

TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析

朴 佑 奎

本研究의 目的은 과거 2년간 三低現象이 實質國民總生産, 輸出, 輸入(油類導入額 제외) 및 都賣物價指數에 미친 影響을 分析하는 데 있다.

分析에 있어서는 'Lucas의 批評'에 위배되지 않도록 하기 위하여 模型의 係數가 시간이 흐름에 따라 變化할 수 있도록 허용한 BVAR模型을 作成하여 使用하였다. 이에 따라 三低效果를 國際金利, 原油價格, 달러貨價値 등의 變動으로서의 순수한 價格效果와 이들 價格變動으로 惹起된 經濟行爲主體의 行動變化를 反映하는 經濟構造變化效果로 兩分하여 계산하였다.

分析結果에 의하면 構造變化效果가 價格效果에 못지 않게 상당히 큰 것으로 계산되어, 對外與件의 急變에 대한 經濟行爲主體의 對應努力이 매우 중요했던 것으로 나타났다. 이는 어떠한 縮約型模型을 使用하여 政策의 急旋回 혹은 對外與件의 急變과 같은 시뮬레이션을 할 때에는 그 結果가 매우 부정확할 수도 있다는 것을 意味한다.

I. 序 論

1986年の 우리 經濟는 實質國民總生産이 前年度 對比 12.5% 성장하고 貿易支收黑字가

42.5億달러에 달하는 등 보기 드문 好調를 보였다. 이러한 예상 밖의 景氣活況은 역시 예상 밖의 三低現象(低國際金利, 低油價, 低달러貨價値)에 크게 힘입은 것은 부인할 수 없다 하겠다.

本研究에서는 模型의 推定係數가 시간이 흐름에 따라 變化하도록 허용하는 「베이저안」 백터 自己回歸分析模型(Time Varying Bayesian Vector Autoregression Model, 이하에서는 TVBVAR 模型이라 略함)을 使用하여 최근의 實質國民總生産, 輸出, 輸入(油類導入額除外),

筆者:本院 研究委員

* 著者は 많은 유익한 의견을 제시해 주신 姜文秀, 朴泰鎬 博士께 감사드린다. 그리고 원고정리 및 자료정리에 도움을 주신 崔燾吉 主任研究員과 姜希淑 研究助員께 감사드린다.

都賣物價指數 등의 實績値의 변동폭에 三低現象이 어느 정도 기여하였는가를 分析하고자 한다.

國際金利, 油價, 달러貨의 對円貨價値 등과 같은 對外經濟與件의 變動은 一國의 消費者, 企業, 政府의 政策立案者 등 經濟行爲主體에게는 外生的으로 주어지는 것이라 할 수 있다. 그러나 經濟行爲主體는 이러한 對外經濟與件의 變動에 受動的으로 反應하는 게 아니라 이를 최대한으로 이용하려고 能動的으로 대처해 나가게 되며, 實質國民總生産, 輸出, 輸入物價 등 諸經濟變數의 實際値는 이러한 能動的인 行爲의 結果로 나타나게 되는 것이다.

對外經濟與件의 변화에 能動的으로 대처한다는 것은 만약 對外經濟與件이 過去의 추세에서 현저히 벗어나게 변화한다면, 經濟行爲主體의 行爲 역시 過去의 樣態와 현저히 다를 가능성이 있다는 것을 의미하는 것이다. 이것은 經濟行爲主體의 行爲를 우리가 어떠한 模型으로 요약하여 表現할 수 있다고 한다면, 對外經濟與件이 변화함에 따라 模型自體도 변화할 가능성이 있다는 이야기가 된다. 이러한 이유로 인하여 Lucas(1976)는 對外經濟與件이 變動하기 이전의 資料를 사용하여 推定한 縮約型 巨視經濟模型으로는 “앞으로 對外經濟與件이 급격히 변화하면 內生變數는 어떻게 변화할까?”와 같은 實驗을 할 수가 없다고 주장하고, 縮約型 巨視經濟模型을 사용하여 政策시뮬레이션을 하는 慣行의 한계를 지적하였다.

本研究은 이와 같은 Lucas의 批評(Lucas critique)에 배치되지 않도록 TVBVAR模型

의 사용을 시도한 例라고 할 수 있는데¹⁾, 三低現象으로 나타난 對外經濟與件의 급격한 변동에 대한 經濟行爲主體의 反應의 變化를 살펴보는 데 그 意義가 있다 하겠다.

아래의 第Ⅱ章에서는 三低現象에 의하여 經濟行爲主體의 反應 樣態가 현저히 變할 가능성이 있기 때문에, 既推定된 模型으로는 三低效果를 적절히 分析할 수 없음을 지적한다. 第Ⅲ章에서는 本研究에서 사용할 TVBVAR模型을 설명하고, 第Ⅳ章에서는 經濟行爲主體의 行爲가 변함에 따른 構造의 變化를 정의하여 순수한 價格變化效果로서의 三低效果와 다름을 보이고, 실제로 분석기간중에 構造變化가 일어났을 가능성이 매우 큼을 模型의 移動平均値(movingaverage representation)를 계산하여 보였다. 그리고 三低效果를 價格效果와 構造變化效果로 細分하여 계산하고, 전체적인 三低效果에 대하여 유로金利, 油價 및 달러貨 등의 價値下落에 따른 效果로의 細分을 시도하였다. 마지막으로 第Ⅴ章에서 本研究을 結論지었다.

Ⅱ. 接近方法

本研究의 問題接近方式은 過去의 한 시점(1985年 2/4分期)부터 三低現象이란 事件이 없었을 경우와 실제와 같이 있었을 경우의 經濟變數들(實質國民總生産, 輸出, 輸入, 都賣物價指數)의 變化를 1985年 1/4分期까지의 資料를 使用하여, 1985年 2/4分期부터 1986年 4/4分期까지 7分期間을 각각 展望하고 그 結果를 實際値와 比較하는 것이다. 이는 俞正鎬(1982)

1) 筆者가 아는 바로는 이러한 시도는 처음 이루어진 것이며, Park(1987)은 TVBVAR模型의 사용과 Lucas의 批評과의 관계를 중점적으로 논의하였다.

의 問題接近方式과 基本的으로 같다고 할 수 있다²⁾.

따라서 本研究에서도 俞正鎬(1982)에서의 같이 KDI 半期模型 혹은 KDI 分期模型(朴元巖, 1986) 등을 改造하여 問題를 分析할 수도 있겠으나, 이는 두 가지 큰 問題點을 內包하고 있다. 첫번째 問題點은 外生變數 變動에 따른 政策變數의 變動을 어떻게 推定하여 사용하는가 하는 점이다. 俞正鎬(1982)에서는 油價가 아무리 急騰해도 政策變數(通貨量, 利子率, 換率 등)는 변하지 않을 것으로 假定하였는데, 이러한 假定은 아래의 이유로 인하여 結果를 상당히 왜곡시킬 여지가 있다.

Lucas(1976)는 環境이 변화하면 經濟行爲主體의 반응이 변하며, 따라서 經濟行爲主體의 반응을 推定한 식들의 집합체인 縮約型模型 자체가 變化한다고 주장하였다³⁾. 環境의 變化를 유르金利, 油價, 円貨의 價値 등 外生變數

의 變動이라고 생각한다면, 經濟行爲主體는 消費者, 企業뿐 아니라 政府의 政策立案者도 포함되는 것으로 생각되며, 따라서 政策變數 역시 變化할 것이다. 그러므로 環境의 變化에 따른 政策變數의 變化過程이 적절히 模型에 導入되지 않는다면 環境變化의 實驗結果는 상당히 왜곡될 가능성이 있다.

두번째 問題點 역시 Lucas의 批評에 따른 것인데 外生變數가 변화하면 政策立案者의 行爲뿐 아니라 消費者 및 企業의 行爲도 變化하는데 만약 外生變數들의 變化가 과거의 變化 양태에서 벗어나면 經濟行爲主體의 행동양태를 표현한 것으로 볼 수 있는 縮約型模型의 係數推定值 자체가 變化한다는 점이다⁴⁾.

本研究에서 사용하고자 하는 TVBVAR 模型은 여러 時系列간의 共分散(covariance)에 內包되어 있는 情報에 의거하여 統計的으로 過去 資料를 分析 및 展望하기 위한 模型이다. TVBVAR 模型 역시 위에서 언급한 바와 같이 縮約型模型으로서 Lucas의 批評을 해결하는 方法은 물론 아니나⁵⁾, 本考에서는 實驗의 어떠한 면이 Lucas의 批評에 위배되고 안 되는가를 지적하는 등 TVBVAR 模型을 적절히 사용할 계획이며, 다음의 第IV章에서 實驗結果 및 Lucas의 批評에 따른 結果의 解析을 보이고자 한다.

III. TVBVAR 模型

TVBVAR 模型에 使用될 變數들은 아래와 같다⁶⁾.

$$Y_t = (\log y_{1t}, \log y_{2t}, \log y_{3t}, \log y_{4t}) : \\ \text{從屬變數 벡터}$$

2) 俞正鎬(1982)는 KDI 半期模型(南相祐, 1981)을 一書 改造하여 1982年 이후의 油價의 急騰이 韓國經濟(實質國民總生產, 輸出, 輸入, 都賣物價 등)에 미치는 影響을 살펴보았는데 이를 위해 “油價急騰이란 사건이 1982년부터 없을 때와 있을 때의 經濟變數들의 變化를 展望하고 그 結果를 比較”하였다. 그러나 俞正鎬에서와는 달리 本實驗에서는 1985年 2/4分期부터의 實質國民總生產, 輸出, 輸入, 都賣物價 등의 展望值와 1985年 2/4分期부터의 이들 變數의 實際值를 비교할 수 있어 本實驗에서 使用할 模型의 推定力(predictability)의 검증도 함께 하게 되는 부수적인 效果가 있다고 할 수 있다.

3) 縮約型模型의 例로서 KDI의 半期 및 分期模型 등을 들 수 있으며 本研究에서 使用할 TVBVAR模型 역시 縮約型模型의 範疇에서 벗어나지 않는다.

4) Lucas(1976)와 Sargent(1979, 1986) 등에는 여러 가지 例가 例示되어 있다.

5) VAR 模型의 使用의 적절함에 대한 논쟁은 Sargent(1984), Sims(1982), Litterman(1984) 등을 참조.

6) 本研究에 使用되는 TVBVAR 模型은 Doan, Litterman and Sims(1984)에 의거하여 作成되었으며 그의 Litterman(1980, 1984) Sims(1980, 1982), Doan and Litterman(1986) 등을 참고하였다. 프로그램 작성에는 美國의 Federal Reserve Bank of Minneapolis에서 제공한 Bayesian Vector Autoregression Model of the U.S. Economy를 참고하였다.

$X_t' = (x_{1t}, \log x_{2t}, \log x_{3t})$: 外生變數벡터
 y_{1t} = 實質國民總生産
 y_{2t} = 輸出
 y_{3t} = 輸入(總油類導入額 제외)
 y_{4t} = 都賣物價指數
 x_{1t} = 유로金利
 x_{2t} = 油價
 x_{3t} = 円/\$

$$\begin{aligned}
 A_i(L) &= A_{0i} + A_{1i}L + A_{2i}L^2 + \dots \\
 &\quad + A_{ki}L^{k-1} \\
 B_i(L) &= B_{0i} + B_{1i}L + B_{2i}L^2 + \dots \\
 &\quad + B_{ki}L^k \\
 &\dots\dots\dots (1)
 \end{aligned}$$

여기서 유로金利를 제외한 모든 變數들에 log를 취하였는데, 이는 增加趨勢를 제거한 $\log y_{it} - \log y_{it-1}$ 가 安定的(stationary)이라는 假定을 中心으로 「베이지안」 先驗的假定係數(Bayesian prior parameters)를 使用하기 위해서이다. 「베이지안」 先驗的假定係數를 使用하는 이유는 各時系列資料의 길이에 비해 模型의 係數의 數가 많아서 發生하는 過度適合(overfitting)으로 인하여 展望值의 精確도가 저하되는 問題點을 해결하기 위해서이다⁷⁾.

