

정책자료 2019-13

남상호

【연구책임자】

남상호 한국보건사회연구원 연구위원

정책자료 2019-13

**노령 관련 사회지출이 성장·고용·분배에
미치는 효과 분석**

발 행 일 2019년 12월
저 자 남 상 호
발 행 인 조 흥 식
발 행 처 한국보건사회연구원
주 소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등 록 1994년 7월 1일(제8-142호)
인 쇄 처 고려씨엔피

© 한국보건사회연구원 2019
ISBN 978-89-6827-685-9 93330

저출산·고령화와 더불어 노후소득 보장 문제는 우리나라의 가장 큰 정책 현안이 되었다. 특히 우리나라는 외환위기 이후 만성적인 성장 동력 부족 때문에 경제 활력을 되찾지 못하고 있다. 장기적인 성장 동력을 회복하기 위해서는 무엇보다도 먼저 경제시스템을 개선할 필요가 있다는 지적이 있고, 그중에서도 특히 기술 진보와 생산성 제고가 성장에 미치는 영향이 중요함에는 모두 다 공감하고 있다. 하지만 구체적인 실천 방법이나 정책 방향은 제시된 바가 없었고, 사전적인 실증분석 결과를 통하여 검증된 정책 방향이 제시된 경우도 없었다. 최근 들어 급속하게 확대된 사회복지지출은 그 파급 효과에 대한 논의가 계속되고 있으므로 새로운 시각에서 객관적으로 분석해 볼 필요가 있다.

본 연구에서는 동 주제에 대한 기초를 마련한다는 의미에서 복지지출 중에서 공적연금과 기초연금이 소득 불평등 해소와 빈곤 감소에 얼마나 효과적인지를 부분균형적인 방법을 통하여 살펴보고, 경제성장, 고용 등에 미치는 효과는 일반균형적인 방법을 통하여 살펴본다. 특히 본 연구에서 사용한 분석 방법은 기존 연구와 비교하면 비교적 새로운 접근법이며 객관적인 시각에서 경제정책의 효율성을 강구하는 대안을 제시할 수 있을 뿐만 아니라, 다른 복지 관련 연구 분야에서도 폭넓게 활용할 수 있다는 큰 장점이 있다. 여기서는 가계부문의 이질성을 반영하여 각종 복지 지출이 소득분배 및 빈곤에 미치는 영향을 체계적으로 분석하고, 연산가능 일반균형 모형을 통하여 거시적 분석과 더불어 정책의 효과성을 높일 수 있는 방안을 검토한다.

이 연구를 통하여 미시와 거시 영역 부문 간 연계가 좀 더 공고해질 수 있기를 바라며, 향후 다양한 복지정책의 파급 효과를 체계적으로 분석하여 그 결과가 복지정책의 효율성을 높일 수 있는 도구로 이용될 수 있기를 기대한다.

이 연구는 본원의 남상호 연구위원의 책임하에 진행되었다. 이 연구를 진행하는 과정에서 유익한 의견을 제시해 주신 서울시립대의 최병호 교수님, 본원의 정해식 박사님에게 감사의 마음을 전한다.

2019년 12월

한국보건사회연구원 원장

조 흥 식

목차

Abstract	1
요약	5
제1장 서론	23
제1절 연구 배경 및 목적	25
제2절 연구 내용 및 방법	28
제2장 이론적 배경	31
제1절 선행연구의 소개	33
제2절 본 연구 방법의 차별성	38
제3장 파급효과 분석 방법론	41
제1절 일반화된 베타분포	43
제2절 ORANI CGE모형의 개요	47
제3절 모형의 데이터베이스	71
제4절 사회회계행렬	78
제4장 실증분석	83
제1절 개관	85
제2절 미시적 분석 방법론	86
제3절 실증분석 결과	92
제4절 최근의 정책 동향에 대한 검토	103

제5장 요약 및 시사점	115
--------------------	-----

제1절 연구결과의 요약	117
--------------------	-----

제2절 정책적 시사점	119
-------------------	-----

참고문헌	123
------------	-----

부록	127
----------	-----

부표 A. 요소에 대한 대체탄력성	127
--------------------------	-----

부표 B. 상품에 대한 대체탄력성	128
--------------------------	-----

부표 C. 기타 탄력성과 소비지출 비중	129
-----------------------------	-----

표 목차

〈표 3-1〉 한국의 ORANI 데이터베이스(2014년)	77
〈표 3-2〉 표준적인 사회회계행렬(United Nations)	80
〈표 3-3〉 현행 국민계정체계(SNA2008, United Nations)	81
〈표 3-4〉 거시 사회회계행렬(2014년)	82
〈표 4-1〉 선형지출체계에 대한 실증분석 결과	91
〈표 4-2〉 총소득 10분위별 소득과 소비의 비중	95
〈표 4-3〉 총소득 10분위별 기초연금과 공적연금의 비중	97
〈표 4-4〉 기초연금 확대의 거시적 효과(일반균형분석)	99
〈표 4-5〉 복지지출의 효과: 기초연금 증액	100
〈표 4-6〉 산업별 생산, 고용, 물가에 미치는 영향	101
〈표 4-7〉 기초연금에 대한 GB(2) 분포함수의 추정 결과	105
〈표 4-8〉 기초연금의 확대와 가처분소득의 변화(2017년)	106
〈표 4-9〉 소득 10분위별 예상소득 변화(2020년)	107
〈표 4-10〉 총소득 기준별 변화	109
〈표 4-11〉 공적연금의 불평등 및 빈곤 완화 효과	111
〈표 4-12〉 기초연금의 불평등 및 빈곤 완화 효과	113

그림 목차

[그림 3-1] GB(2) 분포의 계통도	44
[그림 3-2] 복합재의 생산과 수요 구조	53
[그림 3-3] 투자 수요의 구조	57
[그림 3-4] 소비 수요의 구조	62
[그림 3-5] 데이터베이스의 구성 요소	75
[그림 4-1] Frisch 파라미터와 필수적 지출 비중의 관계	90
[그림 4-2] 가구별 기초연금액의 분포	93
[그림 4-3] 1인당 총소득과 총소비지출의 로렌츠 곡선	96
[그림 4-4] 로렌츠 곡선의 비교	108

Abstract <<

An Analysis of the Effects of Age-related Expenditures on Growth, Employment and Income Distribution

Project Head: Sang-Ho Nam

According to the recent OECD statistics, old-age poverty in South Korea is the highest among OECD countries.¹⁾ The unprecedentedly rapid aging due to the low fertility and longevity made South Korea to show the highest level of old-age poverty among OECD countries. Furthermore, it will be expected to continue at least for a while.

In order to alleviate the poverty, the government of South Korea rapidly increases social expenditures, even though much less attention was given to the method of financing for the increased social expenditures. In order to attain the efficiency for the social expenditures, the method of financing for a given social expenditure must be prepared at the planning stage of the old-age related social policy.

In the partial equilibrium analysis context, we analyzed the effectiveness of social expenditure on the elderly by estimating generalized beta distribution of type II for income first introduced by McDonald (1984). This approach is especially useful because it provides robust estimation of old-age poverty

1) <http://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm>

and income inequality.

Also computable general equilibrium (CGE) modeling framework was employed for the analysis of growth, employment and income re-distribution effects of social expenditure on the elderly. The advantage of employing this CGE analysis methodology is that it can contain intermediate inputs in the production process, inter-relationship between economic institutions, and it can consider the heterogeneity of households. The last element, i.e., household heterogeneity, is especially important if our concern is on the growth and distribution nexus.

The empirical findings of this research can be summarized as follows. First, for a given amount of social expenditure on the elderly, the basic pension and the national pension have different effects on the economy, especially for growth, employment and income redistribution. The basic pension covers the bottom 70% of the poor elderly, whereas the National Pension mostly benefits those above median income. As a natural consequence, they have different impact on the inequality and poverty. Our CGE analysis shows that social expenditure on the elderly increases the compensation of employees as well as the net operating surplus. The basic pension increases the disposable income of the household lowest quintile about 3~5%, and increases nominal GDP by 1.4% and households consumption by 0.44%.

It should be emphasized that careful attention should be given in increasing the efficiency of social expenditure. Furthermore, the targeting of social expenditure policy must be carefully investigated in order not to suffer from the ineffectiveness of social expenditures on the elderly. It should be emphasized that the age-related social expenditures should be based on the scientific and the objective empirical evidences.

The link between macroeconomics of the CGE model and the micro-simulation part of individual household behavior will be useful for the forthcoming research agenda because we did not have close link between micro and macro behavioral relationships so far.

Keywords: National pension, Basic pension, Computable General Equilibrium modeling, Generalized Beta distribution of type II

1. 연구의 배경 및 목적

1.1 연구의 배경

저출산, 고령화와 더불어 노후소득 보장 문제는 가장 큰 정책 현안이 되었다. 심각한 저출산과 급속한 고령화를 경험하고 있는 우리나라에서 노후소득 부족 문제는 가장 큰 사회적 불안요인이다. 2016년에 정년연장이 법제화되었으나 복지지출을 통한 노후소득 보장이 중요한 의미를 지니며, 향후에는 그 중요성이 더 커질 것으로 보인다. 본 연구에서는 동 주제에 대한 기초를 마련한다는 차원에서 노령 관련 지출 중에서 공적연금과 기초연금을 중심으로 하여 그 사회경제적 파급 효과를 부분균형분석과 일반균형분석의 두 가지 측면에서 살펴본다.

공적연금은 사회보험의 일종으로 가입자가 납부하는 사회보험료가 주된 재원이며, 수급연령에 달하면 연금공단으로부터 연금을 수급하게 된다. 국민연금공단에서 관리하는 국민연금, 공무원연금공단에서 관리하는 공무원연금 외에도 사학연금과 보훈연금 등이 공적연금의 대표적인 예이다.

반면 기초연금은 조세를 재원으로 하며, 65세 이상 인구 중에서 소득인정액이 수급기준선 이하이면 감액 기준을 고려하여 급여액을 지급한다. 대선 과정에서 공약으로 제시되었고 또 올해 들어 시행된 바 있는 소득하위 40% 노인에 대한 월 30만 원의 기초연금 수급액 인상은 앞으로도 수급 대상과 수급액 모두 계속 확대되어 갈 것으로 보인다. 이러한 기초

연금액의 상향 조정이나 수급 대상의 확대 등은 재원조달에 대한 논의가 필수적이지만 실제로는 재원조달 방안에 대한 검토는 이루어지지 않은 상태에서 지출 확대만 이루어지는 경우가 많다. 특히 올해부터 최하위 20%의 노인에 대해서는 30만 원씩 지급하기로 하였으며, 2022년까지 점차 수혜 대상을 확대하여 하위 70%까지 지급할 계획이다. 이러한 정책의 변화는 불평등과 빈곤 문제에 일정한 효과를 가질 것이므로 그에 대한 정확한 이해는 복지정책의 효과성을 제고하는 데 중요한 역할을 한다. 또 기초연금과 공적연금은 수혜 대상에 차이가 있으므로 그에 따른 사회경제적 파급 효과도 달라질 것이다.

국민연금이나 건강보험과 같은 사회보장기여금도 제도 변경이나 재원조달 방식의 차이로 인하여 경제 전반에 미치는 파급 효과에 차이가 있을 것이고, 또 그 효과가 시간에 걸쳐 나타나게 될 것이므로 이에 관한 체계적인 연구의 필요성이 크다는 점에 대하여 공감하고 있다. 여기서는 기초연금과 공적연금을 주요 분석 대상으로 하여 이들이 성장, 고용, 분배에 어떤 영향을 미치는지 비교적 새로운 방법론을 적용하여 살펴본다.

1.2 연구의 목적

고령화의 진행에 따라 복지지출 규모는 점차 증가할 것으로 전망되나, 복지지출의 파급 효과에 대한 체계적인 분석은 본격적으로 연구된 바가 많지 않다. 산업구조의 변화와 더불어 노동 수요가 감소하고, 소득 구성의 변화에 따라 복지 재원의 조달 방식도 변화하게 되고, 소득 불평등 및 양극화에도 복지지출이 과거와는 다르게 영향을 미치게 될 것은 자명하다.

본 연구의 목적은 노령 관련 복지지출 수준의 변화가 경제성장, 고용,

분배에 미치는 차별적 파급 효과를 분석하는 데에 있다. 구체적으로는 (1) 일반화된 베타 분포를 추정하여 노령 관련 복지지출이 불평등과 빈곤에 미치는 효과를 살펴보고, (2) 연산가능 일반균형(CGE: Computable General Equilibrium) 모형을 활용하여 가계부문의 이질성과 경제주체 간의 의존 관계를 모형화하여 성장, 고용, 분배에 미치는 사회경제적 파급 효과를 살펴본다.

2. 분석 모형

본 연구는 크게 두 가지의 대표적인 분석 방법론을 사용하는데, 그 하나는 부분균형분석법이고, 다른 하나는 일반균형분석법이다. 먼저 부분균형분석법은 McDonald(1984)에 의하여 소개된 일반화된 베타분포함수를 미시조사 원자료를 이용하여 직접 추정하고, 파라미터의 변화로부터 불평등과 빈곤의 변화를 살펴보는 것이다. 일반균형분석법은 부분균형분석법에서는 고려하지 못하였던 상대가격의 변화와 경제주체 간의 상호의존성, 그리고 가계부문의 이질성 등을 동일한 하나의 분석 틀 안에서 활용하는 방법이며, 분석에 사용된 일반균형모형은 필자가 과거에 수행한 CGE 관련 선행연구 결과에 바탕을 두고 있다. 이전의 연구와 다른 점은 가계부문의 소득과 지출 관련 분석을 대폭 강화하여 빈곤과 불평등에 대한 좀 더 유용한 정책적 함의를 도출하고자 최근의 새로운 분석법을 적용한 데 있다.

이러한 접근법을 유용하다고 판단한 근거는 복지지출 관련 세부 항목의 선정이나 조합에 따라 성장이나 일자리 창출효과 및 소득분배의 개선 등이 어떻게 달라지는지에 대해서 사전적으로 분석하여 정책설계 단계에서 활용할 수 있는 장점이 있기 때문이다.

데이터베이스를 구축하는 과정에서 우리나라 자료의 특수성으로 인한 몇 가지 문제점이 발견되었으나, 가급적 왜곡이 적은 방식을 선택하여 문제를 해결하고 최종적인 데이터베이스를 구축하였다. 분석에 이용된 모형도 향후에 다양한 복지정책 관련 분석을 위하여 활용될 수 있도록 구축하였다.

여기서는 노령 관련 사회지출 중에서 공적연금과 기초연금을 중심으로 부분균형분석법 및 일반균형분석법을 이용하여 성장·고용·분배 등에 대한 파급 효과를 비교·분석한다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 또 분석 방법에서는 연산가능 일반균형 모형 내에서 가계부문을 대폭 세분화하는 방법을 개발하였는데, 이 방법은 integrated CGE-MicroSimulation 모형의 초기 형태로 볼 수 있다. 이러한 미시-거시 연계로 인하여 얻을 수 있는 가장 큰 이점은 거시경제정책의 미시적 파급 효과를 하나의 분석 틀 내에서 체계적으로 다룰 수 있다는 것이다.

3. 주요 연구결과

재정패널 자료에서 기초연금은 개인별 자료에 포함되어 있으므로 가구 식별 번호를 이용하여 개인별 수령액을 합한 다음 가구별 수령액을 계산하고, 이를 다시 다른 가구 자료와 통합하여 정리하였다.

대표적인 복지지출인 기초연금과 공적연금의 10분위별 점유 비중을 살펴보면 기초연금은 1분위부터 4분위까지에 집중되어 있으나, 공적연금은 중위소득 부근에서 위쪽으로 분포되어 있다. 이처럼 각종 복지지출은 그 특성에 따라 지원되는 소득계층이 다르고, 각 경제주체도 상호 영향을 미치기 때문에 이런 관계를 모두 반영하는 분석 도구를 이용하여 정책효과를 분석할 필요가 있다.

〈표 1〉 총소득 10분위별 기초연금과 공적연금의 비중

(단위: p)

분위	기초연금	공적연금	총소득
1분위	0.1928	0.0078	0.0196
2분위	0.1778	0.0600	0.0359
3분위	0.1524	0.0951	0.0468
4분위	0.1497	0.1036	0.0581
5분위	0.0533	0.0849	0.0717
6분위	0.0787	0.1026	0.0864
7분위	0.0747	0.1398	0.1087
8분위	0.0250	0.1625	0.1329
9분위	0.0890	0.1344	0.1727
10분위	0.0066	0.1092	0.2748
	1.0000	1.0000	1.0000

주: 재정패널 원자료에서 약 1,000개의 표본을 재추출하여 가중치가 없는 가구표본으로 재구성하였음.

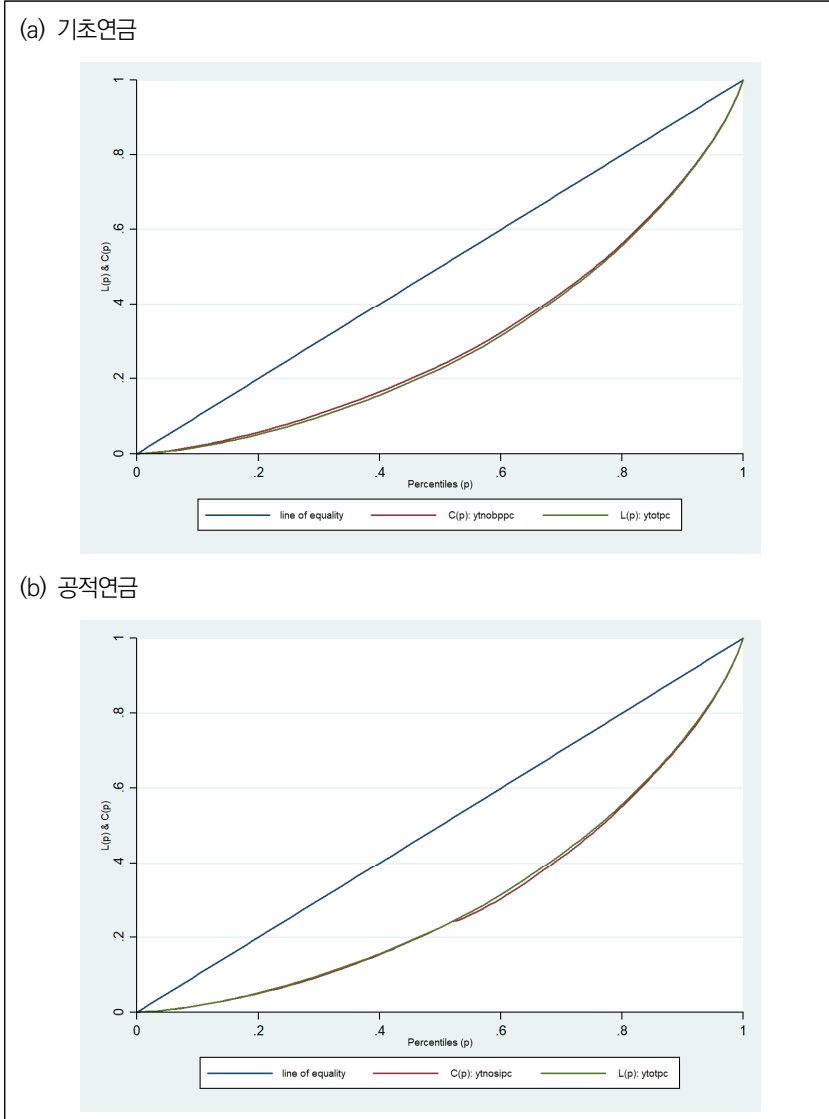
자료: 재정패널 원자료를 이용하여 계산하였음.

〈부분균형분석 결과〉

재정패널 자료와 복지패널 자료 모두에 공적연금 중 특수직역연금은 그 규모가 너무 작아서 독자적인 분석이 불가능하였다. 따라서 여기서는 특수직역연금을 공적연금에 포함시킨 형태로 분석을 수행하였다.

공적연금과 기초연금이 분배에 미치는 효과는 다음과 같은 로렌츠(Lorentz) 곡선을 이용하여 비교할 수 있는데, 가장 큰 차이는 기초연금은 하위소득 계층에 주로 배분되는 반면, 공적연금은 평균소득 이상에 대하여 주로 지급된다는 점이다. 다음 그림은 두 연금제도의 차이를 잘 나타내고 있다.

[그림 1] 로렌츠 곡선의 비교



주: 기초연금은 중위소득 이하에서, 공적연금은 중위소득 이상에서 주로 로렌츠 곡선의 변화가 발생함.

먼저 빈곤기준선을 살펴보면 1인당 총소득을 기준으로 한 빈곤선은 600.0이고 가구 총소득의 빈곤선은 2252.0이다. 먼저 1인당 총소득을 기준으로 빈곤 현황을 살펴보면, 1분위가 0.28, 2분위가 0.01, 그 이외는 0으로 나타났다.¹⁾

1인당 총소득 기준 지니계수는 0.3751, 그리고 가구총소득 기준 지니계수는 0.3683이다. 1인당 총소득을 기준으로 소득분위별로 소득불평등도를 살펴보면 1분위와 10분위의 불평등이 가장 높다. 가구총소득을 기준으로 1~2분위의 불평등이 가장 높게 나타났다. 양자를 비교하면 1인당 총소득의 불평등이 가구총소득보다 조금 더 높게 나타남을 알 수 있다.

다음으로 소득계층별 빈곤 현황을 살펴보면 1인당 총소득 기준 전체 빈곤율은 14.5%인데, 1분위에서는 모두가 빈곤하며, 2분위의 44.2%가 빈곤하다. 가구총소득을 기준으로 할 때 전체 빈곤율은 0.209이며, 소득분위별로 구분하면 1분위는 0.948, 2분위는 0.436, 3분위는 0.160, 4분위는 0.210이다.

1인당 총소득을 기준으로 한 빈곤갭은 1분위에서 0.496, 2분위에서 0.058이다. 반면 가구총소득 기준 빈곤율은 1분위가 0.502, 2분위가 0.172, 3분위가 0.053, 그리고 8분위가 0.004이다.

1인당 총소득을 기준으로 빈곤선 이하의 불평등도를 소득계층별로 살펴보면 1분위가 0.28, 2분위가 0.01, 그 이외는 0(즉 빈곤이 아님)인 것으로 나타났다. 가구총소득을 기준으로 한 소득계층별 빈곤선 이하 불평등도는 1분위가 0.3321, 2분위가 0.0920, 3분위가 0.0255인 것으로 나타났다.

1) 특정 소득분위에서 빈곤율이 0이라면 그 그룹에는 빈곤에 처한 사람이 아무도 없다는 의미이다.

〈일반균형분석 결과〉

일정액의 기초연금과 유사한 노령 관련 복지지출에 대한 시뮬레이션 분석 결과는 다음 표에 정리되어 있다.²⁾ 결과가 복잡하여 일목요연하게 정리되지는 않는데, 바로 이러한 점이 CGE모형을 이용한 분석의 불리한 점이기도 하지만 꾸준히 경험을 쌓아 간다면 분석 결과의 해석 능력에 진전이 있게 될 것이다. 대부분의 경우 분석 결과의 차이는 모형의 구조에 따른 차이, 국민계정 기준년의 변화, 데이터베이스의 차이, 산업이나 상품의 집계 정도, 마진이나 투자재의 세분화 정도 등에 따라 결과가 영향을 받는 것으로 보인다.

하위 40%에 대하여 기초연금을 30만 원으로 확대하는 경우의 단기적인 효과를 살펴보면, 고용은 0.012% 증가하고, 실질 GDP는 0.007% 증가한다. 영업잉여와 피용자보수는 각각 0.028%, 0.031% 증가하고, 불변가격 기준의 가계소비는 0.055% 증가한다.

정부에서 가계부문으로의 이전지출은 먼저 소비를 진작시킨다. 그중에서도 저소득층에서는 이전지출 대부분을 소비에 지출하게 된다.³⁾ GDP의 가장 중요한 구성 항목인 소비의 증가는 생산 증가를 유발한다. 단기에는 자본투입량이 고정되어 있으므로⁴⁾ 생산 증가를 위해서는 고용이 증가해야 한다. 고용이 증가하면 임금소득이 발생하여 요소소득 측면에서의 피용자보수가 증가하게 된다.

2) Software는 Gempack 12.0, solution method는 Gragg 2-4-8을 이용하였다. 이 소프트웨어에 대한 소개는 다음을 참조할 수 있다.

Horridge, M., M. Jerie, D. Mustakinov, and F. Schiffmann. (2019). Gempack Manual, Center of Policy Studies, Victoria University, Melbourne, Australia. ISBN 978-1-921654-90-9.

3) 대부분의 미시조사 자료에서 최하위소득그룹에서는 지출이 수입보다 더 큰 현상이 발생한다.

4) 비교정태 분석을 위한 Johansen 거시 마감 방식(closure)에서는 단기에는 임금, 장기에는 고용량이 고정된 것으로 본다.

14 노령 관련 사회지출이 성장·고용·분배에 미치는 효과 분석

〈표 2〉 기초연금 확대의 거시적 효과(일반균형분석)

(단위: %)

	변수명	증가율
총고용	employ_i	0.012
GDP 디플레이터	p0gdpexp	0.022
교역조건	p0toft	0.010
명목임금(평균)	p1lab_i	0.020
소비자물가	p3tot	0.020
수입액, C.I.F.	w0cif_c	0.012
명목 GDP(지출 측면)	w0gdpexp	0.030
수입액(관세 포함)	w0imp_c	0.012
영업잉여	w1cap_i	0.028
피용자보수	w1lab_i	0.031
지대	w1lnd_i	0.048
수출(명목), C.I.F. weights	x0cif_c	-0.018
실질 GDP(지출 측면)	x0gdpexp	0.007
수입물량	x0imp_c	0.012
투자(불변)	x2tot_i	0
가계소비(불변)	x3tot	0.055
수출액(불변)	x4tot	-0.028
정부지출(불변)	x5tot	0

주: 하위 40%까지 기초연금 30만 원을 지급하는 경우에 대한 결과임.

