국정관리연구

Journal of Governance Studies

제14권 제3호(통권34호)
2019년 9월

성균관대학교 국정전문대학원

목 차

〈일반논문〉

대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 소프트웨어노동시장의 청년임금에 끼친 효과 분석
/ 이승윤·임병인 ····· 1

국방지출 결정요인에 관한 연구: 민주적 책임성과 정부안정성 중심으로
/ 신다윗 ····· 23

1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인에 관한 연구
/ 정서연·남궁미 ····· 51

지역중심성이 지역의 경제성장에 미치는 영향에 있어 산업구조 (특화 및 다양성)의 조절효과: 수도권과 부산·울산권을 대상으로
/ 김민곤 ····· 85

지역환경이 주관적 건강에 미치는 영향: 신체활동의 매개효과를 중심으로
/ 김소영·남궁미 ····· 125

분석모형을 차용하는 교육정책 분석의 한계: 'Kingdon 모형'의 사례
/ 강태중·김승배 ····· 151

일선 경찰공무원의 행복 영향 요인 연구: S시 근무 경찰공무원을 중심으로
/ 임혜경·하태수·박은순 ····· 177

재난대응의 소방조직효과성 영향요인 분석
/ 김경진·정기성·양기근 ····· 211

지방자치단체 기금조성의 영향요인 연구
/ 양지숙·송성화 ····· 235

조직역량이 조직성과에 미치는 영향 분석: 문화재청을 대상으로
/ 전인석·채경진·손지은·조일형 ····· 261

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *1-22*

대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 소프트웨어노동시장의 청년임금에 끼친 효과 분석

이승윤·임병인

본 연구는 청년패널조사(YP2007: 2007~2017)자료로써 소프트웨어산업진흥법 제24조의 2 규정에 따른 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 소프트웨어산업 노동시장에 참여하는 청년근로자들의 임금에 미치는 효과를 이중차분분석방법으로 추정하였다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 규제는 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금을 약 9.1% 줄이는 것으로 나타났다. 둘째, 동 규제가 대졸 이상 근로자에게 더 큰 부정적 영향, 즉, 대졸 이상 청년 표본에서 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금을 약 13.9% 떨어뜨리는 것으로 나타났다. 셋째, 동 규제가 전문대졸 이하 청년들의 임금 수준에는 영향을 주지 않았다는 것이다. 이상의 분석결과와 기존 연구 결과들에 근거하면 동 규제를 유지할 필요가 있는지에 대한 의문이 제기된다. 다행히 규제를 부분적으로 완화하여 2016년 산업경쟁력 강화를 위해 Cloud, Big data 등 신산업 분야에 대기업 참여를 허용했고, 스마트시티, 교통시스템 등 대(對) 국민서비스 분야를 중심으로 소프트웨어 개발이나 융합사업이 요구될 때, 민간 기업이 직접 자금을 투입해 관련 서비스를 구축하고 수익사업을 하는 방식을 채택할 수 있는 것을 허용하였다. 이상의 분석결과들에서 공공 소프트웨어사업에 대한 대기업 진입 규제 폐지를 전향적으로 검토하고 동시에 대기업과 중소기업의 상생이 가능한 방식으로 정책방향을 전환할 필요가 있다는 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

[주제어: 공공소프트웨어사업, 대기업참여제한, 소프트웨어, 노동시장, 이중차분법]

Ⅰ. 서론

국내 소프트웨어시장 규모는 2011년 10.8조원에서 2018년 12.9조원으로 연평균 2.6% 증가하였는데, 공공 소프트웨어시장 규모는 2011년 2.1조원에서 2018년 3.3조원으로 연평균 6.5% 성장하여 공공 소프트웨어시장의 성장률이 전체 소프트웨어

논문접수일: 2019.06.16, 심사기간(1차): 2019.08.19~08.28, 게재확정일: 2019.08.28

시장의 성장률을 크게 상회하며 그 비중이 점차 증가하고 있다. 그런데 2014년 공공 소프트웨어시장을 주도하던 대기업의 공공 수주물량이 급격하게 감소하는 상황이 발생하였는데, 이는 2012년 공공 소프트웨어사업 수주 1위인 삼성SDS의 공공사업 비중이 2012년 4,153억 원에서 2014년 1,397억으로 급락했기 때문이다. 또한 한화S&C의 경우 2012년 219억 규모를 수주하였는데, 2014년에는 달랑 1.5억에 불과하였다(이창국, 2015). 이러한 현상은 중소기업의 참여를 장려하는 조항에 그쳤던 소프트웨어산업진흥법 제24조의2(중소 소프트웨어사업자의 사업 참여 지원)가 2012년 5월 23일, 상호출자제한집단에 속하는 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여를 전면 제한하고 더불어 대기업이 참여할 수 있는 하한 금액을 반드시 준수하도록 전문 개정되어 2013년 1월 1일에 시행되었기 때문이다.[1] 여기서 공공 소프트웨어사업이란 국가, 지방자치단체, 국가 또는 지방자치단체가 투자하거나 출연한 법인

1) 소프트웨어산업진흥법 제24조의2(중소 소프트웨어사업자의 사업참여 지원) ① 정부는 중소 소프트웨어사업자 육성을 통한 소프트웨어산업의 건전한 발전을 위하여 국가기관 등이 발주하는 소프트웨어사업에 중소 소프트웨어사업자의 참여를 확대할 수 있는 조치를 마련하여야 한다.
② 과학기술정보통신부장관은 국가기관 등이 발주하는 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 사업을 제외한 소프트웨어사업에 중소 소프트웨어사업자의 참여를 확대하기 위하여 필요하다고 인정하면 대기업인 소프트웨어사업자가 참여할 수 있는 사업금액(둘 이상의 소프트웨어사업을 일괄발주하는 경우에는 각 사업의 금액을, 소프트웨어 유지 및 보수 사업이 1년 이상의 장기계약인 경우에는 해당 계약기간 동안의 연차별 평균금액을 말한다. 이하 이 조에서 같다)의 하한을 정하여 고시하고, 국가기관 등의 장에게 이를 적용하도록 요청하여야 한다. 다만, 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제4조에 따른 공공기관에 해당하는 대기업 중 과학기술정보통신부장관이 고시하는 공공기관 및 해당 사업범위에 대하여는 그 적용을 요청하지 아니할 수 있다. 〈개정 2013.3.23., 2013.12.30., 2014.6.3., 2015.12.22., 2017.7.26.〉 1. 삭제〈2015.12.22.〉 2. 소프트웨어사업자를 선정하지 못하여 다시 발주하는 사업(국가기관 등이 「조달사업에 관한 법률」에 따라 조달청에 의뢰하여 발주하는 사업에 한정한다) 3. 국방·외교·치안·전력(전력), 그 밖에 국가안보 등과 관련된 사업으로서 대기업인 소프트웨어사업자의 참여가 불가피하다고 과학기술정보통신부장관이 인정하여 고시하는 사업
③ 과학기술정보통신부장관은 제2항에도 불구하고 「독점규제 및 공정거래에 관한 법률」 제14조에 따라 지정된 상호출자제한기업집단에 속하는 회사(「공공기관의 운영에 관한 법률」 제4조에 따른 공공기관은 제외한다)에 대하여는 제2항 각 호의 어느 하나에 해당하는 사업을 제외하고는 대통령령으로 정하는 바에 따라 사업금액에 관계없이 참여를 제한할 수 있다. 〈개정 2013.3.23., 2013.12.30., 2017.7.26.〉
④ 국가기관 등의 장은 소프트웨어사업을 발주할 때 제2항을 적용하지 아니하는 경우에는 과학기술정보통신부장관에게 그 사유를 지체 없이 통지하여야 하며 과학기술정보통신부장관은 그 사유가 부적절하다고 인정하는 경우에는 국가기관 등의 장에게 그 적용을 권고하여야 한다. 〈개정 2013.3.23., 2017.7.26.〉 ⑤ 제1항 및 제2항에 따른 국가기관 등의 범위와 대기업인 소프트웨어사업자의 기준은 대통령령으로 정한다. [전문개정 2012.5.23.]

또는 그 밖의 공공단체 등이 발주하는 소프트웨어사업을 말한다. 그런데 소프트웨어사업 중 공공 소프트웨어사업의 경우, 경쟁력이 뛰어난 대기업들이 주로 수주함으로써 중소 소프트웨어사업자들의 사업 참여 기회가 점차 축소되었고, 소프트웨어시장에서 생존하기가 더 어려워져, 공공 소프트웨어시장만이라도 중소 소프트웨어사업자들에게 더 많은 기회를 주기 위해 대기업 참여를 제한할 필요가 있었다. 문제는 이와 같은 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 대기업의 공공 소프트웨어 수주액 급감으로 이어져 당장 이들 회사에 소속된 근로자에게 큰 영향을 주었다는 것이다. 공공부문의 소프트웨어 비중이 늘어가는 상황에서 규제 도입은 당장 대체 시장에 진출하지 못한 대기업으로 하여금 불가피하게 대대적인 소프트웨어인력 구조조정을 단행하게 만들었다. 그 결과, 대기업의 고급 소프트웨어인력이 소프트웨어노동시장에 쏟아져 나왔고 대기업이 만들어내는 고임금 일자리는 그 만큼 줄어들었다. 정책 시행 당시 업계는 이들이 중소 소프트웨어업체로 흡수되어 긍정적인 역량 제고 효과를 유발할 것으로 기대하였으나 결과적으로 여의치 않았다는 것이 중평이다. 왜냐하면 대기업에서 구조조정된 이들은 기존 대기업에서 받던 연봉과 근무환경, 직원복지 등에서 큰 차이가 나는 중소기업으로 선뜻 이직하기를 꺼려하여, 공공부문에 종사하던 고급 소프트웨어인력이 자신의 전문분야를 포기하고 타 소프트웨어사업 분야로 전향하는 등의 부정적인 결과가 초래되었기 때문이다.[2)]

한편, 대기업 규제에 따른 공공부문 소프트웨어시장에서의 대기업 공백은 중소 소프트웨어업체 난립을 촉발했고, 새로운 시장이 된 공공 소프트웨어사업에 참여하는 중소기업의 수가 급격히 증가하면서 경쟁이 과열되고 기업의 수익성이 악화되는 부작용이 발생하였다(김미애, 2015).

이상에서 보듯이 규제가 대기업과 중소기업 어느 쪽도 긍정적인 결과를 제공하지 못한 상황에서 그 동안 소프트웨어노동시장에서 고임금과 좋은 복지제도에 편입되어 있던 대기업 소속 전문인력 일자리가 사라졌고 시장임금에 부정적인 영향을 끼쳤을 것으로 예상할 수 있을 것이다. 특히, 소프트웨어노동시장에 이미 진입한 청년과 진입하려고 대학 관련 학과에서 공부하고 있는 대학생들이 이런 노동시장의 변화를 보고 해당 노동시장 진입에 주저할 가능성이 높아졌을 것이다. 본 연구는 소프트웨어시장에 가해진 충격이 소프트웨어노동시장에 참여할 청년들의 임금에 적지 않은 영향을 주었다는 인식에서 출발한다.

이상의 문제의식 하에서 본 연구의 목적은 소프트웨어산업진흥법 제24조의2에 근거한 상호출자제한집단에 속하는 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 규제

2) 이상일(2013), "구조조정 칼바람 맞는 공공 IT인력... 결국 사회적 손실"「디지털데일리」

가 소프트웨어노동시장의 임금에 어떤 영향을 주었는지에 초점을 맞추되, 특히 청년 소프트웨어노동시장의 효과를 분석하는 것에 있다. 사용 자료는 2007년 기준 청년패널조사 자료이고 이중차분분석방법을 적용하여 규제로 인한 정책효과를 추정한다.

본 논문의 구성은 서론에 이어 2장에서 국내 소프트웨어시장 현황을 분석하고 3장에서 기존 연구에 대해 논의한다. 그리고 4장에서 자료와 추정기법을 상세히 서술하고 5장에서 청년패널조사와 이중차분분석방법을 적용한 추정결과를 논의한다. 마지막 6장에서는 분석 결과를 요약하고 이에 근거한 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 국내 소프트웨어시장 현황

여기서는 국내 소프트웨어시장의 현황에 대하여 살펴본다. 먼저 연도별 국내 소프트웨어시장 규모와 공공 소프트웨어시장 규모에 대해 살펴보면(〈표 1〉, 〈그림 1〉 참조), 공공 소프트웨어시장이 전체 소프트웨어시장에서 차지하는 비중이 2011년부터 2014년까지 꾸준히 증가하다가 2014년 이후 약 25% 수준에서 정체되고 있음을 확인할 수 있다.

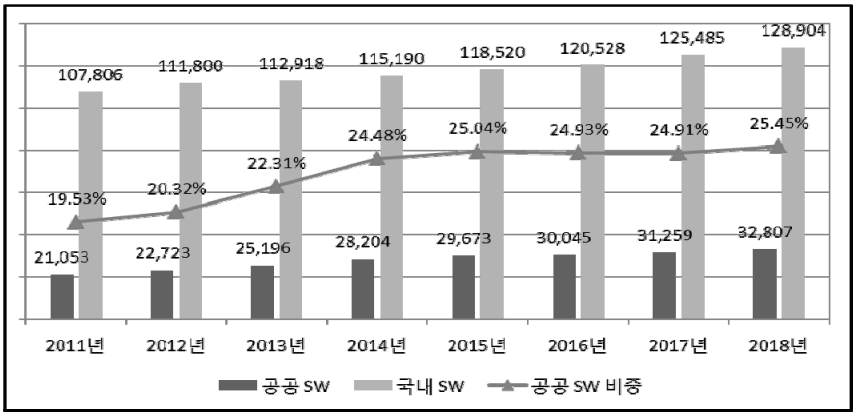
〈표 1〉 국내 소프트웨어시장과 공공소프트웨어시장 규모

(단위: 만 원, %)

구분	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
공공 소프트웨어(A)	21,053	22,723	25,196	28,204	29,673	30,045	31,259	32,807
국내 소프트웨어(B)	107,806	111,800	112,918	115,190	118,520	120,528	125,485	128,904
공공소프트웨어 비중(A/B)	19.53	20.32	22.31	24.48	25.04	24.93	24.91	25.45

출처: 소프트웨어산업종합정보시스템, IDC(2016.12, 2018.5).

〈그림 1〉 국내 소프트웨어시장과 공공 소프트웨어시장 규모



다음은 정보통신기술[3]산업 전체에서 소프트웨어사업체 수와 소프트웨어종사자의 비중을 살펴본다(〈표 2〉, 〈그림 2〉 참조). 〈그림 2〉에서 보듯이 두 지표의 비중은 꾸준히 증가하고 있다. 정보통신기술산업에서 소프트웨어사업체 수가 차지하는 비중은 2008년 글로벌 금융위기 이후 2009년부터 꾸준히 증가하여 2016년 현재 43%에 이르고 있다. 마찬가지로 소프트웨어종사자 비중 역시 꾸준히 증가하여 2007년 23%에서 2016년 현재 35%로 12%p가 증가해 정보통신기술산업 전체의 1/3 수준을 넘어서고 있다.

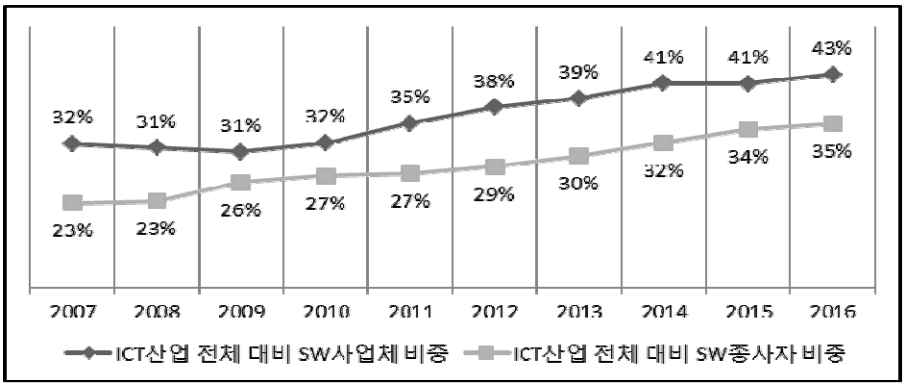
3) 정보통신기술(Information and Communication Technology)은 정보기술(IT)과 통신기술(CT)의 합성어로 정보기기의 하드웨어 및 이들 기기의 운영 및 정보 관리에 필요한 소프트웨어 기술과 그 기술들을 이용하여 정보를 수집, 생산, 가공, 보존, 전달, 활용하는 모든 방법을 의미한다.

