

政治經濟的 透明性이 經濟成長에 미치는 效果: 國際 橫斷面 資料分析*

全 相 準**

논문 초록

본고에서는 World Bank와 국제투명성협회의 자료를 사용하여 국가간 소득수준과 성장률의 차이를 설명해 주는 요인들 중 특히 공공부문의 정치경제적 투명성을 나타내는 부패인식지수에 집중한 실증분석을 시도하였다. Solow 모형에 인적 자본 축적 및 기술적 지식 축적을 포함한 내생적 성장모형을 사용하여 각국의 소득수준과 소득성장률의 차이를 부패인식지수가 얼마나 잘 설명해 줄 수 있는지에 대한 분석을 수행하였다. 본고에서 발견한 실증분석 결과는 첫째, 세계 각국 공공부문의 정치경제적 투명성을 나타내는 부패인식지수와 소득수준 및 성장률 간에는 유의한 양의 상관관계가 존재한다. 둘째, 기존의 연구결과와는 달리, 부패인식지수는 투자율에 대한 효과보다는 무역 특히 수출에 대한 효과를 통하여 소득수준과 성장률에 영향력을 행사한다는 사실이 발견되었다. 셋째, 물적 및 인적 자본만을 자본으로 포함한 모형보다는 기술적 지식을 광의의 자본의 일종으로서 포함한 내생적 성장모형이 세계 각국의 소득수준과 성장률의 격차를 더 잘 설명해 줄 수 있다. 넷째, 부패인식지수가 수출에 영향을 미치는 메커니즘은 주로 총요소생산성의 제고를 통한 것임을 발견하였다.

핵심주제어: 부패인식지수, 내생적 성장모형, 인적자본 축적.

경제학문헌목록 주제분류: E0, O4.

* 본 논문에 대하여 매우 유익하고 건설적인 논평을 해주신 연세대학교 이동원 교수님과 익명의 심사위원들께 깊은 감사를 드립니다.

** 선문대학교 국제경제학과 조교수, sjun@omega.sunmoon.ac.kr

I. 序 論

독일 베를린에 본부를 두고 있는 국제적인 비정부기구(NGO)인 국제투명성협회(Transparency International: TI)는 세계적으로 저명한 정치, 경제 분석가들과 기업인들을 대상으로 한 설문조사 등 10가지 자료를 토대로 매년 국가별 '부패인식지수'(corruption perceptions index: CPI)를 발표하고 있다. 동협회가 1998년 9월 22일 발표한 1998년도 국가별 부패지수에 따르면 한국은 부패가 전혀 없다고 인식된 상태인 10점 만점에 4.2점으로 평가되어 조사 대상 85개국 중 아프리카의 짐바브웨와 함께 공동 43위를 기록했다. OECD(경제협력개발기구)의 29번째 회원국인 우리나라는 국가 청렴도에서 멕시코를 제외하면 OECD 회원국들 중 최하위를 기록하고 있다. 이번 발표에서 세계에서 부패가 가장 적은 국가로는 10점 만점을 받은 덴마크가 선정되었으며, 이어 핀란드, 스웨덴, 뉴질랜드, 아이슬란드, 캐나다, 싱가포르, 네덜란드, 노르웨이, 스위스 등의 순이었다. 그리고 예상한 바와 같이 외환위기를 경험한 한국, 인도네시아, 태국, 말레이시아 등 동아시아 국가들과 멕시코, 브라질 등 중남미 국가들 및 아프리카 국가들의 부패정도가 심각한 것으로 평가되었다.

부정부패(corruption) — 또는 역으로 정치경제적 투명성(politico-economic transparency) — 와 경제성장 사이에는 밀접한 함수관계가 존재한다는 사실은 최근 경제성장과 부패지수(역으로 청렴도 또는 투명성지수) 간의 관계를 연구하는 경제학자들에 의해 밝혀지고 있다. 지금까지 경제성장과 기관효율성(institutional efficiency)의 상관관계에 대한 다양한 연구들이 수행되어 왔으나 그 중 특히 부패지수에 주목한 체계적 연구는 Mauro(1995)가 최초이다. Mauro(1995)는 민간 경제분석회사인 Business International(BI)의 기관효율성(institutional efficiency)에 대한 9가지 지표(정치적 변동성, 정치적 안정성, 야당집권확률, 노동안정성, 인접국과의 관계, 테러리즘, 사법체계, 관료제도와 관료적 형식주의, 부패지수)를 사용하여, 부패와 투자 또는 부패와 성장 간의 음의 관계가 통계적 및 경제적 의미에서 유의하다는 사실을 발견하였다.

Shleifer and Vishny(1993)는 부패에 대한 그들의 이론적 논문에서 다음의 두 가지 명제를 제시하고 있다. 첫째, 정부기관 및 정치과정의 구조가 부패수준에 대한 매우 중요한 결정요인이다. 특히, 정부소속기관들을 통제하지 못하는 약한 정부는

아주 높은 수준의 부패를 경험한다. 둘째, 부패의 비합법성과 비밀 유지의 필요성은 부패가 그와 유사한 정부활동인 과세보다 훨씬 더 왜곡적이고 고비용이 되도록 만든다. 그들은 이러한 결과들이 몇몇 개발도상국들에서 부패가 아주 만연되어서 이것이 경제발전에 큰 장애가 되고 있는 이유를 설명해 줄 수 있다고 주장한다.

Murphy, Shleifer, and Vishny(1991, 1993)는 관료제도, 부정부패와 같은 지대 추구 부문(rent-seeking sector)에 대한 인적자원의 배분은 재능있는 사람들의 사적 수입의 대부분이 부의 창조로부터가 아닌 부의 재분배로부터 발생하도록 하기 때문에 경제성장을 감소시킨다고 주장한다. 그들은 인적자원(재능)의 지대추구부문으로의 배분이 경제성장에 해로운 이유로 다음의 3가지를 들고 있다. 첫째, 지대추구부문이 확대될 때, 이 부문은 노동력과 기타 자원을 흡수하고 따라서 소득을 감소시킨다. 몇몇 개발도상국(개도국)에서 정부 관료제도의 방대한 규모는 이 효과를 예시해 준다. 둘째, 지대추구부문이 생산부문에 부과하는 조세는 생산에 대한 유인(동기부여)을 감소시켜서 또한 소득을 감소시킨다. 이 효과의 예로는 페루와 같은 저개발국에서 기업을 설립하는 어려움(관료제도의 경직성과 비효율 및 부패 등에 의해)을 들 수 있다. 셋째, 만약 가장 재능있는 사람들이 지대추구자가 되면, 기업가의 능력은 더 낮아지고, 따라서 기술진보율과 성장률은 더 낮아지기 쉽다. 오늘날 미국에서 가장 재능있는 사람들은 법률이나 금융 서비스 부문에 종사하는데, 이는 미국이 오늘날 과거에 비해 낮은 생산성 성장률을 보이는 한 원인일 수도 있다. 지대추구부문이 가장 재능있는 사람들에게 생산부문이 제공하는 것보다 더 높은 보수를 제공할 때 소득과 성장은 그렇지 않은 경우보다 훨씬 더 낮을 수 있다. 그들은 국제 횡단면 자료를 사용한 실증분석 결과, 대학에서 공학(생산부문) 전공자의 비율이 높은 국가들의 성장률이 높았고, 법학(지대추구부문) 전공자의 비율이 높은 국가들의 성장률이 낮다는 사실을 발견하였다.

Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Barro(1997)는 Knack and Keefer(1994)의 *International Country Risk Guide* 자료 — 제도의 질에 대한 5가지 지표: rule of law(법치: 제도가 법의 시행, 분쟁조정, 권력의 질서정연한 이양을 효과적으로 제공하는 정도), 정부의 부패(국제무역, 과세, 치안 등 분야에서 뇌물의 빈도), 행정관료의 질(정치압력으로부터 자율성의 정도), 징발 위험(몰수 및 국유화 위험 평가), 정부의 계약이행 거부(정권교체에 따른 계약의 취소나 변경 위험) — 를 사용하여 성장 회귀 분석을 수행하였다. 그 결과, 5가지 지표 중 rule of law(법치) 지표가 성장에 대하

여 가장 큰 설명력을 갖고 있다는 사실을 발견하였다. 그들이 사용하는 rule of law 지표는 본고에서 사용하는 부패인식지수(corruption perceptions index: CPI)의 부분 집합으로 생각될 수 있다. 더 자세한 내용은 제 III 절 실증분석의 자료 설명을 참조할 수 있다.

부패가 성장률을 낮춘다고 하는 Shleifer and Vishny(1993), Murphy, Shleifer, and Vishny(1991, 1993), Barro and Sala-i-Martin(1995) 등의 주장과는 반대로, 부패가 오히려 성장률을 높일 수도 있다는 주장이 Leff(1964), Huntington(1968) 등에 의해 제기되었다. 그 이유는 첫째, '급행료'(speed money)와 같은 뇌물관행은 정부관료의 인허가 지연이나 부담스러운 규제를 피할 수 있도록 하기 때문에 기업가의 경제활동의 효율성을 높일 수 있다. 둘째, 부패한 국가에서 뇌물을 부과하는 것이 허용되는 정부관료들은, 뇌물이 일종의 성과급(piece rate)으로 작용할 경우에 민원인에게 도움이 되도록 더욱 열심히 일하게 될 것이라고 한다.

이상과 같은 기존 연구의 논쟁점들을 고려한 본고의 연구목표는 다음과 같다. 첫째, 위에서 설명된 부패와 성장 간의 관계에 대한 상반된 주장들 중 어느 것이 맞는지에 대하여 실증분석하고, 둘째, Mauro(1995)가 발견한 것과 같이 부패지수는 투자에 대한 유의한 양의 효과를 통하여 성장에 영향을 미치는지의 여부를 살펴보면, 셋째, 만약 Mauro(1995)가 발견한 부패지수-투자-성장 간의 밀접한 관계가 성립하지 않는다면, 부패가 성장에 영향을 주는 매커니즘은 과연 무엇인지에 대한 심도 있는 실증분석을 수행하는 것이다.

본고에서는 회귀분석의 기본모형으로서 Mankiw, Romer, and Weil(1992)에 의한 Solow 확장 모형(MRW 모형)과 Nonneman and Vanhoudt(1996)에 의한 MRW 모형의 확장 모형(NV 모형)을 사용하여 부패인식지수와 경제성장 간의 관계, 그리고 동지수와 투자율, 수출의존도, 총요소생산성 간의 관계를 탐구하고 있다. 본고는 비즈니스 인터내셔널(BI)사의 기관효율성 자료(institutional efficiency, 1980~1983)와 Summers and Heston(1988)의 1960~1985년 기간 자료를 사용한 Mauro(1995)와는 달리, 최근 독일에 본부를 두고 있는 세계적인 비정부기구(NGO)인 국제투명성협회(Transparency International: TI)가 발표한 부패인식지수(corruption perceptions index: CPI, 1980~1998)와 세계은행(World Bank)의 *World Development Indicators*(1997)와 같은 보다 최근의 통계자료를 사용하고 있다.

방법론에서 Mauro(1995)는 부패지수, 관료제 효율성 지수, 기관효율성 지수 및

Barro(1991)의 다양한 설명변수들이 투자/GDP 비율이나 1인당 GDP 성장률에 미치는 영향을 회귀 분석하고 있다. 그러나 Levine and Renelt(1992)는 Leamer(1983)의 外項限界分析(extreme-bounds analysis: EBA)의 한 변형을 사용한 연구에서 기존의 성장회귀분석에서 사용된 대부분의 설명변수들과 성장 간의 관계가 조건정보집합(conditioning information set)의 사소한 변동에도 매우 취약하다는 사실을 발견하였다. Nonneman and Vanhoudt(1996)는 1인당 GDP 성장률을 종속변수로 하고, 期初所得 수준, 투자/GDP 비율, 중등학교등록률, 인구성장률을 설명변수로 사용한 Mankiw, Romer, and Weil(1992: MRW)의 모형을 확장하여 기술적 지식(technological know-how) 축적의 대리변수인 연구개발지출/GDP 비율을 설명변수 집합에 추가하였다.

본고에서는 Levine and Renelt(1992), Mankiw, Romer and Weil(1992), Nonneman and Vanhoudt(1996)의 연구를 참조하여, 수많은 설명변수들을 하나의 회귀방정식에 포함한 Barro(1991), Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992, 1995)이나 Mauro(1995) 등과는 달리, 설명변수의 숫자를 3~5개 정도로 제한하는 MRW(Mankiw, Romer, and Weil) 모형(1992)과 NV(Nonneman and Vanhoudt) 모형(1996)을 사용하여 회귀분석을 수행하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절의 모형 설정에서는 내생성장 모형들처럼 인적자본 축적에 기반을 두지만 신고전과 모형과 같이 소득수준의 수렴을 예측하는 Mankiw, Romer, and Weil(1992: MRW) 모형과 기술적 지식축적의 대리변수로서 연구개발지출/GDP 비율을 포함하도록 이 모형을 확장한 Nonneman and Vanhoudt(1996: NV) 모형을 도입하여 실증분석을 위한 회귀방정식을 설정한다. 제Ⅲ절의 실증분석에서는 본고에 사용된 자료의 해설과 함께, MRW 모형과 NV 모형의 회귀방정식들의 추정결과가 제시되어 있다. 제Ⅳ절에서는 본고의 연구결과를 요약하고 결론을 내리고 있다.

