季刊 **KDI 政策研究**

제 17권 제 2호 1995 여름

〈政策研究〉

豫算項目別 巨視經濟的 效果 ……李 啓 植 高 英 先… 3

論 評：郭 泰 元/ 羅 城 麟/ 黃 晟 鉉

〈研究論文〉

韓國의 輸出函數：輸出單價와 輸出物價의 比較 및 效率的 共積分推定法의 利用 ……柳 潤 河… 91

換率變動의 趨勢分析과 示唆點 ……金 俊 逸…127

리카도의 "機械"에 대한 再解釋 ……朴 明 浩…165

編 輯 陣

委員長 左 承 喜

幹 事 金 俊 經

委 員 權 純 源 金 周 勳
南 逸 聰 朴 進
洪 鍾 豪

編 輯 申 東 祚

編輯問議：編輯委員會(960-0084)
購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

KDI 政策研究

『KDI 政策研究』는 우리나라 經濟·社會의 發展과 관련되어 제기되는 政策的·理論的 問題에 대한 연구결과를 논문형태로 수록하여 年 4回 發刊됩니다. 本誌의 發刊 目的은 大學 및 研究機關의 專門家들은 물론 정부정책담당자들이나 일반독자들에게 本 研究院의 研究結果를 널리 紹介하는 데에 있습니다.

本誌에 실리는 論文 중 「政策研究」는 주로 懸案政策課題에 대한 分析과 政策代案을 제시하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 指名論評과 함께 게재되고 있습니다. 한편 「研究論文」은 本院의 政策研究過程에서 생산되는 새로운 지식과 정보를 체계적으로 소개하거나 또는 政策研究를 위한 새로운 해석과 접근방법을 모색하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 논평을 거쳐 수록되고 있습니다.

그러나 諸般 政策建議를 포함하여 이들 論文에 報告되는 一切의 內容은 執筆者 個人의 意見이며, 本院이나 編輯委員會의 公式意見과 같지 않을 수도 있습니다. 本誌의 內容은 出處 및 執筆者를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있습니다.

本誌는 발표되는 論文에 대한 讀者들의 솔직하고 생산적인 論評을 환영합니다. 採擇되는 論評은 本院 執筆者의 應答과 함께 揭載합니다.

豫算項目別 巨視經濟的 效果

李 啓 植
高 英 先

우리나라 巨視計量模型들이 지닌 취약점의 하나는 중요한 거시변수간의 일관성 있는 회계관계가 결여된 것이다. 本 模型은 기존의 한국경제에 대한 巨視模型과 거시변수간에 일관성 있는 회계관계를 강조하는 IMF模型 등을 포괄하는 資金計劃(financial programming)模型을 사용하고, 특히 資金循環計定을 모형화함으로써 10개의 세입항목, 5개의 세출항목 등 15개의 예산항목이 巨視經濟에 미치는 효과를 분석하고 있다. 本稿에서는 중요한 현안과제인 物價安定에 구체적인 재정정책수단들이 어떤 영향을 미치는 것인가, 그리고 부수적인 효과로서 각 정책수단이 成長, 國際收支, 財政收支에도 어떤 효과를 갖는가를 政策시뮬레이션을 통하여 분석하고 物價安定 등 중요목표에 따른 예산항목별 우선순위를 제시하였다. 本稿에서 고려한 15개의 政策代案 가운데 本 硏究의 주된 관심사인 物價 측면에서는 人件費 減少가 최선의 대안, 純貸出 減少가 최악의 대안, 부수적인 효과로서 成長 측면에서는 純貸出 減少가 최선의 대안, 人件費 減少가 최악의 대안, 經常收支 측면에서는 勤勞所得稅 稅率引上이 최선의 대안, 純貸出 減少가 최악의 대안, 財政收支 측면에서는 純貸出 減少가 최선의 대안, 稅外收入 增加가 최악의 대안으로 나타난다. 이와 같이 여러가지 정책대안별로 巨視經濟에 미치는 효과가 차이나는 것은 本 模型이 財政과 金融을 종합해서 분석하는 模型으로서 재정정책변수의 변화가 궁극적으로 通貨量에 어떤 영향을 미치는가에 따라 크게 좌우되기 때문이다.

I. 序 言

지난 30년간 우리 경제가 급속한 성장과정을 거쳐오는 동안 여러

筆者 : 李啓植, 高英先 — 本院 硏究委員

* 本稿의 여러 미진한 부분에 대해 많은 유익한 조언을 해준 서강대학교의 郭泰

가지 제약에도 불구하고 많은 巨視計量模型들이 개발되어 정책효과 분석 및 長·短期 경제전망 등에 크게 기여하여 왔다.[1] 이들 巨視計量模型은 모형기법이 발전하고 특히 統計値의 정확도가 개선됨에 따라 계속 합리적인 방향으로 개정되어 왔으나 先進國에서 사용되는 모형에 비해서는 아직도 후진적인 모습에서 벗어나지 못하고 있다. 우리나라 模型들이 지니고 있는 후진적인 요소의 하나로서 중요한 거시변수간의 일관성 있는 회계관계가 결여된 점을 지적할 수 있다.[2] 本稿에서는 이와 같은 취약점을 보완하고 정책시뮬레이션을 주목적으로 하는 巨視模型을 제시하고자 하는데, 기존의 모형과 구별되는 本模型의 특성을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 本 模型은 기존의 韓國經濟에 대한 巨視模型과 巨視變數간에 일관성 있는 회계관계(consistent accounting relationship)를 강조하는 IMF模型 등을 포괄하는 資金計劃(financial programming)模型을 사용하고 있다.

둘째, 本 硏究에서는 個人, 企業, 政府部門 등 경제주체가 어떤 경로를 통해 資金을 얼마만큼 조달하고 운용하였는가를 분석할 수 있는 資金循環計定을 模型化함으로써 인체의 혈액에 비유되는 國民經濟에 있어서의 資金의 役割을 體系的으로 파악할 수 있다.

셋째, 本 硏究에서는 政府部門을 세분화한 財政政策 시뮬레이션模

元 교수, 한림대학교의 羅城麟 교수, 本院의 黃晟鉉 박사, 조세연구원의 裵埈晧 박사와 本稿의 모형분석, 교정 등 여러 과정에서 헌신적인 노력을 기울여 준 吳英秀, 劉庚遠 주임연구원, 李容一 주임연구조원에게 깊은 감사의 뜻을 표한다.

1) 우리나라의 중요한 巨視計量模型에 대한 간략한 논의에 대해서는 白雄基·吳尙勳(1993) 참조.

2) 일관성 있는 회계관계를 중시하는 先進國 巨視計量模型의 대표적인 예로서 미국경제에 대한 Fair(1976)模型을 들 수 있다. 우리나라 模型의 경우 거시변수간의 근본적인 회계관계, 예를 들어 國內貯蓄과 投資의 차이가 해외부문에서의 經常收支와 일치해야 하는 관계가 성립하지 않는 경우가 허다하고 거시경제계정 상호간에도 일관성이 결여되어 있다. 예를 들어 한국은행의 『경제통계연보』에서는 각 부문별 所得支出計定과 資金循環計定에서 각 부문 저축의 수치가 일치하지 않아 本稿의 〈表 4〉 및 〈附表 3〉과 같은 표를 작성할 수 없다.

型을 개발함으로써 本 模型의 경우 10개의 歲入項目, 5개의 歲出項目 등 15개의 財政政策代案이 巨視經濟에 미치는 효과를 상세하게 분석할 수 있다.

넷째, 本 模型에서는 個人, 企業, 政府, 金融 및 海外 등 5개 부문에 대한 巨視經濟計定, 즉 個人, 企業, 政府部門의 소득지출 및 자금계정, 金融部門의 通貨概觀表, 海外部門의 國際收支表, 그리고 경제전체를 종합하는 國民計定을 명시적으로 연결시킴으로써 경제부문간의 實物 및 金融去來를 명확하게 파악할 수 있다.

다섯째, 本 模型은 전체 60개의 方程式으로 구성되어 經濟의 5개 부문에 대한 중요한 巨視變數들이 거의 망라되어 있고 여러가지 政策變數들이 포함되어 있어 財政政策뿐만 아니라 다른 政策效果分析에도 용이하게 적용할 수 있다.

여섯째, 本 模型 自體는 다소 복잡한 非線型 聯立方程式體系를 이루고 있으나 보편화된 LOTUS 혹은 QUATTRO 프로그램을 사용하여 시뮬레이션과정을 손쉽고 명료하게 파악할 수 있으며 좀더 사용자에게 친숙하고 용이한 프로그램으로 개발할 수 있다.

이와 같은 模型을 이용하여 本 硏究가 분석하고자 하는 목적은 다음과 같다.

첫째, 여러가지 歲入 및 歲出項目이 物價, 成長, 國際收支 및 財政收支 등 巨視變數에 미치는 영향을 판별하고 物價安定 등 중요 정책목표에 따른 각 항목별 우선순위를 결정함으로써 豫算編成時 중요한 참고 기준으로 활용하고자 한다.

둘째, 國民計定, 資金循環計定 등 여러가지 巨視經濟計定 상호간에 일관성 있는 會計關係를 유지하는 넓은 의미에서의 資金計劃模型을 韓國經濟에 적용함으로써 정책효과분석의 正確性 및 生產性을 제고하고자 한다.

本稿는 다섯개의 章으로 구성되어 있다. 먼저 Ⅱ章에서는 여러가

지 行態方程式, 定義式 및 恒等式으로 구성된 本 模型의 기본구조를 제시하고, Ⅲ章에서는 本 模型의 가장 중요한 특징인 자금계획모형과 자금순환계정에 대해서 살펴보고자 한다. 이어서 Ⅳ章에서는 여러가지 정책대안에 대한 시뮬레이션 결과를 논의하고, 마지막 Ⅴ章에서는 이제까지의 분석결과를 요약함과 아울러 本 硏究의 몇가지 발전방향에 대해서 논술하고자 한다.

Ⅱ. 模型의 基本構造

本章에서는 本 模型의 기본구조에 대해서 상술하고자 한다. 〈表 1〉에 나타난 바와 같이 本 模型은 일곱개의 行態方程式과 53개의 정의식 및 항등식으로 구성되어 있다. 第1節에서는 本 模型의 行態方程式에 대해서, 第2節에서는 정의식 및 항등식에 대해서, 마지막 3節에서는 일곱개의 行態方程式의 추정결과에 대해서 논의하고자 한다.[3)]

1. 行態方程式

〈表 1〉의 상단에는 민간소비 등 일곱가지 變數들에 대한 구조식과 예상가능한 부호들이 정리되어 있다. 각 구조식은 이론적인 바탕과 실제추정을 통해 나타나는 통계적 설명력, 계수의 유의성 및 부호의 타당성 등을 기초로 선정되었다.[4)] 먼저 民間消費函數는 항

3) 本 模型에서 사용되는 變數들에 대한 설명은 內生變數, 外生變數, 파라미터 및 정책변수로 구분하여 〈附表 1〉에 수록하였다.

4) 이 일곱개 行態方程式의 구조식 설정에 있어서는 KDI의 연간 및 분기모형(左承喜 외[1993], 白雄基·吳尙勳[1993]), 한국은행의 金亮宇 외(1993)의 분기모형의 상당부분을 참고하였다. 엄격한 계량경제학적인 기준에 비추어 볼 때

상소득 평생주기가설(permanent income-lifecycle hypothesis), 실질잔고효과(real balance effect), 기간간 대체효과(intertemporal substitution effect)를 고려하여 당기의 가처분소득(YDR)과 전기의 소비($PCON_{-1}$), 실질총통화($MS/PGNP$), 실질수신금리($rd\text{-}p$)를 설명변수로 포함시켰다. 이어서 民間投資는 전기의 민간투자($PINV_{-1}$), 수출(EX), 환율(exr), 실질총통화, 실질여신금리($rl\text{-}p$)에 의해서 결정되는 것으로 추정되었다.[5]

다음 輸出은 전기의 수출(EX_{-1}), 해외GNP($FGNP$), 상대수출가격(달러표시 수출단가/해외물가; $PX/FWPI$)[6]의 함수로, 수입은 전기의 수입(IM_{-1}), 실질GNP($GNPR$), 총투자의 對GNP比率(I/GNP), 상대수입가격(원화표시 수입단가/국내물가; $PMW/PGNP$)의 함수[7]로 추정되었다. 이어서 GNP디플레이터는 임금(W), 원貨表示 수입단가(PMW), 노동생산성(LP)에 의하여 결정되는 것으로 추정되었는데,[8] 이 관계식은 전체 생산액 중 이윤이 차지하는 비율이 일정하다는 가정에 근거한 전형적인 利潤加算模型(mark-up model)에서 유도된다.[9] 다음 수출가격은 전기의 물가

本 模型의 行態方程式도 여타의 모형들과 같이 정식화 오류(specification error), 다중공선성(multicollinearity), 식별(identification)의 문제 등에 있어서 좀더 보완·발전시켜야 할 여지가 적지 않은 것으로 판단된다.

5) 이와 같은 民間投資函數의 구조식에서 수출증가는 投資를 활성화하는 효과를 갖는 것으로 상정되는데, 여기서 換率이 投資에 負의 효과를 갖게 되는 것은 平價切下의 경우 수출이 늘고 수입이 줄게 되며, 수입감소는 투자용 수입자재의 감소를 통해 다시 投資의 減少로 연결된다. 이때 平價切下는 통상적인 '다른 조건이 같다면(*ceteris paribus*)'의 원리에 의해 수입감소의 효과만을 반영하는 것으로 상정하여 投資에 負의 효과를 갖게 된다.

6) 海外GNP와 海外(都賣)物價는 우리나라 經濟와 밀접한 관계가 있다고 판단되는 4개의 G7 국가, 즉 美國, 日本, 獨逸, 英國의 경우를 가중평균해서 사용하였다.

7) $PMW=PM \cdot exr$로서 원貨로 표시한 수입단가를 의미한다.

8) 本章 제3절의 〈表 3〉에 나타나 있는 바와 같이 이하의 가격 및 임금식에 있어서 대부분의 變數들은 증가율 형태, 즉 log차분형태로 추정되었다.

9) 이와 동일한 형태의 物價方程式을 추정한 연구로서 李啓植(1984), 朴佑奎·金世鍾(1992)이 있다.

상승률($PGNP_{-1}$), 환율(exr), 원화표시 수입단가(PMW), 해외물가($FWPI$)의 함수로 추정되었고, 마지막으로 임금은 당기와 전기의 物價上昇率, 전기의 實質GNP 성장률에 의해서 결정되는 것으로 추정되었다. 이와 같은 物價와 賃金의 정식화를 통해서 物價-賃金 連動現象(price-wage spiral)을 모형에 반영하였다.

2. 定義式과 恒等式

전술한 바와 같이 본 모형에는 53개의 定義式 및 恒等式이 있는데, 이들은 다시 국민계정과 경제의 5개 부문, 즉 개인, 기업, 정부, 금융 및 해외부문으로 나뉜다.

(1) 國民計定

〈表 1〉에서 식 (8)~(16)은 국민계정상의 중요변수들의 관계식을 나타내고 있다. 먼저 GNP는 7가지 항목, 즉 민간소비, 민간투자, 정부인건비(WG), 정부물건비(CG), 정부투자(IG), 그리고 수출-수입으로 구성된다. 國民純生産(NNP)은 GNP에서 固定資産消耗(A)를 차감한 것이고, 국민소득(NI)은 국민순생산에서 간접세, 즉 本 模型에서 소비세(TCN)와 관세(TM)를 차감한 것이다. 다음 개인소득(PI)은 國民所得에서 법인세(TCI), 유보이익(RE) 및 정부세외수입(NTR)을[10] 차감하고 정부이전지출(TR)과 정부이자지출(INT)을 포함해서 결정되며, 가처분소득(YD)은 개인소득에서 개인소득세(TPI)를 차감한 것이다.

(2) 個人部門

〈表 1〉에서 개인부문은 식 (17)~(20)으로 요약된다. 개인부문에서

10) 本 模型에서 정부세외수입은 재산수입, 수익자부담금(user charges) 등 정부부문이 창출하는 일종의 부가가치를 나타낸다.

〈表 1〉 基本模型

Ⅰ. 行態方程式

1. 民間消費

$$PCON = PCON(\underset{+}{PCON_{-1}},\ \underset{+}{YDR},\ \underset{+}{MS/PGNP},\ \underset{-}{rd\text{-}p})$$

2. 民間投資

$$PINV = PINV(\underset{+}{PINV_{-1}},\ \underset{+}{EX},\ \underset{-}{exr},\ \underset{+}{MS/PGNP},\ \underset{-}{rl\text{-}p})$$

3. 輸出

$$EX = EX(\underset{+}{EX_{-1}},\ \underset{+}{FGNP},\ \underset{-}{PX/FWPI})$$

4. 輸入

$$IM = IM(\underset{+}{IM_{-1}},\ \underset{+}{GNPR},\ \underset{+}{I/GNP},\ \underset{-}{PMW/PGNP})$$

5. GNP디플레이터

$$PGNP = PGNP(\underset{+}{W},\ \underset{+}{PMW},\ \underset{-}{LP})$$

6. 輸出價格

$$PX = PX(\underset{+}{PGNP_{-1}},\ \underset{-}{exr},\ \underset{+}{PMW},\ \underset{+}{FWPI})$$

7. 賃金

$$W = W(\underset{+}{PGNP},\ \underset{+}{PGNP_{-1}},\ \underset{+}{GNPR_{-1}})$$

Ⅱ. 定義式 및 恒等式

(1) 國民計定

8. $GNP = PGNP(PCON + PINV) + WG + CG + IG + PGNP(EX - IM)$
9. $NNP = GNP - A$
10. $NI = NNP - TCN - TM$
11. $PI = NI - TCI - RE + TR + INT - NTR$
12. $YD = PI - TPI$
13. $S = SH + SC + SG$
14. $I = IP + IG$
15. $IP = PGNP \cdot PINV$
16. $IR = I/PGNP$

(2) 個人部門

17. $CP = PGNP \cdot PCON$
18. $SH = YD - CP$

19. $IH = h \cdot IP$
20. $OSH = s \cdot PI$

(3) 企業部門

21. $NIC = NI - OSH - WG - NTR = WC + PT$
22. $WC = w \cdot NIC$
23. $PT = NIC - WC = TCI + D + RE$
24. $PTA = PT - TCI$
25. $D = d \cdot PTA$
26. $SC = RE + A$
27. $A = a \cdot GNP$
28. $IC = IP - IH$
29. $FC = IC - SC = FDC + FFC$
30. $FDC = FDC1 + FDC2$
31. $FDC2 = NL$

(4) 政府部門

32. $REV = TPI + TCI + TCN + TM + NTR$
33. $TPI = TW + TD + TI + TOS$
34. $TW = tw(WC + WG) - ITR$
35. $TD = td \cdot D$
36. $TI = ti \cdot INT$
37. $TOS = tos \cdot OSH$
38. $TCI = tci \cdot PT - ITC$
39. $ITC = t \cdot b \cdot IC$
40. $TCN = tcn \cdot CP$
41. $TM = tm \cdot PGNP \cdot IM$
42. $NTR = n \cdot REV$
43. $EXP = CEX + IG + NL$
44. $CEX = WG + CG + INT + TR$
45. $INT = rdl \cdot GB_{-1}$
46. $rdl = (rd + rl)/2$
47. $NL = l \cdot EXP$
48. $SG = REV - CEX$
49. $BB = REV - EXP$
50. $FG = -BB = FDG + FFG$
51. $FDG = MF + BF$
52. $GB = GB_{-1} + BF - c \cdot R$

(5) 金融部門

53. $MS=NFA+CRG+CRP-OIN=MS_{-1}+MF+FDH+FDC1-(1-c)R$
54. $NFA=NFA_{-1}-(1-c)R$
55. $CRG=CRG_{-1}+MF$
56. $CRP=CRP_{-1}+FDH+FDC1$

(6) 海外部門

57. $CB=PGNP(EX-IM)$
58. $KB=FFC+FFG$
59. $OB=CB+KB$
60. $R=-B$

개인소득(PI)은 기업과 정부부문으로부터의 被傭者報酬($WC+WG$), 營業剩餘(OSH), 기업부문으로부터의 配當所得(D), 정부부문으로부터의 이자(INT) 및 이전지출(TR)로 구성된다.[11] 본 모형에서 개인부문의 투자(IH)는 민간투자(IP)의 일정률(h)로, 영업잉여(OSH)는 개인소득(PI)의 일정률(s)로 가정된다.[12]

(3) 企業部門

〈表 1〉에서 기업부문은 식 (21)~(31)로 정리된다. 먼저 기업부문에서 창출되는 국민소득(NIC)은 경제 전체의 국민소득(NI)에서 개인영업잉여(OSH), 정부부문 피용자보수(WG), 세외수입(NTR)을 차감해서 결정되며,[13] 이 기업부문 국민소득은 기업부문 피용자보수(WC)와 영업잉여(PT)로 구성된다. 기업부문의 영업잉여는 다시 법인세(TCI), 配當(D), 留保利益(RE)으로 구성되며 유보이익에 기업

---

11) 이것은 다음 章의 〈表 4〉에 의해서도 설명된다.

12) 이 밖에 본 모형에서 이용되는 중요한 가정들은 다음과 같다. ① 고정자산소모(A)는 기업부문의 경우만을 고려한다. ② 公企業은 기업부문에 포함된다. ③ 금융부문은 오로지 금융활동에만 전념한다. ④ 수신금리(rd), 여신금리(rl), 환율(exr)은 정부당국에 의해서 결정되는 정책변수이다.

13) 즉 $NIC=NI-OSH-WG-NTR$. 이것은 다음과 같이 설명된다. $NIC=NI-NIH-NIG$, 그리고 $NIH=OSH$, $NIG=WG+NTR$인데, 여기서 NIH는 개인부문 국민소득, NIG는 정부부문 국민소득이다.

부문 고정자본소모(A)를 합하면 기업부문(총)저축(SC)이 결정된다. 本 模型에서 기업부문 피용자보수(WC)는 기업부문 국민소득(NIC)의 일정률(w)로, 배당은 稅後營業剩餘(PTA)의 일정률(d)로, 고정자본소모(A)는 GNP의 일정률(a)로 가정된다. 기업부문의 자금부족($FC=IC-SC$)은 국내재원(FDC)과 국외재원(FFC)에 의해 조달되며, 국내재원은 다시 민간은행으로부터의 차입($FDC1$)과 정부융자($FDC2=NL$)에 의해 조달된다.

(4) 政府部門

本 模型에서는 정부부문으로서 중앙정부와 지방정부를 포함하는 일반정부를 상정하고 있으며, 〈表 1〉에서 식 (32)~(52)가 정부부문의 관계식에 해당된다. 本 模型은 재정정책 시뮬레이션모형임에 비추어 정부부문을 가능한 한 세분화하였는데, 이 관계식을 다시 정리해 보면 〈表 2〉와 같다.

먼저 政府歲入(REV)은 조세수입(TTR)과 세외수입(NTR)으로, 다시 租稅收入은 개인소득세(TPI), 법인세(TCI), 소비세(TCN), 관세(TM)로 구성된다. 個人所得稅는 다시 근로소득세(TW), 배당소득세(TD), 이자소득세(TI) 및 사업소득세(TOS)로 분류되는데, 근로소득세의 경우에는 식 (34)에서와 같이 여러가지 減免(ITR)을 고려하였다. 법인세의 경우에는 식 (38)에서와 같이 投資稅額控除(ITC)를 고려하였는데, 투자세액공제는 식 (39)에서와 같이 기업의 전체 투자(IC)에 세액공제 혜택이 적용되는 비율(b)과 세액공제율(t)을 곱해서 결정된다. 대부분의 경우 조세는 해당 課稅베이스(tax base)에 대한 비례세의 형태로 가정되며, 세외수입도 총세입의 일정률(n)로 가정된다.[14] 이어서 政府支出(EXP)은

14) 정부부문의 실제자료를 살펴보면 NTR/REV, 또 후술하는 純貸出(NL)의 對總歲出(EXP)比率은 대부분의 경우 일정하게 나타난다.

〈表 2〉 政府部門 歲入 · 歲出 總括

歲　　入	歲　　出
Ⅰ. 租稅收入(TTR)	Ⅳ. 經常支出(CEX)
1. 個人所得稅(TPI)	1. 人件費(WG)
1.1. 勤勞所得稅(TW)	2. 物件費(CG)
1.2. 配當所得稅(TD)	3. 利子支出(INT)
1.3. 利子所得稅(TI)	4. 移轉支出(TR)
1.4. 事業所得稅(TOS)	
2. 法人稅(TCI)	Ⅴ. 資本支出(IC)
3. 消費稅(TCN)	
4. 關　稅(TM)	Ⅵ. 純貸出(NL)
Ⅱ. 稅外收入(NTR)	
Ⅲ. 總歲入(REV=Ⅰ+Ⅱ)	Ⅶ. 總歲出(EXP=Ⅳ+Ⅴ+Ⅵ)
Ⅷ. 總財政收支(BB=Ⅲ−Ⅶ)	
Ⅸ. 補塡財源(FG=−Ⅷ)	
1. 國內(FDG)	
1.1. 韓國銀行(MF)	
1.2. 國公債(BF)	
2. 海外(FFG)	
參考項目 :	
政府貯蓄(SG=Ⅲ−Ⅳ)	
國債殘高($GB=GB_{-1}+BF-c\cdot R$)	

경상지출(CEX), 자본지출, 즉 정부투자(IG)와 순대출(NL)로 구성되며, 經常支出은 다시 인건비(WG), 물건비(CG),[15] 이자지출(INT), 이전지출(TR)로 구성된다. 이자지출은 전기의 국채잔고(GB_{-1})에 準市場金利(rdl)를 적용하여 결정하는데, 本 模型에서는 준시장금리를 정부정책변수인 수신금리(rd)와 여신금리(rl)의 평균치로 가정하였다.[16]

15) 이 물건비에 대한 보다 정확한 표현은 '기타 재화 및 용역지출(other purchases of goods and services)'이다.

16) 國公債 이자지급시 상당수의 경우 시장실세금리가 적용된다.

다음으로 純貸出(NL)은 총세출의 일정률(l)로 가정하였다. 이어서 總財政收支(BB)는 총세입(REV)과 총세출(EXP)의 차이로 결정되며, 적자의 경우 국내재원(FDG)과 해외재원(FFG)으로 보전되는데 國內財源은 다시 중앙은행차입(MF)과 국공채발행(BF)으로 구분된다. 한편 정부저축(SG)은 총세입에서 경상지출을 차감해서 결정되며, 國債殘高(GB)는 전기의 잔고(GB_{-1}), 財政赤字補塡을 위한 당기의 국공채발행액(BF)과 후술하는 바와 같이 해외부문에서의 외환증가분이 기업부문에서 채권으로 소화되는 부분($-cR$)으로 구성된다.

(5) 金融部門

〈表 1〉에서 금융부문은 식 (53)~(56)으로 요약된다. 먼저 총통화(MS)는 통화개관표(monetary survey)상의 통상적인 정의식에 의해 해외순자산(NFA), 정부부문신용(CRG) 및 민간부문신용(CRP)의 합계에서 기타항목(OIN)을 차감해서 결정된다. 본 모형에서 정부는 부분적인 不胎化(sterilization)정책을 채택하는데, 해외부문에서의 외환증가분($-R$)은 금융부문에서 화폐화(monetization)되는 부분($-(1-c)R$)과 기업부문에서 채권으로 소화되는 부분($-cR$)으로 나뉜다. 여기서 c는 不胎化係數로서 c=1이면 완전한 不胎化, c=0이면 완전한 화폐화가 이루어진다. 이어서 해외순자산(NFA)은 전기의 순자산(NFA_{-1})과 외환증가분의 화폐화부문의 합으로, 정부부문신용(CRG)은 전기분(CRG_{-1})과 政府의 중앙은행차입(MF)의 합으로, 민간부문신용(CRP)은 전기분(CRP_{-1}), 개인 및 기업부문의 민간은행차입(FDH, $FDC1$)의 합으로 결정된다.

(6) 海外部門

〈表 1〉에서 海外部門은 식 (57)~(60)으로 간단히 정리된다. 本

模型에서 경상수지(CB)는 수출과 수입의 차이로, 자본수지(KB)는 기업부문의 해외차입(FFC)과 정부부문의 해외차입(FFG)으로, 종합수지(OB)는 이 두 수지의 합으로 표시된다.

3. 行態方程式의 推定結果

〈表 3〉에는 民間消費函數 등 일곱개의 行態方程式에 대한 추정결과가 정리되어 있다. 모든 방정식은 1972~92년간 연간자료를 사용하여 통상최소자승법(OLS)으로 추정되었다. 이 方程式들에서 모든 실질변수의 時系列은 1985년 가격으로 표시되었다. 앞에서 지적한 바와 같이 본 모형의 行態方程式의 구조 및 추정결과는 엄격한 여러가지 計量經濟學的인 검증방법에 비추어 볼 때 模型의 보다 정교한 정식화 및 추정방법 등에 의해 개선할 여지가 없지 않으나 통상적인 기준에 근거해 볼 때 그런대로 무난한 것으로 판단된다. 이 表에서 모든 係數가 예상되는 부호를 갖는 것으로 나타나고 t값, R^2, *Durbin-Watson*, H값 등 통계치들이 그런대로 적합한 수준을 보여주고 있다.

Ⅲ. 模型의 特性

本章에서는 本 模型의 가장 중요한 특징인 資金計劃(financial programming) 模型과 資金循環計定(flow-of-funds accounts)에 대해서 살펴보고자 한다.

〈表 3〉 行態方程式의 推定結果

1. 民間消費

$$\log(PCON)=0.61677+0.54131\log(PCON)_{-1}+0.25524\log(YDR)$$
$$(2.36158)\ (7.17280)\qquad\qquad (2.84496)$$

$$+0.15156\log(MS/PGNP)-0.00163(rd\text{-}p)$$
$$(2.23476)\qquad\qquad (2.31154)$$

$$R^2=0.9991\quad D.W.=2.1703\quad H=-0.4061$$

2. 民間投資

$$\log(PINV)=1.05538+0.28826\log(PINV)_{-1}+0.55421\log(EX)$$
$$(1.15287)(2.27643)\qquad\qquad (3.00406)$$

$$-0.44883\log(exr)+0.33184\log(MS/PGNP)-0.00979(rl\text{-}p)$$
$$(2.72737)\qquad (2.06250)\qquad\qquad (1.64132)$$

$$R^2=0.9877\quad D.W.=1.8218\quad H=0.2673$$

3. 輸　出

$$\log(EX)=-9.27242+0.54429\log(EX)_{-1}$$
$$(2.77951)\ (4.98844)$$

$$+1.53380\log(FGNP)-0.99580\log(PX/FWPI)$$
$$(3.19029)\qquad (3.49613)$$

$$R^2=0.9918\quad D.W.=1.6108\quad H=0.9727$$

4. 輸　入

$$\log(IM)=4.18713+0.41990\log(IM)_{-1}+0.51992\log(GNPR)$$
$$(2.64251)(5.80257)\qquad\qquad (5.34522)$$

$$+0.21516\log(I/GNP)-0.33472\log(PMW/PGNP)$$
$$(1.61391)\qquad\qquad (2.99808)$$

$$R^2=0.9977\quad D.W.=2.2599\quad H=-0.8054$$

5. GNP 디플레이터

$$\log(PGNP/PGNP_{-1})=0.02039+0.64838\log(W/W_{-1})$$
$$(0.66162)(11.73124)$$

$$+0.22926\log(PMW/PMW_{-1})-0.02295\log(LP)$$
$$(8.35255)\qquad\qquad (1.77106)$$

$$R^2=0.9690\quad D.W.=2.4209$$

6. 輸出價格

$$\log(PX/PX_{-1})=0.01346+0.22417\log(PGNP_{-1}/PGNP_{-2})-1.05307\log(exr/exr_{-1})$$
$$(1.17829)\ (2.52937) \qquad\qquad (9.7086)$$

$$+0.41321\log(PMW/PMW_{-1})+0.24299\log(FWPI/FWPI_{-1})$$
$$(5.08770) \qquad\qquad (1.22030)$$

$$R^2=0.9375 \quad D.W.=2.1641$$

7. 賃　　金

$$\log(W/W_{-1})=0.02645+0.60822\log(PGNP/PGNP_{-1})$$
$$(0.90910)\ (3.48482)$$

$$+0.37062\log(PGNP_{-1}/PGNP_{-2})+0.47624\log(GNP_{-1}/GNP_{-2})$$
$$(1.93363) \qquad\qquad (1.95954)$$

$$R^2=0.8400 \quad D.W.=1.3946$$

---

1. 資金計劃模型

本稿에서 사용되는 넓은 의미에서의 자금계획모형은 국민계정 등 여러가지 거시경제계정(macroeconomic accounts) 상호간에 일관성 있는 회계관계(consistent accounting relationship)가 유지되고[17] 중요한 거시경제변수간에 일정한 행태관계(behavioral relationship)가 성립되는 체제 안에서 대부분의 경우 5년 이내의 기간에 걸쳐 경제성장 혹은 안정 등 거시정책목표를 달성하기 위한 금융, 재정, 외환 등 여러가지 경제정책의 효과를 일관성 있게 그리고 체계적으로 분석하기 위한 모형이다.[18]

---

17) 환언하면 경제 각 부문간에 회계상의 일관성을 유지하는 것이다. 예를 들어 경제의 한 부문에서 지출이 수입을 초과하여 자금과부족이 발생한 경우 이는 다른 부문의 저축에 의해서 보전되고 경제 전체적으로는 국내저축·투자차액 $(S-I)$이 경상수지(CB)와 일치하는 것이다.

18) 좁은 의미에서의 자금계획모형은 IMF에서 차관을 공여하는 후진국에 대해서 經濟의 調整(adjustment) 혹은 安定化(stabilization)를 추진하기 위해 사용하는 특정형태의 모형을 의미한다. 이에 대한 보다 상세한 논의에 대해서는 IMF(1987) 참조.

本 模型에서 먼저 중요 거시변수간의 행태관계는 〈表 1〉에 나타나 있는 일곱개의 行態方程式으로 정리된다. 이어서 여러가지 거시경제 계정간의 회계관계는 本 模型에서는 국민계정, 개인, 기업, 정부부문의 소득지출 자금계정, 자금순환계정, 금융부문의 통화개관표(monetary survey), 해외부문의 국제수지표에 의해서 성립된다. 이러한 여러 계정의 구체적인 내용과 수치는 기본(baseline)시나리오의 경우에 대한 〈附表 4〉에 정리되어 있는데, 이 여러가지 계정들의 관계를 각 부문의 所得支出計定과 資金循環計定으로 압축하여 하나의 표로 정리해 보면 〈表 4〉와 같다.[19]

이 表의 상단에는 개인, 기업, 정부, 금융, 해외 등 5개 부문에 대한 所得支出計定이 요약되어 있다. 먼저 개인부문의 경우, 所得源泉의 항목은 기업 및 정부부문에서의 피용자보수($WC+WG$), 영업잉여(OSH), 배당(D), 이자(INT), 이전소득(TR)이며 이의 합계가 개인소득(PI)이 된다. 이어서 소득운용항목은 개인소비(CH)와 개인소득세(TPI)이며, 이 두 항목을 개인소득에서 차감하면 개인저축(SH)이 결정된다. 기업부문의 경우 영업잉여(PT)가 소득원천항목이며 여기서 배당지출(D), 법인소득세(TCI)를 차감하면 유보이익(RE), 즉 기업순저축이 결정된다. 이어서 정부부문의 경우, 소득원천항목은 직접세($TPI+TCI$), 간접세($TCN+TM$), 세외수입(NTR)이며 이의 합계가 총세입(REV)이 된다. 정부부문의 소득운용항목은 인건비(WG), 물건비(CG), 이자지출(INT), 이전지출(TR)이며, 이의 합계는 경상지출(CEX)로서 이를 총세입에서 차감하면 정부저축(SG)이 결정된다. 마지막으로 해외부문의 경우 수입(IMV)이 소득원천항목이며, 수출(EXV)이 소득운용항목이 된다.

이 表의 오른쪽 마지막 두 行에는 경제전체의 소득지출계정이 정

19) 〈附表 5〉에는 國民計定과 다른 巨視計定과의 관계를 좀더 단순하게 정리한 내용이 수록되어 있다.

〈表 4〉 所得支出計定과 資金循環計定

	個人		企業		政府		金融		海外		經濟全體	
	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用
Ⅰ. 所得支出計定												
1. 所得												
被傭者報酬	$WC+WG^*$										$WC+WG^*$	
營業剩餘	OSH		PT								$+OSH+PT$	
稅外收入					NTR						$-NTR(=NI)$	
間接稅					$TCN+TM$						$+TCN+TM(=NNP)$	
直接稅					$TPI+TCI$						$TPI+TCI$	
配當所得	D										D	
利子所得	INT										INT	
移轉所得	TR^*										TR^*	
輸入									IMV		IMV	
2. 經常支出												
消費		CH				CG^*						$CH+CG^*$
配當				D								D
直接稅		TPI		TCI								$TPI+TCI$
人件費						WG^*						WG^*
利子支出						INT						INT
移轉支出						TR^*						TR^*
輸出										EXV		EXV
計	PI	$CH+TPI$	PT	$D+TCI$	REV	CEX			IMV	EXV	$CREN$	$CEXN$
貯蓄		SH		RE		SG				$-CB$		$S-CB-A$
Ⅱ. 資金循環計定												
1. 非金融去來												
貯蓄	SH		RE		SG				$-CB$		$S-CB-A$	
固定資本消耗			A								$A(+NNP=GNP)$	
投資		IH		IC		IG						I
貯蓄投資差額		SIH		SIC		SIG				$-CB$	0	$S-I-CB$
2. 金融去來												
貯蓄投資差額	SIH		SIC		SIG				$-CB$		$S-I-CB$	0
通貨		MH		MC		MG	dMS				dMS	dMD
國公債		BF^*			BF^*						BF^*	BF^*
銀行貸出	FDH		$FDC1$		MF^*			$dCRP+dCRG$			FB	dDC
政府融資			$NL(FDC2)$			NL					$FDC2$	NL
海外借入			FFC^*		FFG					KB	FF	KB
外換運用				$-cR$				$-(1-c)R-R(OB)$			OB	$-R$
計	$SIH+LH$	AH	$SIC+LC$	AC	$SIG+LG$	AG	LB	AB	$-CB+LF$	AF	$SIN+LN$	AN

註：*는 政策變數임.

리되어 있다. 먼저 소득원천항목 중에서 기업 및 정부부문으로부터의 피용자보수($WC+WG$), 개인 및 기업부문에서의 영업잉여($OSH+PT$), 정부부문에서의 세외수입(NTR)의[20] 합이 국민소득(NI)이 되며, 이 국민소득에 소비세 및 관세 등 간접세를 더하면 국민순생산(NNP)이 결정된다. 이 소득원천항목들을 전부 합하면 경제 전체의 소득($CREN$)이 되는데, 이를 橫으로, 즉 각 부문별로 살펴보면 개인, 기업, 정부, 해외부문의 소득, 즉 개인소득(PI), 기업부문의 영업잉여(PT), 세입(REV), 輸入(IMV)으로 구성된다. 이 表의 맨 마지막 行에는 소비지출 등 각 부문의 지출항목이 나열되어 있는데, 이 항목들의 합은 경제 전체의 경상지출($CEXN$)이 되며 이 항목을 경제 전체의 소득($CREN$)에서 차감하면 이 表에서 보는 바와 같이 국내총저축($S=SH+C+SG$)+해외저축($-CB$)−고정자산소모(A)의 산식에 의해 경제 전체의 순저축($S-CB-A$)이 결정된다.

2. 資金循環計定

本稿에서 고려하는 資金循環計定은 〈表 4〉의 하단에 정리되어 있다. 이 表에는 개인, 기업, 정부, 금융, 해외 등 5개 부문의 非金融去來와 金融去來가 나타나 있다. 먼저 非金融去來는 결국 개인, 기업, 정부부문에서 貯蓄과 投資의 差로 나타나는데, 이 세 부문 差의 合은 해외부문에서의 經常收支(CB)와 일치한다. 非金融去來에서 특히 기업부문의 경우 기업순저축, 즉 留保利益(RE)에 固定資産消耗(A)를 합하면 企業總貯蓄(SC)이 되고 이 固定資産消耗에 이 表 상단의 경제 전체에 있어서의 國民純生産(NNP)을 합하게 되면 國民總生産(GNP)이 결정된다.

---

20) 전술한 바와 같이 세외수입은 정부부문이 창출하는 일종의 부가가치를 나타낸다.

이어서 金融去來는 첫번째 항목으로 개인, 기업, 정부부문의 通貨에 대한 需要(MH, MC, MG)와 이에 상응하는 금융부문의 通貨供給(dMS)이 있고, 두번째 항목으로는 정부가 발행하는 國公債(BF)가 있는데, 개인부문이 자산운용의 형태로 이를 구입하게 된다.[21] 세번째 항목은 銀行貸出로서, 個人에 대한 貸出(FDH), 企業에 대한 貸出($FDC1$), 中央銀行의 정부에 대한 貸與金(MF)으로 구분되는데, 금융부문에서는 자금운용항목으로서 민간여신증분($dCRP$)과 정부여신증분($dCRG$)의 합으로 표시된다. 네번째 항목은 대부분 公企業에 대한 政府融資(NL)인데, 이는 정부부문에서는 광의의 세출항목이며 公企業을 통합하는 기업부문에서는 財源調達, 즉 資金의 원천항목($FDC2$)이 된다. 다섯째 항목은 海外借入인데, 기업부문의 借入(FFC)과 정부부문의 借入(FFG)으로 구성된다. 이 두 차입항목의 合은 해외부문에서의 資本收支(KB)와 같다.

本 模型에서 金融去來의 마지막 항목은 外換運用인데, 이것은 정부의 부분적인 不胎化(sterilization)政策을 고려하여 해외부문에서의 외환증가분, 즉 綜合收支($OB=-R$)가 금융부문에서 貨幣化(monetization)되는 부분($-(1-c)R$)과 기업부문에서 債券으로 소화되는 부분($-cR$)으로 나뉜다. 이 資金循環表의, 특히 금융거래부문에서 각 부문의 경우 자금원천항목의 합과 자금운용항목의 합은 일치하게 되는데, 이는 本 模型의 회계상의 일관성을 점검하는 하나의 기준이 되고 있다. 이것을 이 表에 나타난 바와 같이 각 부문별로 수식으로 정리하면 다음과 같다.

개 인 : $SIH+LH=AH,\ SIH=AH-LH$ (1)

기 업 : $SIC+LC=AC,\ SIC=AC-LC$ (2)

---

21) 本 模型에서는 政府財政赤字의 補塡을 위한 國公債 발행의 경우, 이를 개인부문이 소화하고, 해외부문에서의 외환증가분을 채권발행으로 不胎化하는 경우, 이를 기업부문이 소화하는 것으로 가정된다.

정 부 : $SIG+LG=AF,\ SIG=AG-LG$ (3)

금 융 : $LB=AB$

해 외 : $-CB+LF=AF,\ -CB=AF-LF$

경제전체 : $SIN+LN=AN,\ SIN=AN-LN=0$

여기서 $LH=FDH,\ AH=MH+BF,$

$LC=FDC1+FDC2+FFC,\ AC=MC-cR,$

$LG=MF+BF+FFG,\ AG=MG+NL,$

$LB=dMS,\ AB=dCRP+dCRG-(1-c)R,\ LF=-R=OB,$

$AF=KB,\ LN=LH+LC+LG+LB+LF,$

$AN=AH+AC+AG+AB+AF$

이 관계식이 의미하는 바는 금융부문의 경우를 제외하고 여타 부문에 있어서는 각 부문의 저축·투자차($SIH,\ SIC,\ SIG,\ -CB,\ SIN$)[22]와 금융부채증가($LH,\ LC,\ LG,\ LF,\ LN$)의 合이 금융자산증가($AH,\ AC,\ AG,\ AF,\ AN$)와 일치한다는 것이고, 이것은 다시 각 부문의 실물활동에 있어서의 저축과 투자의 차이는 각 부문의 금융활동에 있어서의 금융자산증가와 금융부채증가의 차이와 일치한다는 것이다.[23] 위의 관계식을 다시 개인, 기업, 정부, 금융부문의 경우 금융부채증가 항목과 금융자산증가 항목을 세분하여 정리해 보면 다음과 같다.

개 인 : $SIH+FDH=MH+BF$ (4)

기 업 : $FDC1+FDC2+FFC=MC-cR-SIC$ (5)

정 부 : $SIG+MF+BF+FFG=MG+NL$ (6)

금 융 : $MH+MC+MG=FDH+FDC1+MF-(1-c)R$ (7)

---

22) 자금순환계정에서 정확하게는 저축을 자금원천항목, 투자를 자금운용항목으로 분류하나 여기서는 편의상 저축·투자차로 묶어서 사용하였다. 한편 $SIN=SN-IN$, 즉 경제 전체(해외부문 포함)의 저축·투자차액은 결국 零이 된다.

23) 실제 자금순환표에서 각 부문별 금융자산증가는 금융거래부문에서 운용항목의 합으로, 금융부채증가는 원천항목의 합으로 나타난다.

이 수식에서 각 부문의 경우 등호의 왼쪽은 資金의 원천, 오른쪽은 資金의 運用을 나타낸다. 먼저 개인부문의 경우 貯蓄·投資差와 銀行借入이 資金의 원천이 되며 이를 현금, 요구불 및 저축성예금 등 通貨需要形態로 운용하고 정부발행의 國公債를 구입한다. 기업부문은 銀行借入($FDC1$), 政府融資($FDC2=NL$), 海外借入(FFC)을 資金의 원천으로 通貨需要(MC), 외환채권매입($-cR$), 貯蓄·投資差의 형태로 資金을 운용한다. 이어서 정부부문은 貯蓄·投資差와 中央銀行借入(MF), 國公債 발행(BF), 海外借入(FFG)을 資金의 원천으로 通貨需要(MG), 주로 公企業에 대한 融資(NL)의 형태로 資金을 운용한다. 마지막으로 금융부문에서는 개인, 기업, 정부부문에서의 通貨需要를 資金의 원천으로 이 세 부문에 資金을 貸出하고 外換增加分의 일부를 매입하는 형태로 資金을 운용한다.

위의 식 (4)~(7)에서의 變數는 네가지 형태로 구분된다. 첫째는 實物部門에서의 內生變數로서 SIH, SIC, SIG, NL, 둘째는 政府政策變數로서 BF, FFC, MF, 셋째는 資金循環計定에서의 內生變數로서 MH, MC, MG, FDH, $FDC1$, FFG,[24] 넷째는 實物과 金融部門에서 같이 결정되는 內生變數로서 $-R(=OB=CB+KB=CB+FFC+FFG)$이 있다.[25] 위의 資金循環計定式에서 식 (7)은 식 (4)~(6)으로부터 도출된다. 한편 이 資金循環計定에는 전술한 세번째 형태의 여섯개의 內生變數, 즉 여섯개의 未知數가 있으나 방정식은 세개밖에 없어 이들 內生變數의 해가 구해질 수 없다. 따라서 이 여섯개 內生變數의 해를 구하기 위해서는 추가적인 가정이 불가피하다.

이를 위해서 위의 식 (1)~(3)의 체제에서 다음을 가정하고자 한다.

---

24) 정부부문 해외차입(FFG)은 식 (6)에서 SIG, MG, NL이 내생변수이고 MF, BF가 정책변수인 까닭에 일종의 잔여항(residual)으로 결정되는 내생변수가 된다.

25) 本 模型은 전체적으로 실물부문과 금융부문의 내생변수들이 동시에 결정되는 비선형 연립방정식(non-linear simultaneous equations)체계를 이루고 있다.

$$AH=ah \cdot LH,\ AC=ac \cdot LC,\ MG=mg \cdot LG \qquad (8)$$

즉 개인과 기업부문에서 金融資産 增加와 金融負債 增加가 일정한 관계를 유지하고, 정부부문에서는 通貨需要와 金融負債 增加가 일정한 관계를 갖는다는 것이다.[26)]

Ⅳ. 政策시뮬레이션 結果

1. 시나리오의 設定

財政 및 豫算은 자원배분, 소득분배, 경제안정의 3대 기능을 수행하며, 보다 구체적으로 재정 및 예산운용의 주된 목적은 公共財의 적정공급, 成長潛在力의 배양, 國民福祉의 증진, 그리고 經濟의 安定性 유지에 있다고 할 수 있다. 현재 우리나라에서는 SOC 확충, 농업부문 등의 산업구조 조정, 과학기술 진흥, 사회보장제도 확충, 환경투자 증대 등의 측면에서 재정지출수요가 매우 빠르게 증대하고 있다. 한편 經濟의 개방화, 지방화, 그리고 각종 선거 등 경제 여건의 변화에 따라 經濟의 安定性을 유지시킬 필요성이 증대함에 따라 財政의 물가안정 및 경기조절 기능에 대한 기대 역시 높아지고 있는 실정이다.

---

26) 개인부문과 기업부문의 경우, 이러한 가정은 실제자료, 즉 자금순환표의 수치들을 살펴볼 때 큰 무리가 없는 것으로 판단된다. 자금순환계정에서의 여러 변수들에 대해 여러가지 다른 가정들도 고려해 보았으나 많은 문제점들이 노정되었다. 이와 같은 가정을 사용하지 않는 다른 대안은 주요 내생변수들에 대한 行態方程式을 추정하는 것인데, 崔範樹 외(1992)에서 보는 바와 같이 자료상의 문제, 추정결과의 문제 등으로 이 방법 역시 현단계에서 적절한 것으로 판단되지 않으며 이 문제는 앞으로 시간을 두고 계속 보완·발전시켜 나가야 할 과제로 사료된다.

구체적으로 1995~96년중의 경제상황을 전망해 보면, 동 기간중에는 世界經濟의 회복세와 엔화의 초강세로 인해 對外經濟與件이 호조를 유지할 것으로 예상된다. 世界經濟는 獨逸을 비롯한 先進國의 경기회복과 아시아지역 開途國들의 견조한 성장에 힘입어 1997년까지도 호조를 보일 전망이다. 또한 美·日간 무역불균형의 확대, 美國 재정적자의 지속 등으로 엔화의 강세가 당분간 지속될 전망이며, 이에 따라 수출산업 여건이 크게 향상될 것으로 보인다.

