

규제연구 제11권 제1호 2002

# 부패에 관한 규제개혁의 효과와 구조적 변화의 추정

이 재 형\*

(서울시립대학교 반부패행정시스템연구소 선임연구원)

본 연구에서는 연간시계열자료를 사용하여 건축, 소방, 보건위생, 환경분야별로 1998년에 시행한 규제개혁 조치는 2000년에 부패저감에 성과를 나타낸다는 가설을 검정한다. 이를 재확인하고 규제개혁의 정도를 파악하기 위하여 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 분야별 관장부처인 건설교통, 행정자치, 보건복지 및 환경부에 대한 부패의 규제탄력성을 산출한다. 규제개혁 조치는 2000년에 부패저감에 성과를 나타낸다는 가설이 성립된 후에 규제개혁으로 인한 부패저감에 대한 공무원교육의 구조적 변화를 검정한다. 실증적 분석결과 건축, 보건위생, 그리고 환경분야의 규제개혁 조치는 부패저감에 성과가 있음을 보여준다. 소방의 경우 비위유형별로 추정된 결과 규제완화는 금품수수의 감소에 기여하는 것으로 관측된다. 부패의 규제탄력성을 산출한 결과 건설교통, 보건복지, 그리고 환경부의 경우 규제개혁의 강화필요성을 시사한다. 반면에 행정자치부의 경우 규제완화 못지 않게 규제의 품질개선도 중요함을 시사한다. 분야별 구조적 변화에 대한 추정결과 부패는 규제개혁 조치가 성과를 나타내는 2000년에 공직자연수실적비율이 증가할 때 더욱 빠른 비율로 감소함을 알 수 있다. 이는 연수내용에 규제개혁에 관한 내용을 추가하여 부패가 감소하였음을 시사한다.

핵심용어 : 규제완화, 규제의 품질관리, 반부패, 부패의 규제탄력성, 구조적 변화

\* 유익한 착상을 제공해 주신 강철규 부패방지위원회 위원장(서울시립대학교 경제학부 교수)께 감사함. 논문의 발전을 위해 논평을 해 주신 익명의 3인 심사위원께도 감사함. 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2001-005-C00025).

## I. 서 언

최근 규제와 부패 등 정부운영에 대한 관심이 고조되고 있다. 특히 국제무역기구(WTO)체제로 상징되는 개방화된 시대에서 투명한 정부운영 등 제도적 효율성이 갖는 중요성은 한 국가의 경쟁력을 결정짓는 중요한 요인으로 지목되고 있다. 규제를 통해 지대가 창출되고, 시대추구적인 행동이 유발되며 이는 결국 부패의 원천이 된다(최병선·사공영호, 1997 : 50). 우리나라에서도 1997년 경제위기 이후 꾸준히 추진하고 있는 규제개혁의 결과 행정부문의 부패가 상당히 감소된 것으로 나타났다(한국행정연구원, 2000). 공무원의 재량을 유발하는 모호한 기준과 복잡한 규제 그리고 공무원의 의식과 행태 등에 있어서 많은 변화가 있는 것으로 인지하고 있다. 이러한 변화의 판단은 단순한 인지도조사를 통해서도 알 수 있으나 보다 엄격한 실증적인 분석을 필요로 하는 사안인 것이다.

한편 경제협력개발기구(OECD)는 경쟁적이고 기본원칙에 충실하며 변화하는 환경에 탄력적이며 정기적으로 점검 및 개선되는 규제의 품질관리가 중요하다는 입장이다(Public Management Committee OECD, 2001). 이는 규제개혁은 규제의 품질을 개선하는 변화, 즉 규제 및 이와 관련된 행정요건의 성과, 비용의 실효성 그리고 법적 품질을 향상하는 변화를 의미한다.

본 연구에서는 규제를 ‘국가 또는 지방자치단체가 특정한 행정목적 실현하기 위하여 국민의 권리를 제한하거나 의무를 부과하는 것으로서 법령 등 또는 조례·규칙에 규정되는 사항’으로 정의한다(박수혁, 2001 : 199). 이는 공식적인 행정규제가 규제완화나 규제개혁의 주 대상임에 기인한다. 또한 본 연구에서는 공직자 부패저감을 규제개혁뿐만 아니라 공무원 교육과 같은 부패저감 투입물을 포함하는 생산과정의 산출물로 간주한다. 다른 조건이 일정하다면 규제개혁은 부패저감에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 국민과 담당공무원의 직접 대면을 감소시킬 수 있다.

예를 들어 하병기 외(1999 : 273)는 건설교통부와 환경부의 부패방지과 관련된 규제 3건을 비용편익 분석방법을 사용하여 추정한 결과 1998년의 규제개혁 조치로 1999년 이후 2003년까지 5년 동안 일반국민이 절감하게 될 비용(기업 및 민간이 절감하게 될 비용)은 1997년 불변가격기준으로 3조 7,700억원에 달할 것으로 추산하였다. 정부비용은 규제를 관리하는 데 필요한 인건비와 경상비가 감소되어 같은 기간 동안 627억원이 절감될 것으로 추산하였다. 이러한 비용절감은 규제완화로 인해 부패의 소지가 감소함을 의미한다. 이는 규제개혁으로부터 부패저감으로 작용하는 인과관계를 암시한다.

한편 하병기 외(1999 : 40-41; 72)는 1999년부터 2003년 기간의 고용창출, 국민부담 경감, 정부비용 절감, 그리고 외국인 직접투자 유치별로 규제개혁 조치의 편익 분석에서 1998년에 시행된 규제완화의 효과는 2000년에 나타날 것으로 추정한다.

이를 토대로 본 연구에서는 공공부문의 부패저감이 사적부문의 부패해소의 전제 조건임을

감안하여 국민생활과 직접 관련이 있는 건축, 소방, 보건위생과 환경분야별로 부패와 1998년에 시행한 대부분이 규제완화에 속하는 규제개혁 조치 사이의 상관관계를 실증적으로 분석한다. 이는 반부패에 관한 규제개혁 조치의 성과를 검정함을 의미한다. 이를 위하여 1986년부터 2000년까지 15년 기간의 연간시계열자료를 사용해 시계열분석을 시도한다. 본 연구에서는 1998년에 시행한 대부분이 부패에 영향을 미치는 규제의 선별적 폐지, 즉 규제완화에 속하는 규제개혁 조치는 2000년에 성과를 보인다는 가설을 기각할 수 없다는 추정결과를 재확인하기 위하여 규제개혁이 부패저감에 미치는 효과를 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 추정한다. 이로부터 건축, 소방, 보건위생과 환경분야를 관장하는 건설교통부, 행정자치부, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부와 환경부에 대한 규제개혁의 성과 정도를 파악하기 위하여 부패의 규제탄력성을 산출한다. 해당 부처에 대한 부패의 규제탄력성의 값이 부처전체의 평균탄력성의 값보다 높을수록 지속적인 규제개혁이 필요함을 의미한다. 반면에 해당 부처에 대한 부패의 규제탄력성의 값이 부처전체의 평균탄력성의 값보다 낮을수록 규제완화가 많이 이루어졌으며 이는 향후 규제개혁도 중요하지만 규제의 품질개선도 중요함을 의미한다.

본 연구에서 많은 행정분야 중에서 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경부문에 한정하고 있는 것은 자료의 제약과 함께 가장 부패가 만연한 것으로 여겨지는 분야이기 때문이다. 실제로 한국행정연구원(2000)의 조사에 의하면 규제사무와 직접적인 관련이 적은 경찰(41.9%) 및 세무(24.2%)를 제외하면 건축(13.7%), 소방(20.2%), 보건위생(21.0%), 그리고 환경(9.7%)분야가 금품 또는 접대 등이 높게 제공된 분야로 나타난다.