TVBVAR 模型은 아래의 式 (1), (2)로 構成된다.

$$Y_t = A_t(L)Y_{t-1} + B_t(L)X_t + C_t + \varepsilon_t$$

위에서 L 은 時差演算子(lag operator)이고 ε_t 는 誤差項벡터이며, A_{it} , B_{it} 는 시간에 따라 變하는 係數(time varying coefficient, 이하에서는 TVC이라 略함)들로 構成된 行列이며, C_t 는 TVC들로 構成된 벡터이다. k 의 값으로는 6을 사용하였다⁹⁾. 式(1)에서 어떤 期間의 從屬變數 벡터(Y_t)를 설명하기 위하여 같은 期間의 外生變數벡터(X_t)가 포함된 것은, 外生變數의 變動은 時差를 두고서도 Y_t 에 영향을 미치지만 같은 期間中에도 즉각적인 영향을 미친다는 假定을 반영한 것이다.

한편 係數가 變化하는 過程은 아래의 같이 假定하였다.

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \mu_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서 θ_t 는 $A_t(L)$, $B_t(L)$, C_t 에 있는 TVC들을 한 줄로 세워서 만든 벡터이고 μ_t 는 誤差項벡터인데, 이는 平均이 零이고 共分散行列(covariance matrix)이 Σ 인 正規分布(normal distribution)를 갖는다고 假定하였다⁹⁾.

式 (1), (2)의 TVC들의 推定에 있어서는 위의 註 6) 및 註 7)에 언급된 文獻들에 서술되어 있는 「칼만필터」(Kalman Filter) 方法을 사용하였다¹⁰⁾. 만약 外生變數(X_t)가 過去와 다른 양태로 變化한다면 Lucas(1976)가 지적한 바와 같이 經濟行爲主體의 反應 역시 過去와 달라지는데, 이것은 本TVBVAR 模型에서는 θ_t 의 變化로 나타나게 된다. 이때 Σ 는 X_t 가 變

7) 「베이지안」 先驗的假定係數를 주는 方法은 Doan, Litterman and Sims(1984)의 것을 그대로 따랐으며 실제로 本研究에 使用한 「베이지안」 先驗的假定係數 값 및 이에 따른 Theil의 U-statistics의 값은 요청에 의하여 著者로부터 얻을 수 있다. 「베이지안」 先驗的假定係數에 대한 설명은 Litterman(1980, 1984), Todd(1984), Doan and Litterman(1986) 등을 참조할 것.
 增加趨勢는 C_t 를 본문의 式 (1)에 포함시킴으로써 제거된다고 할 수 있다.
 8) 일반적으로 模型의 推定期間과 비슷하게 k 의 값을 잡는데 本研究의 推定期間이 6 및 7이므로 편의상 6으로 잡았다.
 9) Σ 는 위에서 언급한 「베이지안」 先驗的假定係數에 의거 分布가 결정되는데 ε_t 와 μ_t 는 相關關係(correlation)가 없는 것으로 假定되었다.
 10) 「칼만필터」 方法을 使用함에 따라 1971年 3/4分期(時差項(lag)이 6개이므로)부터 每分期마다 새로운 資料가 증가함에 따라 係數가 새로이 推定(update)되는 關係式은 Doan and Litterman(1986)의 chapter 19를 참조.

화함에 따라 θ_t 가 변화하는 폭을 결정한다. 즉 계수가 시간에 따라서 변화하게 되어 있는 것은 對外經濟與件(X_t)이 변화하면 經濟行爲主體의 反應(θ_t) 역시 변화한다는 점을 고려하기 위한 것이며, 이는 Lucas의 批評에 따른 것이다. 그런데 通貨量, 金利, 換率 같은 政策變數는 本 TVBVAR 模型에 포함되지 않았는데도 政策立案者의 反應의 變化를 언급하고, 企業의 投資 및 雇傭, 消費者의 消費 등도 역시 포함되지 않았는데, 消費者 및 企業의 行爲의 變化를言及한 것은 다음과 같은 이유에서이다.

本研究의 TVBVAR 模型을 사용함에 있어서의 暗默的인 假定은, 從屬變數들간의 共分散은 模型에 포함되지 않은 여타의 内生 및 外生變數는 물론 政策變數들과의 共分散도 반영하고 있다는 것이다. 즉 模型의 從屬變數들간의 共分散은 이를 계산할 시점까지의 模型에 포함되지 않은 여타의 變數들의 변동이 반영되었다는 것이다.

예를 들면, 1986년의 都賣物價指數의 實際値는 1986년에 취한 政府의 物價對策의 영향을 반영한다. 1986년에 輸出이 급증함으로써 海外部門으로부터의 通貨供給이 급증하여, 政府는 通貨對策의 일환으로 通貨安定證券의 發行을 급격히 확대하는 등의 對策을 취한 결과 半期간 通貨供給이 현저히 변화하였다. 이러한 通貨政策(政策立案者의 反應)은 都賣物價指數에 영향을 미치고, 따라서 輸出單價에 영향을 미침으로써 輸出(企業의 反應)에 영향을

주고, 또한 輸出用原資材를 포함한 輸入(企業의 反應)에 영향을 주어 결국에는 實質國民總生産量을 포함한 여타의 實物變數에도 영향을 끼친다고 생각한다면, 1986년의 對外經濟與件의 급변에 따라 經濟行爲主體의 대응 역시 급변하였다고 할 수 있겠다.

이와 같은 論理로 본다면¹¹⁾, 本模型에 포함되지 않은 變數들인 消費, 投資 및 通貨政策의 變化를 本模型에서 사용한 從屬變數들만의 共分散이 반영한다고 할 수 있다. 그런데 이 共分散을 사용하여 從屬變數들의 未來値를 展望하고자 할 때는 經濟行爲主體의 미래에 있어서의 行爲는 過去에 行動해 왔던 것과 다르지 않게 이루어진다는 假定을 필요로 한다¹²⁾. 따라서 미래의 外生變數의 값이 過去의 變化양태에서 크게 벗어나서 변화한다면, 本TVBVAR 模型을 사용하여 미래의 從屬變數의 값을 예측하고자 하는 것은 Lucas의 批評에 위배된다는 점이다. 왜냐하면 展望을 시작하기 전까지 推定된 模型의 構造가 不變할 것이라고 假定하기 때문이며,¹³⁾ 이는 위에서 지적하였던 半期나 分期模型의 사용상의 問題點과 다를 바가 없다.

本研究과 관련하여, 만약 1985년 1/4分期 이후의 三低現象으로 나타난 外生變數(X_t)의 變化가 1985년 1/4分期 이전과 현저히 다른 것이었다면, 1985년 1/4分期까지의 資料를 사용하여 推定된 θ_t 의 값을 가지고 三低效果를 分析하고자 하는 것은 Lucas의 批評에 어긋난다는 것이다. 왜냐하면 1985년 1/4分期 이후의 X_t 의 變化는 θ_t 의 變化를 조래할 가능성이 있기 때문에, 소위 三低現象에 따른 構造變化效果(θ_t 의 變化)를 고려해야 하기 때문이다¹⁴⁾.

11) 이상의 事例는 對外經濟與件이 급변하면 模型 자체가 變化한다는 Lucas의 批評을 뒷받침하는 것이라 할 수 있다.

12) 이에 대한 자세한 설명은 Sims(1982) 참조.

13) 즉 이미 推定된 θ_t 를 使用하기 때문이다.

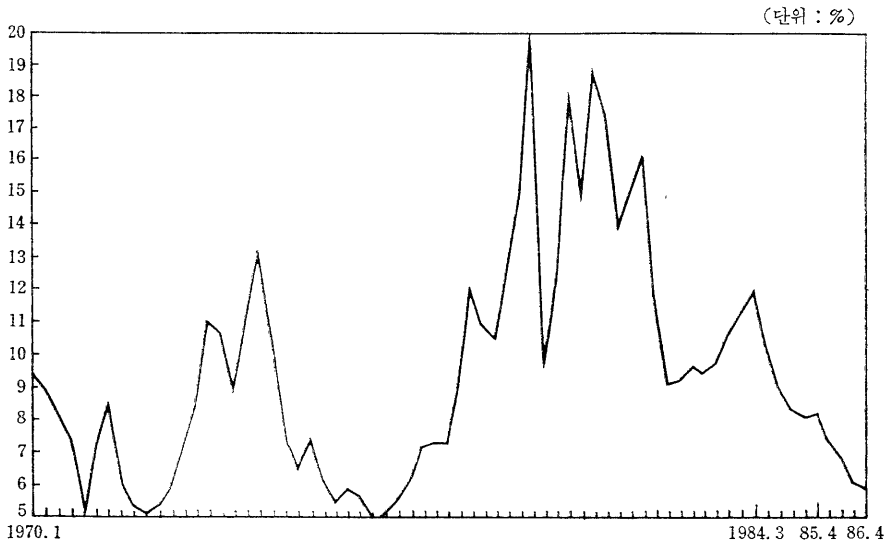
14) 이러한 構造變化의 모습은 第IV章에서 移動平均値를 계산하여 봄으로써 어느 정도 살펴볼 수 있다.

Ⅳ. 三低效果의 分析

1. 價格效果 및 構造變化效果의 定義

지난 2년간의 對外經濟與件의 급격한 변동은 다음의 [圖 1]~[圖 3]에 잘 나타나 있다. 유로달러金利는 1984年 3/4分期를 起點으로, 油價는 1985年 4/4分期를 起點으로, 달러貨의 價値(円/\$)는 1985年 1/4分期를 起點으로 하여 지속적으로 下落하기 시작하였다. 그런데 유로金利, 油價, 달러貨의 價値가 모두 下落한 것은 1985年 1/4分期 이후부터이다. 특히 1985年 4/4分期 이후에는 油價가 폭락하였고, 유로金利 및 달러貨도 과거 5年間의 추세에서

[圖 1] 유로달러金利



벗어나 큰 폭으로 下落하였다.

本研究에서는 1985年 1/4分期를 三低現象 발생의 起點으로 선정하였으며,¹⁵⁾ 순수한 價格變化效果로서의 三低效果를 아래의 두 實驗의 차이로 定義하였다¹⁶⁾.

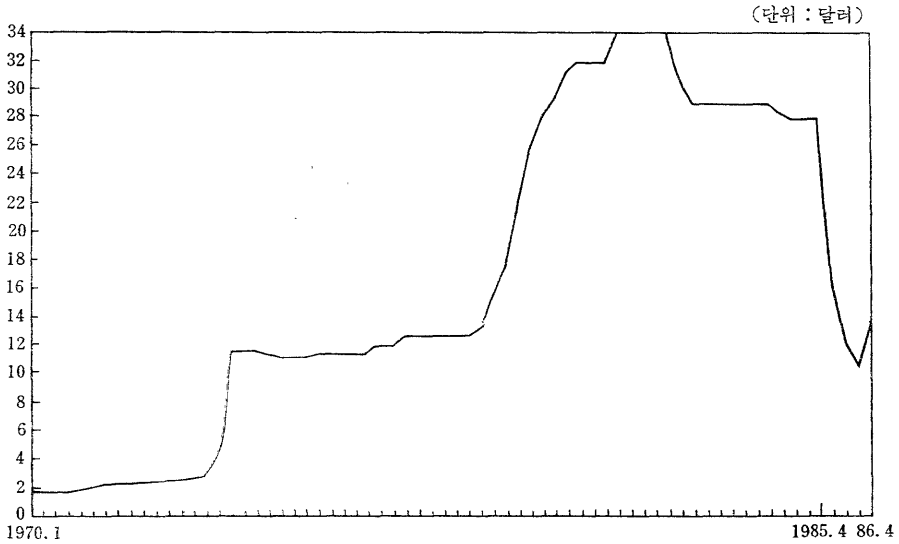
[實驗 A] 1985年 1/4分期까지의 從屬變數들간의 共分散이 주어졌을 때 三低現象이 나타나지 않았을 경우, 즉 유로金利, 油價, 円/\$ 등이 1985年 1/4分期 값에서 變動없이 1986年 4/4分期까지 지속하였다고 假定할 경우에, 從屬變數들(實質國民總生産, 輸出, 輸入, 都賣物價指數)의 1985年 2/4分期부터 1986年 4/4分期까지의 展望值.

