

油價政策의 評價

—油價變化가 物價에 미치는 影響—

鄭 正 佶*

〈차 례〉

I. 序 論	1. 單純模型의 適用
II. 資料와 政府의 計算	2. 安定模型의 適用
1. 資料와 分析方法	V. 區分模型
2. 論理的 推定—政府의 計算—	1. 目 的
III. 時系列模型의 性格	2. 模型의 性格
1. 基本模型과 論理	3. 油價引上의 경우
2. 油價影響과 時差	4. 油價引下의 경우
IV. 統合模型	VI. 結 論

〈요 약〉

本 研究은 1983년에 이미 발표한 ‘油價政策의 評價’의 資料보완에 의한 追加分析의 性格을 지니고 있다. 때문에 本研究에서도 油價引上이 전체 物價水準에 어느 정도의 影響을 미치며 또한 그러한 影響 mechanism이 時期에 관계없이 一定한가 혹은 油價引上時期과 引下時期에 각각 다른가하는 점을 보 고자 했다.

먼저 II 장에서는 本 研究에 사용된 資料와 分析方法에 대해 검토하였다. 도매물가지수를 종속변수로 하고 前期의 물가지수, 통화량, 환율, 유가변화지수를 독립변수로 하여 回歸分析의 方法을 사용하였다. 이에 대응하여 정부가 사용한 理論推定方法을 그 推定值의 例를 들어 설명하였다.

그리고 지난번 논문에서 사용되었던 1977년 1월부터 1983년 5월까지의 자료에 추가하여 1986년 5월까지의 자료를 분석의 대상으로 하였다.

III 장에서는 時系列模型을 보다 자세히 설명하였다.

즉 物價=f(과거의 物價, 換率, 通貨量, 油價變化)의 내용을 설명하고 油價引上의 時差影響을 감안한 油價變化指數의 산출과 그 해석에 대해 언급하였다.

그리고 IV 장과 V 장에서는 모형을 통한 推定值의 해석을 하였다. IV 장은 全

* 서울大 行政大學院 敎授

期間의 자료를 모두 사용하여 하나의 회귀모형을 얻는 統合模型을, V章은 統合模型이 갖는 假定一족 全期間에 걸쳐 油價 영향 mechanism이 同一하다—이 의문을 제기하고 油價引上時와 引下時의 경우를 나눈 區分模型을 분석하였다. 또한 各模型 모두 변수를 絶對量으로 파악한 單純模型과 變化率로 파악한 安定模型으로 나누어 分析하였다.

위의 分析에 의해 다음과 같은 중요한 세가지 결론을 내릴 수 있었다.

첫째, 各模型의 推定値에 나타난대로 油價變化는 明白히 物價에 영향을 미친다.

둘째, 區分模型에서 油價引下時보다 油價引上時에 油價變化가 物價에 미치는 영향이 크다.

셋째, 油價引下時的 mechanism이 引上時와 다른 이유는 外的 變數의 개입 때문으로 油價引下時的 物價時系列 mechanism이 혼란을 일으켰기 때문이다.

마지막으로 이러한 혼란을 일으킨 外生變數들이 과연 무엇인가 하는데 대해서는 자세한 검토가 따라야 함을 지적하고 하나의 假說의 說明을 덧붙였다.

I. 序 論

1970年代와 1980年代初에 유례없는 物價폭등을 主導했던 石油價格은 쌀과 마찬가지로 우리 나라 物價變動의 主因으로서 作用해 왔다. 石油가격의 변화가 얼마나 物價에 영향을 미치는지를 알아 보려는 試圖은 극히 당연하다. 筆者는 1983年度에 이러한 試圖을 해 보았다.¹⁾

당시의 논문에서는 政府에서 밝히고 있던 油價의 物價에 미치는 영향을 나타내는 추정치보다도 최소한 두배이상으로 物價에 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 또한 당시의 分析에서는 다음과 같은 사실도 밝혔다. 油價引上時(1977.1~1982.1)의 통계치는 有意한 영향을 미치지만, 油價引下時(1982.2~1983.5)의 영향은 통계적으로 보아 非有意的이며, 다른 變數들이 物價에 미치는 영향도 극히 非有意的인 것으로 나타났다. 이에 대해서는 油價引下時의 事例가 적기 때문인 것으로 생각하면서 좀 더 事例가 많은 때에²⁾ 이를

1) 鄭正估, “油價政策의 評價—油價變化가 物價에 미친 영향”, 韓國行政學會報, 第17호(1983) pp. 19—37.

2) 여기서의 case는 月단위로서 1982年 2月부터 1983年 5월까지인 油價引下時의 case는 14개에 不過하였다.

다시 검토하는 것이 바람직하다고 결론을 내렸다.

이제 物價安定도 長期間 계속되면서 이 기간 동안 油價도 몇 차례에 걸쳐 引下되었기 때문에 미루었던 연구를 할 수 있게 되었다.

本研究에서는 위와 같은 의도아래에서 다음과 같은 구체적인 目的을 가지고 출발했다.

첫째, 油價引上期와 油價引下期間에 油價가 物價에 미치는 영향은 서로 다른가?

둘째, 서로 다르다면 그 主된 原因은 무엇인가?

그러나 이상과 같은 비교적 단순한 目的으로 출발한 分析은 처음에 의도하지 않았던 결과를 확인함으로써 結論을 짓게 되었다. 1980年代初부터 강력히 추진되었던 政府의 物價安定政策이 物價 Mechanism의 性格變化, 또는 混亂을 발생시켰다는 假說을 제시한 것이다. 물론 이 假說은 앞으로의 油價政策과 物價政策의 연계를 위해서 다시 자세히 검토해 볼 가치가 있는 것이다. 그러나, 이것은 다음 기회로 미룬다.

本論文은 과거의 論文을 읽지 못한 독자들을 위해서 처음 읽어도 되게끔 서술하였다. 이 때문에 과거 論文 부분에서 중요한 것은 상당부분을 그대로 실게 되었다. 한편, 이번의 分析에서 과거의 分析이 지녔던 약간의 오류가 발견되었는데, 그것이 物價 mechanism의 이해를 위해서 중요하므로 자세히 검토하였다.

II. 資料와 政府의 計算

1. 資料와 分析方法

政府는 油價의 變動을 발표할 때 조심스럽게 이것이 얼마나 一般物價에 영향을 미칠 것인가를 발표하는 경우가 많다. 그러나 都賣物價에 대한 영향은 발표하지만 一般消費者物價에 미치는 영향은 언급을 하지 않는다. 경제적 논리로 명백한 推定을 하기 어렵기 때문인데, 이는 非經濟的 變數들이 너무 많이 개입하기 때문이다. 이외에도 소비자물가에 반영되기까지 時差間

題기 복잡하다. 여하튼 油價의 物價에 대한 영향을 고려할 때 都賣物價를 많이 사용하는데 우리도 이러한 例에 따르기로 한다.

한편 油價의 變化가 油價에 미치는 영향은 油種에 따라 크게 달라질 수 있다. 그러므로 油種別 油價變化에 따른 물가변화를 分析하는 것이 바람직스러울지 모른다. 그러나 本 연구에서는 「平均油價」만을 原因變數로 취급하였다. 전체적인 관점에서 總括的인 분석을 위해서 平均值를 택하였다.

分析方法是 時系列分析을 택하였다. 무엇보다도 統制集團이나 比較集團이 없는 경우이므로 自體統制(Self-Control)的 方法 이외의 길이 없었다.

