

主要 巨視經濟變數에 대한 國民年金基金의 敏感度分析

白 和 宗

1988년 국민연금제도의 도입 이후 기금적립금 규모는 지속적으로 막대한 규모로 증가하고 있어 국민연금기금이 금융부문은 물론 경제전반에 미치는 파급효과가 매우 클 것으로 예상된다. 따라서 본고에서는 국민연금부문을 포함한 거시계량모형을 구축하여 GDP, 임금수준, GDP환가지수, 고용수준 및 회사채유통수익률 등의 주요 거시경제변수들의 국민연금기금에 대한 민감도 분석을 통하여 국민연금기금이 이들 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하였다.

또한 국민연금기금은 현재의 빠른 기금증가에도 불구하고 저부담-고급여 구조와 인구구조의 고령화 등으로 장기적 관점에서는 재정건전성이 문제로 지적되고 있는 바, 분석은 국민연금 기금규모의 변화가 거시경제변수에 미치는 파급효과를 장기적인 문제점중의 하나인 재정건정성 문제에 대한 근본적인 해결방안인 '보험료의 증가'와 '급여의 감소' 두 가지 시나리오 하에 분석하였다. 분석결과, 주요 거시경제변수의 적립기금 단위변화에 대한 민감도의 크기는 보험급여의 감소에 의한 경우가 보험료증가에 의한 경우보다 크게 나타났다. 주요 거시경제변수별 민감도의 크기는 두 시나리오 모두 회사채유통수익률, 임금수준, GDP, GDP환가지수, 고용수준의 순으로 나타났다.

주요용어: 국민연금기금, 회사채유통수익률, GDP, 임금수준, 민감도

I. 序論

국민연금의 기금적립금 규모는 2000년말 60.6조에 이르렀으며 2010년에는 248.9조에 달하고 2020년에는 516.7조로 GDP대비 43.4%에 달할 것으로 전망되고 있다. 이러한 지속적인 기금규모의 증가는 금융부문은 물론 경제전반에 미치는 파급효과가 매우 클 것으로 예상된다. 그러나 이러한 기금규모의 급속한 증가에도 불구하고 국민연금제도는 국민연금의 저부담-고급여 구조와 인구구조의 고령화로 인해 장기적으로 재정건전성이 문제로 지적되고 있다. 따라서 본고에서는 국민연금-거시계량모형을 설정·추정하고 이를 바탕으로 재정건전성 제고를 위한 수단인 보험료의 인상과 보험급여의 축소를 통한 국민연금기금의 변화가 국내총생산(GDP), GDP환가지수, 고용수준 및 회사채유통수익률 등의 거시경제 변수에 미치는 파급효과를 비교·분석하고자 한다.

본고의 국민연금-거시계량모형은 기본적으로는 케인지안 소득-지출 접근법을 바탕으로 한 수요중심 모형이나 공급측면의 제약요인을 고려한 일반균형모형(General Equilibrium Model)이다. 공급측면의 제약은 잠재GDP생산함수(Potential GDP Production Function)에 의하여 추정된 잠재GDP와 실제GDP의 비인 ‘잠재GDP 대비 실제GDP 비율’이 물가변동의 요인으로 작용하고, 물가변동은 실질잔고의 변동을 통하여 실물부문과 연결됨으로써 모형에 반영된다.

국민연금-거시계량모형은 우선 수요측면(Demand Side)과 공급측면(Supply Side)으로 구성되고, 전자는 다시 민간수요부문, 정부부문, 국민연금부문으로 구분되며, 후자는 생산-노동부문, 임금-물가부문 및 금융부문으로 구분된다. 이상과 같이 6개 부문으로 구성된 국민연금-거시계량모형을 구성하는 방정식은 행태방정식(Behavioral Equation) 12개, 정

의식(Definitions) 4개와 항등식(Identity) 1개 등 총 17개 방정식으로 구성된다. 이러한 방정식들은 내생변수(Endogenous Variable) 17개와 외생변수(Exogenous Variable) 16개 등 총 35개의 변수로 이루어진다. 모형의 추정에 사용된 통계자료는 1970년부터 2000년까지 국민소득계정의 시계열 자료(Time Series Data)이고, 실질변수들은 1995년 불변가격을 기준으로 하고 있다. 대부분 거시경제변수자료의 자료원은 한국은행의 「국민계정」과 「조사통계월보」라 할 수 있으며, 잠재GDP는 시간추세(Time Trend)분석을 통하여 직접 산출하였다.

이러한 국민연금-거시계량모형을 바탕으로 국민연금 기금규모의 변화가 주요 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하기 위하여 현행 국민연금제도가 안고 있는 장기적인 문제점중의 하나인 기금고갈문제에 대한 근본적인 해결방안으로 ‘보험료의 증가’와 ‘급여의 감소’ 두 가지 시나리오를 설정하여, 각 시나리오에 따른 국민연금의 기금규모의 변화와 이러한 기금규모의 변화에 따른 거시경제변수의 민감도를 비교·분석하였다.

II. 模型의 特徵 및 基本構造

1. 模型의 基本構造

수요측면(Demand Side)의 민간수요부문, 정부부문, 국민연금부문과 공급측면(Supply Side)의 생산-노동부문, 임금-물가부문 및 금융부문의 6개 부문으로 구성된 국민연금-거시계량모형의 각 부문은 다시 세부항목으로 구성된다. 첫째, 부문인 민간수요부문은 총소비의 한 항목인 민간소비, 총고정자본형성 및 재고투자로 구성되는 총투자, 수출과 수입으로 구성되는 순수출로 구성된다. 둘째, 부문인 정부부문은 총소비의 또

다른 구성항목인 정부지출로 구성된다. 셋째, 부문인 생산-노동부문은 잠재GDP와 취업자수로 구성된다. 넷째, 부문인 임금-물가부문은 임금 및 GDP환가지수(GDP Deflator)와 수출단가지수로 구성된다. 다섯째 부문인 금융부문은 회사채유통수익률의 단일 항목으로 구성된다. 마지막 부문인 국민연금부문은 연도별연금기금증가액, 연금기금적립금 및 기금 운용수익으로 구성된다.

이러한 모형내의 각 부문별 주요 경제변수들의 결정과정을 살펴보면 다음과 같다.

1) 民間需要部門

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

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

셋째, 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.

2) 政府部門

정부부문은 정부가 재정지출을 통하여 경기조절 역할을 수행한다. 즉, 앞서 건설투자함수의 설정에서와 같이 정부는 재정지출을 통해 건설투자에 큰 영향을 미치게 되고, 이는 승수효과를 통하여 국민총생산에 영향을 미치게 된다.¹⁾

3) 生産-勞動部門

생산-노동부문은 공급분야의 제약을 모형에 반영하기 위한 잠재GDP 함수와 노동공급을 반영하는 취업자함수로 구성된다.

첫째, 잠재GDP함수는 자본과 노동을 생산요소로 하는 일반적인 콥-다글라스 생산함수(Cobb-Douglas Production Function)를 가정한다.

둘째, 취업자수는 주로 경기변화에 따라 영향을 받는 것을 고려하여

1) 박무환(1998)은 국민연금기금의 일부가 『공공자금기금관리법』에 근거하여 중앙정부에 차입되어 정부재정의 재원으로 활용되므로 국민연금기금을 정부지출을 증가시키는 요인으로 보아 설명변수로 설정하였음. 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 됨.

GDP를 설명변수로 한다.

4) 賃金-物價部門

임금-물가부문에서는 임금수준, GDP환가지수와 수출단가지수가 결정된다.

첫째, 임금수준은 물가수준과 노동생산성에 결정되는 것이 일반적이다. 따라서 임금수준은 GDP환가지수와 노동생산성의 함수로 설정하며, 여기에 명목임금의 하방경직성(Wage Rigidity)을 고려하여 전기의 임금수준을 설명변수에 포함한다.

둘째, GDP환가지수는 생산원가중 주요 부문을 차지하는 임금수준과 공급측면의 제약을 반영하는 잠재GDP 대비 실제GDP(Realized GDP) 비율을 포함한다. 즉, 호경기의 경우 실제GDP가 잠재GDP를 넘어서는 경우 물가상승압력으로 나타나게 된다. 또한 물가에 대한 적응적 기대효과(Adaptive Expectation)를 포함하기 위하여 GDP환가지수의 시차변수(Lagged Dependent Variable)를 설명변수에 포함하였다.

