

# DYMIMIC 모형을 활용한 각국 부패수준의 추이 분석\*

An Empirical Analysis of Country Corruption Levels Using DYMIMIC Models

박 재 완\*\*

Bahk, Jaewan

## < 목 차 >

- I. 머리말
- II. DYMIMIC 모형과 그 확장
- III. 실증분석과 그 결과
- IV. 맺음말

부패 수준은 숨겨진 속성을 지니므로 측정하기 어렵다. 이 연구는 주관적인 설문조사결과에 의존하거나 부패의 유발·억제요인 및 부패 수준을 구성하는 다양한 하위요소의 무리한 통합에 수반하는 자의성을 탈피하고, 원인변수와 부패 수준을 대변하는 지표의 구조방정식체계를 기초로 부패 수준을 측정하였다. 특히 원인변수에 영향을 미치는 가변수와 억제변수를 추가로 설정하여 3층 구조의 DYMIMIC 모형을 설정함으로써 모수 추정치의 견고성과 안정성을 제고하였다.

1991년부터 2002년까지 62개 국가를 대상으로 모형을 적용한 결과, 분석대상기간 중에 광범위하게 진행된 세계화와 민주화가 부패의 억제에 기여한 것으로 추정되었다. 그러나 기대와 달리, 정부의 규모 자체는 부패 수준과 인과관계를 나타내지 않았으며, 정부의 규제가 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 지역적으로는 중남미와 아프리카 국가들의 부패 수준이 높은 것으로 드러났는데, 이는 문화·역사·경제체제 등 본원적·구조적인 국가별 차이가 부패 수준에 절대적인 영향을 미침을 시사한다.

신뢰할 수 있는 자료 구득의 한계로 인해 DYMIMIC 모형의 속성상 불가피하게 파생되는 변수의 다중공선성을 충분히 제어할 수 없었는데, 이를 어떻게 극복할 것인가 하는 문제는 후속 연구의 과제로 남긴다.

\* 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음.(KRF-2003-041-B00609)

\*\* 성균관대 국정관리대학원 부교수

□ 주제어: 다이미믹, 구조평균모형, 잠재공분산행렬, 삼층구조방정식체계, 부패

It is difficult to measure the level of unobservable corruption. This study develops a new empirical model that minimizes limitations of existing methods none of which is satisfactory for its original needs. A dynamic multiple-indicators-multiple-causes (DYMIMIC) model considers the level of corruption as an unobservable variable and applies a factor analysis which utilizes multiple explanatory variables of corruption and multiple indicators as proxies for corruption. In addition, several dummy variables and fictitious variables are added for robustness and stability of the parameter estimates derived by maximum likelihood estimation and by an expectation-maximization step algorithm.

Applying the model to 62 countries during the period of 1991 through 2002 results in the following points: (i) Globalization and democratization deter corruption; (ii) Government regulation rather than its size facilitates corruption; and (iii) Countries of Latin America and Africa show higher levels of corruption than others which suggests that culture, history and socioeconomic system of a country significantly influence its level of corruption. How to reduce the multicollinearity due to the lack of reliable data remains a task to be pursued in the succeeding study.

□ Key words: DYMIMIC, Structured Means Modeling (SMM), latent covariance matrix, corruption

## I. 머리말

공직 부패의 사회경제적 피해가 심각하며, 따라서 이를 최소화하기 위한 대응책의 마련이 중요함은 상론할 필요가 없다. 반부패 정책을 합리적으로 입안하려면, 무엇보다도 분야별 부패의 수준과 실태를 제대로 파악하는 것이 긴요하다. 그러나 아직까지 부패의 수준을 측정하는 효과적인 방법에 관한 연구는 취약한 실정이다.

부패는 본질적으로 ‘감춰진 실체’의 속성을 지니므로 측정하기 어렵다(Wamey, 1999). 흔히 적발된 부패 공직자의 수 또는 뇌물 규모를 통해 모집단의 부패 수준을 추정하기도 하지만, 이는 사정당국의 부패를 적발하려는 노력과 내생성(endogeneity)을 지니므로, 그러한 추정치

에 대해 합리적인 대표성을 부여하기에는 한계가 있다. 부패 수준에는 변화가 없어도 적발 노력이 증가하면 드러나는 부패 공직자나 뇌물 규모가 증가하며, 그 반대의 경우도 성립하기 때문이다.

따라서 지금까지는 민원인·기업인·공무원·전문가 등을 대상으로 하는 설문조사나 면접 조사의 결과에 의해 간접적으로 부패의 수준을 추정하는 방법이 널리 활용되고 있다. 대표적인 사례로는 ① 1993년 발족한 국제투명성위원회(Transparency International; TI)가 1995년부터 매년 발표하는 국가별 “부패인지 지수(Corruption Perceptions Index; CPI),” ② TI가 1999년부터 발표하는 “증뢰자 지수(Bribe Payers Index; BPI),” ③ 스위스 국제경영개발원(International Institute for Management Development; IMD)이 매년 작성하는 “뇌물·부패 관행 지수(Bribing & Corruption Practice Index; BCPI),” 그리고 ④ 세계은행(World Bank)의 “신뢰도 지수(Credibility Index; CI)” 등을 들 수 있다. 그러나 이러한 설문조사 또는 면접 조사의 결과는 응답자의 주관적인 인식을 종합한 것이기 때문에, 객관적인 부패의 실상과는 괴리가 있을 수밖에 없는 약점을 지닌다.

그밖에 ① 부패신고카드의 집계와 분석, ② 이른바 “Big Mac Survey,” ③ 공공서비스의 사전·사후 설문조사 비교, ④ 지출가치(Value-for-Money) 분석, ⑤ 관련통계(Mirror Statistics) 분석, ⑥ 핵심 사업의 감시·감독(Pope, 2000), 그리고 ⑦ 드러난 부패 관련자와의 면접을 통한 부패의 비용과 편익 분석 등 부패 수준을 측정하는 다양한 방법이 동원되고 있으나, 이러한 방법들에 의한 추정치도 불완전하며 대부분 부패수준의 하한선을 제시하려는 노력의 일환에 불과하다.

나아가 설문조사결과와 드러난 부패 수준의 객관적인 통계, 또한 부패를 유발하는 제도적 요인에 관한 평가 등을 종합적으로 고려하여 부패의 수준을 측정하는 모형이 제시되기도 했다. 예컨대, ① 서울특별시가 민생 취약분야(위생, 주택·건축, 세무, 소방, 건설공사 등)와 25개 구청 및 본청의 일부 부서를 대상으로 1999년부터 측정·공개하기 시작한 “반부패지수,” 그리고 ② 국가청렴위원회가 2000년부터 중앙행정기관을 대상으로 측정하는 “청렴지수”는 이러한 모형에 근거를 두고 있다. 그러나 이러한 모형들도 하위요소를 통합하는 논리가 미약할 뿐만 아니라, 요소별 가중치의 자의적인 설정, 측정대상기관의 반발 등 문제점을 지니고 있다.

그러나 이처럼 부패 수준을 측정하는 기존의 모형들이 지닌 문제점을 획기적으로 개선하는 모형이 최근에 개발되었다. Bahk(2002), 박재완·박영원(2002), 박영원(2005)은 부패 행태의 숨겨진 속성에 착안하여 부패수준을 그 자체로는 직접 “관측할 수 없는 변수,” 즉 일종의 암상자(black box)로 간주하고, 부패를 유발하는 원인으로서 다양한 설명변수(cause)를 설정한 뒤, 이와 함께 부패수준을 대변하는 설문조사결과와 사정당국에 의해 적발되는 부패 공직

자의 비율 등 지표(indicator)를 바탕으로 요인분석(factor-analysis)에 의해 관측할 수 없는 변수를 측정하는 “복수지표-복수원인(multiple-indicators multiple-causes; MIMIC) 모형”과 이를 시계열 자료에 적용할 수 있도록 확장한 동태적 복수지표-복수원인(dynamic MIMIC; DYMMIMIC) 모형을 제안한 것이다.

