

사회복지 지출이 경제성장에 미치는 영향 분석: 한국과 북유럽 국가를 중심으로

On the Effects of Social Welfare Expenditure to Economic Growth: Comparative Analysis between Korea and Northern European Countries

이현재

청주대학교 경제학과

Hyun-Jae Rhee(hyunrhee@cju.ac.kr)

요약

본 연구는 북유럽 국가의 복지국가모델이 소득증대와 어떠한 경제적 관계를 형성하고 있는지를 파악해서 우리나라의 사회복지 지출 체계와 비교 분석하기 위한 것이다. 구조방정식에서 변수 간의 장단기 경제적 관계를 파악할 수 있는 ARDL 공적분모형에 의한 실증분석 결과에 의하면 장단기탄력도가 모두 작기는 하지만, 사회복지 지출의 경우 한국과 핀란드는 민간지출이, 덴마크와 노르웨이는 공공지출이 증가할 때 명목 및 실질 GDP가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 스웨덴의 경우는 모든 사회복지 지출이 명목 및 실질 GDP를 증가시키지 못하는 것으로 분석되었다. 따라서 북유럽 국가의 체계적인 사회복지 체계가 소득불평등을 효율적으로 개선시키기는 하지만, 사회복지 지출의 확대가 소득증대나 국가의 경제성장을 견인하지는 못하는 것으로 나타났다. 즉, 사회복지 지출의 주요 기능은 소득불평등을 해소하는 것이며, 이를 활용한 소득주도 성장전략은 그 효과가 제한적이라는 것을 인식해야 할 것이다.

■ 중심어 : | ARDL | 소득주도성장 | 사회복지 지출 | 단위근 검정 |

Abstract

The aim of this study is to investigate how social welfare expenditure affects to economic growth in Northern European countries, and such implication might be compared with Korean episode. ARDL cointegration model is employed for empirical analysis. The model is usefully utilized to analyze short-run and long-run relationships of the variables in general. The result suggests that private welfare expenditure is effective in Korea and Finland even though the magnitude of effectiveness is quite a small scale. On the other hand, public welfare expenditure is effective in Denmark and Norway. However, none of social welfare expenditures affects in economic growth in Sweden. And, therefore, it could be concluded that although social welfare expenditures contribute to improve income inequality, these hardly support income-led growth strategy.

■ keyword : | ARDL | Income-led Growth | Social Welfare Expenditure | Unit Root Test |

* 이 논문은 2018-2020 학년도에 청주대학교 경영경제연구소가 지원한 학술연구조성비(추가연구과제)에 의해 연구되었음

접수일자 : 2019년 04월 22일

심사완료일 : 2019년 05월 13일

수정일자 : 2019년 05월 13일

교신저자 : 이현재, e-mail : hyunrhee@cju.ac.kr

I. 서론

최근에 우리나라에서는 소득주도성장(income-led growth) 정책을 통해 지속적인 경제성장의 달성이 가능한가에 대해 많은 논란이 제기되고 있다. 일반적으로 자본주의 경제가 추구하는 이윤주도성장(profit-led growth) 정책은 시장경제체제를 바탕으로 기업에 대한 투자를 확대해서 생산활동을 촉진하면 지속적으로 경제성장을 달성할 수 있다는 성장전략이다. 즉, 기업이라는 경제주체가 선도적으로 국가경제를 장기적인 성장 경로로 유도하면 이를 통해 국가경제의 다른 부문도 동반성장을 할 수 있다는 것이다. 그러나 이윤주도성장 정책이 생산과정에서 창출된 이윤을 특정 계층이 독점할 수 있는 기반을 조성하게 되면 극심한 소득불균형이 야기될 수 있다는 인식으로 인해 소득주도성장 정책에 관심을 갖게 되었다. 소득주도성장 정책은 국가경제의 분배 기능에 초점을 맞추고 경제주체 간 소득불평등의 개선을 통해 경제성장의 동력을 확보하려는 성장전략이다. 즉, 소득주도 성장정책은 다양한 방법을 통해 상대적으로 소득수준이 낮은 소득계층의 가처분소득을 증대시키고, 이를 바탕으로 지속적인 경제성장 경로를 확보하려는 것이다.

이와 같은 성장전략은 저소득층의 임금소득을 안정적으로 보전해 줄 수 있는 노동시장의 체계 구축이 핵심적인 요소이기는 하지만, 사회복지 지출과 같은 공공부문의 이전지출 확대도 중요한 요인으로 인식되고 있다. 공공부문의 이전지출은 실업급여와 같이 경기변동적 상황에 대응하기 위한 단기적 지출이 있는 반면에, 교육, 의료 및 연금 등에 대한 지출을 통해 사회안전망을 확보하려는 차원에서 장기적으로 운용되는 형태도 있다. 이 중에서 장기적인 사회복지 지출이 단순하게 사회안전망을 구축하려는 목적으로만 활용되는 것이 아니라, 저소득층의 소득계층 상승이나 비숙련노동자의 숙련도를 향상시켜 잠재국민소득을 확충하는데 활용할 수 있다면 국가경제를 운용하는데 있어서 탄력적인 요인으로 작용하여 장기적인 소득증대에 기여할 수도 있을 것이다. 그렇게 되면 공공부문의 이전지출이 소득주도 성장정책에 기여하는 것이기 때문에 이에 대한 관심이 고조되고 있는 것이다.

북유럽 국가는 사회복지 체계를 효율적으로 운영하여 경제주체 간 부(wealth)의 편중을 성공적으로 해소시켰을 뿐만 아니라 확대된 사회복지 지출을 적절하게 활용하여 장기적으로 소득을 증대시켰다는 평가를 받고 있다. 특히, 북유럽의 복지국가모델 중에서 스웨덴의 경우는 사회민주주의를 지향하면서 고부담-고복지 모델을 바탕으로 모든 경제 주체 간의 소득보장과 평등한 소득분배를 추구하고 있을 뿐만 아니라, 사회복지 지출의 확대를 활용하여 지속적으로 경제성장을 달성하고, 이를 바탕으로 높은 수준의 국가경쟁력을 확보한 성공적인 사례로 평가받고 있다[1]. 따라서 본 연구에서는 북유럽 국가가 추구하는 복지국가모델이 소득증대와 어떠한 경제적 관계를 형성하고 있는지를 파악하여 우리나라의 사회복지 지출 체계와 비교 분석할 것이다.

II. 기존의 연구

Samuelson[2-4]이 사회복지 지출과 같은 공공부문의 지출이 국가경제에 미치는 영향을 이론적으로 분석한 이후 이 분야에서 실증분석이 활발하게 수행되어 왔다. Alam, Sultana and Butt[5]와 Singh and Weber[6]는 사회복지 지출이 경제성장에 미치는 영향을 분석하였는데, 이 중에서 Alam, Sultana and Butt[5]는 아시아 10개국을 대상으로 장기적인 관점에서 교육, 의료 및 사회안전망 등과 같은 사회복지 지출이 경제성장에 미치는 영향을 패널공적분 모형으로 분석하였다. 그 결과에 의하면 사회복지 지출은 경제성장을 유도할 뿐만 아니라 사회적 기반의 생산성을 제고하는데도 기여하는 것으로 나타났다. 그리고 사회복지 지출의 구성이 적절할 경우 경제적 효과는 더욱 확대될 수 있다고 주장하였다. Kenworthy[7]는 1960~1991년 기간 동안 15개 선진국을 대상으로 사회복지 지출이 절대적 또는 상대적 빈곤을 줄이는데 영향을 미칠 수 있는지를 분석하였다. 그 결과에 의하면 일반적으로 사회복지 지출에 의한 이전지출이 국가경제에서 차지하는 몫이 작기 때문에 빈곤의 함정으로부터 벗어날 수 있는 직접적인 영향을 미치지 못하는 못하지만 빈곤 문제의 해결에 긍정적으로 작용하는 것으로 나타났다. Castles

and Obinger[8]는 사회복지 지출의 재분배 기능을 긍정적으로 평가한 Adema and Ladaique[9]를 비판하면서 사회복지 지출의 재분배는 경제적 현상이라기보다 오히려 정치적 특성에 의해 결정된다고 주장하였다. 그리고 Bonoli[10]는 복지국가의 유형에 따라 사회복지 지출이 장기적인 경제성장 경로와 연계될 수 있는데, 경제적 상황이나 제도적 체계에 따라 경제성장 경로에 수렴(convergence)하기도 하고 발산(divergence)하기도 한다고 분석하였다.