셋째, 수출단가지수는 국내경제를 해외부문과 연계시키는 주요 내생변수라 할 수 있다. 수출단가지수함수는 국내상품의 원가구성요소인 설명변수로는 환율로 조정된 국내임금수준과 우리 수출상품의 경우 수입 자본재 및 원자재의 비중이 높은 점을 감안하여 수입중간재의 가격을 나타내는 수입단가지수를 설명변수로 설정하였다.

5) 金融部門

금융부문은 자본주의 경제체제에서 자본의 배분(Allocation of Capital) 및 이자율(Interest Rate)을 통해 투자를 비롯한 타 거시경제변수들에 영향을 미치는 중요한 역할을 담당하게 된다. 그러나 우리나라의 경우 선진국에 비해 자본시장의 발달이 미약한 수준이다. 또한 과거에는 금융시장이 정부금융시장과 민간금융시장으로 이원화되어 있었으며, 금리수준 역

시 정부의 직·간접적인 규제하에 있었다해도 과언이 아니다. 이러한 사실들을 고려하고 복잡한 설정에 따른 발생오차의 누적을 방지한다는 입장에서 금융부문은 회사채유통수익률함수 하나로 처리하여 단순화하였다.

6) 國民年金部門

국민연금부문은 외생변수로 처리된 연금보험료 및 연금급여의 변화가 내생변수인 국민연금기금의 규모를 변화시키고, 이러한 기금규모의 변화가 주요 거시경제변수들을 얼마나 변화시키는가를 분석(Sensitivity Analysis)하기 위한 내생변수인 연도별연금기금증가액, 국민연금기금적립금 및 기금운용수익의 정의식으로 구성된다.

첫째, 연도별연금기금증가액은 연금수입총액에서 연금급여총액을 제외한 금액이 되며, 연금수입은 가입자의 보험료와 연금기금의 운용을 통한 기금운용수익으로 구성된다. 그러나 지출측면의 관리운영비는 연도별연금기금증가액의 정의식에서 고려하지 않았다.

둘째, 국민연금기금적립금은 연도별연금기금증가액이 연차별로 쌓인 금액인 연도별연금기금증가액의 누적합(Cumulative Sum)이다.

셋째, 기금운용수익은 연금기금적립금의 규모와 기금운용수익률에 의하여 결정된다. 기금운용수익률은 자본시장의 여건과 기금운용담당자(Fund Manager)들의 기금운용능력에 의하여 결정되는 것이 일반적이다. 그러나 본 연구는 기금운용담당자들의 운용능력에 대한 연구보다는 기금규모의 변화가 주요 거시경제변수에 미치는 파급효과를 연구 대상으로 하고 있는 바, 과거의 기금운용수익률을 외생변수로 처리하였다.

2. 模型의 特徵

국민연금-거시계량모형은 연간거시계량모형으로, 거시경제이론적 관점에서는 기본적으로는 국민경제의 지출측면에 의해서 국민총생산이 결정되는 케인즈적 ‘소득-지출 모형’이라 할 수 있다. 그러나 본 모형은 공

급측면의 제약이 보완된 일반균형모형이다. 즉, 공급측면의 제약은 잠재 GDP 생산함수에 의하여 추정된 잠재GDP와 실제GDP의 비인 '잠재GDP 대비 실제GDP 비율'이 물가변동의 요인으로 작용하고, 물가변동은 실질잔고의 변동을 통하여 실물부문과 연결됨으로써 모형에 반영된다. 따라서 공급측면의 제약은 잠재국내총생산(Potential GDP)을 추정하는 잠재GDP생산함수로 집약이 될 수 있다.

국민연금과 관련된 자료는 국민연금제도가 도입된 1988년부터 이용 가능하다. 이에 따라 국민연금관련 자료를 행태방정식의 설명변수로 포함하는 경우에 있어서는 자료의 표본기간이 너무 짧아지는 문제가 발생한다. 따라서 자료의 표본수 부족에서 발생하는 추정방정식의 설명력 상의 문제를 극복하고자 국민연금제도와 관련된 변수들인 연금보험료, 연금급여, 연도별연금기금증가액들을 행태방정식 설명변수의 한 구성요소로 포함시켰다. 즉, 민간소비함수의 설명변수의 하나인 가처분소득(Disposable Income)은 국내총생산(GDP)에서 내국세(National Tax)와 연금보험료를 빼고 연금급여를 더하는 것으로 정의된다. 이 경우 국민연금제도 도입이전시기인 1970년부터 1987년까지는 연금관련변수가 '0'으로 처리되고, 1988년 이후부터 가처분소득에 영향을 주게되어 표본기간에는 영향을 주지 않게 된다.²⁾

국민연금-거시계량모형은 앞서 언급한 바와 같이 국민연금제도의 도입에 따라 현재 빠른 속도로 증가하고 있는 국민연금 적립기금이 국내총소득, GDP환가지수, 회사채유통금리, 취업자수 등의 주요 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하는 것을 목적으로 하고 있다.

국민연금기금은 보험료총액과 기금운용수익 및 보험급여총액에 의하

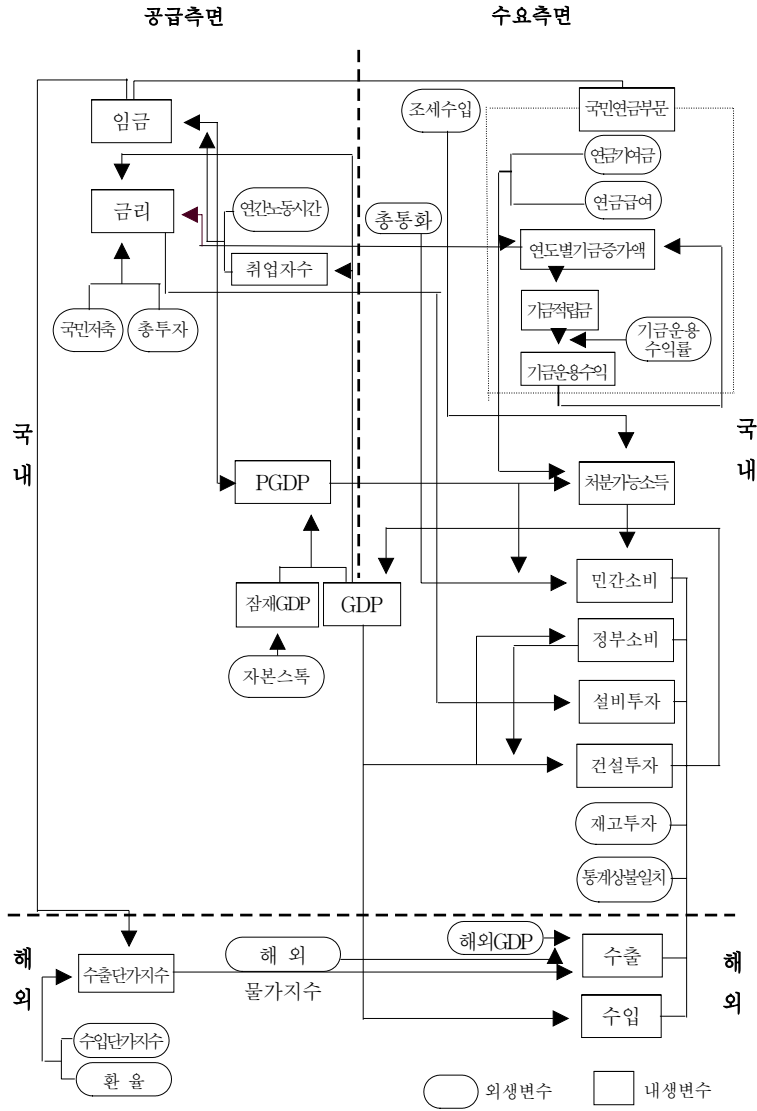
2) 이처럼 연금관련 변수가 행태방정식의 설명변수 하나를 구성하는 요소가 되는 경우에는 연금변수의 변화에 따른 종속변수의 변화를 직접적으로 추정할 수 없는 단점이 발생하긴 하나, 행태방정식의 추정에 있어 일정수준의 자유도(Degree of Freedom) 확보의 어려움에 따라 발생하는 추정방정식의 신뢰성 손실은 연금관련변수의 관련 종속변수에 대한 효과를 간접적으로 추정함으로써 발생하는 손실보다 매우 치명적일 수 있음.

