

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

43

제15권 제3호
2026년 9월

- 퇴직금 유보적립금 추정과 퇴직급여 장기전망
강성호·김형수
- 증거기반정책과 길고양이 중성화 사업:
행정데이터의 한계와 정책효과 재평가
심재용
- 국가 연구개발(R&D) 예산 배분의 단절적 변동과 예산결정과정의 분석:
2024~2026년 사례를 중심으로
박기주
- 코로나19로 인한 등교일 수 감소가 여성 고용에 미친 영향
박혜원
- 공공기관 분류기준의 변별 타당성과 유형변경의 인과효과
엄기중
- 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향:
EU 26개국을 중심으로
김애진·이상엽



제15권 제3호 2026년 9월

예산정책연구

Journal of Budget and Policy

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

편집위원회

위원장	김춘순	순천향대 교수(부총장)
위원	강성훈	한양대 정책학과 교수
	강혜정	전남대 농업경제학과 교수
	김범수	고려대 경제학과 교수
	김병재	상명대 글로벌경영학과 교수
	김병조	서울대 행정대학원 부교수
	김봉환	서울대 행정대학원 교수
	김영록	강원대 행정학과 교수
	김창완	중앙대 건축공학과 교수
	김철희	한남대 행정학과 교수
	김태완	한국보건사회연구원 선임연구위원
	류 철	KDI 국제정책대학원 교수
	박 훈	서울시립대 세무학과 교수
	오영민	동국대 행정학과 교수
	오종현	한국조세재정연구원 선임연구위원
	유승원	경찰대 행정학과 교수
	이동규	동아대 재난관리학과 교수
	이은미	국민대 교양대학 부교수
	임상수	조선대 경제학과 교수
	정종필	행정안전부 지방자치인재개발원 교수
	최창호	서강대 경영학과 교수
	황순주	KDI 거시금융정책연구부 연구위원
편집간사	이종구	국회예산정책처 행정예산분석과장
편집	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

제15권 제3호 2026년 9월



차례

- 1 퇴직금 유보적립금 추정과 퇴직급여 장기전망
강성호·김형수
- 41 증거기반정책과 길고양이 중성화 사업:
행정데이터의 한계와 정책효과 재평가
심재용
- 79 국가 연구개발(R&D) 예산 배분의 단절적 변동과 예산결정과정의 분석:
2024~2026년 사례를 중심으로
박기주
- 117 코로나19로 인한 등교일 수 감소가 여성 고용에 미친 영향
박혜원
- 151 공공기관 분류기준의 변별 타당성과 유형변경의 인과효과
엄기중
- 181 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향:
EU 26개국을 중심으로
김애진·이상엽

퇴직금 유보적립금 추정과 퇴직급여 장기전망*

강성호** 김형수***

국문초록

본 연구는 국민연금 장기 재정추계 방법론을 준용하여 사내에 유보되고 있는 퇴직금의 유보 적립금을 장기 추정하고, 이를 퇴직연금 적립금과 합산하여 우리나라 전체 퇴직급여의 적립금 규모를 평가하였다. 만기퇴직모형과 연령별퇴직모형으로 구분하여 유보적립금을 산출하였는데, 퇴직금과 퇴직연금을 합산한 전체 퇴직급여 유보적립금은 만기퇴직모형에서 2039년, 연령별퇴직모형에서 2046년에 국민연금 기금을 초과하는 것으로 나타났다. 이는 기존 연구에서 퇴직연금만을 고려했을 때보다 각각 11년, 4년 앞당겨진 결과로, 퇴직급여 자산 규모가 과소평가되어 왔음을 시사한다.

이러한 분석 결과는 퇴직급여 통계 체계 정비, 퇴직금의 퇴직연금으로 전환, 연금 수령 유도, 다층 노후소득보장 체계 내 퇴직급여 위상 재정립, 퇴직연금 투자수익률 제고 등의 정책적 시사점을 제공한다.

□ 주제어: 퇴직금, 퇴직연금, 유보적립금, 노후소득보장, 다층노후소득보장체계

투고일: 2026. 1. 27. 수정일: 2026. 4. 14. 게재확정일: 2026. 5. 13.

* 본 연구 결과는 필자들의 개인적 연구 결과로, 각 소속기관의 공식적인 견해가 아님을 밝힙니다.

** 제1저자: 보험연구원 선임연구위원 (ksh0515@kiri.or.kr)

*** 교신저자: 국민연금연구원 부연구위원 (gudtn@nps.or.kr)

I. 서론

1. 연구배경

최근 급속한 고령화와 기대수명 증가로 국민연금의 수급 불균형이 심화되면서 재정 불안정성이 확대되고 있으며, 이로 인해 공적연금만으로는 충분한 노후소득보장이 어렵다는 현실이 가시화되고 있다. 이에 따라 퇴직급여제도 중 하나인 퇴직연금의 노후소득보장 기능이 더욱 강조되고 있다. 그런데 우리나라의 퇴직급여체계는 사외 적립 방식의 퇴직연금 외에도 사내유보 방식의 퇴직금이 병존하는 이원적 구조라는 점에 주목할 필요가 있다. 그러나 그동안 사내유보형 퇴직금은 퇴직연금 제도 개선 논의에 가려 상대적으로 소외된 측면이 없지 않았다. 이로 인해 근로자의 실제 퇴직급여 규모가 과소평가되고, 노후소득보장 수준을 충분히 반영하지 못할 우려가 있었다.

2005년 퇴직연금제도가 도입된 이후 약 20년이 경과하였으나, 전체 대상자 1,308만 6천명 중 53.3%에 해당하는 697만 2천명만이 퇴직연금에 가입되어 있다. 나머지 약 612만명은 여전히 퇴직금을 수령하고 있음에도, 이들의 퇴직급여 자산에 대해서는 상대적으로 관심이 부족하다. 이는 퇴직금이 사내유보 방식으로 운용되어 공시와 통계체계상 명확한 파악이 어려운 점과도 관련이 있다. 그 결과 우리나라 전체 퇴직급여 자산 규모와 노후소득보장 효과에 대한 종합적 평가는 과소평가될 우려가 있다. 이에 다층적 노후소득보장 체계를 완성하기 위해서는 퇴직연금 가입자뿐만 아니라 퇴직금 수령자를 포함한 전체 퇴직급여 수급자를 포괄적으로 고려하여 노후자산을 논할 필요가 있다.

본 연구는 이러한 문제의식에서 출발하여 국민연금의 장기 재정추계 방법론을 준용해 퇴직금의 사내유보 수준(이하 유보적립금)을 장기적으로 추정하고, 이를 퇴직연금 적립금과 합산함으로써 우리나라 전체 퇴직급여 적립금 규모를 평가하고자 한다. 아울러 해당 적립금 규모를 국민연금 기금과 비교하여 퇴직급여(퇴직연금+퇴직금)가 노후소득보장 제도로서 수행하는 역할의 수준을 점검한다. 이를 통해 퇴직연금을 포함한 퇴직금이 공적연금과 함께 다층적 노후소득보장체계의 중요한 한 축으로 기능하기 위한 정책적 시사점을 도출하는 것을 연구의 목적으로 한다.

2. 선행연구 및 차별성

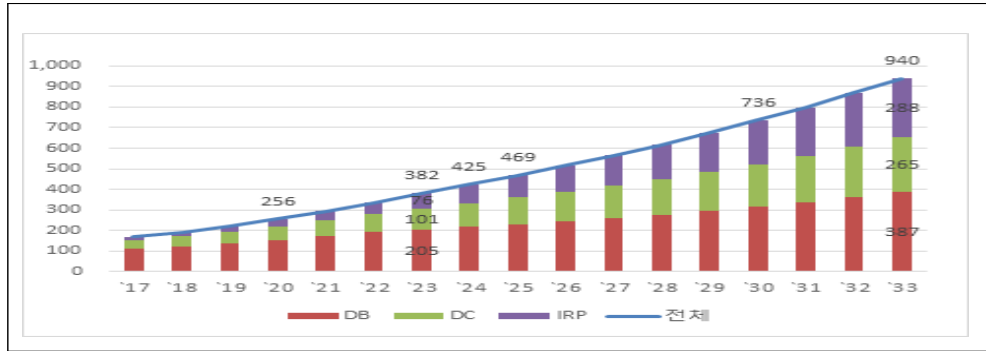
퇴직급여의 적립금 추정은 대체로 퇴직연금에 초점을 두고 이루어져 왔다. 이는 퇴직금의 경우 사내유보가 허용되어 공식 통계가 부재하고, 이에 따라 퇴직금의 유보적립액을 추정하는 데 한계가 존재하기 때문이다. 이러한 이유로 선행연구의 대부분은 퇴직급여 중 퇴직연금에 대해서만 적립금을 추정하였고, 퇴직금에 대해서는 거의 이루어지지 않았다.

그동안 퇴직금과 관련하여 주요하게 논의된 것은 사내유보 적립금이 퇴직 시 노후자산으로 지급될 수 있는지와 퇴직연금으로 일원화될 필요가 있다는 내용들이었다. 이들 대부분의 연구들은 퇴직연금 도입 이전의 연구들이 많은데, 대표적으로 민재성 외(1992)는 국민연금제도 도입 초기 단계에서 퇴직금제도를 노후소득보장제도로 인식하고, 이를 연금제도로 전환할 경우의 주요 쟁점을 논의하였다. 방하남(1998)은 퇴직금제도가 지니는 공적 기능과 사적 성격이 형평성과 효율성 측면에서 조화를 이룰 수 있도록 제도 개선 방안을 제시하였다. 최근 연구들로는 길현종 외(2024)는 퇴직급여 현황에 기초하여 관련 제도적 개선에 대한 연구이고, 신화연 외(2023)는 인구구조를 고려한 노후소득보장 수준을 분석하고 있다. 이러한 최근의 연구들 역시 퇴직금 적립금의 규모 추정과는 거리가 있다. 직접적으로 퇴직금의 유보적립금을 추정한 사례로 최병호 외(2000)가 있는데, 이에 의하면 퇴직연금제도 도입 이전 시점을 중심으로 퇴직금 미적립 문제와 퇴직연금으로의 전환 이슈를 분석하였다.

물론 퇴직연금 또한 장기적 적립금 추정 연구는 드문 편이다. 한국투자신탁운용(2024)은 2033년까지의 중기 전망에서 퇴직연금 적립금이 2023년 382조원에서 2033년 940조원으로 확대되어 약 2.5배 증가할 것으로 분석하였다.

[그림 1] 퇴직연금 제도별 적립금 추이 및 전망

(단위: 조원)



자료: 한국투자신탁운용(2024), 퇴직연금시장 현황 및 전망

남재우(2024)는 퇴직연금의 투자수익률을 현 수준인 2.07%로 설정하고 해당 수익률이 2040년까지 지속된다는 보수적 가정하에 국민연금 기금이 정점에 도달하는 2040년에 퇴직연금 적립금이 1,172조원으로 국민연금 기금(1,775조원)의 약 67% 수준에 이를 것으로 추정하였다. 이에 의하면 2046년에 퇴직연금 적립금이 국민연금 기금을 초과할 것으로 전망되었다. 강성호·김형수(2025)는 국민연금 재정계산의 사업장가입자 경로를 연계해 가입자 장기전망을 구축하고, 중도인출·중도해지가 없다는 가정을 적용한 완전적립모형과 중도인출·중도해지를 고려한 누수반영모형을 구분하여 분석하였다. 이에 의하면, 두 모형 모두 2050년 전후에 퇴직연금 적립금이 국민연금 기금¹⁾을 추월할 것으로 추정되었다. 특히 현실을 반영한 누수반영모형에서 퇴직연금 투자수익률을 2%로 가정하고 65세 이후 중신연금 형태로 수령할 경우, 퇴직연금 적립금은 2040년 757조원, 2050년 933조원으로 추정되었으며, 국민연금 기금을 초과하는 시점은 2051년으로 분석되었다.

요컨대 선행연구들은 퇴직연금 적립금의 지속적인 확대를 일관되게 전망하고 있으나, 사내유보 형태의 퇴직금에 대한 유보적립금 추정은 거의 다뤄지지 않아 퇴직급여 전체의 적립금 규모는 파악되지 못하고 있는 상황이다.

본 연구는 제Ⅰ장 서론에 이어 제Ⅱ장에서 퇴직급여 체계와 퇴직연금 적립 현황을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 퇴직금 유보적립금 추계를 위한 분석 가정과 방법론을 제시하고,

1) 이 연구들은 2025년 국민연금 개정 이전인 제5차 국민연금재정계산(2023년 기준) 결과를 활용했다.

유보보험료·급여지출·유보적립금이 산출되는 논리적 흐름을 추정식과 흐름도로 설명한다. 제Ⅳ장에서는 퇴직금 적용자 수, 유보보험료, 지급액, 유보적립금을 단계적으로 추정한 분석 결과를 제시하며, 퇴직금 유보적립금과 퇴직연금 적립금을 합산한 전체 퇴직급여 적립금 규모를 국민연금 기금과 비교·분석한다. 또한 퇴직금 적용자 수 및 임금 수준 변화를 반영한 민감도 분석으로 추정의 현실성을 반영하고자 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 퇴직금과 퇴직연금의 일원화를 포함하여 퇴직급여 자산의 노후소득보장 역할을 진단하고, 향후 정책적 개선 방안을 제시한다.

II. 퇴직급여 체계와 현황

1. 퇴직급여 체계

우리나라 퇴직급여제도는 「근로자퇴직급여 보장법」(2005.12)에 근거한 이원적 구조로, 퇴직금(사내유보)과 퇴직연금(사외적립)으로 구성된다. 퇴직연금은 DB·DC·IRP로 세분되며, 모두 외부 금융기관에 적립·운용된다는 점에서 기업 내부 충당부채로 관리되는 퇴직금에 비해 지급 안정성이 높다. 퇴직금과 퇴직연금 간의 성격의 차이가 존재할 뿐 아니라 퇴직연금 내부도 DB, DC, IRP 유형별로 설계와 위험배분구조가 상이하다는 점도 특징이다.

이러한 퇴직급여 제도의 적립형태(사내·사외)²⁾와 제도 유형(퇴직급여제도·퇴직연금제도)을 교차 분류하여 체계화하면 [그림 2]와 같다.

[그림 2] 우리나라 퇴직급여제도 체계



우리나라의 퇴직급여제도는 모두 원칙적으로 ‘퇴직 시 급여지급’이라는 공통적 목적을 갖지만, 제도 유형에 따라 적립 방식, 운용 주체, 지급 구조, 세제혜택 등에서 차이가 있다([표 1] 참조).

첫째, 보험료(적립) 방식 측면에서 두 제도 모두 법정 부담 비율(연간 임금총액의 1/12 이상, 즉 8.3% 이상)이 적용된다는 공통점이 있으나, 퇴직금은 기업이 퇴직급여

2) 퇴직금은 대부분 사내유보 되는 경향이 있지만, 과거 퇴직보험·퇴직신탁, 그리고 일부 기업의 임의 외부적립을 통해 사외적립 형태도 있었다.

충당부채로 설정해 사내유보하는 반면, 퇴직연금은 해당 금액을 외부 금융기관에 적립한다. 또한 추가 납입은 퇴직금에는 없으나, 퇴직연금은 개인형 IRP를 통해 자발적으로 연간 최대 1,800만원(연금저축 포함)까지 가능하다. 즉 퇴직금은 사내유보형, 퇴직연금은 사외적립형 자산이라는 구조적 차이를 가진다.

둘째, 인출 측면에서 두 제도 모두 퇴직 전 인출은 원칙적으로 제한되지만, 일정 요건 충족 시 퇴직금은 중간정산, 퇴직연금은 중도인출이 허용된다. 무주택자의 주택 구입·전세보증금, 장기요양 의료비, 파산·개인회생, 재난 등은 공통 사유이나, 임금피크제나 근로시간 단축에 따른 임금 감소는 퇴직금 중간정산 사유에만 해당하고³⁾ 퇴직연금 중도인출 사유에는 포함되지 않는다.

[표 1] 우리나라 퇴직금/퇴직연금의 제도적 특성 비교

구분	형태	퇴직금	퇴직연금		
			DB	DC	기업형 IRP
보험료 납부		사업주 부담(연간 임금총액의 1/12 이상=8.3% 이상) * 퇴직금, DB형의 경우 본인 추가 기여는 별도의 개인형 IRP 계좌개설을 통해 가능			연간 한도 1,800만원 (연금저축 포함)
담보대출, 중도인출	중간 정산	담보대출(적립금의 50%)만 가능 (단 주택구입, 장기요양비용, 파산, 천재지변 등)	- 담보대출(적립금의 50%, 단서는 DB와 동일) - 중도인출 가능		
해지	불가				해지 가능
연금지급 조건	55세 이상 퇴직 시	55세 이상, 가입기간 10년 이상, 지급기간 5년 이상			좌동(단 가입기간 조건없음)
급여수준	퇴직 전 3개월 월평균 임금 × 근속연수		운용결과에 따라 변동		
지급방법	일시금	일시금, 연금 선택 가능			
적립방법	사내 적립	사외적립			
적립금운용주체	-	사용자	근로자		경제활동자

셋째, 해지 가능성 측면에서도 제도 간 차이가 뚜렷하다. 퇴직금은 근로자가 임의로

3) 「근로자퇴직급여 보장법 시행령」 제3조(퇴직금의 중간정산 사유)

해지할 수 없으나, 개인형 IRP는 해지가 가능하고 조건 충족 시 중도 인출도 허용된다. 다만 개인형 IRP의 해지 또는 중도 인출 시에는 세제상 불이익이 발생할 수 있다.

넷째, 연금지급 조건과 급여수준을 보면, 퇴직금은 55세 이상으로 퇴직 시 일시금으로 수령하며 지급액은 ‘퇴직 전 3개월 평균임금 × 근속연수’로 산정된다. DB형 퇴직연금은 퇴직금과 동일한 산식을 통해 급여수준이 결정되나, DC형 및 IRP는 운용성과에 따라 급여수준이 결정된다.

다섯째, 지급방식과 운용주체에서도 차이가 나타난다. 퇴직금은 전액 일시금으로 지급되며 별도의 운용기능은 없는 반면, 퇴직연금은 일시금과 연금 중 선택이 가능하고 적립자산은 은행·보험사·증권사 등 금융기관에 의해 운용된다.

이는 사내유보 퇴직금은 기업 재무 여건에 따라 지급 안정성이 달라질 수 있음을 시사하는 반면, 퇴직연금은 제도적으로 자산 보호와 노후소득의 예측 가능성을 제고한다는 특징을 보여준다.

2. 퇴직급여 현황

가. 가입/적용 현황

퇴직금은 사내유보로 집계되어 공식 통계가 부재하므로, 본 연구는 퇴직급여 대상자(= 퇴직연금 가입대상자) 집합에서 퇴직연금 실제 가입자를 제외한 여집합을 퇴직금 적용자⁴⁾로 간주한다. [표 2]에 따르면 퇴직연금 가입대상 근로자는 2016년 1,058.8만명에서 2024년 1,308.6만명으로 증가했고, 동 기간 퇴직연금 가입자는 522.1만명에서 697.2만명(가입률 49.3%→53.3%)으로 증가하였다.

이를 [그림 3]을 통해 살펴보면, 동 기간 퇴직연금 가입자 증가(노란선)에 상응하여 퇴직금 적용자(=퇴직연금 미가입자)의 비중(청녹색선)은 점진적으로 축소되었다. 즉 연도별 퇴직금 적용자 수는 가입대상 근로자에서 퇴직연금 가입자를 뺀 값으로 산정하며, 이 시계열 자료를 유보보험료·지급액 모형에 적용하여 사내유보 퇴직금을 추정한다.

4) 본 연구에서는 편의상 퇴직금은 가입 형태라기보다 퇴직연금 미가입자는 퇴직금을 당연 적용받으므로 ‘퇴직금 적용자’로 용어를 선택한다.

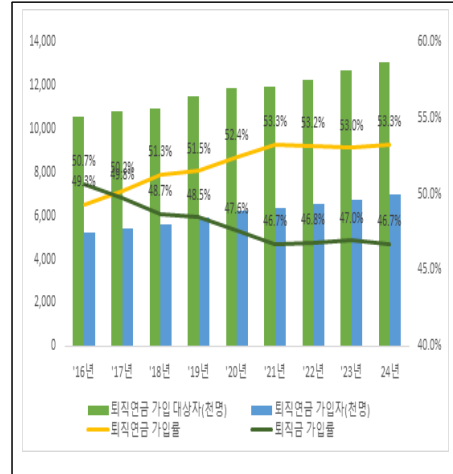
[표 2] 퇴직연금 가입현황

(단위: 천명, %)

구분	전체가입 근로자	가입대상		가입률 (B/A)
		근로자 (A)	가입 근로자 (B)	
'16년	5,562	10,588	5,221	49.3
'17년	5,797	10,830	5,438	50.2
'18년	6,105	10,938	5,612	51.3
'19년	6,371	11,509	5,929	51.5
'20년	6,648	11,865	6,219	52.4
'21년	6,837	11,957	6,368	53.3
'22년	6,948	12,281	6,534	53.2
'23년	7,144	12,722	6,748	53.0
'24년	7,354	13,086	6,972	53.3

[그림 3] 퇴직금 vs 퇴직연금 가입 추이

(단위: 천명, %)



주: 전체 가입 근로자는 의무가입 대상자(가입대상 근로자)와 임의 가입자의 합

자료: 국가데이터처, “2024년 퇴직연금통계 결과,” <kostat.go.kr, 접속: 2026. 9. 2.>

사내유보 퇴직금 규모를 과대추정하지 않기 위해서는 근로자 중에서 퇴직자)(퇴직 급여 수령자)를 반영해야 한다. 즉 근로자가 특정 시점에 이직 혹은 정년으로 퇴직할 수 있으므로 이를 반영하여야 한다. 퇴직연금·퇴직금의 수령자 통계가 분리되지 않으므로, 본 연구는 국세통계연보에서 제시하고 있는 전체 퇴직자와 총 퇴직급여액을 바탕으로 퇴직자 현황을 살펴보았으며, 이후 적용비율(퇴직연금/퇴직금)로 배분하여 퇴직자 수를 추정한다. [표 3]에 따르면 퇴직자 수는 2019년 296만 5천명에서 2023년 332만 3천명으로 약 12% 증가하였다. 동 기간 퇴직급여 정산액(A+B)은 42.96조원에서 2023년 58.07조원으로 약 35% 확대되었다.

이를 기준으로 1인당 평균 퇴직급여(정산액/퇴직자)는 2023년에 약 1,747만원이다. 연령별로는 2023년 60세 이상 90.8만명이 퇴직하여 정산액 15.39조원을 수령하였고, 50대 정산액 19.70조원과 합하면 50대·60대가 35.09조원(전체의 약 60%)를 차지한다. 반면 30세 미만은 정산액 3.10조원 수준으로 비중이 미미하다. 이러한 사실은 고령층 중심의 퇴직 흐름이 이미 본격화되었음을 시사하며, 사내유보·사외적립 간

5) 퇴직자는 55세 이상 정년퇴직 이외에도 이직에 의한 퇴직이 포함되므로 여기서는 편의상 55세 이상 퇴직자는 ‘은퇴자’로, 55세 이전 퇴직자는 ‘이직자’로 정의한다.

배분 추정에서도 연령구조 반영이 필수적임을 보여준다.

[표 3] 퇴직자 현황 및 퇴직급여액

(단위: 명, 백만원)

구분	퇴직자 수	퇴직급여액 ¹⁾		
		중간지급 등(A)	최종(B)	정산(A+B)
2019년	2,964,532	4,371,248	38,585,820	42,957,069
2020년	3,293,296	5,289,413	41,315,992	46,605,405
2021년	3,304,574	5,764,818	43,840,379	49,605,197
2022년	3,269,580	6,087,062	48,884,393	54,971,455
2023년	3,322,503	6,871,703	51,201,560	58,073,263
연령별 합계	3,320,574	6,871,374	51,191,644	58,063,018 (100.0%)
30세 미만	536,128	26,702	3,071,456	3,098,157 (5.3%)
30세 이상	690,252	247,714	8,220,904	8,468,618 (14.6%)
40세 이상	586,261	735,116	10,670,785	11,405,901 (19.6%)
50세 이상	599,508	3,559,850	16,144,499	19,704,350 (33.9%)
60세 이상	908,425	2,301,992	13,084,000	15,385,992 (26.5%)

주: 1) 퇴직급여액은 사용자부담분(법정 퇴직급여)으로 산정된 것임. ‘중간지급 등’은 주택구입 등 퇴직금중도인출 사유가 발생하여 퇴직 전에 미리 지급받은 금액으로 구성되며, “최종”은 당해연도에 퇴직하면서 받은 퇴직일시금 즉 ‘퇴직하는 연도에 지급된 퇴직금 (중간정산 제외)’을 의미함

1. 괄호는 연령별 비중

자료: 국세청, 국세통계연보 각 연도 활용하여 재정리합(4-4-3 퇴직소득 원천징수 신고 현황Ⅲ(10분위,성,연령))

2019~2023년 동안 전체 퇴직자 수를 근속기간별로 살펴보면 다음과 같다. 근속 5년 미만 퇴직자는 매년 약 204만~250만명 수준으로 전체의 대다수(약 70% 내외)를 차지한다. 반면 10년 이상 장기근속 퇴직자는 14.3만명(2019)에서 21.8만명(2023)으로 완만히 증가하였다. 20년 이상은 3.1만→4.1만명, 30년 이상은 4.6만→5.9만명으로 대상자 수는 적지만 점진적 확대가 관찰된다. 이는 노동시장이 빈번한 이직 구조를 보이는 것으로 이해할 수 있다. 제도적으로 퇴직급여는 근속연수에 비례하므로, 비중은 낮더라도 장기근속자의 존재가 총지급액과 유보적립금 경로에 미치는 영향이 크다. 따라서 사내유보 추계에서는 근속기간을 고려한 모형화가 필요하다. 본 연구에서는 근속기간을 반영한 형태로 연령별 퇴직 비율을 활용하였다([표 4] 참조).

[표 4] 퇴직소득자의 근속연수 현황

(단위: 명)

구분	퇴직자 수	근속연수				
		5년 미만	5년 이상 10년 미만	10년 이상 20년 미만	20년 이상 30년 미만	30년 이상
2019년	2,964,532	2,189,553	554,978	142,891	31,224	45,886
2020년	3,293,296	2,041,960	991,060	170,829	35,813	53,634
2021년	3,304,574	2,502,916	530,465	182,590	35,263	53,340
2022년	3,269,580	2,388,219	584,566	201,216	38,693	56,886
2023년	3,322,503	2,394,802	609,907	217,843	40,607	59,344

주: 퇴직자 수는 퇴직소득자의 수를 의미함

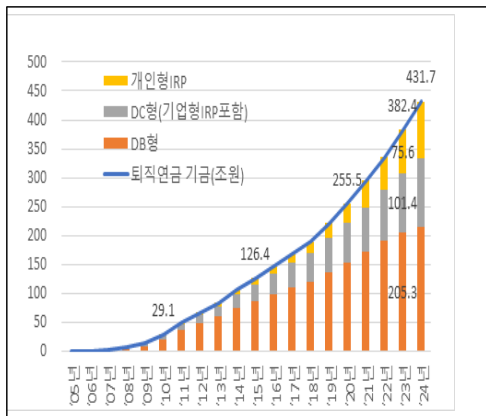
자료: 국세청, 국세통계연보 각 연도 활용하여 재정리합(4-4-4. 퇴직소득자의 근속연수 현황 I (원천징수지, 성, 연령))

나. 퇴직연금 적립 현황

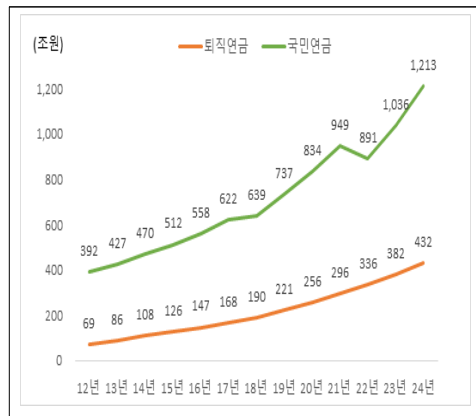
앞서 언급한 바와 같이 퇴직금은 사내유보 되므로 적립금이 공식적으로 존재하지 않는다. 따라서 현시점에서 퇴직급여 적립금은 퇴직연금만 존재하므로 여기서는 퇴직연금 적립 현황을 중심으로 살펴본다. 이를 고려하면 퇴직금 적립금은 편의상 퇴직급여(퇴직금+퇴직연금) 전체에서 퇴직연금 적립금을 뺀 형태의 유보적립금 형태로 추정할 수 있다.

반면 퇴직연금 적립금은 제도 도입 이후 가입자 수가 수급자 수를 상회하여 2023년 382조원으로 빠르게 증가(연평균 40조~50조원)하였다. 유형별 구성은 DB 53.7%, DC·기업형 IRP 26.6%, 개인형 IRP 19.8%로, DB 비중이 높으나 DC·IRP가 꾸준히 증가하고 있다. 2023년 기준 퇴직연금 적립금은 국민연금기금의 약 38% 수준이며, 국민연금이 1988년에, 퇴직연금이 2005년에 각각 도입되어 제도 성숙도와 가입 여건의 차이로 도입 이후 2023년까지는 국민연금기금이 상대적으로 높다.

[그림 4] 퇴직연금 적립금의 유형별 추이



[그림 5] 퇴직연금 적립금과 국민연금 기금 추이

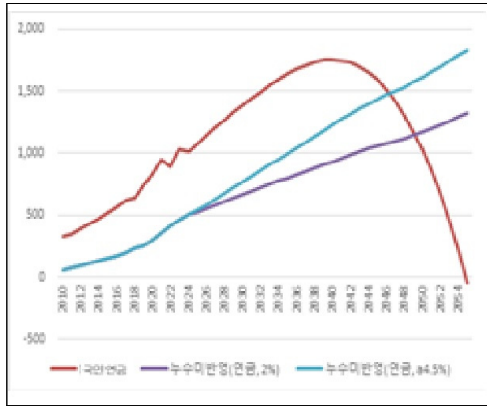


자료: 국민연금공단 홈페이지; 고용노동부/금융감독원 보도자료(2022. 4. 17.); 2021년도 퇴직연금 적립금 운용현황 통계; 고용노동부/금융감독원 보도자료(2024. 5. 16.); 2023년도 퇴직연금 적립금 운용현황 통계; 강성호·김형수(2025) 등 참고하여 갱신함

제5차 재정계산(2023)에 따르면 국민연금기금은 베이비붐 세대의 본격적 수급 전환과 저부담·고급여 구조의 영향으로 2041년에 정점을 찍은 뒤 하락세로 돌아서 2055년 소진이 전망된다. 반면 퇴직연금은 수지상등·사외적립 구조로 가입과 납입이 지속되는 한 기금소진이 발생하지 않는다. 강성호·김형수(2025)에 따르면, 완전적립금 모형에서는 퇴직연금 평균수익률(연 2%) 가정 시 2050년에, 국민연금 장기수익률(연 4.5%)을 적용하면 2047년에 퇴직연금 적립금이 국민연금기금 규모를 초과한다. 실태 반영모형에서도 각각 2051년과 2049년으로 유사한 결과가 확인된다. 2050년의 적립금 규모는 완전적립금 모형에서 1,175조원(연 2%) 또는 1,617조원(연 4.5%), 실태반영 모형에서 970조원 또는 1,335조원으로 산정된다. 이에 따르면 2050년 전후 퇴직연금 적립금이 국민연금 기금을 상회하는 ‘기금 역전’이 발생한다. 그 원인은 제도 설계의 차이에 있다. 국민연금은 부과방식 성격으로 시장수익을 상회하는 지급 구조를 지니는 반면, 퇴직연금은 수지상등을 전제로 한 완전적립 방식이기 때문이다. 이로써 국민연금 기금이 정점 이후 감소·소진되는 구간에서도 퇴직연금 적립금은 축적을 이어감에 따라 다층노후소득체계의 핵심으로 기능할 것으로 기대된다.

[그림 6] 퇴직연금 완전적립 적립금과
국민연금 기금 추이

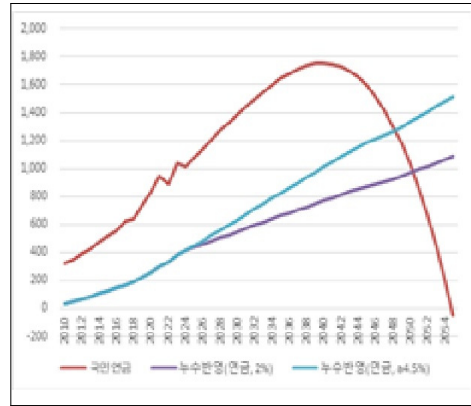
(단위: 조원)



주: 퇴직연금 적립금의 국민연금기금 초과시점은
퇴직연금 평균 수익률(2%) 반영 시 2050년,
국민연금 장기수익률 반영 시 2047년

[그림 7] 퇴직연금 실태반영적립금과
국민연금 기금 추이

(단위: 조원)



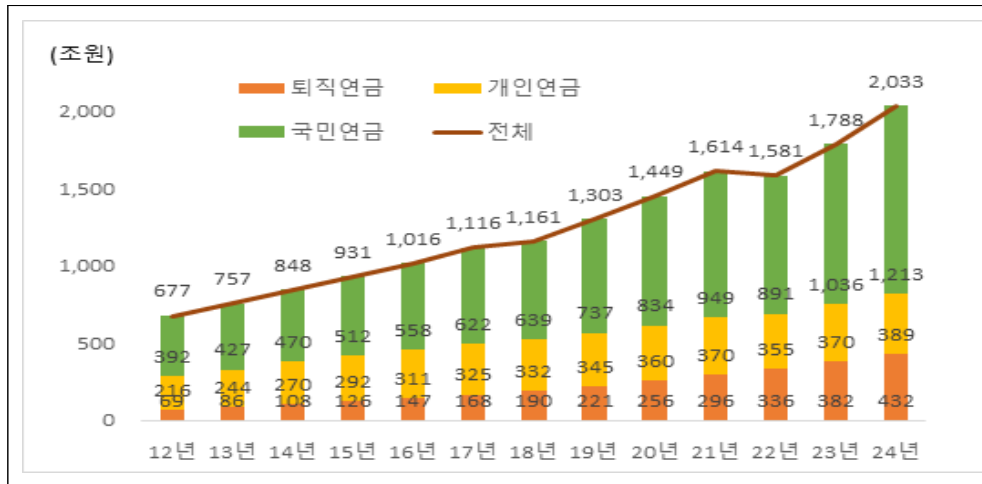
주: 퇴직연금 적립금의 국민연금기금 초과시점
은 퇴직연금 평균 수익률(2%) 반영 시 2051
년, 국민연금 장기수익률 반영 시 2049년

주목할 점은 위 분석 결과는 퇴직금(사내유보)을 제외하고 있어 총 퇴직급여 효과를 과소추정하고 있다는 점이다. 따라서 본격적인 퇴직금 추계를 통해 사외적립(퇴직연금)과의 통합 규모를 산정할 필요가 있다. 참고로 다층소득보장 체계의 적립금 추이를 보면, 2012~2024년 총 적립금은 677조원에서 2,033조원으로 약 3배 수준으로 확대되었다. 구성별로 보면 국민연금은 537조원에서 1,213조원으로 완만한 우상향을 보이고, 퇴직연금은 103조원에서 432조원으로 빠르게 증가해 사적연금의 주축을 형성하고, 개인연금은 36조원에서 389조원으로 확대되면서 전체 노후자산을 보완하고 있다. 2021년 1,614조원에서 2022년 1,581조원으로 일시 조정 후⁶⁾ 2024년 2,033조원으로 재 가속된 것은 시장수익 증가와 납입 확대의 복합 효과로 해석된다. 종합하면 공적부문 비중은 점진적으로 낮아지고 사적부문(퇴직·개인연금)의 기여도는 상승하고 있으나 사내유보 되고 있는 퇴직금이 고려되고 있지 않으므로 총 퇴직급여 효과는 과소평가된 것으로 볼 수 있다. [그림 8]은 퇴직금이 제외되고 있는데, 이를 반영하게 되면 공사적 연금 노후자산 규모는 더 증가할 것으로 기대된다.

6) 이는 2022년 국민연금 기금투자수익 감소로 인한 감소이다.

[그림 8] 공사적 연금 적립금 추이

(단위: 조원)



자료: 금융감독원/금융소비자보호/통합연금포털/연금자료실/연금통계/연금(공적·사적) 적립금

Ⅲ. 분석가정/분석방법

1. 분석흐름도 및 가정

[그림 9]는 본 연구에서 추정할 사내유보 퇴직금(유보적립금)의 장기추계 산출 흐름을 단계별로 정리한 것이다.

[그림 9] 분석흐름도



첫째, 퇴직연금 적용자 수를 추정하기 위한 사전 단계로 제5차 국민연금 재정계산에서 산출된 국민연금 사업장 가입자 수⁷⁾를 추계하기 위한 인구추계와 경찰 인구추계의 2단계를 거친다. 즉 인구추계에서는 2006~2022년 현황 자료와 2023~2093년 전망 자료를 활용하였으며, 이때 국민연금 제5차 재정계산에서 설정한 가정을 따라 성별·연령대별 경제활동참가율을 적용해 국민연금 사업장 가입자 수를 추정한다.

둘째, 퇴직금 적용자 수를 추계한다. 연도별로 추정된 국민연금 사업장 가입자에서 조정율을 적용하여 산출한 퇴직연금 가입자⁸⁾를 차감하여 퇴직금 잠재 대상자 수를 추

7) 부록 I 참조. 국민연금 사업장 가입자는 18~59세까지를 대상으로 하고 있는데, 본 연구에서의 퇴직금 및 퇴직연금 적용자는 18~59세 이외에 60~64세까지 추가하여 분석하였다.

8) 퇴직연금 추정치는 강성호·김형수(2025)를 참고하여 활용하였다.

정한다. 조정율을 적용한 이유는 국민연금 사업장 가입자에는 사용자 등 퇴직급여 비 적용 인원⁹⁾이 포함되어 있으므로 국민연금 사업장 가입자 전부가 퇴직급여(퇴직연금 + 퇴직금) 대상자가 아니다. 따라서 이를 조정하기 위해 2015~2022년 평균 조정율을 적용하였다.

셋째, 퇴직금의 누적 유보보험료를 추계한다. 퇴직금은 퇴직시점에 사용자가 퇴직자에게 일시금을 주는 구조이고, 법적으로 축적의 의무는 없다. 다만, 본 연구에서는 연간 축적되는 노후자산 추정을 위해 유보보험료가 매년 축적된다는 가정 하에 누적 유보보험료를 추정한다. 여기에 적용되는 임금은 1인 이상 전산업 월평균 임금¹⁰⁾을 기본으로 활용하였다. 다만 퇴직금 제도는 저소득층이 상대적으로 많은 소규모 기업에서 더 많이 적용되고 있다는 연구(길현종 외 2024)를 고려하여 민감도 분석에서는 전산업 월평균 임金的 70%, 80%, 90% 수준을 적용한 3가지 임금을 활용한다. 여기에 8.3%의 유보보험료율¹¹⁾을 적용하여 연도별 누적 유보보험료를 추정한다.

넷째, 퇴직금 지급액을 추계한다. 제도 운용 과정에서 발생할 수 있는 중도인출·해지·퇴직을 반영하였으며, 지급 산정 방식에 따라 두 모형으로 구분한다. 먼저 만기퇴직 모형은 입직이후 65세 이전에 퇴직이 없고 임금근로자와 자영업/비경제활동 상태 간 전이(상태변화)가 발생하지 않는 것으로 가정한다. 따라서 퇴직 시점(65세)까지 임금근로 상태가 유지되며, 해당 시점에 퇴직금 전액이 일시 지급된다. 다음으로 연령별퇴직 모형은 연령대별 퇴직 비율¹²⁾을 적용하고 임금근로자와 비임금근로자 간 상태전환을 허용하는 현실적 설정이다. 이 경우 최종 은퇴 시점에 자영업자, 비경제활동 등의 상태에 있더라도, 생애 중 임금근로로 종사한 기간이 존재할 경우 해당 기간만큼 퇴직금이 발생하는 것으로 설정한다.

9) 퇴직연금, 퇴직금 적용대상자에는 사용자가 포함되지 않으나, 국민연금 사업장 가입자에는 사업장의 사용자와 근로자 모두를 가입자로 하고 있다.

10) 이와 관련 장기 전망 결과는 퇴직연금 추정치는 강성호·김형수(2025)를 참고하여 활용하였다.

11) 퇴직급여에서 적용하는 사용자부담분 8.3%(12월 근무시 1개월 퇴직급여 적용)를 적용

12) 분석 모형의 단순화와 공신력 있는 자료 활용을 위해 국세통계연보상 퇴직급여 정산 금액의 연령대별 비율을 반영하였다(표 3) 연령대별 퇴직 비율 참고하여, 30~40대는 20%, 50대는 35%, 60대는 25%로 적용하였음).

[표 5] 퇴직금 분석모형

유형	모형 특성	결과
만기퇴직모형	65세 이전 퇴직 없음 (임금근로자, 비임금근로자 교차 없음)	임금근로자만 퇴직금 존재
연령별퇴직모형	연령대별 퇴직 비율 적용 (임금근로자, 비임금근로자 교차)	생애기간 동안 임금근로기간 만큼 퇴직금 존재

다섯째, 퇴직금 유보적립금은 유보보험료에서 지급액을 제외한 금액으로 산출된다. 유보보험료에 이미 임금상승률이 반영되어 있고, 퇴직금의 특성상 사내유보 되므로 운용수익은 고려되지 않는다. 전체적인 추계기간은 2006년¹³⁾부터 제5차 국민연금 재정 계산에서의 재정추계 종료 연도인 2093년까지로 설정한다.

2. 세부 추정 산식

본 연구는 기업 내부에 적립·관리되는 퇴직금 잔액인 유보적립금을 추정하기 위해서 유보보험료 수입, 퇴직금 급여지출, 그리고 수입과 지출을 함께 고려한 유보적립금의 3단계로 구분하여 접근한다.

가. 퇴직금 대상자 및 유보보험료 수입

유보보험료는 퇴직금 근로자 수에 임금을 곱하여 산출하는데, 추정 연도의 퇴직금 근로자는 퇴직급여 대상자에서 퇴직연금 대상자를 차감하여 산출할 수 있다.

$$(\text{대상자 수}) N_{t,g} \equiv TNR_{t,g} - NR_{t,g}$$

$$(\text{유보보험료}) C_t \equiv \sum_{g=18}^{64} N_{t,g} \times W_t$$

여기서 하첨자 t 는 특정시점(연도), 하첨자 g 는 국민연금의 가입연령에 맞추어 18세

13) 퇴직연금 법정도입은 2005년 12월이지만, 연도 단위 시계열의 정합성과 단순화를 위해 2006년을 시작연도로 설정한다.

이상을 고려, N_t 는 퇴직금 대상자 수, $TNR_{t,g}$ 는 g 세인 퇴직급여 가입대상 근로자 수, $NR_{t,g}$ 는 g 세인 퇴직연금 가입 근로자 수, C_t 는 유보보험료, W_t 는 전산업 월 평균 임금이다.

보다 구체적으로 $TNR_{t,g}$ 은 국민연금 사업장 가입자 수에 퇴직급여 조정율(A/B)을 곱하여 산출된다.¹⁴⁾ 여기서 조정율은 [표 6]과 같이 2015~2022년 69.9~73.5%로 연평균 71.3%이며, 국민연금 사업장 가입자 수는 제5차 국민연금재정계산(2023년 기준) 결과를 활용한다. 한편 $NR_{t,g}$ 은 국민연금 사업장 가입자 전망 결과에 퇴직연금 가입률을 적용하여 산출한다. 임금은 $W_t = W_{t-1}(1 + w_t)$ 로 전개하며, w_t 는 명목임금상승률(2006~2022 실적, 2023년 이후 국민연금 5차 재정계산 경로를 적용)이다.

[표 6] 퇴직급여 대상자 추정을 위한 조정율

(단위: 천명, %)

연도	퇴직급여 대상자 수(A)	국민연금 사업장 가입자 수(B)	조정율(A/B)
2015	9,410	12,806	73.5
2016	9,572	13,192	72.6
2017	9,678	13,459	71.9
2018	9,653	13,818	69.9
2019	10,031	14,158	70.9
2020	10,289	14,320	71.9
2021	10,232	14,581	70.2
2022	10,364	14,786	70.1
연평균	-	-	71.3

주: 퇴직급여 대상자 수는 국민연금 사업장 가입자와 기준을 맞추기 위해 연령 구간을 18~59세 기준으로 산출

나. 퇴직금 급여지출

퇴직금 급여지출은 퇴직자 수에 평균 퇴직금 지급액을 곱하여 산출한다. 법적으로 퇴직금은 퇴직 전 3개월 평균 월급여액에 근속연수를 곱하여 산출되므로 근속연수가 필요하다. 그러나 연구에서는 별도의 근속연수를 추정하지 않고, 퇴직금 급여는 앞서 설

14) 보다 구체적인 산식은 강성호·김형수(2025)의 수식 (1), (2) 참조

명한 두 가지 유형(만기, 연령별퇴직모형)으로 지출되는 것으로 가정한다.¹⁵⁾ 즉 분석의 편의를 위해 65세 이전에 퇴직이 발생하지 않는 (i) 만기퇴직모형과 현실을 반영하기 위해 30~65세 각 연령별 퇴직 비율(λ_g)¹⁶⁾을 고려한 (ii) 연령별퇴직모형으로 급여지출을 산출한다. 우선 만기퇴직모형에 따른 급여지출 산식은 다음과 같다.

(급여지출 (i) 만기퇴직모형)

$$B_t \equiv LB_{t,65} = \sum_{g=18}^{64} N_{t-(65-g),g} \times W_{t-(65-g)} \prod_{k=t-(65-g)}^{t-1} (1+w_{k+1})$$

여기서 B_t 는 급여지출, $LB_{t,g}$ 는 g 세 납부한 유보보험료의 65세 시점 금액, $N_{t,g}$ 는 g 세인 퇴직금 급여 근로자 수이다. 해당 산식을 부연하면, t 년도 65세에 만기 퇴직하는 대상자들이 18세에서 64세까지 납입한 유보보험료 총액을 각 시점 이후의 임금상승률이 적용되어 산출된 금액이다.

연령별퇴직모형의 경우에는 만기퇴직모형에서의 산출되는 해당연도 65세의 퇴직금 규모($LB_{t,65}$)를 연령별로 나누어 지급하는 방식으로, 이때 해당 연령에서의 임금상승률로 다시 현가 조정하는 과정과 연령별 퇴직 비율을 적용하였다. 구체적인 연령별퇴직모형의 산식은 다음과 같다.

(급여지출 (ii) 연령별퇴직모형)

$$B_t \equiv UB_t = \sum_{g=30}^{65} \left(LB_{t,65} / \prod_{k=g+1}^{65} (1+w_k) \right) \times \lambda_g$$

여기서 λ_g 는 g 세 퇴직자의 연령별 퇴직 비율이다. 앞서 [표 3]의 자료를 참고하면, 전체 퇴직급여 대비 30세 미만은 5.3%, 30세 이상은 14.6%, 40세 이상은 19.6%, 50세 이상은 33.9%, 60세 이상은 26.5% 수준으로 나타나는데, 본 연구에서는 이러한 실적 수준을 참고하여, 30대의 λ_g 는 20%, 40대의 λ_g 는 20%, 50대의 λ_g 는 35%, 60대의 λ_g

15) 개념적인 산식 전개에 따르면 본 연구에서 접근하는 퇴직금은 통상적인 퇴직금과 동일한 결과가 된다. 자세한 내용은 부록 II 참조한다.

16) [표 3] 연령대별 퇴직 비율 참조

는 25%로 적용하였다.

다. 유보적립금

유보적립금 F_t 는 전년도말 유보적립금에서 당해 연도 임금상승률이 고려되고, 당해 연도 유보보험료 수입에서 퇴직금 급여지출을 차감한 규모가 된다. 이때 유보보험료 수입과 퇴직금 급여지출은 앞서 정리한 바에 따르며, 퇴직금 급여지출에서 만기퇴직의 경우와 연령별 퇴직의 2가지 모형에 따라서 구분하여 적용한다.

$$(\text{유보적립금})F_t = \begin{cases} F_{t-1} \times (1 + w_t) + C_t - LB_{t,65} & (\text{만기퇴직 모형}) \\ F_{t-1} \times (1 + w_t) + C_t - UB_t & (\text{연령별 퇴직 모형}) \end{cases}$$

위 산식과 가정을 요약하면 [표 7]과 같다.

[표 7] 주요 변수 추정식 및 가정 정리

변수	산출방식 및 가정치
유보 보험료(C)	○ 유보보험료(C)=퇴직금 대상자 수(N)×월평균 임금(W) - 대상자 수: 국민연금 사업장 가입자 추정치×조정율×(1-퇴직연금 가입율) - 월평균 임금: 1인 이상 전산업 평균소득* * 2006~2022년 1인 이상 전산업 평균소득 실적치 * 2023년 이후는 2022년 소득×명목임금상승률('22~'93년: 4.9~3.5%) - 월평균 임금은 명목임금상승률*을 적용하여 미래가치 반영 * 명목임금상승률: ('06~'22년) 명목임금상승률 실적(5.9~-0.6%) (23년 이후) 국민연금 추계 명목임금상승률 '23~'30년 4.1%, '31~'40년 3.9%, '41~'50년 3.8%, '51~'60년 3.7%, '61~'80년 3.6%, '81~'93년 3.5%
급여 지출 (B)	○ 급여지출(B) = 퇴직자 수(R) × 퇴직금(W·T) - 만기퇴직모형: 65세 이전에 퇴직자 미발생 - 연령별퇴직모형: 30세 이후 퇴직 시점(65세)까지 10세 단위로 일정 비율의 퇴직금 급여 발생(30대 20%, 40대 20%, 50대 35%, 60세 이상 25%)
유보 적립금(F)	○ 유보적립금(F) ≡ 유보보험료 누적액(ΣC) - 급여지출(B)
추계 기간 등	○ 추계기간: 2006~2093년 * 2023년 이후의 가정은 기본적으로 5차 재정계산 가정을 따름

IV. 분석 결과

1. 퇴직급여 대상자 기초통계

추정에 활용된 기초통계를 시계열적으로 정리하면 다음과 같다. 퇴직연금 가입자는 2006년 487.3만명에서 2020년 598.7만명, 2025년 626.5만명으로 확대되었다.¹⁷⁾ 퇴직금 적용자는 2006년 501.4만명에서 2020년 513.5만명을 거쳐 2025년 459.0만명으로 감소하여 사외적립 전환이 진전되었다. 퇴직연금 보험료는 2006년 12.4조원→2015년 15.6조원→2025년 29.2조원으로 증가하였고, 퇴직금 총수입 또한 2006년 12.7조원→2015년 16.1조원→2025년 21.4조원으로 확대되었다. 퇴직연금 급여는 2010년 0.3조원에서 2015년 1.5조원, 2025년 9.7조원으로 급증해 제도의 성숙화를 시사한다. 임금상승률은 2006년 5.6%에서 2020년 0.1%로 저점 후 2025년 4.1%로 회복하였다. 퇴직연금 적립금은 2006년 8.9조원에서 2015년 135.7조원, 2025년 431.8조원으로 누적되었다. 종합하면, 동일 기간 가입자 증대와 적용자 축소가 동반되며 유입(보험료·총수입)은 완만히, 지급액과 적립금은 빠르게 증가하여 축적기에서 성숙기로의 이행이 뚜렷하게 확인된다. 이러한 특성을 갖는 퇴직급여 가입 및 수급현황 자료를 활용하여 위 가정과 방법론을 활용하여 퇴직금 유보적립금을 장기 추정한다.

[표 8] 퇴직급여 기초통계

(단위: 천명, 조원, %)

구분	2006	2010	2015	2020	2025
퇴직연금 가입자	4,873	4,873	4,873	5,987	6,265
퇴직금 적용자	5,014	5,014	5,014	5,135	4,590
퇴직연금 보험료	12.4	14.8	15.6	22.3	29.2
퇴직금 총당 수입	12.7	15.3	16.1	19.1	21.4
퇴직연금(일시금 기준)		0.3	1.5	4.3	9.7
임금상승률	5.6	6.5	3.3	0.1	4.1
퇴직연금 적립금(임금상승률 기준)	8.9	56.3	135.7	256.8	431.8

주: 퇴직연금 가입자 및 퇴직금 적용자는 18~59세 기준이며, 퇴직금 적용자는 추정치임
 자료: 고용노동부 보도자료(2024. 7. 30); 고용노동부/금융감독원 보도자료(2022. 4. 17); 고용노동부/금융감독원 보도자료(2024. 5. 16); 국민연금재정계산위원회(2023)

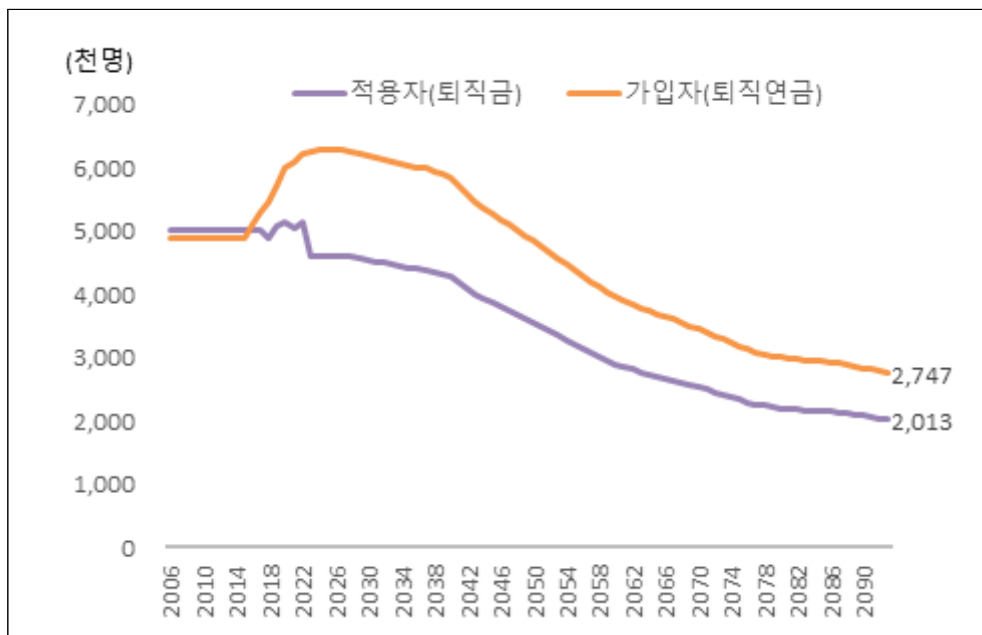
17) 공식적인 통계자료는 2015년 이후 확인되어, 그 이전 대상자 규모는 추정치이다.

2. 퇴직금 적용자 추계($\hat{A}$)

퇴직금 적용자 수는 퇴직급여 대상자 수에서 퇴직연금 적용자 수를 제외하여 추정하였다. [그림 10]은 2006~2090년 기간의 퇴직연금 가입자 수와 퇴직금 적용자 수의 추이다. 두 집단 모두 2010년대 후반~2020년대 초반 정점 형성 후 인구구조 변화와 사외적립 전환 확산에 따라 하락 추세를 보인다. 퇴직연금 가입자는 약 630만명 내외에서 정점을 기록한 뒤 완만히 감소하여 2090년 274.7만명으로 전망된다. 퇴직금 적용자는 퇴직연금 제도의 도입으로 지속 감소해 2090년 201.3만명 수준으로 축소된다.

[그림 10] 퇴직금 및 퇴직연금 가입자 추계

(단위: 천명)



주: 퇴직연금 가입자 추계는 강성호·김형수(2025)를 참고하였음(이하 동일)

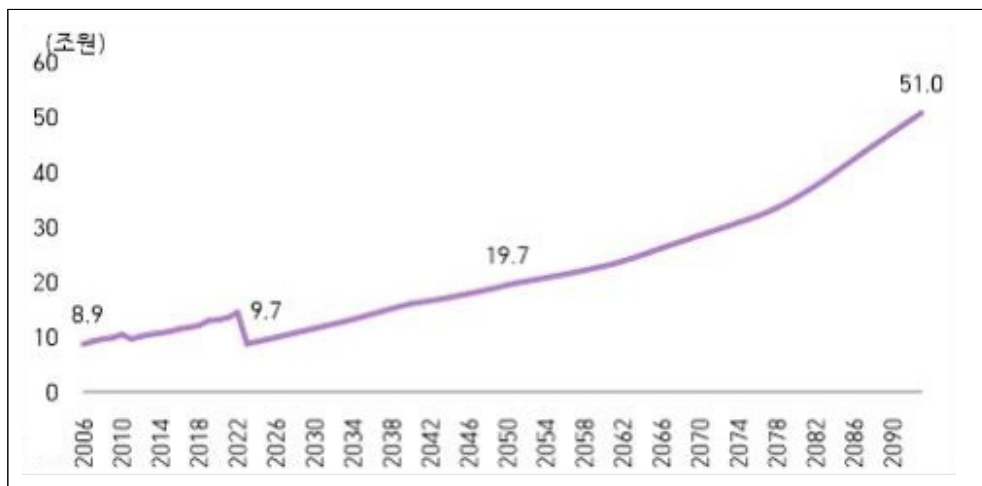
3. 퇴직금 유보보험료 추계($\hat{C}$)

[그림 11]은 2006~2090년 퇴직금 적용자와 임금변화를 고려한 유보보험료의 장기 추이를 보여준다. 퇴직금 유보보험료는 퇴직금 적용자와 퇴직연금 가입자의 임금수준을

동일하게 가정하였으며, 여기에 유보보험료율 8.3%를 적용하여 산출되었다. 이에 의하면 2006년 8.9조원에서 출발하여 2025년 9.7조원, 그리고 임금 증가율에 따라 증가하며, 2050년 19.7조원, 추계 마지막 연도인 2093년 51조원에 도달한다. 이는 퇴직금 대상자 수가 감소함에도 임금 증가 효과가 더 크기 때문으로, 퇴직금 대상자 수의 감소 폭이 보다 줄어든다면, 보다 빠르게 증가할 것으로 예상된다.

[그림 11] 퇴직금 유보보험료 추계

(단위: 조원)



4. 퇴직금 지급액 추계

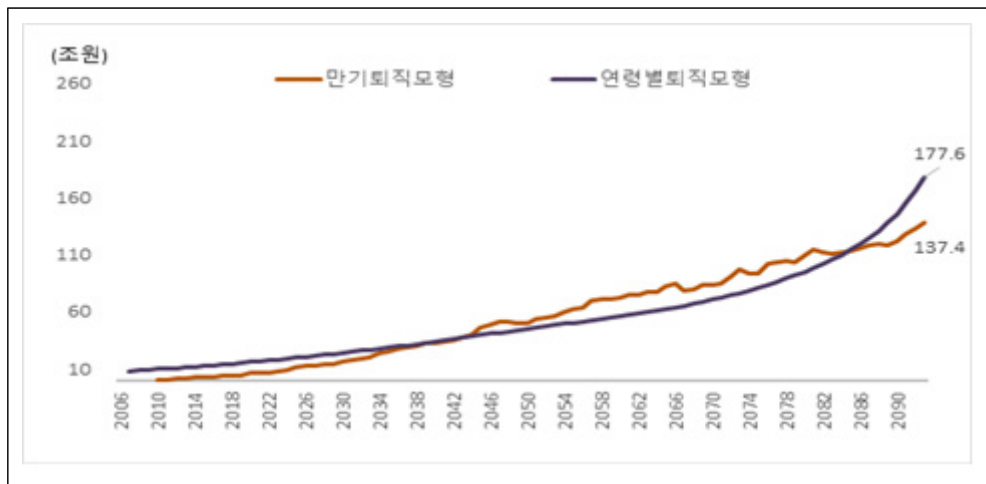
퇴직금 지급은 중도인출 혹은 퇴직으로 인한 지급으로 구분될 수 있으나, 본 연구모형에서는 65세 이전에 퇴직자가 발생하지 않는 '만기퇴직모형'과 30세 이후 퇴직 시점(65세)까지 10세 단위로 일정 비율의 퇴직자 발생하는 '연령별퇴직모형' 두 유형으로 추정한다. 퇴직금 지급은 특성상 원칙적으로 퇴직 시점에 모두 일시금으로 지급되므로 이를 반영하였다.

[그림 12]는 2006~2090년 퇴직금 지급액의 장기 경로를 만기퇴직모형과 연령별퇴직모형으로 비교한다. 두 모형 모두 임금 증가의 영향으로 지수적 증가를 보이며, 2070년대 이후 급증한다. 추계 말에는 만기퇴직모형이 약 137.4조원, 연령별퇴직모형이 약 177.6조원으로, 연령별퇴직모형에서 지출액이 더 커지는 것으로 추정된다. 이러한 만

기퇴직모형의 결과와 연령별퇴직모형의 결과의 차이는 만기퇴직모형에서는 2093년에 65세가 되는 2028년 출생연도까지만 급여지출이 반영되는 반면에, 연령별퇴직모형에서는 2028년 출생연도 이후의 출생코호트들에 대해서도 급여지출이 발생하는 모형 구조상에 의한 차이가 있다. 따라서 실질적인 노후소득보장을 위한 퇴직급여제도 개선 시에는 퇴직금 중간 정산제나 중도 이직에 따른 퇴직급여 정산 등에 따른 지급 타 이밍과 같은 보다 현실적인 여건을 고려해야 하겠지만, 이러한 두 모형의 구조적 차이를 염두에 둘 필요가 있다.