다른 경우에도 마찬가지이지만 時系列分析의 경우에도 많은 측정치를 이용하는 것이 바람직할 것으로 생각할 수 있다. 그러나 時系列 mechanism이 변하는 경우가 생긴다. 다시 말하면, 1980년대와 1970년대의 價格變化 추세치가 다를 수 있는데 이를 동일한 時系列에 포함시키면 정확한 mechanism을 推定하지 못하게 된다. 그러한 우려 때문에 1977년 1월부터 자료를 이용하였다. 그러나 지난번의 연구가 1983년 1월까지의 자료를 分析한데 비하여 본 논문에서는 두번의 引下가 추가된 1986년 5월까지의 자료를 분석하였다. 다만 1970年代와 1980年代의 時系列 Mechanism이 다를 수 있기 때문에 區分모형에서 兩者를 구분해서 分析하였다.

時系列分析의 방법에는 여러가지가 있다. 政策의 영향추정에서 이용될 수 있는 가장 정밀한 방법은 ARIMA model에 입각한 Box-Tiao Model이다. 그러나 이 Model의 적용을 위해 필요한 Computer program이 존재하지 않아 應用이 불가능하였다. 本 연구에서는 몇가지 독립변수를 이용한 時系列 分析方法을 이용하였다.

∴. 論理的推定—政府의 計算

政策이 가져온 영향을 추정하는 방법中 가장 오랫동안 사용돼 온 것이 論理的 類推이다. 政策執行이 있을 때 당연히 어떤 결과가 나올 것으로 기대할 수 있으면, 그 결과의 발생여부를 실증적으로 파악할 필요가 없다. 실증적으로 확인이 되면, 논리적으로 보아 당연히 그 結果가 발생했을 것으로

類推하는 것이 論理的 推定이다.³⁾

論理的 推定은 理論(Theory), 또는 法則의 妥當성이 클 때 그 類推에 의한 政策影響의 推定이 믿을만한 것이 될 수 있다. 여기서 말하는 理論 또는 法則은 政策과 結果 사이에 존재하는 因果關係와 그 強度에 관한 것이다. 예를 들면 重工業育成政策을 추진하기 위하여 외국에서 연리 10%로 \$10억의 외화를 빌려 왔다면, 이 政策의 추진결과와 하나로 나타날 외채증가는 1년 후에 \$11억이 될 것이 논리적으로 틀림없고 실증적으로 검토하지 않아도 명백한 사실일 것이다. 10\$억의 외채도입과 1년 후의 외채증가 \$11억의 인과관계 및 그 強度(여기서는 이자율로 표시할 수 있고, 일종의 parameter 이다)는 거의 논란의 여지가 없다. 油價의 인상이나 인하가 가져오는 물가변동에 대해서도 정책당국자는 理論에 의한 論理的 類推를 하고 있다. 이를 구체적으로 보면 다음과 같다.⁴⁾

$$\text{物價變化率} = \text{石油價格變化率} \times \text{石油의 物價加重值} \times \frac{\text{현재의 석유물가지수}}{\text{현재의 물가지수}}$$

단 석유의 物價加重值는 경제기획원이 5년마다(1975, 1980, 1985) 한번씩 작성하는 것으로 석유가 전체 품목에서 차지하는 비중을 産業聯關表에 의거하여 작성한 것이며, 석유물가지수와 물가지수는 한국은행 조사통계월보에 매월 조정되어 나오는 것임.

以上の 公式에서 보듯이 석유의 물가가중치가 논의의 핵심이 되는데, 이는 産業聯關表에 의거하여 계산되는 것이다. 産業聯關表의 투입이나 산출계수는 일종의 論理的 수치이다. 1986년 현재 경제기획원이 계산한 석유의 물가가중치는 136.2/1,000으로서, 이것은 1980년도에 계산된 것과 동일하다.

위의 물가가중치를 이용하더라도 油價와 일반 物價指數의 변화가 차이가 있기 때문에 석유가격이 몇 % 인상될 때 物價가 몇 % 上昇될 것인가를 일반적으로 말할 수는 없다. 그러나 대략적으로 이야기하면 1983년도의 경우

3) 이것은 거의 모든 실무자가 사용하고 있는 방법이지만, 필자의 창의적인 주장이 아니라 L.B. Mohr 교수의 강의에서 장기간 동안 깊이 논의되었다.

4) 아래의 公式은 동력자원부 실무자가 제공한 것으로, 이 뿐만 아니라 이 논문의 곳곳에서 필요했던 자료를 제공한 데 대해서 깊이 감사드린다.

에 10%의 油價引上이 약 1.4%의 도매물가의 上昇을 초래하는 것으로 생각할 수 있다.

좀 더 구체적으로 정부가 公式 발표한 예를 들어보면, 다음 <表 1>과 같다.

<表 1> 石油價格調整과 豫想物價變化率(정부의 豫상)

年 月 日	油 價 變 化	都 賣 物 價 變 化
1980. 1. 29	59.43% 引上	5.937% 上昇
1980. 11. 19	12.56% "	2.02% "
1981. 4. 19	15.00% "	2.05% "
1981. 11. 29	6.0% "	1.0% "
1983. 2. 20	12.93% 引下	} 3.02% 下落
1983. 3. 30	10.7% "	

그러나 어느 이론이나 마찬가지로, 油價變化가 物價에 미치는 영향에 대한 2 제논리도 현실적인 요인에 의해 制約을 받기 마련이다. 무엇보다도 油價引上時에 作用할 心理的 要因을 무시할 수 없다. 油價가 引上될 때 석유 제품을 生産要素로 이용하는 生産부문의 生産原價上昇을 중심으로 生産된 物價加重值만이 아니라 석유가격이 上昇되어 전체物價가 상승되리라는 豫상 속에 각 경제주체들이 제품가격을 인상시킬 가능성이 충분히 있다.

III. 時系列模型의 性格

.. 基本模型과 論理

物價에 영향을 미치는 요인들을 統制하기 위하여 回歸分析을 행하였는데 크게 두가지 介入變數들을 統制하려고 노력했다. 첫째는 成熟效果(Maturation Effect)인데, 이것은 自動回歸項目(Autoregressive term)을 모형에 포함시킴으로써 통제하려고 하였다. 둘째는 事件效果(History)인데 이를 통제하기 위하여 換率과 通貨量을 모형에 포함시켰다. 物價에 영향을 미치는 사건으로서 환율과 통화량 이외에도 産業生産, GNP 등이 있으나, 이들이 이 調査에서 分析單位로 삼고 있는 月別로 추정되어 있지 않아서 제외하였다.

이상과 같은 항을 포함시킨 回歸模型은 기본적으로 다음과 같다.

$$\text{物價} = f(\text{과거의 物價, 換率, 通貨量, 油價變化指數}) \dots \dots \dots (\text{식 1})$$

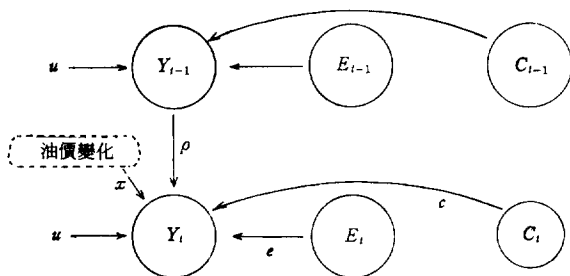
이러한 기본모형을 분석에 적용하기 위하여 두가지 약간 다른 모형을 고려하였다.

