

## 規制와 不正腐敗 : 韓國官僚의 轉職패턴에 관한 理論 및 計量分析\*

金一仲 · 趙俊模\*\*

### 논문초록

본고의 목적은 부패구조의 존재와 정도를 이론 및 실증적으로 입증하는 데 있다. 피규제기업은 퇴직관료를 고용함으로써 과거 재직중 그로부터 공급받은 부패에 대한 이연지급을 하고 향후 규제기관을 겨냥한 로비인적자본으로 활용키 위해 퇴직관료를 고용한다. 그럼에도 불구하고 퇴직관료 노동시장이 이렇게 부패활성화 메커니즘(CFM)으로 작동한다는 가설을 실제로 증명하기는 매우 힘들다. 특정 관료가 퇴직 후 바로 피규제기업에 취업하는 상황을 놓고 그것이 CFM 때문인지, 아니면 그의 전문성 때문인지 사후적으로 판별하는 것이 사실은 거의 불가능하기 때문이다.

자료제약에도 불구하고 本稿에서는 이 두가지 효과를 구분할 수 있었다. 규제관료의 전직과정에 내재하고 있는 CFM의 존재와 정도가 입증되었다는 사실은 반부패정책에 많은 시사점을 준다. 그중 가장 중요한 것은 단순히 뇌물 또는 향응제공에 대한 제재만으로는 관료부패를 억제할 수 없다는 교훈이다. 따라서 곧바로 생각할 수 있는 한가지 대안은 공무원퇴임 후의 취업을 규제하는 것이지만 本稿에서는 이러한 규제입안에는 상당한 준비와 숙고가 선행돼야 한다는 점을 강조하고 있다. 반면 다음의 두가지 메시지를 강하게 전하고 있다. 첫째, 당장 관료취업에 대한 사전(*ex ante*)규제는 없더라도 사후적으로(*ex post*)는 本稿의 함의를 다양하게 활용할 수 있다. 둘째, 이러한 부패메커니즘을 치유하는 가장 확실한 방법은 과다규제, 과다범죄화, 및 정부비만화의 척결이다.

핵심주제어: 규제, 부정부패, 전직패턴

경제학문헌목록 주제분류: K4

“관료들이 집행하는 행정법을 위시하여 법매커니즘을 통해 정부의 지대창출 과정을 연구하는 것이 규제의 경제이론(economic theory of regulation)이다. 부의 극대화라는 기준을 적용하면 효과가 없거나 잘못 만들어졌다고 판단되는 규제들을 발견할 수 있다. 하지만 정치적으로 특혜를 받는 집단 또는 산업의 맥락에서 판단하면 그들이 왜 존재하는지 곧 이해할 수 있게 된다. 富를 極大化하는 데 실패한다는 사실만으로 그것이 우연한 결과라고 단언해서는 안 된다. 차라리 그 규제는 의도된 수혜자들을 겨냥한 地代創出의 도구일 때가 빈번하며, 사적 이익을 보는 한 전체 경제의 후생에 미치는 영향에 대해서 그들은 거의 관심이 없다. 하지만 부의 이전(지대)은 移轉者가 감수해야 하는 死重損失과 로비에 쏟아붓는 經濟費用을 통해서만 가능하다는 사실을 직시해야 한다. 規制的 地代의 수요자들은 비용과 수익이 같아 지는 수준까지<sup>1)</sup> 로비할 것이다.”(McChesney, 1997, p. 13, 밑줄은 필자)

## I. 序 論

지난 1997년 말 금융·외환위기가 발생하기 직전 발간된 국제투명성위원회의 보고서에 의하면 사회에 만연하는 부패도에서 한국은 전년도에 비하여 일곱 순위 더 악화된 것으로 판명되었다(TI, 1997). 즉 국제투명성위원회가 작성하는 부패인지수(Corruption Perception Index) 측면에서 가장 투명한 국가를 1위로 할 때 조사대상 52개 국가들 중 34위를 차지함으로써 공공부문에 부패가 얼마나 심한지를 단적으로 보여주었다.

筆者들은 한국경제의 현재 위기가 초래된 것은 단기유동성 관리의 미흡과 같은

\* 본 논문의 기본구도를 위해 연구초기 매우 유익한 제의를 해준 Bruce Benson·Jeffrey Pompe 교수, 탈고후 세심한 논평을 해준 소병희·최병선 교수, 여러 번에 걸쳐 큰 격려를 해준 한인섭 교수, 그리고 매우 건설적인 제의와 격려를 아끼지 않은 익명의 두 심사자들에게 감사한다. 또한 한국경제학회 국제학술대회 및 한국범죄방지재단 세미나 발표시 조언을 해준 여러분들, 오랜기간 성실히 조교업무를 수행해준 최홍석·서정효·박성규군, 아울러 인문·사회과학분야 학술중점영역으로 지정하여 3년 동안 ‘한국의 부정부패’ 연구프로젝트를 지원하고 있는 학술진흥재단에 감사를 표한다.

\*\* 숭실대학교 경상대학 경제국제통상학부 교수

1) McChesney(1997)는 ‘비용(Costs)과 수익>Returns)이 같아지는 수준까지 로비할 것이다’로 명기하고 있지만, 비용과 수익대신에 한계비용(Marginal Cost)과 한계수익(Marginal Return)이 더 정확한 용어라는 익명의 심사자의 지적에 필자들은 동의한다. 총비용과 총수익의 일치여부는 부패시장의 경쟁여부에 따라 결정될 것이다.

단편적 원인을 훨씬 넘어, 제도인프라(institutional infrastructure)가 경제주체들의 활동과 시장경제의 운용을 전반적으로 뒷받침하지 못했기 때문이라는 시각을 갖고 있다. 그리고 그 잘못 설정된 제도인프라의 대표적 예는 오랫동안 축적된 부패구조이므로, 단지 외환보유고를 늘리고 기업들이 구조조정을 한다고 해서 향후 지속적 경제발전을 담보할 수는 없다고 보는 것이다.

한 사회의 부패는 정부부문에서 시작하며, 法을 制定하는 과정(law-making process)과 執行하는 과정(law-enforcement process)에서 모두 발생한다. 입법과정에 관한 경제학적 시각은 어느 재화 또는 용역시장의 운용원리처럼 政治市場에서 가장 높은 가격을 제시하는 입찰자에게 규제가 낙찰된다는 것이다. 그리고 제시되는 가격에는 유권자의 표 외에 각종 부패요소가 포함된다. 한편 법을 집행하는 과정에서 부패의 가능성은 상존한다. 부패발생은 입법부 또는 국민이 법집행자의 恣意的 行爲(discretionary behavior)<sup>2)</sup>를 감독하기가 쉽지 않아서 부패공급에 수반되는 법집행자의 편익이 비용을 능가하기 때문이라는 것 역시 경제학적 해석의 골자이다.

本稿는 규제집행 과정에서 발생하는 부패에 분석의 초점을 둔다. 특히 규제기관에 근무하던 관료가 자신의 관할하에 있던 피규제기업으로 전직하는 현상을 ‘부패구조의 활성화 메커니즘’(corruption-facilitating mechanism; CFM)으로 상정한다.<sup>3)</sup> 즉 규제기관에서 피규제기업으로의 전직현상을 전문성에 대한 수요 외에도 부정부패의 수단으로서 이해할 수 있다는 의미이다. 이 가설은 학술적으로는 물론 상식수준에서도 자주 거론되는 명제이지만 그 입증은 용이하지 않았다. 本稿에서는 노동시장에 나타난 전직관료 이직을 관측하여 CFM의 존재를 입증하고자 한다. 구체적으로 한국 관료들의 전직 과정에서 CFM에 해당하는 부분의 存在를 입증하고, 그 程度를 추정코자 한다. 만약 그 존재가 입증된다면 그간 등한시되어 왔던 관료전직에 대한 적절한 규제가 반부패정책의 한 핵심요소가 될 수도 있다.<sup>4)</sup>

2) 익명의 심사자는 Steven Kelman의 저서를 인용하며 공무원의 건전한 자의성이 제약받을 때 민간업자의 기회주의적 행동이 사회후생을 저해할 수 있다는 점을 지적하였다.

3) 본 논문의 익명의 심사자는 CFM이라는 용어대신에 관료전직(revolving doors)이라는 용어가 더 적절하다는 제안을 하였다. 그러나 CFM 용어선택에 관하여 국내외 연구자들과 상의하고 고심한 뜻에 필자들은 CFM이라는 용어를 고수하기로 했다.

4) 고로 本稿는 한국 관료부패에 관한 경제학계의 최근 본격적 연구들에 한 층의 탐을 올리려는 시도라 할 수 있다(예: 주학중·박명호, 1995; 박재완, 1997, 1998; 서정환·조준모, 1997;

本稿의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 퇴직 관료에 대한 노동시장이 부패메커니즘으로서의 기능을 할 수 있다는 가능성을 제시한다. 특히 한국에서 규제관료에 대한 기업수요가 어떤 특성을 갖는지 자세히 고찰한다. 수요와 공급이 개인별로는 물론이고 조직 차원에서 형성된다는 사실이 강조될 것이다. 제Ⅲ절은 관료의 전직현상을 모형화한다. 특정 관료의 규제 관련 특수인적자본, 로비능력, 재임시의 뇌물 등이 이직확률에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 특별히 취업은 단기 뇌물에 대한 대체수단으로서 移延支給(deferred payment)의 형태일 수 있다는 가설이 부각될 것이다. 제Ⅳ절에서는 한국 관료의 이직자료로써 이제까지의 이론을 검증한다. 이는 퇴임후 한국 관료들의 경력경로에 관한 최초의 체계적 실증분석으로서 피규제 기업으로의 전직확률을 정하는 결정요소들에 대한 추정이다. 제Ⅴ절에서는 제Ⅲ절과 제Ⅳ절을 각각 이론적으로 그리고 실증적으로 강화시키는 작업이 수행된다. 확장된 모형과 상이한 계량경제학적 방식을 사용하여 전직과정에서 부패메커니즘을 전문성으로부터 분리하는 데 주력한다. 마지막으로 논의요약과 정책함의으로써 제Ⅵ장을 맺는다.

## Ⅱ. 腐敗메커니즘으로서의 退職官僚 勞動市場

### 1. 官僚腐敗

규제(강도)가 증가함으로써 부패가 증가하는 경로는 우선 입법단계에서<sup>5)</sup> 특수이익집단에 대한 '特權 賦與'(Tullock, 1967, 1993; Stigler, 1971)를 위시하여 동종 산업내 '競爭者 掠奪'(Posner, 1974; Peltzman, 1976; Becker, 1983)을 통해 설명될 수 있다. 또한 이미 만들어진 규제의 집행단계에서는 재산권의 불법적 사용을 묵인해주거나 길고 복잡한 규제절차를 면제해줌으로써 부패가 발생한다.<sup>6)</sup> 한편, 관료

김일중, 1997a; 조우현, 1998; 김상헌, 1998 등).

5) 한국에서는 행정입법이 입법활동의 압도적 비중을 차지하고 있으므로 입법과정에서 발생하는 부패에 관한 기존 연구문헌들의 상당 부분이 한국 규제기관들의 행위를 설명하는 데 적용될 수 있다고 판단한다.

6) 前者에 대해서 예컨대 Mollen(1994, p. 70)은 '알고도 눈감아 주는 행위(willful blindness)'라 표현했으며, 후자는 '재량적 미집행(discretionary nonenforcement)'(Posner, 1992, p.

즉 부패공급자들이<sup>7)</sup> 직면하는 인센티브는 범죄공급의 일반이론(예: Becker, 1968; Ehrlich, 1973 등)에 비추어 부패의 수익 및 비용으로 나누어 검토할 수 있다. 특히 본고의 주요초점인 부패공급에 따르는 수익측면은 다시 여러가지로 구분할 수 있다.

규제를 집행하는 관료 입장에서는 부패를 공급함으로써 얻는 수익이 다양한 형태로 나타날 수 있다. 결국 효용함수에 포함된 각 변수들의 한계효용을 같게 함으로써 그는 효용극대화를 꾀할 것이다. 우선 뇌물을 생각할 수 있으며, 이는 그간 대부분의 관련 연구에서 부패의 대가로서 상정되어 왔다(예: Tullock, 1967; Becker, 1968; Becker and Stigler, 1974; Rose-Ackerman, 1978; Klitgaard, 1988; Shleifer and Vishny, 1993; Cheung, 1996; McChesney, 1997 등). 그러나 부패의 수익이 반드시 금전적일 필요는 없다. 예를 들어 Mitnick(1980, pp. 211~213)은 규제기관이 업무수행에 필요한 정보를 제공받거나 또는 업무 자체를 협회 등 피규제기관에 위탁함으로써 그 대가를 회수할 수 있다고 지적한 바 있다.<sup>8)</sup> 요컨대 정보량 내지는 여가 역시 그의 효용함수에 포함된다는 의미이다.

한편 피규제기업들은 규제관료들의 퇴직 후 취업을 보장함으로써 부패공급에 대한 대가를 지불할 수 있다.<sup>9)</sup> 소득흐름의 안정성 및 직업 커리어의 연속성이 효용함

600) 또는 '형식주의(red tape)의 선별적 면제'(Bozeman, 1993, p. 298)로 표현된 바 있다. 물론 이러한 일탈적 행위가 가능한 것은 애초 규제범위가 과다(overbroad)하거나 그 강도가 비현실적(unrealistic)이기 때문이다. 이는 범죄의 영역을 과다하게 정해버리는 경우(over-criminalization) 집행단계에서 나타나는 사법부의 일탈행위와(Benson, 1990, pp. 159~175) 매우 흡사하다. 이에 대한 좀더 자세한 설명은 김일중(1997a, pp. 99~102)을 참조할 수 있다.

7) 본고에서의 부패는 '관료 자신의 사익을 위한 정부자산의 판매(sale)'라고 한 Shleifer and Vishny(1993, 599)의 정의 및 '공권력에 의한 재산권의 이전(transfer)'이라는 Benson and Baden(1985, 392)의 현상까지 포함하는 폭 넓은 개념을 사용한다. 고로 이중에는 표면상 합법적 행위들을 부분적으로 포함한다. 부패의 공급자는 그러한 특권, 묵인, 선별적 편의 등을 판매하는 자를 일컫는다. 당연히 부패의 수요자는 대가를 지불하고 그 불법재산권을 구매하는 자이다.

8) 한국의 경우 이 가설은 설득력이 있다. 개발독재 초기 정부가 시장에 깊이 관여하면서 행정수요가 급격히 증가했고 각 부처는 그 수행에 어려움이 막대하였다. 고로 조직확대가 필요했으나 정치적 제약과 타부처의 견제 때문에 용이하지 않았다. 이를 해결하기 위해 각 부처는 산업별 협회, 단체 등 준공공조직을 만들거나 기존의 민간조직을 준공공조직화하였다(임학순, 1994, pp. 189~193). 한편 최근 들어 규제관할(regulatory jurisdiction)의 비효율적 설정으로 인한 한국 규제기관의 자원제약 문제는 심각한 듯하다(김일중, 1995, 1997b, 1998 등).

9) 비슷한 맥락에서 소병희(1993, p. 113)는 부패행위에 대한 대가로서 퇴직시 민간기업의 주요 임원으로서의 취업을 보장받는 것을 지적한 바 있다.

