

인구 집단 측면의 복지 수요는 사회복지 예산 비중 증가를 견인하였는가?

장 인 수
(한국보건사회연구원)

김 흥 석*
(서울대학교)

본 연구는 “인간의 삶을 영위할 수 있는 경제적 보장”이라는 사회보장의 본질적 목표와 함께 인구 구조 변화를 고려하여 복지 수요가 사회복지 예산 증가를 견인하였는지 실증적으로 살펴보고자 하였다. 이에 우리나라의 16개 시도를 공간적 범위로 하여 종속 변수로서 일반회계 중 복지예산 사회보장 비중을, 지역별 복지 수요로서 인구 대비 기초수급자 수, 고령인구(65세 이상 인구) 비율, 0~4세 인구비율, 실업률을, 세입 측면을 반영하는 변수로서 지자체 재정자립도를, 지역의 사회경제적 특성을 통제하는 변수로 1인당 GRDP를 모형에 투입하여 패널분석을 수행하였다. 이때 패널고정효과/확률효과 모형 이외에 종속변수의 시차변수 투입으로 발생하는 편의 및 내생성을 통제하기 위한 방법으로 일반화적률-차분 추정을 바탕으로 하는 동적패널 모형을 함께 적용하였다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 동적패널 모형을 적용한 분석결과에 따르면, 시차를 고려하지 않은 독립변수를 투입하였을 경우, 고령 인구 비율과 실업률이 사회복지예산 비중 증가에 큰 영향력을 미치는 것으로 도출되었다. 인구 대비 기초수급자 수 역시 미미한 정(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 패널고정효과 모형을 기준으로 1시차 이전(t-1), 2시차 이전(t-2) 변수를 각각 고려한 경우, 0~4세 인구비율, 실업률을 제외하고, 각각의 영향력은 모두 정적(+)인 것으로 나타났다. 본 연구의 분석결과를 바탕으로 고령 인구 비율과 인구 대비 기초수급자 수와 같은 복지 수요 요인이 사회복지 예산 증가를 견인하고 있으며, 노령과 실업 부문에 대한 사회보장예산의 비중 변화가 상대적으로 커질 수 있을 것으로 해석할 수 있다. 이는 인구 구조 변화가 사회복지예산의 증가와 밀접한 관련이 있다는 점을 시사한다.

주요 용어: 복지 수요, 사회복지 예산, 시차변수, 패널자료, 동적패널 모형

* 교신저자: 김흥석, 서울대학교(briankim66@snu.ac.kr)

I. 서론

1. 연구의 배경

정부의 사회복지 예산은 사회보장을 위한 대표적인 재원으로서 사회보장을 실질적, 구체적으로 실현하기 위한 수단임과 동시에, 이와 관련된 가장 밀접한 개념으로 이해할 수 있다. 사회보장 부문에 대하여 OECD에서 매년 생산하는 국가별 여러 자료 항목 중 공공사회복지지출(SOCX: Social Expenditure)은 이를 방증하는 것이다. 더 나아가 이의 국가별 시계열 자료는 공히 지속 증가하고 있으며, 이러한 증가 추세가 장기화되고 있음이 쉽게 관측된다.

사회보장 예산이 지속 증가하여 왔음은 사회보장의 개념 형성에 관한 역사적 고찰을 통해서도 쉽게 짐작할 수 있다. 특히 이 대목에서 중요하게 살펴보아야 할 부분은 사회보장 예산의 장기적 증가 양상이 사회정책과 정치적 체제와 맞물린 사회보장의 영역적 확장보다도, 다양한 사회 문제에 효과적으로 대응하기 위한 목적을 견지한, 일련의 사회 제도로서의 확대에 기인한 바 크다는 점이다. 제2차 세계대전 이후 적용된 사회보장의 정치적 슬로건화나 20세기 초부터 지속된 사회보장의 국제화를 위한 국제노동기구의 적극적 개입 등(이인재 등, 2007)에 비해 노령, 장애, 보육, 실업 등으로 제시되는 사회 위험(social risk)에 대응하는 정부 정책의 경제적 수단 내지는 경제적 도움의 양적 팽창이 사회보장 예산의 지속 증가를 견인해 온 요인으로서 큰 역할을 하였음은 부인할 수 없다. 비록 사회보장의 영역이 포퓰리즘(populism)으로 대표되는 정치적 수단과 강력하게 맞물려 있는 점을 간과할 수는 없지만, 정치적 포퓰리즘 역시 국민의 사회적 위험과 이에 따른 복지 수요에 대응하기 위한 파생적 개념으로서 그 이면에 자리잡고 있음을 이해하여야 할 것이다. 즉, 공공사회복지지출의 지속적 증가는 정권의 이념적 차이나 정치적 견해와 관계없이 사회복지를 위한 국가 역할이 확대된 결과로서 해석할 수 있다(신동면 등, 2015).

한편, 시간적 정합성을 고려하면, 무엇보다도 사회보장 예산의 증가는 인구 구조 변화와 밀접한 연관이 있다. 저출산, 인구 고령화와 사회보장 예산의 지속 증가에 대한 관계는 인과 관계에 대한 심도 있는 논의를 하지 않더라도, 직관적으로 필연적 양상으로 해석된다. 사회보장 예산의 증가의 양상에 대한 지금까지의 논의는 비단 다른 나라의

이야기는 결코 아니다. 명문법에 의해 2013년 사회보장재정추계가 처음 수행된 것은 사회보장 예산이 지속 증가하고 있는 한국사회의 당면 여건을 여실히 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 또한 우리나라의 사회보장기본법 제3조에 명시된 국민의 사회적 위험에 대응하고, 국민의 삶의 질을 향상시키기 위한 국가의 역할은 이러한 증가 양상을 설명할 수 있는 근거로 이해된다.

2. 연구의 목적

후술하겠지만, 사회복지지출의 결정 요인을 분석한 지금까지의 연구들은 공통적으로 정치적 요인과 사회적 요인, 복지 수요 요인을 포괄적으로 관찰하고 있어, 사회보장의 본질적 목표라고 할 수 있는 수요 요인에 대한 심도 있는 논의가 부족하다. 더 나아가 대부분 이들 요인의 시차적 특성을 고려하지 못한 한계점이 존재한다. 또한, 대체적으로 우리나라에의 정책적 함의를 도출하기 위한 목적으로 실증분석의 공간적 범위를 OECD 국가군으로 설정하여, 우리나라에 대한 직접적 접근에 대한 연구는 양적으로 많지 않다. 이를 설명하기에 부족한 측면이 있다. 본 연구는 이러한 한계점을 보완하는 측면에서, 앞서 서두에서 제시한 사회보장의 본질적 목표를 견지하여 국민의 사회적 위험은 이러한 사회보장 예산 증가 양상을 어느 정도 설명하고 있는지, 바꾸어 말하면 국민의 사회적 위험으로 대변되는 사회복지 수요 요인이 사회보장 예산의 증가를 어느 정도 견인하고 있는지 살펴보고자 한다. 특히 사회복지 수요 요인의 시차적 차이가 다음 회기연도의 사회복지 예산에 어떠한 영향을 미치고 있는지, 수요 요인의 시차 요인을 분석하는 것은 사회보장 예산 증가 양상을 더욱 심도 있게 고찰할 수 있다는 접근으로 이해할 수 있다. 복지 수요에 기인한 사회보장 예산 증가의 인과 관계에 대한 관찰은 인구 구조 변화와 맞물려 세부 예산 배분을 더욱 효율적으로 도모할 수 있다는 점에서 사회보장 예산의 재정적 지속가능성을 판단하는 데에도 중요한 근거를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 더 나아가 인구 고령화 및 저출산, 양극화, 실업 등 복지 욕구가 지속 증가하고 있는 상황에서 사회보험제도 및 이를 시행하기 위한 기본 바탕이 되는 사회복지예산의 방향성 타진을 위해서도 여러 복지 수요 요인에 대응한 사회복지예산 지출의 양상이 어떻게 변화되어 왔는지, 또 각각의 복지 수요 요인에 대하여 어떻게 다르게 반응하였는지 이에 대하여 심도 있게 살펴보는 것은 충분한 의미가 있다.

II. 선행연구 고찰

본 연구는 사회복지 예산을 변화시키는 기제가 이미 이론적으로 다양하게 제시된 사회복지 모형에 따라 다름을 전제하고자 한다. 이에 따라 복지 수요 요인이 사회복지실행의 바탕이 되는 예산을 어떻게 변화시켰는지 탐색한다는 점에서 복지 수요 요인에 대응하는 국가의 역할이 적극적 특성을 보이고 있다는 특징을 전제하고 있다. 즉, 국가의 역할에 대한 특성이 잔여적, 보충적 모형에서의 제시하는 유형보다는 제도적, 보편적 모형에서 제시하는 특징과 유사하다고 하겠다. 국가의 역할에 따라 구분되는 사회복지 모형의 이론적 토대에 덧붙여, 사회복지지출의 영향 요인은 정치적 요인, 경제적 제약, 점증주의를 포함한 제도적 측면 등으로 요약할 수 있다. 이러한 논의를 간략하게 요약하면, 정치적 특성과 가치관 및 이념, 사회복지지출을 충당할 수 있는 경제적 자원 요인 및 사회복지지출에 대한 반대적 급부로서의 경제 발전, 경로의존성(path dependency)을 바탕으로 전기의 사회복지지출에서 부분적이고 개략적으로 수정된 내용 등을 바탕으로 사회복지지출이 이루어지는 것과 지방정부의 재정 분권화와 관련된 제도적 측면에 기인한다는 것이다(김교성, 이재완, 2000 수정 인용). 이러한 이론적 배경을 중심으로 사회복지지출이 과연 어떤 요인에 의해 좌우되고 또 변화되어 왔는지 이에 대한 이론적 근거를 바탕으로 한 탐색 내지는 실증적 관찰 시도가 다양하게 이루어져 왔으며, 지금까지의 선행연구에서 제시하고 있는 대부분의 요인들은 거의 모두 앞서 언급한 세 가지 큰 범주에 포함된다고 하겠다(강혜규, 2004; 김경준 등, 2013; 김교성 등, 2000; 문수진 등, 2015; 이재완 등, 20007; 윤인주 등, 2016; 이희선 등, 2004; 장동호, 2007; Wildavsky, 1985; Wilensky, 1975; Oates, 1990; Wilson, 2001 등). 이들 대부분의 연구는 사회경제적 특성, 또 다른 측면에서 정치적 관점에 바탕을 둔 이념 내지는 제도와 같은 정치경제적 요인 등에 초점을 두는 경향을 보인다. 신동면(2015)은 지금까지의 사회복지지출의 영향 요인에 대한 양적 연구가 대부분 복지 국가의 정치과정 발전 양상을 암상자로 처리하여, 이에 사회복지를 둘러싼 다양한 갈등과 조정의 과정이 포함된 정치적 측면에서의 동적성(dynamics)을 설명하지 못하는 한계점을 지적하고 있다. 그러나 이와는 반대로 정치적 동태성 측면에만 치중하게 되면, 사회복지예산의 본질적 목적이라고 할 수 있는 복지 수요 충족에 대한 동적 양상을 면밀하게 고려하기 어려운 한계점이 발생하게 될 여지가 있다.