첫째 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = xX + \rho Y_{t-1} + eE_t + cC_t + u \dots \dots \dots (\text{식 2})$$

- 단, Y_t = 當期的 物價指數
- X = 석유가격 變化率
- Y_{t-1} = 前期의 物價指數
- E_t = 當期的 換率
- C_t = 當期的 通貨量
- u = 誤差項
- x, ρ, e, c 는 各項의 回歸係數

위의 공식에서 볼 수 있듯이, 물가와 그 변동요인들 사이에 존재하는 관계에 대하여 다음 <그림 1>과 같은 mechanism을 가정한다.



<그림 1> 物價變動의 mechanism

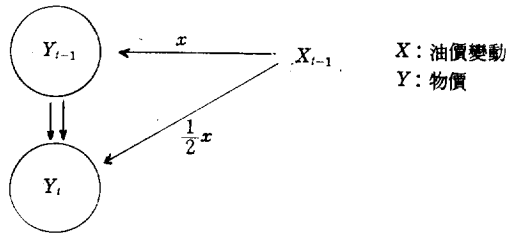
먼저 Y_t 에 영향미치는 自動回歸項目을 Y_{t-1} 으로 한정시켰는데 이것은 이유가 있다. 원래 $Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \rho_3 Y_{t-3} + \dots + \rho_{12} Y_{t-12}$ 까지의 모형을 추정해 본 결과 ρ_1 만이 아주 강력한 방법과 관계(0.99 정도) 항목이고 나머지는 有意性이 없었던 것이다.

<그림 1>에서는 또한 E_{t-1} 이나 C_{t-1} 이 Y_t 에 직접 영향을 미치지 않는 것으로

로 가정하였는데 뒤에서 보듯이 C_t , E_t 는 영향이 적기 때문이다. 계절적 요인도 고려하지 않았다. 이것은 앞에서 본대로 ρ_{12} 의 有意性이 전혀없었기 때문이다. 그러나 무엇보다도 중요한 것은 X 의 時點을 표시하지 않은 점이다.

1. 油價영향과 時期

기 본적으로 油價引上이나 引下는 상당한 기간에 걸쳐 물가에 영향을 미친다. 다만 얼마만큼의 시간이 지나면 그 영향이 없어지는 지에 대한 확실한 증거가 뚜렷한 이론도 없다. 그러므로 本 연구에서는 다음과 같은 것을 假定하였다.



〈그림 2〉 油價의 物價에 대한 영향

〈그림 2〉는 油價變動이 처음 한달 동안은 x 배만큼 物價에 영향을 미치고 다음 한달 동안에는 $1/2x$ 배만큼 영향을 미친다고 가정한 것이다. 이것은 뚜렷한 理論的 背景없이 과거 70여개월의 物價와 油價變動을 보고 어림잡작으로 짐은 數值이다.

여하튼 〈그림 2〉에 의한 x 값의 추정은 다음과 같이 X 값의 변동을 통하여 이루어졌다. 예를 들면, 1979. 7. 10에 정부가 油價를 59.2% 인상시켰을 때 (식 2)의 X , 〈그림 2〉의 X_{t-1} 등은 모두 아래와 같이 계산된 것이다.

$$1979. 7의 X=59.2\% \times 20/30=39.5\%$$

$$1979. 8의 X=59.2\% \times 10/30 + (59.2\% \times 20/30) \times 1/2=39.5\%$$

$$1979. 9의 X=(59.2\% \times 10/30) \times 1/2=9.87\%$$

위의 계산에서 몇가지 지적할 것이 있다. 먼저 1979. 7월의 X 계산인데, 1979년 7월 10에 油價引上이 있었으므로 7월의 물가에 영향을 미친다면 대

략 7월 11日~7월 31日까지가 될 것이므로 1個月을 30일로 잡아서 油價引上分에다 20/30을 곱한 것이다. 마찬가지로의 논리로 1979년 8月에는 油價引上分에다 나머지 10/30(여기서 10은 한달에서 7월의 20일을 빼고 남은 기간)을 곱한다. 다만 <그림 2>에서 보듯이 지난달의 $1/2$ 만큼이 物價에 영향을 미치므로 이것도 1979년 8월분에 합친다. 마찬가지로 1979년 9月分에는 지난달의 영향의 $1/2x$ 만 남게 된다.

이와 같은 논리대로 (식 2)을 추정하면, 나중에 이를 이용하여 油價變動이 物價에 미친 영향을 추정할 때는 <그림 2>의 mechanism을 그대로 이용해야 한다. 그렇지 않으면 자칫 油價變動이 物價에 미친 영향을 過小評價하게 된다. x 를 推定할 때 <그림 2>를 이용하므로 油價變動의 영향이 x 와 $1/2x$ 로 분해되어 추정되니까, 그 영향을 종합할 때는 兩者를 다 합쳐야 하는 것이다. 예를 들어 x 의 값이 0.3으로 추정되었으면(油價引上率(X) 한단위가 증가할 때 物價指數 0.3單位가 증가하는 것으로 추정되었으면) 1979. 7. 10의 59.2% 油價引上에 의한 物價指數의 增加는

$$0.3 \times 59.4\%$$

가 아니라 앞에서 본대로

$$0.3 \times 39.5\% (1979. 5月치) + 0.3 \times 39.5\% (1979년 8월치) \\ + 0.3 \times 9.87\% (1979. 9월치)가$$

되는 것이다. 후자의 합계는 정확하게

$$88.87\% \times 0.3이$$

되는데, 이때

$$88.87\%는 59.2\% \times 3/2에$$

해당된다. 확인하면, <그림 2>에서 보듯이 X_{t-1} 이 Y_{t-1} 에 x 만큼, Y_t 에 $1/2x$ 만큼 합쳐서 $3/2x$ 만큼 영향을 미친다.

이상과 같은 X 의 계산과 이에 따른 x 의 추정 대신에 X 가 1個月 동안만 物價에 영향을 미치는 것으로 假定하는 등의 方法이 있으나 實證的으로 별 차이가 없다.⁵⁾

5) 과거 연구의 附表에서 兩결과를 비교할 수 있다.

IV. 統合模型

여기서 統合모형이라 함은 당기의 물가변화 mechanism이 油價引上時와 引下時에 같다고 가정하고 모든 기간의 자료를 이용하여 하나의 回歸模型을 구하고자 하는 모형이다. 이에 대응되는 것은 油價의 引上時와 引下時의 자료를 이용하여 각각 다른 回歸線을 구하는 區分模型으로 다음 章에서 詳述할 것이다. 그리고 統合모형, 區分모형 모두, 고려되는 變數의 內容에 따라 單純모형과 安定모형으로 나누어 분석하였다. 이는 同一한 현상을 前者는 絶對적으로, 後者는 變化率으로 파악한 것이다.

1. 單純模型의 適用

기본모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{物價指數} = & a_x \text{ 前期物價指數} + b_x \text{ 換率} + c_x \text{ 通貨量} \\ & + d_x \text{ 油價變化指數} + e \dots\dots\dots \text{(식 3)} \end{aligned}$$

이틀 이용하여 1977.1부터 1986.5까지의 자료를 回歸分析해 보았더니 다음과 같은 결과를 얻을 수 있었다.

$$\begin{aligned} \text{物價指數} = & 0.997 \text{ 前期物價指數} - 0.259 \text{ 換率} - 0.00059 \text{ 通貨量} \\ & - 0.310 \text{ 油價變化指數} - 0.259 \dots\dots\dots \text{(식 4)} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.99914, F = 31395.3$$

위에서 0.05의 유의수준에서는 油價變化指數와 前期物價指數만이 유의적이었다. 지난번 논문에서 1977.1~1983.5까지의 자료로서 分析했던 결과 모형의 說明力이 0.99913이었던 점에 비추어 統合모형 中 單純모형은 說明력이 거의 일치한다고 볼 수 있다.⁶⁾ 또한 이렇게 높은 說明력을 지닌 모형에서 前期物價指數와 油價變化指數의 有意確率(significance probability)은 모

6) 정경길, 前揭論文, p. 30.

