

# 商品群別 輸出入函數의 推定

俞 正 鎬

▷ 目 次 ◁
I. 序 言
II. 模型設定
III. 資 料
IV. 推定結果分析
V. 結 論

## I. 序 言

우리나라의 商品輸出入은 지난 10년간 심한 構造變化를 겪고 있다. 1972년 총수출 중에서 輕工業製品은 약 2/3를 차지하고 있었고 重化學製品은 20%를 조금 上廻하는 占有率을 가지고 있었는데, 그 이후 10년간 輕工業製品과 重化學製品 輸出의 증가율은 현격한 차이를 보여 經常價格基準으로 각각 9배, 29배 증가한 결과 1982년 重化學製品의 총수출 중 占有

率은 47%에 달하여 輕工業製品의 占有率 45%를 능가하게 되었다. 이것은 분명히 두 商品群의 수출이 국내의 經濟變數의 변화에 상이한 반응을 보였던 결과이다.

輸入 쪽에 있어서도 1972~82년 기간 동안 公業용 원료 및 연료의 수입은 經常價格基準으로 약 12배 증가하고 資本財輸入은 약 8.3배 증가하여 前者의 총수입 중 占有率은 52%에서 64%로 팽창된 반면 後者の 수입은 30%에서 26% 선으로 축소되었다. 만약 輸出入函數를 추정하는 주목적이 貿易收支의 예측 등 貿易動向의 巨視經濟的 影響을 예측하는 데 있는 것이라면 總輸出과 總輸入 函數의 추정으로 족할 것이다. 또한 이 방법은 일반적으로 商品群別로 輸出入函數를 추정하는 방법에 비하여 攪亂項의 相殺效果를 얻을 수 있기 때문에 추정 결과가 보다 좋을 수 있다는 장점이 있다. 그러나 貿易構造變化의 요인을 파악하고 그 장래를 예측하고자 하거나 輸出入의 産業別 영향 등 좀더 微視的인 문제에 관심이 있다면 商品群別 輸出入函數의 추정이 필요하

筆者：韓國開發研究院 研究委員

\* 筆者는 오랜 推定作業에 수고하여 준 金命禧 研究員과 李大彰 研究員에게 감사하며 草稿에 대해 조언하여 주신 張五鉉 研究委員, 朴俊卿 副研究委員께 감사 드립니다.

게 된다. 이러한 필요에 부응하기 위하여 本稿는 商品群別로 우리나라의 輸出 및 輸入 函數의 추정을 시도한 것이다.

먼저 수출과 수입의 商品群 分類를 간단히 언급한 뒤 第Ⅱ節에서 實質輸入, 實質輸出 및 輸出價格函數의 추정에 있어 諸商品群에 공통으로 사용된 일반적 모형을 중심으로 說明變數들의 선택에 관하여 論議하였으며, 第Ⅲ節에서는 推定에 쓰인 자료에 대해 간단히 설

명한 후, 第Ⅳ節에서 商品群別 推定結果를 비교·분석하였고 第Ⅴ節에서는 推定結果를 종합하여 그것이 우리나라 경제에 관해 뜻하는 바를 論議하였다.

### 1. 分類體系

輸出은 성질별 분류에 따라 輕工業製品, 重化學製品 및 기타로 구분하였는데<sup>1)</sup>, 重化學

〈表 1〉 輸出商品構成의 推移

(단위: 百萬弗, %)

	총 액	輕工業製品	重化學製品	船 舶	기 타
1 9 7 2	1,624(100.0)	1,081(66.6)	345(21.2)		198(12.2)
1 9 7 3	3,225(100.0)	2,043(63.3)	762(23.6)	5 (0.2)	415(12.9)
1 9 7 4	4,460(100.0)	2,414(54.1)	1,375(30.8)	74 (1.7)	597(13.4)
1 9 7 5	5,081(100.0)	2,916(57.4)	1,134(22.3)	137 (2.7)	894(17.6)
1 9 7 6	7,715(100.0)	4,536(58.8)	1,969(25.5)	276 (3.6)	934(12.1)
1 9 7 7	10,046(100.0)	5,389(53.6)	2,703(26.9)	528 (5.3)	1,426(14.2)
1 9 7 8	12,710(100.0)	6,931(54.5)	3,606(28.4)	800 (6.3)	1,373(10.8)
1 9 7 9	15,055(100.0)	7,741(51.4)	5,270(35.0)	519 (3.4)	1,525(10.1)
1 9 8 0	17,504(100.0)	8,650(49.4)	6,644(38.0)	617 (3.5)	1,593 (9.1)
1 9 8 1	21,253(100.0)	10,362(48.8)	7,330(34.5)	1,404 (6.6)	2,157(10.1)
1 9 8 2	21,616(100.0)	9,730(45.0)	7,295(33.7)	2,831(13.1)	1,760 (8.1)

資料: 韓國貿易協會, 『貿易動向』, 1982.

〈表 2〉 輸入商品構成의 推移

(단위: 百萬弗, %)

	총 액	消費財	資本財	原 材 料	原 油	기 타
1 9 7 2	2,522(100.0)	101(4.0)	754(29.9)	1,094(43.4)	206 (8.2)	367(14.6)
1 9 7 3	4,240(100.0)	179(4.2)	1,132(26.7)	2,055(48.5)	277 (6.5)	597(14.1)
1 9 7 4	6,851(100.0)	206(3.0)	1,847(27.0)	2,985(43.6)	965(14.1)	848(12.4)
1 9 7 5	7,274(100.0)	208(2.9)	1,929(26.5)	2,892(39.8)	1,271(17.5)	974(13.4)
1 9 7 6	8,773(100.0)	377(4.3)	2,413(27.5)	3,695(42.1)	1,610(18.4)	678 (7.2)
1 9 7 7	10,810(100.0)	407(3.8)	2,995(27.7)	4,703(43.5)	1,931(17.9)	774 (7.2)
1 9 7 8	14,971(100.0)	576(3.8)	5,058(33.8)	6,131(41.0)	2,190(14.6)	1,016 (6.8)
1 9 7 9	20,338(100.0)	705(3.5)	6,316(31.1)	8,589(42.2)	3,103(15.3)	1,625 (8.0)
1 9 8 0	22,291(100.0)	660(3.0)	5,122(23.0)	8,842(39.7)	5,638(25.3)	2,029 (9.1)
1 9 8 1	26,132(100.0)	761(2.6)	6,161(23.6)	9,888(37.8)	6,375(24.4)	2,947(11.3)
1 9 8 2	24,250(100.0)	700(2.9)	6,232(25.7)	9,448(39.0)	6,102(25.2)	1,768 (7.3)

資料: 韓國貿易協會, 『貿易動向』, 1982.

1) 商品分類體系는 韓國貿易協會, 『貿易動向』(1982) 참조.

製品 중 선박 수출은 그 비중이 매우 높지만 거의 전부가 注文生産일 뿐 아니라 注文時點으로부터 引渡時까지 장기간이 소요된다는 특성 때문에 重化學製品으로부터 제외하였고 자료의 미비로 그 輸出函數의 推定을 시도하지 못하였으며 食料品 및 原燃料를 포함하는 기타 수출 역시 函數를 推定하지 못하였다.

기타 수출은 총수출의 10% 미만을 차지하고 있으며 船舶은 1980년까지 대체로 5% 미만이었다가 1981년에 약 7%, 1982년에 약 13%로 占有率이 급속히 확대되었다. 추정에 포함된 輕工業製品과 船舶除外 重化學製品(이하 重化學製品이라 함)의 총수출에서의 占有率은 추정 기간 동안 약 80~90%였다. 輕工業製品의 占有率은 1972년의 약 2/3에서 1982년에는 45% 수준으로 하락하였고 추정에 포함된 重化學製品의 占有率은 같은 기간 동안 약 21%에서 34%로 높아졌다.

輸入 쪽에서는 용도별 분류에 따라 工業用原料, 資本財, 消費財 및 기타로 구분하였는데 原油는 그 중요성과 특수성 때문에 工業用原料에서 제외하여 따로 輸入函數를 추정하였으며 주로 곡물류로 구성되어 있는 기타 商品群은 자료의 미비로 그 輸入函數의 추정을 시도하지 못하였다.

기타 수입은 근년에 총수입의 약 10% 미만을 차지하고 있어 추정에 포함된 商品群들은 총수입의 90% 이상에 달한다. 근년 消費財의 占有率은 약 3% 정도이고 資本財는 약 1/4, 原油를 제외한 工業用 原燃料(이하 原材料라 함)는 약 40%, 原油는 약 1/4을 점하고 있다.

