

# 韓國經濟의 成長과 인플레이션에 관한 計量模型

李 承 潤

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 模型의 體系와 構造
- III. 模型의 適合度檢證
- IV. 經濟政策效果의 實驗分析
- V. 結 論

## I. 序 論

지난 1차에너지波動이후 韓國經濟의 인플레이션은 충격적인 社會·經濟的 問題로 대두됐다. 인플레이션으로 인한 우리나라 輸出商品의 國際競爭力 弱化, 國民生活의 安定基盤 喪失, 所得分配의 不均等化 등의 問題는 우리 經濟의 長期的 成長潛在力마저 잠식하고 있다. 따라서 政策當局도 인플레이션이 招來하는 各

種 副作用에 대해 깊이 認識하고, 國內物價의 安定化를 위한 多角的인 政策을 실시하고 있다. 具體的으로 價格現實化를 통한 市場機能의 강화, 輸入自由化의 推進, 金融과 財政의 緊縮基調의 強化 및 名目賃金上昇率의 調整 등 다양한 施策을 펴나가고 있다<sup>1)</sup>.

本稿에서는 韓國經濟構造를 反映하는 總量 經濟模型의 作成과 政策實驗分析을 통하여, 우리나라 經濟의 인플레이션要因을 分析하고, 國內인플레이션進行과 經濟成長過程에 있어서의 金融政策의 效果 및 輸出「드라이브」政策이 經濟成長과 物價에 미친 影響을 分析하고자 한다. 먼저, 다음 節에서 本模型을 特徵지어 주는 基本的인 着眼點과 各 構造方程式을 記述하고, 第3節에서 1963~77年の 資料를 이용하여 同模型의 統計的 適合度を 檢證하였다. 이어서 第4節에서는 選擇의 政策手段의 實驗分析을 통하여 1973年の 1차에너지波動 및 從來의 通貨政策과 輸出「드라이브」政策이 우리 經濟에 미친 影響을 成長과 物價의 兩面에서 分析하고, 끝으로 本論文의 示唆點과 結論을

筆者：韓國開發研究院 首席研究員

[政策實驗分析결과를 포함한 모든 내용은 筆者의 私見만을 밝히는다.]

1) 이와 더불어 종래의 輸出「드라이브」에 의한 高度成長의 限界點과 國內인플레이션의 構造的 側面을 강조함으로써 輸出과 GNP 成長率의 下向調整도 논의되었다.

要約코자 한다.

## II. 模型의 體系와 構造

### 1. 模型의 概要

本 模型은 17개의 行態方程式과 24개의 恒等式으로 構成되어 있으며, 중요한 內生變數는 實質生産, 物價水準, 賃金率, 輸入, 固定資本形成, 在庫投資 및 雇傭 등이며, 중요한 政策變數는 換率, 名目通貨量 및 農家販賣價格指數 등이다. 또한 實物變數(不變價格表示變數)와 物價變數에 대해 각각의 行態方程式을 推定하여 名目變數(經常價格表示變數)를 追加的으로 구하였다. 各方程式은 最小自乘法과 「코크란-오코트」方法으로 推定하되, 各급 經濟變數 相互間的 微視的 變化關係를 把握하기 위하여 가능한 範圍內에서 各變數의 絕對值나 代數值보다는 그 增加率과 一次增分을 說明變數·被說明變數로 하여, 經濟構造를 把握하고자 하였다<sup>2)</sup>.

一般的으로 計量模型을 設定할 때에는 그 國民經濟를 구별지어 주는 社會·經濟的 特徵

을 效果的으로 把握하여 數式으로 表示된 概念構造에 反映시켜야 하며, 利用可能한 統計資料의 範圍內에서 模型作成의 目的이 부각되어야 할 것이다. 이러한 觀點에서 本 模型作成上의 基本的인 着眼點은 다음과 같이 要約된다. 첫째, 實質生産活動은 企業家의 物量 및 價格水準에 대한 期待値와 動員可能한 企業運轉資金量에 의해 決定되며, 有形固定資產「스톡」은 短期的으로 拂 때 供給能力上의 制約要因이 되지 못한다고 看做하였다(Taylor 1978). 이때 企業家의 期待變數는 價格水準과 有效需要水準으로 구분되며, 前者는 豫想인플레이션率로, 後者는 年初 政策當局이 策定한 輸出目標成長率로 파악하였다. 둘째, 實質生産의 增加가 投資所要量을 決定하며, 貯蓄은 投資需要에 의하여 調達되어진다. 韓國經濟의 成長過程에서 貯蓄은 經濟成長의 制約要因이 되지 못한다는 研究結果(Kim & Park, 1977)를 反映하여 貯蓄函數는 本模型體系에서 제외되었으며, 消費支出은 支出國民所得計定에서 殘餘變數(residual)로 처리되었다<sup>3)</sup>. 셋째, 物價水準은 名目通貨供給量과 實質通貨需要, 인플레이션期待心理 및 小規模開放經濟에서 海外인플레이션을 反映하는 價格變數, 즉 輸入物價指數에 의해 결정되어진다(Vogel, 1974; Laidler, 1976; Ball & Burns, 1976). 넷째, 非農林部門의 雇傭은 同部門의 實物成長率과 實質賃金上昇에 의해 결정되며, 이와 관련하여 勞動分配率(labor share) 方程式 및 人口移動方程式 등이 있다.

위에서 보는 바와 같이 本模型은 新古典學派類의 生産函數가 배제된 需要中心模型(demand led model)으로서, 有效需要와 價格에 대한 期待가 實質生産을, 實質生産이 投資를, 投資

2) 大部分의 行態方程式에서 成長率 表示方法은 高度成長期間中 總量經濟變數의 時系列資料에서 흔히 볼 수 있는 自己相關性과 多重共線性의 問題點들을 상당히 除去시켜 주는 利點을 갖고 있다.

3) 韓國經濟에서 貯蓄이 投資機會에 수동적으로 調整된다는 見解는 1次定差型의 「케인지안」消費函數가 한국 경제의 현실을 잘 반영하지 못한다는 實證分析에 의해 間接적으로 檢證될 수 있다. 또한 A. Harberger 교수가 지적했듯이 韓國經濟는 인플레이션의 「메카니즘」속에서 實物投資가 民間消費支出을 위축시켰으며 국민소득계정에서 民間消費支出「디플레이터」增加率이 GDP나 고정투자의 「디플레이터」보다 더욱 높게 나타나고 있어, 이 點들이 同模型體系에서 소비함수를 배제시킨 이유가 되고 있다.

가 海外貯蓄行態와 더불어 國內貯蓄을 결정하는 構成體系를 이루고 있다.

## 2. 模型의 構造와 變數

本 模型의 構造方程式은 크게 供給側面에서 農林部門과 非農林部門의 附加價値와 각각의 「디플레이터」, 需要側面에서 國民所得計定上

의 支出項目과 價格「디플레이터」, 그밖에 名目賃金指數, 被雇傭者보수, 雇傭 및 勞動分配率, 人口移動과 都·小賣物價指數 등에 관한 行態方程式으로 構成되어 있으며 各 構造方程式의 推定標本期間은 1963~77年이다.

먼저 各 行態方程式에 共通적으로 사용되는 記號로서,  $XX$ 는 實質變數,  $XXC$ 는 名目變數,  $PXX(\equiv XXC/XX)$ 는 價格「디플레이터」,  $DX$

