

韓國의 物價模型

朴 佑 奎
金 世 鍾

本稿에서는 物價變動의 構造, 主要巨視政策變數의 변동이 물가에 미치는 영향 및 波及構造 등을 파악하고 물가안정을 위한 적절한 정책대응방안을 제시하기 위하여 物價模型을 작성하였다. Keynesian 巨視經濟模型 형태로 작성하되, 賃金, 利率, 物價와 같은 主要價格變數를 內生化하고 潛在GNP의 추정 역시 內生化함으로써 가격 및 실물변수의 長期的 相互變動關係를 파악하였다.

어떠한 충격에 의해 超過需要(실질GNP-잠재GNP)가 변화하면 이는 賃金, 金利, 物價, 實質實効換率 등과 같은 가격변수에 영향을 미치고 이는 다시 超過需要를 변동시키는 實物-價格-實物의 循環變動關係에 의해 물가가 변동되는 것으로 나타났다.

本 模型은 Keynesian模型이나, 長期에는 古典派的(Classical) 정책함의를 가지나, 通貨供給增加, 財政支出增加, 換率切下 등은 短期에는 경기부양효과를 가지나 長期에는 이러한 경기부양효과가 소멸되는 반면 物價는 높은 수준을 유지하는 결과를 초래하는 것으로 나타났다.

I. 序

우리나라는 70년대 말까지 장기간 高物價에 시달리다가 80년대 초·중반에 비로소 物價安定

을 달성하였다. 그러나 80년대 후반부터 高度成長과 함께 시작된 물가불안이 90년, 91년에 피크에 달한 바 있으며, 이를 극복하는 과정에서 高物價의 부작용과 당국의 정책대응이 복합적으로 작용하면서 최근에는 국제경쟁력이 약화되고, 成長이 둔화되면서 물가상승세가 주춤해지고 있다. 이와 같이 물가불안이 장기간 지속되면서 갖가지 부작용이 나타남에 따라 物價變動의 諸般問題에 대한 관심이 고조되고 있다.

특히 ① 物價變動의 요인 중에서도 노동비용

筆者: 朴佑奎-本院 研究委員

金世鍾-本院 主任研究員

* 좋은 논평 및 의견제시를 해준 朴元巖, 白雄基, 柳潤河 博士에게 감사드린다. 姜希淑 研究助員은 원고 정리에 크게 수고하였다.

및 수입원자재비용 등의 비용요인과, 通貨, 財政支出 등과 같은 需要要因間的 상호작용은 무엇인가? ② 우리나라의 物價變動構造는? ③ 通貨, 財政支出, 換率 등과 같은 巨視政策變數의 장단기 효과 및 그 과급구조는? ④ 物價安定을 위한 長期的 對應方案? 등과 같은 정책과제가 대두되고 있는바 이들에 관하여 적절한 해답을 구함으로써 최근의 물가문제에 효과적으로 대응할 수 있을 것이다. 이를 위해서는 物價變動을 설명할 수 있는 모형을 사용하여야 하는바, 대개 單一式模型¹⁾, VAR模型²⁾, 巨視經濟模型³⁾ 등을 사용할 수 있다. 이들은 모두 物價展望에는 有用하다고 할 수 있겠으나, 앞서 제기한 네가지 문제에 관하여 적절한 해답을 제시하기에는 다소 미흡한 측면이 있을 수 있다. 單一式模型은 하나의 式을 사용하여 물가를 변동시키는 主要變數를 이용하여 물가를 설명하는데, 이는 물가변동의 과급구조나, 주요설명변수간의 상호관계를 설명하고 궁극적으로 물가안정방안 등을 제시하는 데에는 다소 미흡하다는 단점이 있다. VAR模型은 많은 수의 설명변수를 사용하기 곤란한 단점이 있어 적절한 物價變動의 波及構造를 파악하기 곤란하다. 마지막으로 巨視經濟模型을 작성하는 것이 이러한 단점

을 보완하는 방안이 되나, 이 경우에도 主要變數들을 內生化시키지 않을 경우에는 物價變動의 波及構造를 왜곡하게 될 가능성이 있게 된다.

本稿에서는 物價變動을 설명할 수 있는 소규모 巨視經濟模型을 작성하여 물가변동에 관하여 제기된 위의 네가지 문제에 대한 해답을 구하고자 하였다. 이를 위한 적절한 物價模型을 작성하는 데에는 몇가지 중요한 특징이 內在化되도록 하여야 할 것이다. 첫째로, 物價는 어떠한 要因에 의해서든간에 일단 변동하기 시작하면 長期間에 걸쳐 변동이 완료되므로 物價變動의 短期的 波及構造뿐 아니라 長期的 波及構造를 파악할 수 있도록 모형이 작성되어야 한다는 점이다. 즉 예를 들어 통화공급증가나 재정지출확대, 명목환율절하와 같은 景氣浮揚政策의 長期的 效果는 무엇인가 등과 같은 문제에 해답을 제시할 수 있도록 物價模型이 작성되어야 한다는 점이다.

둘째로, 이를 위해서는 賃金 및 利率과 같은 주요가격변수가 內生化되어서 消費, 投資 등과 같은 物量變數들과의 상관관계가 모형 속에 內在化되고 이 관계가 模型內的 경기변동을 장기적으로 주도할 수 있도록 모형이 작성되어야 한다는 점이다. 이렇게 되어야만 물가변동의 장단기 과급구조가 명확해지고 장기적인 물가안정방안이 제시될 수 있을 것이다. 이와 같이 物價 등의 價格變數와 實物變數間的 장기적 관계가 모형의 과급구조를 주도하기 위해서는 장기적인 成長의 모습, 예를 들어 潛在GNP의 움직임이 內生化되고, 潛在GNP와 물가간의 관계가 內在化되어야 할 것이다. 기존의 많은 巨視經濟模型은 이 점이 불완전하게 처리되어 실물과 물가간의 관계가 미약

1) 金文昱(1990), 金治鎬(1988), 朴光敏(1992), 邊基石(1985), 朴佑奎(1991b) 등을 참조.
 2) 全聖寅(1992), 洪甲秀(1990), 朴佑奎(1987) 등을 참조. VAR模型은 全聖寅과 같이 模型構造에 관한 식별을 가정하지 않는 한 어떠한 충격에 대한 과급구조의 파악이 용이하지 않게 된다.
 3) 成貞鎬·崔雲奎(1989, 1990), 崔長鳳(1987), 朴元巖(1986), 韓國銀行(1990) 등과 같이 巨視經濟模型을 작성하거나 丁文建(1983), 盧成泰·司空恩德(1988) 등과 같이 主要變數만 내생화한 형태를 사용.

하게 되고, 결과적으로 物價變動의 장기적 波及構造의 파악이 어렵게 되는 단점이 있었다.

아래의 II章에서는 物價模型을 작성하고, 이의 추정결과를 제시하였는바 몇가지 흥미로운 특색을 가지고 있다. 우선 모형은 Keynesian 형태를 가지도록 작성되었다. 이에 따라 短期에는 Keynesian的 반응을 나타낸다. 그러나 잠재GNP가 투자와 고용의 함수로 內生的으로 추정되고, 투자 및 고용의 비용인 이자율과 임금이 內生化됨으로써 長期에 古典派的(Classical)인 특성이 나타날 가능성을 배제하지 않았다. 이는 潛在GNP가 內生的으로 설명됨으로써 실물과 물가간의 長期的인 관계가 경제의 변동을 주도함으로써 가능한 것이다. 또한 消費, 投資, 輸出, 輸入 등을 설명하는 주요변수로서 利子率, 物價, 實質實效換率 등과 같은 가격변수의 탄력성이 높게 추정되어, 전체적으로 成長과 物價간의 순환변동과정으로 수렴되는 결과를 가져오고 있다. 이와 같은 순환변동이 總需要→總供給→物價의 형태로 설명되었으며, 이를 통하여 위에서 제기된 정책과제 중의 ①과 ②를 살펴보았다. III章에서는 위 정책과제 중 ③을 살펴보았는데 通貨供給, 政府消費支出, 換率 등과 같은 정책변수의 변동이 미치는 장단기영향을 시뮬레이션을 통하여 살펴본 결과 政策變數에 의한 성장증가 등의 경기부양 효과는 단기간에 소멸되고, 그 반면 성장증가효과가 소멸된 후에도 物價는 높은 수준을 유지하는 소위 長期에서의 古典派的 특성이 우리나라의 물가변동 구조로 나타나고 있다. 마지막으로 IV章에서는 이상의 결과에 바탕을 두고 위 정책과제 중 ④를 논의하였다.

II. 우리나라의 物價模型

1. 最大限의 內生的 설명이 가능한 最小規模

物價安定을 위한 장단기 巨視經濟對策을 수립하기 위해서는 과거의 물가변동구조와 요인을 명확히 규명해 내는 것이 前提條件이다. 이를 위해서는 物價에 영향을 주는 각종 變數들의 역할은 물론, 이들 變數들과 物價間的 상호역할관계 역시 파악되어야 한다. 이를 달성하는 한 방법은 物價模型을 작성하고, 이의 특성을 파악하는 것이다. 그런데 바람직한 물가모형을 작성하는 基本方向은 物價에 影響을 주는 모든 變數들을 가능한 한 內生化시키는 것이다.

주요변수가 內生化되지 않을 경우에는 物價變動構造의 파악이 제대로 이뤄지지 않게 된다. 예를 들어 朴佑奎(1989a)에서는 소위 Hallman-Porter-Small(1988)의 P^* 式을 추정하여 通貨供給의 長期的 效果를 살펴보았는바, P^* 式은 단순히 貨幣數量式($MV^* = P^*Q^*$)을 이용하되 P^* 이외에 장기유통속도, 潛在GNP 등은 외생처리하는 것이다. 따라서 通貨供給이 利子率을 변동시키고, 나아가 消費, 投資 등의 總需要에 영향을 주고 이는 다시 물가 및 자본스톡을 변동시켜, 장기적으로 장기유통속도와 潛在GNP를 변동시키는 경로가 없어, 通貨供給의 궁극적 효과와 파급경로를 살펴보지 못하게 되는 단점이 있었다. 또 南相祐(1981)는 비용과 통화측면에서의 物價

變動을 각각 구분하여 살펴보았는바, 이는 비용 및 수요측면 상호간의 상관관계를 무시하게 되는 단점이 있게 된다.

