

研究報告書 2001-18

國民年金的 經濟的 波及效果( I )  
－ 巨視計量模型 시뮬레이션 －

白和宗  
金秀鳳

韓國保健社會研究院

## 머 리 말

사회보험방식의 국민연금제도가 도입된지도 벌써 13년이 흘렀다. 국민연금제도는 그 동안 많은 어려움 속에도 적용대상범위를 점진적으로 확대함으로써 노후·질병·사망 등으로 야기될 수 있는 소득불확실성으로부터 모든 국민들을 보호할 수 있게 되었다.

그러나 우리의 연금제도는 이와 같은 양적 확대와는 별도로 저부담·고급여의 수급구조와 우리사회의 급속한 고령화 현상 등으로 연금재정의 불안정 문제가 예상되고 있다. 또한 연금기금의 규모가 빠른 속도로 증가할 것이 예상된다. 연금기금의 규모는 추계방법에 따라 차이가 있으나, GDP의 43.4%에서 71.9%까지로 추정되어 그 규모가 막대할 것으로 전망되었다. 따라서 국민연금은 저축, 노동 등 미시적인 의사결정뿐만 아니라 경제성장, 물가, 고용 등 거시경제 전반에도 지대한 영향을 미칠 것으로 전망된다. 따라서 국민연금 관련정책이 국민경제에 미치는 파급효과에 대한 분석의 중요성은 더욱 증가하고 있다고 할 수 있다.

이런 시점에 연구진들은 민간수요, 정부, 국민연금, 생산·노동, 임금·물가, 금융의 6개 부문으로 구성된 케인지안 소득-지출 모형을 기본으로 한 거시계량모형을 구축하여 국민연금이 거시경제에 미치는 파급효과를 분석하였다. 본 보고서의 거시계량모형의 특징은 잠재GDP를 추정하여 수요중심의 케인지안 모형에 공급측면의 제약을 반영하고 있으며, 국민연금부문이 거시경제의 한 분야로서 타 분야와 상호연계되어 있다는 일반균형관점을 고려하여 국민연금부문의 내생화를 시도하고 있다. 또한 국민연금제도가 성숙되는 시점에서의 연금관련변수

의 변화를 외생적 충격으로 사용한 모의실험을 통하여 거시경제 및 연금관련 내생변수의 변화를 전망하고 있다. 또한 모의실험 결과를 분석하여 국민경제에서 국민연금관련 외생변수의 변화의 파급경로를 파악함과 아울러 이러한 모의실험 결과가 내포하고 있는 정책적 의미를 국민연금제도와 관련하여 도출하고 있다.

본 연구는 우리 원의 백화중 연구위원의 책임 하에 김수봉 책임연구원의 참여로 이루어졌다. 본 보고서는 국민연금제도가 거시경제에 미치는 파급효과를 국민연금제도의 내생화, 국민연금제도의 성숙에 따른 연금관련 외생변수의 변화 등을 통한 새로운 시도의 분석으로 관련분야 학자 및 정책담당자들에 일독을 권하고 싶다.

그리고 연구진은 원고를 읽고 유익한 조언을 해준 우리 원의 박순일 연구위원과 최병호 연구위원에게 진심으로 감사하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 연구진의 개인적 의견이며 우리 원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2001年 12月

韓國保健社會研究院

院長 鄭 敬 培

# 目次

要約 .....	11
I. 序論 .....	30
II. 理論的考察 및 先行研究 .....	35
1. 年金制度의 性格 및 種類 .....	35
2. 微視的 接近: 理論的 考察 .....	38
3. 巨視的 接近: 實證分析 .....	53
III. 國民年金 巨視經濟模型 .....	58
1. 國民年金의 現況 .....	58
2. 模型의 設定 .....	76
3. 模型의 推定 .....	86
IV. 政策模擬 實驗 .....	110
1. 模型의 檢定 .....	110
2. 政策시뮬레이션 .....	112
V. 結論 .....	140
1. 模型推定 및 模擬實驗 結果의 要約 .....	140
2. 政策的 含意 .....	142

3. 模型의 制限點 및 向後 研究方向 .....	148
參考文獻 .....	151
附錄 .....	157
附錄 1. 統計資料 .....	159
附錄 2. Gauss-Seidel 方法에 의한 模型適合性 檢定資料 .....	169
附錄 3. 確率方程式 推定結果 .....	178

## 表 目 次

<表 II- 1> 年金制度의 種類 .....	36
<表 III- 1> 國民年金加入者現況(年度末基準) .....	59
<表 III- 2> 國民年金 保險料率 現況 .....	60
<表 III- 3> 國民年金制度의 給與種類別 受給要件과 給與水準 .....	62
<表 III- 4> 給與支給 現況 .....	64
<表 III- 5> 年度別 基金造成現況 .....	66
<表 III- 6> 基金運用關聯 提出資料 .....	72
<表 III- 7> 法定收益率 常時確保 可能 商品 現況 .....	75
<表 III- 8> 우리나라 生産構造의 變化 推移 .....	77
<表 III- 9> 우리나라 需要構造의 變化 推移 .....	78
<表 III-10> 變數一覽表 .....	109

〈表 IV- 1〉	內生變數의 平均自乘根誤差(RMSE) 값	112
〈表 IV- 2〉	內生變數의 增減 變化(시나리오 1)	115
〈表 IV- 3〉	保險料率을 9%로 한 경우	116
〈表 IV- 4〉	內生變數의 增減 變化(시나리오 2)	118
〈表 IV- 5〉	所得代替率 45%인 경우(20年 加入)	119
〈表 IV- 6〉	內生變數의 增減 變化(시나리오 3)	121
〈表 IV- 7〉	受給/加入者比率 9.78%(2010年)을 適用한 경우	122
〈表 IV- 8〉	內生變數의 增減 變化(시나리오 4)	124
〈表 IV- 9〉	保險料率을 9%, 所得對替率을 45%로 假定한 경우	125
〈表 IV-10〉	內生變數의 增減 變化(시나리오 5)	127
〈表 IV-11〉	寄與率 17%, 所得對替率 45%, 受給者/加入者 比率(9.78%)을 適用	128
〈表 IV-12〉	시나리오別 GDP의 變化(變化率)	132
〈表 IV-13〉	시나리오別 就業者數의 變化(變化率)	133
〈表 IV-14〉	시나리오別 GDP換價指數의 變化(變化率)	134
〈表 IV-15〉	시나리오別 名目金利의 變化(變化率)	135
〈表 IV-16〉	國民年金 保險料收入 變化(水準)	136
〈表 IV-17〉	國民年金 給與變化(水準)	137
〈表 IV-18〉	國民年金 年度別基金增加額(水準)	139
〈表 V- 1〉	經濟成長率(前年對比)의 變化	143
〈表 V- 2〉	인플레이션率 變化	144
〈表 V- 3〉	失業率의 變化	145

## 圖目次

[圖 II-1]	年金制度의 貯蓄效果 .....	40
[圖 II-2]	負(-)의 移轉支出下의 年金制度의 貯蓄效果 .....	41
[圖 II-3]	年金制度의 勞動需要效果 .....	46
[圖 II-4]	年金制度下의 退職決定 .....	52
[圖 III-1]	國民年金 基金運用 管理體系 .....	68
[圖 III-2]	基金運用本部 組織構造 .....	69
[圖 III-3]	基金運用計劃 樹立 및 執行節次 .....	71
[圖 III-4]	國民年金基金의 執行結果 흐름圖 .....	72
[圖 III-5]	흐름圖(A Flow Chart) .....	85

## 附表目次

<附表 1>	內生變數 實際值 .....	159
<附表 2>	G-S方法에 의한 內生變數 豫測值 .....	162
<附表 3>	外生變數 .....	165

## 附圖目次

[附圖 1]	民間消費	169
[附圖 2]	可處分所得	169
[附圖 3]	建設投資	170
[附圖 4]	設備投資	170
[附圖 5]	輸出	171
[附圖 6]	收入	171
[附圖 7]	GDP	172
[附圖 8]	政府消費	172
[附圖 9]	潛在GDP	173
[附圖 10]	就業者數	173
[附圖 11]	貸金	174
[附圖 12]	GDP換價指數	174
[附圖 13]	輸出單價指數	175
[附圖 14]	會社債流通收益率	175
[附圖 15]	年金保險料總額	176
[附圖 16]	年金給與總額	176
[附圖 17]	年度別 年金積立增加	177

# 要 約

## I. 序 論

### □ 연구의 배경 및 목적

- 1988년 국민연금제도의 도입 후 1999년 4월 도시지역자영자에 게로 그 적용대상이 확대됨에 따라 우리나라는 전국민연금시 대를 맞이하게 됨.
- 그러나 우리의 연금제도는 저부담-고급여의 수급구조와 우리사 회의 빠른 인구고령화 및 합계출산력의 저하로 인한 재정불안 문제 그리고 성장기의 적립방식 연금제도에서 나타나는 지속적 인 기금적립규모의 증가로 인한 국민연금기금의 거시경제파급 효과의 증대 문제 등 관련학자 및 정책담당자들의 관심이 증가 하고 있음.
- 따라서 국민연금제도의 도입에 따른 지난 13년 간 거시경제 파 급효과를 분석하고 이러한 최근의 변화에 따른 거시경제의 파 급효과를 전망해 보고자 함.

### □ 연구방법 및 중점사항

- 국민연금은 연금가입자의 노후생활 보장을 위해 국가에 의한 강제저축의 성격을 갖는 일종의 장기저축제도로써 장기분석에 적합하도록 장기거시계량모형을 구성하여 지난 13년 간 국민경 제에 미친 파급효과를 분석하고 앞으로의 변화를 시나리오별로 분석하고자함.

- 국민연금제도의 거시경제에 대한 파급효과는 국민연금부문을 거시경제의 한 구성요소로 하는 일반균형적인 관점에서 국민연금부문을 내생화 함.
- 마지막으로 이렇게 구축된 거시계량모형을 통해 국민연금이 거시경제 각 부문에 미치는 영향에 대한 파급경로와 부문별 비중도 아울러 파악하고자 함.

□ 보고서의 구성

- II장에서는 본 연구의 목적에 부합되는 거시계량경제 모형의 기본구조 및 특징의 파악을 위하여 연금제도의 성격 및 구조를 약술하였고 연금제도가 국민저축, 소득재분배, 노동공급 등에 미치는 영향을 이론적으로 살펴보는 한편, 국민연금제도의 거시경제에 대한 파급효과분석을 위한 국내·외 선행연구들의 모형구조, 특징 그리고 이들의 장·단점 등을 요약함.
- 계속해서 III장에서는 국민연금-거시계량모형의 구축을 위하여 현행 우리나라의 연금제도 현황 및 최근의 제도변화를 서술하였고 1970~2000년까지의 거시경제의 특징 및 변화를 바탕으로 거시계량모형의 구조를 설명함.
- 이어 IV장에서는 앞서 설명한 거시계량모형의 구조를 근간으로 구성된 6개 부문의 행태방정식 모형을 추정하고, 총 17개로 구성된 연립방정식체계 중 12개의 확률방정식의 추정을 위한 분석자료 및 추정방법을 설명하고 그 추정결과를 제시함.
- 마지막 V장에서는 앞서 제시한 모형의 추정 및 모의실험과정을 요약하였고 모의실험결과의 정책적 함의를 주요거시경제변수와 연금재정의 관점에서 서술하고 끝으로 본 연구의 한계점과 앞으로의 연구방향에 대해 설명함.

## II. 理論的 考察 및 先行研究

### 1. 年金制度의 性格 및 種類

- 연금제도는 소득활동 기간 동안 소득의 일부를 조세 또는 보험료로 납부하여, 그 재원을 근거로 소득상실 또는 감소에 대비하는 소득보장제도임.
- 노후의 소득에 대한 욕구에 대처하기 위한 연금제도는 확정급여형(Defined Benefit)과 확정각출형(Defined Contribution)으로 대별되며, 급여지출을 위한 재정방식에 따라 적립방식과 부과방식 등으로도 구분됨.
  - 확정각출형 적립방식의 연금제도의 유형은 개인연금(Individual Pension)과 같이 가입자가 개인별 계좌에 저축하였다가 퇴직시 증식된 기금을 재원으로 연금급여를 받음.
  - 확정급여형 적립방식은 기업연금(Corporate Pension)에서 채택하고 있는 방식으로, 기업들의 재산과는 분리된 연금계정에 기금을 적립하고, 퇴직시 근속년수와 임금을 기준으로 급여가 결정됨.
  - 확정급여형 부과방식은 연금도입의 역사가 오래된 선진국의 공적연금에서 택하고 있는 방식으로 국가마다 상이하지만 제도 도입 처음부터 부과방식을 택하는 경우와 적립방식에서 부과방식으로 이행된 경우로 구분됨.
  - 한편 확정각출형 부과방식은 이탈리아 등에서 채택하고 있는 방법으로 확정급여형 부과방식에서 이행되었음. 납부한 보험료가 실질적으로 투자되는 것이 아니라 개인별 신용계좌에 암묵적 이식률로 누적되어 급여시 법령에 의거 급여를 결정함.

- 스웨덴의 경우에는 2000년부터 보험료의 일부인 2.5%를 기금에 적립하는 확정각출형 적립방식과 종전의 확정급여형 부과방식을 동시에 채택하는 혼합방식을 택하고 있음.

## 2. 微視的 接近: 理論的 考察

- 국민 경제적 측면에서 연금제도는 국민저축, 자본축적, 소득재분배 그리고 기타 여러 가지 형태로 노동시장에 영향을 줌. 따라서 그 파급효과는 연금제도의 재정방식과 각 국의 경제구조에 따라 상이함.
  - 일반적으로 확정각출형 적립방식 연금제도는 국민저축을 증가시키고, 확정급여형 연금제도는 소득재분배에 목적을 두고 있기 때문에 세대내·세대간 이해관계가 큼.
- 부과방식의 연금제도는 암묵적 수익률이 보험료 증가율과 같아야 함.
- 연금제도가 수지상등원칙하에서 운영되고, 개인의 소비행태에 변화가 없다고 한다면 부과방식 연금제도하에서의 저축은 급여의 할인가치만큼 감소함.
  - 연금급여가 제도가 없던 경우의 퇴직소비를 능가하도록 지급된다면, 개인은 저축을 0으로 줄임.
  - 만일 연금으로부터 부(-)의 이전소득을 받는다면(즉, 연금급여의 할인가치가 보험료보다 작다면) 부(-)의 소득효과가 나타나게 되고, 소비는 두기간 모두 감소하게 됨. 그러나 저축효과는 불확정적임.
  - 연금제도가 조기퇴직을 유인한다면, 퇴직기간동안 소비를 위해 개인은 추가적인 재산이 필요함. 이와 같이 유인된 퇴직효과는

자산대체효과와 반대방향으로 움직이기 때문에 연금제도의 저축효과는 불확정적임.

- 저축행태가 유산동기나 예비적 동기에 의해 영향을 받는다면, 소득효과와 저축효과를 고려해야 하며, 이에 따라 연금제도의 저축효과는 불확정적임.
- 적립방식하의 저축효과는 개인과 정부가 어떻게 반응하는가에 따라 다르게 나타남.
  - 가입자는 가입기간동안 가처분소득이 줄어들게 되어 개인연금 가입자들의 저축도 당연히 줄어들게 되지만 또 한편으로는 이들의 보험료는 일정기간 동안 적립되었다가 노령계층의 소득향상에 기여하게 됨. 따라서 만일 모든 경제주체의 평균소비성향이 같다면, 연금가입자들의 저축이 줄어든 만큼 연금수급자의 저축이 늘어나므로 총저축은 변함이 없을 것임.
  - 그러나 주로 노령계층으로 구성된 연금수급자의 저축률은 상대적으로 낮기 때문에 이러한 가정은 현실적으로 타당하지 않으며, 결국 총저축은 감소하게 됨.
  - 연금제도가 성숙되게 되면 세대간 소득이전효과가 본격적으로 발생하게 되고, 젊은 세대들이 높은 이율의 보험료를 부담하게 되어 저축률이 낮아짐.
  - 생애주기모형(Life Cycle Model)하에서는 연금제도로 인하여 노후의 소득이 일정수준 보장되기 때문에 노후를 위한 저축동기는 그만큼 저하되어 자발적 저축이 감소하게 됨.
  - 자본시장이 불완전한 경우, 즉 개인이 갖고 있는 정보나 경험으로 금융자산을 효율적으로 운영할 수 없을 때에는 연금제도

의 도입이 근로자들의 자발적 저축을 감소시킴.

- 연금제도의 도입이 사회구성원들에게 노후복지에 대한 관심을 제고시킴으로써 근로자들이 노후의 저소득과 질병 등에 대비하도록 자극하여 국민들의 잠재적인 저축욕구를 증가시킬 수 있음.
- 연금제도는 기업의 추가비용을 고용주가 전적으로 부담하는 것이 아니라 일부는 피용자가 낮은 임금수준으로 또는 피용자계층의 고용량의 감소로 공동으로 부담하는 것임.
  - 노동공급함수가 우상향형에서 수직선 형태에 더 가까울수록 피용자의 임금하락분이 커져 피용자의 부담이 상대적으로 더 커지고, 공급함수가 수직선 형태에 가까울수록 고용량의 감소는 더 적게 나타남.
  - 노동수요함수가 수평선에 가까울수록 고용량의 감소폭은 더욱 커지며, 피용자의 임금수준하락폭도 더욱 커짐. 반면 수직선에 가까울수록 고용 및 임금에 미치는 영향은 상대적으로 작게 나타남.

### 3. 巨視的 接近: 實證分析

- 연금제도의 거시경제적 효과 분석은 부분균형적 접근보다는 거시모형을 통한 일반균형분석이 이루어져야 함.
  - 사회보험성격을 지닌 공적연금의 세대간·세대내 소득재분배 효과, 국민저축에 대한 영향, 연금재정의 경제효과 분석을 통한 세대간 적정연금의 실현, 연금재정의 균형, 적정저축률 유지라는 세 가지 기준을 찾기 위한 대표적인 연구는 '80년대 Denton-Spencer(1981)와 Auerbach-Kotlikoff(1987)에서 찾을 수 있음.
- Denton-Spencer(1981)는 연금부문·인구·노동부문·일반경제부문이 모

두 통합된 모형의 시뮬레이션을 통해 Canada의 공적연금제도가 경제성장률을 저하시키고 저축률도 감소시키지만 Feldstein(1974)에서 주장된 것만큼 영향은 크지 않음을 밝힘.

- Denton-Spencer는 1983년도의 연구에서 1981년의 연구가 거시경제변수를 기초로 하고 있어 미시적 최적화가 달성되었는지 여부에 대해서는 판단할 수 없다는 단점을 보완하기 위하여 가계가 생애효용을 생애자산 제약 하에서 극대화시키는 “가계선택 모형”을 도입하였음. 그러나 이는 연금변수를 포함시키고 있지 않으며 인구의 변동이 경제에 미치는 영향만을 다루고 있음.
- 또한, Denton-Spencer(1984)는 세대간 소득이전의 모형화의 어려움을 밝히고, 세대간 소득이전의 형태는 인구의 연령분포와 노령자의 상대적 크기에 의존하여 경제적 변수보다는 인구적 요소에 의하여 좌우된다고 주장함.
- Auerbach-Kotlikoff의 동태모형(1987)은 일반균형적 접근방법을 고려한 비교정태모형으로서 기본적으로 조세의 변화에 따른 경제의 후생수준의 변화를 주로 분석하고 있음.
  - 그 후 1989년에는 OECD 4개국(독일, 일본, 스웨덴, 미국)에 대한 인구노령화의 동태모형을 통하여 정부수입 및 지출의 변화 방향, 보험료, 인구노령화에 의한 저축률과 실질임금의 변동, 개인의 후생변화, 공적연금제도의 변동이 경제 및 세대간 후생에 미치는 영향을 분석함.
  - Auerbach-Kotlikoff는 1990년에 그의 모형을 캐나다, 미국에 적용하여 인구변동이 미국 및 캐나다의 저축과 조세에 유의한 영향을 주고 있음을 밝힘.

- 우리나라의 거시계량모형에서 국민연금을 명시적으로 다루고 있는 연구는 국민연금관리공단 연구센터의 박무환(1998, 1999)의 연구에서 찾아볼 수 있음.
- 박무환은 1998년도에 “장기거시경제예측모형연구”에서 연간자료를 가지고 거시계량모형을 구축하여 국민연금의 거시경제 파급효과를 분석함.
  - 1999년도 “경제분석 모델링: 거시변수예측모형 연구”에서 거시경제변수의 예측을 위한 벡터자기회귀모형(VAR) 분석과 함께 구조적 분기거시계량모형을 구축하여 국민연금의 파급효과분석을 시도하고 있음.
  - 모형의 기본구조는 케인지안 수요중심형 모형을 바탕으로 한 일반균형 모형이며, 두 모형 모두 최종수요, 정부, 물가 등 총 6개의 부문으로 구성됨.
  - 1988년도 모형의 연립방정식체계는 행태방정식 15개, 정의식 3개 등 총 18개의 방정식으로 구축되었고 1999년도의 분기모형은 행태방정식 22개와 정의식 13개 등 총 35개의 방정식으로 구축되어 그 규모가 많이 확대됨.
  - 그러나 박무환은 1998년도의 연구에서 표본의 크기(1970~1998년: 28개의 표본수)를 훨씬 넘는 70년의 장기예측을 시도하고 있으며, 국민연금자료의 처리에 있어서도 1998년, 1999년 모두 국민연금제도가 도입되기 전 기간의 국민연금자료를 모두 “0”으로 처리하여 추정량(Estimator)에 편의(Bias)문제를 야기 시키고 있음.

### Ⅲ. 國民年金 巨視經濟模型

#### 1. 國民年金 現況

##### □ 국민연금 현황

##### － 가입자 및 수급자 현황

- 1988년 당시 가입자는 약 443만 명이었으나 그 후 계속 가입자 수는 증가하여 2000년 12월말 현재 가입자 수는 약 1,621만 명이며, 보험료율은 현재 직장가입자는 9%, 지역가입자는 5%이나 지역가입자의 보험료율은 향후 1%씩 증가하여 2005년에는 직장가입자와 동일한 9%가 될 것임.
- 국민연금 수급자는 1988년 3636명에서 1993년 58만 3천명, 2000년에는 97만 8천명으로 증가하였으며 급여지급규모도 1988년 3억원에서 출발하여 1993년 3천억원이었으나, 1999년에는 1997년 발생한 경제위기로 인한 실직자의 증가와 조기노령연금 수급자의 발생으로 급여총액이 3조 9천억으로 급격히 증가함.

##### － 기금운용관리체계

- 국민연금기금은 1988년 5279억원에서 그 규모가 지속적으로 증가하여 2000년도 말에는 약 60조원에 달하고 앞으로도 당분간 급격히 증가할 것으로 전망됨.
- 현행 국민연금기금의 관리체계는 기획예산처, 보건복지부 등의 정부부처와 국민연금관리공단, 기금운용위원회, 실무평가위원회, 기금운용본부 등으로 구성되며, 기금운용의 주체는 국민연금관리공단의 기금운용본부가 담당하고 있음.

### － 국민연금제도의 변화

- 정부는 1999년 1월 국민연금법의 대폭적인 개정을 통하여 연금재정의 안정화, 연금수급권 및 실직자생활안정의 강화, 국민연금기금운용의 투명성제고 등을 위한 방안을 시행하였음.
- 아울러 연금기금의 적립규모의 급격한 증가로 인한 거시경제 과급효과에 대한 인식증대와 함께 급변하는 금융시장의 변화에 대한 적극적인 대응책으로 투자대상의 확대, 법정수익률달성의무의 현실화 등 기금운용과 관련된 법률개정도 시행하였음.

## 2. 模型의 設定

### □ 모형의 기본구조

- － 모형의 기본구조를 설정하기 위해 1970~2000년까지 우리경제의 특징과 변화를 생산부문, 수요부문, 금융부문별로 살펴보았음.
- － 본 연구의 모형은 기본적으로는 수요중심의 케인지안 연간거시계량모형이나 공급측면의 제약요인을 고려하였음.
- － 또한 국민연금제도의 도입이 국민소득, 인플레이션율, 시장금리, 실업률 등의 거시경제변수에 미치는 과급효과를 분석하는 것을 목적으로 하여 그 모형을 설정하였으며, 연금제도의 구조 변화에 따라 거시경제변수의 변화를 분석할 수 있도록 국민연금부문의 내생화를 시도하였음.
- － 본 모형은 민간수요부문, 정부부문, 생산-노동부문, 임금-물가부문, 금융부문 및 국민연금부문 등 6개 부문으로 구성되며 모형

을 구성하는 방정식은 행태방정식 12개, 정의식 4개, 항등식 1개 등 총 17개의 방정식으로 구성되며, 관련변수로는 내생변수 17개와 외생변수 19개 등 총 36개의 변수로 구성됨.

### 3. 模型의 推定

#### □ 분석자료 및 추정방법

- 본 모형의 추정에 사용된 통계자료는 1970년부터 2000년까지의 시계열 자료이고, 실질변수들은 1995년 불변가격을 기준으로 함.
  - 모형의 기본골격을 유지하기 위해 최소자승법을 이용하여 개별 행태방정식을 추정하였고, 교란항의 동분산성에 대한 검정을 위해서는 White  $x^2$ -검정을, 그리고 추정된 설명 변수계수의 구조적 안정성 검정을 위해 Chow-검정 등을 각각 사용하였음.
  - 제도적 변화나 1997년의 경제위기 같은 외생적 변화 등으로 추정오차가 큰 경우 Dummy 변수를 사용하여 추정모형의 적합도를 제고하였음.

#### □ 추정 결과

- 추정결과는 민간수요부문, 정부부문, 생산-노동부문, 임금-물가부문, 금융부문, 국민연금부문의 6가지 부문으로 나누어 생각할 수 있음.
- 민간수요부문은 민간소비, 가처분소득, 건설투자, 설비투자, 수출·수입, 국내총생산 항등식 등으로 구성됨.

- 민간소비

$$\text{LOG(PCON)} = 6.92 + 1.42e-06 * \text{DPI} + 0.37 * \text{LOG}(M3E * 100 / \text{PGDP}) - 0.12 * \text{D98} + [\text{MA}(1)=0.99, \text{BACKCAST}=1971]$$

- 가처분소득

$$\text{DPI} = \text{GDP} - (\text{NT} + \text{NPC} - \text{NPB}) * 100 / \text{PGDP}$$

- 건설투자

$$\begin{aligned} \text{IFC} &= -20994.68191 + 0.1156315338 * \text{GDP}(-1) + 1.613646311 \\ &\quad * \text{GCON} - 19225.88959 * \text{D98} + [\text{MA}(1) \\ &= 0.9385882847, \text{BACKCAST} = 1971] \end{aligned}$$

- 설비투자

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFM)} &= 1.898323582 + 0.8591037784 * \text{LOG(IFM}(-1)) \\ &\quad - 0.02492662387 * \text{RCB} + [\text{MA}(1) \\ &= 0.4286092201, \text{BACKCAST}=1972] \end{aligned}$$

- 수출

$$\begin{aligned} \text{EXS} &= -5187.930184 + 1.297154683 * \text{FGNP} \\ &\quad + 80126.05966 * (\text{FWPIF}/\text{PX}) \end{aligned}$$

- 수입

$$\begin{aligned} \text{LOG(IMS)} &= 9.225221095 + 7.880119436e-06 * \text{GDP} \\ &\quad - 0.005981167983 * \text{FWPIF} + [\text{AR}(1)=0.8533354496] \end{aligned}$$

- 국내총생산

$$\text{GDP} = \text{PCON} + \text{GCON} + \text{IFC} + \text{IFM} + \text{IS} + \text{EXS} - \text{IMS} + \text{STD}$$

— 정부부문은 정부지출 단일 방정식으로 구성됨

- 정부지출

$$\begin{aligned} \text{LOG(GCON)} &= 0.8221540164 + 0.6381288314 * \text{LOG(GCON(-1))} \\ &+ 0.2344404976 * \text{LOG(GDP)} \end{aligned}$$

— 생산-노동 부문은 수요중심적인 케인즈적 거시계량모형을 보완하기 위한 공급측면의 제약을 모형에 반영하는 잠재GDP와 취업자수로 구성됨.

- 잠재GDP

$$\begin{aligned} \text{POTGDP} &= -48448.22855 + 3.587625509 * (\text{LET} * \text{LHY} / 1000) \\ &+ 0.1227193759 * \text{KSP} + 36467.54678 * \text{D98} \\ &+ [\text{MA}(1) = 0.9202389832, \text{BACKCAST} = 1970] \end{aligned}$$

- 취업자수

$$\begin{aligned} \text{LOG(LET)} &= 9.728100246 + 7.017947329e-07 * \text{GDP} \\ &- 0.0402738627 * \text{D9800} + [\text{AR}(1) = 0.9276077977] \end{aligned}$$

— 임금-물가부문은 임금수준, GDP환가지수, 수출단가지수로 구성되며 수입단가지수는 외생화 함.

- 임금수준

$$\begin{aligned} \text{LOG(W)} &= 4.980528788 + 0.3315744573 * \text{LOG(W(-1))} \\ &+ 0.8287601478 * \text{LOG(PGDP)} + 0.08284916794 \\ &* (\text{GDP} / (\text{LET} * \text{LHY} / 1000)) - 0.09923800129 * \text{D98} \\ &+ [\text{AR}(1) = 0.5959361654] \end{aligned}$$

- GDP환가지수

$$\text{PGDP} = -18.56114301 + 1.107791716 * \text{PGDP}(-1) \\ -7.012540144e-06 * W + 20.3125157 * (\text{GDP}/\text{POTGDP})$$

- 수출단가지수

$$\text{LOG}(\text{PX}) = 0.9158727265 + 0.5905886803 * \text{LOG}(\text{PM}) \\ + 0.126859384 * \text{LOG} (W/\text{EXR}) - 0.222796054 \\ * \text{D9800} + [\text{AR}(1)=0.5980453073]$$

- 금융부문은 그 중요성에도 불구하고 우리 금융시장의 발전수준 및 과거 정부의 금융시장개입 등을 고려하여 회사채유통수익률 함수 하나로 단순화함.

- 회사채유통수익률

$$\text{RCB} = 14.02126129 + 144.7510028 * ((\text{GI-NS-DNPF0})/\text{GDP}) \\ + 30.16631495 * ((\text{PGDP}-\text{PGDP}(-1))/\text{PGDP}(-1)) \\ + 7.181544758 * \text{D7981} - 5.389411839 * \text{D9800}$$

- 국민연금부문은 임금수준을 매개로 거시경제변수들과 연계됨.

- 연금보험료총액

$$\text{NPC} = \text{CRW} * \text{POPC} * W$$

- 연금급여총액

$$\text{NPB} = \text{RRW} * \text{POPB} * W$$

- 연도별연금기금증가액

$$\text{DNPF} = \text{NPC} + \text{NPFR} - \text{NPB}$$

## IV. 政策 模擬 實驗

### 1. 模型의 檢定

- 앞서 추정된 행태방정식들은 개별적으로는 실제적인 경제상황을 잘 반영하고 있으나 이들과 정의식들로 구성되는 연립방정식모형 전체의 적합도가 높다고 보장할 수 없음.
- 따라서 가우스-사이달방법(Gauss-Seidel Method)을 사용한 의태시행 분석으로 연립방정식모형의 적합성을 검정함.
  - 본 연립방정식체계의 평균자승근오차(Root Mean Squared Error: RMSE)는 8.6%로 모형의 적합도는 비교적 우수한 편임.

### 2. 政策시뮬레이션

- 시나리오별 정책분석
  - 우리의 국민연금제도는 1988년에 도입되어 아직 성장기에 있는 상태의 사회보험제도로 저부담-고급여의 수급불균형이라는 구조적인 문제와 아울러 연금제도가 아직은 성장기에 있어 연금급여가 본격적으로 일어나지 않고, 따라서 연금기금적립금이 매우 빠른 속도로 증가하고 있고 그 규모가 막대해져 국민경제에 영향을 미칠 수 있다는 문제점이 있음.
  - 그러므로 국민연금제도의 구조적인 문제점의 핵심요인인 연금보험율, 연금급여의 소득대체율, 그리고 급여가 본격적으로 이루어지기 시작하는 시점의 가입자와 수급자의 구조 등을 외생변수화 하여 이들의 변화에 따른 국민연금관련 내생변수의 변화는 물론 거시경제변수의 변화를 시나리오별로 살펴봄.

- 시나리오 1: 연금보험료율 9%
- 시나리오 2: 소득대체율 45%(20년 가입자 기준)
- 시나리오 3: 2010년도 ‘수급자/가입자 비율 9.78%’ 적용
- 시나리오 4: 보험료율 9%, 소득대체율 45%
- 시나리오 5: 보험료율 17%, 소득대체율 45%, 수급자/가입자 비율 9.78% 적용

□ 주요 거시경제변수에 대한 파급효과 비교

- 국민연금관련 외생변수의 변화가 GDP, 취업자수, GDP환가지수 및 회사채유통수익률 등 주요 거시경제변수에 미치는 파급효과를 시나리오별로 비교하고, 국민연금 관련 내생변수의 변화도 비교함.
  - 국민연금제도의 수입측면인 보험료율의 인상은 GDP, 취업자수, GDP환가지수를 증가시키고 회사채유통수익률을 하락시킴.
  - 한편 지출측면인 소득대체율과 수급자/가입자 비율 중 소득대체율의 증가는 GDP, 취업자수 및 GDP환가지수를 감소시키고 회사채유통수익률을 증가시킴.
  - 그러나 수급자/가입자 비율은 2018년의 예측치인 9.78%와 반환일시금 수급자 등을 포함한 1988~2000년의 수급자/가입자 비율의 평균 9.91%보다도 낮아, 주요거시경제변수 미치는 효과가 증가와 감소 또는 감소와 증가가 교차하여 발생함.

□ 국민연금관련 내생변수에 대한 파급효과 비교

- 외부충격인 국민연금의 외생변수(보험료율, 소득대체율, 수급자/가입자 비율)의 변화에 의해서 발생하게되는 국민연금부문 내생변수(보험료수입, 급여지출, 연도별 기금증가액)에 대한 파급효과

를 살펴봄.

- 보험료수입 변화의 경우 보험료율이 인상되는 시나리오 1, 4, 5의 경우 보험료수입이 큰 폭으로 증가하고, 시나리오 3과 4는 보험료수입이 감소함.
- 국민연금 급여지출의 경우, 소득대체율이 인상되는 시나리오 2, 4와 5의 경우 급여지출이 큰 폭으로 증가하고 시나리오 3의 경우는 급여지출이 증가하다 감소하며, 급여와는 무관한 시나리오 1의 경우도 급여지출이 3차년도부터 증가하기 시작하는데 이는 임금수준의 상승에 따른 결과임.
- 연도별 기금증가액의 변화는 시나리오 1과 5의 경우 증가하고 있으며 시나리오 2의 경우는 감소하고, 시나리오 3은 감소하다 증가하고 시나리오 4는 증가하다 감소하는 것으로 나타나 보험료율의 증가는 연금기금의 증가를 소득대체율의 증가는 연금기금의 감소를 초래하고 있어 이들 두 연금관련 변수가 연금재정의 안정에 위한 정책도구로 사용될 수 있음.

## V. 結論

### □ 정책적 함의

- 국민연금의 거시경제변수에 대한 파급효과를 거시경제의 정책목표인 경제성장률, 인플레이션을 및 실업률을 중심으로 살펴봄.
  - 경제성장률의 경우 연금보험료율의 증가는 경제성장률을 증가시키고, 소득대체율의 증가는 경제성장률의 감소를 보임.
  - 인플레이션의 경우 연금보험료율의 증가는 인플레이션을 증가시키고, 소득대체율의 증가는 인플레이션에 영향을 주지

않는 것으로 나타남.

- 실업률의 경우 연금보험료율의 증가는 실업률을 감소시키고, 소득대체율의 증가는 실업률을 증가시킴.
  - 즉, 국민연금의 수입측 외생변수인 보험료율의 인상은 경제성장률, 인플레이션율과는 정(+)의 관계를 실업률과는 부(-)의 관계를 보이며, 지출측면 외생변수인 소득대체율은 이들 경제변수들과 반대의 관계를 갖고 있어 이들 연금관련 외생변수들도 거시경제의 조절을 위한 정책도구의 역할을 담당할 수 있음.
- 한편 이러한 보험료율과 소득대체율의 외생적 충격의 파급효과 (Transmitting Mechanism)을 살펴보면, 연금보험료율의 증가는 가처분소득의 감소와 보험료수입 증가와 이에 따른 연도별 기금증가액의 증가를 발생시킴.
- 이러한 변화는 한편으로는 「가처분소득의 감소→민간소비의 감소→GDP감소」를, 다른 한편으로는 「보험료수입증가→회사채유통수익률의 감소→설비투자의 증가→GDP증가」를 발생시키나 궁극적으로 GDP가 증가하였다는 사실은 후자의 파급효과와 절대치가 크다는 것을 알 수 있음.
- 위와 같은 사실은 회사채유통수익률의 변화가 타 내생변수의 변화보다 크고, 이에 따른 설비투자의 변화도 역시 크다는 데 그 원인이 있으며, 본 모형에 의하면 금융부문이 우리의 거시경제에서 차지하는 비중이 크다는 것을 의미함.
- 따라서 현재와 같은 국민연금의 급속한 증가는 국민연금이 금융시장에 미치는 파급효과가 매우 크게 되고, 궁극적으로는 경제성장, 인플레이션, 실업 등의 주요경제변수에 미치는

충격이 매우 심각할 것이라는 점을 시사함.

- 따라서 연금기금의 거시경제과급효과차원에서 기금운용의 정책중립성(Policy Neutrality)을 견지할 것인지 등에 대한 기금운용의 포지션(Position) 확립도 시급한 실정임.
- 연금재정의 안전성과 관련한 시사점으로는 현재의 거시경제 및 연금제도의 구조 하에서는 본격적인 연금지급이 시작되면 보험재정이 고갈될 것이라는 것을 다시 한번 확인해주고 있으므로 이를 막기 위해서는 보험료율의 증가나 급여수준의 감소가 시급히 이루어져야 함.

□ 모형의 제한점 및 향후 연구방향

- 국민연금-거시계량모형을 바탕으로 한 모의실험분석은 연금제도 및 거시경제의 미래의 변화에 대한 예측이라기보다는 1970년 이후 2000년도까지의 우리 경제의 틀을 바탕으로 한 외생적 충격에 의한 거시경제변수들의 변화에 대한 분석임.
- 국민연금제도의 변화가 거시경제에 미치는 장기적인 효과를 분석하는데는 세대교차모형이 좀 더 적합할 수 있으나 단기적인 효과분석은 본 모형이 좀 더 적합할 것임.
- 모형의 개선방향은 좀더 일관성 있는 자료들의 확보, 표본의 크기의 증대 등을 통하여 모형의 예측력을 증가시키는 방향과, 보다 더 근본적인 차원에서 모형의 단순화와 세분화의 상반된 방향이 가능함.
- 즉 금융부문의 중요성을 고려하여 이 부문을 좀더 구체화하는 방향과 모형의 복잡성에서 발생 가능한 오차의 누적적 증가를 축소하고 국민연금부문을 부각하기 위해 모형을 간소화하는 방향을 들 수 있음.

## I. 序論

국민연금제도가 1988년 도입된 이래 1999년 4월 도시지역자영자에게 그 적용대상이 확대됨에 따라 우리의 국민연금제도는 전국민연금시대를 맞이하게 되었다. 이와 같은 연금제도의 확대로 대다수 국민들은 소득의 불확실성이라는 위협으로부터 보호를 받을 수 있게 되었다. 또한 국민연금제도는 선납부-후지급 방식을 택하고 있기 때문에 도입초기에 발생하는 기금적립금 규모가 더욱 증가할 것이 예상됨에 따라 국내·외에 관련학자, 정책입안자 및 금융부문의 관련 실무자들의 적지 않은 관심을 불러일으키고 있다.

이와 같이 국민연금기금에 관심을 두는 이유는 첫째, 현행 연금제도의 저부담-고급여 구조로 인한 장래의 기금고갈과 관련한 장기적인 재정안정성의 확보문제와 둘째, 이러한 구조적인 재정불안 문제에도 불구하고 단순히 제도발전 초기단계에서 발생하는 방대한 기금 적립 규모의 증가와 이에 따른 거시경제 파급효과의 증가, 금융시장의 지배력 등 연금기금의 운용 및 관리상의 문제라 할 수 있다. 즉 금융부문의 경우 기금의 규모가 증가하고 금융시장의 지배력이 커짐에 따라 금융상품의 배분구조가 지배적인 투자자가 없는 상태에서는 배분구조와는 매우 상이하게 나타날 수 있다. 이는 결국 금융시장구조를 왜곡시키고 나아가서는 국민경제의 왜곡현상을 초래하게 된다.

연금기금의 재정안정성에 관한 우려는 이와 같은 구조적인 문제와 아울러 연금제도의 역사가 우리보다 앞선 선진국의 경우에도, 국가마다 다소간의 차이가 있지만, 적립금의 관리소홀, 인플레이션 및 급여의 확대 등으로 적립기금이 고갈되고 궁극적으로는 재정방식을 적립

방식에서 부과방식으로 전환한 사례들이 있기 때문이다. 그리고 일부 국가에서는 전후의 베이비붐 세대가 퇴직시점에 진입함에 따라 공적 연금재정 위기가 증폭되고 이를 해결하기 위한 대안으로 적립방식에 대한 논의가 재론되고 있는 실정이다. 최근 인구의 고령화가 급속히 진행되면서 노후소득보장기능을 담당해왔던 연금제도의 지속가능성에 대한 의문이 끊임없이 제기되었고, 이와 같은 문제를 연금재정의 장기추계, 세대교차(Overlapping Generation) 모형을 통한 시뮬레이션 분석 및 거시계량모형을 통한 과급효과 분석 등을 통해 해소방안의 마련을 위한 정책토론이 관련 학자 및 실무자들의 중요한 관심사가 되었다.

한편 연금제도의 도입, 확대 및 제도변화가 경제에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 논쟁 또한 연금제도가 도입된 이래 지속적으로 논의되어 왔다. 그러나 연금제도의 과급효과에 대한 논의는 지금도 계속되고 있을 정도로 그 분석결과와 학자에 따라 다양하다. 이와 같은 분석결과의 다양성은 연금제도의 도입으로 인해 가입자들이 장래(노후)의 소비를 위한 소득활동기간동안 보험료를 납부하고 현재의 소비활동을 축소해야하기 때문이나, 이처럼 시차를 두고 발생하는 저축과 소비라는 경제행위는 가입자의 관점에 따라 저축, 노동공급 등과 같은 경제행태에 대한 인식을 달리할 수 있기 때문이다.

연금제도가 실시된 지 13년이 지난 시점에서 국민연금제도가 우리의 거시경제에 어떠한 영향을 미치고 있는냐에 대한 분석과 함께, 앞서 언급된 재정불안의 요인인 저부담-고급여의 수급구조하에서 연금제도의 성숙에 따라 본격적인 연금급여가 발생하는 경우에는 어떠한 변화가 발생하게 될 것인지에 대한 전망 또한 필요한 시점이라 할 수 있다.

따라서 본 연구는 앞서 언급한 바와 같은 국민연금도입에 따른 거

시경제 파급효과의 분석 및 전망 차원에서의 유용성을 고려한 거시경제계량모형을 개발하는데 목적이 있다. 이를 위해 본 연구에서는 장기모형의 개발, 국민연금부문의 내생화 및 국민연금의 파급경로와 같은 사항에 중점을 두고 거시계량모형을 구축하고자 한다.

첫째, 국민연금은 연금가입자의 노후생활의 보장을 위해 국가에 의해 강제로 저축된 장기신탁자산인 국민연금기금을 바탕으로 연금가입자들이 일정한 급여지급조건에 달하였을 때 연금급여를 지급하는 장기에 걸쳐 발생하는 일종의 장기적인 강제저축제도라 할 수 있다. 따라서 본 연구에서 개발되는 거시계량모형은 장기에 적합하도록 구축되어야 한다. 그러므로 연간자료(Annual Data)를 이용한 모형의 구축이 그 전제조건이라 할 수 있다. 그러나 우리의 국민연금제도는 1988년 제도의 도입 이후 13년이 경과한데 불과하여 연간거시계량을 구축하는데는 표본의 크기가 부족하다는 제약이 있다. 따라서 이러한 표본크기의 제약을 해소하기 위한 방안의 마련에 중점을 두어 장기모형을 개발해야 할 것이다.

둘째, 국민연금제도의 경제문제에 대한 파급효과는 개인적인 소비행위에 있어 개인의 시간선호(Time Preference)에 따른 현재와 미래의 소비간의 선택문제라는 미시적인 관점과 아울러 거시경제에 영향을 미치고, 거시경제의 변화는 다시 국민연금제도의 변수에 영향을 미치는 일반균형(General Equilibrium) 관점에서 파악되어야 한다. 따라서 거시경제의 한 부문으로서 국민연금부문을 파악할 수 있는 국민연금부분의 내생화에 중점을 두고자한다.

그리고 마지막으로 이렇게 구축된 거시계량모형을 통해 국민연금의 거시경제 각부문의 어떠한 파급경로를 통해서 얼마만큼의 비중으로 영향을 미치게 되는가를 파악하는데도 중점을 두고자한다.

본 연구보고서의 구성은 다음과 같다. II장에서는 본 연구의 목적

에 부합되는 거시계량모형의 기본구조 및 특징의 파악을 위하여 연금제도의 성격 및 구조를 약술하고, 연금제도가 국민저축, 소득재분배, 노동공급 등에 미치는 영향을 이론적으로 살펴본다. 그리고 국민연금제도의 거시경제에 대한 파급효과분석을 위한 국내외 선행연구들의 모형구조, 특징, 장·단점 등을 요약하여 설명한다. 그리고 III장에서는 국민연금-거시계량모형의 구축을 위하여 우리나라의 연금제도 현황 및 최근의 제도변화를 서술하고, 1970년도 이후 2000년도까지의 거시경제의 특징 및 변화를 바탕으로 거시계량모형의 구조를 설명하고 이를 흐름도(Flow Chart)로 제시한다. 이어 앞서 설명한 거시계량모형의 구조를 근간으로 6개부문으로 구성된 모형의 행태방정식을 추정한다. 총 17개로 구성된 연립방정식체계(Simultaneous Equations System) 중 12개의 확률방정식(Stochastic Equation)의 추정을 위한 분석자료 및 추정방법을 설명하고 추정결과를 제시한다.