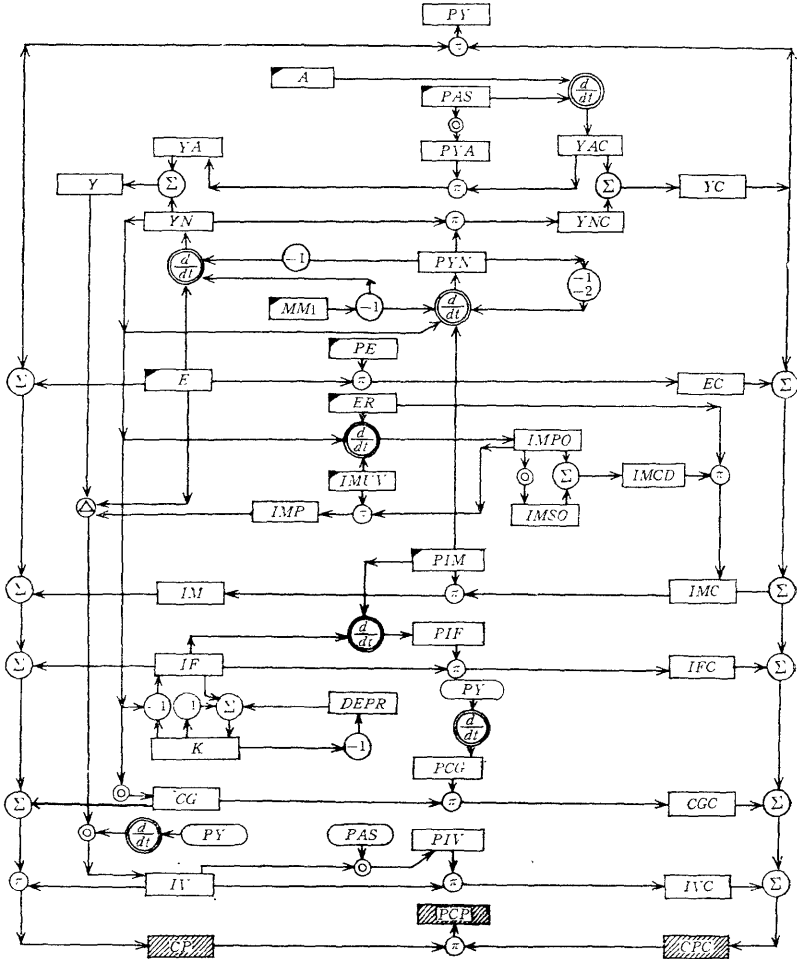
〈表 1〉 變數 一覽表

變 數		變 數	
〈外 生 變 數〉 <sup>1)</sup>		〈內 生 變 數〉	
A	農業生産指數	YA	農林部門 附加價値
PIM	輸入價格「디플레이터」	PYA	農林部門 附加價値 價格「디플레이터」
IMUV	輸入單價指數	YN	非農林部門 附加價値
EXUV	輸出單價指數	PYN	非農林部門 附加價値 價格「디플레이터」
WE	世界交易量(經常弗)	Y	國內總生産(GDP)
PAB	農家購入指數	PY	GDP「디플레이터」
NFID	海外純受取要素所得(弗貨表示)	CG	政府消費支出
STD	統計上的 不一致	PCG	政府消費支出價格「디플레이터」
POP	總人口	WC	鑛工業常傭勤勞者 名目賃金指數
	〈政 策 變 數〉 <sup>1)</sup>	IF	有型固定資本形成
PAS	農家販賣價格指數	K	資本「스톡」
MMI	名日月平均通貨量	PIF	有型固定資本形成價格「디플레이터」
E	財貨 및 用役의 實質輸出額	IV	在庫增加
ER <sup>2)</sup>	公定換率	PIV	在庫投資價格「디플레이터」
IER	實效輸入換率	IMS	用役輸入額(經常弗)
EER <sup>2)</sup>	實效輸出換率	IMPO	商品輸入額(經常弗)
EGD	商品輸出額(經常弗)	IMCD	商品 및 用役의 輸入額(經常弗)
ESD	用役輸出額(經常弗)	ECD	商品 및 用役의 輸出額(經常弗)
		BPWC	貿易收支(經常원貨)
		DS	國內貯蓄
		S	總貯蓄
		NMA	鑛工業常傭勤勞者
		YLC	被雇傭者 報酬(經常價格)
		WS	勞動分配率
		UPOP	都市人口(5萬以上 邑 포함)
		RPOP	農村人口

註 : 1) 外生變數와 政策變數中 E, ER, IER, EER, PIM, PE는 에너지波動的 政策分析實驗에서 內生變數化하였다. 그리고 實質變數는 1970年 不變市場價格으로 表示되어 있다.

2) 輸出入實效換率은 通常의 實效換率과는 그 概念을 달리하고 있으며, 實際計算에서는 國民所得計定上의 經常價格 원貨表示輸出入과 國際收支上의 經常價格 弗貨表示輸出入의 比率로서 定義되고 있다. 이러한 實效換率의 概念은 公定換率(ER)과 相異하다. 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1978 및 R.D. Norton and S.Y. Rhee, *A Macroeconometric Model of Inflation and Growth in Korea*, KDI, 1979 참조.

[圖 1] 模型의 흐름圖



註 : 外生變數는  , 内生變數는  로 표시하고, ⊗는 곱수,  $\frac{d}{dt}$ 는 해당변수의 성장률함수, ⊖는 1期の時차를, ⊕와 ⊖는 乘除와 加減을 표시하는 計算因子이다. 殘差變數 (residual)는  로 표시한다.

$X(\equiv dXX/at/XX)$ 는 百分比增加率,  $TXX(\equiv XX_t - XX_{t-1})$ 는 1次増分을 각각 나타낸다.  
 <表 1>은 本模型에 사용된 각종변수의 일람표이며 [圖 1]은 模型의 흐름圖(flow chart)이다.

(1) 農林部門 附加價值

$$DYAC_t = -0.02562 + 1.14706DA_t$$

(-0.9069) (5.8862)

$$+1.17413DPYS, \dots\dots\dots(1)$$

(8.7938)

OLSQ,  $R^2 = .9258$ ,  $D.W. = 2.5845$ ,  
 $SM = .1908$

(2) 農林部門 附加價值價格

$$PYA_t = -0.00359 + 0.98953PAS_t, \dots(2)$$

(-0.2791) (131.458)

OLSQ,  $R^2 = .9992$ ,  $D.W. = 1.9137$ ,  
 $SM = 0.0210$

(1)式에서 經常價格表示 農林部門附加價值成長率은 農業生産指數增加率과 農家販賣價格指數增加率의 函數로 表示됨으로써 準恒等式(near-identity)의 性格을 지닌다.

(2)式은 農林部門價格「디플레이터」에 관한 推定式으로, 農家販賣價格指數는 秋穀收買價格과 農產物輸入量에 의해서 매우 크게 영향을 받으므로 本模型에서는 政策變數로 看做하였다.

(3) 非農林部門 附加價值<sup>4)</sup>

$$\begin{aligned}
 DYN_t = & -0.04208(1-\rho) \\
 & (-1.9293) \\
 & + 0.29237(DMM1_{t-1} - \rho DMM1_{t-2}) \\
 & (7.6488) \\
 & + 0.23492(DE_t - \rho DE_{t-1}) \\
 & (10.2065) \\
 & + 0.06058(DPYN_{t-1} - \rho DPYN_{t-2}) \\
 & (1.0780) \\
 & + \rho DYN_{t-1} \dots\dots\dots(3) \\
 \rho = & -0.56060 \\
 & (-2.6219)
 \end{aligned}$$

CORC,  $R_2 = .8909$ ,  $D.W. = 2.3933$ ,  
 $SM = .1246$

4)  $DYN$ 과  $DPYN$ 의 또 다른 推定式은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 DYN_t = & -0.02624 + 0.16541(DMM1_t + DMM1_{t-1}) \\
 & (-1.1139) (5.8830) \\
 & + 0.13959DE_t + 0.07338DPYN_{t-1} \dots\dots\dots(3-1) \\
 & (4.8209) (1.1909) \\
 OLSQ, R^2 = & 0.8596, D.W. = 2.7196, SM = .1414 \\
 DPYN_t = & 0.07022 - 0.94616DYN_t \\
 & (1.4967) (-3.6323) \\
 & + 0.32208(DPYN_{t-1} + DPYN_{t-2}) \\
 & (3.9520) \\
 & + 0.20389DPIM_t \\
 & (5.0559) \\
 & + 0.12492(DMM1_t + DMM1_{t-1}) \dots\dots\dots(4-1) \\
 & (2.1402) \\
 OLSQ, R^2 = & .8849, D.W. = 1.6718, SM = 0.1550
 \end{aligned}$$

5) 年初 政府가 策定해 온 輸出成長目標額은 각종 수출 촉진정책에 힘입어 同標本推定期間中 한두 해를 제외하고 거의 全期間에 걸쳐 그 목표가 달성되었으므로 上記한 方程式에서는 實際輸出增加率이 代用되었다.