이러한 對外經濟與件에 힘입어 1995~96년중에는 대내적으로 경제성장세가 지속되어 經濟成長率(GDP)이 1995년에 9.3%, 1996년에는 7.6%에 달할 전망이다.[27] 반면 무역수지적자는 수출의 견조한 증가에도 불구하고 국내 투자수요 확대로 인한 수요증가와 엔고로 인한 수입단가 상승으로 다소 확대될 전망이다.

또한 경기회복과 더불어 賃金 및 物價의 상승압력이 가중될 것으로 예상된다. 對外的으로는 원유 및 원자재가격의 인상과 엔고로 인한 수입단가의 상승 등 費用增大要因이 잠재하고 있으며, 對內的으로도 투자확대 및 민간소비지출의 증대로 초과수요압력이 가중될 것으로 보인다. 특히 失業率이 2% 내외의 최저수준임에도 불구하고 경기회복세가 지속됨에 따라 임금상승폭의 확대가 우려되고 있다.

더욱이 1995~96년의 地自制 선거 및 총선거 등에 따라 賃金 및 物價의 상승압력이 증대할 우려가 있다. 막대한 選擧資金이 단기간에 방출되어 通貨量을 팽창시키고, 선거운동에 따라 노동인력부족이 심화되며 노임이 상승할 가능성이 크다. 또한 각종 지역개발공약의 남발로 인한 부동산투기의 재현과 선거특수용품의 가격상승으로 물가불안이 초래될 수 있다.

이와 같은 초과수요압력의 팽창에 직면하여, 經濟安定基調를 정착시키고 해외자본유입에 대응하기 위한 재정정책의 중요성이 증대하

---

27) 韓國開發硏究院, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1995. 2/4.

고 있다. 특히 經濟의 개방화와 金融自律化가 진전됨에 따라 통화·금융정책의 기능이 약화되고 있는 상황에서 財政의 景氣調節機能은 그 중요성이 더욱 커지고 있다.

이러한 시점에서 本稿는 經濟安定을 위해 財政을 어떻게 운용하는 것이 적절한가, 또 각 재정정책수단별 거시경제적 효과는 어떠한가를 살펴보기 위하여 여러가지 정책시뮬레이션을 시도해 보았다. 本稿에서 고려하는 정책수단은 [圖 1]에 정리되어 있다. 이 圖에서 정책수단은 FP1에서 FP15까지 모두 15가지인데, 이들은 크게 세입을 증대시키는 방안과 세출을 감소시키는 방안으로 나눌 수 있다. 먼저 세입을 증대시키는 방안으로서는 個人所得稅의 증대(FP1~FP5), 法人稅의 증대(FP6, FP7), 消費稅의 증대(FP8), 關稅의 증대(FP9), 그리고 稅外收入의 증대(FP10) 등 열가지, 세출을 감소시키는 방안으로서는 人件費의 감소(FP11), 物件費의 감소(FP12), 移轉支出의 감소(FP13), 投資支出의 감소(FP14), 그리고 純貸出의 감소(FP15) 등 다섯가지를 고려하였다.[28] 個人所得稅의 경우 勤勞所得稅 등 네가지 세목으로 다시 나누었는데, 勤勞所得稅 증대의 경우에는 세율 인상과 각종 감면 축소의 두가지 방안을 고려하였다. 한편 法人稅 증대의 경우에도 역시 세율 인상과 투자세액공제 축소의 두가지 방안을 고려하였다.

本章에서는 시뮬레이션을 통하여 여러 정책대안이 5년간에 걸쳐 물가뿐만 아니라 경제성장, 국제수지 및 재정수지에 미치는 영향을 측정하고자 한다. 구체적으로 기본(baseline)시나리오의 1년차에서 5년차까지 각년도 세출(*EXP*)의 1%에 해당하는 액수만큼 세입항목을 증가시키거나 세출항목을 감소시켰을 때, 실질GNP(*GNPR*),

28) 〈表 2〉에서 보는 바와 같이 정부세출항목으로 이자지출(*INT*)도 고려할 수 있겠으나, 〈表 1〉의 관계식 (45) 및 (46)에 나타나 있는 바와 같이 이 항목의 감소를 위해서는 수신금리 및 대출금리를 조정하는 金融政策이 필요하게 됨에 따라 本稿의 분석에서는 제외하였다.

［圖 1］ 經濟安定을 위한 財政政策方案

1. 歲入의 增大	個人所得稅	
	勤勞所得稅 (1) 稅率 引上(TW/tw)	(FP1)
	(2) 각종 減免 縮小(TW/ITR)	(FP2)
	配當所得稅(TD)	(FP3)
	利子所得稅(TI)	(FP4)
	事業所得稅(TOS)	(FP5)
	法人稅 (1) 稅率 引上(TCI/tci)	(FP6)
	(2) 投資稅額控除 縮小(TCI/ITC)	(FP7)
	消費稅(TCN)	(FP8)
	關稅(TM)	(FP9)
	稅外收入(NTR)	(FP10)
2. 歲出의 減少	人件費(WC)	(FP11)
	物件費(CG)	(FP12)
	移轉支出(TR)	(FP13)
	政府投資(IG)	(FP14)
	純貸出(NL)	(FP15)

GNP디플레이터($PGNP$), 경상수지(CB), 재정수지(BB) 등이 어떻게 변하는가를 살펴보고자 한다.

이와 같은 정책시뮬레이션의 효과는 GNP디플레이터의 경우에는 변화율, 實質GNP와 財政收支의 경우에는 動態的 乘數(dynamic multiplier), 經常收支의 경우에는 백만달러 단위로 다음과 같이 계산된다.

$$X_t^{PGNP} = \frac{\text{정책변경 후의 } PGNP - \text{기본시나리오의 } PGNP}{\text{기본시나리오의 } PGNP} \times 100,$$

$$X_t^{GNPR} = \frac{\text{정책변경 후의 } GNPR - \text{기본시나리오의 } GNPR}{(\text{기본시나리오의 } EXP) \times 1\%},$$

$$X_t^{C} = \text{정책변경 후의 } CB - \text{기본시나리오의 } CB,$$

$$X_t^{BB} = \frac{\text{정책변경 후의 } BB - \text{기본시나리오의 } BB}{(\text{기본시나리오의 } EXP) \times 1\%},$$

여기서 X=시뮬레이션 효과

본 시뮬레이션분석의 기초작업인 기본시나리오의 자료 및 결과는 〈附表 2〉~〈附表 4〉와 [附圖 1]에 수록되어 있다. 먼저 〈附表 2〉에는 기본시나리오에서 사용되는 외생변수, 파라미터, 정책변수들의 기준연도, 1~5차연도에 걸친 자료가 정리되어 있다. 이들 자료는 IMF 추계치나 과거의 실적치, 또는 과거 수년간의 평균변화율을 사용하였다. 이어서 〈附表 3〉에는 Ⅲ장의 〈表 4〉, 즉 소득지출계정과 자금순환계정의 기준연도에 대한 실제수치들이 정리되어 있다. 다음 〈附表 4〉에는 기본시나리오 6개 연도에 대한 국민계정 등 전체 8개의 거시경제계정이 정리되어 있다. 마지막으로 [附圖 1]에는 본 모형의 주요경제지표, 즉 실질GNP 성장률, GNP디플레이터 상승률, 경상수지의 대GNP비율, 재정적자의 대GNP비율의 변화추이가 나타나 있다.

2. 政策效果分析

〈表 5〉에는 15개의 정책대안별로 시뮬레이션 효과가 3년차의 경우와 5년차의 경우, 그리고 전체적인 효과를 종합하기 위해서 5년간의 사회적인 시간선호율(social rate of time preference) ρ=0.02 및 0.06으로 할인할 경우 등 네가지가 정리되어 있다.[29]

$$PV_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} \frac{X_t}{(1+\rho)^t}$$

29) 本 模型은 비선형연립방정식 체계로서 Gauss-Seidel방법에 의해서 시뮬레이션 결과가 계산되었다. 本 模型에서는 국민계정 등에서 회계상의 일관성을 점검하는 몇가지 관계식을 수렴기준산식(convergence indicator)으로 사용하였다.

여기서 $n = 5$, $X_t = t$년의 시뮬레이션 효과

이 表에서 여러 정책대안의 효과를 살펴보면 FP15, 즉 순대출(*NL*) 감소의 경우를 제외하고[30] 세입항목의 증가와 세출항목의 감소에 따라 성장(*GNPR*)과 물가(*PGNP*)는 하락하나 경상수지(*CB*)와 재정수지(*BB*)는 개선된다. 이를 좀더 부연하여 설명하면 다음과 같다.

세입항목을 증가시키거나 세출항목을 감소시키면 먼저 재정수지가 개선되나 소비 및 투자 등의 수요가 감소하여 국민소득이 감소하게 된다. 또한 물가는 하락하고 경상수지는 개선되는데, 물가가 하락하는 이유는 국민소득이 감소함에 따라 노동수요가 감소하여 임금이 하락하고(表 1의 行態方程式 (7)), 임금의 하락은 전반적인 물가하락을 초래하기(行態方程式 (5)) 때문이다. 또한 경상수지가 개선되는 이유는 국민소득이 감소하면서 수입수요가 감소하기(行態方程式 (4)) 때문이다.[31]

〈表 6〉은 〈表 5〉의 결과에 따라 각 정책대안의 우선순위를 정리한 것이다. 먼저 GNP디플레이터(*PGNP*)는 이를 많이 감소시킬수록 더 바람직한 것으로 보아 높은 우선순위를 배정하였다. 반면 실질GNP(*GNPR*)는 이를 작게 감소시킬수록 더 바람직한 것으로 보아 높은 우선순위를 배정하였으며, 경상수지(*CB*)와 재정수지(*BB*)는 이를 더 많이 증가시킬수록 높은 우선순위를 배정하였다.

이 表를 대체적으로 살펴보면 成長과 財政收支의 순위는 대개 같은 방향으로 움직이지만 반대방향으로 움직이는 경우도 있음을 알

30) 이 경우에 대해서는 本節의 마지막 부분에서 논의하고자 한다.

31) 本 模型의 여러 변수들간의 상호관계에 대한 보다 구체적인 내용은 [附圖 2] '模型의 흐름圖'(flow chart)에 정리되어 있다. 한편 이 表에서 법인세 증가와 순대출 감소의 경우 재정수지에 대한 승수효과가 1보다 크게 나타나는데, 이는 전자의 경우에는 GNP의 감소폭이 다른 경우에 비해 현저히 작고, 후자의 경우에는 오히려 GNP가 증가하기 때문이다.

〈表 5〉 15개 政策代案別 시뮬레이션 效果

政策代案		3 년 차				5 년 차			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅：稅率	−0.2095	−0.8409	936.5	0.6902	−0.3021	−0.6599	1604.0	0.5725
FP 2	勤勞所得稅：減免	−0.1962	−0.7646	867.4	0.5980	−0.2716	−0.5793	1440.6	0.5062
FP 3	配當所得稅	−0.1980	−0.7744	876.3	0.6097	−0.2755	−0.5893	1461.3	0.5143
FP 4	利子所得稅	−0.1969	−0.7699	871.3	0.6054	−0.2736	−0.5830	1450.2	0.5059
FP 5	事業所得稅	−0.1971	−0.7696	871.9	0.6040	−0.2735	−0.5843	1451.1	0.5102
FP 6	法人稅：稅率	−0.0273	−0.1021	97.8	1.1359	−0.0372	−0.0879	167.3	1.1683
FP 7	法人稅：投資稅額控除	−0.0269	−0.1000	96.0	1.1100	−0.0364	−0.0858	163.7	1.1421
FP 8	消費稅	−0.1620	−0.6699	730.1	0.7505	−0.2454	−0.5650	1308.3	0.6945
FP 9	關稅	−0.1491	−0.5876	659.4	0.6167	−0.2101	−0.4562	1112.8	0.5536
FP10	稅外收入	−0.1279	−0.5099	568.1	0.5438	−0.1831	−0.4012	970.4	0.4858
FP11	人件費	−0.2860	−0.7853	970.9	0.5514	−0.2694	−0.5208	1269.1	0.6155
FP12	物件費	−0.2428	−0.6161	776.5	0.6034	−0.2095	−0.3944	946.4	0.6958
FP13	移轉支出	−0.1778	−0.6930	785.4	0.5970	−0.2462	−0.5258	1305.4	0.5159
FP14	資本支出	−0.1676	−0.3736	930.8	0.7598	−0.1271	−0.2379	1111.8	0.8407
FP15	純貸出	0.0376	0.1480	−189.5	1.1750	0.0508	0.0943	−299.9	1.2357

政策代案		5년 전체(ρ=.06)				5년 전체(ρ=.02)			
		物價	成長	經常收支	財政收支	物價	成長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅：稅率	−0.1420	−0.5780	727.1	0.6469	−0.1647	−0.6504	840.6	0.7150
FP 2	勤勞所得稅：減免	−0.1308	−0.5268	665.7	0.5850	−0.1516	−0.5919	769.0	0.6454
FP 3	配當所得稅	−0.1322	−0.5333	673.6	0.5929	−0.1532	−0.5994	778.2	0.6542
FP 4	利子所得稅	−0.1314	−0.5296	669.2	0.5881	−0.1523	−0.5952	773.1	0.6488
FP 5	事業所得稅	−0.1315	−0.5301	669.7	0.5890	−0.1524	−0.5957	773.7	0.6499
FP 6	法人稅：稅率	−0.0181	−0.0740	75.8	0.9604	−0.0210	−0.0832	87.6	1.0755
FP 7	法人稅：投資稅額控除	−0.0178	−0.0725	74.3	0.9408	−0.0206	−0.0815	85.8	1.0533
FP 8	消費稅	−0.1122	−0.4643	577.2	0.6686	−0.1302	−0.5235	667.9	0.7435
FP 9	關稅	−0.1001	−0.4056	509.2	0.5745	−0.1161	−0.4561	588.4	0.6366
FP10	稅外收入	−0.0865	−0.3516	440.7	0.4995	−0.1002	−0.3956	509.4	0.5539
FP11	人件費	−0.1682	−0.6298	690.7	0.5594	−0.1931	−0.6980	792.3	0.6211
FP12	物件費	−0.1394	−0.5139	541.5	0.5844	−0.1597	−0.5678	619.9	0.6514
FP13	移轉支出	−0.1186	−0.4776	603.0	0.5763	−0.1374	−0.5367	696.5	0.6366
FP14	資本支出	−0.0934	−0.3383	678.5	0.6880	−0.1067	−0.3721	773.0	0.7691
FP15	純貸出	0.0248	0.0975	−143.0	0.9670	0.0288	0.1093	−165.0	1.0858

〈表 6〉 15개 政策代案別 優先順位

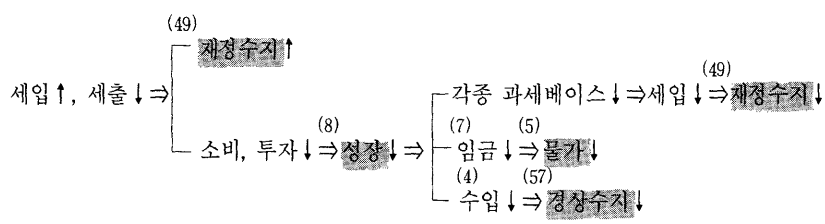
政策代案		3 년 차				5 년 차			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅：稅率	3	15	2	6	1	15	1	8
FP 2	勤勞所得稅：減免	7	10	7	12	5	11	5	13
FP 3	配當所得稅	4	13	4	8	2	14	2	11
FP 4	利子所得稅	6	12	6	9	3	12	4	14
FP 5	事業所得稅	5	11	5	10	4	13	3	12
FP 6	法人稅：稅率	13	3	13	2	13	3	13	2
FP 7	法人稅：投資稅額控除	14	2	14	3	14	2	14	3
FP 8	消費稅	10	8	10	5	8	10	6	6
FP 9	關稅	11	6	11	7	9	7	9	9
FP10	稅外收入	12	5	12	14	11	6	11	15
FP11	人件費	1	14	1	13	6	8	8	7
FP12	物件費	2	7	9	11	10	5	12	5
FP13	移轉支出	8	9	8	15	7	9	7	10
FP14	資本支出	9	4	3	4	12	4	10	4
FP15	純貸出	15	1	15	1	15	1	15	1

政策代案		5년 전체(ρ=.06)				5년 전체(ρ=.02)			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅：稅率	2	14	1	6	2	14	1	6
FP 2	勤勞所得稅：減免	7	10	7	10	7	10	7	11
FP 3	配當所得稅	4	13	4	7	4	13	3	7
FP 4	利子所得稅	6	11	6	9	6	11	5	10
FP 5	事業所得稅	5	12	5	8	5	12	4	9
FP 6	法人稅：稅率	13	3	13	2	13	3	13	2
FP 7	法人稅：投資稅額控除	14	2	14	3	14	2	14	3
FP 8	消費稅	9	7	9	5	9	7	9	5
FP 9	關稅	10	6	11	13	10	6	11	13
FP10	稅外收入	12	5	12	15	12	5	12	15
FP11	人件費	1	15	2	14	1	15	2	14
FP12	物件費	3	9	10	11	3	9	10	8
FP13	移轉支出	8	8	8	12	8	8	8	12
FP14	資本支出	11	4	3	4	11	4	6	4
FP15	純貸出	15	1	15	1	15	1	15	1

수 있다. 이는 國民所得과 財政收支 사이에 상반된 두 힘이 작용하기 때문이다. 즉 한편으로는 국민소득이 더 많이 감소할수록 과세베이스가 축소되어 財政收支가 악화되고, 이에 따라 國民所得과 財政收支가 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타나고 있다. 그러나 다른 한편으로는 세입증대 또는 세출감소로 재정수지가 더 많이 개선될수록 소비 등 총수요의 감소로 國民所得이 더 많이 감소하고, 이에 따라 국민소득과 재정수지가 반대방향으로 움직이는 것으로 나타나고 있다.

이에 반하여 이 表에서 成長의 순위는 物價 및 經常收支의 순위와는 전반적으로 반대 방향으로 움직이고 있다. 먼저 성장의 순위와 물가의 순위가 반대 방향으로 움직이고 있는 것은 成長을 더 많이 감소시킬수록(성장의 순위가 낮을수록) 賃金을 더 많이 하락시켜 物價를 더 많이 하락시키기(물가의 순위가 높기) 때문이다. 마찬가지로 成長의 순위와 經常收支의 순위가 전반적으로 반대 방향으로 움직이고 있는 것은 成長을 더 많이 감소시킬수록 수입수요를 더 많이 감소시켜 經常收支를 더 많이 개선시키기 때문이다.[32] 이와 같은 관계를 그림으로 표시하면 [圖 2]와 같다.

[圖 2] 主要 巨視變數에의 影響經路



註 : ( ) 안은 〈表 1〉에서의 관계식을 표시함. 純貸出 감소의 경우에는 消費·投資쪽 경로의 효과가 거꾸로 나타남.

32) 한편 성장감소에 따라 物價가 하락하면 수출가격이 하락하고 이에 따라 실질수출은 증가하나 명목수출은 감소하는데, 수입감소에 비해서는 감소폭이 매우 작게 나타난다.

〈表 6〉에서 5년 전체의 효과를 살펴볼 때 15개의 政策代案 가운데 本 硏究에서의 주된 관심사인 物價 측면에서는 인건비 감소가 최선의 대안, 순대출 감소가 최악의 대안, 成長 측면에서는 순대출 감소가 최선의 대안, 인건비 감소가 최악의 대안, 經常收支 측면에서는 근로소득세 세율인상이 최선의 대안, 순대출 감소가 최악의 대안, 財政收支 측면에서는 순대출 감소가 최선의 대안, 세외수입 증가가 최악의 대안으로 판별된다. 한편 5년차만의 효과를 살펴보면 대부분 5년 전체의 결과와 일치하나, 두가지 경우, 즉 成長 측면에서는 근로소득세 세율인상이 최악의 대안이고, 物價 측면에서는 역시 근로소득세 세율인상이 최선의 대안인 점이 차이난다. 이처럼 각 정책대안이 상이한 효과를 나타내는 이유는 각 정책변수가 경제에 영향을 미치는 경로가 상이하기 때문인데, 이와 같은 정책변수 및 관련 거시변수의 영향 경로를 정리해 보면 [圖 3]과 같다.

이하에서는 細目別로 정책효과의 차이를 살펴보고자 한다.

가. 歲入의 增大

먼저 個人所得稅(*TW, TD, TB, TOS*)의 증가(圖 3의 A(1))는 두가지 경로를 거쳐 經濟에 영향을 미치는데, 첫째 경로는 稅收(*REV*)의 증가를 통한 경로이고, 둘째 경로는 가처분소득(*YD*)의 감소를 통한 경로이다. 이중 經濟에 미치는 영향이 더 큰 경로는 둘째 경로로서, 가처분소득의 감소는 [圖 3]의 B(1)에 나타난 바와 같이 한편으로 消費를 감소시켜 成長을 억제하며, 다른 한편으로는 가계저축을 감소시켜 가계부문의 은행차입을 감소시킨다. 이에 따라 通貨量이 감소하고 GNP가 감소하게 된다.

〈表 6〉에서 다섯가지 個人所得稅 항목의 우선순위를 살펴보면, 5년 전체의 경우 物價, 經常收支, 財政收支의 측면에서는 근로소득세 세율인상, 배당소득세 증가, 사업소득세 증가, 이자소득세 증가,

근로소득세 감면 축소로 나타나나, 成長의 측면에서는 이것이 반전된다.

이와 같은 순위가 나타난 이유는 〈表 7〉을 살펴봄으로써 이해할 수 있다. 이 表에는 세입측면의 정책대안에 따른 승수효과가 나타나 있다. 이 表에서 個人所得稅 다섯가지 경우의 乘數效果를 비교해 보면, 근로소득세 세율인상의 승수효과(절대값)가 가장 크고 그 다음이 배당소득세, 사업소득세, 이자소득세, 근로소득세 감면의 순서로 나타난다. 이 승수효과는 세수증대에 따른 국민소득의 감소로 과세베이스가 축소되어 세수의 증대폭이 축소되는 효과를 보여주는 것이다.

다음으로 法人稅(*TCI*)의 증가([圖 3]의 A(2))를 살펴보면, 法人稅의 증가는 네가지 경로를 거쳐 경제에 영향을 미침을 알 수 있다. 첫째 경로는 세수(*REV*)의 증가를 통한 경로이고, 둘째 경로는 개인소득(*PI*)의 감소를 통해 가처분소득(*YD*)에 영향을 미치는 경로이고, 넷째 경로는 稅後企業利潤(*PTA*)의 감소를 통한 경로이다. 이 가운데 첫째와 둘째 경로는 개인소득세의 증가(FP1~FP5)와 비슷한 효과를 미쳐서 GNP를 감소시키는 반면, 셋째와 넷째 경로는 GNP를 증가시킴으로써 처음 두 경로의 효과를 다소간 상쇄하게 된다. 이중 넷째 경로의 영향이 특히 큰데, 넷째 경로에서는 법인세의 증가가 세후기업이익을 감소시키면 사내유보액이 줄어들고 이는 기업저축을 감소시켜 기업의 은행차입을 증가시킨다. 이에 따라 通貨量이 증가하고 이는 GNP를 증가시키는 효과를 낳는다.[33] 이러한 이유로 개인소득세의 증가보다는 법인세의 증가가 GNP를 더 작게 감소시키게 된다.

法人稅에 대한 두가지 代案, 즉 稅率引上과 投資稅額控除 縮小의

33) 이 네번째 경로에서 법인세 증가→사내유보 감소는 [圖 3]의 B(2)에서 보는 바와 같이 개인소득 증가→가처분소득 증가에 따라 다시 GNP를 증가시킨다.

〈表 7〉 租稅政策代案의 效果 差異(5년차)

	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	FP6	FP7	FP8	FP9	FP10
	勤勞所得稅：稅率	勤勞所得稅：減免	配當所得稅	利子所得稅	事業所得稅	法人稅：稅率	法人稅：稅額控除	消費稅	關稅	稅外收入
個人所得稅	0.9700	0.8637	0.8769	0.8663	0.8703	−0.1137	−0.1112	−0.2260	−0.1857	−0.1627
勤勞所得稅	1.0000	0.8900	−0.1118	−0.1107	−0.1109	−0.0197	−0.0192	−0.1805	−0.1484	−0.1300
租稅總額	1.0000	−0.1100	−0.1118	−0.1107	−0.1109	−0.0197	−0.0192	−0.1805	−0.1484	−0.1300
減免	0.0000	−1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
配當所得稅	−0.0171	−0.0152	1.0000	−0.0153	−0.0153	−0.0610	−0.0597	−0.0245	−0.0201	−0.0176
利子所得稅	−0.0043	−0.0035	−0.0036	1.0000	−0.0035	−0.0293	−0.0287	−0.0085	−0.0068	−0.0060
事業所得稅	−0.0087	−0.0077	−0.0078	−0.0077	1.0000	−0.0038	−0.0037	−0.0127	−0.0104	−0.0091
法人稅	−0.1281	−0.1137	−0.1155	−0.1144	−0.1146	1.0008	0.9783	−0.1940	−0.1595	−0.1397
租稅總額	−0.1401	−0.1243	−0.1263	−0.1251	−0.1253	1.0000	−0.0217	−0.2039	−0.1677	−0.1469
投資稅額控除	−0.0120	−0.0106	−0.0108	−0.0107	−0.0107	−0.0008	−1.0000	−0.0099	−0.0082	−0.0072
消費稅	−0.3329	−0.2979	−0.3023	−0.2999	−0.3002	−0.0493	−0.0482	1.0000	−0.2328	−0.2033
關稅	−0.0612	−0.0548	−0.0557	−0.0552	−0.0553	−0.0066	−0.0065	−0.0500	1.0000	−0.0370
稅外收入	0.1053	0.0934	0.0949	0.0933	0.0941	0.1955	0.1911	0.1246	0.0993	1.0000

[圖 3] 政策變數 및 巨視變數의 影響經路

A. 財政政策變數의 效果

(1) $TW, TD, TB, TOS\uparrow$ (FP1~FP5)

$$TW,TD,TI,TOS\uparrow \Rightarrow TPI\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} TTR\uparrow \Rightarrow REV\uparrow \Rightarrow (B4) \Rightarrow GNP\downarrow \\ YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(2) $TCI\uparrow$ (FP6, FP7)

$$TCI\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} TTR\uparrow \Rightarrow REV\uparrow \\ PI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} YD\downarrow \\ OSH\downarrow \Rightarrow TOS\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \\ PTA\downarrow \Rightarrow RE\downarrow \Rightarrow (B2) \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \begin{array}{l} \Rightarrow (A1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ \\ \end{array} \Rightarrow GNP\downarrow$$

(3) $TCN, TM\uparrow$ (FP8, FP9)

$$TCN, TM\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} TTR\uparrow \Rightarrow REV\uparrow \\ NI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} PI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} YD\downarrow \\ OSH\downarrow \Rightarrow TOS\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \\ NIC\downarrow \Rightarrow PT\downarrow \Rightarrow RE\downarrow \Rightarrow (B2) \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \end{array}\right] \begin{array}{l} \Rightarrow (A1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ \\ \end{array} \Rightarrow GNP\downarrow$$

(4) $NTR\uparrow$ (FP10)

$$NTR \Rightarrow \left[\begin{array}{l} REV\uparrow \Rightarrow BB\uparrow \Rightarrow (B3) \Rightarrow GNP\downarrow \\ PI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ OSH\uparrow \Rightarrow TOS\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \\ NIC\downarrow \Rightarrow PT\uparrow \Rightarrow RE\downarrow \Rightarrow (B2) \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(5) $WG\downarrow$ (FP11)

$$WG\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} CEX\downarrow \Rightarrow EXP\downarrow \Rightarrow (B5) \Rightarrow GNP\downarrow \\ GNP\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} PI\downarrow \Rightarrow YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ A\downarrow \Rightarrow SIC\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(6) $CG\downarrow$ (FP12)

$$CG\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} CEX\downarrow \Rightarrow EXP\downarrow \Rightarrow (B5) \Rightarrow GNP\downarrow \\ GNP\downarrow \Rightarrow (B6) \end{array}\right] \Rightarrow \mathrm{GNP}\downarrow$$

(7) $TR\uparrow$ (FP13)

$$TR\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} CEX\downarrow \Rightarrow EXP\downarrow \Rightarrow (B5) \Rightarrow GNP\downarrow \\ PI\downarrow \Rightarrow YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(8) $IG\downarrow$ (FP14)

$$IG\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} EXP\downarrow \Rightarrow (B5) \Rightarrow GNP\downarrow \\ GNP\downarrow \Rightarrow (B6) \\ I\downarrow \Rightarrow IM\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} GNP\uparrow \\ CB \Rightarrow OB\uparrow \Rightarrow MS\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(9) $NL\downarrow$ (FP15)

$$NL\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} EXP\downarrow \Rightarrow (B5) \Rightarrow GNP\downarrow \\ FDC2\downarrow \Rightarrow FDC1\uparrow \Rightarrow MS\uparrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\uparrow$$

B. 巨視變數의 效果

(1) $YD\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} PCON\downarrow \Rightarrow GNP\downarrow \\ SH\downarrow \Rightarrow SIH\downarrow \Rightarrow FDH\downarrow \Rightarrow MS\downarrow \Rightarrow GNP\downarrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$

(2) $RE\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} SC\downarrow \Rightarrow SIC\downarrow \Rightarrow FC\uparrow \Rightarrow FDC1\uparrow \Rightarrow MS\uparrow \Rightarrow GNP\uparrow \\ PI\uparrow \Rightarrow YD\uparrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\uparrow$

(3) $BB\uparrow \Rightarrow FG\downarrow \Rightarrow FFG\downarrow \Rightarrow KB\downarrow \Rightarrow OB\downarrow$

$$\Rightarrow \left[\begin{array}{l} MS\downarrow \Rightarrow GNP\downarrow \\ GBR\downarrow \Rightarrow INT\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} CEX\downarrow \Rightarrow EXP\downarrow \Rightarrow GNP\downarrow \\ PI\downarrow \Rightarrow YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \end{array}\right] \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$$

(4) $REV\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} BB\uparrow \Rightarrow (B3) \Rightarrow GNP\downarrow \\ NTR\uparrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} NIC\downarrow \Rightarrow PT\downarrow \Rightarrow RE\downarrow \Rightarrow (B2) \Rightarrow GNP\uparrow \\ PI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ OSH\downarrow \Rightarrow TOS\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \\ REV\uparrow \Rightarrow \text{사이클이 반복됨} \end{array}\right] \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$

(5) $EXP\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} BB\uparrow \Rightarrow (B3) \Rightarrow GNP\downarrow \\ NL\downarrow \Rightarrow FDC2\downarrow \Rightarrow FDC1\uparrow \Rightarrow MS\uparrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \Rightarrow GNP\downarrow$

(6) $GNP\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} NNP\downarrow \Rightarrow NI\downarrow \Rightarrow \left[\begin{array}{l} PI\downarrow \Rightarrow YD\downarrow \Rightarrow (B1) \Rightarrow GNP\downarrow \\ NIC\downarrow \Rightarrow PT\downarrow \Rightarrow RE\downarrow \Rightarrow (B2) \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right] \\ A\downarrow \Rightarrow SIC\downarrow \Rightarrow GNP\uparrow \end{array}\right.$

경우 物價, 經常收支 및 財政收支의 측면에서는 세율인상이, 成長의 측면에서는 세액공제 축소가 보다 바람직한 대안으로 나타난다. 法人稅의 두가지 대안 사이에 존재하는 차이는 다음과 같이 설명될 수 있다. 즉 法人稅가 증가하여 GNP가 감소하면 稅前利潤(*PT*)이 감소하고 동시에 투자가 감소하여 투자세액공제액(*ITC*)이 감소한다. 세전이윤의 감소는 法人稅를 감소시키는 반면 투자세액공제의 축소는 法人稅를 증가시키는데, 세율인상대안(FP6)에서는 전자의 효과가 나타나지 않고 투자세액공제 축소대안(FP7)에서는 후자의 효과가

나타나지 않는다. 따라서 세율인상의 경우 투자세액공제 축소의 경우보다 법인세 증가가 더 크다. 이것은 〈表 7〉에서도 알 수 있는데, FP6의 법인세 승수는 1.0008인 반면 FP7의 법인세 승수는 0.9789로 나타난다. 따라서 세율인상의 경우 GNP가 더 많이 감소한다.

消費稅(TCN) 및 關稅(TM)는 법인세와 매우 유사한 경로를 거쳐 經濟에 영향을 미친다(圖 3의 A(3)). 이 그림에서 보는 바와 같이 이들 間接稅 증가로 인한 GNP 감소는 個人所得稅 증가의 경우보다 작다. 그러나 法人稅 증가의 경우보다는 큰데, 그 이유는 다음과 같은 관계에서 찾아볼 수 있다.

〈表 1〉의 식 (21)~(25)에서,

$$RE=(1-d)(PT-TCI)$$
$$=(1-d)\{(1-w)NIC-TCI\}$$

여기서 RE=留保利益, PT=稅前企業利潤,
NIC=企業部門 國民所得임.

이제 동일한 양 Δ만큼의 法人稅(TCI) 증가와 消費稅(TCN) 증가를 비교해 보면, 法人稅 증가는 위의 첫 식에 의해 $(1-d)\Delta$만큼 유보이익(RE)을 감소시킨다. 반면 消費稅 증가는 Δ만큼의 기업부문 국민소득(NIC) 감소를 가져오고, 이는 $(1-d)(1-w)\Delta$만큼 유보이익을 감소시킨다. 그런데 $(1-d)>(1-d)(1-w)$이므로 法人稅 증가가 消費稅 증가보다 더 많은 유보이익의 감소를 낳는다. 유보이익의 감소는 [圖 3]의 B(2)와 같은 경로를 거쳐 GNP의 증가를 초래하므로, 法人稅 증가로 인한 GNP 감소의 폭이 消費稅 증가로 인한 GNP 감소의 폭보다 작아지는 것이다.

두가지 間接稅, 즉 消費稅와 關稅 증대의 경우 物價, 經常收支 및 財政收支의 측면에서는 소비세의 증가가, 成長의 측면에서는 관세의 증가가 보다 바람직한 대안으로 나타난다. 소비세가 관세보다

GNP에 미치는 영향이 큰 것은 소비수요가 GNP에 미치는 효과가 수입수요가 GNP에 미치는 효과보다 더 크기 때문이다.[34]

稅外收入(*NTR*)의 증가(圖 3의 A(4))는 消費稅 또는 關稅의 증가와 유사한 경로를 거쳐 경제에 영향을 미친다. 그러나 소비세 또는 관세와는 달리 세외수입을 증가시키는 경우에는 [圖 3]의 B(4)에서 세입증가 → 세외수입증가의 경로가 작용하지 않기 때문에 소비세 또는 관세보다는 GNP를 감소시키는 효과가 작다.

나. 歲出의 減縮

이제 세출항목을 감소시킨 경우를 살펴보면, 人件費(*WG*), 物件費(*CG*), 그리고 投資支出(*IG*)은 각각 GNP를 구성하는 항목이기 때문에 이들의 감소는 [圖 3]의 B(6)에 나타난 바와 같이 個人所得(*PI*)과 企業國民所得(*NIC*) 및 減價償却(*A*)을 감소시킨다. 이중 개인소득의 감소는 GNP를 감소시키지만 기업국민소득 및 감가상각의 감소는 GNP를 증가시킨다. 그러나 인건비 감소의 경우에는 물건비, 투자지출의 경우와 달리 1차적으로는 기업국민소득이 감소하지 않으므로[35] [圖 3]의 B(6)에서 기업국민소득(*NIC*) 감소의 경로가 작용하지 않게 된다. 따라서 인건비 감소는 단기적으로 다른 어떤 세출감소보다도 GNP에 미치는 영향이 가장 크다. 반면 투자지출 감소는 수입수요를 감소시켜 經常收支를 증가시키며 이에 따라 통화유입이 늘어나 전체 通貨量이 증가하게 되고 이는 GNP를 증가시키는 역할을 하게 된다. 이 때문에 투자지출 감소가 GNP 감소에 미치는 영향이 상대적으로 작아진다.

---

34) 이것은 〈表 7〉에서도 찾아볼 수 있다.

35) 이것은 〈表 1〉의 식 (8)~(10) 및 (21)에서 알 수 있다. 즉 먼저 식 (8)~(10)에서 인건비, 물건비, 투자지출이 감소하면 GNP가 줄고 결국 *NI*가 줄게 된다. 이에 따라 식 (21)에서 *NIC*가 줄게 되나 인건비 감소의 경우에는 이것이 상쇄된다.

가장 흥미로운 정책변수는 純貸出(*NL*)인데, 〈表 5〉에서 알 수 있듯이 이것을 감소시키면 GNP가 오히려 증가하게 되고 이에 따라 物價가 상승하고 國際收支는 악화된다. 따라서 〈表 6〉의 정책순위에 있어서도 純貸出의 감소가 15개 정책대안 중 GNP에 가장 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이것은 [圖 3]의 A(9)에 설명되어 있듯이 政府의 純貸出이 감소하면 그만큼 기업의 은행으로부터의 차입이 늘어나고 이에 따라 通貨量이 증가하여 GNP가 증가하게 되기 때문이다.

다. 10가지 項目의 政策效果

위에서는 10가지 세입항목과 다섯가지 세출항목 등 15가지 예산항목별로 거시경제적 효과를 살펴보았는데, 이하에서는 이제까지의 결과를 압축해서 보다 종합적으로 정리해 보고자 한다. 〈表 8〉에는 다섯가지의 個人所得稅 항목(근로소득세 세율, 근로소득세 감면, 배당소득세, 이자소득세, 사업소득세)을 하나로 묶고, 두가지의 法人稅(법인세율, 투자공제세액)를 하나로 묶어서 다섯가지의 세입항목과 역시 다섯가지의 세출항목 등 10가지 항목으로 압축시킨 경우에 대해 앞에서와 같이 시뮬레이션을 실시한 결과가 나타나 있다.

〈表 8〉의 결과는 〈表 6〉의 결과와 대체적으로 일치한다. 5년 전체로 보았을 때 本 硏究의 주된 관심사인 物價의 측면에서는 人件費의 감축이 최선의 대안이고 純貸出의 감소가 최악의 대안이다. 반면 성장의 측면에서는 純貸出의 감소가 최선의 대안이며 人件費의 감축이 최악의 대안이다. 한편 經常收支의 측면에서는 個人所得稅의 증가가 최선의 대안이고 純貸出의 감소가 최악의 대안이며, 財政收支의 측면에서는 純貸出의 감소가 최선의 대안이고 세외수입의 증가가 최악의 대안이다.

이와 같이 정책대안별로 巨視經濟에 미치는 효과가 차이나는 가장

〈表 8〉 10개 政策代案別 優先順位

	5년차				5년전체			
	物價	成長	經常收支	財政收支	物價	成長	經常收支	財政收支
1. 歲入의 增大								
個人所得稅	1	10	1	7	2	9	1	5
法人稅	9	2	9	2	9	2	9	2
消費稅	4	9	2	5	5	6	5	4
關 稅	5	6	5	8	6	5	7	8
稅外收入	7	5	7	10	8	4	8	10
2. 歲出의 減縮								
人件費	2	7	4	6	1	10	2	9
物件費	6	4	8	4	3	8	6	6
移轉支出	3	8	3	9	4	7	4	7
投 資	8	3	6	3	7	3	3	3
純貸出	10	1	10	1	10	1	10	1

중요한 이유는 本 模型이 財政과 金融을 종합하여 분석하는 模型으로서 재정정책변수의 변화가 궁극적으로 通貨量에 어떤 영향을 미치는가에 크게 좌우되기 때문이다. 먼저 주요관심사인 物價安定에 있어서 人件費를 감축시키는 것이 가장 최선의 대안으로 나타나는 결과에 대해서 살펴보자. 먼저 GNP 항목에는 인건비, 물건비, 투자지출 등 세가지 세출항목이 포함되어 있다. 이 세가지 항목을 우선 비교해 보면 人件費 減少의 경우에는 다른 두 경우와 달리 1차적으로 企業國民所得을 감소시키지 않는다. 物件費, 投資支出減少의 경우에는 企業國民所得이 감소하고 그 결과 資金需要가 증가하여 通貨量이 증가함으로써 GNP가 상승하게 되며 전체적으로 GNP에 미치는 감소효과가 작아지고 이에 따라 물가하락효과도 축소된다. 한편 投資支出減少의 경우에는 추가적으로 수입수요를 감소시키고 이것이 다시 通貨量 증가와 연결되어 더더욱 GNP 감소효과가, 그리고 이에 따라 物價下落效果도 작아진다. 한편 이 表에

서 인건비 감소와 개인소득세 증대의 차이는 통상적인 세출과 세입의 乘數效果 차이로 설명된다.

이어서 個人所得稅와 法人稅의 차이도 결국은 通貨量에 미치는 효과로 설명된다. 法人稅와 個人所得稅의 증가는 모두 가처분소득을 감소시켜 소비를 감소시키게 되지만, 法人稅는 이에 더하여 기업저축을 감소시킴으로써 기업의 은행대출을 증가시키고, 이에 따라 通貨量이 증가하게 된다. 이러한 通貨量의 증가는 法人稅 증가로 인한 가처분소득 및 소비감소의 영향을 완화시키게 된다. 그 결과 法人稅는 個人所得稅보다 成長을 덜 감소시키고 이에 따라 物價를 덜 감소시킨다.

政府의 純貸出 減少가 物價安定의 측면에서 최악의 대안으로 나타나는 것도 通貨量의 증가와 연결된다. 本 模型에서 순대출이 감소하면 기업부문의 은행으로부터의 차입이 늘게 되고 通貨量을 증대시킴으로써 전체적으로 成長이 오히려 증가하게 되고 이에 따라 物價가 상승하게 된다. 이 결과 財政收支는 정책대안 중 가장 크게 개선되나 經常收支는 오히려 악화되어 최악의 대안으로 나타난다.

한편 經常收支의 측면에서는 개인소득세 증가가 최선의 대안으로 나타나는데, 특히 次善인 인건비 감축과 차이나는 것은 성장감소에 따라 수입과 수출이 감소하는 폭이 年度에 따라 상이하게 나타나기 때문이다. 마지막으로 財政收支의 측면에서 세외수입증가가 최선으로 나타나는데, 특히 人件費 감소의 경우와 차이나는 것은 세외수입증가분이 歲出의 1%로 고정될 경우 다른 세입수단과 달리 세입증가 → 세외수입증가 → 세입증가 → 재정수지개선의 경로가 작용하지 않기 때문이다.

3. 普遍性 分析

本節에서는 앞에서 얻어진 시뮬레이션 결과가 얼마나 보편적인 결과인가를 살펴보고자 한다. 즉 模型의 외생변수와 여타 정책변수를 변화시켰을 경우에도 앞에서의 결과가 타당한 것인가를 살펴보고자 한다.

여기서는 보편성분석(sensitivity analysis)으로서 다음과 같은 네가지 경우를 고려하였다. (1) 模型의 파라미터인 企業의 배당률(d)이 기본모형의 0.25에서 0.28로 변화하는 경우, (2) 정책변수인 여신금리(rl)가 9.8%에서 8.8%로 낮아지는 경우,[36] (3) 역시 정책변수인 불태화계수(c)가 0.4에서 0.3으로 변화하는 경우, (4) 세입·세출항목의 증감액을 각년도 總歲出의 1%에서 0.1%로 감소시켰을 경우이다. 이와 같은 보편성 분석의 결과는 〈附表 6〉과 〈附表 7〉에 정리되어 있다.[37] 특히 〈附表 6〉에는 정책대안별 우선순위가 정리되어 있는데, 〈表 6〉의 기본모형의 경우와 비교할 때 거의 대부분의 경우 우선순위가 일치하고 있다. 이러한 분석결과는 本 模型이 그런대로 안정적이며 보편타당성을 지니고 있는 것을 보여준다고 하겠다.

V. 要約 및 結語

本稿에서는 이제까지 우리나라 거시경제모형의 취약점, 즉 중요한 거시변수간에 일관성 있는 회계관계가 결여된 점을 보완하는 자

36) 이 경우에는 準市場金利(rdl)도 변화하게 된다.
37) 지면의 절약을 위해 5년 전체 할인율(ρ)이 2%인 경우만을 제시하였다.

금계획모형을 사용하여 여러가지 예산항목, 즉 歲入 및 歲出項目이 物價, 成長, 國際收支 및 財政收支 등 巨視變數에 미치는 영향을 판별하고 物價安定 등 중요 정책목표에 따른 각 항목별 우선순위를 제시하였다. 本 模型은 7개의 行態方程式과 53개의 定義式 및 恒等式으로 구성되는데, 특히 個人, 企業, 政府, 金融, 海外 등 5개 부문에 대한 資金循環計定을 模型化함으로써 國民經濟에 있어서의 資金의 役割을 體系的으로 분석하였다. 本稿에서는 최근 안정적 巨視經濟運用을 위한 財政의 역할이 강조되고 있음에 비추어 經濟安定을 위해 歲入을 증대시키는 10개 政策代案과 歲出을 감소시키는 5개의 政策代案 등 15개의 財政政策代案을 고려하였다.

本 模型에서는 5년간에 걸친 정책효과를 분석하였는데, 여러가지 歲入·歲出項目을 조정하는 政策代案이 物價 등 巨視經濟變數에 미치는 효과는 특정연도에 따라 크게 차이나므로[38] 이하에서는 5년 전체의 효과를 중심으로 정책시뮬레이션 결과를 요약하고자 한다.

첫째, 15개의 政策代案 가운데 本 硏究의 주된 관심사인 物價 측면에서는 人件費 減少가 최선의 대안, 純貸出 減少가 최악의 대안, 부수적인 효과로서 成長 측면에서는 純貸出 減少가 최선의 대안, 人件費 減少가 최악의 대안, 經常收支 측면에서는 勤勞所得稅 稅率引上이 최선의 대안, 純貸出 減少가 최악의 대안, 財政收支 측면에서는 純貸出 減少가 최선의 대안, 稅外收入 增加가 최악의 대안으로 나타난다.

둘째, 本稿에서 고려하는 다섯가지 個人所得稅 항목의 우선순위는 物價, 經常收支, 財政收支의 측면에서는 勤勞所得稅 稅率引上, 配當所得稅 增加, 事業所得稅 增加, 利子所得稅 增加, 勤勞所得稅 減免 縮小로 나타나나 成長의 측면에서는 우선순위가 반전한다.

---

38) [附圖 3]에는 FP1, 즉 근로소득세 세율인상의 경우에 대해 5년간 시뮬레이션 효과가 변화하는 추이가 나타나 있다.

셋째, 法人稅에 대한 두가지 대안, 즉 稅率引上과 投資稅額控除 縮小의 경우 物價, 經常收支 및 財政收支의 측면에서는 稅率引上이, 成長의 측면에서는 稅額控除 縮小가 보다 바람직한 대안으로 나타난다.

넷째, 두가지 間接稅, 즉 消費稅와 關稅 增大의 경우 物價, 經常收支 및 財政收支의 측면에서는 消費稅의 증가가, 成長의 측면에서는 關稅의 增加가 보다 바람직한 대안으로 나타난다.

本 模型은 기존의 巨視模型이 지닌 취약점을 보완하고 정책효과 분석의 정확성 및 생산성을 제고함에 있어서 다소간 기여한 것으로 사료되나 아직도 여러 측면에서 미흡하다고 판단된다. 우선 行態方程式의 정식화 및 추정방법에 있어서 좀더 보완·발전되어야 하며, 특히 여러가지 재정변수들이 직접적으로 행태방정식의 여러 개의 변수들에 영향을 미치는 경로가 충분히 반영되어야 할 것이다. 자금순환계정에 있어서도 내생변수의 결정과정이 行態方程式에 의한 접근방법 등으로 개선되어야 할 것이며, 株式, 會社債 등 항목이 추가되어 특히 기업부문의 자금조달 및 운용내용이 보완되어야 할 것이다. 이 밖에도 本 模型이 수요측면을 중시하는 케인지안적 모형으로서 공급측면의 고려가 부족한 점,[39] 인플레기대가 충분히 고려되지 않은 점,[40] 이자율과 환율이 정책변수로 외생화되어 있는 점 등도 개선되어야 할 것으로 사료된다. 또한 本 模型의 현 체제 안에서 이제까지의 정책실험에 추가적으로 15개 대안에 대한 여러가지 다른 政策組合의 경우, 예를 들어 같은 歲入 혹은 歲出項目간의 組合, 혹은 歲入項目과 歲出項目간의 조합의 경우도 분석해 볼 필요

39) 공급측면을 감안하기 위해 기존의 여러 巨視模型에서와 같이 물가방정식에 GNP갭 변수(실제GNP/잠재GNP)를 포함시켜 보았으나 시뮬레이션 결과가 적절치 못한 것으로 나타났다.

40) 다만 임금방정식에 정태적(static) 기대가설을 반영하는 변수 $PGNP_{-1}$이 포함되어 있다.

가 있는 것으로 사료된다.

마지막으로 강조하고자 하는 것은 本 模型에서의 여러가지 결과는 특히 [圖 2]와 [圖 3]으로 요약되는 本 模型의 여러가지 특성이나 제약을 감안하고 해석되어야 할 것이며, 이와 같은 특성이나 제약으로 인하여 다음과 같이 財政學에서의 전통적 견해와 다소 상충되는 결과가 나타나고 있는 점에 대해서도 좀더 시간을 두고 연구·검토되어야 할 것이다. 첫째, 단순모형의 경우 동일한 규모의 개인소득세와 소비세를 부과할 경우 소비세의 경우 성장을 더 감축시키는데,[41] 本 模型에서는 이와 상반된 결과가 나타난다.[42] 둘째, 단순모형의 경우 동일한 규모의 세출감소와 조세증대의 경우 전자가 성장을 더 감축시키는데, 本 模型에서는 특정세출항목과 세입항목에 따라 성장감축효과가 크게 차이나는 결과가 나타난다. 셋째, 개인소득세 증대와 법인세 증대의 경우에도 통상적인 견해는 후자가 자본비용(cost of capital)의 증가를 통해 투자를 감소시키는 효과로 인해 성장을 더 감축시킨다고 하나 本 模型에서는 이와 상반된 결과가 나타난다.[43]

---

41) 이에 대해서는 Musgrave(1959), Peacock and Shaw(1976) 참조.

42) 이는 [圖 3]의 A(1)과 A(3)에서 보는 바와 같이 간접세 증대의 경우, 국민소득(*NI*) 증가→기업국민소득(*NIC*) 감소의 경로를 통해 GNP가 증가하기 때문이다.