다만 DYMMIMIC 모형을 본격적으로 적용한 실증연구는 아직 나와 있지 않다. 박영원(2002)의 경우, DYMMIMIC 모형을 30개 경제협력개발기구(OECD) 회원국들의 제한적인 시계열 자료에 적용한 바 있지만, 활용한 변수와 지표의 수가 너무 적을 뿐만 아니라 관측점(observation points)의 수도 적어서 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation; MLE)의 실행에 필수적인 자유도(degree of freedom)를 충분히 확보하지 못했을 뿐만 아니라, 변수들 사이에 다중공선성(multicollinearity)마저 발생하여 모형의 적합성을 통계적으로 검증할 수 없었다. 아울러 변수를 묶는 범주의 자의적 구분 및 일부 변수와 지표의 중첩 등으로 인해 논리체계의 명확성도 저하되었다.

따라서 이 연구는 ① 정부와 민간부문을 포괄하는 국가별 부패수준의 추이를 측정하기 위해 1991년부터 2002년까지 12년 동안 TI의 CPI가 발표된 82개 국가들 가운데 원인변수와 지표에 관한 원시자료의 입수가 가능한 62개 국가를 대상으로, ② 선행연구가 제안한 DYMMIMIC 모형에서 측정결과의 견고성을 제고하기 위해 원인변수 외에 가변수(dummy variable)와 의제변수(fictitious variable)를 설명변수로 추가한 3층(3-tier) 추정모형을 적용함으로써, ③ 각국의 문화·역사·경제체제의 차이는 물론 같은 기간 중 광범위하게 진행된 세계화와 민주화에 따른 각국 부패수준의 변화 추이를 조망하는 한편, ④ 그 시사점을 도출하여 합리적인 반부패정책의 수립에 이바지하고자 한다.

## II. DYMMIMIC 모형과 그 확장

부패수준의 측정에 관한 선행연구의 한계는 대부분 부패 행태의 숨겨진 속성에서 비롯된다. 이러한 애로를 완화하는 방법으로서 복수지표-복수원인(MIMIC) 모형과 이를 시계열 자료에 적용할 수 있도록 확장한 동태적 복수지표-복수원인(DYMMIMIC) 모형을 들 수 있다. 양자는 부패의 수준을 ‘관측할 수 없는 변수’(unobservable variable)로 간주하고, 부패를 유발하는 원인으로서는 다양한 설명변수(determinants)와 함께 부패의 수준을 어느 정도 대변하는 지표, 이를테면 적발된 부패 공직자의 비율 또는 부패의 수준에 관한 설문조사결과, 곧 인지도 등을 바탕으로 한 요인분석에 의해 부패 수준을 추정한다. 논의의 전개를 위해 먼저 MIMIC과 DYMMIMIC 모형을 간략히 일별한 다음, 이 연구에서 채택하기 위해 후자에 가변수와 의제

변수를 추가하여 확장한 3층 모형의 논리체계를 제시한다.<sup>1)</sup>

## 1. MIMIC과 DYMIMIC의 표준모형

MIMIC은 Jöreskog and Thillo(1973)가 제시한 선형의 상호의존 구조관계(linear interdependent structural relationship; LISREL) 모형의 한 형태로서, 구조방정식과 측정방정식의 2개 부분으로 나뉜다. 구조방정식은 부패를 촉발 또는 제어하는 외생적인 원인변수와 관측할 수 없는 변수, 즉 '부패의 수준' 사이에 인과관계를 설정한다. 일부 원인변수들(예: 정부규제사무의 비율, 경제활동인구 대비 공무원의 비율, 국내총생산 대비 조세부담률, 경제활동 자유도)은 부패를 촉발하고, 다른 원인변수들(예: 전자적 민원처리의 비율, 민간부문 대비 공공부문의 보수 수준, 부패에 대한 처벌의 강도, 반부패 활동의 빈도)은 부패를 억제하지만, 부패의 수준에 영향력을 미치는 점에서는 본원적인 차이가 없다.

측정방정식은 숨겨진 부패의 수준을 불완전하나마 관측한 결과 또는 드러난 지표와 연계시킨다. 숨겨진 부패의 수준이 원인이 되어, 그 결과로서 민원인 또는 기업인들이 인식하거나 적발되는 부패의 수준이 현시된다는 논리이다. 원인변수와 부패의 수준을 연계하는 구조방정식은 확률오차(random errors)를, 그리고 부패의 수준과 이를 불완전하나마 드러내는 지표들(예: 설문조사결과 부패에 관한 인지도, 사정당국에 의해 적발되는 부패 공직자의 수나 뇌물의 규모)의 관계를 나타내는 측정방정식은 측정오차(measurement errors)를 각각 지닌다.

유념할 것은 부패의 수준과 이를 측정한 부패지수의 관계는 단지 상대적으로만 측정될 수 있기 때문에 표준화가 불가피하다는 점이다. 그러나 이는 설문조사결과를 활용한 선행연구에서도 마찬가지이며, 다양한 기관들 사이에 부패 수준의 상대적인 분포 또는 동일한 기관이라도 시계열 추이에 따른 부패 수준의 상대적 변화를 파악하는 것만으로도 부패 수준의 측정 목적을 달성할 수 있기 때문에 큰 문제가 되지 않는다.

MIMIC의 모수는 MLE에 의해 추정되며, 관측할 수 없는 변수가 포함되어 있기 때문에 Dempster 外(1977)가 불완전한 자료의 반복 추정을 위해 개발한 EM(an expectation step followed by a maximization step) 알고리즘을 적용하여 점근적 최적치(asymptotic optimum)를 추정할 수밖에 없다.

DYMIMIC은 MIMIC을 시계열로 확장한 모형으로서 다양한 형태로 변형될 수 있다. 널리 활용되는 가정으로서 비관측 잠재변수인 부패 수준이 시계열 추이에 따라 1차 자동회귀(auto

1) MIMIC 모형과 DYMIMIC 모형에 관한 구체적인 내용은 Bahk(2002)과 박재완·박영원(2002)을 참조하라.

regression of first order; AR(1))의 과정을 거친다고 보는 경우에는 구조방정식 체계가 표준적인 Kalman filter의 상태-공간모형구조에 해당하므로 Kalman filter모형의 기법을 사용하여 최우추정량을 구할 수 있다(Kalman, 1960). 부패 수준이 2차 자동회귀(AR(2))의 과정을 거치더라도 추정오차의 벡터가 AR(1)의 과정을 따른다면, 구조방정식 체계는 역시 Kalman filter의 상태-공간모형구조로 변형할 수 있다.