(4) 非農林部門 附加價值「디플레이터」<sup>4)</sup>

$$\begin{aligned}
 DYN_t = & 0.05700 - 0.64306DYN_t \\
 & (1.1919) (-3.4749) \\
 & + 0.33281(DPYN_{t-2} + DPYN_{t-2}) \\
 & (4.1515) \\
 & + 0.21729DPIM_t \\
 & (5.4443) \\
 & + 0.14528DMM1_{t-1} \dots\dots\dots(4) \\
 & (2.3466)
 \end{aligned}$$

OLSQ,  $R^2 = .8918$ ,  $D.W. = 2.2534$ ,  
 $SM = .1502$

非農林部門의 實質附加價值成長率은 앞에서 도 언급했듯이 企業의 向後展望과 期待値에 따라 크게 좌우된다. 價格上昇은 企業에게 生産量을 늘리는 誘引(incentive)이 되므로 今期の 豫想價格變化率, 즉 豫想인플레이션率의 代理變數(proxy variable)로서 前期의 非農林部門 價格「디플레이터」變化率이 사용되었고, 또한 企業의 實際生産計劃에서 有效需要水準에 대한 期待變數 또는 獨立支出變數로서 實質輸出目標增加率이 채택되었다<sup>5)</sup>. 동시에 企業運轉資金(working capital)調達の 難易도가 生産에 미치는 영향을 反映하기 위하여 通貨量의 增加率이 사용되었다. 이때 通貨變數에서의 時差는 企業의 原資材와 中間材購入計劃과 實際購入間에 存在하는 時差를 反映하고 있다. 2·3次 産業部門價格「디플레이터」에 관한 (4)式은 實質貨幣需要에 대한 資產選擇理論 및 開放經濟에서의 海外輸入인플레이션假說에 근거하고 있다(Harberger, 1963; Laidler, 1976). 資產選擇理論에 의하면 貨幣의 實質需要는 去來需要를 誘發하는 實質所得과 其他流動收益資產에 대한 貨幣의 相對的인 豫想收益에 의해 결정된다. 이때 貨幣에 대한 豫想收益은 貨幣를 보유함으로써 發生하는 機會費用과 有

關하므로 (4)式에서는 機會費用을 반영하는 變數로서 豫想인플레이션率을 사용하였다. 인플레이션期待는 과거 實際인플레이션經驗에 의존하므로, 1, 2期의 時差를 가진 過去인플레이션率의 合을 貨幣保有의 機會費用 또는 豫想인플레이션의 代理變數로 看做하였다. 따라서 (4)式에서 輸入인플레이션效果를 배제하면 物價上昇率은 名目通貨量의 增加率과 實質貨幣需要增加率과의 差의 函數로서, 物價水準은 貨幣市場의 需給均衡이 이루어지는 水準에서 결정된다.

(4)式에서 實質生産과 인플레이션의 關係를 보면, 實質附加價值增加率은 生産物市場을 통해 物價上昇率에 負의 效果를 미친다. 즉 短期에서 消費支出의 變化率은 緩慢하므로 實質生産의 短期的인 變動은 財貨의 供給側面에서 純超過供給으로 반영되므로 物價上昇에 負의 效果를 나타낸다. 이때 產出量增加의 物價上昇率에 대한 彈力性은 -0.6 정도이고, 豫想인플레이션의 物價上昇率에 대한 彈力性은 0.66 정도를, 輸入物價指數變化率의 國內物價上昇率에 대한 彈力性은 0.2 정도를, 名目通貨量增加率의 國內物價上昇率에 대한 彈力性은 0.14 정도를 安定的으로 유지한다.

式(3), (4)에서 通貨供給과 인플레이션과의

關係를 살펴보면, 通貨供給은 實質生産에, 實質生産은 物價水準에 영향을 미치고, 또한 通貨供給 자체가 物價水準에 바로 영향을 주므로 聯立方程式偏倚(simultaneous equation bias)를 最小化하기 위하여 式(4)를 2段階最小自乘法으로 다시 推定하였다.

$$\begin{aligned}
 DPYN_t &= 0.0306191 - 0.437881DYN_t \\
 &\quad (0.5878) \quad (-2.0151) \\
 &+ 0.335775(DPYN_{t-1} + DPXN_{t-2}) \\
 &\quad (3.9522) \\
 &+ 0.238762DPIM_t \\
 &\quad (5.4998) \\
 &+ 0.131915DMMI_{t-1} \dots \dots (4-2) \\
 &\quad (2.0020) \\
 2SLS, R^2 &= .8785, \quad D.W. = 2.4903, \\
 SM &= 0.1572
 \end{aligned}$$

(3)式과 (4-2)式을 綜合하면, 通貨膨脹 1%가 物價水準에 미치는 衝擊效果(impact effect)는 0.04로 나타나고 있다<sup>6)</sup>. 이것은 표본기간 동안(1963~77) 通貨量의 增加가 物價上昇에 別다른 큰 영향을 미치지 못하였으며, 大部分의 通貨增加가 實物經濟의 安定的 成長을 적절히 뒷받침해 준 것으로 풀이된다<sup>7)</sup>. 이 점은 1963년에 한국경제의 通貨의 對GNP比率이 상당히 낮았고(司空 壹·金寬洙, 1977), 또 標本期間동안의 高度實物成長을 감안하여 볼 때 그리 놀라운 사실은 아니라 하겠다<sup>8)</sup>.

(5) 政府消費支出

$$\begin{aligned}
 CG_t &= 107.368 + 0.09103YN_t \dots \dots (5) \\
 &\quad (20.0759) \quad (39.9658) \\
 OLSQ, R^2 &= 0.9919, \quad D.W. = 1.6568, \\
 SM &= 0.0325
 \end{aligned}$$

(6) 政府消費支出 「디플레이터」

$$\begin{aligned}
 PCG_t &= 0.10098 + 1.20803WC_t \dots \dots (6) \\
 &\quad (3.5795) \quad (58.4205)
 \end{aligned}$$

6) 物價方程式(式 4-2)과 產出方程式(式 3)을 종합하여 보면,  $DMM1$ 이 물가에 미치는 직접효과가 0.132이고, 동시에 產出에 미치는 直接效果 0.292가 다시 (式 4-2)에 再投入됨으로써 間接效果가 -0.128만큼 발생한다. 따라서 이들 兩效果를 종합하면  $DMM1$ 의  $DPYN$ 에 대한 0.004의 當期直間接乘數가 도출된다.  
 7) 通貨量이 物價에 미치는 영향이 과거의 標本期間本에 매우 낮았음은 다음 節에서 논의되는 事後的 「시물레이션」 結果에서도 잘 나타나고 있다.  
 8) 그러나 物價에 대한 通貨量의 영향이 未來에도 크지 않으리라는 성급한 단정은 내릴 수 없다. 이는 급격한 通貨膨창이나 通貨政策의 變更이 인플레이션心理에 영향을 미쳐 物價에의 영향을 크게 할 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.

OLSQ,  $R^2 = .9962$ ,  $D.W. = 1.7094$ ,  
 $SM = .0522$

(6)式에서 政府消費支出의 價格「디플레이터」는 製造業常傭勤勞者의 名目賃金指數로 설명되고 있다. 이는 政府支出에서 人件費의 支出이 차지하는 比重이 크고, 또 서비스 및 기타 賃金指數도 제조業의 名目賃金指數에 준하기 때문이다.

(7) 有形固定資本形成<sup>9)</sup>

$$IF_t = -229.546 + 0.83476YN_{t-1} - 0.23038K_{t-1} \dots \dots \dots (7)$$

(-1.5251) (2.0400)  
(1.0628)

OLSQ,  $R^2 = .9699$ ,  $D.W. = 1.3033$ ,  
 $SM = .1156$

(8) 有形固定資本形成 價格「디플레이터」

$$DPIF_t = 0.04545(1-\rho) + 0.44028(DPIM_t - \rho DPIM_{t-1}) + 0.13283(DIF_t - \rho DIF_{t-1}) + \rho DPIF_{t-1} \dots \dots \dots (8)$$

(-2.9448)  
(11.0436)  
(-2.0346)

CORC,  $R^2 = .8848$ ,  $D.W. = 2.3317$ ,

9)  $IF_t$ 의 또 다른 推定方程式들은 다음과 같다.

$$IF_t = 142.863(1-\rho) + 0.24332(YN_{t-1} - \rho YN_{t-2}) + 0.89950(TMM1_t - \rho TMM1_{t-1}) + \rho IF_{t-1} \dots \dots \dots (7-1)$$

(1.1353) (3.9393)  
(3.3388)

$\rho = 0.76003$   
(4.5294)

CORC,  $R^2 = .9871$ ,  $D.W. = 1.6361$ ,  $SM = 0.056$

$$IF_t = -47.9307(1-\rho) + 0.40573(YN_{t-1} - \rho YN_{t-2}) - 17.6665 \left[ \left( \frac{100 \cdot IV}{Y} \right)_{t-1} - \rho \left( \frac{100 \cdot IV}{Y} \right)_{t-2} \right] + \rho IF_{t-1} \dots \dots \dots (7-2)$$

(-0.5856) (12.3721)  
(-12.2064)

$\rho = 0.61593$   
(3.0280)

CORC,  $R^2 = .9832$ ,  $D.W. = 1.7413$ ,  $SM = 0.0863$

$SM = .2333$ , 1962~77.

(9) 固定資本消耗充當金

$$DEPR_t = -163.683(1-\rho) + 0.12856(Y_t - \rho Y_{t-1}) + \rho DEPR_{t-1}$$

(-4.1557)  
(13.3462)

$\rho = 0.77317$   
(4.7217)

CORC,  $R^2 = .9905$ ,  $D.W. = 1.5715$ ,  
 $SM = 0.0690$ , 1962~77.

(7)式은 전통적인 加速度原理에 입각한 投資函數에 관한 行態方程式이다. 우리나라의 實際投資中에는 輸入資本財의 比重이 크므로 投資財價格「디플레이터」는 輸入物價指數에 有關하고, 또 投資財市場의 需給條件에도 영향을 받는다. 따라서 輸入物價上昇率과 投資需要增加率이 높을수록 投資財價格「디플레이터」增加率도 커질 것이다. (9)式의 固定資本消耗充當金은 投資函數와 함께 資本「스톡」變數를 결정한다.