43) 이 역시 [圖 3]의 A(1)과 A(2)에 정리한 바와 같이 법인세 증대의 경우, 稅後企業利潤 감소의 경로를 통해 GNP가 증가하기 때문이다. 한편 〈表 1〉의 行態方程式 (2)의 민간투자함수를 법인세율을 감안한 여러가지 자본비용변수를 포함시켜 추정해 보았으나 만족할 만한 결과를 얻지 못하였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金亮宇・崔聖煥・金大秀・李競熙, 「우리나라의 巨視計量經濟模型」, 『금융경제연구』, 제56호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 4.

朴佑奎・金世鍾, 「韓國의 物價模型」, 『韓國開發研究』, 제14권 제4호, 韓國開發研究院, 1992 겨울.

白雄基・吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟 分期模型: KDIQ92」, 『韓國開發研究』, 제15권 제1호, 韓國開發研究院, 1993 봄.

李啓植, 『인플레期待와 經濟安定』, 韓國開發研究院, 1984.

左承喜・黃晟鉉・李善愛, 「韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果分析」, 『韓國開發研究』, 제15권 제4호, 1993 겨울.

崔範樹・李善愛・李炯周, 「우리나라의 資金循環模型 分析」, 政策研究資料 92-03, 韓國開發研究院, 1992. 2.

Fair, Ray C., *A Model of Macroeconomic Activity, Vol. 2, The Empirical Model*, Cambridge, Mass.: Ballinger, 1976.

IMF, "Theoretical Aspects of the Design of Fund-Supported Adjustment Programs," Occasional Paper No. 55, Washington, D. C.: IMF, September 1987.

Musgrave, R. A., *The Theory of Public Finance*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1959.

Peacock, A. and G. K. Shaw, *The Economic Theory of Fiscal Policy*, New York: St. Martin's Press, 1976.

〈附表 1〉 變數一覽表

變　數	說　明	單　位
1. 內生變數		
A	固定資本消耗	N,B
AH	個人部門 金融資產增加	N,B
AC	企業部門 〃	N,B
AG	政府部門 〃	N,B
AF	海外部門 〃	N,B
AN	經濟全體 〃	N,B
BB	財政收支	N,B
CB	經常收支	N,B
CEX	經常支出	N,B
CEXN	經濟全體의 經常支出	N,B
CP	民間消費(經常)	N,B
CREN	經濟全體의 所得	N,B
CRG	銀行의 政府信用	N,B
CRP	銀行의 民間部門信用	N,B
D	配 當	N,B
dCRG	銀行의 政府信用增加	N,B
dCRP	〃 民間 〃	N,B
dDC	〃 國內 〃	N,B
dMD	總通貨需要增加	N,B
dMS	〃 供給 〃	N,B
EX	輸 出	R,B
EXP	政府支出	N,B
FB	國內銀行 借入	N,B
FC	企業部門 資金調達	N,B
FDC1	企業部門의 市中銀行 借入	N,B
FDC2	企業部門의 政府貸出	N,B
FDH	個人部門 銀行借入	N,B
FF	海外借入	N,B
FFG	政府部門의 海外借入	N,B
FG	政府部門의 資金調達	N,B
GB	國公債 殘高	N,B
GNP	經常GNP	N,B
GNPR	不變GNP	R,B
I	總投資(經常)	N,B

〈附表 1〉의 계속

變　數	說　　明	單　位
IC	企業部門 投資	N,B
IH	個人部門 投資	N,B
IM	輸 入	R,B
INT	政府部門 利子支出	N,B
IP	民間投資	N,B
IR	總投資(不變)	R,B
ITC	投資稅額控除	N,B
KB	資本收支	N,B
LH	個人部門 金融負債增加	N,B
LC	企業部門 〃	N,B
LG	政府部門 〃	N,B
LF	海外部門 〃	N,B
LN	經濟全體 〃	N,B
MH	個人部門 通貨需要	N,B
MC	企業部門 〃	N,B
MG	政府部門 〃	N,B
MS	通貨量(=M2)	N,B
NFA	純海外資產	N,B
NI	國民所得	N,B
NIC	企業部門 國民所得	N,B
NL	政府部門 純貸出	N,B
NNP	純國民生產	N,B
NTR	稅外收入	N,B
OB	綜合收支	N,B
OIN	其他項目	N,B
OSH	家計部門 事業所得	N,B
p	*PGNP*의 增加率	%
PCON	民間消費(不變)	R,B
PGNP	GNP디플레이터	1985=100
PI	個人所得	N,B
PINV	民間投資	R,B
PT	企業部門 利潤	N,B
PTA	稅後企業利潤	1985=100
PX	輸出單價指數	N,B
R	外換保有增減	%

〈附表 1〉의 계속

變　數	說　　明	單　位
RE	留保利益	N,B
REV	政府歲入	N,B
S	總貯蓄	N,B
SC	企業貯蓄	N,B
SG	政府貯蓄	N,B
SH	個人貯蓄	N,B
SIH	個人部門 貯蓄投資差	N,B
SIC	企業部門 〃	N,B
SIG	政府部門 〃	N,B
SIN	經濟全體 〃	N,B
TCI	法人所得稅	N,B
TCN	消費稅	N,B
TD	配當所得稅	N,B
TI	利子所得稅	N,B
TM	關 稅	N,B
TOS	事業所得稅	N,B
TPI	個人所得稅	N,B
TTR	租稅收入	N,B
TW	勤勞所得稅	N,B
WC	企業部門 被傭者報酬	N,B
YD	個人可處分所得(經常)	N,B
YDR	個人可處分所得(不變)	R,B
2. 外生變數		
FGNP	海外GNP	R, M$
FWPI	海外都賣物價指數	1985=100
LP	勞動生產性	
PM	輸入單價指數	1985=100
PMW	원貨表示 輸入單價指數	
3. 파라미터		
h	民間投資 중 個人部門 投資比率	
s	個人所得 중 事業所得比率	
w	企業部門 國民所得 중 被傭者報酬比率	
d	稅後企業利潤 중 配當比率	
ah	個人部門 金融資產增加/金融負債增加比率	
ac	企業部門 金融資產增加/金融負債增加比率	

〈附表 1〉의 계속

變　數	說　　明	單　位
ac	企業部門 金融資產增加 / 金融負債增加比率	
mg	政府部門 通貨需要 / 金融負債增加比率	
4. 政策變數		
a	減價償却係數＝*A* / *GNP*	
b	投資稅額控除의 適用比率	
BF	國公債發行	N,B
c	不胎化 係數	
CG	物件費	N,B
exr	換 率	won / $
FDG	政府部門 國內財源調達	N,B
FFC	企業部門의 海外借入	N,B
IG	政府投資	N,B
ITR	勤勞所得稅 減免	N,B
l	純貸出 / 政府貸出 比率	
MF	中央銀行借入	N,B
n	稅外收入 / 政府歲入比率	
rd	受信金利	%
rdl	準市場金利	%
rl	與信金利	%
t	投資稅額控除率	
tci	法人所得稅率	
tcn	消費稅率	
td	配當所得稅率	
ti	利子所得稅率	
tm	關稅率	
tos	事業所得稅率	
TR	政府移轉支出	N,B
tw	勤勞所得稅率	
WG	人件費	N,B

註 : N＝經常, R＝實質(1985년 基準), B＝10억원, T＝천명, M $＝백만US달러

〈附表 2〉 基本시나리오의 變數値

變數\年度	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
1. 外生變數						
PM	112.64	115.13	119.99	125.99	132.29	138.90
FGNP	11588	11758	12079	12382	12716	13103
FWPI	135.5	142.0	146.5	149.7	153.8	158.6
LP	10.453	10.559	10.666	10.775	10.884	10.994
2. 파라미터						
h	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
s	0.2297	0.2297	0.2297	0.2297	0.2297	0.2297
w	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75
d	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25
ah	4.1701	4.1701	4.1701	4.1701	4.1701	4.1701
ac	0.0642	0.0642	0.0642	0.0642	0.0642	0.0642
mg	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15
3. 政策變數						
ITR	425	590	821	1141	1586	2205
tw	0.0967	0.0967	0.0967	0.0967	0.0967	0.0967
td	0.2285	0.2285	0.2285	0.2285	0.2285	0.2285
tb	0.2264	0.2264	0.2264	0.2264	0.2264	0.2264
tos	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211
tc	0.3278	0.3278	0.3278	0.3278	0.3278	0.3278
ti	0.1406	0.1406	0.1406	0.1406	0.1406	0.1406
tm	0.0404	0.0404	0.0404	0.0404	0.0404	0.0404
a	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016
tau	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044
b	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
n	0.1904	0.1904	0.1904	0.1904	0.1904	0.1904
WG	13184	14605	16179	17923	19856	21996
CG	11522	12764	14140	15664	17353	19223
TR	10525	11659	12916	14308	15851	17559
IG	18491	21115	24111	27532	31439	35900
l	0.0872	0.0872	0.0872	0.0872	0.0872	0.0872
MF	668	772	891	1029	1189	1373
BF	456	526	608	702	811	936
rd	7.1	7.1	7.1	7.1	7.1	7.1
rl	13.0	9.8	9.8	9.8	9.8	9.8
rdl	10.05	8.45	8.45	8.45	8.45	8.45
FFC	23319	26933	31108	35930	41499	47931
exr	780.7	802	808	808	808	808
c	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4

註 : 變數의 說明과 單位에 대해서는 〈附表 1〉 참조.

〈附表 3〉 所得, 支出 및 資金循環計定(基本시나리오의 基準年度)

(단위 : 10억원)

	個人		企業		政府		金融		海外		全體	
	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用	源泉	運用
Ⅰ. 所得支出計定												
1. 所得												
被傭者報酬	118130										118130	
營業剩餘	40684		34982								+75666	
稅外收入					11202						+11202=204999#	
間接稅					23271						+23271=228269#	
直接稅					24363						24363	
配當所得	6063										6063	
利子所得	1717										1717	
移轉所得	10525										10525	
輸入									114478		114478	
2. 經常支出												
消費		132615				11522						144137
配當				6063								6063
直接稅		13631		10731								24363
人件費						13184						13184
利子支出						1717						1717
移轉支出						10525						10525
輸出										91030		91030
計	177118	146246	34982	16794	58835	36947			114478	91030	385414	291018
貯蓄		30872		18188		21888				23448		94396
Ⅱ. 資金循環計定												
1. 非金融去來												
貯蓄	30872		18188		21888				23448		94396	
固定資本消耗			3712								3712	231981#
投資		23885		55732		18491						98108
貯蓄投資差額		6987		−33832		3398				23448	0	−0
2. 金融去來												
貯蓄投資差額	6987		−33832		3398				23448		−0	0
通貨		8736		1928		335	10998				10998	10998
國公債		456			456						456	456
銀行貸出	2204		7538		668			10410			10410	10410
政府融資			5296			5296					5296	5296
海外借入			23319		1110					24429	24429	24429
外換運用				393				589	981		981	981
計	9191	9191	2320	2320	5631	5631	10998	10998	24429	24429	52570	52570

〈附表 4〉 基本시나리오의 巨視經濟計定

1. 國民計定(經常價格)

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
GNP	231981	256585	288427	325992	366891	411882
最終消費支出	144137	156778	173338	195049	219947	247151
民　間	132615	144014	159198	179385	202594	227927
政　府	11522	12764	14140	15664	17353	19223
投　資	98108	109677	125514	145661	167456	190819
個　人	23885	26569	30421	35439	40805	46476
企　業	55732	61994	70982	82690	95212	108443
政　府	18491	21115	24111	27532	31439	35900
政府人件費	13184	14605	16179	17923	19856	21996
輸　出	91030	103147	115427	127421	139947	153901
輸　入	114478	127621	142031	160062	180314	201985
純國民生産	228269	252480	283812	320777	361021	405292
國民所得	204999	227076	255691	289089	325252	365085
個人所得	177118	195897	220440	248991	279868	313836
可處分所得	163487	180990	203797	230364	259205	291075
貯　蓄	74660	85203	98910	113020	127089	142735
個　人	30872	36977	44599	50979	56611	63148
企　業	21900	24279	27398	31062	35023	39385
政　府	21888	23946	26913	30980	35455	40202
參考事項 : GNP디플레이터(指數)	1.572	1.639	1.702	1.782	1.868	1.953
輸出單價(指數)	140.420	145.202	151.529	158.852	167.078	175.941
賃金(원/月)	876439	967652	1061776	1180566	1316064	1461518

2. 國民計定(1985년 不變價格)

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
GNP	147527	156514	169472	182973	196428	210912
最終消費支出	91663	95632	101849	109477	117756	126558
民　　間	84336	87846	93540	100685	108466	116714
政　　府	7327	7786	8308	8792	9290	9844
投　　資	62391	66902	73749	81757	89653	97713
個　　人	15190	16207	17875	19891	21846	23799
企　　業	35442	37815	41707	46412	50975	55531
政　　府	11759	12880	14167	15453	16832	18383
政府人件費	8384	8909	9507	10060	10630	11263
輸　　出	57890	62918	67822	71519	74925	78808
輸　　入	72802	77847	83454	89840	96537	103430
純國民生產	145167	154009	166760	180046	193285	207537
國民所得	130368	138513	150237	162260	174135	186949
個人所得	112638	119495	129525	139754	149837	160706
可處分所得	103969	110402	119745	129299	138775	149051
貯　　蓄	47480	51973	58117	63436	68041	73090
個　　人	19633	22555	26205	28613	30309	32336
企　　業	13927	14810	16099	17434	18751	20168
政　　府	13920	14607	15813	17388	18982	20586
參考事項 : 賃金(원/月)	557368	590255	623871	662629	704601	748399

3. 個人部門 所得支出 資金計定

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
被傭者報酬	118130	131001	147574	166850	187721	210755
民　　間	104946	116396	131394	148926	167865	188759
政　　府	13184	14605	16179	17923	19856	21996
事業利益	40684	44998	50635	57193	64286	72088
配　　當	6063	6725	7595	8615	9717	10931
利　　子	1717	1515	1720	2024	2293	2503
移轉所得	10525	11659	12916	14308	15851	17559
個人所得	177118	195897	220440	248991	279868	313836
勤勞所得稅	10999	12078	13450	14994	16567	18175
配當所得稅	1385	1537	1735	1969	2220	2498
利子所得稅	389	343	390	458	519	567
事業所得稅	858	949	1068	1207	1356	1521
可處分所得	163487	180990	203797	230364	259205	291075
消　　費	132615	144014	159198	179385	202594	227927
貯　　蓄	30872	36977	44599	50979	56611	63148
投　　資	23885	26569	30421	35439	40805	46476

4. 企業部門 所得支出 資金計定

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
總收入額	139929	155194	175193	198569	223821	251678
被傭者報酬	104946	116396	131394	148926	167865	188759
總利潤	34982	38799	43798	49642	55955	62920
法人稅	10731	11900	13420	15181	17085	19194
稅後利益	24251	26899	30378	34461	38870	43726
配　當	6063	6725	7595	8615	9717	10931
留保利益	18188	20174	22784	25846	29152	32794
減價償却	3712	4105	4615	5216	5870	6590
貯　蓄	21900	24279	27398	31062	35023	39385
投　資	55732	61994	70982	82690	95212	108443
資金調達	33832	37714	43584	51629	60189	69059
國　內	12834	13368	15465	19240	22819	25864
市中銀行	7538	7478	8867	11841	14527	16580
政府純貸出	5296	5890	6598	7399	8291	9284
海　外	23319	26933	31108	35930	41499	47931

5. 政府部門 所得支出 資金計定

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
歲　入	58835	64489	71868	80900	90807	101484
租稅收入	47633	52211	58184	65497	73518	82161
個人所得稅	13631	14907	16643	18627	20663	22761
勤勞所得稅	10999	12078	13450	14994	16567	18175
配當所得稅	1385	1537	1735	1969	2220	2498
利子所得稅	389	343	390	458	519	567
事業所得稅	858	949	1068	1207	1356	1521
法人所得稅	10731	11900	13420	15181	17085	19194
總法人稅	11467	12718	14357	16273	18342	20625
投資稅額控除	736	818	937	1092	1257	1431
消費稅	18646	20248	22383	25221	28485	32047
關　稅	4625	5156	5738	6467	7285	8160
稅外收入	11202	12279	13684	15403	17290	19322
歲　出	60734	67548	75664	84851	95083	106465
經常支出	36947	40543	44956	49920	55352	61281

人件費	13184	14605	16179	17923	19856	21996
物件費	11522	12764	14140	15664	17353	19223
利子支出	1717	1515	1720	2024	2293	2503
移轉支出	10525	11659	12916	14308	15851	17559
資本支出	18491	21115	24111	27532	31439	35900
純貸出	5296	5890	6598	7399	8291	9284
收　支	−1898	−3058	−3796	−3952	−4275	−4982
(對GNP比率)	−0.818	−1.192	−1.316	−1.212	−1.165	−1.209
資金調達	1898	3058	3796	3952	4275	4982
國　內	1124	1298	1499	1731	1999	2309
中央銀行借入	668	772	891	1029	1189	1373
國公債發行	456	526	608	702	811	936
海　外	1110	2301	2967	2918	3030	3551
參考事項：政府貯蓄	21888	23946	26913	30980	35455	40202
國公債	17931	20361	23957	27142	29617	31913

6. 通貨概觀表

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
플로우 : 純海外資産	589	2856	4483	3724	2497	2039
信用供與						
政 府	668	772	891	1029	1189	1373
民間部門	9742	10761	13339	16743	19513	21840
M2	10998	14388	18713	21496	23199	25252
스 톡 : 純海外資産	6226	9081	13564	17288	19785	21825
信用供與						
政 府	2347	3119	4010	5039	6228	7601
民 間	93071	103831	117171	133914	153427	175267
其他項目	17621	17621	17621	17621	17621	17621
M2	84022	98410	117124	138620	161819	187071
參考事項 : 利 子 率						
準市場	10.05	8.45	8.45	8.45	8.45	8.45
受 信	7.10	7.10	7.10	7.10	7.10	7.10
與 信	13.00	9.80	9.80	9.80	9.80	9.80

7. 國際收支表

(단위 : 10억원)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
輸　出	91030	103147	115427	127421	139947	153901
輸　入	114478	127621	142031	160062	180314	201985
經常收支	−23448	−24475	−26604	−32641	−40367	−48084
資本流入						
公　共	1110	2301	2967	2918	3030	3551
民　間	23319	26933	31108	35930	41499	47931
資本收支	24429	29234	34075	38848	44529	51483
綜合收支	981	4759	7471	6207	4162	3399
外換保有增減	−981	−4759	−7471	−6207	−4162	−3399

8. 國際收支表

(단위 : 백만U.S달러)

	基準年度	1次年度	2次年度	3次年度	4次年度	5次年度
輸　出	116601	128612	142855	157699	173201	190472
輸　入	146635	159129	175781	198097	223161	249982
經常收支	−30034	−30517	−32926	−40397	−49960	−59510
資本流入						
公　共	1422	2868	3672	3611	3750	4395
民　間	29869	33583	38500	44468	51360	59321
資本收支	31291	36451	42173	48079	55111	63716
綜合收支	1257	5934	9247	7681	5151	4206
外換保有增減	−1257	−5934	−9247	−7681	−5151	−4206
參考事項 : 換　率	781	802	808	808	808	808
純海外資產	7975	11324	16787	21396	24487	27011

〈附表 5〉 巨視經濟計定간의 相互連結關係

國民計定	個人部門計定	企業部門計定	政府部門計定	通貨概觀表	國際收支表
Ⅰ. 實物變數					
CP	*CP*		*TCN*		
CG			*CG*		
IH	*IH*				
IC		*IC*	*TCI*		
IG			*IG*		
WG	*WG*		*WG*		
EXV					*EXV*
IMV			*TM*		*IMV*
NNP		*A*			
NI	*OSH*	*NIC,PFC,WC*	*WG,NTR,TCN,TM*		
PI	*WG,WC,D,INT,TR,OSH*	*WC,D,TCI,RE*	*TCI,INT,TR,NTR*		
YD	*TPI*		*TPI*		
SH	*SH*				
SC		*SC*			
SG			*SG*		
	TW		*TW*		
	TD		*TD*		
	TI		*TI*		
	TOS		*TOS*		
Ⅱ. 金融變數: 資金循環計定					
	MH			*MH*	
	BF		*BF*		
	FDH			*FDH*	
		MC		*MC*	
		*FDC*1		*FDC*1	
		*FDC*2=*NL*	*NL*		
		FFC			*FFC*
		R		*R*	*R*
			MG	*MG*	
			MF	*MF*	
			FFG		*FFG*

註 : 각 변수의 설명에 대해서는 〈附表 1〉 참조.

〈附表 6〉 政策代案別 優先順位(5년전체 ρ=.02): 普遍性分析

政策代案		1. 配當率 變化				2. 貸出利子率 變化			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅 : 稅率	2	14	1	6	2	14	1	6
FP 2	勤勞所得稅 : 減免	7	10	7	11	7	10	6	11
FP 3	配當所得稅	4	13	3	7	4	13	3	7
FP 4	利子所得稅	6	11	6	10	6	11	5	10
FP 5	事業所得稅	5	12	4	9	5	12	4	9
FP 6	法人稅 : 稅率	13	3	13	2	13	3	13	2
FP 7	法人稅:投資稅額控除	14	2	14	3	14	2	14	3
FP 8	消費稅	9	7	9	5	9	7	9	5
FP 9	關稅	10	6	11	13	10	6	11	12
FP10	稅外收入	12	5	12	15	12	5	12	15
FP11	人件費	1	15	2	14	1	15	2	14
FP12	物件費	3	9	10	8	3	9	10	8
FP13	移轉支出	8	8	8	12	8	8	8	13
FP14	資本支出	11	4	5	4	11	4	7	4
FP15	純貸出	15	1	15	1	15	1	15	1

政策代案		3. 不胎化係數 變化				4. 歲出比率 變化			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅 : 稅率	2	14	1	6	2	14	1	6
FP 2	勤勞所得稅 : 減免	7	10	7	11	7	10	7	11
FP 3	配當所得稅	4	13	3	7	4	13	3	7
FP 4	利子所得稅	6	11	5	10	6	11	6	10
FP 5	事業所得稅	5	12	4	9	5	12	4	9
FP 6	法人稅 : 稅率	13	3	13	1	13	3	13	2
FP 7	法人稅:投資稅額控除	14	2	14	3	14	2	14	3
FP 8	消費稅	9	7	9	5	9	7	9	5
FP 9	關稅	10	6	11	13	10	6	11	13
FP10	稅外收入	12	5	12	15	12	5	12	15
FP11	人件費	1	15	2	14	1	15	2	14
FP12	物件費	3	9	10	8	3	9	10	8
FP13	移轉支出	8	8	8	12	8	8	8	12
FP14	資本支出	11	4	6	4	11	4	5	4
FP15	純貸出	15	1	15	2	15	1	15	1

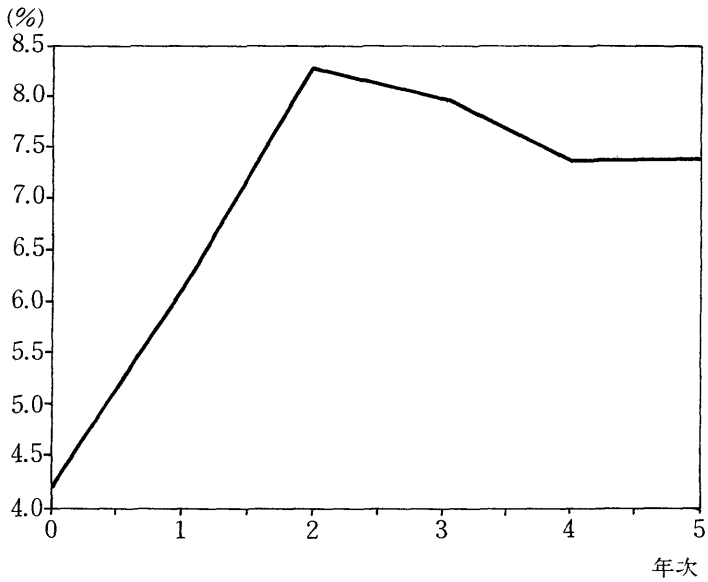
〈附表 7〉 政策代案別 시뮬레이션效果(5년전체 ρ=.02): 普遍性分析

政策代案		1. 配當率 變化				2. 貸出利子率 變化			
		物 價	成 長	經常收支	財政收支	物 價	成 長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅 : 稅率	−0.1637	−0.6495	842.3	0.7119	−0.1646	−0.6527	848.4	0.7113
FP 2	勤勞所得稅 : 減免	−0.1506	−0.5912	770.6	0.6427	−0.1513	−0.5937	775.7	0.6418
FP 3	配當所得稅	−0.1525	−0.5996	780.9	0.6525	−0.1530	−0.6012	785.0	0.6505
FP 4	利子所得稅	−0.1514	−0.5944	774.7	0.6460	−0.1520	−0.5967	779.6	0.6448
FP 5	事業所得稅	−0.1515	−0.5950	775.3	0.6471	−0.1522	−0.5976	780.5	0.6462
FP 6	法人稅 : 稅率	−0.0253	−0.1005	111.4	1.0542	−0.0206	−0.0818	86.6	1.0730
FP 7	法人稅:投資稅額控除	−0.0247	−0.0983	109.0	1.0302	−0.0202	−0.0801	84.9	1.0510
FP 8	消費稅	−0.1302	−0.5262	673.7	0.7387	−0.1300	−0.5250	673.8	0.7403
FP 9	關稅	−0.1160	−0.4580	593.0	0.6315	−0.1159	−0.4574	593.5	0.6337
FP10	稅外收入	−0.1002	−0.3975	513.6	0.5498	−0.1001	−0.3967	513.8	0.5513
FP11	人件費	−0.1915	−0.6950	792.2	0.6210	−0.1922	−0.6980	797.7	0.6188
FP12	物件費	−0.1591	−0.5680	623.6	0.6479	−0.1588	−0.5671	623.5	0.6497
FP13	移轉支出	−0.1362	−0.5349	696.5	0.6356	−0.1371	−0.5382	702.6	0.6332
FP14	資本支出	−0.1063	−0.3722	774.7	0.7668	−0.1064	−0.3726	773.5	0.7672
FP15	純貸出	0.0285	0.1090	−164.9	1.0861	0.0291	0.1116	−168.5	1.0845

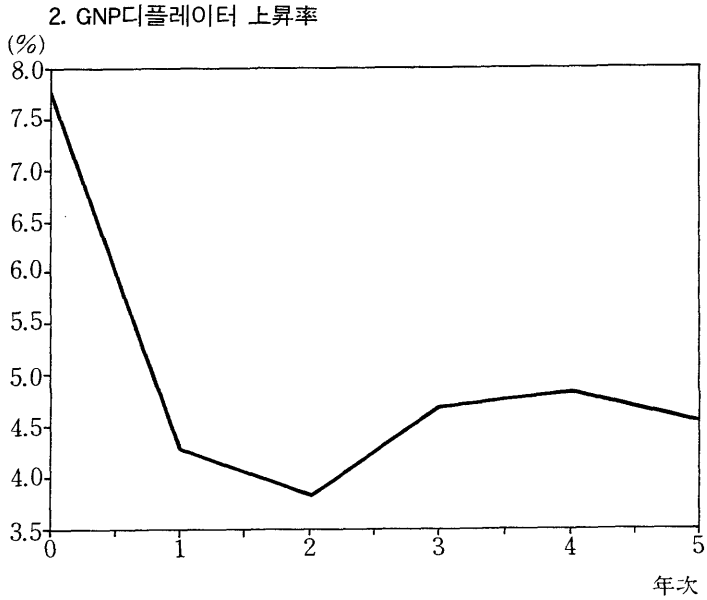
政策代案		3. 不胎化係數 變化				4. 歲出比率 變化			
		物價	成長	經常收支	財政收支	物價	成長	經常收支	財政收支
FP 1	勤勞所得稅：稅率	−0.1686	−0.6566	857.4	0.7006	−0.0164	−0.6485	84.0	0.7156
FP 2	勤勞所得稅：減免	−0.1547	−0.5961	781.9	0.6322	−0.0151	−0.5905	76.9	0.6461
FP 3	配當所得稅	−0.1565	−0.6038	791.6	0.6408	−0.0153	−0.5679	77.8	0.6549
FP 4	利子所得稅	−0.1552	−0.5984	784.9	0.6344	−0.0152	−0.5937	77.3	0.6495
FP 5	事業所得稅	−0.1556	−0.6000	786.8	0.6365	−0.0152	−0.5942	77.3	0.6505
FP 6	法人稅：稅率	−0.0331	−0.1298	157.2	1.0291	−0.0021	−0.0832	8.8	1.0755
FP 7	法人稅:投資稅額控除	−0.0323	−0.1261	152.8	0.9993	−0.0021	−0.0815	8.6	1.0533
FP 8	消費稅	−0.1356	−0.5387	695.2	0.7267	−0.0130	−0.5223	66.8	0.7439
FP 9	關稅	−0.1202	−0.4664	608.5	0.6197	−0.0116	−0.4553	58.8	0.6370
FP10	稅外收入	−0.1039	−0.4049	527.5	0.5393	−0.0100	−0.3949	50.9	0.5541
FP11	人件費	−0.1943	−0.6979	797.4	0.6147	−0.0193	−0.6967	79.2	0.6214
FP12	物件費	−0.1622	−0.5747	633.9	0.6388	−0.0159	−0.5670	62.0	0.6516
FP13	移轉支出	−0.1408	−0.5428	711.8	0.6219	−0.0137	−0.5355	69.6	0.6371
FP14	資本支出	−0.1090	−0.3788	784.8	0.7580	−0.0107	−0.3719	77.3	0.7691
FP15	純貸出	0.0152	0.0551	−85.8	1.0261	0.0029	0.1094	−16.5	1.0858

[附圖 1] 主要經濟指標의 變化推移(基本시나리오)

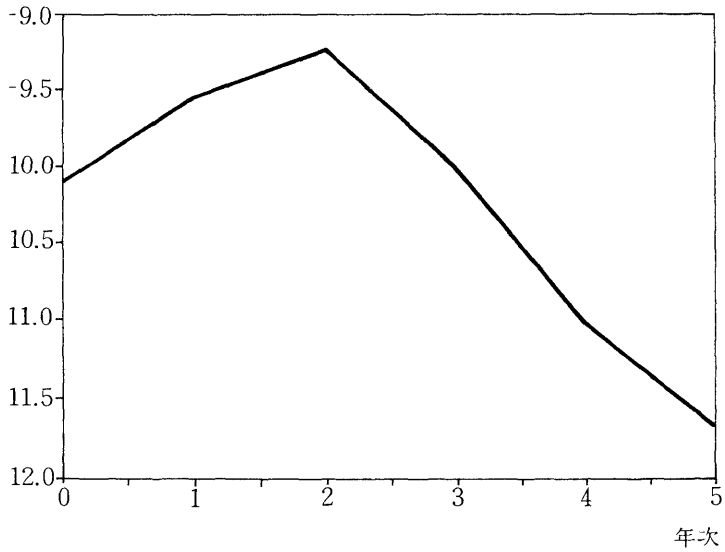
1. 實質GNP 成長率



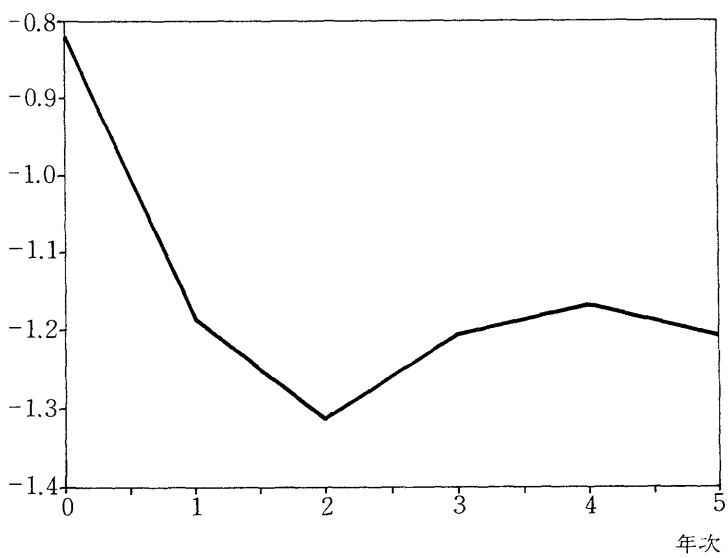
2. GNP디플레이터 上昇率



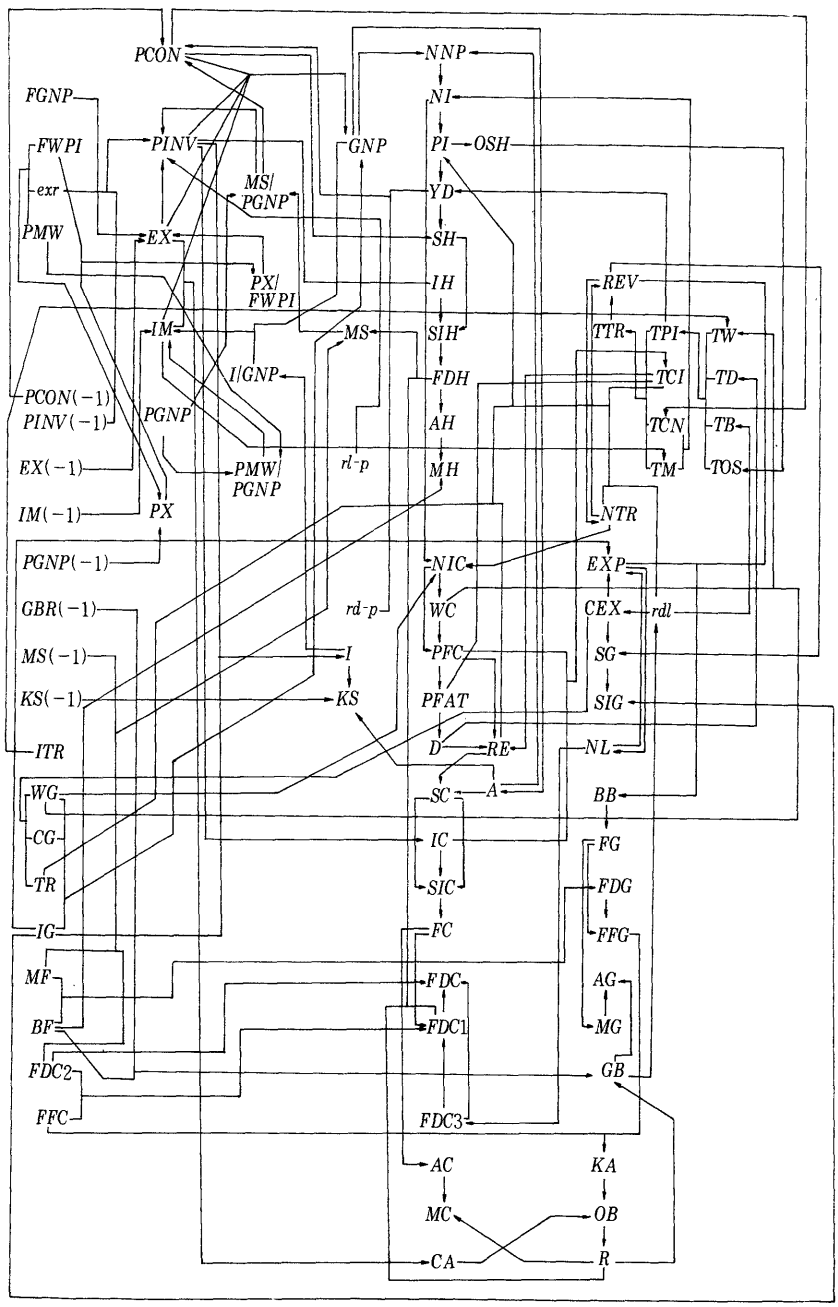
3. 經常收支/GNP 比率



4. 財政赤字/GNP 比率

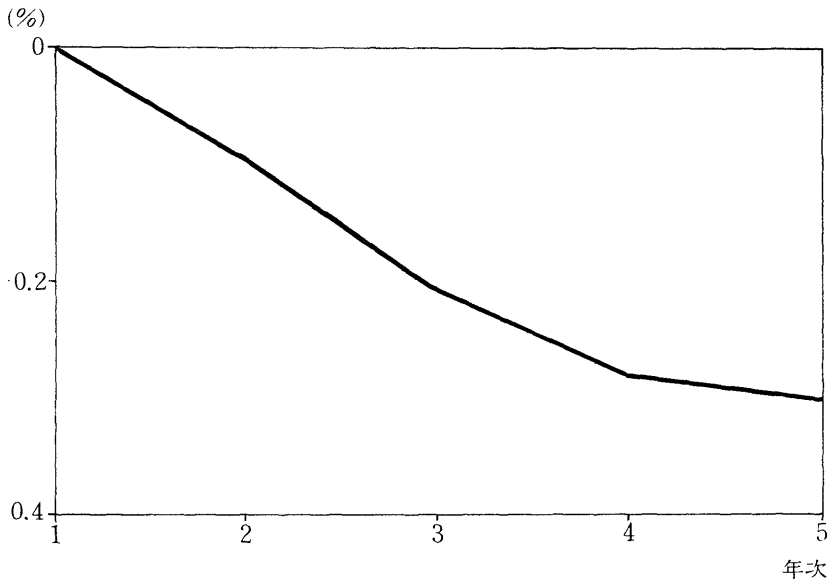


[附圖 2] 模型의 흐름圖

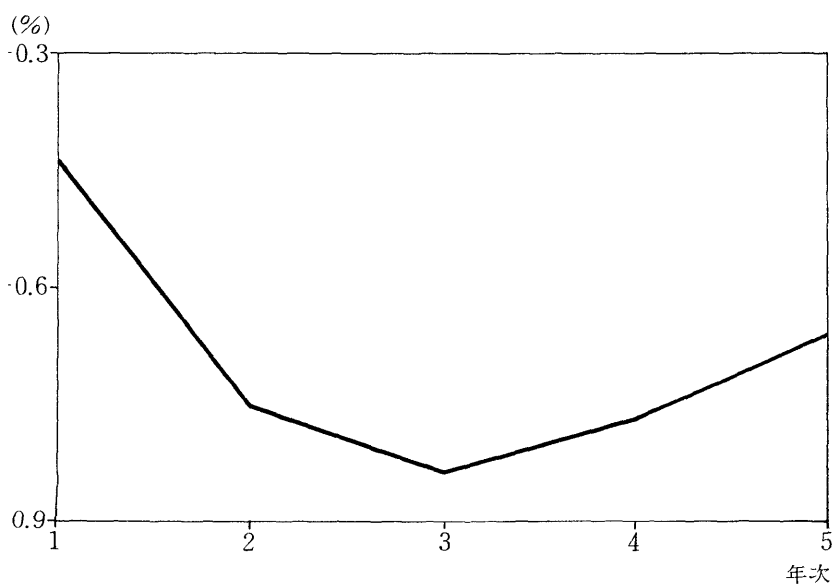

PCON
NNP
FGNP
NI
FWPI
PINV
GNP
PI
OSH
exr
MS/PGNP
YD
PMW
EX
SH
PX/FWPI
IH
REV
IM
MS
SIH
TTR
TPI
TW
I/GNP
FDH
TCI
TD
PCON(-1)
PINV(-1)
PGNP
AH
TCN
TB
EX(-1)
PMW/PGNP
rl-p
MH
TM
TOS
IM(-1)
PX
NTR
PGNP(-1)
NIC
EXP
GBR(-1)
rd-p
WC
CEX
rdl
MS(-1)
I
PFC
SG
KS(-1)
KS
PFAT
SIG
ITR
D
RE
NL
WG
SC
A
BB
CG
IC
FG
TR
SIC
FDG
IG
FC
FFG
MF
FDC
AG
BF
FDC1
MG
FDC2
GB
FFC
FDC3
AC
KA
MC
OB
CA
R

［附圖 3］ 시뮬레이션 效果의 推移(FP1: 勤勞所得稅 稅率 引上)

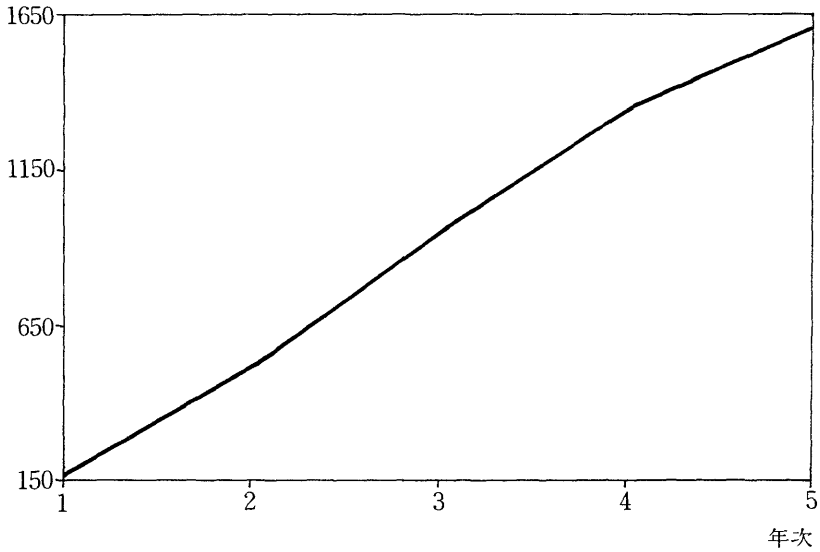
1. GNP디플레이터



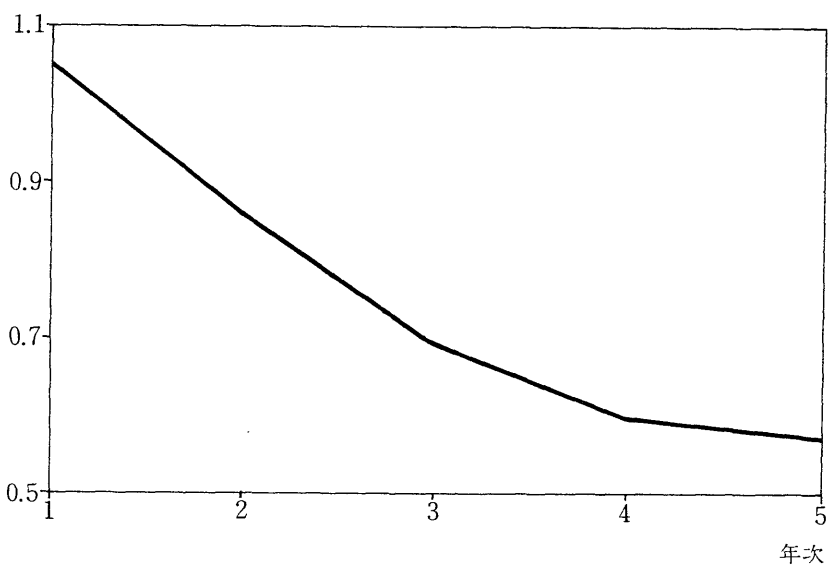
2. 實質GNP



3. 經常收支



4. 財政收支



論 評

郭 泰 元
(西江大 經濟學科 敎授)

케인지안적인 需要管理政策의 유효성에 대한 懷疑는 오래 전부터 제기되어 왔지만 아직 巨視經濟의 변동에 대한 정책적 간섭을 완전히 포기하고 중립적인 태도를 취하고 있는 나라는 찾아볼 수 없다. 독립적인 經濟政策을 수행할 수 있는 국가들은 거의 예외 없이 安定化政策을 중심적인 경제정책으로 삼고 있으며 그 대표적인 수단으로 通貨政策과 金融政策을 사용하고 있다는 것도 주지의 사실이다. 이러한 현상은 安定化政策의 유효성에 대한 이론적 회의가 아무리 정교하고 설득력이 있는 것이라고 해도 경험적으로는 그 有效性이 인정되고 있음을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 물론 유효하다는 증거가 확실하지 않아도 이론적 논의와 실제 정책의 채택간에 나타나는 시차라든가 정부조직에 내재하는 관성 때문에 아직도 安定化政策이 실시되고 있다고 해석할 수도 있을 것이다. 또는 단순히 景氣變動의 문제가 정치적으로 너무 민감한 문제이기 때문에 이러한 문제에 대해서 정부가 적절한 대응을 하고 있다는 사실을 보여주기 위한 목적으로 安定化政策을 실시하고 있다고 말할 수 있을지도 모른다.

어떤 경우라도 安定化政策이 실시되는 것을 전제로 한다면 여러 가지 다른 수단들 중에서 가장 바람직한 수단을 식별해 내려는 노력은 그 자체로서 의미 있는 것이라고 하지 않을 수 없다. 현실경제에서 巨視經濟政策變數가 목표변수에 영향을 주는 메커니즘은 매우 다양하고 복잡하여 단순화된 논리적 분석만을 가지고는 신빙성 있

는 결론에 도달하는 것이 거의 불가능하다. 더구나 항상 변하는 수많은 외생변수들이 정책변수의 작용과정에 예측하기 어려운 영향을 주기 때문에 정책효과의 분석은 더욱 어려워진다. 거시경제이론상의 다양한 논쟁은 상당부분 이와 같은 거시경제정책문제의 본질에서 연유하는 것이라는 생각도 든다. 이런 이유들 때문에 거시경제의 정책효과를 분석하기 위한 모형은 실증적인 성격을 갖지 않을 수 없으며, 또한 복잡한 쪽으로 발전해 가는 경향을 나타내는 것 같다.

우리나라에서 중장기적인 개발정책과 구분되는 안정화정책이 본격적으로 실시된 것은 별로 긴 역사를 갖고 있지 않다고 생각된다. 다시 말해서 安定化政策의 경험이 충분히 누적되지 못하였고 따라서 그 효과를 실증적으로 분석하여 보다 바람직한 政策手段들을 선택할 수 있는 여건이 충분히 이루어져 있지 못하다는 것이다. 더구나 그동안의 안정화정책은 주로 金融手段들, 특히 通貨量의 규제에 의존해 왔고 財政政策手段들은 안정화 목적에 적극적으로 활용되지 못한 것이 사실이다. 다시 말해서 안정화정책의 운용경험이 충분치 못한데다가 그나마 주로 金融政策 쪽에 치중해 있다는 것이다.

그러나 매우 급속하게 추진되고 있는 開放化로 말미암아 巨視經濟政策에 있어서의 국제적인 상호의존성은 급속히 증대될 것이며, 우리가 주로 의존해 온 金融政策手段들의 有效性은 급속하게 줄어들게 될 것이라는 전망은 어렵지 않게 도출될 수 있다. 그렇다면 앞으로의 거시경제운영은 어쩔 수 없이 財政手段에 더 많이 의존하게 될 것이다. 財政金融政策의 적절한 조합에 의해서 安定化政策의 유효성을 더 증대시킬 수 있으며 국제간의 資本移動 등에 의해서 通貨管理政策의 유효성이 떨어지는 상황에서도 재정정책의 직접적인 효과는 상당히 유효할 것으로 보이기 때문이다. 그러나 앞에서도 말했지만 과연 재정정책이 얼마나 유효할지 그리고 여러가지 구체

적인 財政政策手段들 중에서 어떤 수단이 가장 바람직한 효과를 가져오는 것인지 등을 판별할 이론적 모형이나 경험적 증거들을 충분히 확보하지 못하고 있는 것이 현실이다.

이 글에서 논평하고자 하는 李啓植 박사와 高英先 박사의 논문은 무엇보다도 거시경제정책운용과 관련하여 가장 필요한 시기에 가장 필요한 정보를 제공해 주고 있다는 점에서 매우 가치 있는 논문이라고 생각된다. 이 논문에서 개발된 모형은 다양한 財政政策手段들 간의 유효성을 비교·평가할 수 있는 방법을 제공하며 더구나 정책의 다기화된 파급 메커니즘을 포괄적으로 파악하여 종합적인 효과를 측정할 수 있게 해준다는 점에서 정책시뮬레이션을 위한 종래의 巨視經濟計量模型이 갖지 못한 중요한 장점을 가지고 있다고 생각된다. 더구나 여러 국민계정간의 회계상의 一貫性을 확보하고 하나의 정책수단이 다른 정책변수들에게 영향을 주는 파급 메커니즘이 보다 명시적으로 나타난다는 것도 중요한 특징이 아닐 수 없다. 좀 더 구체적으로 예를 들어 말하면 저자들의 모형에서는 資金循環計定이 거시모형에 명시적으로 연결됨으로써 財政政策手段들이 금융변수들을 통해서 간접적으로 巨視經濟에 영향을 주는 경로가 가시적으로 나타나고 있다. 모형의 이러한 구조로 말미암아 財政政策의 종합적 효과는 우리가 흔히 가지고 있던 부분균형적 인상과는 상당히 다르다는 점을 저자들은 밝혀주고 있다.

이처럼 이 모형의 유용성이나 장점은 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이지만 이 모형이 아직은 실험단계에 있다고 볼 수 있고 또 앞에서 말한 것처럼 우리나라의 財政政策經驗 자체가 한정된 것이어서 이 모형에서도 몇가지 아쉬운 점들이 발견된다.

무엇보다도 이 모형의 기본적인 골격은 어디까지나 需要 중심의 거시경제모형이라는 점이 이 모형의 분석능력에 하나의 한계를 부과하고 있다고 생각된다. 巨視經濟의 안정화 문제는 短期問題라고

할 수 있지만 短期와 長期가 완전히 분리된 정책은 생각할 수 없다. 더구나 財政政策은 의사결정 및 집행의 시차 등을 생각할 때 金融政策手段보다는 운신이 둔한 정책이라는 인식이 지배적이다. 이러한 고려는 財政政策의 효과분석에 있어서 中期 내지는 長期的 관점이 상대적으로 좀더 강조되어도 좋다는 주장을 가능하게 한다. 다른 거시경제모형에서와 마찬가지로 어떤 政策衝擊의 중기적 효과를 분석하고자 할 때 공급측면에 대한 불충분한 定式化는 제약요인이 될 수밖에 없다. 예를 들면 이 모형에서도 자본서비스의 공급이 명시적으로 모형에 포함되어 있지 않기 때문에 投資의 供給效果는 포착되지 않고 있다. 그러나 2~3년 정도의 기간을 정책평가의 기간으로 생각한다 해도 이런 효과는 매우 중요한 것이 될 수 있다고 생각된다. 특히 정책간의 費用과 便益을 비교·평가하려 할 때 이러한 제약은 더 중요한 문제가 될 수도 있다고 본다.