## II. 模 型

國際經濟理論에는 小規模經濟의 假定이 많이 사용되고 있다. 貿易去來에 있어 小規模經濟의 假定이란 한 나라의 수입에 대한 해외로부터의 공급은 무한히 탄력적이고 그 나라의 수출에 대한 해외로부터의 需要 역시 무한히 탄력적이라는 假定이다. 그런데 輸出入函數를 推定하는 計量經濟學的 作業에 있어서 한 나라의 수입에 관해서는 해외로부터의 공급이 무한히 탄력적이라는 가정을 유지하고 그에 대한 국내의 수요, 즉 輸入需要를 추정하는 것이 통례인 반면, 수출에 관해서는 해외로부터의 수요만을 추정함으로써 묵시적으로 그 나라 경제의 輸出供給函數는 무한히 탄력적이라는 가정을 사용하는 경우가 많이 있다.

輸入函數에 관하여는 國際經濟理論과 計量的 推定慣行이 같은 가정을 사용하고 있으며 이에 큰 무리가 따르지 않는다고 보겠다. 國際市場에서 우리나라의 구매 여부가 國際商品時勢에 영향을 미친다고 보기 어렵기 때문에 本稿의 輸入函數推定에서도 해외로부터의 輸入供給은 무한한 價格彈力性을 갖는다고 가정하고 輸入需要函數만을 추정하였다.

수출 쪽에서는, 해외로부터의 수요가 무한히 탄력적이라는 小規模經濟의 가정 아래 供給函數만을 추정하는 것도 무리한 일이며, 輸出供給函數가 무한히 탄력적이라는 가정 아래 海外需要만을 추정하는 것도 무리한 일일 것이다. 만약 우리의 수출 상품이 수출 대상국의 國內商品, 그리고 그 나라에서 수입하는 外國

商品과 完全代替關係에 있다면 海外需要의 탄력성은 무한이라 가정해도 좋겠으나, 품질, 디자인, 상표 등의 차이로 代替關係가 불완전한 수밖에 없을 것이다. 또한 아무리 큰 경제라 할지라도 生産單價의 상승 없이 해외로부터의 모든 수요를 충족시킬 수 있는 무한한 供給能力을 가질 수도 없을 것이다. 따라서 수출에 관하여서는 그 수요와 공급의 양측면이 모두 고려되어야 할 것이다.

일반적으로 수요와 공급을 추정함에 있어 그 構造方程式을 동시에 추정하는 것이 聯立方程式 偏倚(simultaneity bias)를 피할 수 있기 때문에 바람직한 방법이겠으나, 本稿에서는 후술하는 바와 같이 수출입의 「디플레이터」 자체를 추산하여야 했기 때문에 이를 이용한 聯立方程式의 同時推定方法(simultaneous equations approach)을 택하기보다는 實質輸出函數와 輸出價格函數를 각각 독립적으로 古典的最小自乘法(OLS)을 사용하여 추정하기로 하였다. 이는 추산된 「디플레이터」의 사용을 최소한에 그치려 하는 의도이며 또 한편 발표된 輸出物價指數는 契約價格에 기초하고 있으므로 每分期마다 輸出價格이 어떻게 형성되는가를 연구할 수 있는 중요한 자료이므로 그 函數의 추정도 그것대로 매우 뜻있는 일이라 보았기 때문이다.

## 1. 實質輸入函數

추정한 輸入函數는 좀더 정확히 표현하면 輸入需要函數이다. 즉 외국 상품에 대한 우리

경제의 수요를 반영하는 것으로 그 模型과 說明變數들의<sup>1)</sup> 先驗的 函數關係는 다음과 같다. 이것이 4개의 實質輸入函數의 추정에 쓰인 일반적인 模型이다.

$$M = h(Y, PM, WPI)$$

$$h_1 > 0, h_2 < 0, h_3 > 0$$

여기에서

$M$  = 實質輸入

$Y$  = 所得變數

$PM$  = 圓貨表示 輸入價格指數

$WPI$  = 國內總都賣物價指數

이며  $h_i (i=1, 2, \dots)$ 는  $h$ 를  $i$ 번째 說明變數로 微分한 것을 뜻한다.

原材料, 資本財 및 原油 수입의 경우에는 農林水産部門 이외의 國內總生産을 所得變數로 사용하였는데, 그 이유는 이들 수입이 주로 鑛業, 製造業 및 社會間接資本部門 등의 생산 활동에 투입되는 것이기 때문이다. 반면 消費財 輸入의 경우에는 國民總生産을 所得變數로 삼았다.

輸入價格은 美달러貨表示의 輸入「디플레이터」를 名目換率로 곱하여 圓貨로 표시한 것이다. (「디플레이터」를 구한 방법은 아래 第Ⅲ節에서 설명하였다.) 이 價格指數는 輸入契約價格을 기초로 하고 있어 關稅 및 非關稅障壁의 영향을 반영하지 못하고 있는데, 우리나라의 경우에는 이들 輸入障壁이 점차 완화되고 있으므로<sup>2)</sup> 國內市場에 대한 輸入供給價格의 實際趨勢는 函數推定에 사용된 輸入價格보다 좀 낮은 增加勢를 보일 것으로 추측된다.

輸入需要函數의 추정에 있어 輸入價格을 國內物價指數로 나누어준 輸入相對價格을 사용하는 것이 보통인데 本稿에서는 國內 都賣物

2) 韓國開發研究院, 『産業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案』(1982), 金秀勇, 『韓國의 貿易政策과 物價變動』(1980), 徐錫泰, 『韓國의 輸入構造 및 輸入政策』(1979).

價指數를 독립시켰다. 輸入相對價格을 쓴다는 것은 輸入價格 1%의 상승이 輸入需要에 미치는 영향이 國內價格 1% 하락의 영향과 같다고 가정하는 것인데 이러한 가정을 그대로 받아들이기에는 문제가 있다고 보았기 때문이다. 특히 原油와 輸入原材料는 국내에 그와 밀접한 代替財가 거의 전무한 상태이므로 이 가정이 매우 의심스러운 것임을 알 수 있다. 따라서 輸入價格과 國內物價를 독립된 說明變數로 삼는 것이 우리 현실에 더 타당할 것이며, 國內物價도 商品別 都賣物價指數보다는 總指數를 사용하여 實質基準의 所得變數에는 포함되지 않는 景氣變動의 物價側面의 영향을 輸入需要函數에 반영하고자 하였다. 이러한 고려로 4개의 輸入函數 모두 국내 總都賣物價指數를 독립된 說明變數로 가지고 있다.

## 2. 實質輸出函數

輕工業製品과 重化學工業製品의 輸出函數推定에 사용된 模型의 일반적인 형태와 說明變數들의 先驗的 函數關係는 다음과 같다.

$$X=f(FY, RPX, E, WPI, X(-1))$$

$$f_1>0, f_2<0, f_3>0, f_4<0, f_5>0$$

여기에서

$X$ =實質輸出

$FY$ =先進國의 實質GNP

$RPX$ =우리나라 輸出의 相對價格指數

$E$ =對美달러 名目換率

$WPI$ =國內都賣物價指數

우리나라의 수출은 제 1 차적으로 우리 상품에 대한 해외의 수요이다. 이 수요를 결정하는 所得變數로는 美·日·西獨의 實質GNP 지

數를 加重平均한 것을 사용하였고, 價格變數로는 美달러貨로 표시된 우리나라의 FOB輸出價格과 해외 都賣物價指數의 비율을 사용하였다. 해외 都賣物價指數도 美·日·西獨指數들의 加重平均이다. 聯立方程式 방법에서는 이로써 輸出需要函數의 模型設定을 그치겠으나 本稿는 일종의 誘導模型(reduced form)을 택하여 상기 두 變數 외에 換率과 都賣物價指數를 說明變數로 추가하였다. 換率은 궁극적으로 輸出價格을 통하여 輸出量에 영향을 미칠 것인데, 이를 價格變數에 추가하여 說明變數로 삼는 것은 美달러貨로 표시된 輸出價格의 변화가 價格彈力性을 통하여 海外需要量에 영향을 미치는 것과는 독립적으로 換率의 변화가 美달러貨로 표시된 供給曲線을 이동하게 함으로써 輸出量에 영향을 주게 될 것이기 때문이다.

國內都賣物價指數를 說明變數로 삼은 것 또한 輸出供給 쪽의 이유에 의한 것인데 生産者에게 內需市場과 輸出市場에의 판매 사이에 선택의 여지가 있다면 內需市場에서 都賣物價의 상승은 輸出誘因을 그만큼 낮출 것이라는 假說을 세울 수 있기 때문이다. 이와 같이 內需와 輸出 사이의 선택이 輸出에 미치는 영향을 파악하려는 것이므로 總都賣物價指數를 사용하지 않고 輕工業 輸出函數 추정에는 輕工業製品의 都賣物價指數를 重化學工業 輸出函數推定에는 重化學製品의 都賣物價指數를 사용하였다.