한편 2000년에 나타나는 규제개혁의 성과를 표시하는 변수와 공무원 연수실적을 상호작용시킨 상호작용변수로부터 구조적 변화를 추정한다. 이는 규제개혁이 성과가 나온 2000년에 공무원 연수가 부패저감에 어떠한 영향을 주는가를 측정하기 위한 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장의 1절에서는 15년 기간의 연간시계열자료와 2000년도 34개 중앙부처에 대한 횡단면자료를 사용하여 반부패에 관한 규제개혁의 효과를 추정하기 위한 분석의 틀을 발전시킨다. 제Ⅱ장의 2절에서는 15년 기간의 연간시계열자료를 사용하여 규제개혁으로 인한 부패저감에 대한 공무원교육의 구조적 변화의 추정을 위한 모형을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 실증적 분석을 위해 사용한 자료의 출처와 변수들의 정의를 묘사한다. 제Ⅳ장의 1절에서는 15년 기간의 연간시계열자료를 사용하여 규제개혁과 반부패의 상관관계로부터 시사되는 규제개혁의 성과에 대한 추정결과를 제시하고 34개 중앙부처에 대한 2000년도의 횡단면자료를 사용한 추정결과로부터 부처별 부패의 규제탄력성을 산출한다. 한편 제Ⅳ장의 2절에서는 구조적 변화가 없다는 귀무가설을 검정하고 가설이 기각되면 구조적 변화에 대한 분석을 시도한다. 제Ⅴ장에서는 결론과 함께 정책적 시사점을 제공한다.

## Ⅱ. 분석의 틀

### 1. 규제개혁과 부패의 상관관계 분석

#### (1) 분야별 회귀분석 : 시계열분석

관료제가 경제에 대하여 광범위한 조정자의 역할을 수행하면서 공공의 이익을 분배함에 있어서 부패 공무원이 자신의 지위를 개인의 이익을 극대화하는 수단으로 생각할 때 부패가 발생한다(김택, 1999). 또한 Bertok(2000)은 OECD의 회원국별 부패의 원인을 규명하면서 금품수수와 직무태만 등으로 징계받은 모든 공직자들을 부패공직자에 포함한다. 이를 토대로 본 연구의 주요 목표인 반부패에 대한 규제개혁의 성과를 실증적으로 분석하기 위하여 건축, 소방, 보건위생 및 환경분야에 대한 감사원의 감사활동 결과 징계처리건수를 부패의 대용변수로 설정한다.

또한 공직자 교육을 포함한 공무원 연수실적은 정직과 법준수를 함양시켜 청렴성을 제고시킴으로써 부패를 방지할 수 있다(Bertok, 2000). 한편 1980년대 말의 서울올림픽, 1990년대 초의 정치적 안정, 1990년대 중·후반의 공공부문에 대한 구조조정, 그리고 지방선거 실시 전후와 같은 정치사회경제적 상황의 변화가 부패저감에 미치는 효과도 동시에 검정한다.

1986년부터 2000년까지의 연간시계열자료를 사용하여 분야별로 부패와 규제개혁의 상관관계를 다음과 같은 일반적인 형태로 설정한다.

$$SS=V(RR, ED\{1\}, BV_i) \quad (1)$$

단,  $SS=(ARCH, FF, SANIT, ENV)$ '는 종속변수의 열벡터 그리고  $RR$ 과  $ED\{1\}$  및  $BV_i$ 는  $RR$ 과  $ED\{1\}$  및  $BV_i$ 의 각각의 행벡터를 나타낸다. ARCH, SANIT 및 ENV는 각각 건축, 보건위생 및 환경분야 공무원 1,000명당 징계건수 그리고 FF는 소방공무원수 정원에 대한 소방분야의 징계받은 공무원수의 비율을 나타낸다. RR은 규제개혁의 성과를 묘사하는 이원변수(2000년을 1로 그외의 연도는 0으로 설정)를 나타낸다. ED는 분야별 공무원수 정원에 대한 연수받은 공무원수의 비율 그리고  $BV_i$ 는 각 분야별로 방정식에 포함된 정치사회경제적 상황을 표시하는 이원변수( $i=1,2,3$ )를 의미하는데 이에 관하여는 제IV장의 추정결과에서 묘사한다.

{ } 안의 숫자는 시차를 의미한다. 본 연구에서 사용하는 통계자료의 수가 극히 제한되어 있다는 점을 고려하여 1계차분변수가 안정적이라는 가정을 한다(김병운, 2000 : 37).

본 연구에서는 변수의 불안정성문제와 허구적 회귀의 문제를 해결하고 결국 변수간의 장기적 관계와 단기적 동학을 함께 고려함으로써 한 변수가 장기적인 균형으로부터 벗어나면 시간을 거치면서 균형으로 회귀하려는 성향을 반영하기 위하여 방정식(1)을 선형 대 양측 대수모형에 대한 비종합검정 결과로부터 선택한 모형에 대해 다음과 같은 오차수정모형으로 묘사한다(이종원, 1997 : 924; 하병기 외, 1999 : 220-221).

$$\Delta SS=f(RR, \Delta ED\{1\}, \Delta SS\{1\}, BV_i, \varepsilon\{1\}) \quad (2)$$

단,  $\Delta$ 과  $\varepsilon$ 은 각각 제1차차분과 오차수정항을 나타내는데 오차수정항은 공적분추정에서 도출된 잔차항이다.

## (2) 부처별 회귀분석 : 횡단면분석

본 연구에서는 1998년의 규제개혁 조치가 2000년에 성과를 보인다는 가설을 기각할 수 없다는 추정결과를 재확인하기 위하여 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사

용하여 반부패에 관한 규제개혁의 효과를 추정한다. 추정을 위한 방정식을 다음과 같이 특성화한다.

$$S_j = f(R_j, E_j, O_j * R_j); j=1, 2 \quad (3)$$

단,  $S_j$ ,  $R_j$ ,  $E_j$ 는 각각  $i$ 부처별 공무원 1,000명당 감사결과 징계처리건수,  $i$ 부처별 공무원 1,000명당 행정등록규제건수,  $i$ 부처별 전체공무원 수에 대한 연수받은 공무원의 비율을 나타낸다.  $O_j$ 는 각각  $S_j/R_j$ 가 매우 높은 극단적인 부처군( $O_1$ )과 매우 낮은 극단적인 부처군( $O_2$ )을 나타낸다.  $O_j * R_j$ 는 극단적인 부처군인  $O_j$ 의 각각을  $i$ 부처별 공무원 1,000명당 행정등록규제건수변수인  $R_j$ 와 상호작용시킨 상호작용변수이다.

방정식(3)은 투입물에 대한 수익체감의 법칙이 잘 작용하는 생산함수이다(즉  $\partial^2 S / \partial R^2 < 0$ ,  $\partial^2 S / \partial E^2 > 0$ ). 규제와 공무원 교육은 서로 대체적이며 두 변수 사이의 교차효과는 음의 값을 가진다. 즉 제2차교차편도함수는 음의 값을 가진다(즉  $\partial^2 S / \partial R * \partial E < 0$ ). 이는 결국 규제개혁과 공무원 교육은 서로 보완적임을 의미한다. 분석대상 부처별(건설교통, 행정자치, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부, 건설교통부) 반부패에 관한 규제개혁의 효과를 추정하기 위하여 방정식(3)을 다음과 같이 수정한다.

$$S_j = f(R_j, E_j, O_j * R_j, D * R_j) \quad (4)$$

단,  $D$ 는 분석대상 부처를 지적하는 이원변수를 나타낸다.  $D * R_j$ 는  $D$ 를  $R_j$ 에 상호작용시킨 상호작용변수를 나타낸다. 방정식(3)과 (4)의 추정결과로부터 부패의 규제탄력성을 산출한다.