또 하나의 한계는 個別政策手段들을 분석하면서 상대가격을 고려하지 못하고 있다는 점이다. 거시정책분석모형에서 상대가격을 논하는 것은 격에 맞지 않는 것으로 생각될 수도 있다. 실제로 포괄적으로 집계된 변수들을 주로 다루는 모형에서는 이런 문제가 덜 중요한 것일지도 모른다. 그러나 세분된 個別政策手段간의 경제적 효과를 비교하고자 할 경우 그 효과의 차이 중 상당히 중요한 부분은 그러한 수단들의 相對價格效果의 차이에서 연유되는 것이라는 점은 간과되지 말아야 한다고 생각된다. 요컨대 이 모형은 행태방정식의 수를 제한하고 있고 무엇보다도 供給側面에 대한 충분한 定式化가 없다는 한계 때문에 이런 효과들이 충분히 포착되기 어려운 구조를 가지고 있다. 따라서 個別政策手段들의 政策效果의 차이는 주로 所得效果 또는 通貨效果의 차이에서 발생하는 것으로 나타나고 있다. 물론 巨視分析에서 이런 효과들이 중요하지만 이것으로 충분하다고는 볼 수 없으며, 특히 수단간의 우선순위 평가를 상당히 오도할 가

능성도 배제하기 어렵다고 볼 수 있다.

이런 시각에서 보면 논문의 결론부분에서 本 模型의 분석결과와 다른 분석의 틀에서의 분석결과를 바로 비교한 것은 재해석의 여지가 있는 부분이라고 할 수 있다. 예를 들면 法人稅 관련 정책수단들의 비교에서 재정학에서 일반적으로 받아들여지고 있는 결과와 本 模型의 결과가 상반되게 나온 경우들은 분석의 기본적인 틀의 차이, 즉 相對價格效果를 중심으로 한 모형과 通貨 및 所得效果를 중심으로 한 모형의 차이에서 연유된 것이라고 판단된다. 만일 그렇다면 이런 상반된 결론들은 과거의 지혜를 대체하기보다는 보완하는 측면이 더 많은 것으로도 볼 수 있다. 다시 말해서 그러한 다른 결론들은 다른 분석의 틀 때문에 나타난 결과일 수 있다는 점이 명시될 필요가 있다고 판단된다.

본 모형이 갖는 한계는 評者의 분수를 모르는 욕심을 나타내는 것이기도 하다. 지극히 복잡하고 다기한 現實經濟를 불과 몇십 또는 몇백개의 방정식으로 요약한다는 것은 처음부터 무리한 것인지도 모른다. 저자들은 다른 巨視政策分析模型과 비교할 때 매우 중요한 진전을 이룩해 놓았다는 사실을 다시 한번 강조하고 싶다. 그러나 앞에서 드러낸 評者의 욕심에 근거해서 이 모형에 대한 몇가지 發展方向을 제시하면서 평을 맺기로 한다.

앞에서 지적했던 것처럼 供給側面의 행태방정식을 좀더 보완하면 보다 균형된 政策分析이 가능할 것으로 보인다. 물론 제대로 된 생산함수를 추정하여 그것을 시뮬레이션 모형에 포함시킨다는 것은 쉬운 일이 아니다. 그러나 供給側面의 定式化를 보강하기 위한 다양한 노력은 충분히 가치 있는 일이 될 것으로 판단된다. 이 모형은 예측보다는 政策分析을 주된 목적으로 하는 것이므로 경우에 따라서는 요즈음 AGE모형(applied general equilibrium model) 또는 CGE모형(computable general equilibrium model) 등에서 흔히

사용되는 기법을 원용하는 것도 불가하지 않을 것으로 사료된다. 예를 들면 생산함수의 형태를 가정하고 이 함수를 결정하는 주요 파라미터 값들을 計量經濟學的 방법으로 추정하는 대신 기준연도의 자료를 중심으로 점추정을 하거나 여러 값들을 대입하여 가장 설득력이 있는 결과가 나오는 값을 찾아내는 방법 등을 사용할 수 있다고 생각된다.

시간을 두고 이 모형을 발전시킨다면 단순히 財政과 金融을 통합하여 분석하는 모형으로서 만족하지 말고 좀더 광범위한 一般均衡效果를 분석에 포함시킬 수 있는 모형으로 발전시키는 것을 고려해 볼 수 있을 것이다. 이러한 방향의 추구는 물론 앞에서 말한 供給側의 행태방정식들을 보강하는 것에서부터 출발해야 할 것이다. 그러나 더 나아가서 金利 등 중요한 상대가격변수들이 좀더 명시적으로 모형에 도입되어야 한다고 본다. 그리고 궁극적으로는 다부문 모형으로까지 발전되는 것이 좋다고 생각된다. 巨視經濟政策의 세분된 수단들이 보다 정확하게 비교·분석되기 위해서는 產業構造面의 효과 또는 미시정책적인 효과까지 포함되어 분석되는 것이 바람직하다고 볼 수 있기 때문이다. 巨視政策을 다부문모형을 가지고 분석하려는 시도는 새로운 것이 아니지만 우리나라의 경제를 분석하는데 이런 기법이 본격적으로 사용된 예를 과문한 訃者는 듣지 못하였다. 財政政策에 대한 관심이 開放化와 관련하여 고조되고 있는 점을 감안할 때 국제적인 링크모형까지는 가지 않더라도 海外部門과의 연결부분을 좀더 상세하게 하는 문제도 고려해 봄직하다.

다시 한번 강조하지만 이 모형은 현재의 상태로 매우 유용하게 사용될 수 있으며 財政政策手段의 합리적 선택에 크게 기여할 것으로 확신한다.

羅 城 麟

(翰林大 經濟學科 敎授)

이 논문은 韓國에서의 개별 財政政策項目(각종 歲入項目 및 歲出項目)들의 변화가 초래하는 巨視經濟的 효과(成長, 物價, 經常收支, 財政收支)를 분석하기 위해 새로운 거시계량모형을 고안하고 또 이 모형을 이용한 시뮬레이션을 통해 그러한 거시경제적 효과를 시도해 보는 것을 목표로 하고 있다.

이 논문은 두가지 측면에서 韓國의 이 연구분야에 새롭고 의미있는 기여를 하고 있다. 첫째는 기존의 韓國模型들이 지니고 있는 약점 중의 하나인 중요한 巨視變數들간의 일관성의 결여를 극복하기 위해 자금계획모형(financial programming model)을 설정하고, 특히 그것을 위해 所得支出計定과 資金循環計定(flow-of-funds accounts)을 작성한 것이다. 기존의 모형들은 대체로 공표된 거시변수들을 그대로 사용한 경향이 있는데, 이러한 데이터들은 회계상으로 需要와 供給이 맞아떨어져야 하는 일관성이 결여된 문제점이 있는 것이다. 두번째의 중요한 기여는 기존의 巨視模型들이 총체적 租稅收入이나 총체적 政府支出의 거시경제효과를 추정한 데 반해, 이 논문은 그러한 財政政策變數들을 세분화하여 10개의 세입조정항목과 5개의 세출항목으로 나누어 각각의 巨視經濟效果를 분석할 수 있는 모형을 고안했다는 것이다. 이러한 模型은 기존의 모형보다 더 많은 방정식들을 포함하게 됨으로써 복잡한 모형이 되는 어려움을 내포하는 것이다.

이제 이러한 목적을 가지고 출발한 이 논문의 거시경제모형의 한계점을 살펴보고 이 모형의 발전을 위한 몇가지 제안을 하고자 한다. 이러한 제안을 함에 있어 미리 언급하여야 할 것은 이러한 제안

이 모든 모형이 가질 수밖에 없는 극복할 수 없는 일반적인 것일 가능성이 있다는 것이다. 그리고 한 논문 내에 단기간 내에 수용될 수 없는, 그 자체로 하나의 독립된 논문을 구성할 수 있는 광범위한 토픽이 될 수 있다는 것이다. 이러한 우려를 염두에 두고 먼저 논문의 기본적 틀에 대한 포괄적 논평을 하고 그 다음에 개별적인 사안에 대한 미시적 논평을 하고자 한다.

먼저 기본적 틀에 관한 포괄적 논평으로, 첫째 이 논문이 본래 의도한 바를 달성하기 위해서는 거시변수들간에 일관성을 갖게 하는 所得支出計定과 資金循環計定의 올바른 작성이 필수적일 것이다. 왜냐하면 이것이 바람직스럽게 작성되지 않으면 일관성 있는 巨視變數들을 근거로 한 巨視經濟模型의 작성이란 원래의 목표가 사상누각이 될 수 있기 때문이다. 이러한 관점에서 이 논문은 그 본래의 목표를 만족스럽게 달성하지는 못한 것 같이 보인다. 왜냐하면, 자금순환계정의 작성이 데이터의 부족과 또 필요한 데이터의 추정의 어려움으로 말미암아 단순한 가정을 근거로 작성되었고, 또 반드시 필요한 자산항목들이 생략되어 있기 때문이다. 이러한 문제점은 자금순환모형의 내적 일관성(internal consistency)을 확립하지 못하는 한계를 지니게 되는 것이다. 따라서 자금순환모형의 내적 일관성을 위해서는 경제의 각 부문과 자산항목들이 모두 포함되어야 하고 각 자산항목들의 합은 0이 되어야 할 필요가 있다. 문제는 이러한 만족할 만한 자금순환모형의 작성은 수많은 데이터의 조정 및 재창조 그리고 각 자산의 需要와 供給에 대한 계량적 추정을 필요로 하기에 그 나름대로 독립적인 논문이 될 수밖에 없는 것이다. 이 논문의 목표가 자금순환모형의 작성이 아니고 巨視計量模型의 작성에 있지만, 이 논문의 주요한 기여가 일관성 있는 거시변수들을 근거로 한 巨視模型의 작성에 있다면 어떠한 방법으로든지 자금순환계정을 포함한 자금계획모형의 작성에 있어 改善이 있어야 할 것으

로 보인다. 둘째, 이 논문의 巨視經濟模型은 전통적인 케인즈모형에 근거하고 있다. 따라서 기대(expectation)의 구체화나 經濟의 供給側面은 완전히 무시되고 있다. 이러한 모형의 설정은 필연적으로 財政政策의 거시경제효과를 과장되게 할 염려가 있는 것이다. 물론 그동안 한국의 대부분의 巨視經濟模型이 여러가지 어려움으로 말미암아 케인즈모형에 국한된 것은 사실이다. 그러나 이 모형의 한계점을 극복하기 위해 대안적 모형을 함께 설정하는 노력이 시급히 요청되고 있다. 이 또한 물론 이 논문의 著者들인 財政學者보다는 巨視經濟學者들의 과제일 수 있겠다.

그 다음 개별적 논평으로, 첫째 推定方程式의 설정과 관련하여 이 논문은 7개의 행태방정식을 가지고 있는데, 稅收와 金利가 이에 포함되지 않고 정의식 내지 외생변수로 처리된 문제점이 있다. 세수는 기존의 논문과 달리 다양한 항목이 포함되는 어려움이 있다는 점에서 이해가 되지만, 금리의 外生化로 인해 후에 정책시뮬레이션에서 상당히 제한된 정책결과들을 초래하는 문제점이 발생하고 있는 것이다. 그 다음에 방정식의 추정에 있어서 時間的 不一致(time inconsistency)에 대한 배려와 自己相關(autocorrelation)을 포함한 여러가지 추정상의 문제점들을 교정하는 노력이 미흡하였다. 물론 우리의 관심이 정책의 방향에만 있을 때는 단순한 通常最小自乘法(OLS)으로 만족할 수 있겠으나 巨視經濟的 효과의 구체적 수치와 또 재정정책항목들간의 효과에 있어서의 순서(ordering)가 중요한 관심사가 된다면 이러한 노력이 필요시될 것이다. 이와 관련하여 이 모형의 전체적 適合度의 테스트가 선행되는 것이 바람직스러울 수 있다. 둘째로, 독자들의 편의를 위해 이 모형의 균형점을 찾는 방법과 정의식의 파라미터들의 값을 추정하는 방법에 대해 자세한 설명이 있었으면 좋겠다. 셋째, 데이터의 完全性을 위해 〈表 2〉의 政府部門 세입·세출총괄에서 讓渡所得稅, 敎育稅, 財産稅 등이

포함될 필요가 있고, 〈表 4〉의 所得支出計定에도 양도소득세, 간접세 등이 포함되는 것이 바람직스러울 것이다. 그리고 〈表 4〉의 資金循環計定에서 생략된 자산들(예: 주식, 회사채)이 포함되어야만 資金循環計定의 일관성이 보장될 수 있으며, 각 부문에 대한 이러한 개별적 자산항목들의 합이 가능하면 0이 되도록 맞추는 것이 필요할 것 같다. 넷째, 政策效果分析에 있어서 세입의 증대나 세출의 감소효과만 독립적으로 볼 뿐 그 均衡豫算效果를 보지 않는 것은 巨視經濟效果를 과장할 가능성이 있기에 양쪽 효과를 다 계산하여 비교할 필요가 있을 것이다. 그리고 租稅 및 政府支出의 전가 문제에 대해 어떠한 가정이 사용되었는지를 명백히 밝힐 필요가 있다. 그리고 각 政策代案의 거시경제효과를 비교하는 데 있어 어떤 항목이 최선이고 어떤 항목이 최악이라는 표현을 사용하였는데, 이러한 표현은 계량방정식 추정의 문제점에 비추어 볼 때 좀더 완화된 표현을 사용하는 것이 바람직스러울 것이다. 또한 이 모형의 시뮬레이션의 타당성을 테스트하기 위해 普遍性分析(sensitivity analysis)을 시도하였는데, 이러한 시도는 바람직스러우나 너무나 많은 政策代案의 조합이 가능하기에 여기서 시도된 보편성분석 정도로는 충분할 것 같지가 않다. 오히려 앞에서 제시한 전체 모형의 적합도를 바르게 테스트하는 것이 더 합리적일 수 있을 것이다. 마지막으로 이 논문의 시뮬레이션결과의 政策的 시사점은 기존의 견해와는 상이한 것들을 몇가지 제시하고 있다. 저자들이 제시한 個人所得稅와 消費稅의 성장에 대한 효과 비교, 歲出減少와 租稅增大의 성장에 대한 효과 비교, 개인소득세와 법인세의 투자에 대한 효과 비교 이외에도, 소비세의 증가가 물가를 감소시킨다는 결과들이 그 예이다. 이러한 결과 자체는 매우 흥미로운 것으로서 주목을 받을 만하다. 다만 좀더 명확한 영향경로에 대한 설명을 통하여 그것의 효과를 설득할 필요가 있겠다. 이러한 결과가 앞에서 지적한 租稅收入

의 외생화, 금리의 외생화, 균형예산효과의 간과 등에 의해서 결과한다면 그 신빙성에 문제가 있을 수 있기 때문이다.

지금까지 이 논문의 모형의 문제점들을 몇가지 지적하였다. 이 문제점들을 보완할 수 있는 대안에 대해 논자 나름대로 제시한 것도 있지만 그렇지 못한 것도 있다. 代案이 제시된 것들은 앞으로 이 모형을 개선하려는 미래의 연구과제가 될 수 있을 것이다. 그러나 이 모형 자체가 워낙 방대하고 문제점 하나하나가 한편의 독립적 연구논문의 대상이 될 수 있기에 이 논문에서 그 모든 것을 다루기를 요구하는 것은 무리일 것이다. 이것은 우리의 경제학계에 종사하고 있는 많은 학자들의 협조가 필요한 것이다. 결론적으로 이 논문은 일관성 있는 巨視變數들을 바탕으로 한 개별 財政政策項目들의 거시경제효과를 분석하려는 원래의 목적을 완전하지는 않지만 상당한 정도로 이루어냈고, 또한 韓國에서의 최초의 시도로서 앞으로 이 방면의 연구들이 나아가야 할 방향을 제시했다는 점에서 매우 중요한 의미가 있다고 하겠다. 현재 이 논문이 안고 있는 한계점들을 저자들이 개선하여 튼튼한(robust) 한국의 財政政策模型이 완성될 수 있도록 앞으로 한국의 재정학자, 거시경제학자 및 응용계량경제학자들이 건설적인 代案을 제시하고 격려를 아끼지 말아야 할 것이다.

黃 晟 鉉

(本院 硏究委員)

우리 경제에서 政府部門이 차지하는 比重, 財政이 맡고 있는 역할에 비해서 효율적 巨視經濟運營 차원에서의 財政政策의 역할과 과제에 대한 심층적 연구는 그리 활발치 못했었다고 할 수 있다. 특히 經濟의 開放化, 金融의 自律化 추세가 지속됨에 따라 전통적인

通貨·金融政策의 景氣調節機能이 과거보다 제한되면서 재정의 경기조절기능의 중요성에 대한 정책적 관심이 더욱 커지고 있다. 이러한 정책논의의 출발점은 다양한 財政政策組合의 巨視經濟的 波及效果에 대한 실증적 분석이 될 것이다.

이 논문에서는 기존의 韓國經濟에 대한 巨視模型과 일관성 있는 會計關係(consistent accounting relationship)를 강조하는 IMF 모형 등을 접목한 巨視計量模型을 개발하여 10개의 세입조정항목과 5개의 세출조정항목의 거시경제적 파급효과를 실증적으로 분석하고 있다. 이러한 모형작업의 의의는 첫째로, 資金計劃模型(financial programming)을 도입함으로써 중요 巨視經濟變數간의 일관성 있는 회계관계를 확립해 나가는 기초를 제공했다는 점과, 둘째로 政府部門을 세분화한 歲入·歲出項目別 정책시뮬레이션을 시도함으로써 財政政策代案別 비교분석을 시도했다는 점이다. 이러한 시도 자체가 기존의 실증분석과는 뚜렷이 구분되는 이 논문의 의미있는 기여이며, 향후의 巨視計量模型의 발전과정과 재정의 거시경제적 효과에 대한 실증분석작업에 많은 시사점을 제공하고 있다.

지금까지의 巨視計量模型에서 변수간의 근본적인 회계관계가 검증되지 못하고 資金循環計定이 도입되지 못한 것은 매우 중요한 문제이다. 이러한 문제의 근본적인 배경은 부문별 所得支出計定과 資金循環計定 통계가 일관성 있게 작성되지 못하고 있는 통계체계상의 문제에서 찾을 수 있다. 이 논문에서는 이러한 문제를 극복하기 위하여 몇가지 단순화 가정에 입각해서 會計上의 일관성을 유지하는 기본시나리오를 구성하고 있으며, 이 작업 자체가 상당한 작업량을 필요로 하는 매우 어려운 작업임에 틀림없다. 巨視計量模型이 발전되기 위해서는 우리의 統計體系가 크게 발전되어야 함에는 재론의 여지가 없으며, 이 논문에서 시도된 여러가지 資金循環計定上의 추정작업들은 통계자료상의 제약조건을 극복하면서 일관성 있는

會計關係를 유지하도록 模型을 설정하는 중요한 방법으로 원용될 수 있을 것이다.

그러나 이러한 추정작업 자체가 단순화 가정의 도입 등 자의적인 요소를 가질 수밖에 없으며, 이러한 작업을 거친 일관성 있는 회계관계의 유지에 따라 실질적으로 巨視經濟變數에 대한 說明力이 향상되었는지, 그리고 이러한 측면을 도외시하는 기존의 巨視計量模型의 설명력이 어느 정도로 왜곡되었는지에 대해서는 보다 심층적인 검증이 이루어져야 할 것이다. 경우에 따라서는 資金循環計定의 자의적인 추정과정을 통해 모형의 설명력이 약화되는 가능성 또한 배제할 수 없을 것이다.

이 논문의 歲入·歲出項目別 거시경제 효과분석에 대하여 지적되어야 할 점은 이 분석작업이 기존의 여러 巨視計量模型과 같이 수요측면을 중시하는 케인지안모형에 기초하고 있으며, 그에 따른 해석상의 한계를 지닌다는 점이다. 지금까지의 많은 수요중심의 모형들이 供給側面의 생산기반 확대나 생산효율 증대 등의 요소와 각 經濟主體들의 행태변화를 포착하는 데 한계를 지니고 있음은 주지의 사실이다. 그런데 이러한 수요중심모형을 이용해서 政府支出이나 收入의 총체적 수준이나 財源調達方法 등의 변화가 총량적인 巨視經濟變數에 미치는 영향을 파악해 보는 것은 공급측면을 경시하는 한계에도 불구하고 전통적인 거시경제정책 효과분석의 주요과제가 되어 왔다. 여기서 지적하고자 하는 점은 수요중심의 모형에 기초하고 있는 한, 항목별 財政變數들이 巨視經濟變數에 미치는 1차적 효과(first-order effect)는 총체적인 財政支出·收入 規模나 財政收支의 변화를 통한 파급효과로 나타난다는 점이다. 즉 人件費 支出이나 物件費 支出 증대의 두가지 경우 모두에 있어 수요중심모형에서의 1차적 효과는 총량적인 財政支出變數의 증대와 그를 통한 通貨變數 등의 변화를 통해 나타나며, 이 논문에서 나타나는 정책

대안별로 차별화된 효과는 항등식 부문의 회계관계식에서 나타나는 일종의 2차적 효과(second-order effect)라 할 수 있다.

보다 구체적으로, 法人稅와 勤勞所得稅 稅收增大의 巨視經濟的 效果를 파악하고자 할 때 수요중심모형에서의 1차적 관심사는 可處分所得의 감소를 통한 民間消費의 위축과 이를 통한 巨視經濟變數들의 변화이다. 또한 稅收增大가 總財政收支에 영향을 미칠 경우 政府部門 本源通貨 및 總通貨에 영향을 미친다. 이러한 효과에 있어서 法人稅와 勤勞所得稅의 세수증대는 차별화된 1차적 효과를 갖지 않는다.

法人稅와 勤勞所得稅 項目의 巨視經濟的 波及效果를 차별화하는 1차적 효과는 기업의 投資行態 및 勤勞者의 노동공급행태 등에 미치는 공급측면의 효과에서 찾아야 할 것이며, 이러한 점에서 수요중심모형에 기초한 歲入·歲出項目別 巨視經濟 效果分析의 한계가 있다. 일반적으로 法人稅의 인상은 기업의 投資決定에 負의 영향을 미칠 것이고, 勤勞所得稅의 인상은 노동공급결정에 영향을 미치고 이를 통해 공급측면에서 여러가지 다른 파급효과를 가져오게 된다. 이러한 효과를 모형에 도입하기 위해서는 投資函數의 재설정, 勞動供給 및 潛在GNP의 내생화 등 모형의 공급측면을 강조하기 위한 추정작업이 이루어져야 한다.

물론 연간시계열 자료를 이용하여 추정한 구조식 설정작업에서 이러한 요소들을 포괄하는 것은 현실적으로 매우 어려운 작업이며, 지금까지의 많은 巨視計量模型들은 일반적으로 財政部門을 포괄하고 공급측면의 제요소를 도입하는 데 그다지 성공적이지 못했었다. 이러한 작업은 이 논문의 모형을 포함하여 모든 巨視計量模型의 개선과정에서 시도되어야 하나, 특히 財政政策變數의 총량적 수준에서 더 나아가서 歲入·歲出項目別 政策代案의 차별화된 파급효과를 파악하기 위해서는 기본적으로 해결되어야 할 과제가 될 것이다.

이렇게 볼 때, 이 논문은 전통적인 수요중심모형에 일관성 있는 회계관계를 유지하는 資金計劃模型을 접목시켜서 財政政策의 巨視經濟的 效果를 파악했다는 점에 그 의의가 있으며, 수요중심모형을 유지할 경우에는 政策變數의 항목별로 차별화된 효과보다는 총량적인 수준변화에 의한 효과에 보다 주목해야 할 것으로 판단된다. 실제로 이 모형을 이용해서 財政規模 변화의 巨視經濟的 效果, 均衡財政과 赤字財政의 파급효과의 비교분석, 재원조달방법의 차이에 따른 파급효과의 비교분석 등이 이루어질 수 있을 것이며, 이러한 분석 자체가 매우 중요한 정책적 관심사항일 뿐만 아니라 모형의 전체적인 설명력과 적합도를 알 수 있는 중요한 검증수단이 될 것이다.

향후 이와 같은 總量分析作業과 그에 따른 모형개선작업, 資金循環計定 추정의 改善過程, 供給側面 제요소의 보강작업 등을 통해 이 논문의 巨視計量模型이 일관성 있는 회계관계를 유지하면서 財政部門을 성공적으로 포괄하는 모형으로 더욱 발전되어 나가기를 기대해 본다.

韓國의 輸出函數 : 輸出單價와 輸出物價의 比較 및 效率的 共積分推定法의 利用

柳 潤 河

본고에서는 우리나라의 輸出需要函數 推定에 있어서 1) 통상적으로 많이 사용되고 있는 輸出單價指數 대신 輸出物價指數를 이용하고, 2) 共積分벡터의 추정에 있어서 Engle and Granger(EG)의 靜態的 OLS 대신 效率的 推定法(efficient estimator)을 이용하여 輸出의 所得 및 價格彈性値를 推定하고자 하였다. 推定結果 所得彈性値는 어느 경우에나 큰 차이가 없었으나 價格彈性値에 있어서는 큰 차이가 발견되었다. 즉 輸出單價를 EG方法으로 推定한 경우에는 非彈力的인 것으로, 輸出物價를 이용한 경우에는 單位彈力性을 갖는 것으로, 그리고 效率的 推定法을 이용한 경우에는 매우 彈力的인 것으로 판명되었다. 또 EG 방법을 이용한 경우에는 共積分關係의 존재가 부정되었으나 效率的 推定法을 이용한 경우에는 有意한 共積分關係가 존재하는 것으로 나타났다.

I. 序

外換 및 資本自由化의 진전에 따라 상당한 규모의 外國資本이 국내에 유입되고 있고 또 앞으로도 한동안 유입될 전망이다. 외국으로부터의 資本流入은 일차적으로 우리나라 원貨 換率을 절상시키는 압력으로 작용한다. 그리고 외환시장에서의 名目換率 切上은 우리

筆者 : 本院 硏究委員

* 草稿를 읽고 값진 論評을 주신 現代經濟社會硏究院의 李漢植 博士와 本院의 曺東徹 博士께 깊이 감사드린다. 또 資料 및 原稿整理에 큰 도움을 준 成明基 主任硏究員께도 감사드린다. 여러분의 도움에도 불구하고 남아 있는 誤謬는 全的으로 필자의 責任이 아닐 수 없다.

나라의 輸出을 둔화시키고 輸入을 촉진하여 國際收支 赤字를 확대시킬 것으로 예상된다. 資本流入時 通貨當局이 外換市場에 개입, 外貨를 매입함으로써 名目換率의 切上을 막을 수는 있다. 그러나 이 경우에는 국내 通貨量이 늘게 되고, 늘어난 通貨는 국내 物價를 올리게 될 것이므로 장기적으로는 實質換率이 절상되게 된다. 국내 通貨增加를 막기 위해 단기적으로 不胎化(sterilization) 政策으로 대응할 수도 있겠으나 자본유입이 일시적인 것이 아니라면 지속적으로 쓰기엔 무리가 있는 정책이다. 결국 資本流入에 따른 實質換率의 절상은 불가피하며, 차이가 있다면 實質換率 切上이 名目換率 자체의 절상을 통하여 오는가, 아니면 物價上昇을 통하여 오는가만이 다를 뿐이다. 80년대 이후 外換 및 資本自由化를 추진한 東南亞, 南美諸國들이 정도의 차이는 있지만 實質換率의 切上과 經常收支의 악화를 공통적으로 경험했다는 사실이 이를 말해 준다고 하겠다.

外換 및 資本自由化에 따른 巨視政策 調整의 문제는 따라서 예상되는 換率切上과 國際收支惡化 정도, 豫想 物價上昇率 등의 時間經路를 그때그때의 景氣循環 국면에 맞추어 어떻게 조정해 나갈 것이냐의 문제로 귀착된다고 볼 수 있다. 그러면 資本自由化에 따라 어느 정도의 國際收支惡化가 초래될 것인가? 이에 대한 대답은 資本流入으로 換率이 얼마나 오를 것인가와 우리나라 輸出入의 所得 및 價格彈性値가 어느 정도인가에 의존한다. 적절한 政策對應을 위해서 우선 우리나라 輸出入函數의 所得 및 價格彈性値를 정확히 알아야 할 소이가 여기에 있다.

그동안 우리나라의 輸出入函數에 관해서는 많은 학자들에 의해 다양한 방법으로 推定되어 온 것들이 많이 있다. 개별적인 輸出入函數만을 다룬 것은 물론 다수의 硏究機關들이 보유하고 있는 韓國經濟模型에도 輸出入函數는 빠짐없이 들어 있어서 輸出入函數에 관

한 한 그동안 많은 연구축적이 이루어져 있는 셈이다.[1] 그러나 대부분의 기존 연구들은 回歸式에 사용되고 있는 변수들이 非定常的(nonstationary)일 경우를 감안하고 있지 않기 때문에 假說檢定이나 統計的 推論에 어려움이 있다는 결점을 지닌다.[2] 미국의 경우 失業率을 제외한 대부분의 巨視經濟變數들이 非定常性(non-stationarity)을 지닌다는 사실이 Nelson and Plosser(1982)에 의해 밝혀진 이후 다른 외국에서도 동일한 결과가 나타나고 있으며 우리나라의 경우에도 예외는 아니다(Choi, 1993). 이에 따라 최근에는 非定常性을 띤 積分系列(integrated series)을 통계적으로 다루는 새로운 기법들이 많이 개발되어 나오고 있는데, 본고에서는 이러한 새로운 기법의 핵을 이루는 共積分分析을 통하여 우리나라 輸出函數의 所得 및 價格彈性値 推定을 시도하려고 한다.

본고는 拙稿(1995)의 후속 연구라고 할 수 있다. 柳潤河(1995)에서는 전통적인 輸出需要函數를 Engle and Granger(1987)방법으로 推定하고 共積分檢定을 실시한 바 있는데, 交易相對國의 加重平均所得과 加重平均物價, 그리고 우리나라의 輸出單價를 이용한 回歸式에서 共積分關係가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 輸出需要函數와 같은 行態方程式 推定에서 共積分關係가 존재하지 않는다는 것은 얻어진 回歸式의 係數들, 즉 所得 및 價格彈性値가 경제주체들의 진정한 行態를 반영하는 것이 아니라 단지 趨勢를 갖는 변수들간의 假性回歸(spurious regression)현상을 반영하는 것이라는 것을 의미한다. 이같은 결과에 기초하여 본고에서 새로이 시도하려는 것은 다음의 두가지이다.

---

1) 우리나라의 輸出入函數에 관한 최근의 연구로는 李煥浩・金圭漢(1991), 金圭漢(1992) 등을 참조. 또 한국경제 모형에 관한 문헌은 咸貞鎬・崔雲奎(1990), 羅炳埇 외(1991), 羅炳埇 외(1992), 金亮宇 외(1993), 白雄基・吳尙勳(1993) 등을 참조.

2) 金圭漢(1992)에는 長短期로 구분된 誤差修正型 輸出入函數가 설정되어 있으나 長期均衡式에 대한 共積分檢定 결과는 나타나 있지 않다.

첫째는, 우리나라 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 변수로서 輸出單價를 사용하지 않고 輸出物價를 사용하여 동일한 형태의 전통적 輸出需要函數를 다시 推定해 보려는 것이다. 輸出競爭力 指標로서 輸出單價가 많은 문제점을 지닌다는 것은 이미 널리 알려져 있는 사실이지만, 자료의 可得性(availability)면에서 편리하기 때문에 輸出函數分析에서 輸出單價를 이용하는 것이 관례처럼 굳어져 온 감이 있다. 외국의 예를 보더라도 輸出單價는 輸出入統計를 작성하는 모든 나라에서 예외 없이 편제하고 있지만 輸出物價를 별도로 편제하는 나라는 美國, 獨逸, 日本 등 극소수의 선진국에 불과하다. 다행히 우리나라는 1974년부터 輸出入物價를 편제하기 시작하여 실제 자료는 소급편제된 1971년부터 발표하고 있다. 본고는 보다 정확한 價格競爭力 指標라고 할 수 있는 輸出物價指數를 이용하여 彈性値를 推定해 보려는 것이다.

둘째는, 共積分벡터의 推定에 있어서 Engle and Granger의 靜態的 回歸(static regression) 대신 效率的 推定法(efficient estimator)을 이용해 보려는 것이다. 주지하는 바와 같이 靜態的 回歸法에 의한 共積分벡터의 推定은 이론적으로 超一致性(super-consistency)을 갖지만 소규모 표본에서 偏倚(bias)가 있으며 또 효율적이지 못한 것으로 알려지고 있다. 최근에는 이같은 결점을 보완하기 위하여 몇가지 새로운 效率的 推定法이 개발되고 있다. 본고에서 시도하려는 방법은 이중에서도 특히 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified estimator와, Saikkonen(1991) 및 Stock and Watson (1993)의 動態的 最小自乘法(dynamic OLS), 그리고 Johansen (1988)의 maximum likelihood 推定法의 세가지이다.

얻어진 결과를 보면 輸出單價指數를 이용했을 때와 비교하여 輸出의 所得彈性値는 큰 변화가 없지만 價格彈性値는 매우 큰 변화가 있는 것으로 나타나고 있다. 즉 輸出物價指數를 이용한 靜態的 回歸分

析에서 價格彈性値가 0.97~1.01의 값을 보이고 있어서 0.45~0.57의 값을 얻었던 柳潤河(1995)와 큰 변화를 보인다. 또 效率的 推定法을 이용한 回歸分析에서는 價格彈性値가 다시 1.67~2.78까지 높아지는 결과를 보이고 있다. 이같은 價格彈性値의 변화는 최근 논란이 되고 있는 開途國 輸出需要函數의 彈性値論爭과 관련하여 매우 중요한 의미를 지니는데, 이는 당초 彈性値論爭의 중심 이슈 중의 하나가 開途國 輸出函數의 과도하게 낮은 價格彈性値에서 비롯되었기 때문이다. 이와 관련하여 또 한가지 결과는 우리나라의 輸出價格이 交易相對國의 物價와는 共積分關係를 갖고 있지 않는 것으로 나타나고 있다는 점인데, 이는 홍콩의 예에서 보이고 있는 小規模 開放經濟 모형이 우리나라의 경우에는 적용되지 않는다는 점을 시사하는 것이다.[3)]

이 글의 구성은 아래와 같다. 제Ⅱ장에서는 輸出單價와 輸出物價의 차이점과 輸出單價가 지니는 분석상의 문제점에 대하여 정리한다. 이어 제Ⅲ장에서는 단위근검정과 Engle and Granger방법에 의한 共積分 방정식을 推定하여 輸出價格變數의 변경이 가져오는 효과를 柳潤河(1995)와 비교한다. 제Ⅳ장에서는 共積分벡터를 效率的 推定法에 의하여 推定하고 그 결과를 비교한다. 제Ⅴ장은 결론에 갈음한다.

Ⅱ. 輸出單價와 輸出物價

輸出單價指數는 각 항목별 輸出金額을 당해 항목의 物量으로 나누어 單價를 나타내는 指標를 만들고 이를 다시 加重平均하는 방법으로 편제된다. 이렇게 편제된 輸出單價指數는 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 지표로서 輸出函數의 推定이나 換率變動의 價格轉嫁分析 등에 널리 사용되어 왔고 현재도 가장 많이 사용되고 있는 指

3) 홍콩의 예를 분석한 논문으로는 Athukorala and Riedel(1994) 참조.

標이다. 그러나 진정한 價格變化를 나타내는 指標로서 輸出單價는 여러가지 단점을 지니고 있는 것으로 지적되고 있는데, 이같은 문제점을 이해하기 위해 輸出單價의 편제과정을 먼저 알아보기로 한다.

우선 대부분의 나라에서 輸出入單價가 편제되고 있는 상황을 보면 輸出入單價는 그 자체를 위한 별도의 편제과정을 갖는 것이 아니고 각국의 對外交易에 관한 輸出入統計를 작성하는 과정에서 부산물로 편제되고 있는 지표이다. 즉 각국은 輸出入業者로 하여금 通關에 필요한 서류로서 輸出入金額과 그 數量을 반드시 보고하도록 하고 있다. 이때 數量을 어떻게 측정할 것인가는 항목에 따라 갯수, 무게, 부피 등 다양한 기준이 사용될 수 있는데, 단일 품목이 아니고 연관된 여러가지 품목이 함께 포함되어 있을 경우 엄격하게 규정된 지침이 없기 때문에 사안에 따라서는 모호하게 처리되는 수도 발생하게 된다. 일단 이렇게 하여 金額과 數量에 관한 자료가 얻어지면 그 이후의 單價指數 편제는 비교적 간단하다. 즉 金額을 數量으로 나누어 그 항목의 單價를 계산하고, 얻어진 개별항목의 單價를 當期 數量指標를 加重値로 하는 파쉐算式에 의해 加重平均하는 것으로 輸出入單價 綜合指數가 편제된다. 이러한 과정을 거쳐 편제, 발표되는 輸出單價指數의 문제점은 다음과 같다.[4)]

첫째, 가장 결정적인 문제점으로서 실제 價格이 전혀 변하지 않았음에도 단지 輸出品의 構成이 달라지는 것에 의해 輸出單價가 변동될 수 있다는 점이다. 이를테면 시장상황의 변화로 인해 大型 高級乘用車의 輸出이 줄고 대신 값싼 小型乘用車의 輸出이 늘어날 경우 실제 각각의 자동차 가격은 변하지 않았음에도 불구하고 승용차의 輸出單價는 떨어지는 것으로 나타나게 되는 것이다.

---

4) 輸出品의 價格競爭力指標로서 單價指數가 지니는 문제점에 관한 논의로서는 Lipsey(1963), Kravis and Lipsey(1971, 1974), Magee(1975), Enoch(1978), Maciejewski(1983), Bushe, et al.(1986), Alterman(1991), King(1993) 등을 참조할 것.

둘째, 輸出單價는 해당항목의 규격(specification) 변화를 반영하지 못한다. 物價指數의 정확한 산정을 위해서는 수집되는 각각의 基礎資料가 한가지 商品의 異時點間 價格을 정확히 반영하는 것이어야 한다. 이를 위해 生産者物價나 消費者物價 등 대부분의 物價指數 편제에 있어서는 각 調査對象 品目의 去來條件, 物理的·機能的 特性을 사전에 정확히 지정해 놓게 된다. 그리고 이러한 物理的·機能的 特性이나 去來條件에 변화가 발생하게 되면 이것을 동일품목의 품질변화로 간주하여 가격에 반영시키거나, 아니면 전혀 다른 異質 商品으로 취급하거나 하는 등의 조치를 취하게 된다. 그러나 輸出單價指數에서는 이같이 個別商品의 特性을 미리 지정해 두고 그 單一 商品의 價格變動을 추적하는 것이 아니고 잡다한 여러가지 품목의 總輸出金額을 總輸出物量으로 나누는 것으로 價格指數를 구한다. 따라서 내부 구성품목의 특성이나 규격조건이 변해도 그것을 가격에 반영하지 못하거나 그릇되게 반영하게 되는 것이다. 일례로 어느 달에 에어컨이 장착되지 않은 승용차가 1대 輸出되었다가 다음 달에는 에어컨이 장착된 승용차가 먼저 번보다 높은 가격에 輸出되면 개별 승용차값과 에어컨 가격에는 전혀 변화가 없더라도 輸出單價는 오르는 것으로 나타나게 된다.

셋째, 調査時點의 차이로 인하여 輸出單價와 輸出物價 사이에 괴리가 발생할 수 있다. 원칙적으로 輸出單價는 해당상품의 通關時點 價格을 조사하는 반면 輸出物價는 契約時點 價格을 조사한다. 따라서 수송 및 배달에 많은 시간이 소요되는 경우 單價指數와 物價指數 사이에는 많은 괴리가 발생하게 된다. 이는 또한 수송 및 배달과정에서 환율이 변하게 될 경우 이 효과가 單價指數에 반영될 우려가 있음을 의미하는 것이다.[5)]

---

5) 이 밖에 輸出入單價에는 稅金 변동효과가 그대로 반영된다거나, 關稅 輕減을 목적으로 輸入業者가 輸入金額을 過小報告할 위험이 있다는 점 등을 문제점

이같이 하여 輸出入價格指標에 왜곡이 발생하게 되면 그 효과가 價格變數에만 나타나는 것이 아니고 物量變數에도 나타나게 된다. 왜냐하면 대개 物量指數는 金額을 價格指數로 나누는 것에 의해 구해지기 때문이다. 즉 價格計測에 있어서의 오차는 物量計測에, 정확하게 같은 크기의, 반대 방향으로의 왜곡을 가져온다. 현실성은 적지만 극단적인 예로서 輸出價格과 輸出物量간에 아무런 相關關係가 없다고 가정할 경우, 이같은 價格 및 物量의 歪曲效果는 價格의 過大推定이 자동적으로 物量의 過小推定을 초래함으로써 輸出函數의 價格彈力性이 −1이 되도록 하는 효과를 갖는다(실제는 輸出物量과 價格의 相關關係가 당초의 가정에 의해 0임에도 불구하고).

미국의 경우 輸出入單價指數의 부적합성에 관한 논의는 1960년대 초에 비로소 제기되었다가 당시 예산상의 사정 등으로 큰 주목을 끌지 못하다가 1970년대초 Lipsey 등에 의한 지속적인 문제제기를 계기로 하여 勞動統計局(Bureau of Labor Statistics)에서 輸出入 物價指數를 부분적으로 편제하기 시작하였으며, 그후 輸入物價指數는 1982년 9월부터, 그리고 輸出物價指數는 1983년 9월부터 공식통계로서 추계, 발표하고 있다. 그리고 1989년부터는 그동안 統計局(Census Bureau)에서 편제해 오던 輸出入單價指數의 편제를 중단하고 있는데, 이에 따라 國民所得統計도 輸出入物價指數를 기초로 추계해 오고 있다. 美國을 제외한 기타국에서는 獨逸과 日本, 그리고 우리나라가 輸出入單價指數와는 별도로 輸出入物價指數를 편제하고 있다.

우리나라의 경우 輸出入物價가 추계되기 시작한 것은 1974년의 일로서 현재는 韓國銀行의 物價調査課에서 輸出 228개 품목, 輸入 201개 품목을 대상으로 輸出入物價指數를 편제, 발표하고 있다. 원칙적으로 輸出入額 母集團의 1/2,000 이상의 去來比重을 가지고 있는 품

으로 들 수 있다.

목으로서 동종 산업내 商品群의 가격변동을 대표할 수 있고, 品質規格이 均一하게 유지되어 신빙성 있는 價格時系列의 추적이 가능한 품목을 선정하는데, 이같은 기준에 의해 携帶品, 移徙物品, 見本品, 再輸出 및 再輸入品, 加工貿易 및 中繼貿易에 의한 品目, 注文生産 또는 소량의 多品種 生産으로 지속적인 價格時系列 유지가 힘든 藝術品, 船舶, 航空機, 貴金屬, 武器類 등은 제외된다.[6] 편제는 1974년부터 시작되었지만 1971년까지의 소급편제가 이루어져 현재는 1971년부터의 月別系列이 사용 가능하다.

美國의 경우 輸出入物價指數의 새로운 편제와 함께 輸出入物價指數와 單價指數를 比較評價하는 연구도 꾸준히 진행되어 왔는데, 각각의 時系列 움직임에 상당한 차이가 있을 뿐 아니라, 각 時系列 變數를 이용한 輸出入函數 推定이나 換率變動의 價格轉嫁率 分析 등에 있어서도 매우 큰 차이를 드러내는 것으로 보고되고 있다.[7] 우리나라의 경우 輸出入單價指數와 物價指數의 움직임 및 輸出入函數의 설명력을 비교·분석한 연구는 아직 없으나 후술하는 바와 같이 輸出函數의 價格彈性値面에서 양자 사이에 큰 차이가 드러나고 있다.

그동안 우리나라의 輸出入函數 분석에서 輸出入單價指數와 物價指數의 사용례를 보면 兪正鎬(1984), 申世敦(1986), 柳厚珪(1992) 등이 商品群別 輸出入函數의 推定에서 輸出入物價指數를 사용하였고, 그 외에는 모두 輸出入單價指數를 이용하고 있다.

1971년 이후 輸出物價와 輸出單價의 개략적인 움직임을 보면 [圖 1]과 같다. 그래프에 나타나 있는 바와 같이 우선 目測上으로는 두 系列이 매우 가까운 움직임을 보이고 있다. 전체 수준면에서도 그리

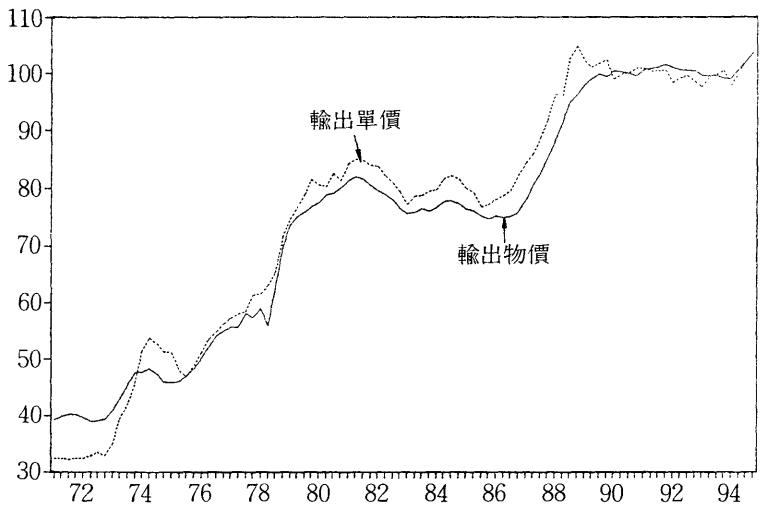
---

6) 韓國銀行, 「1990年基準 生産者 및 輸出入物價指數 改編結果」, 統計分析資料 93-1 참조.

7) Kravis and Lipsey(1974), Bushe, et al.(1986), Alterman(1991) 참조. 단, Shiells(1991)는 單價와 物價를 이용한 미국 輸入函數 추정에 있어서 양자 사이에 큰 차이가 없음을 보고하고 있다.

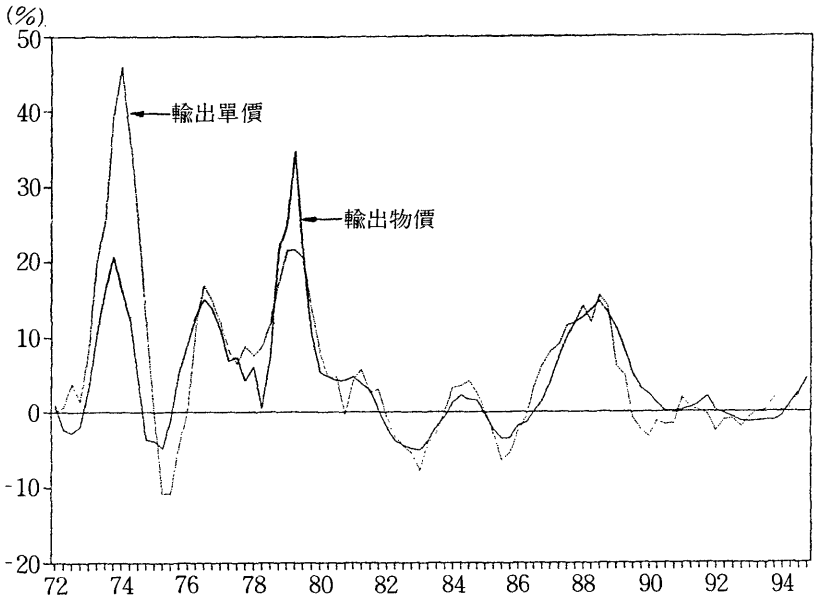
[圖 1] 輸出物價와 輸出單價指數 推移(水準)

(1990=100)

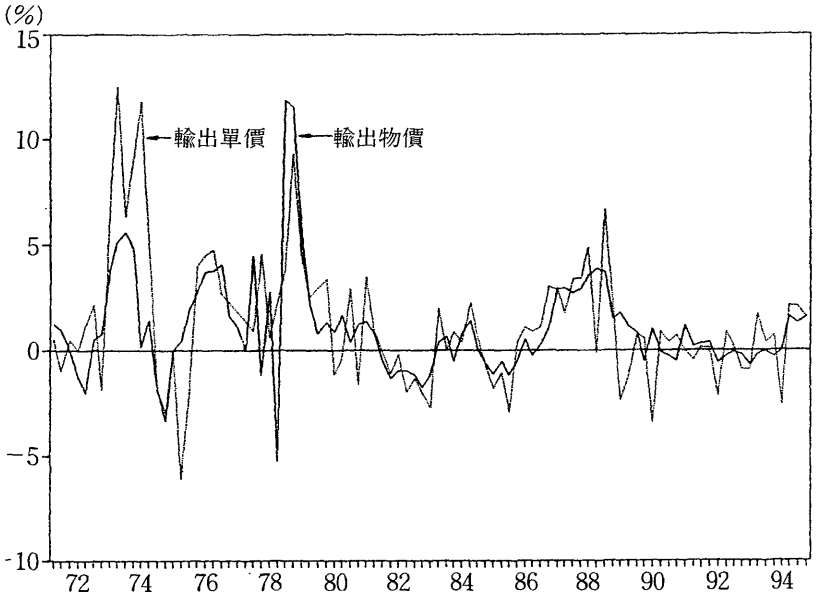


큰 괴리가 발견되지 않으며 兩系列의 주요 轉換點도 비교적 가깝게 일치한다. 모두 우리나라 수출품의 價格推移를 측정하는 지표라는 점에서 두 계열이 가까운 움직임을 보인다는 것은 어찌 보면 당연한 일이라고 할 것이다. 그러나 前年同期對比 增加率이나 前期對比 增加率面에서는 양계열 사이에 적지 않은 괴리가 발견되는데, 이를 [圖 2]에서 보면 아래와 같은 두가지 점의 차이가 특히 눈에 띈다. 첫째, 輸出單價指數가 物價指數에 비해 상대적으로 큰 振幅의 등락을 보이고 있다는 점이다. 이같은 경향은 前年同期對比 增加率에서 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 즉 오를 때는 輸出單價指數가 物價指數에 비해 상대적으로 더 많이 오르고 또 떨어질 때도 輸出物價指數에 비해 輸出單價指數가 더 큰 폭으로 떨어지는 모습을 보이고 있는 것이다. 둘째, 輸出物價는 비교적 완만한 변화를 보임에 반하여 輸出單價는 상대적으로 凹凸이 심한 변화를 보이고 있다. 이같은 움직임은 前年同期對比 增加率에서나 前期對比 增加率에서나 공통적으로 나타나는데, 그 정도는 前期

［圖 2a］ 輸出物價와 輸出單價指數 推移(前年同期對比 增加率)



［圖 2b］ 輸出物價와 輸出單價指數 推移(前期對比 增加率)



對比 增加率에서 더 심하게 나타나고 있다. 輸出單價 增加率의 등락이 상대적으로 크다는 결과는 어느 품목의 輸出物價가 오를 때 당해 輸出品의 物量이 줄게 되고 이로 인해 總輸出物量의 構成이 바뀌게 되는데, 이같은 構成變化效果가 輸出物價指數에서는 배제되는 반면 單價指數에는 그대로 영향을 미치기 때문인 것 같다.