두 0.0000으로 나타났다. 그러나 換率과 통화량, 그리고 상수는 有意確率이 각각 0.3011, 0.0971, 0.8843으로 통계적으로 거의 有意성이 없다.

이렇게 油價를 제외한 外生變數가 物價指數에 영향을 미치지 못한다는 사실은 두가지 측면에서 注目할만 하다.

첫째 油價가 物價에 미치는 영향이 막대하다는 點이다. 通貨量이(換率은 그렇다 치더라도) 物價에 미치는 영향이 미미한데 비해서 油價는 정말 뚜렷한 영향을 미치고 있다는 점이 중요하다.

둘째, 이것보다 더욱 중요한 것은 通貨量이나 換率의 物價에 대한 영향이 거의 없는 것으로 나타난 것이 後述하는 바와같이 油價引下時期에서의 時系列 때문이고, 油價引上時期에서는 영향력이 있는 것으로 나타났다는 사실이다. 부록에서 보듯이 區分·引上모형의 單純모형에서의 모든 통계치는 有意인데 비해서 區分·引下모형의 單純모형에서는 통화량(V_0)이 통계적으로 전혀 有意한 영향을 미치지 못한 것으로 나타나고 있다. 이것은 統合모형이 아니라 區分모형이 필요함을 나타낸다.

여하튼 統合모형에서 油價引上이 物價에 미친 영향을 보면 다음과 같다. (그림 2)에서 본 것과 같이 油價引上指數 X 는 x 와 $1/2x$ (합해서 $3/2x$)만큼 物價 Y_t 에 영향을 미치게 되므로, X 가 1% 변화하면 物價指數 Y_t 는 $0.310 \times 1/2 = 0.465$ 만큼 변하게 된다. 그래서 우리는 (식 4)의 회귀모형에 대한 油價指數 변화의 영향을 추정할 수 있다. 이를 정리하면,

油價指數變動率(X) 1% → 0.465($3/2 \times 0.310$)만큼 物價指數變動

이상의 결과를 이용하여 실제의 유가인상이 물가상승률에 미친 영향을 추정해 보려면 몇가지 作業이 더 필요하다. 먼저 1%의 X 변화에 의해 발생하는 物價指數變動 0.465가 平均으로 몇 %의 物價上昇에 해당되는지를 계산할 필요가 있다. 원래 물가지수는 끊임없이 상승되므로 1977.1의 116.7부터 1984.9의 297.5까지 크게 차이가 나므로 平均物價의 변화율을 구하려면 물가지수의 平均値(즉 Y 의 平均)를 이용하여 계산하여야 한다. Y 의 平均値는 234.5이다. 그래서 0.465만큼의 指數變化는 $0.465 \div 207.5 = 0.20\%$ 만큼의

物價 변동에 해당된다. 그러므로 1%의 油價變化는 0.20%만큼의 物價變化를 가져온다고 推定할 수 있다.

위의 계산을 근거로 하여 실제의 油價變化가 얼마의 物價變化를 가져왔는지를 推定해 보자. 1980. 1. 29에 油價는 59.4%가 상승되었다. 1%의 油價變化가 0.20%의 物價인상을 가져오는 것으로 추정되었으므로 59.4%의 油價인상에 의한 物價인상은 $59.4\% \times 0.25 = 11.88\%$ 로 추정된다. 이 數値는 정부가 공식 발표했던 5.9%의 두 배에 해당하는 수치이다.

4. 安定模型의 適用

(식 3)의 單純模型은 한가지 커다란 결점을 지니고 있다. 종속변수인 物價指數가 시간이 지남에 따라 그 증가분의 크기가 계속 커지므로 時系列分析의 要件(특히 *auto-regressive term*이 모형에 포함되는 時系列分析의 要件)의 하나인 安定性(stationarity)이 없다는 점이다.

不穩定性 문제를 극복하기 위한 방법으로서 增加分을 구하는 방법등이 있으나 적합하지 않아서, 變化率, 즉 增加率을 이용하여 安定性을 확보하였다. 이를 편의상 安定模型이라고 불렀는데 이는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{物價指數變化率} = & a_x \text{ 前期物價指數變化率} + b_x \text{ 換率變化率} \\ & + c_x \text{ 通貨量變化率} + d_x \text{ 油價指數變化率} + e \quad \dots(\text{식 } 5) \end{aligned}$$

이 모형의 적용결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{物價指數변화율} = & -0.033 \text{ 前期物價指數변화율} + 0.058 \text{ 換率변화율} \\ & - 0.006 \text{ 通貨量變化率} + 0.172 \text{ 油價指數변화율} + 0.493 \quad \dots(\text{식 } 6) \end{aligned}$$

(식 5)의 적용은 0.6938의 R^2 을 나타내었는데 이는 과거연구에서의 0.7253보다도 3%정도 작아진 수치이다. 變化率을 설명하는 변수로서 변화율을 사용한 점을 고려하면 설명력이 작은 편은 아니다. 더구나 모형에서의 환율과 통화량의 변화율은 일정한 時差를 두고 物價에 영향을 미칠 것이므로 원칙적으로는 앞의 <그림 2>에서의 X 와 같은 論理를 적용해야 함에도 불구하고 이를 적용하지 않았다. 그러므로 통화량과 환율의 변화율은 설명력이 극히

따라서 油價變化率이 거의 대부분의 분산을 설명하고 있다.

구체적으로 보면, 통화량이나 환율의 변화율은 물론이며 前期物價變化率마저 전혀 有意의이지 못하다. 결국 (식 6)으로 나타난 모형에서는 油價變化率이 物價變化率을 설명하는데 거의 결정적인 역할을 한다.

〈表 2〉 安定模型의 分析結果
 $R^2=0.69381$ $MSE=0.95977$

	回歸係數	標準誤差	t	有意確率
油價指數변화율	0.172070	0.012601	13.656	0.0000
前期물가변화율	-0.033130	0.062556	-0.530	0.5975

(식 6)에 의하면 油價變化指數의 回歸係數는 0.172이다. 그런데 油價變化指數가 物價에 미치는 영향은 當期와 前期에 걸쳐서 回歸係數 $\times 3/2$ (그림 2의 mechanism을 통해서, 앞에서 자세히 설명되었음)이므로,

$$0.172 \times 3/2 = 0.258$$

이다.

그러므로 油價指數가 1% 변화하면 物價는 0.258% 변하게 된다. 이것을 1980.1.29의 경우에 적용하면,

$$59.4 \times 0.258 = 15.3252$$

이다.

그러므로 안정모형에 의하면 1980.1.29의 59.4%에 달하는 油價引上은 약 15.3%의 物價引上을 초래했다고 推定된다.