## 2. 구조적 변화 : 시계열분석

1998년에 시행한 규제개혁 조치는 2000년에 부패저감에 성과를 나타낸다는 가설이 성립된 후에 2000년의 규제개혁성과와 공무원 교육에 관한 구조적 변화를 검정하기 위하여 상호작용변수를 도입하여 방정식(1)을 다음과 같이 재설정한다.

$$SS = V(ED\{1\}, RR * ED\{1\}, BV_j) \quad (5)$$

단,  $RR * ED\{1\}$ 은 각각 규제개혁의 성과를 나타내는 이원변수를 공무원교육에 상호작용시킨 상호작용변수이다. 상호작용변수로부터 1986년-1999년 그리고 2000년의 두 기간에 대해 계수를 분리하여 추정할 수 있으며 구조적 불안정에 대한 출처를 음미할 수 있다. 상호작용변수는 2000년에 방정식의 기울기가 변화하는 방향에 따라 양의 값을 가질 수도 있고 음의 값을 가질 수도 있다. 상호작용변수의 음의 부호는 규제개혁이 성과를 나타내는 2000년에 공무원 교육은 더욱 빠른 비율로 부패를 감소시킴을 의미한다. 방정식(5)를 오차수정모형으로 변환시키면 다음과 같다.

$$\Delta SS = f(\Delta ED\{1\}, RR * \Delta ED\{1\}, \Delta SS\{1\}, BV_j, \varepsilon\{1\}) \quad (6)$$

단,  $RR * \Delta ED\{1\}$ 은 각각 RR을  $\Delta ED\{1\}$ 에 상호작용시킨 상호작용변수이다.

### Ⅲ. 자 료

본 연구의 기본 목표는 1998년에 시행한 규제개혁이 부패저감에 성과가 있었는지를 실증적으로 검정함에 있다. 소방분야를 제외한 분야별 및 부처별 공무원 수와 징계처리건수는 각각 행정자치부와 감사원에서 발간한 행정자치부 통계연보와 감사연보로부터 수집하였다. 소방분야의 공무원정원과 징계받은 공무원수는 행정자치부 소방행정과의 소방행정자료 및 통계로부터 수집하였다. 한편 분야별 및 부처별 공무원 연수실적은 중앙공무원교육원에서 발간한 기관별 교육수료인원으로부터 수집하였다. 부처별 행정등록규제수는 규제개혁위원회의 소관부처별 행정규제수(2001)에서 수집하였다. <표 1>은 모형에서 사용한 변수들의 평균과 표준편차를 제시한다.

본 실증적 분석에서는 1986년부터 2000년까지의 15년 기간을 관측치로 한 시계열자료를 사용했는데, 이는 부패와 규제완화의 상관관계를 계량경제학적으로 완전히 평가하기에는 관측치의 수가 충분하지 않다. Leamer(1978 : 106)는 유의수준은 관측치 또는 표본규모의 감소함수라고 주장하였다. Maddala(1992 : 32)도 유의수준은 관측치 또는 표본의 규모가 작을수록 높게 조정해야 한다고 언급한다. Lewis-O'Brien·Thampapillai(1990 : 145)도 평균적으로 표본규모가 클수록 평균평방오차는 작아진다고 지적한다. 본 연구에서는 15개의 소규모 시계열자료가 사용되었다. 또한 그들은 불완전한 다중공선성의 결과 회귀계수의 표준오차는 커진다고 지적한다. 따라서 회귀계수의 추정된 t통계량은 종속변수의 편차를 설명함에 있어 설명변수의 역할에 대한 반드시 좋은 지표는 아님을 알 수 있다. 이를 근거로 하여 제한된 설명변수의 수와 함께 유의수준도 높게 조정하였다.

건축, 보건위생, 환경의 경우에는 감사원이 발간한 감사연보로부터 건축과 관련된 건설교통, 보건위생과 관련된 보건복지 및 식품의약품안전청, 그리고 환경과 관련된 환경부의 징계처리건수만이 수집 가능하였다. 이로부터 부패에 대한 개별적인 측정은 건축과 보건위생 및 환경분야의 공무원 1,000명당 징계처리건수(ARCH, SANIT, ENV)로 표시하였다. 소방의 경우에는 소방공무원수에 대한 분야별 징계받은 공무원수의 비율(FF)로 표시하였다. 이는 관료수보다는 정부조직 및 산업구조와 시장질서 및 행태와 같은 규제의 수준이 부패수준에 더욱 중요하다는 주장(신봉호, 2000)에 기

<표 1> 변수들의 정의<sup>1)</sup>

변 수	평균 (표준편차)
<b>종속변수</b>	
ARCH <sup>2)</sup> = 건축공무원 1,000명당 징계건수	62.472 (19.751)
FF = 소방공무원 징계비율	0.006 (0.002)
FFSM = 소방분야에서 금품수수료 징계받은 공무원 수의 백분율 percentage	0.082 (0.048)
FFSW = 소방분야에서 직무태만 및 직장이탈로 징계받은 공무원 수의 백분율	0.163 (0.068)
FFSD = 소방분야에서 품위손상과 지도감독 및 기타로 징계받은 공무원 수의 백분율	0.303 (0.122)
FF*100(%) =FFSM+FFSW+FFSD	
SANIT <sup>3)</sup> = 보건위생공무원 1,000 명당 징계건수	30.159 (8.843)
ENV = 환경공무원 1,000명당 징계건수	59.006 (27.072)
S = 2000년도 소관부처별 공무원 1,000명당 징계건수	23.905 (27.088)
<b>설명변수</b>	
RR = 규제개혁성과에 관한 이원변수	
ARCHED <sup>2)</sup> = 건축공무원 연수실적 비율	0.023 (0.024)
FFED = 소방공무원 연수실적 비율	0.370 (0.198)
SANITED <sup>3)</sup> = 보건위생공무원 연수실적 비율	0.020 (0.019)
ENVED = 환경공무원 연수실적 비율	0.027 (0.014)
FFE = 소방공무원 연수실적 백분율 percentage	37.029 (19.826)
R = 2000년도 소관부처별 공무원 1,000명당 행정등록규제건수	369.370 (1486.567)
E = 2000년도 소관부처별 연수실적 비율	0.081 (0.068)

주 : 1) 입법부, 사법부, 기타 헌법기관 종사자는 제외. 연수실적에서 해외연수는 제외.

2) 1995년의 정부조직법 개정에 따라 교통 포함

3) 식품의약품안전청 포함.

인한다. 따라서 모형에서 사용한 부패변수의 각각은 음의 부패효과를 의미한다. 이는 각 부패변수의 낮은 비율은 분야별로 부패수준이 낮음을 의미한다. 또한 소방분야의 경우 자료수집이 가능하여 부패변수를 금품수수, 직무태만·직장이탈, 그리고 품위손상·지도감독·기타의 비위유형별로 구분하여 추정하였다.

한편 1998년에 시행한 규제개혁 조치는 2000년에 성과를 보인다는 가설을 기각할 수 없다는 추정결과를 재확인하기 위하여 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경분야를 관장하는 건설교통부, 행정자치부, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부, 그리고 환경부에서 규제개혁이 부패저감에 미치는 효과를 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 통상최소자승법에 의해 추정하였다. 특히 본 연구에서는 추정결과로부터 부처별 규제개혁의 성과 정도를 파악하기 위하여 부패의 규제탄력성을 산출하였다.

본 연구에서는 방정식(1)을 선형 대 양측대수모형에 대한 Box-Cox검정 결과로부터 선택된 모형을 오차수정모형으로 전환하여 방정식(2)를 추정하였다. 방정식(2)와 (6)의 오차수정모형의 경우에는 연간시계열자료를 사용하여 변수간의 장기적 관계를 나타내는 방정식을 우선 추정하고 이 추정식의 잔차항을 이용하여 단기 동학을 나타내는 방정식을 추정하는 2단계 최소자승법two-stage least square estimation을 사용하였다(이종원, 1997 : 924). 방정식(3)과 (4) 및 (5)는 통상최소자승법에 의해 추정하였다.

본 연구의 추정결과를 분석함에 있어 다음과 같은 점을 유의해야 한다. 첫째, 양의 값과 음의 값을 가지는 극단치의 수는 관측치의 수 및 표본의 수와 관계없이 5개 이하로 나타난다. 본 연구에서는 분야별 및 소관 부처별로 이원변수( $BV_i$  및  $O_j$ )로 설정된 극단치의 수를 5개 내외에서 조정하였다. 이는 분야별 및 부처별로 각기 다른 특성을 가지고 있으며 모형의 적합도를 높이고 함수형태의 그릇된 설정의 귀무가설을 기각하고자 함에 기인한다. 따라서 탄력성의 추정치로부터 건설교통, 행정자치, 보건복지, 그리고 환경부처별로 서로 규제완화의 정도를 비교할 수 없다. 둘째, 모든 분석에서는 ‘평균적으로on average’의 용어가 항상 적용된다. 실증적 분석에서 사용한 자료의 목록은 요청시 제공한다.