그리고 특징 및 변화를 바탕으로 거시계량모형의 구조를 설명하고 이를 흐름도(Flow Chart)로 제시한다. 이어 앞서 설명한 거시계량모형의 구조를 근간으로, 분석자료 및 추정방법에 대한 설명과 함께, 6개 부문, 총 17개의 연립방정식체계(Simultaneous Equations System)로 구성된 거시계량모형의 12개의 행태방정식들을 추정한다. IV장에서는 III장에서 추정된 행태방정식과 정의식(Definition Equation) 및 항등식(Identity Equation)을 모두 포함한 연립방정식 모형 전체의 적합성을 검정하고 이를 바탕으로 국민연금관련 외생변수들의 변화에 따른 내생변수들의 변화를 살펴보기 위한 정책모의실험을 시나리오별로 시행하고 그 결과를 해석한다. 여기서 외생적 충격은 현행연금제도하의 보험료율, 연금제도의 본격적인 시행으로 발생하게되는 시점의 소득 대체율 및 수급자/가입자 비율을 시나리오별로 조합하여 실시한다. 마지막으로 V장에서는 앞서 제시한 모형추정 및 모의실험과정을 요약

하는 한편, 모의실험결과의 정책적 함의를 주요거시경제변수와 연금 재정의 관점에서 서술하고 끝으로 본 연구의 한계점과 앞으로의 연구 방향에 대해 설명한다.

## II. 理論的 考察 및 先行研究

### 1. 年金制度의 性格 및 種類

연금제도는 소득활동기간동안 소득의 일부를 조세 또는 보험료로 납부하여, 그 재원을 근거로 소득상실 또는 감소에 대비하는 일종의 소득보장제도이다. 특히, 연금급여의 대부분은 노년기와 관련된 우발적 사건(Contingency)으로부터 발생하는 그 충격을 완화하는데 있는데, 그 사건 중 가장 중요한 사건은 소득활동에 종사할 수 있는 능력의 감소이다.

노후의 소비활동을 위한 사회정책은 여러 가지 방법이 있다. 생애 주기모형에 의하면 근로가능기간동안 저축하여 퇴직기간 동안 소비하는 것이다. 이 같은 방법은 근로기간 동안 임금을 줄이고 퇴직급여를 제공하는 사적연금(Private Pension)인 기업연금방식일 수도 있고, 세대간 계약에 의한 공적연금(Public Pension)일 수도 있다.<sup>1)</sup>

일반적으로 노후의 소득에 대한 욕구에 대처하기 위한 주요 메커니즘은 확정급여형(Defined Benefit)과 확정각출형(Defined Contribution)으로 대별되고, 급여조달을 위한 재원관리측면에서 적립방식과 부과방식 등으로 구분될 수 있다. 그러나 현재에는 국가마다 다양한 연금제도를 동시에 시행하고 있는 실정이다.<sup>2)</sup>

---

1) 공적연금제도가 소개되기 전에는 개인은 근로능력이 없을 때까지 일을 하고, 그 이후에는 자신의 저축이나 자녀들로부터의 이전지출, 또는 가끔 노부모와의 동거 등으로 소비활동을 유지할 것을 가정하였다.

2) 대부분의 선진국에서는 인구 노령화 등으로 연금재정의 지속성에 위협받고 있어, 최근 공적연금제도의 개혁방향은 부과방식하의 확정급여형 연금제도에서 부과방식

확정급여형이란 연금급여가 어떤 기준(Benchmark), 즉, 평균소득 또는 최종소득 등에 연계되어 있음을 의미하고, 확정각출형이란 가입자들이 납부한 보험료와 그 수익금에 의존하여 연금급여를 지급하는 것을 의미한다.

한편 연금제도는 급여지출을 위한 재정방식에 따라 적립방식과 부과방식 등으로 구분되기도 하는데, 그 기준은 미래에 지급할 연금급여액의 현재액을 적립금으로 보유하는가 여부를 기준으로 한다. 완전적립방식은 연금수급자의 미래급여를 100% 이상을 유지하는 경우이고, 부과방식은 단지 수년간의 급여만을 유지하고 있는 경우를 말한다.<sup>3)</sup> 즉, 부과방식은 현세대 근로자가 납부한 보험료를 통해 현세대 연금자에게 급여를 지급하는 방식으로, 이는 미래세대의 근로자도 현재와 같이 미래세대의 퇴직자에게 소득을 이전할 것이라는 암묵적인 세대간 계약에 근거하고 있는 것이다. 연금제도는 재원조달과 급여결정방식에 따라서 <表 II-1>로 구분될 수 있다.

<表 II-1> 年金制度의 種類

		재정방식	
		적립	비(부분)적립
확정	각출료	확정각출형 적립방식	(명목)확정각출형 부과방식
기준	급여	확정급여형 적립방식	확정급여형 부과방식

하의 확정각출형 또는 부과방식하의 확정급여형과 적립방식하의 확정각출형을 혼합한 형태로 이행하고 있는 실정이다.

- 3) 적립방식과 부과방식의 엄밀한 기준에 대해서는 다소 이견이 있을 수 있다. 왜냐하면 과연 적립금의 수준이 어느 정도이어야 하는가에 대한 문제와 공적연금 급여 수준이 현재의 확정급여형으로 지속된다면 언젠가는 적립금이 고갈될 수 있기 때문에 학자간의 기준에 따라 다르게 명명하고 있는 실정이며, 중간단계인 부분적립 방식으로도 주장하는 학자들도 있다.

첫째, 확정각출형 적립방식의 연금제도는 개인연금(Individual Pension)으로 가입자는 개인별 계좌에 저축하였다가 퇴직시 증식된 기금을 재원으로 연금급여를 받는다.

둘째, 확정급여형 적립방식은 기업연금(Corporate Pension)에서 채택하고 있는 방식으로, 기업들의 재산과는 분리된 연금계정에 기금을 적립하고, 퇴직시 근속연수와 임금을 기준으로 급여를 결정한다. 이와 같은 확정급여형 연금제도에서는 보험수리원칙에 따라 예상되는 미래 연금을 지불하기 위해 자본적립금을 유지하는 방식으로 운용된다.

셋째, 확정급여형 부과방식은 연금도입의 역사가 오래된 선진국의 공적연금제도에서 채택하고 있는 방식으로 국가마다 차이가 있지만 제도도입 처음부터 부과방식을 택하는 경우와 여러 가지 이유로 적립방식에서 부과방식으로 이행된 경우로 구분된다.<sup>4)</sup> 일반적으로 확정급여형 부과방식 연금제도에 있어서, 연금제도의 채무는 매년 또는 분기를 기준으로 연금수급자수와 급여에 따라 필요한 보험료가 결정된다.

끝으로 확정각출형 부과방식은 이탈리아 등에서 채택한 방법으로 확정급여형 부과방식에서 이행되었다. 이 제도는 납부한 보험료를 개인별 신용계좌에 암묵적 이자와 합하여 누적시키는 것이다. 실질적인 투자가 이루어지는 것이 아니기 때문에 암묵적 이자는 “명목적”인 것이다. 그래서 이 제도를 “명목확정각출형”연금제도로 부르기도 한다. 한편 스웨덴의 경우에는 2000년부터 보험료의 일부인 2.5%를 기금에 적립하는 확정각출형 적립방식과 종전의 확정급여형 부과방식을 채택

4) 일반적으로 미래세대의 연금수급자들이 정치적으로 자유롭기 위해 적립방식을 택한다. 그러나 반대론 자들은 정부가 주도하는 적립방식의 단점을 다음과 같이 주장한다. ① 적립금이 비효율적인 사회부문에 투자 될 가능성이 있고, ② 자본시장을 악화시키는 방법으로 정부부채를 상각할 수 있고, ③ 정부가 과다하게 지출을 할 수 있을 뿐만 아니라, 급여증가를 초래할 수 있다.

하는 혼합방식을 택하고 있다.

경제적 측면에서 공적연금은 소득재분배기능을 갖고 있는 일종의 강제저축으로 파악된다. 전자는 가입자가 전 생애에 있어서 근로시기와 퇴직시기에 걸친 소득의 이전과 가입자들 간 재분배기능을 갖고 있음을 의미하고, 후자는 개인의 의사와는 상관없이 소득불확실성을 대비하여 가입하는 일종의 강제보험기능을 갖고 있는 것이다. 그러므로 연금제도는 제도의 운영방식에 따라 국민경제에 다른 영향을 미치게 된다.

## 2. 微視的 接近: 理論的 考察

국민 경제적 측면에서 연금제도는 국민저축, 자본축적, 소득재분배 그리고 기타 여러 가지 형태로 노동시장에 영향을 줄 수 있다. 그러나 그 결과는 연금제도의 재정방식과 각국의 경제구조에 따라 다를 수밖에 없다.

일반적으로 확정각출형 연금제도는 국민저축을 증가시키고, 확정급여형 연금제도는 소득재분배에 목적을 두고 있기 때문에 세대내·세대 간 이해관계가 크다는 것이 통설이다.

### 가. 年金制度의 貯蓄效果

#### 1) 賦課方式의 貯蓄效果

부과방식의 연금제도는 암묵적 수익률이 보험료 증가율과 같아야 한다(Samuelson, 1958). 이 같은 결과는 2기에 걸쳐 생존하는 세대교차 모형(Overlapping Generation Model: OLG Model)을 통해 고찰해 볼 수 있다. 생산요소는 단지 노동만이 있는 경제를 가정한다. 즉, 자본재가

존재하지 않기 때문에 모든 상품은 생산된 기간에 전부 소비된다. 이와 같은 경제 하에선 노후를 위한 저축은 불가능하다. 인구증가율은  $n$ 이고, 자본재는 없다고 가정한다. 부과방식 연금제도 도입으로 근로계층은 소득의  $\theta$ 부분 만큼을 노령계층에게 이전한다.<sup>5)</sup>

$t$ 기의 근로계층을  $L_t$ , 임금수준을  $w$ 라 하자. 근로자는  $L_{t+1}=(1+n)L_t$ 로 증가한다. 근로자는  $t$ 기에 총보험료  $T_t=\theta wL_t$ 를 납부하고, 퇴직기간동안 연금  $B_{t+1}$ 를 지급하면, 이는 다음세대의 보험료에 의해 충당된다(즉,  $B_{t+1}=T_{t+1}=\theta wL_{t+1}$ ). 따라서 연금수급자가 받는 급여대체율은  $B_{t+1}/T_t=T_{t+1}/T_t=L_{t+1}/L_t=1+n$ 가 된다.

만일 기술진보로 임금이  $w_{t+1}=(1+g)w_t$ 로 증가된다면, 수익률은  $n+g$ 가 된다. 왜냐하면  $B_{t+1}/T_t=T_{t+1}/T_t=\theta w_{t+1}L_{t+1}/\theta w_tL_t=(1+g)(1+n)$ 이기 때문이다.

부과방식 연금제도의 저축효과를 고찰해 보기 위해 단순한 생애주기모형을 가정한다. 수지상등원칙하에 운영되는 부과방식 연금제도는 연금급여만큼 개인은 저축을 줄일 것이다. 근로·퇴직 2기간 모형을 고려하면, 단순화를 위해 초기의 노동공급은 고정되어 있고 표준화된 효용함수는 다음과 같다.<sup>6)</sup>

$$Q=U(C_1)+V(C_2)$$

초기의 근로소득에 대한 보험료율을  $\theta$ 라하고, 2기에 급여  $B$ 를 받는 연금제도가 존재한다고 하면, 초기의 소비는  $C_1=(1-\theta)w-S$ 이다. 여기서  $w$ 는 근로소득이고  $S$ 는 저축이다.

5) 또한 부과방식하에 암묵적 수익률이 인구증가율과 같아야 함을 밝히고 있다. Samuelson, P. A., "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money", *J.P.E.*, 1958, pp.467~482.  
 6) 분석의 편의상 표준화된 효용함수를 가정한다. 즉, 근로활동기간의 노동은 1, 여가는 0이고, 은퇴기간에는 노동은 0, 여가는 1임을 가정하는 것으로, 부분퇴직은 인정되지 않는다. 또한 효용함수의 특징은 2차 미분가능하고, 부가적이고 가분성이 있는 것을 가정한다.

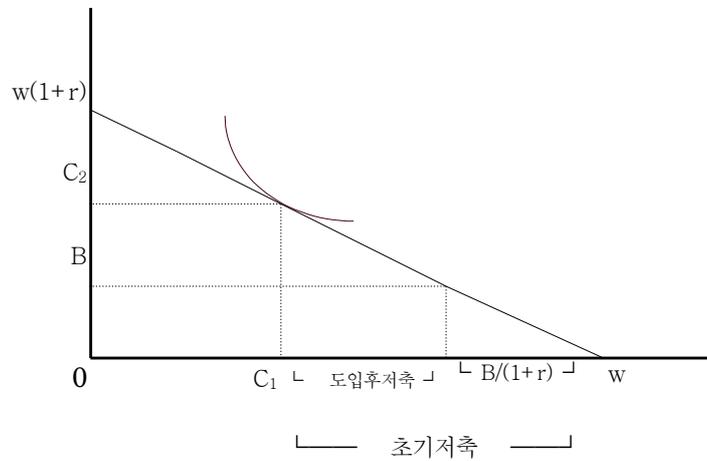
한편, 저축에 대비 이자율을  $r$ 이라 하면, 2기의 소비는  $C_2 = S(1+r) + B = [(1-\theta)w - C_1](1+r) + B$ 가 된다.

효용극대화를 위한 1계 조건은  $dQ/dS = -U' + V'(1+r) = 0$  이고, 이를  $S$ ,  $\theta$ ,  $B$ 에 대해 다시 전미분 하면,

$$(wU'')d\theta + [U'' + (1+r)^2V'']dS + (1+r)V''dB = 0$$

가 된다. 단순화를 위해, 연금제도가 수지상등원칙하에 운영되므로  $(r=g)$ , 급여  $B = (1+r)\theta w$ 이고,  $d\theta = dB/(1+r)w$ 가 된다. 이를 위 식에 대입 하면,  $ds = -dB/(1+r)$ 가 된다. 즉, 제도 도입전과 같은 소비  $C_1, C_2$ 를 위해서, 급여의 할인가치 만큼 저축이 감소하게 됨을 의미한다.

[圖 II-1] 年金制度의 貯蓄效果

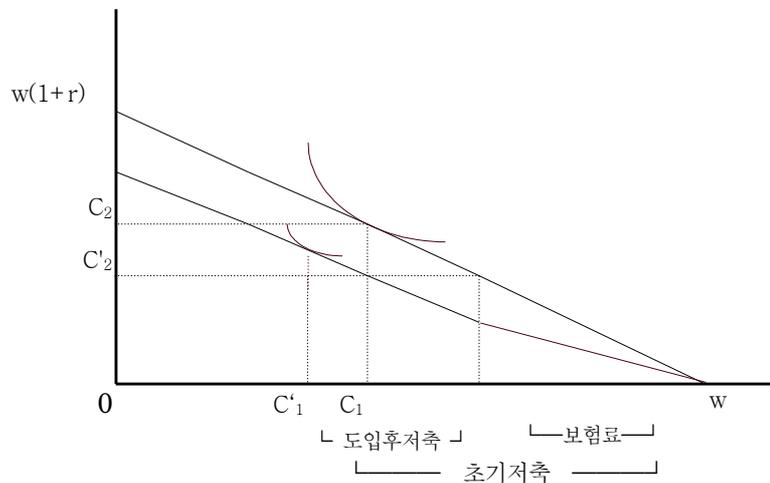


[圖 II-1]에서 보는 바처럼 연금제도가 없는 경우 소비는  $C_1, C_2$ 라면, 초기의 저축은  $w - C_1$ 이 된다. 연금제도가 도입되면 저축은 급여의 할인가치  $B/(1+r)$  만큼 감소한다. 그러나 연금제도가 수지상등원칙

하에 운영되기 때문에 개인은 종전과 같이 소비를 한다.

가정의 단순성을 완화하여, ① 만일 연금급여가 제도가 없었던 때의 퇴직소비를 증가하도록 지급된다면, 개인은 저축을 0으로 줄일 것이다. ② 개인이 연금으로부터 부(-)의 이전소득을 받는다면(연금급여의 할인 가치가 보험료보다 작다면) 부(-)의 소득효과가 나타나고, 소비는 두기간 모두 감소하게 된다. 이 경우  $ds/dB = -1/(1+r) \leq 0$  가 된다. 아래 그림은 저축이 보험료만큼 감소하는 경우를 나타내고 있다. 물론 선호의 차이는 초기의 소비를 증가시킬 수도 있다. ③ 만일 연금제도는 조기 퇴직을 유인한다면, 퇴직기간동안 소비를 위해 개인은 추가적인 재산을 필요로 한다. 이와 같이 유인된 퇴직효과는 자산대체효과와 반대방향으로 움직이기 때문에 연금제도의 저축효과는 모호하다.

[圖 II-2] 負(-)의 移轉支出下의 年金制度의 貯蓄效果



이를 보다 명확히 하기 위하여, 각 세대는  $L_t$ 의 노동력을 갖고, 평균임금은  $w_t$ 이다. 소득 중  $\sigma$ 부분을 저축한다고 하면, 총 저축은  $\sigma$

$w_t L_t$ 가 된다.  $t$ 기의 퇴직자들은 전기에 저축한 자산  $\sigma w_{t-1} L_{t-1}$ 에 대한 수익률을 고려한  $r\sigma w_{t-1} L_{t-1}$ 이다.

생애주기 모형 하에 가입자는 자산 전부를 소비하고 총 소비는 2기의  $(1+r)\sigma w_{t-1} L_{t-1}$ 가 된다. 퇴직기간 동안의 저축은 부(-)의 값을 갖고 경제내의 순 저축은  $\sigma(w_t L_t - w_{t-1} L_{t-1})$ 가 된다. 이는  $\sigma(g+n+ng)w_{t-1} L_{t-1}$ 를 의미한다(여기서  $w_t = (1+g)w_{t-1}$ ,  $L_t = (1+n)L_{t-1}$ )이다.

보험료율이  $\theta$ 인 부과방식 연금제도 하에, 근로자들의 가치분소득은  $w_t L_t - \theta w_t L_t$ 이고,  $\sigma w_t L_t - \theta w_t L_t$ 을 저축한다. 따라서 노후소비는  $(1+r)(\sigma - \theta)w_{t-1} L_{t-1} + \theta w_t L_t$ 가 된다. 여기서  $\theta w_t L_t$ 는 연금급여이다. 그러므로 국민경제의 순 저축은  $(\sigma - \theta)(w_t L_t - w_{t-1} L_{t-1}) = (\sigma - \theta)(n + g + ng)w_{t-1} L_{t-1}$ 가 되므로, 부과방식 하에 저축은  $\theta(n + g + ng)w_{t-1} L_{t-1}$  만큼 감소하고, 감소율은  $\theta/\sigma$ 가 된다.

그러나 저축행태가 유산동기나 예비적 동기에 의해 영향을 받는다 면 결과는 다르다. 왜냐하면 생애주기모형에서처럼 자신의 생애효용을 극대화하는 것이 아니라, 부모, 자식 등의 세대효용을 고려해야하기 때문에 더 이상 민간저축을 대체하지 않기 때문이다. 또한 예비적 동기는 소득상황에 따라 개인이 느끼는 노후소비성향이 다르기 때문에 연금제도의 저축효과를 파악하기가 어렵다.

## 2) 積立方式下의 貯蓄效果

일반적으로 적립방식 공적연금제도의 경제효과는 사적연금제도와 같다. 왜냐하면 정부가 보험료수준과 적립기금의 운용원칙을 정하는 것 외엔 차이가 없기 때문에, 각 개인이 근로기간동안 개인계좌에 저축을 하고, 이는 자본시장에 투자되는 원리와 같기 때문이다.

적립방식하의 저축효과는 개인과 정부가 어떻게 반응하는가에 따라 다르다. 만일 개인이 생애주기모형을 인식하는 합리적인 저축자라면,

부가적인 강제저축프로그램인 연금제도를 도입한다해도 국민저축에 어떠한 영향도 미치지 않는다. 왜냐하면 개인은 사전적으로 같은 양의 저축을 줄이기 때문이다(Kotlikoff, 1987, 1996; Mitchell & Zeldes, 1996).

적립방식의 연금제도는 가입자들로부터 보험료를 징수하여 장기간 적립하였다가 퇴직 후에 연금을 지급하게 된다. 이 과정에서 매년 누적되는 적립금만큼 강제저축은 두 가지로 나누어지는데, 하나는 경제주체들이 현재 소비의 일부를 미래의 소비로 대체하여 효용을 극대화하고자 하는 동기에서 이루어지는 자발적인 저축이고, 다른 하나는 연금적립금의 순증가 분인 강제저축으로 분류할 수 있다. 따라서 연금제도가 강제저축을 추가로 발생시키는 것은 분명하지만, 자발적 저축에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대해서는 아직까지 분명한 결론에 도달하지 못하고 있다. 다시 말해서 연금제도가 자발적 저축을 증대시키는 보완적 관계가 있는가 혹은 감소시키는 대체적 관계가 있는가에 대한 논란이 계속되고 있다. 만일 연금제도가 자발적 저축을 감소시키는 정도가 강제저축의 증가분보다 크다면 총 국내저축은 감소하지만 그 외의 경우에는 총 저축이 종전보다 증가하게 된다. 본 절에서는 연금제도가 자발적 저축에 미치는 영향에 한정해서 분석해 본다.<sup>7)</sup>

국민연금제도는 경제활동에 참여하고 있는 연금가입자들로부터 보험료를 징수하여 그가 소득활동능력을 상실할 경우 노령, 장애, 유족의 형태로 연금을 제공하게 된다. 따라서 연금제도는 이세대간(Intergenerational), 동일세대간에서의(Intragenerational), 그리고 개인의 전 생애간(Intertemporal)에 걸쳐 부의 이전을 유발시키게 된다. 이와 같은 부의 이전과정에서 연금제도는 국민저축에 다음과 같이 다양한 파급효과를 미치게 된다.

7) 민재성 외, 『국민연금제도의 기본구상과 경제사회 파급효과』, 한국개발연구원, 1987.

첫째, 가입자는 가입기간동안 가처분소득이 줄어들게 되어 개인의 연금가입자들의 저축도 당연히 줄어들게 된다. 그러나 다른 한편으로는 이들의 보험료는 일정기간 동안 적립되었다가 노령계층의 소득향상에 기여하게 된다. 따라서 만일 모든 경제주체의 평균소비성향이 같다면, 연금가입자들의 저축이 줄어든 만큼 연금수급자의 저축이 늘어나므로 총 저축은 변함이 없을 것이다. 그러나 주로 노령계층으로 구성된 연금수급자의 저축률은 상대적으로 낮기 때문에 이러한 가정은 현실적으로 타당하지 않으며, 결국 총 저축은 감소하게 된다.

둘째, 연금제도가 성숙되면 세대간 소득이전효과가 본격적으로 발생하게 된다. 즉, 젊은 세대들이 고율의 보험료를 부담하게 되어 저축률이 낮아지게 된다.

셋째, 일생주기모형(Life Cycle Model)에 의하면, 경제주체들은 일생동안의 소비의 현가는 일생동안의 소득의 현가와 같다는 예산제약 가정 하에서 효용을 극대화하도록 매기의 소비와 저축수준을 결정하게 된다. 따라서 각 개인들은 당기의 소득이 아니라 전생애동안의 기대소득에 입각하여 소비수준을 결정하므로 비록 퇴직전의 소득이 퇴직후의 소득보다 높다 하더라도 소비는 일생동안 거의 균등하게 유지하려는 경향이 있게 된다. 이 모형에 의하면 연금제도로 인하여 노후의 소득이 일정수준 보장되기 때문에 노후를 위한 저축동기는 그만큼 저하되어 자발적 저축이 감소하게 된다.

그러나 Feldstein(1974)은 연금 제도하에서 연금급여 또는 퇴직일시금에 대한 기대로 인하여 연금가입자들의 조기퇴직현상이 일어날 수 있기 때문에, 연금가입자들은 짧아진 근로기간동안에 연장된 퇴직시간의 생활을 대비하기 위하여 더욱 많은 저축을 하게 된다고 주장한다.

넷째, 자본시장이 불완전한 경우, 개인이 갖고 있는 정보나 경험으로 금융자산을 효율적으로 운영할 수 없을 때에는 연금제도의 도입이

근로자들의 자발적 저축을 감소시킬 수 있다. 즉, 근로자들이 개별적으로 저축을 하는 것보다는 국가가 보험료를 수령하여 강제저축의 형태로 운용하는 것이 높은 수익률과 안정성을 보장한다고 가정하면, 연금제도는 퇴직후의 재산을 증식시키는 효과를 가져다 줄 수 있다. 따라서 근로자의 입장에서는 노후생활을 준비할 필요성이 그만큼 줄어들므로 퇴직전의 저축을 줄이게 된다.

다섯째, 지금까지는 연금제도가 가입자들의 소득의 흐름을 변화시킴으로써 가계저축에 영향을 미치는 측면을 고찰하였으나, 연금제도의 도입이 사회구성원들에게 노후복지에 대한 관심을 제고함으로써 근로자들이 노후의 저소득과 질병 등에 대하여 준비하도록 자극할 수 있다는 것이다. 즉, 연금가입자들은 종전처럼 그들의 노후를 막연히 후손에게 의지하려는 경향에서 벗어나 스스로 미래의 생활안정에 대한 대비를 해야 한다는 사실을 깨닫게 되는 것이다. 특히 핵가족화가 진행되는 사회에 있어서는 연금제도의 홍보효과가 국민들의 잠재적인 저축욕구를 현실화하는 데에 크게 이바지할 수 있다.

#### 나. 年金制度의 勞動需給效果

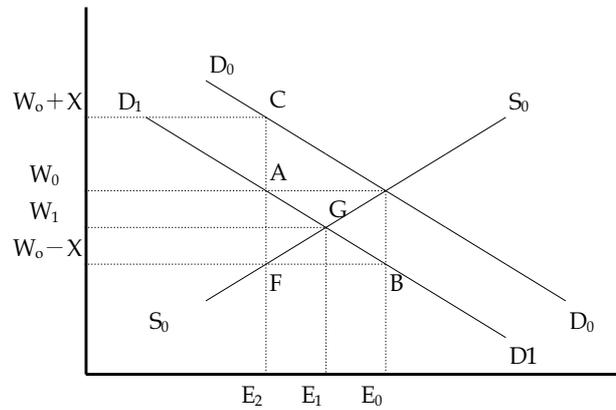
연금제도는 노동시장의 수요·공급 양측면에서 영향을 미친다. 이는 연금재정 보험의 재원이 기본적으로 가입자 또는 사용자의 부담금으로 구성되어 있기 때문이다.

##### 1) 勞動需要

이론적 측면에서 보면 연금제도는 단기적으로 기업의 노동비용을 상승시켜 노동수요의 감소를 유발할 것이다. 그러나 이러한 효과의 추정에는 다음의 두 가지 요인을 감안하여 분석되어야 한다. 첫째는, 연

금제도의 도입에 따른 추가적 노동비용이 실제로 어느 정도 상승하는가? 둘째는, 이러한 비용상승을 기업이 직접적으로 부담하는가 또는 소비자나 노동자에게 가격 및 임금의 상승으로 간접적으로 전가시키는가? 하는 것이다.

〔圖 II-3〕 年金制度의 勞動需要效果



기업의 노동수요함수의 합을 시장의 노동수요라 정의할 때 노동공급함수가 불변인 상황에서 연금의 도입이 노동수요에 미치는 영향은 다음과 같다. 연금제도 이전의 노동수요 및 공급곡선이 위 그림에서와 같이 각각  $D_0D_0$  및  $S_0S_0$ 라면, 임금수준은  $W_0$ 에서 결정된다. 만일 기업이 연금부담으로 노동자당  $X$ 만큼의 추가비용이 늘어났다고 가정하자. 즉, 피용자의 임금수급수준은  $W_0$ 이나 사용자의 임금부담은  $W_0 + X$ 가 된다. 연금제도에 의한 제1차적 효과가 노동수요가  $E_0$ 으로부터  $E_2$ 로 감소할 것이다. 연금보험료 부담에 따른 추가비용 발생은 기업의 수요함수, 즉, 시장수요함수를  $D_1D_1$ 으로 이동시키게 되고, 그 결과

$D_1D_1$ 과  $D_0D_0$ 의 수직거리가  $X$ 만큼 이동할 것이다. 사용자의 입장에서는  $W_0 - X$ 수준의 임금을 피용자에 지급하게 되면 종전의 고용량  $E_0$ 만큼을 수요할 것이므로,  $B$ 점은  $D_1D_1$  선상에 위치하게 된다. 추가부담으로 인한 노동수요함수의 이동은 임금수준  $W_0$ 에서 노동의 초과공급이 존재하고 있음을 의미하고 있으므로, 임금수준은  $W_1$ 수준까지 하락하게 된다.

이러한 분석이 의미하는 바는 다음과 같이 요약될 수 있다. 연금제도는 기업의 추가비용을 고용주가 전적으로 부담하는 것이 아니라 일부는 피용자가 낮은 임금수준으로 또는 피용자계층의 고용량의 감소로 공동으로 부담한다는 것이다. 물론, 기업이 부담을 전적으로 회피할 수는 없을 것이다.

위의 결과가 실증분석에 시사하는 바는 연금의 도입으로 발생하는 추가비용의 고용주와 피용자 사이의 부담은 기본적으로 수요함수와 공급함수의 기울기의 크기에 달려 있다는 것이다. 즉, 노동공급함수가 우상향형에서 수직선 형태에 더 가까울수록 피용자의 임금하락분이 커져 피용자의 부담이 상대적으로 더 커지는 것이다. 그러나 임금수준의 경우와는 반대로 고용량을 기준으로 보면 공급함수가 수직선 형태에 더 가까울수록 고용량의 감소는 더 적게 나타나는 것이다.

한편 피용자의 부담정도는 노동수요함수의 형태에 의해서도 영향을 받는다. 공급함수의 경우와는 상이하게 수요함수가 수평선에 가까울수록 고용량의 감소폭이 클 뿐 아니라, 피용자의 임금수준하락폭도 더 커지며 반면에 수직선에 가까울수록 고용 및 임금에 미치는 영향이 상대적으로 더 작게 나타난다.

## 2) 勞動供給

연금제도하에 퇴직결정에 관한 논쟁은 1970년 후반부터 지속되어 왔다. 왜냐하면 연금제도는 생애근로기간동안의 소득의 일부를 노후 소비활동을 위해 이전시키기 때문이다. 개인의 노동공급은 근로 및 여가에 대한 선호에 따라 다를 뿐 만 아니라, 퇴직의 정의 즉, 부분퇴직 또는 완전퇴직에 따라 분석결과는 상이하게 나타나기 때문이다. 본 절에서는 경제학적인 측면에서 효용함수와 완전퇴직에 대한 가정을 통해 분석해 본다.

Burbidge(1980)는 연금제도의 퇴직결정모형에서 보험료와 연금급여를 동시에 고려하는 생애주기모형에서 다음과 같이 설명하고 있다. 개인은 자기가 원할 때면 항상 노동시장을 떠나지만, 경우에 따라서는 일정연령에 도달하면 강제적으로 노동시장을 떠나야 만 한다. 왜냐하면 소위 기업마다 정해진 법정퇴직연령이 존재하기 때문이다. 그러나 어떤 개인은 노동시장을 떠나지 않고 특정연령에서 부분근로에 머무를 수도 있다.<sup>8)</sup>

만일 개인이 어떤 특정 연령(예: 50세)에서 퇴직결정을 할 수 있다고 하자. 그리고 한 개인이 T년 동안 생존할 수 있고, R세까지 정규 근로활동을 한다면, 은퇴기간은  $(T-R)$ 년이 된다. 50세(圖 II-4)에서는  $R=0$ 로 표시)에 개인의 초기자산은  $W_0$ 이고, 퇴직시까지 소득은  $Y(t)$ 이다. 한편, 개인은 보험료율  $\theta$ 인 연금에 가입해 있다. 단, 개인의 이자소득에는 과세하지 않는다.

개인의 효용함수는 소비와 여가의 함수인  $U(C(t), L(t))$ 로 가정하고, 근로기간의 여가는 0, 은퇴기간에는 1로 가정한다. 한편, 개인이 가입

8) 특정직장으로부터 강제퇴직은 향후의 소득흐름에 영향을 주게된다. 따라서 만일 개인이 노동시장에 남아있기를 바란다면 낮은 임금이라도 다른 직장으로 이동해야 한다.

하고 있는 연금제도는 퇴직 후  $P(R, a)$ 로 퇴직시점의 연령  $R$ 과 연금 구조  $a$ 의 함수이다.

주관적 할인율이  $\delta$ 라면, 생애소득제약곡선하에 효용의 최적화문제는 다음과 같다.

$$\text{Max}_{C(t), R} \int_0^R U(C(t), 0)e^{-\delta t} dt + \int_R^T U(C(t), 1)e^{-\delta t} dt \dots \dots \dots (1)$$

s.t:

$$\int_0^T C(t)e^{-rt} dt = W_0 + \int_0^R (1-\theta)Y(t)e^{-rt} dt + \int_R^T P(R, a)e^{-rt} dt \dots \dots \dots (2)$$

근로기간동안의 효용과 퇴직 후 효용을 각각  $U(C, 0) \equiv U^0$ ,  $U(C, 1) \equiv U'$  이라면, 개인은  $C$  와  $R$ 을 선택하면서 다음의 라그랑지안 목적 함수를 최적화한다.9)

$$L = \int_0^R U^0 e^{-rt} dt + \int_R^T U' e^{-rt} dt - \lambda \left\{ \int_0^T C e^{-rt} dt - \int_0^R (1-\theta)Y(t)e^{-rt} dt - \int_R^T P(R, a)e^{-rt} dt - W_0 \right\} \dots \dots (3)$$

1계조건을 고려하여 정리하면,10)

9) 최적화문제를 위한 내부해(interior solution)를 갖기 위해서는

$$U_c(C(t), 0) = \lambda e^{(\delta-r)t} \quad 0 \leq t \leq R,$$

$$U_c(C(t), 1) = \lambda e^{(\delta-r)t} \quad R < t \leq T, \text{ 여기서 } \lambda \text{는 상수.}$$

모형의 단순화를 위해 시간선호율을 고정시키면(즉,  $\delta=r$ ). 개인은 퇴직전 소비  $C^0$ , 퇴직후  $C'$ 를 선택한다(만일  $\delta < r$  이면 소비  $C'$ 가 계속 증가 함). 만일  $\partial^2 U / \partial U \partial L > 0$  이면,  $C' > C^0$  이고,  $\partial^2 U / \partial U \partial L < 0$  이면,  $C' < C^0$ 가 된다. 그러나 분석의 편의를 위해 효용함수가 가분적이라면,  $\partial^2 U / \partial U \partial L = 0$  이고,  $C^0 = C'$ 가 된다.

$$\frac{re^{-rR}(U' - U_0)}{(1 - e^{-rT})U_c} = \frac{re^{-rR}}{1 - e^{-rT}} \left\{ (1 - \theta)Y(R) - P(R, \alpha) + \left( \frac{1 - e^{-r(T-R)}}{r} \right) \frac{\partial P}{\partial R} \right\} \dots \dots (4)$$

모형의 1계 조건의 비교정태분석결과를 통해 연금제도가 퇴직결정에 어떠한 영향을 미치는가는 다음과 같이 요약된다. [圖 II-4]는 소비(C)와 퇴직기간(T-R) 좌표상의 퇴직결정효과를 제시하고 있다.<sup>11)</sup> 여기서, 퇴직가능시점(예: 50세)에서의 초기자산  $W_0$ 의 증가는 소득을 증가시키게 되고, 보험료율과 연금제도의 파라메타  $\alpha$ 는 가격효과를 유발시킨다. 왜냐하면 근로와 은퇴기간에 대한 상대적 보수(relative returns)를 변화시키기 때문이다.

그림 (a)는 연금제도의 개혁이 없는 상태에서의 퇴직결정을 제시하고 있다. 만일, 퇴직일시금과 같은 초기자산  $W_0$ 의 증가는 그림 (b)에 제시된 바처럼 생애예산제약곡선을 상향 이동시키고, 균형점을 E에서 E'로 이동시키게 된다. 따라서 은퇴기간을 늘리게 되는데 이는 조기퇴직을 의미하는 것이다.<sup>12)</sup>

반면에 소득효과와 대체효과를 동시에 수반하는 가격효과 분석은 다소 복잡하다. 우선 연금보험료의 감소는 생애예산제약선 FM을 F''M으로, 균형점 E를 E''로 각각 이동시키게 된다. 보험료 감소에 균형

10) 목적함수를 소비 C와 퇴직시점에 대해 각각 미분을 하면, 1계조건은

$$U_c \equiv U_c^0 = U_c' = \lambda, \\ U^0 - U' + \lambda \left\{ (1 - \theta)Y(R) - P(R, \alpha) + \left( \frac{1 - e^{-r(T-R)}}{r} \right) \frac{\partial P}{\partial R} \right\} = 0 \text{ 가 되고,}$$

여기서  $\lambda$ 를 제거하고, 할인요소  $re^{-rR}/(1 - e^{-rT})$ 를 곱하면 식 (4)을 얻는다.

11) 균형점에서 R, C보다는 C, T-R공간에서 분석이 편리하다. 그러므로  $dC/dR \equiv -dC/d(T-R)$ 이고, 예산제약선이 원점에 대해 오목하고(연금제도의 속성에 따라 결정됨), C, T-R공간상의 무차별곡선의 기울기의 변화율은 +이다( $d^2C/d(T-R)^2 > 0$ ).

12) 소득제약곡선의 기울기는 식(4)의 우변에 제시된 바와 같이 소비 C에 의존하는 것이 아니라, 퇴직시점 R에 의존한다.

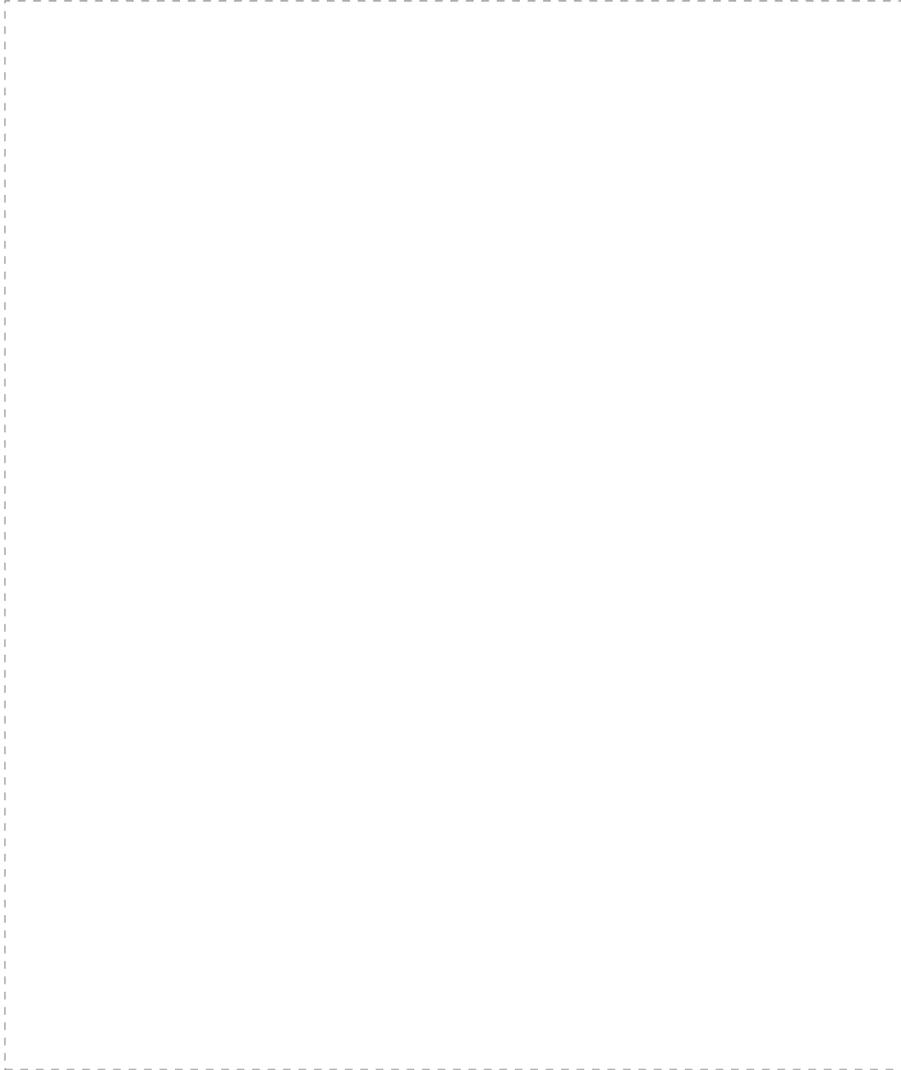
점의 이동은  $E \rightarrow E'$  의 소득효과와  $E' \rightarrow E''$  로의 대체효과로 구분되며, 소득효과는 퇴직기간을 증가시키도록, 대체효과는 퇴직기간을 줄이도록 상호반대 방향으로 움직이게 한다. 그림 (c)는 소득효과가 대체효과를 능가하여 퇴직기간을 늘리도록 그려져 있지만 연금보험료 증감의 퇴직효과는 불확정적이다.

한편 연금급여의 증가는 그림 (d)에서처럼 생애예산제약선 FM을 FM''으로 이동시킨다. 개인의 퇴직이  $F(R=T)$ 에서 결정되지 않는 한 연금급여 증가로부터의 대체효과는 균형점을  $E' \rightarrow E'''$ 로 이동시켜 퇴직기간을 증가시키고, 소득효과 또한  $E \rightarrow E'$ 로 퇴직기간을 연장시켜 조기퇴직을 유도한다.

이상에서 고찰해 본 바와 같이 일반적으로 퇴직일시금과 같은 초기 자산의 증가와 연금급여의 증가는 퇴직결정시점을 앞당겨 조기퇴직을 유도함으로써 노령근로자의 노동공급을 줄이고, 보험료의 증감은 퇴직시점결정에 불확정적인 것으로 분석되었다.

그러나 Mitchell (1984)은 연금제도의 퇴직결정효과 분석에서 퇴직시점의 결정은 근로자의 일에 대한 선호와 소득기회의 차이에 의존하지만, 더욱 중요한 요인은 연금제도의 급여구조 또는 법정노령연금 개시연령이 주요 변수로 작용한다고 하였다. 한편 Gordon(1980)은 개인의 유보임금이 자신의 시장임금을 상회할 때 퇴직을 결정하게 된다고 분석하고 있다.

[圖 II-4] 年金制度下の退職決定



자료: Burbidge/(1980)

### 3. 巨視的 接近: 實證分析

연금제도의 경제효과 분석은 경제주체간에 상호 연관되어 있기 때문에 부분균형적인 접근보다는 거시모형을 통한 일반균형분석이 이루어져야 한다. 즉, 인구연령분포, 거시경제학, 연금급여의 속성, 세대간 소득자산분포, 국제자본흐름 간의 관계를 고려한 모형이어야 한다.

이와 같은 거시연금모형은 연금의 특성을 연구하는데 주로 사용되었다. 즉, 사회보험성격의 공적연금이 어떠한 경로를 통해 세대간, 세대내 소득재분배에 영향을 미치고, 국민저축에 대한 영향을 밝히는데 초점을 맞추어, 연금재정의 경제효과 분석을 통한 세대간 적정연금의 실현, 연금재정의 균형, 적정저축률 유지라는 세 가지 기준을 찾고자 하였다.

이를 위해서 인구-노동-국민경제-연금이 함께 움직이는 모형이 요구되는데, 이에 대표적인 모형은 80년대 Denton-Spencer(1981)와 Auerbach-Kotlikoff(1987)에서 찾을 수 있다.

#### 가. Denton-Spencer 模型

Denton-Spencer(1981)는 연금부문-인구·노동부문-일반경제부문이 모두 통합되어 있는 모형을 통해 Canada의 공적연금제도를 시뮬레이션 모형을 통하여 실험하였다. 공적연금의 도입이 경제성장률을 저하시키고 저축률도 감소시키지만 Feldstein(1974)에서 주장된 것만큼 영향은 크지 않음을 밝히고 있다. 또한 공적연금이 기술진보율에 의하여 그 부담이 경감될 수 있으며, 출생률의 증가는 공적연금부문의 부담을 감소시키는데 중요한 영향을 미치지만 사망률의 변동은 큰 영향이 없음을 밝혔다.

한편, 수급연령의 인하는 연금부담을 높이고 임금지수연동제가 물

가지수연동제보다 부담을 가중시킴을 지적하였다.

이와 같은 Denton-Spencer는 신고전파 성장모형에 기초하고 있어, 장기분석에 적합하도록 설계되어 있다. 그러나 모든 변수들이 거시경제변수를 기초로 하고 있음으로 실제 미시적 최적화가 달성되었는지 여부에 대해서는 판단할 수 없는 단점이 있다. 이러한 문제점을 보완하여 Denton-Spencer(1983)는 가계가 생애효용을 생애자산 제약하에서 극대화시키는 “가계선택모형”을 도입하였다. “가계선택모형”에서 가계는 여가시간·노동시간·출생률·소비액을 결정하며 이것을 거시경제 변수화하여 거시모형에서 경제균형을 찾고 있다. 그러나 Denton-Spencer(1983)에서는 연금변수를 포함시키고 있지 않으며 인구의 변동이 경제에 미치는 영향만을 다루고 있다.

또한, Denton-Spencer(1984)는 세대간 소득이전을 모형화 하는 것의 어려움을 밝히고, 세대간 소득이전의 형태는 인구의 연령분포와 노령자의 상대적 크기에 의존하므로 경제적인 변수보다는 인구적 요소에 의하여 좌우된다고 주장하였다. 또한 미래의 이전을 예측하는 것은 모형에 사용된 이전체계의 형태에 의하여 좌우되며 사전적으로 합리적인 것으로 보이는 모형도 장기적으로는 불안정하여 질 수 있음을 지적하고 있다.

#### 나. Auerbach-Kotlikoff 模型

Auerbach, A. J.와 Kotlikoff, L. J.의 동태모형(이하 A-K모형)은 일반 균형적 접근방법을 고려한 비교정태모형으로서 기본적으로 조세의 변화에 따른 경제의 welfare의 변화를 연구한 민감도분석을 주로 하고 있다.

A-K모형(1987)은 그 후에 자체의 문제점을 수정하여, 1989년에는 OECD 4개국(독일, 일본, 스웨덴, 미국)에 대해서 인구노령화의 동태모형을 시도하고 있다. 본 모형에서는 정부수입 및 지출의 변화 방향,

보험료, 인구노령화에 의한 저축률과 실질임금의 변동, 개인의 후생변화, 공적연금제도의 변동이 경제 및 세대간 후생에 미치는 영향을 분석하였다.

