

## 부패가 소득에 미치는 효과: 국가군별 패널자료 분석\*

The Impact of Corruption on Income :  
A Country Group Panel Data Analysis

강철규(Kang, Chul Kyu)<sup>\*\*</sup> · 이재형(Lee, Jae Hyung)<sup>\*\*\*</sup>

### ABSTRACT

Classifying 68 countries into five groups(OECD including Korea, Asia NIEs, BRICs, Developing countries, Underdeveloped countries) during 1998-2006, the regression results suggest that anti-corruption is positively and significantly related to per capita real income for underdeveloped countries as well as for developed countries. It is also evident that per capita real income is higher elastic with respect to anti-corruption in developing and underdeveloped countries than in developed countries. This implies that anti-corruption policies should be strengthened more in developing and underdeveloped countries. On the other hand, the impact of anti-corruption on per capita real income has been enhanced during the eight year observation period(1998-2005) in Korea. In order to increase per capita real income, therefore, the policy maker should strengthen the anti-corruption. The regression results of this study suggest that the institutional and organizational improvements for anti-corruption, a component of social technology, make a substantial contribution to economic performance through a strength of a market economy for developing and underdeveloped countries as well as for Korea and developed countries.

Key words: 부패(Corruption), 사회적 기술(Social Technology), 1인당 실질소득(Per Capita Real Income), 국가군별 패널자료분석(Country Group Panel Data Analysis)

경제학 분류기호: C33, H83, O57

\* 2인 심사위원들이 제기한 논평은 본 논문을 더욱 발전시켰음.

\*\* 교신저자, 서울시립대학교 경제학부, e-mail: ckkang@uos.ac.kr

\*\*\* 서울대학교 경제학부 BK21 사업단, e-mail: jhlee2000@snu.ac.kr

## I. 서언

Leff(1964)와 Huntington(1968)은 일정한 조건 하에서 급행료 혹은 윤활유와 같은 역할을 하는 돈이 경제의 효율을 높이고 해당 공무원들로 하여금 더 열심히 일하게 하는 유인이 된다고 주장하기도 하였다. 예를 들면, 헌팅턴은 경직되고 중앙집권적이며 정직한 정부는, 경직적이고 중앙집권적이며 덜 정직한 정부보다 비효율적이라고 주장하였다.

그러나 Aidt의 최근 연구(2009)에 의하면 부패는 물적자본이나 인적자본에 대한 투자에逆行하고 정치적 책임성이 부족하며 재산권을 경시하게 되어 경제성장에 장애가 된다고 주장한다. 부패는 자원 배분의 왜곡과 낭비를 초래하여 지속적인 발전(sustainable development)을 억제한다. 비록 부패가 1인당 소득에 미치는 영향이 뚜렷하게 나타나지 않을 경우에도, 좋은 지배구조와 강력한 정치제도를 갖추지 못한 사회에서는 부패가 성장을 낮추게 된다는 지적을 하고 있다.

강철규·이재형(2003)은 국민 1인당 실질국내총생산과 부패인식지수(CPI: Corruption Perception Index)에 대한 자료를 각각 World Development Indicators(World Bank)와 국제투명성기구(Transparency International)로부터 수집하여 2002년도 18개국을 관측대상으로 하여 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Squares)으로 국민 1인당 실질국내총생산에 대한 부패의 효과를 추정하였다. 추정 결과는 여타조건 일정불변 시 10점 만점의 반부패지수((10-CPD)가 1점 증가할 때 평균적으로 국민 1인당 실질국내총생산은 미화 3,704 달러 증가함을 보여주었다.

한편 국제투명성기구에 의한 부패인식지수와 국민 1인당 실질소득 수준으로 비교하면 부패수준이 낮은 국가들은 상위소득수준을 보여주고 있는 반면에, 부패수준이 높은 국가들은 하위소득수준을 보여주고 있다. 이는 후진국의 경우 재산권제도의 확립이나 좋은 지배구조 및 강력한 반부패기구 설치 등과 같은 부패를 감소시키는 사회적 기술(social technology)이 미흡하여 투명성이 결여되고 경제성장이 저해 받는 것이다(Kang · Lee, 2009).<sup>1)</sup> 예를 들면, Ndikumana · Bailyarnoun-Lutz(2008)는 1982년부터 2001년까지 20년 기간 동안 자료수집이 가능한 아프리카의 33개 국가들을 관측대상으로 하여 GMM(generalised method of moments)으로 추정한 결과 아프리카 국가들의 경우 부패는 성장에 대해 부정적인 효과를 가지고 있음을 발견하였다.

또한 Guetat(2006)은 1960년부터 2000년까지 90개국을 5개의 국가군(아시아 16개국, 중남미 22개국, 아프리카 사하라 지역 21개국, 중동 및 북아프리카 9개국, OECD 22개국)으로 분류하여 부패가 어떻게 성장에 영향을 미치는지를 통상최소자승법으로 실증·분석하였다. 추정결과 특히 중동 및 북아프리카 국가들의 경우 부패의 감소는 성장에 강한 긍정적 효과를 보여주고 있다.

1) 사회적 기술은 “어떤 목표를 추구하는데 필요한 제도와 조직 그리고 운영능력”으로 정의된다.

본 연구에서는 1998년부터 2006년까지 68개 국가들을 5개 국가군(한국을 포함한 OECD국가군, 아시아 NIEs국가군, BRICs국가군, 개발도상국가군, 거개발국가군)으로 분류하여 구매력 평가지수를 반영한 1인당 실질국내총생산(이하 1인당 실질소득)에 대한 부패감소의 효과를 추정한다.<sup>2)</sup> 또한 5개 국가군별로 소득에 대한 부패감소의 민감도를 비교하기 위하여 여타조건이 일정불변할 때 소득의 부패 탄력성을 산출한다.

본 연구에서는 국제투명성기구가 매년 작성하여 발표하는 CPI를 부패지수로 사용한다. 이는 CPI가 다양한 원천자료를 이용함으로써 개별 국가에 대한 잘못된 판단의 가능성이 적기 때문이다. 또한 원천자료들 사이의 상관계수가 높기 때문에 CPI의 신뢰도에 별 문제가 없으며(Lambsdorff, 1999), 관측대상 국가의 수도 다른 부패지수들보다 많은 장점이 있다.