[그림 12] 퇴직금 지급액 추계

(단위: 조원)



5. 퇴직금 및 퇴직연금의 (유보)적립금 추계

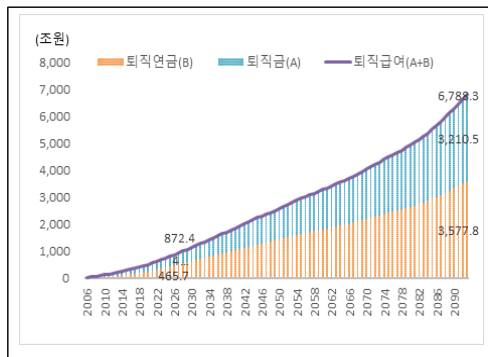
[그림 13]은 만기퇴직모형 하에서 퇴직연금, 퇴직금, 그리고 합산인 퇴직급여 자산의 장기 축적 경로를 보여준다. 퇴직연금(주황)과 퇴직금(청록) 모두 우상향하며, 퇴직급여 총량(A+B, 보라)은 퇴직연금이 도입된 2006년 이후 누적적으로 확대되어 장기구간에서 가속적 성장(가입·임금·근속의 누적 효과)을 보인다. 초기에는 퇴직금 비중이 크나, 퇴직연금 제도의 확산으로 퇴직연금 기여도는 지속적으로 증가한다.

[그림 14]는 같은 모형에서 산정한 퇴직급여(퇴직연금+퇴직금) 유보적립금과 국민연금 기금을 비교하고 있다. 5차 재정계산에 의하면 국민연금은 2041년 정점을 형성

한 뒤 인구구조·재정구조 영향으로 하락하는 반면, 퇴직급여 유보적립금은 지속 축적되어 이미 2039년에 국민연금 기금을 초과하는 것으로 추정된다. 다만 퇴직연금만을 고려할 경우에는 2050년에 ‘기금 역전’(퇴직급여 유보적립금 > 국민연금기금)이 발생하는 것으로 추정된다. 2025년 3월 국민연금 개혁(보험료율 9%→13%, 소득대체율 40%→43%)¹⁸⁾에도 불구하고 기금소진 시점은 2056¹⁹⁾년에서 2064년으로 8년 연장되는 것에 그쳤다는 점에서²⁰⁾ 해당 추이의 변화는 크지 않을 것으로 예상된다.

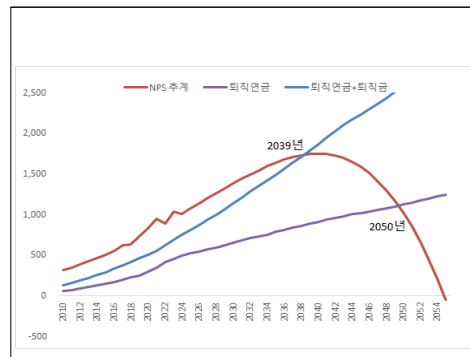
[그림 13] 퇴직금 및 퇴직연금 적립금 추이
(만기퇴직모형)

(단위: 조원)



[그림 14] 퇴직급여 유보적립금과 국민연금 기금 추이(만기퇴직모형)

(단위: 조원)



주: 퇴직연금 전망은 임금상승률 수익률 가정 시나리오임

[그림 15]는 연령별 퇴직시점이 다르다는 것을 가정한 연령별퇴직모형을 활용하여 퇴직연금, 퇴직금, 그리고 합산인 퇴직급여 자산의 장기 축적 경로를 보여준다. [그림 13]과 유사하게 퇴직연금(주황)과 퇴직금(청록) 모두 우상향하며, 퇴직급여 총량(A+B, 보라)은 퇴직연금이 도입된 2006년 이후 누적적으로 확대되어 장기구간에서 가속적 성장(가입·임금·근속의 누적 효과)을 보인다. 만기퇴직모형과 달리 퇴직금 대상자(임금근로자)가 현실에서 자영업자, 비경활자로 전환된 경우 퇴직금 유보적립금 수준이

18) 보건복지부, “보험료율 13%, 소득대체율 43% 등 담은 연금개혁법안 국회 본회의 통과, (참고) 연금 개혁 관련 Q&A,” 보도자료 2025. 3. 20.

19) 2023년 국가데이터처 장래인구추계(23. 12.)와 거시경제변수 반영해 재 실시한 재정추계에 따른 기금소진연도이며, 5차 재정계산의 2055년과 차이 있다.

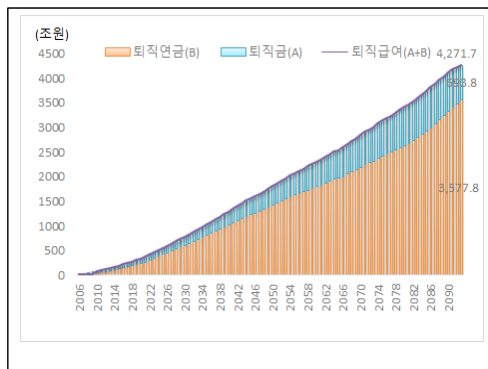
20) 보건복지부 보도자료(2024. 3. 21), “연금개혁에 따른 기금 소진 시기는 수익률 가정에 따라 각각 8년(2064년), 15년(2071년)으로 추계됩니다.” 투자수익률이 기존의 가정인 4.5%가 아닌 5.5%로 할 경우 기금소진 시점이 2071년이 된다는 의미이다.

상대적으로 적은 것으로 추정된다.

[그림 16]은 동일 모형에서 산정한 퇴직급여 현실반영 적립금(퇴직연금+퇴직금)과 국민연금 기금을 비교하고 있다. 마찬가지로 5차 재정계산에 의하면 국민연금은 2041년 정점을 형성한 뒤 인구구조·재정구조 영향으로 하락하는 반면, 퇴직급여 현실반영 적립금은 지속적으로 축적되나 만기퇴직모형 보다 축적이 적으므로 국민연금 기금을 초과하는 시점은 2046년으로 추정된다. 다만 퇴직연금의 조건은 동일하므로 퇴직연금만을 고려할 경우에는 앞서와 마찬가지로 2050년에 ‘기금 역전’(퇴직급여 유보적립금 > 국민연금기금)이 발생하는 것으로 추정된다.

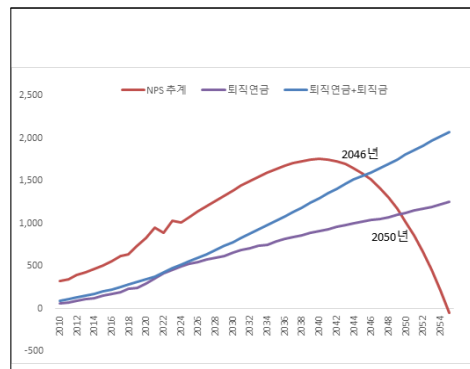
[그림 15] 퇴직금 및 퇴직연금 추이
(연령별퇴직모형)

(단위: 조원)



[그림 16] 퇴직급여 현실반영 적립금과
국민연금 기금 추이(연령별퇴직모형)

(단위: 조원)



주: 퇴직연금 전망은 임금상승률 수익률 가정 시나리오임

6. 민감도분석

가. 분석가정

본 연구의 선행 결과는 단일 가정 하 추정으로, 제5차 국민연금 재정계산의 전제를 준용하여 객관성을 확보하였으나 한계를 갖는다. 이에 보다 현실성 있는 추계를 위해 핵심적 요소로 판단되는 퇴직금 적용자 수와 이들의 임금 수준에 대해 대안적 가정을 부여한 민감도 분석을 추가로 수행하고자 한다.

우선, 퇴직금 적용자 수는 기본적으로 본 연구의 기본모형을 바탕으로 하고 있어 국

민연금 사업장 가입자 수의 전망을 참고하여 도출한다. 특히 퇴직연금제도는 가입률이 완만히 상승 중이며 고령화로 연금 관심이 확대되고 있어 향후 퇴직연금 가입자 증가 가능성이 높다. 이에 따라 민감도 분석에서 퇴직연금 가입비율 상향을 가정하고, 퇴직금 적용자 비율은 5%p 감소 혹은 10%p 감소하는 시나리오를 분석한다.

다음으로, 임금 수준과 관련해서는 앞서 언급한 퇴직연금과 퇴직금 적용자의 임금 수준은 동일하다는 기본가정에서 출발한다. 다만 퇴직금 제도가 저소득 근로자 비중이 높은 소규모 기업에서 빈번히 활용되는 점을 감안하여, 기준임금 대비 70%, 80%, 90%의 세 가지 하향 시나리오를 추가 적용해 민감도를 살펴본다.

한편 개별적으로 접근한 가정 수준을 혼합하여 대상자 수와 임금 수준을 동시에 하향 가정한 민감도 분석에 대해서도 고려해 보고자 한다.²¹⁾

[표 9] 민감도 분석가정

구분	내용
대상자 수 변경 (시나리오 1)	퇴직연금 가입자 비율이 지속적으로 증가하는 추이를 반영 → 퇴직금 적용자 비율이 5%p, 10%p 감소
임금소득 기준 변경 (시나리오 2)	퇴직연금에 비해 퇴직금 사업장의 소득 수준이 취약할 것이라는 점을 반영→ 퇴직금 사업장은 퇴직연금 사업장 임금의 70%, 80%, 90%
혼합모형 (시나리오 3)	적용자 수 5%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90% 적용자 수 10%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90%

나. 분석 결과

대상자 수에 대한 민감도 분석 결과, 기준값(baseline) 대비 △5%p와 △10%p 감소 시나리오 모두에서 가입자 수 감소와 함께 유보보험료(수입), 퇴직금 지급액(지출),²²⁾ 유보적립금이 동일한 방향으로 축소되는 것으로 나타났다. 즉 대상자 규모의 하향 조정은 수입·지출·잔액 경로 전반에 걸쳐 비례적으로 축소되는 것이다. 비교의 명료성을

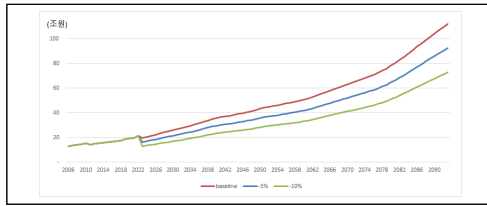
21) 퇴직연금 가입자 수의 증가나 퇴직금 적용자의 임금 수준에 대해서 보다 정교하게 살펴보려면 그러한 변화 또는 차이 정도에 대한 기술적인 접근이 필요하겠지만, 본 연구에서는 단순하게 살펴보았으며, 이러한 점에서 다소 현실적 한계는 존재한다.

22) 지급액 추계 시 만기퇴직모형 보다는 연령별 퇴직 모형이 보다 현실적이라는 판단 하에, 민감도 분석에서는 연령별 퇴직 모형에 대해서만 분석한다.

위해, 본문에는 유보보험료와 유보적립금의 변화를 표 형식으로 제시하고, 가입자 수 변화와 지급액 변화의 세부 시계열은 부록 III에 수록하였다.

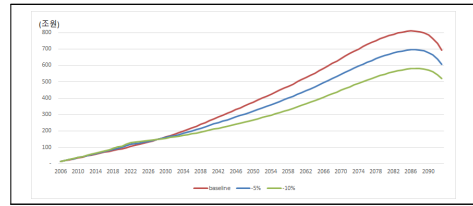
[그림 17] 민감도 분석: 유보보험료
(적용자 수 변경)

(단위: 조원)



[그림 18] 민감도 분석: 유보적립금
(적용자 수 변경)

(단위: 조원)



- 주: 1. 퇴직금 대상자 수가 baseline에서 5%p, 10%p 감소 가정
2. 연령별 퇴직모형 적용
3. 가입자 수 변화와 지급액 변화의 세부 시계열은 부록 III의 [그림 25], [그림 26] 참조

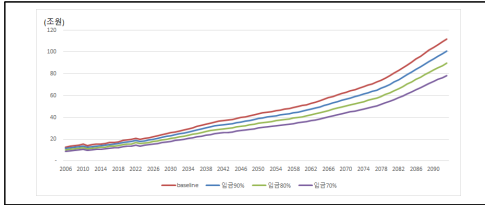
다만 퇴직금 적용자 수 및 유보적립금의 감소는 퇴직연금 가입자 수의 증가와 퇴직연금 적립금의 증가를 전제로 하므로 평균적으로 전체적인 퇴직급여 대상자 및 적립금의 변화는 없는 것을 가정하고 있다.

한편 임금 수준에 대한 민감도 분석 결과를 살펴보면, 가입자 수에서는 차이가 발생하지 않고, 임금수준의 변화로 인해 보험료 수입 추계, 퇴직금 지급액 추계 및 유보적립금 추계에서만 baseline과 차이를 보인다. 앞서 대상자 수의 민감도 분석에서와 마찬가지로 90%, 80%, 70% 수준 시나리오와 baseline과의 그 차이 정도는 비례적으로 나타나고 있다.

한편 임금수준의 증가는 퇴직금뿐만 아니라 퇴직연금에도 영향을 주는 것으로 이해될 수 있으므로 전체적인 퇴직급여 유보보험료와 유보적립금은 임금상승에 따라 증가하는 것으로 추정할 수 있다.

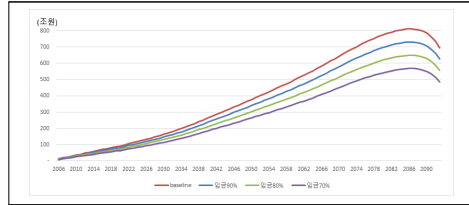
[그림 19] 민감도 분석: 유보보험료
(임금 수준 변경)

(단위: 조원)



[그림 20] 민감도 분석: 유보적립금
(임금 수준 변경)

(단위: 조원)



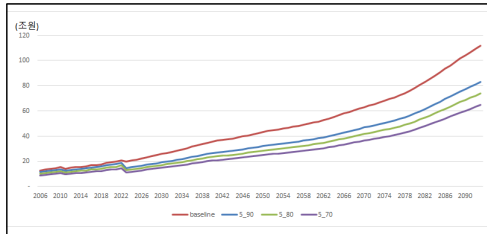
- 주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 70%, 80%, 90% 수준 가정
2. 연령별 퇴직모형 적용
3. 가입자 수 변화와 지급액 변화의 세부 시계열은 부록 III의 [그림 27], [그림 28] 참조

대상자 수와 임금 수준에 대한 변화를 혼합한 민감도 분석 결과를 살펴보면, 가입자 수에서는 대상자 수만 변화한 민감도 분석과 동일하게 나타나지만, 나머지 보험료 수입 추계, 퇴직금 지급액 추계 및 유보적립금 추계에서는 baseline과 차이가 누적해서 나타나고 있으며, 대상자 수 10% 감소와 임금수준을 70%로 적용한 결과에서는 유보 적립금 수준이 baseline과 비교할 때 약 50% 수준까지 낮아지는 결과를 보여주고 있다.

앞서 설명한 바와 같이 퇴직금 적용자 수의 감소(증가)는 퇴직연금 가입자의 증가(감소)로 전체 퇴직급여의 유보보험료와 유보적립금에 영향을 미치지 않지만, 임금수준의 변경은 퇴직금과 퇴직연금에 동일하게 영향을 미치므로 임금의 증가(감소)는 퇴직급여의 증가(감소)변화로 나타나는 것으로 추정할 수 있다.

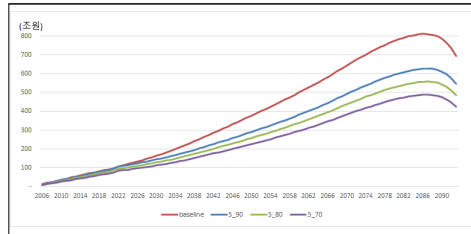
[그림 21] 민감도 분석: 유보보험료
(적용자 5%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 조원)



[그림 22] 민감도 분석: 유보적립금
(적용자 5%p 감소 & 임금 수준 변경)

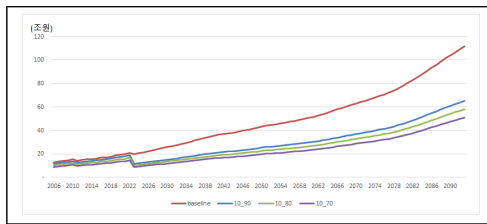
(단위: 조원)



- 주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 대상자 수 5%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90%로 적용
2. 연령별 퇴직모형 적용
3. 가입자 수 변화와 지급액 변화의 세부 시계열은 부록 III의 [그림 29], [그림 30] 참조

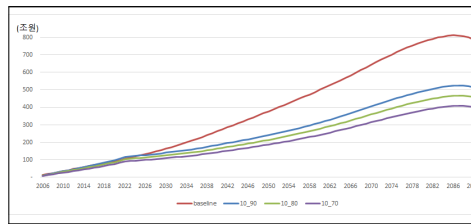
[그림 23] 민감도 분석: 유보보험료
(적용자 10%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 조원)



[그림 24] 민감도 분석: 유보적립금
(적용자 10%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 조원)



- 주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 대상자 수 10%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90%로 적용
2. 연령별 퇴직모형 적용
3. 가입자 수 변화와 지급액 변화의 세부 시계열은 부록 III의 [그림 31], [그림 32] 참조

V. 결론

본 연구는 국민연금 장기 재정추계 방법론을 준용하여 퇴직금 유보적립금을 장기 추정하고, 이를 퇴직연금 적립금과 합산하여 우리나라 전체 퇴직급여 적립금 규모를 평가하였다. 그동안 퇴직급여 연구는 사외적립 형태의 퇴직연금에 집중되어 왔으며, 사내유보 방식의 퇴직금은 통계 부재로 인해 상대적으로 소외되어 왔다. 본 연구는 2023년 기준 약 500만명에 달하는 퇴직금 적용자의 노후자산을 가시화하고, 퇴직급여 전체의 노후소득보장 기능을 종합적으로 진단하였다는 의의를 갖는다.

주요 분석 결과, 퇴직금 유보보험료는 2025년 약 9.7조원에서 2093년 약 51조원 수준으로 증가하고, 퇴직금 지급액은 만기퇴직모형에서 2093년 약 137.4조원, 연령별퇴직모형에서는 177.6조원으로 추정되었다. 특히 퇴직금과 퇴직연금을 합산한 전체 퇴직급여 유보적립금은 만기퇴직모형에서 2039년, 연령별퇴직모형에서 2046년에 국민연금 기금을 초과하는 것으로 나타났다. 이는 기존 연구에서 퇴직연금만을 고려했을 때의 2050년 전후 기금 역전 시점보다 각각 11년, 4년 앞당겨진 결과로, 그동안 퇴직급여 자산 규모와 노후소득보장 효과가 상당히 과소평가되어 왔음을 시사한다. 민감도 분석 결과 퇴직금 적용자 수와 임금 수준 변화에 따라 유보적립금 규모가 비례적으로 변동하여, 적용자 수 10%p 감소와 임금수준 70% 하향을 동시 적용 시 유보적립금이 기준 대비 약 50% 수준까지 낮아지는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 약 570만명에 달하는 퇴직금 적용자의 노후자산 규모를 정확히 파악하기 위해 기업의 퇴직급여 충당부채 설정·관리 현황에 대한 체계적 집계와 공시를 포함한 퇴직급여 통계 인프라 정비가 시급하다. 둘째, 퇴직금은 기업 내부 충당부채로 관리되어 기업 재무 여건 악화 시 지급 안정성이 저하될 수 있으므로, 특히 소규모·저소득 사업장에서 퇴직금 활용 비중이 높다는 점을 고려하여 사외적립 방식의 퇴직연금으로 단계적 전환할 필요가 있다. 이러한 점에서 이를 고려하고 있는 최근 노사정TF 합의안은 합리적이라고 하겠다. 셋째, 퇴직급여가 일시금 중심으로 지급되어 실질적인 노후소득원으로 기능하지 못하는 한계를 개선하기 위해 연금 수령에 대한 세제 인센티브 강화, 중도인출 요건의 합리적 제한, 자동연금수령 제도 도입 등의 제도 개선이 요구된다. 넷째, 퇴직급여 유보적립금이

2040년대 중반 국민연금 기금을 초과할 것으로 전망되는 상황에서, 다층 노후소득보장 체계 내에서 퇴직급여의 역할과 위상을 재정립할 필요가 있다.

한편 본 연구는 공식 통계 부재로 인해 간접 추정 방식을 사용함에 따라 퇴직금 적용자의 세부 특성, 퇴직금과 퇴직연금 적용자 간 임금 격차, 실제 중간정산·중도인출 행태를 충분히 반영하지 못한 한계를 가진다. 또한 퇴직금의 잠재적 운용수익, 퇴직급여의 실질적 소득대체율과 적정성, 인구구조 및 노동시장 변화의 영향 등을 분석하지 못하였다. 향후에는 퇴직금 적용 사업장 실태조사 자료를 기반으로 보다 정교한 추계모형을 구축하고, 실제 수령 패턴과 국민연금 급여를 결합한 총 노후소득 수준 및 적정 대체율 평가로 연구를 확장할 필요가 있다.

본 연구는 그동안 통계 부재로 정책 논의에서 상대적으로 소외되어 온 사내유보 퇴직금 규모를 장기 추정하고, 이를 퇴직연금과 통합하여 우리나라 퇴직급여 전체의 노후소득보장 기능을 종합적으로 평가하였다. 분석 결과 퇴직급여 자산은 향후 노후소득보장 체계의 핵심 축으로 기능할 가능성이 높으며, 퇴직금의 단계적 퇴직연금 전환, 연금 수령 구조개선, 투자수익률 제고, 통계 체계 정비 등 종합적 제도 개선이 요구됨을 시사한다.

참고문헌

- 강성호·김형수, “퇴직연금 적립금 추정과 노후자산 활용: 국민연금 사업장가입자 추계 모형 활용,” 「예산정책연구」 제14권 제2호, 국회예산정책처, 2025, 33~68쪽.
- 고용노동부, “2024년 6월 사업체노동력조사 결과,” 고용노동부, 2024. 7. 30. <<https://www.korea.kr/briefing/pressReleaseView.do?newsId=156643531>, 접속: 2026. 9. 2.>
- 고용노동부·금융감독원, “퇴직연금 1년만에 40조원 증가, 총 적립금 295.6조원 달성,” 고용노동부·금융감독원, 2022. 4. 18. <https://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do?news_seq=13436, 접속: 2026. 9. 8.>
- _____, “퇴직연금 총 적립금 382.4조원, 5년간 2배 성장,” 고용노동부·금융감독원, 2024. 5. 17. <<https://www.moel.go.kr/news/enews/report/enewsView.do?newsseq=16556>, 접속: 2026. 9. 2.>
- 국가데이터처, “2024년 퇴직연금통계 결과,” 국가데이터처, 2025. 12. 15. <https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=11816&list_no=442406&act=view&mainXml=Y, 접속: 2026. 9. 2.>
- 국민연금재정추계전문위원회, “제5차 국민연금 재정계산 재정추계결과,” 보건복지부, 2023. 3. 31. <https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503010100&bid=0027&tag=&act=view&list_no=375649&cg_code=, 접속: 2026. 9. 2.>
- 국세통계포털, “4-4-4. 퇴직소득자의 근속연수 현황,” 2023 국세통계연보, 국세청, 2024.
- 길현종·이승호·이영수, 「퇴직급여제도 현황과 인식:수준과 격차를 중심으로」, 연구보고 2024-07, 한국노동연구원, 2024.
- 남재우, 「퇴직연금 적립금 장기추계와 자본시장 영향」, 이슈보고서 24-25, 자본시장연구원, 2024.
- 민재성 외, 「국민연금제도와 퇴직금제도 조정실시에 따른 우리나라 소득보장제도의 보완발전방안」, 정책연구시리즈 92-02, 한국개발연구원, 1992.
- 방하남, 「한국기업의 퇴직금제도 연구」, 연구보고 98-07, 한국노동연구원, 1998.
- 신화연 외, 「인구구조 변화와 노후소득보장 전망 및 과제」, 연구보고서 2023-46, 한국보건사회연구원, 2023.

최병호·조준행, “기업 퇴직금의 미적립 부채규모 추정과 연금보험 전환에 관한 연구,”
「보험금융연구」 2호, 보험연구원, 2000, 3~40쪽.

한국투자신탁운용, 「퇴직연금시장 현황 및 전망」, 한국투자신탁운용, 2024.

부록 I. 국민연금 사업장 가입자

[표 10] 국민연금 사업장 가입자 장기 전망

(단위: 천명, %)

구분	2025	2030	2040	2050	2060	2070	2080	2090	2093
전체 가입자	21,157	20,066	17,811	14,834	12,090	10,552	9,169	8,656	8,389
사업장 가입자 비율	69.10	72.10	76.40	76.40	76.40	76.40	76.40	76.40	76.40
사업장 가입자	14,619	14,468	13,608	11,333	9,237	8,062	7,005	6,613	6,409

자료: 국민연금 5차 재정재계산

부록 II. 퇴직금 산출 과정

본 연구에서의 퇴직금 금액 산출 관련, 18세에서 64세까지 납입한 유보보험료의 누적 금액이 통상적인 퇴직금이 되는 것을 다음과 같은 수식 전개를 통해서 확인해 보고자 한다.

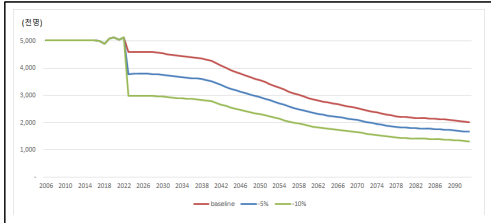
$$\begin{aligned}
 & \sum_{g=18}^{64} W_{t-(65-g)} \prod_{k=t-(65-g)}^{t-1} (1+w_{k+1}) \\
 = & \sum_{g=18}^{64} W_0 \prod_{k=0}^{t-(65-g)-1} (1+w_{k+1}) \prod_{k=t-(65-g)}^{t-1} (1+w_{k+1}) \\
 = & \sum_{g=18}^{64} W_0 \prod_{k=0}^{t-1} (1+w_{k+1}) \\
 = & \sum_{g=18}^{64} W_t \\
 = & 47 W_t
 \end{aligned}$$

마지막에 도출된 ‘47’은 근속기간에 대응하는 의미로, 결국 근속기간에 월급여액 W_t 가 곱해진 퇴직금의 의미가 된다. 따라서 본 연구에서 전개한 퇴직금 급여지출은 통상적인 퇴직금과 맥락을 같이 한다. 한편 모든 퇴직자가 18세에서 64세까지 근속하는 것이 아닌 현실을 고려할 필요가 있는데, 이에 대해서는 시점별로 퇴직금 급여 가입자 수 $N_{t-(65-g),g}$ 를 고려하고 있기 때문에, 실제 발생하는 전체적인 퇴직금 급여 규모는 그러한 현실을 반영하고 있다.

부록 Ⅲ. 퇴직금 민감도 분석

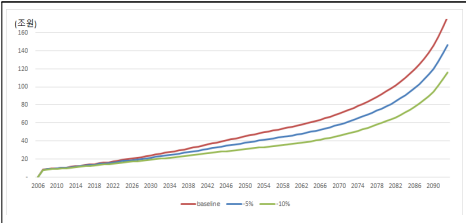
[그림 25] 민감도 분석: 적용자 수
(적용자 수 변경)

(단위: 천명)



[그림 26] 민감도 분석: 지급액
(적용자 수 변경)

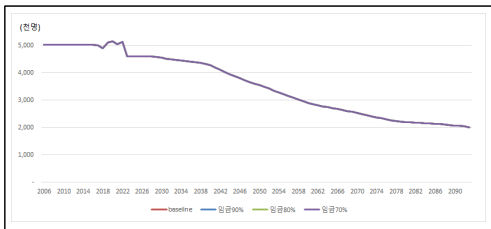
(단위: 조원)



주: 1. 퇴직금 대상자 수가 baseline에서 5%p, 10%p 감소 가정
2. 연령별 퇴직모형 적용

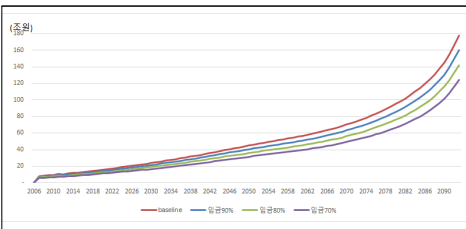
[그림 27] 민감도 분석: 적용자 수
(임금 수준 변경)

(단위: 천명)



[그림 28] 민감도 분석: 지급액
(임금 수준 변경)

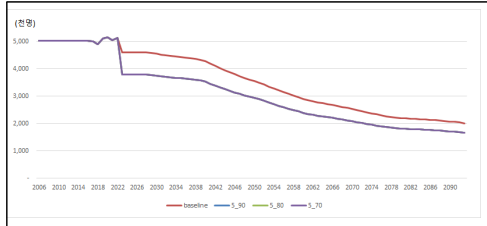
(단위: 조원)



주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 70%, 80%, 90% 수준 가정
2. 연령별 퇴직모형 적용

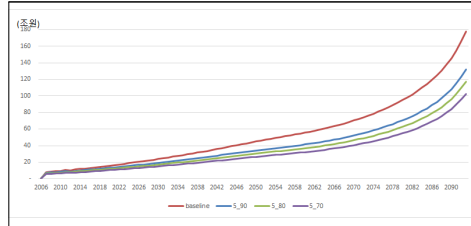
[그림 29] 민감도 분석: 적용자 수
(적용자 5%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 천명)



[그림 30] 민감도 분석: 지급액
(적용자 5%p 감소 & 임금 수준 변경)

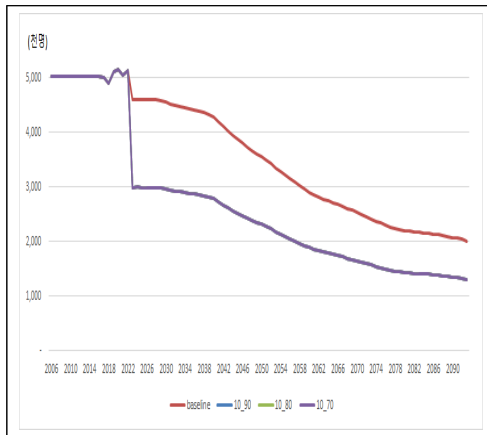
(단위: 조원)



- 주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 대상자 수 5%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90%로 적용
2. 연령별 퇴직모형 적용

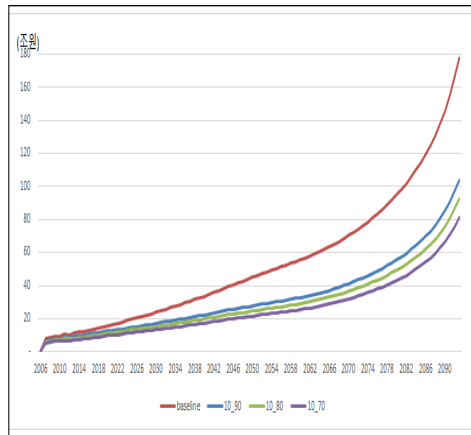
[그림 31] 민감도 분석: 적용자 수
(적용자 10%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 천명)



[그림 32] 민감도 분석: 지급액
(적용자 10%p 감소 & 임금 수준 변경)

(단위: 조원)



- 주: 1. 퇴직금 적용자의 임금 baseline과 비교하여 대상자 수 10%p 감소와 임금수준을 70%, 80%, 90%로 적용
2. 연령별 퇴직모형 적용

Estimation of Internally Reserved Severance Pay and Long-term Projection of Severance Benefit Reserves

Sung-ho Kang* Hyungsu Kim**

Abstract

This study estimates the long-term accumulation of severance pay reserves retained within firms by applying a methodology analogous to the long-term actuarial projections used for the National Pension Fund. The estimated severance pay reserves are combined with funded retirement pension assets to evaluate the overall scale of retirement benefit assets in Korea. Two projection frameworks are employed: a mandatory retirement model and an age-specific retirement model. The results indicate that total retirement benefit reserves, including both severance pay and retirement pensions, are projected to exceed the National Pension Fund assets in 2039 under the mandatory retirement model and in 2046 under the age-specific retirement model. Compared with previous studies that considered only funded retirement pensions, these crossover points are advanced by 11 and 4 years, respectively, suggesting that the aggregate scale of retirement benefit assets has been substantially underestimated.

These findings provide policy implications for improving the statistical infrastructure of retirement benefits, promoting a gradual transition from unfunded severance pay to funded retirement pension schemes, strengthening incentives for annuitization, redefining the role of retirement benefits within the multi-pillar old-age income security system, and enhancing long-term investment performance of retirement pension assets.

□ Keywords: Severance Pay, Retirement Pension, Reserve Funds, Old-age Income Security, Multi-tier Pension System

* First Author, Senior Research Fellow, Korea Insurance Research Institute

** Corresponding Author, Deputy Research Fellow, National Pension Research Institute

증거기반정책과 길고양이 중성화 사업: 행정데이터의 한계와 정책효과 재평가

심재용*

국문초록

본 연구는 서울시 길고양이 중성화(TNR) 정책의 효과성을 검토하고, 정책성과 지표로 활용되는 개체수 추정치의 타당성을 분석하였다. 이를 위해 길고양이의 생태적 특성을 반영한 SIR 모형을 구성하여 개체수 변화를 추정하고, 정책변수와 현상지표 간 관계를 시계열 회귀분석으로 검토하였다. 분석 결과, SIR 모형은 길고양이 개체수의 지속적 증가를 예측한 반면, 서울시 발표값은 감소 추세를 보였다. 회귀분석에서는 예산투입이나 중성화 실적과 같은 정책변수는 길고양이 개체수와 정합성을 나타냈으나, 로드킬 처리 건수, 민원량, 유기동물보호센터 입소량 등 현상지표와의 관계는 일관되게 확인되지 않았다. 이는 길고양이 개체수 지표가 실제 현상을 충분히 반영하지 못하거나 정책 집행 구조와 연동되어 형성되었을 가능성을 시사한다. 본 연구는 이러한 결과를 우즐 효과(Woozle effect) 관점에서 해석하며, 증거기반정책에서 데이터의 구조적 검증 필요성을 제시한다.

□ 주제어: 길고양이 중성화(TNR), 정책평가, 증거기반정책, SIR모형, 우즐 효과

투고일: 2026. 4. 2. 수정일: 2026. 5. 11. 게재확정일: 2026. 5. 27.

* 고려대학교 행정전문대학원 박사과정 (kaistlawschool@naver.com)

I. 서론

2007년 사이언스에 게재된 ‘고양이 가축화의 기원’이라는 논문에 따르면, 전 세계의 모든 집고양이는 중동(혹은 근동, Near East)에 서식하는 야생고양이 한 종에서 기원했다. 가축화의 시작 시점은 10,000~12,000년 전으로 추정되는데, 이는 중동에서 농경 사회가 시작되던 시기와 일치한다. 초기 농경 정착지에서 곡물을 노리는 쥐들이 모여들었고, 이 쥐들을 사냥하기 위해 야생고양이들이 인간의 거주지로 들어오면서 가축화가 시작된 것으로 추정해 볼 수 있다. 이렇듯 고양이는 인간과 꽤 오랜기간동안 함께 해오며, 인간의 이동과 함께 전 세계로 퍼져나갔다. 그러면서 때로는 고대 이집트에서처럼 승배의 대상이 되기도 했고 때로는 중세 유럽에서처럼 마녀의 상징이 되기도 하며, 인간의 역사 속에서 다양한 모습으로 인식되어 왔다.

근래 들어 고양이에 대한 인간의 인식은 긍정과 부정의 감정이 동시에 나타나고 있는 것 같다. 과학저널리스트 베서니 브룩서는 ‘나쁜 동물의 탄생(Pests: How humans create animal villains)’이라는 책에서 1개의 장(章)을 ‘골치 아픈 고양이’라는 제목하에 고양이에 대한 상반된 인식을 다루고 있다. 책에 따르면 현대의 고양이는 익살스럽고, 다정하고, 귀엽다는 이유로 아끼는 반려동물이기도 하지만, 최소 63종을 절멸시키고 430종 이상을 위협하는 공포의 도살자이자 침입종 유해동물이기도 하다. 고양이는 애호와 애정의 대상이지만, 그들의 개체수 증가와 서식영역 확대는 환경·생태 측면에서 문제가 되기도 하는 것이다. 때문에 20세기 중반부터 고양이 개체수 관리가 필요하다는 인식이 생겨났고, 처음에는 안락사 위주로 개체수 조절이 시도되었다. 이후 ‘고양이에 대한 인도적인 개체수 관리’ 논의가 생겨나 안락사 대신 고양이를 포획하여 중성화하고 방사하는 ‘길고양이 중성화(TNR)’ 개념이 1980년대부터 유럽과 미국에서 도입되었다.

그런데 길고양이 중성화 사업은 효과성 유무에 대한 논란이 꽤 오랫동안 따라다녔는데, 최근 그 논란이 더욱 격렬해지고 있다. 2019년에 학술지 「Animal」에서 TNR이 개체수 감소와 동물 보호에 부정적이라는 논문이 게재되자, 이를 반박하여 개체수 조절에 효과가 있는 과학적이고 윤리적인 대안이라는 평론이 달리고, 다시 이를 반박하여 TNR이 윤리적·경제적으로 실효성 없는 대책이라는 논문이 게재되었다. 국내에서도

비슷한 문제 제기와 논란이 있다. 국내에서도 길고양이 개체수가 늘어나자 각종 사회문제로 이어졌고, 이에 개체수 관리를 위해 시행된 TNR 정책이 효과가 있다는 주장과 효과성에 의문이 있다는 주장이 교차하였다.

그런데 미국과 호주 등 외국 대부분의 경우 민간단체가 중심이 되어 길고양이 중성화를 시행하고 있으므로 민간영역이 중심이 되어 논의를 하고 있다. 하지만 한국의 경우 국가재정으로는 10여년, 지방재정으로는 20년 넘게 예산을 투입하여 길고양이 중성화 사업을 수행해오고 있다. 따라서 한국의 길고양이 중성화 사업은 공공정책평가의 관점에서 살펴보고, 효과성에 대한 논란 속에서 어떤 위치에 있는지 확인해 볼 필요가 있다고 판단하였다. 이에 따라 본 연구는 비교적 다양한 측면으로 데이터가 구축된 서울시의 길고양이 중성화 사업 사례를 통계적으로 분석해보고 정책적 평가와 함께 함의를 찾고자 한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구검토

1. 길고양이¹⁾와 중성화(TNR)²⁾ 정책

농림축산식품부가 발간한 ‘길고양이 돌봄 가이드라인’에 따르면, 길고양이는 도심지나 주택가에서 자생적으로 살아가는 주인이 없는 고양이로, 인간 활동에 의해 발생하는 먹이를 일부 섭취하는 고양이를 지칭한다. 농림축산식품부 소관 「동물보호법 시행규칙」 제14조에서는 길고양이를 ‘도심지나 주택가에서 자연적으로 번식하여 자생적으로 살아가는 고양이로서 개체수 조절을 위해 중성화하여 포획장소에 방사하는 등의 조치 대상이거나 조치가 된 고양이’로 정의하고 있어, 이미 제도적 영역에서 길고양이와 TNR이 개념적으로 연결되어 있다.

농림축산식품부 고시 「고양이 중성화사업 실시 요령」은 TNR을 ‘길고양이 개체수 조절을 위해 거세·불임 시술 등을 통해 생식능력을 제거하여 방사하는 사업’으로 정의하고 있다. 최영현 외(2014)은 좀 더 상세한 행위내용에 초점을 두고 TNR을 정의하였는데, ‘길고양이를 포획하여 중성화 수술 한 후 귀 표식(왼쪽 귀 끝부분 1cm 정도 절단)하여 포획된 장소에 재방사하는 길고양이 개체수 관리 프로그램’이라고 정의하였다.

이렇듯 길고양이와 그 중성화에 대한 사항은 비교적 자세히 정의되어있고 제도적 근거도 마련되어있다. 특히 농림축산식품부고시 「고양이 중성화사업 실시요령」에는 지방자치단체장이 길고양이 중성화 사업을 시행하고, 그 사업 중 일부를 동물보호단체와 민간사업자 등에 대행하게 하여 예산지원을 할 수 있는 근거까지 마련되어있다. 지방자치단체에서는 조례를 제정하여 별도의 사업수행 근거를 마련하기도 하는데, 예를 들어 서울시의 경우 「서울특별시 동물보호 조례」 제22조(길고양이의 관리 등)에서 ‘시장 또는 구청장은 길고양이의 적정 개체수 관리방안을 마련하여야 한다’고 명시하고 있다.

그런데 앞서 서론에 언급한 바와 같이, 길고양이 중성화 사업의 효과성을 두고 여러 논란이 있어 왔고 현재 진행 중이다. Crawford et al.(2019)은 TNR이 살처분의 인도

1) 고양이는 거주환경, 야생성 등에 따라 들고양이, 길고양이, 반려고양이로 구분할 수 있으나, 모두 고양이(학명 *felis catus*)이다. 환경부 소관 「야생생물 보호 및 관리에 관한 법률 시행규칙」에 따른 ‘들고양이’라는 용어가 있으나, 본 연구에서는 농림축산식품부 소관 ‘길고양이’를 논의 대상으로 한다.

2) 정식 명칭은 ‘길고양이 중성화 사업’이며, 본 연구에서는 정식명칭과 영문명칭(Trap-Neuter-Return, TNR)을 혼용한다.

적 대안으로 옹호되지만, 실제로는 고양이의 삶의 질을 보장하지 못하며 공중보건 및 야생동물 보호에도 부정적이라고 보고하였다. 특히 집단 내 중성화 비율이 75%를 넘지 못하면 개체수 감소 효과가 거의 없다는 점을 지적하며, TNR보다는 입양과 유기 예방에 집중하는 ‘총체적 접근’이 필요하다고 주장하였다. 이 논문에 대해 Wolf et al.(2019)은 집중적인 TNR이 개체수를 줄이고 보호소 안락사율을 낮추는 데 효과적이라고 반박하며, TNR이 질병 확산 방지와 동물 복지, 그리고 보호소 직원의 정신 건강 보호라는 측면에서 더 우월한 방식임을 강조하였다. 특히 호주의 두 연구에서 TNR 시행 후 개체수가 감소한 사례, 미국 플로리다의 사례 등을 성과사례로 언급하였다. 이에 대해 Read et al.(2020)은 TNR이 윤리적이기도 경제적이기도 않은 방법이라고 주장하며 재반박하는 논문을 발표하였다. 특히 사료 급여를 동반한 TNR은 해당 지역의 환경 수용력(Carrying Capacity)을 높여, 외부 고양이의 유입을 촉진하고 유기를 유발한다고 주장하였다. 저자들은 TNR이 길고양이를 위험한 도심 환경에 방치하는 행위라고 비판하며, 적극적인 입양이나 인도적 안락사가 더 경제적이고 효과적인 대안이라 주장하였다.

이렇듯 효과성을 두고 시각이 엇갈리는 가운데, TNR의 성과를 보고한 선행연구를 살펴보면, 먼저 Levy and Gale(2003)의 연구와, 이를 연장하여 수행한 Spehar and Wolf(2019)의 연구가 있다. 두 논문은 1991년부터 2019년까지 데이터를 통해 TNR이 개체수 감소와 군집 관리에 실질적으로 기여함을 보여주었다. 이 연구는 장기간에 걸쳐 개체수가 85% 감소하고 군집의 구성이 고령화되는 과정을 추적하였다. 이 연구의 시작 시점인 1991년의 총 개체수는 155마리 수준이었고, 유입되는 고양이를 즉각적으로 중성화하여 가임기 암컷의 비율을 거의 0%에 가깝게 유지하는 형태였다. Lessa and Bergallo(2012)는 브라질 일라 그란데(Ilha Grande) 섬의 고양이 개체군 조사 연구를 수행하였다. 이 연구는 시뮬레이션을 통해 ‘섬’이라는 제한적 공간이라는 점, 초기 개체수가 228마리였던 점을 감안하였을 때, 암컷의 최소 70%를 매년 중성화하거나 제거하면 실질적 개체군 조절이 가능한 것으로 보고하였다. Spehar and Wolf(2018)는 2010년부터 2015년까지 연구하는 대상 지역의 동물보호소 고양이 입소량이 26% 감소하였다면서, TNR에 의한 길고양이 개체수 감소의 간접적인 지표로 활용하였다. 이 연구의 초기 개체수는 75마리, 연구에서 다룬 총 개체수는 195마리 수준이었다.

TNR의 효과를 비판적 시각에서 보고한 논문을 살펴보면, 먼저 행렬 인구 모델

(Matrix Population Model)을 활용하여 길고양이 관리 전략의 효율성을 수학적으로 분석한 Andersen et al.(2004)의 연구가 있다. 연구에 따르면 길고양이는 내재적 성장이 매우 높아 안락사가 TNR보다 개체수 감소에 훨씬 효과적으로 나타났다. TNR이 효과를 보려면 가임 암컷의 75% 이상을 매년 중성화해야 하지만, 안락사는 전체의 50% 이상만 시행해도 개체수가 감소하기 시작한다고 분석되었다. Foley et al.(2005)은 미국 플로리다 및 캘리포니아 지역 장기간 프로젝트 데이터를 분석한 결과, 장기간 TNR 시행에도 불구하고 유의미한 개체수 감소가 관찰되지 않았으며, 실질적 감소를 위해서는 전체 암컷의 71~94%가 지속적으로 중성화 상태를 유지해야함이 도출되었다. 특히 개체군이 폐쇄적이지 않고 외부 유입이 있는 경우, TNR효과는 사실상 상쇄된다고 보았다. Schmidt et al.(2009)은 텍사스주의 비관리지역 고양이 데이터를 기반으로 25년 동안 개체수 변화를 예측하는 연구를 수행하였다. 연구의 핵심은 안락사는 TNR이든 개체수 감소를 유발하기 위한 최소한의 집행강도(Intensity)가 존재하며, 이를 달성하지 못할 경우 투입되는 자원과 상관없이 개체수는 환경 수용력(Carrying Capacity)에 맞춰 현상 유지되거나 오히려 증가할 수 있다는 것이다. 즉 길고양이 개체수를 줄이기 위해서는 매년 전체 개체수의 75% 이상을 지속적으로 중성화가 필요하며, 만약 이에 미치지 못할 경우 25년이 지나도 개체수는 거의 줄어들지 않거나 환경 수용력 수준에서 정체된다. 그리고 매년 군집 크기의 10~25% 정도만 외부에서 새로 유입되어도, 50~75% 수준의 높은 중성화 효과는 완전히 상쇄된다. 또 75%의 높은 중성화율을 유지하더라도 개체수가 유의미하게(예: 1/2 수준) 줄어드는 데는 최소 10년 이상의 장기적 투입이 필요하다고 지적하였다. Longcore et al.(2009)은 TNR이 개체수를 줄이거나 생태계 피해를 막는다는 주장이 대중을 설득하기 위한 희망적 관측에 가깝다고 비판하였다. 저자들은 TNR이 군집 제거에 실패할 뿐만 아니라, 오히려 고양이를 환경에 장기간 머물게 함으로써 야생동물 포식과 질병 전파의 위험을 지속시킨다고 주장하였다.

TNR과 길고양이 개체수에 관한 국내연구로는 김유진(2019)의 연구가 있다. 이 연구에서는 마라도 지역의 길고양이에 대해 조사 및 시뮬레이션하였는데, 수컷 중성화는 개체수 감소 효과가 없었으며 암컷을 이용한 중성화는 매년 50% 이상 진행되거나 2년마다 70%의 강도로 중성화를 실시해야 개체수 감소 효과가 발생한다고 보고하였다.

이상의 선행연구를 종합해보면, 공통적으로 70% 이상의 중성화 달성이 필요하다는

데 이견이 없다. 농림축산식품부가 작성한 ‘길고양이 돌봄 가이드라인’에 ‘개체군의 70% 이상 중성화되어야 개체수를 줄일 수 있다’는 해외 연구 결과에 대한 언급이 있으며, 서울시의 ‘2021년 길고양이 서식현황 모니터링 및 적정관리방안 조사 결과보고서’에서도 중성화를 50%~70%로 설정해야 개체수 감소가 일어난다고 서술되어 있으므로, 중앙정부와 지방자치단체도 이를 인지하고 있다고 볼 수 있다. 그런데 효과성에 대해 비판적 시각을 가진 연구에서는 전체 개체군에 대한 강도 높은 TNR 달성 가능성과 외부유입차단 가능성에 의구심을 갖고 있다. 한편 선행연구에 나타난 대상 개체군의 크기에 주의를 기울일 필요가 있다. TNR의 효과가 있다고 주장하는 측에서 제시한 사례는 대부분 초기 개체수가 백여 마리 수준으로 소규모이다. 하지만 일반적으로 길고양이가 사회적·환경적 문제가 되는 지역의 개체수는, 대부분 이보다는 훨씬 대규모 개체군인 경향이 있다.

길고양이 중성화와 관련하여 국내 언론보도를 살펴보면, 선행연구와 마찬가지로 효과성 유무를 두고 평가가 엇갈리고 있다. 언론 보도 표제를 살펴보면 다음과 같다.

제주도민일보(2019. 7. 15.), 제주도 길고양이 중성화 사업...긍정적 효과 발생
 한겨레(2020. 2. 10.), 길고양이 중성화하니 6년 동안 절반 줄었다
 경인방송(2026. 1. 22.), 길고양이 2만마리 줄었다...경기도 중성화 사업 ‘결실’
 연합뉴스(2023. 2. 13.), 길고양이 논쟁, 중성화 효과는...개체수 감소 vs 효과 의문
 인천일보(2015. 9. 30.), 줄지않는 경기도 길고양이...지자체 예산 편차 ‘TNR 실효’
 서울경제(2020. 7. 26.), 눈가리고 아웅? 서울시, ‘길냥이’ 중성화사업 과장 논란
 국제신문(2021. 11. 4.), 길고양이 중성화 수술 효과도, 개체수도 모른다는 부산시

한편 길고양이 중성화가 국내에서 중앙정부 및 지방자치단체의 공공정책사업으로 추진될 수 있었던 데는 길고양이와 관련된 갈등과 민원 때문으로 보인다. 농림축산식품부의 사업내역서에 따르면, 길고양이를 중성화 수술 후 방사하여 길고양이로 인한 민원 해결 및 유기동물 개체수 관리 지원하는 것을 사업의 목적으로 하고 있다. 서울시가 길고양이 중성화 사업을 전 자치구로 확대한 2008년에 나온 언론보도³⁾에 따르면, 서울시 또한 민원해소를 주목적으로 사업을 추진한 것으로 보인다. 서울시는 쓰레기봉투 훼손

3) 머니투데이, “도둑고양이 6000마리 불임시술 받는다,” 머니투데이, 2008. 2. 27.

손, 소음, 공포감 등을 기준으로 길고양이 중성화 사업이 민원을 줄이는 데 효과가 있었다고 발표하고, 사업 확대를 추진하였다. 길고양이를 둘러싼 갈등과 민원에 관련된 언론보도 표제를 살펴보면 다음과 같다.

충대신문방송사(2021. 10. 21.), 돌봐야 해 vs 골칫덩이, 길고양이 갈등 풀 공존 해법은?
 아시아경제(2022. 2. 20.), 갈수록 심해지는 길고양이 혐오...이제는 캣맘혐오까지
 KBS(2022. 5. 24.), 길고양이 밥에 부동액 뿌린 20대...혐오 대화방 운영
 국민일보(2022. 11. 16.), '불쌍해 vs 웬수여' 섬냥이 폭증에 갈라선 주민들
 세계일보(2024. 7. 7.), 다리잘린 채 죽은 길고양이 포함 4마리 발견돼...경찰 수사

2. SIR 모형

SIR 모형은 감염병 확산 과정에서 감염자가 어떤 속도로 증가되고 회복되는지 파악하기 위한 수학적 모델이다. Hethcote(2000)가 정리한 바에 따르면, 전염병학 측면에서 개체의 속성을 수동면역(passive immunity)을 갖고 있는 M class, 현재는 감염되어 있지 않지만 면역이 없어 감염의 가능성이 있는 S(susceptible) class, 잠복기에 있는 E(exposed) class, 감염되어 있고 다른 개체를 감염시킬 수 있는 I(Infected) class, 면역된 건강한 상태에 있는 R(recovered) class의 다섯 가지로 분류할 수 있다(노재동·육순형 2007에서 재인용). 전염확산에 대한 모형은 전염의 진행에 따라 각 개체가 다섯 가지 상태를 어떻게 순환하는지에 따라 분류할 수 있다. 이와 관련하여 수학자 Hamer(1906)는 홍역의 유행에 관한 모델인 SI모형을 제시하였고, 병리학자 Ross는 말라리아를 옮기는 기생충과 확산모형을 제시하여 1902년 노벨상을 수상하였다. 이후 Kermack and McKendric(1972)이 전염병이 유행하기 위한 초기 조건과 전염병 확산 정도를 예측하는 SIR 모형을 제시하였다(이상구·고래영·이재화 2010에서 재인용).

이수민(2022)에 따르면 SIR 모형은 전체 인구 중 아직 감염되지 않았지만 감염될 수 있는 가능성을 가진 집단 S(susceptible; 감염대상군), 이미 감염되어 다른 개체에게 감염시킬 수 있는 집단 I(Infected; 감염군), 그리고 감염된 후 회복되거나 사망하여 더 이상 다른 개체들에게 감염시킬 수 없는 집단 R(recovered; 회복군)로 정의한다. 감염군 I는 감염대상군 S를 일정한 감염률로 전염시키고, 감염군 I는 일정한 회복률로 회복

군 R로 변화한다. 감염군의 비율이 0이 되면 전염과정은 종료된다.

SIR 모형은 의학 분야에서 태어난 모형이지만, Kucharski(2021)는 질병의 전파뿐만 아니라 정보의 전파와 같은 다양한 사회 현상에도 적용할 수 있다고 보았다(김남훈·최순호 2024에서 재인용). 실제로 김민정(2015)은 정보보호 분야에서 SIR 모형을 활용하여 손실비용을 추정하였고, 류현욱(2018)은 SIR 모형을 금융분야에 적용해보는 연구를 수행하였으며, 김남훈과 최순호(2024)는 영화 흥행 관련 연구에 SIR 모형을 활용하였다.

3. 증거기반 정책

이병기·박현욱(2022)에 따르면 공공부문의 정책 추진에 객관적 증거에 활용하는 것을 증거기반정책(EBP: Evidence-Based Policymaking)이라 하며, 이는 과학적으로 생산된 데이터(정부통계, 빅데이터 등)에 기반한 정책과정 전반에 활용하는 것을 의미한다. 증거기반정책 혹은 데이터 기반 행정 등 명칭은 다를 수 있으나, 국가공무원인재개발원(2019)에 따르면 어떤 이름으로 불리든 정책수립(입안) 시 정책의 투명성과 과학성을 위해 근거가 되는 데이터에 대한 엄밀한 분석에 바탕을 두어야 한다는 것에 대부분의 학자와 실무자들이 동의하고 있다. 윤광석(2016)은 데이터에 근거한 정책결정은 세계적인 추세이며 인간의 직관에 근거한 정책보다 바람직하게 받아들여지고 있다고 서술했다. 강희우(2023)도 정부 예산 편성의 효율성과 재정사업의 효과성 제고가 어느 때보다 중요하며, 이를 위해서는 객관적이고 시의성 있는 성과정보 생산과 함께 예산 편성, 사업 설계 및 관리 단계에서의 적극적인 성과정보의 활용이 필요하다고 하였다. 이영욱(2020)은 정책 효과성 평가의 실효성 제고를 위한 증거기반정책 평가체계 확립이 필요하다고 주장하였다.

Solesbury(1999)는 보건의료 분야에서 데이터와 같은 증거를 사용하고 이에 근거한 의료행위를 의미하는 ‘증거기반’이라는 용어가 만들어졌다고 하였으며, La Caze(2006)는 이와 같은 용어가 의료 영역에서 일반화된 후 행정학과 정부영역으로 들어온 지는 오래되지 않았다고 언급하였다. 한편 미국 연방정부의 경우 증거를 기반으로 한 정책수립의 중요성을 인식하고 이를 확대·강화하기 위해 노력해 왔으며, 1993년 「정부성과결과법(GPRA)」, 2010년 「정부성과결과현대화법(GPRA Modernization Act)」에

이어 2019년 1월 「증거기반정책법(The Foundations for Evidence-Based Policymaking Act of 2018)」이 제정되었다. 우리나라도 2020년 12월 「데이터기반 행정 활성화에 관한 법률」을 제정하는 등 증거기반정책과 관련된 논의와 활동이 이어지고 있다.

증거기반정책 결정 및 평가가 실행되기 위해서는 타당한 ‘증거’가 잘 준비되어야 한다. 한승훈·안혜선(2021)은 증거기반 접근법에서는 과학적 지식을 생성하는 연구가 선행되어야 하고, 연구를 위해서는 잘 구축된 데이터가 필요하다고 서술했으며, 김정은·손호성(2024)은 증거기반정책의 핵심은 타당한 증거에 기반하여 정책의사결정을 내리는 것이라고 언급하였다. 윤광석(2016)은 그동안 인과관계의 불명확성과 데이터 증거능력이 증거기반정책의 효과성 논란이 되어왔다고 언급하며, 증거기반정책의 성공요인으로 증거의 확증성, 관련자 상호노력, 증거 출처에 대한 신빙성 및 타당성, 증거 도출과정의 합리성과 타당성 등을 제시하였다. 여기서 말하는 ‘증거의 확증성’은 Shaxson(2005)이 주장한 내용인데, 증거 확증성의 구성요인으로 신뢰성, 일반화가능성, 의존성, 객관성, 증거능력 충분성이 충족되어야 한다고 보았다.

Ⅲ. 연구설계 및 분석 방법

1. 분석 데이터

본 연구의 종속변수는 ‘서울시 길고양이 개체수’이며, 선행연구 혹은 서울시의 발표값을 수집하였다.

서울시 전체 길고양이 개체수를 추정한 연구의 시작은 2013년을 전후로 한다. 황보람 외(2018)이 수행한 “2013년 서울시 길고양이 개체수 추정에 관한 연구”에서는 서울시의 길고양이 개체수를 20~27만으로 추정하였다. 다만 이 연구는 서울시청의 지원으로 수행되었다고 명시하고 있으며, 저자 6명 중 5명이 서울시 용역의 참여자이며 나머지 1명이 서울시청 동물보호과 소속이므로, 사실상 서울시 ‘동물보호정책 개발 및 동물보호센터 기본계획 수립연구’와 동일하다고 볼 수 있다. 또 황보람(2015)은 석사학위논문에서 2013년 서울의 길고양이 개체수를 추정하는 연구를 수행하였는데, 최소 209,772마리에서 최대 272,816마리로 추정하였다. 그런데 이 논문의 지도교수는 서울시 ‘동물보호정책 개발 및 동물보호센터 기본계획 수립연구’의 책임연구자이고, 저자인 황보람은 해당 연구의 연구보조원으로 참여하였다. 그러므로 위 두 연구는 서울시 연구용역과 동일한 것으로 간주할 수 있다.

위 언급한 서울시 ‘동물보호정책 개발 및 동물보호센터 기본계획 수립연구’에서는 2013년 서울시 길고양이 개체수를 최소 190,851마리에서 최대 246,762마리로 추정하였다. 해당 연구용역은 표본으로 선정한 지역에 조사원을 파견하여 며칠에 걸쳐 목시(目視, Sighting survey) 조사한 개체수로 서식밀도를 구하고, 이것을 서울시 면적으로 대입·환산하여 최소~최대 개체수를 구하는 추정 방식을 활용하였다. 개체수 추정 초기인 2013년 혹은 2015년에 추정한 개체수는 다른 연도의 길고양이 개체수 증감의 기준이 되고 있다. 서울시는 용역사업을 통해 2년마다 유사한 방식으로 길고양이 개체수를 조사 및 추정하여 발표해왔다. 구체적인 수치는 [표 1]과 같다.

[표 1] 서울시 발표 길고양이 개체수(추정값)

(단위: 마리)

구분	2013	2015	2017	2019	2021	2023	2025
최소	190,851	166,127	135,016	98,758	90,405	96,387	90,319
최대	246,762	203,615	138,605	116,019	90,889	100,982	91,688

자료: 서울시(2013; 2021; 2023; 2025) 자료를 바탕으로 재구성

본 연구에서 설정한 다섯 개 독립변수의 내용 및 데이터는 아래와 같다.

가. 길고양이 중성화 실적

이 변수는 매년 서울시가 중성화한 길고양이 수를 의미한다. 길고양이 개체수 조절을 위해 중성화를 하는 것이므로, 본 연구의 종속변수에 대응하는 핵심적인 독립변수이다. 농림축산식품부 산하 농림축산검역본부는 「동물보호법」 제94조(실태조사 및 정보의 공개)에 따라 매년 ‘반려동물 보호복지 실태조사결과’를 발표하고 있으며, 여기에 길고양이 중성화 실적이 포함되어 있다. 해당 자료는 광역자치단체별로 실적이 구분되어 있어 서울시 수치를 발췌할 수 있었다. 다만 자료조사 시점에 2025년 실태조사결과가 발표되지 않은 관계로 2025년 실적은 ‘공공데이터포털 길고양이 중성화사업 데이터’를 활용하였다. 자료에 따르면 서울시는 평균적으로 매년 1만 마리 이상의 고양이를 중성화하고 있으며, 중성화 실적은 지속적으로 늘어나고 있다.