이상의 輸出函數 模型은 두 가지의 문제점을 내포하고 있다. 하나는 자료의 부족으로 輸出對象國에 도착하기까지의 保險 및 運送費, 그 나라의 輸入關稅 및 非關稅障壁의 영향 등을 우리 상품의 輸出價格에 반영시킬 수 없었

다는 것이다. 따라서 추정기간 동안 이 여러 요인들의 변화가 크면 海外需要의 價格彈力值의 추정이 그만큼 정확성을 잃게 될 것이다. 추정기간 동안에 Kennedy Round 多者間 貿易協商에 준한 關稅의 삭감이 1968년부터 이 행되고 있었으며 1980年 이후에는 Tokyo Round에 준한 關稅削減이 이 행되고 있었고, 반면에 1970년대 중반을 고비로 先進國의 非關稅障壁은 강화되고 있었는데 關稅下落보다는 非關稅障壁 강화의 효과가 더 컸을 것으로 추측되기 때문에<sup>3)</sup>이 두 변화의 純效果는 海外市場에서의 우리 商品價格 對 FOB輸出價格의 비율을 시간이 지남에 따라 점점 크게 하였을 것으로 추측된다.

輸出函數模型의 다른 문제점은 우리나라 競爭相對國의 輸出價格을 說明變數에 포함시킬 수 없었다는 것이다. 여기서 고려되어야 할 점은, 우리 상품의 경쟁 대상이 輸入國의 國內商品과 소위 경쟁 상대국의 輸出品일 것인데 어느 쪽과의 경쟁이 얼마나 더 중요하냐이다. Wijnbergen<sup>4)</sup>은 輸入國의 國內商品과의 경쟁이 주로 문제가 된다고 하고 있으나 臺灣, 홍콩 등과의 경쟁을 무시할 수 없을 것이고 이들의 輸出價格을 포함시킬 수 있었더라면 推定結果가 달라질 수도 있었을 것이다.

### 3. 輸出價格函數

이것은 輸出價格을 從屬變數로 삼은 輸出供

給函數이며 輕工業製品과 重化學工業製品 모두 다음과 같은 模型으로 추정하였다.

$$PX=g(X, E, EXIR, MW, PM, PC)$$

$$g_1>0, g_2<0, g_3>0, g_4>0, g_5>0, g_6<0$$

여기에서

$PX$ =輸出物價指數

$X$ =實質輸出

$E$ =對美달러 名目換率

$EXIR$ =預金銀行의 輸出어음割引率

$MW$ =製造業部門의 賃金指數

$PM$ =輸入物價指數

$PC$ =生産能力指數

輸出物價指數는 계약시의 美달러表示 FOB 輸出價格으로서 實質輸出算定에 쓰인 輸出「디플레이터」와는 구별되어 야한다(第Ⅲ節 참조). 實質輸出을 說明變數의 하나로 삼은 것은 다른 여건이 불변이라 하더라도 輸出物量의 증가는 生産能力의 한계 때문에 輸出價格의 상승을 유발할 것으로 예상되기 때문이다. 生産者의 관심은 元貨表示의 販賣收入에 있겠으나 輸出物價는 美달러貨로 표시되어 있기 때문에 換率의 상승은 輸出供給曲線을 하락시킬 것이며, 預金銀行의 輸出어음割引率과 賃金指數는 生産者의 資本 및 賃金 코스트의 요인으로서 輸出物價를 결정하는 주요 變數일 것이며, 수출의 輸入依存도가 비교적 높기 때문에 輸入物價指數 역시 輸出物價의 결정에 중요한 영향을 미치는 變數로 사료된다. 輕工業 輸出物價指數의 추정에서는 곡물을 제외한 輸入原資材의 輸入物價指數(PRM)를 說明變數의 하나로 하였고 重化學의 경우에는 金屬製品·機械類 및 鑛物性 燃料 등 中間財 輸入物價指數(PMII)를 그 說明變數로 하였다. 國內産業

3) A.J. Yeats, *Trade Barriers Facing Developing Countries* (1979), S.A.B. Page, "The Revival of Protectionism and its Consequences for Europe," *The Journal of Common Market Studies*, Sept. 1981. 참조.

4) Sweder van Wijnbergen, *Short-run Macro-Economic Adjustment Policies in South Korea*, 1981, World Bank, p. 8.

의 生産能力은 輸出價格의 결정에 중요한 영향을 미칠 것이고 生産能力의 증가는 輸出價格의 인하를 가능하게 할 것이다.

### Ⅲ. 資 料

#### 1. 商品輸出入 「디플레이터」와 實質輸出 및 輸入

商品群別로 輸出入函數를 추정함에 있어 제일 처음 부딪는 문제는 經常基準의 貿易額을 實質基準으로 바꾸는 것이다. 이 목적으로 사용할 수 있는 것은 韓國銀行이 발표하는 輸出과 輸入 物價指數뿐인데 이 物價指數는 輸出 혹은 輸入 契約 당시의 가격에 기초하고 있으므로 그대로 「디플레이터」로 사용하는 데에는 문제가 있다<sup>5)</sup>. 輸出入額은 通關基準으로 발표되고 契約과 通關 사이에는 시차가 있으므로 어느 주어진 分期  $t$ 의 通關額을  $t$ 期の 物價指數로 나누어준다면 시차가 2分期 이상인 實質輸出 혹은 輸入은 물가가 상승하고 있을 때에 過小評價되고, 하락하고 있을 때에는 過大評價될 것이기 때문이다.

이러한 문제를 완전히 해결할 수는 없겠으나 부분적 解決方案으로, 지나간 몇 分期指數의 일종의 加重平均을 구하여 이를 「디플레이터」로 사용하기로 하였는데 다음과 같은 방법으로 구하였다.

우선  $t$ 分期의 通關輸出( $X_t$ )이 同期의 契約중 履行分( $x_t$ )과 한 分期 전의 契約중 履行

分( $x_{t-1}$ )으로만 구성되어 있다고 가정하자. 즉

$$X_t = x_t + x_{t-1} \dots\dots\dots(1)$$

$P_t$ 가  $t$ 分期의 輸出物價指數라면,  $t$ 期の 實質輸出( $RX_t$ )은

$$RX_t = \frac{x_t}{P_t} + \frac{x_{t-1}}{P_{t-1}} \dots\dots\dots(2)$$

이며, 구하고자 하는 「디플레이터」( $D_t$ )는

$$D_t = \frac{X_t}{RX_t} = \frac{X_t}{x_t/P_t + x_{t-1}/P_{t-1}} = \left( \frac{x_t}{X_t} \cdot \frac{1}{P_t} + \frac{x_{t-1}}{X_t} \cdot \frac{1}{P_{t-1}} \right)^{-1} \dots(3)$$

따라서 이같은  $D_t$ 를 구하기 위해서는  $X_t$ 의  $x_t$  ( $t=0, 1, 2, \dots$ ) 구성을 알아야 하는데, 이 구성은 물론 알려져 있지 않으므로 주어진 分期의 輸出額을 從屬變數로 하고 지나간 8分期의 信用狀來到額을 獨立變數로 하는 3次多項式時差模型(polynomial distributed lag)의 回歸析을 통하여 추정하였다. 즉 과거 信用狀分來到額의 係數 中正의 부호를 갖고 있으며 有意度가 높은 것만을 택하여 그 합이 1이 되도록 調整(normalize)하였다. 수입의 경우에는 輸入額과 輸入許可書發給額을 사용하였다. 그 결과 商品群別로 추정된 通關輸出 혹은 수입의 구성은 <表 3>과 같다.

원유 수입의 경우에는 分期別 輸入額과 輸入物量을 모두 얻을 수 있었으므로 「디플레이터」를 위와 같은 방법으로 추산할 필요가 없었다. 아래의 函數推定에서 이와 같이 구하여진 「디플레이터」를 사용하여 각 商品群別로 實質輸出 혹은 輸入을 구하였다.

또한 이 「디플레이터」를 實質輸出入函數의 價格變數를 작성하는 데 사용하였다. 즉 實質

5) 韓國銀行, 『物價總覽』, 各號.

〈表 3〉 通關輸出入의 構成

	t 分期 契約分의 비중			
	t	t-1	t-2	t-3
원재료 수입	0.4	0.4	0.2	—
자본재 수입	0.75	0.25	—	—
소비재 수입	1.0	—	—	—
경공업 수출	0.1	0.35	0.35	0.2
중화학 수출	0.6	0.4	—	—

輸出函數의 價格變數는 輸出「디플레이터」를 海의 都賣物價로 나누어 구한 우리나라 輸出의 相對價格이며, 實質輸入函數의 價格變數는 輸入「디플레이터」를 名目換率로 곱하여 얻은 元貨表示 輸入「디플레이터」이다.