한편 본 연구에서는 27개 OECD(한국 포함)국가군과 26개 OECD(한국 제외)국가군 그리고 4개 국가군들에 대해 부패의 1인당 실질소득효과를 추정함으로써 국가군별 및 한국의 경우 1998년부터 2005년까지 연도별로 부패가 경제성장에 미친 효과의 크기가 어떻게 변화되어 왔는지를 관측한다. 이와 같은 방법으로 한국의 연도별 부패수준이 경제성장에 미친 효과의 크기를 관측하는 이유는 관측치의 수가 충분하지 못하기 때문이다.

국가군별로 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 추정한 실증연구는 많지 않다. 또한 연도별·국가군별 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 추정한 연구도 많지 않다.

모든 국가군에서 1인당 실질소득에 대한 부패감소의 효과가 긍정적으로 나타난다는 것은 선진국뿐만 아니라 후진국도 반부패 노력을 강화하면 시장경제제도가 활성화되어 경제적 성과에 긍정적 효과가 있음을 의미한다(강철규, 2007).

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ에서는 실질소득에 대한 부패의 효과를 추정하기 위한 분석의 틀을 발전시킨다. Ⅲ에서는 실증적 분석을 위해 사용한 자료의 출처와 변수들의 정의를 설명한다. Ⅳ에서는 패널자료에 의한 5개 국가군별 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 추정한 결과와 소득의 부패 탄력성의 값을 제시한다. 또한 국가군별 및 한국의 경우 연도별로 부패감소가 경제성장에 미친 효과를 추정한 결과도 본 장에서 제시한다. Ⅴ에서는 결언과 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 모형

본 장에서는 5개 국가군별로 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 분석하고 소득에 대한 부패의 민감도를 비교하기 위하여 여타조건을 불변으로 할 때 소득의 부패 탄력성을 산출한다. 특히 27개 OECD(한국 포함)국가군과 26개 OECD(한국 제외)국가군에

2) 부패와 소득 사이에 상호인과관계 검정결과는 부록의 <부표 1> 참조.

대해 부패의 실질소득효과를 추정함으로써 한국의 경우 1998년부터 2005년까지 연도별로 부패감소가 경제성장에 미친 효과의 크기가 어떻게 변화되어 왔는지를 관측한다.

## 1. 국가군별 패널자료 분석

5개 국가군별 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 추정하기 위하여 설명변수로써 100명당 IT 사용자수, 경상수지, 국민 1인당 유입된 해외직접투자, 교육 그리고 건강을 소득 방정식에 포함한다. 또한 5개 국가군별로 소득에 대한 부패의 민감도를 비교하기 위하여 다음과 같은 함수형태를 설정한다(Frankel · Horner, 1999; Hall · Jones, 1999).

$$Y_{it} = f(ACPI_{it-j}, Z_{it-j}) : t=1998-2006 \quad (1)$$

$Y_{it}$ 는 1인당 실질소득을 나타낸다.  $ACPI_{it-j}$ 은 반부패를 나타낸다. 1인당 실질소득에 대한 반부패의 계수는 양(+)의 값을 나타내는 것(즉  $\partial Y_{it} / \partial ACPI_{it-j} > 0$ )으로 예상하는데 이는 모든 국가군별에서 부패수준이 감소하면 1인당 실질소득은 증가함을 의미한다. 2차편도함수(the second partial derivative)는 음(-)의 값을 갖는 것(즉  $\partial^2 Y_{it} / \partial ACPI_{it-j}^2 < 0$ )으로 가정하는데 이는 OECD 선진국과 같이 반부패지수가 매우 높은 청렴 국가들의 경우 반부패가 1인당 실질소득에 미치는 긍정적 효과는 후진국의 긍정적 효과보다 작음을 의미한다.

$Z_{it-j}$ 는 통제변수들의 벡터(vector)를 나타낸다.  $IT_{it-j}$ 은 인구 100명당 IT 사용자수를 나타낸다.  $PDI_{it-j}$ 은 국민 1인당 유입된 해외직접투자를 나타낸다.  $CA_{it-j}$ 은 경상수지를 나타낸다.  $ED_{it-j}$ 과  $H_{it-j}$ 은 각각 교육과 건강을 나타낸다.<sup>3)</sup>

5개 국가군별로 여타조건 일정불변 시 소득의 부패 탄력성을 산출한다. 5개 국가군은 다음과 같이 분류한다. OECD는 한국을 포함하여 총 27개 국가들로 구성하였다. 아시아 NIEs 국가들은 홍콩, 싱가폴, 태국, 말레이시아, 인도네시아, 필리핀의 6개 국가로 구성하였다(Chowdhury · Islam, 1993, p.3 참조). 대만은 통계치가 없어 아시아 NIEs 국가들에서 제외하였다. BRICs 국가들은 브라질, 러시아, 인디아, 중국으로 구성하였다.

개발도상국가군은 68개 전체 관측대상국가들에서 OECD와 아시아 NIEs 및 BRICs를 제외한 31개 국가들 중에서 31개 국가들의 1인당 실질소득의 평균값(5,178달러)을 기준으로 분류하여 평균보다 높은 13개 국가들(아르헨티나, 보츠와나, 불가리아, 칠레, 콜롬비아, 코스타리카, 에스토니아, 이스라엘, 라트비아, 나미비아, 루마니아, 남아프리카공화국, 베네수엘라)로 구성하였다.

3) IT, 유입된 해외직접투자, 경상수지, 인적자본(교육 및 건강)과 같은 경제성장에 영향을 미치는 변수들의 효과에 대한 선행연구 결과는 매우 높은 유의성을 보여주고 있다(Barro · Sala-i-Martin, 2001; Durham, 2004; Borensztein 외, 1998; Krugman · Obstfeld, 2008; Hanushek · Kimko, 2000; Barro · Lee, 2000; Shastry · Weil, 2003; Moulton, 1999).

