

부패가 소득불평등에 미치는 영향: 국가별 횡단면 분석

The Effect of Corruption on Income Inequality: Cross-Country Analysis*

이 재 형(Lee, Jae-Hyung)** · 김 연 규(Kim, Youn-Kyoo)***

ABSTRACT

Corruption increases income inequality by reducing economic growth, the progressivity of the tax system, the level and effectiveness of social spending, and the formation of human capital, and by perpetuating an unequal distribution of asset ownership and unequal access to education. In this paper we explore the possibility that differentials in corruption are causal to income inequality differences. Utilizing 61 countries in 2012, the OLS estimates suggest that *ceteris paribus*, corruption affects income inequality. Classifying 61 countries into three country groups(Korea, OECD and developing country groups), the effect of corruption on income inequality was estimated. The OLS estimates indicate that as a 10 points reduction in corruption equivalent to Spain will decrease income inequality by 3.01 points; if the level of corruption in Korea is equivalent to that in Spain, income inequality in Korea will be consistent with that in the UK. In order to relieve Korea's income inequality, therefore, the policy makers should reduce corruption through public sector efficiency improvement as well as strict detection and law enforcement.

Key words: Income Inequality, Corruption, Comparison between Korea and OECD.

1. 서언

공직자들은 정책을 설계하고 수행할 때 그들의 이익을 위해 권한을 행사할 수 있다. 광의의 부패로 정의되는 이러한 현상은 편익의 점유율을 높이고 비용의 점유율을 부담함으로써 자원배분에서 정부의 재분배역할을 왜곡시킨다(Tanzi, 1998). 따라서 부패는 경제성장률과 투자와 같은 거시경제변수에 영향을 미칠 뿐 아니라 소득분배에도 영향을 미친다.

또한 부패는 조세제도의 누진성, 사회적 지출의 유효성 그리고 인적자본의 형성을 저해하고 자산소유권과 교육기회의 불공평을 영속화시킴으로서 소득불평등을 초래한다(Gupta 외, 2002).

국제투명성기구(Transparency International: TI)가 발표한 2012년도 부패인식도

* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A3A2033350).

** 우석대학교 교수(제1저자)

*** 한양대학교 부교수(교신저자)

(Corruption Perception Index: CPI)에 따르면 한국은 100점 만점에 56점으로 본 연구의 관측대상 61개국 중 21위를 기록했으며 OECD 국가의 평균인 66.9점보다 낮게 나타났다. 이는 한국이 OECD 평균보다 부패수준이 높음을 의미한다.¹⁾ 또한 한국은 국제연합 개발계획(United Nations Development Program: UNDP)가 발표한 2012년도 소득불평등지수 순위는 관측대상 61개국 중 17위를 기록하였다. 이는 부패와 소득불평등 사이에 양(+)의 상관관계가 존재함을 의미한다.

선행연구들은 부패가 소득불평등에 중요한 요인임을 실증적으로 보여주고 있다. 예를 들면, Dincer & Gunalp(2012)는 1981년부터 1997년까지(17년 기간) 미국의 50개주를 관측대상으로 한 패널자료를 사용하여 추정한 결과 부패는 소득불평등에 유의수준 $\alpha = 0.01$ 에서 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있다. 즉 정부정책, 1인당 실질소득, 교육, 실업율, 노동조합형성율, 지역다미 그리고 연도가변수(year dummy)를 통제한 후, 통상최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)으로 추정한 결과 부패인식도가 1표준편차 증가하면 소득불평등 수준을 나타내는 GINI계수는 0.3% 증가함을 발견하였다(t 값=5.50). 이는 부패수준이 높은 국가일수록 그 국가의 소득 불평등도는 심화됨을 의미한다.

반면에 Huang(2012)은 1995년부터 2010까지(16년 기간) 아시아 10개국(중국, 인도네시아, 일본, 한국, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 대만, 태국, 베트남)을 관측대상으로 한 패널자료를 사용하여 the panel vector error correction model(PVECM)을 추정한 결과 부패의 변화는 GINI계수를 대용한 소득불평등의 변화에 음(-)의 값을 나타내고 있지만 유의하지 않음을 보여주고 있다(p 값=0.240).

부패의 중요성이 주어졌을 때²⁾ 본 연구에서는 선행연구 결과를 토대로 자료수집이 가능한 2012년도 61개 국가들을 관측대상으로 하여 부패의 편차(differentials)가 소득불평등의 차이(differences)에 원인이 되는지를 검정하고 더 나아가 61개 국가들을 3개 국가군(한국과 OECD 국가군 그리고 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 비교·분석한다.³⁾ 3개 국가군으로 분류한 이유는 관측치의 수가 제한되어 있기 때문이다.

1) 국제투명성기구는 부패를 “사적 이익을 위한 공권력 남용”(Abuse of public power for private benefits)으로 정의하고 있다. 국제투명성기구가 매년 작성하여 발표하는 부패인식도는 10점 만점으로 점수가 높을수록 상대적으로 부패수준이 낮음(청렴수준이 높음)과 관계된다. 본 연구에서는 추정의 편의를 위하여 부패의 측정척도를 0부터 100으로 변환시킨다. 부패인식도는 여러 독립적인 국제기구들이 일반인과 기업인 및 학자 그리고 경제분석가들을 상대로 설문조사를 통해 산출된다. 따라서 부패는 선진국뿐만 아니라 개발도상국과 후진국 모두 공직 및 기업분야에서 생활의 중요한 요인으로 참고된다(Goudie & Stasavage, 1997).

2) United Nations Global Compact(Transparency and Anti-Corruption, 2012)는 지속가능한 발전과 선진화를 위해 부패를 중요한 국가전략으로 간주한다.

3) 소득불평등도의 척도로 흔히 쓰는 GINI계수는 평균적인 요약지수이므로 극빈계층의 변화를 잘 표현하지 못하는 결함이 있다고 알려져 있다(유항근, 2001). 따라서 본 연구에서는 소득불평등지수의 대용변수로 UNDP (2013)가 산출한 가계설문조사를 토대로 한 소득분배 불평등에 따라 조정된 HDI(인간 개발 지수) 소득지수를 사용한다(inequality-adjusted for income index).

