

# 法制度 變化의 內生性에 關한 公共選擇理論的 研究: 換率制度를 中心으로\*

高英春\*\* · 金寅培\*\*\* · 金一仲\*\*\*\*

**논문초록** 본 논문은 법제도가 관료유인에 의해 내생적으로 변화될 수 있다는 공공선택이론의 명제를 환율제도에 적용하여 실증적으로 검증한다. 2단계 방법론으로서, 우선 이익집단의 압력이 원-달러 환율에 영향을 미치고 있음을 보인 후, 1990년 한국의 시장평균환율제 도입에 관료유인이 작용하였음을 증명한다. 법제도의 변화는 대부분 단 한 번밖에 관찰될 수 없는 일회성 사건이다. 따라서 본 연구의 방법론은 그러한 법제도 변화의 이면에 관료유인 혹은 어떤 다른 감춰진 동기가 존재하는지를 검증하는 방법으로서 다양한 연구에 유용할 것으로 기대된다. 아울러 본 연구를 계기로 한국 금융정책의 결정 및 실제 집행과정에 관하여, 미시경제학적 내지는 정치경제학적 분석이 활성화되기를 기대한다.

**핵심 주제어:** 환율제도, 관료유인, 내생성

**경제문헌목록 주제분류:** K4

\* 2001년 국제경제학회 동계학술대회 때 유익한 논평을 해주신 이영 박사님과 범경제학회 세미나 토론자분들, 익명의 심사자, 그리고 연구조교로서 충실한 역할을 해준 주홍원 군에게 사의를 표한다. 특히 본 논문과 관련하여 큰 관심과 격려를 해주신 Gordon Tullock 교수님께 감사한다. 본 연구는 2001년 한국학술진흥재단의 연구비지원(KRF-2001-041-C00244)에 의해 수행되었다.

\*\* WPPMC 코리아, e-mail: ospring@dreamwiz.com

\*\*\* 숭실대학교 경제국제통상학부 조교수, e-mail: ibkim@ssu.ac.kr

\*\*\*\* 숭실대학교 경제국제통상학부 부교수, DeVoe L. Moore Center for Policy and Government (Florida State Univ.) 방문교수, e-mail: ijk@ssu.ac.kr

어떤 선한 사회계획자가 국가 전체의 편익·비용을 비교형량하여 결정하는 것이 결코 아니라는 점에서, 환율제도의 선택은 정치적 과정이다(Hefeker, 1997, p. 2).

## 1. 서론: 관료의 재량권과 법제도의 변화

공공선택이론은 '법'을 정치시장의 산물로 인지한다. 정치시장의 속성상 지대를 추구하는 특수이익집단들이 주로 큰 역할을 하게 되는데, 이때 패자의 손실이 승자의 이득을 훨씬 능가하는 비효율적인 법이 제정될 가능성이 크다고 본다. 동시에 이렇게 법이란 단순히 부의 재분배나 반대파의 견제를 위해 만들어질 수 있다는 의미에서 법의 변화(legal changes)를 다분히 내생적으로 간주한다. 특별히 정치권의 대리인(agent)이지만 한편으로 법 제정에 상당한 영향력을 갖고 있는 관료들이 어떻게 법의 행로를 바꾸는가에 관한 공공선택이론적 연구는 시작된 지 이미 오래이다. 법의 변화로부터 발생하는 지대의 일부를 관료들 자신이 포획하거나 또는 자신들과 경쟁관계에 있는 그룹의 각종 거래비용을 높이려는 의도로 법을 만들어 간다는 점에서 이 역시 법제도 변화를 내생적이라고 본다(Niskanen, 1975; Breton and Wintrobe, 1982). 이런 맥락에서 하나의 관료기구로서 중앙은행이 통화정책과 관련하여 어떤 식으로 자신의 사익추구를 해왔는지에 관한 연구는 이미 1970년대 이후 본격적으로 수행되고 있다(Havrilesky, 1995).

본고의 목적은 환율제도 변화의 내생성을 검토하려는 데 있다. 요컨대 환율제도 변화의 이면에는 관료유인이 상당 수준 반영되어 있다는 가설을 이론 및 실증적으로 분석한다. 여기서 관료유인이란 각종 이익집단들의 이해관계를 조정하는 과정에서 자신들의 재량예산(discretionary budget)을 극대화하려는 유인을 의미한다. 반면 전통적 거시경제학의 흐름을 따르는 연구는 주로 환율제도를 외생적으로 놓고 환율정책의 목적, 집행방식, 또는 거시변수에 미치는 영향을 주로 분석해왔다. 요컨대 공익과 중립적 정부라는 암묵적 가정이 사용되고 있다.<sup>1)</sup>

1) 이런 연구들은 주로 어떤 환율제도가 생산, 고용, 가격 등에서 적절한지, 또는 더 우월한지 비교분석하는 형태를 띠고 있다. 무수히 많지만 Bayoumi and Eichengreen(1994), Stockman(2000), Kenen(2000), Nilsson and Nilsson(2000) 등을 참조할 수 있다. 가장 최근의 연구로 Fischer(2001)는 환율제도의 국제적 분포의 서베이도 포함하고 있다. 물론 환율제도의 내생성을 어느 정도 언급한 연구는 존재한다. 예컨대 Savvides(1990), Alesina and

그럼에도 불구하고, 환율 자체의 결정에는 이익집단 영향력이 존재한다고 일찍이 여러 문헌에서 주장해왔다는 사실은 고무적이라 하지 않을 수 없다.<sup>2)</sup> 비록 대부분의 문헌에서 체계적인 실증분석을 수행하지는 않았으나 본고에 주는 시사점은 매우 크다고 본다. 이러한 연구에 기초하여, 본고에서는 일단 환율과 관련해서 정치권을 포함한 각종 이익집단의 이해가 첨예하게 대립되어 있으며, 관료는 그 이익집단정치(interest group politics)의 장에서 일종의 중개인(middlemen)으로 기능한다고 본다. 따라서 환율제도가 변하는 과정에는 관료의 유인이 충실히 반영될 것이라는 가설을 설정한다.

다행스럽게도 1990년대에 들어서면서 본고의 시각과 같은 연구들이 활발히 시작되었다.<sup>3)</sup> 다소 차이는 있지만, 이 문헌들의 공통되는 논점은 각 국에서 환율제도를 채택하는 과정에서 이익집단들이 핵심적인 역할을 했다는 것이다. 예컨대 특정 이익집단은 특정 환율제도를 선호했다는 논리이며,<sup>4)</sup> 따라서 환율제도의 변화(regime changes)가 다분히 내생적이라는 결론으로 이어진다.

본고에서는 단순히 여러 이익집단들의 상반된 선호를 검토하는 수준에서 한 걸음 더 나아가, 이들의 다양한 선호를 중개하는 관료의 역할을 분석한다. 이익집단들의 궁극적인 관심은 환율 수준 자체에 있으므로, 환율 수준에 대한 대립되는 선호를 보이는 무수한 이익집단들의 수요를 끊임없이 조정하는 주체가 바로 외환정책관료라고 상정하는 것이다. 그렇다면 관료들은 가능한 한 이러한 중개역할을 가장 원활히 할 수 있는 환율제도를 선호할 것이라는 가설이 도출된다. 물론 여기에는 관료

Grilli(1992), Bordo and Kydland(1995), Collins(1996), Edwards(1996), Freeman et al. (1999), Fischer(2001) 등이다. 그러나 이들의 논리는 다분히 최적통화지역(optimum currency area) 논리와 궤를 같이 한다(서베이로는 de Grauwe(1994) 참조). 즉 de Kock and Grill(1993, p. 347)의 표현대로, 환율제도의 변경이란 어떤 식이든 “통화정책과 환율정책의 비양립성”(incompatibility)을 교정하려는 목적에서 비롯된 것이라는 논리이다. 따라서 크게 보면 역시 공익이론의 범주에 속한다.

2) 예를 들어, 이론적인 논문으로는 Corden(1982), Rodrick(1986), Bliss and Joshi(1988), Chow(1997), Huizinga(1997) 등을 들 수 있으며, 실증분석을 시도한 연구로는 대표적으로 Gärtner(1991)와 Stephan(1992) 등을 들 수 있다.

3) 대표적인 문헌으로 Vaubel(1991), Epstein(1991), Frantzianni and von Hagen(1992), Ruland and Viaene(1993), Hefeker(1997), Leblang(1999) 등이 있다.

4) 환율제도에 대해 서로 상반되는 선호를 갖는 이익집단들을 주로 다루었는데, 그 예로 자본 대 노동(Epstein, 1991), 교역재부문 대 비교역재부문(Hefeker, 1997), 수출업자 대 수입업자(Ruland and Viaene, 1993) 등이 있다.

집단이 법제도 변화에 영향을 줄 수 있는 재량권(discretionary power)을 충분히 갖는다는 그간의 무수한 공공선택이론 연구들의 주장이 전제된다.

더불어 최소한 필자들의 서베이에 의하면 아직까지 개별 국가에서 일어난 환율제도의 특정 변화에 대해, 이상과 같은 공공선택이론에 기초한 내생성 가설을 직접 검증한 연구는 없는 듯하다. 다시 말해 내생성 가설의 국가 내(within-country) 검증은 전무하다. 전술한 내생성 문헌들 중에는 물론 실증분석도 몇 편 찾아볼 수 있었다. 그러나 그들은 대부분 공익이론에 근거하고 있으며, 실증분석으로 거의 예외 없이 국가간 비교분석을 하고 있다. 예를 들면 고정환율제를 선택하게 되는 결정요인들에 대한 국가간(across-country) Probit 모형의 추정이 대표적이다.<sup>5)</sup> 물론 이런 차선의 방법론을 사용할 수밖에 없었던 근본이유는 특정 국가에서 일회성 내지는 어쩌다 한 번씩 발생하는 환율제도의 변화를 놓고 사후적으로 그 변화의 동인을 “경제적(즉 공익이론) 혹은 정치적(즉 공공선택이론) 영향으로 구별하기란 근본적으로 어렵기 때문이다”(Crone and Tschirhart, 1998, p. 106). 그러나 본고에서는 후술되듯 2단계 추정방식을 고안하여 이러한 근본문제를 극복하려고 시도할 것이다.