[표 2] 서울시 길고양이 중성화 실적

(단위: 마리)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
실적	7,777	8,526	9,758	10,990	11,001	11,092	12,633	13,696	14,255	14,841	13,875

나. 길고양이 중성화 사업 예산

이 변수는 매년 서울시가 길고양이 중성화를 위해 편성한 예산을 의미한다. 예산 규모는 정책 집행 강도와 지속성을 반영하는 변수로 볼 수 있으며, 실제 중성화 실적 확대와도 밀접하게 연결되어 있다. 구체적인 변수값은 지방재정365(지방재정통합공개시스

템) 홈페이지의 세부사업별 세출 현황을 통해 자료를 수집하였다. 다만 2015년 이전의 데이터는 제공하지 않아 해당연도 예산액은 확인할 수 없었다.

2018년부터 길고양이 중성화 사업에 국가재정이 투입되었으며, 이때부터 기본적으로는 ‘국비20:지방비80’의 구조로 예산이 편성되고 있다. 서울시의 경우 지방비를 시와 자치구가 나누어 부담하는 ‘국비20:시비40:구비40’ 비율로 구성하고 있다. 그런데 자치구 차원에서 예산을 조금 더 편성하는 경향이 있어, 실제 예산비율은 일정하지 않다.

[표 3] 서울시 길고양이 중성화 사업 예산

(단위: 천원)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020
국비	-	-	-	213,750	255,000	227,400
시비	-	750,000	687,000	655,725	783,225	776,150
구비	-	286,775	414,019	433,100	696,730	821,568
합계	-	1,036,775	1,101,019	1,302,575	1,734,955	1,825,118
년도	2021	2022	2023	2024	2025	-
국비	277,400	540,000	596,800	641,600	624,760	-
시비	815,050	1,080,000	1,193,600	1,283,200	1,249,520	-
구비	961,780	1,247,770	1,307,519	1,334,622	1,315,292	-
합계	2,054,230	2,867,770	3,097,919	3,259,422	3,189,572	-

다. 유기동물보호센터 고양이 입소량

이 변수는 매년 서울시 유기동물보호센터에 입소하는 고양이 수를 의미한다. Spehar and Wolf(2018)는 동물보호소 고양이 입소량 감소를 TNR에 의한 길고양이 개체수 감소의 간접적 지표로 보았다. 따라서 길고양이 개체수가 감소하였다면 유기동물보호센터 고양이 입소량도 감소할 것으로 보고, 관련 데이터를 확보하였다. 이를 위해 농림축산식품부가 매년 발표하는 ‘반려동물 보호복지 실태조사결과’ 중 동물구조 및 보호 현황에서 서울시 유실·유기동물 구조·보호 현황 자료를 수집하였다. 자료조사시점에 2025년도 수치는 아직 발표되지 않았다.

[표 4] 서울시 유기동물보호센터 길고양이 입소량

(단위: 마리)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
개체수	2,541	2,434	2,758	2,603	2,724	2,658	2,534	2,132	2,303	2,084	-

라. 고양이 로드킬 현황

이 변수는 매년 서울시에서 로드킬 등으로 사체처리된 고양이 수를 의미한다. 허수안 외(2023)는 고양이 개체수 조절이 어렵고, 더 많은 고양이가 로드킬에 노출되고 있다고 서술했다. 이에 따라 길고양이 개체수와 로드킬로 사체처리된 고양이 수는 도시 내 실제 개체 활동 규모를 반영할 가능성이 있는 현상지표로 볼 수 있다. 이에 따라 서울시 정보소통광장에서 사전공개자료로 매년 공개하고 있는 ‘로드킬 등 동물사체처리현황’에서 고양이 사체 처리 데이터를 수집하였다. 자료조사시점에 2025년도 수치는 아직 발표되지 않았다.

[표 5] 서울시 로드킬 등 동물사체처리현황 중 고양이

(단위: 마리)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
개체수	4,883	5,766	6,612	6,947	5,589	7,306	7,192	6,412	4,940	5,066	-

마. 길고양이 민원량

이 변수는 매년 서울시의 길고양이 관련 민원량을 의미한다. 황보람 외(2018)는 길고양이에게 먹이 주는 사람이 늘어 길고양이 개체수가 증가했고, 이와 관련된 민원 및 사회문제도 증가했다고 언급하였다. 또 선행연구에서 살펴본 바와 같이 민원 관리는 농림축산식품부와 서울시의 주요 정책 추진 목적 중 하나였다. 길고양이 관련 민원을 공식적인 정책성과지표로 볼 수 있는지는 추가적인 검토가 필요하지만, 시민들이 체감하는 갈등 및 불편 수준을 간접적으로 반영할 수 있는 현상지표로 판단하였다. 이에 따라 서울시 정보소통광장에서 ‘길고양이 민원’을 키워드로 검색한 수치를 종합하였다. 민원의 상세 내용은 공개하지 않으므로 세부 내용을 확인할 수는 없으나, 해당 키워드를 가진

민원의 추세는 알 수 있을 것으로 판단하였다.

[표 6] 서울시 '길고양이 민원' 키워드 검색결과

(단위: 건)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
민원 수	122	142	180	268	347	564	767	736	780	522	733

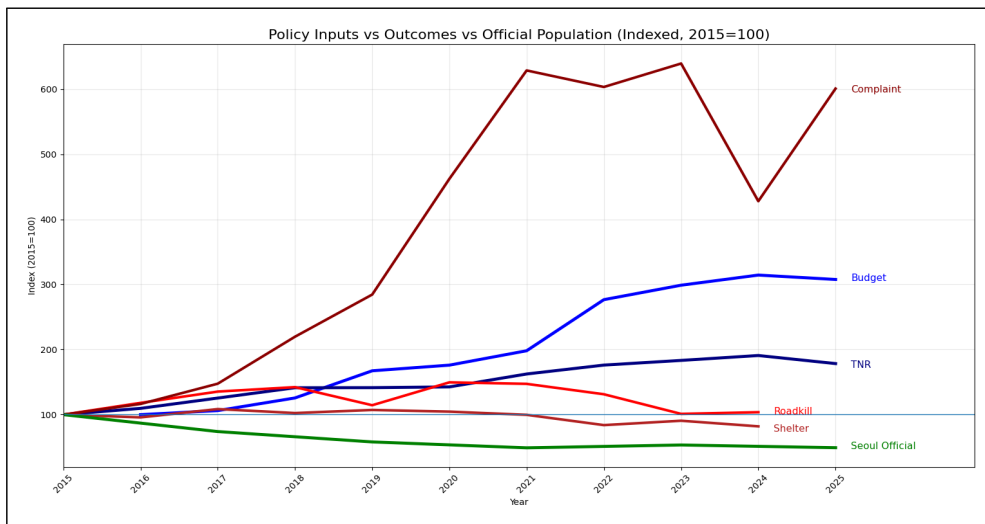
참고로 전국단위의 민원업무를 소관하는 국민권익위원회의 국민신문고 민원빅데이터에서 '길고양이'를 키워드로 검색한 결과, 서울시 검색 결과와 유사한 경향을 나타냈다.

[표 7] 국민신문고 '길고양이' 키워드 검색결과

(단위: 건)

년도	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
민원 수	1,058	1,533	1,983	2,138	2,840	3,337	4,405	4,946	3,808	3,482	5,379

[그림 1] 종속변수, 독립변수의 지수화 추세 분석



[그림1]은 분석에 활용된 모든 변수의 초기값(2015년)을 100으로 하여 2025년까지의 추세를 도식화한 것이다. 종속변수(서울시 길고양이 개체수 발표값 평균)는 하향, 독

립변수 중 정책변수(TNR실적, TNR예산)와 현상변수 일부(민원량)은 상향하고 있으나, 나머지 변수는 추세를 단정하여 표현하기 어렵다.

2. SIR 모델링 설계

본 연구에서는 감염병 확산 모델인 SIR모형을 길고양이 생태 모델로 변형하여 적용한다. 길고양이의 번식은 ‘확산’의 성격을 가지며, TNR은 번식 고리에서의 ‘이탈(Vaccination/Removed)’로 해석될 수 있다. 이에 따라 원 모델의 S, I, R을 각각 아래와 같이 대응시켰다.

감염가능군 S → 번식가능군 S (Susceptible): 중성화되지 않은 개체로, 잠재적 번식 가능 개체

감염군 I → 번식활성군 I (Infectious/Active): 실제로 번식 활동에 참여하여 개체수를 증가시키는 성묘 그룹

회복군 R → 중성화완료군 V (Vaccinated/Neutered): TNR을 통해 번식 능력을 상실한 그룹으로, 개체군 성장에 기여하지 않음

본 연구에 적합한 모델 수립을 위하여, 선행연구를 통해 길고양이의 번식이나 수명 등 생태적 특성을 파악하였다.

Nutter et al.(2004)이 수행한 연구에서는 길고양이의 연간 출산횟수를 평균 1.4회(최대 3회까지 가능), 한배 새끼수의 중앙값을 3마리(범위 1~6마리), 6개월 미만 사망률을 75%로 보았다. Andersen et al.(2004)은 암컷 한 마리당 연간 1.98~3.78마리의 새끼를 낳으며, 1년 이하 개체의 생존율을 0.5~0.75, 성체의 생존율을 0.7~0.8, 아무런 관리를 하지 않을 경우 성장률을 1.84로 계산하였다. 미국 네브래스카 대학교의 발간자료(2010)에 따르면, 길고양이의 수명은 3~5년, 연간 최대 5번 새끼를 낳을 수 있고, 한 번에 2~10마리를 출산한다. Lessa and Bergallo(2012)는 한 배에 평균 3마리의 새끼고양이를 출산한다고 보았다.

국내연구에서도 길고양이의 생태특성을 유추할 수 있었다. 김준수(2015)는 국내 도봉산 지역에서 관찰한 결과로 한 배 새끼 수 평균 2.52마리, 성체 연간 생존률 0.61로 보고하였다. 김유진(2019)의 연구에서 조사된 바에 따르면 고양이의 평균 한 배 새끼

수는 5마리였고, 미성숙 개체의 폐사율은 31%이었다. 허수안 외(2023)는 고양이 1년에 2번 이상 번식이 가능하다고 언급하였으며, Bradshaw et al.(1999)의 연구를 인용하여 도심지의 풍부한 먹이자원이 고양이의 높은 번식률에 기여하고 있다고 하였다. 농림축산식품부가 발간한 ‘길고양이 돌봄 가이드라인’에 따르면 고양이는 한 번에 3~5마리 새끼를 낳으며, 새끼 고양이는 생후 4~6개월이 되면 번식이 가능해진다.

[표 8] 길고양이의 생태적 특성에 대한 선행연구

구분	번식률	수명관련
Nutter et al.(2004)	연 1.4회 출산, 한 배 3마리	6개월 미만 사망률 75%
Andersen(2004)	연간 1.98~3.78마리	1년 이하 개체 생존률 0.5~0.75%
네브래스카 대학(2010)	연 최대5회 출산, 한 배 2~10마리	3~5년
김준수(2015)	한 배 2.52마리	성체 연간 생존률 0.61%
김유진(2019)	한 배 5마리	미성숙 개체 폐사율 31%
허수안 외(2023)	연 2회 이상 출산	
농림축산식품부(2023)	한 배 3~5마리, 생후 4~6개월부터 출산	

이상의 연구 및 자료에서 보듯 고양이 생태 특성 관찰 결과의 편차가 큰 편이나, 과잉 추정을 방지하기 위해 개체수 증가에 가장 적게 기여하는 보수적인 값을 선정하여 반영하였다. 또한 다수의 선행연구에서 외부 길고양이 유입을 개체수 관리 측면에서 중요하게 언급하였으나, 선행연구에서 유사한 값이 제시된 바가 없고 측정이 용이하지 않으므로, ‘외부 유입 없음’으로 가정하였다. 외부 개체 유입을 0으로 가정한 것은 현실적 상황을 단순화한 것이지만, 개체수 증가 요인을 최소화하기 위한 보수적 설정이라는 점에서 의미가 있다. 종합적으로 본 연구에서 가정한 길고양이 생태특성은 아래와 같다.

암수 성비 5:5

연 1.4회 출산, 한 배에 3마리 출산

자료/성묘 기준은 생후 1년(생후 1년부터 출산가능, 생후 1년 미만 사망률 75%)

모든 길고양이의 수명은 3년

외부 개체 유입 없음(0)

3. 회귀분석

본 연구는 정책성과지표로 활용되는 길고양이 개체수 추정치와 관련 변수들 간의 정합성 및 설명구조를 탐색적으로 검토하기 위하여 시계열 회귀분석을 수행하였다. 특히 정책 성과를 설명하는 지표로 활용되는 '길고양이 개체수 추정치'의 신뢰성과 변수 간 관계를 다각도로 검토하기 위해 세 가지 모형을 단계적으로 구성하였다.

첫 번째는 단순 OLS 회귀분석으로, 길고양이 개체수를 종속변수로 설정하고 정책변수(TNR 실적, TNR 예산), 현상변수(로드킬 처리 건수, 길고양이 민원량, 유기동물보호센터 입소량)를 독립변수로 포함한 다중회귀분석을 수행하였다. 이는 정책변수와 현상변수를 동시에 고려할 경우, 개체수 변동이 어떠한 요인과 연관되는지를 포괄적으로 확인하기 위한 것이다.

두 번째는 TNR 정책의 누적적 성격을 반영하고 시간추세 변수를 포함한 회귀모형을 적용하였다. TNR은 단년도 투입이 아닌 장기적 축적 효과를 가지는 정책이므로, 단순 수준변수보다 누적변수를 사용하는 것이 정책 효과를 보다 적절히 반영할 수 있을 것으로 보았다.

세 번째는 다중공선성 문제를 완화하고 실제 현상지표의 설명력을 확인하기 위해 정책변수(TNR 실적, 예산)를 제외한 보조적 OLS 회귀분석이다. 로드킬 처리 건수, 민원량, 유기동물보호센터 입소량과 같은 실제 관측 가능한 지표들이 길고양이 개체수와 어떠한 관계를 가지는지를 검증하기 위한 것이다.

본 연구는 연도별 집계된 시계열 자료를 활용하고 있어, 표본 수가 제한적이며 변수 간 관계를 안정적으로 추정하는 데 제약이 존재한다. 또한 관측자료 기반 분석의 특성상 변수 간 인과관계를 직접적으로 식별하기보다는, 통계적 연관성과 설명구조를 중심으로 해석하고자 한다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 정책 효과에 대한 확정적 인과관계라기보다, 지표 간 정합성과 설명구조의 특성을 탐색적으로 제시하는 데 의의를 두고자 한다.

IV. 분석 결과

1. SIR 순방향 분석

본 절에서는 서울시가 사업 초기(2013~2015년) 발표한 길고양이 개체수 추정치가 타당한 값이었는지 분석하였다. 여기서는 우선 2015년 서울시가 발표한 길고양이 개체수 최소 추정치(166,127마리)를 기초값으로 설정하였는데, 이는 공식 데이터 중 가장 낮은 수치를 선택함으로써 과대 평가될 수 있는 변수를 사전에 차단하기 위함이다. 그리고 이 개체수의 1/3(33.3%)가 번식이 불가능한 자묘이고, 나머지가 성묘라고 가정하였다. 이 기초값에 길고양이의 생태적 특성 및 서울시의 정책개입(중성화 실적)을 반영하여 SIR모델로 계산하였을 때, 2025년에 예상되는 개체수를 추정하였다.

우선, 아래와 같이 모형값과 계수를 설정하였다.

N_t : t 년도 총 개체수($J_t + S_t + V_t$)

J_t : t 년도 자묘(생후12개월미만, 번식불가) 개체수

S_t : t 년도 미중성화 성묘(번식가능) 개체수

V_t : t 년도 중성화(번식불가) 개체수

V_t : t 년도 신규TNR 집행건수

출산계수 α = (연간출산횟수 $\times$ 한배출산 $\times$ 성비)

$$= 1.4 \times 3 \times 0.5 = 2.1$$

자묘생존률 $\sigma = 0.25$

성묘사망률 $\mu = 0.33$

성묘의 개체수와 출산계수를 통해 $t+1$ 년도의 자묘(J)수가 결정된다.

$$J_{t+1} = \alpha S_t$$

미중성화 성묘 개체군(S)은 기존 개체군에서 자연 번식을 통해 유입되며, 자연사와 TNR을 통해 유출된다.

$$S_{t+1} = (1 - \mu)S_t + \sigma J_t - \nu_t$$

중성화 개체군(V)은 전년도 잔존 개체와 당해연도 신규 TNR 개체로 구성되며, 번식에 의한 유입 없이 오직 자연사망을 통해서만 유출된다.

$$V_{t+1} = (1 - \mu) V_t + \nu_t$$

따라서 t+1년도의 전체 개체군 규모(N)는 다음과 같이 정의된다.

$$N_{t+1} = J_{t+1} + S_{t+1} + V_{t+1}$$

단 초기(2015년)의 개체수 1/3을 자묘로 가정하였으므로, 초기 조건을 아래와 같이 설정한다.

$$J_{2015} = \frac{1}{3} N_{2015}$$

$$S_{2015} = N_{2015} - J_{2015} - V_{2015}$$

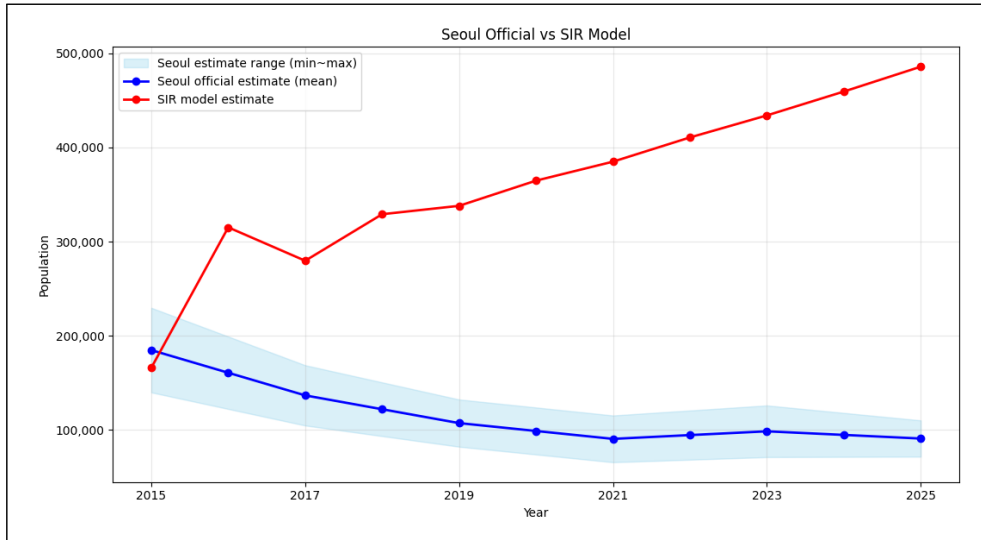
SIR 순방향 계산을 통해 추정한 결과는 [표 9] 및 [그림 2]와 같다.

[표 9] SIR 순방향 추정 결과

(단위: 마리)

연도	SIR모델 추정 총 개체수	SIR모델 추정 중성화 개체수	서울시 발표	
			최소	최대
2015	166,127	2,403	166,127	203,615
2017	279,763	14,779	135,016	138,605
2019	338,069	24,064	98,758	116,019
2021	384,961	29,121	90,405	90,889
2023	434,073	35,061	96,387	100,982
2025	485,814	39,927	90,319	91,688

[그림 2] SIR 순방향 추정 결과와 서울시 발표값 비교



본 연구의 추정치는 외부 개체 유입이 없고, 새끼고양이의 4마리 중 3마리는 성체가 되지 못하며, 모든 고양이의 수명 3년(사망압력 33%) 등 보수적으로 가정하였다. 그럼에도 불구하고, 2015년 서울시 발표값이 유효하다면 2025년에는 길고양이 개체수가 48만 마리에 도달할 것으로 추정되었다. 물론, 일정한 환경에서 특정 종의 최대 개체수를 의미하는 ‘환경수용력’이라는 개념이 있으므로, 현실에서는 이번 추정과 같이 무제한적으로 증가하지는 않을 것이다. 하지만 이번 추정에서와 같이 길고양이의 생태적 특성을 보수적으로 가정하더라도 길고양이 개체수는 계속 증가하게 된다는 것을 알 수 있으며, 현재의 자료만으로 중성화 실효와 길고양이 개체수 감소 간의 관계를 안정적으로 설명하기 어려움을 알 수 있다.

2. SIR 역방향 분석

앞서 SIR 순방향 분석이 2015년 값을 기준으로 2025년까지의 값을 추정해 보았다면, 이번에는 2025년 서울시 발표 개체수를 기준으로 2015년 값을 추정해보는 역방향 분석을 수행해 보고자 한다. 이를 위해 2025년 서울시가 발표한 길고양이 개체수 최대 추정치(91,688마리)를 기초값으로 설정하였다. 역방향 분석에서도 번식 등 길고양이의

생태적 특성과 외부 개체 유입이 없다는 가정은 동일하다.

미중성화 성묘 개체군(S)은 다음 시점 미중성화 성묘 개체수에서 해당연도 중성화 실적을 더한 후, 생존율로 나누어 이전 시점을 추정하는 방식이다.

$$S_t = \frac{(S_{t+1} + \nu_t)}{(1 + \alpha \times \sigma - \mu)}$$

중성화 개체(V)는 다음 시점의 중성화 성묘 수에서 해당 연도의 TNR 실적을 제거한 후, 생존율로 나누어 이전 시점의 중성화 성묘를 복원하는 방식이다.

$$V_t = \frac{(V_{t+1} - \nu_t)}{(1 - \mu)}$$

따라서 총 개체수(N)는 아래와 같이 추정할 수 있다.

$$N_t = S_t + V_t$$

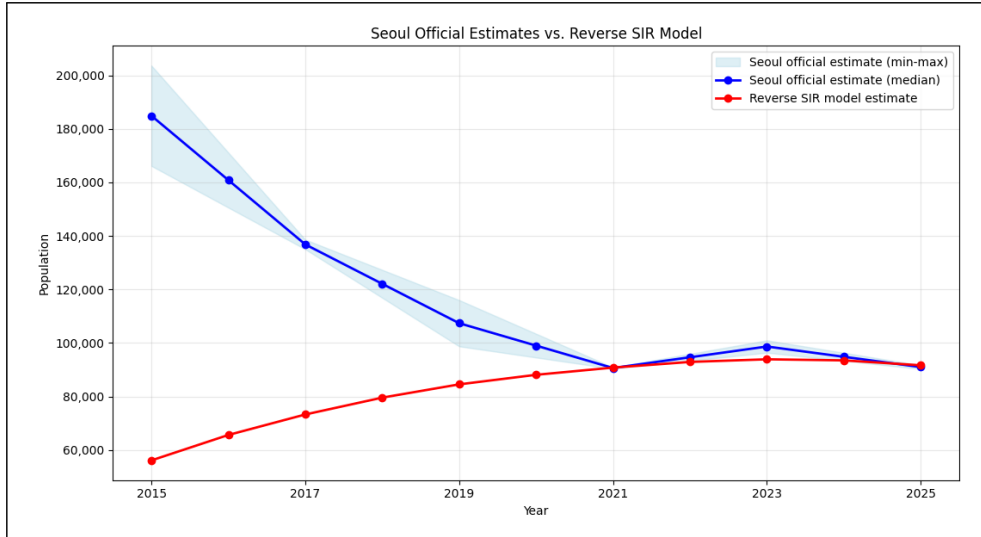
SIR 역방향 계산을 통해 추정한 결과는 [표 10] 및 [그림 3]과 같다.

[표 10] SIR 역방향 추정 결과

(단위: 마리)

연도	SIR모델 추정 총 개체수	SIR모델 추정 중성화 개체수	서울시 발표	
			최소	최대
2025	91,688	39,927	90,319	91,688
2023	93,910	35,061	96,387	100,982
2021	90,808	29,122	90,405	90,889
2019	84,547	24,065	98,758	116,019
2017	73,301	14,783	135,016	138,605
2015	56,150	2,412	166,127	203,615

[그림 3] SIR 역방향 추정 결과와 서울시 발표값 비교



SIR 역방향 분석 결과, 만약 서울시가 발표한 2025년도 길고양이 개체수 최대추정치 91,688마리가 타당한 값이고 특별한 조건 변화없이 동일한 환경이라면, 2015년도 길고양이 개체수는 5만 6천 마리 수준이었을 것으로 추정된다. 이는 서울시가 발표한 16~20만 수준과는 상당한 차이가 있는 것이다.

이번 분석에서 시작시점(2025년) 중성화된 개체수는 SIR 순방향 분석에서 추정된 누적 중성화 개체수(39,927마리)로 설정하여, 약 43%의 중성화율을 적용하였다. 서울시는 '2025년 길고양이 서식현황 조사 결과보고'에서 해당연도 중성화율이 61.3%라고 보고하였는데, 만약 이를 대입한다면 SIR 역방향 추정 4년차(2021년)부터 길고양이 개체수는 0마리 이하가 된다. 또 SIR 순방향 추정과 달리, '1년 미만은 번식 불가'와 '초기 시점의 자묘비율'이라는 가정을 반영하지 않았는데, 이 가정을 반영한다면 역방향 2년차(2023년)부터 길고양이 개체수는 0마리 이하가 된다. 즉 일부 조건을 반영하지 않더라도, 이번 분석으로 추정된 2015년 길고양이 개체수는 서울시의 발표값과 차이가 있으며, 서울시가 발표한 중성화율이나 몇 가지 조건을 추가할 경우 비정상적으로 차이가 벌어지게 된다.

3. 회귀분석

본 절에서는 먼저 변수 간의 기초적인 상관 구조를 파악하기 위한 출발점으로 단순 OLS 회귀분석을 실시하였다. 단순 OLS 회귀분석은 종속변수와 독립변수 간의 선형적 관계를 가장 직관적으로 추정할 수 있는 방법으로, 본격적인 인과 추정 이전에 변수 간 방향성과 설명력을 탐색하는 데 유용하다. 특히 변수 간의 관계를 확인함으로써, 이후 분석에서 발생할 수 있는 시간추세나 다중공선성 문제를 진단하기 위한 기준 모형으로 활용하였다. 수식과 변수는 아래와 같다.

$$Cat_t = \beta_0 + \beta_1 TNR_t + \beta_2 Budget_t + \beta_3 Roadkill_t + \beta_4 Complaints_t + \beta_5 Shelter_t + \epsilon_t$$

Cat_t : t년도 서울시 길고양이 개체수(평균값)

TNR_t : t년도 TNR 실적

$Budget_t$: t년도 TNR 예산

$Roadkill_t$: t년도 로드킬 등 고양이 사체 처리 건수

$Complaints_t$: t년도 길고양이 관련 민원 건수

$Shelter_t$: t년도 유기동물 보호소 고양이 입소 건수

ϵ_t : 오차항

단순 OLS 회귀분석 결과, 모형의 설명력은 $R^2=0.953$ 으로 매우 높게 나타났으며, 전체 모형 역시 통계적으로 유의하였다(F-statistic $p=0.033$). 그러나 개별 변수 수준에서 살펴보면, 유기동물보호센터 입소량만이 유의성을 보였으나($p=0.096$) TNR 실적, TNR 예산, 로드킬 처리 건수, 민원량 등 대부분의 변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

[표 11] 단순 OLS 회귀분석

TNR	-3.853 (6.909)
Budget	-0.030 (0.025)
Roadkill	-10.155 (6.420)
Complaint	-3.568 (30.612)
Shelter	-56.269* (23.417)
Observations	9
R ²	0.953
Adjusted R ²	0.875
Residual Std. Error	8413.660(df=3)
F Statistic	12.170**(df=5; 3)

주: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

또한 다중공선성 분석 결과, 정책변수인 TNR 실적(VIF=24.418)과 TNR 예산(VIF=52.468)은 매우 높은 수준의 공선성을 보였다. 이는 정책변수 간 높은 상관관계로 인해 회귀계수의 분산이 증가하고, 개별 변수의 효과를 안정적으로 식별하기 어렵다는 것을 의미한다. 따라서 본 모형에서 나타난 결과는 정책변수의 실제 효과를 반영하기보다는 변수 간 구조적 중복성에 기인한 통계적 현상일 가능성이 존재한다.

[표 12] 다중공선성 진단 (OLS모형)

변수	VIF
TNR	24.418
Budget	52.468
Roadkill	3.735
Complaint	6.798
Shelter	3.850

다음으로, TNR 정책은 단년도에 한정된 효과가 아니라 과거 시행 결과가 누적되어 개체군에 영향을 미치는 특성을 가지므로, 연도별 시행량을 독립적으로 분석하는 방식만으로는 정책 효과를 충분히 설명하기 어렵다. 이에 따라 본 연구에서는 TNR 시행량의 누적값을 주요 설명변수로 구성하고, 동시에 시간의 흐름에 따른 구조적 변화를 통제하기 위해 시간추세 변수를 포함한 시계열 회귀모형을 설정하였다. 이를 통해 정책 변수의 누적 효과와 시간적 변화 요인을 구분하여 검토하고, 개체수 변화에 대한 설명 구조를 보다 정교하게 분석하고자 하였다.

$$N_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{k=2015}^t \text{textTNR}_k + \gamma t + \epsilon_t$$

N_t : t 년 길고양이 개체수

N_t : t 년 길고양이 개체수

$$\text{CumTNR}_t : t\text{년까지 누적 TNR}(= \sum_{k=2015}^t \text{textTNR}_k)$$

γt : 시간추세 (연도 변수)

ϵ_t : 오차항

[표 13] 누적TNR 회귀분석

Cumulative TNR	4.622*** (0.382)
const	212131.348*** (4543.804)
Time Trend	-64571.274*** (4667.114)
Observations	11
R ²	0.988
Adjusted R ²	0.985
Residual Std. Error	3924.229 (df=8)
F Statistic	322.462*** (df=2; 8)

주: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

분석 결과, 누적 TNR 변수는 통계적으로 유의한 양(+)의 계수를 나타냈으며, 시간추

세 변수는 유의한 음(-)의 계수를 보였다. 이는 표면적으로 TNR 시행 규모가 증가할수록 개체수가 증가하는 것으로 해석될 수 있으나, 정책의 목표와는 상충되는 결과이다. 그러나 이러한 결과는 누적 TNR 변수와 시간추세 변수 간의 높은 상관관계에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 즉, 두 변수는 모두 시간에 따라 단조롭게 변화하는 특성을 공유하고 있어, 개별 변수의 독립적인 효과를 식별하기 어려운 구조적 한계를 가진다. 따라서 본 결과는 누적 TNR의 효과를 직접적으로 반영한다기보다, 시간추세와의 중복성으로 인해 나타난 통계적 현상으로 해석하는 것이 타당하다.

단순 OLS 회귀분석의 다중공선성 문제와 누적 TNR 분석에서 식별된 문제를 완화하기 위하여, 높은 상관관계를 보인 정책변수(TNR 실적, TNR 예산)를 제외하고 로드킬 처리 건수, 길고양이 관련 민원량, 유기동물보호센터 입소량을 독립변수로 구성된 보조적 OLS 회귀분석을 추가로 수행하였다. 본 모형은 정책변수를 제거한 상태에서, 실제 현상지표들이 길고양이 개체수와 어떠한 관계를 가지는지를 확인하기 위한 것이다.

$$Cat_t = \beta_1 Roadkill_t + \beta_2 Complaints_t + \beta_3 Shelter_t + \epsilon_t$$

Cat_t : t년도 서울시 길고양이 개체수(평균값)

$Roadkill_t$: t년도 로드킬 등 고양이 사체 처리 건수

$Complaints_t$: t년도 길고양이 관련 민원 건수

$Shelter_t$: t년도 유기동물 보호소 고양이 입소 건수

ϵ_t : 오차항

다중공선성 진단 결과, 모든 독립변수의 VIF 값이 통상적인 기준치인 10 이하로 나타나 다중공선성 문제는 존재하지 않는 것으로 판단된다.

[표 14] 다중공선성 진단(정책변수 제외 모형)

변수	VIF
const	196.117
Roadkill	1.573
Complaint	1.714
Shelter	2.024

[표 15] 정책변수 제외 회귀분석

Complaint	-102.333* (31.623)
Roadkill	-6.071 (8.495)
Shelter	-4.323 (38.451)
Constant	211869.259** (84759.830)
Observations	10
R2	0.765
Adjusted R2	0.647
Residual Std. Error	19139.577
F Statistic	6.501**

주: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

분석 결과, 모형의 설명력은 $R^2=0.765$ 로 나타났으며 전체 모형은 통계적으로 유의하였다(F-statistic p=0.0466). 분석 결과, 로드킬 처리 건수와 유기동물보호센터 입소량은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 전체적인 길고양이 개체수가 줄어든다면 로드킬이나 동물보호센터 입소량도 동반하여 줄어드는 것이 일반적인 기대라고 할 수 있다. 하지만 이번 분석에서는 두 변수 모두 개체수 변화와는 뚜렷한 정합성을 보이지 않았다. 반면 길고양이 관련 민원 변수는 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 다만 민원 변수는 개체수와 음(-)의 관계이며, 이는 개체수가 감소할수록 민원은 증가하는 경향을 의미한다. 이러한 결과는 일반적으로 예상되는 ‘개체수 증가 → 민원 증가’라는 관계와 상충되는 것으로, 개체수 지표가 실제 체감되는 문제 수준을 충분히

반영하지 못할 가능성을 시사한다. 이와 같이 현상변수들이 길고양이 개체수와 유의하지 않거나 해석이 어려운 방식으로 분석되는 것은, 앞선 분석에서 길고양이 개체수가 정책변수(TNR 및 예산)와는 높은 연관성을 보였던 것과 대비되는 결과이다. 다시 말해, 길고양이 개체수는 정책 집행 규모와는 밀접하게 대응하여 움직이는 반면, 실제 현상변수들과는 뚜렷한 관계를 보이지 않거나 반대의 방향성을 나타내고 있는 것이다.

V. 결론

1. 연구요약

우리나라는 현재 중앙정부와 지방자치단체가 공히 재정을 투입하여 길고양이 중성화 사업을 시행하고 있으며, 이를 위해 한 해에 260억원⁴⁾이 넘는 예산을 사용하고 있다. 이와 같은 규모로 사업이 확장되고 정책을 지속할 수 있었던 데에는 길고양이 개체수 조사결과라는 ‘증거’가 있었기 때문이다. 특히 서울시의 경우 20년 이상 정책을 지속·확장해왔고, 그 배경에는 2년마다 발표하는 길고양이 개체수 조사 용역 결과가 있었다.

서울시 ‘길고양이 중성화’ 10년, 절반 가까이 감소(2018년 서울시 보도자료)

서울시, 길고양이 6년간 53.6% 줄었다(2020년 서울시 보도자료)

서울시 길고양이 개체수는 2015년 약20만 마리를 웃돌았으나…(중략)…2021년 이후 약 9만마리 수준에서 안정적으로 유지(2025년 서울시 길고양이 서식현황 모니터링 결과보고회 자료)

위 보도자료 및 관련 자료는 모두 2013년 혹은 2015년에 추정한 길고양이 개체수를 기준으로 하고 있으며, 기준시점에 비해 개체수가 줄어들어 중성화 사업이 성과를 달성하고 있다고 홍보하고 있다. 언론에서 길고양이 중성화 사업이 성과가 있다고 보도한 대부분의 경우는 서울시가 발표한 수치에 근거하고 있다. 학계에서 길고양이 개체수를 추정한 연구는 대부분 서울시 용역과제와 연관되어있다. 즉 길고양이 중성화 사업의 핵심적인 성과증거는 하나로 간주할 수 있다.

이렇듯 정책 성과 판단의 중심 자료로 제시된 데이터를 SIR모형으로 순방향·역방향 추정해보았으나, 서울시의 발표 추세와 상이한 방향성이 나타났다. 길고양이의 생태적 특성을 최대한 보수적으로 설정하더라도, 서울시가 추정한 개체수 경향과는 상당한 차이가 있었다. 또 정책 성과 증거와 관련된 변수들로 회귀분석한 결과, 정책적 노력을 대변하는 변수(TNR 실적, TNR 예산)는 시간 흐름에 따라 상승하고 서울시가 발표한 개체수는 하락하는 관계가 서로 맞물려 있었다. 하지만 선행연구를 바탕으로 관계가 있

4) 2024년 기준(2024년 반려동물 보호복지 실태조사)

을 것으로 추정한 현상변수들은 상관관계가 없거나 반대 방향의 결과를 나타냈다.

2. 정책적 함의

본 연구의 첫 번째 정책적 시사점은, 증거기반정책을 추진함에 있어 해당 ‘증거’가 타당한지 검증이 필요하며, 하나의 증거에만 의존하고 있지 않은지 검토가 필요하다는 것이다.

그동안 서울시는 동일한 방식의 용역을 반복 수행하여 정책추진과 그 성과에 대한 증거를 확보해 왔다. 하지만 본 연구에서 시도한 분석의 결과로는 서울시가 발표해 온 길고양이 개체수 변화가 타당하다고 확신하기 어렵다. 생태적으로 관련이 있을 것으로 보이는 유기동물보호소 입소량이나 로드킬 수치 등 현상변수들에도 유의미한 변화를 발견할 수 없었다. 따라서 정책추진의 기반이 되는 ‘증거’의 유의성과 타당성을 점검해볼 필요가 있다. 만약 외국의 성공사례라는 추가적인 ‘증거’를 제시한다면, 그것이 서울시의 수만 수십만 마리의 개체수 규모와 비슷한지 비교해 볼 필요도 있다.

또 관련된 학계연구는 서울시 용역과 연결되어 있고, 대부분의 언론보도는 서울시 용역결과만을 인용하고 있다. 이 과정에서 서울시가 확보한 증거가 인용되고, 그것이 다시 증거가 되고 있을 우려가 있으며, 정책 형성과 평가 과정에서 ‘우즐 효과(Woozle effect)’와 유사한 현상이 발생할 가능성도 존재한다. 만화영화 ‘곰돌이 푸’에서 피글렛과 위니는 우즐(woozle)이라는 상상의 동물을 사냥하고자 발자국을 따라나섰지만, 그들은 그저 자기 발자국을 따라 원을 그리며 빙글빙글 걷고 있는 에피소드가 있다. 여기서 유래한 용어 ‘우즐 효과’에 대해 Henseler et al.(2024)은 ‘출처가 근거가 없거나, 그 주장이 사실이어서가 아니라 단지 자주 인용된다는 이유만으로 신뢰성을 얻을 때 발생하는 현상’으로 정의하고 있다. 이 사업과 관련된 정책관계자들은, 서울시의 ‘유일한 증거’와 그것을 인용한 언론보도라는 반복적 인용·활용 구조 속에 맴돌고 있지 않은지 검토할 필요가 있다.

정책 성과와 증거의 타당성 검증은, 성과를 기반으로 예산 투입의 확대 및 지속 여부가 결정되는 재정사업의 특성상 성과정보 자체의 신뢰성 확보는 재정운용 측면에서도 중요한 의미를 가질 수 있다. 농림축산식품부의 「2026년 예산 및 기금운용계획 내역서」에 따르면 길고양이 중성화 지원 명목으로 편성된 중앙정부의 재정은 2025년 44.77억원에서 2026년 49.25억원으로 전년 대비 10% 상승하였다. 같은 시기 정부에

산 증가폭(8.1%)을 상회하는 높은 상승률을 반영할 만큼 타당한 성과정보인지 면밀히 검토가 되어야 할 것이다.

본 연구의 두 번째 정책적 시사점은, 정책평가 지표 및 체계 다층화가 필요하다는 것이다.

농림축산식품부의 보도자료와 세부사업정보 등을 살펴보면, ‘중성화 000마리 시행’이라는 정책의 목표(objectives)에 다소 집중하고 있는 것으로 보인다. 하지만 궁극적인 정책의 목적(goals)은 달성하고 있는지 살펴볼 필요가 있다. 각종 행정자료에서 길고양이 중성화 사업의 목적을 시민불편 해소·조화로운 공존·생명존중 등 정성적으로 표현하고 있는 경향이 있으나, 종합적으로는 시민 불편 및 갈등 완화와 관련된 정책 목표와 연결되어 있다고 볼 수 있다. 실제로 서울시와 농림축산식품부 자료에는 길고양이 민원을 사업추진의 배경논리로 활용하고 있다. 하지만 길고양이 중성화 사업의 성과로는 중성화 실적 및 개체수 추정만 언급될 뿐, 갈등이나 민원과 관련된 사항은 다루어지지 않는 것으로 보인다. 실제로는 길고양이 관련 민원이 계속 증가하고 있으며, 2020년 국회연구단체에서 발간한 자료에서도 ‘정부가 2008년부터 중성화를 했음에도 불구하고 길고양이 관련 민원이 증가하고 있다’고 지적하고 있다. 또 본 연구에서 다룬 고양이 로드킬, 유기동물보호센터 고양이 입소량과 같은 지표도 개선되어야 할 필요가 있다. 이 외에도 길고양이 매개 질병 추이 등 추가적인 현상지표들을 확보하고 그 관계를 종합적으로 검토하는 다층적 평가체계가 구축되어야 할 것이다.

3. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 연도별 시계열 자료를 활용하고 있어 표본 수가 제한적이며, 이에 따라 회귀계수의 추정 안정성이 충분히 확보되지 못했을 가능성이 있다. 또 회귀분석의 해석에 있어서도 통계적 연관성을 중심으로 분석하였으므로, 정책 효과에 대한 직접적 인과관계를 식별하는 데에는 한계가 있다.

본 연구는 기존에 제시된 수치를 바탕으로 개체수를 추정해보고 통계적 타당성을 논증하였으나, 실제 개체수를 실증적으로 제시하기는 어렵다. 다만 최근에 급격히 발전한 인공지능(AI) 기술을 활용하여 개체 식별 및 반복 처리가 가능하므로, CCTV영상 분석 등 객관적인 방법으로 개체수를 추정해 볼 수 있을 것으로 기대한다. 신뢰도 높은 개체수 추정을 반복하여, 보다 체계적이고 검증가능한 방식으로 길고양이 중성화 사업을 평가해 볼 필요가 있다.

참고문헌

- 강희우, “미국 증거기반정책법 도입 이후 성과관리제도 운영 현황과 시사점,” 국민경제 자문회의, 2023.
- 경인방송, “길고양이 2만마리 줄었다...경기도 중성화 사업 ‘결실,’” 경인방송, 2026. 1. 22. <<https://news.ifm.kr/news/articleView.html?idxno=462918>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 국민일보, “‘불쌍해vs웬수여’ 섬냥이 폭증에 갈라선 주민들,” 국민일보, 2022. 11. 16. <<https://www.kmib.co.kr/article/view.asp?arcid=0924273292>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 국제신문, “길고양이 중성화 수술 효과도, 개체수도 모른다는 부산시,” 국제신문, 2021. 11. 3. <<https://www.kookje.co.kr/news2011/asp/newsbody.asp?code=0300&key=20211104.33006001243>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 김남훈·최순호, “SIR 모형을 이용한 영화 흥행 분석,” 「한국콘텐츠학회논문지」 제24권 제3호, 한국콘텐츠학회, 2024, 180-188쪽.
- 김민정, “정보보호 대응의 효과 측정 방안 연구,” 석사 학위논문, 상명대학교 대학원, 2015.
- 김유진, “마라도의 뿔쇠오리(*Synthliboramphus wumizusume*) 개체군 보전을 위한 고양이(*Felis catus*)의 서식 현황과 행동권 및 생존능력분석,” 석사 학위논문, 서울대학교 대학원, 2019.
- 김정은·손호성, “증거기반정책과 증거 위계 수준 이론·쟁점·실제·연구방향,” 「한국행정학보」 제59권 제5호, 한국행정학회, 2024, 435-463쪽.
- 김준수, “도봉산 지역의 들고양이 행동권, 서식현황 및 개체군 생존능력 분석을 통한 관리방안 비교,” 석사 학위논문, 서울대학교 대학원, 2015.
- 노재동·육순형, “복잡계에서의 전염확산 현상,” 「물리학과 첨단기술」 제16권 제10호, 한국물리학회, 2007, 22-26쪽.
- 농림수산식품교육문화정보원, 「2020년 길고양이 중성화수술 효과성 분석결과 보고서」, 2020.
- _____, 「2022년 길고양이 중성화사업 효과성 분석 및 서식현황 조사 결과보고서」, 2022.
- _____, 「2023년 길고양이 중성화사업 단계별 현황조사 결과보고서」, 2023.

_____, 「2025년 TNR 효과성 검증을 위한 전국 길고양이 실태조사 결과보고서」, 2025.

농림축산식품부, 「길고양이 돌봄 가이드라인」, 2023.

_____, 「2026년 예산 및 기금운용계획 내역서」, 2026.

동물행동권 카라, “길고양이 돌봄 설문조사 결과 발표 및 세미나,” 동물권행동 카라, 2022. 12. 12. <<https://www.ekara.org/report/ekara/read/16708>, 접속: 2026. 8. 25.>

류현옥, “SIR 정보 모형의 금융기관 적용방안에 관한 연구,” 「예술인문사회융합멀티미디어 논문지」 제8권 제8호, 인문사회과학기술융합학회, 2018, 313 320쪽.

머니투데이, “도둑고양이 6000마리 불임시술 받는다,” 머니투데이, 2008. 2. 27. <<https://n.news.naver.com/article/008/0001950476?sid=101>, 접속: 2026. 8. 25.>

베서니 브룩서, 「나쁜 동물의 탄생」, 북트리거, 2025.

박홍근, 「길고양이 보호수준 및 인식 개선을 위한 과제」, 국회의원연구단체 동물복지국 회포럼, 2020.

서울경제, “눈가리고 야옹? 서울시, ‘길냥이’중성화사업 과장논란,” 서울경제, 2020. 7. 26. <<https://www.sedaily.com/article/12772592>, 접속: 2026. 8. 25.>

서울시, 「동물보호정책 개발 및 동물보호센터 기본계획 수립 연구 최종보고서」, 서울시, 2013.

_____, 「2021년도 길고양이 서식 현황 모니터링 결과 보고」, 서울시, 2021.

_____, 「2023년 길고양이 서식 현황 모니터링 조사」, 서울시, 2023.

_____, 「2025년 길고양이 서식 현황 모니터링 조사」, 서울시, 2025.

_____, “‘길고양이 중성화’ 10년, 절반 가까이 감소…올해도 9,700마리,” 서울시 시민건강국 동물보호과, 2018. 2. 12. <<https://opengov.seoul.go.kr/press/14629008>, 접속: 2026. 9. 2.>

_____, “서울시, 길고양이 6년간 53.6% 줄었다…중성화 민관협력 추진,” 서울시 시민건강국 동물보호과, 2020. 2. 11. <<https://opengov.seoul.go.kr/press/19749427>, 접속: 2026. 9. 2.>

세계일보, “다리잡힌 채 죽은 길고양이 포함 4마리 발견돼...경찰 수사,” 세계일보, 2024. 7. 7. <<https://www.segye.com/newsView/20240707509899>, 접속: 2026. 8. 25.>

- 아시아경제, “갈수록 심해지는 길고양이 혐오...이제는 캣맘혐오까지,” 아시아경제, 2022. 2. 20. <<https://view.asiae.co.kr/article/2022021611311965105>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 연합뉴스, “길고양이 논쟁, 중성화 효과는...개체수 감소 vs 효과 의문,” 연합뉴스, 2023. 2. 13. <<https://www.yna.co.kr/view/AKR20230210103600530>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 윤광석, 「정책수립시 데이터 활용 강화방안 연구」, 한국행정연구원, 2016.
- 이병기·박현옥, 「데이터 기반 정책평가 체계 연구」, 한국지방행정연구원, 2022.
- 이상구·고래영·이재화, “신종인플루엔자의 수학적 모델링,” 「수학교육 논문집」 제24권 제4호, 2010, 877 889쪽.
- 이수민, “베이지안 감염병 모형에 대한 실증적 연구,” 고려대학교 대학원 석사 학위논문, 2022.
- 이영욱, 「재정성과 향상을 위한 증거기반 정책평가 연구」, 한국개발연구원, 2020.
- 인천일보, “줄지않는 경기도 길고양이...지자체 예산 편차 'TNR실효',” 인천일보, 2015. 9. 29. <<https://www.incheonilbo.com/news/articleView.html?idxno=658679>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 제주도민일보, “제주시 길고양이 중성화 사업...긍정적 효과 발생,” 제주도민일보, 2019. 7. 15. <<https://www.jejudomin.co.kr/news/articleView.html?idxno=114097>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 최영현 외, “길고양이 TNR(Trap-Neuter-Return) 정책에 대한 인지도 조사,” 「한국동물매개심리치료학회지」 제3권 제1호, 2014, 85 94쪽.
- 충대신문방송사, “돌봐야 해 vs 골칫덩이, 길고양이 갈등 풀 공존 해법은?,” 충대신문방송사, 2021. 10. 21. <<https://press.cnu.ac.kr/news/articleView.html?idxno=15747>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 한겨레, “길고양이 중성화하니 6년 동안 절반 줄었다,” 한겨레, 2020. 2. 10. <<https://www.hani.co.kr/arti/area/capital/927637.html>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 한국방송공사(KBS), “길고양이 밥에 부동액 뿌린 20대...혐오 대화방 운영,” KBS, 2022. 5. 23. <<https://news.kbs.co.kr/news/pc/view/view.do?ncd=5469188>, 접속: 2026. 8. 25.>
- 한승훈·안혜선, “증거기반 정책의 쟁점과 한국적 맥락에서의 적용 가능성,” 「한국정책학회보」 제30권 제1호, 2021, 289 614쪽.

허수안 외, “로드킬 정보시스템으로 수집된 고양이 로드킬 발생 현황 연구,” 「GEO DATA」 제5권 제4호, 2023, 298 303쪽.

황보람, “Survey on the status of abandoned animals and estimation of the feral cat population size in seoul city,” 건국대학교 대학원 석사 학위논문, 2015.

황보람 외, “2013년 서울시 길고양이 개체수 추정에 관한 연구,” 「한국동물매개심리치료학회지」 제7권 제2호, 한국동물매개심리치료학회, 2018, 43 50쪽.

Andersen, M., Martin, B., and Roemer, G., “Use of matrix population models to estimate the efficacy of euthanasia versus trap-neuter-return for management of free-roaming cats,” *Journal of the American Veterinary Medical Association*, vol.225 no.12, American Veterinary Medical Association, 2004, pp.1871-1876.

Crawford, H., Calver, M., and Fleming, P., “A Case of Letting the Cat out of The Bag—Why Trap-Neuter-Return Is Not an Ethical Solution for Stray Cat (*Felis catus*) Management,” *Animals*, vol.9 no.4, MDPI, 2019.

Foley, P. et al, “Analysis of the impact of trap-neuter-return programs on populations of feral cats,” *Journal of the American Veterinary Medical Association*, vol.227 no.11, American Veterinary Medical Association, 2005, pp.1775-1781.

Henseler, J. et al, “Beware of the Woozle effect and belief perseverance in the PLS-SEM literature,” *Electronic Commerce Research*, vol.24, Springer, 2024, pp.715-744.

Hildreth, A., Vantassel, S., and Hygnstrom, S., “Feral Cats And Their Management,” *University of Nebraska Lincoln Extension*, The Boards of Regents of the University of Nebraska, 2010.

Lessa, I., and Bergallo, H., “Modelling the population control of the domestic cat: an example from an island in Brazil.” *Brazilian Journal of Biology*, vol.72 no.3, Instituto Internacional de Ecologia, 2012, pp.445-452.

Levy, J., Gale, D., and Gale, L., “Evaluation of the Effect of a Long-Term Trap-Neuter-Return and Adoption Program On a Free-Roaming Cat Population,” *Journal of the American Veterinary Medical*

- Association*, vol.222 no.1, American Veterinary Medical Association, 2003, pp.42-46.
- Longcore, T., Rich, C., and Sullivan, L., "Critical Assessment of Claims Regarding Management of Feral Cats by Trap-Neuter-Return," *Conservation Biology*, vol.23 no.4, Wiley, 2009, pp.887-894.
- Nutter, F., Levine, J., and Stoskopf, M., "Reproductive capacity of free-roaming domestic cats and kitten survival rate," *Journal of the American Veterinary Medical Association*, vol.225 no.9, American Veterinary Medical Association, 2004, pp.1399-1402.
- Read, J. et al., "Reply to Wolf et al.: Why Trap-Neuter-Return (TNR) Is Not an Ethical Solution for Stray Cat Management," *Animals*, vol.10 no.9, MDPI, 2020.
- Schmidt, P. et al., "Evaluation of euthanasia and trap-neuter-return (TNR) programs in managing free-roaming cat populations," *Wildlife Research*, vol.36 no.2, CSIRO Publishing, 2019, pp.117-126.
- Spehar, D., and Wolf, P., "A Case Study in Citizen Science: The Effectiveness of a Trap-Neuter-Return Program in a Chicago Neighborhood," *Animals*, vol.8 no.1, MDPI, 2018.
- _____, "Back to School: An Updated Evaluation of the Effectiveness of a Long-Term Trap-Neuter-Return Program on a University's Free-Roaming Cat Population," *Animals*, vol.9 no.10, MDPI, 2019.
- Wolf, P. et al, "Reply to Crawford et al.: Why Trap-Neuter-Return (TNR) Is an Ethical Solution for Stray Cat Management," *Animals*, vol.9 no.9, MDPI, 2019.

Evidence-Based Policymaking and the TNR Policy: Limitations of Administrative Data and Reassessment of Policy Effectiveness

Jaeyoung, Shim*

Abstract

This study examines the effectiveness of the Trap-Neuter-Return (TNR) policy in Seoul and evaluates the validity of population estimates used as policy performance indicators. A modified SIR model incorporating ecological characteristics of stray cats is employed to simulate population dynamics, and time-series regression analysis is conducted to investigate the relationships between policy variables and observable indicators. The results show that the SIR model predicts continuous population growth, whereas official estimates from Seoul indicate a declining trend. Regression analysis reveals a strong alignment between policy variables and population estimates, but no consistent relationship with observable indicators such as roadkill, complaints, and shelter intake. These findings suggest that the population estimates may not adequately reflect actual conditions and may be structurally linked to policy implementation. The study interprets this phenomenon through the lens of the Woozle effect and highlights the need for structural validation of data in evidence-based policymaking.

□ Keywords: Trap-Neuter-Return (TNR), Policy Evaluation, Evidence-Based Policy, SIR Model, Woozle Effect

* Ph.D Student, Graduate School of Public Administration, Korea University

국가 연구개발(R&D) 예산 배분의 단절적 변동과 예산결정과정의 분석: 2024~2026년 사례를 중심으로

박기주*

국문초록

본 연구는 2024년부터 2026년까지 대한민국 국가 연구개발(R&D) 예산 편성과정에서 발생한 급격한 삭감과 증액을 단절적 균형이론(PET)과 옹호연합모형(ACF)을 결합하여 분석하였다. 양적 분석 결과, 1991~2026년 R&D 예산증감률에 대한 Shapiro-Wilk 정규성 검정은 유의수준 5%에서 정규성 귀무가설을 기각하지 못했다. 그러나 L-첨도, 정부총지출 통제 잔차 분석, 사전구간 및 성숙기 기준 표준화 충격분석, 비모수 순위분석을 종합하면 2024년 삭감은 전체기간 최저값이자 명백한 음의 충격이며, 2026년 증액은 전체기간 증감률 최고치는 아니지만 총액 기준 역대 최대이자 성숙기 기준 강한 양의 충격으로 해석된다. 질적 분석은 이러한 변동이 최고권력자의 'R&D 카르텔' 담론, 국회의 정책중개, 글로벌 AI 기술경쟁, 정권교체라는 외부사건과 결합하여 발생했음을 시사한다.

□ 주제어: 국가 R&D 예산, 단절적 균형이론, 옹호연합모형, 국가혁신체제, 정책변동

투고일: 2026. 4. 9. 수정일: 2026. 5. 17. 게재확정일: 2026. 6. 1.

* 여의도연구원 연구위원, 법학박사 (pkj6756@hanmail.net)

I. 서론

국가 연구개발(R&D) 예산은 단순한 재정지출을 넘어 국가의 장기적인 경제성장과 글로벌경쟁력을 결정짓는 핵심 정책수단이다. 대한민국의 경우, 수십 년간 정부주도의 적극적인 R&D 투자를 통해 경제성장을 이룩해 왔으며, 2022년 기준 GDP 대비 R&D 투자비율이 5.21%(세계은행 지표)에 달할 정도로 세계 최고 수준의 혁신집약도를 유지해 왔다(World Bank 2022). 이러한 양적 팽창의 이면에는 예산에 일정 비율을 점진적으로 더해가는 ‘점증주의(Incrementalism)’적 예산편성관행이 강력한 규범으로 확고하게 자리 잡고 있었으며(Wildavsky 1964), 이는 정책환경의 불확실성을 최소화하고 혁신생태계의 예측가능성을 보장해 왔다.

그러나 2024년도 국가 R&D 예산 편성과정에서 대한민국은 정책역사상 유례없는 거대한 파열음을 경험하게 된다. 정부는 33년 만에 처음으로 국가 전체 R&D 예산을 전년 대비 14.6% 삭감한 26.5조원으로 편성하는 초유의 단절적 삭감을 단행했다. 이 과정에서 연구현장의 비효율과 지대추구행위를 지칭하는 ‘R&D 카르텔’ 담론이 정치적 의제로 급부상하여 수십 년간 축적된 예산의 점증적 관성을 일거에 무너뜨리는 강력한 명분으로 작용했다. 그 결과, 중소기업 R&D 지원사업 중단으로 인한 700억원 이상의 매몰비용발생(국회예산정책처 2024)과 신약개발프로젝트(KDDF) 선정률의 12.8% 급락 등 현장의 즉각적인 타격이 발생했으며(국가신약개발단 2024), 기초연구생태계 붕괴 및 두뇌유출(Brain Drain)에 대한 과학기술계의 거센 반발이 촉발되었다(국회 과학기술정보방송통신위원회 2023).

주목할 점은 이러한 극단적인 예산의 단절이 단발성 사건으로 끝나지 않고, 불과 1~2년 만에 정책기조가 180도 선회하는 또 다른 형태의 급격한 변동으로 이어졌다는 사실이다. 정치적 피드백과 글로벌 인공지능(AI) 기술패권경쟁이라는 거대한 외부충격이 결합되면서, 2025년도 예산안에서는 전체 R&D 예산을 29.6조원(11.5% 증가)으로 신속히 복원하며 AI, 첨단바이오, 양자기술 등 3대 게임체인저 기술에 집중투자하는 방향으로 선회하였다.

나아가 정권교체 이후 2026년 정부 R&D 예산은(이재명 행정부) 전년 대비 19.9% 급증한 역대 최대 규모인 35.5조원이 되었다. 특히 이 과정에서 AI 고속도로를 포함한

AI 대전환·AI 3강 분야에 10.1조원이 배정되며 AI 기반의 새로운 국가생존전략이 전면
에 등장하였다. 이는 재정부의 자발적 오류 수정이 아니라, “혁신생태계 파괴라는 실
증적 내부충격과 글로벌 AI 기술 패권경쟁이라는 외부충격(External Shocks)에 의해
강제된 ‘정책지향적 학습(Forced Policy-oriented Learning)’”이라 할 수 있다. 또한
2026년의 폭발적 증액(+19.9%)은 단순한 과거로의 회귀가 아니라, AI 및 디지털 대전
환(DX)이라는 시대적 조류가 축적한 구조 전환의 압력이 ‘정권교체’라는 정치적 트리
거를 만나 임계점을 돌파한 전형적인 ‘긍정적 단절(Positive Punctuation)’이라 할 수
있다.

이에 본 연구는 불과 3년(2024~2026년)이라는 짧은 기간 동안 대한민국의 R&D
예산이 겪은 극단적인 삭감과 전례 없는 규모의 재조정(급증) 현상을 공공정책학의 두
가지 지배적인 패러다임인 단절적 균형이론(Punctuated Equilibrium Theory,
PET)과 옹호연합모형(Advocacy Coalition Framework, ACF)을 결합하여 입체적
으로 분석하고자 한다. 구체적으로 혼합연구방법론(Mixed Methods)을 적용하여, 점
증주의가 지배하던 예산체계에서 어떻게 거시적인 단절(Punctuation)이 발생했는지
그 결과적 분포를 계량적으로 검토하고 보완적 근거를 제할 것이다. 동시에 이 파괴적
인 과정 속에서 재정효율화를 주장하는 연합과 과학기술투자를 옹호하는 연합 간의 신
념체계 충돌, 담론의 진화, 그리고 정책학습이 어떻게 전개되었는지를 심층적으로 규
명하는 것을 목적으로 한다.