(10) 在庫增加

$$IV_t = -31.6107 - 0.27651TE_t + 0.25855TY_t + 153.061DPY_t + 2.02127 \left[ \frac{TIMPO}{IMUV} \right]_t \dots \dots \dots (10)$$

(-1.8877) (-3.9449)  
(2.8602) (2.2171)

OLSQ,  $R^2 = .8393$ ,  $D.W. = 1.3489$ ,

$SM = .3465$

(11) 在庫增加 價格「디플레이터」

$$PIV_t = 0.25337(1-\rho) + 0.01527(PAS_t - \rho PAS_{t-1}) - 0.01019(IV_t - \rho IV_{t-1}) + \rho PIV_{t-1}$$

(2.7610)  
(28.3686)  
(-5.8938)

.....(11)

$$\rho = 0.77392$$

$$(-4.7331)$$

OLSQ,  $R^2 = .9635$ ,  $D.W. = 2.1880$ ,

$$SM = .1618$$

在庫投資決定式에서 GDP 増分과 實質商品輸入은 物量の供給을 가져오고 輸出의 増分은 物量の減少를 가져오므로, 在庫蓄積에 相殺되는 效果를 미치게 된다. 또한 인플레이션 期待는 價格이 더 오를 向後를 대비해서 今期の 在庫蓄積에 대한 誘引으로 作用하므로 在庫投資에 正의 效果를 나타낸다.

(11)式에서 農産物이 在庫投資에서 차지하는 비중이 크므로 農家販賣價格指數는 在庫投資의 價格「디플레이터」를 설명하는 중요한 變數로 쓰이고 있다. 또한 과도한 在庫의 蓄積은 在庫投資의 價格을 낮게 하므로 負의 係數를 갖는다.

(12) 財貨와 用役의 輸入

$$DIM_t = 0.03671 + 0.73290DIF_t$$

$$(0.038) \quad (4.5552)$$

$$+ 0.76226DYN_t - 0.23055DIMUV_t$$

$$(1.1345) \quad (-1.8390)$$

$$- 0.49057 DIER_t, \dots\dots\dots(12)$$

$$(-2.7505)$$

10) DIMPO의 또다른 推定式은 다음과 같다.

$$DIMPO_t = 0.00784 + 0.65958DiF_t - 0.03320$$

$$(0.0789) \quad (3.1072) \quad (-1.4685)$$

$$\left[ \frac{100 \cdot IV}{Y} \right]_{t-1}$$

$$+ 0.8287 DIMUV_t + 1.27008DYN_t$$

$$(6.3131) \quad (2.0656)$$

$$- 0.26934DER_t, \dots\dots\dots(13-1)$$

$$(-1.8381)$$

OLSQ,  $R^2 = .9398$ ,  $D.W. = 1.4873$ ,  $SM = 0.2870$

11) 商品輸入需要變數(RI)를  $RI = A \cdot YN^\alpha \cdot IMUV^{1-\beta}$ 로 表示하면,  $DRI = \alpha \cdot DYN - \beta DIMUV$ 가 成立한다. 그러므로 經常弗貨表示商品輸入增加率 (DIMPO)은  $DIMPO = DIMUV + \alpha DYN - \beta DIMUV$   $= \alpha \cdot DYN + (1-\beta)DIMUV$ 로 나타낸다.

OLSQ,  $R^2 = .9125$ ,  $D.W. = 2.3618$ ,

$$SM = .3508$$

(13) 商品輸入(經常弗貨表示)<sup>10)</sup>

$$DIMPO_t = 0.11375 + 0.83413DIF_t$$

$$(2.4654) \quad (5.4416)$$

$$+ 0.82465DIMUV_t$$

$$(6.4694)$$

$$- 0.59227DIER_t, \dots\dots\dots(13)$$

$$(-3.8101)$$

OLSQ,  $R^2 = .9308$ ,  $D.W. = 1.6999$ ,

$$SM = 0.2783$$

實質輸入은 國內購買力變數로서의 所得의 增加函數이며, 또한 開發途上國의 開發輸入 또는 維持輸入(maintenance import)의 特性을 반영하고 있다. (12)式에서 實質輸入額의 增加率을 資本財와 其他財의 增加率로 區分한다면 前者는 投資需要의 增加率에 後者는 實質所得의 增加率에 의해 각각 설명될 것이다. 또한 輸入價格「디플레이터」(PIM)의 增加率은 海外인플레이션率을 반영하는 輸入單價指數(import unit value index)變化率(DIMUV)과 實効換率의 變化率(DIER)로 나누어지며, 각각 實質輸入增加率을 압박하는 요인으로 작용한다.

(13)式에서 被說明變數는 經常弗貨表示商品輸入額이므로 輸入單價指數變化率의 係數는 陽數이다. 따라서  $\beta$ 를 DIMUV의 係數라 한다면 弗貨表示 實質輸入의 輸入單價指數에 관한 彈性은  $-(1-\beta)$ 로서 本推定式에서는 (13-1式 포함)  $-0.17$ 의 安定的인 값을 갖는다<sup>11)</sup>. 이 값을 (13式)과 (13-1式)의 實効換率과 名目換率의 變化率係數인  $-0.59$ 와  $-0.27$ 과 비교하면 우리 經濟의 輸入行態는 短期的으로 볼 때 換率變動보다 輸入價格指數에 관한 輸入需要가 非彈力的임을 알 수 있다. 이 같은



現象은 固定換率制度下에서라도 어느 정도 換率變動을 豫見할 수 있음에 따라 간헐적인 換率變動에 대한 輸入商들의 反應이 長期化하기 때문이며, 또한 維持輸入과 開發輸入이 大宗을 이루는 우리의 經濟構造上 輸入單價指數의 變化에 輸入需要가 민감하게 反應을 보일 수 없기 때문에 풀이될 수 있다.

(14) 名目賃金

$$\begin{aligned}
 DWC_t = & -0.01383(1-\rho) \\
 & (-0.2600) \\
 & +0.77422(DYN_{t-1}-\rho DYN_{t-2}) \\
 & (2.8635) \\
 & +0.71774(DPYN_{t-1}-\rho DPYN_{t-2}) \\
 & (4.7469) \\
 & +0.08347(WDUM_t-\rho WDUM_{t-1}) \\
 & (5.1134) \\
 & +\rho DWC_{t-1} \dots\dots\dots(14) \\
 \rho = & -0.54124 \\
 & (-2.4084) \\
 CORC, R^2 = & .8784, \quad D.W. = 2.3479, \\
 SM = & .1474
 \end{aligned}$$

名目賃金指數의 增加率은 企業의 賃金支拂能力과 勞動市場의 需給條件 및 근로자와 使用者間의 임금교섭에 의해 결정된다.

前期의 非農林部門實質生産의 증가는 단기적인 加速度原理에 의해 今期에 보다 많은 勞動력을 필요로 하나 非農林所得의 增加에 자극받은 都市로의 人口移動은 그리 현저하지 않으므로, 勞動市場은 超過需要의 壓力을 받게 된다. 또한 前期의 實質生産의 增加率은 今期の 賃金支拂能力의 指標가 되므로  $DYN_{t-1}$ 의 계수는 陽數이다. 그리고 前期의 物價上昇으로 인한 生計費壓迫을 今期에 보상받고자 使用者에게 인상된 임금을 요구하게 되므로  $DPYN_{t-1}$ 의 係數 역시 陽數이다. 끝으로 賃金

「더미」變數는 한국의 勞動력이 中東에 대량 진출된 이후의 1974~77년까지의 인력부족에 대한 勞動市場의 構造的 變化를 反映하고 있다.

(15) 雇 傭

$$\begin{aligned}
 TNMA_t = & -6.8205 + 0.7514TYN_t \\
 & (-0.1850) \quad (5.4045) \\
 & -517.493(DWC_{t-1}-DPYN_{t-1}) \\
 & (-2.9712)
 \end{aligned}$$

.....(15)

$$\begin{aligned}
 OLSQ, R^2 = & .7088, \quad D.W. = 1.8001, \\
 SM = & 0.4832
 \end{aligned}$$

製造業常傭勤勞者 雇傭에 관한 行態方程式에서 企業은 ; 實質附加價値의 增加에 대하여 고용증가를, 實質賃金의 上昇에 대하여 고용 축소경향을 보이고 있다.