모형의 구조를 보면 1987의 A-K모형과 같이 세대간 모형을 사용하고 있으나, 소홀히 취급된 자녀양육비용을 21~41세의 성인소비함수를 변형함으로써 조정하는 한편 A-K(1987)와는 달리 유산(bequest)이 존재하는 모형을 시도하고 있다. 또한 특이한 것은 4개국간의 모형으로서의 특징을 살리기 위하여 국제무역에 있어서의 개방경제를 가정하였는 바 경제의 국내자본스톡이 노동투입량의 크기에 비례하는 자본-노동비율에 의해서 결정된다고 가정하고 있다.

Auerbach-Kotlikoff는 1990년에 그의 모형을 캐나다, 미국에 적용하여 분석을 시도하고 있다. 정부지출함수를 연령구성비의 함수로 설정함으로써 연령구성의 변동에 따른 정부지출의 변화를 고찰하고 있다.

분석결과 인구변동이 미국 및 캐나다의 저축과 조세에 유의한 영향을 주고 있음이 밝혀졌다.

#### 다. 國民年金公團의 巨視計量經濟模型

거시계량모형에서 국민연금을 명시적으로 다루고 있는 연구는 국민연금관리공단 연구센터의 박무환(1998, 1999)의 연구에서 찾아볼 수 있다. 박무환은 1998년도에는 “장기거시경제예측모형연구”에서 연간자료를 거시계량모형을 구축하여 국민연금의 거시경제 파급효과를 분석하고 있으며, 1999년도에는 “경제분석 모델링: 거시변수예측모형 연구”에서 거시경제변수의 예측을 위한 벡터자기회귀모형(VAR) 분석과 함께 구조적 분기거시계량모형을 구축하여 국민연금의 파급효과분석을 시도하고 있다.

### 1) 장기거시모형

장기거시모형은 국민연금기금 차원에서의 유용성을 고려하여 연금 기금관련 변수를 모형내에 명시적으로 포함하는 모형을 구축하여 국민연금기금의 중·장기 재정전망과 함께 경제예측 그리고 거시경제에 미치는 파급효과를 분석하였다.

모형의 기본구조는 케인지안의 수요중심형 모형을 바탕으로 통화주의자의 접근방법도 고려한 일반균형 모형이라 할 수 있다. 모형은 크게 수요와 공급의 두 부분으로 구분되며 이는 최종수요, 정부 물가, 금융, 임금 및 고용, 해외 등 총 6개의 부문으로 구성된다. 모형을 구성하는 연립방정식체계는 행태방정식 15개, 정의식 3개 등 총 18개의 방정식으로 구축되어 있다.

박무환은 이렇게 구축된 거시계량모형을 바탕으로 경기변화에 대한 1998~2002년까지의 중기예측과 2003~2070년까지의 장기 경제예측을 시도하고 있다.

그러나 박무환의 거시계량모형의 문제점들로는 1970부터 1997년까지의 거시계량 모형을 바탕으로 표본의 크기(28개의 표본수)를 훨씬 넘는 70년이 넘는 장기예측을 한다는 것은 매우 불합리한 작업이라 할 수 있다. 거시계량모형의 구축시 추정된 확률방정식들은 추정기간 내의 경제구조를 반영하고 있다. 그러나 이러한 경제구조가 70여 년이나 지속된다고 생각하는 것은 무리한 가정이라 할 수 있다. 예를 들면 1970년 이후 현재까지의 경제구조의 변화를 살펴보아도 1997년의 경제위기는 거의 모든 거시경제변수의 변화에 매우 큰 영향을 미치고 있다. 또한 국민연금자료의 처리에 있어서도 국민연금제도가 도입되기 전인 1970~1987년까지의 기간의 국민연금자료를 “0”으로 처리함으로써 추정량(Estimator)에 편의(Bias)를 야기 시키는 문제점을 안고 있다.

## 2) 분기모형

분기거시계량모형도 기본적으로 소득-지출 접근법에 의한 수요중심형 케인지안 모형으로 GDP gap(실제GDP-잠재GDP)을 통하여 공급측면의 제약을 반영하고 있다. 즉, GDP gap이 물가결정의 설명변수로 포함되어 GDP gap이 물가를 변동시키고, 물가 변동은 다시 총수요를 변동시키며 궁극적으로는 실질국민소득을 변화시켜 공급제약이 우회적으로 실질국민소득에 영향을 미치게 된다.

분기모형에서도 국민연금 관련 정책변수들의 변화가 국민경제에 미치는 영향을 살펴보기 위해 연금보험료, 연금급여지출, 적립기금 등과 같은 변수들을 모형 내에 설명변수로 포함시키고 있다. 모형의 구조도 수요부문의 장기모형의 경우와 같이 최종수요, 금융, 재정 등 3개 블록과 공급부문은 생산, 물가, 임금 및 물가 등의 3개 블록으로 나뉘어져 총 6개의 블록으로 구성된다. 연립방정식체계는 22개의 개별 행태방정식과 13개의 정의식 등 총 35개로 그 규모가 많이 확대되었다.

한편 분기모형에서 박무환은 1982년 1/4분기~1999년 2/4분기까지의 총 70개 분기 시계열 자료를 사용하고 있으며 이와 같은 분기모형의 추정시 발생하는 일반적인 문제점인 계절성(Seasonality)의 문제로 계절변동조정(Seasonal Adjustment)값을 사용하고 있다. 모의실험과정 및 실험결과는 장기모형의 경우와 대동소이하다.

그러나 박무환의 분기모형에서도 1985~1987년 기간 중의 국민연금 관련 변수는 모두 “0”으로 간주하여 발생하는 추정량의 편의(Bias) 문제는 여전히 해소하지 못하고 있다.

### Ⅲ. 國民年金 巨視經濟模型

#### 1. 國民年金的 現況

##### 가. 國民年金 現況

##### 1) 加入者 및 受給者 現況

##### 가) 加入者 現況

국민연금제도는 1988년 10인 이상 사업장근로자를 중심으로 실시된 이후 1992년 5인 이상 사업장근로자, 1995년 농어민 및 농어촌지역의 자영자, 그리고 1999년 도시지역의 자영자로 그 적용범위가 확대됨으로써 전국민연금보험시대가 시작되었다.

국민연금제도의 가입자 현황을 살펴보면 <表 Ⅲ-1>과 같다. 1988년 국민연금제도의 도입당시 총 가입자는 443만명이었으나, 1995년 농어민 및 농어촌 지역자영자 확대로 749만명으로 증가하였다. 그 후 도시자영자로 가입대상이 확대된 1999년 4월 현재 국민연금 총 가입자수는 약 1,627만명이었으며, 2000년도 12월말 현재의 총 가입자수는 약 1,621만 명으로 6만명 정도가 감소한 것으로 나타나고 있다.

##### 나) 保險料率 現況

사업장가입자의 연금보험료율은 <表 Ⅲ-2> 에서와 같이 국민연금제도 도입당시인 1988년 3%로 시작하여 매5년마다 3%씩 인상하여1993년부터는 6%, 1999부터는 9%을 적용하고 있다. 한편 1995년 농어촌지

역에 도입된 지역가입자의 연금보험료율은 2000년 6월까지 3%를 적용하고 이후 매1년마다 1%씩 9%까지 증가하도록 되어있으며, 국민연금 가입자의 도시지역 자영업자의 확대에 있어서도 도시지역주민의 연금보험료 부담을 고려하여 3%에서 시작하여 2000년 이후에는 농어촌지역과 같은 보험료율을 적용한다.

한편, 보험료의 징수에 있어서는 가입대상자별로 편차가 있는데 사업장가입자의 경우 금액기준 약 99%, 농어촌지역가입자 약 75%, 도시지역가입자 약 72%로 나타났다.

〈表 III-1〉 國民年金加入者現況(年度末基準)

(단위: 개소, 명)

연도	계	사업장		지역 <sup>1)</sup> 가입자	임의 가입자	임의계속 가입자
		가입자	사업장			
1988	4,432,695	4,431,039	58,583		1,370	286
1989	4,520,948	4,515,680	62,952		4,036	1,232
1990	4,651,678	4,640,335	72,511		8,274	3,069
1991	4,768,536	4,747,605	80,987		14,921	6,010
1992	5,021,159	4,977,441	120,374		32,238	11,480
1993	5,159,868	5,108,871	129,703		40,452	10,545
1994	5,444,818	5,382,729	144,910		48,332	13,757
1995	7,496,623	5,541,966	152,143	1,890,187	48,710	15,760
1996	7,829,353	5,677,631	164,205	2,085,568	50,514	15,640
1997	7,835,878	5,600,947	172,759	2,085,489	47,208	102,234
1998	7,126,307	4,849,926	160,027	2,129,243	29,024	118,114
1999	16,261,889	5,238,149	186,106	10,822,302	32,868	168,570
2000	16,209,581	5,676,138	211,983	10,419,173	34,148	80,122

註: 1) 납부예외자 포함.  
資料: 국민연금관리공단, 내부자료, 2001.

〈表 III-2〉 國民年金 保險料率 現況

(단위: %)

기간	사업장가입자 사업장임의계속	지역가입자 등	비 고
1988~1992	3	-	
1993~1994	6	-	
1995~1997	6	3	- 사업장가입자는 근로자와 사용자가 1/2씩 부담
1998~2000.6	9	3	
2000.7~2001.6	9	4	
2001.7~2002.6	9	5	
2002.7~2003.6	9	6	- 지역가입자 등은 전액 본인 부담
2003.7~2004.6	9	7	
2004.7~2005.6	9	8	
2005.7 이후	9	9	

## 2) 受給者 및 給與 現況

## 가) 年金給與 算式 및 種類

## (1) 年金 基本給與 算式

국민연금 급여는 가입기간, 가입기간동안의 표준소득 및 전체 가입자의 표준소득액을 고려하여 산출된다. 급여의 기준이 되는 기본연금은 다음과 같다.

$$\text{기본연금액} = 1.8 \times (A + B)$$

여기서,

- A (균등부분): 연금수급 개시전 3년 간 가입자 전원의 표준소득월액의 평균액
- B (소득비례부분): 가입자개인의 가입기간 중 표준소득월액 평균액

그러나 실질적으로 수급하는 연금수준은 가입기간과 수급개시연령에 따라 기본연금의 일정부분을 가감한다.

한편 연금수급자의 급여액은 물가상승에 따른 실질가치의 보전을 위해서 전국소비자물가 변동률을 고려하여 연금액의 실질가치를 유지하도록 하고 있다.

## (2) 年金給與의 種類

연금급여의 종류에는 노령연금, 장애연금, 유족연금, 반환일시금이 있으며 급여별 지급요건 및 기본연금액에 대한 지급액비율을 살펴보면 다음과 같다.

### (가) 老齡年金

노령연금은 가입기간 20년 이상, 60세에 달한 자로 소득이 있는 업무에 종사하지 않는 경우에 기본연금액 100%와 가급연금을 지급한다. 그러나 상기조건을 동시에 충족하지 못하는 경우에는 조건에 따라 급여액이 조정된다(表 III-3 참조). 우선 가입기간 20년을 충족하지 못하는 경우 감액노령연금이나 특례노령연금을 수급할 수 있다. 감액노령연금은 가입기간 10년 이상 20년 미만인 60세에 달한 가입자에게 지급되며 기본연금액의 47.5~97.1%와 가급연금액을 지급한다. 한편 특례노령연금은 제도도입시 45~60세이었던 자들을 위하여 한시적으로 지급되는데 기본연금의 25~61.25%까지 수급할 수 있다. 한편 60세 이후에도 소득이 있는 업무에 종사하는 경우에는 64세까지 재직자노령연금을 수급한다. 연령에 따라 가입기간을 고려한 기본연금액의 50~90%를 지급하고 가급연금액은 없다.

한편, 가입기간이 10년 이상인 50대 후반의 고령근로자가 소득활동을 하지 못하는 경우에는 60세 이전에 조기노령연금을 수급할 수 있

는데, 연령에 따라 가입기간을 고려한 기본연금액의 75~95%와 가급연금액을 지급한다.

〈表 III-3〉 國民年金制度의 給與種類別 受給要件과 給與水準

급여종류	수급요건	급여수준	
노령연금	완전노령연금	· 가입기간 20년 이상이고 60세에 달한 때(단 광부, 선원은 55세)	· 기본연금액의 100%+가급연금
	감액노령연금	· 가입기간 10년 이상 20년 미만자로 60세에 달한 때	· 72.5~92.5% + 가급연금
	특례노령연금	· 가입기간 5년 이상인 자 · 제도 도입시 45~60세 미만 이었던 자	· 기본연금의 25~61.25%
	재직자노령연금	· 가입기간 10년 이상이고 60세 이상 65세 미만 자(단, 특수직종 근로자는 55세 이상 65세 미만)	· 기본연금의 50~90%(가급연금 해당 없음)
	조기노령연금	· 가입기간 10년 이상이고 55세 이상인 자가 소득 있는 업무에 종사하지 않을 때	· 기본연금의 75~95% + 가급연금
장애연금	· 가입 중에 발생한 질병 또는 부상으로 완치 후에도 신체 또는 정신상의 장애가 남은 때	· 1~3급: 기본연금액의 100/80/60% + 가급연금 · 4급: 기본연금액의 22.5%를 일시보상금으로 지급	
유족연금	· 가입자 · 가입기간이 10년 이상이었던 자 · 노령연금수급권자 · 장애2급 이상의 장애연금수급권자 등이 사망시	· 가입기간에 따라 40%(10년 미만), 50% (1년 이상 20년 미만), 60%(20년 이상) 지급	
반환일시금	· 가입기간 10년 미만인 가입자이었던 자가 60세 도달시 · 국적상실, 국외이주 · 타직연금전출	· 연금보험료에 정기예금이자를 가산하여 지급	
사망일시금	· 가입자 또는 가입자이었던 자가 사망한 경우 연금법상의 유족이 없는 상태에서 생계를 같이 하던 자	· 반환일시금 상당액, 단, 가입자의 표준소득월액의 4배 한도 내 지급	

註: 기본연금은 가입기간(n)에 따라 다음과 같이 구분된다.

- ①  $n \geq 20$ ,  $1.8(A+B)\{1+0.05(n-20)\}$
- ②  $10 \leq n < 20$ ,  $1.8(A+B)\{0.475+0.05(n-10)\}$
- ③  $5 \leq n < 10$ ,  $1.8(A+B)\{1+0.05(n-5)\}$

(나) 障 碍 年 金

가입 중에 발생한 질병 또는 부상으로부터 완치 후에도 신체 또는 정신상의 장애가 남은 경우 1등급에서 4등급까지 분류된 장애등급에 따라 장애연금을 차등 지급한다. 급여수준은 1급의 경우 기본연금의 100%, 2급 80%, 3급은 60%와 가급연금을 각각 수급하며, 4급의 경우에는 22.5%의 일시보상금을 받는다.

(다) 遺 族 年 金

가입자 또는 연금수급자가 사망한 때에는 사망자에 의하여 생계를 유지하고 있던 유족에게 가입기간에 따라 기본연금액의 40~60%와 가급연금을 지급한다. 그러나 수급권자의 처인 경우에는 50세에 달할 때까지 5년 간만 지급하고, 그 이후에는 일정조건을 갖춘 자만이 계속 수급할 수 있다.

(라) 返 還 一 時 金

가입기간 10년 미만인자로 60세에 도달하거나, 가입자 또는 가입자이었던 자가 국적상실, 국외 이주한 경우, 타 직역연금으로 전출하여 국민연금자격을 상실한 경우에 한하여 기납부한 보험료에 일정이자율을 적용하여 반환일시금을 수급할 수 있다.

(3) 受 給 者 및 給 與 支 給 現 況

국민연금제도가 아직 성장단계에 있는 국민연금의 경우 수급자 및 급여자는 본격적으로 발생하지 않고 있는 실정이다.

국민연금의 급여수급자 현황은 <표 III-4>에서와 같이 도입초기에는 반환일시금과 유족연금 수급자가 주류를 이루고 있다. 특례노령연금

이 시작된 1993년에는 총수급자수가 58만명에 달하였으며, 1998년 법 개정으로 가입기간 요건이 완화됨에 따라 1999년부터 2만 6천명의 조기노령연금 수급자가 처음으로 발생하였다.

〈表 III-4〉 給與支給 現況

(단위: 명, 억원)

연 도	총 계	노령연금	장애연금	유족연금	반환일시금	사망일시금	
'88	수급자	3,136	-	-	-	3,136	-
	급여액	3	-	-	-	3	-
'89	수급자	59,438	-	69	1,811	57,558	-
	급여액	60	-	-	8	52	-
'90	수급자	257,318	-	501	4,727	251,890	-
	급여액	423	-	5	31	387	-
'91	수급자	382,790	-	1,211	8,793	373,247	-
	급여액	1,109	-	14	66	1,029	-
'92	수급자	492,471	-	3,516	14,129	474,826	-
	급여액	2,165	-	51	129	1,985	-
'93	수급자	583,014	10,971	6,237	20,336	545,470	-
	급여액	3,331	64	103	205	2,959	-
'94	수급자	845,613	22,530	7,001	26,431	789,651	-
	급여액	5,191	185	122	290	4,594	-
'95	수급자	875,899	38,162	8,617	32,459	796,236	425
	급여액	7,555	375	166	391	6,618	5
'96	수급자	942,232	58,099	10,011	40,785	831,530	1,807
	급여액	11,176	676	209	515	9,756	20
'97	수급자	983,386	83,222	11,804	55,922	830,138	2,300
	급여액	14,855	1,097	269	722	12,740	27
'98	수급자	1,263,593	112,946	14,870	71,677	1,061,643	2,457
	급여액	24,397	1,714	381	1,001	21,262	39
'99	수급자	1,249,257	175,572	18,850	89,929	962,578	2,328
	급여액	38,720	2,996	576	1,320	33,788	40
'00	수급자	927,545	482,042	34,084	114,276	304,127	3,016
	급여액	16,070	6,514	859	2,031	6,624	43

資料: 『국민연금통계연감』, 2000.

경제위기 등에 따른 노동여건 악화로 1999년에는 반환일시금 수급자가 무려 96만 명에 달하였으나, 2001년부터 자격상실 후 1년경과에 따른 반환일시금 지급이 폐지되어 노령연금의 비중이 점차 확대될 것으로 예상된다.

한편, 국민연금의 급여지급현황을 살펴보면, 반환일시금이 전체 급여의 대부분을 차지하고 있음을 알 수 있으며, 1993년 특례노령연금의 지급이 개시됨에 따라 급여지급액도 꾸준히 증가하고 있다. 또한 1999년부터는 조기노령연금의 지급으로 노령연금지급액이 17.6조원으로 크게 증가하였고, 유족연금도 꾸준히 증가하고 있다. 2000년부터는 농어촌지역 특례노령연금이 지급되기 시작함에 따라 노령연금 수급자 및 급여지급액이 크게 증가하였다. 2000년도 노령연금액의 지급규모는 6,514억원으로 전년도에 비해 약 2.2배 증가하였다.

### 3) 國民年金基金 現況

국민연금기금은 국민연금사업에 필요한 경비와 급여를 충당하기 위한 책임준비금으로 그 재원은 연금보험료, 기금운용수익, 전입금 및 공단의 수입지출 결산상 잉여금으로 조성된다. 국민연금 기금조성액의 규모는 <表 III-5>에서와 같이 1988년도의 5,279억으로부터 시작하여 그 규모가 지속적으로 증가하여 2000년 말에는 약 60조원이 조성되었다. 신규조성자금이 급증된 1993, 1996, 2000년은 전년도의 가입대상자 확대에 기인한다.

〈表 III-5〉 年度別 基金造成現況

(단위: 억원)

연도	수입				지출			신규 조성자금
	계	연 금 보험료	운용 수익	기타	계	연금 급여	기타	
계	736,620	523,133	213,358	126	130,468	125,244	5,224	606,152 <sup>1)</sup>
1988	5,282	5,069	201	12	3	3	0	5,279
1989	7,120	6,279	799	43	67	57	9	7,053
1990	10,193	8,340	1,849	4	538	426	112	9,654
1991	12,795	9,848	2,943	5	1,507	1,109	398	11,288
1992	16,628	12,234	4,394	0	2,400	2,165	235	14,228
1993	32,227	26,394	5,834	0	3,613	3,331	282	28,614
1994	43,415	33,258	10,157	0	5,976	5,191	785	37,440
1995	53,935	39,663	14,272	0	7,939	7,555	384	45,996
1996	68,687	49,436	19,252	0	11,532	11,176	355	57,156
1997	81,622	56,757	24,843	21	15,507	14,998	509	66,115
1998	116,613	78,407	38,206	0	24,790	24,255	536	91,822
1999	135,096	93,859	41,222	15	39,820	38,906	913	95,276
2000	153,005	103,589	49,387	29	16,776	16,070	706	136,229

註: 1) 2000년도의 누적금액

2) 기금운용관리체계 현황

資料: 『국민연금통계연감』, 2000.

## 가) 基金運用管理體系

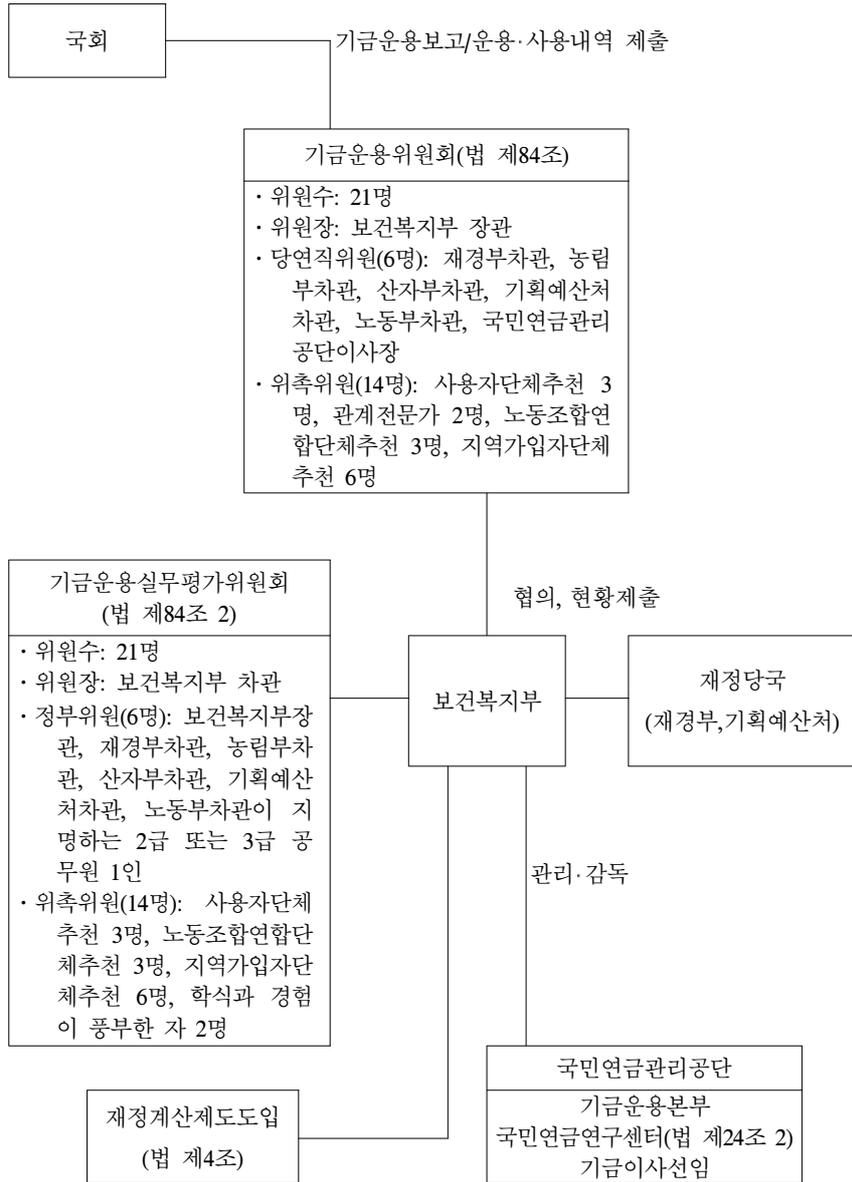
현행 국민연금기금의 관리체계는 기획예산처, 보건복지부 등의 정부부처와 국민연금관리공단, 기금운용위원회, 실무평가위원회, 기금운용본부 등으로 구성된다. 국민연금법 제84조는 「기금의 운용에 관한 중요사항을 심의·의결하기 위하여 국민연금기금운용위원회를 둔다」고 함으로써 기금의 관리운용책임자인 보건복지부장관은 동 위원회의 심의·의결을 거쳐 기금을 운영하도록 제한하고 있다. 그리고 제84조 2

항에서는 「기금운용에 관한 다음 사항을 심의·평가하기 위하여 운용위원회에 국민연금기금운용 실무평가위원회를 둔다」고 규정하여 기금운용자산의 구성 및 기금의 회계처리에 관한 사항, 기금운용성과의 측정에 관한 사항, 기금의 관리운용에 있어 개선해야할 사항 및 기타 운용위원회에서 심의 요구한 사항을 심의·평가하여 기금운용위원회의 업무를 보완하도록 하고 있다. 또한 국민연금법 제83조 1항 및 제84조에서는 보건복지부장관이 국민연금기금운영위원회 및 국민연금기금운용 실무평가위원회를 두어 기금 운용에 관한 사항을 심의·의결·평가하도록 규정함으로써 국가가 기금운용의 주체가 되도록 하고 있다. [圖 III-1]은 기금운용위원회, 실무평가위원회, 기금운용본부 등을 포함한 국민연금의 기금운용 관리체계를 보여주고 있다.

한편 기금운용의 주체는 기금운용본부가 담당하고 있다. 기금운용의 전문성과 책임성을 제고하기 위하여 국민연금관리공단은 기존의 기금운용실을 공단 내 독립조직인 이사장 직속의 기금운용본부로 확대·개편하여 기금운용본부를 신설하고, 기금운용본부장은 자산운용의 경험과 조직관리능력이 있는 전문경영인 중에서 계약제로 공개 채용하였으며 기금운용은 전문 펀드매니저를 추가 확보하여 전담시켰다.

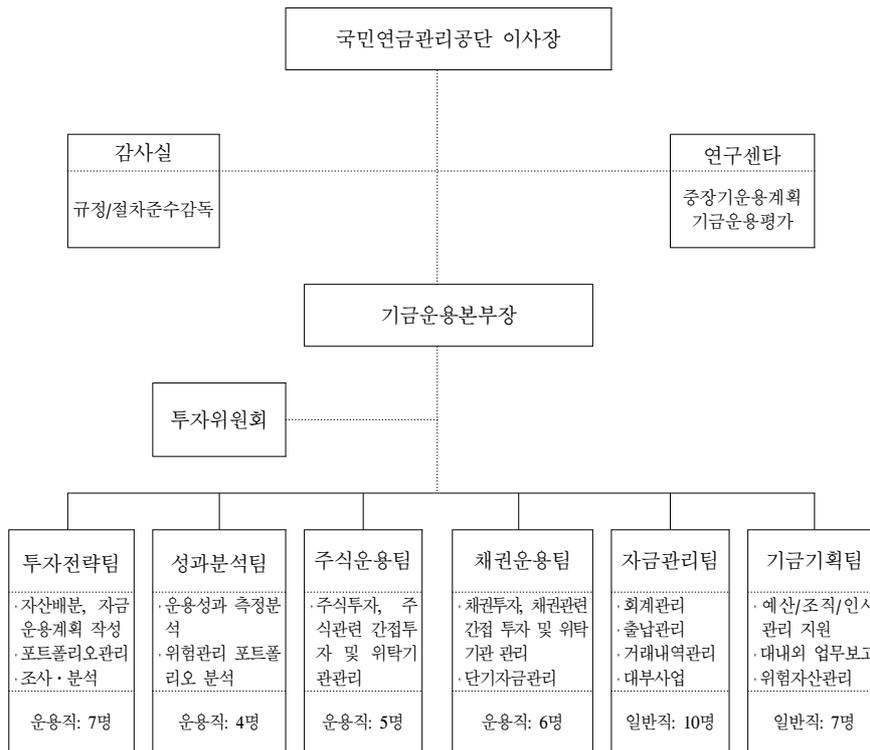
기금운용본부는 기금운용본부장의 책임하에 투자전략팀, 성과분석팀, 주식운용팀, 채권운용팀, 자금관리팀 및 기금기획팀 등 6개 팀으로 조직되어 있다. 각 팀의 담당 업무를 살펴보면 먼저 투자전략팀은 자산배분, 자금운용계획의 작성, 포트폴리오의 관리, 조사·분석 등의 업무를 담당하고, 성과분석팀은 운용성과의 측정·분석, 위험관리, 포트폴리오분석의 업무를, 주식운용팀과 채권운용팀은 각각 주식과 채권의 투자, 간접투자, 위탁관리의 업무를 담당하고 있으며, 단기자금의 관리는 채권운용팀이 맡고 있다. 그리고 회계관리, 출납관리, 거래내역관리, 대부사업과 관련한 업무는 자금관리팀이, 예산·조직·인사관

[圖 III-1] 國民年金 基金運用 管理體系



리 지원, 대내외 업무보고, 위험자산관리 업무는 기금기획팀이 맡고 있다. 기금운용본부의 인적구성은 투자전략팀 7인, 성과분석팀 4인, 주식운용팀 5인, 채권운용팀 6인 등 22인의 운용직과 자금관리팀 10인, 기금기획팀 7인의 일반직 17인으로 기금운용본부장을 포함하여 총 40인으로 되어있다. 한편 기금운용결과에 대한 평가체계의 확립을 위하여 일간 및 월간 성과분석을 위해서는 성과분석팀에서 실시하고, 분기 및 연간 운용성과의 평가는 연구센터의 평가팀에서 실시한다.

〔圖 III-2〕 基金運用本部 組織構造



## 나) 基金運用節次

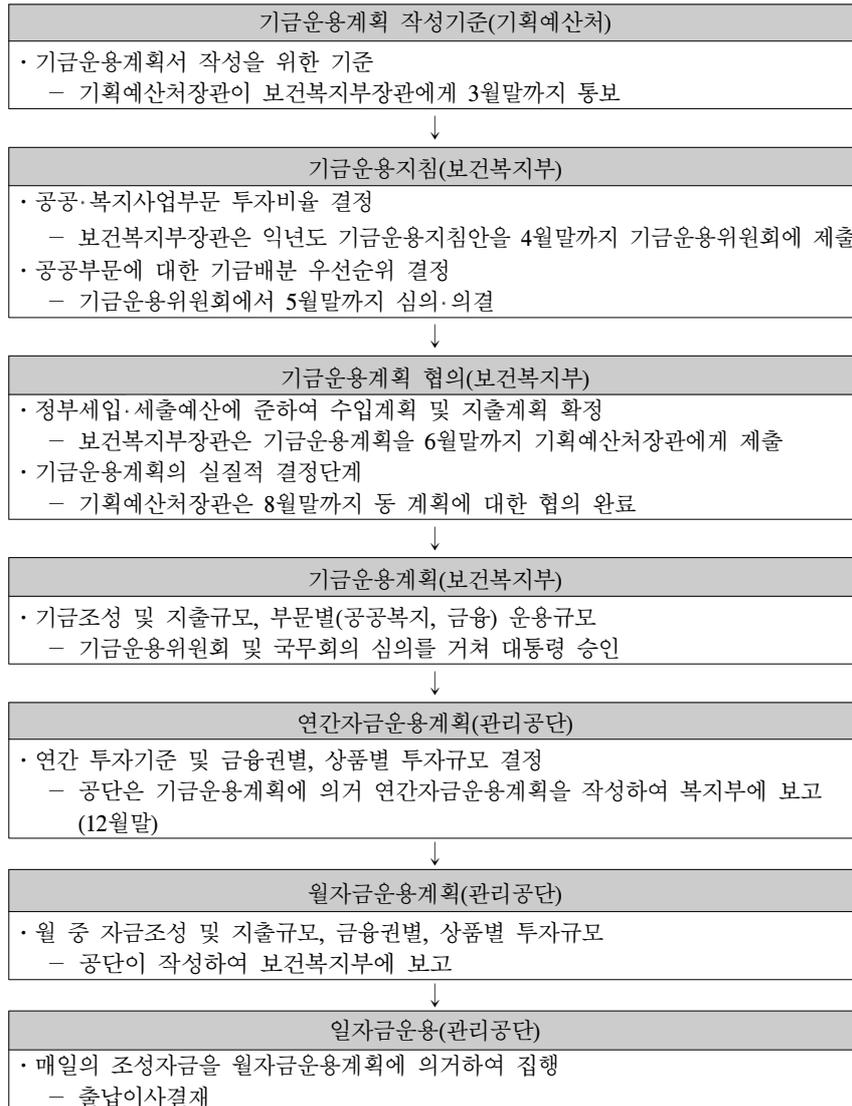
기금운용계획의 수립은 계획의 가장 핵심으로서 시행령 제59조에 의하여 보건복지부장관은 기금운용지침안을 작성하여 4월말까지 기금운용위원회에 제출하고 기금운용위원회는 이를 5월말까지 심의·의결한다. 국민연금법 제85조에 의하면 기금운용지침에는 가입자의 권익이 극대화되도록 공공사업에 사용할 기금자산비율, 공공사업에 대한 기금배분의 우선순위, 가입자 및 수급권자의 복지증진을 위한 사업비, 기금증식을 위한 가입자 및 가입자였던 자에 대한 대역사업비 등에 관한 내용을 포함한다.

기금운용계획은 보건복지부장관이 매년 수립하여 운용위원회 및 국무회의의 심의를 거쳐 대통령의 승인을 얻어야 하며, 정부는 이를 10월말까지 국회에 보고해야 한다. 한편, 기금운용위원회는 이 단계에서 기금의 공공, 복지, 금융의 부문별 투자배분비율과 투자규모, 공공사업기금의 배분 우선순위 등을 결정한다. 이러한 기금운용계획의 대통령 승인을 얻기 전에 보건복지부장관은 협의를 위하여 기금운용계획을 기획예산처장관에게 6월말까지 제출하고, 기획예산처장관은 8월말까지 협의를 완료한다.

복지부장관으로부터 기금의 관리·운용업무를 위탁받은 국민연금관리공단은 기금운용계획에 의거하여 연간자금운용계획을 작성하여 12월말까지 보건복지부에 보고한다. 연간자금운용계획에는 투자기준 및 금융권별, 상품별 투자규모를 포함한다.

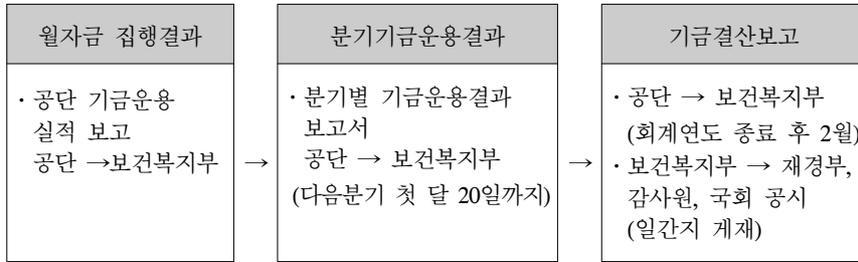
국민연금관리공단은 연간자금운용계획에 준하여 기금운용본부에서 월/일간 자금운용계획을 작성하여 월중 자금조성 및 지출규모, 금융권별, 상품별 투자규모를 결정하고 일일 조성자금을 월자금운용계획에 의거 집행한다.

[圖 III-3] 基金運用計劃 樹立 및 執行節次



국민연금관리공단은 기금운용본부의 기금운용결과에 대한 평가 및 보고를 위해 매분기말 기금운용결과를 다음분기 첫째 달 20일까지 운용위원회에 제출하여야 하며, 매 회계 연도 종료 후 2개월 이내에 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제3조의 규정에 의한 감사인의 감사보고서를 첨부한 연간 기금운용결과를 복지부장관에게 제출하여야 한다.

[圖 III-4] 國民年金基金의 執行結果 흐름圖



<表 III-6> 基金運用關聯 提出資料

근거법	자료명	제출기한	비 고
공공자금 관리기금법	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 여유자금의 예탁규모 등</li> <li>- 익년도 예탁규모</li> <li>- 전년도 결산보고서</li> <li>- 익년도 운용계획안</li> </ul>	5월말	복지부→재경부
	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 당해연도 금융자산 현황(4월말 현재)</li> <li>· 익년도 월별 예탁계획서</li> <li>· 여유자금 운용현황</li> </ul>	12월 10일 분기별	복지부→재경부 복지부→재경부
기금관리 기본법	<ul style="list-style-type: none"> <li>· 익년도 기금운용계획</li> <li>· 기금운용계획의 집행실적 및 여유자금 현황</li> <li>· 익년도 월별수입 및 지출계획서</li> </ul>	9월말 분기 종료 후 30일 이내 12월말	복지부→재경부 복지부→재경부 복지부→재경부

## 나. 國民年金制度 및 基金運營 管理體系의 最近 變化

### 1) 國民年金制度의 變化

정부는 1988년 국민연금이 도입된 이후 그 동안의 시행과정에서 발생된 문제를 해결하고 앞으로 발생 가능한 문제를 사전에 방지한다는 차원에서 1999년 1월 국민연금법을 크게 개정하였으며 그 골자는 아래와 같다.

첫째, 연금재정의 안정화를 위하여 급여수준을 40년 가입시 생애평균소득의 70%에서 60%로 조정하였고, 연금수급연령을 현행 60세에서 2013년부터 61세, 매 5년마다 1세씩 증가시킴으로써 2033년에 65세가 되도록 단계적으로 상향조정하였다. 또한 재정안정을 위한 재정계산제도를 도입하여 2003년부터 매 5년마다 연금재정추계를 시행하도록 하였다.

둘째, 연금수급권을 강화하고 경제위기로 인한 실직자의 생활안정을 위하여 연금수급을 위한 최고가입기간을 15년에서 10년으로 단축하였다. 배우자의 연금수급권을 보장하기 위하여 분할연금제도를 도입하여, 혼인기간이 5년 이상으로 이혼하고 60세에 도달하거나 혹은 60세 이후에 이혼(단, 재혼중 지급정지)하는 경우에 배우자의 연금수급액 중 일정 부분을 상대방 배우자에게 지급하도록 하였다. 연금가입기간을 되도록 장기화하기 위하여 육아, 군복무, 재학, 교도소 및 시설수용 기간에 대하여 연금보험료의 추후납부를 허용하였다. 실직자에 대한 생활안정자금 대여를 위한 법적 규정을 마련하였다.

셋째, 연금의 병급조정기준을 마련하여 근로기준법에 의한 장애·유족보상, 산재보상법에 의한 장애·유족급여, 선원법에 의한 장애·유족보상을 받는 경우 장애 및 유족연금은 1/2만 지급하도록 하였고, 55세 이상 65세 미만 연금수급자가 고용보험의 구직급여를 지급 받는 경우

연금지급을 정지하였다.

넷째, 국민연금기금운용의 투명성확보를 위한 가입자 참여를 확대하기 위하여 기금운용위원회를 15인(가입자대표 3인)에서 20인으로 확대(가입자대표 12인; 노사 각 3인 지역가입 6인)하였다. 기금운영위원회 위원장을 재정경제부장관에서 보건복지부장관으로 변경하였다. 국민연금관리공단 이사회에 가입자 참여를 확대하여 이사 7인 중 노·사·지역가입자 대표를 각 1인 이상으로 하였다. 국민연금관리공단의 기금운영의 전문성 및 민주성을 확보하기 위하여 공단의 기금이사를 공개 채용하도록 하였다.

## 2) 基金運用 管理體系의 變化

이상에서와 같은 적용대상, 급여개시연령의 단계적 상향 조정 등 연금구조의 미시적 변화(Parametric Adjustment)와 아울러 보건복지부와 국민연금관리공단에서는 연금기금의 적립규모의 급격한 증가로 인한 거시경제 파급효과에 대한 인식증대와 함께 급변하는 금융시장의 변화에 적극적으로 대응하기 위해 국민연금의 기금운용과 관련된 법률을 다음과 같이 개정하였다.

먼저 투자대상 확대를 위하여 국민연금법 제83조 제2항 제1호 및 제3호를 통합하여 “대통령령으로 정하는 금융기관에의 예입 또는 신탁”으로 개정하고, 금전신탁, 수익증권 외에 금융상품도 외부위탁투자가 가능하도록 법 제83조 제2항 제4호와 제7호 및 시행령 제52조 제2항 제1호와 제3호를 통합하고, “증권거래법 제2조 제1항 각 호의 규정에 의한 유가증권의 매입 및 대여”와 “선물거래법 제2조 제3호의 규정에 의한 지수 중 금융상품 지수에 대한 선물거래”로 개정하여, 코스닥, 해외증권, 주가지수 선물·옵션, 유가증권 대차거래 등의 투자가 가능하도록 하였다. 또한 복지사업과 관련하여서는 제5호 및 제8

호의 “복지증진사업”과 “자금의 대여”를 묶어 “법 제42조의 규정에 의한 복지사업 및 대여사업”으로 개정하였다.

다음으로 국민연금기금의 투자대상 중에서 주식, 복지사업, 부동산 투자만 법정수익률(1년만기 정기에금이자율) 달성의무가 배제되어 있으나, 금융제도 개편 등으로 투자가능 상품 중 대부분이 법정수익률의 상시확보가 곤란하게 됨에 따라 법정수익률 달성의무를 현실화하였다. 즉, 주식관련 상품(주식형 수익증권, 외부위탁투자 등)과 금년 7월부터 채권시가평가제가 시행되어 정기에금 등 일부상품만 제외하고는 거의 모든 상품에 대한 법정수익률의 상시 달성이 곤란한 상황이 발생하게 되었고, 환금성 확보를 위하여 운용하는 단기자금도 시중금리의 장고단저(長高短低) 현상으로 1년만기 정기에금이자율 이상을 확보하는 것이 불가능하게 투자 환경이 변하였다(표 III-7 참조).

〈表 III-7〉 法定收益率 常時確保 可能 商品 現況

구 분	가능 상품	불가능 상품
상 품 명	- 정기에금, CP(1년 이상)	- 국공채, 회사채, 주식, 금전신탁, 수익증권, 선물·옵션, 해외증권투자, 외부위탁투자, 벤처캐피탈, 단기상품(MMF, MMDA 등)
비 고	- 상기 상품도 1년 이상인 경우만 법정수익률 확보 가능	- 국공채, 회사채 등 채권은 만기보유시 법정수익률 확보 가능

이와 같은 금융환경 변화에 적절하게 대응하기 위하여 법정 수익률 달성 기준을 “제5호 내지 제7호의 규정에 의한 사업을 제외하고는 그 수익이 대통령령이 정하는 바에 따라 산정 한 1년 만기 정기에금이자율 이상이 되도록 하여야 한다.”에서 “제5호 및 제6호의 규정에 의한 사업을 제외하고는 그 수익이 자산종류별로 시장수익률을 상회하는

성과를 올리도록 신의에 좇아 성실하게 하여야 한다.”로 변경하여 경제 및 금융환경의 변화에 탄력적으로 대응할 수 있도록 개선하였다.

## 2. 模型의 設定

### 가. 巨視經濟의 特徵 및 變化

거시경제모형의 설정에 있어 우선적으로 고려해야 할 일들은 구축하고자 하는 경제의 특성을 정확히 파악하여 이를 모형에 반영하는 것이라 할 수 있다. 따라서 모형의 설정에 앞서 분석대상기간동안 우리경제의 거시경제 구조를 생산측면과 수요측면에서 살펴보고자 한다.

먼저 분석대상기간인 1970년부터 2000년까지의 산업별 생산구조를 살펴보면 <表 III-8>과 같다. 1970년 이후 농림어업부문의 생산비중이 지속적으로 감소하여 1990년도에는 8.5%로 줄어들고 2000년도에는 4.6%로 축소되었다. 이와는 달리 기타서비스산업의 비중은 지속적으로 증가하여 1995년도에는 41.8%, 2000년도에는 42.7%로 그 비중이 확대되었다. 한편 정부 및 민간 비영리서비스 부문은 9% 안팎의 비중을 유지하고 있어 큰 변화는 보이지 않고 있다. 그리고 광업 및 제조업으로 구성되는 광공업부문은 1970년도 22.7%에서 1985년도에는 30.5%로 그 비중이 확대된 후 1990년 28.8%, 1995년 29.4%, 2000년 31.8%로 30% 안팎의 비중을 유지하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 광공업분야의 비중은 제조업이 그 대부분을 차지하고 있으며 광업부문은 미미한 수준이지만 지속적으로 그 규모가 축소되고 있는 것으로 나타났다. 사회간접자본 부문의 경우는 1980년대의 10%수준에 도달한 이후 지속적인 성장세를 유지하여 1995년에는 13.4%수준이었으나 1997년의 경제위기이후 10.9% 수준으로 감소된 것으로 나타났다.

이러한 생산구조의 변화에 따르면 사회간접자본 및 서비스부문이 국내총생산에서 차지하는 비중이 매우 높게 나타나고 있어 이들 부문의 변동이 국내경제변동의 주요 요인이라 할 수 있다. 이들 부문의 경제적 특성은 공급보다는 수요측면의 요인에 의하여 많은 영향을 받는 부문이며, 따라서 수요중심형 모형의 설정이 공급중심형 모형보다는 보다 타당성이 있다 할 수 있을 것이다.

<表 III-8> 우리나라 生産構造의 變化 推移<sup>1)</sup>

(단위: %)

구 분	'70	'75	'80	'85	'90	'95	2000
농 립 어 업	27.1	25.0	14.8	12.6	8.5	6.2	4.6
광 공 업 (제조업)	22.7 (21.2)	27.5 (25.9)	29.7 (28.2)	30.5 (29.2)	29.6 (28.8)	29.8 (29.4)	31.8 (31.5)
사회간접자본 정부/민간비영리 서비스	6.8 9.6	6.0 8.3	10.2 9.4	10.5 9.2	13.5 9.4	13.4 9.6	10.9 9.9
기타 서비스	33.4	32.6	34.3	36.0	38.7	41.8	42.7
통계상 불일치	0.5	0.6	1.6	1.2	0.3	-0.7	0.0
국내 총생산	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

註: 1) 명목 국내총생산 기준  
資料: 한국은행, 국민계정 internet 통계자료

한편 수요부문의 구조변화는 <表 III-8>에 나타난 바와 같이 소비수요의 비중이 감소하고 있으며 투자수요 및 수출입의 비중이 상대적으로 크게 증가하고 있다. 구체적으로는 민간소비 및 정부소비로 구성된 최종소비는 1970년 85.4%에서 1990년에는 66.2%, 2000년에는 59.0%로 감소하고 있으며 재고투자를 제외한 투자수요인 총 고정자본형성은 1970년 18.6%에서 1990년 35.3%, 1995년 36.7%로 증가하였다가 2000년도에는 1997년도 발생한 경제위기의 여파로 27.7%로 축소되었으나 비교적 높은 수준의 비중을 유지하고 있다. 한편 수출과 수입

의 경우 모두 1970년 각각 3.9%, 8.7%에서 출발하여 1990년 18.6%, 19.6%로, 2000년에는 46.4%, 29.7%로 성장하여 괄목할만한 성장세를 보이고 있다. 따라서 이러한 수요 각부문의 비중변화는 보다 정확한 모형의 설정을 위해서 이들 부문의 변화를 모형에 반영하는 것이 관건이라고 할 수 있다.

