ISSN 2287-2310 (Print)
ISSN 2713-8321 (Online)

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

30
제12권 제2호
2023년 6월

- **선진국 재정지출의 국제적 전이효과:**
  우리나라의 경기 변동을 중심으로
  최윤석
- **제20대국회의 법률안 공동발의 네트워크 분석:**
  재정부담과 규제를 중심으로
  윤주철·신헌태
- **2019년 근로장려세제 개편이 노동 공급에 미친 영향**
  신상화·김문정
- **공공부문 퇴직예정자 재취업지원서비스 제도의 실효성 제고를 위한 실증적 연구:** 한국철도공사를 중심으로
  김용래·이혜경·박경태

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

제12권 제2호 2023년 6월

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

이 학술지에 수록된 논문의 내용은 집필자의 개인적 견해이며
국회예산정책처의 공식적인 의견을 반영하는 것이 아님을 밝힙니다.

편집위원회

위원장	하연섭	연세대 행정학과 교수
위원	김영록	강원대 행정학과 교수
	류덕현	중앙대 경제학부 교수
	류 철	KDI 국제정책대학원 교수
	박 훈	서울시립대 세무학과/세무전문대학원 교수
	성태윤	연세대 경제학부 교수
	오영민	동국대 행정학과 교수
	오종현	한국조세재정연구원 연구위원
	유승원	경찰대 행정학과 교수
	윤현석	원광대 법학전문대학원 교수
	이동규	동아대 기업재난관리학과 교수
	이은미	국민대 교양대학 조교수
	임상수	조선대 경제학과 교수
	전승훈	대구대 경제금융학부 교수
	최영준	연세대 행정학과 교수
편집간사	심혜정	국회예산정책처 조세분석심의관
실무간사	채효정	국회예산정책처 기획예산담당관실 주무관

「예산정책연구」는 한국연구재단의 등재 학술지입니다.
이 학술지에 수록된 논문은 국회예산정책처 홈페이지(www.nabo.go.kr)를 통하여 보실 수 있습니다.

예산정책연구

본 학술지에 게재된 논문은 저자의 개인적인 견해이며, 국회예산정책처의
공식적인 견해가 아니므로 보도와 인용에 주의해 주시기 바랍니다.

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

제12권 제2호 2023년 6월

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

차 례

1 ····· 선진국 재정지출의 국제적 전이효과:
우리나라의 경기 변동을 중심으로
최윤석

31 ····· 제20대국회의 법률안 공동발의 네트워크 분석:
재정부담과 규제를 중심으로
윤주철·신헌태

67 ····· 2019년 근로장려세제 개편이 노동 공급에 미친 영향
신상화·김문정

91 ····· 공공부문 퇴직예정자 재취업지원서비스 제도의 실효성 제고를 위한
실증적 연구: 한국철도공사를 중심으로
김용래·이혜경·박경태

121 ····· 부록

예산정책연구 제12권 제2호 2023. 6. pp.1-30 https://doi.org/10.35525/nabo.2023.12.2.001

선진국 재정지출의 국제적 전이효과: 우리나라의 경기 변동을 중심으로

최윤석*

국문초록

타국에서 발생하는 경제적 충격은 경기 안정화를 달성하고자 하는 국가가 직면한 중요한 도전 중 하나이다. 본 연구는 선진국의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 영향에 대해 2단계 추정법을 이용하여 실증분석하였다. 실증분석 결과, 선진국의 평균적인 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 유의미한 정의 파급효과를 발생시키는 것으로 나타났다. 다만 선진국의 재정적 파급효과는 우리나라의 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도와 같은 경제 환경 변화에 따라 상당한 차이가 발생하고 개별 선진국의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 서로 다른 영향을 미치는 것으로 나타났다.

□ 주제어: 재정지출, 국제적 전이효과, 재정지출식별, 2단계 추정법

투고일: 2023. 4. 3. 수정일: 2023. 5. 23. 게재확정일: 2023. 5. 31.
* 전남대학교 경제학부 부교수 (yoonchoi3@jnu.ac.kr)

Ⅰ. 서론

글로벌 금융위기가 발생하기 이전까지 세계의 많은 국가는 상대적으로 재정정책보다 통화정책을 경기 안정화 수단으로 활발히 사용해왔다. 사실 그동안 경제학계는 경기 변동의 안정화 수단으로 재정정책의 적극적 활용이 적절하지 않을 수 있다는 몇 가지 이유를 제시하였다. 우선, 재정정책의 내외부 정책 시차는 통화정책과 비교하여 상대적으로 길다는 이유로 다양한 경제 및 외생적 충격에 신속한 대응이 어렵다는 점이다(Ramey 2011). 또한 적극적 재정정책의 시행은 금융 시장에서 이자율 상승을 통한 차입비용의 증가로 구축 효과를 유발할 수 있고 환율의 평가절상으로 대외교역에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 것이다. 그리고 확장적 재정정책은 국가부채를 누적시키고 결국 초기의 정책목표를 달성하기 어려울 수 있다는 점이다. 즉 적극적인 재정정책은 단기에 승수효과를 유발하여 총수요를 증가시킬 수 있으나, 시간이 지남에 따라 국가채무를 누적시키게 되어 동태적으로 부채조달(debt-financing)을 이용한 재량적 정책에 한계가 존재할 수 있으므로 초기 정책당국의 목표가 상쇄될 수 있음을 의미한다.

그러나 글로벌 금융위기 이후 전통적 통화정책 시행에 한계가 드러나면서 세계 각국은 경기부양책으로 재정정책을 적극적으로 활용하게 되었고, 그 이후 수많은 연구에서 경기 부양의 방안으로 재정정책의 효과를 분석하였다. 이 주제를 분석한 기존의 많은 연구는 주로 자국 경제에 미치는 파급경로에 초점이 맞추어져 있었다. 특히 경기 상태, 국가채무 규모, 통화정책과 조합, 재정정책의 규칙 및 경제의 발달 정도 등과 같은 다양한 경제 환경을 고려하면서 재정정책의 효과를 분석하였다.

본 연구는 다른 각도에서 재정정책의 효과를 분석하고자 한다. 전술한 바와 같이 기존의 대부분 재정정책 관련 연구는 자국 경제에 미치는 영향에 초점을 두고 있지만 본 연구는 주제의 범위를 확장하여 타국의 재정정책이 특정 국가에 미치는 전이효과(spillover effect)를 분석한다. 그동안 통화정책의 국제적 전이효과에 대한 분석은 활발히 이루어져 왔지만, 상대적으로 재정정책의 국제적 파급효과를 분석한 연구는 미미하다. 이러한 측면에서 재정정책의 국제적 전이효과에 관한 연구가 필요하다고 볼 수 있다.

본 연구에서 분석하고자 하는 재정정책의 국제적 파급효과는 선진국(G7)의 재정지출이 우리나라의 경기 변동에 미치는 영향이다.[1] 기존에 이 주제를 다룬 연구와 몇 가지

차별점을 기술하면 다음과 같다. 첫째, 기존에 재정정책의 국제적 전이효과를 분석한 연구는 주로 연도별 자료를 사용하였다. 그러나 경기 변동에 대한 재정 당국의 대응은 장기간 소요되지 않으므로 연도별 자료를 이용한 분석보다 분기별 자료를 이용한 분석이 더 적절하다(Perotti 1999). Perotti(1999)가 주장한 바와 같이 Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2013)는 분기별 자료를 이용하여 재정 승수를 분석하였다. 이에 따라 본 연구도 단기적인 동학 분석에 더 적절한 분기별 자료를 이용하여 실증분석을 수행한다. 분기별 자료에 대한 또 다른 장점은 연도별 자료와 비교하여 표본 수가 많으므로 추정에 있어서 좀 더 정확하고 효율적인 결과를 얻을 수 있다는 점이다.

둘째, 본 연구에서는 Perotti(1999), Corsetti et al.(2012) 및 Konstantinou and Partheniou(2021)가 구축한 2단계 추정방법에 아이디어를 얻어 그 방법론을 본 연구 주제에 부합하도록 변형한다. 구체적으로 G7 국가와 우리나라의 재정지출을 동시에 식별(identification)한 후, G7의 재정지출과 우리나라의 재정지출을 분리하여 선진국의 재정지출이 우리나라의 경기 변동에 미치는 영향을 분석한다. 또한 개별 G7 국가의 식별된 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 영향을 분석한다.

셋째, 재정정책은 다양한 경제 상황에 따라 그 효과가 달라진다는 점에 착안하여 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도를 명시적으로 고려한 추정 모형을 구축하여 각 경제 상황에 대한 조건부 동학(conditional dynamics)을 도출한 후 그에 대한 시사점을 논의한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 본 연구의 주제와 밀접한 연관성이 있는 기존 문헌을 검토한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용하는 2단계 추정방법 및 자료를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 기본적인 추정결과 및 다양한 측면에서 분석한 추정결과를 설명하고 그에 대한 함의를 논의한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 핵심적 결과를 요약하고 이 주제의 확장 가능성에 관해 기술한다.

---

1) 선진국은 포괄적 개념이므로 자의적 선택을 방지하고자 G7 그룹을 선진국 그룹으로 선택하였다. 선진국을 대상으로 한 이유는 선진국의 재정정책이 다른 국가(예, 개발도상국)에서 시행하는 같은 정책보다 국제적 파급효과가 크고 G7 국가들은 우리나라와 밀접한 연관(예, 대외교역)이 있기 때문이다.

Ⅱ. 기존 연구 및 이론적 논의[2)]

기존에 재정정책의 국제적 파급효과를 분석한 연구는 크게 이론적 측면과 실증적 측면으로 구분할 수 있다. 실증적 방법을 이용한 대부분의 연구는 주로 선진국 간 파급효과에 초점을 두었다. 예를 들어, Auerbach and Gorodnichenko(2013)는 Hall(2009)의 실증모형을 OECD 국가로 확장하여 재정정책이 실질 GDP에 미치는 효과에 대해 분석하였다. 특히 실질 GDP에 미치는 효과는 경기 상태에 의존적이라는 것을 보였는데, 재정지출의 파급효과는 호황기보다 불황기에 더 강력한 효과를 발휘한다는 결과를 제시하였다. Ilori, Paez-Farrell, and Thoenissen(2022)는 베이지안 벡터자기회귀과정(Bayesian VAR) 모형을 이용하여 미국과 독일 간의 재정정책의 전이효과를 분석하였다. 이들은 미국의 재정지출이 미국을 제외한 G7 국가에 미치는 영향 및 독일의 재정지출이 유럽 국가들에 미치는 영향에 대한 추가적인 분석을 수행하였고 재정지출이 생산, 소비 및 투자를 증가시켜 확장적 정책으로서 효과가 있음을 보였다. Faccini, Muntaz, and Surico(2016)은 부호 제약(sign restriction)을 통해 식별된 정부지출을 요인 모형(factor model)에 포함하여 미국의 재정지출이 미국의 주요 무역 대상국에 어떤 영향을 주는지 분석하였고 기존의 연구 결과처럼 재정지출의 긍정적인 전이효과가 있음을 발견하였다. 그러나 Auerbach and Gorodnichenko(2013)가 제시한 결과와 반대로 재정지출은 경기 상태에 의존적이지 않음을 보였다.

이론적 측면에서의 최신 연구는 주로 2개국의 개방경제 모형을 가정하여 다양한 경제 환경에 따라 재정정책의 국제적 파급효과가 어떻게 달라지는지 분석하였다. 예를 들어, Devereux and Yu(2019)는 전형적인 개방 거시경제 모형을 이용하여 모의실험(simulation)을 통해 재정정책의 국제적 전이효과를 분석하였고 기간 내(intra-temporal)의 대체 탄력성이 기간 간(inter-temporal)의 대체 탄력성보다 더 클 때 긍정적인 전이효과를 발생시킬 수 있음을 보였다. 그러나 이러한 결과는 무역 개방도 및 통화정책의 재정정책에 대한 수용도에 따라 달라질 수 있음을 보였다. 김혜선·이강구(2013)는 우리나라와 일본을 포함하는 2개국 거시경제 모형을 구축한 후 모의실험 방

2) 재정정책 효과를 분석한 연구는 방대하다는 점을 고려하여 본 연구의 주제와 밀접한 연관성이 있는 기존 연구만 설명한다.

법을 통해 각국의 확장적 재정정책이 서로 다른 국가에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 이들은 상대적으로 경제 규모가 큰 일본의 재정정책이 우리나라에 미치는 영향이 더 크다는 결과를 제시하였다. 이 결과는 서로 비대칭적 국가 경제의 규모에 따라 상대국에 미치는 효과가 달라질 수 있음을 암시하는 것이다.[3)]

앞서 기술한 연구에서 확인할 수 있듯이 재정정책의 국제적 파급효과는 경제 상태에 따라 달라진다. Corsetti et al.(2012)는 OECD 국가를 이용하여 다양한 경제 환경에 따라 재정지출의 효과가 어떻게 달라질 수 있는지 분석하였다. 결론적으로, 이들은 환율제도, 정부채무 규모 및 금융위기가 재정지출의 효과를 결정하는 중요한 요인임을 보였다. 이러한 결과는 Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2013)에서도 확인할 수 있다. 다만 이 연구는 Corsetti et al.(2012)가 제시한 요인 외에 경제 규모의 정도와 무역 개방도가 재정지출 효과를 결정하는 중요한 요소임을 밝혔다.

전술한 연구를 통해 확인할 수 있듯이 해외 연구와 달리 재정정책의 국제적 파급효과를 분석한 국내 연구는 거의 없다. 이러한 측면에서 본 연구의 기여점이 있다고 할 수 있다.

3) 김혜선(2016)은 김혜선·이강구(2013)의 모형에 세계라는 부분을 추가하여 확장된 모형으로 재정정책의 국제적 전이효과를 분석하였으나, 기본적 분석 방법 및 핵심적인 결과는 유사하다.

Ⅲ. 자료 분석 및 2단계 추정법

1. 자료 및 기초적 통계 분석

본 연구는 총 8개국의 패널 자료를 이용하여 분석한다. 따라서 자료의 일관성을 위해 OECD 통계에서 모든 국가의 분기별 자료를 수집하였고 표본 기간을 1961년 1분기부터 2019년 4분기까지로 설정하였다. 분기별 자료 이용에 대한 장점은 연도별 자료와 비교하여 표본 수가 많아 보다 효율적인 추정치를 도출할 수 있고 정책당국의 경기 변화에 대한 대응이 연도별 자료와 비교할 때, 좀 더 효과적일 수 있기 때문이다(Ilzetzki, Mendoza, and Vegh 2013). G7 국가 중 캐나다의 경우, 자료가 1961년 1분기부터 시작하기 때문에 이 시점을 표본의 시작점으로 설정하였고 COVID-19가 본격적으로 확산하게 된 2020년 이후의 기간을 제외하기 위해 표본의 끝점을 2019년 4분기로 선택하였다.

GDP와 재정지출은 모두 계절 조정된 실질 변수이다.[4] 본 연구의 핵심적 분석 중 하나는 다양한 경제 환경에 대한 재정지출 효과의 조건부 분석이다. 이론적 측면에서 전통적인 먼델-플레밍(Mundell-Fleming) 모형은 경제발전 정도, 무역 개방도 및 환율제도 등에 따라 재정지출의 다양한 전파경로를 제시한다. 특정 국가의 경제발전 정도가 낮을수록 상대적으로 총수요 진작 효과가 크기 때문에 재정지출의 효과가 크다. 무역 개방도가 크면 클수록 누출 효과(leakage effect)로 인해 부양적 재정지출의 효과가 상쇄되어 초기의 재정지출 효과가 줄어들게 된다. 고정환율을 채택하는 특정 국가는 재정지출로 평가 절상된 환율을 목표 환율로 회귀시키기 위해 확장적 통화정책을 통해 더 큰 부양적 효과를 발생시킨다.

이처럼 전술한 경제 환경은 재정지출에 대한 효과를 변화시킬 수 있는 중요한 요인이다. 따라서 본 연구는 이를 명시적으로 고려하여 재정지출의 효과를 분석한다. 첫 번째 경제 환경은 환율제도이다. 본 연구는 Ilzetzki, Reinhart, and Rogoff(2017)가 제시한 환율제도 분류를 기준으로 고정환율제도를 채택한 기간에 1을, 변동환율제도를 채

4) 두 변수는 모두 2015년 기준 고정 PPP로 변환된 달러 표시 변수이다. 재정지출 변수는 경기 상태에 따라 내생적으로 변하는 자동안정화 기능을 제외한 정부 소비에 대한 자료이다.

택한 기간에 0을 부여하여 가변수(dummy variable)를 구축했다.[5)]

두 번째 경제 환경은 금융위기이다. 본 연구는 하버드 경영대(Harvard Business School)에서 운영하는 행태 금융 및 금융 안정(Behavioral Finance and Financial Stability)이 제공하는 국가별 국제위기 자료(global crises data by country)를 이용하여 금융위기에 대한 가변수를 만들었다. 환율제도의 가변수 구축과 유사한 방법으로 각 국가가 경험한 금융위기 기간에 1을, 그렇지 않은 기간에 0을 부여하여 금융위기에 대한 가변수를 만들었다.[6)]

마지막으로 본 연구가 고려하는 경제 환경은 무역 개방도이다. 우리나라는 전형적인 소규모 개방경제로 대외 의존도가 높다. 따라서 과거부터 최근까지 무역 개방도의 변화가 재정지출에 대한 효과를 어떻게 변화시키지 분석하는 것도 중요하다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 무역 개방도를 중요한 경제 환경이라고 생각하여 이에 대한 변수를 구축한다. 무역 개방도의 정의는 한 가지만 존재하는 것은 아니다. Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2013)는 수출과 수입의 합을 GDP로 나누어 그 비중이 60% 이상 되면 개방경제 그 기준 미만을 폐쇄경제로 가정하였다. 본 연구는 이들의 방법에 따라 전체 표본 기간에 대해 우리나라 실질 수출과 실질 수입의 합을 실질 GDP로 나누어 그 비중이 60% 이상이면 무역 개방도가 높다는 것으로 인식하여 1을 부여하고, 비중이 그 기준 미만이면 0을 부여하여 가변수를 구축했다.[7)]

[표 1]은 G7 전체 국가 및 개별 국가의 실질 재정지출과 우리나라 실질 GDP의 상관관계를 보여주고 있다. 여기서 G7 전체 국가는 7개국의 평균을 의미하고, KOR, CAN, FRA, DEU, ITA, JPN, GBR 및 USA는 각각 우리나라, 캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 일본, 영국 및 미국을 나타낸다. [표 1]의 두 번째 열부터 네 번째 열은 각각 전체 표본,

---

5) 이들이 제시한 환율제도 분류 기준의 마지막 연도는 2016년이다. 그러나 본 연구에서 설정한 최종 연도는 2019년도이므로 2016년도 이후 우리나라 및 G7 국가의 환율제도를 변동환율제도로 설정한다.

6) 행태 금융 및 금융 안정 웹사이트는 논문을 제공하지 않고 엑셀 자료만 제공한다. 관련 자료는 Global Crises Data by Country(https://www.hbs.edu/behavioral-finance-and- financial-stability/data/Pages/global.aspx, 접속: 2023. 6. 5.)에서 내려 받을 수 있다. 엑셀 자료의 마지막 기간은 2016년도이므로 환율제도와 같은 방법으로 2016년도 이후 분석 대상이 되는 모든 국가가 금융위기를 경험하지 않았다는 가정 하에 0을 부여한 가변수를 생성하였다. 또한 엑셀 자료에서 우리나라, 일본 및 캐나다는 최근 발생한 글로벌 금융위기(2008~2010년)를 포함하지 않는다. 따라서 다른 국가와 일관성을 위해 이 기간을 포함한 가변수를 만들었다.

7) GDP 및 재정지출 변수와 마찬가지로 자료의 통일성을 위해 우리나라의 실질 수출과 실질 수입도 OECD 통계에서 추출하였다.

글로벌 금융위기 이전 및 이후의 상관계수를 나타낸다. [표 1]의 마지막 열은 각 국가에서 재정지출이 GDP에 차지하는 비중을 나타낸다.

먼저 전체 표본을 살펴보면 모든 G7 국가의 재정지출은 우리나라 GDP와 정의 관계를 보여 경기 순행적임(procyclical)을 알 수 있다. 또한 예상과 달리 프랑스와 이탈리아의 재정지출이 우리나라 GDP와 가장 큰 상관성을 보인다. 그러나 캐나다, 독일 및 영국에 대한 상관계수는 0.037, 0.090 및 0.003으로 사실상 0에 가까워 우리나라 GDP에 대해 비경기적인(acyclical) 것으로 나타났다. 이와 같은 동조성은 금융위기 전·후로 상당한 차이를 보인다. 예를 들어, 글로벌 금융위기 이전에 G7 전체 국가에 대한 상관관계는 경기 순행적이지만, 금융위기 이후에는 경기 역행적(countercyclical)임을 알 수 있다. 이러한 역전 현상은 개별 국가에서도 확인할 수 있는데, 독일과 미국의 경우 금융위기 이전에는 경기 순행적이지만, 금융위기 이후에는 경기 역행적인 결과를 보인다. 그러나 영국의 경우에는 두 국가와 반대되는 결과를 제시한다. 금융위기 이전에 우리나라 GDP와 가장 큰 정의 상관성을 보이는 국가는 프랑스이지만 금융위기 이후에는 이탈리아가 가장 큰 정의 상관성을 보인다. [표 1]의 마지막 열에서 확인할 수 있듯이 GDP 대비 정부지출이 가장 큰 국가는 캐나다이고 그 비중이 가작 작은 나라는 우리나라임을 알 수 있다.

[표 1] G7 국가의 재정지출과 우리나라 실질 GDP의 상관계수 및 GDP 대비 재정지출

	상관계수			GDP 대비 재정지출
	1961:1~2019:4	1961:1~2007:4	2011:1~2019:4	1961:1~2019:4
$\rho_{Y,G}^{KOR}$	0.137	0.132	0.106	15.4
$\rho_{Y,G}^{G7}$	0.207	0.153	-0.071	19.3
$\rho_{Y,G}^{CAN}$	0.037	0.008	0.082	23.8
$\rho_{Y,G}^{FRA}$	0.271	0.220	0.076	23.5
$\rho_{Y,G}^{DEU}$	0.090	0.098	-0.381	19.4
$\rho_{Y,G}^{ITA}$	0.229	0.116	0.162	19.7
$\rho_{Y,G}^{JPN}$	0.160	0.095	0.058	17.6
$\rho_{Y,G}^{GBR}$	0.003	-0.020	0.128	21.1
$\rho_{Y,G}^{USA}$	0.125	0.090	-0.105	18.3

자료: OECD 분기별 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 시계열을 포함하는 패널 자료이므로 이에 대한 기초적 검정이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 적절한 자료 유형과 실증모형을 탐색하기 위해 패널 단위근(unit root) 검정 및 패널 공적분(cointegration) 검정을 수행하였다. [표 2]는 3가지 유형의 패널 단위근 검정 결과를 보여주고 있다.[8] 변수 $Y_{i,t}$와 $G_{i,t}$는 각각 실질 GDP와 실질 재정지출이다. 여기서 3가지 다른 유형의 검정을 수행한 이유는 다양한 검정을 통해 강건한 결과를 제시할 수 있기 때문이다.

[표 2] 패널 단위근 검정

	LLC 검정(공통 단위근)	IPS 검정(개별 단위근)	Hadri 검정(이분산-일치성)
$\ln(G_{i,t})$	-2.849***	0.923	21.985***
$\ln(Y_{i,t})$	-3.381***	0.940	23.126***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

먼저 LLC(Levin, Lin, and Chu) 검정은 패널 안에서 공통의 단위근 검정을 수행하는 것이고 IPS(Im, Pesaran, and Shin) 검정은 패널에서 개별 단위근 검정을 수행하는 것이다. LLC 검정은 GDP와 재정지출 모두에 대해 공통 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1%의 유의수준으로 기각한다. 이 결과는 8개 국가가 공통의 단위근을 공유하지 않는다는 것을 의미한다. 반면 IPS 검정은 두 변수에 대해 개별 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 앞의 두 검정을 보완하기 위해 Hadri 검정을 수행하였다. 이 검정은 앞선 두 검정과 달리 자료가 추세 안정적(trend stationary)이라는 귀무가설을 갖고 있다. 검정 결과는 두 변수 모두에 대해 추세 안정적이라는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각한다. 이러한 모든 검정 결과를 종합해보면 두 변수 모두 단위근이 존재한다고 결론을 내릴 수 있다. 따라서 본 연구는 자료의 안정성을 확보하기 위해 퍼센트 변화율로 변환된 자료를 사용한다.

[표 3]은 재정지출과 GDP에 대한 패널 공적분 검정 결과를 보여주고 있다. 패널 단위근 검정과 마찬가지로 검정 결과의 명확성을 위해 2가지 유형의 패널 공적분 검정을 수

8) 검정은 모두 개별 고정효과(individual intercept)와 개별 추세(individual trend)를 포함하였고 아케이크 정보기준(Akaike information criterion, AIC)에 기반한 자동 시차 선택 방법(automatic lag selection method)을 이용하였다.

행하였다. 첫 번째 검정인 Westerlund 검정은 오차수정에 기반한 검정으로 검정 통계량 P_τ와 P_α는 고려되는 패널 데이터 안에서 모든 횡단면 단위가 서로 다른 오차수정 항을 갖고 있다는 가정 하에 패널 데이터 전체에 대한 공적분을 검정하는 것이고 검정 통계량 G_τ 및 G_α는 모든 횡단면 단위의 오차수정 항이 같다는 가정 하에 그룹 모수의 평균값으로 계산한 그룹 평균을 검정하는 것이다.

두 번째 검정인 Pedroni 검정은 잔차를 활용한 검정으로 이 검정은 크게 2개의 그룹으로 구성되는데 첫 번째 그룹인 Panel ν-stat, Panel ρ-stat, Panel t-stat1 및 Panel t-stat2는 패널 데이터 안의 공적분 검정과 연관된 AR 계수가 각 횡단면 단위에서 공통이라는 것을 검정하는 것이고 두 번째 그룹에 속한 Group ρ-stat, Group t-stat1 및 Group t-stat2는 패널 데이터 안에 있는 개별 횡단면 단위가 서로 다른 공적분 AR 계수를 보유한다는 것을 검정하는 것이다.[9] Westerlund 검정과 Pedroni 검정 모두 패널 자료에 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 갖고 있다.[10] [표 3]에 제시된 검정 결과를 보면, Pedroni 공적분 검정에서 첫 번째 경우를 제외하고 모든 통계량이 귀무가설을 기각하지 못하므로 본 연구에서는 공적분 모형 대신 일반적인 패널 모형을 구축하여 추정한다.

[표 3] 패널 공적분 검정

Westerlund 공적분 검정		Pedroni 공적분 검정	
G_τ	-1.331	Panel ν-stat	4.077***
G_α	-4.931	Panel ρ-stat	-0.372
P_τ	-2.961	Panel t-stat1	-0.414
P_α	-3.011	Panel t-stat2	-1.212
		Group ρ-stat	0.777
		Group t-stat1	0.452
		Group t-stat2	-0.413

주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

9) Pedroni 공적분 검정에서 t-stat1은 비모수적 방법을 이용한 결과이고 t-stat2는 모수적 방법에 근거한 결과이다.

10) 모든 검정에 개별 고정효과와 추세를 포함하였고 최적 시차를 선택할 때 AIC에 기반한 자동 시차 선택 방법을 이용하였다.

2. 1단계 추정: 재정지출에 대한 식별 모형

기존의 많은 연구에서 보여준 바와 같이 재정지출 변수 자체를 이용하면 재정지출만의 순수한 효과를 정확히 측정하기 어렵다. 따라서 재정정책의 효과를 정확히 측정하기 위해서는 적절한 식별과정을 통해 얻을 수 있는 외생적 재정지출 변수를 이용해야 한다. 기존의 많은 연구는 주로 VAR 모형을 이용하여 재정 변수를 식별하였다. 가장 많이 사용된 방법은 Blanchard and Perotti(2002)가 제시한 촐레스키 분해(Cholesky decomposition)나 Mountford and Uhlig(2009)가 사용한 부호 제약 방식이다. 재정정책 문헌에서 많이 사용된 또 다른 식별 방식은 Ramey and Shapiro(1998)가 사용한 서술적 방법론(narrative approach)으로 전쟁 발발로 인해 발생하는 국방예산의 변화를 기준으로 식별한 재정지출이다.

전술한 바와 같이 본 연구의 중요한 목적 중 하나는 다양한 경제 환경에 따라 재정지출의 전이효과를 분석하는 것이므로 VAR 모형으로 재정지출을 식별하는 방식에는 한계가 존재한다. 이유는 특정한 경제 환경을 고려하여 조건부 효과를 분석할 때 표본을 분리하여 표본의 손실을 유발할 수 있기 때문이다. 예를 들어, Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2013)는 무역 개방도에 따른 재정지출의 효과를 분석하였다. 이때 GDP 대비 무역 개방도를 60%로 기준으로 그 기준 이상이면 개방경제로, 그 미만이면 폐쇄경제로 가정하여 전체 표본을 이 조건에 맞게 둘로 분리하여 따로 분석하였다.

따라서 본 연구에서는 Perotti(1999), Corsetti, Meier, Müller, and Devereux(2012) 및 Konstantinou and Partheniou(2021)가 제시한 2단계 추정방법에 착안하여 본 연구의 목적에 부합하도록 그 방법을 확장·변형한다. 본 연구의 접근법이 기존 연구와 비교하여 갖는 차별점은 크게 실증모형과 분석 방법으로 구분할 수 있다. 기존 연구는 주로 VAR 모형을 이용한 식별 및 추정 또는 패널 모형을 이용한 추정을 이용하였다. 그러나 본 연구의 핵심적인 목표는 다양한 경제 환경을 고려한 재정지출의 국제적 전이효과를 분석하는 것이므로 전체 표본을 활용하면서 이러한 경제적 요인을 고려하여 분석할 수 있는 장점이 있다. 또한 기존 연구와 달리 개별 G7 국가의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 서로 다른 효과를 독립적으로 분석한다는 점에서 차별점이 있다.

1단계에서는 재정지출 변수를 식별하여 외생적 변수를 얻기 위해 식별 모형을 추정한다. 재정지출은 자신의 과거 움직임과 경기 변동에 영향을 받으므로 두 변수를 포함한다.

또한 재정지출의 식별에서 중요한 부분은 사전에 민간 경제주체가 인식할 수 있다는 것으로 예측되지 않은 정부지출을 식별하기 위해 Corsetti et al.(2012) 및 김원기(2020)가 적용한 방법을 이용하여 국가별 선행지수(leading indicator)를 포함한다. 이러한 방법을 통해 재정지출의 식별과정에서 민간 경제주체의 기대로 발생할 수 있는 편의를 어느 정도 해결할 수 있다. 마지막으로 Corsetti et al.(2012)가 주장한 바에 따라 재정지출에 영향을 줄 수 있는 중요한 경제 환경을 포함한다. 본 연구에서는 환율제도 및 금융위기를 가변수로 만들어 이를 수식에 포함한다. 한편 우리나라와 G7 국가의 재정지출이 서로 동조성 및 상관관계를 보유할 수 있다는 가정 하에 총 8개의 국가로 구성된 패널 모형을 구축하여 재정지출을 식별한다. 이러한 모든 정보를 포함한 최종 패널 식은 다음과 같다.

$$g_{i,t} = c_i + \sum_{p=1}^{n} \rho_p g_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \xi_p y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \psi_p l_{i,t-p} + \zeta dfx_{i,t-1} + \kappa dfc_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

여기서 $g_{i,t}$, $y_{i,t}$, $l_{i,t}$, $dfx_{i,t-1}$, $dfc_{i,t-1}$ 및 $u_{i,t}$는 각각 i국가의 재정지출, GDP, 선행지수, 환율제도, 금융위기 및 오차항을 나타낸다.[11]

환율제도는 표본 기간 안에서 각 국가가 채택한 고정환율 및 변동환율제도에 대한 가변수를 의미하고 금융위기는 각 국가가 경험한 금융위기에 대한 가변수를 나타낸다. 식에 포함된 n은 재정지출 및 GDP의 과거 시차를 나타낸다. 본 연구에서는 시차를 자의적으로 선택하는 문제를 방지하고 정확한 모형을 추정하기 위해 자료에 기반한 모형선택기준(model selection criteria)을 이용하여 최적의 시차 및 최적의 모형을 선택한다. 최적의 모형을 탐색하는 과정은 몇 단계로 구성된다. 첫째, 수식 (1)을 패널 분석의 가장 기본적 방법인 합동 최소자승법(Pooled OLS, POLS)으로 추정한 후 잔차에 횡단면 의존성(cross-sectional dependence, CD)과 이분산 검정을 수행한다.[12] 검정결과가 횡단면 의존성과 이분산이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하면 고정효과(fixed-effects, FE) 모형으로 설정한 후 다시 추정한다.[13] 이때 횡단면 의존성 검정을

11) 소문자로 표현된 재정지출과 GDP는 퍼센트 변화율로 변환된 변수이다.
12) 이분산 검정은 우도비율(likelihood ratio, LR) 방법을 이용한다.

다시 수행하여 귀무가설을 기각하면 최종적으로 이를 고려하여 추정할 수 있는 실행 가능한 일반최소자승법(feasible GLS, FGLS)을 이용하여 최종 모형을 추정한다. 둘째, 본 연구에서는 분기별 자료를 이용하므로 4개의 과거 시차를 고려한다.[14] 첫 번째 단계에서 설명한 3가지 추정량(estimator)에 대해 모두 4개의 과거 시차를 포함하여 추정한 후 1개의 과거 시차가 될 때까지 시차를 하나씩 줄여나가면서 각각을 추정한다. 그리고 모든 결과에 모형선택기준을 적용하여 최적의 모형을 선택한다.

[표 4]는 1단계 식별 모형에 대한 모형선택기준 및 패널 관련 검정 결과를 보여준다. 본 연구에서는 AIC와 함께 베이지안 정보 기준(Bayesian information criterion, BIC) 그리고 하난-퀸 정보 기준(Hannan-Quinn information criterion, HQIC)을 모형선택기준으로 사용한다. 3개의 모형선택기준 중에서 가장 작은 값을 갖는 모형이 최종 모형으로 선택된다. 우선, POLS 결과를 보면 시차가 4인 경우에 AIC가 가장 작은 값을 갖지만, 시차가 3인 경우는 BIC와 HQIC가 가장 작으므로 POLS 추정에서는 3개의 시차를 갖는 모형이 가장 적절함을 알 수 있다. 그러나 POLS로 추정한 결과에서 CD와 LR 검정 모두 횡단면 의존성과 이분산이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하므로 수식 (1)에 대한 추정량으로 POLS가 적절하지 않음을 알 수 있다. 따라서 다음 단계로 FE 모형을 추정하였다.

[표 4]의 중간 부분은 FE 모형으로 추정한 결과를 보고한다. 추정결과를 보면 알 수 있듯이 3개의 시차를 포함하는 모형의 AIC, BIC 및 HQIC가 가장 작다. 따라서 이 모형이 가장 적합함을 알 수 있다. 그러나 POLS 결과와 마찬가지로 FE 모형의 경우에도 CD 검정은 귀무가설을 기각한다. 이 결과는 최종적으로 잔차에 남아있는 횡단면 의존성을 해결할 수 있는 다른 추정량의 사용이 적절함을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 이 부분을 고려할 수 있는 FGLS를 최종 추정량으로 선택하여 FE 모형을 추정한다.

[표 4]의 하단은 FE 모형을 FGLS 방법으로 추정한 결과를 보여준다. 이때 각각의 시차를 포함한 모형에서 CD 검정은 모두 귀무가설을 기각하지 못함을 알 수 있다. 이 결과는 FGLS가 횡단면 의존성을 적절하게 해결한다는 것을 의미한다. 또한 BIC와 HQIC는 3개의 시차를 갖는 모형이 가장 적절하다는 것을 보여준다. 따라서 최종적으

13) 이분산을 검정하는 LR 검정은 POLS와 FE 모형을 선택하는 검정이다.
14) 더 많은 시차를 포함하면 추정해야 하는 파라미터의 개수가 늘어나게 된다. 본 연구에서는 모수의 간결성 원칙(parsimony principle)에 따라 4개의 시차만 고려한다.

로 3개의 시차를 갖는 FE 모형을 FGLS로 추정한 후 잔차를 식별된 재정지출 변수로 사용한다.

[표 4] 모형선택기준: 1단계 식별 모형

	AIC	BIC	HQIC	CD	LR
POLS(t-1)	-6.251	-6.233	-6.245	6.455***	551.436***
POLS(t-2)	-6.296	-6.270	-6.287	5.940***	564.799***
POLS(t-3)	-6.356	-6.320	-6.343	4.772***	570.019***
POLS(t-4)	-6.358	-6.313	-6.341	4.882***	568.738***
FE(t-1)	-6.329	-6.290	-6.315	6.505***	
FE(t-2)	-6.351	-6.303	-6.333	6.049***	
FE(t-3)	-6.386	-6.329	-6.365	4.957***	
FE(t-4)	-6.385	-6.319	-6.361	5.016***	
FGLS(t-1)	-6.622	-6.584	-6.608	-0.000	
FGLS(t-2)	-6.654	-6.606	-6.636	-0.000	
FGLS(t-3)	-6.694	-6.638	-6.674	-0.000	
FGLS(t-4)	-6.697	-6.631	-6.673	-0.000	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

3. 2단계 추정: 최종 실증모형

2단계에서는 1단계에서 식별된 재정지출을 이용하여 최종 결과를 도출한다. 1단계에서 수행한 방법과 마찬가지로 자의적으로 시차를 선택하는 문제를 방지하기 위해 1단계에서와 같은 방법으로 최대 4개의 시차를 포함하는 모형을 설정한 후 시차를 하나씩 줄여가면서 FGLS로 추정을 한다. 추정된 모든 모형에서 가장 작은 모형선택기준을 갖는 모형이 최종 실증모형으로 선택된다. 모형선택기준을 적용할 모형은 다음과 같다.

$$y_t^{KOR} = \eta + \sum_{j=0}^{4} \gamma_j \hat{g}_{t-j}^{KOR} + \sum_{j=0}^{4} \phi_j \hat{g}_{t-j}^{G7} + \sum_{j=1}^{4} \beta_j y_{t-j}^{KOR} + v_t \qquad (2)$$

여기서 $\hat{g}_t$는 1단계에서 식별된 재정지출을 의미하고 v_t는 오차항을 나타낸다.

[표 5]는 수식 (2)를 추정한 결과를 보여주고 있다. BIC와 달리 AIC와 HQIC는 3개

의 시차를 갖는 모형이 가장 적합하다는 것을 보여준다. 따라서 본 연구에서는 3개의 시차를 갖는 모형을 최종 실증모형으로 선택하여 추정한 후 분석하도록 한다.