자본에 관한 자료는 감가상각에 대한 자의적인 가정을 토대로 하고 기준주식(benchmark stock)에 대한 부적절한 측정에 의존하기 때문에 개발도상국이나 저개발국에 대해서는 인적자본(교육과 건강)과 비교할 때 상대적으로 신뢰성이 떨어진다고(Barro & Sala-i-Martin, 2001). 이를 토대로 본 연구에서는 자본을 고려대상에서 제외하고 자료수집이 가능한 총자본형성으로 대용한다(권영성·김희창, 2011).

최근의 자료를 사용하여 한국과 OECD 그리고 개발도상국들을 관측대상으로 하여 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 추정하고 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 비교·분석한 실증연구들은 드물기 때문에 이를 보완하기 위해 연구한다. 특히 부패의 변화에 따른 소득불평등의 직접적인 인과관계(You & Khagram, 2005)를 한국과 OECD 국가군을 비교·분석한 연구는 그리 많지 않다. 모든 국가들에서 부패가 소득불평등에 미치는 영향이 유의하게 나타난다면 Gupta 외(2002)의 주장을 실증적으로 뒷받침하는 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II에서는 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 추정하고 더 나아가 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 파악하기 위한 분석의 틀을 발전시킨다. III에서는 실증적 분석을 위해 사용한 자료의 출처와 변수들의 정의를 설명한다. IV에서는 횡단면자료를 사용하여 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 추정한 결과를 제시하고 한국과 OECD 국가군의 소득 불평등과 부패의 정도를 비교·분석한 결과를 제시한다. V에서는 결론과 함께 3개 국가군별 추정결과로부터 한국의 부패수준이 OECD의 평균에 도달할 경우 소득불평등의 변화를 산출한 결과를 제시한다.

II. 분석의 틀

본 장에서는 우선 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 추정하고 이를 토대로 61개 국가들을 3개 국가군(한국, OECD 국가군, 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 비교·분석하기 위한 틀을 설정한다.

1. 부패가 소득불평등에 미치는 영향

본 절에서는 관측대상 61개 국가들의 2012년 횡단면자료를 사용하여 여타조건 일정불변 시(ceteris paribus) 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 분석하기 위한 틀을 설정한다. 또한 모형의 모수안정화를 검정한 후 어떠한 불안정화가 명백하다면 모수불안정화를 분석한다. 개별 국가 i 의 저량에 대한 성격을 묘사함에 있어 한 기간의 정태적 틀을 사용하여 부패와 소득불평등사이의 인과관계를 다음과 같은 구조방정식으로 나타낼

수 있다(Gupta 외, 2002; Dincer & Gunalp, 2012; Rahayu & Widodo, 2012).

$$YI_i = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_i + \alpha_2 K_i + \alpha_3 ED_i + \alpha_4 GSPEND_i + \alpha_5 Y_i + \alpha_6 POLITICS_i + \alpha_7 P_i + \alpha_8 ENERGY_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

단 YI 는 소득불평등을 나타내는데 점수가 높을수록 상대적으로 소득불평등도가 낮음을 의미한다. CPI 는 부패수준을 나타내는데 점수가 높을수록 상대적으로 부패수준이 낮음(청렴수준이 높음)을 의미한다. K 는 GDP 대비 총자본형성을 나타낸다. ED 는 교육을 나타내며 $GSPEND$ 는 GDP 대비 정부지출을 나타낸다. $POLITICS$ 는 정치불안정을 나타내는데 점수가 높을수록 상대적으로 정치가 불안정함을 나타낸다. P 는 연간 소비자물가상승율을 나타내고 $ENERGY$ 는 석유로 환산한 에너지생산량을 나타낸다. ε 는 오차항을 나타낸다. i 는 개별 국가들을 나타낸다.

소득불평등에 대한 부패의 계수는 양(+)의 값을 나타내는 것으로 예상하는데 이는 부패의 감소는 소득불평등을 감소시킴을 의미한다($\partial YI_i / \partial CPI_i > 0$)(Gupta 외, 2002). 소득불평등에 대한 GDP 대비 정부지출의 계수는 음(-)의 값을 나타내는 것으로 예상하는데 이는 정부지출이 많을수록 소득불평등은 감소함을 의미한다($\partial YI_i / \partial GSPEND_i < 0$)(Jackman, 1980).

소득불평등에 대한 모수불안정화의 유무를 검정하기 위하여 한국을 1로 그 외의 60개 국가들을 0으로 설정하는 이원변수(binary variable) $D1$ 을 설명변수(CPI_i)와 상호작용시킨 상호작용변수($CPI_i * D1$)를 구조방정식(1)에 포함시켜 구조방정식(2)를 도출한다. 방정식(2)로부터 소득불평등에 대한 모수안정화 검정을 시도한다.

$$YI_i = \beta_0 + \beta_1 CPI_i + \beta_2 CPI_i * D1 + \beta_3 K_i + \beta_4 ED_i + \beta_5 GSPEND_i + \beta_6 Y_i + \beta_7 POLITICS_i + \beta_8 P_i + \beta_9 ENERGY_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

2. 한국과 OECD 국가군 비교

본 절에서는 소득불평등에 대한 부패의 효과를 추정된 결과로부터 분석대상인 61개 국가를 3개 국가군(한국, OECD 국가군, 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 비교하기 위하여 구조방정식을 다음과 같이 설정한다(Wooldridge, 2000).

$$YI_i = \gamma_0 + \gamma_1 CPI_i * D1 + \gamma_2 CPI_i * D2 + \gamma_3 CPI_i * D3 + \varepsilon_i \quad (3)$$

여기서 $D_j(j=1,2,3)$ 는 3개 국가군을 나타내는 이원변수이다. 구조방정식(3)에서 $D1$ 은 한국을 나타낸다. $D2$ 와 $D3$ 는 각각 25개 OECD 국가들로 구성된 OECD 국가군(OECD 국가들을 1로 그 외의 한국과 35개 개발도상국가들을 0)과 개발도상국가군(개발도상국

가들을 1로 한국과 OECD국가들을 0)을 나타낸다. 개발도상국가군에 대한 이원변수 D3의 계수는 상수항 γ_0 의 값과 같다. 따라서 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 비교 추정을 위하여 그리고 다중공선성 문제를 피하기 위하여 상수항은 추정에서 제외한다(Wooldridge, 2000).