또 다른 중요한 예로서 Otani-Park(1976)에서 이자율과 임금을 外生化시킨 것을 들 수 있는데, 이는 物價變動의 景氣調節效果를 축소시킴으로써 물가변동구조 및 원인의 파악을 어렵게 한다 할 수 있다. 즉 과도한 성장은 임금을 증가시키고, 임금상승은 다시 「마크업」을 통하여 물가를 증가시키는 효과를 갖는다고 한다면 임금을 外生化시키는 것은 과도한 성장이 물가에 미치는 영향을 過小評價하게 되는 것이다. 또 물가상승이 이자율을 상승시키고 이는 投資縮小 및 成長鈍化效果를 갖는 것 역시 무시됨으로써 통화·재정·환율 등의 정책시뮬레이션을 할 경우 전체적으로 실물과 가격부문(賃金, 物價, 利子率 등)간의 상호작용이 완전히 나타나지 않게 된다. 따라서 가능한 한 임금, 이자율 등과 같은 가격변수 및 GNP의 구성요소는 물론 투자, 자본스톡, 잠재 GNP 등의 物量變數를 內生化하여야만 성장과 물가간의 장단기 상호관계를 제대로 파악하게 된다.

그러나 많은 변수들을 內生化하게 될 경우 너무 큰 규모의 模型은 모형의 推定過程에서 불가피하게 발생할 수 있는 오차를 확대시켜, 物價變動構造의 파악을 어렵게 할 가능성이 있다. 따라서 本稿에서는 물가와 경기변동 및 정책변수간의 관계를 적절히 파악할 수 있도록 가능한 한 최대한의 變數들을 內生化하되, 模型의 규모는 가능한 한 最小로 유지하는 형태로 물가모형을 작성하기로 하였다.

작성된 물가모형의 특성은 아래와 같이 파악할 수 있다. 첫째로, 모형의 基本構造는 物價, 賃金, 消費, 投資, 輸出, 輸入, 利子率, 潛在GNP, GNP 恒等式 등의 9개 式으로 구성되어 있는바, 物價, 利子率, 賃金, 實質實效換率 등과 같은 가격변수와 소비, 투자, 수출, 수입, 성장(GNP)과 같은 物量變數들이 內生化되어 이들간에 긴밀한 상관관계를 유지한다는 점이다. 우선 임금 및 물가식에서 潛在GNP를 상회하는 實質GNP의 수준으로 정의되는 초과수요가 主說明變數로 추정되어 長短期 Phillips곡선의 모습을 파악할 수 있게 하였다. 즉 기본적으로 물가와 성장간의 상관관계로 물가변동구조를 파악하였다.

특히 이자율의 主說明變數로 실질총통화가 사용됨에 따라 물가가 이자율의 결정요인이 되고, 나아가서 消費 및 投資式에서는 이자율이 主說明變數로 추정되었다. 또한 잠재GNP는 投資에 의해 결정되고, 超過需要(즉 實質GNP-潛在GNP)는 임금 및 물가의 결정요인이 됨에 따라 경기변동에서 物價→利子率→消費, 投資→成長, 潛在成長→物價 등의 파급경로가 파악가능하게 됨으로써 物價와 成長間의 상호관계를 매개하는 변수로서 이자율의 중요성을 부각시켰다. 한편 輸出入式에서는 實質實效換率이 主說明變數로 사용되어 실질실효환율의 결정요인인 물가가 중요역할을 함으로써 輸出入式 역시 消費, 投資, 利子率式과 마찬가지로 성장과 물가간의 상관관계로 수렴되고 있다.

둘째로, 本 物價模型은 Keynesian模型의 형태를 띠고 있어 通貨, 政府支出增大, 名目換率切下 등의 정책은 단기적으로는 成長을 부추기고 물가

를 상승시키는 효과를 가져온다. 그런데 本 模型에서는 潛在GNP가 雇傭과 投資의 Cobb-Douglas 생산함수로 추정됨으로써 장기적으로 물가와 성장간의 경기순환이 가능하게 되는 형태로 작성되었다. 따라서 이들 정책이 장기적으로 成長에는 도움을 주지 않고 物價上昇效果만을 가져오는지의 與否, 즉 長期的으로 고전과(Classical) 모형의 특성을 가지는가 하는 점을 파악할 수 있게 된다.

우선 本 模型이 Keynesian 형태를 가진다는 점은 ① 物價式은 賃金 및 輸入原資材코스트에 대한 「마크업」으로 구성되고, 임금은 物價와 초과수요에 의해 설명됨으로써 결국 賃金 및 物價式이 Phillips곡선으로 수렴되는 형태를 가지고 있으며, ② 통화시장에서 물가가 결정되는 것이 아니고, 利子率이 결정되는 것을 들 수 있다⁴⁾. 한편 本 模型에서는 消費 및 投資의 主要決定變數가 이자율인 형태로 되어 總需要 및 貨幣市場이 IS-LM 模型의 형태를 가진다고 하겠다. 특히 投資式에서 이자율의 역할이 매우 중요한 것으로

4) Norton-Rhee(1981) 및 Otani-Park(1976)에서는 通貨市場에서 물가가 결정되는 형태로 구성되었으나, 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987), Park-Ro(1988), Park-Yoo(1990), 咸貞鎬·崔雲奎(1989) 등과 韓國銀行(1990)의 많은 巨視經濟模型 등에서는 통화시장에서 利子率이 결정되는 형태로 구성되었다.

5) 林佑奎(1988)와 Park-Ro(1988)에서는 기존의 연구에서 이자율이 투자의 유의한 설명변수가 아니었던 이유를 설명하고 회사채유통수익률과 1년 만기 정기예금금리간의 利子率差를 투자의 主說明變數로 사용하였다. 여기서는 실질회사채유통수익률을 투자의 主說明變數로 사용하였다.

6) Brayton-Mauskopf(1985)는 그들의 模型이 Keynesian의 형태를 가지나, 장기균형상태(steady state)에서는 古典派의 특성을 가진다고 하였다.

추정된 것은 기존의 巨視模型과는 다른 특징이라 하겠다⁵⁾.

한편 本 模型이 장기적으로 고전과모형의 특성을 가질 가능성이 있는 이유는 本 模型의 작성에 있어서 潛在GNP가 資本스톡과 勞動의 生産函數로 내생적으로 추정된데다가 利子率과 賃金이 모두 內生化되어, 實質利子率은 한계자본생산에 의해서, 實質賃金은 한계노동생산에 의해 장기적으로 결정될 것으로 판단되기 때문이다. 한편 貨幣市場에서 단기에는 利子率이 결정되는 Keynesian 형태를 가지나, 장기적으로는 實質利子率이 한계자본생산에 의해 결정된다면 화폐시장은 장기에는 物價만을 결정하는 역할을 수행하게 될 것으로 판단된다. 따라서 通貨供給의 增加는 장기적으로 實物部門은 변동시키지 못하고 物價만 올라가게 하는 특성을 가질 수 있다. 또한 實質賃金이 장기적으로 한계노동생산에 의해 결정된다면 財政支出增大나 換率切下 등의 부양조치 역시 장기적으로는 實物變數는 변동시키지 못하면서 물가만 상승시키는 효과를 가져오는 등 고전과적 특성을 가질 가능성이 있다 하겠다⁶⁾. 요약하자면 本 模型의 장기적 특성을 파악하는 것이 가능한 이유는 첫째, 潛在GNP를 資本과 勞動의 生産函數로 內生化하고, 둘째 物價, 利子率, 賃金 등의 價格變數를 內生化하였기 때문인 것으로 생각된다.

2. 物價模型의 構造 및 推定結果

物價模型은 總供給, 價格, 總需要 등의 3大 블록으로 구성되어 있다. 총공급블록에서는 潛在

GNP를 추정하게 되는데, Haque-Lahiri-Montiel (1990)의 방법을 사용하여, 자본스톡을 추정하지 않고 투자와 고용만을 사용하여 生産函數를 추정하였다⁷⁾.

우선 資本스톡 K 는 $K=(1-\rho)K_{t-1} + \frac{1}{4}(I_t + I_{t-1} + I_{t-2} + I_{t-3})$ 로 결정된다고 하자. 여기서 ρ 는 자본스톡소모율이고, I 는 총고정투자이다⁸⁾. Haque 등에 의하면 資本스톡을 資本스톡의 초기값에 의한 부분 K_0 과 投資의 시계열로 구성된 부분 K' 으로 간략화시킬 수 있다.

$$\log K \simeq \left\{ \log(2) + \frac{1}{2} \log \sum_{i=0}^{t-1} (1-\rho)^i \left[\frac{1}{4}(I_{t-i} + I_{t-i-1} + I_{t-i-2} + I_{t-i-3}) \right] + \frac{t}{2} \log(1-\rho) \right\} + \frac{1}{2} \log K_0 = K_t' + \frac{1}{2} \log K_0$$

..... (1)

따라서 y 를 實質GNP라고 하고 L 을 總就業者數라 하고 y 가 K 와 L 의 Cobb-Douglas 生産함

7) 추정기간은 대부분 75년 1/4분기부터 91년 4/4분기까지이나, 이자율식은 81년 1/4분기부터 1991년 4/4분기까지 추정하였다. 자세한 模型의 推定期間, 結果 및 시계열자료의 설명은 부록을 참조할 것. 本稿에서는 최소자승법(OLS)을 사용하였으며, 시계열 상관관계가 심할 경우에는 Hildreth-Lu 방법을 사용하였다. 많은 式의 경우 Cointegration(共積分)-Error correction(오차수정모형) 형태를 사용하였는데, 模型의 적합도 및 展望의 적합도를 기준으로 하되 이에 필요한 검증은 하지 않았다.