수에서 큰 비중을 차지할수록 그들은 이러한 형태의 보상방식을 선호할 것이다. 사실 퇴직 후의 취업은 한국에서 매우 큰 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 관료생활을 마친 후 아무런 직장을 얻지 못하는 것은 일반적으로 무능력 내지는 불명예로까지 간주되기 때문이다. 주지하듯 관료들에게 전직 후 잠시동안이라도 머무를 수 있는 직장이 있다는 사실은(고위직에 종사했던 관료일수록) 매우 중요한 듯하다. 퇴직 후에도 폐쇄적으로 이어지는 엘리트층들의 클럽에 참여할 수 있는 필요조건이기 때문인지도 모른다(Tullock, 1965, p. 37; Breton and Wintrobe, 1982, pp. 78~87). 나아가 筆者들은 아직 유교적 전통을 갖고 있는 한국에서 직장근무는 다양한 상황(예: 환환상제)에서 효용을 제공한다고 생각한다. 이러한 맥락에서 本稿에서는 부패활성화메커니즘(CFM)으로서의 퇴직관료 취업현상을 본격적으로 다루고자 한다.<sup>10)</sup>

## 2. 韓國 退職官僚에 對한 民間需要

공급만으로는 취업이 이루어질 수 없다. 筆者들은 민간기업이 퇴직관료를 수요하는 데는 최소한 세가지 이유가 있다고 본다. 첫째, 그들의 전문성 또는 인적자본(specialty; S)이다. 이에는 전직관료들이 갖고 있는 고유한 인적자본 및 규제업무에 관계된 특수인적자본이 포함된다. 고로 전문성(S)이 이유가 될 때에는 여느 노동시장에서 경력자를 고용하는 메커니즘과 별반 차이가 없을 것이다.

규제관련 인적자본에 대한 피규제기관에서의 수요는 전직관료의 채용 외에도 사내근로자의 교육을 통해 조달될 수도 있다. 그러나 기업내의 사내교육을 통해 확보할 수 있는 규제관련 인적자본은 규제조항을 암기하고 이해하는 수준에 그칠 것이다. Gary Becker(1975)의 정의에 따르면 이러한 종류의 인적자본은 일반인적자본(general human capital)에 해당된다. 그러나 규제의 집행과정에 관한 실무경험, 피규제기업에 관한 사례, 규제로부터 발생하는 비용을 최소화하는 전략 모색 등 규제

10) 일본에서는 정부기관에서 민간기업으로의 이동을 '아마쿠다리'라고 부른다. 즉 천국으로부터 내려온다는 의미이다. 아마쿠다리를 규제하기 위한 법이 있으나 매우 느슨하게 집행될 뿐이다. 국가공직자법 제103조에 의하면 공직 퇴직 후 2년 동안 자신의 근무와 밀접한 관련(close connection)이 있었던 이윤추구법인에 취업할 수 없다. 그러나 실제 집행 과정에서는 퇴직했던 기관의 장에게 밀접한 관계가 있었느냐고 묻는 식으로 조사가 이루어지므로 이 법의 구속력은 거의 유명무실해졌다. 왜냐하면 기관장으로서 밀접한 관계가 있었다고 말함으로써 부하직원들의 원성을 살 아무런 유인이 없기 때문이다(Johnson, 1995, p. 142).

관련 인적자본은 단순한 사내교육을 통해서만 조달되지 않는 특수인적자본(specific human capital)의 속성을 띤다.

둘째, 퇴직관료들이 보유하고 있는 로비자본(lobbying capital:  $L$ )이다. 기업측에서 볼 때 퇴직공무원을 고용하는 것은 그만큼 이용가치가 있기 때문이다. 규제기관과 원활한 관계를 유지하는 데 도움이 되므로 예를 들어 교통부출신은 관광 또는 운수계열회사로, 재무부출신은 금융 및 보험업계로, 건설부출신은 건설업계로 가는 것이 상례로 되어 있다(서병욱, 1984, p. 364). 원활한 관계는 특혜를 얻는 데 필요조건이다. 사실 규제기관 역시 피규제기업과의 원활한 관계로부터 효용을 얻을 수 있다. 전술한대로 자신들의 업무에 필요한 정보를 얻거나 또는 업무의 일부에 대한 위임도 수월해지기 때문이다.<sup>11)</sup> 양자 사이에는 일종의 피드백 메커니즘이 존재한다고 볼 수 있다.

한편 기업의 입장에서 로비는 특혜를 얻는 데 뿐만 아니라 불이익을 방어하기 위해서도 필요하다. 이른바 ‘規制搾取(regulatory extortion)’에 대한 자기방어를 하기 위한 조치이다. 특히 한국에서는 중앙관리경제질서에 의해 대민관계에 있어서 수직적 성격 즉, 지배-복종의 관계가 강하여 기업의 입장에서는 정부가 대단히 다루기 어려운 상대였다(Eucken, 1952, pp. 534~535). 고로 정부의 일부분을 자신들 조직 속에 끌어들이므로써 기업활동을 원활히 하려 하였다(사공영호, 1998, p. 138). 요컨대 규제기관이 야기하는 기업환경의 불확실성으로 인한 Williamson(1979) 류의 거래비용을 줄이려는 의도로 해석할 수 있다. 나아가 엄격한 위계질서를 유지하고 있는 한국 관료조직의 특성 역시 이 로비자본 가설을 뒷받침하고 있다. 엄격한 위계질서는 업무에 관한 지위-감독 관계에서 생겼을 뿐만 아니라 관료조직 자체를 일종의 가족과 같은 정적인 집단으로 만들었다(Breton and Wintrobe, 1982, pp. 78~87). 따라서 부하는 언제나 상관의 지시를 벗어나지 않으려고 하고 또한 관직의 이권에 대해서도 상관과 부하가 함께 행동하게 된다(Tullock, 1965, pp. 39~40; 서정환·조준모, 1997, p. 34). 문제는 상관이 퇴직한 후에도 이러한 관계가 계속된다는 점이다. 한때 모셨던 상관은 끝까지 상관으로 생각하기 때문에 퇴직한 상관은 대정부 로비를 할 수 있게 되는 것이다(조석준, 1994, p. 34). 곧 한국 관료사회에서는

11) 여기에서 한 걸음 더 나아가, 예컨대 일본의 아마쿠다리는 퇴직관료를 심어놓음으로써 민간 업계를 좀 더 용이하게 조종하려는 의도의 산물이라는 해석도 있다(The Economist, 1995. 5. 6, p. 32).

‘그룹結束’(group cohesion) (Stumpf, 1988, p. 341; Kim, 1994, p. 391; Benson, Kim, and Rasmussen, 1994, p. 163; 1998, p. 91) 이 매우 강해서 로비활동이 그만큼 수월하다는 의미이다. 요컨대 기업은 규제기관에 대한 로비력을<sup>12)</sup> 확보하기 위해 퇴직관료를 고용하려는 인센티브를 갖게 되며, 이때의 로비자본은 전문성과는 구별된다.

민간부문이 전직관료를 고용하는 세번째 이유로 筆者들이 상정하려는 것은 바로 보상기능(compensating function;  $P$ )이다. 부패공급에 대한 대가는 뇌물, 향응, 정보제공, 채용 등 여러 가지가 존재하나, 편의상 크게 단기와 장기로 나눌 수 있다. 그리고 그 선택에는 경제적 고려가 반영되어 있다고 생각한다. 예컨대 다른 조건이 일정할 때 뇌물이나 접대 등 단기성 대가에 대한 감사원 및 검찰의 감시감독이 증가하면 상대적으로 장기성 보상수단을 양쪽 모두 선호하게 될 것이다. 이런 맥락에서 이루어지는 퇴직후 취업보장은 일종의 이연지급(deferred payment)이며,<sup>13)</sup> Chung (1974) 이 역설했듯이 규제로 발생하는 자원낭비(resource dissipation)에 대한 피규제자들의 발빠른 적응으로 이해할 수 있다. 다만 여기서의 규제는 부패 관련자들에 대한 감독규제이다. 현재의 피규제기업은 미래의 고용주가 될 것이므로 자연스럽게 부패는 활성화될 수밖에 없다. 요컨대 이 세 번째 성격을 갖는 퇴직관료의 취업 역시 위 두번째 로비자본가설처럼 부정부패를 활성화시키는 장치이다.

특히 한국에서는 공무원의 심각한 인사적체 때문에 퇴직 후 취업이 갖는 부패공급자와 수요자간 암묵적 계약(implicit contract)의 성격이 강화되는 것으로 보인다. 퇴직하는 공무원은 크게 정년퇴직과 의원면직으로 구분할 수 있다.<sup>14)</sup> 1970년대만 해도 의원면직자의 비율이 90%에 가까웠으나, 1980년대에는 약 73%로 줄었고, 1990년대 들어서는 60% 이하로 급감하고 있다(『총무처연보』 각 연도). 한편 이러한 자발적 이직률의 감소와 더불어 공무원 정원의 억제에 따라 인사적체는 심각하다. 예를 들어 5급에서 4급으로의 승진 소요기간이 1979년에는 평균 6.4년이었으나, 1987년에는 10.5년으로 늘어났다. 그리고 1995년에는 재경원과 통산산업부의 경우 평균기간이 무려 14년으로 급증했다(매일경제신문, 1996. 2. 15). 정부는 퇴직관료의

12) 결국 이 로비행위에는 정부를 상대로 한 地代追求(rent seeking) (Tullock, 1967) 및 地代回避(rent avoidance) (McChesney, 1987) 행위가 모두 포함될 것이다.

13) “규제를 통해 정치헌금, 유세지원, 뇌물, 또는 퇴직 후 월급 좋은 직장을 제공받을 수 있다”(Peltzman, 1989, p. 7).

14) 기타 사망, 파면, 직권면직 등은 모두 합하여 10% 미만이다.



취업을 기업에 의존할 수밖에 없으므로 평소 기업들의 요구를 함부로 거절할 수 없을 것이다. 말하자면 이제 개인이 아닌 규제기관 전체와 피규제기업들 사이에서 취업을 조건으로 하는 암묵적 계약이 이루어질 가능성이 매우 크다고 하겠다.<sup>15)</sup> 결국 퇴직 후의 취업은 규제기관의 ‘개별관료’ 또는 ‘조직 전체’와 ‘피규제기업’ 사이에서 맺어진 계약의 이행현상으로 이해할 수 있으며, 이러한 메커니즘은 명백히 부패정도를 높인다는 가설을 세울 수 있다.

한국 관료사회 전체가 강한 그룹결속력을 갖고 있다면 이러한 계약의 구속력은 매우 클 것이라 판단된다. 계약의 일방인 민간기업의 입장에서는 이연지급의 약속을 지켜야 할 유인이 충분히 존재한다. 만약 암묵적으로 약속된 취업을 제공하지 않으면 이후 규제기관으로부터 낙인되어 갖가지 불이익을 받을 수 있기 때문이다. 요컨대 계약파기(contractual breach)의 비용이 매우 크다는 의미이다. 한편 같은 논리가 규제기관에도 적용된다. 일회성 거래로 끝나는 뇌물보다는 연속거래(미래의 취업 제공)를 통해 민간기업은 규제기관의 지속적인 협조를 담보받을 수 있다. 즉 부패공급자의 기회주의적 행위를 억제하기 위한 ‘불모’(hostage) 기능을 하는 것이다(Williamson, 1983, p. 519).<sup>16)</sup>

종합하면 기업이 퇴직관료에 대한 수요를 보이는 까닭은 그들의 인적자본( $S$ ), 로비자본( $L$ ), 그리고 특혜보답( $P$ )이라는 세가지로 요약할 수 있다. 그렇다면 마지막 두가지는 CFM으로 규정할 수 있으며, 부정부패 척결의 필요조건 중에는 반드시 이 두가지 기능의 억제가 포함돼야 한다. 그럼에도 불구하고 부정부패의 연구자 및 정책입안자가 곧바로 당면하는 문제는 어떻게 이들을 구분할 것인가에 있다. 우선 특정 규제관료가 자신이 규제하던 피규제기업에 고용되는 현상을 보고 상식적인 수준에서 제3자가 뚜렷한 이유를 제시하기는 현실적으로 힘들다.<sup>17)</sup> 사실 이러한 어려

15) 물론 이러한 피규제기업과의 쌍방계약 말고도 퇴직 후 취업을 확보하기 위한 규제기관의 노력은 강도 높게 전개되고 있다. 예를 들어 증권회사 임원의 자격요건을 규정하는 증권거래법 시행령 제18조 2항에는 ‘국가기관, 지방자치단체 또는 정부투자기관에서 5년 이상 근무한 경력이 있는 사람’이라는 규정이 있다. 관료의 진출을 법으로 보장한 것이다. 이밖에도 은행, 보험회사, 투신사 등의 관련법에도 비슷한 내용이 들어 있다(사공영호, 1998, p. 142).

16) 물론 기관 차원에서 완벽한 계약이 이루어진다면, 미래의 취업을 겨냥한 관료 개개인의 부패공급 인센티브는 줄어들 수 있다. 따라서 조직 차원의 계약 정도는 개인 차원의 암묵적 계약을 보완하는 수준에서 결정될 것이다.

17) 예를 들어 자동차산업 신규진입규제를 관할하던 통상산업부 담당과장과 재벌규제를 관할하던 공정거래위원회 담당국장이 퇴직 직후 S그룹에 고용된 사실을 놓고 많은 이들이 부정적 견해

움은 학술적 연구 수준에서도 별반 차이가 없는 듯하다. 本稿는 이를 극복하려는 시도이다.

### Ⅲ. 官僚轉職의 模型

본 절에서는 민간부문으로의 관료 전직현상을 모형화한다. 간략한 노동경제 모형을 따르되 모형의 현실성을 확보하기 위해 筆者들은 다음의 두가지에 초점을 두려 한다. 첫째, 전술한대로 규제관료의 전문성, 로비기능, 그리고 암묵적 계약에 의한 보상기능을 독립적으로 포착할 수 있도록 한다. 이 세가지 종류의 민간수요가 함께 반영되어 현직 관료에게 매기마다 제의되는 임금방정식이 그 역할을 수행할 수 있으리라 본다. 둘째, 본고의 경험분석에서 사용될 자료를 제대로 반영할 수 있도록 모형이 포괄적이어야 한다. 곧 피규제기업뿐만 아니라 일반기업으로의 관료들의 전직현상도 동일한 추정식에서 설명될 수 있는 통합모형이어야 함을 의미한다.

#### 1. 基本模型

현재의 보상수준이 타직장으로부터의 제의수준보다 못하다면 공무원이 전직을 하게 되는 정태적 단순위험모형(simple hazard model)을 가정하자. 관료가 받는 보상은 자신의 인적자본, 규제업무로 인한 지대, 그리고 부패와 연관된 뇌물성 지대로 구성되어 있다고 가정하자. 관료  $i$ 의 기본적인 업무능력을  $\mu_i$ 라 하자. 이는 교육, 연령, 근속기간 등으로 포착될 수 있을 것이다.

관료 재임기간 동안 기본보상수준  $W_g(\mu_i)$ 는 다음과 같이 표현된다.