II. 模型 設定

1. MRW 모형

본고의 연구목적은 전세계적인 경제성장 원천의 탐구라기보다는 경제자료에서 관찰되는 국가들간의 방대한 소득격차를 부패인식지수를 사용하여 설명하는 데 있다. 따라서 실증분석에 사용하는 모형은 인적자본 축적에 기초한 내생성장모형 또는 신고전파 성장모형의 변형이 적합하다. 이러한 목적에 잘 부합되는 모형은 Mankiw, Romer, and Weil(1992)에 의하여 개발되었다. 이들은 이 모형을 확장된 Solow 모형이라고 불렀으나, 이 모형이 내생적 성장모형에서 강조하는 인적자본 축적을 중심적인 변수로서 포함하고 있으며 원래의 Solow 모형과는 크게 다른 구조와 함의를 갖고 있다는 점에서 본고에서는 MRW 모형이라고 부르려고 한다. MRW 모형은 인적자본 축적에 기반을 두고 있다는 점에서 내생적 성장모형의 특징을 갖고 있지만, 대부분의 내생적 성장모형들¹⁾과는 달리 국가간 소득의 수렴을 예측한다는 점에서 Solow 등의 신고전파 모형과 유사한 특징을 갖고 있다. 이와 같이 MRW 모형은 내생적 성장모형과 신고전파 성장모형의 주요 특징을 공유하기 때문에 자료에서 관찰되는 국가간의 방대한 소득격차를 설명하기 위한 실증분석의 적합한 틀로서 사용될 수 있다.

MRW 모형의 도출과정은 많이 알려져 있기 때문에 부록으로 넘기고, 본문에서는 도출된 회귀분석을 위한 주요 방정식들에 집중하고자 한다. 상세한 도출과정은 부록을 참조할 수 있다.

MRW 모형에서 산출(Y)은 물적자본(K), 인적자본(H), 노동(N) 및 기술(지식: A)을 투입하여 생산된다. 규모에 대한 보수 불변의 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하면, 균형성장경로 위에서 1인당 소득을 나타내는 다음 방정식을 얻을 수 있다.

1) 초기의 내생성장모형들은, Solow 모형과 같은 신고전파 성장모형과는 달리, 수렴을 함의하지 않았으나 후기의 내생성장모형들 중 특히 기술확산(technology diffusion) 모형들은 기술선도국으로부터 기술후발국으로의 기술확산(보급)에 의해 기술적 catch-up을 통한 국가간 소득수렴 현상이 발생할 수 있음을 암시하고 있다. 기술확산모형에 대하여는 Barro and Sala-i-Martin(1995)의 Ch. 8이나 Benhabib and Spiegel(1994)의 모형과 실증분석을 참조할 수 있다.

$$\ln \frac{Y(t)}{N(t)} = a + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)] + \epsilon. \quad (1)$$

여기서 a 는 최초 기술수준($\ln A(0)$)의 상수항,²⁾ g 는 기술성장률, t 는 시간추세, α 와 β 는 각각 물적 및 인적 자본 소득분배율, s_K 와 s_H 는 각각 물적 및 인적 자본 저축률, n 은 노동(인구) 성장률, δ 는 자본의 감가상각률, ϵ 은 최초 기술수준의 국가별 특정충격이다. 우리는 물적 및 인적 자본 저축률(s_K 와 s_H)과 인구 성장률(n)이 생산함수를 이동시키는 국가별 특정충격(ϵ)에 독립적이라고 가정한다. 따라서 식(1)을 사용하여 우리는 인적자본 축적에 기반을 둔 모형 내에서 물적 및 인적 자본의 저축률과 인구 성장률이 국가간의 소득격차를 어느 정도나 설명 가능한지를 실증 분석할 수 있다.

식(1)은 근본적으로 안정상태의 1인당 국민소득 수준이 물적 및 인적 자본 축적률(s_K 와 s_H), 인구성장률(n), 기술진보율(g), 감가상각률(δ)의 함수라는 것을 의미하며, 이 식을 실증분석에 사용한 회귀방정식의 오차항(ϵ)에는 소득수준에 영향을 주는 국가별 특정충격으로서의 기타 변수들 — 본고에서는 이 중 특히 국제투명성협회의 부패인식지수(CPI)에 집중하고 있음 — 이 포함되어 있다고 볼 수 있다. 따라서 우리는 식(1)을 다음과 같이 일반화할 수 있다.

$$\ln \frac{Y(t)}{N(t)} = f(\ln s_K, \ln s_H, \ln(n+g+\delta), \epsilon). \quad (2)$$

Solow 모형과 유사하게 MRW 모형에서도 저축률과 인구성장률이 1인당 소득에 미치는 영향에 대하여뿐만 아니라 소득과 자본스톡의 균형성장 경로에 대한 수렴 속도에 대하여도 특유한 예측을 한다. 즉, 우리는 안정상태 주위에서 1인당 소득의 수렴속도를 나타내는 다음과 같은 방정식을 얻는다.

$$\ln \dot{y}(t) = -\lambda [\ln y(t) - \ln y^*], \quad \lambda = (1-\alpha-\beta)(n+g+\delta). \quad (3)$$

여기서 $x(t) \equiv \ln y(t) - \ln y^*$ 라고 하면 위 식은 $\ln y(t) - \ln y^* = e^{-\lambda t} [\ln y(0) - \ln y^*]$

2) 최초 기술수준은 상수항(a)과 국가별 특정충격(ϵ)의 합으로 가정되었다. 즉, $\ln A(0) = a + \epsilon$.

를 암시하고, 따라서 우리는 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\ln y(t) - \ln y(0) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln y^* - (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0). \quad (4)$$

위의 식에 $\ln y^*$ 를 위한 식을 대입하면,

$$\begin{aligned} \ln y(t) - \ln y(0) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} [\ln s_K - \ln(n + g + \delta)] \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} [\ln s_H - \ln(n + g + \delta)] \\ &\quad - (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0). \end{aligned} \quad (5)$$

식(5)는 특정 기간 동안의 1인당 소득성장률이 안정상태 소득의 결정요인 — 즉, 물적 및 인적 자본 저축률과 인구성장률 등 — 과 期初所得($\ln y(0)$)의 함수라는 것을 의미한다. 이 식에서 λ 는 어느 시점의 소득이 균형성장경로상의 안정상태 소득에 접근하는 수렴속도를 나타내는 모수가 되며 식(3)에 나타난 바와 같이 물적자본 소득분배율(α), 인적자본 소득분배율(β)과 인구성장률(n), 기술진보율(g) 및 감가상각률(δ)의 함수가 된다. 만약 α 와 β 가 각각 약 1/3이고 $n+g+\delta$ 가 약 6%라면, 수렴속도 λ 는 약 2% (연간)이고 이는 경제가 특정 시점으로부터 균형성장경로까지 남은 거리의 절반 정도에 도달하는 데 약 35년이 걸린다는 것을 의미한다.³⁾ 이러한 수렴속도는 Solow 모형의 수렴속도의 1/2에 해당하는 수치이며 대부분의 내생 성장모형들은 전혀 수렴이 없다는 것을 암시하기 때문에, MRW 모형의 수렴에 대한 예측은 Solow 모형으로 대표되는 신고전파 성장모형과 내생적 성장모형의 중간에 있다고 할 수 있다. 따라서 우리는 특정 기간의 1인당 소득성장률, 기초소득, 물적 및 인적 자본 축적률과 인구성장률 등에 대한 국제경제자료를 사용하여 식(5)를 추정함으로써 물적 및 인적 자본 축적률과 인구성장률 등이 경제성장률에 미치는 영향의 규모뿐만 아니라 경제의 균형상태로의 수렴 여부와 그 속도까지 추정할 수 있다.

3) 일정한 음의 성장률을 가진 어떤 변수, 예를 들어 $\ln y - \ln y^*$ 가 절반으로 감소하는 데 걸리는 시간(t^*) — 즉, 반감기(half-life) — 은 $\exp(-\lambda t^*) = 1/2 \Rightarrow t^* = -\ln(0.5)/\lambda = 0.693/\lambda = 0.693/0.02 = 34.65$ 와 같이 계산할 수 있다.

식(5)는 근본적으로 특정 기간 동안의 1인당 소득성장률이 물적 및 인적 자본 축적률(s_K 와 s_H), 인구성장률(n), 기술진보율(g), 감가상각률(δ)과 期初所得($y(0)$)의 함수라는 것을 의미하며, 이 식을 실증분석에 사용한 회귀방정식의 오차항(e)에는 소득성장률에 영향을 주는 기타 변수들이 포함되어 있다고 볼 수 있다. 따라서 우리는 식(5)를 다음과 같이 일반화할 수 있다.

$$\ln y(t) - \ln y(0) = f(\ln s_K, \ln s_H, \ln(n+g+\delta), \ln y(0), e). \quad (6)$$

본고의 제 III 절에서는 식(5)를 직접 추정할 뿐만 아니라 식(6)의 변수 e 에 국제 투명성협회(TI)의 부패인식지수(CPI)와 지금까지 경제성장에 관한 실증분석에서 1인당 소득성장률에 주요한 영향을 미치는 변수로서 판명된 기타 변수들을 설명변수로서 포함하여 추정한 결과도 함께 제시하고 있다. 이는 MRW 모형이 강조하는 한정된 변수들 이외에 국가간 소득성장률의 차이에 영향을 미치는 주요 변수들에 과연 어떠한 것들이 있는가 하는 성장의 원천(sources of growth)에 대한 우리의 의문을 푸는 데 공헌할 수 있을 것이다. Barro and Sala-i-Martin(1995)은 기타 설명변수로서 교육성취도, 예상수명, 교육에 대한 공공지출, GDP에 대한 투자비율, 정부 소비지출, 외환에 대한 암시장 프리미엄, 정치적 불안정성, 교역조건, 출산율, 관세율, 참정권 및 시민권 등 민주주의의 지수, 국가위험 지수, 전쟁모의변수, GDP에 대한 국방비 지출비율, 민간 및 공공투자 비율, 노동연령(15~64세) 인구규모, 인접국으로부터의 경제효과, 금융시장 발전도 지표, 지역모의변수 등을 포함하고 있다.

2. NV 모형

Nonneman and Vanhoudt(1996: NV)는 1인당 실질 GDP 성장률을 종속변수로 하고, 투자/GDP 비율, 중등학교 등록률, 인구성장률을 설명변수로 사용한 Mankiw, Romer, and Weil(1992: MRW)의 모형을 확장하여 기술적 지식(technological know-how)의 대리변수인 연구개발지출/GDP 비율을 설명변수 집단에 추가하였다.

NV 모형에서는 산출이 물적자본(K), 인적자본(H), 기술적 지식(T)의 세 가지 광의의 자본과 노동(N)을 투입하여 생산된다. 규모에 대한 보수 불변의 Cobb-

Douglas 생산함수를 가정하면,

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} T(t)^{\gamma} (A(t) N(t))^{1-\alpha-\beta-\gamma},$$

$$\alpha + \beta + \gamma < 1; \quad 0 < \alpha, \beta, \gamma < 1. \quad (7)$$

MRW 모형에서의 식 도출 과정과 유사한 과정을 거쳐서, 안정상태에서 1인당 국민소득 수준은 NV 모형에서 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{Y(t)}{N(t)} &= a + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] \\ &\quad + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)] \\ &\quad + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_T - \ln(n+g+\delta)] + \varepsilon. \end{aligned} \quad (8)$$

국가들이 안정상태(균형성장경로상)에 있다는 가정을 완화하면, 특정 기간의 1인당 GDP 성장률은 물적자본축적률(s_K), 인적자본축적률(s_H), 기술적 지식축적률(s_T), 인구성장률(n), 기술진보율(g), 감가상각률(δ) 등의 함수로서 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y(t) - \ln y(0) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)] \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_T - \ln(n+g+\delta)] \\ &\quad - (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0). \end{aligned}$$

단, $\lambda = (1-\alpha-\beta-\gamma)(n+g+\delta).$ (9)

MRW 모형에서와 같이 위의 식(8)과 (9)를 일반화하면, 우리는 다음과 같은 식들을 얻는다.

$$\ln \frac{Y(t)}{N(t)} = f(\ln s_K, \ln s_H, \ln s_T, \ln(n+g+\delta), \varepsilon). \quad (10)$$

$$\ln y(t) - \ln y(0) = f(\ln s_K, \ln s_H, \ln s_T, \ln(n+g+\delta), \ln y(0), e). \quad (11)$$

실증분석을 위한 회귀방정식으로 사용될 식(10)의 ε 과 식(11)의 e 에는 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수(CPI)가 정치경제적 투명성을 나타내는 변수로서 포함된다.

