

潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力的 推定

- 向後 成長 · 投資 · 通貨政策의 方向 -

朴 佑 奎

本稿에서는 최근 美國聯邦準備銀行의 Hallman · Porter · Small이 개발한 인플레이추정방법, 즉 화폐수량식에 長期均衡流通速度(V^*), 潛在生産力(Q^*), 長期均衡基準物價(P^*) 등의 개념을 적용하여 인플레이션을 추정하는 방법을 우리나라에 적용하여 보았다. 이를 위해 V^* 는 인플레이의 변동에 의해 構造的으로 變動될 수 있다는 점과 Q^* 는 雇傭뿐 아니라 투자의 함수라고 가정하고 자본스톡 및 Q^* 를 내생적으로 추정하는 등으로 V^* , Q^* 의 개념을 재정립하였다.

推定結果에 의하면 87년초 이후부터 實質生産이 潛在GNP를 초과하게 되었으며 通貨供給 역시 확대되어 P^* 가 P 를 넘어서는 현상, 즉 物價上昇壓력이 누적되어 왔으며, 이에 따른 물가불안이 해소되기에는 정책대응여하에 따라 상당한 기간이 소요될 수도 있을 것으로 나타났다.

즉, 시뮬레이션결과를 종합해 보면 物價上昇壓力的의 완화를 위해서는 투자진작을 통한 潛在生産力의 확충과 아울러 緊縮基調의 유지라는 一見 相反되는 政策基調를 동시에 추진해 나가야 할 것으로 나타났다. 현재의 경기국면에 대한 대응책으로는 通貨供給을 확대시키는 단순한 총량적 정책보다는 緊縮基調를 유지하면서도 通貨의 伸縮의인 공급이 投資 · 雇傭 등의 生産部門으로 원활히 흐를 수 있도록 하는 동시에 金融構造 · 經濟構造를 개선해 나가는 미시적이고도 포괄적인 정책이 요구된다 하겠다.

I. 序

貨幣數量式($MV = PQ$)은 EC方式등으로 通貨供給目標值의 設定등에 많이 적용되어 왔

다. 그런데 최근 美國聯邦準備銀行의 Hallman · Porter · Small(1988)은 장기에 추세적으로 화폐수량식을 만족시키는 基準物價(P^*)의 概念을 도입하고 장기적으로 P^* 와 실제물가 P 는 일치한다는 가정에 의거하여 誤差修正模型(error correction model)의 형태를 가지는 인플레이션을 사용하여 通貨供給變動에 의한 인플레이의 變動을 推定한 바 있다.

이와 같은 화폐수량식의 적용은 상당히 획기적인 것으로서 이는 成長 및 流通速度를

筆者: 本院 研究委員

* 많은 유익한 토론을 해준 院內세미나 참석자들과 좋은 論評을 해준 崔範樹 · 姜文秀 · 朴元巖博士에게 감사드린다. 金世鍾研究員 · 姜希淑研究助員은 전산작업 및 원고정리에 크게 수고하였다.

사용함에 있어 實際値와 長期趨勢値를 구분함으로써 通貨供給目標의 基準을 용이하게 제시할 수 있게 하기 때문이다. 그러나 本稿에서는 Hallman · Porter · Small이 정의한 P^* 의 의미가 우리나라에 적용될 경우에는 아래의 두가지 관점에서 재조명되어야 한다고 보고 이에 따른 인플레이식의 推定 및 시물레이션을 통하여 向後 政策對應方案을 제시하고자 한다.

첫째로 流通速度가 장기적으로 불변이라고 가정한 美國의 경우에서와는 달리, 우리나라의 경우 流通速度(V)가 인플레이 및 인플레이대심리에 의해 구조적으로 변동될 수 있다는 점(朴佑奎(1989) 참조)이다¹⁾. 둘째로 潛在GNP의 계산에 있어서 Hallman등에서 Okun의 法則을 사용한 것과는 달리 Dadkhah · Zahedi(1986)의 內生的 資本스톡 및 生産函數의 推定方法과 Park(1986) 및 Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988) 등에서 사용된, 어떠한 模型에서도 各時系列의 趨勢値間에 그 模型이 만족하여야 하는 제약이 존재한다는 概念등을 사용하여 資本스톡과 生産函數를 內生的으로 직접 推定하여 潛在生産力을 推定하였다. 이에 따라 投資가 潛在GNP의 형성에 있어 雇傭과 함께 가장 중요한 變數로 사용되었다.

또한 模型의 推定結果에 의거한 시물레이션의 과정에서 Hallman등에서는 流通速度 및 潛在生産力이 장기적인 균형상태에 있을 때의 通貨供給의 변동이 P^* 에 미치는 영향을 주로 분석하였으나 本稿에서는 오히려 通貨

의 供給은 流通速度와 潛在生産力에 영향을 주고 이는 物價를 변동시키고 다시 通貨에 영향을 줄 수 있다는 기본적인 경로도 고려되어야 한다고 지적하였다.

이와 같은 관점에서 P^* 를 재조명한다면 위에서 지적한 인플레이 및 인플레이대심리의 流通速度에 대한 영향의 존재와 또한 投資의 潛在GNP에 대한 영향의 존재를 중요시하게 됨으로써 P^* 와 P 의 차이로 정의되는 物價上昇壓力의 분석 및 그 해소방안을 논의함에 있어서 단순히 通貨供給政策뿐 아니라 인플레이대심리와 成長 및 投資의 역할에 대하여서도 종합적으로 向後 政策對應方向을 제시할 수 있다 하겠다.

아래의 Ⅱ章에서는 Hallman 등의 인플레이식의 의미를 재조명한 후 우리나라의 長期流通速度를 추정하고, Ⅲ章에서는 潛在生産力을 推定하였다. Ⅳ章에서는 이들의 推定値를 사용하여 Hallman등의 인플레이식을 우리나라의 경우에 적용해 보고 物價上昇壓力이 인플레이의 變動을 매우 잘 설명하고 있음을 살펴보았다. 또한 향후의 通貨供給 및 投資에 대한 몇가지 假定을 사용하여 시물레이션을 행함으로써 物價上昇壓力이 어떻게 변화되는가를 살펴보았다. 이들 결과를 사용하여 Ⅴ章에서는 物價上昇壓力을 해소하기 위한 成長·投資·通貨政策의 방향을 제시하였다.

Ⅱ. 美聯邦準備銀行의 인플레이식

최근 美聯準의 Hallman · Porter · Small (1988)은 美國에 있어서의 通貨(M2)와 인플

1) Hallman등도 앞으로 流通速度가 80년대초 以後의 金融革新등으로 構造의으로 변동될 가능성을 배제하지는 않았다.

레간의 관계를 화폐수량식에 기반을 둔 아래와 같은 誤差修正模型(error correction model)의 형태를 갖춘 式(1) 및 (2)를 사용하여 살펴본 바 있다.

$$\Delta\pi_t = \beta_0(P_{t-1} - P_t^*) + \sum_j \beta_j \Delta\pi_{t-j}, \beta_0 < 0 \quad \dots\dots\dots(1)$$

$$P_t^* = \log\left(\frac{M_t V_t^*}{Q_t^*}\right) \quad \dots\dots\dots(2)$$

$$\pi_t = P_t - P_{t-1}, \Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$$

여기에서 P_t 는 GNP디플레이터의 로그値이며, π_t 는 t 期の 인플레이값이고 M_t , V_t^* , Q_t^* 는 각각 t 期の 通貨量, 長期流通速度 및 潜在生産力(potential GNP)이다. P_t^* 의 의미는 현재의 潜在生産力과 流通速度가 장기적 均衡狀態에 있다고 상정할 때 현재의 통화량 수준이 의미하는 基準(benchmark)物價의 로그値라고 할 수 있다.

즉 Q 및 V 는 시간이 흐름에 따라 長期均衡値인 Q^* 및 V^* 에 도달한다고 想定했을 때 P^* 는 결국 현재의 通貨供給水準이 의미하는 均衡적인 物價水準을 의미하는 것으로서 P 는 시간이 흐름에 따라 P^* 에 접근할 것으로 볼 수 있다. 따라서 P^* 가 P 를 초과할 때에는 物價上昇壓力이 존재하여 物價가 向後에 상승

할 가능성이 있다 하겠다.