---

를 표방하지만, 본문의  $S$ ,  $L$ ,  $P$  중 과연 그 취업이유가 어떤 것이었는가를 객관적으로 밝힐 수는 없다. 심증이 가지만 물증이 없는 것이다. 언론보도 역시 마찬가지로 상식적 수준에서 대개 여운만을 남기는 논조를 택하고 있다. 예를 들어 신규통신사업자 선정을 앞두고 기업들이 정보통신부 출신들의 고용을 선호하는 현상을 놓고, 한 신문은(한국경제신문, 1996, 3. 27) “허가권경쟁에서 기존 인맥이 중요한 변수가 될 수 있거나(즉  $L$ ), 사업권 취득 이후 실제 경영에 필요한 자질도 우수하다고 기업들이 분석했기 때문(즉  $S$ )”이라는 기사를 쓸 수밖에 없었다.

$$W_g(\mu_i) = g\mu_i + \theta\mu_i + R_g + U_i \quad (1)$$

$$g \geq 0, \quad \theta \geq 0, \quad R_g \geq 0$$

식(1)의 첫 항  $g\mu_i$ 는 그의 규제업무에 관련된 특수인적자본을 의미한다.  $\theta\mu_i$ 는 관료의 일반적 생산성을 뜻하는데, 고로 일반인적자본으로 이해할 수 있다.  $R_g$ 는 부패에 연루되어 현직에서 얻게 되는 순수입을 의미한다. 즉 뇌물·접대 등의 단기성 수익에서 Becker(1968) 류의 기대처벌치를 뺀 확정동등치이다. 마지막 항  $U_i$ 는 연공서열적 공무원 임금구조나 승진기회, 또는 공무원직업과 민간기업과의 평균 임금격차 등  $\mu_i$ 나  $R_g$ 로 설명되지 않는 보상부분을 의미한다.<sup>18)</sup>

관료는 피규제기업이나 일반기업으로부터 전직제의를 받을 수 있다. 여기서의 일반기업은 당해기관에서 취급하는 규제와 무관한 민간조직을 의미한다. 물론 민간조직은 기업·협회 등을 모두 포함한다. 우선 피규제기업으로부터의 오퍼  $W_{or}(\mu_i)$ 는 식(2)로 표현된다.

$$W_{or}(\mu_i) = g\mu_i + \theta\mu_i + \beta\mu_i + R_r + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$\beta \geq 0, \quad R_r \geq 0$$

하부첨자 o는 민간으로부터의 오퍼를 의미하고, 하부첨자 r은 피규제기업을 나타낸다. 식(2)에서  $g\mu_i$ 는 규제 관련 특수인적자본으로서 규제기관 및 피규제기업에서 같은 생산성을 발휘한다고 가정한다.  $\beta\mu_i$ 는 대규제기관 로비인적자본으로 관료로서의 기본업무능력에 비례한다고 가정하며, 역시 기대처벌치를 뺀 순수입이다. 다음  $R_r$ 은 전술한 대로 부패공급에 대한 이연지급을 포착하기 위한 항이다. 물론 이연지급의 크기는 암묵적 계약에 의해 정해질 것이다. 계약파기의 위험이 존재하므로  $R_r$ 은  $W_{or}$ 에 맞추기 위해 확정동등치로 조정된 값이다. 고로  $R_r$ 의 최종크기는 암묵적 계약의 내용, 기업의 사후 계약파기에 대한 위험기피도, 및 이러한 거래에 대한 사후 정부의 감독수준 등에 영향을 받는다.  $\varepsilon_{1i}$ 는 해당 기업 또는 산업의 성장성, 전반적 경기, 또는 관료의 피규제기업에 대한 선호도 조정항 등과 같이 설

18) 고로 식(1)에서 규제업무를 전혀 하지 않는 기관에 근무하는 관료의 경우  $g = R_g = 0$ 이므로  $W_g(\mu_i) = \theta\mu_i + U_i$ 가 된다.

명변수로 설명되지 못하는 잔여부분을 의미한다.

따라서 제Ⅱ절에서 설명한 대로 식(2)에서 규제관료에게 제의되는 임금의 총계는 그의 전문성( $S$ ), 로비자본( $L$ ), 그리고 그 동안의 부패공급에 대한 이연보상( $P$ )으로 구성되어 있다.  $S$ 는  $g\mu_i$ 와  $\theta\mu_i$ 의 합이며,  $L$ 은  $\beta\mu_i$ 로 나타나며, 마지막  $P$ 는  $R_r$ 로써 포착된다. 요약하면 본 모형에서  $R_r$ ,  $R_g$ ,  $\beta\mu_i$ 의 세 변수가 전직 규제관료 노동시장과 관련된 CFM을 설명하고 있다.<sup>19)</sup>

노동경제이론에 따르면 생산성이 높은 근로자는 높은 수준의 보상을 받고, 높은 수준의 보상을 시장에 제시하는 기업은 생산성이 높은 근로자를 채용한다. 기업이 이렇게 보상을 제의할 수 있는 원인은 기술적 우위를 확보하거나, 근로자와 기업의 매칭효율성을 제고할 수 있기 때문이다. Murphy and Topel(1988)은 교육, 근속기간, 연령 등 통상적인 회귀변수에 의해 포착되지 않는 근로자 특유의 생산성 차이가 한 산업에서의 추가적 임금지대를 유발하고, 고생산성타입 근로자들로 하여금 이 산업으로의 이직을 유인한다는 사실을 보였다. Gibbon and Katz(1992)는 근로자와 산업간 매칭의 질적 수준이 산업의 추가적 임금지대를 초래한다고 주장한다. 그러나 본 모형에 의하면 피규제기업에서 퇴직관료의 추가적인 임금지대가 발생하는 원인은 규제특수인적자본 외에도 이직 후에 새롭게 나타나는 로비인적자본과 규제기관-피규제기업간의 암묵적 계약 결과로 지급되는 이연지급이 존재하기 때문이다.

한편 관료는 일반기업으로부터도 임금제의  $W_{ou}(\mu_i)$ 를 받을 수 있다.

$$W_{ou}(\mu_i) = \theta\mu_i + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

하부첨자  $u$ 는 일반기업을 나타내며, 일반기업에서는 규제 관련 모든 인적자본의 생산성은 0이 된다( $g=\beta=0$ ).  $\varepsilon_{2i}$ 는 역시 해당 기업의 성장성 및 관료의 일반기업에 대한 선호도 조정항 등과 같이 설명변수로 설명되지 못하는 잔여부분을 의미한다. 오차항  $\varepsilon_{1i}$ 과  $\varepsilon_{2i}$ 는 상호독립적이며,  $F(\cdot)$ 를 따라 분포한다고 가정한다.

규제관료의 전직은 현직 보상수준보다 높은 제의가 주어질 때 발생한다. 매기 1회의 전직제의를 받는다고 가정할 때, 규제관료가 피규제기업으로 이직할 확률  $q_{gr}$ 과 일반기업으로의 이직확률  $q_{gu}$ 는 식(1)과 (3)으로부터 다음과 같이 계산된다.

19) 이상과 같은 CFM모형은 정부 조달 관련 부패에도 그대로 적용될 수 있다.

$$\begin{aligned} q_{gr}(\mu_i) &= \pi_i \{1 - F[U_i - \beta\mu_i - (R_r - R_g)]\} \\ q_{gu}(\mu_i) &= (1 - \pi_i) \{1 - F[g\mu_i + U_i + R_g]\} \end{aligned} \quad (4)$$

$\pi_i$ 는 규제관료가 피규제기업으로부터 제의받는 확률이고  $(1 - \pi_i)$ 는 일반기업으로부터 받을 확률이다. 참고로  $\pi_i$ 는 규제관료  $i$ 가 재직하던 규제기관의 특성이나 해당 피규제산업의 규모 등에 의해 결정된다. 즉 다른 조건이 일정할 때 암묵적 계약을 맺을 수 있는 기업의 숫자가 늘어난다면  $\pi_i$ 는 증가할 것이다.

## 2. CFM

이제 식(4)에 대한 간단한 분석을 통해 관료의 업무능력  $\mu_i$ 가  $q_{gr}(\mu_i)$ 과  $q_{gu}(\mu_i)$ 에 미치는 영향을 살펴볼 수 있다. 업무능력  $\mu_i$ 가 클수록 규제업무상의 특수인적자본  $g\mu_i$ 도 증가하여 일반기업으로 이동할 확률  $q_{gu}(\mu_i)$ 는 감소한다. 그러나 피규제기업으로의 전직확률  $q_{gr}(\mu_i)$ 는 상이한 결과를 제시한다. 관료의 인적자본 중 규제관련 특수인적자본은 재활용이 가능하고, 더욱이 관직에서는 발휘하지 못했던 대정부 로비스트로서의 생산성( $\beta\mu_i$ )이 발생하기 때문이다. 고로  $\mu_i$ 가 높을수록 피규제기업으로의 전직확률이 높다. 따라서 다른 조건이 일정할 때 능력이 있는 공무원일수록 피규제기업으로 이동할 유인이 크다. 일반 노동시장에서는 고생산성타입이 기업특수인적자본을 더 많이 투자하며, 동시에 자발적 이직률도 저생산성타입에 비하여 낮다는 결과는 이미 입증된 바 있다(예: Hall, 1989; Mortensen, 1978; Pencavel, 1972; Mincer and Jovanovic, 1981; Topel and Ward, 1992 등). 그러나 이러한 기존 연구결과는 관료의 피규제기업으로의 전직을 설명하기에는 충분치 못하다.

한국에서는 전술한대로 규제기관과 피규제기업이 이미 체결한 암묵적 계약을 파기하기 쉽지 않다. 이 현상은 앞서 Williamson의 볼모이론으로 설명할 수 있으며, 나아가 보상이연을 통하여 근로자의 채권(bond)을 설정하여 태만이나 이직 등 근로자들의 기회적 행위를 억제한다는 Lazear(1979)와 Salop and Salop(1976)의 주장과도 일맥상통하다. 더욱이 관료 부정부패가 장기간에 걸쳐 축적된 한국에서는 규제기관과 피규제기업간의 계약관계가 선진국에 비하여 강하게 형성된 것으로 예측되

는 바, 규제관료가 피규제기업으로 이직토록 동기유발하는  $R_r$ 의 규모가 꽤 클 것으로 생각된다.<sup>20)</sup>

한편 본 연구에서 사용될 자료는 규제기관에서<sup>21)</sup> 이미 피규제기업 또는 일반기업으로 전직한 관료들 중 특정시점(1996년)에서 포착된 자들로써 구성되어 있으므로 그들의 전직을 조건부 확률로 표현하는 것이 더욱 적절하다.  $p_r$ 을 규제기관에서 피규제기업으로 이직한 경우의 조건부 확률,  $p_u$ 를 규제기관에서 일반기업으로의 조건부 확률을 나타낸다고 정의하면,  $p_r$ 과  $p_u$ 은 다음과 같이 나타난다.

$$p_r = \frac{q_{gr}}{(q_{gr} + q_{gu})} \quad (5)$$

$$p_u = \frac{q_{gu}}{(q_{gr} + q_{gu})}$$

식(5)에서  $p_r$ 에 미치는 각 모수들의 영향을 분석하면 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_r}{\partial \beta} &= \frac{\partial p_r}{\partial q_{gr}} \cdot \frac{\partial q_{gr}}{\partial \beta} > 0 \\ &\quad (+) \quad (+) \\ \frac{\partial p_r}{\partial R_r} &= \frac{\partial p_r}{\partial q_{gr}} \cdot \frac{\partial q_{gr}}{\partial R_r} > 0 \\ &\quad (+) \quad (+) \\ \frac{\partial p_r}{\partial \mu} &= \frac{\partial p_r}{\partial q_{gr}} \cdot \frac{\partial q_{gr}}{\partial \mu} + \frac{\partial p_r}{\partial q_{gu}} \cdot \frac{\partial q_{gu}}{\partial \mu} > 0 \\ &\quad (+) \quad (+) \quad (-) \quad (-) \\ \frac{\partial p_r}{\partial g} &= \frac{\partial p_r}{\partial q_{gu}} \cdot \frac{\partial q_{gu}}{\partial g} > 0 \\ &\quad (-) \quad (-) \\ \frac{\partial p_r}{\partial R_g} &= \frac{\partial p_r}{\partial q_{gr}} \cdot \frac{\partial q_{gr}}{\partial R_g} + \frac{\partial p_r}{\partial q_{gu}} \cdot \frac{\partial q_{gu}}{\partial R_g} \\ &\quad (+) \quad (-) \quad (-) \quad (-) \end{aligned} \quad (6)$$

20) 물론 규제기관 재직시 두 개 이상의 피규제기업에 특혜를 베풀었다면 두 번째 직장에서도 이연지급이 지불될 수 있다. 하지만 이들 기업들이 서로 경쟁관계에 있는 등 계약파기의 가능성이 높아진다면 첫 번째 직장에서 이연지급을 높게 받는 옵션을 선호할 가능성이 크다.

21) 실질적으로 모든 정부기관이 어느 정도 규제업무를 하고 있다.

부호만으로 간략히 표시된 식(6)을 통해  $\beta$ ,  $R_r$ ,  $\mu$  및  $g$ 가 커지면 피규제기업으로의 조건부 전직확률  $p_r$ 은 증가함을 알 수 있다. 특히  $g$  또는  $\beta$ 의 증가가 규제 관련 특수인적자본을 증가시켜 피규제기업으로의 전직을 증가시킨다는 점은 주목할 만하다.

산업특수인적자본은 산업내 이동을 용이하게 한다는 일반이론과는 일치하나, 여기서는 산출물의 종류에 기초한 산업간 이동이 아니라 특정 규제가 미치는 관찰범위에 따라 산업이 정의된다는 차이점이 있다.

식(6)에 나타난  $p_r$ 에 관한 분석결과는 사실 식(4)의  $q_{gr}$ 에 관한 분석결과와 방향성에서 대체로 일치한다. 다만 이제  $R_g$ 의 효과는 확정적이지 못하다. 즉 관료의 단기부패수입이 증가함에 따라 공무원 직업이 더욱 매력적으로 되어  $q_{gr}$ 은 감소했었지만, 조건부 확률  $p_r$ 의 방향성은 단정적으로 결정되지 못한다. 이는 이제  $p_r$ 이  $q_{gr}$ 과  $q_{gu}$ 의 상대적 크기에 의해 결정되기 때문이다.

위 분석은 하나의 모수가 변화할 때 조건부 이직확률의 변화를 살펴본 것이다. 그러나 부패관료의 조건부 이직확률에 영향을 미치는 모수  $\beta$ ,  $R_r$  및  $R_g$ 의 변화는 특정 환경변화에 따라 동시에 일어날 수도 있다. 다음의 몇가지가 그러한 예이다. 첫째로 금융실명제가 강화되었거나 감사원의 관료부패에 대한 감독이 더욱 철저해졌다면, 피규제기업이 단기성 수입  $R_g$ 를 부패관료에게 제공하기가 기술적으로 어려워진다. 이때 피규제기업은 부패공급에 대한 대가로 이연지급  $R_r$ 을 더 활용하게 될 것이다.<sup>22)</sup> 둘째로 규제기관의 규제권한이 강화되었다면, 부패에 대한 수요가 증대되어 부패관련 모수  $\beta$ ,  $R_r$  및  $R_g$ 는 모두 증가할 것이다. 마지막으로 중복 규제기관이 생겨서 규제기관간 경쟁이 촉진되었다면  $R_g$ 는 감소할 것이다. 그러나 피규제기업은 늘어난 규제기관들과의 로비를 위하여 로비인적자본  $\beta$ 를 더욱 수요하게 될 것이다.<sup>23)</sup>

22)  $p_r$ 에 미치는 최종효과는  $R_r$ 과  $R_g$ 간의 대체탄력성을 결정하는 식에 따라 결정되겠으나, 대개 (+)의 효과를 가질 것으로 사료된다.

