

韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果 分析

左 承 喜
黃 晟 鉉
李 善 愛

本稿의 「年間巨視模型」은 經濟構造가 비교적 同質的이라 할 수 있는 1970년대 이후의 年間資料를 이용하여 主要總量指標의 變動을 統合·單純化된 구조식으로 파악함으로써, 巨視經濟政策 效果分析과 中·短期 예측에 적합하도록 개발되었다. 同 模型은 主要價格變數들의 내생화와 GNP갭변수의 도입을 통해 기존모형들의 가격의 內生性 경시 및 供給側面 경시적 구조를 보완하고 있으며, 80년대 이후 최근에 이르기까지 우리 경제의 巨視經濟變動을 상당히 安定的으로 추적하는 것으로 나타났다.

「年間巨視模型」에 의한 通貨·金利政策 效果의 분석 결과, 與·受信金利의 引上은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났으며, 繼續衝擊의 경우 與·受信金利 1%포인트의 引上은 평균 0.277%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 계속적인 通貨量 1%의 증가는 物價를 累積的으로 상승시켜서 4년후에는 上昇效果가 0.249%에 달하게 되는 것으로 나타났다. 同 模型에서는 여신금리의 引上이 經濟安定化 效果를 통해 오히려 實勢金利의 安定에 기여하는 것으로 나타났다.

財政政策의 정책실험 결과, 政府消費의 증가로 나타나는 財政規模 증대의 경우 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 차이가 단적으로 나타났다. 財政規模의 增大는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 實際的 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타났다. 財政規模의 增加가 일시적일 경우, 두가지 경우 모두에 있어 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 效果는 일시적인 것으로 나타났다.

I. 머리말

지난 30여년의 소위 壓縮成長期間 동안

우리 경제는 엄청난 구조변화를 경험하였다. 60년대의 전형적인 1次産業 중심의 경제에서 경공업 수출의 확대와 70년대중의 重化學工業 육성에 힘입어 産業化가 크게 진전되어 2次 및 3次産業의 비중이 커지면서, 급속한 産業構造의 高度化가 이루어졌

筆者: 左承喜, 黃晟鉉 - 本院 研究委員

李善愛 - 本院 專門研究員

* 本稿의 「年間巨視模型」은 左承喜·黃晟鉉·

다. 이러한 급격한 構造的 변화를 겪어 온 우리 경제를 模型化하고 그 模型을 이용하여 巨視政策效果를 분석하며, 나아가 장래의 경제모습을 예측하는 작업은 대단히 困難한 일이 아닐 수 없다 하겠다.

지금까지의 우리 경제에 대한 模型作業은 주로 分期計量模型의 구축을 통해 이루어져 왔는데, 여러가지 경제현실을 감안할 때 年間模型의 필요성 또한 높음에도 불구하고, 비교적 동질적인 경제구조하에서 統計的 推論에 필요한 최소한의 수의 年間資料를 얻을 수 없는 시계열상의 자료 제약으로 年間模型의 개발이 어려운 형편이었다.

年間模型이 分期模型에 비하여 일반적으로 가질 수 있는 장점이나 혹은 年間模型 자체의 필요성은 우선 民間, 企業 등 각 주체들의 경제행위가 상당부분 연간단위로 계획되고 실행된다는 점, 그리고 政府의 經濟運用計劃들이 연간단위로 수립·운영된다는 측면에서 찾아볼 수 있을 것이다. 특히 巨視經濟政策의 한 軸을 이루는 財政政策의 경우 각 會計年度의 豫算運用에 의거하여 시행된다는 점이 고려되어야 한다. 또한 年間模型은 分期別模型의 경우 발생하게 되는 계절적 요인의 처리과정에서 있을 수 있는

李善愛(1993)의 모형을 보다 개선·발전시킨 것이다. 本 模型에 대해 유익한 논평을 해주신 沈相達, 柳潤河, 白雄基 박사께 감사드리고, 本稿의 資料蒐集·整理 및 原稿整理의 여러 과정에 걸쳐 노력을 기울여 준 劉庚遠 연구원, 李容一 주임연구조원에게 감사의 뜻을 표한다.

恣意的 처리 가능성을 피할 수 있다는 측면에서도 그 의의를 평가할 수 있을 것이다.

그러나 연간자료를 이용할 경우 그 관측치의 숫자가 제한된 경우에는 統計的 推論 자체가 불가능하거나, 또는 이러한 문제를 극복하기 위하여 추정기간을 構造的으로 不安定한 기간에까지 확장해야 할 경우 모형의 適合度가 저하되고 推論의 正確度가 그만큼 저하되는 심각한 문제가 발생하게 된다.

우리나라의 경우는 그동안의 급속한 經濟構造變化에 따라 60년대와 70년대, 그리고 80년대간의 經濟構造上에 있어서 정도의 차이는 있겠지만 여러가지 서로 상이한 측면을 보이고 있기 때문에 과거 30여년의 기간을 통합하여 모형을 추정하는 데는 문제가 많다고 하겠다. 그러나 현시점이 그나마 비교적 동질적이라고 볼 수 있는 70년대 이후의 年間資料가 20개 이상에 달하게 됨으로써 아마도 어느 정도 유용성이 있는 年間巨視模型이 개발될 수 있는 始發點이 되지 않나 사료된다.

이러한 여러가지 고려하에서 本 研究는 1972~92년 기간의 우리나라 경제의 年間巨視計量模型을 개발함으로써 앞으로 年間模型의 개발이용을 보다 活性化하고 우리나라 巨視經濟構造에 대한 이해를 높임과 동시에 이를 통해 巨視經濟政策 운용의 효율화에 다소나마 기여해 보고자 하는 데 그 목적이 있다.

本稿는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선

第Ⅱ章에서는 「年間巨視模型」의 특징과 모형의 구조에 대해서 개별구조식의 내용과 그 추정결과들을 중심으로 설명하고자 한다. 다음으로 第Ⅲ章에서는 이들 모형을 이용한 정책시뮬레이션(policy shock simulation) 실험결과를 논의하고 있으며, 이를 통하여 여러가지 政策變數와 그 變數들의 다양한 조합이 미치는 政策效果에 대한 實證的 分析을 시도하고자 한다. 第Ⅳ章은 本稿의 결론부로서 앞章에서 얻은 중요한 결과들을 요약·정리하고, 금후의 모형개선방향을 포함, 앞으로의 추가적인 연구과제들에 대해 논의하고자 한다.

Ⅱ. 「年間巨視模型」의 構造

1. 「年間巨視模型」의 特徵

本稿의 「年間巨視模型」은 「金利自由化의 推進方案」(1991, KDI)에서 개발된 小型巨視經濟模型의 構造式을 근간으로 한 左承喜·黃晟鉉·李善愛(1993)의 모형을 보다 개선·발전시킨 것이다. 이 「模型」은 IS-LM 模型과 유사한 전형적인 需要側面 중시의 小型巨視模型으로서 政府消費를 제외한 최종수요의 각 항목－民間消費, 設備投資, 建設投資, 輸出, 輸入－과 物價(GNP디플레이터), 賃金, 會社債收益率, 輸出價格, 土地

價格 등 주요 가격변수들을 내생화하고 있다. 그러나 이 모형에서는 IS-LM 유형의 모형이 갖는 일반적인 단점인 공급측면 경시경향을 완화시키기 위해 GNP갭(실제GNP와 잠재GNP의 차이) 변수를 도입하여 공급애로효과를 감안하도록 하되 잠재GNP를 내생화함으로써 공급측면을 보강하였다.

同 模型의 주요 특징을 열거하면 다음과 같다. 첫째, 이 模型은 주요 總量指標의 변동내용과 주요 巨視經濟政策變數 및 海外要因 등 外生變數들과의 상호연관관계를 최대한 단순화된 모형구조를 이용하여 파악함으로써, 보다 效率的으로 각 政策變數 및 이들 政策組合의 巨視經濟的 效果를 實證的으로 분석하고 이들 정책에 따른 巨視經濟指標의 變動을 中·短期的으로 예측할 수 있도록 개발되었다. 즉 朴佑奎·金世鍾(1992)에서와 같이 ‘최대한의 내생적 설명이 가능한 최소한의 규모’ 원칙을 살리고 있다. 따라서 이 模型의 유용성은 政策시뮬레이션(policy shock simulation)을 통해서 主要 巨視政策變數의 ‘總量的’ 변동 효과를 ‘總量的’인 巨視經濟指標의 변동으로 보다 쉽게 파악할 수 있다는 데서 찾을 수 있다. 이러한 통합되고 단순화된 模型構造의 이점을 최대한 살릴 수 있도록 政策시뮬레이션을 여러가지 다양한 政策組合의 경우들에 대해서 시도하고 있다.

둘째, 이 模型은 기존의 여러 巨視經濟模型들과 같이 需要側面을 중시하는 「케인지안」적 模型으로서 需要가 供給을 결정하는

「케인지안」적 기본체계를 반영하고 있다.¹⁾ 그러나 후술하는 바와 같이 物價函數에 總需要와 내생화된 總生産能力(즉, 잠재 GNP)의 比率을 포함함으로써 經濟의 供給能力을 초과하는 수요증가가 物價上昇을 통하여 總需要의 增加를 억제하는 내부적 自動均衡 메커니즘이 설정되어 있다. 이와 같이 同 模型은 주요 價格變數들의 內生化와 GNP變數의 도입을 통해 전형적인 IS-LM型 「케인지안」 模型의 약점인 價格의 內生性 輕視 및 供給側面 輕視的 구조를 보완하고 있다. 또한 이미 지적인 物價變動의 自動均衡機能과 나아가서는 金利, 賃金, 輸出價格, 土地價格 등의 여타 가격변수들도

經濟成長率과 正의 관계를 유지하면서 동시에 궁극적으로는 消費, 投資 등 需要部門과 負의 관계를 유지하고 있어 內生化된 모든 價格函數들이 이러한 自動均衡 메커니즘을 보완·강화하고 있다.

셋째, 이 模型은 巨視經濟變數와 政策變數들을 가능한 한 統合·單純化시키면서도 동시에 經濟적으로 중요한 巨視政策變數들을 다양하게 포함하고 있어 단순하면서도 다양한, 그리고 經濟적으로 의미있는 政策實驗이 가능하도록 배려되었다. 특히 金融側面에서 규제金利인 與信·受信金利變數와 財政側面에서 公共部門 綜合財政收支 赤字規模 變數가 外生變數로, 會社債收益率變數와 土地價格變數가 內生變數로 포함되어 있어 이들을 이용한 다양한 政策實驗을 가능케 하고 있으며, 본 모형은 향후 金利, 財政收支, 土地價格 등의 변화의 巨視經濟的 파급효과를 분석하는 데 유용하게 이용될 수 있을 것으로 판단된다.²⁾

넷째, 模型의 構造式 추정에서는 일반적인 관행에 따라 각각의 構造式에 대해 單純回歸分析(OLS) 방법을 사용하였는데, 추정과정에서 나타나는 자기상관문제를 처리하기 위해서는 전기의 종속변수를 설명변수로 사용하거나 內生變數의 ‘增加率’을 추정하는 방법을 채택하였다.³⁾ 실제로 추세변동이 뚜렷한 物價, 賃金, 輸出價格, 土地價格 등 模型內의 모든 가격변수들을 증가율 형태(log 차분형태)로 추정함으로써 趨勢(time-trend)의 존재에 의해 나타날 수 있

- 1) 李煥(1984)에서 개발된 年間計量模型은 實物市場을 중심으로 추정된 成長模型으로서 中·長期 經濟豫測을 목적으로 작성된 供給部門 중심의 모형임. 동 논문에서 지적된 대로 이 모형은 總需要管理를 위한 通貨·財政政策이나 기타 安定化施策의 政策效果分析에는 적합하지 않음.
- 2) 최근의 金利自由化 2段階 조치로 주요 貸出金利가 자율화되었으나, 그동안 규제되었던 金利를 內生化하기가 불가능할 뿐만 아니라, 銀行貸出金利가 당분간은 독과점적 은행대출 시장구조 등 여러가지 요인에 의해서 경직적으로 움직일 가능성이 높기 때문에 貸出金利를 外生化하고 있는 현재와 같은 형태의 模型의 유용성은 여전히 높을 것으로 판단됨.
- 3) 이러한 방법을 통해서 통계적 추론을 위해 안전한 수준의 *D.W.*統計値를 얻을 수 있었음. 그러나 잘 알려진 바와 같이 前期의 종속변수가 사용될 때는 *D.W.*統計値를 이용하여 교란항의 자기상관 존재 여부를 검증할 수 없으며, 대신에 Durbin의 *h*-統計値의 계산이 필요한데, 계산결과에 의하면 모든 경우 교란항의 자기상관은 없는 것으로 나타나고 있음.