본고의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 환율제도의 선택에 관한 정치경제학적 논의를 잠시 한 후, 외환당국의 관료에게 최적인 제도선택에 관한 간략한 이론을 제시한다. 이어서 1990년 한국의 시장평균환율제도로의 전환을 이론적으로 사례분석 한다. 제Ⅲ절은 앞서 언급한 2단계 추정방식의 제1단계로서 환율의 결정모형을 추정한다. 물론 결정요소에는 주요 이익집단 변수들이 포함될 것이며, 전통적인 결정모형보다 우월한 설명력을 갖는다는 사실을 보일 것이다. 이익집단 변수들이 포함된 이 추정식을 바탕으로 제Ⅳ절에서는 제도변화의 내생성에 관한 제2단계 검증작업을 수행한다. 구체적으로, 전술한 1990년 법제도 전환(regime switch)이 이익집단정치를 중개하는 관료들에게는 그 당시 최적선택이었음을 증명할 것이다. 마지막으로 정책함의로써 제Ⅴ절을 맺는다.

5) 이런 연구를 한 대부분의 연구자가 인정했듯, 너무도 다양한 국가간 환율제도의 차이를 무리하게 고정 대 변동으로 이분화 시켜버림으로써 발생하는 문제점들도 아직 방법론의 한계로 남아 있다(Collins, 1996, 118).

## II. 환율제도 변화에 관한 공공선택이론적 시각

### 1. 개요

경제학에서 환율제도는 전통적으로 외생적인 것으로 보았다. 물론 환율제도의 내생성을 논한 연구가 몇 편 있으나 전반적으로 사회후생의 극대화 차원에서 이루어짐을 전제하고 있다. 대표적으로 통화정책과 환율정책의 갈등 때문이라든지 (Alesina and Grilli, 1992), 국내 인플레이션조세를 사용하는 데 있어서의 정부의 재량(de Kock and Grilli, 1993) 내지는 상대적 선호(Bordo and Kydland, 1995) 등의 기준에 의거하여 기존의 환율제도가 변할 수밖에 없었다는 식의 설명이다. 매우 제한된 숫자의 실증분석(예: Savvides, 1990; Edwards, 1996; Leblang, 1999) 역시 정부가 제도결정을 하는 데 있어서 공익의 기준을 따른다는 암묵적 가정을 채택하고 있다.

본고에서 우리는 이러한 대전제를 완화시키고자 한다. 정책입안가, 구체적으로 외환당국의 관료집단은 사회후생 극대화를 따르지 않을 수 있을 뿐만 아니라 오히려 특정 이익집단의 수요에 부응함으로써 자신들의 효용극대화를 추구할 수 있다고 가정한다. 주지하듯 환율정책이 사회후생의 최적을 겨냥하여 만들어진다는 명제에 대하여 공공선택이론이 제기하는 비판의 핵심은 상존하는 국내 정치적 압력(pressures) 때문에 어쩔 수 없이 특정 이익집단의 이익이 여타 집단들의 것보다 불비례적으로 고려받게 된다는 점이다(Willett, 1999, pp. 221~253). 한국처럼 특히 관료집단의 힘과 결속력이 강한 개도국을 상정하고 있는 본고에서는, 이처럼 정치권의 대리인이지만 동시에 자신의 이익을 끊임없이 추구하는 관료집단에 초점을 맞출 것이다. 상충되는 이익집단의 요구를 조정하는 중개인으로서의 역할이 심대하기 때문이다.<sup>6)</sup>

본고에서는, 비록 중장기적으로는 환율제도에도 관심이 있겠지만, 특정 이익집단의 직접적인 관심은 환율의 수준에 있다고 전제한다(Stephan, 1994). 나아가 환

6) 이런 맥락에서 비록 많지는 않으나 유럽의 통화통합에 나타난 관료집단의 이익추구에 관한 몇 편의 논의는 본고에 큰 시사점을 준다. 가령 Frantianni and von Hagen(1992)은 통화통합을 각국 중앙은행들이 안정적 통화공급을 위해 상호간 경쟁을 회피하려고 담합한 노력의 결과로 간주하고 있다. 또한 Vaubel(1991)은 단일 중앙은행의 출현을 중앙은행관료들의 안락함을 늘리고, 동시에 책무성을 낮추기 위한 노력의 결과라고 규정한다.

율에 대한 이익집단들의 상충되는 요구하에서, 자신들의 편익을 극대화시키는 방향으로(평가절하든 평가절상이든) 환율에 개입하는 관료들은 어떤 환율제도를 갖느냐에 따라서 상이한 비용을 지불한다고 가정한다. 물론 환율에 개입하는 관료들에게도 어떤 “효율성 제약”(efficiency constraint)은 존재할 것이다. 이는 자신들이 자리로부터 축출될 수 있을 정도의 무리한 수준의 비효율적 환율 개입 정도를 의미한다. 따라서 이 효율성 제약을 넘지 않는 범위에서 그들은 한계편익과 한계비용의 계산을 용의주도하게 할 것이다.

## 2. 환율제도의 선택에 관한 관료유인의 구조

주로 고급관료들의 선호를 반영하는 외환당국의 효용함수는 두 변수를 갖는다고 가정한다. 첫째는 사회후생을 나타내는 공익변수이다. 둘째는 각종 이익집단들의 로비에 의해 발생하는 사적 편익이다.<sup>7)</sup> 분석의 단순화를 위해 로비로부터 발생하는 관료들의 편익은 환율제도와는 직접적인 관계가 없다고 가정한다. 이는 전술한 대로 이익집단들이 궁극적으로 원하는 것은 환율의 수준이기 때문이다. 그리고 그들의 최적 수준은 환율제도와는 무관한 다른 경제요인들에 의해 결정될 것이다. 예컨대 해외부채가 많아질수록 국내채무자들은(특정 환율제도에 독립적으로) 이자비용을 경감시키기 위해 원화의 평가절상을 요구할 것이다. 이와는 대조적으로 특정 수준의 환율로 조정하기 위해 관료들이 지불해야 하는 비용은 환율제도에 매우 민감할 것이다. 물론 이익집단이 환율수준에 관심이 있으므로, 이에 반응하여 사적편익을 얻게 되는 관료 역시 환율수준에 관심이 있는 것은 사실이다. 그러나 이익집단 정치의 중간에서 있는 외환당국은, 다른 조건이 일정할 때, 동일한 크기의 환율조정을 위해 그 비용을 극소화시키는(least-cost) 환율제도를 선호하게 될 것이다.<sup>8)</sup> 재정리하면, 경제총잉여에 심각한 손실을 미치는 수준(즉 효율성 제약)을 넘지 않는 범위 안에서 관료들은 이익집단의 요구에 따라 환율에 개입할 것이며, 이런 개입을 가장 손쉽게 할 수 있는 환율제도를 선택하려는 유인을 갖는다는 것이다.

7) 이에 관해서는 Poole(1990), Havrilesky(1995) 등 참조. 특별히 한국은행 전현직 관료들이 민간으로부터 받는 혜택에 관해서는 김인배 외(2001)와 Cho and Kim(2001) 참조.

8) 역시 분석의 편의상, 외환당국의 효용함수 중 공익변수는 환율제도와는 직접적인 관계가 없다고 가정한다. 왜냐하면, 실제로 경제총잉여로 표현할 수 있는 공익변수는 주어진 거시경제 환경에서 환율제도보다는 환율수준에 의해 결정될 것이기 때문이다.

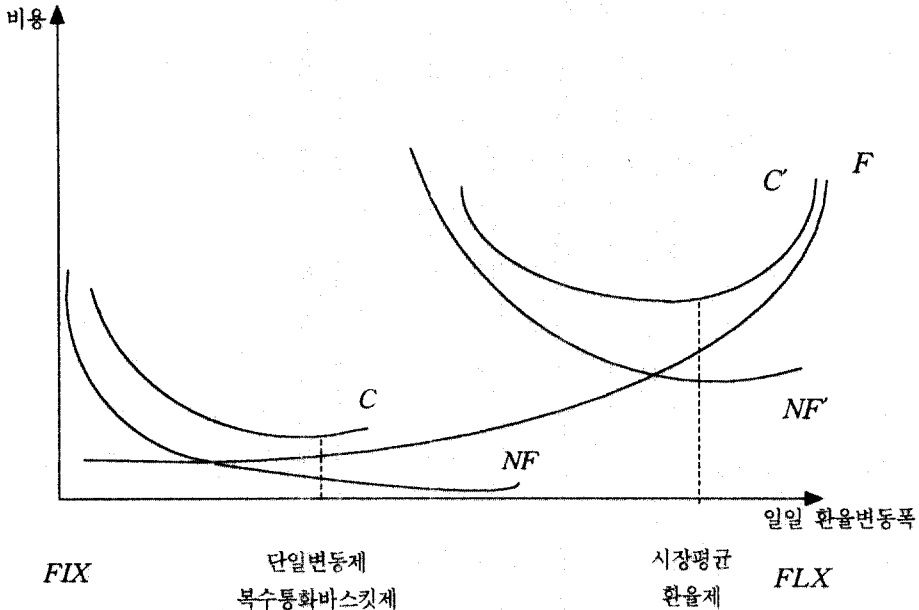
역사적으로 보면 국가마다 실로 다양한 환율제도가 사용되어 왔다. 자국통화를 포기하거나 통화위원회를 통한 매우 강력한 고정환율제도로부터, 크롤링 펙(crawling peg), 관리변동환율제, 그리고 순수 변동환율제도에 이르기까지 다양하였다. 본고에서 사용될 환율제도의 구분방식은 전반적으로 Fischer(2001)가 개념화한 스펙트럼을 따른다. 모든 환율제도는 환율의 법적 일일변동허용폭에 따라 이 스펙트럼 위에 분포하게 된다. 대부분의 관련 문헌에서는 2~4 가지 정도의 환율제도로써 구분하지만(예: IMF의 International Financial Statistics는 고정, 제한적 변동, 변동 세 가지로 구분), 이렇게 스펙트럼을 사용함으로써 국제적으로 실로 다양한 환율제도가 있다는 현실을 더욱 적절히 반영할 수 있을 뿐만 아니라 연속적인 분석도 가능하게 된다. <그림 1>의 X-축이 바로 이 스펙트럼으로서 일일변동허용폭이 0인 순수고정제도(FIX)로부터 무한대인(또는 변동에 대한 법적 제약이 없는) 순수변동제도(FLX)를 나타내고 있다.