23) 물론 여기에도 늘 단조관계(monotonic relation)가 성립하는 것은 아니다. 먼저 규제권한의 집중도가 부패의 수익성과 비례하기 때문에 집행기관들이 경쟁적으로 그 권한을 차지하려고 노력할 것이다. 따라서 중복도가 높을수록 개별 집행기관의 입장에서는 수익성이 감소한다. 하지만 애초에 중복도가 매우 낮았고 피규제기업 역시 규제지대의 상당부분을 향유하던 상태

## IV. 實證分析

### 1. 資料收集 및 抽出標本의 基本特性

本稿의 실증분석에서 사용될 자료는 1996년판 「한국재계인사록」<sup>24)</sup>을 전수조사하여 추출된 전직관료는 589명이다. 노동경제학적인 관점에서 「한국재계인사록」이 제공하는 중요 정보는 나이, 학력, 전직, 현직이다. 그러나 본 연구의 핵심이라 할 수 있는 전·현직 근속연수는 제공하지 않고 있다. 한편 「한국을 움직이는 인물」<sup>25)</sup>은 근속연수, 출생지역 등 보다 상세한 정보를 제공하는 반면, 그 조사범위가 매우 방대하다. 따라서 「한국재계인사록」에서 전수조사한 민간기업으로 옮긴 전직관료 589명에 대해 「한국을 움직이는 인물」을 재조사하여 근속연수, 출생지역 등 보다 상세한 정보를 수집하였다. 결국 본 연구를 수행하는 데 필요한 모든 정보를 갖고 있는 197명의 표본을 추출하였다.

「한국재계인사록」과 「한국을 움직이는 인물」을 사용할 때 추출할 수 있는 전직관료는 사실 총 네가지 유형으로 구분할 수 있다. 첫째, 두 자료에 모두 포함되어 완전한 정보를 제공받을 수 있는 전직관료들이다. 둘째, 두 곳에 모두 포함되어 있으나 변수에 대한 정보가 불완전하게 제공되는 전직관료들이다. 셋째, 前者에만 수록된 전직관료들이다. 넷째는 後者에만 수록된 관료들이다. 특히 마지막 그룹은 퇴직하였거나, 퇴직 당시 「한국재계인사록」에는 수록되지 못한 업종으로 이동하였거나,

---

였다면 기관 한 군데가 더 생겼다고 해서  $R_g$ 가 쉽게 감소하지는 않을 것이다. 다만  $\beta$ 는 증가할 것이다. 반면 이미 중복도가 매우 높은 상태였다면 규제지대가 거의 소진(dissipation)되었을 것이므로 규제기관의 새로운 진입에 따라  $R_g$ 는 감소할 수밖에 없으며  $\beta$ 에는 별 변화가 없을 것이다. 마지막으로 피규제기업이 수용할 수 없을 정도로 중복도가 증가하면 시장 자체가 소멸할 것이다. 이는 Krueger and Duncan(1993)의 고대 이집트 나일강 예와 비슷하다.

- 24) 『한국재계인사록』은 전경련에서 발간되며 조사기준 시점은 매년 4월 20일이다. 선정기준은 ① 전경련 회원사 및 임원사의 이사 이상 상근임원, ② 상장회사 전무이사, ③ 일반사업체 부사장 이상, ④ 국공영기업체 상무이사 이상, ⑤ 금융기관 총재, 행장 및 임원, ⑥ 일반단체 회장 및 사무국장, ⑦ 기타 기술진흥 및 경제발전에 공헌한 인사이다.
- 25) 『한국을 움직이는 인물』은 중앙일보에서 1997년 6월 기준으로 설문지를 돌려 정보를 수집하였다. 그 선정기준은 언론사에서 임의로 정하였으며, 수록인원은 10만여 명으로서 재계를 포함한 모든 분야를 대상으로 하고 있다. 개인에 대한 정보는 「한국재계인사록」에 비하여 상대적으로 상세하나 범위가 매우 넓어 자료를 찾는 데 많은 시간이 걸린다는 단점이 있다.



또는 이전에는 「한국재계인사록」에 등록되었지만 1996년판에는 누락된 전직관료들로 구성될 것이다.

본 연구에서 사용될 197명은 위의 첫째 유형만을 포함하고 있다. 따라서 대한민국 전체 관료의 전직경로를 설명하기에는 다소 부적절한 표본편의(sampling bias)를 갖고 있을 것이라는 자료의 한계점을 미리 밝혀 둔다. 그럼에도 불구하고 퇴직관료가 피규제기업으로 취업하는 과정에는 부패메커니즘이 연루되어 있다는 가설 자체를 입증하려는 본 연구의 목적에는 무리가 없는 표본이라 판단한다.

관료들이 재직 당시의 규제업무와 연관된 피규제기업에 취업했는가라는 변수(REGCOM)는 본 연구의 주요 변수 중의 하나이다. 이를 위해서는 출신 부서 규제업무의 일반적 특성과 취업된 기업의 업종에 근거하여 판단할 수밖에 없다. 따라서 이 변수를 결정하는 데 있어서 포함되었을 주관성을 완전히 배제하지는 못할 것이다. 그러나 筆者들은 구분의 일관성을 확보하기 위해 최대한의 노력을 경주하였다. 예컨대 다음과 같은 기준들이 적용되었음을 밝힌다.

① 1차 이직기업이 비영리 공기업이었는데 근속기간이 1년 이하인 경우에는 2차 이직회사를 보고 피규제기업 여부를 판단하였다(예: 건설부-산하연구기관에 1년 이하 근무-건설회사로 이직한 경우 피규제기업에의 취업으로 판단).

② 1차 이직기업이 공기업이었으나 뚜렷한 이윤추구기업이든지, 부여받은 법적 독점권 및 규제에 의해 일반기업처럼 로비의 필요성이 있다고 판단되는 경우(예: 한국중공업, 한국전력, 포항제철 등)는 피규제기업으로 취급하였다.

③ 국세청의 경우 해당 기업이 마지막 근무부서와 같은 지방에 위치할 경우에만 피규제기업으로 처리하였다.

나아가 공무원근속연수를 계산하는 데 있어서도 정확성을 높이려고 노력하였다. 예를 들어 공무원 재임 중 잠시 민간부문으로 이직 후 다시 공무원으로 복귀한 경우 공무원 근속연수 계산에서 민간부문의 근속기간은 제외하였다.

〈표 1〉은 본 연구의 실증분석에서 사용된 표본의 특성을 나타낸다. 먼저 전직시 피규제기업으로 취업한 관료는 모두 113명으로서 약 57%이다. 전체 표본을 출생 지역별로 볼 때 경남, 경북, 대구, 부산지역을 포함하는 영남지역의 백분율이 37.1%로 다른 지역, 예컨대 호남지역(9.6%)에 비하여 높은 것으로 나타났다. 피규제기업으로 전직한 전직관료들만을 대상으로 한 이 비율은 약간 증가하였다.<sup>26)</sup> 출신대학별로 서울대 출신이 50.8%로 나머지 대학 출신자의 총계보다도 높은 것으

로 나타났다. 최종학력은 1996년 시점에서의 최종학력으로 조사되었으므로 전직 당시의 최종학력에 관한 정보는 구할 수가 없었다. 특히 석사 이상의 경우 학위를 공무원 재직시 혹은 민간기업으로 이직 후에 취득하였는지의 파악이 불가능했다. 피규제기업으로 전직한 관료 가운데 석사 이상 및 학사 이하의 백분율은 각각 35.4%와 64.6%였으며, 일반기업으로 이직한 관료들의 석사 이상의 백분율은 51.2%로서 오히려 높았다.

〈표 1〉 추출된 표본의 기본특성

변 수		기업 전체				피규제기업 (REGCOM=1)				일반기업 (REGCOM=0)			
		표본수		%		표본수		%		표본수		%	
출생지역	영남	73	37.1			45	39.8			28	33.3		
	호남	19	9.6			9	8.0			10	11.9		
	기타지역	105	53.3			59	52.2			46	54.8		
출신대학	서울대	100	50.8			56	49.6			44	52.4		
	연세대, 고려대, 성균관대, 한양대	60	30.4			34	30.1			26	30.0		
	기타대학	37	18.8			23	20.3			14	16.7		
최종학력	학사이하	116	58.9			73	64.6			43	51.2		
	석사이상	81	41.1			40	35.4			41	48.8		
최종공무원 직위	과장	43	21.8			25	22.1			18	21.4		
	국장	97	49.3			61	54.0			36	42.9		
	차관	24	12.2			15	13.3			9	10.7		
	장관	5	2.5			3	2.6			2	2.4		
	기타(과장급 미만포함)	28	14.2			9	8.0			19	22.6		
공무원근속연수		평균	표준 편차	최저 치	최고 치	평균	표준 편차	최저 치	최고 치	평균	표준 편차	최저 치	최고 치
		21.7	8.7	3.0	41.0	23.7	7.8	3.0	41.0	19.1	9.3	3.0	36.0
나 이		48.4	8.8	25.0	62.0	50.3	7.5	30.0	62.0	45.9	9.9	25.0	62.0

- 26) 그렇다고 해서 퇴직후 주요 직장에 취직할 확률에서 영남출신이 호남보다 약 4배 가량 높다는 식의 단순비교를 해서는 안 된다. 왜냐하면 규제관료 자체의 지역별 분포를 함께 고려해야 하기 때문이다. 이는 후술되는 출신대학에 대해서도 마찬가지이다. 1998년 신정부 들어서 정부가 실질적인 인사권을 행사할 수 있는 산하단체장 자리는 552개이다(1998년 2월 대통령직 인수위 조사). 이 가운데 1년 예산이 1천억원 이상되는 25개 핵심기관에 대한 기관장 인사를 보면 호남출신은 13명으로 전체의 52%였으며, 반면에 영남출신은 5명으로 전체의 20%였다. 이는 〈표 1〉의 지역비율이 앞으로 달라질 수 있다는 것을 암시한다.

최종공무원직위는 국장급이 49.3%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며 그 다음이 과장 21.8%로 나타나서 국장이라는 직위가 관료 전직에 관한 중요한 시점임을 알 수 있다. 또한 피규제기업으로 전직하였을 때(REGCOM=1), 국장 이상의 직위를 가졌던 공무원의 비율은 다소 증가함을 알 수 있다. 피규제기업으로 전직하는 데 고위직이 좀더 유리했다는 사실을 시사한다. 피규제기업으로 이직한 공무원의 평균근속연수는 평균 23.7년으로 일반기업으로 이직한 공무원근속연수 19.1년보다 약 4년 가량 길다. 나이의 전체 평균은 47.7세이다. 피규제기업으로 전직한 공무원의 평균나이는 50.3세로 일반기업으로 전직한 관료의 나이 45.9세보다 다소 크게 나타났다. 흥미로운 점은 일반기업으로 전직한 관료의 공무원 근속연수와 나이의 표준편차값이 피규제기업으로 이직한 경우 보다 크다는 사실이다. 이는 일반기업으로 이직한 관료들이 보다 이질적(heterogeneous) 집단일 가능성을 내포하고 있다.

한편 <부록>에는 표본의 부처별 분포와 피규제기업으로의 전직률을 나타낸다. 가장 특이할 만한 사실은 재정원, 통산산업부, 건설교통부, 한국은행 등이 월등히 많은 숫자의 표본을 포함하고 있으며, 대체로 피규제기업으로의 전직률도 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 기타 증권감독원, 농림수산부, 공업진흥청 등이 높은 REGCOM값을 갖고 있다.<sup>27)</sup> 고로 오랫동안 정부주도 고도경제성장정책 과정에서 경제부처가 자연스럽게 갖게 된 민간기업에 대한 권한이 비경제부처에 비하여 상대적으로 막강했었다는 결론을 잠정적으로 내릴 수 있다. 또 한편으로는 경제규제가 요구하는 전문성이 상대적으로 클 것이라는 일반적인 직관과 일치하는 결과이기도 하다. 앞절의 이론적 논의에 비추어 본다면 前者의 결론은 로비자본 혹은 이연지급의 존재를 암시하고 있고, 반면 後者는 규제 관련 특수인적자본의 기능으로 해석할 수 있다. 따라서 이하 추정식에서는 일단 경제부처들을 더미변수로 처리하여 CFM에 미치는 차별적 효과를 구분해 보고자 한다.

27) 한편 <부록>의 통계치(경제부처 출신들의 표본에서 차지하는 높은 비중 및 높은 REGCOM 값)들은 일본의 아마쿠다리 결과와도 매우 흡사하다. 예를 들어 1973년 아마쿠다리로 구분된 180명 중 출신부처별로 대장성 33명, 통산성 32명, 건설성 24명, 농림성 20명, 교통성 18명, 그리고 국세청 18명 등의 순서로 나타났다(Johnson, 1995, p. 144). 특히 대장성의 위력은 최근까지 지속되고 있다. 1994년 총 203명의 낙하산 인사 중 58명이 대장성 출신이었다(The Economist, 1995. 5. 6, p. 32).

## 2. 被規制企業 就業의 條件附確率 決定要因

이하에서는 로짓분석을 통하여 퇴직관료의 전직유형을 살펴본다. 구체적으로 피규제기업으로 전직한 관료는 전직유형더미변수가  $y_i=1$  (REGCOM=1)이며, 일반기업으로 이직한 관료는  $y_i=0$  (REGCOM=0)의 값을 갖는다.

$y_i^*$ 를  $i$ 번째 관료가 피규제기업으로 전직시 얻게 되는 기대순편익이라 하자.  $y_i^*$ 는 관찰되지 않으므로 임계치(threshold) 0을 이용하여, 만약  $y_i^* > 0$  이면,  $y_i=1$ , 그리고  $y_i^* < 0$ 이면  $y_i=0$ 이라 가정할 수 있다.  $X_i$ 를 설명변수 벡터,  $\beta$ 를 모수 벡터,  $\varepsilon_i$ 를 오차항으로 정의할 때,  $y_i^*=X_i\beta+\varepsilon_i$ 로 표현된다.  $\varepsilon_i$ 가 로지스틱 함수의 누적분포함수를 지닐 때 관료  $i$ 가 피규제기업으로 전직할 확률은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$P(y_i=1) = P(y_i^* > 0) = \frac{\exp^{X_i\beta}}{(1 + \exp^{X_i\beta})} \quad (7)$$

추정에 사용된 설명변수들은 <표 2>에 요약되어 있다. 위의  $\varepsilon_i$ 의 누적분포함수를  $\Omega(\cdot)$ 라 할 때, 자연대수최우도함수는 다음과 같다.

$$\ln \Psi(\beta) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \Omega(y_i^*; \beta) + \sum_{i=1}^n (1 - y_i) \ln (1 - \Omega(y_i^*; \beta)) \quad (8)$$

식(8)을 최우추정법에 의하여 추정하면 <표 3>과 같은 결과를 얻는다. 72%의 예측률을 보이고 있다. 위의 추정식에서 경제부처 더미는 해당 경제부처에서 담당하는 규제 영향력을 포착하기 위함이다. 전술한대로 이렇게 추정된 더미의 계수는 한편으로는 피규제기업에서의 로비인적자본 및 이연지급 등 부패수급과 관련된 효과를 측정할 것이다. 또 한편으로는 전문성에 대한 피규제기업의 수요를 반영할 것이다.<sup>28)</sup> 아래의 부처별 더미의 추정결과에서는 통상산업부(D2), 건설교통부(D3), 한국은행(D5)의 세 부처에서만 (+)의 계수 값을 갖는 유의적인 결과를 얻었

28) 더미를 단순화하여 경제부처에 대한 통합형 더미(경제부처=1, 비경제부처=0)를 사용할 수도 있겠지만, 이 경우 부처간의 고유한 차이를 파악할 수 없으므로 부처별로 독립더미를 사용하였다.