저개발국가군은 평균보다 낮은 18개 국가들(볼리비아, 카메룬, 에쿠아도르, 이집트, 엘살바도르, 가나, 요르단, 케냐, 말라위, 나이지리아, 페루, 세네갈, 탄자니아, 우간다, 우크라이나, 베트남, 잠비아, 짐바브웨)로 구성하였다.

## 2. 연도별·국가군별 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과

방정식(1)에서 분류한 5개 국가군별로 연도별 1인당 실질소득에 대한 부패의 효과를 다음과 같은 함수형태로 추정할 수 있다.

$$Y_{it} = f(YEARD_{it-j} * ACPI_{it-j}, Z_{it-j}) \quad (2)$$

$YEARD_{it-j}$ 는 1998년부터 2005년까지 연도별 가변수를 나타낸다.  $YEARD_{it-j} * ACPI_{it-j}$ 는  $ACPI_{it-j}$ 를  $YEARD_{it-j}$ 에 상호작용시킨 상호작용변수이다. 특히 방정식(2)로부터 27개 OECD(한국 포함)국가군과 26개 OECD(한국 제외)국가군에 대해 부패의 실질소득효과를 추정함으로써 한국의 경우 1998년부터 2005년까지 연도별로 반부패가 1인당 실질소득에 미친 효과 및 부패가 개선되어 왔는지를 관측할 수 있다.

## III. 자료

본 연구의 주요 목적은 국가군별로 1인당 실질소득에 대한 부패감소의 효과를 폐널자료를 사용하여 실증적으로 분석함에 있다. 본 연구를 위해 모형에서 사용한 변수들의 정의와 평균 및 표준편차는 <표 1>에 정리하여 제시한다.

&lt;표 1&gt; 패널자료에서 분석에서 사용한 변수들의 정의와 출처

변수	정의	평균 (표준편차)	최대값 (최소값)
Y <sup>1)</sup>	구매력 평가지수를 반영한 1인당 실질소득	12,979 (10,618)	41,890 (0,480)
ACPI <sup>2)</sup>	반부패지수	49,752 (24,153)	100,000 (10,000)
IT <sup>3)</sup>	인구 100명당 인터넷 사용자수	22,283 (22,893)	86,000 (0,000)
FDI <sup>4)</sup>	1인당 유입된 해외직접투자	4,772 (10,313)	76,512 (-2,555)
CA <sup>5)</sup>	경상수지	-3,169 (65,362)	172,070 (-791,504)
ED <sup>6)</sup>	교육지수	85,488 (13,468)	99,300 (36,000)
H <sup>7)</sup>	출생시 기대수명	69,486 (11,450)	82,000 (36,500)
POP <sup>8)</sup>	인구	72,829 (200,271)	1307,560 (1,348)

주: 1).4).5). 단위는 천 미국달러. Y는 구매력 평가지수를 반영한 1인당 국내총생산.

2).6). 측정척도는 0부터 100으로 변환시켰음.

2). 100-부패지수(Corruption Perception Index)\*10.

3). 비율(%)과 같은 의미를 나타냄.

7). 단위는 년 수임.

8). 단위는 백만 명임.

출처: 1).6).7).8). UNDP, Human Development Report.

2). Transparency International.

3). The World Bank Group, World Development Indicators 2008.

4). UNCTAD, UN, World Investment Report 2006.

5). UN, International Trade Statistics Yearbook.

<표 2> 국가군별 평균과 표준편차<sup>1)</sup>

변수	국가군별									
	OECD (한국 포함)		NIEs		BRICs		개발도상국		저개발국가	
	평균값 (표준편차)	최대값 (최소값)	평균값 (표준편차)	최대값 (최소값)	평균값 (표준편차)	최대값 (최소값)	평균값 (표준편차)	최대값 (최소값)	평균값 (표준편차)	최대값 (최소값)
Y	22,853 (8,192)	41,890 (5,890)	12,470 (9,856)	34,833 (2,651)	5,845 (2,535)	10,845 (2,077)	9,476 (4,130)	25,864 (4,809)	2,455 (1,552)	6,848 (0,480)
ACPI	68,130 (21,132)	100,000 (31,000)	50,521 (27,352)	94,000 (17,000)	31,500 (5,853)	41,000 (21,000)	45,856 (15,568)	76,000 (22,000)	28,799 (8,825)	57,000 (10,000)
IT	40,833 (21,919)	86,000 (2,000)	23,271 (21,043)	64,000 (0,000)	7,219 (7,196)	31,000 (0,000)	13,817 (12,609)	60,000 (0,000)	3,590 (4,643)	24,000 (0,000)
FDI	7,507 (9,411)	56,020 (-2,555)	15,793 (23,713)	76,512 (0,034)	0,358 (0,351)	1,257 (0,014)	1,587 (1,476)	8,375 (0,197)	0,275 (0,303)	2,417 (0,018)
CA	-12,677 (101,731)	172,070 (-791,504)	9,152 (7,662)	33,269 (-3,714)	19,267 (37,736)	160,818 (-33,416)	-0,276 (4,658)	25,401 (-14,482)	-0,089 (1,724)	12,331 (-5,407)
ED	95,055 (5,295)	99,300 (71,000)	85,302 (3,819)	91,000 (79,000)	80,144 (13,636)	96,000 (55,000)	88,015 (5,929)	98,000 (74,000)	71,173 (13,475)	95,000 (36,000)
H	77,288 (2,708)	82,000 (68,700)	73,517 (5,445)	81,600 (67,300)	69,044 (4,549)	76,600 (62,100)	68,368 (9,266)	80,200 (47,000)	57,346 (12,806)	78,200 (36,500)

주:1). OECD, 아시아 NIEs, BRICs, 개발도상국과 그리고 저개발국가의 관측치의 수는 각각 216, 48, 32, 104 그리고 144임.