이제 이같은 목측상의 차이를 보다 구체적인 통계적 수치를 통해 확인해 보면 〈表 1〉에 나타난 바와 같다. 〈表 1〉은 1971년 1/4분기에서 1994년 4/4분기까지의 輸出物價와 輸出單價의 前年同期 및 前期對比 增加率을 平均, 分散, 標準偏差, 最小값 및 最大값의 면에서 비교한 것이다. 前年同期對比 增加率에 있어서나 前期對比 增加率에 있어서나 모두 공통적으로 輸出單價指數 쪽의 平均增加率이 높고, 또 分散도 크다는 것을 알 수 있다. 즉 前年同期對比 增加率의 경우 輸出物價의 平均增加率은 4.39%임에 반해 輸出單價는 5.51%로서 1.12%포인트의 차이를 보이고 있으며, 分散에 있어서는 輸出物價가 55.63임에 반하여 輸出單價는 102.17을 보여 거의 두배 가까운 차이를 보이고 있다. 이같은 현상은 前期對比 增加率의 경우에 있어서도 거의 비슷하게 나타나고 있다. 또 輸出單價의 分散이 크다는 것으로부터 간접적으로 짐작할 수 있는 바이지만 증가율

〈表 1〉 輸出物價와 輸出單價의 比較

	平 均	分 散	標準偏差	最小값	最大값
前年同期對比 增加率					
輸出物價	4.39	55.63	7.46	−5.02	34.70
輸出單價	5.51	102.17	10.11	−10.83	45.98
前期對比 增加率					
輸出物價	1.06	5.99	2.45	−5.25	11.81
輸出單價	1.28	9.46	3.08	6.13	12.50

의 최소, 최대값 면에서도 前年同期對比 增加率의 경우 輸出物價는 −5.02인데 輸出單價는 −10.83으로 나타나는 등 輸出單價 쪽의 절대값이 輸出物價보다 높게 나타나고 있다.

Ⅲ. 單位根 檢定 및 靜態回歸法에 의한 共積分벡터의 推定

輸出需要函數는 輸出物量(XG)을 교역대상국의 加重平均所得(YF)과, 그리고 교역상대국과 우리나라 수출품의 相對價格(RP)의 函數로 설정하는 전통적 방법을 그대로 따랐다. 輸出資料로는 船舶을 제외한 通關輸出額을 사용하였으며,[8] 輸出物量은 앞에서 설명한 대로 輸出額을 輸出單價 대신 輸出物價指數로 나누어 구한 다음 X-11방법으로 季節調整하였다. 加重所得變數는 美國, 日本, 캐나다, 獨逸, 英國, 프랑스, 이탈리아 등 7개국의 실질GNP 또는 GDP를 1985년 우리나라 輸出額에서 점하는 비중에 따라 가중평균하여 구하였으며, 동일한 가중치로 이들 7개국의 달러표시 加重平均物價를 우리나라 輸出物價로 나누어 相對價格을 구하였다. 각국의 所得과 物價, 그리고 換率變數는 *IFS*에서 취하였다. 실제 분석에서 모든 변수는 自然對數를 취하여 사용하였으며 이를 원계열과 구분하기 위하여 영문 소문자로 표기하였다.

분석기간은 輸出單價를 이용한 柳潤河(1995)와의 비교를 위해 앞의 논문에서와 동일한 1974년 3/4분기~1993년 4/4분기로 하였다. 앞서 輸出單價를 이용한 경우 1971년부터의 전기간을 대상으로 한 回歸式에서 相對價格變數의 부호가 예상과는 반대로 나타나는 등 構

8) 우리나라 輸出統計는 1986년을 기점으로 하여 船舶輸出을 처리하는 기준이 바뀌었기 때문에 時系列의 일관성유지를 위해 선박을 제외하였다.

造斷絶의 징후가 있어서 분석의 시발점을 1973년 4/4분기 이후로 옮긴 바 있었다. 輸出物價를 이용한 본고의 경우 이러한 符號反轉의 예는 발견되지 않았으나 양자의 직접적인 비교를 위해 본고에서도 1973년 4/4분기 이후의 자료만을 대상으로 하였다.

輸出物量(xg), 交易相對國의 加重平均所得(yf), 相對價格(rp)에 대하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 및 Phillips-Perron(PP) 방식의 單位根 檢定을 실시한 결과는 〈表 2〉에 수록되어 있다.[9]

이제 單位根檢定 결과를 보면 輸出單價가 輸出物價로 바뀌었음에도 불구하고 각 계열의 時系列 特性에 있어서는 큰 차이를 보이지 않고 있다.[10] 즉 yf와 새로운 xg변수도 ϕ_3, $Z(\phi_3)$ 統計量은 有意하지 않은 반면 ϕ_2, $Z(\phi_2)$ 統計量은 有意하여(5% 有意水準) 漂流項을 갖는 任意步行(random walk)的 性格을 띠고 있다. rp는 ϕ_3, $Z(\phi_3)$와 ϕ_2, $Z(\phi_2)$가 모두 有意하지 않아 漂流項이 없는 1次積分 系列이라는 점을 시사하고 있는데, 이 점도 전에 얻었던 결과와 동일하다. 통상적인 τ, Z_α檢定에서도 單位根假說이 기각되지 않고 있음은 물론이다. rp가 1次積分系列이라는 것, 즉 單位根을 갖는다는 것은 우리나라 輸出品의 價格指數가 交易相對國 物價와 共積分關係를 지니지 않고 있다는 것, 바꾸어 말하면 우리나라 輸出品이 세계시장에서 어느 정도 獨占力을 행사하고 있다는 것을 의미한다. 즉 輸出物價를 사용하든 輸出單價를 사용하든 어느 경우에나 Riedel(1984, 1988)의 小規模 開放經濟 假說이 부정된다는 점이 여전히 확인되고 있다.[11] 〈表 2〉에 수록된 ADF, PP검정 외에 Stock-Watson,

---

9) 交易相對國 加重平均所得은 변동이 없으므로 그에 대한 單位根檢定 결과는 柳潤河(1995)와 동일하다.

10) 보통 많이 사용하고 있는 ADF, PP의 τ, Z_α검정 외에 ϕ_i, $Z(\phi_i)$, i=1, 2, 3 檢定의 해석방법에 관해서는 Dickey and Fuller(1981) 또는 Holden and Perman(1994) 참조.

11) 小規模 輸出國假說을 둘러싼 彈性値論爭에 관해서는 柳潤河(1995)와 그 안에 게재된 參考文獻, 그리고 최근의 論爭으로는 Athukorala and Riedel

〈表 2〉 Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron 單位根檢定[1)]

ADF Test					PP Test				
	Test Lags	*xg*	*yf*	*rp*		Test Lags	*xg*	*yf*	*rp*
〈With Trend〉									
	0	−2.093	−1.241	−3.084		0	−7.873	−3.719	−11.482
	2	−3.178	−2.416	−3.084		2	−7.754	−6.330	−15.005
	4	−2.337	−2.348	−3.076		4	−8.307	−7.296	−14.611
τ	6	−1.820	−2.944	−2.035	Z_α	6	−7.991	−7.998	−13.359
	8	−1.478	−2.154	−1.770		8	−7.368	−8.301	−11.870
	10	−1.874	−3.358	−1.995		10	−6.953	−8.367	−10.885
	12	−0.950	−2.654	−1.909		12	−6.410	−8.292	−10.870
	0	3.432	1.016	2.977		0	3.432	1.016	2.977
	2	7.259*	4.256	4.894		2	3.423	1.580	3.883
	4	3.289	3.090	4.839		4	3.468	1.803	3.782
ϕ_3	6	2.579	4.397	2.081	$Z(\phi_3)$	6	3.441	1.968	3.461
	8	1.983	2.499	1.578		8	3.401	2.040	3.077
	10	2.386	5.774	1.999		10	3.389	2.056	2.821
	12	1.482	3.523	1.964		12	3.393	2.038	2.817
	0	9.852*	27.027*	2.100		0	9.852*	27.027*	2.100
	2	9.494*	11.200*	3.283		2	9.981*	17.475*	2.675
	4	4.469	5.280*	3.250		4	9.423*	15.614*	2.611
ϕ_2	6	4.629	4.681	1.512	$Z(\phi_2)$	6	9.792*	14.548*	2.405
	8	3.899	4.482	1.268		8	10.439*	14.145*	2.163
	10	2.991	5.284*	1.494		10	11.007*	14.062*	2.003
	12	3.315	4.932	1.604		12	11.901*	14.157*	2.001
〈No trend〉									
	0	−1.923	−0.848	−1.932		0	−1.411	−0.315	−7.443
	2	−2.553	−1.867	−2.034		2	−1.392	−0.353	−9.701
	4	−1.409	−1.060	−1.902		4	−1.404	−0.365	−9.373
ϕ_3	6	−1.617	−0.643	−1.306	Z_α	6	−1.382	−0.373	−8.568
	8	−1.539	−0.786	−1.306		8	−1.349	−0.376	−7.631
	10	−1.360	−0.753	−1.408		10	−1.325	−0.376	−7.036
	12	−1.556	−0.240	−1.629		12	−1.299	−0.374	−7.130

	0	12.891*	39.722*	2.037		0	12.891*	39.722*	2.037
	2	9.661*	13.642*	2.098		2	13.848*	25.434*	2.572
	4	4.237	5.120*	1.841		4	13.257*	22.792*	2.493
ϕ_1	6	5.571*	2.558	1.036	$Z(\phi_1)$	6	14.450*	21.260*	2.301
	8	5.013*	4.306	1.175		8	16.718*	20.810*	2.081
	10	2.957	2.108	1.229		10	18.819*	20.877*	1.942
	12	4.458	3.497	1.765		12	22.083*	21.205*	1.964

註 : 1) 臨界値는 Fuller(1976), MacKinnon(1991), Dickey and Fuller(1981)에 의함. 5% 有意水準에서 回歸式에 趨勢가 포함된 경우 τ, Z_α, ϕ_3, ϕ_2의 臨界値는 각각 −3.47, −20.7, 6.49, 4.88을, 趨勢가 포함되지 않은 경우 τ, Z_α, ϕ_1의 臨界値는 각각 −2.90, −13.7, 4.71을 적용함.
2) 表 안의 *는 5% 수준에서 統計的 有意性이 있는 경우임.

KPSS검정을 별도로 실시하였으나 결과의 기본적인 성격에 변화는 없었다.[12)]

다음으로 Engle and Granger의 靜態的 回歸分析에 의한 推定結果와 共積分 檢定을 보기로 하자. 共積分 檢定은 아래의 세가지 회귀방정식을 推定하고 각각의 식에서 얻어진 잔차항에 單位根이 존재하는가를 檢定하는 방식을 취하였다.

(1) $$xg_t = b\ yf_t + c\ rp_t + u_t$$

(2) $$xg_t = a + b\ yf_t + c\ rp_t + u_t$$

(3) $$xg_t = a + d\ t + b\ yf_t + c\ rp_t + u_t$$

檢定方法도 전과 동일하게 통상적인 ADF, PP檢定 외에 Phillips and Ouliaris(1989)의 分散比率(variance ratio) 檢定(이하 檢定統計量의 기호로는 Pu를 사용), 그리고 Leybourne and MacCabe(1993)의 Hk檢定을 실시하고 그 결과를 〈表 3〉에 정리하였다.

(1994), Muscatelli(1994)를 참조.

12) Stock-Watson檢定은 Stock and Watson(1988)에 의한 共積分檢定을 單一系列에 적용한 것이다. KPSS檢定은 ADF나 PP검정과는 달리 '單位根이 존재하지 않는다'는 命題를 歸無假說로 하는 單位根 檢定方法으로서 자세한 것은 Kwiakowski, et al. (1992) 참조.

〈表 3〉 Engle and Granger 方法에 의한 共積分 檢定結果[1)]

		계수	t 값	계수	t 값	계수	t 값
1. *yf*		0.343	8.00	4.250	41.49	4.052	5.28
2. *rp*		−5.717	−5.51	−1.009	−3.87	−0.973	−3.27
3. Constant		−	−	−27.954	−38.31	−26.532	−4.82
4. Trend		−	−	−	−	0.001	0.26
	lags						
ADF	0	−1.895		−2.844		−2.818	
	2	−2.727		−3.259		−3.262	
	4	−2.469		−2.794		−2.775	
	6	−1.614		−3.009		−2.954	
	8	−1.067		−1.828		−1.785	
	10	−1.051		−2.066		−2.042	
PP	0	−5.075		−12.775		12.587	
	2	−5.594		−12.466		−12.282	
	4	−5.301		−13.292		−13.130	
	6	−5.098		−14.143		−13.949	
	8	−4.688		−13.447		−13.265	
	10	−4.474		−12.795		−12.634	
Pu	0	0.855		17.588		17.634	
	2	0.691		14.206		14.219	
	4	0.697		14.336		14.349	
	6	0.633		13.015		13.027	
	8	0.509		10.473		10.483	
	10	0.411		8.450		8.458	
Hk	0	4.841*		0.717*		0.728*	
	2	4.266*		0.610*		0.620*	
	4	3.842*		0.556*		0.564*	
	6	3.556*		0.531*		0.538*	
	8	3.367*		0.523*		0.530*	
	10	3.236*		0.524*		0.530*	

註 : 1) 表 안의 *는 10% 수준에서, 그리고 **는 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

2) 각 檢定統計量의 臨界値는 아래의 表와 같음. MacKinnon(1991), Haug(1992), Leybourne and MacCabe(1993) 참조.

		standard	demeaned	detrended
ADF	5%	−3.267	−3.854	−4.278
	10%	−2.987	−3.553	−3.955
PP	5%	−17.45	−24.66	−29.89
	10%	−20.80	−21.26	−26.27
Pu	5%	32.94	40.53	53.83
	10%	26.70	33.70	46.11
Hk	5%	0.895	0.221	0.101
	10%	0.624	0.163	0.081

이제 表의 내용을 살펴보기로 하자(현실성이 없어 보이는 standard의 경우는 설명에서 제외). 본고에서 얻어진 결과와의 비교를 위해 먼저 柳潤河(1995)에서 얻었던 推定式을 그대로 轉載해 보면 아래와 같다.

$$xg = 3.782\,yf - 0.569\,rp - 24.317$$
$$(42.07) \quad (-2.62) \quad (-3.16)$$

$$xg = 3.395\,yf - 0.450\,rp - 21.563 + 0.003\,t$$
$$(5.27) \quad (-1.54) \quad (-4.70) \quad (0.61)$$

이를 본고에서 얻어진 결과와 비교해 보면 우선 輸出의 所得彈性値는 單價를 이용했을 때 얻었던 3.40~3.78로부터 4.05~4.25로 약간씩 커지고 있다. 그리고 價格彈性値는 0.973~1.01로서 單價를 이용했을 경우에 얻었던 0.45~0.57에 비해 현저하게 높아졌음을 알 수 있다. 즉 Riedel이 지적하고 있는 것처럼 開途國 輸出函數의 過大 所得彈性値 문제는 오히려 악화되는 쪽으로 나타나고 있으나 그 정도는 그리 심하지 않다. 반면 價格彈性値에 있어서는 輸出物價指數를 이용한 경우가 單價指數를 사용한 경우에 비해 탄성치가 현저하게 커지는 변화를 보인다. 앞에서 이미 지적한 대로 輸出單價가 이론적으로 여러가지 결점을 지니고 있다는 점을 감안한다면, 그동안 논란이 되어 왔던 過小 價格彈性値 문제의 일부는 적합하지 않은 가격변수를 사용한 데 기인했음을 알 수 있다.

그러나 이러한 價格彈性値의 개선에도 불구하고 여전히 共積分關係는 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 즉 ADF, PP, Pu검정 모두에서 共積分이 존재하지 않는다는 假說을 有意水準 10%에서조차 기각하지 못하고 있으며, Hk검정에서는 5% 有意水準에서도 共積分假說이 기각되고 있다. 輸出單價를 사용하든 輸出物價를 사용하든 Engel and Granger의 靜態的 回歸分析法을 이용하는 한

共積分이 존재하지 않는다는 결론에 있어서는 동일한 결과를 보이고 있는 것이다. 이하에서는 이같은 결과가 共積分벡터의 推定方法上의 非效率性에 기인하는지의 여부를 보기 위하여 效率的 推定方法을 이용하여 검정해 보기로 한다.

Ⅳ. 效率的 推定法에 의한 共積分벡터의 推定

Engle and Granger의 靜態的 회귀에 의한 共積分 推定法은 水準變數(level variables)를 그냥 最小自乘法으로 推定하면 되므로 별도의 조작이나 수정 없이 즉각적으로 共積分벡터를 구할 수 있다는 장점을 지닌다. 또 이렇게 구해진 共積分 係數값들은 標本數가 늘어날 때 매우 빠른 속도로 참 母數값에 수렴한다는 소위 超一致性(super consistency)을 가지므로 이론적으로도 매우 바람직한 것으로 알려져 왔다. 그러나 실제 대부분의 推定에 있어서는 소규모의 한정된 표본을 이용해야 하고 이런 경우에 靜態回歸方法은 偏倚(bias)를 가지며 또 효율적이지 못하다는 것이 밝혀짐으로써 최근에는 이같은 단점을 보완하기 위한 效率的인 推定法의 개발에 연구의 초점이 모아지고 있다.[13] 이중 대표적인 것으로 Phillips and Hansen(1990)의 fully modified estimator, Saikkonen(1991)의 leads and lags estimator,[14] Engle and Yoo(1991)의 3단계 最小自乘法, Park(1992)의 Canonical Cointegrating regressions, 그리고 Johansen(1988)의 maximum likelihood estimator 등을 들 수 있

13) Hargreaves(1994)는 그동안 제시되어 온 대체추정법(alternative estimators)을 무려 10가지로 분류하고 있다.

14) 이를 Stock and Watson(1993)은 '動態的 最小自乘法(dynamic OLS)'이라고 부르고 있다.

다. 본고에서는 이중 Phillips and Hansen方法, Saikkonen方法, 그리고 Johansen의 VAR방법을 이용하여 輸出函數의 共積分벡터를 推定해 보려 한다.

먼저 效率的 推定法의 기본적인 성격을 간단히 살펴보면 다음과 같다. y_t를 n개의 요소로 이루어진 I(1)벡터라고 하자. 이를 다시 아래와 같이 분할한 다음,

$$y_t' = \{\underset{1}{y_{1t}}, \underset{m}{y_{2t}'}\}, \qquad n = m + 1$$

y_{1t}계열의 資料生成過程(data generating mechanism)이 아래와 같은 共積分構造를 갖는다고 가정해 보자.

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t} \tag{4}$$

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \tag{5}$$

$$u_t' = \{u_{1t}, u_{2t}'\}$$

Δ는 差分演算子이며, u_t는 평균값 0을 갖는 定常的(stationary) 攪亂項이다. 식 (4)와 (5)는 시계열 벡터 y_t가 Engle and Granger적인 의미에서 共積分되어 있다는 것을 의미하며 共積分關係는 식 (4)에 의해 정의된다.[15] 이제 u_t의 장기 공분산 행렬을 다음과 같이 정의해 보자.

$$\Omega = \lim_{T\to\infty} T^{-1/2}\, var\,(\sum_{1}^{T} u_t) = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Sigma = E(u_t u_t') = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Lambda = \sum_{s=1}^{\infty} E(u_{t-s}\, u_t') = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix}$$

$$\Delta_{21} = \Sigma_{21} + \Lambda_{21}$$

---

15) Phillips and Hansen(1990)은 식 (4)와 (5)에 確定的 趨勢(deterministic trends)가 포함되는 보다 일반적인 경우에까지 分析을 확대하고 있다.

위의 관계식에서 靜態的 OLS推定이 효율적이지 못한 이유는 攪亂項들 사이에 존재하는 當期 및 系列相關關係, 즉 Ω_{21}과 Δ_{21}이 0이 아니라는 데서 발생한다.[16] 效率的 推定方法은 따라서 이들 相關關係를 共積分關係式의 推定時에 조정하여 제거하는 방식을 취한다. 이중 Phillips and Hansen(1990)의 FM방법은 먼저 OLS로 推定한 식으로부터 Ω_{21}과 Δ_{21}를 구하고 이를 이용하여 y_{1t}를 $y_{1t}^{+} = y_{1t} - \Omega_{21}\Omega_{22}\Omega_{22}^{-1}u_{2t}$로 전환하고, 또 $y_{1t}^{+}x_t'$를 Δ_{21}를 이용, 일부 수정하여 共積分벡터 β를 推定한다. 한편 Saikkonen(1991)의 dynamic OLS 방식은 y_{2t}의 차분계열, 즉 Δy_{2t}의 先行 및 後行時差 k개를 共積分方程式 (4)식에 추가함으로써 이들 相關關係를 제거해 주는 방식을 취하고 있다. 마지막으로 Johansen 방식은 벡터 y_t의 1차 차분계열(Δy_t)을 그 時差系列 및 原系列에 回歸하는 誤差修正型 VAR을 사용하고 있다.

FM과 dynamic OLS방법에 의해 구해진 共積分벡터와 共積分檢定結果는 〈表 4〉에 요약되어 있다.[17] FM방법의 Ω_{21}, Δ_{21} 推定에 있어서는 Andrews(1991)가 권하고 있는 quadratic spectral kernels를 사용하였으며, 이때 u_{1t}의 높은 系列相關으로 인해 推定値의 分散이 커지는 것을 막기 위해 교란항 u_t를 VAR(1)으로 事前白色化(pre-whitening)하는 방식을 취하였다(Andrews and Monahan, 1992). Saikkonen의 dynamic OLS에 있어서 선행 및 후행시차(k)와 Johansen방법의 시차갯수는 AIC방법으로 2를 선택하였다.

推定結果를 보면 우선 소득탄성치면에서는 FM의 경우 4.091~4.513, dynamic OLS의 경우 3.675~3.966으로 앞서의 Engle and Granger방법과 비교하여 큰 차이는 없다. 그러나 價格彈性値에 있어

16) 이를 바꾸어 말하면 短期動態(short-run dynamics)的 요소와 回歸變數들의 內生性(endogeneity)이 충분히 고려되지 않았기 때문이라고 할 수 있다.

17) Johansen방법에 의한 推定 및 檢定結果는 뒤에 따로 설명한다.

〈表 4〉 效率的 推定法에 의한 彈性値 推定 및 共積分 檢定結果

		FM		dynamic OLS(k=2)	
		demeaned	detrended	demeaned	detrended
yf		4.091 (14.78)	4.513 (2.19)	3.966 (13.79)	3.675 (1.97)
rp		−1.686 (2.39)	−1.758 (2.19)	−1.731 (2.23)	−1.664 (1.88)
constant		−26.966 (−13.67)	−20.038 (2.00)	−11.293 (12.86)	−10.372 (1.76)
trend			−0.003 (0.21)		0.001 (0.16)
	lags				
	0	−23.223*	−23.283	−25.129**	−30.208**
	2	−21.935*	−21.973	−24.072*	−29.133*
PP(Z_α)	4	−22.422*	−22.544	−27.537**	−31.826**
	6	−22.735*	−22.891	−27.137**	−31.017**
	8	−22.215*	−22.276	−24.587*	−28.368*
	10	−21.278*	−21.343	−21.373*	−25.035
	0	0.549**	0.526**	0.493**	0.501**
	2	0.157	0.151*	0.129	0.131**
Shin	4	0.105	0.101**	0.086	0.088*
	6	0.088	0.085*	0.074	0.075
	8	0.082	0.079	0.070	0.071
	10	0.080	0.076	0.071	0.072

註 : 臨界値 및 用例는 〈表 3〉 및 Shin(1994) 참조.

서는 FM의 경우 1.686~1.758, 그리고 dynamic OLS의 경우 1.664~1.731의 값을 보이고 있어서 Engle and Granger방법의 0.973~1.009와는 큰 차이를 보인다. 즉 앞에서 輸出單價 대신 輸出物價를 이용함으로써 輸出의 價格彈性値가 크게 높아짐을 보았는데,

여기에서는 共積分벡터의 推定法을 효율적인 推定法으로 바꾸는 것에 의해 價格彈性値가 더욱 높아지는 결과를 보이고 있는 것이다.[18] 괄호 안의 숫자들은 각 係數값들이 0이라는 제약에 대하여 Wald 檢定統計量을 구하여 그 自乘根을 계산한 것이다. 이 경우 Wald 검정통계량은 $\chi^2(1)$분포를 하게 되므로 괄호 안의 숫자는 표준정규분포 z값에 해당한다. dynamic OLS의 detrended를 제외하고는 모든 경우의 係數값이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈表 4〉에서 더욱 관심을 끄는 변화는 새로운 推定式의 경우 앞에서는 부정되었던 共積分關係가 이곳에서는 지지된다는 점이다. 共積分 檢定結果는 〈表 4〉의 아랫부분에 나와 있는데, 檢定方法으로는 Phillips and Perron의 Z_α검정과 Shin(1994)의 C검정을 사용하였다.[19] 표 안에 표시된 lags는 長期分散의 一致推定値(consistent estimate)를 구하는 데 사용된 時差項의 切斷母數(truncation parameter)를 나타낸다. 우선 FM 推定式의 PP검정결과를 보면 demeaned된 경우 5% 有意水準에서는 共積分關係가 부정되지만 10% 有意水準에서는 모든 lags에서 共積分關係가 지지되고 있음을 알 수 있다. 또 Shin검정에서도 lags=0를 제외한 모든 경우에 共積分假說이 기각되지 않아서 위의 결과를 재확인해 준다. 다만 detrended의 경우 PP검정에서는 10%의 有意水準下에서도 共積分關係가 부정되고 Shin검정에 있어서도 많은 경우 10% 有意水準에서는 물론 5% 有意水準下에서도 共積分假說이 기각되고 있어서 共積分이 존재하지

---

18) 이같은 차이를 가져오는 데 결정적인 역할을 하고 있는 Ω_{21}, Δ_{21} 추정치는 다음과 같다. $\Omega_{21}'=\{0.001093,\ 0.004804\}$, $\Delta_{21}'=\{0.000434,\ 0.004437\}$.

19) Shin(1994)의 C검정은 단일 時系列變數의 單位根 檢定方法인 KPSS檢定法을 共積分檢定에 적용한 것이다. 비슷한 檢定方法으로는 Harris and Inder (1994) 참조. Shin과 Harris and Inder 檢定法은 본질적으로 동일하나 共積分벡터의 추정에 있어서 Shin이 Saikkonen방법을 이용하는 데 반해 Harris and Inder는 FM을 사용한다는 점만이 다르다.

않는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이 경우에는 포함되어 있는 時間趨勢變數의 係數값이 아주 작을 뿐 아니라 統計的 有意性도 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 이론적으로 detrended된 식보다는 demeaned된 식이 더 효율적일 것이라는 것을 시사하는 것인데,[20] 따라서 共積分檢定도 demeaned된 식의 결과를 택하는 것이 더 신빙성이 있으리라고 판단된다.

Saikkonen의 dynamic OLS를 이용한 推定式에 있어서도 결과는 동일하게 나타나고 있다. 즉 demeaned된 식에서는 共積分關係가 비교적 강력하게 지지되고 있는 반면, detrended된 식에서는 共積分關係가 부분적으로 부정되는 결과를 보인다. detrended보다 demeaned의 경우를 택한 위와 같은 이유에서 적어도 10%의 有意水準에서는 共積分關係가 존재한다는 결론을 택할 수 있을 것 같다. 결론적으로 앞 章에서 交易相對國의 所得과 物價, 그리고 輸出物價를 이용한 전통적 輸出需要函數에 共積分關係가 부정된 것은 推定方法의 非效率性에 기인하는 것이라고 말할 수 있을 것이다.

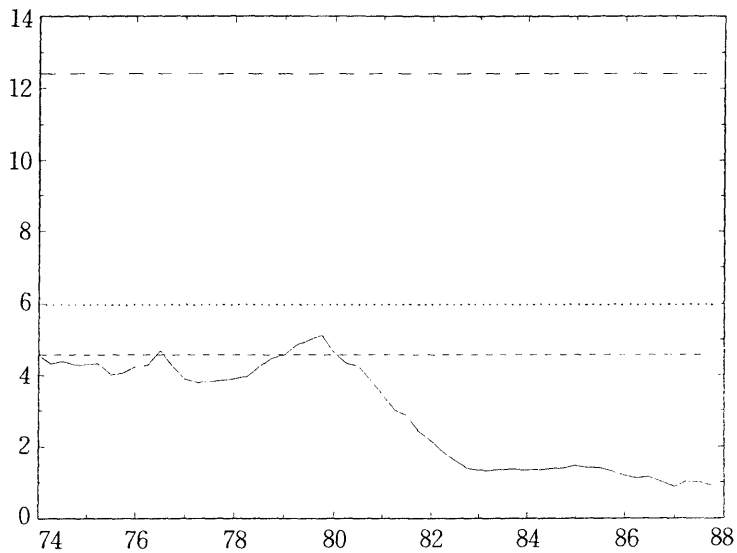
Hansen(1992a)은 추정된 共積分係數의 安定性을 檢定하는 몇가지 檢定方法을 제시하고 있다. 아래의 값들은 상기 FM 推定 중 가장 타당성이 높아 보이는 demeaned 경우로부터 Hansen에 제시하고 있는 Sup$F$와 Mean$F$통계량을 산출한 것이다. 두 통계량 모두 標本의 시작과 끝에서는 정의되지 않기 때문에 Andrews(1991)의 제안대로 표본의 [0.15, 0.85] 영역만을 대상으로 상기 통계량을 계산하였다. 괄호 안의 숫자는 각 統計量의 p-value이다.

$$\text{Sup}F = 5.119\ (>0.20)$$

$$\text{Mean}F = 2.923\ (=0.18)$$

20) Hansen(1992b)은 時間趨勢變數를 제외시키고 추정한 식을 制約式(restricted equation)이라고 명명하고, 時間趨勢變數가 有意하지 않은 경우에는 制約式이 더 효율적임을 보이고 있다.

[圖 3] FM에 의한 共積分벡터의 安定性 檢定指標 推移



註 : - - - 5% Sup$F$ 臨界値 ····· 5% 旣知 構造斷絶의 臨界値
----- 5% Mean$F$ 臨界値

Sup$F$ 檢定의 경우 20%의 有意水準에서도 推定된 共積分벡터의 安定性 가설을 기각하지 못하고 있고 Mean$F$의 경우 p-value가 0.18을 보이고 있어서 위에서 얻어진 共積分벡터가 표본기간중 構造變化 없이 안정적이었음을 보여주고 있다. 참고로 F_{nt} 統計量의 그래프를 보면 [圖 3]과 같다. 그림에는 이 F_{nt}의 最大값(Sup$F$), 平均값(Mean$F$), 그리고 構造斷絶의 시점을 사전에 정확히 알고 있을 경우에 적용하는 臨界値(각 5% 유의수준)를 함께 표시하였다. 이미 통계량 검정에서 나타났듯이 그림에서도 F_{nt}값이 1979년중에 최대값 5.119를 갖지만 5% 有意水準에서의 臨界値 12.4에 미달하고 있고, Mean$F$값 2.923도 臨界値 4.57을 하회하고 있다. 만일 構造斷絶의 시점을 사전에 알고 있었더라면 $\chi^2(2)=5.99$를 적용하였을 터이나 이미 F_{nt}값이 모든 시점에서 5.99에 미달하고 있어서

共積分벡터의 安定性 假說은 어느 경우에나 기각되지 않는 셈이다.

이제 마지막으로 Johansen方法에 의한 共積分벡터의 推定 및 檢定結果를 보기로 한다. Johansen방법의 추정에 있어서는 상기 FM과 dynamic OLS의 경우 時間趨勢變數가 모두 유의하지 않은 것으로 판명되었으므로 時間趨勢變數는 제외하고 추정하였다. 推定 및 檢定結果는 〈表 5〉에 요약되어 있다. Johansen방법을 이용한 檢定의 경우에도 상기 두가지의 效率的 推定方法을 이용하여 얻은 결과와 비교하여 큰 변화는 보이지 않는다. 다만 所得 및 價格彈性値에서 이상의 두 경우와 비교하여 다소 달라지는 모습을 보이고 있다. 즉 Johansen방법에 의한 추정치를 보면 所得彈性値는 3.67로서 FM법에서의 4.09, 그리고 dynamic OLS방법에서의 3.97보다 다소 낮다. 그러나 價格彈性値는 2.78로 FM의 1.69, dynamic OLS에서의 1.73보다 크게 높아지고 있다. 각각의 계수값이 0이라는 제약은 1%의 有意水準에서도 기각되고 있다.

共積分檢定 結果를 보면 trace檢定과 λ max檢定에서 다소 대립하는 결과가 얻어지고 있지만 앞에서의 결과와 함께 전반적으로 평가할 때 한개의 共積分벡터가 존재한다는 결론을 내릴 수 있을 것 같다. 먼저 trace檢定에서는 r을 共積分벡터의 갯수라고 할 때 $r=0$에서의 統計量이 27.91로서 有意水準 5%에서의 臨界値 29.68보다 작다. 따라서 5% 有意水準에서는 共積分의 존재가 부정되는 셈이다. 그러나 이 값은 有意水準 10%에서의 臨界値 26.79보다는 크기 때문에 유의수준 10%에서는 共積分의 존재가 지지된다고 할 수 있다. 이같은 결과는 상기 FM이나 dynamic OLS를 이용한 共積分檢定 結果와 유사한 셈이다. 다음 $r=1$이라는 가설에 대하여 $r=0$라는 가설을 검정하는 λ max검정에서는 統計量 17.13이 5% 有意水準에서의 임계치 20.97은 물론, 10% 유의수준에서의 임계치 18.60보다 작아서 共積分의 존재가 부정된다. 즉 trace檢定에서는 적어

〈表 5〉 Johansen方法에 의한 共積分벡터 推定 및 檢定結果[1)]

	trace			max		
	統計量	臨界値		統計量	臨界値	
		5%	10%		5%	10%
$r \leq 2$	0.23	3.76	2.69	0.23	3.76	2.69
$r \leq 1$	10.78	15.41	13.33	10.55	14.07	12.07
$r \leq 0$	27.91*	29.68	26.79	17.13	20.97	18.60
	xg		*yf*		*rp*	
共積分 벡터	1.000 (6.06)		3.672 (3.61)		−2.779 (10.05)	

註 : 1) 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.
2) *는 10%에서 有意한 경우임.

도 한개의 共積分이 존재한다는 가설이 지지되고 λ max검정에서는 共積分이 존재하지 않는다는 가설이 지지되고 있는 것이다. 이같이 共積分檢定에서 서로 상반된 결과가 도출되는 경우가 가끔 발견되기도 하는데, 이 경우 어떤 결과에 더 큰 비중을 두어야 할 것인지는 분명치 않다. 이미 FM이나 dynamic OLS를 이용한 檢定結果에 비추어 이곳에서도 10%의 有意水準에서 1개의 共積分이 존재한다고 결론을 지어도 크게 무리는 없으리라고 여겨진다.

V. 結　　論

外換 및 資本自由化의 진전과 함께 우리나라 換率의 변동폭이 커지면서 換率變動이 國際收支에 미치는 영향에 대한 관심이 고조되고 있다. 換率이 國際收支에 미치는 효과는 일차적으로 우리나라 輸出入函數의 價格彈力性에 의해 결정된다고 볼 수 있다.

본고에서는 우리나라의 輸出需要函數 분석에 있어서 아래의 두가지 점에 유의하여 輸出函數를 추정하고 그 결과를 비교·분석하고자 하였다. 첫째, 輸出需要函數의 추정에 통상적으로 많이 사용되는 輸出單價 대신 輸出物價를 이용하여 우리나라의 輸出需要函數를 추정하고 이를 통해 유의한 長期 所得彈性値와 價格彈性値를 구하고자 하였다. 輸出品의 價格競爭力을 나타내는 변수로서 單價指數가 여러가지 결점을 지닌다는 것이 널리 알려져 왔으나 지금까지는 單價指數가 어느 나라에서나 쉽게 구할 수 있는 지표라는 점에서 거의 관행적으로 單價指數를 이용한 輸出入行態의 분석이 보편화되어 왔다. 우리나라에서는 1971년 이후의 輸出入物價指數가 월별로 편제되어 발표되고 있기 때문에 이 점에 있어서는 세계적으로 매우 다행한 그리고 몇개 안되는 國家群에 속해 있는 셈이다.

둘째는, 장기 輸出需要函數의 추정에 있어서 Engle and Granger의 靜態的 回歸分析 대신 최근에 개발된 效率的 推定法을 이용하고자 하였다. 效率的 推定法으로는 Phillips and Hansen의 fully modified estimator와, Saikkonen 또는 Stock and Watson의 dynamic OLS, 그리고 Johansen의 maximum likelihood estimator를 이용하였다.

이상 두가지 관점에서의 새로운 시도 결과 몇가지 중요한 차이점이 발견되었는데, 그 대략을 정리해 보면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 수출의 價格彈性値가 輸出單價를 이용한 경우에서보다 현저하게 높은 것으로 나타났다. 즉 輸出單價를 이용한 경우에는 價格彈性値가 0.45~0.57에 불과하였으나, 輸出物價를 이용한 경우에는 0.97~1.01로 높아졌다. 둘째, 共積分벡터의 추정에 있어서 Engle and Granger의 정태적 OLS를 이용한 경우에는 輸出單價, 輸出物價에 관계없이 모두 共積分이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면 靜態的 OLS 대신 效率的 推定法을 이용한 경우에 있어서는 상

기 세가지 방법 모두에서 미약하나마 共積分이 존재하는 것으로 나타났다. 셋째, 效率的 推定法을 이용한 경우에는 우리나라 輸出需要函數의 價格彈力性이 1.67~2.78로 더욱 높아지는 것으로 나타났다.

주지하는 바와 같이 輸出入函數에서 價格彈性値가 1보다 작은가 큰가 하는 점은 換率變動이 國際收支의 움직임에 어떠한 영향을 미칠 것인가를 가르는 중요한 기준이 된다. 즉 輸出과 輸入의 價格彈性値 合이 1을 초과할 때에만 換率切下의 國際收支 改善效果가 나타나고 1보다 작은 경우에는 오히려 換率切下가 國際收支를 악화시킬 수 있는 것이다. 본고에서 輸出物價를 이용하여 얻은 輸出의 價格彈性値는 따라서 換率變動이 國際收支調整을 위한 주요 수단으로 사용될 수 있음을 의미하는 것이며(輸入의 價格彈性値가 陰數가 아닌 한), 이는 또한 資本自由化 등으로 환율이 변동할 경우 우리나라 國際收支에 큰 영향을 미칠 수 있음을 의미하는 것이기도 하다.

그동안 우리나라의 輸出入函數에 관해서는 여러가지 방법에 의한 추정이 행해져 왔으나 정확한 價格彈性値에 대해서 의견의 일치가 이루어져 있지 않았다. 이론적으로도 우리나라와 같은 小規模 輸出國의 경우에 어떠한 構造方程式을 설정해야 하는지에 대해서는 이제 비로소 해외에서 논쟁이 진행중일 뿐이다. 향후 보다 깊이있는 분석이 이루어져야 하겠으나 위에서 얻은 결과들은 적어도 다음의 두가지 선택, 즉 輸出函數 추정시 價格變數 그리고 推定方法의 선택에 주의를 기울여야 할 것임을 시사하고 있다고 하겠다. 또한 輸出入單價를 이용하고 있는 우리나라의 GNP 추계에 있어서도 이제는 理論的, 經驗的으로 우월한 輸出入物價指數로 전환하는 것을 본격적으로 검토해 봐야 하지 않을까 싶다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金圭漢, 「換率變動이 우리나라 貿易에 미치는 影響」, 『金融經濟硏究』, 제47호, 韓國銀行 金融經濟硏究所, 1992. 11.

金亮宇・崔聖煥・金大秀・李兢熙, 「우리나라의 巨視經濟模型－BOK92」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1993. 2.

羅炳埇・金炯宗・夫基元・金仁洙, 「韓國經濟의 中長期展望」, 『조사월보』, 産業銀行, 1992. 10.

羅炳埇・白大榮・金炯宗・黃鎭塤, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『조사월보』, 産業銀行, 1991. 5.

白雄基・吳尙勳, 「韓國의 巨視經濟分期模型: KDIQ92」, 『韓國開發硏究』, 제15권 제1호, 1993 봄.

申世敦, 「우리나라의 産業別 輸出入分析」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1986. 8.

柳潤河, 「韓國의 輸出: 確率的 趨勢를 이용한 非價格競爭力 效果의 推定」, 『韓國開發硏究』, 제17권 제1호, 1995 봄.

兪正鎬, 「商品群別 輸出入函數 推定」, 『韓國開發硏究』, 제6권 제3호, 1984 가을.

柳厚珪, 「우리나라의 品目別 輸出入形態와 輸出入構造 變化」, 『조사통계월보』, 韓國銀行, 1992. 4.

李煥浩・金圭漢, 「우리나라 輸出入函數의 推定」, 『金融經濟硏究』, 제24호, 韓國銀行 金融經濟硏究所, 1991. 2.

韓國銀行, 「1990年基準 生産者 및 輸出入物價指數 改編結果」, 統計分析資料 93－1, 1993.

咸貞鎬・崔雲奎, 「韓國經濟의 年間 巨視計量模型－BOKAM90」,

『조사통계월보』, 韓國銀行, 1990. 9.

Alterman, W., "Price Trends in U.S. Trade: New Data and New Insights," in P. Hooper and J.D. Richardson (eds.), *International Economic Transactions: Issues in Measurement and Empirical Research*, University of Chicago Press, Chicago, 1991.

Andrews, D.W.K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, 1991, pp. 817~858.

Andrews, D.W.K. and J.C. Monahan, "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator," *Econometrica*, Vol. 60, No. 4, 1992, pp. 953~966.

Athukorala, P. and J. Riedel, "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong: A Comment," *Economic Journal*, Vol. 104, November 1994, pp. 1411~1414.

Bushe, D.M., I.B. Kravis, and R.E. Lipsey, "Price, Activity, and Machinery Exports: An Analysis Based on New Price Data," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, 1986, pp. 248~255.

Choi, I., "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *The Korean Economic Review*, Vol. 9, 1993, pp. 201~220.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Eco-*

nometrica, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 1057~1072.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 56, 1987, pp. 251~276.

Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results," in R. F. Engle and C. W. J. Granger(eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York, 1991, pp. 237~266.

Enoch, C. A., "Measures of Competitivenes in International Trade," *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 18, 1978, pp. 181~195.

Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York, 1976.

Hansen, B. E., "Test for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, 1992a, pp. 321~335.

———, "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends," *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1992b, pp. 87~121.

Hargreaves, C., "A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships," in C. Hargreaves(ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, New York, 1994.

Harris, D. and B. Inder, "A Test of the Null Hypothesis of Cointegration," in C. Hargreaves(ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University

Press, New York, 1994.

Haug, A. A., "Critical Values for the Z_α-Phillips-Ouliaris Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 473~480.

Holden, D. and R. Perman, "Unit Roots and Cointegration for the Economist," in B. B. Rao(ed.), *Cointegration for the Applied Economist*, St. Martin's Press, New York, 1994, pp. 47~112.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231~254.

King, A., "A Note on Export Unit Value Indices in Competitiveness Variables," *Bulletin of Economic Research*, 45:1, 1993, pp. 69~77.

Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, "International Trade Prices and Price Proxies," in N. D. Ruggles(ed.), *The Role of Computer in Economic and Social Research in Latin America*, NBER, New York, 1974, pp. 253~268.

———, *Price Competitiveness in World Trade*, Columbia University Press, New York, 1971.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp. 159~178.

Leybourne, S. J. and B. O. M. MacCabe, "A Simple Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp. 97~103.

Lipsey, R.E., *Price and Quantity Trends in the Foreign Trade of the United States*, Princeton University Press, Princeton, 1963.

Maciejewski, E.B., "Real Effective Exchange Rate Indices: A Re-examination of the Major Conceptual and Methodological Issues," *IMF Staff Papers*, Vol. 30, 1983, pp. 491~541.

MacKinnon, J.G., "Critical Values for Co-integration Tests," in R.F. Engle and C.W.J. Granger(eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, New York, 1991, pp. 267~276.

Magee, S.P., "Prices, Incomes and Foreign Trade," in P.B. Kenen(ed.), *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge, 1975, pp. 175~252.

Muscatelli, V.A., "Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Reply," *Economic Journal*, Vol. 104, November 1994, pp. 1415~1417.

Nelson, C.R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~262.

Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 461~472.

Park, J.Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119~143.

Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 99~125.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 165~193.

Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrica*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.

Riedel, J., "Trade as the Engine of Growth in Developing Countries, Revisited," *Economic Journal*, Vol. 94, 1984, pp. 56~73.

———, "The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong," *Economic Journal*, Vol. 98, 1988, pp. 138~148.

Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory*, Vol. 7, 1991, pp. 1~21.

Shiells, C. R., "Errors in Import-demand Estimates Based upon Unit-Value Indexes," *The Review of Economics and Statistics*, 1991, pp. 378~382.

Shin, Y., "A Residual-based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration," *Econometric Theory*, Vol. 10, 1994, pp. 91~115.

Stock, J. H. and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 83,

1988, pp. 1097~1107.

———, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, 1993, pp. 783~820.

換率變動의 趨勢分析과 示唆點

金 俊 逸

WTO체제의 출범 및 향후의 OECD 가입 등에 따라 외환자유화와 자본시장 개방이 현실로 다가서고 있다. 자본시장 개방과 외환자유화는 이제까지 우리 경제가 경험하지 못하였던 구조적 충격인 동시에 향후 거시경제 운용체계에 커다란 변화를 초래할 것으로 예상되고 있다. 특히 가장 직접적으로 영향받게 될 환율의 변동패턴이 과거와 크게 달라짐에 따라 수출입과 국제수지를 포함한 거시경제변수들에 대한 직·간접적인 파급효과가 유발될 것으로 판단된다.

본고에서는 자본시장 개방에 따른 우리나라 환율변동의 구조적 변화를 照明하고 개방경제하에서의 환율정책에 대한 시사점을 도출하고자 하였다. 우선 우리나라와 先進國 환율의 長期趨勢變動을 비교분석함으로써 자본시장 개방 이후의 구조적 변화 가능성을 검토하였으며, 장기추세분석에 사용된 「Beveridge-Nelson 分解」 결과는 우리나라와 선진국 모두의 경우 환율의 오버슈팅(overshooting) 現象이 支持되지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 장기추세분석과 함께 構造VAR模型의 추정을 통하여 經常要因과 實物要因의 변화에 따른 환율과 相對價格의 반응을 추정한 결과는 환율의 시장조절기능을 존중하는 방향으로 환율정책이 변화되어야 할 필요가 있음을 示唆하고 있다.

Ⅰ. 序

우리나라 경제는 새로운 國際經濟秩序를 맞이하여 開放經濟體制로의 移行이 불가피한 상황에 직면하고 있다. 현재 우리 경제의 개

筆者 : 本院 硏究委員

방 정도는 무역거래를 포함한 경상거래에 있어서는 1980년대 이후 꾸준히 진전되어 온 輸入自由化 등으로 인하여 상당한 수준에 이르고 있으나 資本去來에 있어서는 開放의 정도가 매우 낮은 것으로 認識되고 있다. 우리의 資本市場 開放은 1992년 이후 주식시장의 부분적인 直接開放과 初步的인 段階이기는 하지만 債券市場에 대한 일부 개방을 통하여 진전되고 있는 모습을 보이고 있으나 아직도 國內外 金利差가 높은 수준에 머물고 있어 자본시장의 개방정도가 낮음을 반영하고 있다.

이렇게 상대적으로 낮은 자본시장 개방도로 인하여 대외적으로 선진국들의 자본시장 개방압력에 직면하고 있는 가운데 대내적으로도 金融自由化의 일환으로 자본시장 개방을 위한 制度的 整備가 진행되고 있다. 1994년에 발표된 外換·資本自由化 계획은 그 내용면에 있어서 종전에 비해 매우 포괄적인 것으로서 資本 및 外換去來에 대한 規制緩和를 주요 골자로 하고 있다. 특히 추가적인 자본시장 개방시 예상되는 대규모 자본유입과 이에 따른 환율절상압력을 완화하기 위한 조치로서 자본유출 관련 규제를 대폭적으로 완화하고 있다. 이러한 자유화 조치는 1996년으로 예정된 OECD가입에 대비하여 자본거래의 자유화 폭을 넓혀야 할 필요성과도 직접적인 연관이 있는 것으로 판단된다.

이러한 資本市場 開放 및 外換自由化 등은 거시경제적인 측면에서 볼 때 상당한 구조적 충격인 동시에 체제변화를 의미한다고 할 수 있다. 우선적으로는 수출입, 국제수지 및 환율 등 海外部門 관련 변수들의 움직임이 구조적으로 변화할 가능성이 있으며 이러한 해외부문 변수들의 構造的인 변화는 경제성장, 물가, 금리 등 경제전반에 걸쳐 直·間接的으로 波及效果를 유발할 것으로 예상된다. 또한 주요 거시경제변수들 사이의 傳統的인 相關關係 역시 상당한 변화를 보일 것으로 전망된다. 실제로 우리나라는 1980년대 기간중에

는 換率變動과 經常收支간에 높은 상관관계가 유지되었으나 1990년대 이후에는 외환제도의 변화 및 자본자유화의 진전으로 환율변동의 決定要因 중 經常收支의 중요성이 상대적으로 하락하게 된 반면 資本收支 혹은 綜合收支의 重要性이 보다 커지는 傾向을 보이고 있다.[1] 이러한 構造變化는 경제정책운용에 있어서도 不確實性을 增大시키는 요인으로 작용할 것이다. 즉 이제까지 경험하지 못하였던 해외부문에서의 새로운 충격들이 경상거래 이외에도 자본거래를 통하여 국내경제에 직접적으로 영향을 미치게 되고 통화정책을 포함한 경제정책운용이 새로운 政策相衝關係(policy trade-off) 혹은 制約에 직면하게 될 것으로 예상된다.