관료의 입장에서 환율의 총조정비용(C)은 비금전적 비용(NF)과 금전적 비용(F)의 합으로 정의한다.<sup>9)</sup> 전자(NF)는 환율의 일정폭을 변화시키기 위해 국내의 적으로 지불해야 하는 다양한 정치적 비용을 나타낸다. 사실 비금전적 비용의 정의는 Collins(1996)의 “정치적 비용”(political cost)과 매우 유사한 개념이다.<sup>10)</sup> 자본의 이동성을 포함한 다른 조건이 일정할 경우, 이 비용은 환율제도가 FIX에 가까울수록 증가하게 된다. 이는 FIX에 가까울수록 정부의 인위적 조정 혹은 개입에 대한 모든 정보가 시장에 확연하게 드러나게 되기 때문이다.<sup>11)</sup>

후자(F)는 정부의 인위적 조정 혹은 개입으로 환율의 일정폭을 성공적으로 조정

- 
- 9) 역시 분석의 편의상 이하에서는 기존의 최적정책 문헌에 등장하는 전통적인 성과기준들(예: 통화정책의 신뢰성, 가격 및 금융시스템의 안정성, 통화정책의 유연성 등)은 고정된 것으로 간주한다. 또한 IMF와 같은 국제기구 종사자들의 유인도 고정된 것으로 가정한다.
- 10) 고정환율제도에서 명목환율의 변화는 매우 쉽게 인식되고 또한 식별이 가능하지만, 변동환율제로 갈수록 시장기능의 결과인지 정부의 결정에 의한 것인지 구분하기가 어려워진다(Collins, 1996, 120).
- 11) 고정환율제도이건 또는 변동환율제도이건 간에, 환율을 미리 정해진 구간(preengaged zone) 내에서 유지하기 위한 국제적 공조가 성공하지 못하면 이는 관료들에게 상당한 부담을 안겨줄 수 있다(Willett, 1999). 이는 Gärtner(1991)의 지적처럼, 관료들은 근린궁핍화정책(beggar-thy-neighbor-policy)을 추진하면서 연을 국제적인 불명예를 상당히 꺼린다는 사실과, 특히 고정환율제도 하에서 어떤 특별한 이익집단을 위해 환율이 조작된 사실이 드러나면 국내적으로 이로 인해 손해를 보게되는 집단으로부터 강한 저항을 받게 된다는 주장에서 비롯된다.

〈그림 1〉 환율제도에 따른 환율조정비용



하는 데 드는 화폐적 비용을 의미하는데,  $FLX$ 에 가까울수록 그 크기는 더 커질 것이다. 이는 환율의 일일변동허용폭이 커질수록 정부가 시장의 투기자들과의 머니 게임에서 손실을 보게 될 위험이 더 증가하므로, 환율조정의 여력이 축소되기 때문이다(Freeman et al., 2000, p. 449).<sup>12)</sup> 따라서 〈그림 1〉에서 보듯이  $NF$ -곡선은 우하향하고,  $F$ -곡선은 우상향하게 된다.

$NF$ 와  $F$ 의 합인  $C$ -곡선은 U-자 형태를 보임으로써, 그 최소점은  $X$ -축 양극단 사이 중간 지점의 어느 곳이 된다. 이러한 사실은 “많은 국가의 경우에, (환율제도가) 양극단(corner solution)보다는 중간적인 것이 더 적절하다”라고 하는 Frankel(1999, p. 30)의 주장과도 일치한다는 점에서 매우 흥미롭다. 흥미로운 사실은, 적어도 본 논문의 시각에서 볼 때,  $C$ -곡선의 최소점인 최적의 환율제도가  $X$ -축의 어디에 위치하는가는 해당 국가의 경제여건에 따라 결정된다는 점이다. 예를 들어,  $NF$ -곡선이 서남방향으로 이동하게 되는 경우, 최적의 환율제도는 더욱 고

12) 물론 외환위기와 같은 극단적인 상황은 제외된다. 그러나 실제로 브레튼우즈시스템 하에서보다 변동환율제 하에서 평균적으로 외환개입량이 더 컸었다는 사실은(de Grauwe, 1996, p. 207) 일정폭의 환율을 조정하기 위한 급전적 비용이 더 컸음을 시사한다.



정에 가깝게 된다. 이는 경제가 더욱 폐쇄적이거나, 대외의존도가 낮거나 혹은 시장경제체제가 덜 성숙할수록(달리 말하면, 권위적인 관료체제가 강할수록) 관료들은 환율의 변동성이 커지는 것을 꺼려한다는 의미이다.<sup>13)</sup>

### 3. 한국의 경우

1945년 이래로 1990년 3월 이전까지 한국에서는 여러 가지 명칭의 환율제도가 채택되었었지만 사실상 모두 실질적으로 고정환율제도의 성격을 띠었다(한국은행, 1997). 이후 외환당국은 환율제도를 “시장평균환율제도”로 바꾸었다. 본 제도는 원-달러 환율이 자유로이 변동하도록 하되, 그 전날 국내금융기관들의 달러매매 가격의 가중평균을 기준환율로 하여, 일정 일일변동폭 내에서만 거래되도록 하는 제도이다.<sup>14)</sup> 따라서 1990년의 환율제도변화는 기본적으로 고정환율제도에서 좁은 폭(narrow band)의 변동환율제도로의 전환이었다. 이는 <그림 1>에서 보듯이 순수변동환율제도로 조금 가까워졌음을 의미한다.

외환당국은 시장평균환율제도는 기본적으로 환율이 외환시장의 수요와 공급에 의해 결정 되도록 하기 위한 것으로 주장하였다. 또한 Nilsson and Nilsson(2000, p. 331)이 지적한 대로 “급격한 환율변동에 의한 외환시장 교란과 경제에 미치는 부작용을 완화하기 위하여” 좁은 폭(narrow band)으로 제한했음을 설명한다.<sup>15)</sup> 본고는 외환당국의 주장 그 자체를 반박하려는 것이 아니라, 거기에는 재량권을 포함해 관료들 자신의 이익을 방어하기 위한 유인이 깊숙이 스며들어 있음을 강조하려는 것이다.

앞서 언급되었듯이 시장평균환율제도 이전의 모든 환율제도는 실질적 의미에서 고정환율제도로 볼 수 있다. 따라서 어느 정도 변동환율제의 성격을 띄는 시장평균환율제도의 변화는, 관료주의적 분석 시각을 가지고 추측컨대, 이는 1990년 전후로 총비용이 오른쪽으로 이동했음을 의미한다(<그림 1>을 볼 때, C에서 C'으로의 이

13) 여기서 언급된 가정들이 공통적으로 의미하는 바는 관료들의 정치적 비용이 작다는 것이다. 이점에 있어서 상대적으로 민주화가 된 국가일수록 변동환율제를 선택하는 경향이 있다는 Leblang(1999, p. 609)의 연구는 매우 흥미롭다. 또한 Collins(1996, pp. 128~129)는 소규모 국가이거나 상대적으로 폐쇄적인 국가일수록 고정환율제를 따른다고 하였다.

14) 한국 외에 시장평균환율제를 시행한 국가로는 대만을 들 수 있다(1982. 9~1989. 4).

15) 한국은행 홈페이지(www. bok. or. kr) <경제교실>의 “용어풀이사전” 참조.

동을 의미한다.). 우리는 이 움직임의 주원인이 비금전적 비용곡선, 즉  $NF$ -곡선이 <그림 1>에서처럼 우상향으로 이동했기 때문이라고 본다. 그 이유는 다음과 같은 세 가지의 설명을 예로 들 수 있다.

첫째는 국제사회에서 한국에 대한 인식이 많이 향상되었다는 점이다. 1986년 아시안게임과 1988년 서울올림픽은 한국을 단지 일본과 중국의 작은 인접국가라는 인식을 뛰어넘어 아시아에서 확고한 이미지를 갖는 국가로 발돋움시켰다. 특히, 전국 이래 최대의 행사인 서울올림픽을 통해서 160여개국 이상의 참가국들이 한국경제의 도약에 관해 알리고 적극적으로 노력하게 되었다.<sup>16)</sup>

둘째, 더 중요한 사실은 한국의 경제규모가 1980년대 후반 급격하게 증가했다는 점이다. 사실, 1989년 당시 한국은 전 세계적으로 무역규모 면에서 11위를 차지하는 무역대국이 되었다. 따라서 주요 무역상대국, 또는 경쟁국들은 한국정부의 환율에 대한 개입이 그들의 이익에 부합한지 아닌지를 예의 주시하기 시작하였다.<sup>17)</sup>

마지막으로 군사독재에 대항한 “6월 시민항쟁”이 발발했던 1987년을 전문가들은 한국에서의 의미심장한 민주화의 시작이라고 생각하고 있다. 그리고 이는 자연스럽게 정부정책에 대해 시민들이 불만족과 거부를 더욱 강하게 표현하는 결과를 낳았다. 동시에 이런 변화로 인해 손해를 보는 이익집단이 환율정책과 관련한 정부의 행동에 불만의 목소리를 높일 수 있게 되었다.<sup>18)</sup>

결론적으로, 이러한 모든 요인들이 환율을 조작하는 데 있어서 관료들이 직면하는 정치적 비용을 상승시킨 것이다. 따라서 관료들의 입장에서 볼 때, 최소의 비용으로 환율을 조정할 수 있도록 변동환율제도로 조금 더 이행하는 것은 (그러나 <그림 1>에서의 순수변동환율제도( $FLX$ )까지의 이행은 아님) 그들의 이익에 더욱 잘 부합하는 것이며, 따라서 이를 위해 시장평균환율제도를 이행하게 되었다는 것이 필

16) 1988년 9월 한국은 IMF 14조국에서 8조국으로 전환하였으며, 이 즈음에 한국은 대폭적인 개방을 실시하였다. 예로서, 무역에 있어서는 1988년 한국의 수입자유화율은 94.7%에 달하였고(경제기획원, 1989, p. 353), 자본거래에 있어서는 해외부동산투자를 포함하여 해외투자에 대한 규제를 대폭 완화하였다.

17) “미국은 새로운 통상법 제정 가능성을 높임으로써 한국의 개방에 압력을 가하고 있다(Wall Street Journal, 1989. 2. 3)”. 이처럼 미국은 1980년대 말부터 슈퍼 301조와 우루과이 라운드를 통해 통상압력과 금융·자본시장개방을 압박해 왔다. 또한 “복수통화 바스켓제를 이용하여 환율을 인위적으로 조작하고 있다는 의혹을 미국이 제기하기 시작하였다(한국은행, 1997)”.

18) “수출부진 최대원인은 원高(『조선일보』, 1989. 8. 23)”. “무리한 환율조정보단 시장개방을(『조선일보』, 1988. 4. 7)”.