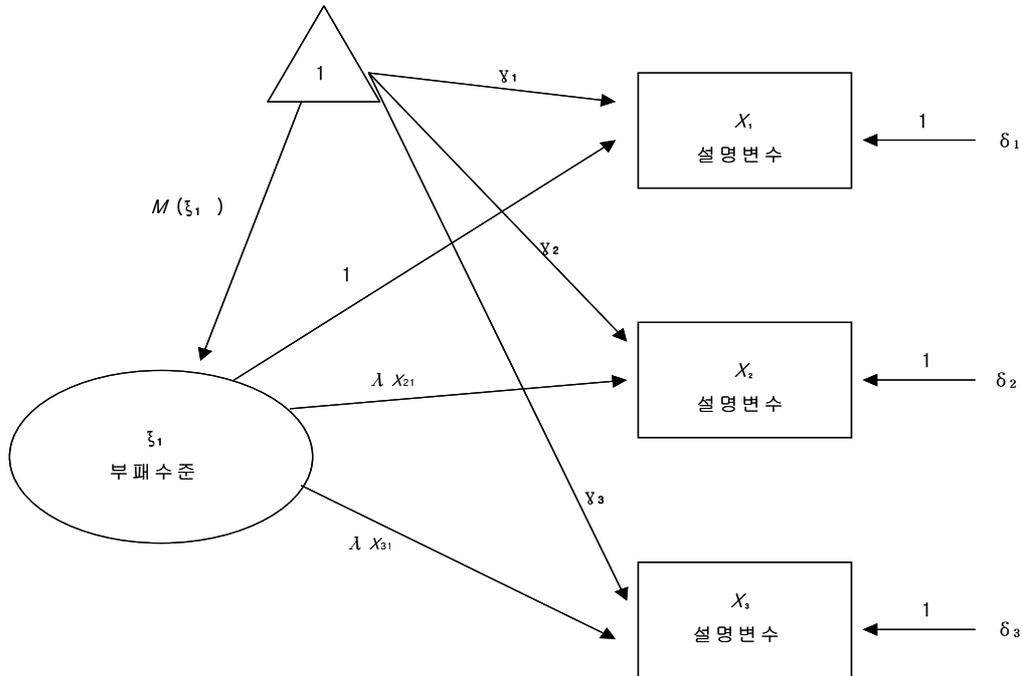
## 2. DYMIMIC 모형의 확장

이하에서는 DYMIMIC을 확장한 ① 구조평균모형, ② 잠재공분산행렬을 감안한 모형, 그리고 이 연구에서 최종적으로 채택한 ③ 구조평균모형과 잠재공분산행렬을 결합한 모형 등 3가지 모형의 논리체계를 각각 제시한다.

### 1) 구조평균모형을 활용한 DYMIMIC

먼저 <그림 1>은 구조평균모형(Structured Means Modeling; SMM)에 의하여 확장한 DYMIMIC 모형의 논리체계를 나타내고 있다. DYMIMIC 모형과 SMM의 관계는 2개의 모집단 사이에 존재하는 단차원 차이(univariate differences)를 추정하는 회귀분석과 t-검증 접근법에 비견된다. 이를테면, 전형적인 DYMIMIC은 회귀분석처럼 단일 표본의 일부로서 두 집단의 자료를 모두 활용하는 반면에, SMM 접근법은 t-검증처럼 두 집단의 자료를 독립적인 것으로 간주한다. 후자의 경우 양 집단의 점수가 결합되지 않기 때문에 집단부호변수를 미분할 필요가 사라지며, 따라서 평균과 절편을 포함하는 방정식만 사용하게 된다. 그리하여 관측할 수 없는 잠재변수와 관측할 수 있는 변수의 공분산 및 평균 구조를 연립 추정함으로써 모집단의 평균적인 속성에 관한 추정을 촉진할 수 있다.

<그림 1> SMM을 활용한 DYMIMIC 모형의 논리체계



식 [1] 내지 [3]은 부패를 촉발 또는 제어하는 설명변수의 분산을 관측이 불가능한 부패 수준과 측정오차로, 식 [4] 내지 [6]은 설명변수들의 공분산을, 식 [7] 내지 [9]는 각 설명변수의 평균을 각각 나타내고 있다.

- [1]  $V(X_1) = V(\xi_1) + V(\delta_1).$
- [2]  $V(X_2) = \lambda_2 X_{21} V(\xi_1) + V(\delta_2).$
- [3]  $V(X_3) = \lambda_3 X_{31} V(\xi_1) + V(\delta_3).$
  
- [4]  $C(X_1, X_2) = \lambda_2 X_{21} V(\xi_1).$
- [5]  $C(X_1, X_3) = \lambda_3 X_{31} V(\xi_1).$
- [6]  $C(X_2, X_3) = \lambda_2 X_{21} \lambda_3 X_{31} V(\xi_1).$

- [7]  $M(X1) = Y1 + M(\xi1).$   
 [8]  $M(X2) = Y2 + \lambda X21M(\xi1).$   
 [9]  $M(X3) = Y3 + \lambda X31M(\xi1).$

다만,  $\xi$ : 관측이 불가능한 잠재변수, 즉 부패 수준

X: 부패를 촉발 또는 제어하는 설명변수의 벡터

Y: 부패의 수준을 대변하는 지표변수의 벡터

$\lambda$ : 모수

V: 분산

C: 공분산

M: 평균

$\delta$ : 측정오차의 벡터

## 2) 잠재공분산 행렬을 감안한 DYMIMIC

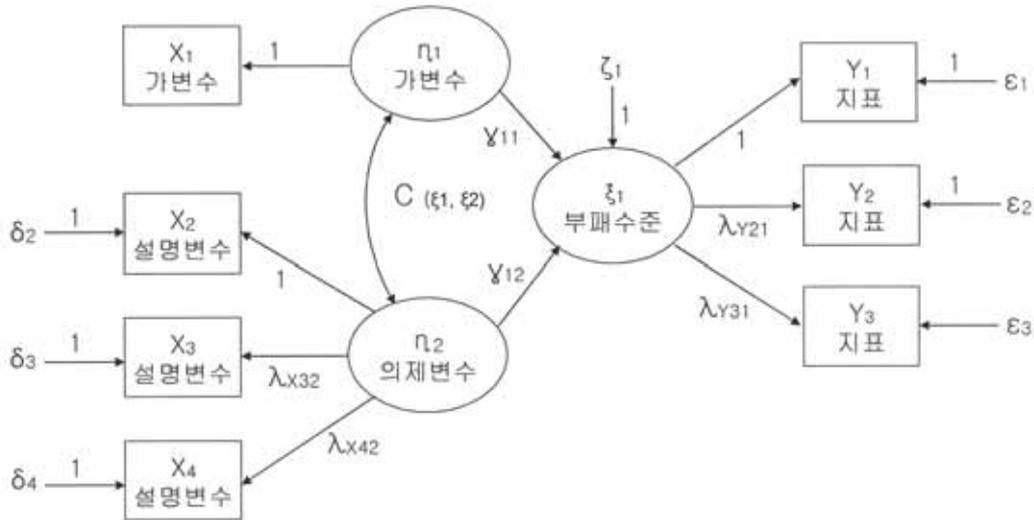
<그림 2>는 관측할 수 없는 잠재변수와 관측할 수 있는 변수의 잠재공분산 행렬(latent covariance matrix)을 감안한 DYMIMIC의 논리체계를 나타내고 있다. 특기할 것은 원인변수에 영향을 미칠 수 있는 가변수와 의제변수를 설명변수로 추가했다는 점이다. 전형적인 DYMIMIC에서 원인변수와 관측할 수 없는 부패 수준 사이의 인과관계는 구조방정식이, 숨겨진 부패의 수준과 드러난 지표의 인과관계는 측정방정식이 각각 연계하는 2층 구조만 지니지만, 가변수와 의제변수가 추가됨으로써 방정식체계가 3층 구조로 확장된 셈이다. 이는 일반적인 설명변수가 포착할 수 없는 영향력을 따로 추출(가변수)하고, 설명변수의 영향력을 왜곡할 가능성을 억제(의제변수)하는 한편, DYMIMIC에 의한 추정결과의 견고성(robustness)과 안정성(stability)도 높이는 효과를 지닌다.