本稿에서는 자본시장 개방추세에 따라 가장 직접적으로 영향받게 될 환율에 초점을 맞추어 환율변동의 구조적 변화를 조명하고 개방경제하에서의 환율정책에 대한 시사점을 도출하고자 하였다. 이제까지의 환율제도 및 정책하에서 관찰되었던 환율변동을 바탕으로 향후 자본시장 개방이라는 구조변화에 수반되어 나타날 환율변화를 전망하는 데에는 근본적인 한계가 있을 수밖에 없다.[2] 이러한 한계를 일부나마 극복하기 위하여 본고에서는 자본시장 개방이 충분히 이루어진 영국, 독일, 일본 등 선진국의 환율변동과 우리나라의 환율변동을 비교분석하는 방법을 사용하였다. 특히 선진국과 우리나라 환율의 시계열자료가 보이고 있는 통계적 특성과 중장기적인 추세변화를 비교함으로써 장기적 추세간에 나타나는 차이점을 파악하고자 하였으며, 이러한 차이점들을 바탕으로 향후 자본자유화의 진전에 따라 우리나라 환율이 보이게 될 변화방향에 대한 示唆點을

1) 金俊經(1994)은 Kalman Filter를 이용한 時間變動係數 모형분석을 통하여 國內外 株式收益率 隔差의 원貨切上 彈性値가 1980년대말 이후 지속적으로 增加하고 있는 반면 經常收支의 탄성치는 下落하고 있음을 제시하고 있다.

2) Lucas(1976)는 한 경제체제하에서 관찰되고 분석되었던 거시경제변수들간의 구조적 관계를 바탕으로 다른 경제체제하에서의 거시경제구조를 예측하는 것이 매우 어렵다는 점을 강조하고 있다.

검토하였다.

本稿의 構成은 다음과 같다. 第Ⅱ章에서는 실질환율에 초점을 맞추어 각국 실질환율의 統計的 特性을 시계열분석을 통하여 제시하였다. 우선 實質換率의 변화 중에서 確率的 趨勢, 즉 random-walk 要因이 차지하는 比重을 추정함으로써 실질환율의 장기추세에 대한 시사점을 도출하였다. 이러한 분석과 함께 시계열분석기법을 이용하여 실질환율의 움직임을 장기추세요인과 단기변동요인으로 분리 추정하였다. 이러한 分離推定은 대내외 거시경제 균형을 유지하는 과정에서 발생할 수 있는 換率의 오버슈팅(overshooting) 現象에 대한 분석에도 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

第Ⅲ章에서는 構造벡터自己回歸模型(SVAR: structural vector autoregression)을 사용하여 실질환율과 명목환율간의 동태적 상호관계를 고찰하였다. 변동환율제하에서는 名目換率이 巨視經濟的 與件變化를 反映하며 변화하므로 장기적인 교역조건의 변화, 즉 相對價格의 變化와 名目換率의 變化간에는 이론적으로 의미있는 상호관계가 형성된다. 이러한 相互關係를 중장기적인 시각에서 살펴보기 위하여, 분석에 사용된 SVAR 模型에서는 通貨量 變化 등 經常要因의 변화가 장기적으로는 실질환율에 영향을 미치지 않는다는 長期中立性 制約을 도입하였다. 한국의 경우에는 先進國과 달리 분석대상 기간중 換率이 市場與件을 반영하며 자유롭게 變動하였다고 보기 어려운 점을 감안하여 長期中立性 制約條件 대신 短期制約條件을 도입한 모형을 追加的으로 추정하였다. 마지막으로 第Ⅳ章에서는 전반적인 실증분석결과를 요약하고 이를 바탕으로 향후의 환율정책과 환율변동의 구조적 변화에 대한 政策的 示唆點을 간단히 제시하였다.

Ⅱ. 實質換率의 長期趨勢 分析

本章에서는 변동환율제도가 도입된 1980년대 이후의 시계열자료를 사용하여 우리나라 환율변동의 統計的 特性을 살펴보고 先進國 換率의 변동추세와 비교분석하였다. 특히 수출경쟁력 등과 밀접한 관계가 있는 實質換率의 長期的 趨勢變化에 分析과 論議의 초점을 맞춤으로써 개방경제로의 이행과정에서 중장기적으로 우리나라 환율에서 나타날 수 있는 변화의 방향을 점검하고자 하였다. 先進國의 경우와는 달리 우리나라 환율은 外換市場의 需給狀況을 반영하며 자유롭게 變動하였다고 보기 어려운 실정이다. 1990년에 외환시장의 需給狀況을 보다 잘 반영할 수 있는 시장평균환율제가 도입된 이후 세번에 걸쳐 환율의 一日變動幅이 확대됨에 따라 환율변동의 자유도가 제도적으로 확대되었으나 아직은 資本去來의 制約 등으로 인하여 선진국에 비해 換率의 短期的인 變動幅이 相對的으로 작게 나타나고 있다.

이렇게 자유로운 變動이 일부 억제되었던 과거의 換率變動패턴에 대한 分析을 통하여 향후 資本自由化의 진전에 따라 나타나게 될 보다 자유로운 환율변화의 特性과 方向을 가늠해 보는 作業에는 限界가 있을 수밖에 없다. 따라서 이러한 한계를 일부 克服하기 위하여 우리나라와 先進國 換率의 時系列上의 特性을 비교분석하였으며, 이러한 比較分析을 통하여 자본거래의 규모가 확대될 開放經濟下에서의 우리 換率變動에 대한 示唆點을 얻고자 하였다.

時系列 特性分析의 대상은 韓國, 日本, 獨逸 및 英國의 實質換率로서, 各國의 실질환율은 名目換率을 該當國家와 美國간의 相對價格으로 나누어 구성하였다. 各國의 名目換率은 美달러당 自國 貨幣

의 交換比率로 정의하였으므로 각국 換率의 上昇(下落)은 美달러貨에 대한 各國 貨幣의 價値下落(價値上昇) 또는 換率切下(換率切上)를 의미한다. 相對價格은 각국의 물가지수를 미국의 물가지수로 나눈 값으로 정의하였으며, 상대가격을 구성하는 데 사용된 물가지수는 韓國의 경우 生産者物價指數인 반면 美國을 포함한 先進國의 경우에는 都賣物價指數이다. 통계분석에 사용된 자료는 月別資料이며 분석기간은 기본적으로 1981년 이후로 局限하였으나, 선진국의 경우 필요에 따라 固定換率制度가 붕괴된 1974년 이후의 資料를 추가적으로 사용하였다. 실증분석에 사용된 모든 換率 및 物價指數는 로그變換한 값을 의미한다.

환율변동의 장기적 추세를 분석하기 위해서는 우선적으로 환율변수에 確率的 趨勢(stochastic trend)가 존재하는지의 여부를 검토할 필요가 있다. 실증분석에 사용된 각국 환율은 모두 상당한 時差에 걸쳐 높은 自己相關(autocorrelation)을 보이고 있고 기존의 많은 연구결과들도 換率의 時系列資料가 통상적으로 統計的 不安定性(non-stationarity)을 나타낸다는 점을 입증하고 있다. 이러한 환율의 통계적 불안정성을 구체적으로 살펴보기 위하여 〈表 1〉에는 분석대상 국가들의 名目換率과 實質換率에 대한 單位根(unit root) 검증결과가 제시되어 있다. 〈表 1〉에서 보듯이 모든 경우에 있어서 환율에 單位根이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않고 있다. 선진국의 경우 검증대상 기간을 브레튼우즈 체제(Bretton Woods System)하의 固定換率制가 붕괴된 이후인 1974년까지 연장하였을 경우에도 명목환율과 실질환율 모두에 單位根이 存在하는 것으로 나타났다.

換率이 통계적 불안정성을 보인다는 사실은 환율변화에 確率的 趨勢(stochastic trend)가 존재한다는 것을 뜻한다. 따라서 예측되지 않는 환율변화의 상당부분이 長期的인 趨勢變化(permanent

〈表 1〉 各國 換率의 單位根 檢證結果

國 家	名目換率		實質換率	
	ADF	Phillips	ADF	Phillips
(1) 추정기간 : 1982년 1월 ~ 1993년 12월				
英 國	−2.20	−2.06	−1.30	−1.22
獨 逸	−1.04	−0.87	−1.15	−1.01
日 本	−0.83	−0.44	−1.13	−0.73
韓 國	−1.70	−1.12	−1.73	−1.58
(2) 추정기간 : 1974년 1월 ~ 1993년 12월				
英 國	−2.14	−1.72	−1.72	−1.98
獨 逸	−1.37	−1.53	−1.61	−1.53
日 本	−0.60	−0.37	−1.42	−1.08

註 : ADF검증의 경우 1~4분기의 시차변수를 허용하였으며, Phillips검증에 사용된 window width는 4임. 모든 검증에 있어서 시간추세는 제외하고 상수항만을 고려하였음.

change)에 의한 것이라는 점을 시사하고 있으며 換率이 순수한 random-walk를 따를 경우에는 환율의 모든 변화가 추세변화로 설명될 수 있다. 先進國의 경우 변동환율제가 도입된 이후의 명목환율은 시계열상으로 random-walk에 가까운 특성을 보인다는 것이 이미 많은 연구를 통하여 제시되었지만 실질환율의 경우에는 randon-walk 假說의 성립여부에 대한 상반된 연구결과들이 제시되고 있다.[3] 이하에서는 換率에 單位根이 존재한다는 검증결과를 바탕으로 실질환율의 변화 중 random-walk 부분이 어느 정도의 비중을 차지하는가에 대한 보다 구체적인 實證分析과 함께 환율의 長期趨勢要因에 대한 추정을 시도하였다.

3) 실질환율의 경우 Frenkel(1981), Mishkin(1984) 등의 실증분석 결과는 random-walk 가설을 지지한 반면 Cumby and Obstfeld(1984), Frankel(1986)의 경우에는 기각하고 있다.

1. 實質換率 變動의 Random-Walk 要因分析

實質換率의 變化에서 確率的 趨勢, 즉 random-walk 要因이 차지하는 比重을 분석하기 위해서 Cochrane(1988)에 의하여 제시된 분석기법을 사용하였다. Cochrane의 분석방법은 일종의 分散比率(variance ratio)의 개념을 도입하고 있다. 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 z_t가 單位根을 가지는 시계열이라고 가정하면 z_t는 일반적으로 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$
(1) \qquad \begin{aligned} \Delta z_t &= \alpha(L)\mu_t \\ z_t &= rw_t + v_t \\ rw_t &= rw_{t-1} + \alpha(1)\mu_t \end{aligned}
$$

여기서 $\alpha(L)=\sum_0^\infty \alpha_j L^j$ 이며, L은 Lag-operator를 의미한다. 모형의 교란항벡터 μ_t는 正規分布 $N(0, \sigma^2)$을 따르는 白色誤差項(white noise)이며 분석의 편의상 모형에서 상수항은 제외하였다. 또한 式 (1)의 rw_t와 v_t는 각각 random-walk를 따르는 시계열과 안정적(stationary) 시계열을 의미함으로써 單位根을 가지는 시계열은 random-walk 시계열과 안정적인 시계열의 합으로 표시될 수 있음을 나타내고 있다.

이러한 구조설정을 바탕으로 Cochrane의 分散比率槪念을 單純化시키면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$
(2) \qquad \gamma = \frac{\mathrm{var}(rw_t - rw_{t-1})}{\mathrm{var}(\Delta z_t)}
$$

즉 分散比率 γ는 rw_t의 1次差分의 분산을 Δz_t의 分散으로 나눈 비율로 정의되며, 따라서 전체 Δz_t의 分散 중에서 random-walk 시계열의 變化에 따른 분산의 비중을 나타낸다. z_t 자체가 random-walk일 경우에는 式 (1)에서 $rw_t = z_t$이므로 $\gamma=1$이 성립하게 된다.

單位根을 가지는 일반적인 시계열에 대하여 γ를 實證的으로 推定하기 위해서는 한정된 표본수에 따른 偏倚問題(bias) 등을 해소하기 위하여 단순한 시계열상의 分散을 구하기보다는 스펙트럼 추정방법을 이용하였다. 구체적으로 式 (1)에서 定義된 γ의 추정은 다음과 같은 방식을 통하여 이루어졌다.

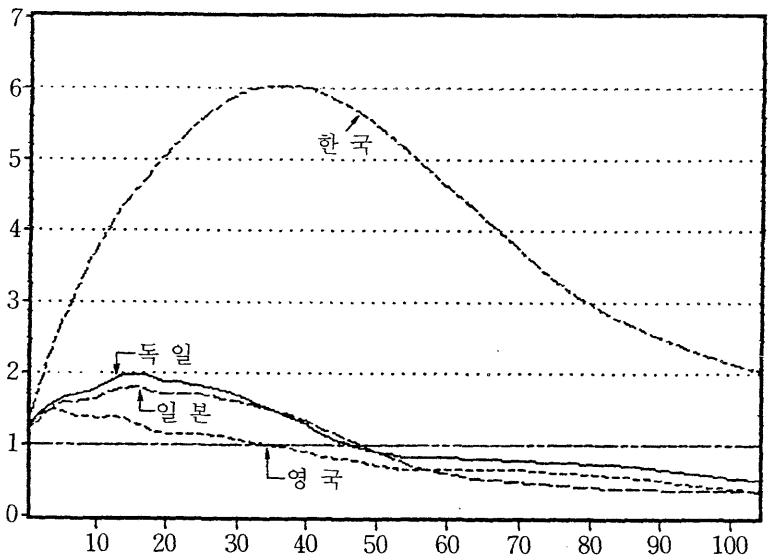
$$\hat{\gamma} = 1 + 2 \sum_{j=1}^{N} \lambda_j \rho_j \tag{3}$$

ρ_j는 Δz_t의 j次 時系列相關(serial correlation)으로서 $\rho_j = cov(\Delta z_t, \Delta z_{t-j}) / \mathrm{var}(\Delta z_t)$로 정의된다. 반면 λ_j는 각각의 ρ_j에 대한 加重値(window)를 의미하므로 식 (3)에 제시된 추정식은 γ가 Δz_t의 시계열상관의 加重平均値에 해당한다는 것을 의미하고 있다.

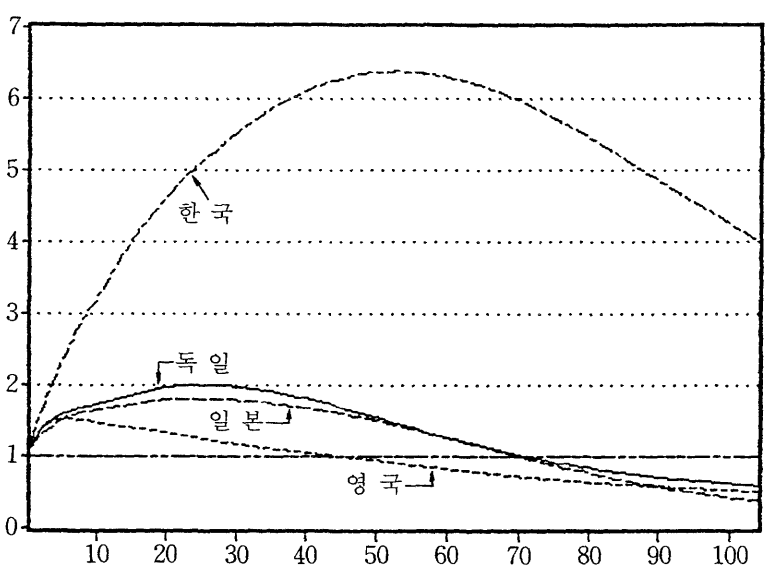
實質換率이 純粹한 random-walk를 따를 경우에는 0보다 큰 j에 대해서 $\rho_j = 0$이므로 $\gamma = 1$이 성립한다. 따라서 추정된 γ가 1로부터 얼마나 큰 偏差를 보이는가 하는 것은 바로 실질환율이 random-walk로부터 얼마나 괴리를 나타내는가에 대한 척도가 될 수 있다. γ의 실제추정에 사용된 가중치 λ_j는 Bartlett window와 Parzen window를 사용하였으며, window width의 크기를 나타내는 N의 최대 크기는 전체 표본수의 80%에 해당하는 값으로 설정하였다. 추정기간은 각 국가간의 비교를 위하여 1983년 1월부터 1993년 12월까지로 국한하였으며 이 경우 N의 최대크기는 105이다.

[圖 1-1]~[圖 1-2]는 각 國家의 로그實質換率에 대하여 Bartlett 및 Parzen window를 사용하여 추정한 γ값을 표시하고 있다. [圖 1-1]~[圖 1-2]에서 쉽게 알 수 있듯이 γ는 상대적으로 작은 N(window width)에 대해서는 1을 上廻하며 증가하다가 N의 크기가 일정규모를 초과하면서부터는 감소하는 패턴을 보이고 있다. 그러나 韓國의 경우 γ가 1을 超過하는 정도가 다른 國家에 비해 크게 나타나고 있다. 또한 先進國의 경우 N이 커짐에 따라 추정된

[圖 1-1] 各國 實質換率의 Random-Walk 要因 比重變化(Bartlett)



[圖 1-2] 各國 實質換率의 Random-Walk 要因 比重變化(Parzen)



γ가 1 이하로 收斂하는 반면에 우리나라의 경우에는 推定에 사용된 모든 N에 대하여 1을 上廻하는 모습을 보이고 있어 γ의 減少速度가 매우 느리게 나타나고 있다.

추정된 γ가 1을 上廻하여 增加하였다가 다시 減少하는 패턴은 1次差分한 로그實質換率($\Delta rs_t = rs_t - rs_{t-1}$)의 時系列相關이 變化하는 패턴과 깊은 관계가 있다. 즉 γ는 Δrs_t의 시계열상관들을 加重平均한 값이므로, 상대적으로 작은 N(window width)에 대해서 γ가 1을 초과하여 증가하려면 Δrs_t의 時系列相關이 짧은 時差에서 陽의 부호를 가져야 한다. 반면에 상대적으로 큰 N에 대해서 γ가 감소하려면 Δrs_t의 시계열상관이 長期的인 時差에서 陰의 부호를 나타내야 한다. 이렇게 장기적인 時差下에서 Δrs_t의 시계열상관이 陰數값을 나타낸다는 것은 實質換率에 「長期的 平均復歸(mean reversion in the long-run)」 현상이 존재하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 實質換率에 長期的으로 平均復歸現象이 존재한다는 결과는 앞에서 제시한 換率의 單位根 檢定結果와 相反되는 것이다. 즉 통계적으로 불안정한 시계열(non-stationary series)의 定義上, 有限時差內에서 평균복귀현상이 발생할 가능성은 이론적으로 0이므로 환율에 단위근이 존재한다는 검정결과와 平均復歸現象과는 괴리가 있다.[4] 이러한 相反된 결과에 대한 평가는 통상적인 단위근 검정의 統計的 判別力(power of test)이 높지 않다는 문제점과 함께, 단위근의 존재여부 및 Cochrane의 분산비율 등은 모두 長期的인 趨勢에 관한 분석인 반면 실제로 시계열분석에 사용된 資料의 範圍는 10년 정도에 불과하여 長期趨勢에 대한 分析의 統計的 信賴度가 상대적으로 낮다는 限界를 감안할 필요가 있다.

4) 실질환율의 DGP(data generating process)가 FUR(fractional unit root)을 지닐 경우 실질환율에 통계적 불안정성과 장기적인 평균복귀현상이 동시에 나타날 수 있다. 환율에 있어서의 FUR에 관련된 보다 자세한 내용은 Cheung(1993)을 참조.

이러한 우리나라와 先進國 換率간의 차이점에 대해서는 두가지 해석이 가능하다. 첫째로, 外換市場의 需給狀況에 따라 名目換率이 상대적으로 자유롭게 변화하는 선진국과 달리 우리나라의 경우 명목환율이 수출경쟁력 및 경상수지 등에 대한 정책적 고려를 반영하는 政策變數의 성격을 지니고 있다. 따라서 市場原理에 의한 實質換率의 變動이 선진국에 비해 상대적으로 작은 비중을 차지하고 있기 때문에 長期均衡으로의 수렴과정이 미약하게 나타날 수 있다. 이러한 해석하에서는 資本自由化의 진전에 따라 우리나라와 先進國 換率간의 차이점이 상당부분 사라지게 될 것으로 기대할 수 있을 것이다.

둘째로는, 推定期間중 우리나라의 換率制度가 構造變化를 보였으며 巨視經濟 與件이 선진국에 비해 매우 빠른 속도로 변하고 있기 때문에 實質換率의 長期均衡 自體가 시간에 따라 변화하였을 가능성이 있다. 따라서 실제로는 실질환율이 장기균형으로 수렴하는 경향이 발생하고 있음에도 불구하고 長期均衡 자체의 변화폭이 상대적으로 커 時系列上으로는 收斂過程이 매우 느린 것처럼 나타날 가능성이 있다. 이러한 경우에는 資本自由化의 進展에도 불구하고 우리 경제가 선진국처럼 구조변화의 속도가 安定되는 成熟段階에 이르기 전까지는 우리나라와 선진국 환율의 統計的 特性上의 차이점은 상당기간 지속될 가능성이 있는 것으로 판단된다.

2. 實質換率의 成長均衡趨勢 推定

換率變動의 長期均衡趨勢를 분석하기 위해서는 먼저 長期均衡趨勢의 개념에 대한 定義가 이루어져야 한다. Mussa(1984)의 경우 각 시점에서의 長期均衡 實質換率을 現在와 未來 經常收支의 期待現在價値(discounted present value)가 0이 되도록 하는 실질환율 수준으로 정의하였다. 반면에 Huizinga(1987)는 각 시점의 外換市

場에서 형성된 未來 실질환율에 대한 長期豫測値를 長期均衡 實質換率로 정의하였으며, 미래 실질환율에 대한 豫測値 형성에 있어서는 이론적으로 無限視界(infinite horizon)를 가정하였다. 따라서 환율의 장기균형추세는 이론적으로 일정한 값을 가진다기보다는 市場基本要因(market fundamental) 및 경제구조 등의 변화에 따라 지속적으로 변화하게 된다. 특히 Huizinga의 정의는 외환시장에 있어서의 환율변화에 대한 期待心理를 보다 충실히 반영하고자 하는 의미를 담고 있다.

本節에서는 실증분석상 적용이 보다 용이한 Huizinga의 정의를 따랐으며 實證分析에 있어서는 Beveridge and Nelson(1981)이 제시한 방법을 사용하여 각국 실질환율을 長期趨勢要因(permanent component)과 短期變動要因(transitory component)으로 分離推定하였다. Beveridge-Nelson Decomposition(BND) 방법은 분석대상 시계열자료에 대하여 ARIMA 模型을 추정한 후, 추정된 모형을 이용하여 구성한 각 시점에서의 長期豫測値(infinite horizon forecast)를 長期趨勢要因으로 정의하고 있다. 반면 短期變動要因은 원래의 시계열자료와 추정된 장기추세요인의 差異로서 추정하고 있다. 이렇게 分離推定된 長期趨勢要因은 추정과정의 이론적 체계상 random-walk를 따르게 되며 결국 통계적 불안정성을 보이는 시계열에서 random-walk 부분을 추출한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 장기추세요인의 추정은 式 (1)에 나타나 있는 rw_t를 z_t로부터 분리추정하는 것을 의미한다.[5)]

BND 추정을 위한 실증분석에 있어서는 각국 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t에 대하여 AR(12) 시계열모형을 추정한 후 이를 이용하여 장기추세요인을 구성하였으며, 추정기간은 國家別 比較를

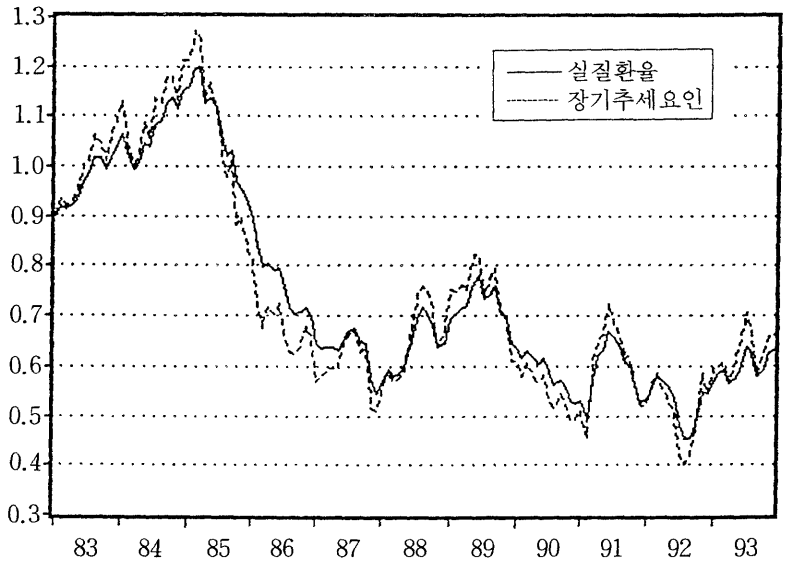
5) Beveridge-Nelson Decomposition에 대한 보다 자세한 논의는 Beveridge and Nelson(1981) 및 Newbold(1990)를 참조.

위하여 1983년 1월부터 1993년 12월까지로 국한하였다. AR(12) 모형을 사용하였을 경우 殘差項의 시계열상관이 거의 없는 것으로 나타나 實質換率의 動態的 變動이 대부분 반영된 것으로 판단된다. 이론적으로 장기추세요인은 無限視界를 가정한 長期豫測値에 해당하므로 장기추세요인의 추정에 있어서는 이론적으로 보다 精巧한 Newbold(1990)의 方法을 사용하였다.

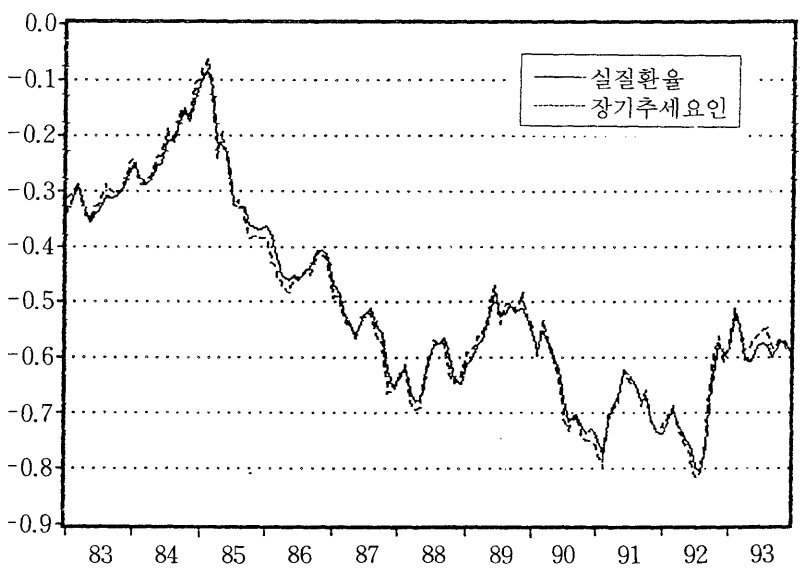
[圖 2-1]~[圖 2-4]에 제시된 各國의 로그實質換率과 長期趨勢要因을 살펴보면 우리나라의 경우 실질환율과 장기추세요인간의 격차가 선진국에 비해 클 뿐만 아니라 長期趨勢要因의 變動幅도 실질환율 자체의 변동폭을 크게 초과하고 있다. 실질환율이 상승할 때, 장기추세요인이 實質換率을 上廻하고 있으며, 實質換率이 下落할 때는 장기추세요인이 실질환율을 下廻하고 있다. 그러나 1992년 이후에는 실질환율과 장기추세요인간의 격차가 축소되는 경향을 보이고 있다. 반면 先進國의 경우에는 長期趨勢要因과 實質換率간의 격차가 작으며, 특히 영국의 경우에는 두 시계열간의 차이가 매우 미미한 것으로 나타나고 있다. 실질환율 자체의 변동이 random-walk에 가까울수록 장기추세요인이 실질환율에 근접한 모습을 보이게 된다는 점을 감안하면 이러한 추정결과는 앞에서 제시한 random-walk 要因 分析結果와 일맥상통하는 것이다.

計量分析의 틀에서 생각할 때, 우리나라의 경우 장기추세요인의 변동폭이 실질환율 자체의 변동폭에 비해 크게 나타나고 있는 이유는 [圖 2-1]~[圖 2-4]에서 보듯이 선진국의 경우 실질환율이 장기적인 추세변화 이외에도 단기적인 換率切上과 換率切下가 交叉되고 있는 반면, 우리나라의 실질환율은 상대적으로 적은 短期的 變動을 나타내며 완만한(smooth) 변화패턴을 보이고 있는 사실에 기인한다. 이러한 한국과 선진국 실질환율간에 나타나는 단기적 변동폭의 차이는 外換·資本市場의 開放程度와 무관하지 않은 것으로

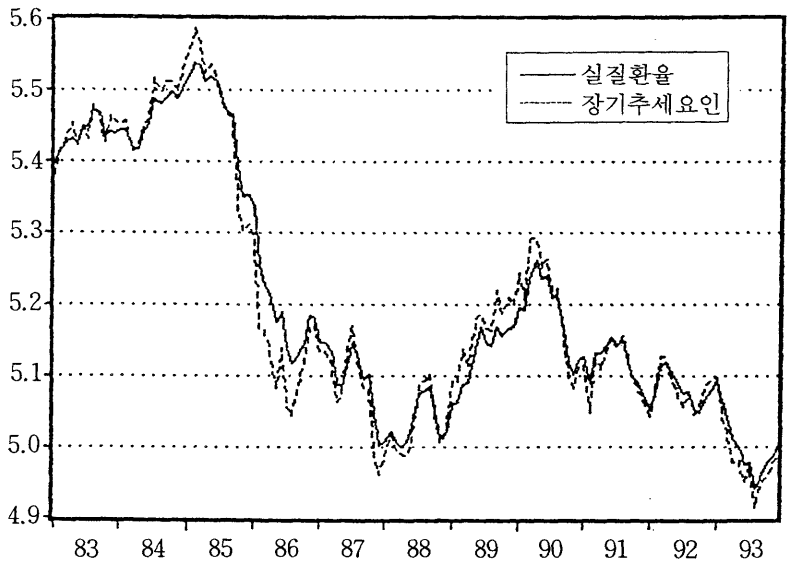
[圖 2-1] 獨逸의 實質換率과 長期趨勢要因



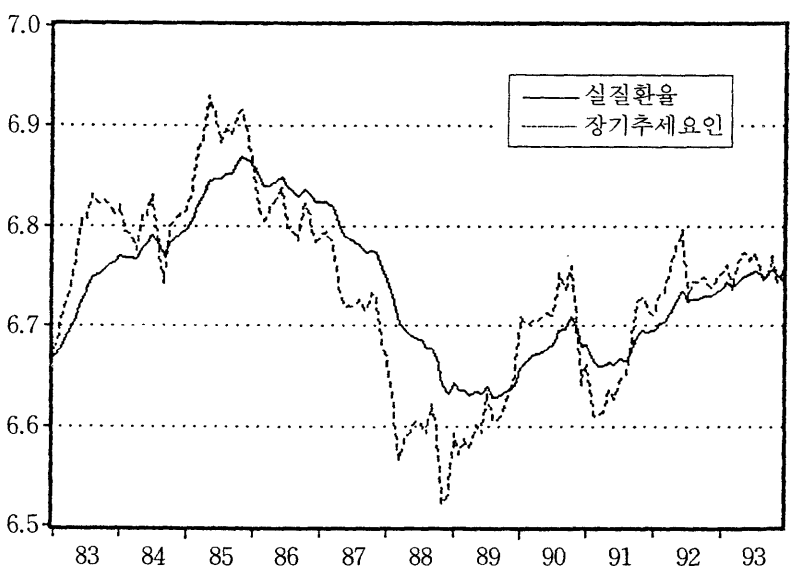
[圖 2-2] 英國의 實質換率과 長期趨勢要因



[圖 2-3] 日本의 實質換率과 長期趨勢要因



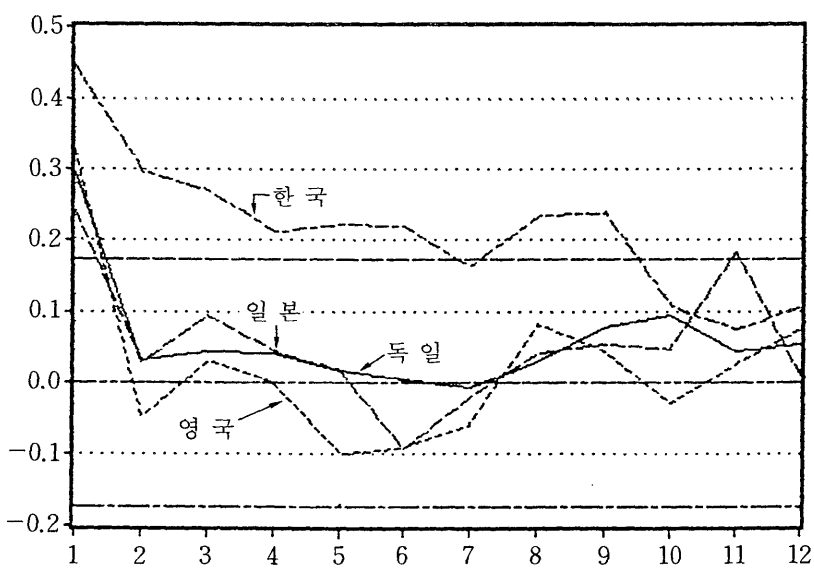
[圖 2-4] 韓國의 實質換率과 長期趨勢要因



생각된다. 즉 신속한 外換移動을 수반하는 資本去來의 규모가 확대되고 外換去來가 自由化될수록 외환시장에서의 수급변화에 환율이 민감하게 반응하게 되므로 환율의 단기적인 변동이 심화되는 경향이 나타나게 된다. 또한 자본거래의 규모가 크고 자유화될수록 외환시장에서의 期待心理 변화에 환율이 보다 민감하게 반응하는 것도 환율의 단기적 변동을 확대하는 요인으로 작용한다.

실질환율에 나타나는 단기적 변동의 크고 작음은 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t의 시계열상관을 통하여 구체적으로 살펴볼 수 있다. 로그實質換率 rs_t가 式 (1)에 제시한 시계열구조로 표시될 경우 $\alpha(L)$은 로그實質換率의 1次差分인 Δrs_t의 시계열상관을 결정하게 된다. 따라서 실질환율의 단기적 변동이 심한 선진국의 경우 Δrs_t의 시계열상관이 0에 가깝거나 마이너스를 보일 가능성이 많은 반면 한국의 경우에는 시계열상관이 陽의 값을 보이게 될 것이다. [圖 2-5]에서는 각국 실질환율 변화(Δrs_t)의 時差別 時系列 相關

[圖 2-5] 各國 實質換率 變化의 時系列相關 推移



係數와 이들 상관계수들의 값이 0이라는 귀무가설에 대한 95% 信賴區間을 함께 제시하였다. [圖 2-5]에서 알 수 있듯이 한국의 경우 Δrs_t의 時系列相關이 모두 陽數로 나타나고 있으며 9개월의 時差까지 시계열상관이 통계적인 유의성을 나타내고 있다. 반면 선진국의 경우에는 1개월의 시차를 제외하고는 시계열상관에 통계적 유의성이 없고 마이너스값을 보이는 경우도 자주 발견되고 있다.

實質換率의 長期趨勢要因 추정결과는 Dornbusch(1976)에 의하여 이론적으로 제기된 「換率의 오버슈팅 現象」을 실증적으로 분석해 볼 수 있는 기회를 제공한다. Dornbusch의 開放經濟模型에 의하면 物價의 硬直性으로 인하여 外換市場에서의 需給變動 혹은 經濟의 對內外 不均衡이 短期的으로는 대부분 名目換率 變化에 의하여 조정되고 中長期的으로 相對價格이 변화하면서 새로운 對內外均衡을 형성하는 調整過程을 통하여 換率의 오버슈팅 現象이 발생한다. 따라서 환율의 오버슈팅 現象下에서는 外生的인 요인에 의하여 장기균형환율에 대한 切上(切下)壓力이 발생할 경우 短期調整過程에서의 名目換率은 長期均衡換率에 비해 더 높은 切上(切下)趨勢를 나타내게 되므로 名目換率의 變動幅이 장기균형환율의 변동폭에 비해 커지는 결과를 초래한다.

物價의 硬直性을 상정할 경우 短期的으로는 명목환율의 변화가 대부분 실질환율의 변화로 반영되므로 환율의 오버슈팅 현상은 실질환율에도 마찬가지로 적용될 수 있다. 따라서 위에서 추정한 실질환율의 장기추세요인을 이론상의 장기균형환율로 해석할 경우 오버슈팅 現象에 대한 實證的 證據는 발견되지 않고 있다. 이미 앞에서 언급하였듯이 선진국의 경우 長期趨勢要因과 實質換率간의 隔差가 미미하고 變動幅의 크기도 거의 동일한 규모로 나타나고 있어 뚜렷한 오버슈팅 현상을 발견하기가 어렵다. 우리나라의 경우에도 長期趨勢要因과 實質換率간의 隔差가 선진국에 비해서 크게 나타나

고는 있으나 장기추세요인의 변동폭이 실질환율의 變動에 비해 오히려 더 커 오버슈팅 現象과 相反되는 결과를 보이고 있다.

Ⅲ. 換率變動의 動態模型分析

既存의 換率決定理論들은 短期的인 示唆點에 있어서는 차이를 보이고 있으나 長期的 측면에서는 일부 共通點을 내포하고 있다. 즉 단기적으로는 경제내의 實物要因(real shock)과 經常要因(nominal shock) 모두 환율변동에 영향을 미치지만 장기적으로는 경상요인의 변화는 실질환율의 수준에 영향을 미치지 못한다는 長期中立性(long-run neutrality)을 想定하고 있다. 경제내의 經常要因이란 통상적으로 각 국가의 통화량 변화 등을 반영하며, 실물요인은 기술진보, 구조변화, 생산성증가 등의 변화를 반영하는 교란항으로 해석될 수 있다. 따라서 경상요인의 경우 명목환율과 상대가격 모두를 변화시키지만 장기적으로는 명목환율과 상대가격의 변화가 서로 상쇄되어 實質換率의 수준이 변하지 않는 반면, 實物要因의 경우에는 이러한 상쇄작용이 不完全하여 短期에서는 물론 長期的으로도 명목환율과 실질환율 모두를 변화시키게 된다는 것을 의미하고 있다.

本章에서는 기존 환율결정이론의 시사점을 반영한 構造벡터自己回歸模型(SVAR: structural vector autoregression)을 사용하여 각국의 名目換率과 實質換率을 분석하였다.[6] 앞에서 살펴보았듯이 先進國의 경우 실질환율의 변동에 있어서 장기적으로 平均復歸現象이 발견되고 있는 점은 經常要因이 실질환율의 장기적 수준에 영향

6) 실질환율과 명목환율의 2변수 SVAR 모형의 추정은 Lastrapes(1992)를 참조하였다.

을 미치지 못한다는 기존의 이론적 결과가 현실성이 있음을 示唆하고 있는 반면, 우리나라의 경우에는 그러하지 못하다. 따라서 실증분석에서는 장기중립성 제약조건을 도입한 SVAR 모형의 추정을 시도하였으며, 우리나라의 경우에 한하여 장기중립성 대신 단기제약조건을 도입한 모형을 통해 환율변동에 대한 추가적인 분석을 시도하였다.

1. SVAR 模型의 理論的 體系

SVAR 模型의 추정은 기본적으로 名目換率과 實質換率의 2변수로 구성된 縮約型 VAR(reduced form VAR)을 추정한 후 이론상의 제약조건을 도입하여 구조방정식의 계수를 推定하는 방법을 사용하였다. SVAR 模型을 구체적으로 살펴보기 위하여 t期의 名目換率과 實質換率의 로그값을 각각 s_t 및 rs_t로 表記하고 $x_t = (s_t, rs_t)'$를 이 두 변수로 구성된 벡터라고 정의하였다. 여기서 로그實質換率은 $rs_t = s_t - (p_t - p^*_t)$로 표시되며, p와 p^*는 각각 국내물가와 미국물가의 로그값을 의미한다. x_t의 1次差分을 $\Delta x_t = (\Delta s_t, \Delta rs_t)'$라고 정의하면 실증분석에 사용된 SVAR 모형은 다음과 같이 표시된다.

$$
\begin{aligned}
&\Delta x_t = b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + b_k \Delta x_{t-k} + \mu_t \\
(4) \qquad &b_0 = [\beta_{ij}]_{i,j=1,2}, \ \beta_{11} = \beta_{22} = 0 \\
&E(\mu_t) = 0, \ E(\mu_t \mu_t') = \Omega = [\omega_{ij}]_{i,j=1,2}
\end{aligned}
$$

여기서 b_j는 2×2 계수행렬이며, $\mu_t = (\mu_{nt}, \mu_{rt})'$는 경제내의 經常要因과 實物要因으로 구성된 교란항 벡터를 나타낸다. μ_{nt}와 μ_{rt}는 서로 독립적인 正規分布를 따르는 白色誤差項(white noise)이라고 가정하였으며, 따라서 共分散行列 Ω는 對角行列이다($\omega_{12} = \omega_{21} = 0$).[7]

7) 교란항 벡터를 nominal shock과 real shock으로 구분한 것은 다소 恣意的이기는 하지만 長期中立性이라는 제약조건이 부여되는 교란항을 nominal shock으로 정의하고 있다.

式 (4)는 縮約型이 아닌 構造方程式의 형태를 취하고 있으며, 교란항 벡터 μ_t도 構造攪亂項(structural shock)으로서의 의미를 내포하고 있다. 즉 계수행렬 b_0가 0이 아니므로 명목환율과 실질환율 사이에는 同時的인 상호관계가 존재하게 된다. 式 (4)에 제시된 구조방정식을 축약형 방정식으로 변환하면 다음과 같은 관계식을 도출할 수 있다.

$$
(5)\quad
\begin{aligned}
\Delta x_t &= (I-b_0)^{-1} b_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + (I-b_0)^{-1} b_k \Delta x_{t-k} + (I-b_0)^{-1} \mu_t \\
&= \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-2} + \cdots + \pi_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t \\
\pi_j &= (I-b_0)^{-1} b_j, \quad j=1,\ 2,\ \cdots\ k, \\
\varepsilon_t &= (I-b_0)^{-1} \mu_t, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma = [\sigma_{ij}]_{i,\,j=1,\,2}
\end{aligned}
$$

構造方程式 (4)와 縮約型 方程式 (5) 사이의 관계를 살펴볼 때 b_0 값이 정해지면 구조방정식의 다른 계수들의 조합 $[b_j(j \neq 0),\ \Omega]$는 式 (5)의 추정계수 $[\pi_j,\ \Sigma]$를 이용하여 逆算할 수 있으므로 구조방정식의 추정은 결국 $[b_0,\ \Omega]$의 추정으로 압축된다. $[b_0,\ \Omega]$의 추정은 $\Omega = (I-b_0)\ \Sigma\ (I-b_0)'$이라는 非線型 函數關係를 이용하여 이루어진다. 그러나 $[b_0,\ \Omega]$에는 추정해야 할 계수가 4개(β_{12}, β_{21}, ω_{11}, ω_{22}) 존재하는 반면, 축약형방정식으로부터 얻을 수 있는 獨立的인 制約條件은 3개(σ_{11}, σ_{12}, σ_{22})뿐이므로 b_0 혹은 Ω에 대한 추가적인 제약조건이 필요하다.

長期中立性에 의한 제약조건을 模型內에 도입하기 위해서 우선 式 (4)와 式 (5)를 사용하여 교란항벡터 μ_t의 1單位 變化에 대한 $x_{t+k} = (s_{t+k},\ rs_{t+k})'$의 長期彈力性을 도출하면 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$
(6)\quad
\begin{aligned}
&\lim_{k\to\infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \mu_t} = c(1)(I-b_0)^{-1} \equiv D = [d_{ij}]_{i,\,j=1,\,2} \\
&c(L) = (I-\pi_1 L - \pi_2 L^2 - \cdots - \pi_k L^k)^{-1}
\end{aligned}
$$

여기서 $c(1)$은 $c(L)$을 $L=1$에서 계산한 값이다. 통상적으로 式 (4)와 式 (5)에서 도출할 수 있는 衝擊反應函數(impulse response function)는 x의 1次差分인 Δx의 μ에 대한 변화를 의미하므로 式 (6)의 D는 이러한 충격반응함수의 累計에 해당한다. 式 (6)에서 D의 구성원소인 d_{21}은 μ_{nt}의 1單位 變化에 대한 실질환율의 長期彈力性을 의미하므로 經常要因에 대한 實質換率의 장기중립성 조건은 $d_{21}=0$으로 압축된다. 이 경우 D는 上方三角行列(upper-triangular matrix)의 형태를 나타내게 된다.

이미 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 환율의 평균복귀현상이 미약하고, 특히 선진국과는 달리 명목환율이 經常收支 혹은 輸出競爭力 등을 감안하여 交易條件의 변화를 상쇄하기 위한 政策變數로서 운용되어 온 성격이 강하므로 자유로운 환율변동을 전제로 하고 있는 長期中立性 條件은 非現實的일 수 있다. 따라서 우리나라 환율분석에 있어서는 이러한 특성을 반영하여 名目換率과 相對價格으로 구성된 2變數 SVAR 模型을 추가적으로 추정하였다. 모형의 기본적인 형태는 式 (4)와 같으며 다만 $x_t=(s_t,\ p_t-p^*_t)'$로 設定하였다.[8)]

우리나라의 명목환율과 상대가격으로 구성된 SVAR 모형의 추정에 있어서는 장기중립성 조건 대신 $\beta_{21}=0$라는 短期制約條件을 도입하였다. 式 (4)에서 보듯이 이러한 조건은 相對價格이 名目換率의 변화에 대하여 同 期間內에는 반응하지 않는다는 것을 의미한다. 반면에 β_{12}에 대해서는 아무런 제약이 없으므로 명목환율은 상대가격 변화에 대하여 同 期間內에 반응하게 된다.[9)] 우리나라 환율

8) 실질환율은 명목환율과 상대가격의 차이로 정의되므로 명목환율, 실질환율 및 상대가격 사이에는 2개의 독립적인 관계만이 존재한다. 따라서 실질환율과 명목환율로 구성된 SVAR 모형이나 명목환율과 상대가격으로 구성된 SVAR 모형은 동일한 정보를 제공한다. 다만 차이점은 모형내에 설정된 구조교란항의 의미가 달라지게 된다.

에 대한 추가적인 분석을 위해 설정한 SVAR 모형에서 실질환율 대신 상대가격을 사용한 이유는 실질환율을 사용할 경우 $\beta_{21}=0$라는 短期制約條件을 부여하기 어렵기 때문이다. 즉 실질환율은 그 정의상 명목환율의 함수로 표시되므로 명목환율이 변하게 되면 실질환율도 동 기간내에 변한다는 점을 감안하면 $\beta_{21}=0$라는 制約條件은 현실적으로 수용하기 어려운 의미를 가지게 된다.

이렇게 名目換率과 相對價格으로 구성된 SVAR 模型의 구조교란항들은 경제적인 측면에서 實物要因과 經常要因으로 그 의미를 구분하기가 어렵다. 즉 각국의 物價水準은 實物要因 이외에 通貨量變化 등에 따른 經常要因에 의해서도 영향받으므로 상대가격 방정식의 구조교란항은 實物要因과 經常要因 모두를 반영하고 있는 것으로 해석하는 것이 타당할 것으로 판단된다. 반면 우리나라와 같이 명목환율 변동의 상당부분이 정책적인 고려에 의한 경향이 강할 경우 명목환율의 교란항을 일종의 政策攪亂項(policy shock)으로 해석하는 것이 가능할 것으로 생각된다. 따라서 단기제약조건 모형에서는 명목환율 방정식의 교란항을 政策攪亂項으로 정의하고 상대가격 방정식의 교란항을 價格攪亂項으로 정의하였다.

2. SVAR 模型의 分析結果 및 示唆點

SVAR 모형의 추정은 1982년 1월부터 1993년 12월까지의 기간을 대상으로 이루어졌으며, 1次差分한 시계열자료를 사용한 縮約型 VAR의 추정에서는 12개월의 時差($k=12$)를 허용하였다. 12개월

9) 이러한 단기제약조건은 VAR 模型에서 相對價格-名目換率의 순서로 배열한 교란항벡터를 Choleski 分解過程을 통하여 直交化한 경우에 해당한다. Choleski 분해과정은 교란항벡터내에 recursive structure를 설정하는 것과 동일하므로 相對價格이 名目換率의 變化에 대해 同 期間內에 反應하지 않는다는 前提를 충족시키게 된다.