III. 자료

본 연구에서는 자료수집이 가능한 2012년도 61개 국가들을 분석대상으로 하였다. 국가를 관측치의 단위로 사용할 때 개인수준에서는 심각할 수 있는 정보에 대한 정밀함의 편차를 평균화할 수 있는 장점이 있다(Auster 외, 1969).

한편 검정력은 관측치의 순서에 의존한다(Maddala, 1977). 관측대상 국가별 순서는 국가명의 영문 알파벳 순서대로 정리하였다.

본 연구를 위해 모형에서 사용한 변수들의 정의와 평균 및 표준편차는 <표 1>에 정리하여 제시한다.

<표 1> 횡단면자료 분석에서 사용한 변수들의 정의와 출처

변수	정의 (출처)	평균 (표준편차)	최대값 (최소값)
YI1)	소득불평등지수 (UNDP, International Human Development Reports)	52.592 (17.892)	79.700 (13.700)
CPI2)	부패인식도 (Transparency International)	49.803 (19.992)	90.000 (19.000)
Y3)	구매력 평가지수를 반영한 1인당 실질소득 (UNDP, Human Development Report)	19.795 (16.040)	66.960 (545)
K4)	GDP 대비 총자본형성 (The World Bank)	23.109 (6.103)	48.315 (10.276)
ED5)	평균 기대교육연한 (UNDP, Human Development Report)	13.997 (2.565)	19.600 (8.200)
GSPEND6)	GDP 대비 정부지출 (IMF)	37.049 (10.940)	58.352 (18.484)
POLITICS7)	정치안정지수 (World Bank, Worldwide Governance Indicators)	2.542 (0.860)	3.880 (0.450)
P8)	연간 소비자물가 상승률 (World Bank)	4.917 (4.411)	21.271 (0.556)
ENERGY9)	석유 환산 에너지 생산량 (World Bank, World Development Indicators)	167.361 (420.560)	2432.505 (0.275)

- Notes: 1). 측정척도는 0부터 100으로 변환시켰음. 점수가 높을수록 상대적으로 소득불평등도가 낮은 상태를 의미함.
 2). 100-부패지수(Corruption Perception Index). 따라서 점수가 높을수록 상대적으로 부패 수준이 낮은 상태를 의미함.
 3). 단위는 미화 천달러임.
 4), 6), 8). 단위는 %임.
 5). 단위는 년임.
 7). 측정척도는 0부터 100으로 변환시켰음. 점수가 높을수록 상대적으로 정치수준이 안정된 상태를 의미함.
 9). 단위는 백만톤(1000kt)임.

점수로 수준을 나타내는 모든 변수들은 해석의 편의를 위해 원지수에 10을 곱하여 100점 만점으로 통일하였다. 소득불평등도(YI)는 100점 만점으로 점수가 높을수록 상대적으로 소득불평등도가 낮은 상태를 의미한다. 부패인식도(CPI)는 100점 만점으로 점수가 높을수록 상대적으로 부패수준이 낮은 상태(청렴한 상태)와 관계된다.

GDP 대비 총자본형성(K)은 국내총투자와 일치한다(Bulletin of World Health Organization, 2008). 본 연구와 같이 GDP 대비 정부지출의 비율은 정부규모를 측정하기 위해 가장 많이 사용한다(Grossman, 1988).

본 연구에서 사용한 정치적 안정지수(POLITICS)는 폭력과 테러의 부재를 포함하며 정치적 안정지수의 값이 클수록 상대적으로 정치적 안정과 폭력 및 테러가 낮음을 의미한다.

Svensson(2005)은 특정 국가의 자료(data)를 누구나 동의할 수 있는 객관적 수치로 나타내는 것은 어렵지만, 서로 다른 정의와 방법론에 기초해 제도적 환경의 수준을 측정한 다양한 측정치 사이에는 상당히 높은 상관관계가 있기 때문에 주요 국제기관에서 발표하는 지수들은 신뢰성이 높아 분석에 활용가능하다고 주장한다.

본 연구에서 사용한 지수(소득불평등지수, 부패지수, 정치적 안정지수)는 누구나 동의하는 객관적 지표가 아니므로 소득불평등과 반부패의 관계를 반드시 선형이라고 가정할 수는 없다. 예를 들면, Barro(1996)는 민주주의가 경제성장에 미치는 영향을 분석할 때 비선형관계를 가정하였다. 이를 토대로 본 연구에서는 선형모형과 비선형모형 중 어느 모형이 더욱 우월한지를 비교하기 위해 조정된 다중결정계수(Adjusted R²: Adj.R²)를 추정하여 상대적으로 더 높은 모형을 선택한다(Gupta 외, 2002). 선형(linear)모형과 양측대수(double natural logarithmic)모형 그리고 반측자연대수(semi-natural logarithmic)모형의 Adj.R²의 값을 추정한 결과는 <표 4>에 보고한다.

<표 2> 로버스트성 검사: 정규성 검정

변수	정규성	검정	연검정
	K-S (p 값) ¹⁾	왜도 (Skewness) ²⁾	(p 값) ³⁾
YI	H0 채택 (0.298)	0.265	H0 채택 (0.520)
CPI	H0 채택 (0.134)	0.593	H0 채택 (0.520)
Y	H0 채택 (0.222)	0.692	H0 채택 (0.700)
K	H0 채택 (0.119)	1.427	H0 채택 (0.246)
ED	H0 채택 (0.790)	0.366	H0 채택 (0.053)
GSPEND	H0 채택 (0.482)	0.071	H0 채택 (0.367)
POLITICS	H0 채택 (0.757)	0.362	H0 채택 (0.697)
P	H0 채택 (0.012)	2.174	H0 채택 (0.697)
ENERGY	H0 기각 (0.000)	4.225	H0 채택 (0.517)

주: 1) Kolmogorov-Smirnov 검정결과임. 귀무가설(H0): 정규분포. 가설검정에서 유의수준은 1%임. 양측검정 결과임. "H0 채택"은 "H0 기각할 수 없음"을 의미함.

2) 절대값임.

3) H0: 연속적인 관측치들의 무작위 추출. 중위수 기준. 가설검정에서 유의수준은 1%임. 절대값임.