여 결정되는 연도별연금기금증가액이 누적적으로 적립됨으로써 이루어지게 된다. 일반균형모형하에서는 국민연금기금을 결정하는 보험료, 기금운용수익 및 보험급여에 대한 고려 없이 기금규모 그 자체를 외생적 충격(Exogenous Shock)으로 처리하여 기금규모의 변화가 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하는 것은 매우 불합리하다. 기금규모의 변화는 반드시 보험료, 기금운용수익 및 보험급여 규모의 변화에 의하여 발생하게 되고, 보험료 및 보험급여의 변화는 기금규모를 변화시킴과 동시에 가치분소득을 변화시키게 되며, 기금규모의 변화에 따른 기금운용수익의 변화 역시 회사채유통수익률을 변화시키게 되어 주요 거시경제변수에 영향을 미치게 된다.

한편, 연도별연금기금증가액의 구성요소의 하나인 기금운용수익은 연금기금의 규모와 기금을 운용하는 담당자들의 운용능력에 따라서 결정된다. 그러나 본 논문은 기금운용담당자의 능력에 대한 평가보다는 국민연금기금규모의 변화가 주요 거시경제변수에 미치는 파급효과를 분석하는 것을 목적으로 하는 바, 기금운용 담당자의 기금운용능력은 과거와 변화가 없다는 가정 하에 기금규모의 변화에 따른 거시경제변수의 파급효과를 분석하고자 기금운용수익률을 외생변수로 처리하였다. 따라서 본 모형에서는 국민연금보험료와 보험급여 및 기금운용수익률을 외생변수로 처리하고 이들 외생변수에 의하여 결정되는 연도별연금기금증가액, 국민연금적립기금 및 기금운용수익을 정의식에 의하여 결정되는 내생변수로 처리하여 모형을 구성하였다.

이상에서의 모형에 대한 설명을 흐름도(Flow-Chart)로 나타내면 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 국민연금-거시계량모형의 흐름도(A Flow Chart)



Ⅲ. 模型의 推定 및 檢定

1. 分析資料 및 推定方法

본 모형의 추정에 사용된 분석대상 통계자료는 1970년부터 2000년까지의 시계열 자료(Time Series Data)이고, 실질변수들은 1995년 불변가격을 기준으로 한다. 대부분 자료의 자료원은 한국은행의 「국민계정」과 「조사통계월보」라 할 수 있으며, 잠재 GDP는 시간추세(Time Trend)분석을 통하여 직접 산출한다.

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.

거시경제이론에 의하여 설정된 모형은 행태방정식 및 정의식 그리고 항등식 등으로 구성된 연립방정식체계(Simultaneous Equations System)를 갖추고 있다. 연립방정식 체계의 추정에 대하여는 2단계 최소자승법(Two Stage Least Squares), 3단계 최소자승법(Three Stage Least Squares), 우도함수(Likelihood Function)를 이용한 LIML(Limited Information Maximum Likelihood Estimation), FIML(Full Information Maximum Likelihood Estimation) 등의 정교한 계량경제학 이론이 존재한다. 그러나 이러한 방법들의 경우 먼저 연립방정식 시스템의 식별문제(Identification Problem)와 충분한 자유도(Degree of Freedom) 확보의 어려움이 따르게 된다. 따라서 통상적으로 추정량(Estimator)의 일치성(Consistency)을 다소 희생하더라도 모형의 기본골격을 유지할 수 있는 최소자승법(OLS)을 이용하여 개별 행태방정식을 추정하고자 한다.

이러한 개별 행태방정식(Behavior Equation)을 추정하는 단계에 있어

서는 추정식의 통계적인 적합도(Goodness of Fit) 여부를 판단하기 위한 각 추정계수에 대한 t-검정은 물론, 자기상관(Serial Correlation)여부의 판단을 위한 Durbin-Watson 검정통계량(D-W Statistics)을 이용한 검정, 시차종속변수(Lagged Dependent Variable)가 설명변수로 포함된 경우에는 Breusch-Godfrey의 LM 통계량을 이용한 검정을 실시한다. 한편, 교란항의 동분산성(Homoscedasticity)에 검정을 위한 White χ^2 -검정, 그리고 추정된 설명변수계수의 구조적 안정성(Structural Stability)을 검정하기 위해 Chow-검정 등을 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.³⁾

2. 推定 結果

1) 民間需要部門

(1) 民間消費

민간소비함수의 추정결과를 살펴보면, 그리고 1차 추정시 잔차항의 자기상관문제가 있어 이를 1차 이동평균을 가정하여 다시 추정하였다. 자기상관을 이동평균으로 보정 후 다시 추정한 결과 잔차항의 자기상관을 검정하기 위해 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 실시한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다. 그리고 설명변수의 계수는 거시경제이론상의 기대에서와 같이 종속변수인 민간소비와 모두 양의 관계를 보이고 있으며, 이들 계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게

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

나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.998로 매우 높게 나타났다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(PCON)} = & 6.920504602 + 1.417082977e^{-06}\text{DPI} + \\ & (12.27385) \quad (4.412462) \\ & 0.3693444449\text{LOG}(M3E \times 100 / \text{PGDP}) - 0.1236206277\text{D98} + \\ & (23.13640) \quad (-6.221973) \\ & [\text{MA}(1) = 0.9899081646, \text{BACKCAST} = 1971] \dots\dots\dots (1) \\ & (2868.030) \end{aligned}$$

R^2	0.998531		
$\overline{R^2}$	0.998296		
D-W	1.530189		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.645367	Probability	0.214852
Obs*R-squared	3.751863	Probability	0.153212

(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.

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

(3) 建設投資

건설투자함수의 경우도 잔차항의 자기상관문제가 있어 이를 1차 이동평균을 가정하여 추정하였다. 자기상관을 보정한 후의 추정결과는 설명변수의 계수가 거시경제이론상의 기대와 같이 종속변수인 건설투자와 모두 양의 관계를 보이고 있으며, 이들 계수의 t-검정 통계량들도 매우

높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.989로 매우 높게 나타났다으며, 자기상관을 이동평균으로 보정한 추정식의 잔차항의 자기상관을 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

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

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

(4) 設備投資

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 상관없이 자기상관이 없다는 귀무가설 ($H_0; \rho=0$)을 검정하는 B-G LM 검정을 실시하였다. 그 결과 10% 유의수준에서도 귀무가설을 수락하여 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \text{LOG(IFM)} = & 1.456413 + 0.896830\text{LOG(IFM}(-1)) - \\ & (2.732081) (19.64745) \\ & 0.019406\text{RCB} - 0.424957\text{D98} + \\ & (-2.350555) \\ & [\text{MA}(1)=0.816827, \text{BACKCAST}=1972] \dots\dots\dots (4) \\ & (6.099071) \end{aligned}$$

R^2	0.988978		
$\overline{R^2}$	0.987141		
D-W	2.292769		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.834114	Probability	0.447534
Obs*R-squared	2.044033	Probability	0.359869

이와 같은 자기상관 보정후의 추정결과는 명목금리의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 설비투자와 음의 관계를 보이고 있으며 투자의 이력현상(Hysteresis)을 나타내는 시차종속변수(LDV)는 양의 관계를 나타내고 있다. 이들 회기계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.987로 매우 높게 나타났으며, 자기상관을 이동평균으로 보정한 추정식의 잔차항의 자기상관을 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

(5) 輸出

수출함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 1.15로 자기상관의 가능성이 있으나 B-G LM 검정결과로는 10% 유의수준 하에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다. 추정결과 해외GNP 및 상대가격의 회기계수는 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.

$$\begin{aligned} \text{EXS} = & -5187.930184 + 1.297154683\text{FGNP} + \\ & (-1.781883) \quad (5.269129) \\ & 80126.05966(\text{FWPIF}/\text{PX}) \dots\dots\dots (5) \\ & (22.48463) \end{aligned}$$

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

(6) 輸入

수입함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 2.05로 자기상관이 없는 것으로 나타났다. 추정결과 국내경기변동을 나타내는 GDP의 회기계수는 이론상의 기대와 같이 수입과 양의 관계를 보이고 있으며, 수입상품 및 용역의 가격을 나타내는 해외물가지수(FWPIF)는 음의 관계를 보이고 있다. 이들의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타났으며, 모형의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.996으로 매우 높게 나타났다.