다.<sup>29)</sup> 이는 부처별 더미가 부처에 관한 다양한 측면을 반영하기 때문으로 생각된다.<sup>30)</sup>

한편 관료의 피규제기업으로의 전직을 설명하는 데 있어서 공무원 최종직위(DIRECTOR)는 비유의적인 것으로 나타났다. 이에 반하여 관료의 공무원 근속연수( $\tau_0$ )는 매우 유의적이며, 근속연수가 증가할수록 피규제기업으로 전직할 확률도

〈표 2〉 추정에 사용된 변수들의 정의

변 수	설 명
REGCOM	REGCOM=1: 피규제기업으로의 전직자 REGCOM=0: 일반기업으로의 전직자
$\tau_0$	공무원 근속연수
$A\tau_1$	1차직 평균근속연수
SE	경북 지역더미
MASTER	석사이상 학위더미
DIRECTOR	국장급이상 직위더미
D1	재정경제원
D2	통상산업부
D3	건설교통부
D4	정보통신부
D5	한국은행
D6	증권감독원
D7	공정거래위원회
D8	국세청
D9	공업진흥청
D10	농림수산부
SPELL	SPELL=1: 공무원에서 1차 직장으로 전직후 다시 2차 직장으로 옮긴 경우 SPELL=0: 1차 직장에서 더 이상 전직하지 않은 경우

29) 은행, 국공영기업, 100대 상장기업의 임원 2,491명을 대상으로 실시한 한 조사(임도빈, 1984)에서 가장 현저히 드러난 특징은 첫째, 출신부처와 진출분야의 상관관계가 높다는 것이었다. 둘째, 출신부처들이 주로 경제부처(건설부, 재무부, 경제기획원, 내무부, 교통부, 농수산부, 상공부, 국방부 순)라는 점이었다.

30) 추후에 부패정도를 반영하는 대리변수(proxy)를 별도로 포함할 때 부처별 더미의 유의도가 크게 개선되었다. 따라서 본문의 추정치는 부패정도와 어떤 식으로든 상관계수(correlation coefficient)를 갖고 있는 부처변수만을 추정식에 포함시킴으로써 발생한 결과로 추측된다. 이 점이 사실이라면 계량경제학적으로 소위 '누락변수(omitted variables)의 문제'로서 해석할 수 있겠다.

〈표 3〉 퇴직관료의 피규제기업으로의 전직확률: Logit 추정결과

변 수	계수 추정치
상수항	-1.9097*** (0.5932)
$\tau_0$	0.0689*** (0.0237)
SE	0.6658 (0.4832)
MASTER	-0.5690* (0.3224)
DIRECTOR	0.2307 (0.4263)
D1	0.4915 (0.4922)
D2	1.1645** (0.5460)
D3	1.7785*** (0.6375)
D4	1.0242 (0.9983)
D5	1.3704** (0.5593)
D6	0.9475 (0.9550)
D7	-0.0860 (1.0650)
D8	0.2430 (0.7280)
D9	1.3649 (1.1715)
D10	1.0198 (0.8155)
log likelihood	33.814***
percent correctly predicted	72.7

주: 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

증가하는 것으로 나타났다. 따라서 최소한 현 자료만으로 판단할 때, 한국에서 피규제기업으로의 전직확률에는 근속연수가 중요하고 최종직위변수 자체는 큰 설명력이 없다고 잠정적 결론을 내릴 수 있겠다. 물론 공무원 최종직위와 피규제기업으로 전직시 제의받는 직위에는 (+)의 상관관계가 있으리라고 추측된다.

일반적으로 노동경제학에서 연령은 일반적인 경험이나 일반인적자본의 수준을 나타내고, 한 직장에서의 근속연수는 기업의 특수인적자본 수준을 나타낸다. 그러나 관료의 경우 민간기업으로 이직하기 전까지의 직장이동이 거의 없다. 따라서 공무원 근속연수와 연령간 다중공선성 문제가 발생하여 나이를 설명변수에서 제외하였다. 원칙적으로 여기서의 근속연수는 로비인적자본, 이연지급, 및 규제특수인적자본의 수준을 반영할 수 있다. 최종학력 변수를 볼 때 석사 이상의 학력(MASTER)이 피규제기업으로 이직하는 데 기여하지 못하고 오히려 이직확률을 감소시키는 것으로 나타났다. 여기서의 최종학력은 이직당시의 학력이 아니기 때문에 다소의 표본편의를 안고 있을 가능성이 있으나, 피규제기업으로의 전직확률 가능성을 유의적으로 감소시키고 있다. 따라서 만약 공무원 재직시에 석사 이상의 학력을 취득하였다면, 학력이 높아짐에 따라 연구소 등 일반기업으로 갈 확률이 높아진다고 할 수 있다. 마지막으로 출신지역이 경북(SE)이라는 사실이 피규제기업에의 취업확률을 높이고 있다. 아마도 여러 정권을 거치면서 오랜 기간 동안 형성되어 온 인맥의 영향이 크지 않았나 싶다. 통계적 유의수준은 10%에 약간 못 미치고 있으나 개인특성을 반영하는 변수들이 추가되면 유의수준이 변할 가능성은 존재한다.

## V. 實證分析의 擴張

### 1. CFM과 官僚의 轉職 後 勤續期間

전직 규제관료가 피규제기업에 취업했을 때 일반인적자본과 규제특수인적자본은 로비인적자본에 비하여 근속기간별 그 크기변화의 추세가 다를 것으로 예측된다. 로비인적자본과 이연지급은 근속기간에 따른 감가상각이 매우 급속히 이루어질 것이다. 고로 이들이 주요 이직동기였다면, 즉 부패메커니즘으로서의 취업이었다면 다른 조건이 일정할 때 첫번째 직장(또는 初職)에서의 근속기간( $\tau_1$ )이 상대적으로

짧을 것이다. 이러한 맥락에서 규제기관별로  $\tau_1$ 의 평균치를 구하면 매우 흥미로운 결과가 나오리라 기대된다.

이연지급이 전직의 주요동기일 경우 근속기간이 짧다는 가설에 대해서는 최소한 두가지 설명이 가능하다. 첫째, 짧은 근속기간은 피규제기업 고용주의 도덕적 위해를 억제하기 위한 최적계약일 수 있다. Lazear(1979)는 근로자의 태만을 억제하기 위해 계약 전반부에 일정 수준의 임금채권(wage bond)을 확보하고, 계약 후반부에는 생산성을 상회하는 임금형태로 임금채권을 갚아 나가는 계약형태를 분석한 바 있다. 그리고 임금채권이 소진되면 강제해고 하는 장기계약의 효율성도 지적하였다. 그리고 부패로 인한 이연지급도 일종의 임금채권으로 해석할 때, 만약 임금채권이 모두 소진되기 전 나머지를 착복할 목적으로 전직관료를 해고하려는 도덕적 위해의 가능성이 있다면 자연스럽게 짧은 고용계약을 선호하게 될 것이다. 예컨대 10년에 걸쳐 이연지급을 받겠다고 계약한 후 도중에 각종 그럴듯한 이유(예: 근무태만, 업무상 과실, 회사의 어려움 등)를 들어 해고해버리더라도 퇴직관료로서는 적절한 방어를 하기 힘들어진다.

둘째, 외부로부터의 낙하산식 인사는 기업의 내부노동시장을 교란시킬 수 있기 때문이다. 기업생산성에는 별 공헌을 못하면서 이연지급만을 수령하고 있는 퇴직관료의 고용기간이 길어질수록 고유의 승진체계 또는 팀생산체계를 훼손시키게 될 것이다. 왜냐하면 고용기간이 길어지면서 원래부터 근무하던 근로자들과 이방인들 사이에 점점 마찰이 심해질 것이기 때문이다. 노조가 강한 기업일수록 근로자들의 반발은 커지리라 판단된다. 설사 부패로 인해 혜택을 본 기업이라 하더라도 내부조직에 미치는 이러한 외부효과는 원치 않을 것이므로 자연히 퇴직관료의 고용기간을 짧게 하려는 유인을 갖게 될 것이다.<sup>31)</sup>

로비인적자본의 감가상각률은 이연지급보다는 크지 않을 것으로 판단된다. 사실 로비인적자본은 때때로 그 크기가 증가할 수도 있다. 시장에서의 수요와 공급 사정에 따라 변할 수 있기 때문이다.<sup>32)</sup> 예를 들어 특정 피규제산업의 성장률이 높아지

31) 실제로 한국의 기업들을 보면 이연지급의 성격을 강하게 갖는 낙하산식 인사를 할 때 고문, 감사, 자문역 등의 비정규 직위를 주는 경우가 허다하다. 설혹 정규직을 주더라도 회사의 핵심부서에는 배치하지 않는 관행도 흔히 관찰할 수 있다. 기존의 근로자를 역시 어차피 2 내지 3년 후면 나갈 사람이라는 생각으로 일상 업무에서는 별 접촉을 하지 않고 지내는 듯하다.

32) 이렇게 지대가 수요와 공급에 의해 결정되는 현상은 일본에서도 그대로 관찰되고 있다 (Johnson, 1995, pp. 145~146).



면 퇴직관료시장에서의 로비인적자본에 대한 수요가 급증할 것이다. 그럼에도 불구하고 퇴직관료 개개인의 로비인적자본은 그 고유 속성상 시간이 흐를수록 감소하리라 생각된다. 왜냐하면 로비인적자본은 본질적으로 규제기관 재직시의 직위, 학연, 지연 등에 의해 결정되며, 시간이 흐른다고 크게 증가되지는 않기 때문이다.

반면 이러한 특성 때문에 로비인적자본은 시간이 흐르면서 오히려 감소하기 쉽다. 과거 같은 규제기관에서 함께 근무하던 동료나 부하직원이 다른 부서로 자리를 옮긴다거나, 규제기관 조직 자체에 큰 변화가 있다거나, 또한 자금의 추세처럼 규제개혁에 의해 규제관련 로비의 필요성이 감소하면 퇴직관료의 로비인적자본의 규모는 작아질 수밖에 없다. 요컨대 개인별, 부처별, 또는 산업별로 로비인적자본의 차이는 충분히 존재하겠지만, 다른 조건이 고정되어 있을 때 한 개인의 로비인적자본은 시간에 따라 감가상각될 것으로 추론된다. 특히 후술되는 대로 전문인적자본에 비하여 그 감가상각률이 상대적으로 클 것이다.

이제 피규제기업의 전직관료는  $\tau_1$  기간 후에 이직한다고 가정하고  $\tau_1$ 의 누적분포함수는  $H(\cdot)$ 라고 정의하자. 첫 번째 피규제기업에서의 생존율(survival rate)을  $\Phi[S(\tau_1), L(\tau_1)]$ 라고 한다면  $\Phi[S(\tau_1), L(\tau_1)] = 1 - H(\tau_1)$ 이 된다.  $S(\tau_1)$ 는 규제 관련 인적자본과 일반인적자본의 합을 의미한다. 따라서 전문성이라 할 수 있다. 마찬가지로  $L(\tau_1)$ 은  $\tau_1$  시점의 로비인적자본을 나타낸다.<sup>33)</sup> 이상의 논의에 근거하여  $\Phi[\cdot]$ 에 관하여 다음과 같이 가정한다.

$$\Phi_S > 0, \Phi_L > 0, S' > 0, L' < 0 \quad (9)$$

식(9)에서 관료가 전문인적자본과 로비인적자본을 더 많이 보유할수록 첫 번째 피규제기업에서 생존율은 증가한다. 전문인적자본이  $\tau_1$ 에 따라 증가할 수 있는 원인으로 크게 두 가지를 들 수 있다. 첫째는 근속연수가 증가함에 따라 (공공부문보다 경쟁압력이 높은) 민간부문에 종사하며 이행학습에 의하여 일반인적자본이 증가할 수 있기 때문이다. 둘째는 근속연수가 증가함에 따라 피규제기업의 내부정보를 더 많이 얻게 되고 이에 따라 규제 관련 특수인적자본의 활용도가 증가할 수 있다. 그러나 반대로 퇴직시 보유하고 있던 전문인적자본이 재충전 없이 근속연수에

33) 부패메커니즘을 포착하는  $L$ 에는 원칙적으로 이연지급에 관련된 요소가 포함되나 논의의 간략성을 위해 단순히 로비인적자본이라 지칭한다.

따라 점차 상각되어 간다면 전문인적자본은 감소할 수도 있다.

$\Phi(\cdot)$ 를  $\tau_1$ 에 관하여 미분하면 다음과 같은 식이 얻어진다.

$$\Phi_{\tau_1} = \Phi_S S' + \Phi_L L' ? \quad (10)$$

식(10)에서  $\Phi_{\tau_1} < 0$ 을 만족시키기 위해서는 다음 조건을 만족시켜야 한다.

$$S' < -\left(\frac{\Phi_L}{\Phi_S}\right)L' \quad (11)$$

식(11)에서 우변은 항상 (+)이므로  $S'$ 가 (-)이거나 우변보다 작은 (+)의 값을 가진다면 부등호를 만족시킨다. 위의 식에서 로비인적자본의 감가상각률 ( $-L'$ )이 클수록, 또는 피규제기업의 전직관료에 대한 수요가 전문성보다는 대규모기관 로비용일수록 (즉,  $\frac{\Phi_L}{\Phi_S}$ 이 클수록)  $\Phi_{\tau_1} < 0$ 일 가능성이 높다. 따라서  $\Phi_{\tau_1} < 0$ 인 전직관료를 'L 타입',  $\Phi_{\tau_1} > 0$ 인 전직관료를 'S 타입'이라고 정의할 때 첫번째 직장에서 근속연수가 증가함에 따라 L 타입의 생존율이 상대적으로 감소하는 것은 자명하다.