Castles[11]는 사회복지 지출을 세부적으로 구분하고 이를 바탕으로 복지국가가 소득증대를 위해 수행해야 할 분야를 구체적으로 제시하였다. 즉, Castles[11]에 의하면 사회복지 지출의 우선순위가 노령인구 및 의료서비스에 대한 사회복지 지출은 상호간에 인과관계가 없을 뿐만 아니라 사회복지 지출이 빈곤이나 소득불평등에 미치는 영향도 다양하게 나타난다고 주장하였다. Kuitto[12]는 요인분석(factor analysis)으로 28개 유럽국가에서 사회복지 지출의 구성 내용을 분해하였다. 그 결과에 의하면 사회복지 지출에 따른 경제적 효과는 단순한 형태로 나타나지 않기 때문에 노령인구 또는 실업자에게 직접적으로 이전되는 사회복지 지출의 규모보다 이를 관리할 수 있는 체계를 구축하는 방안에 대한 관심이 더욱 중요하다고 주장하였다. 왜냐하면 사회복지 지출에 따른 경제적 효과는 관리체계의 특성에 따라 다양한 형태로 나타나기 때문에 효율적인 관리체계를 구축하면 복지정책의 수행에 따른 경제적 효과를 극대화할 수 있기 때문이라는 것이다. O'connor and Brym[13]은 Wilensky[14-16]가 분류한 복지국가의 형태를 기준으로 해서 1960~1980년 기간 동안 17개 OECD 국가를 대상으로 공공복지 지출에 따른 경제적 효과가 국가 간에 상이하게 나타나는 원인을 분석하고, 그 주요 요인으로 국가 간 상이하게 정립된 복지에 대한 개념이나 운용체계를 지적하였다.

Kwon[17]은 유럽의 사회복지 지출체계를 바탕으로 동북아시아, 특히 한국과 일본의 복지제도를 분석하였다. 그 결과에 의하면 국가 간 사회복지 지출의 관리체계가 다른 것에 기인할 수도 있지만, 한국이나 일본의 사회복지 지출 규모는 영국이나 스웨덴에 비해 작으며 소득분배에 미치는 영향도 상대적으로 미미하다고 분

석하였다. 그러나 한국과 일본에서 사회복지 지출이 사회안전망의 구축에는 지대하게 공헌한다고 주장하였다. 그리고 두 국가 모두 Esping-Andersen[18]이 제시한 것과 같은 형태의 보수적 복지국가(conservative welfare regime)는 아니며, 오히려 동아시아 복지모델(East Asian welfare model)이라는 고유한 특성이 있다고 분석하였다. Lee and Ku[19]도 복지국가를 세 그룹으로 분류한 Esping-Anderson[18]의 기준을 바탕으로 동북아 국가의 사회복지 체계를 분석하였다. 그리고 동북아 국가에서 자유도, 보수적 성향 및 사회민주화 등을 반영한다면 더욱 세부적인 분류도 가능하다고 주장하였다. 즉, 타이완, 한국 및 일본 등은 사회보장체계의 만족도라는 측면에서는 보수적 그룹에 속하지만, 대다수가 노령연금을 받지 못한다는 측면에서는 자유주의적 그룹에 속하기 때문에 이들 국가의 복지체계는 또 다른 형태의 그룹으로 분류할 수 있다고 분석하였다. 특히, 타이완과 한국은 새로운 형태의 그룹으로 분류해야 한다고 지적하였다. 왜냐하면 일본과는 달리 이들 국가는 저소득층이나 중산층을 위한 사회안전망의 구축에 대한 낮은 수준의 지출, 급격한 사회복지 지출의 증가, 성별에 따른 급여 차이의 확대, 높은 연금 미수급자 비율 및 가족이나 개인이 부담해야 하는 과도한 사회복지비용 등의 특징이 있기 때문이라는 것이다. Ng[20], Aspalter[21] 및 Goodman, White and Kwon[22] 등도 동북아 국가의 복지모형(welfare model)을 분석하였는데, 그 결과에 의하면 일본, 한국, 타이완, 홍콩 및 싱가포르 등은 상대소득 효과를 바탕으로 공공지출의 규모를 결정하는 특성이 있다는 것이다. 그리고 Holliday[23]는 동북아시아 국가에서 사회복지 지출이 생산적(productivist welfare capitalism) 인가를 분석하였는데, 그 결과에 의하면 일본, 홍콩, 싱가포르, 한국 및 타이완 등이 이 범주에 속하는 것으로 나타났다.

이현재[24]는 사회주의와 시장경제가 혼합된 경제체제인 중국경제에서 성장과 분배의 상충관계를 분석하였다. 즉, 주성분분석을 활용하고 사회후생 지표의 가중치를 분석하여 중국의 도농 간 사회후생 수준의 변화과정을 분석하였다. 그 결과에 의하면 성장과 분배를 동시에 추구하는 중국의 경제체제에서 경제성장에 의한

후생수준의 향상은 실현되고 있지만 소득의 분배 과정에 의한 사회후생 증대는 제한적인 것으로 나타났다. 또한, 이현재[25]는 규모의 경제와 대체탄력성을 바탕으로 우리나라에서 사회복지 지출이 공급측면에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과에 의하면 사회복지 지출의 효율성은 주로 공공지출에 의해 달성되고, 민간지출의 효율성은 낮은 것으로 나타났다 때문에 공공지출을 중심으로 복지정책을 수행하는 한편, 민간부분의 사회복지 체계를 확립하는 것이 시급하다고 주장하였다.

III. 실증분석

사회복지 지출이 경제성장에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형을 함축적 함수(implicit function)로 표시하면 다음과 같다. 여기서 GDP_{it} 는 각국의 명목(NY_{it}) 및 실질(RY_{it})국민소득을, SWE_{it} 는 사회복지 총지출($SWET_{it}$), 사회복지 공공지출($SWEPU_{it}$), 사회복지 민간지출($SWEPR_{it}$)을 각각 나타내며, Z_{it} 는 사회복지 지출 이외에 국민소득에 영향을 미치는 집합적 외생변수를 의미한다.

$$GDP_{it} = f(SWE_{it} : Z_{it})$$

위의 함축적 함수식으로 실증분석을 수행하기 위한 구조방정식을 선형대수(log-linear) 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln NY_{it} \text{ 또는 } \ln RY_{it} &= a_i + b_i \ln SWET_{it} + \epsilon_{it} \\ \ln NY_{it} \text{ 또는 } \ln RY_{it} &= a_i + b_i \ln SWEPU_{it} + \epsilon_{it} \\ \ln NY_{it} \text{ 또는 } \ln RY_{it} &= a_i + b_i \ln SWEPR_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