다음의 〈표 3〉은 기초연금과 같은 복지지출 증가의 산업별 파급 효과를 정리한 결과이다. 중간투입은 크게 영향을 미친다고 보기는 어려우나 음식·숙박과 정보·통신에서 투입량의 증가가 발생한다. 투자와 정부 소비지출은 모형의 식별을 위하여 외생으로 처리하였다.

가계소비는 교육·보건(0.030%), 음식·숙박(0.029%), 사회·기타(0.024%), 정보·통신(0.020%)의 순서로 영향을 받고 있었다. 그리고 수출의 경우 모든 산업에서 미미하기는 하지만 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 복지지출의 효과: 기초연금 증액

(단위: %)

산업명	중간투입	투자	가계소비	수출	정부소비	합계
농림·어업	-0.001	0	0.004	-0.001	0	0.002
광·공업	-0.005	0	0.003	-0.008	0	-0.01
전기·가스	0.004	0	0.009	0	0	0.013
건설업	0	0	0	0	0	0
판매·운송	-0.001	0	0.015	-0.011	0	0.003
음식·숙박	0.009	0	0.029	-0.005	0	0.033
정보·통신	0.006	0	0.020	-0.001	0	0.025
금융·보험	0.005	0	0.017	-0.004	0	0.018
사업지원	-0.001	0	0.009	-0.003	0	0.005
공공·행정	0	0	0.001	0	0	0.001
교육·보건	0.001	0	0.030	0	0	0.031
사회·기타	0.005	0	0.024	-0.001	0	0.028

주: 하위 40%에 대하여 기초연금을 30만 원으로 증액한 시나리오임. 모형의 식별을 위하여 투자와 정부소비는 외생으로 처리함.

다음의 〈표 4〉는 산업별 영향을 정리한 결과이다. 먼저 산업생산에 미치는 영향을 살펴보면 음식·숙박(0.036%), 교육·보건(0.031%), 사회·기타(0.030%), 정보·통신(0.025%) 등에서 상대적으로 생산이 많이 증가한 편이다. 그런데 특이하게도 광공업(-0.011)에서는 약간 감소한 것으로 나타난다.

다음으로 산업별 고용에 미치는 영향을 살펴보면, 정보·통신(0.066%), 음식·숙박(0.057%), 사회·기타(0.048%), 교육·보건(0.039%)이 상대적으로 고용이 많이 증가한 부문이다.

〈표 4〉 산업별 생산, 고용, 물가에 미치는 영향

(단위: %)

산업명	산업생산	고용	물가
농림·어업	0.002	0.015	0.027
광·공업	-0.011	-0.024	0.007
전기·가스	0.014	0.044	0.017
건설업	0.002	0.002	0
판매·운송	0.003	0.008	0.018
음식·숙박	0.036	0.057	0.026
정보·통신	0.025	0.066	0.034
금융·보험	0.019	0.048	0.036
사업지원	0.007	0.017	0.024
공공·행정	0.001	0.001	0.017
교육·보건	0.031	0.039	0.022
사회·기타	0.030	0.048	0.023

다음의 〈표 5〉는 기초연금의 순차적 확대가 소득분위별 가처분소득에 미치는 동태적 영향을 순차 동태적 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 분석한 결과이다. 순차적 동태모형은 정태모형을 매년 순차적으로 실행 하되, 한 연도에서 최종적으로 얻어진 데이터베이스를 그다음 연도의 초기 균형으로 간주하고 분석하는 방법이다.

1차 연도인 2019년의 가처분소득의 변화율은 1분위에서 가장 높게 나타난다. 즉 1분위에서는 1.499% 증가하고, 2분위에서는 0.518%, 3분위에서는 0.005%, 4분위에서는 0.004%, 5~6분위에서는 0.003%, 7~9분위에서는 0.002% 증가하는 것으로 나타났다. 3년에 걸친 누적효과 또한 이와 유사한 경향을 보인다.

〈표 5〉 복지지출의 순차적 확대에 의한 가처분소득의 변화

(단위: 누적 %)

분위	2018년	2019년	2020년	2021년
1분위	0	1.499	1.507	1.512
2분위	0	0.518	0.524	0.527
3분위	0	0.005	0.201	0.204
4분위	0	0.004	0.123	0.125
5분위	0	0.003	0.006	0.062
6분위	0	0.003	0.005	0.045
7분위	0	0.002	0.004	0.031
8분위	0	0.002	0.003	0.004
9분위	0	0.002	0.003	0.004
10분위	0	0.001	0.003	0.003

주: 소득증가의 누적효과를 정리한 것임.

다음의 〈표 6〉은 추가적 기초연금이 주어졌을 때 명목소득에 미치는 연차별 누적효과를 요약한 것이다. 여기서 2018년은 기초연금이 확대되기 이전, 2019년은 연금지급액이 확대되기 시작하는 첫해이다. 2019년에는 하위 20%, 2020년에는 3~4분위, 2021년에는 5~7분위에까지 추가로 5만 원이 주어지는 시나리오에 해당한다.

여기서 몇 가지 특징을 발견할 수 있는데, 먼저 추가적인 소득증가는 도입 첫해에만 효과가 나타나고 그 이후에는 효과가 아주 미미하다는 점이다. 예를 들어, 2019년에 소득 1분위에 대하여 5만 원을 추가로 지급하면 명목소득이 0.726% 증가하지만, 그다음 해에는 소득증가율이 0.001%포인트(=0.727%-0.726%)에 불과하다. 2021년에도 추가적인 소득증대 효과가 0.001%포인트로 아주 미미하게 나타난다. 다음으로 저소득분위에서는 첫해에 소득증가율이 상대적으로 높지만 5~7분위에서는 추가적인 소득증가가 아주 미미하다는 점이다. 이는 동일한 금액을 소득분위별로 배분할 때 고소득그룹일수록 추가 금액이 차지하는 비중이

작게 나타남을 반영하는 결과이다.

〈표 6〉 추가적 기초연금이 명목소득에 미치는 동태적 영향

(단위: 누적 %)

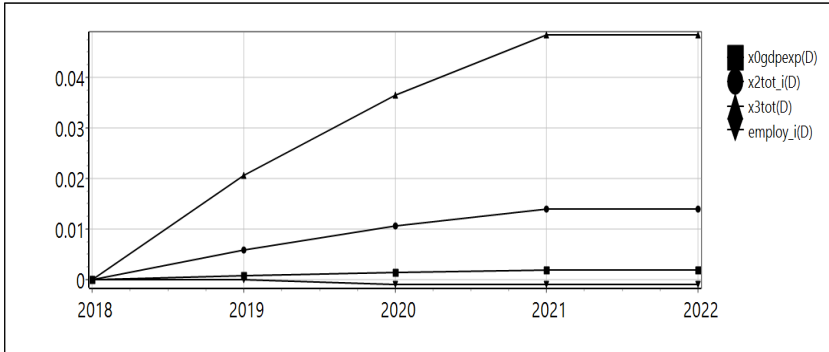
분위	2018년	2019년	2020년	2021년
1분위	0	0.726	0.727	0.728
2분위	0	0.252	0.252	0.253
3분위	0	0.001	0.095	0.095
4분위	0	0.000	0.057	0.057
5분위	0	0.000	0.000	0.027
6분위	0	0.000	0.000	0.019
7분위	0	0.000	0.000	0.012
8분위	0	0.000	0.000	0.000
9분위	0	0.000	0.000	0.000
10분위	0	0.000	0.000	0.001

주: 소득증가의 누적효과를 정리한 것임.

다음 그림은 3년에 걸친 복지지출 확대의 동태적 효과를 나타낸다. 구체적인 시나리오는 2019년에 소득 하위 20%에 대하여 30만 원씩 지급, 2020년에 20~40%에 대하여 30만 원씩 지급, 2021년에는 40~70%에 대하여 30만 원씩으로 확대하는 방안이다. 이러한 복지지출 확대에 의한 효과를 살펴보면, 먼저 경제성장 및 고용에는 효과가 미미한 편이다. 구체적으로 수년에 걸친 누적효과가 경제성장에는 0.01~0.02%, 고용에는 -0.000~-0.001%인 것으로 나타났다.

다음으로 투자와 민간소비에 미치는 효과를 살펴보면 투자에는 0.001%, 민간소비에는 0.02~0.05%만큼 영향을 미친다. 투자는 당년도 효과와 누적효과가 거의 같지만, 민간소비는 누적효과가 당년도 효과의 두 배 정도에 이르는 것으로 나타났다.

[그림 2] 복지지출 확대의 동태적 효과 비교



주: 위에서부터 x0gdpexp는 실질 GDP, x2tot_i는 고정투자, x3tot은 민간소비, employ_i는 고용에 대한 누적효과를 각각 나타냄.

다음의 <표 7>은 앞에서 소개한 순차적 복지지출 확대가 산업별 고용에 미치는 영향을 정리한 결과이다. 이 결과에 의하면 단기 효과가 큰 산업은 24번 ‘부동산·사업서비스’(0.065%), 16번 ‘전기·가스·수도’(0.063), 27번 ‘공공행정 및 국방’(0.027)이고, 영향이 작게 나타난 산업은 6번 ‘석유 및 석탄’(-0.061), 9번 ‘1차 금속제품’(-0.057), 8번 ‘비금속광물제품’(-0.049)이다. 3년에 걸친 누적효과의 크기는 또한 단기적 파급 효과와 순서가 동일한 것으로 나타났다.

<표 7> 기초연금 추가 지급이 고용에 미치는 효과

(단위: 누적 %)

x1lab(D)	2018년	2019년	2020년	2021년
24 부동산, 사업서비스	0	0.065	0.116	0.154
16 전기, 가스, 수도	0	0.063	0.110	0.146
27 공공행정, 국방	0	0.027	0.048	0.064
30 문화, 기타	0	0.020	0.035	0.046
23 금융, 보험	0	0.019	0.034	0.045
28 교육서비스	0	0.019	0.034	0.045
29 보건, 사회복지	0	0.019	0.034	0.045

20 노령 관련 사회지출이 성장·고용·분배에 미치는 효과 분석

x1lab(D)	2018년	2019년	2020년	2021년
1 농업, 임업, 수산	0	0.012	0.021	0.027
18 건설	0	0.011	0.020	0.027
22 통신	0	0.007	0.012	0.016
21 음식, 숙박	0	0.002	0.003	0.004
17 수도	0	0	-0.001	-0.001
3 식품, 음료, 담배	0	-0.006	-0.010	-0.013
19 도소매	0	-0.006	-0.011	-0.014
25 전문과학기술서비스	0	-0.010	-0.018	-0.024
26 사업지원서비스	0	-0.023	-0.041	-0.054
20 운송서비스	0	-0.026	-0.045	-0.061
10 금속제품	0	-0.029	-0.052	-0.070
14 운송장비	0	-0.033	-0.058	-0.077
5 목재, 종이	0	-0.034	-0.061	-0.081
15 가구, 기타	0	-0.034	-0.061	-0.081
12 전기, 전자	0	-0.035	-0.063	-0.084
4 섬유, 의류, 신발	0	-0.037	-0.066	-0.088
11 기계장비	0	-0.037	-0.066	-0.088
13 정밀장비	0	-0.038	-0.067	-0.089
2 석탄, 석유, 가스	0	-0.038	-0.068	-0.090
7 화학제품	0	-0.049	-0.087	-0.116
8 비금속제품	0	-0.049	-0.087	-0.116
9 1차금속제품	0	-0.057	-0.101	-0.134
6 석유, 석탄 제품	0	-0.061	-0.110	-0.146

4. 요약 및 시사점

복지지출의 파급 효과를 분석하는 데에는 연산가능 일반균형 모형이 유용하다. 연산가능 일반균형 모형은 제도부문 간 거래 내용을 일목요연하게 정리하여 데이터베이스화하고, 그 데이터베이스를 바탕으로 부문 간 상호의존성을 모형화한다는 것이 가장 큰 장점이다. 이러한 이유로 많은 나라에서 정책 수단을 강구할 때 사전적 정책효과 평가를 위하여 이들

모형을 이용한 사전적 모의실험을 수행하고 있다.

본 연구에서는 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 주어진 복지지출의 파급 효과를 분석하였다. 노령 관련 사회지출을 증가시키는 정책 시뮬레이션에서 얻어진 최종적인 결과를 바탕으로 몇 가지 중요한 사항을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 기초연금은 소득 하위계층의 소득증가에 기여하는 반면, 공적연금은 소득 중상위층의 소득증가에 기여하고 있다. 소득 하위계층에 대하여 5만 원의 추가 소득이 주어지면 소득불평등과 빈곤이 완화되는 효과가 있기는 하지만 그 크기가 크지는 않다. 더구나 다음 연도에 중위소득이 더 높아지면 동일한 정책의 재분배 및 빈곤 완화 효과는 감소하게 된다.

둘째, 공적연금은 중상위 소득계층에 추가 소득을 제공하는 것으로 나타나서 불평등이나 빈곤 완화 효과는 크지 않은 것으로 보인다.

셋째, 호주 방식의 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 하위 40%에 대하여 기초연금을 30만 원으로 확대하는 경우의 단기적인 효과를 살펴보면, 고용은 0.012% 증가하고, 실질 GDP는 0.007% 증가한다. 영업잉여와 피용자보수는 각각 0.028% 및 0.031% 증가하고, 불변가격 기준의 가계소비는 0.055% 증가한다.

넷째, 3년에 걸친 복지지출 순차적 확대의 동태적 효과를 살펴보면 이러한 복지지출 확대에 의한 경제성장 및 고용효과는 미미한 편이다. 구체적으로 투자는 0.01%, 민간소비는 0.02~0.05%만큼 증가한다. 투자는 당년도 효과와 누적효과가 거의 같지만, 소비는 누적효과가 당년도 효과의 두 배 정도에 이른다.

*주요 용어: 공적연금, 기초연금, 연산가능 일반균형 모형, 제2종의 일반화된 베타분포

제 1 장

서론

제1절 연구 배경 및 목적

제2절 연구 내용 및 방법

제1절 연구 배경 및 목적

1. 연구 배경

저출산, 고령화와 더불어 노후소득 보장 문제는 가장 큰 정책 현안이 되었다. 심각한 저출산과 급속한 고령화를 경험하고 있는 우리나라에서 노후소득 부족 문제는 가장 큰 사회적 불안요인이다. 2016년에 정년연장이 법제화되었으나 복지지출을 통한 노후소득 보장이 중요한 의미를 지니며, 앞으로도 그 중요성이 더 커질 것으로 예상된다. 본 연구에서는 동 주제에 대한 기초를 마련한다는 차원에서 노령 관련 지출 중에서 공적연금과 기초연금을 중심으로 사회경제적 파급 효과를 부분균형분석과 일반균형분석의 두 가지 측면에서 살펴본다.

공적연금은 사회보험의 일종으로 가입자가 납부하는 사회보험료가 주된 재원이며, 수급연령에 달하면 연금공단으로부터 연금을 수급하게 된다. 국민연금공단에서 관리하는 국민연금, 공무원연금공단에서 관리하는 공무원연금 외에도 사학연금과 보훈연금 등이 공적연금의 대표적인 예이다. 반면 기초연금은 조세를 재원으로 하며, 65세 이상 인구 중에서 소득 인정액이 수급기준선 이하이면 감액 기준을 고려하여 급여액을 지급한다. 대선 과정에서 공약으로 제시되었고 또 올해 들어 시행된 바 있는 소득 하위 40% 노인에 대한 월 30만 원의 기초연금 수급액 인상은 앞으로도 수급 대상과 수급액 모두 계속 확대되어 갈 것으로 보인다. 이러한 기

초연금액의 상향 조정이나 수급 대상의 확대 등은 재원조달에 대한 논의가 필수적이지만 실제로는 재원조달 방안에 대한 검토는 이루어지지 않은 상태에서 지출 확대만 이루어지는 경우가 많다. 특히 올해부터 최하위 20%의 노인에 대해서는 30만 원씩 지급하기로 하였으며, 2022년까지 점차 수혜 대상을 확대하여 하위 70%까지 지급할 계획이다. 이러한 정책의 변화는 불평등과 빈곤 문제에 일정한 효과를 가질 것이므로 그에 대한 정확한 이해는 복지정책의 효과성을 높이는 데 중요한 역할을 한다. 또 기초연금과 공적연금은 수혜 대상에 차이가 있으므로 그에 따른 사회경제적 파급 효과도 달라질 것이다.

국민연금이나 건강보험과 같은 사회보장기여금도 제도 변경이나 재원조달 방안별로 경제 전반에 미치는 단기적 파급 효과에 차이가 있을 것이고, 또 그 효과가 시간에 걸쳐 다르게 나타날 것이므로 이에 관한 체계적인 연구가 필요하다는 점에 대해서는 대체로 공감하고 있다. 여기서는 기초연금과 공적연금을 주요 분석 대상으로 하여 이들이 성장, 고용, 분배에 어떤 영향을 미치는지를 비교적 새로운 방법론을 적용하여 살펴본다.

2. 연구 목적

고령화 진행에 따라 복지지출 규모는 점차 증가할 것으로 전망되나, 복지지출 파급 효과에 대한 체계적인 분석은 본격적으로 연구된 바가 많지 않다. 산업구조의 변화와 더불어 노동 수요가 감소하고, 소득 구성의 변화에 따라 복지 재원의 조달 방식도 변화하게 되고, 소득 불평등 및 양극화에도 과거와는 다르게 영향을 미치게 될 것은 자명하다.

본 연구의 목적은 노령 관련 복지지출 수준의 변화가 경제성장, 고용, 분배에 미치는 차별적 파급 효과를 분석하는 데에 있다. 구체적으로는 (1)

일반화된 베타 분포를 추정하여 노령 관련 복지지출이 불평등과 빈곤에 미치는 효과를 살펴보고, (2) 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 가계부문의 이질성과 경제주체 간의 의존 관계를 모형화하여 성장, 고용, 분배에 미치는 사회경제적 파급 효과를 살펴본다.

제2절 연구 내용 및 방법

1. 연구 내용

본 연구는 크게 두 가지의 대표적인 분석 방법론을 사용하는데, 그 하나는 부분균형분석법이고, 다른 하나는 일반균형분석법이다. 먼저 부분균형분석법은 McDonald(1984)에 의하여 소개된 일반화된 베타분포함수를 미시조사 원시 자료를 이용하여 직접 추정하고, 파라미터의 변화로부터 불평등과 빈곤의 변화를 살펴보는 것이다. 일반균형분석법은 부분균형분석법에서는 다루지 못하였던 상대가격의 변화와 경제주체 간의 상호의존성, 그리고 가계부문의 이질성 등을 동일한 하나의 분석 틀 안에서 활용하는 방법이며, 분석에 사용된 일반균형 모형은 필자가 과거에 수행한 CGE 관련 선행연구 결과에 바탕을 둔다. 이전의 연구와 다른 점은 가계부문의 소득과 지출 관련 분석을 대폭 강화하여 빈곤과 불평등에 대한 좀 더 유용한 정책적 함의를 도출하고자 최근의 새로운 분석법을 적용한 데에 있다.

이러한 접근법을 유용하다고 판단한 근거는 복지지출 관련 세부 항목의 선정이나 조합에 따라 성장이나 일자리 창출효과 및 소득분배의 개선 등이 어떻게 달라지는지에 대해서 사전적으로 분석하여 정책설계 단계에서 활용할 수 있는 장점이 있기 때문이다. 특히 소득분배나 빈곤에 미치는 효과를 사전적으로 분석하려면 장래의 소득분포함수를 예측할 수 있어야 하고, 분포의 특성을 나타내는 파라미터 추정치로부터 빈곤 및 재분배 효과를 분석할 수 있어야 하는데, 여기서 사용하는 일반화된 베타분포함수는 이러한 필요를 모두 충족한다.

2. 연구 방법

본 연구에서 사용된 연구 방법은 크게 두 가지로 구분된다. 하나는 부분균형접근법으로 일반화된 베타 분포를 이용하여 소득분포함수를 추정하여 제도 변화가 빈곤과 불평등에 미치는 효과를 살펴보는 것이고, 다른 하나는 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 노령 관련 복지지출의 세부 항목별 사회경제적 파급 효과를 분석하는 것이다. 일반균형모형의 경우 향후 활용 가능성을 염두에 두고 인구 고령화의 진행을 모형 내에 반영하여 출산율 등 인구정책 변수의 장기적인 사회·경제적인 파급 효과를 분석할 수 있도록 하였다. 노령 관련 복지지출 항목에 따른 차별적 파급 효과에 대해서는 성장, 고용, 소득분배 등에 미치는 효과를 중심으로 동태적 시뮬레이션 분석을 이용하여 단기 및 장기에 걸친 효과를 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구를 소개하고, 선행연구와 본 연구의 차별성을 정리한다. 제3장에서는 분석 모형과 데이터베이스를 소개한다. 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제5장에서는 연구결과를 요약하고 정책적 시사점과 연구의 한계를 정리한다.

제 2 장

이론적 배경

제1절 선행연구의 소개

제2절 본 연구 방법의 차별성

제1절 선행연구의 소개

1. 인구구조의 변화와 세대 간 형평성 연구

유근춘, 황남희, 김태은, 김선희, 김경민(2013)에서는 사회보장의 기여와 혜택에 따른 세대 간 형평성을 살펴보았다. 그는 세대 간 형평성을 살펴볼 수 있는 선형모형을 구축하고, 시뮬레이션 분석을 통하여 세대 간 형평성을 분석하고 정책적 시사점을 도출하였다. 주요 내용으로는 조세의 연령별 프로파일을 분석하여 소득세는 소비세보다 세대 간 형평성을 높이는 데 적합하지 않다는 결과를 제시하였다. 또 소비세의 경우 최근으로 올수록 노년층의 부담이 증가하여 세대 간 형평성을 높이는 수단으로 이용될 수 있다고 한다(유근춘 외, 2013, p. 239). 그렇지만 이러한 연구 결과를 정책적으로 활용하고자 한다면 좀 더 현실적인 자료 분석과 엄밀한 가정을 도입한 분석이 요구되고, 연령을 세분화하는 등 현실 반영도를 높일 필요가 있다는 점이 고려되어야 한다.

남상호, 문석웅, 유진영(2013)에서는 인구구조 변화와 그에 따른 고령화의 사회경제적 파급 효과를 살펴보았다. 구체적으로 사회회계행렬을 이용하는 호주 방식의 연산가능 일반균형 모형을 구축한 다음, 고령화의 장·단기 파급 효과를 성장·고용·분배를 중심으로 시나리오 분석을 이용하여 살펴보고 있다. 주요 연구결과로는 누진세 강화를 통한 복지정책은 양극화를 해소하는 효과가 있음을 발견하였고, 외국 인력을 도입하여 노

동 공급을 증대하고자 하는 경우 사적 비용이 아닌 사회적 비용을 감안해야 할 필요가 있으며, 사회안정을 위해서는 임금피크제를 동반하는 정년 연장이나 노인 일자리 확대를 통한 노-노케어가 필요함을 주장하였다.

2. 소득분배에 대한 연구

성명재, 박기백(2009)에서는 1982~2008년의 도시기계조사 자료를 이용하여 분배지표와 인구구조 변화 간의 관계를 분석하였다. 주된 분배 지표로 변이계수(coefficient of variation)의 제곱을 이용하여 분배지표와 인구구조 변화 사이의 영향 관계를 살펴보았다. 분석 결과에 의하면 1982~1994년에는 인구구조 변화가 소득분배에 거의 영향을 미치지 못하였지만, 1994~2008년에는 인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향력이 14.9%로 크게 높아진 것으로 나타났다고 한다(성명재, 박기백, 2009, p. 5).

3. 연산가능 일반균형 모형을 이용한 연구

김명규, 김성태(2010)에서는 연산가능 일반균형(CGE) 모형을 이용하여 법인세 인하의 경제적 파급 효과를 분석하였다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 이들은 2008년도 자료를 이용하여 우리나라에 대한 동태적 연산가능 일반균형 모형을 구축하고, 세 가지의 사전적 시나리오 분석을 통하여 법인세의 파급 효과를 살펴보았다. 구체적인 시나리오로 (1) 세율을 일괄적으로 5%포인트 인하, (2) 단계적으로 2년에 걸쳐 인하, (3) 5년에 걸쳐 1%포인트씩 인하하는 방안의 세 가지를 비교하였다. 먼저 투자에 대한 단기적인 효과를 살펴보면 첫 번째 방안이 가장 큰 것으로 나타났

고, 장기적인 효과는 세 가지 방안이 모두 투자를 증대시키는 것으로 나타났다. 반면에 자본에 미치는 효과는 방안 (1)이 가장 크게 나타났다. 결론적으로 법인세 인하로 인하여 소득분배가 개선되고, 효율성이나 형평성이 높아진다는 측면에서 필요한 정책이라고 보이며, 법인세 인하의 효과를 제고하기 위해서는 정부지출의 감소가 선행되어야 한다는 점을 강조하고 있다(김명규, 김성태, 2010, pp. 108~110).

김승래(2010)에서는 Harberger-Shoven-Whalley 타입의 CGE 모형을 이용하여 우리나라 주요 세목에 대한 세수증대정책의 개별 경제주체의 후생 변화와 귀착 효과에 미치는 효과를 분석하였다. 주요 분석 결과에 의하면, 부가가치세 세율의 인상은 소득세나 법인세 인상 에 비하여 상대적으로 약간 역진적이기는 하지만 기초생활품 등에 대한 면세제도로 인하여 부정적인 효과가 크지 않으며, 소득재분배 측면에서 보더라도 별다른 장애가 되지 않는다고 한다. 또 취약계층 보호나 소득재분배 기능을 제고하기 위해서는 세율 조정보다는 저소득층에 대하여 직접적이고 선별적인 재정 재원을 확대하는 것이 더 효과적임을 주장하였다. 한편 주요 세목을 비교한 결과에 따르면, 증세의 경우에는 부가가치세, 그리고 감세의 경우에는 법인세가 비용 대비 효율적이라고 한다. 또 사회적 형평성 제고가 주요 정책목표인 경우(가령, 소득재분배 등), 조세 누진도 등과 같은 측면을 감안하지 않은 일률적인 소득세율의 조정은 다른 조세(법인세 또는 부가가치세)에 비하여 좀 더 신중하게 이루어져야 할 것임을 강조하고 있다(김승래, 2010, p. 21).