사회복지예산 결정에 영향을 미치는 요인과 관련한 연구들을 종합하여 볼 때, 가장 주목할 만한 사항은 이들 연구가 인구 집단 특성과 지역 특성을 공히 아우르고 있다는 점이다. 먼저 인구 집단 특성은 수요 측면에서 사회복지예산을 결정하는 요인으로 이해 되는데, 가령 고령인구 비율이나 실업률과 같은 변수는 사회복지 수요 증가 및 결과적 양상으로서의 사회복지예산의 증가를 연쇄적으로 추동하는 것으로 이해된다(신동면, 2015 수정 인용). 특히 시간적 정합성을 고려할 때 부인할 수 없는 저출산, 고령화와 같은 인구구조 변화 양상은 인구 집단 특성이 사회복지예산에 미치는 영향력에 대한 합리적 근거를 더욱 강건하게 형성하고 있다(Alvarado & Creedy, 1998; A. Gray, 2009; Sleebos, 2003; Kalwij, 2010 등). 우리나라를 포함한 전세계적 관점에서 최근 부인할 수 없는 양태는 저출산, 고령화가 이른바 인구 구조 변화를 야기하는 가장 큰 사회 구조적 양상 중 하나이며, 이는 새로운 사회적 위험(social risk)으로 인식되고 있다는 점이다. 아울러 이는 저출산, 고령화를 비롯한 양극화, 실업 등 사회경제적 양상의 변화를 야기하는 복지 수요가 사회복지예산의 변화를 견인하였는지 면밀하게 관찰하여야 할 필요성을 제시하는데, 시대적 정합성과 함께, 사회복지의 본질적 목표를 견지함과 동시에 앞으로 (크게) 증가할 것으로 예상되는 사회복지예산의 복지 수요 부문별 배분의 방향을 타진하는 데 있어 중요한 근거가 될 수 있기 때문이다. 이러한 맥락에서 고령인구 비율과 실업률은 여러 관련 연구에서 다루어진 대표적인 복지 수요 내지는 복지 욕구 변수로서 이해된다.

OECD 국가를 분석 대상으로 한 집계 수준(aggregate) 자료를 적용한 실증 분석 결과 고령인구비율은 사회복지지출에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 보고되고 있으며(이재완 등, 2007), 이를 사회복지지출을 세부 항목별로 구분하였을 때에도 노령지출, 보건지출, 주거지출, 기타사회정책 지출 부문에서 정(+)의 영향이 유의하게 관찰된 바 있다(신동면, 2015). 이들은 지역의 고령화율을 앞서 언급한 사회적 위험으로 인식하면서, 사회복지지출에 영향을 미치는 고령화율의 정(+)의 영향을 사회복지지출에 대한 노력 수준이 증가하는 것으로 해석하였다. 특히 분석 대상을 광역시/도로 구분하여, 대도시 지역에 비해 농어촌 지역은 지역의 인구 고령화에 상대적으로 더 민감한 반응을 보이고 있음을 언급하였는데, 이는 복지 수요 요인의 영향이 지역의 특성에 비해 다르게 나타날 수 있음을 시사하는 것이라 하겠다. 다만, 지방정부의 자율성 보장과 재정자립도와 같이 자주적인 재원을 마련할 수 있는 장치가 제도적으로든, 실질적으로 선행되어야 한다(김

교성 등, 2000)는 논리는 사회복지 지출이 복지 수요에 잘 대응할 수 있도록 하기 위한 전제 조건으로 이해되나, 이러한 내용은 지방자치단체 제도가 아직 수립, 시행되기 이전에 언급된 사항으로서 지방자치단체의 독자적인 예산 집행 능력 내지는 재정적 자주도 측면이 현재의 수준에 비해서는 전반적으로 미약했을 가능성이 높다.

한편, 노인인구비율 등의 사회복지 수요계층 변수가 사회복지지출에 미치는 영향력에 대해 통계적 유의성을 확보하지 못한 논거로서, “선별적 복지에서 보편적 복지로의 패러다임 전환”이 제시되고 있는 바(윤인주 등, 2016), 이는 여러 수요 요인들의 특성을 고려하면 제한적 논의가 될 수 있다. 고령인구와 실업인구, 영유아 인구, 기초수급 인구나 같이 복지 수요를 대변하는 대표적인 인구 집단의 특성은 보편적 복지의 대상이라기 보다는 선별적 복지의 특성에 더욱 가까운 것으로 이해되기 때문이다. 그러나 인구 구조 변화 및 복지 욕구를 복합적으로 대리하는 변수로서의 고령인구 비율 내지는 고령화율의 사회복지지출에 미치는 영향에 대한 비일관적 결과에도 불구하고, 복지 수요 요인을 다룬 대부분의 선행연구는 전반적으로 복지 수요가 사회복지지출에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 시사한다. 이러한 결과적 양상은 일찍이 Wilensky와 Lebeaux(1958), Titmuss(1974)가 제시한 사회복지모형의 여러 유형 중 제도적 모형(institutional model) 내지는 제도적 재분배 모형(institutional redistributive model)의 이론적 논거와 그 궤를 같이 하는 것으로도 생각할 수 있는데, 즉 이들이 제시한 모형의 특징은 인구구조 변화나 사회경제적 변화에 복지 수요의 주체인 국민이 보다 효과적으로 대응할 수 있도록 적극적 개입을 토대로 도움을 주어야 한다는 것으로 요약할 수 있다. 즉, 복지 수요는 국가의 적극적 개입을 이끌어 내는 이른바 환류 과정의 주요 신호 발송 매개 및 영향 요인으로 작용하며, 적극적 개입은 사회복지예산이나 사회복지지출의 증가로서 나타난다는 것으로 해석할 수 있다. 사회보장 개념의 형성적 과정을 역사적으로 고찰해보면, 다양한 사회 문제에 효과적으로 대응하기 위한 목적을 바탕으로 일련의 사회제도의 확대에 기인하여 사회복지예산이 지속 증가되어 왔음을 확인할 수 있다(이인재 등, 2007). 이에 덧붙여 우리나라의 사회보장기본법 제3조에서 확인할 수 있는 바와 같이 “국민의 사회적 위협에 대응하고, 국민의 삶의 질을 향상시키기 위한 국가의 역할”을 통해서도 사회복지예산에 대한 인구 집단 특성의 영향력을 충분히 짐작할 수 있다. 여러 선행연구에서 투입된 인구 집단 특성 변수의 영향력은 완전히 일관된 결과를 보여주고 있는 것은 아니다. 이는 다른 특성 변수를 투입, 통제한 결과적 차이로서 이해되는데,

가령 각각의 연구의 시, 공간적 범위가 다를 경우 충분히 발생할 수 있는 차이로 해석된다. 그러나 거의 대체적으로 사회복지예산이나 사회복지지출에 미치는 영향력이 정적으로(+) 유의한 것으로 보고되고 있다.

한편 복지수요 측면의 여러 요인 이외에도 정치적인 측면도 사회복지 예산에 영향을 미치는 주요 요인으로 이론적, 경험적으로 널리 인식되고 있다. 특히 이는 사회정책이 정치적 체제와 맞물려 이루어지는 사회보장의 영역적 확장과 밀접한 관련이 있다는 점과 학술적으로 공히 다루어지고 있다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 정치적 요인은 wildavsky(1960), Leloup(1980) 등에서 확인할 수 있는 예산 정치(budget politics)의 개념이 주된 이론적 바탕으로 작용하는데, 보다 구체적으로 이는 정책이 원활하게 이루어질 수 있도록 하기 위한 경제적 바탕이 되는 예산이 여러 이해 관계자들의 경쟁적 상호작용과 같은 정치과정의 산물로서 이해된다는 것이다. 1949년부터 1977년의 약 40여년간 미국을 대상으로 시계열 회귀 분석을 수행한 Devine(1985)는 분석 결과 사회복지지출의 변화가 구조적 경제 및 당파 정치 세력의 복잡한 상호작용이 작용하는, 이른바 정치화된 예산 과정을 반영하는 것임을 언급한 바 있다. 이러한 논의와 그 궤를 같이 하는 것으로서, 지자체 단체장의 정치적 성향의 유의한 영향력은 국내외를 막론하고 사회복지지출(예산)의 결정요인을 탐색 및 고찰한 여러 선행연구에서 공통적으로 드러나고 있다(신동면, 2015; 문수진, 이종열, 2015; Snyder & Yackovlev, 2000; Hong, 2014 등). 이러한 양상의 원인은 크게 두 가지 근거를 바탕으로 해석할 수 있는데, 첫째는 사회민주주의 이론이 제시하고 있는 노동(계급)의 정치적 세력 확대의 결과로서 정치적 집단의 세력이 커질수록 국가의 역할이 발전하며, 이러한 국가의 역할은 필연 사회복지 예산의 증가를 가져온다는 것, 둘째는 Schumpeter(1975)가 제시한 자유민주주의의 정의와 유사한 맥락에서 이익 집단 활동들의 정치적 과정을 정부 지출로서 해석할 수 있으므로, 선거 시기 내지는 주기와 사회복지예산의 변화가 밀접한 관련이 있다는 것이다(김태성, 성경룡, 2000 수정 인용). 전자는 정치적 기반으로서의 노동자 집단이 주도적인 역할을 하는 정당이 집권하면서 복지국가가 발전한다는 논리로서 귀결되며(신동면 등, 2015), 후자는 선거에서의 승리를 위한 복지 정책이 중요하며, 이를 뒷받침하기 위하여 사회복지예산이 증가한다는 일련의 인과적 논리로서 해석되는데, 특히 후자는 앞서 언급한 인구 집단 특성 중 다른 인구 집단과는 다르게 고령인구비율로 나타나는 노인 인구가(노인 인구의 복지 수요가) 정치적 과정인 선거에서 큰 영향력을 행사할

수 있다는 점에서 밀접한 관련을 맺고 있다는 특성이 존재한다. 그러나 이러한 이론적 논의를 바탕으로 한 실증적, 경험적 연구의 분석결과는 반대의 양상을 제시하고 있는데, 가령 32개 국가를 공간적 범위로 하여 이를 실증적으로 관찰한 Enkelmann과 Leibrecht(2013)은 동유럽 국가는 공공 지출에 대한 선거 주기가 비교적 명확하게 존재하고 있는 반면, 선거에서 승리하기 위한 공공 복지지출 정책은 이를 위한 대안(방편)으로 효과적이지 않음을 언급하고 있다. 특히 이들은 동유럽 국가의 선거 주기가 명확한 이유를 다음과 같이 민주주의 정치 체제가 도입된 지 얼마 되지 않았고, 사회복지를 비롯한 인프라 등의 일반 공공 서비스에 대한 지출에 대해서는 선거에 대한 동기 부여가 상대적으로 쉽다는 근거를 제시하고 있다.