(1)式은 장기적으로 P 와 P^* 가 일치한다고 가정한다면 P 와 P^* 가 共積分(cointegration)關係를 만족하는 誤差修正模型의 형태를 갖추었다고 할 수 있겠다. 그런데 P 와 P^* 가 共積分關係를 가진다면 誤差修正模型을 만들 수 있으므로(Engle · Granger(1987) 참조) (1)式은 어떠한 物價資料를 사용하여도 만족될 것이라는 것을 알 수 있다²⁾³⁾. 또한 (2)式 자체는 貨幣數量式이라는 定義式의 형태를 갖추고 있어 자료를 자동적으로 만족시키고 있다⁴⁾. 결국 (1), (2)式으로 구성된 模型은 과거의 인플레이를 잘 설명할 수 있으리라는 것을 거의 先驗的으로 알 수 있다 하겠다. 특히 (1), (2)式의 장점은 예를 들어 古典學派나 혹은 케인즈學派와 같은 어떠한 理論에 바탕을 둔 것이 아니라는 점에 있다 하겠는데 Hallman · Porter · Small 등은 이를 사용하여 M2의 변동이 미래의 인플레이에 미치는 효과 등을 살펴보았다.

그러나 여기서 주의하여야 할 것은 비록 (1), (2)式으로 구성된 模型이 아무리 과거를 잘 설명할 수 있다 하더라도 미래의 通貨政策變化도 잘 설명할 것이라고는 할 수 없다는 점이다. 그 이유는 최소한 아래의 두가지 요인에 기인한다 하겠는데 우선 첫째로 (1)式의 係數推定値가 불변이라고 하더라도 M2의 변동은 利子率, 인플레이기대심리 등의變動을 초래하고 이는 投資 및 雇傭의 변동과 함께 Q^* 및 V^* 의 변동을 초래할 수 있으며, 이에 따라 M2의 변동이 1:1의 관계로 P^* 의 변동을 초래하지는 않을 것이기 때문이다. 즉 (2)式은 V^* 및 Q^* 가 변동하지 않을 때 M 이 변동하면 P^* 에 영향을 미치는 형태로

2) P 와 P^* 가 장기적으로 共積分關係를 가진다는 것은 거의 定義에 의한 것이며, 이럴 경우 $P_{t-1} - P_t^*$ 는 π_t 라고 해석할 수 있겠다. Hallman · Porter · Small 은 (1)式이 이런 해석에 의거한 오차수정모형의 형태를 가졌다는 것을 언급하지는 않았으나, 筆者의 이런 해석은 자연스러운 것이라 생각된다.
3) 朴佑奎(1988b)는 諸通貨指標와 物價 및 實質成長 등의 變數와의 長期的 關係의 存在與否를 共積分을 사용하여 70년대와 80년대를 구분하여 살펴보았다. 최근의 共積分理論 및 그 檢定法에 관해서는 崔範樹(1989) 참조.
4) 화폐수량식을 사용하여 通貨供給目標을 정하는 것은 EC方式이라 할 수 있는데 최근 McCallum(1984, 1987, 1988), Meltzer(1987) 등이 주장한 변경가능한 通貨供給目標設定이나 Dewald(1988) 등의 論文은 다 화폐수량식의 사용을 그 기본으로 하고 있다.

되어 M 의 變動이 V^* 및 Q^* 에 영향을 주어 P^* 에 영향을 미치고 이는 반대로 M 에 다시 영향을 미치는 경로와 같은 가장 기본적인 M, P, Q, V 간의 相互作用關係는 일단 무시하는 형태로 구성되어 있어 (2)式에서 얻어진 P^* 를 (1)式에 사용하여 미래의 M 의 變動에 따른 정책 시물레이션을 하는 데에는 한계가 있다 하겠다. 두번째 이유는 Lucas(1976)의 비평에 의한 것으로서 通貨供給政策의 基本運用方針이 변하거나 혹은 단순히 通貨供給의 增加率이 지속적으로 변화하더라도 위에서 언급한 바와 같이 V^* 및 Q^* 만 변화되는 것이 아니라 經濟行爲主體의 반응, 즉 (1)式의 係數推定值自體가 근본적으로 변화될 가능성도 배제할 수 없다는 점이다^{5) 6)}.

이에 따라 本稿에서는 Hallman · Porter ·

- 5) 우리나라의 경우에서도 朴佑奎(1987a)는 1986년 이후의 三低現象에 의한 경기호황은 係數가 不變인 기존의 模型으로는 설명할 수 없고 三低라는 外部與件이 변동함에 따라 이를 이용하기 위한 經濟行爲主體의 行爲變化가 있었다고 가정해야만 설명될 수 있음을 보임으로써 Lucas의 비평이 실질적으로 중요함을 보였다. 또한 朴佑奎(1987b, 1988b)는 과거 中心指標의 변경 등으로 通貨와 物價 및 實物經濟變數間의 관계 역시 크게 변화해 온 것을 지적하였다.
- 6) 이러한 V^* , Q^* 및 M 간의 상호작용관계는 단순히 (1)·(2)式만을 사용하여 미래의 政策시물레이션을 할 경우에는 포착할 수 없으나, (1)·(2)式의 推定에 있어서는 과거의 V^* , Q^* , M 간의 相互作用關係는 포착되었다고 할 수 있다.
- 7) 인플레이션과 流通速度間의 關係에 대해서는 朴佑奎(1989) 참조.
- 8) 本稿에서는 1970년 1/4분기부터 1988년 4/4분기까지의 기간을 分析對象으로 하되 M2B를 제외하고 實質GNP, GNP디플레이터, M2, 總就業者數, 總固定資本形成 등은 X-11方法을 사용하여 계절조정하였다.
- 9) 그런데 美國의 경우에는 Hallman등이 M2에 대한 V^* 가 과거에 아무런 추세를 보이지 않고 안정적이었단 이유를 들어 算術平均으로 V^* 를 잡았으나 M2보다 협의의 通貨指標일 경우에는 그 流通速度가 기간에 따라 趨勢值가 변화하는 양상을 보이고 있다. 우리나라의 경우에는 M2에서 장기저축성예금을 제외하고 第2金融圈의 短期受信을 포함하는 指標인 M2B의 유통속도는 M2의 유통속도와는 달리 70년대 초반부터 어느 정도 안정적인 감소추세를 나타내고 있다. 그런데 筆者의 계산에 의하면 M2 대신에 M2B를 사용하여도 本稿의 전반적인 結論은 변하지 않는 것으로 드러났다.

Small에서와 같이 M2의 增加率의 지속적인 變動에 대하여 미래의 Q^* 및 V^* 가 불변이라고 가정하고 가상의 M 의 변동이 미래의 인플레이션에 미치는 영향을 살펴보기보다는 (1), (2)式으로 표현되는 과거의 物價上昇壓力과 인플레이션간의 관계를 살펴보고 이를 사용하여 최근 2~3년간의 物價上昇壓力의 動向을 살펴보고 간단한 몇가지 시물레이션을 행한 후에 向後政策對應方案을 제시하고자 한다.