[實驗 B] 1985年 1/4分期까지의 從屬變數들간의 共分散이 위 實驗에서와 같이 주어졌을 때 三低現象이 1985年 2/4分期 이후부터 실

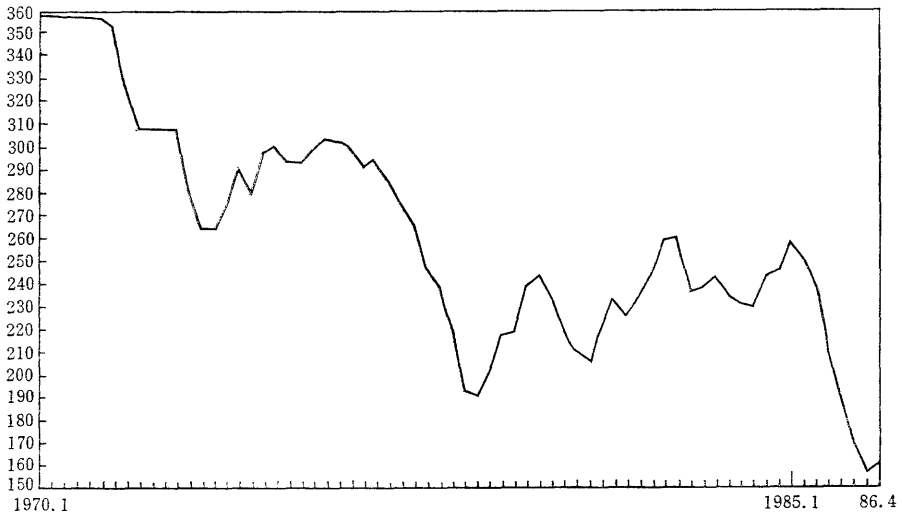
15) 1985年 4/4分期를 分析起點으로 선택하지 않은 이유는 本章에서 模型의 移動平均値를 계산하여 보인 바와 같이 1985年 1/4分期와 1985年 4/4分期간에 큰 구조의 변동이 없는 것으로 판단되었고, 本研究에는 보고하지 않았지만 1985年 4/4分期를 分析起點으로 잡더라도 結果는 역시 크게 다르지 않다는 것을 筆者가 확인하였기 때문이다.

16) 本研究에서 사용한 資料들은 附錄에 설명되어 있음.

[圖 2] 油 價



[圖 3] 円/\$



제와 같이 나타날 경우의 從屬變數들의 展望值. 이 實驗에서는 政策立案者를 포함한 經濟行爲主體들이 過去에 행동해 왔던 樣態로 外生變數의 變化에 반응한다고 假定하였다. 이는 外部環境의 현재한 變化에 따른 經濟行爲主體의 反應의 현재한 變化 가능성을

排除한 것이다.

위 두 實驗의 展望은 1985年 2/4分期부터 시작하였다. 그러나 사실 三低現象이라고 불리는 지난 2年間의 급격한 外生變數(X_t)의 變動은 經濟行爲主體의 反應(θ_t)을 근본적으로

바꾸게 할 환경의 급격한 변화라고 할 수 있는 바, 다음의 [實驗 C]을 사용하여 經濟構造의 變化에 따른 效果를 定義하였다.

[實驗 C] 三低現象에 대한 經濟行爲主體의 대응 노력으로 표현할 수 있는 經濟行爲主體의 반응의 變化에 따라 經濟의 構造가 變化할 가능성이 있다고 想定하였다. 만약 그러한 가능성이 實現된다면, 그 結果는 第Ⅲ章에서 定義한 TVBVAR 模型으로 추정한 回歸式 係數(θ_t) 자체의 變動으로 나타난다고 할 수 있다. 本研究에서는 이러한 構造調整은 外生變數의 급격한 變動이 어느 정도 完화된 1986年 3/4分期까지 계속 進行되었다고 假定하였다.

實驗 C에서는 1986年 3/4分期까지의 從屬變數들의 共分散이 事實상 1985年 1/4分期에 적용되어야 한다고 假定하고, 이 共分散을 사용하여 1985年 2/4分期부터 1986年 4/4分期까지 從屬變數들의 값을 展望하였다¹⁷⁾. 즉 實驗 C에서는 1985年 2/4分期부터 1986年 3/4分期까지가 三低期間이라고 가정하고, 三低期間 이전의 행위와 期間中

의 행위의 변화를 實驗 C로써 포착하려는 것이다.

實驗 C의 展望值들과 위 實驗 B의 展望值의 차이가 三低現象에 따른 經濟構造變化의 效果라고 定義하였다. 筆者의 見解로는 實驗 C를 이와 같이 定義함에 따라 Lucas의 批評에 위배되지 않으면서 構造變化를 살펴볼 수 있다고 생각한다.

그러나 實驗 C의 定義에서 본 바와 같이, 本研究에서 Lucas의 批評에 위배되지 않도록 三低效果를 分析할 수 있는 이유는 本研究가 過去 資料에 대한 分析이기 때문이다. 예를 들어 1987年 2/4分期부터 三低가 아니라 三高가 급격히 나타난다고 하는 가정하에 從屬變數가 어떻게 변할 것인가를 分析하는 것이 目的이라면, 本 TVBVAR 模型으로는 Lucas의 批評에 위배되지 않고 從屬變數의 未來值를 예측할 수 있는 方法이 없는 것이다¹⁸⁾.

아래에서는 과연 構造變化가 어떠한 형태로 나타나는가를 살펴보기 위하여, 다음과 같이 TVBVAR 模型을 세 차례에 걸쳐 推定 比較하였다.

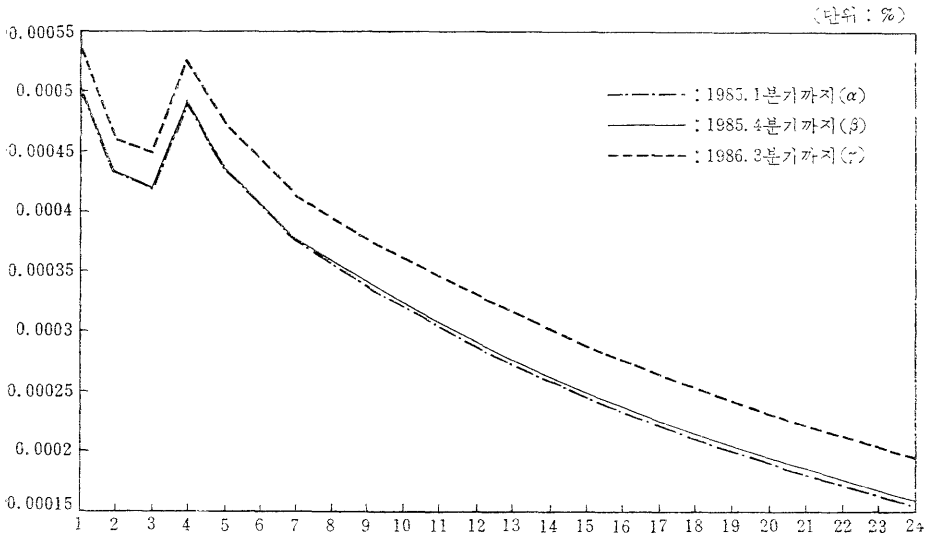
우선 1970年 1/4分期부터의 資料를 使用하여 推定을 시작하였는데, [圖 4]에는 1985年 1/4分期까지의 資料를 使用하여 推定된 回歸式을 使用하여 계산한 移動平均値(moving average representation, 이하에서 MAR이라 略함)(α), 그리고 1985年 4/4分期까지의 資料를 使用하여 推定된 MAR(β), 그리고 1986年 3/4分期까지의 資料를 使用하여 推定된 MAR(γ)를 比較하였다.

MAR은 첫번째 기간에 주어진 外生變數의 變化에 의한 從屬變數의 變化를 時間이 경과

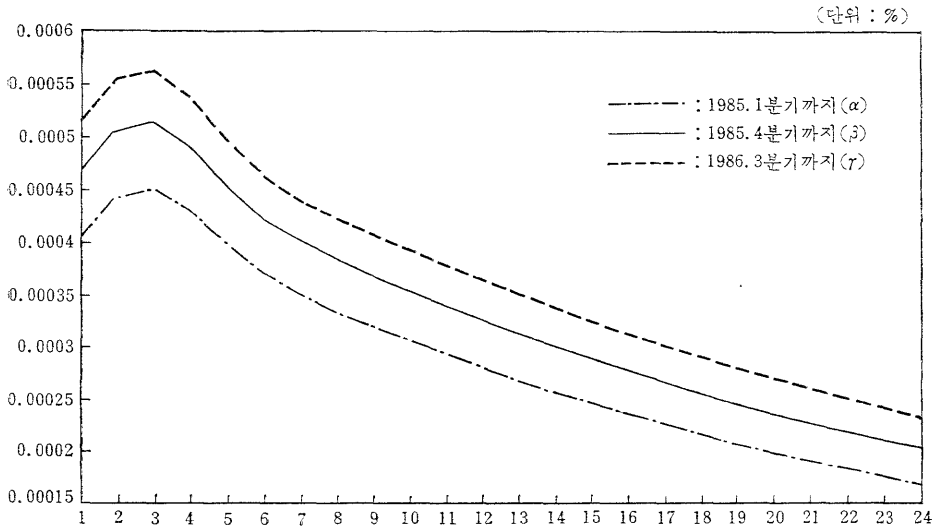
17) 예를 들면 1986年中에 政府의 通貨政策에 의하여 통화공급경로가 바뀌었는데, 이러한 政府의 政策立案者의 대응에 의한 構造變化(θ_t 의 變化)의 가능성은 1985年 1/4分期에는 나타나지 않았다. 즉 이러한 變化가 1986年의 資料에 비로소 반영되었으나 1985年 1/4分期까지의 資料에는 나타나지 않았다. 그러므로 1985年 1/4分期 이후의 從屬變數의 값을 推定할 때에 1986年의 資料에 비로소 반영된 經濟行爲主體의 變化가능성을 알당겨 사용한 것이다.

18) 이는 TVBVAR 模型 역시 縮約型 模型이기 때문이며, Lucas의 批評을 벗어나는 유일한 方法은 經濟의 構造(structure) 자체에서부터 出發하는 것이라고 생각된다. 예를 들면 Hansen and Sargent(1980)에서는 企業이 利潤極大化를 目的으로 勞動을 雇傭한다는 假定에서 出發할 경우 실제 資料를 使用하여 企業의 生産函數 및 費用調整係數(adjustment cost parameter)등을 推定할 수 있고, 이들 係數는 政府의 政策變化 혹은 外生變數의 變動에 의해 변하지 않는다고 假定할 수 있다고 주장하였다.