구조방정식을 분석하기 위한 계량경제기법으로는 Pesaran and Shin[26]과 Pesaran, Shin and Smith[27] 등이 제시한 공적분모형인 자기회귀 분포시차(autoregressive distributed lag, ARDL) 모형을 활용할 수 있다. ARDL 공적분모형은 설명변수 뿐만 아니라 종속변수의 시차변수를 시차분포에 포함시킨 무

한시차분포 모형이다. 그리고 변수들 간의 독립성을 가정하고 동적시차구조(dynamic lag structure)를 활용하기 때문에 ARDL 공적분모형은 구조방정식을 구성하는 모든 종속 및 설명변수의 안정성이 확보되지 않을 때에도 변수들 간의 장단기적 관계를 파악할 수 있는 장점이 있다. 일반적으로 ARDL 공적분모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} &= \alpha + \sum_{k=1}^l \rho_k \ln Y_{it-k} + \sum_{k=0}^l \beta_k \ln X_{it-k} + e_{it} \\ \Delta \ln Y_{it} &= \alpha + \sum_{k=1}^l \rho_k \Delta \ln Y_{it-k} + \sum_{k=0}^l \beta_k \Delta \ln X_{it-k} \\ &\quad + (\gamma_1 \ln Y_{it-1} + \gamma_2 \ln X_{it-1}) + e_{it} \end{aligned}$$

위의 식에서 추정계수 β_k 로는 종속 및 설명변수들 간의 단기적 관계를 규명할 수 있으며, 장기적 균형관계는 $(\gamma_1 \ln Y_{it-1} + \gamma_2 \ln X_{it-1})$ 에 의해 파악할 수 있다. 즉, 단기적 탄력성 $e_i^S = \beta_0$ 로, 장기적 탄력성 $e_i^L = -\gamma_2/\gamma_1$ 로 각각 산정할 수 있다.

1. 소득분포 현황

한국과 북유럽 국가의 GDP성장률과 GDP 대비 사회복지 지출 추이를 살펴보면 [표 1]과 같다. [표 1]에 의하면 한국의 경우 GDP성장률이 점차 낮아지고 있지만 사회복지의 총지출이나 공공지출 비중은 지속적으로 높아지는 추세를 유지하고 있다. 그러나 그 비중이 북유럽 국가에 비해 아직까지도 매우 낮은 수준을 나타내고 있다.

북유럽 국가는 GDP성장률이 낮아지거나 또는 감소하고 있음에도 불구하고 사회복지 지출은 매우 높은 수준을 유지하고 있다. 특히, 스웨덴은 GDP 대비 사회복지 지출이 25%를 상회하고 있다. 또한, 모든 국가의 경우 총지출 중에서 공공지출의 비중이 GDP 대비 25~30% 정도를 차지하는 높은 수준을 나타내고 있다. 이와 같은 특징은 북유럽 국가에서 대부분의 사회복지 지출이 체계적인 사회보장제도에 의해 운용되고 있기 때문인 것으로 보인다.

Gini 계수에 의해 한국과 북유럽 국가의 소득불평등

표 1. GDP성장률 및 GDP 대비 사회복지 지출 추이

시점	구분	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
80년대 중반	GDP성장률	7.7	4.0	3.5	5.6	2.2
	총지출	-	-	-	-	-
	공공지출	-	19.3	21.7	17.2	27.0
90년대 중반	GDP성장률	9.6	3.0	4.2	4.2	4.0
	총지출	5.1	20.8	22.2	18.7	25.3
	공공지출	3.1	25.5	28.9	22.5	30.6
2000년대 중반	GDP성장률	3.9	2.3	2.8	2.6	2.8
	총지출	7.3	19.9	18.1	18.3	23.0
	공공지출	6.1	25.2	23.9	20.7	27.4
2000년대 후반	GDP성장률	2.9	0.9	-0.8	1.0	1.2
	총지출	11.5	25.4	24.1	19.3	25.3
	공공지출	9.3	29.0	29.5	21.8	27.4

출처: OECD database (www.oecd.org)[28]

정도를 파악하기 위한 내용은 [표 2]와 같다. [표 2]에 의하면 한국의 경우 세전(before tax)이나 세후(after tax)의 Gini 계수가 매우 유사한 수준을 나타내기 때문에 조세제도가 소득불평등을 개선하는 효과가 매우 취약한 것을 알 수 있다. 그러나 북유럽 국가는 세전과 세후의 Gini 계수가 2배 정도의 차이를 나타내고 있어서 북유럽 국가의 경우 조세제도 뿐만 아니라 이를 바탕으로 한 사회복지제도가 소득불평등을 해소하는데 크게 기여한다는 것을 보여 주고 있다.

오른쪽으로 긴 꼬리(right-skewed)이며, 음(-)의 값이면 왼쪽으로 긴 꼬리(left-skewed)를 각각 나타낸다. 그리고 첨도는 통계분포 꼬리의 두꺼운(fat tail) 정도를 나타내는데 변수의 통계분포가 정규분포이면 3의 값을 가지며, 이 값이 3보다 크면 첨예분포(leptokurtic)이고, 작으면 평탄분포(platykurtic)로 각각 구분된다. 또한, 각 변수의 정규분포 가능성은 Jarque-Bera 통계량에 의해서도 파악할 수 있는데 정규분포를 검정하기 위한 귀무가설은 $\chi^2_{(2)}$ 검정을 따른

표 2. 세전 및 세후 지니계수

구분	80년대 중반		90년대 중반		2000년대 중반		2000년대 후반	
	세전	세후	세전	세후	세전	세후	세전	세후
한국	-	-	-	-	0.33	0.31	0.34	0.32
덴마크	0.37	0.22	0.42	0.22	0.42	0.23	0.42	0.25
핀란드	0.39	0.21	0.50	0.22	0.48	0.26	0.47	0.26
노르웨이	0.35	0.22	0.40	0.24	0.45	0.28	0.41	0.25
스웨덴	0.40	0.20	0.44	0.21	0.43	0.23	0.43	0.26

출처: OECD, Income Distribution and Poverty: by Countries (www.oecd.org)[29]

2. 변수의 기초통계 분석

본 연구의 실증분석에서 활용할 연간자료의 분석 기간은 자료의 가용성에 따라 한국이 1990~2015년까지이고, 북유럽 국가는 1980~2015년까지이다. 그리고 자료의 출처는 통계청 국가통계포털[30]과 OECD database[28]이다. 실증분석에서 활용할 변수의 기초통계를 분석한 결과는 [표 3]과 같다. 변수의 통계적 특성은 주로 표준편차, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis) 및 Jarque-Bera(J-B) 통계량에 의해 파악할 수 있다. 여기서 왜도는 통계분포의 대칭성을 의미하는데 왜도가 0(zero)이면 완전한 대칭분포이고, 양(+의 값이면

다. 즉, Jarque-Bera 통계량이 $\chi^2_{(2,0.05)}=5.99$ 보다 크면 귀무가설을 기각하게 된다[25][31].