〈表 III-9〉 우리나라 需要構造의 變化 推移<sup>1)</sup>

(단위: %)

구 분	'70	'75	'80	'85	'90	'95	2000
최종소비지출	85.7	79.8	74.5	69.1	66.2	64.4	59.0
(민간)	(67.1)	(62.9)	(58.9)	(56.7)	(54.9)	(54.7)	(50.4)
(정부)	(18.6)	(16.9)	(15.6)	(12.3)	(11.3)	( 9.7)	( 8.6)
총고정자본형성	16.0	18.0	26.3	26.0	35.5	36.7	27.7
수출	3.9	10.4	16.7	16.7	18.6	25.5	46.4
수입	8.7	11.5	14.7	14.7	19.6	26.4	29.7
기타	3.1	3.4	2.9	2.9	-0.7	-0.1	-3.4
국내 총생산	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

註: 1) 1999년 불변가격 실질 국내총생산 기준  
 資料: 한국은행, 국민계정 internet 통계자료

이상의 생산구조와 수요구조 측면에서와 함께 거시경제모형의 설정에 있어 빼놓을 수 없는 부문은 투자의 주요 결정요인인 금리를 결정하는 금융부문이라 할 수 있다. 이러한 금융부문의 통화지표는 경제규모의 증대 및 자본조달 측면에서의 실물경제활동을 잘 반영하기 위해서 총유동성(M3)이 총통화(M2)보다는 더 적합할 것으로 생각된다.<sup>13)</sup>

한편 우리나라의 경우 정부가 공금리를 인위적으로 규제함으로써 금융시장이 공금융시장과 사금융시장으로 이원화 되어있다 할 수 있

13) 우리나라는 '70년대까지는 본원통화(RB), 국내신용(DC), 통화(M1)를 혼용하여 사용하였으며, '70년대 말부터 현재까지 중심지표로 총통화(M2)를 사용하였으나 최근에는 MCT(M2+CD+Trust)를 중심지표로 병행하여 사용하고 있음.

으므로 시장균형금리를 찾는다는 것은 어렵다. 그러나 최근에 지속적으로 금리자유화 및 자본시장의 개방이 이루어지고 있으므로 시장금리의 대리변수(Proxy Variable)로 회사채유통수익률을 금융시장의 내생변수로 사용할 수 있다.

#### 나. 模型의 基本構造

거시계량모형들은 연구자가 각자의 분석목적에 맞게 모형구조와 변수를 선정하게 된다. 예로서 국내외에서 개발된 거시계량모형들은 대부분 수요 중심적 케인지안모형(Keynesian Model)들이지만, 이들 모형들과는 달리 통화주의자모형(Monetarist Model)과 성장모형(Growth Model)과 같이 거시경제이론에 따라 구성된 모형들도 있다. 국내의 경우는 한국은행이나 한국개발연구원과 같은 정책연구기관들의 경제예측보다는 경제정책의 변화에 따른 파급효과 분석을 위한 정책시뮬레이션에 중점을 둔 모형을 개발활용하고 있으며, 통계청의 경우는 경기예측에 보다 중점을 둔 모형을 개발하여 사용하고 있는 등 연구기관이나 연구자의 목적에 맞는 모형을 개발하여 활용하고 있다.

본 연구에서는 국민연금제도의 도입이 국민소득, 인플레이션을, 시장금리, 실업률 등의 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하는 것을 목적으로 하여 모형을 설정하고자 한다.

우리의 연금제도는 앞서 언급한 바와 같이 제도의 도입초기에 있어 본격적인 급여가 발생하지 않고 있으나, 적립기금규모는 계속 증가하여 2000년 말 60.6조에 이르렀으며 2010년에는 248.9조에 달하고 2020년에는 516.7조로 GDP대비 43.4%에 달할 것으로 전망되고 있어 금융부문은 물론 경제전반에 미치는 파급효과가 매우 클 것으로 예상된다. 그러나 이와 같은 급격한 기금규모의 증가에도 불구하고 국민연금기금은 저부담-고급여 구조와 인구구조의 고령화로 인해 장기적으로 재정건전성이

문제로 지적되고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 연금제도의 구조 변화에 따른 거시경제변수의 변화를 분석할 수 있도록 국민연금부분을 거시경제모형에 내생화한 모형을 설정하고자 한다.

국민연금과 관련된 변수로 연금보험료(기여금)와 급여는 국민가처분소득에 연계되어 민간소비에 영향을 미치고, 또한 연금기금적립금은 사회보험으로서의 연금이 강제저축이라는 사실을 고려하면 연도별 기금증가액이 금리변동의 요인으로 작용하게 된다. 한편 연금보험료와 급여는 거시모형의 내생변수인 임금수준에 연계되어 있어 임금수준의 변화가 가입자 및 수급자수와 함께 각각 보험료와 급여에 영향을 미치는 구조를 갖게된다.

이상에서 언급한 경제구조변화와 국민연금부분의 특성을 고려하여 본 국민연금 거시계량모형은 연간거시계량모형으로, 기본적으로는 케인지안 소득-지출 접근법을 바탕으로 한 수요중심 모형이나 공급측면의 제약요인을 고려한 일반균형모형이라 할 수 있다. 즉, 거시경제의 이론적인 관점에서는 기본적으로는 국민경제의 지출측면에 의해서 국민총생산이 결정되는 「케인즈적 소득-지출 모형」이나 여기에 공급측면을 보완한 모형을 설정하고자 한다. 공급측면의 제약은 잠재국내총생산(Potential GDP)을 추정하는 잠재GDP 함수로 집약이 될 수 있다. 즉, 잠재GDP 생산함수에 의하여 추정된 잠재GDP와 실제GDP의 비인 “잠재GDP 대비 실제GDP 비율”이 물가변동의 요인으로 작용하고, 물가변동은 실질잔고의 변동을 통하여 실물부문과 연결되도록 모형을 구축하고자 한다.

본 모형의 구성은 우선 크게 수요분야(Demand Side)와 공급분야(Supply Side)로 구성하고, 수요분야는 다시 민간수요부문, 정부부문, 국민연금부분으로 구성하며, 공급분야 생산-노동부문, 임금-물가부문 및 금융부분으로 구성한다. 각 부문은 다시 세부항목으로 구성된다.

먼저 민간수요부문은 총소비의 한 항목인 민간소비, 총고정자본형성 및 재고투자로 구성되는 총투자, 수출과 수입으로 구성되는 순수출로 구성된다. 정부부문은 총소비의 또 다른 구성항목인 정부지출로 구성된다. 생산-노동부문은 잠재GDP와 취업자수로, 임금-물가부문은 임금, GDP환가지수(GDP Deflator), 수출단가지수로, 금융부문은 회사채 유통수익률의 단일 항목으로 구성된다. 마지막으로 국민연금부문은 연금보험료수입(연금기여금), 연금급여 및 연도별 연금기금 증가 분으로 구성된다.

이러한 모형내의 각 부문별 주요 경제변수들의 결정과정을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 민간수요부문은 앞서 언급한 바와 같이 민간소비, 총고정자본형성을 구성하는 건설투자 및 설비투자, 순수출을 구성하는 수입과 수출로 구성되며, 재고투자는 외생변수화 한다. 민간소비는 프리드만의 항상소득가설을 준용하여, 가처분소득, 물가변동에 따른 실질유동자산의 영향을 고려한 실질잔고를 설명변수로 한다. 한편 민간소비는 국민연금제도가 거시경제변수에 연결되는 주요 내생변수이다. 즉, 가처분소득은 민간소비의 설명변수 중의 하나로 GDP와 실질연금보험료 및 연금급여의 규모에 의해 결정된다.

투자는 거시경제에 있어 경기변동과 미래의 공급능력을 조절하는 주요역할은 담당한다. 본 모형에서 투자함수는 신축적 가속도이론을 적용하여 GDP의 함수로 보며 여기에 전기의 투자수준을 나타내는 시차종속변수(Lagged Dependent Variable)를 설명변수로 포함한다. 건설투자는 GDP와 건설투자 구성항목의 하나인 기타 구축물에 대한 투자가 정부에 의하여 주도적으로 이루어진다는 사실을 고려하여 정부지출을 설명변수로 설정한다. 설비투자는 시차종속변수의 함수로 설정하고, 여기에 설비투자가 주로 민간부문에 일어난다는 점을 고려하여 회사

채유통수익률을 설명변수로 포함한다.

수출과 수입은 해외부문의 수요와 우리상품의 해외물가에 대한 상대가격수준에 의하여 결정된다. 수출은 우리상품에 대한 외국의 구매력의 근거가 되는 해외소득수준(해외GNP)과 국내 수출단가에 대한 해외물가지수의 상대가격을 설명변수로 포함한다. 수입은 해외상품에 대한 국내수요의 구매력을 나타내는 GDP와 해외물가수준을 설명변수로 설정한다. 여기서 수출단가는 임금-물가부문에서 내생화되나 수입단가는 외생변수로 처리된다.

둘째, 정부부문은 정부가 재정지출을 통하여 경기조절 역할을 수행한다. 즉, 앞서 건설투자함수의 설정에서와 같이 정부는 재정지출을 통해 건설투자에 큰 영향을 미치게 되고, 이는 승수효과(Multiplier Effect)를 통하여 국민총생산에 영향을 미치게 된다.<sup>14)</sup>

셋째, 생산-노동부문은 공급분야의 제약을 모형에 반영하기 위한 잠재GDP함수와 노동공급을 반영하는 취업자함수로 구성된다. 잠재GDP함수는 자본과 노동을 생산요소로 하는 일반적인 콥-다글라스 생산함수(Cobb-Douglas Production Function)를 가정하며, 실업률과 관계가 있는 취업자수는 주로 경기변화에 따라 영향을 받는 것을 고려하여 GDP를 설명변수로 한다.

넷째, 임금-물가부문에서는 임금수준, GDP환가지수와 수출단가지수가 결정된다. 임금수준은 물가수준과 노동생산성에 의해 결정되는 것

14) 박무환(1998)은 국민연금기금의 일부가 「공공자금기금관리법」에 근거하여 중앙정부에 차입되어 정부재정의 재원으로 활용되므로 국민연금기금을 정부지출을 증가시키는 요인으로 보아 설명변수로 설정하였다. 그러나 이처럼 국민연금관련변수를 설명변수로 포함하는 경우에는 제도의 도입기간이 13년밖에 안되므로 추정에 있어 자유도(Degree of Freedom)가 매우 작아지는 문제점이 발생하게 되며, 박무환의 경우 이의 해소를 위해 1970년부터 1987년까지의 국민연금관련변수를 0으로 처리하고 있으나, 이 경우 변수의 표본평균이 달라지게 되어 추정량(Estimator)에 편의(Bias)가 생기게 된다.

이 일반적이다. 따라서 임금수준은 GDP환가지수와 노동생산성의 함수로 설정하며, 여기에 명목임금의 하방경직성(Nominal Wage Rigidity)을 고려하여 전기의 임금수준을 설명변수에 포함한다.

GDP환가지수는 생산원가중 주요 부문을 차지하는 임금수준과 공급측면의 제약을 반영하는 잠재GDP(Potential GDP) 대비 GDP비율을 포함한다. 즉, 호경기의 경우 실제GDP(Realized GDP)가 잠재GDP를 넘어서는 경우 물가상승압력으로 나타나게 된다. 물가에 대한 적응적 기대효과(Adaptive Expectation)를 모형에 반영하기 위하여 GDP환가지수의 시차변수(Lagged Dependent Variable)를 설명에 포함하였다.

수출단가지수는 국내경제를 해외부문과 연계시키는 주요 내생변수라 할 수 있다. 수출단가지수함수는 설명변수는 환율로 평가된 국내 임금수준과 우리수출상품의 경우 원가구성에 있어 수입 자본재 및 원자재의 비중이 높다는 점을 감안하여 수입중간재의 가격을 나타내는 수입단가지수를 설명변수로 설정하였다.

다섯째, 금융부문은 자본주의 경제체제에서 자본의 분배 및 이자율 결정을 통해 투자를 비롯한 타 거시경제변수들에 영향을 미치는 중요한 역할을 담당하게 된다. 그러나 우리나라의 경우 선진국에 비해 자본시장의 발달이 미약한 수준이고 과거 정부와 민간 금융시장이 이원화되어 있었으며, 금리수준이 정부의 직·간접적인 규제하에 있었다는 사실을 고려하여 금융부문을 구성하는 경우 복잡한 모형설정에 따른 오차의 누적이 발생할 가능성이 크다. 따라서 이러한 오차의 누적을 방지한다는 차원에서 본 모형에서는 금융부문을 회사채유통수익률함수 하나로 단순화한다.

마지막으로 국민연금부문은 정의식(Definition Equation)에 의하여 구성되나 연금급여가 내생변수인 임금수준에 연결되어 있으며, 이들 변수들은 연도별 연금기금적립금을 구성한다는 사실을 반영하기 위하여

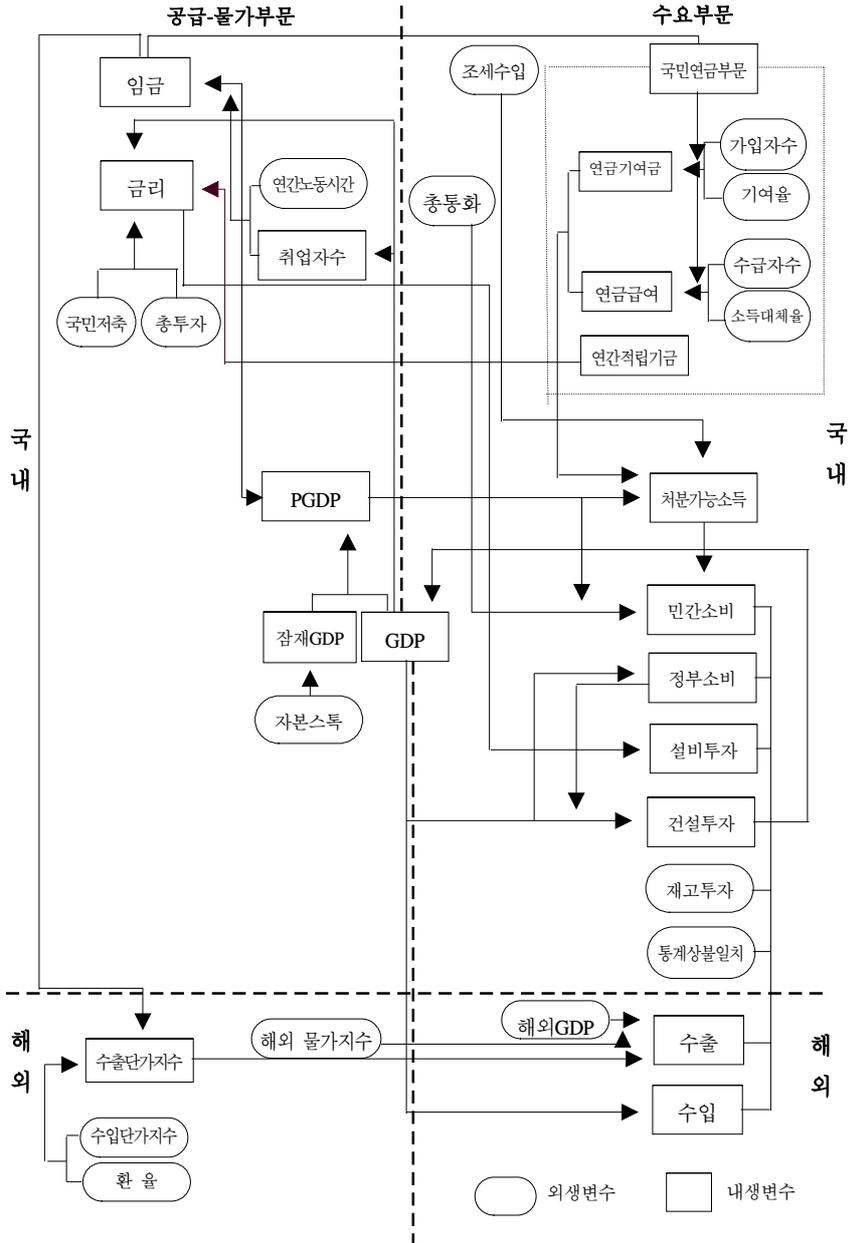
국민연금부문의 내생화를 시도하였다. 먼저 연도별 연금보험료 총액은 임금수준과 기여율(Contribution Rate) 및 가입자수에 의하여 결정되고, 급여 역시 임금수준과 연계되어 있으며, 소득대체율(Replacement Rate)과 급여수급자수에 의하여 결정된다.<sup>15)</sup> 그리고 연도별 연금기금은 연금수입총액에서 연금급여총액을 제외한 나머지가 기금에 적립된다. 여기서 연금수입은 가입자의 기여금과 기금의 운용을 통해서 연계되는 기금운용수익으로 구성되는데 본 모형에서는 기금운용수익인 이식수입은 외생변수로 처리한다. 물론 지출에는 연금제도를 운영하기 위한 관리운영비가 포함되나 본 모형에서는 고려하지 않았다.

이상에서의 모형에 대한 설명을 흐름도(Flow-Chart)로 나타내면 [圖 III-5]와 같다.

---

15) 국민연금제도의 보험료는 임금에 직접 연계되어 있지 않고 표준보수월액에 연계되어 있으며 가입자가 모두 보험료를 납부하지도 않은 것이 현실이다. 따라서 본 연구에서는 기여율과 소득대체율을 실제자료에 의하여 산출하여 사용한다.

[圖 III-5] 흐름圖(A Flow Chart)



### 3. 模型의 推定

앞 절에서 거시경제 이론을 바탕으로 설정한 국민연금 모형은 민간 수요부문, 정부부문, 생산-노동부문, 임금-물가부문, 금융부문 및 국민연금부문 등 6개 부문으로 구성된다. 모형을 구성하는 방정식은 행태 방정식(Behavioral Equation) 12개, 정의식(Definitions) 4개 및 항등식(Identity) 1개 등 총 17개 방정식으로 구성되며, 관련 변수는 내생변수(Endogenous Variable) 17개와 외생변수(Exogenous Variable) 19개 등 총 36개의 변수로 구성된다.

본 절에서는 앞 절에서 이론적으로 구축한 모형을 바탕으로 모형을 구성하는 확률방정식(Stochastic Equation)을 추정하고자 한다. 확률방정식의 추정에 앞서 분석대상자료와 추정방법을 간략히 설명하고자 한다.

#### 가. 分析資料 및 推定方法

##### 1) 分析資料

본 모형의 추정에 사용된 분석대상 통계자료는 1970년부터 2000년까지의 시계열 자료(Time Series Data)이고, 실질(Real)변수들은 1995년 불변가격을 기준으로 한다.<sup>16)</sup> 실제 추정과정에 있어 대부분의 구조방정식은 1971~2000년까지의 자료를 사용하여 추정하였으나, 제도적 변화나 1997년의 경제위기 같은 외생적 변화 등으로 추정오차가 큰 경우에는 더미변수(Dummy Variable)를 사용하여 추정모형의 적합도(Goodness of Fit)를 제고하였으나 이 같은 더미변수의 사용은 가급적 자제하였다.

대부분 자료의 자료원은 한국은행의 “국민계정”과 “조사통계월보”

16) 분석자료는 <附錄 1> 통계자료를 참조.

라 할 수 있으며, 잠재 GDP는 시간추세(Time Trend)분석을 통하여 직접 산출한다.

한편 국민연금과 관련된 자료는 국민연금제도가 도입된 1988년부터 이용 가능하다. 이에 따라 국민연금관련 자료를 행태방정식의 설명변수에 포함하는 경우는 자료의 표본기간이 너무 짧아지는 문제가 발생한다. 따라서 국민연금제도와 관련된 변수들인 연금보험료총액, 연금급여총액, 연도별 연금기금증가액 등은 행태방정식에서 다른 설명변수의 구성요소로 포함하여 자료의 표본수가 부족해서 발생하는 추정방정식의 설명력 상의 문제를 극복하고자 하였다. 즉, 민간소비함수의 설명변수의 하나인 가처분소득(Disposable Income)은 국내총생산(GDP)에서 내국세(National Tax)와 연금보험료를 빼고 연금급여를 더하는 것으로 정의된다. 이 경우 국민연금제도도입 이전시기인 1970년부터 1987년까지는 연금관련변수가 '0'으로 처리되고 1988년 이후부터 가처분소득에 영향을 주게되어 표본의 크기에는 영향을 주지 않게 된다.<sup>17)</sup>

## 2) 推定方法

앞서 경제이론에 의하여 설정된 모형은 행태방정식 및 정의식 그리고 항등식 등으로 구성된 연립방정식체계(Simultaneous Equations System)를 갖추고 있다. 연립방정식 체계의 추정에 대하여는 정교한 계량경제학 이론이 존재한다. 즉, 개별방정식의 추정시에 발생하는 연립방정식편의(Simultaneous Equation Bias) 문제를 해결하기 위해서는 2

17) 이처럼 연금관련 변수가 행태방정식의 설명변수의 하나를 구성하는 요소가 되는 경우에는 연금변수의 변화에 따른 종속변수의 변화를 직접적으로 추정할 수 없는 단점이 발생하긴 하나 행태방정식의 추정에 있어 일정수준의 자유도(Degree of Freedom) 확보의 어려움에 따라 발생하는 추정방정식의 신뢰성 손실은 연금관련 변수의 관련 종속변수에 대한 효과를 간접적으로 추정함으로써 발생하는 손실보다 매우 치명적일 수 있다.

단계 최소자승법(Two Stage Least Squares)을 사용하며, 과대식별(Over-Identification)의 경우에는 3단계 최소자승법(Three Stage Least Squares)을 이용하는 것이 바람직한 추정량(Efficient and Consistent Estimator)을 얻을 수 있다. 이들 추정방법 이외에도 우도함수(Likelihood Function)를 이용한 LIML(Limited Information Maximum Likelihood Estimation), FIML(Full Information Maximum Likelihood Estimation) 등의 방법을 사용하는 것이 일반적이라 할 수 있다.

그러나 이러한 방법들의 경우 먼저 연립방정식 시스템의 식별문제(Identification Problem)와 충분한 자유도(Degree of Freedom) 확보의 어려움이 따르게 된다. 따라서 통상적으로 추정량의 일치성(Consistency of Estimator)을 다소 희생하더라도 모형의 기본골격을 유지할 수 있는 최소자승법(OLS)을 이용하여 개별 행태방정식을 추정하고자 한다.

이러한 개별 행태방정식(Behavior Equation)을 추정하는 단계에 있어서는 추정식의 통계적인 적합도(Goodness of Fit) 여부를 판단하기 위하여 다음과 같은 방법들을 이용한다. 최소자승법(OLS)에 의하여 추정하는 경우 각 추정계수의 t-검정은 물론, OLS 추정량의 일치성(Consistency of OLS Estimator)의 확보에 필요한 교란항(Error Term)에 대한 기본가정인 독립적이고 동질적인 확률분포(Independent and Identical Distribution)에 대한 검정 또한 필수적이다.

시계열자료에서 흔히 발생하는 자기상관(Serial Correlation)문제는 일차적으로 Durbin-Watson 검정통계량(D-W Statistics)을 이용하여 판단한다. 그러나 행태방정식이 시차종속변수(Lagged Dependent Variable)를 설명변수로 포함하는 경우에는 D-W 검정통계량의 일치성에 문제가 발생하므로 이 경우에는 Durbin-h 통계량이나 Breush-Godfrey의 LM 통계량을 사용하여 검정한다.

한편 교란항의 동분산성(Homoscedasticity)에 검정을 위해서는 White

$\chi^2$ -검정을, 그리고 추정된 설명변수계수의 구조적 안정성(Structural Stability)을 검정하기 위해 Chow-검정 등을 각각 사용한다. 또한 한 행태방정식에 대하여 앞서의 적합성 진단을 통과한 모형이 둘 이상인 경우에는 모형선택의 기준((Model Selection Criterion)으로 Akaike Information Criterion(AIC) 또는 Schwarz Criterion(SC)을 이용한다.<sup>18)</sup>

### 3) 模型의 構造 및 部門別 行태方程式의 推定 結果

#### 가) 民間需要部門

##### (1) 民間消費

민간소비는 총수요(민간소비+정부소비+총투자+순수출) 중 가장 큰 비중을 차지하는 항목이다. 그러므로 민간소비는 소비행태의 분석과 정확한 GDP의 예측을 위해 매우 중요한 변수라 할 수 있다.

이와 같은 중요성을 갖는 소비의 결정요인에 관한 이론으로는 J. M. Keynes의 절대소득가설(Absolute Income Hypothesis), M. Friedman (1953)의 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis), Ando & Modigliani(1963)의 평생주기가설(Life-Cycle Hypothesis), Hall(1978)의 임의행보가설(Random Walk Hypothesis) 등 다양하다. 본 연구에서는 이미 앞 절에서 언급된 바와 같이 프리드만의 항상소득가설을 준용하여 당기의 소비(PCON)는 항상소득의 대리변수인 가처분소득(DPI)과 실질유동자산에 따른 소비의 변화를 고려한다. 실질유동자산의 대리변수로는 실질총유동성( $M3E*100/PGDP$ )변수를 사용한다.

이들 설명변수의 종속변수와의 관계는 가처분소득의 증가(감소)는 민간소비를 증가(감소)시키고, 실질총유동성의 증가(감소)도 민간소비

18) 모형선택에 있어 Kullback-Leibler Distance Measure를 사용하는 AIC 및 SC 통계량은 진모형(True Model)에 가까운 추정모형(Estimated Model)일수록 그 값이 작아짐.



(2) 可處分所得

가처분소득(DPI)은 연금부문의 보험료(NPC)가 일종의 강제저축에 해당된다는 사실과 연금급여액(NPB)은 국민들의 노후 소득원이 된다는 사실을 반영하였다. 가처분소득은 국내총생산에서 내국세(NT)와 연금보험료를 제외하고 연금급여액을 더한 정의식으로 구성된다.

$$DPI = GDP - (NT + NPC - NPB) * 100 / PGDP \dots\dots(2)$$

(3) 建設投資

투자는 수요측면에서 투자승수효과를 통하여 국민소득을 결정하는 역할을 수행한다. 따라서 투자는 거시경제에 있어서 경기변동과 미래의 생산공급능력의 조절에 중요한 역할을 담당하는 국민소득계정 구성항목이다.

국민소득계정상 총투자는 총고정투자와 재고증감으로 이루어지며, 총고정투자는 다시 건설투자(IFC)와 설비투자(IFM)로 구성된다. 본 연구에서는 투자 구성항목 중 건설투자와 설비투자는 내생화하고 재고증감은 외생화하였다.

건설투자는 소득증가가 투자를 유발한다는 신축적 가속도원리(Flexible Acceleration Principle)를 적용하여 경제규모를 나타내는 GDP와 건설투자의 구성항목의 하나인 「기타 구축물들에 관한 투자」에 있어 정부에 주도적인 역할을 한다는 사실을 반영하여 정부지출(GCON)의 함수로 설정하였다. 건설투자는 GDP와 정부지출(GCON)과 양의 함수관계를 보일 것이 기대된다.

$$\begin{aligned}
 IFC = & - 20994.68191 + 0.1156315338 * GDP(-1) + 1.613646311 * GCON \\
 & (-4.045183) \quad (2.193501) \quad (2.647043) \\
 & - 19225.88959 * D98 + [MA(1) = 0.9385882847, BACKCAST=1971] \dots (3) \\
 & (-5.836033) \quad (14.89264)
 \end{aligned}$$

$R^2$	0.991376		
$\overline{R^2}$	0.989996		
D-W	1.947498		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.517166	Probability	0.602978
Obs*R-squared	1.290939	Probability	0.524416

건설투자함수의 경우도 잔차항의 자기상관문제가 있어 이를 1차 이동평균을 가정하여 추정하였다. 자기상관을 보정한 후의 추정결과는 설명변수의 계수가 거시경제이론상의 기대처럼 종속변수인 건설투자와 모두 양의 관계를 보이고 있으며, 이들 계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.998로 매우 높게 나타났으며, 자기상관을 이동평균으로 보정한 추정식의 잔차항의 자기상관을 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

(4) 設備投資

설비투자(IFM)는 경제규모를 나타내는 GDP와 실질이자율의 함수로 가정하는 것이 일반적이나 본 연구의 실제 추정에 있어서 GDP와 실질이자율(명목이자율-인플레이션율)을 설명변수로 포함하는 경우 유의미한 회기계수를 얻지 못하였을 뿐만 아니라 회기계수의 부호조차도 기대와는 반대로 나타나는 문제를 보여 이러한 GDP와 인플레이션율

(  $\overline{PGDP}$ )을 대체할 수 있는 설비투자의 자기시차함수(IFM(-1))와 명목이자율(RCB)을 설명변수로 설정하였다. 설비투자는 명목이자율과는 음(-)의 함수관계에 있을 것이 기대된다.

$$\text{LOG(IFM)} = 1.898323582 + 0.8591037784 \cdot \text{LOG(IFM(-1))} - 0.02492662387$$

(2.987055)                      (16.16754)                      (-2.506273)

$$* \text{RCB} + [\text{MA}(1) = 0.4286092201, \text{BACKCAST}=1972] \cdots (4)$$

(2.065620)

$R^2$	0.977458		
$\overline{R^2}$	0.974753		
D-W	2.035544		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.263374	Probability	0.770740
Obs*R-squared	0.648714	Probability	0.722992

설비투자함수의 경우도 잔차항의 자기상관문제로 1차 이동평균을 가정하여 추정하였다. 그러나 자기시차변수(LDV)가 설명변수로 사용되는 경우 D-W 검정통계량에 의한 자기상관여부의 검정은 일치성(Consistency)이 없게 되므로 Durbin-h 통계량이 사용되게 된다. 그러나 본 연구에서는 자기시차변수를 설명변수에 포함하느냐의 여부에 상관 없이 자기상관이 없다는 귀무가설 ( $H_0; \rho=0$ )을 검정하는 B-G LM 검정을 실시하였다. 그 결과 10% 유의수준에서도 귀무가설을 수락하여 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

이와 같은 자기상관 보정 후의 추정결과는 명목금리의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 설비투자와 음의 관계를 보이고 있으며 투자의 이력현상(Hysteresis)을 나타내는 시차종속변수(LDV)는 양의 관계를 나

타내고 있다. 이들 회귀계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.974로 매우 높게 나타났으며, 자기상관을 이동평균으로 보정한 추정식의 잔차항의 자기상관을 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

(5) 輸出

상품 및 용역의 수출(EXS)은 외국의 우리 상품 및 용역에 대한 구매력을 나타내는 해외GNP(FGNP)와 해외물가지수와 수출단가지수의 상대가격(FWPIF/PX)의 함수로 가정하였다. 해외GNP의 증가는 수출을 증가시키고, 상대가격의 증가(해외물가지수의 증가 또는 수출단가지수의 감소)는 수출을 증가시켜 종속변수인 수출과 양의 관계에 있다.

$$EXS = -5187.930184 + 1.297154683 * FGNP + 80126.05966 * (FWPIF/PX) \dots \dots \dots (5)$$

(-1.781883)    (5.269129)                    (22.48463)

$R^2$	0.988785		
$\overline{R^2}$	0.987984		
D-W	1.154267		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.919612	Probability	0.166884
Obs*R-squared	3.988574	Probability	0.136111

수출함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 1.15로 자기상관의 가능성이 있으나 B-G LM 검정결과로는 10%유의 수준 하에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

추정결과 해외 GNP 및 상대가격의 회귀계수는 이론상의 기대와 같이 수출과 양의 관계를 보이고 있으며 이들의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.988로 매우 높게 나타났다.

(6) 收入

$$\begin{aligned} \text{LOG(IMS)} = & 9.225221095 + 7.880119436e-06 * \text{GDP} \\ & (34.07247) \qquad (6.679294) \\ & - 0.005981167983 * \text{FWPIF} + [\text{AR}(1)=0.8533354496] \dots \dots \dots (6) \\ & (-2.093150) \qquad (17.10645) \end{aligned}$$

$R^2$	0.996265		
$\overline{R^2}$	0.995834		
D-W	2.046436		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.405612	Probability	0.671053
Obs*R-squared	0.980876	Probability	0.612358

상품 및 용역의 수입(IMS)은 국내경기의 변동에 따라 영향을 받게 된다. 따라서 국내경기변동을 나타내는 GDP와 수입상품 및 용역의 가격을 나타내는 해외물가지수(FWPIF)를 수입함수의 설명변수로 설정한다. 이들 독립변수의 종속변수와의 관계는 GDP는 양의 관계를 해외물가지수는 음의 관계를 보일 것이 기대된다.

## (7) 國內總生産 恒等式

국내총생산(GDP)은 케인즈거시모형(Keynesian Macroeconomic Model)에서의 항등식(Identity)으로는 민간소비(PCON)와 정부소비(GCON)로 구성되는 소비지출과 건설투자(IFC), 설비투자(IFM) 및 재고증감(IS)으로 구성되는 총투자(Gross Investment), 수출(EXS)과 수입(IMS)의 차인 순수출(Net Export)과 통계상 불일치(STD)로 구성된다.

$$GDP = PCON + GCON + IFC + IFM + IS + EXS - IMS + STD \quad \dots(7)$$

## 나) 政府部門

거시경제모형에 있어 정부의 역할은 소비자로서의 역할과 정부의 역할과 기능의 수행에 필요한 재원마련을 위한 조세를 부과하고 징수하는 역할을 담당하고 있다. 이러한 정부의 역할 중 건설투자의 설명 변수의 하나로 사용되고 있는 정부지출(GCON)은 내생화하였으나 정부의 수입원인 조세부문은 외생화하여 모형을 단순화하였다.

## (1) 政府支出

정부지출은 이력현상(Hysteresis)을 반영하는 자기시차변수(LDV)와 국내총생산(GDP)의 함수로 구성하였으며, 경제규모를 나타내는 후자와는 양의 관계에 있을 것으로 기대된다.<sup>19)</sup>

19) 경기가 불황인 시기에는 정부가 경기진작을 위해 적극적인 재정정책을 펴는 경우에는 정부지출(GCON)이 GDP의 변화와 음(-)의 관계를 가질 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(GCON)} = & 0.8221540164 + 0.6381288314 * \text{LOG(GCON(-1))} \\ & (3.571091) \quad (5.350491) \\ & + 0.2344404976 * \text{LOG(GDP)} \dots \dots \dots (8) \\ & (2.879831) \end{aligned}$$

$R^2$	0.996414		
$\overline{R^2}$	0.996148		
D-W	1.734250		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.172473	Probability	0.842574
Obs*R-squared	0.408301	Probability	0.815340

정부지출함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 1.73으로 자기상관문제는 없는 것으로 보인다. 그러나 이는 시차종속변수 LOG(GCON(-1))가 설명변수에 포함되어 있는 경우 D-W통계량은 편의(Bias)가 발생하게됨에 따라 Durbin-h 검정통계량을 사용하여야한다. 그러나 B-G LM 검정은 시차종속변수를 설명변수로 포함하느냐의 여부에 관계없이 자기상관문제를 검정할 수 있다. 따라서 B-G LM 검정결과를 살펴보면 10%의 유의수준에서 자기상관 문제가 없는 것으로 나타나고 있다.

추정결과를 살펴보면 GDP의 회기계수는 이론적 기대와 같이 정부지출과 양의 관계를 보이고 있으며, 시차종속변수의 회기계수도 양의 관계를 보이고 있다. 이들의 회기계수의 t-검정 통계량들 역시 매우 높게 나타났으며 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.996으로 매우 높게 나타났다.

다) 生産-勞動部門

생산-노동부문의 수요 중심적인 케인즈적 거시계량모형을 보완하기 위해서는 공급측면의 제약을 모형에 반영하는 잠재GDP와 노동공급을 반영하는 취업자로 구성한다.

(1) 潛在GDP

생산함수는 자본과 노동을 생산요소로 하는 콥-다글라스 생산함수 (Cobb-Douglas Production Function)를 가정하고, 시간추세를 이용하여 추정된 잠재GDP(POTGDP)를 이용하여 잠재GDP 생산함수를 추정하였다. 자본스톡(KSP)의 경우 신뢰성 있는 자료의 이용에 어려움이 있으나 표학길·권호영(2001)이 발표한 자본스톡을 이용하였으며 노동공급은 연간총노동시간(LET\*LHY/1,000)을 사용하였다. 이들 독립변수들과 종속변수인 잠재GDP와의 관계는 양의 관계가 기대된다.

$$\begin{aligned}
 \text{POTGDP} = & -48448.22855 + 3.587625509 * (\text{LET} * \text{LHY} / 1000) \\
 & (-3.424394) \quad (8.155495) \\
 & + 0.1227193759 * \text{KSP} + 36467.54678 * \text{D98} \\
 & (23.92122) \quad (7.936306) \\
 & + [\text{MA}(1)=0.9202389832, \text{BACKCAST}=1970] \dots \dots \dots (9) \\
 & (6.442618)
 \end{aligned}$$

$R^2$	0.999122		
$\overline{R^2}$	0.998987		
D-W	1.283264		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.853827	Probability	0.178377
Obs*R-squared	4.148206	Probability	0.125669

잠재GDP 생산함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W 통계량이 1.28로 자기상관의 가능성이 있어, B-G LM 검정을 한 결과 10% 유의수준 하에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

잠재GDP 생산함수의 추정결과는 자본스톡 및 노동공급의 회기계수에서는 이론상의 기대와 같이 수출과 양의 관계로 나타났으며, 이들의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.999로 매우 높게 나타났다.

(2) 就業者數

노동공급은 노동수요를 나타내는 취업자수(LET)를 대리변수로 사용하였다. 취업자수는 국내경기의 변화에 따라 영향을 받으므로 경제규모를 나타내는 국내총생산(GDP)을 설명변수로 하였다. GDP의 회기계수는 종속변수인 취업자수와 양의 관계일 것으로 기대된다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(LET)} = & 9.728100246 + 7.017947329e-07 * \text{GDP} - 0.0402738627 * \text{D9800} \\ & (50.28153) \quad (2.879477) \quad (-2.347403) \\ & + [\text{AR}(1)=0.9276077977] \dots \dots \dots (10) \\ & (32.46017) \end{aligned}$$

$R^2$	0.997039		
$\overline{R^2}$	0.996697		
D-W	1.827984		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.372412	Probability	0.692983
Obs*R-squared	0.903006	Probability	0.636670

취업자수함수는 추정시 잔차항의 자기상관문제가 발생하여 이를 1차 자기상관(First Order Autocorrelation)가정을 통하여 보정하였다. 자기상관

을 보정한 후의 추정결과는 GDP의 회기계수가 이론상의 기대와 같이  $\log(\text{LET})$ 와 양의 관계를 보이고 있으며 회기계수의 t-검정 통계량도 유의미한 것으로 나타났다. 추정방정식의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.997로 매우 높게 나타났다. 자기상관을 보정한 후 추정한 회기식에서 잔차항의 자기상관여부를 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

#### 라) 賃金—物價部門

임금-물가 부문에서는 생산원가의 주요부분인 임금수준(W), 국민경제전체의 물가수준 변화를 나타내는 GDP환가지수(PGDP), 우리의 상품 및 용역의 물가지수인 수출단가지수(PX)를 추정하며, 수입단가지수(PM)는 외생화한다.

##### (1) 賃金(月平均)

임금수준(W)은 노동생산성과 물가의 변화에 의해 결정되는 것이 일반적이다. 즉, 노동생산성과 물가수준(PGDP)이 증가하면 임금수준도 증가하게 된다. 명목임금의 경우는 한번 인상된 임금수준은 그 이하의 수준으로 돌아가기 힘든 경향을 의미하는 명목임금의 하방경직성(Downward Rigidity)을 반영하고자 자기시차변수(LDV)를 독립변수에 포함하였다. 노동생산성은 GDP를 연간 총 노동시간으로 나눈 단위노동시간당 GDP( $GDP/(\text{LET} \cdot \text{LHY}/1000)$ )를 대리변수(Proxy)로 사용하며, 이들 독립변수들은 임금수준과 양의 관계를 갖고 있을 것이다.

$$\begin{aligned} \text{LOG}(W) = & 4.980528788 + 0.3315744573*\text{LOG}(W(-1)) + 0.8287601478* \\ & (6.657839) \quad (3.021700) \quad (5.468564) \\ & \text{LOG}(\text{PGDP})+0.08284916794*(\text{GDP}/(\text{LET}*\text{LHY}/1000)) - 0.09923800129 \\ & (4.601231) \quad (-4.262106) \\ & * \text{D98} + [\text{AR}(1)=0.5959361654]\cdots\cdots(11) \\ & (3.826003) \end{aligned}$$

$R^2$	0.999658		
$\overline{R^2}$	0.999584		
D-W	1.679480		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.415459	Probability	0.265048
Obs*R-squared	3.444963	Probability	0.178622

임금함수의 경우 잔차항의 자기상관 가정을 통한 회귀식의 추정후의 D-W통계량이 1.68로 자기상관문제가 없는 것으로 보이나 이는 시차종속변수 LOG(W(-1))가 설명변수에 포함되어 있어 사용할 수 없다. 편의(Bias)가 발생하게됨에 따라 Durbin-h 검정통계량을 사용하여야 한다. 따라서 정부지출함수의 경우에서와 같이 B-G LM 검정결과를 살펴보면 10%의 유의수준에서 자기상관 문제가 없는 것으로 나타나고 있다.

자기상관 보정 후의 임금함수의 추정결과는 log(PGDP) 및 단위노동 시간당 GDP(GDP/(LET\*LHY/1000))의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 log(W)와 양의 관계를 보이고 있으며 임금의 자기시차변수와의 양의 관계를 나타내고 있다. 회기계수들도 t-검정 결과 매우 유의미한 것으로 판단된다. 추정방정식의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.999로 매우 높게 나타났다.

(2) GDP換價指數(GDP Deflator)

GDP 환가지수는 자기시차변수(LDV), 물가구성의 가장 큰 구성요소인 임금수준(W) 및 물가에 영향을 주는 총수요압력을 나타내는 GDP와 잠재GDP의 비율(GDP/POTGDP)을 설명변수로 사용하였다. 잠재GDP 대비 GDP비율은 공급측 제약요건을 물가수준에 반영하고 있는 변수로 GDP/POTGDP 비율이 증가하게 될 경우에는 물가가 상승하고 반대로 감소하는 경우에는 물가가 하락하게 된다.<sup>20)</sup> 임금수준도 GDP 환가지수와 양의 관계에 있을 것이 기대된다.

$$\begin{aligned}
 PGDP = & -18.56114301 + 1.107791716*PGDP(-1) - 7.012540144e-06*W \\
 & (-2.493444) \quad (22.90124) \quad (-2.243533) \\
 & + 20.3125157*(GDP/POTGDP)\dots\dots\dots(12) \\
 & (2.698522)
 \end{aligned}$$

$R^2$	0.997174		
$\overline{R^2}$	0.996848		
D-W	1.286171		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.543827	Probability	0.234034
Obs*R-squared	3.419625	Probability	0.180900

GDP환가지수함수의 경우 잔차항의 자기상관문제를 검정하는 D-W 통계량이 1.29로 나타났으나 앞서 설비투자함수나 정부지출함수의 추

20) GDP/POTGDP 비율이 1보다 크게되는 경우는 실제 GDP가 잠재GDP를 초과하게 되어 초과수요가 나타나게 되고 이는 가격수준을 급격히 밀어 올리는 압력으로 작용하게된다.

정에서와 같이 자기시차변수(LDV)가 설명변수로 사용되고 있어 B-G LM 검정을 실시한 결과 10% 유의수준에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

GDP환가지수 함수의 추정결과 물가에 영향을 주는 총수요압력을 나타내는 GDP/POTGDP비율(GDP/POTGDP)의 회기계수는 이론상의 기대와 같이 종속변수와 양의 관계를 보이고 있으나 임금수준(W)의 경우는 부호가 기대와는 반대로 나타나고 있다. 이와 같은 현상은 물가에 대한 소비자의 적응적 기대(Adaptive Expectation)를 반영하기 위하여 설명변수에 포함한 GDP환가지수의 영향인 것으로 생각된다. 한편 GDP환가지수의 이력현상(Hysteresis)을 나타내는 시차종속변수(LDV)도 양의 관계를 나타내고 있다. 이들 회기계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타나 회기계수추정치가 매우 의미있게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.997로 매우 높게 나타났다.

### (3) 輸出單價指數

수출단가지수(PX)는 국내생산비용을 대표하는 임금수준을 달러로 환산한 달러표시임금수준(W/EXR)과 수입중간재(Imported Intermediate Goods)의 가격을 나타내는 수입단가지수(PM)를 설명변수로 설정하였다. 수출단가지수는 달러표시임금수준과 수입단가지수와는 양의 관계에 있을 것이 기대된다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(PX)} = & 0.9158727265 + 0.5905886803 * \text{LOG(PM)} + 0.126859384 * \text{LOG(W/EXR)} \\ & (2.904124) \quad (6.986857) \quad (4.480661) \\ & - 0.222796054 * \text{D9800} + [\text{AR}(1) = 0.5980453073] \dots \dots \dots (13) \\ & (-4.052738) \quad (2.656385) \end{aligned}$$

$R^2$	0.981067		
$\overline{R^2}$	0.978038		
D-W	1.700561		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.907992	Probability	0.171136
Obs*R-squared	4.269079	Probability	0.118299

수출물가지수함수는 일차 추정시 잔차항의 자기상관문제로 1차 자기상관(First Order Autocorrelation)가정을 통하여 재추정하였다. 자기상관을 보정한 후의 추정결과는 달러표시임금수준(W/EXR)과 수입단가 지수(PM)의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 수출물가지수와 양의 관계를 보이고 있으며 회기계수들의 t-검정 통계량도 유의미한 것으로 나타났다. 추정방정식의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.978로 매우 높게 나타났다. 자기상관을 보정한 후 추정한 회기식의 잔차항의 자기상관 여부를 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

마) 金融部門

금융부문의 경우 전절에서의 설명에서와 같이 거시경제에서의 그 중요성에도 불구하고 우리나라 금융시장의 발전수준 및 과거 정부의 금융시장개입 등을 고려하여 회사채유통수익률(RCB)함수 하나로 단순화하였다.