II. 이론적 배경 및 분석틀 도출

1. 혁신이론과 R&D 투자의 경제적 논리

국가 R&D 예산의 배분과 변동을 심층적으로 분석하기 위해서는, 정부가 왜 과학기술 연구에 막대한 예산을 투입해야 하며 그 예산의 안정성이 왜 필수적인지에 대한 경제학적·혁신 이론적 고찰이 선행되어야 한다. 고전경제학에서 Arrow와 Nelson의 선구적인 연구는 지식(Knowledge)이 본질적으로 ‘비경합성(Non-rivalry)’과 ‘불완전한 배제성(Partial Excludability)’을 띠는 점을 논증하였다(Arrow 1962; Nelson 1959). 즉 발명가나 연구자가 새로운 지식을 창출하더라도 그 이익을 온전히 독점할 수 없기 때문에 광범위한 긍정적 외부효과(Positive Externalities)가 발생하며, 결과적으로 자유경쟁시장에서는 사회적 최적수준보다 R&D 투자가 적게 이루어지는 ‘과소 투자(Underinvestment)’ 형태의 시장실패(Market Failure)가 필연적으로 나타난다(Arrow 1962).

이러한 시장실패의 논리는 기초과학연구와 초기 단계의 고위험연구에 대해 정부가 적극적으로 개입하여 보조금을 지급하고 예산을 투입해야 하는 가장 강력한 이론적 정당성을 제공한다. 이러한 논의는 Romer의 내생적 성장이론(Endogenous Growth Theory)을 통해 한층 정교화되었다(Romer 1986; 1990). Romer는 기술변화가 경제외부에서 무작위로 주어지는 것이 아니라, 이윤을 극대화하려는 연구자와 기업가들의 합리적이고 의도적인 노력, 그리고 정부의 기초연구 자금지원이나 세제혜택과 같은 내생적 요인에 의해 결정된다고 주장하였다. 특히 새로운 아이디어가 가진 비경합성은 장기적인 생활수준향상과 경제성장을 무한히 전인할 수 있는 핵심원동력이므로, 국가의 지속적인 R&D 투자는 곧 경제의 잠재성장률을 결정하는 절대적인 척도가 된다(Romer 1990).

더 나아가 Nelson을 비롯하여 Freeman, Lundvall 등의 학자들이 발전시킨 ‘국가 혁신체제(National Innovation System, NIS)’ 이론은 혁신성가를 바라보는 시각을 확장했다(Nelson 1993; Freeman 1987; Lundvall 1992). 이 이론에 따르면, 국가의 혁신성가는 개별 기업의 단순한 R&D 투자규모가 아니라 공공 및 민간부문의 기업, 대학, 정부출연연구기관 간의 유기적인 상호작용과 제도적 네트워크의 질에 의해 결정된

다. 이러한 국가혁신체제 내에서 정부예산의 안정성(Stability)과 예측가능성은 연구자들의 장기적인 프로젝트 수행과 국가적 ‘흡수 역량(Absorptive Capacity)’ 축적을 위한 필수불가결한 요소이다(Cohen and Levinthal 1990).

결론적으로, 2024년 대한민국에서 발생한 14.6% 규모의 급격한 R&D 예산 삭감은 단순한 개별 프로젝트의 중단을 넘어, 수십 년간 공고히 구축되어 온 국가혁신체제의 경로 의존성과 제도적 신뢰를 근본적으로 훼손했다는 점에서 과학기술계의 강력한 반발을 초래한 핵심 배경이 되었다.

2. 단절적 균형이론(Punctuated Equilibrium Theory, PET)

공공예산결정과정의 거시적 변동패턴을 설명하는 데 있어 Baumgartner와 Jones가 주창한 단절적 균형이론(Punctuated Equilibrium Theory, PET)은 매우 독보적인 분석 틀을 제공한다(Baumgartner and Jones 1993; 2005). 전통적인 예산이론인 Wildavsky의 점증주의가 전년도 예산기조에 일정한 마진을 더하여 안정을 추구하는 점진적 관행에 대한 설명을 제시했다면, PET는 지질학과 진화생물학의 개념을 차용하여 응축된 압력이 어느 순간 폭발적으로 분출되는 극단적인 정책 변동을 설명한다(Wildavsky 1964; Baumgartner and Jones 1993).

즉 PET에 따르면 공공정책과 예산은 장기간의 안정 및 점증적 변화(Stasis)를 유지하다가도, 짧고 급격한 변동(Punctuation)이 간헐적으로 교차하는 거시적 패턴을 띠게 된다. 이러한 단절적 변동을 유발하는 핵심기제는 인간의 ‘제한된 합리성(Bounded Rationality)’과 정치제도의 ‘제도적 마찰(Institutional Friction)’이다(Jones and Baumgartner 2005). 인간의 인지적 한계로 인해 최고정책결정자들은 수많은 사회 문제에 동시에 주의를 기울일 수 없는 병렬적 정보처리(Parallel Processing)의 근본적 한계를 지닌다.

따라서 평상시에는 특정 정책영역을 전담하는 관료와 이익집단으로 구성된 ‘정책 독점체(Policy Monopoly)’에 의사결정을 위임함으로써 관성적인 점증주의 예산배분을 유지한다(Baumgartner and Jones 1993). 그러나 중대한 외부충격이 발생하거나 이슈의 재구성(Problem Definition)을 통해 대중 및 최고권력자의 ‘주의(Attention)’가 특정사안으로 급격히 쏠리게 되면, 의사결정방식은 직렬적 정보처리(Serial Processing)

로 전환된다.

이때 기존 제도가 지닌 마찰력을 일거에 뚫고 예산이 폭발적으로 증액되거나 반대로 급격하게 삭감되는 거시적 단절이 발생하게 된다. 통계학적으로 볼 때, 이러한 단절적 예산변동의 시계열분포는 일반적인 종형의 정규분포(Normal Distribution)를 따르지 않는다. 대신 중앙의 정점(Mean) 부근에 데이터가 과도하게 밀집되어 있으면서 동시에 양극단의 꼬리가 비정상적으로 두꺼운 ‘렙토커틱 분포(Leptokurtic Distribution, 고침도 분포)’를 형성한다.

브라질 연방예산이나 미국 의회예산 등 수많은 실증연구에 따르면, 예산변동 분포가 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 보이는 경향을 제시한다(Baumgartner et al. 2009). 이에 기반하여 본 논문은 2024년 대한민국 R&D 예산의 대폭 삭감과 2026년의 폭발적 증액 현상이 단순한 재정조정을 넘어, 고침도 분포 및 보완적 단절성 분석을 통해 단절적 정책변동 여부를 검토하고자 한다.

3. 옹호연합모형(Advocacy Coalition Framework, ACF)

단절적 예산변동이라는 거시적 현상 이면에서, 실제 정책행위자들이 어떠한 신념을 바탕으로 갈등하고 상호작용하는지를 미시적으로 해부하기 위해 Sabatier와 Jenkins-Smith가 고안한 옹호연합모형(Advocacy Coalition Framework, ACF)을 차용한다(Sabatier and Jenkins-Smith 1993; Sabatier and Jenkins-Smith 1999). ACF는 현대의 다원화된 정책하위체제(Policy Subsystem) 내에서 공통의 ‘신념체계(Belief Systems)’를 공유하는 다양한 행위자(정치인, 관료, 이익집단, 연구자, 언론 등)들이 형성하는 ‘옹호연합(Advocacy Coalitions)’ 간의 치열한 경쟁을 정책변동의 핵심동인으로 파악한다.

ACF 이론에 따르면 행위자들을 결속시키는 신념체계는 세 가지 층위로 엄격하게 구성된다(Sabatier and Jenkins-Smith 1999). 첫째는 가장 심연에 자리 잡아 종교적 교리만큼이나 바꾸기 어려운 ‘규범적 핵심신념(Deep Core Beliefs)’이며, 둘째는 특정 정책영역 내에서의 근본적인 문제의식, 우선순위, 인과관계를 정의하는 ‘정책핵심신념(Policy Core Beliefs)’이다. 셋째는 구체적인 예산 규모나 행정적 수단을 의미하는 ‘부차적 신념(Secondary Aspects)’이다. 옹호연합의 행위자들은 부차적 신념에 대

해서는 상황에 따라 유연하게 타협하지만, 정책핵심신념이 위협받을 때는 필사적으로 저항하는 경향을 보인다. 특히 이 갈등 과정에서 경쟁연합의 역량과 악의성을 실제보다 과대평가하는 ‘악마화 편향(Devil Shift)’이 빈번하게 발생되며, 이는 역설적으로 연합 내부의 결속을 더욱 단단히 다지는 기제로 작용한다(Munro 1993; Sabatier and Weible 2007).

이러한 ACF 체계 내에서 수십 년간 고착화된 패권적 연합이 무너지고 획기적인 ‘정책변동(Major Policy Change)’이 발생하기 위해서는 두 가지 핵심기제가 요구된다. 첫 번째는 거시경제지표의 악화, 글로벌환경의 급변, 새로운 정치체제(정권)의 등장과 같이 하위체제를 강타하는 거대한 ‘외부충격(External Perturbations/Events)’이다(Sabatier 1998). 두 번째는 새로운 과학적 정보나 정책실패의 경험을 수용하여 연합 스스로가 기존의 신념체계를 수정해 나가는 ‘정책지향적 학습(Policy-oriented Learning)’이다(Sabatier 1988). 아울러 양 연합 간의 갈등이 극단으로 치달을 때 제도의 파국을 막고 현실적인 타협안을 도출해 내는 ‘정책중개자(Policy Broker)’의 개입 역시 정책변동과정을 온전히 이해하는 데 필수적인 요소로 다루어진다(Sabatier and Weible 2007).

4. 분석 틀의 도출

본 연구의 독창성은 거시적이고 통계적인 ‘결과(예산의 단절적 삭감과 폭발적 복원)’를 규명하는 PET와, 그 이면에서 치열하게 작동하는 미시적 ‘과정(행위자 간 신념의 충돌과 학습)’을 설명하는 ACF를 유기적으로 결합한 독자적인 분석 틀을 제시하는 데 있다. 이러한 결합적 분석틀을 바탕으로, 2024~2026년의 대한민국 R&D 예산결정과정 하위체제는 상이한 신념체계를 지닌 두 개의 거대한 옹호연합으로 양극화되었다고 규정할 수 있다.

가. A연합(재정효율화 연합)

기획재정부, 대통령실 내 재정보수파, 재정건전성을 중시하는 보수적 학계로 구성된다. 이들의 ‘규범적 핵심신념’은 거시경제적 안정성과 시장효율성이며, 이를 바탕으로

팽창하는 국가부채를 통제하기 위해 방만하게 운영되어 온 공공예산을 전면 구조조정해야 한다는 ‘정책핵심신념’을 도출하였다. 이들은 R&D 예산시스템 내부에 고착화된 비효율과 연구자들의 지대추구행위를 ‘카르텔(Cartel)’이라는 강력한 프레임으로 규정하였다. A연합에게 있어 2024년의 14.6% 일괄 삭감은 혁신생태계를 파괴하려는 악의적 목적이 아니라, 기존 정책독점체의 관성적 점증주의와 제도적 마찰을 타파하고 재정효율성을 회복하기 위해 불가피하게 동원해야만 하는 충격요법(Negative Punctuation)이었다.

나. B연합(과학기술투자 옹호연합)

과학기술정보통신부(MSIT), 대학, 정부출연연구기관, 그리고 R&D 현장의 과학기술계 종사자 및 관련 이익집단으로 구성된다. 이들은 Romer와 Nelson의 혁신이론에 입각하여, 지속적인 R&D 투자가 장기적 국가생존과 내생적 경제성장의 절대적 기반(NIS)이라는 굳건한 ‘정책핵심신념’을 공유한다. 이들에게 예산의 안정적 증액은 단순한 밥그릇 지키기가 아니라 국가경쟁력을 담보하는 최소한의 장치이다. 따라서 2024년의 급격한 예산삭감은 중소기업혁신동력의 상실(700억원 규모의 매출 비용 등)과 젊은 연구자들의 대규모 해외유출(Brain Drain)을 초래하는 생태계 붕괴이자 국가적 재난으로 인식되었다.

다. 분석 프레임워크의 시간적 전개 논리(2024~2026년)

(1) 점증적 균형의 파괴와 부정적 단절 발생(2024년도 예산)

1990년대 이후 30년이상 국가 R&D 예산은 B연합의 주도 아래 점증적 균형(Incremental Equilibrium) 상태를 유지해 왔다. 그러나 2023년 6월, 최고 의사결정자(대통령)의 ‘R&D 카르텔’ 타파 발언이라는 초유의 외부충격과 강력한 주의집중(Attention Allocation)이 정책하위체제를 강타했다. 이는 B연합이 굳건하게 구축해 온 방어막(제도적 마찰)을 일거에 무력화시켰고, A연합은 이 기회를 활용하여 전년 대비 14.6% 감액이라는 전형적인 ‘부정적 단절(Negative Punctuation)’을 관철시켰다.

(2) 악마화 편향의 격화와 정책지향적 학습(2024년 말~2025년도 예산)

삭감안 발표 직후, B연합은 언론과 여론을 동원하여 A연합의 결정을 국가자해행위로 규정하는 맹렬한 공격(악마화 편향)을 전개했다. 동시에 정책중개자(Policy Broker)로서의 국회가 치열한 예산심의를 통해 양측의 갈등을 조율하고자 시도했다. 더 결정적으로, 글로벌 AI 및 첨단기술 패권경쟁의 격화와 기초연구자 이탈이라는 현실적 위협을 목도한 A연합은, 지나친 예산삭감이 거시경제적 타격을 초래할 수 있음을 인지하는 ‘정책지향적 학습(Policy-oriented Learning)’ 과정을 겪게 된다. 그 결과 2025년 예산은 29.6조원으로 V자형 복원(11.5% 증가)을 이루기 시작했다.

(3) 외부충격(정권 교체)과 긍정적 단절의 폭발(2026년도 예산)

2026년도 예산편성과정에서 행정부의 교체(이재명 행정부 출범)라는 가장 극적이고 거대한 외부사건(External Events)이 발생한다. 이는 기존 A연합의 헤게모니를 붕괴시키고 B연합의 정책핵심신념을 국가최고의제로 격상시켰다. 신임 행정부는 AI 기반의 국가대전환을 생존전략으로 선포하며, 2026년도 R&D 예산을 19.9% 증가한 35.5조원 규모로 확정하였다. 이는 단순한 회귀를 넘어 AI 대전환 분야에 10.1조원을 투입하는 등 예산포트폴리오를 전면 재편하는 구조적 개혁을 동반한 폭발적인 ‘긍정적 단절(Positive Punctuation)’이자, 새로운 단절적 균형상태로의 진입을 의미한다.

Ⅲ. 핵심 연구질문 및 연구방법론

1. 핵심 연구질문

본 연구는 앞서 도출한 단절적 균형이론(PET)과 옹호연합모형(ACF)의 결합적 분석틀을 바탕으로, 대한민국 국가 R&D 예산의 극단적 변동현상을 규명하기 위해 다음과 같은 두 가지 핵심 연구 질문을 설정한다.

연구질문 1(결과론적 관점 - PET 적용): 1990년부터 현재까지 대한민국 국가 R&D예산 변동의 시계열 데이터는 전통적 점증주의를 상징하는 정규분포를 따르는가, 아니면 단절적 균형이론(PET)이 제시하는 고점도의 렙토커틱(Leptokurtic) 분포를 나타내는가? 특히 2024년의 대규모 예산 삭감(-14.6%)과 2026년의 폭발적 증액(+19.9%)은 해당 통계분포에서 유의미한 거시적 '단절(Punctuation)' 현상으로 규명될 수 있는가?

연구질문 2(과정론적 관점 - ACF 적용): 2024년 초유의 R&D 예산 삭감사태와 2025~2026년에 걸친 급격한 예산복원 및 증액과정에서, 재정효율화 연합(A연합)과 과학기술투자 옹호연합(B연합)은 각각 어떠한 신념체계와 담론프레임을 구축하며 대립하였는가? 나아가 최고권력자의 하향식 의지, 글로벌기술패권 경쟁의 격화, 그리고 정권교체라는 거대한 '외부충격'과 각 연합의 '정책지향적 학습'은 이례적인 예산의 단절적 변동을 실질적으로 어떻게 추동하였는가?

2. 연구가설

가설 1(H1 - PET 모형에 기반한 분포 패턴): 대한민국 국가 R&D 예산의 연간 변동률은 정규성 검정만으로는 정규분포 귀무가설을 유의수준 5%에서 기각하지 못할 수 있다. 그러나 정부총지출 증가율을 통제한 잔차 분석, 사전구간 및 성숙기 기준 표준화 충격 분석, 비모수 순위·분위 분석을 종합하면 2024년의 삭감과 2026년의 증액은 일반 재정기조와 평시 예산관성으로 설명하기 어려운 단절적 변동으로 규명될 것이다.

가설 2(H2 - 외부충격과 의제설정에 따른 부정적 단절): 2024년 예산편성과정에서 최고권

력자에 의해 점화된 'R&D 카르텔' 담론은 정책하위체제를 강타한 치명적인 외부충격(External Shock)이자 강제적인 주의집중(Attention Shift)기제로 작용했을 것이다. 이는 과학기술투자 옹호연합(B연합)이 의존해 온 점증주의적 제도마찰을 일거에 붕괴시키고, 결과적으로 재정효율화 연합(A연합)이 주도하는 극단적인 부정적 단절(-14.6% 삭감)을 관철시키는 결정적인 촉매제가 되었을 것이다.

가설 3(H3 - 정책학습과 권력교체에 따른 긍정적 단절): 2024년 삭감 이후 촉발된 B연합의 적극적인 문제제기(악마화 편향에 대항하는 의제 재설정)와 글로벌 AI 기술 패권경쟁의 압박은, A연합의 기존 신념체계를 일부 수정하게 만드는 '정책지향적 학습(Policy-oriented Learning)'을 유도하여 2025년의 부분적 예산복원을 이끌어냈을 것이다. 뒤이어 발생한 정권교체(이재명 행정부 출범)라는 거대한 외부사건(External Events)은 정책하위체제의 권력지형을 완전히 전복시킴으로써, 2026년 역대 최대 규모(35.5조원)의 질적·양적 팽창을 동반한 폭발적인 긍정적 단절을 유발하는 근본원인으로 작용했을 것이다.

3. 연구방법론(혼합연구방법)

본 논문은 R&D 예산 배분의 객관적이고 거시적인 결과패턴을 통계적으로 증명하기 위한 '양적 연구'와, 그 숫자 이면에 감춰진 권력관계의 이동, 담론의 전복, 그리고 신념체계의 진화과정을 심층적으로 추적하기 위한 '질적 연구'를 상호보완적으로 통합한 혼합연구방법론(Mixed Methods)을 채택한다.

가. 양적연구방법(Quantitative Method): PET 모델과 분석 통계적 방법론

국가 R&D 예산 변동의 단절성을 통계적으로 검토하고 보완적 근거를 제시하기 위한 양적 연구를 수행한다.

데이터 수집 및 범위: 1990년부터 2026년까지의 정부 R&D 예산 편성액·확정예산액 시계열 데이터를 구축한다. 데이터의 객관성과 신뢰성을 담보하기 위해 한국과학기술기획평가원(KISTEP) 통계를 사용한다(한국과학기술기획평가원 2026).

분석기법: Shapiro-Wilk 정규성 검정, L-침도 산출, 정부총지출 통제 OLS 잔차 분석, 사전

구간·성숙기 기준 z-score 분석, 비모수 순위·분위 분석을 병행한다.

나. 질적연구방법(Qualitative Method): 담론 및 내용 분석(Content Analysis)

통계적으로 확인된 거시적 단절의 시기(2024년 삭감, 2025~2026년 급증)에 정부 부처, 의회, 그리고 이익집단 내부에서 작동한 정치·행정적 메커니즘을 ACF 분석 틀에 맞추어 심층적으로 추적한다(Krippendorff 2018; Neuendorf 2016). 이는 과정추적 방식으로 진행한다.

분석 대상 문헌: 2023년 하반기부터 2025년 말까지 생산된 국회 과학기술정보방송통신위원회(과방위) 및 예산결산특별위원회 회의록, 기획재정부와 과학기술정보통신부의 공식예산브리핑 및 보도자료, 대통령실 연설문, 전국공공연구노동조합 등 주요 과학기술계의 연대성명서, 그리고 핵심 언론 보도 등을 포괄적으로 수집한다.

분석기법:

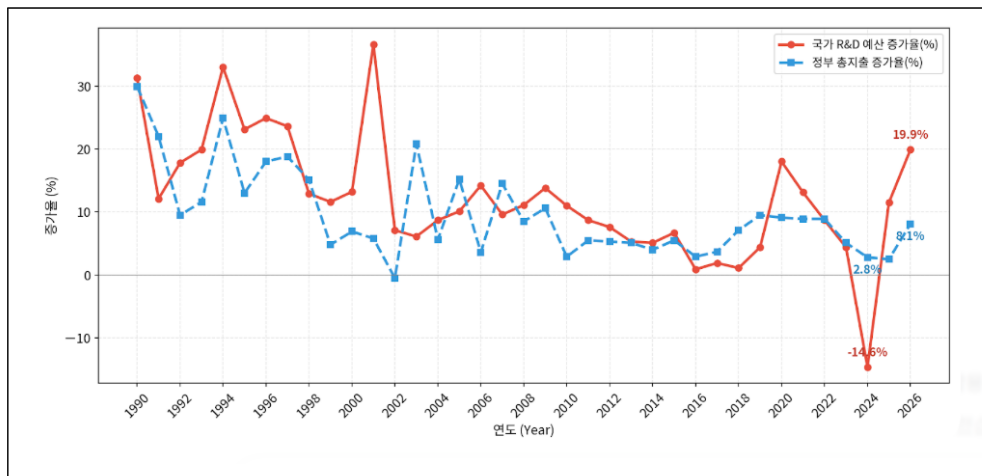
- ① 문헌기반 내용분석 및 과정추적: A연합(재정효율화)과 B연합(과학기술투자 옹호)이 사용하는 핵심 언어(예: ‘카르텔, 비효율, 나누어먹기’ vs ‘생태계 붕괴, 미래 성장 동력, 연구자유출’)의 출현빈도 및 연관망 분석을 수행하여 두 연합의 상이한 신념체계를 객관적으로 도출한다.
- ② 담론의 진화와 프레임링 추적: ‘카르텔’이라는 파괴적인 프레임이 어떻게 대중의 주의를 집중시켜 점증적 예산관행을 무너뜨렸는지 규명한다. 또한 이후 ‘AI 대전환(AX)’ 및 ‘생존을 위한 인프라(AI Highway)’라는 새로운 담론이 어떻게 2026년 매머드급 예산편성(긍정적 단절)을 이끈 ‘정책지향적 학습’의 매개체로 작동했는지 질적으로 추적한다.
- ③ 정책중개자 분석: 국회 예산심의과정에서 입법부와 언론매체들이 어떻게 두 연합 간의 극단적인 ‘악마화 편향’을 중재하고 현실적인 타협점(2025년 예산 복원)을 도출해 내는 정책중개자(Policy Broker) 역할을 수행했는지 면밀히 분석한다.

IV. 대한민국 R&D 예산의 단절적 변동계량 분석(PET 결과 분석)

1. 거시적 R&D 예산변동추이 분석(1990~2026년)

[그림 1] 국가 R&D 예산 및 정부총지출 증가율 비교(1990~2026년)

(단위: %)



[표 1] 국가 R&D 예산 및 정부예산(1990~2026년)

(단위: 억원, %)

연도	R&D 예산 기준	국가 R&D 예산 총액	R&D 증감률	정부예산기준	정부예산	정부예산 변동률
1990	연구개발관계예산	7,350	31.3	통합재정규모	340,350	29.9
1991	연구개발관계예산	8,241	12.1	통합재정규모	415,080	22
1992	연구개발관계예산	9,711	17.8	통합재정규모	454,690	9.5
1993	연구개발관계예산	11,645	19.9	통합재정규모	507,350	11.6
1994	연구개발관계예산	15,483	33	통합재정규모	633,570	24.9
1995	연구개발관계예산	19,055	23.1	통합재정규모	715,790	13
1996	연구개발관계예산	23,796	24.9	통합재정규모	844,290	18
1997	연구개발관계예산	29,420	23.6	통합재정규모	1,003,270	18.8
1998	정부연구개발예산	33,226	12.9	통합재정규모	1,154,302	15.1
1999	정부연구개발예산	37,067	11.6	통합재정규모	1,209,877	4.8
2000	정부연구개발예산	41,974	13.2	통합재정규모	1,292,841	6.9

연도	R&D 예산 기준	국가 R&D 예산 총액	R&D 증감률	정부예산기준	정부예산	정부예산 변동률
2001	정부연구개발예산	57,339	36.6	통합재정규모	1,367,654	5.8
2002	정부연구개발예산	61,417	7.1	통합재정규모	1,360,497	-0.5
2003	정부연구개발예산	65,154	6.1	통합재정규모	1,643,031	20.8
2004	정부연구개발예산	70,827	8.7	통합재정규모	1,735,379	5.6
2005	정부연구개발예산	77,996	10.1	통합재정규모	1,999,128	15.2
2006	정부연구개발예산	89,096	14.2	통합재정규모	2,070,881	3.6
2007	정부연구개발예산	97,629	9.6	정부 총지출	2,370,141	14.5
2008	정부연구개발예산	108,423	11.1	정부 총지출	2,571,657	8.5
2009	정부연구개발예산	123,437	13.8	정부 총지출	2,845,339	10.6
2010	정부연구개발예산	137,014	11	정부 총지출	2,928,159	2.9
2011	정부연구개발예산	148,902	8.7	정부 총지출	3,090,567	5.5
2012	정부연구개발예산	160,244	7.6	정부 총지출	3,254,076	5.3
2013	정부연구개발예산	168,777	5.3	정부 총지출	3,419,677	5.1
2014	정부연구개발예산	177,428	5.1	정부 총지출	3,558,051	4
2015	정부연구개발예산	189,231	6.7	정부 총지출	3,754,033	5.5
2016	정부연구개발예산	190,942	0.9	정부 총지출	3,863,996	2.9
2017	정부연구개발예산	194,615	1.9	정부 총지출	4,005,459	3.7
2018	정부연구개발예산	196,681	1.1	정부 총지출	4,288,339	7.1
2019	정부연구개발예산	205,328	4.4	정부 총지출	4,695,752	9.5
2020	정부연구개발예산	242,195	18	정부 총지출	5,122,504	9.1
2021	정부연구개발예산	274,005	13.1	정부 총지출	5,579,872	8.9
2022	정부연구개발예산	297,770	8.7	정부 총지출	6,076,633	8.9
2023	정부연구개발예산	310,778	4.4	정부 총지출	6,387,277	5.1
2024	정부연구개발예산	265,369	-14.6	정부 총지출	6,566,183	2.8
2025	정부연구개발예산	295,968	11.5	정부 총지출	6,733,016	2.5
2026	정부연구개발예산	355,000	19.9	정부 총지출	7,279,000	8.1

국가 R&D 예산은 단순한 국가의 재정지출 항목 중 하나를 넘어, 해당 국가의 장기적인 경제성장잠재력, 혁신역량, 그리고 글로벌 경쟁력을 근본적으로 결정짓는 핵심적인 거시정책수단이다. 대한민국의 경우 지난 수십 년간 정부주도의 적극적이고 지속적인 R&D 투자를 통해 이른바 ‘추격형 경제(Catch-up Economy)’에서 ‘선도형 경제(Leading Economy)’로의 눈부신 성장을 이룩해 왔다. 세계은행(World Bank)의 거시경제 지표에 따르면, 대한민국의 국내총생산(GDP) 대비 R&D 투자 비율은 2022년

기준 5.21%에 달하며 세계 최고 수준의 혁신집약도를 공고히 유지해 왔다(World Bank 2022).

이러한 지속적이고 안정적인 국가 R&D 예산의 양적 팽창 이면에는, 과거 연도의 예산총액을 기저(Base)로 삼고 여기에 경제성장률이나 물가상승률에 연동된 일정 비율(Fair Share)을 점진적으로 더해가는 ‘점증주의(Incrementalism)’적 예산편성관행이 국가 예산결정과정의 가장 강력한 규범이자 제도로 확고하게 자리 잡고 있었다. Wildavsky를 위시한 전통적인 예산이론가들이 설파하였듯, 점증주의는 정책환경이 내포한 불확실성을 최소화하고 혁신생태계 내의 행위자들에게 고도의 예측가능성을 보장하는 데 기여해 왔다(Wildavsky 1964). 실제로 대한민국 국가 R&D 예산은 2008년 최초로 10조원을 돌파한 이후 지속적인 팽창을 거듭하여 2019년 20조원을 넘어섰고, 2023년에는 전체 R&D 예산이 31.1조원에 육박하는 등 1991년 이후 33년간 단 한 번의 예외도 없이 증가 또는 유지되는 극단적인 안정성(Stasis)을 보여주었다. 이는 공공예산결정과정에서 과학기술정보통신부 중심의 관료제와 정부출연연구기관, 대학 등 이익집단이 형성한 ‘정책독점체(Policy Monopoly)’가 예산배분의 권한을 안정적으로 행사해 왔음을 강력히 시사한다.

그러나 2024년도 국가 R&D 예산 편성과정에서 대한민국은 과학기술정책 역사상 유례를 찾아보기 힘든 거대한 파열음을 경험하게 된다. 정부는 33년 만에 처음으로 국가 전체 R&D 예산을 전년 대비 무려 14.6% 삭감한 26.5조원으로 편성하는 초유의 일괄감액을 단행하였다. 이는 단순한 재정다이어트를 넘어, 수십 년간 축적된 예산의 점증적 관성을 일거에 무너뜨리는 전형적인 거시적 단절(Macro-Punctuation)에 해당한다. 이 과정에서 연구현장의 비효율과 지대추구행위를 지칭하는 ‘R&D 카르텔’이라는 파괴적인 정치적 담론이 정책의제로 급부상하였고, 이는 기존 하위체제의 방어막을 철저히 붕괴시키는 명분으로 작동했다.

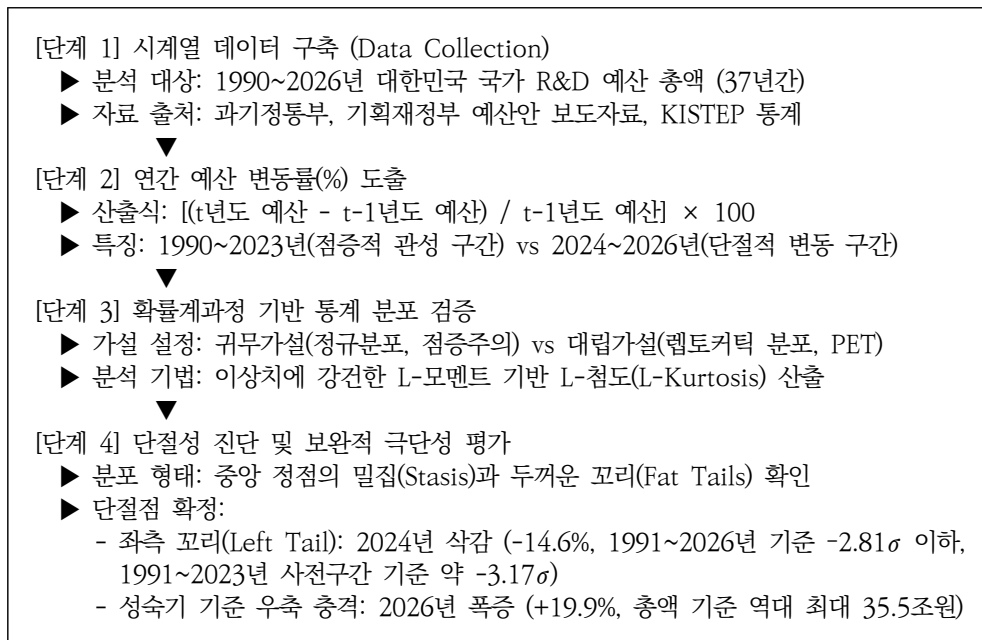
그러나 2024년의 단절적 삭감은 단순히 ‘카르텔 담론’이라는 단기적 정치 슬로건만으로 발생한 것이 아니다. 기저에는 ① 코로나19 팬데믹 대응 과정에서 발생한 R&D 예산의 이례적 비대화, ② 다부처 분산에 따른 거버넌스 복잡성과 투자 비효율성 누적, ③ 기초연구 홀대 논란 등 ‘하위체제 내부에 응축된 구조적 불만’이 자리 잡고 있었다. 카르텔 담론은 이러한 누적된 압력이 폭발하도록 불을 붙인 ‘정치적 촉발기제(Trigger)’로 작용했다. 주목할 만한 점은 이러한 극단적인 예산의 파괴적 단절이 단발

성 사건으로 끝나지 않고, 이후 불과 1~2년 만에 또 다른 형태의 맹렬한 급격한 변동을 겪으며 정책기조가 180도 선회했다는 사실이다. 정치적 피드백의 수용과 글로벌 인공 지능(AI)기술 패권경쟁이라는 거대한 외부충격이 결합되면서, 2025년도 예산안에서는 29.6조원으로 신속히 복원하는 V자형 반등 기조를 보였다. 나아가 예산삭감사태 이후 정권교체를 통해 새롭게 출범한 2026년도 이재명 행정부의 확정된 국가 R&D 예산은 전년 대비 19.9% 급증한 역대 최대 규모인 35.5조원으로 폭발적인 증액이 이루어졌다.

결과적으로 불과 3년(2024~2026년)이라는 짧은 기간 동안 -14.6%, +11.5%, +19.9%라는 극단적인 삭감과 급증이 교차한 현상은 예산결정권자들의 인지적 제약과 정보처리방식의 전환이 가져온 결과물이다. 이는 전통적인 점증주의만으로는 충분히 설명하기 어려운 이상 현상으로, 정책변동의 새로운 패러다임을 통한 접근을 강하게 요구한다.

2. 예산변동률의 정규성 검정

[그림 2] PET 모형에 기반한 국가 R&D 예산 시계열 데이터 계량분석 프로세스



공공예산결정과정의 거시적 변동패턴을 통계적으로 입증하고 설명하는 데 있어 Baumgartner와 Jones가 주장한 단절적 균형이론(Punctuated Equilibrium Theory, PET)은 가장 정교한 분석틀을 제공한다(Baumgartner and Jones 1993; 2005). 전통적인 예산이론이 점증주의적 관행을 훌륭하게 설명했다면, PET는 진화생물학 등의 개념을 차용하여 긴 기간 응축된 압력이 어느 순간 폭발적으로 분출되는 거시적이고 극단적인 정책변동의 메커니즘을 통계적 분포로 규명한다. PET 모형에 따르면, 공공정책 및 예산은 장기간의 안정 및 점증적 변화(Stasis) 속에 머물다가 짧고 급격한 변동(Punctuation)이 간헐적으로 교차하는 패턴을 나타낸다.

이러한 단절적 변동을 유발하는 핵심기제는 인간의 '제한된 합리성(Bounded Rationality)'과 정치제도의 '제도적 마찰(Institutional Friction)'이다(Jones and Baumgartner 2005; Robinson 2004). 정책결정자들은 인지적 한계로 인해 수많은 사회문제와 정보에 동시에 주의를 기울일 수 없는 병렬적 정보처리(Parallel Processing)의 근본적 한계를 지닌다. 따라서 평상시에는 특정 정책영역을 전담하는 관료, 이익집단, 전문가들로 구성된 '정책독점체(Policy Monopoly)'에 의사결정권한을 위임하며, 이들은 기득권을 보호하기 위해 제도적 마찰력을 행사하여 예산의 관성적인 점증주의를 유지한다. 그러나 중대한 외부환경의 변화나 최고권력자에 의한 담론의 재구성(Problem Definition)을 통해 대중의 '주의(Attention)'가 특정 이슈로 급격히 쏠리게 되면 의사결정방식은 직렬적 정보 처리(Serial Processing)로 전환된다. 이때 억눌려 있던 제도적 마찰력을 일거에 뚫고 예산이 폭발적으로 증액되거나 반대로 급격하게 삭감되는 거시적 단절이 발생하게 된다.

통계학적으로 이러한 단절적 예산변동의 시계열 분포는 일반적인 종형의 정규분포(Normal Distribution)를 따르지 않는다. 대신 중앙의 정점(Mean) 부근에 데이터가 과도하게 밀집되어 있으면서 동시에 양극단의 꼬리가 비정상적으로 두꺼운 형태를 띠게 되는데, 이를 '렙토커틱 분포(Leptokurtic Distribution, 고첨도 분포)'라 명명한다(True, Jones and Baumgartner 2007).

데이터의 극단성을 정량화하기 위해 본 연구는 확률계과정(Stochastic Process Approach)에 기초한 첨도(Kurtosis) 분석기법을 적용한다. 특히 이상치에 지나치게 민감한 일반첨도 대신, 선형결합에 기반하여 보다 강건한 통계적 성질을 지니는 L-모멘트기반의 L-첨도(L-Kurtosis) 값을 활용한다(Hosking 1990). 이론적으로 완전한

정규분포를 그리는 데이터 셋의 L-첨도 값은 0.123에 불과한 반면, 심각한 정치적 격변이나 위기를 겪으며 단절적 예산역학이 강력하게 존재하는 국가의 시스템은 통상적으로 0.400에서 0.600 이상에 달하는 매우 높은 고첨도 값을 시현한다(Baumgartner et al. 2009).

국가 R&D 예산변동률의 분포를 검토하기 위해 1991년부터 2026년까지의 전년대비 예산증감률 데이터(N=36)에 대해 Shapiro-Wilk 정규성 검정을 수행하였다. 분석 결과 $W=0.945$, $p=0.074$ 로 나타났으며, 유의수준 0.05에서는 “데이터가 정규분포를 따른다”는 귀무가설을 기각하지 못했다. 따라서 정규성 검정만으로는 PET가 예측하는 고첨도·비정규 분포를 확증하기 어렵다. 다만 2024년과 2026년의 변동은 정책적으로 중요한 사례이므로, 이하에서는 L-첨도, 정부총지출통제잔차분석, 사전구간 기준 z-score, 비모수순위분석을 통해 단절성을 보완적으로 검토한다.

[그림 3] 판정 결과

귀무가설 (H_0): 1991~2026년 국가 R&D 예산 증감률은 정규분포를 따른다.
 대립가설 (H_1): 1991~2026년 국가 R&D 예산 증감률은 정규분포를 따르지 않는다.
 분석 결과: 검정 통계량 $W = 0.945$, 유의확률 $p = 0.074$
 판정: 귀무가설 기각불가

[표 2] 국가 R&D 예산변동률 기초 통계량 및 L-첨도 결과(1991~2026년)

(단위: %)

구분	표본 수 (N)	평균 (Mean)	분산 (Variance)	표준 편차 (SD)	표준 오차 (SE)	95% 신뢰구간 (CI)	L-첨도 (L-Kurtosis)
국가 R&D 예산증감률	36	11.75	88.12	9.39	1.56	[8.58, 14.93]	0.251
정부총지출 예산증감률	36	9.04	37.56	6.13	1.02	[6.97, 11.12]	0.131

R&D 예산증감률의 분산은 88.12로, 정부총지출 증감률의 분산 37.56보다 약 2.35배 크다. 이는 R&D 예산하위체제가 전체 재정기조보다 더 큰 변동성을 보였음을 의미한다. 그러나 R&D 예산의 L-첨도는 0.251로 정규분포 기준 0.123보다 높지만,

강한 PET 사례에서 제시되는 0.400 이상의 기준에는 미달한다. 따라서 본 연구는 L-첨도 단독으로 단절성을 확증하기보다, 정부총지출통제잔차분석과 사전구간기준표준화충격분석을 결합하여 2024~2026년 변동의 성격을 평가한다.

3. 보완적 단절성 분석

가장 설득력 있는 단절성 분석을 위한 보완방법은 정부총지출통제잔차분석이다. R&D 예산증감률만 보면 2026년 +19.9%는 1990년대 고성장기와 비교해 최고 수준은 아니다. 그러나 “정부 전체 예산증가율에 비해 R&D가 얼마나 이례적으로 움직였는가”를 보면 2024~2026년의 단절성이 훨씬 뚜렷해진다. 모형은 다음처럼 설정한다.

$$R\&D\text{ 증감률}_t = \alpha + \beta \times \text{정부총지출증감률}_t + \varepsilon_t$$

2007~2023년 기준 OLS 추정식은 $R\&D\text{ 증감률} = 2.537 + 0.754 \times \text{정부총지출증감률}$ 이며, 잔차 표준편차는 약 4.24%p이다. 2007~2023년을 성숙기 기준선으로 삼아 추정하면, 2024년과 2026년은 “2024년 삭감과 2026년 증액이 단순한 전체 재정구조의 결과가 아니라 R&D 하위체제에 특수하게 발생한 충격”이라 할 수 있다.

[표 3] 정부총지출통제잔차 분석 결과

연도	실제 R&D 증감률	정부총지출 기준 예측값	잔차	표준화 잔차	해석
2024년	-14.6%	약 +4.65%	-19.25%p	-4.54σ	95% 예측구간 하한 이탈
2025년	+11.5%	약 +4.42%	+7.08%p	+1.67σ	예측구간 내
2026년	+19.9%	약 +8.64%	+11.26%p	+2.65σ	95% 예측구간 상한 이탈

사전구간기준표준화충격분석으로 접근하면 다음과 같다. 1991~2023년, 즉 2024년 삭감 이전의 관성적 구간을 기준으로 하면 2024년 -14.6%는 -3.17σ이다. 2007~2023년 성숙기 기준으로 보면 -4.71σ로 더 강하다. 전체기간 기준으로 2024년은 명

백한 음의 극단치이나, 2026년은 증감률 기준 극단치가 아니다. 성숙기 기준으로 2024년과 2026년은 모두 평시 예산관성에서 크게 벗어난 단절적 충격이다.

[표 4] 사전구간기준표준화충격분석 분석 결과

기준구간	2024년 z-score	2026년 z-score	해석
1991 ~2023 (사전구간)	-3.17 σ	+0.89 σ	2024년 삭감은 명백한 음의 충격, 2026년은 전체 역사 기준으로는 극단 아님
2007 ~2023 (성숙기 기준)	-4.71 σ	+2.57 σ	성숙기 이후 기준으로 2024·2026 모두 이례적 변동

비모수 순위·분위 분석의 관점에서 검토해도 1991~2026년 전체 기준에서 2024년 -14.6%는 최저값이다. 반면 2026년 +19.9%는 전체기간 기준 최고치가 아니며, 1993년과 동률이고 2001년 +36.6%, 1994년 +33.0%, 1996년 +24.9%, 1997년 +23.6%, 1995년 +23.1%보다 낮다. 따라서 2026년은 “전체기간 증감률 최고치”가 아니라 “총액 기준 역대 최대, 성숙기 구간 기준 최고 수준의 양의 충격”으로 볼 수 있다. 다만 정부 총지출 대비 R&D 예산비중을 기준으로 보면, 2026년은 전례 없는 재정비중 확대라기보다 2024년 삭감으로 훼손된 R&D 우선순위를 2023년 수준으로 복원한 성격이 강하다. 따라서 2026년의 긍정적 단절은 단순 비중 확대보다 총액의 역대 최대화, 성숙기 기준 잔차 충격, AI 중심 포트폴리오 재편의 결합으로 해석하는 것이 타당하다.

V. R&D 예산결정과정의 옹호연합 상호작용 및 담론 분석(ACF과정 분석)

제Ⅳ장이 예산총량의 변동이라는 거시적인 ‘결과’를 계량적으로 검토했다면, 제Ⅴ장에서는 그 숫자 이면에서 실제 정책행위자들이 어떠한 신념을 가지고 충돌하며 타협했는지 그 미시적인 정치·행정적 ‘과정’을 해부한다. 이를 위해 Sabatier와 Jenkins-Smith가 현대 다원주의사회의 정책변동을 설명하기 위해 고안한 옹호연합모형(Advocacy Coalition Framework, ACF)을 핵심 분석틀로 적용한다(Sabatier and Jenkins-Smith 1993; 1999).

1. 정책하위체제의 형성: 재정효율화연합(A) vs 과학기술투자 옹호연합(B)의 신념 체계

ACF이론은 다원화된 정책하위체제(Policy Subsystem) 내에서 정책변화를 주도하는 핵심동력을 ‘옹호연합(Advocacy Coalitions)’ 간의 권력투쟁으로 파악한다. 이들 연합을 결속시키는 매개체는 단순한 이익이 아니라 공통의 ‘신념체계(Belief Systems)’다. 이 신념체계는 종교적 교리처럼 바꾸기 어려운 ‘규범적 핵심 신념(Deep Core Beliefs)’, 특정 정책영역의 우선순위와 문제의식을 규정하는 ‘정책핵심신념(Policy Core Beliefs)’, 그리고 구체적인 수단이나 예산 규모를 의미하는 ‘부차적 신념(Secondary Aspects)’이라는 3단계 층위로 엄격하게 구성된다. 이러한 이론적 틀을 바탕으로 볼 때, 2024~2026년의 대한민국 R&D 정책 하위체제는 본질적으로 대척점에 서 있는 두 개의 거대한 옹호연합으로 양극화되었다.

A연합(재정효율화 연합): 2024년 삭감을 주도했던 대통령실 내부의 재정보수파와 기획재정부(MOEF), 그리고 국가 재정건전성을 중시하는 보수성향의 경제학자 그룹으로 결성되었다. 이들의 ‘규범적 핵심신념’은 거시경제적 펀더멘털의 안정성과 시장중심의 자원배분효율성이다. 이를 바탕으로 팽창일로에 있는 국가 부채를 통제하기 위해, 그동안 성역으로 간주되어 온 R&D 예산 역시 전면적인 영기준(Zero-base) 구조조정의 대상이 되어야 한다는 ‘정책핵심신념’을 도출했다. A연합은 수십 년간 고착화된 관성적 뿌려주기식 지원과 연구책임자들

의 지대추구행위를 ‘이권카르텔(Cartel)’이라는 매우 자극적이고 폭발력 있는 담론프레임으로 규정하였다. 이들에게 2024년의 14.6% 일괄삭감은 연구자들을 꺾박하려는 악의적 목적이 아니라, 기존 정책독점체가 구축한 공고한 제도적 마찰을 완화하고 국가 재정의 효율성을 정상화하기 위해 필연적으로 수반되어야 하는 ‘충격요법(Shock Therapy)’으로 정당화되었다.

B연합(과학기술투자 옹호연합): 과학기술정보통신부(MSIT), 대학 및 정부출연연구기관, 관련 이익집단 및 노동조합, 그리고 2026년 정권교체 이후 전면에 등장한 이재명 행정부를 포괄하는 연합이다. 이들의 ‘정책핵심신념’은 고전경제학자 Arrow와 내생적 성장이론을 주창한 Romer의 경제학적 논리에 깊게 뿌리를 두고 있다(Arrow 1962; Romer 1990). 지식(Knowledge)창출은 본질적으로 비경합성(Non-rivalry)과 불완전한 배제성(Partial Excludability)을 가지므로 긍정적 외부효과를 유발하며, 이를 민간시장의 자유경쟁에만 맡겨둘 경우 필연적으로 과소 투자(Underinvestment)라는 ‘시장실패’를 초래한다는 것이다(Arrow 1962). 따라서 국가혁신체제(NIS) 유지를 위해 정부가 선제적이고 안정적으로 보조금을 투입하는 것은 포기할 수 없는 당위적 신념이 된다. B연합에게 있어 2024년의 극단적 예산삭감은 혁신생태계의 붕괴, 중소기업의 도산위기, 그리고 핵심 이공계 인재들의 돌이킬 수 없는 대규모 해외유출(Brain Drain)을 촉발하는 국가적 차원의 심각한 역효과를 초래하는 위기 상황으로 인식되었다.

2. 2024년 삭감의 정치학: ‘카르텔’ 담론을 통한 의제설정과 점증적 제도마찰의 파괴

ACF와 PET 이론이 공통으로 지적하듯, 30년 이상 고착화된 하위체제의 권력 지형이 전복되고 대규모 부정적 단절이 발생하기 위해서는 하위체제내부의 자체적인 조율이 아닌 외부로부터의 파괴적 에너지가 필수적으로 요구된다(Baumgartner and Jones 1993; Sabatier and Weible 2007). 2024년도 국가 R&D 예산 편성과정은 이러한 이론적 가설이 현실 정치공간에서 뚜렷하게 관찰되는 사례다. 기존의 점증주의적 예산 관행은 과학기술정보통신부 산하의 전문위원회, 정부출연연구기관 원장단, 그리고 관련 이익집단이 촘촘하게 얹혀 형성한 두터운 합의제적 절차, 즉 ‘제도적 마찰력(Institutional Friction)’에 의해 철저하게 방어되고 있었다.

그러나 2023년 하반기, 최고의사결정권자(대통령)의 직접적인 비판 발언에서 촉발

된 ‘R&D 카르텔’ 담론은 견고하던 정책하위체제를 직접적 변동을 유발한 중대한 외부 충격(External Shock)이자 폭발적인 문제정의(Problem Definition)로 작용했다(최재호 2023). ‘카르텔’이라는 강력하고 자극적인 언어적 프레임은 매우 복잡한 예산의 효율성 논쟁을 선악의 대결 구도로 극도로 단순화시켰으며, 이를 통해 대중과 언론의 ‘주의(Attention)’를 단번에 집중시키는 데 성공했다.

이러한 강제적인 주의 집중은 관료제 내부에서 다수의 행위자에 의해 병렬적으로 처리되던 점진적 예산심의절차를 강제로 마비시켰다. 그 결과, 의사결정권한이 대통령실과 기획재정부 수뇌부로 전적으로 이관되는 직렬적 정보처리(Serial Processing) 시스템으로의 급격한 전환이 촉발되었다. A연합(재정효율화 연합)은 최고권력자의 하향식 의지를 주요 동인으로 삼아 B연합(과학기술투자 옹호연합)이 수십 년간 축적해 온 제도적 마찰력을 신속하게 상쇄하였다. 이 과정에서 부차적 신념 수준에서의 타협이나 협의는 철저히 배제되었고, 6개월간 전문가들이 치밀하게 준비해 온 기존 예산안은 전면 폐기되었다. 불과 두 달여 만에 전년 대비 대폭 삭감된 26.5조원의 예산안이 일방적으로 책정되는 등, 절차적 갈등과 조정비용이 수반된 전형적인 부정적 단절(Negative Punctuation)이 관철되었다.

여기서 카르텔 담론을 주도한 건 기재부인데, 왜 혁신본부가 법정시한을 넘긴 8월 말에 삭감안을 발표했는지에 대한 ‘역설적 상황’이 발생한다. 이는 카르텔 담론을 통한 거시적 긴축 압력(Top-down)은 기재부가 행사했으나, 삭감대상과제를 선별하고 현장의 반발을 감내해야 하는 1차적 책임은 과기정통부 혁신본부로 전가(Blame Avoidance)되었다. 다원화된 R&D 하위체제 내에서 기존 계약을 파기하고 예산을 강제로 조정하는 과정에서 극심한 협상비용 및 집행비용(Transaction Costs)이 폭증하였으며, 이것이 결국 예산안 합의의 장기 교착과 8월 22일 지각 발표로 이어진 근본 원인이다.

옹호연합 간의 거시적 신념 충돌을 넘어, 예산삭감 및 복원과정에서 기획재정부와 과학기술정보통신부 간에 발생한 미시적 상호작용은 게임이론(Game Theory)적 해석의 가능성 관점에서 매우 흥미로운 시사점을 제공한다. R&D 생태계는 본질적으로 개별과제의 가치와 매몰비용에 대해 과기정통부가 미시적 지식을 독점하는 ‘정보의 비대칭성(Information Asymmetry)’이 극대화된 영역이다.

이 상황에서 기재부는 최고권력자의 ‘카르텔’ 담론을 전략적 지렛대로 삼아 정보 열위를 일거에 무력화하고 일방적인 총액삭감을 강제했다. 주목할 점은 이 과정에서 발현

된 기재부의 고도의 ‘책임전가(Blame Avoidance)’ 전략이다. 기재부는 거시적인 긴축 압력만 행사했을 뿐, 실제 삭감 대상과제를 선별하고 기존 계약을 파기하는 치명적인 역할은 과기정통부에 위임하였다.

결과적으로 이는 한정된 예산과 정치적 책임을 둘러싼 부처 간 ‘제로섬 게임(Zero-sum Game)’의 전형을 보여준다. 기재부는 재정감축이라는 자신의 보수(Payoff)를 극대화하는 동시에 현장의 반발 리스크는 회피한 반면, 과기정통부는 삭감의 실무적 책임을 떠안으며 자신의 핵심 지지기반인 과학기술계와의 신뢰가 훼손되는 막대한 손실을 감수해야만 했다.

3. 2025~2026년 복원 및 폭발적 증액의 원동력: 글로벌 AI 경쟁(외부 충격)과 정책지향적 학습

ACF모형에 따르면, 한 연합에 의해 주도된 일방적인 정책변동이 영구적으로 고착화되는 경우는 드물다. 이는 새로운 과학적 증거나 정책실패의 경험이 누적될 경우 연합 스스로가 부차적 신념을 수정해 나가는 ‘정책지향적 학습(Policy-oriented Learning)’이 발생하며, 나아가 거시경제나 정치체제의 변동과 같은 거대한 ‘외부충격(External Events)’이 가해지면 주도권의 재역전이 촉발되기 때문이다(Sabatier 1988). 2025년의 예산 복원과 2026년의 폭발적 증액은 바로 이 두 가지 기제가 융합적으로 작동한 결과물이다.

첫째, 환경적 외부충격과 정책지향적 학습의 발현이다. 2024년의 극단적 삭감 직후, 과학기술투자 옹호연합(B연합)은 전국공공연구노동조합 등 연대성명서를 필두로 삭감 결정을 “연구생태계 파괴”로 규정하는 맹렬한 역공을 펼쳤다. 이 과정에서 양 연합은 서로를 국가의 적이나 이익집단으로 과대평가하며 갈등을 증폭시키는 ‘악마화 편향(Devil Shift)’의 전형을 보였다(Munro 1993). 그러나 중소기업 R&D 지원 중단에 따른 막대한 매몰비용(700억원) 발생, 기초과학분야 학생연구원들의 임금체불위기, 그리고 핵심 이공계 두뇌유출(Brain Drain) 지표의 악화 등 B연합의 담론은 점차 현실적 데이터로 지지되기 시작했다(전국공공연구노동조합 2023). 동시에 글로벌 무대에서는 미국과 중국을 필두로 인공지능(AI)과 첨단바이오, 양자컴퓨팅 등 미래 게임체인저 기술의 패권경쟁이 국가 안보를 위협할 수준으로 격화되었다. 이러한 내외부적 위기사

그넷을 목도한 재정효율화 연합(A연합)과 재정부국은, 지나친 R&D 삭감이 Romer가 경고한 내생적 경제성장의 기저를 붕괴시킬 수 있다는 뼈아픈 인과관계를 수용하는 ‘정책지향적 학습’ 단계를 거치게 된다. 이 학습의 결과물로 2025년도 전체예산은 29.6조 원 규모로 부분 복원을 이루었으며, 특히 AI, 바이오, 양자분야에 집중 투자하는 방향으로 정책노선이 수정되었다.

둘째, 정치체제의 교체라는 결정적 외부충격의 작동이다. 2026년도 예산편성을 앞두고 이재명 행정부가 새롭게 출범하는 거대한 체제적 변동이 발생하였다. 선거를 통한 정권교체는 기존 A연합의 이데올로기적 헤게모니를 완전히 붕괴시키고, B연합의 과학기술중심 국가혁신체제 지지 신념을 국정 최고우선순위로 격상시키는 가장 강력한 촉매제였다. 신임 행정부는 인공지능 주도권을 놓치면 국가생존이 불가능하다는 위기의식을 바탕으로 2026년 전체 R&D 예산을 역대 최대인 35.5조원으로 폭발적으로 팽창시켰다. 특히 범용인공지능(AGI) 연구개발 확대와 피지컬AI 원천기술 확보에 집중하는 한편, AI 대전환 분야에 10.1조원 규모의 투자를 실행함으로써 과거 점증주의적 배분관행을 완전히 벗어난 새로운 차원의 긍정적 단절을 이끌어냈다.

다만 2026년의 폭발적 증액을 옹호연합 간의 온전한 ‘정책지향적 학습(Policy-oriented Learning)’의 결과로만 환원하는 데는 비판적 접근이 요구된다. ACF 이론이 전제하는 진정한 의미의 정책학습은 실증적 데이터와 실패의 경험을 통해 기존 연합이 자신의 신념체계를 스스로 수정하는 인지적 과정을 의미한다. 그러나 2026년의 급격한 변동은 A연합(재정효율화 연합)의 자발적 학습 결과라기보다는, ‘정권교체’라는 외부사건을 통해 하위체제의 지배권력이 B연합(과학기술투자 옹호연합)으로 물리적으로 전복됨에 따라 발생한 현상에 가깝다. 특히 역대 최대 규모인 35.5조원의 편성은 혁신생태계 복원이라는 정당한 명분 이면에, 신임 행정부의 정치적 승리를 과시하고 새로운 국정 과제(AI 고속도로 등)를 독점적으로 추진하기 위한 다분히 ‘정치적 상징효과를 동반한 예산팽창’의 성격을 내포하고 있을 가능성을 배제할 수 없다.

4. 갈등조정기제: 국회 예산심의과정과 정책중개자(Policy Broker)의 기능적 한계와 성과

신념체계가 판이한 두 연합이 격돌할 때, 체제가 극단적인 파국으로 치닫는 것을 막고

현실가능한 타협안을 도출해 내는 중재자인 ‘정책중개자(Policy Broker)’의 개입은 옹호연합모형(ACF) 프레임워크에서 정책변동을 이해하는 핵심요소다(Sabatier and Jenkins-Smith 1993). 2024~2026년의 대한민국 R&D 예산 결정 과정에서 이러한 중개자 역할은 주로 입법부인 국회의 예산결산특별위원회와 과학기술정보방송통신위원회(과방위)를 통해 수행되었다(국회 과학기술정보방송통신위원회 2023~2025; 국회 예산결산특별위원회 2023~2025).

2024년 정부의 대규모 삭감안이 국회에 상정되었을 때, 입법 공간은 양 연합 간 대리전의 무대가 되었다. 당시 야당이었던 더불어민주당은 과학기술투자 옹호연합(B연합)의 입장을 강하게 대변하며 삭감된 예산 전체 5조원의 전액 복원을 당론으로 내세웠다. 특히 다수당의 권한을 동원하여 과방위 소위원회에서 4대 과학기술원 학생 인건비와 정부출연연구기관 운영비 등의 명목으로 8,000억원을 단독 증액하는 등 강력한 실행에 나섰다. 이에 대해 국민의힘과 재정당국은 “날치기 의결”이라며 거세게 반발하였으나, 국회라는 제도적 장치가 강제하는 기한 내 합의 규범과 악마화 편향의 극단적 확산을 우려한 여야 지도부의 중재 노력 끝에 최종적으로 약 6,000억원의 예산이 복원되는 타협안이 도출되었다.

비록 국회의 정책중개활동이 2024년 당시에 삭감된 예산의 전면적인 원상복구를 이끌어내지 못했다는 기능적 한계는 명확히 존재한다. 그러나 절망에 빠진 기초 연구현장의 즉각적인 붕괴를 지연시키고 젊은 연구자들의 인건비 삭감이라는 급전을 막아낸 ‘안전판(Safety Valve)’으로서의 역할은 높이 평가될 만하다. 더욱 중요한 점은, 입법부 내의 치열한 논쟁과 언론이라는 중개매체의 비판적 담론 전개가 결과적으로 행정부와 재정당국으로 하여금 예산삭감의 부작용을 투명하게 직시하도록 강제했다는 사실이다. 이는 2025년 이후의 예산복원과 2026년의 35.5조원 규모의 확정예산을 가능하게 한 ‘정책지향적 학습’의 결정적 마중물로 작용하였다.

[표 5] ACF분석 주요 내용

시기	주요 담론	주도 행위자	ACF 해석
2023 하반기 ~2024 예산	카르텔, 비효율, 구조조정	대통령실·기재부	외부충격, 강제적 주의집중
2024 국회 심의	생태계 붕괴, 연구자 이탈, 매몰비용	국회·과학기술계	정책중개, 악마화 편향
2025 예산	복원, 3대 게임체인저, 선택과 집중	정부·국회	부분적 정책학습
2026 예산	AI 대전환, AI 고속도로, 혁신성장	신임 행정부	외부사건, 권력연합 재편

VI. 논의 및 정책적 함의

1. 학술적 한계

본 연구는 공공정책학의 지배적 패러다임인 단절적 균형이론(PET)과 옹호연합모형(ACF)을 기계적으로 병렬하는 수준을 넘어, 이를 상호보완적인 유기적 프레임워크로 결합함으로써 2024~2026년 대한민국 R&D 예산의 롤리코스터식 급변동 사태를 입체적으로 규명하였다(Baumgartner and Jones 1993; Sabatier and Jenkins-Smith 1999).

이러한 이론적 융합은 단일모형이 지니는 고질적인 방법론적 한계를 극복하고 탁월한 학술적 설명력을 제공한다. 기존의 PET는 예산변동의 거시적 시계열 데이터가 랩토 커틱 분포의 팻 테일(Fat Tails)을 형성한다는 분포적으로 특성을 포착하는 데는 강력하지만, “왜 하필 그 시점에 삭감이나 증액이 발생했는가?”라는 방향성과 동기를 설명하는 ‘블랙박스(Black Box)’ 해명에는 취약했다. 반면 ACF는 행위자 간 신념체계의 구조적 충돌, 외부충격에 의한 의제장악과정, 그리고 정책학습이라는 미시적 정치·행정 메커니즘(Process)을 세밀하게 포착함으로써 PET의 인과적 빈공간의 설명력을 보완한다.