따라서 [표 3]에 의하면 한국의 사회복지 민간지출, 덴마크의 사회복지 총지출, 핀란드의 사회복지 민간지출 및 스웨덴의 사회복지 총지출과 사회복지 공공지출 변수는 왼쪽으로 긴 꼬리 분포이지만 다른 변수들은 모두 오른쪽으로 긴 꼬리 분포임을 알 수 있다. 그리고 첨도를 기준할 경우 모든 변수가 평탄 분포인 것으로 나타났다. 이는 Jarque-Bera 통계량을 기준할 때도 모든 변수가 귀무가설을 기각하지 못해 이 방법에도 모든 변수가 통계적으로 정규분포가 아닌 것을 확인

표 3. 변수의 기초통계 분석 결과

국가	변수	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B 통계량
한국	NY_t	1,034	453	0.10	1.68	1.92 [0.38]
	RY_t	1,111	387	0.04	1.74	1.71 [0.42]
	$SWET_t$	73	56	0.50	1.97	2.24 [0.32]
	$SWEPU_t$	56	46	0.62	2.01	2.73 [0.25]
	$SWEPR_t$	17	10	-0.28	2.07	1.28 [0.52]
덴마크	NY_t	147	69	0.41	1.89	2.83 [0.24]
	RY_t	201	37	-0.18	1.58	3.18 [0.20]
	$SWET_t$	356	172	0.25	1.85	2.37 [0.30]
	$SWEPU_t$	303	153	0.26	1.81	2.50 [0.28]
	$SWEPR_t$	53	20	0.22	2.08	1.57 [0.45]
핀란드	NY_t	130	60	0.32	1.70	3.15 [0.20]
	RY_t	161	39	0.07	1.47	3.54 [0.17]
	$SWET_t$	32	16	0.22	2.12	1.44 [0.48]
	$SWEPU_t$	31	16	0.23	2.14	1.44 [0.48]
	$SWEPR_t$	1	0.6	-0.08	1.77	2.29 [0.31]
노르웨이	NY_t	159	99	0.55	1.86	3.79 [0.14]
	RY_t	220	58	-0.06	1.55	3.14 [0.20]
	$SWET_t$	335	218	0.50	1.99	3.02 [0.22]
	$SWEPU_t$	306	197	0.50	2.01	3.01 [0.22]
	$SWEPR_t$	28	21	0.43	1.85	3.10 [0.21]
스웨덴	NY_t	250	113	0.44	1.93	2.89 [0.23]
	RY_t	303	71	0.28	1.66	3.17 [0.20]
	$SWET_t$	661	316	-0.01	1.87	1.90 [0.38]
	$SWEPU_t$	604	275	-0.08	1.87	1.94 [0.37]
	$SWEPR_t$	56	41	0.47	2.09	2.60 [0.27]

주: []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

할 수 있다.

실증분석에 활용할 변수들의 수준(level)과 증가율을 표준화(normalized)한 추이를 살펴보면 [그림 1]과 같다. 표준화 과정은 각 변수의 평균은 0(zero), 그리고 분산은 1(unity)로 변환한 것이기 때문에 이 과정을 거치면 각 변수를 동일한 조건에서 비교할 수 있게 된다.

[그림 1]에 의하면 일반적으로 한국뿐만 아니라 북유럽 국가에서도 사회복지 지출은 국민소득의 증가와 유사한 증가 추이를 보이고 있다. 한국의 경우 2000년대 이후 사회복지 공공지출이 기하급수적으로 증가하는 추세를 나타내고 있는 반면에, 사회복지 민간지출은 점진적으로 증가하면서 변동 폭이 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 추세는 2000년대 이후 한국에서 사회복지 지출을 대폭적으로 확대해서 사회안전망을 구축한 결과라고 판단된다. 그리고 덴마크의 경우에도 다른 북유럽 국가와는 달리 사회복지 민간지출의 변동 폭이 큰 것을 알 수 있다. 이와 같은 추이는 총지출, 공공지출

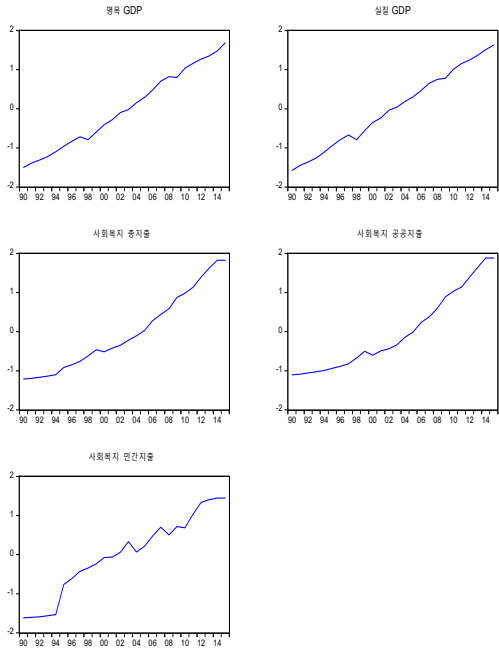
및 민간지출을 동시에 비교한 경우에서도 확인할 수 있다.

한편, 핀란드, 노르웨이 및 스웨덴의 경우는 사회복지 총지출, 공공지출 및 민간지출 모두 국민소득의 증가에 따라 점증하는 추세를 유지하고 있다. 이와 같은 추세는 북유럽 국가가 사회복지제도를 안정적으로 운용하기 때문인 것으로 보인다.

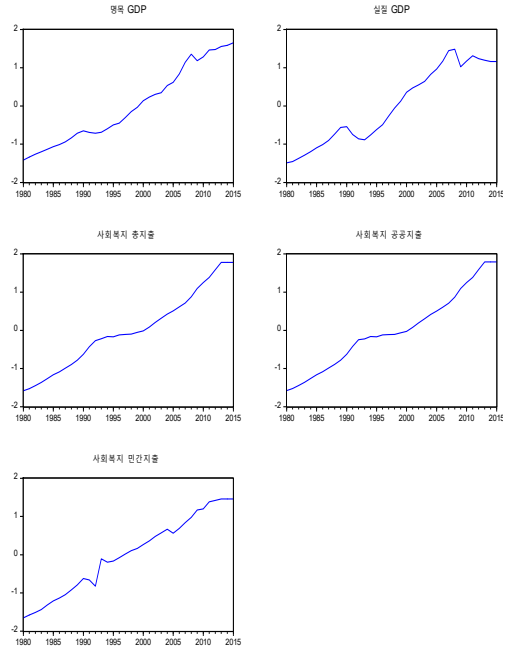
3. 변수의 단위근 검정

본 연구에서는 계량경제기법으로 공적분 분석을 수행할 것이기 때문에 구조방정식에서 활용할 종속 및 설명변수의 단위근(unit root) 존재 여부를 검정하여 각 변수의 안정성(stationarity)을 확인하였다. 공적분 분석을 수행하기 위해서는 구조방정식을 구성하는 종속 및 설명변수의 1차 차분변수가 안정성을 확보하는 I(1)임을 입증해야 한다. 단위근 검정 방법으로는 Elliott, Rothenberg and Stock[32]이 제시한 Dickey-Fuller