## (1) 金利

명목금리는 대리변수(Proxy Variable)로 회사채유통수익률(RCB)을 사용하였다. 명목금리는 총투자와 총저축의 차이에 의하여 영향을 받게 된다. 즉, 총저축이 총투자보다 많은 경우는 명목금리가 하락할 것이고, 반대로 적은 경우는 명목금리가 상승할 것이다. 한편 국민연금제도인 바 연금보험료수입(NPC)과 연금급여(NPB)의 차와 그간 적립된 연금기금의 운용수익(NPFR)은 저축의 일부분으로 간주할 수 있다. 따라서 매년 증가하게 되는 연도별 연금기금증가분(DNPF)을 저축의 하나로 총저축에 포함하여 「투자-저축갭 대 국내총생산 비율(GI-NS-DNPF)」을 설명변수로 선택하였다. 여기에 명목금리의 경우, 피셔방정식(Fisher Equation)에 의하면, 인플레이션율의 증가는 명목금리를 증가시키게 됨으로 이를 설명변수로 설정하였다.

명목금리의 설명변수의 일부인 「투자-저축 갭」은 연금적립기금의 규모를 금융시장에 반영시키고, 이를 다시 타 거시변수와 연계시키는 중요한 역할을 하게 된다. 즉, 가처분소득과 함께 연금제도를 거시경제변수와 연계시키는 중요한 역할을 담당하게 된다. 두 설명변수의 종속변수인 회사채유통수익률과의 관계는 양의 관계가 있을 것이 기대된다.

$$\begin{aligned}
 RCB = & 14.02126129 + 144.7510028*((GI-NS-DNPF)/GDP) + 30.16631495 \\
 & (12.98414) \quad (2.212660) \quad (5.210020) \\
 & * ((PGDP-PGDP(-1))/PGDP(-1)) + 7.181544758 * D7981 \\
 & \quad (6.467271) \\
 & - 5.389411839*D9800 \dots\dots\dots(14) \\
 & (-2.613803)
 \end{aligned}$$

$R^2$	0.905336		
$\overline{R^2}$	0.889559		
D-W	1.469794		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.284838	Probability	0.296658
Obs*R-squared	3.033032	Probability	0.219475

회사채유통수익률함수의 추정시 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 1.47로 자기상관의 가능성이 있다. 따라서 B-G LM 검정을 한 결과 10% 유의수준 하에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

명목금리함수의 추정결과에서 GDP대비 투자-저축갭 비율 및 인플레이션율의 회귀계수는 이론상의 기대와 같이 회사채유통수익률과 양의 관계로 나타났으며, 이들의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ 도 0.890으로 다른 행태방정식의 추정결과보다는 다소 낮게 나타났다.

바) 國民年金部門

본 연구에서는 타 연구에서와는 달리 국민연금부문을 임금수준을

매개로 하여 거시경제변수와 연계시키고 있으며, 이러한 연계를 통해 국민연금부문의 거시경제모형내에서 내생화를 시도하였다.

(1) 年金保險料總額

연금급여총액은 내생변수인 임금수준(W)과 기여율(CRW)과 가입자수(POPC)에 의하여 연계된다. 실제에 있어서 이러한 기여율은 제도도입시점인 1988년 3%를 시작으로 점진적으로 확대되어 직장가입자의 경우 현재 9%수준을 유지하고 있으나 1995년 농어촌 자영자 및 농어민으로 확대시는 3%로, 1999년 도시자영자로의 확대시에도 3%수준에서 출발하여 2001년 현재 5% 수준이 되었다. 또한 이러한 연금보험료는 임금보다는 낮은 수준의 표준보수월액을 기준으로 하고 있다. 그러나 모형의 단순화를 위하여 임금을 기준으로 기여율을 재계산하여 사용하였다.

$$NPC = CRW * POPC * W \dots \dots \dots (15)$$

(2) 年金給與總額

연금급여총액은 내생변수인 임금수준(W)과 소득대체율(RRW)과 수급자수(POPB)에 의하여 연계된다. 연금급여의 경우도 급여산식에 의하면 기본급여를 구성하는 균등부문과 소득비례부문 모두 표준소득월액을 기준으로 산정 된다. 따라서 연금급여의 소득대체율도 임금을 기준으로 재계산하여 사용하였다.

그러나 실제에 있어서 연금급여는 연금제도가 아직 성장기에 있어 본격적인 노령연금의 지급이 발생하지 않은 상태로 제도도입초기에는 연금급여의 많은 부분이 반환일시금이었으며 1993년 이후 노령연금수

급자가 발생하기 시작하여 그 수가 빠르게 증가하고 있는 추세이다.

$$NPB = RRW * POPB * W \dots \dots \dots (16)$$

### (3) 年間年金基金積立金

한편 연금기금의 그 규모의 빠른 증가로 연금의 수입에서 차지하는 비중이 높아지고 있으며, 아울러 연금기금이 국내금융시장에 미치는 효과가 증대함에 따라 거시경제에 미치는 과급효과의 폭이 커질 것을 예상하여 기금운용이 국민경제내에서의 차지하는 순기능적 또는 역기능적 역할에 대한 논의가 많이 이루어지고 있는 실정이다.

본 연구에서는 이러한 논의를 단순화하여 연도별 국민연금기금증가분(DNPF)을 내생변수화 된 연금보험료총액과 연금급여총액의 차이에 외생변수로 처리되는 기금이식수입(NPFR)을 더하여 산출한다. 이러한 연도별 국민연금기금증가분은 금융부문의 회사채유통수익률함수의 설명변수의 일부로 포함되어 국민연금기금의 변화가 금융시장의 금리변화를 통하여 타 경제부문에 그 영향을 간접적으로 미치게되는 본 국민연금-거시경제 모형에 있어 중요한 역할을 담당하게 된다.

$$DNPF = NPC + NPFR - NPB \dots \dots \dots (17)$$

이상에서 추정된 국민연금-거시경제모형의 변수는 아래와 같이 <表 III-10>변수일람표에 요약되어 있다.

〈表 III-10〉 變數一覽表

내생변수(17개)		외생변수(19개)	
PCON*	민간소비지출	M3E	총통화
DPI	가처분소득(가공)	LHY	노동시간
IFC*	건설투자	GI	총투자
IFM*	시설투자	NS	총국민저축
EXS*	재화와 서비스 수출	IS	재고증가
IMS*	재화와 서비스 수입	STD	통계상불일치
GDP	국내총생산	NT	조세수입
GCON*	정부지출	KSP	자본스톡
POTGDP*	잠재적 국내총생산	PM	수입단가
LET*	총취업자수	LFT	경제활동인구
W*	임금	FGNP	해외GNP
PGDP*	국내총생산 디플레이터	FWPIF	해외물가지수
PX*	수출단가지수	EXR	대미달러환율
RCB*	회사채수익률	NPR	국민연금수입
NPC	연금기여금	NPFR	연금이식수입
NPB	연금급여	CRW	기여율(가공)
DNPF	연간연금기금적립금	RRW	소득대체율(가공)
		POPB	연금수급자수
		POPC	연금가입자수

## IV. 政策模擬 實驗

### 1. 模型의 檢定

제3장에서 추정된 개별 행태방정식은 여러 정의식 및 항등식과 함께 연립방정식체계의 국민연금-거시경제모형으로 통합된다. 개별 행태방정식의 추정과정에 대한 설명에서와 같이 추정된 개별확률방정식은 다양한 설명변수 및 보정 방법에 의해 추정된 여러 방정식들 중 통계적 적합도 및 안정성 측면에서 상대적인 우위를 보이는 모형설정의 선택과정을 거쳐 선정되어 연립방정식체계를 구성하는 기본방정식으로 채택되었다. 따라서 선정된 행태방정식들은 개별적으로는 실제적인 경제상황을 잘 반영하고 있으나 연립방정식체계 전체의 적합성관점에서도 현실경제의 설명력이 양호하다고 보장할 수는 없다. 왜냐하면 개별 행태방정식의 추정시에는 각 행태방정식의 독립변수들은 독립적인 변수들로 간주되었으나 연립방정식체계에서는 이들 독립변수들 중 내생변수들은 내생적으로 결정되도록 되어있어 실제치와 예측치의 차이가 크게 나타날 수도 있기 때문이다. 따라서 연립방정식체계 전체가 현실 경제를 얼마나 잘 설명할 수 있는지의 여부를 다음의 의태시행분석(Simulation)을 통하여 검정한다.

의태시행분석은 모형의 검정 및 평가(Testing and Evaluation), 역사적 정책분석(Historical Policy Analysis) 및 예측(Forecasting) 등을 목적으로 시행된다. 역사적 의태시행분석(Historical Simulation)은 표본내의 실제치와 예측치의 차이에 근거한 모형의 적합성을 검정할 수 있다. 또한 모형의 외생변수의 변화에 따른 내생변수의 파급효과분석 등도 가능

하다. 이러한 분석은 예측치가 실제치의 시간경로를 어느 정도 잘 추적하는가를 평가하는 것이며, 이는 결국 오차분석으로 귀착된다. 본 연구에서는 의태시행분석방법으로 가우스-사이달방법(Gauss-Seidel Method)을 사용하여 연립방정식모형의 적합성을 검정하고자 한다. 가우스-사이달 방법의 원리는 t년도 변수 X의 n회의 예측치  $X_t^n$ 과 n-1회의 예측치  $X_t^{n-1}$ 간의 오차가 임의의 매우 작은 양수  $\epsilon$  보다 작아질 때까지 시뮬레이션을 반복 시행한다. 즉,  $|X_t^n - X_t^{n-1}| < \epsilon$  이 성립할 때까지 반복시행이 이루어진다.

본 모형의 적합성분석에 있어서 오차분석의 기준은 평균자승근오차(Root Mean Squared Error: RMSE)를 사용한다. 임의의 변수  $X_t$ 의 연립방정식체계 내에서 구해진 예측치를  $\hat{X}_t$ 이라고 하면 표본의 크기가 n인 경우에  $X_t$ 의 RMSE는 아래와 같이 정의되며 RMSE가 작을수록 모형의 적합도는 우수한 것으로 평가된다.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (\frac{\hat{X}_t - X_t}{X_t})^2}{n}}$$

앞장에서 추정된 연립방정식모형의 적합성을 앞서 설명한 RMSE를 기준으로 살펴보면 다음과 같다. 각 개별 내생변수의 RMSE는 다음의 <表 IV-1>과 같으며 모형 전체의 적합도라 할 수 있는 모형 내 모든 내생변수들의 RMSE의 단순 평균값은 0.086으로 모형의 적합도는 비교적 우수한 편이라 할 수 있다.<sup>21)</sup>

21) 설비투자, 회사채유통수익률 및 연도별 연금기금증가 등의 경우 평균자승근오차(RMSE)는 각각 0.180, 0.170, 0.158로 내생변수 전체의 RMSE의 평균의 약 2배인 것으로 나타나 이들의 예측치의 실제치에 대한 수렴정도가 상대적으로 떨어지는 것으로 나타났음. 설비투자의 경우 [附錄 2]의 [附圖 4] 그리고 [附圖 14] 및 [附圖 17]에서와 같이 전환점의 포착에도 다소 어려움이 있는 것으로 나타났으나 이들

〈表 IV-1〉 內生變數의 平均自乘根誤差(RMSE) 값

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF	EXSF	IMSF
RMSE	0.041	0.033	0.141	0.180	0.104	0.103
	GDPF	GCONF	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
RMSE	0.036	0.043	0.027	0.024	0.148	0.126
	PXF	RCBF	NPCOF	NPBOF	DNPF0F	RMSE 평균
RMSE	0.061	0.170	0.030	0.032	0.158	0.086

한편 각 변수별 실제치와 G-D방법에 의한 예측치는 <附錄 1>의 <附表 1>과 <附表 2>에 나타난 바와 같다. [附錄 2]의 그림들은 1973년부터 2000년까지 동태적 역사적 의태시행분석을 통한 예측치와 실제치를 그래프로 나타낸 것이다. 대부분의 내생변수의 경우 예측치가 실제치로 수렴하고 있다는 사실과 전환점(Turning Point)도 비교적 잘 포착하고 있다는 점에서 모형의 안정성이 증명되고 있다고 할 수 있다.

## 2. 政策시뮬레이션

### 가. 시뮬레이션 方法

정책시뮬레이션은 표본기간 내에 외생적으로 주어진 주요경제정책 변수를 변동시켰을 때 이러한 외생적 변화가 내생변수에 미치는 영향을 역사적(사후적)으로 시계열과정을 통해 분석해 보는데 그 의의가 있다. 분석내용으로는 첫째 여러 다른 정책적 변화에 따른 파급효과가 이론상의 변화에 대한 예측과 부합하느냐의 여부를 살펴보는 것과

---

변수들의 경우는 실제치의 변화패턴이 복잡한 것을 알 수 있다.

둘째 그 변화의 폭이 충격에 비해 얼마나 민감한가를 검토(Sensitivity Test)해 보는 것을 들 수 있다.

이 경우 사용되는 분석방법은 외생변수가 실제의 수준으로 주어졌을 때의 내생변수들의 ‘해(Solution)’와 외생변수에 가상의 충격을 주어 얻게 된 모형의 ‘해’를 비교하는 방법이다. 여기서 유의할 점은 변화된 외생변수에 의해 얻어진 ‘해’를 내생변수의 실제치와 비교하면 안 된다는 것이다. 즉, 우리가 보려는 정책변수의 변화에 의해서 야기되는 내생변수의 변화는 실제로 주어진 내생변수들의 값이 아니라 주어진 외생변수들의 값을 가지고 풀어낸 내생변수들의 값과 변화된 외생변수들에 의해 얻어진 내생변수들의 값을 비교하는 것이다.

#### 나. 시나리오別 政策分析

우리의 국민연금제도는 확정급여형으로 앞서 언급한 바와 같이 1988년에 도입되어 아직 성장기에 있는 사회보험제도이다. 또한 국민연금제도의 재정방식은 수정적립방식이라고 묘사된다. 그러나 이러한 수정적립방식이 의미하는 바는 보는 관점에 따라 수정부과방식과도 같은 의미를 갖게 된다. 이처럼 수정부과방식이나 수정적립방식이나의 논란보다 현재 모든 연금을 연구하는 학자들이 지적하는 바와 같이 우리의 연금제도는 「저부담-고급여」 수급불균형구조를 갖고 있어 현재의 제도를 유지한다면 장래의 어느 시점에 가서는 적립기금이 고갈되고 궁극적으로 재정방식을 부과방식으로 전환할 수밖에 없다는 사실에 대해서는 이견이 있을 수 없다.<sup>22)</sup> 즉, 현재의 국민연금제도는

22) 이러한 적립기금의 고갈문제에 대해서는 재정계산제도의 도입으로 재정추계결과에 따라 보험료율을 올리거나, 급여를 내리거나, 최초의 급여수급시점을 늦추거나 또는 이 모든 방법을 조화시켜 사용하거나 하는 미시적 조정(parametric adjustment)을 통하여 조절이 가능하다고 주장하는 학자들도 있고 보다 더 적극적인 연금제도의 개혁(structural reform)을 주장하는 학자들도 있다.

확정급여(DB)형으로 수급불균형이라는 구조적인 문제점을 안고있다는 것이다.

이러한 구조적인 문제와 함께 고려해야할 점은 우리의 연금제도는 아직 성장기에 있어 본격적인 연금급여의 지급이 일어나지 않고 있다는 사실이다. 우리의 국민연금제도의 또 다른 문제점은 성장기에는 저부담-고급여의 구조적인 문제에도 불구하고 제3장에서 지적한바와 같이 연금급여가 본격적으로 발생하지 않기 때문에 잠정적으로는 연금의 기금적립금이 매우 빠른 속도로 증가하고 그 규모 또한 국민경제전체에 영향을 미칠 수 있을 정도로 커진다는 것이다. 이에 따라 기금운용의 효율성을 제고하고 거시경제 내에서의 연금기금의 중립성을 유지할 수 있는 방안의 모색 등에 관한 많은 논의가 진행중이다.

본 장에서는 이러한 논의에 대한 분석보다는 국민연금제도의 구조적인 문제점의 핵심요인인 연금보험료율, 연금급여의 소득대체율, 그리고 제도의 성숙에 따라 급여가 본격적으로 이루어지기 시작하는 경우의 가입자와 수급자의 구조 등을 외생변수화하여 이들의 변화에 따른 국민연금관련 내생변수의 변화는 물론 거시경제변수의 변화를 시나리오별로 살펴보고자 한다.

제3장에서 구성된 국민연금-거시경제모형에 따르면 국민연금제도의 보험료 및 급여는 가처분소득을 통하여, 연금기금적립금은 회사채유통수익률을 통하여 모형내의 다른 내생변수에 영향을 미치는 구조를 갖고 있다. 이들 보험료 및 급여를 구성하는 외생변수인 보험료율, 소득대체율, 수급자수 등의 외생변수의 변화에 따른 각 내생변수에 대한 변화를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 보험료율의 증가는 가처분 소득을 감소시켜 경제를 수축시키고 소득대체율 및 연금수급자수의 증가는 연금급여와 가처분소득을 증가시켜 결국 경제를 확장시킨다. 따라서 이러한 보험료율과 소득대체율 및 연금수급자수의 변화는 연

간적립 기금 규모에 영향을 미치고, 연간 적립기금규모의 변화는 금리에 영향을 주게되어 경제를 축소 또는 확장시키게 된다.

1) 시나리오 1: 年金保險料率 9%

국민연금의 보험료율은 표준보수월액을 기준으로 도입직후의 3%에서 1994년 6% 현재 9% 등으로 점진적인 증가를 해왔다. 따라서 「시나리오 1」에서는 연금제도의 도입시점부터 현재의 보험료율인 9%가 부과되었을 경우 내생변수의 변화를 살펴보고자 한다. 이러한 보험료율은 제3장에서의 설명과 같이 표준보수월액을 기준으로 부과된다. 그러나 모형에서는 연금제도의 내생화에 따라 보험료가 월간임금수준의 함수로 되어 있어 월간임금수준을 기준으로 한 보험료율과 보험료의 징수율을 함께 고려하였다. 월평균임금 대비 평균표준보수월액의 13년간 비율의 산술평균(81.5%)은 징수율을 고려하여 산출한 월평균 임금 대비 평균표준보수월액비율은 82.6%이며, 이를 적용하여 분석하였다.<sup>23)</sup>

시뮬레이션 결과 내생변수 중 민간소비(PCON), 가처분소득(DPI), 수출(EXS) 및 회사채유통수익률(RCB)은 감소하고, 나머지 내생변수들은 증가하는 것으로 나타났다.

〈表 IV-2〉 內生變數의 增減 變化(시나리오 1)

증가	IFC, IFM, IMS, GDP, GCON, POTGDP, LET, W, PGDP, PX, NPC, NPB, DPNF
감소	PCON, DPI, EXS, RCB

23) 평균보수월액비율의 산술평균은 81.5%이나 이는 보험료 징수율을 고려하지 않은 수치이므로 100%의 징수율 가정하면 '81.5%/징수율'로 그 값은 82.6%가 된다.

〈表 IV-3〉 保険料率을 9%로 한 경우

(단위: 10억원, %)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF
1차년도('88)	122268.8 (-0.30)	187327.7 (-1.10)	44941.7 (0.01)	24820.1 ( 2.00)
2차년도('89)	132031.7 (-0.28)	203193.6 (-0.88)	48960.0 (0.07)	27648.5 ( 3.94)
3차년도('90)	142535.7 (-0.27)	215186.5 (-0.69)	52913.7 (0.22)	30304.2 ( 5.85)
4차년도('91)	153981.5 (-0.28)	236358.0 (-0.55)	57315.8 (0.37)	32897.5 ( 7.84)
5차년도('92)	165275.8 (-0.28)	254527.4 (-0.41)	62435.4 (0.50)	35820.1 ( 9.90)
6차년도('93)	176348.9 (-0.08)	271872.0 (0.26)	67362.2 (0.62)	39098.5 (10.40)
7차년도('94)	194603.4 (-0.11)	299691.5 (0.23)	72552.6 (0.70)	42041.2 (10.98)
8차년도('95)	207574.6 (-0.34)	312639.7 (-0.24)	79317.1 (0.70)	46010.2 (13.39)
9차년도('96)	221714.8 (-0.26)	329187.1 (-0.01)	84610.3 (0.75)	50843.5 (15.38)
10차년도('97)	235296.1 (-0.17)	344890.3 (0.25)	89711.0 (0.84)	56633.7 (16.82)
11차년도('98)	217306.4 (0.35)	349369.2 (1.34)	74243.6 (1.17)	58038.0 (14.50)
12차년도('99)	176927.2 (-22.89)	454555.4 (23.67)	77862.5 (3.36)	60118.3 (13.99)
13차년도('00)	230320.9 (-1.10 )	340770.9 (-5.73)	51781.6 (-35.67)	69275.4 (17.12)
	EXSF	IMSF	GDPF	GCONF
1차년도('88)	46953.1 (-0.00)	46279.2 (0.07)	224576.0 (0.04)	25969.0 (0.01)
2차년도('89)	50567.7 (-0.01)	51769.6 (0.40)	240293.2 (0.21)	27259.1 (0.06)
3차년도('90)	61764.4 (-0.03)	56739.8 (0.78)	257797.4 (0.38)	28583.0 (0.13)
4차년도('91)	70333.3 (-0.04)	65577.0 (1.15)	280770.9 (0.52)	30056.8 (0.20)
5차년도('92)	77634.5 (-0.06)	74547.3 (1.56)	302475.7 (0.65)	31583.2 (0.28)
6차년도('93)	87981.2 (-0.09)	82034.4 (1.95)	322074.7 (0.76)	33081.0 (0.36)
7차년도('94)	105008.5 (-0.10)	97108.4 (2.03)	356440.8 (0.72)	34893.2 (0.40)
8차년도('95)	115609.5 (-0.11)	107842.9 (2.30)	378924.6 (0.77)	36622.6 (0.43)
9차년도('96)	125744.9 (-0.13)	123114.5 (2.79)	401725.9 (0.88)	38291.7 (0.48)
10차년도('97)	140727.6 (-0.15)	137726.7 (3.31)	420424.5 (0.99)	39818.9 (0.54)
11차년도('98)	188482.7 (-0.18)	131812.6 (3.51)	419682.7 (1.05)	40808.1 (0.59)
12차년도('99)	201487.6 (-0.18)	306097.4 (104.75)	247405.1 (-44.30)	36656.0 (-12.41)
13차년도('00)	210754.7 (1.33)	140394.7 (-7.77)	447050.7 (-2.24)	39286.4 (-8.59)

〈表 IV-3〉 계속

	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
1차년도('88)	211966.6 (0.00)	16777.7 (0.01)	445920.0 (0.02)	57.0 (0.01)
2차년도('89)	221332.5 (0.03)	17158.8 (0.04)	529323.5 (0.15)	63.0 (0.10)
3차년도('90)	236337.1 (0.05)	17556.1 (0.07)	623586.3 (0.33)	69.0 (0.20)
4차년도('91)	256081.4 (0.06)	18017.8 (0.10)	729320.2 (0.54)	75.0 (0.30)
5차년도('92)	275847.3 (0.08)	18462.0 (0.14)	843565.1 (0.77)	80.9 (0.40)
6차년도('93)	297758.1 (0.10)	18876.8 (0.17)	956898.9 (0.99)	86.3 (0.50)
7차년도('94)	323929.7 (0.10)	19490.0 (0.18)	1093788.7 (1.12)	91.7 (0.60)
8차년도('95)	352368.7 (0.10)	19944.7 (0.20)	1215741.0 (1.25)	96.4 (0.60)
9차년도('96)	380930.5 (0.12)	20403.7 (0.25)	1337147.8 (1.41)	100.3 (0.70)
10차년도('97)	408547.6 (0.13)	20803.2 (0.29)	1451335.9 (1.59)	103.2 (0.80)
11차년도('98)	449079.4 (0.12)	20088.0 (0.31)	1418955.6 (1.77)	104.8 (0.80)
12차년도('99)	482064.7 (1.74)	17915.4 (-12.81)	1237953.2 (-19.77)	99.4 (-5.20)
13차년도('00)	481209.9 (-0.27)	20691.5 (-0.72)	1439071.3 (-11.78)	100.3 (-4.82)

	PXF	RCBF	NPCF	NPBF	DNPFF
1차년도('88)	88.5 (0.00)	14.8 (-5.09)	1763.3 (237.99)	0.3 (0.02)	1783.1 (229.29)
2차년도('89)	91.9 (0.02)	14.6 (-5.59)	2134.8 (223.69)	6.0 (0.15)	2208.6 (201.17)
3차년도('90)	91.6 (0.04)	14.7 (-6.09)	2587.7 (210.78)	40.4 (0.33)	2732.1 (179.58)
4차년도('91)	90.6 (0.07)	14.5 (-6.85)	3102.5 (224.97)	107.3 (0.54)	3289.4 (187.99)
5차년도('92)	90.4 (0.10)	14.0 (-7.83)	3778.6 (212.13)	209.7 (0.77)	4008.3 (177.98)
6차년도('93)	90.3 (0.12)	13.4 (-5.08)	4404.6 (63.20)	328.7 (0.99)	4659.3 (57.58)
7차년도('94)	91.7 (0.14)	13.5 (-5.40)	5312.8 (59.94)	511.5 (1.12)	5817.0 (51.82)
8차년도('95)	96.5 (0.16)	12.4 (-10.50)	7870.9 (98.08)	755.8 (1.25)	8542.3 (83.53)
9차년도('96)	94.2 (0.18)	11.5 (-10.94)	8857.7 (83.88)	1092.7 (1.41)	9690.1 (71.06)
10차년도('97)	85.7 (0.20)	10.6 (-11.01)	9525.1 (71.64)	1479.6 (1.59)	10529.8 (60.09)
11차년도('98)	62.7 (0.22)	13.3 (-0.54)	8329.4 (5.08)	2420.0 (1.77)	9730.0 (3.85)
12차년도('99)	62.0 (-2.74)	5.6 (-57.87)	11888.0 (42.21)	3005.0 (-19.65)	13016.4 (48.91)
13차년도('00)	67.6 (-1.58)	8.3 (-18.10)	15101.1 (56.15)	1338.3 (-11.78)	18701.5 (42.84)

## 2) 시나리오 2: 所得代替率 45%(20年 加入)

현재까지는 국민연금제도가 성장기에 있어 연금의 본격적인 지급이 발생하고 있지 않다. 따라서 연금급여가 본격적으로 발생하게 되는 경우에는 현행 확정급여형 국민연금제도 하에서는 40년 가입자의 평균소득대체율을 60%에 해당하는 급여로 지급하여야 할 것이다. 「시나리오 2」에서는 이러한 경우 현재의 거시경제 및 연금제도 구조 하에서 내생변수에 어떤 변화가 일어나게 될 것인가를 살펴보고자 한다.

그러나 실제의 분석에 있어서는 국민연금가입자들의 평균가입기간이 40년보다 작은 것이 일반적이라는 사실을 고려하여 가입기간이 20년인 경우의 소득대체율인 45%일 경우를 분석하였다(원종욱, 2000).

분석결과 급여의 증가에 따라 민간소비, 수출, 회사채유통수익률이 증가하였고, 가치분소득을 제외한 나머지 내생변수들은 감소하였다. 즉, 가치분소득은 처음에는 증가하다가 감소하는 패턴을 보이고 있다.

〈表 IV-4〉 內生變數의 增減 變化(시나리오 2)

증가	PCON, EXS, RCB, NPB
증가-감소	DPI
감소	IFC, IFM, IMS, GDP, GCON, POTGDP, LET, W, PGDP, PX, NPC, DNPF

〈表 IV-5〉 所得代替率 45%인 경우(20年 加入)

(단위: 10억원, %)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF
1차년도('88)	122636.9 (0.00)	189417.0 (0.01)	44937.6 (0.00)	24330.5 (-0.01)
2차년도('89)	132441.8 (0.03)	205197.1 (0.10)	48924.0 (-0.00)	26546.2 (-0.20)
3차년도('90)	143101.0 (0.10)	217540.8 (0.40)	52790.5 (-0.01)	28314.7 (-1.10)
4차년도('91)	154687.9 (0.20)	238823.6 (0.50)	57076.6 (-0.05)	29791.0 (-2.30)
5차년도('92)	166105.3 (0.20)	256915.7 (0.50)	62052.6 (-0.10)	31336.2 (-3.90)
6차년도('93)	176904.6 (0.20)	272530.1 (0.50)	66808.3 (-0.20)	33448.3 (-5.60)
7차년도('94)	195581.0 (0.40)	301317.1 (0.80)	71829.5 (-0.30)	34810.7 (-8.10)
8차년도('95)	209008.3 (0.40)	315228.0 (0.60)	78457.0 (-0.40)	36372.8 (-10.40)
9차년도('96)	223037.4 (0.30)	330751.2 (0.50)	83546.7 (-0.50)	38570.7 (-12.50)
10차년도('97)	236356.3 (0.30)	345052.1 (0.30)	88401.0 (-0.60)	41525.8 (-14.30)
11차년도('98)	217141.7 (0.30)	345415.1 (0.20)	72672.0 (-1.00)	42377.7 (-16.40)
12차년도('99)	229800.9 (0.20)	367267.0 (-0.10)	74473.0 (-1.10)	43532.4 (-17.50)
13차년도('00)	256376.3 (10.10)	226760.7 (-37.3)	73987.9 (-8.10)	52129.1 (-11.90)

	EXSF	IMSF	GDPF	GCONF
1차년도('88)	46953.9 (0.00)	46245.2 (0.00)	224482.7 (0.00)	25966.5 (0.00)
2차년도('89)	50573.3 (0.00)	51556.0 (-0.01)	239768.5 (-0.01)	27243.5 (0.00)
3차년도('90)	61781.3 (0.00)	56256.4 (-0.10)	256711.5 (-0.04)	28544.3 (-0.01)
4차년도('91)	70368.4 (0.01)	64669.9 (-0.20)	279003.3 (-0.10)	29986.3 (-0.03)
5차년도('92)	77696.4 (0.01)	73044.9 (-0.50)	299892.1 (-0.20)	31472.6 (-0.10)
6차년도('93)	88081.7 (0.03)	79811.6 (-0.80)	318591.6 (-0.30)	32923.0 (-0.10)
7차년도('94)	105158.7 (0.04)	94090.3 (-1.10)	352434.5 (-0.40)	34694.7 (-0.20)
8차년도('95)	115804.5 (0.10)	103698.9 (-1.60)	373953.8 (-0.60)	36376.8 (-0.20)
9차년도('96)	126001.3 (0.10)	117249.9 (-2.10)	395530.2 (-0.70)	37988.8 (-0.30)
10차년도('97)	141075.7 (0.10)	129835.8 (-2.60)	412938.0 (-0.80)	39451.0 (-0.40)
11차년도('98)	189073.0 (0.10)	123172.4 (-3.30)	411079.1 (-1.00)	40370.6 (-0.50)
12차년도('99)	202131.1 (0.10)	144326.0 (-3.50)	439687.1 (-1.00)	41620.0 (-0.50)
13차년도('00)	211737.6 (1.80)	66067.9 (-56.60)	526217.5 (15.10)	43686.2 (1.60)

〈表 IV-5〉 계속

	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
1차년도('88)	211956.2 (0.00)	16776.6 (0.00)	445809.1 (0.00)	57.0 (0.00)
2차년도('89)	221274.4 (0.00)	17152.5 (0.00)	528534.1 (0.00)	62.9 (0.00)
3차년도('90)	236216.5 (0.00)	17542.7 (-0.01)	621369.7 (-0.02)	68.9 (-0.01)
4차년도('91)	255881.2 (-0.01)	17995.4 (-0.02)	724792.9 (-0.10)	74.8 (-0.03)
5차년도('92)	275549.9 (-0.03)	18428.5 (-0.04)	835675.2 (-0.20)	80.5 (-0.10)
6차년도('93)	297349.0 (-0.04)	18830.7 (-0.10)	944660.1 (-0.30)	85.8 (-0.10)
7차년도('94)	323444.6 (-0.10)	19435.2 (-0.10)	1076935.8 (-0.40)	91.1 (-0.20)
8차년도('95)	351749.5 (-0.10)	19875.2 (-0.10)	1193476.2 (-0.60)	95.6 (-0.20)
9차년도('96)	380147.1 (-0.10)	20315.2 (-0.20)	1308224.7 (-0.80)	99.2 (-0.30)
10차년도('97)	407594.7 (-0.10)	20694.2 (-0.20)	1414787.8 (-1.00)	102.0 (-0.40)
11차년도('98)	448042.4 (-0.10)	19967.1 (-0.30)	1377187.3 (-1.20)	103.5 (-0.50)
12차년도('99)	473240.0 (-0.10)	20482.2 (-0.30)	1522143.0 (-1.30)	104.3 (-0.50)
13차년도('00)	465843.9 (-3.50)	21535.9 (3.30)	1654028.5 (1.40)	107.4 (1.90)

	PXF	RCBF	NPCF	NPBF	DNPFF
1차년도('88)	88.5 (0.00)	15.6 (0.02)	521.7 (0.00)	6.2 (1937.50)	535.7 (-1.10)
2차년도('89)	91.9 (0.00)	15.6 (0.50)	659.5 (0.00)	138.3 (2192.10)	601.1 (-18.00)
3차년도('90)	91.5 (0.00)	16.0 (2.40)	832.4 (-0.02)	703.7 (1646.00)	313.6 (-67.90)
4차년도('91)	90.5 (-0.01)	16.2 (3.70)	953.9 (-0.10)	1222.5 (1045.10)	25.7 (-97.80)
5차년도('92)	90.2 (-0.02)	15.9 (5.00)	1208.5 (-0.20)	1814.0 (771.70)	-166.1 (-111.50)
6차년도('93)	90.1 (-0.04)	15.0 (6.60)	2690.6 (-0.30)	2428.8 (646.20)	845.2 (-71.40)
7차년도('94)	91.5 (-0.10)	15.7 (10.00)	3307.1 (-0.40)	4015.4 (693.80)	307.5 (-92.00)
8차년도('95)	96.2 (-0.10)	15.3 (10.70)	3949.7 (-0.60)	4612.2 (517.80)	764.6 (-83.60)
9차년도('96)	94.0 (-0.10)	14.4 (12.20)	4779.5 (-0.80)	5445.7 (405.40)	1259.0 (-77.80)
10차년도('97)	85.4 (-0.10)	13.5 (13.60)	5495.7 (-1.00)	6151.1 (322.30)	1828.9 (-72.20)
11차년도('98)	62.5 (-0.20)	15.2 (13.80)	7829.8 (-1.20)	7691.3 (223.40)	3959.0 (-57.70)
12차년도('99)	63.7 (-0.20)	14.9 (11.40)	8246.5 (-1.30)	8404.6 (124.70)	3964.0 (-54.70)
13차년도('00)	68.7 (-0.10)	12.7 (25.30)	9618.4 (-0.50)	6666.8 (339.50)	7839.0 (-40.10)

3) 시나리오 3: 2010年度 加入者 對備 受給者 比率(9.75%)

국민연금제도의 도입이후 현재까지는 연금수급자가 본격적으로 발생하지 않고 있는 실정이다. 그러나 국민연금이 도입 후 20년이 되는 2008년부터는 본격적인 노령연금의 수급자가 발생하기 시작하게 된다. 이와 같은 수급자수의 증가는 소득대체율과 함께 연금급여총액을 증가시키는 요인으로 작용한다. 따라서 시나리오 2에서와 같이 수급자의 변화가 연금관련변수 및 타 거시경제변수에 어떤 영향을 미치는냐를 살펴보고자 한다. 의태분석을 위해서는 2010년의 「가입자 대비 수급자 비율」 9.75%를 1988의 수급자에 적용하여 분석 그 파급효과를 분석하였다.

시나리오 3의 분석결과는 시나리오 1과 2의 분석결과 보다 매우 다양한 내생변수의 변화패턴을 보이고 있다. 즉, 그 값이 감소하다 증가하거나 증가하다 감소하는 형태와 단순 감소 또는 증가하는 형태로 그 변화 패턴이 다양화되었다.

〈表 IV-6〉 內生變數의 增減 變化(시나리오 3)

증가	PGDP, NPB, LET, PX
증가-감소	RCB, PCON, DPI, NPB, POTGDP
감소-증가	IFC, IFM, EXS, IMS, GDP, GCON, W, PGDP, NPC, DNPf

〈表 IV-7〉 受給/加入者比率 9.78%(2010年)을 適用한 경우  
(단위: 10억원, %)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF
1차년도('88)	122647.5 (0.01)	189476.8 (0.04)	44937.5 (0.00)	24316.6 (-0.07)
2차년도('89)	132413.7 (0.01)	205045.4 (0.02)	48923.5 (0.00)	26570.6 (-0.11)
3차년도('90)	142926.5 (0.00)	216695.8 (0.01)	52793.0 (-0.01)	28588.3 (-0.14)
4차년도('91)	154415.8 (0.00)	237653.1 (0.00)	57098.1 (-0.01)	30459.7 (-0.15)
5차년도('92)	165741.4 (0.00)	255534.4 (-0.01)	62117.1 (-0.01)	32552.4 (-0.12)
6차년도('93)	176468.8 (-0.01)	271088.0 (-0.03)	66937.4 (-0.01)	35394.7 (-0.06)
7차년도('94)	194758.1 (-0.03)	298785.4 (-0.07)	72041.9 (-0.01)	37935.5 (0.14)
8차년도('95)	208250.4 (-0.01)	313288.3 (-0.04)	78766.7 (0.00)	40682.3 (0.26)
9차년도('96)	222245.6 (-0.02)	329053.1 (-0.05)	83988.3 (0.01)	44264.1 (0.45)
10차년도('97)	235603.1 (-0.03)	343790.1 (-0.07)	88977.9 (0.02)	48827.8 (0.72)
11차년도('98)	216298.7 (-0.12)	343918.6 (-0.24)	73413.3 (0.04)	51521.2 (1.64)
12차년도('99)	229393.5 (-0.02)	367465.0 (-0.03)	75393.0 (0.08)	53739.9 (1.90)
13차년도('00)	260986.5 (12.10)	188218.4 (-47.90)	72949.9 (-9.40)	68606.0 (16.00)

	EXSF	IMSF	GDPF	GCONF
1차년도('88)	46953.9 (0.00)	46244.3 (0.00)	224480.2 (0.00)	25966.4 (0.00)
2차년도('89)	50573.3 (0.00)	51554.7 (-0.01)	239765.4 (-0.01)	27243.3 (0.00)
3차년도('90)	61780.5 (0.00)	56287.9 (-0.02)	256782.6 (-0.01)	28546.0 (0.00)
4차년도('91)	70364.5 (0.00)	64812.6 (-0.03)	279283.1 (-0.01)	29994.6 (0.00)
5차년도('92)	77685.9 (0.00)	73383.8 (-0.03)	300479.4 (-0.01)	31492.6 (-0.01)
6차년도('93)	88059.2 (0.00)	80452.2 (-0.02)	319606.0 (-0.01)	32960.8 (-0.01)
7차년도('94)	105117.5 (0.00)	95171.3 (0.00)	353885.6 (0.00)	34753.6 (0.00)
8차년도('95)	115740.9 (0.00)	105454.6 (0.03)	376083.9 (0.01)	36464.7 (0.00)
9차년도('96)	125908.7 (0.00)	119844.3 (0.06)	398307.5 (0.02)	38109.9 (0.00)
10차년도('97)	140940.4 (0.00)	133464.4 (0.11)	416452.6 (0.03)	39609.7 (0.01)
11차년도('98)	188819.4 (-0.01)	127643.4 (0.24)	415603.8 (0.07)	40578.2 (0.02)
12차년도('99)	201824.9 (-0.01)	150049.9 (0.37)	444622.8 (0.10)	41865.8 (0.04)
13차년도('00)	212615.1 (2.20)	59894.5 (-60.70)	545209.7 (19.20)	44046.5 (2.50)

〈表 IV-7〉 계속

	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
1차년도('88)	211955.9 (0.00)	16776.6 (0.00)	445806.1 (0.00)	57.0 (0.00)
2차년도('89)	221274.0 (0.00)	17152.5 (0.00)	528527.5 (0.00)	62.9 (0.00)
3차년도('90)	236224.4 (0.00)	17543.6 (0.00)	621466.8 (-0.01)	68.9 (0.00)
4차년도('91)	255912.8 (0.00)	17999.0 (0.00)	725296.7 (-0.01)	74.8 (-0.01)
5차년도('92)	275617.5 (0.00)	18436.1 (0.00)	837013.0 (-0.02)	80.6 (-0.01)
6차년도('93)	297468.0 (0.00)	18844.1 (0.00)	947384.9 (-0.02)	85.9 (-0.01)
7차년도('94)	323620.0 (0.00)	19455.0 (0.00)	1081526.1 (-0.01)	91.2 (-0.01)
8차년도('95)	352014.5 (0.00)	19904.9 (0.00)	1200686.9 (0.00)	95.8 (-0.01)
9차년도('96)	380497.9 (0.00)	20354.8 (0.01)	1318582.8 (0.00)	99.6 (0.00)
10차년도('97)	408039.6 (0.00)	20745.2 (0.01)	1428878.7 (0.02)	102.4 (0.00)
11차년도('98)	448587.0 (0.01)	20030.6 (0.02)	1394959.9 (0.05)	104.0 (0.01)
12차년도('99)	473872.4 (0.01)	20553.2 (0.03)	1544228.8 (0.08)	104.8 (0.02)
13차년도('00)	461946.3 (-4.30)	21744.4 (4.30)	1679766.1 (3.00)	108.7 (3.10)

	PXF	RCBF	NPCF	NPBF	DNPFF
1차년도('88)	88.5 (0.00)	15.6 (0.17)	521.7 (0.00)	41.7 (13723.80)	500.1 (-7.70)
2차년도('89)	91.9 (0.00)	15.5 (0.15)	659.5 (0.00)	44.9 (643.80)	694.5 (-5.30)
3차년도('90)	91.5 (0.00)	15.6 (0.11)	832.6 (-0.01)	71.2 (76.80)	946.2 (-3.20)
4차년도('91)	90.5 (0.00)	15.6 (0.07)	954.6 (-0.01)	129.9 (21.70)	1118.9 (-2.00)
5차년도('92)	90.3 (0.00)	15.1 (-0.01)	1210.4 (-0.02)	207.2 (-0.50)	1442.7 (0.10)
6차년도('93)	90.2 (0.00)	14.1 (-0.14)	2698.4 (-0.02)	281.1 (-13.60)	3000.7 (1.50)
7차년도('94)	91.6 (0.00)	14.2 (-0.54)	3321.2 (-0.01)	317.9 (-37.20)	4019.1 (4.90)
8차년도('95)	96.3 (0.00)	13.8 (-0.39)	3973.5 (0.00)	603.4 (-19.20)	4797.3 (3.10)
9차년도('96)	94.0 (0.00)	12.8 (-0.70)	4817.4 (0.00)	827.4 (-23.20)	5915.2 (4.40)
10차년도('97)	85.5 (0.00)	11.8 (-1.14)	5550.4 (0.02)	1061.0 (-27.20)	6973.7 (6.00)
11차년도('98)	62.6 (0.01)	13.0 (-3.03)	7930.8 (0.05)	1206.5 (-49.30)	10544.9 (12.50)
12차년도('99)	63.8 (0.01)	13.1 (-1.45)	8366.1 (0.08)	3136.5 (-16.10)	9351.8 (7.00)
13차년도('00)	68.7 (0.00)	11.6 (15.10)	9718.4 (0.50)	1878.3 (23.80)	12606.1 (-3.70)

## 4) 시나리오 4: 保險料率 9%, 所得對替率 45%

시나리오 1과 2에서는 보험료율과 소득대체율의 각각에 대한 변화가 발생했을 경우 이들 국민연금관련 외생변수들의 변화가 거시경제에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보았다. 그러나 이러한 변화는 향후 국민연금의 급여가 본격적으로 발생하기 시작하게 되는 시점인 2008년에 이르면 현행 국민연금제도 하에서의 보험료는 9%, 20년 가입한 연금수급자의 소득대체율은 45%가 될 것이다. 따라서 이러한 변화가 발생할 경우에 거시경제변수에 일어나게 되는 변화를 살펴보기 위해 이 두 외생변수의 변화를 동시에 가정하였다.

이 경우 거시경제변수에 미치는 파급효과가 시나리오 1과 2의 경우보다는 다양한 패턴으로 나타나고 있다. 즉, 거시경제변수가 단순 증가 또는 감소하는 패턴과 함께 증가하다 감소하거나, 감소하다 증가하는 패턴이 발생하고 있다.