결론적으로, PET를 보완분석과 ACF 해석을 종합하면 2024년의 극단적 부정적 단절(-14.6%)과 2026년의 폭발적 긍정적 단절(+19.9%)은 단순한 통계적 잡음이라기 보다는 정책하위체제의 단절적 변동으로 해석할 수 있다. 이는 ACF를 통해 규명된 ‘카르텔 담론을 통한 급격한 의제설정’, 그리고 ‘정권교체 및 글로벌 AI 패권경쟁 심화에 따른 국가생존전략의 전면 수정’이라는 현실권력의 이동 및 정책학습 결과가 예산 수치로 투영된 것이라 해석할 수 있다.

다만 거시적 통계 수치와 주관적 정치담론을 혼합하는 본 연구의 방법론적 설계는 명확한 한계점도 내포하고 있다. 본 연구의 계량분석은 국가 R&D 총액의 장기 시계열을 대상으로 하므로, 다수 예산항목의 횡단면 분포를 분석하는 전통적 PET 예산연구에 비해 통계적 검정력에는 한계가 있다. 따라서 본 연구의 양적 분석은 PET의 엄밀한 확증이라기보다, 2024~2026년 사례를 단절적 예산변동으로 해석할 수 있는 보완적 계량 근거로 활용된다.

2. 정책적 제언: 안정적인 국가혁신체제(NIS) 유지를 위한 R&D 예산 거버넌스의 독립성 확보 방안

본 연구의 실증적 추적 결과는 정치적 외풍에 의해 자의적으로 흔들리는 예산변동이 혁신창출과 지식외부효과라는 R&D 투자의 경제적 본질(내생적 성장이론)을 심각하게 훼손할 수 있음을 엄중히 경고한다. 2024년 삭감사태가 초래한 막대한 연구 매몰비용과 핵심 이공계인재의 두뇌유출 현상은, 국가혁신체제(NIS)가 단기적 재정논리에 희생될 때 국가 전체가 치러야 하는 거대한 거래비용을 명백히 보여주었다(Nelson 1993). 따라서 향후 예측가능하고 지속가능한 혁신생태계를 온전히 보존하기 위해서는 예산 거버넌스의 독립적이고 구조적인 재설계가 시급히 요구된다.

첫째, 부처 간 칸막이식 예산편성제도를 혁파하고 협력적 예산거버넌스를 법제화해야 한다. 현재 전체 국가 R&D 예산의 배분절차는 과학기술정보통신부 과학기술혁신본부의 '사전배분 및 조정' 단계와 기획재정부의 '최종편성' 단계로 파편화되어 이원화된 구조를 띠고 있다. 이러한 구조는 기술전문성과 재정효율성이 충돌할 때, 거시 재정당국의 예산삭감논리가 과기부의 사전조정안을 무력화시키는 근본적 원인으로 작용해 왔다. 이를 타개하기 위해 최근 기획재정부와 과기정통부가 양 부처 간 정례 소통 채널인 '연구개발예산협의회'를 신설하기로 합의한 것은 매우 긍정적인 정책 진전이다. 향후 이를 법률로 상설화하여 기획단계부터 과학기술전문가의 참여를 강제하고, 국가 과학기술자문회의의 심의·의결 기능에 강력한 실효적 구속력을 부여함으로써 정치 권력의 자의적 담론이 무분별한 예산삭감을 강행하지 못하도록 튼튼한 제도적 방벽을 세워야 한다.

둘째, 연구자 중심의 안정적 투자체계확립을 위한 구조적 개혁의 완수다. 2026년 이 재명 행정부의 예산편성기조가 시사하듯, 무너진 연구현장의 진정한 복원을 위해서는 예산총액의 확대뿐만 아니라 고질적인 병폐로 지적된 R&D 관리제도의 혁신이 반드시 수반되어야 한다. 특히 정부출연연구기관 소속 연구원들을 잦은 외부과제수주 경쟁으로 내몰아 단기성과에 집착하게 만드는 현행 연구과제중심제도(PBS)의 부작용을 타개할 대안이 필요하다. 이를 위해 PBS를 무조건적으로 폐지하기보다는, 국가적 난제해결과 중장기 모험연구를 수행하는 기관에 대해서는 안정적인 묶음예산(Block Grant, 기본사업비)의 지원비중을 대폭 확대하는 '투트랙(Two-track) R&D 지원구조'로의 전

환을 제안한다. 이를 통해 경쟁적 펀딩의 긴장감은 유지하되, 연구자들이 과제 단절이나 임금체불의 공포 없이 연구에 몰입할 수 있는 최소한의 안전망을 구축해야 한다. 또한 이공계 신진인력들을 위한 한국형 스타이펜드(Stipend) 제도를 조속히 확대 안착시켜야 하며, 단기적 성과도출이 불투명하더라도 글로벌시장의 게임체인저가 될 수 있는 기초연구과제수를 2023년 이전 수준(약 14,499개)으로 온전히 복원하여 시장실패를 교정하는 국가보조금 투입의 본연적 역할을 다해야 할 것이다.

그 외에도 과학기술정보통신부가 과제를 기획·수행하면서 동시에 예산 배분·조정권을 갖는 '선수와 심판의 역할 중첩' 문제의 구조적 분리에 대해 중장기적으로 고민할 필요가 있다. 또한, 부처별 예산 실링(Ceiling)제가 야기하는 칸막이식 예산 운영의 폐해를 극복하기 위해 다부처 융합 R&D 예산의 통합 편성 기조를 강화해야 하며, 단년도·단기 성과 중심의 예산 편성이 야기하는 매몰비용 및 기초연구 생태계 훼손을 방지하기 위한 '다년도 계속비 예산제도'의 도입도 필요하다.

VII. 결론

1. 연구 결과의 종합 요약

본 연구는 지난 33년간 단 한 번의 예외 없이 철저한 점증주의적 관행을 따르던 대한민국 국가 R&D 예산 체계가 어떻게 일거에 붕괴되었는지를 종합적으로 추적하였다(Wildavsky 1964). 특히 2024년부터 2026년까지 불과 3년이라는 짧은 기간 동안 극단적인 감액(-14.6%)과 전례 없는 규모의 매머드급 팽창(+19.9%, 35.5조원)이 교차하는 기형적 롤리코스터 현상을 경험하게 된 원인을 심층적으로 분석하였다. 이를 규명하기 위해 공공예산의 거시적 변동분포를 통계적으로 입증하는 단절적 균형이론(PET)과 그 변동을 추동한 미시적 권력 투쟁을 분석하는 옹호연합모형(ACF)을 결합한 다차원적 융합 프레임워크를 적용하였다.

첫째, 거시적 단절성의 계량적 검토이다. 본 연구의 계량분석은 PET를 강하게 확증했다기보다, 2024~2026년 R&D 예산변동을 단절적 정책변동으로 해석할 수 있는 보완적 근거를 제시한다. 1991~2026년 국가 R&D 예산증감률에 대한 Shapiro-Wilk 검정은 $W=0.945$, $p=0.074$ 로 나타나 5% 유의수준에서 정규성 귀무가설을 기각하지 못했다. 그러나 2024년 삭감은 전체기간 최저값이자 사전구간 기준 -3σ 를 넘는 음의 충격이며, 정부총지출통제잔차 기준으로도 강한 음의 이탈을 보였다. 2026년 증액은 전체기간 증감률 최고치는 아니지만, 총액 기준 역대 최대이고 2007년 이후 성숙기 및 정부총지출통제잔차 기준에서 강한 양의 충격으로 나타났다. 따라서 2024~2026년의 변동은 단순한 재정총량 변화라기보다 R&D 예산하위체제에서 발생한 비대칭적 단절로 해석할 수 있다.

둘째, 단절을 추동한 미시적 정치과정의 해명(ACF 분석 결과)이다. 나아가 ACF 분석을 통한 미시적 과정 해부의 결과, R&D 예산 하위체제는 거시경제안정을 지상 과제로 삼는 '재정효율화 연합'과 국가혁신체제 유지를 외치는 '과학기술투자 옹호연합'의 치열한 전장임이 확인되었다. 2024년에는 최고권력자의 '카르텔' 담론이라는 강제적 주의집중기제가 하위체제의 굳건한 제도적 방벽을 파괴하고 14.6% 일괄 삭감이라는 초유의 부정적 단절을 관철시켰다(최재호 2023; Baumgartner and Jones 2005). 그러나 연구자 이탈과 매몰비용 발생이라는 정책부작용에 직면한 관료사회의 정책학습

과, 무엇보다 정권교체 및 글로벌 AI 경쟁심화라는 거대한 외부충격(External Events)이 잇따라 발생하였다. 이에 따라 2026년 출범한 신임 행정부는 AI 기반의 국가대전환을 생존전략으로 선포하고 긍정적 단절의 초입에 진입한 것으로 평가할 수 있으나, 그 효과가 온전히 안착될지는 향후 집행과정의 실증이 필요하다.

2. 본 연구의 한계점 및 향후 연구 방향 제시

본 연구는 단절적 균형이론(PET)의 결과중심적 통계모형과 옹호연합모형(ACF)의 과정중심적 질적 논리를 결합함으로써, 정책변동 메커니즘 분석의 학술적 지평을 넓히는 데 기여하였으나 다음과 같은 뚜렷한 연구의 한계점 역시 지니고 있다. 첫째, 관측된 시계열 윈도우(Time-frame)의 제약이다. 2024년부터 2026년까지 3년간 발생한 R&D 예산의 요동은 단절적 균형이론의 관점에서 해석가능한 중요한 사례이나, 통계적 확증에는 표본기간 확대와 추가 검정이 필요하다. 그러나 2026년에 기록된 35.5조원의 역대급 예산과 ‘AI 고속도로’ 중심의 포트폴리오가 향후 국가예산시스템 내에서 새로운 점증적 안정기(New Stasis)로 연착륙할 것인지, 아니면 잦은 체제적 위기 속에서 또 다른 급격한 단절(Punctuation)을 촉발하는 과도기에 불과한 것인지는 현재의 관측시점에서는 확인하기 어렵다. 둘째, 의사결정 블랙박스에 대한 질적 데이터 확보의 한계다. 본 연구는 공개된 국회 회의록, 정부 보도자료 등 텍스트 문헌분석에 주로 의존하였다(Krippendorff 2018; Neuendorf 2016). 정작 밀실에서 이루어진 대통령실, 기획재정부 예산실, 과기정통부혁신본부 실무책임자들 간의 치열한 막전막후 협상과 비공식적인 타협의 동역학을 내부자들의 심층인터뷰를 통해 직접적으로 교차 검증하지 못한 점은 실증의 밀도를 낮추는 요인이 된다. 따라서 향후 후속 연구는 이러한 한계를 극복하는 방향으로 전개되어야 한다.

먼저, 국가전체예산총량에 대한 거시적 분석을 넘어서 부처별, 기술 영역별(예: 기초과학 예산과 응용·개발 R&D 예산의 비교, AI·바이오 신흥기술과 기존 전통산업기술 간의 배분비율 차이 등) 마이크로 데이터 셋을 구축하고, 부문 간 횡단면적 단절 역학을 계량화하는 교차분석연구가 시도되어야 한다. 아울러, 향후 본격적으로 가동될 기재부와 과기부 간의 ‘연구개발예산협의회’라는 새로운 거버넌스 기제가 실제 예산편성단계에서 부처 간 갈등과 악마화 편향(Devil Shift)을 실질적으로 제어하는 완충장치로서

정상 작동하고 있는지에 대한 다년간의 추적관찰연구가 병행되어야 할 것이다 (Sabatier and Weible 2007). 이러한 다층적 연구의 누적만이 외부의 정치적 충격에도 흔들림 없이 대한민국의 장기적 내생적 성장을 든든히 뒷받침할 수 있는 최적의 독립적 R&D 예산결정제도 설계를 가능케 할 것이다.

참고문헌

- 과학기술정보통신부, 「2024년도 국가연구개발사업 예산 배분·조정(안) 보도자료」, 2023. <https://www.pacst.go.kr/jsp/council/councilArchiveView.jsp?archive_id=1112&category_cd=1, 접속: 2026. 5. 30.>
- _____, 「2025년도 국가연구개발사업 예산 배분·조정 결과」, 2024. <https://www.pacst.go.kr/jsp/council/councilArchiveView.jsp?archive_id=1156&cpa ge=7, 접속: 2026. 5. 30.>
- 국가신약개발단, 「2024년 국가신약개발사업 협약과제 분석」, 국가신약개발단, 2025. <https://kddf.org/ko/board/pds/view/?bc_no=2516&page=1, 접속: 2026. 5. 30.>
- 국회 과학기술정보방송통신위원회, 「예산결산심사소위원회 회의록」, 2023~2025. <<https://assembly.go.kr/portal/main/contents.do?menuNo=600045>, 접속: 2026. 5. 30.>
- _____, 「2023년도 국정감사 회의록(과학기술정보통신부 등)」, 2023. <<https://assembly.go.kr/portal/main/contents.do?menuNo=600045>, 접속: 2026. 5. 30.>
- 국회 예산결산특별위원회, 「예산결산특별위원회 회의록」, 2023~2025. (국회도서관 회의록 검색 가능)
- 국회예산정책처, 「2023 회계연도 과학기술정보방송통신위원회 결산 분석」, 국회예산정책처, 2024.
- 기획재정부, 「2024년도 예산안 및 기금운용계획안 작성지침」, 기획재정부, 2023. <https://www.mpb.go.kr/web/main/bbs/b_0005/1079, 접속: 2026. 5. 30.>
- _____, 「2026년도 예산안 편성 및 기금운영계획 작성 세부지침」, 기획재정부, 2025. <https://www.mpb.go.kr/web/main/bbs/b_0005/1090, 접속: 2026. 5. 30.>
- 대통령실, 「신년사: AI 기반 국가 대전환 및 AI 고속도로 구축 전략」, 2026.
- 전국공공연구노동조합, 「R&D 예산 삭감 규탄 및 연구생태계 붕괴 저지 성명서」, 2023.
- 최재호, 「尹 “긴축재정, 인기 없지만 국가와 국민 생각하면 불가피”,」 동아일보, 2023. 6. 28. <<https://www.donga.com/news/Politics/article/all/20230628/119989024/2>, 접속: 2026. 5. 30.>
- 한국과학기술기획평가원(KISTEP), 「2022년도 연구개발활동조사 결과」, 한국과학기술기획평가원, 2023.
- _____, 「2025년도 정부연구개발예산 현황 분석」, 한국과학기술기획평가원, 2026.

- Arrow, K. J., "Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention," *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, Princeton University Press, 1962, pp.609-626.
- Baumgartner, F. R. and B. D. Jones, *Agendas and Instability in American Politics*, University of Chicago Press, 1993.
- _____, *The Politics of Attention: How Government Prioritizes Problems*, University of Chicago Press, 2005.
- Baumgartner, F. R. et al., "Punctuated Equilibrium in Comparative Perspective," *American Journal of Political Science*, vol.53 no.3, Midwest Political Science Association, 2009, pp.603-620.
- _____, *Lobbying and Policy Change: Who Wins, Who Loses, and Why*, University of Chicago Press, 2009.
- Cohen, W. M. and D. A. Levinthal, "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation," *Administrative Science Quarterly*, vol.35 no.1, Sage Publications, 1990, pp.128-152.
- Freeman, C., *Technology Policy and Economic Performance: Lessons from Japan*, Pinter Publishers, 1987.
- Hosking, J. R., "L-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of Order Statistics," *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, vol.52 no.1, Wiley, 1990, pp.105-124.
- Jones, B. D. and F. R. Baumgartner, "A Model of Choice for Public Policy," *Journal of Public Administration Research and Theory*, vol.15 no.3, Oxford University Press, 2005, pp.325-351.
- Krippendorff, K., *Content Analysis: An Introduction to Its Methodology*, Sage Publications, 2018.
- Lundvall, B. Å., *National Systems of Innovation: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*, Pinter Publishers, 1992.
- Munro, J. F., "California Water Politics: Explaining Policy Change in a Cognitively Polarized Subsystem," *Policy Change and Learning: An Advocacy Coalition Approach*, Westview Press, 1993, pp.105-127.
- Nelson, R. R., "The Simple Economics of Basic Scientific Research," *Journal of Political Economy* vol.67 no.3, University of Chicago Press, 1959, pp.297-306.

- _____, *National Innovation Systems: A Comparative Analysis*, Oxford University Press, 1993.
- Neuendorf, K. A., *The Content Analysis Guidebook*, Sage Publications, 2016.
- Robinson, S. E., "Punctuated Equilibrium, Bureaucratization, and Budgetary Changes in Schools," *Policy Studies Journal*, vol.32 no.1, Wiley, 2004, pp.25-39.
- Romer, P. M., "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, vol.94 no.5, University of Chicago Press, 1986, pp.1002-1037.
- _____, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, vol.98 no.5, University of Chicago Press, 1990, pp.S71-S102.
- Sabatier, P. A., "An advocacy coalition framework of policy change and the role of policy-oriented learning therein," *Policy Sciences*, vol.21 no.2-3, Springer, 1988, pp.129-168.
- _____, "The advocacy coalition framework: revisions and relevance for Europe," *Journal of European Public Policy*, vol.5 no.1, Taylor and Francis, 1998, pp.98-130.
- Sabatier, P. A. and H. C. Jenkins-Smith, *Policy Change and Learning: An Advocacy Coalition Approach*, Westview Press, 1993.
- _____, "The Advocacy Coalition Framework: An Assessment," *Theories of the Policy Process*, Westview Press, 1999, pp.117-166.
- Sabatier, P. A. and C. M. Weible, "The Advocacy Coalition Framework: Innovations and Clarifications," *Theories of the Policy Process*, Westview Press, 2007, pp.189-220.
- True, J. L., B. D. Jones, and F. R. Baumgartner, "Punctuated Equilibrium Theory: Explaining Stability and Change in Public Policymaking," *Theories of the Policy Process*, Westview Press, 2007, pp.155-187.
- Wildavsky, A., *The Politics of the Budgetary Process*, Little, Brown, 1964.
- World Bank, "Research and development expenditure (% of GDP) - Korea, Rep," *World Bank Open Data*, World Bank Group, 2022.

An Analysis of Punctuated Change in National R&D Budget Allocation and Budgeting Process: A Case Study of 2024-2026

Park Ki Ju*

Abstract

This study analyzed the drastic cuts and increases in South Korea's national research and development (R&D) budget formulation process from 2024 to 2026 by combining Punctuated Equilibrium Theory (PET) and the Advocacy Coalition Framework (ACF). As a result of the quantitative analysis, the Shapiro-Wilk normality test for the R&D budget growth rates from 1991 to 2026 failed to reject the null hypothesis of normality at the 5% significance level. However, a comprehensive review combining L-kurtosis, residual analysis controlling for total government expenditure, standardized shock analysis based on pre- and mature periods, and non-parametric rank analysis indicates that the 2024 cut represents the lowest value over the entire period and a clear negative shock. Meanwhile, the 2026 increase, although not the highest growth rate of the entire period, is interpreted as a strong positive shock based on the mature period and the largest ever in terms of total volume. Qualitative analysis demonstrates that these fluctuations occurred in combination with external events such as the top decision-maker's "R&D cartel" discourse, policy brokerage by the National Assembly, global AI technological competition, and regime change.

□ Keywords: National R&D Budget, Punctuated Equilibrium Theory (PET), Advocacy Coalition Framework (ACF), National Innovation System (NIS), Policy Change

* Research Fellow, The Yeouido Institute

코로나19로 인한 등교일 수 감소가 여성 고용에 미친 영향*

박혜원**

국문초록

본 연구는 코로나19 팬데믹으로 인한 등교일 수 감소가 여성의 노동 공급에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 코로나19 확산에 따라 지역별로 시행된 등교 제한 조치는 개별 가구의 선호나 전략적 행동과 무관한 외생적 충격(exogenous shock)으로 볼 수 있으며, 이를 활용하여 자녀 돌봄 부담 증가가 여성 고용에 미치는 인과적 효과를 식별하였다. 실증분석 결과, 등교일 수 감소는 여성 고용에 유의미한 부정적 영향을 미쳤으며, 특히 막내 자녀의 연령이 낮을수록 그 효과가 크게 나타났다. 반면 남성의 노동 공급에는 유의미한 변화가 관찰되지 않거나 그 영향이 제한적인 것으로 나타났다. 또한 재정자립도와 교차항을 포함한 분석에서 재정자립도가 높은 지역일수록 이러한 고용 충격이 완화되는 경향이 확인되었으며, 해당 효과는 초등학교 고학년 자녀를 둔 집단에서 두드러졌다. 이는 감염병 위기가 돌봄 부담을 통해 여성 노동 공급에 비대칭적으로 작용하며, 그 영향이 지역의 재정 여건에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

□ 주제어: 인과관계, DID, 코로나19, 돌봄 증가, 여성 고용

투고일: 2026. 4. 30. 수정일: 2026. 7. 14. 게재확정일: 2026. 8. 6.

* 본 연구는 박사학위 논문의 일부를 수정 보완하여 작성하였습니다.

** 한국장애인고용공단 고용개발원 선임연구위원 (hw1203@kead.or.kr)

I. 서론

코로나19의 발생 및 확산은 전 세계 노동시장에 큰 충격을 초래하였다(Alon et al. 2021). 특히 감염 확산을 억제하기 위해 전면 봉쇄 조치를 시행한 국가에서는, 그러한 조치를 취하지 않은 국가에 비해 대규모 실업 발생과 고용 감소가 더 크게 나타난 것으로 보고된다. 한국은 전면 봉쇄 조치를 시행하지 않았다는 점에서 봉쇄 조치를 취한 국가들에 비해 고용률 하락 폭이 상대적으로 제한적이었으나, 코로나19 재확산에 대응하여 시행된 사회적 거리 두기 강화는 노동시장에 지속적이고 장기적인 영향을 미칠 수 있다는 우려가 제기되었다(송상윤·김하은 2021).

국내에서는 2020년 2월 대구 지역의 대규모 집단감염과 수도권을 중심으로 한 산발적 확산을 계기로 코로나19가 본격화되었으며, 이에 따른 사회적 거리 두기 시행은 노동시장 전반에 부정적 영향을 미쳤다. 특히 숙박·음식업, 교육서비스업 등 대면 접촉이 필수적인 서비스업에서 고용 충격이 집중되었다(Aum et al. 2021; Nam and Lee 2021). 이러한 산업은 전통적으로 여성 고용 비중이 높고 고용 안정성이 낮다는 점에서, 코로나19로 인한 고용 충격이 여성 노동시장에 상대적으로 크게 작용한 것으로 평가된다.

이는 기존 경기 침체 국면에서 관찰된 성별 고용 반응과는 상이한 양상이다. 일반적으로 경기 침체 시 여성 고용은 남성보다 경기 변동에 덜 민감한 것으로 알려져 왔는데(Albanesi 2019), 이는 여성 고용 비중이 높은 서비스업의 경기 민감도가 낮고, 기혼 여성이 배우자의 실직 위험 증가에 대응하여 노동 공급을 확대하는 경향이 있기 때문이다(Ellieroth 2019). 그러나 코로나19 위기에서는 이러한 메커니즘이 작동하지 않았으며, 오히려 여성 고용이 남성보다 더 크게 위축되는 현상이 나타났다.

코로나19로 인한 여성 고용 악화는 산업 구조적 요인뿐 아니라 가정 내 돌봄 부담 증가와도 밀접하게 관련된다. 개학 연기와 원격 수업 시행으로 돌봄 수요가 급격히 증가하면서, 주 양육자 역할을 담당해 온 여성의 경제활동이 제약되었을 가능성이 크다. 선행연구 역시 학교 폐쇄로 인한 돌봄 부담 증가가 노동 공급의 성별 격차를 확대시켰으며, 특히 초등학생 자녀를 둔 가구에서 여성의 노동 공급 감소가 두드러졌음을 보고한다(김지연 2021).

코로나19 팬데믹은 근무 방식과 교육 환경을 포함한 사회 전반의 구조를 변화시켰으며, 이러한 변화는 노동시장의 구조적 전환을 통해 중·장기적으로 지속될 가능성이 크다. 이러한 맥락에서 코로나19 이후 나타난 노동시장의 성별 격차를 체계적으로 분석하고, 돌봄 부담 증가가 여성의 경제활동에 미친 영향을 실증적으로 규명하는 것은 향후 일·가정 양립 정책과 노동시장 대응 전략을 설계하는 데 중요한 시사점을 제공한다.

이에 본 연구는 코로나19 확산 이후 사회적 거리 두기 강화와 학교 등교 제한이 여성의 노동 공급에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 특히 2020년 등교일 수 감소로 인한 돌봄 부담 증가가 여성의 고용 상태에 미친 영향을 추정하고, 자녀 연령에 따른 이질성을 검토한다. 이를 위해 2018~2020년 국가데이터처 지역별 고용조사 자료를 활용하여 인구학적 특성을 기준으로 한 셀(cell) 단위 패널 자료를 구축하고, 지역별 등교 제한 정도를 나타내는 처치 강도(treatment intensity)를 활용한 연속형 이중차분법(Continuous Difference-in-Differences)을 적용하여 집단 간 고정적 차이를 통제함으로써, 돌봄 충격이 여성의 고용에 미친 인과적 효과를 식별하고자 한다.

분석 결과, 코로나19 이후 여성 취업자 수는 유의미하게 감소한 것으로 나타났으며, 특히 초등학생 자녀를 둔 여성에서 고용 감소 폭이 더 크게 나타났다. 반면 남성의 경우 돌봄 부담 증가가 고용에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않거나 상대적으로 제한적인 것으로 확인되었다. 이는 가정 내 돌봄 부담 증가가 여성 핵심 노동인구의 경제활동을 제약하는 주요 요인으로 작용할 수 있음을 보여주는 실증적 근거라 할 수 있다. 아울러 재정자립도와 비등교일 수의 교차항을 포함한 분석에서는 재정자립도가 높은 지역일수록 이러한 고용 충격이 완화되는 경향이 확인되었다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 코로나19와 고용에 관한 국내외 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 분석 자료와 실증 분석 방법을 설명하고, 제Ⅳ장에서는 등교일 수 감소를 중심으로 한 실증 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 주요 분석 결과를 종합하고 정책적 시사점을 논의한다.

II. 선행연구

1. 코로나19와 전반적인 고용

코로나19가 노동시장에 미친 영향은 2020년 3월 이후 국내 고용지표를 통해 본격적으로 확인되기 시작하였다. 2020년 3~4월에는 취업자 수가 급감하고 일시 휴직자가 크게 증가하는 등 노동시장이 급격히 위축되었으며, 같은 해 5~8월에는 일정 수준의 회복세가 나타났다. 그러나 9월 이후 재확산의 영향으로 회복세가 둔화되었고, 12월에는 3차 확산이 발생하면서 노동시장 불확실성이 다시 확대되었다. 2021년 2월 이후 완만한 회복세가 나타났으나(한국노동연구원 2020; 오삼일·이종하 2021; 송상윤·김하은 2021), 하반기 델타 변이 확산에 따른 4차 유행으로 고용 회복의 불확실성은 지속되었다.

코로나19의 고용 충격은 산업과 근로자 특성에 따라 차별적으로 나타났다. 업종별로는 음식 및 숙박업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지서비스업 등 대면 서비스 산업에서 취업자 감소가 두드러졌으며, 근로자 특성별로는 여성 20대와 50~60대, 그리고 이들 비중이 높은 임시직에서 고용 감소 폭이 크게 나타났다(오상봉 2020).

국내 실증 연구에서도 이러한 영향이 확인된다. Nam and Lee(2021)는 경제활동인구조사 자료를 활용하여 코로나19 발생이 고용률을 0.82%p 감소시키고 실업률을 0.29%p 증가시킨 것으로 추정하였으며, 그 영향 기간을 2020년 1~6월로 제시하였다. Aum et al.(2021)은 2020년 2~3월 대구 지역을 대상으로 이중차분(Difference-in-Differences)분석을 수행한 결과, 감염자가 인구 1,000명당 1명 증가할 때 지역 고용이 약 2~3% 감소하는 것으로 나타났다. 특히 해당 시기가 정부의 강제적 봉쇄 정책 이전이었음을 감안하면, 고용 감소는 정책적 봉쇄보다 민간 경제활동의 자발적 위축에서 비롯되었을 가능성이 높다. 이용관(2021)은 팬데믹 기간 동안 정규직과 비정규직 간 노동시간 및 임금 격차가 확대되었음을 보고하였는데, 특히 비정규직의 노동시간 감소 폭이 상대적으로 크게 나타나면서 임금 소득 감소가 심화되었으며, 이러한 영향은 단시간 근무 저임금 근로자에게 집중된 것으로 확인되었다.

해외 연구에서도 코로나19의 노동시장 충격은 국가별 제도와 노동시장 구조에 따라 상이하게 나타난 것으로 보고된다. 코로나19 확산 초기 미국, 독일, 영국 등의 노동시장을 비교한 연구에서는 단시간 근무제도(short-time work)가 잘 구축된 국가일수록

근로자들이 고용 충격을 상대적으로 덜 받은 것으로 나타났으며(Adams-Prassl et al. 2020; Gimbel et al. 2020), 여성, 저학력 노동자, 재택근무가 어려운 직종의 근로자가 고용 충격에 더 크게 노출된 것으로 확인되었다(Adams-Prassl et al. 2020). Forsythe et al.(2020)은 미국에서 2020년 3월 하반기부터 일자리 공석이 급격히 감소하여 4월 말에는 전년 대비 40% 이상 줄어들었음을 보고하였으며, 노동 수요 감소가 대부분의 산업과 직종에 걸쳐 광범위하게 나타났음을 확인하였다.

2. 코로나19와 여성 고용

일반적으로 경기 침체기에는 여성보다 남성의 고용이 더 큰 충격을 받는 것으로 알려져 있다. 이는 여성 고용 비중이 높은 서비스업에 비해 남성 고용 비중이 높은 제조업과 건설업이 경기 변동에 더 민감하게 반응하기 때문이다(Albanesi and Şahin 2018). 그러나 코로나19로 인한 경기 침체는 이러한 기존 패턴과 달리 여성 고용이 상대적으로 더 크게 악화되는 상이한 양상을 보였다. 이러한 차이는 산업별 노동수요 감소와 학교 및 보육시설 운영 중단에 따른 돌봄 부담 증가라는 노동 공급 요인이 복합적으로 작용한 결과로 설명된다.

노동 수요 측면에서 보면, 백신과 치료제가 없는 상황에서 코로나19가 확산되면서 사회적 거리두기 조치가 시행되었고, 대면 접촉이 필수적인 서비스업과 관광업을 중심으로 노동 수요가 급격히 위축되었다. 이러한 업종은 여성 고용 비중이 높은 특성을 지니므로, 노동 수요 감소가 여성 고용에 더 큰 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 노동 공급 측면에서는 학교와 보육시설 운영 중단으로 가정 내 자녀 돌봄 부담이 크게 증가하면서 기혼 여성의 경제활동 참여가 제약되었고, 남성에 비해 노동시장 이탈 가능성이 높아졌을 것으로 해석된다(Alon et al. 2020a; 2020b).

이러한 여성 고용 충격은 다양한 실증 연구에서도 확인된다. Cajner et al.(2020)은 코로나19 발생 후 첫 4개월 동안 미국 노동시장을 분석한 결과, 여성의 고용 감소 폭이 남성보다 약 4%p 더 크게 나타났음을 보고하였다. Albanesi and Kim(2021)은 코로나19 전후 노동시장 상태 간 이행을 분석한 결과, 취업에서 비경제활동으로의 이동이 특히 유자녀 여성 집단에서 크게 증가하였음을 확인하였다. Alon et al.(2021) 역시 미국과 스페인 등을 대상으로 학교와 어린이집 휴교로 인한 돌봄 수요 증가가 여성 노동

공급을 감소시켰으며, 산업 구조와 직무 특성의 차이 또한 여성 고용 충격을 확대하는 요인으로 작용하였음을 보고하였다.

국내 연구에서도 유사한 결과가 확인된다. 오삼일·이종하(2021)는 경제활동인구조사를 활용하여 30~45세 여성의 고용 변화를 분석한 결과, 자녀 수가 많거나 초·중·고 학생 자녀를 둔 기혼 여성에서 취업자 수 감소가 두드러졌음을 보고하였다. Baek and Park(2022)는 코로나19 1차 확산이 특정 지역에 집중된 점을 활용하여, 7세 이하 자녀를 둔 여성의 고용률이 동일 연령대 자녀가 없는 여성보다 3.9%p 더 크게 감소하였음을 확인하였다. Kim(2021)은 대면서비스업 중심의 산업 구조와 학교 폐쇄에 따른 돌봄 부담 증가가 기혼 여성의 실업 증가와 비경제활동 확대에 영향을 미쳤음을 보여주었으며, 고영근·안태현(2022) 또한 코로나19 초기 유행기 동안 기혼 여성의 고용률 감소와 비경제활동 증가가 남성보다 크게 나타났음을 확인하였다. 다만 학교 폐쇄에 따른 돌봄 부담의 기여 정도에 대해서는 연구 결과가 일치하지 않는다. Furman et al.(2021)은 자녀 유무에 따른 여성 고용 감소 효과를 분석한 결과, 돌봄 요인으로 설명되는 추가적인 고용 감소는 전체의 약 1% 수준에 불과하다고 보고하여, 여성 고용 감소의 상당 부분이 산업별 노동수요 감소 등 다른 요인에 의해 설명될 가능성을 제시하였다.

한편 최근에는 학교 등교 제한 자체의 영향을 직접 식별하려는 연구도 이루어졌다. Amuedo-Dorantes et al.(2023)은 미국 학군 단위의 학교 폐쇄 자료를 활용하여 학교 폐쇄 강도지수(school closure index)를 구축하고, 이를 CPS 자료와 결합한 연속형 Difference-in-Differences 모형을 적용하였다. 분석 결과, 학교 폐쇄는 6~12세 자녀를 둔 부모의 노동 공급을 감소시켰으며, 그 효과는 아버지보다 어머니에게서 더 크게 나타났다. 또한 학교 폐쇄와 함께 시행된 사회적 거리두기 및 영업 제한 등 방역 조치를 통제한 이후에도 학교 폐쇄의 효과는 유지되었으며, 재택근무가 어려운 어머니와 가구 내 대체 돌봄 인력이 없는 경우에서 효과가 더욱 크게 나타났다. 반면 돌봄 수요가 상대적으로 낮은 15~17세 자녀를 둔 가구에서는 유의한 효과가 나타나지 않아, 학교 폐쇄의 영향이 자녀 돌봄 부담을 통해 나타났음을 뒷받침하였다.

이상의 연구들은 코로나19로 인한 여성 고용 충격이 산업별 노동수요 감소뿐 아니라 학교 폐쇄에 따른 돌봄 부담과 같은 노동 공급 요인에 의해서도 영향을 받았음을 보여준다. 그러나 국내 연구는 코로나19 확산이나 지역 감염 규모를 중심으로 분석한 경우가 많아, 학교 등교 제한 자체의 효과를 다른 방역정책이나 경기침체에 따른 노동수요

감소 효과와 구분하여 식별한 연구는 제한적이다. 이에 본 연구는 연속형 Difference-in-Differences 방법을 활용하여 지역별 비등교일 수를 처치 강도로 사용하고, 등교일 수 감소가 여성 고용에 미친 인과 효과를 분석한다. 또한 지자체 재정자립도와의 상호작용을 통해 등교 제한의 고용 충격이 지역의 재정 여건에 따라 이질적으로 나타나는지를 분석함으로써, 기존 연구와 차별화된 실증적 근거를 제시하고자 한다.

III. 분석모형 및 분석 자료

1. 분석모형

본 연구에서는 코로나19 발생에 따른 등교 제한이 지역별 방역 상황에 따라 차등적으로 시행되었다는 점에 착안하여, 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향을 연속형 이중차분법(Continuous Difference-in-Differences)을 활용해 추정한다. 코로나19로 인한 등교 제한은 확진자 수 증가에 따른 사회적 거리두기 조치의 일환으로 지역별로 결정되었으며, 개별 가구나 근로자의 선호 및 전략적 행동과는 무관하게 정책적으로 부과되었다. 본 연구는 동일한 팬데믹 상황 하에서 지역별로 상이하게 나타난 등교일 수의 변이를 활용하여 여성 고용에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이러한 점에서 등교일 수 감소는 여성의 노동 공급에 영향을 미치는 정책적 처치로 간주 될 수 있다. 본 추정 방법은 처치 이전 기간 동안 처치 강도가 상이한 집단 간 여성 취업자 수의 추세가 동일하다는 평행추세(parallel trends) 가정을 전제로 한다. 분석에서 사용한 추정식은 다음과 같다.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \tau_t + u_{it}$$

본 연구의 추정식에서 i 는 연령, 학력, 지역, 막내 자녀 연령 변수별로 교차해 구성된 셀을 의미하며, t 는 시점을 나타낸다. 시점은 반기별 자료로 각 연도 상반기와 하반기로 구분된다. 분석 대상 기간은 코로나19 발생 이전과 이후를 모두 포함하는 2018~2020년으로 설정하였다.

종속변수 $\ln y_{it}$ 는 인구집단 i 의 t 시점별 취업자 수를 로그 변환한 값이다. 다음으로 D_{it} 는 처치변수로 인구집단 i 의 t 시점 법정 등교일 대비 비등교일 수의 비율로 정의된다. 만약 한 학기 법정 등교일 수¹⁾ 95일을 기준으로 40일을 등교하였다면 D 는 $1-(40\text{일}/95\text{일})=0.58$ 의 값을 갖는다. 법정 등교일 수 95일을 모두 등교하였다면, D 는 0의

1) 1년 법정 등교일수는 평균 190일로 반기별 등교일 수는 95일을 기준으로 한다.

값을 갖게 된다. 즉 처치변수 D_{it} 는 0과 1 사이의 값을 갖는 처치 강도(treatment intensity)변수로 값이 클수록 등교일 수 감소라는 처치가 더 강하게 적용되었음을 의미한다. 본 연구는 이러한 처치 강도를 반영한 연속형 이중차분법(Continuous Difference-in-Differences)을 적용하였다. 코로나19 발생 이전인 2018~2019년에는 정상 등교가 이루어져 모든 지역과 인구집단에서 D_{it} 의 값이 0이며, 코로나19 발생 이후에는 지역별 방역 상황에 따라 등교 제한이 차등적으로 시행되면서 0과 1 사이의 값을 갖게 된다. 즉 D_{it} 는 코로나19 이후 지역별 등교 제한의 정도를 나타내는 연속형 처치 강도(treatment intensity) 변수이다. 따라서 본 연구에서는 일반적인 이중차분법에서와 같이 처치 여부(Treatment)와 정책 시행 이후(Post)의 상호작용항을 별도로 구성하지 않고 처치 강도를 나타내는 D_{it} 를 모형에 직접 포함하여 정책효과를 추정하였다.

X_{it} 인구집단 i 의 t 시점 특성 변수로서 사설학원 수와 지역내총생산(GRDP)이 포함되며, u_{it} 는 오차항을 의미한다. α_i 는 관측되지 않은 인구집단 간 불변 특성을 통제하는 인구집단 고정 효과, τ_t 는 관측되지 않은 연도별 공통 충격을 통제하는 시간 고정 효과를 나타낸다. 이러한 가정하에서 인구집단 고정 효과 α_i 와 시간의 고정 효과 τ_t 를 통제 한 후 추정된 $\hat{\beta}$ 는 등교일 수 감소가 여성 취업자 수에 미치는 평균적인 인과 효과를 의미한다. 즉 추정치 $\hat{\beta}$ 는 등교일 수 감소가 발생할 때 t 시점 인구집단 i 의 여성 취업자 수가 평균적으로 얼마나 변화하는지를 나타낸다.

2. 분석자료

코로나19 발생에 따른 등교 제한은 지역별 확진자 수와 학교 내 밀집도를 기준으로 교육 당국이 기본 원칙을 제시하고, 이를 바탕으로 각 교육지원청이 자율적으로 시행하였다. 이로 인해 지역 및 학교 여건에 따라 학사 운영이 탄력적으로 이루어졌으며, [표 1]에서 확인할 수 있듯이 2020년에는 지역별, 학년별 등교일 수에 유의미한 차이가 발생하였다. 본 연구는 이러한 지역 및 학년별 등교일 수의 차이를 활용하여, 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 지역 단위의 고용현황을 파악할 수 있는 국가데이터처 「지역별 고용조사」를 활용하였다. 해당 자료는 시군구 단위의 고용

정보를 제공하여 「경제활동인구조사」의 표본 규모 한계를 보완할 수 있다는 장점을 갖는다. 분석에는 2018년 4월부터 2020년 10월까지 총 6개 반기 자료를 사용하였다. 2021년에도 등교 제한이 지속되었으나, 본 연구에서 활용한 지역 및 학년별 등교일 수 자료는 2020년까지만 동일한 기준으로 구축 및 공개되어 2021년 자료를 확보하지 못하였다. 이에 따라 분석 기간은 2020년까지로 한정하였다. 다만 지역별 고용조사는 개인 단위 패널 구성이 불가능하므로, 본 연구에서는 연령, 학력, 지역, 막내 자녀 연령을 기준으로 인구집단(cell)을 구성하고 이를 셀 단위 패널 자료로 변환하여 분석을 수행하였다. 구체적으로 연령은 25~64세를 대상으로 5개 단위로 구분하였으며, 학력은 중졸, 고졸, 전문대졸, 일반대졸의 네 범주로 설정하였다. 지역은 17개 시도로 구분하고, 막내 자녀 연령은 초등학교 저학년, 초등학교 고학년, 중학생의 세 집단으로 구분하였다. 이러한 기준에 따라 인구집단별 여성 취업자 수를 구성하였다.

처치 변수인 등교일 수는 평균 법정 등교일 수를 기준으로 정의하였다. 코로나19 이전인 2018~2019년에는 법정 등교일 수를 연간 190일로 설정하였으며, 2020년의 등교일 수는 교육부가 국정감사 자료로 제출한 학년 및 지역별 자료를 활용하였다. 또한 지역의 사회, 경제적 환경을 통제하기 위해 사설학원 수와 지역내총생산(GRDP)을 포함하였다. 사설학원 수는 KOSIS 반기별 시도 자료를 활용하여 주민등록인구 1,000명당 수로 환산하였으며, 지역내총생산은 자연 로그 값을 사용하였다.

셀 단위 패널 자료에서 이론적으로 가능한 전체 셀 수는 6,120개이나, 전체 분석기간(6개 시점) 중 한 시점이라도 관측되지 않거나 취업자 수가 0인 셀은 제외하여 균형 패널을 구성하였다. 최종 분석자료는 2,490개 셀로 구성된 균형 패널이다. 셀별 취업자 수는 조사 가중치를 반영하여 집계함으로써 각 셀의 값이 해당 인구집단을 대표하도록 하였다. 셀×시점당 원자료 관측치 수는 평균 59.8명(중위값 33명, 최소 1명~최대 643명)으로 셀 간 편차가 존재하는데, 관측치 수가 적은 셀일수록 셀 평균의 표집오차가 커지므로 셀 값의 측정 정밀도가 셀 크기에 따라 상이하다. 이를 고려하여 강건성 검토 절에서는 셀별 관측치 수를 가중치로 하는 WLS 추정 결과를 비가중 추정과 함께 보고하고, 소규모 셀(관측치 5명 미만)을 제외한 추정으로 결과의 강건성을 확인하고자 한다. 아울러 모든 추정에서 표준오차는 시도 수준(17개)에서 클러스터링하였으며, 클러스터 수가 적은 점을 고려하여 주요 계수의 wild cluster bootstrap p값을 함께 제시하였다. [표 2]의 요약통계에 따르면, 법정 등교일 대비 비등교일 수의 평균은 0.159

이며, 여성 취업자 수의 로그 평균은 7.24로 나타났다. 자녀 연령별로는 초등학교 저학년 7.16, 초등학교 고학년 7.27, 중학생 7.30으로 나타나, 자녀 연령에 따라 여성 고용 수준에 차이가 존재함을 확인할 수 있다.

[표 1] 시도별 학기별 등교일 수(2018~2020년)

	2018년		2019년		2020년 1학기		2020년 2학기	
	초등학교	중학교	초등학교	중학교	초등학교	중학교	초등학교	중학교
서울특별시	95.0	95.0	95.0	95.0	11.6	18.6	30.8	26.6
부산광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	42.6	42.4	60.1	47.3
대구광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	36.1	34.8	64.8	66.6
인천광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	18.1	20.8	33.0	32.8
광주광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	28.9	30.6	52.1	43.7
대전광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	30.8	29.7	51.1	51.6
울산광역시	95.0	95.0	95.0	95.0	48.8	46.3	48.8	48.0
세종특별자치시	95.0	95.0	95.0	95.0	39.0	37.8	68.0	62.2
경기도	95.0	95.0	95.0	95.0	17.0	22.5	33.0	30.0
강원도	95.0	95.0	95.0	95.0	53.3	49.7	63.5	61.2
충청북도	95.0	95.0	95.0	95.0	50.6	42.6	61.7	63.6
충청남도	95.0	95.0	95.0	95.0	54.4	45.9	72.4	63.6
전라북도	95.0	95.0	95.0	95.0	51.8	52.6	81.2	73.9
전라남도	95.0	95.0	95.0	95.0	57.9	55.3	78.8	78.1
경상북도	95.0	95.0	95.0	95.0	55.5	50.2	63.4	68.7
경상남도	95.0	95.0	95.0	95.0	46.6	54.5	71.3	48.9
제주도	95.0	95.0	95.0	95.0	54.0	49.6	62.0	60.1

자료: 교육부 제공 정찬민 의원실(2021)

[표 2] 기초통계량(2018~2020)

(단위: 개)

변수			셀 수	평균 (표준편차)
법정 등교일 대비 비등교일 수			2,490	0.159 (0.247)
셀당 관측치 수			2,490	59.8 (78.7)
취업자 수 로그 평균	전체 여성		2,490	7.24 (1.452)
	막내 자녀 연령	초등학교 저학년	858	7.16 (1.404)
		초등학교 고학년	816	7.27 (1.482)
		중학교	816	7.30 (1.417)
	종사자 지위	상용근로자	2,334	6.728 (1.455)
		임시 일용근로자	2,129	6.184 (1.281)

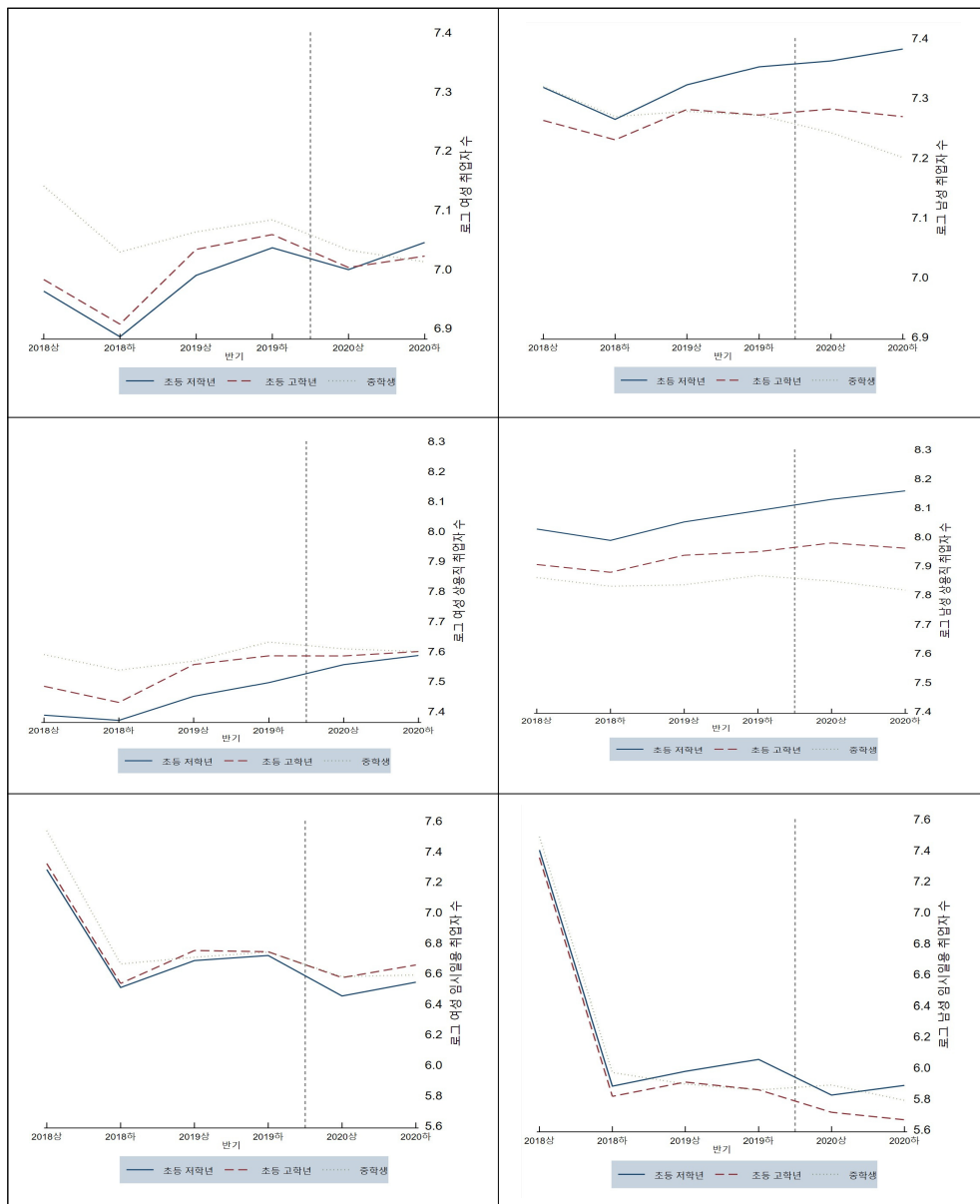
자료: 국가데이터처, 「2018~2020 지역별고용조사」

[그림 1]은 추정식의 종속변수인 막내 자녀 연령대별 취업자 수의 반기별 평균 추세를 고용 형태 및 성별에 따라 제시한 것이다. 막내 자녀 연령대별 취업자 수는 전반적으로 유사한 방향으로 움직이며, 고용 형태별로 구분하더라도 집단 간 추세가 대체로 유사하게 나타난다. 고용 형태별로는 상용직이 코로나19 전후에도 비교적 안정적인 흐름을 유지하는 반면, 임시, 일용직은 남녀 모두에서 시점별 변동성이 크게 나타난다. 특히 2018년 전후로 관찰되는 급격한 변동이 성별과 무관하게 공통적으로 나타난다는 점에서, 이는 2018년 최저임금 인상 등 거시경제적 변화와 관련이 있을 가능성이 있으며 특정 집단에 국한된 변화로 보기는 어렵다. 한편 자녀 연령대별 취업자 수의 수준은 성별에 따라 상이한 양상을 보인다. 여성의 경우 중학생 자녀를 둔 집단이 전반적으로 가장 높은 취업자 수를 유지하는 반면, 남성은 오히려 해당 집단에서 가장 낮은 수준을 보인다. 이는 여성은 자녀가 어릴수록 돌봄 부담으로 노동시장 참여가 제약되고 자녀의 연

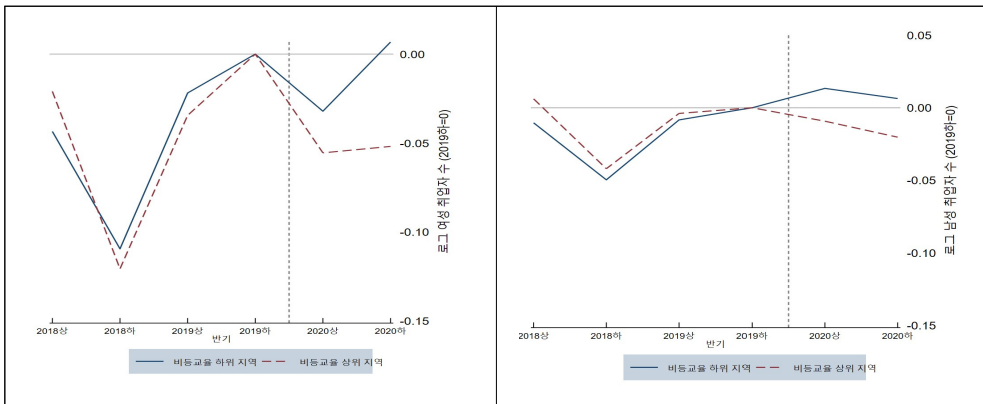
령이 높아질수록 점진적으로 노동시장에 복귀하는 경향을 보이는 반면, 남성은 자녀가 어릴수록 생계부양 책임으로 인해 노동시장 참여를 유지하려는 경향이 반영된 결과로 해석할 수 있다. 다만 [그림 1]의 집단 간 비교는 자녀 연령대에 따른 이질성을 보여주는 것으로, 연속형 이중차분 모형의 식별에 필요한 평행추세 가정, 즉 처치 강도가 상이한 지역 간 사전 추세의 평행성에 대한 검증은 [그림 2]에 제시하였다. [그림 2]는 2020년 지역별 평균 비등교율(초등학생 기준)의 중위값을 기준으로 17개 시도를 상위 지역과 하위 지역으로 구분하고, 각 집단의 로그 취업자 수를 처치 직전 시점인 2019년 하반기 값을 기준으로 정규화하여 비교한 것이다. 처치 이전 기간 동안 두 집단은 전반적으로 유사한 추세를 보였으며, 처치 이후에는 여성의 경우 비등교율이 높은 지역에서 취업자 수가 상대적으로 크게 감소하는 양상이 나타났다. 반면 남성은 두 집단 간 차이가 여성보다 상대적으로 작게 나타났다. 이러한 결과는 등교 제한에 따른 돌봄 부담이 여성 고용에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

[그림 3]은 연속형 DID 모형의 event study 추정 결과를 제시한 것이다. 2019년 하반기를 기준시점(reference period)으로 설정하여 2020년 지역별 평균 비등교율과 각 반기 더미의 교차항 계수를 추정하였다. 처치 이전 기간(2018년 상반기~2019년 상반기)의 추정계수는 모두 통계적으로 유의하지 않았으며(각 $p > 0.20$, 부록 참조), 처치 이전 계수에 대한 결합검정에서도 귀무가설이 기각되지 않았다($F=2.65$, $p=0.084$). 즉 코로나19 이전에는 비등교율에 따른 차별적인 추세가 확인되지 않았다. 반면 처치 이후에는 추정계수가 음(-)의 방향으로 확대되었으며, 2020년 상반기에는 통계적으로 유의하지 않았으나 하반기에는 $-0.491(p < 0.01)$ 로 유의하게 나타났다. 이는 등교제한의 효과가 단기적인 충격에 그치지 않고 제한이 지속됨에 따라 여성 고용에 대한 부정적 영향이 누적되었을 가능성을 시사한다. 다만 event study 결과만으로 노동수요 측 요인의 영향을 완전히 배제하기는 어려우므로, 이에 대해서는 추정식을 이용한 본 추정 결과와 강건성 분석을 통해 종합적으로 검토한다.

[그림 1] 종속변수의 연도별 평균

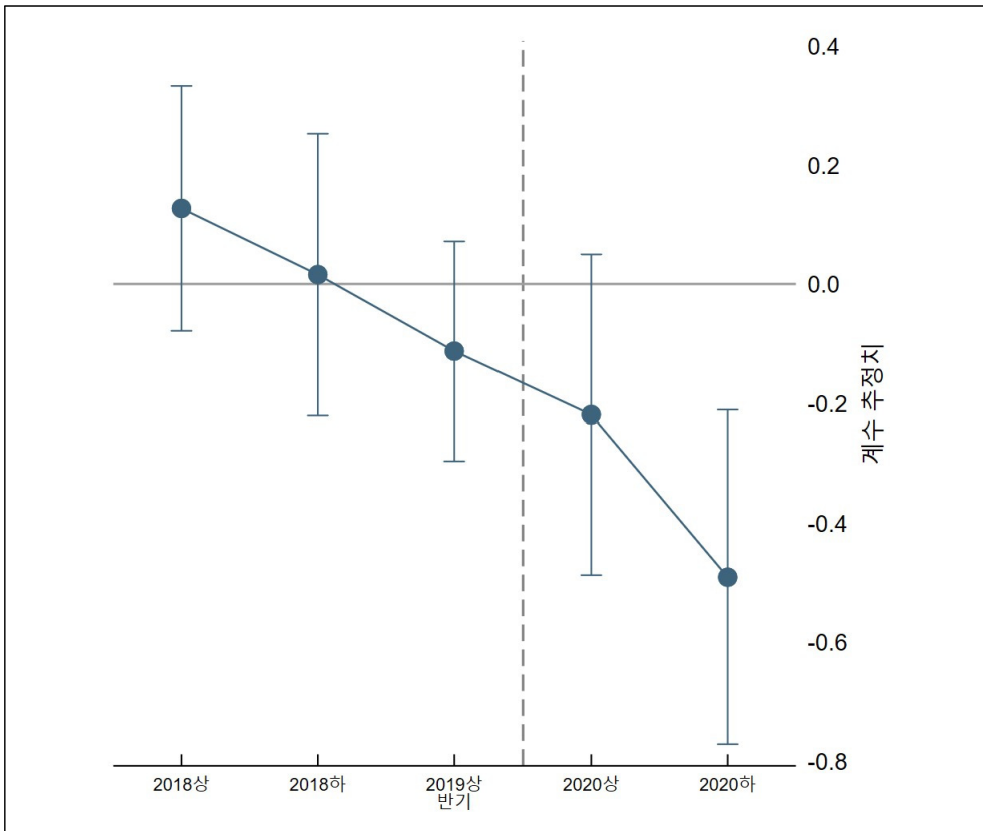


[그림 2] 처치 강도(비등교율)에 따른 취업자 수의 사전 추세 비교



주: 2020년 지역별 평균 비등교율(초등학생 기준)의 중위값을 기준으로 17개 시도를 상, 하위 지역으로 구분함(부록 [표 16] 참조). 비등교율은 돌봄 부담의 핵심 대상인 초등학생 기준을 사용하였으며, 중학생 기준을 적용하더라도 17개 시도 중 15개 지역의 분류가 동일하여 결과는 기준 선택에 크게 영향을 받지 않음

[그림 3] 비등교율에 따른 여성 고용의 Event Study 추정 결과



IV. 분석 결과

1. 분석 결과

실증분석 결과, 코로나19로 인한 등교일 수 감소는 자녀가 있는 여성 고용을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 다음의 [표 3]에서 (1)열은 지역별 고용조사의 행정구역(시도), 성별, 취업자 수 자료를 활용하여 등교일 수 감소가 여성 전체 취업자 수에 미친 영향을 추정한 결과를 제시한다. 먼저 (1)열의 결과를 보면, 등교일 수 감소가 발생할 때 여성 취업자 수는 약 4.4% 감소하는 것으로 나타났으며 이 추정치는 통계적으로 유의하다. 이를 절대 규모로 환산하면, 분석 기간 동안 해당 연령대 여성 취업자 수²⁾가 약 180만명 수준임을 고려할 때, 평균적으로 휴교일 수 약 9.5일 증가 시 약 8만명의 취업자가 감소하는 것으로 추정된다.

[표 3]의 (2)~(4)열은 막내 자녀 연령에 따른 여성 고용 효과의 이질성을 분석한 결과이다. 분석 결과, 비등교율이 10%p 증가할 때 막내 자녀가 초등학교 저학년인 여성의 취업자 수는 약 0.41%, 초등학교 고학년인 여성은 약 0.46% 감소하는 것으로 나타났다. 반면 막내 자녀가 중학생인 여성의 경우 취업자 수는 약 0.33% 감소하여, 초등학교 자녀를 둔 여성에 비해 감소폭이 상대적으로 작게 나타났다. 통계적 유의성 측면에서는 (1)열과 (2)열의 추정치는 5% 수준에서, (3)열의 추정치는 10% 수준에서 유의한 것으로 확인되었다. 종합하면, 등교일 수 감소는 자녀가 있는 여성의 고용에 부정적인 영향을 미쳤으며, 특히 막내 자녀의 연령이 낮을수록 그 영향이 더 크게 나타나는 경향이 확인되었다.

다음으로 여성 취업자의 종사상 지위에 따라 등교일 수 감소의 영향을 분석한 결과는 [표 4]에 제시되어 있다. 법정 등교일 대비 비등교일 수가 증가할수록 상용직 취업자가 약 2.5% 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의한 수준이다. 반면 임시, 일용직에서는 통계적으로 유의한 영향이 확인되지 않았다.

이러한 차이는 두 고용 형태에서 취업자 수 변동을 결정하는 요인이 상이하기 때문일

2) 약 180만명은 막내 자녀연령이 7~17세인 여성의 취업자 수로 본 분석 대상 여성 취업자 수와 약간 차이가 존재한다(본 연구에서는 연령 8~16세 자녀를 둔 여성 취업자를 대상으로 추정함).

가능성이 있다. 취업자 수는 노동 공급뿐 아니라 노동수요에 의해서도 결정되는데, 코로나19 시기 임시, 일용직은 숙박 및 음식업 등 대면서비스업을 중심으로 노동수요 충격이 집중된 부문으로 알려져 있다(김지연 2021). 이에 따라 임시, 일용직에서는 등교 제한에 따른 노동 공급 효과와 노동수요 변동이 동시에 작용하여, 등교일 수 감소의 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았을 가능성이 있다.