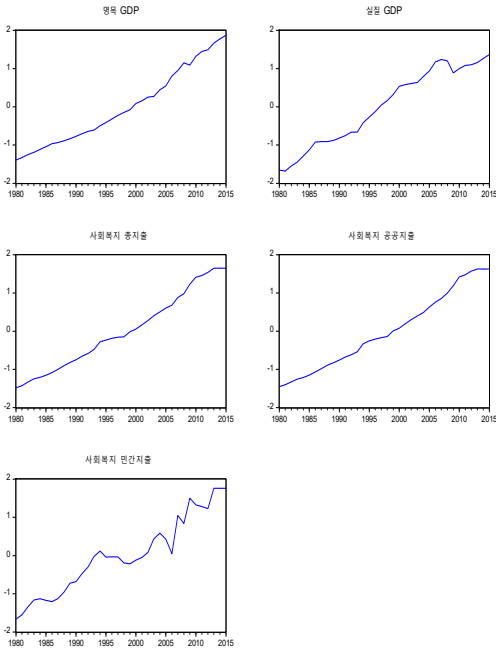
한국



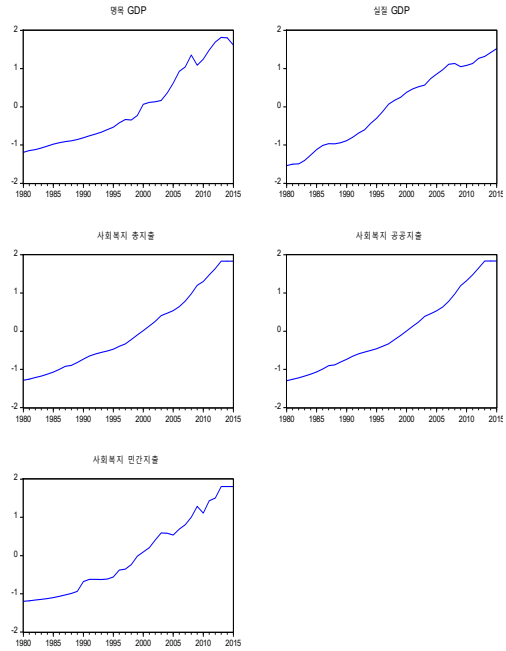
핀란드



덴마크



노르웨이



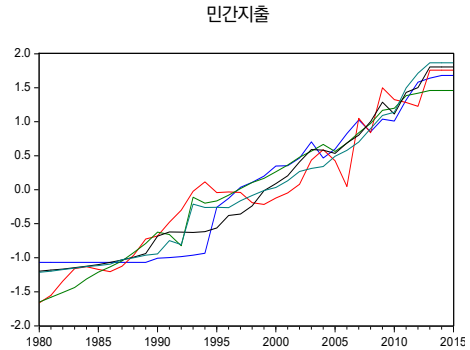
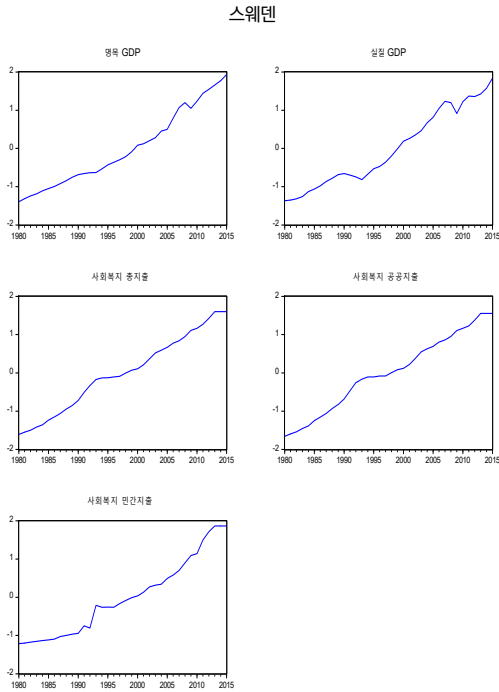
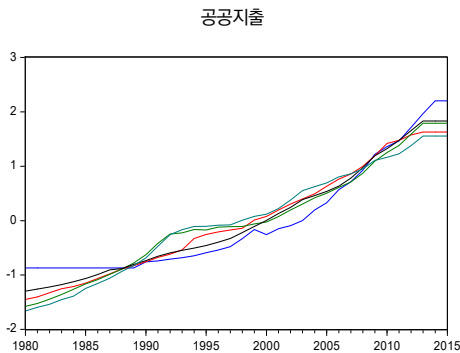
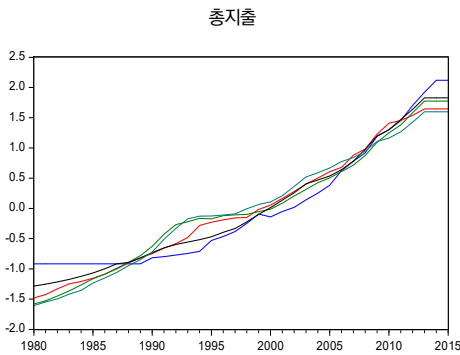


그림 1. 변수의 표준화 추이
출처: OECD database (www.oecd.org)[28]



GLS(ERS)법, Phillips-Perron(PP)법 및 KPSS법 등을 활용하였다. DF-GLS (ERS)와 Phillips-Perron(PP) 검정은 변수가 단위근을 갖는다는 것을 귀무가설로 설정하고 있는데 Phillips-Perron(PP) 검정은 이 과정에서 추가로 단측의 p-값(one-sided p-values)을 활용하고 있다. 그 반면에 KPSS 검정은 변수가 안정적이라는 것을 귀무가설로 설정하고 있다. [표 4]의 단위근 검정 분석결과에 의하면 전반적으로 변수들이 I(1)로 나타났다지만, 모든 변수가 통계적 안정성을 확보하지는 못하고 있다. ARDL 공적분모형은 실증분석에 사용되는 변수가 I(1)과 I(0)으로 혼재되어 있을 때 통계적 안정성을 확보하며 계수를 추정할 수 있기 때문에 본 연구에서는 ARDL 공적분모형을 활용하여 실증분석을 수행할 것이다[33].

4. 실증분석 결과

[표 5]부터 [표 10]까지는 ARDL 공적분모형을 활용하여 실증분석을 수행한 결과인데, 추정된 계수를 바탕으로 장단기 탄력도를 산정할 수 있다. 명목 GDP를 기준하면 사회복지 총지출과 공공지출의 경우 노르웨이는 양(+)으로, 한국을 포함한 다른 북유럽 국가는 음(-)으로 각각 추정되었다. 그리고 사회복지 민간지출의 경우 한국은 양(+)으로, 다른 모든 북유럽 국가는 음(-)으로 각각 추정되었다. 실질 GDP를 기준하면 사회복지 총지출은 한국을 포함한 모든 북유럽 국가에서 음(-)으로 추정되었다. 그리고 사회복지 공공지출은 덴마크가 양(+)으로, 한국을 포함한 다른 모든 북유럽 국가는 음(-)으로 각각 추정되었다. 사회복지 민간지출의 경우 한

표 4. 변수의 단위근 검정 결과

국가	변수	수준			차분		
		D-F GLS(ERS)	PP	KPSS	D-F GLS(ERS)	PP	KPSS
한국	ln NY _t	-0.20	-0.22	0.74	-3.98*	-4.25*	0.11*
	ln RY _t	0.17	-11.07*	0.75	-4.33*	-4.81*	0.57
	ln SWET _t	-1.43	-3.42*	0.73	-4.45*	-3.76*	0.52
	ln SWEPU _t	-0.49	-4.82*	0.75	-4.38*	-4.28*	0.55
	ln SWEPR _t	-1.01	-2.52	0.60	-4.35*	-4.26*	0.37*
덴마크	ln NY _t	0.54	-3.23	0.72	-2.41*	-5.73*	0.51
	ln RY _t	-0.17	-1.79	0.70	-3.82*	-4.44*	0.31*
	ln SWET _t	0.23	-4.98*	0.71	-2.80*	-2.95	0.71
	ln SWEPU _t	-0.18	-6.82*	0.71	-2.78*	-2.95	0.77
	ln SWEPR _t	0.03	-2.44	0.70	-6.26*	-6.89*	0.31*
핀란드	ln NY _t	0.32	-2.43	0.71	-3.22*	-3.74*	0.36*
	ln RY _t	-0.40	-1.38	0.68	-3.52*	-3.49	0.18*
	ln SWET _t	-0.64	-4.78*	0.69	-1.11	-1.44	0.54
	ln SWEPU _t	-0.57	-4.62*	0.69	-1.30	-1.53	0.53
	ln SWEPR _t	-0.08	-12.05*	0.68	-6.22*	-6.77*	0.73
노르웨이	ln NY _t	0.15	-1.83	0.71	-4.71*	-4.56*	0.29*
	ln RY _t	-0.17	-2.04	0.70	-2.92*	-3.06	0.29*
	ln SWET _t	-0.31	-5.77*	0.71	-1.90	-1.95	0.63
	ln SWEPU _t	-0.30	-5.53*	0.71	-1.83	-1.92	0.62
	ln SWEPR _t	0.04	-3.66*	0.69	-4.82*	-4.75*	0.49
스웨덴	ln NY _t	0.76	-2.39	0.72	-3.92*	-5.78*	0.31*
	ln RY _t	0.60	-0.01	0.71	-4.47*	-4.47*	0.08*
	ln SWET _t	-0.31	-5.42*	0.68	-1.81	-2.18	0.61
	ln SWEPU _t	-0.29	-5.65*	0.68	-1.85	-2.25	0.60
	ln SWEPR _t	0.32	-2.23	0.69	-8.45*	-8.10*	0.34*