〈表 IV-8〉 內生變數의 增減 變化(시나리오 4)

증가	PGDP, NPC, NPB, PX
증가-감소	IFC, IFM, IMS, GDP, GCON, POTGDP, LET, W, DPNF
감소-증가	PCON, DPI, RCB
감소	EXS

〈表 IV-9〉 保險料率을 9%, 所得對替率을 45%로 假定한 경우  
(단위: 10억원, %)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF
1차년도('88)	122270.5 (0.30)	187337.5 (1.09)	44941.7 (0.01)	24817.8 (1.99)
2차년도('89)	132069.4 (0.25)	203388.0 (0.79)	48959.3 (0.07)	27591.8 (3.73)
3차년도('90)	142713.7 (0.14)	216035.8 (1.30)	52907.0 (0.21)	29973.2 (4.70)
4차년도('91)	154249.7 (0.11)	237488.4 (0.07)	57285.2 (0.32)	32129.5 (5.33)
5차년도('92)	165621.6 (0.07)	255789.6 (0.09)	62354.5 (0.37)	34441.9 (5.67)
6차년도('93)	176748.2 (0.15)	273098.1 (0.71)	67207.4 (0.39)	36930.9 (4.28)
7차년도('94)	195333.9 (0.27)	301804.0 (0.94)	72305.4 (0.36)	38633.0 (1.98)
8차년도('95)	208229.7 (0.02)	314133.5 (0.23)	78959.9 (0.25)	41237.9 (1.63)
9차년도('96)	222339.3 (0.02)	330231.6 (0.31)	84102.8 (0.15)	44491.4 (0.96)
10차년도('97)	235812.8 (0.05)	345260.4 (0.35)	89047.1 (0.10)	48496.2 (0.04)
11차년도('98)	217741.4 (0.55)	349373.4 (1.34)	73406.9 (0.03)	48496.8 (4.32)
12차년도('99)	228400.9 (0.45)	365061.3 (0.68)	75240.2 (0.12)	51489.9 (2.37)
13차년도('00)	231830.1 (0.46)	358900.6 (0.71)	80319.9 (0.22)	59016.3 (0.22)

	EXSF	IMSF	GDPF	GCONF
1차년도('88)	46953.1 (0.00)	46279.0 (0.20)	224575.5 (0.10)	25969.0 (0.02)
2차년도('89)	50567.9 (-0.02)	51763.3 (0.90)	240279.5 (0.50)	27258.8 (0.10)
3차년도('90)	61765.7 (-0.10)	56689.9 (1.60)	257685.8 (0.80)	28579.9 (0.30)
4차년도('91)	70338.6 (-0.10)	65395.2 (2.30)	280416.6 (1.00)	30045.8 (0.40)
5차년도('92)	77647.7 (-0.10)	74131.7 (2.90)	301766.3 (1.20)	31558.5 (0.50)
6차년도('93)	88008.1 (-0.20)	81272.3 (3.50)	320895.5 (1.40)	33036.0 (0.70)
7차년도('94)	105056.7 (-0.20)	95835.4 (3.60)	354768.2 (1.30)	34824.5 (0.70)
8차년도('95)	115683.1 (-0.20)	105784.6 (4.00)	376480.5 (1.30)	36521.2 (0.80)
9차년도('96)	125851.5 (-0.20)	120047.7 (4.80)	398524.7 (1.50)	38152.4 (0.80)
10차년도('97)	140882.5 (-0.30)	133424.0 (5.70)	416410.7 (1.70)	39637.0 (0.90)
11차년도('98)	188763.5 (-0.50)	126819.9 (58.00)	414782.4 (-19.30)	40577.2 (-4.30)
12차년도('99)	201798.5 (0.30)	148182.0 (1.00)	443033.2 (0.30)	41830.0 (-2.70)
13차년도('00)	207946.6 (0.10)	151435.5 (8.40)	456657.4 (2.20)	42953.5 (-1.20)

〈表 IV-9〉 계속

	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
1차년도('88)	211966.6 (0.00)	16777.7 (0.07)	445919.4 (0.04)	57.0 (0.01)
2차년도('89)	221330.8 (0.01)	17158.6 (0.39)	529303.8 (0.21)	63.0 (0.05)
3차년도('90)	236324.7 (0.02)	17554.7 (0.69)	623409.6 (0.34)	69.0 (0.11)
4차년도('91)	256041.5 (0.04)	18013.3 (0.87)	728637.6 (0.39)	75.0 (0.17)
5차년도('92)	275765.6 (0.05)	18452.8 (0.99)	841880.3 (0.42)	80.8 (0.20)
6차년도('93)	297619.0 (0.06)	18861.1 (1.00)	953609.2 (0.40)	86.2 (0.22)
7차년도('94)	323726.8 (0.06)	19467.1 (0.70)	1088349.2 (0.25)	91.6 (0.20)
8차년도('95)	352063.9 (0.05)	19910.5 (0.35)	1207290.4 (0.12)	96.1 (0.16)
9차년도('96)	380525.2 (0.05)	20357.9 (0.23)	1325040.4 (0.07)	99.9 (0.12)
10차년도('97)	408034.6 (0.04)	20744.6 (0.08)	1434949.1 (0.02)	102.8 (0.08)
11차년도('98)	448488.0 (0.03)	20019.1 (0.41)	1398907.7 (0.13)	104.3 (0.02)
12차년도('99)	473668.5 (0.02)	20530.3 (0.88)	1546152.7 (0.25)	105.1 (0.05)
13차년도('00)	482444.1 (0.02)	20831.5 (0.52)	1634531.4 (0.14)	105.6 (0.06)

	PXF	RCBF	NPCF	NPBF	DNPFF
1차년도('88)	88.5 (0.00)	14.8 (0.01)	1763.3 (0.02)	6.2 (0.01)	1777.3 (0.00)
2차년도('89)	91.9 (0.02)	14.7 (0.03)	2134.7 (0.14)	138.5 (0.07)	2076.1 (0.02)
3차년도('90)	91.6 (0.04)	15.0 (0.06)	2586.9 (0.30)	706.0 (0.15)	2065.8 (0.04)
4차년도('91)	90.6 (0.05)	15.1 (0.08)	3099.6 (0.45)	1229.0 (0.22)	2164.8 (0.06)
5차년도('92)	90.3 (0.05)	14.7 (0.09)	3771.0 (0.57)	1827.4 (0.29)	2383.0 (0.07)
6차년도('93)	90.3 (0.05)	14.3 (0.09)	4389.5 (0.64)	2451.8 (0.34)	2521.1 (0.08)
7차년도('94)	91.7 (0.03)	14.9 (0.06)	5286.3 (0.62)	4057.9 (0.35)	2244.1 (0.08)
8차년도('95)	96.4 (0.02)	13.8 (0.03)	7816.2 (0.55)	4665.6 (0.35)	4577.8 (0.07)
9차년도('96)	94.1 (0.01)	13.0 (0.02)	8777.5 (0.49)	5515.7 (0.34)	5187.0 (0.06)
10차년도('97)	85.6 (0.00)	12.2 (0.01)	9417.5 (0.44)	6238.7 (0.32)	5663.1 (0.06)
11차년도('98)	62.6 (0.01)	15.2 (0.04)	8211.8 (0.33)	7812.6 (0.30)	4219.7 (0.04)
12차년도('99)	63.8 (0.03)	12.8 (0.08)	14826.5 (0.21)	8537.2 (0.27)	10411.4 (0.03)
13차년도('00)	68.7 (0.02)	9.4 (0.05)	17152.2 (0.20)	6716.8 (0.25)	15374.1 (0.03)

5) 시나리오 5: 保險料率 17%, 所得對替率 45%, 受給者/加入者 比率 9.78% 適用

현재 우리의 국민연금제도는 저부담-고급여의 수입-지출 체계로 장기적인 재정안정에 문제가 있다. 이러한 국민연금의 재정불안 문제를 해소하기 위한 방안의 하나로 보험료를 급여에 맞게 인상하는 방법을 고려할 수 있는데, 이 경우의 적정 보험료율은 연구결과 17% 정도인 것으로 보고되고 있다. 따라서 앞서 연금제도의 성숙을 가정한 시나리오 4의 가정에서 수급불균형 상태의 연금제도를 수지균등을 통한 재정안정성 확보를 위한 미시변화에 해당하는 연금보험료율을 가정하는 경우 이에 대한 의태분석을 실시하여 보고자 한다. 여기서의 가정은 보험료율 17%, 소득대체율 45%, 그리고 수급자/가입자 비율 9.78%를 가정하고 시뮬레이션을 시행하였다.

그 결과 앞서 시나리오 3과 4의 경우에서와 같이 내생변수의 변화 패턴이 다양하게 나타났으나 전반적으로 증가하는 내생변수가 GDP, LET를 비롯하여 많이 나타났다.

〈表 IV-10〉 內生變數의 增減 變化(시나리오 5)

증가	IFM, INS, GDP, POTGDP, LET, W, NPC, NPB, DNPF
증가-감소	IFC, GCON, W, PGDP, PX
감소-증가-감소	DPI
감소	PCON, EXS, RCB

〈表 IV-11〉 寄與率 17%, 所得對替率 45%, 受給者/加入者 比率 (9.78%)을 適用

(단위: 10억원, %)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF
1차년도('88)	122058.1 (-0.50)	186130.7 (-1.70)	44944.2 (0.01)	25105.7 (3.20)
2차년도('89)	131812.4 (-0.40)	202131.0 (-1.40)	48981.8 (0.10)	28280.4 (6.30)
3차년도('90)	142296.7 (-0.40)	214256.8 (-1.10)	52986.0 (0.40)	31357.9 (9.50)
4차년도('91)	153709.6 (-0.50)	235541.4 (-0.90)	57450.3 (0.60)	34458.4 (13.00)
5차년도('92)	164959.2 (-0.50)	253794.5 (-0.70)	62640.1 (0.80)	38035.3 (16.70)
6차년도('93)	176012.1 (-0.30)	271364.4 (0.10)	67651.3 (1.10)	42126.5 (19.00)
7차년도('94)	194182.1 (-0.30)	299189.7 (0.10)	72936.3 (1.20)	46028.0 (21.50)
8차년도('95)	206934.1 (-0.60)	311699.4 (-0.50)	79800.1 (1.30)	51619.1 (27.20)
9차년도('96)	221087.3 (-0.50)	328660.8 (-0.20)	85239.7 (1.50)	58506.2 (32.80)
10차년도('97)	234767.3 (-0.40)	345032.2 (0.30)	90529.2 (1.80)	66841.8 (37.90)
11차년도('98)	187393.2 (-13.50)	413654.2 (20.00)	76705.8 (4.50)	68155.9 (34.50)
12차년도('99)	226702.5 (-1.20)	353909.8 (-3.70)	60631.1 (-19.50)	76692.9 (45.40)
13차년도('00)	233322.9 (0.20)	358713.6 (-0.80)	79637.0 (-1.10)	91256.2 (54.30)
	EXSF	IMSF	GDPF	GCONF
1차년도('88)	46952.5 (0.00)	46300.2 (0.10)	224633.5 (0.10)	25970.6 (0.02)
2차년도('89)	50564.4 (-0.02)	51897.3 (0.70)	240605.9 (0.30)	27268.5 (0.10)
3차년도('90)	61754.6 (-0.04)	57018.2 (1.30)	258418.5 (0.60)	28605.4 (0.20)
4차년도('91)	70313.9 (-0.10)	66070.5 (1.90)	281720.5 (0.90)	30095.6 (0.30)
5차년도('92)	77601.5 (-0.10)	75337.8 (2.60)	303814.2 (1.10)	31642.0 (0.50)
6차년도('93)	87928.0 (-0.10)	83224.6 (3.40)	323894.9 (1.30)	33164.0 (0.60)
7차년도('94)	104927.2 (-0.20)	98840.1 (3.90)	358684.2 (1.40)	35000.5 (0.70)
8차년도('95)	115500.6 (-0.20)	110376.8 (4.70)	381871.6 (1.60)	36761.2 (0.80)
9차년도('96)	125596.6 (-0.20)	126933.2 (6.00)	405602.4 (1.90)	38470.6 (1.00)
10차년도('97)	140517.6 (-0.30)	143252.7 (7.50)	425415.2 (2.20)	40048.1 (1.10)
11차년도('98)	187850.6 (-0.50)	225938.3 (77.40)	309719.0 (-25.40)	38162.1 (-5.90)
12차년도('99)	202828.5 (0.50)	152739.0 (2.20)	446876.8 (0.60)	40305.2 (-3.70)
13차년도('00)	208282.6 (0.10)	169682.8 (11.50)	471097.3 (3.00)	42255.0 (-1.70)

〈表 IV-11〉 계속

	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF	PXF
1차년도('88)	211973.1 (0.01)	16778.4 (0.01)	445988.4 (0.04)	57.0 (0.02)	88.5 (0.01)
2차년도('89)	221367.1 (0.04)	17162.6 (0.10)	529796.2 (0.20)	63.0 (0.10)	91.9 (0.03)
3차년도('90)	236406.2 (0.10)	17563.7 (0.10)	624873.1 (0.50)	69.0 (0.30)	91.6 (0.10)
4차년도('91)	256189.3 (0.10)	18029.8 (0.20)	731838.1 (0.90)	75.1 (0.40)	90.7 (0.10)
5차년도('92)	276001.5 (0.10)	18479.3 (0.20)	847811.6 (1.30)	81.1 (0.60)	90.4 (0.20)
6차년도('93)	297973.0 (0.20)	18900.9 (0.30)	963439.0 (1.70)	86.6 (0.80)	90.4 (0.20)
7차년도('94)	324201.9 (0.20)	19520.7 (0.30)	1103031.9 (2.00)	92.1 (1.00)	91.8 (0.20)
8차년도('95)	352736.7 (0.20)	19985.9 (0.40)	1228381.4 (2.30)	96.8 (1.10)	96.6 (0.30)
9차년도('96)	381422.4 (0.20)	20459.3 (0.50)	1354213.8 (2.70)	100.8 (1.30)	94.4 (0.30)
10차년도('97)	409185.6 (0.30)	20876.2 (0.60)	1473900.5 (3.20)	103.9 (1.40)	85.9 (0.40)
11차년도('98)	455294.7 (1.50)	18607.8 (-7.10)	1262795.1 (-9.40)	101.6 (-2.30)	61.8 (-1.20)
12차년도('99)	474161.9 (0.10)	20585.8 (0.20)	1473161.9 (-4.50)	102.8 (-2.00)	63.4 (-0.60)
13차년도('00)	484314.6 (0.40)	21043.7 (1.00)	1609642.8 (-1.30)	103.7 (-1.50)	68.6 (-0.20)

	RCBF	NPCF	NPBF	DNPFF
1차년도('88)	14.4 (-8.00)	3331.2 (538.50)	850.9 (281675.00)	2500.4 (361.70)
2차년도('89)	14.1 (-8.90)	4036.0 (512.00)	1030.9 (16991.30)	3084.9 (320.70)
3차년도('90)	14.1 (-9.90)	4897.9 (488.20)	1251.1 (3004.30)	3831.7 (292.10)
4차년도('91)	13.9 (-11.20)	5880.4 (515.90)	1502.1 (1307.00)	4672.6 (309.10)
5차년도('92)	13.1 (-13.20)	7173.2 (492.50)	1832.3 (780.50)	5780.3 (300.90)
6차년도('93)	12.4 (-11.60)	8376.7 (210.40)	2139.7 (557.40)	6820.4 (130.70)
7차년도('94)	12.4 (-12.90)	10120.0 (204.70)	2585.0 (411.00)	8550.8 (123.20)
8차년도('95)	10.9 (-21.30)	15021.9 (278.00)	3837.1 (414.00)	12612.0 (171.00)
9차년도('96)	9.8 (-23.90)	16944.7 (251.80)	4328.3 (301.70)	14541.6 (156.70)
10차년도('97)	8.8 (-26.20)	18271.5 (229.30)	4667.2 (220.40)	16088.7 (144.60)
11차년도('98)	8.3 (-37.90)	14013.8 (76.80)	3579.6 (50.50)	14262.6 (52.20)
12차년도('99)	8.5 (-36.10)	26683.4 (219.20)	6815.9 (82.20)	23989.7 (174.40)
13차년도('00)	5.6 (-44.50)	31905.2 (229.90)	8149.7 (437.20)	28694.2 (119.20)

#### 다. 主要 巨視經濟變數에 대한 波及效果 比較

본 연구에서는 모델의 단순화를 위해 연금보험료의 인상이 기업에 미치는 영향을 구조방정식으로 반영하지 않았다. 기업이 고용비용 증가를 임금에 반영할 수 있다는 단순한 가정하에서 거시경제파급효과가 분석되었다. 따라서 파급효과에 대한 해석이 제한적일 수 있다는 점을 밝힌다.

국민연금관련 외생변수의 변화가 내생변수에 미치는 파급효과를 경제성장의 지표인 국내총소득(GDP), 실업률관련 변수인 취업자수(LET), 물가지표인 GDP환가지수(PGDP)와 투자의 주요변수인 회사채유통수익률(RCB) 등 주요 거시경제변수를 선별하여 시나리오별로 비교하고, 국민연금 관련 내생변수의 변화도 시나리오별로 비교하고자 한다.

먼저 외생적 충격에 따른 주요거시경제변수에 미치는 파급효과를 외생변수별로 정리하면 다음과 같다. 국민연금관련 외생변수 중 연금제도의 수입측면의 변수인 보험료율의 증가에 따른 국내총소득, 취업자수, GDP환가지수 및 회사채유통수익률의 변화를 살펴보면, GDP, 취업자수 및 GDP환가지수는 증가하고 명목금리는 하락하는 것으로 나타났다.

계속해서 국민연금의 지출관련 외생변수인 소득대체율과 수급자/가입자 비율의 변화에 따른 주요 거시경제변수의 변화는, 먼저 소득대체율의 증가에 따라 GDP와 취업자수 및 GDP환가지수는 감소하고, 명목금리인 회사채유통수익률은 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 수급자/가입자 비율이 변화하는 경우 GDP와 취업자수는 감소하다 증가하고, GDP환가지수는 거의 변화가 없으며, 명목금리는 변화를 보이지 않다 감소하는 것으로 나타났다. 이처럼 수급자/가입자비율의 경우 그 파급효과가 그리 크지 않게 나타나는 것은 국민연금제도의 도입이

후 아직까지 본격적인 급여지출은 발생하지 않고 있으나 반환일시금 및 감액 노령연금 등의 지급으로, 본 연구에서 사용하고 있는 「수급자/가입자 비율」의 정의에 의하면 그 비율은 1992년에 9.8%, 1994년에 15.6%에 이르고, 1997년 말에 발생한 경제위기의 골이 가장 깊었던 1998년에는 반환일시금의 수급자의 증가로 수급자/가입자 비율이 19.3%로 최고치에 달하여 2010년의 수급자/가입자 비율 예측치인 9.78%를 상회하고 있다. 따라서 「수급자/가입자 비율」의 전반적인 과급효과는 크지 않다고 하겠다. 물론 이처럼 1988~2000년 사이의 수급자/가입자 비율의 평균이 9.91%로 모의실험 시나리오 3의 외생적 충격인 9.78% 보다 높긴 하나 본 연구의 과급효과분석은 동태적인 관점에서의 분석이므로 연도별로 실제치와 외생변수의 가정치와의 차이가 익년도의 내생변수에 직·간접적인 영향을 미치게되므로 연도별 변화를 발생시키고 있다.

이상에서와 같은 주요거시경제변수에 대한 과급효과를 시나리오별로 비교하면 아래와 같다.

먼저 GDP의 경우 <表 IV-12>에서와 같이 시나리오 1의 경우 지속적으로 증가하고 있으나 시나리오 2의 경우는 지속적으로 감소하고 있으며, 시나리오 3의 경우는 감소하다 7차년도부터 증가하고 있는 것으로 나타났다. 한편 정책혼합(Policy Mix)이라 할 수 있는 시나리오 4와 5는 모두 증가하는 것으로 나타났으며 시나리오5의 경우가 그 과급효과의 크기가 큰 것으로 나타났다. 따라서 GDP의 경우 국민연금 제도의 수입측면인 보험료율의 인상은 GDP와 양(+)의 관계에 그리고 지출측면인 소득대체율은 음(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 또한 이들의 과급효과의 크기를 비교해보기 위해서는 충격의 크기에 따른 과급효과를 비교할 수 있다.<sup>24)</sup> 즉, 시나리오 4의 경우 소득대체율의

24) 임금대비 보험료율의 평균인 3.7%와 모의실험 가정인 9%의 비율인 2.4배와 임금

충격의 크기가 보험료율의 2.5배(5.9/2.4)임에도 불구하고 GDP가 양(+)의 변화율을 보인다는 것은 보험료율의 변화에 의한 파급효과의 크기가 동일한 크기의 소득대체율의 변화에 의한 파급효과의 크기 보다 크다는 것을 의미한다.

〈表 IV-12〉 시나리오별 GDP의 變化(變化率)

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	0.04	0.00	0.00	0.10	0.10
2차년도('89)	0.21	-0.01	-0.01	0.50	0.30
3차년도('90)	0.38	-0.04	-0.01	0.80	0.60
4차년도('91)	0.52	-0.10	-0.01	1.00	0.90
5차년도('92)	0.65	-0.20	-0.01	1.20	1.10
6차년도('93)	0.76	-0.30	-0.01	1.40	1.30
7차년도('94)	0.72	-0.40	0.00	1.30	1.40
8차년도('95)	0.77	-0.60	0.01	1.30	1.60
9차년도('96)	0.88	-0.70	0.02	1.50	1.90
10차년도('97)	0.99	-0.80	0.03	1.70	2.20
11차년도('98)	1.05	-1.00	0.07	-19.30	-25.40
12차년도('99)	-44.3	-1.00	0.10	0.30	0.60
13차년도('00)	-2.24	15.10	19.20	2.20	3.00

취업자수에 대한 시나리오별 모의실험 결과는 <表 IV-13>에서와 같다. 시나리오 1, 4와 5의 경우 취업자수가 지속적으로 증가하고 있으나 시나리오 2의 경우는 지속적으로 감소하고 있어, GDP의 경우에서와 같이 국민연금제도의 수입측면인 보험료율의 인상은 취업자수와 양(+)의 관계를 그리고 지출측면인 소득대체율은 음(-)의 관계를 보이고 있다. 한편 시나리오 3의 경우는 변화가 없으며 9차년도부터 미미

대비 소득대체율의 평균인 7.6%와 모의실험 가정인 45%의 비율 5.9배를 기준으로 할 수 있다.

한 증가를 보이고 있다. 그리고 이들의 외생적 충격의 취업자수에 대한 파급효과의 크기도 GDP의 경우에서와 같이 보험료율의 변화에 의한 파급효과의 크기가 동일한 크기의 소득대체율의 변화에 의한 파급효과의 크기 보다 더 크게 나타났다.

<表 IV-13> 시나리오별 就業者數의 變化(變化率)

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
2차년도('89)	0.04	0.00	0.0	0.10	0.10
3차년도('90)	0.07	-0.01	0.00	0.10	0.10
4차년도('91)	0.10	-0.02	0.00	0.20	0.20
5차년도('92)	0.14	-0.04	0.00	0.30	0.20
6차년도('93)	0.17	-0.10	0.00	0.30	0.30
7차년도('94)	0.18	-0.10	0.00	0.30	0.30
8차년도('95)	0.20	-0.10	0.00	0.30	0.40
9차년도('96)	0.25	-0.20	0.01	0.40	0.50
10차년도('97)	0.29	-0.20	0.01	0.50	0.60
11차년도('98)	0.31	-0.30	0.02	-5.40	-7.10
12차년도('99)	-12.81	-0.30	0.03	0.10	0.20
13차년도('00)	-0.72	3.30	4.30	0.70	1.00

GDP환가지수에 대한 시나리오별 모의실험 결과는 <表 IV-14>에서와 같이 시나리오 1, 4와 5의 경우 GDP환가지수가 지속적으로 증가하고 있으나 시나리오 2의 경우는 지속적으로 감소하고 있다. 그리고 시나리오 3의 경우는 3차년도까지는 변화를 보이지 않다가 4차년도부터 8차년도까지 일정비율(0.01)의 감소를 보이고 있으며 9차년도에는 다시 변화가 없는 것으로 나타났다. GDP환가지수의 경우도 국민연금 제도의 수입측면인 보험료율의 인상과는 양(+)의 관계를 그리고 지출측면인 소득대체율과는 음(-)의 관계를 보이고 있다. 그리고 이들 외

생적 충격의 GDP환가지수에 대한 파급효과의 크기도 GDP나 취업자 수에서의 경우와 같이 보험료율의 변화에 의한 파급효과의 크기가 동일한 크기의 소득대체율의 변화에 의한 파급효과의 크기 보다 크게 나타났다.

〈表 IV-14〉 시나리오별 GDP換價指數의 變化(變化率)

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	0.01	0.00	0.00	0.03	0.02
2차년도('89)	0.10	0.00	0.00	0.20	0.10
3차년도('90)	0.20	-0.02	0.00	0.30	0.30
4차년도('91)	0.30	-0.10	-0.01	0.50	0.40
5차년도('92)	0.40	-0.20	-0.01	0.70	0.60
6차년도('93)	0.50	-0.30	-0.01	0.90	0.80
7차년도('94)	0.60	-0.40	-0.01	1.00	1.00
8차년도('95)	0.60	-0.60	-0.01	1.20	1.10
9차년도('96)	0.70	-0.80	0.00	1.30	1.30
10차년도('97)	0.80	-1.00	0.00	1.40	1.40
11차년도('98)	0.80	-1.20	0.01	-1.50	-2.30
12차년도('99)	-5.20	-1.30	0.02	-1.30	-2.00
13차년도('00)	-4.82	1.40	3.10	-1.00	-1.50

마지막으로 명목금리인 회사채유통수익률의 경우를 살펴보면, 모의 실험 결과는 <表 IV-15>에서와 같다. 시나리오 1과 5의 경우 명목금리가 지속적으로 하락하고 있으며, 시나리오 4의 경우는 하락하다 6차년도부터는 증가하고 있다. 한편 시나리오 2의 경우는 명목금리가 지속적으로 증가하고 있으며, 시나리오 3의 경우는 6차년도만 증가하고 그 이외에는 하락하고 있다. 회사채유통수익률의 경우는 타 내생 변수들과는 반대로 국민연금제도의 수입측면인 보험료율의 인상과는 음(-)의 관계를 그리고 지출측면인 소득대체율과는 양(+)의 관계를 보

이고 있다. 그리고 이들 외생적 충격이 회사채유통수익률에 미치는 파급효과의 크기는 타 내생변수에서와는 달리 시나리오 4에서와 같이 5차년도까지는 보험료율의 변화에 의한 파급효과의 크기가 동일한 크기의 소득대체율의 변화에 의한 파급효과의 크기 보다 크고, 6차년도 이후에는 보험료율의 변화에 의한 파급효과의 크기가 동일한 크기의 소득대체율의 변화에 의한 파급효과의 크기보다도 작게 나타났다.

〈表 IV-15〉 시나리오별 名目金利의 變化(變化率)

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	-5.09	0.02	0.17	-10.70	-8.00
2차년도('89)	-5.59	0.50	0.15	-11.40	-8.90
3차년도('90)	-6.09	2.40	0.11	-10.70	-9.90
4차년도('91)	-6.85	3.70	0.07	-10.90	-11.20
5차년도('92)	-7.83	5.00	-0.01	-11.80	-13.20
6차년도('93)	-5.08	6.60	0.14	-9.00	-1.60
7차년도('94)	-5.40	10.00	-0.54	-6.90	-12.90
8차년도('95)	-10.50	10.70	-0.39	-16.50	-21.30
9차년도('96)	-10.94	12.20	-0.70	-17.70	-23.90
10차년도('97)	-11.01	13.60	-1.14	-18.40	-26.20
11차년도('98)	-0.54	13.80	-3.03	-16.30	-37.90
12차년도('99)	-57.87	11.40	-1.45	-30.20	-36.10
13차년도('00)	-18.10	25.30	15.10	-45.00	-44.50

라. 國民年金關聯 內生變數에 대한 波及效果 比較

본 연구에서 설정된 모형에서는 국민연금부문을 내생화 함으로써 국민연금부문의 외생변수의 변화는 거시경제관련 내생변수의 변화를 발생시키고, 거시경제변수의 변화는 다시 국민연금관련 내생변수의 변화로 이어진다. 따라서 외부충격인 국민연금의 외생변수의 변화에 의해서 발생하게되는 국민연금부문 내생변수의 변화를 살펴보고자 한

다. 즉, 보험료율, 소득대체율 및 수급자/가입자 비율의 변화에 의한 보험료수입, 급여지출 및 연도별 기금증가액에 대한 파급효과를 살펴 보고자 한다.

국민연금 관련 외생적 충격에 의한 국민연금 보험료수입의 변화를 살펴보면 <表 IV-16>과 같이, 보험료율이 인상되는 시나리오 1, 4, 그리고 5의 경우 보험료수입이 큰 폭으로 증가하고 있다. 시나리오 4의 경우는 지출측면인 소득대체율의 인상으로 보험료수입의 증가 크기가 시나리오 1의 경우보다 작게 나타나고 시나리오 5의 경우는 보험료율의 증가폭이 커짐에 따라(보험료율: 17%) 보험료수입의 증가액이 시나리오 1보다도 훨씬 큰 폭으로 증가하고 있다. 한편 이와는 달리 지출측면의 변화인 소득대체율이 인상되거나 수급자/가입자 비율이 증가하는 경우인 시나리오 3과 4의 경우 보험료수입이 감소하고 있다.

<表 IV-16> 국민연금 保險料收入 變化(水準)

(단위: 10억원)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	1241.6	0.0	0.0	2614.0	2809.5
2차년도('89)	1475.3	0.0	0.0	3142.1	3376.5
3차년도('90)	1755.0	-0.2	-0.1	3784.5	4065.3
4차년도('91)	2147.8	-0.8	-0.1	4591.4	4925.7
5차년도('92)	2568.0	-2.1	-0.2	5555.3	5962.6
6차년도('93)	1705.8	-8.2	-0.4	5199.6	5677.9
7차년도('94)	1991.1	-14.5	-0.4	6212.7	6798.4
8차년도('95)	3897.2	-24.0	-0.2	10160.6	11048.2
9차년도('96)	4040.6	-37.6	0.2	11104.3	12127.6
10차년도('97)	3975.7	-53.7	1.0	11591.2	12722.1
11차년도('98)	402.5	-97.2	3.9	5665.9	6086.8
12차년도('99)	3528.7	-112.8	6.8	17115.4	18324.2
13차년도('00)	5430.3	-52.4	47.6	20532.9	22234.5

한편 국민연금 관련 외생적 충격에 의한 국민연금 급여지출의 변화를 살펴보면 <表 IV-17>과 같다. 소득대체율이 인상되는 시나리오 2, 4와 5의 경우 급여지출이 큰 폭으로 증가하고 있다. 같은 보험료 지출요소인 수요자/가입자 비율의 변화에 대한 모의실험인 시나리오 3의 경우 급여지출수준이 증가하다 5차년도부터는 오히려 감소하고 있다. 이러한 감소의 원인은 본 연구에서 정의한 수급자/가입자 비율에 의하면 1992년부터 9.8%로 2010년의 수급자/가입자 비율을 상회하고 있기 때문이며 이러한 현상은 1999년까지 지속된다.<sup>25)</sup> 국민연금의 급여측면과는 관련이 없는 시나리오 1의 경우도 3차년도부터는 지출이 증가하기 시작하는데 이는 임금의 상승에 따른 결과라고 할 수 있다.

<表 IV-17> 國民年金 給與變化(水準)

(단위: 10억원)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	0.0	5.9	41.4	5.9	850.6
2차년도('89)	0.0	132.2	38.8	132.7	1024.9
3차년도('90)	0.1	663.4	30.9	668.5	1210.8
4차년도('91)	0.6	1115.7	23.1	1130.2	1395.3
5차년도('92)	1.6	1605.9	-0.9	1636.2	1624.2
6차년도('93)	3.2	2103.3	-44.4	2156.2	1814.2
7차년도('94)	5.7	3509.5	-187.9	3611.0	2079.2
8차년도('95)	9.3	3865.7	-143.1	3999.3	3090.6
9차년도('96)	15.2	4368.2	-250.1	4550.3	3250.8
10차년도('97)	23.2	4694.6	-395.5	4930.7	3210.7
11차년도('98)	42.1	5313.4	-1171.4	4896.4	1201.6
12차년도('99)	-735.1	4664.6	-603.6	4511.0	3075.8
13차년도('00)	-178.7	5149.8	361.3	5136.1	6632.7

25) 본 연구에서 정의한 수급자/가입자 비율은 수급자를 반환일시금, 유족연금, 장애연금 등 연금종류에 관계없이 국민연금관리공단으로부터 급여를 받고 있거나 받은 사람을 모두 포함하고 있다. 이와 같은 수급자/가입자 비율은 연금수급자/가입자비율과 차이가 있으나 분석대상기간동안에 소득대체율도 같은 맥락에서 정의, 사용하고 있어서 분석결과에는 일반적인 정의에 따른 분석결과와는 차이가 없다.

국민연금 관련 외생적 충격에 의한 국민연금 관련변수의 변화 중 연도별 연금기금 증가액의 변화는 연금재정과 직접적인 연관성을 갖고 있어 앞으로의 연금의 재정안정화 방안 등 연금관련 정책수립에 매우 중요한 의미를 지닌다.

외생적 충격에 의한 국민연금의 연도별 기금증가액의 변화는 <表 IV-18>에서와 같이 시나리오 1과 5의 경우 연도별 기금증가액이 증가하고 있으며 시나리오 2의 경우는 감소하고 있다. 시나리오 3의 경우는 감소하다 증가하고 있으며, 시나리오 4의 경우 시나리오 3과는 반대로 증가하다 감소하고 있다. 물론 시나리오 3의 변화는 앞서 수급자/가입자비율의 실제치와 가정치의 차이에서 발생하는 것이며, 시나리오 4의 변화는 보험료율과 소득대체율의 변화에 대한 파급효과의 크기의 차이에 의해서 발생하는 것으로 그 원인은 서로 관련이 없다.

보험료율의 증가는 연금재정의 증가를 소득대체율의 증가는 연금재정의 감소를 초래하고 있어 연금재정 안정을 위한 정책수립에는 이들 두 연금관련 외생변수가 정책도구로 사용될 수 있으며, 앞서 언급한 거시경제 파급효과의 분석을 고려한 정책수단의 선택이 필요하다고 할 수 있다. 이와 같은 모의실험의 결과가 갖는 정책적 의미는 결론에서 좀 더 구체적으로 논의하기로 한다.

〈表 IV-18〉 國民年金 年度別基金增加額(水準)

(단위: 10억원)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5
1차년도('88)	1241.6	-5.9	-41.4	2608.2	1958.9
2차년도('89)	1475.3	-132.2	-38.9	3009.4	2351.6
3차년도('90)	1754.9	-663.6	-31.0	3116.1	2854.5
4차년도('91)	2147.2	-1116.5	-23.3	3461.2	3530.4
5차년도('92)	2566.4	-1608.0	0.7	3919.1	4338.4
6차년도('93)	1702.6	-2111.5	43.9	3043.5	3863.7
7차년도('94)	1985.4	-3524.1	187.5	2601.7	4719.2
8차년도('95)	3887.9	-3889.8	143.0	6161.3	7957.6
9차년도('96)	4025.3	-4405.8	250.4	6554.0	8876.8
10차년도('97)	3952.5	-4748.3	396.5	6660.5	9511.4
11차년도('98)	360.4	-5410.5	1175.3	773.1	4893.1
12차년도('99)	4275.0	-4777.4	610.4	12604.3	15248.3
13차년도('00)	5609.0	-5253.5	-486.4	15396.8	15601.8

## V. 結論

본 연구에서는 국민연금 관련변수들인 보험료수입, 보험급여 및 연도별 기금증가액 등을 내생화하여 이들 내생변수를 구성하고 있는 보험료율, 소득대체율 그리고 수급자/가입자 비율 등의 관련 외생변수의 변화가 국내총생산, GDP환가지수, 회사채유통수익률, 취업자수 등의 거시경제변수에 미치는 과급효과 분석을 시도하였다. 본 장에서는 제 4장의 정책모의실험 결과가 거시경제 및 국민연금의 정책수립에 시사하는 바를 다시 한번 생각해 보고, 본 모형 및 모의실험이 갖는 제약 등 본 연구의 제한점을 서술함과 아울러 향후의 연구방향에 대하여 언급하고자 한다.

### 1. 模型推定 및 模擬實驗 結果의 要約

본 연구에서 구축된 모형은 공급측면이 보완된 케인즈적 소득지출 모형으로 민간수요부문, 정부부문, 국민연금부문, 생산-노동부문, 임금-물가부문 및 금융부문의 6개 부문으로 구성되어 있다. 모형의 방정식 구조는 민간소비, 정부소비, GDP, GDP환가지수, 회사채유통수익률 등 행태방정식(Behavioral Equation) 12개와 정의식(Definition Equation) 4개 그리고 항등식(Identity Equation) 1개 등 모두 17개의 방정식들로 구성되어 있으며, 변수체계는 17개의 내생변수(Endogenous Variable)와 재고증감, 수입단가지수, 대미환률, 노동시간, 통계적불일치 등 19개의 외생변수(Exogenous Variable)를 포함하여 모두 36개의 변수로 구성되었다.

이러한 연립방정식체계(Simultaneous Equation System)의 추정은 다음과 같은 방법으로 이루어졌다. 먼저 행태방정식인 12개의 확률방정식(Stochastic Equation)들을 개별방정식의 모형선택(Model Selection)의 기준인 추정회계수(Estimated Regression Coefficient)에 대한 t-검정, 모형의 설명력을 나타내는  $\overline{R^2}$ , 모형선택기준(Model Selection Criterion)인 AIC, SC 등의 모형선택과정을 통하여 추정하였다. 이상의 과정을 거쳐 추정된 회기방정식들을 정의식과 항등식과 함께 연립방정식을 구성한 후 Gauss-Seidel 방법에 의하여 모형을 구성하는 내생변수들의 실제치에 대한 예측치를 구하고, 이들 예측치와 실제치의 오차로 산출되는 평균자승근오차(RMSE)를 기준으로 모형의 적합도를 판정하였다. 그 결과 연립방정식체계를 구성하는 내생변수의 평균자승근오차의 크기는 8.6%로 모형의 적합도는 비교적 우수한 편으로 나타났다.

이상의 과정에서와 같이 모형의 적합성 정도가 증명된 후, 이 모형을 기본으로 국민연금제도에 의한 거시경제변수에 대한 파급효과를 살펴보기 위하여 국민연금의 수입관련변수인 보험료율, 지출관련변수인 소득대체율 및 수급자/가입자 비율 등의 외생변수를 변화시켜 이러한 외생적 충격에 대한 내생변수인 거시경제변수 및 연금관련 보험료수입, 보험료급여지출 및 연도별 연금기금증가액 등의 변화를 살펴 보았다. 모의실험 결과 주요 거시경제변수인 GDP, 취업자수(LET), GDP환가지수(PGDP) 및 회사채유통수익률(RCB)에 미치는 파급효과는 다음과 같았다. 먼저 보험료율의 증가는 GDP, 취업자수, GDP환가지수를 증가시키고 명목금리를 하락시키는 것으로 나타났다. 다음으로 소득대체율의 증가는 보험료율의 증가시와는 반대로 GDP, 취업자수, GDP환가지수를 감소시키고 명목금리는 증가시키는 것으로 나타났다.

한편 국민연금 또 다른 지출관련 외생변수인 수급자/가입자 비율의 경우는 초기에는 GDP, 취업자수, GDP환가지수를 증가시키고 명목금

리는 하락시키다가 나중에는 GDP, 취업자수, GDP환가지수를 감소시키고 명목금리는 증가시키는 것으로 나타났다.

## 2. 政策的 含意

본 절에서는 모의실험결과가 거시경제 및 국민연금의 정책수립에 대하여 시사하는 바를 논의하고자 한다. 앞 절에서 언급된 바와 같이 모의실험은 1970부터 2000년 현재까지의 거시경제구조를 바탕으로 국민연금 관련 외생변수가 거시경제 및 연금관련 내생변수에 미치는 파급효과를 분석하였다.<sup>26)</sup>

국민연금의 거시경제변수에 대한 파급효과를 거시경제의 정책목표인 경제성장률, 인플레이션을 및 실업률을 중심으로 하여 살펴보면 다음과 같다.

우선 경제성장률에 대한 파급효과를 살펴보면 <表 V-1>에서와 같이 파급효과의 전반적인 크기는 매우 작다고 할 수 있다. 이를 시나리오별로 살펴보면 시나리오 1(연금보험료율의 증가)의 경우 8차년도를 제외하고는 전반적으로 증가하였고, 시나리오 2(소득대체율의 증가)의 경우는 변화가 없다 4차년도 이후부터 전반적인 감소를 보이고 있다. 시나리오 3(2010년 수급자/가입자 비율의 적용)의 경우 변화가 없었다가 10차년도에 증가하였다. 시나리오 4(시나리오 1과 2의 복합)와 시나리오5(시나리오 4에서 보험료율 17%로 증가)의 경우 전자는 증가하다 4차, 5차년도에는 변화가 없고 6차년부터 8차년도까지 감소하다가 다시 10차까지는 변화가 없으며, 후자의 경우 7차년도를 제외하고

26) 모형이 1998년이후의 모의분석결과는 1997년의 경제위기의 여파로 1997년이후의 모형의 예측력에 문제가 있다는 것을 시사하고 있는바 1998년 이후의 변화는 논의에서 제외하고자 한다.

는 전부 증가한 것으로 나타났다. 보험료율과 소득대체율의 증가가 경제성장률에 서로 상반되는 파급효과를 보이고 있다.

<表 V-1> 經濟成長率(前年對比)의 變化

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5	기본모형 <sup>1)</sup>
1차년도('88)	8.1	8.0	8.0	8.1	8.1	8.0
2차년도('89)	7.0	6.8	6.8	7.0	7.1	6.8
3차년도('90)	7.3	7.1	7.1	7.2	7.4	7.1
4차년도('91)	8.9	8.7	8.8	8.8	9.0	8.8
5차년도('92)	7.7	7.5	7.6	7.6	7.8	7.6
6차년도('93)	6.5	6.2	6.4	6.3	6.6	6.4
7차년도('94)	10.7	10.6	10.7	10.6	10.7	10.7
8차년도('95)	6.3	6.1	6.3	6.1	6.5	6.3
9차년도('96)	6.0	5.8	5.9	5.9	6.2	5.9
10차년도('97)	4.7	4.4	4.6	4.5	4.9	4.5
11차년도('98)	-0.2	-0.5	-0.2	-0.4	-27.2	-0.2
12차년도('99)	-41.0	7.0	7.0	6.8	44.3	6.9
13차년도('00)	80.7	19.7	22.6	3.1	5.4	3.0

註: 1) G-S방법에 의한 GDP의 예측치를 바탕으로 계산하여 실제 값과는 차이가 있음.

인플레이션에 미치는 파급효과 역시 <表 V-2>에서와 같이 전반적인 변화의 크기는 매우 작다고 할 수 있다. 시나리오별로는 시나리오 1의 경우 전반적으로 증가하였고, 시나리오 2와 3의 경우는 변화가 없고, 시나리오 4의 경우는 2차년도부터 감소한 것으로 나타났다. 즉, 국민연금의 지출측면인 소득대체율과 수급자/가입자 비율의 변화가 물가상승률에 변화를 미치지 않고 있는 것으로 나타났으나 시나리오 4의 경우 인플레이션율이 감소하여 연금급여가 본격적으로 발행하는 시점부터는 연금제도가 물가안정에 기여할 것이다. 이와는 달리 보험료율을 17%까지 인상하는 시나리오 5의 경우에는 보험료 인상효과가

증가하여 인플레이션율을 높이는 역할을 하게된다.

〈表 V-2〉 인플레이션率 變化

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5	기본모형 <sup>1)</sup>
1차년도('88)	10.5	10.4	10.4	10.4	10.5	10.4
2차년도('89)	10.4	10.3	10.3	9.5	10.4	10.3
3차년도('90)	9.5	9.4	9.4	8.7	9.6	9.4
4차년도('91)	8.7	8.6	8.6	7.8	8.8	8.6
5차년도('92)	7.8	7.7	7.7	6.6	7.9	7.7
6차년도('93)	6.7	6.5	6.6	6.2	6.8	6.6
7차년도('94)	6.3	6.1	6.2	5.0	6.4	6.2
8차년도('95)	5.1	4.9	5.0	3.9	5.1	5.0
9차년도('96)	4.0	3.9	3.9	2.9	4.1	3.9
10차년도('97)	3.0	2.8	2.9	1.5	3.1	2.9
11차년도('98)	1.5	1.4	1.5	0.8	-2.3	1.5
12차년도('99)	-5.2	0.8	0.8	0.5	1.2	0.8
13차년도('00)	0.9	3.0	3.7	-1.2	1.0	0.5

註: 1) G-S방법에 의한 PGDP의 예측치를 바탕으로 계산하여 실제 값과는 차이가 있음.

마지막으로 실업률에 미치는 파급효과를 살펴보면 <表 V-3>에서와 같이 변화의 크기는 전반적으로 매우 작다고 할 수 있다. 시나리오별로는 시나리오 1의 경우 전반적으로 감소하였고, 시나리오 2는 4차년도 이후 지속적으로 증가하였으며, 시나리오 3의 경우는 5차년도의 증가를 제외하고는 변화가 없다. 시나리오 4의 경우는 5차년도까지는 변화를 보이지 않다가 6차년도 이후 감소하는 것으로 나타났으며 시나리오 5의 경우는 보험료율의 파급효과가 지배적으로 작용하여 모든 연도에 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 보험료율의 증가가 고용증가효과를 갖는 것으로 나타났다.

〈表 V-3〉 失業率의 變化<sup>1)</sup>

(단위: %)

	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오4	시나리오5	기본모형 <sup>2)</sup>
1차년도('88)	3.0	3.1	3.1	3.0	3.0	3.1
2차년도('89)	4.8	4.8	4.8	4.8	4.8	4.8
3차년도('90)	5.3	5.4	5.4	5.3	5.3	5.4
4차년도('91)	5.7	5.9	5.8	5.8	5.7	5.8
5차년도('92)	5.3	5.5	5.5	5.4	5.2	5.4
6차년도('93)	5.0	5.3	5.2	5.1	4.9	5.2
7차년도('94)	4.4	4.7	4.6	4.6	4.3	4.6
8차년도('95)	4.4	4.7	4.5	4.5	4.2	4.5
9차년도('96)	4.0	4.4	4.2	4.2	3.7	4.2
10차년도('97)	4.0	4.5	4.2	4.2	3.6	4.2
11차년도('98)	6.4	6.9	6.6	6.7	13.3	6.7
12차년도('99)	17.2	5.3	5.0	5.1	4.8	5.0
13차년도('00)	5.7	1.9	0.9	5.1	4.1	5.1

註: 1) 각 연도별 생산활동인구 실제치를 기준으로 계산함.

2) G-S방법에 의한 취업자수의 예측치를 바탕으로 계산하여 실제 값과는 차이가 있음.

이상에서와 같이 거시경제의 주요정책목표변수인 경제성장률, 물가상승률, 실업률에 미치는 파급효과가 국민연금의 외생변수간에 서로 상반되게 나타나고 있다. 즉, 국민연금의 수입측 외생변수인 보험료율을 인상했을 때의 경제성장률, 인플레이션율과는 정(+)의 관계를 실업률과는 부(-)의 관계를 보이고 있으며, 지출측면의 외생변수인 소득대체율은 이들 거시경제변수들과의 관계가 보험료율과는 반대로 나타나고 있어 이들 연금관련 외생변수들이 거시경제조절을 위한 정책도구의 역할을 수행하고 있다는 사실을 알 수 있다.

한편 위와 같은 연금관련 외생변수의 외생적 충격이 내생변수들에 미치는 충격의 「파급 메커니즘(Transmitting Mechanism)」을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 연금수입과 관련 외생변수인 보험료율의 변화는 가처분소득과 보험료수입 및 연도별 기금증가액에 영향을 미치게 된

다. 먼저 가처분소득에 대한 영향을 살펴보면 연금보험료율의 증가는 가처분소득을 감소시키고, 가처분소득의 감소는 다시 민간소비를 감소시키게 되며 이러한 민간소비의 감소는 궁극적으로 GDP를 감소시키게 된다. 한편 보험료율의 증가로 보험료수입이 증가하고, 보험료수입의 증가는 연도별 기금증가액의 증가로 이어지며, 연도별 기금증가액의 증가는 다시 회사채유통수익률을 감소시키게 된다. 즉, 이와 같은 명목금리의 하락으로 설비투자가 증가하여 궁극적으로 GDP가 증가하게 된다. 결국 보험료율의 증가는 민간소비를 통한 GDP의 감소와 연금보험료수입의 증가를 통한 GDP의 증가가 동시에 일어나게 되고 이들의 절대값의 크기의 차이에 따라 궁극적인 GDP의 변화방향이 결정된다.<sup>27)</sup> 보험료율 증가의 경우는 궁극적으로 GDP의 증가로 나타나고 있어 민간소비의 파급경로에 의한 효과보다 연금보험료수입의 파급경로에 의한 효과가 크다는 것을 알 수 있다.