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

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

(7) 國內總生產 恒等式

국내총생산(GDP)은 케인즈거시경제모형(Keynesian Macroeconomic Model)에서의 항등식(Identity)으로 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 차이인 순수출(Net Export)과 통계상 불일치(STD)로 구성된다.

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

2) 政府部門

거시경제모형에 있어 정부의 역할은 소비자로서의 역할과 정부의 역할과 기능의 수행에 필요한 자원마련을 위한 조세를 부과하고 징수하는 역할을 담당하고 있다. 이러한 정부의 역할 중 건설투자 설명변수의 하나로 사용되고 있는 정부지출(GCON)은 내생화하였으나, 정부의 수입원인 조세부문은 외생화하여 모형의 단순화를 기하였다.

(1) 政府支出

정부지출함수의 경우 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 1.73으로 자기상관문제는 없는 것으로 보인다. 그러나 이는 시차종속변수 LOG(GCON(-1))이 설명변수에 포함되어 있는 경우 D-W통계량은 편의

(Bias)가 발생하게 됨에 따라 Durbin-h 검정통계량을 사용하여야 한다. 그러나 B-G LM 검정은 시차종속변수를 설명변수로 포함하느냐의 여부에 관계없이 자기상관 문제를 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 나타났다고, 모형의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.996으로 매우 높게 나타났다.

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

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

3) 生産-勞動部門

생산-노동부문의 수요중심적인 케인즈적 거시계량모형을 보완하기 위한 공급측면의 제약을 모형에 반영하는 잠재GDP와 노동공급을 반영하는 취업자로 구성한다.

(1) 潛在GDP

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 회기계수는 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.

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

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

(2) 就業者數

취업자수함수는 추정시 잔차항의 자기상관문제가 발생하여 이를 1차 자기상관(First Order Autocorrelation)가정을 통하여 보정하였다. 자기상관을 보정후의 추정결과는 GDP의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 log(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 추정된 회기식의 잔차항의 자기상관여부를 B-G LM 검정(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{LET}) = & 9.728100 + 7.02e^{-07}\text{GDP} - 0.040274 \times \text{D9800} \\ & (50.28153) \quad (2.879477) \quad (-2.347403) \\ & [\text{AR}(1)=0.927608] \dots\dots\dots (10) \\ & (32.46017) \end{aligned}$$

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

4) 賃金－物價部門

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

(1) 賃金(月平均)

임금함수의 경우 회귀식의 추정후 D-W통계량이 1.68로 나타나 자기상관 문제가 없는 것으로 보인다. 그러나 시차종속변수 LOG(W(-1))가 추정회귀식의 설명변수에 포함되는 경우 D-W통계량은 편의(Bias)가 발생하게 됨에 따라 사용할 수 없고 대신 Durbin-h 검정통계량을 사용하는 것이 일반적이다. 그러나 본고에서는 정부지출함수의 경우에서와 같이 Durbin-h 검정통계량 대신 B-G LM 검정을 사용한 결과를 살펴보면 10%의 유의수준에서 자기상관 문제가 없는 것으로 나타나고 있다.

자기상관 보정후 임금함수의 추정결과는 log(PGDP) 및 단위노동시간당 GDP(GDP/(LET×LHY/1000))의 회귀계수가 이론상의 기대와 같이

log(W)와 양의 관계를 보이고 있으며, 임금의 자기시차변수와도 양의 관계를 나타내고 있다. 회귀계수들도 t-검정 결과 매우 유의미한 것으로 판단된다. 추정방정식의 설명력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.999로 매우 높게 나타났다.

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

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

(2) GDP換價指數(GDP Deflator)

GDP환가지수함수의 경우 잔차항의 자기상관문제를 검정하는 D-W통계량이 1.53으로 나타났으나 앞서 설비투자함수나 정부지출함수의 추정에서와 같이 자기시차변수(LDV)가 설명변수로 사용하고 있어 B-G LM 검정을 실시한 결과 10% 유의수준에서도 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

GDP환가지수 함수의 추정결과 임금수준(W) 및 물가에 영향을 주는 총수요압력을 나타내는 GDP/POTGDP 비율(GDP/POTGDP)의 회귀계수가 이론상의 기대와 같이 종속변수와 양의 관계를 보이고 있으며, GDP환가지수의 이력현상(Hysteresis)을 나타내는 시차종속변수(LDV)도 양의 관계를 나타내고 있다. 이들 회귀계수의 t-검정 통계량들도 매우 높게 나타나 회귀계수추정치가 매우 유의미하게 나타났다. 모형의 설명

력을 나타내는 $\overline{R^2}$ 도 0.997로 매우 높게 나타났다.

$$\begin{aligned}
 \text{PGDP} = & -18.39213 + 0.983252\text{PGDP}(-1) + 0.063025\text{PM} + \\
 & (-2.688272) \quad (86.36852) \quad (3.274757) \\
 & 17.35543(\text{GDP}/\text{POTGDP}) \dots\dots\dots (12) \\
 & (2.465345)
 \end{aligned}$$

R^2	0.997612		
$\overline{R^2}$	0.997337		
D-W	1.530637		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.806223	Probability	0.458271
Obs*R-squared	1.888667	Probability	0.388939

(3) 輸出單價指數

수출단가지수함수는 일차 추정시 잔차항의 자기상관문제로 1차 자기상관(First Order Autocorrelation)가정을 통하여 재추정하였다. 자기상관을 보정후의 추정결과는 달러표시임금수준(W/EXR)과 수입단가지수(PM)의 회기계수가 이론상의 기대와 같이 수출단가지수와 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 자기상관여부를 B-G LM 검정을 한 결과 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

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

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

5) 金融部門

금융부문의 경우 앞 절에서의 설명에서와 같이 거시경제에서의 그 중요성에도 불구하고 우리나라 금융시장의 발전수준 및 과거 정부의 금융 시장개입 등을 고려하여 회사채유통수익률(RCB)함수 하나로 단순화 하였다.

(1) 金利

회사채유통수익률함수의 추정시 잔차항의 자기상관여부를 검정하는 D-W통계량이 2.07로 자기상관의 가능성이 없는 것으로 나타났다.

명목금리함수의 추정결과는 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 0.919로 다른 행태방정식의 추정결과보다는 다소 낮게 나타났다.

$$\begin{aligned}
 RCB = & 15.03124 + 213.1387((GI-NS-DNPF0)/GDP) + \\
 & (15.67660)(4.501439) \\
 & 26.68680((PGDP-PGDP(-1))/PGDP(-1)) + \\
 & (5.856331) \\
 & 4.271714D7981 + 1.573633D91[MA(1)=0.958250] \dots\dots\dots (14) \\
 & (5.990138) \qquad (26.38742)
 \end{aligned}$$

R^2	0.933423		
$\overline{R^2}$	0.918949		
D-W	2.070282		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.310712	Probability	0.736237
Obs*R-squared	0.831033	Probability	0.659999

6) 國民年金部門

국민연금변수가 거시경제에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 모형에서는 국민연금 관련변수 중 연금보험료와 연금급여를 외생변수로 처리하고 연도별연금기금증가액과 기금적립금 및 기금운용수익은 정의식에 의하여 결정되는 내생변수로 처리하였다.

(1) 年度別 年金基金增加額

연금기금 규모의 빠른 증가로 연금의 수입에서 차지하는 비중이 높아지고 있으며, 아울러 연금기금이 국내금융시장에 미치는 효과가 증대함에 따라 거시경제에 미치는 파급효과의 크기가 커질 것을 예상하여 연금기금의 운용이 국민경제 내에서의 차지하는 순기능적 또는 역기능적 역할에 대한 논의가 활발히 이루어지고 있는 실정이다.