는 假性的 回歸(spurious regression) 가능성을 피하도록 하였다. 자기상관존재시 전통적인 추정방법으로 자주 이용되는 Cochrane-Orcutt AR(1) 추정방법은 事前的으로 교란항의 安定性 條件(stationarity)을 전제로 한 추정방법이므로 本 模型에서는 사용하지 않았다. 또한 模型의 관측치 숫자가 많지 않은 점을 고려하여 각 回歸方程式의 설명변수수를 최소화하여 최대한의 자유도를 확보하도록 노력하였다. 그리고 輸出·入函數 推定에서 국민소득계정상의 輸出·入을 직접 추정함으로써 오차발생의 또 다른 요인이 될 수 있는 연결식(bridge equation)의 사용을 배제하였다.

2. 「年間巨視模型」의 構造

「年間巨視模型」은 1972~92년 기간에 대한 다음의 11개의 기본구조식으로 구성되어 있으며 각 부문간 흐름도는 [圖 1]과 같다. 構造式의 選定에 있어서는 이론적으로 설명력이 있다고 판단되는 여러가지 변수들의 다양한 조합 중에서 실제추정을 통해 관찰되는 統計的 說明力과 계수의 有意性이나 그 부호의 타당성 등을 기초로 하여 최적조합을 취사 선택하였으며, 동시에 事後的인 模型시뮬레이션(simulation) 결과를 참조하여 構造式을 개선해 나가는 작업도 병행하였다.

「年間巨視模型」의 構造式

(1) 소비함수(민간)

$$PCON = PCON \left(\frac{P \cdot y - T}{P}, \frac{M2A}{P}, YCB - \dot{P}, PCON_{-1} \right)$$

(+), (+), (-), (+)

(2) 조세함수

$$T = T(P \cdot y)$$

(+)

(3) 설비투자함수

$$IFM = IFM(IFC, EX, EXR_{-1}, D_{7879})$$

(+), (+), (-), (+)

(4) 건설투자함수

$$IFC = IFC \left(\frac{M2A}{P}, (RL - \dot{P}), IFC_{-1}, \left(\frac{PL}{P} \right)_{-1}, D_{78} \right)$$

(+), (-), (+), (-), (+)

(5) 수출함수

$$EX = EX(FGNP, \frac{PX}{FWPI}, EX_{-1})$$

(+), (-), (+)

(6) 수출가격함수

$$\dot{PX} = \dot{PX}(\dot{EXR}, \dot{FWPI}, \dot{PMW}, \dot{P}_{-1}, D_{75}, D_{76})$$

(-), (+), (+), (+), (-), (+)

$$PMW = PM * EXR$$

(7) 수입함수

$$IM = IM(y, \frac{IFM}{y}, \frac{PMW}{P}, IM_{-1})$$

(+), (+), (-), (+)

(8) 회사채수익률함수

$$YCB = YCB(WRD, \frac{M2A}{P}, y, \frac{y - PCON - GCON}{I})$$

(+), (-), (+), (-)

(9) 물가함수

$$\dot{P} = \dot{P}(\dot{W}, PMW, RDEFC, (\frac{y}{POTGNP}))$$

(+), (+), (+), (+)

(10) 임금함수

$$\dot{W} = \dot{W}(\dot{P}, \dot{P}_{-1}, \dot{y}_{-1}, DW_{76})$$

(+), (+), (+), (+)

(11) 토지가격함수

$$\dot{PL} = \dot{PL}(\dot{P}, \dot{IFC}, \dot{y}_{-1}, D_{78}, D_{7392})$$

(+), (+), (+), (+), (-)

$$(*) y = PCON + I + GCON + EX - IM + STD + NFI$$

$$(*) I = IFM + IFC + IS$$

$$(*) POTGNP = POTGNP(LE, KS)$$

$$(*) KS = 0.95 KS_{-1} + IFM + IFC$$

(1) 消費函數

民間消費(國民所得計定, 1985년 不變價格)函數는 전통적인 恒常所得·平生週期假說(permanent income hypothesis, life-cycle hypothesis)이론에 입각하여 당기의 可處分所得과 前期의 消費를 설명변수로 포함시키고, 여기에 實質殘高效果(real balance effect)와 期間間 代替效果(intertemporal substitution effect)를 고려하기 위하여 實質總通貨와 實質會社債收益率을 추가하였는데, 朴元巖(1986) 등도 유사한

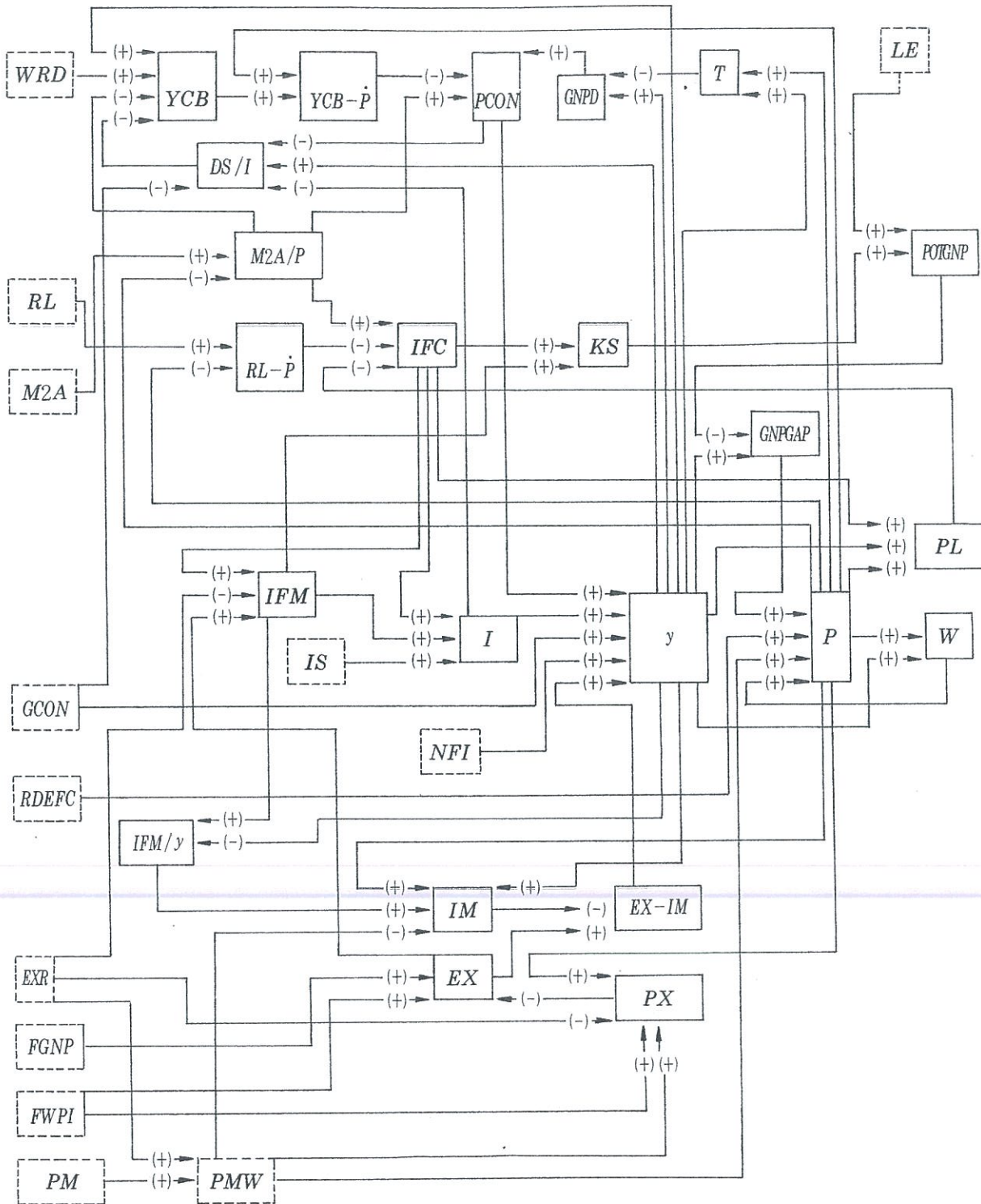
형태의 消費函數를 사용하고 있다. 實質可處分所得과 實質總通貨, 그리고 實質會社債收益率의 계산에서는 物價變數로서 GNP디플레이터를 사용하였으며, 名目可處分所得의 단순화된 형태로서 '名目 GNP-國稅徵收額'을 사용하였다. 추정결과 實質利率는 民間消費에 負의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

消費函數 推定과 관련하여 한가지 흥미로운 사실은 富의 효과를 감안할 수 있는 변수로서 실질잔고변수 대신에 실질토지가격변수(PL/P)를 사용할 경우의 설명력이 상당히 높았다는 점이다. 그러나 이 경우에는 同 變數가 금리변수의 효과를 압도함으로써 實質利率 效果가 유의성이 없는 것으로 나타나서 최종적인 模型構造式에는 이용되지 못했지만, 향후 부동산가격변수를 거시경제분석 체계에 포함시킬 때 중요한 단서가 될 것이다. 본 모형작업에서는 동 실질토지가격변수가 건설투자함수에만 포함되어 있다.

(2) 租稅函數

租稅函數는 年間 國稅徵收額을 名目GNP의 함수로 상정하고 있으며, 이를 이용하여 消費函數에서의 가처분소득의 代用變數를 얻는 데 이용되고 있다. 추정결과 지적할 만한 점은 推定의 대상기간을 1972~92년에서 1976~92년으로 축소시킴으로써 상당히 安定的(stationary)인 교란항 구조를 얻을 수 있었다는 점이다. 즉 1972~92년을

[圖 1] 模型의 흐름圖



註: 는 內生變數, 는 外生變數

추정대상기간으로 할 경우 $D.W.$ 統計値는 0.56으로서 이러한 推定結果는 Cochrane-Orcutt 調整으로도 개선되지 않았다. 그러나 추정대상기간을 1976~92년으로 축소시킬 경우 $D.W.$ 統計値는 1.58로 향상되었으며, 이때 國稅收入의 對名目GNP 탄성치는 1.034로 全期間에 대한 탄성치 1.091보다 작은 값을 나타냈다. 本 模型의 성격상 稅法改正效果가 이미 포함된 관측치를 사용하고 있기 때문에 稅收彈性値의 추정에 무리가 있지만, 일반적으로 年間模型을 이용하고 있는 稅收推計模型에서의 稅收彈性値 推定값이 추정대상기간에 따라 크게 영향받을 수 있다는 점이 지적되어야 할 것이다.