8) 어느 한 分期의 投資가 資本스톡에 편입되는 데는 전부 4分期의 시차가 요구된다는 가정을 한 것으로서, 分期의 투자 중 $\frac{1}{4}$ 만이 今期の 자본스톡에 편입된다고 가정함. 朴佑奎(1988) 참조.

수에서 결정된다고 가정한다면, $\log y = \theta_0 + \theta_1 K' + (1-\theta_1) \log L_t$ 로 간략화시킬 수 있는데 θ_0 는 자본스톡의 초기값을 포함하고 있으나 미리 알 필요가 없고, K_t' 은 투자의 과거 시계열만 알면 구성이 가능하다. 本稿에서는 아래와 같이 추정하였는바,

$$\log(y/L)_t = 1.32 + 0.399(K_t' - \log L_t) + 0.015 D_1 T \dots \dots \dots (2)$$

(6.30) (7.09)
(34.95)

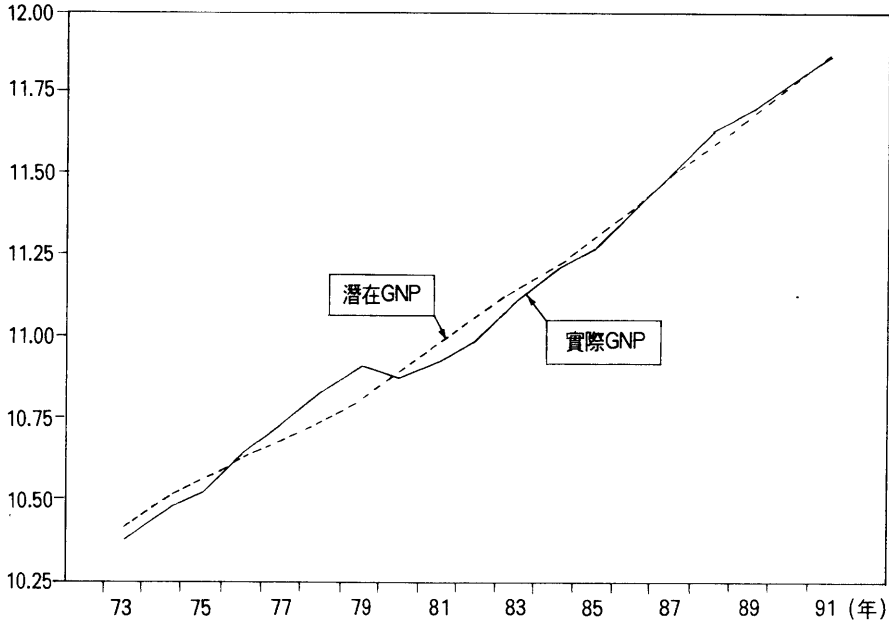
$R^2 = 0.9691, \quad D.W = 0.27$

추정된 y 를 潛在GNP y^* 로 정의하였다. 여기서 D_1 는 79년 1/4분기부터 1이고, 그 이전은 0인 Dummy 變數이며, () 안은 t 값이다.

이는 79년을 기점으로 기술진보의 변화가 발생하였다는 가정을 한 것이다. 위의 潛在GNP 推定方法은 朴佑奎(1989a)에서와 같이 부정확한 資本스톡 시계열을 사용하지 않는다는 장점에 더하여, 특히 資本스톡의 초기값마저 사용할 필요가 없다는 장점을 가진다. ρ 는 朴佑奎(1989a)의 모형을 재추정하여 얻어진 0.01625를 사용하였는데, 이는 연간 6.5%의 자본소모를 나타낸다. 추정된 潛在GNP를 年間時系列로 환산한 것은 [圖 1]에 표시되어 있는데, 朴佑奎(1989a)의 추정치와 다소 다른 것으로 나타나나, 아래의 物價 및 賃金式에서는 매우 유의한 變數로 사용됨이 드러났다.

價格블록에서는 物價, 賃金, 名目利率이 결정된다. 物價式은 賃金(W)과 원화표시수입물가(환율(E))에 수입단가($PMGS$)를 곱한 것)에 대

[圖 1] 潛在GNP와 實際GNP(로그치)



한 「마크업」형태로 구성되었는데 超過需要, 즉 總需要 y 에서 총공급능력 y^* 를 뺀 것이 주요 설명변수로 추가되었다. 賃金式은 賃金上昇率(ΔW)을 설명하는데 물가상승률의 과거치(ΔP_{-1}), 초과수요 및 초과수요의 증가율 등이 사용됨으로써 Phillips곡선의 형태를 가진다.

$$P = W, \Delta(y - y^*), (E \cdot PMGS), -y/L \dots \dots \dots (3)$$

9) Gordon-King(1982)은 物價變動을 설명하기 위하여 물가식과 임금식 모두를 사용할 경우 物價式에서는 상품시장의 초과수요(tightness)를 대신하는 변수로 가동률을 사용하고 임금식에서는 勞動市場의 超過需要를 대신하는 변수로 失業率을 사용하는 것이 일반적이나, 물가식과 임금식 모두에서 $(y - y^*)$ 혹은 Δy 등을 사용할 수 있다고 하였다. 그 이유로 이들 변수는 기본적으로 모두 같은 기준에서 측정되기 때문임을 제시하였다.

$$\Delta W = \Delta P_{-1}, (y - y^*), \Delta(y - y^*) \dots (4)$$

위에서 Δ 는 로그值의 1次差分을 나타낸다.

이러한 구조는 Tobin(1970), Nordhaus(1972), Brayton-Mauskopf(1985), 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987), Park-Ro(1988), 咸貞鎬·崔雲奎(1989) 등에서 널리 쓰인 형태이다. 그러나 한가지 다른 점은 실업을 대신에 초과수요가 사용되었다는 점이다. 이는 과거에 失業率資料를 사용할 경우 종종 불만족스러운 결과를 가져온데다가, 模型을 가급적 확대하지 않기 위함이다⁹⁾. 이에 따라 物價나 賃金式을 사용하여 超過需要를 매개변수로 하는 장단기 Phillips곡선을 구할 수 있다.

그런데 Gordon(1988)에 의해 式 (3)과 같이 비용에 대한 「마크업」으로 물가를 설명하는 것

이 불합리하다는 주장이 제기되기도 하였는데, 이는 Granger 因果關係類의 검증에 의한 것이다. 그러나 Gorden의 검증방법 및 결과에 대한 반대결과가 Clements(1991)에 의해 제시되었는바 물가와 노동비용간에는 장기적인 共積分關係가 존재하며 물가를 설명하는 데 있어 勞動費用을 사용하는 것이 이를 사용하지 않는 것에 비해 훨씬 우월함을 보였다¹⁰⁾. 즉 물가를 설명하기 위해서는 「마크업」형태의 式이 유용하다는 것이다¹¹⁾. 명목이자율(R)은 物價가 增加할수록, $M2$ 供給이 감소할수록, 實質GNP 중의 國內需要가 늘어날수록 높아지게 되어 있다. 이는 실질 $M2$ 수요함수를 풀어 쓴 것으로도 해석할 수 있겠다. 朴佑奎(1991a)에서는 實質 $M2$ 의 결정요인으로 實質GNP 이외에 기회비용(예상인플레이션에서 $M2$ 가중평균 수신타자율을 뺀 것)과 共積分關係를 가짐을 보였으며, 한편으로 기회비용으로 회사채 유통수익률을 사용할 경우에는 共積分關係가 존재한다는 증거가 미약하게 나타나는 것으로 보고 되었다. 여기서는 實質GNP 대신에 國內需要($C+I+G$, C , I , G 는 각각 消費, 投資 및 정부소비 지출임)를 사용하였는바, 부록에 제시된 推定結果에 의하면 Engle-Granger(1987) 및 Engle-Yoo(1987)의 임계치를 기준으로 판단해 보면 共

積分 및 오차수정관계가 존재한다는 뚜렷한 증거가 나타난다 하겠다.

$$R = -0.485 + 0.66 \log(C+I+G) \quad (-4.89) \quad (12.6)$$

$$-0.566 \log\left(\frac{M2}{P}\right) \dots\dots\dots (5)$$

$$(-13.1)$$

$$R^2 = 0.813, \quad D.W = 0.825$$

總需要블록에서는 消費, 投資, 輸出 및 輸入이 결정되는바, 消費와 投資는 실질이자율을, 수출과 수입은 실질실효환율을 각각 主說明變數로 사용하였다. 民間消費(C) 式에서 實質 $M2(M2/P)$ 와 실질가처분소득($y-TX/P$, TX 는 조세총액임)이 설명변수로 사용되었으며, 실질이자율($R-\Delta P$)이 有意하고 탄성치가 높은 설명변수로 사용되었다. 이는 기간간 대체효과(intertemporal substitution effect)가 소비의 주요결정요인임을 나타낸다. 또한 투자(I) 式에서도 y 이외에 實質利子率이 매우 탄성치가 높은 有意한 설명변수로 사용되었다. 이와 같이 利子率을 소비와 투자의 主說明變數로 사용한 것은 기존의 다른 모형과는 다른 本 模型의 특성으로서 경기변동에 있어서 이자율을 통한 파급구조를 증시한 것이다.

$$C = -(R-\Delta P), (y-TX/P), \frac{M2}{P} \dots (6)$$

$$I = -(R-\Delta P), y \dots\dots\dots (7)$$

한편 實質輸出(X) 및 實質輸入(M)은 實質實效換率($(E/E^f) \cdot (P^f/P)$)에 의해 결정되는바, P^f 는 우리나라와 주요교역상대국과의 무역가중치로 가중평균된 외국의 都賣物價이며, E 는 대미

10) 朴佑奎(1989b)는 物價와 單位勞動費用間에는 共積分關係가 존재함을 보였다.