자들의 주장이다. 하지만 서론에서 지적했듯이, “이익집단의 정치과정(interest group politics)을 원활하게 하는 데 관료적 유인이 작동한다”는 가설을 검증하는 것은 상당히 어려운 작업이다. 그 주된 원인은 가령 “시장평균환율제도로의 이행” 같은 단 한번의 사건(single event)을 가지고 본 가설을 검증해야 하기 때문이다. 이하에서 우리는 이 실증분석의 난관을 극복할 수 있도록 2단계 방법(two-stage method)을 제시하고자 한다. 제Ⅲ절에서는 우선 첫 단계로서, “이익집단이 전반적인 표본기간 동안 환율수준의 결정에 영향을 미친다”는 사실을 증명할 수 있는 환율 결정방정식을 추정한다. 이 이익집단정치(interest group politics)의 방정식은 차후에(제Ⅳ절의 두 번째 단계에서) 다시 사용될 텐데, 이는 관료적 유인이 1990년 시장평균환율제도로의 전환에 있어서 상당한 역할을 수행했음을 확인하기 위한 것이다. 이로써 우리는 환율제도 변화의 내생성 가설을 증명하게 된다.<sup>19)</sup>

### Ⅲ. 환율결정에 대한 이익집단모형

#### 1. 주요가설

필자들은 기본적으로 국제경제정책 역시 국내에서 벌어지고 있는 이익집단들간의 정치를 감안해야 비로소 제대로 이해될 수 있다고 믿는다. 따라서 본 절에서는 기존의 환율결정에 영향을 미치는 전통적인 거시변수들 외에, 추가적으로(marginally) 환율이 이익집단 압력의 영향을 받고 있음을 실증적으로 보이고자 한다. 이익집단이 정책결정에 상당한 영향력을 행사한다는 것은 이미 학계나 경제계에서 주지의 사실이다(Potters and Sloof, 1996, p. 403). 그럼에도 불구하고 지금까지의 문헌조사에 의하면, 여러 논문에서 환율정책이 이익집단의 영향을 받을 수 있

19) 시장평균환율제도는 1997년 금융위기 때 변동환율제도로 전환되었다. 이러한 전환은 사후적이지만 “중간의 해결책(intermediate solution)은 대부분 지속적으로 존속할 수 없다”는 주장(Fischer, 2001, 5)으로도 설명될 수도 있다. 하지만 우리는 이 현상이 적어도 “부분적으로는” 우리의 관료적 유인구조에 의해서도 사전적으로 설명 가능하리라 믿는다. 즉 한국정부는 금융위기 이후 시장개입을 포함한 모든 주요 정책결정에서 IMF의 간섭을 정식으로 요구받게 됨으로써 한국의 관료들이 체감하는 비금전적 비용(NF)곡선이 상당히 상향 이동하고, 따라서 순수변동환율제도가 결국 그들의 최적선택이 되었다는 것이다.

음을 이론적으로는 보이고 있으나, 구체적인 이익집단의 영향력에 대해 체계적인 실증분석을 한 예는 찾을 수 없었으며, 20) 대부분 선거 혹은 정당변수 등의 정치적 변수에 국한되어 있다(Dornbusch, 1987; van der Ploeg, 1989; Stephan, 1992; Blomberg and Hess, 1997).

본 연구에서는 환율에 영향을 미칠 수 있는 집단 혹은 요인이 다양할 수 있겠으나 이를 모두 고려하기보다는, 기존의 문헌과 한국의 상황을 고려하여 크게 수출업자 및 수입업자, 21) 대외채권자 및 채무자의 압력과, 마지막으로 정치적 요인으로서 선거를 고려하고자 한다.

### 1) 이익집단 압력변수의 구분

#### (1) 수출업자 및 수입업자 압력의 대리변수

환율의 수준이 수출입업자들의 압력에 의한 보호정책의 산물일 수 있음은 이미 여러 논문에서 지적된 바 있다. 정부는 자국통화의 저평가를 통해 수출산업 및 수입경쟁산업을 보호한다(Corden, 1982; Bliss and Joshi, 1988). 특히 Gärtner(1991)는 환율정책이 중앙은행 자신들의 정치적 지지를 고려하여 결정되며, 그 중 국내적 지지는 수출입산업의 이익반영을 통해 얻는다고 하였다. 한편 Huizinga(1997)는 소득 중 수입재에 대한 지출비중이 큰 경우, 실질환율이 고평가되는 경향이 있음을 이론적으로 보인 바 있다.

필자들은 특히 이러한 주장들이 생산과정 전반에 걸쳐 적용될 수 있다는 연구들에 주목한다. 22) 따라서 중간재의 생산까지도 포함하는 산업별 데이터가 필요했으

20) 특히 Corden(1982)은 외환개입이 특정 이익집단의 압력과 이에 대한 외환당국의 관료유인에 의한 반응의 결과라고 주장하며, 이를 특정산업에 대한 "환율보호"(exchange rate protection)라고 불렀다. Huizinga(1997)는 환율과 기초경제변수들(fundamentals)의 괴리를 정치과정의 산물(the outcome of the political process)로 설명하고, 이러한 관점에서 당국의 환율정책을 그 자체로 경제의 불안정을 초래하는 중요한 요인으로 보고 있다. 실증분석의 예는 Gärtner(1991)와 Stephan(1994) 등을 들 수 있다. 이들은 중앙은행은 정도의 차이는 있겠지만, 역시 정치적인 존재로서 여러 이익집단의 정치적인 요구에 반응할 뿐 아니라 적극적으로 그들의 지지를 추구한다고 하였다. 그러나 이들의 연구는 이익집단의 영향력에 대한 구체적인 추정치를 포함하지는 않았다.

21) 이익집단을 노동과 자본 등 생산요소별로 구분한 논문들이 있으나(Epstein, 1991), Hefeker(1996)는 대부분의 정책이 요소보다는 산업별로 결정된다고 보는 것이 더 현실적이라고 하였다.

22) 예를 들어, 완제품에 대한 수입 뿐 아니라 수입 원료나 요소 등을 사용하는 생산자들의 로비

며, 이를 위해 모든 산업별로 수출 및 수입통계를 제공하는 산업연관표의 자료를 이용하였다(한국은행이 발표하는 산업연관표의 명칭은 「생산자가격 평가표」이며, 자세한 내용은 <부록> 참조).

실험적인 시도이지만, 본 연구에서는 수출업자의 환율수준에 대한 압력의 대리변수로서,<sup>23)</sup> 각 산업의 산출물 중 수출이 차지하는 비중을 사용하고자 한다. 이 비중이 높을수록 환율이 자신들에게 유리하게 움직이도록 압력을 가할 유인이 커질 것이기 때문이다.

우리는 이 수출비중을 두 가지 방법으로 실증분석에서 사용하고자 한다. 우선 산업별 수출비중을 전체 산업에 대해 가중평균한 값인 “단순 수출비중 가중평균치”를 이용한다. 이때 가중평균치의 분모가 산업연관표의 “총수요”라는 점에 유의할 필요가 있다(산업연관표의 “총수요”란 중간산출물까지 포함한 산출물총합의 의미이다). 이 “총수요”의 개념을 사용함으로써, 중간산출물 생산업자까지도 포함한 수출업자의 진정한 이해의 크기를 반영하게 된다.

둘째, 더욱 의미가 있을 것으로 생각되는 것으로서, Olson(1965)이 지적한 단체행동에 있어서의 무임승차문제를 고려하는 것이다. 로비는 공공재의 성격을 가진다. 따라서 로비로부터 얻게될 이득에 대한 무임승차문제를 극복하기 위해서는 적어도 수출비중이 일정수준(threshold value) 이상이 되어야 할 것이다. 본 연구에서는 이 일정수준을 전체 산업의 중간값(median)인 0.05로 정하기로 한다. 따라서 수출비중이 0.05 이상 되는 산업의 수출비중만을 가중평균한 값(이하 “Olson의 수출비중 가중평균치”라 부르기로 한다)을 수출업자 압력의 또 다른 대리변수로서 이용한다.<sup>24)</sup>

수입업자 압력의 대리변수 역시 수출업자 압력의 대리변수와 마찬가지로 각 산업

가 환율의 고평가에 대한 압력으로서 작용하였다(Hirschman, 1971; Rodrick, 1986).

23) 이익집단 압력의 대리변수(proxy)를 찾는 것은 쉽지 않은 작업이다. 기존의 연구를 살펴보면, 대부분 특정 캠페인에 대한 기부금, 이익집단의 회원수, 로비지출 혹은 로비스트의 수 등으로 그 활동의 강도를 측정하고 있다. 그러나 이렇게 정치적 활동에 대한 직접적인 자료를 얻기가 쉽지 않은 경우, 그 산업에 종사하는 생산자의 수 혹은 경제에서 차지하는 비중 등과 같이, 정책결정에 의존하는 이해의 크기로서 로비의 강도를 측정할 수 있다(Potters and Sloof, 1996).

24) “Olson의 수출비중 가중평균치”를 구하기 위해, 표본기간 동안 연도별로 발표되는 산업연관표의 각 77개 산업에 대해 수출비중을 계산해야 하는 적지 않은 데이터 작업이 요구되었다. 이는 이후 논의될 “Olson의 수입비중 가중평균치”의 계산에 있어서도 마찬가지였다.

의 수입비중을 전체산업에 대해 가중평균한 “단순 수입비중 가중평균치”와 수입비중이 일정수준(역시 전체산업의 중간값인 0.05를 이용하였다) 이상 되는 산업의 수입비중만을 가중평균한 “Olson의 수입비중 가중평균치”를 사용한다.

### (2) 대외채무자 및 대외채권자 압력의 대리변수

대외부채가 환율에 영향을 준다는 것은 기존의 포트폴리오균형모형이나 Williamson(1985)의 기초적 균형환율(Fundamental Equilibrium Exchange Rate) 접근 등에서도 이미 알려진 사실이다. Fabella(1996)는 대외부채로 유지되는 경상수지 적자는 자국통화가치를 고평가 시키는 경향이 있다고 했으며, Chow(1997)는 정부가 통화가치 약세를 유지한다면, 이는 외채부담이 적거나 수출업자의 압력이 상대적으로 크기 때문이라고 하였다. 다시 말해서, 대외부채가 클수록 자국통화의 고평가가 이루어질 수 있음을 시사한다.

필자들은 민간기업이 대외 채권·채무자로서 환율에 압력을 가할 것이라고 기대한다. 한국기업의 경우 대외채무가 채권을 늘 초과하였으므로, 이들의 압력대리변수로서 대외순부채(=대외부채-대외자산)가 그들 자산에서 차지하는 비중을 사용하기로 한다.<sup>25)</sup> 대외순부채 비중이 클수록 기업은 통화가치를 상승하도록 압력을 가할 유인이 더 커질 것이기 때문이다.