〈표 2〉 정보통신기술산업 대비 소프트웨어사업체 및 소프트웨어종사자 현황

구분	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
정보통신기술 사업체(개) (A)	26,568	26,336	28,250	30,862	33,843	37,224	38,463	43,130	44,809	43,964
소프트웨어 사업체(개) (B)	8,511	8,274	8,696	9,926	11,914	14,023	15,019	17,832	18,499	18,780
소프트웨어 사업체비중 (B/A)(%)	32.0	31.4	30.8	32.2	35.2	37.7	39.0	41.3	41.3	42.7
정보통신기술 산업종사자(명) (C)	676,941	662,414	626,269	688,107	701,471	709,470	731,059	741,465	754,137	731,452
소프트웨어산업 종사자 (명) (D)	155,168	153,897	163,474	186,754	192,816	202,443	220,584	239,086	258,382	256,860
소프트웨어산업 종사자비중 (D/C)(%)	22.9	23.2	26.1	27.1	27.5	28.5	30.2	32.3	34.3	35.1

출처: 통계청, 정보통신기술산업통계

〈그림 2〉 정보통신기술산업 대비 소프트웨어사업체 및 종사자 비중



마지막으로 정보통신기술산업 종사자와 소프트웨어산업 종사자의 실질연봉[4] 추이를 비교해보면 〈표 3〉, 〈그림 3〉과 같다. 2009년 정보통신기술산업 종사자와 소

4) 2015년의 소비자물가지수를 이용하여 각 연도의 명목임금을 실질 개념으로 환산한 것이다.

프트웨어산업 종사자의 실질연봉은 3,100만원 수준으로 서로 비슷하였지만, 2010년 정보통신기술산업 종사자는 3,500만원으로 상승한 반면 소프트웨어산업 종사자는 3,000만원 수준으로 하락하며 약 500만원의 차이를 보였다. 이후 두 집단 간의 격차는 점진적으로 감소하여 2014년에 그 차이가 약 360만원까지 좁혀졌다. 그러나 2015년에 다시 정보통신기술산업 종사자의 실질연봉은 4,500만원 수준으로 약 500만원이 상승하고 소프트웨어산업 종사자의 실질연봉은 약 300만원 상승하는데 그치면서 평균임금격차는 더 커졌다. 이 차이는 2016년 정보통신기술산업 종사자의 실질연봉 수준은 거의 유지된 반면, 소프트웨어산업 종사자의 실질연봉은 오히려 하락하면서 더 심화되었다.

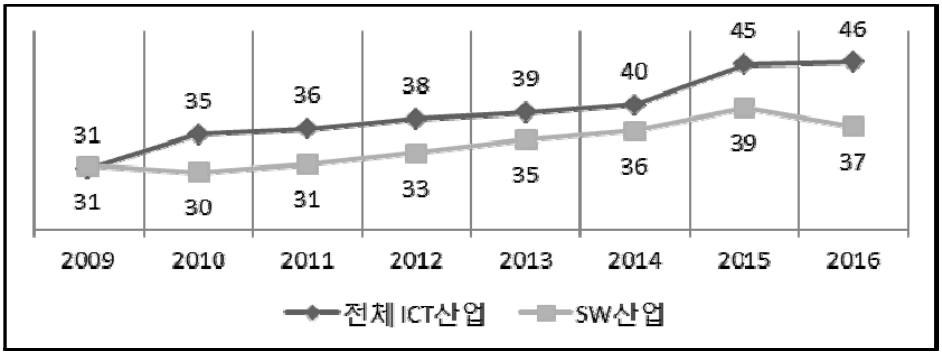
이상의 자료에서 확인할 수 있듯이 소프트웨어시장은 계속 성장하고 정보통신기술산업에서 소프트웨어산업이 차지하는 비중은 커져가고 있다. 하지만 임금은 오히려 정보통신기술산업에 대비하여 하락 추세를 보인다.

〈표 3〉 전체 정보통신기술산업 종사자와 소프트웨어산업 종사자의 실질 연봉

구분	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
정보통신기술산업 종사자(만원)	3,057	3,548	3,620	3,761	3,856	3,961	4,538	4,567
소프트웨어산업 종사자(만원)	3,098	3,004	3,123	3,279	3,471	3,598	3,919	3,656

출처: 통계청 정보통신기술산업통계

〈그림 3〉 정보통신기술산업 종사자와 소프트웨어산업 종사자 실질연봉



주: 단위-백만원

Ⅲ. 기존 연구와 본 연구의 차별성

기존 연구에 대하여 논의하기 전에 먼저 본 연구의 주제인 대기업의 공공 소프트웨어시장에 대한 진입 규제의 성격을 이론적으로 살펴본다. 최병선(2008, p. 28-39)은 정부 규제 유형을 경제적 규제와 사회적 규제로 나누면서, 경제적 규제를 다시 진입규제, 가격 및 이윤에 대한 규제, 기타 품질·생산량·공급대상·조건·방법 등에 대한 규제로 세분하고 있다. 본 연구에서 논의하는 주제인 대기업의 공공 소프트웨어시장 참여 제한은 경제적 규제 중 진입규제에 속한다.[5)]

대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 규제와 관련된 연구는 그 동안 주로 기업과 시장 그리고 하도급 계약 관계에 초점을 두고 진행되어 왔는데, 그 중 기업과 시장에 초점을 둔 연구로는 김미애(2015)와 중소 소프트웨어산업 생태계의 강건성을 분석한 이호근(2015)의 연구가 있었고,[6)] 기업과 하도급 계약 관계에 초점을 둔 연구로는 신익호(2015)와 임동원(2018) 등이 있었다. 이하에서는 이들 연구에 대해서 간략하게 논의해본다.[7)]

김미애(2015)는 기업과 시장에 초점을 두고 규제가 초래하는 다양한 문제점을 지적했다. 중소기업의 공공 소프트웨어사업 점유율은 2009년 35%에서 2014년 95%로 계약 건수는 크게 증가하였지만 상대적으로 매출액 비중 증가는 낮은 것을 확인하였다. 이를 근거로 중소기업의 난립이 경쟁을 심화시키고 수익성을 악화시켰다고 평가했다. 또한 중소기업의 단독 입찰 능력이 부족하여 정책의 혜택이 당초 기대했던 중소기업에게 돌아가지 않고 중견기업으로 쏠려 중견기업의 매출은 증가하였으나 영업이익률은 오히려 큰 폭으로 하락하는 역설적인 상황을 발견하였다. 이러한 역설적 상황은 규제 때문에 대기업이 시장에서 제외되자 규제를 회피한 해외 경쟁기업들이 공공 소프트웨어시장에 좀 더 용이하게 진출할 수 있었기 때문이라고 주장했다.[8)]

---

5) 동 규제는 기업 간의 자유로운 경쟁을 제약한다는 비판을 받고 있다. 한편, 대기업의 공공 소프트웨어시장 참여 제한은 독과점 및 불공정 거래에 대한 규제 성격을 가진다고 볼 수 있다 (최병선, 2008, p. 29)

6) 김미애(2015)와 이호근(2015)은 2015년 10월 5일 한국경제연구원이 “위기의 소프트웨어 산업 돌파구는 무엇인가?”를 주제로 개최한 세미나에서 발표한 것이다.

7) 본 연구에서 다루는 주제와 유사한 연구는 많지 않은 실정이다. 이런 관점에서 본 연구가 관련 연구의 지평을 넓혀줄 것으로 기대해본다.

8) 추가로 국내 대기업은 충분한 경쟁력을 갖췄음에도 불구하고 공공 소프트웨어사업 참여 제한으로 인해 해외 진출을 위한 사업 수행 실적을 쌓을 수 없는 상황에 직면하게 되었다. 결국 대기업이 해외로 진출하는데 동 규제가 결정적인 장애물로 작용하고 있다는 비판이 있다. 이는 해외에서는 사업을 발주하고 수행 업체를 선정할 때 최근 3~5년 간 유사

이호근(2015)은 재무정보와 설문조사 및 심층면접을 통해 수집된 자료를 산업 생태계 건강성 모델[9]에 적용하여 중소 소프트웨어산업 생태계를 분석하였다. 분석 결과, 생산성 부문에서는 수익성과 기술효율성이 모두 하락하였고, 강건성 부문은 하도급 관계에서 여전히 부정적이었으며 나머지 요소는 양호하였다. 기회창조성 부문인 해외진출과 기술개발 수준은 모두 부정적인 것으로 나타났다.

한편, 대기업의 입찰 참여 규제를 일부 긍정적으로 평가한 연구로 신익호(2015)도 있었다. 신익호(2015)는 31개 중견 및 중소기업의 심층면접을 통해 중견 및 중소기업의 매출 증대로 인한 외형성장에도 불구하고 수익성이 개선되지 않은 원인은 과거 대기업도 경험했던 사업관리역량 부족이며, 사업에 참여한 중견 및 중소기업들이 이를 인지하고 개선하기 위해 적극적으로 노력하고 있다고 평가했다. 또한 중소기업이 그 동안 수주하지 못했던 공공 소프트웨어사업을 수주하면서 과거 시장 환경에서 확보할 수 없었던 사업관리 역량, 품질관리 역량, 사업수행 레퍼런스를 확보했다고 평가했다. 하지만 여전히 수익성 확보에 어려움을 겪으면서 기업 역량 제고의 재투자로 이어지는 선순환 구조를 갖추지 못한 점을 지적했다. 그리고 이러한 원인을 수익성이 낮은 공공 소프트웨어사업 때문이라고 주장하며, 공공 소프트웨어사업의 수익성이 개선될 수 있도록 발주자의 전문성이 필요하다고 제언하였다.

임동원(2018)은 대기업 참여 제한 이후 약 4년이 지난 2017년 각종 지표에서도 수익성이 개선되지 않았다고 평가했다. 2017년 4월 금융감독원 전자공시시스템과 업계에 따르면, 이익률 1.6%를 기록한 LIG시스템을 제외한 주요 중견 공공 소프트웨어기업들의 이익률은 0%대를 기록하였으며, 아이티센, 쌍용정보통신, KCC정보통신 등이 적자를 기록했음을 보였다. 이상에서 보듯이 신익호(2015)와 임동원(2018)은 규제로 인해 일부 긍정적인 측면은 있지만, 수익성 확보에 어려움을 겪고 있음은 인정하고 있다.

한편, 본 연구는 동 규제로 인해 소프트웨어노동시장의 임금이 어떻게 변했는지에 초점을 맞추고 있는데, 이와 유사한 연구로 안성원(2017)이 있다. 안성원(2017)은 정부가 중소 소프트웨어기업 육성 정책을 기업 자체에 초점을 두고 시

사업 실적으로 사전적격심사를 실시하고 있으며 기술심사에서도 유사사업 실적에 가장 높은 배점을 부여하고 있기 때문이다. 실제로 컬럼비아, 모잠비크 등의 공공부문 정보화 사업 프로젝트에서는 입찰자의 project experience를 요구하며 공공인증된 이력에 대해 큰 배점을 두고 있는 것으로 확인되었다(김미애, 2015, p.11).

9) 이는 생산성, 강건성, 기회창조성이라는 3대 지표에 근거한 산업 생태계 건강성 모델(Iansiti and Levin, 2004)을 말한다.

행해왔고,[10] 인력정책 역시 기업정책의 일환으로 추진되어 소프트웨어기술자의 처우가 여전히 개선되지 않고 있다고 지적하였다. 특히, 한국소프트웨어산업협회(2015)에 따르면, 소프트웨어기술자의 근로 환경은 낮은 임금[11], 과도한 근무시간[12], 낮은 직무만족[13]으로 인해 소프트웨어인력의 부족과[14] 우수 인재들의 소프트웨어기업 회피·이탈 현상이 나타나고 있다고 언급하면서 소프트웨어기술자의 처우 개선을 통해 우수 인재들의 소프트웨어기업 취업 기피 현상을 해결해야 한다고 주장하였다.

이상에서 기존 연구들은 대기업 입찰 참여제한이 수익성과 노동시장에 미치는 효과를 통계수치에 근거하여 분석하여 논의하고 있음에 반해, 본 연구는 대표적인 계량기법인 이중차분분석방법을 청년패널조사자료에 적용하여 규제효과와 동 규제가 소프트웨어노동시장에 참여하는 청년들의 임금에 어떤 효과를 주는지를 실증적으로 분석한다는 점에서 차이가 있다.

Ⅳ. 분석대상 및 분석방법

본 연구에서는 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 청년 소프트웨어노동시장에 미친 영향을 측정하기 위해 청년패널조사(Youth Panel)에 이중차분분석방법(difference-in-differences)을 적용하여 정책효과를 측정한다.

1. 분석대상

주지하다시피 청년패널조사는 청년층의 학교생활, 사회·경제활동, 가계배경 등을

10) 중소기업 지원을 위한 대기업 참여제한(`13), 최저입찰가격 기준상향(`14), 기술성평가 도입(`15) 등과 공정경쟁유도를 위한 특정규격 요구관행 개선(`14), 하도급 구조개선(`15), 소프트웨어모니터링단 운영(`15) 등이 있었다.

11) 소프트웨어기술자(정규직)의 평균 임금은 소프트웨어사업대가의 약 50% 수준으로 프리랜서의 임금 평균보다도 낮으며, 야근, 주말 근무 시 소프트웨어기술자 중 각각 16.4%, 30.3%만이 수당을 지급받고 있었다.

12) 소프트웨어기술자의 주당 근무시간은 평균 57.3시간으로 타업종 대비 15% 이상 긴 수준이다.

13) 소프트웨어기술자의 직무만족도는 해외평균 대비 낮은 편으로 해외(76.4%)의 절반 수준(37.1%)을 보이고 있다.

14) 소프트웨어기업의 53.2%가 소프트웨어인력 확보에 어려움을 겪고 있으며, 가장 큰 원인은 전문 인력 부족(39.2%)으로 나타났다.

반영하는 기초 자료를 수집하여 청년실업 해소를 위한 고용정책 수립 및 관련 연구 발전에 기여할 목적으로 구축된 패널 자료이다(한국고용정보원 홈페이지 참조). 1차 프로젝트(YP2001)는 2001년 예비조사를 시작으로 2006년까지 6차례에 걸쳐 조사되었으며, 기존 패널의 연령 증가를 보완하고 현 청년 노동시장 및 학교생활의 대표 통계를 제공하고자 2007년에 2차 프로젝트(YP2007)에 착수했다. 2차 프로젝트는 2007년을 기점으로 새롭게 만 15~29세 청년을 표본으로 구성하였으며, 현재까지 추적 조사가 진행되고 있다. 본 논문은 2007년을 기점으로 새롭게 조사한 2차 프로젝트 YP2007 자료를 사용한다. 아울러 1차(2007년)~11차(2017년) 표본과 9차(2015년)~11차(2017년)시 추가된 표본을 모두 사용하여 활용한다.

2007년 새롭게 구축된 청년패널조사(YP2007)는 전국 청년 거주 가구를 대상으로 만 15~29세(2007년 기준) 청년 10,206명을 조사한 것이다. 조사차수가 경과함에 따라 조사대상자들의 연령이 증가하였고, 그 결과 2017년 기준 조사대상의 연령대가 만 25~39세로 나타났다. 이로 인해 청년패널 자료로써 청년층, 즉 15~29세 연령층을 대표할 수 없는 상황에 이르렀다. 이에 한국고용정보원은 9차(2015년) 패널 조사에서 추가로 3,516명을 포함시켜 조사하기 시작하였다. 이를 포함하여 매년 원표본 대비 유지율을 계산하여 제시한 것이 〈표 4〉이다.