(16) 勤勞所得과 勞動分配率

$$\begin{aligned}
 TYLC_t = & -50.1363 + 1744.86DWC_t \\
 & (-2.0952) \quad (24.4055) \\
 & +0.27683TNMA_t \dots\dots\dots(16) \\
 & (1.9652)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 OLSQ, R_2 = & .9860, \quad D.W. = 2.9558, \\
 SM = & 0.1576
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (17) \quad WS_t = & WS_{t-1}(1+DYLC_t)/(1+DYC_t) \\
 & \dots\dots\dots(17)
 \end{aligned}$$

(16)式에서는 製造業賃金決定에 대한 推定式으로부터 分配國民所得計定上의 被雇傭者報酬(經常價格表示)關係式을 유도하고 있으며, 또한 (17)式에서는 短期的으로 國民所得成長率과 GDP成長率間에 安定的 關係가 성립한다고 보아 國民所得에서의 勞動分配率을 定義했다.

(18) 人口移動

$$\begin{aligned}
 TUPOP_t = & 2279.48 - 1510.21(YA/YN)_{t-1} \\
 & (5.2721) \quad (-6.3609) \\
 & -756.056(PAS/PAB)_{t-1} \dots(18) \\
 & (-2.0856)
 \end{aligned}$$

$$\text{OLSQ, } R^2 = .7713, \text{ D.W.} = 2.0398, \\ SM = 0.1868$$

都市人口移動에 관한 行態方程式에서는 所得과 價格側面에서 본 都市·農村間의 相對交易條件을 說明變數로 하고 있다(Todaro & Harris, 1970).

끝으로 本 模型에서의 恒等式은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} DA_t &= YAC_t / PYA_t, \\ YNC_t &= YN_t \cdot PYN_t, \\ Y_t &= YA_t + YN_t, \\ YC_t &= YAC_t + YNC_t, \\ PY_t &= YC_t / Y_t, \\ CGC_t &= CG_t \cdot PCG_t, \\ K_t &= K_{t-1} - DEPR_t + IF_t, \\ IMC_t &= IM_t \cdot PIM_t, \\ IMCD_t &= IMC_t / IER_t, \\ IMS_t &= IMCD_t - IMPO_t, \\ ECD_t &= EGD_t + ESD_t, \\ BPD_t &= ECD_t - IMCO_t + NFID_t, \\ EC_t &= ECD_t \cdot EER_t, \\ BPWC_t &= EC_t - IMC_t + NFID_t \cdot ER_t, \\ CP_t &= Y_t - E_t - IF_t - IV_t - CG_t + IM_t \\ &\quad + SID_t, \\ CPC_t &= YC_t - EC_t - IFC_t - IVC_t - CGC_t \\ &\quad + IMC_t + STDC_t, \\ PCP_t &= CPC_t / CP_t, \\ DS_t &= Y_t - CP_t - CG_t, \\ S_t &= DS_t + IM_t - E_t, \\ RPOP_t &= POP_t - UPOP_t, \end{aligned}$$

### Ⅲ. 模型의 適合度檢證

一般的으로 模型內 個別 單一方程式의 推定 結果만으로는 模型體系全體의 說明力을 파악할 수가 없다. 따라서 各 內生變數의 實際值와 模型에서 計算되는 內生變數의 「推定值」를 比較하기 위하여 本研究에서는 靜態「시물레이션」과 動態「시물레이션」을 標本期間(1963~77)에 걸쳐 시도하였다<sup>12)</sup>.

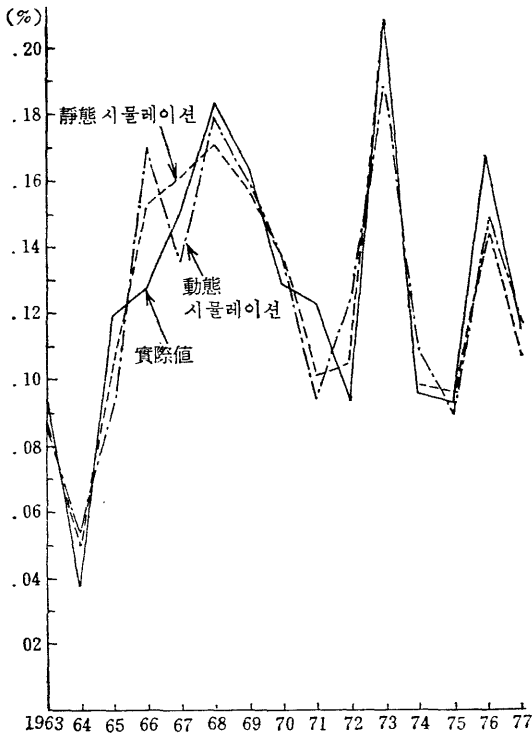
靜態「시물레이션」은 動態「시물레이션」과 달리 前期의 모든 內生變數의 값에 實際值가 代入되므로 「시물레이션」誤差가 標本期間동안 累積되지 않으므로, 一般的으로 動態「시물레이션」보다 模型의 「시물레이션」誤差가 더 낮게 나타난다(表 2 참조).

非農林部門 生産 및 價格變數들에 대한 靜態 및 動態「시물레이션」結果는, 單一方程式에 의한 結果值에 비하여 오히려 보다 적거나 거의 같은 水準의 誤差로서 實際值에 근사한 값을 가진다(圖 2-3 참조). 또한 本模型에서 民間消費支出과 그 價格「디플레이터」는 殘餘變數로 취급되고 있기 때문에 이의 「시물레이션」誤差는 模型全體의 豫測度와 適合度を 評價하는 좋은 基準이 되고 있다(圖 4-5 참조).

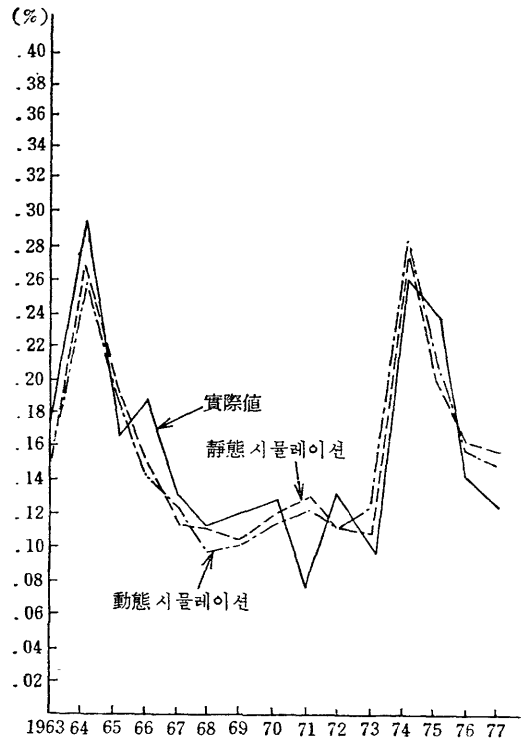
消費支出「디플레이터」增加率, 經常消費增加率은 상당히 적은 誤差를 보이고 있다.

12) 非農林部門價格「디플레이터」方程式은 2단계 最小自乘法에 의한 (4-2)式이 「시물레이션」에 사용되었다.

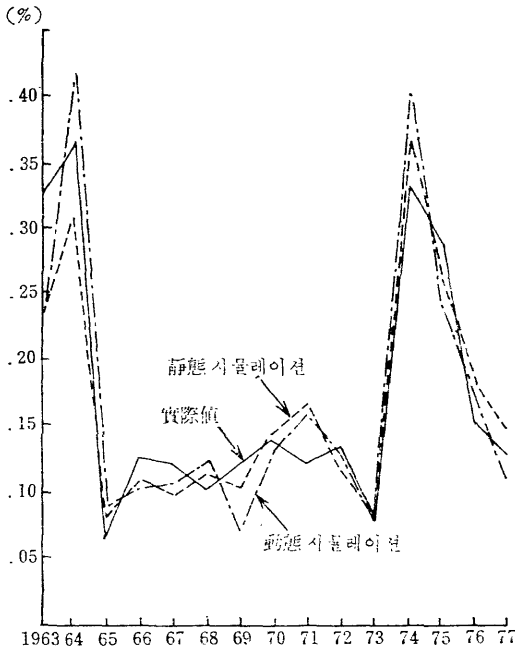
[圖 2] DYN: 實際値와 靜態 및 動態  
「시뮬레이션」



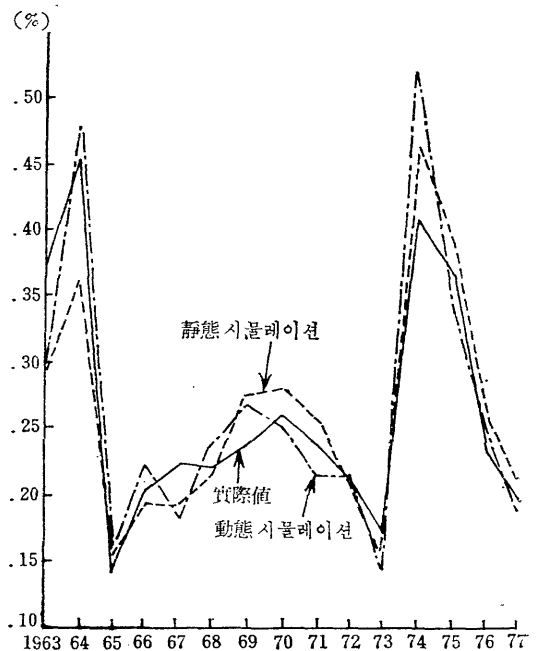
[圖 3] DPYN: 實際値와 靜態 및 動態  
「시뮬레이션」



[圖 4] DPCP: 實際値와 靜態 및 動態  
「시뮬레이션」



[圖 5] DCPC: 實際値와 靜態 및 動態  
「시뮬레이션」



〈表 2〉 시뮬레이션의 誤差

(단위: %)