제Ⅲ절의 실증분석에서는 MRW 모형에서 도출된 식(1), (2), (5), (6)뿐만 아니라, NV 모형의 식(8) ~ (11)이 회귀분석을 위한 기초방정식으로서 사용된다.

Ⅲ. 實證分析

1. 자료

본고에서는, 부패와 경제성장 간의 상관관계를 분석하기 위해 민간기업인 Business International(BI)사의 기관효율성지수(institutional efficiency index, 1980~1983)를 사용한 Mauro(1995)의 연구와는 달리, 보다 최근에 발표된 국제투명성협회(Transparency International: TI)의 부패인식지수(Corruption Perceptions Index: CPI, 1980~1998)를 사용하고 있다. Mauro(1995)에 의해 사용된 BI사의 기관효율성지수는 세계 각국에 상주하는 BI사의 통신원과 분석가들에 의해 작성된 1980~1983년 기간 동안 68개국의 56개 국가 위험요인에 대한 지수들 중 정치적 변동성, 정치적 안정성, 야당의 집권확률, 노동의 안정성, 인접국과의 관계, 테러리즘, 사법체계, 관료제도와 관료적 형식주의 및 부패 등 9가지 지수들의 평균으로서 정의된다. 위의 9가지 지수들은 모두 서로 유의한 양의 상관관계를 가지고 있다. BI사의 기관효율성지수는 0과 10 사이의 수치로서 10에 가까울수록 그 국가는 좋은 기관(good institutions)을 가지고 있으며 0에 가까울수록 좋지 않은 기관을 가진 것으로 평가된다. BI사의 기관효율성지수 자료들은 현재 '경제학자정보단위'(The Economist Intelligence Unit) 안에 통합되어 있다.

국제투명성협회(TI)는 1993년에 창립되어 독일 베를린에 본부(국제사무국)를 두고 세계 60여 개국에 지부를 갖고 있는 국제적인 비정부기구(NGO: non-governmental organization)로서 정부의 투명성을 제고하고 국제 및 국내 부패를 억제하는 것을 목표로 하고 있다. 국제투명성협회는 국제사회에서 부패에 대한 인식을 제고하고 부패수준을 감소시키기 위한 노력을 증진시키기 위해 독일의 괴팅겐대학과 합작으로 1995년부터 부패인식지수(corruption perceptions index: CPI)를 발표해 오고 있다. 부패인식지수(CPI)는 사업가, 위험분석가, 언론인 및 일반 대중에 의해 인식된 85개국 공공부문(관료와 정치가 등)의 부패수준을 평가한 지표이다. 부패인식지수는 0과 10 사이의 숫자로 표시되는데, 10은 특정 국가의 정부가 거의 부패가 없다고 인식되는 것을 의미하고, 0은 특정 국가의 정부가 거의 완전히 부패한 것으로 인식되는 것을 뜻한다. 국제투명성협회는 민간부문이 아닌 공공부문의 부패에 관심을 집중해 왔으며, 부패를 사적 이득을 위한 관료나 정치가들의 공직 남용으로서 정의한다. 이러한 예로는 관료나 정치가들에 대한 뇌물, 공적 조달(구매)시 일부 환불(rebates, kickbacks), 공적 자금의 횡령 등을 들 수 있다. 특정 국가 정부의 부패 정도를 편견이 없이 공정하고 정확하게 측정한다는 것은 매우 어려운 일이고, 비교 평가 순위를 산정하기 위한 충분히 광범위한 국가표본과 완전히 신뢰 가능한 방법론을 가진 특정한 개별 조사원천이나 방법은 존재할 수 없다.

따라서 국제투명성협회의 부패인식지수(CPI)는 다양한 표본추출 방법을 사용한 신뢰 가능한 국제 여론조사 결과들(최대 12개 조사)로 구성된 복합지표(composite index)이다. 특정 국가가 부패인식지수표에 포함되기 위해서는 사용된 여론조사의 개수가 최소한 3개 이상이어야 한다. 이러한 조사방법을 '여론조사의 여론조사'(poll of polls) 방법이라고 하는데, 예를 들어 1998년의 부패인식지수에 사용된 국제 여론조사 자료의 원천은 첫째, 경제학자 정보단위: 국가 위험 서비스 및 국가 예측(Economist Intelligence Unit: Country Risk Service and Country Forecasts) — 이는 Mauro(1995)가 사용한 Business International(BI)사의 기관효율성지수를 포함 —, 둘째, 갤럽 인터내셔널: 50주년 기념조사(Gallup International: 50th Anniversary Survey), 셋째, 국제경영개발원: 세계 경쟁력 연감(Institute for Management Development: World Competitiveness Yearbook), 넷째, 정치·경제적 위험 자문: 아시아 정보號(Political & Economic Risk Consultancy: Asian Intelligence Issue), 다섯째, 정치위험 서비스: 국제 국가위험 편람(Political Risk Services: International

Country Risk Guide), 여섯째, 세계은행: 세계개발 보고서 및 민간부문 조사(World Bank: World Development Report & Private Sector Survey), 일곱째, 세계경제포럼 및 하버드 국제개발연구소: 세계 경쟁력 조사(World Economic Forum & Harvard Institute for International Development: Global Competitiveness Survey) 등이다.

본고에서는, Summers and Heston(1988)의 1960~1985년 기간을 위한 130개국 국민소득 계정자료를 사용한 Barro(1991, 1997), Barro and Sala-i-Martin(1995), Mankiw, Romer, and Weil(1992) 등과는 달리, 보다 최신 자료로 구성된 World Bank(세계은행)의 1997년도 *World Development Indicators* (WDI 1997 CD-ROM) 자료를 사용하였다. 이 자료 집단은 1970~1995년의 기간 동안 세계 209개 국가들에 대한 500가지의 경제 사회 개발변수들의 연간 자료를 포함하고 있다. 세계은행 자료는 Summers and Heston(S-H)의 자료에 비해 최신 자료이며 더 많은 국가들에 대한 더욱 다양한 경제 사회 개발변수들을 보유하고 있다.

본고의 실증분석에서 사용된 1인당 실질 GDP는 1987년도 불변가격 미 달러화 표시 GDP를 인구로 나눈 지표를 사용하였다. MRW 모형이나 NV 모형에서 저축률(물적자본 축적률: s_K)은 국민소득에 대한 투자의 비율(즉, $s_K = I/Y$)을 의미하므로 실증분석에서는 이를 국내총투자(GDI)가 국내총생산(GDP)에서 차지하는 비율(GDI/GDP)로서 측정하였다. 일반적인 내생적 성장모형들과 MRW 모형 및 NV 모형에서 인적자본 축적률(s_H)은 비교적 측정이 곤란한 변수이다. 지금까지의 연구 — Barro(1991, 1997), Barro and Sala-i-Martin(1992, 1995), Mankiw, Romer, and Weil(1992) 등 — 에서는 인적자본축적률로서 주로 중등학교등록률(secondary school enrollment ratio)이 사용되었으나 본고에서는 이 지표 외에 중등교육⁴⁾에 대한 공공지출이 GDP에서 차지하는 비율($PSES/GDP$)을 추가적으로 사용하였다.

본고의 실증분석에서는 Mankiw, Romer, and Weil(1992: MRW), Nonneman and Vanhoudt(1996: NV)에서와 같이 $g + \delta = 0.05$ 로 가정하고 있는데, 이는 약 1~2%의 1인당 소득성장률과 3~4%의 감가상각률을 가정하는 수치이다. MRW 모형과 NV 모형의 안정(균형) 상태($y = y^*$)에서 $Y/N = Ay^*$ 이므로 Y/N (노동자 1인

4) World Bank(1997)의 교육에 관한 자료와 Barro(1991, 1997), Barro and Sala-i-Martin(1992, 1995), Mankiw, Romer, and Weil(1992)이 사용한 교육관련 자료는 모두 UNESCO의 *Statistical Yearbook*을 자료원으로 하고 있다. 여기서 말하는 중등교육(secondary education)은 우리나라의 중학교 교육뿐만 아니라 고등학교 교육까지를 포함하는 지표이다.

당 소득)의 성장률은 A 의 성장률(g)과 같게 된다. 미국 자료에서는 자본의 감가상각률이 대략 3%인 것으로 나타났고, Romer(1989)는 광범위한 국가들의 자료를 사용한 계산에서 감가상각률이 약 3~4%인 것으로 보고하고 있다. 그리고 본고에서 사용한 국제 소득자료 표본에서는 1인당 소득성장률이 연평균 약 1.2%인 것으로 계산되었다. 실증 분석에서 $g + \delta$ 에 0.05 이외의 다른 수치를 사용하여도 회귀 분석 결과에는 거의 영향을 주지 않았다.

2. 실증분석 결과

본항에서는 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수(CPI: 정치경제적 투명성지수)가 경제성장에 미치는 효과를 검정하기 위해 제II절에서 도출된 식(1), (2), (5), (6), (8)~(11)을 위에 설명된 세계은행 자료를 사용하여 추정한 결과를 제시하고 있다. 지금까지의 연구자들이 사용한 자료에 비해 본고에서 사용한 자료는 더 많은 국가들을 포함하고 있기 때문에 본고에서는 210개국(세계은행자료의 209개국+대만) 전체 표본, 98개국 비산유국 표본, 75개국 중간 표본 및 25개국 OECD 표본의 4가지 표본으로 나누어 추정한 결과를 제시하고 있다. 여기서 98개국 비산유국 표본은 Barro(1991), Barro and Sala-i-Martin(1991, 1992, 1995), Mankiw, Romer, and Weil(1992) 등이 사용한 표본과 동일한 국가들을 포함하며, 75개국 중간 표본은 Mankiw, Romer, and Weil(1992)의 표본과 동일한 국가들을 포함하고 있다. OECD(경제협력개발기구)는 1999년 5월 현재 우리나라를 포함하여 29개 회원국으로 구성되어 있다. 이 중 우리나라는 1996년 12월, 폴란드는 1996년 11월, 헝가리는 1996년 5월, 체코 공화국은 1995년, 멕시코는 1994년에 각각 회원국으로 가입하였다. 본고의 자료는 1970~1995년의 기간으로 구성되어 있으므로 실증분석에 사용되는 OECD 회원국을 1995년 이후에 가입한 체코, 헝가리, 폴란드 및 한국의 4개국을 제외한 25개국으로 한정하였다. Mankiw, Romer, and Weil(1992)의 연구에서는 OECD 회원국에 1992년까지의 회원국 22개국을 포함하였다. 전체 표본 이외의 부분 표본들의 실증분석에서 이전 연구자들과 동일한 국가집단을 포함한 이유는 그들의 연구결과와의 비교를 용이하게 하기 위한 것이다.

<표 1>에는 경제성장에 대한 연구에서 벤치마크가 되는 Barro(1991), MRW(Mankiw, Romer, and Weil, 1992), Mauro(1995) 및 본고(2000)의 실증분석 결과

〈표 1〉 Barro(1991), MRW(1992), Mauro(1995) 및 본고(2000)의 실증분석 결과 비교

설명변수	연구자	Barro(1991)	MRW(1992)	Mauro(1995)	본고(2000)
기초소득		음, 유의 ¹⁾	음, 유의	음, 유의	음, 유의
국내총투자/GDP		양, 유의	양, 유의	양, 유의	양, 유의
인구성장률		-	음, 유의	음, 유의	음, 유의
초등학교등록률		양, 유의	-	양, 유의/비유의 ²⁾	-
중등학교등록률		양, 유의	양, 유의/비유의	양/음 ³⁾ 비유의/유의	양, 유의
중등교육공공지출/GDP		-	-	-	양, 비유의
부패인식(투명성) 지수 ⁴⁾		-	-	양, 유의/비유의	양, 유의/비유의
정부지출/GDP		음, 유의	-	음, 유의	-
연구개발지출/GNP		-	-	-	양, 비유의/유의
정치적 불안정성 ⁵⁾		음, 유의	-	음, 유의/비유의	-
사회주의경제체제		음, 유의	-	-	-
혼합경제체제		양, 비유의	-	-	-
시장왜곡지수 ⁶⁾		음, 유의	-	음, 유의	-
아프리카국 더미		음, 유의	-	음, 유의	-
중남미국 더미		음, 유의	-	음, 유의/비유의	-

주: 비교된 4편의 논문의 종속변수는 모두 실질 1인당 GDP 성장률임.