〈표 4〉 청년패널조사 표본 유지율 추이

차수(연도)	원표본		추가표본	
	조사 표본수	표본 유지율	조사 표본수	표본 유지율
1차(2007)	10,206	-	-	-
2차(2008)	9,310	91.2%	-	-
3차(2009)	8,830	86.5%	-	-
4차(2010)	8,335	81.7%	-	-
5차(2011)	8,053	78.9%	-	-
6차(2012)	7,843	76.8%	-	-
7차(2013)	7,551	74.0%	-	-
8차(2014)	7,454	73.0%	-	-
9차(2015)	7,357	72.0%	3,516	-
10차(2016)	7,269	71.2%	3,312	94.2%
11차(2017)	7,204	70.6%	3,247	92.4%

한편, 청년패널조사는 한국고용직업분류(KECO)를 기준으로 정보통신관련 직종을 〈표 5〉와 같이 정의하고 있다. 본 연구는 연구목적 달성을 위해 전체 패널 자료에서 정보통신기술산업 종사자를 추출하고, 그 중 소프트웨어산업 종사자를 처치집단(treatment group)으로, 소프트웨어산업 외 정보통신기술산업 종사자(이하 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자)를 통제집단(control group)으로 간주하였다.

〈표 5〉 청년패널조사의 정보통신기술 관련직 직업 분류

중분류	소분류	세분류
정보통신기술산업 관련직	컴퓨터 하드웨어 및 통신공학 기술자·연구원	컴퓨터 하드웨어 기술자 및 연구원
		통신공학 기술자 및 연구원
	컴퓨터 시스템 설계 전문가	컴퓨터시스템 설계 및 분석가
		네트워크시스템 개발자
		컴퓨터 보안 전문가
	소프트웨어 개발 전문가	시스템 소프트웨어 개발자
		응용 소프트웨어 개발자
	웹 전문가	웹 개발자
		웹 및 멀티미디어 기획자
	통신 및 방송 장비기사 및 설치 및 수리원	통신 및 방송송출 장비 기사
		영상 및 관련 장비 설치 및 수리원
		통신 및 관련 장비 설치 및 수리원
		통신·방송 및 인터넷 케이블 설치 및 수리원

주: 한국고용직업분류(KECO) 기준

청년패널조사(YP2007) 전체 데이터 중 분석 대상인 정보통신기술산업 종사자를 추출한 과정은 다음과 같다. 전술하였듯이 2007년 패널의 최초 표본은 10,206명이었으며 2015년 추가 표본 3,516명이 더해져 총 13,722명의 최초 표본이 존재한다. 그 중 2007년부터 2017년까지 직업을 한번이라도 가졌던 표본은 8,250명이며, 이들 중에서도 정보통신기술산업 관련직에 종사한 표본은 470명으로 나타났다. 470명 중 6건의 무응답, 54건의 이직, 5건의 학력 변화를 제외한 최종 분석 대상 표본은 405명이다. 이 중 처치집단과 통제집단의 표본은 각각 117명과 288명이다.

한편, 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 규제는 2013년 1월 1일에 전면 시행되었기 때문에 정책 시행 이전의 표본은 2007년~2012년으로, 정책 시행 이후 표본

은 2013년~2017년으로 정의하였다.[15] 그 결과, 정책 이전 시점 분석 대상자는 223명, 이후는 292명, 정책 시행 전후에 모두 존재하는 분석 대상자는 110명으로 이들 중복 대상자를 제외하면 최종 분석 대상자는 405명이다.

2. 분석방법

이중차분분석방법은 정책 시행 전후의 특정 정책 효과를 분석하는데 널리 활용되는 기법이다. 구체적으로 살펴보면, 정책 효과를 받은 처치집단(treatment group)과 정책 효과를 받지 않은 통제집단(control group)을 조직하여 일종의 준실험(quasi-experiment) 상태를 구성하고, 정책 이전 시기에서 이후로 이행 시 발생하는 집단 간의 차이(difference)를 도출하여 정책효과(effect of treatment)를 측정한다.

이중차분분석방법을 이용하여 특정 정책의 효과를 추정하기 위해서는 처치집단과 통제집단의 관측치를 모두 포함한 두 시점 패널 자료로 모형을 구성해야 한다. 먼저 두 시점 데이터를 풀링(pooling)시켜 횡단면 데이터로 간주하는 방법이 있는데, 이는 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \gamma T_i + \beta D_i T_i + e_i \qquad \text{식 (1)}$$

식 (1)에서 D_i는 처치집단에 속하면 1이고 통제집단에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수, T_i는 정책 이후에 속하면 1이고 정책 이전에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수, $D_i T_i$는 두 더미변수의 곱으로 만들어진 상호작용(interaction) 변수이다. 상호작용 변수의 추정계수 $\hat{\beta}$은 다음과 같이 계산된다.

$$\hat{\beta} = (\overline{y_2^{treat}} - \overline{y_1^{treat}}) - (\overline{y_2^{control}} - \overline{y_1^{control}}) \qquad \text{식 (2)}$$

위 추정치는 처치집단의 시점 간 평균 차이에서 통제집단의 시점 간 평균 차이를 빼준 값으로 정책효과로 볼 수 있으며, 식 (2)의 $\hat{\beta}$을 DID 추정량이라고 부른다(민인식, 2012).

15) 심사자들의 지적대로, 예를 들어 2007년과 2013년 이후 각 연도 자료, 2008년과 2013년 이후 각 연도 자료 (이하 동일한 방식)를 대상으로 DID를 추정한 결과도 수치의 차이만 있었을 뿐, 본문에 제시하는 추정결과와 다르지 않았다.

이중차분분석방법은 처치집단의 시점 간 차이와 통제집단의 시점 간 차이를 비교하기 때문에 무엇보다 비교의 기준이 되는 통제집단의 선정이 중요하다. 통제집단은 처치집단에 대한 공통추세(parallel trend) 가정[16]을 만족하는 집단을 선정해야 정책효과를 측정할 수 있다고 알려져 있다. 실제로 처치집단인 소프트웨어종사자와 유사성을 보이는 동종 산업 종사자인 정보통신기술산업 관련직 종사자(이하 정보통신기술산업 종사자)를 통제집단으로 선정한 뒤, 처치집단과 통제집단에 대해 각각 회귀선을 그렸더니 정책 시행 이전에 두 집단의 기울기가 서로 평행하는 것으로 나타나서 공통추세 가정이 성립하는 것을 확인하였다.

Ⅴ. 실증분석 결과

1. 기초통계량

정책 이전과 이후로 시점을 구분하고 통제집단인 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자와 처치집단인 소프트웨어산업 종사자로 집단을 나누어 각각의 임금, 교육수준, 경력의 기초통계량을 〈표 6〉에 제시하였다. 임금은 만원 단위의 월급으로 양적변수(quantitative variable), 교육수준은 고졸미만은 1, 고졸 2, 전문대졸 3, 대졸 4, 석사학위이상 5의 값을 갖는 순위변수(ordinal variable), 경력은 근무기간을 뜻하는 이산변수(discrete variable)이다.

먼저 평균 임금 변화를 살펴보면, 정책 이전 처치집단이 통제집단보다 약 월 43만원만큼 더 높은 것을 확인할 수 있다. 이 차이는 정책 이후 약 월 15만원으로 감소한다. 같은 기간 처치집단의 교육수준은 거의 차이가 없었으며 경력은 약 40%만큼 상승하였고, 통제집단의 교육수준은 약 4%만큼 증가하였으며 경력은 약 79%만큼 상승하였다. 요약하면, 정책 이전과 이후로 이행하는 과정에서 처치집단과 통제집단의 평균 임금 차이는 월 43만원에서 28만원 감소한 월 15만원으로 나타났으며, 같은 기간 처치집단의 교육수준은 그대로인 반면 통제집단은 약 4%만큼 증가했고, 경력은 처치집단이 약 40%만큼 상승할 때 통제집단은 약 79%만큼 상승하였다.

16) 공통추세 가정은 만약 처치가 없었더라면 처치집단과 통제집단의 성과는 처치 이전과 이후 시점 사이에 동일한 추세를 보였을 것이라는 것을 말한다(강창희, 2014, p.11).

〈표 6〉 기초통계량

구분		통제집단				처치집단			
		평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대
정책 이전	임금(만원/월)	203.3	71.3	30	500	246.0	74.2	100	450
	교육수준	3.474	0.737	2	5	3.791	0.747	1	5
	경력(연수)	1.563	1.736	0	9	1.634	1.829	0	9
정책 이후	임금(만원/월)	275.7	99.8	30	600	291.1	93.5	100	667
	교육수준	3.620	0.746	2	5	3.779	0.753	2	5
	경력(연수)	2.803	2.607	0	12	2.293	2.213	0	11
관측치		288				117			

한편, Mincer의 임금방정식(Mincer, 1958)에 따르면, 임금은 교육수준과 경력에 의해 결정될 수 있기 때문에 정책의 이행 과정에서 발생한 처치집단의 상대적인 임금 감소를 정책의 순수한 효과로 보기는 어렵다. 따라서 본 논문에서는 이중차분 분석에 교육수준과 경력을 통제변수로 추가하여 정책의 순수한 효과를 심층적으로 측정한다.

2. 이중차분 분석 결과

본 연구는 정보통신기술산업 종사자 전체에 대한 이중차분 분석을 실시하여 규제가 청년 소프트웨어노동시장의 임금에 미친 전체적인 영향을 추정한다. 또한 정보통신기술산업 종사자를 대졸 이상 표본과 전문대졸 이하 표본으로 분리하여 규제가 학력별 청년 소프트웨어노동시장의 임금에 미친 영향을 나누어 분석한다. 이러한 분리분석을 통해 정책 효과가 상대적으로 고급인력이라고 볼 수 있는 대졸 이상 청년에게 더 크게 작용하였음을 추가로 실증하고자 한다.[17]

17) Mincer의 임금방정식(Mincer, 1958)을 바탕으로 청년패널조사 자료 전체를 OLS(Ordinary least squares)로 추정한 결과, 교육수준 한 단위가 임금에 미치는 영향은 8.7%, 경력수준 한 단위가 임금에 미치는 영향은 13.2%로 나타나 경력이 임금 결정에 더 큰 영향을 주었다. 그러나 청년패널조사 자료의 정보통신기술산업 종사자를 OLS로 회귀추정한 결과에 따르면, 교육수준 한 단위가 임금에 미치는 영향이 19.7%, 경력수준 한 단위가 임금에 미치는 영향은 16.0%로 나타나 교육수준이 임금 결정에 더 큰 영향을 주었다. 두 추정결과 중 교육수준이 임금에 미치는 영향이 전체 종사자 표본에서는 8.7%이지만, 정보통신기술산업 종사자 표본에서는 19.7%로 무려 11%p 차이가 나는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 이상의 추정결과에 근거하여 정보통신기술 노동시장의 인력을 교육수준

먼저 앞서 정의한 식 (1)의 이중차분 분석 모형을 바탕으로 변수명을 달리하여 식 (3)과 같이 적용하였다. $\ln(Wage)$는 근로자의 월 평균 임금에 자연로그를 취한 것으로 이는 계수 값을 변화율로 측정할 수 있기 때문이다. SW_i변수는 소프트웨어 산업 종사자인 처치집단과 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자인 통제집단 여부를 나타내는 더미변수로 계수 값은 통제집단 대비 처치집단의 임금 수준을 의미한다. $Time_i$변수는 정책 이전 시점이면 0, 이후 시점이면 1을 나타내는 더미변수로 계수 값은 정책 적용 이후에 나타난 정보통신기술산업 종사자의 임금 변화율을 의미한다. 교차항 SW_iTime_i의 계수 값은 이중차분 추정치로서 정책의 순수 효과를 나타낸다.

$$\ln(Wage_i) = \alpha + \delta SW_i + \gamma Time_i + \beta SW_i Time_i + Edu_i + Carr_i + Carr_i^2 + e_i \quad \text{식 (3)}$$

한편, 교육수준 및 경력은 근로자의 임금에 영향을 줄 수 있다(Mincer, 1958). 교육수준과 경력이 정책 효과와 별개로 소프트웨어산업 종사자와 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자의 임금에 영향을 끼칠 수 있다. 본 연구는 보다 정확한 분석을 위해 종속변수인 임금에 영향을 줄 수 있는 교육수준과 경력을 함께 고려하고자 개별특성변수인 Edu_i(교육수준)과 $Carr_i$(경력)을 추가하여 이중차분 분석을 실시한다.

대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한에 따른 소프트웨어산업 종사자와 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 임금 변화 이중차분 분석결과는 개별특성 변수를 제외한 기본모형과 개별특성 변수를 추가한 모형으로 구분하여 〈표 7〉과 같이 나타낼 수 있다.

으로 구분하는 것이 보다 타당하다고 판단하여 대졸 이상 청년을 고급인력으로 간주하였다.

〈표 7〉 이중차분 추정결과

구분	기본 모형	개별특성 변수를 추가한 모형	
		계수	해석치[18]
α (상수항)	5.218*** (296.139)	4.498*** (108.635)	-
SW_i (집단구분)	0.255*** (7.181)	0.188*** (6.054)	20.7%
$Time_i$ (시점구분)	0.331*** (14.015)	0.230*** (10.853)	25.9%
$SW_i \times Time_i$ (DID)	-0.148*** (-3.322)	-0.087* (-2.260)	-9.1%
Edu_i (교육수준)	-	0.182*** (16.268)	20.0%
$Carr_i$ (경력)	-	0.065*** (6.755)	6.7%
$Carr_i^2$ (경력 제곱)	-	0.002 (-1.572)	0.2%
관측치	405		

주: ( )는 t통계량, *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

개별특성 변수를 추가한 모형을 기준으로 결과를 살펴보면 다음과 같다. 집단구분 더미변수(SW_i)는 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금 수준을 나타내는데 소프트웨어산업 종사자의 임금 수준이 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 대비 20.7% 정도 더 높은 수준임을 확인할 수 있다. 시점구분 더미변수($Time_i$)는 두 집단의 정책 이전 시점과 이후 시점 간의 변화율을 의미하는데 이는 25.9%로 두 집단 모두 시간의 흐름에 따라 임금이 상승하고 있음을 알 수 있다. 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 규제의 순수한 정책 효과를 의미하는 이중차분 추정치($SW_i \times Time_i$)는 -0.087(-9.1%)로 나타났으며 유의수준 5%에서 통계적으로 유의했다. 이로써 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 정책이 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금을 약 9.1% 하향 조정시키는 효과로 나타났음을 확인할 수 있었다.

18) 양적 종속변수에 대한 더미 독립변수의 계수는 해석에 유의해야 한다. 더미변수의 이산적인 변화에 대한 연속적인 양적변수의 변화량 해석은 회귀모형의 계수가 β일 때 $e^{\beta}-1$로 해석해야 오류가 없다. 이는 〈표 8〉에도 동일하게 적용된다.

다음으로 개별특성 변수의 추정결과들을 살펴보면, 임금이 교육수준과 경력에 영향을 받는다는 Mincer의 임금 결정 이론이 성립함을 확인할 수 있다. 교육수준이 한 단위 증가할 때 임금은 20.0% 상승하였으며 경력(근무기간) 증가는 6.7%의 임금 상승 효과가 있는 것으로 나타나 이론과 일치하였으며 통계적으로도 유의했다.

개별특성 변수를 추가하여 추정했을 때 이중차분 추정치의 계수 값이 큰 변화가 없다면 이중차분모형의 강건성을 간접적으로 확인할 수 있다(황관석, 2015). 분석결과, 개별특성 변수를 추가했을 때 이중차분 추정치의 계수 값은 각각 -0.148, -0.087로 비교적 유사하게 나타났다. 이를 통해 상기 이중차분 모형이 정책효과를 잘 나타내고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다.

한편, 본 연구는 고급인력으로 간주한 대졸 이상 청년 소프트웨어산업 종사자에게 정책의 효과가 더 크게 나타났음을 증명하고자 교육수준별 이중차분 분석을 실시한다. 전체 표본 분석결과와 비교를 위해 개별특성 변수를 추가한 모형을 바탕으로 전체 표본을 전문대졸 이하 표본과 대졸 이상 표본으로 나누어 분석을 실시한다. 분석결과는 〈표 8〉과 같다.