	靜態시뮬레이션				動態시뮬레이션			
	절대치변수		증가율변수		절대치변수		증가율변수	
	MAE / 평균치	Theil 지수	MAE / 평균치	Theil 지수	MAE / 평균치	Theil 지수	MAE / 평균치	Theil 지수
YNC	1.27	0.74	4.91	3.02	5.02	2.38	5.57	3.16
YN	0.86	0.49	8.66	4.77	0.83	0.50	11.81	7.24
PYN	1.67	1.09	13.12	7.31	3.97	2.43	13.75	7.13
YC	1.51	0.09	5.86	3.51	3.86	1.86	6.20	3.44
Y	0.51	0.29	5.82	3.75	0.83	0.47	13.59	7.62
PY	1.63	0.99	11.24	6.43	2.93	1.77	13.01	7.43
CPC	1.45	0.75	10.22	0.26	2.24	1.07	13.02	7.24
CP	1.70	1.00	23.68	0.13	3.39	2.16	30.26	18.51
PCP	2.02	1.12	14.77	0.07	3.74	2.21	18.75	10.21
IFC	3.95	1.95	37.20	0.27	4.59	1.86	45.29	0.34
IF	5.09	2.82	54.00	32.59	5.97	3.15	66.30	42.14
PIF	1.85	1.06	18.43	10.11	1.53	0.83	20.56	11.98
IMC	4.04	1.98	30.91	19.58	10.66	5.54	34.95	23.62
IM	5.09	2.53	45.19	23.25	9.98	5.20	51.92	28.75
WC	2.76	1.56	14.55	7.81	2.57	1.30	20.45	11.35
NMA	3.51	1.99	36.84	19.95	3.98	2.67	42.10	23.06
YLC	2.94	1.51	19.06	11.57	2.17	1.36	18.39	15.36
UPOP	0.73	0.47	13.11	8.10	0.90	0.49	13.11	8.48

註: 絶對值平均誤差(mean absolute error; MAE)는 다음 式으로 정의된다.

$$MAE = \sum_{t=63}^T |X_{it}^a - X_{it}^s| / N, \quad N=15$$

「타일」지수(Theil Index)는 다음 式으로 정의된다.

$$\text{「타일」지수} = \frac{\sqrt{\sum_i (X_{it}^a - X_{it}^s)^2 / N}}{\sqrt{\sum_i (X_{it}^a)^2 / N} \sqrt{\sum_i (X_{it}^s)^2 / N}}, \quad N=15$$

이때,  $X_{it}^a$ 는  $i$ 번째 變數의 實際值이고  $X_{it}^s$ 는  $X_{it}^a$ 에 대한 「시뮬레이션」 推定值이다.

## IV. 經濟政策效果의 實驗分析

模型內 重要外生 및 政策變數의 實際值가 달라졌을 경우 模型體系內에 어떠한 內生的 변화가 일어나는가를 알아내기 위하여 세가지 模擬政策實驗(historical experiments)을 動態 「시뮬레이션」을 통하여 시도하였다.

구체적으로 첫째, 1973年の 에너지波動이 發

生하지 않았다면, 둘째 70年代以後 輸出「드라이브」政策을 다소 완화하였다면, 끝으로 通貨供給政策에 있어서 과거와 다른 運營을 해 왔다고 가정했을 때, 각각의 경우가 輸出成長 및 物價 등 韓國經濟에 미치는 影響을 分析하였다.

### 1. 에너지波動의 效果分析

에너지波動이 韓國經濟에 미친 影響을 파악하기 위해서 먼저 에너지危機가 없었다는 假

定下에 새로운 世界貿易量과 輸出·輸入單價指數의 時系列을 과거추세分析에 의하여 作成하고(表 3 참조), 이러한 假定 위에서 輸出函數와 交易條件에 관계되는 다음의 6個 外生變數를 內生變數化시켰다<sup>13)</sup>.

$$ER_t = 215.55(1-\rho) + 115.71(PYN_{t-1}) - \rho PYN_{t-2} + \rho ER_{t-1} \dots \dots \dots (19)$$

$$\rho = 0.66119(3.4134)$$

$$CORC, R^2 = .9317, D.W. = 1.9687, SM = .0859$$

$$IER_t = 58.2124 + 0.73020ER_t \dots \dots \dots (20)$$

$$+ 27.1801PYN_{t-1} \dots \dots \dots (20)$$

$$OLSQ, R^2 = .9558, D.W. = 2.2550, SM = .0656$$

$$EER_t = 144.825(1-\rho) + 0.28782(ER_t) - \rho EER_{t-1} + 79.8389(PYN_{t-1}) - \rho PYN_{t-2} + \rho EER_{t-1} \dots \dots \dots (21)$$

$$\rho = 0.65878$$

$$CORC, R^2 = .9502, D.W. = 1.7878, SM = .0827$$

$$DPIM_t = -0.00054 + 0.98496DIMUV_t + 0.99603DIER_t \dots \dots \dots (22)$$

$$OLSQ, R^2 = .9557, D.W. = 2.6868, SM = .2203$$

$$PE_t = -1.10526 + 0.02259EXUV_t + 0.00235EER_t \dots \dots \dots (23)$$

$$OLSQ, R^2 = .9805, D.W. = 0.9312, SM = .0823$$

$$KS_t = \frac{\alpha}{1 + \beta e^{-rt}} \dots \dots \dots (24)^{14)}$$

$$\alpha = 0.02327(2.1911)$$

$$\beta = 58.4406(3.4460)$$

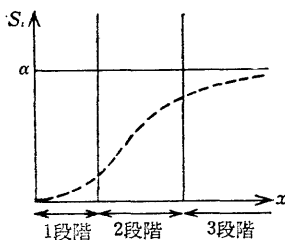
$$r = -0.21842(-7.1576)$$

$$LSQ, R^2 = .9833, D.W. = 2.0440,$$

$$SM = 0.1171, 1961 \sim 77.$$

$$(KS_t = EGD_t / WE_t, t = \text{시간})$$

- 13) 이러한 추가적인 構造方程式은 模型全體의 豫測度를 약간 낮추기는 하나 同分析實驗의 便宜上 이 점을 별로 문제삼지 않았다.
- 14) 適應的 反應模型(the adaptive response model)에 의한 輸出函數方程式에 의하면 世界輸出市場에서의 輸出市場 占有率(S)은 時間(x)에 따라 logistic 함수의 형태를 가지게 되며 다음의 3단계를 거친다. 具體的으로 수출市場에 대한 情報가 부족하고 수출「마케팅」등에 經驗이 부족한 初期의 段階에서는 完만한 輸出增加(第1段階)만이 가능하고, 그후 輸出商品의 質的 向上과 市場의 多邊化가 이루어지며 世界輸出市場에 趨



분히 적응되는 第2段階에서는 가속적인 輸出增加(accelerated expansion)가 이루어지나, 第3段階에서는 輸出額은 增大하나 그 증가율은 漸減한다. 즉 第3段階에 접어든 輸出國은 輸入國들의 反應(각종 관세 및 무역규제조치)에 접하게 되며, 輸入國들의 수출「마케팅」기술이 향상됨에 따라 自國의 輸出市場침투가 그만큼 순조롭지 못하기 때문이다. 여기에서 제2 단계에서 輸出市場 점유율을 높이는 가속도는  $\beta$ 에 반영되어 있고, 제3단계에서 수출점유율의 수렴치는  $\alpha$ 에 나타나고 있다. 同模型에 의한 日本과 대만의  $\alpha$ 값은 일본이 7.8%, 대만이 1.1%의 값을 가진 것으로 나타났다(李承潤, 1979).

1973년의 油價衝擊이 없었다고 假定하는 경우, 1974년부터 1977년까지의 인플레이션율은 年平均 6~7%쯤 낮아지며, 따라서 1974年以

來 지속되어 온 높은 인플레이션률의 主要因으로 1973年の 石油波動이 전체 인플레이션의 대략 1/3 程度를 설명하고 있는 것으로 나타났다.