조경엽, 오태연(2012)에서는 분배 우선 정책으로 인하여 경제성장이 둔화되는 경우 저소득 일자리가 감소하여 소득불평등이 심화될 가

능성에 대하여 분석하였다. 구체적으로 ‘최선의 복지는 일자리 창출’이라는 시각에서 고용의 결정요인과 법인세가 고용에 미치는 효과를 분석하고, 일자리 창출을 위한 재정정책 방안을 모색하였다. 주요 분석 결과에 의하면 고용의 자기 임금에 대한 탄력성은 -0.159 , 대체탄력성은 0.398 , 산출량에 대한 탄력성은 1.130 으로 나타나, 경제성장이 고용에 미치는 파급 효과가 다른 효과를 압도하는 것으로 보고하고 있다. 또 법인세 인하는 경제성장을 촉진하고, 경제성장은 일자리 창출에 효과적인 것으로 나타났는데, 구체적으로 법인세를 1% 인하하면 고용은 0.18% 증가한다고 한다. 결론적으로 법인세 인상은 투자를 저해하고 생산을 둔화시켜 고용을 감소시키는데, 이처럼 법인세 인상으로 인한 일자리 감소 효과는 저임금 근로자에게 가장 크게 나타날 가능성이 높기 때문에 궁극적으로 소득분배를 악화시키는 요인이 될 수 있다고 주장하였다(조경엽, 오테연, 2012, p. 6).

조경엽(2008)에서는 CGE 모형을 이용하여 분야별 재정지출이 소득분배와 국민 경제에 미치는 효과를 분석하였는데, 소득재분배를 가장 큰 폭으로 개선하는 것은 주택건설 투자이며, SOC 투자와 이전소득 순으로 나타났다고 한다. GDP의 감소를 최소화하면서 소득분배를 개선하고자 한다면 사회보장 및 복지지출(이전소득)을 확대하기보다는 오히려 SOC 확대가 더 바람직하다고 보았다. 또 공무원 수의 증가나 행정조직의 비대화 등으로 인한 지출은 소득분배와 경제성장 어느 쪽에도 도움이 되지 않는다고 한다(조경엽, 2008, p. 125).

안종범(2009)의 연구에 따르면 법인세 5% 인하는 7조 8000억 원의 소비자 및 생산자 잉여가 발생한다고 한다. 생산요소별로 구분해 보면 자본에 75%, 노동에 25% 정도의 혜택이 귀속되고, 영업잉여의

증가는 재투자로 이용될 수 있다고 한다. 또 법인세 감면에 따른 형평성 악화 문제와 관련해서는 감세 규모에 비하여 소득분배 악화 정도가 크지 않다고 보았으며, 이러한 분배 악화 문제는 취약계층에 대한 직접적 재정지원으로 보완할 수 있다고 보았다. 즉 법인세 5% 인하로 경상소득 기준의 지니계수가 0.192% 정도 높아지는데, 이는 취약계층을 대상으로 하는 재정지출로 교정할 수 있다는 것이다. 이러한 결과는 궁극적으로 법인세율의 인하는 투자 증대를 통하여 자본축적과 경제성장에 긍정적인 영향을 미친다는 기존의 연구결과와 부합한다고 볼 수 있다(안중범, 2009, p. 145).

김승래(2006)에서는 연산가능 일반균형(CGE) 모형을 이용하여 법인세 개편의 세 부담 귀착 효과를 분석하고 있다. 이 연구는 법인세 귀착을 분석한 많지 않은 연구 중 하나인데, 주요 연구결과에 의하면 노동과 자본 간의 대체탄력성이 커질수록 법인세 인하의 효과가 자본에 더 많이 귀속된다고 한다. 예를 들어, 만약 노동과 자본의 대체탄력성의 크기가 0.8이라면 노동에 2,200억 원, 자본에 1조 9,300억 원이 귀속된다고 한다. 또 법인세 인하의 효과를 소득계층별로 살펴보면 자본소득의 비중이 높은 고소득층에게 감세로 인한 혜택이 집중된다고 한다(김승래, 2006, p. 65).

제2절 본 연구 방법의 차별성

본 연구는 두 가지의 상호 보완적인 분석 방법론을 사용한다. 하나는, 많이 쓰이는 부분균형분석법인데, 개인이나 가구를 조사한 미시 자료를 이용하여 소득분포함수의 파라미터를 직접 추정하는 것이다. 구체적으로 우리의 직접적인 관심 대상인 노령 관련 지출이 포함된 경우와 포함되지 않은 경우 각각에 대하여 소득분포함수를 추정한 다음, 두 분포의 차이로 노령 관련 지출의 불평등 및 빈곤 효과를 계산하는 것이다. 소득분포를 추정하기 위하여 이용되는 분포함수는 일반화된 베타분포(제2종)이며, 현재 이용할 수 있는 분포함수 중에서 가장 많은 분포함수를 내포한다는 점이 가장 큰 특징이다. 또 하나의 분석 기법은 연산가능 일반균형 모형인데, 이 방법은 제도부문 간 거래와 가계부문의 이질성을 모형 내에 포함하며, 상대가격의 변화로 인한 부차적인 효과를 포착한다는 점이 가장 큰 특징이다.

본 연구에서는 현재 시점을 기준으로 이용 가능한 최근의 데이터로 동태적 연산가능 일반균형 모형을 구축하여, 기초연금과 공적연금을 중심으로 복지지출 유형에 대한 차별적 효과를 비교·분석하는 데 연구의 목적을 두고 있다.

여기서는 최근에 도입된 국제표준인 ‘System of National Accounts 2008’에 기초한 최근 자료를 이용하여 데이터베이스를 구축하고, 동태적 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 주어진 복지지출 수준에서의 정책 파급 효과를 비교, 분석한다. 데이터베이스를 구축하는 과정에서 우리나라 자료의 특수성으로 인한 몇 가지 문제점이 발견되었으나, 가급적 왜곡이 적은 방식을 선택하여 문제를 해결하고 최종적인 데이터베이스를 구축하였다. 분석에 이용된 모형도 앞으로 다양한 복지정책 관련 분석에 활

용될 수 있도록 구축하였다.

여기서는 노령 관련 사회지출 중에서 공적연금과 기초연금을 중심으로 부분균형분석법 및 일반균형분석법을 이용하여 성장·고용·분배 등에 대한 파급 효과를 비교·분석한다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 또 분석 방법에서는 연산가능 일반균형 모형 내에서 가계부문을 대폭 세분화하는 방법을 도입하였는데, 이 방법은 integrated CGE-MicroSimulation 모형의 초기 형태로 볼 수 있다. 이러한 미시-거시 연계로 인하여 얻을 수 있는 가장 큰 이점은 거시경제정책의 미시적 파급 효과를 하나의 분석 틀 내에서 체계적으로 다룰 수 있다는 것이다.⁵⁾

5) 한 가지 문제는 모형의 규모가 커질 때 균형 해(solution)를 구하는 데 걸리는 시간이 현저하게 증가한다는 점이다. 그러나 이는 연산능력이 뛰어난 초대형 컴퓨터를 이용하는 경우에는 그다지 문제가 되지 않는 것으로 본다.

제 3 장

파급효과 분석 방법론

제1절 일반화된 베타분포

제2절 ORANI CGE모형의 개요

제3절 모형의 데이터베이스

제4절 사회회계행렬

제1절 일반화된 베타분포⁶⁾

정책 당국자나 복지 관련 연구자들은 제도 변화의 가상적인 효과를 사전적으로 평가·분석해야 하는 경우가 있다. 이 경우 제도 변화 이전과 제도 변화 이후에 대하여 각각의 분포함수를 추정하고, 두 분포함수로부터 정책효과를 측정할 수 있는 척도를 계산하는 방법을 이용할 수 있을 것이다. 선행연구에서 가장 유용한 것으로 평가되는 함수 형태로는 제2종의 일반화된 베타[Generalized Beta, GB(2)]분포함수인데, 이 분포함수는 기존의 연구에서 사용되었던 대부분의 소득 관련 분포함수를 포괄한다는 특징이 있다. 구체적으로 로그-정규분포, Fisk 분포, Lomax 분포, Singh-Maddala 분포,⁷⁾ Dagum 분포⁸⁾ 등이 모두 일반화된 베타분포의 특수한 경우에 속한다. 일반화된 베타분포함수는 네 개의 파라미터를 이용하여 실제의 자료에 가장 유사한 분포를 찾아 준다는 특징이 있다.

McDonald(1984)가 경제학 분야에 처음으로 소개한 제2종의 일반화된 베타분포함수는 세 개의 파라미터를 가지는 Singh-Maddala 분포나 Dagum 분포보다는 좀 더 일반화된 형태의 분포이다. GB(2) 분포의 확률밀도함수(probability density function)는 다음과 같다.

6) 이 절의 내용은 대부분 저자의 선행 연구(남상호, 2018b)에서 인용한 것이다.

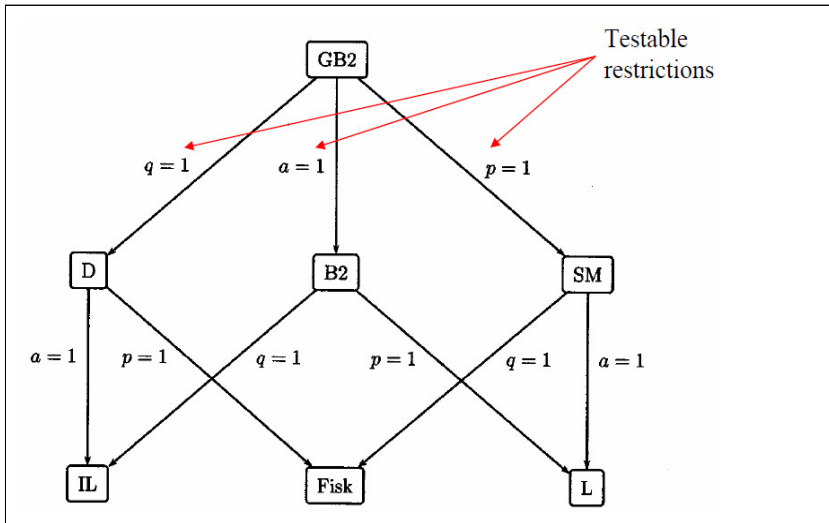
7) Singh, S.K. and G.S. Maddala. (1976). "A Function for the Size Distribution of Incomes," *Econometrica*, 44, 963-970.

8) Dagum, C. (1977). "A new model of personal income distribution: Specification and estimation" *Economie Appliquée*, 30, 413-437.

$$f(x; a, b, p, q) = \frac{ax^{ap-1}}{b^{bp} B(p, q)[1 + (x/b)^a]^{p+q}}, x > 0$$

여기서 $B(u, v) = \Gamma(u)\Gamma(v)/\Gamma(u+v)$ 는 베타함수, $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수를 나타낸다. 또 이 분포의 특징을 나타내는 네 가지 파라미터는 모두 양(+)의 값을 가진다. 먼저 파라미터 a, p, q 는 이 분포의 구체적인 형태를 나타내고, b 는 분포의 전체적인 특징을 나타낸다. a 값이 크면 클수록 분포의 양쪽 꼬리 부분이 더 날렵하게 되는데, p 와 q 는 각각 이 분포의 왼쪽과 오른쪽 꼬리 부분을 특징짓는 파라미터이다. ap (또는 aq) 값이 커지면 GB(2) 분포의 왼쪽(또는 오른쪽) 꼬리 부분이 더 날렵한 모습을 지니며, p 와 q 값의 상대적인 크기는 GB(2) 분포의 비대칭 정도를 결정한다(McDonald and Xu, 1995, p. 137).

[그림 3-1] GB(2) 분포의 계통도



자료: Kleiber, C., and S.I. Kotz. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. p. 188.

GB(2) 분포에서 $p=1$ 인 경우 Sing-Maddala 분포가 되고, $q=1$ 인 경우 Dagum 분포가 된다. 또 $p=q=1$ 인 경우에는 Fisk 분포가 되고, 좀 더 특별한 경우로 $a \rightarrow \infty$ 이고 $p \rightarrow 0$ 이면 GB(2) 분포는 log Normal 분포로 수렴한다(McDonald and Xu, 1995, p. 139; Kleiber and Kotz, 2003, p. 188).

추정 방법으로는 비선형 최적화(non-linear optimization) 또는 전체 정보를 이용하는 최대우도 추정법(full-information maximum likelihood estimation)이 있다. 이에 대하여 Graf, Nedyalkova, Munnich, Seger and Zins(2011, p. 21)에서는 GB(2) 분포함수의 추정 결과의 비교하였다. 비선형 최소자승 추정법(NLS)과 전체 정보를 이용하는 최대우도 추정법(FI-MLE)으로 얻은 누적분포함수와 밀도함수를 정리한 결과를 제시하였는데, 누적분포함수와 밀도함수 모두에서 전체 정보를 이용하는 최대우도 추정법이 더 나은 결과를 나타내었음을 확인하였다고 한다(Graf, Nedyalkova, Munnich, Seger and Zins, 2011, p. 21).

본 연구에서 주로 이용하는 불평등 지수는 지니계수와 일반화된 엔트로피(generalized entropy)지수이다. 지니계수는 가장 널리 이용되는 불평등 척도이며, 일반화된 엔트로피지수는 파라미터값에 따라 분포의 특정 부분의 불평등을 좀 더 정밀하게 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 이들 척도의 정의는 각각 다음과 같다.

$$I(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N w_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] \quad \alpha \neq 0, 1.$$

$$I(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right), \quad \alpha = 0 \text{인 경우}$$

$$I(1) = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_i \ln\left(\frac{x_i}{x}\right). \quad \alpha = 1 \text{인 경우}$$

여기서 x_i 는 소득, w_i 는 가중치를 나타낸다. 일반화된 엔트로피(GE) 값은 0에서 무한대(∞)까지 나타날 수 있으며, 모든 사람의 소득이 동일한 완전 균등 분포의 경우에는 최소치인 0의 값을 가지지만, 분배 상태가 불평등할수록 그 값은 커지게 된다. 또 α 의 값이 작을수록 하위계층의 소득 변화에 민감하게, α 값이 클수록 상위계층의 소득 변화에 민감하게 반응한다는 특징이 있다(Shorrocks, 1980, pp. 613-625).

Foster-Greer-Thorbecke(FGT) 빈곤지수는 한 나라 또는 지역의 빈곤 정도를 측정할 수 있는 가장 일반적 척도이다. 이 FGT지수를 이용하면 빈곤의 규모, 빈곤의 심도, 불평등 정도에 대한 모든 정보를 포괄할 수 있는 척도를 얻을 수 있다(Foster, Greer, and Thorbecke, 1984, pp. 761-766). 산식을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left(1 - \frac{x_i}{z}\right)^\alpha$$

여기서 Z 는 주어진 빈곤선, N 은 표본 크기, H 는 소득이 Z 아래인 사람들의 수, x_i 는 개개인의 소득을 나타낸다. α 는 민감도 파라미터인데, 이 값이 작으면 빈곤선 아래 사람들과 빈곤선 위의 사람들의 빈곤이 동일하게 평가되며, 이 값이 클수록 빈곤선 아래의 사람들에 대해 상대적으로 더 큰 의미를 부여한다. 민감도 파라미터의 값이 0이면 빈곤의 규모(빈곤율)를, 1이면 빈곤의 심도(빈곤갭)를, 2이면 빈곤그룹 내의 불평등도를 나타내게 된다.

제2절 ORANI CGE모형의 개요

연산가능 일반균형 모형(이하 CGE모형)이란 일반균형(general equilibrium)분석법과 컴퓨터 프로그래밍 기법을 결합하여 경제주체를 통합하고, 생산 및 각 부문에서의 유량(flow) 개념에 입각한 균형을 수치로 측정할 수 있는 모형이다.

CGE모형은 각 경제주체, 산업부문, 고용 등을 통합적으로 고려하여 그 해(solution)를 구하기 때문에 경제 내에 있는 거시 경제변수들 사이의 상호작용을 파악할 수 있다. 또 이 모형은 다양한 조세정책이 거시경제 변수에 미치는 영향 외에도, 자원배분과 경제적 복지에 미치는 효과도 분석할 수 있는 모형이다(윤건영, 1993, p. 57).

CGE모형은 미국 방식과 호주 방식 두 가지가 가장 널리 쓰이고 있다.⁹⁾ 여기서는 1970년대 중반 호주 모내시(Monash) 대학의 정책분석센터(CoPS: Center of Policy Studies)에서 개발한 ORANI-G 모형을 출발점으로 하며, 우리나라 노령 관련 지출의 사회경제적 파급효과 분석에 적합하도록 모형의 구조와 데이터베이스를 적절히 조정하는 과정을 거쳤다.

1. ORANI-G 모형¹⁰⁾

본 연구에서는 경제적 효과 분석을 위해 ORANI-G 모형을 기본으로 하여 국내 실정에 맞도록 부분적으로 모형의 구조와 데이터베이스를 조

9) 호주 방식의 모형은 Johansen(1960) 모형에 그 뿌리를 둔다. 이 모형의 특징은 초깃값과 증가율을 이용하여 균형해를 계산한다는 점이다. 미국 방식은 Adelman and Robinson(1978)의 연구를 최초로 본다. 호주의 ORANI 모형은 1970년대 중반에 Peter Dixon 등에 의하여 개발된 모형이다(Dixon, Parmenter, Sutton, and Vincent, 1982).

10) 이 부분에 대한 설명은 Dixon and Rimmer(2007)의 3장과 4장을 참고하였다.

정하였다. 이 모형은 단일 국가(single country) 경제를 가정하고, 방정식 체계는 모두 퍼센트(%) 변화율로 표현된다.

ORANI-G 모형에서는 다섯 가지 유형의 경제주체를 가정하는데, 이는 생산자, 소비자, 투자자, 정부 그리고 해외의 다섯 그룹이다. 생산자는 30개 산업으로 이루어져 있으며, 각 부문은 하나의 상품을 생산한다고 본다.¹¹⁾ 이렇게 생산된 국내재는 수입재와 불완전 대체 관계를 가지는 것으로 가정한다(Armington, 1969, p. 159, 1970, p. 180).

해외 부문은 30개의 상품으로 이루어져 있는데, 국내의 경제주체는 각각 60개의 상품 및 산업을 이용하여 최적화 활동을 수행한다.¹²⁾ 생산자는 중간재 투입뿐만 아니라 토지, 노동, 자본 외에도 생산 활동에 수반되는 기타 비용(other cost tickets)을 부담하게 된다. 자본요소는 투자자에 의하여 만들어지는데, 대체 가능성이 완전한 32종의 자산에 투자하게 된다. 여기에는 30종의 투자재와 국내 및 해외 채권이 포함된다. 모든 생산 활동에서 순수이윤은 '0'이며, 조세 부과로 인하여 기초가격과 생산자 가격 사이에 격차가 발생하게 된다.¹³⁾

상품에 대한 수요와 공급은 경쟁 시장에서의 경제주체인 생산자, 투자자, 소비자의 최적화 행태를 통하여 결정된다. 정부 수요는 외생적으로 주어지는 것으로 가정하며, 해외 부문의 수요 역시 외생적으로 주어진 것으로 가정한다. 경쟁 시장의 가정에 따라 생산요소에 대한 수요와 자본에 대한 공급 또한 최적화 행태로부터 도출되며, 토지와 노동에 대한 공급은 외생적으로 주어지거나 수요에 의하여 결정된다.

이하의 논의는 다음과 같이 다섯 개의 범주로 구분한다.

11) 한 산업에서 하나의 상품만 생산한다는 가정은 산업연관분석에서는 표준적인 가정이다. 반면 공급-사용표에서는 이러한 가정을 도입하지 않는다.

12) 두 가지의 원천(국내, 수입)에 대하여 각각 30개의 상품이 있으므로 60개가 된다.

13) 기초가격에 간접세를 더하면 생산자가 가격이 얻어진다.

- (1) 투입된 생산재와 본원적 생산요소에 대한 생산자의 수요에 대한 설명
- (2) 소비자, 투자자, 정부, 수출업자 및 수입업자의 상품에 대한
최종수요를 설명하는 부분
- (3) 상품과 본원적 요소에 대한 수요-공급에 대한 설명
- (4) 모든 생산 활동에 대한, 가격과 생산비용의 연결에 대한 설명
- (5) 일련의 거시 집계변수에 대한 설명

이하에서는 논의의 단순화를 위하여 다음과 같은 표기 방식을 따른다.

1) 표기 방식

X: 상품, 본원적 요소, 기타 비용에 대한 수요

Z: 상품, 본원적 요소, 기타 비용에 대한 공급

P: 상품, 본원적 요소, 기타 비용에 대한 가격

A: 기술변화 또는 선호의 변화

V: 간접세 수입

τ : ad-valorem 세율

T: power of tax (즉, $1+\tau$)

경제주체 구분은 위첨자(superscript)를 이용한다. 즉, (1)은 생산자, (2)는 투자자, (3)은 소비자, (4)는 수출, (5)는 정부를 의미한다.

본원적 생산요소와 기타 비용에 대해서는 다음의 아래첨자(subscript)를 이용하는데, (F)는 본원적 생산요소, (L)은 노동요소, (K)는 자본요소, (N)은 토지, (O)는 기타 비용을 나타내는 용도로 쓰인다.

상품의 종류 및 원천을 나타내기 위해서 첨자 i 와 s 를, 산업부문을 나타

내기 위해서는 첨자 j 를 이용한다.

예를 들어, $X_{i,s,j}^{(2)}$ 은 j 산업에서 투자재로 이용된 i 상품의 s 원천을 나타낸다. 또 $T_{i,d}^{(3)}$ 은 가계가 소비한 국내생산품에 대한 조세(power of tax)를 나타낸다.

2) 생산구조

본 연구에서 이용하는 모형은 30개의 산업으로 구성되어 있다. 각 부문에서는 유일한 상품을 생산하며, 자본형성은 각 산업별로 특화되어 있다고 가정한다(sector-specific). 따라서 각 산업의 생산주체는 주어진 가격에 대하여 얼마만큼의 투입물을 사용할 것인지, 또 얼마만큼 생산하고 얼마만큼을 투자할 것인지를 동시에 결정해야 한다. 여기서는 규모에 대한 보수 불변인 생산기술을 가정하며, 최상부에서는 레온티에프(Leontief)형 생산함수를, 하부에서는 CES형 생산함수를 이용한다. 구체적으로 각 상품 복합재(commodity composite)는 국내재와 수입재를 CES 형태로 결합하여 얻으며, 요소 복합재(factor composite)는 본원 요소인 노동, 자본, 토지를 CES 형태로 결합하여 얻는다. 다음으로 j 부문의 산출량은 상품 복합재, 본원적 요소 복합재 및 기타 비용을 고정된 비용으로 결합하는 레온티에프형 생산기술을 이용하여 얻는다.

3) 생산요소에 대한 수요

생산요소에 수요는 산업별로 이윤을 최대화하는 과정에서 결정된다. 주어진 생산기술 수준 아래에서 이윤을 최대로 하는 산출량이 결정되면 그에 따라 생산요소에 대한 수요량이 결정되는 것이다. 구체적으로 j 산업

의 이윤함수(Ξ_j)와 생산함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Xi_j &= P_j^{(F^*)} X_j^{(F^*)} - P_j^{(L^*)} X_j^{(L^*)} - P_j^{(N^*)} X_j^{(N^*)}, j = 1, \dots, 30 \\ X_j^{(F^*)} &= CES[X_j^{(L^*)}, X_j^{(K^*)}, P_j^{(N^*)}], j = 1, \dots, 30\end{aligned}$$

여기서 위첨자에 있는 ‘*’ 기호는 유효량(effective quantity)을 나타내는데, 기술 수준을 반영한 실제의 투입량과 생산량을 의미하는 것이다. CES(Constant Elasticity of Substitution) 함수란 대체탄력성의 크기가 일정한 생산기술을 가지는 함수를 말한다. 유효 투입량은 다음과 같이 정의된다.

$$X_j^{(L^*)} \equiv X_j^{(L)} / A_j^{(L)}, P_j^{(L^*)} \equiv P_j^{(L)} \cdot A_j^{(L)}$$

이하에서는 변수 $A_j^{(F)}, A_j^{(K)}, A_j^{(L)}, A_j^{(N)}$ 를 각각 본원요소에 대한 기술진보, 자본절약적 기술진보, 노동절약적 기술진보, 토지절약적 기술진보를 나타내는 기호로 사용한다.

이제 Lagrange 승수 기법을 이용하여 앞의 최적화 문제를 풀면 노동, 토지, 복합요소에 대한 수요함수를 얻을 수 있다. 여기에 순수이윤이 0(zero)이라는 조건을 더하면 다음이 성립한다.

$$P_j^{(F^*)} X_j^{(F^*)} = P_j^{(K^*)} X_j^{(K^*)} + P_j^{(L^*)} X_j^{(L^*)} + P_j^{(N^*)} X_j^{(N^*)}, j = 1, \dots, 30$$

여기서 $P_j^{(K^*)}$ 는 j산업에서 이용되는 유효 자본량의 임대료를 나타낸다.