〈표 8〉 학력별 이중차분 추정결과

구분	전문대졸 이하		대졸 이상	
	계수	해석치	계수	해석치
α (상수항)	4.898*** (53.371)	-	4.159*** (30.485)	-
SW_i (집단구분)	0.150* (2.498)	16.2%	0.205*** (5.710)	22.8%
$Time_i$ (시점구분)	0.159*** (4.535)	17.2%	0.271*** (10.179)	31.1%
$SW_i \times Time_i$ (DID)	-0.053 (-0.660)	-5.4%	-0.130** (-2.943)	-13.9%
Edu_i (교육수준)	0.038 (1.145)	3.9%	0.262*** (7.858)	30.0%
$Carr_i$ (경력)	0.071*** (4.402)	7.4%	0.061*** (4.811)	6.3%
$Carr_i^2$ (경력 제곱)	-0.002 (-1.150)	-0.2%	-0.001 (-0.771)	-0.1%
관측치	143		262	

주: ( )는 t통계량, *** p〈0.001, ** p〈0.01, * p〈0.05

집단구분 더미변수(SW_i)는 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금 수준을 나타내는데 전문대졸 이하 표본과 대졸 이상 표본이 각각 16.2%와 22.8%로 나타나 두 표본 모두 소프트웨어산업 종사자의 임금 수준이 비소프트웨어 정보통신기술산업 종사자 대비 더 높은 수준임을 알 수 있다. 시점구분 더미변수($Time_i$)는 두 집단의 정책 시행 이전 시점과 이후 시점 간의 변화율을 의미하는데 이는 전문대졸 이하 표본과 대졸 이상 표본이 각각 17.2%와 31.1%로 시간의 흐름에 따라 임금이 함께 증가하고 있다고 해석할 수 있다. 하지만 정책의 효과를 의미하는 이중차분 추정치($SW_i \times Time_i$)는 전문대졸 이하 표본에서 통계적으로 유의하지 않았으며 대졸 이상 표본에서는 -0.130 (-13.9%)로 나타나 전체표본 분석결과(〈표 7〉 참조) 대비 그 효과가 약 4.8%p 커졌다.

이러한 결과를 통해 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 규제가 상대적으로 대졸 이상 소프트웨어산업 종사자의 임금에 더 큰 부정적인 영향을 주었다고 해석할 수 있다. 반면 전문대졸 이하 표본의 이중차분 추정치는 -0.053(-5.4%)로 상대적으로 낮았으며 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 규제가 전문대졸 이하 소프트웨어산업 종사자의 임금에는 영향을 주지 못했다고 해석할 수 있다. 즉, 제도 도입 이전과 이후 중견기업 이하의 소프트웨어시장 임금에는 거의 영향을 주지 않았음을 시사해준다.

개별특성 변수를 살펴보면, 전체 표본의 경우와 비교하여 경력이 임금에 미치는 영향은 두 표본이 비슷하였으나, 전문대졸 이하 표본에서는 교육이 임금 수준을 결정하지 못하였다. 반면 대졸 이상 표본에서는 교육이 임금에 끼치는 영향이 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 학력수준이 증가할수록 학력이 임금에 미치는 영향이 커져 기본모형의 이중차분 추정치와 개별특성 변수를 추가한 추정치가 다소 차이를 보였다.

이상의 추정결과는 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 소프트웨어노동시장의 청년층의 임금에 부정적인 영향을 끼쳤으며, 특히 대졸 이상 근로자들에게 더 큰 효과를 미쳤음을 시사한다. 이는 앞서 선행 연구 검토에서 다뤘던 우수 인재들이 소프트웨어산업 관련 일자리를 기피하는 이유와 연계된다고 볼 수 있다. 다시 말하면, 대기업 참여제한 규제는 소프트웨어노동시장의 청년 임금 수준, 특히 고학력자의 임금을 상대적으로 더 크게 낮추었다는 것이다. 이는 소프트웨어노동시장에서 고학력 인센티브가 사라진 것으로 해석할 수 있으며 우수 인재들이 저임금과 사라진 고학력 인센티브 때문에 소프트웨어산업에 가능하면 진입하지 않으려 한다고 해석할 수 있고, 이 같은 결과는 선행 연구인 김미애(2015), 이호근(2015)의 결과와

도 부합한다. 결국 규제가 계속 유지될 경우, 우수인재들이 소프트웨어노동시장에 참여하지 않는 현상은 더욱 심화될 것으로 예상된다.

Ⅵ. 요약 및 정책적 시사점

본 연구는 지금까지 청년패널조사(YP2007: 2007~2017) 자료로써 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한이 소프트웨어노동시장의 임금에 미치는 효과와 소프트웨어노동시장에 참여하는 청년근로자들의 임금에 미치는 효과를 이중차분분석방법으로 추정하였다.

주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 규제는 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금을 약 9.1% 하락시키는 것으로 나타났다. 둘째, 동 규제가 대졸 이상 청년에게 더 크게 부정적인 영향을 끼친 것으로 확인되었다. 이는 대졸 이상 청년 표본에서 정보통신기술산업 종사자 대비 소프트웨어산업 종사자의 임금을 약 13.9% 감소시킨 것으로 추정되었기 때문이다. 이와 같이 소프트웨어노동시장의 고학력자 임금 수준이 상대적으로 낮아지면서, 고학력 인센티브가 사라져 대졸자들이 소프트웨어시장 진입을 기피한 것으로 보인다. 특징적인 것은 동 규제가 전문대졸 이하 청년에게 영향을 끼치지 않았다는 것이다.

이상의 분석결과에 더해 기존 연구(임동원, 2018, p. 6)에서 보였듯이 대기업의 진입 규제로 기대했던 중소기업들의 수익성 또는 지속가능성 측면에서의 긍정적인 효과가 2017년 각종 지표에서도 확인되지 않고 있다. 따라서 본 연구의 분석결과와 기존 연구 결과들을 종합하면 과연 동 규제가 지속될 필요가 있을까라는 의문을 제기할 수밖에 없다.

눈여겨 볼 대목은 이러한 부정적인 효과를 인지한 것인지 확인할 수 없지만, 정부가 점진적으로 규제를 완화하고 있다는 것이다. 즉, 2016년 산업경쟁력 강화를 위해 Cloud, Big data 등 신산업 분야에 대기업 참여를 허용했다. 이는 대기업의 공공 소프트웨어사업 참여 제한 예외 인정률이 2012년 27%에서 꾸준히 상승하여 2017년 57%에 이른다는 통계에서 간접적으로 확인된다. 그러다가 마침내 2018년 소프트웨어산업진흥법 전부개정법률(안) 입법예고를 통해 규제의 비효율성을 어느 정도 시인하였고,[19] 대(對) 국민서비스 분야에 한하여 민간투자 방식으로 대기업

19) 개정이유에서 기존의 소프트웨어산업진흥법은 공공소프트웨어 사업의 공정성 보장에 치

참여를 허용했다. 이를 구체적으로 설명해보면, 스마트시티, 교통시스템 등 대(對)국민서비스 분야를 중심으로 소프트웨어 개발이나 융합사업이 요구될 때, 국가 재정으로 사업을 발주하는 것이 아니라 민간 기업이 직접 자금을 투입해 관련 서비스를 구축하고 수익사업을 하는 방식을 채택하였다는 것이다(임동원, 2018).[20][21]

이상에서 소프트웨어시장의 경쟁력과 우수 인재 유입을 위해서는 공공 소프트웨어사업에 대한 대기업 진입 규제는 폐지되어야 한다는 정책적인 시사점을 도출할 수 있다. 따라서 진입 규제보다는 대기업과 중소기업의 협업과 공동수급을 허용하는 등의 방식으로 중소기업과 대기업의 상생 관계를 유지, 지속시킬 방안, 예를 들어 중소 소프트웨어산업에 대한 직접 지원 방안을 모색하는 것이 바람직하다고 판단된다.[22]

참고문헌

강창희. (2014).「정부 정책·사업의 고용영향평가를 위한 미시적 분석방법론」, 세종: 한국노동연구원.

김미애. (2015). “IT서비스산업 대기업참여 제한의 문제점”「KERI 정책제언」, 15-29.

나성현. (2013). “소프트웨어 인력양성을 위한 정책제언”「KISDI Premium Report」, 13-11.

민인식. (2012).「고급 패널데이터 분석」, 38-39. 서울: ㈜지필미디어.

신익호. (2015).「소프트웨어산업의 지속 발전을 위한 공공 소프트웨어사업규제 개선방안 연구」, 서울: 미래창조과학부.

안성원. (2017). “소프트웨어기술자 처우 개선에 대한 새로운 접근 – IT서비스업을 중심으로”「소프트웨어정책연구소 Insight Report」. 제2017-003호.

우쳐 소프트웨어산업 전체를 균형있게 육성하지 못했다고 밝혔다.

20) 소프트웨어산업 진흥법 개정안 제 53조(2018년 11월)에 따르면, 민간의 자본과 기술을 활용하여 공공부문과 민간부문이 협력하는 공공 소프트웨어사업을 추진할 수 있도록 한다.

21) 이와 관련한 사례로 중소기업 고유업종제도를 들 수 있다. 동 제도는 중소기업을 육성하기 위해 특정업종에 대한 대기업의 진입 및 확장을 규제한 제도로서 1979년 23개 업종으로 시작하여 1989년 237개 업종으로 확대되었다가 2006년 완전히 폐지되었다. 이병기(2015)에 따르면, 동 제도가 유지될 때보다 해제되었을 때 중소기업의 생산성 및 산출량이 크게 향상된 것으로 나타났다.

22) 한국경제연구원, “위기의 소프트웨어산업 돌파구는 무엇인가?” 세미나 토론문(김기환), p. 61 발췌

이병기. (2015). “중소기업 고유업종 제도의 경제적 효과와 정책적 시사점” 「KERI 정책연구」, 15-22.

이상일. (2013). “구조조정 칼바람 맞는 공공 IT인력... 결국 사회적 손실” 「디지털데일리」.

이창국. (2015). “공공시장 대기업 참여제한에 따른 IT서비스기업 반응 유형: 제도이론(Institutional Theory)에 기초한” 한국경영정보학회 추계학술대회. 서울, 11.21.

이호근. (2015). “소프트웨어산업 생태계 발전을 위한 연구 – 공공정보화 시장 대기업 진입규제 실효성 분석을 중심으로” 한국경영정보학회 춘계학술대회. 서울, 8.4.

임동원. (2018). “소프트웨어산업 발전을 위한 정책 제언”「KERI Brief」, 18-06.

최병선. (2008). 「정부규제론」. 서울: 법문사.

한국소프트웨어산업협회. (2015). “소프트웨어직종별 인력수급 실태조사”

황관석. (2015). “이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석” 「주택연구」 23(4): 170-177.

Iansiti, M. and R. Levin (2004), “Strategy as ecology”, *Harvard Business Review*, March, 68-78.

Mincer, J. (1958). “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution” *Journal of Political Economy*, 66(4): 281-302

이승윤(李昇潤): 주저자. 충북대학교 대학원에서 경제학 석사과정에 재학 중이며, 주요 관심분야는 정보통신정책평가, 정보보호·보안 등에 대한 경제학적 분석이다(puhaha711@gmail.com).

임병인(林炳仁): 교신저자. 성균관대학교 대학원에서 1997년 경제학 석사학위를 취득하고, 동 대학원에서 2000년 경제학 박사학위를 취득하였으며, 현재 충북대학교 경제학과 교수로 재직 중이다. 주 연구 분야는 재정학, 보험경제학, 비용편익분석 등이다. 주요 논문들은 한국경제연구(2018), 융합정보논문지(2018), 예산정책연구(2018) 등에 게재하였다 (billforest22@gmail.com).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *23-50*

국방지출 결정요인에 관한 연구: 민주적 책임성과 정부안정성 중심으로

신다윗

국방지출은 다른 재정지출항목과는 대외적으로 민감한 지출항목이라는 점과 국민의 안위와 직접적으로 연관된다는 점에서 그 결정요인을 분석하고 찾아내는 것은 중요하고 의미가 있으며, 국방지출 결정요인에 관한 지식축적과 연구적 측면에서 지금까지 논의된 결정요인 이외에도 다양한 요인이 연구될 수 있다. 이에 본 연구는 다수의 연구에서 국가재정지출의 정책결정요인으로 거론되는 민주적 책임성과 정부안정성이 국방지출에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 고찰하여 국방지출 결정요인에 대한 이해를 높이고자 한다. 1984년부터 2013년까지 129개 국가의 패널 자료를 구축하여 분석에 사용하였으며, 국가 간 분석에서 식별될 수 있는 내생성 문제를 고려하기 위해 합동OLS와 확률효과, 고정효과 모형 결과를 제시하였다. 분석결과 민주적 책임성과 정부안정성 등 정치적 요인은 국방지출과 유의마한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 민주적 책임성과 정부안정성 수준이 높은 국가일수록 국방지출이 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 민주적 책임성과 보건지출 상호작용도 유의한 것으로 나타났다. 민주적 책임성과 정부안정성의 향상은 국가의 지도자나 정부 관점에서 정책추진의 정치적 제약요소 증가로 받아들여지고 국민의 요구가 반영될 개연성이 높아짐을 의미한다. 결과적으로 이는 국방지출의 감소로 이어진다. 특히, 사회지출에 대한 요구가 높은 국가에서 이러한 경향이 더 크게 나타날 것으로 예상된다.

[주제어: 정책결정요인, 재정지출, 국방지출, 민주적 책임성, 정부안정성]

Ⅰ. 서론

본 연구는 '민주적 책임성'과 '정부안정성'을 중심으로 국방지출의 정치적 결정요인을 고찰하였다. 국방지출은 전쟁이라는 만약의 사태를 대비하여 적으로부터 주권과 영토, 국민을 지키기 위해 군을 편성하고 유지하는데 소요되는 지출을 의미한다. 국방지출은 국가의 안위를 위해 꼭 필요하다. 스톡홀름국제평화문제연구소에

논문접수일: 2019.07.13, 심사기간(1차~2차): 2019.08.19~09.22, 게재확정일: 2019.09.22

따르면 전 세계 국방지출은 2016년 기준 1,686억 달러로 전 세계 GDP의 2.1%를 차지하고 있다. 일부 국가에서는 국가지출의 30%가 국방지출로 투입된다.

국방지출은 대부분의 국가에서 국가 경제에 영향을 미치는 중요한 재정지출인 동시에 많은 논쟁을 수반하는 요인으로 인식된다. 국방지출은 외부위협으로부터 국가의 평화와 안정보장을 위한 필수적 지출이다. 국방지출을 통한 안보 강화는 국가의 안정적인 투자와 해외자본 유치에 기여한다. 또한, 국방지출은 경제 산출을 증가시키는 투입요소로써 과학기술과 군수산업의 발전과 경제성장을 촉진한다. 하지만, 국방지출은 국가의 자원 배분의 문제를 야기하기도 한다. 국방지출이 개발도상국의 경제 성장을 저해하며(Knight et al., 1996; Dunne & Tian 2013), 국방지출의 부담은 교육·보건·복지 등 사회발전에 필요한 지출을 제약한다는 주장이 있다(Apostolakis, 1992; Dabelko & McCormick, 1977; Domke, et al., 1983; Scheetz, 1992; Zhao et al., 2015). 또한, 국방지출의 증가는 주변 국가와의 대립과 갈등을 심화시키는 요인으로 풀이되기도 한다(Wallace, 1972). 이처럼 국방지출에 대한 논의는 국방지출이 사회와 경제에 미치는 영향에 대한 논의와 맞물려 지속하고 있으며 이를 고려할 때 국방지출의 결정요인을 이해하는 것이 매우 중요하다.

본 논문은 크게 두 가지 학술적 측면에서 기존연구와 차별성을 가지고 있다. 먼저, 본 연구는 국방지출 결정요인에 대한 이해를 제고하였다. 기존의 국방지출 결정요인 연구는 인구와 인구당 GDP, 정부지출 등 사회·경제적 요인과 정치체제와 민주주의, 선거제도 등 정치·제도적 요인, 국가의 과거 전쟁 여부와 같은 대외적 요인으로 구분된다. 일반적으로 국방지출은 정치적 요인보다는 국제 정세와 주변국과의 관계 등 대외적 요인이 더 중요한 것으로 인식될 수 있지만, 민주적 책임성과 정부안정성 등 정치적 요인이 배제될 수 없다. 안보 상황이 매우 불안정한 일부 국가를 배제하고는 다양한 국내 정치적 요인이 국가 지출 결정 과정에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 기존에 논의된 결정요인 요인과 함께 민주적 책임성과 정부안정성을 국방지출 결정요인으로 고려하여 분석하였다.