[표 5] 모형선택기준: 2단계 최종 실증모형

	AIC	BIC	HQIC
FGLS(t-1)	-5.179	-5.090	-5.143
FGLS(t-2)	-5.264	-5.130	-5.210
FGLS(t-3)	-5.308	-5.128	-5.235
FGLS(t-4)	-5.293	-5.067	-5.202

Ⅳ. 분석결과

1. 기본 결과

제III장에서 기술한 바와 같이 본 연구에서 사용하는 기본모형은 수식 (2)에 3개의 시차를 포함하는 모형이다. 그러나 전술한 바와 같이 본 연구의 핵심적인 목표는 다양한 경제 상태에 따른 조건부 결과를 도출하는 것이다. 따라서 기본모형에 우리나라의 다양한 경제 환경을 반영하는 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도를 각각 포함하는 모형을 구축한다. 이와 더불어 본 연구는 G7 국가의 재정지출이 우리나라의 실질 GDP에 미치는 영향을 분석하므로 3개의 서로 다른 경제 환경이 존재하는 경우에 G7 국가의 재정지출이 기본모형과 어떤 차이를 발생시키는지 분석한다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t^{KOR} = \eta + \sum_{s=1}^{3}\delta_s y_{t-s}^{KOR} + \sum_{s=0}^{3}\gamma_s \hat{g}_{t-s}^{KOR} + \sum_{s=0}^{3}\phi_s \hat{g}_{t-s}^{G7} + \sum_{s=0}^{3}\theta_s\left(dj_{t-s} \times \hat{g}_{t-s}^{z}\right) + \sum_{s=0}^{3}\mu_s dj_{t-s} + v_t \quad (3)$$

여기서 $j \in [fx, fc, to]$는 각각 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도를 나타낸다. 변수 dj_{t-s}는 3종류의 경제 환경을 나타내는 가변수이고, $dj_{t-s} \times \hat{g}_{t-s}^{z}$는 각각의 경제 환경에 따라 서로 다른 재정지출의 효과를 포착할 수 있는 상호작용(interaction) 항을 나타낸다. 식별된 재정지출에 표현된 z는 서로 다른 경제 환경에 대한 상호작용 항을 생성할 때 이용되는 한국의 재정지출 또는 G7 국가의 재정지출을 나타낸다.

[표 6]은 기본적인 실증분석 결과를 보여주고 있다.[15] 모형1은 서로 다른 경제 환경을 포함하지 않는 기본모형이다. 모형2부터 모형4는 각각 우리나라의 재정지출을 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도와 결합한 모형이다. 모형5부터 모형7은 G7 국가의 재

15) 수식 (3)에서 알 수 있듯이 실질 GDP의 과거 변수를 모형에 포함하여 추정한다. 그러나 이들은 자기상관(autocorrelation)을 교정하기 위해 포함된 것이므로 관심변수가 아니다. 따라서 본 연구에서는 이 결과를 보고하지 않는다.

정지출을 환율제도, 금융위기 및 무역 개방도와 결합한 모형을 나타낸다.

먼저, 비조건부(unconditional) 결과를 갖는 모형1을 보면 우리나라의 재정지출은 1분기에 국내 실질 GDP에 유의미하게 부정적인 영향을 미치는 것을 알 수 있다.[16] 이와 반대로 G7 국가의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 동일 분기뿐만 아니라 2분기와 3분기에 상당히 큰 정의 효과를 발생시킨다.[17] 특히 2분기 이후에 재정지출에 대한 정의 효과가 더 커지는 것으로 나타난다. 따라서 G7 국가의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 대해 긍정적인 전이효과를 발생시킴을 알 수 있다.

그러나 다양한 경제 환경을 고려한 조건부 분석은 다른 결과를 보여주고 있다. 예를 들어, 환율제도를 고려한 모형2를 보면 우리나라가 고정환율제도를 채택한 시기에 우리나라의 재정지출은 3분기에 실질 GDP에 유의미한 정의 영향을 주는 것으로 나타난다. 더욱이 이 경제 환경에 대한 가변수도 통계적으로 유의한 양의 효과를 제시하고 있다. 또한 금융위기를 고려한 모형3에서도 유사하게 재정지출이 실질 GDP에 유의미한 정의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 고정환율제도와 금융위기 때 재정정책의 효과가 크다는 기존의 이론 및 실증적 결과와 부합한다. 그러나 앞의 2개의 경제 환경에서 얻은 결과와 달리 무역 개방도를 포함한 모형4를 보면 무역 개방도에 따라 재정지출의 효과가 달라진다는 통계적 근거가 없다. 이러한 결과는 높은 개방도를 갖는 경제에서 누출 효과가 재정지출의 효과를 상쇄시킨다는 기존의 실증분석 결과와 다르다.[18]

우리나라가 경험해 온 3가지 유형의 서로 다른 경제 환경은 해외의 재정지출 정책에 따라서도 달라질 수 있다. 따라서 모든 경제 상태에 대해 G7 국가의 재정지출이 실질 GDP에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 먼저, 우리나라가 고정환율제도를 채택한 시기에 G7 국가의 재정지출은 유의한 부의 효과를 보인다. 이와 같은 결과는 무역 개방도를 고려한 추정치에서도 확인할 수 있다. 그러나 우리나라가 금융위기를 겪은 시기에는 동일 분기의 G7 국가 재정지출이 정의 전이효과를 유발함을 알 수 있다. 이 결과는 G7 국가의 재정지출이 우리나라가 변동환율일 때, 금융위기를 경험할 때, 그리고 무역 개방도가 낮을 때 정의 효과를 줄 수 있다는 것을 함축한다.

---

16) 비조건부 결과는 3가지의 경제 환경을 고려하지 않은 결과를 의미한다.
17) G7 국가의 재정지출은 식별된 재정지출의 평균을 나타낸다.
18) 물론 이 경제 환경에 대한 가변수는 통계적으로 유의한 부의 효과를 유발하지만, 그 추정치의 값이 0과 다르지 않다.

[표 6]의 하단은 모형의 진단 결과를 제시하고 있다. DW는 Durbin-Watson 통계량으로 1개 시차에 대한 자기 상관 여부를 나타낸다. Q통계량은 Ljung-Box 통계량으로 괄호 안에 있는 시차까지의 자기 상관을 나타낸다. 모든 모형에서 DW 통계량은 2 근처에 있고 Ljung-Box 검정은 명시된 시차까지 자기 상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 따라서 최종적으로 추정된 모형은 적절하다고 판단할 수 있다.

[표 7]은 G7 안에 포함된 개별 국가의 재정지출이 우리나라 실질 GDP에 미치는 전이효과를 보여주고 있다.[19] [표 6]의 결과와 달리 G7에 포함된 개별 국가의 재정지출이 우리나라 실질 GDP에 미치는 파급효과는 국가별로 상이하다. 캐나다와 프랑스의 경우 1분기에서 유의한 부의 전이효과를 보이지만 각각 3분기와 2분기에서 우리나라 실질 GDP에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 그러나 이탈리아와 영국의 경우 우리나라 실질 GDP에 미치는 영향이 유의하지 않아 그 파급효과가 없는 것으로 나타난다. 미국, 일본 및 독일의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 유의한 정의 전이효과를 보인다. 특히 미국과 독일의 재정지출은 즉각적으로 정의 전이효과를 유발하는 것으로 나타난다. 그러나 일본의 재정지출은 1분기 및 3분기에 긍정적인 파급효과를 보이는 것으로 나타난다. [표 7]의 하단에 제시된 모형의 진단 결과를 보면 [표 6]의 결과에서 확인할 수 있는 것처럼 추정된 모형이 적합함을 알 수 있다.

이처럼 개별 G7 국가의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 서로 다른 효과는 다양한 경제적 요인으로 발생할 수 있다. 본 연구는 여러 방법 중 한 가지 방법으로 무역 경로를 통해 이 부분을 이해하고자 한다. 특정 국가 재정지출의 증가는 총수요의 부양을 통해 수입수요를 증가시킨다. 따라서 이에 착안하여 개별 G7 국가가 우리나라에서 수입한 부분을 이용하여 그 결과를 개별 G7 국가의 서로 다른 전이효과에 적용하여 분석하고자 한다. OECD 통계는 국가별 무역 자료(trade by partner countries)를 제공한다. 본 연구의 대상국은 G7 국가이므로 전체 G7 국가가 우리나라에서 수입한 부분의 합을 개별 G7 국가의 수입량으로 나누어 비중을 계산하였다. 또한 본 연구는 분기별 자료를 이용하므로 G7 국가 재정지출의 전이효과가 분기별로 긍정적 및 부정적 효과로 변화되는 모습을 보인다. 따라서 통계적으로 유의한 추정치를 기준으로 누적된 전이효과(cumulative spill-over effect)로 계산하여 그 결과를 G7 국가의 수입 비중에 적용하여 분석한다.

---

19) 이는 3가지 유형의 경제 상태를 제외한 비조건부 분석이다.

캐나다부터 미국까지의 수입 비중은 각각 3.287%, 2.857%, 7.842%, 2.830%, 35.038%, 4.237% 및 43.908%로 나타났다. 이 결과를 보면, 우리나라가 G7 전체 국가에 수출한 부분 중 가장 큰 비중을 나타내는 국가는 미국과 일본이다. [표 7]에서 미국과 일본의 누적된 전이효과는 각각 0.424 및 0.560으로 나타난다. 이는 프랑스를 제외하면 G7 국가 중 가장 큰 전이효과임을 알 수 있다. 그리고 [표 7]에서 제시된 독일 및 캐나다의 누적된 전이효과는 각각 0.185와 0.033으로 두 국가의 수입 비중인 7.842 및 3.287과 그 정도가 일치함을 알 수 있다. 이러한 결과는 활발한 무역 대상국일수록 재정적 효과가 클 수 있다는 것을 시사한다.

Auerbach and Gorodnichenko(2013)는 재정지출이 경기 호황보다 경기 불황기 때 더 효과적이라는 결과를 제시하여 경기 상태에 따라서도 재정지출의 효과가 상이함을 보였다. 본 연구에서는 이와 같은 경기 상태를 측정하기 위해 실질 GDP에 대해 HP-필터를 이용하여 그에 대한 순환변동치를 추출한 후 그 변수를 산출량 갭에 대한 대리변수로 이용한다.[20] [표 8]은 이 변수를 이용한 추정결과를 보여준다. [표 7]의 경우와 비교할 때, 통계적 유의도 측면에서 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 그러나 전이효과의 크기는 [표 7]과 비교하여 미세한 차이를 보인다. 이러한 결과는 우리나라의 경기 상태에 따른 선진국 재정지출의 전이효과는 크지 않을 수 있음을 시사한다. [표 8]의 하단에 제시된 모형진단 결과를 보면, 기존의 결과와 마찬가지로 모형이 적합함을 알 수 있다.

[그림 1]은 95%의 신뢰구간을 갖는 반복 추정(recursive estimation) 결과를 보여주고 있다. 반복 추정은 1980년 1분기까지의 추정결과를 첫 추정치로 하여 그 이후 분기별 자료를 하나씩 추가하여 2019년 4분기까지 추정한 것이다. 이러한 분석의 목적은 추정치의 동태적 안정성을 검증하는 것이다. [그림 1]이 보여주듯이 모든 추정치는 큰 변동성을 보이지 않고 시간의 변화에 대해 전반적으로 안정적인 흐름을 보인다. 그러나 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 예를 들어, 우리나라의 재정지출이 실질 GDP에 미치는 영향은 시간의 흐름에 따라 미세하게 상승하는 추세를 보인다. 이러한 결과는 G7 국가의 첫 번째 시차에 대한 재정지출에서도 확인된다. 또한 몇 개의 분기를 제외하고는 우리나라 및 G7 국가의 재정지출 효과가 아시아 금융위기(외환위기) 시기에 커지는 것을 보여준다. 마지막으로 G7 국가의 재정지출은 1분기를 제외한 모든 분기에서 우리나라 실질 GDP에 정의 전이효과를 보여준다.

---

20) 산출량 갭에 대한 자료의 한계로 HP-필터를 이용한다.

[표 6] G7 국가 재정지출의 전이효과

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7
η	0.014*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.014*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.014*** (0.004)	0.019*** (0.003)
γ_0	0.080 (0.051)	0.124 (0.076)	-0.009 (0.049)	0.088 (0.060)	0.072 (0.056)	0.089* (0.049)	0.081 (0.059)
γ_1	-0.212*** (0.066)	-0.212** (0.105)	-0.152 (0.100)	-0.223*** (0.078)	-0.163** (0.077)	-0.209*** (0.048)	-0.203*** (0.076)
γ_2	-0.082 (0.098)	-0.095 (0.125)	-0.101 (0.073)	-0.089 (0.097)	-0.032 (0.081)	-0.092 (0.087)	-0.080 (0.084)
γ_3	0.122 (0.079)	0.140*** (0.052)	0.179*** (0.040)	0.108 (0.083)	0.132* (0.076)	0.124* (0.069)	0.117 (0.082)
ϕ_0	0.648* (0.375)	0.677 (0.430)	0.661* (0.345)	0.483 (0.384)	0.427 (0.534)	0.213 (0.378)	0.511 (0.401)
ϕ_1	-0.355 (0.546)	-0.327 (0.400)	-0.206 (0.445)	-0.521 (0.500)	0.433 (0.660)	0.097 (0.512)	-0.562 (0.504)
ϕ_2	0.856** (0.345)	0.816*** (0.307)	0.901*** (0.261)	0.687** (0.326)	1.391*** (0.465)	0.976*** (0.283)	0.795** (0.333)
ϕ_3	0.916*** (0.316)	0.895*** (0.309)	0.901*** (0.291)	0.799** (0.316)	1.171** (0.474)	0.632* (0.354)	0.967*** (0.337)
θ_0		-0.070 (0.114)	0.292* (0.153)	-0.097 (0.173)	0.384 (0.646)	1.276* (0.766)	-0.360 (0.548)
θ_1		0.093 (0.139)	-0.115 (0.208)	0.249 (0.153)	0.235 (0.731)	-1.043*** (0.367)	0.698 (0.528)
θ_2		0.090 (0.126)	0.022 (0.110)	0.148 (0.114)	-1.162** (0.517)	0.280 (0.347)	-0.938** (0.453)
θ_3		0.007 (0.200)	-0.169 (0.229)	0.190 (0.231)	-0.446 (0.605)	1.032 (0.899)	-1.318*** (0.490)
μ_0		0.021** (0.009)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.022** (0.010)	-0.003 (0.006)	-0.001 (0.003)
μ_1		0.010 (0.009)	-0.004 (0.005)	-0.006*** (0.002)	0.015 (0.010)	0.004 (0.006)	-0.004* (0.002)
μ_2		0.014 (0.010)	-0.016** (0.007)	-0.002 (0.002)	0.014 (0.010)	-0.014** (0.007)	-0.002* (0.001)
μ_3		0.002 (0.006)	0.011** (0.004)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.006)	0.010** (0.004)	-0.004** (0.002)
DW	2.052	2.070	2.091	2.057	2.094	2.060	2.057
Q(3)	0.408	0.566	0.865	0.667	0.563	0.449	0.720
Q(6)	9.563	7.596	7.410	6.046	7.360	9.897	5.642

주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

[표 7] 개별 G7 국가 재정지출의 전이효과

	캐나다	프랑스	독일	이탈리아	일본	영국	미국
η	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.012*** (0.003)
γ_0	0.109* (0.056)	0.149* (0.082)	0.102* (0.059)	0.097 (0.069)	0.139* (0.072)	0.098* (0.059)	0.075 (0.068)
γ_1	-0.195*** (0.074)	-0.229*** (0.079)	-0.242*** (0.080)	-0.243*** (0.080)	-0.236*** (0.069)	-0.206*** (0.063)	-0.270*** (0.071)
γ_2	-0.015 (0.101)	-0.068 (0.090)	-0.040 (0.080)	-0.066 (0.078)	-0.056 (0.109)	-0.045 (0.116)	-0.068 (0.155)
γ_3	0.194** (0.079)	0.168* (0.091)	0.162* (0.094)	0.147 (0.092)	0.158* (0.081)	0.187** (0.085)	0.171** (0.080)
ϕ_0	-0.024 (0.126)	0.414 (0.343)	0.185* (0.102)	0.238 (0.156)	0.195 (0.138)	-0.051 (0.079)	0.424*** (0.121)
ϕ_1	-0.249*** (0.129)	-0.454* (0.254)	0.014 (0.087)	0.240 (0.156)	0.199** (0.093)	-0.221 (0.151)	0.096 (0.189)
ϕ_2	0.149 (0.121)	0.902** (0.384)	0.082 (0.146)	0.391 (0.246)	0.169 (0.162)	0.069 (0.079)	0.075 (0.251)
ϕ_3	0.282** (0.109)	0.027 (0.296)	0.129 (0.111)	0.108 (0.127)	0.361*** (0.071)	0.064 (0.079)	-0.156 (0.197)
DW	2.063	2.051	2.035	2.048	2.013	2.063	2.034
Q(3)	0.863	0.269	0.459	0.590	0.279	0.523	0.356
Q(6)	9.569	12.697**	9.445	7.619	11.792*	9.297	8.815

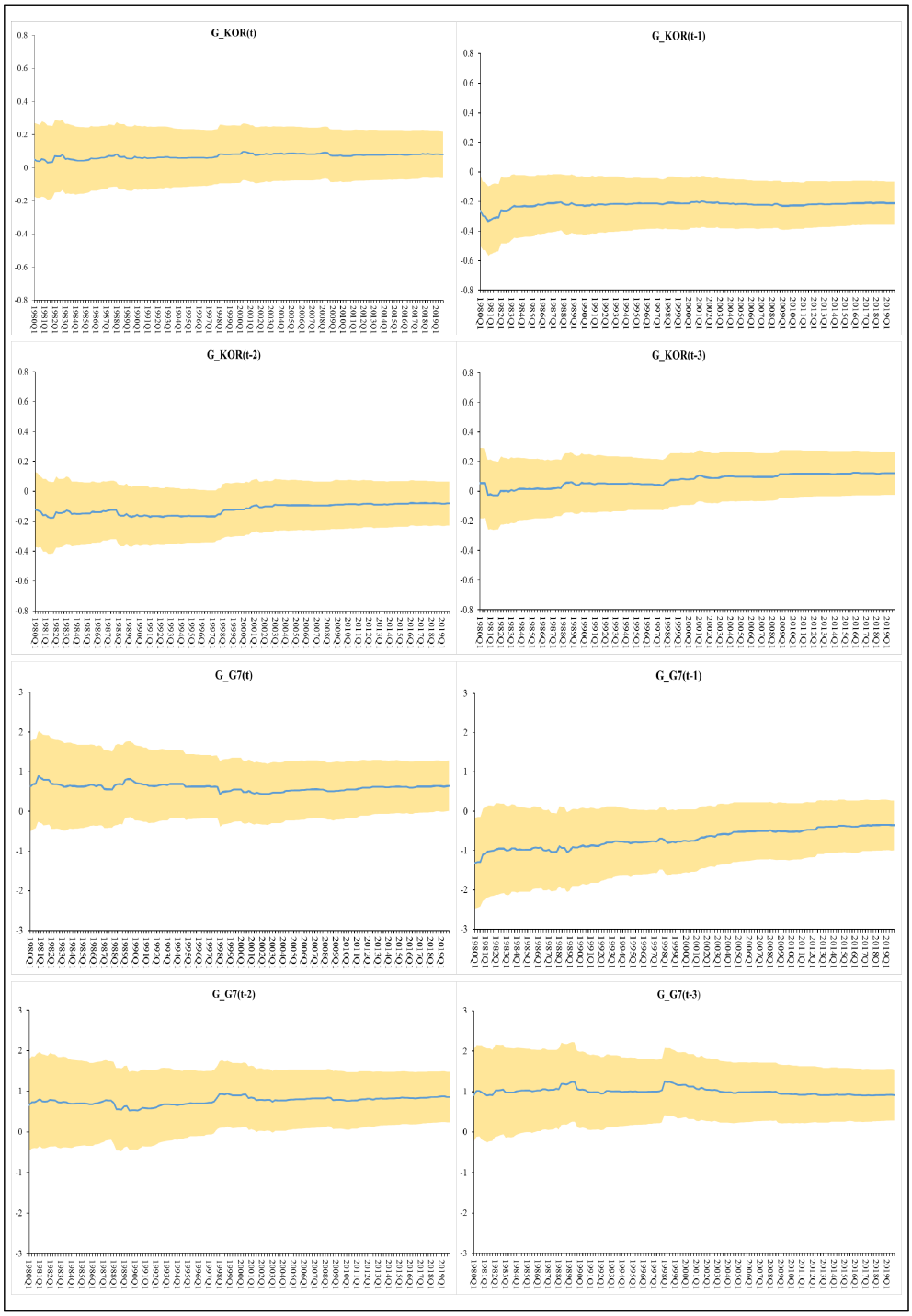
주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

[표 8] 경기 상태에 따른 재정지출의 전이효과

	캐나다	프랑스	독일	이탈리아	일본	영국	미국
η	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
γ_0	0.089* (0.049)	0.127* (0.067)	0.089* (0.049)	0.093 (0.073)	0.118** (0.052)	0.080 (0.055)	0.076 (0.053)
γ_1	-0.184*** (0.045)	-0.203*** (0.042)	-0.217*** (0.057)	-0.213*** (0.070)	-0.208*** (0.039)	-0.199*** (0.051)	-0.232*** (0.046)
γ_2	-0.056 (0.117)	-0.121 (0.130)	-0.094 (0.137)	-0.109 (0.097)	-0.101 (0.112)	-0.108 (0.150)	-0.102 (0.124)
γ_3	0.150** (0.058)	0.097 (0.066)	0.088 (0.102)	0.090 (0.081)	0.102 (0.071)	0.103 (0.065)	0.108 (0.072)
ϕ_0	-0.087 (0.121)	0.219 (0.330)	0.175* (0.091)	0.023 (0.140)	0.044 (0.107)	-0.058 (0.087)	0.255*** (0.094)
ϕ_1	-0.348*** (0.099)	-0.441* (0.259)	0.052 (0.066)	0.075 (0.117)	0.082 (0.097)	-0.221 (0.150)	0.011 (0.158)
ϕ_2	-0.052 (0.095)	0.738** (0.284)	0.105 (0.122)	0.248 (0.204)	0.051 (0.115)	-0.004 (0.089)	-0.032 (0.196)
ϕ_3	0.085 (0.085)	0.064 (0.217)	0.131 (0.091)	-0.032 (0.131)	0.236*** (0.060)	0.017 (0.076)	-0.274* (0.147)
DW	2.032	2.002	1.992	2.002	1.962	2.008	1.982
Q(3)	1.522	1.001	1.062	1.297	1.217	0.713	0.604
Q(6)	6.049	6.513	4.669	4.857	6.813	3.379	4.740

주: ***, **, *는 각각 1%, 5% 및 10%의 유의수준을 의미함

[그림 1] 반복 추정



주: 노란색 영역은 95% 신뢰구간을 의미함

[그림 2]는 G7에 포함된 개별 국가의 현재 재정지출이 우리나라의 미래 실질 GDP에 미치는 전이효과에 대해 보여주고 있으며, 95% 신뢰구간도 같이 표현되어 있다. 이러한 분석은 특정 시점의 재정지출 충격이 시간의 경과에 따라 미래 실질 GDP에 어떤 영향을 미치는지 분석하는 것이므로 충격 반응함수라고 할 수 있다. 이 결과에 대한 추정식은 다음과 같다.

$$\frac{Y_{t+h}-Y_{t-1}}{Y_{t-1}}=\eta+\sum_{j=1}^{n}\beta_j y_{t-j}+\sum_{j=0}^{n}\gamma_j \hat{g}_{t-j}^{KOR}+\sum_{j=0}^{n}\phi_j \hat{g}_{t-j}^{J}+v_t \qquad (4)$$

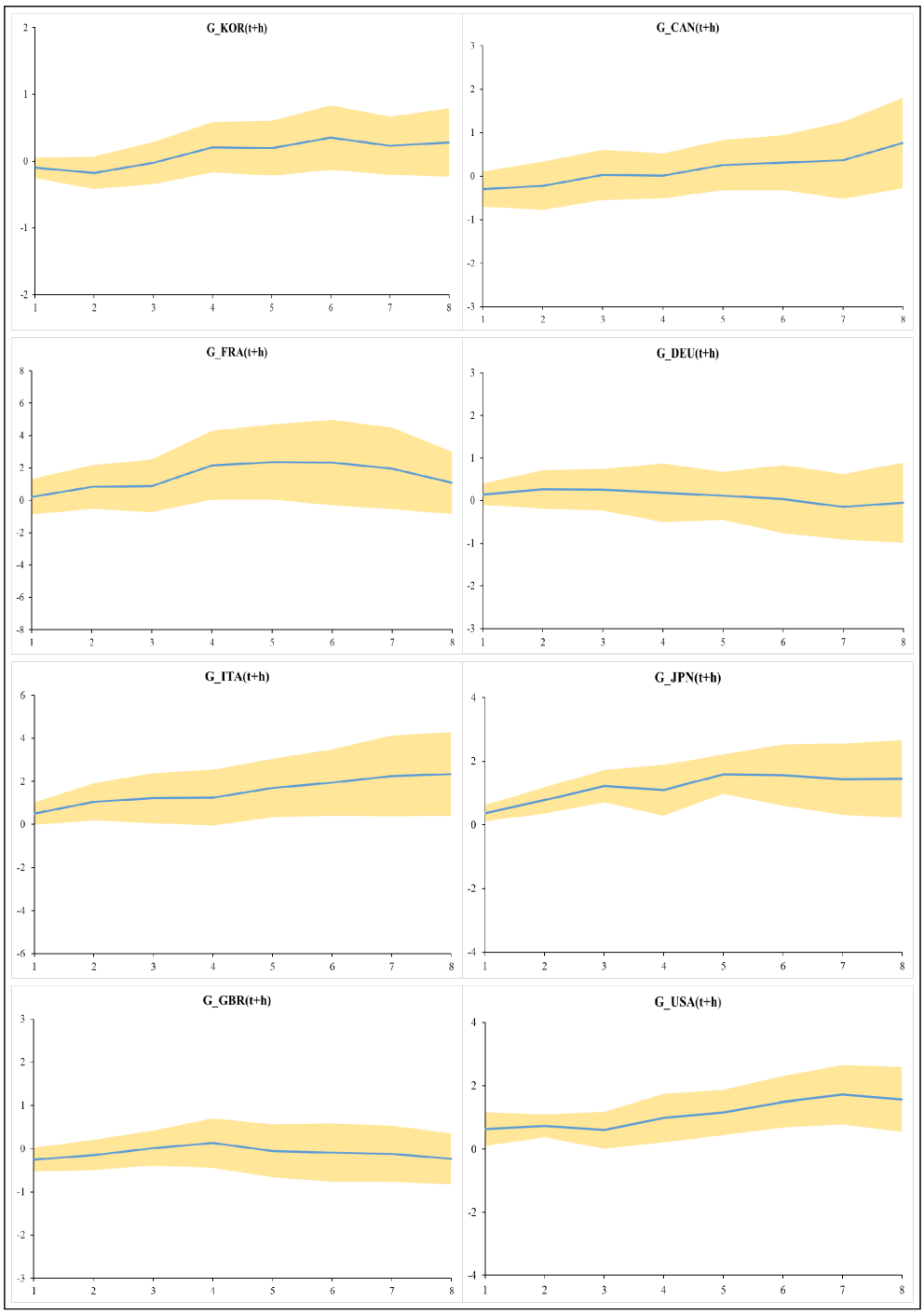
여기서 h는 미래 분기를 의미하며 본 연구에서는 총 8분기까지 고려한다. 상첨자 J는 개별 G7 국가의 식별된 재정지출을 나타낸다.[21]

먼저, 한국의 재정지출은 미래의 3분기까지 실질 GDP에 부정적인 영향을 주지만 4분기부터 정의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 캐나다의 경우에서도 확인할 수 있다. 그러나 다른 국가의 경우 우리나라 실질 GDP에 미치는 영향은 상이하다. 프랑스의 재정지출은 1분기부터 정의 파급효과를 미치면서 상승하지만 4분기 이후부터 정의 파급효과 정도가 점진적으로 하락하는 모습을 보여준다. 이러한 동태적 변화는 영국의 경우에서도 발견된다. 다만 처음 3분기까지는 우리나라 실질 GDP에 부의 전이효과를 발생시키는 것으로 나타난다. 독일의 경우에는 처음 5분기까지 정의 영향을 보이지만 그 이후 부의 영향으로 전환되는 모습을 보인다. 미국, 일본 및 이탈리아 모두 우리나라 실질 GDP에 정의 전이효과를 보인다. 다만 미국의 경우 파급효과의 크기가 다른 국가에 비해 빠르게 상승하는 것을 알 수 있다.

결론적으로, 지금까지 모든 분석에서 확인한 바와 같이 G7 국가의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 상당한 전이효과를 발생시켜 우리나라 경기 변동에 큰 영향을 끼치는 것을 알 수 있다.

21) [그림 2]는 동일 분기(j=0)에 대해 수식 (4)를 h=1~8까지의 추정한 결과를 나타낸다.

[그림 2] 미래 실질 GDP의 반응



주: 노란색 영역은 95% 신뢰구간을 의미함

V. 결론

본 연구에서는 G7 국가의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 국제적 전이효과에 대해 분석하였다. 기존의 많은 연구는 재정지출의 효과를 자국에 한정하여 분석하였다. 그러나 본 연구는 그러한 연구와 차별적으로 타국의 재정지출이 특정 국가의 경제에 미치는 영향을 분석했다는 점에서 그 기여점이 있다. 또한 본 연구에서는 G7 국가의 재정지출과 우리나라의 재정지출을 동시에 포함하여 추정함으로써 두 유형의 재정지출이 우리나라 실질 GDP에 미치는 영향을 독립적으로 분석했다는 점에서 기존에 자국 경제에 초점을 둔 연구를 포괄한다고 볼 수 있다.

기본적인 실증분석은 우리나라의 재정지출이 단기적으로 실질 GDP에 부정적인 영향을 끼친다는 결과를 제시한다. 반면 G7 국가의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 정의 파급효과를 유발한다. 그러나 비록 G7 국가라고 하더라도 그 안의 개별 국가의 재정지출이 우리나라 실질 GDP에 미치는 영향은 상이하다. 예를 들어, 캐나다와 프랑스의 재정지출은 단기에 부정적인 영향을 주지만 미국, 일본 및 독일의 재정지출은 우리나라 실질 GDP에 즉각적인 정의 효과를 발생시킨다. 그러나 이탈리아와 영국은 우리나라에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 충격 반응 분석은 이와 같은 차별적 영향을 잘 반영하고 있다.

본 연구에서 제시하는 정책적 함의는 우리나라가 경기 안정화를 달성하고자 할 때, 타국의 재정정책 충격을 고려하여 달성하는 것이 중요하다는 점이다. 그동안 통화정책 공조에 대한 논의가 활발히 이루어진 것에 비해 재정정책 공조에 대한 국제적 논의는 거의 없었다. 그에 대한 원인 중 하나로는 통화정책과 비교하여 재정정책의 시차가 상대적으로 길고 최적 집행이 어렵다는 점이다. 또한 각국이 직면한 서로 다른 국가채무 및 재정 상태로 인해 상대적으로 공조가 어려울 수 있다.

그러나 본 연구의 결과는 타국에서 발생할 수 있는 재정정책의 불확실성을 효과적으로 대응할 수 있다는 점에서 통화정책과 마찬가지로 재정정책에 대한 공조도 필요함을 보여준다. 본 연구는 재정지출 측면에서 선진국의 국제적 전이효과에 초점을 두었다. 그러나 그동안 전 세계적으로 경제 블록이 활발히 진행되었고 경제 블록 안의 경제들이 그렇지 않은 국가와 비교하여 경제적 긴밀성이 있다는 점에서 향후 그러한 경제 블록

안에서 특정 국가의 재정정책의 전이효과를 분석하는 것은 흥미로운 주제가 될 것이다.

반면 본 연구에서 제공된 결과는 한계점이 존재한다. 본 연구는 실증모형에서 실질 GDP와 재정지출을 주요 변수로 이용하여 선진국의 재정지출이 우리나라 경기 변동에 미치는 전이효과를 분석하므로 그와 연관된 다양한 파급경로에 대한 명확한 논의가 어렵다. 예를 들어, 선진국의 재정지출이 우리나라에 미치는 유의미한 영향은 우리나라와 선진국의 경기 변동의 동조화로 인한 부분도 고려할 수 있기 때문이다. 따라서 앞서 제시한 파급경로에 대한 핵심적인 변수 및 경기 변동의 동조화를 고려한 모형을 구축한 후 재정지출의 국제적 전이효과를 분석한다면 파급경로에 대한 명확한 이해를 제공할 수 있을 것이다.

참고문헌

김원기, "정부지출이 민간소비에 미치는 영향: 소득별, 연령별 이질성을 중심으로," 「예산정책연구」 제9권 제1호, 국회예산정책처, 2020, 1~27쪽.

김혜선, "무역경로를 통한 재정정책의 국제파급효과: 3국가 DSGE 모형 접근법," 「국제통상연구」 제21권 제2호, 한국국제통상학회, 2016, 29~60쪽.

김혜선·이강구, "2국가 DSGE 모형을 활용한 개방경제에서의 재정지출효과 연구," 「예산정책연구」 제2권 제3호, 국회예산정책처, 2013, 209~240쪽.

Auerbach, Alan J., and Yuri Gorodnichenko, "Output Spillovers from Fiscal Policy," *American Economic Review*, vol.103 no.3, 2013, pp.141-146.

Blanchard, Olivier, and Roberto Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, vol.117 no.4, 2002, pp.1329-1368.

Corsetti, Giancarlo et al., "What Determines Government Spending Multipliers?," *Economic Policy*, vol.27 no.72, 2012, pp.521-565.

Devereux, Michael. B., and Changhua Yu, "Models of International Fiscal Spillovers," *Economics Letters*, vol.175, 2019, pp.76-79.

Faccini, Renato, Haroon Mumtaz, and Paolo Surico, "International Fiscal Spillovers," *Journal of International Economics*, vol.99, 2016, pp.31-45.

Hall Robert E.,"By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, no.15496, 2009.

Ilori, Ayobami E., Juan Paez-Farrell, and Christoph Thoenissen, "Fiscal Policy Shocks and International Spillovers," *European Economic Review*, vol.141, 2022, 103969.

Ilzetzki, Ethan, Carmen M. Reinhart, and Kenneth S. Rogoff, "The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, no.23135, 2017.

Ilzetzki, Ethan, Enrique G. Mendoza, and Carlos A. Vegh, "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?," *Journal of Monetary Economics*, vol.60, no.2, 2013, pp.239-254.

Konstantinou, Panagiotis Th., and Andromachi Partheniou, "The Effects of Government Spending over the Business Cycle: A Disaggregated Analysis for OECD and Non-OECD Countries," *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol.80, 2021, pp.809-822.

Mountford, Andrew, and Harald Uhlig, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?," *Journal of Applied Econometrics*, vol.24 no.6, 2009, pp.960-992.

Perotti, Roberto, "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics*, vol.114 no.4, 1999, pp.1399-1436.

Ramey, Valerie A., "Can Government Purchases Stimulate the Economy?," *Journal of Economic Literature*, vol.49 no.3, 2011, pp.673-685.

Ramey, Valerie A., and Matthew D. Shapiro, "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* vol.48, 1998, pp.145-194.

International Spillover Effects of Fiscal Spending in Advanced Economies on Business Cycles in Korea

Choi, Yoonseok*

Abstract

One of challenges for a country to achieve economic stability is an economic shock emanating from other countries. This paper explores cross-country spillover effects of fiscal spending in advanced economies on business cycles in Korea using a two-step estimation approach. The baseline result reveals that average fiscal spending in advanced economies has significant positive effects on real GDP in Korea. The result, however, hinges fundamentally on different economic environments such as exchange rate regime, financial crisis and trade openness. Furthermore, fiscal spending in individual advanced countries has substantially different impacts on business cycles in Korea.

□ Keywords: Fiscal Spending, International Spillover, Identification on Fiscal Spending, 2-step Estimation Approach

* Associate Professor, Department of Economics, Chonnam National University

▌ **예산정책연구** 제12권 제2호 2023. 6. pp.31-66 https://doi.org/10.35525/nabo.2023.12.2.002

제20대국회의 법률안 공동발의 네트워크 분석: 재정부담과 규제를 중심으로

윤주철* 신헌태**

국문초록

본 논문은 제20대국회(2016. 5. 30.~2020. 5. 29.)의 의원발의안 21,594건에 대한 법률안 공동발의 네트워크(cosponsorship network)를 분석하였다. 모든 법률안에 대해 대표발의자와 공동발의자를 구분하여 공동발의를 제안하고 제안 받는 것을 고려한 '방향성 있는 가중 네트워크'(directed and weighted network)를 구성하고, 지출, 수입, 규제라는 법률안 유형에 따른 네트워크의 특성을 네트워크 수준과 노드 간 관계(중심성)를 중심으로 비교 분석하였다. 네트워크 수준에서 볼 때 공동발의 네트워크는 매우 조밀하면서 정당 간 분절된 형태를 보였으며, 의원 간 양자 관계를 고려한 상호성 측면에서 상부상조 현상이 규제강화법률안 네트워크와 지출부담법률안 네트워크에서 강하게 나타났다. 삼자 관계를 고려한 이행성 측면에서는 수입부담법률안 네트워크가 다른 네트워크에 비해 덜 뭉쳐있는 것으로 나타났다. 노드 간 관계(중심성)를 보면, 초선의원의 경우 네트워크 자원이 부족할 수 있으나, 상대적으로 매개중심성이 높아 법률안 공동발의에 적극적으로 참여함으로써 국회 내 지위 등의 열세를 만회하려는 것으로 나타났다. 또한, 위원장 경험이 있는 의원들의 중심성 지표가 높아 법률안 공동발의에서 중추적인 역할을 하는 것으로 나타났으며, 정당별로 중심성 지표는 모두 통계적으로 유의한 차이가 있어 정당별 의원들의 공동발의 특성이 나타났다.

□ 주제어: 의원발의안, 공동발의, 네트워크 분석, 중심성

투고일: 2023. 1. 27. 수정일: 2023. 4. 25. 게재확정일: 2023. 6. 2.

* 제1저자: 국회예산정책처 추계세제분석관 (yjc@nabo.go.kr)

** 교신저자: 국회예산정책처 추계세제분석관 (heontshin@nabo.go.kr)

Ⅰ. 서론

국회의원은 10인 이상의 찬성으로 법률안을 발의할 수 있다(「국회법」 제79조). 따라서 법률안을 발의하는 의원('대표발의자')은 자신의 법률안에 찬성하는 의원('공동발의자')을 최소 9명 확보하여야 한다. 이처럼 법률안을 매개로 공동발의를 제안하는 의원과 공동발의를 제안 받는 의원 간에 '공동발의 관계'가 맺어짐으로써 법률안마다 하나의 네트워크(network)가 형성된다. 법률안 공동발의 네트워크(cosponsorship network)는 그동안 주로 정치학이나 사회학 분야에서 큰 관심을 받아왔는데, 입법 과정은 민주주의 국가에서 정책 과정의 핵심이라는 점에서 입법 현상에 대한 네트워크 분석 연구는 정책학 분야에서도 중요한 연구대상이 된다. 나아가 네트워크 분석은 외생적인 것으로 간주되는 정치사회 환경을 고려하는 입법 연구 경향을 넘어 행위자로서 입법자의 중요성과 그 행위자 간의 사회연결을 직접적으로 고려할 수 있도록 한다는 점에서 입법 연구의 발전을 위해서도 그 의의가 있다.

법률안 공동발의 네트워크에 대한 기존의 선행연구를 보면, 법률안 공동발의 요건이 완화된 제16대국회(2000. 5. 30. ~ 2004. 5. 29.) 이후에 관련 연구가 활성화된 것을 확인할 수 있다. 제16대국회 후반인 2003년 2월 「국회법」 개정으로 국회의원이 법률안을 발의할 수 있는 최소 인원 요건이 20인에서 10인으로 완화되었으며, 의원발의안 수는 제15대국회에서 806건, 제16대국회에서 1,651건에서 제17대국회 5,728건으로 크게 증가하였다. 본 연구의 분석대상인 제20대국회(2016. 5. 30. ~ 2020. 5. 29.)의 경우 의원발의안 수가 21,594건으로 제19대국회 15,444건에 비해 40% 증가하였으며, 제16대국회에 비해서는 13배 증가한 규모이다.