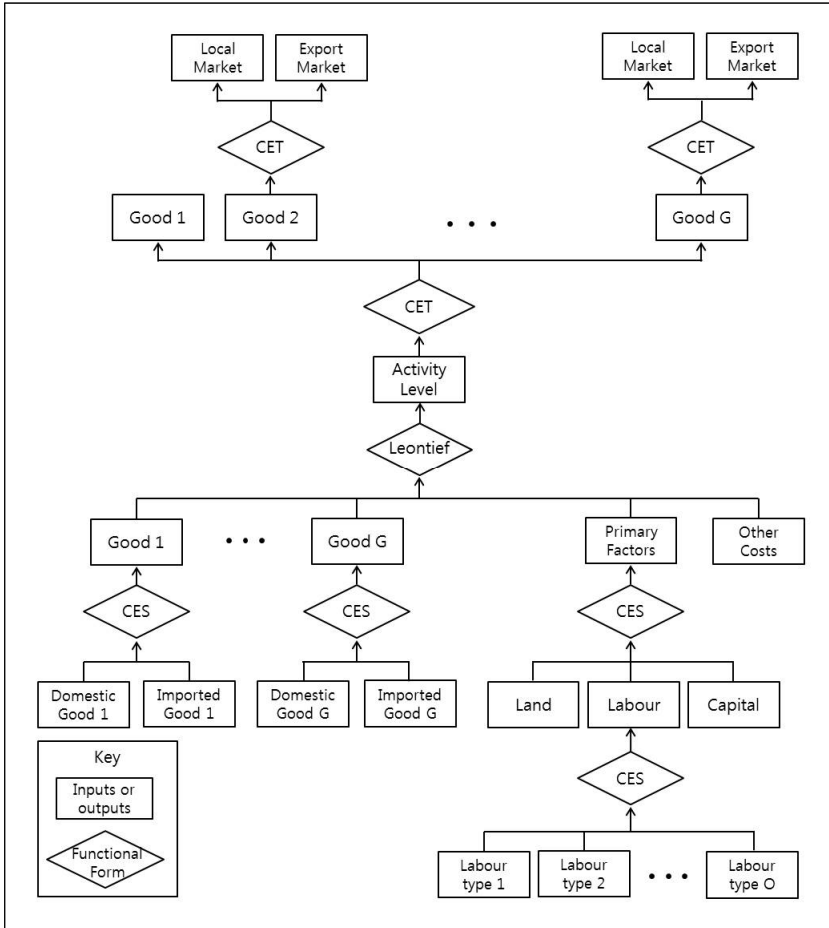
본원요소와 복합요소에 대한 수요함수를 이윤함수에 대입하면 순수이윤이 0이라는 조건으로부터 다음과 같은 단위비용함수(unit cost function)를 얻는다.

$$P_j^{(F^*)} = \left\{ \zeta_j^{(L^*)1/(1+\mu)} P_j^{(L^*)1/(1+\mu)} + \zeta_j^{(K^*)1/(1+\mu)} P_j^{(K^*)1/(1+\mu)} + \zeta_j^{(N^*)1/(1+\mu)} P_j^{(N^*)1/(1+\mu)} \right\}^{(1+\mu)/\mu}, j = 1, \dots, 30$$

이를 다시 간략하게 정리하면 다음 식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} & \left[1 - \zeta_j^{(L)1/(1+\mu)} \left\{ \frac{P_j^{(L^*)}}{P_j^{(F^*)1/(1+\mu)}} \right\}^{\frac{\mu}{1+\mu}} - \zeta_j^{(N)1/(1+\mu)} \right] \\ & = \zeta_j^{(K)1/(1+\mu)} \left\{ \frac{P_j^{(K^*)}}{P_j^{(F^*)}} \right\}^{\frac{\mu}{1+\mu}} \end{aligned}$$

[그림 3-2] 복합재의 생산과 수요 구조



자료: Horridge, M. (2014). "ORANI-G: A Generic Single-Country Computable General Equilibrium Model," Revised edition, p. 18.

4) 중간투입물의 투입 구조

중간투입물의 투입 구조에 대해서는 Armington(1969, 1970)의 불완전 대체성 가정을 수용한다. 즉, 중간투입물로 이용되는 수입품과 국산품

은 서로 불완전 대체 관계에 있다고 가정하는 것이다. 따라서 중간수요를 구성하는 수입품과 국산품의 조합은 다음과 같이 결정된다. 지금 생산물이 일정하다는 제약조건을 충족한다는 전제하에서 i 번째 상품에 대한 수입품과 국산품의 투입 비용을 최소화하는 투입물에 대한 수요는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X1_S(c, i) = CES \left[ALL, s, SRC : \frac{X1(c, s, i)}{A1(c, s, i)} \right]$$

여기서 개별 중간투입물에 대한 수입품 및 국산품의 구성은 수입품 및 국산품의 가격조건과 수요 구성비에 의해 결정된다. 따라서 투입물에 대한 가격조건이 변동하면 투입물에 대한 수요는 대체탄력성과 가격변동률을 곱한 값만큼 변화하게 된다.

5) 복합재의 수출수요, 국내시장 수요

수출품에 대한 수요와 국내품에 대한 수요는 서로 다를 수 있다. 따라서 우리의 모형에서는 불변 전환탄력성(CET: Constant Elasticity of Transformation)에 의해 제약되지만 두 수요의 상품 구성은 서로 다를 수 있다는 점이 고려되어야 한다. 이러한 관계를 반영한 수출품에 대한 수요와 국내품에 대한 수요는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

수출시장에 대한 공급(수요):

$$X0dom(c) - X4(c) = p0dom(c) - pe(c)$$

국내시장에 대한 공급(수요):

$$x0com(c) = [1 - EXPSHR(c)] * x0dom(c) + EXPSHR(c) * x4(c)$$

초과이윤:

$$p0com(c) = [1 - EXPSHR(c)] * p0dom(c) + EXPSHR(c) * pe(c)$$

여기서 초과이윤은 '0'인 것으로 가정한다.¹⁴⁾

6) 고정자본형성

실물자본에 대한 투자는 투자자들에 의하여 이루어지며, 개별 산업부분에 대하여 고유한 형태의 자본서비스를 제공할 수 있는 자본형성을 말한다. 생산자는 자본형성 과정에서 투입물의 최적 조합을 구성하는 방식으로 투자 활동을 영위하게 된다.

앞에서 언급한 바와 같이 자본은 개별 산업에 특화되어 있으며, 그 구성은 산업에 따라 차이가 있다. 특정 산업에서의 자본 한 단위는 두 단계의 과정을 거쳐서 만들어진다. 최상위 단계에서는 이미 생산된 복합재의 조합을 이용하여 레온티예프 함수의 형태로 자본재를 구성한다. 이 경우 레온티예프 함수의 특징으로 인하여 복합재의 구성 비율은 다음과 같이 일정하게 유지된다.

$$Y_j = \text{Min} \left\{ \frac{X_{1,..,j}^{(2)}}{A_{1,..,j}^{(2)}}, \dots, \frac{X_{30,..,j}^{(2)}}{A_{30,..,j}^{(2)}} \right\}, j = 1, \dots, I$$

14) 기업활동을 유지하는 데 필요한 정상이윤은 생산비용에 포함되어 있다.

여기서 A항은 파라미터이고, $X_{i,..,j}^{(2)}$ 는 j산업에서의 i상품에 대한 투자용 복합재에 대한 수요량을 나타낸다. 다음 단계에서 국내재와 수입재를 CES 함수 형태로 결합하여 투자용 복합재를 만든다.

$$X_{i,..,j}^{(2)} = \text{CES}(X_{i,d,j}^{(2)}, X_{i,f,j}^{(2)}), i, j = 1, \dots, I$$

투자재의 생산기술은 레온티예프 함수로 가정하며, $P_j^{(Y)} Y_j$ 는 총투자비용을 나타낸다. 주어진 Y_j 에 대하여 총투자비용을 최소화하는 j부문의 투자비용은 다음과 같다.

$$P_j^{(Y)} Y_j = \sum_{i=1}^I \{P_{i,d,j}^{(2)} X_{i,d,j}^{(2)} + P_{i,f,j}^{(2)} X_{i,f,j}^{(2)}\}, j = 1, \dots, J$$

이 식에서 P_j 는 투자자들이 j부문의 투자재에 대하여 지불하는 가격을 나타낸다. 이 문제의 해(solution)는 다음과 같이 얻어진다.

$$X_{i,s,j}^{(2)} Y_j A_{i,..,j} \vartheta_{i,s,j} P_{i,s,j}^{(2)} \left\{ \sum_k \vartheta_{i,s,j}^{1/(1+v)} P_{i,k,j}^{(2)v/(1+v)} \right\}^{\frac{1}{v}},$$

$$i = 1, \dots, I; s = d, f; k = d, f$$

여기서 ϑ 와 v 는 파라미터이며, $-1 < v \neq 0, \vartheta_{i,j,k} > 0$ 이고,

$$\sum_{i=1}^I \vartheta_{i,j,k} = 1 \text{을 충족해야 한다.}$$

투자에 의해 특정 i산업에서 새로운 고정자본이 형성되는 과정은 그림 3-3]과 같다. 여기서 자본은 국내 생산물과 수입 생산물의 조합으로

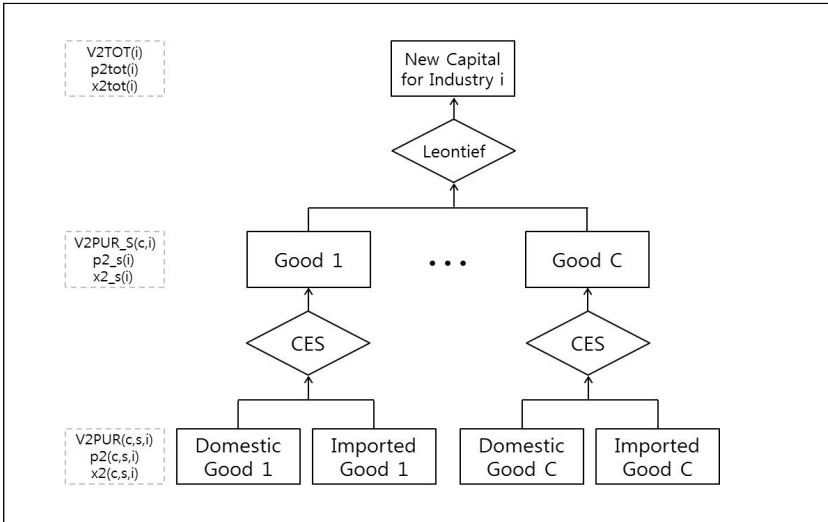
구성된다고 가정한다. 국내재와 수입재는 불변 대체탄력성을 지닌다. 이렇게 구성된 복합재화는 레온티예프 생산함수의 관계로 자본재를 형성한다.

투자상품의 수요:

$$E_{x2}(c, s, i) : \\ x2(c, s, i) - a2(c, s, i) - s2_s(c, i) = \\ - SIGMA2(c) * [p2(c, s, i) + a2(c, s, i) - p2_s(c, i)]$$

생산요소는 자본형성에 직접적으로 투입되지 않는다고 가정한다. 상기 방정식 체계에서 c 는 상품, s 는 국내·수입 원천, i 는 산업을 각각 의미한다.

[그림 3-3] 투자 수요의 구조



자료: Horridge, M. (2014). "ORANI-G: A Generic Single-Country Computable General Equilibrium Model," Revised edition, p. 27.

7) 가계소비

소비 수요는 투자 수요와 구조가 유사하지만, 한 가지 차이점은 가계의 효용은 Klein-Rubin 효용함수를 따른다고 가정한다는 것이다. 이 함수는 선형지출체계(LES: linear expenditure system)를 지닌다.

가계의 효용:

$$Q^{-1} \Pi \{X3_S(c) - X3SUB(c)\}^{S3LUX(c)}$$

여기서 $S3LUX$ 는 계수로 $\sum_c S3LUX(c) = 1$ 이며, Q 는 가계의 수(number of households)이다. 이러한 효용함수로부터 구한 수요방정식은 다음과 같다.

$$X3_S(c) = X3SUB(c) + X3LUX(c) * V3LUX_C / P3_S(c)$$

여기서 $V3LUX_C = V3TOT - \sum_c X3SUB * P3_S(c)$ 이다. 즉 여기서의 선형지출구조란 가계수요가 $P3_S$ 의 가격함수와 $V3TOT$ 의 지출에 대하여 선형함수라는 것이다. 또한 $X3$ 식의 우변에 있는 $X3SUB$ 는 각 재화에 대한 필수적인 소비재의 수량을 나타내며, 생존을 위하여 가격의 변화와는 무관하게 항상 일정량의 구매가 이루어져야 한다는 것을 의미한다.

ORANI 모형에서는 국내 생산품과 해외 수입품의 조합으로 최종수요를 충족하게 된다. 최종수요는 가계소비, 투자, 정부소비, 수출에 따라 수요량이 결정되며, 이하에서는 각각의 최종수요 결정 과정을 살펴본다.¹⁵⁾

15) 투자수요는 앞의 고정자본형성에 대한 설명에서 논의하였다.

여기서는 가계부문을 하나의 집계형 수요자로 본다. 대표적 소비자를 논의할 때에는 해당 변수 위에 tilde 표시를 추가하여 집계형 소비자와 구분한다. 따라서 이들 사이에는 다음의 관계가 성립한다.

$$U = Q\tilde{U}$$

여기서 Q 는 총가구수(the number of households)를 의미한다. 소비자는 소득과 상품의 가격을 주어진 것으로 가정하고 주어진 예산제약 하에서 효용을 최대화하는 소비자 선택을 하게 된다. 먼저 최하부의 복합재를 구성하는 단계에서는 국내재와 수입재가 CES 형태로 결합되고, 그 다음 단계에서 복합재가 효용함수를 구성할 때에는 Stone-Geary(또는 Klein-Rubin) 방식에 따라 필수재와 사치재로 구분되어 소비자 선택을 하게 된다.¹⁶⁾¹⁷⁾ 소비되는 i -복합재의 총량은 $\tilde{X}_i^{(3)}$ 으로 나타내기로 한다. 여기서 아래 첨자인 ‘.’는 i -복합재를 원천별로 합한 것을 의미한다. 또 생존에 필요한 최소소비량은 $\tilde{\gamma}_i^{(3)}$ 으로 표기하면 최소소비량을 제외한 여유적 지출에 해당하는 복합재는 $\tilde{X}_i^{(3)} - \tilde{\gamma}_i^{(3)}$ 이 된다. nested 구조의 최하부에서는 소비자가 $\tilde{X}_i^{(3)}$ 을 주어진 것으로 보고 상대가격의 변화에 따라 국내재와 수입재의 소비량을 선택한다. 즉, 다음과 같은 복합재 바스켓을 구성하는 비용을 최소화하는 조합을 선택한다.¹⁸⁾

16) Stone, R. (1954). "Linear Expenditure systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, 64, 511-527.

17) Wikipedia, http://en.wikipedia.org/wiki/Stone-Geary_utility_function (2019. 11. 30. 기준).

18) 여기서 Armington(1969)에 따라 국내재와 수입재가 불완전 대체 관계에 있음을 가정한다.

$$P_{i.}^{(3)} \cdot \tilde{X}_{i.}^{(3)} = P_{id}^{(3)} \cdot \tilde{X}_{id}^{(3)} + P_{if}^{(3)} \cdot \tilde{X}_{if}^{(3)}, i = 1, \dots, 30$$

$$\tilde{X}_{is}^{(3)} = \text{CES}(\tilde{X}_{id}^{(3)}, \tilde{X}_{is}^{(3)}), i = 1, \dots, 30$$

$$\tilde{X}_{i,s}^{(3)} = \tilde{X}_{i,.}^{(3)} \xi_{i,s}^{1/(1+\varepsilon)} P_{i,s}^{(3)-1/(1+\varepsilon)} \left\{ \sum_k \xi_{i,k}^{1/(1+\varepsilon)} P_{i,k}^{(3)\varepsilon/(1+\varepsilon)} \right\}^{\frac{1}{\varepsilon}},$$

$$i = 1, \dots, 30, s = d, f, k = d, f$$

이 복합재의 가격은 CES생산함수로부터 도출되는 단위비용함수(unit cost function)와 같다.

$$P_{i,.}^{(3)} = \left\{ \sum_k \xi_{i,k}^{1/(1+\varepsilon)} P_{i,k}^{(3)\varepsilon/(1+\varepsilon)} \right\}^{\frac{1}{\varepsilon}}, i = 1, \dots, I, s = d, f$$

복합재에 대한 총지출의 배분은 다음과 같이 이루어진다. nested 구조를 가지는 가계효용함수의 두 번째 수준에서는 개별 복합재의 가격과 총지출 수준 $\tilde{C}$ 이 주어진 것으로 본다. 복합재의 소비량 $\tilde{X}_{i.}$ 은 예산제약하의 효용 최대화 문제의 해(solution)로부터 얻어진다. 즉, 목적함수는 다음과 같은 복합재에 대한 효용함수이다.

$$\tilde{U} = \sum_{i=1}^I \beta_i \ln [\tilde{X}_{i,.}^{(3)} - \gamma_{i,.}]$$

또 제약조건은 다음과 같다.

$$\tilde{C} = \sum_{i=1}^I P_{i,.}^{(3)} \tilde{X}_{i,.}^{(3)}, i = 1, \dots, I$$

이 최적화 문제의 1계 조건(first-order condition)으로부터 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\beta_i}{P_{i,.}^{(3)} [\tilde{X}_{i,.}^{(3)} - \gamma_{i,.}]} = \frac{\beta_k}{P_{k,.}^{(3)} [\tilde{X}_{k,.}^{(3)} - \gamma_{k,.}]}, i, k = 1, \dots, I, \sum_{i=1}^I \beta_i = 1.$$

이 식을 예산제약식과 결합하여 풀면 소비자 선택에 관한 최적화 문제의 해(solution)가 얻어진다. 이 방정식 체계가 바로 선형지출체계(LES: Linear Expenditure System)이며, 필수지출을 초과하는 부분에 대한 지출이 총지출에서 일정 비율을 차지한다는 특징을 가진다. 이러한 특징으로부터 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$P_{k,.}^{(3)} [\tilde{X}_{k,.}^{(3)} - \gamma_{k,.}] = \beta_k \tilde{C}^{(a)}, k = 1, \dots, I$$

여기서 $\tilde{C}^{(a)}$ 는 필수지출을 제외한 여유적 지출액을 나타낸다. 이 식을 좀 더 익숙한 형태로 표현하면 다음과 같다.

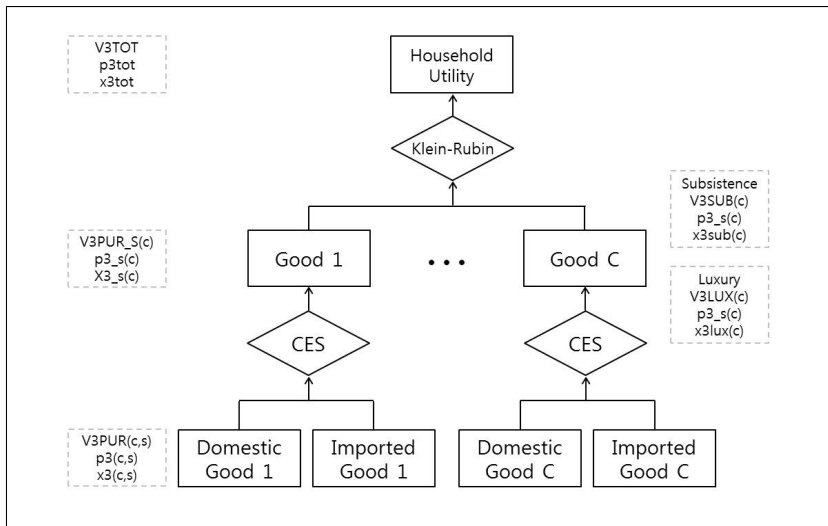
$$P_{k,.}^{(3)} \tilde{X}_{i,.}^{(3)} = P_{k,.}^{(3)} \gamma_{i,.} + \beta_i \tilde{C}^{(a)}, i = 1, \dots, I$$

8) 시장청산

재화 시장 균형에서 총공급과 총수요는 일치한다. 총수요는 중간재 수

요, 가계소비 수요, 외국인 소비 수요, 정부소비 수요, 투자 수요 및 재고의 합으로 구성된다. 마찬가지로 요소시장에서는 각 생산요소에 대한 수요와 공급이 일치한다. 그리고 각 요소시장에서의 균형은 요소가격 변동에 의하여 결정된다.

[그림 3-4] 소비 수요의 구조



자료: Horridge, M. (2014). "ORANI-G: A Generic Single-Country Computable General Equilibrium Model," Revised edition, p. 29.

9) 정부 수요

CGE모형에서 정부 부문의 수요에 대한 이론은 개발된 것이 없다. 가장 일반적인 처리 방법은 정부 수요를 외생변수로 간주하는 것이다. 모형에서 통상적으로 사용되는 방법은 다음과 같은 관계식을 가정하는 것이다.

$$\frac{X_{i,s}}{C^{(R)}} = F_{i,s}^{(5)} F^{(5)}, i = 1, \dots, I, s = d, f$$

여기서 우변의 첫 항은 정부 수요의 구성을 조정하는 원천 s 의 상품 i 에 대하여 일률적인 변화를 주는 외생적인 충격항이다. 또 $C^{(R)}$ 는 실질 가계 소비지출이다.

10) 해외수요

원천 s 의 상품 i 에 대한 해외 부문의 수요인 $X_{i,s}^{(4)}$ 는 해외가격으로 표시된 해당 상품의 f.o.b. 가격인 $P_i^{(E)}$ 와 역(inverse)의 관계에 있는 것으로 가정한다.

$$X_i^{(4)} = F_i^{(4q)} \left\{ \frac{P_i^{(E)}}{F_i^{(4q)}} \right\}^{\eta_i}, i = 1, \dots, I$$

여기서 $\eta_i (< 0)$ 는 해외수요 탄력성을 나타내는 파라미터이다. $F_i^{(4q)}$ 와 $F_i^{(4p)}$ 는 수출수요함수를 수평(가격), 수직(수량)으로 이동시키는 충격변수이다. 수출상품은 두 그룹으로 분류할 수 있는데 하나는 전통적인 수출품목(농산물, 광산물, 제조업 제품)이고, 다른 하나는 비전통적 수출품목이다. 비전통적 수출품목에 대해서는 소국(small country) 가정을 채택하며, 해외수요의 탄력성이 매우 크다고 가정한다. 반면 해외가격으로 표시된 전통적 수출품목은 수출업자들의 행태에 따라 영향을 받는 것으로 본다.¹⁹⁾

11) Zero 순수이윤

CGE모형에서 핵심적인 가정은 생산, 투자, 수출, 수입에서 순수이윤이 0(zero)이라는 것이다. 이 가정은 책정된 가격이 모든 활동을 포함하는 총비용과 일치하게 된다는 것이다. 또 하나의 가정은 생산자나 최종수요자에 대하여 동일한 기초가격(basic prices)이 적용된다는 것이다. 이는 사용자가 지불하는 가격인 생산자가격은 기초가격에 간접세를 더한 것과 일치한다는 사실을 의미한다. 이하에서는 먼저 생산, 투자, 수출, 수입에 대한 단위가격과 단위당 생산비용의 관계를 살펴보고, 그다음으로 기초가격과 생산자가격 간의 관계를 살펴본다.

먼저 단위당 가격과 단위당 생산비용 간의 관계를 살펴보자. 생산에서 순수이윤이 0이라는 가정과 모든 생산자에서 기초가격이 동일하다는 가정으로부터 j 부문의 산출물에 대한 기초가액인 $P_j^{(Z)} Z_j$ 와 투입물에 대한 비용을 연결할 수 있다.

$$P_j^{(Z)} Z_j = P_j^{(F)} X_j^{(F)} + P_j^{(O)} X_j^{(O)} + \sum_{i=1}^I P_{j,i}^{(I)} X_{i,j}^{(I)}, j = 1, \dots, I$$

규모에 대한 수확 불변인 생산기술을 가정하기 때문에 단위가격과 단위비용은 산출량 수준과는 독립적이다. 따라서 위의 식은 가격만의 함수로 표현할 수 있다. 레온티에프기술에 따라 우변의 투입물량은 산출량과 일정한 비율을 유지하고 있으므로 다음의 관계를 유지할 수 있다.

$$X_j^{(F)} = Z_j^{(I)} A_j^{(F)}, j = 1, \dots, J$$

19) 이들에 대한 해외수요의 탄력성은 그 크기가 작다고 보는 것이다.

이러한 표현은 $X_{i,..,j}$ 와 $X_j^{(O)}$ 에 대해서도 성립한다. 이제 이들 방정식을 모두 조합하면 단위가격과 단위 비용 간의 관계를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_j^{(Z)} = P_j^{(F)} A_j^{(F)} + P_j^{(O)} A_j^{(O)} + \sum_{i=1} P_{i,..,j}^{(I)} A_{i,..,j}, j = 1, \dots, J$$

각 부문에서는 한 가지 상품만 생산하므로 국내에서 생산된 제품의 기초가격 $P_{i,d,j}$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{j,d}^{(Z)} = P_j^{(Z)}, i, j = 1, \dots, I$$

투자재에 대한 단위가격과 단위비용 사이에도 일정한 관계가 존재한다. 앞서와 마찬가지로 투하자재에 대한 단위가격과 단위비용 간의 관계도 도출할 수 있다.

$$P_j^{(Y)} = \sum_{i=1}^I A_{i,..,j}^{(2)} \sum_s \left\{ \vartheta_{i,s,j}^{1/(a+v)} P_{i,s,j}^{(2)v/(1+v)} \right\}^{\frac{1+v}{v}}, j = 1, \dots, J; s = d, f$$

수출과 수입에 대한 단위가격과 단위비용 사이에도 일정한 관계가 있다. 해외가격(f.o.b.)으로 표시된 수출품 단위가격 $P_i^{(E)}$ 와 국내품의 단위가격 $P_{i,d}^{(E)}$ 의 관계는 다음과 같다.

$$P_j^{(E)} \phi = P_{1,d}^{(Z)} T_i^{(4)}, i = 1, \dots, I$$

여기서 ϕ 는 환율을, $T_i^{(4)}$ 는 수출품에 대한 조세율(power of net tax)을 나타낸다.

다음으로 수입에 대해서도 위와 유사한 관계식을 얻을 수 있다.

$$P_{i,f}^{(Z)} = P_i^{(M)} \phi T_i^{(6)}, i = 1, \dots, I$$

여기서 $T_i^{(6)}$ 은 수입품에 대한 조세율(power of the tariff, 1+관세율)을 의미한다.