잠재공분산 행렬의 점근적 기대치(asymptotic expectation)는 식 [10]과 같이 집약할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 [10] \quad E\left(\frac{\partial^2 F}{\partial \mu_i \partial \mu_j}\right) &= tr\left(\Omega^{-1} \frac{\partial \Omega}{\partial \mu_i} \Omega^{-1} \frac{\partial \Omega}{\partial \mu_j}\right) \\
 &\quad + tr\left(\Omega^{-1} E \frac{\partial^2 W}{\partial \mu_i \partial \mu_j}\right) - tr\left(\Omega^{-1} \frac{\partial \Omega}{\partial \mu_i} \Omega^{-1} E \frac{\partial W}{\partial \mu_j}\right)
 \end{aligned}$$

$$-tr\left(\Omega^{-1}\left(E\frac{\partial W}{\partial \mu_i}\right)\Omega^{-1}E\frac{\partial W}{\partial \mu_j}\right).$$

<그림 2> 잠재공분산 행렬을 감안한 DYMIMIC 모형의 논리체계



다만,  $\varepsilon$ : 확률오차의 벡터  
 $\gamma$ : 가변수와 의제변수의 모수

식 [10]의  $E(\cdot)$ 는 식 [11]의 조건을 충족해야 한다.

$$[11] \quad E(W) = E[(Y - X\Pi)'(Y - X\Pi)] = \Omega.$$

그런데  $E(X'Y) = X'X\Pi = X'X\alpha\beta'$  이므로, 식 [12]의 방정식이 성립함을 쉽게 알 수 있다.

$$[12] \quad E\left(\frac{\partial W}{\partial \alpha_i}\right) = E\left(\frac{\partial W}{\partial \beta_i}\right) = E\left(\frac{\partial W}{\partial \Theta_i}\right) = 0.$$

위 식을  $\partial \mu_i$ 와  $\partial \mu_j$ 에 관해 2차 미분하여 행렬로 정리한 뒤 축약하면, 식 [13]을 얻는다.

$$[13] \quad \frac{1}{2} F_{\mu\mu'} = D G D.$$

다만,  $D = \begin{pmatrix} (X'X)^{\frac{1}{2}} & 0 & 0 \\ 0 & \Theta^{-1} & 0 \\ 0 & 0 & \Theta^{-1} \end{pmatrix}$ 는 block-diagonal 행렬,

$$G = \begin{pmatrix} \kappa^2 I & (1 - \kappa^2) \alpha^* \beta^{*'} & 0 \\ ( \kappa^2 + \rho^2 ) A + (1 - \kappa^2)^2 \beta^* \beta^{*'} & 2(1 - \kappa^2) A B^* & 2 \Xi \end{pmatrix} \text{는 대칭행렬,}$$

$$\alpha^* = (X'X)^{-\frac{1}{2}} \alpha,$$

$$\beta^* = \Theta^{-1} \beta = (\beta_1^*, \dots, \beta_m^*)' = (\beta_1 / \Theta_1, \dots, \beta_m / \Theta_m)',$$

$$A = I - (1 - k^2) \beta^* \beta^{*'} = \{a_{ij}\} \\ = \{\delta_{ij} - (1 - k^2) \beta_i^* \beta_j^*\},$$

$$\Xi = \{a_{ij}^2\} = I - 2(1 - k^2) B^{*2} + (1 - k^2)^2 \eta^* \eta^{*'}.$$

$$\eta^* = (\beta_1^{*2}, \dots, \beta_m^{*2})'.$$

여기서  $F = - (T/2)L$  이므로 DYMMIC 모형의 잠재공분산 행렬은 결국 식 [14]로 집약할 수 있다.

$$[14] \quad - L_{\mu\mu'} = (T/2) F_{\mu\mu'} = TDGD.$$

따라서 최대우도 모수 추정치의 점근적 공분산 행렬(asymptotic covariance matrix of the ML parameter estimate)은 식 [15]와 같이 주어진다.

$$[15] \quad V\left(\hat{\begin{pmatrix} \mu \\ \mu \end{pmatrix}}\right) \equiv E\left[\left(\hat{\begin{pmatrix} \mu \\ \mu \end{pmatrix}} - \mu\right)\left(\hat{\begin{pmatrix} \mu \\ \mu \end{pmatrix}} - \mu\right)'\right] = (1/T) D^{-1} G^{-1} D^{-1}.$$



### Ⅲ. 실증분석과 그 결과

#### 1. 분석의 범위

1991년부터 2002년까지 12년에 걸쳐 62개 국가의 시계열 자료를 대상으로 정부와 민간부문을 포괄하는 국가별 부패 수준의 추이를 측정하였다. 여기에는 ① OECD 회원국 중 27개 국가, ② 중국, 인도, 스리랑카, 방글라데시, 싱가포르, 태국, 홍콩, 필리핀, 대만, 베트남 등 아시아 국가, ③ 나이지리아, 이집트, 남아공화국, 짐바브웨 등 아프리카 국가, ④ 브라질, 아르헨티나, 칠레, 콜롬비아, 베네수엘라 등 중남미 국가와 ⑤ 러시아, 루마니아, 유고, 체코, 헝가리 등 이른바 '시장경제로 전환 중인 국가'까지 망라함으로써,<sup>2)</sup> 문화·역사·경제체제의 차이 및 1990년대에 범지구적으로 광범위하게 진행된 세계화와 민주화에 따른 각국 부패 수준의 변화 추이를 함께 조망하였다.

#### 2. 변수와 자료

DYMIC 모형을 적용하려면, 먼저 부패의 원인변수와 부패 수준을 대변하는 지표를 선정해야 한다. 이를 위해서는 부패의 원인과 결과에 관한 선행연구를 살펴볼 필요가 있다.

Klitgaard(1988)는 부패를 공무원이 통제할 수 있는 자원의 규모와 그 자원을 할당할 수 있는 재량권, 그리고 자신의 결정에 대한 책임의 정도 등 3가지 요소의 조합으로 파악하고 있다.<sup>3)</sup> Kaufmann(1997)은 부패의 원인으로서 법치주의와 재산권 보호 등에 대한 제도적 취약성, 시민의 자유, 행정 수준, 경제정책 및 국가의 규모 등을 제시한다. 국제 비교를 통해 부패의 원인을 분석한 Knack(2000)은 부패가 경제발전단계, 정치적 민주화, 여성의 경제·정치활동 참여 정도 등과 음의 상관관계가 있음을 입증하였다. Treisman(2000)은 오랜 민주주의의 경험 및 연방 국가의 부패 수준이 상대적으로 낮음을 밝히고 있다.

한편 국내문헌으로서, 이영(2000)은 부패를 구조적 원인에 기인한 거버넌스 부재에 기인하는 것으로 진단하고, 책임성(공무원복지, 공무원 급여 수준, 공무원 이직률, 부패방지기구의 유무, 정보전달 조직체계), 투명성(자유로운 언론, 국민의 교육 수준), 예측가능성(규제의 단순성과 효율성, 사법부의 독립성과 공정성, 단순하고 경쟁 촉진적인 무역정책), 참여성(민주

2) 체코와 헝가리는 OECD 회원국이지만, 그 특성상 동구권의 구 공산국가로 분류하는 것이 더 유의미하다고 보았다.

