, pp.943-953.
- Maddock, R. (1995). *Telecommunications and Economic Development*. Discussion Papers 95-14, School of Economics and Commerce, La Trobe University, Australia.
- Ram, R. (1986) 'Government size and economic development: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data', *American Economic Review*, Vol. 76, pp.191-203.
- Ram, R. (1997), Tropics and economic development: an empirical investigation, *World Development*, Vol. 25, pp.1443-1452
- Ramsey, J.B. (1969) 'Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis', *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 31, pp.350-371.
- Stern, S., Porter, M. and Furman, J.L. (2000) 'The Determinants of National Innovative

- Capacity', National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Working Papers: 7876.
- Temple, J. (1998) 'Equipment investment and the Solow model', *Oxford Economic Papers*, Vol. 50, pp.39-62.
- Walsh, P.P. and Whelan, C. (1999-2000) 'The importance of structural change in industry for growth', *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland*, Vol. 29, pp.1-23.
- White, H. (1980), 'A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity', *Econometrica*, Vol. 48, pp.817-838.
- World Bank (2002) *World Development Indicators on CD-ROM*. Washington, D.C.
- Yoo, S.-H. (2001), 'A robust estimation of hedonic price models: least absolute deviations estimation', *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 55-58.
- Yoo, S.-H. (2003) 'Does information technology contribute to economic growth in developing countries? a cross-country analysis', *Applied Economics Letters*, Vol. 10, pp.679-682.
- Yoshikawa, H. (2000), 'Technical progress and the growth of the Japanese economy-past and future', *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 16, pp.34-45.