## IV. 추정결과

본 연구의 주요 목적은 국민생활과 직접관련이 있는 건축, 소방, 보건위생 및 환경분야별 규제개혁과 부패의 상관관계로부터 부패저감에 대한 규제개혁의 성과를 검증함에 있다. 또한 소관 부처별로 규제개혁이 이루어진 정도를 파악하고자 부패의 규제탄력성을 산출하였다.

한편 2000년에 나타나는 규제개혁의 성과를 표시하는 변수와 공무원 연수실적을 상호작용시킨 상호작용변수로부터 구조적 변화를 추정한다. 이는 규제개혁이 성과가 나온 2000년에 공무원 연수가 부패저감에 어떠한 영향을 주는가를 측정하기 위한 것이다. 추정결과에서는 통계적 유의성을 발견한 변수만 분석한다.

### 1. 규제개혁과 부패의 상관관계분석

시계열분석에서는 오차수정모형을 추정하였다. 횡단면분석에서는 통상최소자승법을 사용하여 추정한 결과로부터 탄력성을 산출하였다.

#### (1) 분야별 회귀분석 : 시계열분석

검정의 첫 단계에서는 선형모형과 양측대수모형에서 어느 모형이 행태를 더욱 잘 표현하는지를 결정하기 위하여 개별 모형에 Box-Cox방법을 사용하여 서로 비교한다. 첫 단계의 검정결과로부터 선택된 함수를 오차수정모형으로 변환하여 추정한 결과를 제시한다.

<표-2>의 Box-Cox검정 결과로부터 방정식 ARCH와 ENV에 대해서는 잔차항자승의 합(RSS)의 추정치가 선형모형보다 작은 양측대수모형을 택한다. 이는 양측대수모형의 추가된 설명변수는 모형의 교란항에 점근적으로 상관관계가 없음을 시사한다. 따라서 방정식 ARCH와 ENV에 대해서는 양측대수모형을 오차수정모형으로 변환하여 추정한다. 반면에 방정식 FF와 SANIT에 대해서는 RSS의 추정치가 양측대수모형보다 작은 선형모형을 오차수정모형으로 변환하여 추정한다.

<표 2> 선형 대 양측대수모형에 대한 Box-Cox검정 결과

방정식 <sup>1)</sup>	선형모형(H <sub>0</sub> )	양측대수모형(H <sub>1</sub> )	가설채택 유무
ARCH	RSS=0.228	RSS=0.185	H <sub>0</sub> 기각함
FF	RSS=1.154	RSS=1.216	H <sub>0</sub> 기각할 수 없음
SANIT	RSS=0.323	RSS=0.376	H <sub>0</sub> 기각할 수 없음
ENV	RSS=2.341	RSS=1.680	H <sub>0</sub> 기각함

주 : 1) 일반적 형태의 방정식(1)을 검정한 결과임. 검정과정은 Maddala(1977) 참조.

<표 3>에 분야별로 부패저감에 대한 규제개혁 조치의 추정결과를 제시한다. 분야별 공무원연수실적비율(ED{1})은 보건위생분야를 제외한 모든 분야에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타남에 따라 <표 6>의 구조적 변화에 대한 추정에서 회귀결과를 분석한다. 보건위생분야의 경우 양의 추정계수의 값은 연수가 징계의 일부로 풀이된다.

건축과 보건위생 그리고 환경분야의 공무원 1,000명당 징계건수에 대한 오차수정모형의

추정결과는 부패저감에 관한 규제개혁 조치의 성과를 나타내는 이원변수(RR)의 효과가 양측검정 결과 각각 유의수준  $\alpha=10\%$ 와  $5\%$  그리고  $10\%$ 에서 통계적으로 유의함을 보여준다. 이로부터 건축과 보건위생 및 환경분야에서 1998년에 시행한 대부분이 규제완화에 속하는 규제개혁 조치는 2년의 시차를 둔 2000년에 부패저감에 성과가 나타남을 알 수 있다.

사공영호(2001)도 건축분야 부패의 원인으로 자의적 해석이 가능한 모호한 법규정, 부당한 업무처리 지연 등 공무원들의 행태, 복잡한 규제내용과 규제절차 등의 요인들을 지적하고 있다. 또한 보건위생분야 부정부패의 만연정도를 조사한 결과에 의하면 최근 2년간 상당히 부패가 감소된 것으로 시민들은 인식하고 있는 바, 이는 규제개혁위원회가 1998년 10월에 마련한 “비리유발성 규제개혁방안”의 직접적 성과로 판단된다(곽대중, 2001). 한편 2000년 11월에 환경분야 부패방지종합대책의 추진성과를 파악하기 위해 월드리서치에 의뢰하여 500개의 업체를 대상으로 전화면접조사를 실시한 결과, 응답자의 56%가 ‘성과가 있다’고 긍정적 평가를 나타냈고 환경분야 단속공무원들의 부패정도를 측정하는 부패체감도에서는 ‘개선되었다’는 긍정적 평가가 47.2%로 나타난 반면, ‘악화되었다’는 부정적 평가는 1.2%로 나타나 환경분야 단속공무원들이 부패척결을 위해 지속적인 노력을 기울인 것으로 분석된다(곽대중, 2001).

한편 소방분야의 공무원징계비율에 대한 오차수정모형의 추정결과 부패저감에 관한 규제개혁 조치의 성과는 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 그러나 비위유형별로 자료수집이 가능하여 <표 4>에 비위유형별로 소방공무원징계비율에 대한 통상최소자승법을 사용한 회귀분석 결과를 제시한다.

**<표 3> 분야별 부패저감에 관한 규제개혁의 성과 추정 : 오차수정모형<sup>1)</sup>**

설명변수 <sup>2)</sup>	종속변수			
	건 축 ( $\Delta \ln \text{ARCH}$ )	소 방 ( $\Delta \text{FF}$ )	보건위생 ( $\Delta \text{SANIT}$ )	환 경 ( $\Delta \ln \text{ENV}$ )
RR	-1.069 (0.615) *	-0.001 (0.001)	-67.126 (30.631) **	-1.063 (0.572) *
$\Delta \ln \text{ED}\{1\}$	0.264 (0.186)			0.377 (0.254)
$\Delta \text{ED}\{1\}$		-0.006 (0.006)	1009.511 (529.426) *	
$\Delta \ln \text{SS}\{1\}$	-0.931 (0.288) ***			-1.055 (0.293) ***
$\Delta \text{SS}\{1\}$		-0.005 (0.285)	-0.573 (0.234) **	
$\text{BV}_1$	-1.161 (0.450) **	-0.001 (0.001)	-8.489 (5.985)	-1.230 (0.450) **
$\text{BV}_2$	-1.519 (0.485) ***	-0.002 (0.002)	-1.242 (7.573)	-0.723 (0.563)
$\text{BV}_3$	-0.775 (0.336) **	-0.002 (0.001)	20.813 (8.673) **	-0.223 (0.445)
$\varepsilon\{1\}$	-0.498 (0.829)	0.907 (0.413) **	-0.217 (0.922)	0.207 (0.797)
상수항	0.940 (0.346) **	0.001 (0.001)	-3.686 (4.571)	0.428 (0.220) *
$R^2$	0.859	0.822	0.839	0.748
F	4.335*	3.306*	3.712*	2.124*

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

2) SS는 종속변수의 열벡터를 나타냄. 즉 (ARCH, FF, SANIT, ENV) '.