<표 2>에 제시한 Kolmogorov-Smirnov 검정결과 석유 환산 에너지 생산량(ENERGY)을 제외한 모든 변수들이 정규분포에 근사함을 알 수 있다(Black, 2001). 이를 재확인하기 위하여 왜도(skewness)를 추정한 결과도 일치한다. 또한 연(run)검정 결과 ENERGY변수를 포함한 모든 변수에서 연속적인 관측치간에 연관성이 있음을 보여주고 있다(류근관, 2010).

<표 3> 변수들 사이의 Pearson 상관계수 추정¹⁾

CPI와 Y	ED와 Y	GSPEND와 Y
0.868 (0.000)	0.852 (0.000)	0.635 (0.000)

주: 1) ()안의 숫자는 p-값임. ***는 양측검정 결과 상관은 0.01수준에서 유의함을 나타냄.

<표 3>에서 3개의 변수들(CPI와 ED 및 GSPEND)의 각각과 Y 사이의 Pearson상관계수 추정값은 0.868과 0.852 및 0.635로 양측검정 결과 유의수준 $\alpha=1\%$ 에서 유의하게 나타났다. 이는 변수들 사이에 강한 선형관계(linear association)가 존재함을 시사한다. 따라서 다중공선성(multicollinearity)의 가능성을 회피하기 위하여 Y변수는 구조방정식 (1)과 (2)에서 제외한다.

3개 국가군은 다음과 같이 분류한다. 한국을 제외한 OECD는 25개 국가들로 구성하였다. 개발도상국가군은 한국과 25개 OECD 국가들을 제외한 35개 국가들로 구성되었다. 3개 국가군으로 분류한 이유는 관측치의 수가 제한되어 있기 때문이다. 모수추정에 사용한 61개 국가들의 목록은 부록의 <부표 1>에 보고한다.

한편 제한된 61개 국가들의 자료는 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 계량경제학적으로 완전히 평가하기에는 관측치의 수가 충분하지 않음을 암시한다. Maddala(1992)는 관측치 또는 표본의 규모가 작을수록 유의수준을 높게 조정해야 한다고 언급한다. 또한 Lewis 외(1990)는 불완전한 다중공선성의 결과 회귀계수의 표준오차는 커진다고 지적한다. 따라서 회귀계수의 추정된 t 통계량은 종속변수의 편차를 설명함에 있어 설명변수의 역할에 대한 반드시 좋은 지표는 아님을 알 수 있다(Leamer, 1978). 이를 근거로 하여 제한된 설명변수의 수와 함께 양측검정 시 유의수준도 10%까지 높게 조정하였다.

소수의 극단치(outliers)는 분석결과를 왜곡할 수 있다(Wooldridge, 2000). 회귀분석에서 극단치를 포함했을 때의 모형의 적합도는 적합하게 나타났다(<표 5>). 따라서 본 연구에서는 자유도의 수를 높이기 위하여 극단치를 포함하여 추정한 결과만을 제시한다. 모든 분석에서는 “평균적으로(on average)”와 “여타조건 일정불변 시(ceteris paribus)”의 용어가 항상 적용된다. 수집된 자료들을 SPSS 9.0 프로그램을 이용하여 회귀분석을 실시하였다.

IV. 추정결과

본 연구의 주 목적은 부패의 편차가 소득불평등의 차이에 원인이 되는지를 검정하고 더 나아가 61개 국가들을 3개 국가군(한국과 OECD 국가군 그리고 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패의 정도를 비교·분석하는 것이다. 또한 국가군별 부패의 변화에 따른 소득불평등의 민감도를 측정하기 위하여 여타조건 일정불변 시 소득불평등의 부패평균탄력성과 효과를 산출한다. 이를 위하여 구조방정식(1)과 (2)에 대한 선형모형과 양측대수모형 그리고 반측자연대수모형의 Adj.R2의 값을 추정하여 <표 4>에 보고한다.

1. 부패가 소득불평등에 미치는 영향: 국가별 횡단면 분석

Theil의 Adj.R2는 회귀분석식의 설명력을 나타내는 자유도를 고려한 수치로써 추정치가 높을수록 모형의 우월성은 높아진다(Gupta 외, 2002). <표 4>의 모든 회귀식에서 방정식의 반측자연대수모형이 선형모형과 양측자연대수모형보다 더 우월한 것으로 나타났다.

<표 5>의 모든 회귀식에서 D.W.(Durbin-Watson)통계량으로 검정한 결과 유의수준 $\alpha=1\%$ 에서 자기회귀잔차항이 없다는 귀무가설(H_0)을 기각할 수 없는데 이는 방정식들이 적합하게 설정되었음을 의미하며 잔차항의 기대치가 0이라는 가정을 위배하지 않음을 의미한다(Gerdtham & Jonsson, 1992).

<표 4> 각 방정식의 선형모형과 양측자연대수모형 그리고 반측자연대수모형의 Adj. R2:
OLS 추정1)

모형 (n)	(1)-(1)	(1)-(2)	(2)-(1)	(2)-(2)
선형	0.821	0.825	0.819	0.822
양측자연대수	0.777	0.779	0.773	0.775
반측자연대수1	0.833	0.836	0.831	0.834
반측자연대수2	0.751	0.752	0.746	0.748

주:1). 반측자연대수1은 종속변수가 선형변수이며 설명변수는 자연로그변수들인 반면에 반측자연대수2는 종속변수가 자연로그변수이며 설명변수는 선형변수임.

이를 재확인하기 위하여 함수형태의 그릇된 설정에 대한 일반적인 검정으로써 Ramsey의 RESET2 검정을 사용한다. RESET2 검정은 모형의 예측값의 제곱을 회귀방정식에 추가한 후, 추가된 계수에 대해 t 검정을 수행한다. 추가한 변수의 계산된 t 통계량이 임계치보다 작으면 함수형태의 그릇된 설정에 대한 귀무가설은 기각된다(Beggs, 1988). <표 5>의 RESET2 검정결과 모든 회귀식에서 함수형태의 그릇된 설정에 대한 귀무가설을 기각한다. 이는 모든 회귀식들이 적합하게 설정되었음을 의미한다.