3) Corruption(부패) = Monopoly(독점) + Discretion(재량권) - Accountability(책임).

화의 정도)을 각각 반부패 거버넌스의 요건으로 열거하고 있다. 이밖에 그는 외부의 요인(국가의 크기, 인구 구성, 성별, 경제참가비율)도 부패의 원인으로 제시한다.

박세일(2001)은 ① 경제적 유인의 크기, ② 법률적 제재의 수준, 그리고 ③ 집단적 정의감의 정도 등 3가지를 부패 수준에 영향을 미치는 요소로 규정하고 있다. 이들 가운데 경제적 유인의 크기는 ① 공공서비스 가격, ② 재산권(property right)의 공급량, ③ 공공서비스 공급의 시기, ④ 규제와 조세의 정도 등에 의해 결정되며, 법률적 제재의 수준은 ① 부패가 적발될 확률과 ② 처벌의 강도가, 그리고 집단적 정의감의 정도는 ① 개인주의와 집단주의 문화, ② 경제적 성취동기 및 ③ 부패에 대한 죄의식의 정도가 각각 영향을 미친다고 한다.

이상의 선행연구를 토대로 국제비교가 가능하며 또한 현실적으로 입수할 수 있는 자료를 중심으로 실증분석에 적용한 변수와 자료는 다음과 같다. 첫째, 국가별 공직부패의 수준에 영향을 미치는 원인변수로는 ① 국제통화기금(IMF)의 자료 가운데 “국내총생산(Gross Domestic Product: GDP) 대비 국세부담률”과 “재정규모(총재정규모 대비 중앙정부 재정규모의 비율),” ② 캐나다 Fraser Institute가 작성해 발표하는 “GDP 대비 보조금과 이전지출 점유율”과 “총소비 대비 일반정부(general government)의 소비지출 비율,” ③ 국제연합(United Nations; UN)이 집계한 “경제활동인구 대비 공무원의 수,” ④ 미국 Heritage 재단이 매년 발표하는 “정부규제 지수”와 “경제활동 자유도,” ⑤ 홍콩에서 발간되는 “정치적 위험도 조사서비스(Political Risk Service Group; PRSG)”에 기록된 “민주적 책무성,” “정치적 민주성,” “정부의 안정성” 및 “법과 질서,” ⑥ IMD가 국가경쟁력 평가보고서를 통해 발표하는 “국내자본 시장 접근성,” “불공정관행 지수,” “관료주의 지수” 및 “기업의 사회적 책임에 대한 평가,” ⑦ 세계경제포럼(World Economic Forum; WEF)이 발표하는 “경제범죄율,” ⑧ 국제부흥개발은행(International Bank for Reconstruction and Development; IBRD)이 작성하는 “시간당 평균임금” 등 17개 변수를 활용하였다.

둘째, 국가별 공직부패의 수준을 대변하는 지표로는 ① 베를린에 본부를 둔 TI의 “부패인 지 지수(CPI)”와 “증뢰자 지수(BPI),” ② IMD의 “뇌물과 부패관행 지수(BCPI),” “투명성 지수,” “조세회피 지수,” 및 “사법정의에 대한 신뢰도,” ③ IBRD의 “신뢰도 지수(CI),” ④ WEF의 “뇌물 및 리베이트 지수,” 그리고 ⑤ PRSG의 “부패 지수” 등 9개 지표를 선정하였다.

셋째, 부패 수준이 지역에 따라 차이가 날 수 있음을 가정하여, 국가의 지역적 분포를 나타내는 가변수로서 아시아, 아프리카, 중남미, 그리고 동구 등 4개를 따로 설정하였다.

넷째, 설명변수에 영향을 미칠 가능성이 높은 의제변수로서 ① IMF의 1인당 GDP, ② 홍콩 PRSG의 “사회경제적 조건,” ③ IMD의 “국내 문호,” 아울러 ④ WEF가 발표하는 “정보통신 활용도” 등 4개를 설정하였다. 이러한 의제변수들은 부패를 직접 촉발하거나 제어하기보다는 원인변수를 통해 간접적인 영향을 미칠 수 있다고 보았다.<sup>4)</sup>

<표 1>은 실증분석에 적용한 이상의 변수와 자료를 정리하고 있다.

<표 1> 실증분석에 적용한 변수와 자료

자료의 원천	원인변수	지표	가변수	의제변수
IMF	· 국세부담률 · 중앙정부 재정 비율			· 1인당 GDP
캐나다 Fraser Institute	· GDP 대비 보조금과 이전지출 점유율 · 총소비 대비 일반정부 소비 지출 비율			
UN	· 경제활동인구 대비 공무원의 수			
미국 Heritage 재단	· 정부규제 지수 · 경제활동 자유도			
홍콩 PRSG	· 민주적 책무성 · 정치적 민주성 · 법과 질서 · 정부 안정성	· 부패지수		· 사회경제적 조건
스위스 IMD	· 국내자본시장 접근성 · 불공정관행 지수 · 관료주의 지수 · 기업의 사회적 책임	· 뇌물과 부패관행 지수 · 투명성 지수 · 조세회피 지수 · 사법정의신뢰도		· 국내 문화
WEF	· 경제범죄율	· 뇌물 및 리베이트 지수		· 정보통신 활용도
베를린 TI		· 부패인지 지수 · 중뢰자 지수		
IBRD	· 시간당 평균 임금	· 신뢰도 지수		
			· 아시아 · 아프리카 · 중남미 · 동구	
계	17	9	4	4

### 3. 실증분석 결과와 해석

모두 17개의 원인변수, 9개의 지표, 국가의 지역적 분포를 나타내는 4개의 가변수, 그리고

4) 다만 특정 연도에 해당하는 일부 국가의 경우 원시자료가 없어 missing value로 처리하였다.

4개의 의제변수를 기초로 다양한 특성방정식체계를 SMM과 잠재공분산 행렬을 결합한 DYMIMIC 모형에 적용하였다.<sup>5)</sup>

<표 2>는 그 가운데 모형의 적합성이 가장 높은 것으로 드러난 결과를 집약하고 있다.

먼저 원인변수 가운데에는 시간당 평균임금, 경제활동 자유도, 자본시장 접근성, 정치적 민주성, 정부의 안정성, 경제활동인구 대비 공무원의 비율, 그리고 중앙집권의 정도를 대변하는 GDP 대비 국세부담률 등 7개 변수가 영향력을 지닌 것으로 도출되었다. 이 중 시간당 평균 임금, 경제활동 자유도, 자본시장 접근성, 정치적 민주성 등 4개 변수들은 95%의 신뢰도에서 통계적으로 유의성이 있는 것으로 드러났다. 그러나 정부의 안정성, 경제활동인구 대비 공무원의 비율, 국세부담률 등 3개 변수들은 통계적으로 유의성이 없었다.

시간당 평균임금, 경제활동 자유도, 자본시장 접근성 및 정치적 민주성은 각각 부패의 수준과 부(負)의 관계를 시현하였다, 다시 말해 임금수준이 높을수록, 민간부문의 경제활동 자유도(정부규제)가 높을수록(약할수록), 자본시장에 대한 접근성이 양호할수록, 정치적 민주성이 높을수록 각각 부패 수준이 낮다는 뜻으로 기대와 부합하는 결과라고 할 수 있다. 따라서 분석대상기간 중에 광범위하게 진행된 세계화(경제활동 자유도, 자본시장 접근성)와 민주화(정치적 민주성)가 부패의 억제에 크게 기여한 것으로 추정할 수 있다. 4개의 유의미한 원인변수들 가운데 시간당 평균임금의 모수 추정치가 가장 작게 나타난 까닭은 다른 3개의 변수들이 7~10점 척도의 지수인데 비해 US Cent 단위의 절대값으로 작성되었기 때문이다.