- 1) 유의와 비유의를 판정하는 유의수준의 기준은 모두 10%로 하였음.
- 2) 유의/비유의는 유의한 경우가 비유의한 경우보다 많은 것. 비유의/유의는 비유의한 경우가 유의한 경우보다 많은 것.
- 3) 양/음은 부호가 양인 경우가 음인 경우보다 많은 것. 음/양은 부호가 음인 경우가 양인 경우보다 많은 것.
- 4) 부패인식(투명성) 지수는 부패도가 낮고 투명성이 높을수록 높아짐. Mauro(1995)의 부패지수(Corruption Index)와 본고(2000)의 부패인식(정치경제적 투명성) 지수(Corruption Perceptions Index: CPI)는 근본적으로 다른 기준과 특성 및 표본기간을 가지고 있음. 자세한 내용은 본문의 자료 해설 참조.
- 5) 정치적 불안정성은 연간 쿠데타 및 암살 발생 횟수에 의해 측정함.
- 6) 시장왜곡지수는 투자디플레이터를 위한 1960년 PPP(구매력평가) 지수의 표본평균으로부터의 편차규모로 측정함.

〈표 2〉 국제투명성협회(TI)의 1998년도 부패인식지수(CPI)

국가 순위	국 가 명	1998년 부패인식 지수	표준 편차	사용된 조사의 총수	국가 순위	국 가 명	1998년 부패인식 지수	표준 편차	사용된 조사의 총수
1	덴마크	10.0	0.7	9	43	한국	4.2	1.2	12
2	핀란드	9.6	0.5	9	43	짐바브웨	4.2	2.2	6
3	스웨덴	9.5	0.5	9	45	말라위	4.1	0.6	4
4	뉴질랜드	9.4	0.7	8	46	브라질	4.0	0.4	9
5	아이슬란드	9.3	0.9	6	47	벨로루시	3.9	1.9	3
6	캐나다	9.2	0.5	9	47	슬로바키아	3.9	1.6	5
7	싱가포르	9.1	1.0	10	49	자메이카	3.8	0.4	3
8	네덜란드	9.0	0.7	9	50	모로코	3.7	1.8	3
8	노르웨이	9.0	0.7	9	51	엘살바도르	3.6	2.3	3
10	스위스	8.9	0.6	10	52	중국	3.5	0.7	10
11	호주	8.7	0.7	8	52	잠비아	3.5	1.6	4
11	룩셈부르크	8.7	0.9	7	54	터키	3.4	1.0	10
11	영국	8.7	0.5	10	55	가나	3.3	1.0	4
14	아일랜드	8.2	1.4	10	55	멕시코	3.3	0.6	9
15	독일	7.9	0.4	10	55	필리핀	3.3	1.1	10
16	홍콩	7.8	1.1	12	55	세네갈	3.3	0.8	3
17	오스트리아	7.5	0.8	9	59	코트디부아르	3.1	1.7	4
17	미국	7.5	0.9	8	59	파테말라	3.1	2.5	3
19	이스라엘	7.1	1.4	9	61	아르헨티나	3.0	0.6	9
20	칠레	6.8	0.9	9	61	니카라과	3.0	2.5	3
21	프랑스	6.7	0.6	9	61	루마니아	3.0	1.5	3
22	포르투갈	6.5	1.0	10	61	태국	3.0	0.7	11
23	보츠와나	6.1	2.2	3	61	유고슬라비아	3.0	1.5	3
23	스페인	6.1	1.3	10	66	불가리아	2.9	2.3	4
25	일본	5.8	1.6	11	66	이집트	2.9	0.6	3
26	에스토니아	5.7	0.5	3	66	인도	2.9	0.6	12
27	코스타리카	5.6	1.6	5	69	볼리비아	2.8	1.2	4
28	벨기에	5.4	1.4	9	69	우크라이나	2.8	1.6	6
29	말레이시아	5.3	0.4	11	71	라트비아	2.7	1.9	3
29	나미비아	5.3	1.0	3	71	파키스탄	2.7	1.4	3
29	대만	5.3	0.7	11	73	우간다	2.6	0.8	4
32	남아프리카	5.2	0.8	10	74	케냐	2.5	0.6	4
33	헝가리	5.0	1.2	9	74	베트남	2.5	0.5	6
33	모리셔스	5.0	0.8	3	76	러시아	2.4	0.9	10
33	튀니지	5.0	2.1	3	77	에콰도르	2.3	1.5	3
36	그리스	4.9	1.7	9	77	베네수엘라	2.3	0.8	9
37	체코	4.8	0.8	9	79	콜롬비아	2.2	0.8	9
38	요르단	4.7	1.1	6	80	인도네시아	2.0	0.9	10
39	이탈리아	4.6	0.8	10	81	나이지리아	1.9	0.5	5
39	폴란드	4.6	1.6	8	81	탄자니아	1.9	1.1	4
41	페루	4.5	0.8	6	83	온두라스	1.7	0.5	3
42	우루과이	4.3	0.9	3	84	파라과이	1.5	0.5	3
					85	카메룬	1.4	0.5	4

주: 부패인식지수의 순위는 단지 몇 가지 조사들로부터 추출된 결과와 관련되어 있으며 단지 이러한 조사에 참여한 국제사업가나 경제분석가들의 특정 국가의 부패수준에 대한 인식만을 반영하고 있다. 표준편차는 1998년 부패인식지수의 자료원 조사수치들 간의 차이를 가리킨다. 표준편차가 클수록 조사들간에 특정 국가에 대한 부패인식의 차이가 크다. 부패인식지수에 특정 국가가 포함되기 위해서는 사용된 조사의 총수가 최소한 3개 이상이어야 한다.

자료: The Corruption Perceptions Index (CPI), Transparency International, 1998. 9.

를 비교하고 있다. 종속변수는 4편의 논문 모두에서 실질 1인당 GDP 성장률이고, 각각의 설명변수에 대한 부호와 통계적 유의성이 표시되어 있다. 이 표의 결과들은 기본적으로, 국민소득성장률은 투자율, 초중등학교등록률, 부패인식(투명성) 지수(부패가 낮고 투명성이 높을수록 높음) 및 연구개발(R&D) 지출비율에 대하여는 유의한 양의 관계가 있으나, 기초소득, 인구성장률, 정부지출, 정치적 불안정성, 시장왜곡지수, 아프리카 및 중남미국 더미변수에 대하여 유의한 음의 관계가 있다는 사실을 암시한다.

〈표 2〉에는 국제투명성협회(TI)의 1998년도 부패인식지수(CPI)⁵⁾가 조사대상 85개국을 위해 제시되어 있다. 부패인식지수는 0과 10 사이의 숫자로서 1위를 차지한 덴마크의 부패인식지수가 10이라는 것은 국제사업가, 경제분석가 등이 덴마크 정부를 부패로부터 가장 자유롭고 투명한 것으로 인식하고 있다는 것을 의미한다. 한국은 부패인식지수가 4.2로서 아프리카의 짐바브웨와 함께 공동 43위를 차지할 정도로 공공부문의 부패수준이 높은 것으로 인식되었다. 중남미의 파라과이가 지수 1.5로 84위, 아프리카의 카메룬이 지수 1.4로 85위를 차지하였다. 일반적으로 아프리카와 중남미 국가 정부들이 투명도가 낮고 부패수준이 높으며, 북유럽과 북미의 경제선진국들의 투명도가 높고 부패수준이 낮은 것으로 인식되고 있다.

〈표 3〉에는 제Ⅱ절에서 도출된 식(1), (2), (8), (10)을 사용하여 1인당 소득수준과 부패인식지수(정치경제적 투명성지수) 간의 관계를 탐구하고 있다. 1인당 실질 GDP를 종속변수로 한 회귀분석에서 부패인식지수(CPI)는 단독으로 또는 투자율,

5) Barro and Sala-i-Martin(1995)은 Knack and Keefer(1994)에 묘사된 *International Country Risk Guide*(국제 국가위험 편람) 자료인 제도적 질에 대한 5가지 지표들(rule of law, corruption in government, quality of the bureaucracy, expropriation risk, and repudiation of contracts by government)이 소득성장률에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과, 5가지 지표들 중 rule of law(법치: 제도가 법의 시행, 분쟁조정 및 질서정연한 권력이양을 효과적으로 제공하는 정도) 변수가 소득성장률에 대하여 가장 큰 설명력을 가진 것으로 판명되었다. 그들이 언급한 rule of law 변수는 본고에서 사용된 부패인식지수(corruption perceptions index: CPI)의 부분집합으로 생각될 수 있다. (이에 대하여는 본문의 자료 해설을 참조하라.) 그리고 Barro and Sala-i-Martin(1995)은 1965~75 및 1975~1985의 두 기간 성장률에 대하여 1980년대 초의 동일한 rule of law 변수 수치를 사용한 결과, 유사한 계수 추정치들을 얻었기 때문에, 성장이 오히려 법치 유지 성향을 증진시키는 역인과관계(reverse causation) 내지 내생성(endogeneity) 문제를 배제할 수 있다고 결론짓고 있다. 만약 인과관계의 주요 방향이 성장으로부터 법치의 유지를 향했다면, 우리는 두 개의 다른 기간을 위해 크게 다른 추정치들을 예상했을 것이기 때문이다.

추정치	표본집단	전체표본 (210개국)	비산유국 (98개국)	중간표본 (75개국)	OECD (25개국)
종속변수: 1995년의 1인당 실질 GDP (로그)					
상수항		5.695 (0.187**)	5.767 (0.194**)	5.786 (0.219**)	7.213 (0.553**)
CPI (부패인식지수)		0.486 (0.027**)	0.476 (0.027**)	0.473 (0.029**)	0.314 (0.069**)
조정된 R^2		0.793	0.809	0.796	0.617
표준추정오차		0.661	0.647	0.659	0.468
상수항		4.994 (1.060**)	3.525 (0.806**)	2.891 (0.881**)	4.707 (1.661**)
GDIPGDP		0.300 (0.364)	1.013 (0.279**)	1.217 (0.307**)	0.827 (0.535)
LNGD		-0.237 (0.127*)	-0.656 (0.131**)	-0.672 (0.133**)	-0.391 (0.140**)
CPI (부패인식지수)		0.444 (0.035**)	0.336 (0.034**)	0.334 (0.036**)	0.282 (0.049**)
조정된 R^2		0.815	0.895	0.890	0.732
표준추정오차		0.625	0.480	0.484	0.392
상수항		4.140 (1.197**)	2.881 (1.262**)	0.568 (0.976)	0.906 (2.182)
GDIPGDP		-0.115 (0.408)	0.654 (0.310**)	0.939 (0.236**)	0.668 (0.385*)
LNGD		-0.125 (0.101)	-0.509 (0.137**)	-0.432 (0.134**)	-0.268 (0.118**)
SESPG		0.640 (0.225**)	0.503 (0.253**)	0.925 (0.288**)	1.153 (0.629*)
CPI (부패인식지수)		0.363 (0.041**)	0.283 (0.041**)	0.228 (0.050**)	0.180 (0.076**)
조정된 R^2		0.832	0.905	0.918	0.769
표준추정오차		0.595	0.457	0.419	0.364
상수항		4.831 (1.094**)	3.475 (0.778**)	2.899 (0.886**)	5.302 (1.804**)
GDIPGDP		0.378 (0.385)	1.028 (0.270**)	1.218 (0.305**)	0.725 (0.567)
LNGD		-0.210 (0.121*)	-0.607 (0.130**)	-0.622 (0.132**)	-0.361 (0.116**)
PSPEPGDP		0.105 (0.135)	0.064 (0.106)	0.064 (0.148)	0.382 (0.183**)
CPI (부패인식지수)		0.432 (0.045**)	0.336 (0.040**)	0.333 (0.048**)	0.218 (0.056**)
조정된 R^2		0.822	0.898	0.892	0.754
표준추정오차		0.622	0.478	0.483	0.375
상수항		6.152 (0.830**)	4.872 (0.817**)	4.805 (0.804**)	6.461 (1.555**)
GDIPGDP		0.144 (0.295)	0.718 (0.298**)	0.880 (0.274**)	0.527 (0.491)
LNGD		-0.102 (0.099)	-0.510 (0.130**)	-0.409 (0.103**)	-0.287 (0.114**)
PSPEPGDP		0.213 (0.175)	0.089 (0.137)	0.312 (0.131**)	0.373 (0.153**)
ERDPGNP		0.158 (0.095*)	0.159 (0.079**)	0.266 (0.089**)	0.381 (0.155**)
CPI (부패인식지수)		0.343 (0.057**)	0.272 (0.048**)	0.202 (0.047**)	0.127 (0.051**)
조정된 R^2		0.844	0.917	0.928	0.859
표준추정오차		0.489	0.362	0.325	0.289

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

*는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내고 **는 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

CPI = 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수(Corruption Perceptions Index),

GDIPGDP = $\ln(\text{GDI}/\text{GDP})$ = 로그(국내총투자/국내총생산),

LNGD = $\ln(n+g+\delta)$ = 로그(인구성장률+기술진보율+감가상각률),

PSPEPGDP = $\ln(\text{PSES}/\text{GDP})$ = 로그(중등교육에 대한 공공지출/GDP),

SESPG = 로그(중등학교등록률),

ERDPGNP = $\ln(\text{ERD}/\text{GNP})$ = 로그(연구개발지출/국민총생산).