주: D-F GLS(ERS)는 Mackinnon[34]에 의거 5% 유의수준에서 임계값이 -1.951 (-1.956)이고, Phillips-Perron(PP)은 Mackinnon[34]에 의거 5% 유의수준에서 임계값이 -3.633 (-2.986)이며, KPSS는 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin[35]의 Table 1에 의거 5% 유의수준에서 임계값이 0.463임.

국은 양(+)으로, 다른 북유럽 국가는 음(-)으로 각각 추정되었다.

한편, 국가별로 산정된 사회복지 지출의 장단기 탄력도를 살펴보면 모든 경우에 있어서 그 값이 작은 것으로 산정되었다. 그리고 한국과 핀란드는 민간지출이, 덴마크와 노르웨이는 공공지출이 증가할 때 명목 및 실질 GDP가 각각 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 스웨덴의 경우는 모든 사회복지 지출이 명목 및 실질 GDP를 증가시키지 못하는 것으로 분석되었다. 따라서 북유럽 국가는 체계적인 사회복지 체계를 구축함으로써 사회복지 지출이 소득불평등을 효율적으로 개선시키지만 소득증대나 국가의 경제성장에 미치는 영향은 크지 않은 것을 알 수 있다.

IV. 요약 및 결론

자본주의 경제가 추구하고 있는 이윤주도성장 정책은 기업에 대한 투자를 확대하여 생산활동을 촉진하면 지속적으로 경제성장을 달성할 수 있다는 성장전략을 의미한다. 즉, 기업이 선도적으로 국가경제의 장기적인 성장경로를 구축하면 국가경제의 다른 부문은 이를 활용하여 동반성장을 달성할 수 있게 된다는 것이다. 그러나 최근 들어서 이윤주도성장 정책이 생산과정에서 창출한 이윤을 특정 계층이 독점하게 된다면 극심한 소득불균형을 야기할 수 있다는 인식으로 인해 소득주도성장 정책에 대해 관심을 갖게 되었다.

소득주도성장 정책은 국가경제의 분배 기능에 초점을 맞추고 경제주체 간 소득불평등의 개선을 통해 경제성장을 달성할 수 있는 원동력을 확보하려는 성장전략이다. 즉, 소득주도 성장정책은 다양한 방법을 통해 상대적으로 소득수준이 낮은 소득계층의 가처분소득을 증대시키고, 이를 바탕으로 지속적인 경제성장 경로를

표 5. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 명목 GDP와 사회복지 총지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	0.986 (1.47) [0.158]	0.287 (1.72) [0.100]	0.561 (3.04)* [0.001]	0.262 (0.29) [0.382]	0.562 (2.44)* [0.021]
$\ln NY_t(-1)$	0.753 (3.25)* [0.004]	0.800 (4.46)* [0.000]	1.060 (5.56)* [0.000]	1.006 (4.94)* [0.000]	1.033 (5.50)* [0.000]
$\ln NY_t(-2)$	0.158 (0.66) [0.515]	0.187 (0.98) [0.334]	0.048 (0.23) [0.822]	-0.153 (-0.74) [0.466]	-0.012 (-0.06) [0.954]
$\ln SWET_t$	-0.023 (-0.28) [0.785]	-0.104 (-0.59) [0.557]	-0.633 (-2.31)* [0.029]	0.141 (0.33) [0.743]	-0.462 (-2.42)* [0.022]
$\ln SWET_t(-1)$	0.075 (0.76) [0.456]	0.316 (1.26) [0.217]	0.214 (0.46) [0.651]	-0.012 (-0.02) [0.986]	0.433 (0.32) [0.186]
$\ln SWET_t(-2)$	-0.034 (-0.45) [0.656]	-0.219 (-1.34) [0.192]	0.252 (0.99) [0.331]	-0.009 (-0.02) [0.982]	-0.026 (-0.13) [0.894]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F 통계량	636.47 [0.000]	2754.07 [0.000]	1842.34 [0.000]	903.96 [0.000]	1878.42 [0.000]
DW	2.04	1.80	2.01	1.90	1.97
단기탄력도	-0.023	-0.104	-0.633	0.141	-0.462
장기탄력도	-0.100	-0.395	-0.202	0.012	-0.419

주: ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

표 6. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 명목 GDP와 사회복지 공공지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	1.276 (1.30) [0.209]	0.234 (1.34) [0.191]	0.534 (2.98)* [0.006]	0.193 (0.62) [0.541]	0.559 (2.43)* [0.022]
$\ln NY_t(-1)$	0.414 (1.62) [0.124]	0.785 (4.23)* [0.000]	1.044 (5.58)* [0.000]	0.998 (4.90)* [0.000]	1.011 (5.40)* [0.000]
$\ln NY_t(-2)$	0.530 (1.56) [0.137]	0.190 (0.96) [0.348]	0.063 (0.31) [0.763]	-0.154 (-0.74) [0.467]	0.008 (0.04) [0.968]
$\ln SWEPU_t$	-0.290 (-2.02)* [0.059]	0.086 (0.47) [0.644]	-0.587 (-2.44)* [0.021]	0.235 (0.52) [0.609]	-0.369 (-1.91) [0.067]
$\ln SWEPU_t(-1)$	0.231 (2.28)* [0.035]	0.051 (0.19) [0.849]	0.159 (0.39) [0.696]	-0.096 (-0.14) [0.889]	0.265 (0.84) [0.407]
$\ln SWEPU_t(-2)$	0.038 (0.40) [0.691]	-0.130 (-0.73) [0.470]	0.264 (1.18) [0.248]	-0.005 (-0.01) [0.991]	0.050 (2.43)* [0.022]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F 통계량	53.39 [0.000]	2662.93 [0.000]	1866.78 [0.000]	903.81 [0.000]	1772.18 [0.000]
DW	1.92	1.92	2.02	1.91	1.99
단기탄력도	-0.290	0.086	-0.587	0.235	-0.369
장기탄력도	-0.558	-0.065	-0.152	0.096	-0.262

주: ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

표 7. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 명목 GDP와 사회복지 민간지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	0.714 (1.98)* [0.063]	0.400 (2.74)* [0.011]	0.411 (1.38) [0.178]	0.790 (2.10)* [0.044]	0.457 (1.35) [0.189]
$\ln NY_t(-1)$	0.728 (3.18)* [0.005]	0.879 (4.82)* [0.000]	1.269 (7.27)* [0.000]	0.997 (5.07)* [0.000]	1.015 (5.31)* [0.000]
$\ln NY_t(-2)$	0.226 (1.03) [0.318]	0.122 (0.67) [0.508]	-0.327 (-1.88) [0.071]	-0.112 (-0.58) [0.565]	-0.057 (-0.29) [0.771]
$\ln SWEPR_t$	0.018 (0.73) [0.473]	-0.087 (-1.73) [0.094]	0.071 (0.88) [0.388]	-0.020 (-0.20) [0.845]	-0.067 (-1.56) [0.129]
$\ln SWEPR_t(-1)$	-0.008 (-0.25) [0.802]	0.105 (1.74) [0.092]	0.004 (0.05) [0.959]	0.048 (0.33) [0.746]	0.052 (1.21) [0.236]
$\ln SWEPR_t(-2)$	-0.011 (-0.47) [0.643]	-0.052 (-1.09) [0.285]	-0.035 (-0.46) [0.649]	0.035 (0.33) [0.741]	0.025 (0.58) [0.569]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F 통계량	48.87 [0.000]	2975.79 [0.000]	1268.98 [0.000]	926.24 [0.000]	1698.79 [0.000]
DW	2.12	1.85	1.94	1.91	1.99
단기탄력도	0.018	-0.087	0.071	-0.020	-0.067
장기탄력도	0.011	-0.119	-0.003	-0.048	-0.051