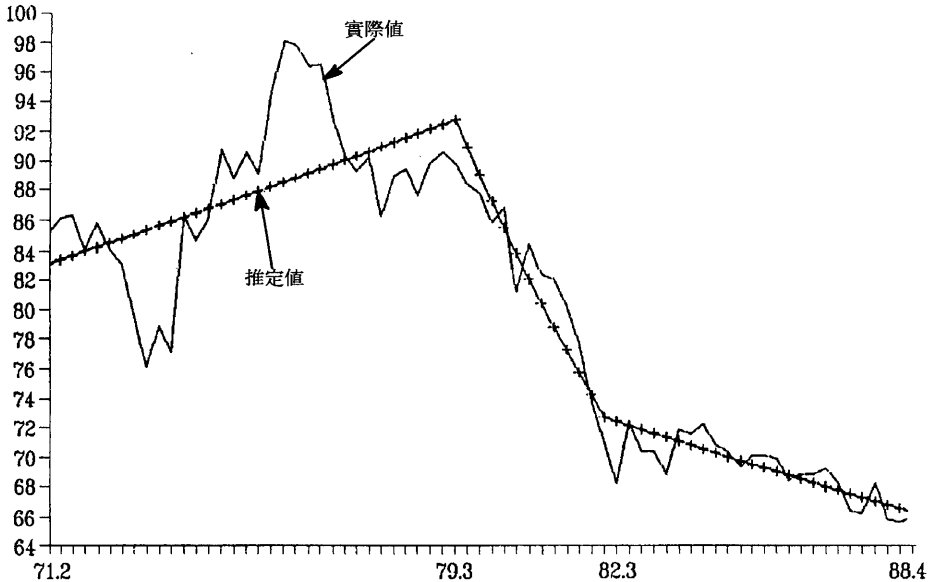
그런데 (2)式을 사용하려면 V^* 및 Q^* 를 추정하여야 하는데 Q^* 의 추정은 다음 章에서 논의하기로 하고 여기서는 V^* 를 살펴보고자 한다. M2의 流通速度를 살펴보면 [圖 1]과 같은데 대개 1979년 3분기까지는 流通速度가 증가하는 모습을 보이다가 그후에는 급격히 減少하고 있으며, 또한 1982년 3분기 이후에는 그 減少幅이 상당히 鈍化되는 모습을 나타내고 있다.

이와 같은 현상은 70년대에는 인플레이션의 상승이 鈍化되지 않았던 시기이며, 1979년 하반기를 기점으로 中心通貨指標의 M2로의 변경과 함께 적극적인 總需要管理政策을 펴온 이후 인플레이션이 급격히 감소되었다가 1982년 이후로 인플레이션의 상승이 안정적인 모습을 보이는 것과 무관하지 않다 하겠다⁷⁾.

이에 따라 本 研究에서는 流通速度가 1979년 3분기와 1982년 3분기를 기점으로 변화했다고 가정하고 아래와 같은 式에 의해 推定된 값을 V^* 로 사용하였으며, 그 결과는 [圖 1]에 나타난 바와 같다^{8) 9)}.

$$\log V_t = 4.4 + 0.0034T - 0.0239 D1_t \\ (0.016) (0.0006) (0.002) \\ + 0.0167 D2_t \\ (0.002)$$

[圖 1] M2의 流通速度



$R^2 = 0.898$, $D.W = 0.56$, $D1_t = T \cdot DA_t$,

$D2_t = T \cdot DB_t$,

$DA_t = 0$: 1979. 3/4까지
1 : 1979. 4/4 이후

$DB_t = 0$: 1982. 3/4까지
1 : 1982. 4/4 이후

推定期間 : 1971. 2/4 ~ 1988. 4/4

註 : ()안은 STD ERROR

그런데 Hallman 등은 V^* 의 선택에 있어서 算術平均을 사용함으로써 利率, 換率, 인플레이기대심리 등의 V^* 에 대한 영향을 배제하였으며, 이 점이 Hallman 등의 模型을 단순화했다고 주장하였다. 美國의 경우에는 M2에 대한 V^* 가 아무런 趨勢를 가지지 않아 이러한 주장이 어느 정도 타당하나, 우리나라의 경우에는 V^* 가 시간에 따라 趨勢를 가지면서 변화하므로 V^* 의 變動要因이 무엇인가

에 관한 研究가 있어야 할 것으로 판단된다. 本稿에서는 V^* 의 가장 중요한 變動要因으로 인플레이의 變動을 選定하였으며, 그 要因이 1979년 하반기를 기점으로 한 中心通貨指標의 M2로의 변경 및 通貨政策運用方法의 변경에 있음을 주장하고 V^* 를 시간과 더미변수의 함수로 추정하여 Hallman등에서와 같이 模型의 구성을 단순화하려 하였다.

Ⅲ. 資本스톡 및 潛在GNP의 內生的 推定

潛在 GNP는 Hallman등에서와 같이 Okun의 法則을 사용하여 계산할 수도 있으나¹⁰⁾ 韓國에서의 Okun의 法則을 발견하는 것 자체가 다분히 자의적인 요소가 개재된다고 할

10) Okun(1962), Gordon(1984) 등을 참조.

수 있다. 따라서 本 研究에서는 Dadkhah · Zahedi(1986)가 사용한 內生的인 資本스톡 推定과 이에 따른 生産函數의 推定方式을 참고하여 資本스톡 및 生産函數와 潛在GNP를 아래와 같은 式들을 사용하여 內生的으로 推定하였다¹¹⁾.

$$Q_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} U_t \dots\dots\dots(3)$$

$$K_t = (1-\lambda)K_{t-1} + \sum_{j=0}^3 \frac{1}{4} I_{t-j} \dots\dots\dots(4)$$

여기에서 Q_t 는 t 期の 實質GNP를, K_t , L_t , I_t 는 각각 資本스톡, 總就業者數, 總固定資本形成을 나타내며, α, λ, A 는 推定되어야 할 係數이다. 한편 Q_t^* , 즉 潛在GNP는 (3)式에서 U_t 가 1일 경우로 가정하였는데 이는 經濟가 生産해낼 수 있는 最大 生産能力이라기보다는 t 期の 經濟가 이미 t 期の 자본스톡과 勞動雇傭이 결정되었음을 감안할 때 공급에 로를 겪지 않고(즉 超過需要壓力없이) 生産해 낼 수 있는 最大生産능력이라고 해석될 수 있겠다¹²⁾.

그런데 Q_t^* 에 t 期에 실제로 生産에 투입된 雇傭值 대신에 經濟가 인플레이 등을 초래하지 않고 수용할 수 있는 最大雇傭人數(natural employment rate)를 대입하여 넣는다면 Perloff · Wachter(1979)가 사용한 潛在GNP의 概念이 된다. 그런데 本稿에서는 Perloff ·

Wachter의 最大雇傭人數概念을 사용하지 않고 實際雇傭人數를 사용하였는데 이는 t 期에 이미 고용된 實際雇傭人數가 t 期の 生産能力의 最大限界를 결정짓는다고 할 수 있기 때문이다.

(4)式은 Kydland · Prescott(1982), Taylor(1982, 1983), Siow(1985), Park(1985), 朴佑奎(1988a), Park · Ro(1988) 등에서 사용된 어느 한 分期의 投資가 실제生産에 사용되기까지는 상당한 시간이 필요하다는 概念(time to build 혹은 gestation lag)을 가장 간단한 형태로 표현한 것이다. 즉 t 期の 總投資量의 1/4은 t 期の 資本스톡에 바로 편입되나, 다른 1/4은 $t+1$ 期에, 또 다른 1/4은 $t+2$ 期에, 그리고 나머지 1/4은 $t+3$ 期에 편입되는 것을 가정한 것으로 總投資完了期間을 1년으로 가정한 것이다¹³⁾.