관측대상 국가별 순서는 국가명의 영문 알파벳 순서대로 정리하였다. 본 연구에서는 자료수집이 가능한 1990년부터 2006년까지의 기간 동안 68개 국가들을 분석대상으로 하였다. 국가를 관측치의 단위로 사용할 때 개인수준에서는 심각할 수 있는 정보에 대한 정밀함의 편차를 평준화할 수 있는 장점이 있다(Auster 외, 1969).

ACPI는 100점 만점으로 양의 청렴성 효과를 의미하며 이는 점수가 높을수록 상대적으로 청렴한 상태와 관계된다. 점수로 수준을 나타내는 모든 변수들은 해석의 편의를 위해 원지수에 10(교육지수는 원지수에 100)을 곱하여 100점 만점으로 통일하였다.

<표 3> 국가군별 정규성 검정<sup>1)</sup>

변수	국가군별				
	OECD	NIEs	BRICs	개발도상국	저개발국가
Y	H <sub>0</sub> 채택 (1,000)	H <sub>0</sub> 기각 (1,683)	H <sub>0</sub> 채택 (0,788)	H <sub>0</sub> 채택 (1,503)	H <sub>0</sub> 채택 (1,226)
ACPI	H <sub>0</sub> 기각 (1,642)	H <sub>0</sub> 채택 (1,257)	H <sub>0</sub> 채택 (0,935)	H <sub>0</sub> 채택 (0,907)	H <sub>0</sub> 채택 (1,576)
IT	H <sub>0</sub> 채택 (1,183)	H <sub>0</sub> 채택 (1,316)	H <sub>0</sub> 채택 (1,038)	H <sub>0</sub> 채택 (1,616)	H <sub>0</sub> 기각 (2,636)
FDI	H <sub>0</sub> 기각 (2,968)	H <sub>0</sub> 기각 (2,652)	H <sub>0</sub> 채택 (1,401)	H <sub>0</sub> 기각 (1,994)	H <sub>0</sub> 기각 (2,385)
CA	H <sub>0</sub> 기각 (5,097)	H <sub>0</sub> 채택 (0,528)	H <sub>0</sub> 채택 (0,830)	H <sub>0</sub> 기각 (2,617)	H <sub>0</sub> 기각 (3,185)
ED	H <sub>0</sub> 기각 (3,107)	H <sub>0</sub> 채택 (0,780)	H <sub>0</sub> 채택 (1,225)	H <sub>0</sub> 채택 (1,043)	H <sub>0</sub> 채택 (0,960)
H	H <sub>0</sub> 기각 (2,166)	H <sub>0</sub> 기각 (1,817)	H <sub>0</sub> 채택 (0,890)	H <sub>0</sub> 기각 (3,002)	H <sub>0</sub> 기각 (2,045)

주:1). 한국을 포함한 OECD임. Kolmogorov-Smirnov 검정결과임. ()안의 숫자는 z 통계량임. 귀무가설(H<sub>0</sub>)=정규분포, 유의수준 α=1%임. 양측검정 결과임.

통합회귀분석(pooled regression analysis)에서 극단치를 포함했을 때와 제외했을 때의 모형의 적합도는 거의 차이가 없었다. 따라서 자유도의 수를 높이기 위하여 극단치를 포함하여 추정한 결과만을 제시한다. 모든 분석에서는 ‘평균적으로(on average)’와 ‘여타 조건 일정불변 시(ceteris paribus)’의 용어가 항상 적용된다.

국가군별로 변수들의 평균과 표준편차는 <표 2>에 제시한다. 국가군별로 종속변수와 설명변수들에 대한 정규성 검정결과를 <표 3>에 제시한다. Kolmogorov-Smirnov 검정 결과 1인당 실질소득과 반부패지수 및 IT 그리고 ED변수들은 대부분 정규분포에 근사함을 알 수 있다(Black, 2001).

#### IV. 추정결과

본 연구의 주요 목적은 국가군별로 1인당 실질소득에 대한 부패감소의 효과를 추정함에 있다. 경상수지에서 일부 자료(data)는 음의 값을 나타내고 있어 양측대수모형에 대한 추정은 제외한다.

함수형태의 그릇된 설정에 대한 일반적인 검정으로써 Ramsey의 RESET2검정을 사용한다. RESET2 검정은 모형의 예측값의 제곱을 회귀방정식에 추가한 후, 추가된 계수에 대해  $t$  검정을 수행한다. 추가한 변수의 계산된  $t$  값이  $t$  통계량보다 작으면 함수형태의 그릇된 설정에 대한 귀무가설은 기각된다. RESET2 검정결과 귀무가설이 기각되지 않으면 RESET3 검정을 시도한다. <표 4>에 제시한 국가군별 소득방정식에서 함수형태의 그릇된 설정에 대한 귀무가설을 기각한다. 이는 모든 국가군에서 소득방정식이 적합하게 설정되었음을 의미한다.

한편 다양한 회귀방정식에 대하여 동분산검정을 적용하는 이유는 이분산이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 검정하는 것이다. <표 4>에 Breusch · Pagan(1979)이 제안한 동분산검정을 수행한 결과를 제시한다. 추정된 Chi-Square( $\chi^2$ )값이 임계치보다 작으면 동분산에 대한 귀무가설을 기각할 수 없다. 이는 이분산이 방정식에서 탐지되어지지 않음을 의미한다. 검정 결과 전체와 개발도상국가군을 제외한 모든 국가군에서 이분산은 탐지되어지지 않는다. 이는 교란항의 분산들이 국가군별 관측대상 국가들에 대해 거의 일정함을 의미한다.

Durbin-Watson(D.W.) 통계량으로 검정한 결과 국가명의 영문 알파벳 순서대로 정리한 국가별 순서가 1998년부터 2006년까지의 기간에 걸쳐 통계적으로 유의하지 않음을 보여준다.

<표 4>에서 통합회귀분석 결과는 전체 및 5개의 모든 국가군에서 1인당 실질소득에 대한 반부패의 효과는 양측검정 결과 유의수준  $\alpha=1\%$ 에서 유의함을 나타내고 있다. 이는 선진국뿐만 아니라 후진국에서도 부패가 감소하면 1인당 실질소득이 증가함을 의미한다. 예를 들면, 주로 중남미와 아프리카 국가들로 구성된 저개발국가군의 경우 반부패지수가 100점 만점에 10점 올라가면 1인당 실질소득은 310달러(미국달러 기준) 증가함을 알 수 있다.