<표 3>에서 이원변수  $BV_1$ 은 모든 분야에서 정치적 안정(1991-1993)을 1로 설정하였다. 건축 및 환경분야의 경우 양측검정 결과 통계적으로 유의함을 발견한다. 이는 정치적 안정은 건축 및 환경분야 공무원의 부패저감에 유의한 영향을 미쳤음을 시사한다. 이원변수  $BV_2$ 는 건축과 소방 및 보건위생분야의 경우 서울올림픽 개최 및 직후(1988-1989)를 1로 설정하였다. 환경분야의 경우 연수실적이 가장 낮은 해(1999)를 1로 설정하였다. 추정결과는 건축공무원 1,000명당 징계건수에 관한  $BV_2$ 의 효과가 양측검정 결과 통계적으로 유의함을 발견한다. 이는 서울올림픽은 건축분야 공무원의 부패저감에 유의한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 환경분야의 경우  $BV_2$ 에 대한 음의 추정계수의 값은 1999년에 연수실적이 매우 낮아 징계건수가 증가한 것으로 풀이될 수 있지만 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 한편 이원변수  $BV_3$ 는 건축분야의 경우 정부조직법 개정으로 인한 교통부와 통합한 이후 기간(1995-2000)을 1로 설정하였다. 소방과 보건위생 및 환경분야의 경우 지방선거가 실시된 해(1991, 1994, 1998)를 1로 설정하였다. 건축분야의 경우 지방선거가 실시된 해를 나타내는 이원변수는 통계적 유의성을 발견할 수 없고 모형의 적합도도 낮아 제외하였다. 추정결과는 건축공무원 1,000명당 징계건수에 관한  $BV_3$ 의 효과가 양측검정 결과 통계적으로 유의함을 발견한다. 이는 정부조직법의 개정으로 인한 교통부와 통합은 부패저감에 유의하게 관계됨을 보여준다. 소방공무원 징계비율과 환경분야의 공무원 1,000명당 징계건수에 관한  $BV_3$ 의 효과는 양측검정 결과 통계적 유의함을 발견할 수 없다. 반면에 보건위생분야 공무원 1,000명당 징계건수에 관한  $BV_3$ 의 효과는 양측검정 결과 통계적으로 유의함을 보여준다. 이는 소방 및 환경분야의 경우 지방선거 직후 사정기능의 강화는 공무원들의 징계처분에 의미가 없음을 시사한다. 반면에 보건위생분야의 경우 지방선거가 실시된 직후에는 사정기능의 강화로 비교적 많은 공무원이 징계를 받기 때문으로 풀이된다. 한편 <표 3>에 제시한 건축 및 환경공무원 1,000명당 징계건수에 대한 모형추정 결과는 상수항의 계수가 양의 값을 가지며 통계적으로 유의함을 보여준다. 이는 규제완화 조치에도 불구하고 건축 및 환경분야의 공직사회에 부패가 상존함을 나타낸다. 반면에 소방 및 보건위생분야에 대한 모형추정에서 상수항의 계수는 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 그러나 <표 4>의 소방공무원 비위유형별 모형추정 결과에서도 금품수수 및 직무태만·직장이탈로 징계받은 공무원의 비율(각각 FFSM과 FFSW)에 관한 양의 값을 가지는 상수항의 계수가 통계적으로 유의함을 보여준다. 따라서 건설·교통분야를 포함한 건축 및 소방 그리고 환경공직자 반부패를 위하여 규제완화와 병행

**<표 4> 소방분야 비위유형별 부패저감에 관한 규제개혁의 성과 추정<sup>1)</sup>**

설명변수	(종속변수) 비위유형별 <sup>2)</sup>		
	FFSM	FFSW	FFSD
RR	-0.074 (0.041) *	-0.106 (0.084)	0.039 (0.195)
FFE	0.001 (0.001) **	0.002 (0.001)	0.003 (0.003)
BV <sub>1</sub>	-0.065 (0.017) ***	-0.059 (0.034) *	-0.015 (0.081)
BV <sub>2</sub>	-0.025 (0.020)	0.053 (0.039)	0.062 (0.093)
FFE*BV <sub>3</sub>	0.004 (0.001) ***	0.003 (0.002)	0.010 (0.007)
상수항	0.056 (0.026) **	0.106 (0.054) *	0.168 (0.122)
R <sup>2</sup>	0.819	0.628	0.370
F <sup>3)</sup>	8.136 ***	3.044 *	1.057
DW	2.090	2.009	0.824
SEE	0.025	0.052	0.121

주 : 1) 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 다음과 같은 일반적인 형태의 방정식에 대한 선형모형의 추 정결과만을 제시함(이종 원, 1997; Phillips, 1986).

$$V_t = V(RR_t, FFE_t, BV_1, BV_2, FFE_t * BV_3)$$

단,  $V_t = (FFSM_t, FFSW_t, FFSD_t)$  는 종속변수의 열벡터 그리고  $RR_t, FFE_t, BV_1, BV_2$  및  $FFE_t * BV_3$ 는  $RR_t, FFE_t, BV_1, BV_2$  및  $FFE_t * BV_3$ 의 각각의 행벡터를 나타냄.  $FFSM_t, FFSW_t, FFSD_t$  및  $FFE_t$ 의 정의는 <표 1> 참조.  $BV_1$ 은 서울올림픽 을 전후한 시기(1987년-1989년)와 소방분야의 구조조정을 시작한 시기(1996년)를 1로 설정한 이원변수임.  $BV_2$ 와  $BV_3$  는 각각 지방선거를 실시한 해(1991년, 1994년, 1998년)와 소방공무원 연수실적 백분율(FFE)이 매우 낮은 극단적인 시기(1993년-1994년)를 1로 설정한 이원변수임.  $FFE_t * BV_3$ 는  $FFE_t$ 를  $BV_3$ 에 상호작용시킨 상호작용변수임.

2) ( ) 안의 숫자는 회귀계수의 표준추정오차임. \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$  수준에서 유의함을 나타냄.

3) \*\*\*, \*\*, \*는 각각  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$ 수준에서 유의함을 나타냄.

하여 시민참여에 의한 다수참가원칙 등과 같은 감시기능의 강화와 서울특별시의 「민원처 리온라인공개제도OPEN system」와 같은 신기술을 행정에 도입함으로써 부패를 감소시킨 사례와 같이 기술혁신에 의한 전자행정제도의 도입을 지속적으로 추진해야 함을 알 수 있 다(Bertok, 2000). 또한 청렴 공무원에 대한 성과급제도 등과 같은 유인제도의 운용개선이 필요한 것으로 관측된다.

소방공무원 징계비율에 관한 규제개혁 조치의 효과를 오차수정모형으로 추정한 결과 공적 분 추정에서 도출된 잔차항인 오차수정항( $e$ )의 통계적 유의성을 발견할 수 있다. 이는 실제 관측치와 균형치간의 괴리 중 약 0.91%정도가 소방공무원 징계비율의 증가에 수정 반영됨 을 의미한다.

한편 <표 4>에 비위유형별로 소방공무원징계비율에 대한 오차수정모형을 추정한 결과는  $R^2$ (다중결정계수)의 값이 낮고 SEE(회귀선의 표준추정오차)의 값은 높으며 오차수정항도 통계적 유의성을 발견할 수 없어 선형모형에 대한 추정결과만을 제시한다. 비위유형별 소 방공무원징계비율에 대한 추정결과 규제개혁 조치로 인해 금품수수로 징계받은 공무원의 비율(FFSM)은 감소하였음을 알 수 있다. 반면에 소방분야 공무원들의 직무태만·직장이탈

및 품위손상·지도감독·기타로 징계받은 공무원의 비율(각각 FFSW 및 FFSD)에 대한 회귀 모형의 추정결과는 규제개혁 조치의 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 이로부터 규제완화는 주로 공무원들의 금품수수의 감소에 기여하는 것으로 관측된다.

금품수수로 징계받은 공무원의 비율에 관한 연수실적비율(FFE)의 추정계수는 양의 값을 가지고 있으나 이는 연수실적비율이 매우 낮은 시기를 연수실적비율과 상호작용시킨 상호작용변수(FFE\*BV<sub>3</sub>)의 추정계수보다 현저하게 낮음을 보여주고 있다. 이로부터 FFE의 추정계수에 대한 양의 값은 연수실적이 매우 낮은 시기에 기인한 것으로 관측된다. 요약하면 연수실적비율이 감소할수록 징계받은 공무원수의 비율은 증가한다. 또한 서울올림픽을 전후한 시기와 소방분야의 구조조정을 시작한 시기(BV<sub>1</sub>)에는 금품수수와 직무태만·직장이탈로 징계받은 소방공무원의 비율이 감소함을 보여준다.