### (3) 선거요인

환율정책에 의한 정치적 경기순환이론은 이미 많은 논문에서 다루어져 왔다(대표적으로 Dornbusch, 1987; van der Ploeg, 1989; Stephan, 1992; Blomberg and Hess, 1997 등). 즉 정부가 선거 직전에 자국통화가치를 인위적으로 절상시킴으로써 J-커브 효과를 이용할 뿐 아니라, 수입재 가격하락을 통한 소비자물가 하락, 이로 인한 일시적인 실질소득 증가를 유발한다는 것이다. 한국에서도 환율정책을 이러한 정치적 목적을 위해 사용했는지 살펴본다.

25) 이에 대한 자료는 한국은행의 분기별 “금융자산부채잔액표”에서 구하였다. 대외자산과 대외부채는 각각 “금융자산부채잔액표”의 외화채권, 무역신용, 직접투자 및 기타대외채권채무의 자산 합계와 부채합계이다.

## 2. 분석모형

분석모형은 아래와 같이 전통적인 통화론적 모형에 이익집단 압력변수와 선거요인을 추가하여 이들 변수들이 환율에 미치는 영향을 보이려고 한다.<sup>26)</sup> 표본기간은 1975년 1분기부터 1979년 4분기까지 환율이 달러당 484원으로 완전고정되어 있었으므로 그 이후인 1980년 1분기부터 1997년 4분기까지의 자료를 이용하기로 한다.

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta(m_t - m_t^*) + \beta_2 \Delta(y_t - y_t^*) + \beta_3 \Delta(i_t - i_t^*) + \beta_4 \Delta(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) \\ & + \beta_5 D_{X,t-1} \cdot \Delta \text{수출압력}_{t-1} + \beta_6 D_{M,t-1} \cdot \Delta \text{수입압력}_{t-1} + \beta_7 D_{ND,t-1} \cdot \\ & \Delta \text{대외순부채압력}_{t-1} + \beta_8 \text{선거더미}_t + \beta_9 D_{X,t-1} + \beta_{10} D_{M,t-1} + \beta_{11} D_{ND,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$s_t$ 는 원-달러 평균환율(분기 평균)의 로그값이고,  $\Delta$ 는 차분을 의미한다.  $m_t$ ,  $y_t$ ,  $i_t$  및  $\pi_t^e$ 는 각각 로그-M2, 로그-실질소득(GDP/CPI), 단기이자율 및 예상인플레이션을 나타내고, \*는 미국을 의미한다.<sup>27)</sup> 수출압력<sub>t</sub>와 수입압력<sub>t</sub>은 각각 앞서 설명한 두 종류의 가중평균치를 사용한다. 선거더미<sub>t</sub>는 선거가 있었던 분기의 이전 2분기에는 1, 그 이외의 분기에는 0의 값을 갖는다.<sup>28)</sup>

필자들은 이익집단의 압력이 그 영향력 행사에 있어서 비대칭적이라고 가정한다. 예를 들어, 수출압력의 경우 오직 수출증가율이 하락할 때에만 작용하고, 그렇지

26) 본고에서는 통화론적모형 중 신축가격모형인 Frenkel-Bilson(F-B) 모형과 경직가격모형인 Dornbusch-Frankel(D-F) 모형을 기본으로 사용하고자 한다(통화론적모형의 분류에 대해서는 Meese and Rogoff(1983) 참조). 이러한 류의 이익집단모형은 김인배·김일중(2002)에서 시도된 바 있다. 그러나 본 논문에서 사용된 모형은 더 많은 이익집단을 추가하였고, 상이한 전통모형을 기본으로 하였다는 점에서 확장된 모형이라 할 수 있을 것이다. 참고로 식 (1)에서 F-B모형은  $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = 0$ 의 제한을 갖고, D-F모형은  $\beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = 0$ 의 제한을 갖는 모형이다.

27) 한국의 이자율은 콜금리율, 미국의 이자율은 연방기금금리를 사용하였다. 예상 인플레이션율로서 본 논문에서는 이전 1년간의 CPI 인플레이션율을 사용하였다(Meese and Rogoff, 1983). 자료는 한국은행 홈페이지에서 구하였다.

28) 대통령선거는 표본기간 중 직접선거만을(노태우, 김영삼, 김대중 당선자) 포함했으며, 국회의원선거 역시 노태우정권 시작 이후에 실시된 선거만을 포함하였다.

않은 경우에는 로비의 한계비용과 효용을 감안할 때, 압력이 미미하거나 시도하지 않을 것이라고 판단한다. 이러한 로비압력의 비대칭성을 감안하기 위해, 식 (1)에 다음과 같은 세 가지 더미변수가 사용되었다. 첫째,  $D_{X,t}$ 는 전년 동기 대비 수출 증가율이 하락할 경우에 1의 값을, 그 외에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. 둘째,  $D_{M,t}$ 는 전년 동기 대비 수입증가율이 하락할 경우에만 역시 1의 값을 갖고, 마지막으로  $D_{ND,t}$ 는 민간기업의 전기 대비 대외순부채 증가율이 증가하는 경우에만 1의 값을 갖는 더미변수이다. 이들 더미변수들은 각 압력변수의 기율기뿐 아니라 상수항에도 영향을 준다고 가정한다. 마지막으로, 이익집단압력의 효과는 1분기의 시차를 두고 나타난다고 가정한다.

계수들의 예상부호는 F-B모형과 D-F모형에서 모두  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$ 이다. 그러나 전자의 모형에서는  $\beta_3 > 0$ 이어야 하지만, 후자의 모형에서는  $\beta_3 < 0$ 이고  $\beta_4 > 0$ 이어야 한다(Frankel(1979) 참조). 우리의 주된 관심사항인 압력변수의 계수는  $\beta_5 > 0$ ,  $\beta_6 < 0$  및  $\beta_7 < 0$ 이어야 할 것이다.

### 3. 추정

<표 1>은 식 (1)의 추정결과를 보이고 있다.<sup>30)</sup> 우선 전통적 모형인 F-B모형 및 D-F모형의 추정결과를 보면, 통화량과 예상인플레이션의 계수가 모두 유의하게 예상한 부호를 보이고 있다. 그러나 D-F모형이 F-B모형에 비해  $\bar{R}^2$ 가 훨씬 크게 나타나는 것을 감안하여, 우리의 이익집단모형은 D-F모형을 기본으로 하여, 압력변수를 추가한 모형으로 발전시키고자 한다. Case 1a는 수출압력,와 수입압력,이로서 각각 “단순 수출비중 가중평균치”와 “단순 수입비중 가중평균치”를 사용한 결과이며, Case 2a는 대신 “Olson의 수출비중 가중평균치”와 “Olson의 수입비중 가중평균치”를 사용하여 추정한 결과이다. 또한 압력변수 형태에 대한 추정결과의 일

29) 환율이 양국의 상대적 통화량에 대해 1차 동조함수(first-degree homogeneity)임을 가정할 경우,  $\beta_1 = 1$ 이어야 하나, 이 가정을 완화한다면  $\beta_1 > 0$ 으로 충분하다.

30) 회귀분석에 사용된 변수들에 대해 Augmented Dickey-Fuller 검증을 한 결과, 모두 단위근을 포함하였으므로, 차분하여 안정적으로 만들었다. 설명변수에 사용된 전통 거시변수들이 내생성문제(endogeneity problem)를 내포할 수 있으나, 이는 Hausman 검정을 통해 기각되었다.



〈표 1〉 이익집단모형 추정결과

상수항	$\Delta(m_t - m_t^*)$	$\Delta(y_t - y_t^*)$	$\Delta(i_t - i_t^*)$	$\Delta(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$	$D_{x,t-1}$ △수출입력 $t-1$	$D_{u,t-1}$ △수입입력 $t-1$	$D_{ND,t-1}$ △대의순부채입력 $t-1$	선거더미 $_t$	$R^2$
F-B모형	0.0025 (0.0059)	0.3269* (0.1909)	-0.0286 (0.0294)	0.0049 (0.0049)					0.05
D-F모형	0.0012 (0.0060)	0.3798* (0.2027)	-0.0228 (0.0208)	0.0046 (0.0041)					0.12
Case 1a	-0.0048 (0.0073)	0.4550* (0.2520)	-0.0240 (0.0225)	0.0047 (0.0044)	1.2960* (0.6681)	-0.8668** (0.3922)	0.3829 (0.3098)	-0.0254** (0.0129)	0.17
Case 1b	-0.0040 (0.0075)	0.4478* (0.2566)	-0.0225 (0.0212)	0.0048 (0.0044)	0.1410* (0.0761)	-0.1015** (0.0465)	0.0585 (0.0474)	-0.0253** (0.0128)	0.17
Case 2a	-0.0043 (0.0071)	0.4672* (0.2567)	-0.0276 (0.0216)	0.0047 (0.0044)	0.5415** (0.2437)	-0.3683** (0.1624)	0.4178 (0.3005)	-0.0260** (0.0132)	0.17
Case 2b	-0.0040 (0.0075)	0.4637* (0.2627)	-0.0253 (0.0210)	0.0049 (0.0044)	0.1206* (0.0610)	-0.0784** (0.0362)	0.0673 (0.0446)	-0.0259** (0.0130)	0.16
Case 2a-11	-0.0014 (0.0083)	0.5344* (0.2866)	-0.0415* (0.0222)	0.0053 (0.0045)	0.6712*** (0.2173)	-0.3822*** (0.1486)	0.2212 (0.4094)	-0.0188* (0.0110)	0.20
Case 2a-22	-0.0098 (0.0078)	0.6544** (0.3132)	-0.0270 (0.0248)	0.0047 (0.0052)	0.5833** (0.2527)	-0.3784* (0.2002)	0.3847 (0.3596)	-0.0360** (0.0149)	0.20

주: \*\*\*, \*\* \* 는 각각 1%, 5%, 10% 하에서 유의함을 나타낸다. ( ) 안은 표준오차를 나타낸다. Newey-West (1987) 추정법을 사용하였다. 압력더미의 상수항에 대한 계수추정치(  $\hat{\beta}_9$ ,  $\hat{\beta}_{10}$  및  $\hat{\beta}_{11}$ )는 모두 유의하지 않았으며, 지면관계상 보고를 생략하였다.

1) Case 2a를 1987:Q1-1989:Q4의 자료를 제외하고 추정한 결과.