GDP 대비 국내총투자 등 설명변수 자료는 1970~1995년 기간의 평균임.

$g+\delta$ 는 0.05(5%/년)로 가정되었음.

추정치	표본집단	전체표본 (210개국)	비산유국 (98개국)	중간표본 (75개국)	OECD (25개국)
종속변수: 1970~1995년의 1인당 실질 GDP 성장률					
상수항		0.267 (0.345)	0.289 (0.358)	0.209 (0.396)	0.728 (0.354**)
CPI (부패인식지수)		0.067 (0.050)	0.066 (0.052)	0.077 (0.056)	-0.010 (0.048)
조정된 R^2		0.026	0.032	0.045	-0.044
표준추정오차		0.832	0.790	0.799	0.343
상수항		2.571 (0.624**)	2.504 (0.877**)	2.416 (0.883**)	1.103 (1.211)
GDPPC70		-0.437 (0.133**)	-0.426 (0.180**)	-0.423 (0.180**)	-0.056 (0.162)
CPI (부패인식지수)		0.275 (0.093**)	0.269 (0.111**)	0.277 (0.112**)	0.008 (0.063)
조정된 R^2		0.170	0.127	0.141	-0.091
표준추정오차		0.734	0.758	0.758	0.351
상수항		-2.318 (1.410)	-1.381 (1.329)	-1.377 (1.363)	0.688 (2.032)
GDIPGDP		1.522 (0.372**)	1.860 (0.378**)	1.828 (0.386**)	0.564 (0.441)
LNGD		-0.089 (0.081)	-0.486 (0.169**)	-0.479 (0.167**)	-0.233 (0.081**)
GDPPC70		-0.381 (0.125**)	-0.655 (0.179**)	-0.650 (0.177**)	-0.251 (0.158)
CPI (부패인식지수)		0.217 (0.084**)	0.262 (0.091**)	0.268 (0.092**)	0.052 (0.062)
조정된 R^2		0.316	0.374	0.379	0.023
표준추정오차		0.667	0.642	0.644	0.332
상수항		-2.851 (1.557*)	-2.164 (1.441)	-2.173 (1.466)	-0.905 (1.793)
GDIPGDP		1.264 (0.381**)	1.526 (0.363**)	1.525 (0.364**)	0.529 (0.406)
LNGD		-0.031 (0.068)	-0.401 (0.149**)	-0.401 (0.150**)	-0.195 (0.073**)
GDPPC70		-0.485 (0.168**)	-0.897 (0.231**)	-0.900 (0.241**)	-0.330 (0.221)
SESPG		0.558 (0.441)	0.930 (0.463**)	0.939 (0.527*)	0.601 (0.569)
CPI (부패인식지수)		0.194 (0.080**)	0.250 (0.086**)	0.250 (0.087**)	0.022 (0.056)
조정된 R^2		0.337	0.451	0.444	0.030
표준추정오차		0.656	0.602	0.610	0.331
상수항		-2.537 (1.408*)	-1.298 (1.350)	-1.399 (1.413)	0.964 (2.268)
GDIPGDP		1.626 (0.360**)	1.862 (0.371**)	1.826 (0.386**)	0.558 (0.446)
LNGD		-0.097 (0.093)	-0.479 (0.169**)	-0.480 (0.169**)	-0.236 (0.082**)
GDPPC70		-0.378 (0.123**)	-0.663 (0.176**)	-0.647 (0.174**)	-0.280 (0.166*)
PSESPGDP		0.087 (0.182)	0.074 (0.173)	-0.020 (0.234)	0.087 (0.174)
CPI (부패인식지수)		0.195 (0.090**)	0.254 (0.096**)	0.271 (0.106**)	0.045 (0.063)
조정된 R^2		0.322	0.359	0.362	-0.026
표준추정오차		0.665	0.650	0.653	0.340
상수항		-4.987 (3.585)	-5.213 (3.099*)	-5.686 (3.029*)	-0.728 (1.574)
GDIPGDP		1.238 (0.598**)	1.710 (0.525**)	1.835 (0.533**)	0.746 (0.489)
LNGD		-0.025 (0.089)	-0.374 (0.142**)	-0.354 (0.148**)	-0.181 (0.055**)
GDPPC70		-0.540 (0.246**)	-0.958 (0.213**)	-1.183 (0.308**)	-0.968 (0.196**)
SESPG		1.192 (0.831)	1.751 (0.752**)	2.278 (0.934**)	1.716 (0.443**)
ERDPGNP		-0.091 (0.171)	0.024 (0.169)	0.156 (0.286)	0.494 (0.133**)
CPI (부패인식지수)		0.178 (0.097*)	0.165 (0.078**)	0.131 (0.100)	-0.009 (0.056)
조정된 R^2		0.265	0.468	0.483	0.447
표준추정오차		0.695	0.604	0.600	0.252

주: GDPPC70 = 로그(1970년의 1인당 실질 GDP). 〈표 3〉의 각주 참조.

*와 **는 각각 10% 수준과 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

인구성장률, 중등학교등록률(SESPPG), 중등교육에 대한 공공지출/GDP(PSESP-GDP), 연구개발지출/GNP(ERDPGNP) 등을 설명변수 집단에 포함한 회귀방정식에서 4가지 표본집단 모두에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 부패인식지수의 계수 추정치는 예상된 바와 같이 모두 양으로 나와서, 공공부문의 정치경제적 투명성이 높을수록 1인당 소득수준이 높다는 사실을 발견할 수 있다. 조정된 R^2 은 최저 0.617에서 최고 0.928까지로서 부패인식지수가 세계 각국의 소득격차 변동의 상당히 많은 부분을 설명해 줄 수 있다는 것을 암시하고 있다. 위의 결과들은 각국 정부의 정치경제적 투명성에 대한 경제주체들의 인식을 나타내는 부패인식지수가 세계 각국의 소득격차를 설명하는 데 매우 중요한 변수라는 사실을 의미한다.

〈표 4〉에는 제Ⅱ절에서 도출된 식(5), (6), (9), (11)을 사용하여 1인당 소득성장률과 부패인식지수 간의 관계에 대한 회귀분석 결과가 제시되어 있다. 1970~1995년 기간의 1인당 실질 GDP 성장률을 종속변수로 한 회귀분석에서, 부패인식지수(CPI)는 단독으로 또는 1970년의 1인당 실질 GDP(GDPPC70), 투자율, 인구성장률, 중등학교등록률(SESPPG), 중등교육에 대한 공공지출/GDP(PSESPGDP), 연구개발지출/GNP(ERDPGNP) 등을 설명변수집단에 포함한 회귀방정식에서 OECD 회원국 집단을 제외한 나머지 3가지 표본집단의 대부분에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 부패인식지수의 계수 추정치는 예상된 바와 같이 대부분 양으로 나와서, 공공부문의 정치경제적 투명성이 높을수록 1인당 소득성장률이 높다는 사실을 발견할 수 있다. 조정된 R^2 은 최저 -0.091에서 최고 0.483까지로서 부패인식지수가 세계 각국의 성장률 차이의 상당히 많은 부분을 설명해 줄 수 있다는 것을 암시하고 있다. 이러한 결과들은 각국 공공부문의 정치경제적 투명성에 대한 경제주체들의 인식을 나타내는 부패인식지수가 세계 각국의 소득수준의 격차뿐만 아니라 경제성장률 차이를 설명하는 데도 매우 중요한 변수라는 사실을 함축하고 있다.

위의 〈표 3〉와 〈표 4〉에 제시된 분석결과에서 우리는 세계 각국 공공부문의 정치경제적 투명성을 나타내는 부패인식지수가 세계 각국의 소득수준과 성장률 차이를 설명하는 데 매우 유의한 변수라는 사실을 알게 되었다. 그렇다면, 부패인식지수가 성장률에 영향을 미치는 메커니즘이 과연 무엇인가 하는 의문이 생긴다. 그러한 의문에 답하기 위해, 〈표 5〉와 〈표 6〉에서는 각각 투자율과 수출의존도를 종속

변수로 사용하고, 부패인식지수와 <표 4>의 기타 설명변수 집단을 포함한 회귀분석이 수행되었다. 투자율과 수출의존도를 종속변수로 사용하는 회귀분석을 수행한 이유는 Levine and Renelt(1992)의 국가간 성장회귀에 대한 민감성 분석 결과, 투자율과 수출의존도가 다른 어떤 정치경제적 변수들보다도 강건하게 성장률과 양의 상관관계를 갖고 있다는 사실이 발견되었기 때문이다. 그들은 수입의존도나 무역의존도 지표를 사용한 분석 결과도 수출의존도 지표를 사용한 결과와 거의 동일하기 때문에, 수출의존도를 사용한 연구가 성장과 수출 그 자체 사이의 관계를 연구하는 것으로 해석되어서는 안되며, 오히려 더 광의로 정의된 무역과 성장 간의 관계를 연구하는 것으로 해석되어야 한다고 주장하고 있다.

<표 5>에는 제Ⅱ절에서 도출된 식(5), (6), (9), (11)을 약간 변형시켜서 — 즉, 1인당 소득성장률 대신 투자율(국내총투자/GDP)을 종속변수로 사용하여 — 투자율과 부패인식지수 간의 관계를 탐구하고 있다. 1970~1995년 기간의 평균 국내총투자/GDP(투자율)을 종속변수로 한 회귀분석에서, 부패인식지수(CPI)는 단독으로 또는 1970년의 1인당 실질 GDP 수준(期初所得), 인구성장률, 중등학교등록률(SESPPG), 중등교육에 대한 공공지출/GDP(PSESPGDP), 연구개발지출/GNP(ERDPGNP) 등을 설명변수 집단에 포함한 회귀방정식에서 4가지 표본집단 모두에서 10% 유의수준에서도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 부패인식지수의 계수 추정치는 예상된 바와 같이 대부분 양으로 나와서, 공공부문의 정치경제적 투명성이 높을수록 투자율이 높다는 사실을 발견할 수 있다. 조정된 R^2 은 대부분 매우 낮거나 음수로 나와서, 기존의 연구결과들과는 달리, 부패인식지수가 세계 각국의 투자율 차이에 대하여 많은 부분을 설명해 줄 수는 없다는 사실을 암시하고 있다.

이 표의 결과를 보면 Mauro(1995)의 분석결과와는 반대로 부패인식지수가 세계 각국의 투자율 차이에 대한 설명력이 미약한 것으로 나타났다. Mauro의 경우, 부패지수 또는 기관효율성지수(institutional efficiency index)로서 한 민간 조사회사(Business International: BI)의 1980~1983년의 매우 한정된 기간을 위한 자료를 사용하였다. 그러나 본고에서는 1980~1998년의 보다 긴 기간 동안 7개 이상의 조사기관(BI사를 포함)의 부패 관련 조사자료를 종합한 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수(CPI)를 사용함으로써 부패 또는 정치경제적 투명성에 대한 보다 광범위하고 종합적인 평가를 할 수 있었으며, 이러한 자료에서의 질적 우위가 실증분석 결과의