둘째, 본 논문은 민주적 책임성과 정부안정성을 국방지출 결정요인으로 실증 분석한 첫 국가 간 연구이다. Kumar(2017)은 국방지출에 영향을 미치는 국내 정치적 결정요인으로 지출배분절차, 정부정책의 방향, 국방관련 부서의 지위, 정부의 이념적 성향 등 다양한 요인을 제시하고 있지만, 실제로 이들 요인을 결정요인으로 한 실증연구는 분석 가능한 자료의 한계로 인해 부재한 실정이다. 본 연구는 국가 간 연구에서 널리 활용되는(Busse & Hefeker, 2007; Grigoli & Mills, 2014; Liang & Mirelman, 2014) International Country Risk Guide(ICRG)의 Political Risk

Service(PRS)의 하위지표 중 하나로 구성되어 있는 민주적 책임성과 정부안정성을 국내 정치적 요인 측정하는 변수로 활용하여 국방지출간의 관계를 실증적으로 분석하였다.

또한, 분석모형의 타당성 제고를 위해 Dunne et al.(2003)와 Collier et al.(2007)의 국방지출 결정요인 분석모형을 발전시킨 Albalate et al.(2012)의 국방지출 결정요인 모형을 기반으로 인구와 인당 GDP, 정부지출 등 사회·경제변수와 대외적 위협을 나타내는 외부위협과 민주주의와 병력 규모 등 정치·제도적 변수에 민주적 책임성과 정부안정성 변수를 추가로 포함하는 국방지출 결정요인 분석모형을 구성하였다.

논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 선행연구 분석을 통해 국방지출 결정요인에 대한 논의를 검토하고 선행연구를 정리하였다. 3장에서는 실증분석을 위한 자료수집과 분석 모형을 소개하였으며 4장에서는 분석 결과를 정리하였다. 결론에서는 실증분석 결과를 통해 도출되는 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 국방지출과 전쟁

국방지출은 병력을 운용하고 유지하는 운영유지 비용 뿐만 아니라, 무기를 개발하고 구매하는데 사용되는 비용 등 군을 편성하고 유지하는데 소요되는 모든 지출을 의미한다. 국방지출은 국가의 적대 세력의 행위를 억제하는 수단으로써 공공재의 역할을 하지만, 국방지출의 증가는 오히려 전쟁의 발발 개연성을 높이는 것으로 나타난다.

Collier & Hoeffler(2006)은 국방지출의 증가가 전쟁의 발발 개연성을 증가시키고 있음을 실증연구를 통해 지적했다. 국방지출은 적대 세력의 입장에서 민감하게 반응할 수밖에 없는 신호가 될 수 있다. 왜냐하면 국방지출의 증가가 회담이나 협정과 같은 평화적 방법보다는, 무력을 통한 진압을 염두에 두고 있다는 것으로 받아들여질 수 있기 때문이다.

또한, 군비경쟁 모형을 통해 국방지출과 전쟁의 관계를 살펴볼 때도, 국방지출의 증가는 국가 간 전쟁의 발발 개연성을 높이는 것으로 나타났다. 군비경쟁은 여러 국가가 군사적 우위를 점하기 위해 군비를 확장하는 현상을 일컫는데, 군비증강은

무엇보다 군수산업에 투입되는 재원 마련을 위한 국방지출을 위한 예산의 확보와 증액이 수반된다. 대표적으로 Richardson(1960)은 군비를 측정하는 대리 변수로 국방지출을 활용하여, 군비경쟁이 전쟁에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석 결과를 토대로 그는 갈등이나 경쟁 상황에 놓인 두 국가 간의 상호 작용은 결국 군비경쟁(국방지출의 증가)을 심화시키고 전쟁의 발발 개연성을 높인다고 주장했다. 또한, Wallace(1972)는 1820년부터의 1964년까지 발생한 99개의 대규모 전쟁 자료를 통해 군비경쟁 모형을 실증적으로 분석하였는데, 분석 결과 군비경쟁이 수반되는 국제적 갈등과 분쟁은 그렇지 않은 경우보다 전쟁으로 이어질 개연성이 훨씬 크다고 밝히고 있다.

이처럼 국방지출은 다른 재정지출항목과는 대외적으로 민감한 지출항목이라는 점과 국민의 안위와 직접적으로 연관된다는 점에서 그 결정요인을 분석하고 찾아내는 것은 중요하고 의미가 있다.

2. 정치적 정책결정요인과 재정지출

재정지출과정에서 정치적 요인의 역할과 중요성에 대한 논의는 정책 결정요인 탐색을 연구의 주목적으로 한 정책결정요인론을 중심으로 논의 되어왔다(진상기·오철호, 2015). 초기 연구는 국민총생산(GNP)·1인당 국민총소득(GNI per capita)·인구 등 사회경제적 변수를 활용한 연구가 주를 이루었다(Olson & Zeckhauser, 1966; Smith, 1980; Thompson, 1979). 하지만, 최근에는 정부를 둘러싸고 있는 외부 환경적 요인을 정부 지출의 결정요인으로 보는 구조결정론(structural theory)에 기반을 두어 사회·경제적 요소뿐만 아니라 정치·제도 등 국가를 둘러싸고 있는 다양한 환경적 요인을 복합적으로 고려한 재정지출 결정요인 연구가 다양한 학자들로부터 수행되고 있다.

Acemoglu & Robinson(2012)은 국가의 번영과 실패는 국가의 정치적 요인에 기인한다고 주장하면서, 국가의 정치적 요인이 국가의 제도(institution)와 정책을 결정하며, 그것에 따라서 국가의 성공과 실패가 결정된다는 설명을 통해, 정치적 요인의 중요성을 강조하였다. 여기서 강조하고 싶은 점은 정치적 요인과 제도와 정책의 관계이다. 즉, Acemoglu & Robinson(2012)는 제도와 정책이 정치적 요인으로 인해 결정된다고 바라본다. 물론, 그들의 주장에 대한 반대의 견해가 있는 것은 사실지만, 한 가지 분명한 점은 정치적 요인이 정책과 제도에 미치는 영향을 분석함으로써 정치적 요인이 정책 결정요인으로 끊임없이 논의되고 있다는 것이다. 많은

연구에서 사회·경제적 요인의 효과를 통제하고 순수하게 정치·제도적 요인을 정책 결정요인으로 분석하고 있으며, 민주주의, 선거제도, 정부 유형, 정치체제 등이 결정요인으로 논의된다(Albalate, 2012; Dunne, 2003; Hewitt, 1992; Goldsmith, 2003).

이와 더불어, 본 연구의 정치적 설명요인인 민주적 책임성과 정부안정성을 재정지출 결정요인으로 활용한 연구도 다양한 분야에서 진행되고 있다. Javid et al.(2011)는 민주적 책임성과 정부안정성이 국가의 재정적자에 미치는 영향을 분석하였으며, Liang & Mirelman(2014)은 보건지출을 민주적 책임성과 정부안정성을 결정요인으로 설명하고자 하였다. 또한, Hu & Mendoza(2013)의 아동 보건지출 결정요인 연구와 Grigoli & Mills(2014)의 공공투자 결정요인에 대한 연구에도 민주적 책임성과 정부안정성 등 정치적 요인이 설명변수로 포함되어 논의되고 있다.

3. 선행연구: 국방지출 결정요인

국방지출 결정요인에 관한 연구는 냉전 시대부터 지금까지 꾸준하게 지속되고 있다. 사회경제적 변수를 결정요인으로 활용한 연구(Olson & Zeckhauser, 1966; Smith, 1980; Thompson, 1979)와 국제사회에서의 갈등과 분쟁에 따른 국방지출을 분석한 연구(Richardson, 1960; Whynes, 1979; Brozska; 1981), 그 외에도 국방지출 결정요인으로 민주주의, 선거제도, 정부 유형, 정치체제 등이 논의되고 있다(Albalate, 2012; Dunne, 2003; Hewitt, 1992; Goldsmith, 2003). 즉, 국방지출은 특정 학문 분야의 논리에 의해 그 규모가 결정되는 것이 아니라, 국내외 정치적 요인, 제도적 요인, 경제적 요인 등 다양한 요인들이 복합적으로 작용하여 나타난 결과로 해석할 수 있다.

초기 연구는 국민총생산(GNP)·1인당 국민총소득(GNI per capita)·인구 등 사회경제적 변수를 활용한 연구가 주를 이루었다(Olson & Zeckhauser, 1966; Smith, 1980; Thompson, 1979). Olson et al.(1966)는 NATO 국가를 대상으로 국방지출 결정에 영향을 주는 경제적 요인을 분석하였으며, 국민총생산(GNP)으로 측정된 국가의 경제력을 국방지출 편성 규모에 영향을 주는 요인으로 식별하였다. Smith(1980)는 사회적 후생 모형을 활용하여 국방지출 결정요인을 탐색하였으며, 국방지출이 다른 국가의 국방지출에 의해 결정되고 있음을 입증하였다. Thompson(1979)은 1인당 국민소득의 증가가 국방지출 증가에 긍정적 영향을 미치며, 이는 국가의 소득이 높을수록 국가가 당면한 위협 수준이 높아지기 때문이라고

주장하였다. Collier et al.(2007)는 다른 나라로부터 받은 국제 원조 금액을 국방지출 결정요인모형에 포함하였다.

냉전 시대 이후에는 사회·경제적 요소뿐만 아니라 정치·제도 등 국가를 둘러싸고 있는 다양한 환경적 요인을 복합적으로 고려한 국방지출의 결정요인 연구가 다양한 학자들로부터 수행되고 있다. Dunne et al.(2003)는 국방지출은 사회·경제적 요인과는 무관하며, 국가가 직면하고 있는 전략적 환경, 즉 국내·외 안보환경과 위협에 대한 인식, 과거 전쟁 여부와 정부 유형 등 다양한 정치·제도적 요인에 기인한다고 주장하였다. 연구 결과에 따르면, 과거 전쟁 여부와 정부 유형, 주변국의 국방지출 규모 등이 국방지출에 영향을 주는 요인으로 밝혀졌다. 또한, 다수의 연구에서 국방지출의 정치적 결정요인으로 민주주의국가와 독재국가를 비교하였으며(Hewitt, 1992; Goldsmith, 2003), 독재국가가 민주국가보다 국방지출에 더 많은 국가 자원을 투입하고 있는 것으로 밝혀지고 있다.

Albalate et al.(2012)는 민주주의 수준, 선거제도, 정부 유형 등 제도적 요인이 국방지출 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 특히, 인구와 1인당 GDP 등 사회·경제적 변수와 과거 전쟁 여부 등 대외적 요인을 모두 고려하여 국방지출 결정요인 모형을 구성하였다. 연구결과 총리제보다 대통령제를 택하고 있는 국가에서, 비례투표제보다 다수결 투표제에서 국방지출이 높은 것으로 나타났다.

국방지출 결정요인에 관한 지식축적과 연구적 측면에서 볼 때, 지금까지 논의된 결정요인 이외에도 다양한 요인이 연구될 수 있다. 이에 본 연구는 다수의 연구에서 국가재정지출의 정책결정요인으로 거론되는(Busse & Hefeker, 2007; Stokes, 1997; Liang & Mirelman, 2014) 민주적 책임성과 정부안정성이 국방지출에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 고찰하여 국방지출 결정요인에 대한 이해를 높이고자 한다.

Ⅲ. 연구방법

1. 변수설정

본 분석에는 1984년부터 2013년까지 129개국의 패널 자료가 사용되었다. 종속변수는 국방지출로 국가 GDP 대비 국방지출을 활용하였으며 출처는 Stockholm International Peace Research Institute(SIPRI)이다. 설명변수인 민주적 책임성과

정부안정성은 International Country Risk Guide(ICRG)에서 구축한 것을 활용하였다. 이들 변수는 Political Risk Service(PRS)의 하위지표 중 하나로 구성되어 있으며, 각 항목은 각각의 국가의 국가전문가(Experts)에 의해서 측정되어 수치화된다(Howell, 2011). 본 연구에서는 민주적 책임성과 정부안정성 항목만을 따로 추출해서 사용하였다.

민주적 책임성은 실질적 권력 주체(정부)[1]의 행동에 대한 책임과 국민의 요구에 대한 반응을 나타낸다. 즉, 민주적 책임성이 높은 국가는 권력 주체가 자신들의 행동에 책임이 높고 국민의 요구에 적극적으로 반응하는 것을 의미하지만, 민주적 책임성이 낮은 국가는 권력 주체가 자신들의 행동 책임을 지지 않고 국민의 요구에 대한 반응도 미비하다는 것을 의미한다. 민주적 책임성이 민주주의 체제에만 국한되어 적용되는 것은 아니다(Rehfeld, 2006). 어느 통치체제에서나, 통치자는 피치자에 대한 그들의 행동에 대하여 책임을 지고 피치자의 요구에 반응한다고 볼 수 있으므로 민주주의 체제뿐만 아니라 독재체제에서도 민주적 책임성의 개념이 사용될 수 있다. 단, 민주화가 이루어질수록 그 책임성의 비중이 커진다고 할 수 있다.

Howell(2008)은 민주적 책임성을 국가의 통치 유형에 따라 결정된다고 보고, 그 유형을 단임제 민주주의(Alternating Democracy), 중임제 민주주의(Dominated Democracy), 사실상 단일 정당 체제(De Facto One-party State), 법적인 단일 정당 체제(De Jure One-Party State), 전제주의(autarchy)로 구분하였다. 일반적으로 단임제 민주주의에서 민주적 책임성이 가장 높고, 전제주의에서 민주적 책임성이 가장 낮다. 민주적 책임성은 0점부터 12점으로, 0점은 낮은 민주적 책임성을, 12점은 높은 민주적 책임성을 나타낸다.

정부안정성은 실질적 권력 주체(정부)가 권력을 유지하는 정도와 원활한 정책 추진을 나타낸다(Howell, 1998), 정부안정성은 정부의 효율성과 체제의 안정성을 의미하는 중요한 국내 정치적 척도이다. 즉, 정부안정성을 통해 실질적 권력 주체가 얼마나 오랫동안 권력을 유지하고 정책을 원활하게 추진하는지 알 수 있다(Harmel & Robertson, 1986; Merlo, 1997; Taylor & Harman, 1971). 정부안정성은 0점부터 12점으로, 0점은 낮은 정부안정성을, 12점은 높은 정부안정성을 의미한다. 정부일치성(government unity), 입법부의 권한(legislative strength), 국민지지(popular support)가 정부안정성을 측정하는 세부 측정지표로 활용된다(Howell, 1998).

---

1) 권력의 주체는 국가의 체제에 따라서 변화할 수 있는데, 예로 민주주의 하 대통령제 국가에서는 대통령이 권력의 주체가 되며 의원내각제에서는 내각이나 국회의 다수당이 권력의 주체가 된다. 또한, 독재정치체제에서는 1인 또는 소수가 권력의 주체이다.

통제변수는 문헌연구를 통해 과거에 국방지출모형에서 유의미한 관계가 나타난 변수를 추출하여 설정하였다(Albalate et al, 2012; Collier & Hoeffler, 2007; Dunne, & Lamb, 2002; Dunne & Perlo-Freeman, 2003; Dunne et al., 2008). 무엇보다 국방지출을 결정하는 요인으로 국제관계에 따른 안보 상황, 주변국과의 갈등과 분쟁 등 국외 정치적 요인이 고려되어야 한다. 이를 통제하기 위해서 ICRG의 외부위협지표를 사용하였다. 외부위협지표는 비군사적 압력(외교적 압력, 원조 보류, 무역제한, 영토 분쟁, 제재 등)에서 군사적 충돌(국지전부터 전면전)을 모두 고려하여 측정된 지표이며(Howell, 1998), 0점은 고 위협을 12점은 저 위협을 의미한다.

사회경제학적 통제변수는 인구, 인당 GDP, 정부지출(GDP 대비, %)이며 World Bank의 World Development Indictor(WDI) 데이터베이스를 활용하였다. 먼저, 인구는 정부가 제공하는 공공재의 규모의 경제를 통제한다(Liu & Mikesell, 2014). 인당 GDP는 2010년 기준 달러로 제공된 자료를 기반하며, 국가별 경제발전 수준을 통제한다. 인구와 인당 GDP는 자료 분포의 이분산성을 고려하여 선형추정에 적합하도록 자연로그를 취하였다. 또한, 정부지출은 GDP 대비 정부지출 규모(%)로 측정되었다. 정부지출규모는 국방지출을 증가시키는 요인으로 알려졌다(Mauro, 1998).