기대와 달리 정부의 안정성, 공공부문의 규모 및 국세부담률은 부패수준과 무관한 것으로 드러났다. 정부의 안정성은 국가별 편차가 그다지 크지 않았고, 다른 원인변수와 상관관계가 높아서 순효과가 희석되었기 때문으로 추정된다. 공공부문의 규모 및 국세부담률에 관한 결과는 표본 중 공공부문이 상대적으로 크지만, 그럼에도 불구하고 부패 수준은 비교적 낮은 북유럽 국가들이 관측점의 3분의 1 이상을 차지한 탓으로 풀이된다.<sup>6)</sup> 따라서 단순히 정부의 규모 자체보다는 정부의 역할이나 규제가 부패 수준에 더 큰 영향을 미치는 것으로 결론을 내릴 수 있을 것이다.

5) 분석 프로그램은 Aptech, Inc.가 제작한 matrix programming language인 GAUSS를 사용하였다.

6) 경제활동인구 대비 공무원의 모수 추정치가 비교적 크게 나타난 것은 원시자료가 소수점 아래 단위로 작성되었기 때문일 것이다.

<표 2> SMM과 잠재공분산 행렬을 결합한 DYMMIC 모형의 추정결과

표본의 수: 713* 자유도: 693 우도비 검정치: 4325.32687		추정 모수의 수: 20 로그-우도함수의 최대값: -121.31283 우도비 검정치의 <i>p</i> -값: 0.00000		
구 분	모 수	추정치	표준오차	<i>t</i> -검정치
원인변수	$\gamma_1$ (시간당 평균 임금)	-0.000116	0.000006	-2.011500
	$\gamma_2$ (경제활동 자유도)	-0.013182	0.005218	-2.526492
	$\gamma_3$ (자본시장 접근성)	-0.028360	0.007708	-3.679113
	$\gamma_4$ (정치적 민주성)	-0.030423	0.011959	-2.543876
	$\gamma_5$ (정부의 안정성)	-0.009245	2.009346	-0.004601
	$\gamma_6$ (공무원/경제활동인구)	0.085430	0.017521	0.487560
	$\gamma_7$ (국세부담률)	0.011719	0.009613	0.121910
가변수	$\beta_8$ (중남미)	0.022850	0.011420	2.000775
	$\beta_9$ (아프리카)	0.075201	0.037974	1.980328
지표	$\alpha_2$ (조세회피지수)	0.168097	0.185237	0.907665
	$\alpha_3$ (신뢰도지수)	-0.039987	0.018053	-2.214890
측정오차	$\sigma_0$	0.060065	0.029079	2.065580
	$\sigma_1$	0.563321	0.095839	5.877732
	$\sigma_2$	0.452901	0.114420	3.958210
	$\sigma_3$	0.989901	3.225567	0.306892
	$\sigma_4$	0.870064	0.487455	1.784911
	$\sigma_5$	0.024524	0.006999	3.503968
	$\sigma_6$	0.473882	0.105025	4.512061
	$\sigma_7$	0.298300	0.320661	0.930265
	$\sigma_8$	0.305990	0.461486	0.663054
	$\sigma_9$	0.677033	0.331051	2.045099

- 1) 특정 연도의 경우 일부 국가의 원시자료가 없어 missing value로 처리하였기 때문에 관측점의 수가 31개 감소하였음.
- 2) 부패 수준의 최적 대변수(proxy variable)인 TI의 부패인지지수(CPI)는 모수값( $\alpha_1$ )을 1.0으로 고정시켰으므로 추정치가 따로 없음.

한편 지역별 특성을 반영한 가변수 가운데에는 중남미와 아프리카가 선택되었으며, 부패 수준과 각각 정(正)의 관계를 나타내었다. 그러므로 다른 모든 조건이 동일하다면, 중남미와 아프리카 국가들이 상대적으로 부패가 심각하다는 결론을 내릴 수 있다. 아시아 국가들의 경

우 1990년대 중반까지만 하더라도 유럽국가들에 비해 부패 수준이 상당히 높았으나, 1990년대 후반부터 한국, 말레이시아, 베트남 등의 부패 수준이 상당히 개선되었을 뿐만 아니라, 표본 가운데 싱가포르, 일본, 홍콩 등 청렴도 측면에서 상위권에 포진한 국가가 표본에 포함되어 있기 때문에 전반적으로 지역 가변수가 위력을 발휘하지 못한 것으로 추정된다. 동구권 국가들의 경우에는 가변수의 영향력이 미약한 이유가 명확하지는 않으나, 다른 원인변수(예: 시간당 평균임금, 경제활동 자유도)와 의제변수(예: 1인당 GDP, 사회경제적 조건)의 영향력을 통제하고 난 후 지역변수의 순효과가 미미해졌을 것으로 생각된다.

지역 가변수를 적용한 이유는 부패 문제를 다룰 때 문화와 의식을 비롯한 역사적 맥락을 무시할 수 없기 때문이다. 예컨대 개인주의의 성향이 강한 유럽 국가들에 비해 아시아 국가들은 가족과 친지에 온정적이고 연고를 중시하기 때문에 상대적으로 부패에 취약한 문화를 지니고 있다. 그러므로 지역별로 국가를 범주화해서 각각 추정하는 것보다, 이 연구처럼 가변수를 써서 병합 추정하는 방법이 더 정당성을 지닐 수 있다. 관측점의 수도 많지 않은데 굳이 분리할 경우 통계적인 유의성만 오히려 줄어들 가능성이 높기 때문이다.<sup>7)</sup>

DYMIMIC의 지표들 가운데에는 국제기구가 발표하는 3개가 선정되었다. 이 중 IBRD의 신뢰도 지수는 통계적으로 유의성을 지녔으며, 기대한 것처럼 부(負)의 인과관계를 나타내었다. 다만 모수값의 크기에 비추어 신뢰도 지수가 미치는 영향력의 실질적인 유의성은 미미한 것으로 드러났다. 반면에 IMD의 조세회피 지수는 통계적으로 유의미한 결과를 지니지 못하였으나, 모수값은 상대적으로 크게 나타났다. 관측할 수 없는 부패수준을 가장 잘 대변할 것으로 추정되는 대변수(proxy variable)로서 설정한 TI의 부패인지 지수(CPI)는 모수값( $\alpha_1$ )을 1.0으로 고정시켰기 때문에 추정치가 따로 없다.

이처럼 많은 원인변수와 지표들이 최적모형에서 탈락한 까닭은 역시 이들 사이의 높은 “다중공선성” 때문으로 추정된다. 표본을 시계열로 확장함으로써 이른바 “미시적 과도성(micronumerosity)”의 문제는 해소하였지만, 국제비교가 가능하고 신뢰할 수 있는 자료의 구득이 어렵기 때문에, 모형에 적용한 원인변수와 지표 및 의제변수들은 여전히 높은 상관관계를 지니고 있었다.

<표 3>은 최적 행태식에 포함된 원인변수와 가변수의 모수 추정치를 사용하여 행태식의 비관측 잠재변수에 해당하는 부패 수준의 추정치를 구한 뒤 이를 표준화한 값을 그 크기에 따라 제시하고 있다. 이에 따르면, 덴마크, 뉴질랜드, 아이슬란드, 핀란드, 싱가포르, 노르웨이, 룩셈부르크, 캐나다 등의 순서로 부패수준이 낮은 국가로 추정된 반면에, 짐바브웨, 필리핀,

7) 표본의 수가 충분하다면 분리 추정과 병합 추정 중 어느 모형이 더 나은지 Chow test를 통해 판별해야 한다.