주: ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

표 8. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 실질 GDP와 사회복지 총지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	1.169 (1.14) [0.269]	1.203 (1.81) [0.081]	-0.106 (-0.27) [0.791]	0.771 (1.60) [1.120]	0.304 (0.86) [0.394]
$\ln RY_t(-1)$	0.718 (3.13)* [0.006]	1.034 (5.44)* [0.000]	1.109 (6.64)* [0.000]	1.438 (9.64)* [0.000]	1.158 (6.24)* [0.000]
$\ln RY_t(-2)$	0.172 (0.72) [0.479]	-0.158 (-0.78) [0.445]	0.014 (0.08) [0.940]	-0.516 (-3.32)* [0.003]	-0.501 (-0.80) [0.431]
$\ln SWET_t$	-0.006 (-0.08) [0.936]	-0.122 (-0.78) [0.442]	-0.811 (-3.47)* [0.002]	-0.079 (-0.72) [0.480]	-0.498 (-3.34)* [0.002]
$\ln SWET_t(-1)$	0.064 (0.75) [0.465]	0.113 (0.56) [0.583]	0.532 (1.37) [0.180]	0.012 (0.07) [0.943]	0.538 (2.10) [0.045]
$\ln SWET_t(-2)$	-0.035 (-0.53) [0.602]	0.035 (0.26) [0.794]	0.163 (0.77) [0.449]	0.085 (0.83) [0.416]	-0.068 (-0.42) [0.675]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F 통계량	495.49 [0.000]	680.72 [0.000]	691.36 [0.000]	2341.99 [0.000]	808.71 [0.000]
DW	2.08	1.91	2.11	1.87	1.97
단기탄력도	-0.006	-0.122	-0.811	-0.079	-0.498
장기탄력도	-0.089	-0.109	-0.480	-0.008	-0.465

주: ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

표 9. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 실질 GDP와 사회복지 공공지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	1.609 (1.12) [0.277]	1.547 (2.08)* [0.047]	-0.095 (-0.24) [0.810]	0.720 (1.54) [0.134]	0.333 (0.93) [0.359]
$\ln RY_i(-1)$	0.273 (1.06) [0.301]	1.160 (6.41)* [0.000]	1.083 (6.54)* [0.000]	1.432 (9.54)* [0.000]	1.122 (6.04)* [0.000]
$\ln RY_i(-2)$	0.622 (1.84) [0.084]	-0.342 (-1.76) [0.089]	0.034 (0.18) [0.857]	-0.504 (-3.26)* [0.003]	-0.118 (-0.62) [0.539]
$\ln SWEPU_i$	-0.278 (-2.27)* [0.036]	0.147 (0.93) [0.360]	-0.716 (-3.44)* [0.002]	-0.049 (-0.43) [0.674]	-0.390 (-2.49)* [0.019]
$\ln SWEPU_i(-1)$	0.221 (2.61)* [0.018]	-0.189 (-0.88) [0.378]	0.383 (1.16) [0.256]	-0.071 (-0.41) [0.682]	0.341 (1.32) [0.196]
$\ln SWEPU_i(-2)$	0.055 (0.68) [0.503]	0.096 (0.72) [0.478]	0.213 (1.13) [0.268]	0.135 (1.27) [0.214]	0.022 (0.14) [0.888]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F 통계량	818.46 [0.000]	684.18 [0.000]	683.74 [0.000]	2357.16 [0.000]	708.91 [0.000]
DW	1.91	1.99	2.13	1.89	1.99
단기탄력도	-0.278	0.147	-0.716	-0.049	-0.390
장기탄력도	-0.810	0.163	-0.354	0.050	-0.304

주: ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

표 10. ARDL 공적분모형에 의한 추정결과: 실질 GDP와 사회복지 민간지출

변수	한국	덴마크	핀란드	노르웨이	스웨덴
상수항	0.614 (1.41) [0.177]	0.798 (2.43)* [0.022]	0.100 (1.80) [0.083]	1.186 (2.36)* [0.025]	0.892 (1.73) [0.095]
$\ln RY_i(-1)$	0.678 (3.01)* [0.008]	0.998 (5.48)* [0.000]	1.333 (7.93)* [0.000]	1.418 (9.40)* [0.000]	1.021 (5.21)* [0.000]
$\ln RY_i(-2)$	0.284 (1.30) [0.211]	-0.074 (-0.41) [0.684]	-0.439 (-2.72)* [0.011]	-0.536 (-3.73)* [0.001]	-0.104 (-0.55) [0.589]
$\ln SWEPR_i$	0.021 (0.96) [0.348]	-0.094 (-2.50)* [0.019]	0.035 (0.49) [0.627]	-0.023 (-0.87) [0.393]	-0.074 (-2.20)* [0.036]
$\ln SWEPR_i(-1)$	-0.010 (-0.36) [0.721]	0.078 (1.82) [0.080]	0.025 (0.33) [0.742]	0.049 (1.34) [0.190]	0.056 (1.67) [0.106]
$\ln SWEPR_i(-2)$	-0.013 (-0.62) [0.545]	0.029 (0.74) [0.466]	-0.022 (-0.32) [0.750]	0.001 (0.04) [0.969]	0.034 (0.95) [0.095]
\bar{R}^2	0.99	0.99	0.98	0.99	0.99
F 통계량	512.37 [0.000]	833.13 [0.000]	410.64 [0.000]	2501.64 [0.000]	714.72 [0.000]
DW	2.22	1.90	1.86	1.79	1.94
단기탄력도	0.021	-0.094	0.035	-0.023	-0.074
장기탄력도	0.015	-0.078	-0.019	-0.035	-0.055

주: 1. ()내의 숫자는 t-값이며 (*)는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우임. 그리고 []내의 숫자는 p-값을 나타냄.

확보하려는 것이다. 따라서 소득주도 성장정책은 저소득층이 안정적으로 임금소득을 보전할 수 있는 경제제도를 구축하는 것이 핵심 요소지만 공공부문에 의한 지출의 경제적 역할도 중요한 요인으로 작용하고 있다. 공공부문의 이전지출은 경기변동적 상황에 대응하기 위한 단기적인 것이 있는가 하면, 사회안전망을 확보하려는 차원에서 장기적으로 운용되는 형태도 있다. 이 중에서 장기적인 사회복지 지출이 사회안전망을 구축하려는 목적으로만 활용되는 것이 아니라, 잠재국민소득을 확충하는데 활용될 수 있다면 국가경제의 운용 과정에서 소득증대에 직간접적으로 기여할 수도 있을 것이다.