이처럼 의원발의안이 증가하고 의원발의안에 대한 네트워크가 복잡해짐에 따라 법률안 공동발의 네트워크 분석에 관한 연구 역시 그 중요성이 강화되고 있는데, Salancik (1995)의 표현을 빌자면 네트워크 이론은 기존 조직이론이 지니는 한계, 즉 나무만 보고 숲은 보지 못하는 경향이나 개별 조직의 행동에 초점을 두나 행동의 조직화는 상대적으로 도외시하는 경향을 개선하는 방향으로 전개되고 있다. 다만 기존 연구에서는 일부 연구(장덕진 2011; 박찬무·장원철 2017)를 제외하면 네트워크 분석의 대상이 특정 상임위원회 소관 법률안이거나 특정 분야에 한정된 경우가 많았다. 그러나 네트워크 분

석이 지니는 이점을 부각하고, 네트워크의 속성이 법률안 가결에 미치는 영향 분석 등을 위해 네트워크 분석을 통해 산출할 수 있는 정보를 충분히 활용하기 위해서는 전체로서 네트워크에 대한 기술과 분석이 선행될 필요가 있다. 이에 본 연구는 제20대국회의 모든 의원발의안에 대해 네트워크 분석을 시도한다.

한편 의원발의안의 증가 추세에서 두드러지는 특징 중 하나는 재정부담을 야기하는 법률안도 함께 증가하고 있다는 점이다. 국회의안정보시스템에 따르면, 정부의 재정부담을 초래하는 의원발의안 수는 제20대국회의 경우 4,123건으로, 제17대국회(1,372건), 제18대국회(3,897건), 제19대국회(4,080건) 이후 지속하여 증가하고 있다.[1] 특히 한정된 자원을 배분하는 것과 밀접한 관련이 있는 '재정부담법률안'의 경우 의원 간 협력적 관계가 두드러질 것으로 예상할 수 있으므로 다른 법률안과 달리 공동발의에 참여한 의원들이 더 호혜적인(reciprocal) 관계를 형성할 것으로 기대할 수 있다. 따라서 본 연구는 의원발의안을 재정부담법률안과 그렇지 않은 법률안으로 구분한다.

또한 재정부담을 야기하지 않는 법률안은 규제 법률안과 기타 법률안으로 구분하고자 한다. 규제 법률안을 둘러싼 정치적 과정을 고려할 때 재정부담을 초래하지 않는 법률안을 규제 법률안과 기타 법률안으로 구분하여 공동발의 네트워크 속성에 차이가 있는지도 추가로 확인하고자 한다. 정책 유형에 따라 의제설정이나 입법 과정이 어떻게 달라지는지에 대해서는 정책학의 주요 이론에서 논의하고 있으나,[2] 정책 유형과 네트워크의 형성 또는 의원 간 협력관계에 대해서는 이론적 근거가 불명확한 측면이 있다. 따라서 본 연구는 법률안의 유형에 따라 공동발의 네트워크가 다를 수 있다는 하나의 가설에 대한 탐색적 연구의 성격을 지닌다.

이에 본 연구는 제20대국회에서 국회의원이 발의한 모든 법률안 21,594건을 대상으로 공동발의 네트워크를 구성하고, 법률안 유형에 따른 네트워크 속성을 비교·분석한다. 비교 기준은 기존 연구와 네트워크 분석의 표준적인 지표를 중심으로 하는데, 네트워크 수준에서의 특성은 노드(의원) 수, 링크(연결) 수, 밀도(density), 상호성(호혜성, reciprocity), 이행성(transivity)을 중심으로 설명하며, 각각의 네트워크에서 노

1) 국회, 국회의안정보시스템. 〈http://likms.assembly.go.kr/bill/main.do, 접속: 2023. 6. 5.〉
2) 관련성 있는 기존 이론으로 위원회 중심의 철의 삼각형 이론, 또는 이슈 네트워크 이론(Heclo 1978; Gormley 1986) 등이 있으나, 법률안 공동발의와는 다른 차원의 네트워크에 대한 논의라는 점에서 직접 원용하기는 적절하지 않은 측면이 있다.

드(의원)의 역할은 다양한 중심성(centrality) 지표를 중심으로 설명하고자 한다. 제Ⅰ장 서론에 이어 제Ⅱ장에서 법률안 공동발의 네트워크에 대한 선행연구를 검토하고, 네트워크 분석의 주요 비교 기준 내지는 지표에 대해 설명한다. 제Ⅲ장에서는 제20대국회의 법률안 공동발의 현황과 동 자료에 근거하여 공동발의 네트워크 형성에 대해 상세히 서술한다. 또한 제20대국회의 의원발의안을 유형화하여 유형별 네트워크를 추가로 구성한다. 제Ⅳ장에서는 법률안 유형별 공동발의 네트워크의 특성과 노드 간 관계를 비교·분석하고, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 한계를 서술한다.

Ⅱ. 법률안 공동발의 네트워크에 관한 논의

1. 선행연구

국회의원의 법률안 발의(sponsorship)는 특정 사안에 대해 자신의 정치적 입장을 표명하고 문제점을 해결하기 위한 대안을 제시함으로써 유권자에게 지지를 호소하는 의정활동의 하나이다. 공동발의(cosponsorship)는 다수의 국회의원이 이러한 발의 행위에 직접 참여함으로써 사안에 대한 관점과 관심도를 결집하는 것으로 이해할 수 있다(서인석·윤병섭·조일형 2014). 또한 발의와 공동발의는 다른 의정활동에 비해 비용이 많이 발생하지 않아 상대적으로 '손쉬운' 수단이기도 하다(장덕진 2011; Burkett 1997; Fowler 2006b). 특히 2003년 2월「국회법」개정으로 국회의원이 의안을 발의할 수 있는 요건이 '20인 이상의 찬성'에서 '10인 이상의 찬성'으로 완화되어 제16대국회 후반부터 의원발의안이 크게 증가하였다. 우리나라에서 법률안 공동발의에 대한 연구는 제16대국회 보건복지위원회 소관 법률안을 대상으로 한 염유식(2007) 외에는 의원발의안 수가 크게 증가한 제17대국회 이후의 일이기도 하다.

국회의원의 법률안 공동발의에 관한 선행연구를 보면, 공동발의 현상의 분석에는 기본적으로 네트워크 분석(network analysis)이 활용되며, 염유식(2007), 이병규·염유식(2009), 장덕진(2011) 등의 연구 이후 법률안 공동발의 네트워크 분석이 본격화되었다. 특히 염유식(2007)과 이병규·염유식(2009)은 네트워크 분석에서 도출된 의원의 네트워크 내 지위나 특성값을 설명변수로 하여 회귀분석을 통해 법률안의 가결에 미치는 영향을 검토하거나 네트워크 분석의 일환인 지수무작위그래프모형(ERGM; Exponential Random Graph Model)을 통해 네트워크의 형성에 미치는 영향을 통계적으로 검정한 바 있다. 장덕진(2011)은 제17대국회 법률안 전체를 대상으로 네트워크 분석을 수행하였다는 점에서 그 의의가 있다. 여기에서는 시기 순으로 주요 선행연구를 정리하여 역대 국회기간별로 법률안 전체 혹은 특정 소관위원회를 중심으로 어떠한 공동발의 네트워크 분석이 이루어졌는지를 확인하고자 한다.

먼저, 염유식(2007)은 제16대국회의 보건복지위원회 소관 법률안에 대해 공동발의 네트워크가 법률안의 가결 여부에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 법률안의 가결 여부에 영향을 미치는 기존 연구와 달리 네트워크 분석에 기반하여 의원의 공동발의 네

트워크에서의 역할 내지는 위치를 핵심 설명변수로 설정하고 가결에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 검정하였다는 점에서 그 의의가 있다. 특히 의원의 네트워크 속성 중 중개자 역할(brokage)에 주목해 중개자를 세분하였는데, 중개자(조정자나 대리인)는 법률안 가결에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이병규·염유식(2009)은 제17대국회에서 발의된 역시 보건복지위원회 소관 법률안에 대해 공동발의 네트워크를 지수무작위그래프모형을 통해 분석하였다. 분석의 대상이 된 네트워크는 염유식(2007)과 달리 대표발의자와 공동발의자 간 방향성을 고려한 방향 네트워크였다. 네트워크 형성의 원리인 상호성(호혜성)과 이행성이 공동발의 네트워크에서도 중요한 역할을 하고 있으며, 여당 내 공동발의 경향이 있고, 여당이 야당보다 공동발의를 더 제안하거나 제안 받지는 않으나 집중도 측면에서 여당이 더 제안하거나 제안 받는다고 하였다.

장덕진(2011)은 제17대국회의 법률안 전체를 대상으로 한 공동발의 네트워크와 의원 간 친분 네트워크를 통해 의원의 법률안 발의 행태를 분석하였다. 방향성을 반영하면서 시기별로 구성한 공동발의 네트워크에서 의원의 역할 내지 지위를 다양한 중심성 지표로 분석하였는데, 중심성 지표 및 시기에 따라 정당별로 의원의 발의 행태가 다르게 나타났다. 그리고 언론사의 설문조사에 근거한 '비공식적' 친분 네트워크를 공동발의 네트워크와 비교하여 분석한 결과, 3선 이상의 의원들의 경우 각각의 네트워크에서 도출한 중심성 지표 간 상관관계가 부(負)의 관계가 있는 것으로 나타나 고참의원의 입법활동 정도가 상대적으로 작은 것으로 나타났다.

이현우(2011)는 제18대국회 전반기[3]의 문화체육관광방송통신위원회 소관 법률안에 대해 공동발의 네트워크를 분석하면서, 이전 연구들과 달리 대표발의자와 공동발의자의 공동발의 횟수를 가중치로 하는 네트워크를 구성하였다. 분석결과, 정당별 분화 양상이 뚜렷하게 나타났으며, 영호남 등 주요 지역별로, 그리고 법조·시민단체 등 특정 경력별로 밀집 경향이 있는 것으로 나타났다. 해당 위원회에 소속된 의원이 중심부에 위치하나, 국회운영위원회 소속 의원의 위세중심성(eigenvector centrality)이 높아 법률안의 가결 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 또한 정당 위주의 파당(clique)이 형성되어 있는 것으로 나타났다.

---

3) 실제 기간은 후반기 일부도 포함된 2008년 5월 30일부터 2010년 9월 30일까지이다.

나아가 박찬무·장원철(2017)은 제17대국회의 법률안을 대상으로 대표발의자와 공동발의자 간의 방향성과 가중치 모두를 고려한 네트워크를 구성하고 이에 대한 지수무작위그래프모형(ERGM for Valued Network) 적용을 통해 공동발의 네트워크를 분석하였다. 공동발의 네트워크에서 가장 큰 영향을 주는 요인은 공동발의를 제안하는 의원과 제안 받는 의원이 같은 당 소속인지 여부인 것으로 나타났으며, 이 연구는 의원들의 호혜성 중 정당 효과에서 비롯되는 부분을 추가로 분석하였다.

위의 선행연구들은 법률안의 포괄 범위가 상대적으로 넓은 편인데, 특정 영역의 법률안에 한정하여 공동발의 네트워크를 분석한 연구들도 있다. 예를 들어, 민기채·김영미(2012)는 제18대국회 전반기의 5대 사회보험(국민연금, 건강보험, 산재보험, 고용보험, 노인장기요양보험) 관련 법률안, 김경식·장미란(2014)은 제17·18대국회 체육법안, 김혜영·박지홍(2020)은 제19대국회의 도서관법안 관련 공동발의 네트워크를 분석하였다. 서인석·윤병섭·조일형(2014)은 제18대국회의 성폭력방지법안 관련 공동발의 네트워크를, 김하영·강버들(2018)은 제19대국회 다문화가족지원법안 공동발의 네트워크를 대상으로 지수무작위그래프모형(ERGM)을 통해 분석하였다.

해외에서도 법률안 공동발의 네트워크 연구는 역사가 그다지 길지 않은 편이나 주요 연구를 보면, 공동발의 네트워크 자체를 형성하는 연구와 이러한 네트워크가 법률안 가결이나 의원의 투표 행태, 그리고 입법 성과(또는 생산성)에 미치는 영향 연구 등으로 구분할 수 있다. 전자는 공동발의 네트워크의 특성을 파악하는 것이 주된 연구목적으로 네트워크의 특징을 보여줄 수 있는 다양한 지표를 제시하고 지표 간 차이를 설명하거나, 연구자에 따라서는 새로운 지표를 제시하기도 한다. 대표적인 연구로는 Burkett(1997), Fowler(2006a; 2006b) 등이 있다.

Burkett(1997)은 미국 제93~101대 의회를 대상으로 상원에서 발의된 법률안에 대해 공동발의 네트워크를 분석하였다. 공동발의에 있어 의원 간 양자관계(dyads)는 상호관계, 비대칭적 일방적 관계 등 방향성을 고려하여 분석하였으며, 이러한 양자관계에 대한 분석을 바탕으로 네트워크 수준의 밀도, 상호성뿐 아니라 노드(의원)의 개인 속성(당선횟수, 소속 정당, 이념, 리더십 등)에 따른 평균 공동발의 건수와 중심성(연결중심성, 연결강도) 등을 분석하였다. 나아가 시기별로 발의자의 당선횟수, 이념 및 소속 정당, 리더십 등과 네트워크 특성 간의 상관관계를 분석하였다. 같은 정당이고 이데올로기가 유사한 의원 간에 공동발의 관계가 형성될 확률이 높은 것으로 나타났는데, 당

선횟수가 높을수록(고참의원일수록) 공동발의 제안을 더 받을 것이라는 가설은 통계적으로 유의하게 지지되지 않았다.

Fowler(2006a)는 미국 상원을 중심으로 1973년부터 2004년 기간의 법률안에 대해 공동발의 네트워크 분석을 수행하였는데, 공동발의 네트워크는 거의 모든 의원이 연계된 조밀한 네트워크로서 네트워크의 뭉침계수(clustering coefficient)가 매우 크다는 것을 확인하였다. 나아가 전통적인 중심성 지표(연결중심성, 근접중심성, 매개중심성) 외에 공동발의 횟수와 법률안별 공동발의자 수를 고려하여 '연계성'(connectedness)이라는 새로운 지표를 통해 연계성이 높은 의원 간의 관계를 파악하였다. 그리고 Fowler(2006b)는 Fowler(2006a)와 마찬가지로 1973년부터 2004년 기간의 법률안을 대상으로 하면서도, 미국 의회(하원과 상원)의 28만여건에 대해 공동발의 네트워크를 구성하여 중심성이 높은 의원, 즉 법률안 공동발의에서 영향력이 있는 의원들을 추정하였다. 연계성이 높은 의원들은 상임위원회의 위원장이거나 고참의원인 경우가 많았고 같은 지역이거나 특정 이슈를 공유하는 경우도 많았다. 특히 연계성이 높은 의원이 발의한 법률안이 가결 가능성이 큰 것으로 나타나 동 지표가 의원의 입법 영향력(legislative influence)을 보여주는 강력한 지표라고 하였다.

한편 법률안 공동발의 또는 의원 간 협력관계가 법률안 가결이나 의원의 투표 행태, 그리고 의원 개인의 입법 성과(또는 생산성)에 미치는 영향 연구에서도 네트워크 분석이 활용되고 있다. Tam Cho and Fowler(2010)는 미국 상하원의 1973~2004년 기간의 법률안 공동발의를 대상으로 네트워크 분석을 하고, 네트워크의 평균 경로 길이(average path length)와 뭉침계수를 산출하였다. 이러한 네트워크 속성은 중요법률안의 가결에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 하원의 경우 뭉침계수가 높고 평균 경로 길이가 짧을수록 중요법률안의 가결 수가 증가하는 것으로 분석되었다.

Battaglini et al.(2018)은 미국 제109~113대 의회를 대상으로 하원의원을 분석단위로 하여 공동발의 네트워크 연결(the network of cosponsorship links)로 측정한 사회적 연결(social connection)이 하원의원의 입법 효과성(legislative effectiveness)에 미치는 영향에 대하여 이론 모형을 설정하고 실증분석을 통해 이를 검정하였다. 분석결과, 의원의 입법 효과성이 입법자 특성을 가중치로 하는 의원의 Katz-Bonacich 중심성(centrality)에 비례하는 것으로 나타났다.

[표 1] 법률안 공동발의 네트워크 분석에 관한 선행연구

연구	분석대상		네트워크 종류	분석방법
	시간 범위	공간 범위		
염유식(2007)	제16대	보건복지위원회	비방향 비가중 시기별 네트워크	네트워크 분석
이병규·염유식(2009)	제17대	보건복지위원회	방향 비가중 네트워크	ERGM
장덕진(2011)	제17대	전체	방향 비가중 시기별 네트워크	네트워크 분석
이현우(2011)	제18대 전반기	문화체육관광 방송통신위원회	비방향 가중 네트워크	네트워크 분석
민기채·김영미(2012)	제18대 전반기	5대 사회보험 법안	비방향 비가중 네트워크	네트워크 분석
김경식·장미란(2014)	제17대·제18대	체육법안	비방향 가중 네트워크	네트워크 분석
서인석 외(2014)	제18대	성폭력방지법안	방향 비가중 네트워크	ERGM
박찬무·장원철(2017)	제17대	전체	방향 가중 시기별 네트워크	ERGM
김하영·강버들(2018)	제19대	다문화가족지원 법안	방향 비가중 네트워크	ERGM
김혜영·박지홍(2020)	제19대	도서관법안	비방향 가중 시기별 네트워크	네트워크 분석
Burkett(1997)	1973~1990	미국 의회 상원 전체	방향 비가중 (상원) 네트워크	네트워크 분석
Fowler(2006a)	1973~2004	미국 의회 상원 전체	방향 비가중 (상원) 네트워크	네트워크 분석
Fowler(2006b)	1973~2004	미국 의회 상·하원 전체	방향 비가중 상·하원별 네트워크	네트워크 분석
Tam Cho and Fowler (2010)	1973~2004	미국 의회 상·하원 전체	방향 비가중 상·하원별 네트워크	네트워크 분석
Battaglini et al. (2018)	2005~2014	미국 의회 하원 전체	비방향 가중 시기별 네트워크	네트워크 분석

자료: 저자 작성

2. 네트워크의 특성과 노드의 중심성

가. 네트워크의 특성

네트워크의 모습을 기술하는 방법은 다양한데, 기본적으로 노드 수와 링크 수에 근거하여 밀도를 확인하는 것에서부터 시작할 수 있다. 선행연구에서도 확인할 수 있듯이 법률안 공동발의 네트워크는 매우 조밀한 모습을 띤다. N개의 노드와 L개의 링크를 갖는 네트워크에서 밀도(d)는 실제 링크 수를 최대 링크 수로 나눈 값($d = L/L_{\max}$)으로 구할 수 있는데, N개의 노드와 방향성 있는 네트워크의 최대 링크 수($L_{\max}$)는 $N(N-1)$이다.[4] 밀도가 높을수록 네트워크가 성기지 않고 조밀하다는 의미이다.

공동발의 네트워크에서 국회의원들은 서로 얼마나 가깝거나 멀리 있는가? 다시 말해, 네트워크에서 노드 간 거리를 측정할 수 있는가? A노드에서 B노드에 이르는 경로(path)에서 거치는 링크 수를 '경로 길이'(path length)라고 하는데, 링크 수가 가장 적은 경로를 '최단 경로', 최단 경로 상에 있는 링크 수를 '최단 경로 길이'라고 한다.[5] 이러한 경로 길이가 짧을수록 노드 간 거리가 가까워 서로 연결될 가능성이 크다.

공동발의 네트워크에서 국회의원은 양자 간에 서로 공동발의를 지원하는가? 다시 말해, A의원이 대표발의한 법안에 B의원이 공동발의를 하고, 반대로 B의원이 대표발의한 법률안에 A의원 역시 공동발의를 하였다면 호혜적인 관계로 설명할 수 있다. 이러한 호혜성은 전체 링크 수 대비 호혜적인 링크 수의 비율로 측정할 수 있다(곽기영 2017).

나아가 직접적인 양자 관계를 넘어 간접적인 관계에서도 서로 공동발의를 지원하는가에 대한 설명이 필요하다. 노드 i가 포함된 삼자 관계(triad) 수를 노드 i가 참여할 수 있는 모든 삼자 관계의 최대 개수로 나눈 값을 뭉침계수($C(i)$, clustering coefficient)라고 하는데,[6] 네트워크의 뭉침계수(개별 노드의 뭉침계수의 평균)가 높다는 것은 노

---

4) 네트워크의 모든 가능한 노드 쌍이 서로 연결되어 있을 경우(완전 네트워크 complete network) 링크 수는 최대 링크 수가 되며 밀도는 1이 된다. 네트워크의 밀도에 대한 기본 설명은 손승우 외 역(2022)을 참고하였다.

5) 방향성 있는 네트워크의 '평균 (최단) 경로 길이'($< l >$)는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$< l > = \frac{\Sigma_{ij} l_{ij}}{N(N-1)}$, l_{ij}는 노드 i와 j 사이의 최단 경로 길이, N은 노드 수

네트워크의 거리에 대한 기본 설명은 손승우 외 역(2022)을 참고하였다.

6) 노드와 네트워크의 뭉침계수(또는 이행성)에 대한 기본 설명은 손승우 외 역(2022)을 참고하였다.

드끼리 긴밀하게 연결되어 있어 서로 뭉쳐있다는 의미이다. 이러한 뭉침계수는 이행성(transitivity)과 동일 개념으로,[7] 이행성이 높을수록 네트워크의 구조적 공백(structural hole)이 감소하여(서인석·윤병섭·조일형 2014) 공동발의의 효율성이 높다고 볼 수 있다.

나. 노드의 중심성

네트워크에서 노드의 중요성은 중심성(centrality)으로 추정할 수 있는데, 중심성의 측정 지표는 다양하다(장덕진 2009; Freeman 1977).

먼저, 연결중심성(degree centrality)은 노드의 평균 링크 수를 말하는데, 노드 쌍의 직접적인 관계를 보여주므로 많고 적음 자체가 절대적 기준이 된다(이현우 2011). 연결중심성이 높으면 해당 의원이 공동발의에 많이 참여하고 있다는 의미이다. 공동발의 네트워크처럼 가중치가 있는 경우 링크 가중치의 합을 연결강도(strength)라고 한다.[8]

다음으로 근접중심성(closeness centrality, 또는 인접중심성)은 한 노드에서 다른 모든 노드까지의 거리 합의 역수로 측정하는데, 최단거리에 있는 노드가 많을수록 그 값이 커진다. 따라서 이 노드와 연결되면 보다 많은 의원과 공동발의 관계를 형성할 수 있으며(장덕진 2009), 공동발의에 함께 참여할 가능성이 높아진다(이현우 2011).

노드 i의 매개중심성(betweenness centrality, 또는 사이중심성)은 노드 h에서 j로 가는 최단 경로 중 노드 i를 통과하는 최단 경로로 측정한다. 이 노드를 거치지 않으면 평균적인 최단거리가 늘어나게 되므로(장덕진 2011), 사실상 노드 간 관계를 통제할 수 있는 노드이며(장덕진 2009), 공동발의에 있어 다른 의원들의 자신에 대한 의존도를 높이는 방식으로 활동한다고 볼 수 있다.[9]

---

7) A노드가 B노드에 연결되어 있고 B노드가 C노드에 연결되어 있을 때 A노드와 C노드는 삼자 관계를 형성하며 이행성이 있다(곽기영 2017).

8) 연결강도에 대한 기본 설명은 손승우 외 역(2022)을 참고하였다.

9) 참고로 본문의 세 가지 중심성 외에 아이겐벡터중심성(eigenvector centrality, 또는 위세중심성)이 있다. 이 중심성은 특정 의원과 연계된 의원의 중심성이 커지면 그 의원의 중심성이 증가한다고 가정하고 산출하는 수치로, 네트워크에서 노드 간 관계의 연쇄적인 파급효과를 고려한 것이다(장덕진 2011).

Ⅲ. 법률안 공동발의 네트워크의 구성

1. 제20대국회의 법률안 공동발의 현황

이 연구의 분석 대상은 제20대국회(2016. 5. 30.~2020. 5. 29.)에서 국회의원이 발의한 모든 법률안(21,594건)이다. 제14대국회의(1992. 5. 30.~1996. 5. 29.) 의원발의안이 252건에 불과하였던 것을 고려하면 [그림 1]에서 확인할 수 있듯이 최근 20여년 동안 의원발의안이 매우 빠른 속도로 증가하였음을 알 수 있으며,[10] 이에 따라 법률안 공동발의 네트워크 또한 복잡해졌음을 시사한다. 우리나라에서 법률안 공동발의에 대한 네트워크 분석이 활발해진 시기 역시 앞서의 선행연구 검토에서 살펴본 바와 같이 국회의원의 법률안 공동발의 요건이 완화된 제16대국회 후반, 그리고 그에 따라 의원발의안 수가 크게 증가한 제17대국회 이후이다.

[그림 1] 역대 국회기간별 의원발의안 추이

(단위: 건)

주: 역대 국회기간은 제14대(1992~1996년), 제15대(1996~2000년), 제16대(2000~2004년), 제17대(2004~2008년), 제18대(2008~2012년), 제19대(2012~2016년), 제20대(2016~2020년)임
자료: 국회의안정보시스템 자료를 바탕으로 저자 작성

10) 같은 기간 정부제출 법률안 수를 보면, 제14대국회 581건에서 제20대국회 1,094건으로 국회기간별(대수별) 평균 995건 수준이다.

국회의원은 10인 이상의 찬성으로 법률안을 발의할 수 있는데, 의원이 법률안을 발의할 때에는 발의의원과 찬성의원을 구분하도록 되어 있다(「국회법」 제79조). 따라서 법률안 공동발의 네트워크에서 노드에 해당하는 의원은 법률안을 발의하는 의원('대표발의자')과 법률안에 찬성하는 의원('공동발의자')으로 구분된다. 의원발의안의 대표발의자와 공동발의자에 대한 자료는 국회의안정보시스템에서 법률안별로 확인할 수 있다. 제20대국회의 경우 모든 국회의원이 최소 1건 이상의 법률안을 대표발의하였으며(최대 696건, 평균 67건), 최소 10건 이상의 법률안에 공동발의자로 참여하였고(최대 3,881건, 평균 776건), 법률안별 공동발의자 수는 최소 9명에서 최대 224명(평균 11명)이다([표 2], [그림 2]).[11)]

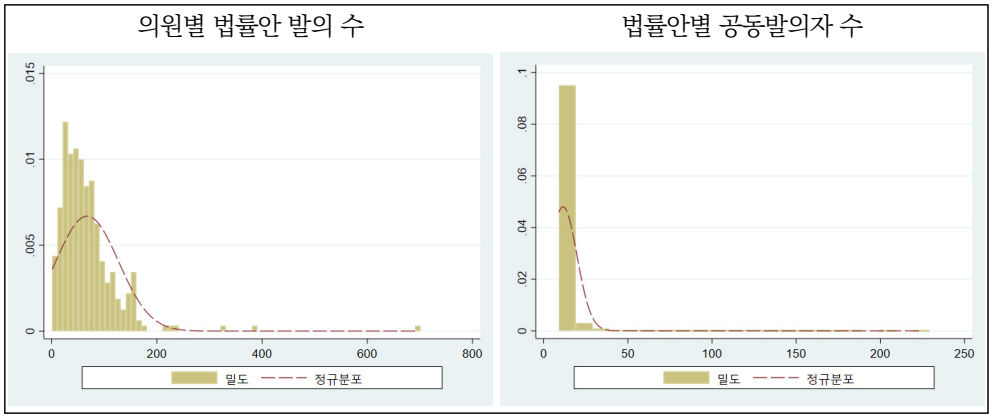
[표 2] 제20대국회 의원별 법률안 발의 수 및 법률안별 공동발의자 수 현황

(단위: 건)

구분	의원별 법률안 대표발의 수	의원별 법률안 공동발의 수	법률안별 공동발의자 수
최솟값	1	10	9
최댓값	696	3,881	224
단순평균(중앙값)	67(56)	776(646)	11(10)

자료: 국회의안정보시스템 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 2] 제20대국회 의원별 법률안 발의 수 및 법률안별 공동발의자 수 분포



자료: 저자 작성

11) 일부 법률안(6개)은 발의의원이 2명 이상이어서 대표발의자 1명을 제외한 발의의원은 공동발의자로 간주하였다.

공동발의자 수 평균이 11명(중간값은 10명)이므로 제20대국회의 의원발의안은 많은 경우 최소한의 공동발의 요건을 충족하는 선에서 발의가 되었다.[12] 하지만 일부 법률안은 공동발의자 수가 상당히 많은데, 이는 법률안 공동발의가 의원 간 단순 친분관계 이상으로 정치적·사회적 지지 표명이나 정치적으로 올바른 관계 형성(이병규·염유식 2009; Fowler 2006b)이라는 배경이 있음을 시사한다. 공동발의자 수가 가장 많은 법률안은 이동섭의원이 대표발의한 「태권도 진흥 및 태권도공원 조성 등에 관한 법률 일부개정법률안」으로 224명의 의원이 공동발의에 참여하였고, 다음으로 「박근혜 정부의 최순실 등 민간인에 의한 국정농단 의혹 사건 규명을 위한 특별검사의 임명 등에 관한 법률안」(우상호 의원, 208명), 「신라왕경 핵심유적 복원·정비에 관한 특별법안」(김석기 의원, 180명) 등이다.

공동발의 네트워크에서 개별 노드의 중심성은 노드가 네트워크에서 지니는 지위 또는 네트워크 내에서의 활동 등을 의미하는데, 이러한 중심성은 노드의 개별 속성에 영향을 받는다. 다수의 선행연구에서 보듯이 의원의 소속 정당, 당선횟수, 선출방법(지역구 또는 비례대표), 위원장 경험 여부 등은 의원의 네트워크 내 지위에 영향을 미친다. [표 3]에서 확인할 수 있듯이, 제20대국회의 국회의원 320명은 당선 시점을 기준으로[13] 지역구의원 270명, 비례대표 50명이며, 소속 정당은 더불어민주당 137명, 새누리당 122명, 국민의당 38명, 정의당 7명 등이다. 당선횟수를 보면 초선의원이 89명, 재선의원이 95명, 3선 이상 의원이 136명이며, 위원장 경험이 있는 의원은 50명이다. 이때 위원장은 17개 상임위원회와 1개 상설특별위원회(예산결산특별위원회)로 한정하였으며, 제20대국회 기간 동안 상설위원회의 위원장을 경험한 경우를 기준으로 하였다.[14]

---

12) 공동발의자 수가 9명인 법률안은 총 10,465건으로 전체 의원발의안의 48.5%를 차지하며, 공동발의자 수가 10명인 경우는 총 4,006건(18.6%), 11명인 경우는 2,276건(10.5%)이다.

13) 제20대국회의 의원 수는 연인원 기준으로 총 320명이다. 당초 당선된 의원은 300명(비례대표 포함)이었으나, 탈당 등으로 의원직을 상실한 경우와 보궐선거 등으로 당선된 경우를 모두 고려하기 때문이다. 보궐선거 등으로 당선된 경우는 당선 시점을 기준으로 하였으며, 의원이 임기 중 당적을 변경하였더라도 동일한 노드로 간주하였다. 당적 변경이 있는 경우 단순 당명 변경이 아니라면 당적이 달라진 의원을 기존 노드와 구분하여 새로운 노드로 할 것인지의 문제가 있다. 이 연구에서는 선행연구(염유식 2007)와 마찬가지로 당선 시점을 기준으로 소속 정당을 구분하였다.

14) 대한민국국회(2022)에 따르면, 제20대국회에는 총 37개의 비상설특별위원회가 구성되었는데, 윤리특별위원회, 인사청문특별위원회, 조사특별위원회 등으로 구분할 수 있다.

[표 3] 제20대국회 국회의원의 개인 속성

(단위: 명)

정당		당선횟수		지역구/비례대표	
더불어민주당	137	초선	89	지역구	270
새누리당	122	재선	95		
국민의당	38	3선	67	비례대표	50
정의당	7	4선	41	위원장 여부	
무소속	11	5선	20		
자유한국당	4	6선	6	위원장 경험	50
바른미래당	1	7선	1		
		8선	1	위원장 미경험	270

주: 국회의원의 개인 속성(정당, 당선횟수, 비례대표 여부)은 당선 시점을 기준으로 함. 다만 위원장 경험 여부는 제20대국회 기간 동안 상설위원회의 위원장을 경험한 경우를 기준으로 함

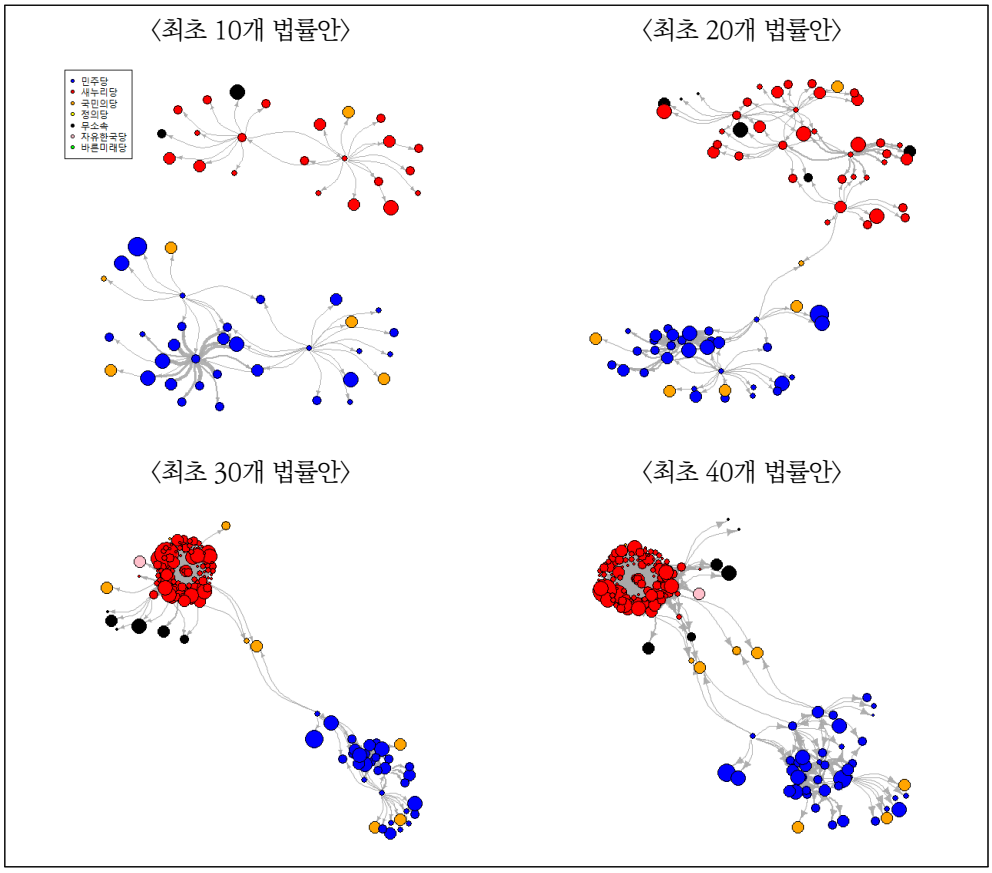
자료: 저자 작성

2. 법률안 공동발의 네트워크의 형성

법률안마다 공동발의를 제안하는 의원과 공동발의를 제안 받는 의원이 있으므로 대표발의자와 공동발의자 간에 방향성 있는(directed) 네트워크를 구성할 수 있다.[15] 방향성이 있다는 점에서 노드 간 상호관계를 분석할 수 있으며, 이러한 상호성(호혜성)은 이 연구의 핵심 연구주제 중 하나이다. 또한 노드 간 연결(degree, 또는 링크 link)은 단순히 1회 연결에 그치지 않고 서로 다른 법률안을 통해 다수의 연결 관계가 형성되므로 공동발의 네트워크는 공동발의 횟수를 가중치(weight)로 하는 네트워크라고 할 수 있다.

15) 본 연구에서는 네트워크 분석을 위해 igraph 등 R package를 활용하였다.

[그림 3] 법률안 공동발의 네트워크의 형성 과정



주: 노드의 크기는 당선횟수를 반영한 것이며, 노드의 색깔은 정당을 구분한 것으로 당선 시점의 소속 정당을 기준으로 함
자료: 저자 작성

[그림 3]은 법률안별 네트워크가 누적되면서 전체 네트워크가 형성되는 과정을 보여준다. 좌측 상단의 그림은 발의된 시기를 기준으로 최초 법률안 10개를 대상으로 한 네트워크의 모습인데, 정당별로 네트워크가 분절되어 있음을 알 수 있다. 하지만 법률안 수가 증가할수록(또는 시간이 흐를수록) 정당 간에도 공동발의 링크가 형성되고 네트워크의 모습이 전체적으로 조밀해진다.[16]

16) 시간이 흐름에 따라 네트워크의 모습이 달라지는데, 본 연구는 제20대국회 전체 기간을 대상으로 하며 시기를 구분하지 않는다. 다만 장덕진(2011)의 지적처럼 시기 구분을 하지 않을 경우 "정국의 변화에 따라 합종연횡하는 국회 내부의 네트워크 특성들이 서로 상쇄"될 가능성은 있다.

3. 법률안 유형화

이 연구는 입법 과정에서 주요 행위자인 의원 간 공동발의로 나타나는 협력관계를 네트워크 분석을 통해 확인하고자 하는 것이다. 특히 의원발의안의 급격한 증가에 따라 정부의 재정부담을 초래하는 법률안도 함께 증가하는 상황에서 수혜적 성격의 재정부담 법률안에서 의원 상호 간 호혜적인 관계가 형성될 것이라는 가설 설정이 가능하다.[17] 본 연구는 일차적으로 분석대상 의원발의안을 재정부담법률안과 그렇지 않은 법률안으로 구분하고, 후자에 대해서는 규제 입법의 정치적 특성을 고려하여 규제강화법률안과 기타 법률안으로 구분하였다. 유형별 제20대국회 법률안 수는 [표 4]와 같다.

[표 4] 유형별 제20대국회 법률안 수

(단위: 건, %)

구분	전체 의원발의안	규제강화 법률안	재정부담 법률안			기타
				지출	수입	
의원발의안 수	21,594 (100.0)	3,923 (18.2)	4,123 (19.1)	3,271 (15.1)	852 (3.9)	14,170 (65.6)

주: 1. 괄호 안은 전체 의원발의안 수 대비 해당 의원발의안 수의 비중을 의미함
2. 규제강화법률안이면서 동시에 재정부담법률안인 경우가 있으므로 기타 의원발의안 수는 전체 의원발의안 수에서 규제강화법률안 수와 재정부담법률안 수를 단순 차감한 값과 다름(규제&지출 611건, 규제&수입 11건)

자료: 국회의안정보시스템, 규제정보포털 등을 바탕으로 저자 작성

먼저, 의원발의안이 재정지출과 재정수입에 영향을 미치는지는 오랜 관심 대상이었는데, 이는 법률유보의 확대와 재정민주주의의 심화로 재정을 수반하는 법률이 큰 폭으로 증가하고 있음에 기인한다(임명현 2007). 2005년 7월 「국회법」 개정으로 재정부담을 초래하는 법률안(재정부담법률안)[18]에 대해서는 예상되는 비용을 추산하여 비용추

17) 물론 재정부담법률안이라고 해서 반드시 수혜적 성격이 강하다고는 볼 수 없는데, 이 연구에서 '재정부담'은 비용추계서가 첨부된 법률안을 기준으로 측정하였으므로 부처의 신설이나 규제를 통한 정책목표 달성에 필요한 행정비용 등도 모두 포괄하기 때문이다. 다만 이러한 비용은 다른 수혜적 성격의 재정수반요인과 함께 규율되는 경향이 있으며, 본 연구는 2만 건이 넘는 법률안에 대해 특정 정책 유형론에 근거하여 상호배타적이고 망라적인(exclusive and exhaustive) 유형 분류를 시도하는 것은 아니라는 점을 고려할 필요가 있다.