## (2) 부처별 회귀분석 : 횡단면분석

1998년에 시행한 규제개혁 조치는 2000년에 성과를 보인다는 가설을 기각할 수 없다는 추정결과를 재확인하기 위하여 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경분야를 관장하는 건설교통, 행정자치, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부, 그리고 환경부별로 규제개혁이 부패저감에 미치는 효과를 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 추정하였다. 추정결과로부터 소관 부처별로 규제개혁이 이루어진 정도를 파악하기 위하여 부패의 규제탄력성을 산출하였다.

Phillips(1986)는 통상적인 회귀분석에서 R<sup>2</sup>가 DW(Durbin-Watson)통계량보다 클 때 허구적 회귀현상이 존재하는 징표로 삼을 수 있다고 주장한다. 이를 토대로 선형 및 반semi 자연로그모형과 양측대수모형의 추정결과를 비교하여 R<sup>2</sup>의 값과 DW통계량이 높게 나타난 추정결과로부터 부처별로 부패의 규제탄력성을 산출하여 <표 5>에 제시한다. <표 5>에서 Chow검정 결과 행정자치부와 보건복지부에 대한 부패의 규제탄력성은 통계적으로 유의함을 발견할 수 없다. 이를 재확인하기 위하여 결합F검정을 시도하였다. 결합F검정 결과 전체부처와 분석대상 4개 부처의 모형추정은 1% 유의수준에서 유의함을 보여준다. 또한 Adj.R<sup>2</sup>(조정된 다중결정계수)의 값도 높게 나타났다.

<표 5> 부처별 부패의 규제탄력성 추정<sup>1)</sup>

	부처별				
	전체부처 평균 <sup>2)</sup>	건설교통	행정자치	보건복지	환 경
탄력성	0.302	0.308	0.178	0.960	1.081
Adj.R <sup>2</sup>	0.739	0.800	0.749	0.744	0.777
Chow t검정 <sup>3)</sup>	t=3.728***	t=3.119***	t=1.458	t=1.051	t=2.324**
결합F검정 <sup>4)</sup>	F(2,27) =24.337***	F(3,25) =27.357***	F(3,25) =20.651***	F(3,25) =20.190***	F(3,25) =23.997***

주 : 1) 각 방정식의 완전한 모형추정 결과는 <부표 1> 참조.

2) 극단적인 부처군 I(국방부, 국세청)과 극단적인 부처군II(재정경제부, 산업자원부, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부, 공정거래위원회, 금융감독위원회, 환경부, 건설교통부)를 제외한 25 개 중앙부처의 평균탄력성의 값임

3) \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각 α=1%, 5%, 10%수준에서 유의함.

4) 검정과정은 Beggs(1988) 참조 \*\*\*은 α=1% 수준에서 유의함

건설교통부와 보건복지부 및 환경부의 부패에 관한 행정규제탄력치는 공무원 1,000명당 행정등록규제건수( $R_i$ )와 공무원연수실적비율( $E_i$ ) 그리고 극단적인 부처군을 나타내는 두 개의 이원변수를 공무원 1,000명당 행정등록규제건수에 각각 상호작용시킨 상호작용변수( $O_1 * R_i$ ,  $O_2 * R_i$ )를 통제한 후에 각각 0.308과 0.960 및 1.081로 추정되었다. 이는 극단적 부처군에 포함된 9개 부처를 제외한 25개 부처에 대한 부패의 평균 규제탄력치인 0.302보다 더 탄력적으로 추정되었다. 이는 건설교통부와 보건복지부 및 환경부의 경우 지속적인 규제개혁이 필요함을 시사한다. 행정자치부에 대한 부패의 규제탄력치는 0.178로 25개 부처의 평균 탄력치인 0.302보다 비탄력적으로 추정되었다. 이는 행정자치부의 경우 지속적인 규제개혁이 필요하며 또한 규제의 품질개선도 중요함을 시사한다.

## 2. 구조적 변화에 대한 분석 : 시계열분석

본 연구에서는 1998년에 시행한 규제개혁 조치가 성과를 보이는 2000년에 구조적 변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 검정한다. 구조적 안정화를 검정하기 위하여 Chow검정과 결합F검정을 이증으로 시도한다. Chow 통계량과 F통계량이 각각 임계치보다 크다면 구조적 변화가 없다는 귀무가설은 기각된다. 귀무가설의 기각은 2000년도에 규제개혁 조치의 성과와 공무원 연수실적 비율( $ED\{1\}$ )에 의해 부패의 대응변수인 공무원징계비율에 구조적 변화가 있었다는 강한 증거를 의미한다. 구조적 변화를 검정하기 위하여 규제개혁이 성과를 나타내는 기간(2000년)과 그 외의 기간(1986년부터 1999년)을 분리하는 이원변수( $RR$ )를 공무원연수실적비율과 상호작용시킨 상호작용변수( $RR * ED\{1\}$ )를 소개한다(Giannaros, 1985; Beggs, 1988 : 97).

상호작용변수는 회귀선이 한 기간으로부터 다른 기간으로 기울기가 변하는 것을 허용하고 상호작용변수의 계수는 두 기간 사이의 계수에 대한 편차를 추정한다. 상호작용변수는 두 기간 사이의 계수를 분리하여 추정하고 구조적 안정화를 검정하기 위하여 도입한다. 상호작용변수의 계수는 2000년도에 부패방정식의 기울기의 방향에 따라 양의 값을 가질 수도 있고 음의 값을 가질 수도 있다. 규제개혁 조치가 성과를 나타내는 2000년을 1로 설정하였기 때문에 상호작용변수에 대한 계수의 음의 부호는 부패함수의 기울기가 감소하였음을 의미한다.

본 연구에서는 선형 및 양측대수모형과 오차수정모형의  $R^2$ 과  $Adj.R^2$  그리고 F통계량의 값을 비교하여 우월한 모형추정 결과만을 제시한다. DW검정통계량은 오차수정모형과 같이 시차를 둔 종속변수가 설명변수로 등장하는 회귀모형의 경우에는 적용이 곤란하여 제외한다(이종원, 1997 : 392).

〈표 6〉 각 방정식에서 규제개혁의 성과로 인한 부패저감에 대한 공무원교육의 기울기에 대한 변화 추정<sup>1)</sup>

종속변수	상호작용변수		구조적 안정화 검정	
	공무원 연수실적 비율	R <sup>2</sup>	Chow t검정 <sup>2)</sup>	결합 F검정 <sup>3)</sup>
$\Delta \ln ARCH$ 규제개혁성과를 제외한 경우의 계수 규제개혁성과 계수 계수의 변화	 0.264 0.077 -0.187	0.859	t=1.738 <sup>*</sup>	F(1,4)=4.335 <sup>*</sup>
$\Delta FF$ 규제개혁성과를 제외한 경우의 계수 규제개혁성과 계수 계수의 변화	 -0.006 -0.010 -0.004	0.822	t=0.581	F(1,4)=3.306 <sup>*</sup>
$\Delta SANIT$ 규제개혁성과를 제외한 경우의 계수 규제개혁성과 계수 계수의 변화	 1009.511 -96.943 -1106.454	0.839	t=2.191 <sup>**</sup>	F(1,4)=3.712 <sup>*</sup>
$\Delta \ln ENV$ 규제개혁성과를 제외한 경우의 계수 규제개혁성과 계수 계수의 변화	 0.313 -3.731 -4.144	0.738	t=1.748 <sup>*</sup>	F(1,4)=2.009

주 : 1) 각 방정식의 완전한 추정결과는 <부표 2> 참조

2) \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$ 수준에서 유의함.