북유럽 국가는 사회복지 체계를 효율적으로 운영하여 경제주체 간 부(wealth)의 편중을 해소했을 뿐만 아니라 확대된 사회복지 지출을 적절하게 활용하여 소득을 증대시켰다는 평가를 받고 있다. 특히, 스웨덴은 사회민주주의를 지향하면서 고부담-고복지 모델을 통해 모든 경제 주체의 소득보장과 평등한 소득분배를 추구하고 있을 뿐만 아니라, 지속적인 경제성장을 달성하는 국가로 인정받고 있다. 따라서 본 연구에서는 북유럽 국가가 추구하는 복지국가모델이 소득증대와 어떤 경제적 관계를 형성하고 있는지를 파악해서 우리나라의 사회복지 지출 체계와 비교 분석하였다.

ARDL 공적분모형에 의한 실증분석 결과에 의하면 사회복지 지출의 경우 한국과 핀란드는 민간지출이, 덴마크와 노르웨이는 공공지출이 증가할 때 명목 및 실질 GDP가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 스웨덴의 경우는 모든 사회복지 지출이 명목 및 실질 GDP를 증가시키지 못하는 것으로 분석되었다. 따라서 북유럽 국가는 체계적인 사회복지 체계를 구축하여 사회복지 지출이 소득불평등을 효율적으로 개선시키기는 하지만, 사회복지 지출의 확대가 소득증대나 국가의 경제성장을 견인하지는 못하는 것으로 나타났다. 결과적으로 사회복지 지출의 주요 기능은 제도적으로 재분배 체계를 구축하여 소득불평등을 해소시키는 것으로 이해되어야 할 것이다. 즉, 소득주도 성장전략을 통해 장기적인 성장경로를 구축하기 위해서는 사회복지 지출을 확대하기 보다는 저소득층의 임금소득을 안정적으로 보전해 줄 수 있는 노동시장의 구축이 모색되어야 할 것이다.

참고 문헌

[1] OECD 대표부, *스웨덴 복지국가모델과 시사점*, 2005.
 [2] P. A. Samuelson, "The Pure Theory of Public Expenditure," *Review of Economics and Statistics*, Vol.36, No.3, pp.387-389, 1954.
 [3] P. A. Samuelson, "Diagrammatic Exposition of a Theory of Public Expenditure," *Review of Economics and Statistics*, Vol.37, No.4, pp.350-356, 1955.
 [4] P. A. Samuelson, "Aspects of Public Expenditure Theories," *Review of Economics and Statistics*, Vol.40, No.4, pp.332-338, 1958.
 [5] S. A. Alam, A. Sultana, and M. S. Butt, "Does Social Expenditures Promote Economic Growth?: A Multivariate Panel Cointegration Analysis for Asian Countries," *European Journal of Social Sciences*, Vol.14, No.1, pp.44-54, 2010.
 [6] R. J. Singh and R. Weber, "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth: Can Anything be Learned from Swiss Data?," *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol.133, No.3, pp.617-634, 1997.
 [7] L. Kenworthy, "Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment," *Social Forces*, Vol.77, No.3, pp.1119-1139, 1999.
 [8] F. G. Castles and H. Obinger, "Social Expenditure and the Politics of Redistribution," *Journal of European Social Policy*, Vol.17, No.3, pp.206-222, 2007.
 [9] W. Adema and M. Ladaïque, "Net Social Expenditure, More Comprehensive Measures of Social Support, Social, Employment and Migration," *OECD Working Papers No.29*, Paris, 2005.
 [10] G. Bonoli, "Classifying Welfare States: a Two-dimension Approach," *Journal of Social Policy*, Vol.26, No.3, pp.351-372, 1997.
 [11] F. G. Castles, "What Welfare States Do: A Disaggregated Expenditure Approach," *Journal of Social Policy*, Vol.38, No.1, pp.45-62, 2008.

- [12] K. Kuitto, "More Than Just Money: Patterns of Disaggregated Welfare Expenditure in the Enlarged Europe," *Journal of European Social Policy*, Vol.19, No.5, pp.348-364, 2011.
- [13] J. S. O'connor and R. J. Brym, "Public Welfare Expenditure in OECD Countries: Towards to a Reconciliation of Inconsistent Findings," *British Journal of Sociology*, Vol.39, No.1, pp.47-68, 1988.
- [14] H. Wilensky, *The Welfare State and Equality*, Berkeley: University of California Press, 1975.
- [15] H. Wilensky, *The New Corporatism, Centralization, and the Welfare State*, London: Sage, 1976.
- [16] H. Wilensky, Leftism, Catholicism and Democratic Corporatism, In P. Flora and A. J. Heidenheimer (eds) *The Development of Welfare States in Europe and America*, London: Transaction Books: 1981.
- [17] H. J. Kwon, "Beyond European Welfare Regimes: Comparative Perspectives on East Asian Welfare Systems," *Journal of Social Policy*, Vol.26, No.4, pp.467-484, 1997.
- [18] G. Esping-Anderson, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge: Polity Press, 1990.
- [19] Y. J. Lee and Y. W. Ku, "East Asian Welfare Regimes: Testing the Hypothesis of the Developmental Welfare State," *Social Policy and Administration*, Vol.41, No.2, pp.197-212, 2007.
- [20] Y. K. Ng, "Relative-Income Effects and the Appropriate Level of Public Expenditure," *Oxford Economic Papers*, Vol.39, No.2, pp.293-300, 1987.
- [21] C. Aspalter, "The East Asian Welfare Model," *International Journal of Social Welfare*, Vol.15, No.4, pp.290-301, 2006.
- [22] R. Goodman, G. White, and H. J. Kwon, *The East Asian Welfare Model: Welfare Orientalism and the State (eds)*, London and NY, Routledge, 1998.
- [23] I. Holliday, "Productivist Welfare Capitalism: Social Policy in East Asia," *Political Studies*, Vol.48, pp.706-723, 2000.
- [24] 이현재, "중국의 도농 간 사회후생지표 특성에 관한 연구: 주성분분석에 의한 접근," *한국콘텐츠학회논문지*, 제17권, 제7호, pp.371-383, 2017a.
<https://doi.org/10.5392/JKCA.2017.17.07.371>
- [25] 이현재, "우리나라 사회복지지출의 경제성과 분석: 규모의 경제와 대체탄력성을 중심으로," *한국콘텐츠학회논문지*, 제13권, 제12호, pp.357-368, 2013.
<http://dx.doi.org/10.5392/JKCA.2013.13.12.357>
- [26] M. H. Pesaran and Y. Shin, *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, In S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Cambridge, U.K: Cambridge University Press, pp.371-413, 1999.
- [27] M. H. Pesaran, Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, No.3, pp.289-326, 2001.
- [28] www.oecd.org
- [29] <https://stats.oecd.org>
- [30] www.kosis.kr
- [31] 김명직, 장국현, *금융시계열분석*, 제2판, 경문사, 2002.
- [32] G. Elliott, T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol.64, No.4, pp.813-836, 1996.
- [33] 이현재, "비교역재의 상대가격과 FM-OLS 공적분 추정에 의한 축약형 구매력 평가 모형 검증," *무역연구*, 제17권, 제7호, pp.255-276, 2017b.
<http://dx.doi.org/10.16980/jitc.13.2.201704.255>
- [34] J. Mackinnon, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, No.6, pp.601-618, 1996.
- [35] D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. C. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.54, Nos.1-3, pp.159-178, 1992.

저 자 소 개

이 현 재(Hyun-Jae Rhee)

정회원



- 1979년 2월 : 경희대학교 대학원
경제학과(경제학석사)
- 1986년 8월 : Utah State
University(경제학석사)
- 1994년 5월 : University of
Wisconsin-Milwaukee(경제학박
사)
- 1996년 3월 ~ 현재 : 청주대학교 경제학과 교수
〈관심분야〉 : 경제성과분석, R&D투자분석