다양한 회귀방정식에 대하여 동분산 검정을 적용하는 이유는 이분산이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 추출하는 것이다. 추정된 Chi-Square(χ^2)값이 99% 임계치보다 작으면 동분산에 대한 귀무가설을 기각할 수 없다(Breusch & Pagan, 1979). 이는 교란항의 분산은 61개 국가들에 대해 거의 일정하다는 가정을 기각할 수 없음을 의미한다. <표 5>의 이분산검정 결과 모든 회귀식에서 동분산에 대한 귀무가설을 기각할 수 없다.

<표 5> 모형의 적합도 검정: OLS 추정1)

회귀식	F	D.W.	RESET2 (t 값)	이분산검정
(1)-(1)	43.729***	1.855	0.121	$\chi^2(7)=4.636$
(1)-(2)	51.878***	1.837	0.090	$\chi^2(6)=4.209$
(2)-(1)	37.818***	1.850	0.123	$\chi^2(8)=5.429$
(2)-(2)	43.966***	1.832	0.094	$\chi^2(7)=4.819$

주:1). F 검정에서 ***은 유의수준 $\alpha=1\%$ 에서 유의함을 나타냄. D.W. 검정에서 독립변수의 수가 7일 때 유의수준 $\alpha=5\%$ 에서 $dU=1.850$ 임. 계산된 D.W.값이 dU 와 $4-dU$ 사이에 있으면 자기회귀잔차항이 없다는 귀무가설(H_0)을 기각할 수 없음. RESET2 검정에서 t값은 절대값임. 검정과정은 Beggs(1988) 참조. 동분산검정에서 $\chi^2(8)$ 과 $\chi^2(7)$ 과 $\chi^2(6)$ 의 99% 임계치는 각각 20.09와 18.48 및 16.81임. 검정과정은 Breusch & Pagan(1979) 참조.

<표 6>에 소득불평등에 대한 구조방정식(1)을 추정한 결과를 보고한다. 추정결과 정치적 안정변수를 제외한 후 단계적 회귀분석(stepwise regression)을 시도한 회귀식 (1)-(2)와 (2)-(2)가 회귀식(1)-(1)과 (2)-(1)보다 회귀선의 표준추정오차(Standard Error of Estimates: SEE)가 더욱 낮게 나타났다. 따라서 회귀식(1)-(2)와 (2)-(2)만 분석한다.⁴⁾

<표 6> 국가별 부패(CPI)가 소득불평등(YI)에 미치는 영향: OLS 추정1)

독립변수	종속변수: 소득불평등(YI)			
	(1)-(1)	(1)-(2)	(2)-(1)	(2)-(2)
lnCPI	14.115 (3.741)***	13.658 (3.381)***	14.147 (3.765)***	13.691 (3.403)***
lnCPI*D1	—	—	1.162 (2.029)	1.162 (2.011)
lnK	5.166 (4.736)	4.836 (4.565)	4.704 (4.834)	4.374 (4.662)
lnED	41.170 (8.139)***	40.800 (7.975)***	39.661 (8.604)***	39.291 (8.439)***

4) 본 논평은 호주 University of Queensland의 John Mangan교수로부터 제공되었다. 정치적 안정은 소득불평등에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이는 부패와 정치적 안정 사이의 Pearson 상관계수의 값이 0.737로 높게 나타나 다중공선성 문제를 야기시켰기 때문으로 풀이된다. 그러나 많은 선행연구 결과는 정치가 불안정할수록 소득불평등을 더욱 심화시키는 것으로 나타났다. 예를 들면, Diaz(2005)는 1990년부터 2000년까지 멕시코의 32개주(32 Federal Entities)에 대한 패널자료로부터 고정효과모형을 추정한 결과 정치가 불안정할수록 GINI계수로 측정된 소득불평등은 심화됨을 발견하였다(t 통계량은 3.23).

독립변수	종속변수:		소득불평등(YI)	
	(1)-(1)	(1)-(2)	(2)-(1)	(2)-(2)
lnGSPEND	9.116 (3.890)**	8.830 (3.736)**	9.844 (4.116)**	9.558 (3.965)**
lnPOLITICS	-1.006 (3.387)	-	-1.005 (3.409)	-
lnP	-4.470 (1.620)***	-4.388 (1.583)***	-4.484 (1.631)***	-4.402 (1.593)***
lnENERGY	0.997 (0.564)*	1.061 (0.517)**	1.026 (0.570)*	1.090 (0.523)**
상수항	-154.535 (29.326)***	-150.947 (26.496)***	-152.020 (29.839)***	-148.434 (27.014)***
R2	0.852	0.852	0.853	0.853
모수 불안정화 검정	-	-	Chow t=0.573 결합F(1, 52)= 37.818***	Chow t=0.578 결합F(1, 53)= 43.966***
SEE	7.313	7.251	7.360	7.297

주: 1) ()안의 숫자는 추정된 회귀계수의 표준오차임. ***, ** 및 *는 양측검정 결과 각각 0.01, 0.05 및 0.10수준에서 유의함을 나타냄.

부패는 선진국과 개발도상국 등 모든 국가에서 양측검정 결과 유의수준 $\alpha=1\%$ 수준에서 통계적으로 유의한 양의 효과를 보여주고 있는데 이는 부패수준이 감소하면 소득불평등도 감소함을 시사한다. 이러한 추정결과는 You & Khagram(2005)와 Gupta 외(2002)의 실증분석 결과와 일치한다. You & Khagram이 1996년부터 2002년까지 102개국에 대한 패널자료를 사용하여 OLS로 추정한 결과는 부패가 1표준편차 감소하면 소득불평등은 0.44표준편차 감소하는 것으로 나타났다. 또한 Gupta 외가 1980년부터 1997년까지 38개국에 대한 패널자료를 사용하여 OLS로 추정한 결과도 부패가 1표준편차 증가하면(CPI로는 100점만점에 25.2점 증가하면) GINI계수도 1표준편차 증가하는 것으로 나타났다(또한 Dincer & Gunalp, 2012).

자본의 대용변수인 GDP 대비 총자본형성은 소득불평등에 영향을 주지 않는 것으로 추정되었다. 반면에 Gupta 외(2002)가 1980년부터 1997년까지 38개국에 대한 패널자료를 사용하여 OLS로 추정한 결과 GDP 대비 자본지량이 증가하면 GINI계수를 대용한 소득불평등은 감소함을 발견하였다. 본 연구의 추정결과는 관측치의 수가 충분하지 않기 때문인 것으로 풀이된다.