(3) 設備投資 · 建設投資函數

設備投資는 총수요의 구성요소 중 주로 輸出 및 建設投資의 변동에 의해 결정되는 것으로 추정되었고 前期의 換率과 負의 관계를 가지며 1978~79년의 景氣過熱을 나타내는 더미변수가 추가되었다. 이들 설명변수들은 설비투자 규모변동의 99.3%를 설명한다. 設備投資와 換率간의 관계는 원화 환율이 절하될 경우 輸出이 증가함으로써 設備投資를 활성화시키는 효과와, 역으로 原資材, 資本財 등 설비투자용 수입이 억제됨으로써 오히려 設備投資가 저하되는 효과를 상정해 볼 수 있는데, 本 推定式에서는 수출규모가 설명변수로 포함된 관계로 후자의 평가절하의 負의 효과가 나타나고 있다. 設備投資函數의 추정과정에서 통화량은 추

정형태에 따라서 영향을 미치는 것으로 나타나기도 하였으나, 金利變數는 與信金利, 會社債收益率 모두 設備投資 決定에 전혀 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

建設投資는 실질여신금리와 전기의 실질토지가격(PL/P)의 감소함수로, 실질통화량과 전기의 건설투자의 증가함수로 추정되었다. 與信金利가 건설투자에 포함됨으로써 간접적이지만 金利上昇의 설비투자 감소효과를 추적할 수 있으며, 토지가격 변화의 巨視經濟的 効果는 建設投資의 변동을 통해 나타나고 있다.

종래 우리나라 金融政策運用의 基本方向이 건설업보다는 주로 製造業에 대한 金融支援을 강조하는 쪽이었음에도 불구하고 주요 金融政策變數인 여신금리나 통화량 변동의 영향이 設備投資에서가 아니라 建設投資에서 有意하게 나타나고 있는 사실은 우리나라의 金融去來慣行과 밀접하게 관련된 것으로 생각할 수 있다. 우리나라에서는 극히 일부분을 제외하면 거의 대부분의 金融去來가 不動產擔保를 바탕으로 이루어져 왔다. 따라서 정부가 設備投資增大를 목적으로 資金供給을 增加시키고 資金供給條件을 緩和시키더라도 결과적으로 그 受惠者는 不動產擔保를 제공할 수 있는지 여부에 따라서 결정되고, 投資의 質的인 면에서도 투자결과가 새로운 금융자금의 수혜를 가능케 하는 建設投資를 增加시키는 방향으로 나타났다고 할 수 있다.

(4) 輸出·輸入·輸出價格函數

本 模型에서는 통상적인 연결식(bridge equation) 사용을 배제하고 國民所得計定의 輸出·輸入을 직접 추정하였으며 輸出價格은 내생화되고 輸入價格은 외생변수로 취급하였다. 輸出은 海外GNP와 相對輸出價格(달러표시 수출단가/해외물가), 그리고 前期輸出의 函數로 추정되었고, 輸入은 國內GNP, 相對輸入價格(원화표시 수입단가/국내물가), 設備投資의 對GNP比率, 그리고 前期輸入의 함수로 추정되었다. 각 설명 변수들의 係數 推定值의 부호는 기대하는 방향과 일치하는 것으로 나타났다.

輸出價格은 내생화된 다른 모든 價格變數와 마찬가지로 '增加率' 형태로 추정되었는데, 輸出價格增加率は 전기의 物價上昇率, 원화표시 輸入單價上昇率, 海外物價上昇率과 正의 상관관계를 보이고 원화의 平價切下率(원화의 對달러換率 기준)과 負의 상관관계를 보이고 있다. 이들 변수들은 1975, 76년에 대한 더미변수와 더불어 輸出價格增加率의 97.7%를 설명하고 있는데, 증가율 형태의 회귀식으로서는 매우 높은 설명력을 보여주고 있다 하겠다.

(5) 會社債收益率函數

左承喜·黃晟鉉·李善愛(1993)에서는 私債利率을 시장금리변수로 채택하였었다. 그것은 1980년대 초반까지만 해도 會社債市場이 아직 미성숙 단계에 있었고 회사채

수익률이 다른 거시경제변수들과 밀접하게 연관되지 않았었기 때문이다. 그러나 그 이후 債券市場이 성장·발전하면서 여타 경제 변수들과의 연관관계가 높아지고 최근에 와서는 會社債收益率이 대표적인 實勢金利로 인식되고 있다. 반면 私金融市場 규모는 1980년대 후반 이후 크게 축소되어 私債市場金利가 市場金利를 대표하기에는 미흡하게 되었다. 따라서 1970년대에는 私債市場金利가, 1980년대 이후에는 會社債收益率이 금융시장의 전반적인 상황을 잘 반영한다고 할 수 있기 때문에 전추정기간을 통하여 의미를 갖는 변수를 택하기가 어렵다는 단점이 있다. 다만 현재에 가까운 기간에 보다 더 큰 가중치를 둔다는 관점에서, 또한 92년의 표본이 추가됨으로 인하여 회사채수익률의 유효성이 더 높아졌기 때문에 본 모형에서는 회사채유통수익률을 시장이자율의 대표변수로 채택하였다. 추정기간은 1975년부터 92년으로 하였다.

會社債收益率函數는 이자율이 화폐시장 뿐만 아니라 貸付市場의 수급도 반영한다는 입장에서 그 함수형태를 설정하였다. 利率은 단기적으로는 화폐시장의 수급에 의해서, 그리고 중·장기적으로는 貯蓄·投資 貸付市場의 수급에 의해 영향을 받는다고 볼 수 있는데, 본 모형이 연간모형이라는 점과 회사채가 우리나라에서는 비교적 長期金融資產이라는 점에서 볼 때 대부시장의 수급과 화폐시장의 수급이 동시에 會社債收益率 결정에 중요한 요소가 된다고 할 수

있을 것이다. 이에 따르면 시장금리는 저축과 투자, 그리고 화폐수요함수의 설명변수들을 포함하는 축약형방정식으로 표현할 수 있을 것이다.

국내저축을 실질GNP, 시장이자율 및 예금금리, 실질통화량 등의 함수로, 투자를 시장이자율, 실질통화량, 실질GNP 등의 함수로 상징하면 市場利率에 대한 축약형식은 예금금리, 실질GNP, 실질통화량 등의 함수로 표현될 것이다. 이 경우 우리나라와 같이 貸付市場에서 만성적인 초과자금 수요를 경험해 온 경우는 초과수요의 정도를 측정하는 변수가 추가적인 설명변수로 포함되어야 할 것이다. 이러한 대부시장의 불균형 정도를 국내저축의 총투자에 대한 비율로 나타내면, 이자율함수는 예금금리, 실질통화량, 실질GNP, 국내저축의 투자에 대한 비율의 함수로 표현될 수 있을 것이다.

그런데 통상적으로 實質通貨需要는 예금금리, 시장금리 및 실질GNP 등의 함수로 표현되기 때문에, 결과적으로 이러한 형태의 회사채수익률함수는 기존의 통화수요함수의 역함수 형태에 국내저축의 투자에 대한 비율을 설명변수로 추가한 것으로 해석할 수도 있을 것이다.

통화수요함수의 단순한 역함수 형태의 이자율함수식으로는 1986년과 1987년의 이자율 하락현상, 91년의 이자율 상승현상 등이 충분히 설명되지 않는 반면 대부시장, 즉 저축과 투자의 관계를 고려한 본고의 모형

은 86년과 87년에는 저축증가가 이자율을 하락시키는 데 기여했고, 91년에는 저축은 부진한 데 비해 투자가 급격히 증가하여 이자율이 상승했던 현상 등을 비교적 잘 설명하는 것으로 나타나고 있다.

(6) 物價函數

本 模型의 一般物價變數로는 GNP디플레이터를 택하였으며 同 物價上昇率은 賃金上昇率과 圓화표시 輸入單價上昇率이 높을수록, 그리고 總需要의 對潛在GNP比率과 公共部門 綜合財政收支 赤字의 對GNP比率이 높아질수록 높은 것으로 추정되었다. 이상의 네가지 說明變數들은 우리나라 物價上昇率 變動의 96.5%를 설명하는 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 物價上昇率函數의 추정은 기존의 여러 總量模型(예를 들어 朴元巖(1986), Yoo(1991), Yoo and Park(1991)에서의 物價函數 추정과는 다른 접근방법을 채택하고 있다. 이들 기존의 模型에서는 주로 都賣物價指數를 供給側面과 海外部門의 變數로서 설명하고 이를 주근거로 하여 消費者物價指數, 民間消費디플레이터, 固定投資디플레이터를 추정한 후에 GNP디플레이터를 정의식 형태로 추정하는 다단계 추정법을 사용하고 있다. 그러나 本 模型에서는 代表的 一般物價變數로서 GNP디플레이터 增加率을 직접 추정하고 있다.

同 物價上昇率의 說明變數 中 賃金上昇率과 圓화표시 수입단가상승률은 費用側面에

서 物價上昇의 요인을 반영하고 있으며, 總需要의 對潛在GNP比率(GNP갭)은 경제전체의 잠재공급능력에 대한 總需要壓力的 정도를 나타낸다.⁴⁾ 여기서 잠재GNP변수로는 실제GNP를 규모에 대한 수확불변(一次同次函數) 제약하에서 자본스톡 추정치와 취업자수에 회귀시킨 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 추정되는 GNP추정치(predicted value)를 사용하였다.⁵⁾

이와 같이 物價函數에 GNP갭변수를 도입함으로써 總供給能力을 초과하는 總需要의 膨脹이 物價上昇을 통하여 역으로 소비, 투자, 수출 등 總需要 각 부문의 증가를 억제하게 되는 內部自動均衡 메커니즘이 도입

되고 있다. 한편 本 模型에서는 投資의 증가가 總需要 증가효과뿐만 아니라 자본스톡의 증가와 잠재GNP의 증가를 통하여 경제의 공급능력을 제고시킴으로써 장기적으로는 물가하락효과를 가져오는 것으로 模型化되어 있다.

우리나라의 物價上昇率이 公共部門 綜合財政收支赤字의 對GNP比率과 正의 상관관계를 보이고 있다는 점은 黃晟鉉(1992)에서 지적된 바 있다. 財政赤字變數가 物價上昇 要因으로 작용할 수 있는 것은 일반적으로 民間의 純富效果(net wealth effect)에 의한 總需要壓력과 財政赤字의 사후적인 貨幣化(monetization)에 의한 物價上昇壓力 등으로 설명될 수 있다. 또한 우리나라 經濟運用에서 政府部門이 차지하고 있는 비중을 고려해 볼 때 財政赤字變數는 政府의 安定化施策의 강도를 나타내는 지표로 해석될 수 있고 이것이 인플레이기에 영향을 미쳤다고 해석할 수도 있다. 실제로 經濟安定化施策이 강력히 추진되었던 1983년 이후 公共部門 綜合財政收支 赤字의 對GNP比率이 크게 감소하여 1987~88년 기간에는 최초의 黑字를 시현한 바 있다. 그런데 財政赤字變數(RDEF)는 模型內部에서 결정되는 國稅收入을 제외하고는 財政收支를 구성하는 歲入·歲出 項目이 모두 外生變數인 점과 분모의 명목GNP가 내생변수이면서도 일종의 디플레이터(deflator) 역할을 위해서 도입되었다는 점을 고려하여 외생처리하였다.⁶⁾ 財政赤字變數를 외생화하는 대신에

4) 本 模型의 物價函數는 전통적인 總需要·總供給曲線(aggregate demand and aggregate supply curve) 체계에 의한 물가수준 결정의 주요인을 설명변수로 포괄하고 있음. 이 경우 개념적으로 總供給函數는 $y^s = y^s(P_{(+)}; W, PMW)$, 총수요함수는 $y^d = y^d(P_{(-)}; GNP_{(+)} GAP, RDEF)$ 형태를 취하는 것으로 개략적으로 상징해 볼 수 있는데, 이러한 구조식 하에서 物價函數의 추약형식은 本稿에서와 같은 형태를 취하게 됨. 여기서 상첨자 s와 d는 각각 供給과 需要를 나타냄.