[표 3] 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향 - 전체 및 막내 자녀 연령대별

	(1) 전체	(2) 초등학교 저학년	(3) 초등학교 고학년	(4) 중학교
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.444** (0.138)	-0.412** (0.183)	-0.461** (0.163)	-0.326* (0.273)
사설학원 수	-0.299 (0.491)	0.554* (0.275)	-0.754 (0.587)	-0.621 (0.727)
지역내총생산	0.211 (0.726)	-0.418 (0.928)	1.104 (0.712)	-0.134 (1.007)
연도고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
Cells	2,490	858	816	816
R-squared	0.034	0.065	0.074	0.024

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, * p<0.10, ** p<0.05

[표 4] 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향 - 종사상 지위

	(1) 상용직	(2) 임시/일용직
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.254** (0.119)	-0.176 (0.236)
사설학원 수	-0.648 (0.522)	0.237 (0.915)
지역내총생산	0.024 (0.973)	-0.405 (1.237)
연도고정효과	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes
Cells	2,334	2,129
R-squared	0.034	0.228

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, * p<0.10, ** p<0.05

앞서 등교일 수 감소가 막내 자녀의 연령이 어릴수록 여성 고용에 더 부정적인 영향을 미친다는 결과를 확인하였다. 이는 맞벌이 가정에서도 여성이 주 양육자를 담당하는 경우가 많아, 가정 내 돌봄 부담의 증가가 어린 자녀를 둔 여성의 고용에 영향을 미쳤을 것으로 추정된다. 만약 상대적으로 자녀 보육 부담이 적은 남성을 대상으로 등교일 수 감소가 고용에 미치는 영향을 살펴본다면, 자녀 돌봄이 성별에 따라 고용에 미치는 영향을 보다 명확히 판단할 수 있을 것이다. Alon et al.(2020)과 Collins et al.(2021)은 학교 폐쇄에 따른 보육 부담의 증가가 남성보다 여성의 노동 공급에 더 부정적인 영향을 미쳤다고 보고하고 있으며, Baek and Park(2022)은 7세 이하의 어린 자녀를 둔 여성이 그렇지 않은 여성 또는 남성보다 코로나19의 충격을 더 크게 받는다는 결과를 제시하고 있다. 이에 등교 제한에 따른 돌봄 부담의 증가가 남성 고용에도 영향을 미치는지 동일한 자료를 활용하여 살펴보고자 한다.

[표 5]는 등교일 수 감소가 남성 고용에 미치는 영향을 보여준다. 추정 결과, 통계적으로 유의하지 않으나 등교일 수 감소가 남성 취업자 수가 약 1.3% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 여성의 감소폭(4.4%)보다 낮은 수준으로, 등교일 수 감소로 인한 고용 감소 효과가 여성에 비해 상당히 작음을 시사한다. 막내 자녀 연령대별로 구분하여 살펴보면 대부분의 추정치가 통계적으로 유의하지 않으며, 종사상 지위별로 구분한 경우에도 마찬가지였다. 이는 여성의 감소폭(4.4%)과 대비되는 결과로, 등교일 수 감소로 인한 고용 감소 효과가 여성에 비해 남성에서는 현저히 작음을 시사한다. 이러한 결과는 자녀 돌봄 부담의 증가가 주로 여성의 노동 공급에 집중되며, 남성의 고용에는 미미한 영향을 미친다는 점에서 코로나19 충격의 성별 비대칭성을 재확인하는 것으로 해석된다.

[표 5] 등교일 수 감소가 남성 고용에 미치는 영향 - 전체 및 막내 자녀 연령대별

	(1) 전체	(2) 초등학교 저학년	(3) 초등학교 고학년	(4) 중학교
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.127 (0.163)	0.055 (0.134)	-0.302* (0.148)	0.037 (0.285)
사설학원 수	0.201 (0.512)	0.56 (0.228)	-0.324 (0.485)	0.287 (1.097)
지역내총생산	-0.694 (0.943)	-0.791 (1.005)	-0.574 (0.985)	-0.618 (1.530)
연도고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
Cells	2,712	870	906	936
R-squared	0.013	0.066	0.023	0.016

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05

[표 6] 등교일 수 감소가 남성 고용에 미치는 영향-종사상 지위

	(1) 상용직	(2) 임시/일용직
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.099 (0.113)	-0.061 (0.252)
사설학원 수	0.358 (0.424)	0.471 (1.083)
지역내총생산	-0.133 (0.737)	-3.175* (1.538)
연도고정효과	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes
Cells	2,542	1,855
R-squared	0.012	0.462

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05

기존 분석에서는 코로나19 확산이 심한 지역일수록 등교 제한과 지역 경기 침체가 동시에 발생할 가능성이 있으므로, 등교 제한의 효과와 지역 경기 충격을 완전히 구분하기 어렵다는 한계가 있을 수 있다. 이를 보완하기 위해 자녀가 있는 여성과 자녀가 없

는 여성을 함께 활용한 삼중차분(Difference-in-Differences-in-Differences) 분석을 추가로 수행하였다. 지역×시점 고정 효과를 포함하여 동일 지역 및 동일 시점에 공통적으로 작용하는 경기 충격과 방역 정책의 영향을 통제하고, 유자녀 여성에게만 나타나는 등교 제한의 추가적인 효과를 식별하였다. 분석 결과는 [표 7]에 제시하였다. 비등교일 수와 유자녀의 상호작용 계수는 -0.400으로 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 동일한 지역 및 동일한 시점의 경기 충격과 방역 정책을 통제한 이후에도 등교 제한이 유자녀 여성의 고용을 추가적으로 감소시켰음을 의미한다. 따라서 본 연구에서 확인된 여성 고용 감소는 단순한 코로나19에 따른 지역 경기 침체만으로 설명되기 어려우며, 학교 등교 제한으로 인한 돌봄 부담 증가가 여성의 노동 공급에 추가적인 영향을 미쳤음을 시사한다.

[표 7] DDD 추정 결과: 등교 제한의 돌봄 효과와 지역 경기 충격의 분리

	DDD
비등교일 수 × 유자녀	-0.400** (0.166)
셀 고정효과	Yes
지역×시점 고정효과	Yes
유자녀×시점 고정효과	Yes
Cells	3,798
R-squared	0.958

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.

그렇다면 이러한 고용 충격은 모든 지역에서 동일한 크기로 나타났을까? 코로나19 시기 등교 제한은 지역별 방역 상황에 따라 차등적으로 시행되었으며, 등교 제한으로 증가한 돌봄 부담을 완화할 수 있는 지역의 대응 여건 또한 지자체마다 상이하였을 가능성이 있다. 이에 본 연구는 지역의 재정 여건을 나타내는 재정자립도와 비등교일 수의 교차항을 추가하여 등교 제한의 효과가 지역에 따라 이질적으로 나타나는지를 분석하였다.

재정자립도와 비등교일 수의 교차항을 포함하여 추정한 결과는 [표 8]에 제시되어 있다. 전체 표본을 대상으로 한 모형 (1)열에서는 비등교일 수의 계수가 유의한 음(-)의 값

을 나타내어, 등교일 수 감소가 여성 고용에 부정적 영향을 미치는 기존 결과가 다시 확인되었다. 반면 재정자립도와의 교차항은 통계적으로 유의하지 않았는데, 이는 자녀 연령대에 따라 상이하게 나타나는 돌봄 부담의 차이가 전체 표본에서는 평균화되었기 때문으로 해석될 수 있다. 초등학교 저학년 대상으로 한 모형 (2)에서는 비등교일 수와 교차항 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 초등돌봄교실과 긴급돌봄 등 공적 돌봄 서비스가 저학년을 중심으로 전국적으로 운영되면서 지역 간 재정 여건의 차이가 돌봄 부담을 완충하는 경로로 작동할 여지가 상대적으로 제한적이었기 때문으로 볼 수 있다. 반면 막내 자녀가 초등학교 고학년인 집단을 대상으로 한 모형 (3)에서는 비등교일 수의 계수와 재정자립도와의 교차항이 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 비등교일 수 증가는 여성 고용에 유의한 부정적 영향을 미쳤으며, 재정자립도와의 교차항은 양 (+)의 값을 보여 재정자립도가 높은 지역일수록 이러한 부정적 효과가 완화되는 것으로 나타났다. 한편 교차항이 포함된 모형에서 비등교일 수의 계수(-2.894)는 $\ln(\text{재정자립도})=0$ 일 때의 효과를 의미하므로 평균적인 효과로 해석하는 데에는 주의가 필요하다. 표본 내 재정자립도 수준에서 한계효과를 계산한 결과, 재정자립도 20%인 지역에서는 약 -1.33, 50%인 지역에서는 약 -0.85로 나타나 표본 범위 전 구간에서 음(-)의 값을 유지하였다. 이는 재정자립도가 높을수록 여성 고용에 대한 부정적 영향이 완화되지만 완전히 상쇄되지는 않음을 의미한다. 중학생 자녀를 둔 집단을 대상으로 한 모형 (4)열에서는 비등교일 수와 교차항 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 해당 연령대 자녀의 경우 상대적으로 독립적인 생활이 가능하여, 등교 제한에 따른 직접적인 돌봄 부담이 초등학생 자녀를 둔 가구에 비해 크지 않았기 때문으로 볼 수 있다.

다만 이러한 완충 효과를 지자체 재정자립도에 따른 돌봄서비스 제공 능력만으로 해석하기에는 한계가 있다. 코로나19 초기 학교 긴급돌봄의 실제 참여율은 개학 연기 기간 전체 초등학생의 0.9~2.9%, 온라인 개학 기간에도 5% 내외에 그쳤으며(교육부 2020; 김은정 외 2021), 초등돌봄교실 역시 주로 1~2학년을 대상으로 운영되어 고학년은 공적 돌봄의 주된 대상이 아니었다(김은정 외 2021). 따라서 초등학교 고학년의 돌봄은 학원 등 민간 영역에 상대적으로 더 의존하였을 가능성이 있다(강지원 외 2020).

재정자립도의 완충 효과는 이러한 민간 돌봄 인프라의 차이에서 비롯된 것일까? 이를 확인하기 위해 민간 돌봄 여건과 관련된 변수인 사설학원 수를 활용하여, [표 9]에서는 사설학원 수와 비등교일 수의 교차항을 추가로 추정하였다. 분석 결과, 사설학원 수

와 비등교일 수의 교차항은 통계적으로 유의하지 않은 반면, 재정자립도와 비등교일 수의 교차항은 크기와 유의성이 거의 변하지 않고 유지되었다. 이는 재정자립도의 완충 효과가 사설학원 수로 측정된 민간 돌봄 여건만으로는 설명되기 어렵다는 점을 시사한다. 한편 재정자립도가 높은 지역에서는 재택근무가 가능한 일자리 비중이 높은 등 지역의 노동시장 특성이 함께 작용하였을 가능성도 배제하기 어렵다. 이는 재택근무가 가능한 어머니에게서 학교 폐쇄의 고용 충격이 상대적으로 작게 나타났다는 Amuedo-Dorantes et al.(2023)의 결과와도 맥락을 같이한다. 다만 본 연구에서는 이러한 경로를 직접 측정할 수 없어 구체적인 작동 메커니즘을 실증적으로 검증하지 못한 점은 연구의 한계로 남는다.

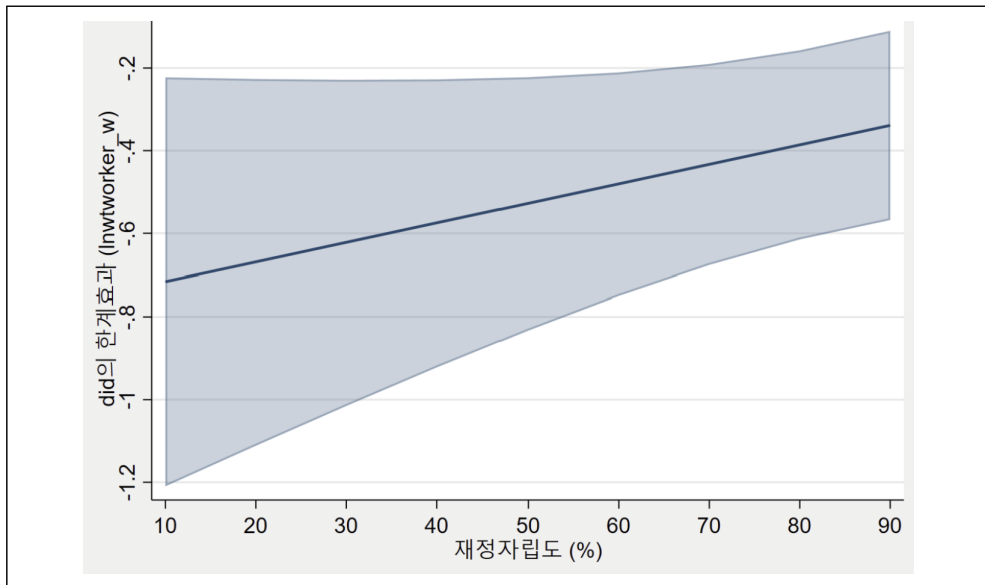
종합하면 코로나19 시기 여성 고용 충격은 모든 지역에서 동일하게 나타난 것이 아니라 자녀의 연령대와 지역의 재정 여건에 따라 차별적으로 나타났다. 특히 초등학교 고학년 자녀를 둔 여성의 경우 재정자립도가 높은 지역에서 등교 제한에 따른 고용 충격이 상대적으로 완화되었다. 이러한 완충 효과는 공적 돌봄서비스와 민간 돌봄 여건만으로는 충분히 설명되기 어려우며, 지역의 노동시장 특성과 경제 및 사회적 대응 여건이 함께 작용한 결과로 해석하는 것이 보다 타당하다.

[표 8] 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향 - 전체 및 막내 자녀 연령대별

	(1) 전체	(2) 초등학교 저학년	(3) 초등학교 고학년	(4) 중학교
법정 등교일 대비 비등교일 수	-1.448** (0.705)	0.364 (1.020)	-2.894** (0.971)	-0.736 (0.778)
비등교일 수×ln재정자립도	0.215 (0.144)	-0.166 (0.200)	0.523** (0.199)	0.087 (0.163)
사설학원 수	-0.384 (0.491)	0.624 (0.324)	-0.953** (0.571)	-0.656 (0.724)
지역내총생산	0.207 (0.732)	-0.411 (0.930)	1.148 (0.785)	-0.142 (0.999)
연도고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
Cells	2,490	858	816	816
R-squared	0.035	0.065	0.080	0.024

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, * p<0.10, ** p<0.05

[그림 4] 재정자립도 수준별 코로나19 충격의 한계효과



[표 9] 민간 돌봄 인프라를 고려한 재정자립도 교차효과

	(1) 초등학교 고학년	(2) 사설학원 수 교차 포함
법정 등교일 대비 비등교일 수	-1.001*** (0.255)	-0.994*** (0.252)
비등교일 수 × ln재정자립도	0.520** (0.184)	0.509** (0.186)
비등교일 수 × 사설학원 수		-0.088 (0.143)
사설학원 수	-0.982 (0.575)	-0.953 (0.599)
지역내총생산	3.34* (1.86)	3.12* (1.71)
Wild cluster bootstrap p: 비등교일 수		0.008
Wild cluster bootstrap p: 재정자립도 교차항		0.039
연도고정효과	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes
Cells	816	816
R-squared	0.025	0.026

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.

2. 강건성 검토

본 연구에서는 인구 사회학적 특성에 따라 집단을 구성한 후, 집단 고정 효과와 시간 고정 효과를 통제하여 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 인과적 효과를 추정하였다. 코로나19 확산으로 2020년에는 개학이 수차례 연기되고 원격 수업이 병행되면서 자녀 돌봄 부담이 크게 증가하였다. 이후 원격 수업 장기화에 따른 학습 결손 및 발달 문제에 대한 우려가 제기되면서, 2021년에는 유아 및 초등학교 저학년을 중심으로 우선 등교가 확대되었다. 그 결과 등교율은 2020년 평균 약 50% 수준에서 2021년 1학기 73.1%, 2학기에는 82.1%(비수도권 94.4%)까지 상승하였다. 이러한 변화는 특히 저학년 자녀를 둔 여성의 돌봄 부담을 완화하는 요인으로 작용했을 가능성이 있다. 이와 같은 정책적 변화를 고려하여, 본 연구에서는 추정 결과의 타당성을 점검하기 위해 세 가지 위약 검정(placebo test)을 수행하였다.

첫째, 분석 결과가 특정 분석 기간 설정에 의존하는지를 검토하기 위해 코로나19 이전의 관측 기간을 2016년까지 확장하여 동일한 모형을 재추정하였다. 분석 결과, 등교일 수 감소는 여성 취업자를 약 3.6% 감소시키는 것으로 나타났으며, 추정치의 크기는 다소 축소되었으나 통계적으로 유의한 결과가 유지되었다. 이는 본 연구의 결과가 특정 기간에 의존하지 않음을 시사한다.

둘째, t 시점(반기)의 인구집단별 등교 비중이 $t+1$ 시점의 여성 고용에 미치는 영향을 살펴보았다. 자녀 돌봄 부담에 따른 고용 충격이 당기에 주로 반영된다면, t 시점의 처치는 $t+1$ 시점에 미치는 효과는 제한적이어야 한다. 분석 결과, 등교일 수 감소의 부정적 효과는 $t+1$ 시점에서도 일부 나타났으나, 그 크기는 당기 효과에 비해 상대적으로 작게 추정되었다.

셋째, 자녀가 없는 여성 집단을 대상으로 등교일 수 감소가 고용에 미치는 영향을 추정하였다. 처치 강도를 초등학교 및 중학교 비등교일 수로 구분하여 분석한 결과 여성 고용 감소의 경향성은 관찰되었으나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 이는 등교일 수 감소에 따른 고용 충격이 자녀가 없는 집단에서는 뚜렷하게 나타나지 않으며, 자녀가 있는 집단에서 집중적으로 발생함을 시사한다.

넷째, 강건성 검증을 위해 셀별 응답자 수를 가중치로 적용한 WLS(Weighted Least Squares) 추정을 실시하였다. 또한 응답자가 5명 미만인 셀을 제외한 분석도 추가로

수행하였다. 분석 결과, 비등교일 수의 계수는 WLS에서도 음(-)의 값으로 통계적으로 유의하게 유지되었으며 응답자 5명 미만의 소규모 셀을 제외한 경우에도 결과는 동일하였다. 이는 본 연구의 핵심 결과가 소규모 셀의 측정오차에 의해 좌우되지 않으며, 셀 크기를 고려한 추정에서도 일관되게 유지됨을 보여준다. 한편 WLS에서는 비가중 추정(-0.444)에 비해 계수의 절대적 크기가 다소 감소하였다. 이는 관측치 수가 많은 셀에 상대적으로 큰 가중치가 부여되면서 평균적인 효과의 크기가 다소 완화된 것으로 해석할 수 있으며, 이러한 차이에도 불구하고 비등교일 수의 부정적 효과는 통계적으로 유의하게 유지되어 본 연구의 주요 결론에는 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

종합하면, 이러한 위약 검정 결과는 본 연구에서 식별된 등교일 수 감소와 여성 고용 간의 관계가 단순한 상관관계를 넘어 인과적 해석이 가능함을 뒷받침하는 것으로 판단된다.

[표 10] 등교일 수 감소가 여성 고용에 미치는 영향(2016~2020) - 전체 및 막내 자녀 연령대별

	(1) 전체	(2) 초등학교 저학년	(3) 초등학교 고학년	(4) 중학교
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.364** (0.146)	-0.430* (0.233)	-0.173 (0.156)	-0.278 (0.200)
사설학원 수	-0.102 (0.315)	0.430 (0.408)	0.034 (0.258)	-0.818 (0.497)
지역내총생산	-0.060 (0.510)	-1.173 (0.920)	0.095 (0.515)	1.022** (0.429)
연도고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
Cells	3,740	1,290	1,200	1,250
R-squared	0.016	0.073	0.034	0.073

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05

[표 11] 코로나로 인한 학사일정 변화

	2020						2021	
	3월	4월	5~7월	8~9월	10~11월	12월	1~2월	3월
초·중	개학 연기	온라인 개학	등교와 원격수업병행	원격수업 및 여름방학	등교와 원격수업병행	전면 원격	겨울 방학	등교

출처: 교육부 자료

[표 12] 등교일 수 감소가 t+1 시점 여성 고용에 미치는 영향

	2018~2020
법정등교일 대비 비등교일 수	-0.336** (0.088)
사설학원 수	-0.339 (0.241)
지역내총생산	-0.202 (0.525)
연도고정효과	Yes
집단고정효과	Yes
Cells	2,490
R-squared	0.031

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, * p<0.10, ** p<0.05

[표 13] 등교일 수 감소가 자녀 없는 여성 고용에 미치는 영향 - 처치 강도1

	처치 강도: 초등학교 비등교일 수
2018~2020	-0.027 (0.079)
사설학원 수	0.165 (0.149)
지역내총생산	-0.579 (0.558)
연도고정효과	Yes
집단고정효과	Yes
Cells	1,308
R-squared	0.134

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, * p<0.10, ** p<0.05

[표 14] 등교일 수 감소가 자녀 없는 여성 고용에 미치는 영향 - 처치 강도2

	처치 강도: 증학교 비등교일 수
2018~2020	-0.018 (0.082)
사설학원 수	0.171 (0.149)
지역내총생산	-0.584 (0.556)
연도고정효과	Yes
집단고정효과	Yes
Cells	1,308
R-squared	0.134

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05

[표 15] 셀 크기 가중(WLS)추정 결과

	(1) 비가중	(2) WLS	(3) WLS, 응답자 5명 이상
법정 등교일 대비 비등교일 수	-0.444** (0.138)	-0.145** (0.056)	-0.138** (0.057)
사설학원 수	-0.299 (0.491)	0.083 (0.322)	0.087 (0.321)
지역내총생산	0.211 (0.726)	-0.194 (0.322)	-0.215 (0.316)
연도고정효과	Yes	Yes	Yes
집단고정효과	Yes	Yes	Yes
Cells	2,490	2,490	2,251
R-squared	0.009	0.004	0.004

주: 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차, *p<0.10, **p<0.05

V. 결론

본 연구는 코로나19 발생으로 인한 등교일 수 감소가 여성의 노동 공급에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 특히 지역별 확진자 수 증감에 따라 사회적 거리두기의 일환으로 등교 제한이 차등적으로 시행되었다는 점에 착안하여, 등교일 수 변화를 외생적 처치로 간주하고 이중차분법(Difference-in-Differences)을 활용한 분석을 수행하였다. 이를 통해 감염병 확산이라는 외생적 충격이 가구 내 돌봄 부담을 변화시키고, 나아가 여성의 노동 공급에 어떠한 영향을 미쳤는지를 식별하고자 하였다.

실증분석 결과, 등교일 수 감소는 여성 취업자 수를 유의하게 감소시키는 요인으로 작용한 것으로 나타났다. 구체적으로 등교일 수가 감소할수록 여성 취업자는 약 4.4% 감소하는 것으로 추정되었으며, 이러한 효과는 막내 자녀의 연령이 낮을수록 더욱 크게 나타났다. 이는 자녀 돌봄 수요가 높은 가구일수록 등교 제한에 따른 돌봄 공백이 확대되고, 그 부담이 여성의 노동 공급 축소로 이어졌음을 시사한다. 반면 남성의 노동 공급에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않거나 그 크기가 제한적인 것으로 확인되어, 동일한 외생적 충격이 성별 간 비대칭적으로 작용하였음을 보여준다. 이는 가구 내 돌봄 역할이 여전히 여성에게 상대적으로 집중되어 있는 현실을 반영하는 결과로 해석될 수 있다.

이러한 고용 충격이 모든 지역에서 동일하게 나타난 것이 아니라, 지역의 재정역량에 따라 차별적으로 나타났다는 점을 추가적으로 확인하였다. 코로나19로 인한 등교 제한은 전국적으로 시행되었으나, 돌봄 공백을 보완하는 지역의 대응 역량은 지자체별 재정 여건에 따라 상이하다. 긴급돌봄 서비스의 확충, 방과 후 돌봄 프로그램 운영, 지역사회 돌봄 자원의 동원 등은 지방정부의 재정역량과 밀접하게 연관되어 있으며, 이러한 차이는 가정 내 돌봄 부담이 여성의 노동 공급으로 전가되는 정도를 결정하는 중요한 요인으로 작용했을 가능성이 있다. 재정자립도와 비등교일 수의 교차항을 포함하여 분석한 결과 해당 효과는 특히 제도적 돌봄 지원의 사각지대에 놓이기 쉬운 초등학교 고학년 자녀를 둔 집단에서 유의하게 나타났다. 제도적 돌봄 지원이 상대적으로 제한적인 초등학교 고학년 단계에서는 방과후 돌봄이나 지역사회 돌봄서비스 등 지자체의 자체 대응 역량이 여성의 고용 유지에 보다 중요한 역할을 할 가능성을 시사한다. 또한 한계효과

분석 결과, 비등교일 수 증가는 모든 재정자립도 구간에서 여성 고용에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 재정자립도가 높아질수록 그 부정적 효과의 크기는 점진적으로 감소하는 경향이 확인되었다. 이는 등교 제한으로 인한 여성 고용 충격이 재정자립도가 높은 지역에서 상대적으로 완화되었음을 보여주며, 지역의 재정 여건과 경제, 사회적 대응 여건이 이러한 충격을 완충하는 데 일정한 역할을 하였을 가능성을 시사한다.

본 연구는 ‘등교일 수’라는 객관적 지표를 활용해 가구 내 돌봄 부담의 증가를 조작적으로 정의하고 코로나19 위기가 과거의 일반적인 경제위기와는 다른 경로로 여성의 노동 공급에 실질적인 타격을 입혔음을 실증적으로 규명하였다는 점에서 학술적 의의를 지닌다. 아울러 감염병 확산과 같은 위기가 노동시장 내 성별 격차를 심화시키는 비대칭적 충격으로 작용할 수 있음을 보여주는 동시에, 돌봄 인프라의 재정적 기반이 이러한 충격을 완화하는 중요한 역할을 수행할 수 있음을 시사한다. 따라서 향후 감염병과 같은 위기 상황에 대비하여 여성 고용 충격을 완화하기 위해서는 중앙정부의 일률적인 지원뿐 아니라, 지역별 돌봄 서비스 확충과 지방재정 역량 강화를 함께 고려한 정책 설계가 필요하다. 특히 방과후 돌봄, 긴급돌봄 체계, 재택근무 인프라 등 가구의 돌봄 부담을 완화할 수 있는 정책적 지원이 병행되어야 하며, 자녀 연령별 돌봄 수요를 반영한 맞춤형 접근이 요구된다.

마지막으로 본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 자료의 제약으로 인해 영유아 자녀를 둔 기혼 여성에 대한 분석을 포함하지 못하였다. 코로나19 대응 정책이 영유아 돌봄 지원에 상대적으로 집중되었다는 점을 고려할 때, 영유아 자녀를 둔 가구와 학령기 자녀를 둔 가구 간 비교 분석이 이루어진다면 돌봄 공백의 영향력을 보다 정교하게 식별할 수 있을 것이다. 둘째, 맞벌이 가구 여부, 한부모 가구 여부 등 가구 특성에 따른 돌봄 부담의 차이를 충분히 반영하지 못하였다. 이러한 가구 특성은 노동 공급 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있으므로, 향후 연구에서는 이를 고려한 이질적 효과 분석이 필요하다. 셋째, 여성의 직무 특성 및 근로 형태에 따른 차별적 영향을 분석하지 못하였다. 예를 들어 재택근무 가능 여부, 직무 유연성, 산업별 특성 등에 따라 등교 제한의 영향이 상이하게 나타날 수 있으므로, 향후 연구에서는 보다 세분화된 노동시장 구조를 반영한 분석이 요구된다.

참고문헌

- 강지원 외, 「사회보장 분야 사각지대 축소와 부적정 지출 관리 방안 연구: 방과후돌봄서비스를 중심으로」, 한국보건사회연구원, 2020.
- 고영근·안태현, “코로나 경제위기와 여성 고용,” 「한국노동경제학회」 제45권 제1호, 한국노동경제학회, 2022, 33~87쪽.
- 김은정 외, 「포스트코로나 시대의 초등 학령기 아동 돌봄체계 대응방안 연구」, 한국보건사회연구원, 2021.
- 김지연, “코로나19 고용충격의 성별 격차와 시사점,” 「KDI 경제전망」 38권 1호, KDI, 2021, 61~68쪽.
- 송상윤·김하은, “코로나19의 상흔: 노동시장의 3가지 이슈,” 「BOK 이슈노트」 제2021-18호, 한국은행, 2021.
- 오삼일 외, “코로나19 이후 자영업 특성별 고용현황 및 평가,” 「BOK 이슈노트」 제2021-11호, 한국은행, 2021.
- 오삼일·이종하, “코로나19와 여성고용: 팬데믹 vs 일반적인 경기침체 비교를 중심으로,” 「BOK 이슈노트」 제2021-8호, 한국은행, 2021.
- 오상봉, “코로나19 이후 노동시장의 변화,” 「한국의 사회동향 2020」, 국가데이터처 국가데이터연구원, 2020, 185~193쪽.
- 한국노동연구원, 「2020년 노동시장 평가 및 2021년 전망」, 한국노동연구원, 2020.
- Adams-Prassl, A. et al., “Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys,” *Journal of Public Economics*, vol.189, Elsevier, 2020.
- Albanesi, S., and Şahin, A., “The Gender Unemployment Gap,” *Review of Economic Dynamics*, vol.30, 2018, pp.47-67.
- Alon, T. et al., “From Mancession to Shecession: Women’s Employment in Regular and Pandemic Recessions,” *NBER Macroeconomics Annual*, vol.36, National Bureau of Economic Research, 2022, pp.83-151.
- Alon, T. et al., “The Impact of Covid-19 on Gender Equality,” *NBER Working Paper No.26947*, National Bureau of Economic Research, 2020a.
- _____, “This Time It’s Different: The Role of Women’s Employment in a

- Pandemic Recession,” *NBER Working Paper No.27660*, National Bureau of Economic Research, 2020b.
- Amuedo-Dorantes, C. et al., “Schooling and Parental Labor Supply: Evidence from COVID-19 School Closures in the United States,” *ILR Review*, vol.76 no.1, SAGE Publications, 2023, pp.56-85.
- Aum, S., Lee, S., and Shin, Y., “Covid-19 Doesn’t Need Lockdowns to Destroy Jobs: The Effect of Local Outbreaks in Korea,” *Labour Economics*, vol 70, Elsevier, 2021.
- Baek, J., and Park, W., “COVID-19, Childcare and Women’s Labor Supply,” *The Korean Economic Review*, vol.38 no.2, The Korean Economic Association, 2022, pp.323-345.
- Ellieroth, K., “Spousal Insurance, Precautionary Labor Supply, and the Business Cycle - A Quantitative Analysis,” *2019 Meeting Papers 1134*, Society for Economic Dynamics, 2019.
- Furman, J., Kearney, M., and Powell, W., “The Role of Childcare Challenges in the US Jobs Market Recovery during the COVID-19 Pandemic,” *NBER Working Paper 28934*, National Bureau of Economic Research, 2021.
- Gimbel, M., Rothstein, J., and Yagan, D., *Jobs Numbers across Countries since COVID-19*, UC Berkeley, 2020.
- Kim, J., “Searching for the Cause of the Gender Gap in Employment Losses during the COVID-19 Crisis,” *KDI Journal of Economic Policy*, vol.43 no.2, KDI, 2021, pp.53-79.
- Forsythe, E. et al., “Labor Demand in the Time of COVID-19: Evidence from Vacancy Postings and UI Claims,” *Journal of Public Economics*, vol.189, 2020, 104238.
- Nam, M., and Lee, S., “COVID-19 and Employment in South Korea: Trends and Comparison with the 2008 Financial Crisis,” *Seoul Journal of Economics*, vol.34 no.1, the Institute of Economic Research, Seoul National University, 2021, pp.43-80.

부록

[표 16] 2020년 지역별 평균 비등교율 구분

구분	지역
상위 지역(8개)	서울, 인천, 경기, 부산, 대구, 광주, 대전, 울산
하위 지역(9개)	세종, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

주: 2020년 상, 하반기 초등학생 기준 법정 등교일 대비 비등교일 비율의 지역별 평균을 기준으로, 17개 시도 중위값 초과를 상위 지역으로 분류함

[표 17] 평행추세 검증: Event Study 및 지역별 선형추세 통제 결과

	(1)	(2)
	Event Study	지역별 선형추세 통제
비등교율 × 2018상	0.127 (0.097)	
비등교율 × 2018하	0.016 (0.112)	
비등교율 × 2019상	-0.113 (0.087)	
비등교율 × 2020상	-0.219 (0.127)	
비등교율 × 2020하	-0.491 ^{***} (0.132)	
법정 등교일 대비 비등교일 수		-0.370 ^{***} (0.101)
사설학원 수		-1.087 ^{**} (0.424)
지역내총생산		-0.071 (0.772)
사전추세 결합검정 F(p-value)	2.65(0.084)	
집단고정효과	Yes	Yes
연도고정효과	Yes	Yes
지역별 선형추세	No	Yes
cells	2,490	2,490
R-squared	0.008	0.004

주: 1. 종속변수는 로그 여성 취업자 수입

2. (1)은 처치 강도(2020년 지역별 평균 비등교율, 초등학생 기준)와 각 반기 더미의 교차항을 포함하며, 2019년 하반기를 기준시점으로 함. 사전추세 결합검정은 처치 이전 시점(2018상~2019상) 교차항 계수의 결합 유의성에 대한 F검정임

3. (2)는 본 추정식에 지역별 선형추세(region-specific linear trends)를 추가로 통제한 것임

4. 괄호는 시도 수준에서 클러스터링한 표준오차임. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

The Impact of Reduced School Days during COVID-19 on Female Employment

Park Hye Won*

Abstract

This study empirically examines the impact of reduced school attendance during the COVID-19 pandemic on female labor supply. Regional variation in school closure policies, implemented in response to the spread of COVID-19, provides an exogenous source of variation to identify the causal effect of increased childcare burdens on employment. The results show that reduced school attendance had a statistically significant negative effect on female employment, with larger effects among women with younger children. In contrast, male labor supply was not significantly affected. Further analysis incorporating an interaction term with local fiscal capacity indicates that the negative employment effects were attenuated in regions with higher fiscal independence, particularly among women with upper elementary school-aged children. These findings suggest that pandemic-induced increases in childcare burdens disproportionately constrained women's labor supply and that the magnitude of this effect varied with local fiscal capacity.

□ Keywords: Causal Effect, DID, COVID-19, Female Employment

* Senior Research Fellow. Korea Employment Agency for Persons with Disabilities

공공기관 분류기준의 변별 타당성과 유형변경의 인과효과

엄기중*

국문초록

본 연구는 2022년 공공기관 분류기준 상향을 정책충격으로 활용하여 분류기준의 변별 타당성과 유형변경의 재무행태 인과효과를 분석한다. 2020~2024년 ALIO 패널자료를 이용하여 이중차분(DID)과 사건연구를 수행하였다. 분석 결과, 자산·수입 기준은 사실상 포괄적이어서 정원 기준이 단일 결정요인으로 작동하고, 유형변경 기관에서 정원과 재무변수 간 상관관계가 유의하게 약화되었다. 반면 양방향 고정효과 DID와 PSM 결합 DID에서 유형변경의 인과효과는 전 종속변수에서 비유의한 것으로 확인되었다. 이에 따라 규모 기준의 변별력 부재와 거버넌스 사각지대 해소를 위해 복합 충족 요건 방식 도입을 통한 분류기준 재설계와 내부 견제기능 강화, 회계 기준 및 감사절차 마련, 자원배분 결정 사전협의 등의 개선방안을 제안한다.

□ 주제어: 공공기관 지정제도, 유형변경, 공공기관의 운영에 관한 법률

투고일: 2026. 5. 14. 수정일: 2026. 7. 10. 게재확정일: 2026. 8. 6.

* 국립순천대학교 회계학전공 부교수 (kjeom@scnu.ac.kr)

I. 서론

정부는 직접 또는 간접적인 출자·출연을 통해 공공의 이익을 위한 다양한 형태의 기관을 설립·운영하고 있다. 공공기관은 시장에서 충분히 공급되기 어려운 공공서비스를 제공하거나 정부 정책의 집행 수단으로 기능하며, 국민경제와 재정에서 차지하는 비중이 점차 확대되어 왔다. 2025년 기준 기획재정부가 지정한 공공기관은 총 331개 기관으로, 이들의 총자산은 광범위한 규모에 이르며 일반정부 재정에 직접 포함되지는 않지만 광의의 공공부문 재정에서 핵심적 비중을 차지한다.

정부는 이러한 공공부문 기관의 체계적 운영을 위해 2007년 「공공기관의 운영에 관한 법률」(이하 ‘공운법’)을 제정하였다. 공운법은 공공기관 경영의 합리화와 운영의 투명성 제고를 목적으로 하며, 공공기관을 공기업·준정부기관과 기타공공기관으로 구분하고 유형별로 차등적인 관리·감독 체계를 적용한다. 이러한 이원적 분류 구조 하에서 기획재정부는 2022년 8월 「자율·책임·역량 강화를 위한 공공기관 관리체계 개편방안」을 통해 공기업·준정부기관 분류기준을 종전의 ‘정원 50명, 수입액 30억원, 자산 10억원’에서 ‘정원 300명, 수입액 200억원, 자산 30억원’으로 대폭 상향 조정하였다.

이러한 분류기준 상향은 외형상 단순한 임계치 조정으로 보이나, 공운법의 적용 범위가 유형별로 차등화되어 있다는 점을 고려할 때 그 파급효과는 광범위하다. 2023년 지정에서 부산·인천·여수광양·울산 4개 항만공사가 공기업에서 기타공공기관으로 변경되었고, 사립학교교직원연금공단·한국콘텐츠진흥원·한국에너지기술평가원·창업진흥원 등 39개 기관이 준정부기관에서 기타공공기관으로 재분류되어 도합 43개 기관이 유형변경의 직접적 영향을 받았다. 유형변경은 경영평가 주체, 임원 임명 절차, 예비타당성조사 및 사전협의를 적용 여부, 이사회 구성 등 거버넌스 전반에 걸친 변화를 수반한다.

이에 본 연구는 공공기관 지정제도의 효과성을 다음 두 가지 측면에서 검증한다. 첫째, 유형변경이 해당 기관의 재무 행태에 인과적 영향을 미치는지 분석한다. 둘째, 현행 분류기준이 공공기관의 실질적 규모와 공공성을 적절히 변별하는지 검토한다. 이를 통해 공공기관 지정제도의 개선방안을 제안한다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 선행 연구와 달리 인과식별 방법을 적용하여 유형변경의 재무행태 효과를 검토함으로써, 분류제도 개편

논의의 관점이 유형변경의 효과와 분류 변수의 변별력 중 어느 부분에 가중치를 두어야 하는지 확인한다. 둘째, 정원·자산·수입액 기준의 포괄성을 정량적으로 확인하고 유의성을 분석함으로써, 향후 분류기준 재설계 논의에 실증적 기초를 제공한다. 셋째, 정책 시뮬레이션을 통해 복합 충족 요건과 자산기준 상향이라는 구체적 대안의 적용 가능성을 가시화함으로써, 제도 개선 시 활용 가능한 정책 근거를 제시한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 공공기관 지정제도의 현황과 해외 주요국 분류제도를 검토한 뒤 이론적 배경과 선행연구를 정리하고 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구설계를 제시하며, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과, 제Ⅴ장에서 정책 개선 방안을 제안한다. 제Ⅵ장에서 결론, 연구의 한계 및 향후 과제를 정리한다.

II. 분류제도의 현황과 이론적 배경

1. 공공기관 지정제도 현황

공운법 제4조는 공공기관의 지정 요건을 6가지로 규정한다. 이는 정부의 직접적 출연 관계, 재정지원 의존도, 지분 보유 비율, 임원 임명권을 통한 사실상의 지배력 확보 등을 종합적으로 고려한 기준 체계이다. 기획재정부는 이러한 요건에 해당하는 공공기관을 ‘공기업·준정부기관’과 ‘기타공공기관’으로 구분하며, 공기업은 다시 시장형과 준시장형으로, 준정부기관은 기금관리형과 위탁집행형으로 세분된다.

2025년 기준 기획재정부가 지정한 공공기관은 총 331개이다. 공기업은 31개(9.4%), 준정부기관은 57개(17.2%), 기타공공기관은 243개(73.4%)이다. 2022년 분류기준 상향 이후 기타공공기관의 비중이 크게 확대되었다.

[표 1] 연도별 공공기관 지정 현황

(단위: 개)

연도	공기업	준정부기관	기타공공기관	합계
2023	32	55	260	347
2024	32	55	240	327
2025	31	57	243	331

자료: 기획재정부 보도자료(2023; 2024; 2025) 재구성

2022년 분류기준 상향에 따라 2023년 지정에서는 대규모 유형변경이 이루어졌다. 부산·인천·여수광양·울산 4개 항만공사가 공기업에서 기타공공기관으로 변경되었고, 39개 기관이 준정부기관에서 기타공공기관으로 재분류되어 도합 43개 기관이 유형변경의 직접적 영향을 받았다.

공운법은 총 56개 조문으로 구성되며 공기업·준정부기관과 기타공공기관에 대한 적용 범위에 상당한 차이가 존재한다. 거버넌스, 재무관리·예산, 경영목표·평가, 감독·예타·사전협의, 감사원 감사 등 핵심 조문 대다수가 공기업·준정부기관에만 적용되고 기타공공기관에는 적용되지 않는다.

[표 2] 공운법 조문군별 유형별 적용 현황

조문군	주요 조문	공기업·준정부기관	기타 공공기관
총칙·운영위	제1조~제15조	전부 적용	대체로 적용
거버넌스(이사회·임원)	제16조~제35조	전부 적용	원칙적 미적용
재무관리·예산	제38조~제43조의4	전부 적용	미적용
경영목표·평가	제46조~제50조	전부 적용	미적용
감독·예타·사전협의	제51조~제51조의2	전부 적용	미적용
감사원 감사	제52조	전부 적용	미적용
인사·윤리	제52조의3~제53조의3	전부 적용	전부 적용

자료: 「공공기관의 운영에 관한 법률」 조문 분석 결과

2. 해외 분류제도 비교

공공기관 분류제도의 개선방안 검토에 있어 해외 주요국 사례는 유용한 비교 준거를 제공한다. 본 장에서는 영국, 프랑스, 독일의 분류 체계와 OECD 가이드라인을 검토한다.

영국은 공공기관을 팔 길이 기관(Arm's Length Bodies, ALBs)과 별도의 공기업(Public Corporations)으로 구별하며, ALBs는 다시 집행기관(Executive Agencies, EA), 비부처공공기관(Non-Departmental Public Bodies, NDPBs), 비장관부처(Non-Ministerial Departments, NMDs)의 세 가지로 세분된다(Cabinet Office 2016). NDPBs는 장관으로부터 독립하여 집행·자문·규제 기능을 수행하며, EA는 부처의 일부이나 운영상 독립성을 갖는다. 영국 사례의 시사점은 기능과 공공성을 중심으로 분류 기준이 설계되어 단순 규모 기준에 의존하지 않으며, 유형별 거버넌스 규율이 단계적으로 차등화된다는 점이다.

프랑스는 공공기관을 행정적 공공기관(Etablissement Public Administratif, EPA)과 산업·상업적 공공기관(Etablissement Public Industriel et Commercial, EPIC)으로 대별한다. EPA는 공공행정 기능 수행 기관으로 공법상 규율이 강하게 적용되며, EPIC은 산업·상업적 활동 수행 기관으로 사법상 규율이 보완적으로 적용된다. 이 구분은 1921년 Tribunal des Conflits 판례(Societe commerciale de l'Ouest africain)에서 확립된 것으로, 서비스의 성격(행정적 vs. 산업·상업적), 재원 구성, 운영 방

식의 세 기준을 종합하여 판정한다. 프랑스 사례의 시사점은 기능과 재원 구성이라는 실질적 기준이 분류를 결정한다는 점이다.

독일은 공공기관을 영조물법인(Anstalt des öffentlichen Rechts), 공법상 사단(Körperschaft), 공법재단(Stiftung) 등 3가지 공법인 형태로 분류하고, 정부가 주식을 소유한 사법상 회사(GmbH, AG)도 공공기관으로 관리한다. 이러한 법인 형태는 독일 행정법상 오랜 역사를 가지며, 법인격의 종류가 적용 법제(공법 vs. 사법)와 거버넌스 구조를 직접 결정한다는 것이 독일 사례의 특징이다.

OECD(2015)는 「공기업 거버넌스 가이드라인」에서 분류 체계의 요건으로 ① 명확성, ② 일관성, ③ 비례성, ④ 투명성을 제시한다. 비례성 원칙은 기관의 규모·기능·공공성 수준에 비례하여 거버넌스 규율의 강도가 결정되어야 한다는 원칙이다. 한편 IMF의 「Government Finance Statistics Manual 2014」(이하 GFSM 2014)는 국제 재정 통계 작성을 위한 공공부문 분류 체계로서 한국의 거버넌스 분류와는 별개의 체계이지만, 분류 변수의 설계 측면에서 중요한 비교 준거를 제공한다. GFSM 2014는 공공부문(public sector)을 일반정부(general government, S.13)와 공기업(public corporations)으로 구분하며, 양자를 가르는 핵심 기준은 ‘시장성’(market test)이다(IMF 2014). 시장성은 자체수입(매출)이 생산비용의 일정 비율(통상 50%) 이상을 차지하는지 여부로 판정되며, 이를 충족하는 기관은 공기업으로, 충족하지 못하는 기관은 일반정부 부문에 분류된다. 즉 GFSM 2014는 정원·자산 규모와 같은 절대적 임계치 대신 ‘시장에서 자체적으로 수익을 창출하는 정도’라는 기능적·관계적 기준을 활용한다는 점에서 한국의 규모 중심 분류와 근본적으로 다르다.

이상의 비교에서 도출되는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 주요국과 국제 표준은 단순한 규모 기준이 아닌 기능·공공성·시장성·법인격 등 다층적·기능적 기준을 활용한다. 둘째, 분류 단계가 다단계로 설계되어 임계점 부근의 규제 격차가 완만하다. 셋째, 분류 체계와 거버넌스 규율이 비례적으로 연계되어 있다.

[표 3] 주요국 공공기관 분류체계

국가/체계	주된 분류기준	분류 단계	특징
한국	정원·수입액·자산 (규모)	2단계	규모 기준 중심, 이분법적 구조
영국	기능·공공성	다단계	기능별 세분, 단계적 규율
프랑스	기능 + 재무	2단계 (EPA/EPIC)	공법·사법 이원 체계
독일	법인격	다단계	법인격에 따른 거버넌스 직접 연계
GFISM 2014	시장성 (자체수입/생산비)	2단계	기능적 기준, 국제 재정통계 표준

자료: 각국 공공기관 관련 법령 및 OECD(2015) 분석 결과

3. 이론적 배경

공공기관 거버넌스에 관한 가장 영향력 있는 분석들은 주인-대리인 이론(principal-agent theory)이다. Jensen and Meckling(1976)이 주식회사의 소유와 경영의 분리 문제로부터 발전시킨 이 이론은 이후 공공부문에 확장되어, 정부(주인)와 공공기관(대리인) 간의 관계를 분석하는 핵심 틀로 활용되어 왔다(Lane 2005). 공공기관의 경우 주인-대리인 관계가 다층화되어 있어 일반 기업보다 복잡하다. 즉 국민에서 의회, 정부, 공공기관 등 다단계 위임관계가 형성되며, 각 단계에서 정보 비대칭과 도덕적 해이 문제가 발생할 수 있다.

이러한 다층적 위임관계 하에서 공공기관 분류제도는 주인의 통제 수준과 대리인의 자율성 간 균형을 조절하는 제도적 장치로 기능한다. 공기업·준정부기관에 대해서는 강도 높은 외부통제(경영평가, 예비타당성조사, 사전협의)가 적용되는 반면, 기타공공기관에 대해서는 자율성이 보다 폭넓게 부여된다. 따라서 분류제도의 효과성은 대리인 비용 최소화과 자율적 혁신 유인 사이의 적정 균형 달성 여부에 달려 있다.

1980년대 이후 영미권을 중심으로 확산된 신공공관리론(NPM)은 공공부문의 효율성과 성과 책임성을 강조하면서 시장 원리와 민간 경영기법의 도입을 주장하였다(Hood 1991; Pollitt and Bouckaert 2017). 한국의 공운법 또한 NPM의 영향 하에 자율경영과 책임경영의 동시적 강화를 입법목적으로 삼고 있다. 그러나 자율과 책임의

동시 강화는 그 자체로 긴장 관계에 놓여 있다. 자율성 확대는 통제비용을 줄이고 혁신을 촉진하지만, 책임성 확보 장치가 충분하지 않을 경우 공공성 약화로 이어질 수 있다. 2022년 분류기준 상향은 자율성 확대 기조를 반영한 것이며, 그러한 자율성에 상응하는 책임성 확보 장치가 기타공공기관 차원에서 충분히 마련되었는지에 대한 검토가 필요하다.

한편 분류기준의 변별력 문제는 규제 임계점(regulatory threshold) 이론의 관점에서 이해할 수 있다. 정원·수입액·자산과 같은 연속적 지표를 특정 임계치를 기준으로 이분화하여 규제 강도를 차등 적용하는 방식은, 임계점 부근에서 유사한 실질을 가진 기관들이 상이한 규율을 받게 되는 규제 불연속(regulatory discontinuity)을 발생시킨다. 이때 임계치가 시장 환경 변화를 반영하지 못하고 고착되거나, 여러 기준 중 일부만이 실질적으로 작동할 경우 분류의 변별 타당성이 저하된다. 특히 다수 기준을 동시에 적용하더라도 그중 일부 기준의 충족률이 지나치게 높으면 해당 기준은 사실상 변별에 기여하지 못하고, 충족률이 낮은 특정 기준이 분류 결과를 단독으로 좌우하게 된다.

4. 선행연구 검토

공공기관 분류제도에 관한 선행연구로, 국회예산정책처(2013)는 공운법 제5조가 공기업·준정부기관 구분 기준으로 직원 정원 외 다른 기준을 별도로 제시하지 않아 유형구분의 명확성이 저해되고 있다고 지적하였다. 특히 2012년 말 기준 177개 기타공공기관 중 정원 50인 미만인 기관은 48개에 불과하여 분류기준의 변별력에 한계가 있음을 보였다. 이러한 선행 연구는 현행 공운법상 분류기준이 기능적 공공성보다 규모 중심에 편향되어 있다는 문제의식을 제기한다.

공공기관 이익조정과 경영평가에 관한 연구로, 이중호·이호영(2006)은 공기업의 감사와 경영실적평가가 이익조정에 미치는 영향을 검증하여 이익조정은 감사원 감사대상 지정과 음(-)의 관계를, 경영실적평가와 양(+)의 관계를 지님을 밝혔다. 차진화·김완희(2010)는 공공기관을 대상으로 수정 Jones 모형으로 산출한 재량적 발생액을 활용하여 공공기관이 적자회피 목적의 이익조정을 수행함을 검증하였다. 정주희·유정민·윤대희(2013)는 2007~2010년 79개 공기업을 대상으로 이익관련 성과지표의 수와 가중치가 증가할수록 발생액 및 실제 이익조정이 증가함을 확인하였다. 윤인경·문

두철(2016)은 전년도 경영실적 평가 결과가 평균 이하인 기관에서 이익조정이 감소하는 것을 보고하였다.

공공기관 유형변경 효과에 관한 직접적 실증연구는 매우 제한적이다. 엄기중·임채창·윤성용(2021)은 공공기관을 대상으로 정부지원이 이익조정에 미치는 영향을 분석하여 정부보조율이 높은 기관일수록 이익조정이 증가함을 확인하였다. 이처럼 공공기관의 정부 관여와 재무행태 간 관련성에 관한 연구는 꾸준히 축적되어 왔으나, 2022년 분류기준 상향이라는 정책충격을 활용한 연구는 현재까지 이루어지지 않았다.

5. 연구가설

현행 공운법상 분류기준의 변별 타당성과 관련하여, 국회예산정책처(2013)는 정원 기준 외 다른 기준이 사실상 대다수 공공기관을 포괄함으로써 정원 기준이 실질적 결정요인으로 기능하고 있음을 제도 분석으로 확인하였다. 이러한 구조에서 자산·수입액 기준이 거의 모든 일정 규모 이상 기관에서 충족되어 사실상의 느슨한 기준으로 작동한다면, 분류 결과는 정원 기준에 의해 단일하게 결정될 가능성이 있다. 나아가 공공기관의 정원은 정부가 직접 관리하는 정책 변수로서 기관의 실질적 재무 규모를 반영하는 데 한계가 있으며, 이는 분류 임계점 부근에서 정원과 다른 재무변수 간 상관관계가 약화되는 양상으로 발현될 가능성을 존재함을 시사한다.

다른 한편, 분류 유형의 변경은 공운법상 적용되는 거버넌스 강도와 외부 견제장치의 변화를 수반한다. 이는 대리인 이론의 관점에서 정부의 통제 수준이 낮아지고 기관의 자율성이 확대되는 상황에 해당하므로, 기관의 재무 행태와 의사결정에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 공기업의 경영평가와 이익조정에 관한 이중호·이호영(2006), 정주희·유정민·윤대희(2013)의 연구는 정부의 제도적 통제가 기관의 재무 행태에 유의한 영향을 미침을 보여주었다. 이러한 선행연구의 시사점은 거버넌스 통제 수준의 변화를 수반하는 유형변경 또한 재무행태 변화를 유발할 가능성이 있음을 나타내지만, 이를 직접 분석한 연구는 부족하기에 이러한 효과를 검증할 필요성이 존재한다.

이상의 논의를 종합하여 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하여 공공기관 분류기준의 변별 타당성과 유형변경의 인과효과를 검증한다.

가설 1: 현행 분류기준 중 정원 기준이 사실상의 단일 결정요인으로 작동할 것이다.

가설 2: 유형변경 기관에서는 정원과 다른 재무변수 간 상관관계가 전체 공공기관 표본에 비해 약하게 나타날 것이다.

가설 3: 공기업·준정부기관에서 유형이 변경된 기관은 변경 이후 재무지표에서 비교 기관과 다른 변화를 보일 것이다.

Ⅲ. 연구설계

1. 연구표본

본 연구의 분석 자료는 공공기관 경영정보공개시스템(이하 ALIO)에 공시된 2020~2024년 5개년 재무 및 인적자원 정보이다. ALIO는 공운법 제11조 경영공시 의무에 따라 공공기관이 제출한 자료를 통합 공시하는 시스템으로, 임직원·자산·부채·자본·수입·순지원·매출·순이익 등 주요 항목을 표준화된 형식으로 제공한다.

분석 표본은 2020~2024년 ALIO에 결산자료를 제출한 공공기관으로, 분석 패널은 343개 기관, 1,029개 기관-연도 관측치(2022~2024년)로 구성되었다.

유형변경 기관(treatment group)은 2023년 지정에서 공기업·준정부기관에서 기타공공기관으로 변경된 43개 기관이다. 비교 기관은 다음과 같이 두 그룹으로 구분한다. 첫째, 공기업·준정부기관 유지 88개 기관(비교 기관 1), 둘째, 기타공공기관 유지 212개 기관(비교 기관 2).

[표 4] 표본 구성

구분	기관 수	관측치 수	비고
유형변경 기관	43	129	2023년 변경
비교 기관 1(공기업·준정부기관 유지)	88	264	변경 없음
비교 기관 2(기타공공기관 유지)	212	636	변경 없음
전체	343	1,029	

자료: ALIO 공시자료(2020~2024) 저자 가공

2. 연구모형

본 연구의 가설검증은 유형변경 기관과 비교 기관을 비교하는 것이며, 유형변경의 효과를 추정하기 위해 다음의 양방향 고정효과 이중차분 모형을 설정한다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CHANGE}_{it} + \sum \text{Inst} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 Y_{it} 는 기관 i 의 t 기 종속변수(Debt, Sale, Income, Sub 등)이며, $CHANGE_{it}$ 는 핵심 관심변수로서 유형변경 기관이면서 변경 이후 기간(2023년 이후)에 해당하는 경우 1, 그 외 0의 값을 갖는 더미변수이다(= $Treated \times Post$). α_1 이 핵심 관심 계수로써 유형변경의 효과를 의미한다. $\Sigma Inst$ 는 기관 고정효과로 시간불변 기관 이질성을 통제하며, $\Sigma Year$ 는 연도 고정효과로 공통 시간추세를 통제한다. ε_{it} 는 오차항이며, 표준 오차는 기관 단위 군집화(cluster-robust)를 적용한다.

[표 5] 변수 정의

변수명	조작적 정의
Debt	총부채의 자연로그
Sale	매출액의 자연로그
Income	총수입의 자연로그
Sub	정부지원수입
Asset	총자산의 자연로그
NI	당기순이익
CHANGE	유형변경 기관의 변경 이후 기간 = 1, 그 외 = 0
TREAT	유형변경 기관 = 1, 그 외 = 0
POST	변경 이후 기간(2023년~) = 1, 그 외 = 0
$\Sigma Inst$	기관효과 통제
$\Sigma Year$	시간효과 통제
$\Sigma Year$	시간효과 통제

자료: ALIO 공시자료(2020~2024) 저자 가공

평행추세(parallel trends) 가정의 검증을 위해 다음의 사건연구 모형을 설정한다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k(TREAT_i \times YEAR_k) + \Sigma Inst + \Sigma Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

기준연도는 2022년이며, 추정 대상 연도(k)는 2020·2021년(사전기간)과 2023·2024년(사후기간)이다. $TREAT_i$ 는 유형변경 기관 더미, $YEAR_k$ 는 연도 더미이다. 사전기간 계수 α_{2020} , α_{2021} 이 통계적으로 유의하지 않으면 평행추세 가정이 충족된 것으로 본다.

IV. 실증 분석

1. 기술통계

분석 표본의 주요변수에 대한 기술통계는 [표 6]과 같다. 유형변경 기관의 평균 자산은 약 5,390억원, 부채는 2,650억원으로, 공기업·준정부기관 유지 기관의 자산 약 14조 4,098억원, 부채 10조 3,384억원에 비해 현저히 작다. 이는 유형변경 기관이 본래 공기업·준정부기관 중 상대적으로 규모가 작은 기관들이었음을 시사하며, 이러한 규모 차이가 분류기준 상향에 의해 직접 영향을 받은 사실과 일관된다.

[표 6] 주요변수 기술통계

(단위: 백만원, 명)

변수	유형변경 기관 (N=129)		통제 1: 공기업·준정부 유지 (N=264)		통제 2: 기타공공기관 유지 (N=636)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
자산	538,965	1,545,933	14,409,760	41,878,137	35,770,879	109,142,571
부채	265,043	871,564	10,338,445	33,506,398	4,177,457	37,097,402
매출	288,341	414,562	5,588,857	17,009,310	612,419	4,749,311
순지원	125,931	217,756	1,106,881	4,669,404	42,188	90,737
순이익	6,569	39,120	-1,180	1,711,277	6,660	422,995
정원	265	107	3,013	4,777	695	1,603

자료: ALIO 공시자료(2022~2024) 저자 분석 결과

2. 분류기준 포괄성 분석

가설 1의 검증을 위해 현행 공기업·준정부기관 분류기준의 충족 비율을 분석한다. 현행 분류기준은 '정원 300명 이상, 수입액 200억원 이상, 자산 30억원 이상' 세 가지 요건을 모두 충족할 것을 요구한다. 본 연구는 2024년 ALIO 공시 기관 중 세 변수 모두 가용한 330개 기관에 대해 각 요건별 충족 비율을 분석하였다. 결과는 [표 7]과 같다.

[표 7] 분류기준별 충족 비율(2024년)

(단위: 개, %)

분류기준	임계치	충족 기관 수	충족 비율
자산	30억원 이상	299	90.6
수입	200억원 이상	270	81.8
정원	300명 이상	153	46.4

자료: ALIO 2024년 공시자료

분석 결과, 자산 30억원 이상 요건은 90.6%, 수입액 200억원 이상 요건은 81.8%가 충족하는 반면, 정원 300명 이상 요건은 46.4%만이 충족한다. 즉 자산·수입액 기준은 분석 대상 공공기관의 80~90%를 포괄하는 ‘느슨한 기준’으로 작동하는 반면, 정원 기준이 사실상의 단일 결정요인으로 기능한다. 이는 가설 1을 강하게 지지하는 결과로 확인된다.

3. 변수 간 상관관계 분석

가설 2의 검증을 위해 인원·자산·부채·자본·수입·순지원·매출·순이익 8개 변수 간 Pearson 상관계수를 산출하였다. 분석은 전체 공공기관 표본과 유형변경 기관 표본의 두 그룹에 대해 수행하였다. 이를 통해 분석에서 확인된 정원 기준의 단일 결정 작용이 분류 임계점 부근의 유형변경 기관에서 정원과 다른 재무변수 간 상관관계의 약화로 이어지는지를 검토한다.