V. 區分模型

1. 目 的

前章의 統合模型은 油價引上의 경우와 油價引下의 경우에 그 추세가 대체로 비슷하다는 암묵적 가정 아래 이루어진 것이다. 그러나 우리는 다음과 같은 의문을 떠올릴 수 있다. 즉 1) 油價引上이 보통 物價上昇을 가져오는데

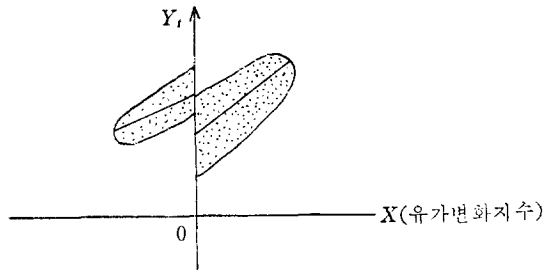
유가 인하도 물가하락을 가져오는가? 2) 油價引下가 物價下落에 공헌한다 해도 그 정도가 油價引上의 物價上昇에 대한 것보다 적지는 않은가? 보다 근본적으로 物價의 時系列 Mechanism이 서로 다른 것이 아닌가?

또 일 위의 물음에 대한 대답이 '그렇다'라고 나타난다면 통합모형의 결과는 사실을 왜곡시킨 것일 수도 있을 것이다. 따라서 本章에서는 그러한 경우를 點檢해 보기 위해서 油價引上의 경우와 引下의 경우를 각각 單純模型과 安定모형으로 나누어 분석하였다.

2. 模型의 性格

(1) 適用된 模型

○ 區分모형에서는 위에서 밝힌 바와 같이 油價가 引上된 시기와 引下된 시기를 나누어 각각의 mechanism을 파악하고자 하였다. 區分모형의 가정은 다음의 그림으로 간단하면서도 명백하게 나타내질 수 있다.



<그림 3> 유가引上·引下 區分모형

즉 油價引上의 경우가 引下의 경우보다 가파른 기울기를 갖는다는 것이고 절편의 차이가 나는 것은 油價引下의 시기(1982.2~1986.5)에 더 큰 물가지 수를 갖기 때문이다.

따라서 다음과 같은 두개의 回歸모형을 설정하였다(安定모형에도 같은 論理로 설명될 수 있으므로 여기서는 單純模型의 경우만 설명하겠다).

$$\text{物價指數} = a_1 \text{前期物價指數} + b_1 \text{환율} + c_1 \text{통화량} + d_1 X_1 + g_1 \dots \dots (\text{식 7})$$

단, X_1 은 統合모형에서의 1977.1부터 1982.1까지의 X 값.

$$\text{物價指數} = a_2 \text{前期물가지수} + b_2 \text{환율} + c_2 \text{통화량} + d_2 X_2 + g_2 \dots\dots (\text{식 } 8)$$

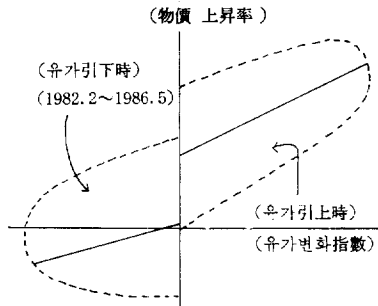
단, X_2 는 統合모형에서의 1982. 2부터 1986. 5까지의 X 값

이때 物價指數의 추세 mechanism이 달라지는 기준을 1982년 2월로 잡은
 ◦ 유는 1981. 11월 말에 마지막 油價引上이 있었고, 그 영향이 우리 모형의
 假定—제 2기까지 영향을 미친다—에 의해 1982. 1까지만 미치며, 또한 그
 후인 1982. 3에 첫 油價引下措置가 있었기 때문이다.

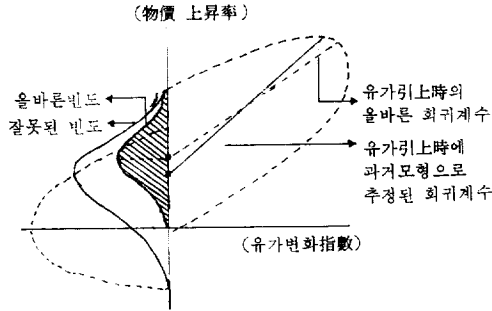
(2) 過去の 모형

과거의 모형은 統合模型에서 油價變化指數를 나타내는 X 를 두개의 변수
 로 나누었다는 點에서 현재의 모형과 同一하다. 그러나 과거의 모형은 커다
 린 弱點이 있다. 結果적으로 보면 그렇게 치명적인 것이 되지는 않았으나
 논리적으로 보면 중대한 착오였다. 이를 구체적으로 보면 X_1 과 X_2 의 값을
 측정하는 과정에서 일어난 기술적인 잘못인데 다음과 같다. 첫째는 油價引
 上을 나타내는 X_1 인데 과거의 모형에서는 統合모형의 X 와 같은 값을 갖되
 X 의 값이 “0”인 경우는 물론이고 油價引下の 값(X_2)도 0으로 처리하는 잘
 못을犯했다. 둘째는 위와 마찬가지로 油價引下를 나타내는 X_2 인데, X 와
 같은 값을 취하나 油價引下時에만 값을 갖도록 한 것까지는 문제가 없는데,
 여기서도 X 의 값이 “0”인 경우와 油價引上의 경우를 모두 “0”으로 처리하
 는 잘못을犯했던 것이다. 그래서 다음과 같은 왜곡이 일어날 가능성이 있
 었던 것이다.

이 왜곡은 <그림 4>와 <그림 5>를 비교함으로써 어느 정도 설명이 될 수



<그림 4> 현재의 모형



〈그림 5〉 과거의 모형

있다. 두개의 그림은 모두 다 Y축에 우리의 物價모형에서 지난해 物價의 영향을 제외한 올해 物價値(이것은 그 내용은 약간 틀리지만 ΔY_t 의 성격과 同一하다)를 표시한 것으로 보거나 아니면 物價上昇率을 표시한 것으로 보일 된다. 부록에서 보는데로 油價인상시의 安定모형에서 常數(constant)의 값은 0.978이다. 즉 α 의 값이 0일 때 절편이 0.978인 것이다. 그래서 〈그림 4〉와 〈그림 5〉에서는 다같이 油價인상시의 散布圖가 회귀선이 原點에서 시작하는 것으로 표시했다. 한편 油價인하의 경우는 부록의 引下安定모형에서 보듯이 상수가 전혀 有意的이지 못하다(즉 “0”과 다를 가능성이 적은 것이다). 그래서 油價인하시의 회귀선은 絶片을 原點으로 하고 있다. 이렇게 油價인上期에 유가인상이 없이는 물가가 매월 0.978% 인상되다가 油價인下期(1982. 2~ 1986.5)에는 유가인상이 없는 경우 物油인상이 “0”%에 가까운 것은 前期가 물가가 폭등하던 시기이고 後期가 安定된 시기이기 때문이다.

이 상과 같은 경우에 과거의 모형에서와(정확하게는 과거의 계산에서와)같이 α 가 plus값이 아닌 값을 모두 “0”으로 처리해 버리면 α 가 0인 경우가 아래의 〈그림 5〉에서 나타난 큰 모양의 빈도와 같이 되어 올바르게 되었을 때의 빈도(빛금친 부분)와 커다란 차이가 있게 된다. 이렇게 되면 올바른 回歸線(點線으로 표시)과 다른 잘못된 回歸線(實線으로 표시)이 측정되게 되는 것이다. 이것이 바로 실제로 나타나게 되었던 것으로 뒤에서 확인할 수 있다.

대략 유가변화가 物價에 미친 영향을 나타내는 회귀계수가 아래의 〈그림

5·에서와 같이 실제의 올바른 회귀계수보다 過大推定되면 油價의 物價에 미치는 영향을 과대추정하게 되는 것이다. 다행스럽게도 결과적으로 이 과대추정이 크지가 않아서 별문제가 없었다.