에너지波動이 輸入·輸出·換率變動에 미친

영향을 보면 實質輸入은 實際보다 年 7~8% 씩 더 늘고, 實質輸出額은 더욱 빨리 증가하며(8~11%), 換率도 實際보다 더 작은 率로 平價切下되었을 것이다. 구체적으로 「시물레이션」推定值에 의하면 1977年の 換率は 432~

〈表 3〉 外生變數의 假定值

	DIMUV		DEXUV		DWE		
	實際值	CASE I. II	實際值	CASE I. II	實際值	CASE I	CASE II
1 9 7 2	.017	.017	.012	.012	.186		
1 9 7 3	.335	.020	.266	.020	.393		
1 9 7 4	.555	.040	.266	.040	.474	.143	.182
1 9 7 5	.029	.040	-.073	.040	.031	.143	.182
1 9 7 6	-.020	.040	.117	.040	.139	.143	.182
1 9 7 7	.022	.040	.095	.040	.129	.143	.182

註: CASE I 은 에너지波動이 없었다는 前提下에서 1974~77年까지의 交易量 증가율이 에너지 波動이진(1964~77)의 年平均增加率(compound growth rate) 14.3%를 유지한다는 假定이며, CASE II 는 1974~77年の 세계 교역량이 同期間의 年平均實際增加率 18.2%로 一律적으로 증가했다는 가정이다.

〈表 4〉 에너지 波動의 分析結果表

	實際值 (DWE= 18.24%)	CASE-I (DWE= 14.32%)	CASE-II (DWE= 18.24%)		實際值 (DWE= 18.24%)	CASE-I (DWE= 14.32%)	CASE-II (DWE= 18.24%)
Y	10.59	11.37	12.17	IF	15.86	16.31	17.02
YC	32.80	26.58	26.77	IFC	35.06	28.14	28.92
PY	20.16	13.65	13.01	PIF	16.97	10.17	10.17
YN	11.76	12.76	13.75	E	20.71	28.22	32.56
YNC	33.62	25.24	25.50	EC	40.43	32.13	36.41
PYN	19.67	11.06	10.32	PE	17.44	2.93	2.80
CP	6.13	6.09	4.79	IM	15.97	22.83	24.21
CPC	30.23	25.12	23.77	IMC	37.67	31.61	32.82
PCP	22.74	17.99	18.17	PIM	21.18	7.15	6.93
CG	9.85	11.09	11.86	BPD*	-1,307.20	-1,045.94	-516.20
CGC	42.20	38.36	39.41	BPW*	86.10	99.80	242.55
PCG	29.34	24.44	24.52	BPCW*	-476.33	-542.63	-326.16
S	16.41	16.64	16.79	IMUV	14.66	4.00	4.00
SC	33.56	26.20	25.39	EXUV	10.13	4.00	4.00
DS	21.95	24.27	28.81	ER	5.26	2.32	2.10
DSC	36.82	25.36	29.40	IER	5.30	3.27	3.06
WC	32.22	25.79	25.88	EER	5.28	2.49	2.27
YLC	37.70	30.91	31.22	WS	3.83	4.32	4.45
NMA	12.24	11.85	12.91	UPOP	6.00	6.01	6.04

註: 모든 변수는 1974~77年까지의 成長率의 平均値로 표시되고 있다. 단, \*로 표시한 변수는 증가율 대신 절대치의 平均値이다.

437원이었으나 實際로는 484원이었다. 그밖에도 GDP成長率は 1~2%쯤 더 높아지며, 實質消費支出의 증가율은 더 낮아지며, 勞動分配分이 增加되어 좀더 균등한 방향으로 所得分配가 이루어졌을 것이다. 특히 消費支出의 增加率이 鈍化되었음은 유리한 國際貿易環境에 힘입어 輸出과 固定資本形成 및 貯蓄이 增大되고, 또한 加速的인 資本蓄積을 위해 今期에 消費支出보다는 消費節約이 이루어졌기 때문이라 생각된다.

## 2. 輸出主導政策에 관한 實驗分析

同分析에서는 1968년부터 1977년까지 實質輸出成長이 每年 5%씩 實積値보다 낮게 이루어졌다고 假定하였다<sup>16)</sup>.

어졌다고 假定하였다<sup>16)</sup>.

<表 5>에서 보는 바와 같이 實質GDP成長率は 年平均 0.9%씩 낮아지고 製造業雇傭人口는 1977년까지 122,000名쯤 줄어들고 韓國의 國際收支는 현저하게 惡化되는 것으로 나타나고 있다. 동시에 이러한 低輸出「드라이브」政策은 實質成長率을 鈍化시키고, 이는 貨幣의 實質需要를 감소시킴으로서 物價上昇에 正의 效果를 미치고 있다. 따라서 5%의 實質輸出成長率鈍化는 同期間에 걸쳐 年平均 1.5%以上の GDP「디플레이터」上昇을 招來하고 있다. 끝으로, 輸出主導型成長政策은 民間消費支出로 評價된 現世代의 福祉水準을 低下시켰다. 이는 輸出의 高度伸張으로 인해 消費支出에 分配되는 資源이 經濟成長에 비례하는 만큼

〈表 5〉 輸出主導政策 分析實驗

	實積値			假定値	
	DE=28.98	DE=23.98		DE=28.98	DE=23.98
Y	11.24	10.32	IV*	55.24	64.13
YC	28.60	29.25	IVC*	120.83	165.02
PY	15.68	17.21	PIV	30.84	27.13
YN	13.68	12.37	IM	20.42	19.01
YNC	30.12	30.78	IMC	37.19	35.65
PYN	14.57	16.46	BPD*	-952.28	-1,728.49
CP	8.13	8.97	BPW*	-94.84	-264.18
CPC	25.64	28.38	BPWC*	-334.15	-745.89
PCP	16.28	17.87	S	16.57	15.24
CG	8.47	7.64	DS	24.70	19.22
CGC	31.38	31.55	WS	22.34	23.10
PCG	20.98	22.22	YLC	30.14	30.90
IF	16.31	14.93	NMA	10.81	9.68
IFC	31.20	29.86	WS	1.19	1.65
PIF	13.03	13.15	UPOP	6.59	6.35

註: 모든 변수는 1968~77년까지의 성장률의 평균치로 표시되어 있다. 단, \*표시한 변수는 증가율 대신 절대치의 평균치이다.

16) 이러한 模擬分析技法은 部分均衡(partial equilibrium) 概念으로 다른 모든 變數와 經濟構造는 一定不變하고 오직 한 變數단의 값이 달라졌다는 假定하에서 그 波及效果와 影響度를 分析하는 것으로서 一般的인 反應分析(sensitivity test)이 갖는 弱점을 그대로 갖고 있다. 왜냐하면 만약 輸出「드라이브」政策을 채택하지 않았다면 通貨量의 供給도 實質附加價値도 모두 基本模型에 반영된 실제값이나 推定値와는 다를 것이기 때문이다. 이러한 制約點에도 불구하고 模擬政策分析실험을 하는 이유는 韓國經濟의 高度成長기간동안 輸出增加率과 通貨量增加率이 중요한 政策變數로 간주되어 있기 때문에 그러한 政策變數의 限界的인 影響을 定量的으로 分析할 필요가 있기 때문이라 하겠다.

확보되지 못하였기 때문이다. 이러한 觀點에서 볼 때 輸出主導型成長政策은 國民經濟의 可用資源을 現시점에서 消費支出로 처분할 것인가 아니면 向後의 資本蓄積을 위해 投資支出로 留保시킬 것인가의 資源의 時間配分問題에서 後者를 더 選好케 하였다고 할 수 있다.

따라서 輸出主導型政策은 國際收支改善, 成長의 자극, 雇傭機會創出 및 向後世代를 위한 資本蓄積이라는 면에서 肯定的인 기여를 했으며, 소득의 機能的 分配과 輸出主導政策의 産業化로 惹起된 都市過密化問題 등에서는 否定的인 面을 보여주고 있다.

### 3. 通貨政策에 관한 實驗分析

1968年以後 1977년까지 月平均名目通貨量(MM1)은 年平均 33.08%씩 增加하였다. 通貨政策 實驗分析에서는 通貨量 增加率을 그 實積値에 對比하여 年平均 5%씩 鈍化시킨 경

우의 經濟的 效果를 分析하고 있다. 同 實驗分析 결과 역시 前節의 輸出政策分析의 경우와 마찬가지로 모든 外生變數 및 經濟的 構造의 關係가 不變인 것으로 看做하는 方法上的 缺陷을 가지고 있으나, 獨立的 政策變數의 變動을 小幅을 머무르게 함으로써 이러한 問題點을 피하고자 노력하였다.

同實驗分析에서 年平均 5%程度의 小幅의인 通貨緊縮은 實質GDP成長을 年平均 約 1%程度 낮추며 GDP「디플레이터」를 年平均 0.7%程度 높여주는 것으로 나타나고 있다(表 6 參照). 이와 더불어 實質投資 및 實質輸入의 鈍화와 民間消費支出 및 製造業雇傭의 增加率減少를 招來하는 反面 國際收支의 大幅의인 改善을 결과하는 것으로 나타났다.