[표 8] 전체 공공기관의 변수 간 상관계수

변수	정원	자산	부채	자본	수입	순지원	매출	순이익
정원	1.000							
자산	0.444***	1.000						
부채	0.406***	0.993***	1.000					
자본	0.554***	0.764***	0.692***	1.000				
수입	0.602***	0.686***	0.659***	0.724***	1.000			
순지원	0.245***	0.021	0.026	0.134***	0.379***	1.000		
매출	0.562***	0.547***	0.521***	0.641***	0.937***	0.437***	1.000	
순이익	-0.104***	-0.034	-0.035	-0.011	-0.062**	0.074**	0.000	1.000

주: ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 유의함

[표 9] 유형변경 기관의 변수 간 상관계수

변수	정원	자산	부채	자본	수입	순지원	매출	순이익
정원	1.000							
자산	0.031	1.000						
부채	0.077	0.950***	1.000					
자본	-0.013	0.932***	0.774***	1.000				
수입	0.208**	0.723***	0.839***	0.497***	1.000			
순지원	0.369***	0.126	0.258***	-0.047	0.705***	1.000		
매출	0.143	0.205**	0.315***	0.055	0.464***	0.444***	1.000	
순이익	0.041	0.406***	0.465***	0.287***	0.530***	0.179**	0.234***	1.000

주: ***는 1% 수준, **는 5% 수준, *는 10% 수준에서 유의함

분석 결과를 비교하면 정원 변수의 중요성이 표본에 따라 차이가 발생한다. 전체 공공기관 표본에서 정원은 자산, 부채, 자본, 수입, 매출 등 거의 모든 재무변수와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보였다. 그러나 유형변경 기관 표본에서는 정원과 자산, 부채, 자본, 매출의 상관관계수가 0에 가깝고 통계적으로 유의하지 않다. 정원과 수입, 정원과 순지원에서만 유의성이 유지되며, 그 강도 또한 전체 표본에 비해 현저히 약화되었다.

이러한 결과는 가설 2를 지지하는 결과이다. 다만 재무변수 상호 간의 상관관계는 두 표본에서 일관되게 강하게 유지되고 있기에 약화되는 것은 정원과 재무변수 간 관계에 한정된다. 이는 정원이 분류 임계점 부근의 기관에서는 재무 규모를 더 이상 신뢰성 있게 신호하지 못한다는 것을 내포하는 결과이다.

4. 재무지표 변동과 이중차분 분석 결과

가설 3의 검증을 위해 유형변경의 재무행태 인과효과를 분석한다. 첫 단계로 전체 공공기관과 유형변경 기관의 재무지표 평균 변동을 비교한다. [표 10]에 제시된 평균 비교에서 다음과 같은 결과가 나타났다. 전체 공공기관의 평균은 자산·부채·자본 등에서 8~9% 수준의 증가를 보이는 반면, 유형변경 기관은 부채, 수입, 자산 등에서 오히려 더

큰 증가율을 기록하였다. 이러한 결과는 유형변경 기관의 재무 규모가 변경 이후 감소한 것이 아니라 증가율이 더 높았다는 점을 나타낸다. 그러나 이는 단순 평균 비교이므로 인과적 해석에는 한계가 있으며, 유형변경 기관이 본래 규모가 작은 기관들로 구성되어 있어 기저 효과(base effect)가 작용했을 가능성이 존재한다.

[표 10] 2022~2024년 평균 재무지표 변동

(단위: 억원, %)

구분	전체 공공기관			유형변경 기관		
	2022	2024	증감률	2022	2024	증감률
자산	139,660	151,205	+8.3	4,822	5,726	+18.7
부채	50,742	54,516	+7.4	2,272	2,823	+24.3
자본	13,132	14,363	+9.4	2,440	2,764	+13.3
수입	25,831	25,715	-0.5	2,254	2,694	+19.5
순지원	2,875	3,503	+21.8	1,169	1,270	+8.6
매출	18,321	19,078	+4.1	2,809	2,872	+2.2
순이익	-539	501	-193.0	63	135	+115.3

자료: ALIO 공시자료(2020~2024) 저자 분석

기관고정효과와 연도고정효과를 모두 포함한 양방향 고정효과 DID 모형의 추정 결과는 [표 11]과 같다. 분석 결과, 모든 종속변수에 대해 관심변수 $CHANGE_{it}$ 의 계수(α_1)가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 구체적으로 Debt에 대한 추정계수는 +0.0495, Sale은 -0.0025, Income은 +0.0057, Sub는 -40,441백만원, Asset은 +0.0551, NI은 -99,875백만원으로 모두 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

이는 가설 3을 지지하지 않는 결과이다. 즉 기관고정효과로 기관 간 시간불변 이질성을 제거하고 연도고정효과로 공통 시간추세를 통제한 후에는, 유형변경이 유형변경 기관 전체의 재무 행태에 평균적인 인과적 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 단순 평균 비교에서 관찰된 유형변경 기관의 높은 증가율이 사실은 기저 효과(base effect)를 반영한 것이지, 유형변경 자체의 인과효과가 아님을 시사한다.

[표 11] 유형변경의 이중차분 분석 결과

	Debt	Sale	Income	Sub	Asset	NI
CHANGE(α_1)	+0.0495	-0.0025	+0.0057	-40,441	+0.0551	-99,875
	(0.0576)	(0.0418)	(0.0410)	(48,116)	(0.0604)	(112,426)
	[p=0.39]	[p=0.95]	[p=0.89]	[p=0.40]	[p=0.36]	[p=0.37]
Σ Inst(기관 FE)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Σ Year(연도 FE)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수(N)	997	1,001	1,001	1,002	449	1,005

주: 괄호는 기관 단위 군집화(cluster-robust) 표준오차

자료: ALIO 공시자료(2022~2024), 자산 시트는 ALIO 자산 데이터 가용 기관에 한정

DID 추정의 핵심 가정인 평행추세 가정을 검증하기 위해 주요 종속변수인 부채, 매출, 수입, 자산 네 변수에 대해 사건연구를 수행하였다. 결과는 다음 표와 같다. 네 변수 가운데 매출, 수입, 자산의 사전기간(2020·2021년) 계수는 모두 0에 근접하며 통계적으로 유의하지 않아, 처치 이전 두 집단의 재무 추세가 평행하였음을 뚜렷하게 확인할 수 있다. 부채의 경우 2020년 계수가 상대적으로 큰 값을 보이나 표준오차 또한 크게 추정되어 통상적 유의수준에서 0과 구분되지 않으며, 2021년 계수 역시 유의하지 않다.¹⁾ 사후기간(2023·2024년) 계수도 네 변수 모두에서 유의하지 않아, 유형변경이 재무행태에 시간경과에 따른 누적 효과를 갖지 않았음을 확인할 수 있다.

1) 사전기간을 2021년 단일 시점으로 제한한 추정에서도 처치 효과가 유의하지 않아 결과의 일관성을 확인하였다.

[표 12] 사건연구 결과

연도	ln(부채)	ln(매출)	ln(수입)	ln(자산)
TREAT×2020 (사전 -2)	+0.1349 (0.1123)	+0.0074 (0.0464)	-0.0152 (0.0438)	+0.0265 (0.1130)
TREAT×2021 (사전 -1)	+0.0476 (0.0644)	+0.0035 (0.0398)	-0.0017 (0.0345)	+0.0099 (0.0778)
TREAT×2022 (기준)	-	-	-	-
TREAT×2023 (사후 +1)	+0.0502 (0.0559)	+0.0168 (0.0326)	+0.0194 (0.0323)	+0.0593 (0.0500)
TREAT×2024 (사후 +2)	+0.0506 (0.0696)	-0.0218 (0.0482)	-0.0079 (0.0475)	+0.0569 (0.0737)

주: 사전기간 계수의 비유의성은 평행추세 가정의 충족을 시사함

결과의 강건성을 위해 성향점수매칭(PSM) 결합 DID를 추정하였다. 성향점수는 사전기간(2022년) 기준 ln(자산), ln(정원), 부채비율을 매칭변수로 하여 성향점수를 추정하고, 1:1 최근접 이웃 매칭(caliper=0.05)을 적용하였다. 매칭 후 유형변경 기관 20개와 비교 기관 7개로 구성된 매칭 표본에서 사전 특성 차이가 해소되었음을 확인하였다. 매칭 표본에 대한 DID 추정 결과 모든 종속변수에서 처치효과가 통계적으로 유의하지 않아, 효과 부재가 비교군 이질성에서 비롯된 것이 아님을 확인할 수 있다.

[표 13] 성향점수매칭(PSM) 결합 이중차분 추정 결과

종속변수	계수	표준오차	p값	95% 신뢰구간
ln(부채)	-0.0046	0.0915	0.960	[-0.184, +0.175]
ln(매출)	+0.1224*	0.0679	0.071	[-0.011, +0.255]
ln(수입)	+0.1034	0.0810	0.202	[-0.055, +0.262]
순지원	+20182.1131	43503.7098	0.643	[-65083.591, +105447.817]

주: 1. 기관·연도 고정효과, 군집 표준오차. 매칭 27개 기관, 135개 관측치

2. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10.

추가적으로 규모에 중립적인 부채비율(부채/자산), 자체수입비율(수입-순지원)/수입), ROA(순이익/자산)를 종속변수로 하는 DID를 추정하였다. 세 지표 모두에서 처치 효과가 통계적으로 유의하지 않아, 효과 부재가 종속변수 선택에서 비롯된 것이 아니라 재무건전성 차원에서도 일관됨을 확인하였다.

[표 14] 재무건전성 지표를 종속변수로 한 이중차분 분석 결과

종속변수	계수	표준오차	p값	95% 신뢰구간
부채비율	-0.06281	0.04416	0.155	[-0.1494, +0.0237]
자체수입비율	-0.00586	0.02366	0.804	[-0.0522, +0.0405]
ROA	+0.06812	0.08462	0.421	[-0.0977, +0.2340]

주: 1. 기관·연도 고정효과, 군집 표준오차. 이상치 1%·99% 조정

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

주요 종속변수의 신뢰구간은 모두 0을 포함하는 동시에 상당한 폭을 보인다. 이는 유형변경의 효과가 정확히 0임을 의미하기보다, 처치 기관과 사후기간의 표본·기간의 제약으로 인해 효과의 크기를 정밀하게 식별하기 어려움을 나타낸다. 따라서 유형변경의 재무행태 효과가 단기에는 뚜렷이 발현되지 않았다는 의미로 해석하는 것이 타당하며, 장기적 효과의 존재 여부는 향후 사후기간이 축적된 자료를 통해 재검증할 필요가 있다.

V. 개선 방안

1. 분류기준 재설계의 정책 시뮬레이션

본 절에서는 분류기준 재설계의 대안을 설정하고, 각 대안 적용 시 분류 결과의 변화를 시뮬레이션한다. 분석 대상은 2024년 ALIO 공시 기관 중 정원·수입·자산 변수가 모두 가용한 330개 기관이다.

[표 15] 분류기준 재설계 대안

대안	정원	수입액	자산	방식
현행	300명 이상	200억원 이상	30억원 이상	전체 충족(AND)
대안 1: 정원 제외	—	200억원 이상	30억원 이상	전체 충족(AND)
대안 2: 자산기준 상향	300명 이상	200억원 이상	500억원 이상	전체 충족(AND)
대안 3: 복합 충족 요건	300명 이상	500억원 이상	500억원 이상	2개 이상 충족 (2 of 3)

자료: ALIO 2024년 공시자료 저자 시뮬레이션

각 대안 적용 시 공기업·준정부기관과 기타공공기관 분류 결과는 [표 16]과 같다. 현행 기준 적용 시 분석 대상 330개 중 152개(46.1%)가 공기업·준정부기관으로, 나머지 178개(53.9%)가 기타공공기관으로 분류된다. 대안 1에서는 수입·자산 두 기준만 적용되어 공기업·준정부기관이 265개(80.3%)로 급격히 증가한다. 이는 자산·수입 기준의 낮은 임계치(91%·83% 충족)로 인한 결과이며, 단순 정원 제외만으로는 정책기조에 부합하지 않는다. 대안 2에서는 자산 임계치 상향으로 공기업·준정부기관이 130개(39.4%)로 감소한다. 대안 3에서는 173개(52.4%)의 공기업·준정부기관이 도출된다.

[표 16] 대안별 분류 결과

(단위: 개, %)

대안	공기업·준정부기관	비율	기타공공기관	비율
현행	152	46.1	178	53.9
대안 1: 정원 제외	265	80.3	65	19.7
대안 2: 자산기준 상향	130	39.4	200	60.6
대안 3: 복합 충족 요건	173	52.4	157	47.6

자료: ALIO 2024년 공시자료 저자 시뮬레이션

대안 3을 실제 2024년 분류와 교차분석하면, 현재 공기업·준정부기관 86개 중 83개 (96.5%)가 공기업·준정부기관으로 분류되어 일관성이 높다. 동시에 현재 기타공공기관 244개 중 90개(36.9%)가 대안 3 기준에서는 공기업·준정부기관으로 재분류된다. 이는 현행 분류가 일정 규모 이상의 기타공공기관을 누락하고 있을 가능성을 시사하며, 분류 체계의 정합성 제고 여지가 있음을 나타낸다.

분석 결과의 정책적 시사점은 다음과 같다. 우선, 정원 기준의 단순 제외(대안 1)는 분류 결과의 급격한 확대를 야기하므로 다른 기준의 강화 없이는 적용하기 어렵다. 또한 자산기준 상향(대안 2)과 복합 충족 요건 도입(대안 3)은 변별력을 제고하는 효과적 대안이다. 그중에서도 대안 3이 단일 변수의 변동에 따른 분류 변경 위험이 가장 낮아 안정성과 변별력을 동시에 확보하는 균형 잡힌 대안으로 판단된다.

2. 분류기준과 거버넌스 개선방안

본 연구의 실증분석은 정원 기준이 분류 임계점 부근에서 충분한 변별 타당성을 갖지 못함을 보였다. 또한 「중소기업기본법」을 비롯한 다수 법령에서 인원 기준의 위상이 보조 기준으로 전환되는 추세이며, 공공기관의 정원은 정부가 직접 관리하는 정책 변수이므로 시장 신호로서의 객관성이 제한적이다. 따라서 정원 기준을 분류의 주된 결정요인에서 제외하거나 보조 기준으로 재설정하는 것이 바람직하다. 이는 정원 기준을 완전히 폐지해야 함을 의미하기보다, 정원 기준이 단독으로 분류를 좌우하는 현재의 구조를 개선할 필요가 있음을 시사한다. 즉 정원 기준을 단독 결정요인으로 두기보다 자산·수입액 기준과 함께 복합적으로 적용하는 방안을 제안한다. 구체적으로는 자산·수입액 기준의 임계치를 상향하여 변별력을 회복시키고, 정원을 복합 충족 요건의 한 변수로 활용함으로써 특정 기준의 단독 작용을 완화하는 방안을 고려할 수 있다.

현행 자산 30억원·수입액 200억원 기준은 일정 규모 이상 공공기관을 거의 모두 포괄하여 변별력이 사실상 부재하다. 정책 시뮬레이션 결과에 따라 자산 기준을 500억원으로, 수입액 기준을 500억원으로 상향하고 복합 충족 요건 방식을 도입하는 것이 바람직하다고 판단된다. 이러한 방식은 「주식회사 등의 외부감사에 관한 법률」의 '4개 요건 중 2개 이상 충족' 방식과 유사하며, 단일 변수의 변동에 따른 분류 변경을 줄여 분류의 안정성을 제고할 것으로 기대한다.

이와 더불어 재무 규모 외에 공공성 차원의 보조 기준 도입을 검토할 필요가 있다. 특히 GFSM 2014의 시장성 기준은 직접적인 정책 시사점을 제공한다. GFSM 2014는 ‘자체수입이 생산비용의 일정 비율(통상 50%) 이상을 차지하는지’를 핵심 분류 기준으로 활용하는데, 이는 기관의 시장 의존성과 정부 재정 지원 의존성을 동시에 반영하는 기능적 지표로서 한국의 규모 중심 기준을 보완하기에 적합하다. 구체적으로 시장성 지표(자체수입/생산비용 비율, GFSM 2014 기준 차용), 정부지원액 비율(공운법 제4조 제2호의 강화), 사업의 자연독점성·필수공공서비스 해당 여부 등을 보조 기준으로 도입할 수 있다. 이는 OECD 가이드라인이 제시하는 비례성 원칙을 구현하는 동시에, 국내 거버넌스 분류와 국제 재정통계 분류 간의 개념적 정합성을 강화하는 효과도 존재한다.

또한 기타공공기관은 거버넌스·재무관리·경영평가의 핵심 조문 41개로부터 사실상 면제되어 있다. 이러한 거버넌스 사각지대는 장기적으로 자율경영과 책임경영의 균형을 훼손할 위험을 내포한다. 따라서 일정규모 이상 기타공공기관을 대상으로 다음과 같은 보완이 필요하다. 우선 이사회·감사 등 내부 견제기능에 관한 최소 기준을 적용하거나, 주무부처가 정관에 반영하도록 의무화하는 것이 바람직하다. 또한 회계투명성 제고를 위한 기준마련, 감사방안 마련 등의 제도적 보완방안 모색이 필요하다. 이와 더불어 출자·출연 사전협의와 같은 신규 자원배분 결정에 대한 협의 절차를 도입할 필요가 있다.

VI. 결론

본 연구는 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 따른 공공기관 지정제도의 효과성을 이론·법제·실증의 세 측면에서 종합적으로 검토하였다. 주인-대리인 이론과 신공공관리론을 분석틀로 삼아 3개 가설을 설정하였고, 2020~2024년 ALIO 공시자료를 활용한 기술통계, 상관분석, 양방향 고정효과 이중차분(DID), 사건연구를 통해 가설을 검증하였다. 또한 영국·프랑스·독일의 사례와 IMF의 GFSM 2014 시장성 기준을 비교 준거로 활용하고, 분류기준 재설계의 정책 시뮬레이션을 수행하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 자산(90.6%)·수입(81.8%) 기준은 포괄적이며 정원 기준(46.4%)이 사실상의 단일 결정요인으로 작동한다. 둘째, 유형변경 기관에서는 정원과 다른 재무변수 간 상관관계의 유의성이 일관되게 약화되어, 이 차이가 통계적 유의함을 확인하였다. 셋째, 그러나 가장 정밀한 인과식별인 양방향 고정효과 이중차분 추정에서는 유형변경의 재무행태 효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 분석에 기반하여 본 연구는 분류기준에서 정원 기준의 위상 재조정, 자산·수입액 기준의 임계치 상향과 복합 충족 요건 도입, GFSM 2014의 시장성 기준 등을 활용한 공공성·시장성 보조 지표의 도입, 기타공공기관에 대한 거버넌스 최소기준 도입을 위한 공운법 개정을 제안한다.

본 연구는 다음과 같은 학술적·정책적 의의를 갖는다. 학술적 측면에서, 첫째, 2022년 분류기준 상향이라는 단일 정책충격을 활용한 자연실험적 식별을 통해 공공기관 유형변경의 인과효과를 추정하였으며, 사건연구를 통한 평행추세 검증으로 식별의 신뢰성을 제고하였다. 둘째, 본 연구는 단순 평균 비교와 인과식별의 결과가 갈라지는 흥미로운 사례를 보고함으로써, 후속 연구에서 유사한 정책 평가 시 인과식별의 중요성을 강조한다. 셋째, GFSM 2014의 시장성 기준을 비교 준거로 도입함으로써 한국 거버넌스 분류제도의 변수 설계 논의에 국제 기능적 분류 기준의 시사점을 결합하였다.

정책적 측면에서는, 첫째, 분류기준 재설계의 구체적 정책 시뮬레이션을 통해 정책 대안의 적용 가능성을 가시화하였다. 둘째, 정책 우선순위를 ‘유형변경 효과 분석’에서 ‘분류 변수 변별력 제고와 거버넌스 사각지대 해소’로 재설정하는 근거를 제공하였다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 실증분석의 시계열이 5개년에 그쳐 유형변경의

장기적 효과를 충분히 포착하지 못하였다. 거버넌스 변화의 누적적 효과는 5년 이상의 장기 시계에서 발현될 가능성이 있으므로, 향후 7~10년 패널 자료를 활용한 후속 분석이 필요하다. 둘째, 본 연구는 ALIO의 공시 범위 한계로 인해 분석 표본이 축소되었다. 향후 한국은행 GFS 통계나 재정경제부 공공기관 결산 데이터 등 보완 자료를 활용한 강건성 검토가 요구된다. 셋째, 이사회, 임원임명 등 정성적 거버넌스 변수에 대한 분석이 포함되지 못하였다. 사례연구를 통한 정성적 분석이 본 연구 결과를 보완할 수 있을 것이다. 넷째, 본 연구의 정책 시뮬레이션은 단순 충족여부에 기반하며, 동태적·행태적 반응을 고려하지 못하였다. 이러한 한계를 보완하는 후속 연구를 통해 본 연구의 결과를 정교화하고 정책 적용의 실효성을 제고할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 국회예산정책처, 「공공기관 지정제도의 문제점과 개선과제」, 국회예산정책처, 2013.
- 기획재정부, 「자율·책임·역량 강화를 위한 공공기관 관리체계 개편방안」, 세종: 기획재정부, 2022.
- _____, “2023년도 공공기관 지정 결과,” 기획재정부, 2023. 1. 30. <https://mofe.go.kr/nw/nes/detailNesDtaView.do?searchNttId1=MOSF_000000000062786&menuNo=4010100, 접속: 2026. 9. 2.>
- _____, “2024년도 공공기관 지정,” 기획재정부, 2024. 1. 31. <https://mofe.go.kr/nw/nes/detailNesDtaView.do?menuNo=4010100&searchNttId1=MOSF_000000000067460, 접속: 2026. 9. 2.>
- _____, “2025년 공공기관 지정,” 기획재정부, 2025. 1. 21. <https://mofe.go.kr/nw/nes/detailNesDtaView.do?menuNo=4010100&searchNttId1=MOSF_000000000072339, 접속: 2026. 9. 2.>
- 엄기중·임채창·윤성용, “A study on the effect of government support on the earnings management of public enterprises,” 「산업혁신연구」 제37권 제2호, 경성대학교 산업개발연구소, 2021, 24~46쪽.
- 윤인경·문두철, “공기업 경영실적 평가 결과가 이익조정에 미치는 영향에 대한 연구,” 「정부회계연구」 제14권 제2호, 한국정부회계학회, 2016, 1~34쪽.
- 이중호·이호영, “감사와 경영실적평가가 공기업의 이익조정에 미치는 영향,” 「연세경영연구」 제43권 제1호, 연세대학교 경영연구소, 2006, 85~111쪽.
- 정주희·유정민·윤대희, “공기업 성과측정지표의 특성과 이익조정에 관한 연구,” 「관리회계연구」 제13권 제1호, 한국관리회계학회, 2013, 1~38쪽.
- 차진화·김완희, “공공기관의 이익조정에 관한 연구,” 「재무와 회계정보저널」 제10권 제3호, 한국회계정보학회, 2010, 171~199쪽.
- 재정경제부, 공공기관 경영정보공개시스템(ALIO), 2023. <<https://www.alio.go.kr/>, 접속: 2026. 9. 2.>
- 「국가 회계기준에 관한 규칙」
- 「국가회계법」

「공공기관의 운영에 관한 법률」(법률 제19543호).

「공공기관의 운영에 관한 법률 시행령」(대통령령 제33709호)

「근로기준법」

「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」

「부가가치세법」

「산업안전보건법」

「조세특례제한법」

「주식회사 등의 외부감사에 관한 법률」

「중소기업기본법」

Cabinet Office, *Classification of Public Bodies: Guidance for Departments*, London: Cabinet Office, 2016.

Hood, C., "A Public Management For All Seasons?," *Public Administration*, vol.69 no.1, 1991, pp.3-19.

IMF, *Government Finance Statistics Manual 2014*, International Monetary Fund, 2014.

Jensen, M. C., and Meckling, W. H., "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, vol.3 no.4, 1976, pp.305-360.

Lane, J.-E., *Public Administration and Public Management: The Principal-agent Perspective*, Routledge, 2005.

OECD, *OECD Guidelines on Corporate Governance of State-Owned Enterprises, 2015 Edition*, Paris: OECD Publishing, 2015.

Pollitt, C., and Bouckaert, G., *Public Management Reform: A Comparative Analysis (4th ed.)*, Oxford University Press, 2017.

부록

[표 17] 유형변경 기관의 주요 현황(2022년)

(단위: 명, 억원)

	구분	정원	자산	부채	수입
부산항만공사	공기업→기타	279	74,839	35,073	10,116
인천항만공사	공기업→기타	289	35,348	13,119	5,377
여수광양항만공사	공기업→기타	177	18,142	3,477	2,796
울산항만공사	공기업→기타	130	8,818	1,598	1,989
서민금융진흥원	준정부→기타	328	43,071	34,663	15,333
한국언론진흥재단	준정부→기타	220	4,132	2,654	1,076
정보통신산업진흥원	준정부→기타	461	3,295	1,107	9,227
한국소방산업기술원	준정부→기타	329	1,560	103	662
한국콘텐츠진흥원	준정부→기타	533	1,331	316	6,189
한국우편사업진흥원	준정부→기타	531	771	234	469
연구개발특구진흥재단	준정부→기타	175	738	117	2,581
국제방송교류재단	준정부→기타	230	570	209	786
한국건강증진개발원	준정부→기타	165	492	476	481
한국디자인진흥원	준정부→기타	187	420	179	561
한국농업기술진흥원	준정부→기타	343	355	113	1,272
독립기념관	준정부→기타	152	346	68	345
한국특허전략개발원	준정부→기타	251	303	166	1,453
한국수산자원공단	준정부→기타	361	263	61	1,207
한국보건산업진흥원	준정부→기타	423	255	115	917
농림식품기술기획평가원	준정부→기타	100	244	78	2,756
창업진흥원	준정부→기타	233	221	158	7,589
중소기업기술정보진흥원	준정부→기타	297	205	116	213
한국임업진흥원	준정부→기타	274	198	73	1,341
대한건설기계안전관리원	준정부→기타	226	191	60	-
농림수산식품교육문화정보원	준정부→기타	180	182	48	1,742
한국교육학술정보원	준정부→기타	349	169	40	5,151

	구분	정원	자산	부채	수입
국토교통과학기술진흥원	준정부→기타	155	152	50	377
한국과학창의재단	준정부→기타	184	111	84	2,625
한국건강가정진흥원	준정부→기타	187	103	88	381
한국재정정보원	준정부→기타	298	100	141	719
한국수목원정원관리원	준정부→기타	452	95	33	884
한국청소년상담복지개발원	준정부→기타	260	88	32	299
시청자미디어재단	준정부→기타	273	86	100	503
한국청소년활동진흥원	준정부→기타	405	83	32	540
한국식품안전관리인증원	준정부→기타	269	81	91	414
해양수산과학기술진흥원	준정부→기타	101	69	15	240
한국보건복지인재원	준정부→기타	279	58	36	399
한국보육진흥원	준정부→기타	367	57	43	271
한국해양수산연수원	준정부→기타	304	56	105	533
한국에너지기술평가원	준정부→기타	193	53	43	358
한국기상산업기술원	준정부→기타	175	46	22	778
사립학교교직원연금공단	준정부→기타	268	-	-	-
한국노인인력개발원	준정부→기타	183	-	72	1,457

자료: ALIO 2024년 공시자료

The Distinctiveness of Classification Criteria and the Causal Effects of Reclassification in Korea's Public Institution Designation System

Kijung Eom*

Abstract

This study uses the 2022 revision of Korea's public institution classification thresholds as a policy shock to examine discriminant validity and the causal effects of institutional reclassification on financial behavior. Using ALIO panel data (343 institutions, 1,029 observations, 2020-2024), we apply two-way fixed-effects difference-in-differences (DID) and event study analysis. Asset (90.6%) and revenue (81.8%) thresholds are nearly universally satisfied, leaving the personnel threshold (46.4%) as the de facto sole determinant, and correlations between personnel and key financial variables are significantly attenuated in reclassified institutions. In contrast, DID estimation yields no significant causal effect of reclassification on financial behavior, a finding robust to PSM-augmented DID and placebo tests. These results imply that the core problem lies in the lack of discriminant validity in size-based criteria and governance blind spots, calling for a redesign of classification standards.

□ Keywords: Public Institution Designation System, Reclassification, Act on the Management of Public Institutions

* Associate Professor, Department of Accounting, Sunchon National University

독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향: EU 26개국을 중심으로

김애진* 이상엽**

국문초록

본 연구는 EU 26개국의 2015~2023년 패널자료를 활용하여 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향을 분석하였다. 기존 연구가 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준을 별도로 다루어 온 것과 달리, 본 연구는 독립재정기구를 조직적 위치와 예산과정에서의 활용 방식에 따라 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형으로 유형화하였다. 이를 바탕으로 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준 간 상호작용을 검토하는 한편, 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 독립재정기구 유형에 따라 상이하게 나타나는지도 함께 살펴보았다.

구조적 재정수지의 동태성과 제도변수의 내생성을 고려하여 System GMM을 적용한 결과, 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준 간 상호작용은 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 기준범주인 FC형 국가에서는 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 양(+)의 관계가 제한적으로 확인되었으며, 이러한 관계는 기초재정수지와 경기조정재정수지를 대체 종속변수로 활용한 강건성 분석에서도 유지되었다. 다만 유형별 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않아 독립재정기구 유형에 따라 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 다르게 나타난다는 가설은 지지되지 않았다. 이러한 결과는 독립재정기구의 효과를 기능적 강도만으로 파악하는 데 한계가 있음을 보여주며, 한국의 재정 거버넌스 설계에서도 독립재정기구의 조직적 위치와 재정정보가 활용될 수 있는 정치·제도적 환경을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

□ 주제어: 독립재정기구, 정치·제도적 견제 수준, 재정건전성, 구조적 재정수지, System GMM

투고일: 2026. 5. 24. 수정일: 2026. 7. 13. 게재확정일: 2026. 8. 27.

* 제1저자: 경상국립대학교 행정학과 부교수 (jins@gnu.ac.kr)

** 교신저자: 경상국립대학교 경제학부 부교수 (syeeblee@gnu.ac.kr)

I. 문제의 제기

재정건전성은 단년도 재정수지의 관리에 그치지 않고, 중장기 재정위험을 식별하고 정부의 재정운용을 지속적으로 점검할 수 있는 제도적 기반과 관련된다. IMF(2026)는 고부채와 재정위험 확대 속에서 신뢰할 수 있는 재정조정의 필요성을 강조하였으며, OECD(2025) 역시 주요국 정부가 재정 지속가능성 회복과 함께 고령화, 저성장, 국방비 증가, 기후전환 비용 등 구조적 지출압력에 대응해야 한다고 지적하였다. 이에 따라 재정준칙, 중기재정계획, 독립재정기구와 같은 재정 거버넌스 장치는 정부의 단기적 재정운용을 제어하고 재정정책의 신뢰성을 높이기 위한 제도로 논의되어 왔다.

이 가운데 독립재정기구(Independent Fiscal Institutions)는 정부의 재정전망, 재정위험, 재정준칙 준수 여부, 재정의 지속가능성 등을 비당파적으로 검토함으로써 재정정책의 투명성과 책임성을 높이는 제도적 장치로 이해된다.¹⁾ 독립재정기구는 예산편성권이나 정책결정권을 직접 행사하지 않지만, 정부가 제시하는 재정정보를 독립적으로 검증하고 그 결과를 공개함으로써 행정부 재정운용에 대한 외부 감시 기능을 수행한다. 이를 통해 재정정책의 정보비대칭을 완화하고 단기적인 정치 유인에 따른 적자편향을 제어하는 데 기여할 수 있다.

그러나 독립재정기구의 존재 자체가 재정성과 개선을 보장하는 것은 아니다. 독립재정기구의 효과는 기구의 기능, 조직적 위치, 분석 결과가 예산과정에서 활용되는 방식에 따라 달라질 수 있다. 행정부와 의회로부터 조직적으로 분리된 외부 독립형 재정위원회(FC형), 의회 내부의 예산분석기구(PBO형), 감사기구와 연계된 재정감시기구(Audit형), 복수 기능이 결합된 혼합형 기구(Mixed형)는 모두 독립재정기구로 분류될 수 있지만, 재정정보를 생산·검증·활용하는 방식은 서로 다르다.²⁾ 따라서 독립재정기구의 효과를 분석하기 위해서는 설치 여부나 기능적 강도뿐 아니라, 조직적 위치와 제도적 활용 방식의 차이를 함께 검토할 필요가 있다.

또한 독립재정기구의 분석 결과가 재정성으로 연결되기 위해서는 이를 활용할 수 있

1) 영어 문헌에서 fiscal council은 좁은 의미의 독립 재정위원회와 넓은 의미의 독립재정기구 전반을 모두 가리키는 용어로 사용된다. 본 연구는 넓은 의미의 독립재정기구를 기본 개념으로 사용하되, 좁은 의미의 독립 재정위원회 형태는 유형 분류상 FC형으로 구분한다.

2) 본 연구에서 행정부는 예산편성, 재정전망, 세입·세출 추계, 재정위험 관리 및 예산집행을 담당하는 정부 부문을 의미하며, 입법부를 포함한 광의의 정부와 구분하여 사용한다.

는 정치·제도적 환경이 중요하다. 독립재정기구가 제공하는 재정전망, 비용추계, 재정준칙 점검, 장기재정 분석은 그 자체로 정책결정을 구속하지 않는다. 이러한 정보가 예산심의회와 정부 감시, 정책결정자에게 책임을 묻는 과정에서 활용될 수 있을 때 재정규율 강화로 이어질 가능성이 있다. 따라서 독립재정기구의 효과는 기구 자체의 전문성만으로 설명되기 어렵고, 행정부의 재정재량을 견제할 수 있는 정치·제도적 견제 수준과의 관계 속에서 이해될 필요가 있다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여 2015년부터 2023년까지 EU 26개국을 대상으로 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로 독립재정기구를 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형으로 구분하고, 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 관계가 정치·제도적 견제 수준에 따라 달라지는지를 검토한다. 또한 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 독립재정기구 유형에 따라 상이하게 나타나는지도 함께 분석한다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 독립재정기구를 단일한 제도변수로 파악하지 않고, 조직적 위치와 예산과정에서의 활용 방식에 따라 유형화하여 분석한다. 둘째, 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준 간 상호작용을 실증적으로 검토한다. 셋째, 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 독립재정기구 유형에 따라 상이하게 나타나는지를 분석함으로써, 독립재정기구의 조직적 위치와 정치·제도적 환경 간 관계를 함께 검토한다. 이는 독립재정기구 자체의 기능적 효과 차이를 직접 검증하는 것이 아니라, 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계의 유형별 차이를 검토하는 데 목적이 있다. 이러한 분석은 독립재정기구 도입이 논의되는 한국의 재정 거버넌스 설계에도 시사점을 제공할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 독립재정기구의 기능, 정치·제도적 견제 수준, 독립재정기구 유형에 관한 이론적 논의와 선행연구를 검토하고 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 분석대상, 변수 측정, 독립재정기구 유형 분류 기준 및 분석모형을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 System GMM 추정 결과와 강건성 검정 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 분석 결과를 요약하고 연구의 함의와 한계를 논의한다.

II. 이론적 논의 및 선행연구 검토

1. 독립재정기구의 개념과 유형

독립재정기구는 행정부 재정운용에 대한 독립적 분석과 검증을 통해 재정정책의 투명성, 신뢰성, 책임성을 높이는 비당파적 감시기구이다(Debrun et al. 2009; Calmfors and Wren-Lewis 2011; Kopits 2011). 독립재정기구의 필요성은 재정정책 결정 과정에서 발생하는 정보비대칭 문제와 관련된다. 행정부는 세입전망, 지출소요, 재정위험 등에 관한 정보를 상대적으로 많이 보유하고 있으며, 이러한 구조는 낙관적 재정전망이나 정책비용의 과소평가로 이어질 수 있다. 이에 독립재정기구는 정부가 제시하는 재정정보를 검토하고, 정책 추진에 따른 재정소요와 지속가능성에 관한 분석 결과를 공개함으로써 행정부 재정운용에 대한 외부 감시기능을 수행한다(Hagemann 2011; Beetsma et al. 2019).

그러나 모든 독립재정기구가 동일한 방식으로 작동하는 것은 아니다. 독립재정기구는 조직적 위치, 주요 기능, 예산과정에서의 활용 방식에 따라 설계 방식이 다르다. 국내 연구에서도 김춘순·윤주철(2020)은 독립재정기구의 조직특성과 기능 간 관계를 비교 분석하면서, 기구의 조직적 위치에 따라 재정전망, 재정준칙 감시, 비용추계 등 수행 기능에 차이가 있음을 보였다. 본 연구는 이러한 차이를 반영하여 독립재정기구를 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형의 네 가지 유형으로 구분한다. FC형은 행정부·의회 외부에 설치되거나 법률상 기능적 자율성이 보장된 독립 재정감시기구이며, PBO형은 의회 내부 또는 의회 예산과정에 직접 연계되어 입법부의 예산심의 기능을 지원하는 유형이다. Audit형은 최고감사기구 내부에 설치되거나 감사기구와 제도적으로 연계된 유형이다. Mixed형은 복수 기관이 재정전망, 비용추계, 재정준칙 감시 등 독립재정기구 기능을 공식적으로 분담하거나, 단일한 FC형·PBO형·Audit형으로 분류하기 어려운 복합적 제도 구조를 의미한다.³⁾

3) 본 연구의 Mixed형 분류는 김애진·이상엽(2026)의 유형 구분과 일부 차이가 있다. 김애진·이상엽(2026)은 연구기관 연계형을 별도 유형으로 구분하였으나, 본 연구는 연구기관형 기구가 다른 재정감시기구와 함께 공식 독립재정기구 기능을 분담하는 경우 이를 Mixed형에 포함하였다. Axioglou et al.(2023)는 둘 이상의 독립재정기구를 보유한 회원국으로 오스트리아, 벨기에, 룩셈부르크, 네덜란드, 슬로베니아를 제시하고 있으며, 이는 본 연구가 복수 기관의 기능 분담을 기준으로 Mixed형으로

[표 1] 독립재정기구 유형 구분 기준

유형	조직적 위치	주요 기능	예산과정에서의 제도적 활용 방식
FC형 (Fiscal Council)	행정부·의회 외부의 독립기구 또는 법률상 기능적 자율성이 보장된 재정감시기구	재정전망 평가, 재정준칙 감시, 장기재정 지속가능성 분석	공개보고서, 정부 설명 요구, 의회·언론· 공론장에서의 활용
PBO형 (Parliamentary Budget Office)	의회 내부 또는 의회 예산과정에 직접 연계된 기구	예산분석, 비용추계, 법안 재정소요 분석, 예산안 심의 지원	예산심의, 위원회 활동, 의원·정당의 재정정보 활용
Audit형 (Audit-affiliated)	최고감사기구 내부 또는 감사기구와 제도적으로 연계된 기구	재정전망 평가, 재정준칙 감시, 결산·집행 점검	결산심사, 감사결과, 사후적 재정통제 과정에서 활용
Mixed형 (Mixed)	복수 기관이 독립재정기구 기능을 공식적으로 분담하거나 복합적 제도 구조를 가진 경우	재정전망, 비용추계, 재정준칙 감시, 장기재정 분석 등의 기능 분담	전망·분석·감시 결과가 복수의 제도적 통로에서 활용

자료: 김애진·이상엽(2026); European Commission Fiscal Governance Database를 바탕으로
저자 작성

유형 구분은 단순한 조직분류가 아니라 재정정보가 생산·활용되는 방식의 차이를 반영한다. 따라서 본 연구는 기관 명칭만으로 유형을 구분하지 않고, ① 조직적 위치, ② 주요 기능, ③ 예산과정에서의 제도적 활용 방식을 기준으로 분류한다. 다만, 행정부에 행정적으로 부속된 기구를 외부 독립기구로 볼 수 있는지 판단할 때에는 법적·기능적 독립성을 보조 기준으로 함께 고려한다. 국가별 독립재정기구의 명칭, 설치 근거, 조직적 위치, 독립성 판단 근거 등 유형 분류 근거는 [표 2], 부록 [표 8]에 제시한다.

2. 정치·제도적 견제 수준과 재정성과

재정정책 결정 과정에서는 비용과 편익의 배분 구조로 인해 공유자원 문제가 발생할 수 있다(Weingast et al. 1981). 특정 지출사업의 편익은 일부 지역, 부문, 정당 또는 이해

집단에 집중되는 반면, 그 비용은 조세나 국가채무의 형태로 사회 전체에 분산된다. 이 경우 개별 정치행위자는 자신이 선호하는 지출의 사회적 비용을 충분히 고려하지 않을 수 있으며, 그 결과 재정지출 확대와 재정조정 지연이 나타날 수 있다(Velasco 2000; Baqir 2002).

정치·제도적 견제 수준은 이러한 공유자원 문제를 완화하는 제도적 조건으로 작용할 수 있다. 정책결정 과정에 참여하는 견제 주체들은 행정부의 재정운용을 감시하고, 재정지출에 대한 설명을 요구할 수 있다. 특히 독립재정기구가 제공하는 재정전망, 비용추계, 재정준칙 준수 여부에 관한 분석은 예산심의와 정부 감시 과정에서 행정부 재정운용을 점검하는 근거로 활용될 수 있다(Calmfors and Wren-Lewis 2011; Debrun and Kinda 2017; Fasone 2021).

그러나 정치·제도적 견제가 항상 재정성과 개선으로 이어지는 것은 아니다. 거부권 행위자(Veto Players) 이론에 따르면 정책변화에 동의해야 하는 행위자가 많을수록 기존 정책의 안정성은 높아지지만, 정책조정은 더 어려워질 수 있다(Tsebelis 2002; Tsebelis and Chang 2004). 재정건전성 개선을 위해서는 지출 구조조정, 세입 확충, 재정준칙 준수와 같은 조치가 필요하지만, 이러한 조치는 특정 집단의 이해관계를 제약하거나 정부의 단기적 정치적 지지에 부담을 줄 수 있다. 따라서 정치적 견제와 분절성은 행정부의 일방적 재정운용을 억제하는 동시에 재정조정을 지연시키는 요인으로도 작용할 수 있다(Kontopoulos and Perotti 1999; Perotti and Kontopoulos 2002; Ricciuti 2004).

본 연구는 정치·제도적 견제 수준을 재정성과를 직접 개선하는 요인이라기보다, 독립재정기구의 분석 결과가 예산과정에서 활용될 수 있도록 하는 제도적 조건으로 이해한다.⁴⁾ 독립재정기구의 분석은 그 자체로 정책결정을 구속하지 않는다. 그러나 정치·제도적 견제 수준이 높을수록 예산심의, 청문회, 대정부 질문, comply-or-explain 절차 등을 통해 행정부 재정운용에 대한 책임성 요구로 이어질 가능성이 커진다(Fasone 2021; Belling 2021).

다만 견제 행위자가 많고 선호가 이질적일수록 재정정보에 대한 수요는 커지지만, 전망과 추계가 서로 다르게 제시될 경우 이를 조정하는 비용도 증가할 수 있다. 따라서 독

4) 다만 이는 이론적 기대에 해당하며, 본 연구에서 사용하는 측정지표가 정보 활용의 실제 발생 여부를 직접 관찰하는 것은 아니다. 이에 대해서는 제III장의 변수 측정에서 다시 설명한다.

립재정기구의 정보가 견제 과정에서 활용되기 위해서는 그 분석이 정치적 이해관계로부터 독립된 신뢰성 있는 정보로 받아들여질 필요가 있다. 이러한 정보 활용 방식은 독립재정기구의 조직적 위치와 예산과정에서의 제도적 연계 방식에 따라 달라질 수 있다.

3. 선행연구 검토와 본 연구의 차별성

독립재정기구에 관한 연구는 정부 재정전망의 검증, 재정준칙 준수 감시, 재정성과와의 관계를 중심으로 이루어져 왔다(Jonung and Larch 2006; Jankovics and Sherwood 2017; Reuter 2019). 최근에는 설치 여부보다 권한 범위, 독립성, 자료 접근성, 책임성 등 제도 설계와 기능적 강도의 차이를 분석하는 연구가 증가하고 있다(Chrysanthakopoulos and Tagkalakis 2023; Căpraru et al. 2026; 김애진·이상엽 2026).

그러나 기존 연구는 대체로 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준을 별도로 다루었다. 독립재정기구의 조직적 위치와 예산과정에서의 활용 방식에 따라 견제 환경의 효과가 달라질 수 있음에도, 이를 유형별 제도 차이와 연결하여 실증적으로 분석한 연구는 제한적이다(Belling 2021; Fasone 2021).

이에 본 연구는 독립재정기구를 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형으로 구분하고, 정치·제도적 견제 수준에 따라 독립재정기구의 기능적 강도와 재정성과 간 관계가 달라지는지 분석한다. 또한 이러한 관계가 독립재정기구 유형별로 차이를 보이는지도 함께 검토한다.

4. 연구가설

이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 독립재정기구의 기능적 강도, 정치·제도적 견제 수준, 독립재정기구 유형 간 관계를 실증적으로 검토한다.

첫째, 독립재정기구의 기능적 강도와 재정성과 간 관계가 정치·제도적 견제 수준에 따라 달라지는지 검토한다. 독립재정기구의 분석 결과는 예산과정에서 활용될 때 재정 성과로 연결될 수 있으며, 이러한 활용 가능성은 정치·제도적 견제 수준이 높을수록 커질 수 있다(Fasone 2021; Belling 2021). 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1. 정치·제도적 견제 수준이 높을수록 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 긍정적 관계는 강화될 것이다.⁵⁾

둘째, 앞서 논의한 바와 같이 독립재정기구의 분석 결과가 예산심의와 정부 감시 과정에서 행정부 재정운용을 점검하는 근거로 활용될 수 있는지는 기구의 조직적 위치와 제도적 활용 방식에 따라 달라질 수 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2. 독립재정기구 유형에 따라 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계는 다르게 나타날 것이다.⁶⁾

5) 다만 가설 1에서 검증하는 것은 독립재정기구가 생산한 정보의 실제 활용 여부가 아니라, 정치·제도적 견제 수준에 따라 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 관계가 달라지는지 여부이다. 정보 활용은 이러한 관계를 설명하기 위한 이론적 메커니즘으로 제시되며, 본 연구의 측정지표는 그 실제 활용 여부를 직접 측정하지 않는다.

6) 다만 가설 2에서 검증하는 것은 독립재정기구 유형 자체의 기능적 효과 차이가 아니라, 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 독립재정기구 유형에 따라 달라지는지 여부이다.

Ⅲ. 연구설계

1. 분석 대상 및 자료

본 연구는 EU 27개국 중 폴란드를 제외한 26개국의 2015~2023년 패널자료를 구축하였다. 폴란드는 「Fiscal Council Act」가 본 연구의 분석기간 이후 법제화되었고, Polish Fiscal Council이 2026년 1월부터 운영되었으므로 최종 추정 표본에서 제외하였다. 분석 시작연도는 2015년이다. 이는 2012년 EU 신재정협약(Fiscal Compact) 체결 이후 회원국들이 독립재정기구를 본격적으로 설치·정비하면서 국가 간 제도적 차이가 관찰되기 시작한 시기이기 때문이다. 분석 종료연도는 CHECKS 지표를 제공하는 DPI 2023의 자료 가용성에 따라 2023년으로 한정하였다.

본 연구의 패널자료는 저자들의 선행연구인 김애진·이상엽(2026)에서 구축한 EU 회원국 자료를 기초로 하되, 본 연구의 분석목적에 맞추어 정치·제도적 견제 수준을 DPI 2023(Cruz et al. 2025)의 CHECKS 지표로 새롭게 측정하여 반영하였다. 구체적으로 European Commission DG ECFIN의 Fiscal Governance Database, IMF Fiscal Rules and Fiscal Councils Dataset, IMF World Economic Outlook Database, DPI 2023, World Bank의 World Development Indicators를 통합하여 분석자료를 구축하였다.

한편 독립재정기구는 조직적 위치와 제도적 특성을 기준으로 FC형(Fiscal Council), PBO형(Parliamentary Budget Office), Audit형(Audit-affiliated), Mixed형(Mixed)으로 구분하였다. 유형별 국가 구성은 [표 2]에 제시하였으며, 유형 분류 기준과 국가별 세부 근거는 부록 [표 8]에서 설명한다.

[표 2] EU 26개국의 독립재정기구 유형별 분류

유형	국가 수	해당 국가
FC형 (Fiscal Council)	16	불가리아, 크로아티아, ¹⁾ 키프로스, 체코, 덴마크, 에스토니아, 독일, 그리스, ²⁾ 아일랜드, 라트비아, 몰타, 포르투갈, 루마니아, 슬로바키아, 스페인, ³⁾ 스웨덴
PBO형 (Parliamentary Budget Office)	2	헝가리, ⁴⁾ 이탈리아
Audit형 (Audit-affiliated)	3	핀란드, 프랑스, ⁵⁾ 리투아니아
Mixed형 (Mixed)	5	오스트리아, 벨기에, 룩셈부르크, 네덜란드, 슬로베니아

주: 1) 크로아티아의 Fiscal Policy Commission은 2013년 의회 결정으로 설치되어 의회가 위원을 임명하였으나, 2018년 12월 개정된 재정책임법에 따라 독립위원회로 재편되었다. 분류의 강건성을 확인하기 위해 크로아티아를 제외한 재추정 결과를 [표 7] 모형 (F)에 제시함

2) 그리스의 경우 Parliamentary Budget Office가 별도로 존재하나, 본 연구는 2015년 이후 재정전망 평가와 재정준칙 감시기능을 수행한 Hellenic Fiscal Council을 기준으로 FC형으로 분류함

3) 스페인의 AIREF는 재무부에 행정적으로 부속되어 있으나, 설치법(Organic Law 6/2013)이 독자적 법인격과 기능적 자율성을 보장하고 있어(OECD 2017) 본 연구에서는 FC형으로 분류함

4) 헝가리의 Fiscal Council of Hungary는 국민의회의 입법 활동을 지원하는 기구로 설명되어 있으며(IPU PARLINE), 예산법안의 국가채무 준칙 부합 여부에 대한 사전 동의권을 보유하는 등 의회 예산과정에 직접 연계되어 있음. 헝가리 Fiscal Council은 전형적인 의회 내부 예산 분석기구라기보다 예산안 동의권을 통해 의회 예산과정에 직접 관여하는 특수한 사례이므로, 본 연구의 유형 기준에 따라 PBO형으로 분류함

5) 프랑스의 HCFP는 최고감사기구와 제도적으로 연계되어 있으나 수행 기능은 재정전망 평가와 준칙 감시에 가까워 분류 판단에 이견이 있을 수 있음. 분류의 강건성을 확인하기 위해 프랑스를 FC형으로 재분류한 재추정 결과를 [표 7] 모형 (H)에 제시함

자료: Axioglou et al.(2023); Grevesmühl(2025); European Commission DG ECFIN, Fiscal Governance Database; International Monetary Fund, Fiscal Rules and Fiscal Councils Dataset; Inter-Parliamentary Union, PARLINE Database; 각국 독립재정기구 설치 법령 및 공식 자료를 바탕으로 저자 작성

2. 변수의 측정

가. 종속변수

본 연구는 재정건전성을 측정하기 위해 구조적 재정수지(structural balance, GDP 대비 %)를 종속변수로 사용한다. 구조적 재정수지는 경기순환에 따른 일시적 세입·세

출 변동과 일회성 재정조치의 영향을 조정한 지표로, 경기적 요인을 제외한 정부 재정 운용의 기초를 보여준다. 또한 EU 재정감시 체계에서 중장기 재정목표 달성 여부를 평가하는 주요 지표로 활용된다.

구조적 재정수지의 상승은 재정건전성의 개선을 의미한다. 따라서 회귀분석에서 추정계수가 양(+)의 값을 갖는 경우 해당 변수가 구조적 재정수지를 개선하는 방향으로 작용하는 것으로 해석한다. 분석 결과의 안정성은 기초재정수지(primary balance)와 경기조정재정수지(cyclically adjusted balance)를 대체 종속변수로 활용한 강건성 검정을 통해 확인한다.

나. 주요 설명변수

(1) 독립재정기구 유형

독립재정기구 유형은 앞서 제시한 분류기준에 따라 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형의 네 범주로 구분하고 더미변수로 조작화하였다. 분석모형에서는 FC형을 기준범주로 설정하고, PBO형, Audit형, Mixed형을 각각 더미변수로 포함한다. FC형을 기준범주로 설정한 이유는 분석 대상 26개국 중 16개국이 FC형에 해당하여 EU에서 가장 일반적인 유형이고, 행정부와 의회로부터 상대적으로 분리된 외부 독립형 재정감시기구로서 다른 유형과의 비교 기준을 제공하기 때문이다.

(2) 독립재정기구 강도와 재정준칙 강도

독립재정기구 강도는 European Commission DG ECFIN의 Fiscal Governance Database에서 제공하는 IFII(Independent Fiscal Institution Index)를 활용하였다. IFII는 재정준칙 준수 모니터링, 거시·재정전망의 생산 및 검증, 비용추계, 장기재정지속가능성 분석, 재정투명성 제고, 규범적 권고의 여섯 가지 기능을 법적 근거 수준에 따라 가중 합산한 연속형 지표이다.⁷⁾

7) European Commission은 IFII를 재정준칙 준수에 대한 모니터링, 거시·재정전망의 생산 및 검증, 비용추계, 장기 재정지속가능성 분석, 재정투명성 제고, 규범적 권고 등 여섯 가지 기능을 법적 근거의 수준에 따라 가중 합산하여 산출한다(https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-research-and-databases/economic-databases/fiscal-governance-database_en, 접속: 2026. 2. 1.).

재정준칙 강도는 IMF Fiscal Rules Dataset(Alonso et al. 2025)의 FRI(Fiscal Rule Index)로 측정한다. FRI는 준칙의 법적 근거 수준, 외부 모니터링 기구의 존재, 시정·집행 메커니즘, 예외조항의 설계를 반영하여 준칙 유형별 점수를 가중평균하고 표준화한 지표이다.⁸⁾

(3) 정치·제도적 견제 수준

정치·제도적 견제 수준은 DPI 2023(Cruz et al. 2025)의 CHECKS 지표로 측정한다. CHECKS는 정책변화에 동의가 필요한 정치행위자의 수와 이들 간 선호 차이를 반영하는 지표로(Beck et al. 2001), 거부권 행위자 이론(Tsebelis 2002)에 기반한 비교정치경제 연구에서 활용되어 왔다. 이 지표는 입법부·행정부 선거의 경쟁성, 야당의 입법부 통제 여부, 연립정부 구성 정당의 수, 정당 간 이념적 거리 등을 반영하여 산출된다. 값이 클수록 정책결정 과정에서 동의가 필요한 행위자가 많고, 이들 간 선호 차이도 크다는 것을 의미한다. 구성요소와 해석상 유의점은 부록 [표 9]에 제시하며, 지표의 해석상 한계는 결론(제V장)에서 다시 논의한다.

본 연구는 CHECKS를 의회의 예산심의 역량이나 독립재정기구가 생산한 정보의 실제 활용 여부를 직접 측정하는 지표가 아니라, 행정부 권한에 대한 정치·제도적 견제 수준을 포착하는 대리변수로 해석한다. 상호작용항의 해석을 위해 CHECKS는 표본 평균을 기준으로 평균중심화하여 사용한다.

(4) 상호작용항

본 연구는 가설 검증을 위해 $cIFII \times cCHECKS$ 와 유형 더미 $\times cCHECKS$ 를 상호작용항으로 포함한다. $cIFII \times cCHECKS$ 는 정치·제도적 견제 수준에 따라 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 관계가 달라지는지를 검토하기 위한 항이며, 유형 더미 $\times cCHECKS$ 는 견제 수준의 효과가 독립재정기구 유형에 따라 다르게 나타나

8) FRI와 IFII는 기능적으로 연계되어 있으나 개념적으로는 구별된다. FRI가 재정준칙 자체의 법적 강도와 제도 설계를 측정한다면, IFII는 재정준칙 준수 여부를 감시하고 재정전망을 검증하는 기구의 기능적 역량을 측정한다. EU에서는 신재정협약 이후 재정준칙과 독립재정기구가 함께 강화되어 왔으므로, 본 연구는 선행연구의 논의와 같이 두 변수의 효과를 구분하여 해석하기 위해 재정준칙 강도를 보조 변수로 포함한다(Reuter 2019; 유금록 2023; 김애진·이상엽 2026).

는지를 검토하기 위한 항이다. 전자는 가설 1, 후자는 가설 2와 관련된다. 이때 cCHECKS의 주효과는 기준범주인 FC형 국가에서의 한계효과를 의미하며, 각 유형 상호작용항은 해당 유형의 한계효과가 FC형과 통계적으로 구분되는지를 보여준다.

재정준칙 관련 상호작용항인 $cFRI \times cCHECKS$ 와 $cFII \times cFRI$ 는 각각 모형 (2)와 모형 (4)에 포함한다. 이들 변수는 본 연구의 가설을 직접 검토하기 위한 변수라기보다, 재정준칙과의 관계를 함께 고려하기 위한 보조 변수로 해석한다.

다. 통제변수

구조적 재정수지에 영향을 미칠 수 있는 거시경제적 요인을 통제하기 위해 전기 정부부채 비율(L.debt), 경제성장률(GDP), 물가상승률(Inflation)을 모형에 포함한다. 전기 정부부채 비율은 누적된 재정부담과 재정운용상의 제약을, 경제성장률은 경기 여건과 세입기반의 변화를 반영한다. 물가상승률은 명목 재정지표에 영향을 미칠 수 있는 거시경제 환경을 고려하기 위한 변수이다. 강건성 검정에서는 경제성장률 대신 실업률을 포함하여 결과의 안정성을 확인한다. 또한, 모든 모형에 연도 고정효과를 포함하여 코로나19 팬데믹, EU 차원의 재정제도 변화 등 회원국 전반에 공통적으로 작용한 연도별 충격을 통제한다. 주요 변수의 조작적 정의와 자료 출처는 [표 3]에 제시한다.

[표 3] 변수의 조작적 정의와 자료 출처

변수		조작적 정의	출처
종속 변수	구조적 재정수지 (Structural Balance)	경기변동·일회성 재정조치 효과를 제거한 GDP 대비 재정수지(%)	IMF Database
설명 변수	전기 구조적 재정수지 (L.structure)	전년도 구조적 재정수지	IMF Database
	독립재정기구 유형 (PBO/Audit/Mixed 터미)	FC형을 기준으로 한 독립재정기구 유형 터미변수	EU Fiscal Governance DB
	IFI 강도(cFII)	IFI 원점수를 평균중심화한 값	EU Fiscal Governance DB
	재정준칙 강도(cFRI)	FRI 원점수를 평균중심화한 값	IMF Fiscal Rules Dataset; Alonso et al.(2025)
	정치·제도적 견제 수준(cCHECKS)	DPI 2023의 CHECKS 지표를 평균중심화한 값	DPI 2023(Cruz et al. 2025)

변수		조작적 정의	출처
	$cIFI \times cCHECKS$	독립재정기구 강도와 정치·제도적 견제 수준의 상호작용항(가설 1)	저자 산출
	$IFI\text{유형} \times cCHECKS$	IFI 유형 터미와 cCHECKS의 상호작용항(가설 2)	저자 산출
	$cIFI \times cFRI$	독립재정기구 강도와 재정준칙 강도의 상호작용항(보조)	저자 산출
	$cFRI \times cCHECKS$	재정준칙 강도와 정치·제도적 견제 수준의 상호작용항(보조)	저자 산출
통제 변수	전기 국가부채 비율 (L.debt)	전년도 GDP 대비 정부부채 비율(%)	World Bank Database
	경제성장률 (GDP)	1인당 실질 GDP 성장률(%)	
	실업률 (Unemployment)	노동가능인구 대비 실업자 비율(%)	
	물가상승률 (Inflation)	연도별 소비자물가 증가율(%)	

자료: Cruz et al. 2025; European Commission, Fiscal Governance Database; International Monetary Fund, Fiscal Rules and Fiscal Councils Dataset; World Bank Database를 바탕으로 저자 작성

3. 방법론

재정수지는 전년도 재정 기초의 영향을 크게 받는 지속성이 높은 변수이다. 이는 예산 편성의 점증주의적 특성, 의무지출과 경직성 지출의 비중과 관련된다. 이러한 동태적 특성을 반영하기 위해서는 시차 종속변수를 모형에 포함할 필요가 있다. 그러나 일반적인 고정효과 모형에서는 시차 종속변수와 오차항 간 상관으로 인해 추정계수에 체계적 편의, 즉 Nickell bias가 발생할 수 있다.

재정제도와 재정성과 간 인과관계의 방향도 고려할 필요가 있다. 재정제도의 도입이나 기능 강화는 재정여건이 악화된 국가에서 제도적 대응으로 나타날 수 있으며(Kim and Park 2024), 정치·제도적 견제 수준 역시 재정여건의 변화와 완전히 분리되어 있다고 보기 어렵다. 이러한 동시성과 역인과성을 고려하지 않을 경우 제도 변수의 효과가 과대 또는 과소 추정될 수 있다.

본 연구는 동태패널 편의와 제도 변수의 내생성을 고려하기 위해 Blundell and Bond(1998)의 System GMM 추정방법을 적용한다. Arellano and Bond(1991)의 차분 GMM은 시계열이 짧고 변수의 지속성이 높은 경우 도구변수의 식별력이 약화될 수 있다. 이에 본 연구는 차분방정식과 수준방정식을 함께 활용하는 System GMM을 사용한다.⁹⁾ 실제 추정에는 기준모형, 기능적 강도×견제 수준 모형, 유형×견제 수준 모형, 전체모형으로 구분하여 단계적으로 수행한다. 분석에 사용한 기본 모형은 식 (1)과 같다.