정치·제도적 통제변수는 민주주의와 병력 규모이다. 민주주의는 지표는 Polity IV 데이터베이스에서 추출하였다. 민주주의 지표는 독재수준과 민주주의 수준 두 가지로 구성되며, 각각 0에서 10까지 범위로 설정되어 있다. 본 지표를 민주주의 국가와 독재국가를 구분하여 더미변수로 구성하였다[2]. 이는 정치참여의 경쟁력을 의미하며, 민주주의 국가가 독재국가보다 상대적으로 비폭력적인 경향이 있음으로(Collier & Hoeffler, 2007), 민주주의 국가일수록 국방지출이 감소할 것으로 예상된다. 군 병력 규모의 경우 과거 연구에서는 통제변수로 고려되지 않았지만, 군 인건비와 운영유지에 영향을 미치며 국방지출에 큰 비중을 차지하는 중요변수이므로 통제변수로 모형에 포함하였다. 인건비는 국방비지출을 증가시키는 요인으로 작용할 것으로 예상된다(Gupta et al., 2001). 또한, 자료 분포의 이분산성을 고려하여 선형추정에 적합하도록 자연로그를 취하였다. 변수의 측정개념과 예상되는 국방지출과의 관계를 정리하면 아래 〈표 1〉에서 보는 바와 같다.

2) 일부 국가에서 민주주의 수준과 독재수준 점수가 모두 나타나는 경우가 있는데, 두 개의 점수를 비교해서 점수가 큰 쪽으로 해당 국가의 정치체제를 구분하였다. 예를 들어 2013년 요르단은 민주주의 점수와 독재수준 점수가 각각 2점과 5점으로 평가되었는데, 이런 경우 요르단은 독재국가로 구분하였다.

〈표 1〉 변수의 정의, 측청개념 및 예상되는 영향

변수	측정개념	예상되는 영향	자료출처
국방지출	GDP 대비 국방지출 (%)		SIPRI
민주적 책임성	민주적 책임성 수준 (낮음 0 – 높음 12)[3]	(–)	ICRG
정부안정성	정부안정성 수준 (낮음 0 – 높음 12)	(–)	
외부위협	외부위협 수준(낮음 0 – 높음 12)	(+)	
인당 GDP	로그 1인당 GDP(2010년 기준 달러)	(–)	WDI
인구	로그 총 인구수	(–)	
정부지출규모	GDP 대비 정부지출 (%)	(+)	
병력 규모	로그 총 병력 규모	(+)	IISS
민주주의	더미변수: 1은 민주주의 국가, 0은 독재국가	(–)	Polity IV

2. 분석모형 및 분석방법

본 연구에서 사용한 자료는 동일 개체에 대해 복수 년 도를 대상으로 한 시계열적 특성이 있다. 분석에 사용된 자료는 1984년부터 2013년까지 129개국의 패널 자료가 사용되었다. 패널분석의 기본 모형은 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_i X_{i,t} + \delta_i + \epsilon_{i,t}$$

이때, δ_i는 시간에 따라 변하지 않는 국가의 고유한 특성이며, $\epsilon_{i,t}$는 순수한 오차항을 의미한다.

지금까지의 논의를 바탕으로 민주적 책임성과 정부안정성이 국방지출에 미치는 영향에 대한 연구모형을 구성하였다. 분석모형은 아래 모형(1)에서 보는 바와 같이, 인구와 인당 GDP, 정부지출 등 사회·경제변수와 대외적 위협을 나타내는 외부위협과 민주주의와 병력 규모 등 정치·제도적 변수를 포함하는 국방지출 결정요인 분석모형을 기반으로 하였다(Albalate 외, 2012; Dunne 외, 2003; Collier 외, 2007)[4].

3) 척도의 통일성을 위해 6점 척도를 12점 척도로 조정 함.

4) 국가의 예산은 한정되어 있고 이를 고려하여 재정지출이 이루어지는 것을 고려할 때, 타 분야 지출의 증가나 감소가 국방지출에도 영향을 미칠 수 있다. 특히, 국방지출과 보건지출 등 사회지출 사이에는 상쇄효과(trade-off)가 예상된다. 본 연구는 Albalate et al.(2012)의 국방지출 결정요인 모형에 기반을 두어 모형(2)을 구성하였으므로 상쇄효과는 고려하지 않았지만, 추가분석(강건성)에서 정치적 요인과 보건지출간의 상호작용항을 포

$$국방지출_{i,t} = \alpha + \beta^{*}(설명변수)_{i,t+}\delta_{i+}\epsilon_{i,t} \quad (1)$$

기본모형에 따른 세부모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} 국방지출_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1{}^{*}(민주적\ 책임성)_{i,t} + \beta_2{}^{*}(정부안정성)_{i,t} \\ & + \beta_3{}^{*}\ln(인구)_{i,t} + \beta_4{}^{*}(정부예산)_{i,t} + \beta_5{}^{*}\ln(인당GDP)_{i,t} \\ & + \beta_6{}^{*}\ln(병력\ 규모)_{i,t} + \beta_7{}^{*}(외부위협)_{i,t} + \beta_8{}^{*}(민주주의)_{i,t} \\ & + \delta_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

본 연구는 패널데이터분석에 통상적으로 많이 사용되는 합동OLS와 확률효과모형, 고정효과모형을 사용하였다. 합동OLS모형은 모든 패널 개체에 동일한 고정계수 오차항을 적용하여 패널데이터의 횡단면과 시계열 특성을 고려하지 않고 OLS로 추정하는 방식이다. 하지만, 패널 자료는 개별국가의 시계열과 횡단면 자료를 동시에 담고 있어서 오차항의 자기상관과 이분산성이 존재할 수 있다. 또한, 관찰하지 못하는 변수 중 시간에 따라 변하지 않는 개별 대상의 고유 특성이나 일정 시점의 모든 관찰 대상에 동일한 시점 고유의 환경요인이 존재할 가능성이 있다. 이를 극복하기 위해서 국가의 고유한 특성을 확률변수로 가정하는 확률효과모형과 가변수로 포함하는 고정효과모형으로 분석할 수 있다.

이후 변수의 적합성 및 모형의 적합성을 검증하기 위하여 다음의 과정을 거쳤다. 먼저, 모형의 독립변수 간 다중공선성(Multicollinearity)이 발생하는지 확인하기 위해 VIF(variance inflation factor, 분산팽창계수)를 확인하였다. VIF는 다중공선성을 진단하는데 가장 널리 활용되는 측정 방법으로 회귀모형의 추정계수치의 분산이 얼마나 커지는지를 추정한다. Marquardt (1970)에 따르면 분산팽창계수(VIF)가 10 이상이면 다중공선성의 문제가 있다. 또한, Breusch-Pagan의 LM 검정과 Hausman 검정을 단계적으로 실시하여 최종모형을 선정하였다. LM검정은 합동OLS와 확률효과모형 간의 모형선택에 활용되며, Hausman 검정은 확률효과 모형과 고정효과 모형간의 모형선택에 사용된다.

함한 모형을 추가분석하여 논의를 확장하였다.

Ⅳ. 분석결과

1. 기술통계 및 상관관계 분석

1984년부터 2013년까지 전체 국가에 대한 각 주요 변수의 기술 통계는 아래 〈표 2〉에서 보는 바와 같다. 실제로 본 연구의 실증모형에 따른 분석은 129개의 국가가 분석대상이 되지만 기술통계에서는 최대 134개의 국가까지 그 경향을 볼 수 있다. 각 주요 변수의 평균 기간은 변수마다 24년에서 30년 사이에 분포한다.

주요 변수를 중심으로 기술 통계치를 살펴보면, 국방지출의 평균값은 GDP 대비 2.68%로 나타나며, 민주적 책임성과 정부안정성은 각각 7.50과 7.57 정도로 중간 정도의 경향을 보인다는 것을 확인할 수 있다. 즉, 분석대상 국가는 전 세계적으로 민주적 책임성과 정부안정성이 높은 국가와 낮은 국가가 고루 분포하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 전쟁변수는 평균은 0.2 정도로 과거 30년 전쟁을 경험한 국가보다 경험하지 못한 국가가 더 많다는 것을 나타내고 있다. 마지막으로 민주주의는 평균 0.64 정도로 민주주의 국가와 비민주주의 국가의 정도가 비슷한 것을 알 수 있다.

패널 자료의 기술통계에서는 평균값과 최댓값, 최솟값도 중요하지만, 무엇보다 그 표준편차의 의미가 중요하다. 패널 자료의 기술통계는 3가지의 표준편차를 볼 수 있다. 첫째는 집단 간 편차로 분석의 대상이 되는 국가 간 발생하는 차이이다. 둘째는 집단 내 편차로 시간이 지남에 따라 국가 내에서 변화하는 자료의 편차를 의미한다. 셋째는 전체편차로 이는 횡단면자료에서 나타나는 편차와 유사하다.

일반적으로 국가 간의 편차는 국가 내의 편차보다 크게 나타나지만, 국방지출, 정부안정성, 외부위협변수는 국가 내의 편차가 국가 간의 편차보다 크게 나타났다. 이들 변수는 시간에 따른 국가 내의 자료 편차가 국가 간의 갖는 자료 편차보다 더 크다는 것을 알 수 있다. 이와 더불어 국가 간 표준편차와 국가 내 표준편차의 비율을 통해 변수가 갖는 편차에 대한 속성을 더 잘 파악할 수 있다.

구체적으로 변수별로 국가 간의 표준편차에 대한 국가 내 표준편차의 비율을 보면, 국방지출의 경우 약 133.9%, 정부안정성은 약 214.4%, 민주적 책임성은 약 64.5%로 나타났다. 그리고 인구는 약 12.1%, 인당 GDP는 약 16.2%, 정부 지출은 67.3%, 병력 규모는 약 20.8%, 민주주의는 약 67.5%, 외부위협은 112.8%로 나타났다. 인구가 시간에 따른 국가 내 변동이 가장 적은 변수이며, 정부안정성과 국방지출은 국가 내 변동이 큰 변수로 나타났다.

또한, 국방지출의 최솟값과 최댓값이 0에서 117.39로 그 편차가 비교적 크게 나타난 것을 볼 수 있다. 코스타리카는 1948년 군이 해체된 이후 지금까지 군이 없는 국가로 유지되고 있어 GDP 대비 국방지출(%)이 0으로 집계되고 있다. 쿠웨이트는 1991년 GDP 대비 국방지출(%)이 117.39로 나타나는데, 이는 걸프전쟁으로 인한 일시적 현상이다.

다음으로 변수 간 상호 연관성 파악을 위해 실시한 상관관계 분석의 결과를 살펴보면, 대부분의 변수 간 관계에서 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한, 국방지출 결정모형에 활용될 모든 변수 간에는 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 특히, 민주적 책임성과 정부안정성은 국방지출과 유의미한 부(-)의 상관관계를 살펴볼 수 있었다. 다만, 민주적 책임성과 민주주의의 관계가 0.606의 상관관계를 나타냈으나, 다중공선성의 문제가 심각하게 발현될 정도의 높은 상관관계는 아니라 판단된다. 하지만, 인구와 병력 규모의 관계가 0.812의 높은 상관계수를 나타내어 다중공선성의 문제가 의심되는 바, VIF 다중공선성 검증을 실시하여 모형의 적합성을 검증하였다.

〈표 2〉 기술통계분석결과

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	관측치
국방지출 (% GDP)	전체	2.68	3.77	0.00	117.39	N = 3450
	집단간		2.24	0.00	14.14	n = 133
	집단내		3.00	-7.04	107.35	T-bar = 25.9
정부안정성	전체	7.57	2.12	1.00	12.00	N = 3760
	집단간		0.90	5.90	10.59	n = 134
	집단내		1.93	1.46	12.47	T-bar = 28
민주적 책임성	전체	7.50	3.30	0	12	N = 3760
	집단간		2.79	1.38	12	n = 134
	집단내		1.78	1.26	13.3	T-bar = 28
인구	전체	16.25	1.50	12.74	21.03	N = 4011
	집단간		1.49	12.97	20.92	n = 134
	집단내		0.18	15.38	17.44	T-bar = 29.9

변수		평균	표준편차	최소값	최대값	관측치
정부지출	전체	15.94	6.09	0.00	76.22	N = 3634
	집단간		5.07	4.79	32.17	n = 133
	집단내		3.41	-0.03	66.14	T-bar = 27.3
인당 GDP	전체	8.38	1.57	4.75	11.63	N = 3732
	집단간		1.54	5.42	11.30	n = 132
	집단내		0.25	7.17	9.65	T-bar = 28.2
병력 규모	전체	10.88	1.62	6.17	15.24	N = 3343
	집단간		1.59	6.82	15.05	n = 134
	집단내		0.33	8.73	12.46	T-bar = 24.9
외부위협	전체	2.38	2.11	0	12	N = 3760
	집단간		1.40	0.25	7.07	n = 134
	집단내		1.58	-2.74	10.05	T-bar = 28.1
민주주의	전체	0.65	0.48	0.00	1.00	N = 4020
	집단간		0.40	0.00	1.00	n = 134
	집단내		0.27	-0.32	1.62	T = 30

〈표 3〉 상관관계 분석

변수	국방지출 (GDP 대비 %)	민주적 책임성	정부 안정성	인구	정부지출	인당 GDP	병력 규모	외부위협	민주주의
국방지출 (GDP 대비 %)	1.000								
민주적책임성	-0.205***	1.000							
정부안정성	-0.067***	0.146***	1.000						
인구	-0.075***	0.027*	0.011	1.000					
정부지출	0.416***	0.162***	0.000	-0.249***	1.000				
인당 GDP	0.043**	0.536***	0.227***	-0.139***	0.367***	1.000			
병력 규모	0.127***	-0.030*	0.037**	0.812***	-0.070***	0.116***	1.000		
외부위협	0.262***	-0.417***	-0.320***	0.004	-0.007	-0.340***	0.102***	1.000	
민주주의	-0.238***	0.653***	0.045***	0.011	0.007	0.325***	-0.077***	-0.321***	1.000

주1) *** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1 수준에서 유의(양쪽).

2. 모형의 적합성 검증

민주적 책임성과 정부안정성이 국방지출에 미치는 영향을 분석하고자 다음과 같은 모형의 적합성 검증을 통해 연구모형을 결정하였다. 첫째, 합동OLS와 확률효과모형에 대한 LM 검정과 확률효과모형과 고정효과모형에 대한 Hausman 검정을 단계적으로 실시하여 연구모형을 결정하였다. 둘째, 독립변수 상호간 다중공선성(Multicollinearity) 발생 여부를 판단하기 위해 VIF를 확인하였다.

먼저, LM 검정 결과 모형(2)에 대한 카이제곱(χ^2)값이 각각 2485.72이며, p 값은 모두 0.0000으로 나타나 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 즉, 합동 OLS 모형 추정보다는 패널의 개체특성을 고려한 확률효과 모형의 활용이 본 자료 분석에 더욱 적합하다.

〈표 4〉와 〈표 5〉는 고정효과 모형과 확률효과 모형 간의 판단을 위한 Hausman 검정 결과를 제시하고 있다. 검정 결과, 두 모형 모두 고정효과 모형이 자료를 분석하는데 더욱 적합함을 보여주고 있다.

마지막으로, 설명 변수들의 다중공선성 여부를 확인하기 위하여 VIF를 확인하였으며, 〈표 5〉에 제시된 바와 같다. VIF 측정 결과 평균 VIF값이 2.35이고 모든 설명변수의 값이 일반적으로 다중공선성 발생하는 것으로 판단하는 기준인 VIF값 10보다 작으므로 변수간 다중공선성은 발생하지 않은 것으로 보인다.

〈표 4〉 모형 (2)에 대한 Hausman검정 결과 GDP

변수	(b) fixed	(B) random	(b-B) Difference	S.E. sqrt(diag(V_b-V_B))
민주적 책임성	-0.09405	-0.15257	0.058528	0.014137
정부안정성	-0.02805	-0.05341	0.025361	0.006715
인구	-1.90903	-0.89129	-1.01774	0.305085
정부지출	0.30806	0.271134	0.036927	0.007016
인당 GDP	-0.58817	-0.416	-0.17217	0.183737
병력 규모	0.661422	0.966763	-0.30534	0.085279
외부위협	-0.09127	-0.12619	0.034923	0.007841
민주주의	0.067294	-0.24472	0.312017	0.087748

주1) Ho: difference in coefficients not systematic
주2) χ^2 = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 84.97
주3) Prob 〉 χ^2 = 0.0000

〈표 5〉 다중공선성 검증 결과

변수	VIF	1/VIF
정부안정성	1.11	0.901214
민주적 책임성	2.29	0.436599
외부위협	1.26	0.790588
인구	4.41	0.226558
인당 GDP	2.23	0.449223
정부지출	1.25	0.801793
병력 규모	4.45	0.224535
민주주의	1.79	0.558964
VIF 평균	2.35	

3. 분석결과

국내 정치적 요인이 국방지출에 미치는 영향을 분석한 결과는 아래 〈표 6〉에서 보는 바와 같다. 모든 모형에서 민주적 책임성은 국방지출과 통계적으로 유의미한 부의 관계가 있는 것으로 나타난다. 반면, 정부안정성은 확률효과모형에서만 유의미한 부의 관계가 있는 것으로 나타나고 있다.