18) 재정부담을 야기하는 법률안은 일반적으로 '재정수반법률안'이라고 하는데, 이 연구에서는 현행 수준보다 규제를 강화하는 법률안을 규제강화법률안으로 명명하였으므로 현행 수준보다 재정부담을 야기하는 것을 강조하기 위해 '재정부담법률안'이라고 하였다. 「국가재정법」의 비용추계 근거 조항

계서를 첨부하도록 하는 비용추계제도가 도입되어 운영 중이다.[19] 본 연구는 국회예산정책처와 국회의안정보시스템의 자료에 근거하여 비용추계서가 첨부된 법률안을 재정부담법률안으로 측정하였다.[20] 동 자료에 따르면, 제20대국회의 의원발의안 중 재정부담법률안은 총 4,123건으로 전체 의원발의안 대비 19.1%를 차지하고 있다. 비용추계서가 첨부된 법률안 중 조세법률 등은 '수입 법률안', 그렇지 않은 법률안은 '지출 법률안'으로 구분하였다.[21]

한편 Wilson(1980)의 규제정치이론에 따르면, 새로운 규제를 도입하거나 기존 규제를 강화하는 과정은 정치적 과정이다. 이러한 특성을 고려하여 재정부담을 수반하지 않는 법률안은 규제강화법률안과 기타 법률안으로 구분하였다. 우리나라의 규제관리 체계는 행정부의 규제를 중심으로 이루어지고 있어 의원입법에 대해서는 체계적인 분류나 연구가 부족한 편인데(이민호·최유성·김신 2019), 최근 규제개혁위원회는 규제정보포털을 통해 제20대국회부터 의원발의안에 대해 현행과 비교하여 신설·강화 규제조항이 있는지, 그리고 그러한 규제조항은 몇 개인지를 분석한 정보를 제공하고 있다.[22] 본 연구는 규제정보포털의 기준과 자료를 그대로 활용하였으며, 제20대국회의 의원발의안 중 신설·강화 규제조항을 포함하고 있는 규제강화법률안(의원발의안)은 총 3,923건으로 전체 의원발의안 대비 18.2%를 차지하고 있다.[23]

인 제87조의 조제목도 '재정부담을 수반하는 법령의 제정 및 개정'이다.

19) 비용추계제도의 연혁을 보면, 의원입법의 경우 재정수반법률안에 '예산명세서'를 첨부하도록 한 1973년 「국회법」 개정이 기원이나, 실제로 예산명세서가 첨부되기 시작한 것은 1988년부터였으며 첨부 실적도 제16대국회(2004년도 상반기)까지 총 121건(총 의원발의법안 수 대비 3.1%)에 불과할 정도로 미미하였다(국회예산정책처 2006). 정부입법의 경우는 국무회의 심의 시 재정수반법령안에 '재정소요비용에 관한 추계서'를 작성하도록 한 1999년 「법제업무운영규정」 개정을 기원으로 볼 수 있으나, 이러한 추계서는 정부가 국회에 법률안을 제출할 때는 첨부하지 않았다. 따라서 실제 비용추계서 작성은 비용추계를 소관 사무로 하는 국회예산정책처의 설립(2003년 10월)과 법률안 제출권자인 국회의원과 정부 모두에게 비용추계서 첨부 의무를 규정한 「국회법」(법률 제7614호) 개정(2005년 7월) 이후에 본격화되었다고 볼 수 있다(윤주철 2022).

20) 의원발의안에 첨부하는 비용추계서는 국회예산정책처가 작성하고 있는데, 국회의안정보시스템에서 비용추계서가 첨부된 법률안을 확인할 수 있다.

21) 재정부담법률안 중 조세법률 등에 해당하는 법률안을 '수입'으로 분류하고, 나머지는 '지출'로 분류하였으나, 지출 관련 재정부담법률안이라 하더라도 재정수입의 감소를 초래하는 조항이 포함되어 있을 수 있으므로 이러한 측정에는 일부 한계가 있다.

22) 규제정보포털에는 신설·강화 규제조항을 포함하고 있는 의원발의안별로 규제조항 수를 공개하고 있다(https://www.better.go.kr/zz.main.PortalMain.laf, 접속: 2023. 6. 5.).

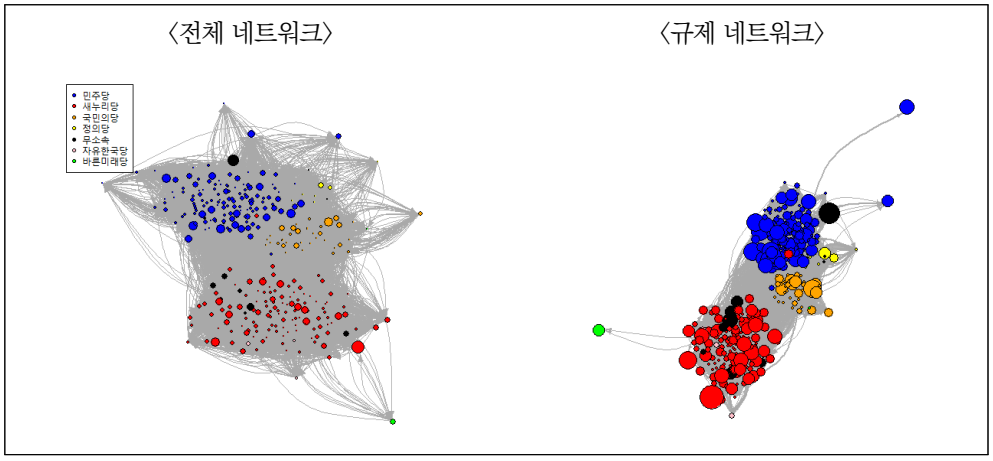
23) 이때 규제강화법률안 중에서도 재정부담을 초래하는 조항을 함께 포함하는 경우가 있는데, 본 연구는 어느 하나의 유형으로 배타적으로 구분하지 않고 재정부담법률안과 규제강화법률안으로 모두 코딩하였다.규제강화법률안이면서 지출 법률안은 611건, 규제강화법률안이면서 수입 법률안은 11건이다.

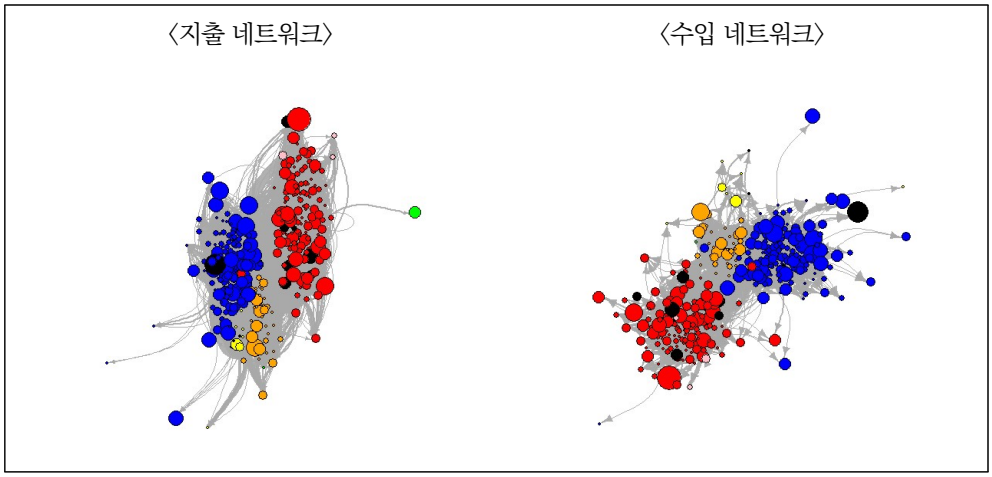
Ⅳ. 법률안 공동발의 네트워크 간 특성 비교

1. 네트워크 수준의 특성 비교

법률안 공동발의 네트워크는 노드(국회의원)의 진입과 이탈이 드물게 발생하고 상대적으로 긴 시간(4년) 동안 공동발의라는 동질적인 업무가 반복된다는 점에서 매우 조밀할 것으로 예상할 수 있다. [그림 4]는 각 네트워크의 모습을 시각화한 것인데, 노드의 크기는 당선횟수를 반영한 것이며, 노드의 색깔은 정당을 구분한 것으로 당선 시점의 소속 정당을 기준으로 하였다. 화살표는 대표발의자로부터 공동발의자로의 방향성을 표현하며 그 크기는 공동발의 횟수를 반영한다. 이때 전체 법률안을 대상으로 한 공동발의 네트워크는 '전체 네트워크', 규제강화법률안만을 대상으로 한 공동발의 네트워크는 '규제 네트워크', 재정부담법률안 중 지출 법률안과 수입 법률안은 각각 '지출 네트워크'와 '수입 네트워크', 규제강화법률안과 재정부담법률안에 해당하지 않는 법률안만으로 구성된 네트워크는 '기타 네트워크'라고 명명한다.

[그림 4] 제20대국회 법률안 공동발의 네트워크 비교





주: 노드의 크기는 당선횟수를 반영한 것이며, 노드의 색깔은 정당을 구분한 것으로 당선 시점의 소속 정당을 기준으로 함
자료: 저자 작성

전반적으로 법률안 공동발의 네트워크는 매우 조밀한 모습을 띠며, 정당 간 이념 지향의 차이 등으로 어느 정도 분절된 형태이다. 다시 말해, 거대 양당인 더불어민주당과 새누리당을 중심으로 분절되어 있으며 국민의당과 정의당이 중간지점에서 공동발의 네트워크를 중개하는 모습이다.[24] 다만 전체적으로 노드 간 링크 수가 많아 뭉쳐져 있는데, 정당 간에도 공동발의가 활발하게 이루어지고 있으며 법률안별로 정당을 초월한 중개자 역할을 수행하는 의원들이 있다는 점에서 정당 자체가 하나의 독자적인 하위 네트워크를 구성하고 있는 것은 아니다. 본 연구에서 분석하는 모든 네트워크는 하나의 컴포넌트(component)로 구성된 것으로 나타났으며, 전체 네트워크는 '강하게' 나머지 네트워크는 '약하게' 하나의 컴포넌트를 구성하는 것으로 나타났다.

네트워크 자체의 특성은 노드 수, 링크 수, 밀도, 상호성, 이행성을 중심으로 비교할 수 있는데, 전체 네트워크는 법률안 공동발의에 참여한 모든 노드(의원)의 관계를 고려하므로 링크 수, 밀도, 상호성 및 이행성이 하위 네트워크보다 큰 값을 보이며, 평균 경

24) 새누리당 의원이 대표발의한 법률안에 정의당 의원이 공동발의한 경우가 있으며([그림 4]의 밝은 노란색), 그 수는 전체 80건이다. 반면에 민주당 의원이 대표발의한 법률안에 정의당 의원이 공동발의한 건수는 총 1,443건으로 정의당 의원은 새누리당보다는 이념적 거리가 상대적으로 짧은 민주당 의원이 대표발의한 법률안에 공동발의자로 협력하는 경우가 더욱 많이 나타났다. 즉 정당을 달리하는 발의 참여 역시 이념적 거리에 따른 정당 간 분화 현상이 나타나는 것을 확인할 수 있다.

로 길이는 정의상 가장 짧다([표 5]). 이는 통상적인 모집단과 표본 간의 관계와는 다른 네트워크 분석의 특징이라고 볼 수 있다.[25] 이때 하위 네트워크 간 밀도, 평균 경로 길이, 상호성 및 이행성의 차이는 링크 수를 기준으로 하여 통계적으로 검정(t-test)하는 경우, 지출과 수입 네트워크, 그리고 수입과 규제 네트워크 간에는 모든 특성 차이가 유의하며, 지출과 규제 네트워크 간에는 평균 경로 길이와 상호성 측면에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다([표 6]).

[표 5] 제20대국회 법률안 공동발의 네트워크별 주요 특성

구분	노드 수	링크 수	밀도	평균 경로 길이	상호성	이행성
전체 네트워크	320	32,726	0.321	2.135	0.708	0.645
지출 네트워크	320	17,345	0.170	2.195	0.478	0.529
수입 네트워크	316	4,089	0.041	3.056	0.231	0.275
규제 네트워크	320	16,860	0.165	2.261	0.527	0.517
기타 네트워크	318	6,138	0.061	2.603	0.246	0.345

주: '기타'는 전체 법률안 중 규제강화법률안과 재정부담법률안이 아닌 경우를 의미함
자료: 저자 작성

[표 6] 제20대국회 법률안 공동발의 네트워크 특성 차이 비교

구분	링크 수	밀도	평균 경로 길이	상호성	이행성
지출	17,345	0.170	2.195	0.478	0.529
수입	4,089	0.041	3.056	0.231	0.275
p-value		0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
지출	17,345	0.170	2.195	0.478	0.529
규제	16,860	0.165	2.261	0.527	0.517
p-value		0.6439	0.0000***	0.0000***	0.2672
수입	4,089	0.041	3.056	0.231	0.275
규제	16,860	0.165	2.261	0.527	0.517
p-value		0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

주: $^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$
자료: 저자 작성

25) 네트워크의 밀도와 관련해서는 통상적인 모집단과 표본 간의 관계와는 다른 측면이 있는데, 상위 네트워크에서는 노드 또는 링크 수가 증가하기 때문에 연결된 관계의 수가 증가하여 밀도가 커지므로 하위 네트워크보다 그 값이 커진다.

먼저, 노드 수를 보면 수입 네트워크와 기타 네트워크에서 일부 노드가 제외되어 있을 뿐 국회의원 대부분이 법률안 공동발의 관계를 형성하고 있다. 링크 수는 전체 네트워크에 비해 법률안 유형에 따른 하위 네트워크에서 적어지는데, 특히 기타 네트워크에서 발의안 수 비중(65.6%)에 비해 링크 수가 적어 다른 네트워크에 비해 상대적으로 성긴 모습을 띤다. 기타 법률안은 규제강화법률안이나 재정부담법률안과 달리 상대적으로 관심도가 덜하며 이러한 법률안은 대표발의자 입장에서 볼 때 공동발의 자원을 충분히 확보할 유인이 적으면서, 공동발의자 입장에서도 참여 유인이 많지 않은 것으로 생각할 수 있다.

이러한 특성은 네트워크의 밀도(density)로 설명할 수 있는데, 전체 네트워크의 밀도는 0.321로 높은 수준이다.[26] 이병규·염유식(2009)의 연구에 따르면, 제17대국회의 경우 전체 네트워크의 밀도는 28%, 보건복지위원회는 26% 수준이다. 두 시기를 비교하면 의원발의안 수가 증가함에 따라 공동발의 네트워크의 밀도도 증가하고 있다고 볼 수 있다. 지출 네트워크와 규제 네트워크의 밀도는 각각 0.170, 0.165 수준으로 통계적으로 유의한 차이가 없었으며, 수입 네트워크의 밀도는 0.041로 가장 낮았는데 지출 및 규제 네트워크와 비교하여 통계적으로 유의하게 작은 것으로 나타났다. 수입 네트워크의 경우 국세수입에 영향을 미치는 조세법률 등으로 한정된 네트워크로서 다른 유형의 법률안과 달리 기획재정위원회 등 소수의 관련 위원회의 의원 중심으로 공동발의에 참여할 가능성이 있어 상대적으로 성긴 모습을 보인다.

평균 경로 길이는 네트워크에 따라 2.1에서 3.1까지의 범위를 보이는데, 이는 적어도 2 또는 3개의 링크를 거치면 공동발의 국회의원에 닿을 수 있다는 것을 의미한다. 즉 A노드에서 B노드에 이르는 최단 경로 길이(최소 링크 수)가 짧다는 것이다. 제20대국회 기간 동안 월평균 441건의 법률안을 발의하는 국회의원들은 적어도 공동발의 측면에서는 '좁은 세상'(small world)을 이루고 있는 것이다.[27]

네트워크 수준의 상호성(호혜성)은 서로 공동발의 관계를 형성한 노드 쌍이 많을수록 높아진다. 모든 법률안을 포괄하는 전체 네트워크에서 상호성이 가장 높고, 법률안

---

26) 참고로 손승우 외 역(2022)에 소개된 네트워크 중 밀도가 높은 네트워크는 미국 항공 운송망(0.02), 예쁜꼬마선충 신경망(0.03), 에버글레이즈 생태 먹이 그물(0.2) 정도이다.

27) 참고로 손승우 외 역(2022)에 소개된 네트워크 중 평균 경로 길이가 짧은 네트워크는 예쁜꼬마선충 신경망(4.0), 세계 항공 운송망(4.0), 미국 항공 운송망(3.2), 에버글레이즈 생태 먹이 그물(2.2) 정도이다.

유형에 따른 하위 네트워크에서 감소한다. 먼저, 지출 네트워크의 상호성(0.478)이 수입 네트워크(0.231)보다 높은데, 지출 법률안에 비해 수입 법률안은 예산안 심사와 직접적으로 관련되어 상대적으로 특정 위원회 중심으로 심사가 이루어지기 때문으로 보인다. 규제 네트워크(0.527)와 지출 네트워크(0.478)의 상호성이 상대적으로 높은데, 법률안 공동발의에서 의원들 간의 상부상조(logrolling) 현상이 규제 법률안이나 지출 법률안에서 더 활발하다고 볼 수 있다. 다만 지출 법률안이 규제 법률안보다 유권자에게 직접적인 혜택을 부여하므로 상호성이 높을 것으로 예상되지만 이 연구에서는 그러한 결과가 도출되지는 않았다.

규제 네트워크의 상호성이 높게 나타난 이유는 다음과 같이 추정할 수 있다. 법률안 유형별 공동발의자의 정당 비중을 보면, 규제 법률안에서 다수당인 더불어민주당의 정당 비중이 가장 크게 나타났다. 이는 다른 유형의 법률안과 달리 규제 법률안의 경우 특정 정당의 집중도가 높다는 것을 의미한다. [표 7]과 같이 특정 정당의 집중도가 높다는 것은 규제 법률안의 공동발의 네트워크가 같은 정당에 소속된 의원들 중심으로 구성되어 있으며, 이들 간의 상호 협력관계가 다른 유형의 법률안보다 크다는 점을 시사한다. 이러한 이유로 규제 네트워크의 상호성이 지출 네트워크보다 높아 규제 법률안의 공동발의에서 더 호혜적인 관계가 있는 것으로 나타났다.

[표 7] 법률안 유형별 공동발의자의 정당 비중

(단위: %)

구분	더불어 민주당	새누리당	국민의당	정의당	무소속	자유 한국당	바른 미래당
지출	53.0	28.0	14.1	2.5	2.1	0.2	0.1
수입	44.9	37.8	14.1	0.4	2.1	0.5	0.2
규제	55.0	25.5	15.2	2.3	1.7	0.3	0.1
기타	52.2	28.0	16.2	1.5	1.7	0.3	0.1

주: '기타'는 전체 법률안 중 재정부담법률안(수입, 지출)과 규제강화법률안이 아닌 경우를 의미함
자료: 저자 작성

이행성(transitivity)은 두 노드 간 직접적인 관계뿐 아니라 세 노드 간 간접적인 관계를 고려한 것으로 이행성이 높다는 것은 공동발의 관계를 형성하는 삼자 관계(triad)가 많다는 의미이다. 다시 말해, 이행성 개념은 네트워크의 대표적인 속성으로 양자 관계

를 고려하는 상호성과 달리 삼자 관계를 고려한 것으로 네트워크 수준에서 이행성이 높다는 것은 한 노드에서 다른 노드로 연결될 때 삼자 관계를 고려하므로 더 빨리, 또는 더 짧은 거리로 닿을 수 있다는 의미에서 '효율적'이다. 지출 네트워크의 이행성(0.529)과 규제 네트워크의 이행성(0.517)은 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으나, 수입 네트워크의 이행성(0.275)은 지출이나 규제 네트워크에 비해 낮아 조세법률 등을 두고 의원들이 덜 뭉쳐있는 법률안 특성이 나타났다.

2. 노드의 네트워크 중심성 비교

가. 전체 네트워크의 중심성

네트워크 수준에서의 특성은 앞에서 설명한 링크(연결) 수, 밀도, 상호성, 이행성 등으로 비교를 할 수 있으며, 개별 네트워크에서 노드(의원)의 역할은 중심성 지표를 통해 설명할 수 있다. 네트워크 분석의 기술통계와 관련하여 선행연구는 상위 순위[28]에 포함된 의원들의 목록을 중심으로 기술하는데, 이러한 접근은 특정 분야의 법률안이나 소수의 노드를 대상으로 한 연구에서는 적합한 측면이 있으나[29] 본 연구와 같이 전체 네트워크가 분석 대상인 경우는 상위 순위 설정과 관련하여 자의적인 해석의 여지가 있을 수 있다. 따라서 여기에서는 노드 집단 간 특성 차이를 중심으로 의원 특성(당선횟수, 위원장 경험 여부, 비례대표 여부, 소속 정당 등)에 따른 중심성의 평균값과 차이 검정(ANOVA)을 중심으로 제시한다([표 8]).

당선횟수 측면에서 보면, 초선과 재선, 그리고 3선 이상의 세 집단은 네트워크 중심성에서 통계적으로 유의한 차이를 보인다. 특히 초선의원의 경우 상대적으로 연결중심성과 연결강도, 근접중심성은 낮으나 매개중심성은 높게 나타났다. 다시 말해, 초선의원은 법률안 공동발의에 있어 '고참' 의원들보다 더 다른 의원들과 밀접한 상호관계를 형성하고 있다는 것을 의미한다. 초선의원의 경우 의정활동에 있어 중추적인 역할을 하기에는 네트워크 자원이 상대적으로 부족할 수 있으나, 적어도 법률안 공동발의에 적극

28) 선행연구를 보면, 주로 상위 5위 또는 10위, 20위를 기준으로 하고 있다.
29) 의원의 단순 발의 건수나 공동발의 참여 정도와는 다른 네트워크 내에서의 특성에 대해 새로운 정보를 제공한다는 측면에서(김혜영·박지홍 2020) 순위 목록이나 순위의 변동을 중심으로 한 서술은 분석 결과를 효과적으로 전달하는 의의가 있다.

적으로 참여함으로써 국회 내에서의 제도적 지위 등의 열세를 만회하려는 것일 수 있음을 시사한다. 이러한 특징은 초선의원이 대부분(86%)인 비례대표의원에서도 유사한 패턴으로 나타났는데, 비례대표의원 역시 연결중심성과 연결강도, 근접중심성보다 매개중심성이 상대적으로 더 높게 나타났다. 물론 3선 이상 의원의 근접중심성과 매개중심성이 높은 수준으로 나타나 당선횟수가 높을수록 법률안 공동발의에서 주요 노드의 역할과 매개 기능을 수행하는 것을 보여준다고 할 수 있다.

[표 8] 제20대국회 전체 법률안 공동발의 네트워크의 노드 중심성 비교

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
초선	218.2792	53.4624	2052.0736	1008.2703	1465.9219	138.2534	359.7079	327.2522
재선	240.8240	52.8315	2790.3392	2250.9861	1472.5023	107.0883	349.2230	239.4251
3선 이상	237.9177	54.9075	2263.3191	1469.1690	1515.2423	125.5057	404.6404	273.2319
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
위원장 경험 유	264.1423	60.1441	3700.7996	3087.5630	1541.3550	109.2555	504.6557	267.0638
위원장 경험 무	227.5156	51.1244	2117.0376	1072.3821	1476.3407	125.1251	346.1122	272.8786
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
비례대표	226.0747	52.1526	2074.9950	862.1359	1482.6163	142.2645	401.5272	382.5643
지역구	235.3575	54.9285	2452.3748	1834.3184	1488.6242	121.4680	368.6363	254.2076
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0103**		0.0000***	
더불어민주당	251.3336	47.1878	2552.0499	1341.5062	1481.3461	117.7140	343.9026	227.5684
새누리당	209.1615	41.4526	1541.4706	752.0519	1494.3659	126.1242	335.9538	246.3030
국민의당	237.5456	70.8718	3730.6996	2853.4169	1495.3176	144.9863	535.2316	409.2527
정의당	188.1407	41.9418	1620.6864	656.1734	1513.5409	77.0687	431.2828	137.3951
무소속	183.1340	38.5633	933.2976	313.7643	1497.9797	86.8069	362.2517	221.4724
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	

주: 1. 당선횟수의 경우 3선 이상은 하나의 범주로 하며, 정당의 경우 당선 시점 기준으로 소속 의원이 적은 자유한국당과 바른미래당은 표시하지 않음
2. 근접중심성의 평균 및 표준편차 수치는 표현상 편의를 이유로 백만을 곱하여 산출하였음
3. $^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$

자료: 저자 작성

위원장 경험이 있는 의원의 경우 모든 중심성 지표가 높게 나타났다. 연결강도는 법률안 공동발의 네트워크에서 법률안 수를 가중치로 한 연결중심성으로 위원장 경험이 있는 의원이 보다 많은 법률안에서 다른 의원들과 공동발의 관계를 형성하고 있음을 의

미한다. 또한 위원장이라는 국회 내 제도적 지위를 통해 법률안 공동발의에 있어 매개 기능을 충분히 수행하고 있는 것으로 나타났다.

그리고 법률안 공동발의 네트워크의 주요 특징 중 하나는 정당 간 분화 현상으로 앞의 [그림 4]에서 본 바와 같이 더불어민주당과 새누리당으로 분화된 네트워크에서 국민의당과 정의당은 중간지점에 위치에 있다. 네트워크 수준에서의 이러한 모습은 정당별 의원의 중심성 지표에서도 차이를 나타내고 있는데, 국민의당과 정의당의 매개중심성이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 다시 말해, 국민의당과 정의당은 전체적으로 거대 정당 사이에 위치하여 법률안 공동발의를 매개하는 위치에 있음을 보여주는데, 이러한 특징은 네트워크 분석을 통해 포착할 수 있는 분석 결과이기도 하다.

나. 법률안 유형별 네트워크의 중심성 비교

법률안 유형별 네트워크의 중심성 비교는 개별 네트워크의 중심성 평균값이 통계적으로 유의하게 차이가 있는 집단 특성을 중심으로 하며, 법률안 유형별 비교 결과는 [표 9]~[표 11]에서 확인할 수 있다.

[표 9] 제20대국회 지출 측면 재정부담법률안 공동발의 네트워크의 노드 중심성 비교

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
초선	218.2787	47.5639	2015.7431	979.7799	1467.3062	121.2482	340.1994	257.9812
재선	236.4965	52.1932	2462.9759	1836.3007	1470.0037	101.5419	335.7377	230.8999
3선 이상	238.2856	55.4263	2163.8803	1381.4384	1531.1807	118.1944	431.1730	267.0008
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
위원장 경험 유	251.5414	57.8626	2786.8312	2371.3572	1554.9080	115.9540	502.2141	280.4764
위원장 경험 무	227.8615	50.8959	2079.5865	1097.9950	1481.4378	114.4573	348.3501	243.4908
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
비례대표	228.0595	45.4527	2094.2026	793.7125	1481.3207	129.6582	381.6021	299.2634
지역구	233.2638	54.4707	2239.2228	1556.2970	1498.3432	115.7806	377.1598	249.3576
p-value	0.0378**		0.0351**		0.0023***		0.7153	
더불어민주당	252.5758	45.2083	2520.8407	1312.7756	1488.1902	108.8874	354.8627	215.6868
새누리당	211.6481	44.7381	1516.5056	773.0912	1513.6613	123.1806	373.2142	259.5773
국민의당	218.7807	65.5250	2958.4361	2394.4415	1484.4140	139.1091	482.4312	383.7343
정의당	202.4100	37.6904	1911.4100	651.7918	1520.6945	55.7965	407.3266	104.8256

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
무소속	179.8333	46.8626	827.7667	318.3338	1505.5086	86.4228	399.3899	247.6213
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	

주: 1. 당선횟수의 경우 3선 이상은 하나의 범주로 하며, 정당의 경우 당선 시점 기준으로 소속 의원이 적은 자유한국당과 바른미래당은 표시하지 않음
2. 근접중심성의 평균 및 표준편차 수치는 표현상 편의를 이유로 백만을 곱하여 산출하였음
3. ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 저자 작성

법률안 유형에 따른 하위 네트워크의 초선의원의 경우 전체 네트워크와 유사하게 상대적으로 연결중심성과 연결강도, 근접중심성은 낮으나 매개중심성은 높게 나타났다. 이러한 특징은 주로 초선의원인 비례대표 의원의 경우도 네트워크별로 유사한 모습을 보여주고 있다. 또한 3선 이상 의원의 경우 모든 네트워크에서 근접중심성과 매개중심성이 높은 수준으로 나타났다. 위원장 경험이 있는 경우 전체 네트워크뿐 아니라 하위 네트워크에서도 위원장 경험이 없는 경우보다 중심성 지표가 유의하게 높게 나타나 다른 의원들보다 법률안 공동발의에서 중요한 역할을 수행하고 있다고 볼 수 있다.

[표 10] 제20대국회 수입 측면 재정부담법률안 공동발의 네트워크의 노드 중심성 비교

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
초선	220.0657	48.7795	1895.5620	859.2783	1465.5474	137.0636	371.0235	296.8316
재선	233.1707	44.6611	2434.6934	1809.9154	1489.1899	88.2779	343.7834	211.8814
3선 이상	247.1238	53.6889	2806.1262	2041.4759	1521.3256	97.3882	447.8132	296.4758
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
위원장 경험 유	265.9298	68.4455	3721.6433	3042.7188	1523.7041	110.8838	463.9438	262.1470
위원장 경험 무	231.0778	42.8547	2236.5198	1231.8641	1495.9639	101.6558	384.4724	276.0258
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0018***		0.0007***	
비례대표	227.9275	44.1919	1865.4203	693.0218	1514.4946	123.3667	462.1285	360.2944
지역구	238.9668	51.4588	2593.5594	1906.0263	1500.3891	102.2439	394.9850	265.7857
p-value	0.0846*		0.0017***		0.2809		0.0518*	
더불어민주당	260.5471	45.7425	3094.3049	1931.5431	1509.7539	87.5674	453.6826	285.5926
새누리당	212.4224	34.1037	1628.7591	720.9602	1491.4977	118.5568	294.2008	183.3892
국민의당	224.1358	70.9274	3291.5802	2723.0715	1480.8969	130.1915	486.9296	387.6326
정의당	138.0000	12.1244	979.0000	62.3538	1549.4120	56.9255	450.0170	30.8201

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
무소속	196.1429	39.2954	915.8571	322.6019	1530.7069	55.7564	467.7452	195.5524
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0101**		0.0000***	

주: 1. 당선횟수의 경우 3선 이상은 하나의 범주로 하며, 정당의 경우 당선 시점 기준으로 소속 의원이 적은 자유한국당과 바른미래당은 표시하지 않음
2. 근접중심성의 평균 및 표준편차 수치는 표현상 편의를 이유로 백만을 곱하여 산출하였음
3. ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 저자 작성

[표 11] 제20대국회 규제강화법률안 공동발의 네트워크의 노드 중심성 비교

구분	연결중심성		연결강도		근접중심성		매개중심성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
초선	219.5061	56.1818	2065.0052	1080.8353	1468.6064	149.3303	365.2975	362.6160
재선	237.1851	48.5106	2501.7853	1799.6267	1472.9047	110.4383	346.1766	226.8634
3선 이상	239.1174	56.2041	2228.3672	1455.9005	1511.8735	122.0235	391.5928	260.3903
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
위원장 경험 유	258.6129	61.4636	3394.2957	2832.7573	1531.8519	100.5046	458.9107	239.5258
위원장 경험 무	228.4371	51.9115	2086.3872	1023.5902	1478.5363	131.1725	353.6703	289.2807
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	
비례대표	230.6431	54.4494	2108.3903	888.3545	1486.5164	155.1368	417.3755	423.0592
지역구	233.1983	54.3828	2309.2941	1602.4123	1486.0307	121.8789	357.6842	242.3004
p-value	0.2548		0.0011***		0.9271		0.0000***	
더불어민주당	250.3473	48.1141	2516.6594	1291.2514	1473.7658	123.6473	329.9287	223.6726
새누리당	204.3441	41.5471	1427.3603	672.2718	1495.2092	116.6636	336.1219	229.2208
국민의당	236.0476	66.5030	3212.9456	2327.9177	1514.2431	160.5790	562.8734	462.0072
정의당	195.3895	35.4023	1682.0947	583.2707	1502.5349	80.8102	426.9793	138.1938
무소속	176.6618	39.3008	892.7941	340.4603	1498.2149	93.8710	346.2857	225.5251
p-value	0.0000***		0.0000***		0.0000***		0.0000***	

주: 1. 당선횟수의 경우 3선 이상은 하나의 범주로 하며, 정당의 경우 당선 시점 기준으로 소속 의원이 적은 자유한국당과 바른미래당은 표시하지 않음
2. 근접중심성의 평균 및 표준편차 수치는 표현상 편의를 이유로 백만을 곱하여 산출하였음
3. ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 저자 작성

법률안 유형에 따른 지출·수입·규제 네트워크 모두에서 정당 간 중심성 차이는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특히 매개중심성의 경우 국민의당이 일관되게 가장 높은 수준을 보이고 있으며, 정의당이 국민의당에 이어 전체 네트워크와 지출 네트워크, 그리고 규제 네트워크에서 매개중심성이 높게 나타나 법률안 공동발의의 네트워크에서 두 정당이 거대 양당 사이에서 공동발의를 중개하는 것으로 나타났다.

V. 결론

국회의원은 주요 현안에 대해 그들의 네트워크를 활용하여 법률안을 발의하거나 정치적으로 지지하는 법률안에 공동발의자로 참여한다. 이러한 활동은 다양한 의정활동 중 하나이며, 의원들 간의 네트워크를 확인할 수 있다는 측면에서 중요한 정보를 제공한다. 특히 법률안 발의 요건이 완화된 제16대국회 후반기 이후 의원발의안이 큰 폭으로 증가하였으며, 이념적 분화도 가속화되어 '발의 경쟁'은 공동발의 네트워크의 복잡성을 증가시켜 왔다. 공동발의 네트워크에 대한 연구 역시 제17대국회 이후에 활발하게 나타났는데, 이러한 연구는 네트워크 분석을 통해 국회의원의 법률안 발의 행태나 법률안의 가결 등에 관한 연구에 새로운 시각을 제공하였다.

본 연구는 이러한 연구 흐름의 연장선에 있으면서도 기존 선행연구가 특정 위원회 소관의 법률안이나 특정 분야에 국한된 법률안만을 대상으로 분석한 한계를 극복하고자 제20대국회의 전체 의원발의안을 대상으로 네트워크 분석을 시도하였다. 나아가 의원발의안의 증가 추세에서 나타나는 주요 특징 중 하나인 재정부담을 초래하는 법률안의 증가를 고려하여 의원발의안을 재정부담법률안과 그렇지 않은 법률안으로 구분하고, 후자를 다시 규제 법률안과 기타 법률안으로 구분하여 법률안 유형에 따른 공동발의 네트워크의 특징을 비교하였다. 이러한 비교 분석을 네트워크 수준에서는 노드 수, 링크 수, 밀도, 상호성, 이행성을 중심으로 설명하고, 각 네트워크의 특성값 차이를 통계적으로 검정하였다. 그리고 하위 네트워크에서 노드인 국회의원의 공동발의 행태는 중심성 지표를 통해 설명하였다.

먼저, 네트워크 분석을 위해 제20대국회의 모든 법률안(21,594건)에 대해 대표발의자와 공동발의자를 구분하여 자료를 구축한 후, 복수의 법률안에 대해 공동발의를 제안하고 제안받는 것을 고려한 '방향성 있는 가중 네트워크'(directed and weighted network)를 구성하였다. 분석결과, 네트워크 수준에서 특성을 보면 법률안 공동발의 네트워크는 노드(국회의원)의 진입과 이탈이 드물게 발생하고 상대적으로 긴 시간(4년) 동안 공동발의라는 동질적인 업무가 반복적으로 이루어지므로 매우 조밀한 모습을 띠었다. 또한 링크 수가 많아 전체적으로는 뭉쳐있는 모습이면서도 어느 정도 정당 간 분절된 형태도 동시에 보인다. 상호성 측면에서 볼 때 법률안 공동발의에 있어 의원들

간의 상부상조 현상은 규제 네트워크와 지출 네트워크에서 활발하게 이루어졌는데, 애초의 예상과는 달리 규제 네트워크에서 호혜적인 관계가 더 나타났다. 이는 규제강화법률안의 경우 공동발의에 참여한 의원의 소속 정당이 특정 정당에 집중되어 있기 때문으로 해석할 수 있다. 이행성 측면에서는 수입 네트워크가 다른 유형에 비해 통계적으로 유의하게 낮은 수준이어서 상대적으로 공동발의자들이 덜 뭉쳐있는 것으로 나타났다.

법률안 공동발의 네트워크에서 의원의 역할은 단순히 발의 건수가 많거나 공동발의에 많이 참여하고 있다는 것만으로는 설명할 수 없는 측면이 있다. 네트워크 내에서 자신에 대한 의존도를 높이거나 다른 공동발의를 통제할 수 있는 지위와 역할은 '네트워크 속성'이기 때문이다. 본 연구는 선행연구와 달리 네트워크 중심성이 높은 의원들의 순위 목록을 제시하는 대신 의원 특성을 고려한 집단 간 중심성 지표 차이를 통계적으로 검정하였다. 전체 네트워크를 기준으로 보면, 초선의원의 경우 의정활동에 있어 중추적인 역할을 하기에는 네트워크 자원이 상대적으로 부족할 수 있으나, 적어도 법률안 공동발의에 적극적으로 참여함으로써 국회 내에서의 제도적 지위 등의 열세를 만회하려는 것으로 보인다. 그리고 위원장 경험이 있는 의원의 경우 모든 중심성 지표가 높게 나타나 법률안 공동발의에서 중추적인 역할을 수행하는 것으로 나타났다. 또한 정당 간 중심성 지표가 통계적으로 유의한 차이가 있어 의원들의 공동발의 행태에 정당 특성이 반영된 것으로 분석되었다. 전체 네트워크의 이러한 특징은 개별 네트워크에서도 여전히 유효한 것으로 나타났다.

이 연구의 이러한 결론은 선행연구의 흐름과 유사한 패턴을 보이면서도 법률안의 유형에 따라 네트워크 특성이 달라질 수 있음을 보여준다는 점에서 의의가 있다. 다만 본 연구는 다음과 같은 한계가 있다. 먼저 이 연구는 법률안의 유형을 구분하여 각각의 네트워크별 특성을 네트워크 수준과 노드 수준에서 분석하였으나, 법률안의 유형에 따라 네트워크 특성이 달라지는 현상에 대한 보다 이론적인 접근이 필요하다. 본 연구는 재정부담법률안의 증가 추세, 기존의 정책 유형 분류에 착안하여 법률안을 구분하여 탐색적으로 접근한 측면이 있다.

다음으로 법률안 공동발의 네트워크 분석 자체에 한계가 있을 수 있다. 의원들의 네트워크를 분석하기 위한 자료로서 공동발의가 실제 중요한지에 대한 논의가 더 필요하다. 의원들의 공식적·비공식적 네트워크는 다양한 방법으로 측정할 수 있으며, 공동발의 자체는 다른 네트워크에 비하면 '그다지 중요하지' 않을 수 있기 때문이다(장덕진

2011; Fowler 2006b). 물론 이러한 한계는 의원의 네트워크 내 지위와 역할이 법률안의 가결이나 의원의 입법 성과 내지는 입법 영향력 등에 영향을 미친다는 실증연구가 축적되면 해소될 수 있을 것으로 기대된다.

끝으로, 이 연구는 제20대국회의 전체 기간을 대상으로 법률안의 유형에 따른 네트워크 특성을 비교하였으나, 시기를 구분하지 않았으며 법률안의 소관위원회, 의원들의 당적 변경 등을 고려하지 않았다. 4년이라는 비교적 긴 시간 동안 다양한 정치적 사건과 경제·사회적 변화가 있었음에도 시기를 구분하지 않은 것은 총체적인 모습을 보여주기 위함이었으나, 장덕진(2011) 등의 연구에서 보듯 중요한 모멘텀을 전후로 패턴이 달라질 수 있는 가능성을 보여주지 못한 측면이 있다. 또한 법률안 유형이 같더라도 소관위원회에 따라 네트워크 특성과 의원들의 관계가 달라질 수 있으며 재정부담법률안의 경우는 재정부담 규모 역시 중요하게 고려될 필요가 있다. 이러한 연구의 한계는 후속 연구를 통해서 보완될 필요가 있으며, 정책결정(또는 정책도구의 선택)을 주요 연구문제로 하는 정책학과 행정학 분야에서도 네트워크 분석이 기여할 수 있는 부분을 지속하여 발굴해나갈 필요가 있다.