나이지리아, 온두라스, 세네갈, 카메룬 등은 부패수준이 높은 국가로 추정되었다. 한국의 z-값은 -0.01985로서 부패수준이 낮은 순서로 31위에 해당되어 정확히 중간에 위치한 것으로 나타났다.<sup>8)</sup>

전반적으로 분석대상기간인 1991년부터 2002년까지 부패수준은 대체로 감소하는 추이를 나타내었으며, 특히 아시아와 중남미의 개발도상국가에서 뚜렷이 개선되었다. 핵심적인 요인은 전술한 것처럼, 같은 기간 중 진행된 세계화와 민주화의 추세로 추정된다.

그러나 부패의 절대적인 수준은 여전히 북유럽 국가들이 가장 낮고, 이어서 북미와 일본, 남유럽과 동아시아, 동유럽·중남미·서남아시아, 아프리카의 순으로 부패 수준이 높아졌다. 이는 문화·역사·경제체제 등 본원적·구조적인 국가별 차이가 부패 수준에 절대적인 영향을 미침을 시사한다. 특히 소득수준 또는 경제체제의 차이에 못지않게 자기책임원칙, 공동체 의식, 규칙과 질서의 준수, 자율규제와 상호신뢰 등 사회·문화적 요인이 부패를 유발하는 요인으로서 매우 중요하게 작동하고 있음을 알 수 있다.

이를테면, 유럽 국가들 중에서도 이탈리아, 스페인 등 Latin계 국가들은 자유분방하고 개성과 열정을 존중하는 관행으로 인해 공동체 의식이 북유럽 국가들보다 약한 편인데다가, 가족과 동료를 감싸고 연고를 중시하는 문화가 부패를 부추기는 원인의 하나로 손꼽히고 있다. 덴마크, 핀란드, 노르웨이, 스웨덴 등 북구의 Nordic계 국가들은 부패 수준이 가장 낮은 집단으로 드러났는데, 이는 규범과 신뢰를 숭상하는 문화와 자율 규제의 전통이 뿌리깊기 때문으로 추정된다. 실제로 Nordic 국가들은 모든 변수들의 값이 양호하였으나, 특히 지표로 채택된 신뢰도 지수의 값이 가장 높았다.

뉴질랜드, 호주, 영국, 아일랜드, 홍콩 등 Anglo Saxon계 국가들도 상위권에 포진하였는데, 이 역시 철저한 개인주의에 입각한 “독립주체의 원칙(arm's length principle)”<sup>9)</sup> 자기책임 원칙을 존중하는 문화가 상당한 영향을 끼쳤을 것으로 추정된다. 독일, 오스트리아, 스위스 등 German계 국가들도 비교적 부패 수준이 낮았다. 공동체 의식이 강하고 규칙의 준수 및 고발정신이 투철한 문화와 무관하지 않을 것이다. 유럽을 기준으로 할 때 일반적으로 남쪽과 동쪽으로 갈수록 부패 수준이 높아진다고 진단한 Tanzi(1996)와 이 연구의 실증분석결과는 거의 부합하는 것으로 판단된다.

실증분석결과가 우리나라의 반부패 정책 방향에 시사하는 점은 다음과 같다. 첫째, 한국의 경우 GDP 대비 국세부담률이나 경제활동인구 대비 공무원의 비율은 OECD 회원국은 물론

8) 구체적으로 얘기하면 한국까지는 z-값이 음으로서 부패수준이 평균보다 낮고, 우리보다 한단계 순위가 낮은 터키부터 31개 국가들은 z-값이 양으로서 부패수준이 평균보다 높았다.

9) 친인척 또는 친지 등 특수관계인을 포함하여 모든 사람을 독립된 제3자로서 동등하게 대하는 중립적인 원칙을 일컫는다.

세계 평균보다 낮은 양호한 수준이었지만, 경제활동 자유도나 자본시장 접근성의 측면에서 OECD 회원국보다 훨씬 열악한 여건을 지니고 있으므로 향후 반부패 정책의 방향은 공공부문의 규모보다는 정부의 개입이나 규제를 줄이고 민간의 자율을 제고하는 데에 초점을 두어야 한다. 둘째, 한국의 정치적 민주성도 세계 평균보다는 높지만 OECD 회원국 평균에는 미치지 못하므로 이를 향상시키는 노력을 강화하는 것이 필요하다. 셋째, 실증분석에서 직접 드러나지는 않았지만, 지역 가변수의 영향력에 비추어 한국은 자기책임원칙, 공동체 의식, 자율규제와 상호신뢰 등 부패를 억제할 수 있는 사회·문화적 요인이 취약하며, 특히 지연·학연 등 연고를 중시하는 불합리한 관행이 부패를 촉발하는 것으로 추정된다. 따라서 법제의 개선이나 경제적 요인의 향상 못지않게 의식과 관행의 전환을 위한 교육과 홍보에도 역점을 두어야 할 것이다.

<표 3> 각국 부패수준 추정치의 z-값: 오름차순 (2002년)

국 가	추정치(z-값)	순위	국 가	추정치(z-값)	순위
덴마크	-1.70550	1	터키	0.08123	32
뉴질랜드	-1.67634	2	남아공화국	0.16518	33
아이슬란드	-1.62929	3	말레이시아	0.17009	34
핀란드	-1.55664	4	유고	0.32285	35
싱가포르	-1.59012	5	체코	0.36703	36
노르웨이	-1.48655	6	태국	0.41042	37
룩셈부르크	-0.94863	7	아르헨티나	0.41188	38
호주	-0.83515	8	베트남	0.56710	39
영국	-0.81203	9	에스토니아	0.71744	40
스웨덴	-0.80957	10	멕시코	0.76609	41
네덜란드	-0.77258	11	크로아티아	0.93490	42
독일	-0.76662	12	브라질	1.11742	43
홍콩	-0.73016	13	이집트	1.12508	44
스위스	-0.68243	14	슬로바키아	1.12690	45
오스트리아	-0.63305	15	우루과이	1.20864	46
아일랜드	-0.58222	16	인도네시아	1.24503	47
벨기에	-0.53092	17	불가리아	1.25908	48
포르투갈	-0.51170	18	베네수엘라	1.29006	49
미국	-0.28861	19	러시아	1.30275	50
캐나다	-0.23101	20	슬로베니아	1.32111	51
이스라엘	-0.21227	21	중국	1.32783	52
프랑스	-0.20055	22	스리랑카	1.35990	53
일본	-0.19996	23	방글라데시	1.45223	54
대만	-0.19692	24	콜롬비아	1.47820	55
스페인	-0.17220	25	인도	1.48801	56
그리스	-0.12855	26	짐바브웨	1.49536	57
이탈리아	-0.09488	27	필리핀	1.50666	58
폴란드	-0.09422	28	나이지리아	1.58230	59
헝가리	-0.08586	29	온두라스	1.63875	60
칠레	-0.03444	30	세네갈	1.64430	61
한국	-0.01985	31	카메룬	1.76499	62

#### IV. 맺음말

부패의 수준은 숨겨진 속성을 지니므로 측정하기 어렵다. 따라서 2개의 인과관계로 구성되는 측정방정식과 구조방정식의 연립체계를 기초로 잠재변수의 실체를 밝히는 DYMIMIC 모형에 의해 선행연구보다 부패 수준의 실증적 측정에 진전을 이룩하였다. 특히 기존의 부패 지수처럼, 주관적인 설문조사결과에 의존하거나 부패의 유발·억제요인 및 부패 수준을 구성하는 다양한 하위요소의 무리한 통합에 수반하는 자의성을 탈피하고, 원인변수와 부패 수준의 인과관계에 입각하여 명확한 논리적 체계를 정립할 수 있었다. 아울러 이 연구에서는 원인변수에 영향을 미치는 가변수와 억제변수를 추가로 설정하여 3층 구조에 입각한 구조방정식체계를 최초로 적용함으로써 모수 추정치의 견고성과 안정성을 제고하였다.