〔圖 4.1〕 MA Representation (유로金利 1 point 減少時 GNP의 反應)



〔圖 4.2〕 MA Representation (유로金利 1 point 減少時 輸出의 反應)



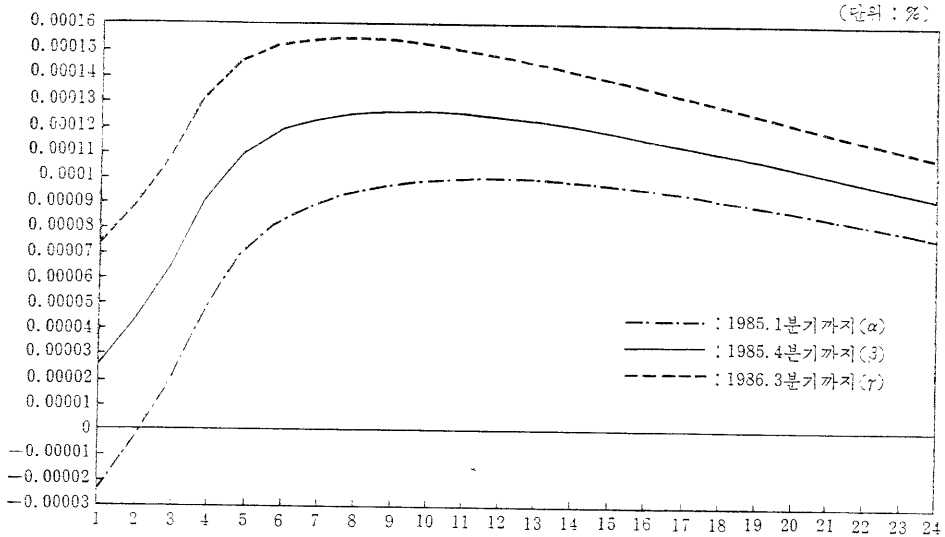
함에 따라 動態的으로 보이는 것인데, 每分期마다 $-\frac{\partial \log y_{t+i-1}}{\partial \log x_t}$, ($i=1, \dots, 24$)를 나타내는 것이다¹⁹⁾.

〔圖 4〕에 의하면 정도의 차이는 있으나 (α)

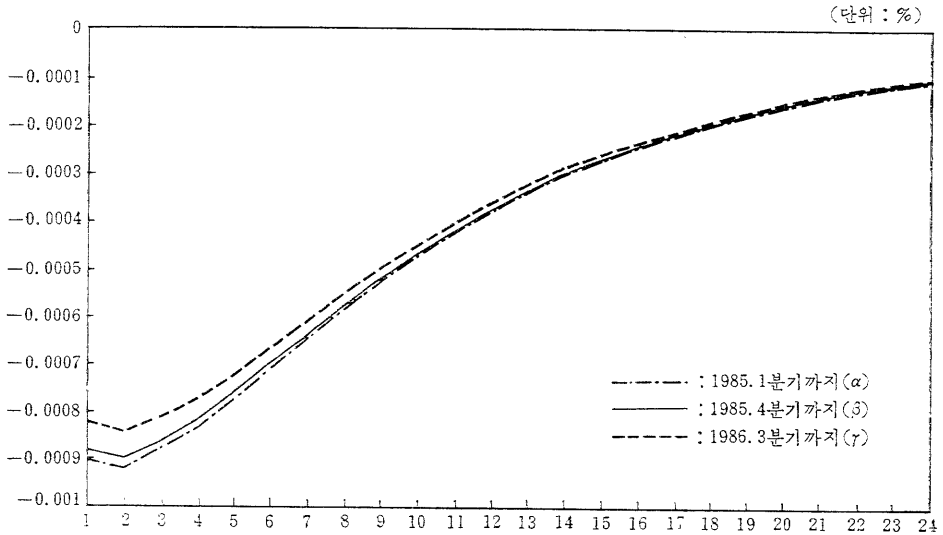
와 (β) 간에는 큰 차이가 없는 반면, (α)와 (γ) 혹은 (β)와 (γ) 간에는 相對的으로 큰變化가 있는 것으로 나타나고 있다. 〔圖 4.1〕~〔圖 4.3〕에 의하면 유로金利의 變動에 대한 實質國民總生産, 輸出 및 輸入의 反應의 幅이 每期間마다 점점 더 커졌으며, 〔圖 4.5〕~〔圖

19) X_t 가 유로金利일 경우에는 $-\frac{\partial \log y_{t+i-1}}{\partial x_t}$.

〔圖 4.3〕 MA Representation(유로金利 1 point 減少時 輸入의 反應)



〔圖 4.4〕 MA Representation(유로金利 1 point 減少時 都賣物價指數의 反應)



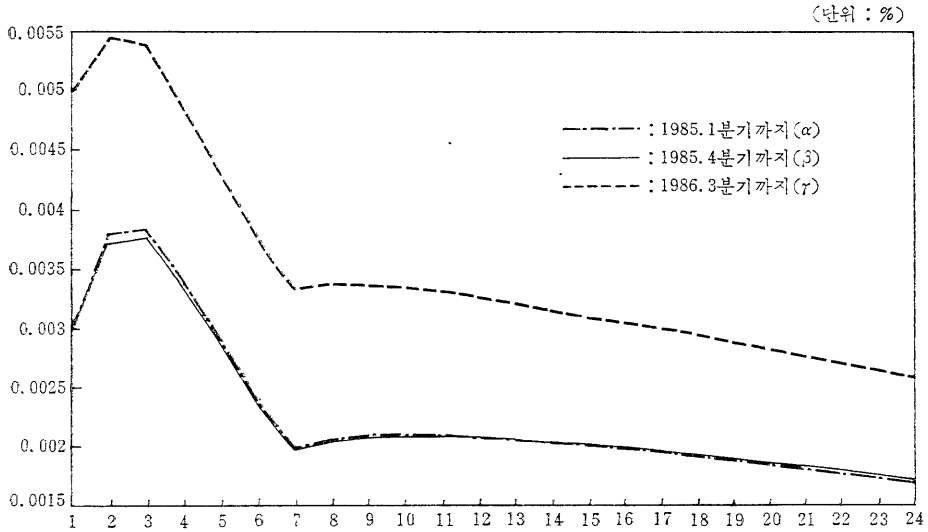
4.7]에 의하면 油價의 變動에 대한 實質國民
總生産, 輸出 및 輸入의 反應이 (α) 및 (β)
간에는 큰 變動이 없으나 (γ) 에는 현저히 變

化한 것으로 나타났다²⁰⁾.

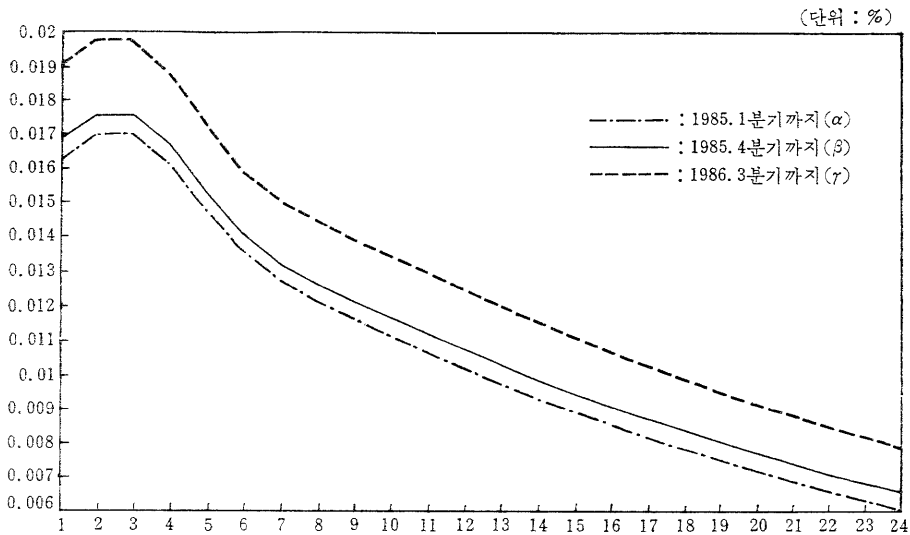
한편 [圖 4.9] 및 [圖 4.10]에 의하면 円/\$
의 變動에 따른 實質國民總生産과 輸出의 反應
은 (α) 와 (β) 간에 큰 차이가 없으나, 1986年
3/4分期 (γ)에서는 큰 變化가 온 것으로 나타
나고 있다. 그런데 [圖 4.2], [圖 4.3], [圖

20) 이것은 당연한 結果라고 할 수 있는데 (α) 와 (β) 를
推定할 경우에 [圖 2]에서 보는 바와 같이 油價의 變
動이 거의 없었기 때문이다.

〔圖 4.5〕 MA Representation(油價 1% 減少時 GNP의 反應)



〔圖 4.6〕 MA Representation(油價 1% 減少時 輸出의 反應)

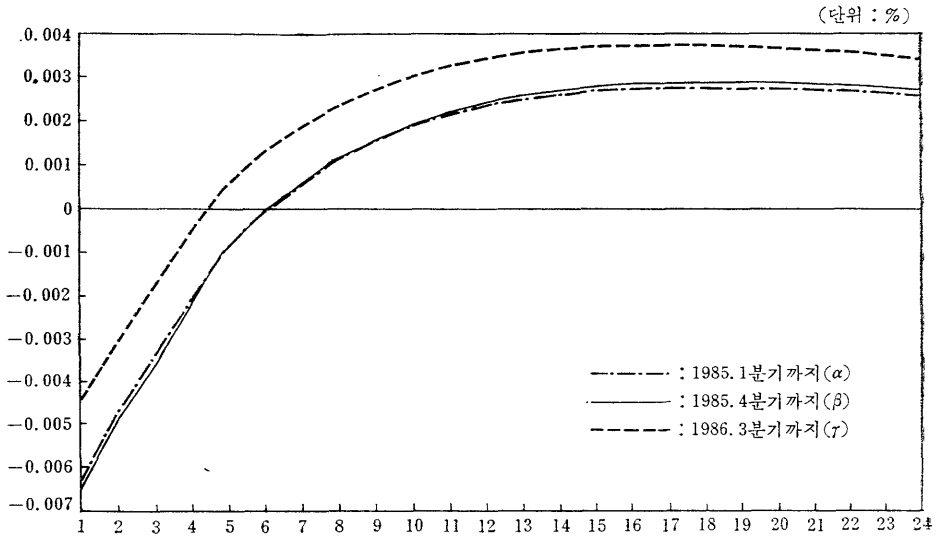


4.6), [圖 4.7], [圖 4.10], [圖 4.11]에 의하면 外生變數의 變動에 따른 輸出과 輸入의 反應의 變化가 같은 정도로 나타나고 있어, 輸出의 增加가 輸入의 增加를 隨伴하고 있다고 할 수 있겠다.