참고문헌

곽기영, 「소셜네트워크분석」, 청람, 2017.

국무조정실, 규제정보포털. 〈https://www.better.go.kr/zz.main.PortalMain.laf, 접속: 2023. 6. 5.〉

국회, 국회의안정보시스템. 〈http://likms.assembly.go.kr/bill/main.do, 접속: 2023. 6. 5.〉

국회예산정책처, 「법안비용추계: 원리와 방법」, 국회예산정책처, 2006.

김경식·장미란, "17, 18대 국회의원의 체육법안 공동발의와 법안가결에 관한 사회연결망 분석," 「한국스포츠사회학회지」 제27권 제2호, 한국스포츠사회학회, 2014, 1~26쪽.

김하영·강버들, "다문화가족지원법안에 대한 19대 국회입법과정의 공동발의 네트워크 분석 연구," 「다문화교육연구」 제11권 제3호, 한국다문화교육학회, 2018, 99~120쪽.

김혜영·박지홍, "도서관법안에 관한 19대 국회 입법과정의 공동발의 네트워크 분석," 「정보관리학회지」 제37권 제2호, 한국정보관리학회, 2020, 1~22쪽.

대한민국국회, 「국회사: 제20대국회 2016~2020」, 대한민국국회, 2022.

민기채·김영미, "한국 복지정치의 연결망 분석: 18대 국회의 사회보험 입법을 중심으로," 「사회보장연구」 제28권 제1호, 한국사회보장학회, 2012, 23~51쪽.

박찬무·장원철, "17대 국회의 공동법안발의에 관한 네트워크 분석," 「응용통계연구」 제30권 제3호, 한국통계학회, 2017, 403~415쪽.

서인석·윤병섭·조일형, "국회입법과정에서 공동발의 네트워크의 구조와 존속: 성폭력방지법안에 대한 구조변수와 ERGM의 적용," 「한국행정연구」 제23권 제1호, 한국행정연구원, 2014, 65~90쪽.

손승우 외 역, 「네트워크 분석: 소셜 미디어에서 신경망까지」(*A first course in network science,* Filippo Menczer, Santo Fortunato, Clayton A. Davis), 에이콘출판, 2022.

염유식, "16대 국회 보건복지위원회의 법안 가결에 관한 연결망 분석: 의원들의 중개자 역할(brokerage)이 법안 가결여부에 미치는 영향," 「법과사회」 제32권, 법과사회이론학회, 2007, 159~184쪽.

윤주철, “정부제출 법률안에 대한 비용추계의 특징과 개선 방안에 관한 연구: 제21대국회를 중심으로,”「의정논총」 제17권 제1호, 한국의정연구회, 2022, 95~121쪽.

이민호·최유성·김신,「규제영향평가의 포괄적 적용을 위한 규제관리체계 개선방안: 의원입법 및 지자체 규제의 사각지대를 중심으로」, 한국행정연구원, 2019.

이병규·염유식, “17대 국회의원들간 공동발의 연결망 형성의 메커니즘 분석,”「현대사회와 문화」 제29권, 연세대학교 사회발전연구소, 2009, 33~58쪽.

이현우, “국회 상임위원회의 법안 공동발의 연결망 분석: 18대 문방위 발의안을 중심으로,”「방송통신연구」 2011년 봄호, 한국방송학회, 2011, 99~131쪽.

임명현,「재정수반법률안에 대한 입법평가 방안 연구」, 한국법제연구원, 2007.

장덕진, “정치권력의 사회학적 분해: 자원권력과 네트워크 권력,” 김상배 엮음,「소프트파워와 21세기 권력: 네트워크 권력론의 모색」, 한울아카데미, 2009.

_____, “17대 국회의 정책 네트워크 연구: 공동발의와 친분 네트워크 분석을 중심으로,”「한국정당학회보」 제10권 제2호, 한국정당학회, 2011, 157~187쪽.

Battaglini, M., Sciabolazza, V. L., and Patacchini, E., *Effectiveness Of Connected Legislators,* Working Paper 24442, National Bureau of Economic Research. 2018

Burkett, Tracy, *Cosponsorship in the United States Senate: A Network Analysis of Senate Communication and Leadership, 1973-1990,* Ph.D. dissertation. Columbia, SC: Sociology, University of South Carolina, 1997.

Fowler, James H., “Legislative Cosponsorship Networks in the US House and Senate,” *Social Networks,* vol.28, 2006a, pp.454-465.

_____, “Connecting the Congress: A Study of Cosponsorship Networks,” *Political Analysis,* vol.14, 2006b, pp.456-487.

Freeman, L. C., “A Set of Measures of Centrality Based on Betweenness,” *Sociometry,* vol.40 no.1, 1977, pp.35-41.

Gormley, Jr. William T., “Regulatory Issue Networks in a Federal System,” *Polity,* vol.18 no.4, 1986, pp.595-620.

Heclo, Hugh., “Issue Networks and the Executive Establishment,” in Anthony King, ed., *The New American Political System,* Washington, D.C.: American Enterprise Institute. 1978.

Salancik, Gerald R., “Review: WANTED: A Good Network Theory of Organization,” *Administrative Science Quarterly,* vol.40 no.2, 1995, pp.345-349.

Tam Cho, Wendy K. and James H. Fowler, "Legislative Success in a Small World: Social Network Analysis and the Dynamics of Congressional Legislation," *The Journal of Politics,* vol.72 no.1, 2010, pp.124-135.

Wilson, James Q., *The Politics of Regulation,* New York: Basic Books. 1980.

An Analysis of the 20th Legislative Cosponsorship Network: Focusing on Fiscal Burden and Regulation

Yoon, Joochul* Shin, Heontae**

Abstract

This study analyzed the cosponsorship network for 21,594 legislative proposals of the 20th National Assembly (2016. 5. 30.-2020. 5. 29.). A "directed and weighted network" was constructed for all bills to consider proposing and receiving cosponsorship by dividing representative and co-proposer. The network characteristics were compared and analyzed based on the network and node level by the type of legislation such as expenditure, revenue, regulation. At the network level, the cosponsorship network was very dense and split between parties. Regarding reciprocity, considering dyads between legislators, logrolling was strong in the regulatory strengthening proposals network and the expenditure burden proposals network. In terms of transitivity, considering the triads, it was found that the network of revenue burden proposals was less clustered than other networks. According to the relationship between nodes (legislators), first-term legislators may be relatively short of network resources. Still, they try to compensate for their inferiority by actively participating in cosponsorship. there is a statistically significant difference in centrality between political parties, and cosponsorship by legislators appeared for each party.

□ Keywords: Legislative Proposals, Cosponsorship, Network Analysis, Centrality

* First Author, Estimates and Tax Analyst, National Assembly Budget Office

** Corresponding Author, Estimates and Tax Analyst, National Assembly Budget Office

▌ **예산정책연구** 제12권 제2호 2023. 6. pp.67-90 https://doi.org/10.35525/nabo.2023.12.2.003

2019년 근로장려세제 개편이 노동 공급에 미친 영향*

신상화** 김문정***

국문초록

정부는 2019년부터 근로장려세제를 큰 폭으로 확대하였다. 근로장려금을 수령하는 가구 수와 총지급액은 1년 사이에 각각 약 2배에서 3배가량 증가하였는데, 과거에 비해 매우 큰 개편이 단기간에 이루어졌으므로 그 경제적 효과는 상당할 것으로 기대할 수 있다. 이 연구는 근로장려세제 개편의 영향을 받는 가구들의 노동 공급이 증가하였는지를 실증적으로 분석하고 있다. 분석결과, 개편 제도의 소급적용이라는 외생적 충격으로 근로장려금을 신규로 수급한 가구를 처치대상으로 상정한 이중차분법 분석에서 통계적으로 유의한 근로소득 증가 효과를 발견할 수 있었으며 이 효과가 최저임금 비대상자에게서 주로 발생하고 있다는 사실을 확인하였다.

□ 주제어: 근로장려세제, 노동공급

투고일: 2023. 1. 31. 수정일: 2023. 3. 29. 게재확정일: 2023. 4. 28.

* 이 연구는 충남대학교 학술연구비에 의해 지원되었으며 저자들이 속한 기관의 의견을 대표하지 않음

** 제1저자·교신저자: 충남대학교 무역학과 조교수 (shinsan6@cnu.ac.kr)

*** 공동저자: 한국조세재정연구원 연구위원 (moonkim@kipf.re.kr)

Ⅰ. 서론

근로장려세제는 2006년 세제개편으로 도입되었다. 도입 이후 대상 가구와 지급금액을 확대하는 방향으로 여러 차례 개편이 이루어져 왔으나 2018년 세법개정 이전까지의 연간 총 지급 규모는 그리 크지 않았다. 하지만 2019년부터 시행된 가장 최근의 개편[1]은 수급가구 수와 지급액을 각각 2.3배와 3.35배로 증가시켜 본 제도 도입 이후 가장 큰 폭의 확대 개편으로 평가된다.

근로장려세제는 차상위 계층에 있는 가구의 소득지원과 더불어 해당 가구들의 노동공급 증대를 정책 목표로 삼고 있다. 2019년 개편은 당시 문재인 정부의 소득주도성장 정책의 일환으로 도입되어 소득지원 측면을 상당히 강화한 것으로 평가되고 있다(신상화 2019; 신상화·김문정 2019). 이는 근로장려세제 수급대상 가구의 총소득 및 자산 요건을 완화하고, 연령 제한 요건을 삭제하며, 각 수급유형에 대한 근로장려금 지급액을 상향 조정한 결과로 볼 수 있다.

아쉽게도 최근 개편으로 인한 노동 공급 증대 효과에 대한 연구는 많지 않은 실정이다. 이는 분석에 활용할 수 있는 통계자료들이 비교적 최근에 공개되기 시작한 사실에 일부 기인한다. 2019년부터 시행된 이번 개편에 대한 분석은 2019년 이후 경제활동에 대한 조사 결과를 필요로 하는데, 다수의 가구 패널 자료들은 2019년 경제활동에 대해 2020년에 조사하여 2021년에 공개하는 일정을 가지고 있으며 최근에 진행된 두 개의 연구에서 2019년 개편의 노동 공급 효과를 점검하고 있다.

김문정·김빛마로(2020)는 2020년 자체적으로 진행한 설문조사를 분석한 결과 단독가구에서 2019년 근로장려세제 개편이 노동 공급을 증가시킨 것을 발견하였다. 단독가구 가구주의 경제활동 참가확률 및 주된 일자리에서의 근로시간 증가가 관측되었으며 월평균임금 또한 상승한 것을 확인할 수 있었다. 또한 점증구간에 위치한 가구에서 노동 공급 효과가 통계적으로 유의하게 관측되는 것을 발견하였다. 하지만 전체 표본에서는 그러한 효과를 발견하지 못하였다.

권성오·홍우형(2022)은 재정패널 자료를 이용하여 2019년 확대 개편의 노동 공급 효과를 분석하였다. 근로장려금 자격요건 충족 여부로 실험군과 대조군을 구분한 모형

1) 2018년 세법개정안이 국회 통과 후 2019년부터 시행되었음. 이하에서는 이를 2019년 개편으로 지칭함.

에서는 유의미한 노동 공급 증대 효과를 발견하지 못하였고 수급 여부에 따라 구분한 모형에서 소득이 상대적으로 높은 가구들의 경제 활동 참여 효과를 일부 발견할 수는 있었다. 이 연구는 본 연구와 동일한 재정패널 자료를 사용하고 있으나 처치집단을 설정하는 방법과 처치 이전/이후 시점을 정하는 과정에서 차이가 존재한다. 특히 권성오·홍우형(2022)은 귀속연도 기준 2018년을 처치 이후 시기로 간주하고 있다. 본 연구에서는 2018년 귀속소득분에 대한 근로장려금을 수급한 이후 시점인 2019년을 처치 이후 시기로 삼고 있다.

2019년 이전의 개편을 이용하여 노동 공급 효과를 분석한 국내 연구들은 다수 존재한다. 김재진·이상은·이철인(2014)은 국세청 원자료를 이용하여 근로장려금을 수급한 가구들에서 경제활동참가율이 더 높은 것을 보인 바 있고 안종석·송헌재·홍우형(2017) 또한 2008년에서 2015년까지의 국세청 원자료와 재정패널 자료를 이용하여 분석한 결과 근로장려금이 노동 유인을 증대시킨다는 결과를 도출하였다. 하지만 근로장려세제와 노동 유인 사이에 유의하지 않거나 심지어 음(-)의 관계가 존재한다는 결과를 발견한 연구들 또한 존재한다. 이대웅·권기현·문상호(2015), 정의룡(2014), 홍민철·문상호·이명석(2016) 등의 연구들은 근로장려금이 노동 유인에 미치는 효과가 거의 없다는 결과를 제시하고 있다. 최근의 연구 중 박지혜·이정민(2018)은 복지패널, 가계금융복지조사, 노동패널, 재정패널 등 분석에 필요한 변수들이 존재하는 다수의 가구패널 통계를 모두 활용하여 분석을 진행하였다. 분석 결과 일부 자료에서는 긍정적 노동 유인 효과가 관측되기도 하였으나 다른 자료들에서는 또 다른 결과를 발견하고 있어 근로장려세제가 노동 유인을 증대시킨다고 일반화하기는 어렵다는 결론을 내고 있다.

이처럼 국내 선행연구들은 서로 다른 분석 결과를 제시하고 있어 근로장려세제의 노동 공급 증대 효과에 대한 합의된 결론은 아직 존재하지 않는 것으로 보인다. 근로장려세제는 도입 취지에도 불구하고 제도적 특성으로 인해 노동 공급 효과가 저해될 수 있다. 우리나라는 미국과 같이 근로장려세제를 수급 희망자들이 신청하는 방식으로 운용하고 있다. 따라서 실제 정책 대상에 해당한다고 할지라도 제도에 대한 이해가 낮은 경우 신청 자체를 하지 않아 수급을 하지 못할 수 있다. 또한 Liebman(1998), Chetty et al.(2013) 등에서 지적한 바와 같이 근로장려금을 수급한 가구라고 할지라도 그것이 노동 공급 증가로 이어지기 위해서는 제도에 대한 구체적 이해가 필요하다. 근로장려금 수급 시점과 경제행위 간에 상당한 시차가 존재하는 점 또한 근로장려금으로 인한 노동

공급 증대 유인을 근로자가 인지하기 어렵게 만드는 요인이기도 하다.

이 연구는 2019년 근로장려세제 개편 내용이 2018년 귀속소득분에 소급 적용되었다는 이례적 특징을 활용하여 분석 대상 가구를 설정하였다. 제도 개편으로 인해 비수급 대상에서 수급대상으로 편입된 가구들을 처치군으로 상정하여 분석한 결과, 근로장려금 수급 이후 통계적으로 유의한 가구주의 근로소득 증가 효과를 발견할 수 있었다. 이러한 방식의 처치군 설정은 제도 변화에 대한 정보가 즉각적으로 처치군에 반영될 수 있다는 점에서 선행연구들이 지적한 분석의 한계점을 극복할 수 있다는 장점이 존재한다.

본문은 다음과 같이 구성하였다. Ⅱ장에서는 최근 확대개편의 내용을 살펴본 뒤 분석을 위한 식별 전략을 논하였다. Ⅲ장에서는 분석 자료를 소개하고 2019년 개편의 노동 유인 효과를 실증적으로 분석하였다. 마지막으로 Ⅳ장에서 분석 결과를 논하고 시사점을 도출하였다.

Ⅱ. 제도 개편 내용과 식별 전략 논의

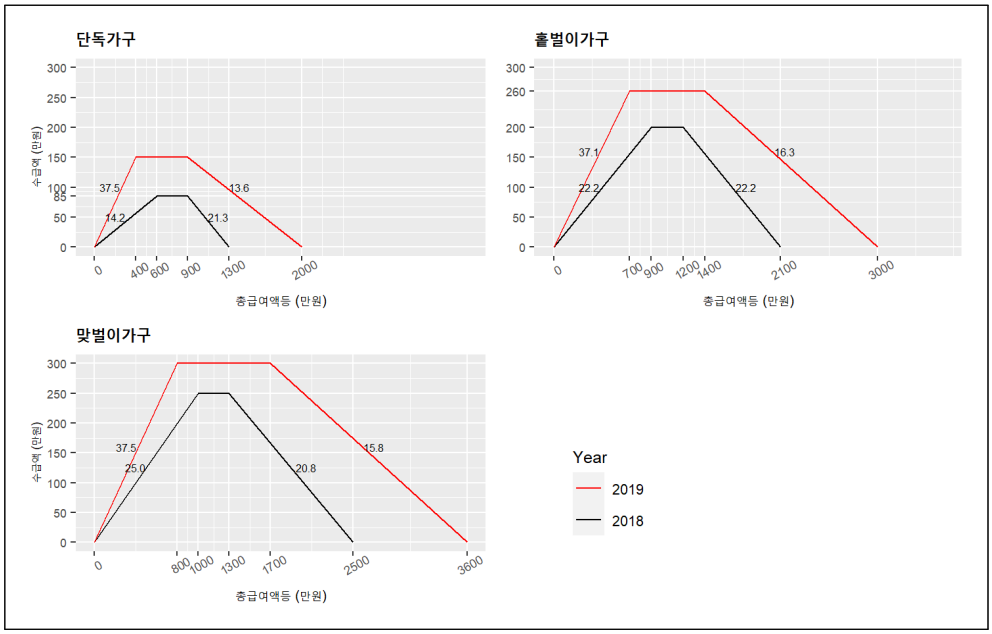
1. 개편 내용

2018년 근로장려세제 확대 개편은 몇 가지 측면에서 이전과 구분되는 특징을 갖는다. 우선, 제도의 확대 정도가 이전의 개편들과 비교할 때 매우 큰 편이다. 근로장려세제는 도입 이후 여러 차례 개정되었으나 2019년의 그것과 같은 수준의 큰 폭의 확장적 변화는 찾아보기 어렵다. 과거 개편 중 변화폭이 가장 큰 사례로 2014년 개편을 꼽을 수 있다. 이 개편을 통해 부양 자녀 수에 따른 차등 지급 방식이 현재의 가구 유형별 차등 지급 방식으로 변화하였다. 하지만 2014년의 개편은 지급 기준을 가구 유형에 따라 달리하는 방향으로 변경한 것으로, 지급 규모가 2019년과 같이 큰 폭으로 변화하지 않았다. 2014년 이후 2019년 이전까지의 개편은 제도의 틀은 그대로 유지한 채 지급액을 조금씩 상향 조정하여 물가상승에 대응하기 위한 것으로 평가할 수 있다.

[그림 1]은 2019년 개편 내용을 가구 유형별로 구분하여 보여준다. 가장 눈에 띄는 개편 내용은 모든 가구 유형에 있어 소득요건의 상한이 확대되어 더 많은 가구들이 제도 대상에 포함되었다는 것이다. 수급가구의 소득요건이 단독가구는 1,300만원에서 2,000만원으로, 홑벌이가구는 2,100만원에서 3,000만원으로, 맞벌이가구는 2,500만원에서 3,600만원으로 큰 폭으로 확대된 것을 확인할 수 있다.

가구 유형별로 지급할 수 있는 근로장려금의 상한액 또한 확대되었다. 단독가구의 경우 85만원에서 150만원으로, 홑벌이가구는 200만원에서 260만원으로, 맞벌이가구는 250만원에서 300만원으로 각각 확대되었다. 그 결과 모든 가구 유형에서 점증률이 상승하고 점감률이 하락하게 되었다. 이론적으로 점증률 증가는 점증구간에 위치한 가구들의 근로 유인을 증가시키는 것으로 해석된다. 점감구간의 경우 일반적으로 소득효과와 대체효과가 모두 근로 유인을 감소시키는 방향으로 작동하는 것으로 알려져 있는데 이 효과는 점감률이 높을수록 더 커지게 된다. 점감률이 낮아지게끔 제도가 개편된 결과 이와 같은 근로 유인 감소 효과가 약화하였을 가능성이 존재한다.

[그림 1] 가구유형별 근로장려세제 개편 내용

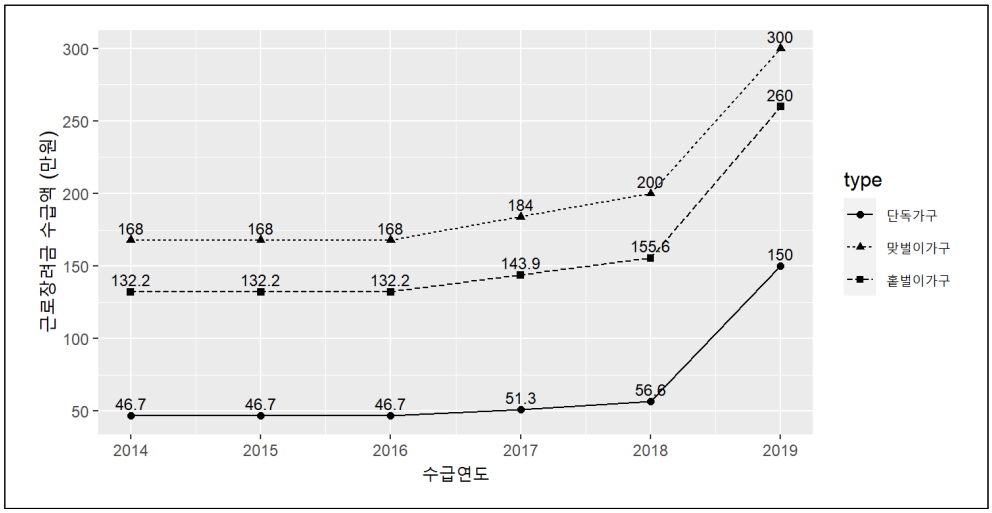


자료: 저자 작성

[그림 2]는 총급여액을 기준으로 단독가구는 400만원, 홑벌이가구는 700만원, 맞벌이가구는 800만원을 유지한다고 가정하고 연도별로 수급할 수 있는 근로장려금의 최대치를 표시하고 있다. 2014년에서 2016년까지는 제도 변화가 없었고 2017년과 2018년에 소폭의 조정이 있었음을 알 수 있다. 하지만 2019년에 제도가 크게 확대되어 가구유형별로 약 1.5배에서 3배까지 수급액이 증가할 수 있었음을 [그림 2]는 잘 보여준다. 이처럼 수급액이 큰 폭으로 증가하였기에 2019년에 근로장려금을 수급한 가구에 제도의 확대 개편이 충분히 알려졌을 가능성이 존재한다.

2019년 개편의 또 다른 특징으로 2018년 귀속소득에 대해 즉각적으로 소급 적용되었다는 것을 꼽을 수 있다. 근로장려세제 확대 개편안은 2018년 겨울 국회를 통과하였는데 이를 2018년 귀속 소득분부터 소급 적용하였다. 이런 제도적 특성으로 인해 2019년 제도 개편으로 인한 경제적 효과를 확인하기 위해서는 2019년 하반기 이후의 자료를 활용해야 한다. 2019년 개편이 확정되기는 하였으나 2018년 귀속소득에는 제도 개편으로 인한 행태변화가 존재하지 않기 때문이다.

[그림 2] 가구유형별 수급액 변화

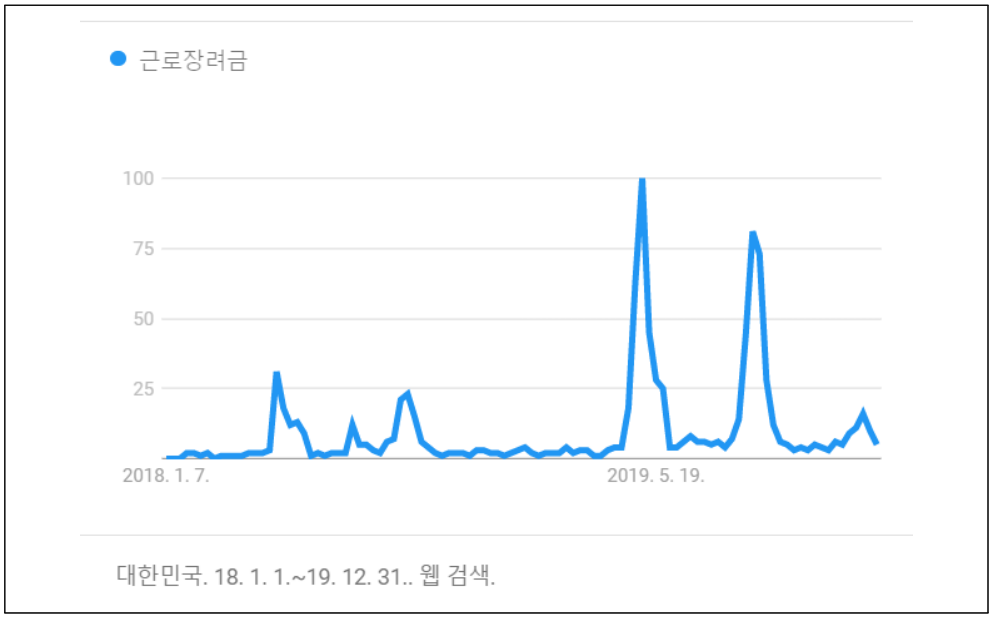


주: 단독가구는 400만원, 홑벌이가구는 700만원, 맞벌이가구는 800만원을 기준으로 계산하였음(총 급여액 기준)
자료: 저자 작성

마지막으로, 이번 개편과 정책 대상자들의 행태변화 사이의 시차가 다른 개편에 비해 짧을 수 있는 여러 여건이 형성되었다. 앞서 설명한 2018년 귀속소득에 대한 소급 적용으로 인해 2019년 중 근로장려금을 신청하고 수급한 가구에 큰 폭의 확대 개편 내용이 매우 빠르게 전파되었을 가능성이 있다. 더욱이 이러한 효과는 신규 수급 가구에 분명한 외생적 충격으로 작동하였을 것이다.

구글 트렌드를 이용하여 근로장려금 신청 안내 및 지급이 이루어진 2019년의 근로장려금에 대한 일반 대중의 관심도를 살펴보았다. [그림 3]의 '근로장려금'의 검색 수준을 보면, 2018년 1월에서 2019년 12월까지의 기간 중 근로장려금에 관한 관심이 가장 높았던 시기는 2019년 5월과 9월로 나타난다. 2019년 5월은 근로장려금 신청 시기에 해당하며 2019년 9월은 근로장려금이 실제 지급된 시기와 겹친다. 이 결과는 2019년 개편이 소급 적용되는 과정에서 잠재적 수급 가구에 개편된 제도에 대한 상당한 정보가 전달되었을 수 있음을 강하게 시사한다.

[그림 3] 근로장려금 검색 추이



주: 2019년에 두 개의 극대점이 나타나는데 첫 번째는 2019년 5월 5일~5월 11일, 두 번째는 8월 25일~9월 7일의 시기를 의미함. 참고로 5월 7일 기준으로 '올해 근로장려금, 평균 110만원 받을 것으로 기대'된다는 국세청 발표가 있었으며, 9월에는 근로장려금 지급이 이루어졌음. 또한 9월 2일에는 '근로·자녀장려금 473만 가구에 5조 300억원 추석 전 조기 지급'한다는 국세청 발표가 있었음

자료: '근로장려금'에 대한 구글 트렌드 결과(2018. 1. 1.~2019. 12. 31., 접속: 2023. 1. 29.)

이와 더불어 2019년 개편에 대한 정부의 홍보 또한 매우 강도 높게 진행되었다. 당시 근로장려세제 확대 개편은 소득주도성장의 주요 정책 중 하나로 시도되었기에 수급 대상 가구가 근로장려금을 신청할 수 있도록 다양한 수단으로 홍보가 진행되었다. 또한 2019년부터 도입된 반기별 근로장려금 지급 정책 또한 정책 효과의 시차를 크게 줄여줄 것으로 기대하게 한다. 기존에는 연간 근로활동을 바탕으로 다음 해 8~9월에 근로장려금이 지급되었다. 하지만 이런 방식은 수급 시점과 노동 공급량 결정 시점 사이의 시차를 증대시킨다는 지적이 지속해서 제기되었다. 반기별 근로장려금 지급 방식의 도입은 노동 공급량 변화에 따른 근로장려금 변화 시점을 앞당기는 효과를 발생시킬 수 있다.

이번 개편의 위와 같은 특징들은 본 제도로 인한 노동 공급 변화 효과가 과거 개편에 비해 클 수 있음을 시사한다. 특히 2018년 귀속소득에 대해 확대 개편된 제도를 소급 적용하였기에 신규 수급 가구에 제도의 내용 및 수급 규모에 대해 홍보하는 효과가 발

생하여 신규 가구의 노동 행태변화가 비교적 이른 시점에 관측될 가능성이 존재한다. 또한 과거와는 달리 정권 차원에서 다양한 홍보 수단을 동원하여 잠재적 수급 가구에 제도를 알리기 위해 노력한 사실을 고려하면 신규 수급 가구에서의 정책 시차 문제가 크게 완화되었을 가능성이 존재한다. 기존에 정책 대상으로 분류되어 있던 가구들 역시도 수급액의 큰 폭 증가가 있음을 빠르게 경험할 수 있었기 때문에 노동 공급 행태변화가 제도 개편으로 촉발되었을 수 있다.

2. 식별 전략

전술한 근로장려세제 제도 개편의 특징들을 감안하여 이하의 분석에서 다음과 같은 식별 전략을 설정하였다. 우선, 개편의 소급 적용으로 2018년 귀속분에 대해 근로장려금을 신규로 수급한 가구들을 처치군으로 고려한다. 해당 가구들은 근로장려세제 개편 사항이 소급 적용되는 과정에서 노동 공급을 증대시킬 긍정적 유인이 다수 발생한 가구들이기에 처치군으로 적합한 특성을 갖는다. 왜냐하면 제도 개편으로 인해 근로장려금을 신규로 수급하게 된 가구들에는 2019년 제도 개편이 완전히 외생적이기 때문이다. 또한 근로장려금을 2019년 중 신청하고 수급하는 과정에서 해당 제도에 대한 추가적인 지식이 습득되었을 것이므로 여러 선행연구에서 지적한 제도 개편과 정책 대상의 인식 사이의 시차 문제가 현저히 적을 것으로 기대할 수 있다.

대조군으로는 2018년 귀속분을 기준으로 재산요건은 만족하지만, 소득요건을 만족하지 못하여 수급 대상이 되지 못하는 가구들로 상정한다. 이 가구들은 점감구간에 위치한 처치군에 대응하는 대조군으로 이해할 수 있다. 앞서 확인한 것과 같이 이번 개편이 소득요건을 크게 확대하면서 점감률을 낮추어 점감구간이 크게 확대했음을 고려할 때 이 방식의 대조군 설정은 적절하다.

한편 점증구간에 위치한 가구를 처치군으로 상정하고, 이에 대한 대조군으로 점증구간에 위치한 저소득 가구 중 재산요건을 만족시키지 못한 가구들을 고려하는 방법도 있을 것이다. 그러나 아쉽게도 분석에 사용한 재정패널 자료에서 점증구간에 속하면서 재산요건을 만족시키지 못하는 고자산-저소득 가구의 샘플이 거의 존재하지 않는다. 이에 두 개의 고려할 수 있는 대조군 중 첫 번째 유형인 점감구간에 대응하는 대조군을 고려한다.

분석을 진행하기에 앞서 처치군과 대조군의 평행 추세 가정이 성립하는지를 점검할

필요가 있다. 특히 근로장려세제의 정책 대상 가구 중 저소득 가구들이 다수 존재하기에 해당 가구의 근로 및 소득이 연도별로 안정적이지 않을 가능성 또한 존재한다. 만약 두 집단의 2019년 정책 변화 이전의 소득 추세가 서로 크게 다를 경우 분석 결과를 정책으로 인한 인과 효과로 해석하기 어렵다. 이에 이하 분석에서는 처치군과 대조군 내에서도 소득 추세가 안정적으로 유지되는 가구를 주된 분석 대상으로 설정한다.

Ⅲ. 근로장려세제의 노동 공급 유인 효과 분석

1. 분석자료

본 장에서는 한국조세재정연구원의 재정패널 제10차에서 제13차까지의 자료를 이용하여 최근 개편의 노동 공급 증대 효과를 분석하였다.[2] 재정패널 자료는 가구원-소득유형별 연간 소득 정보와 가구 단위의 재산 정보를 수집하고 있다. 가구별 소득, 재산, 그리고 가구원의 특성 변수들을 이용하여 특정 가구의 유형을 단독, 홑벌이, 맞벌이로 분류하고 가구별 근로장려금 수급액을 계산하였다. 이 변수를 활용하여 연도별 근로장려금 수급 여부 및 수급액 정보를 생성하였다.

노동 공급과 관련된 문항은 두 가지로 구분된다. 우선, 조사 연도 1월에서 4월 말까지 주 근무지에서의 일평균 근로시간과 월평균 근로일수 정보를 수집하였고 이를 이용하여 월평균 근로시간 변수를 생성하였다. 이 변수는 조사 연도 시점의 노동 공급 정보를 수집하고 있다. 가령, 제13차 재정패널의 경우 대부분의 문항에서 2019년의 경제활동을 조사하고 있으나 월평균 근로시간 변수는 2020년 1월에서 4월까지의 정보를 수집하고 있다.

다음으로 연간 근로소득 및 사업순소득 정보를 사용하였다. 근로장려금 지급 기준이 되는 총급여액 등은 가구주와 배우자의 근로소득과 사업순소득의 합으로 구성된다. 노동 공급이 증가하게 되면 관련 소득이 증가할 수 있을 것이기에 여러 선행연구와 같이 소득 변수를 노동 공급의 대리변수로 활용하였다. 이 변수는 전 연도의 소득 정보를 담고 있다. 가령, 제13차 자료의 경우 2019년 1월에서 12월까지의 소득 정보를 조사하고 있다.

두 유형의 노동 공급 관련 변수 중 더 정확한 정보를 담고 있는 것은 소득 변수이다. 소득 관련 문항들의 경우 연간 단위로 조사하고 있으며 소득에 대한 응답을 보조할 수 있는 추가적인 증빙 서류를 수집하고 있다는 점에서 응답의 신뢰도가 상대적으로 높은 것으로 평가할 수 있다. 특히 다수의 근로소득자가 재정패널 조사 과정에서 연말정산 서류를 별도로 제출하고 있어 연간 근로소득 정보의 신뢰도는 매우 높은 것으로 판단한다. 이에 반해, 월평균 근로시간 변수는 조사 연도의 1월에서 4월까지의 평균적인 노동

2) 분석의 안정성을 위해 분석대상 기간 중 모든 조사에 응답한 가구 중 가구주 변동이 없는 가구들로 분석 대상을 한정함.

시간을 조사하고 있고 소득변수에 비해 결측치가 많으며 주 근무지에서의 근로 시간 정보만을 담고 있어 응답자가 부업을 통한 노동 공급 증대 효과를 포착하지 못한다는 한계를 지닌다.

두 종속변수의 조사 기간이 상이하므로 그 의미를 해석하는 데에 주의가 필요하다. 월평균 근로시간 변수의 경우 제10차에서 12차까지 처치 이전 시점인 2017년에서 2019년까지의 정보가 조사되며 제13차 자료에서 처치 이후 시점인 2020년 정보가 담긴다. 소득 변수의 경우 제10차에서 12차까지의 자료에서 처치 이전 시점인 2016년에서 2018년까지의 정보가 포함되고 제13차 자료의 경우 처치 이전 시점과 처치 이후 시점이 모두 포함된 정보를 담고 있다. 이는 2019년 개편으로 인한 외생적 충격이 수급대상 가구들에 가해진 시점이 2019년 6월경이기 때문이다.

2. 분석 모형

개편 내용이 모든 대상자에게 일괄적으로 2019년부터 적용되었으며 정책 대상과 비대상이 명확하게 구분되기에 정책 변화의 효과는 이중차분 분석을 통해 추정하는 것이 적절하다. 이 연구에서는 가구패널의 특성을 살려 다음과 같은 가구 고정효과를 반영한 이중차분 분석 모형을 분석하였다.

$$노동공급_{it} = \beta EITC_i \bullet T_t + X_{it}\gamma + a_i + a_t + u \quad (1)$$

종속변수는 노동 공급 대리변수로 앞서 설명한 가구주의 월근로시간 및 연간 소득 변수를 사용하였다. $EITC_i$는 처치군을 나타내는 더미변수이며 T_t는 근로장려세제 개편 이후 시점을 나타내는 더미변수이다. a_i는 시간에 흐름에 따라 변하지 않는 비관측 가구 특성 변수이며 a_t는 연도 고정효과를 나타낸다.

X_{it}는 가구 i의 통제변수들로 가구주 연령, 가구원 수, 부양자녀 유무 등을 통제한다. 노동 공급에 영향을 줄 수 있는 가구-연도별 통제 변수 중 가구총소득, 가구총급여액, 주소득자인 가구주의 종사상지위 등은 처치집단과 통제집단을 구분하는 과정에서 활용되었기 때문에 X_{it}에서 배제되었다.

우리가 관심을 두고 있는 제도 개편에 따른 노동 공급 변화 정도는 $\hat{\beta}$의 값을 통해 관측할 수 있다. 이 값이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖게 될 경우 제도 변화 이후($T_t = 1$)면서 제도 대상이 되는 가구($EITC_i = 1$)에서 유의미한 노동 공급 증가가 있었음을 의미하기 때문이다.

처치집단으로 먼저 고려할 수 있는 대상은 2018년 귀속 소득분에 대한 근로장려금을 2019년에 수급한 가구들을 꼽을 수 있다. 그런데 이 가구들은 1) 기존 제도로는 수급 대상이 아니나 개편의 소급 적용으로 인해 근로장려금을 수급한 가구들과, 2) 개편과 무관하게 근로장려금을 수급하였을 가구들로 구분할 수 있다. 이 논문에서는 전자를 처치집단1로 명명하고, 후자를 처치집단2로 부르도록 하겠다.

두 집단 중 처치집단1에 속한 가구들에게 이번 개편이 외생적으로 작용하였을 가능성이 크다. 처치집단1의 가구들은 갑작스럽게 큰 폭의 근로장려금을 수급하였기에 개편 내용에 대해 더 큰 관심을 기울이고 이후 더 적극적으로 소득 활동을 가져갔을 수 있기 때문이다. 처치집단1에 해당하는 가구들은 기존 근로장려세제 수급 가구에 비해 상대적으로 소득이나 자산 수준이 높아, 근로장려금 수급 경험이 없어 근로장려금 제도에 대한 이해도가 상대적으로 낮았을 가능성이 있다. 이러한 상황에서 세제개편안의 2018년 귀속소득분에 대한 소급 적용으로 인해 처치집단1 가구들은 근로장려세제를 새롭게 인지했을 가능성이 있다.

반면 처치집단2의 경우 처치집단1에 비해 근로장려금 제도에 대한 이해도가 상대적으로 높았을 것이다. 따라서 이 가구들에 2019년 제도 개편이 완전히 외생적 충격으로 작동하지 않았을 가능성이 크다. 2018년의 소득 수준이 근로장려세제 대상임을 알고 있었기에 2018년 여름부터 국회에서 논의된 개편의 내용을 미리 인지하였을 가능성이 있다. 그렇다면 해당 가구들의 제도 개편에 따른 행태변화는 2019년이 아닌 2018년 소득 활동에 미리 반영되었을 것이다.