## 2. 海外 實質國民總生産(FY)指數

이는 우리 수출에 대한 해외로부터의 수요를 결정하는 가장 중요한 變數인데 이는 美·日·西獨 3개 先進國의 不變 GNP指數를 加重幾何平均한 것이다. 加重値는 1980년부터 1982년까지 美·日·西獨·英國·프랑스에 대한 우리 수출 중 각국으로의 輸出比重인데 西獨의 不變GNP에 대한 加重値는 對 西獨·英國 및 프랑스 수출의 비중을 사용하였다. 이 선진국들은 世界景氣의 浮沈에 결정적인 영향을 미치는 국가들일 뿐 아니라 이들에 대한 수출은 1970年代를 통해 우리나라 총수출의 약 2/3를 점하고 있었으며 1980년대初에도 절반 이상을 차지하고 있다.

本稿에서는 實質輸出의 分期模型을 추정하려 하는 것이며 이에 從屬變數로 사용될 輸出額은 季節調整되지 않는 것이므로 FY指數 역시 季節調整되지 않아야 할 것이다. 西獨과 日本의 경우에는 바라는 GNP指數를 얻을 수

있었으나 美國의 경우에는 季節調整前의 經常 GNP와 季節調整이 된 GNP「디플레이터」를 사용하여 指數를 구하는 데 그칠 수 밖에 없었다.

## 3. 海外 都賣物價指數(FWPI)

우리 수출은 海外市場에서 그곳의 國內商品과 他國의 輸出商品과 代替關係에 있는데, 후자와의 代替關係는 資料의 부족으로 函數推定에서 고려할 수 없었다는 것은 전술하였다. 전자의 代替關係를 函數推定에 반영하기 위하여 우리 商品의 輸出價格뿐 아니라 輸出對象國의 國內物價도 고려되어야 할 것이다. 여기에 FWPI의 필요성이 있는 것이며 FWPI로 輸出「디플레이터」를 나누어줌으로써 實質輸出函數의 추정에 쓰인 輸出相對價格을 구하였다.

FWPI는 美國의 都賣物價指數와 日本과 西獨의 都賣物價指數를 美달러로 표시한 것을 加重幾何平均하여 구하였다. 美달러表示都賣物價指數는 都賣物價指數를 그 나라 貨幣의 對美달러換率로 나누어준 것을 다시 指數化한 것이다. 이는 輸出對象國의 換率이 상승할 경우 이를 감안하지 않는다면 우리 商品의 경쟁력이 상대적으로 過大評價될 것이기 때문이다. 사용된 加重値는 FGNP指數 작성에 사용된 것과 같다.

## 4. 國內 都賣物價指數(WPI)

輸出函數推定에 쓰인 輕工業 및 重化學工業 製品의 都賣物價指數는 좀더 세분된 項目의 指數로부터 韓銀이 사용한 加重値를 써서 재



작성한 것이다<sup>6)</sup>.

## 5. 非農林水産部門의

### 國內總生産(YNA)

實質輸入函數의 추정에서 쓰인 YNA는 1975年不變價格 國內總生産(GDP)으로부터 農業·林業 및 水産部門의 國內總生産을 차감하여 얻은 것이다.

## 6. 輸出入物價指數(PXL, PXHC)

輕工業 및 重化學工業製品의 輸出物價指數는 韓銀의 자료 중 産業別 輸出物價指數를 그대로 사용하였고, 資本財 및 消費財의 輸入物價指數도 韓銀 資料 중 용도별 輸入物價指數의 것을 그대로 사용할 수 있었으나, 原油 및 穀物을 제외한 原材料의 輸入物價指數는 용도별 분류 중 原資材의 輸入物價指數로부터 原油와 穀物의 輸入物價指數를 加重值를 감안하면서 차감하여 재작성하였고, 原油의 輸入單價指數는 原油導入額과 物量의 時系列 資料에서 독립적으로 산출하였다. 이러한 輸出 및 輸入 物價指數는 한편으로 상술한 輸出入「디플레이터」작성에 사용하였고, 다른 한편 輸出價格函數의 추정에서는 그대로 從屬變數로 사용하였다.

## 7. 其 他

換率(E)은 對美달러 名目換率을 適用日數를 加重值로 하여 分期別 平均值를 구하였다. 預金銀行의 輸出어음割引率 역시 適用日數를 加重值로 分期別 平均值를 구하였다. 製造業部門의 賃金指數(MW)는 本院의 「데이터베이스」의 것을 그대로 사용하였다<sup>7)</sup>. 輸入價格函數의 추정에 쓰인 生産能力指數(PCL, PCHC)는 輕工業과 重化學工業의 生産指數를 頂點間補間法으로 처리해 구한 것이며 生産指數는 本院의 「데이터베이스」에서 얻었다.

## IV. 推定結果分析

1972년 1/4분기부터 1982년 3/4분기까지의 時系列資料를 自然對數化한 것을 사용하여 輸出 및 輸入函數를 OLS方法으로 추정 한 결과는 다음과 같다. 季節「더미」의 係數는 생략한다.

### 1. 輸入函數

#### 가. 消費財 實質輸入函數(MC)

常數	Y	PC	WPI	MC(-1)
-0.62	1.06	-0.55	0.34	0.44
(0.18) <sup>8)</sup>	(2.82)	(2.64)	(1.51)	(3.83)

$$R^2=0.970 \quad F=(7, 35)=160.0 \quad DW=1.66$$

추정된 係數들의 부호는 모두 기대한 바와 같고 都賣物價指數의 係數 외에는 모두 1% 수

6) 韓國銀行, 『物價總覽, 1982』, 輕工業製品의 都賣物價指數를 作成하는 데 포함 항목의 코드는 03, 04, 05, 153, 072, 08, 155, 156, 157이며 重化學製品의 경우 포함된 코드는 06, 071, 09, 10, 11, 12이다.

7) 呂運邦, 「KDI데이터 베이스」 韓國開發研究院, 1983.

8) ( ) 안의 數値는 t-value의 절대값을 나타낸다.

준에서 有意하였다. 外生變數들의 변화가 미치는 短期의 충격을 보면, 國民總生産(Y)의 1% 성장은 消費財 輸入을 거의 같은 정도 증가시키는 單位所得彈力性을 보였으며, 元貨表示 輸入價格(PC)의 1% 상승은 수입을 0.5% 정도 감소시키는 효과가 있었으며, 國內物價의 상승은 消費財 輸入에 뚜렷한 영향이 없는 것으로 나타났다.

1分期前 從屬變數(lagged dependent variable)의 係數는 0.44로 추정되었다. 즉 外生變數의 변화가 長期에 걸쳐 초래할 總衝擊이 모두 반영된 후의 從屬變數값과 주어진 分期의 값과의 차이의 56% 만큼만이 주어진 分期의 從屬變數에 반영되는 것으로 推定되었다<sup>9)</sup>. 從屬變數의 이러한 적응은 끝없이 진행될 것인데 總衝擊은 短期의 것의 약 1.8배에 달한 것이며, 總衝擊의 절반이 나타나는데 걸리는 시간, 즉 平均時差(mean lag)는 이 경우 1分期 미만이다. 總衝擊이 모두 반영된 이후의 長期 所得彈力值는 1.89로서 비교적 탄력적이라 하겠으며 價格彈力值는 0.98로서 單位彈力的이라 하겠다.

이 推定結果에 의하면 換率의 상승은 元貨表示 輸入價格의 상승을 통하여 消費財 輸入을 거의 같은 비율로 감소시킬 것으로 예상되어, 국내 물가의 상승이 따르더라도 그것의 輸入增大效果는 크지 않을 것이므로, 消費財 輸入을 위한 外貨支拂을 감소시킬 것으로 기대된다.

9) Robert S. Pindyck and Daniel L. Rubinfeld, *Economic Models and Economic Forecasts*, ch. 9 참조.

#### 나. 資本財 實質輸入函數(MK)

常 數	YNA	PK	WPI
6.00	1.84	-1.44	0.87
(1.81)	(7.08)	(4.41)	(2.93)
$R^2=0.945$ $F(6, 36)=102.9$ $DW=1.66$			

資本財輸入에 있어서 추정된 係數들의 부호는 기대한 바와 같고 모두 1% 수준에서 有意하였다. 所得彈力值는 消費財의 경우와 같이 비교적 높은 1.84로서 非農林水産部門의 國內總生産(YNA)이 1% 증대함에 따라 資本財의 實質輸入需要는 1.8% 이상 증가하고, 元貨表示 輸入價格(PK)에 대한 彈力值는 1.44로서 消費財보다 높은 價格彈力性을 보였다. 국내 都賣物價의 1% 상승은 實質基準으로 0.9%에 가까운 輸入增加를 초래한 것으로 推定되었다.

推定된 PK의 係數에 의하면 換率의 상승은 資本財의 實質輸入을 더 큰 비율로 감소시키는 효과가 있으므로 換率의 상승으로 인한 都賣物價指數의 상승 효과를 감안하더라도 資本財 輸入을 위한 外貨支拂을 換率 上昇率과 비슷한 수준으로 감소시키는 효과를 가질 수 있을 것으로 보인다. 資本財의 所得彈力值가 2에 가까운 것은 國內産業의 資本財에 관한 높은 海外依存度와 資本의 심화를 반영하는 것으로 사료된다.