그런데 Dadkhah · Zahedi의 방법을 다소 변형하여 不連續時系列에 대한 테일러方法(Taylor series approximation)형태로 (3) · (4)式에 적용하면 다음 式을 얻을 수 있다.

$$\dot{Q}_t = \alpha \dot{K}_t + (1-\alpha) \dot{L}_t + \dot{U}_t + f(\dot{K}_t, \dot{L}_t, \dot{U}_t) \dots\dots\dots(5)$$

여기에서 $\dot{Q}_t = \frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}}$ 등을 나타내며, $f(\)$ 는 2차식을 나타낸다.

$$\text{한편 } \dot{K}_t = \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \sum_{j=0}^3 \frac{1}{4} I_{t-j} / K_{t-1} - \lambda \dots\dots(6)$$

따라서 (5)式은 아래와 같이 된다.

$$\dot{Q}_t = \alpha \left(\sum_{j=0}^3 \frac{1}{4} I_{t-j} \left[\frac{AL_{t-1}^{1-\alpha} U_{t-1}^{\frac{1}{\alpha}}}{Q_{t-1}} - \lambda \right] \right) + (1-\alpha) \dot{L}_t + \dot{U}_t + f(\dot{K}_t, \dot{L}_t, \dot{U}_t) \dots\dots\dots(7)$$

그런데 (5)式의 $\dot{Q}, \dot{K}, \dot{L}, \dot{U}$ 이 각각 安定的(stationary)인 時系列이라고 가정한다면

11) 朱鶴中은 우리나라 資本스톡을 推計하는 方法으로 國富調査, 永久在庫, 基準年接續, 兩基準年接續 등의 方法을 소개하였다.
 12) Perloff · Wachter(1979), Woodham(1984) 등에 의하면 이와 같이 潛在GNP를 經濟의 最大生産能力이 기보다는 인플레이를 유발하지 않는 最大生産能力으로 정의하는 것이 보편적이라 하겠다.
 13) 朴佑奎(1988b)에서는 社會債收益率과 1년만기 定期預金金利와의 격차(利率差)가 投資에 미치는 영향이 2년 정도인 것으로 추정되었다. 이런 경우에는 投資의 계획단계에서부터의 기간이 감안된 것이나, 여기에서는 投資의 실제집행에 소요되는 기간만을 생각한 것이므로 2년보다는 짧을 수밖에 없을 것이다.

(8)式的 괄호안의 變數, 즉 $\sum \frac{1}{4} I_{t-j} \left(\frac{L_{t-1}^{1-\alpha} U_{t-1}}{Q_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$ 이 아무런 趨勢值를 가지지 않아야 한다. 결국 g_I, g_L, g_Q 등을 각각 $\sum \frac{1}{4} I, L, Q$ 의 成長率이라고 한다면, 이들 사이에 아래와 같은 關係式을 만족시켜야 한다.

$$(1+g_I) \left(\frac{(1+g_L)^{1-\alpha}}{(1+g_Q)} \right)^{\frac{1}{\alpha}} = 1 \dots\dots\dots (8)$$

g_I, g_L, g_Q 등을 로그趨勢除去(log detrending)하기 위해 時系列相關을 감안한 GMM 推定方法을 사용하여¹⁴⁾ 推定하면 $g_I = 0.02711$ (STD ERR=0.00129), $g_L = 0.00694$ (0.00042), $g_Q = 0.01903$ (0.00062)이며, 이에 따라 $\alpha = 0.5994$ 가 된다.

결국 α 係數는 실제 추정작업 이전에 本研究의 模型이 만족시킬 것을 요구하는 각 時系列의 趨勢值간의 관계에 대한 제약에 의해 미리 결정되었다고 할 수 있다. 이와 같이 각 時系列을 趨勢值和 趨勢值 이외의 부분으로 나눈다면 잘 정의된 模型일 경우 模型에서 사용되는 각 時系列의 趨勢值들간에 어떠한 제약이 존재한다는 概念은 Park(1986), Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988)등에서 사용된 것으로 매우 자연적이라고 할 수 있다.

그런데 (7)式은 (3), (4)式의 근사치에 불과하므로 本稿에서는 (3), (4)式을 직접 GMM方式으로 推定하였다. 이를 위해 (3)式을 $(K_{t-1}^\alpha L_{t-1}^{1-\alpha})$ 로 나눈 후 로그를 취하여 다음과 같은 式을 얻었다.

$$\log \frac{Q_t}{K_{t-1}^\alpha L_{t-1}^{1-\alpha}} = \log A + \alpha \log \frac{K_t}{K_{t-1}} + (1-\alpha) \log \frac{L_t}{L_{t-1}} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (9)$$

本稿에서는 위 式(9)를 직접 GMM推定方法으로 λ, A 를 推定하되 α 는 위에서 계산한 0.5994를 그대로 사용하였다. 이를 위해 ε_t 가 $L_t / L_{t-1}, K_t / K_{t-1}, K_{t-1} / K_{t-2}$ 등과 直交(orthogonal)하다고 가정하고, ε_t 의 時系列相關은 최소 4분기를 지속한다고 가정하였다¹⁵⁾.

推定結果는 <表 1>과 같은데 $A = 0.28092$, $\lambda = 0.01596$ 으로 추정되었으며, overidentifying 제약에 관한 χ^2 統計值값은 2의 自由度

<表 1> 우리나라 Cobb-Douglas 生産函數의 推定

	推定值	STD ERROR	t-統計值	$\chi^2(2)$
α	0.5994	-	-	-
A	0.28092	0.0175	16.0	6.0
λ	0.01596	0.0068	2.34	

下에서 6.0으로 나타나 式(9), (4)로 구성된 本 模型에 대한 기각의 정도가 심하지 않은 것으로 나타났다. λ 값의 의미는 資本스톡이 한 分期에 1.6%, 1년에 6.5% 정도 감가상각된다는 것이며, 이는 Dadkhah · Zahedi가 우리나라의 경우 8.1%로 推定한 것보다는 다소 낮으며, 朴元巖(1987)이 分期模型에 사용한 數值인 한 分期에 1.25% 감가상각한다고 가정한 것보다는 다소 높은 數值라 하겠다.

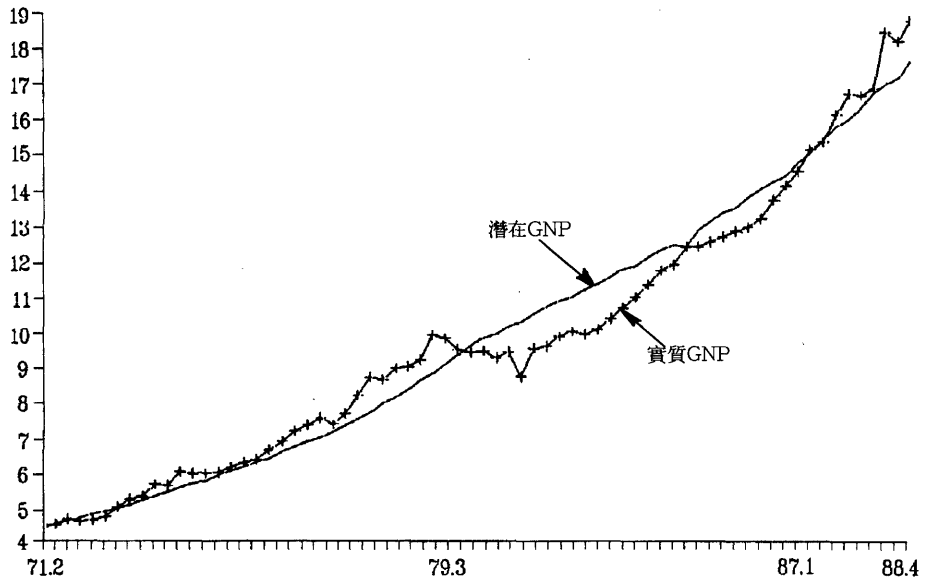
한편 이들 숫자를 사용하여 우리나라의 潛在GNP를 推定하여 實質GNP와 대비한 것은 [圖 2]에 있으며, [圖 3]은 $\log(Q/Q^*)$, 즉 Q 가 Q^* 를 벗어나는 정도를 퍼센트概念으로

14) Hansen(1982), Hansen · Singleton(1982), Park (1986), Eichenbaum · Hansen · Singleton(1988), 朴佑奎(1987b, 1988a) 등을 참조.

15) 式(9)를 推定하기 위해서는 그 推定過程에서 式(4)를 사용하여 λ 의 推定과 함께 資本스톡의 계산이 동시에 진행되어야 하는데 이를 위해 本院에서 사용하는 資本스톡 시계열자료 중에서 1971년 1/4분기의 資本스톡을 초기값으로 잡았다.