1인당 실질소득에 대한 반부패의 효과는 아시아 NIEs가 가장 크고 뒤이어 BRICs, 개발도상국가군, OECD, 그리고 저개발국가 순서로 낮아지고 있다. OECD 선진국에서 반부패의 소득효과가 상대적으로 낮은 것은 반부패지수가 이미 매우 높은 청렴국가들이기 때문이다.

한편 저개발국이 가장 낮은 효과를 나타내는 것은 본원적 자본축적이 매우 낮고 생산기반 시설이 미미한 단계를 벗어나지 못하여 반부패의 생산효과가 낮기 때문이다. 즉 소득이 너무 낮아 아직 사회적 기술의 생산효과가 제대로 나타나지 못하기 때문인 것으로 보인다.

<표 4> 국가군별 1인당 실질소득에 대한 반부패의 효과: 통합회귀분석(Pooled Regression Analysis)<sup>1)</sup>

설명변수	전체		국가군별			
		OECD(한국 포함)	NIEs	BRICs	개발도상국	저개발국가
ACPI	0.147 (0.012)***	0.070 (0.020)***	0.180 (0.056)***	0.134 (0.038)***	0.081 (0.022)***	0.031 (0.008)***
IT	0.168 (0.014)***	0.071 (0.020)***	-0.074 (0.041)*	-0.032 (0.031)	-0.134 (0.041)***	0.142 (0.022)***
FDI	0.129 (0.018)***	0.241 (0.029)***	0.097 (0.026)***	1.556 (0.750)**	1.457 (0.302)***	-0.388 (0.280)
CA	-0.018 (0.002)***	-0.019 (0.002)***	0.104 (0.046)**	0.010 (0.004)**	-0.127 (0.058)**	0.008 (0.036)
ED	0.082 (0.017)***	-0.047 (0.034)	-0.041 (0.071)	0.140 (0.014)***	0.204 (0.089)**	0.021 (0.006)***
H	0.100 (0.021)***	1.358 (0.118)***	0.609 (0.261)**	-0.259 (0.047)***	0.065 (0.042)	0.050 (0.006)***
연도기변수 포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
상수항	-12,745 (1,442)***	-87,565 (8,489)***	-38,502 (18,448)**	8,275 (1,887)***	-19,259 (6,682)***	-3,081 (0,560)***
R <sup>2</sup> (Adj.R <sup>2</sup> )	0.875 (0.871)	0.834 (0.823)	0.983 (0.976)	0.978 (0.962)	0.623 (0.564)	0.801 (0.781)
F	(13,530)=284,119***	(13,202)=77,948***	(13,34)=149,493***	(13,18)=61,372***	(14,89)=10,507***	(13,130)=40,297***
D.W.	0.403	0.439	1.332	1.912	0.492	0.461
RESET2: t 값	1,174	0.745	0.709	1.578	0.216	1,073
RESET3: t 값	-	-	1,143	-	-	-
동분산검정: $\chi^2(13)$	88,128	20,304	26,928	21,024	55,640	27,648

주: 1). ( )안의 숫자는 회귀계수의 표준추정오차임. \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각 유의수준  $\alpha=1\%, 5\%, 10\%$ 에서 유의함을 나타냄. RESET 검정에서 t 값은 절대값임. 동분산검정에서  $\chi^2(13)$ 의 99% 임계치는 27,69임.

1인당 실질소득에 대한 IT의 효과는 68개 전체 국가들을 관측대상으로 한 경우 긍정적이고 유의하게 나타났다. 특히 저개발국가들에서 가장 강한 효과를 보여주고 있다. OECD 국가들도 긍정적이고 유의한 효과를 보여주고 있다. 예를 들면, Moulton(1999)은 미국 상무성(Department of Commerce) 산하의 국가 통상정보 관리기구인 STAT-USA의 web site로부터 자료를 수집하여 추정한 결과 실질국내총생산에 대한 컴퓨터 매출의 직접적인 효과는 1987년부터 1994년까지 연간 평균 0.1% 내지 0.2%에 달했으며 1995년부터 1998년까지는 연간 평균 0.4%에서 0.6%까지 증가하였음을 보여주고 있다.

<표 4>에서 국민 1인당 해외직접투자의 유입액은 저개발국가들을 제외한 모든 국가군에서 통계적으로 유의한 긍정적인 효과를 나타내고 있다. 이는 Borensztein 외(1998)의 실증분석 결과와 일치한다. 즉 Borensztein 외는 산업화된 국가로부터 68개 개발도상국까지 각 10년 기간(1970-79와 1980-89)의 유입된 해외직접투자에 대한 자료를 사용하여 SUR(seemingly unrelated regressions) 계량분석기법으로 추정한 결과 1인당 실질 국내총생산의 연간 평균 성장을 추정은 초기소득, 교육, 그리고 정부소비변수들을 통제한 후에, 유입된 해외직접투자 대비 국내총생산은 경제성장에 대해 긍정적인 효과를 가지고 있음을 보여준다. 유입된 해외직접투자 대비 국내총생산의 계수는 양측검정 결과 유의수준  $\alpha=5\%$ 에서 통계적으로 유의하게 나타났다(계수와 t값의 추정치는 각각 2.2944와 2.323).

OECD의 경우 경상수지 적자가 1인당 실질소득을 증가시키는 것으로 추정되었는데 이는 투자가 증가함으로써 초래된 경상수지적자는 자본량을 증가시켜 경제성장에 유익함을 시사한다(Krugman · Obstfeld, 2008).

교육은 BRICs와 개발도상국가군 및 저개발국가군에서 1인당 실질소득에 긍정적이고 유의한 효과를 나타내고 있다. 반면에 한국을 포함한 OECD국가들과 싱가포르와 홍콩을 포함한 아시아 NIEs는 통계적으로 유의하지 않음을 보여주고 있다. 이는 OECD 국가들과 아시아 NIEs 중 싱가포르와 홍콩의 경우 대학교육과 같은 교육의 질적 및 양적 수준이 상당한 수준에 도달한 때문으로 풀이된다.