교육은 소득불평등을 감소키는 것으로 나타났다. 이는 Dincer & Gunalp(2012)의 추정결과와 일치한다. 즉 교육은 양측검정 결과 유의수준 $\alpha=1\%$ 에서 소득불평등의 중요한 결정요인임을 보여주고 있다(Seneviratne & Sun, 2013).

GDP 대비 정부지출은 양측검정 결과 유의수준 $\alpha=5\%$ 에서 소득불평등에 유의한 양의

값을 나타내고 있다. 이는 정부지출이 증가하면 소득불평등은 감소함을 의미한다. Vázquez 외(2012)도 1970년부터 2009년까지 150개국에 대한 패널자료를 사용하여 OLS로 추정한 결과 정부지출은 GINI계수를 대용한 소득불평등의 감소에 효과적임을 보여주고 있다.

석유로 환산한 에너지생산량은 소득불평등에 유의수준 $\alpha=5\% \sim 10\%$ 에서 유의함을 보여주고 있다. 즉 에너지생산량이 증대할수록 소득불평등은 낮아짐을 의미한다. 반면에 Gupta 외(2002)는 1980년부터 1997년까지 OLS를 사용하여 추정한 결과 자원이 풍부한 나라들일수록 소득불평등도가 높음을 보여준다. 이는 1차 상품 수출증가는 국내에서 소비되지는 않지만 국제적으로 가치있는 상품의 생산을 유도하고 경제전체와 생산자의 지대를 발생시킨다. 풍부한 천연자원은 경제주체로 하여금 이미 존재하는 자원에 대한 지대추구행위를 조장하기 때문에 풍부한 천연자원이 지속가능한 성장을 보장하는 것은 아니다(이건범, 2003). 그러나 본 연구의 추정결과는 에너지생산량이 국내 산업화와 유기적 관계를 맺은 국가들은 세계경제에의 지위를 개선시켰음을 시사한다. United Nations Environment Programme (2004)도 에너지생산량을 증대시킴으로써 에너지보조금을 빈곤층을 위해 사용한다면 소득불평등을 낮출수 있다고 주장한다. 이는 소득불평등도를 낮추기 위해 에너지 생산에 대한 연구개발이 중요함을 시사한다.

소득불평등에 대한 구조적 변화를 검정하기 위하여 한국을 1로 설정하여 그 외의 60개 국가들과 분리하는 이원변수(D1)를 부패와 상호작용시킨 상호작용변수($CPI_i * D1$)를 소개한다.

<표 6>에 제시한 Chow t 검정 결과 상호작용변수에 대한 추정치에서 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 이는 회귀식(2)-(1)과 (2)-(3)에서 소득불평등에 대한 구조적 변화가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 의미한다. 그러나 결합F(joint F) 검정결과 추정모형(2)-(1)과 (2)-(3)에서 모수불안정화가 없다는 귀무가설은 기각됨을 보여주고 있다. 귀무가설의 기각은 개별 회귀식에서 부패인식도와 한국을 상호작용시킨 상호작용변수들에 의해 종속변수(소득불평등)에 모수변화가 있었다는 강한 증거를 의미한다. 이는 결국 모든 회귀식에서 상호작용변수가 체계적으로 유의함을 시사한다(Beggs, 1988: 97). 따라서 한국의 경우 부패는 소득불평등에 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

요약하면 <표 6>은 부패의 편차로부터 소득불평등의 차이로 작용하는 인과관계를 시사한다. 또한 한국의 경우 소득불평등에 대한 부패의 유해한 효과를 시사하고 있다.

2. 한국과 OECD 국가군 비교

본 절에서는 개방과 반부패 그리고 소득사이의 다중상호관계에 대한 가설을 기각할 수 없다는 추정 결과로부터 61개 국가들을 3개 국가군(한국, OECD국가군, 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불평등과 부패정도를 비교한다. 또한 소득불평등의 부패탄력성을 산출하여<표 8>에 제시한다. OLS기법을 사용하여 선형모

형을 추정하여 D.W.통계량과 Theil의 조정된 다중결정계수(Adj.R2)를 분석하여 선택된 모형에 대한 모수추정결과로부터 탄력성을 산출한다(Maddala, 1992).

<표 7> 한국과 국가군별 부패와 소득불평등의 평균과 표준편차1)

국가군별	n	부패인식도 (CPI)	소득불평등도 (YI)
한국	1	56.000	67.900
OECD 국가군 (한국 제외)	25	66.920 (17.200)	69.200 (0.077)
개발도상국가군	35	37.4 (11.027)	40.271 (12.495)

주:1). ()안의 숫자는 표준편차임. n은 관측치의 수임.

<표 8>에서 한국에 대한 소득불평등의 부패탄력성의 값(ζ)은 0.248로 부패인식도가 10% 증가하면 소득불평등도는 2.48% 증가함을 의미한다. 즉 부패수준이 10% 낮아지면 (청렴수준이 10% 높아지면) 소득불평등도는 2.48% 낮아짐(완화됨)을 의미한다. 이는 OECD국가군에 대한 탄력성의 값인 0.240보다 높게 추정되었다. 이는 OECD국가군과 비교할 때 한국의 경우 소득불평등수준에 비해 부패수준이 높음을 의미한다. 따라서 한국의 경우 부패감소가 중요함을 알 수 있다.

<표 8> 한국과 국가군별 부패가 소득불평등에 미치는 영향 비교: OLS 추정1)

	한국	OECD 국가 군 (한국 제외)	개발도상국가 군	R2(Adj.R2)	결합F(2,58)	D.W.
	16.868 (7.049)***	16.631 (36.051)***	11.263 (24.855)***	0.971(0.970)	655.713***	1.874
ζ	0.248	0.240	0.280	-	-	-
η	0.301	0.248	0.301	-	-	-

주:1). ()안의 숫자는 계산된 Chow t 통계량임. ***는 양측검정 결과 0.01수준에서 유의함을 나타냄. ζ 와 η 은 각각 소득불평등의 부패탄력성과 소득불평등에 대한 부패의 효과임.

반측대수모형에서 탄력성의 값은 다음의 과정으로 산출하였음.