종합하면, 제Ⅱ절 및 제Ⅲ절에서는 관료가 민간부문으로 전직하는 과정에 규제와 관련된 CFM이 포함되어 있다고 주장되었다. 즉 재직중의 부패 공급에 대한 이연지급의 기능을 수행하고, 향후 대규모기관 로비인적자본으로서 활용키 위해 전직관료를 고용할 수 있다. 따라서 다른 조건이 일정할 때 시장왜곡정도가 큰 규제를 관찰 집행하는 부처 출신일수록, 또는 로비인적자본을 많이 축적한 개인일수록 전직시 일반기업보다 피규제기업에 고용될 확률이 클 것으로 예측되었다. 한편 본 절에서는 일단 민간부문으로 이동한 전직관료의 근속기간을 분석함으로써 앞 두 절의 주장을 재확인 내지는 강화시키려 하였다. 규제관료가 자신의 전문성보다는 CFM의 일환으로 고용되었을 경우에는 초직에서의 근속기간이 상대적으로 짧을 것이라는 결론을 도출할 수 있었다. 요컨대 암묵적으로 합의된 이연지급 기간이 종료되거나 로비인적자본이 충분히 감가상각된 후에는 기업이 그를 방출(dispose)해버릴 가능성이 커지기 때문이다. 결국 다른 조건이 일정할 때 첫 전직을 일반기업이 아닌 피규제기업으로 선택한 관료일수록 그곳의 평균근속기간이 짧을 것이라는 점을 시사 받을 수 있다. 이하에서는 바로 이러한 가설을 검증하여 본다.

## 2. 初職 勤續期間의 危險函數(Hazard Function) 推定

### (1) 勤續期間과 危險函數

민간부문 첫째 직장에서의 근속기간  $\tau_1$ 은 다음과 같은 누적분포함수를 갖는다고 가정하자.

$$H(\tau_1) = P(T < \tau_1), \text{ 여기서 } T \text{는 확률변수.}$$

이에 상응하는 확률밀도함수는  $x(\tau_1)$ 이다. 또한  $T$ 가 최소한  $\tau_1$ 이 될 확률을 나타내는 생존함수(survivor function)는  $\phi(\tau_1) = 1 - H(\tau_1)$ 로 정의할 수 있다. 확률변수의 분포를 알아내기 위해서는 다양한 방법이 존재한다. 예를 들어  $\phi(\cdot)$ 를 추정함으로써도 가능하지만, 이하에서 보듯이 특히  $\lambda(\tau_1) = x(\tau_1)/\phi(\tau_1)$ 로 정의되는 위험함수(hazard function)는 연구자에게 매우 유의한 정보를 추가로 제공할 수 있다. 쉽게 확인할 수 있듯이  $\lambda(\tau_1)$ 는 초직에서 '이미  $\tau_1$ 까지 근속했다는 조건하에서'  $\tau_1$ 시점에서 이직할 확률을 나타낸다. 고로 근속기간이  $\tau_1$ 에서 종료될 조건부 확률이다.

$\xi$ 가 이 위험함수를 구성하는 모수벡터라 하면, 이 표본의 최우도함수는  $\xi$ 의 함수로서 표현할 수 있게 된다. 주지하듯 현재의 자료로써 위험함수를 추정하려면 right-censoring 문제를 해결해야 한다. 이는 자료의 조사 시점에서 아직 근속기간이 종료되지 않은 표본들이 존재하기 때문에 발생하는 문제이다.  $\tau_1$ 시점에서 소위 '비종료기간(incomplete spell)'을 보유하고 있는 표본들에 대해 알 수 있는 유일한 정보는 그들의 근속기간이 최소한  $\tau_1$ 을 초과하리라는 사실이다. 따라서 이들 비종료기간을 보유하는 표본들을 생존함수  $\phi(\tau_1; \xi)$ 의 형태로 포함시킴으로써 최우도함수 추정작업에 기여할 수 있다. 따라서  $i$ 번째 표본의  $\tau_1$ 이 종료된 기간이면 (SPELL=1)  $d_i=1$ 이라 하고, 비종료기간을 나타내면 (SPELL=0)  $d_i=0$ 이라 하자. 이때 위험함수의 추정을 위한 자연대수최우도함수는 다음과 같이 구성할 수 있다.

$$\ln \Psi(\xi) = \sum_{i=1}^n d_i \ln x(\tau_{1i}; \xi) + \sum_{i=1}^n (1 - d_i) \ln \phi(\tau_{1i}; \xi) \quad (12)$$

· 근속기간을 활용하여 위험함수를 추정할 때 사용되는 함수의 형태는 다양하게 존재한다(Kalbfleish and Prentice, 1980, pp. 50~55). 本稿에서는 그중 Weibull 분포를 선택한다. 그 이유는 후술되는 대로 Weibull 함수를 통해 위험률의 근속기간별 변화율( $= \frac{d \ln \lambda(\tau_1)}{d \tau_1}$ )을 추정할 수 있기 때문이다. 소위 위험률의 '시간의존성'(duration dependence)을 검토할 수 있다. 또한 本稿에서는 다음과 같이  $\tau_1$ 과  $Z$  사이에 log-linear 관계가 성립한다고 전제한다.

$$\ln \tau_1 = Z\rho + \eta \quad (13)$$

여기서  $Z$ 는 설명변수벡터,  $\rho$ 는 모수벡터, 그리고  $\eta$ 는 오차항이다. 따라서 本稿에서는 식 (13)의 오차항  $\eta$ 가 Weibull 분포를 갖는다고 가정하고 식(12)를 사용하여  $\rho$  및 시간의존율을 추정하려는 것이다.<sup>34)</sup>

앞절의 논의에 의하면 만약 규제관료가 퇴직하면서 CFM에 의해 민간부문에 취업한 경우에는 초직에서 이직할 위험률이 상대적으로 높을 것으로 예측되었다. 이는 다른 조건이 일정할 때 일반기업보다는 피규제기업으로 전직한 관료의  $\tau_1$ 이 짧다는 사실을 의미한다. 고로 이상의 추론이 맞다면 식(13)의  $Z$ 에 포함된 설명변수 REGCOM의 계수는 (-)의 추정치를 갖게 될 것이다.

## (2) 危險函數의 推定

설명변수에 REGCOM만을 포함시킨 식(13)을 추정한 결과가 <표 4>에 정리되어 있다. 우선 전체 표본의 53.8%인 106명이 초직에서 떠난 것을 알 수 있다. 나머지 91명은 1996년 시점에서 아직 초직에 머물고 있는 관료들이다. 이제까지의 논의에 의하면 <표 4>에서 REGCOM은 일종의 부패더미로 사용되고 있다. REGCOM의 계수가 (-)인 것은 CFM으로서의 취업가능성이 증가할수록 1차 초직에서의 근속기

34) 물론 식(12)에서와 같이 모수벡터와 설명변수벡터  $Z$ 를 위험함수에 포함시켜  $\lambda(\cdot)$ 를 직접 추정할 수도 있다. 이렇게 추정된 모수벡터( $\xi$ )는 위험률에 미치는 영향을 나타낼 것이다. 그러나 censoring된 기간자료로써 분석을 하는 연구자들이 최근 자주 사용하는 SAS 통계패키지를 활용하기 위해 筆者들은 본문에서와 같이 log-linear 관계식의 오차항을 확률변수로 취급하였다. 따라서 여기서의 모수벡터는 근속기간에 미치는 영향을 나타낸다. 바로 이러한 이유 때문에 본문에서 별도의 모수벡터  $\rho$ 를 정의한 것이다. 물론 어느 방식이든 본고의 연구목적은 달성하는 데는 차이가 없다.

〈표 4〉 위험함수의 추정

변 수		모 형		
		I	II	III
상수항		1.8489*** (0.0341)	1.6942*** (0.0233)	1.8556*** (0.0399)
REGCOM		-0.1486*** (0.0432)		
$\hat{\gamma}$		4.6447***	5.3562***	4.0437***
표본수	SPELL=1	106	66	40
	SPELL=0	91	47	44
Log Likelihood for Weibull		-70.3397	-33.3687	-35.24513466

주: 1) 모형 I은 전체이직자를 대상으로 한 것이고 모형 II와 모형 III은 각각 피규제기업과 일반 기업으로의 이직자를 대상으로 별도 추정한 결과임.

2) ( ) 안은 표준오차.

3) \*\*\*  $p < 0.01$ .

간이 짧아진다는 것을 의미하고, 이는 곧 초직에서 이직할 조건부 확률이 증가함을 뜻한다. 피규제기업으로 이직한 관료들일수록 초직 근속기간이 유의적으로 짧아 앞서의 이론을 검증하고 있다. 요컨대 이연지급과 로비자본은 일반 및 특수인적자본보다 그 감가상각률이 상대적으로 빠르기 때문이다.

한편 〈표 4〉의  $\gamma$ 는 Weibull 위험함수에 포함되어 있는 시간의존율이다. 참고로  $\gamma$ 가 1 보다 크면 '(+)의 시간의존율'이라 불리며, 이는 시간이 흐를수록 초직에서 이직할 조건부 확률이 증가함을 의미한다. 1보다 작으면 그 반대이다. 〈표 4〉에서  $\gamma$ 의 추정치  $\hat{\gamma}$ 는 약 4.64로서 (+)의 시간의존율을 보이고 있다. 물론 이때의 시간의존율은 197명을 모두 포함하여 추정한 값이므로 피규제기업과 일반기업으로 이직한 관료들의 일종의 평균 시간의존율이다. 반면 〈표 4〉의 모형 II는 피규제기업으로 이직한 표본(REGCOM=1) 113명만을 대상으로 했으며, 모형 III은 일반기업으로 이직한 표본(REGCOM=0) 84명을 대상으로 분석한 결과이다.<sup>35)</sup> 모형 II와 모형 III에서 얻은  $\hat{\gamma}$ 값의 비율을 취하면 약 1.33(=5.36/4.04)이다. 고로 피규제기업

35) SPELL=1인 관료의 비율이 각각 58.4%와 47.6%로서, 피규제기업에 취업한 관료들에게서 1996년 이전 초직 이직률이 높게 나타났다.

으로 전직한 관료가 약 1.33배 빨리 초직을 떠난다고 대략적으로 표현할 수 있다.<sup>36)</sup> 이로써 REGCOM이 (-) 부호를 나타냈던 앞의 결과와 일치한다. 그러므로 이상의 결과는 제IV절의 식(8)에서 각 출신부처의 평균 초직근속연수를 부패규모를 나타내는 대리변수로 포함시킬 수 있는 이론적 및 실증적 근거를 제공한다.

〈표 5〉는 〈표 4〉의 추정식에 설명변수로서 부처별 더미를 추가한 것이다. 앞의 〈표 3〉에서는 부처별 더미가 규제전문성에 대한 피규제기업의 수요를 반영하면서도, 피규제기업에서의 로비인적자본 및 이연지급 등 CFM이 피규제기업으로의 전직률에 미치는 영향도 부분적으로 포착할 것으로 해석되었다. 그러나 〈표 5〉에서는 부패메커니즘으로서의 취업을 반영하는 변수인 REGCOM과 함께 사용되므로, 부처별 더미가 CFM보다는 전문성 등 부처별 기타 고유특성을 반영할 것으로 기대된다.

부처별 더미를 포함하여 추정한 Weibull 위험함수의 결과가 〈표 5〉의 모형 I, II, III에 나와 있다. 〈표 4〉와 비교할 때 추정결과는 전반적으로 개선되는 듯하다. 먼저 〈표 4〉에 비하여 〈표 5〉에서 REGCOM 계수의 절대값은 증가하였다. 이는 부처더미가 부패 외의 이직 관련 다양한 요소들을 포착해주므로 이제 REGCOM 변수는 CFM을 좀더 순수하게 반영할 가능성이 커졌기 때문으로 추측된다. 또한  $\hat{\gamma}$  역시 5.53으로 증가하였다. 나아가 모형 II와 III의  $\hat{\gamma}$  비율은 이제 약 2.22로서 〈표 4〉에 비하여 크게 커졌다. 그만큼 두 그룹의 초직을 떠나는 위험률에 차이가 있다는 의미이다. 그렇다면 초직에서의 평균근속연수( $A\tau_1$ )가 부처별 부패정도를 반영하는 변수로 활용될 수 있음을 재확인할 수 있다.

한편 모형 II와 III에 나온 부처별 더미 계수의 추정치를 보면 역시 REGCOM으로 구분한 두 그룹이 서로 이질적 집단임을 시사 받을 수 있다. 예컨대 피규제기업으로 취업한 재경원, 통산산업부, 정보통신부, 농림수산부 출신 관료들은 초직근속연수가 유의적으로 길어지는 반면, 일반기업으로 취업했을 때에는 그러한 효과가 없어진다. 그 반대로 한국은행 출신의 관료는 일반기업으로 취업하는 경우 근속연

36) 〈표 4〉의 모형 II와 모형 III에서 오차항간에 상관성이 존재한다면 추정계수의 단순비교는 옳지 않을 것이다. 오차항의 상관성은 같은 해에 피규제기업이나 일반기업으로 이직한 관료의 경우 발생할 가능성이 크다. 그러나 본고에서 사용된 자료는 1996년 시점에서 전직관료의 과거경력력을 회고하도록 설문조사하여 구축한 것이므로, 오차항간에 상호독립성(mutual orthogonality)이 존재한다고 가정한다.

수가 유의적으로 짧지만, 피규제기업(예: 금융기관)에 취업할 때에는 그러한 효과가 없다. 다만 공정거래위원회와 공업진흥청 출신들은 두 그룹 모두에서 근속연수를 유의적으로 단축시키고 있다.

피규제기업으로 전직한 관료들에게( $REGCOM=1$ ) 일정한 이연지급이 이뤄진다고 가정하자. 그렇다면  $REGCOM=1$ 의 표본에서  $\tau_1$ 이 상대적으로 짧다는 사실은 일반노동시장 이론과는 부합되지 않는다. 그야말로 순수한 지대이든, 인적자본이나 매칭의 효율성에 기인하든 일반노동시장에서 임금지대의 존재는 이직을 억제하고 평균근속기간을 증가시킨다(Mortensen, 1978; Mincer and Jovanovic, 1981; Topel and Ward, 1992 등). 그러나 本稿의 결과에 의하면 암묵적으로 합의된 이연지급기간이 종료되거나 로비인적자본이 충분히 감가상각된 후에는 기업이 그를 방출해버리기 때문에 이연지급의 임금지대가 발생하더라도 평균근속기간은 짧게 된다.<sup>37)</sup>

### 3. CFM 로짓模型의 再推定

#### (1) 再推定 結果

제V절의 지금까지 논의는 각 부처의 평균 초직근속연수를 제IV절의 식(8)에 부패규모를 나타내는 대리변수로서 사용할 수 있는 근거를 제공하는 작업이었다. 다른 조건이 일정할 때 부처별 초직근속연수의 평균치가 낮을수록 규제 관련 부패의 정도가 높다고 볼 수 있다. 따라서 다른 조건이 일정할 때  $A\tau_1$ 은  $REGCOM=1$ 이 될 확률에 (-)의 영향을 끼치게 될 것이다. 그리고 실제로 이러한 추정결과가 나온다면 비로소 퇴직관료의 노동시장에 내재되어 있는 CFM의 존재를 입증하게 될 것

37) 급여체제도 이연지급  $P$ 의 용이성을 결정할 것이다. 연봉제를 실시하거나 외부노동시장으로부터 회사중역의 영입이 보편화되어 있는 피규제기업의 경우 이연지급  $P$ 의 사용이 용이할 것이며, 연공서열형 급여체제와 내부승진의 취업규칙을 가지고 있는 피규제기업의 경우 이연지급의 실시가 보다 제한될 수 있을 것이다. 이와 연관되어 익명의 심사자는 CFM의 경우 초직에서의 짧은 근속기간을 감안하여 높은 연봉을 요구할 것이며 정년 2~3년전에 전직을 결정하여 피규제기업으로 전직한 관료의 평균연령이 일반기업으로 전직한 관료의 평균연령에 비하여 클 것이라는 제안을 하였다. 그러나 본 자료상의 평균연령은 피규제기업으로 전직한 관료의 연령이 일반기업에 비하여 오히려 낮은 것으로 나타나 이러한 제안의 뒷받침이 되지 못하였다.