5) 잠재GNP 추정을 위해 이용된 총생산함수의 推定式은 다음과 같음(규모에 대한 수확불변의 제약조건이 주어짐).

$$\begin{aligned} \log(GNP) &= 0.3996 + 0.4572 \log(LE) \\ &\quad (6.57) \quad (16.13) \\ &\quad + 0.5428 \log(KS) \\ &\quad (19.15) \\ \bar{R}^2 &= 0.977 \quad D.W. = 0.24 \end{aligned}$$

6) 財政赤字變數를 내생화하기 위해서는 政府消費와 政府支出間의 엄밀한 관계식 설정 문제 등이 선결되어야 하며, 이 문제는 추후의 模

이하의 정책시뮬레이션 작업에서는 政府消費, 政府支出, 國稅外 收入項目을 政策變數로 설정하여 政府消費變數와 財政赤字變數가 일정한 관계를 가지고 동시에 변화하는 정책변화를 설정하고 있다.

本 模型에서 綜合財政收支上의 財政赤字가 物價에 영향을 미치는 경로는 구체화되어 있지 않다. 그런데 物價上昇率函數의 추정결과에 의하면 財政赤字變數는 수요측면에서 GNP갭변수의 효과를 감안하고서도 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타나고 있기 때문에 財政赤字變數의 物價에 대한 영향은 GNP갭변수로 파악되는 총수요 압력과는 다른 경로의 것일 수 있음을 추론할 수 있을 것이다. 이러한 측면이 향후 巨視經濟的인 財政運用 논의에서 중요한 과제로 다루어져야 할 것이다. 本 模型에서 財政赤字變數가 物價上昇率函數의 중요 설명변수로 포함되는 것은 物價上昇率 變動에 대한 경험적 분석결과에 의한 것이며, 外生化된 財政赤字變數의 도입을 통해 第三章의 政策

시뮬레이션에서는 다양한 형태의 財政政策의 效果에 대한 실증적 분석이 이루어지고 있다. 이와 같은 財政赤字變數의 도입형태는 기존의 몇몇 總量模型에서 財政赤字規模를 本源通貨의 정의식에 포함시켜서 사전적으로 財政赤字의 100% 貨幣化를 가정하고 있는 방식과 구분된다.⁷⁾

物價上昇率의 說明變數로서 總通貨增加率은 상기 4개의 설명변수들에追加해서 說明力을 갖지 못하는 것으로 나타났다. 실제로 物價上昇率函數의 추정은 상기 4개의 變數와 總通貨增加率 및 그들의 전기 변수들의 여러가지 조합이 갖는 統計的 說明力을 비교하여 이루어졌으며, 이러한 경험적 분석 결과를 토대로 하여 總通貨增加率變數가 物價上昇率의 추정식에서 제외되었다. 그러나 模型內에서 總通貨變數는 實勢金利에 대한 영향을 통해 간접적으로 그리고 實質殘高效果를 통해 직접적으로 消費 및 投資에 영향을 미침으로써 物價上昇壓力으로 작용하고, 이의 賃金에 대한 영향을 통해서도 物價에 영향을 미치게 된다. 이와 같이 總通貨變數가 직접적인 物價決定變數로 기능하지 않고 있다는 점이 앞에서 지적된 바와 같이 模型의 「케인지안」적 성격을 시사하고 있다 할 것이다.

(7) 賃金函數

賃金函數는 기본적으로 期待附 「필립스」 曲線(expectation augmented Phillips curve)의 변형된 형태로서 賃金上昇率의

型 改善作業에서 다루고자 함. RDEFc 변수를 외생화함으로써 잃게 되는 효과는 景氣浮揚政策에 의한 稅收增大의 2차적인 재정적자 감축과 물가하락효과임.

7) 예를 들어 Yoo and Park(1991) 등에서는 財政赤字變數(韓銀 국고대차대조표 기준)가 광의의 총통화 정의식에 포함되어 있음. 政府部門 通貨供給의 변동을 나타내는 總財政收支를 사용할 경우에는 이러한 방법이 정당화될 수 있으나 總財政收支는 本稿에서 사용하고 있는 綜合財政收支에 비해서 財政部門의 政策變化를 나타내는 收支概念으로는 한계가 있음.

變動을 當期와 前期의 物價上昇率 및 前期의 實質GNP 成長率, 그리고 賃金上昇率이 크게 높았던 1976~77, 1989~90년을 1로 하는 더미변수를 사용하여 설명하고 있다. 本 模型에서는 失業率變數가 설명력이 없는 것으로 나타났으며 이의 代用變數로서 實質成長率이 사용되었다.⁸⁾ 따라서 實質成長率의 增加는 賃金의 上昇을 초래하고 이는 다시 物價의 上昇을 초래함으로써 本 模型이 갖는 自動均衡 메커니즘을 보다 강화하게 된다.

(8) 土地價格函數

土地價格의 上昇率은 物價上昇率, 建設投資增加率, 그리고 前期의 實質成長率 및 1978년과 1973, 92년을 1로 하는 더미변수로 설명된다. 成長率의 增加와 建設投資增加는 經濟의 活性化를 통해 직접적으로 不動產市場의 活性化를 초래함으로써 土地價格에 正의 影響을 미치고, 物價와 土地價格은 증가율 형태로 正의 상관관계를 갖는다. 그런데 本 模型의 建設投資式에 의하면 土地價格의 상승은 建設投資需要에 負의 影響을 미치게 되는데, 이 또한 本 模型이 갖는

8) 全聖寅(1991)에서는 賃金上昇率 說明變數로서 物價上昇率과 失業率變數가 사용되었음. 그러나 同 模型은 추정대상기간과 失業率變數의 導入形態에 있어 本 模型과 차이가 있음.

9) 시뮬레이션 방법은 Gauss-Seidel방법에 의하고 今回 豫測値와 前回 豫測値間의 差의 今回 豫測値에 대한 상대오차는 0.01%로 함.

자동균형 메커니즘의 한 형태라고 볼 수 있을 것이다.

3. 「年間巨視模型」의 推定 및 시뮬레이션 結果

模型의 추정결과는 구조식별로 [附錄]에 보고하였는데, 模型의 전체적 適合度를 나타내는 대표적 지표인 平均自乘根퍼센트오차(root mean square percent error : RMS% Error)를 계산하여 본 결과 대체로 양호한 것으로 나타났다.⁹⁾ <表 1>에는 「年間巨視模型」의 각 추정식의 \bar{R}^2 와 *D.W.*統計値 및 內生變數에 대한 RMS%오차가 제시되어 있다. RMS%오차는 1980년 이후의 기간에 대해서 계산되었는데, 주요 거시경제지표 대부분의 RMS%오차가 5% 이내

<表 1> 「年間巨視模型」의 推定結果

	\bar{R}^2	<i>D.W.</i>	RMS % Error
<i>y</i>	—	—	1.90
<i>T</i>	0.999	1.58	5.15
<i>PCON</i>	0.999	2.00	1.82
<i>IFM</i>	0.993	2.05	4.85
<i>IFC</i>	0.989	1.80	5.23
<i>I</i>	—	—	3.62
<i>EX</i>	0.991	2.07	5.32
<i>PX(P\dot{X})</i>	0.977	1.72	1.32
<i>IM</i>	0.998	2.33	4.45
<i>YCB</i>	0.978	2.41	6.90
<i>P(P\dot{P})</i>	0.965	2.38	2.40
<i>PL(P\dot{L})</i>	0.774	2.35	6.50
<i>W(W\dot{W})</i>	0.915	2.02	3.01

였으며, 實質GNP와 物價水準의 RMS%오차가 각각 1.90%와 2.40%로 매우 양호하였다. 民間消費, 輸出價格, 賃金에 대한 평균적 예측능력이 양호한 것으로 나타났고, 자료상의 문제가 없지 않은 土地價格 및 會社債收益率에 대한 예측능력은 다소 낮은 것으로 나타났다.

[圖 2]에는 9개의 주요 내생변수에 대한 80년대 이후의 實績値와 模型의 예측치가 표시되어 있는데, 模型의 예측치가 실적치를 상당히 안정적으로 추적하고 있는 것으로 보이며, 특히 주요변수들의 92년 실적치를 대체로 정확하게 예측하는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 政策시뮬레이션에 의한 政策效果 分析

1. 政策시뮬레이션 시나리오의 設定

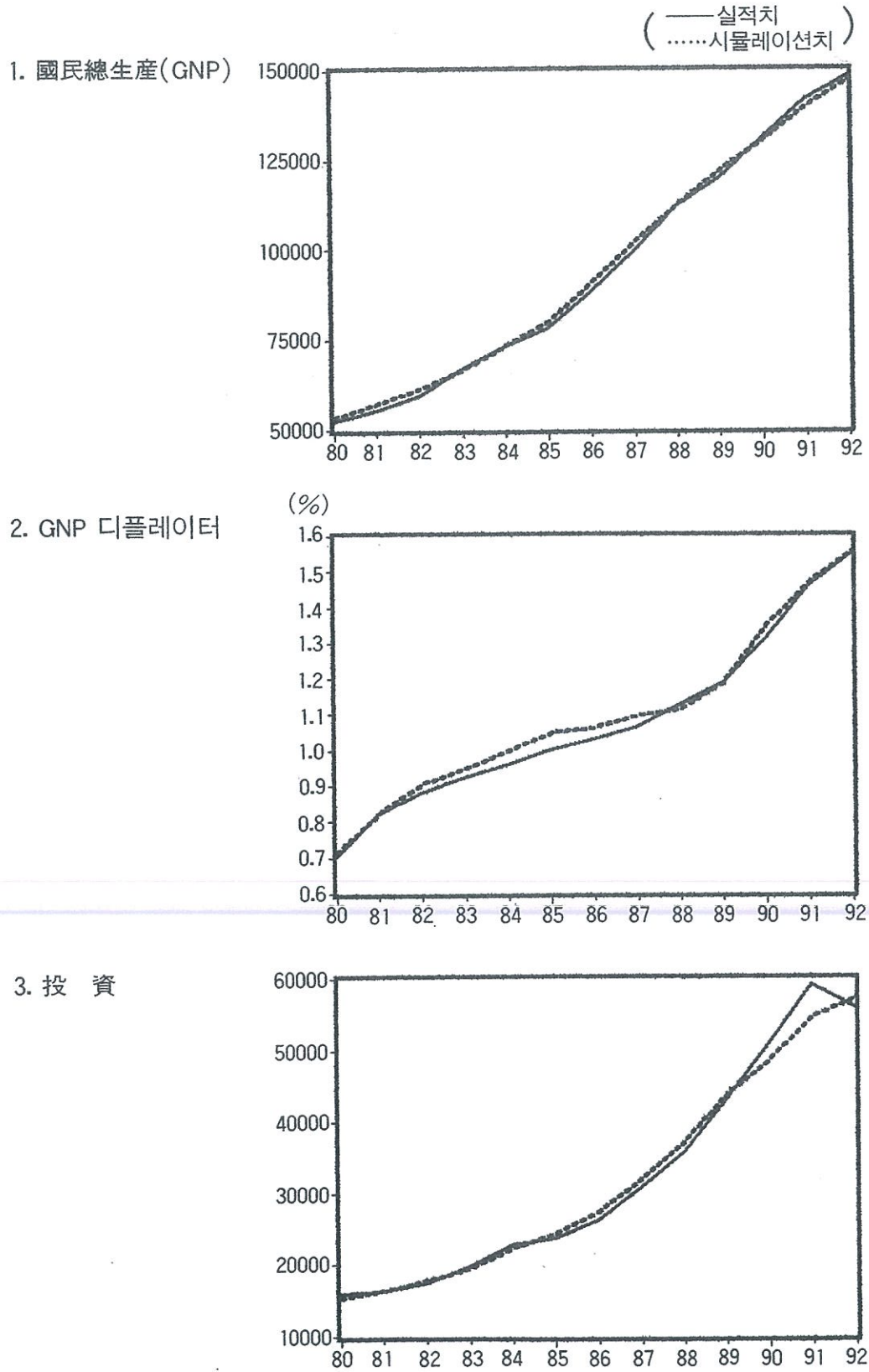
본장에서는 第Ⅱ章에서 추정된 「年間巨視模型」을 이용하여 외생처리된 정책변수들의 변화가 주요 巨視經濟變數들에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 政策시뮬레이

10) BOP效果의 경우에는 '輸出額-輸入額' 變化額이 백만달러 단위로 표시됨. 本稿의 정책시뮬레이션은 Gauss-Seidel해법을 이용하여 外生的 政策變數의 단위 충격변화에 대한 내생변수의 변화정도를 나타내는 彈力性을 分析하고 있음.