3) 검정과정은 Beggs(1988) 참조. ( ) 안의 숫자는 자유도임. \*\*\*, \*\*, \*는 각각  $\alpha=1\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$  수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6>에 제시한 Chow검정 결과 소방분야를 제외한 분석대상 모든 분야에서 통계적 유의성을 발견할 수 있다. 또한 F추정통계량의 값은 환경분야를 제외한 분석대상 모든 분야에서 90%의 임계치보다 크다. 이는 결국 모든 분야에서 상호작용변수가 체계적으로 유의함을 시사한다. 이로부터 소방분야의 공무원징계비율과 건축, 보건위생, 그리고 환경분야의 공무원 1,000명당 징계건수에 대한 추정모형(각각  $\Delta FF$ ,  $\Delta \ln ARCH$ , SANIT, ENV)에서 구조적 변화가 없다는 귀무가설을 기각한다. 회귀추정은 회귀선의 기울기가 1986년-1999년과 2000년 사이에 통계적으로 유의하게 변함을 지적한다.

<표 6>에서 소방공무원징계비율과 건축, 보건위생, 그리고 환경분야 공무원 1,000명당 징계처리건수의 구조적 변화에 대한 모형추정으로부터 모든 분야에서 규제개혁이 부패저감에 성과를 나타내는 2000년도에 공무원연수실적에 관한 계수의 감소를 볼 수 있다. 이는 소방공무원징계비율과 건축, 보건위생, 환경분야 공무원 1,000명당 징계처리건수는 1998년에 시행한 대부분이 규제완화에 속하는 규제개혁 조치가 성과를 나타내는 2000년에 공무원연수실적비율이 증가할 때 더욱 빠른 비율로 감소함을 의미한다.

## V. 결 언

공직자 부패저감을 규제개혁과 같은 부패저감 투입물을 포함하는 생산과정의 산출물로 간주하면서 1986년부터 2000년까지 15년 기간동안 국민생활과 직접 관련이 있는 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경분야별로 시계열분석을 시도하였다. 이는 분야별 부패저감에 대한 규제개혁 조치의 성과를 검정함을 의미한다.

한편 1998년에 시행한 대부분이 규제완화에 속하는 규제개혁 조치는 2000년에 부패저감에 관한 성과를 보인다는 가설을 기각할 수 없다는 추정결과를 재확인하기 위하여 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경분야를 관장하는 건설교통, 행정자치, 식품의약품안전청 및 보건복지, 그리고 환경부에서 규제개혁이 부패저감에 미치는 효과를 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 추정하였다. 추정결과로부터 건설교통, 행정자치, 보건복지 그리고 환경부처별 규제개혁이 이루어진 정도를 파악하기 위하여 부패의 규제탄력성을 산출하였다.

또한 2000년에 나타나는 규제개혁의 성과를 표시하는 이원변수와 공무원 연수실적을 상호작용시킨 상호작용변수로부터 구조적 변화를 추정한다.

모형추정의 전반적인 결과와 분석을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 건축, 보건위생, 그리고 환경분야별로 시계열자료를 사용하여 부패저감에 관한 규제개혁 조치의 추정결과는 1998년의 규제개혁 조치는 2년의 시차를 둔 2000년에 분야별 공무원의 부패저감에 성과가 있음을 보여준다. 반면에 소방분야의 경우 규제개혁 조치는 부패저감에 의미가 없음을 보여준다. 그러나 비위유형별로 소방공무원징계비율에 대한 회귀분석 결과 부패에 영향을 미치는 규제의 선별적 폐지는 주로 공무원들의 금품수수의 감소에 기여하는 것으로 관측된다.

둘째, 이는 34개 중앙부처에 대한 2000년도 횡단면자료를 사용하여 추정한 결과 부패저감에 대한 규제개혁 조치의 긍정적 효과를 재확인할 수 있다. 한편 추정결과로부터 건축, 소방, 보건위생, 그리고 환경분야를 관장하는 건설교통, 행정자치, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지, 그리고 환경부처별로 부패의 규제탄력성을 산출하였다. 건설교통부, 보건복

지부, 그리고 환경부에 대한 부패의 규제탄력치는 각각 0.308, 0.960, 그리고 1.081로 추정된 바, 이는 두 개의 극단적 부처군(부처군 I 은 국방부와 국세청 그리고 부처군 II는 재정경제부, 산업자원부, 보건복지부, 공정거래위원회, 금융감독위원회, 환경부, 건설교통부)에 포함된 9개 부처를 제외한 25개 부처의 평균 탄력치인 0.302보다 높게 추정되었다. 이는 건설교통, 보건복지, 그리고 환경부의 경우 지속적인 규제개혁의 강화필요성을 시사한다. 반면에 행정자치부에 대한 부패의 규제탄력치는 0.178로 25개 부처의 평균 탄력치인 0.302보다 낮게 추정되었는데 이는 향후 지속적인 규제개혁 못지 않게 규제의 품질개선도 중요함을 시사한다.

셋째, 소방공무원징계비율과 건축, 보건위생 및 환경분야의 공무원 1,000명당 징계건수에 대한 추정모형에서 규제개혁이 성과를 나타내는 2000년에 구조적 변화가 없다는 귀무가설을 기각한다. 추정결과로부터 공직자부패는 1998년에 시행한 규제개혁 조치가 성과를 나타내는 2000년에 공직자연수실적비율이 증가할 때 더욱 빠른 비율로 감소함을 알 수 있다. 이는 규제개혁 조치 이후 연수내용에 규제개혁에 관한 내용을 추가하여 부패가 감소하였음을 시사한다. 따라서 규제개혁 교과과정으로 규제관리와 관련한 행정입법과 법의 취지 및 하위법령에 대한 교육강화가 필요함을 알 수 있다.

본 연구를 수행함에 있어 몇 가지 제약이 있음을 고려해야 한다. 예를 들면, 시계열분석에서 관측치의 수가 제한됨에 따라 규제개혁의 성과를 나타내는 해가 2000년으로 국한되었다. 또한 소방분야의 비위유형별 징계받은 공무원의 수에 대한 자료와 같은 공무원징계건수에 대한 세분화된 자료의 수집이 필요하다. 한편 개별 부처별 부패의 규제탄력치를 산출할 필요가 있다. 이는 부처별로 탄력성이 다른 값을 가질 수 있음에 기인한다. 더욱이 징계생산함수에서 반부패기관(감사원 및 부패방지위원회)의 조직에 대한 추가설명변수의 도입이 필요하다. 따라서 여기서 도달한 결론을 해결함에 있어 자료의 축적과 더욱 많은 연구가 수행되어야 한다.

## 참 고 문 헌

- 곽대중, 『규제개혁과 부패의 상관관계 분석』, 국무총리 국무조정실, 2001.
- 김병운, 「국민의료비 결정요인에 관한 시계열분석」, 『보건경제연구』, 제 6권, 제 2호, 2000, pp.31-49.
- 김 태, 『관료부패론』, 학문사, 1999.
- 박수혁, 「전기사업법제도에 관한 규제완화」, 『규제연구』, 제10권 제1호, 2001, pp.197- 230.
- 사공영호, 『규제개혁과 부패의 상관관계 분석』, 국무총리 국무조정실, 2001.
- 신봉호, 『한국의 부패와 반부패구조』, 한울아카데미, 2000.
- 이중원, 『계량경제학』, 박영사, 1997.
- 장근호, 『규제개혁과 부패의 상관관계 분석』, 국무총리 국무조정실, 2001.
- 최병선·사공영호, 「부정부패와 정부규제」, 『한국행정연구』, 제5권 제4호, 1997, pp.49- 71.
- 하병기 외, 『규제개혁의 경제효과 분석』, 산업연구원, 1999.
- 한국행정연구원, 『공직자 부정부패 실태조사 및 개선방안』, 2000.
- Beggs, J. J., “Diagnostic Testing in Applied Econometrics,” *Economic Record*, Vol.64, No.185, 1988, pp.81-101.
- Bertok, J., *Trust in Government*, OECD/PUMA, 2000.
- Breusch, T. S. and Pagan, A. R., “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, Vol.47, No.5, 1979, pp.1287-1294.
- Giannaros, D. S., “Long-term Real Interest Rate Forecasting and the Role of Uncertainty and Deficit,” Initial Paper presented at *Fifth International Symposium on Forecasting*, Montreal, Canada, 1985.
- Leamer, E. E., *Specification Searches*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1978.
- Lewis, D. E., O'Brien, D. T. and Thampapillai, D., *Statistics for Business and Economics*, Harcourt Brace Jovanovich Publishers, Sydney, 1990.
- Maddala, G. S., *Econometrics*, McGraw-Hill, Inc., New York, 1977.
- \_\_\_\_\_, *Introduction to Econometrics*, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 1992.
- Phillips, P. C. B., “Understanding Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 33, 1986, pp.311-340.
- Public Management Committee, OECD, *Flagship Report on Regulatory Quality*, PUMA/ REG(2001)1, 2001.