또한 처치집단1과 2에 해당하는 가구들 모두에서 근로장려금 개편에 대한 이해가 상대적으로 빠르게 이루어졌을 가능성이 있다. 대상이 아니었으나 근로장려금을 수급한 경험(처치집단1)이나 동일한 근로활동에 대해 기대보다 매우 큰 근로장려금을 수급한 경험(처치집단2)이 근로장려금 제도에 관한 관심으로 이어졌을 가능성이 크기 때문이다. 그 결과 근로장려금 수급에 따른 행태변화가 비교적 일찍 발생하였을 것으로 기대된다.

최종적으로 이들 가구 중에서 처치 이후 시기에 재산요건이 크게 변하지 않은 가구들을 처치집단으로 삼았다. 재산이 많이 증가할 것이 예상되는 가구의 경우 재산요건이 만족하지 않아 근로장려금을 수급하지 못할 것이므로 노동 공급 관련 행태변화가 나타날 수 없을 것이기 때문이다.

대조집단으로는 2019년에 근로장려금을 수급하지 못한 가구들을 고려하였다. 이 가구들은 소득요건이나 재산요건을 만족시키지 못한 가구들로 구성된다. 이들 중 소득요건은 만족시키나 재산요건을 만족시키지 못한 가구들의 경우 점증·평탄구간에 위치한 처치집단에 대응하며, 재산요건은 만족시키나 소득요건을 만족시키지 못한 가구들은 점감구간에 위치한 처치집단의 대조집단이 된다. 그런데 전자에 해당하는 가구의 샘플 수가 거의 존재하지 않아 후자의 가구들을 대조집단으로 삼는다. 구체적으로 2018년 귀속소득을 기준으로 할 때 재산요건은 만족시키나 소득요건이 기준소득을 소폭 넘어 근로장려금 대상이 되지 못한 가구들을 대상으로 한다.[3)]

[표 1]은 처치집단과 대조집단의 기초통계량을 보여준다. 이 표는 앞서 설명한 두 개의 처치집단 중 처치집단1이 대조집단과 상대적으로 유사한 특성을 보이고 있음을 잘 보여준다. 처치집단1은 대조집단에 비해 가구주 연령이 약 8세가량 더 높고 최종교육 수준이 소폭 낮은 편이며 가구주가 남성인 가구의 비중이 약 60%로 대조집단에 비해 낮다. 또한 처치집단은 대조집단에 비해 가구주가 상용직에 종사하는 가구의 비중이 매우 낮은 편이며 2018년 기준 가구주의 근로소득이 최저임금에 해당하는 비중 또한 대조집단에 비해 매우 높다.

근로장려금 수급 여부를 결정짓는 소득 변수와 재산 변수를 살펴보면, 소득 변수에서는 두 집단의 차이가 관측되지만, 총재산 측면에서 대조집단과 처치집단1 사이에 거의 차이가 존재하지 않는다. 이는 대조집단을 재산요건은 만족하나 소득요건을 만족하지 못하여 근로장려금을 받지 못하는 가구들로 설정한 기준이 잘 적용되었음을 보여준다.

3) 이하의 분석은 2019년 개편의 충격이 처치집단과 대조집단에 이질적으로 작용하였다는 것을 전제로 하며 이 효과는 대조집단이 근로장려세제에 대한 지식 혹은 관심이 없는 경우 더욱 뚜렷하게 나타날 것임. 이를 위해 대조집단 중 과거 근로장려금을 수령한 경험이 있는 가구들을 분석에서 배제한 뒤 분석을 진행하였으나, 분석 결과가 이하 본문의 분석결과와 크게 다르지 않아 포함하지 않았음.

[표 1] 처치집단과 대조집단의 기초통계량

(단위: 만원)

구분	대조집단	처치집단		
		전체	처치집단1	처치집단2
가구주 연령	46.2	60.3	54.6	65.0
	(11.317)	(13.854)	(12.925)	(12.814)
가구주 최종교육	4.7	3.55	4.0	3.2
	(1.133)	(1.372)	(1.1867)	(1.4145)
가구원 수	2.3	2.2	2.4	2.1
	(1.345)	(1.153)	(1.2257)	(1.0660)
부양자녀더미	0.3	0.15	0.2	0.1
	(0.446)	(0.356)	(0.3939)	(0.3157)
가구주 성별 (남성=1)	0.74	0.6	0.6	0.6
	(0.441)	(0.489)	(0.4831)	(0.4937)
총재산	9,040.9	7,295.5	9003.2	5861.4
	(14,273.9)	(6,027.6)	(6588.0)	(5090.8)
가구 총소득	3,403.1	1,518.7	2102.1	1028.8
	(1,392.8)	(1,145.3)	(1131.6)	(901.6)
가구주 총급여액	2,911.7	1,232.7	1711.9	830.2
	(1,225.8)	(996.9)	(995.7)	(800.9)
상용직 비중 (2018년 기준)	0.55	0.21	0.35	0.09
최저임금 대상[1] (2018년, 가구주)	0.03	0.48	0.37	0.58
가구 수	486가구	574가구	262가구	312가구

주: 1) 최저임금 대상 가구는 가구주 근로소득이 2018년 1,900만원 미만인 가구로 계산하였음. 괄호 안 수치는 표준편차를 의미함

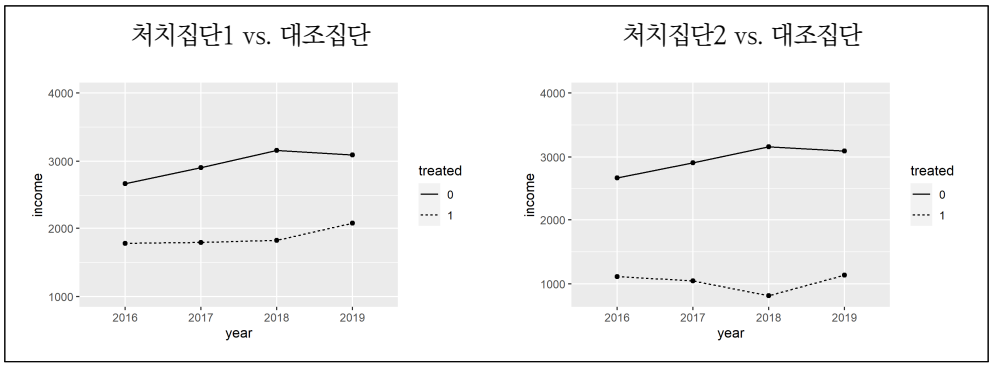
3. 분석 결과

앞서 설정한 처치집단과 대조집단을 이용하여 분석을 진행하였다. 그런데 [표 1]의 결과에서도 알 수 있듯이 처치집단2와 대조집단은 표본의 특성이 매우 상이하여 이중차분법 분석의 공통추세가정이 만족되지 못함을 확인할 수 있었다.

[그림 4]는 소득변수를 활용하여 집단별 공통추세가정을 점검한 그림을 나타내는데, 처치집단2와 대조집단 사이에 공통추세가 존재하지 않음을 확인할 수 있다. 처치집단1

의 경우에도 처치집단2에 비해 대조집단과 유사한 특성을 보이고는 있으나 공통추세 가정을 만족시키지 못하였다.

[그림 4] 공통추세가정: 전체샘플



두 집단 모두에서 대조집단과의 공통추세가정이 만족하지 않는 것은 처치집단과 대조집단의 이질성이 크게 존재한다는 것을 의미한다. 실제 처치집단과 대조집단은 종사상지위의 특성이 크게 상이하여 소득지표의 공통추세가정을 만족시키기 어렵다. [표 1]을 보면 대조집단은 전체 가구의 55%에서 가구주가 상용직에 종사하는 반면, 처치집단은 약 21%의 가구만이 가구주가 상용직에 해당하는 것으로 나타났다. 이런 이질성을 완화하기 위해 처치집단과 대조집단 중 가구주가 상용직에 종사하는 가구들만을 대상으로 하여 분석하는 것을 고려할 수 있을 것이다.

[그림 5] 공통추세가정: 상용직

상용직만을 대상으로 한 [그림 5]를 살펴보면, 종사상지위를 상용직으로 국한했을 경우 처치집단1과 대조집단 사이에 공통추세가정이 만족함을 확인할 수 있다. 처치집단2의 경우 상용직으로 그 범위를 좁힌다고 할지라도 대조집단과의 이질성이 여전히 크기 때문에 대조집단과의 비교가 적절하지 않은 것으로 판단된다.

[표 5]는 처치집단별 추정 결과를 보여준다. 식 (3)을 보면 처치집단1에서 2019년 가구주 근로소득에 연간 약 159만원의 증가가 있었음을 알 수 있다. 가구주 월 근로소득의 경우 처치집단1과 대조집단 사이에 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

[표 2] 분석결과: 상용직·처치집단별

	처치집단1			처치집단2		
	가구주 월근로시간 (1)	가구주 총급여액 (2)	가구주 근로소득 (3)	가구주 월근로시간 (4)	가구주 총급여액 (5)	가구주 근로소득 (6)
EITC*T	-1.928	158.114	159.487*	-9.694	261.871	213.172
	(5.294)	(98.892)	(89.288)	(9.213)	(170.596)	(152.585)
Year FE	O	O	O	O	O	O
가구원 수	2.044	60.982	64.631	1.592	24.569	46.387
	(4.842)	(74.455)	(69.793)	(5.892)	(90.421)	(84.832)
부양자녀	9.215	82.935	25.469	8.125	140.221	93.279
	(9.215)	(145.842)	(130.638)	(10.450)	(158.634)	(141.424)
Observations	1,006	1,416	1,376	823	1,164	1,123
R^2	0.009	0.108	0.122	0.01	0.1	0.109
분석가구 수	344			281		

주: ***p-value 〈 0.01, **p-value 〈 0.05, *p-value 〈 0.1

다음으로 배우자가 유무에 따라 처치집단을 다시 한 번 구분하여 분석을 진행하였다.[4] 배우자가 있는 처치집단의 경우 배우자의 소득 수준이나 근로활동 여부에 따라 가구주의 경제활동 의사결정이 영향을 받게 된다. 만약 가구주와 배우자의 소득 사이에 대체 관계가 존재하면 근로장려금 수령을 통해 가구주의 소득이 증가하는 것이 배우자

4) 배우자가 존재하는 처치집단의 분석 결과는 모든 추정식에서 통계적으로 유의하지 않거나 공통추세가정을 만족하지 않아 본문에 반영하지 않았음.

의 근로 유인을 오히려 낮추는 방향으로 작용할 수 있다. 그 결과 제도 개편의 효과가 배우자가 없는 가구에서 더 뚜렷하게 나타날 가능성이 존재한다. 실제 가구주의 소득을 기준으로 하지 않고 가구주와 배우자의 소득을 합산한 가구소득을 기준으로 한 분석에서는 [표 2]의 식 (3)에서 나타난 효과가 발견되지 않았다.

이에 무배우자 가구만을 대상으로 추가적인 분석을 진행하였다. [표 3]은 처치집단과 대조집단 모두에서 배우자가 없는 가구만을 대상으로 한 분석 결과를 나타낸다. 처치집단1의 분석 결과를 보면 식 (2)와 식 (3)에서 강한 효과를 확인할 수 있다. 총급여액과 근로소득을 기준으로 각각 284만원과 347만원의 증가 효과가 2019년에 존재하였음을 알 수 있다. 처치집단1의 2018년 평균 근로소득 수준을 고려할 때 이는 상당히 큰 효과이다. 또한 처치집단1과 대조집단 사이에는 공통추세가정이 성립함을 [그림 6]에서 확인할 수 있어 이 두 추정식의 효과를 제도 개편에 따른 효과로 해석하는 것은 타당하다.

[그림 6] 공통추세가정: 상용직·무배우자·처치집단별

이상의 분석 결과는 처치집단과 대조집단 사이에 연간 근로소득(혹은 총급여액)에서 유의미한 차이가 관측되고 있다는 것을 의미한다. 이 결과는 두 집단 간 월근로시간에 차이가 발견되지 않은 사실에 비추어 볼 때 일견 모순된 결과로 받아들여질 수 있다. 하지만 앞서 언급한 것과 같이 월근로시간 변수의 경우 주근무지에서의 근로 시간만을 조사하고 있어 주업이 아닌 부업을 통해 노동 공급을 증가시켰을 경우 이를 포착할 수 없다는 한계가 존재한다.

따라서 본문의 분석 결과는 처치집단의 근로자들이 부업을 증가시키는 방식으로 노동 공급을 증가시켰을 수 있음을 시사한다. 이 결과는 2019년을 기점으로 모바일 플랫

폼 사업자를 통한 택배 및 배달 등 초단기 근로 형태가 활성화된 사실과 궤를 함께한다. 장지연(2020)은 실태조사를 통해 플랫폼 노동자의 규모 및 특성을 보고하고 있다. 조사 문항 중 부업을 시작한 시기에 대한 문항이 존재하는데, 전체 응답자 중 약 19.6%가 2019년에, 약 65.5%가 2020년에 부업을 시작하였다고 답하였다. 이 연구의 샘플 수가 크지는 않으나 2019년을 기점으로 플랫폼을 통한 오프라인에서의 부업 종사자 수가 빠르게 증가했을 가능성이 높은 것으로 판단된다.

다만 동 기간 중 근로장려세제뿐만 아니라 최저임금 또한 가파르게 인상되었음을 고려할 필요성이 존재한다. [표 1]을 보면, 대조집단에 속하는 가구주의 약 3%만이 최저임금 적용 대상에 속하나 처치집단1의 경우 약 37%가 해당한다. 이는 처치집단1에 해당하는 가구주가 최저임금 하에서 근로활동을 하고 있으면 [표 3]의 소득 증가분의 상당 부분이 근로장려금 개편이 아닌 최저임금 인상에 따른 효과일 수 있음을 시사한다. 이를 확인하기 위해 상용직·무배우자에 해당하는 처치집단1을 가구주 근로소득 연간 1,900만원[5]을 기준으로 구분하여 동일한 분석을 다시 수행하였다.

[표 3] 분석결과: 상용직·무배우자·처치집단별

	처치집단1			처치집단2		
	가구주 월근로시간 (1)	가구주 총급여액 (2)	가구주 근로소득 (3)	가구주 월근로시간 (4)	가구주 총급여액 (5)	가구주 근로소득 (6)
EITC*T	1.247	284.140*	347.030***	-3.156	74.683	137.492
	(7.745)	(145.640)	(124.289)	(13.282)	(264.671)	(228.050)
Year FE	O	O	O	O	O	O
가구원 수	5.598	43.271	67.312	1.175	-56.952	-45.933
	(7.838)	(128.994)	(117.371)	(10.447)	(172.465)	(163.568)
부양자녀	14.865	48.961	30.973	10.659	389.461	373.157
	(16.331)	(270.982)	(231.071)	(20.540)	(326.262)	(279.753)
Observations	507	716	698	428	608	587
R^2	0.013	0.133	0.154	0.011	0.109	0.119
분석가구 수	179			152		

주: ***p-value 〈 0.01, **p-value 〈 0.05, *p-value 〈 0.1

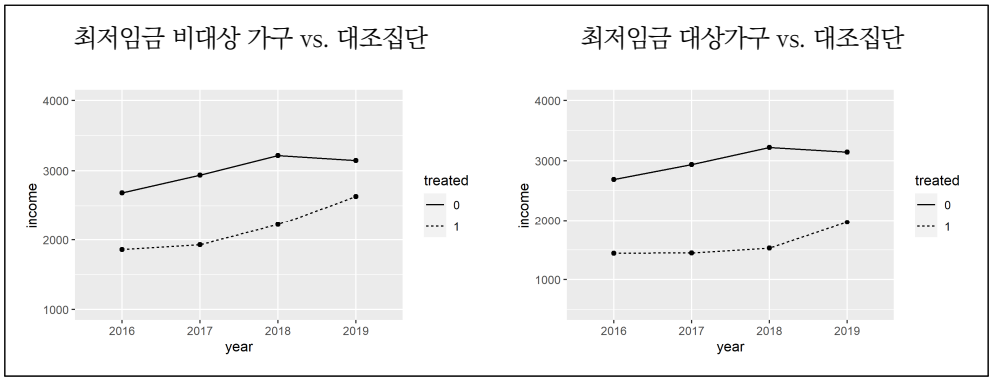
5) 1,573,770원(2018년 최저임금 월환산액)*12개월

[표 4] 분석결과: 상용직·무배우자·처치집단1 최저임금대상 여부

	최저임금 비대상 가구			최저임금 대상 가구		
	가구주 월근로시간 (1)	가구주 총급여액 (2)	가구주 근로소득 (3)	가구주 월근로시간 (4)	가구주 총급여액 (5)	가구주 근로소득 (6)
EITC*T	9.546	366.310*	424.852**	-3.474	233.17	297.834*
	(11.507)	(217.999)	(183.046)	(9.700)	(187.088)	(158.112)
Year FE	O	O	O	O	O	O
가구원 수	-0.896	-6.723	16.968	5.676	48.039	72.739
	(9.351)	(154.399)	(142.416)	(8.695)	(143.934)	(131.577)
부양자녀	16.113	199.977	177.006	19.054	-17.662	-39.021
	(19.978)	(339.307)	(287.805)	(18.110)	(294.977)	(249.685)
Observations	441	628	610	462	652	634
R^2	0.012	0.136	0.158	0.02	0.122	0.139
분석가구 수	163			157		

주: ***p-value 〈 0.01, **p-value 〈 0.05, *p-value 〈 0.1

[그림 7] 공통추세가정: 최저임금대상 여부



[표 4]의 분석 결과는 제도 개편에 따른 소득증대 효과가 최저임금 대상 가구가 아닌 최저임금 비대상 가구에서 더 크게 발생하고 있음을 잘 보여준다. 최저임금 비대상 가구의 총급여액과 근로소득이 2019년 많이 증가하였음을 식 (2)와 (3)을 통해 확인할 수 있으며 공통추세가정 또한 잘 만족하고 있음을 [그림 7]을 통해 확인할 수 있다. 최저임금 대상 가구의 경우 식 (6)에서 유의한 양의 효과를 발견할 수 있으나 [그림 7]을 통해

대조집단과의 공통추세가정이 만족하지 않음을 확인할 수 있다. 이는 상용직에 종사하는 무배우자 가구에서 제도 개편 효과가 매우 크게 나타난다는 [표 3]의 분석 결과가 최저임금 인상에 따른 것이 아님을 보여준다.[6]

6) 물론 최저임금 인상의 효과가 최저임금보다 약간 더 높은 임금을 받는 근로자의 임금을 인상하는 스필오버 효과(spillover effect)가 존재할 수 있으나 추정된 소득 증가분의 크기는 스필오버 효과만으로 설명하기에는 매우 큰 수준임.

Ⅳ. 결론

본 연구는 2018년 세법개정으로 2019년 확대 적용된 근로장려세제가 정책 대상의 노동 공급에 미치는 영향을 분석하였다. 확대 개편된 제도가 2018년 귀속소득에 소급 적용되었다는 특징을 이용하여 제도 개편이 외생적으로 작용하였을 처치집단을 식별하였으며 대조집단은 처치집단의 특성에 최대한 가깝게 설정하였다.

재정패널 제10차에서 제13차까지의 자료를 이용하여 분석한 결과 상용직에 종사하는 가구에서 통계적으로 유의한 양(+)의 소득증대가 관측되었다. 특히 배우자가 없는 가구에서 이러한 효과가 매우 크게 관측되는데, 제도 개편 시기에 함께 존재한 최저임금 인상 효과를 통제한 상황에서도 이러한 효과가 관측됨을 본 연구를 밝히고 있다. 가장 대표적인 모형의 추정치는 연간 근로소득 기준 약 347만원 가량의 증가가 있음을 보여주는데 이는 처치집단의 연 근로소득이 2,000만원이 되지 못한다는 사실을 고려할 때 상당히 큰 효과로 평가할 수 있다. 또한 근로소득은 증가하였지만 주요 일자리의 근로 시간 측면에는 유사한 효과가 나타나지 않았다는 점에서 이와 같은 소득증대 효과가 주업이 아닌 부업에서의 노동 공급 증가를 통해 이루어졌을 가능성이 크다는 것을 분석 결과는 시사한다.

2019년 개편으로 인해 제도 수혜 대상으로 편입된 가구들의 경우 기존 가구들보다는 소득이 높은 가구로 구성되어 있어 형평성 측면에서 우려가 존재할 수 있다. 하지만 본 연구의 결과는 외생적으로 제도의 수혜 대상이 된 가구에서 상당한 노동 공급 유인이 발생하였음을 잘 보여준다. 근로장려세제의 또 다른 정책 목표가 저소득 계층의 노동 공급 유인 진작에 있음을 고려할 때 2019년 개편의 효과성이 일부 수혜 가구들에서 발견되고 있다는 본 연구의 분석 결과는 의의가 있다. 동시에 근로장려세제로 인해 노동 공급 유인을 높이기 위해서는 무엇보다 잠재적 정책 대상자의 제도에 대한 인지가 중요할 수 있다는 점 또한 시사한다.

본 연구는 자료의 한계로 인해 제도 개편 이후 1년치의 자료만을 처치 이후 시점으로 활용하고 있다는 한계가 존재한다. 이후 추가적인 자료가 확보되면 2019년 개편의 효과를 다년간에 거쳐 확인할 수 있으리라 생각한다. 또한 재정패널에서 나타난 이러한 효과가 다른 자료에서 관측되는지 검토해 볼 필요가 있을 것이다.

참고문헌

권성오·홍우형, 「근로장려세제 확대의 경제적 효과: 노동공급과 납세행태에 미친 영향」, 한국조세재정연구원, 2022.

김문정·김빛마로, 「2019년 확대·개편된 근로장려세제의 노동공급 효과 분석」, 한국조세재정연구원, 2020.

김재진·이상은·이철인, 「조세지출(근로장려세제) 종합 심층평가」, 한국조세재정연구원, 2014.

박지혜·이정민, "근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과," 「노동경제논집」, 제41권 제3호, 한국노동경제학회, 2018, 1~59쪽.

신상화, "EITC 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향," 「예산정책연구」 제8권 제1호, 국회예산정책처, 2019, 69~100쪽.

신상화·김문정, 「근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향-최저임금제도와의 비교를 중심으로」, 한국조세재정연구원, 2019.

안종석·송헌재·홍우형, 「근로·자녀장려금제도 성과분석 및 운용방안 연구」, 한국조세재정연구원, 2017.

이대웅·권기헌·문상호, "근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구-성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로," 「한국정책학회보」 제24권 제2호, 한국정책학회, 2015, 27~56쪽.

장지연. "플랫폼노동자의 규모와 특징," 「고용·노동브리프」 제104호(2020-11), 한국노동연구원, 2020.

정의룡, "한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로," 「한국행정학보」 제48권 제1호, 한국행정학회, 2014, 181~206쪽.

홍민철·문상호·이명석, "근로장려세제 효과 분석: 경제활동참여, 근로시간 및 개인별빈곤을 중심으로," 「정책분석평가학회보」 제26권 제2호, 한국정책분석평가학회, 2016, 1~27쪽.

Chetty, R., Friedman, J. N., and Saez, E., "Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings," *American Economic Review,* vol.103 no.7, 2013, pp.2683-2721.

Liebman, J. B., "The impact of the earned income tax credit on incentives and income distribution," *Tax Policy and the Economy,* vol.12, 1998, pp.83-119.

Impact of the 2019 Revision of Earned Income Tax Credit on Labor Supply*

Sangwha Shin** Moon-Jung Kim***

Abstract

The Korean government significantly expanded the Earned Income Tax Credit (EITC) in 2019. As a result, the number of households receiving the EITC and the total amount paid increased by 2-3 times compared to the previous year. The rapid expansion of the EITC in a short period of time is expected to have a significant economic effect. The study analyzes the effect of the EITC expansion on the labor supply of households that were affected, with a focus on the effect of the regressive application of the reform system. In particular, this study found statistically significant increases in labor income, particularly among non-minimum wage recipients, as a result of the external shock of the regressive application of the reform system.

□ Keywords: EITC, Labor Supply

* This work was supported by research fund of Chungnam National University and does not necessarily represent the opinions of the author's affiliated institution.

** First and Corresponding Author, Assistant Professor, Department of International Trade, Chungnam National University

*** Co-Author, Research Fellow, Korea Institute of Public Finance

▌ **예산정책연구** 제12권 제2호 2023. 6. pp.91-120 https://doi.org/10.35525/nabo.2023.12.2.004

공공부문 퇴직예정자 재취업지원서비스 제도의 실효성 제고를 위한 실증적 연구: 한국철도공사를 중심으로

김용래* 이혜경** 박경태***

국문초록

본 연구는 고령화 대비 중장년 일자리 창출을 위한 공공부문 재취업지원서비스 제도의 실효성 제고를 위하여 한국철도공사를 중심으로 실증연구하였다. 연구대상은 한국철도공사 퇴직예정자 중 재취업지원서비스에 미참여한 2021~2022년 1,197명을 대상으로 인적 특성요인과 재취업지원서비스 미참여 사유 간 연관성에 대하여 분석하였다. 연구결과, 직급, 직렬, 학력 그리고 퇴직사유는 재취업지원서비스 미참여 사유 간에 연관성이 있었다. 즉 직급이 높을수록, 전기·통신 직렬일수록, 학력이 고학력일수록 퇴직 후 재취업이 상대적으로 용이하였다.

한편 본 연구결과는 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 각 기업에서는 재취업지원서비스 제공 시 참여대상자 특성을 고려한 맞춤형 교육과정 설계가 필요하다. 특히 직급이 낮고 저학력이며 전문기술이 없는 대상일수록 자격증 취득반 과정 등을 검토하여야 한다. 둘째, 각 기업의 재취업지원서비스 운영에 따른 예산집행내역 공개, 정부의 재취업지원서비스 국고보조금의 확대 등 고용노동부의 적극적인 역할이 필요하다. 끝으로 본 연구의 결과는 향후 각 기업들의 재취업지원서비스 제공과 운영에 있어서 일정한 참고자료가 될 것이며 재취업지원서비스 제도 운영에 대하여 정책적 제언을 했다는 점에서 의의가 있다.

□ 주제어: 직급, 직렬, 학력, 퇴직시기, 재취업지원서비스

투고일: 2023. 3. 25. 수정일: 2023. 5. 9. 게재확정일: 2023. 5. 31.

* 제1저자: 한국철도공사 인재개발원 서비스아카데미센터장 (yongrae5521@daum.net)
** 공동저자: 한국철도공사 인재개발원 서비스아카데미센터 교수 (kyul7001@nate.com)
*** 공동저자: 한국철도공사 인재개발원 서비스아카데미센터 교수 (niceguy95@korail.com)

I. 서론

정부 관계부처 합동 “고령층의 숙련과 경험이 미래성장동력으로 이어지기 위한 고용전략” 보도자료(2023. 1. 27.)에 의하면 대한민국은 세계에서 고령화가 가장 빠르게 진행되면서 2025년에는 초고령사회로 진입할 것으로 예상하였다. 초고령사회라 함은 고령자 비중이 20% 이상 차지함을 의미하며 대한민국은 고령사회에서 초고령사회로 도달하기까지 7년밖에 걸리지 않아 독일 36년, 미국 15년, 일본의 10년에 비해 급속하게 진행되고 있다. 2021년에 태어난 아이의 기대여명은 83.6세이며, 2023년 중위연령은 45.6세이다. 말 그대로 대한민국이 늙어가고 있다. 그 간 정부에서도 고령화사회에 대비하기 위하여 고용 상 연령차별 금지 및 구제절차 도입('09년), 정년 60세 이상 의무화('16년~), 베이비붐 세대를 활용한 사회서비스형 노인일자리 신설('19년), 퇴직인력에 대한 창업지원 등 다양한 노력을 해 오고 있으나 앞으로 다가올 초고령사회에 대비하기에는 아직 준비해야 할 것이 많다. 고용노동부 또한 국고보조금에서 중장년층 취업지원을 위하여 여러 가지 제도를 운영 지원하고 있는데 대표적인 것이 고령자인재은행과 중장년 일자리희망센터[1] 및 재취업지원서비스 제도이다. 고령자인재은행과 중장년 일자리희망센터는 지원대상이 비영리법인과 공익단체인 반면에 재취업지원서비스 제도는 기업에 지원하고 있다.

재취업지원서비스 제도란 2020년 5월 1일 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」(고령자고용법)이 개정되면서 고용보험 피보험자 수가 1,000명 이상 직원을 둔 사업장의 사업주는 1년 이상 근무한 50세 이상의 비자발적 퇴직자에게 재취업지원서비스를 의무적으로 제공하게 해야 하는 제도이다. 이 제도는 이제 도입 된지 4년째 접어들고 있으며 비록 제도 도입이 늦었지만 향후 초고령사회에 대비하여 기업이 해야 할 역할을 법에서 의무화 했다는 점에서는 그 의의가 있다고 하겠다. 또한 고용노동부는 재취업지원서비스 제도를 운영하면서 고용노동부고시를 통하여 사업주로 하여금 다음연도 3월말까지 재취업지원서비스 운영결과를 관할 지방고용노동관서의 장에

1) 2023년부터 ‘중장년 일자리희망센터’가 ‘중장년내일센터’로 명칭이 변경(고용노동부, “중장년내일센터가 중장년에게 한 발 더 다가갑니다,” 보도자료, 2023. 2. 16.)되었으나 본 연구에서는 기존 용어를 사용하기로 한다.

게 제출하도록 의무화하였으며[2] 매년 재취업지원서비스 의무화 운영결과를 발표하고 있다. 고용노동부가 2022년에 발표한 2021년 재취업지원서비스 의무화 운영결과를 보면 다음과 같다.[3]

[표 1] 2개년도 재취업지원서비스 의무 이행률 현황

구분	2020	2021	비고
의무 기업 수	959개사	1,028개사	69개사 ↑
서비스 제공 기업	337개사(35.2%)	531개사(51.7%)	16.5% ↑
의무 이행 기업	725개사(75.7%)	909개사(88.4%)	12.7% ↑

자료: 고용노동부(2022a)를 근거로 재작성

의무대상 1,028개 기업 중에서 531개(51.7%)기업이 재취업지원서비스를 제공하였고 참여대상자는 전체 79,866명 중에서 22,016명(27.7%)이 서비스를 받은 것으로 나타나 전년 대비 서비스 제공률은 16.5% 상승하였다. 또한 고용노동부에서는 서비스 미참여 의사를 밝힌 경우까지 포함하면 909개(88.4%) 기업에서 61,428명에 대해 의무를 이행한 것이라고 하였다. 고령자고용법 시행령 제14조의 3에 의하면 사업주는 이직예정인 준고령자 및 고령자가 재취업의 확정 등 고용노동부장관이 정하여 고시하는 사유로 재취업지원서비스를 받지 않겠다고 서면 또는 전자적 방법으로 동의한 경우에는 재취업지원 서비스를 제공하지 않을 수 있다고 규정하고 있다. 따라서 재취업지원서비스는 기업에게는 의무이지만, 퇴직예정자에게는 선택사항으로 기업이 충분히 안내를 했음에도 미참여한 경우에는 재취업지원서비스를 이행한 것으로 본다. 그래서 서비스 미참여 의사를 밝힌 경우에도 서비스를 제공 의무를 이행한 것으로 보기 때문에 2021년의 경우 의무 이행 기업 중 88.4%에 달하는 기업이 서비스 의무를 이행한 것이다. 그러나 실제 사업주의 서비스 제공으로 교육을 받은 대상자는 앞서 언급한대로 전체 79,866명 중 22,016명(27.7%)이 서비스 제공을 받았고 나머지 57,850명(72.4%) 중 39,412명(49.3%)은 서비스 미참여 의사를, 18,438명(23.1%)은 재취업지원서비스를 안내받고도 참여하지 않은 것으로 나타났다.

2) 고용노동부고시 제2020-85호, 「사업주의 재취업지원서비스 제공에 관한 규정」 제5조(재취업지원서비스 운영결과 제출)

3) 고용노동부, "2021년 재취업지원서비스 의무화 운영결과 발표," 고용노동부 보도자료, 2022a. 9. 15.

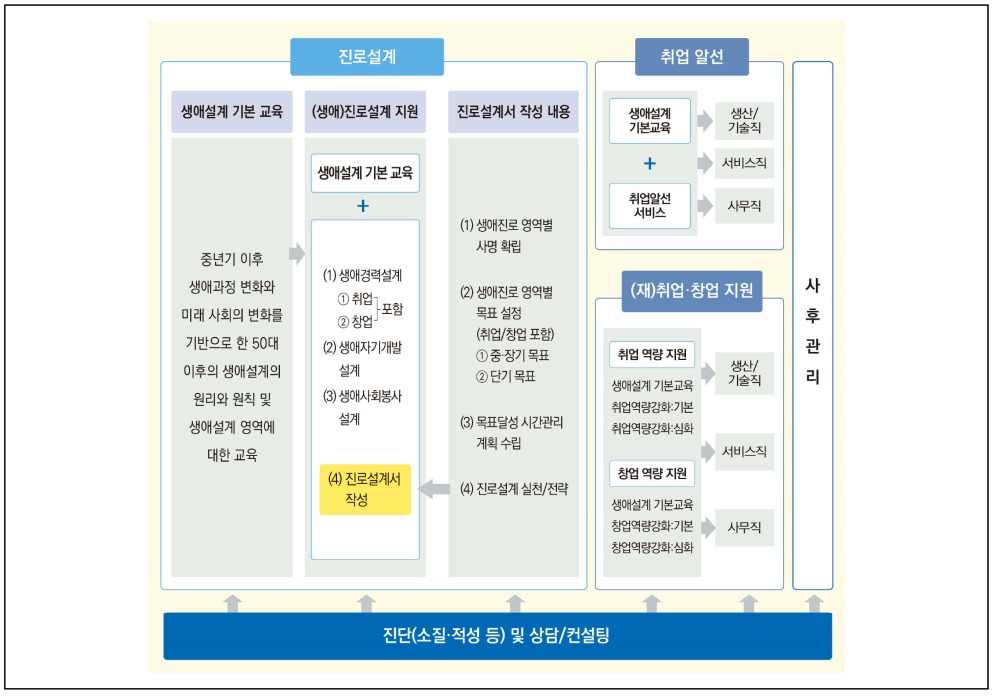
한편 2019년 민간기업인 미래에셋은퇴연구소에서 일반기업 퇴직자 1,808명을 대상으로 설문조사하여 「5060 일자리 노마드族이 온다」라는 조사보고서를 발표하였는데 시사하는 바가 크다. 이 보고서에 의하면 ① 퇴직실태를 보면 퇴직자의 75%가 폐업, 해고 등 비자발적으로 준비 없이 퇴직을 했고, ② 재취업 후 근로지속 결정요인으로는 남성일수록, 저연령일수록, 고학력일수록 재취업 시장에서 생존율이 높았다고 하였다. 또한 ③ 퇴직 전 직무에 따른 일자리 이동 특성을 보면 퇴직 전 직무의 전문성이 높을수록 경력을 살려 재취업이 용이하였다고 하였다. 구체적으로 동종 재취업 비율을 보면 전문가·준전문가·기술자가 44.1%, 고위임직원 및 관리자가 38.9%, 사무종사자가 34.7%, 서비스·판매종사자가 24.1% 순으로 나타나 퇴직 전의 직무 전문성이 퇴직 후 재취업 시 가장 중요한 요인으로 나타났다. 본 연구는 위에 민간기업 퇴직자에 대한 연구결과와 고용노동부에서 발표한 재취업지원서비스 운영결과(미참여율)에 주목하였다. 즉 민간기업의 퇴직자의 재취업 결정요인과 퇴직 전 직무 특성이 공공기관 퇴직자의 재취업 결정요인과 퇴직 전 직무 특성에도 그대로 적용되는지 재취업지원서비스 미참여자를 중심으로 살펴보고자 한다. 본 연구의 대상은 연구일 현재 한국철도공사에서 퇴직한 자로 2021년과 2022년 재취업지원서비스 제공에 대하여 미참여 의사를 밝힌 직원들로 이들의 인적 특성요인이 재취업지원서비스 미참여 사유에 미치는 영향과 원인을 분석하였다. 또한 연구결과를 토대로 현재 운영 중에 있는 재취업지원서비스 운영 전반에 대해서도 살펴보았다. 본 연구결과와 제도 실효성 향상을 위한 정책 제언은 향후 정부나 기업들이 재취업지원서비스 제도 운영 시 참여율을 높이고 실효성 있는 제도로 거듭나는데 좋은 시사점이 될 것이다.

Ⅱ. 이론적 고찰

1. 고령자고용법 상 재취업지원서비스 제도 논의

「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」 제21조의 3에 의한 "재취업지원서비스"란 사업주가 정년퇴직 등의 사유로 이직예정인 근로자에게 제공하도록 노력해야 하는 '경력·적성 등의 진단 및 향후 진로설계, 취업알선, 재취업 또는 창업에 관한 교육 등 재취업에 필요한 서비스'를 의미한다. 동법 시행령 제14조의 2~5는 제공의무 사업주, 제공대상, 내용 및 방법 등에 대한 내용을 명시하고 있다. 고용노동부(2022b)에 명시된 재취업지원서비스 제공 의무화의 주요 내용으로는 전년도 고용보험 피보험자의 월평균 인원이 1,000명 이상인 사업주는 정년 등 비자발적 사유로 이직하는 50세 이상 근로자에게 진로설계, 취업알선, 취·창업 교육 등 재취업지원서비스를 의무적으로 제공하게 되어 있다.

[그림 1] 생애기반 재취업지원서비스 체계(예시)



자료: 고용노동부(2002b, 21쪽)

재취업지원서비스 제공서비스 유형 및 내용을 보다 자세히 살펴보면 퇴직예정자들에게 ① 경력·적성 등의 진단 및 향후 진로설계, ② 취업알선, ③ 재취업 또는 창업에 관한 교육, ④ 그 밖에 고용노동부장관이 재취업 또는 창업에 필요하다고 인정하는 서비스 중 하나 이상의 서비스를 제공하는 것을 말하며 고용노동부(2022b)에서 제시하고 있는 재취업지원서비스의 체계는 [그림 1]과 같다.

또한 서론에서 언급하였듯이 고용노동부에서는 재취업지원서비스 제도를 운영하면서 고용노동부고시를 통하여 사업주로 하여금 다음연도 3월말까지 재취업지원서비스 운영결과를 관할 지방고용노동관서의 장에게 제출하도록 의무화하였다. 재취업지원서비스 운영 결과양식은 첫 번째 페이지에는 기업의 일반현황, 참여인원, 재취업지원서비스 유형별 제공현황(진로설계, 교육훈련, 취업알선, 기타)을, 두 번째 페이지에는 재취업지원서비스 참여자 명단과 미참여자 명단을 기재하여 제출하도록 되어 있고, 미참여 의사를 밝힌 근로자는 아래 사유 중 하나를 명시하여 사업주에게 제출하도록 되어 있다. 그러나 각 기업별로 제도운영에 필요한 예산현황이나 집행내역은 운영결과에 포함되어 있지 않아 각 기업별로 어느 정도 예산이 투입되어 운영되고 있는지 알 수가 없어 향후 이 부분은 제도 운영에 있어서 검토가 필요한 부분이라 하겠다.

재취업지원서비스에 미참여한 사유(3가지 중 1가지 필수선택)

1. 이직 후 취업 또는 창업할 것이 확정된 경우
2. 이직 후 취업 등의 의사가 없는 경우
3. 질병·부상 등으로 인해 재취업지원서비스 참여가 어려운 경우

한편 고용노동부의 중장년취업지원 예산현황을 살펴보면 [표 2]와 같다. 세부사업으로 비영리법인과 민간단체에 지원하는 중장년층 지원사업과 지방자치단체에 지원하는 신중년사회 공헌활동지원 사업으로 나누어 볼 수 있다. 전체 예산규모는 2021년 495억원과 2022년에는 499억원으로 전년 대비 446백만원이 늘었다. 이 중 재취업지원서비스 시행 지원사업 규모는 2021년도 48.7억원, 2022년도에는 44억원으로 전년대비 4.6억원이 감소하였으며 전체 예산대비 비율은 9.8%, 8.8%로 나타나 다른 사업에 대비하여 비교적 적은 예산이 배정되어 있음을 알 수가 있다.