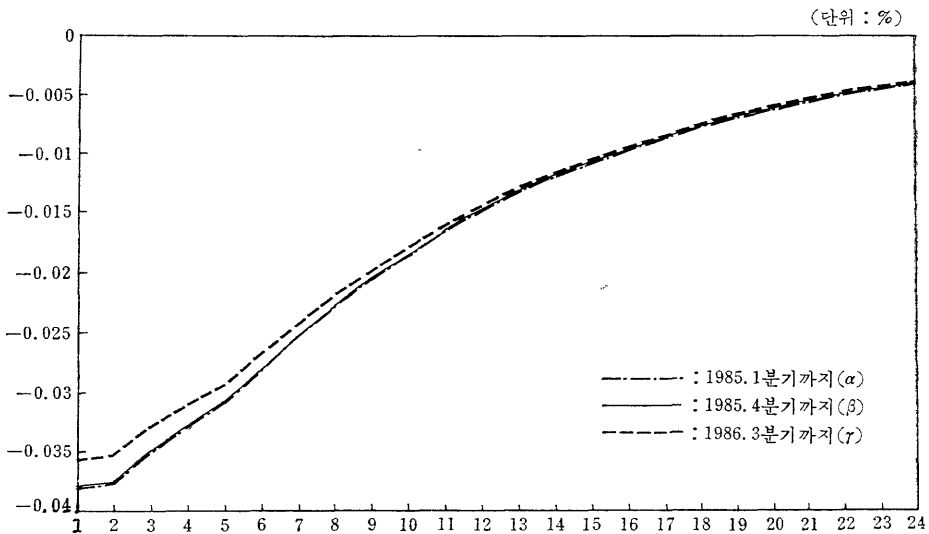
한편 都賣物價指數의 反應을 살펴보면, [圖

4.4), [圖 4.8]에서 나타난 바와 같이 유로金利나 油價의 變動에 대한 反應은 變化하지 않았다. 그러나 [圖 4.12]에 의하면 円/\$의 變動에 대한 反應은 (α)와 (β)에 비하여 (γ)에 이르러 현저히 變化할 것으로 나타나고 있는데, 이는 1985年 4/4分期부터 1986年 3/4分期

〔圖 4.7〕 MA Representation(油價 1% 減少時 輸入의 反應)



〔圖 4.8〕 MA Representation(油價 1% 減少時 都賣物價指數의 反應)

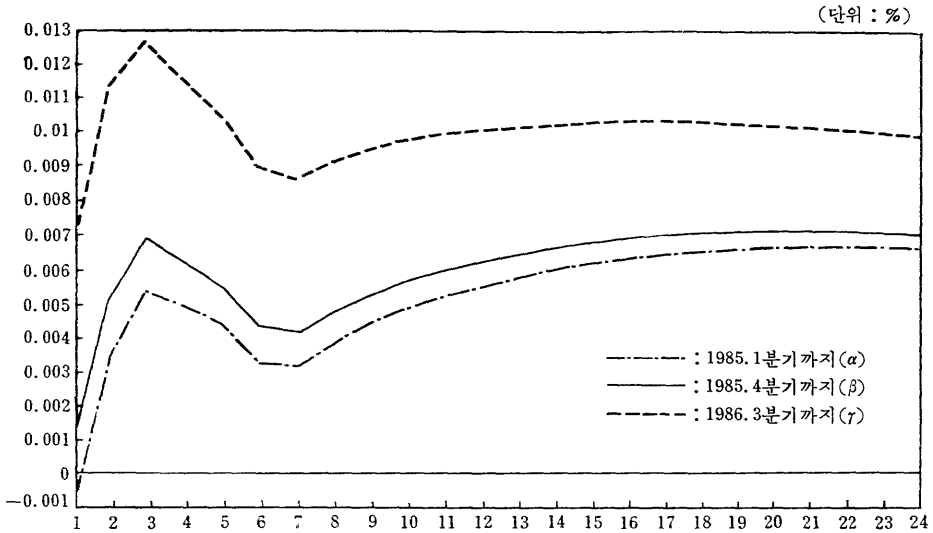


까지의 円貨價値의 上昇에 따른 輸入原資材 價格의 上昇으로 인하여 都賣物價에 대한 上昇壓力이 급격히 커졌다는 것으로 풀이될 수 있겠다.

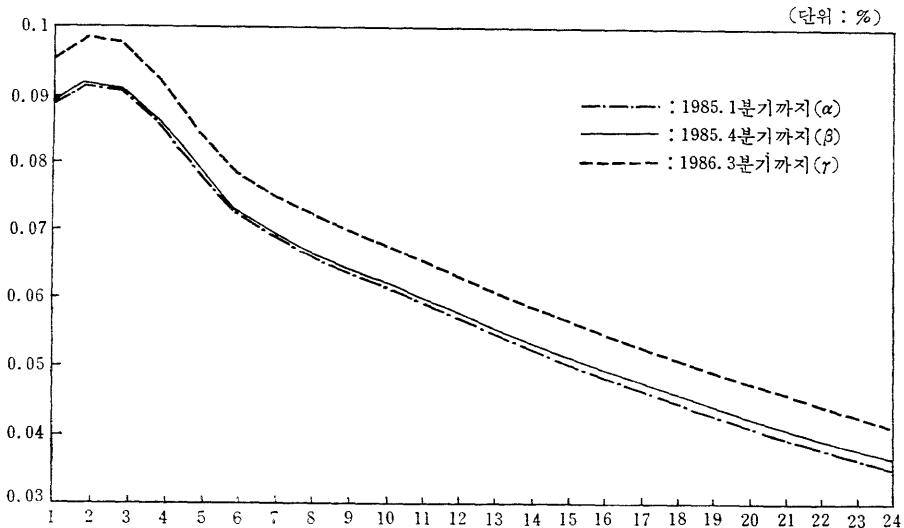
위 分析에 의하면 1985年 1/4分期과 1985年 4/4分期간에는 큰 構造의 變動이 없었으나,

1985年 4/4分期과 1986年 3/4分期간에는 構造의 變動이 있었다고 보아야 타당한 것으로 보인다. 따라서 1985年 1/4分期(혹은 1985年 4/4分期)부터 三低效果를 볼 때에 構造變化를 고려하지 않는다면, 이는 Lucas의 批評에 위배되는 것이라고 할 수 있겠다.

〔圖 4.9〕 MA Representation(円/\$ 1% 減少時 GNP의 反應)



〔圖 4.10〕 MA Representation(円/\$ 1% 減少時 輸出의 反應)



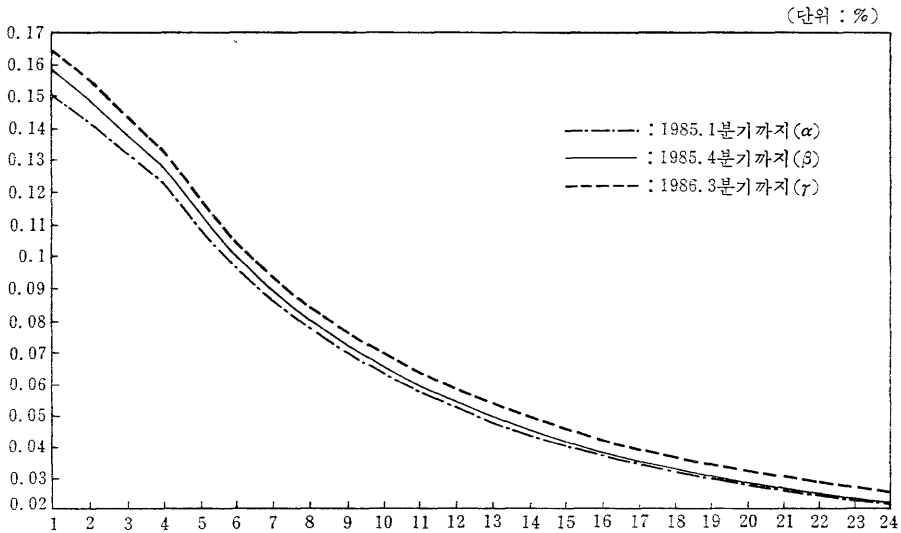
〔圖 4〕를 보면 유로金利 및 油價의 減少는 實質國民總生産를 增加시키고 都賣物價指數는 減少시키는 效果가 時間을 두고 持續적으로 나타나고 있는데, 이는 이들 外生變數의 變動이

總供給曲線 및 總需要曲線을 右側으로 移動시키며 總供給曲線의 移動幅이 더 큰 데서 비롯된다고 想定한다면,²¹⁾ 俞正鎬(1982), 金仁哲(1984) 등의 分析에 배치되지 않는다고 할 수 있다.

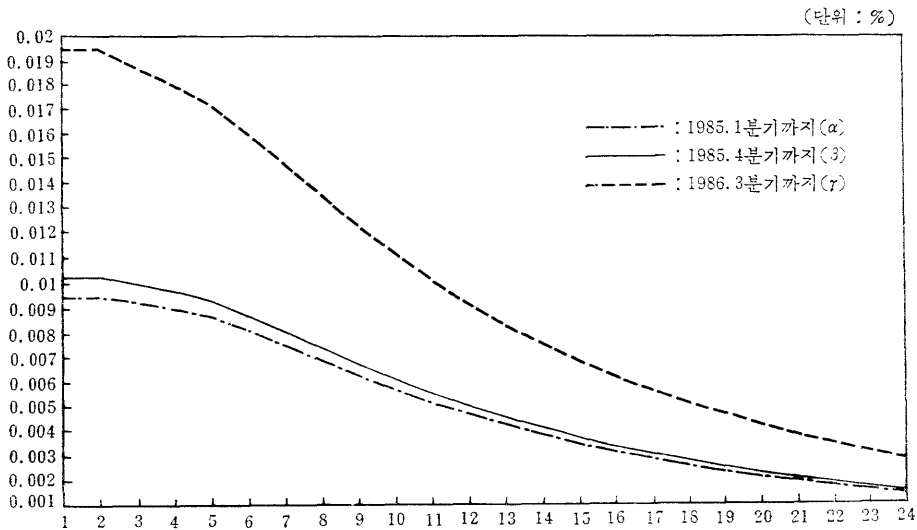
21) 이러한 分析은 總需要 및 總供給曲線의 기울기가 매우 크거나 매우 작지 않다는 것을 假定하고 있다.

한편 円/\$의 減少, 즉 円貨의 評價切上은

〔圖 4.11〕 MA Representation(円/\$ 1% 減少時 輸入의 反應)



〔圖 4.12〕 MA Representation(円/\$ 1% 減少時 都賣物價指數의 反應)



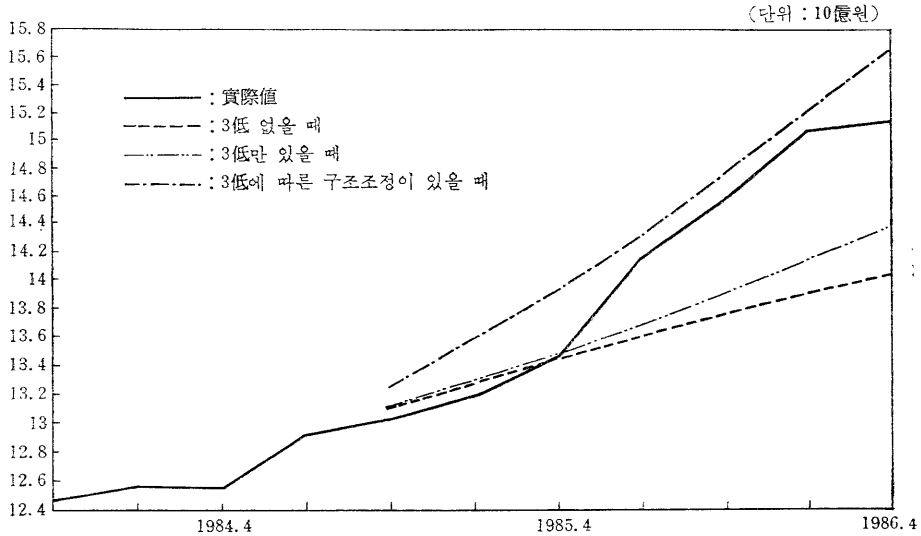
原資材 輸入費用의 增加를 가져와 總供給曲線이 左側으로 움직이나, 海外에서의 價格競爭力의 向上을 가져와 輸出이 크게 增大하여, 즉 總需要曲線의 右側移動幅이 總供給曲線의 左側 移動幅보다 크다면, [圖 4]에서 나타난 바와 같이 實質國民總生産의 增加와 物價의 上

昇을 가져 올 것으로 기대된다.