이다.

이 작업을 수행하기 위해 우선 부처별 초직근속연수의 평균을 구하였다. 그 결과가 <부록>의 마지막 열에 정리되어 있다. 주지하듯 이를 위해서는 전체 표본 중 SPELL=1인 106명만을 사용해야 했으므로, 몇몇 부처는 평균을 얻기에는 부족한 표본수를 갖게 되었다. 향후 좀더 방대한 표본을 사용하면 이러한 한계를 극복할 수 있으리라 기대하지만, 本稿에서는 <부록>의 숫자를 그대로 사용한다. 식(8)에  $A\tau_1$ 을 추가하여 다시 로짓모형을 추정한 결과가 <표 6>에 요약되어 있다.

우선 추정결과가 전체적으로 향상되었음을 확인할 수 있다. <표 3>에서 설명된 부처별 더미의 추정에서는 통상산업부(D2), 건설교통부(D3), 한국은행(D5)의 세 부처에서만 (+)의 계수값을 갖는 유의적인 결과를 얻었다. 그러나 초직에서의 평균 근속연수  $A\tau_1$ 을 부패변수로 추가한 후 재정경제원(D1), 통상산업부(D2), 건설교통부(D3), 정보통신부(D4), 한국은행(D5), 증권감독원(D6), 농림수산부(D10) 등 일곱 부처에서 유의적인 (+)의 추정치를 얻고 있다. 또한 전체 회귀모형의 설명력도 75%로 증가하였다. 나아가 부패규모에 대한 대리변수를 포함시키니 경북지역 더미변수 SE의 계수도 90%의 유의수준에서 유의적인 (+)의 값을 갖게 되었다.

## (2) 推定過程 및 結果에 關한 評價: 후속연구를 위한 제언

본 연구를 시작할 당시 筆者들은 부처별 규제로 인한 부패의 정도를 반영하는 변수를 여러 각도로 모색하였다. 따라서 사법부 또는 감사당국의 법집행 성과변수를 사용하려 하였다. 그러나 예컨대 검거건수는 결국 법집행활동 강도(intensity of law enforcement)와 부패빈도수(frequency of corruption)라는 두 변수가 서로 결합되어 사후적으로(*ex post*) 나타난 축자형(reduced-form) 결과라는 사실을 무시할 수 없었다(Kim et al., 1993, p. 174). 여기에 더하여 전통적으로 한국에서는 관료부패에 대하여 관대한 태도를 취해 왔고, 또한 부패에 대한 감사 역시 정치적으로 악용된 적이 많았다는 사실도 간과할 수 없었다. 고로 검거실적이 억지력(deterrence)의 대리변수로서는 어느 정도 기능을 수행할지 모르지만, 순수하게 부패규모만을 반영하는 변수로서는 부적절하다는 결론을 내렸다.<sup>38)</sup>

38) 나아가 단순히 건수로서 부패의 심각도를 측정한다는 것도 문제점으로 떠올랐다. 그렇다고 해서 그 심각도를 나름대로 계산할 수 있는 자료가 정부에 구축된 것도 아니었다.



나아가 筆者들은 각 부처별 규제의 건수를 파악하려는 시도도 하였다. 언뜻 매력적으로 들릴지 모를 대안이지만, 실제 조금이라도 시도를 해본 연구자라면 그 한계를 금방 깨달을 수 있다. 규제의 영향력 또는 시장왜곡도를 건수로 파악하는 것은 거의 불가능하기 때문이다. 예를 들어 100개의 미미한 규제(petty regulation)보다 한 개의 진입규제가 민간기업에게는 훨씬 제약적일 수 있기 때문이다. 법률에 규정된 규제보다는 부처내 고시 또는 조례 수준의 규제가 더욱 제약적인 경우도 허다했다. 또 실제 정부가 발표하는 부처별 규제건수를(예: 『경제행정규제총람』, 1994. 3, 상공자원부) 분석해 본 결과 그 건수의 구분기준도 매우 자의적이라는 사실을 알 수 있었다. 결국 규제로 인한 부패의 정도를 단일 변수로서 측정한다는 일은 매우 어렵다는 상식을 재확인하였다. 이제까지 학계에서 '규제 및 부패의 인과관계'에 관한 정교한 경험분석이 드물었던 것은 바로 이 현실 제약 때문이었던 것이다.

본 연구는 이러한 제약을 극복하려는 次善의 시도였다고 평가한다. 규제로 인한 부패는 대체로 공급자와 수요자간에 거래되는 '희생자 없는 범죄'(victimless crime)라는 사실에 초점을 맞추었다. 즉 도박, 마약, 매춘 등과 같이 최소한 단기적으로는 거래자 어느 쪽도 적발을 원치 않는 범죄라는 의미이다. 따라서 어떤 사람이 과거 얼마나 많은 도박을 했는가에 대해서 의존하기 힘든 변수(예: 밤늦게 귀가한 횃수, 은행 대출액 등)로 무리하게 추적하기보다는 사후적으로 그의 재산 또는 소비패턴의 변화를 통해 도박강도를 추정하는 것이 오히려 바람직하다는 생각이었다. 이러한 맥락에서 부처별 부패정도를 본 연구에서는 초직에서의 평균근속연수로 사용하기 위해 이론적 및 경험적으로 검증했던 것이다.

〈표 6〉에 나와 있듯이  $Ar_1$ 의 추정된 계수값은 -0.6521로 5%수준에서 유의한 것으로 나타났다. 전술했듯이  $Ar_1$ 을 포함시킨 후 경제부처별 더미의 유의수준이 전반적으로 상승했다는 사실은 특히 고무적인 결과라고 판단한다. 제IV절에서 언급된 소위 '누락변수의 문제'가 개선된 것으로 보기 때문이다. 이러한 筆者들의 해석이 정당하다는 전제하에 〈표 6〉은 연구자에게 매우 흥미로운 정보를 제공한다. 특정 두 관료가 이직시 피규제기업으로 옮길 확률에 그들의 출신부처가 미칠 영향을 계산할 수 있기 때문이다. 예컨대 통산산업부와 비교하여 재경원의 경우를 보자. 먼저 CFM에 의한 영향은 재경원이 -0.3260( $= -0.6521 \times (5.8 - 5.3)$ )이고,<sup>39)</sup> 전문

39) ( $Ar_1$ 의 계수추정치)  $\times$  (재경원과 통산산업부  $Ar_1$ 의 차이)

〈표 5〉 부처더미를 포함한 위험함수의 추정

변 수		모 형		
		I	II	III
상수항		1. 8248*** (0. 0374)	1. 4899*** (0. 0263)	1. 9151*** (0. 0580)
REGCOM		-0. 1525*** (0. 0451)		
D1		0. 1112* (0. 0616)	0. 3354*** (0. 0461)	-0. 0883 (0. 0833)
D2		0. 0314 (0. 0664)	0. 2014*** (0. 0374)	-0. 0826 (0. 1217)
D3		-0. 1915*** (0. 0734)	-0. 0406 (0. 0389)	-0. 1587 (0. 2192)
D4		0. 4054* (0. 1905)	0. 4294*** (0. 0981)	0. 0912 (0. 4947)
D5		-0. 0911 (0. 0765)	0. 0542 (0. 0468)	-0. 3210*** (0. 1209)
D6		0. 0212 (0. 1033)	0. 1683*** (0. 0530)	0. 0496 (0. 9791)
D7		-0. 6913*** (0. 1367)	-0. 5098*** (0. 0966)	-0. 8570*** (0. 2145)
D8		0. 0253 (0. 1166)	0. 1348* (0. 0720)	-0. 0454 (0. 2192)
D9		-0. 3978*** (0. 1171)	-0. 2222*** (0. 0714)	-0. 7111*** (0. 2127)
D10		0. 0279 (0. 0891)	0. 2124*** (0. 0539)	-0. 1671 (0. 1571)
$\hat{\gamma}$		5. 5292***	10. 8682***	4. 8875***
표본수	SPELL=1	106	66	40
	SPELL=0	91	47	44
Log Likelihood for Weibull		-47. 3148	-12. 4715	-26. 1728

주: 1) 모형 I은 전체 이직자를 대상으로 한 것이고 모형 II와 모형 III은 각각 피규제기업과 일반기업으로의 이직자를 대상으로 별도 추정한 결과임.

2) ( ) 안은 표준오차.

3) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

〈표 6〉 로짓모형의 재추정: 부패메커니즘의 존재

변 수	추 정 치
상수항	0.5092 (1.0947)
$\tau_0$	0.0690*** (0.0242)
$A_{\tau 1}$	-0.6521** (0.2622)
SE	0.8252* (0.4994)
MASTER	-0.5884* (0.3302)
DIRECTOR	0.3379 (0.4350)
D1	1.7340** (0.7417)
D2	2.1147*** (0.7031)
D3	2.0378*** (0.6648)
D4	2.4234** (1.1779)
D5	1.6938*** (0.5976)
D6	1.8297* (1.0441)
D7	-0.9765 (1.1211)
D8	0.7896 (0.7753)
D9	0.9934 (1.1850)
D10	1.9508** (0.9253)
log likelihood	42.111***
percent correctly predicted	75

주: 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

성 및 부처 고유특성에 의한 영향은  $-0.3807 (= 1.7340 - 2.1147)$  이므로 순효과는  $-0.7067$ 로 표현할 수 있다.<sup>40)</sup> 고로 통상산업부와 비교할 때, 재경원 출신 관료의 피규제기업 취업확률에 미치는 CFM과 전문성 및 부처 고유특성 양자의 영향은 조금씩 작다는 점을 알 수 있다. 반면 건설교통부를 보자. 건설교통부 출신은 통상산업부에 비해 CFM에 의한 영향이  $0.7173 (= -0.6521 \times (4.2 - 5.3))$  만큼 크며 전문성 및 부처 고유특성에 의한 영향은  $-0.0769 (= 2.0378 - 2.1147)$  이므로, 순효과는 상대적으로  $0.6404$  만큼 높다. 결론적으로 본 연구는 자료가 갖는 어느 정도의 한계에도 불구하고 규제관료의 전직과정에 내재하고 있는 CFM의 존재와 정도를 입증했다고 판단된다. 다만 향후 표본규모를 늘리고 피규제기업에 관련된 산업조직학적 변수를 추가하여 재추정하면 한층 더 확고한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

## VI. 結 論

### 1. 主要 發見

퇴직관료가 민간부문에 취업하는 과정에는 규제와 관련된 부패메커니즘이 포함되어 있다. 本稿의 제목처럼 과도한 규제는 필연적으로 부정부패를 잉태시킨다. 피규제기업으로의 취업은 재직중의 부패 공급에 대한 이연지급의 기능을 수행한다. 뿐만 아니라 향후 규제기관을 겨냥한 로비인적자본으로 활용기 위해 퇴직관료를 고용한다. 그렇다면 다른 조건이 일정할 때 시장왜곡정도가 큰 규제를 관할 집행하는 부처 출신일수록, 또는 로비인적자본을 많이 축적한 개인일수록 전직시 일반기업보다 피규제기업에 고용될 확률이 클 것이다. 그럼에도 불구하고 특정 관료가 퇴직 후 바로 피규제기업에 취업하는 상황을 놓고, 그것이 CFM 때문인지 아니면 그의 전문성 때문인지에 대한 사후적 판별은 거의 불가능하다.

本稿는 이 두가지 효과를 구분하려고 노력한 실험적 연구이다. 우선 규제관료가 자신의 전문성에 의하기보다는 CFM의 일환으로 민간부문에 고용되었을 경우에는 초직에서의 평균근속기간이 상대적으로 짧을 것이라는 명제를 이론적으로 도출하였

40) 나아가 궁극적으로 증가되는 확률값은 각 설명변수의 평균치를 추정모형에 대입했을 때의 로지스틱 함수값과 이 순효과 숫자만큼 더하여 얻는 함수값의 차이로 계산할 수 있다.

다. 즉 한국에서 피규제기업으로 전직한 관료에게 추가적인 임금지대가 발생하는 원인은 규제특수인적자본이나 또는 전직 후 새롭게 나타나는 로비인적자본 외에도 규제기관-피규제기업간의 암묵적 계약의 결과로 지급되는 이연지급이 존재하기 때문이다. 그런데 암묵적으로 합의된 이연지급기간이 종료되거나 로비인적자본이 충분히 감가상각된 후에는 기업이 그를 방출해버릴 가능성이 커진다. 고로 설사 이연지급의 임금지대가 발생하더라도 평균근속기간은 짧을 가능성이 높다. 본 연구는 퇴직한 한국 관료의 표본으로써 이를 확인하였다. 따라서 초직근속연수의 부처별 평균값을 각 부처의 규제 관련 부패규모의 대리변수로 사용하기 위한 근거를 마련한 셈이다.

전직시 피규제기업으로 취업하는 확률을 결정하는 로짓모형에 이 부패 대리변수를 포함시킨 결과 여러 가지 흥미로운 발견을 할 수 있었다. 최소한 한국에서는 공무원 근속연수가 높을수록, 출신지가 경북일수록 그 확률이 커지고 있다. 반면 석사와 박사학위는 오히려 확률을 낮추고 있어, 피규제기업 보다는 연구기관·학계·기타 일반기업으로 취업하고 있다. 또한 공무원 최종직위변수 자체는 큰 설명력이 없는 것으로 판명되었지만, 피규제기업으로 전직시 제의받는 직위에는 (+)의 상관관계가 있으리라고 추측된다.

피규제기업으로의 취업확률은 경제부처 출신들이 높을 것이라는 筆者들의 예측은 옳았던 것으로 판명되었다. 그에 대해 원칙적으로 두가지 해석이 가능하다. 첫째, 오랫동안 정부주도 고도경제성장정책 과정에서 경제부처가 자연스럽게 갖게 된 민간기업에 대한 권한이 비경제부처에 비하여 상대적으로 막강했었기 때문이다. 둘째, 경제규제가 요구하는 전문성이 상대적으로 높기 때문에 그들에 대한 민간부문에서의 수요가 클 수도 있었다. 前者는 CFM이고, 後者는 전문성에 대한 수요이다. CFM을 전문성 등 여타요인들로부터 구분하려고 시도한 本稿의 마지막 경험분석 결과는 매우 긍정적으로 나타났다. 요컨대 한국에서는 퇴직관료의 노동시장에 CFM이 작동하고 있다. 더불어 다른 개인적 특성이 고정되어 있을 때 출신 부처가 갖는 CFM의 정도를 다른 부처와 비교할 수 있는 근거도 마련할 수 있었다.