$Y = \gamma_0 + \gamma_1 \ln X + e$ 일 때 $\gamma_1 = (\partial Y / \partial \ln X) = (\partial Y / \partial X) * X_{\text{mean}}$.

탄력성의 값은 $\gamma_1 * (1/Y_{\text{mean}})$.

$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 X + e$ 일 때 $\beta_1 = (\partial \ln Y / \partial X) = (\partial Y / \partial X) * (1/Y_{\text{mean}})$.

탄력성의 값은 $\beta_1 * X_{\text{mean}}$.

단, 개별 설명변수들의 계수 α_1 은 <표 8>에 나타나 있음.

mean은 해당 변수들의 평균값임(<표 7> 참조).

소득불평등에 대한 부패의 효과(η)는 상수항이 나타내는 개발도상국가군이 가장 크고 뒤이어 한국, OECD 국가군순으로 나타내고 있는데 이는 소득수준이 높을수록 소득

불평등에 대한 부패의 효과가 낮음을 의미하는데 이는 소득수준이 높은 국가들일수록 부패수준이 낮음을 시사한다. 또한 소득불평등도에 대한 부패의 효과는 0.301로 부패인식도가 10점 증가하면(청렴수준이 10점 높아지면) 소득불평등도는 3.01점 낮아짐을 의미한다.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구에서는 자료수집이 가능한 2012년도 61개 국가들을 관측대상으로 하여 선형 회귀방정식을 OLS로 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 또한 추정 결과를 토대로 한국과 OECD 국가군 그리고 개발도상국가군으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 소득불균형과 부패의 정도를 비교·분석하였다.

소득불평등에 대한 부패의 유해한 효과의 중요성이 주어졌을 때 소득불평등방정식을 추정한 결과 GDP 대비 총자본형성과 교육, GDP 대비 정부지출, 실질소득, 정치적 불안정 수준, 물가상승을 그리고 석유 환산 에너지생산량을 제어한 후 부패의 감소효과는 곧바로 소득불평등의 개선에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 제어변수들(control variables)에 대한 추정계수의 방향과 통계적 유의성은 대체로 예상과 일치한다. 예를 들면, 석유로 환산한 에너지생산량의 증가는 소득불평등을 낮추는 것으로 나타났다.

<표 9> 한국의 부패인식도가 OECD 평균수준일 경우 소득불평등의 변화1)

	한국(2012)	OECD 국가군
부패인식도(CPI)	56.0점	66.9점
소득불평등지수	67.9점	70.9점

주:1). 소득불평등도는 100점 만점으로 점수가 높을수록 상대적으로 소득불평등도가 낮은 상태를 의미한다. 부패인식도는 100점 만점으로 점수가 높을수록 상대적으로 부패수준이 낮은 상태(청렴한 상태)와 관계된다.

한국의 경우 2012년 부패인식도는 100점 만점에 56점으로 부패인식도가 10점 증가하면(청렴수준이 10점 증가하면) 소득불평등도는 3.01점 낮아진다(<표 8>과 <표 9> 참조). 이는 스페인의 CPI인 65점과 유사하며 이 경우 소득불평등도는 70.9점으로 OECD 국가들의 평균과 영국의 소득불평등도인 70.9점과 일치함을 보여주고 있다. 따라서 한국은 소득불평등을 완화시키기 위하여 엄정한 적발과 처벌(강철규, 2011) 그리고 법치주의를 확립하여 부패를 감소시켜야 함을 시사한다(이정주, 2009; 정성호, 2010).

본 연구에서의 결과는 위에 언급한 결론을 확신하기에 앞서 몇 가지 제약이 있음을 고려해야 한다. 예를 들면, 61개 국가들은 선택된 변수들 사이의 인과관계에 대한 완전한 계량경제학적인 평가를 허용하기에는 관측치의 수가 충분하지 않다. 이는 시계열 자

료와 횡단면 자료를 혼합한 패널자료(panel data)의 필요성을 제기한다. 이는 패널자료에 의한 추정이 중요한 정책적 시사점을 제공하기 때문이다. 따라서 소득불평등에 대한 지속적인 평가를 하여 Data Base를 구축함으로써 충분한 관측치의 수를 확보할 필요가 있다. 따라서 여기서 도달한 결론을 해결함에 있어 더욱 많은 연구가 수행되어야 한다.

참 고 문 헌

- 강철규(2011). 『소셜테크노믹스』, 서울: 엘도라도.
- 권영성·김희창(2011), “우리나라 지역경제의 중요소생산성 결정요인 분석: Malmquist 지수와 Barro의 정부지출모형을 이용하여,” 한국지역경제연구, 19(1): 1-25.
- 류근관(2010), 『통계학』, 법문사.
- 이건범(2003), “불평등과 성장의 관계에 대한 비판적 검토와 대안 경로,” 응용경제, 5(1): 91- 139.
- 이정주(2009), 『행정윤리풍토가 조직효과성에 미치는 영향에 관한 연구』, 한국행정학회 2009년도 동계학술대회 발표논문, 2009-12: 1-22.
- 유향근(2001), “엔트로피 극대화를 이용한 소득분포함수와 소득 불평등지수-한국의 경기변동과 계층별 소득분포의 변화-,” 응용경제, 3(1): 109-131.
- 정성호(2010), 『거버넌스가 경제성장에 미치는 영향』, 한국행정학회 2010년도 춘계학술대회 발표논문, 2010-04: 100-117.
- Auster, Richard, Leveson, Irving. & Sarachek, Deborah (1969). The Production of Health: An Exploratory Study. Journal of Human Resources. 4 (4): 411-436.
- Barro, Robert J.(1996). Democracy and Growth. Journal of Economic Growth.. 1(1): 1-27.
- Barro, Robert J. & Sala-i-Martin, Xavier. (2001). Economic Growth. Cambridge: MIT Press.
- Beggs, John J.(1988), “Diagnostic Testing in Applied Econometrics,” Economic Record, 64 (185): 81-101.
- Black, Bernard (2001). Does Corporate Governance Matter? A Crude Test using Russian Data. University of Pennsylvania Law Review. 149 (6): 2131-2150.
- Breusch, Trevor. S. & Pagan, Adrian. R.(1979), “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” Econometrica, 47 (5): 1287-1294.
- Díaz, Araceli O.(2005), “Channels Through Which Income Inequality Influences Growth: Fiscal and Political Instability Approaches,” Paper presented in Dynamics, Economic Growth, and International Trade, An International Conference, Mexico: 1-27.
- Dincer, Oguzhan C. & Gunalp, Burak(2012) “Corruption, Income Inequality and Growth: Evidence from U.S. States,” Contemporary Economic Policy, 30 (2): 283-292.
- Gerdtham, Ulf-G. & Jonsson, Bengt(1992). International Comparisons of Health Care Expenditure-Conversion Factor Instability, Heteroscedasticity, Outliers and Robust Estimators. Journal of Health Economics. 11 (2): 189-197.
- Goudie, Andrew W. & Stasavage, David(1997). Corruption: The Issues, Organisation for Economic Co-operation and Development. Development Centre, 122: 1-64.
- Grossman, Philip J. (1988). Government and Economic Growth: A Non-linear Relationship. Public Choice. 56 (2): 193-200.