2. 分析 結果

다음의 <表 1>에서는 實質國民總生産, 輸出, 輸入, 都賣物價指數에 대한 實驗 A, B, C의 推

〔圖 5.1〕 實質 GNP



定 結果를 實際値와 各各 比較하였고, [圖 5] 에서는 이를 그림으로 比較하였다. <表 1.1> 및 [圖 5.1]에 의하면 季節調整된 實質國民總生産은 1986年 3/4分期에 1985年 1/4分期 對比 6分期間 16.6% 增加하였다. 그러나 三低現象이 나타나지 않았다고 假定한 實驗 A의 경우에는 7.6% 增加로 展望되었다. 만약에 三低現象이 없었더라면 前節의 MAR의 變化로 살

펴본 經濟構造의 變化도 없었을 것이므로, 이 推定値는 三低現象이 없었을 경우의 實際値와 유사할 것으로 생각된다.

한편 三低現象은 실제와 같이 나타났으며 經濟行爲主體가 별다른 對應努力없이 過去에 對外經濟與件에 反應했던 것과 같이 反應한다고 하면(實驗 B), 이것은 三低現象으로 인한 순수한 價格效果라고 할 수 있겠다. <表 1.1>에 따르면 實質國民總生産은 2年間 9.5% 成長할

<表 1.1> 實質國民總生産

(단위 : 10億원)

	實際値	實驗 A	實驗 B	實驗 C
1985. 1	12924. 8			
2	13029. 0	13107. 2	13112. 1	13263. 0
3	13185. 6	13286. 5	13298. 3	13597. 3
4	13474. 6	13452. 8	13473. 1	13932. 4
1986. 1	14156. 0	13612. 5	13678. 9	14323. 1
2	14569. 8	13764. 9	13906. 6	14754. 6
3	15068. 5	13910. 2	14148. 7	15216. 3
	(16. 6)*	(7. 6)*	(9. 5)*	(17. 7)*
4	15140. 2	14044. 0	14379. 4	15655. 3

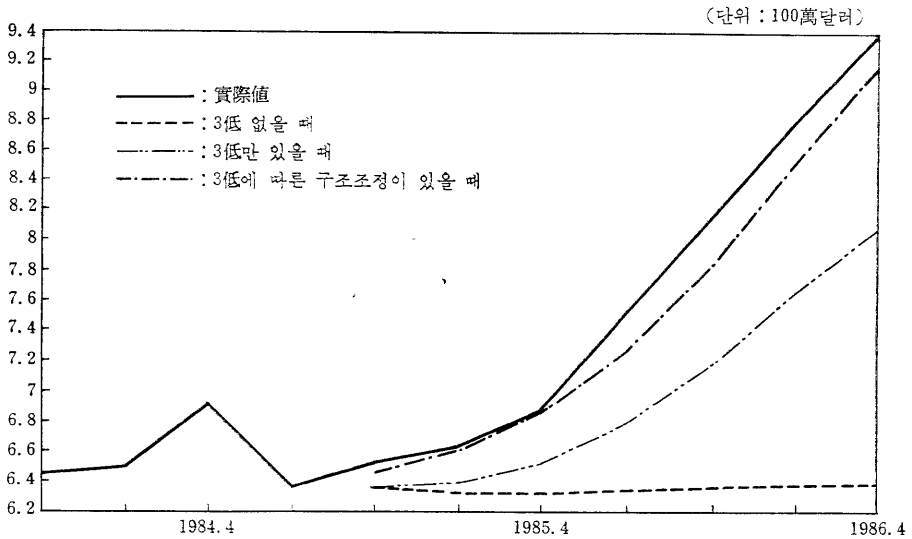
註 : 1985年 1/4分期 實際値 對比 6分期間 增加率

<表 1.2> 輸 出

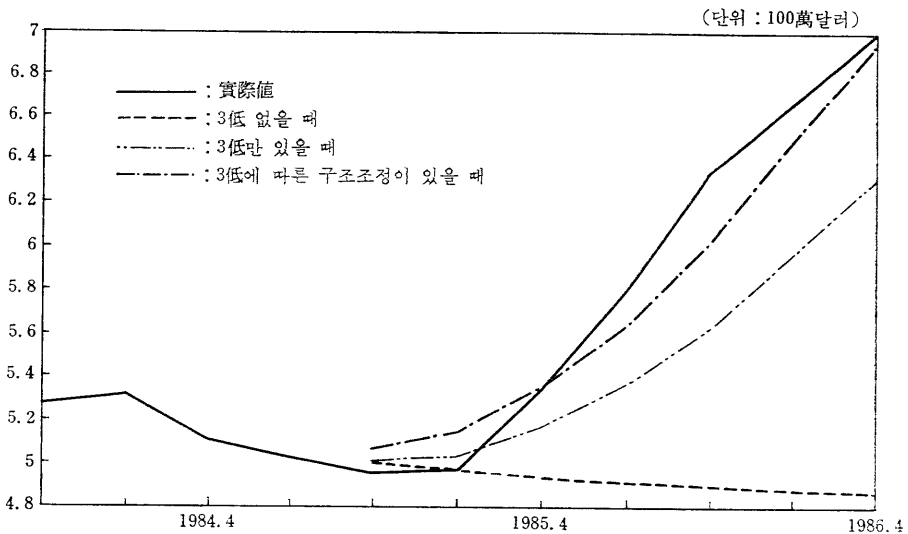
(단위 : 百萬弗)

	實際値	實驗 A	實驗 B	實驗 C
1985. 1	6363. 2			
2	6524. 2	6344. 9	6363. 0	6463. 4
3	6631. 9	6327. 7	6393. 0	6600. 4
4	6879. 0	6323. 9	6518. 2	6846. 0
1986. 1	7501. 0	6340. 1	6789. 0	7265. 6
2	8140. 0	6359. 5	7173. 1	7824. 6
3	8769. 8	6368. 2	7640. 1	8494. 5
4	9333. 6	6375. 4	8066. 0	9126. 2

[圖 5.2] 輸出



[圖 5.3] 輸入

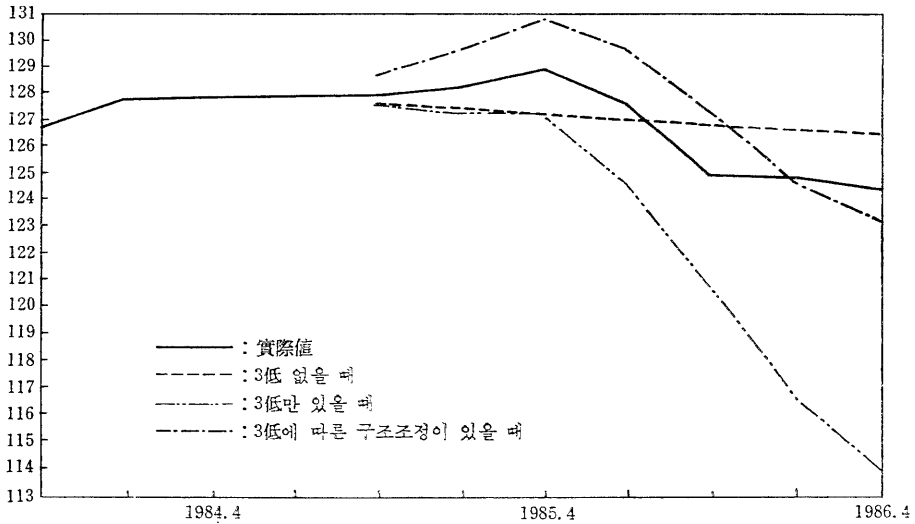


것으로 나타나고 있다. 한편 三低現象이 實際와 같이 나타났으며 經濟行爲主體者가 이에 따른 對應을 하여 經濟構造의 變化가 왔을 때, 實驗 C에는 實質國民總生産이 2年間 17.7% 成長할 것으로 推定되어 있다.

<表 1.1> 및 [圖 5.1]에 의하면 實驗 B보

다는 實驗 C가 1986年の 實際値를 더 잘 설명하고 있어, 三低現象에 의한 構造變化가 1986年の 實質國民總生産 急成長을 설명하는 데 있어서 중요한 要因이었던 것으로 나타났다. 이러한 양상은 아래의 <表 1.2>~<表 1.4> 및 [圖 5.2]~[圖 5.4]에서도 나타나고 있는데,

〔圖 5.4〕 都賣物價指數



〈表 1.3〉 輸入

(단위: 百萬弗)

	實際值	實驗 A	實驗 B	實驗 C
1985. 1	5032.5			
2	4959.1	4998.2	5017.9	5075.4
3	4970.1	4964.3	5040.0	5157.3
4	5343.0	4939.0	5176.0	5366.3
1986. 1	5802.4	4917.5	5371.6	5652.4
2	6333.7	4899.4	5639.6	6027.7
3	6664.2	4883.8	5979.5	6493.8
4	6993.4	4870.9	6302.7	6940.8

構造變化를 고려하지 않은 價格效果만으로는 輸出, 輸入, 都賣物價指數 등의 過去 2年間の 實際值를 설명하지 못하는 것으로 나타나고 있다.

특히〈表 1.2〉와 〔圖 5.2〕에 의하면 만약 三低現象 및 이에 따른 構造變化效果가 없었더라면, 1985年 2/4分期 이후 輸出은 成長하지 못하였을 것으로 나타나고 있다.

한편 實質國民總生産, 輸出, 輸入, 都賣物價指數에 대해 1986年 3/4分期에 대한 價格效果 및 構造變化效果를 1985年 1/4分期 基準으

〈表 1.4〉 都賣物價指數

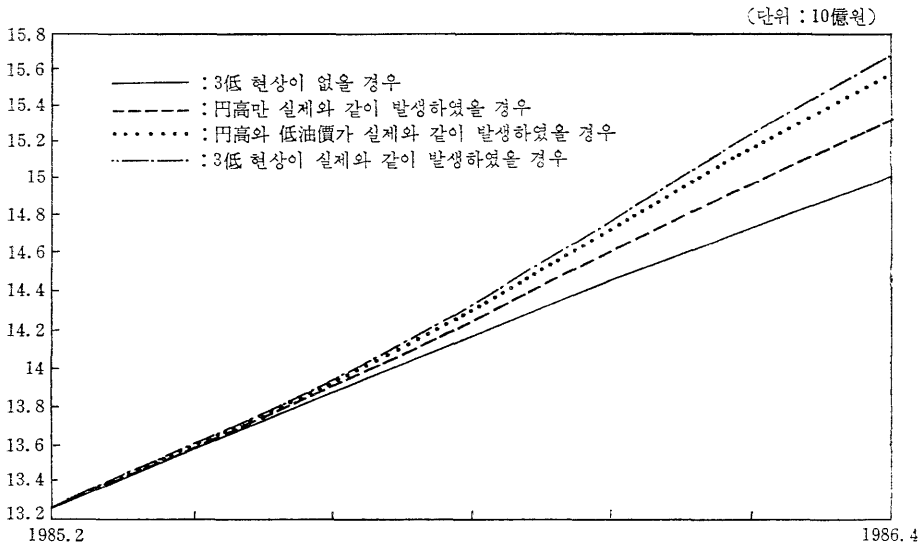
	實際值	實驗 A	實驗 B	實驗 C
1985. 1	127.9			
2	128.0	127.7	127.6	128.8
3	128.3	127.5	127.4	129.7
4	129.0	127.3	127.3	130.9
1986. 1	127.7	127.1	124.6	129.8
2	125.0	126.9	120.8	127.4
3	124.9	126.8	116.6	124.7
4	124.4	126.6	113.9	123.2

〈表 2〉 1985年 1/4分期를 기준한 三低效果의 分析
(단위: %)