이제 기초가격과 생산자가격 간의 관계를 살펴보자. ORANI 모형에서 상품은 네 그룹의 국내 경제주체들이 구매하게 된다. 생산자, 투자자, 가계, 정부인데, 개별 상품에 대하여 이들이 지불하는 가격은 생산비인 기초가격에 간접세를 더한 가격이며, 이를 생산자가격이라고 한다.

$$P_{i,s,j}^{(k)} = P_{i,s}^{(Z)} T_{i,s,j}^{(k)}, i, j = 1, \dots, I(J); s = d, f; k = 1, 2, 3, 5$$

12) 시장청산 조건

시장청산 조건이란 국내재와 본원적 생산요소에 대한 수요와 공급의 일치를 말한다.

$$Z_i^{(1)} = \sum_{j=1} X_{i,d,j}^{(1)} + X_{i,d,j}^{(2)} + X_{i,d}^{(3)} + X_{i,d}^{(4)} + X_{i,d}^{(5)}, i = 1, \dots, I$$

자본, 노동, 토지와 같은 본원적 생산요소에 대한 시장청산 조건은 다

음과 같다.

$$Z_j^{(K)} = X_j^{(K)}, j = 1, \dots, J$$

$$L = W^{(R)}, j = 1, \dots, J$$

$$W^{(R)} = \sum_{j=1}^J X_j^{(L)}, j = 1, \dots, J$$

$$Z_j^{(N)} = X_j^{(N)}, j = 1, \dots, J$$

여기서 L 은 노동 공급, $W^{(R)}$ 는 총노동수요, $Z_j^{(N)}$ 은 토지에 대한 공급을 나타낸다. 여기서 노동 관련 변수들에서 첨자 j 가 생략된 것은 노동이 동질적이라는 가정에 근거한다.

13) 그 외의 변수

CGE 모형에서 명목 GDP는 지출 측면과 소득 측면의 두 방향에서 계산되는데 이 두 값은 정확하게 일치해야 한다. 지출 측면에서의 GDP는 소비, 투자, 정부지출, 순수출의 합이다.

$$GDPE = C + I + G + (X - M)$$

여기서 우변의 각 항은 소비, 투자 정부지출을 나타낸다.

$$C = \sum_{i=1} P_{i,\cdot}^{(3)} X_{i,\cdot}^{(3)}$$

$$I = \sum_{j=1} P_j^{(Y)} Y_j$$

$$G = \sum_{i=1} \{P_{i,d} X_{i,d}^{(5)} + P_{i,f}^{(5)} X_{i,f}^{(5)}\}$$

$$X = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1} P_i^{(E)} X_i^{(4)},$$

$$M = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1} P_i^{(M)} X_i^{(M)}$$

$$X_i^{(M)} = \sum_{j=1} X_{i,f,j}^{(1)} + X_{i,f,j}^{(2)} + X_{i,f}^{(3)} + X_{i,f}^{(5)}, i = 1, \dots, I$$

소득 측면에서의 GDP는 요소소득(또는 부가가치)과 순간접세(NIT: Net Income Tax)의 합이다. 즉,

$$GDPI = GDPFC + NIT$$

이고 요소비용(또는 요소소득)은

$$GDPFC = W + K + N$$

과 같다. 여기서 W, K, N은 각각 노동, 자본, 토지에 대한 보수를 의미한

다. 순간접세는 기타 비용(즉 기타 생산세) O 와 순생산물세인 V 의 합으로 정의된다.

$$NIT = O + V$$

노동, 자본, 토지에 대한 보수는 다음과 같이 얻어진다.

$$W = \sum_{j=1} P_j^{(L)} X_j^{(L)},$$

$$K = \sum_{j=1} P_j^{(K)} X_j^{(K)},$$

$$N = \sum_{j=1} P_j^{(N)} X_j^{(N)},$$

$$O = \sum_{j=1} P_j^{(O)} X_j^{(O)}$$

그리고 순간접세는 국내재와 수입재를 사용하는 생산자, 투자자, 가계의 소비, 정부지출에서 얻어진다.

$$V = \sum_{i=1}^6 V^{(i)}$$

여기서 우변의 각 항목은 다음으로부터 얻어진다.

$$V^{(1)} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{s=d}^f \{P_{i,d}^{(Z)} X_{i,s,j}^{(1)} (T_{i,s,j}^{(1)} - 1)\},$$

$$V^{(2)} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{s=d}^f \{P_{i,d}^{(Z)} X_{i,s,j}^{(2)} (T_{i,s,j}^{(2)} - 1)\},$$

$$V^{(3)} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{s=d}^f \{P_{i,d}^{(Z)} X_{i,s,j}^{(3)} (T_{i,s,j}^{(3)} - 1)\},$$

$$V^{(4)} = \sum_{i=1}^I \{P_{i,d}^{(Z)} X_{i,d}^{(4)} (T_{i,d}^{(4)} - 1)\},$$

$$V^{(5)} = \sum_{i=1}^I \sum_{s=d}^f \{P_{i,d}^{(Z)} X_{i,s}^{(5)} (T_{i,s}^{(5)} - 1)\},$$

$$V^{(6)} = \sum_{i=1}^I \{P_i^{(M)} X_i^{(M)} \phi(T_i^{(6)} - 1)\}.$$

이러한 거시경제 변수들은 모두 명목 변수이며, 이 값을 물량변수인 실질변수와 가격변수인 디플레이터로 분해할 수 있다. ORANI 모형은 Gempack software를 이용하며, 초깃값과 변화율을 이용하여 균형 해(solution)를 구하는 것이 일반적이다.

제3절 모형의 데이터베이스

CGE 모형을 이용하여 경제 분석을 수행하기 위해서는 모형에 적합한 데이터베이스가 필요하다. ORANI 모형의 데이터베이스의 경우 기초가격으로 평가된 산업연관표의 거래 항목과, 마진, 조세 등이 국산품과 수입품으로 구분되어 포함되어 있어야 한다. 기초가격 평가표에는 생산요소에 대한 보수 행렬 외에도 산출물에 대한 국내수요와 해외수요가 구분되어 있다. [그림 3-5]에는 이들의 구성 요소가 나열되어 있으며, <표 3-1>에는 이러한 정보가 수록되어 있다.

데이터베이스 구성표에서 1~3행은 absorption 행렬, 4~8행은 생산행렬이고, 두 개의 위성 행렬인 결합생산행렬(joint production matrix)과 관세행렬(tariff matrix)이 있다.

absorption 행렬의 열(column)은 다음과 같이 1부터 6까지 여섯 개의 숫자로 표시되어 있다.

1. i-개의 산업으로 구분된 국내 생산자
2. i-개의 산업으로 구분된 투자자
3. 가계소비(대표적 소비자)
4. 해외의 구매자(수출)
5. 정부소비
6. 재고 변화
0. 1부터 6까지의 합

첫 행의 V1BAS부터 V6BAS까지는 사용자에게 판매되는 모든 원천(즉 국산과 수입)의 직접적인 상품 흐름(direct flow)을 기초가격으로 나타낸

것이다. V1BAS는 국산과 수입을 합한 상품 c 가 금년도 생산과정에서 i 산업으로 투입되는 크기를 나타낸다. V2BAS는 자본형성을 위하여 국산과 수입으로 구성된 상품 c 가 산업 i 에 투입되는 크기를 나타낸다. V3BAS는 가계소비를 위하여 구매된 국내재와 수입재의 구성을 나타낸다. V4BAS는 상품별 수출을 나타내는 벡터인데, 우리나라의 산업연관표에서는 상품별 수출은 국내재로만 이루어져 있다. 이를 달리 말하면 수입된 상품은 그 자체로 재수출되지는 않으며, 반드시 국내의 생산과정을 거쳐서 만들어진 상품의 형태로 수출된다는 것을 의미한다. 따라서 수출의 원천 중에서 수입 부분은 모두 0으로 이루어져 있다. V5BAS는 정부지출을 나타낸다. 그리고 V6BAS는 원천별, 상품별 재고 변화를 나타내는 벡터이다.

기초가격이란 사용자가 지불한 가격인 구매자 가격에서 마진과 부가세를 제외한 부분이며, 생산자가 실제로 수취하는 가격을 말한다. 수입재에 대한 기초가격이란 관세를 포함하는 것이며, 수입항에서 관세를 납부한 다음 수입지 가격으로 표시된 가격이며, 판매세(sales tax)와 마진은 제외된 가격이다. 모든 사용자들에서 기초가격은 동일한 것으로 가정한다. 행의 합은 상품의 직접사용분(direct use) 총계를 의미한다. 재고변화를 제외한 모든 기초가격의 상품흐름은 음(-)의 값을 가지지 않아야 한다.

둘째 행에 있는 V1MAR부터 V5MAR는 마진금액을 나타내는데, V1BAS에서 V5BAS의 유통을 원활하게 하는 데 도움을 주는 것이다. V1MAR와 V2MAR는 네 개의 차원을 가지는 행렬이며, 원천 s 로부터 산업 i 로 가는 상품 c 의 유통을 돕는 마진서비스 m 을 나타내는 것이다. V3MAR와 V5MAR는 원천 s 로부터 산업 i 로 가는 상품 c 의 흐름을 원활하게 하는 3차원 배열의 가계부문과 정부부문의 흐름을 나타낸다. V4MAR는 수출을 원활하게 하는 상품 c 에 대한 마진 m 을 나타내는 2차원 행렬을 나타낸다. 상품 중에는 마진이 필요하지 않은 것도 있는데, 이

들은 마진에 대한 차원이 표시되지 않거나, 아니면 해당 원소에 0의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이에 대한 예는 서비스나 재고에 관련된 것인데, 여기서 재고란 생산은 되었지만 판매되지 않은 상품을 말한다.

셋째 행의 V1TAX부터 V5TAX까지는 조세 행렬을 나타낸다. 이는 원천별 상품이 각 사용자에게 전달될 때 부과되는 세금인데, 양(+)의 값은 조세를, 음(-)의 값은 보조금을 의미한다. V1TAX와 V2TAX는 각각 생산과정과 자본형성에 투입되는 국내의 상품에 대하여 부과되는 세금을 나타낸다. V3TAX와 V5TAX는 각각 가계부문과 정부부문의 소비를 위하여 배분되는 국내품 및 수입품에 대하여 부과되는 조세를 나타낸다. V4TAX는 수출재에 대하여 부과되는 조세를 나타내며, V6TAX는 재고에 대한 조세를 나타내는데 통상적으로 재고에 대해서는 조세를 부과하지 않기 때문에 모든 상품에 대하여 0의 값을 가지거나 재고에 대한 조세 행렬 자체를 제거한 경우도 있다.

4행부터 5행까지는 생산 활동에 사용된 본원적 생산요소를 나타낸다. 여기에는 세 가지의 생산요소가 포함되는데, 노동에 대한 대가인 피용자보수와 자본에 대한 대가인 영업잉여 및 감가상각이 있다. 노동은 산업뿐만 아니라 숙련도를 나타내는 직종(occupation)에 대한 정보도 함께 이용하여 2차원 행렬의 형태로 나타난다. V1CAP과 V1LND는 각 산업별 자본의 임대료와 토지에 대한 보수를 각각 나타낸다. 각 산업 또는 생산자는 생산과정에서 면허세나 인지세 등과 같은 영업상 필수적인 조세를 납부하는데 이들을 (순)생산세(production tax, V1PTX)라고 부른다. V1OCT는 앞에 포함되지 않은 여타 생산비용 항목으로 유동성을 보유하는 데 따른 기회비용, 재고를 보유하는 데 따른 비용 등과 같은 항목이 모두 여기에 포함된다. 이들 항목은 생산과정과 관련된 것이므로 고정자본형성, 가계 및 정부 소비, 수출이나 재고 등에 대해서는 정의되지 않는다.

ORANI 데이터베이스에는 두 개의 위성 행렬(satellite matrices)이 있다. 하나는 복합생산행렬(joint production matrix 또는 MAKE matrix)이고, 다른 하나는 관세행렬(tariff matrix)이다.

MAKE 행렬은 i 산업에서 만들어진 c 상품을 기초가격으로 평가한 것이다. 통상적으로 MAKE 행렬은 두 가지 종류가 있다. 하나는 대각선에만 원소를 가지는 경우인데, 한 산업에서 한 가지의 상품만을 생산하는 경우가 여기에 해당한다. 다른 MAKE 행렬은 주 대각선 이외의 원소에도 0이 아닌 값을 가지는 경우인데, 한 산업에서 여러 상품을 생산하거나 같은 상품을 여러 산업에서 생산하는 경우가 여기에 해당한다. 2008 SNA에 따라 작성되는 공급표는 둘째의 경우에 해당된다.

관세행렬은 각 수입 상품에 대하여 부과된 관세 규모를 나타낸다. 이 행렬은 absorption 행렬과는 별도로 작성되는데, 그 이유는 관세수입이 기초가격으로 표시된 수입에 이미 계상되어 있기 때문이다. 즉 데이터베이스의 첫째 행은 관세를 포함한 기초가격으로 평가한 것이다. 관세액을 따로 정리하는 이유는 관세를 부과하는 세원(tax base)과 증가세인 관세액으로부터 세율을 구한 다음 이를 우리의 모형 내에 포함할 필요가 있기 때문이다.

이 데이터베이스의 열(row) 방향의 합인 총비용은(costs) 행(column) 방향의 합인 총매출액(sales)과 일치해야 한다.²⁰⁾

20) 좀 더 자세한 내용은 United Nations(1999)를 참고할 수 있다.

[그림 3-5] 데이터베이스의 구성 요소

		Absorption Matrix					
		1	2	3	4	5	6
		생산자	투자자	가계	수출	공공부문	재고변동
		← I →	← I →	← 1 →	← 1 →	← 1 →	← 1 →
기초가격	$\uparrow$ C×S $\downarrow$	V1BAS	V2BAS	V3BAS	V4BAS	V5BAS	V6BAS
마진	$\uparrow$ C×S×M $\downarrow$	V1MAR	V2MAR	V3MAR	V4MAR	V5MAR	
조세	$\uparrow$ C×S $\downarrow$	V1TAX	V2TAX	V3TAX	V4TAX	V5TAX	
노동	$\uparrow$ O $\downarrow$	V1LAB	C = 상품 종류(국내, 수출) I = 산업의 종류 S = 국내재와 수입재 O = 숙련/비숙련의 구분 * 투자세(V2TAX)와 재고부문에 포함된 간접세는 편의상 0으로 설정하여 간접세를 기본가액에 포함시킴. * 우리나라의 경우 수출세(V4TAX)와 정부지출세(V5TAX)는 모두 0임.				
자본	$\uparrow$ 1 $\downarrow$	V1CAP					
기타 생산세	$\uparrow$ 1 $\downarrow$	V1PTX					
기타 비용	$\uparrow$ 1 $\downarrow$	V1OCT					

종류	결합생산행렬
$\uparrow$ C $\downarrow$	← I → MAKE

종류	수입관세
$\uparrow$ C $\downarrow$	← 1 → VOTAR

자료: 남상호, 문석용, 이경진. (2012). 한국복지패널 자료를 통해 본 한국의 사회지표. 서울: 한국보건사회연구원. p. 260.

다음으로 국내생산 = 총사용이 성립해야 한다. 먼저 비마진상품의 경우, 상품의 사용(즉 첫째 행의 모든 사용자에 대한 합)은 $\text{sum}(i, \text{IND})$ $\text{MAKE}(c, i)$, 즉 MAKE_I 와 같아야 한다. 다음으로 마진상품의 경우, 마진 상품 m 의 사용액은 모든 m 에 대한 직접사용의 합계(행 1의 합)에 마

진 사용의 총계를 더한 값과 같아야 한다. 끝으로 조세 행렬과 재고를 제외한 모든 행렬의 원소는 음수가 아닌(non-negative) 값을 가져야만 한다.

한국 자료를 정리할 때 잔폐물을 조정하면 중간투입물과 민간소비에서 특이하게도 유량(flow)변수에 음수(-)가 몇 군데 발생한다. 주로 1차 금속(상품)에서 발생하는데, 잔폐물의 값이 중간투입물보다 더 크기 때문에 발생하는 것으로 판단된다. 이를 해결하기 위한 몇 가지 방법 중에서 중간투입물 행렬과 최종수요 행렬 각각에 대하여 balancing을 먼저 수행하고, 그 결과로 얻어진 값을 기초 자료로 사용하였다.²¹⁾

또 다른 특이사항으로는 민간소비에서는 건설에서 발생한다. 구체적으로 건설에 대한 지출은 이루어지지 않으나 간접세는 있는 것으로 나타난다. 이 부분 역시 데이터베이스의 balancing 단계에서 문제를 초래하게 되므로 추가적인 조정이 필요하였다. 그리고 판매 및 운송마진을 산업별, 상품별, 사용자별로 배분할 때에도 이용할 수 있는 배분 방식이 다양하기 때문에 어떤 방법을 선택하느냐에 따라 분석 결과에 차이가 생긴다.²²⁾

21) 실제 작업에서는 이 부분에서 상당한 시간과 노력이 필요하다.

22) 이러한 이유로 연구자에 따라서 계산 결과에 조금씩 차이가 발생한다.

〈표 3-1〉 한국의 ORANI 데이터베이스(2014년)

(단위: 조 원)

		1	2	3	4	5	6	0
		생산	고정투자	가계소비	수출	정부소비	재고변동	합계
	Size	I	I	1	1	1	1	1
기초거래	C×S	V1BAS	V2BAS	V3BAS	V4BAS	V5BAS	V6BAS	V0BAS
(마진 포함)	Sum	2,263.9	402.4	693.6	751.8	224.7	1,541.3	4,331.7
	국산	1,720.2	344.1	628.9	751.8	224.7	-352.9	3,658.0
	수입	543.7	58.2	64.7	0.0	0.0	1,894.2	673.7
간접세	C×S	V1TAX	V2TAX	V3TAX	V4TAX	V5TAX	V6TAX	V0TAX
	Sum	46.3	33.7	51.0	0.0	0.0	0.0	131.0
	국산	35.5	31.0	45.0	0.0	0.0	0.0	111.5
	수입	10.8	2.7	6.0	0.0	0.0	0.0	19.6
노동	O	V1LAB						
	Sum	661.4						
	숙련	661.4						
	비숙련	0						
자본	1	V1CAP						
		676.7						
토지	1	V1LND						
		0						
생산세	1	V1PTX						
		16.7						
기타비용	1	V1OCT						
		-7.0						
합계	1	3,658.0						

	결합생산
Size	I
C	MAKE
	3,658.0

	수입관세
Size	1
C	V0TAR
	10.2

주: 도소매 및 운송 마진은 기초가격에 포함되었음.
자료: 남상호, (2018a). 재원조달 방안별 복지지출의 파급효과 분석. 서울: 한국보건사회연구원, p. 55.

제4절 사회회계행렬

가장 먼저 할 일은 투입산출표(또는 공급사용표)와 국민계정 자료를 이용하여 거시 사회회계행렬의 제어치를 구성하는 것이다. 다음으로는 각 항목이 구성하고 있는 값을 각각 행렬, 벡터로 확장하여 미시 사회회계행렬을 구성하게 된다. 만약 2010년 기준년의 산업대분류 기준을 이용한다면 중간재 수요 및 국내공급 등에 해당하는 값은 30×30 행렬로 확장하고, 피용자보수나 영업잉여 등에 해당하는 값은 1×30 벡터로 확장해야 한다.

우리나라 산업연관표에서는 구매자가격, 생산자가격, 기초가격의 3가지 가격 기준으로 작성·발표되고 있는데, 연구목적에 따라 내적 정합성(internal consistency)을 유지하기 위하여 각 가격 간의 관계를 사회회계행렬에 반드시 포함시켜야 한다. 구매자가격과 생산자가격의 차이를 의미하는 마진(margin)은 다시 도소매마진과 운송마진으로 구분된다. 마진은 ‘운송업(도로운송, 수상운송, 창고업 등) 및 도소매업’과 나머지 상품과의 거래를 의미하기 때문에 각 개별 산업에 대한 상품별 마진을 모두 합한 값은 반드시 ‘0’이 되어야 한다.

생산자가격과 기초가격의 차이는 순생산물세와 잔폐물의 합과 같은데, 각각 행렬의 행태로 미시 사회회계행렬 안에 포함하게 된다. 벡터 형태로 발표되는 민간고정자본형성과 정부고정자본형성은 행렬의 형태로 변경하였다. 2008 SNA로의 변경에 따라 산업연관표 작성체계가 변화하면서 수입상품세와 관세가 수입 생산물세로 통합됨에 따라 추가적인 자료를 이용하여 관세와 수입세를 분리할 필요가 있다.

2010년 기준년의 산업연관표는 대분류(30 상품 및 산업), 중분류(82 상품 및 산업), 소분류(161 상품 및 산업), 기본분류(384 상품 및 산업)로

구성되어 있다. 본 연구에서는 먼저 중분류를 기준으로 작업을 한 다음, 이를 다시 대분류 기준으로 재정리하였다. 기본분류를 이용하면 산업과 상품의 자세한 특징을 모형에 포함시킬 수 있겠지만 세분화할수록 분석에 필요한 부수적인 자료 입수가 어렵다는 문제점이 있으므로 연구 목적에 맞도록 적절한 규모의 산업분류를 선택할 필요가 있다.

사회회계행렬에 가계부문의 이질성을 고려하는 것은 매우 중요한데, 그 이유는 가계부문이 하나로 통합된 대표적 개인 모형에서는 소득분배나 빈곤 문제를 다룰 수 없고, 특정 그룹을 향한 복지정책의 효과도 분석할 수 없기 때문이다.

가계부문의 세분화와 그에 따른 제도부문 간 거래를 모형화하기 위해서는 가구나 개인을 대상으로 조사한 미시 조사 자료를 이용 가능한 형태로 정리해야 한다. 여기서는 조세재정연구원의 9차 및 10차 재정패널 자료를 이용하여 사회회계행렬에 필요한 계층별 점유율을 계산하였으며, 거시 제어치는 산업연관표와 국민계정 자료를 이용하였다.

다음의 <표 3-2>와 <3-3>은 유엔에서 권장하는 표준적인 사회회계행렬과 호주 방식을 따르는 우리나라의 2014년 거시 사회회계행렬을 차례로 나타낸다.

본 연구에서 작성한 거시 사회회계행렬은 호주 방식의 ORANI 모형에 기반을 두며, 상대적으로 구성 부문을 세분화하였다. 미시 사회회계행렬을 작성하기 위해서는 여기서 ‘가계’가 들어 있는 행이나 열에 대해서는 행렬이나 벡터의 형태로 정리한다. 구체적으로 투자를 민간과 공공으로 구분하고, 국내와 수입을 분리하고, 산업연관표나 국민계정 통계와 분류 방식을 일치시킨 것이다.

〈표 3-2〉 표준적인 사회회계항렬(United Nations)

Account		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Factors of production	(1)						Gross Value added payments to factors		Net factor income from RoW
	(2)	Labour and mixed income	Inter-household transfers	Distributed profits to household	Current transfers to households				Net current transfers from RoW
	(3)	Operating surplus			Current transfers to companies				Net current transfers from RoW
Production	(4)		Direct taxes	Direct taxes		Net taxes on products			Net current transfers from RoW
	(5)	Goods and services	Household consumption		Government consumption		Intermediate consumption	Fixed capital formation and change in stocks	Exports
	(6)	Activities				Domestic sales			
Combined capital accounts	(7)		Household savings	Corporate savings	Government savings			Capital transfers	Net current transfers from RoW
Rest of World (combined account)	(8)					Imports		Current external balance	
TOTALS		Factor income payments	Current household outlays	Current corporate outlays	Current government outlays	Supply of products	Costs of production activities	Capital outlays	Aggregate receipts from RoW

자료: United Nations. (2009). *System of National Accounts 2008*. New York, NY. p. 521.

〈표 3-3〉 현행 국민계정체계(SNA2008, United Nations)

SNA Account		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0	Production: Products		Intermediate consumption					Fixed capital form & stock change	Exports
I	Production: Activities								
II.1.1.1	Primary income dist: Generation of income		Domestic product						Net employment compensation from RoW
II.1.1.2	Primary income dist: Allocation of income			Income generation	Property income				Net property income from RoW
II.2. II.3	Secondary income distribution				National Income	Current transfers			Net current transfers from RoW
II.4	Use of income					Disposable income			
III	Accumulation						Savings	Capital transfers	Net capital transfers from RoW
V	Rest of World		Imports					Current external balance	
Totals		Supplies (purchasers' prices)	Activity inputs	Income generated	Income allocated	Income re-distributed	Use of income	Capital expenditure	External curr. acc. flows

자료: United Nations. (2009). *System of National Accounts 2008*. New York, NY. p. 522.

〈표 3-4〉 거시 사회회계행렬(2014년)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
SAM	Firms	DomCom	ImpCom	Labour	Capital	ProdTax	ComTax	Tariff	DirTax	HouH.	Enterp.	GovCur	GovInv	PrvInv	Stocks	ROW	Total
Firms	0	3524.3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3524.3
DomCom	1598.5	0.0	0	0	0	0	0	0	0	670.9	0	183.0	3.5	278.8	-0.4	789.9	3524.2
ImpCom	491.9	0.0	0	0	0	0	0	0	0	70.0	0	0	1.2	59.8	1.9	0	624.8
Labour	698.3	0.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	698.3
Capital	661.2	0.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	661.2
ProdTax	17.2	0.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17.2
ComTax	57.3	0.0	0	0	0	0	0	0	0	58.7	0	0	0.2	27.6	0	0	143.8
Tariff	0	0	10.1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10.1
DirTax	0	0	0	0	0	0	0	0	0	65.7	47.2	0	0	0	0	0	112.9
Houhold	0	0	0	698.3	120.4	0	0	0	0	0	48.5	75.4	0	0	0	0	949.3
Enterpr.	0	0	0	0	540.8	0	0	0	0	7.1	0	0	0	0	0	2.1	550
GovCurr	0	0	0	0	0	17.2	143.8	10.1	112.9	27.6	5.9	0	0	0	0	0.2	317.7
GovInv	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4.9	0	0	0	0	4.9
PrvInv	0	0	0	0	0	0	0	0	0	49.3	445.3	52.9	0	0	0	-179.7	367.8
Stocks	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.5	0	0	1.5
ROW	0	0	614.6	0	0	0	0	0	0	0	3.0	1.5	0	0	0	0	619.0
Total-Col	3524.4	3524.3	624.7	698.3	661.2	17.2	143.8	10.1	112.9	949.3	549.9	317.7	4.9	367.7	1.5	619.2	

자료: 남상호. (2018a). 재원조달 방안별 복지지출의 파급효과 비교 분석, 서울: 한국보건사회연구원, p. 64.