모형의 적합성 결과에 따르면 고정효과모형이 자료를 분석하는데 가장 적합한 모형으로 나타났으므로, 본 연구는 고형효과모형 추정 결과를 중심으로 분석 결과를 살펴보도록 하겠다.

민주적 책임성의 회귀계수는 -0.047으로 유의수준 10% 안에서 통계적으로 유의미한 결과를 보인다. 민주적 책임성 수준 1점 증가는 GDP 대비 국방지출의 0.094% 감소를 의미한다. 즉, 전체국가를 대상으로 볼 때 국가의 민주적 책임성 평균 수준이 증가하면 국방지출은 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 정부안정성의 회귀계수는 0.0280으로 나타났지만, 통계적으로 유의미하지 않았다.

다른 통제요인의 분석결과는 다음과 같다. 사회통계학적 통제변수는 인구와 인당 GDP, 정부 지출 규모이다. 인구는 국방지출과 통계적으로 유의미한 부의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 인구는 정부가 제공하는 공공재의 규모의 경제를 통제하는 효과가 있으며, 국방지출을 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 정부 지출 규모가 늘어나면, 국방지출이 높아지는 것으로 나타났다. 인당 GDP는 국가의 경제 수준과 경제발전을 의미하는데, 경제 수준이 높고 경제발전을 달성한 국가가 그렇

지 않은 국가보다 사회적으로나 정치적으로 더욱더 안정적이라고 해석할 수 있다.

외부위협 변수는 비군사적 압력과 군사적 충돌 등 국가 간의 갈등이나 외부로부터의 위협에 따른 긴장 상태를 담고 있다. 분석결과 외부위협 변수는 국방지출을 증가시키는 것으로 나타났다. 외부위협 수준 1점 증가는 GDP 대비 국방지출의 0.0913% 증가를 의미한다.

〈표 6〉 분석결과

(종속변수: GDP 대비 국방지출, %)

변수	(1) 합동OLS	(2) 확률효과	(3) 고정효과
민주적 책임성	-0.129*** (0.0215)	-0.0763*** (0.0234)	-0.0470*[5] (0.0244)
정부안정성	-0.0305 (0.0239)	-0.0534** (0.0217)	-0.0280 (0.0227)
인구	-0.986*** (0.0628)	-0.891*** (0.119)	-1.909*** (0.327)
정부지출	0.175*** (0.00893)	0.271*** (0.0131)	0.308*** (0.0149)
1인당 GDP	-0.155*** (0.0431)	-0.416*** (0.0819)	-0.588*** (0.201)
병력 규모	1.098*** (0.0584)	0.967*** (0.0978)	0.661*** (0.130)
외부위협	0.212*** (0.0295)	0.126*** (0.0302)	0.0913*** (0.0312)
민주주의	-0.545*** (0.133)	-0.245 (0.166)	0.0673 (0.188)
상수	6.418*** (0.774)	6.645*** (1.613)	27.10*** (4.779)
관측치	2,826	2,826	2,826
R-squared	0.321		0.200
Number of id		129	129
Country FE			YES
LM Test		P〈0.01***	
Hausman Test			P〈0.01***

주1) 괄호안은 표준오차
주2) VIF 측정 결과 평균 VIF값이 2.35이고 모든 설명 변수의 VIF값이 10보다 작으므로 변수간 다중공선성은 발생하지 않은 것으로 보임
주3) *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

5) p-value: 〈.055

또한, 통제변수로 고려한 병력 규모는 국방지출과 양의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 병력 규모는 인건비와 직결되는데, 인건비의 부담은 결국 국방지출의 증가로 이어지는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로, 민주주의 여부는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

4. 추가분석

본 연구는 분석결과의 강건성(robustness)을 높이기 위해 몇 가지 추가적인 분석을 실시하였다. 첫째, 종속변수인 국방지출을 정부지출 대비 국방지출 비율로 측정한 자료를 활용하여 설명변수와 국방지출간의 관계를 분석하였다. 둘째, 종속변수를 무기수입 규모로 하여 추가분석 하였다. 셋째, 설명변수와 보건지출과의 상호작용항을 포함한 모형을 구성하여 국방지출과 보건지출의 상쇄효과(trade-off)를 분석하였다.

추가분석에서도 합동OLS와 확률효과모형에 대한 LM 검정과 확률효과모형과 고정효과모형에 대한 Hausman 검정을 단계적으로 실시하여 연구모형을 결정하였다. 또한, 독립변수 상호 간 다중공선성(Multicollinearity) 발생 여부를 판단하기 위해 VIF를 확인하였다.

모형의 적합성 결과에 따르면 고정효과모형이 자료를 분석하는데 가장 적합한 모형으로 나타났으므로, 본 연구는 고형효과모형 추정 결과를 중심으로 분석 결과를 살펴보도록 하겠다. 또한, 모든 설명 변수의 값이 일반적으로 다중공선성 발생하는 것으로 판단하는 기준인 VIF값 10보다 작으므로 변수 간 다중공선성은 발생하지 않은 것으로 보인다.

먼저, 국방지출을 정부지출 대비 국방지출 비율을 종속변수로 한 모형의 분석 결과는 〈표 7〉에서 보는 바와 같으며, 국가 GDP 대비 국방지출(%)을 종속변수로 한 모형(2)의 분석 결과와 매우 유사한 결과를 확인할 수 있었다.

분석결과 민주적 책임성이 1% 유의수준에서 국방지출(정부지출 대비, %)과 통계적으로 유의미한 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 반면, 정부안정성은 유의미한 결과가 도출되지 않았다. 통제변수의 결과는 다음과 같다. 인구와 외부위협은 국방지출과 통계적으로 유의미한 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 반면, 정부지출과 병력 규모는 국방지출과 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 민주주의는 국방지출과 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 7〉 강건성(Robustness) 확인을 위한 추가분석 (1)

(종속변수: 총 정부지출 대비 국방지출, %)

변수	(1) 합동OLS	(2) 확률효과	(3) 고정효과
민주적 책임성	−0.490*** (0.0447)	−0.155*** (0.0317)	−0.0908*** (0.0308)
정부안정성	0.0257 (0.0526)	−0.0428 (0.0281)	0.0125 (0.0272)
인구	−2.431*** (0.127)	−2.482*** (0.234)	−6.045*** (0.416)
정부지출	0.0489** (0.0205)	0.107*** (0.0204)	0.0869*** (0.0201)
1인당 GDP	−0.464*** (0.0865)	−1.623*** (0.176)	−1.582*** (0.262)
병력 규모	2.897*** (0.118)	1.235*** (0.140)	0.575*** (0.147)
외부위협	0.395*** (0.0674)	−0.0706 (0.0444)	−0.0793* (0.0429)
민주주의	−3.492*** (0.286)	−0.627** (0.252)	0.113 (0.251)
상수	24.84*** (1.604)	48.96*** (3.655)	113.6*** (6.070)
관측치	2,413	2,413	2,413
R-squared	0.475		0.194
Number of id		129	129
Country FE			YES
LM Test		P 〈 0.01***	
Hausman Test			P 〈 0.01***

주1) 괄호안은 표준오차
주2) VIF 측정 결과 평균 VIF값이 2.31이고 모든 설명 변수의 VIF값이 10보다 작으므로 변수간 다중공선성은 발생하지 않은 것으로 보임
주3) *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

〈표 8〉 강건성(Robustness) 확인을 위한 추가분석 (2)

(종속변수: ln(무기수입액), SIPRI Trend Indicator Values (TIVs), 단위 백 만)

변수	(1) 합동OLS	(2) 확률효과	(3) 고정효과
민주적 책임성	0.00327 (0.0150)	−0.0177 (0.0166)	−0.0155 (0.0179)
정부안정성	−0.0185 (0.0163)	−0.0382** (0.0150)	−0.0341** (0.0159)
인구	0.180*** (0.0422)	0.257*** (0.0761)	−0.00115 (0.224)
정부지출	0.0122* (0.00630)	0.0281*** (0.00902)	0.0294*** (0.0109)
1인당 GDP	0.516*** (0.0305)	0.437*** (0.0530)	0.381*** (0.142)
병력 규모	0.684*** (0.0405)	0.552*** (0.0657)	0.370*** (0.0944)
외부위협	0.0629*** (0.0192)	0.0263 (0.0203)	0.0124 (0.0216)
민주주의	−0.558*** (0.0931)	−0.189 (0.116)	0.0861 (0.137)
상수	2.858*** (0.533)	3.571*** (1.016)	10.29*** (3.250)
관측치	2,120	2,120	2,120
R-squared	0.502		0.018
Number of id		127	127
Country FE			YES
LM Test		P 〈 0.01***	
Hausman Test			P 〈 0.01***

주1) 괄호안은 표준오차
주2) VIF 측정 결과 평균 VIF값이 2.40이고 모든 설명 변수의 VIF값이 10보다 작으므로 변수간 다중공선성은 발생하지 않은 것으로 보임
주3) *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1

국내 정치적 요인이 무기수입에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 아래 〈표 9〉에서 보는 바와 같이, 정부안정성은 무기수입 규모와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 부의 관계가 있는 것으로 나타난다. 반면, 민주적 책임성은 유의미한 결과나 나타나지 않았다.

정부안정성의 회귀계수는 -0.0341로 정부안정성 수준 1점 증가는 1.03백 만($e^{0.0341}$)의 무기수입의 감소를 의미한다. 즉, 전체국가를 대상으로 볼 때 국가의 정부안정성 평균 수준이 증가하면 국가가 무기수입을 위해 사용하는 지출액이 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

또한, 정부지출과 인당 GDP, 병력 규모가 무기수입과 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 한 가지 주목할 점은 1인당 GDP와 무기수입의 관계이다. 앞선 분석결과에 의하면, 1인당 GDP는 국방지출과 통계적으로 유의미한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 경제 수준이 높고 경제발전을 달성한 국가에서 상대적으로 국방지출이 낮다는 의미이다. 하지만, 1인당 GDP와 무기수입의 관계에서는 통계적으로 유의미한 양(+)의 관계가 나타난바, 이는 상대적으로 경제 수준이 높은 국가에서는 무기수입을 통해 최신의 무기체계를 도입하고, 이를 통해 국방전력을 극대화하는 것으로 볼 수 있다.

셋째, 다음의 〈표7〉의 결과는 민주적 책임성과 정부안정성에 대한 보건지출의 상호작용항을 국방지출을 중심으로 분석한 결과이다. 민주적 책임성과 보건지출의 상호작용항(-0.0232***)이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

같은 수준의 민주적 책임성 국가를 비교할 때, 보건지출이 증가는 국방지출의 감소로 이어진다는 것을 확인할 수 있다. 앞선 모형(2)의 분석결과와 연관해서 볼 때, 보건지출은 민주적 책임성이 국방지출에 미치는 부(-)의 영향을 더욱 강화시키는 것이라 볼 수 있다.

〈표 9〉 상호작용 분석결과

(종속변수: GDP 대비 국방지출, %)

변수	(1) Pooled-OLS	(2) 확률효과	(3) 고정효과
민주적 책임성	-0.273*** (0.0288)	0.0965*** (0.0198)	0.125*** (0.0195)
정부안정성	0.0253 (0.0495)	0.0686*** (0.0242)	0.0585** (0.0236)
보건지출	-0.402*** (0.0785)	0.232*** (0.0427)	0.273*** (0.0417)
민주적 책임성*보건지출	0.0326*** (0.00430)	-0.0205*** (0.00297)	-0.0232*** (0.00292)
정부안정성*보건지출	0.00185 (0.00733)	-0.00702* (0.00360)	-0.00569 (0.00351)
인구	-0.850*** (0.0393)	-0.573*** (0.0708)	-1.346*** (0.129)
정부지출	0.122*** (0.00637)	0.105*** (0.00620)	0.100*** (0.00626)
1인당 GDP	-0.139*** (0.0292)	-0.0982* (0.0524)	-0.0667 (0.0809)
병력 규모	0.936*** (0.0373)	0.466*** (0.0493)	0.256*** (0.0554)
외부위협	0.134*** (0.0219)	-0.0459*** (0.0151)	-0.0512*** (0.0150)
민주주의	-0.490*** (0.0902)	-0.235*** (0.0738)	-0.0530 (0.0749)
상수	7.946*** (0.744)	4.549*** (1.133)	18.97*** (2.041)
관측치	2,156	2,156	2,156
R-squared	0.504		0.233
Number of id		129	129
Country FE			YES
LM Test		P 〈 0.01***	
Hausman Test			P 〈 0.01***

주1) 괄호안은 표준오차
주2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. 분석결과에 대한 논의

본 연구는 민주적 책임성과 정부안정성이 국방지출에 미치는 영향을 살펴봄을 통해 국방지출 결정요인에 대한 이해를 높이고자 하였다. 민주적 책임성과 정부안정성은 다수의 연구에서 국가재정지출의 정책 결정요인으로 거론되고 있다(Busse & Hefeker, 2007; Stokes, 1997; Liang & Mirelman, 2014).

분석결과 민주적 책임성이 높은 국가에서 GDP 대비 국방지출의 비율과 정부지출 대비 국방지출의 비율이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 민주적 책임성이 높은 국가의 통치자는 상대적으로 "책임"이라는 더 큰 국내적 제약에 직면한다. 이는 국민의 다양한 요구가 반영될 개연성이 높음을 의미하며, 이로 인해 국방지출이 감소한 것으로 해석될 수 있다.

첫째는 안보적 안정에 대한 요구이다. 국민은 필연적으로 모든 것을 박탈당할 수 있는 전쟁을 매우 두려워하고 전쟁에 대한 반감이 높을 수밖에 없다. 역사적으로 전쟁은 국가의 모든 것을 파괴하였기 때문이다. 따라서 민주적 책임성이 낮은 국가보다 전쟁의 발발 개연성을 높이는 호전적인 대외정책 시행 가능성이 줄어들게 되며, 이에 따라 국방지출도 감소하게 된다고 볼 수 있다. 반면, 책임성이 낮은 국가의 통치자는 전쟁의 직접적인 피해나 결과에 대한 책임이 없기 때문에 심지어 사소한 이유로 전쟁에 참여할 가능성이 높다(Kant, 1949). 둘째는 보건·복지·교육 등 사회적 지출 요구이다. Maslow(1943)가 제시한 인간의 욕구에 따라 사회지출의 내재적 수요는 국가를 불문하고 같다고 볼 수 있으며, 이러한 요구에 대한 반응은 결국 국가의 민주적 책임성 수준에 따라 나타난다(Liang & Mirelman, 2014; Hu & Mendoza, 2013), 결국, 국가의 재정지출은 확대는 한계가 있어 특정 분야 지출의 큰 폭의 증가는 어느 한 분야 지출의 감소를 의미함으로 사회적 지출 확대는 국방지출의 감소를 야기하게 된다.

또한, 정부안정성이 높은 국가에서는 무기수입 지출규모가 낮은 것으로 나타났다. 호전적 대외정책의 감소가 이러한 결과에 영향을 미쳤다고 볼 수 있다(Hangan, 1995).[6] 어떠한 체제하에든 지속적인 정치력 유지는 권력의 장기적인 정치 생존을 위한 정치적 목표이다. 권력의 주체는 국내 정치적 논쟁의 여지가 있는 정책을 회피하거나 정치적 위험이 낮은 정책을 채택하는 경향을 보이게 된다. 또한, 자신들이 지지를 받을 수 있는 정책을 수립하고 이를 일관성 있게 집행할 수밖에 없다. 지

6) Hangan(1995)은 지도자가 정책지지를 위한 정책연합 구축과 지속적인 정치력 유지를 추구할수록 호전적 대외정책이 추진될 가능성이 낮아지게 된다고 설명하였다.