〈表 2〉 SVAR 模型의 係數推定 結果

가. 長期制約條件 模型($d_{21}=0$)		
英 國	$\beta_{12}=0.8548$ $\beta_{21}=0.8549$ $\omega_{11}=0.0061$ $\omega_{22}=0.0051$	$d_{11}=1.3672$ $d_{12}=7.0490$ $d_{21}=0.0000$ $d_{22}=7.6822$
獨 逸	$\beta_{12}=0.8373$ $\beta_{21}=0.8382$ $\omega_{11}=0.0063$ $\omega_{22}=0.0056$	$d_{11}=1.1094$ $d_{12}=6.2340$ $d_{21}=0.0000$ $d_{22}=6.2845$
日 本	$\beta_{12}=1.0764$ $\beta_{21}=0.2109$ $\omega_{11}=0.0052$ $\omega_{22}=0.0617$	$d_{11}=1.2589$ $d_{12}=2.5606$ $d_{21}=0.0000$ $d_{22}=2.1407$
韓 國	$\beta_{12}=0.8610$ $\beta_{21}=-5.1514$ $\omega_{11}=0.0047$ $\omega_{22}=0.0241$	$d_{11}=1.7617$ $d_{12}=1.3842$ $d_{21}=0.0000$ $d_{22}=1.0979$
나. 短期制約條件 模型($\beta_{21}=0$)		
韓 國	$\beta_{12}=0.0783$ $\beta_{21}=0.0000$ $\omega_{11}=0.0053$ $\omega_{22}=0.0039$	$d_{11}=8.7597$ $d_{12}=0.8183$ $d_{21}=2.0059$ $d_{22}=1.3876$

의 시차를 허용하였을 경우 잔차항들의 시계열상관에 有意性이 없는 것으로 나타나 名目換率과 實質換率 혹은 名目換率과 相對價格 사이의 動態的 相關關係를 충분히 반영한 것으로 판단된다. SVAR 模型의 계수추정 결과는 〈表 2〉에 提示되어 있으며, 추정된 모형을 이용하여 構造攪亂項 μ_t의 구성원소들이 각각 1% 증가하였을 경우를 상정하여 구성한 충격반응함수의 변화추이는 [圖 3]~[圖 10]에 제시하였다.[10)]

가. 長期制約條件 模型

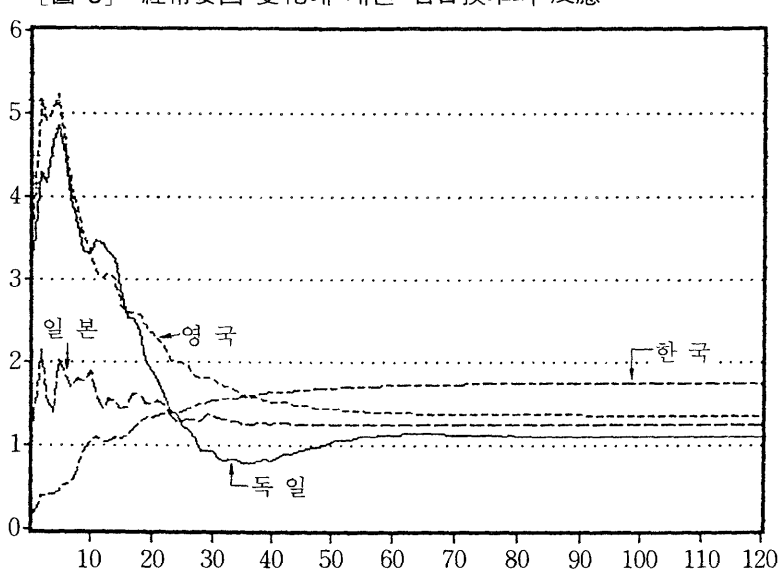
장기중립성을 가정한 SVAR 모형의 추정결과를 〈表 2〉에서 살펴보면 장기중립성 제약조건을 충족시키기 위하여 장기탄력성 계수인 d_{21}의 값이 모두 0으로 제약되어 있음을 알 수 있다. 선진국의

10) [圖 3]~[圖 10]의 충격반응함수는 式 (4)로부터 도출된 Δx의 충격반응함수의 累計에 해당하므로 실질환율의 경우를 제외하고는 충격반응함수의 값들이 장기적으로 0에 수렴하지 않는다.

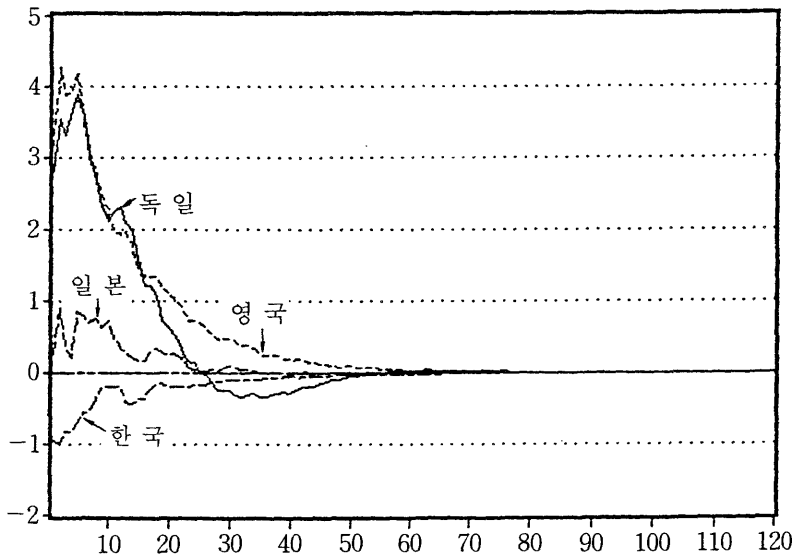
경우 추정된 β_{12}와 β_{21}의 값이 모두 陽數로 나타나고 있는 반면 한국의 경우에는 β_{21}이 陰數로 나타나고 있어 대조를 보이고 있다. 또한 獨逸과 英國의 경우에는 β_{12}와 β_{21}의 절대크기가 거의 같은 반면 日本과 韓國의 경우에는 상당한 차이를 보이고 있다.

經常要因의 변화에 대한 각국 換率 및 상대가격의 충격반응함수는 [圖 3]~[圖 5]에 제시되어 있다. [圖 3]에서 보듯이 獨逸과 英國의 경우 名目換率이 初期에 上昇하였다가 다시 下落하는 모습이 뚜렷하게 나타나고 있고, 일본의 경우에도 미약하나마 비슷한 패턴을 보이고 있으나, 韓國의 경우에는 이러한 패턴이 발견되지 않고 있다. 先進國의 경우에서와 같이 경상요인의 변화에 대하여 명목환율이 초기에 상승하였다가 다시 하락하는 반응패턴은 「換率의 오버슈팅 現象」을 示唆하고 있는 것으로 해석된다. 즉 통화량 변화 등에 따라 外換市場에서의 수급불균형이 발생할 경우 일차적으로 相對價格보다는 名目換率의 변화를 통하여 外換市場의 需給調節이

[圖 3] 經常要因 變化에 대한 名目換率의 反應



[圖 4] 經常要因 變化에 대한 實質換率의 反應

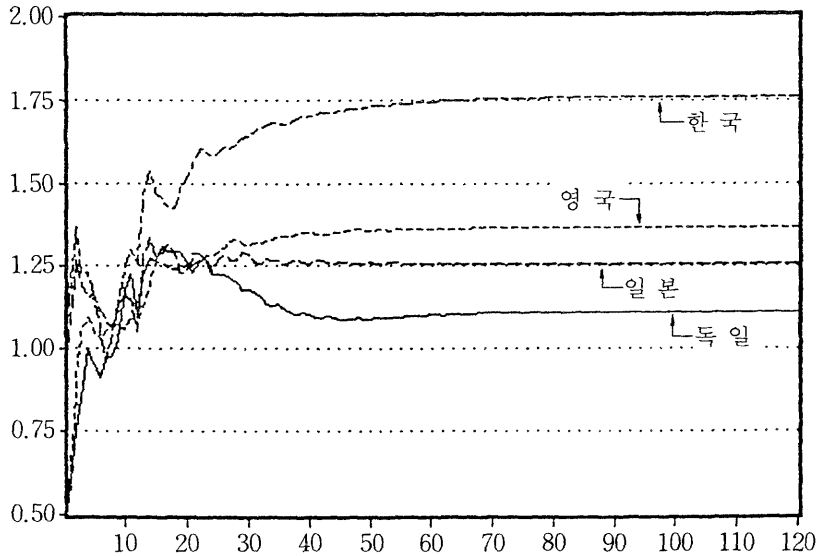


이루어지고 있음을 반영하고 있다. 선진국의 경우에는 이러한 오버슈팅 現象이 [圖 4]에 나타난 바와 같이 實質換率의 反應에서도 발견되고 있다.

이렇게 선진국의 충격반응함수에서 나타나고 있는 오버슈팅 현상은 第Ⅱ章에서 제시한 장기추세요인의 추정결과와는 다소 相反되는 것이다. 그러나 SVAR 모형으로부터 도출된 충격반응함수는 長期中立性이라는 制約條件을 事前的으로 상정하고 있으므로 해석에 주의를 요하게 된다. 장기중립성 조건은 式 (6)에 提示되어 있는 바와 같이 長期彈力性에 대한 제약이므로 이를 式 (1)과 비교해 볼 경우 결국 $\alpha(1)$에 대한 사전적인 제약조건에 해당한다. BND방법에 의거한 長期趨勢要因은 추정방법상 $\alpha(1)$의 값에 영향을 받게 되므로 결국 오버슈팅 현상의 有無에 대한 검증결과는 장기제약조건의 현실적 적합성 여부와 깊은 관련이 있을 것으로 생각된다.

[圖 5]에 제시된 相對價格의 충격반응함수는 명목환율의 반응에

[圖 5] 經常要因 變化에 대한 相對價格의 反應



서 실질환율의 반응을 차감하여 구성한 값이다. 장기제약조건으로 인하여 경상요인의 변화에 대한 상대가격과 명목환율의 충격반응함수가 장기적으로는 동일한 값을 가지게 된다. 따라서 명목환율의 경우와 같이 모든 국가에 있어서 경상요인이 1% 증가하였을 경우 상대가격이 장기적으로 1% 이상 상승하는 것으로 나타나고 있으며, 우리나라의 경우 상승폭이 1.76%에 달하여 가장 높은 수준을 보이고 있다. 模型內에서 상대가격은 각 國家의 物價를 美國의 物價로 나눈 값으로 定義되었으므로 相對價格의 上昇은 各國의 國內인플레가 美國에 비해 상대적으로 加速化됨을 의미하므로 주로 名目換率 切下에 따른 國內物價 上昇效果를 반영하는 것으로 판단된다.

따라서 韓國의 경우 名目換率 切下에 따른 國內物價 上昇이 先進國에 비해 相對的으로 크다는 것을 示唆하고 있다. 특히 추정에 사용된 物價變數가 한국의 경우 製造業部門의 生產費用과 밀접한 관계가 있는 生產者物價인 점과 상당부분의 原資材 및 資本財를 輸入

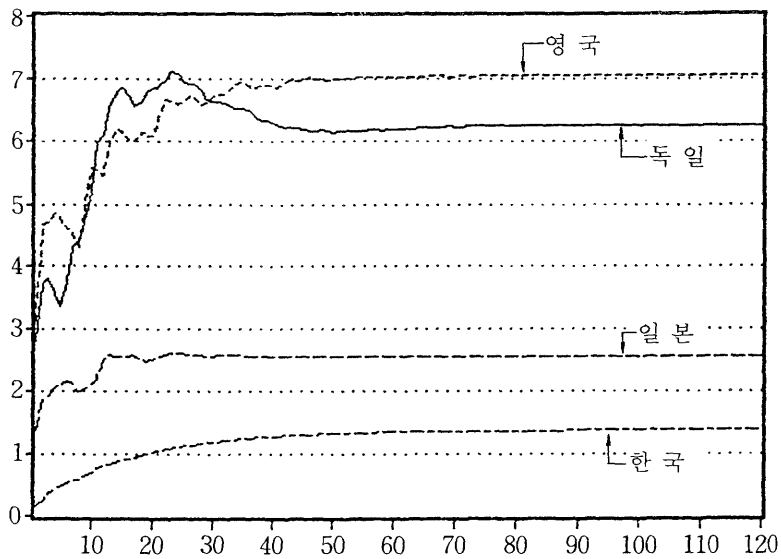
에 의존하고 있다는 점을 감안하면 名目換率 切下(上昇)에 따른 생산자물가의 상승폭이 상대적으로 클 것이라는 추론이 가능하다. 이러한 물가상승 효과로 인하여 [圖 4]에서 보듯이 相對價格의 上昇幅이 명목환율의 상승폭을 超過함에 따라 초기 3~4년 동안에는 미약하나마 實質換率의 切上趨勢가 나타나고 있다.

實物要因의 변화에 대한 換率과 相對價格의 반응은 [圖 6]~[圖 8]에 각각 제시되어 있다. 모든 국가에서 실물요인의 증가에 대해 명목환율과 실질환율 모두가 장기적으로 切下(上昇)趨勢를 보이고 있으며 한국과 일본에 비해 獨逸과 英國의 절하폭이 크게 나타나고 있다. 특히 獨逸의 경우에는 실물요인에 대한 명목환율과 실질환율의 충격반응함수가 초기 2~3년 기간중 상승세를 보인 후 하락세로 반전되면서 중장기적으로는 일정수준에서 안정되는 모습을 보이고 있다. 따라서 독일의 경우에는 실물요인의 변화에 대해서도 경상요인이 변화하였을 경우와 마찬가지로 환율의 오버슈팅 현상이 존재하는 것으로 판단된다.

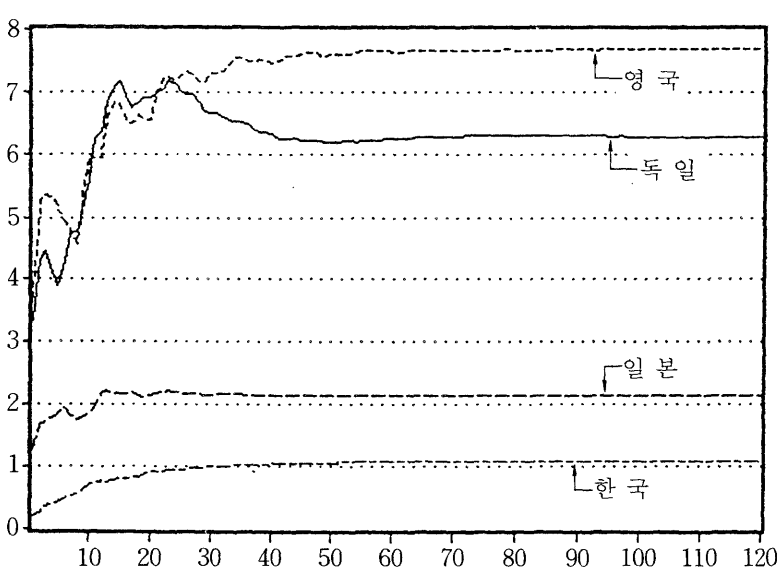
[圖 8]에 제시된 相對價格의 변화패턴은 우선 변화폭이 [圖 6]과 [圖 7]에 제시된 명목환율 혹은 실질환율의 변화폭에 비해 매우 작은 것을 알 수 있다. 또한 독일과 영국의 경우 상대가격이 하락하고 있으나, 일본과 한국의 경우에는 거의 전기간에 걸쳐 上昇하는 것으로 추정되었다. 相對價格의 하락이 주로 국내물가의 안정에 기인한다고 가정하면, 특히 자본자유화가 진전된 영국의 경우에는 국내물가의 하락이 금리하락으로 이어짐에 따라 달러화에 대한 수요가 증가하고 결국 파운드貨의 價値下落으로 연결되는 과정을 생각해 볼 수 있다.

獨逸의 경우에는 實物要因의 增加에 따라 相對價格이 初期에 크게 하락하였다가 점차 상승하면서 장기적으로는 상대가격의 변화가 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 패턴을 逆으로 해석하면

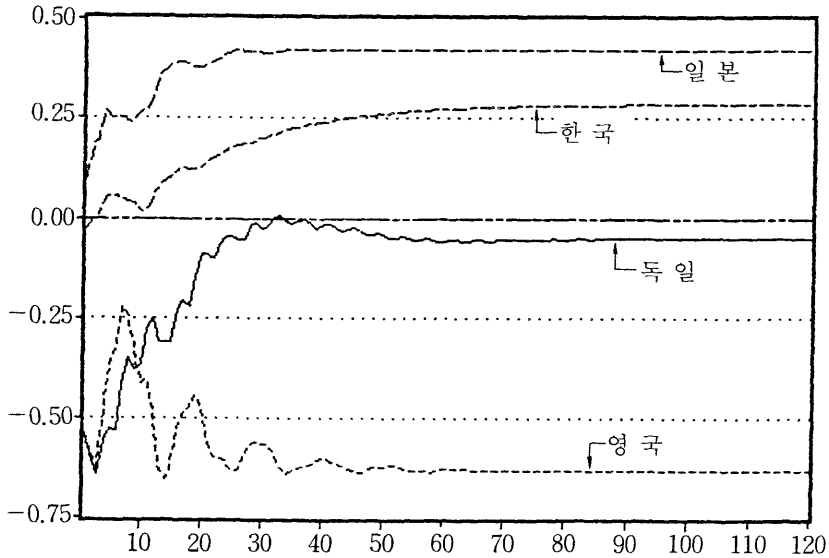
[圖 6] 實物要因 變化에 대한 名目換率의 反應



[圖 7] 實物要因 變化에 대한 實質換率의 反應



[圖 8] 實物要因 變化에 대한 相對價格의 反應



國際原油價 引上 등의 마이너스 실물요인에 대해서는 초기에 상대가격이 상승하고 명목환율이 장기적으로 절상되는 것을 알 수 있다. 이러한 패턴은 獨逸의 國內인플레 加速에 따라 相對價格이 上昇할 경우 명목환율의 충분한 切上을 통하여 國內의 物價上昇壓力을 緩和하는 과정으로 해석되어 獨逸의 전통적인 물가안정 위주의 換率運用을 반영하고 있는 것으로 評價된다.

반면에 자본자유화가 미흡하였거나 불완전하였던 韓國과 日本의 경우에는 실물요인에 대한 환율과 상대가격의 반응패턴을 경상수지 조절에 보다 중점을 두는 환율운용의 결과로 해석할 수 있을 것이다. 한 예로, 內需擴大 등의 실물요인으로 인한 景氣上昇으로 국내 인플레가 가속화될 경우 短期的으로 相對價格이 上昇하는 동시에 경기상승에 따른 輸入需要 증가가 經常收支赤字 要因으로 작용하는 경우를 상정해 볼 수 있다. 이 경우 경상수지 방어를 위한 목적으로 名目換率을 切下시키거나, 혹은 市場調節機能에 따라 經常收支赤字

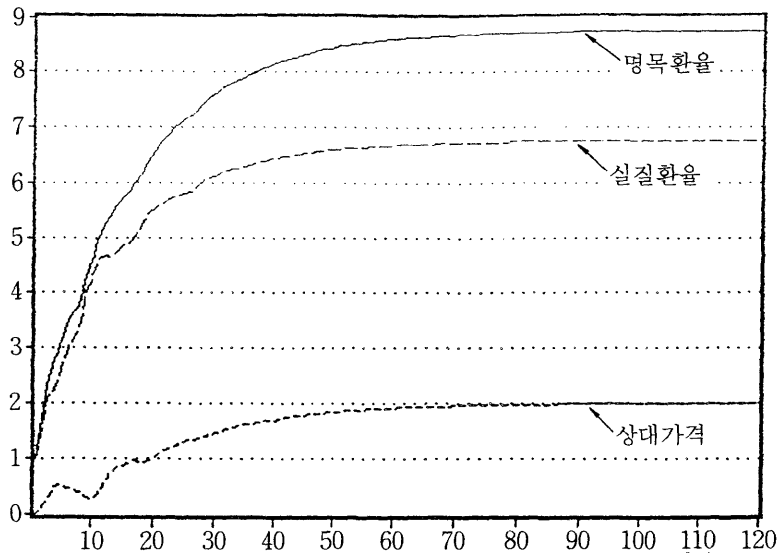
擴大가 달러貨에 대한 需要를 증대시키면서 換率切下 壓力이 유발되는 과정이 전개될 것이다. 이러한 명목환율의 절하는 수입물가 상승을 초래하여 海外依存度가 높은 일본과 우리나라의 경우 국내 인플레가 초기에 비해 더욱 擴大되어 相對價格이 장기적으로도 上昇하는 패턴을 보이는 것으로 생각된다.

나. 短期制約條件 模型

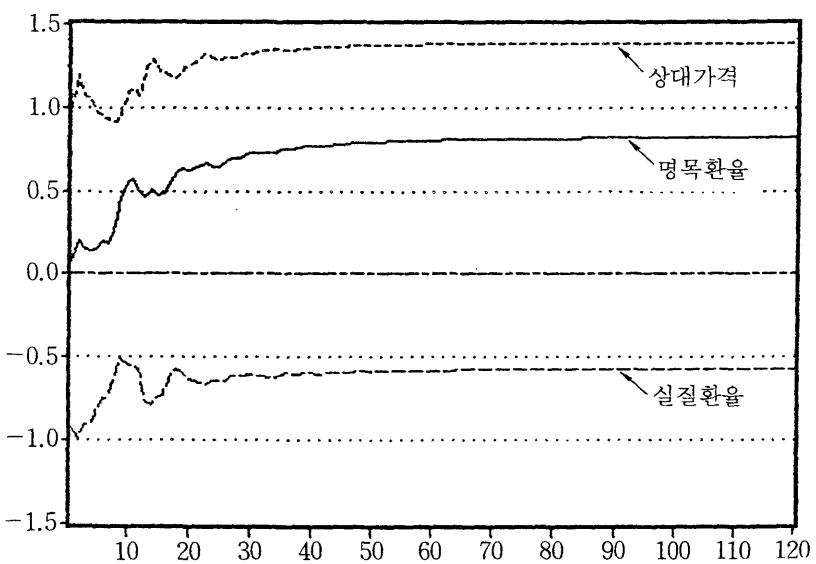
우리나라 환율변동에 대한 추가적인 분석을 위하여 추정한 短期制約條件 模型은 앞에서 언급하였듯이 명목환율과 상대가격의 2變數로 구성된 모형이며 각각의 구조교란항을 政策攪亂項과 價格攪亂項으로 정의하였다. 〈表 2〉에 제시된 추정결과를 보면 모형의 단기제약조건을 반영하여 β_{21} 이 0으로 제약되어 있는 반면, β_{12} 의 경우에는 크기는 작으나 양수값을 보이고 있다. 따라서 상대가격이 1% 상승하였을 경우 명목환율이 同 期間內에 0.08% 정도 상승(절하)하는 것으로 추정되고 있다. 명목환율의 장기탄력성을 살펴보면 정책교란항에 대한 탄력성이 가격교란항에 대한 탄력성에 비해 크게 나타나고 있으며 이러한 현상은 상대가격의 경우에도 마찬가지로 발견되고 있다.

단기제약조건 모형으로부터 도출된 충격반응함수의 변화추이는 [圖 9]와 [圖 10]에 제시되어 있다. 먼저 [圖 9]에 제시된 정책교란항 변화에 대한 換率과 상대가격의 충격반응함수를 살펴보면, 환율정책 변화 등에 따른 정책교란항의 1% 증가($\mu_{nt}=1$)에 대해 장기적으로 명목환율 자체가 8.8% 절하(상승)되고 상대가격은 2% 상승하는 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 實質換率은 장기적으로 6.8% 절하되어 전체 명목환율 절하폭의 약 78%에 해당하는 것으로 나타나고 있다. 바꾸어 말하면 정책변화에 의하여 外生的인 名目換率 變動이 발생할 경우 장기적으로는 名目換率 變化의 78%가

[圖 9] 政策攪亂項 變化에 대한 換率과 相對價格의 反應



[圖 10] 價格攪亂項 變化에 대한 換率과 相對價格의 反應



實質換率의 변화로 반영되고 있으며 나머지 22%가 相對價格 變化에 의하여 相殺되고 있다.

따라서 相對價格의 상승이 대부분 우리나라 國內인플레의 확대에 따른 결과라고 가정할 경우, 직접비교에는 다소 무리가 있으나 名目換率 1% 切下에 따른 國內物價 上昇效果가 長期制約條件 模型에서의 1.76%에 비해 다소 크게 나타나고 있다. 이러한 결과를 逆으로 해석할 경우에는 명목환율 切上에 따른 물가안정효과가 더 크게 나타나고 있음을 의미한다. 이러한 단기제약조건 모형의 추정결과를 그대로 받아들일 경우 1980년대 이후의 經常收支 管理를 목표로 한 名目換率 調整은 상당부분 실질환율의 변화로 반영되며 경상수지 개선에 효과적이었지만, 동시에 명목환율 조정이 국내인플레에 미친 부정적인 영향이 5년 이상의 장기간동안 지속되는 결과를 초래하였던 것으로 評價된다.[11)]

[圖 10]에 제시된 가격교란항 변화에 대한 환율과 상대가격의 충격반응함수를 살펴보면 가격교란항이 初期에 1% 상승($\mu_{rt}=1$)할 경우 長期的으로 상대가격이 1.4% 상승하는 반면 명목환율은 0.8% 切下(上昇)되는 것으로 나타나고 있어 實質換率이 장기적으로 0.6% 절상되는 것으로 추정되었다. 가격교란항의 증가가 주로 國內物價 上昇에 기인한다고 가정할 경우에는 長期的으로 國內인플레 變化의 약 40% 정도만이 實質換率의 變化로 반영되고 있고 나머지 60% 정도는 名目換率의 調整에 의하여 상쇄되고 있는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 국내인플레의 가속으로 상대가격이 상

11) 이러한 해석을 1980년대 중반 이후의 3低期間중 엔高에 따른 수출증대 및 경기호황이 인플레를 유발한 사실과 직접적으로 연관시키기에는 한계가 있다. 3低期間 동안의 호황은 모형에서 상정하고 있는 달러貨에 대한 원貨換率의 切下보다는 달러貨에 대한 日本 엔貨價値의 급격한 上昇에 따른 반사이익의 결과임을 유의할 필요가 있다. 다만 3低期間중의 경상수지흑자 확대에도 불구하고 對美換率의 切上이 지연됨에 따라 3低期間 이후 물가불안이 초래된 점은 모형의 시사점과 일맥상통하는 것으로 판단된다.

승할 경우 交易條件 惡化에 따른 經常收支赤字를 축소하기 위하여 中央銀行이 換率切下를 유도하는 정책패턴과 일관성이 있는 것으로 해석할 수 있다.

Ⅳ. 示唆點 및 結論

환율변동의 長期趨勢에 대한 第Ⅱ章의 분석결과는 우리나라의 경우 실질환율의 장기균형 수렴과정이 속도면에서 선진국에 비해 매우 느리게 나타나고 있다는 점을 보여주고 있다. 또한 선진국의 경우 실질환율의 평균복귀현상이 뚜렷이 나타나는 반면, 우리나라의 경우에는 이러한 현상이 발견되지 않고 있다. 이러한 결과는 이제까지 우리나라의 換率運用이 輸出의 價格競爭力 확보라는 측면에서 이루어짐에 따라 실질환율의 시장조절기능이 선진국에 비해 상대적으로 미약하였다는 사실에 주로 기인하는 것으로 해석된다. 따라서 향후 자본자유화가 진전될 경우 외환시장에서의 人爲的인 換率調整은 점차 어려워질 전망이며 명목환율의 시장조절기능이 확대되면서 실질환율의 변화도 외환시장의 수급상황을 보다 더 정확하게 반영할 것으로 전망된다.

다른 한편으로는 자본자유화의 진전이 외환시장에서의 期待心理變化에 따른 환율변동을 확대시킬 것으로 예상된다. 第Ⅱ章에서 BND 方法을 이용하여 실질환율의 장기추세요인을 분리추정한 결과는, 우리나라의 경우 장기추세요인의 변동폭이 선진국과 달리 오히려 실질환율 자체의 변동폭에 비해 크게 나타나고 있어 환율의 오버슈팅 현상과 상반된 모습을 보여주고 있다. 이렇게 장기추세요인의 변동폭이 크게 나타나는 이유도 기본적으로는 자본시장의 개

방이 미흡하였기 때문에 실질환율의 단기적 변동이 선진국에 비해 작다는 사실에 기인하고 있다. 한가지 흥미로운 결과는 주식시장의 직접개방이 부분적이나마 이루어진 1992년 이후 실질환율과 長期趨勢要因 사이의 격차가 축소되고 있는 점이며, 이러한 현상은 자본거래의 규모가 확대되면서 환율변동이 외환시장의 기대심리 변화에 보다 민감해졌을 가능성을 시사하고 있다.

장기중립성 제약조건을 도입한 SVAR 模型의 추정을 통한 실증분석 결과는 같은 선진국 중에서도 EU의 회원국인 獨逸과 英國의 경우 환율과 상대가격의 변화에 유사한 특성이 많이 발견되고 있는 반면 日本은 오히려 韓國과 유사한 점이 많은 것으로 나타나고 있다. 특히 독일에 대한 분석결과는 독일의 傳統的인 物價安定 위주의 환율운용과 合致하고 있으며, 英國의 경우에는 분석결과가 國際金融의 中心國家로서 자본자유화가 高度로 진전된 外換市場의 특성을 잘 반영하고 있다. 반면 일본과 우리나라의 경우에는 經常收支 방어중심의 환율운용 패턴에 보다 가까운 분석결과가 도출되고 있다. 이와 함께 우리나라의 外換規制 및 낮은 자본자유화 정도를 고려하여 추가적으로 추정한 短期制約條件 모형의 결과는 명목환율의 切下가 경상수지 改善에 효과적이지만 동시에 長期的인 物價不安을 초래하는 것으로 나타나 환율절하에 따른 成長과 物價간의 相衝關係(trade-off)가 상대적으로 심각할 수 있음을 示唆하고 있다.

이상의 實證分析 결과를 종합해 볼 때 향후 外換·資本自由化의 진전에 따라 환율의 短期的 變動이 확대될 것으로 예상되며 이에 대한 對備가 필요할 것으로 판단된다. 특히 資本去來의 비중이 확대되면서 「핫머니」의 流出入에 따른 급격한 환율변동을 방지할 수 있는 제도적 장치가 마련되어야 하며, 기업의 경우 환율변동에 따른 換리스크를 最小化하기 위한 노력이 요구되고 있다. 經濟政策運用도 先進國의 경우에서 보듯이 換率의 市場調節機能이 점차 확

대될 추세이므로 환율의 시장조절기능을 존중하는 방향으로 이루어져야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金俊經, 「株式市場 開放의 원貨切上效果」, 『韓國開發硏究』, 제16권 제3호, 1994.

Beveridge, S. and C. R. Nelson, "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components, with Particular Attention to the Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981.

Cheung, Y. W., "Long Memory in Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 1993.

Cochrane, J., "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 96, 1988.

Cumby, R. E. and M. Obstfeld, "International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence," J. F. O. Bilson and R. C. Marston(eds.), *Exchange Rate Theory and Practice,* University of Chicago Press, Chicago, Illinois, 1984.

Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy,* 84, 1976.

Frankel, J. A., "International Capital Mobility and Crowding-Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?" R. W. Hafer (ed.), *How Open is the U.S. Economy?* Lexington Books, D. C. Hanth and Co., Lexington, Massachusetts, 1986.

Frenkel, J., "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of 'News': Lessons from the 1970s," *Journal of Political Economy,* 89, 1981.

Huizinga J., "An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rate," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* 27, North-Holland, 1987.

Lastrapes, W. D., "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates, *The Review of Economics and Statistics,* 1992.

Lucas, R., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* 1, 1976.

Mishkin, F. S., "Are Real Interest Rates Equal Across Countries: An Empirical Investigation of International Parity Conditions," *Journal of Finance*, 39, 1984.

Mussa, M., "The Theory of Exchange Rate Determination," J. F. O. Bilson and R. C. Marston(eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois, 1984.

Newbold, P., "Precise and Efficient Computation of the Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 26, 1990.

리카도의 "機械"에 대한 再解釋

朴 明 浩

본 연구에서는 리카도가 자신의 『政治經濟學과 租稅의 原理』(이하에서는 『原理』라고 하겠음) 3판에 새로이 도입한 "機械"의 내용을 중심으로 技術進步가 雇傭에 미치는 影響에 대해 살펴보고자 하였다. 리카도는 당시 대부분의 주류 경제학자들과 마찬가지로 과학의 발전과 기술진보로 인한 새로운 機械의 도입은 근로자, 자본가 및 지주를 포함하는 모든 階級에게 유리한 결과를 가져오리라 생각하였다. 그러다가 그는 『原理』 3판을 작성하면서 이러한 자신의 견해가 잘못된 것임을 시인하고, 새로운 機械의 도입이 勤勞者에게는 불리한 결과를 가져올 수 있음을 분석적인 방법으로 보여주었다. 그러나 이러한 리카도의 시도는 당시 및 후대의 경제학자들에 의해서도 지적되었듯이 부분적으로 논리적인 誤謬를 범하였다. 리카도의 논리적 오류를 수정하면서도 그의 問題意識을 부각시키기 위해 본 연구에서는 힉스에 의해 도입된 新오스트리안(Neo-Austrian) 資本槪念과 이에 입각한 技術進步의 형태분류를 리카도의 분석틀에 적용시켰다. 그 결과 일정한 형태의 기술진보하에서는 수익성이 높은 機械가 도입될지라도 과도기적으로 雇傭 및 總生産物에 불리한 효과를 나타낼 수 있음을 보여주게 되었다. 그리고 과도기적으로 機械의 도입에 따른 技術的 失業이 발생할 경우 그 기간에 影響을 주는 要因에 대해서도 살펴보고자 했다.

I. 序 論

70년대 초부터 先進國經濟가 失業現象을 겪기 시작하면서 많은 經濟學者들은 雇傭問題를 資本主義經濟의 原動力이라고 할 수 있는

筆者 : 本院 硏究委員

* 本 論文의 草稿를 읽고 유익한 論評을 해주신 本院의 文宇植, 李周浩 박사에게

技術進步와 밀접히 관련지어서 다루기 시작하였다. 技術進步와 雇傭의 關係는 現代經濟學뿐만 아니라 古典經濟學에서도 중요한 關心事項이었다.

1960년대에는 技術進步가 雇傭에 중립적인 效果를 가져온다고 간주되었으며, 실제로 당시의 經濟與件도 이런 樣相을 반영하고 있었다. 그러다가 1970년대부터는 그 판도가 바뀌기 시작하면서 새로운 技術이 雇傭水準과 그 構造에 미치는 影響에 대하여 커다란 관심을 갖게 되었다. 樂觀主義者들은 技術進步가 雇傭에 미치는 長期的인 肯定的 效果를 강조하는 반면에, 悲觀主義者들은 勞動節約的 技術의 導入에 따른 雇傭減少를 指摘하였다.[1)]

技術進步와 雇傭에 대해서는 아직까지도 어떤 정설이 있는 것은 아니다. 또한 이 主題에 관해서는 너무나 많이 연구되어 있기에 이들을 짧은 論文에 要約·整理하거나 혹은 새로운 理論을 提示한다는 것은 아주 힘든 作業일 것이다. 本 論文에서는 產業社會 初期에 經濟學이 탄생할 때 당시의 經濟學者들이 위 주제와 관련하여 어떤 견해를 갖고 있었으며, 또한 이를 어떻게 理論化하려고 하였는지를 살펴보고 이에 대한 再解釋을 시도해 보고자 한다.

역사적으로 볼 때, 중세 이후부터 지속적으로 축적되기 시작한, 유동자본을 주축으로 하는 商業資本은 매 시기마다 자본을 회전시킴으로써 利潤을 남기는 특징을 갖고 있다. 이러한 상업자본의 축적은 시장의 확대를 통한 경제활동의 상업화과정 속에서 진행되어 왔다. 그러다가 18세기에는 시장의 확장속도가 둔화되기 시작하면서 蓄積된 商業資本은 供給過剩狀態가 되어 더 이상의 새로운 판로를 찾지 못하고 있었다.

감사드리며 본고의 오류는 필자의 책임임을 밝혀둔다.

1) R. Boyer, "New Technologies and Employment in the 1980s : From Science and Technology to Macroeconomic Modelling," 1988.

그런데 당시에 발전하기 시작한 近代科學과 새로운 기계의 발명을 통한 기술진보는 투자영역의 확대에 크게 기여하였다. 그 결과 자본의 초과공급과 이로 인한 이자율의 하락 추세 속에서 자본가는 축적된 자본을 기계와 같은 固定資本에 投資하기 시작하였다. 이런 과정에서 경제학자의 관심을 끌게 된 새로운 문제 중의 하나가 새로운 技術과 知識을 사용하여 도입하게 된 기계가 근로자의 생활에 미치는 영향에 관한 문제이다.

産業革命이 일어난 지 200년이 지난 시점에서 事後的으로 평가하면, 새로운 技術의 導入은 勞動者階級의 생활을 向上시켰다고 볼 수 있다. 만일 새로운 지식과 技術을 체화한 기계가 도입되지 않았더라면, 經濟의 生産能力도 지금 같이 증가하지 못했을 것이고 노동자의 生活水準 역시 지금 수준에 到達하지 못했을 것이다. 그러나 마르크스를 비롯한 당시의 知識人들이 지적하였듯이 産業革命 初期의 勞動者 生活이 매우 비참하였다는 것은 주지의 사실이다. 또한 勞動者들에 의한 機械破壞運動도 그 시대에 일어났음을 볼 때, 새로운 機械의 導入이 자동적으로 勞動者階級의 生活을 향상시켰다고 볼 수는 없다.

본 논문은 古典經濟學者 중 가장 탁월한 理論家로 불리는 리카도의 연구를 중심으로 機械의 導入이 勤勞者의 생활에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 리카도는 이 문제에 관하여 自身의 『原理』 3판에서 "機械"라는 새로운 장을 도입하면서 기계의 도입이 근로자를 포함한 모든 계층의 이익을 증진시킨다는 旣存 經濟學者 및 자신의 過去立場을 비판하고 機械導入이 노동자계급에게 불리한 결과를 가져올 수 있음을 分析的으로 설명코자 하였다. 그러나 "機械"에서의 리카도의 시도는 동 시대의 경제학자들의 비판에서 나타난 바와 같이 부분적으로 논리적 문제점을 지니고 있다. 리카도의 논리적 문제점을 보완하기 위해 본고에서는 힉스의 新오스트리안 자본개념을 리카도의 분석틀에 적용시켜 보았다. 그 결과 리카도의 기계에 대한 힉스

적 해석은 특정한 형태의 기술진보 또는 기계의 도입이 경제전체적으로는 이익을 가져오지만 도입 초기에는 과도기적으로 근로자에게 불리할 수 있으리라는 리카도의 입장을 분석적으로 보여줄 수 있게 되었다.

論文의 구성은 다음과 같다. 우선 Ⅱ장에서는 애덤 스미스부터 시작하여 古典經濟學者들이 技術進步와 雇傭問題를 어떻게 다루었는가를 알아보겠다. Ⅲ장에서는 리카도가 자신이 갖고 있던 초기의 見解를 잘못된 견해라고 시인하며 다시 쓴 『原理』 3판의 31장 "機械"의 내용을 분석하고 그 내용 중 문제점이 무엇인지 살펴보고 이어서 힉스의 新오스트리안 자본개념을 도입하여 기계도입의 효과에 대한 재해석을 시도하고자 한다. Ⅳ장에서는 리카도의 기계에 대한 마르크스를 위시한 後期經濟學者들의 評價를 검토하고, 마지막으로 결론에서는 리카도의 문제의식에 대한 현대적 평가를 간략히 내리고자 한다.

Ⅱ. 初期 古典經濟學者의 見解

機械導入이 勞動者階級에게 미치는 影響에 대해서는 이미 17, 18세기에도 많은 經濟學者들이 關心을 갖고 있었다. 슘페터[2)]에 의하면, 18세기에 와서는 機械導入이 失業을 초래할 것이라는 見解가 점차 增加하기는 하였지만, 이를 지탱하여 줄 이론적 근거는 개발되지 못한 실정이었다고 한다. 당시에는 機械導入이 雇傭과 賃金을 증가시켜 준다는 견해를 대체로 받아들이는 분위기였다.

애덤 스미스를 위시한 초기 産業社會의 經濟學者들은 技術進步가 勞動者階級에게 유익한 結果를 가져온다고 생각했다. 이들은 機械와

2) J. Schumpeter, *History of Economic Analysis*, p. 273.

勞動을 相互補完關係에 있다고 보았기에, 資本蓄積의 결과 새로이 導入되는 機械는 그만큼의 新規勞動需要를 증가시킬 것이라고 생각하였다. 産業社會 초기의 經濟學者들은 대체로 독립적 형태의 技術進步를 상정하고 있으며, 技術進步는 生産性을 향상시키고 物價를 낮추어 經濟全體의 厚生을 增進시킨다고 보았다.[3)]

이들의 견해에 반대되는 見解를 최초로 體系的으로 제시한 사람이 바튼(Barton)이다. 바튼은 資本을 流動資本과 固定資本으로 구분하고 勞動需要는 固定資本이 아닌 流動資本의 함수임을 최초로 제시하였다. 이외에도 경제가 발전할수록 전체 자본에서 固定資本이 차지하는 비율이 增加함을 지적하였다. 바튼은 1817년에 출판한 팜플렛[4)]에서 다음과 같은 예를 제시하고 있다.

1,000원의 資本을 가진 제조업자는 20명의 직공을 연봉 50원을 주면서 고용할 수 있다. 그런데 제조업자의 자본이 갑자기 2,000원으로 증가하게 되어 그중 1,500원을 勞動生産性을 4배로 증가시켜 주는 機械에 投資하고 여기에 5명을 취업시킨다고 가정하자. 이 기계가 15년 持續된다면 연간 감가상각에 지불되는 평균액수는 100원이다. 따라서 製造業者는 50원의 연봉을 받는 2명을 雇傭하여 機械의 감가상각을 補塡한다. 그리고 1명을 追加로 雇傭하여 공장의 유지와 수리를 담당시킨다. 총자본이 2,000원인데 현재까지 지출한 액수가 기계투자에 1,500원, 직공 5인에 250원, 감가상각비 100원, 유지·수리비 50원을 포함하여 1,900원이기에, 제조업자는 100원을 갖고 아직도 追加로 하인 2명을 더 雇傭할 수 있다. 그 결과 過去에는 20명의 직공을 雇傭하다가 이제는 5명의 직공, 2명의 機械製作者(감가상각보

3) 슘페터에 의하면 바튼을 제외한 거의 모든 古典經濟學者들은 "生産者의 기술지평에 革新을 가져오는(生産函數를 변화시키는) 技術進步"를 다루었다고 한다. 上揭書, p. 679.

4) R. Barton, *On the Observations of the Circumstances Which Influence the Condition of the Laboring Classes of Society*, London, 1817.

전), 1명의 유지·수리 담당자와 2명의 하인 등 10명의 勞動者를 雇傭하게 된다.

이러한 예를 근거로 바튼은 "절반의 資本과 절반의 所得으로 2배의 勤勞者를 雇傭시킬 수 있다."[5]라고 指摘한다. 즉 바튼은 資本蓄積이 流動資本의 변화 없이 固定資本만 증가시키는 경우 勞動需要가 증가하지 않음을 보여주고 있다. 또한 바튼은 다른 古典經濟學者와는 달리 새로운 技術導入이 단순히 외생적인 要因이라기보다는 勞動費用이 增加할 때 發生한다는 점을 指摘하기도 한다.

아무튼 바튼은 總資本이 增加하더라도 資本의 技術的 構成의 變化로 勞動需要가 減少하는 경우를 보여주고 있다. 여기서의 特徵은 機械의 도입이 流動資本을 固定資本으로 변환시키면서 이루어지며, 새로 機械를 導入한 産業에서 해고된 노동자가 재고용될 가능성에 대하여 아무런 言及이 없으며, 마지막으로 需要에 대한 分析이 배제되어 있다는 점이다.[6]

바튼의 分析은 맥컬러크(McCulloch)에게도 곧바로 影響을 주었다. 機械의 찬미론자인 맥컬러크는 機械의 役割이 生産性을 높여서 商品價格을 下落시켜, 주어진 資源으로부터 더 많은 量의 財貨를 누릴 수 있는 혜택을 가져온다고 하였다.[7] 그렇지만 맥컬러크 역시 바튼과 마찬가지로 機械의 導入은 勞動需要나 세금의 增加로 인한 賃金上昇의 結果로 일어나는 유발적인 形態로, 이런 機械導入過程에서는 勞動이 機械로 대체되어 雇傭과 賃金의 下落을 가져온다는 것을 인정하였다.[8]

초기의 리카도는 맥컬러크의 見解에 部分的으로는 동의를 하지만, 根本的으로는 다른 생각을 갖고 있었다. 리카도는 機械의 導入이 賃

5) 上揭書, p. 16.
6) D. P. O'Brien, *The Classical Economist*, pp. 224~228.
7) D. P. O'Brien, *J. R. McCulloch*, 1970, pp. 302~306.
8) McCulloch, "Taxation and the Corn laws," 1820, p. 170.

金上昇으로부터 誘發된 것임에는 동의를 하지만, 機械使用이 勞動需要를 減少시키거나 賃金을 下落시키지 않는다고 주장하였다. 機械設置는 流動資本을 固定資本으로 전환시킴으로써 이루어지는데, 이 경우 이로 인한 勞動需要의 減少는 賃金下落을 초래하여 資本家는 더 이상 機械를 設置할 이유가 없어지고, 下落된 임금은 다른 분야에서 勞動需要를 增加시켜 全體勞動需要는 減少하지 않는다고 指摘하였다.[9] 이와 같이 리카도에서는 "要素價格이 技術的 革新을 천천히 전파시키는 決定的 要因"[10]으로 나타났다.

초기 리카도의 經濟學體系를 살펴보면, 그 주안점이 經濟成長과 관련된 所得分配라는 점에 대해서는 별 이견이 없을 것이다. 리카도는 1815년의 "이윤론"(Essay on Profit)에서 기술진보와 국제교역이 없다는 가정하에 자본축적은 궁극적으로 토지의 제한으로 인해 멈출 것이라는 논리를 제시하였다. 그러나 이 論理로부터 리카도가 당시의 經濟發展에 비관적이었다라고 結論을 導出하는 것은 성급한 판단이다. 홀랜더, 버그[11] 등 많은 經濟學者들이 지적하였듯이 리카도의 "이윤론"은 資本主義 經濟에 대한 자신의 비관적 입장을 다루는 것이라기보다는 資本家階級과 地主階級간의 經濟的 이익의 對立關係를 첨예하게 보여주는 것으로 해석하는 것이 합당할 것이다. 특히 停滯狀態로의 도달은 技術進步와 海外貿易을 배제한다는 가정하에서 이루어졌다. 그런데 實際經濟에서는 기술진보와 海外貿易의 결과로 穀物價格을 하락시킴으로써 경제가 정체상태에 到達하지 않을 것임을 리카도는 잘 알고 있었다. 이렇게 볼 때 초기 리카도는 技術進步가 經濟全體의 生產性을 增大시켜 物價의 下落을 가져오며, 雇

9) D. Ricardo, 전집 Vol. 8, p. 171; S. Hollander, *The Economics of David Ricardo*, 1979, pp. 357~359 참조.

10) M. Berg, *The Machinery Question and the Making of Political Economy*, 1980, p. 60.

11) 上揭書; S. Hollander, "Ricardo and the Corn Laws: A Revision," 1977; P. Vidonne, *La Formation de la Pensee Economique*, 1986.

傭水準이 일정하게 유지되는 경우 모든 階級에게 유리한 結果를 가져온다고 생각하였다.

Ⅲ. 리카도의 "機械"

리카도는 『原理』의 3판에서 자신이 旣存에 갖고 있던 생각이 잘못된 것임을 시인하고, 새로운 機械의 導入이 資本家와 地主에게는 유리하지만 勞動者階級에게는 불리한 結果를 가져올 수 있음을 보여준다. 이를 입증하기 위해 리카도는 많은 論難의 對象이 되었던 예를 提示하는데, 이를 요약하면 다음과 같다.[12)]

資本家가 20,000원의 資本을 갖고 있는데, 그중에서 7,000원은 固定資本에 投資하고, 13,000원은 勞動을 雇傭하는 流動資本으로 사용한다고 하자. 利潤率은 10%로 일정하다고 가정하면 매년 資本家는 2,000원의 利潤을 얻게 된다. 固定資本에 대한 감가상각은 없다고 가정한다면, 資本家는 매년 연초에 13,000원의 賃金을 勞動者에게 주고 生産을 시키면 연말에 15,000원의 生産物을 걷어들이게 되고, 그중 2,000원은 자신이 소비하고 나머지 13,000원은 그 다음해의 賃金基金으로 사용한다.

그런데 다음해에 資本家가 勞動의 절반은 새로운 機械를 만드는데 雇傭하고 나머지 절반은 이전과 같은 方式으로 財貨를 生産하면 연말에는 기존의 固定資本 7,000원에다 7,500원에 해당하는 새로운 機械가 追加되어 總固定資本의 價値는 14,500원이 되고, 勞動者의 절반이 生産한 財貨의 價値는 7,500원이다. 2,000원이 資本家의 利潤으

12) D. Ricardo, *On the Principles of Political Economy and Taxation*, Ch. 31, 'On Machinery,' 1821.

로 消費되기에, 연말에는 5,500원의 賃金基金이 남게 된다. 結果的으로 새로운 機械를 導入하기 이전에는 "雇傭能力이 13,000원이었다가 機械를 導入하고 나서는 5,500원으로 줄었기에, 7,500원에 해당하는 勞動者가 失業狀態로 된다."[13]

리카도가 제시한 예에서는 새로운 機械의 導入 以前이나 以後나 經濟에서의 純生産物의 價値는 똑같이 2,000원이나 總生産物은 15,000원에서 7,500원으로 감소하였다. 雇傭은 純生産物의 함수가 아니고 總生産物에 의해 결정되기에, 위와 같은 상황에서는 기계의 도입으로 勞動者階級은 貧困해진다.

"흔히 論議되는 機械의 사용이 勞動者階級의 利益을 沮害한다는 생각은 偏見이나 잘못된 見解가 아니고, 政治經濟學의 정확한 原理에 존재한다."[14]는 리카도의 선언은 당시 經濟學者들에게는 하나의 충격이었다.

리카도가 제시한 예에서 總資本은 流動資本과 固定資本으로 구성되고, 賃金基金은 前年度의 總生産物 가치에서 資本家의 소비를 제외하고 남는 부분으로 구성된다. 또한 技術進步의 발생이 賃金과는 무관한 형태로 나타나기에 "機械"에서 다뤄지는 기술진보는 誘發的 형태가 아닌 獨立的인 형태로 보는 것이 합당하다. 리카도 자신도 "내가 위에서 말하고자 하였던 것은 새로이 開發된 機械가 갑작스러이 발견되고 또한 널리 사용되는 경우의 예이다."[15]라고 지적하고 있다.[16]

리카도가 『原理』의 3판 31장 "機械"에서 보이고자 했던 것은 獨立

13) 上揭書, p. 389.
14) 上揭書, p. 392.
15) 上揭書, p. 395.
16) 이런 의미에서 블로그(M. Blaug, *Economic Theory in Retrospect*, pp. 137~138)가 말하는 리카도의 "機械"에서 다루는 技術進步形態가 단순히 주어진 生産函數下에서의 勞動과 資本의 대체문제라는 지적은 잘못된 평가임을 알 수 있다.