(단위: 조 원, %)

제 4 장

실증분석

제1절 개관

제2절 미시적 분석 방법론

제3절 실증분석 결과

제4절 최근의 정책 동향에 대한 검토

제1절 개관

본 연구의 주된 관심은 노령 관련 지출의 사회경제적 파급 효과를 전망하는 것이다. 주요 검토 대상으로 공적연금, 기초연금, 장기요양보험 등을 생각할 수 있으나, 장기요양보험은 현물이라는 점에서 다른 두 대상과 차이가 있다. 따라서 여기서는 공적연금과 기초연금의 두 가지에 대하여 주로 논의한다.

우리나라 노인가구의 상대적 빈곤율(2017년)은 56.6%(시장소득 기준)와 42.2%(처분가능소득 기준)이며,²³⁾ 이는 OECD 국가 중에서는 가장 높은 수준이다. 노인빈곤율이 이렇게 높은 이유는 고령화의 진행으로 노인 인구수는 크게 늘었으나 대표적인 사회보험제도인 국민연금 제도가 미성숙하고 사각지대가 존재하기 때문이다. 특히 은퇴 이후 근로소득이 급감하는 경우 소득절벽이 발생하고 그 결과로 소득계층이 하락하게 된다.

여기서는 노령 관련 지출의 미시적 효과를 먼저 살펴보고, 뒤이어 거시적 효과를 살펴본다. 여기서 미시적 효과란 공적연금이나 기초연금이 소득불평등이나 빈곤 완화에 얼마나 기여하였는가를 살펴보는 것이며, 이때 불평등과 빈곤에 대한 요인분해를 주로 이용한다. 추가로 공적연금이

23) 통계청, 소득분배지표(상대빈곤율),

http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1HDLF06&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=C2_1_40&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE(2019. 11. 30. 기준).

나 기초연금의 유무에 따라 분포함수의 차이가 얼마나 달라지는지를 일반화된 베타분포함수를 추정하여 살펴본다. 비교적 최근에 도입된 이 방법은 네 개의 파라미터를 가지는 일반화된 베타분포를 이용하므로 더 간단한 다른 소득분포함수를 내포한다는 점에서 실무적 유용성이 크다고 할 수 있다.

제2절 미시적 분석 방법론

1. 소득과 소비의 관계

가계부문의 행태를 분석할 때 가장 기본이 되는 자료가 소득과 소비이다. 총소득은 경상소득과 비경상소득으로 구성되는데, 일반적으로 근로소득의 비중이 가장 높다. 가계지출은 소비지출과 비소비지출로 구분되는데, 비소비지출에는 조세나 사회보장부담금을 포함한다.

코브·더글러스(Cobb-Douglas) 효용함수를 이용하는 소비자 최적 선택 문제에서 도출된 수요함수에서는 평균 지출비중이 일정하게 나타난다는 특징이 있다. 구체적인 함수 형태를 예시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max u(x) &= \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i}, \text{ s.t. } \sum_{i=1}^n p_i x_i = m, \\ 0 < \alpha_i < 1, \sum_{i=1}^n \alpha_i &= 1. \end{aligned}$$

이러한 최적화 과정으로부터 얻어지는 수요함수는 다음과 같은 형태이다.

$$x_i = \frac{\alpha_i m}{p_i}, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

여기서 각 재화에 대한 지출비중은 $\alpha_i (i = 1, \dots, n)$ 로 일정하게 나타난다. 또 이 수요함수로부터 얻어지는 소득 및 가격탄력성은 모두 1로 나타나서 현실과는 상당한 괴리가 발생한다는 문제가 있다.

코브·더글러스 함수보다 좀 더 확장된 형태로는 대체탄력성이 일정하게 나타나는 고정 대체탄력성(CES: Constant Elasticity of substitution) 효용함수가 있다. CES 효용함수의 구체적인 형태는 다음과 같다.

$$u(x) = \left(\prod_{i=1}^n \alpha_i x_i \right)^{1/\rho},$$

$$s.t. \sum_{i=1}^n p_i x_i = m, \quad 0 < \alpha_i < 1, \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1.$$

이로부터 우리는 다음과 같은 수요함수를 얻을 수 있다.

$$x_i = \frac{m}{p_i} \cdot \frac{\alpha_i^\sigma p_i^{1-\sigma}}{\sum_{j=1}^n \alpha_j^\sigma p_j^{1-\sigma}}, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

여기서 대체탄력성은 $\sigma = 1/(1-\rho)$ 이다. 따라서 대체탄력성의 값이 1이면 ρ 값은 0이 되고, 이 경우 상품별 지출비중이 일정하다는 점에서 CES 효용함수는 코브·더글러스 효용함수와 같아진다. CES 효용함수는 가격탄력성과 대체탄력성이 1과 다른 값을 가질 수 있으므로 코브·더글

러스 함수 형태보다는 좀 더 유연하다. 그렇지만 CES 함수로부터 얻어진 지출 탄력성이 항상 1이라는 특성은 여전히 현실과 부합하지 않는다는 문제가 있다. 여기서 지출 탄력성이 1이라는 것이 문제가 되는 이유는 각 품목에 대한 지출 비중이 소득수준과 무관하게 항상 동일하다는 사실을 의미하기 때문이다. 따라서 CGE 모형을 이용하여 경제 분석을 하는 경우에는 좀 더 현실에 부합하는 수요 구조를 모형 내에 반영할 필요가 있다.

2. Stone-Geary 효용함수와 LES 수요함수 체계

위에서 살펴본 문제점을 해결하고자 좀 더 유연한 형태의 수요함수체계를 이용하는 것이 일반적이다. 가장 대표적인 것이 선형지출체계(LES: Linear Expenditure system)인데, 이는 코브·더글러스 효용함수에 필수적인 소비를 별도로 구분하여 정식화한 것이다. 이 함수를 이용하면 앞에서 살펴본 두 효용함수의 단점들이 나타나지 않는 것 외에도, 지출 탄력성이 항상 1로 나타난다는 문제를 극복할 수 있다. 구체적인 함수 형태는 다음과 같다.

$$u(x) = \prod_{i=1}^n (x_i - \mu_i)^{\alpha_i},$$

$$s.t. \sum_{i=1}^n p_i x_i = m, \mu_i > 0, 0 < \alpha_i < 1, \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1.$$

여기서 μ_i 는 필수적인 지출 부분을 나타낸다. 이러한 효용함수로부터 얻어지는 시장수요함수는 다음과 같은 형태를 지닌다.

$$x_i = \mu_i + \frac{\alpha_i}{p_i} \left(m - \sum_{j=1}^n p_j \mu_j \right), i, j = 1, 2, \dots, n.$$

이 함수를 조금 변형하면 실증분석에 좀 더 적합한 다음과 같은 형태가 얻어진다.

$$p_i x_i = p_i \mu_i + \alpha_i \left(m - \sum_{j=1}^n p_j \mu_j \right) + \text{오차항}$$

여기서 종속변수는 (명목가격으로 나타낸) 상품별 지출액이 된다.

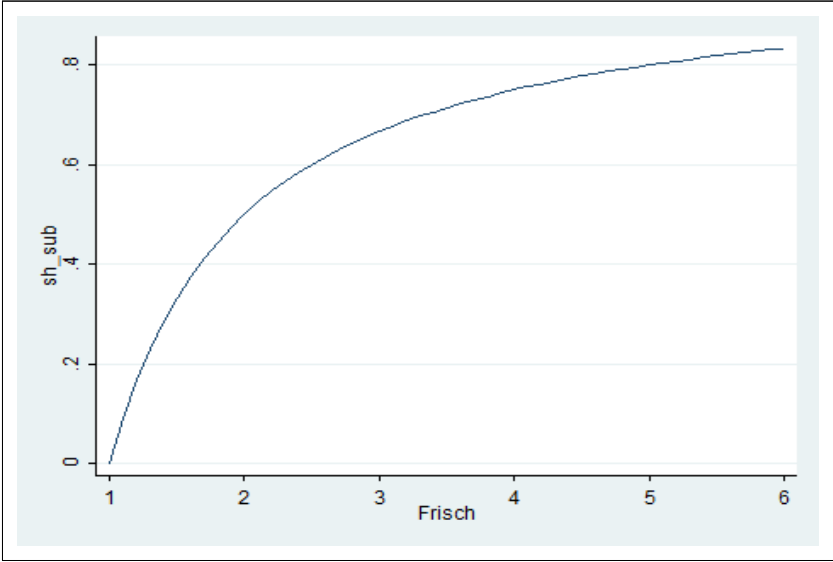
3. Frisch 파라미터

CGE 모형에서는 Frisch 파라미터를 이용하여 LES 함수의 대체탄력성을 논의하는 것이 일반적이다. Frisch 파라미터의 정의는 총지출의 여유적 지출에 대한 비율에 ‘-’ 부호를 붙인 것인데, 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{Frisch} = \frac{-m}{m - \sum_j^n p_j \mu_j}$$

Frisch 파라미터의 값은 음수인데, 그 값이 작을수록(즉, 절대치를 취한 값이 클수록) 필수적인 지출 비중이 높아진다. 다음의 그림은 절대치를 취한 Frisch 파라미터와 필수적 지출의 관계를 나타낸다.

[그림 4-1] Frisch 파라미터와 필수적 지출 비중의 관계



자료: 남상호, (2018a). 재원조달 방안별 복지지출의 파급 효과 비교 분석, 서울: 한국보건사회연구원. p. 75.

선형지출체계를 따르는 수요함수에서 각 상품에 대한 소득(또는 지출) 탄력성과 자신의 가격탄력성은 다음과 같이 나타난다.

$$\epsilon_i = \frac{\alpha_i m}{p_i x_i}, \sum \alpha_i = 1, \epsilon_i > 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

$$\gamma_i = \frac{(1 - \alpha_i) \mu_i}{x_i} - 1, -1 < \gamma_i < 0.$$

미시 자료를 이용하여 선형지출함수를 실증적으로 추정한 국내 연구로는 이명현, 성명재(2002)를 들 수 있다. 이들이 통계청의 1995년 가계조사 자료를 이용하여 추정한 결과는 다음의 <표 4-1>과 같다.

〈표 4-1〉 선형지출체계에 대한 실증분석 결과

품목	소비량	최소 소비량	필수소비 비율	여유소비 비율	Frisch
식료품(주류 제외)	35.786	23.363	0.6529	0.3471	2.881
주거	1.166	0.856	0.7341	0.2659	3.761
광열·수도	4.362	3.021	0.6926	0.3074	3.253
가구·집기	6.520	3.452	0.5294	0.4706	2.125
피복·신발	9.755	4.778	0.4898	0.5102	1.960
보건·의료	14.207	7.747	0.5453	0.4547	2.199
교육	11.175	6.716	0.6010	0.3990	2.506
교양·오락	41.387	16.919	0.4088	0.5912	1.691
교통(연료 제외)	19.678	10.816	0.5496	0.4504	2.220
통신	3.995	1.775	0.4443	0.5557	1.800
기타 소비	45.141	19.248	0.4264	0.5736	1.743
담배	3.095	2.615	0.8449	0.1551	6.448
소주	0.443	0.339	0.7652	0.2348	4.260
맥주	1.380	0.165	0.1196	0.8804	1.136
휘발유	3.107	0.406	0.1307	0.8693	1.150

주: |Frisch|는 Frisch 파라미터의 값에 절대치를 취한 것이며, 1995년 기준 소비량을 이용하여 계산한 결과이다.

자료: 이명현, 성명재. (2002). 조세정책 효과분석을 위한 모형 개발: 외부불경제 유발 재화의 소비 세율 인상효과 분석. 서울: 한국조세연구원. p. 81을 바탕으로 함.

이 결과에 의하면 맥주나 휘발유가 필수소비 비율이 0.12~0.13 정도로 낮아서 Frisch 파라미터도 작게 나타났다. 반면, 필수소비 비율이 높은 품목은 담배(0.8449), 소주(0.7652), 주거(0.7341), 광열·수도(0.692) 순이며, 이들에 대한 Frisch 파라미터는 각각 담배 6.448, 소주 4.260, 주거 3.761, 광열·수도 3.253이다.

이러한 파라미터의 차이는 연구 결과의 차이로 이어지고 있으나, 아직도 파라미터의 크기에 대해서는 연구자들 간에 의견이 모아지 못하는 경우가 있다. 우리나라는 그 정도가 심한 편인데, 기본적인 파라미터의 크

기에 관한 연구는 아직도 초보적인 수준에 머물러 있는 것으로 보인다. 정책연구에서의 활용 가능성을 염두에 두고 앞으로 이런 기본적인 연구에 대해서도 다양한 지식을 축적해야 할 것이다.

지금까지의 연구 결과에 비추어 보면 일반균형모형을 이용한 실증분석에서 파라미터의 중요성은 매우 크다고 할 수 있다. 그런데도 우리나라의 경우 분석에 적합한 파라미터의 크기에 대해서 그 누구도 정답을 가지고 있지 못하다. 본 연구에서도 모든 연구자를 만족시킬 수 있는 파라미터를 선정하기는 불가능하다고 판단하여 본 연구에서 사용된 파라미터를 표로 수록하는 것으로 대체하였다.²⁴⁾

제3절 실증분석 결과

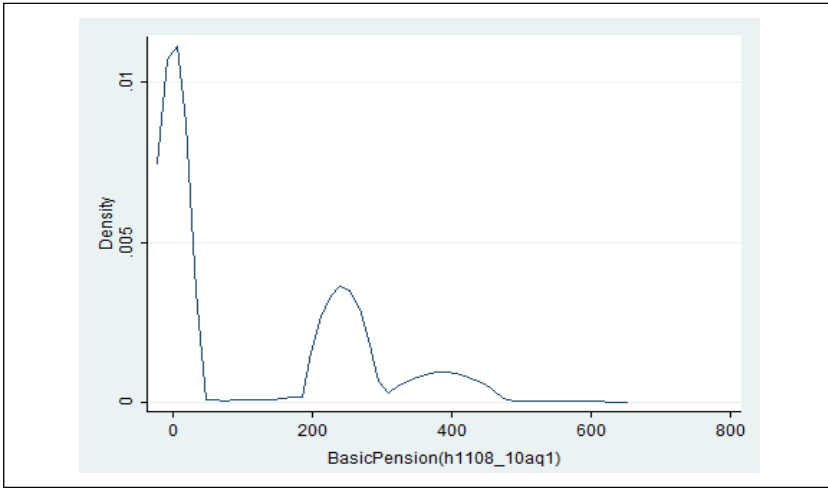
본 연구의 실증분석에 사용된 가계조사 원자료는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회과학연구소에서 공동으로 조사·관리하는 한국복지패널조사 자료와 한국조세·재정연구원에서 관리하는 재정패널 자료이다. 이들 조사에서 소득의 조사 대상 연도는 2016년과 2017년이며, 2017년 소득 자료는 이용 가능한 가장 최근의 자료이다. 2014년 7월부터 기초연금제도가 시행되었음을 상기하면 이들 두 자료는 우리의 연구목적에 적합한 자료라고 할 수 있다.

다음 그림은 가구별 기초연금액의 분포를 나타낸다. 0 부근에서의 피크는 기초연금을 받지 않는 가구가 많기 때문이고, 240만 원 부근에서 나타나는 피크는 1인 가구에서의 수급자를, 400만 원 부근에서 나타나는

24) 물론 우리의 현실에 맞는 새로운 파라미터를 찾으려는 노력은 앞으로도 지속하여야 할 것이다.

피크는 수급자가 두 명인 가구를 나타낸다. 그런데 현행 제도상 부부인 경우에는 감액기준이 있기 때문에 400만 원 부근에서 피크가 나타난다.

[그림 4-2] 가구별 기초연금액의 분포



자료: 남상호, (2018b). 기초연금 지급액 확대가 소득불평등과 빈곤에 미치는 효과 분석. 재정정책논집, 20(1), p. 157.

거시계량모형이나 CGE 모형에서 가장 취약하다고 지적되는 부분은 가계부문의 이질성에 대한 고려가 충분하지 못하다는 점일 것이다. 이를 해결하는 방법의 하나는 가계부문을 적절하게 세분화해 가계의 이질성을 모형에 반영하는 것이다. 어느 정도까지 세분화할 것인지는 연구의 목적에 따라 다르겠지만 지역-가구주 성별-소득수준 등을 고려한다면 약 1000가구 정도의 표본이 필요할 것으로 보인다. 또 한 가지 문제점은 미시조사 자료에서 개인이나 가구는 가중치를 가지는데, 모형에서 이질성을 강화하기 위한 경우 세분화된 자료는 가중치가 없는 자료여야 한다는 것이다.

여기서는 분석에 필요한 소득 및 소비를 계산하기 위하여 소득의 구성

항목은 재정패널 원시 자료 중 개인 자료를 이용하였다. 여기에는 개인별로 근로소득, 사업소득, 재산소득 등이 조사되어 있는데, 이를 가구별로 합산한 다음 가구 자료에 통합하여 분석하였다.

사적 이전소득은 타 가구 이전소득, 민간연금, 민간보험소득의 합으로 구하였으며, 소득세와 종합소득세는 소득세로, 재산세와 종합부동산세는 재산세로 통합하였다. 원칙적으로는 이자소득세도 고려하여야 하나, 재정패널 자료에는 이에 대한 조사 자료가 없으므로 고려하지 못하였다. 사회보장기여금에는 건강보험료, 고용보험료, 공적연금기여금이 포함되는데, 재정패널에는 이들에 대한 자료가 모두 조사되어 있다.

공적 현금 이전에는 공적연금급여와 기타 사회보장 수혜가 포함되는데 이들에 대한 자료도 조사되어 있다. 공적 현물 이전소득에는 의료나 교육, 이외의 현물급여가 포함되는데, 기타 현물급여는 자료가 조사되어 있으나 의료와 교육급여는 자료가 조사되지 않아서 분석에 포함할 수 없었다.

소비지출은 산업연관표의 상품 분류와 미시조사 자료의 가계소비지출 항목이 일치하지 않는 문제가 있으므로 먼저 재정패널 조사의 소비지출 항목을 국민계정의 가계소비지출로 대응시킨 다음 최종적으로 이를 다시 산업연관표의 30개 항목으로 대응시켰다.

다음으로 통합된 가구 자료 중 소득, 소비, 가구특성에서 결측값이 있는 경우를 모두 제외하고 횡단면 가중치를 이용하여 전체 가구를 복기한 다음 가구원 수, 지역, 가구주 성별을 기준으로 리샘플링(resampling)을 거쳐 최종적으로 1056개의 표본을 추출하였다. 이 작업이 필요한 이유는 CGE 모형에서는 민간소비나 소득 항목을 세분화할 때 가중치를 적용할 수 없기 때문이다. 이렇게 구한 최종적인 데이터로부터 10분위별 소득과 소비를 계산한 결과는 다음 <표 4-2>와 같다.

이 표본으로부터 소득과 소비에 대한 지니계수를 구한 결과, 1인당 총소득은 0.390, 1인당 총소비는 0.259인 것으로 나타났으며, 소비가 소득에 비하여 상대적으로 불평등도가 낮음을 확인할 수 있다. 다음의 그림은 1인당 총소득과 총소비에 대한 로렌츠곡선을 그린 것이다. 여기서도 소비의 불평등도가 소득에 비하여 낮음을 확인할 수 있다.

〈표 4-2〉 총소득 10분위별 소득과 소비의 비중

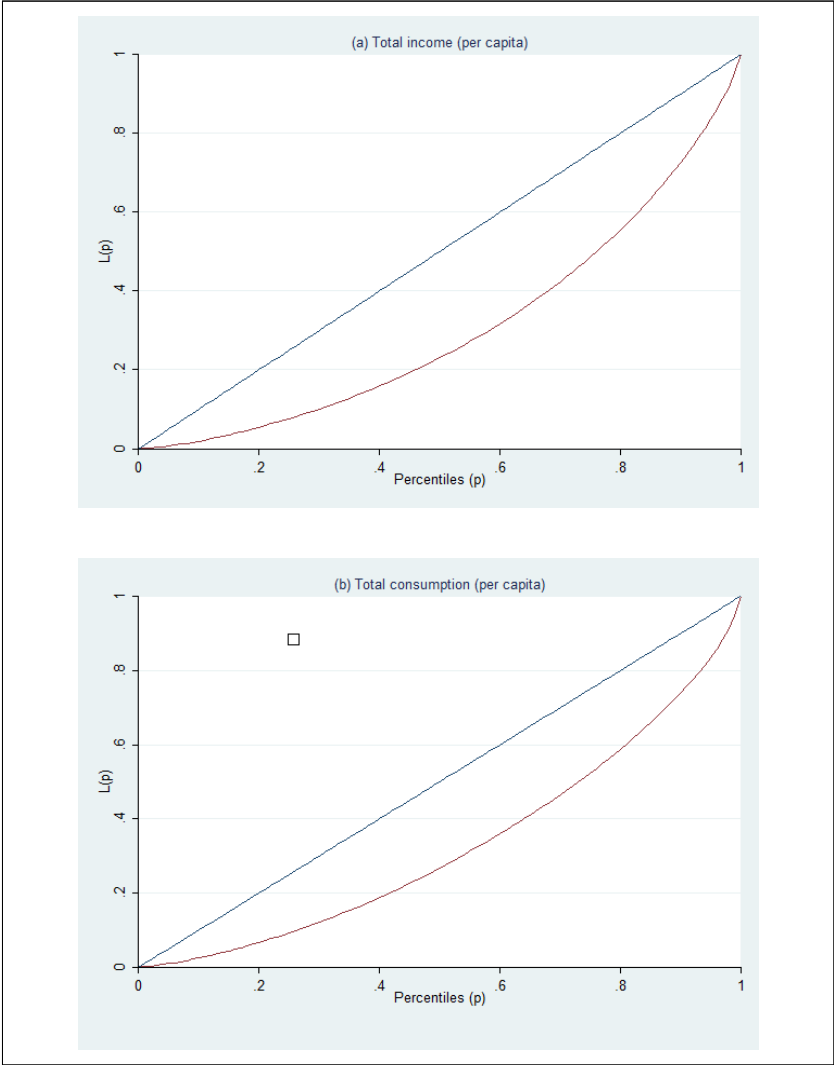
(단위: 만 원, %)

분위	총소득	총소비	소득 비중	소비 비중
1분위	317	736	1.9	5.2
2분위	581	751	3.6	5.3
3분위	756	898	4.6	6.4
4분위	939	925	5.8	6.6
5분위	1,159	1,268	7.1	9.0
6분위	1,397	1,161	8.6	8.2
7분위	1,757	1,462	10.8	10.4
8분위	2,148	1,828	13.2	13.0
9분위	2,792	1,944	17.1	13.8
10분위	4,443	3,126	27.3	22.2
	16,289	14,099	100.0	100.0

주: 총소득과 총소비의 단위는 만 원이고, 비중은 퍼센트임. 재정패널 원시 자료에서 약 1,000개의 표본을 재추출하여 계산하였음.

자료: 원자료는 재정패널임.

[그림 4-3] 1인당 총소득과 총소비지출의 로렌츠 곡선



자료: 재정패널 원자료로부터 구함.

재정패널 자료에서 기초연금은 개인별 자료에 포함되어 있으므로 가구 식별 번호를 이용하여 개인별 수령액을 합한 다음 가구별 수령액을 계산하고, 이를 다시 다른 가구 자료와 통합하여 정리하였다.

대표적인 복지지출인 기초연금과 공적연금의 10분위별 점유 비중을 살펴보면 기초연금은 1분위부터 4분위까지에 집중되어 있으나, 공적연금은 중위소득 부근에서 위쪽으로 분포되어 있다. 이처럼 각종 복지지출은 그 특성에 따라 지원되는 소득계층이 다르고, 각 경제주체들은 상호 영향을 미치기 때문에 이러한 관계를 모두 반영하는 분석 도구를 이용하여 정책효과를 분석할 필요가 있다.

〈표 4-3〉 총소득 10분위별 기초연금과 공적연금의 비중

(단위: p)

분위	기초연금	공적연금	총소득
1분위	0.1928	0.0078	0.0196
2분위	0.1778	0.0600	0.0359
3분위	0.1524	0.0951	0.0468
4분위	0.1497	0.1036	0.0581
5분위	0.0533	0.0849	0.0717
6분위	0.0787	0.1026	0.0864
7분위	0.0747	0.1398	0.1087
8분위	0.0250	0.1625	0.1329
9분위	0.0890	0.1344	0.1727
10분위	0.0066	0.1092	0.2748
	1.0000	1.0000	1.0000

주: 재정패널 원자료에서 약 1000개의 표본을 재추출하여 가중치가 없는 가구표본으로 재구성하였음.

자료: 원자료는 재정패널임.

일정액의 기초연금과 유사한 노령 관련 복지지출에 대한 시뮬레이션 분석 결과는 다음 표에 정리되어 있다.²⁵⁾ 결과가 복잡하여 일목요연하게 정리되지는 않는데, 바로 이러한 점이 CGE 모형을 이용한 분석의 불리한

점이기도 하지만 꾸준하게 경험을 쌓아간다면 분석 결과의 해석 능력에 진전이 있을 것이다. 대부분의 경우에서 분석 결과 차이는 모형 구조에 따른 차이, 국민계정 기준년의 변화, 데이터베이스의 차이, 산업이나 상품의 집계 정도, 마진이나 투자재의 세분화 정도 등에 따라 영향을 받는 것으로 보인다.