11) 그런데 Wijnbergen(1982)에서는 式 (3)과 같은 物價式에서 초과수요는 포함시키지 않고 이자율을 포함시켰는바, 이에 따라 통화공급감소는 이자율을 증가시키고 따라서 物價까지 증가시키는 시뮬레이션 결과를 초래하였으나, 本稿에서는 이러한 通貨緊縮政策의 스테그플레이션효과는 나타나지 않는다.

명목환율이며, E^f 역시 무역가중치로 가중평균된 외국의 환율이다. 아래 식에서 y^f 는 해외 GNP이다. 여기서 환율과 P^f 는 外生變數이므로 모델에서는 결국 輸出 및 輸入이 國內物價의 변동에 의해 좌우되게 된다.

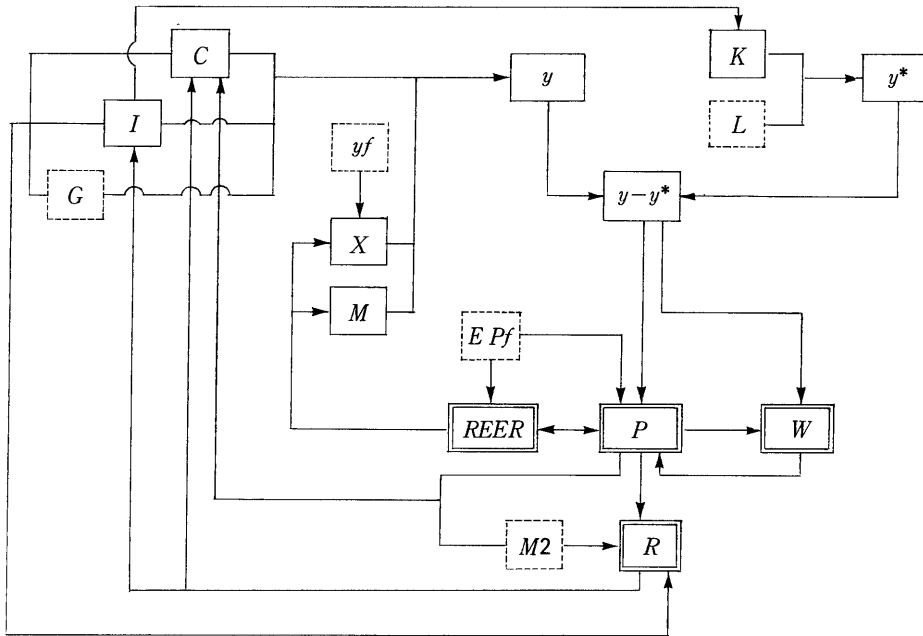
$$X = E/E^f \cdot P^f/P, y^f \dots \dots \dots (8)$$

$$M = E/E^f \cdot P^f/P, y \dots \dots \dots (9)$$

위의 식 (1)~(9)와 GNP항등식이 물가결정모형이 된다. 價格블록을 종합해 보면, 物價가 명목이자율(따라서 실질이자율)과 실질실효환율의 결정요인이다. 나아가서 總需要블록에서는 실질이자율이 소비와 투자의 결정요인이며, 實質實效

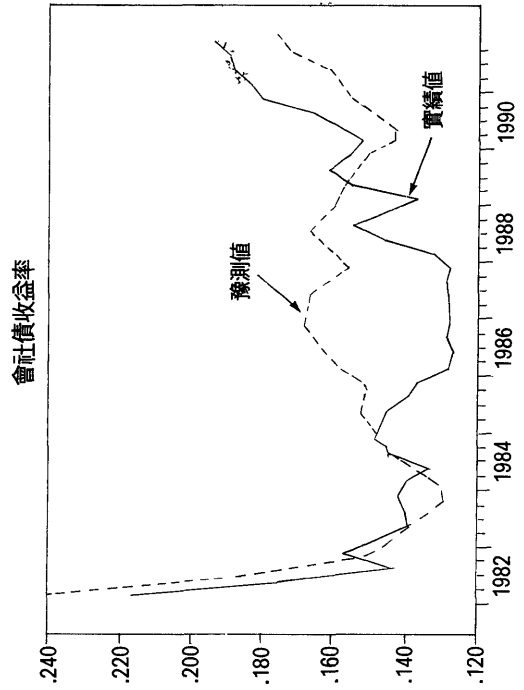
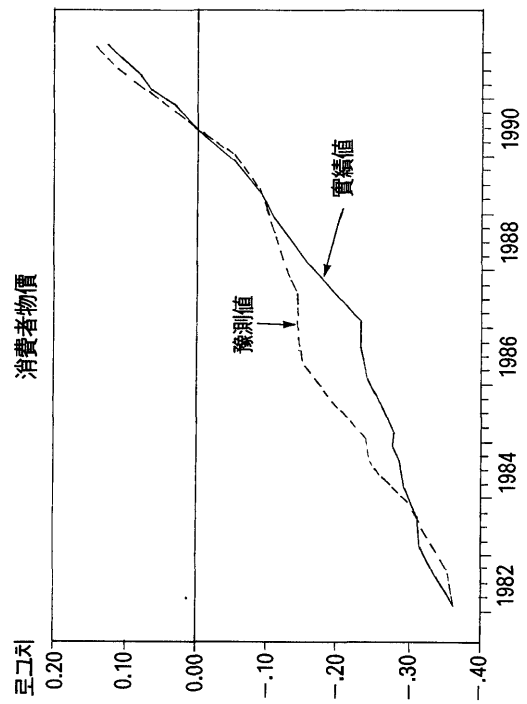
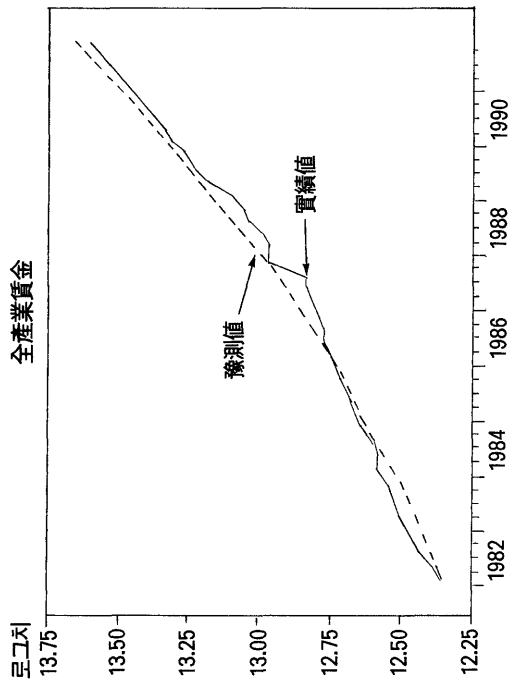
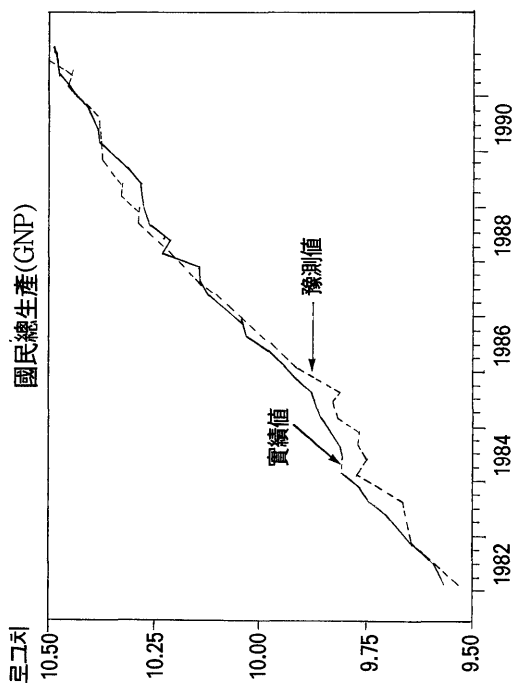
換率은 輸出과 輸入의 결정요인이다. 결국은 물가가 總需要를 변동시키는 主要因인 셈이다. 앞서 總供給블록에서는 投資의 변동이 總供給能力을 변경시키는 主要因이었는데, 투자의 변동은 實質利子率, 즉 물가가 主決定要因이므로 總供給 역시 물가가 主決定要因인 셈이다. 또 價格블록에서는 총공급을 초과하는 총수요가 물가를 변동시키는 요인이므로, 결국 物價→總需要·總供給→物價의 순환변동과정이 발생하게 된다. 결국 物價, 金利, 賃金, 實質實效換率과 같은 가격변수와 實質GNP를 구성하는 물량변수간의 상호작용에 의해 경기는 순환하게 되며, 그 과정에서 물가의 모습이 결정되게 된다. 이를 좀더 상세히

[圖 2] 模型의 흐름도(flow chart)



註: 는 물량변수, 는 가격변수, 는 외생변수를 나타냄.
 각 변수의 정의는 부록을 참조(P는 물가를 나타냄).

[圖 3] 主要變數의 시뮬레이션結果



〈表 1〉 主要變數의 平均自乘根퍼센트誤差(RMSE %) (1982. 1/4~1991. 4/4)

변수명	RMSE(%)	변수명	RMSE(%)
GNP	1.10	회사채수익률	5.59
GNP디플레이터	4.23	수입단가	2.83
총투자	2.07	임금(전산업)	1.26
민간소비	0.94	도매물가	5.27
총수출	2.22	소비자물가	3.73
총수입	1.71		

$$\text{註: RMSE(\%)} = 100 \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{Y_i^f - Y_i^a}{Y_i^a} \right)^2}$$

Y_i^f = 예측치, Y_i^a = 실적치, N : 표본수

유통도를 통하여 살펴보면 [圖 2]와 같은데, 어디서 충격이 발생하든간에 시계방향으로 흐르면서 物價가 결정된다. 예를 들어 우선 總需要 및 總供給部門에서 $y - y^*$, 즉 超過需要가 결정되면 이는 賃金 및 物價를 결정짓고, 물가는 實質實效換率과 金利를 결정하며, 實質實效換率は 輸出 및 輸入을, 金利는 消費 및 投資를 결정하고 나아가서 資本스톡과 潛在GNP를 결정하는 형태로 시계방향으로 경기순환과정이 발생한다.