2) Case 2a를 1990:Q1-1992:Q4의 자료를 제외하고 추정한 결과.

관됨(robustness)을 검증하기 위해 Case 1b와 Case 2b는 각각 Case 1a와 Case 2a에서 사용된 압력변수들에 로그를 취해 추정한 결과이다.<sup>31)</sup>

우선 Case 1a 및 1b 그리고 Case 2a 및 2b의 다양한 이익집단모형에서도 D-F모형의 전통변수들의 부호나 유의도는 큰 차이가 없었다. 그러나 중요한 것은 놀랍게도 수출업자와 수입업자의 압력은 이익집단모형 모두에서, 예상했던 방향으로 환율에 매우 유의하게 영향을 주는 것으로 나타났다는 점이다. 특별히 Case 2a에서 “Olson의 수출비중 가중평균치”를 이용한 수출압력이 다른 모형에 비해 통계적으로 더 유의한 것으로 나타났다.<sup>32)</sup> 뿐만 아니라 선거더미에 대한 계수추정치도 매우 유의하게 예상부호를 보이는 것을 볼 때, 우리나라에서도 환율이 정치적으로 이용되었음을 알 수 있다. 또한 4가지 이익집단모형 모두 전통 거시변수만을 포함한 D-F 모형보다도  $\bar{R}^2$ 가 크다는 것은 우리의 이익집단압력의 대리변수가 환율의 움직임을 설명하는데 중요한 역할을 하고 있음을 의미한다.

이익집단 압력행사의 비대칭성을 검증하기 위해,  $D_{X,t-1}$ ,  $D_{M,t-1}$  및  $D_{ND,t-1}$ 을 곱하지 않은  $\Delta$ 수출압력 $_{t-1}$ ,  $\Delta$ 수입압력 $_{t-1}$  및  $\Delta$ 대외순부채압력 $_{t-1}$ 을 Case 2a에 추가하여 추정해 보았다. 이때 로그-우도는 146.00이었고, Case 2a(로그-우도=145.12)와 비교할 때,  $LR=2^*(146.00-145.12)=1.76 \sim \chi^2_{d.f.=3}$ 로서 10% 하에서도(임계치: 6.25) 이들 세 변수의 유의도는 기각되었다. 더욱이 지면관계상 보고는 생략하였지만, Case 2a에서  $D_{X,t-1} \cdot \Delta$ 수출압력 $_{t-1}$ ,  $D_{M,t-1} \cdot \Delta$ 수입압력 $_{t-1}$  및  $D_{ND,t-1} \cdot \Delta$ 대외순부채압력 $_{t-1}$  대신에  $\Delta$ 수출압력 $_{t-1}$ ,  $\Delta$ 수입압력 $_{t-1}$  및  $\Delta$ 대외순부채압력 $_{t-1}$ 을 사용한 경우, 이들의 계수 추정치는 전혀 유의하지 않았다. 따라서 이런 모든 검증결과를 볼 때, 필자들의 이익집단 압력행사의 비대칭성 가설은 기각되지 않는다.

31) 종속변수와 설명변수인 압력변수간에 인과관계를 검증한 결과 Granger-causality는 존재하지 않았다. 또한 수출과 수출압력변수 간, 그리고 수입과 수입압력 간의 상관관계는 각각 -0.07과 -0.01로 나타났다. 뿐만 아니라, 추정결과  $\beta_5 > 0$ ,  $\beta_6 < 0$ 가 나온다면 이러한 모든 사실들은 압력변수들이 단순히 “수출” 혹은 “수입”이 아님을 보이는 증거가 될 것이다.

32) 여기서 “수입업자의 압력변수에 Olson 효과가 왜 나타나지 않는가? 혹은 Olson 효과가 나타나게 할 다른 대안은 없는가?”라는 질문이 있을 수 있다고 생각한다. 그러나 이 문제는 향후 추후할 연구과제로 남겨둔다.

마지막으로 Case 2a에서 압력변수들이 포함된 항을 빼고 추정하여,  $\widehat{\beta}_9$ 이 유의하게 (+)가 나오는지 살펴보았다. 이는 여기서  $D_{X,t-1}$ 은 수출이 하락하던 분기를 의미하고, 만약  $\widehat{\beta}_9$ 이 (+)로 유의하게 나온다면 수출감소에 따라 정부가 단순히 공익차원에서 환율을 올린 결과라는 해석이 가능해지기 때문이다. 그렇게 되면 식 (1)의 추정결과 (+)의 유의한 값을 가졌던  $\widehat{\beta}_5$ 가 상당부분  $D_{X,t-1}$  자체의 영향, 즉 위에서 언급한 공익차원의 정부정책 효과를 포착했을 가능성이 존재하므로, 우리의 이익집단 가설이 갖는 설명력이 상당부분 저하될 것이다. 그러나 추정 결과,  $\widehat{\beta}_9$ 는 전혀 유의하지 않았다.

결론적으로 “이익집단이 전체 표본기간 동안 환율수준의 결정에 비대칭적으로 영향을 미친다”는 우리의 가설은 기각할 수 없었다. 이를 근거로 다음 단계인 관료유인에 의한 환율제도의 내생성을 검증하기로 한다.

#### IV. 환율제도의 내생성 검증

##### 1. 방법론: 시간연동모수(time-varying parameter) 추정

본 절에서는 제Ⅲ절에서 보인 이익집단모형을 이용하여, 1990년 초 시장평균환율제로 이행된 것이 관료유인에 의한 내생적 변화였음을 실증적으로 보이고자 한다. 제Ⅱ절의 설명에 의하면, 시장평균환율제로의 전환은 1980년대 후반 일련의 사건들이 관료들로 하여금 이익집단의 요구에 반응하는데 드는 정치적 비용을 인상시켰기 때문이다. 나아가 필자들은 시장평균환율제와 같이 어중간한 환율제도의 선택에 대해, 비록 외환당국의 설명대로 환율제도의 “단계적 이행” 논리를 전면적으로 부정할 수는 없으나, 그들 자신의 이익을 충실히 계산한 결과라고 주장한다.

그렇다면 이를 어떻게 실증적으로 증명해 보일 것인가? 만일 우리의 가설이 맞다면, 시장평균환율제가 시행되기 이전의 일정 기간 동안 기존의 환율제도하에서는 외환당국은 정치적 비용의 상승으로 인해 이익집단의 요구에 반응하기 어려웠을 것이라고 판단된다. 뿐만 아니라 시장평균환율제로의 전환이 외환당국이 환율조정

비용을 최소화하기 위한 최적선택이었다면, 이익집단의 영향력은 제도전환 이후 다시 회복될 것이라는 점에 착안한다.

이미 제Ⅲ절에서 이익집단의 압력이 환율에 영향을 미치고 있다는 사실은 검증된 바 있다. 따라서 이 이익집단모형을 이용하여, 시장평균환율제가 실시되기 이전 일정기간 동안 이익집단의 영향력이 상대적으로 낮아지다가(즉 압력변수의 계수추정치가 낮거나 덜 유의하다가), 시장평균환율제가 실시된 이후에 이익집단 압력의 영향력이 다시 커졌음(즉 압력변수의 계수추정치가 다시 높아지거나 유의해짐)을 밝힌다면 우리의 가설을 입증한 것이 된다. 이를 Kalman Filter를 이용한 시간연동모수 추정법(time-varying parameter estimation)을 이용하여 검증하고자 한다. 이를 위해 <표 1>의 이익집단모형 중 압력계수 추정치의 유의도가 가장 높은 Case 2a를 기본모형으로 사용하기로 하고, 식 (1)의 압력변수의 계수에 대해서 아래와 같이 이들이 시간에 따라 변하도록 설정하여 추정하였다.<sup>33)</sup>

$$\beta_{j,t} = \beta_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (j = 5, 6, 7), \quad v_{j,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2),$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

시간에 따라 변하도록 한  $\widehat{\beta}_{5,t}$ ,  $\widehat{\beta}_{6,t}$  및  $\widehat{\beta}_{7,t}$ 의 추이는 <그림 2>, <그림 3> 및 <그림 4>에 나타나 있다. 각 그림에서 굵은 실선은 시간에 따라 변하는 계수추정치를 나타내고, 가는 실선은 한방향검증(one-tail test) 하에서 95% 신뢰수준의 임계치를 의미한다.

<그림 2>를 살펴보면, 매우 흥미로운 사실을 발견할 수 있는데  $\widehat{\beta}_{5,t}$ 의 95% 신뢰수준의 임계치가 1986년 3분기까지는 대부분 0보다 크다가(수출압력 계수추정치가 5% 유의수준에서 유의함을 의미함.), 1986년 4분기부터 1991년 1분기까지는 0 이하로 내려가고, 다시 1991년 2분기부터는 0보다 크게 된다는 사실이다. 이는 다시 말하면, 수출압력이 1986년 3분기까지는 영향력을 갖지만, 유독 1986년 4분기부터 1991년 1분기까지는 압력이 유효하지 않았다는 것을 말한다. 그러다가 다시 1992년 2분기부터 영향력이 되살아남을 보인 것이다.

33) Kalman Filter를 이용한 시간연동모수 추정법은 Kim and Nelson(1999)을 참조. 이를 이용한 구체적인 이익집단모형 추정결과에 대해서는 필요시 필자들에게 요구할 수 있다.

〈그림 3〉의  $\widehat{\beta}_{6,t}$  역시 95% 신뢰수준의 임계치가 표본기간 중 대부분 0보다 작지만(수입압력 계수추정치 5% 유의수준에서 유의함을 의미함), 1987년 2분기부터 1991년 1분기까지는 0보다 커서, 이 기간동안에만 수입압력이 유효하지 않았다는 것을 알 수 있다. 〈그림 4〉의 대외순부채압력의 계수추정치인  $\widehat{\beta}_{7,t}$ 에 대해서는  $H_a: \beta_{7,t} < 0$ 으로서 한방향검정에서 95%신뢰수준의 임계치가 0보다 작을 때,  $H_0: \beta_{7,t} = 0$ 을 기각할 수 있다. 그러나 그림에서 이미  $\widehat{\beta}_{7,t}$  자체가 전체 표본기간 동안 0보다 클 뿐만 아니라 유의하지 않은 것으로 나타난다.<sup>34)</sup> 따라서 시간연동모수 추정법을 이용해서 식 (1)의 추정결과를 재확인 할 수 있었다.