본 연구에서는 이러한 논의를 단순화하여 연도별 연금기금증가액(DNPF)을 외생변수인 연금보험료(NPC)와 연금급여액(NPB)의 차이에 기금운용수입(NPFR)을 더하여 산출한다. 이러한 연도별연금기금증가액은 금융부문의 회사채유통수익률함수 설명변수의 하나로 포함되어 국민연금기금의 변화가 금융시장의 금리변화를 통하여 타 경제부문에 그 영향을 간접적으로 미치게 되어, 본 국민연금-거시계량 모형에 있어 중요한 역할을 담당하게 된다.

$$DNPF = NPC + NPFR - NPB \dots\dots\dots (15)$$

(2) 基金積立金

기금적립금은 전년도의 기금적립금에 당해연도의 연도별연금기금증가액을 더하여 얻게 된다.

$$NPF = NPF(-1) + DNPF \dots\dots\dots (16)$$

(3) 基金運用收益

기금운용수익은 기금적립금에 연도별기금운용수익률을 곱하여 얻게된다. 기금운용수익은 금융시장의 변화와 가장 밀접한 연관관계를 갖고 있는 변수이긴 하나 본 모형은 기금규모의 변화에 따른 거시경제변수의 파급효과의 분석을 목적으로 하는 바, 외생변수로 처리하였다. 즉, 과거의 연도별기금운용수익률을 주어진 것으로 보고 기금규모의 변화에 따른 기금운용수익의 변화를 살펴보았다.⁴⁾

$$NPFR = RNPF \times NPF \dots\dots\dots (17)$$

이상에서 추정된 국민연금-거시계량모형의 변수는 다음과 같이 <表 1>의 변수일람표에 요약되어 있다.

4) 본 모형에 사용된 기금운용수익률도 국민연금관리공단에서 발표하는 연도별 평균잔액을 기준으로 한 기금운용수익률과는 달리 기금운용수익을 연도말 기금적립금으로 나누어서 구함.

〈表 1〉變數一覽表

내생변수(17개)		외생변수(16개)	
PCON*	민간소비지출	M3E	총통화
DPI	가처분소득(가공)	LHY	노동시간
IFC*	건설투자	UR	실업률
IFM*	시설투자	IFG	총고정투자
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	NPC	연금기여금
DNPF	연도별연금기금증가액	NPB	연금급여
NPF	연금기금적립금	RNPF	기금운용수익률
NPFR	연금기금운용수익		

3. 聯立方程式 模型의 檢定

앞에서 추정된 개별 행태방정식은 여러 정의식 및 항등식과 함께 연립방정식체계의 국민연금-거시계량모형으로 통합된다. 개별 행태방정식의 추정과정에 대한 설명에서와 같이 추정된 개별 확률방정식은 다양한 설명변수 및 보정방법에 따라 추정된 여러 방정식들 중 통계적 적합도 및 안정성 측면에서 상대적인 우위를 보이는 모형의 선택과정(Model Selection)을 거쳐 선정되어 국민연금-거시계량모형 연립방정식체계를 구성하는 기본방정식으로 채택되었다. 따라서 선정된 행태방정식들은 개별적으로는 실제적인 경제상황을 잘 반영하고는 있으나 연립방정식체계

전체의 적합성관점에서도 현실 경제현상에 대한 모형의 설명력이 양호하다고 보장할 수는 없다. 왜냐하면, 개별 행태방정식의 추정시에는 각 행태방정식의 독립변수들은 독립적인 변수들로 간주되었으나 연립방정식체계에서는 이들 독립변수들의 일부가 내생적으로 결정된다. 따라서 이 경우 한 행태방정식의 종속변수가 다른 행태방정식의 독립변수에 포함됨으로써 연립방정식편의(Simultaneous Equation Bias)가 발생하고 이때의 추정량(Estimator)은 일관성이 없는 편의추정량(Inconsistent Biased Estimator)이 된다. 그러나 이의 보정을 위한 연립방정식체계(Simultaneous Structural Equation System)를 구성하는 경우 방정식의 식별(Identification)문제로 독립변수의 선정 등의 어려움이 있으며, 많은 행태방정식을 포함하는 경우 그 어려움이 더욱 증가하게 된다. 따라서 본 연구에서는 연립방정식체계는 연립방정식체계의 추정방식보다는 앞서 추정된 개별행태방정식들을 연립방정식체계로 구성하고 연립방정식체계 전체가 현실 경제상황을 얼마나 잘 설명할 수 있는지의 여부를 판단후 외생충격에 의한 내생변수의 파급효과 및 역사적 변화추이를 분석할 수 있는 의태시행분석(Simulation Analysis)을 시행하고자 한다.

의태시행분석은 모형의 검정 및 평가(Testing and Evaluation), 역사적 정책분석(Historical Policy Analysis) 및 예측(Forecasting) 등을 목적으로 시행된다. 역사적 의태시행분석(Historical Simulation Analysis)은 표본내의 실제치와 예측치의 차이를 근거로 모형전체의 적합성을 검정할 수 있으며 또한 모형내의 외생변수의 변화에 따른 내생변수의 파급효과분석도 가능하다. 이러한 분석은 예측치가 실제치의 시간경로(Time Path)를 어느 정도 추적하는가를 평가하는 것이며 이는 결국 오차분석으로 귀착된다. 본 연구에서는 의태시행분석방법으로 가우스-사이덜방법(Gauss-Seidel Method)을 사용하여 연립방정식모형의 적합성을 검정하고자 한다. 모형전체의 적합성은 국민연금-거시계량 모형내의 내생변수들의 평균자승근오차(Root Mean Squared Error: RSME)의 산술평가를 기준으로 판단하며, 모형의 평균자승근오차의 산술평균이 작을수

록 모형의 적합성이 높다고 할 수 있다.

앞서 추정된 연립방정식모형의 각 내생변수들의 RMSE는 아래의 <表 2>와 같고 이들의 산술평균값은 0.089로 모형의 적합도는 비교적 우수한 편이라 할 수 있다.

<表 2> 內生變數의 平均自乘根誤差(RMSE)

	PCONF	DPIF	IFCF	IFMF	EXSF	IMSF
RMSE	0.027	0.029	0.108	0.195	0.104	0.093
	GDPF	GCONF	POTGDPF	LETF	WF	PGDPF
RMSE	0.028	0.045	0.027	0.024	0.035	0.046
	PXF	RCBF	DNPF	NPF	NPFR	RMSE 평균
RMSE	0.062	0.226	0.183	0.139	0.139	0.089

4. 敏感度 分析

기금규모의 변화가 주요 거시경제변수에 미치는 과급효과는 현행 국민연금제도가 안고 있는 장기적인 문제점중의 하나인 기금고갈 문제를 고려하여 분석하고자 한다. 즉, 기금고갈문제에 대한 근본적인 해결방안인 ‘보험료의 증가’와 ‘급여의 감소’ 두 가지 시나리오 하에 민감도분석을 하고자 한다. 「시나리오 1」에서는 보험료를 10% 증가시킬 경우의 주요 거시경제변수에 대한 과급효과를 분석하고, 「시나리오 2」에서는 보험급여를 10% 감소시켰을 경우를 분석한다.

1) 시나리오 1(保險料 10% 增加時)

국민연금보험료를 10% 증가시키는 경우, <表 3>에서와 같이 국민연금기금규모는 1988년부터 2000년까지 평균 11.992%가 증가하고, 국민연금적립기금과 기금운용수익은 동기간동안 평균 11.385% 증가하는 것으로

로 나타났다.⁵⁾

〈表 3〉 年金關聯 變數의 變化率 推移(年金保險料 10% 增加時)
(단위: %)

	연도별 기금증가액	기금적립금	기금운용수익
1988	10.006	10.006	10.006
1989	10.088	10.053	10.053
1990	10.484	10.243	10.243
1991	11.091	10.535	10.535
1992	11.796	10.908	10.908
1993	11.377	11.083	11.083
1994	11.714	11.290	11.290
1995	12.123	11.525	11.525
1996	12.586	11.798	11.798
1997	13.107	12.095	12.095
1998	13.761	12.488	12.488
1999	15.630	13.098	13.098
2000	12.138	12.886	12.886
평균	11.992	11.385	11.385

이러한 연금관련변수의 변화에 따른 주요 거시경제변수인 GDP, 고용수준, 임금수준, GDP환가지수, 회사채유통수익률의 변화는 다음의 <表 4>에서와 같이 GDP의 경우 동기간 동안 약 0.143%, 고용수준은 0.040%, 임금수준은 0.189%, GDP환가지수는 0.086%씩 각각 증가하고 회사채유통수익률은 약 2.163% 감소하는 것으로 나타났다. 이들 주요 거시경제변수들의 변화율의 크기는 회사채유통수익률이 다른 주요 거시경제변수들보다 매우 큰 것으로 나타났으며, 그 다음이 임금수준, GDP, GDP환가지수 및 고용수준의 순인 것으로 나타났다.

5) 각 변수의 평균 변화율은 각 연도 변화율의 산술평균임.