이상과 같은 논의는 油價引上의 경우에서만 아니라 油價引下의 경우에도 그대로 적용된다. 과거의 모형은 어느경우에나 油價의 物價에 대한 영향을 과대평가할 가능성을 지니고 있었던 것이다. 다만, 과거모형에서는 유가 下期를 정확히 추정하지 않았었다.

3. 油價引上의 경우

(1) 單純模型

$$\text{物價指數} = 0.897377 \text{前期物價指數} + 0.052975 \text{환율} + 0.003402 \text{통화량} \\ + 0.275885 \text{油價變化指數} - 18.280131 \dots\dots\dots(\text{식 } 9)$$

$$R^2 = 0.9990$$

X_1 의 回歸係數는 t 값이 11.081로서 有意確率은 0.0000으로 매우 有意的이다. 모형전체의 說明力은 統合模型의 單純模型과 비슷하고 회귀계수는 통합 모형의 단순모형보다 작은 것을 알 수 있다. 後者에 대해서는 다시 설명할 것이다.

回歸係數 0.275885는 先行論文의 0.3037보다 0.028만큼 작다. 또한 統合模型의 單純모형의 回歸係數가 0.034만큼 過大推定되었다는 것을 알 수 있다. 이것은 앞에서 예상했던 대로이며 다행히 그 결과가 크지 않다.

(2) 安定模型

$$\text{物價指數變化率} = -0.131078 \text{前期물가지수변화율} + 0.046414 \text{換率변화율} \\ - 0.041548 \text{通貨量변화율} + 0.172654 X_1 + 0.978074$$

$$R^2 = 0.71967$$

위의 결과에서 前期物價指數變化率, 換率變化率, 通貨量變化率 등은 모두 1(%)의 有意水準下에서도 非有意的이며, X_1 과 常數項만이 有意確率이 0.0000으로 有意的이다. 單純模型과 달리 X_1 의 說明力이 극히 높다. model 전체의

설명력은 統合模型의 安定모형보다 약간 높다.

X_1 의 回歸係數 0.172654는 統合모형의 安定모형에서의 0.172070과 거의 동일하다. 따라서 油價引上時의 安定모형의 경우 그 回歸係數가 統合모형과 비슷하다고 볼 수 있다.

4. 油價引下의 경우

(1) 單純模型

$$\begin{aligned} \text{物價指數} = & 0.596202 \text{前期물가지수} + 0.013532 \text{환율} + 0.00027 \text{통화량} \\ & + 0.325375 X_2 + 106.891696 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.79307$$

위에서 通貨量을 제외하고는 5% 有意水準에서 모두 有意的이다. 說明力은 統合模型에 비해 많이 떨어지는 것을 알 수 있다. 또한 X_2 의 回歸係數 0.325375는 統合模型의 單純모형보다 0.01537만큼 크게 나타난다.

油價引下의 경우는 時期的으로 보아 物價가 안정이 되었던 1982년 以後이기 때문에 油價가 物價에 미친 영향도 크지 않을 것으로 예상된다. 그러므로 物價가 급격히 上昇되던 1970年代 中半 以後인 油價引上期를 포함한 統合模型에서 보다는 油價引下期에 物價에 대한 영향이 크다는 사실은 논리적으로 문제가 있는듯이 보인다. 그러나 여기에가 이유가 있는데 이것은 곧 검토하게 될 것이다.

(2) 安定模型

$$\begin{aligned} \text{物價指數變化율} = & -0.068177 \text{前期물가지수變化율} + 0.082779 \text{환율變化율} \\ & + 0.018498 \text{통화량變化율} + 0.078372 X_2 + 0.0375 \dots (\text{식 } 10) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.21034$$

우선 무엇보다도 눈에 띄는 것은 R^2 가 극히 낮다는 점이다. 油價引上時의 安定模型이 0.71967의 R^2 를 보인데 비해 이 모형은 겨우 0.21034만을 보이고 있다.

그리고 有意確率は 0.0149를 보이는 X_2 를 제외하고는 모두 10%의 有意水

에서도 非有意的이다.

VI. 結 論

지금까지 分析結果에 의하여 밝혀진 것은 <표 3>에 요약되어 있다. 이 표로부터 대강 다음 세가지의 중요한 지적을 할 수 있다.

① 첫째, 油價變化에 따른 物價變化에 대한 것이다.

② 둘째, 油價引上期와 油價引下期의 油價가 物價에 미치는 영향의 차이가 왜 있느냐에 대한 것이다.

이 질문에 대해서 먼저 혼란을 피하기 위해서 분명히 해야 할 문제가 있다. 單純모형의 경우는 引上期의 x_1 (유가가 물가에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수)이 引下期의 x_2 보다 적은데 比해서 安定模型의 경우는 正反對로 되어 있다는 사실이다. 이것은 <表 3>에 나타나 있다. 이러한 사태가 발생 할 것은 다음과 같은 이유때문이다.

원래 單純모형은 종속변수로서 物價指數를 잡고 있다. 그런데 油價引上的 경우는 1977年 1月~1982年 1月까지로서 物價指數가 116.7로부터 시작하여 2.6에까지 이르고 있음을 <부록 8>에서 알 수 있다. 그러나, 이때는 指數의 相對値의 값이 적기 때문에 物價가 크게 상승되어도 절대치로서의 물가지수

<표 3> 模型別 主要指標要約

모	형	R^2	X의 회귀계수	油價 1%변화가 가져오는 物價變化※	
統合模型	單純	0.99914	0.310114	物價指數	0.465
	安定	0.69381	0.172070	物價변화율	0.258
引上模型	單純	0.99900	0.275885	物價指數	0.414
	安定	0.71967	0.172654	物價변화율	0.259
引下模型	單純	0.79307	0.325375	物價指數	0.488
	安定	0.21034	0.077372	物價변화율	0.118

※ 油價 1%변화가 가져오는 物價指數나 物價변화율에 대한 영향은 앞에서 본 논리에 따라 X의 회귀계수에 3/2을 곱한 값이다.

는 크게 상승되지 않는다. 예를 들면 物價指數가 150일 때는 물가가 10% 상승되어도 物價指數의 증가는 15밖에 되지 않는다.

그러나 油價引下期의 경우는 1982.2~1986.5까지로서 物價指數는(과거를 기준으로 했기 때문에—그렇게 환산하였다) 300가까이에서 변화되었다. 그러므로 이 경우에는 物價가 5%만 상승되어도 物價指數의 絕對値는 15가 증가된다.

그러므로 油價引下期는 5% 물가상승이 15의 물가지수 상승을 가져오는데 비해서 油價引下期는 10% 物價상승이 15의 물가지수 상승을 초래하게 되는 것이다. 그래서 단순모형의 경우에 油價引下時의 x_2 의 값이 油價引上時의 x_1 의 값보다 크다고 해서 物價상승에 더욱 큰 영향을 미친 것은 아닌 것이다.

이것은 바로 安定模型에서 그대로 나타난다. 安定模型에서는 物價指數의 變化率(즉 物價上昇率이나 物價下落率)을 종속변수로 취급하였다. 그러므로 이 경우에 회귀계수가 크다는 것은 바로 物價上昇率을 그만큼 크게 한다는 의미이다. 安定모형의 경우에는 油價引上時에 油價가 物價上昇率에 미치는 영향인 회귀계수가 0.172654로서 油價引下期의 0.078372보다 훨씬 큰 것을 알 수 있다. 그러므로 우리가 油價가 物價에 미치는 영향을 논의할 때는 安定模型을 中心으로 논의하여야 한다.