그러나 본 연구는 지금까지 살펴본 인구 집단으로 대변되는 복지 수요와 정치적 특성이 사실 그 근원에 있어 유사성을 공유하고 있음을 전제하고 이에 초점을 두고자 한다. 이들은 모두 사회적 합의(consensus) 내지는 담론(discourse)으로 귀결되는 특징을 지니고 있기 때문이다. 이들을 구분하여 살펴보는 것은 정부의 역할을 강조하는 관점에서 복지국가 유형 분류에 기인한 바 크다고 할 수 있으나 정치적 특성도 사실은 복지 수요가 간접적으로 발현된 집합체의 특성으로 이해할 수 있다. 단적인 예로 앞서 언급한 노인 인구 집단은 기초연금이나 노인장기요양보험(LTC: Long-term Care)과 같이 비중 있는 사회보험의 주 수혜자이므로, 이들이 좌우하는 사회복지예산이 적지 않을 것임과 동시에, 인구 고령화 흐름을 고려할 때 앞으로 영향력이 더욱 커질 수 있는 투표 이익 집단으로서의 역할을 동시에 수행할 것으로 예상할 수 있다(김태성, 성경룡, 2000 수정 인용). 즉, 인구 집단 특성으로 대표되는 복지 수요와 정치 체제와 같은 특성이 사회복지 예산을 어떻게 변화시키는지 관찰하고자 하는 문제는 복지 수요가 집단적 가치관을 발현하여 정치적 특성을 좌우하거나, 혹은 이에 큰 영향력을 미칠 수 있다는 점에서 복합적인 고려가 요구된다고 하겠다.

우리나라에서도 유례없이 빠르게 심화되고 있는 저출산, 고령화 문제와 더불어 지방 자치단체 제도 및 정치적 이념의 변화 등을 복합적으로 고려하는 측면에서 사회복지지출에 영향을 미치는 요인에 대한 양적 연구들이 전반적으로 증가하고 있다. 그럼에도 불구하고 사회복지의 본질적 목적에 근거를 두고 인구 집단 중심의 복지 수요의 영향에 대한 문제는, 앞서 서두에서 언급한 바와 같이 “인간의 삶을 영위할 수 있는 경제적 보장”이라는 사회보장(social security)의 본질적 목표를 생각할 때 매우 중요한 의미를

가지고 있다고 할 수 있음에도, 이들 특성을 심도 있게 검토하지 못하고 있는 것으로 판단된다. 이러한 배경에는 사회복지예산을 계획하고 집행함에 있어 정치적, 경제적 측면의 다양한 요인이 현실적으로 복잡하게 얽매어 있으며, 이를 복합적으로 관찰하여야 한다는 점을 근본적인 원인으로 제시할 수 있다. 그러나 본 연구는 인구 집단 특성을 대표되는 복지 수요 요인을 고려함으로써, 이들 요인이 온전히 사회복지예산 비중에 미치는 영향을 계량적으로 관찰하고자 한다. 아울러 각각의 복지 수요를 대리하는 독립 변수의 영향력을 시차별로 파악하기 위해 이들에 대한 시차 변수를 모형에 반영할 필요성이 있다고 판단하여, 인구 집단의 복지 수요 요인이 사회복지예산 변화에 영향을 미치는 일종의 동적 양상을 정교하게 관찰하고자 한다.

본 연구는 사회복지 예산에 영향을 미치는 요인을 분석한 지금까지의 선행연구가 탐색적으로 시차변수를 고려하지 못하거나, 사회복지예산의 주된 근거라고 할 수 있는 복지 수요에 대하여 상대적으로 주목하지 않고 있는 점을 보완하기 위한 목적을 띠고 있다. 사회복지예산을 결정하는 다른 요인들의 영향력이 통념적으로 시차를 두고 반영될 개연성이 높다고 할 수 있기 때문에, 이러한 양상의 영향력을 살펴보는 것은 중요한 의미를 가진다. 또한 복지 수요는 본 연구에서 주로 살펴보고자 하는 요인임과 동시에, “인간의 삶을 영위할 수 있는 경제적 보장”이라는 사회보장의 본질적 목표를 생각할 때 그 중요성을 확인할 수 있다. 즉, 모형 내에서 시차변수를 투입하고, 정교한 계량모형을 분석방법으로 설정하여 복지 수요 측면의 영향력을 엄밀하게 계량적으로 살펴본다는 점에서 본 연구는 기존의 연구와는 분명한 차별성이 존재한다.

III. 자료 및 모형

1. 분석자료 및 변수

분석 자료 구축은 앞서 언급한 본 연구의 의도에 부합하는 해답을 실증적, 탐색적으로 관찰하기 위한 목적과 밀접한 관련이 있다. 사회복지예산 비중에 미치는 복지 수요의 영향을 살펴보기 위해 본 연구는 우리나라의 16개 시도를 공간적 범위로 하여 종속변수

로서 일반회계 중 복지예산 사회보장 비중을, 지역별 복지 수요로서 인구 대비 기초수급자 수, 고령인구(65세 이상 인구) 비율, 0~4세 인구비율, 실업률을 독립변수로서 구축하였다. 또한 세입적 측면의 변수로서 지자체 재정자립도를, 사회경제적 특성을 통제하기 위하여 1인당 GRDP를 통제변수로서 각각 투입하였다. 이에 대하여 자료의 시계열 길이가 모두 일치하는 시간적 범위로서, 2004년부터 2015년까지의 우리나라 16개 시도별 집계 자료를 패널 데이터 형식으로 구축하였다. <표 1>과 <표 2>는 각각 변수의 구체적인 설명과 패널 형식의 자료 특성을 각각 보여주고 있다.

표 1. 자료의 구성

변수	변수의 설명	투입기간 (연도)
일반회계 중 복지예산 사회보장 비중	2004년~2008년: 사회개발비 내 사회보장 항목의 비중 2009년 이후: 사회복지 항목의 비중	
인구 대비 기초수급자 수	주민등록인구 1,000명 당 국민기초생활수급자 수 (개인의 소득인정액이 중위소득 이하인 계층에 지원하며, 생계, 주거, 교육, 해산, 장제, 자활급여 등이 포함)	
고령인구(65세 이상 인구) 비율	시도별 65세 이상 인구 비율(%)	2004~
0~4세 인구비율	시도별 0~4세 인구 비율(%)	2015년
실업률	시도별 경제활동인구 중 실업자가 차지하는 비율(%)이며, 다음 산식에 의해 계산 (실업자/경제활동인구(실업자+취업자))x100	
재정자립도	일반회계의 세입 중 지방세와 세외수입의 비율, 지방자치단체의 세입에 대하여 자체 수입이 차지하는 비중	
1인당 GRDP	지역의 각 연도별 경상 GRDP를 지역의 연앙인구로 나눈 값	

주: 변수의 설명은 통계청 국가지표 체계의 설명을 참고하여 기술하였음을 밝힘.

표 2. 변수의 기술통계량

구분	변수	구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값	관측치
종속 변수	일반회계 중 복지예산 사회보장 비중	overall	23.4132	8.1883	9.0800	42.6900	192
		between		6.0645	13.6600	33.7983	16
		within		5.6910	9.3049	36.6241	12
	인구 대비 기초수급자 수	overall	35.0464	12.9754	13.4905	76.6049	192
		between		12.3487	15.6516	58.7504	16
		within		4.9761	9.3765	52.9009	12
	고령인구(65세 이상 인구) 비율	overall	9.9498	4.3294	3.1900	26.9563	192
		between		3.2224	5.3862	16.3959	16
		within		2.9970	2.8939	20.5102	12
독립 변수	0~4세 인구비율	overall	0.0520	0.0098	0.0358	0.0815	192
		between		0.0049	0.0419	0.0596	16
		within		0.0085	0.0422	0.0760	12
	실업률	overall	3.057	1.4368	0.4	9.1	192
		between		0.9417	1.7909	4.3807	16
		within		1.1036	1.0392	8.0821	12
	1인당GRDP	overall	14.1426	10.4349	1.5264	63.2964	192
		between		7.9939	8.8861	43.0465	16
		within		8.3376	1.1074	45.5566	12
	재정자립도	overall	48.8733	21.7169	17.4	96.1	192
		between		21.6424	21.8933	90.6133	16
		within		5.5379	33.365	63.665	12

2. 분석방법

다음으로 본 연구의 분석 모형을 순차적으로 간단히 언급하면 다음과 같다.