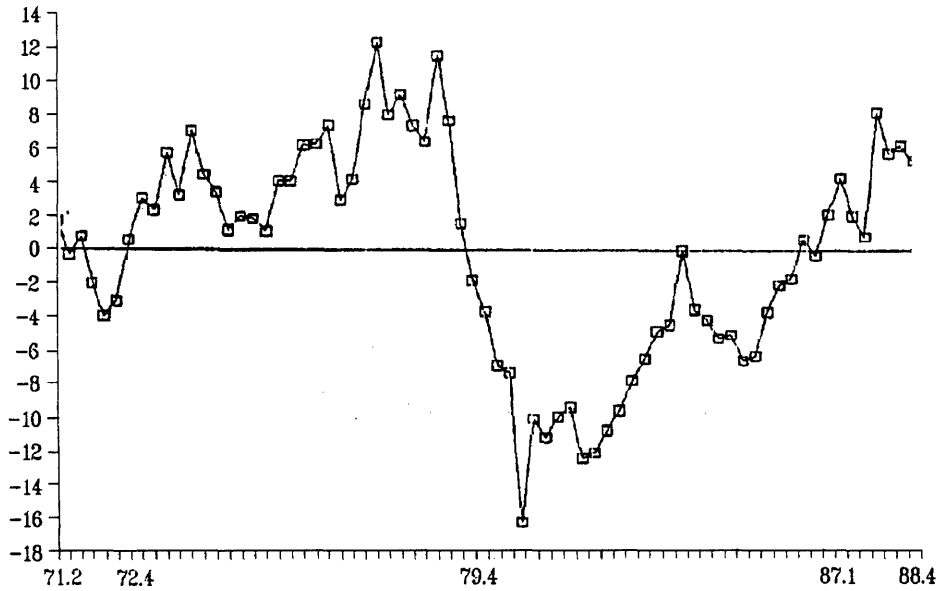
[圖 2] GNP 및 潛在GNP

(10兆원)



[圖 3] $\text{Log}(\text{GNP}/\text{潛在GNP})$

(%)



나타내었는데, 1979년 3분기 이전까지는 대개 潛在 GNP보다 實質 GNP가 높아서 需要가 供給을 앞지르는 상황이라고 할 수 있다. 그런데 그후 1986년 3분기까지는 潛在 GNP가 實質 GNP를 앞서서 供給側面의 애로요인은 크게 없었던 것으로 보인다. 그러나 1986년의 3분기 이후 1988년말까지는 實質 GNP가 潛在 GNP를 초과, 需要側面의 壓力이 높아지고 있는 것으로 드러났다. 한편 Q^* 의 分期當成長率은 0.01979(t -統計值 = 120.4)로 나타나 年 8.15% 정도인 것으로 나타났다.

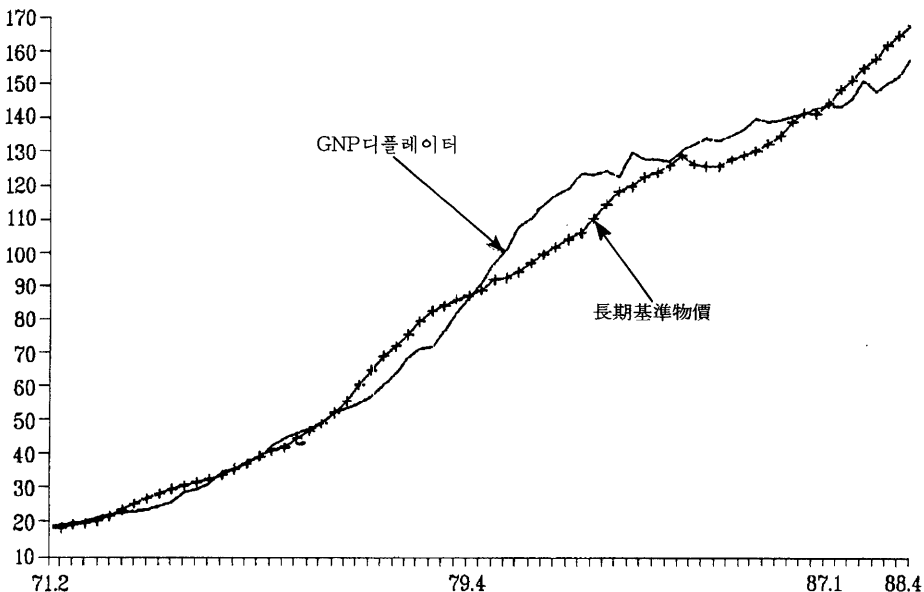
IV. 인플레이식의 推定結果

위의 II·III章에서 推定된 V^* 및 Q^* 를 (2)식에 대입하여 P^* 를 계산한 후 [圖 4]에서는

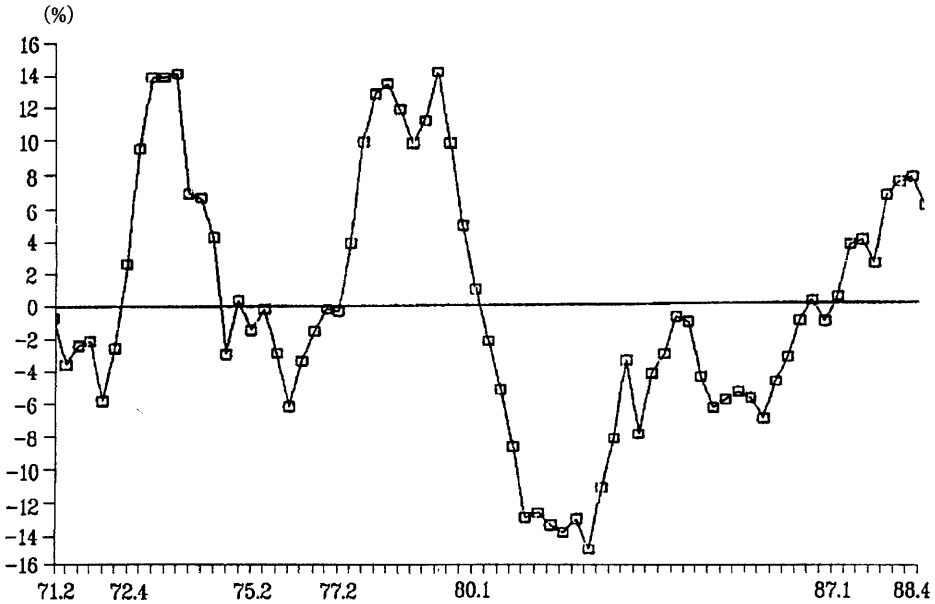
P^* 와 실제 P 를 비교하였으며, [圖 5]에서는 $\log(P^*/P)$ 를, 즉 P^* 가 P 를 벗어나는 정도를 퍼센트概念으로 표시하였다. 이에 의하면 70년대에는 P^* 가 P 를 크게 초과하였으며, 80년대에는 계속 P^* 가 P 에 미치지 못하였으나, 1987년초부터는 P^* 가 P 를 초과하고 있음을 나타내고 있다. 그런데 II章에서 설명한 바와 같이 P^* 가 長期均衡流通速度, 潛在成長力 및 현재의 通貨量이 의미하는 基準物價라고 할 때 시일이 경과함에 따라 P 는 P^* 에 접근하려는 성향을 가진다고 할 수 있다. 즉 長期적으로는 P^* 와 P 는 일치하게 된다고 하겠다. 결국 P 가 P^* 를 초과할 때에는 인플레이는 점차 下落하게 되고 P^* 가 P 를 초과할 때에는 인플레이는 점차 上昇하는 경향을 가진다 하겠다.

(1)式에서 $\beta_0 < 0$ 라는 것은 위와 같은 해석과 일치하는 것인데 위에서 推定된 P^* 를 사용하여 (1)式을 OLS로 推定한 결과는 아래

[圖 4] 物價 및 長期基準物價



〔圖 5〕 Log(基準物價/實際物價)



〈表 2〉와 같은데 역시 β_0 는 마이너스로 統計的 有意度가 매우 높은 것으로 나타났다.