的 技術進步가 經濟에 發生할 때, 이것이 總生産物의 量을 減少시키는 경우(output-reducing technological progress) 賃金基金의 下落을 초래하고 勞動需要를 下落시킴으로써 勞動者階級의 貧困을 초래할 수 있다는 것이다.

"내가 여기서 보이고자 하는 것은 機械의 발명과 사용이 總生産物의 減少를 초래할 수 있다는 점이고, 이 경우에는 機械가 勞動者階級에게 불리하게 作用한다."[17]

리카도가 提示한 예를 보다 자세히 살펴보기 위해 다음과 같이 3단계로 나누어 보자.

〈表 1〉

	1 期	2 期	3 期
總 資 本	20,000	20,000	20,000
流動資本	13,000	13,000	5,500
固定資本	7,000	7,000	14,500
總生産物	15,000	15,000	7,500
消 費 財	15,000	7,500	7,500
資 本 財	—	7,500	—
利 潤	2,000	2,000	2,000

1期에는 資本家가 總資本 20,000원을 갖고 그중 7,000원은 固定資本을 購入하고 나머지 13,000원은 賃金基金으로 活用하여 勞動者를 雇傭하여 財貨를 15,000원 生産하고 그중 2,000원을 資本家階級이 消費한다. 따라서 1期는 단순한 한 단위의 시간이라기보다는 정체상태(stationary state)를 의미한다. 그러다가 새로운 技術이 經濟에 導入됨에 따라 資本家는 자신이 雇傭할 수 있는 13,000원 價値의 절반은 1期와 같은 方式으로 消費財를 生産하고 나머지 절반

17) D. Ricardo, *Principles*, p. 391.

은 새로운 機械를 生産하는 데 投入시킨다. 그 結果로 2期末이 되면 7,500원에 해당하는 消費財와 7,500원의 機械를 生産한다. 資本家는 7,500원의 消費財 중에서 利潤에 해당하는 2,000원을 자신의 消費로 支出한다. 그리고 3期가 되면, 經濟는 14,500원의 價値에 해당하는 固定資本과 5,500원에 해당하는 流動資本으로 構成되어 3期末이 되면 7,500원의 消費財를 生産한다.

위의 經濟를 좀더 명확히 이해하기 위해 機械 1대의 값을 100원, 賃金을 10원, 消費財 한 단위를 1원이라고 가정하면 다음과 같은 表를 導出할 수 있다.

〈表 2〉

	1 期	2 期		3 期
		舊技術	新技術	
기계(대수)	70	70	–	70(구기계)+75(신기계)
노동(인)	1,300	650	650	550
총생산물	15,000	15,000		7,500
소비재	15,000	7,500	–	7,500
자본재	–	–	75	–

위의 표에서 3期에서의 機械에 관하여는 論難이 提起되고 있다. 리카도는 3期의 固定資本의 價値를 14,500원이라고 하였지만, 이는 자신이 『原理』에서 지적한 資本의 이질성 문제[18]를 고려한다면 1期의 機械가 새로운 技術條件下에서 만들어진 우수한 機械들과 동시에 사용되지 못할 것이다. 이런 이유에서 바르카이[19]는 1期의 機械 70대를 그냥 소멸되는 것으로 가정한다. 그러나 바르카이의 가정은 새로운 機械의 導入으로 1期에서의 總資本 20,000원이 3期에 와서는

18) 上揭書, p. 266.
19) H. Barkai, "Ricardo's Volte-Face on Machinery," 1986, pp. 600~602.

13,000원으로 減少되기에 현실성이 없다. 바르카이 解釋의 代案으로는 마르크스[20]가 시사해 주는 것처럼, 1期의 經濟를 機械가 부재하는 單純分業經濟로 보고 여기서 7,000원의 固定資本은 이를테면 建物費用으로 해석할 수 있다. 2期에 들어와 새로운 技術의 導入으로 機械가 最初로 生産되기 시작해서 3期에서야 機械에 의한 商品生産을 하는 經濟로 보는 것이 타당할 것이다. 이렇게 볼 때, 기계의 대수는 1期에는 없고, 2期末이 되어야 75대가 생긴다. 固定資本의 價値도 리카도가 말하는 대로 1기의 7,000원에서 3기에는 14,500원으로 增加하고, 賃金基金 역시 1기의 13,000원에서 3期에는 5,500원으로 減少된다. 이는 機械生産의 일부가 流動資本에서 固定資本으로 轉換함으로써 이루어지기 때문이다.

이와 같이 1期와 3期를 각각 하나의 生産樣式 혹은 技術條件이 지배하는 영속적인 상태로 파악할 때, 2期는 하나의 生産樣式에서 다른 生産樣式으로 移轉하는 過程이라 할 수 있다. 역사적으로 볼 때, 리카도의 "機械"는 産業革命의 결과로 최초의 機械가 導入되면서 생산양식 혹은 經濟의 지배적인 技術條件이 이행하는 과정에서 勞動者階級에게 불리한 결과를 가져올 수 있다는 것을 보여주려고 새로이 추가되었다고 할 수 있다.

그러나 리카도가 제시한 예에서 問題가 되는 것은, 첫째 새로운 機械가 導入되었는데도 總生産物의 量이 減少한다는 것과, 둘째 만일 새로운 機械의 導入으로 勞動者階級의 厚生은 감소되고 다른 계층에게는 별다른 이익을 가져오지 못한다면, 技術進步는 歷史의 退步를 초래하였어야 한다. 그런데 결과적으로 볼 때 産業社會는 번창을 했고 勞動者階級 역시 과도기적인 어려움을 겪기는 하였지만 어느 一定時期가 지나면서부터는 豊足한 生活을 영위할 수 있었다. 이에 대해 리카도 역시 "機械"의 결론에서 機械導入은 최종적으로 經濟에

20) K. Marx, *Le Capital*, I, p. 664.

有利한 결과를 가져올 것이라는 樂觀的인 見解를 披瀝하고 있다. 그렇다면 機械導入이 초기에는 勞動者階級에게는 불리하게 작용하다가 결과적으로는 有利하게 작용할 수 있는지, 더욱이 새로이 導入되는 技術이 總生産物을 감소시킨다는 예외적인 경우가 아닌 總生産物을 증가시킨다는 일반적인 경우에도 위의 論理를 설명할 수 있는 틀을 제시할 수 있는지 살펴보기로 하자.

機械가 새로이 導入되려면 이 機械의 收益性이 과거 機械의 收益性보다 최소한 같거나 높아야 한다. 이는 다른 말로 새 기계의 利潤率(r)이 과거 기계의 利潤率(r^*)보다 작지는 않아야 함을 의미한다.

$$r=\frac{Y-W}{K}\geq\frac{Y^*-W^*}{K^*}=r^*$$

(Y는 총생산물, W는 임금기금, K는 총자본,
*는 과거의 기술조건을 의미한다.)

리카도는 자신의 예에서, 總資本($K=K^*$)과 利潤率($r=r^*$)이 같다는 假定에서 勞動者階級의 生活環境이 열악해짐을 보이기 위하여 ($W<W^*$) 새 기계의 總生産物이 減少하는 경우($Y<Y^*$)를 보여주고 있다. 그런데 새로운 機械의 導入이 總生産物의 規模를 減少시키는 경우는 資本主義發達史를 통해 지극히 예외적인 경우로 나타나기에 우리는 보다 보편적인 總生産量이 增加하는 경우($Y>Y^*$)를 다루면서도 새로운 기계의 도입이 기술적 실업을 유발시켜 勞動者階級에게 불리한 영향을 미칠 수 있음을 보이고자 한다.

리카도가 살던 時期는 産業化가 충분히 이루어지지 않았기에 대부분의 경우 機械生産이 간단한 도구나 사람의 손으로 만들어졌다. 따라서 機械生産을 순수하게 勞動의 함수로 가정하도록 하자. 이런 假定下에서 經濟가 점점 産業化된다는 것은 機械生産에 투여되는 勞動係數(a_0)의 增加로 표현될 수 있다. 일단 機械가 만들어지면, 이 機

械는 n기간동안 消費財商品을 生産하는 데 사용되는데, 이때 생산물 1단위를 生産하는 데 a_1만큼의 勞動이 필요하다고 假定하자. 그러면 이런 生産過程은 다음과 같이 나타난다.

$$(\underbrace{\overbrace{a_0,\ a_1,\ a_1\cdots\cdots\cdots a_1}^{n\text{期}}}_{\text{投入}}\ ;\ \underbrace{\overbrace{0,\ 1,\ 1,\ \cdots\cdots\cdots 1}^{n\text{期}}}_{\text{産出}})$$

즉 機械를 한 단위 生産하기 위해 필요한 勞動은 a_0이고, 이렇게 生産된 機械는 n기간동안 a_1만큼의 勞動을 투입하여 消費財 한 단위를 生産한다. 처음에 生産物이 0인 것은 機械를 生産하는 기간동안에는 消費財를 만들지 않고 있음을 뜻한다.[21]

技術條件이 a_0, a_1의 두 係數로 압축됨에 따라 技術進步를 이들로 나타낼 수 있다. $(a_0,\ a_1)$, $(a_0^*,\ a_1^*)$의 두 技術이 存在한다고 假定하고 新技術$(a_0,\ a_1)$이 舊技術$(a_0^*,\ a_1^*)$보다 높은 收益을 가져온다고 하자. 이 假定은 新技術이 機械生産이나 機械使用部門 중 최소한 하나에서 勞動의 節約이 있어야 함을 뜻한다. 이는 $a_0<a_0^*$이거나 $a_1<a_1^*$, 또는 $a_0<a_0^*$이면서 $a_1<a_1^*$인 경우를 나타낸다.

힉스는 이 2계수의 關係를 다음과 같이 정의한다.[22] 機械生産部門에서 勞動의 節約을 나타내는 정도를 h라 하고$(h=a_0^*/a_0)$, 機械를 사용해서 消費財를 生産하는 部門에서 얻는 勞動節約의 정도를 H라고 하자$(H=a_1^*/a_1)$. 만일 $h=H>1$이면 中立的(unbiased)인 技術進步를 나타내고, $H>h$인 경우는 forward biased인 技術進步로 消費財部門에서 보다 큰 技術進步의 效果를 보며, $h>H$의 경우는 backward biased인 技術進步로 機械生産部門에서의 技術進步

21) 위와 같은 flow-input flow-output 모형을 힉스는 '新오스트리안' 모형이라 부른다. 이는 오스트리안 모형이 flow-input point-output의 방법을 사용한 것에 대비시킨 개념이다. J. R. Hicks, *Capital and Time*, pp. 6~8 참조.

22) 上揭書, p. 77.

效果가 더 크게 나타난다. 또한 技術進步가 中立的이지 않은 경우, 消費財部門과 資本財部門 모두에서 勞動節約이 발생하면($h>1$ 그리고 $H>1$) weakly biased라고 부르고, 두 部門 중 한쪽에서만 勞動節約이 발생하는 경우($h>1$ 또는 $H>1$)를 strongly biased라 한다.

初期産業社會 당시의 技術進步의 형태는 일반적으로 기계가 점점 복잡해짐에 따라 機械를 生産하는 데 더욱 많은 勞動力이 필요해지고($h<1$), 반면 機械를 稼動하여 소비재를 생산하는 데는 노동이 절약되는 형태($H>1$)를 지닐 것이다.[23] 즉 리카도 당시의 주된 技術進步形態는 strongly forward-biased라고 볼 수 있다.

리카도의 예는 停滯狀態의 經濟에서(이를테면 手工業經濟) 새로운 技術의 導入으로 새로운 停滯狀態로의 轉換過程을 기초로 한다. 리카도의 문제는 일정 기술조건에 있는 균제상태(steady state)에서 새로운 技術(strongly forward biased technology)이 導入될 때 總生産物과 雇傭에 미치는 효과를 분석하는 것이다.

0期에서 技術條件의 급격한 變化로 새로운 技術이 導入되기 시작한다고 하자. 리카도에서와 같이 賃金은 固定되었다고 假定하면, 새로운 技術條件下에서의 利潤率(r)은 舊技術下에서의 利潤率(r^*)보다 높을 것이다. 새로운 技術의 導入이 雇傭(A_T) 및 總生産物(B_T)에 미치는 影響을 알아보기 위해서는 貯蓄에 대한 假定이 요청된다.

均齊狀態의 分析에서는 貯蓄이 利潤의 일정비율로 構成된다고 假定하는 것이 일반적이지만, 여기서 이 가정은 적합하지 않다고 볼 수 있다. 리카도의 예에서는 利潤率(r)은 일정하고 저축률(s) 또한 주어졌기에 資本蓄積率(g)은 自動的으로 導出된다($g=sr$에서 s와 r이 주어졌기에). 그러나 技術條件이 變化하는 非均齊狀態(out of the steady state)에서는 資本蓄積率로부터 다른 변수의 成長率을

23) J. R. Hicks, *A Theory of Economic History*와 E. Beach, "Notes and Memoranda: Hicks on Ricardo on Machinery" 참조.

導出하는 것은 거의 불가능한 일이다. 따라서 리카도가 제시한 예에서처럼 技術變化過程에서 資本家의 消費가 일정하다는 가정을 그대로 유지하는 것이 非均齊狀態를 분석하는 데 용이할 것이다.[24]

경로분석(traverse)에서는 初期段階와 後期段階를 구별한다.[25] 초기단계는 새로운 機械가 導入되기 시작하는 0期 以前의 舊技術下에서 만들어진 機械가 작동하는 기간을 뜻하고, 후기단계는 기계도입에 의해 전기단계가 완료된 이후의 기간으로 經濟의 경로는 전기단계의 結果에 의해 여전히 影響을 받는다. 여기다가 준비단계를 追加할 수 있는데, 이는 새로운 機械가 建設되었지만 아직 最終消費財를 生產하지 않는 段階를 의미한다. 여기서는 機械生產期間이 1년이기에 준비단계는 0期를 뜻한다. 機械의 수명이 n년이기에 초기단계는 1期初부터 n期末까지를 포함한다.

준비단계인 0期에서는 모든 最終生產物은 과거에 만들어진 機械에서 生產된다. 資本家의 消費(Q)가 일정하다면($Q_0=Q_0^*$; $*$는 과거의 技術條件을 의미하고, 아래첨자 0은 0期를 뜻함), 0期에서의 總雇傭(A_0)은 과거 技術條件下에서의 總雇傭(A_0^*)과 같은 水準을 이룬다($A_0=A_0^*$). 즉 준비단계인 0期에서는 總生產物의 水準도 과거의 條件과 같고($B_0=B_0^*$), 雇傭水準도 같지만($A_0=A_0^*$), 낡은 機械를 生產하는 데 雇傭된 勞動이 새로운 機械를 生產하는 部門으로 이전된다.

技術變化가 發生하려면 새로운 技術을 導入하는 경우의 利潤率이 과거 技術條件下에서의 利潤率보다는 커야 한다. 따라서 새로운 機械에 의한 最終生產物이 만들어지기 시작하는 1期부터의 總利潤은 과거에 비해 增加한다. 資本家의 消費는 過去條件下에서와 같기 때문에, 結果的으로 追加된 利潤은 貯蓄된다. 여기서 發生되는 追加

24) J. R. Hicks, *Capital and Time*, 5장 및 8장 참조.
25) 上揭書, p. 90.

投資는 새로운 機械를 生産하는 데 사용될 것이다. 이 過程은 2期, 3期에서도 계속될 것이다.

그러면 總雇傭 및 最終消費財生産의 움직임을 살펴보자. 資本家의 消費에 대한 假定($Q_T = Q_T^*$)으로부터 總雇傭과 消費財生産은 같은 경로로 움직임을 볼 수 있다. 즉 $Q_T = B_T - wA_T = B_T^* - wA_T^* = Q_T^*$ 로부터

$$Q_T^* = B_T^* - wA_T^* \rightarrow B_T - B_T^* = w(A_T - A_T^*)$$

그러면 $h=1$, $H>1$인 경우의 기술진보를 살펴보자. 0期에서는 $a_0 = a_0^*$ 이기에 機械生産部門에서의 雇傭에는 變化가 없다. 한편·그 결과로 1期에서의 消費財生産은 過去의 技術條件下에서와 같다. 그런데 0期에 새로 만들어진 機械가 1期에 가동되면서 勞動의 節約을 가져온다($a_1 < a_1^*$). 總雇傭이 일정한 상태에서 消費財 生産部門의 勞動이 節約되기에 이들 勞動은 資本財 生産部門으로 移轉될 것이다. 그 結果 2期부터 雇傭 및 最終消費財의 總生産이 增加하게 된다.

반면에 産業社會 初期의 技術進步形態와 유사한 $h<1$(strongly forward biased) 경우는 總雇傭과 最終生産物이 初期에는 過去의 技術條件보다 減少하다가 몇 기간이 지나서야 過去의 水準을 넘어서게 된다. 새 기계가 導入되는 0期에는 새 기계 생산에 투입되는 勞動이나 過去條件下에서의 舊機械를 生産하는 데 投入되는 勞動이 같다($A_0 = A_0^*$). X_T를 T期에서의 生産規模(rate of starts)라 하면,

$$A_0^* = a_0^* X_0^* + a_1^* X_{-1}^* + a_1^* X_{-2}^* + \cdots\cdots + a_1^* X_{-n}^*$$
$$A_0 = a_0 X_0 + a_1^* X_{-1}^* + a_1^* X_{-2}^* + \cdots\cdots + a_1^* X_{-n}^*$$

이기에, $A_0 = A_0^*$ 에서 $a_0 X_0 = a_0^* X_0^*$ 이다.

그런데 $h<1$이기에 $X_0 < X_0^*$, 즉 새 기계 1대를 生産하는 데 所要되는 勞動이 舊機械를 生産하는 데 필요한 勞動보다 많기에 結果的

으로 0期末이 되면 總機械臺數는 過去의 技術條件下에서보다 줄어든다. 한편 1期에서의 총생산물 수준을 비교해 보면 아래와 같다.

$$B_1 = X_0 + X_{-1}^* + X_{-2}^* + X_{-3}^* + \cdots\cdots + X_{1-n}^*$$
$$B_1^* = X_0^* + X_{-1}^* + X_{-2}^* + X_{-3}^* + \cdots\cdots + X_{1-n}^*$$

0期에서의 最終消費財는 모두 舊機械에 의해 生産되기에 $B_0 = B_0^*$이다. 반면 1期에서의 最終消費財는 過去의 條件보다 새로운 技術條件下에서 減少하게 된다($X_0 < X_0^* \rightarrow B_1 < B_1^*$). 마찬가지로 $Q_1 = Q_1^*$의 假定으로부터 $A_1 < A_1^*$을 쉽게 보일 수 있다. 즉 1期에서는 最終生産物 및 機械稼動部門에서의 勞動의 節約으로 이 機械의 收益率이 높기 때문이다. 앞에서 지적하였듯이 資本家의 消費가 일정하다는 가정하에서 利潤의 增加는 投資의 增加로 表出되기에, 시간이 흐름에 따라 機械生産部門이 擴張된다. 그 結果로 어느 정도 시간이 經過되면 雇傭 및 最終消費財의 生産도 過去의 水準을 넘어서게 된다.

위의 內容을 간략한 計算을 통하여 살펴보기로 하자. 우선 技術關係가 (a_0, a_1, $a_1 \cdots\cdots a_1$; 0, 1, 1, 1……1)이고 賃金이 w라면 0기와 1기에서의 순생산물(net output) q는 다음과 같다.

$$q_0 = -wa_0$$
$$q_1 = 1 - wa_1$$

따라서

(1) $$\frac{q_0^*}{q_0} = \frac{a_0^*}{a_0} = h\frac{q_1}{-q_0} = r_n$$

(여기서 $r_n = \dfrac{1-wa_1}{wa_0}$ 으로 新機械의 收益率에 해당함)

資本家의 消費가 일정하다는 假定에서부터 다음 관계가 導出된다.

(2) $Q_0 = Q_0^*$ 에서 $q_0 X_0 = q_0^* X_0^*$

(3) $Q_T = Q_T^*,\ q_0 X_T + q_1 \sum_0^{T-1} X_t = q_0^*\ X_T^* + q_1^* \sum_0^{T-1} X_t^*$

(3)에서

(4) $q_0 X_T - (q_0 - q_1)\ X_{T-1} = q_0^*\ X_T^* - (q_0^* - q_1^*)\ X_{T-1}^*$

(4)를 q_0로 나누면 다음과 같다.

$$-X_T + R_N\ X_{T-1} = h\ [-X_T^* + R_n^*\ X_{T-1}^*]$$

$$(\text{여기서 } R_n = 1 + r_n,\ R_n^* = 1 + r_n^*,\ r_n^* = -\frac{q_1^*}{q_0^*})$$

計算의 便利를 위하여 過去技術條件下에서의 經濟는 停滯狀態에 있었다고 하고, 또한 X_0^*는 단순한 크기의 척도(constant scale factor)이기에 X_0^*를 1이라고 가정하자. 그러면 $X_0^* = X_T^* = 1$이 된다. (1)과 (2)에서

$$X_0 = \frac{q_0^*}{q_0} = h$$

그러면

(5) $$-X_T + R_n\ X_{T-1} = h r_n^*$$

(5)式을 풀면 다음과 같다.

(6) $$X_T = \alpha R_n^T + \beta$$

$$\alpha = \frac{h(r_n - r_n^*)}{r_n},\ \beta = \frac{h r_n^*}{r_n}$$

$$\text{그리고 } X_0 = \alpha + \beta = h$$

新機械의 利潤率이 舊機械의 利潤率보다 크기에($r > r^*$) α와 β는

陽의 값을 갖는다. 그 結果로 新機械의 導入은 最終消費財의 生産을 처음에 h에서 점진적으로 증가시킴을 보일 수 있다. 그러나 新機械의 導入으로 인한 最終生産物의 規模가 過去의 技術條件에서보다 클지 작을지는 h의 값에 따라 다르다. 그 規模의 差異 $X-X^*$는 다음과 같다.

$$X_T - X_T^* = \alpha R_n^T + \beta - X_T^* \tag{7}$$
$$= \alpha R_n^T + \beta - 1$$

새로운 기계가 도입되는 시점인 0期($T=0$)에서는 그 差異가 $h-1$에 해당된다. 기술진보가 중립적이거나 backward biased인 경우($h>1$)에는 最終生産物 및 雇傭은 처음부터 增加한다. 반면 $h<1$(strongly forward biased)인 경우는 新機械가 導入되는 초기에는 最終生産物 및 雇傭이 減少하지만 어느 일정 시기가 지나면 總投資의 增加로 최종생산물과 고용이 모두 과거의 경로보다 增加하게 된다. 그런데 여기서 기계의 도입으로 인한 과도기적 조정기간은 h의 크기로 나타나는 기술진보의 형태와 두 경로간의 이윤율의 차이에 의해 결정된다. 즉 과도기의 조정기간은 기술진보의 효과가 소비재부문에서보다 크게 나타나는 strongly forward biased의 기술진보형태에서 나타나는데, 소비재생산부문에서의 노동절약의 정도가 작을수록(h의 값이 1보다 작되 1에 가까울수록), 그리고 새로 도입된 기계의 이윤율이 과거에 사용되던 기계의 이윤율에 비해 높을수록 새로운 기계의 도입으로 인한 과도기적 조정기간은 단축된다.[26]

위의 計算을 통하여 우리는 리카도가 "機械"에서 論議하는 두가지 矛盾되어 보이는 論旨를 一貫性 있는 설명들로 提示할 수 있었다. 첫

26) 기술적 실업이 어느 정도의 기간동안에 걸쳐 지속될 수 있는가라는 문제제기를 해주신 서울대 홍기현 교수에게 감사를 드린다. 이 부분은 몇가지 상황에 대한 시뮬레이션결과를 토대로 작성되었다.

째로, 技術進步가 總生産物과 雇傭의 減少를 초래하여 勞動者階級에게 불리하게 作用하리라는 悲觀的인 見解와, 둘째로 그렇지만 새로운 機械의 導入은 궁극적으로 經濟에 유리하게 작용하리라는 樂觀的인 見解를 시간의 흐름 속에서 동시에 보여줄 수 있다.

Ⅳ. "機械"에 대한 評價

리카도의 "機械"에서의 意見變化는 단순히 理論的인 것만은 아니다. 초기의 리카도는 앞서 지적한 바와 같이 "改良된 機械는 穀物의 低價格과 마찬가지로 勞動의 實質賃金을 上昇시키는 효과를 갖는다."[27]라는 입장을 고수하여 『原理』의 1판에서는 이런 見解를 자연스럽게 수용하였다. 또한 당시의 리카도는 로버트 오언의 技術的 失業에 관한 논지에 대해서도 전혀 개의치 않았다. 바튼에 대한 리카도의 初期 立場은 固定資本이 雇傭에 대해 否定的인 효과만을 미치지는 않는다는 것이다. 더욱이 리카도는 技術的 失業이 현실적으로 일어날 가능성에 대해서는 희박하다고 생각하였다. 왜냐하면 인간의 노동을 필요로 하지 않는 새로운 機械는 있을 수 없기 때문이다. "蒸氣機關은 지속적인 사람의 勞動을 필요로 한다. 증기기관의 速度와 움직임을 조정하는 데 勞動이 필요하고, 石炭을 공급하는 데도 노동이 요청되고, 蒸氣機關의 修理를 위해서도 勞動이 필요하다."[28]

리카도의 『原理』 3판에서의 심경변화는 固定資本의 급격한 증가로 특징지어지는 技術變化를 고려하면서 발생하였다(中立的 技術進步가

27) D. Ricardo, "Essay on Profits," Works Ⅳ, 1815, p. 35.
28) D. Ricardo, Works Ⅶ, 'Ricardo to Barton,' 29 May 1817, pp. 158~159.

아닌 strongly forward biased 技術進步). 이런 技術變化가 資本이 희소한 狀況에서 발생하면 總資本에서 차지하는 流動資本을 감소시켜서 새로운 固定資本의 스톡을 증가시켜야 한다. 따라서 資本이 消費財 生産部門에서 機械生産部門으로 이전됨에 따라 經濟全體의 雇傭이 감소하게 된다.

이와 같이 리카도에서의 技術的 失業은 機械에 대한 投資가 最終消費財 生産보다 先行됨으로써 발생하는 것이다. 만일 機械가 만들어지면서 즉시 消費財를 生産할 수 있다면 技術的 失業可能性은 줄어들 것이다. 즉 商品生産은 시간 속에서 이루어진다는 점이 강조되었기에 리카도의 "機械"를 힉스의 新오스트리안 자본이론의 관점에서 재조명할 수 있었다.

리카도의 "機械"에 대한 評價는 『原理』 3판을 발간한 1821년부터 지금까지 다양하게 이루어져 왔다. 대부분 당시의 古典經濟學者들은 『原理』 3판에서의 심경변화를 획기적으로 받아들이고 리카도의 立場을 수용하려 하지 않았다. 대표적으로 마르크스에 의해 補償效果 주창자라고[29] 칭호된 맥컬러크, 맬서스, 밀 등은 "機械"에 대해 모두 부정적인 見解를 피력하고 있다. 맬서스는 당시의 면직산업의 發展過程을 考察하면서 리카도의 논지를 비판하였다. 맬서스는 탄력적인 需要를 갖는 財貨의 경우는 機械導入의 最終結果가 雇傭의 증대로 나타나는 반면에 非彈力的 需要를 갖는 財貨의 경우에는 雇傭이 항상 증가하는 것은 아니라고 하였다.[30]

바튼과 초기의 리카도의 입장에서 오락가락하였던 맥컬러크는 해고된 勞動이 機械生産에 고용될 수 있으며, 機械導入의 결과로 가격이 하락된 賃金財는 收益性을 높여 資本蓄積을 촉진시킴으로써 勞動需要를 증대시킨다고 지적하였다. 技術導入은 價格下落 및 總生産物

29) K. Marx, *Le Capital*, I, pp. 418~426.
30) T. R. Malthus, *Principles*, p. 352.

의 증대를 초래한다. 따라서 需要彈力性이 1보다 큰 경우에는 所得이 增加됨에 따라 해고된 勞動을 吸收할 수 있다는 것이다. 그러나 이런 맥컬러크의 주장은 가격이 費用에 비례하여 감소한다는 점을 고려할 때 다소 문제가 있다. 즉 流動資本을 固定資本으로 대체하는 과정에서 비용의 감소보다 더 많은 폭으로 勞動이 解雇될 수 있기 때문이다. 따라서 需要彈力性이 1보다 클지라도 모든 해고된 勞動이 다시 고용되지는 않는다. 맥컬러크는 需要彈力性이 1보다 작은 경우도 고찰하였는데, 여기서는 商品價格의 下落으로 발생한 剩餘購買力 덕분에 다른 商品의 需要가 增加하고 그 結果로 그 分野에서 고용이 증대된다는 것이다. 그러나 剩餘購買力이 충분하게 발생하게 될지, 다른 商品의 需要가 충분히 증가할지, 그리고 이들 분야가 충분히 勞動集約的이어서 고용을 증대시킬지 아무런 보장이 없다. 맥컬러크나 맬서스의 경우는 리카도의 機械導入을 時間 속에서 진행되는 동학적 過程으로 把握하기보다는 단순한 정태적 예로만 把握하고 있다.

밀은 리카도의 技術的 실업가능성에 대해 아주 특수한 경우에만 적용되는 현실성이 없는 견해라고 생각하였다. 또한 機械導入으로 해고된 勞動者가 需要를 촉진시키는 價格引下效果로 인해 自動的으로 再就業될 것이라는 見解도 반박하였다. 밀에 의하면 "商品의 需要가 勞動需要가 아니기 때문에" 商品의 下落된 價格은 그 자체만으로 追加投資를 誘發하지 않는다고 指摘하였다.[31] 마찬가지 이유에서 맥컬러크 등에서 提起되었던 剩餘購買力의 존재로 인한 다른 產業에서의 雇傭吸收效果 역시 반박하였다. 밀은 歷史的으로 볼 때 技術開發은 새로운 資本을 사용하면서 점진적으로 이루어졌기에 피해를 초래하지 않았다고 지적한다. 실제로 固定資本과 流動資本은 모두 증가하였다. 停滯狀態(stationary state)에 대한 樂觀論을 갖고 있던 밀의 機械에 대한 最終結論은 다른 古典經濟學者와는 대조적이다. 機

31) J. S. Mill, *Principles of Political Economy*, pp. 94~100.

械의 導入은 投資의 生産性을 增加시킴으로써 停滯狀態로의 到達을 지연시켰다고 생각한 밀은 政府가 직접 개입하여 機械化의 속도를 늦추어야 한다고 주장하고 있다.

빅셀은 技術進步가 賃金에 어떤 影響을 미치는가를 다루면서 리카도의 "機械"를 言及하고 있다.[32] 빅셀에 의하면 機械의 가장 중요한 특징은 勞動을 대체한다는 점이다. 즉 더 적은 勞動으로 같은 양의 商品을 生産할 수 있기에, 일반적으로 같은 양의 勞動이 雇傭되면 더 많은 財貨를 生産한다. 또한 機械의 導入은 勞動者를 해고시켜 賃金을 下落시킨다. 經濟에서는 이러한 두가지 움직임이 동시에 작동하기에 어느 한쪽이 다른 한쪽을 支配하는가에 따라 機械의 導入이 勞動에 이롭게 혹은 해롭게 작용한다.[33] 빅셀은 리카도의 논지가 단일 企業의 경우를 경제전반으로 擴散시켰기 때문에 問題가 있다고 지적하였다. 機械의 導入으로 한 産業에서 雇傭이 減少된다면 이는 賃金의 下落을 招來하여 結果的으로 機械의 導入을 지연시키게 된다. 한편 賃金의 下落은 利潤增大를 가져오고, 이는 다시 投資를 增大시킬 것이다. 그 결과 總生産物은 增大된다. 이를 토대로 빅셀은 리카도의 "機械"가 理論的으로 타당성이 없다고 지적한다.[34] 왜냐하면 빅셀의 判斷에 의하면, 리카도의 技術的 실업가능성은 전적으로 總生産物을 減少시키는 技術進步를 가정한 데서 起因한다고 보았기 때문이다.

리카도의 『原理』 3판에서의 意見變化를 누구보다도 높이 평가한 經濟學者는 마르크스일 것이다. 마르크스는 리카도의 "機械"에 대한 評價에서 리카도를 다른 古典經濟學者와는 달리 정직하고 양심있는 經濟學者로 평가한다.[35] 그리고 앞서 지적한 바와 같이 마르크스에 의하면 "機械"의 내용은 이미 資本主義 生産樣式이 지배하는 經濟에

32) K. Wicksell, *Lectures on Political Economy*, pp. 133~144.
33) 上揭書, p. 134 및 p. 137.
34) 上揭書, p. 137.
35) K. Marx, *Theories sur la Plus-Value*, Ⅲ, p. 664.

새로운 機械가 導入되면서 雇傭에 미치는 效果를 다룬 것이라기보다는 手工業的 生產樣式에 최초의 資本主義的 機械가 導入될 때 發生되는 現象을 다루고 있다고 한다.[36] 그런데 마르크스는 이러한 資本制的 機械가 導入될 때 나타나는 手工業의 破壞現象을 리카도가 간과하였다고 指摘하며, 이러한 無形的 마모(moral depreciation)가 發生하는 경우에는 手工業이 더 이상 유지될 수 없기에 勞動需要가 더욱 減少할 수 있음을 보여준다.[37] 또한 리카도의 "機械"에 대한 마르크스의 지적 중에서 흥미로운 것은 리카도가 모든 資本은 總稼動되고 生產된 最終消費財는 모두 販賣된다는 세이의 법칙을 가정하고 있다는 점이다.[38]

이에 반해 마르크스는 商品의 過剩供給과 失業의 共存現象을 지적함으로써 經濟가 '完全稼動(full performance)'되지 못함을 보여주고 있다. 이를 간략히 설명하면 다음과 같다. 새로운 技術을 사용하는 機械의 導入으로 經濟에는 技術的 失業이 발생한다. 失業者의 存在로 消費財의 需要가 減少하고 그 結果로 物價가 下落한다. 비록 物價가 下落하더라도 해고된 勞動者는 구매력이 전혀 없기에 이들은 기근에 빠지고, 또한 資本家는 더 이상 投資할 곳을 찾지 못하게 된다는 것이다.

리카도의 『原理』에서의 심경변화에 대해서는 최근에 이르기까지 많은 論難의 對象이 되었다. 대표적으로 마이탈과 해즈웰에 의하면 리카도의 심경변화는 좀더 논리적이고 정련된 理論의 產物이라고 하고 있고,[39] 힉스 역시 리카도의 "機械"를 용기와 정직성의 結果라고

36) 上揭書, p. 666.
37) 이러한 의미에서 마르크스경제학에서는 노동공급을 자본축적의 正의 함수로 가정한다. K. Marx, *Le Capital*, I, pp. 387~388.
38) 이러한 형태의 경제를 힉스는 full performance라고 한다. J. R. Hicks, *Capital and Time*, pp. 52~54.
39) S. H. Maital and P. Haswell, "Why Did Ricardo(not) Change His Mind? On Money and Machinery," 1977.

評價하고 있다.[40] 반면에 터커, 파시내티, 바르카이, 블로그 등은 "機械"의 논리가 리카도의 전반적인 理論體系에 대해 모순적인 關係에 있음을 지적하고 있다.[41] 이들은 특히 리카도에서 需要理論이 不在하는 데서 根本的인 問題가 있음을 示唆하고 있다.

V. 結　　語

리카도의 "機械"를 통하여 技術進步가 勞動者階級에 미치는 效果에 대해 살펴보았다. 機械導入이 勞動者階級에게 불리하게 作用할 수 있다는 점과 機械導入은 궁극적으로 經濟에 유리하게 작용하리라는 두가지 상충되어 보이는 논지를 하나의 틀로 說明하기 위해 本稿에서는 新오스트리안의 資本理論을 사용하였다. 이를 통하여 strongly forward biased인 技術進步形態가 經濟에 導入될 경우에는 過去의 技術과 새로운 技術이 공존하는 초기단계에서는 雇傭 및 最終生産物이 減少함을 볼 수 있었다.

힉스와 비치의 論爭過程[42]에서 나타났듯이 중요한 것은 技術進步가 어떤 形態로 발생하였는지 評價하는 것이다. 리카도 당시의 技術進步가 비치의 지적대로 중립적인 형태가 支配的이었는지, 아니면 힉스의 해석처럼 strongly forward biased 形態가 支配的이었는지에 대해 단정을 내리기는 어렵지만 분명한 사실은 이러한 두가지 형태의 기술진보가 공존했으리라는 점이다. 이와 같이 기술진보는 한편으로 중립적인 경우 경제전반에 걸쳐 긍정적인 효과를 가져오는 반

40) J. R. Hicks, *A Theory of Economic History*, 1969, p. 151.
41) G. S. L. Tucker, "The Origin of Ricardo's Theory of Profits," 1954; L. Pasineti, "A Mathematical Formulation of the Ricardian System," 1960; H. Barkai, 前揭書; M. Blaug, *Economic Theory in Retrospect*, 1973.
42) *Economic Journal*, December 1971.

면, 다른 한편으로 strongly forward biased인 경우 기술도입 초기의 일정 기간동안에는 고용에 부정적인 결과를 초래할 수 있다. 따라서 기술진보가 고용전반에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 기술진보의 형태가 어떻게 구성되었는지를 살펴보는 것이 중요하다.

리카도의 "機械"의 분석을 오늘날 우리 經濟現實에 직접 적용하는 데는 많은 제약이 따를 것이다. 그러나 技術進步의 形態가 점차로 기술집약화하면서 機械生產部門에 보다 많은 投資費用을 지불하는 한편, 消費財를 生產하는 部門에서는 勞動節約의 現象이 두드러짐을 감안할 때 오늘날에도 strongly forward biased형태의 기술진보는 상당 부분 존재함을 알 수 있다. 이같은 경우 보다 수익성이 높은 새로운 기계가 도입된다고 할지라도 새로운 기계가 과거의 기계를 대체하는 기간동안에는 기술적 실업이 발생할 가능성이 높다고 하겠다. 그렇다면 기술진보로 인한 과도기적 실업의 발생기간을 가능하면 최대한 단축시키도록 해야 할 것이다. 그런데 앞서 보았듯이 기술적 실업의 발생기간은 한편으로는 새로 도입되는 기계의 수익률과 과거에 사용되던 기계의 수익률의 차이와 다른 한편으로는 소비재 생산부문에서의 노동절약의 정도에 의해 결정된다. 따라서 새로운 기계도입으로 인한 과도기적인 실업기간을 줄이기 위한 방안은 이들 두가지 요인이 고용에 미치는 효과에 대한 보다 체계적인 분석을 토대로 모색되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Barkai, H., "Ricardo's Volte-Face on Machinery," *Journal of Political Economy*, 1986.

Barton, R., *On the Observation of the Circumstances Which Influence the Condition of the Laboring Classes of Society*, London, 1817.

Beach, E., "Notes and Memoranda: Hicks on Ricardo on Machinery," *Economic Journal*, 1971.

Berg, M., *The Machinery Question and the Making of Political Economy*, Cambridge Univ. Press, 1980.

Blaug, M., *Economic Theory in Retrospect*, 2nd ed., Heinemann Educational Books, London, 1973.

Boyer, R., "New Technologies and Employment in the 1980s: From Science and Technology to Macroeconomic Modelling," in J. A. Kregel(ed.), *Barriers to Full Employment*, 1988.

Hicks, J. R., *A Theory of Economic History*, Oxford, Clarendon Press, 1969.

———, *Capital and Time, A Neo-Austrian Theory*, Oxford, Clarendon Press, 1973.

Hollander, S., "Ricardo and the Corn Laws: A Revision," *History of Political Economy*, 1977.

———, *The Economics of David Ricardo*, Heinemann Educational Books, Toronto, 1979.

Maital, S. H. and P. Haswell., "Why Did Ricardo(not) Change His Mind? On Money and Machinery," *Economica*, 44, 1977.

Malthus, T. R., *Principles of Political Economy*, 1836.

Marx, K., *Theories sur la Plus-Value*, Vol. II, Editions Sociales, 1974.

———, *Le Capital*, I, Editions du progres, 1982.

Mill, J. S., *Principles of Political Economy*, 1848.

O'Brien, D. P., *J. R. McCulloch*, George Allen & Unwin Ltd., London, 1970.

———, *The Classical Economist*, Clarendon Press, Oxford, 1975.

Pasineti, L., "A Mathematical Formulation of the Ricardian System," *Review of Economic Studies*, 1960.

Ricardo, D., "Essay on the Influence of a Low Price of Corn on the Profits of Stock," *The Works of David Ricardo*, Vol. Ⅳ, 1815.

———, *On the Principles of Political Economy and Taxation*, Vol. I, Sraffa(ed.), Cambridge Univ. Press, 1970.

———, *The Works of David Ricardo*, Vol. Ⅶ, 1817.

Schumpeter, J., *History of Economic Analysis*, George Allen and Unwin, 1954.

Tucker, G. S. L., "The Origin of Ricardo's Theory of Profits," *Economica*, 1954.

Vidonne, P., *La Formation de la Pensee Economique*, Economica, 1986.

Wicksell, K., *Lectures on Political Economy*, Routledge and Kegan Paul Ltd., London, 1934.

論評 및 書評 寄稿案內

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

〉아　　래〈

1. **원고분량** : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 겉장에 200자 원고지 기준 총분량을 표시할 것)
2. **원고내용** : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바람.
3. **제 출 처** : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』 編輯委員長에게 제출하여 주시기 바람.
4. **기　　타** : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 싣게 되며, 論評은 해당 論文 執筆者의 應答과 함께 싣게 됨. 채택된 원고는 稿料를 드림.

THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute

Vol. 17, No. 2 **Summer 1995**

• Economic Policy Studies

The Macroeconomic Impact of Budgetary Items — *Lee, Kye-sik*, *Koh, Young-sun*

Comment: *Kwack, Tae-won*, *Na, Seong-lin*, *Whang, Seong-hyeon*

• Research Articles

In Search of a Korean Export Demand Function: Comparison of Export Unit Values and Export Prices and an Application of Efficient Cointegration Estimators — *Yoo, Yoon-ha*

Long-term Trend in the Korean Exchange Rate and Its Implication — *Kim, Jun-il*

Reconsideration of Ricardo's Machinery — *Park, Myung-ho*

For subscription to THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY, please contact
Korea Development Institute, P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, Korea
Fax : (961) 5092. Tel : (960) 4811

研究報告書 案內

第71-01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71-02卷	金利引下의 可能性	金滿堤
第71-03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72-01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972~73年)	KDI
第72-02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72-03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72-04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72-05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72-06卷	成長과 安定政策에 관한 硏究	KDI
第72-07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잠정)	金榮奉 外
第73-01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析과 價格展望	KDI
第73-02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73-03卷	韓國經濟의 産業聯關分析	宋丙洛
第73-04卷	主要穀物의 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73-05卷	우리나라 敎育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢泳
第73-06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74-01卷	政府 主要農産物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74-02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74-03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74-04卷	公企業 任員의 社會的 背景	兪 焄
第75-01卷	豫算制度 改善에 관한 硏究	金迪敎
第75-02卷	서울市內 生産 및 所得推計(1973)	金大泳
第75-03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973~81)	宋熙秊 外

第75－04卷	우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75－05卷	우리나라 人口의 推計(1960～2040)	金大泳
第75－06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75－07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙秊
第75－08卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75－09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75－10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75－11卷	韓國 에너지產業의 需要分析과 豫測	金胤亨 金炳穆
第75－12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977～86)	洪元卓
第75－13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75－14卷	織維工業의 成長過程과 生產構造	金榮奉
第76－01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965～70)	金大泳 李孝求
第76－02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76－03卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77－01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77－02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78－01卷	1968～73年 韓國鑛工業 產業資本스톡推計	朱鶴中
第78－02卷	合板工業의 成長	宋熙秊 孫炳岩
第79－01卷	우리나라 製造業의 生產性分析(1966～75)	金迪敎 孫讚鉉
第79－02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79－03卷	韓國海外移民硏究	洪思媛 金思憲
第79－04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79－05卷	韓國의 育兒費와 出產力	具成烈
第79－06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪敎 編
第79－07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79－08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79－09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
第80－01卷	水資源・工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80－02卷	인플레와 企業成長能力	張榮光
第80－03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80－04卷	產業別 投入係數의 變化와 推定	金圭洙
第80－05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80－06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
第81－01卷	社會保障制度改善을 위한 硏究報告書	朴宗淇 外
第81－02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81－03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81－04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81－05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81－06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 硏究	宋丙洛
第81－07卷	韓國製造業의 產業集中分析	李奎億 徐鎭敎
第81－08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81－09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 硏究	黃秉泰
第81－10卷	韓國의 產業誘因政策과 產業別 保護構造分析	南宗鉉
第81－11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81－12卷	景氣綜合指數作成에 관한 硏究報告書	徐相穆 編
第81－13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
第82－01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82－02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82－03卷	韓國製造業의 產業別 生產構造	金栽元
第82－04卷	勞使關係 事例硏究	金秀坤 外
第82－05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 李奎億 編
第82－06卷	1960～77年 韓國產業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82－07卷	農外所得增大를 위한 綜合對策	柳炳瑞 外
第82－08卷	主要農業政策 改善方案	柳炳瑞 外
第82－09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊秀吉
第83－01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延河淸 外
第83－02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金重雄
第83－03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金秀坤 編
第83－04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83－05卷	勞使協議制 硏究	朴世逸 外
第83－06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金栽元
第83－07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔 洸 編
第83－08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李德勳
第83－09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪炳裕
第83－10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃仁政
第84－01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔 洸 編
第84－02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔載成 外
第84－03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金重雄 崔 洸 編
第84－04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	金重雄 外
第84－05卷	인플레期待와 經濟安定	李啓植
第84－06卷	市場과 市場構造	李奎億 外
第85－01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋大熙 柳炳瑞
第85－02卷	企業結合과 經濟力集中	李奎億 外
第85－03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂運邦 孫英淑
第85－04卷	海外先物市場의 活用方案	李 烘 外
第85－05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭泰元
第85－06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李德勳
第85－07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李啓植 郭泰元 編

第85－08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎭勝
第86－01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 李啓植 編
第86－02卷	金融產業發展에 관한 硏究, 1985～2000	朴英哲 外
第86－03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86－04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 李啓植 編
第86－05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86－06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86－07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86－08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86－09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 張忠植
第87－01卷	商品去來所의 設立에 관한 硏究	李 烘 外
第87－02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87－03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87－04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87－05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87－06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河清 李啓植 編
第87－07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李 烘
第87－08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87－09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88－01卷	公企業의 民營化에 관한 硏究	姜信逸
第88－02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第88－03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李 烘 外
第88－04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88－05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 李啓植 編
第88－06卷	日本經濟社會의 進化와 韓日貿易	李奎億 外

第88-07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
第89-01卷	리스產業의 發展方案	李 烷 外
第89-02卷	硏究開發과 市場構造 및 生產性	金迪敎 趙炳澤
第89-03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89-04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89-05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89-06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 李啓植 編
第89-07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89-08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴埈卿
第90-01卷	稅收推計 模型開發에 관한 硏究	盧基星 外
第90-02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90-03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90-04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90-05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90-06卷	證券產業發展을 위한 硏究	李永琪 外
第90-07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90-08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90-09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河淸 外
第90-10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90-11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90-12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 權純源 編
第90-13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90-14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
第91-01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91-02卷	法經濟硏究(I)	李奎億 外

第91-03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91-04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 盧基星 編
第91-05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91-06卷	產業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92-01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 產業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 張義泰
第92-02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 盧基星 編
第92-03卷	廣告의 產業組織과 規制	李奎億 劉承旻
第92-04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92-05卷	構造變化와 雇傭問題	朴埈卿 金政鎬
第92-06卷	製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因	金光錫 外
第92-07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	宋大熙 柳一鎬 編
第92-08卷	韓國經濟의 產業貿易模型	李元暎
第93-01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93-02卷	產業保護와 誘因體系의 歪曲	兪正鎬 外
第93-03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 文亨杓 編
第93-04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93-05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94-01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94-02卷	產災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究	閔載成 外
第94-03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94-04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94-05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 柳一鎬 編
第94-06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94-07卷	우리나라 自動車產業의 當面課題와 產業組織政策	劉承旻 外
第94-08卷	競爭政策의 國際比較：美國·日本·獨逸	申光湜

第95－01卷	金融自律化에 따른 生命保險產業의 對應方案	羅 東 敏
第95－02卷	韓・臺・日의 輸入依存構造比較	兪 正 鎬
第95－03卷	法經濟硏究(Ⅱ)	李 奎 億 外
第95－04卷	國際化時代의 金融制度	崔 範 樹 李 炯 周
第95－05卷	北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案	全 洪 澤 外
第95－06卷	調達市場의 效率化・開放化 方案	南 逸 聰 外
第95－07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案	文 亨 杓

新 刊 案 內

農村地域 土地資源의 效率的 利用에 관한 硏究

半洋裝 / A5新 / 100쪽 / 定價 4,000원 / 薛 光 彦 著

韓國 社會保險制度의 連繫方案

半洋裝 / A5新 / 146쪽 / 定價 5,100원 / 閔載成 · 金龍夏 著

法經濟硏究(II)

半洋裝 / A5新 / 204쪽 / 定價 7,400원 / 李 奎 億 外

國際化時代의 金融制度

半洋裝 / A5新 / 218쪽 / 定價 7,600원 / 崔範樹 · 李炯周 著

表示 · 廣告規制의 合理化 方案

半洋裝 / A5新 / 64쪽 / 定價 2,800원 / 申 光 湜 著

技術革新의 經濟分析

半洋裝 / A5新 / 206쪽 / 定價10,000원 / 成 素 美 著

北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案

半洋裝 / A5新 / 466쪽 / 定價14,800원 / 全洪澤 · 吳剛秀 著

南北 委託加工交易의 現況 및 擴大方案

半洋裝 / A5新 / 80쪽 / 定價 3,200원 / 曺東昊 · 崔炳善 著

UR妥結에 따른 産業別 租稅支援制度 改編方案

半洋裝 / A5新 / 66쪽 / 定價 2,800원 / 柳 一 鎬 著

調達市場의 效率化 · 開放化 方案

半洋裝 / A5新 / 170쪽 / 定價 6,200원 / 南 逸 聰 外

國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案

半洋裝 / A5新 / 94쪽 / 定價 3,400원 / 文 亨 杓 著