#### 다. 原油 實質輸入函數(MO)

常 數	YNA	POE/WPI
7.18	1.03	-0.16
(7.99)	(9.76)	(2.66)
$R^2=0.841$ $F(5, 36)=38.2$ $PW=1.89$		

추정된 係數들의 부호는 모두 기대한 바와

같았고 1% 수준에서 有意하였다. 다른 輸入函數의 추정과는 달리 原油輸入의 경우에는 都賣物價指數(WPI)를 독립시키지 않았는데 이는 1次 시도에서 元貨表示 輸入價格(POE)과 WPI의 係數가 絕對値는 같고 부호는 다르게 추정되었기 때문이다.

所得彈力値는 1.03으로, 非農林水産部門의 國內總生産(YNA)의 1% 성장은 原油의 導入量을 같은 비율로 증가하게 하는 것으로 추정되었다. 이것은 消費財와 資本財輸入에 비해 매우 낮은 彈力値이며 필자의 1982년 推定値보다 낮은 것이다.<sup>10)</sup> 元貨表示 相對輸入價格(POE/WPI)에 대한 彈力値는 0.16으로 매우 낮게 추정되었는데 이는 原油에 대한 代替財가 거의 존재하지 않기 때문일 것이다. 이 函數의 決定係數(Coefficient of determination)가 他函數에 비해 비교적 낮은 이유는, 原油輸入에 영향을 미칠 수 있는 國內原油在庫를 說明變數에 포함시킬 수 없었던 데 있을 것으로 사료된다.

#### 라. 原材料 實質輸入函數(MRM)

常數	YNA	PMRM	WPI
4.27	1.80	-0.51	0.30
(1.72)	(9.42)	(1.92)	(0.99)

$R^2=0.958$   $F(6, 19)=72.3$   $DW=1.25$

이 函數의 추정에서는 1972년부터의 자료를 사용한 결과 輸入價格과 國內物價의 係數가 예상과는 반대되는 부호를 가지고 있었으며

10) 1982년의 추정에 있어서는 1969년 이후의 자료를 사용하였는데 비해 本稿에서는 1972년 이후의 자료를 사용하였고 따라서 자료의 대부분이 제1차石油波動 이후의 것이므로 에너지 節減 노력이 반영되어 本稿의 所得彈力値가 낮아진 것으로 추측된다. 俞正鎬(1982) 참조.

統計的 有意性도 높은 것으로 나타났다. 여기에 보고하는 것은 推定對象期間을 1976년 이후로 한 것임을 밝혀둔다. 그 결과 非農林水産部門의 國內總生産(YNA)의 係數는 1% 이하의 수준에서 元貨表示 輸入原材料價格(PMRM)의 係數는 5% 수준에서 통계적으로 有意하고 예상과 같은 부호를 갖는 것으로 추정되었다. 非農林部門의 1% 성장에 따라 原材料의 수입은 實質基準으로 1.8% 증가하여 所得彈力性은 높았으며 輸入價格 1% 상승에 수입은 약 0.5%의 감소를 보여 價格彈力性은 낮았다. 자료의 부족으로 輸入原材料의 재고를 說明變數로 포함할 수 없었는데 이 變數는 이 輸入函數에서 중요한 역할을 할 가능성이 높다고 보아야 할 것이다.

추정된 輸入函數들을 비교할 때에 두드러지는 점은 資本財 輸入의 價格彈力性이 原材料, 消費財, 그리고 原油輸入보다 비교적 높다는 것인데 이는 대체로 輸入財에 대한 代替財의 존재 여부에 그 이유가 있을 것이다. 原油와 原材料 輸入의 價格彈力性이 낮은 것은 우리나라의 自然資源이 풍부하지 못하기 때문에 국내에 그와 밀접한 代替財가 없는 것을 반영하고 있을 것이고, 국내에서 생산되는 資本財의 輸入財와의 代替性은 原油나 原材料의 경우보다는 높을 것이므로 이를 반영하여 資本財輸入은 價格彈力的으로 추정된 것으로 사료된다. 消費財輸入의 價格彈力性이 資本財보다 낮은 것은 代替財의 부족보다는 이의 수입이 外換需給上의 이유로 혹은 産業政策上의 이유로 되도록 억제되어 왔었다는 데 기인할 것이다.

## 2. 輸出函數

### 가. 輕工業 實質輸出函數(XL)

常數	FY	RPXL	E	WPIL	XL(-1)
-3.60	0.83	-0.58	0.45	-0.30	0.84
(1.92)	(1.88)	(2.60)	(2.17)	(2.02)	(11.89)
$R^2=0.985$ $F(8, 34)=272.1$ $DW=1.499$					

추정된 係數들의 부호는 예상과 같고 모두 5% 혹은 1% 수준에서 有意하였다. 先進國 GNP(FY)에 대한 輕工業 輸出의 短期彈力値는 0.83, 輸出相對價格(RPXL), 즉 美달러表示 輸出價格 對 先進國物價의 비율에 대한 彈力値는 0.58로 나타났다.

1分期前 從屬變數의 係數는 0.84로서 平均時差는 5.25分期, 즉 1년 1/4분기보다 좀 더 길며 輕工業 輸出이 獨立變數들의 변화에 매우 완만히 적응하는 것으로 나타났다. 적응이 완만하기 때문에 궁극적으로 나타날 總衝擊은 短期의 衝擊에 비해 매우 커지게 되어 長期所得彈力値는 약 5.2, 長期價格彈力値는 3.6을 上廻하는데 이는 선진국들의 總輸出函數의 推定値에 비해 높은 것이다. 日本의 總輸出의 長期價格彈力値는 0.5에서부터 3.0까지로 추정되어 다른 선진국보다 높은 것으로 나타나고 있는데 本稿에서 추정된 우리나라 輕工業 輸出의 價格彈力値는 이에 비하더라도 높은 것이다. 선진국의 總輸出이 비교적 重化學製品에 치중하고 있는 것이므로 우리의 輕工業 輸出과 직접 비교하는 데 문제가 있겠으나 우리나라의 輕工業製品 輸出에 있어 價格競爭이

선진국의 경우보다 매우 중요하다는 것은 분명한 것으로 보인다.

所得彈力値에 있어서도 日本輸出의 長期彈力値는 1.62 내지 4.22로서 다른 선진국의 彈力値보다 높고 우리나라 輕공업의 경우는 日本보다 더 높다. 이것은 우리나라의 수출이 급성장하여 왔던 실적에 비추어 당연한 통계적인 결과이겠는데, 해외에서의 所得變化에 우리나라의 수출이 선진국들보다 더 민감하다는 것을 뜻하는 것임은 재론을 요하지 않는다<sup>11)</sup>.

換率의 상승은 우리 수출의 元貨表示 供給價格이 불변이라면 美달러表示 輸出供給曲線의 하락을 의미하여 수출을 증가하게 할 것으로 예상되는데 추정 결과에 의하면 換率 1%의 상승은 주어진 分期의 實質輸出을 0.45% 증대하고 長期에 있어서는 약 2.8% 증대하는 효과가 있었다.

輕工業製品의 국내 물가의 상승은 수출에 비해 內需販賣의 產出을 높이기 때문에 수출을 감소시킬 것으로 예상되는데, 국내 물가가 1% 상승함에 따라 短期에는 0.3%, 長期에서는 1.9%에 가까운 수출 감소의 효과가 있었던 것으로 추정되었다.

### 나. 輕工業 輸出價格函數(PXL)

常數	XL	E	EXIR	MW	PRM	PCL
-0.84	0.33	-0.58	0.14	0.64	0.22	-1.00
(0.96)	(4.14)	(5.21)	(1.69)	(8.02)	(2.26)	(4.86)
$R^2=0.972$ $F(9, 33)=127.9$ $DW=0.71$						

추정된 係數들의 부호는 기대한 바와 같고 常數와 輸出金融金利(EXIR)를 예외로 모든 係數는 1% 혹은 그에 매우 가까운 수준에서

11) 先進國 輸出函數의 추정 결과는 Goldstein and Khan (1984)을 참조하였음.

有意하였다. 이 추정 결과에 의하면 경공업의 實質輸出(XL)이 1% 증가함에 따라 輸出價格은 약 0.33% 상승하는 것으로 추정되었는데 이를 바꾸어 말하면 輸出供給의 價格彈力值가 대략 3.0이라는 것으로 비교적 높은 彈力值라고 하겠다<sup>12)</sup>. 반면에 輕工業生産能力指數(PCL)의 1% 상승은 輸出價格을 비례적으로 인하는 효과가 있는 것으로 추정되어 경공업의 경우 生産能力이 수출의 가격 경쟁에 미치는 영향이 매우 큰 것으로 보인다. 이것이 단순히 供給能力의 증대의 영향인지 혹은 資本生産性 상승의 효과인지는 여기서 판단할 수 없을 것이다. 換率의 1% 상승은 輕工業製品의 美달러表示 輸出價格을 0.6% 가까이 하락하게 하는 효과가 있었다. 따라서 元貨表示 輸出價格은 0.4%를 조금 넘는 정도로 상승할 것으로 추측할 수 있다.