한편 賃金(W), 物價(P), 金利(R), 成長(y)에 대하여 실제치와 Gauss-Seidel방법에 의한 시뮬레이션値를 각각 그린 것이 [圖 3]에 나타나 있는데 주요 변화점을 잘 맞추고 있어서 本 物價模型이 長期시뮬레이션에 적합할 것으로 판단된다. 또한 [圖 3]의 시뮬레이션결과에 근거하여 주요 변수에 대한 평균자승근퍼센트오차(RMSE %)를 계산해 보았는데 그 결과는 〈表 1〉에 나타나 있다. 〈表 1〉에서 보는 것처럼 1982년 1/4분기

부터 1991년 4/4분기까지 40분기동안의 國民總生産(GNP), 民間消費, 總投資, 會社債收益率, 消費者物價 등 주요변수들에 대한 추정오차가 회사채수익률과 도매물가를 제외한 나머지 變數들이 5% 이내의 매우 낮은 수치를 보이고 있다. 이러한 수치는 朴元巖(1986), 威貞鎬·崔雲奎(1989)에 비하여 매우 낮은 것으로 본 모형의 안정성을 입증해 주고 있다.

III. 物價模型의 長短期 特性

物價模型의 장단기 특성을 살펴보기 위해서 總通貨($M2$), 換率(E), 政府消費支出(G) 등 외생 변수가 基準(baseline)값보다 1% 지속적으로 80분기동안 높을 경우 物價模型의 반응을 살펴보는 시뮬레이션을 해 보았다¹²⁾. $M2$, E , G 의 경우에

단기에는 경기부양효과가 있는 Keynesian 모형의 특성을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 長期에는 이러한 단기적인 경기부양효과는 반드시 物價上昇을 가져옴으로써 成長은 원위치(즉 baseline)로 복귀하게 되나 物價는 높은 상태로 머물고 마는 결과를 나타냄으로써 장기에는 古典學派(Classical) 모형의 특성을 나타내고 있다.

우선 $M2$ 變動에 대한 각 內生變數의 반응은 [圖 4] 및 <表 2>에 나타나 있는데, $M2$ 수준의 80분기간에 걸친 1% 增加는 實質金利의 하락을 가져오고 이는 投資와 消費를 증가시키는 효과를 나타낸다. 또한 실질잔고가 증가됨으로써 소비는 추가적으로 증가된다. 그러나 전체적으로 성장이 증가됨에 따라 物價는 상승하게 되며, 이에 따라 實質實效換率의 切上이 나타나고 이는 輸出減少, 輸入增加效果를 가진다. 그러나 물가가 상승함에 따라 實質金利의 하락이 반전되고 이는 소비, 투자 등을 위축시켜 전반적인 成長鈍化로 이어진다. 이에 따라 4년째에 0.44%에 달하던 성장증가효과가 8년째에는 완전히 소멸되는 것으로 나

타났다. 한편 消費者物價 및 賃金은 8년째에 각각 0.56% 및 1.25%의 最大值를 보이고 있다. 즉 長期에는 물가 및 임금은 높은 수준에 머물고 있으나 成長은 원위치에서 크게 벗어나지 못하는 결과를 나타내고 있다. 또한 實質金利를 장기적으로 낮추지 못하고 있음은 물론 潛在GNP를 초과하는 성장도 지속되지 않고 있다.

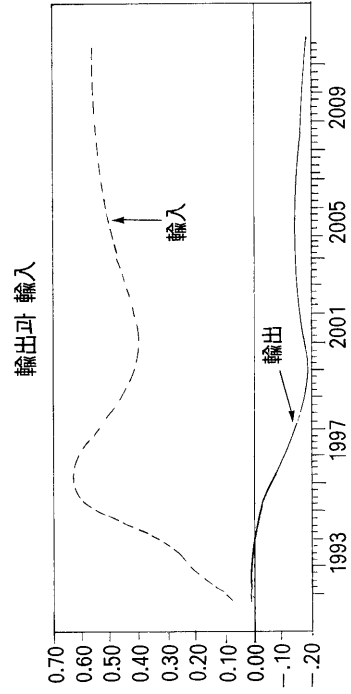
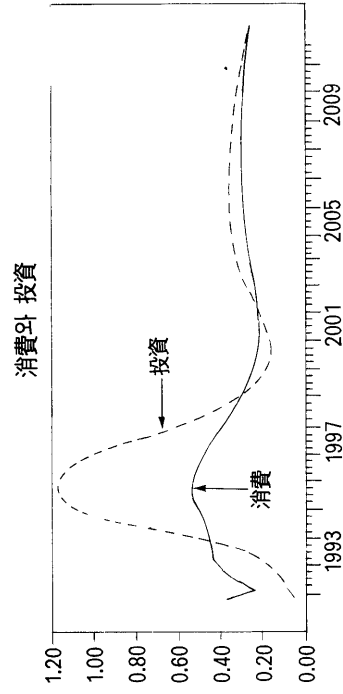
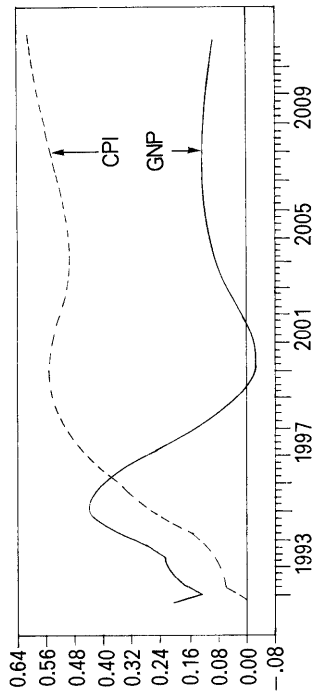
한편 名目換率의 80분기간에 걸친 1% 切下는 2~4년 사이에 0.70%의 消費者物價上昇을 가져오는 것으로 나타났다([圖 5] 및 <表 2> 참조). 이와 같이 物價上昇이 빠른 속도로 큰 폭으로 나타남에 따라 최초의 수출증가효과가 6년내로 상당폭 소멸되고 있다. 그러나 초기의 輸出增加 및 輸入減少는 GNP 증가로 이어져 이는 消費 및 投資를 증가시키나, 물가상승이 곧 실질금리를 높여 이들을 위축시킨다. 결국 2~3년간 0.24%의 成長增加效果는 4년내에 소멸되고 그 이후에도 실질금리가 높은 수준을 유지함에 따라 消費, 投資, 成長은 오히려 원위치만 못한 상태로 수렴되고 있다. 결국 환율절하의 경기부양효과는 단기간에 소멸되고, 물가는 높은 수준에서 장기간 지속되는 결과를 초래하고 있다¹³⁾.

政府消費支出의 80분기간에 걸친 1% 증가는 1~2년내에 GNP를 0.12% 증가시키는 최대효과를 나타내는바, GNP 증가는 동시에 消費 및 投資의 증가효과를 가진다([圖 6] 및 <表 2> 참조). 이러한 경기확대는 곧 物價와 名目金利 및 實質金利의 상승을 가져와 消費, 投資, 輸出 등이 위축된다. 이에 따라 성장증가효과는 4~5년내에 완전히 소멸되고 소비자물가는 6년째에 이르러 0.15%의 최고수준에 도달된다.

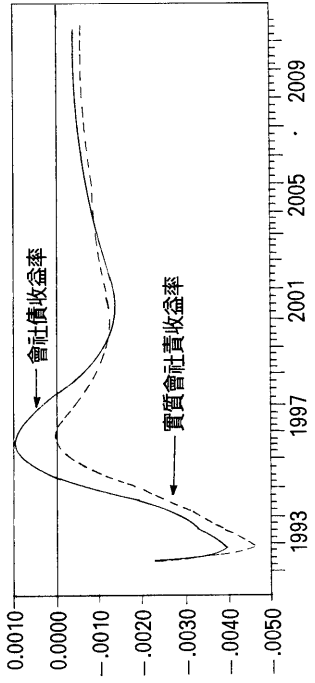
12) 아래의 시뮬레이션에서는 모든 外生變數의 값이 91년 4/4분기와 동일하다고 가정하여 얻은 內生變數들의 값이 기준치(baseline)이다. 예를 들어 정부소비(G)의 시뮬레이션에 있어서는 정부소비의 값만이 92년 1/4분기부터 80분기동안 91년 4/4분기값보다 1% 높은 수준을 계속 유지한다고 가정하여 얻은 內生變數들의 값과 基準值의 차이를 살펴보았다.

13) 海外物價의 80분기에 걸친 1% 상승은 앞서 환율의 1% 상승과 거의 같은 형태의 효과를 가진다. 이는 換率이나 海外物價나 모두 같은 경로를 통하여 경제에 영향을 미치는 형태로 模型이 구성되었기 때문이다. 그러나 실제로는 이들 두가지 시뮬레이션은 그 미치는 효과가 다를 것인데, 이는 통상 海外物價의 上昇(예: 原油價格의 급등)은 해외성장의 하락을 수반할 수 있기 때문이다.