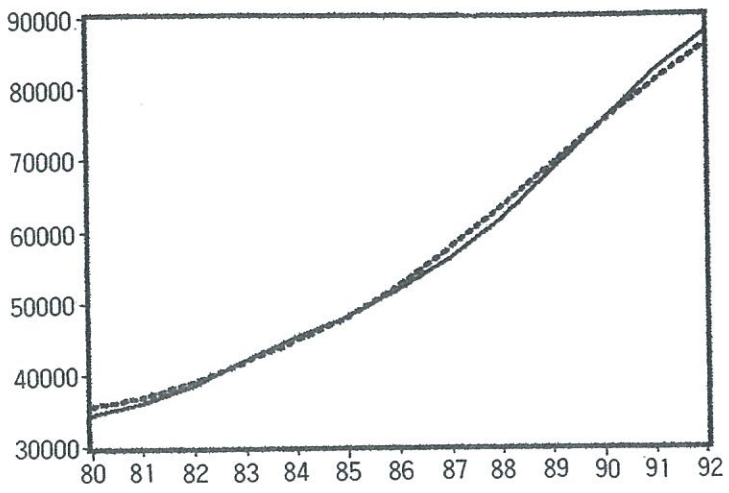
션(policy shock simulation) 연습을 시도해 보고자 한다. 다양한 政策手段의 변화가 經濟成長, 物價, 國際收支 등에 미치는 효과를 파악하기 위해서는 政策手段의 변화가 여러가지 巨視經濟變數에 미치는 직접적 영향뿐만 아니라 經濟變數들 상호간의 연관관계를 多段階的으로 고려하여야 하며, 복수의 정책수단을 혼합할 경우는 일반적으로 각 政策手段의 변화가 서로 상이한 방향으로 경제변수에 영향을 미치는 경우가 보통이기 때문에 이러한 정책조합의 효과를 가늠하기 위해서는 그 각각의 효과의 실제적 크기에 대한 지식을 필요로 하게 된다. 本稿의 政策시뮬레이션은 이론적으로는 물론 현실적으로 관심의 대상이 될 수 있는 여러가지 政策變數의 다양한 조합의 巨視經濟的 效果에 대한 분석을 시도하고 있다.

本稿의 政策시뮬레이션에서는 일정기간에 걸쳐 외생화된 政策變數를 일정비율·규모만큼 변화시킬 때 模型이 예측하는 주요 巨視經濟變數값(A)과 政策變數의 변화가 없었을 때의 模型 예측치(B)를 구한 후에 $\frac{A-B}{B} \times 100$ 의 값으로 그 政策의 效果를 계산하고 있다.¹⁰⁾ 이때 政策變化는 크게 두가지 형태로 나뉘게 되는데, 政策變數의 變化가 1988년 한 해에만 일시적으로 일어나는 單一衝擊(temporary shock)과 1988~92년 기간에 걸쳐 지속적으로 나타나는 繼續衝擊(permanent shock)의 경우이다. 單一衝擊 效果의 분석을 통해서는 한번으로 끝나는 일시적인 政策變化가 가져오는 動態

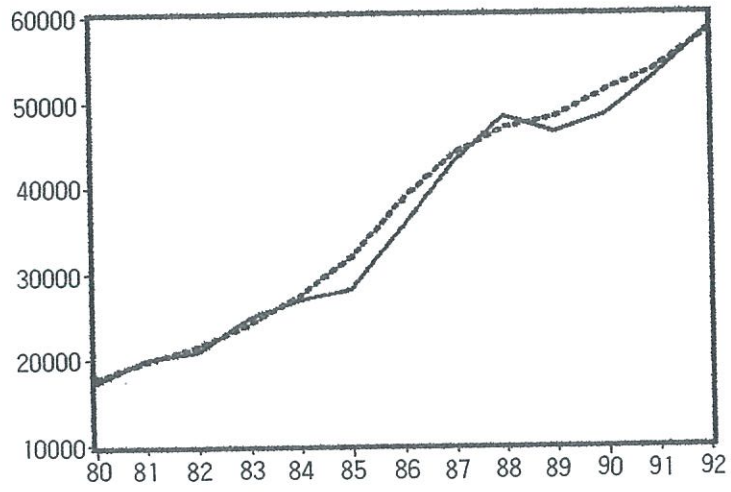
[圖 2] 主要變數의 시뮬레이션結果



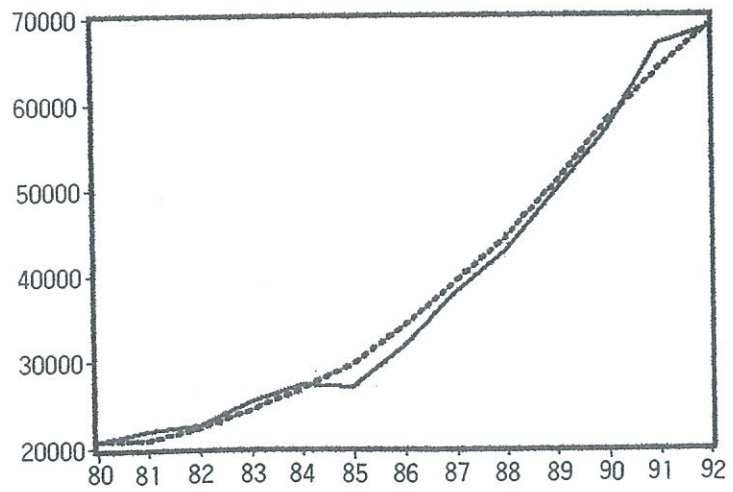
4. 民間消費支出



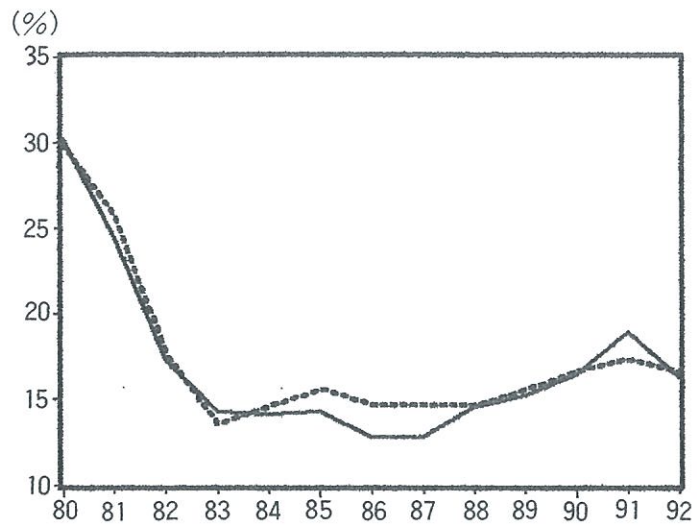
5. 輸出



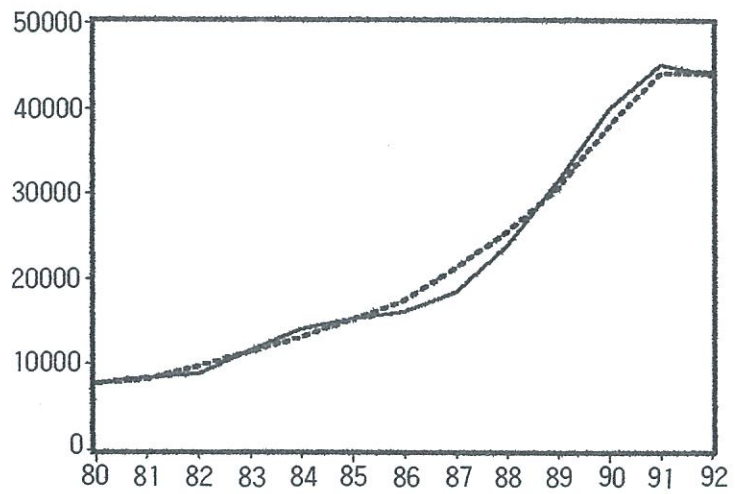
6. 輸入



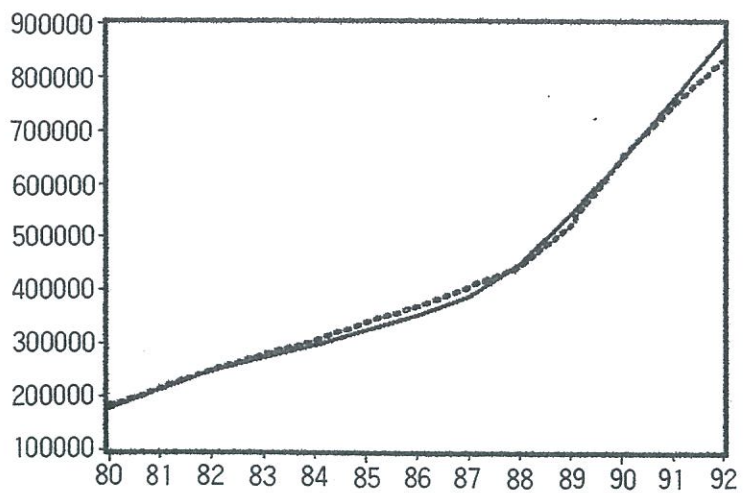
7. 會社債收益率



8. 土地價格



9. 賃金(全産業)



的 과급효과가 파악될 수 있으며, 繼續衝擊效果의 분석을 통해서도 지속적인 정책경로의 변화가 가져오는 平均的인 動態的波及效果를 파악할 수 있을 것이다. 이하에서 이러한 單一衝擊과 繼續衝擊의 경우 각각에 대해서 총 여덟가지의 單一政策變數나 複數政策變數組合의 변화에 따른 충격효과를 분석하였는데, 이들 정책조합의 내용은 <表 2>에 정리하였다.