企業의 生産費에 영향을 미치는 變數들을 보면, 輸出金融金利(EXIR)의 1% 상승은 輕工業製品 수출가격을 약 0.1% 높이는 효과가 있고 輸入原燃料價格(PRM)의 1% 상승은 약 0.3% 높이는 것으로 추정되었다. 製造業 賃金(MW)의 1% 상승은 수출가격을 0.64% 높이는 것으로 나타나 金利나 原燃料에 비해 수출가격에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 추정되었다. 이들 세 係數 크기의 순위는 대체로 예상대로인 것으로 사료된다.

12) 輸出供給의 價格彈力值 3은 XL의 係數 0.33의 逆數인데, 만약 XL을 從屬變數로하고 PXL을 說明變數로 하는 供給函數의 추정이었다면 이때에 얻는 彈力值는 3보다 클 것이다. A.S. Goldberger, *Topics in Regression Analysis*, ch. 2. 참조. 참고로 선진국 총수출의 供給函數의 彈力性을 살펴보면 美國의 경우에는 11.5 또는 12.2라고 매우 높은 長期彈力值 추정 이 있으며 日本의 경우에는 1.7이라는 추정 결과가 있다. Goldstein and Khan (1984) 참조.

#### 다. 重化學工業 實質輸出函數(XHC)

常數	FY	RPXHC	E	WPIHC	XHC (-1)
-3.25	2.82	-0.85	-0.68	0.46	0.40
(1.41)	(4.40)	(2.76)	(1.85)	(1.46)	(2.83)
$R^2=0.991$ $F(8, 34)=455.1$ $DW=1.166$					

추정된 係數들을 살펴보면 所得變數와 價格變數의 係數는 예상과 같은 부호를 갖고 있고 1% 수준에서 有意한 데 반해 換率과 都賣物價指數(WPIHC)의 係數는 예상과는 반대되는 부호를 보이고 있으며 換率의 係數는 5% 수준에서 有意한 것으로 추정되었다.

1分期前 從屬變數의 係數는 0.4로서 外生變數들의 변화에 대한 重化學製品 實質輸出의 적응이 輕工業輸出보다 매우 빠른 것으로 추정되었으며 平均時差는 한 分期보다 짧았다. 外生變數의 변화가 從屬變數에 미치는 總衝擊은 短期의 것의 약 1.7배에 달할 것이다. 重化學輸出의 선진국 GNP에 대한 短期彈力值는 약 2.8, 長期彈力值는 4.7이며, 輸出相對價格에 대한 短期彈力值는 0.85, 長期彈力值는 약 1.42에 달한다. 이와 같은 彈力值는 輕工業輸出의 경우와 마찬가지로 선진국의 推定結果보다 높은 것이다.

국내 都賣物價指數의 係數는 有意도가 낮고 예상과는 반대로 正의 부호를 갖는 것으로 추정되었다. 이것은 두 가지로 해석할 수 있을 것이다. 첫째는 有意도가 낮다는 데 근거하여 重化學製品의 경우 內需販賣와 수출 사이의 선택이 국내 生産者에게 크게 중요하지 않다는 해석이다. 즉 內需用 重化學製品과 輸出用은 매우 다른 제품이기 때문에 국내 가격의 상승이 輸出誘因을 감소시키지 않는다는 것이

다. 그러나 이처럼 大分類된 製造業製品에 있어서 輸出과 內需市場이 완전히 분리되어 있다고 믿기 어렵다. 둘째로 가능한 해석은 重化學製品의 수출이 關聯製品의 국내 물가를 상승하게 하는 원인이 된다는 것이다. 즉 추정된 係數는 단지 相關關係를 반영할 뿐이고 因果의 방향은 이 函數가 가정하는 것과 같이 國內物價→輸出實績이 아니라 그 반대라는 것이다. 이에 의하면 일부 重化學製品의 수출이 증가하면 國內市場에서는 供給不足이 야기되고 이는 다시 重化學製品의 일반적 물가를 상승시키게 된다는 것이다. 이 두 가지 이유 중에 어느 것이 옳든, 혹은 제 3의 이유가 있든 간에 한 가지 분명한 것은 국내 물가가 경공업과 중화학제품의 輸出行態에 미치는 영향은 매우 다르다는 것이다.

換率의 변화가 중화학 수출에 미치는 영향도 예상과 다르게 추정되었는데, 換率이 1% 상승하면 중화학 수출은 實質基準으로 0.7% 가까이 감소하는 것으로 나타났다. 換率의 상승은 元貨表示 輸出價格을 높이기 되므로 輸出誘因을 크게 하는 효과를 갖는 것이 보통이다. 만약 추정 결과가 사실이라면 重化學工業의 경우에는 換率의 상승이 수출의 이윤을 저하시키거나 손실을 초래한다는 것을 의미한다. 이것은 믿기 어려운 결과이나, 이를 가능하게 할 이유를 굳이 찾아보자면 다음과 같을 것이다. 換率의 상승은 대체로 달러表示 輸出價格을 인하하는 효과가 있으므로 換率의 상승이 모두 元貨表示 輸出價格의 상승으로 반영되지 않는다. 또한 輸入原資材의 元貨價格을 높이고 중국에는 賃金上昇을 유발할 것이다. 이러한 價格側面的 효과 이외에 重化學製品 輸出主宗品과 輸入主宗品 사이의 代替關係가

있다면 이 代替關係도 換率의 상승이 수출을 감소케하는 방향으로 작용하는 데 한 몫을 할 수 있을 것이다. 즉 換率의 상승은 輸入主宗品の 수입을 감소시킴으로써 그와 代替關係에 있는 輸出主宗品에 대한 內需를 증대시키고 그 결과 수출이 감소되는 가능성도 있을 것이다.

그러나 여기 언급한 換率上昇의 효과들은 모두 간접적 혹은 제 2차적 효과들로서 이 때문에 수출이 감소하였다는 것은 쉽게 납득할 수 없는 일이다. 일반적으로 間接效果가 直接效果를 압도하는 것은 보기 드문 經濟現象이기 때문이다. 推定結果에만 의존하여 換率의上昇이 重化學輸出에 대해 負의 효과를 갖는다고 결론지음은 너무 성급한 일일 것이다. 앞으로 이에 대한 더 깊은 연구·분석이 필요할 것이다.

#### 라. 重化學工業 輸出價格函數

常數	XHC	E	EXIR	MW	PMII	PCHC
2.68	-0.15	-0.31	0.16	0.62	0.03	-0.37
(3.91)	(3.68)	(2.85)	(2.50)	(10.51)	(0.02)	(4.06)
$R^2=0.935$ $F(9, 33)=52.6$ $DW=1.67$						

이 函數의 추정에서 實質輸出(XHC)의 係數는 예상과는 반대의 부호를 보이고 있으며 1%보다도 낮은 수준에서 有意한 것으로 나타났다. 나머지 說明變數들의 係數는 모두 기대되는 부호를 지녔으며, 輸入中間財價格(PMII)을 제외하고는 모두 1% 이하 수준에서 有意하였다.

實質輸出(XHC)의 係數가 負의 부호를 갖는 것은 이해하기 어려운 현상이며 長期平均費用曲線의 하락에 기인하는 것인지 혹은 단

순히 輸出需要의 반영인지 혹은 다른 이유가 있는 것인지 알 수 없다.

換率 1%의 상승은 重化學製品의 輸出價格을 약 0.3% 떨어뜨리는 효과가 있었으며 生産能力指數(PCHC)가 1% 상승함에 따라 輸出價格은 0.37% 정도 하락하였다. 경공업의 경우에서와 같이 生産能力이 輸出의 價格競爭力에 미치는 영향은 매우 중요한 것으로 사료된다.

生産費 쪽의 요인들을 살펴보면 輸出金融金利의 1% 상승은 輸出價格을 0.16% 높이는 효과가 있었고 賃金の 1% 상승은 대략 0.6% 높이는 효과가 있었다. 이 결과는 경공업의 경우와 매우 비슷한 것이다. 반면에 輸入中間財價格은 輸出價格에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 重化學工業의 輸入投入係數는 다른 製造業部門에 비하여 높은 편이므로 이 또한 납득하기 어려운 결과이다<sup>13)</sup>. 이상 몇 가지 이유로 重化學實質輸出 및 價格函數의 규정은 가장 만족스럽지 못한 것이었다.