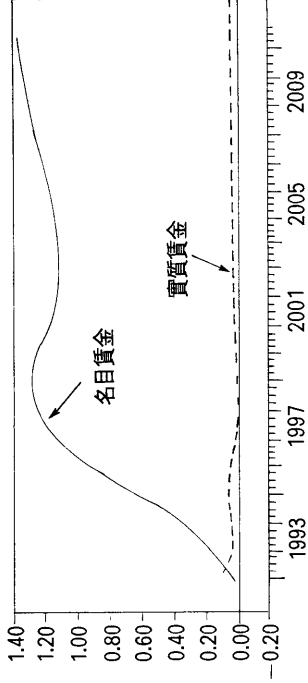
[圖 4] M2 1% 增加時 主要變數의 反應
成長과 物價



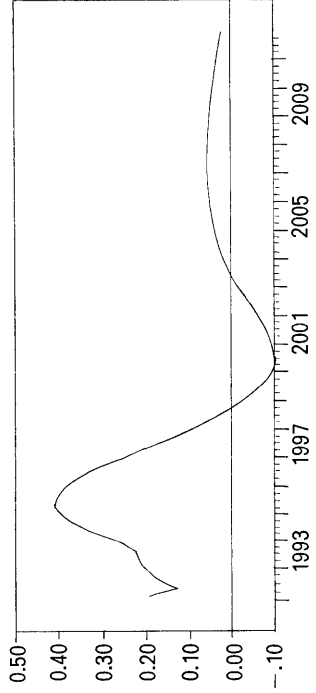
實質金利와 名目金利



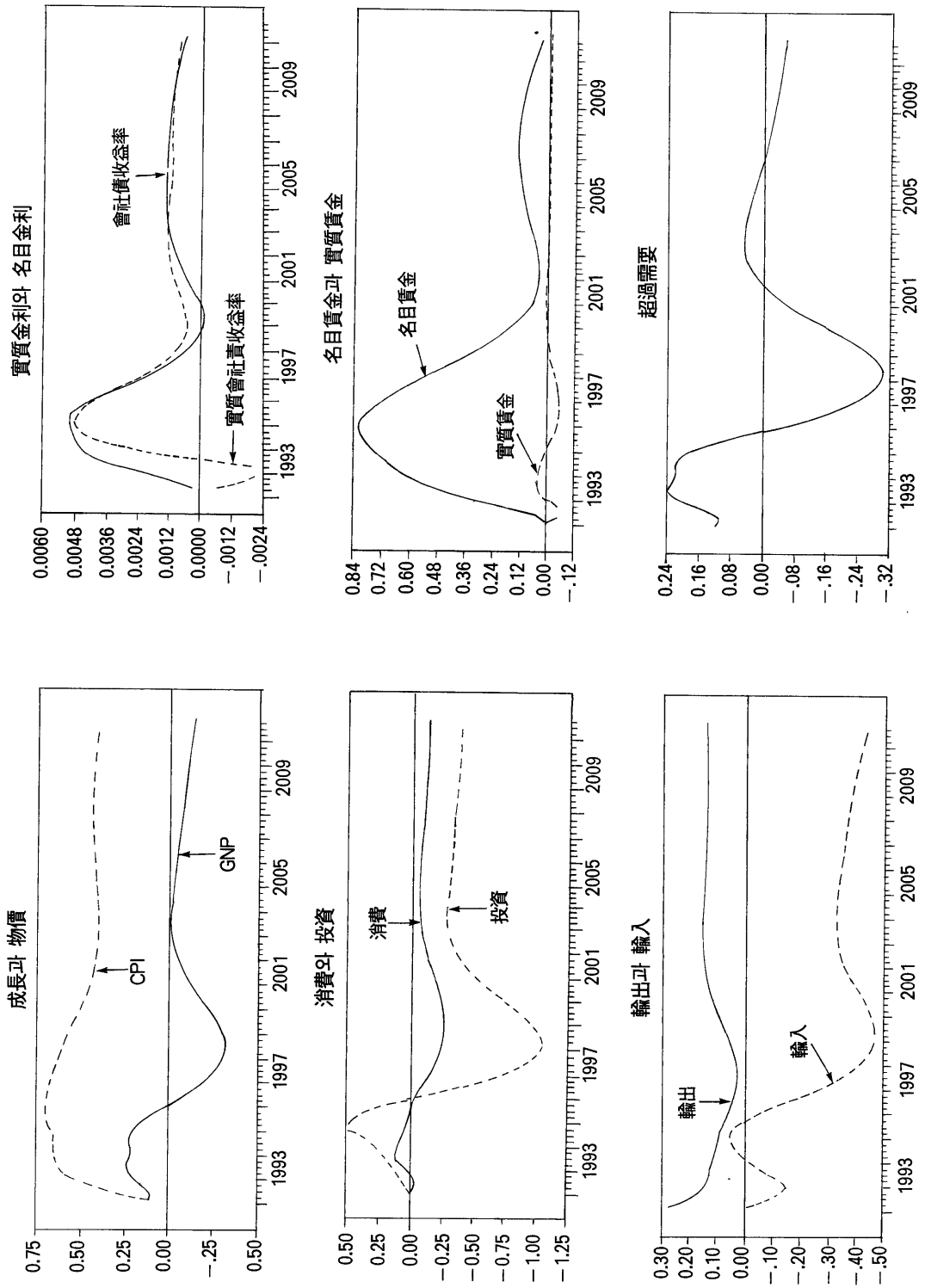
名目賃金과 實質賃金



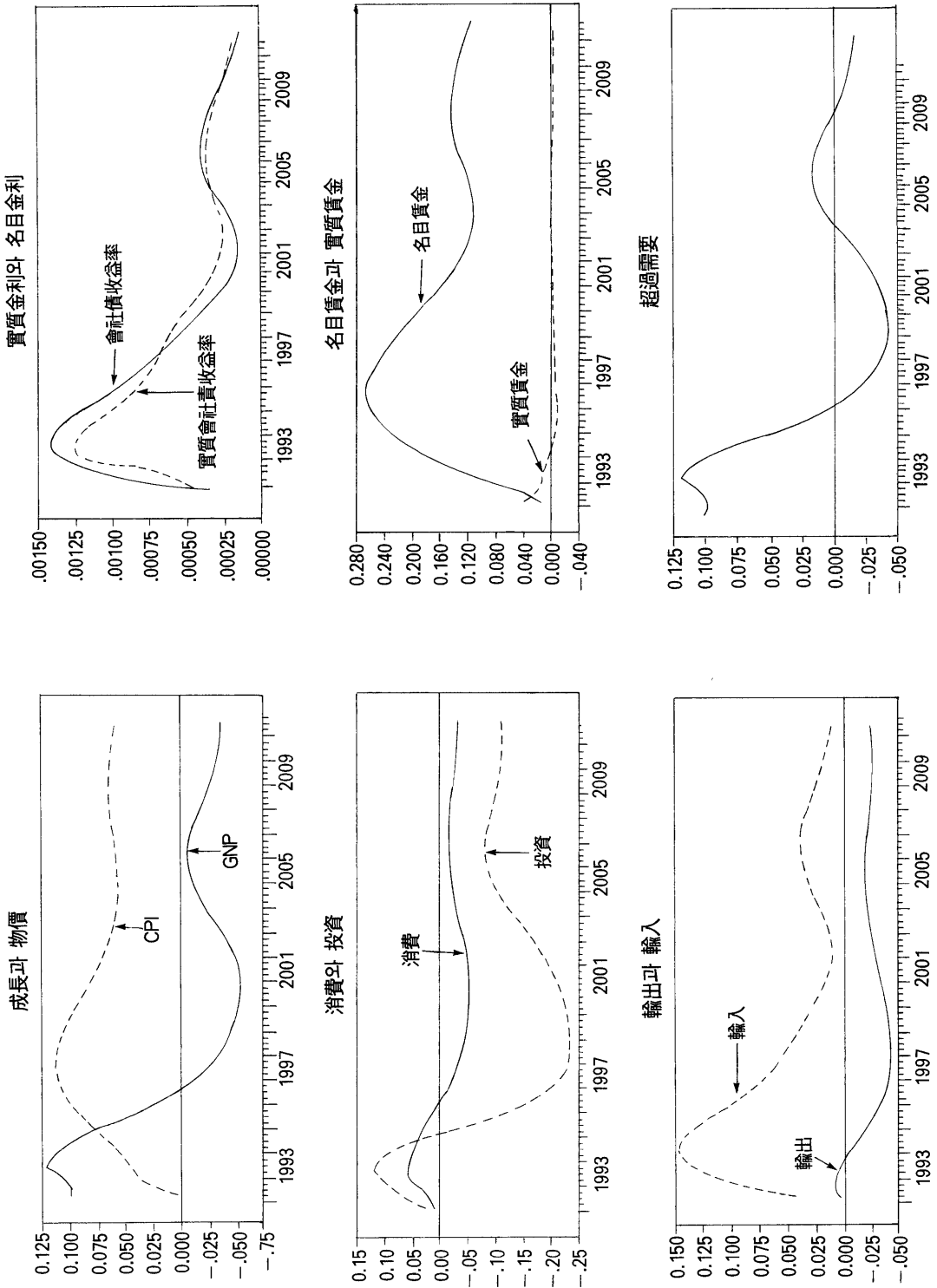
超過需要



[圖 5] 換率 1% 增加時 主要變數의 反應



[圖 6] 政府消費 1% 增加時 主要變數의 反應



〈表 2〉 模型의 政策시뮬레이션結果

(단위 : %)

	M2		G		E	
	短期	長期	短期	長期	短期	長期
成長(GNP)	0.44(4)	0.10	0.12(2)	-0.02	0.24(2)	-0.05
超過需要	0.4 (4)	0.05	0.12(2)	-0.02	0.24(2)	-0.05
名目金利	-0.4 (1)	-0.05	0.14(2)	0.03	0.50(3)	0.01
實質金利	-0.45(1)	-0.08	0.13(2)	0.03	0.48(3)	0.01
名目賃金	1.25(8)	1.35	0.26(5)	0.14	0.82(5)	0.10
消費者物價	0.56(8)	0.62	0.15(6)	0.06	0.70(4)	0.42

註 : () 안은 반응이 최대가 되는 年數를 나타냄.

實質金利는 올라갔다 서서히 원위치로 복귀하고 있으며, $(y-y^*)$ 역시 零으로 수렴되고 있다. 실질임금 역시 초기에는 상승하나 장기적으로는 零으로 수렴된다. 결국 政府消費支出의 단기적인 경기부양효과는 物價와 實質金利를 높임으로써 상쇄되고 마나, 그 과정에서 임금 및 물가는 높은 수준을 장기간 유지하는 결과를 초래하고 있다.