이 表의 係數推定值를 사용한 인플레이의 예측치와 실제 인플레이率(계절조정된 수치)은 〔圖 6〕에 나타나 있고, 이를 年間으로 환산한 결과는 〔圖 7〕에 나타나 있다. 〔圖 7〕을 RMSE %로 계산해보면 1974년부터는 16.52%, 1976년부터는 16.22%로 나타나 상당히 정확하게 인플레이를 설명하고 있는 것으로 나타나고 있다.

또한 〈表 2〉의 β_0 의 推定值를 제외한 여타의 推定值를 전부 零으로 놓고 인플레이를 예측하고 이를 年間으로 환산한 결과는 〔圖 8〕에 나타나 있는데 74년 및 76년부터의 RMSE가 각각 10.5% 및 11.08%로 나타나 오히려 P^* 와 P 와의 차이만을 사용하는 것이 〈表 2〉

의 모든 係數를 사용하는 것보다 年間일 경우 더 정확하게 인플레이를 설명하고 있다 하겠다. 즉 인플레이의 變動을 단순히 P^* 와 P 만의 차이로도 훌륭하게 설명할 수 있다는 것은 P^* 와 P 의 차이에 의한 인플레이의 설명력이 뛰어나다는 것을 나타내는 것이며, 尙後 인플레이를 억제하기 위해서는 P 와 P^* 의 차이 즉 物價上昇壓力을 줄이는 政策을 취해야 한다는 점을 의미한다¹⁶⁾. 物價上昇壓力($P^* - P$)을 줄이기 위해서는 P^* 를 줄이는 政策을 취해야

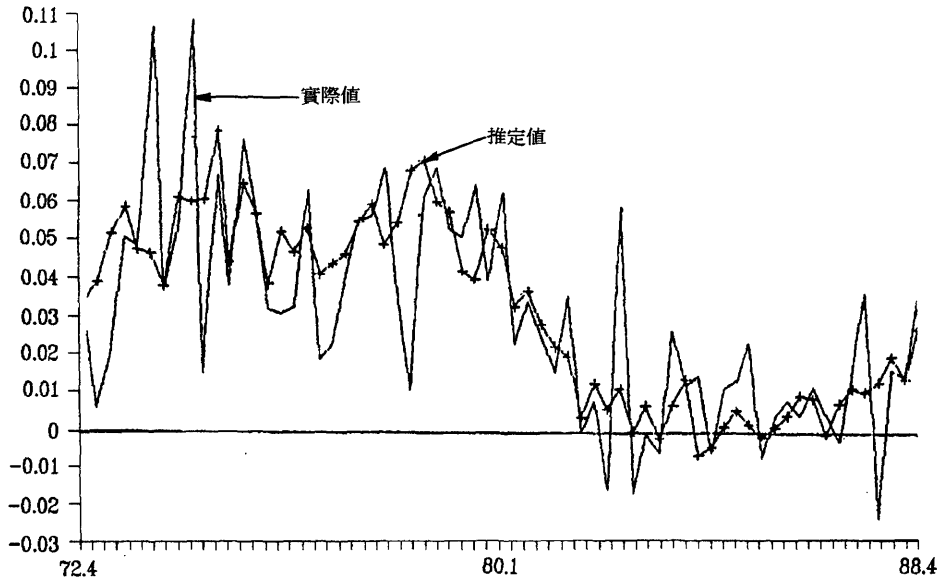
〈表 2〉 인플레이식의 推定

	推定值	STD ERROR	t-統計值
β_0	-0.142	0.03	-4.3
β_1	-0.968	0.11	-8.8
β_2	-0.739	0.14	-5.4
β_3	-0.608	0.14	-4.4
β_4	-0.342	0.11	-3.1

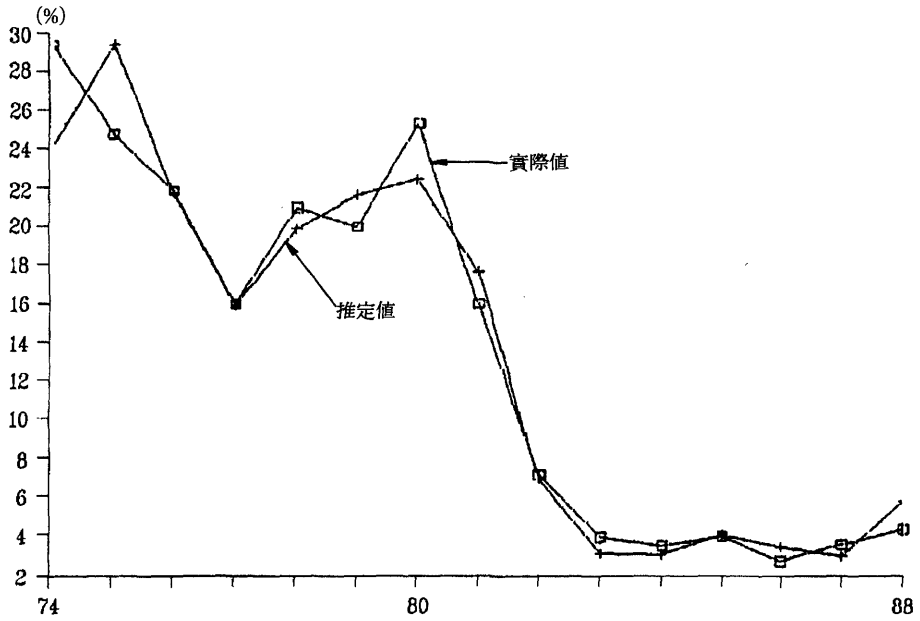
$R^2=0.60$ D.W=2.14 기간: 72.4/4~88.4/4

16) 특기할 만한 것은 1988년의 경우 〔圖 7〕 및 〔圖 8〕 모두 다 실제보다 인플레이를 높게 예측하고 있다는 사실이다. 이는 1988년에 物價上昇壓力은 매우 높았으나 元貨價値의 급격한 切上등으로 物價가 상대적으로 안정되었던 것에 기인한다고 생각할 수 있다.

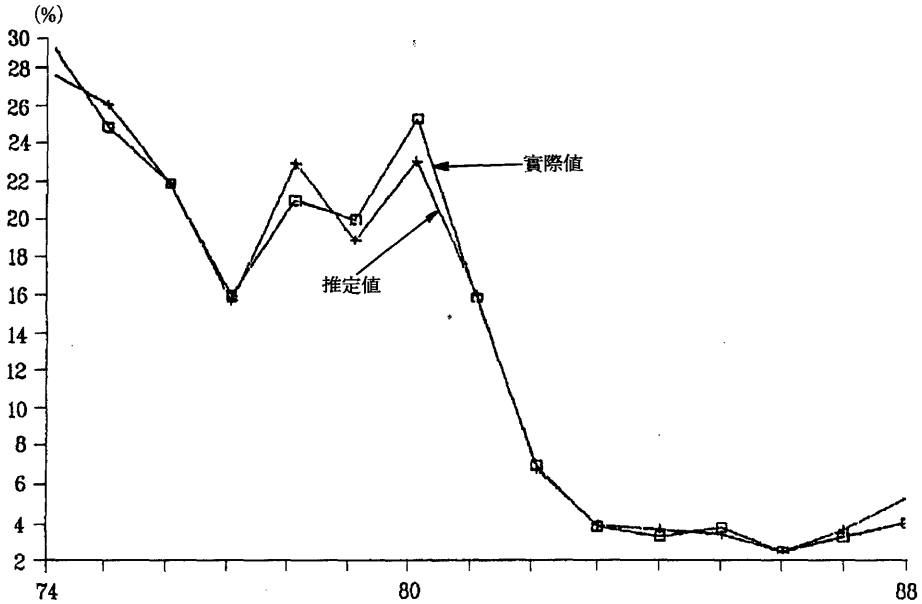
[圖 6] 인플레이 推定結果(分期)



[圖 7] 인플레이 推定結果(年間)



(圖 8) 인플레이 推定結果(年間, 인플레이上昇壓力만 使用)



하는데 P^* 를 줄인다는 것은 M 과 V^* 를 줄이고 Q^* 즉 潜在生産力을 확충시켜야 함을 의미한다.