[표 2] 고용노동부 중장년취업지원 국고보조사업 지원예산 현황

(단위: 백만원, %)

세부사업	내역사업	2021	비율	2022	비율	지원대상
중장년층 취업지원	고령자인재은행	3,639	7.4	3,507	7.0	비영리법인, 공익단체
	중장년 일자리 희망센터	13,298	26.9	12,944	25.9	민간단체(노사발전재단, 사업주단체 등)
	재취업지원서비스 시행 지원	4,865	9.8	4,405	8.8	비영리법인, 공익단체
신중년사회 공헌활동지원	신중년 경력형 일자리	27,703	55.9	29,095	58.3	지방자치단체
합계		49,505	100	49,951	100	▲ 446

자료: 고용노동부 홈페이지 국고보조사업현황 자료를 바탕으로 재작성

[표 3] 고용노동부 재취업지원서비스 운영기관 시행 지원예산 현황

(단위: 백만원)

구분	2021	2022	2023	내용
컨설팅지원	3,825	3,825	3,400	기본, 전문컨설팅 제공(400여 개소)
프로그램, 모델개발	795	130	125	재취업지원서비스 표준 모델 개발 보급 등
담당자교육	410	320	205	기업 서비스 담당 인력에 대한 전문교육 시행 및 관리능력 함양
홍보	-	100	100	기업담당자 설명회, 우수사례 발간
합계	5,030	4,375	3,830	

자료: 고용노동부 홈페이지 「재취업지원 서비스 시행지원 운영기관 모집 공고」 입찰공고문을 바탕으로 재작성하였으며 국고보조금 예산현황과는 차이가 있을 수 있음

다음으로 재취업지원서비스 지원 관련 예산현황을 살펴보면 [표 3]과 같다. 고용노동부에서는 재취업지원서비스 지원 관련해서 직접 기업체에 지원해 주는 방식이 아닌 연초에 재취업지원서비스 시행지원 운영기관을 모집하여 선정된 운영기관에게 국고보조금을 지급하는 방식으로 지원하고 있다. 아래의 [표 3]은 3개년도 입찰공고문에 명시된 사업주요 내용과 지원금액이다. 선정된 운영기관은 ① 기업별 재취업지원서비스 제도 설계를 위한 컨설팅 지원, ② 기업 담당자 대상 재취업지원서비스 관련 교육 수행, ③ 재취업지원서비스 시행지원 사업 개선을 위한 프로그램 개발·보급, ④ 재취업지원서비스 관련 홍보 업무 등을 수행하게 되어 있다. 전체 운영기관에 대한 지원 예산은 2021년 50억원에서 점차 줄어들어 2023년도에는 전년대비 5.45억원이 줄어든 38.3

억원으로 그 중 컨설팅지원 예산이 4.2억원 정도가 줄어들었다. 2021년부터 2023년도까지 선정된 운영기관은 '노사발전재단'이다. 그러나 자세한 운영실적에 대해서는 알 수가 없어 이 부분 역시 검토가 필요한 부분이라고 하겠다.

2. 공공기관의 재취업지원서비스 현황

가. 공기업 Ⅰ군 주요기관 재취업지원서비스 운영현황

먼저 공기업 Ⅰ군에 속하는 8개 기관의 퇴직예정자를 위한 재취업지원서비스를 조사하였다.[4] 조사결과, 7개 기관에서 진로설계와 취·창업교육을 제공 중이었으며, 한국지역난방공사는 진로설계 교육만 제공하고 있는 것으로 나타났다. 취·창업교육 지원과 관련해서는 대부분 외부위탁 교육으로 바우처 형식(자기개발비 지급)을 제공하고 있었으며, 특히 한국도로공사의 경우 경공매, 인테리어, 약초관리사, 버섯재배 과정 등을 운영하고 있었다. 한국철도공사, 한국전력공사, 한국토지주택공사, 한국수자원공사 4개 공기업은 인재개발원 내 재취업지원서비스 전담부서를 운영하고 있었고 재취업지원서비스 의무화 이전부터 퇴직예정자에게 취·창업교육을 제공하던 일부 공기업들도 있었다. 세부적인 한국철도공사와 타 공공기관의 재취업지원서비스 제도 운영현황은 [표 4]와 같다.

4) 2023년 2월에 해당 공기업의 방문조사 또는 유선조사를 통하여 진행하였다.

[표 4] 정부경영평가 공기업 ㅣ군 일부 8개 기관 재취업지원서비스 운영현황

기관명	진로설계				취·창업교육
	운영방식	교육일수	강사운영	제공시기	운영방식
한국철도공사	내부집합	2일	자체, 외부	퇴직 2년	외부위탁 (집합교육)
한국전력공사	내부집합	4일	외부	50세, 55세 퇴직 6개월 전	외부위탁
한국토지주택공사	내부집합	2일	외부	퇴직 2년 전	외부위탁
한국수자원공사	내부집합	2일	-	퇴직 2~3년 전	외부위탁 (집합교육)
한국도로공사	내부집합	2일	자체, 외부	퇴직 3년 전	외부위탁
한국공항공사	내부집합	3일	외부	퇴직 2년 전	외부위탁
인천공항공사	용역계약	3일	-	퇴직 2년 전	외부위탁
한국지역난방공사	용역계약	2일		퇴직 3~4년 전	제공안함

자료: 2023년 2월 해당 공기업의 방문 또는 유선조사 내용을 바탕으로 재작성

나. 한국철도공사 재취업지원서비스 운영현황

한국철도공사는 [표 5]에서 보는 바와 같이 매년 1,000여명의 퇴직예정자가 발생하고 있으며 2020년 9월 28일 인재개발원 경력개발지원교육센터를 개소하여 현재까지 재취업지원서비스를 제공하고 있다. 한국철도공사는 재취업지원서비스 중 진로설계와 취·창업교육을 지원하고 있으며 진로설계 프로그램의 경우 도입 첫 해인 2020년과 2021년 초에는 외부 위탁(온라인)으로 진행하다 2021년부터 자체적으로 운영 중에 있다. 현재까지 참여인원을 보면 2020년 113명, 2021년 262명, 2022년 306명으로 초기연도에 대비하여 3배 이상 늘었으나, 연간 약 1,000명의 퇴직자가 발생하는 한국철도공사의 현황에서는 참여율 확대가 시급한 당면과제이다.

[표 5] 한국철도공사(코레일) 연도별 퇴직(예정)인원

(단위: 명)

연도	2020	2021	2022	2023	2024	2025	평균(6년)
퇴직(예정)자 수	1,149	1,254	1,172	895	1,058	1,098	1,105

자료: 한국철도공사 내부 자료를 바탕으로 재작성

또한 한국철도공사에서는 진로설계 교육뿐만 아니라 취·창업교육도 지원해주고 있다. 운영초기인 2020년도에는 취·창업교육을 4개 과정을 운영하였으나, 2021년도에는 퇴직예정자들의 니즈를 반영하여 유튜브 크리에이터 등 8개 과정으로 늘려서 운영하였으며 세부적인 참여인원은 [표 6]에 보는 바와 같다.

[표 6] 3개년도 한국철도공사 재취업지원서비스 유형별 참여인원

(단위: 명)

재취업지원서비스 유형		참여인원			비고
		2020	2021	2022	
진로설계(집합 또는 비대면/ZOOM)		113	262	306	자체
취·창업 교육	철도운행안전관리자	268	274	285	외부위탁
	바리스타	27	28	37	
	소형굴삭기	19	24	21	
	소형지게차	26	18	21	
	유튜브 크리에이터	-	11	16	
	목공	-	47	33	
	도배	-	23	21	
	요리	-	-	11	
	소계	340	425	445	
합계		453	687	751	

자료: 한국철도공사 내부 자료를 바탕으로 재작성

한편 최근 2개년도 한국철도공사 재취업지원서비스 운영결과를 보면 다음 [표 7]과 같다. 2개년도 지원 대상자 2,426명 중 서비스 참여자는 1,038명(42.8%), 미참가자는 1,388명(57.2%)이다. 2021년에 비해 2022년도는 미참가율이 7% 정도 다소 줄어들긴 했으나 여전히 미참가율이 절반이 넘는다. 또한 미참가자 1,388명 중 1,197명(86.2%)이 미참여 사유를 제출하였으며 이 중 이직 후 취업 등의 의사가 없는 경우가 828명(69%)으로 가장 많고 그 다음으로 이직 후 취업 또는 창업이 확정된 경우 197명(16.5%), 질병·부상 등으로 인해 재취업지원서비스 참여가 어려운 경우가 172명(14.3%)순으로 나타났다.

[표 7] 2개년도(2021~2022년) 재취업지원서비스 운영결과

(단위: 명)

구분	지원 대상자 (퇴직자)	참여자	비율 (%)	미 참여자	비율 (%)	미참여자 세부현황				
						사유서 제출				미제출
						1*	2**	3***	계	
2021	1,254	493	39.3	761	60.7	90	411	86	587	174
2022	1,172	545	46.5	627	53.5	107	417	86	610	17
합계	2,426	1,038	42.8	1,388	57.2	197	828	172	1,197	191

주: *이직 후 취업 또는 창업이 확정된 경우, **이직 후 취업 등의 의사가 없는 경우, ***질병·부상 등으로 인해 재취업지원서비스 참여가 어려운 경우

자료: 한국철도공사 내부 자료를 바탕으로 재작성

3. 선행연구의 고찰과 차별성

선행연구는 크게 중장년층 전환학습 분야와 재취업지원서비스 분야로 나누어 살펴보았다. 먼저 중장년층 전환학습에 관련하여 살펴보면 다음과 같다. 이희수·이은주·송영선(2011)은 전직지원프로그램에 참여하는 퇴직자의 특성을 독립변수로, 전환학습 수준을 매개변수로 하여 고용가능성에 미치는 영향에 대하여 연구를 하였다. 연구결과, 퇴직자 특성 중 연령, 성별, 전문성, 경제력 수준이 전환학습과 고용가능성에 유의한 영향을 미친다고 하였다. 또한 전직지원 교육프로그램은 자아개념과 자신감을 키우고, 변화하는 사회의 기준 및 기대에 맞춘 본인에 대한 비판적 성찰이 이루어질 수 있어야 한다고 했다. 이창영(2016)은 전직지원서비스특성(개인특성, 프로그램특성, 교수특성, 조직특성)이 교육훈련만족도와 교육훈련효과성에 미치는 연구를 하였는데 전직지원서비스 중 개인특성은 자아효능감이, 프로그램 특성은 실용성이, 교수특성은 교육방법이 교육훈련만족도에 정(+)의 영향을 미친다고 하였다. 즉 교육훈련만족도가 높을수록 심리적 안정감, 고용 가능성, 전 직장 이미지도 높다고 하였다. 류은주(2019)는 중장년층의 전환학습을 통해 개인적 차원과 사회적 차원까지 변화를 경험했다고 하였다. 개인적 차원은 ① 관점의 변화, ② 심리정서적 변화, ③ 사회성 향상이 이루어졌고, 사회적 차원에서는 ① 주변인과의 동반성장, ② 지역사회의 긍정적 역할수행이 이루어졌으며 전환학습의 경험으로 자신감을 회복하고 자기 성찰을 하면서 자신이 좋아하는 일과 적

성에 맞는 일에 대해 생각하고 관련 준비를 할 수 있게 되었다고 하였다.

다음으로 재취업지원서비스 분야에 한정하여 선행연구를 살펴보았다. 관련법이 2020년 5월에 개정되었으나 최근 들어 이 분야에서도 연구논문이 꾸준히 발표되고 있다. 양안나(2020)는 중장년층은 퇴직에 대한 준비 정도가 낮아 퇴직 전에 교육 등 퇴직 준비 지원이 필요한데도 관련 교육에 대한 참여도는 1.5%에 불과하다고 하였다. 이들은 퇴직 후를 준비하기 위한 교육 및 훈련이 은퇴 후 인생을 준비하는 데 필요하다고 인식하지 않는다는 것이다. 따라서 재취업을 위한 진로설계 교육 실시 전에 퇴직 후에 대한 준비가 안 된 이유 및 대상자의 참여욕구, 참여율이 저조한 이유 등을 분석해야 한다고 하였다. 김윤빈(2021)은 4차 산업 시대의 직업 변화에 대한 교육의 이론적 선행과 취·창업 교육과의 연계 필요성에 대해 연구하였다. 중장년의 서비스 참여도를 높이기 위한 생애경력설계서비스의 필요성이 중요하며 재취업지원서비스가 반드시 재취업으로 귀결될 필요는 없고, 실제 각 기업의 대상자가 필요로 하는 창업, 귀농·귀촌, 직업교육 등의 서비스가 제공되어야할 것이라고 하였다. 또한 사업주의 재취업지원서비스 의무화가 취지에 맞게 적용될 수 있도록 중소기업 인사담당자 중심의 적극적 홍보와 현재보다 강력한 법 제정이 필요하다고 하였다. 홍효정·이재경·윤희정(2020)은 퇴직준비 교육에 참여한 경험이 있는 공공기관 퇴직예정자 7명을 대상으로 심층 인터뷰를 통한 질적연구를 하였다. 연구결과 퇴직예정자의 퇴직준비 교육은 첫째 자신에 대한 성찰의 시간이었고 둘째, 삶의 전환기에서 자신감회복과 두려움을 극복할 수 있는 계기가 되었다고 하였다. 따라서 향후 퇴직교육은 교육 참여자의 특성을 고려한 교육내용과 교육방법이 필요하고 능동적으로 학습을 할 수 있는 실제적인 방법들을 제공할 필요성이 있다고 하였다. 이혜경(2023)도 공기업 퇴직예정자의 진로설계 교육 참여 경험에 관한 연구에서 진로설계 교육을 이수한 7명에 대하여 질적연구를 하였는데, 연구 참여자들은 진로설계 교육 후 인식이 달라졌으며, 또한 교육을 통하여 심리적 변화를 겪으면서 현실적이고 구체적인 계획을 수립하게 되었다고 하였다. 이영민·김진태(2022)는 근로자 대상 기업의 재취업지원서비스 제공이 기업가치에 미치는 영향에 대하여 연구를 하였다. 연구결과 첫째, 전체 자본시장에 상장된 기업을 대상으로 재취업지원서비스 제공은 기업가치에 긍정적으로 영향을 미친다고 하였다. 둘째, 재취업지원서비스 참여율은 기업가치에 유의한 영향을 미치지 않지만 미참여율은 기업가치에 부정적으로 영향을 미친다고 하였다. 이혜경·최윤희·김용래(2022)는 한국철도공사 퇴직예정자를 대상

으로 재취업지원서비스 프로그램에 대한 교육 효과성에 대하여 실증적 연구를 하였는데 재취업지원서비스 프로그램의 교육 효과성을 극대화하기 위해서는 프로그램 설계 시 생애설계 프로그램과 진로설계 프로그램을 균형 있게 구성하여 운영할 필요성이 있다고 하였다.

이제 관련법 개정 이후 4년차에 들어서는 퇴직예정자 재취업지원서비스는 개인적, 사회적 측면에서 장기적으로 접근을 해야 한다. 물론 정부에서도 퇴직예정자에 대한 재취업지원서비스 내실화와 실효성 제고를 위하여 진로설계 교육시간 상향, 이행상황 점검 및 지도 등 다양한 정책을 추진하고 있다. 하지만 아직까지 이 분야에 있어서 실증적인 연구는 미흡하다. 따라서 본 연구는 다음에 있어서 선행연구와 차별성을 가진다. 첫째, 전국단위 대표공기업의 퇴직예정자를 대상으로 재취업지원서비스의 미참여율에 대한 원인분석을 위해 실증적인 연구를 하였다. 둘째, 비록 한국철도공사 퇴직예정자를 대상으로 연구를 하여 공기업의 일반화는 어렵지만 민간 일반기업의 퇴직자의 재취업 현실과 비교함으로써 공공부문과 사기업부문에서 있어서 퇴직자의 재취업에 대한 방향성을 어느 정도 가늠할 수가 있다. 셋째, 또한 현재 운영되고 있는 재취업지원서비스의 운영체계에 대하여 전반적으로 살펴보고 재취업지원서비스의 활성화와 실효성 제고를 위하여 정책적 제언을 하였다. 본 연구 결과는 향후 공공부문 퇴직예정자 재취업지원서비스 운영 과정에 있어서 일정한 정보제공과 참고자료가 될 것이며 아울러 재취업지원서비스 제도의 활성화를 위한 정책적인 제언은 향후 중장년 일자리 창출과 고령자 재취업에 기여할 것으로 판단된다.

Ⅲ. 분석의 틀

1. 분석자료 및 변수 설정

본 연구의 대상은 2021년과 2022년 한국철도공사 퇴직예정자 중 재취업지원서비스 미참여 사유를 밝히고 재취업지원서비스에 참여하지 않을 것을 명시적으로 동의한 직원 1,197명을 대상으로 하였다. 자료 분석결과 결측치나 누락치는 없었다.

변수 설정에 있어서 독립변수는 이희수·이은주·송영선(2011), 김성한(2009) 등 선행연구와 민간기업에서 분석한 인적 특성요인을 중심으로 성별, 직급, 직렬, 학력, 자격증 보유 수[5] 그리고 퇴직사유를 선정하였으며 지역(권역[6])은 재취업지원서비스 미참여 사유에 중요하다고 판단되어 포함시켰다. 종속변수는 재취업지원서비스의 미참여 사유이다. 구체적으로 선행연구를 살펴보면 이희수·이은주·송영선(2011)은 퇴직자 특성이 고용가능성에 미치는 영향 연구에서 퇴직자 특성을 연령, 성별, 전문성, 경제력 수준을 독립변수로 선정하였다. 김성한(2009)도 실질자의 재취업에 미치는 고용지원서비스 효과분석에서 종속변수의 재취업 여부에 독립(통제)변수는 성별, 연령, 학력, 자격증, 실직기간을 선정하여 분석하였다. 민간업체 보고서인 미래에셋은퇴연구소(2019)도 종속변수의 재취업 여부에 독립변수는 개인 및 가계특성(성별, 학력, 자산, 부채)과 퇴직당시 상황(급여, 연령, 퇴직당시 직무,[7] 산업군,[8] 이직목적 외 퇴직 등)을 독립변수로 하여 분석하였다.

본 연구에 있어서 모든 변수는 명목 변수화하여 각 독립변수와 종속변수인 재취업 지원서비스 미참여 사유 간 연관성이 있는지 교차분석과 상관분석을 시행하였으며 분석방법에 대해서는 다음 장에서 자세히 다루기로 한다.

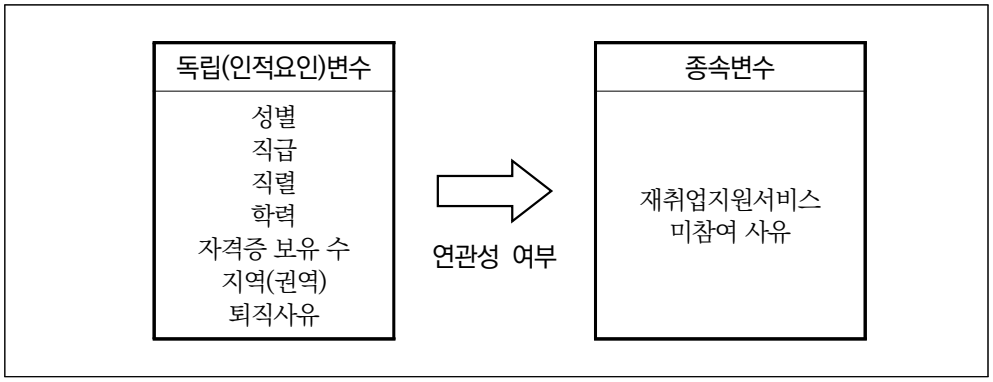
---

5) 자격증 보유 수는 단순자격증(워드 등)이나 활용가치가 떨어지는 자격증은 제외하고 취업이 도움이 되는 자격증으로 0개, 1개, 2개, 3개, 4개, 5개 이상으로 카테고리로 구분하였다.
6) 지역은 수도권, 충청권, 대구경북권(강원권 포함), 부산경남권, 호남권, 5개 권역으로 구분하였다.
7) 고위임직원, 전문가, 기술/준전문가, 판매/서비스 종사자, 제조/기능직, 단순노무직으로 분류하였다.
8) 농림어업, 건설업, 전기가스 및 수도업, 도소매 및 음식숙박업, 운수통신업, 금융 및 부동산업, 기타서비스업으로 분류하였다.

2. 연구모형 및 가설

연구모형은 앞서 언급한 대로 7개의 인적 특성요인 변수가 각각 종속변수 간 연관성이 있는지 여부를 알아보기 위하여 [그림 2]와 같이 설정하였다.

[그림 2] 연구모형



일반적으로 독립변수와 종속변수 간 연관성을 알아보기 위한 방법에는 교차분석, 회귀분석, 로지스틱 회귀분석 등 여러 가지 방법이 있다. 독립변수와 종속변수가 어떠한 형태의 변수인가에 따라 분석방법이 다를 수 있다. 가령 예를 들면 독립변수가 연속형 변수[9]이고 종속변수도 연속형 변수인 경우에는 회귀분석을 시행하며, 독립변수가 연속형 변수이고 종속변수가 범주형 변수인 경우에는 회귀분석 중에서도 로지스틱 회귀분석을 시행한다. 앞서 선행연구의 김성한(2009)과 미래에셋은퇴연구소(2019)는 종속변수가 범주형 변수(재취업 여부)로 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

한편 두 변수가 범주형 변수인 경우 두 변수 간의 상호 연관성을 분석하는 통계기법으로 카이제곱(Chi-square ; X^2) 검정통계량을 이용한 교차분석[10]을 시행할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 선정된 독립변수 및 종속변수 모두 범주형 변수로 인적요인과 재취업지원서비스 미참여 사유 간 상호 연관성을 알아보기 위하여 교차분석을 시행하였

9) 연속형 변수는 정량적 데이터로 등간척도와 비율척도가 이에 해당하고 범주형 변수는 정성적 데이터로 명목척도와 서열척도에 이에 해당한다.

10) 카이제곱 검정은 교차표(분할표)로 주어지기 때문에 교차분석(Cross Analysis)이라고도 하며 일반적으로 영향을 미친다고 생각되는 변수를 독립변수로, 영향을 받는다고 생각되는 변수는 종속변수로 하여 교차표를 작성하게 된다.

으며 연구가설은 [표 8]과 같이 설정하였다. 또한 변수의 유형에 따라 상관분석 시 분석 방법이 달라지는데 연속형 변수인 경우에는 피어슨(Pearson) 상관분석을, 범주형 변수 중 서열척도인 경우에는 스피어만(Spearman) 상관분석을 시행하여야 올바른 분석을 할 수 있다.

[표 8] 연구가설

구분	가설 내용
가설1	성별에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설2	직급에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설3	직렬에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설4	학력에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설5	자격증 보유 수에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설6	지역 또는 권역에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).
가설7	퇴직사유에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다(연관성이 있을 것이다).

Ⅳ. 실증분석

1. 교차분석

먼저 교차분석을 하기 전 조사 대상자의 일반적인 특성을 보면 다음 [표 9]와 같으며 공기업 특성상 남성이 여성에 비하여 월등히 많다. 또한 대부분 현장에서 근무를 하고 있으며 직급으로는 3급 차장급이 전체 66%를 차지하고 있다. 지역별로 보면 수도권과 충청권이 다른 지역보다 다소 높게 근무하고 있는 것으로 나타났다.

[표 9] 조사의 일반적인 특성

(단위: 명, %)

구분		빈도	비율	구분		빈도	비율
성별	남자	1166	97.4	직급	1급	55	4.6
	여자	31	2.6		2급	98	8.2
근무지	본사	25	2.1		3급	785	65.6
	지역본부	21	1.8		4급	170	14.2
	부속기관	33	2.8		5-6급	89	7.4
	현업소속	1,118	93.3	근무지역 (권역)	수도권	323	27.0
근무경력	20년 미만	93	7.8		충청권	321	26.8
	20~25년	33	2.8		대구경북	182	15.2
	26~30년	244	20.3		부산경남	223	18.6
	31년 이상	827	69.1		호남권	148	12.4

자료: 연구대상 표본을 근거로 재작성

한국철도공사의 직급은 1급(처장), 2급(부장), 3급(차장), 4급(과장), 5급(대리), 6급(주임)으로 구성되어 있으며 퇴직예정자가 5급이나 6급인 경우에는 민간기업에서 근무하다 문재인 정부 시 공기업으로 직고용된 직원들이다. 또한 한국철도공사 내에는 다양한 직렬로 구성되어 있는데, 일반사무와 역무 업무를 담당하는 사무영업직렬, KTX·일반·전동열차를 운전하는 운전직렬, 차량을 정비하는 차량직렬, 선로나 건축물을 유지보수하는 시설·건축직렬 그리고 전차선, 통신 등을 유지보수하는 전기·통신직렬이 있다.

다음으로 인적 특성요인 변수인 성별, 직급, 직렬, 학력, 자격증 보유 수, 지역(권역) 그리고 퇴직사유가 종속변수인 재취업지원서비스 미참여 사유와 연관성이 있는지 여부에 대하여 교차분석을 시행하였다. 카이제곱값과 유의확률을 분석한 결과 직급, 직렬, 학력 그리고 퇴직사유 4개의 변수에서 취업지원서비스 미참여 사유 간 유의한 차이가 있는 즉 연관성이 있다는 유의미한 결과가 도출되었다.

그러나 성별, 자격증 보유 수, 지역 또는 권역은 재취업취업지원서비스 미참여 사유 간 연관성이 없는 것으로 나타났다. 성별의 경우 전체 표본 수 중 남성이 1,166명(97.4%), 여성이 31명(2.6%)으로 남성 직원이 월등히 많아 성별 분석에 큰 의미를 부여하기 어렵고 교차분석 분석 결과도 카이제곱값(유의확률)이 1.837(p=0.399)로 통계적으로 유의하지 않았다. 자격증 보유 수와 지역(권역)도 교차분석 결과 카이제곱값(유의확률)이 각각 9.274(p=0.506), 12.107(p=0.147)로 역시 통계적으로 유의하지 않았다. 특히 자격증 보유 수는 재취업지원서비스 미참여 사유 간 연관성이 있을 것으로 예상되었으나 유의미한 결과가 도출되지 않았다.

한편 각 변수별 재취업지원서비스 미참여 사유 간 유의한 변수의 교차표와 카이제곱 검정값은 [표 10]~[표 13]과 같다.

[표 10] 직급* 미참여 사유 교차표 및 카이제곱 검정

구분			미참여 사유			전체	카이제곱값 (유의확률)
			취업 또는 창업확정	취업의사 없음	질병, 부상 등 교육참가 불가		
직급	처장	빈도	30	15	10	55	82.862 (0.000*)
		기대빈도	9.1	38.0	7.9	55	
		직급 중 %	54.5%	27.3%	18.2%	100%	
	부장	빈도	26	54	18	98	
		기대빈도	16.1	67.8	14.1	98	
		직급 중 %	26.5%	55.1%	18.4%	100%	
	차장	빈도	100	574	111	785	
		기대빈도	129.2	543.0	112.8	785	
		직급 중 %	12.7%	73.1%	14.1%	100%	
	과장	빈도	26	122	22	170	
		기대빈도	28.0	117.6	24.4	170	
		직급 중 %	15.3%	71.8%	12.9%	100%	
	대리	빈도	3	18	2	23	
		기대빈도	3.8	15.9	3.3	23	
		직급 중 %	13.0%	78.3%	8.7%	100%	
	주임	빈도	12	45	9	66	
		기대빈도	10.9	45.7	9.5	66	
		직급 중 %	18.2%	68.2%	13.6%	100%	

주: *p < 0.01

[표 11] 직렬* 미참여 사유 교차표 및 카이제곱 검정

구분			미참여 사유			전체	카이제곱값 (유의확률)
			취업 또는 창업확정	취업의사 없음	질병, 부상 등 교육참가 불가		
직렬	사무 영업	빈도	39	174	52	265	29.925 (0.001*)
		기대빈도	43.6	183.3	38.1	265	
		직렬 중 %	14.7%	65.7%	19.6%	100%	
	운전	빈도	57	236	42	335	
		기대빈도	55.1	231.7	48.1	335	
		직렬 중 %	17.0%	70.4%	12.5%	100%	
	차량	빈도	40	230	39	309	
		기대빈도	50.9	213.7	44.4	309	
		직렬 중 %	12.9%	74.4%	12.6%	100%	
	토목 (건축)	빈도	32	137	28	197	
		기대빈도	32.4	136.3	28.3	197	
		직렬 중 %	16.2%	69.5%	14.2%	100%	
	전기 (통신)	빈도	29	51	11	91	
		기대빈도	15.0	62.9	13.1	91	
		직렬 중 %	31.9%	56.0%	12.1%	100%	

주: *p < 0.01

[표 12] 학력* 미참여 사유 교차표 및 카이제곱 검정

구분			미참여 사유			전체	카이제곱값 (유의확률)
			취업 또는 창업확정	취업의사 없음	질병, 부상 등 교육참가 불가		
학력	중졸 이하	빈도	22	100	20	142	30.211 (0.000*)
		기대빈도	23.4	98.2	20.4	142	
		학력 중 %	15.5%	70.4%	14.1%	100%	
	고졸	빈도	75	428	91	594	
		기대빈도	97.8	410.9	85.4	594	
		학력 중 %	12.6%	72.1%	15.3%	100%	
	전문 대학	빈도	28	143	26	197	
		기대빈도	32.4	136.3	28.3	197	
		학력 중 %	14.2%	72.6%	13.2%	100%	
	대졸 이상	빈도	72	157	35	264	
		기대빈도	43.4	182.6	37.9	264	
		학력 중 %	27.3%	59.5%	13.3%	100%	

주: *p < 0.01

[표 13] 퇴직사유* 미참여 사유 교차표 및 카이제곱 검정

구분			미참여 사유			전체	카이제곱값 (유의확률)
			취업 또는 창업확정	취업의사 없음	질병, 부상 등 교육참가 불가		
퇴직 사유	정년 퇴직	빈도	132	733	133	998	61.127 (0.000*)
		기대빈도	164.2	690.3	143.4	998	
		퇴직사유 중 %	13.2%	73.4%	13.3%	100%	
	명예 퇴직	빈도	65	93	39	197	
		기대빈도	32.4	136.3	28.3	197	
		퇴직사유 중 %	33.0%	47.2%	19.8%	100%	
	기타 퇴직	빈도	0	2	0	2	
		기대빈도	0.3	1.4	0.3	2.0	
		퇴직사유 중 %	0.0%	100%	0.0%	100%	
전 체		빈도	197	828	172	1197	
		기대빈도	197.0	828.0	172.0	1197.0	
		퇴직사유 중 %	16.5%	69.2%	14.4%	100%	

주: *p 〈 0.01

교차분석을 통한 연구가설의 검증결과는 [표 14]와 같다.

[표 14] 연구가설의 검증결과

구분	가설내용	카이 제곱값	P값	채택 여부
가설1	성별에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	1.837	0.399	기각
가설2	직급에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	82.979	0.000	채택
가설3	직렬에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	26.925	0.001	채택
가설4	학력에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	30.211	0.000	채택
가설5	자격증 보유 수에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	9.274	0.506	기각
가설6	지역 또는 권역에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	12.107	0.147	기각
가설7	퇴직사유에 따라 재취업지원서비스 프로그램 미참여 사유 간에는 유의한 차이가 있을 것이다.	61.127	0.000	채택

2. 상관분석

앞서 언급한 대로 인적 특성요인 변수인 성별과 퇴직사유[11]를 제외한 직급, 직렬, 학력, 자격증 보유수가 종속변수인 재취업지원서비스 미참여 사유와 연관성이 있는지 여부에 대하여 추가적으로 스피어만(Spearman) 상관분석을 시행하였다. 스피어만 상관분석은 명목변수 중에서도 서열이 있는 변수에만 가능하다. 본 연구에서 직렬변수는 해당 직무난이도 간 서열을 매기기는 어려우나 공사 직제 편제상 수평적 서열이 있는 관계로, 그리고 재취업지원서비스 미참여 사유에는 이직 후 재취업 또는 창업이 확정된 경우는 일할 의사와 능력이 있는 경제활동인구로 자발적 재취업자로, 이직 후 취업 등 의사가 없는 경우에는 능력은 있으나 일할 의사가 없는 비경제활동인구인 자발적 실업자로, 질병, 부상 등으로 인하여 재취업지원서비스 참여가 어려운 경우에도 일할 의사는 있으나 능력이 되지 않은 비자발적 실업자로 재취업 고용시장에서 상대적인 가치의 차이가 있는 것으로 판단되었다.

스피어만(Spearman) 상관분석 결과는 다음과 같다. 먼저 직급과 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 [표 15]에서 보는 바와 같이 강한 양(+)의 상관관계를 보이고 양측검정 결과 유의하였다. 즉 직급이 높을수록 이직 후 취업 또는 창업할 것이 확정된 경우가 많은 것으로 나타났다.

[표 15] 직급* 미참여 사유 상관계수

구분			직급	미참여 사유
Spearman의 rho	직급	상관계수	1.000	
		유의확률(양쪽)		
		N	1197	
	미참여 사유	상관계수	.057	1.000
		유의확률(양쪽)	.047**	
		N	1197	1197

주: **p 〈 0.05

11) 성별과 퇴직사유는 상대적으로 가치를 평가하여 서열이나 순서를 정하기가 어려운 명목변수이다. 따라서 스피어만(Spearman) 상관분석 시 제외하였다.

직렬과 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 [표 16]에서 보는 바와 같이 강한 음(-)의 상관관계를 보이고 역시 양측검정 결과 유의하였다. 즉 직렬은 전기·통신직렬이 이직 후 취업 또는 창업할 것이 확정된 경우가 많았다.

[표 16] 직렬* 미참여 사유 상관계수

구분			직렬	미참여 사유
Spearman의 rho	직렬	상관계수	1.000	
		유의확률(양쪽)		
		N	1197	
	미참여 사유	상관계수	-.069	1.000
		유의확률(양쪽)	.018**	
		N	1197	1197

주: **p 〈 0.05

다음으로 학력과 자격증 보유 수와 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 [표 17]과 [표 18]에서 보는 바와 같이 강한 음(-)의 상관관계를 보이며 통계적으로 유의하였다. 즉 학력이 높을수록 그리고 자격증 보유 수가 많을수록 이직 후 취업 또는 창업할 것이 확정된 경우가 많았다. 특히 자격증 보유 수는 재취업지원서비스 미참여 사유 간 교차분석 시에는 통계적으로 유의하지 않았지만 상관관계 분석에는 통계적으로 유의하였다. 그래서 본 연구에서는 자격증 보유 수만 별도 변수로 하여 2021년도(587명)와 2022년도(610명)를 구분하여 재취업지원서비스 미참여 사유 간 교차분석을 시행한 결과 2022년 자격증 보유 수와 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 통계적으로 유의하여 연관성이 있는 것으로 분석되었다.[12] 이는 향후 데이터가 축적이 되면 좀 더 통계적인 유의성이 도출될 것으로 예측할 수 있다.

12) 2021년 연구대상 587명의 자격증 보유 수와 재취업지원서비스 미참여 사유가 교차분석 결과 카이제곱값이 7.741, 유의확률 0.654로 통계적으로 유의하지 않았으나, 2022년 연구대상 610명의 자격증보유수와 재취업지원서비스 미참여 사유가 교차분석 결과는 카이제곱값이 18.575, 유의확률 0.046으로 통계적으로 유의한 상반된 결과가 도출되었다.

[표 17] 학력* 미참여 사유 상관계수

구분			직렬	미참여 사유
Spearman의 rho	학력	상관계수	1.000	
		유의확률(양쪽)		
		N	1197	
	미참여 사유	상관계수	-.091	1.000
		유의확률(양쪽)	.002*	
		N	1197	1197

주: *p < 0.01

[표 18] 자격증* 미참여 사유 상관계수

구분			직렬	미참여 사유
Spearman의 rho	자격증	상관계수	1.000	
		유의확률(양쪽)		
		N	1197	
	미참여 사유	상관계수	-.055	1.000
		유의확률(양쪽)	.0058*	
		N	1197	1197

주: *p < 0.01

3. 결과해석

2021년과 2022년 한국철도공사 퇴직예정자 중 재취업지원서비스 미참여 사유를 밝히고 재취업지원서비스 제공에 미참여한 1,197명을 대상으로 교차분석과 상관분석 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 먼저 직급에 따라 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 연관성이 있다. 특히 직급이 높을수록 이직 후 취업 또는 창업이 확정된 경우가 많아 퇴직 후 재취업이 상대적으로 유리함을 알 수 있다. [표 10]에서 보는 바와 같이 1급(처장)은 취업 또는 창업 확정이 전체 54.5%, 2급(부장)은 26.5%에 반해 3급(차장)이하 직급은 10%대에 머물고 있음을 알 수가 있다. 둘째, 직렬에 따라 재취업지원서비스 미참여 사유 간에도 연관성이 있는 것으로 나타났다. 직렬 중에는 전기·통신직렬이 다른 타 직렬보다 이직 후 취업 또는 창업이 확정된 경우가 훨씬 많은 것으로 나타났다. [표

11]에서 보면 전기·통신 직렬은 31.9%를 차지하는 반면 다른 직렬은 큰 편차를 보이지 않고 10%대를 보이고 있다. 셋째, 학력에 따라 재취업지원서비스 미참여 사유 간에도 연관성이 있었다. 즉 학력이 높을수록 퇴직 후 재취업에 유리한 것으로 나타났다. 넷째, 자격증 보유수와 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 연관성이 없는 것으로 도출되었으나, 피어슨 상관관계 분석과 2022년 표본 대상자만을 별도 교차분석 시 연관성이 있는 것으로 분석되었다. 따라서 자격증을 많이 보유할수록 퇴직 후 재취업에 유리한 요인임을 알 수 있다. 마지막으로 퇴직사유에 따라 재취업지원서비스 미참여 사유 간에는 연관성이 있었다. 어찌 보면 당연한 결과일 수 있지만 [표 13]의 교차표를 보면 정년퇴직은 이직 후 취업 또는 창업이 확정된 경우가 13.2%에 반해 명예퇴직은 거의 2.5배에 달하는 33%가 취업 또는 창업이 확정된 경우였다. 위와 같은 연구결과는 김성한(2009)과 이상록(2000)의 학력이 높을수록 그리고 자격증을 보유할수록 재취업 가능성이 높다는 연구결과로 동일하였다. 또한 앞서 서론에서 언급한 민간기업인 미래에셋은퇴연구소에서 일반기업 퇴직자를 대상으로 한 연구결과와 비교하면 다음과 같다. 공공부문이든 민간 사기업부문이든 공통적으로 ① 직급이 높을수록 또는 고위 임직원이나 관리직일수록 상대적으로 퇴직 후 재취업률이 높았으며, ② 또한 학력이 고학력일수록 재취업률이 높음을 알 수가 있다. ③ 한편 일반기업의 경우 전문가, 기술가가 일반사무, 서비스 종사자보다 재취업이 용이하였는데 본 연구에서는 전기·통신 직렬 기술가만 재취업이 다른 분야보다 높게 나온 것이 좀 차이가 있을 뿐 전반적으로 위 민간기업 조사연구 결과와 대부분 일치함을 알 수가 있다.