안정모형으로서 油價引上時와 油價引下期를 比較해 보면 油價引上時 때에 油價변화가 物價에 훨씬 더 큰 영향을 미친 것을 알 수 있는데, 그 이유는 무엇인가?

이 질문에 대한 답변은 統計分析技術上的의 문제와 실질적 物價변화 mechanism에 대한 것으로 나누어서 검토해야 한다. 여기서는 먼저 前者부터 보기로 한다.

油價가 상승되던 時期(1977.1~1982.1)는 우리 경제사상 특히 物價상승이 격심하던 시기였다. 그러므로 物價에 영향을 미치는 모든 內生 및 外生변수(GNP, 통화량등)도 物價도 끊임없이 大幅的으로 상승되기 때문에 油價引上과 관련되어 있고 模型속에 포함되지 못한 誤差變數(error variables) 또는 外生變數가 油價와 연계되어 虛偽(spurious)영향을 많이 미친 것으로 생각할

있다. 한편 油價引下의 경우에는全體 物價가 안정이 되었기 때문에 허위영향이 있어도 적게 나타난다고 볼 수 있다는 생각이다. 要約하면, 油價引下期의 통계치가 眞實한 것이라는 생각이다. 그러나 이 생각도 옳바를 것 같지는 않다. 이유는 다음에서 보듯이 物價時系列 mechanism의 실질적 내과 우리의 모형을 검토하면 알 수 있다.

③ 安定模型(物價上昇率을 종속변수로 하고 지난해의 物價上昇率, 通貨量增加率, 換率引上率, 油價變化率을 독립변수로 한 모형)의 경우에 油價引上期에서의 油價가 物價에 미친 영향(좀 큰 것으로 나타났음)이 過大측정되었을 가능성, 다르게 표현하면 油價引下期의 영향이 보다 진실에 가깝게 추정되었을 가능성을 좀 더 자세히 검토하기로 한다. 결론부터 말하면, 이 가능성은 희박하다. 근본이유는 外生變數의 介入으로 油價引下期의 物價時系列 mechanism이 혼란을 일으킨 때문이다. 이를 좀 더 자세히 검토하기로 한다.

첫째, <表 4>에서 보듯이 油價引下期에 접어들어 變數들의 有意水準이 전반적으로 높아졌다. 즉 변수들의 종속변수에 미치는 영향의 可能性이 크게 弱화된 것이다. 특히 前期物價上昇率이 當期物價上昇率(종속변수)에 영향미칠 가능성은 크게 弱化되었다.

둘째, 이러한 현상은 標準化回歸係數⁷⁾에서 알 수 있는데 油價引上期보다 引下期의 값이 작다. 이 표준화회귀계수는 독립변수와 종속변수의 相關關係의 強度를 나타내는 속성을 지니고 있는데⁸⁾ 이 값이 작아지는 것은 영향력

<表 4> 安定模型의 油價引上期와 引下期

	油價引上期($R^2=0.720$)		油價引下期($R^2=0.459$)	
	표준화회귀계수	유의수준	표준화회귀계수	유의수준
油價變化率	0.890	0.000	0.415	0.015
通貨량변화율	-0.107	0.148	0.206	0.128
換率변화율	0.058	0.421	0.081	0.554
前期物價上昇率	-0.131	0.108	-0.066	0.687

7) 원래 beta라고 부르는데 standardized partial regression coefficient이다.

8) 원래는 片相關係數(partial correlation coefficient)가 이것을 나타내지만 片回歸

이 弱화된 것을 의미한다.

셋째, 이상의 현상을 요약하는 것이 R^2 (模型的 決定係數)인데 이 값이 油價引上期보다 引下期가 엄청나게 작다. R^2 는 모형속에 포함된 독립변수들이 종속변수의 變化를 설명하는 힘으로서 油價引上期에서 0.720이다. 모형속에 포함된 변수들이 종속변수인 物價上昇率의 變化를 72%정도 설명할 수 있는 것이다. 그러나 油價引下期가 되면 0.459로서 약 46%정도만이 설명되는 것이다

요약하면 油價引上이 되던 과거(1977.1~1982.1)에서는 油價, 前期物價, 통화량, 환율 등의 變數로서 物價變化率의 變化를 72%정도나 설명할 수 있었는데 油價引下期(1982.2~1986.5)에서는 46%정도만이 설명되는 것이다. 그렇다면 油價引下期에 와서는 모형속에 포함되지 않은 변수들이 더욱 중요해져서 이 誤差變數들이(또는 外生變數들이)物價를 결정적으로 좌우하게 되었음을 의미한다.

④ 무엇이 과거의 油價時系列 mechanism을 혼란에 빠뜨린 主된 外生變數들인가? 이에 대한 자세한 검토는 다음 기회로 미루겠지만, 우선 假說의 논의를 하기로 한다.

무엇보다도 1980年代初에 접어들어 강력하게 추진한 政府의 物價安定政策이 가장 핵심적인 外生變數라고 생각할 수 있다. 정부에서 강력하게 物價를 통제하여 전체적으로 물가상승율을 떨어뜨린 것이 物價 mechanism을 변화시키게 된 것이다.

그러나 정부가 物價안정을 도모한다는 사실自體가 반드시 우리가 모형속에 나타낸 物價 mechanism을 혼란에 빠뜨리는 것은 아니다. 그 方法이 문제인 것이다. 원래 物價安定을 위해서 통화량이나 換率을 조절하고 利率을 조작하는 등의 間接的인 方法을 사용한다면 이것은 우리의 모형속에 포함된 변수의 값을 변화시킬 뿐이지 <그림 2>으로 나타낸 우리의 物價 mechanism을 혼란시키는 것은 아니다.⁹⁾ 이러한 間接的이고 巨視的(macro) 정책

係數(partial regression coefficient)를 표준편차로서 나눈 beta값도 비슷한 성격을 지닌다.

9) 利率은 우리의 경우 1980年代에 접어들어 거의 變化가 없었으므로 독립변수

← 단이 아니라 微視的(micro)이고 直接的인 價格統制와 所得政策(income policy)을 강력하게 추진했기 때문에 우리모형속에 포함된 통화량, 환율, 前期의 物價 등이 어떤 方式으로 변화해도 그것이 實際 物價에 미친 영향은 적기 되었던 것이다. 公共料金, 쌀값, 여러 가지 工產品의 價格上昇을 직접 억제하고 所得政策으로서 근로소득인 賃金の 상승을 억제하는 등을 추진하였기 때문에, 통화량이 증가하거나 換率이 인상되어도 직접 物價上昇을 초래하지 않았던 것이다. 물론 이러한 논의는 검토되어야 할 假說들이다.

⑤ 物價가 전반적으로 安定되고 油價가 引下되던 時期(1982.2~1986.5)에 상식적으로 알고 있는 物價 mechanism(物價에 영향을 주는 변수들과 物價의 관계를 나타낸)이 혼란에 빠졌지만, 油價變化率만은 여전히 物價上昇率에 커다란 영향을 미치고 있음은 여러가지를 의미할 수 있다. 이 의미도 차후에 검토로 미루기로 한다.

다만, 油價變化만은 직접 통제에 의한 物價安定期에 있어서도 物價上昇率에 영향을 직접 미치는 극히 중요한 변수를 확인할 수 있었던 점은 주목할 필요가 있다. 구체적으로 보면 油價 1%引下는 다음과 같은 계산으로

$$\begin{aligned} & x \text{의 회귀계수} \times \frac{3}{2} \\ & = 0.078372 \times \frac{3}{2} = 0.117558 \end{aligned}$$

0.118%정도의 物價를 下落시키는 효과를 가져 올 것이다. 換言하면 1% 油價引下가 없었더라면 0.118%정도의 物價上昇이 있었을 것으로 추정되는 것이다.