政策變化 1과 2는 각각 受信·與信金利를 1%포인트 인상하는 경우이고, 政策變化 3은 通貨量이 1% 증가하는 경우이다. 政策變化 4, 5는 政府消費가 1% 증가하는 財政膨脹의 경우인데, 이때 財源調達方法의 차이에 따라서 財政赤字變數(RDEF)가 변화하지 않는 경우가 政策變化 4의 경우이며, 財政赤字를 수반하는 경우(RDEF가 0.1%포인트 증가)가 政策變化 5의 경우이다. 綜合財政收支 赤字는 「歲出 및 純融資-國稅收入-其他收入」으로 정의되는데, 국민계정상의 政府消費와 歲出 및 純融資 항목의 관계가 일정치 않으며, 模型 외부에서 결정되는 其他收入 항목의 존재로 인하여 政府消費의 增加는 財政赤字變數의 증가를 수반할 수도, 수반하지 않을 수도 있다. 즉 본고의 정책시뮬레이션에서는 政府消費, 歲出

11) 政策變化 5에서 政府消費 1% 증가가 RDEF 변수 0.1%포인트와 결합하도록 설정한 것은 政府消費 1% 증가가 財政支出 1% 증가에 해당하고 다른 변수값이 일정하다는 가정하에서 1988년의 實際數値를 이용하여 추정된 것이다.

및 純融資, 其他收入 항목 모두가 정책변수로 설정되어 있고, 이들 변수의 적절한 변화를 통하여 政府소비변수(G)와 재정적자변수(RDEF)가 일정한 관계를 가지고 동시에 변하도록 하였는데, 政策變化 4의 경우는 歲出 및 純融資變數와 기타수입변수를 적절히 조절함으로써 政府소비의 증가가 財政赤字變數의 변화를 수반하지 않는 경우로 설정하였다.¹¹⁾

政策變化 6과 7은 각각 擴張的 財政·通貨政策의 조합과 緊縮的 財政과 擴張的 通貨政策의 組合의 경우이다. 여기서 擴張的(緊縮的) 財政政策은 財政赤字를 수반한 政府消費의 增加(減少)(각각 0.1%포인트, 1%)로 정의되고 擴張的(緊縮的) 通貨政策은 總通貨의 1% 增加(減少)로 정의된다. 마지막으로 政策變化 8은 換率變動效果를 추적하기 위해 對달러원화환율이 1% 상승(평가절하)하는 경우를 상정하였다.

2. 政策效果 分析

本稿의 政策시뮬레이션에서는, <表 2>에 정리된 총 여덟가지의 政策變化가 각각 實質GNP(y), 物價水準(P), 國際收支(BOP, 國民所得計定上의 輸出-輸入), 民間消費(PCON), 總投資(I), 會社債收益率(YCB) 등 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하여 보았다. 이하에서는 <表 3>~<表 10>에 수록된 政策效果 분석결과와 그 정책적 시사점을 논의해 보고자 한다.

〈表 2〉 政策變化(policy shock)의 種類

政策變化의 種類	變化內容
1. 수신금리 인상	WRD ↑ 1% point
2. 여신금리 인상	RL ↑ 1% point
3. 통화량 증가	M2 ↑ 1%
4. 재정팽창	G ↑ 1%
5. 재정팽창(적자재정)	G ↑ 1%, RDEFC ↑ 0.1% point
6. 확장적 재정 · 확장적 통화	G ↑ 1%, M2 ↑ 1%, RDEFC ↑ 0.1% point
7. 긴축적 재정 · 확장적 통화	G ↓ 1%, M2 ↑ 1%, RDEFC ↓ 0.1% point
8. 환율의 상승(평가절하)	EXR ↑ 1%

〈公金利의 變動效果〉

「年間巨視模型」에는 與·受信金利가 외생변수로 포함되어 있고 실세금리로서의 會社債收益率이 내생화되어 있어서 政策變化 1~2의 결과를 통하여 金利變動의 巨視經濟的效果를 파악할 수 있다. 분석결과 與·受信金利의 인상은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났다. 與信金利의 인상은 總投資를 감소시키며, 受信金利의 상승은 실세금리의 인상을 통해 民間消費를 감소시킨다. 投資나 消費 혹은 둘 다의 減少에 의한 實質所得의

減少는 物價下落과 國際收支 改善의 효과를 갖는다. 일반적으로 公金融市場(주로 銀行市場)에서 資金을 조달할 수 있는 일부 個別企業의 입장에서는 여신금리의 인상은 費用上昇의 요인이 되고 商品價格引上의 요인이 되지만, 國民經濟 전체적으로 볼 때 與信金利의 상승은 總投資 水準을 감소시키고 따라서 總需要의 減少와 物價下落을 낳게 되는 것이다. 繼續衝擊의 경우 다른 조건이 일정하다면 與信金利 1%의 인상은 평균 0.166%의 實質所得 減少效果를 갖고, 受信金利 1%의 인상은 평균 0.111%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 여기서 한가지 흥미 있는 것은 與信金利의 인상이 經濟安定化效果를 통해 오히려 실세금리의 안정에 기여하는 것으로 관찰되고 있다는 점이다. 특히 이는 93년 11월 1일에 실시된 與信金利自由化措置 이후, 規制與信金利의 상승에도 불구하고 실세금리가 하향 안정추세를 보이고 있는 현상과 일맥상통하고 있다.¹²⁾

12) 최근 金利自由化措置 이후 會社債收益率 추이를 보면 93년 11월초 13.1%에서 12% 내외 수준으로 하락하는 추세를 보이고 있는데, 물론 이러한 市場金利 續落現象은 實名制 이후의 유통속도 하락을 보상하고도 남을 정도의 다소 여유 있는 通貨供給에도 일부 연유하는 것으로 평가됨. 實名化 義務期間中の M2 통화공급량이 실명제에 따른 유통속도 하락폭을 보상하고도 남는 정도(약 0.3~0.6% 수준)로 공급되었다는 연구결과에 대해서는 左承喜·劉載均(1993)을 참조하기 바람.

〈通貨政策效果〉

政策變化 3은 通貨量이 1% 증가된 경우인데, 기대되는 바와 같이 通貨量の 增加는 物價와 實質所得의 增加, 그리고 國際收支의 惡化를 가져오는 것으로 나타났다. 通貨量 1%의 증가가 일시적일 경우 物價上昇效果는 2년째에 최대에 달하게 되며, 持續的인 通貨量 1%의 증가는 物價를 누적적으로 상승시켜서 4년후에는 상승효과가 0.249%에 달하게 된다. 通貨量 增加는 總需要의 增加를 통한 직접적 경로와 賃金上昇을 통한 간접적 경로를 통해 물가에 영향을 미치게 된다. 또한 通貨量 1%의 증가는 消費, 投資의 증가를 통하여 實質所得을 증가시키는데, 通貨量 增加가 일시적일 경우에는 2년후까지 實質所得을 증가시킨 후 負의 효과를 보이고 있으나, 通貨量 增加가 지속적일 경우는 負의 효과로의 反轉 없이 0.189~0.296%의 實質所得 增加效果를 갖는다.

13) 政策變化 5의 경우 최종수요에 미치는 정부 소비의 증가효과는 1%로 설정한 반면, 적자 재정의 경우 GNP갭變數에 추가하여 物價에 미치는 직접적 영향으로 인한 實質殘高의 감소와 수출 감소 등으로 인하여 실질소득의 성장이 위축되는 것으로 나타남. 만일 실질잔고의 감소를 보전할 수 있는 정도의 통화량이 동시에 증가되면 실질소득의 증대효과가 커지고 (-)반전효과는 나타나지 않으나 물가상승압력은 더욱 커지게 됨. 政策變化 4의 효과를 해석하는 데에는 정부수입 증가의 효과가 민간소비에 영향을 미치지 않도록 설정된 점이 감안되어야 함.

〈財政政策效果〉

政策變化 4와 5는 政府消費의 증가로 나타나는 재정팽창의 경우로서, 재정규모의 증가가 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 巨視經濟的 效果의 차가 단적으로 나타나고 있다. 財政規模의 증가는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 실제적 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타나고 있다. 또한 政策變化 5의 경우 赤字財政에 의한 財政膨脹의 實質所得에 미치는 효과는 일시적으로 正의 效果를 보인 후 負의 效果를 보이는 것으로 나타났다. 財政規模 增加가 일시적일 경우 두가지 政策變化 모두 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 효과는 일시적인 것으로 나타났다.¹³⁾

이러한 정책실험 결과가 보여주는 중요한 교훈은, 巨視經濟的 安定을 이루기 위한 ‘財政運用論議’에서 재정규모에 대한 논의와 더불어 財源調達方法에 대한 고려, 즉 財政赤字規模에 대한 고려가 매우 중요하다는 점이다. 財政赤字를 수반하는 재정규모 증대와 수반하지 않는 재정규모 증대는 매우 다른 巨視經濟的 效果를 낳고 있다. 그런데 본 모형에서는 기존의 다른 여러 모형에서와 마찬가지로 投資性 政府支出의 장기적인 공급능력 확대효과에 대한 정책실험이 이루어지지 못하였으며, 따라서 여기서 財政의 物價上昇效果는 정부소비 증가로 인한 최대치로 해석되어야 할 것이다.

〈通貨·財政 政策組合의 效果〉

政策變化 6과 7은 緊縮的, 擴張的 財政·通貨政策의 조합에 의한 정책실험의 경우를 나타낸다. 〈表 2〉에서 정의된 緊縮的, 擴張的 財政·通貨政策의 정의하에서는 物價水準에 대해서는 財政政策의 영향력이 우위적이고 實質所得水準에 대해서는 通貨政策의 영향력이 우위적으로 나타났다. 즉 擴張的 財政政策의 경우 緊縮的 通貨政策에도 불구하고 物價에 대한 영향이 (+)로 나타났고,¹⁴⁾ 擴張的 通貨政策의 경우 緊縮的 財政政策에도 불구하고(政策變化 7) 實質所得에 대한 영향이 (+)로 나타났다. 물론 이러한 결과로부터 현실적 정책시사점을 유도함에 있어서는 財政·通貨政策의 政策變數 증가규모(통화량 1%, 정부소비 1% 및 재정적자의 對GNP比率 0.1%포인트 증가)가 감안되어야 할 것이고, 이 결과가 다른 모든 정책실험결과와 마찬가지로 「年間巨視模型」의 구조를 어떻게 설정하느냐에 따라 영향을 받는다는 점이 고려되어야 할 것이다. 그러나 동 결과는 앞으로 전통적인 巨視通貨·財政政策의 조합을 구상함에 있어 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 다만, 본고의 논의는 재정의 거시경제적 역할에 초점이 맞추어져 있으며, 재정규모의 결정은 보다 근본적으로는 재정본연의 기능에

14) 〈表 9〉에 나타난 政策變化 7의 분석결과의 부호를 반대로 취하면 擴張的 財政·緊縮的 通貨政策의 대체적인 효과를 파악할 수 있음.

대한 범위설정에서 비롯되어야 할 것이다. 따라서 본고의 논의는 공공재의 적정공급이라는 재정본연의 역할 수행과 거시경제정책으로서의 재정정책의 역할 수행이라는 두가지 정책목표 사이의 적절한 조화와 선택의 문제를 균형있게 접근해 나가기 위한 기본적인 논거로 이용될 수 있을 것이다. 한편 政策變化 6의 경우로부터, 일시적인 擴張政策이 단기적으로는 實質所得 增大效果를 갖지만 지속적인 물가상승으로 그 효과가 2년후부터 반전되는 것을 확인해 볼 수 있다.