〈표 5〉 투자율과 부패인식지수(정치경제적 투명성지수) 간의 관계

추정치	표본집단 전체표본 (210개국)	비산유국 (98개국)	중간표본 (75개국)	OECD (25개국)
종속변수: 1970~1995년의 평균 국내총투자/GDP (GDIPGDP)				
상수항	3.039 (0.087**)	2.994 (0.088**)	3.041 (0.082**)	3.163 (0.090**)
CPI (부패인식지수)	0.017 (0.014)	0.021 (0.014)	0.015 (0.013)	-0.008 (0.012)
조정된 R^2	0.020	0.045	0.018	-0.035
표준추정오차	0.225	0.223	0.199	0.151
상수항	3.360 (0.240**)	3.169 (0.269**)	3.159 (0.273**)	2.654 (0.470**)
GDPPC70	-0.053 (0.042)	-0.024 (0.047)	-0.023 (0.047)	0.076 (0.066)
CPI (부패인식지수)	0.036 (0.024)	0.025 (0.026)	0.026 (0.026)	-0.032 (0.022)
조정된 R^2	0.018	0.001	0.003	-0.034
표준추정오차	0.204	0.201	0.204	0.154
상수항	3.464 (0.250**)	2.946 (0.351**)	2.929 (0.359**)	2.558 (0.682**)
LNGD	-0.032 (0.022)	0.055 (0.053)	0.057 (0.053)	0.021 (0.062)
GDPPC70	-0.068 (0.043)	0.006 (0.053)	0.007 (0.053)	0.090 (0.094)
CPI (부패인식지수)	0.038 (0.024)	0.022 (0.024)	0.022 (0.024)	-0.034 (0.024)
조정된 R^2	0.017	-0.003	-0.000	-0.082
표준추정오차	0.204	0.202	0.204	0.158
상수항	2.898 (0.328**)	2.536 (0.421**)	2.522 (0.416**)	2.338 (1.087**)
LNGD	-0.004 (0.027)	0.078 (0.056)	0.078 (0.056)	0.026 (0.071)
GDPPC70	-0.094 (0.041**)	-0.029 (0.055)	-0.032 (0.057)	0.079 (0.085)
SESPG	0.210 (0.076**)	0.180 (0.078**)	0.190 (0.086**)	0.078 (0.200)
CPI (부패인식지수)	0.023 (0.023)	0.013 (0.025)	0.013 (0.025)	-0.038 (0.028)
조정된 R^2	0.081	0.032	0.030	-0.137
표준추정오차	0.198	0.198	0.201	0.162
상수항	3.436 (0.258**)	2.936 (0.347**)	2.893 (0.361**)	2.600 (0.829**)
LNGD	-0.030 (0.023)	0.055 (0.054)	0.053 (0.053)	0.020 (0.063)
GDPPC70	-0.067 (0.044)	0.006 (0.052)	0.008 (0.052)	0.085 (0.110)
PSESP GDP	-0.018 (0.045)	-0.012 (0.045)	-0.035 (0.059)	0.014 (0.097)
CPI (부패인식지수)	0.042 (0.027)	0.024 (0.028)	0.028 (0.029)	-0.035 (0.024)
조정된 R^2	-0.006	-0.030	-0.023	-0.141
표준추정오차	0.209	0.207	0.208	0.162
상수항	3.539 (0.587**)	3.453 (0.707**)	3.467 (0.720**)	2.600 (0.751**)
LNGD	-0.046 (0.017**)	-0.019 (0.062)	-0.021 (0.062)	-0.026 (0.059)
GDPPC70	-0.107 (0.071)	-0.061 (0.078)	-0.012 (0.090)	0.163 (0.086*)
SESPG	0.050 (0.119)	-0.023 (0.131)	-0.135 (0.177)	-0.214 (0.226)
ERDPGNP	-0.018 (0.033)	-0.032 (0.032)	-0.058 (0.031*)	-0.162 (0.051**)
CPI (부패인식지수)	0.039 (0.036)	0.040 (0.037)	0.047 (0.036)	0.001 (0.023)
조정된 R^2	-0.021	-0.089	-0.069	-0.075
표준추정오차	0.180	0.182	0.183	0.143

주: 〈표 3〉, 〈표 4〉의 각주 참조.

*와 **는 각각 10% 수준과 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

추정치	표본집단	전체표본 (210개국)	비산유국 (98개국)	중간표본 (75개국)	OECD (25개국)
종속변수: 1970~1995년의 평균 수출/GDP					
상수항		2.637 (0.151**)	2.616 (0.154**)	2.611 (0.168**)	2.351 (0.233**)
CPI(부패인식지수)		0.108 (0.028**)	0.104 (0.028**)	0.105 (0.030**)	0.125 (0.031**)
조정된 R^2		0.172	0.184	0.175	0.132
표준추정오차		0.600	0.583	0.591	0.535
상수항		2.743 (0.767**)	3.692 (0.849**)	3.648 (0.853**)	1.225 (1.650)
GDPPC70		-0.023 (0.141)	-0.202 (0.155)	-0.199 (0.155)	0.167 (0.250)
CPI(부패인식지수)		0.118 (0.074)	0.196 (0.079**)	0.199 (0.080**)	0.075 (0.082)
조정된 R^2		0.155	0.204	0.210	0.111
표준추정오차		0.615	0.581	0.585	0.553
상수항		-0.507 (1.569)	0.280 (1.624)	0.272 (1.620)	3.938 (2.687)
GDIPGDP		0.998 (0.450**)	1.261 (0.392**)	1.250 (0.392**)	-0.384 (0.698)
LNGD		-0.032 (0.063)	-0.145 (0.152)	-0.141 (0.152)	-0.365 (0.212*)
GDPPC70		0.016 (0.152)	-0.250 (0.175)	-0.246 (0.175)	-0.042 (0.369)
CPI(부패인식지수)		0.084 (0.066)	0.174 (0.067**)	0.176 (0.067**)	0.103 (0.106)
조정된 R^2		0.219	0.325	0.326	0.172
표준추정오차		0.591	0.535	0.540	0.534
상수항		-0.106 (1.489)	0.326 (1.563)	0.405 (1.540)	6.011 (3.209*)
GDIPGDP		1.126 (0.474**)	1.273 (0.420**)	1.279 (0.420**)	-0.339 (0.696)
LNGD		-0.069 (0.054)	-0.150 (0.150)	-0.154 (0.150)	-0.415 (0.198**)
GDPPC70		0.065 (0.159)	-0.243 (0.182)	-0.225 (0.185)	0.062 (0.428)
SESPG		-0.313 (0.256)	-0.035 (0.199)	-0.102 (0.220)	-0.781 (1.032)
CPI(부패인식지수)		0.102 (0.062*)	0.175 (0.065**)	0.181 (0.065**)	0.142 (0.077*)
조정된 R^2		0.218	0.308	0.310	0.160
표준추정오차		0.591	0.542	0.547	0.538
상수항		-0.475 (1.620)	0.297 (1.653)	0.276 (1.655)	4.931 (2.921*)
GDIPGDP		0.998 (0.457**)	1.264 (0.391**)	1.251 (0.387**)	-0.406 (0.631)
LNGD		-0.028 (0.061)	-0.136 (0.150)	-0.138 (0.149)	-0.373 (0.213*)
GDPPC70		0.015 (0.154)	-0.250 (0.177)	-0.246 (0.177)	-0.145 (0.415)
PSESPGDP		0.035 (0.146)	0.041 (0.128)	0.009 (0.169)	0.315 (0.209)
CPI(부패인식지수)		0.079 (0.070)	0.169 (0.067**)	0.175 (0.068**)	0.080 (0.101)
조정된 R^2		0.197	0.306	0.306	0.162
표준추정오차		0.612	0.548	0.555	0.537
상수항		2.118 (2.148)	3.430 (2.463)	3.353 (2.508)	2.791 (2.344)
GDIPGDP		0.938 (0.557*)	1.061 (0.579*)	1.081 (0.588*)	-0.249 (0.495)
LNGD		-0.146 (0.085*)	-0.444 (0.180**)	-0.442 (0.181**)	-0.518 (0.174**)
GDPPC70		-0.363 (0.141**)	-0.597 (0.185**)	-0.632 (0.268**)	-0.110 (0.175)
SESPG		-0.027 (0.341)	-0.016 (0.387)	0.068 (0.575)	0.101 (0.539)
ERDPGNP		0.079 (0.110)	0.098 (0.115)	0.118 (0.171)	-0.457 (0.183**)
CPI(부패인식지수)		0.208 (0.061**)	0.240 (0.066**)	0.234 (0.069**)	0.228 (0.073**)
조정된 R^2		0.319	0.390	0.386	0.471
표준추정오차		0.491	0.476	0.486	0.375

주: 〈표 3〉, 〈표 4〉의 각주 참조.

*와 **는 각각 10% 수준과 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

정확성에 신뢰도를 높이는 것으로 생각된다.

참고로 본고에서 사용된 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수(CPI)와 Mauro(1995)가 사용한 Business International(BI)사의 부패지수, 관료제효율성지수, 사법제효율성지수, 정치적인정성지수 및 관료적형식주의지수 간의 상관행렬(correlation matrix)이 <표 7>에 제시되어 있다. 예를 들어, 국제투명성협회의 부패인식지수와 Mauro의 부패지수 간의 상관계수는 0.873, 부패인식지수와 관료제효율성지수 간의 상관계수는 0.923, 부패인식지수와 사법제효율성지수 간의 상관계수는 0.785, 부패인식지수와 정치적인정성지수 간의 상관계수는 0.608, 부패인식지수와 관료적형식주의지수 간의 상관계수는 0.925이다. 따라서, 본고에서 사용된 국제투명성협회의 부패인식지수와 Mauro가 사용한 기관효율성지수(=관료제효율성지수와 정치적인정성지수의 평균치이며, 관료제효율성지수는 사법제효율성지수와 관료적형식주의지수 및 부패지수의 평균치) 간에는 두 논문간의 실증분석 결과의 차이에도 불구하고 비교적 높은 상관관계가 존재한다는 사실을 알 수 있다.

Mauro(1995) 등 기존의 연구결과와는 달리, <표 5>에서 우리는 투자율에 대한 부패인식지수의 설명력이 매우 미약하다는 사실을 발견하였다. 그렇다면, 부패인식지수가 성장률과 유의한 상관관계를 갖고 있다는 사실을 설명해 줄 수 있는 또 다른 메커니즘은 무엇인가? 이에 대한 대답은 Levine and Renelt(1992)의 연구결과에서 찾을 수 있다. 그들은 국가간 성장회귀에 대한 민감성 분석(sensitivity analysis)에서 투자율과 수출의존도가 다른 어떤 정치경제적 변수들보다도 강건하게(robustly) 1인당 소득성장률과 양의 상관관계⁶⁾를 갖고 있다는 사실을 발견하였다. 따라서 만약 부패인식지수가 성장률과 유의한 상관관계를 갖고 있지만 투자율과는 미약한 상관관계를 갖고 있다면, 부패인식지수는 수출의존도와 유의한 상관관계를 통하여 성장률에 강한 영향력을 행사할지도 모른다.

이러한 가설을 검정하기 위하여 <표 6>에는 제II절에서 도출된 식(5), (6), (9), (11)을 약간 변형시켜서 — 즉, 소득성장률 대신 수출의존도(1970~1995년의

6) Frankel and Romer(1999)는 무역변수가 국민소득변수에 대해서 갖는 내생성을 극복하기 위해, 무역의 지리적 성분(geographic component) 지표를 수단변수로 사용하여 무역의 소득에 대한 효과의 수단변수 추정치를 구한다. 그 결과, 통상최소자승 추정치가 무역의 소득에 대한 효과를 과대평가한다는 증거는 없고, 무역은 소득에 대하여 정량적으로 크고 강건하지만, 약간 통계적으로 유의한 양의 효과를 갖고 있다는 사실을 발견하였다.

〈표 7〉 국제투명성협회(TI)의 부패인식지수와 Mauro의 기관효율성지수의 상관행렬

	부패인식지수 (TI)	부패지수 (Mauro)	관료제 효율성	사법제 효율성	정치적 안정성	관료적 형식주의
부패인식지수(TI)	1.000	0.873	0.923	0.785	0.608	0.925
부패지수(Mauro)	0.873	1.000	0.960	0.820	0.556	0.852
관료제효율성	0.923	0.960	1.000	0.914	0.606	0.920
사법제효율성	0.785	0.820	0.914	1.000	0.595	0.740
정치적안정성	0.608	0.556	0.606	0.595	1.000	0.539
관료적형식주의	0.925	0.852	0.920	0.740	0.539	1.000

주: 관료제효율성=관료제도의 효율성 (bureaucratic efficiency),

사법제효율성=사법제도의 효율성,

관료적 형식주의=red tape.

Mauro (1995)의 기관효율성지수(institutional efficiency index)는 관료제효율성지수와 정치적인정성지수의 평균치이며, 관료제효율성지수는 사법제효율성지수와 관료적형식주의지수 및 부패지수의 평균임.

TI=Transparency International (1998), Mauro=Mauro (1995).

자료: The Corruption Perceptions Index, Transparency International, 1998.9; Mauro (1995).

평균 수출/GDP)를 종속변수로 사용하여 — 수출의존도와 부패인식지수 간의 상관관계에 대한 회귀분석 결과가 제시되어 있다. 이 표를 보면, 우리가 추측했던 바와 같이, 부패인식지수(CPI)는 단독으로 또는 투자율, 인구성장률, 1970년의 소득수준, 중등학교등록률(ESPG), 중등교육에 대한 공공지출/GDP(PSESPGDP), 연구개발지출/GNP(ERDPGNP) 등을 설명변수 집단에 포함한 회귀방정식에서 4가지 표본집단의 대부분에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 부패인식지수의 계수 추정치는 예상된 바와 같이 전부 양으로 나와서, 공공부문의 정치경제적 투명성이 높을수록 수출비율이 높다는 사실을 발견할 수 있다. 조정된 R^2 은 최저 0.111에서 최고 0.471까지로서 부패인식지수가 세계 각국의 수출의존도 차이의 상당히 많은 부분을 설명해 줄 수 있다는 사실을 암시하고 있다. 이러한 결과들은 세계 각국 공공부문의 정치경제적 투명성에 대한 경제주체들의 인식을 나타내는 부패인식지수가 투자율보다는 수출의존도와 더 밀접한 양의 상관관계를 가지고 있으며 수출 — 또는 Levine and Renelt (1992)가 지적한 바와 같이 더 광의로 정의된 무역 — 에 대한 강건한 양의 효과를 통하여 부패인식지수가 1인당 소득성장률에 통계적으로 유의한 영향력을 행사한다는 사실을 암시하고 있다.