輕工業과 重化學工業 輸出函數의 추정 결과를 비교해볼 때 지난 10년간 두 製造業部門의 輸出行態에 큰 차이를 발견할 수 있다. 우선 外生變數의 변화에 대한 적응에 있어 重化學部門의 수출이 輕工業部門보다 훨씬 빨랐다. 뿐만 아니라 선진국의 所得變數에 대한 重化學輸出의 短期彈力值가 輕工業보다 3배 이상 큰 것으로 추정되었다. 이 倍數가 정확한 것이 아니더라도 큰 것임에 틀림없다면 선진국 경기의 변동이 重化學輸出에 미치는 영향은 짧은 시차를 두고 큰 폭의 수출 증가 혹은 감

소로 나타나는 반면, 輕工業輸出에의 영향은 훨씬 작은 진폭으로 완만히 나타난다 하겠다. 그러나 두 製造業部門의 長期所得彈力値는 대동소이하였다.

우리 수출의 相對價格, 즉 우리나라의 輸出價格 對 海外物價의 비율이 수출에 미치는 영향을 비교하면 輕工業과 重化學工業 輸出이 短期에 있어서는 모두 非彈力的이었고 輕工業輸出의 彈力性이 좀더 낮았다. 長期에 있어서는 두 부문의 수출이 모두 相對價格 변화에 대해 彈力的이었지만 外生變數의 변화가 輕工業에 주는 충격은 서서히 오랜 기간 나타나고 重化學의 경우에는 비교적 短期間에 끝나기 때문에 輕工業의 長期價格彈力値는 重化學의 약 2.5배나 되었다.

두 製造業輸出 사이의 價格彈力値의 이러한 차이는 다음과 같은 뜻을 갖는다. 만약 두 부문의 輸出價格이 같은 비율로 상승하고 그 上昇率이 海外市場의 물가보다 낮다면 輕工業輸出은 重化學보다 높은 成長率을 갖게 된다. 반면에 輸出價格 上昇率이 海外物價 上昇率보다 더 높은 경우에는 輕工業輸出은 重化學보다 더 높은 비율로 감소할 것이다. 따라서 수출가격과 해외물가의 상대적 상승율이 매우 중요한 뜻을 갖게 된다. 輸出物價 변화의 기복이 심하지 않았던 1976년 1/4분기부터 1982년 3/4분기(추정 대상의 마지막 분기)까지 輕工業의 輸出物價指數는 약 1.65배 상승하였는데 비해 重化學의 指數는 약 1.34배 상승하였다. 같은 기간 동안 海外市場의 物價指數는 약 1.6배 상승하였으므로 輸出相對物價의 변동은 輕工業의 경우에는 수출 감소의 효과를, 重化學의 경우에는 수출 증대의 효과를 가져왔다.

輸出價格函數의 추정 결과를 비교하여 보

13) 韓國銀行, 『1980年 産業聯關表』.

면 製造業의 名目賃金과 輸出金融金利의 변화가 경공업과 重化學 輸出價格에 미치는 효과는 거의 같은 것이었다. 한편 生産能力指數의 상승이 輸出價格에 미치는 영향에는 두 製造業輸出 사이에 큰 차이가 나타났다. 즉 輕工業의 경우에는 生産能力이 1% 증가함에 따라 수출가격은 거의 같은 비율로 하락하였는 데 비해 重化學 輸出價格은 약 0.37% 하락하는데 그쳤다. 바꾸어 말하면 輕工業의 生産能力을 증대시키는 것이 重化學工業의 生産能力을 증대시키는 것보다 수출의 價格競爭力 提高에 있어 훨씬 더 효율적이었을 것이다. 따라서 生産能力 1% 증대에 따른 輸出增大效果는 重化學製品보다는 輕工業製品의 경우에 훨씬 더 컸을 것이다. 전술한 推定結果를 중심으로 이 효과를 대강 계산해 보면, 輕工業製品의 경우 輸出價格은 1% 떨어지고 實質輸出은 長期에 걸쳐 약 3.6% 증가할 것이므로(이 수출의 價格彈力値는 3.63) 金額 기준으로 輕工業輸出은 약 2.6% 증가할 것이다. 반면에 重化學製品의 輸出價格은 0.37% 떨어지고 實質輸出은 약 0.53% 증가할 것이므로(이 수출의 價格彈力値는 1.42) 금액 기준으로 重化學輸出은 0.2% 미만의 증가를 보일 것이다. 이와 같이 輸出增大效果에 큰 차이가 있을 뿐 아니라 輕工業輸出의 總輸出 中 比重이 1982년까지 重化

學輸出보다 컸으며 重化學工業이 輕工業보다 더 輸入誘發的이므로<sup>14)</sup>, 生産能力 증대의 外貨 稼得效果는 重化學工業보다 輕工業의 경우에 훨씬 더 컸을 것이다.

이러한 추정 결과에 비추어볼 때 1970년대를 통하여 重化學工業에 증점 투자하고 輕工業部門을 소홀히 하였던 정책은 매우 비싼 대가를 치른 것이라 하겠다.

## V. 結 論

이상의 函數推定은 앞으로 개선할 여지가 있는 것이지만 그 결과에 기초하여 다음의 몇 가지 결론을 내릴 수 있는 것으로 사료된다.

우선 輸入과 輸出函數들의 所得彈力性이 높다는 점이다. 輸入函數들은 原油의 경우에는 예외이나 2에 가까운 所得彈力性(消費財의 경우에는 長期彈力値)를 보였으며 두 輸出函數의 長期所得彈力値는 5에 가까웠다. 선진국 수출의 所得彈力値가 1 내지 2의 크기를 갖는데 비하면<sup>15)</sup> 우리 수출의 彈力値는 매우 높은 것이며, 이것이 장래에도 유지된다면 世界市場에서 우리 수출의 占有率이 계속 확대될 것이다. 그러므로 선진국의 保護主義障壁과의 충돌이 계속될 것이며, 우리 수출의 높은 所得彈力値가 계속 유지될지의 여부는 保護主義의 추이에 크게 달려 있다 하겠다.

추정된 所得彈力値는 輸出 혹은 輸入物價에 관한 價格彈力値에 비하여도 훨씬 큰 것이다. 이는 우리나라의 貿易收支는 輸出入物價指數의 변동보다 국내외의 實質所得 변화에 의해 그 추세가 대부분 결정되리라는 것을 의미한다.

14) 1980年 産業聯關表(19×19)의 輸入誘發係數(表 11, p42)와 I-O 部門別輸出(表 1-1, p26)을 사용하여 얻은 平均數値는 다음과 같다. 1980年 産業聯關表(Ⅱ) 참조.

$A^m(I-A^d)^{-1}$ 사용		$\hat{m}A[I-(I-\hat{m})A]^{-1}$ 사용	
輕工業輸出	重化學輸出	輕工業輸出	重化學輸出
.399	.461	.287	.436

15) Goldstein and Khan (1984) 前掲論文 참조.



〈表 4〉 所得 및 價格 彈力値와 加重値

輸 入				輸 出			
상 품 군	소득탄력치	가격탄력치	가중치(%)	상 품 군	소득탄력치	가격탄력치	가중치(%)
소 비 재*	1.89	0.98	3.2	경 공 업*	5.20	3.63	57.2
자 본 재	1.84	1.44	26.6	중화학공업*	4.70	1.42	42.8
원 재 료	1.80	0.51	42.7				
원 유	1.03	0.16	27.5				
총 수 입	1.60	0.68	100.0	총 수 출	4.97	2.68	100.0

註 : 1) 比重은 本稿에서 函數推定의 대상이 된 商品群 中에서의 比重을 말하며 輸入쪽의 比重은 1980~1982년의 실적에 기초한 것이고 수출 쪽의 比重은 1982년 輸出 實績에 기초한 것이다.

2) \*는 長期彈力値를 표시함.

추정된 所得彈力値를 비교하여 보면 수출이 수입보다 훨씬 높은 彈力値를 지닌 것으로 나타났다. 양쪽의 彈力値들을 〈表 4〉에 있는 수출 혹은 수입 중 각 商品群이 차지하는 비중으로 加重平均하면 總輸出의 所得彈力値는 약 5.0이고 總輸入의 所得彈力値는 1.60이었다(전술한 바와 같이 本稿의 函數推定의 대상이 된 輸出과 輸入은 각각 總額의 약 90%와 80%를 점하고 있다). 따라서 우리나라의 經濟成長率이 先進諸國과 같다면, 다른 조건이 불변인 경우 輸出의 성장율은 수입보다 훨씬 높을 것이다. 그러나 우리의 成長率이 先進國보다 약 3.1배 이상 되면 輸入의 成長率이 輸出보다 높아지기 시작할 것이다. (推定期間 동안 우리 경제의 年平均成長率은 약 8.1%이었으며 函數推定에 사용된 先進國 GNP의 加重平均値는 年平均 약 3%에 가까운 成長率을 보였다.)