전체적으로 보아 通貨供給增加나 政府消費支出의 효과에 대한 시뮬레이션은 美國의 聯邦準備銀

行的 MPS모형에 대한 결과와 유사한 형태를 가진다(Brayton-Mauskopf(1985) 참조). 즉 景氣浮揚效果는 단기간내에 소멸되나, 물가는 높은 수준을 유지하는 형태이다.

그런데 本 模型에서의 시뮬레이션은 정부지출 및 환율의 경우 MPS模型보다 1~2년 더 긴 시차를 두고 조정된다. 그러나 通貨에 대한 시뮬레이션의 시차가 너무 긴 것으로 나타나는데, 이는 앞으로 더 개선이 필요한 부분이다¹⁴⁾.

그런데 이와 같이 本 模型에서 시뮬레이션효과와 반응기간이 길게 나타나고 있는 것은 앞으로 개선의 여지가 있겠으나, 한편 MPS模型의 시뮬레이션과는 달리 換率을 外生으로 취급한 데에도 일부 기인하는 것으로 판단된다. 즉 本稿의 모든 시뮬레이션에서 환율은 外生變數로 취급되었으나, 만약 환율이 內生化된다면 政府消費나 通貨供給 등을 확대하는 경기부양조치는 물가를 더 높게 그리고 더 장기간 높이는 반면 實물경제에 대한 효과는 더 빨리 소멸되는 효과를 가질 가능성이 있다¹⁵⁾.

14) MPS模型에서 政府支出이나 通貨의 增加가 實質GNP를 부양시키는 효과는 1년에 최대로 나타나고 3년째에 완전히 소멸되며, 物價는 5년째에 최대로 높게 된다.

15) Alogoskoufis-Smith(1991)는 換率變動이 물가상승을 용인(accomodative)할수록 물가는 더 높게 장기간 유지되고, Phillips곡선 역시 위로 이동하게 된다고 주장하였다. Phillips곡선이 위로 이동하게 된다면 장기 Phillips곡선의 기울기가 수직에 더 가까워진다는 얘기이며, 이는 超過需要增大가 오래 지속되지 못하고 물가는 더 높게 올라간다는 것을 의미한다.

IV. 結

本稿에서는 물가상승의 요인과 이들 요인들간의 상호관계, 물가변동구조, 거시정책변수의 장단기효과 등을 파악하고 물가안정을 위한 장기적 대응방안을 제시하기 위해 巨視經濟模型 형태의 物價模型을 작성하였다. 특히 Keynesian模型의 형태를 가지나, 장기적으로는 古典派(Classical)의 정책함의를 가질 가능성이 있는 형태로 작성되었다.

模型의 구조에 의하면 우리나라의 물가변동은 需要 및 供給→超過需要→價格의 흐름을 따른다. 즉 최초의 충격이 어느 부문에 가해지더라도 이 충격에 의해 초과수요가 발생하는가의 여부가 결정되고 이에 따라 物價, 賃金, 利率, 實質實效換率 등의 가격이 결정되고, 이들 가격은 다시 消費, 投資, 輸出, 輸入 등의 총수요에 영향을 주게 된다. 한편 투자의 변동은 자본스톡에 영향을 줌으로써 潛在GNP(總供給)를 변동시켜 결국 초과수요를 변화시킨다. 이와 같은 循環變動過程에서 물가의 모습이 결정되는 것으로 物價變動構造가 推定되었다.

通貨, 政府消費支出, 換率 등의 巨視經濟政策變數들이 경제에 미치는 영향을 長短期시물레이션을 통하여 살펴본 결과 이들은 모두 短期에는 성장을 증가시키는 경기부양효과를 가지는 것으로

드러났다. 그러나 이러한 경기부양효과는 곧 소멸되지만, 그 이후에도 물가나 임금은 높은 수준을 장기간 유지해 나가는 것으로 드러나, 長期的으로 경기부양정책은 성장이 원위치(baseline)를 벗어나지 못하는 반면 물가만 상승시키는 소위 古典派的 結果가 초래되는 것으로 드러났다. 그런데 이와 같은 시물레이션결과는 모두 換率變動이 外生的이라는 가정하에서 이루어진 것인데, 물가상승에 따라 어느 정도 內生的으로 상향조정된다고 한다면 실물경제변수에 대한 시물레이션의 시차가 더 짧아지고, 물가수준은 더 높은 수준에서 장기간 지속될 가능성이 있다¹⁶⁾.

이상의 論議는 결국 우리나라에도 단기에는 物價上昇에 대한 우려보다는 성장이 빠른 속도로 상승하는 물가와 성장간의 Phillips곡선이 존재하나, 長期에는 Phillips곡선이 수직에 가까운 것임을 나타냄으로써 성장은 원위치로 복귀하고 물가만 올라가는 형태가 나타남을 의미하며, 그 시차는 그렇게 길지 않을 수도 있음을 의미한다 하겠다. 따라서 長期的으로 물가를 안정시키기 위해서는 통화공급 증가, 재정지출 확대, 환율절하와 같은 短期的 경기부양정책을 사용하여 잠재GNP를 초과하는 成長을 추구할 것이 아니고, 잠재GNP를 초과하지 않는 적정성장을 유지해 나가는 정책을 長期的 시각에서 추진해 나가는 것이 요구된다 하겠다.

16) 註 15를 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金文昱, 「우리나라의 根源의 인플레이션率 測定 結果」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1990. 10.
- 金治鎬, 「우리나라 物價函數推定」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1988. 11.
- 南相祐, 「費用 및 需要側面의 인플레 進行過程」, 『韓國開發研究』, 第3卷 第4號, 1981.
- 盧成泰·司空恩德, 「St. Louis模型과 通貨政策의 波及效果」, 『韓國開發研究』, 第10卷 第1號, 韓國開發研究院, 1988.
- 朴光敏, 「最近 物價變動의 特徵과 要因」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1992. 10.
- 朴佑奎, 「TVBVAR模型에 의한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第1號, 1987.
- _____, 「利子率과 投資: 우리나라 利子率效果의 한 波及構造」, 『韓國開發研究』, 第10卷 第2號, 韓國開發研究院, 1988.
- _____, 「潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989a.
- _____, 「單位勞動費用과 物價」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第4號, 韓國開發研究院, 1989b.
- _____, 「인플레와 M2 流通速度」, 『韓國開發研究』, 第13卷 第2號, 韓國開發研究院, 1991a.
- _____, 「物價不安과 資金難解消을 위한 金利政策」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 第10卷 第2號, 韓國開發研究院, 1991b.
- 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, 韓國開發研究院, 1986.
- 邊基石, 「時差分析을 통해 본 通貨-物價關係」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1985. 10.
- 全聖寅, 「通貨, 物價, 名目賃金의 長短期動學에 관한 研究」, 『韓國開發研究』, 第14卷 第1號, 韓國開發研究院, 1992.
- 丁文建, 「우리나라의 物價行態分析」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1983. 12.
- 崔長鳳, 「우리나라 經濟의 分期巨視模型」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1987. 8.
- 韓國銀行, 「韓國經濟의 巨視計量模型」, 創立 第40周年紀念 計量經濟論文集, 1990.
- 咸貞鎬·崔雲奎, 「우리나라의 巨視計量經濟模型」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1989. 11.
- _____, 「韓國經濟의 年間巨視計量模型 BOKAM-90」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1990. 9.
- 洪甲秀, 「우리나라의 物價變動과 賃金·通貨·成長의 關係分析」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1990. 5.
- Alogoskoufis, George and Ron Smith, "The Phillips Curve, the Persistence of Inflation, and the Lucas Critique: Evidence from Exchange-Rate Regimes," *The American Economic Review*, December 1991.
- Brayton, Flint and Eileen Mauskopf, "The Federal Reserve Board MPS Quarterly Econometric Model of the US Economy," *Economic Modelling*, July 1985.
- _____, "Structure and Uses of the MPS Quar-

- terly Econometric Model of the United States," *Federal Reserve Bulletin*, Feb. 1987.
- Clements, Michael P., "Testing Structural Hypotheses by Encompassing : US Wages and Prices, Is the Mark-Up Pricing Hypothesis Dead?" Applied Economics Discussion Paper Series, No. 114, University of Oxford, July 1991.
- Engle, Robert and Byung Sam Yoo, "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, 1987, pp.143~159.
- Engle, Robert and C.W.J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987.
- Gordon, Robert, "U.S. Inflation, Labor's Share, and the Natural Rate of Unemployment," NBER Working Paper No. 2535, 1988.
- _____ and Stephen King, "The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1982.
- Hallman, Jeffery, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicators of Inflation : A Reduced Form Approach," Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.
- Nordhaus, William, *Recent Developments in Price Dynamics*, in the Econometrics of Price Determination Conference, Board of Governors of the Federal Reserve System and Social Science Research Council, 1972.
- Haque, Nadeem, K. Lahiri, and P. Montiel, "A Macroeconometric Model for Developing Countries," IMF Staff Papers, Sep. 1990.
- Norton, R. D. and S. Y. Rhee, "A Macroeconometric Model of Inflation and Growth in South Korea", in W. Cline and S. Weintraub(eds.), *Economic Stabilization in Developing Countries*, Brookings Institution, Washington, D.C., 1981.
- Otani, I and Yung Chul Park, "A Monetary Model of the Korean Economy," IMF Staff Papers, March 1976.
- Park, Woo Kyu and Sung Tae Ro, "The KDI Model of the Korean Economy," Manuscript, Prepared for the Project LINK Model Comparison Conference to be held in Seoul, Korea, November 1988.
- Park, Won Am and Yoo Yoon-ha, "The External Adjustment of the Korean Economy," Manuscript, Prepared for the Presentation at the North-South Macroeconomic Interactions Workshop to be held in Rio de Janeiro, October 1990.
- Tobin, James, "Money and Income : Post Hoc Ergo Propter Hoc?" *Quarterly Journal of Economics*, May 1970.
- Van Wijnbergen, S., "Stagflationary Effects of Monetary Stabilization Policies," *Journal of Development Economics*, 1982.