〈表 4〉 主要 巨視經濟變數의 變化率 推移(年金保險料 10% 增加時)

(단위: %)

	GDP	고용수준	임금수준	GDP환가지수	회사채유통수익률
1988	0.007	0.001	0.004	0.002	-0.324
1989	0.020	0.003	0.014	0.006	-0.404
1990	0.035	0.006	0.030	0.014	-0.532
1991	0.046	0.009	0.047	0.022	-0.558
1992	0.060	0.013	0.068	0.032	-0.766
1993	0.086	0.019	0.099	0.046	-1.527
1994	0.110	0.027	0.135	0.062	-1.804
1995	0.143	0.037	0.178	0.081	-2.144
1996	0.178	0.049	0.229	0.104	-2.806
1997	0.222	0.064	0.292	0.132	-3.480
1998	0.282	0.082	0.379	0.167	-3.702
1999	0.291	0.090	0.438	0.202	-4.057
2000	0.379	0.121	0.540	0.246	-6.018
평균	0.143	0.040	0.189	0.086	-2.163

2) 시나리오 2(保險給與 10% 減少時)

국민연금보험료를 10% 감소시키는 경우는 <表 5>에서와 같이 1988년부터 2000년까지 국민연금기금규모는 평균 약 1.992%가 증가하고, 국민연금적립기금과 기금운용수익은 동기간 동안 평균 1.385% 증가하는 것으로 나타났다.⁶⁾

보험급여 10% 감소라는 외생적 충격에 따른 주요 거시경제변수인 GDP, 고용수준, 임금수준, GDP환가지수, 회사채유통수익률의 변화는 <表 6>에서와 같이 GDP의 경우 동기간 동안 약 0.025%, 고용수준은 0.007%, 임금수준은 0.028%, GDP환가지수는 0.011%씩 각각 증가하고 회사채유통수익률은 약 0.460% 감소하는 것으로 나타났다. 이들 주요 거시경제

6) 각 변수의 평균변화율은 각 연도 변화율의 산술평균임.

변수들의 변화율의 경우도 회사채유통수익률의 변화가 다른 주요 거시 경제변수보다 매우 큰 것으로 나타났으며, 그 다음이 임금수준, GDP, GDP환가지수 및 고용수준의 순인 것으로 나타났다.

〈表 5〉 年金關聯 變數의 變化率 推移(年金給與 10% 減少時)

(단위: %)

	연도별 기금증가분	기금적립금	기금운용수익
1988	0.006	0.006	0.006
1989	0.088	0.053	0.053
1990	0.484	0.243	0.243
1991	1.091	0.535	0.535
1992	1.796	0.908	0.908
1993	1.377	1.083	1.083
1994	1.714	1.290	1.290
1995	2.123	1.525	1.525
1996	2.586	1.798	1.798
1997	3.107	2.095	2.095
1998	3.761	2.488	2.488
1999	5.630	3.098	3.098
2000	2.138	2.886	2.886
평균	1.992	1.385	1.385

3) 시나리오별 敏感度 比較

그러나 앞서의 보험료 10%의 증가와 급여 10%의 감소에 의한 타 변수에 대한 파급효과는 국민연금제도가 도입기를 지나 성장기에 있는 우리 연금제도의 경우 급여가 본격적으로 발생하지 않고 있어 급여의 변화에 따른 연금기금의 변화 및 이에 따른 연금기금의 변화는 보험료의 변화에 비하여 매우 작게 나타나게 된다. 따라서 우리 연금제도의 이러한 특성은 보험료 10%의 증가와 급여의 10% 감소에 의한 국민연금 기금적립금의 평균 변화비율이 각각 11.4%와 1.4%으로 나타나 쉽게 알

수 있다. 따라서 이러한 특성상의 변화를 보정하기 위한 방법으로 연금 기금적립금 1%의 변화에 따른 두 시나리오의 주요 거시경제변수의 변화율을 비교하고자 한다.

〈表 6〉 主要 巨視經濟變數의 變化率 推移(年金給與 10% 減少時)

(단위: %)

	GDP	고용수준	임금수준	GDP환가지수	회사채유통수익률
1988	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1989	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.004
1990	0.001	0.000	0.000	0.000	-0.025
1991	0.002	0.000	0.001	0.001	-0.056
1992	0.005	0.001	0.004	0.001	-0.118
1993	0.009	0.002	0.007	0.003	-0.186
1994	0.012	0.003	0.012	0.005	-0.266
1995	0.019	0.005	0.019	0.008	-0.378
1996	0.027	0.007	0.029	0.011	-0.582
1997	0.039	0.011	0.042	0.017	-0.835
1998	0.057	0.016	0.062	0.024	-1.023
1999	0.069	0.021	0.082	0.032	-1.481
2000	0.091	0.029	0.109	0.044	-1.036
평균	0.025	0.007	0.028	0.011	-0.461

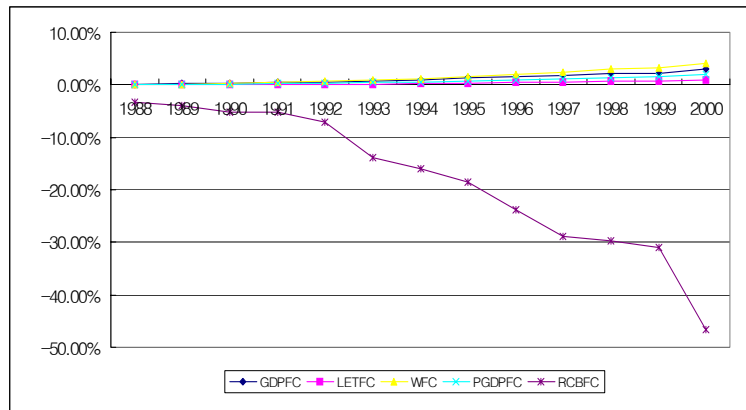
보험료의 증가에 따라 기금적립금이 1% 증가하는 경우 GDP, 고용수준, 임금수준 및 GDP환가지수는 [그림 2]에서와 같이 1988년부터 2000년까지의 기간동안 각각 연평균 1.26%, 0.35%, 1.66% 및 0.75% 증가하고 회사채유통수익률은 19.00% 감소하는 것으로 나타나, 회사채유통수익률에 미치는 파급효과가 제일 크고, 그 다음이 임금수준, GDP, GDP 환가지수 및 고용수준의 순으로 나타났다.

한편, 급여의 감소에 따라 기금적립금이 1% 증가하는 경우에는 [그림 3]에서와 같이 동기간 동안 GDP가 1.83%, 고용수준이 0.54%, 임금수준

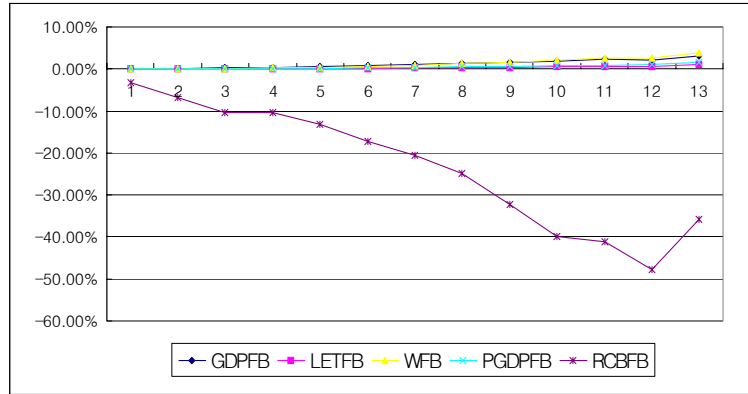
이 2.04%, GDP환가지수가 0.81% 증가하고 회사채유통수익률은 33.26% 감소하는 것으로 나타났으며, 과급효과의 크기는 보험료증가에 따른 기금적립금의 변화가 주요 거시경제변수에 미치는 경우와 동일한 것으로 나타났다.

이러한 두 시나리오 하에서의 거시경제변수에 대한 시간경로에 따른 과급효과를 변수별로 살펴보면 먼저 GDP의 경우 [그림 4]에서와 같이 1988년 동일한 수준에서 출발하여 1989년부터 1992년까지는 보험료증가에 따른 기금적립금 증가에 의한 과급효과가 크고, 1993년에는 급여감소에 따른 기금적립금 증가에 의한 과급효과가 커졌다가, 1994년부터 1997년까지는 다시 전자의 과급효과가 크고, 1997년 이후 2000년까지는 후자의 과급효과가 커져 두 외부충격에 의한 과급효과의 크기가 시간대 별로 서로 교차하는 것으로 나타났다.