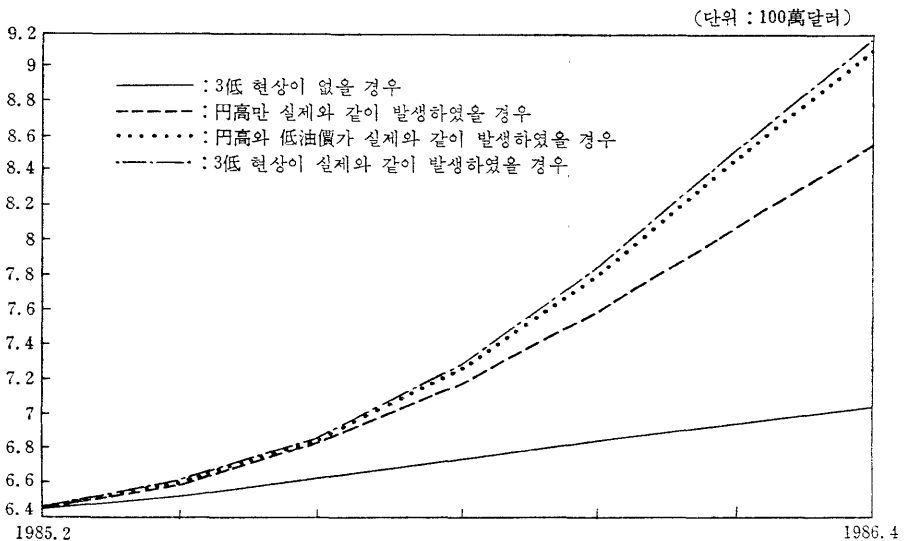
	實質國民總生産	輸出	輸入	都賣物價指數
實際值	16.6	37.8	32.4	-2.4
實驗 A	7.6	0.1	-3.0	-0.9
實驗 B	9.5	20.1	18.8	-8.8
實驗 C	17.7	33.5	29.0	-2.5

註: 각 숫자는 1985年 1/4分期 對比 1986年 3/4分期까지 6分期間 成長率.

〔圖 6.1〕 構造調整이 있을 경우의 實質GNP推定値



〔圖 6.2〕 構造調整이 있을 경우의 輸出推定値

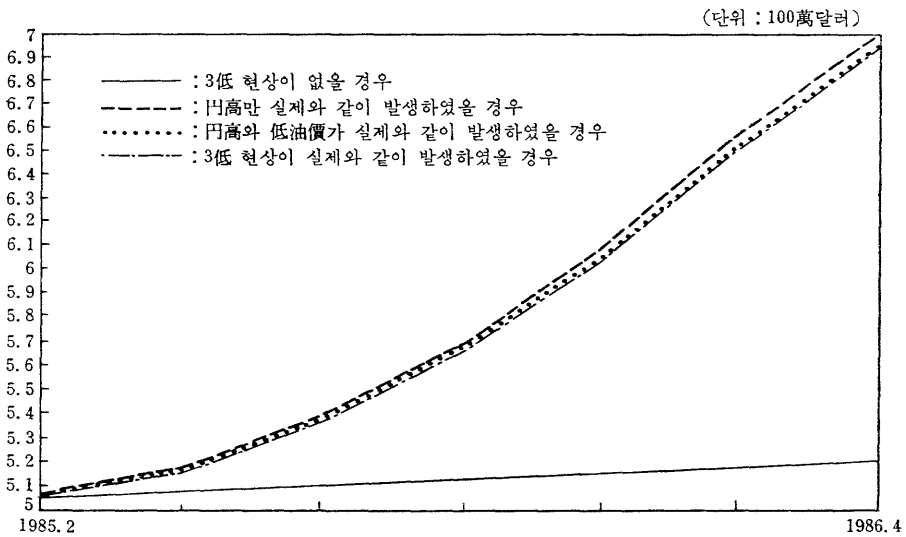


로 비교하여 요약하면 <表 2>와 같다²²⁾. 이 表

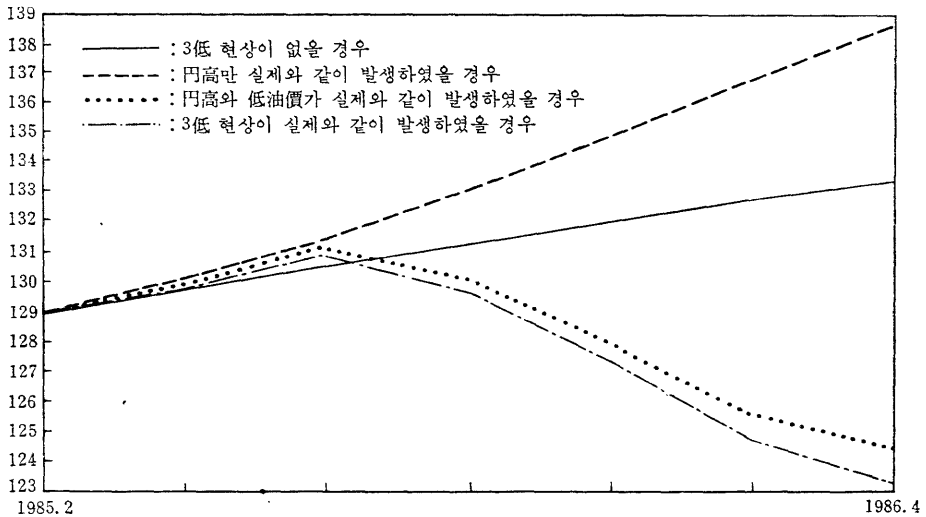
에 의하면 1986年 3/4分期에 輸出(1985年 1/4分期 對比)은 37.8% 成長하였는데, 만약 三低現象이 없었더라면 0.1% 成長에 그칠 것으로 나타나고 있으며, 構造變化 없는 價格效果에 의하여 이보다 20.0% 많은 20.1%로, 經濟行爲主體의 三低現象에의 對應으로 인한 經濟構造

22) 每分期마다 이러한 비교가 가능하나 本研究에서는 三低現象이 시작되기 직전의 시점(1985年 1/4分期)과 三低現象에 의한 構造調整이 계속 진행되었다고 가정된 시점(1986年 3/4分期)만을 비교하였다. 전체적인 비교는 <表 1.1>~<表 1.4>와 [圖 5.1]~[圖 5.4]를 사용하여야 할 것이다.

〔圖 6.3〕 構造調整이 있을 경우의 輸入推定値



〔圖 6.4〕 構造調整이 있을 경우의 都賣物價指數推定値



變化에 의하여 13.4% 더 높은 33.5%로 成長할 것으로 推定되었다. 그의 4.3%는 本模型에 의하여 설명되지 않은 부분이라 할 수 있겠다.

한편 輸入에 있어서도 輸出과 거의 같은 정도로 價格效果 및 三低現象에 따른 構造調整效果에 의해서 거의 다 설명되고 있는데, 이

는 [圖 4]의 MAR에 대한 分析에서 본 바와 같이 輸出의 增加가 輸入의 增加를 隨伴할 것이라는 分析과 일치한다 하겠다.

都賣物價指數는 價格效果에 의하여 8.8% 減少할 것으로 推定되었으나 실제로는 2.4% 減少된 것은, 原油價格下落에 의한 物價下落

요인을 政府當局에서 전부 國內價格에 반영시키지 않은 사실과 通貨의 急增등에 어느 정도 원인이 있지 않나 생각되며, 이는 實驗 C에 2.5% 減少로 나타났다. 그리고 三低現象 중 어떠한 요인에 從屬變數들이 가장 큰 영향을 받았는지를 살펴보기 위해 構造調整이 일어났다고 假定하고, 分析期間中 三低現象이 없을 경우(實驗 D),²³⁾ 円高만 진행되었을 경우(實驗 E), 円高와 油價下落만 진행되었을 경우(實驗 F), 円高, 油價下落, 尤로金利 下落 등 三低가 실제와 같이 일어났을 경우(實驗 C)²⁴⁾로 구분하여 각각 從屬變數를 推定하였다. 그 結果를 [圖 6]에 요약하였는데, 實驗 E의 從屬變數의 推定値와 實驗 D의 推定値의 차이는 円高에 의한 것이고, 實驗 F와 實驗 E의 推

定値의 차이는 油價下落에 기인하며, 實驗 C와 實驗 F의 차이는 尤로金利下落에 기인한다고 할 수 있다²⁵⁾.

[圖 6]에 의하면 分析期間中 円高가 가장 큰 영향을 미쳤고, 그 다음이 油價下落인 것으로 나타났다. 尤로金利의 下落은 별로 큰 영향을 미치지 않은 것으로 나타나고 있다. 특히 [圖 6.2]는 1985年 2/4分期부터 輸出을 推定하였을 경우, 1986年 4/4分期에는 三低效果의 71.3%가 円高에 기인하며, 25.9%가 油價下落에 기인하는 것으로 나타나고 있다.

한편 輸入의 경우, [圖 6.3]에서 보는 바와 같이 円高가 거의 전부를 설명하는 반면 油價下落에 의한 輸入增加는 거의 없는 것으로 나타나는 이유는, 油價下落에 따라 輸出이 增加함에 따른 輸入增加效果가 油價下落에 의하여 輸入이 줄어드는 效果와 서로 상쇄되었기 때문인 것으로 판단된다.

都賣物價指數의 경우에는 [圖 6.4]에서 보는 바와 같이 円高는 物價를 上昇시키는 效果가 있는데, 分析期間中の 油價下落으로 인한 物價下落效果가 절대적이었음을 나타내고 있다.

한편 油類導入額을 제외한 貿易收支는 本研究의 輸出에서 輸入(油類導入額 제외)을 뺀 것으로 나타낼 수 있는데, 이를 각 分期別로 實際値를 100으로 나타냈을 경우 각 實驗이 설명하는 정도를 <表 3>에 요약하였다. 또한 註 25)에서 지적한 共分散으로 인한 問題點의 정도를 보기 위하여, 實驗 E가 油價下落만 있을 경우로 定義하였을 경우(實驗 E1)와 尤로金利 下落만 있을 경우로 定義하였을 경우(實驗 E2)를 각각 비교하였다²⁶⁾.

<表 3>을 보면 円高는(實驗 E) 三低가 없을 경우(實驗 A)와 비교하여 貿易收支의 개

23) 實驗 D,E,F를 수행하기 위하여 三低現象에 대한 經濟行爲主體의 반응으로 經濟構造가 調整되었다고 가정하였는데, 이는 Lucas의 批評에 비추어 보면 타당하지 않은 것으로 생각된다. 이를 實驗 및 아래의 實驗 E1과 E2는 三低效果의 概略의인 細分을 위해서 시도된 것에 불과하다. 한편 實驗 D는 實驗 A와 다름.

24) 이것은 위의 實驗 C와 같다.

25) 實驗 E와 實驗 F의 차이는 순수한 油價下落의 效果라고 할 수 없는데, 이는 實驗 F가 油價下落과 円高 진행의 共分散을 內包하고 있기 때문이다. 따라서 實驗의 순서를 바꾸면(例: 實驗 E를 油價下落만 있을 경우로 정의) 숫자들이 다소 달라질 수 있다. 筆者가 실제로 여러가지로 순서를 바꾸어 보았으나 기본적인 結果는 바뀌어지지 않는 것으로 나타났다. 한편 輸出 및 輸入의 실험 E,F의 結果는 아래 註 26)의 <表 A> 및 <表 B>를 참조.

26) <表 3>을 만드는 데 사용한 각각의 實驗値는 아래와 같다(實驗 A 및 C의 輸出 및 輸入推定値는 <表 1.2>, <表 1.3>의 것과 같음).