이처럼 연금부문의 파급경로에 의한 효과가 크다는 사실은 연도별 연금기금증가액에 의한 회사채유통수익률의 변화가 타 내생변수의 변화 보다 크고(시나리오1의 경우: -5.1~-11.0%), 이에 따른 설비투자의 변화도 역시 크다(시나리오1의 경우: 2.0~16.8%)는데 그 원인이 있다. 이러한 현상은 다른 시나리오에서도 마찬가지로 나타나고 있다.

이와 같이 명목금리의 변화가 크다는 것은 구축된 모형에 의하면 금융부문이 거시경제에서 차지하는 비중이 크다는 것을 의미하고 있다. 따라서 현재 국내외 연금관련 학자들로부터 많은 관심을 받고 있는 바와 같이 국민연금기금의 급속한 증가는 국민연금기금이 금융시장에 미치는 효과가 매우 크게 되고, 이러한 금융부문의 거시경제에

27) 물론 이 경우 GDP의 증가가 다시 타 거시경제변수에 영향을 미치고 궁극적으로는 GDP에 다시 영향을 미치게 되는 승수효과(multiplier effect)가 2차년도부터 발생하게 된다.

서의 비중을 고려하면 경제성장, 인플레이션, 실업 등 타 주요경제변수에 미치게 되는 충격이 매우 심각할 것이라는 것을 시사하고 있다. 따라서 국민연금의 기금운용의 효율성의 제고방안의 마련은 물론 국민연금이 거시경제에 대한 파급효과를 고려한 연금기금의 운용에 대한 거시경제에 대한 포지션(Position)의 확립도 시급히 이루어져야 할 것이다. 즉, 기금운용을 거시경제에 대한 중립성(Policy Neutrality)을 유지할 것인지 또는 거시정책수단의 하나로 이용할 것인지를 결정해야 할 것이며, 거시정책수단으로의 이용시에는 사전에 그 효과에 대한 예측을 면밀히 검토 후 활용하여야 할 것이다.

한편 연금재정의 안전성과 관련해서는 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 먼저 연도별 기금증가액의 변화는 수입측면인 보험료율과 지출측면인 소득대체율을 동시에 증가시키는 시나리오 4의 경우 점차 증가액의 크기가 감소하다 지출이 수입보다 커져 6차년도(1993년)에는 기금증가액이 음(-)으로 전환되는 것으로 나타났다. 이러한 사실은 현재의 거시경제 및 연금제도구조로 본격적인 연금지급이 이루어지기 시작하면 보험재정이 고갈될 것이라는 점을 시사하고 있다. 따라서 이러한 보험의 재정고갈을 막기 위해서는 지금 많이 논의되고 있는 보험료율의 증가나 급여수준의 감축이 시급히 이루어져야 할 것이다.

이러한 보험재정의 불안정문제의 해소를 위한 방안으로 보험료율을 17% 수준까지 증가시키는 경우(시나리오 5)에는 연도별 기금증가액이 지속적으로 증가하고 있어 거시경제의 파급(승수)효과까지 고려하는 경우 수지균등 보험료율이 17% 보다는 낮은 수준일 것이라는 것을 알 수 있다.

### 3. 模型의 制限點 및 向後 研究方向

본 연구에서는 국민연금관련 변수를 내생화하여 국민연금 관련 외생변수의 변화가 거시경제변수에 미치는 파급효과 분석을 시도하였으나 모형의 적합성 및 안정성 등을 제고하기 위한 노력에도 불구하고 자료, 모형의 예측력 등에 대한 제한점들이 있다. 따라서 앞으로 이를 보완하는 작업이 필요할 것이라는 점을 고려하여 이 분야의 향후 연구방향에 대해서도 언급하고자 한다.

본 연구에서 시도한 국민연금-거시경제모형은 먼저 연간거시경제모형을 추정하는데 있어서 자료의 제약에 따른 제한점을 들 수 있다. 즉, 우리의 국민연금제도는 1988년에 도입되어 현재시점까지 겨우 13년이 경과한 지금도 국민연금과 관련한 거시경제변수의 행태방정식을 추정하는 경우, 연간자료를 사용하면 이용 가능한 자료의 수가 13개로 매우 적은 실정이다. 이같이 적은 이처럼 작은 표본수로는 확률방정식의 추정에 있어 만족할 만한 자유도(degree of freedom)를 확보하기가 어렵고 따라서 본 연구의 모형설정에서처럼 연금관련변수를 독립변수로 사용하지 못하고 다른 설명변수의 구성요소로 사용하게 됨으로서 연금관련 변수의 종속변수에 대한 직접적인 효과를 분석하는데도 한계가 있다.<sup>28)</sup> 더욱이 그간 연금제도가 가입자대상의 확대 등 제도적 변화를 해온 것을 고려한다면 자료의 일관성이 매우 떨어진다 고 할 수 있다. 또한 1997년에 발생한 경제위기로 인하여 거시모형의 구조적 변화(Structural break)가 발생하였으나 경제위기 이후 표본수가 3개년에 불과하여 자료의 일관성 문제를 더욱 심각하게 만들고 있다.

모형의 모의실험과 관련해서 본 연구에서 국민연금-거시계량모형을

28) 연간자료 대신 분기자료를 사용하여 자료의 표본수의 부족을 보완할 수 있으나 이 경우에는 자료의 계절성(Seasonality)이 추정상의 어려움으로 새롭게 나타나게 되고, 장기모형으로서의 적합성이 떨어지게 된다.

바탕으로 한 모의실험분석은 연금제도 및 거시경제 미래의 변화에 대한 분석이라기보다는 다만 1970년 이후 2000년도까지의 설정된 우리의 거시경제 틀을 바탕으로 국민연금과 관련된 외생변수인 보험료율, 소득대체율 그리고 가입자/수급자 비율 등의 변화라는 외생적 충격에 의한 거시경제 내생변수들의 과급효과를 분석하고 있다. 이와 같은 모형의 경우에 미래의 변화에 대한 예측을 하는 경우에는 모형의 추정에 사용된 표본의 수 이내에서의 기간에 대한 예측을 하는 것이 일반적이다. 따라서 연금재정의 안정성과 같은 장기적인 관점에서의 분석은 현재 우리의 가용자료의 한계를 고려하면 거시경제모형의 구축을 통한 분석은 적합한 분석방법이라고 할 수 없다. 이러한 거시모형에 의한 미래의 변화에 대한 분석은 중·장기분석보다는 단기분석에 이용되는 것이 더 바람직하다.

따라서 현재 저부담-고급여 수급구조, 인구의 고령화 등에 대한 보완책으로 수지균등을 위한 국민연금제도의 변화모색 및 연금제도로 인한 장기적인 관점에서 거시경제에 미치는 과급효과를 분석하기 위해서는 세대교차모형(Overlapping Generation Model)에 의한 분석이 더욱 효과적일 것이라고 생각된다.

그러나 위와 같은 제한점에도 불구하고 본 연구에서 구축된 국민연금-거시경제량모형은 단기적인 관점에서 국민연금제도의 변화가 거시경제에 미치는 영향을 분석하는데 있어 세대교차모형보다 더 적합할 수 있다.

본 연구에서 구축된 국민연금-거시경제계량모형의 발전방향은 무엇보다 우선적으로 1997년 이후 나타나고 있는 모형의 예측력 상의 문제점에 대한 보완이 필요하다. 이러한 방향의 보완은 모형의 개별방정식의 재구축 및 좀 더 일관성 있는 자료의 확보 등을 통하여 달성될 수 있을 것이다. 이와 함께 보다 더 근본적인 차원에서의 발전방

향은 모형의 간소화와 모형의 세분화라는 서로 상반된 관점에서의 두 가지 방향을 들 수 있다. 즉, 금융부문의 중요성을 고려하여 이를 좀 더 구체적인 행태방정식들로 구성하여 보완하는 방향이 그 하나이고, 나머지 하나는 모형을 더욱 간소화하여 모형의 복잡성에 발생할 수 있는 오차의 누적적 증가를 축소하고, 국민연금과 좀 더 직접적인 관련이 있는 부문을 부각시켜 국민연금의 거시경제에 대한 파급효과가 좀 더 명확하게 나타날 수 있도록 모형을 개선하는 것이다.

## 參 考 文 獻

- 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 각 연도.
- \_\_\_\_\_, 『장기거시경제 예측모형연구』, 국민연금연구센터, 연구보고서 98-01, 1998.
- \_\_\_\_\_, 『국민연금법령집』, 2001.
- 국민연금재정추계, 1998.
- 남상우, 『국민연금재정의 안정화를 위한 정책과제 및 방향』, 연구보고 90-14, 1990.
- 문형표, 『국민연금제도의 재정건실화를 위한 구조개선방안』, 연구보고서 95-07, 1995.
- \_\_\_\_\_, 『노후소득보장제도의 현황 및 과제』, 정책보고서 93-22, 1993.
- \_\_\_\_\_, 『사회보장지출의 효율성에 관한 연구: 국민연금제도를 중심으로』, 정책연구자료 92-11, 1992.
- 민재성, 『국민연금기금의 복지부문 활용방안』, 연구보고 91-05, 1991.
- 민재성, 문형표&김원식, 『국민연금제도의 장기적 재정안정화를 위한 정책과제와 대책』, 1991.
- 박무환, 『경제분석 모델링 거시변수예측모형 연구』, 국민연금연구센터, 연구보고서 99-02, 1999.
- 백화종 외, 『국민연금기금 운용체계의 효율화방안 연구』, 한국보건사회연구원, 2000.

- 윤병식 외, 『외국의 연금제도 개혁사례 비교 연구(I)』, 한국보건사회연구원, 2000.
- 이덕훈, 「국민연금제도의 도입과 국민저축의 행태변화」, 『한국개발연구』, 제8권 제4호, 1986.
- 신태영 외, 『거시계량경제모형을 이용한 연구개발 투자의 정책효과 분석』, 과학기술정책관리연구소, 1998.
- 통계청, 『장래인구추계』, 2001. 12.
- 표학길 외, 『1997년 국부통계조사를 이용한 한국의 산업별·자본별 자본스톡 추계』, 2001.
- 한국개발연구원, 국민연금기금의 기본구상과 경제사회 파급효과, 1986.
- \_\_\_\_\_, 『중장기 한국경제전망』, 1999.
- 한국보건사회연구원, 『국민연금장기재정추계(1988~2050)』, 1990.
- 한국은행, 『조사통계월보』, 각 연도.
- \_\_\_\_\_, 『국민계정』, 각 연도.
- \_\_\_\_\_, 『국민계정의 1995년도 기준 년 개편결과』, 1999.
- Aaron, H., "The Social Insurance Paradox", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol.32, 1966, pp.371~374.
- Akaike, H., "A New Look at Statistical Model Identification", *IEEE Trans. Automatic Control*, AC-19, 1974, pp.716~722.
- Alan J. Auerbach & Laurence J. Kotlikoff, "Dynamic Fiscal Policy", Cambridge University, 1987.
- Auerbach Alan J. & Laurence J. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, 1987.

- Auerbach and Kotlikoff, "The Efficiency Gains from Social Security Benefit-Tax Linkage," National Bureau of Economic Research, *Working Paper* No.1645, 1985.
- Burbidge John B. & A. Leslie Robb, "Pensions and retirement behavior", *Canadian Journal of Economics*, 1980.
- Burkhauser, R. V. and J. A. Turner, "Is the Social Security Payroll Tax a Tax?" *Public Finance Quarterly*, 13(3), 1985, pp.252~268.
- Denton-Spencer, "A Macro-economic Analysis of the Effects of a Public Pension Plan" Canada의 공적연금제도의 simulation 모형, 1981.
- \_\_\_\_\_, "Macroeconomic Aspects of the Transition to Zero Population Growth", 1983.
- \_\_\_\_\_, "The Time Path of the Economy as the Population Moves towards a Stationary State", 1984.
- Diamond P. A. "A Framework for Social Security Analysis," *Journal of Public Economics*, 98, 1977, pp.275~298.
- \_\_\_\_\_, "A Framework for Social Security Analysis", *Journal of Public Economics*, Vol.8, 275~298.
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital accumulation", *Journal of Public Economics*, 82, 1974, pp.905~926.
- Feldstein, Martin & Jeffery B. Liebman, *Social Security*, NBER Working Paper 8451, 2001.
- Hans Fehr & Erling Steigum, "Pension funding reforms in a small open welfare state" 2000.

- ISSA, Actuarial modelling in pension insurance - Performance of health care schemes - Complementary schemes, Seminar for social Ketil Hviding & Marcel Merette, Macroeconomic Effects of Pension Reforms in the Context of Ageing Populations: Overlapping Generations Model Simulations for Seven OECD Countries, OECD Working Papers AWP 1.3, 1998.
- Jukka Lassila & Tarmo Valkonen, "Ageing, Demographic Risks, and Pension Reform", The Research Institute of the Finnish Economy, 2001.
- Kohl, Richard & Paul O'Brien, The Macroeconomics of Ageing, Pensions and Savings: A Survey, OECD Working Papers AWP 1.1, 1998.
- Kotlikoff, L. J. "Social Security and Equilibrium Capital Intensity", *The Quarterly Jr. of Econ.*, 1979, pp.223 ~ 253.
- Lucas, R. E., "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, Vol.1, Supplement, 1976, pp.19 ~ 46.
- Martin S. Feldstein, "The Incidence of the Social Security Payroll Tax: Comment", *The American Economic Review*, 735 ~ 738.
- Paul A. Samuelson, "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without The Social Contrivance of Money", *The Journal of Political Economy*, Vol.16, pp.467 ~ 543.
- Samuelson, P.A., "Optimum Social Security in a Life-Cycle Growth Model", *International Economic Review*, Vol.16, 1975, pp.539 ~ 544, 1975.

Schwarz, G., "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, Vol.6, 1978, pp.461~464.

\_\_\_\_\_, "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation", *American Economic Review*, Vol.69, 1979, pp.396~410.

Security actuaries and statisticians, Berlin, 1999.

Yaari, M. E., "On the Consumer's Lifetime Allocation Process", *International Economic Review*, Vol.5, 1964, pp.304~317.

<http://fairmodel.econ.yale.edu/>, Macroeconometric Modeling

---

# 附 錄

---

附錄 1. 統計資料

附錄 2. Gauss-Seidel 方法에 의한 模型適合性 檢定資料

附錄 3. 確率方程式 推定結果

## 附錄 1. 統計資料

〈附表 1〉 內生變數 實際值

obs	PCON	DPI	IFC	IFM	EXS	IMS
1970	37721.9	49170.1	7077.8	1895.4	3191.4	5316.7
1971	40967.5	53612.5	6894.3	2352.1	3876.4	6336.8
1972	42907.0	57332.5	6728.9	2626.6	5329.4	6380.9
1973	46454.5	64944.9	8758.8	3190.6	8320.7	8678.0
1974	49310.0	68592.9	10004.7	3713.6	8138.0	10168.4
1975	51748.9	72634.2	10653.7	4121.3	9706.2	10358.9
1976	55789.9	80709.2	12200.6	5676.6	13498.9	12916.7
1977	58544.1	85887.4	15219.9	7775.2	16322.9	15611.2
1978	63125.4	93161.3	19187.4	11708.8	18581.8	19976.0
1979	67957.9	99397.9	20115.8	13776.4	18775.4	22328.3
1980	67759.9	97325.1	19242.9	11018.9	20385.5	21139.7
1981	70881.5	103657.8	18061.6	11080.0	23579.2	22530.7
1982	75710.3	111053.4	21187.0	11190.9	25291.4	23478.9
1983	82542.2	122436.0	25900.9	12090.1	28975.0	25859.9
1984	88967.7	133827.6	27614.2	14184.6	31515.1	27901.5
1985	95054.1	143014.4	28770.0	14837.0	32852.8	27927.8
1986	102877.6	159189.9	29749.1	18530.0	41713.0	33146.8
1987	110553.1	175964.9	34362.8	22119.7	51183.8	39747.2
1988	119919.3	193390.8	39259.3	24911.1	57448.1	45193.6
1989	131991.3	205976.9	45835.5	28466.9	54975.4	52930.8
1990	144655.2	222710.4	60035.5	33493.4	57224.5	60275.7
1991	156234.3	246235.6	67519.0	38451.6	63619.2	71871.9
1992	164824.1	258645.2	66893.6	38331.8	70797.9	75651.3
1993	174057.9	271950.2	73391.7	38439.9	78799.5	80349.7
1994	188321.4	292764.2	76138.5	47612.0	91473.5	97688.9
1995	206406.5	317254.6	82197.6	56241.0	113971.6	119533.7
1996	221005.7	336583.1	87247.2	61332.6	126750.4	136561.7
1997	228738.3	353822.8	89284.8	56009.8	153930.9	140905.2
1998	201869.3	329494.7	80295.3	34268.2	175640.5	109798.1
1999	224151.8	364750.8	72059.5	46713.4	203443.5	141443.0
2000	240016.9	382919.8	69130.8	62752.4	247303.2	169800.7

## 〈附表 1〉 계속

obs	GDP	GCON	NT	POTGDP	UR	W
1970	56209.0	10441.3	337.9	56209.0	4.4	17831.0
1971	61024.9	11138.0	407.7	61374.9	4.4	20581.0
1972	64000.9	11608.8	433.4	66737.4	4.5	24179.0
1973	71898.1	11574.0	521.5	72338.3	3.9	26954.0
1974	77212.0	12844.3	844.7	78219.5	4.0	35542.0
1975	82257.5	13876.6	1193.3	84422.3	4.1	46019.0
1976	91467.7	14317.3	1646.0	90988.4	3.9	62362.0
1977	100621.6	15181.5	2622.7	97959.3	3.8	82355.0
1978	109687.4	16541.9	3652.3	105377.5	3.2	111201.0
1979	117434.7	16748.1	4761.7	113286.1	3.8	142665.0
1980	114977.7	17892.3	5807.7	121729.7	5.2	176058.0
1981	122412.2	18766.3	7257.9	130754.7	4.5	212477.0
1982	131285.8	18872.2	8396.4	140409.5	4.4	245981.0
1983	145330.6	19435.2	10050.7	150745.0	4.1	273119.0
1984	157318.4	19658.8	10899.7	161814.9	3.8	296907.0
1985	167501.9	20667.5	11876.4	173675.9	4.0	324283.0
1986	185869.0	22374.5	13606.3	186388.7	3.8	350965.0
1987	206287.2	23761.0	16343.7	200017.5	3.1	386536.0
1988	227863.9	25617.1	19484.2	214630.9	2.5	446370.0
1989	241725.5	27791.5	21234.1	230302.3	2.6	540611.0
1990	263430.4	29861.3	26847.4	247109.8	2.4	642309.0
1991	287737.9	32022.6	30319.8	265137.5	2.3	754673.0
1992	303383.9	33913.9	35218.4	284475.0	2.4	869284.0
1993	320044.2	35467.6	39260.6	305218.4	2.8	975125.0
1994	346448.1	36141.3	47261.7	327470.9	2.4	1098984.0
1995	377349.8	36433.5	56774.5	351342.7	2.0	1222097.0
1996	402821.2	39411.9	64960.2	376952.3	2.0	1367501.0
1997	423006.7	39984.2	69927.8	404426.6	2.6	1463300.0
1998	394710.4	39818.7	67797.7	433901.8	6.8	1426797.0
1999	437709.4	40328.5	75658.0	465523.9	6.3	1599210.0
2000	476269.3	40840.3	92826.0	499449.4	4.1	1727339.0

〈附表 1〉 계속

obs	PX	RCB	NPC	NPB	DNPF
1970	31.4	—	—	—	—
1971	31.0	—	—	—	—
1972	31.4	23.3	—	—	—
1973	39.7	20.0	—	—	—
1974	50.2	21.1	—	—	—
1975	46.6	20.2	—	—	—
1976	52.1	20.4	—	—	—
1977	57.0	20.1	—	—	—
1978	63.1	21.1	—	—	—
1979	75.4	26.7	—	—	—
1980	78.7	30.1	—	—	—
1981	81.3	24.4	—	—	—
1982	78.5	17.2	—	—	—
1983	75.5	14.2	—	—	—
1984	78.1	14.1	—	—	—
1985	75.2	14.2	—	—	—
1986	76.8	12.8	—	—	—
1987	84.5	12.8	—	—	—
1988	96.0	14.5	510.5	0.3	528.2
1989	101.0	15.2	685.8	6.0	712.0
1990	97.9	16.4	843.8	42.3	1019.3
1991	97.0	18.9	1000.8	110.9	1279.5
1992	94.3	16.3	1236.5	216.5	1662.9
1993	90.7	12.6	2770.0	333.1	3222.7
1994	93.1	12.9	3344.4	519.1	4341.5
1995	100.0	13.8	4076.2	755.5	5393.5
1996	86.8	11.9	4978.8	1117.6	6868.7
1997	79.0	13.4	5722.9	1485.5	8162.2
1998	63.0	15.1	8074.9	2439.7	11661.3
1999	61.6	8.9	8687.3	3872.0	13509.6
2000	61.8	9.4	10158.6	1607.0	15300.6

〈附表 2〉 G-S方法에 의한 内生變數 豫測值

obs	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF	EXSF	IMSF
1970	37721.9	49170.1	7077.8	1895.4	3191.4	5316.7
1971	40967.5	53612.5	6894.3	2352.1	3876.4	6336.8
1972	42907.0	57332.5	6728.9	2626.6	5329.4	6380.9
1973	47174.1	67423.4	6354.3	2806.6	9885.7	7849.7
1974	47020.5	68657.1	8299.4	3458.8	9523.8	8989.2
1975	48690.4	71120.2	9487.5	4508.3	10988.4	10208.1
1976	52226.2	76704.6	10979.1	5806.7	12436.5	11742.4
1977	57080.1	82297.9	13099.2	7263.0	14324.5	13564.8
1978	61596.2	86187.2	15488.0	8944.4	16556.0	15240.3
1979	65611.5	92058.5	17673.2	8904.8	18109.7	17108.0
1980	71173.4	96932.3	19957.9	9121.7	20587.0	18771.2
1981	76635.4	104696.4	22229.0	9305.2	22027.6	21040.2
1982	83249.6	115184.2	25050.9	11126.7	24022.4	23596.1
1983	87365.4	123118.0	27975.5	13353.9	26708.0	26019.8
1984	91815.0	135026.4	30792.1	15701.4	29318.4	28788.4
1985	96798.3	147316.2	33796.5	17978.6	33019.8	31782.2
1986	104896.3	162869.6	37088.7	20113.3	39010.2	36357.0
1987	113798.9	176181.8	41017.6	22017.4	43325.1	41058.2
1988	122635.2	189407.2	44937.7	24332.8	46953.9	46245.4
1989	132404.1	205000.1	48924.6	26600.9	50573.2	51561.1
1990	142920.7	216678.9	52796.4	28628.0	61780.1	56299.6
1991	154412.8	237656.6	57103.5	30504.7	70363.7	64828.9
1992	165745.1	255571.6	62123.7	32592.8	77684.8	73402.7
1993	176483.4	271167.6	66944.0	35414.6	88057.9	80467.5
1994	194810.5	298997.7	72047.0	37881.4	105116.3	95172.8
1995	208278.2	313399.4	78766.8	40577.7	115740.5	105419.5
1996	222298.2	329227.3	83980.5	44067.7	125909.3	119768.9
1997	235685.5	344039.3	88962.0	48477.5	140942.8	133319.5
1998	216557.0	344741.8	73381.4	50689.0	188829.0	127339.7
1999	229441.5	367568.6	75331.1	52738.9	201842.3	149499.6
2000	232893.0	361476.3	80493.6	59147.4	207991.2	152219.5

〈附表 2〉 계속

obs	GDPF	GCONF	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
1970	56209.0	10441.3	56209.0	9617.0	17831.0	4.8
1971	61024.9	11138.0	61374.9	9946.0	20581.0	5.5
1972	64000.9	11608.8	66737.4	10379.0	24179.0	6.5
1973	72980.9	12332.4	70647.9	10849.6	34153.2	9.4
1974	75607.4	12924.3	74378.2	11260.0	46791.9	12.2
1975	79448.6	13472.3	81346.4	11666.1	58986.8	14.3
1976	86728.6	14121.4	89833.7	12087.3	71459.4	16.4
1977	96304.8	14913.6	99320.66	12516.4	85680.7	18.7
1978	103570.1	15707.8	107680.2	12913.4	100919.3	21.0
1979	112122.1	16541.3	114690.3	13309.8	119670.3	23.7
1980	119231.1	17344.4	125637.1	13680.5	137174.1	26.0
1981	129973.7	18242.4	135194.8	14074.5	157744.5	28.7
1982	141587.8	19221.4	144998.4	14466.8	182594.6	31.8
1983	151831.6	20201.6	155691.4	14835.0	209951.2	35.0
1984	163330.9	21213.0	165987.2	15206.2	241751.9	38.5
1985	175310.3	22250.9	175513.2	15573.1	279667.0	42.4
1986	191955.7	23432.6	189131.2	15983.4	324452.8	46.8
1987	207829.4	24674.7	200610.6	16378.6	379198.4	51.6
1988	224483.2	25966.5	211956.2	16776.6	445809.6	57.0
1989	239781.1	27243.8	221275.8	17152.6	528551.2	62.9
1990	256808.9	28547.0	236227.3	17543.9	621524.3	68.9
1991	279314.9	29996.0	255916.5	17999.4	725392.9	74.8
1992	300512.0	31494.4	275621.2	18436.6	837146.0	80.6
1993	319632.5	32962.7	297470.8	18844.4	947539.8	85.9
1994	353887.5	34754.9	323620.2	19455.1	1081664.8	91.2
1995	376041.7	36464.6	352009.3	19904.3	1200740.1	95.8
1996	398229.9	38108.0	380487.9	20353.7	1318520.6	99.6
1997	416312.5	39605.4	408022.0	20743.2	1428624.1	102.4
1998	415301.6	40568.5	448550.6	20026.4	1394277.4	104.0
1999	444158.9	41849.2	473812.6	20546.6	1542969.5	104.8
2000	457312.7	42980.5	482528.6	20841.1	1631203.2	105.4

## 〈附表 2〉 계속

obs	PXF	RCBF	NPCF	NPBF	DNPBF
1970	31.4	—	—	—	—
1971	31.0	—	—	—	—
1972	31.4	23.3	—	—	—
1973	39.0	27.4	—	—	—
1974	51.5	22.9	—	—	—
1975	54.0	19.5	—	—	—
1976	54.6	18.4	—	—	—
1977	56.7	18.2	—	—	—
1978	59.8	17.5	—	—	—
1979	68.8	24.9	—	—	—
1980	75.1	23.8	—	—	—
1981	78.3	23.8	—	—	—
1982	75.5	17.3	—	—	—
1983	74.2	16.2	—	—	—
1984	75.7	16.0	—	—	—
1985	74.5	16.1	—	—	—
1986	73.4	16.3	—	—	—
1987	78.9	16.5	—	—	—
1988	88.5	15.6	521.7	0.3	541.5
1989	91.9	15.5	659.5	6.0	733.4
1990	91.5	15.6	832.6	40.3	977.2
1991	90.5	15.6	954.7	106.8	1142.2
1992	90.3	15.1	1210.6	208.1	1441.9
1993	90.2	14.1	2698.8	325.5	2956.7
1994	91.6	14.2	3321.7	505.8	3831.6
1995	96.3	13.8	3973.7	746.5	4654.4
1996	94.0	12.9	4817.1	1077.5	5664.8
1997	85.5	11.9	5549.4	1456.5	6577.3
1998	62.6	13.4	7927.0	2378.0	9369.6
1999	63.8	13.3	8359.3	3740.0	8741.4
2000	68.7	10.1	9670.8	1517.0	13092.5

〈附表 3〉 外生變數

obs	M3E	LHY	UR	IFG	IS	STD
1970	—	2690.4	4.4	8973.2	825.1	372.8
1971	1278	2637.6	4.4	9246.4	1463.3	670.1
1972	1683.8	2650.8	4.5	9355.5	761.9	419.3
1973	2391.1	2642.4	3.9	11949.4	1315.1	962.4
1974	3041.1	2587.2	4	13718.3	3459	-89.2
1975	3903.3	2604	4.1	14775	1637.3	872.4
1976	5293.7	2640	3.9	17877.2	1730.6	1170.5
1977	7515.5	2677.2	3.8	22995.1	1808.6	1380.6
1978	10210.6	2674.8	3.2	30896.2	1356.3	-838.2
1979	13379.3	2634	3.8	33892.2	3576.8	-1187.3
1980	17962.2	2686.8	5.2	30261.8	183.1	-365.2
1981	23481.3	2704.8	4.5	29141.6	1465.3	1109
1982	31257.1	2716.8	4.4	32377.9	857.5	1655.4
1983	38032.2	2733.6	4.1	37991	126.9	2120.1
1984	45725.7	2730	3.8	41798.8	1636.7	1642.7
1985	55450	2706	4	43607	1304.2	1944.2
1986	71594.2	2733.6	3.8	48279.1	837.9	2933.7
1987	93637.7	2704.8	3.1	56482.5	1037	3016.9
1988	120358.6	2661.6	2.5	64170.4	2898.9	3003.6
1989	153927.1	2564.4	2.6	74302.4	3718.7	1877
1990	198123.8	2514	2.4	93528.9	234.2	-1798
1991	244837.3	2498.4	2.3	105970.6	1943.6	-180.5
1992	298277.3	2478	2.4	105225.4	1690.1	2583.8
1993	354933.3	2472	2.8	111831.6	-1767.5	2004.8
1994	442663.2	2470.8	2.4	123750.5	2170.9	2279.3
1995	527017	2484	2	138438.6	1825.7	-192.3
1996	614961.5	2467.2	2	148579.8	3914.4	-279.2
1997	700285.4	2436	2.6	145294.6	-4218.3	182.2
1998	787627.3	2390.4	6.8	114563.5	-27626.2	242.7
1999	850827.8	2480.4	6.3	118772.9	-6167.7	-1376.7
2000	911641.8	2457.6	4.1	131883.2	-10316.2	-3657.4

〈附表 3〉 계속

obs	NT	KSP	PM	LFT	FGNP	FWPIF
1970	337.9	89856	30.1	10062	3411.7	3.3
1971	407.7	102017.5	30	10407	3745	3.5
1972	433.4	114811.6	30.5	10865	4200.1	3.7
1973	521.5	130753.5	40.7	11389	5134.5	4.1
1974	844.7	149220.1	63.2	11900	5704.4	4.7
1975	1193.3	169558.9	65	12193	6292.2	5.4
1976	1646	193930.1	63.6	12911	6805.2	6
1977	2622.7	224506.1	65.1	13316	7637.2	6.8
1978	3652.3	262461.5	68.7	13849	9118.6	7.4
1979	4761.7	304461.8	84	14142	10510.7	8.3
1980	5807.7	344003.2	101.1	14431	11811.2	9.8
1981	7257.9	383534.1	106.6	14683	11987	11.4
1982	8396.4	427323.3	98.6	15032	11805.4	13.1
1983	10050.7	477928.5	94	15118	12097.1	15
1984	10899.7	533760.7	95.2	14997	12485.1	17.3
1985	11876.4	593025.2	91.2	15592	12869.9	20
1986	13606.3	658641	85.5	16116	15215.2	22.4
1987	16343.7	734392.3	91.9	16873	17443.6	25.5
1988	19484.2	816558.9	104.3	17305	19456.6	29.7
1989	21234.1	911980.7	107.1	18023	20467.2	33.5
1990	26847.4	1030335	103.9	18539	22738.3	42.8
1991	30319.8	1165511	100	19115	23999.1	50.2
1992	35218.4	1305141	97.2	19499	23856.5	58.5
1993	39260.6	1456944	95	19879	24418.4	69.3
1994	47261.7	1626579	94.3	20396	26227.7	87.2
1995	56774.5	1817780	100	20853	29086.5	100
1996	64960.2	2027206	95.9	21243	29801.2	108.5
1997	69927.8	2242411	89.7	21662	29679.6	114.9
1998	67797.7	2353239	74.9	21456	29472.8	121.7
1999	75658	2468680	74.8	21634	30535.6	133.2704
2000	92826	2532236	85.6	21950	31400.3	147.9102

〈附表 3〉 계속

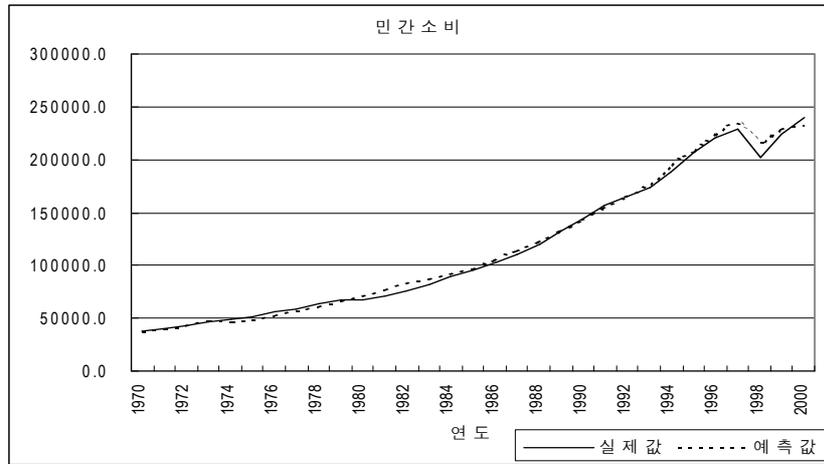
obs	EXR	NPFR	CRW	RRW	POPB	POPC
1970	316.65	—	—	—	—	—
1971	373.2	—	—	—	—	—
1972	398.9	—	—	—	—	—
1973	397.5	—	—	—	—	—
1974	484	—	—	—	—	—
1975	484	—	—	—	—	—
1976	484	—	—	—	—	—
1977	484	—	—	—	—	—
1978	484	—	—	—	—	—
1979	484	—	—	—	—	—
1980	659.9	—	—	—	—	—
1981	700.5	—	—	—	—	—
1982	748.8	—	—	—	—	—
1983	795.5	—	—	—	—	—
1984	827.4	—	—	—	—	—
1985	890.2	—	—	—	—	—
1986	861.4	—	—	—	—	—
1987	792.3	—	—	—	—	—
1988	684.1	20.11	2.2	1.8	3136	4432695
1989	679.6	79.87	2.3	1.6	59438	4520948
1990	716.4	184.86	2.4	2.1	257318	4651678
1991	760.8	294.26	2.3	3.2	383251	4768536
1992	788.4	439.42	2.4	4.2	493217	5021159
1993	808.1	583.39	4.6	4.9	584206	5159868
1994	788.7	1015.74	4.7	4.6	847199	5444818
1995	774.7	1427.19	3.8	5.9	878102	7257394
1996	844.2	1925.18	4.1	7.2	945848	7425700
1997	1415.2	2484.32	4.4	8.6	987888	7356931
1998	1207.8	3820.57	7.2	11.2	1268984	6580265
1999	1145.4	4122.17	4.2	16.1	1254621	10749322
2000	1259.7	4938.71	4.2	8.3	933720	11763116

## 〈附表 3〉 계속

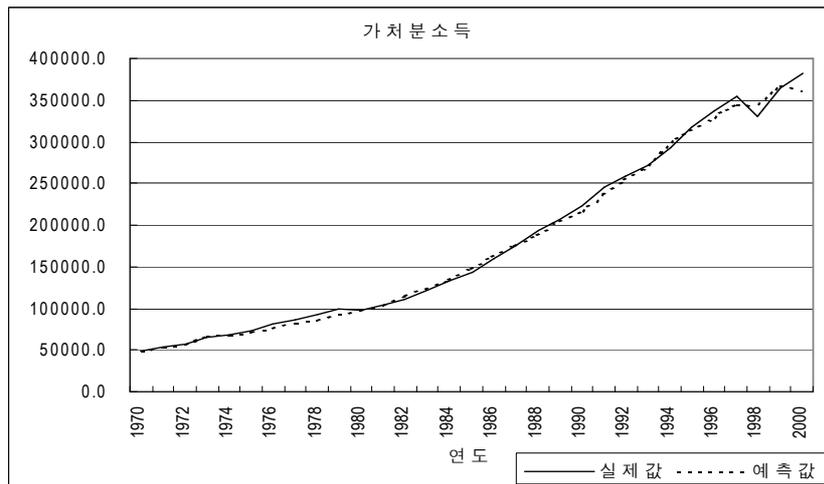
obs	EXR	NPFR	CRW	RRW	POPB	POPC
1970	316.65	—	—	—	—	—
1971	373.2	—	—	—	—	—
1972	398.9	—	—	—	—	—
1973	397.5	—	—	—	—	—
1974	484	—	—	—	—	—
1975	484	—	—	—	—	—
1976	484	—	—	—	—	—
1977	484	—	—	—	—	—
1978	484	—	—	—	—	—
1979	484	—	—	—	—	—
1980	659.9	—	—	—	—	—
1981	700.5	—	—	—	—	—
1982	748.8	—	—	—	—	—
1983	795.5	—	—	—	—	—
1984	827.4	—	—	—	—	—
1985	890.2	—	—	—	—	—
1986	861.4	—	—	—	—	—
1987	792.3	—	—	—	—	—
1988	684.1	20.11	2.2	1.8	3136	4432695
1989	679.6	79.87	2.3	1.6	59438	4520948
1990	716.4	184.86	2.4	2.1	257318	4651678
1991	760.8	294.26	2.3	3.2	383251	4768536
1992	788.4	439.42	2.4	4.2	493217	5021159
1993	808.1	583.39	4.6	4.9	584206	5159868
1994	788.7	1015.74	4.7	4.6	847199	5444818
1995	774.7	1427.19	3.8	5.9	878102	7257394
1996	844.2	1925.18	4.1	7.2	945848	7425700
1997	1415.2	2484.32	4.4	8.6	987888	7356931
1998	1207.8	3820.57	7.2	11.2	1268984	6580265
1999	1145.4	4122.17	4.2	16.1	1254621	10749322
2000	1259.7	4938.71	4.2	8.3	933720	11763116