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta_1 cIFI_{i,t} + \beta_2 cFRI_{i,t} + \beta_3 cCHECKS_{i,t} + \theta IFIType_i \quad (1) \\ + \phi Z_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta_t + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

여기서 $y_{i,t}$ 는 국가 i 의 t 년도 구조적 재정수지를 의미한다. $y_{i,t-1}$ 은 전년도 구조적 재정수지로, 재정수지의 자기상관 구조와 점증주의적 경향을 통제하기 위해 포함된다. $cIFI_{i,t}$, $cFRI_{i,t}$, $cCHECKS_{i,t}$ 는 각각 평균중심화한 독립재정기구 강도, 재정준칙 강도, 정치·제도적 견제 수준을 의미한다.

$IFIType_i$ 는 독립재정기구 유형 더미이며, FC형을 기준범주로 한다. $Z_{i,t}$ 는 가설 검증을 위해 모형별로 포함되는 상호작용항을 의미한다. $X_{i,t}$ 는 전기 정부부채 비율, 경제성장률, 물가상승률 등 통제변수 벡터이며, δ_t 는 연도 고정효과, μ_i 는 국가별 비관측 효과, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

한편 유형별 표본 분포가 균등하지 않고 시계열도 길지 않다는 점은 상호작용항 추정의 정밀성에 영향을 미칠 수 있다. 특히 PBO형(2개국)과 Audit형(3개국)은 표본 국가수가 매우 적어 해당 계수의 추정치는 소수 국가의 특성에 민감할 수 있다. 따라서 이들 유형의 상호작용항이 유의하지 않다는 결과를 유형 간 차이가 실질적으로 존재하지 않는다는 의미로 해석하기보다는, 현재의 표본 규모에서는 그러한 차이를 통계적으로 식별할 수 있는 검정력이 충분하지 않음을 반영하는 결과로 해석하는 것이 적절하다.

9) 추정에는 Stata의 xtabond2 명령어(Roodman 2009)를 사용하였으며, 시간불변 유형 더미는 iv(..., equation(level)) 옵션을 적용하여 수준방정식에만 포함되는 도구변수로 지정하였다.

추정 결과의 타당성은 Arellano-Bond 자기상관 검정과 Hansen 과식별 검정을 통해 확인한다. AR(2) 검정에서 2차 자기상관이 확인되지 않고, Hansen 검정에서 과식별 제약의 타당성에 대한 귀무가설이 기각되지 않는 경우 모형 설정에 중대한 문제가 없는 것으로 판단한다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계

가. 기초통계량

기초통계량은 [표 4]에 제시하였다. 분석 표본은 EU 26개국의 2015~2023년 패널자료이다. 종속변수인 구조적 재정수지는 평균 -1.852%로, 분석 기간 중 EU 회원국의 재정여건은 평균적으로 적자 상태였다. 최솟값은 -9.183, 최댓값은 7.238로 나타나 국가와 연도에 따라 재정여건의 차이가 큰 것으로 확인되었다.

[표 4] 주요 변수의 기초통계

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
구조적 재정수지(Structure)	234	-1.852	2.612	-9.183	7.238
기초재정수지(Primary)	234	-0.611	2.787	-8.230	5.083
경기조정재정수지(Adjusted)	234	-0.618	2.608	-7.883	10.018
독립재정기구 강도(IFII)	231	58.175	12.292	20.000	84.405
재정준칙 강도(FRI)	234	2.161	0.717	-0.613	3.359
정치·제도적 견제 수준(CHECKS)	228	4.425	1.533	2.000	10.000
경제성장률(GDP)	234	1.124	3.383	-7.440	20.370
실업률(Unemployment)	234	7.343	3.785	2.000	25.000
정부부채 비율(Debt)	234	69.505	39.529	8.507	209.927
물가상승률(Inflation)	234	3.334	3.247	-2.123	16.845

주: 독립재정기구 강도(IFII)와 정치·제도적 견제 수준(CHECKS)은 각각 European Commission DG ECFIN의 Fiscal Governance Database와 DPI 2023(Cruz et al. 2025)의 원자료에서 일부 결측이 있어 분석 관측치는 231개와 228개임

자료: 저자 작성

주요 설명변수인 IFII는 평균 58.175, 최솟값 20.000, 최댓값 84.405로 나타났다. 이는 회원국 간 독립재정기구의 기능적 강도에 차이가 있음을 의미한다. CHECKS는 평균 4.425, 최솟값 2, 최댓값 10으로 나타났다. EU 회원국이 모두 경쟁적 선거체제를

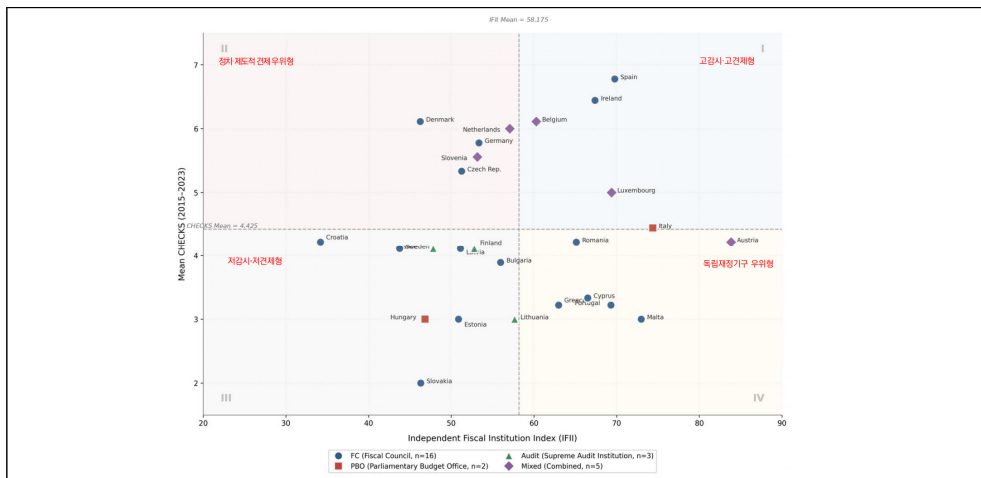
공유하고 있음에도, 연립정부 구성, 야당의 입법부 통제 여부 등에 따라 정치·제도적 견제 수준에는 차이가 존재한다. 한편, 경제성장률과 물가상승률의 변동 폭은 코로나19 팬데믹과 이후의 인플레이션 국면을 반영하며, 정부부채 비율의 편차는 회원국 간 누적 재정부담의 차이를 보여준다.

나. 독립재정기구의 기능적 강도 및 유형과 정치·제도적 견제 수준 분포

[그림 1]은 독립재정기구 강도(IFII)와 정치·제도적 견제 수준(CHECKS)의 국가별 평균값을 표본 평균을 기준으로 네 영역으로 구분한 것이다. 제1사분면에는 독립재정기구 강도와 정치·제도적 견제 수준이 모두 높은 스페인, 아일랜드, 벨기에, 룩셈부르크, 이탈리아가 포함된다. 제2사분면에는 정치·제도적 견제 수준이 상대적으로 높은 덴마크, 네덜란드, 독일, 슬로베니아, 체코가 위치한다.

제3사분면에는 두 지표가 모두 표본 평균보다 낮은 크로아티아, 슬로바키아, 스웨덴, 라트비아, 프랑스, 핀란드, 불가리아, 에스토니아, 헝가리, 리투아니아가 포함된다. 제4사분면에는 독립재정기구 강도가 상대적으로 높은 오스트리아, 키프로스, 그리스, 포르투갈, 몰타, 루마니아가 위치한다.

[그림 1] 독립재정기구 강도와 정치·제도적 견제 수준의 분포



주: 각 점은 분석 대상 EU 26개국의 2015~2023년 평균값임. 사분면 구분선은 표본 평균(IFII=58.175, CHECKS=4.425)

자료: 저자 작성

2. 실증분석 결과

가. 추정 전략 및 모형의 타당성

본 연구는 앞서 제시한 System GMM 추정 전략에 따라 모형 (1)~(4)를 단계적으로 추정하였다. IFII, FRI, CHECKS 및 이들로 구성된 상호작용항은 내생변수로 처리하였다. 또한 도구변수 과다 문제를 완화하기 위해 collapse 옵션을 적용하고 시차를 2기로 제한하였다. 그 결과 모형 (1)~(3)의 도구변수 수는 22~28개로, 국가 그룹 수인 26개와 유사한 수준으로 나타났다. AR(2) 검정과 Hansen J-test에서도 귀무가설이 기각되지 않아 모형 (1)~(3)의 설정에 중대한 문제는 없는 것으로 판단하였다.

다만 모든 상호작용항을 포함한 모형 (4)는 일부 계수의 표준오차가 산출되지 않고 계수값이 크게 확대되었으며, 도구변수 수도 증가하였다. 또한 Hansen 검정의 p값이 0.928로 높게 나타나 과식별 검정의 식별력이 약화되었을 가능성이 있으며, AR(2) 검정의 p값도 0.089로 나타나 10% 유의수준에서 2차 자기상관 가능성을 배제하기 어렵다. 따라서 이하에서는 모형 (2)와 모형 (3)을 중심으로 결과를 해석하고, 모형 (4)는 보조적으로 제시한다.

나. 가설 검증 및 실증분석 결과

(1) 가설 1: 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준

모형 (2)에서 $cIFII \times cCHECKS$ 의 계수는 -0.008로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 정치·제도적 견제 수준이 높을수록 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 긍정적 관계가 강화될 것이라는 가설 1은 지지되지 않았다. 함께 포함한 $cFRI \times cCHECKS$ 역시 통계적으로 유의하지 않아, 정치·제도적 견제 수준에 따라 재정제도 변수와 구조적 재정수지 간 관계가 달라진다는 증거는 확인되지 않았다.

이 결과는 독립재정기구의 기능적 강도를 종합점수로 측정하는 방식만으로는 재정정보의 예산과정 내 활용 방식을 충분히 반영하기 어렵다는 점을 시사한다. 견제 환경이 독립재정기구의 정보를 재정성으로 연결하는 효과를 갖는다면, 이는 기능적 강도의 수준 자체보다 정보가 생산·검증·활용되는 방식, 즉 기구의 조직적 위치와 제도적 활

용 방식에 관련될 가능성이 있다. 이 점은 가설 2에서 검토한다.

(2) 가설 2: 독립재정기구 유형별 차이

모형 (3)은 FC형을 기준범주로 설정하고, PBO형, Audit형, Mixed형 더미와 cCHECKS의 상호작용항을 포함한 모형이다. 분석 결과, cCHECKS의 계수는 0.754로 10% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였다. 이는 FC형 국가에서 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 양(+)의 관계가 관찰되었음을 의미한다. 이러한 결과는 외부 독립형 재정감시기구의 분석이 예산심의와 정부 감시 과정에서 행정부 재정운용을 점검하는 근거로 활용될 때 재정성과와 연결될 수 있다는 제II장의 논의와 부합한다.

반면 유형별 상호작용항은 모두 통계적으로 유의하지 않았다. Mixed×cCHECKS의 계수는 -1.245로 음(-)의 방향을 보였으나, 유형 간 차이가 통계적으로 확인된 것은 아니다. PBO×cCHECKS(-0.067)와 Audit×cCHECKS(0.019)도 유의하지 않았다. 특히 PBO형은 표본 내 2개국에 불과하므로, 해당 계수는 소수 표본의 특성에 민감할 수 있다.

종합하면, 기준범주인 FC형 국가에서는 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 양(+)의 관계가 10% 유의수준에서 확인되었으며, 이러한 관계는 기초재정수지와 경기조정재정수지를 대체 종속변수로 활용한 모형과 실업률을 통제한 모형에서도 유지되었다. 그러나 유형 간 차이를 직접 검정하는 PBO형×cCHECKS, Audit형×cCHECKS 및 Mixed형×cCHECKS 상호작용항은 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 독립재정기구 유형에 따라 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 다르게 나타날 것이라는 가설 2는 지지되지 않았다. 다만 FC형에서 관찰된 양(+)의 관계는 유형별 표본의 불균형과 일부 표본 변경 및 유형 재분류 모형에서 통계적 유의성이 유지되지 않았다는 점을 함께 고려하여 해석할 필요가 있다. 유형별 한계효과의 점추정치와 신뢰구간은 부록 [그림 2]에 제시한다.

(3) 재정준칙 강도에 대한 추가 검토

본 연구의 가설 검증 대상은 아니지만, 재정준칙 강도(cFRI)의 계수가 모형 (2)와 모형 (3)에서 음(-)의 방향으로 유의하게 나타난 점은 별도의 해석이 필요하다. 이러한 가능

성을 추가로 검토하기 위해 코로나19 위기 대응에 따른 재정충격이 집중된 2020~2021년을 제외하고 모형 (3)을 재추정하였으며, 그 결과는 [표 7] 모형 (G)에 제시하였다. 해당 표본에서 cFRI의 계수는 0.304(표준오차 1.197)로 나타나 계수의 부호가 양(+)으로 전환되었으며, 통계적 유의성도 확인되지 않았다.

따라서 cFRI의 음(-)의 계수는 재정준칙 강화가 재정건전성을 악화시켰다는 인과관계로 해석하기 어렵다. 이는 코로나19 위기 대응 과정에서 일반예외조항이 적용되어 재정준칙의 구속력이 일시적으로 약화되었고, 동시에 대규모 재정지출과 재정적자가 발생한 상황이 반영된 결과일 수 있다.¹⁰⁾ 또한 재정여건이 악화된 국가에서 재정준칙 강화가 사후적 제도 대응으로 나타났을 가능성도 배제하기 어렵다. 2020~2021년을 제외한 모형에서 cFRI의 음(-)의 계수가 유지되지 않았다는 결과는 이러한 해석의 가능성을 뒷받침한다.

[표 5] 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 구조적 재정수지에 미치는 영향

변수	(1) 기준모형	(2) cIFI×cCHECKS (가설 1)	(3) IFI유형×cCHECKS (가설 2)	(4) 전체모형
전기 구조적 재정수지 (L.structure)	0.737*** (0.156)	0.796*** (0.17)	0.745*** (0.219)	0.762 (0.737)
PBO형	-1.123* (0.676)	-0.972 (1.228)	-1.338 (7.915)	-6.254 (.)
Audit형	-0.636 (1.059)	-1.487 (2.013)	-1.216 (2.186)	-4.436* (2.627)
Mixed형	-0.044 (0.953)	-0.184 (1.023)	0.584 (1.570)	1.036 (5.264)
독립재정기구 강도 (cIFI)	-0.083 (0.063)	-0.058 (0.042)	-0.072 (0.050)	-0.113** (0.047)
재정준칙 강도 (cFRI)	-1.225 (1.013)	-3.119* (1.728)	-2.649* (1.554)	-0.805 (1.779)
정치·제도적 견제 수준 (cCHECKS)	0.582 (0.359)	0.078 (0.479)	0.754* (0.456)	1.591*** (0.531)

10) EU 안정성장협약의 일반예외조항(general escape clause)은 2020년 3월부터 2023년 말까지 적용되었다. 다만 본 연구는 예외조항 적용 기간 중 재정수지 변동이 가장 컸던 2020~2021년을 제외 대상으로 하였다. 2022~2023년까지 제외할 경우 System GMM 추정에 필요한 시계열이 충분히 확보되지 않기 때문이다.

변수	(1) 기준모형	(2) cIFI×cCHECKS (가설 1)	(3) IFI유형×cCHECKS (가설 2)	(4) 전체모형
cIFI × cCHECKS		-0.008 (0.029)		-0.004 (0.098)
cFRI × cCHECKS		0.755 (0.620)		-1.286 (.)
PBO × cCHECKS			-0.067 (10.491)	-8.117*** (0.913)
Audit × cCHECKS			0.019 (0.646)	-6.161 (4.622)
Mixed × cCHECKS			-1.245 (0.879)	-2.353 (4.367)
cIFI × cFRI				0.005 (0.089)
전기 정부부채 비율 (L.debt)	0.005 (0.012)	-0.009 (0.026)	-0.001 (0.018)	0.030* (0.017)
경제성장률 (GDP)	-0.110* (0.059)	-0.042 (0.088)	-0.105 (0.067)	-0.217 (0.591)
물가상승률 (Inflation)	0.086 (0.094)	0.059 (0.128)	0.111 (0.199)	-0.040 (0.453)
상수항 (_cons)	-3.892*** (0.898)	1.581 (2.513)	-2.981* (1.589)	-1.012 (2.943)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	200	200	200	200
국가 그룹 수	26	26	26	26
도구변수 수	22	26	28	34
AR(1) Test	0.008	0.008	0.005	0.047
AR(2) Test	0.256	0.222	0.272	0.089
Hansen J-test	0.126	0.253	0.445	0.928

주: 괄호 안은 강건표준오차이며, 국가별 비관측 효과는 1차 차분 변환으로 제거

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: 저자 작성

연구가설 검증 결과는 [표 6]에 제시하였다.

[표 6] 연구가설 검증 결과

가설	내용	분석 결과	가설 판단
가설 1	정치·제도적 견제 수준이 높을수록 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 긍정적 관계는 강화될 것이다.	cIFI _{II} ×cCHECKS가 통계적으로 유의하지 않음	지지되지 않음
가설 2	독립재정기구 유형에 따라 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계는 다르게 나타날 것이다.	FC형 기준범주에서 cCHECKS의 양(+)의 관계가 10% 유의수준에서 확인되었으나, 유형×cCHECKS 상호작용항은 주모형에서 모두 통계적으로 유의하지 않음	지지되지 않음 (FC형 기준범주에서 제한적 양(+) 관계 관찰)

자료: 저자 작성

다. 강건성 검정

[표 7]은 변수 구성, 표본 설정 및 유형 분류를 변경한 경우에도 모형 (3)의 추정 결과가 유지되는지 검토한 결과이다. 모형 (B)와 모형 (C)는 종속변수를 각각 기초재정수지와 경기조정재정수지로 대체한 모형이며, 모형 (D)는 경제성장률 대신 실업률을 통제한 모형이다. 모형 (E)와 모형 (F)는 각각 유형 분류에 이견이 있을 수 있는 헝가리와 분석 기간 중 제도 변화가 있었던 크로아티아를 제외한 표본이다. 모형 (G)는 코로나19 재정 충격이 집중된 2020~2021년 관측치를 제외한 표본이며, 모형 (H)는 프랑스를 Audit 형에서 FC형으로 재분류한 뒤 모형 (3)과 동일하게 재추정한 결과이다.

분석 결과, FC형 기준범주에서 cCHECKS의 계수는 모형 (A)~(D)에서 모두 양(+)이고 통계적으로 유의하였으며, 크로아티아를 제외한 모형 (F)에서도 10% 유의수준에서 유지되었다. 종속변수를 변경하거나 실업률을 통제한 경우에도 계수의 방향과 유의성이 유지된다는 점에서, FC형 국가에서는 정치·제도적 견제 수준과 재정성과 간 양(+)의 관계가 비교적 안정적으로 나타난다. 다만 헝가리를 제외한 모형 (E), 2020~2021년을 제외한 모형 (G), 프랑스를 FC형으로 재분류한 모형 (H)(계수 0.747, 기준모형 0.754)에서는 계수가 양(+)의 방향을 유지하였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 이 관계는 전반적으로 양(+)의 방향을 보이지만, 표본 설정과 유형 분류에 따라 유의성이 달라질 수 있다.

Mixed×cCHECKS는 모형 (G)를 제외한 대부분의 모형에서 음(-)의 방향을 보였

고, 모형 (B), (C), (F)에서는 통계적으로 유의하였다. 그러나 유의성이 종속변수와 표본 구성에 따라 달라지므로, Mixed형의 결과를 유형 간 차이로 단정하기는 어렵다. PBO형과 Audit형 관련 계수는 모든 모형에서 유의하지 않았는데, 이는 해당 유형의 표본 수가 제한적이고 유형별 분포가 특정 견제 수준에 집중되어 있다는 점과 관련될 수 있다.

종합하면, 강건성 검정 결과는 FC형에서 정치·제도적 견제 수준과 재정성과 간 양(+)의 관계가 여러 설정에서 관찰됨을 보여준다. 다만, 일부 표본 변경 및 프랑스 재분류 모형에서는 통계적 유의성이 유지되지 않았으므로, 해당 결과는 제한적으로 해석할 필요가 있다.

[표 7] 강건성 검정

변수	(A) 기준모형	(B) 기초 재정수지	(C) 경기조정 재정수지	(D) 실업률 통제	(E) 헝가리 PBO 제외	(F) 크로아티아 제외	(G) 2020~21 제외	(H) 프랑스 FC 재분류
전기 구조적 재정수지 (L.structure)	0.745*** (0.219)			0.734*** (0.240)	0.766*** (0.351)	0.813*** (0.187)	0.556** (0.226)	0.752*** (0.165)
전기 기초재정수지 (L.primary)		0.790*** (0.128)						
전기 경기조정재정수 지(L.adjusted)			0.634*** (0.165)					
PBO형	-1.338 (7.915)	0.647 (3.530)	0.544 (1.828)	-0.764 (7.820)	-7.535 (17.637)	-2.234 (3.238)	-1.437 (1.224)	-0.764 (1.210)
Audit형	-1.216 (2.186)	-1.151 (1.234)	-0.684 (1.814)	-0.719 (2.208)	-2.259 (3.326)	-1.082 (1.894)	0.723 (1.816)	-0.406 (2.272)
Mixed형	0.584 (1.570)	0.824 (0.734)	-0.120 (1.027)	0.995 (1.711)	-0.320 (1.751)	0.603 (0.844)	-1.524 (2.904)	1.155 (0.968)
독립재정기구 강도(cIFII)	-0.072 (0.050)	-0.066* (0.035)	-0.025 (0.040)	-0.057 (0.096)	-0.061 (0.096)	-0.074 (0.046)	-0.016 (0.073)	-0.092* (0.055)
재정준칙 강도 (cFRI)	-2.649* (1.554)	-2.769*** (0.982)	-2.148 (1.875)	-2.418 (1.792)	-3.596 (3.322)	-1.998 (1.852)	0.304 (1.197)	-2.094 (1.561)

변수	(A) 기준모형	(B) 기초 재정수지	(C) 경기조정 재정수지	(D) 실업률 통제	(E) 헝가리 PBO 제외	(F) 크로아티아 제외	(G) 2020~21 제외	(H) 프랑스 FC 재분류
정치·제도적 견제 수준 (cCHECKS)	0.754* (0.456)	0.596** (0.241)	0.595** (0.271)	0.814* (0.450)	0.931 (0.698)	0.803* (0.470)	0.064 (0.630)	0.747 (0.466)
PBO × cCHECKS	-0.067 (10.491)	2.354 (5.157)	2.085 (2.171)	0.197 (10.468)	-9.481 (26.737)	-1.597 (3.617)	0.106 (1.945)	0.345 (1.101)
Audit × cCHECKS	0.019 (0.646)	0.221 (0.407)	0.210 (0.612)	0.121 (0.566)	-0.183 (0.596)	0.011 (0.674)	1.257 (1.300)	-0.520 (1.548)
Mixed × cCHECKS	-1.245 (0.879)	-1.089*** (0.421)	-0.980* (0.551)	-1.253 (0.861)	-1.602 (1.106)	-1.315* (0.719)	1.756 (3.323)	-1.226 (0.841)
전기 정부부채 비율(L.debt)	-0.001 (0.018)	-0.001 (0.008)	-0.002 (0.014)	-0.005 (0.022)	0.008 (0.037)	0.005 (0.013)	0.005 (0.009)	0.004 (0.015)
경제성장률 (GDP)	-0.105 (0.067)	0.150*** (0.051)	-0.070 (0.048)		-0.098 (0.087)	-0.124* (0.069)	-0.106 (0.071)	-0.102** (0.050)
실업률 (Unemploy)				0.081 (0.211)				
물가상승률 (Inflation)	0.111 (0.199)	0.144 (0.091)	0.127 (0.096)	0.134 (0.204)	0.087 (0.126)	0.088 (0.125)	0.023 (0.136)	0.109 (0.121)
상수항 (cons)	-2.981* (1.589)	0.547 (0.929)	-2.897** (1.434)	-0.702 (1.968)	0.876 (3.304)	-3.279*** (1.255)	-0.780 (1.316)	-0.111 (1.315)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	200	200	200	200	192	192	150	200
국가 수	26	26	26	26	25	25	26	26
도구변수 수	28	28	28	28	28	28	26	28
AR(1) Test	0.005	0.010	0.015	0.008	0.044	0.011	0.044	0.008
AR(2) Test	0.272	0.103	0.333	0.380	0.419	0.231	0.338	0.186
Hansen J-test	0.445	1.000	0.896	0.339	0.513	0.451	0.535	0.406

주: 1. 괄호 안은 강건표준오차이며, 국가별 비관측 효과는 1차 차분 변환으로 제거

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

2. (E), (F)는 각각 헝가리, 크로아티아를 제외한 25개국 표본이며, (G)는 2020~2021년 관측치를 제외한 표본임. (H)는 프랑스를 Audit형에서 FC형으로 재분류하여 추정한 모형임

자료: 저자 작성

V. 결론 및 정책적 함의

본 연구는 EU 26개국의 2015~2023년 패널자료를 활용하여 독립재정기구 유형과 정치·제도적 견제 수준이 재정건전성에 미치는 영향을 분석하였다. 기존 연구가 독립재정기구를 주로 설치 여부나 기능적 강도 차원에서 다루고 정치·제도적 견제 수준을 별도의 제도적 요인으로 분석해 온 것과 달리, 본 연구는 독립재정기구를 조직적 위치와 예산과정에서의 활용 방식에 따라 FC형, PBO형, Audit형, Mixed형으로 구분하였다. 이를 바탕으로 독립재정기구의 기능적 강도와 정치·제도적 견제 수준 간 상호작용을 검토하는 한편, 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 독립재정기구 유형에 따라 달라지는지도 System GMM 추정을 통해 분석하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 정치·제도적 견제 수준이 높을수록 독립재정기구의 기능적 강도와 구조적 재정수지 간 긍정적 관계가 강화될 것이라는 가설은 지지되지 않았다. 독립재정기구 강도와 견제 수준의 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않아, 견제 수준에 따라 독립재정기구의 기능적 강도와 재정성과 간 관계가 달라진다는 해석은 뒷받침되지 않았다.

둘째, 독립재정기구 유형에 따라 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 관계가 다르게 나타날 것이라는 가설 역시 지지되지 않았다. 유형 간 차이를 직접 검증하는 유형별 상호작용항은 주모형에서 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 기준범주인 FC형 국가에서는 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 양(+)의 관계가 10% 유의수준에서 확인되었으며, 이러한 관계는 종속변수를 기초재정수지와 경기조정재정수지로 대체하거나 실업률을 통제한 모형에서도 유지되었다.

이상의 결과만으로 독립재정기구 유형 간 차이가 재정성과를 체계적으로 설명한다고 보기는 어렵다. 다만 FC형 기준범주에서 정치·제도적 견제 수준과 구조적 재정수지 간 양(+)의 관계가 제한적으로 관찰되었다는 점은 주목할 필요가 있다. 이는 독립재정기구를 유형별로 구분하여 분석함으로써 확인된 결과로, 조직적 위치를 함께 고려할 경우 정치·제도적 견제 환경과 재정성과 간 관계가 특정한 제도적 맥락에서 나타날 가능성이 있음을 시사한다. FC형은 행정부와 의회로부터 상대적으로 분리된 외부 독립형 재정감시기구라는 점에서, 그 분석 결과가 행정부 재정운용을 점검하는 정보로 활용될

가능성이 있다. 그러나 이러한 결과는 유형별 상호작용항이 통계적으로 유의하지 않았고, 일부 강건성 검정에서 FC형의 관계가 유지되지 않았다는 점을 함께 고려하여 해석할 필요가 있다.

본 연구의 결과는 한국의 재정 거버넌스 논의에도 일정한 시사점을 제공한다. 다만, 본 연구는 독립재정기구의 개별 설계 요소가 재정성과에 미치는 효과를 직접 검증한 것은 아니다. 따라서 이하에서는 실증분석 결과로부터 비교적 직접적으로 도출되는 시사점과, 실증분석의 직접적인 대상은 아니지만 선행연구에 근거하여 함께 검토할 수 있는 일반적인 제도설계 논의를 구분하여 제시한다. 첫째, FC형 국가에서 정치·제도적 견제 수준과 재정건전성 간 양(+)의 관계가 관찰된 점은, 한국에서도 기존의 예산분석 및 의회 지원 기능을 보완하는 독립적 재정감시 기능의 제도화 가능성을 검토할 필요가 있음을 시사한다. 특히 재정전망, 재정위험, 재정준칙 준수 여부를 정치적 이해관계로부터 독립적으로 검토하고 그 결과를 공개하는 비당파적 재정감시 기능은 재정정보의 신뢰성을 높이고, 예산심의 과정에서 행정부 재정운용을 점검하는 근거로 활용될 수 있다.

둘째, 독립재정기구의 제도설계에서는 기능 범위뿐 아니라 조직적 위치도 함께 고려할 필요가 있다. 본 연구에서 정치·제도적 견제 수준과 재정성과 간 양(+)의 관계가 FC형에서 제한적으로 관찰되었다는 점은, 동일한 기능을 부여하더라도 기구의 조직적 위치에 따라 재정정보의 생산·검증·활용 경로가 달라질 가능성을 시사한다. 다만 이는 유형별 상호작용항의 통계적 유의성으로 직접 뒷받침되는 결과는 아니다. 따라서 실증적으로 확인된 사실이라기보다, 독립재정기구의 제도설계 과정에서 함께 검토할 필요가 있는 논점으로 이해하는 것이 적절하다.

셋째, 독립재정기구가 생산한 분석 결과를 예산과정에 제도적으로 연계하는 방안도 검토할 필요가 있다. 독립재정기구의 분석이 보고서 공개에 그치지 않고 예산안 심의와 결산심사 과정에서 공식 자료로 활용될 수 있도록 절차를 마련하고, 정부가 독립재정기구의 평가나 권고를 수용하지 않는 경우 그 사유를 설명하도록 하는 *comply-or-explain* 방식의 절차적 장치도 고려할 수 있다(Larch and Braendle 2018). 아울러 이러한 기능이 실질적으로 작동하기 위한 제도설계 요소로 기관장과 위원의 임기 보장, 정치적 중립성을 고려한 임명 절차, 독립적 예산·인력 운용, 정부 자료 접근권 등을 함께 검토할 수 있다.

다만 본 연구의 분석 결과를 해석할 때에는 다음과 같은 한계를 고려해야 한다. 첫째,

분석 대상이 EU 회원국의 2015~2023년 단기 패널자료로 제한되어 있어 다른 제도적 맥락으로 일반화하는 데에는 주의가 필요하다. 둘째, 독립재정기구 유형별 표본 분포가 균등하지 않아 PBO형과 Audit형의 추정 결과는 소수 표본에서 관찰된 결과로 해석해야 한다. 유형별 효과를 보다 엄밀하게 검토하기 위해서는 더 넓은 국가 표본을 활용한 후속 연구가 필요하다. 셋째, CHECKS 지표는 정치·제도적 견제 환경을 측정하는데 유용하지만, 예산심의회와 결산심사 등 의회의 실제 재정감시 활동을 직접적으로 측정하는 지표는 아니다. 따라서 본 연구에서 확인된 CHECKS와 구조적 재정수지 간 관계는 독립재정기구가 생산한 정보의 실제 활용에 따른 효과로 보기보다는, 그러한 정보가 활용될 수 있는 정치·제도적 조건과 재정 성과 간 관계로 해석하는 것이 적절하다. 넷째, 분석 기간에 코로나19 팬데믹 시기가 포함되어 있어 연도 고정효과를 통해 공통 충격을 통제하였음에도, 국가별 위기 대응 방식의 차이가 추정 결과에 반영되었을 가능성이 있다. 2020~2021년을 제외한 재추정 결과, FC형의 견제 수준 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 본 연구의 결과는 분석 표본과 유형 분류의 설정에 따라 일부 달라질 수 있음을 고려하여 해석할 필요가 있다.

향후 연구에서는 보다 긴 시계열과 다양한 국가 표본을 활용하여 독립재정기구 유형별 효과를 추가로 검토할 필요가 있다. 또한 독립재정기구의 법적 권한, 자료 접근권, 의회 절차와의 연계 수준, 정부의 설명의무 등 실제 운영 방식의 차이를 반영하여, 독립재정기구가 재정성과에 영향을 미치는 제도적 과정을 보다 구체적으로 분석할 필요가 있다.

참고문헌

- 김애진·이상엽, “재정준칙과 독립재정기구의 상호보완성이 재정건전성에 미치는 영향: 의회 거버넌스를 고려한 EU 27개국을 중심으로,” 「재정학연구」 제19권 제2호, 한국재정학회, 2026, 99~148쪽.
- 김춘순·윤주철, “독립재정기구의 조직특성과 기능의 관계에 관한 비교연구,” 「의정논총」 제15권 제1호, 한국의정연구회, 2020, 167~191쪽.
- 유금록, “재정거버넌스가 재정건전성에 미치는 영향 분석: OECD 국가를 중심으로,” 「한국행정학보」 제57권 제4호, 한국행정학회, 2023, 125~171쪽.
- Alonso, V. et al., “Fiscal Rules and Fiscal Councils: Recent Trends and Revisions since the Pandemic,” *IMF Working Paper*, no.WP/25/198, International Monetary Fund, 2025.
- Arellano, M., and Bond, S., “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, vol.58 no.2, 1991, pp.277-297.
- Axioglou, C., Grevesmühl, O., and Hoogeland, M., “Reviewing the National Budgetary Frameworks: An Opportunity to Strengthen Independent Fiscal Institutions?,” *European Economy Discussion Paper*, no.186, European Commission, 2023.
- Baqir, R., “Districting and Government Overspending,” *Journal of Political Economy*, vol.110 no.6, The University of Chicago Press, 2002, pp.1318-1354.
- Beck, T., Clarke, G., Groff, A., Keefer, P., and Walsh, P., “New Tools in Comparative Political Economy: The Database of Political Institutions,” *The World Bank Economic Review*, vol.15 no.1, 2001, pp.165-176.
- Beetsma, R. et al., “Independent Fiscal Councils: Recent Trends and Performance,” *European Journal of Political Economy*, vol.57, 2019, pp.53-69.
- Belling, D., “Independent Fiscal Councils and Legislative Budget Powers,” *SSRN Electronic Journal*, 2021.

- Blundell, R., and Bond, S., "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, vol.87 no.1, 1998, pp.115-143.
- Calmfors, L., and Wren-Lewis, S., "What Should Fiscal Councils Do?," *Economic Policy*, vol.26 no.68, 2011, pp.649-695.
- Căpraru, B., Georgescu, G., and Sprincean, N., "Fiscal Rules, Independent Fiscal Institutions and Sovereign Risk: Evidence From the European Union," *International Journal of Finance and Economics*, vol.31 no.1, 2026, pp.29-45.
- Chrysanthakopoulos, C., and Tagkalakis, A., "The Effects of Fiscal Institutions on Fiscal Adjustment," *Journal of International Money and Finance*, vol.134, 2023, Article 102853.
- Cruz, C. et al., *DPI2023 Database of Political Institutions: Codebook*, Inter-American Development Bank, 2025.
- Debrun, X., Hauner, D., and Kumar, M. S., "Independent Fiscal Agencies," *Journal of Economic Surveys*, vol.23 no.1, 2009, pp.44-81.
- Debrun, X., and Kinda, T., "Strengthening Post-Crisis Fiscal Credibility: Fiscal Councils on the Rise—A New Dataset," *Fiscal Studies*, vol.38 no.4, 2017, pp.667-700.
- European Commission, "Fiscal Governance Database," 2026. <https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-and-fiscal-governance/fiscal-governance-eu-member-states/fiscal-governance-database_en, 접속: 2026. 4. 29.>
- Fasone, C., "Do Independent Fiscal Institutions Enhance Parliamentary Accountability in the Eurozone?," *Politics and Governance*, vol.9 no.3, 2021, pp.135-144.
- Grevesmühl, O., "Independent Fiscal Institutions in the Revised Legal Framework - State of Play," *European Economy Discussion Paper*, no.223, European Commission, 2025.
- Hagemann, R., "How Can Fiscal Councils Strengthen Fiscal Performance?," *OECD Journal: Economic Studies*, vol.2011/1, 2011, pp.75-98.
- Inter-American Development Bank, "The Database of Political Institutions: DPI2023," 2025. <<https://data.iadb.org/dataset/the-database-of-political-institutions>>

- institutions-dpi-2023, 접속: 2026. 4. 29.)
- Inter-Parliamentary Union, "Hungary: National Assembly," PARLINE Database, 2026. <<https://data.ipu.org/parliament/HU/HU-LC01/law-making-oversight-budget/budget>, 접속: 2026. 4. 29.)
- International Monetary Fund, "Fiscal Rules and Fiscal Councils Dataset," 2025. <<https://www.imf.org/en/topics/fiscal-policies/fiscal-rules-dataset>, 접속: 2026. 4. 29.)
- _____, *Fiscal Monitor: Fiscal Policy under Pressure: High Debt, Rising Risks*, Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2026.
- _____, "World Economic Outlook Database," 2026. <<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database>, 접속: 2026. 4. 29.)
- Jankovics, L., and Sherwood, M., "Independent Fiscal Institutions in the EU Member States: The Early Years," *European Economy Discussion Paper*, no.067, European Commission, 2017.
- Jonung, L., and Larch, M., "Improving Fiscal Policy in the EU: The Case for Independent Forecasts," *Economic Policy*, vol.21 no.47, Oxford University Press, 2006, pp.492-534.
- Kim, A., and Park, J., "What Type of Fiscal Rule Promotes the Fiscal Soundness?," *Journal of Policy Studies*, vol.39 no.1, 2024, pp.1-15.
- Kontopoulos, Y., and Perotti, R., "Government Fragmentation and Fiscal Policy Outcomes: Evidence from OECD Countries," in James M. Poterba and Jürgen von Hagen, eds., *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, University of Chicago Press, 1999, pp.81-102.
- Kopits, G., "Independent Fiscal Institutions: Developing Good Practices," *OECD Journal on Budgeting*, vol.11 no.3, 2011, pp.35-52.
- Larch, M., and Braendle, T., "Independent Fiscal Councils: Neglected Siblings of Independent Central Banks?," *JCMS: Journal of Common Market Studies*, vol.56 no.2, Wiley, 2018, pp.267-283.
- OECD, "Sustainability of Public Finances in OECD Countries: From Fiscal Consolidation to State Redesign?," *OECD Papers on Budgeting*, no. 2025/12, Paris: OECD Publishing, 2025.
- Perotti, R., and Kontopoulos, Y., "Fragmented Fiscal Policy," *Journal of Public Economics*, vol.86 no.2, Elsevier, 2002, pp.191-222.

- Reuter, W. H., "When and Why Do Countries Break Their National Fiscal Rules?," *European Journal of Political Economy*, vol.57, Elsevier, 2019, pp.125-141.
- Ricciuti, R., "Political Fragmentation and Fiscal Outcomes," *Public Choice*, vol.118 no.3/4, Springer, 2004, pp.365-388.
- Roodman, D., "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata," *The Stata Journal*, vol.9 no.1, 2009, pp.86-136.
- Tsebelis, G., *Veto Players: How Political Institutions Work*, Princeton University Press, 2002.
- Tsebelis, G., and Chang, E. C. C., "Veto Players and the Structure of Budgets in Advanced Industrialized Countries," *European Journal of Political Research*, vol.43 no.3, Wiley, 2004, pp.449-476.
- Velasco, A., "Debts and Deficits with Fragmented Fiscal Policymaking," *Journal of Public Economics*, vol.76 no.1, Elsevier, 2000, pp.105-125.
- Weingast, B. R., Shepsle, K. A., and Johnsen, C., "The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics," *Journal of Political Economy*, vol.89 no.4, The University of Chicago Press, 1981, pp.642-664.
- World Bank, "World Development Indicators," 2026. <<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>, 접속: 2026. 4. 29.>

부록

[표 8] 독립재정기구 유형별 국가 분류 근거

국가	기구명	법적 근거	조직적 위치	독립성 판단 근거	주요 기능	유형	판정 근거
불가리아	Fiscal Council of Bulgaria	재정위원회법(2015)	외부 독립 위원회	법률상 독립 재정감시기구로 설치	전망 평가· 준칙 감시	FC	외부 독립기구로서 정부 재정전망 및 재정준칙 준수 여부를 평가
크로아티아	Fiscal Policy Commission	의회 결정(2013) 및 재정책임법 개정 (2018; 2019 시행)	외부 독립 위원회	개정 법률에 따라 독립적 재정감시기구로 운영	준칙 감시· 전망 평가	FC	외부 독립기구로서 재정책임 규칙 준수 여부를 감시
키프로스	Cyprus Fiscal Council	재정책임·예산체계법 (2014)	외부 독립 위원회	법률상 독립적 의견 제시 기능 보장	전망 평가· 준칙 감시	FC	행정부·의회·감사기구 외부의 독립 재정감시기구
체코	Czech Fiscal Council (NRR)	재정책임규칙법(2017)	외부 독립 위원회	법률에 근거한 독립위원회	준칙 감시· 장기분석	FC	외부 독립기구로서 재정책임 규칙과 장기 지속가능성을 감시
덴마크	Danish Economic Councils (DØRS)	경제위원회법(1962), 예산법상 감시기능(2014)	외부 독립 위원회	독립적 경제·재정 평가 기능 수행	전망·준칙 감시·정책평가	FC	학술위원회적 성격이 있으나 독립적 재정평가 및 감시 기능을 수행
에스토니아	Fiscal Council (Eelarvenõukogu)	국가예산법(2014)	외부 독립 위원회 (중앙은행 사무 지원)	중앙은행 사무 지원과 별개로 독립적 의견 제시	전망 평가· 준칙 감시	FC	행정지원과 무관하게 독립적 재정전망 평가와 준칙 감시 기능 수행
독일	Independent Advisory Board of the Stability Council	재정협약 이행법(2013)	안정성위원회에 설치된 독립 자문기구	독립 전문가 기구로 구성되어 안정성위원회에 독립 평가 제공	준칙 감시	FC	정부 재정운용에 대한 외부 독립 평가 기능 수행
그리스	Hellenic Fiscal Council	법률 4270/2014 (2015 출범)	외부 독립 위원회	법률상 독립 재정감시기구로 설치	전망 평가· 준칙 감시	FC	외부 독립기구로서 재정전망과 준칙 준수 여부를 평가

국가	기구명	법적 근거	조직적 위치	독립성 판단 근거	주요 기능	유형	판정 근거
아일랜드	Irish Fiscal Advisory Council (IFAC)	재정책임법(2012)	외부 독립 위원회	법률상 독립 재정자문기구로 설치	전망 평가· 준칙 감시	FC	정부 재정전망 및 재정준칙 준수 여부에 대한 외부 독립 평가 수행
라트비아	Fiscal Discipline Council	재정규율법(2013; 2014 출범)	외부 독립 위원회	법률상 독립 감시기구로 설치	준칙 감시	FC	재정규율 준수 여부를 외부에서 감시
몰타	Malta Fiscal Advisory Council	재정책임법(2014; 2015 출범)	외부 독립 위원회	법률상 독립 자문·감시기구로 설치	전망 평가· 준칙 감시	FC	외부 독립기구로서 재정전망 평가와 재정책임 규칙 감시 수행
포르투갈	Conselho das Finanças Públicas (CFP)	법률 54/2011(2012 출범)	외부 독립 위원회	법률상 독립성과 자체 분석 기능 보유	전망 평가·준칙 감시·장기분석	FC	외부 독립형 재정위원회로서 복수 기능을 수행하나 단일 독립기구 중심이므로 FC형으로 분류
루마니아	Fiscal Council (Consiliul Fiscal)	재정책임법 69/2010	외부 독립 위원회 (중앙은행 사무 지원)	사무 지원과 별개로 독립적 의견 제시 기능 보유	전망 평가· 준칙 감시	FC	중앙은행 지원은 행정지원이며, 독립 재정감시 기능이 중심
슬로바키아	Council for Budget Responsibility (CBR)	헌법적 법률 493/2011(2012 출범)	외부 독립 위원회 (중앙은행 사무 지원)	헌법적 법률에 근거한 독립 기구	장기분석·준칙 감시·비용추계	FC	복수 기능을 수행하나 단일 외부 독립기구 중심으로 작동하므로 FC형으로 분류
스페인	AIReF	조직법 6/2013	행정적으로 재무부에 부속, 법률상 기능적 자율성 보장	법률상 기능적 자율성과 독립적 평가 권한 보장	전망 평가·준칙 감시·정책평가	FC	행정적 부속에도 법률상 독립성과 자율성이 보장되어 FC형으로 분류
스웨덴	Swedish Fiscal Policy Council	정부기관 설치령(2007)	정부기관 형태이나 독립적 운영	독립적 재정정책 평가와 공개보고 기능 수행	재정정책 평가·준칙 감시	FC	정부기관 형태이나 정부 재정정책에 대한 독립적 평가와 공개보고 기능을 수행
헝가리	Fiscal Council of Hungary	기본법 및 경제안정법(2011)	의회 예산과정과 직접 연계	예산안에 대한 동의권을 통해 의회 예산과정에 직접 관여	예산안 심의 관여·준칙 감시	PBO	전형적인 의회 내부 예산기구는 아니지만, 예산안 동의권을 통해 의회 예산과정에 직접 관여하므로 본 연구에서는 PBO형으로 분류

국가	기구명	법적 근거	조직적 위치	독립성 판단 근거	주요 기능	유형	판정 근거
이탈리아	Ufficio parlamentare di bilancio (UPB)	법률 243/2012 (2014 출범)	의회 산하	의회에 설치된 독립 예산분석기구	전망 검증·비용추계 ·심의 지원	PBO	의회 예산심의와 직접 연결된 의회예산기구
핀란드	National Audit Office of Finland(NAOF)	재정정책법(869/2012; 2013 시행)	최고감사기구 내부	감사원 내부의 독립적 재정정책 감시 기능 수행	준칙 감시· 사후 점검	Audit	핀란드는 본 연구의 분석기간인 2015~2023년 기준으로 National Audit Office의 재정정책 감시 기능을 중심으로 분류
프랑스	Haut Conseil des finances publiques (HCFP)	조직법 2012-1403	회계법원(Cour des comptes) 부설, 원장이 의장 겸임	회계법원과 제도적으로 연계되어 독립적 의견 제시	전망 평가· 준칙 감시	Audit	기능은 전망 평가와 준칙 감시에 가깝지만 최고감사기구와 제도적으로 연계되어 Audit형으로 분류
리투아니아	National Audit Office 예산정책모니터링부	재정협약 이행법(2015)	최고감사기구 내부	감사원 내부의 예산정책 감시 기능 수행	전망 승인· 준칙 감시	Audit	최고감사기구 내부 조직이 독립재정감시 기능을 수행
오스트리아	Fiscal Advisory Council (Fiskalrat) + WIFO	Fiskalrat법(2013); WIFO 거시전망 수행	복수 기관 기능 분담	재정감시와 거시전망 기능이 별도 기관에서 수행	준칙 감시(Fiskalrat) + 전망(WIFO)	Mixed	재정준칙 감시와 공식 전망 기능이 복수 기관에 의해 분담. 의회 내 예산분석기구(Budgetdienst)도 존재하나, 공식 IFI 기능의 분담 구조를 기준으로 Mixed형으로 분류
벨기에	High Council of Finance(차입소요분과) + Federal Planning Bureau	HCF 왕령; FPB법(1994)	복수 기관 기능 분담	감시·권고 기능과 전망·추계 기능이 별도 기관에서 수행	준칙 감시(HCF) + 전망·추계(FPB)	Mixed	재정감시와 전망·추계 기능이 복수 기관에 공식적으로 분담
룩셈부르크	Conseil national des finances publiques (CNFP) + STATEC	CNFP법(2014)	복수 기관 기능 분담	준칙 감시와 공식 전망 기능이 별도 기관에서 수행	준칙 감시(CNFP) + 전망(STATEC)	Mixed	독립 재정감시와 공식 전망 기능이 복수 기관으로 분리되어 작동
네덜란드	CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis + Advisory Division of the Council of State	CPB법(1947); 지속가능공공재정법 (2013)	복수 기관 기능 분담	CPB는 법률상 연구 독립성을 보유하고, Council of State는 재정감시 기능 수행	전망·비용추계(CPB) + 준칙 감시(Council of State)	Mixed	전망·비용추계와 재정준칙 감시 기능이 복수 기관에 의해 분담

국가	기구명	법적 근거	조직적 위치	독립성 판단 근거	주요 기능	유형	판정 근거
슬로베니아	Fiscal Council + IMAD	재정준칙법 (2015; 2017 출범)	독립 위원회 + 정부 산하 거시분석기관의 전망 활용	준칙 감시와 공식 전망 기능이 분리되어 작동	준칙 감시(Fiscal Council) + 전망(IMAD)	Mixed	재정준칙 감시와 전망 기능이 분리되어 활용되는 기능 분담 구조

자료: Grevesmühl(2025); European Commission DG ECFIN, Fiscal Governance Database; International Monetary Fund, Fiscal Rules and Fiscal Councils Dataset; Inter-Parliamentary Union, PARLINE Database; 각국 독립재정기구 설치 법령 및 공식 자료를 바탕으로 저자 작성

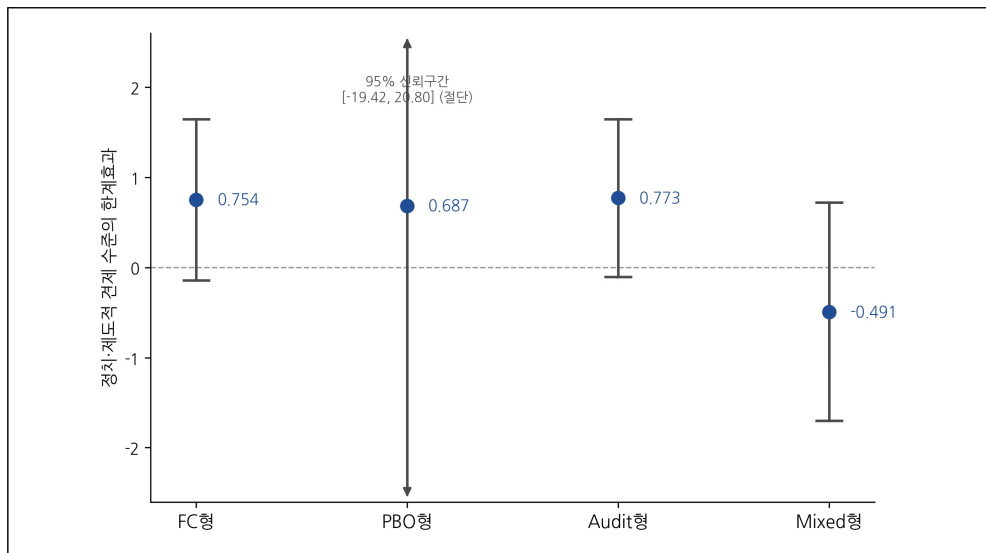
[표 9] CHECKS 지표의 구성 요소와 본 연구의 해석

구분	CHECKS 지표에 반영되는 내용	본 연구에서의 해석
선거 경쟁성	입법부와 행정부 선거가 경쟁적으로 이루어지는지 여부	경쟁적 선거가 전제될 때 행정부 권한에 대한 정치적 견제가 작동할 수 있는 조건을 반영한다.
정치체제 구조	대통령제와 의원내각제의 차이, 행정부와 입법부의 관계	정치체제에 따라 행정부를 견제하는 주체와 방식이 달라질 수 있다.
의회 내 권력관계	야당의 입법부 통제 여부, 행정부 수반 소속 정당의 의회 장악 여부	행정부의 의회로부터 독립적인 견제를 받는 정도를 반영한다.
연립정부 구성	연립정부 구성 정당의 수와 의회 다수 형성 구조	정책결정 과정에서 조정이 필요한 행위자의 수를 반영한다.
정당 간 선호 차이	주요 정치행위자 간 이념적 거리와 정책 선호 차이	견제 행위자의 수뿐 아니라 이들 간 선호 차이가 행정부 권한을 제약할 수 있음을 의미한다.
해석상 유의점	CHECKS 값이 클수록 정책변화에 동의가 필요한 정치행위자가 많고 선호 차이도 클 가능성이 높다.	본 연구에서는 이를 의회의 견제 역량이 아니라 행정부 권한에 대한 정치·제도적 견제 수준으로 해석한다.

주: CHECKS는 정책결정 과정에서 행정부 권한을 제약할 수 있는 정치행위자의 수와 이들 간 관계를 반영한 지표임. 본 연구는 이를 의회의 실제 예산심의·결산심사 활동이 아니라, 행정부 권한에 대한 정치·제도적 견제 수준을 나타내는 변수로 사용함

자료: Beck et al.(2001); Cruz et al.(2025), Database of Political Institutions 2023 및 DPI codebook을 바탕으로 저자 작성

[그림 2] 독립재정기구 유형별 정치·제도적 견제 수준의 한계효과



주: 점은 모형 (3)에서 산출한 독립재정기구 유형별 정치·제도적 견제 수준의 한계효과이며, 선은 95% 신뢰구간을 의미함. PBO형의 신뢰구간은 그림의 표시 범위를 벗어나 일부 절단하여 제시하였음. 유형 간 차이는 유형 더미와 cCHECKS의 상호작용항 유의성을 기준으로 판단함

자료: 저자 작성

[그림 2]는 모형 (3)의 추정 결과를 바탕으로 독립재정기구 유형별 정치·제도적 견제 수준의 한계효과를 산출한 결과이다.

분석 결과, FC형의 한계효과는 양(+)의 방향으로 나타났다. Audit형의 한계효과도 FC형과 유사한 수준으로 나타났으나, Audit형과 FC형 간 차이를 보여주는 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 Audit형의 한계효과가 양(+)의 방향으로 나타났다더라도, 이를 FC형과 통계적으로 구분되는 차별적 효과로 해석하기는 어렵다.

Mixed형의 한계효과는 음(-)의 방향으로 추정되었으나, 95% 신뢰구간이 0을 포함하여 통계적으로 유의한 관계로 해석하기 어렵다. PBO형은 신뢰구간이 매우 넓어 안정적으로 해석하기 어렵다. 따라서 [그림 2]의 결과는 FC형에서 관찰된 양(+)의 관계와 부합하지만, 이를 근거로 독립재정기구 유형 간 차이가 통계적으로 확인되었다고 보기는 어렵다.

Types of Independent Fiscal Institutions, Political-Institutional Checks, and Fiscal Soundness: Evidence from 26 EU Countries

Aejin Kim* Sang-Yeob Lee**

Abstract

This study examines the relationships among types of independent fiscal institutions (IFIs), political-institutional checks, and fiscal soundness, using panel data for 26 EU countries, 2015–2023. Previous studies have largely treated functional strength and political-institutional checks separately. This study classifies IFIs into four types—Fiscal Council, Parliamentary Budget Office, Audit-affiliated, and Mixed—by organizational location and linkage to the budget process. It then examines the interaction between functional strength and checks, and whether the relationship between checks and the structural balance differs across types. With the structural balance as the dependent variable, a System GMM estimator addresses the dynamic persistence of fiscal outcomes and the endogeneity of institutional variables.

The interaction between functional strength and political-institutional checks is not statistically significant, and the hypothesis that stronger checks reinforce this relationship is not supported. In the Fiscal Council reference group, checks are positively associated with the structural balance at the 10 percent level, a result robust to using the primary balance and the cyclically adjusted balance as alternatives. However, no type-specific interaction term is significant, so the hypothesis of type-varying effects is also not supported.

These findings suggest that the role of IFIs is not fully captured by functional strength alone, and that fiscal governance design in Korea should consider IFIs' organizational location and the political-institutional environment in which their information is used.

□ Keywords: Independent Fiscal Institutions, Political-Institutional Checks, Fiscal Soundness, Structural Balance, System GMM

* First Author, Associate Professor, Department of Public Administration, Gyeongsang National University

** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Gyeongsang National University

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
 2026. 4. 10 국회예산정책처내규 제120호 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 1인을 두며, 편집간사는 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 3분의 1 이상의 출석으로 개최하고, 재적위원 과반수의 출석과 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다.

제7조의2(학술지운영소위원회의 설치) ① 제6조제3호에 해당하는 사항을 결정하기 위하여 위원회에 학술지운영소위원회를 둘 수 있다. 이 경우 학술지운영소위원회의 결정은 위원회의 결정으로 본다.

- ② 학술지운영소위원회는 위원장 1인을 포함한 5인 이내의 위원으로 구성한다.
- ③ 학술지운영소위원회의 위원장은 학술지편집위원회의 위원장이 겸임하고, 위원은 위원장이 학술지편집위원회의 위원 중에서 지명한다.
- ④ 학술지운영소위원회의 회의는 국회예산정책처장 또는 학술지운영소위원회 위원장의 요구가 있는 경우 개최한다.
- ⑤ 학술지운영소위원회의 운영에 관하여는 제7조제2항, 제12조 및 제13조를 준용한다.

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 위원장이 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 저작권재산권은 국회예산정책처가 갖는다.

- ② 논문 투고자는 저작권재산권 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.

부칙 〈제120호, 2026. 4. 10.〉

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 안전 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 개최하고, 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 기고 논문의 주제는 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 분야를 다룬 주제로 한다.

1. 정부와 지방자치단체의 재정(예산, 조세 등) 및 공공정책, 경제정책 관련 연구 분야
2. 그 밖에 위원회가 예산정책연구의 성격에 부합한다고 인정하는 주제
- ② 타 학술지에 게재하였거나 투고하여 심사 중인 논문은 투고할 수 없다.
- ③ 연구기관 발간분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문 형식으로 수정·보완하여 투고한 경우, 편집위원장의 판단을 거쳐 심사를 진행하되 원문의 출처를 밝히고 수록할 수 있다.
- ④ 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 위원회는 학술지의 발행목적 등에 부합하는지에 따라 심사대상 논문 또는 심사제외(반려) 논문을 결정한다.

- ② 심사위원에게는 논문 저자의 성명과 소속 등을 밝히지 않는다.
- ③ 심사위원은 자신의 논문을 심사할 수 없다.
- ④ 심사위원은 「발간 내규」 제9조제3항의 심사기준에 따라 투고 논문을 심사하고, 정해진 기간 내에 심사결과를 위원장에게 제출한다.

제11조(논문의 심사과 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)

부칙

이 세칙은 의결한 날로부터 시행한다.
(의결: 2025년 1월 16일)

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 소정의 원고료를 지급합니다.

———— 다 음 ————

□ 논문 분야

- 재정·경제 및 조세, 공공정책 등 관련 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 1편당 150만원 범위 안에서 원고료를 지급한다. 다만 연구비 지원을 받은 논문, 연구기관 발간 분석보고서 및 연구용역보고서 등을 논문으로 수정·보완한 논문, 발표·학위논문 등 공개된 적 있는 선행연구를 투고한 논문 등은 75만원 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(아래아훈글)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 저작권재산권 이양 동의서
 - ④ KCI 논문유사도 검사결과
- 8) 학술지에 게재하는 논문에 대한 모든 저작권재산권은 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: 97% - 영문: 100%
머리말 12	양쪽 혼합	◦ 자간 - 한글/한자/기호: - 3 - 영문: 0
꼬리말 10	날말 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:
$$\int_0^{\infty} f(x) dx + C \quad (1)$$

$$e^{i\theta} = \cos\theta + i\sin\theta \quad (2-a)$$

$$= \exp[\theta, \pi] \quad (2-b)$$

- 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 예는 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, 한국개발연구원, 1999, 3~61쪽.
- 국가통계포털, 국내통계, 2010. <<http://kosis.kr>, 접속: 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 외, 「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 제15권 제3호

발 간 일 2026년 9월 18일
발 행 인 지동하 국회예산정책처장
편 집 기획관리관 기획예산담당관실
발 행 처 국회예산정책처
서울특별시 영등포구 의사당대로 1
인 쇄 처 명문인쇄공사

이 책의 무단 복제 및 전제는 삼가주시기 바랍니다.

ISSN 2287-2310 (Print)

ISSN 2713-8321 (Online)

© 국회예산정책처, 2026



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.15 No.3
September 2026

Journal of Budget and Policy

- Estimation of Internally Reserved Severance Pay and Long-term Projection of Severance Benefit Reserves
Sung-ho Kang, Hyungsu Kim
- Evidence-Based Policymaking and the TNR Policy:
Limitations of Administrative Data and Reassessment of Policy Effectiveness
Jaeyoung, Shim
- An Analysis of Punctuated Change in National R&D Budget Allocation and Budgeting Process:
A Case Study of 2024-2026
Park Ki Ju
- The Impact of Reduced School Days during COVID-19 on Female Employment
Park Hye Won
- The Distinctiveness of Classification Criteria and the Causal Effects of
Reclassification in Korea's Public Institution Designation System
Kijung Eom
- Types of Independent Fiscal Institutions, Political-Institutional Checks, and Fiscal Soundness:
Evidence from 26 EU Countries
Aejin Kim, Sang-Yeob Lee