<表 A> 各 實驗의 輸出推定値

(단위: 百萬弗)

	A	E	E1	E2	F	C
1985. 2	6524.2	6459.6	6444.6	6445.4	6461.1	6463.4
3	6631.9	6591.8	6529.8	6532.3	6594.8	6600.4
4	6879.0	6832.4	6629.5	6633.5	6837.1	6846.0
1986. 1	7501.0	7168.8	6817.7	6756.5	7249.6	7265.6
2	8140.0	7586.0	7047.7	6878.7	7798.4	7824.6
3	8769.8	8064.2	7288.3	6986.8	8453.3	8494.5
4	9333.6	8529.3	7490.4	7091.8	9067.3	9126.2

선에는 거의 도움을 주지 않은 것으로 나타난 반면, 油價만 下落하였을 경우(實驗 E1)와 유로金利만 下落하였을 경우(實驗 E2)에 오히려 貿易收支는 상당폭이 改善되었을 것으로 나타났다. 이는 [圖 6]에서 円高가 輸出, 輸入을 각각 설명하는 데 가장 중요한 것으로 나타난 것과 극히 對照的이라 할 수 있다. 그러나 [圖 6]과 <表 3>을 함께 보면 円高는 輸出과 輸入의 급격한 增加를 설명하는 데는 중요하나, 円高에 의한 輸出의 增加는 輸入의 硬直的인 增加를 隨伴하였기 때문에, 円高만으로는 貿易收支增大에 아무런 도움을 주지 못한 것으로 판단된다.

한편 油價下落은 註 26)의 <表 A> 및 <表 B>에서 보는 바와 같이 輸出의 增加를 가져 오는 반면, 輸入은 상대적으로 크게 增加하지 않음으로써 貿易收支를 크게 增加시키는 것으로 나타났으며, 유로金利下落 역시 비슷한 傾向의 效果를 가져오는 것으로 나타났다. 그런데, [圖 5.3]과 <表 1.3>에서 본 바와 같이 輸入의 實際値와 實驗 C에서의 輸入의 實驗値와의 차이가 점차 縮小되는 추세가 나타났는데 이는 實驗 C에서 포착하지 못한 輸入代替現象(혹은 輸出增大에 의한 輸入의 硬直的 增加趨勢가 減少되는 傾向)을 나타낸 것인지도 모른다고 판단된다. 만약 그것이 사실이라면

<表 B> 各 實驗의 輸入推定値

		(단위: 百萬弗)					
		A	E	E1	E2	F	C
1985.	2	4959.1	5157.4	5052.8	5053.3	5075.1	5075.4
	3	4970.1	5157.1	5071.1	5072.2	5156.7	5157.3
	4	5343.0	5365.7	5095.9	5097.5	5365.1	5366.3
1986.	1	5802.4	5664.3	5110.4	5125.2	5650.2	5652.4
	2	6333.7	6056.8	5121.5	5152.7	6024.0	6027.7
	3	6664.2	6539.7	5134.4	5180.4	6487.7	6493.8
	4	6993.4	6988.2	5159.9	5208.9	6931.6	6940.8

円高의 貿易收支增加에의 기여도가 <表 3>에서 過小評價되었을 可能性도 있다고 판단된다.

이상의 諸實驗結果를 종합적으로 要約해 보면, 지난 2年間的 貿易收支改善에의 三低效果를 다음과 같이 설명할 수 있겠다. 円高는 우리 輸出商品의 對外價格競爭力을 向上시켜서 輸出의 급증을 유발하였으나, 輸出의 급증에 따라 輸出用原資材의 輸入量의 급증 및 輸入價格의 인상을 유발하여 전체적으로 輸入額의 增加를 가져왔다고 할 수 있다. 따라서 円高는 貿易收支의 확대에는 큰 도움을 주지 못하였다. 그러나 위에서 지적한 바와 같이 円高의 貿易收支 增加에의 기여도가 過小評價되었을 可能性도 있다.

한편 油價下落 및 國際金利의 下落은 企業의 費用을 낮추는 效果를 가져온다고 할 수 있는데, 이는 本研究에서 都賣物價를 下落시키는 것으로 나타났다고(圖 6-4) 할 수 있겠다. 특히 油價下落은 輸出의 增加에 따른 輸入量의 增加를 가져오는 반면, 油價下落은 輸入價格의 下落을 유발하여 전체적으로는 輸入額의 增加를 가져올지 減少를 가져올지는 不明確하다고

<表 3> 貿易收支에의 各 實驗의 寄與度

(단위: 各 分期 實際値(100) 對比 %)

		A	E	E1	E2	F	C
1985.	2	86.0	88.4	88.9	89.0	88.6	88.7
	3	82.0	86.3	87.8	87.9	86.5	86.8
	4	90.2	95.5	99.8	100.0	95.8	96.3
1986.	1	83.8	88.6	100.5	96.0	94.2	95.0
	2	80.8	84.7	106.6	95.6	98.2	99.5
	3	70.5	72.4	102.3	85.8	93.4	95.0
	4	64.3	65.9	99.6	80.5	91.3	93.4

註: 實驗 A: 構造調整 없이 三低現象이 없을 경우; 實驗 E~C는 構造調整이 일어났다고 假定하였음; 實驗 E: 円高만 있을 경우; 實驗 E1: 油價下落만 있을 경우; 實驗 E2: 유로金利 下落만 있을 경우; 實驗 F: 円高와 油價下落만 있을 경우; 實驗 C: 三低現象이 實際와 같이 나타났을 경우.

하겠다²⁷⁾. 本研究의 實驗結果에 의하면 지난 2年間 油價下落에 의한 輸入額의 增加는 <表 B>에서 보는 바와 같이 輸出額의 增加趨勢 <表 A>에 크게 미달하여, 전체적으로 貿易收支의 확대에 가장 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 한편 國際金利의 下落도 円高보다는 貿易收支의 擴大에 더 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 그런데 註 23) 및 註 25)에서 지적한 바와 같이, 實驗 E, E1, E2 등은 Lucas의 批評에 비추어 보아 타당한 實驗이 아니므로 이상의 설명에 주의를 요한다 하겠다.

V. 結 論

本研究의 目的은 三低效果를 價格效果와 構造變化效果로 細分하여, 三低現象이 過去 2年間 實質國民總生産, 輸出, 輸入, 都賣物價指數 등에 미친 영향을 分析하는 데 있었다. 이러한 分析을 위하여 本研究에서는 對外與件의 현저한 變化는 模型 自體의 變化를 가져온다는 Lucas(1976)의 批評에 위배되지 않도록, TVB VAR 模型의 使用을 시도하였던 점에 특별한 意義가 있다.

分析結果에 의하면, 1985年 1/4分期 이후 發生한 三低現象은 1986년에 이르러 消費者, 企業, 政府의 政策立案者를 포함하는 經濟行爲 主體의 反應에 큰 變化를 유발한 것으로 나타났다. 즉 三低現象은 國際金利의 下落, 油價下落, 달러貨價値의 下落 등 단순한 價格變化

의 現象에 그치지 않고, 이들 價格의 變化에 따른 經濟行爲主體의 積極적인 反應의 變化를 유발하였다고 判斷된다. 本研究의 分析에 의하면, 이러한 構造變化效果가 단순한 價格效果에 못지 않게 매우 컸던 것으로 나타났다.

이와 같이 構造變化效果가 매우 중요한 것으로 나타난 것은 Lucas의 批評이 단순히 '注意'를 喚起시키는 데에 그칠 것이 아니라, 現實的으로 應用되어야 한다는 점을 보였다고 할 수 있다.

換言하자면, 縮約型模型을 사용하여 급격한 對外與件의 變化 혹은 政策의 急旋回와 같은 시뮬레이션을 할 때에는 그 結果가 매우 부정확할 수 있다는 것이다.

附 錄

本研究에서 使用한 資料들의 출처를 밝히면 다음과 같다.

유로달러金利(90일) : International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, 各年度.

油價(사우디輕質油 公示價格) : 日本石油連盟, 「內外石油資料」, 各號.

Middle East Petroleum and Economic Publications, *International Crude Oil and Product Prices*, 各年度.

Wharton Econometric Forecasting Associates, *World Economic Outlook* (1986. 12).

円/S : International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, 各年度.

27) 이는 油價下落이 外國企業의 生産費用을 낮추는 效果를 가져오는 데에도 어느 정도 원인이 있는 것으로 생각되며, 따라서 國際金利下落 역시 비슷한 效果를 가져 올 것으로 기대된다고 하겠다.

實質國民總生產：韓國銀行, 『調查統計月報』.
 輸出(國際收支基準 달러表示輸出額)：韓國銀行, 『調查統計月報』.
 輸入(國際收支基準 달러表示輸入額에서 總油類導入額 차감한 것)：韓國銀行, 『調查統計月報』.

實質國民總生產 資料는 1980年 1/4分期 이후는 新 SNA 資料를 使用하였고, 1970年代의 資料는 舊 SNA 資料의 成長率을 使用하여 1980年 1/4分期의 新 SNA 資料로부터 逆算하여 만들었다. 이는 新 SNA 資料가 1980年 이후의 것만 있기 때문이다. 그러나 新 SNA 資料와 舊 SNA 資料 사이의 同質性만 어느 정도 있다면 本研究의 기본적인 結果는 크게 달라지지 않을 것으로 생각된다. 그 이유는 本研究에서 使用한 TVBVAR 模型은 每分期마다 外生變數의 變動에 따라 模型의 推定值가 變化할 수

있다는 가정하에 模型의 推定을 새로이 하기 때문에, 70年代의 資料는 模型의 推定에 있어서 初期값을 결정하는 데에만 기여한다고 볼 수 있다. 즉 70年代의 資料는 비중이 상대적으로 낮게 처리되어 있어 實質國民總生產資料의 一貫性 결여에 따른 問題點은 크게 減少된다고 할 수 있다. 이는 最小自乘法(ordinary least squares)을 사용하여 模型을 推定할 경우와 크게 다른데, 最小自乘法의 基本假定은 推定되는 係數는 고정되어 있으며 단지 資料數가 증가함에 따라 係數의 진정한 값에 접근한다는 것이어서, 70年代 資料의 숫자가 相對的으로 많다는 것은 70年代 資料가 相對的으로 더 중요하다는 것이다.

한편 實質國民總生產, 輸出, 輸入은 本院의 'X-11 ARIMA' 技法을 使用하여 季節調整하였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金仁哲, 「에너지 衝擊과 開放經濟의 長·短期 政策對應」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第1號, 1984 봄.
 南相祐, 「韓國經濟의 半期 시뮬레이션 模型」, 『韓國開發研究』, 第3卷 第1號, 1981 봄.
 朴元巖, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開發研究』, 第8卷 第2號, 1986 여름.
 兪正鎬, 「國際油價의 急騰이 韓國經濟에 미치는 影響」, 『韓國開發研究』 第4卷 第2號, 1982 여름.
 Doan, Thomas and Robert Litterman, "RATS, Users Manual," VAR Econometrics, 1986.
 _____, and Christopher Sims, "Forecasting and Conditional Projection using

Realistic Prior Distributions," *Econometric Reviews* 3, 1984.
 Hansen, Lars P. and Thomas Sargent, "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980.
 Litterman, Robert, "Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions," Working Paper, MIT, 1980.
 _____, "Forecasting and Policy Analysis with Bayesian Vector Autoregression Models," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1984.

- Lucas, Robert E., Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 1976.
- Park, Wookyu, "An Example of Using the BVAR Model and not Violating the 'Lucas Critique'," Unpublished Manuscript, Korea Development Institute, 1987.
- Sargent, Thomas, *Macroeconomic Theory*, Academic Press, 1979.
- _____, "Autoregressions, Expectations, and Advice," *American Economic Review*, May 1984.
- _____, *Rational Expectations and Inflation*, Harper & Row, Publishers Inc., New York, 1986.
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, January 1980.
- _____, "Policy Analysis with Econometric Models," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1982.
- Todd, Richard, "Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1984.