먼저, 패널 데이터(개체 i 및 시간 t 이 모두 고려)를 적용하기 위하여 개체 i 및 시간 t 에 따라 모두 변하는 특성 및 개체 i 에만 달라지는 특성을 각각 반영하기 위해 독립변수 x, z 및 오차항 $e_{i,t}$ 와 v_i 를 설정하였다. 이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t} + \gamma z_i + v_i + e_{i,t} \quad \text{식 (1)}$$

이 때, 위 모형에 대해 시간 차이가 아니라 개체 간 차이만 존재함을 가정한 오차항 v_i 를 추정하여야 하는 모수로 설정하면 고정효과 모형(fixed effect model), 확률변수로 설정하면 확률효과 모형(random effect model)이 된다.¹⁾

한편, 선형 동적 패널모형(linear dynamic panel model)은 종속변수의 시차 변수가 공변량(covariates)으로 투입되는 모형이며, 이때 관찰되지 않은 패널 차원의 고정효과와 확률효과가 모두 포함된다.

$$y_{i,t} = \alpha + \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + v_i + e_{i,t} \quad \text{식 (2)}$$

해당 조건의 일치추정량(consistent estimates)를 구득하기 위해 위 식을 1차 차분(first differenciation)하고, 독립변수의 내생성을 고려하기 위해 도구변수 추정을 함께 적용하는 방법을 택하는데, 도구변수 적용 시 가중된 목적함수(Weighted Objective Function)을 최소화하는 일반화적률방법(GMM, Generalized Method of Moment)를 적용한 모형이 본 연구의 두 번째 모형인 동적 패널모형이며(Allerano and Bond, 1991), 목적함수를 최소화하는 단계를 두 번 거치는 2단계(two step) 모형이 본 연구의 세 번째 모형인 2단계 GMM 동적 패널모형(Windmeijer, 2005)이다. 두 번째 모형과 세 번째 모형을 적용함에 있어서는 공통적으로 시간과 개체에 따라 모두 달라짐을 가정한 오차항 $e_{i,t}$ 가 시간에 따라 자기상관(autocorrelated)되지 않아야 한다는 조건(이하 비자기상관 조건)과 특정한 적률 조건(moment conditions)이 모두 충족되어 모형 적용에 문제가 없음을 검정하여야 한다. 전자의 조건을 달리 표현하면, 본 오차항을 차분한 값이 시계열 상관이 없음을 검정하는 것이고, 후자는 독립변수에 비해 적용하는 도구 변수의 수가 많은 과대 식별(overidentifying) 문제가 적절한지 검정하는 절차를 뜻한다. 이를 위해 Sargan test(Sargan, 1958) 내지는 Hansen test(Hansen, 1982)를 거치는데, Allerano and Bond(1991)은 앞선 오차항이 이분산성이 있다면, Sargan test 결과를 신뢰할 수 없음을 지적하였고(민인식, 최필선, 2012), 이에 본 연구에서는 표준오차의 강건성(robustness)를 견지한 이후 Hansen test를 수행하여 적률 조건이 충족되는지 판단하였다.²⁾³⁾

1) 기타 자세한 논의는 Wooldridge. (2009)를 참고하면 됨.

2) 기타 동적패널 모형에 대한 자세한 논의는 전계서 이외에도, Arellano, M., & Bond, S. (1991).

IV. 분석결과

1. 패널고정효과/확률효과모형

패널 고정효과모형과 확률효과모형을 각각 적용하고, 복지 수요 변수인 인구 대비 기초수급자 수, 고령인구 비율, 0~4세 인구비율, 실업률을 투입하고(표 3), 이에 추가적으로 세입 측면을 반영한 재정자립도와 지역의 사회경제적 특성을 반영한 1인당 GRDP를 투입하였다(표 4). 이때 각각의 독립변수와 통제변수는 모두 현재기(t), 전기($t-1$), 2시점 전기($t-2$) 변수로 구성하여 투입하였다. 개별 변수의 강건성(robustness)을 고려함과 동시에 최대한 독립변수의 모든 개별적 효과를 모두 제시하기 위해 총 8개의 모형을 제시하였다. 각 모형은 고정효과/확률효과 모형으로 구분되며, 하우스만 검정을 통해 모두 공통적으로 고정효과모형이 채택되었으므로, 패널고정효과 모형을 적용한 분석결과 중심으로 논의를 이어나가고자 한다.

먼저 모형 1-1은 당해 기(t)의 독립변수만 투입한 모형이다. 지역 간 차이만 존재하는 오차항이 확률변수임을 가정한 확률효과모형은 하우스만 검정을 통해 채택된 고정효과모형과 비교하였을 때, 추정계수의 방향과 크기가 비교적 크게 차이 나는 모습을 보여주고 있다. 고정효과모형을 중심으로 해석하였을 때, 0~4세 인구 비율을 제외한 모든 변수가 정(+)의 영향력을 유의하게 보이고 있음에 따라, 기초수급자 수와 고령인구 비율, 실업률은 사회복지예산 비중을 증가시키는 요인으로 이해할 수 있다. 도출된 고령인구 비율의 추정치 4.3800은 고령인구비율이 1% 증가하면, 사회복지예산 비중은 4.38% 증가함을 의미한다. 마찬가지로 실업률이 1%, 인구 대비 기초수급자 수가 단위 명 증가하면(기초수급자 비율이 1% 증가하면), 사회복지예산은 각각 약 1.28%, 0.36% 증가하

Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies, 58, pp.277-297; Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. Journal of Econometrics, 126, pp.25-51; Sargan J. (1958). The estimation of economics relationships using instrumental variables, Econometrica, 26(3), pp.393-415; Hansen, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. Econometrica, 50(3), pp.1029-1054 등을 참고하면 됨.

- 3) 지금까지의 모형은 독립변수는 외생적 공변량(exogenous covariates), 선결 및 내생적 공변량(predetermined and endogenous covariates)을 모두 포함함.

는 것으로 나타났다. 0~4세 인구비율이 통계적으로 유의하지 않은 근거는 본 연구의 종속변수인 일반회계 사회복지예산 비중에 지방교육재정과 같이 영유아관련 지출의 대부분을 차지하고 있는 부분이 제외되어 있기 때문인 것으로 판단된다.

모형 1-2는 각각의 전기($t-1$) 독립변수만을 투입한 모형이다. 앞서 제시한 모형 1-1과 비교하였을 때, 모든 독립변수의 영향력은 전반적으로 감소하였으나, 정(+)¹의 영향력이 지속되는 것으로 도출되었다. 다만, 실업률의 방향은 유지되었으나, 통계적으로는 유의한 양상이 나타나지 않았다.

모형 1-3은 각각의 독립변수에 대하여 당해 기(t) 및 전기($t-1$) 변수를 공히 투입한 모형이다. 통계적 유의성을 확보한 변수 중심으로 해석하면, 당해 기(t)의 독립변수는 정(+)¹의 영향력을, 전기($t-1$)의 독립변수는 부(-)¹의 영향력을 각각 보이는 것으로 도출되었는데, 이 중 고령인구 비율은 그 영향력이 앞선 두 모형에 비해 매우 크게 변화한 것을 확인할 수 있다. 이 경우, 각 기간별 독립변수는 서로 통제의 역할을 수행하고 있는 것으로도 해석할 수 있는데, 즉 독립변수를 당해 기의 변수로만 국한시켜 본다면, 전기($t-1$)의 변수를 통제변수로 투입함으로써 당해 기의 변수의 영향력이 어떻게 변하는지 살펴볼 수 있다. 가령, 당해 기의 기초수급자 비율은 전기의 기초수급자 비율을 통제함으로써 정(+)¹의 영향력의 크기가 감소하였으나, 고령인구 비율은 그 반대의 양상으로서 정(+)¹의 영향력이 더 크게 변화하는 것을 확인하였다.

모형 1-4는 앞선 모형 1-3에 2시점 전기의 변수를 추가하여 투입한 모형이다. 이 모형결과와 앞선 세 모형(모형 1-1, 모형 1-2, 모형 1-3)과 특히 다른 점은 0~4세 인구비율의 영향력이 유의하게 드러나고 있다는 점이다. 즉, 당해 기의 0~4세 인구비율은(당해 기의) 사회복지예산 비율에 부(-)¹적 영향을 미치고 있으나, 전기의 0~4세 인구비율은 정(+)¹의 영향력을 유의하게 보이고 있으며, 다른 독립변수에 비해 그 영향력의 크기도 매우 큰 것이 주목할 만하다. 변수별로 조금 더 자세하게 논의를 이어가면, 인구 대비 기초수급자 비율은 당해기가 아닌 전기($t-1$)의 경우 정(+)¹의 영향력을, 2시점 전기($t-2$)의 경우 부(-)¹의 영향력을 각각 유의하게 보이고 있다. 고령인구 비율은 당해기에 정¹의 영향력이, 2시점 전기의 경우 부적(-)¹ 영향력이 각각 유의한 것으로 도출되었으며, 0~4세 인구비율은 순서대로 부, 정, 부의 영향력을 보였으며, 전기에서 나타난 정¹의 영향력이 다른 두 시점에서의 부의 영향력에 비해 매우 큰 것으로, 실업률은 전기와 2시점 전기의 변수가 모두 정적 영향력을 보이는 것으로 나타났다.

표 3. 패널고정효과/확률효과모형 분석 결과: 복지 수요 변수만 투입

	Fixed/Random effects panel regression							
	Model 1-1		Model 1-2		Model 1-3		Model 1-4	
	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model
	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)
인구 대비 기초수급자 수	0.3557*** (0.0524)	-0.0942* (0.0563)			0.0770*** (0.0018)	0.0004 (0.0026)	0.0023 (0.0018)	-0.0056** (0.0024)
인구 대비 기초수급자 수_t-1			0.2706*** (0.0515)	-0.1083** (0.0516)	-0.0521*** (0.0019)	-0.0019 (0.0028)	0.0078** (0.0030)	0.0151*** (0.0043)
인구 대비 기초수급자 수_t-2							-0.0086*** (0.0019)	-0.0106*** (0.0028)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율	4.3800*** (0.2987)	0.7999*** (0.2581)			7.2948*** (2.6122)	14.6189*** (3.5013)	5.0932* (2.6109)	9.0088** (3.4887)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율_t-1			3.7588*** (0.2939)	0.5620** (0.2386)	-2.7472 (2.7672)	-13.9599*** (3.5008)	5.7499 (4.7614)	4.6778 (6.8860)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율_t-2							-6.8413** (3.3391)	-13.2106*** (4.4937)
0~4세 인구 비율	1.4707 (1.0160)	-8.0261*** (1.0996)			0.7765 (3.8073)	15.4355*** (4.7275)	-12.4749** (5.4102)	-12.6454 (7.6855)
0~4세 인구비율_t-1			0.2601 (0.8539)	-7.5928*** (0.8300)	-1.8542 (2.6594)	-20.6533*** (3.4366)	23.8286*** (7.6128)	38.3986*** (10.6384)
0~4세 인구비율_t-2							-13.4802*** (3.1552)	-30.1108*** (3.9829)
실업률	1.2860** (0.5391)	2.5222*** (0.7766)			0.8904 (0.5642)	1.7752** (0.8608)	0.9032* (0.5234)	1.8802** (0.7382)
실업률_t-1			0.5144 (0.5606)	2.0875*** (0.7422)	0.2905 (0.6006)	0.7404 (0.8843)	-0.7071 (0.6194)	-1.3739 (0.8941)
실업률_t-2							1.1616* (0.5863)	2.3523*** (0.7948)
상수항	-52.2007*** (9.4498)	47.1211*** (9.2529)		51.2334*** (7.9257)	-0.3872** (0.1535)	0.3435** (0.1454)	-0.2615 (0.1611)	0.2819** (0.1423)
σ_u	21.9869	2.4430	19.8702	2.3759	0.2203	0.0270	0.1935	0.0296
σ_e	2.4502	2.4502	2.6420	2.6420	0.0198	0.0198	0.0162	0.0162
ρ	0.9877	0.4985	0.9826	0.4471	0.9919	0.6498	0.9930	0.7681
F-value	56.37***	-	49.19***	-	42.88***	-	41.07***	-
R^2 (overall)	0.0402	0.1895	0.0301	0.2848	0.0982	0.2232	0.1083	0.3264
hausman test	FE모형 채택 ($\chi^2(4)=306.19$ ***)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=218.08$ ***)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=435.17$ ***)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=267.62$ ***)	