1991년부터 2002년까지 62개 국가를 대상으로 모형을 적용한 결과, 분석대상기간 중에 광범위하게 진행된 세계화(경제활동 자유도, 자본시장 접근성)와 민주화(정치적 민주성)가 부패의 억제에 크게 기여한 것으로 추정되었다. 그러나 기대와 달리, 정부의 규모 자체는 부패 수준과 인과관계를 나타내지 않았다. 요컨대, 단순한 정부의 규모보다는 정부의 역할이나 규제가 더 큰 영향을 미치는 것으로 추정된다.

지역적으로는 중남미와 아프리카 국가들의 부패 수준이 높은 것으로 드러났는데, 이는 문화·역사·경제체제 등 본원적·구조적인 국가별 차이가 부패 수준에 절대적인 영향을 미침을 시사한다. 특히 소득수준 또는 경제체제의 차이에 못지않게 자기책임원칙, 공동체 의식, 규칙과 질서의 준수, 자율규제와 상호신뢰 등 사회·문화적 요인이 부패를 유발하는 원인으로 중요하게 작동하고 있는 것으로 추정되었다.

이 연구가 지방행정에 관한 이론적·실증적 연구에 이바지할 수 있는 시사점은 다음 3가지로 기대된다. 첫째, SMM과 잠재공분산 행렬을 결합하여 이 연구에서 개발한 3층 구조의 DYMIMIC 모형은 지방자치단체 부패 수준의 시계열 추이를 파악하고, 다양한 자치단체간 상대적인 부패 수준을 표준화하여 비교하는 데에 유용하게 적용할 수 있을 것으로 판단된다. 예컨대 전술한 서울특별시의 “부패 지수” 등의 원시자료에 DYMIMIC 모형을 활용할 경우 동 지수가 지니는 자의적인 판단의 한계 등 문제점을 최소화할 수 있다. 둘째, 부패를 유발하는 원인과 관련하여 민간부문의 경제활동 자유도(정부규제)가 높을수록(약할수록), 그리고 정치적 민주성이 높을수록 각각 부패 수준이 낮아진다는 실증분석 결과에 비추어, 지방정부의 규제를 줄이고 풀뿌리 주민자치를 확대하는 것이 지방정부의 부패 수준을 낮추는 지름길이다. 셋째, 부패 수준을 대변하는 지표의 측면에서는 정부에 대한 신뢰도가 핵심임이 드러난 만큼, 지방정부에 대한 주민의 신뢰도를 주기적으로 점검하고 이를 부패 수준의 가늠자로 삼아야

한다.

이상과 같은 기여에도 불구하고, 이 연구는 실증분석에서 신뢰할 수 있는 자료 구득의 한계로 인해 복수의 변수들을 충분히 활용해야 하는 DYMIMIC 모형의 속성상 불가피하게 발생하는 변수의 다중공선성을 충분히 제어할 수 없는 한계를 극복하지 못했다. 아울러 DYMIMIC 모형은 국가간 추정치의 상대비교, 즉  $z$ -값과 그 순위만 구할 뿐 절대 추정치는 구할 수 없는 본원적인 문제점을 지닌다. 이를 어떻게 극복할 것인가 하는 문제는 후속 연구의 과제로 넘긴다.

## 【참고문헌】

- 박세일. (2001). “반부패의 법경제학.” Working Paper. 서울대학교 국제지역원.
- 박영원. (2005). 『OECD 국가의 부패지수와 측정』. 한국학술정보(주).
- 박재완·문춘걸. (2000). 『OECD 국가의 지하경제규모 추정』. 한국개발연구원.
- 박재완·박영원. (2002). “부패수준의 측정 모형: MIMIC과 DYMIMIC.” 「한국부패학회보」. 제6호, 한국부패학회: 17-34.
- 이영. (2000). “부패의 원인과 결과에 대한 고찰.” 문형표·이혜원 編. 『투명한 정부』. 한국개발연구원: 125-165.
- Bahk, J. (2002). “Alternative Models of Measuring Corruption.” Proceedings. *The 7th World Congress of Metropolis*.
- Chamberlain, Gary. (1990). “Arthur S. Goldberger and Latent Variables in Econometrics.” Harvard University: Cambridge, Massachusetts.
- Chen, F., A. K. Bollen, P. Paxton, P. J. Curran, & J. Kirby. (2001). “Improper Solutions in Structural Equation Models: Cause, Consequences, and Strategies.” *Sociological Methods & Research*, 29, 468-5-8.
- Hancock, G. R. (2001). “Effect Size, Power, and Sample Size Determination for Structured Means Modeling and MIMIC Approaches to Between-groups Hypothesis Testing of Means on a Single Latent Construct.” *Psychometrika*, 66, 373-388.
- Hancock, G. R., L. M. Stapleton, & I. Berkovits. (1999, April). “Minimum Constraints for Loading and Intercept Invariance in Covariance and Mean Structure Models.” Paper presented at the *1999 Annual Meeting of the American Educational Research Association*, Montreal, Canada.
- Hayduk, L. A., & D. N. Glaser. (2000). “Jiving the Four-step, Waltzing around Factor Analysis, and Other Serious Fun.” *Structural Equation Modeling*, 7, 1-35.
- Jöreskog, Karl G. & Marielle van Thillo. (1973). “LISREL: A General Computer Program for Estimating a Linear Structural Equation System Involving Multiple Indicators of Unmeasured Variables.” Research Report No. 73-5, Department of Statistics, University of Uppsala.
- Kalman, R. E. (1960). “A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems.” *Journal of Basic Engineering*, Series C, Vol. 82: 35-45.
- Kaplan, D. (2000). *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions*. Thousand

- Oak, CA: Sage.
- Kaufmann, D. (1997). "The Missing Pillar of a Growth Strategy for Ukraine." in Correlius, P. and P. Lemain eds. *Ukraine: Accelerating the Transition to Market*. Washington: IMF.
- Klitgaard, R. (1988). *Controlling Corruption*. University of California Press: Berkeley.
- Mulaik, S. A., & R. E. Millsap. (2000). "Doing the Four-step Right." *Structural Equation Modeling*, 7, 36-73.
- Norman V. Loayza. (1996). "The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 45: 129-162.
- Schumacker, R. E. & R. G. Lomax. (1996). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Tanzi, V. (1996). "Governmental Activities and Markets." 『국가경쟁력 강화를 위한 공공부문의 생산성 제고』. 한국조세연구원: 5-50.
- Treisman, D. (2000). "The Cause of Corruption: A Cross-national Study." *Journal of Public Economics*, Vol. 76: 399-457.
- Wamey, J. M. (1999). "Can Corruption Be Measured?: Bank Offers Diagnostic Tools to Measure and Combat Corruption in Member Countries." *Bank's World*, Vol. 3, No. 6: 1-3.