BRICs를 제외한 모든 국가군에서 출생 시 기대수명으로 대용한 건강은 1인당 실질소득에 긍정적 효과를 나타내고 있다. 이는 건강한 국민들이 많을수록 그 나라의 경제성장에 유익함을 의미한다. 추정결과는 Shastri · Weil(2003)이 세계은행그룹(World Bank Group, 1993)으로부터 수집한 104개 국가들에 대한 자료를 토대로 건강상태의 향상과 부가적인 1인당 소득 사이의 관계를 추정한 결과와 일치한다. Shastri · Weil의 추정결과는 일반적인 건강상태의 대용변수로써 성인들의 생존율의 국가별 차이는 1인당 소득(미국 대비 근로자 1인당 소득)의 로그(log)의 변화의 19%에 해당함을 보여주고 있다. 반면에 BRICs의 경우 건강은 경제성장에 부정적인 효과를 나타내고 있다. 이는 BRICs를 구성하고 있는 국가들(브라질, 러시아, 인디아, 중국)의 경우 과다한 인구 때문으로 풀이된다.

<표 5>에 제시한 소득에 대한 부패감소의 민감도를 나타내는 1인당 실질소득의 반부패 탄력성은 아시아 NIEs와 BRICs가 가장 높고 개발도상국가군 그리고 저개발국가군과 한국을 포함한 OECD가 상대적으로 낮게 나타났다.

OECD 선진국의 탄력성이 낮은 것은 이미 반부패지수가 매우 높은 청렴한 국가들이

기 때문으로 풀이된다. 아시아 NIES와 BRICs에서 특히 반부패 노력이 중요함을 보여 준다. 개발도상국과 저개발국가들의 낮은 탄력성의 값은 반부패에 대한 노력이 부족할 뿐 아니라 산업화 수준이 낮은 단계에 있어 반부패와 같은 사회적기술의 생산효과가 낮기 때문인 것으로 관측된다. 개발도상국가군 그리고 저개발국가군의 탄력성이 낮기는 하나 산업화가 진전되어 소득이 증가함에 따라 탄력성이 더 높아질 것으로 보이므로 반부패노력을 강화해야 할 것이다. 이미 청렴수준이 일정수준을 넘어선 OECD국가들에서도 여전히 반부패노력이 소득향상에 유효함을 보여준다.

<표 5> 국가군별 소득의 설명변수별 탄력성 추정<sup>1)</sup>

설명변수	국가군별				
	OECD	NIEs	BRICs	개발도상국	저개발국가
$\beta_{ACPI}$	0.209+	0.729+	0.722+	0.392+	0.364+
$\beta_{IT}$	0.127+	-0.138+	-0.040	-0.195+	0.208+
$\beta_{FDI}$	0.079+	0.123+	0.095+	0.244+	-0.043
$\beta_{CA}$	-0.011+	0.076+	0.033+	-0.004+	0.000
$\beta_{ED}$	-0.195	-0.280	1.920+	1.895+	0.609+
$\beta_H$	4.593+	3.590+	-3.059+	0.469	1.168+

주: 1) 한국을 포함한 OECD임.  $\beta$ 는 소득의 설명변수 별 탄력성의 값을 나타냄. +는 통계적으로 유의함을 나타냄. 탄력성의 값은 다음과 같은 과정으로 산출하였음.  
 $Y = \alpha_0 + \alpha_1 X$   
 탄력성의 값은  $\alpha_1 * X_{\text{mean}} / Y_{\text{mean}}$   
 단, 개별 설명변수들의 계수  $\alpha_1$ 은 <표 4>에 나타나 있음.  
 $\text{mean}$ 은 해당 변수들의 평균값임(<표 2> 참조).

<표 6>에 제시한 연도별 반부패가 1인당 실질소득에 미치는 긍정적 효과의 추세는 OECD 국가군과 아시아 NIEs 국가군 그리고 BRICs 국가군은 2002년 또는 2003년부터 증가 추세를 보이고 있으며, 한국과 개발도상국가군은 관측기간 동안 꾸준히 증가추세를 보이고 있다. 반면에 저개발국가군은 감소추세를 보이고 있다.

추정결과는 부유한 국가들과 가난한 국가들 사이에 시간경과에 따라 소득수준의 격차가 더욱 벌어지고 있는 이유를 엿보게 한다. 이는 향후 소득증기를 위해 부패감소노력을 지속적으로 강화해야 함을 시사한다. 또한 이와 같은 방법으로 한국의 연도별 반부패가 경제성장에 미친 효과의 크기를 관측하는 이유는 관측치의 수가 충분하지 못하기 때문이다.

<표 6> 연도별·국가군별 1인당 실질소득에 대한 반부패의 효과의 크기: 통합회귀분석(Pooled Regression Analysis)<sup>1)</sup>

설명변수	국가군별						
	OECD (한국 포함)	OECD (한국 제외)	한국	NIEs	BRICs	개발도상국	저개발국가
1998*ACPI	0.067 (0.018)***	0.050 (0.021)**	0.017	0.160 (0.043)***	0.092 (0.040)**	0.059 (0.026)**	0.035 (0.009)***
	0.066 (0.019)***	0.048 (0.022)**	0.018	0.110 (0.048)**	0.107 (0.040)**	0.055 (0.027)**	0.034 (0.009)***
2000*ACPI	0.076 (0.020)***	0.056 (0.023)**	0.020	0.101 (0.053)*	0.128 (0.044)***	0.064 (0.026)**	0.034 (0.009)***
	0.084 (0.022)***	0.060 (0.026)**	0.024	0.124 (0.057)**	0.134 (0.042)***	0.083 (0.026)***	0.033 (0.010)***
02*ACPI	0.070 (0.023)***	0.045 (0.028)*	0.025	0.119 (0.060)*	0.123 (0.040)	0.093 (0.026)***	0.029 (0.010)***
	0.083 (0.024)***	0.057 (0.029)**	0.026	0.127 (0.064)*	0.134 (0.042)***	0.087 (0.029)***	0.029 (0.011)***
04*ACPI	0.082 (0.025)***	0.055 (0.030)*	0.027	0.126 (0.066)*	0.144 (0.044)***	0.090 (0.031)***	0.021 (0.011)*
	0.098 (0.025)***	0.069 (0.031)**	0.029	0.147 (0.066)**	0.162 (0.048)***	0.111 (0.033)***	0.018 (0.012)
IT	0.059 (0.021)***	0.085 (0.026)***	–	-0.025 (0.046)	-0.064 (0.043)	-0.107 (0.040)***	0.139 (0.022)***
	0.230 (0.030)***	0.232 (0.030)***	–	0.086 (0.022)***	2.211 (0.834)**	1.389 (0.321)***	-0.286 (0.296)
CA	-0.020 (0.002)***	-0.019 (0.002)***	–	0.053 (0.045)	0.010 (0.005)**	-0.100 (0.059)*	0.003 (0.036)