패널고정효과모형을 적용한 네 개의 모형 분석결과는 고령인구 비율이 사회복지예산 비중을 크게 견인하는 것으로 나타나고 있는데, 이는 인구 구조 변화가 사회복지예산의

증가와과 밀접한 관련이 있으며, 그 중에서도 인구 구성의 역피라미드 형태를 좌우하는 고령 인구비율과 가장 큰 연관성이 있음을 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

복지 수요 변수에 세입 측면과 사회경제적 변수를 추가적으로 투입한 모형의 분석결과는 앞서 복지 수요 변수만을 투입한 분석결과와는 다소 다른 양상을 보인다. 즉, 모형 1-5의 경우, 앞선 모형에서 유의하지 않았던 0~4세 인구 비율이 사회복지예산 비중 증가에 유의한 영향력을 보이는 것으로 도출되었다. 앞선 모형과 비교하여 다른 변수들은 통계적 유의성과 계수 방향과 크기가 비교적 강건하게 유지되는 것으로 나타났다. 추가적으로 고려한 재정자립도는 사회복지예산 비중에 부(-)적 영향력을 보이는 것으로 나타났는데, 이는 본 연구에서 설정한 종속변수인 사회복지예산의 일반회계에 대한 중앙정부에서 지원받는 보조금이 어느 정도 그 비중을 차지하고 있는 데 기인한 것으로 보인다. 이러한 부적(-) 관계에 대하여 김교성과 이재완(2000)은 지자체의 사회복지지출이 중앙정부의 보조금에 크게 의존하고 있음을 그 논거로서 제시하고 있다. 한편, 본 연구결과는 개별 지자체가 중앙정부의 영향력에서 벗어나 자체적으로 지역의 복지제도 활성화를 위한 지출을 늘리고 있다는 이재완과 김교성(2007)의 분석결과와는 상반된 양상을 보여주고 있는데, 이러한 상반된 양상은 본 연구가 사회복지지출 수준이 아니라 사회복지예산 비중을 고려함으로써, 실제적인 지출 수준보다는 중앙정부의 보조금과 다소 밀접한 관련성이 높을 수밖에 없는 특성을 띠고 있는 데 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 반면 다른 모든 변수를 모두 투입한 모형 1-8의 분석결과와 같이 다른 특성을 모두 고려하는 모형에서는 1시차 이전 지역의 재정자립도가 사회복지예산 비중을 증가시키는 것으로 나타나, 보다 현실적인 설명력을 구체화시키고 있다고 하겠다. 이는 당해 재정자립도보다는 1 회기연도 이전의 재정자립도가 이듬해 사회복지예산 비중에 영향을 미칠 개연성이 높기 때문이다. 인구 집단의 복지 수요 변수의 경우, 모형 1-5~1-7에서 확인할 수 있는 바와 같이 각각의 시차적 영향력은 유의하게 도출되었으나, 시차변수 등 모든 변수를 함께 고려한 모형 1-8을 기준으로 시차를 고려한 경우의 유의한 정적(+) 영향력은 나타나지 않았다. 다만 인구 대비 기초수급자 수, 고령인구 비율은 당해연도 독립변수가 유의하게 사회복지예산 비중을 증가시키는 것으로 도출되었으며, 그 중에서도 고령인구 비율의 영향력이 매우 큰 것으로 나타났다.⁴⁾

4) 이상의 논의에서 모형 1-4, 모형 1-8과 같이 각각의 독립변수가 당해 기(t), 1시차 이전 기(t-1), 2시차 이전 기(t-2)의 변수가 동시에 종속변수에 영향력을 미치고 있는지에 대해서는 추후 연구를

표 4. 패널고정효과/확률효과모형 분석 결과: 복지 수요 변수+세입 측면, 사회경제적 변수 모두 투입

	Fixed/Random effects panel regression							
	Model 1-5		Model 1-6		Model 1-7		Model 1-8	
	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model
	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)
인구 대비 기초수급자 수	0.3621*** (0.0533)	0.0478 (0.0708)					0.4489** (0.1961)	-0.6838** (0.2934)
인구 대비 기초수급자 수 _{t-1}			0.3086*** (0.0548)	0.0096 (0.0665)			0.2277 (0.3139)	0.9122* (0.5257)
인구 대비 기초수급자 수 _{t-2}					0.3162*** (0.0649)	0.0274 (0.0703)	-0.5487*** (0.2063)	-0.0099 (0.3227)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율	2.6917*** (0.3777)	0.0096 (0.4006)					6.9510*** (2.4916)	4.1678 (4.1695)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율 _{t-1}			2.4288*** (0.3752)	0.0195 (0.3715)			-2.5165 (4.6541)	-9.5775 (8.1372)
고령인구 (65세 이상 인구) 비율 _{t-2}					1.9996*** (0.3977)	0.0266 (0.3564)	-2.2211 (3.1812)	3.8634 (4.7601)
0~4세 인구 비율	1.0266*** (0.9236)	-6.8916*** (1.1191)					4.1736 (3.1813)	-1.0938 (5.0038)
0~4세 인구비율 _{t-1}			0.3143 (0.8243)	-6.4466*** (0.9119)			8.2531* (4.9488)	25.8024*** (8.1533)
0~4세 인구비율 _{t-2}					-0.3491 (0.7914)	-5.8835*** (0.7784)	-11.5061*** (2.9723)	-26.8293*** (4.1095)
실업률	1.4218*** (0.4798)	2.8787*** (0.7252)					1.2037** (0.5602)	2.4739*** (0.8957)
실업률 _{t-1}			0.6447 (0.5161)	2.3423*** (0.7224)			-0.3614 (0.6814)	-1.1044 (1.1919)
실업률 _{t-2}					0.2970 (0.5854)	1.6563** (0.7740)	0.7661 (0.6066)	3.2901*** (0.9670)
1인당 GRDP	.3935*** (0.0654)	0.3997*** (0.0804)					0.1895 (0.1347)	0.1571 (0.2254)
1인당 GRDP _{t-1}			0.3766*** (0.0668)	0.3272*** (0.0769)			-0.0206 (0.1837)	-0.4362 (0.3273)

통해 이론적, 실증적으로 더욱 심도 있는 고찰이 필요할 것으로 보이며, 본 연구결과는 계량적 측면에서 참고적으로 제시하는 측면으로 이해할 필요가 있다. 참고적으로, 각각의 시차변수의 영향력을 독립적으로 파악하는 것이 본 연구의 의도와 더욱 부합하는 것임.

	Fixed/Random effects panel regression							
	Model 1-5		Model 1-6		Model 1-7		Model 1-8	
	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model
	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)	β (s. e)
1인당 GRDP_t-2					0.3924*** (0.0756)	0.2627*** (0.0780)	0.0257 (0.1487)	0.2846 (0.2497)
재정자립도	-0.2046*** (0.0520)	-0.1365* (0.0705)					-0.3234*** (0.0722)	-0.6290*** (0.1090)
재정자립도_t-1			-0.1479*** (0.0517)	-0.0899 (0.0653)			0.1895** (0.0935)	0.4743*** (0.1653)
재정자립도_t-2					-0.1055* (0.0607)	-0.0014 (0.0675)	-0.0958 (0.0760)	0.0274 (0.1256)
상수항	-30.183	42.1887	-20.3228	43.9513	-12.4424	41.0218	-10.8264	38.3374*** (8.2357)
σ_u	20.4567	2.6973	18.8712	2.6319	17.1911	2.5849	16.2937	0.0000
σ_e	2.1745	2.1745	2.4205	2.4204	2.5716	2.5717	1.9896	1.9896
ρ	0.98888	0.6061	0.9838	0.5418	0.9781	0.5026	0.9853	0.0000
F-value	67.61***	-	56.63***	-	42.25***	-	24.83***	-
R^2 (overall)	0.0500	0.0940	0.0382	0.1818	0.0276	0.3166	0.0187	0.8126
hausman test	FE모형 채택 ($\chi^2(6)=254.45***$)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=126.55***$)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=221.94***$)		FE모형 채택 ($\chi^2(4)=267.62***$)	

2. 동적패널 모형 분석결과

다음으로 사회보장예산 비중을 독립변수로 투입하여 제도의 시계열적 특성을 고려함과 동시에 내생성을 제거하기 위해 적용된 동적패널 모형 분석결과에 대하여 논의하고자 한다. 변수 투입에 대한 강건성을 확보하고자 하는 맥락에서 총 10개의 모형에 대한 분석결과를 제시하였으며, 제시된 모형의 개수는 각 변수의 시차변수를 최대한 하나씩 (respectively) 투입하여 최대한 각각의 독립변수의 영향력을 따로 고찰하기 위함이다.

앞서 살펴본 패널 고정효과/확률효과 모형 분석결과에 비해 본 동적패널 모형 분석결과에서 드러나고 있는 가장 확연하게 다른 양상은 모형 내 예측변수의 추정치의 크기나 방향이 크게 변화하고 있지 않아 변수 각각의 강건성이 충분히 확보되었음과 동시에

앞선 모형에서 유의성을 찾기 힘들었던 당해 실업률의 영향력이 유의하게 큰 영향력을 보이고 있다는 점이다. 또한 모형의 특성 상 전기의 종속변수인 사회복지예산 비중($t-1$)이 독립변수로 투입되어 종속변수의 시계열적 특성과 관련된 흐름을 관측할 수 있다는 점 역시 본 모형의 분석결과의 특성으로 이해된다.