## 부 록

〈부표 1〉 부처별 부패에 대한 규제의 효과 추정<sup>1)</sup>

설명변수 <sup>2)</sup>	종속변수				
	부처 전체(S) <sup>3)</sup>	건설교통(S <sub>1</sub> )	행정자치(S <sub>2</sub> )	보건복지(S <sub>3</sub> )	환경(S <sub>4</sub> )
lnR	7.228 (1.939) ***	7.481 (1.700) ***	6.986 (1.910) ***		
R				0.134 (0.025) ***	0.135 (0.024) ***
lnE	-1.494 (2.103)	-1.530 (1.841)	-1.849 (2.077)		
E				39.730 (40.144)	53.608 (38.048)
O <sub>1</sub> *lnR	45.175 (5.638) ***	45.357 (4.937) ***	45.671 (5.542) ***		
O <sub>1</sub> *R				8.004 (1.058) ***	7.947 (0.988) ***
O <sub>2</sub> *lnR	0.808 (1.251)	-0.052 (1.129)	1.123 (1.246)		
O <sub>2</sub> *R				-0.128 (0.025) ***	-0.129 (0.023) ***
D*lnR		7.369 (2.363) ***	4.244 (2.911)		
D*R				0.062 (0.059)	0.071 (0.030) **
상수항	-12.336 (12.246)	-13.477 (10.729)	-13.627 (12.048)	7.609 (3.939) *	6.063 (3.749)
R <sup>2</sup>	0.770	0.830	0.787	0.783	0.811
DW	1.873	2.059	2.096	1.867	2.184
F	24.337	27.357	20.651	20.190	23.997
SEE	13.844	12.122	13.583	13.703	12.792

주 : 1) ( ) 안의 숫자는 회귀계수의 표준추정오차임. \*\*\*, \*\*, \*는 양측검정 결과 각각 α=1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 반(semi)자연로그모형에서 탄력성은 다음의 과정으로 산출함 :

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X + e \text{ 일 때 } \alpha_1 = (\partial Y / \partial \ln X) = (\partial Y / \partial X) * X_{\text{mean}} \cdot \text{탄력성} = \alpha_1 * (1/Y_{\text{mean}}).$$

단,  $X_{\text{mean}}$ 과  $Y_{\text{mean}}$ 은 각각 X와 Y의 평균값임. S와 R의 평균은 각각 23.905와 369.370임.

2) D\*lnR과 D\*R은 각각 개별 부처(건설교통, 행정자치, 보건복지, 환경부)를 지적하는 이원변수(D)를 공무원1,000명당 행정등록규제건수변수(R)와 상호작용시킨 상호작용변수들임.

3) O<sub>1</sub>과 O<sub>2</sub>는 각각 S/R<sub>i</sub>가 매우 높은 부처군(국방부, 국세청)과 매우 낮은 극단적 부처군(재정경 제부, 산업자원부, 식품의약품안전청을 포함한 보건복지부, 공정거래위원회, 금융감독위원회, 환 경부, 건설교통부로 구성된 주로 경제부처)을 1로 설정한 이원변수임. 이를 R에 상호작용시킨 상호작용변수(O<sub>1</sub>\*lnR과 O<sub>2</sub>\*lnR)를 제외한 후 반자연로그모형을 추정 한 결과 SEE(회귀선의 표 준추정오차)가 24.122로 높게 추정되었음.

〈부표 2〉 각 방정식에서 규제개혁의 성과로 인한 부패저감에 대한 공무원교육의 기울기에 대한 변화 추정<sup>1)</sup>

설명변수 <sup>3)</sup>	분야별 <sup>2)</sup>			
	건축 ( $\Delta \ln \text{ARCH}$ )	소방 ( $\Delta \text{FF}$ )	보건위생 ( $\Delta \text{SANIT}$ )	환경 ( $\Delta \ln \text{ENV}$ )
$\Delta \ln \text{SS}\{1\}$	-0.931 (0.288) ***			-1.058 (0.307) ***
$\Delta \text{SS}\{1\}$		-0.005 (0.285)	-0.573 (0.234) **	
$\Delta \ln \text{ED}\{1\}$	0.264 (0.186)			0.313 (0.302)
$\Delta \text{ED}\{1\}$		-0.006 (0.006)	1009.511 (529.426) *	
$BV_1$	-1.161 (0.450) **	0.001 (0.001)	-8.489 (5.985)	-1.173 (0.453) **
$BV_2$	-1.519 (0.485) ***	-0.002 (0.002)	-1.142 (7.573)	-0.761 (0.620)
$BV_3$	-0.775 (0.336) **	-0.002 (0.001)	20.813 (8.673) **	-0.088 (0.456)
$\text{RR} * \Delta \ln \text{ED}\{1\}$	-0.187 (0.107) *			-4.144 (2.371) *
$\text{RR} * \Delta \text{ED}\{1\}$		-0.004 (0.007)	-1106.454 (504.896) **	
$\varepsilon\{1\}$	-0.498 (0.829)	0.907 (0.413) **	-0.217 (0.922)	0.027 (0.740)
상수항	0.940 (0.346) **	0.001 (0.001)	-3.686 (4.571)	0.402 (0.232) *
$R^2$	0.859	0.822	0.839	0.738
F	4.335	3.306	3.712	2.009
SEE	0.261	0.001	7.013	0.500

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

2) 건축분야와 소방분야는 각각 양측대수모형과 선형모형을 오차수정모형으로 변환한 추정결과이며 보건위생분야와 환경분야는 선형모형의 추정결과임.

3)  $BV_1$ 은 4개 분야 공히 정치적 안정(1991년-1993년)을 1로 설정한 이원변수이며,  $BV_2$ 는 건축과 소방 및 보건위생분야의 경우 서울올림픽(1988년-1989년)을 그리고 환경분야의 경우 환경공무원 연수실적이 가장 낮은 해 1999년 를 1로 설정한 이원변수임.  $BV_3$ 는 소방과 보건위생 및 환경분야 의 경우 지방선거가 실시된 해 (1991년, 1994년, 1998년)를 그리고 건축분야의 경우 건설부와 교통부를 통합한 시기 이후(1995년-2000년)를 1로 설정한 이원변수임.  $\varepsilon\{1\}$ 는 오차수정항을 나타냄.

Journal of Regulation Studies Vol.11 No.1 2002

The Effect of Regulatory Reform on Corruption and  
Estimation of Structural Change

Jae-Hyung Lee

Utilising 1986–2000 annual data we examine that regulatory reform is a causal factor for anti-corruption in the fields of Korea's architecture, fire-fighting, sanitation, and environment. In order to reinforce the above propositions and to evaluate regulatory reform, we estimate the regulation elasticities of corruption in Ministry of Construction and Transportation, Ministry of Government Administration and Home Affairs, Ministry of Health and Welfare, and Ministry of Environment. For this the cross-section models are estimated using data on Korea's thirty four ministries in 2000. In addition, we test for structural change in education and training for civil servants, caused by regulatory reform on anti-corruption. The empirical evidence is consistent with the hypothesis that regulatory reform is associated with anti-corruption. From the estimated regulation elasticities of corruption, regulatory reform should be strengthened in Ministry of Construction and Transportation, Ministry of Health and Welfare and Ministry of Environment, whereas regulatory quality management as well as deregulation is important in Ministry of Government Administration and Home Affairs. The econometric results also indicate that a significant structural break is observed. An implication of this is that corruption is lowered, due to additional course in relation to regulatory reform in education and training.

Key Words : deregulation, regulatory quality management, anti-corruption, regulation elasticity of corruption, structural change.