ED	-0.027 (0.061)	-0.012 (0.062)	-	-0.020 (0.079)	0.135 (0.015)***	0.181 (0.091)*	0.021 (0.006)***
H	1.340 (0.124)***	1.336 (0.125)***	-	0.798 (0.202)***	-0.245 (0.051)***	0.062 (0.043)	0.050 (0.006)***
연도가변수 포함	포함	포함	-	포함	포함	포함	포함
상수항	-89,113 (8,562)***	-89,604 (8,654)***	-	-52,567 (15,556)***	6,931 (2,013)***	-15,679 (6,702)**	-3,252 (0,519)***
R <sup>2</sup> (Adj.R <sup>2</sup> )	0.834 (0.824)	0.834 (0.823)	-	0.987 (0.983)	0.973 (0.954)	0.602 (0.545)	0.799 (0.779)
결합F	(8,202)= 78,257***	(8,194)= 75,162***	-	(8,34)= 204,375***	(8,18)= 50,701***	(8,90)= 10,492***	(8,130)= 39,796***
D.W.	0.406	0.416	-	1.064	1.827	0.486	0.452
RESET2: t 값	1.433	1.557	-	1.093	0.667	0.789	0.916
RESET3: t 값	-	-	-	1,599	1,069	-	-
동분산검정: $\chi^2(13)$	19,224	19,760	-	30,480	21,824	56,888	27,216

주:1). ( )안의 숫자는 회귀계수의 표준추정오차임. \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각 유의수준  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$ 에서 유의함을 나타냄.

RESET 검정에서 t 값은 절대값임. 동분산검정에서  $\chi^2(13)$ 의 99% 임계치는 27.69임.

## V. 결언 및 정책적 시사점

본 연구에서는 1998년부터 2006년까지 68개 국가들을 5개 국가군(한국을 포함한 27개의 OECD 국가들, 6개의 아시아 NIEs 국가들, 4개의 BRICs 국가들, 13개의 개발도상국가들, 18개의 저개발국가들)으로 분류하여 1인당 실질소득에 대한 부패감소의 효과를 추정하였다. 또한 국가군별 소득에 대한 부패감소의 민감도를 비교하기 위하여 여타 조건을 별변으로 할 때 소득의 부패 탄력성을 산출하였다.

추정 결과 부패의 감소는 한국을 포함한 OECD 국가들뿐만 아니라 주로 중남미와 아프리카 국가들로 구성된 저개발국가군을 포함한 비OECD 국가들에서도 소득증가를 위해 중요함을 발견하였다.

소득의 부패 탄력성의 값은 아시아 NIEs와 BRICs가 가장 높았고, 개발도상국가군, 저개발국가군, OECD가 상대적으로 낮았다. OECD 선진국은 이미 반부패지수가 매우 높은 청렴한 국가들이기 때문에 낮지만, 개발도상국과 저개발국가들의 낮은 탄력성의 값은 낮은 산업화 단계로 인해 반부패에 대한 노력이 부족하기 때문으로 풀이된다. 추정결과를 토대로 아시아 NIEs와 BRICs 및 개발도상국가군 그리고 저개발국가군들은 재산권제도의 확립이나 좋은 지배구조 및 강력한 반부패기구 설치 등과 같은 부패를 감소시키는 노력을 강화하면 소득증가에 좋은 효과를 나타낼 것으로 보인다.

연도별 부패감소가 1인당 실질소득에 미친 긍정적 효과의 추세는 OECD 국가군과 아시아 NIEs 국가군 그리고 BRICs 국가군은 2002년 또는 2003년부터 증가 추세를 보이고 있으며, 한국과 개발도상국가군은 관측기간 동안 꾸준히 증가추세를 보이고 있다. 반면에 저개발국가군은 감소추세를 보이고 있다. 소득증가에 대한 부패감소의 유의한 효과로부터 추정결과는 상대적으로 부국들과 저개발국가들 사이에 소득수준이 갈수록 격차가 벌어지고 있는 이유를 암시한다.

한편 한국의 경우 관측기간(1998년-2005년) 동안 국민 1인당 실질소득에 대한 부패감소의 효과는 증가추세를 보여 왔으며, 동시에 2001년 부패방지법의 제정과 부패방지기구의 설치, 2004년 정치자금법, 선거법, 정당법 등의 개정과 같이 반부패노력도 꾸준히 강화해 왔음을 볼 수 있었다. 그러나 2004년에 선거법과 정당법 및 정치자금법이 개정되어 큰 부패(grand corruption)라 할 수 있는 정경유착이 개선되었으나 작은 부패(petty corruption)는 아직도 선진국 수준에 크게 미치지 못한다. 아직도 부패수준이 OECD 선진국에 비하여 낮은 것을 감안할 때 반부패노력을 지속적으로 강화하면 이를 통해 소득증가에 긍정적 영향을 미칠 수 있을 것이다.

따라서 선진국은 물론이고 선진국 진입초기에 있는 한국과 산업화가 시작된 후진국도 사회적 기술의 하나인 부패감소를 위한 제도와 조직을 개선하면 시장경제제도가 강화되어 경제적 성과에 긍정적 효과가 나타날 것이라 생각된다.