구체적으로 본 모형의 분석결과에 대하여 유의성을 나타낸 변수별로 살펴보면 다음과 같다. 기초수급자 비율은 시차순서별로 당해 기는 정(+)¹의 영향을, 전기는 부(+)²의 영향을 보이는 것으로 나타났으며, 2시점 전기는 1시점 전기 변수의 영향력보다 더 작은 부의 영향을 미치는 것으로 도출되었으나, 통계적 유의성을 확보하지 못하였기 때문에, 2시점 전기의 변수에 대한 영향력 해석은 유의성을 담보하기 어렵다. 고령인구 비율은 투입 변수 중 가장 큰 정(+)³의 영향력을 보이는 것으로 나타났으며, 전기의 변수는 부(+)⁴의 영향력이 유의하게 도출되었다. 당해 기, 전기, 2시점 전기의 변수를 공히 투입하였을 경우에는 앞선 패널 고정효과모형의 분석결과와 유사하게, 순서대로 정, 정, 부의 영향력을 보이며, 전기의 변수는 통계적 유의성을 확보하지 못하는 양상을 띠는 것을 확인하였다. 0~4세 인구비율은 1, 2시차 전기 변수 및 당해 변수를 모두 투입하였을 경우, 다른 변수의 분석결과 양상과는 다르게 당해 기에서 부(-)⁵의 영향력이 도출된 반면, 전기($t-1$)에서는 정(+)⁶의 영향력이 나타났다. 당해 실업률은 동적 패널 모형을 적용한 모든 모형(2-1 ~ 2-10)에서 공히 큰 변화 없이 유의하게 정(+)⁷의 영향력을 보이고 있으며, 이는 기초수급자 수 비율의 영향력에 비해 더 큰 것으로 도출되었다. 특히 목적함수를 최소화하는 단계를 두 번 거치는 2단계(two step) 모형의 분석결과에서도 역시 정(+)⁸적인 영향력이 유의하게 도출되었다. 마지막으로 전기($t-1$)의 사회복지 예산 비중 유의하게 정적인 영향을 미치는 것으로 관찰되었다.

계량적인 측면에서는 AR(1), AR(2) 각각의 p-value와 Hansen test를 통해 오차항 $e_{i,t}$ 가 시간에 따라 자기상관(autocorrelated)되지 않아야 한다는 조건과 특정한 적률 조건(moment conditions)이 모두 충족됨을 확인하였다. 이는 2단계 GMM 동적패널 모형에도 동일하게 적용되는 사항이다.

표 5. Arellano-Bond 동적 패널모형 분석 결과

	동적패널분석(Dynamic Panel Analysis)									
	Model 2-1	Model 2-2	Model 2-3	Model 2-4	Model 2-5	Model 2-6	Model 2-7	Model 2-8	Model 2-9	Model 2-10
	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)
사회복지예산 비중 t-1	0.5488*** (0.0679)	0.5539*** (0.0679)	0.6184*** (0.0698)	0.6054*** (0.0712)	0.6121*** (0.0691)	0.6212*** (0.0692)	0.5673*** (0.0683)	0.5557*** (0.0684)	0.6452*** (0.0763)	0.6567*** (0.0763)
인구 대비 기초수급자 수	0.1547*** (0.0368)	0.1538*** (0.0368)	0.6176*** (0.1013)	0.6295*** (0.1009)	0.1107** (0.0455)	0.0832* (0.0467)	0.1560*** (0.0428)	0.1510*** (0.0426)	0.1201*** (0.0463)	0.1120** (0.0467)
인구 대비 기초수급자 수 t-1			-0.5745*** (0.1123)	-0.4726*** (0.1512)						
인구 대비 기초수급자 수 t-2				-0.1241 (0.1112)						
고령인구(65세 이상 인구) 비율	1.9442*** (0.3160)	1.9431*** (0.3827)	1.9768*** (0.3795)	2.1756*** (0.4267)	6.2588*** (1.4199)	3.8778** (1.6126)	2.0367*** (0.3822)	1.9109*** (0.3914)	1.4411*** (0.4280)	1.3944*** (0.4294)
고령인구(65세 이상 인구) 비율 t-1					-4.6810*** (1.4355)	2.8641 (2.9671)				
고령인구(65세 이상 인구) 비율 t-2						-5.1284*** (1.8170)				
0-4세 인구 비율		0.1332 (0.8391)	-1.3946* (0.7426)	-1.3199 (0.8790)	-0.8499 (0.9233)	-0.6105 (0.9270)	-4.5602** (2.1512)	-6.2512** (2.5136)	0.0148 (0.8774)	0.0994 (0.8777)
0-4세 인구비율 t-1							3.3411** (1.4243)	6.4005** (2.8039)		
0-4세 인구비율 t-2								-1.8268 (1.4622)		
실업률	1.2163*** (0.3080)	1.2250*** (0.3177)	0.8814*** (0.3219)	0.8042** (0.3251)	1.4927*** (0.3427)	1.5581*** (0.3442)	1.2026*** (0.3169)	1.1288*** (0.3191)	1.6455*** (0.3500)	1.4437*** (0.3784)
실업률 t-1									-1.2435*** (0.3791)	-0.9389** (0.4140)
실업률 t-2										-0.4406 (0.4126)
상수항	-20.9264*** (3.7322)	-21.6430 (8.1240)	-11.0627 (8.2067)	-12.8790 (8.4402)	-15.1569* (8.5272)	-17.2368** (8.5573)	-17.1500** (8.3019)	-12.7368 (8.9552)	-13.4507 (8.9190)	-12.2284 (9.0768)
AR(1) P-value	0.0093	0.0074	0.0045	0.0057	0.0075	0.0036	0.0038	0.0043	0.0037	0.0037
AR(2) P-value	0.3004	0.3067	0.7227	0.9458	0.4301	0.1568	0.5248	0.7293	0.2574	0.3189
Hansen test P-value	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Wald χ^2	2,485.51***	2,455.45***	2,513.46***	2,509.70***	2,266.33***	2,261.78***	2,475.24***	2,570.73***	2,265.02***	2,258.66***

주: 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 각각 통계적으로 유의함을 의미
 2. 종속변수와 일반화적률(GMM) 시에만 시차변수를 투입하거나, 종속변수, 일반화적률 및 독립변수도 시차를 적용한 모형으로 구분하여 살펴봄.
 3. 본 모형을 적용하였을 경우, 세입 측면의 변수인 재정자립도와 사회경제적 특성을 반영하는 1인당 GRDP를 투입하였을 때 비자기상관조건과 특정한 적률 조건이 충족되지 않아 분석결과를 온전히 신뢰하기 어렵다고 판단되어 따로 제시하지 않았음.

표 6. 2단계 GMM 동적 패널모형 분석 결과

	동적패널분석(Dynamic Panel Analysis)				
	Model 3-1	Model 3-2	Model 3-3	Model 3-4	Model 3-5
	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)	β (s.e)
사회복지 예산 비중 _{t-1}	0.7100*** (0.1100)	0.7984*** (0.1050)	0.7224*** (0.1226)	0.7633*** (0.1147)	0.7900*** (0.1673)
인구 대비 기초수급자 수	0.0993* (0.0571)		0.0876 (0.0886)	0.0660 (0.0439)	0.0332 (0.0753)
1기 전 인구 대비 기초수급자 수 _{t-1}		0.0227 (0.0662)			
고령인구 (65세 이상 인구) 비율	1.2252** (0.5597)	0.7058 (0.5073)	1.0691 (0.7429)		0.7634 (0.8458)
고령인구(65세 이상 인구) 비율 _{t-1}				0.9056* (0.4983)	
0~4세 인구 비율			-0.5328 (1.4725)		
0~4세 인구비율 _{t-1}					
실업률	1.1607*** (0.4146)	0.9309** (0.4737)	1.1476* (0.6757)	1.0375** (0.4891)	
실업률 _{t-1}					-0.4484 (0.6824)
AR(1) P-value	0.010	0.078	0.009	0.012	0.015
AR(2) P-value	0.248	0.190	0.230	0.190	0.135
Hansen test P-value	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Wald χ^2	844.73***	917.90***	1,069.24***	756.59***	1,556.59***

주: 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 각각 통계적으로 유의함을 의미
 2. 1시차의 독립변수 투입 모형의 경우 0~4세 인구비율 변수를 투입하였을 경우, 모형 내 변수의 강건성이 저해되는 분석결과가 도출되어 석 수행 시 이를 제외하였고, 2시차 독립변수를 투입하였을 경우 비자기상관 조건과 적률 조건이 충족되지 않아 제시하지 않았음을 밝힘.

3. 분석결과에 대한 소결

앞서 언급한 바와 같이 시점변수의 영향력 차이는 계량적 측면에서 한 변수가 다른 변수에 대한 통제 역할을 수행함에 따라 발생하는 양상으로서 이해할 수 있고, 4개의 독립변수를 각각 투입한 “복지 수요”가 사회복지예산 비중을 변화(증가)시키는 데 시점 별로 각기 다른 영향력을 보일 수 있다는 일종의 회귀적(recursive) 양상으로도 이해할 수 있다. 즉, 복지 수요에 대응한 사회복지예산 증가라는 반응(response)은 즉각 나타날 수 있고, 경직성을 띠어 시차를 두어 나타날 수도 있으며, 오히려 증가가 아닌 감소 방향으로도 이어질 수 있다. 이러한 양상에 대해서는 다른 영역의 변수를 고려하여 좀 더 세밀한 분석과 이론적 고찰을 바탕으로 설명이 가능할 것으로 보인다. 다만, 경험적인 측면에서 다음의 논거는 충분히 힘이 실릴 것으로 보인다. 가령 모형 1-4의 결과 중 전기의 0~4세 인구비율과 고령인구비율이 순차적으로 사회복지예산 비중을 상대적으로 매우 크게 견인하고 있는 양상은 수립, 시행된 지 10년이 지난 저출산 고령화 기본 계획의 예산이 일반회계에 편성되어 있음을 상기할 때, 이들 예산 투입의 양상과 그 궤를 같이 하는 것으로도 해석할 수 있다. 즉, 전기의 0~4세 인구비율이 감소하고, 고령 인구비율은 지속 증가하고 있는 절대적 인구 구조 변화를 야기하는 양상이 각각 정책 예산 증가로 이어진 것으로 해석할 수 있다. 다만, 다른 요인과 여건으로 영향의 차이는 시차가 발생하는데, 이는 예산 집행 자체의 경직성일수도 있고, 자원 배분과 집행 등의 제반 여건에 의한 것일 수도 있다. 추가적으로, <표 7>을 통해 시차 변수의 고려 유무를 중심으로 복지 수요 요인의 영향력을 중심으로 선행연구의 분석결과와 본 연구의 주요 결과를 비교하였다. 보다 구체적으로, 선행연구는 대체적으로 복지 수요 요인이 사회복지예산 비중이나 사회복지지출에 정적(+)인 영향을 보이는 것으로 나타나고 있으나, 구체적인 수요 요인에 따라 그 양상은 각기 다른 것으로 도출되었으며, 이러한 다른 양상에 대하여 선별적, 보편적 복지의 논거를 제시하였다. 본 연구는 각각의 복지 수요 요인에 대하여 당해 기(t) 이외에도 t-1, t-2와 같이 1시차 이전, 2시차 이전 변수를 함께 고려하여, 현실적 설명력을 제고하고, 수요-복지예산 간 인과관계의 개연성을 높이고자 하였으며, 각 세부 복지 수요별 시차 변수의 유의한 영향력을 확인하였다.