하위 40%에 대하여 기초연금을 30만 원으로 확대하는 경우의 단기적인 효과를 살펴보면, 고용은 0.012% 증가하고, 실질 GDP는 0.007% 증가한다. 영업잉여와 피용자보수는 각각 0.028%, 0.031% 증가하고, 불변 가격 기준의 가계소비는 0.055% 증가한다.

정부에서 가계부문으로의 이전지출은 먼저 소비를 진작시킨다. 저소득층에서는 이전지출 대부분을 소비에 쓰게 된다.²⁶⁾ GDP의 가장 중요한 구성 항목인 소비의 증가는 생산 증가를 유발한다. 단기에는 자본투입량이 고정되어 있기때문에 생산 증가를 위해서는 고용이 증가해야 한다.²⁷⁾ 고용이 증가하면 임금소득이 발생하여 요소소득 측면에서의 피용자보수가 증가하게 된다.

25) Software는 Gempack 12.0, solution method는 Gragg 2-4-8을 이용하였다.

26) 대부분의 미시조사 자료에서 최하위소득그룹에서는 지출이 수입보다 더 큰 현상이 발생한다.

27) Johansen 거시 마감 방식(closure)에서는 추가적으로 단기에 임금이 고정되어 있고, 장기에는 고용량이 고정되어 있다고 가정한다.

〈표 4-4〉 기초연금 확대의 거시적 효과(일반균형분석)

(단위: %)

	변수명	증가율
총고용	employ_i	0.012
GDP 디플레이터	p0gdpexp	0.022
교역조건	p0toft	0.010
명목임금(평균)	p1lab_i	0.020
소비자물가	p3tot	0.020
수입액, C.I.F.	w0cif_c	0.012
명목 GDP(지출 측면)	w0gdpexp	0.030
수입액(관세 포함)	w0imp_c	0.012
영업잉여	w1cap_i	0.028
피용자보수	w1lab_i	0.031
지대	w1lnd_i	0.048
수출(명목), C.I.F. weights	x0cif_c	-0.018
실질 GDP(지출 측면)	x0gdpexp	0.007
수입물량	x0imp_c	0.012
투자(불변)	x2tot_i	0
가계소비(불변)	x3tot	0.055
수출액(불변)	x4tot	-0.028
정부지출(불변)	x5tot	0

주: 하위 40%까지 기초연금 30만 원을 지급하는 경우에 대한 결과임.

다음 표는 기초연금과 같은 복지지출 증가의 산업별 파급효과를 정리한 결과이다. 중간투입은 크게 영향을 미친다고 보기는 어려우나 음식·숙박과 정보·통신에서 투입량의 증가가 발생한다. 투자와 정부 소비지출은 모형의 식별을 위하여 외생으로 처리하였다. 가계소비는 교육·보건(0.030%), 음식·숙박(0.029%), 사회·기타(0.024%), 정보·통신(0.020%)의 순서로 영향을 받고 있었다. 그리고 수출은 모든 산업에서 미미하기는 하지만 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 4-5〉 복지지출의 효과: 기초연금 증액

(단위: %)

산업명	중간투입	투자	가계소비	수출	정부소비	합계
농림·어업	-0.001	0	0.004	-0.001	0	0.002
광·공업	-0.005	0	0.003	-0.008	0	-0.01
전기·가스	0.004	0	0.009	0	0	0.013
건설업	0	0	0	0	0	0
판매·운송	-0.001	0	0.015	-0.011	0	0.003
음식·숙박	0.009	0	0.029	-0.005	0	0.033
정보·통신	0.006	0	0.020	-0.001	0	0.025
금융·보험	0.005	0	0.017	-0.004	0	0.018
사업지원	-0.001	0	0.009	-0.003	0	0.005
공공·행정	0	0	0.001	0	0	0.001
교육·보건	0.001	0	0.030	0	0	0.031
사회·기타	0.005	0	0.024	-0.001	0	0.028

주: 하위 40%에 대하여 기초연금을 30만 원으로 증액한 시나리오이며, 모형의 식별을 위하여 투자와 정부소비는 외생으로 처리함.

다음 표는 산업별 영향을 정리한 결과이다. 먼저 산업생산에 미치는 영향을 살펴보면 음식·숙박(0.036%), 교육·보건(0.031%), 사회·기타(0.030%), 정보·통신(0.025%) 등에서 상대적으로 생산이 많이 증가한 편이다. 그런데 특이하게도 광공업(-0.011)에서는 약간 감소한 것으로 나타난다.

다음으로 산업별 고용에 미치는 영향을 살펴보면, 정보·통신(0.066%), 음식·숙박(0.057%), 사회·기타(0.048%), 교육·보건(0.039%)이 상대적으로 고용이 증가한 부문들이다.

〈표 4-6〉 산업별 생산, 고용, 물가에 미치는 영향

(단위: %)

산업명	산업생산	고용	물가
농림·어업	0.002	0.015	0.027
광·공업	-0.011	-0.024	0.007
전기·가스	0.014	0.044	0.017
건설업	0.002	0.002	0
판매·운송	0.003	0.008	0.018
음식·숙박	0.036	0.057	0.026
정보·통신	0.025	0.066	0.034
금융·보험	0.019	0.048	0.036
사업·지원	0.007	0.017	0.024
공공·행정	0.001	0.001	0.017
교육·보건	0.031	0.039	0.022
사회·기타	0.030	0.048	0.023

여기서 GAMS를 쓰는 미국 방식과 GEMPACK을 쓰는 호주 방식의 CGE 분석 결과에 차이가 있는 이유에 대하여 정리해 볼 필요가 있다. 먼저 동일한 모형과 동일한 데이터베이스를 이용하면 동일한 분석 결과가 얻어진다는 점에 대해서는 모두가 공감하고 있다. 컴퓨터 연산능력이 좋지 않았던 과거에는 초깃값과 증가율을 이용하는 호주 방식이 근사화 오차로 인하여 계산 결과에 정확성이 떨어진다고 알려지기도 하였으나, 64bit 컴퓨터가 대세인 현재 시점에서는 더 이상 문제가 되지 않는다.

두 방식의 결과에 차이가 발생하는 이유는 무엇보다도 모형의 구조에 따른 차이가 가장 주된 것으로 보인다. 예를 들어, 호주 방식은 투자가 산업과 상품으로 구분되어 행렬형식으로 이루어지지만, 미국 방식에서는 투자방정식에 산업별 구분은 하지 않으므로 투자는 행렬이 아닌 벡터 형태로 나타난다. 또 CGE 모형의 구조와 관련하여 레온티예프 함수가 어느 곳에 쓰였는지에 따라 결과에 차이가 생길 수 있다.²⁸⁾ 그 이외의 모형 관

28) CGE 모형의 구조와 관련하여 반드시 한 곳에서는 레온티예프 함수를 써야만 균형을

런 정식화의 차이도 결과의 차이를 가져올 수 있는데, 호주 모형의 경우 변수 간의 관계나 제도부문 간의 거래는 남상호(2018a)의 부록 부분에 수록되어 있다.

또 다른 가능성은 분석에 이용된 자료의 차이 때문일 수 있다. 먼저 기존의 국내 연구는 대부분 1993년 국민계정체계(1993 System of National Accounts)에 따라 편제된 자료를 이용한 분석이 대부분이었으나, 본 연구에서는 2008 SNA에 따라 편제된 산업연관표와 국민계정 자료를 이용하여 분석하였다. 다음으로 미국 방식은 영업잉여가 순계 개념이어서 감가상각이 제외되어 있으나, 호주 방식에서는 영업잉여가 감가상각을 포함하는 총계를 기준으로 모형을 구축한다. 그뿐만 아니라 부문의 수 외에도 어떤 산업·상품을 통합하였는가, 가계부문을 얼마나 세분화하였는가, 근로자별 특성을 얼마나 세분화하였는가 등에 따라서도 결과의 차이는 발생할 것이다. 이러한 입력 자료의 차이는 당연히 분석 결과의 차이로 이어질 것임을 유추할 수 있다.

분석 결과의 차이는 모형에 필요한 파라미터의 차이에서 기인할 수도 있다. CGE 모형에는 다양한 파라미터에 대한 정보가 필요한데, 연구자가 파라미터에 대한 모든 정보를 공개하는 경우는 매우 드물다. 더구나 우리나라는 파라미터에 대한 실증연구가 충분하지 않아서 논문이나 보고서의 평가 과정에서 항상 파라미터에 대한 지적이 뒤따른다. 본 연구에서는 사용된 모든 파라미터를 직접 추정하여 사용하기에는 어려움이 있었다. 대안으로 기존 연구에서 사용된 파라미터를 소개한 다음, 채택된 수치를 부록에 제시하고 선정 근거를 약술하는 것으로 대체하였다.²⁹⁾

구할 수 있다. 어느 단계에서 쓰느냐 하는 문제는 순전히 연구자 선택 사항이며, 그에 따라 각각 답이 다르다.

29) 구체적으로는 남상호, 임용빈(2017)의 부록에서 논의된 내용을 바탕으로 하여 파라미터를 선정하였다.

제4절 최근의 정책 동향에 대한 검토

2018년 11월에 발표된 국회예산정책처(2018)의 “2018~2027년 기초연금 재정소요 추계” 보고서에는 다음과 같은 시나리오를 검토하고 있다. 먼저 기준선 전망은 기준연금액의 상향조정 없이 현행 기준을 그대로 유지하는 경우이고, 시나리오 1~4는 정책 대안이다.

시나리오 1은 2019년에 소득 하위 20%에 해당하는 노인에 대해서만 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우이고, 시나리오 2는 2019년과 2020년에 각각 20%, 20~40% 소득에 해당하는 노인의 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우이다. 시나리오 3은 2019년에 소득 하위 20%에 대하여 30만 원으로 인상하고, 2021년에는 20~70%에 해당하는 노인의 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우이다. 시나리오 4는 정부안인데 2019년에는 소득 하위 20%에게, 2020년에 소득 하위 20~40%에게, 그리고 2021년에는 40~70%에 해당하는 노인에게 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우이다.

- 시나리오 1: 2019년에 소득 하위 20%에 해당하는 노인의 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우 발생하는 재정소요는 향후 10년간 연평균 19조 3000억 원에 이른다.
- 시나리오 2: 2019년과 2020년에 각각 소득 하위 20%와 20~40%에 해당하는 노인의 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우임. 이 경우 발생하는 재정소요는 향후 10년간 연평균 19조 9000억 원에 이른다.
- 시나리오 3: 2019년과 2021년에 각각 소득 하위 20%와 20~70%에

해당하는 노인의 기준연금액을 30만 원으로 인상하는 경우임.

재정소요는 향후 10년간 연평균 20조 5000억 원에 이름.

- 시나리오 4, 정부안: 저소득층 노인의 기준연금액을 30만 원으로 점진적으로 상향조정함. 2019년에는 소득 하위 20%, 2020년에는 20~40%, 2021년에는 40~70%에 해당하는 노인에게 점진적으로 확대 적용하면 재정소요는 2018년 11조 9000억 원, 2027년 28조 6000억 원 등 향후 10년간 연평균 20조 8000억 원에 이름.

이상의 기초연금 확대 시나리오 중에서 1과 2에 대하여 살펴보자. 다음은 기초연금제도의 도입 이전과 도입 이후의 소득분포에 대하여 일반화된 베타분포함수를 추정한 결과를 정리한 것이다.

이 결과로부터 GB(2) 분포는 네 개의 파라미터를 가지는 단순한 분포이지만 소득분포의 변화 패턴을 비교적 정확하게 포착하고, 제도 변화 전과 후의 각종 지표상 차이 또한 비교적 정확하게 측정함을 알 수 있다.

다음으로 기초연금 수령액이 20만 원에서 30만 원으로 증가한 경우 불평등과 빈곤에 어떤 영향을 미치는지 살펴보자. 문재인 대통령의 선거공약이었던 기초연금 30만 원 지급의 효과 분석을 위하여 앞에서 논의한 GB(2) 분포함수로부터 불평등 및 빈곤 척도를 계산할 수 있으며, 이를 통하여 정책효과를 측정할 수 있다. 이러한 방법을 채택한 이유는 크게 세 가지인데, 우선 GB(2)가 이용 가능한 기존의 분포함수 중에서 가장 포괄적인 함수이며, 특이항의 영향을 통제하기에 유리하다는 장점이 있고, 향후 복지정책의 사전적 파급 효과 분석에 활용될 수 있는 가능성이 크기 때문이다.³⁰⁾

30) 사실 정책 분석 방법론에서 이 점은 매우 중요한 의미가 있다. 소득 관련 정책효과의 사전적 영향을 평가하기 위해서는 소득분포함수를 사전적으로 예측할 수 있어야 하며, 그 분포함수로부터 빈곤 및 재분배 효과를 사전적으로 계산할 수 있어야 한다. GB(2)는

〈표 4-7〉 기초연금에 대한 GB(2) 분포함수의 추정 결과

	25만 원(2019년)	하위 20%에 30만 원 (대안)
a	0.3569 (0.000)	0.5411 (0.000)
b	6.89e-06 (0.409)	0.0002 (0.314)
p	1606.108 (0.002)	1102.178 (0.000)
q	23.3411 (0.000)	11.206 (0.000)
우도함수 값	-2551.0	-2487.0
관찰치 수	2,774	2,774
Gini	0.3322	0.3234
빈곤율	0.0917	0.068
빈곤갭	0.018	0.013
저소득 내 불평등도	0.006	0.004

주: ()는 p-값이며, 이 값이 0.01보다 작으면 1% 유의 수준에서 통계적으로 의미가 있음.

다음은 기초연금 지급액 확대에 의한 가처분소득의 변화를 추정한 결과이다. 소득 하위 25% 이하에서는 두 자리 수준의 소득증가율을 나타내며, 90% 이상의 소득분위에서도 미미하지만 소득증가가 있는 것으로 나타난다. 평균 가처분소득은 3.2% 증가하였지만 그 이외의 통계량들은 인지할 만한 변화를 보이지 않는다.

이 모두가 가능하다는 점에서 다른 분포함수나 분석 방법보다 상대적으로 우위에 있다고 본다.

〈표 4-8〉 기초연금의 확대와 가처분소득의 변화(2017년)

(단위: 만 원, 가구, p, %)

	기초연금 (20만 원, 현행)	기초연금 (30만 원, 신규)	변화율
1%	418	515	23.2
5%	571	689	20.7
10%	692	803	16.0
25%	940	1,049	11.6
50%	1,412	1,505	6.6
75%	2,362	2,247	-4.9
90%	3,364	3,434	2.1
95%	4,344	4,398	1.2
99%	7,706	7,760	0.0
N	2,799	2,799	-
산술평균	2,987	3,082	3.2
표준편차	15,457	15,451	0.0
비대칭도	12.696	12.699	0.0
첨도	163.32	163.37	0.0

주: 복지패널조사 2016년도 원자료에서 계산한 결과이며, 조사된 소득은 2015년도 소득임.
 자료: 한국보건사회연구원, 2016년 복지패널조사.

다음으로 GB(2) 분포함수의 추정 결과로부터 불평등 및 빈곤 척도를 살펴볼 수 있다. 구체적으로 기초연금액을 30만 원으로 증액하는 경우 불평등 척도인 지니계수는 0.0270만큼, 빈곤율은 0.0323만큼 감소하고, 빈곤갭은 0.0098만큼, 저소득그룹 내의 불평등도 또한 0.0258만큼 감소할 것으로 예상된다. 결과적으로 기초연금 지급액 인상은 우리 사회의 불평등과 빈곤에 대하여 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

이처럼 기초연금의 추가 지급은 중위소득 이하 저소득층의 가처분소득을 증가시켜 사회 전체의 빈곤을 줄이는 효과가 있으며, 불평등을 완화하는 효과도 있음을 확인할 수 있다.

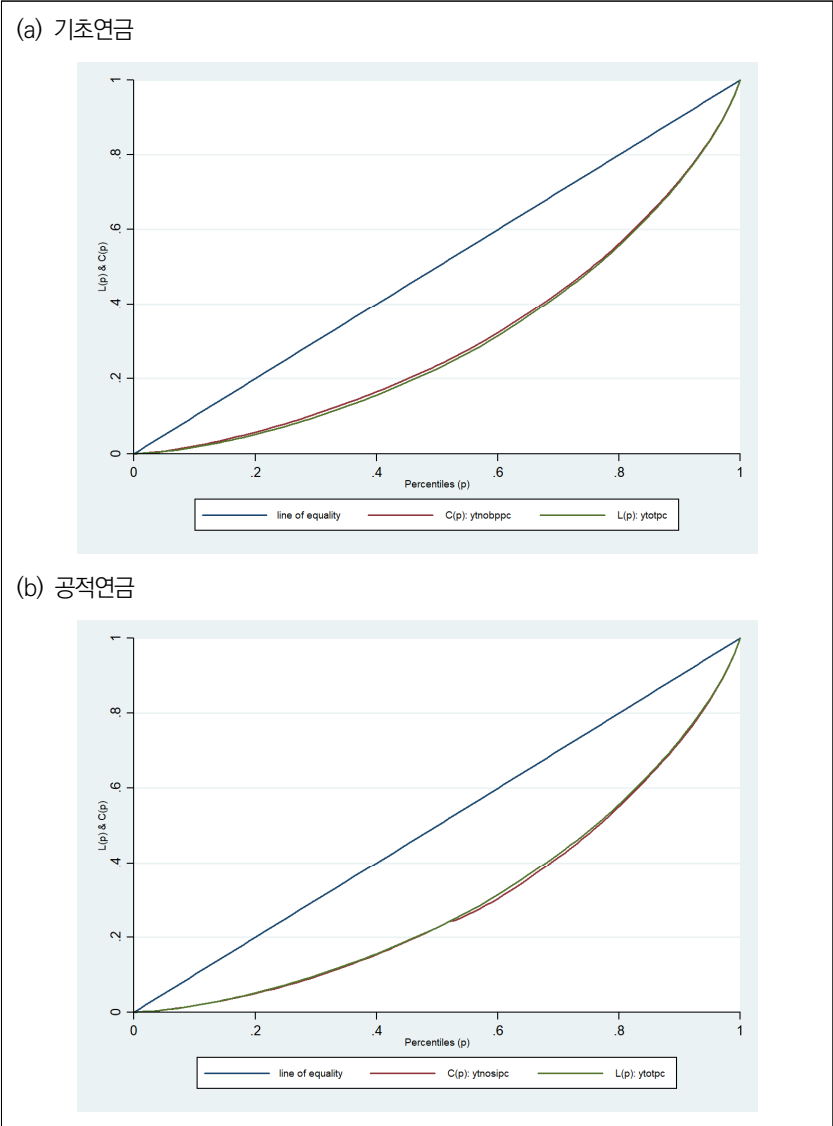
〈표 4-9〉 소득 10분위별 예상소득 변화(2020년)

(단위: 만 원, %포인트)

분위	기존 (25만 원 유지)	하위 40% (+5만 원)	% 변화
1분위	677.950	727.604	7.3
2분위	927.797	976.546	5.3
3분위	1079.230	1127.692	4.5
4분위	1265.109	1306.782	3.3
5분위	1507.345	1513.770	0.4
6분위	1806.253	1806.253	0.0
7분위	2183.958	2183.958	0.0
8분위	2606.761	2606.761	0.0
9분위	3252.084	3252.084	0.0
10분위	5051.792	5051.792	0.0

주: 균등화된 가처분소득 기준이며, 균등화지수는 가구원 수의 제곱근임.
 자료: 한국보건사회연구원의 복지패널조사 13차 자료를 이용함.

[그림 4-4] 로렌츠 곡선의 비교



주: 기초연금은 중위소득 이하의 구간, 공적연금은 중위소득 이상의 구간에서 소득의 변화가 많이 발생한다.

〈표 4-10〉 총소득 기준별 변화

(가) 1인당 총소득 기준

분위	Gini	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
1분위	0.2075	1.0000	0.4960	0.2800
2분위	0.0658	0.4422	0.0582	0.0101
3분위	0.0401	0.0000	0.0000	0.0000
4분위	0.0294	0.0000	0.0000	0.0000
5분위	0.0289	0.0000	0.0000	0.0000
6분위	0.0363	0.0000	0.0000	0.0000
7분위	0.0372	0.0000	0.0000	0.0000
8분위	0.0368	0.0000	0.0000	0.0000
9분위	0.0369	0.0000	0.0000	0.0000
10분위	0.1418	0.0000	0.0000	0.0000
전체	0.3751	0.1450	0.0562	0.0295

(나) 가구총소득 기준

분위	Gini	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
1분위	0.3440	0.9481	0.5016	0.3321
2분위	0.3103	0.4362	0.1724	0.0920
3분위	0.2028	0.1596	0.0528	0.0255
4분위	0.2131	0.2101	0.0485	0.0160
5분위	0.2253	0.0726	0.0250	0.0119
6분위	0.2148	0.0661	0.0246	0.0092
7분위	0.2513	0.0858	0.0155	0.0029
8분위	0.2229	0.0858	0.0035	0.0003
9분위	0.2883	0.0000	0.0000	0.0000
10분위	0.2797	0.0000	0.0000	0.0000
전체	0.3683	0.2091	0.0863	0.0499

주: 여기서의 빈곤기준선은 중위소득의 50%이며, 1인당 총소득 기준으로는 600.0(만 원), 가구총소득 기준으로는 2,252.0(만 원)임.

여기서 이용할 빈곤 지표는 Foster-Greer-Thorbecke(FGT) 지수인데, 보통 $FGT(\alpha)$ 로 나타낸다. 이 지수의 가장 큰 특징은 파라미터의 값에 따라 빈곤의 여러 측면을 살펴볼 수 있다는 점이다. 구체적으로 파라미터 α 의 값이 0이면 빈곤율을, 1이면 빈곤갭을, 그리고 2이면 빈곤그룹 내의

불평등 정도를 나타내게 된다.

1인당 총소득을 기준으로 한 빈곤선은 600만 원이고, 가구 총소득 기준의 빈곤선은 2,252만 원이다. 먼저 1인당 총소득을 기준으로 빈곤 현황을 살펴보면, 1분위가 1.0000, 2분위가 0.4422, 그리고 3분위 이상에서는 모두 0으로 나타났다.³¹⁾ 이로부터 1분위는 모두 빈곤하고, 2분위는 44.22%가 빈곤함을 알 수 있다. 특정 소득분위에서 빈곤율이 0이라면 그 그룹에는 빈곤에 처한 사람이 아무도 없다는 의미이므로 3분위 이상에서는 빈곤이 존재하지 않는다.

1인당 총소득 기준 지니계수는 0.3751, 가구총소득 기준 지니계수는 0.3683이다. 1인당 총소득을 기준으로 소득분위별로 소득불평등도를 살펴보면 1분위와 10분위의 불평등이 가장 높다. 가구총소득을 기준으로 1~2분위의 불평등이 가장 높게 나타났다. 양자를 비교하면 1인당 총소득의 불평등이 가구총소득에 비하여 조금 더 높게 나타남을 알 수 있다.

다음으로 소득계층별 빈곤 현황을 살펴보면 1인당 총소득 기준 전체 빈곤율은 0.1450(14.5%)인데, 1분위에서는 모두가 빈곤하며, 2분위의 44.2%가 빈곤하다. 가구총소득을 기준으로 할 때 전체 빈곤율은 0.209(20.9%)이며, 소득분위별로 구분하면 1분위는 0.9481, 2분위는 0.4362, 3분위는 0.1596, 4분위는 0.2101이다.

1인당 총소득을 기준으로 한 빈곤갭은 1분위에서 0.4960, 2분위에서 0.0582이고, 그 이상의 소득그룹에서는 모두 0이었다. 반면 가구총소득 기준 빈곤갭은 1분위가 0.5016, 2분위가 0.1724, 3분위가 0.0528로 낮아졌는데, 8분위에서는 0.0035였다. 결국 2분위의 빈곤갭은 1분위의

31) 균등화 소득은 가구소득을 (가구원 수)^a로 나눈 것인데, 균등화 탄력성(a)의 값이 1이면 (즉, 규모의 경제가 없으면) 균등화 소득은 곧 1인당 소득과 같다. 따라서 1인당 총소득도 균등화 소득의 한 형태이므로 이를 이용하여 빈곤이나 불평등 분석이 가능하다(남상호, 2012, p. 2). CGE 분석에서는 집계 조건(aggregation condition)이 반드시 충족되어야 하므로 1인당 소득을 주로 이용한다.

35% 정도에 불과하며, 3분위의 빈곤갭은 2분위의 31% 수준임을 알 수 있다.

1인당 총소득을 기준으로 빈곤선 이하의 불평등도를 소득계층별로 살펴보면 1분위가 0.2800, 2분위가 0.0101, 그 이상의 소득계층에서는 0인 것으로 나타났다. 가구총소득을 기준으로 한 소득계층별 빈곤선 이하 불평등도는 1분위가 0.3321, 2분위가 0.0920, 3분위가 0.0255인 것으로 나타났다. 따라서 가구총소득을 기준으로 하는 경우의 소득계층 내 불평등이 더 심한 것을 알 수 있다.

〈표 4-11〉 공적연금의 불평등 및 빈곤 완화 효과

(단위: p)

분위	Gini	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
1분위	0.2035	1	0.5116	0.2946
2분위	0.0677	0.4733	0.0862	0.0260
3분위	0.0484	0.0709	0.0282	0.0157
4분위	0.0320	0.0105	0.0063	0.0048
5분위	0.0335	0.0019	0.0019	0.0019
6분위	0.0186	0.0376	0.0334	0.0319
7분위	0.0499	0.0333	0.0238	0.0181
8분위	0.0379	0	0	0
9분위	0.0336	0.0029	0.0024	0.0020
10분위	0.1382	0.0028	0.0028	0.0028
전체	0.3778	0.1644	0.0705	0.0403

주: (총소득-사회보험) 기준이며, 사회보험의 1인당 빈곤선(POVL)은 600만 원임.