附錄：模型的 推定結果

消費者物價(추정기간 ; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\begin{aligned} \log(CPI)_t &= -10.2475 + 0.4519*\log(W)_t - 0.1228*\log(y/L)_t + 0.3788*\log(E \cdot PMGS)_t \\ &\quad (-69.69) \quad (19.85) \quad (-2.74) \quad (15.72) \\ &\quad + 0.3323*(\log(y)_t - \log(y^*)_t) \\ &\quad (2.85) \\ R^2 &= 0.9970 \quad D.W = 0.78 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(CPI)_t &= -0.2844(RECPI)_{t-1} + 0.4781*\Delta \log(CPI)_{t-1} + 0.1914*\Delta \log(W)_t \\ &\quad (-4.41) \quad (5.82) \quad (3.79) \\ &\quad + 0.1445*\Delta \log(y/L)_t + 0.1235*\Delta \log(E \cdot PMGS)_t \\ &\quad (2.07) \quad (3.33) \\ &\quad - 0.1359*\Delta (\log(y)_t - \log(y^*)_t) \\ &\quad (-2.72) \\ R^2 &= 0.6894 \quad D.W = 2.39 \end{aligned}$$

都賣物價(추정기간 ; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\begin{aligned} \log(WPI)_t &= -11.2728 + 0.3850*\log(W)_t - 0.4515*\log(y/L)_t + 0.5737*\log(E \cdot PMGS)_t \\ &\quad (-72.45) \quad (15.71) \quad (-9.42) \quad (22.00) \\ R^2 &= 0.9953 \quad D.W = 0.83 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(WPI)_t &= -0.3535(REWPI)_{t-1} + 0.3022*\Delta \log(WPI)_{t-1} + 0.2273*\Delta \log(W)_t \\ &\quad (-3.94) \quad (3.51) \quad (4.03) \\ &\quad - 0.1215*\Delta \log(y/L)_t + 0.2965*\Delta \log(E \cdot PMGS)_t \\ &\quad (-1.91) \quad (6.31) \\ R^2 &= 0.7164 \quad D.W = 2.27 \end{aligned}$$

全産業名目賃金(추정기간 ; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\begin{aligned} \Delta \log(W)_t &= 0.028 + 0.2068*\Delta \log(CPI)_{t-1} + 0.4160*\Delta \log(CPI)_{t-2} \\ &\quad (4.73) \quad (1.08) \quad (2.01) \\ &\quad + 0.1441*(\log(y)_t - \log(y^*)_t) + 0.023*\Delta (\log(y)_t - \log(y^*)_t) \\ &\quad (2.47) \quad (0.21) \\ &\quad - 0.0003*\Delta \log(W)_{t-1} \\ &\quad (-0.003) \\ R^2 &= 0.3221 \quad D.W = 2.04 \end{aligned}$$

資本스톡(추정기간 ; 73 : I ~ 91 : IV)

$$\log(K)_t \simeq \{\log(2) + 1/2 * \log(1/4 \sum_{i=0}^{t-1} (1-\rho)^i [I_{t-i} + I_{t-i-1} + I_{t-i-2} + I_{t-i-3}]) + t/2 \log(1-\rho)\} + 1/2 \log K_0 = K'_t + 1/2 \log K_0$$

潛在GNP(추정기간 ; 73 : I ~ 91 : IV)

$$\log(y/L)_t = 1.3246 + 0.399 * \log(K' - \log L_t) + 0.015 * D1T$$

(6.30) (7.09) (34.95)

$$R^2 = 0.9691 \quad D.W = 0.27$$

$$\log(y^*)_t = 1.3246 + 0.399 * K'_t + 0.601 * \log(L)_t + 0.015 * D1T$$

民間消費(추정기간 ; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\log(C)_t = 1.3753 + 0.3850 * \log(1/6 \sum_{i=0}^5 yd_{t-i}) - 0.3072 * (((R-DCPI4) + (Rd-DCPI4))/2)_t$$

(12.32) (10.33) (-3.50)

$$+ 0.2506 * \log(M2/CPI)_t$$

(6.03)

$$R^2 = 0.9971 \quad D.W = 0.56$$

$$\Delta \log(C)_t = - 0.2031(REC)_{t-1} - 0.2697 * \Delta \log(C)_{t-1} + 0.6679 * \Delta \log(1/6 \sum_{i=0}^5 yd_{t-i})$$

(-2.15) (-2.53) (4.47)

$$- 0.1463 * \Delta(((R-DCPI4) + (Rd-DCPI4))/2.0)_{t-2}$$

(-1.76)

$$- 0.1154 * \Delta(((R-DCPI4) + (Rd-DCPI4))/2.0)_{t-3} + 0.2965 * \log(M2/CPI)_t$$

(-1.38) (4.11)

$$R^2 = 0.4405 \quad D.W = 2.02$$

總固定投資(추정기간 ; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\log(I)_t = - 0.930 - 0.4250 * \log(1/4 \sum_{i=2}^5 (R-DCPI4)_{t-i}) + 0.2670 * \log(y)_t + 0.8069 * \log(I)_{t-1}$$

(-3.45) (-2.69) (3.75) (14.68)

$$R^2 = 0.9911 \quad D.W = 2.17$$

實質實效換率

$$REER_t = (E_t / E_t^f) * (P_t^f / WPI_t)$$

輸入單價指數(추정기간; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\log(PMGS)_t = -0.1385 + 1.045 * \log(P^f)_t$$

(-0.56) (19.15)

$$R^2=0.847 \quad D.W=0.18$$

$$\Delta \log(PMGS)_t = -0.1423 * (REPMGS)_{t-1} + 0.295 * \Delta \log(PMGS)_{t-1}$$

(-2.65) (2.53)

$$+ 1.039 * \Delta \log(P^f)_{t-1}$$

(3.86)

$$R^2=0.320 \quad D.W=2.04$$

輸出(추정기간; 75 : I ~ 91 : IV)

$$\log(X)_t = -16.4407 + 0.4061 * \log(REER)_t + 3.0246 * \log(y^f)_t$$

(-12.45) (2.28) (15.62)

$$R^2=0.9942 \quad D.W=1.97 \quad \rho = 0.7932$$

(14.77)

輸入(추정기간; 76 : I ~ 91 : IV)

$$\log(M)_t = 0.4318 - 0.077 * \log(REER)_t - 0.073 * \log(REER)_{t-1} - 0.063 * \log(REER)_{t-2}$$

(0.83) (-0.91) (-2.21) (-1.70)

$$- 0.048 * \log(REER)_{t-3} - 0.027 * \log(REER)_{t-4} + 0.4590 * \log(y)_t$$

(-1.02) (-0.75) (4.19)

$$+ 0.5904 * \log(M)_{t-1}$$

(5.94)

$$R^2=0.9902 \quad D.W=2.19$$

國民總生產

$$y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t + NSI_t$$

可處分所得

$$yd_t = y_t - (TX/CPI)_t$$

會社債收益率(추정기간; 81: I ~ 91: IV)

$$R_t = -0.4851 + 0.6605 \cdot \log(C+I+G)_t - 0.5656 \cdot \log(M2/CPI)_t$$

(-4.89) (12.63) (-13.13)

$$R^2=0.8131 \quad D.W=0.83$$

$$\Delta R_t = -0.4804 \cdot (REER)_t + 0.1751 \cdot R_{t-1} + 0.3674 \cdot \Delta \log(C+I+G)_{t-1}$$

(-3.71) (1.34) (2.53)

$$- 0.3163 \cdot \Delta \log(M2/CPI)_{t-1}$$

(-2.62)

$$R^2=0.4049 \quad D.W=1.89$$

〈內生 및 外生變數 一覽表〉

內生變數

변 수	변 수 명	단 위
<i>C</i>	민간소비(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>CPI</i>	소비자물가지수(계절조정)	1990=100.0
<i>DCPI4</i>	전년동기대비증가율	
<i>I</i>	총고정투자(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>K</i>	자본스톡	10억원, 1985년 불변가격
<i>M</i>	총수입(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>PMGS</i>	수입단가지수	1985=100.0
<i>R</i>	회사채유통수익률	연율(%)/100
<i>REER</i>	실질실효환율지수	1985. 3/4~86. 2/4=100.0
<i>W</i>	전산업명목임금(계절조정)	원/月
<i>WPI</i>	도매물가지수(계절조정)	1985=100.0
<i>X</i>	총수출(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>y</i>	국민총생산(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>y*</i>	잠재국민총생산	10억원, 1985년 불변가격
<i>yd</i>	가처분소득	10억원, 1985년 불변가격

外生變數

변 수	변 수 명	단 위
<i>D1</i>	더미변수	1979년 1/4 이후=1 그 이전=0
<i>E</i>	대미명목환율	원/달러, 월말평균
<i>E^f</i>	미국, 일본 등 우리와 주요 교역상 대국과의 무역가중치에 의한 주 요국 환율지수	
<i>G</i>	정부소비(계절조정)	10억원, 1985년 불변가격
<i>L</i>	총취업자수(계절조정)	천명
<i>M2</i>	총통화(계절조정)	10억원, 평잔
<i>NSI</i>	해외순수취요소소득 + 통계적불일치 + 재고증가	10억원, 1985년 불변가격
<i>P^f</i>	미국, 일본 등 우리와 주요 교역상 대국과의 무역가중치에 의한 해 외물가지수	1985=100.0
<i>Rd</i>	1년만기정기예금금리	연율(%)/100
<i>T</i>	期를 나타내는 時系列	
<i>TX</i>	조세총액(계절조정)	10억원, 경상가격
<i>y^f</i>	해외GNP	10억달러, 1985년 불변가격