위의 실증분석 결과들은 부패인식지수(정치경제적 투명성지수)가 주로 수출을 통하여 국민소득 성장에 큰 영향을 미친다는 주요한 사실을 발견하였다. 그러나 왜 정치경제적 투명성이 수출에 영향을 미치는가에 대한 근본원인은 발견하지 못하였다. 따라서 다음에는 이러한 근본원인을 규명하기 위한 이론적 기반이 제시되고 실증분석이 시도된다.

Hall and Jones(1999)는 사회적 하부구조(social infrastructure)가 총요소생산성(TFP)에 대하여 통계적으로 매우 유의한 양의 효과를 갖는다는 사실을 실증분석 결과 발견하였다. 그들의 사회적 하부구조 변수는 다음과 같은 두 가지 지표를 결합하여 형성되었다. 첫번째 지표는 국제투자자들에게 국가위험도 평가자료를 제공하는 Political Risk Services라는 기업에서 발간한 *International Country Risk Guide*(국제 국가위험 편람)의 자료에서 추출된 5가지 변수(law and order 법질서, bureaucratic quality 행정관료의 질, corruption 부패, risk of expropriation 몰수 위험, and government repudiation of contracts 정부의 계약이행 거부)의 평균치이다. 두번째 지표는 Sachs and Warner(1995)의 경제개방도(openness)를 나타내는 지표로서, 1950~1994년의 기간 동안 특정 경제가 무역부문에서 개방⁷⁾된 연도의 비율을 측정한다. Hall and Jones(1999)의 연구 결과는 본고의 정치경제적 투명성을 나타내는 부패인식지수도 총요소생산성에 대하여 유의한 양의 효과를 갖고 있을 가능성이 크다는 사실을 암시한다.

Murphy, Shleifer and Vishny(1991, 1993) 및 Shleifer and Vishny(1993)가 강조한 정부관료의 지대추구(rent-seeking) 활동 — 관료제도나 부패 등 — 을 통제하기 위한 정치경제적 경쟁환경, Barro(1997)의 rule of law(법치제도), Temple and Johnson(1998)의 social capability(or arrangement: 사회제도), Hall and Jones(1999)의 사회적 하부구조(social infrastructure) 변수들은 모두 경제성장을 위한 바람직한 정치경제사회적 환경을 의미한다는 점에서 본고에서 사용하는 부패인식(정치경제적 투명성) 지수와 유사성을 가지고 있다. 그러므로 우리는 부패인식지수가 나

7) Sachs and Warner(1995)의 개방도 지표는 0에서 1 사이의 숫자로 표시되며, 특정 경제가 다음의 5가지 기준 전부를 만족시키면 개방되어 있다고 정의한다. 첫째, 비관세 장벽이 무역의 40% 이하를 포함한다. 둘째, 평균 관세율이 40% 이하이다. 셋째, 1970년대와 1980년대 동안 모든 암시장 프리미엄이 20% 이하였다. 넷째, 그 국가는 Kornai(1992)에 의해 사회주의 경제로 분류되지 않았다. 다섯째, 정부가 주요 수출품을 독점하지 않는다.

타내는 정치경제적 투명성의 제고는 슈페터적 혁신(Schumpeterian innovation)을 통해 총요소생산성(total factor productivity: TFP)을 증진시키고, 생산성의 증진은 수출품의 원가 절감 및 질 제고에 의해 수출을 촉진시켜서 성장률을 높일 수 있다는 가설을 설정할 수 있다. 즉, 본고의 부패인식(정치경제적 투명성)지수는 총요소생산성에 대한 직간접적 영향을 통하여 수출과 성장을 촉진시키는 메커니즘을 갖고 있을 수 있다고 상정할 수 있다.

이러한 가설을 검증하기 위하여 본고에서는 첫째, 총요소생산성(TFP)을 종속변수로, 부패인식지수(CPI)를 설명변수로 한 회귀분석과, 둘째, 수출의존도를 종속변수로, 총요소생산성을 설명변수로 한 회귀분석을 실시한다. 이러한 분석은 근본적으로 부패인식지수가 나타내는 정치경제적 투명성이 혁신을 위한 제도적 환경조성을 통해 총요소생산성을 제고하고, 총요소생산성의 제고는 수출상품의 원가절감 및 질 향상을 통해 수출을 증진시켜 성장을 높인다는 가설을 검증하려는 목적을 가지고 있다.

〈표 8〉에는 총요소생산성(TFP)⁸⁾ 변동을 설명하기 위해 부패인식지수(CPI)를 사용한 결과를 보여준다. 이 표에 보면 부패인식지수는 모든 회귀방정식들에서 항상 5% 이하 수준에서 통계적으로 유의하다는 사실을 알 수 있다. 회귀방정식의 전체적인 적합도를 나타내는 조정된 결정계수 R^2 값들도 0.703~0.826의 범위에 있어서 회귀모형의 적합도가 매우 높다는 것을 보여준다. 위의 실증분석 결과는 부패인식(정치경제적 투명성)지수에 의해 표현된 한 국가의 정치경제제도의 투명성이 혁신(innovation)을 위한 바람직한 경제환경 조성을 통해 총요소생산성을 향상시킨다는 사실을 암시하고 있다.

부패인식지수에 의해 표현된 정치경제적 투명성이 총요소생산성을 향상시키고, 이러한 생산성 향상이 다시 수출품의 원가절감 및 질 제고를 통해 수출을 증대시킨다는 가설을 검증하기 위한 두번째 단계로서, 위에서 구한 총요소생산성이 수출의존도에 미치는 영향을 직접 회귀분석해 보았다. 그 결과는 〈표 9〉에 제시되어 있

8) 총요소생산성(TFP)은 Hall and Jones(1999)에서와 같이 $TFP(\text{총요소생산성}) = \log(\text{실질 1인당 GDP}) - 0.5 * \log(\text{실질자본스톡/실질GDP}) - 0.1 * (\text{평균학교교육연수})$ 로 계산하였다. 실질자본스톡 자료는 Summers and Heston(1991)의 Penn World Table Mark 5.6(1995)에서 추출하였다. 평균학교교육연수는 25세 이상 총인구 중 평균학교교육연수로서 Barro and Lee(1996)의 TYR25 변수를 사용하였다.

〈표 8〉 부패인식(정치경제적 투명성)지수(CPI)가 총요소생산성(TFP)에 미치는 효과:

전체 표본 (210개국)

설명변수 \ 종속변수	총요소생산성 (TFP)	설명변수 \ 종속변수	총요소생산성 (TFP)
상수항	5.093 (0.305**)	상수항	5.593 (0.576**)
CPI (부패인식지수)	0.439 (0.041**)	PSESPGDP	0.443 (0.329)
조정된 R^2	0.703	CPI (부패인식지수)	0.343 (0.096**)
표준추정오차	0.713	조정된 R^2	0.715
		표준추정오차	0.698
상수항	5.765 (0.357**)	상수항	1.024 (2.040)
LNGD	-0.589 (0.183**)	LNGD	-0.507 (0.163**)
CPI (부패인식지수)	0.327 (0.053**)	GDIPGDP	1.015 (0.414**)
조정된 R^2	0.780	SESPG	0.425 (0.421)
표준추정오차	0.613	CPI (부패인식지수)	0.291 (0.078**)
		조정된 R^2	0.790
		표준추정오차	0.599
상수항	1.732 (1.519)	상수항	2.704 (1.614*)
GDIPGDP	1.062 (0.453**)	LNGD	-0.555 (0.156**)
CPI (부패인식지수)	0.446 (0.042**)	GDIPGP	1.034 (0.467**)
조정된 R^2	0.710	PSESPGDP	0.220 (0.214)
표준추정오차	0.704	CPI (부패인식지수)	0.293 (0.077**)
		조정된 R^2	0.790
		표준추정오차	0.600
상수항	1.486 (1.606)	상수항	6.195 (1.488**)
SESPG	1.069 (0.509**)	LNGD	-0.498 (0.123**)
CPI (부패인식지수)	0.292 (0.094**)	GDIPGDP	0.216 (0.494)
조정된 R^2	0.741	PSESPGDP	0.610 (0.194**)
표준추정오차	0.666	ERDPGNP	0.238 (0.107**)
		CPI (부패인식지수)	0.125 (0.060**)
		조정된 R^2	0.826
		표준추정오차	0.495

주: TFP(총요소생산성) = 로그(실질 1인당 GDP) - 0.5*로그(실질 자본스톡/실질 GDP) - 0.1*(평균 학교교육 연수): Hall and Jones(1999) 참조.

〈표 3〉, 〈표 4〉의 각주 참조.

*와 **는 각각 10% 수준과 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 9〉 총요소생산성(TFP)이 수출의존도에 미치는 효과: 전체 표본 (210개국)

설명변수	종속변수	설명변수	종속변수
상수항	2.681 (0.345**)	상수항	2.507 (1.317*)
TFP (총요소생산성)	0.077 (0.048*)	GDIPGDP	0.272 (0.350)
조정된 R^2	0.024	LNGD	0.011 (0.134)
표준추정오차	0.533	GDPPC70	-0.246 (0.126**)
		PSESPGDP	0.247 (0.107**)
		TFP (총요소생산성)	0.241 (0.140*)
		조정된 R^2	0.059
		표준추정오차	0.528
상수항	2.805 (0.372**)	상수항	3.584 (1.494**)
GDPPC70	-0.205 (0.150)	GDIPGDP	-0.036 (0.564)
TFP (총요소생산성)	0.276 (0.157*)	LNGD	-0.370 (0.196*)
조정된 R^2	0.034	GDPPC70	-0.231 (0.415)
표준추정오차	0.534	SESPG	0.257 (0.401)
		ERDPGPNP	0.063 (0.120)
		TFP (총요소생산성)	0.063 (0.340)
		조정된 R^2	0.143
		표준추정오차	0.459
상수항	1.692 (1.204)	상수항	5.736 (2.096**)
GDIPGDP	0.426 (0.355)	GDIPGDP	-0.287 (0.540)
LNGD	-0.044 (0.139)	LNGD	-0.346 (0.151**)
GDPPC70	-0.174 (0.130)	GDPPC70	-0.339 (0.309)
TFP (총요소생산성)	0.216 (0.151)	PSESPGDP	0.323 (0.144**)
조정된 R^2	0.013	ERDPGPNP	0.059 (0.115)
표준추정오차	0.540	TFP (총요소생산성)	0.131 (0.258)
		조정된 R^2	0.224
		표준추정오차	0.436
상수항	1.684 (1.219)		
GDIPGDP	0.443 (0.391)		
LNGD	-0.048 (0.141)		
GDPPC70	-0.160 (0.159)		
SESPG	-0.027 (0.127)		
TFP (총요소생산성)	0.209 (0.159)		
조정된 R^2	-0.008		
표준추정오차	0.546		

주: 종속변수인 수출의존도는 로그(수출/GDP).

〈표 3〉, 〈표 4〉, 〈표 8〉의 각주 참조.

*와 **는 각각 10% 수준과 5% 이하 수준에서 유의함을 나타냄.

다. 이 표에 보면, 위에서 구한 총요소생산성 지표가 수출의존도에 미치는 영향은 7개의 회귀방정식 중 3개의 경우에 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나서 <표 8>에 제시된 부패인식지수와 총요소생산성 간의 관계에 비하여 유의성이 비교적 약하다는 사실을 알 수 있다. 그러나 수출의존도는 사실, 특정국가가 정책적으로 수출주도형 성장정책을 취하고 있는지의 여부에도 크게 의존하며, 생산성 향상은 GDP에서 차지하는 수출의 비중(수출의존도)을 정량적으로 높이기보다는 오히려 수출품과 내수제품의 질적 향상을 통한 국제경쟁력 강화로 이어진다는 정성적 효과를 감안해 본다면, 위의 결과가 부패인식지수와 총요소생산성, 수출 및 성장 간의 연계 메커니즘에 반드시 반한다고 보기는 어려울 것이다. 이러한 결론을 지지해 주는 증거는 Frankel and Romer (1999)에 의하여 발견되었다. 그들은 Hall and Jones (1999)의 소득분해법(1인당 실질소득을 자본심도(자본/소득), 학교교육연수 및 총요소생산성으로 나누는 방법)을 사용하여, 무역 변수가 물적자본심도(physical capital depth)와 학교교육연수(schooling years)에 미치는 효과는 보통(중간) 수준이지만, 총요소생산성에 미치는 영향은 매우 크고 유의하다는 사실을 발견하였다. 즉, 무역과 생산성은 서로 내생적 관계가 있으며, 상승작용(synergy)을 통해 상호 영향을 준다는 것을 암시한다.