1인당 총소득 기준 지니계수는 0.3778임.

자료: 재정패널조사 원자료에서 계산함.

총소득에서 공적연금을 제외한 소득을 구한 다음 각종 불평등 및 빈곤 지표를 계산하여 총소득에서 구한 지표와 비교하면 공적연금이 불평등 및 빈곤에 미치는 영향을 알아볼 수 있다.³²⁾

공적연금을 제외한 소득의 불평등 및 빈곤 완화 효과를 1인당 소득으

로부터 얻은 지니계수를 이용하여 살펴보면 전체로는 0.3778인데 소득 계층별로는 1분위(0.2035)와 10분위(0.1382)에서 불평등도가 가장 높음을 알 수 있다. 빈곤율은 FGT(0)로 측정된다. 이는 빈곤의 양적인 측면을 나타내며, 구체적으로는 전체 인구(또는 가구) 중에서 빈곤기준선 이하의 비율을 나타낸다. 1인당 소득 기준의 전체 빈곤율은 0.1644(16.44%)이며, 소득 10분위별로는 1분위에서는 FGT(0)의 값이 1이므로 모두가 빈곤하며, 2분위에서는 47.3%가, 그리고 소득 3분위에서는 7% 정도가 빈곤함을 알 수 있다.

한편 빈곤율은 빈곤의 심도를 나타내지는 못하므로 빈곤갭을 통하여 빈곤의 심도를 확인할 필요가 있다. 1인당 소득 기준으로 할 때 빈곤선으로부터의 수직 소득 격차를 나타내는 빈곤갭은 0.0705인데, 소득분위별로 살펴보면 1분위에서는 0.5116, 2분위에서 0.0862이었다. FGT(2)는 빈곤층 내의 소득 불평등을 측정하기 위하여 고안되었는데, 1인당 소득 기준으로 빈곤선 이하의 불평등도는 1분위가 0.2946, 2분위가 0.0260, 3분위가 0.0157, 4분위가 0.0048로 나타났다. 여기서 한 가지 특이한 점은 낮아지던 계층 내 불평등도가 7분위에서 정점을 보였다가 다시 낮아지고 있다는 것이다.

32) 동일한 자료를 이용하여 분석하는 것이 바람직하지만 복지패널조사에는 개인 자료에 개별 연령에 대한 정보가 빠져 있어서 부득이하게 재정패널 자료를 이용하였다. 노동패널조사 자료에는 공적연금의 항목별로 세분화되어 있지 않아서 이용하는 데에 어려움이 있었다.

〈표 4-12〉 기초연금의 불평등 및 빈곤 완화 효과

(단위: p)

분위	Gini	FGT(0)	FGT(1)	FGT(2)
1분위	0.2306	1.0000	0.5561	0.3508
2분위	0.0645	0.5701	0.1002	0.0295
3분위	0.0479	0.0380	0.004	0.0006
4분위	0.0321	0	0	0
5분위	0.0315	0	0	0
6분위	0.0342	0	0	0
7분위	0.0345	0	0	0
8분위	0.0365	0	0	0
9분위	0.0376	0	0	0
10분위	0.1415	0	0	0
전체	0.3838	0.1615	0.0668	0.0387

주: (총소득-기초연금) 기준의 계산 결과임.

자료: 재정패널 조사 원자료에서 계산함.

기초연금이 빈곤 및 불평등에 미치는 영향을 살펴보려면 총소득에서 기초연금을 차감한 소득을 이용하여 분석하면 되는데, 여기서는 1인당 소득을 기준으로 한 빈곤 현황을 살펴본다. 빈곤기준선은 균등화지수의 영향을 크게 받는데, 우리의 경우 1인당 소득을 기준으로 하여 구한 빈곤 기준선은 600만 원이다. 1인당 소득을 이용하는 이유는 연산가능 일반균형 모형 분석과의 정합성을 위해서는 반드시 집계 조건(aggregation condition)이 성립해야 하기 때문이다.

먼저 전체 빈곤율은 0.1615(16.2%)인데, 소득분위별로 살펴보면 1분위에서는 모두가 빈곤하며, 2분위의 57.0%, 3분위는 0.038%가 빈곤한 것으로 나타났다.

1인당 소득을 기준으로 빈곤갭을 살펴보면 전체는 0.0668로 나타났으

며, 1분위는 0.5561, 2분위는 0.1002, 3분위는 0.004, 4분위 이상에서는 모두 0이었다.

그리고 빈곤선 이하에 있는 사람들의 불평등도를 살펴보면 1분위가 0.3508, 2분위가 0.0295, 3분위 0.0006, 4분위 이상에서는 0으로 나타났다. 결국 1분위에 속한 사람들 내에서의 불평등이 가장 심한 것을 확인할 수 있다.

본 연구의 한계를 약술하면 다음과 같다. 먼저 분석에 필요한 모든 정보를 다 갖춘 미시 자료를 얻기에 어려움이 있었다. 공적연금이 연령대별로 구분되지 않거나, 개인 자료에 연령 정보가 포함되어 있지 않은 경우도 있고, 배우자 정보가 수록되지 않은 경우도 있어서 하나의 자료로 모든 분석을 일관성 있게 수행하는 데 어려움이 있었다. 그래서 불가피하게 재정패널 자료와 한국복지패널 자료를 혼용해서 사용하였다.

끝으로 공적연금은 정부 차원에서 구체적인 시안이 나오지 않아서 CGE 모형을 이용한 시뮬레이션 분석을 하는 데 어려움이 있었다. 하지만 대선이 다가오면서 각 정당별로 이에 대한 대책을 제시할 것이므로 그때가 되면 좀 더 풍부한 자료를 바탕으로 연구를 수행할 수 있을 것으로 본다.³³⁾

33) 익명의 한 심사자는 공적연금과 기초연금의 효과를 직접 비교하는 것이 필요하다고 지적하였다. 그렇지만 객관적이고 공신력 있는 공적연금 관련 정책 시나리오 없이는 객관성 있는 분석 결과를 얻기는 어렵다고 본다.

제 5 장

요약 및 시사점

제1절 연구결과의 요약

제2절 정책적 시사점

제1절 연구결과의 요약

복지지출의 파급효과를 분석하는 데에는 연산가능 일반균형 모형이 유용하다. 연산가능 일반균형 모형은 제도부문 간 거래내역을 일목요연하게 정리하여 데이터베이스화하고, 그 데이터베이스를 바탕으로 부문 간 상호의존성을 모형화한다는 것이 가장 큰 장점이다. 이러한 이유로 많은 나라에서 정책 수단을 강구할 때 사전적 정책효과 평가를 위하여 이들 모형을 이용한 사전적 모의실험을 수행하고 있다.

본 연구에서는 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 주어진 복지지출의 파급효과를 분석하였다. 노령 관련 사회지출을 증가시키는 정책 시뮬레이션을 통하여 얻어진 분석 결과를 바탕으로 몇 가지 중요한 사항을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 기초연금은 소득 하위계층의 소득증가에 기여하는 반면, 공적연금은 소득 중상위층의 소득증가에 기여하고 있다. 소득 하위계층에 대하여 5만 원의 추가 소득이 주어지면 소득불평등과 빈곤이 완화되는 효과가 있기는 하지만 그 크기가 크지는 않다. 더구나 다음 연도에 중위소득이 더 높아지면 동일한 정책의 재분배 및 빈곤 완화 효과는 감소하게 된다.

둘째, 공적연금은 중상위 소득계층에 추가 소득을 제공하는 것으로 나타나서 불평등이나 빈곤 완화 효과는 크지 않은 것으로 보인다.

셋째, 호주 방식의 연산가능 일반균형 모형을 이용하여 하위 40%에 대

하여 기초연금을 30만 원으로 확대하는 경우의 단기적인 효과를 살펴보면, 고용은 0.012% 증가하고, 실질 GDP는 0.007% 증가한다. 영업잉여와 피용자보수는 각각 0.028% 및 0.031% 증가하고, 불변가격 기준의 가계소비는 0.055% 증가한다.

넷째, 3년에 걸친 복지지출 순차적 확대의 동태적 효과를 살펴보면 이러한 복지지출 확대에 의한 경제성장 및 고용에 미치는 효과는 미미한 편이다. 구체적으로 투자는 0.01%, 민간소비는 0.02~0.05%만큼 증가한다. 투자는 당년도 효과와 누적효과가 거의 같지만, 소비는 누적효과가 당년도 효과의 두 배 정도에 이른다.

연산가능 일반균형 모형 또한 여러 가지 한계점이 있는 분석 방법이기 때문에 본 연구를 시발점으로 하여 부족한 부분을 보완해 나간다면 앞으로 좀 더 엄밀한 분석이 가능해질 것으로 본다. 특히 가계부문을 더욱 세분화하여 소득계층 내의 소득변동도 감안할 수 있다면 재분배에 미치는 효과 등도 분석할 수 있으므로 사전적인 정책 수립에 중요한 자료로 이용될 수 있을 것이다.

제2절 정책적 시사점

본 연구에서 얻어진 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있을 것이다. 먼저 앞으로 복지지출을 확대하는 경우 재원조달 방안에 대한 검토가 필요하다는 점이다. 재원조달에 대한 고려 없이 지출부터 증가시키는 복지정책은 장기적으로 우리나라의 성장잠재력을 낮추게 되므로 가급적 이러한 정책은 피해야 할 것이다.³⁴⁾

본 연구에서는 다루지 않았으나 재원조달 방안을 조합하는 것도 한 방법일 것이다. 구체적으로 사회적 비효율성을 최소화하는 정책 수단의 조합을 강구한다면 사회복지지출의 효과성을 제고하는 데 큰 도움이 될 것이다. 과거의 경험으로 볼 때 정부 주도로는 큰 폭의 생산성 향상을 기대하기 어려우므로 민간의 창의성에 바탕을 둔 기술혁신과 그에 따른 이윤동기가 생산성 향상으로 이어지도록 유도하면 점차 우리 경제의 선순환 구조가 회복될 수 있을 것이다.

본 연구를 진행하는 과정에서 다음과 같은 몇 가지 사항에 대해서는 추가적인 연구나 개선을 위한 논의가 필요하다는 점을 확인할 수 있었다.

첫째, 지급기준선을 설정함에 있어서 기준선에 바탕을 둔 아동수당 제도의 정책효과를 분석할 수 있도록 설계하는 노력이 필요하다. 구체적으로 현행 기준선은 통상적인 소득분배 또는 빈곤 분석에 이용되는 균등화된 소득 개념과는 괴리가 있으므로 이들을 연계시키는 것이 제도 개선이나 정책효과 제고를 위해 바람직하다.

둘째, 복지지출의 지급 기준을 설정하는 데 규모의 경제를 반영하는 것이 필요하다. 이는 가구원 수 1인 추가 시 일률적으로 동일한 금액을 지급

34) 재원조달에 대한 고려는 전공을 불문하고 모든 복지 관련 연구자들이 고민해야 하는 문제이다.

기준선에 추가하는 현행의 방식은 이론적 근거가 약하므로 우리 현실에 맞는 적절한 균등화지수를 아동수당 지급기준선을 설정하는 데 도입할 필요가 있다. 앞으로 균등화 지수를 설계하는 데에 성인의 수와 아동의 수를 구분하여 포함하는 것이 바람직하며, 가능하다면 성인 중 노인의 수를 분리할 수도 있을 것이다.

셋째, 현행 제도의 기준선 내용 중에서 2인 이상 가구 소득분포를 기준으로 90% 이하에 대하여 지급하는 부분은 가구원 수에 따라 경계값의 상대적 위치가 달라지는 문제가 있어서 상대적 형평성의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 가장 바람직한 방법은 정부 차원에서 복지 수혜나 조세부담에 대하여 유용한 정보를 담은 미시조사 표본을 학술용으로 제공하는 것이므로, 이에 대해 검토해 볼 필요가 있다. 정보의 비대칭성과 부정확성으로 인한 사회적 비용은 복지지출 규모가 증가할수록 더 커질 것이기 때문에 정책효과를 제고하고 복지비용 조달의 사회적 효율성을 높일 수 있는 방법을 모색하자는 것이다.

끝으로 우리나라도 어떤 정책을 실시하기 전에 최신 연구 방법을 이용한 모의실험들을 통하여 사전적인 정책효과 평가를 수행하는 것이 필요하다고 본다. 이러한 방법을 통하여 검증을 거친 정책을 채택하는 경우에는 예상하지 못한 정책의 부작용을 줄일 수 있을 것이기 때문이다. 여기에는 거시 마감 방식에 대한 경험의 축적이 필수적이다.

이런 의미에서 이번에 개발된 모형은 이러한 방향으로 나아가기 위한 기초로서 의미를 가지며, 앞으로 좀 더 풍부한 경험을 보태어 향후 복지 정책의 효과성을 제고하는 데 도움이 되도록 하여야 할 것이다. 좀 더 다양한 정책 수단과 복지제도를 분석할 수 있도록 이번에 개발된 모형을 지속적으로 개선하는 일 외에도 모형의 현실 적용 경험을 쌓아 가는 데에도 꾸준히 노력을 경주해야 할 것이다.

본 연구의 한계를 약술하면 다음과 같다. 먼저 분석에 필요한 모든 정보를 다 갖춘 미시 자료를 얻기에 어려움이 있었다. 공적연금이 연령대별로 구분되지 않거나, 개인자료에 연령 정보가 포함되어 있지 않은 경우도 있고, 배우자 정보가 수록되지 않은 경우도 있어서 하나의 자료로 모든 분석을 일관성 있게 수행하는 데 어려움이 있었다. 또 공적연금은 정부 차원에서 구체적인 시안이 나오지 않아서 CGE 모형을 이용한 시뮬레이션 분석을 하는 데 어려움이 있었다. 하지만 대선이 다가오면서 각 정당별로 이에 대한 대책을 제시할 것이므로 그때가 되면 좀 더 풍부한 자료를 바탕으로 연구를 수행할 수 있을 것으로 본다.

참고문헌 <<

- 국회예산정책처. (2018). 2018~2027년 기초연금 재정소요 추계.
- 김명규, 김성태. (2010). 동태 CGE모형을 이용한 한국 법인세 인하의 경제적 파급효과 분석. *경제학연구*, 58(3), 75~119.
- 김승래(2006). 법인세 개편의 세부담 귀착효과 분석. 서울: 기획재정부·한국조세연구원.
- 김승래. (2010). 일반균형모형을 이용한 주요 세목별 세수증대 정책의 귀착효과 비교. *한국재정학회 추계학술대회*. 지역 미상.
- 남상호. (2018a). 재원조달 방안별 복지지출의 파급효과 비교 분석. 세종: 한국보건사회연구원.
- 남상호. (2018b). 기초연금 지급액 확대가 소득불평등과 빈곤에 미치는 효과 분석. *재정정책논집*, 20(1), 143~177.
- 남상호, 임용빈. (2017). 정년연장의 사회경제적 파급효과 분석. 세종: 한국보건사회연구원.
- 남상호, 문석웅, 유진영. (2013). 인구구조의 장기전망 및 고령화의 경제적 영향 분석. 세종: 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 남상호, 문석웅, 이경진. (2012). 한국복지패널 자료를 통해 본 한국의 사회지표. 서울: 한국보건사회연구원.
- 남상호. (2012). “가구균등화 척도가 상대빈곤율에 미치는 영향.” *보건복지 이슈 &포커스* 142호(2012-23). 서울: 한국보건사회연구원, 2012년 6월 8일 발행.
- 성명재, 박기백. (2009). 인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 영향. *경제학연구*, 57(4), 5~37.
- 안종범. (2009). 감세의 경제적 효과와 귀착: 법인세를 중심으로. 서울: 한국경제연구원.
- 유근춘, 황남희, 김태은, 김선희, 김경민. (2013). 사회보장 재원조달에서의 세대간 형평성 제고방안 연구. 서울: 한국보건사회연구원.

- 윤건영. (1993). 동태적 일반균형모형을 이용한 재정정책 분석. 서울: 한국조세재정연구원.
 - 이명현, 성명재. (2002). 조세정책 효과분석을 위한 모형 개발: 외부불경제 유발 재화의 소비세율 인상효과 분석. 서울: 한국조세연구원.
 - 조경엽, 오탉연. (2012). 경제성장과 법인세의 고용효과. KERI Insight 2012-07. 서울: 한국경제연구원.
 - 조경엽. (2008). 재정지출의 형평성과 효율성에 관한 실증분석 연구. 경제학연구, 56(2). 91~137.
 - 한국보건사회연구원, 2016년도 복지패널조사 원자료 (내부용).
 - 한국은행. (2016). 2014년 산업연관표 CD. 서울.
 - 한국조세재정연구원, 조세재정패널조사, CD(2019년 학술대회용). 세종.
-
- Adelman, I., and S. Robinson. (1978). *Income Distribution Policy in Developing Countries: A Case Study of Korea*, Oxford: Oxford University Press for the World Bank.
 - Armington, Paul S. (1969). "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production," *IMF Staff Papers*, 16(1), 159-178.
 - Armington, Paul S. (1970). "The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Changes," *IMF Staff Papers*, 16(2), 176-199.
 - Dagum, Camilo. (1977). "A new model of personal income distribution: Specification and estimation," *Economie Appliquée*, 30, 413-437.
 - Dixon, Peter B., and Maureen Rimmer. (2007). *Dynamic General (p. 126)Equilibrium Modelling for Forecasting and Policy*, Bingley: Emerald Group Publishing, Inc.
 - Dixon, Peter B., Brian Parmenter, John Sutton and Dave Vincent. (1982). *ORANI: A Multisectoral Model of the Australian*

- Economy*, Amsterdam: North-Holland.
- Foster, James, Joel Greer, and Erik Thorbecke. (1984). "A class of decomposable poverty measures," *Econometrica*, 52(3), 761-766.
- Graf, Monique, Desislava Nedyalkova, Ralf Münnich, Jan Seger and Stefan Zins. (2011). "Parametric Estimation of Income Distributions and Indicators of Poverty and Social Exclusion," Ameli, European Commission.
- Horridge, Mark. (2014). "ORANI-G: A Generic Single-Country Computable General Equilibrium Model," Revised edition, March. Monash: Center of Policy Studies.
- Horridge, Mark, Michael Jerie, Dean Mustakinov, Florian Schiffmann. (2019). *Gempack Manual*, Center of Policy Studies. Victoria University, ISBN 978-1-921654-90-9. Melbourne, Australia.
- Johansen, Leif. (1960). *A Multisectoral Model of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland (2nd edition, 1974).
- Kleiber, Christian and Samuel Kotz. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- McDonald, James B. (1984). "Some generalized functions for the size distributions of income", *Econometrica*, 52(3), 647-663.
- McDonald, James B., and Y. Xu. (1995). "A generalization of the beta distribution with applications," *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 133-152.
- Shorrocks, Anthony F. (1980). "The class of additively decomposable inequality measures," *Econometrica*, 48(3), 613-625.
- Singh, S.K. and G.S. Maddala. (1976). "A Function for the Size Distribution of Incomes," *Econometrica*, 44(5), 963-970.

Stone, R. (1954). "Linear Expenditure systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, 64(255), 511-527.

United Nations. (1999). *Handbook of Input-Output Table Compilation and Analysis*. Series F, No. 74. Department for Economic and Social Affairs, New York, NY: Statistics Division.

United Nations. (2009). *System of National Accounts 2008*. New York, NY: Statistics Division.

Wikipedia, http://en.wikipedia.org/wiki/Stone-Geary_utility_function (2019. 11. 30. 기준).

<http://ecos.bok.or.kr> (산업연관표 → 2014년 실측표 → 투입산출표 → 기초 가격 → 통합대분류). (2019. 11. 30. 기준).

통계청, 소득분배지표(상대빈곤율), http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1HDLF06&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=C2_1_40&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE (2019. 11. 30. 기준).

부록. 파라미터와 탄력성

〈부표 A〉 요소에 대한 대체 탄력성

	산업	본원요소 (L과 K)	노동직종 (OCC)	전환탄력성 (CET)
001	농림수산물	0.5	0.5	0.5
002	광산품	0.5	0.5	0.5
003	음식료품	1.12	0.5	0.5
004	섬유 및 가죽제품	1.26	0.5	0.5
005	목재 및 종이, 인쇄	1.26	0.5	0.5
006	석탄 및 석유제품	1.26	0.5	0.5
007	화학제품	1.26	0.5	0.5
008	비금속광물제품	1.26	0.5	0.5
009	1차 금속제품	1.26	0.5	0.5
010	금속제품	1.26	0.5	0.5
011	기계 및 장비	1.26	0.5	0.5
012	전기 및 전자기기	1.26	0.5	0.5
013	정밀기기	1.26	0.5	0.5
014	운송장비	1.26	0.5	0.5
015	기타 제조업 제품 및 임가공	1.26	0.5	0.5
016	전력, 가스 및 증기	1.26	0.5	0.5
017	수도, 폐기물 및 재활용 서비스	1.26	0.5	0.5
018	건설	1.40	0.5	0.5
019	도소매서비스	1.68	0.5	0.5
020	운송서비스	1.68	0.5	0.5
021	음식점 및 숙박 서비스	0.50	0.5	0.5
022	정보통신 및 방송 서비스	1.26	0.5	0.5
023	금융 및 보험 서비스	1.26	0.5	0.5
024	부동산 및 임대	1.26	0.5	0.5
025	전문, 과학 및 기술 서비스	1.26	0.5	0.5
026	사업지원서비스	1.26	0.5	0.5
027	공공행정 및 국방	1.26	0.5	0.5
028	교육서비스	1.26	0.5	0.5
029	보건 및 사회복지 서비스	1.26	0.5	0.5
030	문화 및 기타 서비스	1.26	0.5	0.5

자료: 남상호, 임용빈. (2017). 청년연장의 사회경제적 파급효과 분석. 서울: 한국보건사회연구원.
부록 A, pp. 133-143.

〈부표 B〉 상품에 대한 대체 탄력성

	상품	중간투입재	투자재	소비재
001	농림수산물	0.1	0.1	0.5
002	광산물	0.01	0	0.5
003	음식료품	1.5	0	1.5
004	섬유 및 가죽제품	1.5	2.5	1.5
005	목재 및 종이, 인쇄	1.2	0	2.5
006	석탄 및 석유제품	1.8	0	1.2
007	화학제품	1.9	0	1.8
008	비금속광물제품	1.9	0	1.9
009	1차 금속제품	0.5	0	1.9
010	금속제품	1.8	0	0.5
011	기계 및 장비	2.5	2.5	2.5
012	전기 및 전자기기	2.5	2.5	2.5
013	정밀기기	2.5	2.5	2.5
014	운송장비	2.5	2.5	2.5
015	기타 제조업 제품 및 임가공	2.5	2.5	2.5
016	전력, 가스 및 증기	2.5	2.5	3.5
017	수도, 폐기물 및 재활용 서비스	0.5	0	0.5
018	건설	0.8	0	0
019	도소매서비스	1.5	0	0
020	운송서비스	1.5	0	1.2
021	음식점 및 숙박 서비스	0.5	0	1.2
022	정보통신 및 방송 서비스	0.8	0	0.8
023	금융 및 보험 서비스	1.3	0	1.3
024	부동산 및 임대	1.3	1.5	1.3
025	전문, 과학 및 기술 서비스	1.3	0	0.5
026	사업지원서비스	1.3	0	1.3
027	공공행정 및 국방	1.3	0	1.3
028	교육서비스	1.3	0	1.3
029	보건 및 사회복지 서비스	1.3	0	1.3
030	문화 및 기타 서비스	1.3	0	1.3

자료: 남상호, 임용빈. (2017). 정년연장의 사회경제적 파급효과 분석. 서울: 한국보건사회연구원. 부록 A, pp. 133-143.

〈부표 C〉 기타 탄력성과 소비지출 비중

	상품	수출탄력성	한계지출 비중	Sig1Out
001	농림수산물	-2.20	0.74	0.4
002	광산물	-1.50	0	0.4
003	음식료품	-2.80	0.74	0.4
004	섬유 및 가죽제품	-2.80	0.47	0.4
005	목재 및 종이, 인쇄	-2.80	1.12	0.4
006	석탄 및 석유제품	-2.80	0.74	0.4
007	화학제품	-2.36	0.74	0.4
008	비금속광물제품	-3.39	0.74	0.4
009	1차 금속제품	-2.80	0.74	0.4
010	금속제품	-1.80	0.74	0.4
011	기계 및 장비	-1.90	0.74	0.4
012	전기 및 전자기기	-1.90	0.74	0.4
013	정밀기기	-2.80	0.74	0.4
014	운송장비	-2.80	1.35	0.4
015	기타 제조업 제품 및 임가공	-2.80	1.15	0.4
016	전력, 가스 및 증기	-1.20	0.74	0.4
017	수도, 폐기물 및 재활용 서비스	-0.50	0.74	0.4
018	건설	-2.80	1.40	0.4
019	도소매서비스	-2.80	1.40	0.4
020	운송서비스	-2.80	1.12	0.4
021	음식점 및 숙박 서비스	-2.80	1.12	0.4
022	정보통신 및 방송 서비스	-1.90	0	0.4
023	금융 및 보험 서비스	-1.90	1.40	0.4
024	부동산 및 임대	-1.90	1.35	0.4
025	전문, 과학 및 기술 서비스	-0.50	1.35	0.4
026	사업지원서비스	-1.90	1.35	0.4
027	공공행정 및 국방	-1.90	1.35	0.4
028	교육서비스	-1.90	0.93	0.4
029	보건 및 사회복지 서비스	-1.90	0.93	0.4
030	문화 및 기타 서비스	-1.90	0.93	0.4

주: 한계지출 비중은 시뮬레이션 과정에서 adding-up 조건을 만족시키도록 미세한 조정을 거친다.

자료: 남상호, 임용빈. (2017). 청년연장의 사회경제적 파급효과 분석. 서울: 한국보건사회연구원. 부록 A, pp. 133-143.