표 7. 복지 수요 요인을 중심으로 한 선행연구와 본 연구와의 분석결과 비교

선행연구	본 연구
<p>주요 결과</p> <ul style="list-style-type: none"> - 모형 내 다른 변수를 모두 고려하는 경우 복지 수요 요인은 사회복지예산 비중(사회복지지출)에 대체적으로 유의한 영향력을 보이나, 방향에 있어 일관성 있는 결과를 보이지 않음. - 시차 독립변수를 고려하지 못함. 	<ul style="list-style-type: none"> - 시차를 고려하지 않은 복지 수요 요인은 각각 변수를 고려하거나, 모형 내에서 다른 변수를 모두 고려할 경우 대체적으로 사회복지예산 비중에 유의하게 정적(+)인 영향력을 보임. - 시차를 고려한(t-1, t-2) 변수의 경우 각각 변수를 고려할 경우 정적으로 유의하거나(t-1), 부정적(-)으로 유의한 경향(t-2)을 보임. * 다만, 모형 내에서 다른 변수와 함께 투입한 경우 유의한 영향력이 나타나지 않음.

V. 결론

1. 연구 요약

분명 사회보장은 국민을 위해 존재하는 것임에는 이견이 없다 할 것이다. 최근의 사회복지 예산의 증가는 부인할 수 없는(unavoidable) 추세로서 인식되는데, 이는 인구 구조 변화를 야기하는 가장 큰 흐름이라고 할 수 있는 저출산, 고령화와 함께, 증가하는 복지 욕구 대응에 크게 기인한다고 할 것이다. 이러한 특징은 Wilensky와 Lebeaux(1958)가 제시한 사회복지모형 중 제도적(보편적) 모형, Titmus(1974)가 제시한 제도적 재분배 모형, Furniss와 Tilton(1977) 사회복지장국가, 사회복지장국가의 부분적 특성과 맞물려 있다.

한편 사회보장이 국민을 견인하는가? 아니면 국민이 사회보장을 견인하는가? 라는 물음은 사회보장의 성과 내지는 결정요인과 관련된 논쟁거리로서, 두 방향 모두의 영향을 공히 확인할 수 있다는 견해에 큰 무게가 실리고 있다. 본 연구는 국민이 사회보장을 견인한다는 후자의 입장을 견지하여, 특히 다른 요인보다도 사회보험, 공공부조, 사회복지서비스의 객체인 실업자, 국민기초수급자, 0-4세 인구, 65세 이상 고령인구가 사회복지 예산을 견인하는지에 대한 실증분석을 수행하였다. 특히 앞서 언급한 저출산, 고령화

를 고려함과 동시에, 복지 수요 요인의 시차 변수(time lag variable)를 투입하여 복지 수요 요인이 사회보장 예산에 미치는 여러 동적 양상(dynamic pattern)을 고려하고자 하였다. 이는 지금까지의 사회복지지출 결정요인을 실증적으로 관찰하고자 한 여러 선행연구가 독립변수의 시차 변수를 다양하게 고려하지 않은 한계점을 보완하기 위함이다. 또한 복지 수요에 대응한 사회보장 예산 증가의 인과 관계를 심도 있게 관찰함으로써, 적어도 인구구조 변화와 맞물린 세부 부문의 예산을 효율적으로 배분하여 재정적 지속가능성을 판단할 수 있는 기준을 제시하기 위함이다.

이에 본 연구는 우리나라 16개 시도의 10년 간의 사회복지예산 비중과 복지 수요 요인을 패널 데이터로 구축하여 패널 분석을 수행하였다. 특히 본 연구는 다수의 선행연구에서 적용한 패널고정효과 모형을 적용함과 동시에 추가적으로, 특정 시점의 각 지역별 사회복지예산지출 비중은 복지 수요 요인과 내생성이 있음을 고려하여 시차종속변수를 독립변수로서 함께 고려하는 동적패널 모형(Dynamic panel model)을 아울러 분석방법으로 적용하여 정교한 통계적 방법론의 이점을 극대화하고자 하였다.

먼저, 동적패널 모형을 적용한 분석결과는 다음과 같다. 모형의 적합성 측면에서, Hansen검정을 적용한 결과 도구변수 선택 및 모형 설정에 대한 타당성을 의미하는 귀무가설은 기각되지 않았으므로 모형 설정에는 문제가 없음을 확인하였다. 다만, Sargan검정은 모형별로 귀무가설이 기각되는 경우도 존재하였으나, 도구변수의 수가 모형의 관측치보다 많은 경우 이에 대한 검정 결과는 신뢰성이 저하됨을 고려하여 Hansen검정 결과를 모형 설정에 대한 기준으로 적용하였음을 밝힌다. 아울러 차분한 오차항에 시계열 상관이 없음을 검정한 Arellano-Bond(1991) 검정의 경우, 각각 차분오차항이 1계 시계열 상관이 나타나고, 2계 시계열 상관이 나타나지 않음을 확인하여 자기 비상관(uncorrelated) 조건이 성립함을 확인하였다. 시차를 고려하지 않은 독립변수를 각각 투입하였을 경우, 고령 인구 비율과 실업률이 사회복지예산 비중 증가에 큰 영향력을 미치는 것으로 도출되었다. 인구 대비 기초수급자 수 역시 미미한 정(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 다만, 0~4세 인구 비율은 부(-)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 통계적 유의성도 확보하지 못하였다. 시차를 고려한 경우의 독립변수는 0~4세 인구비율을 제외하고는 모두 부(-)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 2시차 수요 요인까지 고려한 경우, 0~4세 인구비율은 1, 2시차 전기 변수 및 당해 변수를 모두 투입하였을 경우, 다른 변수의 분석결과 양상과는 다르게 당해 기에서 부(-)의 영향력이 도출된

반면, 전기($t-1$)에서는 정(+)¹의 영향력이 나타났다. 즉, 2시차 전기의 복지 수요 요인에 대하여 당해 기의 사회복지 예산 비중이 증가한 것은 각각의 이들 관계에 대하여 시차를 고려한 동적 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

반면, 패널고정효과모형의 경우 시차 특성을 포함한 복지 수요 변수만을 투입한 모형의 분석결과, 1시차 독립변수 중 고령인구 비율과 0~4세 인구 비율은 당해 사회복지예산 비중 증가에 큰 영향력이 있는 것으로 분석되었다. 재정자립도와 1인당 GRDP를 추가적으로 투입한 모형에서는 각각의 변수가 사회복지예산 비중에 정적(+)²인 영향력을 보이는 반면, 재정자립도는 부적(-)³ 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 오차항과 독립변수 간 내생성을 통제하지 않고, 오차항이 확률적으로 형성됨을 가정한 패널확률효과모형의 분석결과는 1시차 실업률도 당해 사회복지예산 비중을 크게 증가시키는 것으로 나타났으나 하우스만 검정 결과 최종 모형으로 채택되지 않아 유의미한 결과로서 해석하기에는 무리가 있어 해석결과를 따로 구체적으로 언급하지 않았다.

2. 한계 및 추가 사항

패널데이터에 대한 여러 분석모형을 적용한 본 연구결과는 앞서 언급한 통계적 유의성에 따른 개별 변수들의 영향력과 함께, 모형 간 분석결과가 각기 다를 수 있음을 보여주고 있다. 종속변수의 시차변수를 투입한 2단계 GMM 동적패널 모형은 복지 수요 독립변수의 영향력과 방향이 패널고정효과/확률효과모형과는 다소 다른 것으로 나타났다. 이는 도구변수와 잔차와의 적률조건에 대한 과도식별 제약 검정과 잔차에 대한 시계열 상관 검정 조건을 충족하여야 하는 본 동적 모형의 설정과 관련된 조건에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 사회복지예산이 일회성보다는, 복지 수요 요인에 대응하는 차원에서 지속성(persistence), 즉 16개 지역의 지방자치단체의 속성 및 지속적으로 복지수요에 대응하여 조정되는 특성을 내포한다고 할 수 있기 때문에, 이러한 동적 효과를 고려하였다는 점에서는(김우철, 2007 수정 인용) 본 모형의 분석결과도 충분히 의미가 있다고 할 수 있다.

반면, 본 연구는 사회복지예산 비중에 대한 영향 요인을 여러 범주에서 다양한 변수를 고려하여야 함에도 동적 패널모형에 대해서는 복지 수요에 국한된 변수만을 독립변수로 투입하였고, 기타 다른 변수를 통제변수로서 투입하지 못한 한계점이 존재한다. 그러나

이는 계량적 이점을 극대화시키기 위하여 여러 모형을 적용한 데 기인한다. 즉, 추가적인 독립변수를 고려하였을 경우 앞서 언급한 바와 같이 모형의 적합성을 판단할 수 있는 오차항 $e_{i,t}$ 가 시간에 따라 자기상관(autocorrelated)되지 않아야 한다는 조건과 특정한 적률 조건(moment conditions)이 모두 충족되지 않았기 때문이다. 이러한 부분은 모형의 계량적 측면을 견지함으로써 발생된 일종의 기회비용으로서 이해되나 추후 보완이 이루어져야 할 것이다. 또한 복지 수요와 지방자치단체의 사회복지예산의 관계를 규명함에 있어 자치단체가 자율적인 예산 편성을 가지고 있는 대상 사업에 대한 예산 지출이 명확하게 선결되지 않으면, 이 두 변수의 관계에 대한 명확한 규명이 어려우므로(고혜진 등, 2014 수정 인용), 이 역시도 사회복지 자체사업을 대상으로 국한된 자료 구축을 바탕으로 보완되어야 할 사항이라고 하겠다. 또한, 기 결정되어 있는 사회복지제도의 체계 하에서 복지수요 측면의 대상자 수가 변화하면 복지지출의 변화 양상에 대한 개연성이 매우 높은 상황을 심도 있게 고려하지 못한 한계점 역시 존재한다. 다만, 본 연구에서는 중앙정부 매칭사업이 포함된 전체 사회복지예산의 경우에도 복지 수요에 따라 예산이 할당되는 경향이 있다고 판단하였다. 보다 구체적으로, 정부 매칭사업이라고 하더라도, 주어진 예산 제약만을 고려하지는 않을 것이며, 지역의 특성이 반영될 가능성이 높다고 판단하였다. 더욱이 시차($t-1$, $t-2$)를 고려한 독립변수를 실증분석모형에 투입함으로써, 중앙정부 매칭사업이 전적으로 예산 할당 등으로 자동적으로 결정되는 것이 아니라 지역의 복지 수요의 특성을 반영하고 있다는 점을 전제하였다. 그러나 추후 연구를 통해 중앙정부 매칭사업이 복지예산에서 차지하고 있는 비중이 높기 때문에 지방자치단체의 자체사업만을 분석할 필요가 있다. 이는 복지수요가 복지예산 비중 변화에 미치는 영향을 더욱 명확하고 정교하게 파악할 수 있기 때문이다. 마지막으로, 이와 유사한 맥락에서 수요 측면을 대리하는 독립변수의 특성과 종속변수의 연관성을 더욱 심도 있게 고려할 필요가 있다. 앞서 언급한 바와 같이 실질적인 영유아 관련 복지지출은 지방교육재정에서 충당되고 있기 때문에, 0~4세 인구비율로 설정한 독립변수와 일반 회계 중 사회복지예산 비중 간 연관성은 다소 낮을 수 있기 때문이다.