아래에서는 V^* 가 過去の 趨勢値에 따라 완만하게 감소할 것으로 가정하고 M 및 投資·雇傭의 變動(즉 Q^* 의 變動)이 1989년, 1990년의 P^* 에 어떠한 影響을 미치는가에 관하여 여러가지 시뮬레이션을 해 봄으로써 1987년 이후 지속된 物價上昇壓力의 해소방안을 검토해 보고자 한다.

우선 <表 3>에는 1983년 이후의 Q^* 의 增加率과 P^* 의 增加率을 實際GNP 및 GNP디플레이터 增加率에 대비시켜 보았는데 Q^* 가 최근의 經濟活況에도 불구하고 88년에는 87년 이후 계속된 投資不振으로 오히려 감소되는 양상을 보여왔으며, 그 반대로 P^* 는 빠른 속도로 증가하여 왔음을 나타내고 있다.

<表 4>에는 1989·1990년의 投資·雇傭·通貨供給에 관한 네가지 假想시나리오에 의

한 시뮬레이션結果가 나타나 있는데 實驗 A는 1989·1990년에 걸쳐 投資 및 雇傭이 크게 개선되지 않고 通貨政策의 기조도 크게 변화되지 않아 1989년에 18%, 1990년에 17%의 $M2$ 增加率을 보일 것으로 가정한 경우이다. 實驗 B는 通貨政策의 기조는 實驗 A의 경우와 같으나 投資 및 雇傭이 활성화될 경우이며, 實驗 C는 投資 및 雇傭은 實驗 A와 같이 크게 개선되지 않으나 通貨政策의 기조가 긴축기조를 강력히 유지하여 1989년의 경

<表 3> P^* , Q^* 의 增加率

(단위 : %)

	P^*	GNP 디플레이터	Q^*	GNP
1983	9.26	3.85	6.19	11.93
1984	2.92	3.37	6.02	8.89
1985	2.53	3.83	7.38	5.12
1986	7.05	2.57	7.23	12.18
1987	7.28	3.37	8.81	12.33
1988	8.41	4.13	7.58	12.10

〈表 4〉 Q^* , P^* 增加率의 시뮬레이션

(단위 : %)

		A	B	C	D	B-A	C-A	D-A	
假 定	89	投資增加率	11.5	13.5	11.5	13.5			
		雇傭增加率	2.8	3.35	2.8	3.35	-	-	-
		通貨增加率	18	18	17	17			
	90	投資增加率	11.5	14	11.5	14			
		雇傭增加率	2.8	3.5	2.8	3.5	-	-	-
		通貨增加率	17	17	15	15			
Q^* 增加率	1989	7.57	7.86	7.57	7.86	0.29	0	0.29	
	1990	7.62	8.15	7.62	8.15	0.53	0	0.53	
P^* 增加率	1989	7.76	7.49	6.91	6.64	-0.27	-0.85	-1.12	
	1990	6.86	6.37	5.14	4.65	-0.49	-1.72	-2.21	

우 17%, 1990년 15%로 總通貨增加率을 下向調整할 경우이다. 實驗 D는 通貨政策은 實驗 C와 같이 金庫기조를 유지하고 投資·雇傭은 實驗 B와 같이 活性化되는 경우이다¹⁷⁾.

〈表 4〉에 의하면 實驗 A의 경우에는 潛在成長力의 增加勢가 크게 개선되지 못하고 P^* 의 增加率도 높은 수준을 유지함으로써 物價上昇壓力도 지속적으로 확대되어 物價不安이 우려된다 하겠다. 그런데 實驗 B와 實驗 A의 차이를 비교해 보면 投資·雇傭의 增加는 潛在成長力을 크게 增加시킴으로써 비록 1989년에는 P^* 의 減少效果가 크지 않으나 시간이 흐름에 따라 그 效果가 누적됨으로써 90년에는 P^* 가 0.5 정도 감소되는 것으로 나타났다.

그러나 實驗 C 및 實驗 D 등과 實驗 A를 비교해 보면 通貨政策을 金庫기조로 유지할 경우에는 P^* 의 減少幅이 현저하게 나타나 P^* 의 增加率이 實驗 D의 경우 5% 이내로 축소되는 등 物價上昇壓力의 減少效果가 두드러지는 것으로 나타나고 있다.

결론적으로 〈表 4〉의 시뮬레이션결과가 의미하는 바는 投資·雇傭의 확대는 장기적으로 物價上昇壓力을 완화시키는 효과를 가져오며 通貨의 供給減少는 장기적으로는 물론 단기적으로도 큰 효과를 미친다 하겠다¹⁸⁾.

V. 結 論

本稿에서는 美國의 聯邦準備銀行의 Hallman · Porter · Small(1988)이 개발한 物價上昇壓力의 推定方法을 우리나라에 적용하여 보았다. 이를 위해 長期均衡基準物價(P^*)의 概念을 우리나라에 적용하였는데 序에서 지적한 두가지 관점에 따라 재조명하였다. 또한 潛在 GNP의 推定을 위해서는 Hallman 등과는

17) 그런데 通貨供給目標을 實驗 C 및 D에서와 같이 하향조정할 수 있기 위해서는(즉 큰 부작용을 수반하지 않고) 資金이 非生産的인 部門으로 과도히 흐르게 되는 資金偏在現象이 언제라도 가능하게 되는 金融環境의 조속한 개선이 요구된다 하겠다.

18) 그런데 〈表 4〉의 시뮬레이션의 큰 短點은 M과 投資·雇傭間의 相互關係가 고려되지 않았다는 점이다. 즉 M의 減少는 物價上昇壓力을 완화시키는 效果뿐 아니라 投資의 萎縮과 이에 따른 雇傭減少 및 潛在生産力의 縮小를 초래하여 오히려 物價上昇壓力을 증가시키는 效果도 있다 하겠다. 즉 〈表 2〉의 推定에서는 이러한 相互作用이 포착되었으나 〈表 4〉에서는 무시되었다 하겠다. 따라서 〈表 4〉의 해석에서는 이러한 점을 고려해야 할 것이다.

달리 Dadkhah · Zahedi(1986)이 사용한 內生的 資本스톡의 推定方法을 이용하고 Park (1986), Eichenbaum · Hansen · Singleton (1988) 등에서 사용된 잘 구성된 模型이라면 그 模型이 만족시켜야 하는 諸時系列資料의 趨勢值들간의 관계가 존재한다는 개념을 사용하여 資本스톡 및 潛在GNP를 內生的으로 추정하였다.

이와 같이 추정된 物價上昇壓력을 사용할 경우 70년대 이후의 우리나라의 인플레이가 매우 잘 설명되는 것으로 나타나, 本稿에서 정의된 物價上昇壓力(通貨供給量에 長期流通速度를 곱하고 이를 潛在GNP로 나눈 것으로 정의되는 長期均衡基準物價와 實際物價와의 차이)의 개념이 인플레이를 설명하는 데 매우 중요한 개념인 것으로 나타났다. 즉 物價上昇壓力이 「플러스」이면 向後 인플레이가 상승할 가능성이 있으며, 그 반대이면 인플레이가 진정되는 것으로 나타났다.

특히 최근에는 長期均衡基準物價가 實際物價를 상회하는 상황이 1987년초 이후 계속되어 온 것으로 나타났으며, 시뮬레이션을 해 본 결과 1989~1990년의 경우에도 적절히 정책대응을 해 나가지 않는 한 이런 상태가 해소되기 어려운 것으로 展望되었다. 즉 物價上昇壓力이 과거 2년간 지속되어 왔을 뿐 아니라 앞으로도 정책대응여하에 따라서는 당분간 지속될 展望이어서 인플레이가 지속적으로 상승할 가능성을 배제할 수 없다 하겠다.