- Gupta, Sanjeev, Davoodi, Hamid & Rosa, Alonso T.(2002), "Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?" *Economics of Governance*, 3 (1): 23-45.
- Huang, Chiung-Ju(2012), "Corruption, Economic Growth, and Income Inequality: Evidence from Ten Countries in Asia," *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 66: 354-358.
- Jackman, Richard W.(1980), "Keynesian Government Intervention and Income Inequality," *American Sociological Review*, 45 (1): 131-137.
- Leamer, Edward E.(1978), *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Nonexperimental Data*, John Wiley & Sons, New York.
- Lewis, Donald E., O'Brien, Dennis. T. & Thampapillai, Dodo(1990), *Statistics for Business and Economics*, Harcourt Brace Jovanovich Publishers, Sydney.
- Maddala, Gangadharrao S.(1977). *Econometrics*. McGraw-Hill, Inc., New York.(1992), *Introduction to Econometrics*, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York.
- Rahayu, Ina P. & Widodo, Tri.(2012), "The Causal Relationship between Corruption and Poverty in Asean: A General Method of Moments/Dynamic Panel Data Analysis," *Journal of Economics, Business, and Accountancy Ventura*, 15 (3): 527-536.
- Seneviratne, Dulani & Sun, Yan(2013), "Infrastructure and Income Distribution in ASEAN-5: What are the Links?" *IMF Working Paper No. WP/13/41*: 1-18.
- Svensson, Jacob. (2005). Eight Questions about Corruption. *Journal of Economic Perspective*, 19(3): 19-42.
- Tanzi, Vito(1998) "Corruption Around the World: Causes, Consequences, Scope, and Cures," *IMF Staff Papers*, 45: 559-594.
- United Nations Environment Programme(2004), "Energy Subsidies: Lessons Learned in Assessing Their Impact and Designing Policy Reforms," *UNEP/ETB/2003/1*: 1-170.
- Vázquez, Jorge M., Vulovic, Violeta. and Dodson, Blanca M. (2012), "The Impact of Tax and Expenditure Policies on Income Distribution: Evidence from a Large Panel of Countries," *Review of Public Economics*, 200(1): 95-130.
- Wooldridge, Jeffrey M.(2000). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western College Publishing, USA.
- You, Jong-Sung & Khagram, Sanjeev(2005), "A Comparative Study of Inequality and Corruption," *American Sociological Review*, 70(1): 136-157.

투고일자 : 2014. 03. 25

수정일자 : 2014. 06. 26

게재일자 : 2014. 06. 26

부 록

<부표 1> 국민 1인당 실질소득을 기준으로 분류한 국가들1)

국가명	포함된 국가들
OECD 국가군(한국 포함 26개국)	AUSTRALIA, AUSTRIA, BELGIUM, CANADA, DENMARK, FINLAND, FRANCE, GERMANY, IRELAND, NETHERLANDS, NORWAY, SPAIN, SWEDEN, UK, US, CZECH REPUBLIC, GREECE, HUNGARY, ISRAEL, ITALY, KOREA, MEXICO, POLAND, PORTUGAL, SLOVAKIA, TURKEY,
개발도상 국가군(한국 제외 35개국)	THAILAND, INDONESIA, PHILIPPINE, BRAZIL, RUSSIA, INDIA, CHINA, ARGENTINA, BULGARIA, CHILE, COLOMBIA, COSTA RICA, ESTONIA, LATVIA, NAMIBIA, ROMANIA, VENEZUELA BOLIVIA, CAMEROON, ECUADOR, EGYPT, EL SALVADOR, GHANA, JORDAN, KENYA, MALAWI, NIGERIA, PERU, SENEGAL, TANZANIA, UGANDA, UKRAINE, VIETNAM, ZAMBIA, ZIMBABWE

국문초록

부패가 소득불평등에 미치는 영향: 국가별 횡단면 분석

이재형(우석대학교)

김연규(한양대학교)

부패는 경제성장, 조세제도의 누진성, 사회적 지출의 유효성 그리고 인적자본의 형성을 저해하고 자산소유권과 교육기회의 불공평을 영속화시킴으로서 소득불평등을 초래한다. 본 연구에서는 자료수집이 가능한 61개 국가들의 2012년도 횡단면자료를 사용하여 부패가 소득불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 추정결과로부터 부패의 변화는 소득불평등의 변화에 원인이 됨을 발견하였다. 이는 부패가 감소하면 소득불평등도 완화됨을 의미한다. 또한 관측대상 61개 국가들을 3개 국가군(한국, OECD 국가군, 개발도상국가군)으로 분류하여 한국과 OECD 국가군의 부패와 소득불평등도의 정도를 비교한 결과 한국의 부패인식도(56점)가 OECD 평균(66.9점)에 맞추어 10점 증가하면 소득불평등도는 3.01점 증가함을 알 수 있다. 이는 스페인의 CPI인 65점과 유사하며 이 경우 소득불평등도는 70.9점으로 영국의 소득불평등도인 70.9점과 일치함을 보여주고 있다. 따라서 한국은 소득불평등을 완화시키기 위하여 엄정한 적발과 처벌 그리고 법치주의를 확립하여 부패를 감소시켜야 함을 시사한다.

주제어: 소득불평등, 부패, 한국과 OECD 비교 · 분석