V. 결론 및 정책제언

바야흐로 대한민국은 고령화와 저출산으로 경제적, 사회적으로 큰 위기에 봉착해 있다. 생산연령 인구 감소로 인한 경제성장 잠재력 약화는 향후 젊은 세대조차 노인을 부양할 수 없는 최악의 위기상황까지 올 수도 있다. 일부 언론에 따르면 향후 약 700만명의 베이비붐 세대들이 노인인구로 이동이 시작되었다고 한다. 이들 베이비붐 세대들은 우리나라의 산업화와 민주화의 주역이자 외환위기, 금융위기를 겪은 세대로 이들 베이비붐 노인 세대의 사회 활용도가 향후 고령화시대 중요한 아젠다라고 하였다.[13] 정부에서도 고령층의 숙련과 경험을 미래성장동력으로 이끌기 위해 다양한 정책을 추진하고 있으며 고용안전망 강화를 위하여 퇴직예정자 등에 대한 기업의 재취업지원서비스도 내실화를 기하도록 노력을 하고 있다. 이와 관련하여 금년에는 의무대상이 아닌 중소·중견기업에도 노사가 자율적으로 재취업지원서비스를 운영하도록 정부에서 지원하고, 실효성 제고를 위하여 매년 이행상황을 점검 지도를 강화하며 서비스 운영기준도 상향(진로설계: 16시간 이상→24시간 이상 등)을 추진하고 있다.[14] 본 연구는 공공부문의 재취업지원서비스 운영결과를 한국철도공사 중심으로 살펴보았다. 따라서 연구결과를 토대로 현재 운영되고 있는 재취업지원서비스에 대하여 실효성 확보를 위하여 정책적 제언을 하고자 한다.

첫째, 각 기업에서는 재취업지원서비스 제공 시 참여 대상자 특성을 고려한 맞춤형 교육과정 설계가 필요하다. 본 연구결과에서 나타났듯이 저학력, 일반사무직, 직급이 낮을수록 퇴직 후 재취업시장의 벽은 높다. 따라서 이들의 니즈를 파악하여 실질적이고 재취업에 도움이 되는 자격증반 같은 교육과정이 필요하다. 둘째, 각 기업에서는 재취업지원서비스 운영 프로그램에 대한 장기적인 계획과 적극적인 역할로 기업의 사회적 책임을 다해야 한다. 비교적 시간과 비용이 많이 드는 전문적인 기술 습득이나 민간 자격증 취득 시 비용지원 등 적극적인 배려와 홍보가 필요하다. 특히 4차 산업혁명과 인공지능시대에 IT에 대한 거부감이나 소외감을 줄일 수 있도록 적극적인 환경조성이 필요하다. 셋째, 고용노동부의 적극적인 역할이 필요하다. 현재 고용노동부에서는 매년 각

13) 오현숙, “베이비붐세대 노인들이 온다,” 경기일보, 2023. 1. 2.
14) 관계부처 합동, 「고령층의 숙련과 경험이 미래성장동력으로 이어지기 위한 고용전략」, 2023. 1. 27., 25쪽.

기업별로 재취업지원서비스 운영결과를 제출 받고 금년부터 지도 점검을 강화한다고 되어 있으나, 현재 기관별로 자율적으로 운영되고 있고 특히 운영 결과보고에는 각 기관별 예산배정이나 집행내역이 포함되어 있지 않아 투입 대비 효과성이 얼마큼 있는지 알 수가 없을뿐더러 투명성도 보장되지 않고 있다. 따라서 각 기관별 예산집행내역을 통해 우수기관에는 인센티브를, 미흡한 기관에는 지도 컨설팅을 하는 등 양면적 정책이 필요하다.

한편 본 연구의 분석결과와 직접적인 연관성은 없지만 현장에서 실무를 총괄하는 관리자로서 다음사항에 대하여 정부에 정책 건의를 하고자 한다. 먼저 재취업지원서비스 제공을 확대할 필요성이 있다. 현재 퇴직 전 3년에서 4년 또는 5년 정도로 기준을 완화하여 일찍부터 퇴직준비에 대한 서비스를 제공해야 한다. 윤미(2022)는 중장년층이 혼자서 준비해야 하는 재취업에 대해 불안하고 답답하다고 하였고, 재취업을 위한 준비기간은 보통 2~3년에서 5~6년 이상 걸린다고 하였다. 그 다음으로 정부의 재취업지원서비스 국고보조금의 확대이다. 앞서 본 바와 같이 재취업지원서비스 시행관련 예산은 연간 40억원대로 전체 중장년 취업지원 국고보조금 예산대비 8~9% 정도 수준이다. 중소, 중견기업 등 의무대상이 아닌 기업들도 재취업지원서비스 제공으로 인한 실질적인 효과를 거두기 위해서는 예산 지원의 확대가 절실해 보인다.

끝으로 본 연구는 한국철도공사의 퇴직예정자에 국한하여 연구결과를 다른 공기업 등 공공부문의 적용하기에는 한계가 있지만 퇴직예정자의 인적 특성요인들이 재취업지원서비스에 미참여하는 사유와 어떠한 연관성이 있는지 분석함으로써 향후 각 기업들의 재취업지원서비스 운영에 있어서 일정한 참고자료가 될 것이며 또한 퇴직예정자들에게 지원하는 재취업지원서비스 제도 운영에 대해 전반적인 정책적 제언을 했다는 점에서 본 연구의 의의가 있다고 하겠다.

참고문헌

고용노동부, “2021년 재취업지원서비스 의무화 운영결과 발표,” 보도자료, 2022a. 9. 15. 〈https://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do?news_seq=13958, 접속: 2023. 6. 5.〉

_____, 「2002년 재취업지원서비스 운영매뉴얼」, 고용노동부, 2022b.

_____, “중장년내일센터가 중장년에게 한 발 더 다가갑니다,” 보도자료, 2023. 2. 16. 〈https://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do?news_seq=14660, 접속: 2023. 6. 5.〉

_____, 국고보조사업현황, 2021~2022. 〈https://www.moel.go.kr/news/notice/noticeList.do, 접속: 2023. 3. 10.〉

관계부처 합동, “고령층의 숙련과 경험이 미래성장동력으로 이어지기 위한 고용전략” 보도자료, 2023. 1. 27. 〈https://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do?news_seq=14567, 접속: 2023. 6. 5.〉

김성한, “실직자 재취업에 미치는 고용지원서비스 효과 분석,” 「사회복지정책」 제36권 제4호, 한국사회복지정책학회, 2009, 441~461쪽.

김윤빈, “중장년 생애경력설계서비스의 효과에 관한 연구,” 국립목포대학교 대학원 박사학위논문, 2021.

류은주, “중년기 성인학습자들의 전환학습을 통한 재취업 경험,” 「복지상담교육연구」 제8권 제1호, 한국복지상담교육학회, 2019, 257~282쪽.

미래에셋은퇴연구소, 「5060 일자리 노마드族이 온다」, 2019 미래에셋 은퇴라이프트렌드 조사보고서, 2019. 4. 15.

양안나, “중장년층의 성공적인 재취업을 위한 전직지원교육 전략,” 「한국진로교육학회 학술대회지」, 한국진로교육학회, 2020, 53~70쪽.

오현숙, “베이비붐 세대 노인들이 온다,” 경기일보, 2023년 1월 2일자, 18면.

윤미, “중장년층 재취업 활성화를 위한 정책의 우선순위 분석과 현상학적 탐색,” 동아대학교 대학원 박사학위논문, 2022.

이영민·김진태, “근로자 대상 기업의 재취업지원서비스 제공이 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구,” 「회계정보연구」 제40권 제1호, 한국회계정보학회, 2022, 107~128쪽.

이상록, “실직기간 구직활동이 실업자의 재취업에 미치는 영향 분석,” 「한국사회복지학」 제43권, 한국사회복지학회, 2000, 299~327쪽.

이창영, “전직지원서비스 관련 교육훈련특성과 효과성에 관한 연구—교육훈련만족도의 매개효과를 중심으로,” 영남대학교 대학원 박사학위논문, 2016.

이혜경, “공기업 퇴직예정자의 진로설계 교육참여 경험에 관한 연구,” 중앙대학교 대학원 석사학위논문, 2023.

이혜경·최윤희·김용래, “공공부문 퇴직예정자 재취업지원서비스 프로그램의 교육효과성에 대한 실증적 연구: 한국철도공사를 중심으로,” 「감사논집」 제38권, 감사연구원, 2022, 91~116쪽.

이희수·이은주·송영선, “전직지원활동에 참여한 퇴직자의 특성과 전환학습 수준이 고용가능성에 미치는 영향,” 「역량개발학습연구」 제6권 제4호, 중앙대학교 Human Engagement Institute, 2011, 61~88쪽.

한국철도공사, 「연도별 퇴직(예정)인원」, 내부 자료, 2020~2025.

홍효정·이재경·윤희정, “공공기관 퇴직예정자의 퇴직준비 교육 참여경험 탐색,” 「평생교육학연구」 제26권 제4호, 한국평생교육학회, 2020, 61~88쪽.

An Empirical Study on the Improving the Effectiveness of the Reemployment Support Service System for Prospective Retirees in the Public Sector: Focusing on the case of Korail

Yongrae Kim* Hyekyung Lee** Kyungtae Park***

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effectiveness of the reemployment support service system in the public sector in order to create jobs for middle-aged people in preparation for aging. The subjects of the study were 1,197 people who did not participate in the reemployment support service among the retirees of the Korea Railroad Corporation from 2021 to 2022. The relationship between the human characteristics factors and the reasons for not participating in the reemployment support service was analyzed. The results of this study are as follows: there was a correlation between the reasons for not participating in the reemployment support service, namely, the higher the position, the electrical and communication job serial, and the higher the education level, the easier the reemployment after retirement.

On the other hand, the results of this study provide the following implications: First, each company needs to design a customized curriculum considering the characteristics of the participants when providing reemployment support services. In particular, those who are low-ranking, low-educated, and have no expertise should review the certification process. Second, it is necessary for the Ministry of Employment and Labor to play an active role, such as disclosing budget execution details according to the operation of reemployment support services of each company and expanding government subsidies for reemployment support services. Finally, the results of this study will be a reference material for the provision and operation of reemployment support services for each company in the future, and it is meaningful in that it made policy suggestions for the operation of the reemployment support service system.

□ Keywords: Position, Job Serial, Education, Retirement Time, Reemployment Support Service

* First Author, Head of Center, Service Academy, Human Resources Development Institute, Korail
** Co-Author, Professor, Service Academy Center, Human Resources Development Institute, Korail
*** Co-Author, Professor, Service Academy Center, Human Resources Development Institute, Korail

부록

- 국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규
- 국회예산정책처 학술지 연구윤리지침
- 학술지편집위원회 운영세칙
- 국회예산정책처 학술지 「예산정책연구」 논문 공모
- 「예산정책연구」 투고 및 원고 작성 요령

국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규

2011. 11. 1. 국회예산정책처내규 제45호 제정
2017. 11. 23. 국회예산정책처내규 제90호 개정
2020. 3. 26. 국회예산정책처내규 제100호 개정

제1장 총 칙

제1조(목적) 이 내규는 국회예산정책처 학술지(이하 “학술지”라 한다)의 발간에 관한 기준과 절차 등 필요한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

제2조(학술지의 명칭) 학술지의 한글명칭은 ‘예산정책연구’로 하고, 영문명칭은 ‘Journal of Budget and Policy’로 한다.

제2장 학술지편집위원회

제3조(학술지편집위원회의 설치) 학술지에 게재하는 논문의 심사와 편집 등에 관한 사항을 결정하기 위하여 국회예산정책처(이하 “예산처”라 한다)에 학술지편집위원회(이하 “위원회”라 한다)를 둔다.

제4조(위원회의 구성) ① 위원회는 위원장 1인을 포함한 10인 이상의 위원으로 구성한다.
② 위원장은 학식과 경험이 풍부한 외부 인사 중에서 국회예산정책처장이 위촉한다.
③ 위원은 예산처 소속 공무원 또는 외부 전문가 중에서 위원장이 추천한 자를 국회예산정책처장이 임명 또는 위촉하되, 예산처 소속 공무원을 4인 이내로 하고, 외부 위원의 경우 자격·경력·대외활동 및 학술적 업적 등을 고려하여 위촉한다.
④ 위원회는 편집간사 및 실무간사 각 1인을 두며, 각 간사는 예산처 소속 공무원 중에서 위원장이 지명한다.
⑤ 위원장 및 위원의 임기는 2년으로 하되, 연임할 수 있다. 다만, 위원장 또는 위원의 사임 등으로 인하여 새로이 임명 또는 위촉된 경우 그 임기는 잔여기간으로 한다.

제5조(위원장의 직무 등) 위원장은 위원회를 대표하고, 위원회의 회의를 주재하며, 위원장이 사고가 있을 때에는 위원장이 지정한 위원이 그 직무를 대행한다.

제6조(위원회의 기능) 위원회는 다음 각 호의 사항을 결정한다.

1. 논문의 접수와 심사
2. 논문심사위원의 위촉
3. 그 밖에 학술지 발간에 필요한 사항

제7조(위원회의 회의) ① 위원회는 국회예산정책처장, 위원장 또는 위원 4인 이상의 요구가 있는 경우 개최한다.

② 위원회는 재적위원 과반수의 출석으로 개회하고, 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

제3장 논문의 투고, 심사 및 게재

제8조(논문투고 자격) ① 논문 투고는 관련분야 석사과정 이상의 자에 한한다.

② 논문은 다른 학술지에 게재하지 않은 것이어야 한다.

제9조(논문의 심사) ① 제출된 논문은 위원회가 위촉한 3인 이상의 논문심사위원에 의한 심사를 받아야 한다.

② 논문심사시 필자 및 논문심사위원에 관한 사항은 공개하지 아니한다.

③ 논문은 다음 각 호의 기준에 따라 심사하여야 한다.

1. 예산 및 정책 관련성
2. 내용의 독창성
3. 논리적 완결성
4. 학문적 기여도
5. 그 밖에 위원회가 정하는 기준

제10조(논문의 게재 등) ① 위원회에서 '게재'로 결정한 논문은 학술지에 게재한다.

② 학술지는 매년 3월 20일, 6월 20일, 9월 20일과 12월 20일에 발간한다.

③ 학술지 발간 시 논문 저자의 소속과 직위를 정확히 기재하여야 한다.

④ 논문이 게재된 저자에게는 예산의 범위에서 원고료를 지급할 수 있다.

제4장 보 칙 〈개정 2020.3.26.〉

제11조(저작권) ① 학술지에 게재하는 논문에 대한 저작재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

② 논문 투고자는 저작재산권 이양 동의서를 작성하여 투고논문과 함께 제출하여야 한다.

제12조(운영세칙) 이 내규에서 정한 사항 외에 학술지 발간에 필요한 사항은 위원회의 의결을 거쳐 운영세칙으로 정한다.

제13조(수당) 위원회의 회의에 참석하는 위원 및 논문을 심사하는 위원에게는 예산의 범위에서 수당을 지급할 수 있다.

부칙 〈제45호, 2011. 11. 1.〉

① (시행일) 이 내규는 결재한 날부터 시행한다.
② (임기에 관한 특례) 이 내규 시행 후 처음으로 위촉되는 위원의 임기는 제4조제5항에도 불구하고 2013년 12월 31일까지로 한다.

부칙 〈제90호, 2017. 11. 23.〉

이 내규는 결재한 날부터 시행한다.

부칙 〈제100호, 2020. 3. 26.〉

이 내규는 결재한 날부터 시행한다.

국회예산정책처 학술지 연구윤리지침

2011. 11. 1. 국회예산정책처지침 제54호 제정

제1조(목적) 이 지침은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」에 따라 발간하는 학술지에 게재되는 논문에 관한 연구윤리를 확립하고, 연구윤리 위반행위에 대한 공정하고 신속한 처리를 위하여 필요한 원칙과 방향을 제시함을 목적으로 한다.

제2조(적용범위) 이 지침은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」(이하 "내규"라 한다)에 따른 학술지(이하 "학술지"라 한다)에 게재하기 위하여 자신의 저작물을 제출한 연구자와 이를 편집 또는 심사한 자에게 적용한다.

제3조(연구자의 연구윤리) ① 연구자는 모든 연구를 정직하고 진실하게 수행하여야 하며, 연구과정에서 수집한 정보와 자료를 정확하게 기록 또는 보존하여야 한다.

② 연구자는 연구를 수행함에 있어서 연구내용이나 결과에 대해 다음 각 호에서 정의하는 위조·변조 또는 표절하여서는 아니 된다.

1. "위조"란 존재하지 않는 자료 또는 연구결과 등을 허위로 만들어 내는 행위를 말한다.
2. "변조"란 연구 과정이나 재료·장비 등을 인위적으로 조작하거나 자료를 임의로 변형·삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다. 이 경우 중대한 과실로 인한 자료의 오류도 왜곡행위에 해당할 수 있다.
3. "표절"이란 타인의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정확한 출처표시 없이 자신의 간행물 등에 이용하는 행위를 말한다.

③ 연구자는 이전에 출판된 자신의 연구물(게재 예정이거나 심사 중인 연구물을 포함한다. 이하 같다)을 새로운 연구물인 것처럼 중복하여 투고, 게재 또는 출판하여서는 아니 된다.

④ 연구자가 공개된 학술자료 및 연구성과를 인용하는 경우에는 정확하게 출처를 표기하여야 한다.

제4조(편집위원 및 심사위원의 연구윤리) ① 내규 제4조에 따라 임명 또는 위촉된 학술지 편집위원회의 위원(이하 "편집위원"이라 한다)은 투고된 논문의 게재 여부를 결정하는 책임을 지며, 저자의 독립성을 존중하여야 한다.

② 편집위원은 학술지 게재를 위하여 투고된 논문에 대하여 어떤 선입견이나 사적인 친분과 무관하게 내규 제3조에 따라 설치된 학술지편집위원회(이하 "편집위원회"라 한

다)에서 정한 원고작성 및 투고요령과 운영세칙에 근거하여 취급하여야 한다.

③ 내규 제8조에 따라 위촉된 논문심사위원(이하 “심사위원”이라 한다)은 심사의뢰 받은 논문을 개인의 학술적 신념이나 저자와의 사적인 친분 관계를 떠나 편집위원회가 정한 운영세칙에 따라 공정하게 심사하여야 한다.

④ 편집위원 또는 심사위원은 심사 대상 논문에 대한 비밀을 지켜야 한다.

제5조(연구윤리 위반행위) “연구윤리 위반행위”란 학술지에 게재하기 위하여 제출된 논문과 관련하여 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 행위를 말한다.

1. 제3조제2항의 위조, 변조, 표절행위
2. 연구내용 또는 결과에 기여한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자의 자격을 부여하지 아니하거나 기여를 하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등 불합리한 이유로 논문저자의 자격을 부여하는 부당한 저자 표시행위
3. 자신 또는 다른 사람의 연구윤리 위반행위 여부에 대한 심의를 고의로 방해하거나 제보자에게 위해를 가하는 행위
4. 그 밖에 연구와 관련하여 사회과학 분야 등에서 통상적으로 용인되는 범위를 뚜렷하게 벗어난 부적절한 행위

제6조(연구윤리위원회의 구성) ① 학술지에 게재할 목적으로 제출된 논문의 연구윤리 위반행위 해당 여부 등을 심사하기 위하여 위원장 1인을 포함한 5인 이내의 위원으로 구성된 연구윤리위원회(이하 “위원회”라 한다)를 둔다.

② 위원회의 위원장(이하 “위원장”이라 한다)은 편집위원회의 위원장이 되고, 위원은 관련 전문성을 고려하여 편집위원 중에서 호선한다.

제7조(연구윤리 위반행위의 심의) ① 위원장은 학술지에 게재되거나 게재 예정인 논문에 대하여 제보 등을 통하여 연구윤리 위반행위에 관한 사실을 인지한 경우에는 즉시 위원회를 소집하여 연구윤리 위반 여부 등을 심의한다.

② 위원회는 연구윤리 위반행위와 관련된 연구자 및 피검증자에게 의견진술, 이의제기 및 변론의 권리와 기회를 동등하게 보장하고, 관련 절차를 사전에 통지한다.

③ 위원회는 외부로부터 부당한 압력이나 간섭을 받지 아니하고 독립적이고 공정하게 진실성을 판단하도록 노력하여야 한다.

④ 위원회는 재적위원 전원 출석과 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

⑤ 회의는 비공개를 원칙으로 하되, 필요한 경우 해당 연구자 및 관계자를 출석하게 하여 의견을 청취할 수 있다.

제8조(연구윤리 위반행위에 대한 제재) ① 위원회가 연구윤리 위반행위로 결정한 때에는 그 논문의 게재를 즉시 중단한다.

② 연구윤리 위반행위로 결정된 논문이 이미 게재된 경우에는 다음 회에 발간하는 학술지에 그 저자와 제목을 명시하여 게재 취소사실을 공시한다.

③ 연구윤리 위반행위를 한 연구자는 향후 3년간 학술지에 투고할 수 없고, 국회예산정책처에서 주관하는 연구사업에 참여하거나 발표를 할 수 없다.

④ 위원회가 연구윤리 위반행위로 결정한 경우 국회예산정책처는 내규 제9조에 따라 지급된 원고료를 전액 환수한다.

제9조(기록의 보관 및 공개) ① 위원회는 심의 과정의 모든 기록을 심의 종료 후 5년간 보관하여야 한다.

② 심의결과 보고서는 해당 사안에 대한 심의가 종료된 경우 이를 공개할 수 있다.

③ 위원회는 심의위원·증인·참고인·자문에 참여한 자 등 심의과정에 참여한 자의 명단 등을 본인의 동의를 얻어 공개할 수 있다.

부칙 〈제54호, 2011. 11. 1.〉

이 지침은 결재한 날부터 시행한다.

학술지편집위원회 운영세칙

제1조(목적) 이 세칙은 「국회예산정책처 학술지 발간에 관한 내규」(이하 「발간 내규」에 따라 구성되는 학술지편집위원회(이하 '위원회'라 한다)의 운영에 필요한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

제2조(위원회의 권한) 위원회는 다음 각 호의 사항을 심의·의결한다.

1. 위원회의 운영과 관련된 사항
2. 논문심사위원의 위촉
3. 학술지에 게재할 논문의 결정
4. 그 밖에 학술지 발간에 필요한 사항

제3조(회의의 소집) ① 위원회의 정기회의는 반기마다 위원장이 소집하며, 임시회의는 국회예산정책처장이나 위원장이 필요하다고 인정하는 때 또는 위원 4인 이상의 요구가 있는 때에 위원장이 소집한다.

② 제1항의 소집요구를 받은 위원장은 소집요구를 받은 날로부터 10일 이내에 회의를 소집한다.

③ 회의를 소집하는 경우 위원장은 긴급한 사유가 없는 한 회의의 일시·장소와 안건 등을 회의 개최 5일전까지 각 위원에게 통지한다.

④ 회의에 참석한 위원장과 위원에게는 회의 수당을 예산의 범위에서 지급할 수 있다.

제4조(의결방법) ① 위원회의 회의는 재적위원 과반수의 출석으로 개회하고, 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

② 위원은 회의에 참석하지 않고 서면 또는 유·무선통신으로 의결권을 행사할 수 있다. 이 경우 의결권을 행사한 위원은 회의에 참석한 것으로 본다.

제5조(위원의 제척) 위원의 논문에 대한 게재 여부가 심의 대상이 될 경우 해당 위원은 제2조제2호에 관한 심의·의결에서 제척된다.

제6조(서면회의) ① 위원장은 천재지변, 기타 부득이한 경우 실제 회의를 개최하지 않고 서면회의의 방법으로 위원회를 소집할 수 있다.

② 제3조제3항 및 제4조는 제1항의 경우에 이를 준용한다.

제7조(논문 투고 기준) ① 타 학술지에 게재하였거나 투고하여 심사 중인 논문은 투고할 수 없다.

② 연구기관 발간분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문 형식으로 수정·보완하여 투고한 경우, 편집위원장의 판단을 거쳐 심사를 진행하되 원문의 출처를 밝히고 수록할 수 있다.

③ 제11조에 따른 심사결과 '게재불가(D)' 등급을 받은 논문은 최종 판정일부터 9개월이 경과한 후에 논문의 내용을 근본적으로 수정하고, '재투고' 논문임을 명기하여 재투고할 수 있다.

제8조(논문 심사) ① 투고된 논문은 관련 분야의 전문가 3인 이상의 심사를 받는다.

② 논문에 대한 심사는 외부심사위원 2인과 내부심사위원 1인의 심사를 받는 것을 원칙으로 한다.

③ 제2항의 내부심사위원은 국회예산정책처 소속 공무원을 말한다.

제9조(심사위원 위촉) 위원장은 해당 분야의 전문가 중에서 대상논문에 대한 전문성과 평가의 공정성 등을 고려하여 위원들과의 협의를 통해 심사위원을 선정하여 위촉한다.

제10조(심사절차) ① 심사위원에게는 논문 저자의 성명과 소속 등을 밝히지 않는다.

② 심사위원은 자신의 논문을 심사할 수 없다.

③ 심사위원은 「발간 내규」 제8조제3항의 심사기준에 따라 투고 논문을 심사하고, 정해진 기간 내에 심사결과를 위원장에게 제출한다.

제11조(논문의 심사와 게재) ① 심사결과는 게재 가(A), 수정 후 게재(B), 수정 후 재심사(C), 게재 불가(D)의 네 등급으로 구분한다.

② 심사위원은 심사의견을 반드시 별지에 구체적으로 A4 1페이지 이상 작성하되, 가능하면 i) 연구방법의 적정성, ii) 연구내용의 타당성, iii) 연구결과의 기여도 부분으로 세분화하여 작성한다.

③ 심사위원 3인의 심사 결과에 따른 판정 원칙은 다음과 같다.

초심 결과 조합	재심 결과 조합	판정
AAA, AAB, AAC	AAA, AAD	A
AAD, ABB, ABC, BBB, BBC		B
ACC, ABD, ACD, BCC, BBD, BCD, CCC		C
ADD, CCD, BDD, CDD, DDD	ADD, DDD	D

④ '수정 후 게재'의 경우 위원회는 심사위원의 의견을 토대로 하여 논문수정이 만족스럽다고 판단될 때까지 수정을 요구한다.

⑤ 재심사는 동일 심사위원에게 의뢰하는 것을 원칙으로 하되, 위원회가 필요하다고 결정하는 경우에는 다른 심사위원에게 의뢰할 수 있다.

⑥ 재심사를 의뢰할 경우 재심사 논문은 '게재 가'와 '게재 불가'의 두 가지 중의 하나로 결정한다.

⑦ '수정 후 게재'와 '수정 후 재심사'인 경우 저자는 심사위원의 지적사항을 논문수정에 어떻게 반영했는지를 별지에 기록하여 수정된 논문과 함께 제출한다.

⑧ 논문의 심사 및 게재와 관련하여 위에서 규정되지 않은 사항은 위원회에서 결정한다.

제12조(심사결과 통보 및 심사판정) ① 위원장은 논문투고자에게 심사결과를 개별적으로 통보한다.

② 수정요구를 받은 논문투고자가 100일 이내에 수정된 논문을 제출하지 않을 경우 편집위원장은 논문심사 종결을 결정할 수 있다. 단, 저자가 기한연장을 요구하는 경우에는 합당한 이유가 있는 경우 편집위원장은 재량으로 이를 승인할 수 있다.

제13조(이의제기) ① 논문투고자가 심사 결과에 불복할 경우 결과 통보일로부터 7일 이내에 이의제기를 하여야 한다. 이 때 논문투고자는 그 이의제기의 사유를 반드시 서면으로 제출하여야 한다.

② 제1항의 이의제기사유가 타당하다고 판단할 경우, 위원회는 새로운 심사위원들에게 논문심사를 요청할 수 있다.

제14조(논문 표절) 제출된 논문에 표절 등의 문제가 있는 경우 「국회예산정책처 학술지 연구윤리지침」에 따라 처리한다.

제15조(비밀유지의무) 편집위원 및 각 투고 논문의 심사위원은 심사 중 알게 된 사항에 관하여 비밀을 유지하여야 한다.

제16조(개정) 이 세칙은 위원회의 의결을 통해 개정할 수 있다.

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.

(의결: 2011년 11월 30일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2012년 8월 22일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2013년 11월 26일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2017년 7월 10일)

부칙

이 세칙은 2019년 5월 1일부터 시행한다.
(의결: 2019년 4월 24일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2020년 1월 29일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2020년 11월 13일)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2021년 3월 30일)

국회예산정책처 학술지「예산정책연구」논문 공모

국회예산정책처는 국회가 행정부에 대한 견제·감시기능을 효율적으로 수행하기 위하여, 재정 분야의 전문인력을 충원·확보하여 방대한 예산·결산을 심의함에 있어서 독자적·중립적으로 전문적 연구·분석을 위해 설립된 기관입니다. 국회예산정책처는 국회 내·외부 전문가들의 재정·경제 및 조세, 공공정책 등과 관련된 이론 및 정책논문을 발굴·게재하고 있으며, 2018년 한국연구재단 등재학술지로 선정되었습니다. 이에 다음과 같이「예산정책연구」에 게재할 우수한 논문을 공모하오니 역량 있는 분들의 적극적인 관심과 응모를 기대합니다.

게재가 확정된 논문에 대해서는 200만원의 범위 안에서 원고료를 지급합니다.

다 음

□ 논문 분야

◦ 재정·경제 및 조세, 공공정책 등 분야

□ 논문 분량

◦ 국문초록, 영문초록, 참고문헌 등을 포함하여 본지 편집양식 기준으로 A4 용지 25매 내외

□ 논문 공모 및 학술지 발간일

◦ 논문공모: 상시 모집
◦ 투고자격: 석사과정 이상
◦ 학술지 발간일: 3월 20일, 6월 20일, 9월 20일, 12월 20일

□ 논문 제출 및 문의처

◦ 제출방법: nabo.jams.or.kr (「예산정책연구」 온라인 논문투고 시스템)
◦ 문의처:「예산정책연구」 편집위원회
(전화: 02-6788-4619, 홈페이지: www.nabo.go.kr/journal)

「예산정책연구」 투고 및 원고 작성 요령

1. 원고의 투고 기준 및 요령

1) 본 학술지는 재정·경제 및 조세, 공공정책 등과 관련된 이론 및 정책논문을 게재한다.
2) 타 학술지에 게재하였거나 투고하여 심사 중인 논문은 투고할 수 없다. 단, 연구기관 발간분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문 형식으로 수정·보완하여 투고한 경우, 편집위원장의 판단을 거쳐 심사를 진행하되 원문의 출처를 밝히고 수록할 수 있다.
3) 본 학술지는 연 4회(3월 20일, 6월 20일, 9월 20일, 12월 20일) 발간하며, 논문은 연중 상시 모집한다.
4) 본 학술지에 게재가 확정된 원고에 대해서는 외부 필자의 경우 200만원의 범위 안에서 원고료를 지급한다. 다만, 연구비 지원을 받은 논문은 100만원 범위 안에서 지급한다.
5) 원고를 투고할 때 핵심내용을 모두 포함한 400자 이내의 국문초록과 이에 상응하는 영문초록, 그리고 국문과 영문의 제목, 5개 이내의 주제어를 기재하여 제출한다.
6) 모든 원고는 본지 편집양식(아래아흔글)으로 작성한다.
7) 논문 투고자는 국회예산정책처 '온라인 논문투고 및 심사시스템(https://nabo.jams.or.kr)'을 통해 다음을 제출한다.
   ① 투고논문
   ② 연구윤리규정 준수 서약
   ③ 투고논문에 대한 저작재산권 이양 동의서
   ④ KCI 논문유사도 검사결과
8) 학술지에 게재하는 논문에 대한 모든 저작재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

2. 원고의 작성 요령

1) 원고는 다음 양식에 따라 작성하며, 분량은 A4용지 25매로 한다.

용지	문단모양	글자모양
A4, 단면, 좁게	좌/우 여백 0	◦ 글꼴 - 한글: HY신명조 - 영문: Times New Roman
위/아래 30	줄간격 180	크기 11포인트
왼쪽/오른쪽 35	들여쓰기 한글 2글자	◦ 장평 - 한글/한자/기호: 95% - 영문: 100%
머리말 12	양쪽 혼합	◦ 자간 - 한글/한자/기호: -5 - 영문: 0
꼬리말 10	낱말 간격 0	
제본 0		각주크기 9포인트

2) 원고 첫머리의 필자 등의 소개를 위한 각주는 *, **, *** 등의 기호를 사용하고 본문에서의 일반적인 각주는 1), 2), 3) 등으로 표기한다.

3) 본문의 항목 구분은 절, 항, 목의 순으로 배열한다. 항목에 붙는 항번의 경우, 절은 'Ⅰ., Ⅱ., Ⅲ., …'의 순으로, 항은 '1, 2, 3, …'의 순으로, 목은 '가, 나, 다, …'의 순으로 번호를 매긴 후, 제목을 표기한다. 가능하면 세분화를 지양하되 불가피한 경우 세분화된 제목은 '(1), (2), (3), …', '(가), (나), (다), …' 순을 따른다.

일반적인 구분	세분화할 경우
Ⅰ., Ⅱ., Ⅲ., … 1, 2, 3, … 가, 나, 다, …	Ⅰ., Ⅱ., Ⅲ., … 1, 2, 3, … 가, 나, 다, … (1), (2), (3), … (가), (나), (다), …

4) 수식의 경우 번호 매김은 절, 항의 구분 없이 우측 정렬하여(선 없음), 괄호 속의 일련번호 '(1), (2), (3), …'로 표기한다. 세분화된 수식 번호는 '(1-a), (1-b), (1-c), …'를 사용한다.

예:

$$\int_0^{\infty} f(x)\,dx + \mathrm{C} \tag{1}$$

$$e^{i\theta} = \cos\theta + i\sin\theta \tag{2-a}$$

$$= \exp[\theta,\ \pi] \tag{2-b}$$

5) 간단한 인용논문의 표기는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 직접 처리한다. 외국 저자의 경우는 국문으로 번역하지 않고 원문 표기를 원칙으로 한다. 저자가 두 명 이상인 경우는 아래 예와 같이 표기한다.

예: (1) Duflo, Kremer, and Robinson(2011)과 최광(2003b)에서 언급한 내용을 정리하면…

(2) 기존 연구(옥동석 외 2010; 고영선 1999)를 토대로 재정리한 결과는 다음과 같다.

6) 표나 그림에는 일련번호를 부여한다.

예 : [표 1], [표 2], …, [그림 1], [그림 2], …

7) 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌 정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않는 문헌은 포함시키지 않는 것을 원칙으로 한다.

3. 참고문헌의 작성 요령

1) 각 문헌은 한글, 기타 동양어, 영어, 기타 서양어 문헌 순으로 배치하며, 배열의 순서는 동양문헌은 “가나다 순”으로, 서양 문헌은 “알파벳 순”으로 한다. 페이지 표시는 한 면일 경우 00쪽(동양 문헌) 또는 p.00(서양 문헌), 여러 면일 경우 00~00쪽(동양 문헌) 또는 pp.000-000(서양 문헌)로 표시한다.

2) 같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 나열하며 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우 에는 글에서 언급된 순서에 따라 발행 연도 뒤에 a, b, c를 첨가하여 구분한다. 단, 동일 저자의 저작물이 여러 편일 경우 두 번째부터는 한글 3글자 길이의 밑줄(_____)로 인명을 대체한다.

3) 각각의 문헌의 구체적인 표시는 아래에 제시된 형식에 따라 작성한다. 논문(학위논문 포함), 기사, 인터넷 자료 등은 동양 문헌 및 서양 문헌 모두 큰따옴표(“ ”)로 표시한다. 저서 또는 번역서(그리고 편저서, 학회지, 월간지, 주간지, 일간지 등)는 동양 문헌의 경우는 낫표(「 」)로, 서양 문헌의 경우는 기호 없이 이탤릭체(italic)로 표기한다.

4) 인터넷 자료를 인용하는 경우, 제작자, 주제명, 제작연도, 웹주소(검색일자)의 순으로 한다.

참고문헌 작성 예

고영선, “세수추계모형의 예측력 비교,” 「KDI정책연구」 제21권 제3·4호, 1999, 3~61쪽.

국가통계포털, 국내통계 <http://kosis.kr>, 2010. (검색일: 2011. 11. 30)

국경복·황선호, “의무지출과 재량지출 구분기준에 관한 연구,” 한국재정학회 학술대회 논문집, 한국재정학회, 2010.

국회예산정책처, 「2011~2015년 경제전망 및 재정분석: 종합편」, 국회예산정책처, 2011.

김동건, 「비용·편익분석」, 박영사, 1997.

신해룡, 「예산개혁론」, 세명서관, 2011.

안충영·홍성표·박완규 역, 「기초 계량경제학」(*Basic Econometrics*, 2nd ed., Damodar N. Gujarati), 진영사, 2000.

옥동석·백웅기·김필헌·이종욱, 「지속성장을 위한 정부 역할의 재조명」, 한국경제연구원, 2010.

전주성, “위기 겪는 지금이 개혁할 좋은 기회,” 동아일보, 2008년 11월 10일자, A30면.

주영진, 「국회법론」, 국회예산정책처, 2011.

최 광, 「경제 원리와 정책」, 비봉출판사, 2003a.

_____, Fiscal and Public Policies in Korea, 한국조세연구원, 2003b.

_____, 「자본주의 시장경제와 정부: 근원적 고찰과 헌법적 실천」, 율곡출판사, 2009.

Blank, R. M., “Analyzing the Length or Welfare Spells,” *Journal of Public Economics,* vol. 39, Elsevier, 1989, pp.245-273.

_____, “Evaluation Welfare Reform in the United States,” *Journal of Economic Literature*, vol.40 no.4, American Economic Association, 2002, pp.1105-1166

Duflo, Esther, Michael Kremer, and Jonathan Robinson, “Nudging Farmers to Use Fertilizer: Theory and Experimental Evidence from Kenya,” *American Economic Review*, vol.101 no.6, 2011, pp.2350 – 2390.

Jacobs, Bas and Frederick van der Ploeg, “Guide to Reform of Higher Education: A European Perspective,” *Center for Economic Policy Research Discussion Paper*, no.5327, The Centre for Economic Policy Research, 2005.

OECD, “Next Generation Access Networks and Market Structure,” *OECD Digital Economy Papers*, no.183, OECD Publishing, 2011.

Schick, Allen, *The Federal Budget Politics, Policy, Process*, Brookings Institution Press, 2007.

예산정책연구 제12권 제2호

발 간 일 2023년 6월 20일
발 행 인 조의섭 국회예산정책처장
편 집 기획관리관 기획예산담당관실
발 행 처 국회예산정책처
서울특별시 영등포구 의사당대로 1
인 쇄 처 (주)디자인여백플러스

이 책의 무단 복제 및 전재는 삼가주시기 바랍니다.

ISSN 2287-2310 (Print)
ISSN 2713-8321 (Online)

ⓒ 국회예산정책처, 2023

NABO STATS

[재정경제통계시스템]

재정·경제 통계

예·결산 심사연혁 위원회별 통계

국제통계 (OECD·IMF 등)

NABOSTATS(재정경제통계시스템)은
국회예산정책처가 의정활동 및 학술연구에 필요한 재정·경제 통계,
국회의 예·결산 심사연혁 등을 One-Stop으로 제공하는
통계정보시스템입니다.

www.nabostats.go.kr

Vol.12 No.2
June 2023

Journal of Budget and Policy

- International Spillover Effects of Fiscal Spending in Advanced Economies on Business Cycles in Korea
  Choi, Yoonseok

- An Analysis of the 20th Legislative Cosponsorship Network: Focusing on Fiscal Burden and Regulation
  Yoon, Joochul, Shin, Heontae

- Impact of the 2019 Revision of Earned Income Tax Credit on Labor Supply
  Sangwha Shin, Moon-Jung Kim

- An Empirical Study on the Improving the Effectiveness of the Reemployment Support Service System for Prospective Retirees in the Public Sector: Focusing on the case of Korail
  Yongrae Kim, Hyekyung Lee, Kyungtae Park

nabo National Assembly Budget Office
서울특별시 영등포구 의사당대로1
www.nabo.go.kr

발 간 등 록 번 호
31-9700485-001581-09