따라서 向後의 인플레이 上昇을 억제하기 위해서는 物價上昇壓력을 해소하는 것이 當面課題인바, 이를 위해서는 總需要管理를 통해서 通貨供給(M)을 낮추고, 인플레이期待心理를 불식시킴으로써 長期流通速度(V^*)의 상승을

억제하고, 마지막으로 投資의 增大와 이에 따른 雇傭의 擴大를 통하여 潛在GNP(Q^*)를 확충시켜 나가야 한다 하겠다. 그런데 이를 우리 經濟의 현실에 적용시켜 보기 위해 M , V^* , Q^* (즉 投資·雇傭)에 관한 여러가지 가상적인 시나리오에 의거 시뮬레이션을 해 본 결과 投資活性化 및 이에 따른 雇傭擴大를 통한 潛在生産力의 확충의 효과는 단기적이기보다는 장기간에 걸쳐 누적적으로 物價上昇壓력을 완화시키는 것으로 나타났으며, 通貨의 緊縮基調維持는 장기적으로는 물론 단기적으로도 物價上昇壓력을 완화시키는 것으로 나타났다. 따라서 物價上昇壓력을 해소하기 위해서는 아래와 같은 네가지 基本政策方向의 추진이 요구된다.

첫째, 최근의 物價上昇壓력의 主因은 70년대 이후 潛在GNP의 年平均成長率인 8%를 훨씬 상회하는 年 12%의 성장을 과거 3년간 지속해 옴으로써 이에 따른 通貨供給이 늘어난 데 있다는 해석이 가능하다. 즉 1985년말부터의 三低好況에 의해 輸出景氣가 급속히 높아졌음에도 불구하고 1986년 이후 投資增加率은 오히려 減少됨으로써 物價上昇 없이 생산해 낼 수 있는 潛在生産力의 범위를 크게 초과하는 성장이 과거 2년간 계속되었던 것이다. 따라서 우선 實質GNP의 年間成長率이 그간의 潛在GNP의 成長增加率인 8%를 상회하지 않도록 당분간 總需要管理를 해 나가는 것이 緊要하며, 總需要管理는 과도한 輸出促進政策의 止揚과 消費增加의 억제를 통해서 달성되어야 한다 하겠다.

둘째, 이와 관련하여 短期的으로는 通貨供給管理가 가장 중요한 物價上昇壓력의

억제수단으로 판단되는바 성장이 둔화됨에 따라 總通貨供給의 目標值 역시 하향조정해 나가야 될 것이다.

셋째, 中·長期的으로는 潛在GNP를 擴充시켜야 하는바 이를 위해서는 投資 및 雇傭의 확대가 요구된다 하겠다. 특히 80년대에 物價가 안정되었던 기본적인 이유가 潛在GNP가 實質GNP를 상회해 왔으며 이에 따른 通貨供給이 안정적으로 이뤄져 왔던 데 기인한다는 점을 감안한다면 投資 擴充 및 이에 따르는 雇傭增大가 向後 가장 중요한 과제라 하겠다.

넷째, V^* 를 안정시키기 위해 위의 세가

19) 이와 같은 政策은 최근 시행되고 있는 임시투자세액공제제도등을 통한 投資에 대한 이자율의 輕減 효과를 노리는 정책, 投資마인드회복을 위한 產業平和定着을 위한 諸般政策 등과 함께 不動產投機抑制, 證券市場의 건전육성을 통한 자금편재현상의 시정노력 및 대기업에 대한 편중여신시정 등 金融環境의 改善에 관한 諸般政策등에 반영되어 있다 하겠다. 또한 金利自由化推進, 業務領域調整 등 金融政策 및 金融產業의 개편노력이 지속적으로 추진되어야 할 것이다.

지 政策의 推進을 포함하여 인플레 및 인플레期待心理를 억제시키는 여러가지 政策을 지속적으로 추진하는 것이 요구된다 하겠다.

安定下의 적정성장을 위한 이들 네가지 政策方向은 通貨緊縮基調維持와 投資·雇傭振作이라는 一見 相互矛盾되는 政策方向을 제시하고 있는 것처럼 보인다. 이는 현재의 상황이 과거 2년간 누적되어 온 物價上昇壓力이 존재하기 때문에 通貨의 무차별적인 공급으로 투자분위기를 유도할 수 있는 상황이 아니라는 판단이 本稿의 研究結果에서 드러났기 때문이다. 따라서 通貨供給을 확대시키는 단순한 總量的 政策보다는 전반적인 緊縮基調는 유지하면서 通貨의 신축적인 공급이 投資 및 雇傭 등의 생산부문으로 원활히 흐를 수 있도록 하는 동시에 金融構造·經濟構造를 개선해 나갈 수 있는 미시적이고도 포괄적인 構造調整政策이 요구된다 하겠다¹⁹⁾.

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴佑奎, 「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第1號, 韓國開發研究院, 1987a.
——, 「總通貨規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第4號, 韓國開發研究院, 1987b.
——, 「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, 1988a.
——, 「現行中心通貨指標(M2) 및 그 運用

方法的 變更 必要性」, 『KDI分期別 展望』 第7卷 第3號, 韓國開發研究院, 1988b.
——, 「인플레와 流通速度間의 關係」, Mimeo, 1989.
朴元巖, 「海外與件變化와 우리나라의 國際収支」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第4號, 韓國開發研究院, 1987.
朱鶴中, 「資本스톡推計와 分析上 問題點」, 『韓國開發研究』, 第8卷 第3號, 韓國開發研究院, 1986.

- 崔範樹, 「單位根과 共積分의 經濟學的 의미와 그 檢定法에 대한 概要」『韓國開發研究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989.
- Dadkhah, Kamran and Fatemeh Zahedi, "Simultaneous Estimation of Production Functions and Capital Stocks for Developing Countries," *The Review of Economics and Statistics*, 1986, pp. 443~451.
- Dewald, William, "Monetarism is Dead; Long Live the Quantity Theory," *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July/Aug. 1988.
- Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, February 1988, pp. 51~78.
- Engle, Robert and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987, pp. 251~276.
- Gordon, Robert, "Unemployment and Potential Output in the 1980s," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1984.
- Hallman, Jeffrey, Richard Porter, and David Small, "M2 Per Unit of Potential GNP as an Indicator of Inflation: A Reduced Form Approach," Board of Governors of the Federal Reserve System, October 1988.
- Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, July 1982, pp. 1029~1054.
- Hansen, Lars Peter and Kenneth Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, September 1982, pp. 1269~1286.
- Kydland, Finn and Edward Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, November 1982, pp. 1345~1370.
- Lucas, Robert E. Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 1976.
- McCallum, Bennett, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience," *American Economic Review*; *Papers and Proceedings*, May 1984, pp. 388~391.
- , "The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, Sep/Oct. 1987.
- , "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Autumn 1988.
- Meltzer, Allan, "On Monetary Stability and Monetary Reform," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, September 1987.
- Okun, "Potential GNP: It's Measurement and Significance," *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association* 1962, reprinted in *Economics for Policymaking: Selected Essays of Arthur M. Okun*, Ed. J.A. Pechman, MIT Press, 1983.

- Park, Jong Ahn, "Gestation Lags in Investment, Empirical Study in Aggregate Fluctuations," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1985.
- Park, Wookyu, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.
- , "A Note on Simultaneous Estimation of the Production Function and Capital Stock for Korea," Mimeo, 1989.
- 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.
- Perloff, Jeffrey and Michael Wachter, "A Production Function-Nonaccelerating Inflation Approach to Potential Output: Is Measured Potential Output Too High?," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1979.
- Siow, Aloysius, "Interest Rates and Investment Spending: Some Empirical Evidence for Postwar U.S. Producer Equipment, 1947-1980," *Journal of Business*, Oct. 1985, pp. 359~375.
- Taylor, John, "The Swedish Investment Funds System as a Stabilization Policy Rule," Brookings Papers on Economic Activity, 1982.
- , "Optimal Stabilization Rules in a Stochastic Model of Investment with Gestation Lags," Kalin, Amemiya, and Goodman(eds.), *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, Academic Press, 1983.
- Woodham, Douglas, "Potential Output Growth and the Long-Term Inflation Outlook," *FBNY Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1984.