이같은 輸出入의 所得彈力値가 장래에도 지속된다면 우리 경제의 海外衣存度는 당분간 계속 높아질 것으로 예상된다. 만약 우리경제가 약 8%의 成長을 지속하고 先進經濟의 成長率은 약 1.6% 이상만 되면 우리 輸出의 成

長率이 經濟成長率을 上廻하게 되어 수출對 국민총생산의 比率은 높아질 것이다. 우리의 輸入은 이미 본 바와 같이 所得彈力的이므로 輸入成長率 역시 經濟成長率을 上廻할 것이기 때문에 輸入對 국민총생산의 比率 역시 계속 높아질 것이다.

推定된 價格彈力値를 비교해 보면 所得彈力値의 경우와 마찬가지로 輸出이 輸入보다 높은 彈力値를 가지고 있는 것으로 나타났다. 資本財輸入은 價格彈力的이었으나 原油나 原材料의 輸入은 매우 非彈力的이었는데 이들은 產業活動에 必要不可缺한 原料이며 國內에 代替財가 거의 없기 때문에 놀라운 일은 아니다. 消費財의 輸入은 短期에서는 非彈力的이나 長期에서는 거의 單位彈力的이었다. 이에 비하여 수출의 長期價格彈力値는 輕工業은 3.6 重化學은 약 1.4로 추정되었다. 수출과 수입 사이에 價格彈力値가 이같이 큰 차이를 보이는 것은 海外市場에서 우리 輸出商品은 많은 代替財와 競爭關係에 있는 데 반해 國內市場에서 輸入商品은 代替財와의 경쟁이 심하지 않은 것을 반영하는 것으로 사료된다. 선진국의 推定結果도 대체로 輸出의 價格彈力値가 수입보다 높은 것으로 되어 있으나<sup>16)</sup> 1.5배

16) Goldstein and Khan (1984) 참조.

혹은 그보다 낮은 倍數를 보여 주는데, 우리나라의 경우는 <表 4>에서 보는 바와 같이 수출의 價格彈力値는 약 2.68로 수입의 0.68보다 4배에 가까운 크기를 갖고 있다.

換率의 변화가 貿易收支에 어떠한 효과를 가질 것인가를 추정된 輸出入函數로 예견하기에는 미비한 점이 많이 있다. 換率의 변화는 輸入函數를 통해 직접으로 영향을 미칠 뿐 아니라 수출 및 수입의 變化는 國民總生産에 대한 영향, 國內都賣物價指數에 대한 영향 등을 통하여 간접적으로 輸出入에 다시 영향을 미칠 것이기 때문이다. 이같은 간접적 효과를 고려하지 않고 직접적 효과만을 살펴보면, 換率變動時 輸入에 대한 영향은 價格彈力値를 통하여 나타날 것이다. <表 4>의 比重을 적용하여 長期平均彈力値를 구하면 0.68이므로, 換率이 10% 上昇한다면 推定된 輸入은 實質基準으로 6.8% 減少할 것이다. 美달러基準 輸入價格은 우리 換率變化에 의해 영향받지 않을 것이므로 輸入을 위한 外貨支拂 역시 약 6.8% 減少할 것이다.

換率 10% 상승의 수출에 대한 長期영향은, 推定結果를 그대로 따를 경우, 輕공업은 28.2%의 實質輸出增大와 重化學工業은 약 11.3%의 實質輸出減少의 效果를 갖게되며, 輸出價格에 대한 長期의 영향은 輕工業輸出價格을 5.8%, 그리고 重化學輸出價格을 3.1% 美달러基準으로 하락시키는 효과가 있을 것이다. 따라서 推定結果를 그대로 적용한다 하여도 換率 10%의 상승은 수출로 인한 外貨收入은 약 6.6% 增加시키는 效果를 갖는다 하겠다. 만약 推定結果를 따르지 않고 換率上昇의 重化學輸出에 대한 負의 效果를 無視한다면 輸出로 인한 外貨收入은 약 11.5% 증가하게 될 것이다. 재언하

거니와 이 계산은 直接效果만을 고려하고, 換率이 國內物價에 미치는 영향과 輸出增大가 國民總生産에 미치는 영향등을 통하여 가지게 되는 輸入增大 및 輸出減少의 第2次的인 波及效果를 고려하지 않고 있으므로 實際效果는 위의 계산보다는 적을 것이다. 또한 國內經濟가 完全雇傭에 가까울수록 直接效果도 더 작아질 것이다. 그러나, 추정에 包含되지 않은 商品의 輸出入이 換率變動에 비슷한 反應을 보일 것이라는 假定하에 換率引上의 效果는 貿易收支를 惡化시키지 않음은 물론 收支改善의 效果가 있을 것으로 사료된다.

다른 推定結果中 중요한 의미를 갖는 것은 生産能力變數가 輸出價格에 미치는 영향이다. 輕工業部門의 生産能力을 1% 增大시키는 것은 重化學部門의 1% 生産能力增大보다 輸出增大 및 外貨稼得 效果가 훨씬 더 큰 것으로 추정되었다. 本稿의 生産能力指數에 의하면 1972년 이후 1982년 3/4분기까지 重化學工業部門의 生産能力은 9배 가까이 증가하였는데 비해 輕工業部門은 약 3.5배 증가한 데 그쳤었다. 이는 重化學部門 위주의 工業化政策에도 그 중요한 이유가 있을 것이다. 만약 生産能力을 제약하는 주된 원인이 資本의 부족에 있다면 推定結果는 輕工業에 대한 投資增大가 심각히 고려되어야 한다는 것을 示唆한다. 이는 또한 우리 경제의 살 길은 重化學部門 내지 尖端技術分野라는 발상 아래 輕工業部門은 반쯤 포기하거나 소홀히 하는 것이 막대한 대가를 요구하는 일이라는 것을 示唆한다. 後發開途國에 비해 우리나라 賃金의 上昇率이 빠르다면 그것은 輕工業部門을 斜陽産業視하는 것을 정당화하는 것이 아니고, 輕工業輸出의 價格彈力値가 重化學輸出보다 월등히

높다는 점, 또 우리나라 製造業輸出의 절반을  
 점하고 있다는 점, 이 부문의 雇傭效果가 重  
 化學部門보다 큰 점 등을 감안하고 本稿의 推

定結果를 고려할 때 오히려 이 부문의 投資의  
 필요성을 강조하는 것이라 사료된다.

## ▷ 參 考 文 獻 ▷

- 金秀勇, 『韓國貿易政策과 物價變動』, 國際經濟研究院 研究叢書 4, 1980.
- \_\_\_\_\_, 『輸入原資材價格上昇의 效果分析』, 國際經濟研究院, 1980.
- \_\_\_\_\_, 『韓國貿易의 成長과 構造變化』, 韓國產業經濟技術研究院, 1982.
- 徐錫泰, 『韓國의 輸入構造 및 輸入政策』, 韓國開發研究院, 1979.
- \_\_\_\_\_, 「韓國 輸出需要와 供給의 構造方程式 推定」, 『韓國開發研究』, 1980 가을호, pp. 19~13.
- 楊秀吉 外, 『産業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案』, 研究報告 82-09, 韓國開發研究院, 1982.
- 呂運邦 編, 『KDI 데이터 베이스』, 韓國開發研究院, 1983.
- 俞正鎬, 「國際油價의 急騰이 韓國經濟에 미치는 影響」, 『韓國開發研究』, 1982 여름호, pp. 112~131.
- 韓國貿易協會, 『貿易動向』.
- 韓國銀行, 『물가총람』.
- \_\_\_\_\_, 『1980年 産業聯關表』, 1983.
- Goldberger, Arthur S., *Topics in Regression Analysis*, The MacMillian Company, New York, 1968.
- Goldstein, Morris and Mohsin S. Khan, "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", *Review of Economics and Statistics*, May 1978, pp. 275~286.
- \_\_\_\_\_, "Income and Price Effects in Foreign Trade", EPA II International Symposium on "The Mechanism for Transmission of and Insulation from Economic Disturbances under Floating Exchange Rate—Comparison between Theories and Multipliers of the EPA World Econometric Model"에 發表된 論文, Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Japan, 1984.
- Kenen, Peter, ed., *International Trade and Finance*, Cambridge University Press, Cambridge, 1975.
- Leamer, Edward E. and Robert M. Stern, *Quantitative International Economics*, Allyn and Bacon, Boston, 1970.
- Page, S.A.B., "The Revival of Protectionism and its Consequences for Europe", *The Journal of Common Market Studies*, Sept. 1981.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York, 1981.
- van Wijnbergen, Sweder, *Short-Run Macroeconomic Adjustment Policies in South Korea*, World Bank Staff Working Papers No. 510, World Bank, 1981.
- Winters, L. Alan, *An Econometric Model of the Export Sector*, Cambridge University Press, Cambridge, 1981.
- Yeats, Alexander J., *Trade Barriers Facing Developing Countries*, MacMillan Press, 1979.