## 附錄 2. Gauss-Seidel 方法에 의한 模型適合性 檢定資料

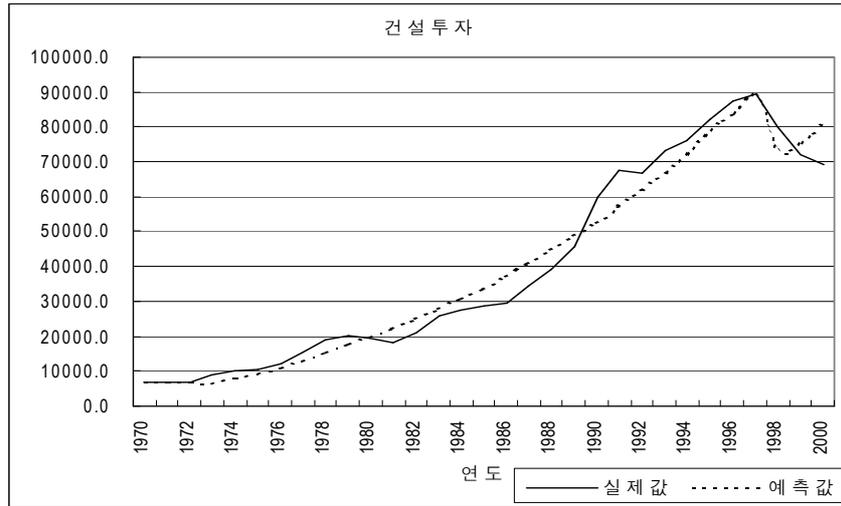
[附圖 1] 民間消費



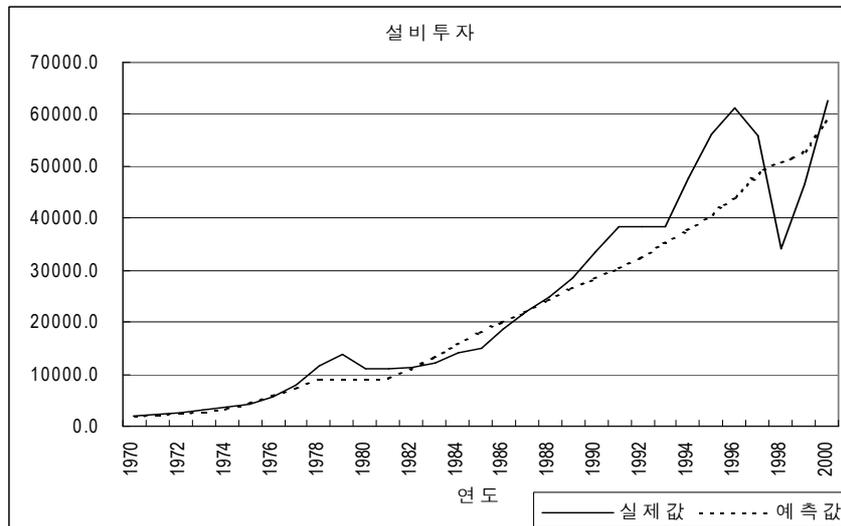
[附圖 2] 可處分所得



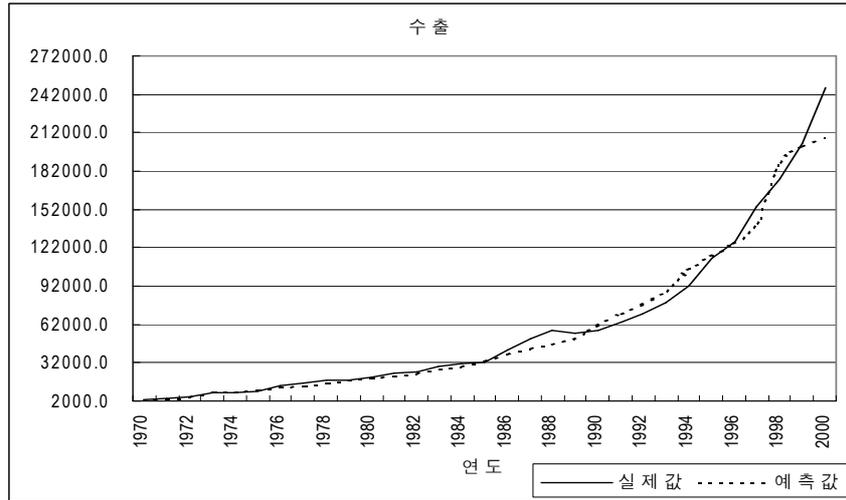
[附圖 3] 建設投資



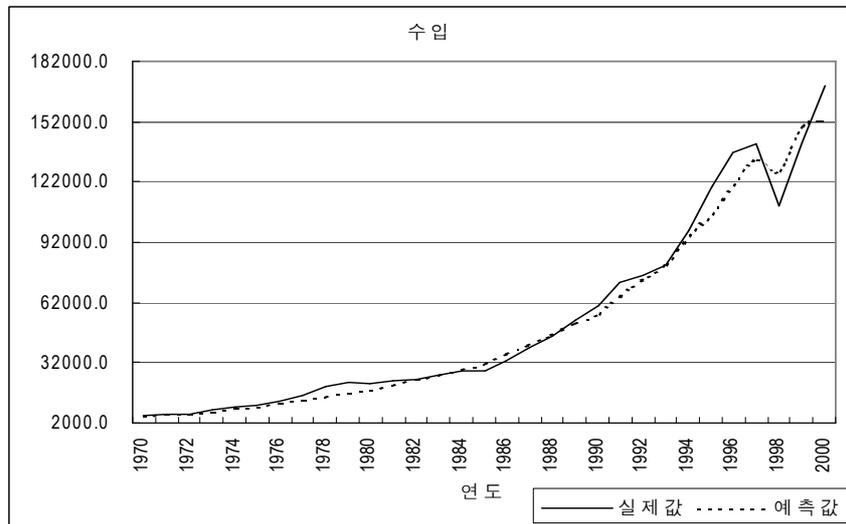
[附圖 4] 設備投資



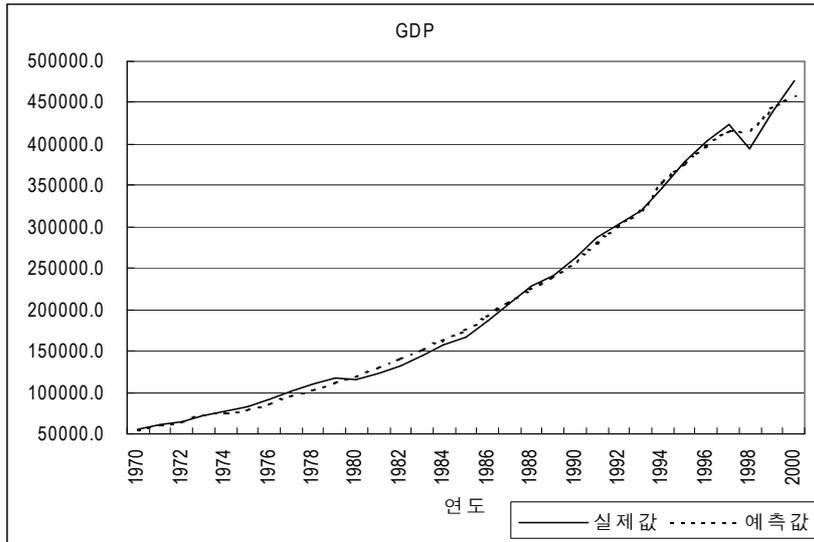
[附圖 5] 輸出



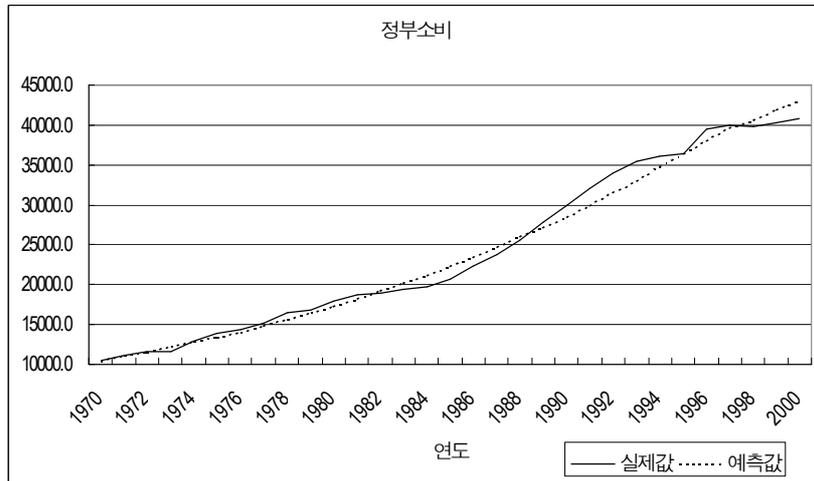
[附圖 6] 收入



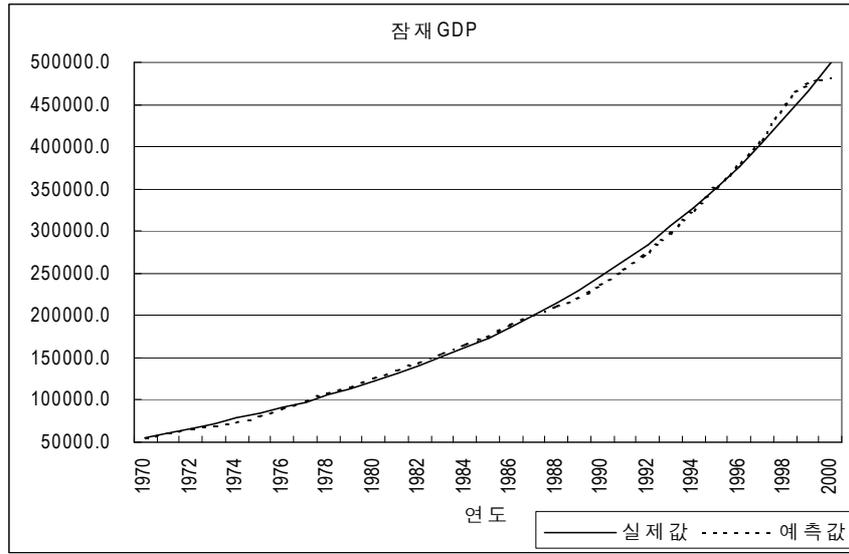
[附圖 7] GDP



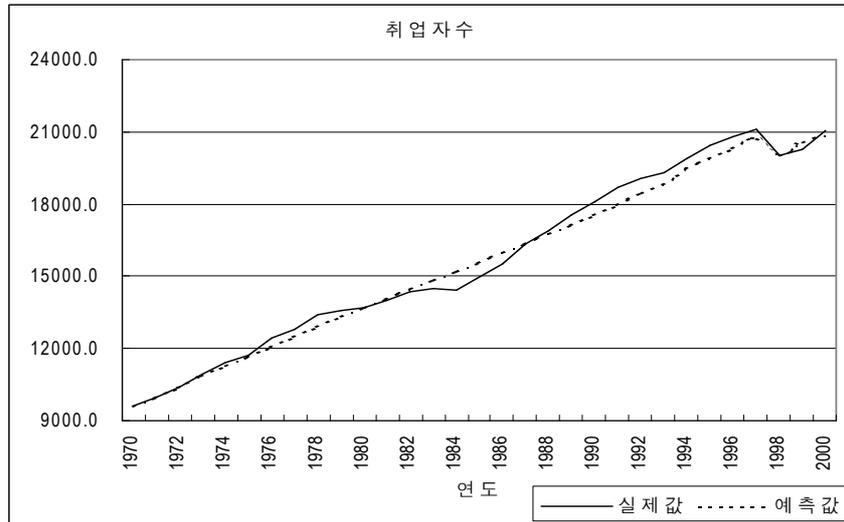
[附圖 8] 政府消費



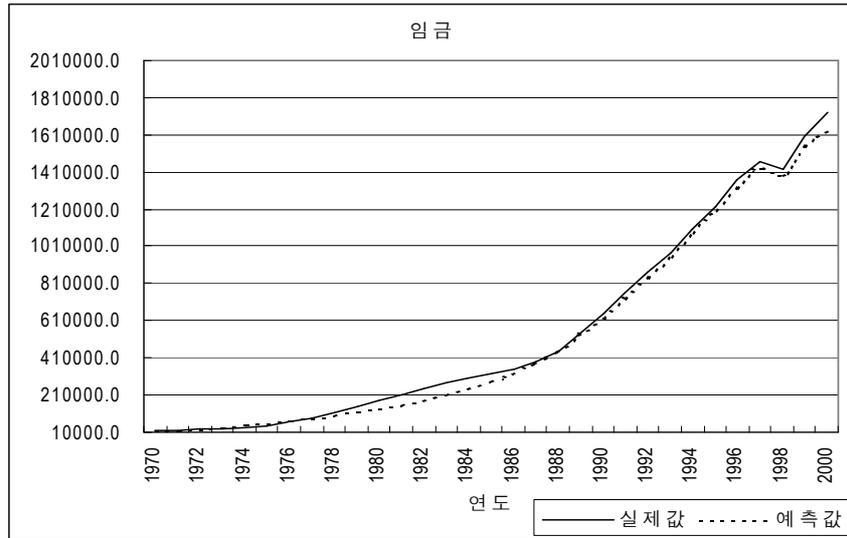
[附圖 9] 潛在GDP



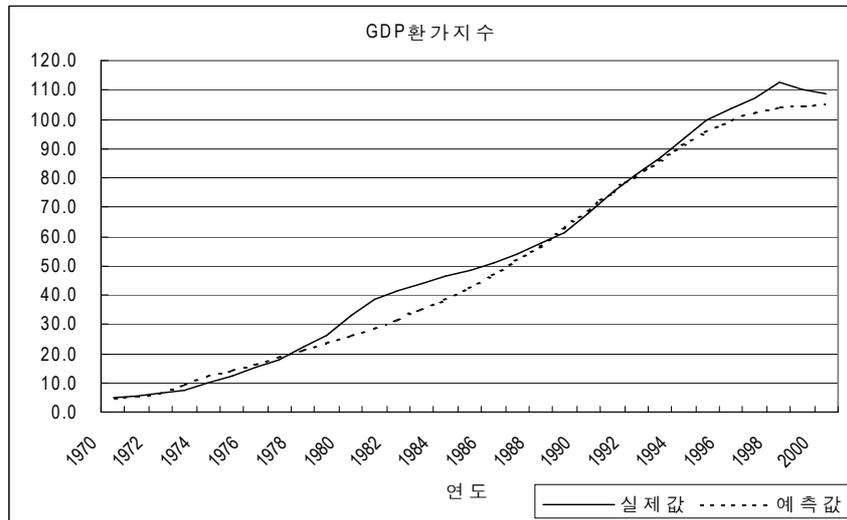
[附圖 10] 就業者數



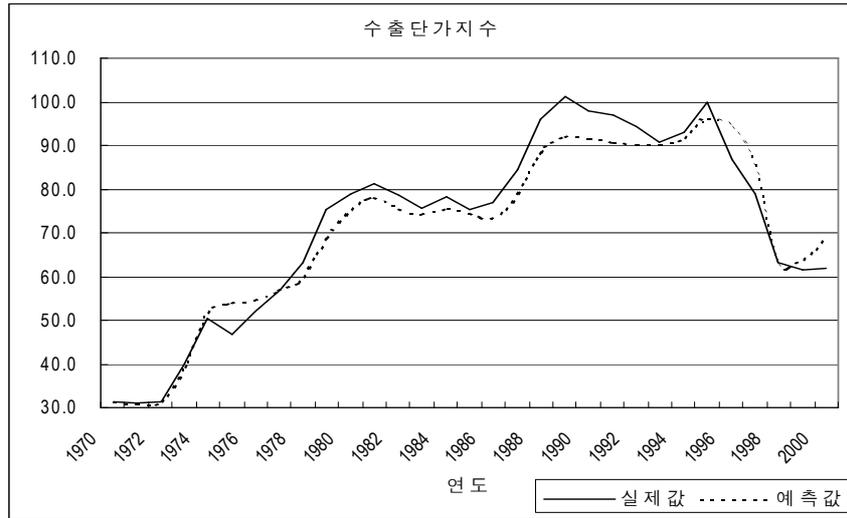
[附圖 11] 賃金



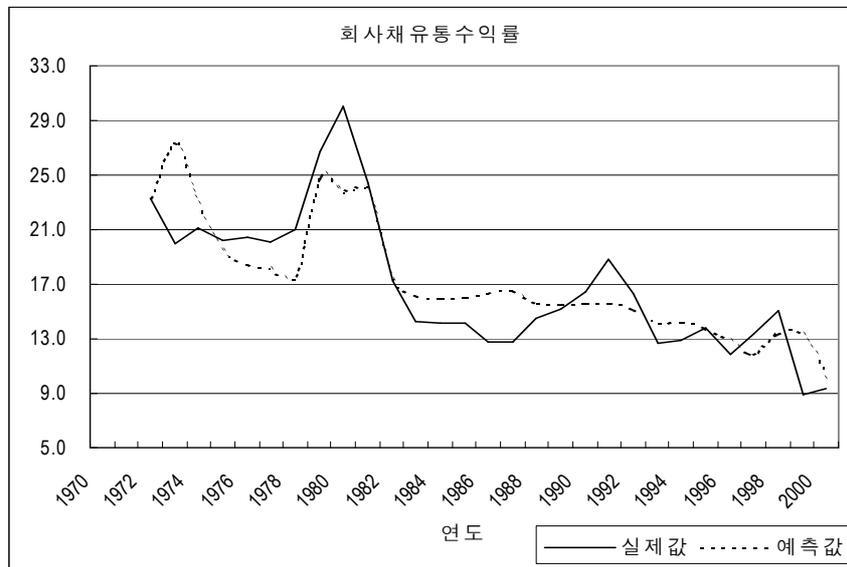
[附圖 12] GDP換價指數



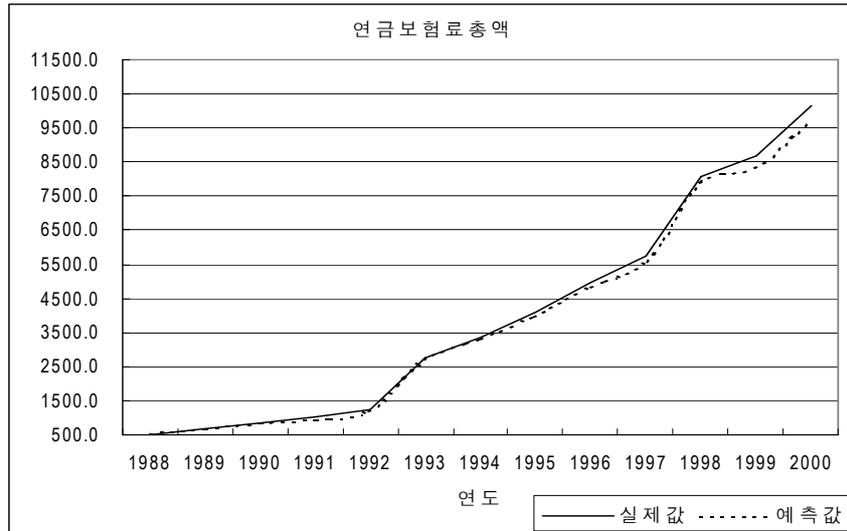
[附圖 13] 輸出單價指數



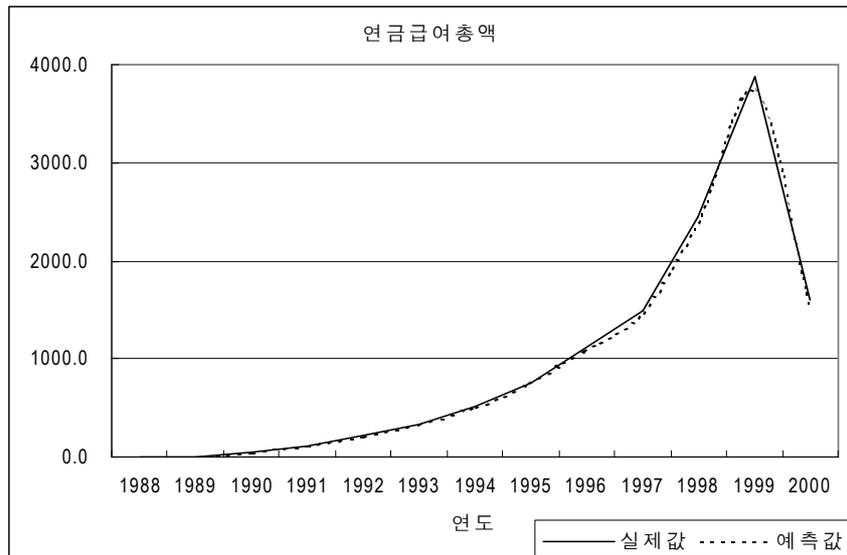
[附圖 14] 會社債流通收益率



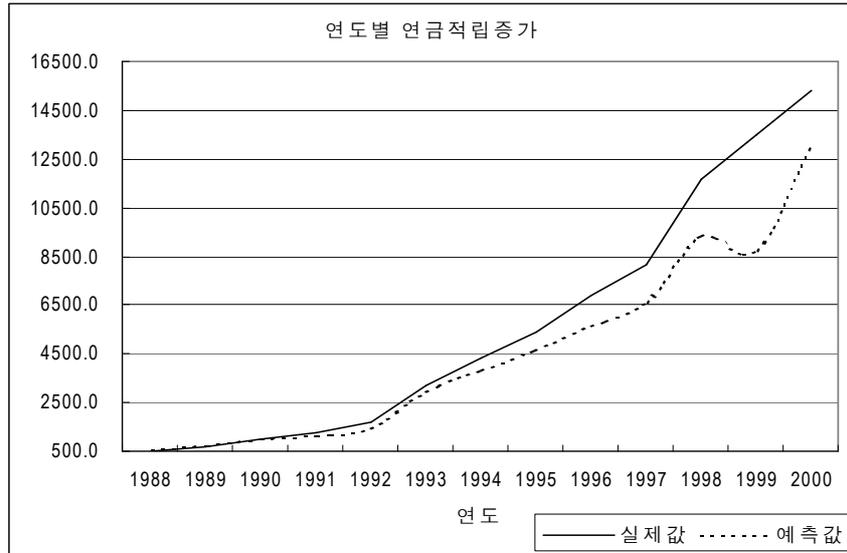
[附圖 15] 年金保險料總額



[附圖 16] 年金給與總額



[附圖 17] 年度別 年金積立增加



### 附錄 3. 確率方程式 推定結果

民間消費(PCON)

Dependent Variable: LOG(PCON)  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/19/01 Time: 20:19  
 Sample(adjusted): 1971 2000  
 Included observations: 30 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 44 iterations  
 Backcast: 1970

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	6.920505	0.299118	23.13640	0.0000
DPI	1.42E-06	3.21E-07	4.412462	0.0002
LOG(M3E*100/PGDP)	0.369344	0.030092	12.27385	0.0000
D9800	-0.123621	0.019868	-6.221973	0.0000
MA(1)	0.989908	0.000345	2868.030	0.0000
R-squared	0.998531	Mean dependent var		11.53336
Adjusted R-squared	0.998296	S.D. dependent var		0.574574
S.E. of regression	0.023719	Akaike info criter		-4.494109
Sum squared resid	0.014064	Schwarz criterion		-4.260576
Log likelihood	72.41164	F-statistic		4248.303
Durbin-Watson stat	1.530189	Prob(F-statistic)		0.000000

Inverted MA Roots -99

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	10.6205	10.6401	-0.01952	.*
1972	10.6668	10.7358	-0.06898	*
1973	10.7462	10.7743	-0.02804	.
1974	10.8059	10.8100	-0.00411	.
1975	10.8542	10.8447	0.00947	*
1976	10.9293	10.9045	0.02486	*
1977	10.9775	11.0006	-0.02306	.
1978	11.0529	10.9967	0.05614	*
1979	11.1266	11.1181	0.00850	*
1980	11.1237	11.0955	0.02818	*
1981	11.1688	11.1630	0.00578	*
1982	11.2347	11.2311	0.00353	*
1983	11.3211	11.2967	0.02432	*
1984	11.3960	11.3811	0.01497	*
1985	11.4622	11.4397	0.02251	*
1986	11.5413	11.5459	-0.00459	*
1987	11.6133	11.6215	-0.00829	*
1988	11.6946	11.7082	-0.01365	*
1989	11.7905	11.7912	-0.00068	*
1990	11.8821	11.8832	-0.00107	*
1991	11.9591	11.9566	0.00251	*
1992	12.0126	12.0232	-0.01058	*
1993	12.0671	12.0682	-0.00109	*
1994	12.1459	12.1616	-0.01570	*
1995	12.2376	12.2207	0.01695	*
1996	12.3059	12.3232	-0.01729	*
1997	12.3403	12.3502	-0.00987	*
1998	12.2154	12.2247	-0.00933	*
1999	12.3201	12.3113	0.00874	*
2000	12.3885	12.3862	0.00225	*

建設投資(IFC)

Dependent Variable: IFC

Method: Least Squares

Date: 12/19/01 Time: 20:19

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 18 iterations

Backcast: 1970

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	-20994.68	5190.045	-4.045183	0.0004
GDP(-1)	0.115632	0.052716	2.193501	0.0378
GCON	1.613646	0.609603	2.647043	0.0139
D9800	-19225.89	3294.342	-5.836033	0.0000
MA(1)	0.938588	0.063024	14.89264	0.0000
R-squared	0.991376	Mean dependent var		40798.03
Adjusted R-squared	0.989996	S.D. dependent var		28343.38
S.E. of regression	2834.903	Akaike info criteri		18.88842
Sum squared resid	2.01E+08	Schwarz criterion		19.12195
Log likelihood	-278.3262	F-statistic		718.4609
Durbin-Watson stat	1.947498	Prob(F-statistic)		0.000000

Inverted MA Roots -0.94

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.517166	Probability	0.602978
Obs*R-squared	1.290939	Probability	0.524416

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	6894.30	7481.57	-587.273	. *  .
1972	6728.90	4243.01	2485.89	.   * .
1973	8758.80	7415.41	1343.39	.   * .
1974	10004.7	9306.05	698.646	.  * .
1975	10653.7	10981.1	-327.426	. *  .
1976	12200.6	11312.6	887.981	.   * .
1977	15219.9	14912.9	307.012	.  * .
1978	19187.4	17621.3	1566.12	.   * .
1979	20115.8	20184.1	-68.2905	. * .
1980	19242.9	21392.2	-2149.32	.*   .
1981	18061.6	20565.2	-2503.61	.*   .
1982	21187.0	21263.2	-76.2252	. * .
1983	25900.9	25476.1	424.809	.  * .
1984	27614.2	27931.2	-316.989	. *  .
1985	28770.0	30248.8	-1478.80	. *   .
1986	29749.1	33090.4	-3341.27	*.   .
1987	34362.8	35703.4	-1340.61	. *   .
1988	39259.3	42937.3	-3677.98	*.   .
1989	45835.5	46747.1	-911.614	. *   .
1990	60035.5	54286.4	5749.15	.   . *
1991	67519.0	66535.4	983.590	.   * .
1992	66893.6	67925.1	-1031.52	. *   .
1993	73391.7	70350.1	3041.65	.   * .
1994	76138.5	77186.6	-1048.15	. *   .
1995	82197.6	76872.6	5324.95	.   . *
1996	87247.2	91233.7	-3986.46	*.   .
1997	89284.8	86362.9	2921.94	.   * .
1998	80295.3	75688.1	4607.16	.   . *
1999	72059.5	74820.6	-2761.06	*.   .
2000	69130.8	73702.7	-4571.94	*.   .

設備投資(IFM)

Dependent Variable: LOG(IFM)

Method: Least Squares

Date: 12/22/01 Time: 13:35

Sample(adjusted): 1972 2000

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 7 iterations

Backcast: 1971

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	1.898324	0.635517	2.987055	0.0062
LOG(IFM(-1))	0.859104	0.053138	16.16754	0.0000
RCB	-0.024927	0.009946	-2.506273	0.0191
MA(1)	0.428609	0.207497	2.065620	0.0494
R-squared	0.977458	Mean dependent var		9.782729
Adjusted R-squared	0.974753	S.D. dependent var		0.944722
S.E. of regression	0.150111	Akaike info criter		-0.827444
Sum squared resid	0.563331	Schwarz criterion		-0.638852
Log likelihood	15.99794	F-statistic		361.3428
Durbin-Watson stat	2.035544	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted MA Roots		-43		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic		0.263374	Probability	0.770740
Obs*R-squared		0.648714	Probability	0.722992

```

=====
obs   Actual   Fitted   Residual   Residual Plot
=====
1972   7.87345   7.97314  -0.09969 |   .* | . |
1973   8.06796   8.12117  -0.05321 |   . *| . |
1974   8.21976   8.28079  -0.06103 |   . *| . |
1975   8.32392   8.43152  -0.10759 |   .* | . |
1976   8.64411   8.49420   0.14991 |   . | * |
1977   8.95869   8.88836   0.07033 |   . |* . |
1978   9.36810   9.10021   0.26788 |   . | . * |
1979   9.53071   9.39577   0.13495 |   . | * |
1980   9.30737   9.39499  -0.08762 |   .* | . |
1981   9.31290   9.24855   0.06434 |   . |* . |
1982   9.32286   9.49729  -0.17443 |   *. | . |
1983   9.40014   9.47828  -0.07814 |   . *| . |
1984   9.55991   9.58844  -0.02853 |   . *| . |
1985   9.60488   9.74509  -0.14021 |   * | . |
1986   9.82715   9.77138   0.05577 |   . |* . |
1987   10.0042   10.0451  -0.04086 |   . *| . |
1988   10.1231   10.1153   0.00778 |   . * . |
1989   10.2565   10.2189   0.03758 |   . |* . |
1990   10.4191   10.3170   0.10207 |   . | * . |
1991   10.5572   10.4227   0.13448 |   . | * |
1992   10.5540   10.6194  -0.06532 |   .* | . |
1993   10.5569   10.6226  -0.06579 |   .* | . |
1994   10.7708   10.6174   0.15346 |   . | * |
1995   10.9374   10.8728   0.06464 |   . |* . |
1996   11.0241   11.0264  -0.00232 |   . * . |
1997   10.9333   11.0341  -0.10085 |   .* | . |
1998   10.4420   10.8715  -0.42956 |*  . | . |
1999   10.7518   10.4641   0.28769 |   . | . * |
2000   11.0470   11.0245   0.02248 |   . |* . |
=====

```

輸出(EXS)

Dependent Variable: EXS

Method: Least Squares

Date: 12/18/01 Time: 21:20

Sample: 1970 2000

Included observations: 31

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	-5187.930	2911.488	-1.781883	0.0856
FGNP	1.297155	0.246180	5.269129	0.0000
FWPIF/PX	80126.06	3563.593	22.48463	0.0000
R-squared	0.988785	Mean dependent var		59890.81
Adjusted R-squared	0.987984	S.D. dependent var		62849.01
S.E. of regression	6889.342	Akaike info criteri		20.60510
Sum squared resid	1.33E+09	Schwarz criterion		20.74388
Log likelihood	-316.3791	F-statistic		1234.339
Durbin-Watson stat	1.154267	Prob(F-statistic)		0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.919612	Probability	0.166884
Obs*R-squared	3.988574	Probability	0.136111

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1970	3191.40	7658.46	-4467.06	. *   .
1971	3876.40	8716.40	-4840.00	. *   .
1972	5329.40	9701.85	-4372.45	. *   .
1973	8320.70	9747.29	-1426.59	. *   .
1974	8138.00	9713.40	-1575.40	. *   .
1975	9706.20	12259.0	-2552.82	. *   .
1976	13498.9	12867.0	631.864	. *   .
1977	16322.9	14277.6	2045.30	. *   .
1978	18581.8	16037.0	2544.78	. *   .
1979	18775.4	17266.3	1509.08	. *   .
1980	20385.5	20110.6	274.899	. *   .
1981	23579.2	21596.5	1982.75	. *   .
1982	25291.4	23496.9	1794.55	. *   .
1983	28975.0	26423.0	2552.04	. *   .
1984	31515.1	28756.0	2759.13	. *   .
1985	32852.8	32816.4	36.3569	. *   .
1986	41713.0	37918.6	3794.36	. *   .
1987	51183.8	41619.2	9564.63	. *   . *
1988	57448.1	44839.3	12608.8	. *   . *
1989	54975.4	47937.7	7037.74	. *   .
1990	57224.5	59336.7	-2112.24	. *   .
1991	63619.2	67409.9	-3790.72	. *   .
1992	70797.9	75464.7	-4666.79	. *   .
1993	78799.5	87707.4	-8907.92	. *   .
1994	91473.5	103882.	-12408.2	* .   .
1995	113972.	112668.	1303.78	. *   .
1996	126750.	133626.	-6876.01	* .   .
1997	153931.	149849.	4082.02	. *   .
1998	175640.	187826.	-12185.5	* .   .
1999	203444.	207773.	-4329.20	. *   .
2000	247303.	227314.	19988.9	. *   . *

收入(IMS)

Dependent Variable: LOG(IMS)

Method: Least Squares

Date: 12/22/01 Time: 13:51

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 6 iterations

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	9.225221	0.270753	34.07247	0.0000
GDP	7.88E-06	1.18E-06	6.679294	0.0000
FWPIF	-0.005981	0.002857	-2.093150	0.0462
AR(1)	0.853335	0.049884	17.10645	0.0000
R-squared	0.996265	Mean dependent var		10.48185
Adjusted R-squared	0.995834	S.D. dependent var		0.985866
S.E. of regression	0.063632	Akaike info criter		-2.547820
Sum squared resid	0.105276	Schwarz criterion		-2.360994
Log likelihood	42.21730	F-statistic		2311.694
Durbin-Watson stat	2.046436	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots		.85		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic		0.405612	Probability	0.671053
Obs*R-squared		0.980876	Probability	0.612358

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	8.75413	8.77226	-0.01814	. *   .
1972	8.76106	8.91293	-0.15187	*   .
1973	9.06855	8.95970	0.10885	.   . *
1974	9.22704	9.20931	0.01773	.  *   .
1975	9.24560	9.34746	-0.10186	*   .
1976	9.46628	9.40193	0.06434	.     *
1977	9.65574	9.59872	0.05702	.     *
1978	9.90229	9.77078	0.13151	.     . *
1979	10.0136	9.97893	0.03468	.     *
1980	9.95891	9.99809	-0.03918	. *   .
1981	10.0226	10.0246	-0.00197	. *   .
1982	10.0639	10.0969	-0.03306	. *   .
1983	10.1604	10.1804	-0.01996	. *   .
1984	10.2364	10.2588	-0.02236	. *   .
1985	10.2374	10.3189	-0.08149	*   .
1986	10.4087	10.3954	0.01335	.  *   .
1987	10.5903	10.5726	0.01765	.  *   .
1988	10.7187	10.7510	-0.03233	. *   .
1989	10.8767	10.8235	0.05327	.     *
1990	11.0067	10.9999	0.00677	.  *   .
1991	11.1826	11.1596	0.02304	.     *
1992	11.2339	11.2577	-0.02383	. *   .
1993	11.2941	11.3053	-0.01115	. *   .
1994	11.4895	11.4008	0.08874	.     . *
1995	11.6914	11.6483	0.04305	.     *
1996	11.8245	11.8279	-0.00340	. *   .
1997	11.8558	11.9345	-0.07862	*   .
1998	11.6064	11.5945	0.01193	.  *   .
1999	11.8597	11.8762	-0.01657	. *   .
2000	12.0424	12.0785	-0.03616	. *   .

政府支出(GCON)

Dependent Variable: LOG(GCON)

Method: Least Squares

Date: 12/22/01 Time: 14:09

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	0.822154	0.230225	3.571091	0.0014
G(GCON(-1))	0.638129	0.119265	5.350491	0.0000
LOG(GDP)	0.234440	0.081408	2.879831	0.0077
R-squared	0.996414	Mean dependent var		10.02989
Adjusted R-squared	0.996148	S.D. dependent var		0.431202
S.E. of regression	0.026761	Akaike info criter		-4.309101
Sum squared resid	0.019336	Schwarz criterion		-4.168982
Log likelihood	67.63652	F-statistic		3751.141
Durbin-Watson stat	1.734250	Prob(F-statistic)		0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.172473	Probability	0.842574
Obs*R-squared	0.408301	Probability	0.815340

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	9.31812	9.31040	0.00771	.   * .
1972	9.35952	9.36279	-0.00327	. *  .
1973	9.35652	9.41648	-0.05997	*  .
1974	9.46066	9.43128	0.02937	.   .*
1975	9.53796	9.51258	0.02538	.   *
1976	9.56922	9.58679	-0.01756	. *  .
1977	9.62783	9.62910	-0.00127	. *  .
1978	9.71365	9.68673	0.02693	.   *
1979	9.72604	9.75749	-0.03145	*  .
1980	9.79213	9.76044	0.03169	.   .*
1981	9.83982	9.81730	0.02252	.   *
1982	9.84545	9.86414	-0.01869	.*  .
1983	9.87484	9.89156	-0.01671	. *  .
1984	9.88628	9.92890	-0.04262	*  .
1985	9.93632	9.95090	-0.01458	. *  .
1986	10.0157	10.0072	0.00845	.   * .
1987	10.0758	10.0823	-0.00650	. *  .
1988	10.1510	10.1440	0.00703	.  *  .
1989	10.2325	10.2058	0.02666	.   *
1990	10.3043	10.2780	0.02634	.   *
1991	10.3742	10.3445	0.02969	.   .*
1992	10.4316	10.4015	0.03007	.   .*
1993	10.4764	10.4507	0.02571	.   *
1994	10.4952	10.4978	-0.00264	. *  .
1995	10.5032	10.5299	-0.02663	*  .
1996	10.5818	10.5503	0.03150	.   .*
1997	10.5962	10.6119	-0.01569	. *  .
1998	10.5921	10.6049	-0.01281	. *  .
1999	10.6048	10.6265	-0.02168	.*  .
2000	10.6174	10.6544	-0.03698	*  .

潜在 GDP (POTGDP)

Dependent Variable: POTGDP  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/19/01 Time: 20:21  
 Sample: 1970 2000  
 Included observations: 31  
 Convergence achieved after 27 iterations  
 Backcast: 1969

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	-48448.23	14147.97	-3.424394	0.0021
LET*LHY/1000	3.587626	0.439903	8.155495	0.0000
KSP	0.122719	0.005130	23.92122	0.0000
D9800	36467.55	4595.028	7.936306	0.0000
MA(1)	0.920239	0.142836	6.442618	0.0000
R-squared	0.999122	Mean dependent var		209625.5
Adjusted R-squared	0.998987	S.D. dependent var		130410.8
S.E. of regression	4150.068	Akaike info criteri		19.64633
Sum squared resid	4.48E+08	Schwarz criterion		19.87762
Log likelihood	-299.5181	F-statistic		7399.400
Durbin-Watson stat	1.283264	Prob(F-statistic)		0.000000

Inverted MA Roots -0.92

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.853827	Probability	0.178377
Obs*R-squared	4.148206	Probability	0.125669

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1970	56209.0	54417.6	1791.37	.   * .
1971	61374.9	59836.0	1538.87	.   * .
1972	66737.4	65762.6	974.778	.  * .
1973	72338.3	72224.3	114.035	. * .
1974	78219.5	75977.5	2241.95	.  * .
1975	84422.3	83642.5	779.893	.  * .
1976	90988.4	93626.6	-2638.22	. *   .
1977	97959.3	99731.8	-1772.48	. *   .
1978	105377.	110834.	-5456.28	*.   .
1979	113286.	112430.	855.766	.  * .
1980	121730.	126449.	-4719.03	*   .
1981	130755.	130353.	402.021	. * .
1982	140410.	144513.	-4103.14	. *   .
1983	150745.	148679.	2065.56	.  * .
1984	161815.	160276.	1538.73	.  * .
1985	173676.	171074.	2602.02	.  * .
1986	186389.	186834.	-445.143	. *  .
1987	200018.	199962.	55.1144	. * .
1988	214631.	212889.	1741.73	.  * .
1989	230302.	226626.	3676.10	.  * .
1990	247110.	244491.	2619.29	.  * .
1991	265138.	264401.	736.635	.  * .
1992	284475.	281602.	2873.32	.  * .
1993	305218.	304404.	814.787	.  * .
1994	327471.	328358.	-887.458	. *  .
1995	351343.	355895.	-4552.29	*   .
1996	376952.	380399.	-3447.03	. *   .
1997	404427.	408022.	-3595.23	. *   .
1998	433902.	444965.	-11062.8	*   .
1999	465524.	461269.	4254.62	.  * .
2000	499449.	488383.	11066.6	.   . *

就業者數 (LET)

Dependent Variable: LOG(LET)

Method: Least Squares

Date: 12/25/01 Time: 11:09

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 7 iterations

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	9.728100	0.193473	50.28153	0.0000
GDP	7.02E-07	2.44E-07	2.879477	0.0079
D9800	-0.040274	0.017157	-2.347403	0.0268
AR(1)	0.927608	0.028577	32.46017	0.0000
R-squared	0.997039	Mean dependent var		9.650236
Adjusted R-squared	0.996697	S.D. dependent var		0.230783
S.E. of regression	0.013263	Akaike info criter		-5.684121
Sum squared resid	0.004574	Schwarz criterion		-5.497295
Log likelihood	89.26182	F-statistic		2918.210
Durbin-Watson stat	1.827984	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots		.93		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic		0.372412	Probability	0.692983
Obs*R-squared		0.903006	Probability	0.636670

```

=====
obs   Actual   Fitted  Residual   Residual Plot
=====
1971  9.20493  9.21783 -0.01291 |      *   |   .   |
1972  9.24754  9.24799 -0.00045 |      .   |  *   |
1973  9.30036  9.29112  0.00924 |      .   | *   |
1974  9.34321  9.33871  0.00450 |      .   | *   |
1975  9.36657  9.37854 -0.01196 |      *   |   .   |
1976  9.42642  9.40339  0.02303 |      .   |   . * |
1977  9.45814  9.45933 -0.00119 |      .   |  *   |
1978  9.50391  9.48916  0.01475 |      .   |  . * |
1979  9.51797  9.53114 -0.01317 |      *   |   .   |
1980  9.52391  9.53743 -0.01352 |      *   |   .   |
1981  9.54845  9.54975 -0.00130 |      .   | *   |
1982  9.57352  9.57391 -0.00038 |      .   |  *   |
1983  9.58225  9.60124 -0.01899 |     * . |   .   |
1984  9.57700  9.60860 -0.03161 | *     . |   .   |
1985  9.61380  9.60307  0.01073 |      .   |  . * |
1986  9.64892  9.64348  0.00544 |      .   | *   |
1987  9.70223  9.67842  0.02381 |      .   |   . * |
1988  9.73323  9.72972  0.00351 |      .   | *   |
1989  9.77338  9.75417  0.01921 |      .   |   . * |
1990  9.80284  9.79761  0.00522 |      .   | *   |
1991  9.83505  9.82787  0.00718 |      .   | *   |
1992  9.85393  9.85290  0.00103 |      .   |  *   |
1993  9.86931  9.87193 -0.00262 |      .   | *   |
1994  9.89873  9.89388  0.00485 |      .   | *   |
1995  9.92486  9.92566 -0.00080 |      .   |  *   |
1996  9.94353  9.94766 -0.00414 |      .   | *   |
1997  9.95731  9.96256 -0.00525 |      .   | *   |
1998  9.90319  9.90208  0.00111 |      .   |  *   |
1999  9.91744  9.93783 -0.02039 |     * . |   .   |
2000  9.95518  9.95012  0.00506 |      .   | *   |
=====

```

賃金 (W)

Dependent Variable: LOG(W)  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/23/01 Time: 05:30  
 Sample(adjusted): 1972 2000  
 Included observations: 29 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 13 iterations

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	4.980529	0.748070	6.657839	0.0000
LOG(W(-1))	0.331574	0.109731	3.021700	0.0061
LOG(PGDP)	0.828760	0.151550	5.468564	0.0000
GDP/(LET*LHY/1000)	0.082849	0.018006	4.601231	0.0001
D98	-0.099238	0.023284	-4.262106	0.0003
AR(1)	0.595936	0.155759	3.826003	0.0009
R-squared	0.999658	Mean dependent var		12.66234
Adjusted R-squared	0.999584	S.D. dependent var		1.303629
S.E. of regression	0.026603	Akaike info criter		-4.233564
Sum squared resid	0.016278	Schwarz criterion		-3.950675
Log likelihood	67.38667	F-statistic		13442.29
Durbin-Watson stat	1.679480	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots		.60		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic		1.415459	Probability	0.265048
Obs*R-squared		3.444963	Probability	0.178622

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1972	10.0932	10.0776	0.01566	.   * .
1973	10.2019	10.2481	-0.04617	* .   .
1974	10.4785	10.4705	0.00793	.  * .
1975	10.7368	10.7696	-0.03284	*.   .
1976	11.0407	11.0156	0.02514	.   * .
1977	11.3188	11.2754	0.04340	.   . * .
1978	11.6191	11.5811	0.03799	.   . * .
1979	11.8683	11.8573	0.01097	.  * .
1980	12.0786	12.1003	-0.02177	. *   .
1981	12.2666	12.2877	-0.02113	. *   .
1982	12.4130	12.4044	0.00864	.  * .
1983	12.5177	12.5338	-0.01610	. *   .
1984	12.6012	12.6322	-0.03104	*.   .
1985	12.6894	12.6938	-0.00443	. *   .
1986	12.7684	12.7927	-0.02423	*   .
1987	12.8650	12.8803	-0.01530	. *   .
1988	13.0089	13.0080	0.00090	. * .
1989	13.2005	13.1360	0.06444	.   . *
1990	13.3728	13.3635	0.00933	.  * .
1991	13.5340	13.5295	0.00458	.  * .
1992	13.6754	13.6597	0.01569	.  * .
1993	13.7903	13.7876	0.00275	.  * .
1994	13.9099	13.9089	0.00095	. * .
1995	14.0161	14.0337	-0.01760	. *   .
1996	14.1285	14.1205	0.00798	.  * .
1997	14.1962	14.2225	-0.02630	*   .
1998	14.1709	14.1728	-0.00181	. * .
1999	14.2850	14.2881	-0.00305	. *   .
2000	14.3621	14.3567	0.00543	.  * .

GDP 환가지수 (PGDP)

Dependent Variable: PGDP

Method: Least Squares

Date: 12/24/01 Time: 10:53

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	-18.56114	7.443978	-2.493444	0.0193
PGDP(-1)	1.107792	0.048373	22.90124	0.0000
W	7.01E-06	3.13E-06	2.243533	0.0336
GDP/POTGDP	20.31252	7.527273	2.698522	0.0121
R-squared	0.997174	Mean dependent var		54.87000
Adjusted R-squared	0.996848	S.D. dependent var		35.78196
S.E. of regression	2.008863	Akaike info criteri		4.356581
Sum squared resid	104.9238	Schwarz criterion		4.543407
Log likelihood	-61.34871	F-statistic		3058.265
Durbin-Watson stat	1.286171	Prob(F-statistic)		0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.543827	Probability	0.234034
Obs*R-squared	3.419625	Probability	0.180900

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	5.50000	6.80862	-1.30862	. *   .
1972	6.50000	6.84178	-0.34178	. *   .
1973	7.50000	8.63938	-1.13938	. *   .
1974	9.80000	9.54894	0.25106	.  * .
1975	12.4000	11.7641	0.63585	.  * .
1976	15.3000	15.1577	0.14232	. *   .
1977	17.8000	18.6751	-0.87511	. *   .
1978	22.1000	21.5210	0.57896	.  * .
1979	26.4000	25.9770	0.42301	.  * .
1980	32.9000	28.6358	4.26422	.   . *
1981	38.7000	35.4117	3.28828	.   . *
1982	41.5000	41.5781	-0.07806	. *   .
1983	43.9000	45.0799	-1.17989	. *   .
1984	46.4000	47.7369	-1.33692	. *   .
1985	48.5000	50.1568	-1.65677	. *   .
1986	51.0000	52.9615	-1.96148	*   .
1987	53.9000	56.1749	-2.27486	*   .
1988	58.0000	59.5835	-1.58352	. *   .
1989	61.3000	63.2198	-1.91976	. *   .
1990	67.9000	66.4963	1.40366	.  * .
1991	75.2000	73.4097	1.79030	.  * .
1992	81.0000	80.3116	0.68842	.  * .
1993	86.7000	85.6311	1.06894	.  * .
1994	93.3000	91.2674	2.03263	.  * .
1995	100.000	98.0419	1.95809	.  * .
1996	103.900	104.335	-0.43486	. *   .
1997	107.200	107.523	-0.32267	. *   .
1998	112.600	108.666	3.93352	.   . *
1999	110.300	114.061	-3.76055	*   .
2000	108.600	110.885	-2.28503	*   .

## □ 輸出환가지수 (PX)

Dependent Variable: LOG(PX)

Method: Least Squares

Date: 12/20/01 Time: 10:05

Sample(adjusted): 1971 2000

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 15 iterations

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	0.915873	0.315370	2.904124	0.0076
LOG(PM)	0.590589	0.084529	6.986857	0.0000
LOG(W/EXR)	0.126859	0.028313	4.480661	0.0001
D9800	-0.222796	0.054974	-4.052738	0.0004
AR(1)	0.598045	0.225135	2.656385	0.0136
R-squared	0.981067	Mean dependent var		4.248080
Adjusted R-squared	0.978038	S.D. dependent var		0.326273
S.E. of regression	0.048353	Akaike info criter		-3.069573
Sum squared resid	0.058450	Schwarz criterion		-2.836040
Log likelihood	51.04360	F-statistic		323.8592
Durbin-Watson stat	1.700561	Prob(F-statistic)		0.000000

Inverted AR Roots .60

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.907992	Probability	0.171136
Obs*R-squared	4.269079	Probability	0.118299

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1971	3.43399	3.43861	-0.00463	. * .
1972	3.44681	3.45546	-0.00865	. *  .
1973	3.68135	3.63473	0.04662	.   *
1974	3.91602	3.93461	-0.01859	. *   .
1975	3.84160	3.96282	-0.12122	*  .
1976	3.95316	3.91449	0.03867	.   *.
1977	4.04305	4.01489	0.02816	.   * .
1978	4.14472	4.10920	0.03552	.   * .
1979	4.32281	4.27857	0.04424	.   *.
1980	4.36564	4.39194	-0.02630	. *   .
1981	4.39815	4.40724	-0.00909	. *  .
1982	4.36310	4.36227	0.00083	. * .
1983	4.32413	4.34020	-0.01607	. *   .
1984	4.35799	4.34352	0.01447	.  * .
1985	4.32015	4.33249	-0.01234	. *  .
1986	4.34120	4.29997	0.04123	.   *.
1987	4.43675	4.39235	0.04440	.   *.
1988	4.56435	4.52196	0.04238	.   *.
1989	4.61512	4.57229	0.04283	.   *.
1990	4.58395	4.57553	0.00842	.  * .
1991	4.57471	4.54875	0.02596	.   * .
1992	4.54648	4.54571	0.00077	. * .
1993	4.50756	4.52876	-0.02121	. *   .
1994	4.53367	4.52061	0.01306	.  * .
1995	4.60517	4.57833	0.02684	.   * .
1996	4.46361	4.56958	-0.10597	* .   .
1997	4.36945	4.40127	-0.03182	. *   .
1998	4.14313	4.09024	0.05290	.   *
1999	4.12066	4.16213	-0.04146	. *   .
2000	4.12390	4.21384	-0.08994	* .   .

金利 (RCB)

Dependent Variable: RCB

Method: Least Squares

Date: 12/25/01 Time: 11:24

Sample(adjusted): 1972 2000

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	CoefficientStd	Error-Statistic	T-Statistic	Prob
C	14.02126	1.079876	12.98414	0.0000
(GI-NS-DNPF0)/GDP	144.7510	65.41944	2.212660	0.0367
(PGDP-PGDP(-1))/PGD	30.16631	5.790058	5.210020	0.0000
P	7.181545	1.110444	6.467271	0.0000
D7981	-5.389412	2.061904	-2.613803	0.0152
D9800				
R-squared	0.905336	Mean dependent var		16.96121
Adjusted R-squared	0.889559	S.D. dependent var		5.064270
S.E. of regression	1.682992	Akaike info criteri		4.034609
Sum squared resid	67.97910	Schwarz criterion		4.270350
Log likelihood	-53.50183	F-statistic		57.38223
Durbin-Watson stat	1.469794	Prob(F-statistic)		0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.284838	Probability	0.296658
Obs*R-squared	3.033032	Probability	0.219475

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot		
1972	23.3000	19.5269	3.77315	.	.	*
1973	20.0000	18.6612	1.33877	.	*	.
1974	21.1000	23.2402	-2.14021	*	.	.
1975	20.1500	22.0710	-1.92103	*	.	.
1976	20.4250	21.0939	-0.66885	.	*	.
1977	20.0750	18.8897	1.18531	.	.	*
1978	21.0500	21.1614	-0.11135	.	*	.
1979	26.7000	26.8744	-0.17444	.	*	.
1980	30.0500	28.2615	1.78850	.	.	*
1981	24.4000	26.0141	-1.61407	*	.	.
1982	17.2250	16.2738	0.95115	.	.	*
1983	14.2250	14.8384	-0.61343	.	*	.
1984	14.1250	14.6209	-0.49595	.	*	.
1985	14.2000	14.3630	-0.16302	.	*	.
1986	12.7750	14.7112	-1.93624	*	.	.
1987	12.8250	15.0899	-2.26492	*	.	.
1988	14.4500	14.7993	-0.34930	.	*	.
1989	15.2250	14.1201	1.10487	.	.	*
1990	16.4000	16.0251	0.37495	.	*	.
1991	18.8750	16.2030	2.67196	.	.	*
1992	16.3000	15.0375	1.26252	.	.	*
1993	12.6250	14.1045	-1.47953	*	.	.
1994	12.9250	14.4242	-1.49920	*	.	.
1995	13.8250	14.1924	-0.36741	.	*	.
1996	11.8750	12.4495	-0.57451	.	*	.
1997	13.4000	11.4777	1.92226	.	.	*
1998	15.1000	13.4678	1.63215	.	.	*
1999	8.86000	10.8462	-1.98624	*	.	.
2000	9.39000	9.03591	0.35409	.	*	.

□ 著者 略歷 □

---

● 白 和 宗

美國 University of Southern California 經濟學 博士

美國 University of Southern California 經濟學 碩士

現 韓國保健社會研究院 研究委員

〈主要 著書〉

『國民年金基金運用體系의 效率化 方案 研究』, 韓國保健社會研究院, 2000.(共著)

『障礙豫防戰略과 社會·經濟的 效果分析』, 保健福祉部·韓國保健社會研究院, 2000.(共著)

---

● 金 秀 鳳

오스트리아 빈 國立大 商經大 社會政策學 博士課程 修了

延世大學校 大學院 經濟學 碩士

現 韓國保健社會研究院 責任研究員

---

研究報告書 2001-18

---

**國民年金의 經濟的 波及效果( I )**

— 巨視計量模型 시뮬레이션 —

Analysis of the Economic Impact of the National Pension ( I ): A Macroeconometric Model Simulation

---

2001年 12月 日 印刷 價 6,000원

2001年 12月 日 發行

著 者 白 和 宗 外

發行人 鄭 敬 培

發行處 韓國保健社會研究院

서울特別市 恩平區 佛光洞 山42-14

代表電話 : 02) 380-8000

登 錄 1994年 7月 1日 (第8-142號)

印 刷 예원기획

© 韓國保健社會研究院 2001

---

ISBN 89-8187-252-X 93330