## 2. 反腐敗政策에의 含意

한편 규제관료의 전직과정에 내재하고 있는 CFM의 존재와 정도가 입증되었다는 사실은 반부패정책에 많은 시사점을 준다. 그중 가장 중요한 것은 단순히 뇌물 또는 항응제공에 대한 제재만으로는 관료부패를 억제할 수 없다는 교훈이다. 부패공급에 대한 단기보상 측면만을 단속하게 되면 장기보상에 관련된 부패메커니즘은 오히려 더욱 만연해질 수 있는 가능성이 충분히 존재한다. 따라서 반부패정책입안자들이 곧바로 생각할 수 있는 한가지 대안은 공무원퇴임 후의 취업을 규제하는 것이다. 예를 들어 소위 ‘前管禮遇’를 불식시키기 위해 현재 한국의 사법부에서 사용되고 있는 퇴임 법관 및 검사에 대한 법적 제약, 또는 규제업무와 밀접한 관계를 갖고 있는 피규제기업으로의 취업을 2년간 금지하는 일본의 ‘국가공직자법’과 같은 정책이다.<sup>41)</sup>

하지만 전직관료의 취업에 대한 규제는 매우 조심성 있게 입안되어야 할 것으로 筆者들은 생각한다. 우선 한국이나 일본의 취업규제 효과가 실제로는 모두 유명무실했다는 사실에 주목해야 한다. 규제내용이 허술하여 당사자들이 충분히 회피할 수 있었거나, 아니면 규제를 제대로 집행하려는 의지가 없었기 때문일 것이다. 하지만 규제내용을 더욱 제약적으로 만들고 엄중 집행한다고 해서 문제가 쉽게 해결될 것 같지는 않다. 그 이유로 첫째, 퇴직관료의 모든 취업에 대하여 CFM과 전문성 요소를 매번 뚜렷이 구분한다는 작업이 본질적으로 매우 어렵기 때문이다. 둘째, 그렇다고 매우 포괄적으로 출신 부처와 조금이라도 관련 있는 민간기업에 2-3년간 취업을 전면 금지하는 규제 역시 노동시장의 유연성을 저하시켜 상당 수준의

41) 이밖에도 한국에서는 ‘공직자윤리법’에 의해 재직중의 부정축재를 막을 목적으로 보유재산을 등록토록 하고 있다. 익명의 심사자의 제안처럼 ‘공직자윤리법’이 전직관료의 투명성을 제고 시킴으로써 정보공개 차원에서 CFM을 억제하는 기능을 일부 수행할 수 있으리라는 점에는 동의한다. 그러나 궁극적으로 이 방식으로 부패공급의 여부를 결정한다는 것은 한계가 있을 수 밖에 없다. 특히 본고의 논의를 따른다면 이 법이 설사 제대로 집행되더라도 관료들은 단기보상을 퇴직후 취업 및 이연지급으로 대체하려는 유인을 더욱 강하게 갖게 될 것이다. 이에 반해 미국의 부패방지법에서는 이러한 CFM의 운용을 차단하는 데 더욱 많은 초점을 두는 듯하다. 예컨대 ‘미국방부 윤리내규’(Ethics of DoD) 제9장 6절 조달행위에 관한 제한(Section 6-Restrictions Resulting from Procurement Activities)에 의하면 국방부 관료가 퇴직 후 ① 국방부 조달과 관련된 계약의 체결이나 수정에 이르는 협상에 민간업체를 대표하여 참여하는 행위, ② 국방부 조달과 관련된 계약의 실질적 수행에 민간업체를 대표하여 참여하는 행위를 퇴직후 2년동안 제약하고 있다.

사회적 비용을 야기할 수도 있다. 정작 전문성이 있는 관료라면 퇴직 후 곧바로 민간부문에서 그 능력을 활용할 수 있어야 할 것이다.

筆者들이 本稿에서 이에 관련하여 정교한 반부패정책을 제안할 준비는 되어 있지 않다. 그럼에도 불구하고 최소한 두가지 메시지를 전하고자 한다.

첫째, 규제관료가 피규제기업으로 전직하는 이면에는 CFM이 분명히 작동하고 있다는 사실을 인식해야 한다는 점이다. 일면 규제포획현상의 한 결과로도 해석할 수 있겠다. 따라서 당장 취업에 관한 사전(*ex ante*) 규제는 없더라도 사후적으로(*ex post*)는 本稿의 결론을 다양하게 활용할 수 있다. 한 예로서 규제기관과 민간기업이 연루된 특정 비리사건을 수사하는 과정에서 그 민간기업에 해당 기관의 전직관료가 많이 고용되었거나 현재 많이 고용되어 있을수록, 또 그들의 평균고용기간이 짧을수록 비리의 가능성은 높을 것이라는 추론이 가능하다.

둘째, 이러한 부패메커니즘을 치유하는 가장 확실한 방법은 과다규제(*overregulation*), 과다범죄화(*overcriminalization*), 및 공공부문 비만화의 척결이라는 점이다. 모든 惡의 根源이기 때문이다. 사실 한국에서 지난 10여년간 규제개혁이 지지부진했던 원인을 이해하는 것은 그리 어려운 일이 아니다. 本稿에서도 확인할 수 있었듯이 관료는 물론이고 상당 부분의 민간기업들도 규제의 수혜자였기 때문이다. 따라서 국민 다수를 위한 진정한 규제개혁 보다는 일부 (영향력 있는) 업계의 고충처리 차원에서 맴돌 수밖에 없었던 것이다(Kim, 1997, pp. 123~136). 투명성과 중립성이 확보된 규제개혁이 요구된다.

## ■ 參考文獻

1. 김상헌, “도덕적 해이와 적정보수”, 한국공공경제학회 1998년 정기학술세미나 발표논문집.
2. 김일중, 『규제와 재산권: 법경제학적 시각으로 본 정부 3부의 역할』, 자유주의시리즈(학술부분) 제1권. 한국경제연구원, 1995.
3. ———, “한국의 부정부패: 법경제학적 속성”, 『형사정책연구』, 제8권 제2호. 한국형사정책연구원, 1997a, pp. 95~124.
4. ———, “중소기업정책 이론: 법경제학적 접근”, 『경제학연구』, 제45집 제2호. 한국경제학회, 1997b, pp. 231~268.
5. ———, “불공정거래행위와 규제관할의 효율성: 공정거래법 제23조를 중심으로”, 한국공공경제학회 1998년 정기학술세미나 발표논문집.

6. 박재완, “부패와 반부패 정책의 경제적 함의”, 『공공경제』, 제2권, 한국공공경제학회, 1997, pp. 95~126.
7. ———, “공무원의 부패의사 결정모형과 실증분석”, 한국공공경제학회 1998년 정기학술세미나 발표논문집.
8. 사공영호, “가부장적 행정문화와 규제관료의 포획에 관한 연구”, 서울대학교 행정대학원 박사학위논문, 1998.
9. 서병욱, “관료출신사장은 해결사인가”, 『월간조선』, 1984년 5월호.
10. 서정환·조준모, “공무원 직급과 부패행태의 상호관계에 관한 연구: 부패감시와 집단압력을 중심으로”, 『경제학연구』, 제45집 제3호, 한국경제학회, 1997, pp. 23~45.
11. 소병희, 『공공선택의 정치경제학』, 박영사, 1993.
12. 임도빈, “한국행정관료의 퇴직후 이동성에 관한 연구”, 서울대학교 행정대학원 석사학위논문, 1984.
13. 임학순, “준정부조직의 성장과 기능에 관한 연구”, 서울대학교 행정대학원 박사학위논문, 1994.
14. 조석준, 『한국행정학』, 박영사, 1984.
15. 조우현, “공무원과 민간부문의 근로소득 비교분석”, 『경제학연구』, 제46집, 한국경제학회, 1998, pp. 169~194.
16. 주학중·박명호, “무질서의 경제적 비용에 관한 연구”, 연구보고서 9501, 국민경제연구소, 1995.
17. Becker, G., “Crime and Punishment: An Economic Approach”, *Journal of Political Economy*, Vol. 76, 1968, pp. 169~217.
18. ———, *Human Capital*, New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
19. ———, “A Theory of Competition among Pressure Groups for Political Influence”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 96, 1983, pp. 371~400.
20. Becker, G. and G. Stigler, “Law Enforcement Malfeasance and Compensation of Enforcers”, *Journal of Legal Studies*, Vol. 3, 1974, pp. 1~19.
21. Benson, B., *The Enterprise of Law*, San Francisco: Pacific Research Institute, 1990.
22. Benson, B. and J. Baden, “The Political Economy of Governmental Corruption: The Logic of Underground Government”, *Journal of Legal Studies*, Vol. 14, 1985, pp. 391~410.
23. Benson, B., Iljoong Kim, and D. Rasmussen, “Reallocation of Law Enforcement Resources and the Deterrence Hypothesis: A Public Choice Perspective”, *Southern Economic Journal*, Vol. 61, 1994, pp. 161~168.
24. ———, “Deterrence and Public Policy: Trade-Offs in the Allocation of Police Resources”, *International Review of Law and Economics*, Vol. 18, 1998, pp. 77~100.
25. Bozeman, B., “A Theory of Government Red Tape”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, Vol. 3, 1993, pp. 273~304.
26. Breton, A. and R. Wintrobe, *The Logic of Bureaucratic Control*, Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
27. Cheung, S., “A Theory of Price Control”, *Journal of Law and Economics*, Vol. 17, 1974,



- pp. 54~71.
28. ———, "A Simplistic General Equilibrium Theory of Corruption", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 14, 1996, pp. 1~5.
29. Ehrlich, I., "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973, pp. 521~565.
30. Eucken, W., 『경제정책원리』, 안병직, 황신준 역, 민음사, 1996.
31. Gibbons, R. and L. Katz, "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?" *Review of Economic Studies*, Vol. 59, 1992, pp. 515~535.
32. Johnson, C., *Japan, Who Governs?: Controversial Issues in Japanese Government and Foreign Policy*, New York: W. W. Norton & Co., 1995.
33. Kalbfleisch, J. and R. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley and Sons, 1980.
34. Kim, Iljoong, "An Econometric Study on the Deterrent Impact of Probation: Correcting Selection and Censoring Biases", *Evaluation Review*, Vol. 18, 1994, pp. 389~410.
35. ———, "Deregulation in Korea: A Critique from the Public Choice Perspective", in Choi, Byungsun et al., *The Korean Economy in Transition: Economic Reforms and Political Hurdles*, Seoul: Korea Economic Research Institute, 1997.
36. Kim, Iljoong, B. Benson, D. Rasmussen, and T. Zuehlke, "An Economic Analysis of Recidivism among Drug Offenders", *Southern Economic Journal*, Vol. 60, July 1993, pp. 211~227.
37. Klitgaard, R., *Controlling Corruption*, Berkeley: University of California Press, 1988.
38. Krueger, A. and R. Duncan, "The Political Economy of Controls: Complexity", NBER Working Paper Series, No. 4351, 1993.
39. Lazear, E., "Why is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1979, pp. 1261~1284.
40. MacGregor, R., "사회의 안정과 발전을 위한 반부패", 『규제 반부패 활동의 동향』, 부정방지대책위원회, 1995, pp. 163~172.
41. McChesney, F., "Rent Extraction and Rent Creation in the Economic Theory of Regulation", *Journal of Legal Studies*, Vol. 16, 1987, pp. 101~126.
42. ———, *Money for Nothing*, Cambridge: Harvard University Press, 1997.
43. Mincer, J. and B. Jovanovic, "Labor Mobility and Wages", in Sherwin Rosen (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press, 1981.
44. Mitnick, B., *The Political Economy of Regulation: Creating, Designing and Removing Regulatory Forms*, New York: Columbia University Press, 1980.
45. Mollen, M. (Chairman), *N.Y. City Commission to Investigate Allegations of Police Corruption and the Anti-Corruption Procedures of the Police Department*, Mollen Commission, 1994.
46. Mortensen, D., "Specific Capital and Labor Turnover", *Bell Journal of Economics*, Vol. 9, 1978, pp. 572~586.
47. Murphy, K. and R. Topel, "Efficiency Wages Reconsidered: Theory and Evidence",

- mimeo, University of Chicago, 1988.
48. Peltzman, S., "Toward a More General Theory of Regulation", *Journal of Law and Economics*, Vol. 19, 1976, pp. 211~240.
49. ———, "The Economic Theory of Regulation after a Decade of Deregulation", in M. Baily and C. Winston (eds.), *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, Washington, D. C. : Brookings Institution, 1989.
50. Pencavel, J., "Wages, Specific Training and Labor Turnover in U.S. Manufacturing Industries", *International Economic Review*, Vol. 13, 1972, pp. 53~64 .
51. Posner, R., "Theories of Economic Regulation", *Bell Journal of Economics and Managerial Science*, Vol. 5, 1974, pp. 335~358.
52. ———, *Economic Analysis of Law*, Boston: Little, Brown and Co., 1992.
53. Robert, H., "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S Economy", *American Economic Review*, Vol. 72, 1982, pp. 716~724.
54. Rose-Ackerman, S., *Corruption: A Study in Political Economy*, New York: Academic Press, 1978.
55. Salop, J. and S. Salop, "Self-Selection and Turnover in the Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 4, 1976, pp. 552~579.
56. Shleifer, A. and R. Vishney, "Corruption", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993, pp. 560~617.
57. Stigler, George, "The Theory of Economic Regulation", *Bell Journal of Economics and Managerial Sciences*, Vol. 2, 1971, pp. 3~21.
58. Stumpf, Harry, *American Judicial Politics*, San Diego: Harcourt Brace Jovanovich Publishing, 1988.
59. TI, *Transparency International Report*, Berlin: Transparency International, 1997.
60. Topel, Robert and Michael Ward, "Job Mobility and the Careers of Young Man", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1992, pp. 439~480.
61. Tullock, Gordon, *The Politics of Bureaucracy*, Washington D. C. : Public Affairs Press, 1965.
62. ———, "The Welfare Costs of Tariffs, Monopolies and Theft", *Western Economic Journal*, Vol. 5, 1967, pp. 224~232.
63. ———, *Rent Seeking*, The Shaftesbury Paper Series, Edward Elgar, 1993.
64. Williamson, Oliver, "Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations", *Journal of Law and Economics*, Vol. 22, 1979, pp. 233~262.
65. ———, "Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange", *American Economic Review*, Vol. 73, 1983, pp. 519~540.

〈부록〉 標本數, 被規制企業移職率, 初職勤續年數의 部處別 分布

부 처	표 본		피규제기업 이직률 (REGCOM의 평균)	초직근속연수의 평균 ( $A_{r1}$ )
	표본수	%		
감사원	5	2.5	0.40	4.5
건설교통부	19	9.6	0.74	4.2
공업진흥청	5	2.5	0.80	3.3
공정거래위원회	4	2.0	0.50	2.5
과학기술처	3	1.5	0.00	2.7
국방부	1	0.5	0.00	5.0
국세청	10	5.1	0.50	4.7
내무부	3	1.5	0.33	2.0
농림수산부	11	5.6	0.64	5.3
문화공보부	2	1.0	0.00	9.0
외무부	2	1.0	1.00	1.0
은행감독원	7	3.6	1.00	3.0
재정경제원	35	17.8	0.46	5.8
정보통신부	6	3.1	0.67	6.0
증권감독원	6	3.1	0.67	5.3
지방자치단체	7	3.6	0.43	2.0
청와대	7	3.6	0.29	3.5
통상산업부	26	13.2	0.65	5.3
한국은행	27	13.7	0.70	4.3
해운항만청	4	2.0	1.00	4.5
행정조정실	3	1.5	0.00	6.0
기타	4	2.0	0.00	6.0
합 계	197	100	0.57*	4.6*

\* 가중평균값이며, 초직근속연수의 평균은 SPELL=1인 표본들의 값임.