## 2. 가설의 재검증: 전통적 방법

여기서는 위의 시간연동모수 추정결과에 대한 신빙성을 검증(robustness test)하고자 한다. 만일 우리의 가설에 따라, 시장평균환율제가 도입되기 이전 얼마동안 이익집단압력이 작동하지 않다가, 도입된 이후에 다시 작동하였다면, 압력이 잘 작동하지 않았던 기간 동안의 압력변수 데이터는 전 표본기간에 대한 식 (1)의 추정결과를 상당히 악화시켰을 것이다. 따라서 이 기간의 데이터를 제외한 후 추정을 한다면, 압력변수의 계수추정치의 크기나 유의도는 훨씬 좋아지게 될 것이다. 반면 시장평균환율제로 전환된 이후에는 다시 압력이 제대로 작동하였을 것이므로, 전환 이후 일정기간의 데이터를 제외하고 추정한다면, 압력계수 추정치의 유의도는 전 표본기간에 대한 추정결과에 비해 다소 훼손될 것으로 판단된다.

단계 1: 우선 시장평균환율제가 도입되기 이전, 이익집단의 압력이 잘 작동하지 않았던 기간을 1987년 1분기부터 1989년 4분기까지로 잡는다.<sup>35)</sup> 그리고 나서 이 기간 동안의 데이터를 제외하고 Case 2a를 추정한 결과가 〈표 1〉의 Case 2a-1에 나타나 있다. Case 2a와 비교할 때, 수출압력계수 추정치인  $\widehat{\beta}_5$ 의 유의도는 5%에

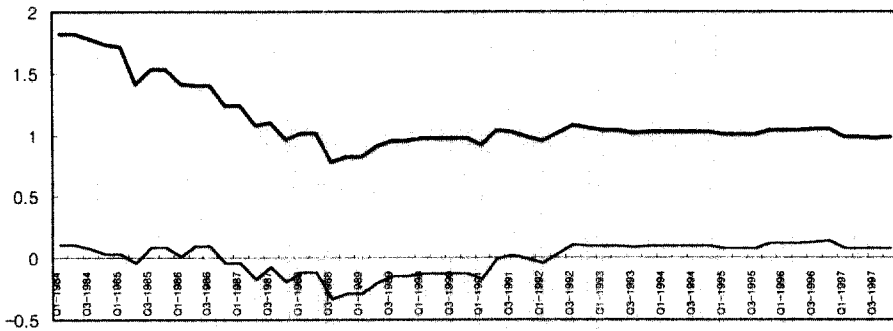
34) 〈그림 4〉에서 보이지는 않았지만, 양방향(two-tail) 검정을 하더라도  $\widehat{\beta}_{7,t}$ 의 95% 신뢰구간의 하한 임계치가 0보다 작게 나타난다. 따라서  $\widehat{\beta}_{7,t}$ 는 유의하지 않다.

35) 시간연동모수 추정에서도 1987년을 전후로하여 이익집단 압력이 잘 작동하지 않았던 것으로 나타났으며, 이 시기의 사회적 변화는 앞서 II.3에서 설명되었다.

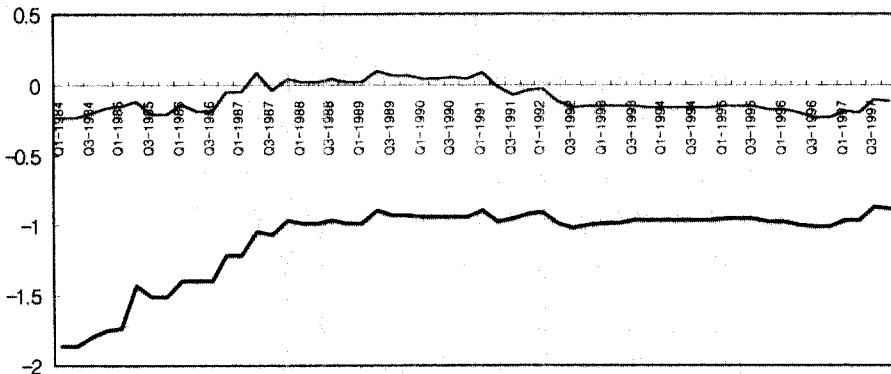
서 1%로 개선되고, 수입압력계수 추정치  $\widehat{\beta}_6$ 의 유의도 역시 5%에서 1%로 개선되었다.

단계 2: 단계 1과 대칭적으로, 시장평균환율제 도입이후 3년, 즉 1990년 1분기부터 1992년 4분기까지의 데이터를 제외하고 Case 2a를 다시 추정한 결과가 <표 1>의 Case 2a-2이다.  $\widehat{\beta}_5$ 와  $\widehat{\beta}_6$ 의 유의도는 예상대로 Case 2a와 비교하여 다소 하락함을 발견하였다.<sup>36)</sup>

〈그림 2〉 수출압력  $\widehat{\beta}_{5,t}$

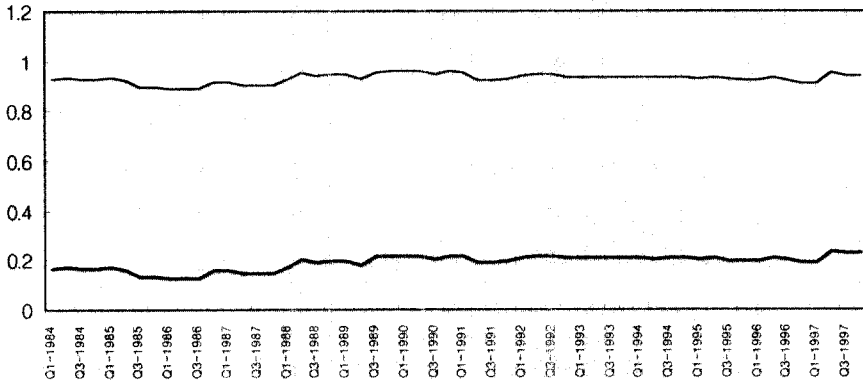


〈그림 3〉 수입압력  $\widehat{\beta}_{6,t}$



36) 제도 전환 이전과 이후의 데이터를 제외하고 추정하는 대신, 문제의 기간에 대해  $D_{X,t}$ 와  $D_{M,t}$ 에 0의 값을 취하고 추정한 결과 역시 우리의 가설을 지지한다.

〈그림 4〉 대외순부채압력  $\widehat{\beta}_{7,t}$



결론적으로, 위의 시간연동모수 추정법과 전통적 방법에서 모두 시장평균환율제 이전 일정기간(약 3년간) 동안에는 수출입업자들의 압력이 제대로 작동하지 않았으나, 시장평균환율제로 전환된 이후(비록 시간연동모수추정법에 의하면 약 1년 정도의 적응기간이 흐른 후)에는 다시 이들의 압력이 작동하였음을 알 수 있다. 필자들의 가설에 따르면, 이는 관료들의 환율조정에 대한 비용곡선이 이동한 탓으로서, 시장평균환율제도로의 전환이 관료유인에 의해 내생적으로 발생한 것이라는 우리의 가설을 기각할 수 없음을 의미한다.

## V. 결 론

공공선택이론에서 관료는 입법기관의 대리인 역할을 하면서, 자신들의 재량권 혹은 정치적 거래를 원활히 할 수 있도록 법제도 제정에 상당한 역할을 한다. 본 논문은 1990년 한국의 시장평균환율제 도입에 이러한 관료유인이 작용했음을 검증하였다. 본 연구는 매우 실험적이면서도, 기존의 문헌에 관료유인에 의한 법제도 변화의 내생성가설을 구체적으로 실증분석한 연구를 찾을 수 없었다는 점에서 그 기여를 찾을 수 있다.

내생성가설의 검증은 2단계 방법론을 이용하였다. 첫 번째 단계에서는 우선 환율

이 기존의 전통적 변수와 함께 다양한 이익집단 압력의 영향을 받고 있음을 확인하였다. 구체적으로 수출입업자의 압력과 정치적 변수인 선거요인이 환율에 영향을 미치고 있음을 보였다. 또한 이 이익집단모형이 기존의 전통 거시변수만을 포함한 환율결정모형보다 훨씬 설명력이 크다는 것을 발견하였다. 두 번째 단계로서 Kalman Filter를 이용한 시간연동모수 추정법과 그 외 추가적인 방법을 통하여, 시장평균환율제 도입에 관료의 인센티브가 반영되었음을 입증하였다. 구체적으로, 수출입업자들의 압력이 시장평균환율제 도입 이전 약 3년 정도 작동하지 않다가, 도입 후 1년 정도의 적응기간 이후 다시 작동하기 시작하였다는 사실은 우리의 가설을 지지하고 있다.

대부분의 법제도 혹은 정부정책의 변화는 단 한번밖에 관찰되지 않는 일회성 사건이다. 필자들은 본 연구에서 사용된 방법론이 이러한 법제도 변화의 이면에 관료유인 혹은 다른 어떤 숨겨진 동기가 존재하는지를 검증할 수 있는 방법으로서 다양한 연구에 유용할 것으로 기대한다.

마지막으로, 1990년 시장평균환율제는 고정환율제에서 변동환율제로 이행하는 과정의 과도적 정책(phase-in policy 또는 transition policy)이라고 보는 견해가 일반적이다. 그러나 본 논문의 결과는 그러한 과도적 정책은 충격 흡수의 역할보다는 사회의 효율성을 감소시키는 경향이 있다는 Kaplow(1986)의 지적을 확인시켜 주었다. 뿐만 아니라 여러 경제학자들이 한국의 시장평균환율제와 같은 중간적인 정책이 1997년 금융위기의 한 원인이었다고 지적하고 있다(예: Sachs, 1999; Grier and Grier, 2001; Fischer, 2001). 이런 점에서 필자들은 관료의 근본적인 문제는 지나친 재량권 그 자체에 있다고 믿는다.