여기에서 通貨量과 物價間에 나타나고 있는 負의 關係는 다음의 두가지 점을 示唆해 주고 있다고 하겠다. 첫째로 前節의 式(3)과 (4-2)에서 보았듯이 通貨量의 增減이 物價에 미치

〈表 6〉 通貨政策 分析實驗

	實積値	假定値		實積値	假定値
	DMM1=33.08	DMM1=28.08		DMM1=33.08	DMM1=28.08
Y	11.24	10.16	IV*	55.24	39.29
YC	28.60	28.15	IVC*	120.83	84.88
PY	15.68	16.38	PIV	30.84	28.20
YN	13.68	12.17	IM	20.42	17.67
YNC	30.12	29.30	IMC	37.19	34.16
PYN	14.57	15.35	BPD*	-952.28	-283.93
CP	8.13	6.45	BPW*	-94.84	8.93
CPC	25.64	24.81	BPWC*	-334.15	-86.85
PCP	16.28	17.32	S	16.57	13.14
CG	8.47	7.49	DS	24.70	24.50
CGC	31.38	30.47	WC	22.34	22.24
PCG	20.98	21.40	YLC	30.14	29.89
IF	16.31	13.31	NMA	10.81	9.40
IFC	31.20	27.81	WS	1.19	1.74
PIF	13.03	12.93	UPOP	6.59	6.34

註: 모든 변수는 1968~77년까지의 성장률의 평균치로 표시되어 있다. 단, \*표시한 변수는 증가율 대신 절대치의 평균치이다.



는 效果는 正의 關係를 보이고 있으나 그 乘數의 크기는 비교적 적으며<sup>17)</sup>, 둘째로 小幅의 通貨緊縮이나 혹은 所得 및 外換政策等의 다른 經濟政策手段의 併行이 없는 通貨緊縮만으로는 오히려 成長과 國內物價에 대하여 否定的인 結果를 招來한다는 점이다.

이 같은 通貨와 物價와의 關係는 韓國經濟의 高度成長期間동안 實質所得의 貨幣供給에 대한 彈力性이 비교적 낮았고, 實質貨幣需要中에서 所得과 有關한 去來需要가 큰 比重을 차지했기 때문에 通貨緊縮에 따른 實質所得의 감소가 화폐의 實質需要를 名目貨幣供給量보다 상대적으로 더 낮추었기 때문인 것으로 풀이된다. 그러나 이러한 兩者의 關係는 인플레이션期待心理의 形成過程이 安定的이라는 假定과 小幅의 通貨量調整政策에 대한 分析結果임을 감안할 때 國內인플레이션 退治를 위한 보다 效果的인 通貨政策의 方向은 小幅의 微溫的인 緊縮보다는 持續的이고도 강력한 緊縮政策의 追求가 보다 所望스러움을 示唆해 주고 있다<sup>18)</sup>.

## V. 結 論

本節에서는 本模型의 「시물레이션」과 政策 實驗分析을 통해서 발견된 몇가지의 政策示唆點을 요약하고 本模型의 改善方向에 대하여 언급하기로 한다.

17) 本稿의 第2節 (3)式과 (4-2)式 및 註6) 參照.

18) 그러나 이러한 持續的인 緊縮政策의 現實性은 동시에 通貨供給變數의 外生的 統制可能性 및 그 限界性에 의하여 좌우된다. 이에 대한 實證的 考察은 Norton and Rhee (1979), p.49 參照.

지난 1974年以後 높은 인플레이션의 主要因으로, 에너지波動이 이미 指摘된 바 있으며, 本模型의 實驗分析結果에 의하면 지난 4년간 (1974~77) 인플레이션의 약 1/3은 이 에너지波動에 근거하고 있는 것으로 밝혀지고 있다. 輸出의 급속한 伸張은 長期的인 時狀(time horizon)에서 볼 때 韓國經濟成長에 긍정적인 기여를 했다고 할 수 있겠으나 보다 中短期的인 時狀에서 보면 所得의 機能的 分配의 惡化와 民間消費支出의 增加가 鈍化되는 등 부정적인 面도 指摘될 수 있다. 그러나 本模型 分析의 結果에 따르면 高度의 輸出伸張과 經濟成長自體가 인플레이션率을 높였다는 근거를 발견할 수는 없었다.

貿易政策에 관해서는 과거 우리나라의 輸入이 輸入規制措置에 의해 크게 영향을 받지 않았다고 볼 수 있다. 이는 實質輸入과 經常 非貨商品輸入의 增加率變化들이 市場經濟變數만으로도 잘 설명되고 있음에 비추어 짐작된다. 한편, 國際市場의 諸般制約에 따라 우리나라 상품수출이 世界交易市場에서 차지하는 占有率이 鈍化될 것이 예상되므로 輸出主導型成長政策은 새로운 局面을 맞이하게 될 것이므로 從來와는 다른 輸出支援政策方向이 모색되어야 할 것이다.

인플레이션進行과 經濟成長過程에서의 通貨의 役割에 대해 本研究는, 1) 通貨量은 實質 GDP成長의 한 주요한 說明變數이며, 2) 實質所得成長에 따른 貨幣의 去來需要가 1963~77年까지의 名目通貨量供給의 많은 부분을 흡수했으며, 3) 名目通貨增加率의 小幅的인 변화만으로는 인플레이션에 效果的으로 對處하기 어렵다는 세가지 점을 指摘하고 있다.

인플레이션은 위에서 언급한 實質生産, 인

플레이션期待, 輸入物價指數 및 通貨量뿐만 아니라 名目賃金指數, 輸入自由化度(IM/Y) 및 農產物價格 등에 의해서도 한계적인 영향을 받는다. 그러나 이러한 變數를 사용한 方程式은 物價變動의 說明力에서 위의 경우에 비하여 뒤지고 있다. 이러한 점들을 고려하면 韓國經濟의 인플레이션은 需要·供給側面에서 각기 複雜多枝한 要因에 의해 결정되므로, 인플레이션에 대처하는 어떠한 손쉬운 對策은 있기가 어렵다. 따라서 物價上昇을 抑制하기 위해서는 인플레이션期待를 낮추기 위한 諸般努力은 물론 名目賃金 및 農產物價格調整 등의 부분적인 政策方案도 함께 강구되어야 할

것이다. 그리고 輸出商品의 國際競爭力을 높이기 위해 인플레이션에 대응하여 平價切下를 시도하는 경우, 平價切下가 輸入物價指數(PIM)에 반영되어 다시 物價上昇에 還流(feed back)되므로 換率政策에는 신중한 배려가 요구된다.

끝으로 本模型의 改善을 위해서는, 보다 세밀한 政策實驗分析을 위해 貨幣 및 財政部門의 構造方程式을 더욱 개발·확장할 필요가 절실하며 동시에 豫想인플레이션을 결정하는 要因에 대해 보다 謹밀한 動態的 分析과 檢討가 요청된다.

#### ▷ 參 考 文 獻 ◁

- 司空壹·金寬洙, 『韓國의 金融構造, 1963~1975』, 韓國開發研究院, 1977.
- 李承潤, 「우리나라의 商品輸出의 長期展望: Adaptive Response Model에 依한 商品輸出方程式을 中心으로」, 經濟企劃院, 『月間經濟動向』, 1972. 2, pp.63~69.
- Aghevli, B.B. and C.A. Rodriguez, "Trade, Prices, and Output in Japan: A Simple Monetary Model," *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol.26, March 1979, pp.38~54.
- Ball, R.J. and T. Burns, "The Inflationary Mechanism in the U. K. Economy," *American Economic Review*, Vol. 66, September 1976,
- Barro, R.J., "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, August 1978, pp.38~54.
- Economic Planning Board, Republic of Korea, "The New Stabilization Program," Seoul, June 1979.
- Harberger, A.C., "The Dynamics of Inflation in Chile," in *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Honor of Yehuda Grunfeld*, Stanford University Press, 1963.
- Kim, Mahn Je, and Yung Chul Park, "A Study on Savings Behavior, 1953-1972," ch. 4 in *Planning Models and Macroeconomic Policy Issues*, edited by Chuk Kyo Kim, Korea Development Institute, Seoul, 1977.
- Laidler, David, "Inflation—Alternative Explanations and Policies: Tests on Data Drawn from Six Countries," in K. Brunner and A.H. Meltzer, editors *Institutions, Policies, and Economic Performance*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 4, North-

- Holland Publishing Company, 1976, pp. 251~306.
- Norton, R.D. and S.Y. Rhee, *A Macroeconometric Model of Inflation and Growth in Korea*, KDI working paper, November 1979.
- Levhari, David, and Don Patinkin, "The Role of Money in a Simple Growth Model," *American Economic Review*, Vol. 58, September 1968. pp.713~753.
- Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, McGraw-Hill Book Company, 1979.
- Todaro, M. and J. Harris, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, March 1970, pp.126~138.
- Vogel, R.C., "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969," *American Economic Review*, Vol. 64, March 1974, pp.102~114.