## &lt;참고문헌&gt;

- 강철규 (2007). 타자위해의 원칙과 공정거래제도. *경제발전연구*, 제13권 제1호: 1-30.
- 강철규 · 이재형 (2003). 부패방지전략의 새로운 패러다임: 과학적 평가에 의한 목표관리. *경제발전연구*, 제9권 제1호: 59-84.
- Aidt, T. S. (2009). Corruption, Institutions, and Economic Development. *Oxford Review of Economic Policy*, 25 (2): 271-292.
- Auster, R., Leveson, I., and Sarachek, D. (1969). The Production of Health: An Exploratory Study. *Journal of Human Resources*, 4 (4): 411-436.
- Barro, R. J. and Lee, J-W. (2000). *International Data on Educational Attainment Updates and Implications*. NBER Working Paper 7911.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (2001). *Economic Growth*. MIT Press, Cambridge.
- Beggs, J. J. (1988). Diagnostic Testing in Applied Econometrics. *Economic Record*, 64 (2): 81-101.
- Black, B. (2001). Does Corporate Governance Matter? A Crude Test using Russian Data. *University of Pennsylvania Law Review*, 149 (6): 2131-2150.
- Borensztein, E., Gregorio, J. D., and Lee, J-W. (1998). How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth? *Journal of International Economics*, 45 (1): 115-135.
- Breusch, T. and Pagan, A. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47 (5): 1287-1294.
- Chowdhury, A. and Islam, L. (1993). *The Newly Industrialising Economies of East Asia*. Routledge, New York.
- Durham, J. B. (2004). Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth. *European Economic Review*, 48 (2): 285-306.
- Frankel, J. and Romer, D. (1999). Does Trade Cause Growth? *American Economic Review*, 89 (3): 379-399.
- Guetat, I. (2006). The Effects of Corruption on Growth Performance of the MENA Countries. *Journal of Economics and Finance*, 30 (2): 208-221.
- Hall, R. and Jones, C. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics*, 114 (1): 83-116.
- Hanushek, E. and Kimko, D. (2000). Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations. *American Economic Review*, 90 (5): 1184-1208.
- Huntington, S. (1968). *Political Order in Changing Societies*. Yale University Press, New Haven.
- Kang, Chul-kyu and Lee, Jae-Hyung. (2009). The Economic Growth Effect of Social Technology Improvement: A Cross-Country Analysis. *Journal of Korean Economic Development*, 15 (2): 35-67.
- Krugman, P. R. and Obstfeld, M. (2008). *International Economics: Theory and Policy*, 8th

- Edition, Addison Wesley, Pearson Education.
- Lambsdorff, J. G. (1999). The Transparency International Corruption Perception Index 1999-Framework Document, Transparency International.
- Leff, N. (1964). Economic Development Through Bureaucratic Corruption, *American Behavioral Scientist*, 8 (3): 8-14.
- Moulton, B. R. (1999). *GDP and the Digital Economy: Keeping up with the Changes*, unpublished manuscript.
- Ndikumana, L. and Baliaoune-Lutz, M. (2008). *Corruption and Growth in African Countries: Exploring the Investment Channel*, University of Massachusetts Amherst, Department of Economics Working Paper 2008-08, MA.
- Shastry, G. K. and Weil, D. N. (2003). How Much of Cross-Country Income Variation is Explained by Health?, *Journal of the European Economic Association*, 1 (2-3): 387-396.

투고일자 : 2009.10.27

수정완료 : 2010. 1. 8

개제확정 : 2010. 3. 5

## <부록>

<부표 1> 국가군별 소득과 부패의 내생화 검정<sup>1),5)</sup>

	전체 <sup>2)</sup>	국가군별				
		OECD(한국포함) <sup>3)</sup>	NIEs <sup>3)</sup>	BRICs <sup>2)</sup>	개발도상국 <sup>4)</sup>	저개발국가 <sup>3)</sup>
잔차(Residual): t 값	11.839***	3.445***	3.215***	3.525***	3.625***	3.891***
Adj.R <sup>2</sup>	0.871	0.823	0.976	0.962	0.568	0.781

주: 1) t의 절대값은 내생화검정은 방정식(1)을 유도형으로 추정하여 내생화의 가능성이 있는 설명변수(ACPI)에 대한 잔차항을 도출한 후 방정식(1)에 추가함으로써 수행됨. 다음과 같은 유도형 방정식을 도출하였음.

$$V = v(YEARD, IT, FDI, CA, ED, H)$$

여기서  $V=(Y, ACPI)$ 는 종속변수의 열벡터(vector) 그리고 YEARD, IT, FDI, CA, ED 및 H는 유도형에서 YEARD, IT, FDI, CA, ED, H의 행벡터를 나타냄. 검정과정은 Beegs(1988) 참조. \*\*\*은 1%에서 유의함을 나타냄.

- 2). 방정식에서 설명변수의 일원인 2005년도 연도가변수가 낮은 허용한계치(tolerance limit)인 1.00E-04에 도달하여 모형에서 제외한 후 내생화검정을 시도함.
- 3). 방정식에서 설명변수의 일원인 1998년도 연도가변수가 낮은 허용한계치(tolerance limit)인 1.00E-04에 도달하여 모형에서 제외한 후 내생화검정을 시도함.
- 4). 방정식에서 설명변수의 일원인 2001년도 연도가변수가 낮은 허용한계치(tolerance limit)인 1.00E-04에 도달하여 모형에서 제외한 후 내생화검정을 시도함.
- 5). 내생화검정 결과는 반부패와 1인당 실질소득사이의 내생화에 대한 강한 통계적 증거를 보여주고 있음. 이는 다른 조건이 일정하다면 반부패와 1인당 실질소득은 상호관계가 있음을 의미함. 반부패가 제고되면(부패가 감소하면) 1인당 실질소득은 증가하고 역으로 1인당 실질소득이 증가하면 반부패가 제고됨(부패가 감소함).