## ■ 참고문헌

1. 경제기획원, 「경제백서」, 1989.
2. 김인배·김일중, “무역수지와 환율: 공공선택이론적 연구,” 「금융연구」, 제16권 1호, 2002, pp. 77~93.
3. 김인배·김일중·박성규, “한국통화정책의 관료유인 모형: 이론 및 실증분석,” 「공공경제」,



- 제6권 2호, 2001, pp. 237~277.
4. 한국은행, 『환율과 국민경제』, 1997.
5. Alesina, Alberto, and Vittorio Grilli, "The European Central Bank: Reshaping Monetary Policy in Europe," in Canzoneri, M., V. Grilli, and P. Masson (eds.), *Establishing a Central Bank: Issues in Europe and Lessons from the U. S.*, Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
6. Bayoumi, Tamin, and Barry Eichengreen, "Macroeconomic Adjustment Under Bretton Woods and the Post-Bretton-Woods Float: An Impulse-Response Analysis," *Economic Journal*, Vol. 104, 1994, pp. 813~827.
7. Bliss, Christopher, and Vijay Joshi, "Exchange Rate Protection and Exchange Rate Conflict," *Oxford Economic Papers*, Vol. 40, 1988, pp. 365~377.
8. Blomberg, S. Brock, and Gregory D. Hess, "Politics and Exchange Rate Forecasts," *Journal of International Economics*, Vol. 43, 1997, pp. 189~205.
9. Bordo, Michael D. and Finn E. Kydland, "The Gold Standard as a Rule," *Explorations in Economic History*, Vol. 32, 1995, pp. 423~464.
10. Breton, Albert and Ronald Wintrobe, *The Logic of Bureaucratic Conduct*, Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
11. Cho, Joonmo and Iljoong Kim, "Jobs in the Bureaucratic Afterlife: Corruption-Facilitating Mechanism Associated with Law Enforcement," *Southern Economic Journal*, Vol. 68, 2001, pp. 330~348.
12. Chow, Lap-Kei, "On Real Exchange Rate Targeting and Debt Servicing," *Atlantic Economic Journal*, Vol. 25, 1997, p. 115.
13. Chow, G. and A. Lin, "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, 1971, pp. 372~375.
14. Collins, Susan, "On Becoming More Flexible: Exchange Rate Regimes in Latin America and the Caribbean," *Journal of Development Economics*, Vol. 51, 1996, pp. 117~138.
15. Corden, W. Max, "Exchange Rate Protection," in Cooper, Richard N. and Robert Triffin (eds.), *The International Monetary System under Flexible Exchange Rates-Global, Regional, and National*, Cambridge: Ballinger Publishing Company, 1982.
16. Crone, Lisa and John Tschirhart, "Separating Economic from Political Influences on Government Decision," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 35, 1998, pp. 405~425.
17. De Grauwe, Paul, *International Money: Postwar Trends and Theories*, Oxford: Oxford University Press, 1996.
18. De Kock, Gabriel and Vittorio Grilli, "Fiscal Policies and the Choice of Exchange Rate Regime," *Economic Journal*, Vol. 103, 1993, pp. 347~358.
19. Dornbusch, Rudiger, "Exchange Rate Economics: 1986," *Economic Journal*, Vol. 97, 1987, pp. 1~18.
20. Edwards, Sebastian, "Exchange Rates and the Political Economy of Macroeconomic

- Discipline," *American Economic Review*, Vol. 86, 1996, pp. 159~163.
22. Epstein, Gerald, "Profit Squeeze, Rentier Squeeze and Macroeconomic Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Economies et Societes*, Vol. 25, 1991, pp. 219~257.
23. Fabella, Raul V., "The Debt-adjusted Real Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, 1996, pp. 475~484.
24. Fischer, Stanley, "Exchange Rate Regime: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 2001, pp. 3~24.
25. Frankel, Jeffrey, "No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Times," Princeton University, International Finance Section, Essays in International Finance, No. 215, 1999.
26. Frankel, Jeffrey, "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 610~622.
27. Frantianni, Michele and Jurgen von Hagen, *The European Monetary System and European Monetary Union*, Boulder: Westview Press, 1992.
28. Freeman, John R., Jude C. Hays, and Helmut Stix, "Democracy and Markets: the Case of Exchange Rates," *American Journal of Political Science*, Vol. 44, 2000, pp. 449~468.
29. Grier, Kevin B. and Robin M. Grier, "Exchange Rate Regimes and the Cross-Country Distribution of the 1997 Financial Crisis," *Economic Inquiry*, Vol. 39, 2001, pp. 139~148.
30. Gärtner, Manfred, "Foreign-Exchange Markets and Central-Bank Intervention," in A. Hillman(ed.), *Markets and Politicians: Politicized Economic Choice*, Boston, Dordrecht, London: Kluwer Academic Publishers, 1991.
31. Havrilesky, Thomas, *The Pressures on American Monetary Policy* (2nd ed.), Boston: Kluwer Academic Publishers, 1995.
32. Hefeker, Carsten, *Interest Groups and Monetary Integration: The Political Economy of Exchange Regime Choice*, Boulder: Westview Press, 1997.
33. Hefeker, Carsten, "The Political Choice and Collapse of Fixed Exchange Rates," *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol. 152, 1996, pp. 360~377.
34. Hirschman, Albert O., "The Political Economy of Import-Substituting Industrialization in Latin America," in Hirschman, Albert O. (ed.), *A Bias for Hope: Essays on Development and Latin America*, New Haven: Yale University Press, 1971.
35. Huizinga, Harry, "Real Exchange Rate Misalignment and Redistribution," *European Economic Review*, Vol. 41, 1997, pp. 259~277.
36. Kaplow, Louis, "An Economic Analysis of Legal Transitions," *Harvard Law Review*, Vol. 99, 1986, pp. 509~617.
37. Kenen, Peter B., "Fixed versus Floating Exchange Rates," *Cato Journal*, Vol. 20, 1998, pp. 109~113.
38. Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson, *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge: The MIT Press, 1999.

39. Leblang, David A., "Domestic Political Institutions and Exchange Rate Commitments in the Developing World," *International Studies Quarterly*, Vol. 43, 1999, pp. 599~620.
40. Meese, R. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?" *Journal of International Economics*, Vol. 14, 1983, pp. 3~24.
41. Nilsson, Kristian and Lars Nilsson, "Exchange Rate Regimes and Export Performance of Developing Countries," *The World Economy*, Vol. 23, 2000, pp. 331~349.
42. Niskanen, William, "Bureaucrats and Politicians," *Journal of Law and Economics*, Vol. 18, 1975, pp. 617~643.
43. Olson, Mancur, *The Logic of Collective Action*, Cambridge: Harvard University Press, 1965.
44. Poole, William, "The Discount Window," in Mayer, Thomas(ed.), *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
45. Potters, Jan and Randolph Sloof, "Interest Groups: A Survey of Empirical Models that Try to Assess Their Influence," *European Journal of Political Economy*, Vol. 12, 1996, pp. 403~442.
46. Rodrick, Dani, "Disequilibrium Exchange Rates as Industrialization Policy," *Journal of Development Economics*, Vol. 23, 1986, pp. 89~106.
47. Ruland, L. J. and J.-M. Viaene, "The Political Choice of Exchange Rate Regimes," *Economics and Politics*, Vol. 5, 1993, pp. 271~284.
48. Sachs, Jeffrey D., "Creditor Panics: Causes and Remedies," *Cato Journal*, Vol. 18, 1999, pp. 377~390.
49. Savvides, Andreas, "Real Exchange Rate Variability and the Choice of Exchange Rate Regime by Developing Countries," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 1990, pp. 440~454.
50. Stephan, Joerg, "Political Exchange Rate Cycles: Theory and Empirical Evidence," in Vosgerau, Hans-Jürgen(ed.), *European Integration in the World Economy*, Berlin, New York: Springer Verlag, 1992.
51. Stephan, Joerg, *A Political-Economic Analysis of Exchange Rate Movements*, Hartung und Gorre: Konstanz, 1994.
52. Stockman, Alan C., "Exchange Rate Systems in Perspective," *Cato Journal*, Vol. 20, 2000, pp. 115~122.
53. van der Ploeg, Frederick, "The Political Economy of Overvaluation," *The Economic Journal*, Vol. 99, 1989, pp. 850~855.
54. Vaubel, Roland, "A Public Choice View of the Delors Report," in Vaubel, Roland and Thomas Willett(eds.), *The Political Economy of International Organization*, Boulder: Westview Press, 1991.
55. Willett, Thomas D., "Developments in the Political Economy of Policy Coordination," *Open Economies Review*, Vol. 10, 1999, pp. 221~253.
56. Williamson, J., *The Exchange Rate System*, Washington D.C.: Institute for International Economics, 1985.

## 〈 부 록 〉

## 산업연관표 자료 해설

한국은행이 발표하는 산업연관표(명칭: 『생산자가격 평가표』)는 전체산업을 총 77개 산업으로 분류한다. 여기서 “총수요”(i) (『생산자가격 평가표』의 변수번호: 086)란 산업 i에 있어서 여타 산업의 투입으로 수요된 중간산출물까지도 포함한 산출물의 총합을 의미하고, 이를 전체 산업에 대해 합계한 것이 본문에서 사용된 “총수요”의 의미이다.

『생산자가격 평가표』는 매 5년마다(1980년, 1985년, 1990년, 1995년) 발표되고, 중간에 추가적으로(1983년, 1986년, 1987년, 1988년, 1993년, 1998년) 작성되었다. 따라서 “총수요”의 분기별 자료를 얻기 위해서, 우선 이들의 1980-1997년의 연도별 자료는 단순 선형 증가한다고 가정하고 補間(interpolation)하였다. 한편 분기별 보간의 방법으로서, “총수요”와 상관관계가 높은 GDP를 이용하여, 분기별 보간치의 합이 연도별 자료와 일치되도록 하는 Chow and Lin(1971)의 방법을 이용하였다.

“Olson의 수출(수입)비중 가중평균치” 계산에 필요한 수출(수입)비중이 0.05 이상인 산업들의 산출물 총합에 대해서도 위와 같은 보간 방법을 이용하였다. 단 수출(수입)비중이 0.05 이상인 산업들의 수출(수입) 총합은, 산출물 총합과는 달리, 전체산업의 수출총합(수입총합)과 거의 차이가 없음을 발견하여, 분기별 실측자료가 제공되는 전체산업의 수출총합(수입총합)을 사용하였다.

## A Public Choice Analysis of the Endogeneity of Legal Changes : Focusing on the Exchange Rate Regime Changes

Ko, Young-choon\* · Kim, Inbae\*\* · Kim, Iljoong\*\*\*

### Abstract

This paper takes an exchange rate regime shift to empirically examine the premise of the public choice theory that legal changes can be endogenous in such a way that they are manipulated by bureaucrats who want to maximize the rent from transactions with various interest groups. It provides a two-stage estimation method which is, in general, expected to be useful for various studies attempting to test, behind an isolated event of policy change, the existence of bureaucratic or any other hidden motivations.

**Key Words:** exchange rate regime, bureaucratic incentive, endogeneity

---

\* WPPMC-Korea

\*\* Assistant Professor, Dept. of Economics, Soongsil University

\*\*\* Associate Professor, Dept. of Economics, Soongsil University and Visiting Professor at DeVoe L. Moore Center for Economic Policy and Government, Florida State Univ., USA,