로서 우리 model속에 포함되지 않았지만 이들 변수들이 物價를 좌우하는 가장 중요한 변수들이다.

〈부록 1〉 변수의 기본통계 N=113¹⁰⁾

변수 부호	變 數	MEAN	STD DEV	MINIMUM	MAXIMUM
V ₁	물가지수(도매물가)	234.494	68.747	116.70	297.50
V ₂	물가상승률(%)	.835	1.739	-1.57	14.90
V ₃	前期물가지수	232.950	69.447	115.40	297.50
V ₄	前期물가상승률(%)	.826	1.740	-1.57	14.90
V ₅	12期前의 물가상승률(%)	.932	1.694	-1.36	14.90
V ₆	X(부표 1 참조)	2.023	8.547	-17.17	58.40
V ₇	환율(원)	669.758	147.647	484.00	892.20
V ₈	환율인상률(%)	.552	1.931	-0.75	19.83
V ₉	통화량(10억원)	4,256.825	1,805.421	1,562.00	7,557.80
V ₁₀	통화량 증가율(%)	1.543	5.660	-14.50	18.00

〈부록 2〉 통합-단순모형 $V_3=f(V_6, V_7)$

MULTIPLE R	.99957
R SQUARE	.99914
ADJUSTED R SQUARE	.99911

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V ₉	-5.90831E-04	-0.015516	.0971
V ₆	.310114	.038553	.0000
V ₃	.996576	1.006733	.0000
V ₇	.006702	.014394	.3011
(CONSTANT)	-0.259357		.8843

〈부록 3〉 통합-안정모형 $V_4=f(V_6, V_9, V_{10})$

MULTIPLE R	.83295
R SQUARE	.69381
ADJUSTED R SQUARE	.68247

10) 이 하에서 V_{6t}은 油價引上期的 V₆이고 V₆₇은 油價引下期的 V₆임

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V ₁₀	-0.006401	-0.020841	.7014
V ₆	.172070	.845874	.0000
V ₈	.058036	.064456	.2304
V ₄	-0.033130	-0.033151	.5975
(CONSTANT)	.492597		.0000

<부록 4> 油價引上一단순모형 $V_3=f(V_{66}, V_7, V_9)$

MULTIPLE R	.99950
R SQUARE	.99900
ADJUSTED R SQUARE	.99893

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V ₆₆	.275885	.049247	.0000
V ₇	.052975	.076344	.0000
V ₉	.003402	.038464	.0008
V ₃	.897377	.885742	.0000
(CONSTANT)	-18.280131		.0000

<부록 5> 油價引上一안정모형 $V_4=f(V_8, V_{10}, V_{67})$

MULTIPLE R	.84833
R SQUARE	.71967
ADJUSTED R SQUARE	.69964

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V ₆₆	.172654	.890438	.0000
V ₁₀	-0.041548	-0.107357	.1478
V ₈	.046414	.057627	.4211
V ₄	-0.131078	-0.131430	.1075
(CONSTANT)	.978074		.0000

〈부록 6〉 油價引下—단순모형 $V_3=f(V_7, V_8, V_{87})$

MULTIPLE R	.89055
R SQUARE	.79307
ADJUSTED R SQUARE	.77546

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V_{87}	.325375	.348716	.0000
V_3	.596202	.612580	.0000
V_8	2.74497 E-05	.009099	.9333
V_7	.013532	.282868	.0349
(CONSTANT)	106.891696		.0000

〈부록 7〉 油價引下—안정모형 $V_4=f(V_8, V_{10}, V_{87})$

MULTIPLE R	.45863
R SQUARE	.21034
ADJUSTED R SQUARE	.14314

VARIABLES IN THE EQUATION

VARIABLE	B	BETA	SIG T
V_{87}	.078372	.415229	.0149
V_{10}	.018498	.206251	.1279
V_8	.082779	.081356	.5540
V_4	-0.068177	-0.066135	.6872
(CONSTANT)	.037526		.7254

〈부록 8〉 油價變化 및 都賣物價指數

年月	區分			年月	區分		
	도매물가 지수	유가변화율	X		도매물가 지수	유가변화율	X
1977. 1	116.7			1978. 1	129.9	1월 28일	0.24%
2	119.2			2	132.2	3.67%인상	3.55%
3	119.8			3	132.6		1.22%
4	120.3			4	133.4		
5	121.0	5월 20일	1.4%	5	134.5		
6	122.0	4.27%인상	3.5%	6	136.3		
7	122.6		1.4%	7	136.9		
8	123.5			8	137.0		
9	124.4			9	139.7		
10	124.8			10	141.2		
11	125.3			11	142.1		
12	127.0			12	142.5		

年月	區分			年月	區分		
	도매물가 지수	유가변화율	X		도매물가 지수	유가변화율	X
1979. 1	143.4			1980. 1	180.5	1월 29일	1.98%
2	145.6			2	207.4	59.4%인상	58.4%
3	149.0	3월 7일	7.28%	3	215.5		28.7%
4	153.1	9.5%인상	5.86%	4	218.9		
5	157.4		1.11%	5	224.1		
6	158.3			6	224.8		
7	166.4	7월 10일	39.5%	7	226.3		
8	171.5	59.2%인상	39.5%	8	230.5	8월 24일	2.9%
9	173.8		9.87%	9	236.2	14.7%인상	13.21%
10	175.0			10	239.9		5.9%
11	174.7			11	243.5	11월 19일	4.6%
12	176.4			12	254.3	12.56%인상	10.3%

年月	區分		유가변화율	X	年月	區分		유가변화율	X
	도매물가지	수				도매물가지	수		
1981. 1	257.6			3.9%	1982. 1	286.60			2.9%
2	260.0				2	288.70			
3	262.5				3	288.10	3月 11日		-1.8%
4	268.6	4月 19日		5.5%	4	288.40	2.82%인상		-1.9%
5	277.6	15%인하		12.25%	5	289.20			-0.9%
6	280.7			4.8%	6	288.70			
7	281.6				7	289.90			
8	284.0				8	289.30			
9	286.5				9	290.50			
10	285.2				10	290.20			
11	281.3	11月 29日		0.2%	11	290.20			
12	284.2	6.0%인상		5.9%	12	291.40			

年月	區分		유가변화율	X	年月	區分		유가변화율	X
	도매물가지	수				도매물가지	수		
1983. 1	292.60				1984. 1	289.30			
2	292.00	2月 6日		-1.34%	2	290.00			
3	291.20	1.68%인하		-1.01%	3	290.20			
4	291.00	4月 18日		-2.07%	4	291.80			
5	289.30	4.76%인하		-1.83%	5	290.60			
6	288.40				6	289.50			
7	287.90				7	290.40			
8	288.40				8	292.70			
9	289.30				9	297.50			
10	288.40				10	293.90			
11	288.40				11	292.70			
12	289.00				12	293.60			

年.月	區分		X	年.月	區分		X
	도매물가 지	유가변화율			도매물가 수	유가변화율	
985. 1	294.10			1986. 1	296.80	2월 20일	
2	293.90			2	293.40	12.93%인하	-4.31%
3	292.30			3	288.80	3월 30일	-10.78%
4	293.90			4	286.50	10.7%인하	-17.17%
5	293.60			5	289.90		-5.35%
6	293.60						
7	293.60						
8	294.10						
9	295.00						
10	295.70						
11	295.50						
12	296.60						