〈換率政策效果〉

마지막으로 政策變化 8은 模型에서 외생화되어 있는 換率의 1% 상승(평가절하)에 대한 정책실험이다. 換率變數는 外換의 수급사정에 따라 변화되는 내생변수이지만 「年間巨視模型」에서는 내생화되어 있지 않기 때문에, 여기서는 단순히 換率의 外生的 변화가 가져올 수 있는 파급효과를 파악해보았다. 換率이 1% 평가절하될 경우 實質所得이 증가하고 物價가 상승하는 것으로 나타났으며 當年度를 제외하고 國際收支의 改善效果가 있는 것으로 나타났다. 換率이 일시적으로 평가절하될 때 實質所得의 增加는 1년후까지 지속되었으며, 國際收支 改善效果는 2년째부터 지속되었다. 지속적인 1%의 평가절하는 0.365~0.798%의 物價上昇效果를 초래하는 것으로 나타났다.

〈表 3〉 政策變化 1 : 受信金利 引上

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	-0.081	-0.041	-0.006	0.011	0.015
GNP디플레이터	-0.009	-0.047	-0.045	-0.031	-0.019
회사채수익률	1.225	-0.028	-0.017	-0.007	-0.002
민간소비지출	-0.162	-0.099	-0.050	-0.019	-0.003
투자	-0.000	0.002	0.032	0.040	0.036
국제수지	15.834	21.779	12.702	5.362	1.383

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	-0.081	-0.122	-0.131	-0.119	-0.103
GNP디플레이터	-0.009	-0.056	-0.102	-0.134	-0.153
회사채수익률	1.225	1.197	1.179	1.172	1.170
민간소비지출	-0.162	-0.261	-0.312	-0.332	-0.334
투자	-0.000	0.002	0.032	0.071	0.113
국제수지	15.834	39.871	56.614	67.548	71.606

〈表 4〉 政策變化 2 : 與信金利 引上

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	-0.123	-0.047	0.001	0.014	0.009
GNP디플레이터	-0.010	-0.058	-0.038	-0.008	0.011
회사채수익률	-0.058	-0.042	-0.018	-0.003	0.003
민간소비지출	-0.029	-0.025	-0.005	0.006	0.007
투자	-0.450	-0.208	-0.063	-0.005	0.003
국제수지	60.200	65.238	39.057	8.320	7.381

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	-0.123	-0.176	-0.188	-0.174	-0.169
GNP디플레이터	-0.010	-0.068	-0.111	-0.127	-0.121
회사채수익률	-0.058	-0.096	-0.114	-0.114	-0.113
민간소비지출	-0.029	-0.057	-0.068	-0.065	-0.060
투자	-0.450	-0.644	-0.737	-0.717	-0.741
국제수지	60.200	137.846	204.218	246.339	274.396

〈表 5〉 政策變化 3 : 通貨量 增加

(단일충격)

(단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.189	0.081	0.003	-0.023	-0.021
GNP디플레이터	0.018	0.096	0.076	0.034	0.006
회사채수익률	-0.143	0.065	0.032	0.009	-0.001
민간소비지출	0.168	0.110	0.048	0.011	-0.004
투자	0.435	0.199	0.033	-0.030	-0.034
국제수지	-71.753	-81.716	-48.554	-22.223	-8.275

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.189	0.276	0.296	0.272	0.254
GNP디플레이터	0.018	0.115	0.195	0.239	0.249
회사채수익률	-0.143	-0.082	-0.049	-0.043	-0.041
민간소비지출	0.168	0.281	0.336	0.350	0.347
투자	0.435	0.623	0.688	0.634	0.622
국제수지	-71.753	-167.740	-246.709	-296.926	-327.440

〈表 6〉 政策變化 4 : 財政膨脹

(단일충격)

(단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.094	0.005	-0.021	-0.016	-0.010
GNP디플레이터	0.011	0.049	0.022	0.006	0.003
회사채수익률	0.035	0.014	0.001	-0.003	-0.002
민간소비지출	0.024	0.010	-0.006	-0.011	-0.009
투자	0.000	-0.003	-0.036	-0.027	-0.015
국제수지	-18.587	-13.703	1.043	2.895	1.968

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.094	0.090	0.072	0.057	0.049
GNP디플레이터	0.011	0.060	0.082	0.090	0.094
회사채수익률	0.035	0.049	0.051	0.049	0.048
민간소비지출	0.024	0.034	0.029	0.019	0.011
투자	0.000	-0.002	-0.037	-0.063	-0.082
국제수지	-18.587	-34.982	-37.886	-39.398	-39.938

〈表 7〉 政策變化 5 : 財政膨脹/ 赤字財政

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.082	-0.061	-0.109	-0.112	-0.103
GNP디플레이터	0.143	0.210	0.167	0.126	0.104
회사채수익률	0.066	0.042	0.017	0.004	-0.000
민간소비지출	0.019	-0.025	-0.069	-0.089	-0.092
투자	0.003	-0.056	-0.135	-0.133	-0.117
국제수지	-34.084	-22.294	-1.075	5.518	5.785

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.082	0.022	-0.085	-0.196	-0.303
GNP디플레이터	0.143	0.353	0.521	0.650	0.755
회사채수익률	0.066	0.108	0.127	0.132	0.132
민간소비지출	0.019	-0.005	-0.072	-0.160	-0.254
투자	0.003	-0.049	-0.179	-0.305	-0.438
국제수지	-34.084	-62.320	-72.792	-75.202	-72.984

〈表 8〉 政策變化 6 : 擴張的 財政 · 擴張的 通貨

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.270	0.020	-0.106	-0.135	-0.124
GNP디플레이터	0.160	0.306	0.243	0.160	0.111
회사채수익률	-0.077	0.107	0.050	0.013	-0.002
민간소비지출	0.187	0.085	-0.021	-0.078	-0.096
투자	0.439	0.143	-0.102	-0.163	-0.151
국제수지	-105.848	-104.017	-49.621	-16.703	-2.498

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.270	0.298	0.211	0.075	-0.051
GNP디플레이터	0.160	0.468	0.718	0.890	1.006
회사채수익률	-0.077	0.026	0.078	0.088	0.090
민간소비지출	0.187	0.276	0.264	0.189	0.092
투자	0.439	0.574	0.508	0.327	0.181
국제수지	-105.848	-230.153	-319.575	-372.003	-400.036

〈表 9〉 政策變化 7 : 緊縮的 財政 · 擴張的 通貨

(단일총격)

(단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.107	0.142	0.113	0.089	0.082
GNP디플레이터	-0.125	-0.113	-0.091	-0.092	-0.098
회사채수익률	-0.208	0.023	0.015	0.005	-0.001
민간소비지출	0.149	0.135	0.118	0.100	0.089
투자	0.432	0.255	0.169	0.104	0.083
국제수지	-37.687	-59.431	-47.502	-27.767	-14.075

(계속총격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.107	0.255	0.382	0.470	0.560
GNP디플레이터	-0.125	-0.237	-0.324	-0.408	-0.502
회사채수익률	-0.208	-0.190	-0.176	-0.174	-0.172
민간소비지출	0.149	0.286	0.408	0.511	0.603
투자	0.432	0.673	0.869	0.943	1.064
국제수지	-37.687	-105.441	-174.122	-222.093	-255.071

〈表 10〉 政策變化 8 : 換率의 上昇(平價切下)

(단일총격)

(단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.285	0.020	-0.039	-0.050	-0.036
GNP디플레이터	0.365	0.251	0.116	0.050	0.025
회사채수익률	0.084	0.024	0.003	-0.008	-0.009
민간소비지출	0.079	0.009	-0.036	-0.046	-0.041
투자	0.209	-0.223	-0.146	-0.115	-0.072
국제수지	-81.217	245.949	125.028	73.008	45.607

(계속총격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.285	0.298	0.264	0.207	0.173
GNP디플레이터	0.365	0.617	0.730	0.779	0.798
회사채수익률	0.084	0.115	0.123	0.121	0.110
민간소비지출	0.079	0.087	0.054	0.006	-0.035
투자	0.209	-0.016	-0.151	-0.259	-0.342
국제수지	-81.217	153.225	287.077	384.202	460.144

IV. 要約 및 結論

이상의 논의를 종합하여 그 주요 내용을 요약하면 다음과 같다.

1) 本稿의 「年間巨視模型」은 經濟構造가 비교적 동질적이라 할 수 있는 1970년대 이후의 年間資料를 이용하여, 主要 總量指標의 변동내용과 다양한 巨視經濟政策變數 및 海外要因 등과의 상호 연관관계를 최대한 단순화된 構造式을 이용하여 파악함으로써, 巨視經濟政策의 效果를 보다 효과적으로 분석하고 그러한 정책선택에 부합되는 巨視經濟指標의 變動을 中·短期的으로 예측하는데 적합하도록 개발되었다. 同 模型은 80년대 이후 최근에 이르기까지 우리 경제의 巨視經濟變動을 상당히 안정적으로 추적하는 것으로 나타났다. 한편 同 模型은 需要側面을 중시하는 「케인지안」적 모형이지만 主要價格變數들의 內生化와 GNP갭變數의 도입을 통해 價格의 內生性 輕視 및 供給側面 輕視的 構造를 보완하고 있다. 同 模型에서는 與·受信金利, 綜合財政收支 赤字規模, 土地價格變數 등 일반적으로 다른 模型에서는 별로 중요하게 취급되지 않았던 변수들을 도입하였으며, 단순화되고 통합된 模型構造의 장점을 최대한 살려서 다양한 政策組合의 效果에 대한 실증적 분석들이 시도되었다.

2) 「年間巨視模型」에 의한 通貨·金利政

策 效果의 분석결과, 與·受信金利의 상승은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났으며, 繼續 衝擊의 경우 與·受信金利 1%포인트의 인상은 평균 0.277%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 通貨量 1%의 일시적 증가가 미치는 物價上昇效果는 2년째에 최대에 달하게 되며, 계속적인 通貨量 1%의 증가는 物價를 累積的으로 상승시켜서 4년후에는 上昇效果가 0.249%에 달하게 되는 것으로 나타났다. 同 模型에서는 여신금리의 인상이 經濟安定化效果를 통해 오히려 實勢金利의 安定에 기여하는 것으로 나타났다.

3) 財政政策의 巨視經濟的 效果에 대한 정책실험결과, 政府消費의 증가로 나타나는 財政規模 증대의 경우 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 차이가 단적으로 나타났다. 財政規模의 增大는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 實際的 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타났고, 赤字財政에 의한 재정팽창이 실질소득에 미치는 효과는 일시적으로 正의 效果를 보인 후 負의 效果를 보이는 것으로 나타났다. 財政規模의 增加가 일시적일 경우, 두가지 경우 모두에 있어 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 效果는 일시적인 것으로 나타났다. 이러한 정책실험결과가 보여주는 중요한 교훈은 巨視經濟的 側面의 「財政運用論議」에서 財政規模뿐만 아니라 綜合財政

收支 기준의 財政赤字規模에 대한 고려가 매우 중요하다는 점이다.

또한 本研究의 정책시뮬레이션에서는 緊縮的·擴張的 財政·通貨政策의 조합이 고려되었고, 擴張的 財政·通貨 政策組合은 財政赤字의 貨幣化(monetization) 가능성을 감안하고 있는 것으로 해석될 수도 있다. 본고의 재정·통화 정책조합의 政策實驗結果들은, 기본적으로 模型의 構造와 政策變化의 내용에 따라 영향을 받을 수밖에 없겠지만, 전통적인 巨視通貨財政政策의 組合을 구상함에 있어 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 그리고 본 연구의 분석결과는 재정본연의 역할수행과 재정의 거시경제적 역할 수행이라는 두가지 정책목표 사이의 적절한 조화와 선택의 문제를 균형있게 접근해 나가기 위한 기본적인 논거로 이용될 수 있을 것이다.