IV. 結 論

본고에서는, 기존의 경제성장 연구에서 사용된 자료들보다 훨씬 광범위한 자료인 World Bank (1997: World Development Indicators)의 1970~1995년 기간을 위한 210개국의 경제 사회 개발변수 자료를 사용하여 국가간의 1인당 실질소득 수준과 소득성장률의 차이를 설명해 주는 요인들 중 특히 공공부문의 정치경제적 투명성을 나타내 주는 부패인식지수에 집중한 실증분석을 시도하였다. 본고에서는 Solow (1956) 모형에 인적자본 축적을 포함한 Mankiw, Romer, and Weil (1992: MRW) 모형과 MRW 모형에 기술적 지식의 축적을 추가한 Nonneman and Vanhoudt (1996: NV) 모형을 사용하여 세계 각국의 1인당 실질소득 수준과 소득성장률의 차이를 부패인식지수가 얼마나 설명해 줄 수 있는지에 대한 정성적 및 정량적 분석이 행하여졌으며 기존 연구들과의 차이점과 유사점이 제시되었다.

본고에서 발견한 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 세계 각국 공공 부문의 정치경제적 투명성을 나타내는 부패인식지수와 1인당 실질소득 수준 및 성장률 간에는 유의한 양의 상관관계가 존재한다. 이는 공공부문의 투명성이 높은 국가의 1인당 소득수준과 성장률이 모두 높다는 사실을 암시한다. 둘째, 기존의 연구 결과와는 달리, 부패인식지수는 투자율에 대한 효과보다는 무역 특히 수출에 대한 효과를 통하여 소득수준과 성장률에 영향력을 행사한다는 사실이 발견되었다. 즉, 공공부문의 투명성은 기존의 연구에서 강조되어 온 민간투자에 대한 양의 효과뿐만 아니라 무역에 대한 양의 효과를 통하여 국민경제의 소득수준과 성장률을 높이는 경향이 있다. 셋째, 물적자본과 인적자본만을 자본으로서 포함한 모형 — 예를 들어, Mankiw, Romer, and Weil(1992: MRW) 모형 — 보다는 기술적 지식 — 예를 들어 연구개발(R&D) 투자 — 을 광의의 자본의 일종으로서 포함한 내생적 성장모형 — 예를 들어, Nonneman and Vanhoudt(1996: NV) 모형 — 이 세계 각국의 1인당 소득수준과 성장률의 격차를 더 잘 설명해 줄 수 있다. 넷째, 부패인식(정치경제적 투명성) 지수가 수출에 영향을 미치는 메커니즘은 주로 총요소생산성의 제고를 통한 것임을 발견하였다. 이는 정치경제적 투명성이 슘페터적 혁신(Schumpeterian innovation)을 위해 바람직한 제도적 환경을 조성하고, 이러한 환경이 총요소생산성을 증가시키며, 생산성 증가는 수출품의 원가절감과 질적 향상을 통해 수출이 증대된다는 사실을 암시한다. 그러나 부패인식지수의 총요소생산성에 대한 효과는 강력한 것으로 나타났으나, 총요소생산성의 수출의존도에 대한 영향은 비교적 약한 것으로 나타나서 향후 이에 대한 심도있는 연구가 필요한 것으로 밝혀졌다.

■ 참고 문헌

1. Aghion, P. and P. Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction," *Econometrica*, Vol. 60, March 1992, pp. 323~351.
2. Arrow, K. J., "The Economic Implications of Learning by Doing," *Review of Economic Studies*, Vol. 29, June 1962, pp. 155~173.
3. Azariadis, C. and A. Drazen, "Threshold Externalities in Economic Development," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, May 1990, pp. 501~526.
4. Barro, R. J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, May 1991, pp. 407~443.
5. ———, *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*, Cambridge, MA: MIT Press, 1997.
6. Barro, R. J. and J. W. Lee, "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 86(2), 1996, pp. 218~223.
7. Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, "Convergence across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1991, pp. 107~182.
8. ———, "Convergence," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, April 1992, pp. 223~251.
9. ———, *Economic Growth*, New York, NY: McGraw-Hill, 1995.
10. Becker, G. S., K. M. Murphy, and R. Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, October 1990, Part 2, pp. S12~S37.
11. Benhabib, J. and M. M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, 1994, pp. 143~173.
12. Business International Corporation, *Introduction to the Country Assessment Service*, New York, NY: Business International Corporation, 1984.
13. Frankel, J. A. and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, June 1999, pp. 379~399.
14. Grossman, G. M. and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
15. Hall, R. E. and C. I. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, February 1999, pp. 83~116.
16. Huntington, S. P., *Political Order in Changing Societies*, New Haven, CT: Yale University Press, 1968.
17. Knack, S. and P. Keefer, "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures," unpublished paper, American University, February 1994.
18. Kornai, J., *The Socialist System: The Political Economy of Communism*, Princeton, NJ:

Princeton University Press, 1992.

19. Kremer, M., "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, August 1993, pp. 681~716.
20. Leamer, E. E., "Let's Take the Con Out of Econometrics," *American Economic Review*, Vol. 73, March 1983, pp. 31~43.
21. Leff, N., "Economic Development through Bureaucratic Corruption," *American Behavioral Scientist*, 1964, pp. 8~14.
22. Levine, R. and D. Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *American Economic Review*, Vol. 82, September 1992, pp. 942~963.
23. Lucas, R. E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, July 1988, pp. 3~42.
24. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, May 1992, pp. 407~437.
25. Mauro, P., "Corruption and Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, Issue 3, August 1995, pp. 681~712.
26. Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "The Allocation of Talent: Implications for Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, May 1991, pp. 503~530.
27. ———, "Why Is Rent-Seeking So Costly to Growth?" *AEA Papers and Proceedings*, May 1993, pp. 409~414.
28. Nonneman, W. and P. Vanhoudt, "A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, Issue 3, August 1996, pp. 943~953.
29. Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, New York, NY: McGraw-Hill, 1996.
30. Romer, P. M., "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, October 1986, pp. 1002~1037.
31. ———, "Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth," in R. J. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1989, pp. 51~127.
32. ———, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, October 1990, Part 2, pp. S71~S102.
33. Sachs, J. D. and A. Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1995, pp. 1~95.
34. Shleifer, A. and R. W. Vishny, "Corruption," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 1993, pp. 599~617.
35. Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, February 1956, pp. 65~94.
36. Summers, R. and A. Heston, "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries, 1950~1985," *Review of Income and Wealth Series* 34, No. 1, March 1988, pp. 1~25.

37. ———, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons 1950~1988," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp. 327~368.
38. Temple, J. and P. A. Johnson, "Social Capability and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, 1998, pp. 965~990.
39. Transparency International, *Corruption Perceptions Index*, Berlin, Germany: Transparency International, 1998.
40. World Bank, *World Development Indicators*, Washington, D.C.: World Bank, 1997.

〈부록〉 MRW 模型의 導出

MRW 모형에서는 산출이 물적자본, 인적자본, 노동 및 기술(지식)을 투입하여 생산된다. 규모에 대한 보수 불변의 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하면,

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} (A(t) N(t))^{1-\alpha-\beta},$$

$$\alpha + \beta < 1; \quad 0 < \alpha, \beta < 1. \quad (A1)$$

여기서 H 는 인적자본 스톡을 나타내는데, 숙련된 노동자는 생산과정에서 노동과 인적자본을 제공하지만 비숙련 노동자는 인적자본이 없으므로 노동만을 제공한다. 식(A1)의 생산함수는 물적 및 인적 자본을 포함한 총자본에 대하여 수확 체감이 존재($\alpha + \beta < 1$)하지만 총자본과 노동에 대하여는 규모에 대한 보수가 불변이라는 것을 암시한다. 만약 이 모형에서 $\alpha + \beta = 1$ 이라면 물적자본과 인적자본의 합인 총자본에 대하여 규모에 대한 보수 불변이 있게 되어서 균형성장 경로에 수렴하지 않는다는 의미에서 안정상태가 존재하지 않게 된다.

$y = Y/AN$, $k = K/AN$, $h = H/AN$ 라는 정의를 사용하면 식(A1)을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y(t) = k(t)^{\alpha} h(t)^{\beta}. \quad (A2)$$

Solow 모형에서와 같이 노동과 기술의 성장률은 외생적으로 주어지고 각각 n 과 g 로 일정하다고 가정한다.

$$\dot{N}(t) = nN(t). \quad (A3)$$

$$\dot{A}(t) = gA(t). \quad (A4)$$

여기서 내생적 기술진보를 가정하지 않는 이유는 본고의 연구목적이 전세계적인 경제성장을 설명하기 위한 것이 아니라 국가간 소득격차를 설명하는 데 있으므로 내생적 기술진보(지식축적) 모형보다는 인적자본 축적 모형이 훨씬 더 적합하기 때문이다. 이러한 외생적 기술진보의 가정은 Romer(1996, Ch. 3, Part A)에서와 같이 내생적 지식축적 모형으로 대체될 수 있으나 이러한 일반화(와 새로운 인적자본의 생

산기술이 산출의 생산기술과 동일하다는 아래의 가정의 완화)가 국가간 소득격차에 대한 MRW 모형의 주요한 함의에는 영향을 주지 않는다.

산출은 소비와 물적 및 인적 자본에 대한 투자를 위해 사용되며, 물적자본 및 인적자본 투자에 사용되는 산출의 부분, s_K 와 s_H 는 외생적이며 일정하다. 단순화를 위해 물적자본과 인적자본의 축적방식이 동일(즉, 새로운 인적자본의 생산기술과 산출의 생산기술이 동일)하며 물적 및 인적 자본의 감가상각률도 δ 로 동일하다고 가정한다. 즉,

$$\dot{K}(t) = s_K Y(t) - \delta K(t). \quad (A5)$$

$$\dot{H}(t) = s_H Y(t) - \delta H(t). \quad (A6)$$

$k=K/AN$ 과 $h=H/AN$ 식의 양변을 시간에 대하여 미분하고 식(A3)~(A6)을 사용하면, 유효노동 단위당 물적 및 인적 자본인 k 와 h 의 성장을 다음의 식들로 나타낼 수 있다.

$$\dot{k}(t) = s_K y(t) - (n+g+\delta)k(t). \quad (A7)$$

$$\dot{h}(t) = s_H y(t) - (n+g+\delta)h(t). \quad (A8)$$

식(A7)과 (A8)은 k 와 h 가 다음 식에 의해 주어진 안정상태 수치인 k^* 와 h^* 에 각각 수렴한다는 것을 암시한다.

$$k^* = [s_K^{1-\beta} s_H^\beta / (n+g+\delta)]^{1/(1-\alpha-\beta)}. \quad (A9)$$

$$h^* = [s_K^\alpha s_H^{1-\alpha} / (n+g+\delta)]^{1/(1-\alpha-\beta)}. \quad (A10)$$

위의 식에 보면 균형성장 경로 위에서 유효노동 단위당 물적자본 스톡(k^*)과 인적자본 스톡(h^*)은 모두 물적 및 인적 자본 저축률(s_K 와 s_H)의 증가 함수이며 인구성장률(n)—그리고 기술진보율(g) 및 감가상각률(δ)—의 감소 함수이다. 식(A9)와 (A10)을 식(A2)에 대입하고 자연 대수를 취하면 균형성장 경로상에서 유효노동 단위당 소득을 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y^* = & \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)]. \end{aligned} \quad (A11)$$

그러나 우리가 사용 가능한 경제자료는 일반적으로 유효노동 단위당 소득이 아니라 노동자 1인당 소득의 형태로 표현되므로, 실증분석을 위해서 우리는 안정상태의 노동자 1인당 소득을 나타내는 식을 도출할 필요가 있다. 이를 위해, 식(A9)와 (A10)을 식(A1)에 대입하고 자연 대수를 취하면, 우리는 균형성장 경로상에서의 노동자 1인당 소득, 즉, 안정상태의 1인당 소득이 다음 식에 의해 표현됨을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{Y(t)}{N(t)} = & \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)]. \end{aligned} \quad (A12)$$

여기서 $\ln A(0)$ 항은 특정 국가의 최초 기술수준으로서 국가간에 다를 수 있다. 따라서 최초 기술수준이 상수항(a)과 국가별 특정 충격(ϵ)의 합이라고 가정하면

$$\ln A(0) = a + \epsilon. \quad (A13)$$

그러므로 균형성장 경로 위에서 1인당 소득은

$$\begin{aligned} \ln \frac{Y(t)}{N(t)} = & a + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} [\ln s_K - \ln(n+g+\delta)] \\ & + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} [\ln s_H - \ln(n+g+\delta)] + \epsilon. \end{aligned} \quad (A14)$$