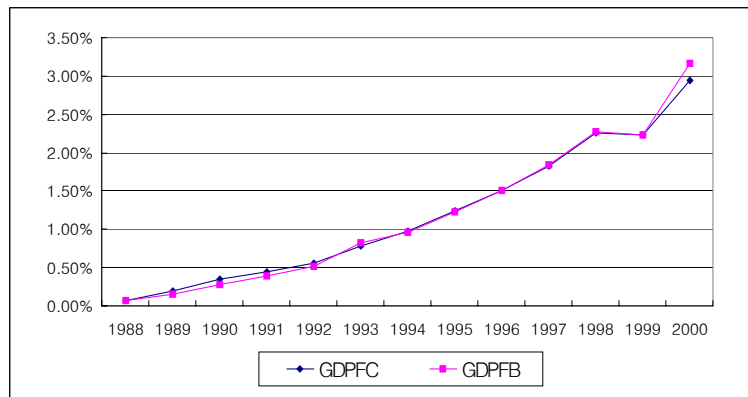
[그림 2] 基金 1% 増加에 따른 主要 巨視經濟變數의 變化率 推移(年金保險料 10% 減少時)



[그림 3] 基金 1% 增加에 따른 主要 巨視經濟變數의 變化率 推移(年金給與 10% 減少時)

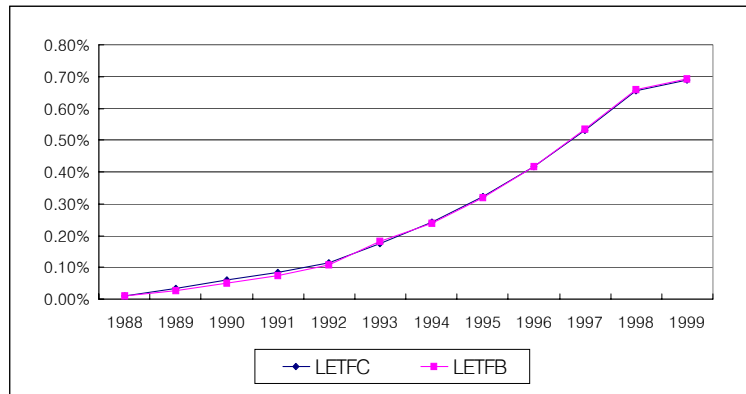


[그림 4] 시나리오별 GDP의 變化率 比較



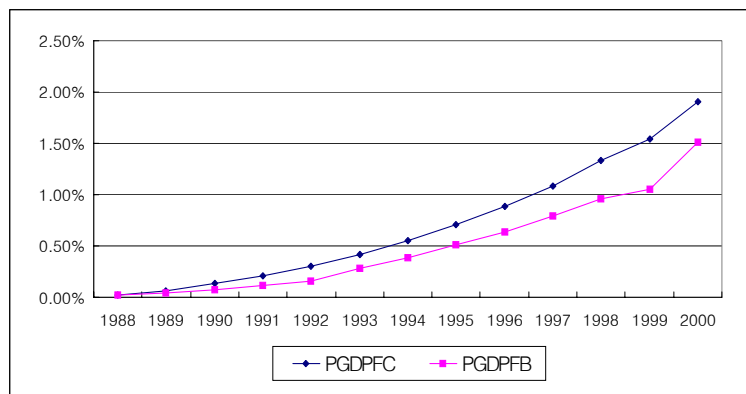
고용수준의 경우는 [그림 5]에서와 같이 1988년 동일 수준에서 출발하여 1989~1992년까지는 전자의 과급효과가 크고, 1993년에는 후자의 과급효과가 크며, 1994~1996년까지는 전자의 과급효과가 다시 커지고, 1997년 이후에는 후자의 과급효과가 큰 것으로 나타난 고용수준에 미치는 과급효과와 크기 역시 기간별로 서로 교차하는 것으로 나타났다.

[그림 5] 시나리오別 雇傭水準의 變化率 比較

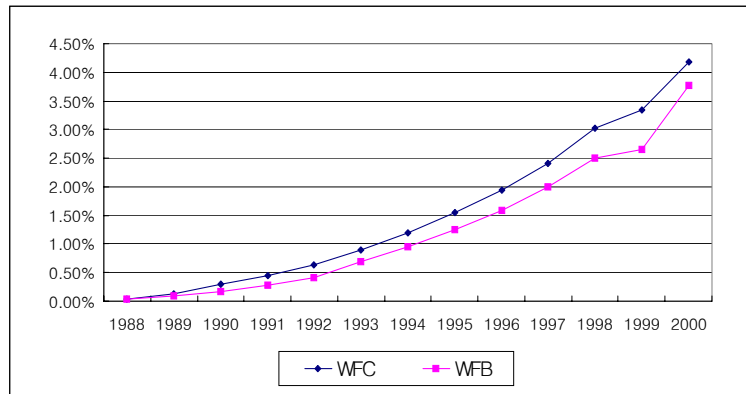


임금수준에 미치는 파급효과의 크기는 [그림 6]에서와 같이 1988년 동일수준에서 시작하여 1989년 이후 2000년까지의 전기간동안 전자의 파급효과가 큰 것으로 나타났다. GDP환가지수의 경우도 [그림 7]에서와 같이 임금수준의 경우와 동일한 양태를 보이는 것으로 나타났다.

[그림 6] 시나리오別 賃金水準의 變化率 比較

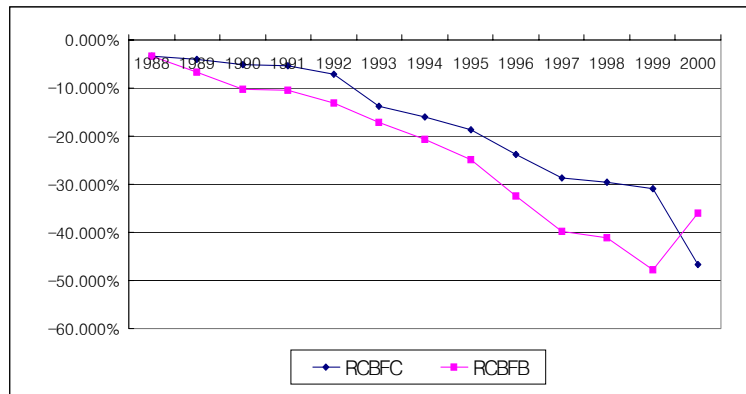


[그림 7] 시나리오별 GDP換價指數의 變化率 比較



한편, 회사채유통수익률의 경우는 [그림 8]에서와 같이 임금수준과 GDP환가지수와는 반대로 1989년 이후 2000년까지의 전기간동안 전자의 파급효과가 크게 나타났다.

[그림 8] 시나리오별 會社債流通收益率의 變化率 比較



V. 結論

국민연금 보험료증가 및 급여감소에 의해서 변화된 국민연금 기금규모의 변화에 따른 주요 거시경제변수의 민감도를 정리하면 다음과 같다. 먼저 보험료증가에 의한 기금규모 1%의 변화에 따른 GDP는 1.26%, 고용수준은 0.35%, 임금수준은 1.66%, GDP환가지수는 0.75% 증가하고 회사채유통수익률은 19.00% 감소하는 것으로 나타나 민감도의 크기는 회사채유통수익률, 임금수준, GDP, GDP환가지수, 고용수준 순인 것으로 나타났다. 한편, 급여감소에 의한 기금규모 1%의 변화에 따른 GDP는 1.83%, 고용수준은 0.54%, 임금수준은 2.04%, GDP환가지수는 0.81% 증가하고 회사채유통수익률은 33.26% 감소하는 것으로 나타나 이 경우에도 민감도의 크기는 회사채유통수익률, 임금수준, GDP, GDP환가지수, 고용수준 순인 것으로 나타나 보험료증가의 경우와 동일한 순인 것으로 나타났다. 그러나 시나리오별 민감도의 크기는 급여감소가 보험료증가의 경우보다 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 우리의 연금정책당국이 풀어가야 할 과제인 연금재정의 안정화를 위한 방안으로 보험료인상보다는 급여감소가 더욱 효과적이라는 것을 시사하고 있다. 이러한 정책방안에 따른 파급효과의 차이는 급여의 감소가 연도별기금증가액에 미치는 효과(1.438%)가 보험료의 증가가 미치는 효과(1.053%)보다 크게 나타나고, 이러한 차이가 파급경로를 따라 확대되기 때문이다.⁷⁾

7) 보험료나 급여의 변화는 가치분소득과 연도별기금증가액에 변화를 가져오게 되며, 연도별기금증가액의 변화는 기금적립금의 변화를 유발하고, 기금적립금의 변화는 기금운용수익을 변화시키게 되며, 기금운용수익의 변화는 다시 연도별기금증가액을 변화시키게 됨. 이러한 일차적인 변화 중 가치분소득의 변화는 민간소비를 변화시키고, 궁극적으로는 GDP를 변화시키게 됨. 그리고 연도별기금증가액의 변화는 회사채유통수익률을 변화시키고, 이어 설비투자를 변화시키며 궁극적으로는 GDP를 변화시키게 됨.