우리나라 16개 시도를 분석의 공간적 범위로 설정하고, 2004~2015년 간의 시계열 자료를 구축하여 시차 복지수요가 당해 사회복지예산 비중을 증가시키는지 실증적으로 관찰한 본 연구는 시차 변수의 영향력과 독립변수의 내생성을 함께 고려하고, 복지 수요 변수를 중심으로 독립변수로서 투입하였다는 점에서 탐색적 성격이 강하다고 할 수 있

다. 그러나 각 개별 변수별 영향이 대체적으로 정적인 방향으로 도출되었으나, 이의 영향력이 각기 다르고, 시차를 고려하였을 경우 정(+)적인 영향이 아닌 부(-)의 영향력이 통계적으로 유의한 것으로 나타난 분석결과는 설명적(explanatory) 성격도 강하게 나타난다고 하겠다. 즉, 각각의 복지 수요에 대한 사회복지예산 비중의 증가는 시차를 두어 각기 다르게 나타나며, 이는 예산과 맞물린 각 개별 사업의 특성과도 긴밀히 연결되어 있다고 할 것이다. 다만, 시차변수를 투입하였을 경우 나타나는 유의한 영향력은 본 연구에서는 아직 다루지 못한 암상자(blackbox)로 남겨져 있으며, 이에 대해서는 예산 집행의 경직성 내지는 예산 자원 배분과 집행에 대한 제반 여건에 기인할 것이라는 논거를 제시할 수 있다. 추후 이와 관련된 변수를 고려하여 보다 심도 있는 논의를 진행할 수 있을 것으로 보인다.

개별 변수의 영향력에 대하여 본 연구에서 확인한 공통적 분석결과에 따르면, 사회복지예산 비중에 대한 시차변수의 정적(+) 영향력이 유의한 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 고령 인구 비율과 인구 대비 기초수급자 수와 같은 복지 수요 요인이 사회복지 예산 증가를 견인하고 있으며, 노령과 실업 부문에 대한 사회보장예산의 비중 변화가 상대적으로 커질 수 있을 것으로 해석할 수 있다. 특히 사회복지예산 비중을 견인하는 데 있어 고령인구 비율이 큰 영향력을 보여주고 있는 본 연구결과는 인구 구조 변화가 사회복지 예산의 증가와 밀접한 관련이 있다는 점을 시사한다. 특히 그 중에서도 인구 구성의 역피라미드 형태를 좌우하는 고령 인구비율과 가장 큰 연관성이 있으며, 이는 저출산·고령사회 기본계획의 예산 투입과 밀접하게 맞닿아 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다.

장인수는 서울대학교에서 경제학 석사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원 전문연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 계량경제, 통계분석방법론이다.

(E-mail: sescis@kihasa.re.kr)

김홍석은 미국 New York University에서 경제학 석사학위를, Cornell University에서 지역경제학 박사학위를 받았으며, 현재 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 지속가능한 개발 및 계획, 지역/환경경제학이며, 현재 지속가능한 개발과 경제정책, 지속가능성 평가를 위한 응용경제모형 등을 연구하고 있다.

(E-mail: briankim66@snu.ac.kr)

참고문헌

- 강해규. (2005). 지방정부 사회복지 지출 결정요인: 기초자치단체 세출예산의 규모와 구조를 중심으로. 박사학위논문, 연세대학교.
- 고혜진, 류연구, 안상훈. (2014). 기초 지방자치단체 사회복지 자체사업 지출 결정요인에 대한 연구. *사회보장연구*, 30(2), pp.1-34.
- 김경준, 함영진, 이기동. (2013). 지자체 복지노력도의 결정요인 분석, *한국지능정보시스템 학회 학술대회 논문집*, pp.243-250.
- 김교성, 이재완. (2000). 지방정부 사회복지비 지출 수준의 결정요인 분석, *한국사회복지학*, 41, pp.68-92.
- 김성수. (2008). 노인복지예산의 결정요인에 관한 연구 - 전라북도 시, 군 자치단체를 중심으로 -. *한국노년학*, 28(4), pp.907-923.
- 김우철. (2007). 법인세 부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과 분석. *한국경제의 분석*, 13(2), pp.51-112.
- 김지경, 정윤미. (2013). 지방정부 청소년복지예산의 결정요인 분석. *청소년복지연구*, 15(1), pp.227-256.
- 김진동. (2009). 경찰예산의 결정요인에 관한 연구. *한국경찰연구*, 8(4), pp.63-90.
- 김태성, 성경룡. (2000). 복지국가론. 서울: 나남출판.
- 문수진, 이종열. (2016). 지방자치단체의 사회복지예산 지출결정 요인에 관한 연구. *한국사회와 행정연구*, 25(4), pp.137-159.
- 민인식, 최필선. (2012). 패널 데이터 분석. 서울: 지필미디어.
- 박철현, 나운환, 이수용. (2013). 지방자치단체의 직업재활시설 예산 결정요인에 관한 연구. *직업재활연구*, 23(3), pp.41-63.
- 신동면. (2015). OECD 국가들의 부문별 공공사회복지지출 결정요인 분석. 서울: 국회예산정책처.
- 윤인주, 양준석. (2016). 광역자치단체의 사회복지예산 결정요인 분석. *한국정책과학학회보*, 20(3), pp.115-139.
- 이상일. (2012). 공간적 상호작용론의 본질과 연구 영역: 인문지리학에 대한 통섭적 접근. *한국지리학회지*, 1(1), pp.137-151.

- 이수창. (2015). 노인복지예산 결정요인 분석: 16개 광역자치단체를 중심으로. *한국지방자치연구*, 17(2), pp.57-76.
- 이인재, 류진석, 권문일, 김진구. (2007). *사회보장론*. 개정2판. 서울: 나남출판.
- 이재완, 김교성. (2007). 지방자체단체 사회복지지출 수준의 결정요인 분석: 1995~2005. *한국사회복지정책*, 31, pp.105-124.
- 이희선, 이동영. (2004). 사회복지비지출의 결정요인에 관한 연구. *한국정책과학학회보*, 8(2), pp.152-173.
- 장동호 (2007). 지방정부 사회복지비 지출 비중의 변화 요인 탐색. *한국사회복지학*, 59(1), pp.239-251.
- 함우식. (2005). 경찰예산의 결정요인에 관한 연구, *지방정부연구*, 9(3), pp.441-468.
- Alvarado, J. & Creedy, J. (1998). *Population ageing, migration and social expenditure*. Edward Elgar Publishing.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.
- Devine, J. A. (1985). State and state expenditure: determinants of social investment and social consumption spending in the postwar united states, *American sociological review*, 50, pp.150-165.
- Enkelmann, S. & Leibrecht, M. (2013). Political expenditure cycles and election outcomes: evidence from disaggregation of public expenditures by economic functions. *Economic Letters*, 121(1), pp.128-132.
- Furniss, N. & Tilton, T. (1977). *The case for the Welfare State: From Social Security to Social Equality*: Indiana University Press.
- Gray, A. (2009). Population aging and health care expenditure. *China Labor Economics*, 1(10).
- Hong, I. (2014). Trends and determinants of social expenditure in Korea, Japan and Taiwan. *Social policy & administration*, 48(6), pp.647-665.
- Kalwij, A. (2010). The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe. *Demography*, 47(2), pp.503-519.

- Leloup, L. T. (1980). *The fiscal congress: legislative control of the budget*. Westport CT: Greenwood Press.
- Oates, W. E. (1990). "Decentralization in the Public Sector: An Overview", in Bennett, R. (ed.). *Decentralization, Local Governments, and Markets*, Oxford: Oxford University Press.
- Sargan, J. (1958). The estimation of economics relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26(3), pp.393-415.
- Sleeboos, J. (2003). *Low fertility rates in OECD countries*. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers.
- Snyder, J. M., & Yackovlev, I. (2000). *Political and economic determinants of government spending on social protection programs*, Massachusetts Institute of Technology paper.
- Titmuss, R. M. (1974). *Social Policy: an introduction*. London: Allen and Unwin.
- Wildavsky, A. (ed). (1985). *The Politics of Budgetary*. Boston: Little Brown.
- Wilensky, H. (1975). *The Welfare State and Equality: Structural and Ideological Roots of Public Expenditure*. Berkeley: University of California Press.
- Wilensky, H. & Lebeaux, C. (1958). *Industrial society and social welfare*. New York: Free Press.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, pp.25-51.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

Did the Welfare Demand of the Population Side Lead to an Increase in the Share of Social Welfare Budget?

Evidence from 16 Provinces in Korea

Chang, Insu

(Korea Institute for
Health and Social Affairs)

Kim, Brian H. S.

(Seoul National University)

The purpose of this study is to investigate whether the welfare demand led to an increase in social welfare budget by maintaining the demographic change with the fundamental goal of “guaranteeing the economic viability of human life”. The proportion of social welfare budget, social welfare budget, social welfare, basic recipients, population aged 65 and over, percentage of population aged 0 - 4, unemployment rate as independent variables in an aspect of demand side. We also consider independent rate of finance as control variable, respectively. The main results are as follows. According to a result of dynamic panel model, the elderly population ratio and the unemployment rate have a significant influence on the increase of the social welfare budget. The number of basic recipients compared to the population also showed a positive influence. According to the results of this study, the welfare demand factors such as the elderly population ratio, the unemployment rate, and the basic number of beneficiaries relative to the population are leading to the increase in the social welfare budget. This is significant in terms of proposing a standard to adjust the proportion of budget allocation by sub-sector in view of financial sustainability.

Keywords: Welfare Demand, Social Welfare Budget, Lagged Variable, Panel Data, Dynamic Panel Model