마지막으로 향후 模型의 改善方向에 대해 논의함으로써 本稿를 마감하고자 한다. 우선 投資函數의 改善이 요구된다 하겠다. 本模型에서는 建設投資만이 實質與信金利에 영향을 받고 設備投資의 경우에는 金利彈力性이 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그리고 實勢金利로 해석되는 會社債收益率은 投資函數의 설명변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 지금까지 우리나라의 投資函數에 대한 연구가 많지는 않지만, 投資 특히 設備投資의 金利彈力性 여부가 많은 관심의 대상이 되고 있다. 특히 일부 業界나 學界에서도 우리나라 設備投資가 金利에 非彈力

的이라는 주장이 심심치 않게 제기되기도 했다. 그러나 우리나라의 與信金利變數가 큰 변동 없이 규제되어 왔음을 감안하면 그 有意性이 높을 것으로 기대하기 어렵기 때문에 문제는 보다 정확하게 投資資金의 機會費用을 반영하는 金利代用變數를 찾아내거나 새로이 구성하는 일이라 할 것이다. 앞으로 金利自由化와 間接規制方式의 通貨管理가 정착되게 되면, 投資의 金利彈力性 여부문제가 중요한 정책이슈로 등장할 가능성이 높기 때문에 이에 대비하기 위해서도 投資函數의 構造式을 보다 개선하는 일이 중요하다 할 것이다.

다음으로, 本模型에서는 外生化된 政府消費變數와 더불어 財政赤字變數를 物價上昇率의 설명변수로 도입하고 國稅規模를 民間消費函數의 可處分所得 계산에 이용함으로써 財政部門을 模型化하고 있는 데, 향후 財政變數들의 再分類과 內生化를 통하여 本模型을 개선시켜 나가야 할 것이다. 일반적으로 지금까지 개발되어 온 總量模型에서는 다양한 財政收支 개념의 존재, 財政收支上의 歲出·歲入 개념과 國民所得計定上의 최종수요 개념의 차이, 財政收支와 通貨量 변동의 관계식 설정문제, 그리고 분기별 모형의 경우에는 자료상의 제약 등의 요인들로 인해 재정부문을 포괄하는 데 그다지 성공적이지 못했다고 말할 수 있다. 本模型作業에서는 이러한 문제를 극복하기 위한 기초적 작업을 수행하였으며 향후 이 부분을 보완·발전시켜 나갈 계획이다.

[附錄] 모델의 推定式

1. 소비함수(민간)(1972~92)

$$\log(PCON) = 0.5840 + 0.2923 \log\left(\frac{y \cdot P - T}{P}\right) + 0.0972 \log\left(\frac{M2A}{P}\right)$$

(2.63) (3.39) (1.61)

$$-0.0011 (YCB - \dot{P}) + 0.5573 \log(PCON)_{-1}$$

(-1.38) (7.75)

$$\bar{R}^2 = 0.999 \quad D.W. = 2.00 \quad s.e.e. = 0.014$$

2. 조세함수(1976~92)

$$\log(T) = -2.3127 + 1.0343 \log(P \cdot y)$$

(-28.34) (140.92)

$$\bar{R}^2 = 0.999 \quad D.W. = 1.58 \quad s.e.e. = 0.025$$

3. 설비투자함수(1972~92)

$$\log(IFM) = -0.4009 + 0.3317 \log(IFC) + 0.9238 \log(EX)$$

(-0.68) (2.41) (5.82)

$$-0.4531 \log(EXR)_{-1} + 0.2944 D_{7879}$$

(-2.81) (5.71)

$$\bar{R}^2 = 0.993 \quad D.W. = 2.05 \quad s.e.e. = 0.066$$

4. 건설투자함수(1972~92)

$$\log(IFC) = -0.7660 - 0.007(RL - \dot{P}) + 0.6771 \log\left(\frac{M2A}{P}\right)$$

(-1.72) (-1.99) (5.04)

$$+ 0.5911 \log(IFC)_{-1} - 0.2255 \log\left(\frac{PL}{P}\right)_{-1} + 0.0993 D_{78}$$

(5.08) (-2.13) (1.33)

$$\bar{R}^2 = 0.989 \quad D.W. = 1.80 \quad s.e.e. = 0.068$$

5. 수출함수(1972~92)

$$\log(EX) = -5.9684 + 1.0242 \log(FGNP) - 0.8776 \log\left(\frac{PX}{FWPI}\right)$$

(-1.90) (2.32) (-2.91)

$$+ 0.6784 \log(EX)_{-1}$$

(7.27)

$$\bar{R}^2 = 0.991 \quad D.W. = 2.07 \quad s.e.e. = 0.074$$

6. 수출가격함수(1972~92)

$$\begin{aligned} \dot{P}X &= 0.0087 + 0.2291 \dot{P}_{-1} - 0.9309 \dot{E}X\dot{R} + 0.3931 \dot{P}M\dot{W} \\ &\quad (1.29) \quad (3.76) \quad (-15.91) \quad (8.83) \\ &+ 0.3282 \dot{F}W\dot{P}I - 0.07703 D_{75} + 0.0358 D_{76} \\ &\quad (3.06) \quad (-4.83) \quad (2.23) \\ \bar{R}^2 &= 0.977 \quad D.W. = 1.72 \quad s.e.e. = 0.013 \end{aligned}$$

7. 수입함수(1973~92)

$$\begin{aligned} \log(IM) &= 2.2736 + 0.3645 \log(IM)_{-1} + 0.5959 \log(y) \\ &\quad (1.17) \quad (4.67) \quad (5.66) \\ &+ 1.8241 \left(\frac{IFM}{y}\right) - 0.2351 \log\left(\frac{PMW}{P}\right) \\ &\quad (2.24) \quad \quad \quad (-1.87) \\ \bar{R}^2 &= 0.998 \quad D.W. = 2.33 \quad s.e.e. = 0.031 \end{aligned}$$

8. 회사채수익률 함수(1975~92)

$$\begin{aligned} YCB &= -66.6352 + 1.2550 WRD - 22.5491 \log\left(\frac{M2A}{P}\right) + 27.9773 \log(y) \\ &\quad (-4.54) \quad (12.43) \quad (-6.18) \quad (6.20) \\ &- 15.1577 \left(\frac{y - PCON - GCON}{I}\right) \\ &\quad (-9.06) \\ \bar{R}^2 &= 0.998 \quad D.W. = 2.41 \quad s.e.e. = 0.737 \end{aligned}$$

9. 물가함수(1972~92)

$$\begin{aligned} \dot{P} &= -0.1012 + 0.6020 \dot{W} + 0.2251 \dot{P}M\dot{W} \\ &\quad (-1.98) \quad (11.46) \quad (8.99) \\ &+ 0.0089 RDEF\dot{C} + 0.0734 \left(\frac{y}{POTGNP}\right) \\ &\quad (3.41) \quad (1.43) \\ \bar{R}^2 &= 0.965 \quad D.W. = 2.38 \quad s.e.e. = 0.014 \end{aligned}$$

10. 임금함수(1972~92)

$$\begin{aligned} \dot{W} &= 0.213 + 0.5445 \dot{P} + 0.3433 \dot{P}_{-1} + 0.4108 \dot{y}_{-1} \\ &\quad (1.15) \quad (4.89) \quad (2.79) \quad (2.60) \\ &+ 0.0666 DW_{76} \\ &\quad (5.78) \\ \bar{R}^2 &= 0.915 \quad D.W. = 2.02 \quad s.e.e. = 0.022 \end{aligned}$$

11. 토지가격함수(1973~92)

$$\begin{aligned}
 \dot{P}L = & 0.0175 + 0.41012 \dot{P} + 0.4880 \dot{IFC} + 0.8107 \dot{y}_{-1} + 0.3000 D_{78} \\
 & (0.37) \quad (1.95) \quad (2.94) \quad (1.91) \quad (4.20) \\
 & -0.1400 D_{7392} \\
 & (-2.85) \\
 \bar{R}^2 = & 0.774 \quad D.W. = 2.35 \quad s.e.e. = 0.737
 \end{aligned}$$

定 義 式

$$y = PCON + I + GCON + EX - IM + STD + NFI$$

$$I = IFM + IFC + IS$$

$$\log(POTGNP) = 0.3996 + 0.4572 \log(LE) + 0.5428 \log(KS)$$

$$KS = 0.95(KS)_{-1} + IFM + IFC$$

$$PMW = PM \times EXR$$

* 변수들의 증가율은 log차분형태로 추정

變數一覽表

變數	定義	單位
* D_{7392}	Dummy	73, 92 = 1
* D_{75}	Dummy	75 = 1
* D_{76}	Dummy	76 = 1
* D_{7879}	Dummy	78, 79 = 1
* D_{80}	Dummy	80 = 1
* D_{89}	Dummy	89 = 1
* DW_{76}	Dummy	76, 77, 78, 89, 90 = 1
EX	수출(국민소득계정)	10억원(1985불변)
* EXR	달러환율	원/달러
* $FGNP$	해외GNP	10억달러
* $FWPI$	해외물가지수	1985 = 100
* $GCON$	정부소비(국민소득계정)	10억원(1985불변)
I	총투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IFC	건설투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IFM	설비투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IM	수입(국민소득계정)	10억원(1985불변)
* IS	재고투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
KS	자본스톡	10억원(1985불변)
* LE	총취업자수	천명
* $M2A$	총통화(평균잔액기준)	10억원
* NFI	해외순수취 요소소득(국민소득계정)	10억원(1985불변)
P	물가수준(GNP디플레이터)	1985 = 1
$PCON$	민간소비(국민소득계정)	10억원(1985불변)
PL	토지가격지수	1965 = 1
* PM	수입단가지수	1985 = 100
$POTGNP$	잠재GNP	10억원

<i>PX</i>	수출단가지수	1985 = 100
<i>* RDEFC</i>	공공부문 종합재정수지적자의 대 명목GNP비율	%
<i>* RL</i>	여신금리	%
<i>* STD</i>	통계적 불일치(국민소득계정)	10억원(1985불변)
<i>T</i>	국세	10억원
<i>W</i>	전산업임금	원 / 월
<i>* WRD</i>	수신금리	%
<i>y</i>	국민총생산(국민소득계정)	10억원(1985불변)
<i>YCB</i>	회사채유통수익률	%

** : 외생변수*

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金融經濟室, 『金利自由化的 推進方向』, 韓國開發研究院, 1991.
- 朴佑奎·金世鍾, 「韓國의 物價模型」, 『韓國開發研究』, 제14권 제4호, 1992.
- 朴元巖, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開發研究』, 제8권 제2호, 1986.
- 李炆, 「韓國經濟의 年間計量模型」, 『韓國開發研究』, 제6권 제2호, 1984.
- 全聖寅, 「名目貨金의 推定과 관련된 諸模型의 比較研究」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 제10권 제1호, 1991.
- 左承喜·劉載均, 「金融的 衝擊의 巨視經濟的 效果에 대한 分析: 金融實名制의 效果를 중심으로」, 『韓國開發研究』, 제15권 제3호, 1993.
- 左承喜·黃晟鉉·李善愛, 『韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果分析』, 政策報告書 93-03, 韓國開發研究院, 1993.
- 黃晟鉉, 『財政政策의 巨視經濟的 效果에 대한 實證的 研究(I)』, 政策研究資料 92-06, 韓國開發研究院, 1992.
- Barro, Robert J., "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, 82, 1974, pp. 1095~1117.
- Yoo, Yoon-ha, "The KDI Quarterly Model of the Korean Economy", KDI Working Paper Series No. 9104, KDI, 1991.
- _____ and Won-am Park, "The External Adjustment of the Korean Economy," KDI Working Paper Series No. 9105, KDI, 1991.