마지막으로 본 모형 및 분석방법이 갖고 있는 제한점을 기술하는 것으로 본고의 마무리를 하고자 한다. 먼저 연간 거시경제모형을 추정하는 데 있어서 자료의 제약에 따른 제한점을 들 수 있다. 우리의 국민연금 제도의 역사가 이제 겨우 13년이 경과한 시점에서 연간자료를 사용하여 국민연금과 관련한 거시경제변수의 행태방정식을 추정하는 경우, 만족할 만한 자유도(Degree of Freedom)를 확보하기가 어렵다. 따라서 모형의 설정에서처럼 연금관련변수를 독립변수로 사용하지 못하고 다른 설명변수의 구성요소로 사용하게 됨으로써 연금관련 변수의 종속변수에 대한 직접적인 효과를 분석하는 데도 한계가 있다⁸⁾. 더욱이 그간 연금제도가 가입자대상의 확대 등 제도적 변화를 해온 것을 고려하면 자료의 일관성이 매우 떨어진다고 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. 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 분석이다. 국민연금제도의 변화가 거시경제에 미치는 장기적인 효과를 분석하는 데는 세대교차모형(Overlapping Generation Model)이 좀더 적합할 수도 있다. 그러나 단기적인 효과분석은 본 모형이 좀더 적합하다 할 수 있다.

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

參 考 文 獻

- 국민연금관리공단, 『국민연금 통계연보』, 각 연도.
- 남상우, 『국민연금제정의 안정화를 위한 정책과제 및 방향』, 한국개발연구원, 1990.
- 문형표, 『국민연금제도의 재정건실화를 위한 구조개선방안』, 한국개발연구원, 1995.
- 박무환, 『경제분석 모델링 거시변수예측모형 연구』, 국민연금연구센터, 1999.
- 백화종 외, 『국민연금기금 운용체계의 효율화방안 연구』, 한국보건사회연구원, 2000.
- _____, 『국민연금의 경제적 과급효과(I): 거시계량모형 시뮬레이션』, 한국보건사회연구원, 2001.
- _____, 「국민연금제도의 거시경제과급효과 분석」, 『보건복지포럼』 통권 제70호, 한국보건사회연구원, 2002.
- 신태영 외, 『거시계량경제모형을 이용한 연구개발 투자의 정책효과 분석』, 과학기술정책관리연구소, 1998.
- 표학길 외, 『1997년 국부통계조사를 이용한 한국의 산업별·자본별 자본스톡 추계』, 2001.
- 한국은행, 『조사통계월보』, 각 연도.
- _____, 『국민계정』, 각 연도.
- _____, 『국민계정의 1995년도 기준년 개편결과』, 1999.
- A.J. Auerbach & L.J. Kotlikoff, "Dynamic Fiscal Policy", Cambridge University Press, 1987.
- Denton-Spencer, *The Time Path of the Economy as the Population Moves towards a Stationary State*, 1984.
- Hans Fehr & Erling Steigum, *Pension Funding Reforms in a Small*

Open Welfare State, 2000.

John B. Burbidge & A. Leslie Robb, “Pensions and Retirement Behavior”, *Canadian Journal of Economics*, 1980.

Jukka Lassila & Tarmo Valkonen, *Ageing, Demographic Risks, and Pension Reform*, The Research Institute of the Finnish Economy, 2001.

L.J. Kotlikoff, “Social Security and Equilibrium Capital Intensity”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1979, pp. 223~253.

M. Feldstein, “Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation”, *Journal of Public Economics*, Vol.82, 1974, pp.905~926.

Martin Feldstein & Jeffery B. Liebman, *Social Security*, NBER Working Paper 8451, 2001.

P.A. Diamond, “A Framework for Social Security Analysis”, *Journal of Public Economics*, Vol.98, 1977, pp.275~298.

P.A. Samuelson, “Optimum Social Security in a Life-Cycle Growth Model”, *International Economic Review*, Vol.16, pp.539~544, 1975.

R.V. Burkhauser and J.A. Turner, “Is the Social Security Payroll Tax a Tax?”, *Public Finance Quarterly*, 13(3), 1985, pp.252~268.

Richard Kohl & Paul O'Brien, “The Macroeconomics of Ageing, Pensions and Savings: A Survey”, OECD Working Papers AWP 1.1, 1998.

[http://fairmodel.econ.yale.edu/Macroeconometric Modeling](http://fairmodel.econ.yale.edu/Macroeconometric%20Modeling)

Summary

The Sensitivity Analysis of the National Pension Fund on Macroeconomic Variables

Baek, Hwa Jong

Since the introduction of the National Pension Scheme (NSP) in 1988, the balance of the National Pension Fund (NPF) has been rising continuously, reaching 61 trillion won in 2000. The Fund is expected to reach 517 trillion won, taking up 43.4% of GDP, by the year 2020. The huge volume of the NPF is likely to affect profoundly not only the banking sector and stock market of Korea, but also Korea's economy as a whole. Despite this, however, the problem of financing has long been at the center of heated debate among pension specialists and scholars because, under the current low-contribution-high-benefit structure and the increasing pace of population aging, the depletion of the fund is likely in a long-term perspective. In this regard, this paper aims to analyze, based on the national pension macroeconomic (NPM) model, the impact the NPF has on such major macroeconomic fundamentals as GDP, GDP deflator, national employment level, wage and interest rate.

The sensitivity analysis of major economic variables is carried out in the context of two scenarios that often use such pension-related exogenous variables as contribution and benefit. In the first scenario, the contribution is increased by 10%, while in the second, the benefit is reduced by 10%. In both scenarios, the problem of financing is alleviated.

The NPM model, a modified version of Keynesian macroeconomic model, reflects restraint on supply side by GDP gap. The GDP gap

affects the price level, and the goods sector, in turn, is influenced by the change in the real money supply that is associated with a change in the price level.

The analysis of these scenarios is conducted based on Gauss-Seidel Method (historical simulation analysis). The NPM model is composed of 12 behavioral equations that are estimated by Ordinary Least Square (OLS) method, 4 equations of definition and 1 identity. NPM model used time series data of National Income Account from 1970 to 2000. In estimating behavioral equations, the problem of sample size arises due to the short history of the NPS. If the estimating equation contains a national pension-related variable as an independent variable, the availability of annual data is confined to 13 data points. So, to avoid the problem of insufficient data, national pension-related variables are included in the other explanatory variables of the behavioral equations. For example, disposable income, one of the explanatory variables in private consumption function, is drawn by subtracting total contribution from, and adding total payment to, the disposable income amount of national income account. For the criterion of the NPM model, arithmetic mean of root mean squared error (RSME) of endogenous variable (0.089) is used.

The simulation results are as follows. In the scenario of increased contribution rate, a 1% increase in NPF leads to increases in GDP (1.26%), employment level (0.35%), wage (1.66%) and GDP deflator (0.75%), while bringing out a 19.00% decrease in the interest rate. In the second scenario of decreased benefit level, a 1% increase in NPF brought increases in GDP (1.83%), employment level (0.54%), wage (2.04%) and GDP deflator (0.81%), but the interest rate falls by 33.26%. In terms of the degree of sensitivity of the macroeconomic variables, interest rate came first, followed in order by rate, wage, GDP, GDP deflator, and employment level in both scenarios. The degree of impact is found to have been greater in the second

scenario than in the first.

The immediate implication for policymakers is that they should take benefit reduction approach to alleviate the problem of financing NPS.