배 권력에 대한 국가 구성원의 만족, 국민적 지지기반, 정치 신뢰 등이 정부안정성에 영향을 미치기 때문이다(김지희, 2006; Taylor & Herman, 1971).

결론적으로, 민주적 책임성과 정부안정성 수준이 높은 국가일수록 국방에 투입되는 지출규모가 작아지는 것으로 나타났다. 하지만, 이러한 실증분석의 결과는 이론적 논의의 범위 내에서 해석될 수 있으며, 국방지출의 많고 적음을 판단하거나 정책의 옳고 그름을 판단하는 근거로 활용될 수는 없다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 국방지출의 결정요인에 관한 이론에 이바지하고자, 민주적 책임성과 정부안정성 등 국내 정치적 요인이 국방지출에 미치는 영향을 국방지출 결정요인 모형을 통해 실증적으로 분석하였다. 1984년부터 2013년까지 129개 국가의 패널 자료를 구축하여 분석에 사용하였으며, 국가 간 분석에서 식별될 수 있는 내생성 문제를 고려하기 위해 합동OLS와 확률효과, 고정효과 모형 결과를 제시하였다.

분석결과 민주적 책임성과 정부안정성 등 정치적 요인은 국방지출의 유의미한 결정요인으로 밝혀졌다. 즉, 민주적 책임성과 정부안정성 수준이 높은 국가일수록 국방지출이 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 민주적 책임성과 보건지출 상호작용도 유의한 것으로 나타났다. 민주적 책임성과 정부안정성의 향상은 국가의 지도자나 정부 관점에서 정책추진의 정치적 제약요소 증가로 받아들여지고 국민의 요구가 반영될 개연성이 높아짐을 의미한다. 결과적으로 이는 국방지출의 감소로 이어진다.

본 연구가 우리나라와 같이 남북이 대립하고 있는 정전상태에 있는 상황에서 주는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 사회지출 증가에 따른 국방지출 확보대책 마련의 노력이 필요하다. 우리나라의 사회적 지출 수요는 과거와 비교할 수 없을 정도로 급증하였다. 저출산과 고령화 등 인구 구조적 변화와 시대적 상황으로 인해 이러한 수요는 더욱 증가할 것이라 예상된다. 민주적 책임성과 정부안정성 수준도 과거에 비하면 매우 높아진 것을 볼 때[7], 사회적 지출의 증가에 따른 재정지출에 대한 압박과 국방지출의 더 큰 감소가 예상된다[8].

---

7) 분석 자료에 따르면 우리나라의 민주적 책임성 점수는 1984년도에는 4점에서 2010년에 12점으로 3배 이상 높아졌다.

8) 분석 자료에 따르면 우리나라 국방지출은 1984년도 4.92%(GDP 대비)에서 2013년

하지만, 6·25전쟁이 정전협정 체결로 멈춘 후 북한은 적화통일을 위해 지금까지 무려 3,040여 회에 걸쳐 대한민국에 대해 침투 및 국지 도발을 하였다(김철수, 2017). 지금도 미사일과 핵실험 도발을 자행하며 우리나라 안보를 지속해서 위협하고 있다. 이러한 상황에서 국방지출에 대한 압박에 따른 국방지출의 감소는 우리나라 안보에 큰 위협이 될 수 있다.

둘째, 국방지출의 효율화가 필요하다. 우리나라는 국방지출은 전력을 유지하고 운영하는데 사용되는 전력운영비와 무기 획득과 개발 등 전력 강화를 위한 방위력개선비로 구분된다. 2019년 국방지출 전체 46조6천971억 원 중, 방위력개선비가 15조3천733억 원으로 32.9%이며, 전력운영비는 31조3천238억 원으로 67.1%이다. 전력을 유지하고 운영하는 비용도 매우 중요하지만, 실제 전투력 강화는 방위력개선비를 통해 이루어진다. 국방지출의 효율적 사용을 통해 최첨단 무기체계를 도입과 개발에 집중하여 인력 중심의 군에서 무기체계 중심의 군으로의 전환이 필요하다. 방위력개선비에 대한 투자와 확보를 통해 미래에 대비하여야 한다.

끝으로, 지속해서 크고 작은 분쟁이 지속하는 국제 정세 속에서 국제사회는 민주적 책임성과 정부안정성이 상대적으로 낮은 국가를 중심으로 국가가 자체적으로 민주적 책임성과 정부안정성을 높일 수 있도록 하는 방안을 모색할 필요가 있다. 국방지출이 정권유지를 위한 목적 또는 국민의 요구에 따라 국가방위와 안보의 필요성으로 인한 목적을 가지고 편성되었다고 하더라도, 적대국에는 위협의 신호로 해석될 수 있고, 이로 인해 전쟁의 발발 가능성이 커진다. 민주적 책임성과 정부안정성의 향상은 전쟁과 같은 만약의 사태의 발생 가능성을 감소시킴을 통해 세계평화 유지에 도움이 될 수 있다.

이러한 함의에도 불구하고 본 연구는 선행연구에 기초한 모형을 바탕으로 합동 OLS와 확률효과, 고정효과 추정 방법을 활용한 연구로 재정지출의 점증주의적 특성과 정책결정론에 대한 보다 심층적이고 다양한 견해를 포용하는 데 한계가 있다. 향후 본 연구의 한계를 극복하기 위해 시차 종속변수를 설명변수로 포함하여 관측불가능한 효과와 변수 간의 내생성을 통제하는 동적패널분석을 적용해 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 과거 국방지출 결정요인에 관한 연구가 정치적 요인을 민주주의와 비민주주의로 이분화하거나 선거제도, 정부 유형, 정당 비율 등 정치·제도적 요인을 중심의 논의를 확장하여 민주적 책임성과 정부안정성 등 국내 정치적 요인을 결정요인으로 고려한 최초의 연구라는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

2.63%(GDP 대비), 약 2배정도 감소하였으며, 보건지출은 1995년 3.67%(GDP 대비)에서 2013년 7.19%(GDP 대비)로 약 2배 이상 증가하였다.

참고문헌

김지희. (2006). "한국인의 정치제도에 대한 신뢰와 불신: 신뢰 형성에 영향을 미치는 정치경제적, 사회문화적 요인에 대한 탐색적12 연구." 「신뢰연구」, 16(1), 49-80.

김철수. (2017). 「그때는 전쟁, 지금은 휴전 6·25」. 플래닛미디어.

진상기·오철호. (2015). "예산형성 과정에 있어서의정치· 행정 요인의 재발견: 한국고등교육 예산의 시계열회귀분석을 중심으로." 「한국행정연구」, 24(1), 103-137.

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty.* Crown Books.

Albalate, D., Bel, G., & Elias, F. (2012). "Institutional determinants of military spending." *Journal of Comparative Economics*, 40(2), 279-290.

Apostolakis, B. E. (1992). "Warfare-welfare expenditure substitutions in Latin America, 1953-87." *Journal of Peace Research*, 29(1), 85-98.

Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S., & Cui, Q. (2008). "Social spending, human capital, and growth in developing countries." *World Development*, 36(8), 1317-1341.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294.

Busse, M., & Hefeker, C. (2007). "Political risk, institutions and foreign direct investment." *European journal of political economy*, 23(2), 397-415.

Collier, P., & Hoeffler, A. (2006). "Military expenditure in post-conflict societies." *Economics of Governance,* 7(1), 89-107.

_____. (2007). "Unintended consequences: does aid promote arms races?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(1), 1-27.

Dabelko, D., & McCormick, J. M. (1977). "Opportunity costs of defense: some cross-national evidence." *Journal of Peace Research*, 14(2), 145-154.

Domke, W. K., Eichenberg, R. C., & Kelleher, C. M. (1983). "The illusion of choice: Defense and welfare in advanced industrial democracies, 1948-1978." *American Political Science Review,* 77(1), 19-35.

Dunne, J. P., & Tian, N. (2013). "Military expenditure and economic growth: A survey." *The Economics of Peace and Security Journal,* 8(1).

Dunne, P., & Perlo-Freeman, S. (2003). "The demand for military spending in developing countries." *International Review of Applied Economics*, 17(1), 23-48.

Goldsmith, B. E. (2003). "Bearing the Defense Burden, 1886-1989:Why Spend More?" *Journal of Conflict Resolution,* 47(5), 551-573.

Grigoli, F., & Mills, Z. (2014). "Institutions and public investment: an empirical analysis." *Economics of Governance,* 15(2), 131-153.

Gupta, S., De Mello, L., & Sharan, R. (2001). "Corruption and military spending." *European Journal of Political Economy,* 17(4), 749-777.

Hagan, J. D. (1995). "Domestic political explanations in the analysis of foreign policy." *Foreign Policy Analysis: Continuity and Change in Its Second Generation,* 117-143.

Harmel, R., & Robertson, J. D. (1986). "Government stability and regime support: A cross-national analysis." *The Journal of Politics,* 48(4), 1029-1040.

Hausman, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics." *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.

Hewitt, D. (1992). "Military Expenditures Worldwide: Determinants and Trends, 1972–1988." *Journal of Public Policy,* 12(02), 105-152.

Howell, L. D. (1998). *The handbook of country and political risk analysis.* PRS Group

_____. (2011). *International country risk guide methodology*. East Syracuse, NY: PRS Group.

Hu, B., & Mendoza, R. U. (2013). "Public health spending, governance and child health outcomes: revisiting the links." *Journal of Human Development and Capabilities*, 14(2), 285-311.

Javid, A. Y., Arif, U., & Arif, A. (2011). "Economic, political and institutional determinants of budget deficits volatility in selected Asian countries." *The Pakistan Development Review,* 649-662.

Kant, I. (1949). *The philosophy of Kant: Immanuel Kant's moral and political writings.*

Knight, M., Loayza, N., & Villanueva, D. (1996). "The peace dividend: military spending cuts and economic growth." *Staff papers*, 43(1), 1-37.

Kolstad, I., & Villanger, E. (2008). "Determinants of foreign direct investment in services." *European Journal of Political Economy,* 24(2), 518-533.

Kumar, G. (2017). "Countries Military Expenditures: Definitions and Determinants." *Economic Affairs,* 62(4), 647-654.

Liang, L.-L., & Mirelman, A. J. (2014). "Why do some countries spend more for health? An assessment of sociopolitical determinants and international aid for government health expenditures." *Social Science & Medicine*, 114, 161-168.

Liu, C., & Mikesell, J. L. (2014). "The impact of public officials' corruption on the size and allocation of US state spending." *Public Administration Review*, 74(3), 346-359.

Maizels, A., & Nissanke, M. K. (1986). "The determinants of military expenditures in developing countries." *World Development*, 14(9), 1125-1140.

Marquardt, D. W. (1970). "Generalized Inverses, Ridge Regression, Biased Linear Estimation, and Nonlinear Estimation." *Technometrics,* 12(3), 591-612.

Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. Psychological review, 50(4), 370.

Mauro, P. (1998). "Corruption and the composition of government expenditure." *Journal of Public economics,* 69(2), 263-279.

Merlo, A. (1998). "Economic dynamics and government stability in postwar Italy." *Review of Economics and Statistics,* 80(4), 629-637.

Olson, M., & Zeckhauser, R. (1966). "An economic theory of alliances." *The review of economics and statistics,* 266-279.

Rehfeld, A. (2006). "Towards a general theory of political representation." *Journal of Politics,* 68(1), 1-21.

Richardson, L. F. (1960). *Arms and Insecurity: A Mathematical Study of Causes and Origins of War.* Boxwood Press.

Scheetz, T. (1992). "The evolution of public sector expenditures: Changing political priorities in Argentina, Chile, Paraguay and Peru." *Journal of peace research*, 29(2), 175-190.

Smith, R. P. (1980). “The demand for military expenditure.” *The Economic Journal*, 90(360), 811-820.

Stokes, S. C. (1997). “Democratic accountability and policy change: economic policy in Fujimori's Peru.” *Comparative Politics,* 209-226.

Taylor, M., & Herman, V. M. (1971). “Party systems and government stability.” *American Political Science Review*, 65(1), 28-37.

Thompson, E. A. (1979). “An economic basis for the" national defense argument" for aiding certain industries.” *Journal of Political Economy*, 87(1), 1-36.

Wallace, M. D. (1972). “Status, formal organization, and arms levels as factors leading to the onset of war, 1820-1964.” *Peace, War, and Numbers,* 49-69.

Zhao, L., Zhao, L., & Chen, B.-F. (2015). “The interrelationship between defence spending, public expenditures and economic growth: evidence from China.” *Defence and peace economics*, 1-16.

신다윗(申다윗): 미국 University of California, Los Angeles에서 경제학 학사(2008)를 취득하고, 서울대학교 행정대학원에서 정책학 석사학위(2013)와 정책학 박사학위(2018)를 취득하였다. 현재는 한국국방연구원 선임연구원으로 재직 중 이다. 주 연구 및 관심 분야는 정책이론과 인사·조직·재정 등 국방행정, 병역제도 등이다. 최근 주요 논문들은 한국국방정책연구(2016), The Korean Journal of Defense Analysis(2019) 등에 게재하고 있다(dawit0307@gmail.com).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *51-84*

1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인에 관한 연구

정서연·남궁미

최근 우리나라 가구의 주거비 지출이 급증하고 있다. 주거비 부담은 개별 가구 뿐 아니라 사회 전반에 다양한 문제로 이어질 수 있으므로 그 중요성이 커지고 있다. 특히 1인가구의 수가 점차 늘어나고 있으며, 1인가구 주거정책에 대한 필요성이 증대되면서 주거비 부담이 높고 주거불안정성이 높은 1인가구를 위한 주거복지정책이 요구된다. 따라서 본 연구에서는 1인가구의 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 파악하여 주거복지를 향상시킬 수 있는 정책적 시사점을 제공하고자 한다. 이에 본 연구에서는 2017년 한국 복지패널 자료를 활용하여 1인가구 주거비 부담능력에 있어 영향을 미치는 요인에 관한 분석을 수행하였다. 이때, 생애주기 별 특성이 다른 1인가구의 특징을 고려하여 청년기, 중·장년기, 노년기로 세분화하고, 주거비 부담능력 영향요인의 차이를 분석하였다. 분석결과 첫째, 1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인은 생애주기별로 다르게 나타났다. 둘째, 청년기에는 소득관련 경제적 요인이 주거비 부담능력에 상대적으로 높은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 중·장년기는 노년기와 유사한 특징을 가졌으며 노년기는 주거환경에 영향을 더 받는 것으로 나타났다. 위와 같은 분석결과를 토대로 1인가구의 주거비부담을 덜어주기 위한 정책적 방안들을 제공하였다.

[주제어: 주거비 부담능력, 1인가구, 생애주기]

Ⅰ. 서론

최근 우리나라 가구 소비지출 중 의·식·주 지출 비율이 증가하는 것으로 나타나고 있다(통계청, 2012). 특히, 생활비 중 주거와 관련된 지출 비율이 급증하고 있는데 이러한 현상은 '하우스 푸어(House Poor)' '렌트 푸어(Rent Poor)'와 같은 신조어까지 만들어내고 있다(이경영·전희정, 2018). 주거비에 대한 부담은 가구의 재정건전성에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 일상생활에 부정적인 영향을 미칠 수

본 연구는 2017년도 정부(과학기술정보통신부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(No. NRF-2017R1C1B5014864).
논문접수일: 2019.08.26, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.30, 게재확정일: 2019.09.30

있으며, 사회 전반의 다양한 문제로 이어질 수 있으므로 이에 대한 영향요인을 파악하는 것은 매우 중요하다.

한국 사회는 지난 30년간의 지속적인 가구 소형화와 함께 젊은 층의 결혼관에 대한 변화로 인한 결혼의 지연과 비혼, 중년층의 이혼율 증가 및 노년층의 고령화로 인한 독거노인의 증가 등으로 1인가구가 꾸준히 증가하고 있다. 최근 인구주택총조사에 따르면 2015년 기준으로 한국은 전체 가구의 27.2%, 520만 가구가 1인가구로, 전체 가구 수 중에서 가장 많은 비율을 차지하고 있다. 더군다나 2045년에는 1인가구 비율이 전체 가구 중 36.3%를 차지할 것이라는 예측을 통해 우리 사회에서 1인가구의 비중이 점점 더 커지고 있는 것을 알 수 있다. 하지만 1인가구 관련 연구와 1인가구 주거정책 수립에 대한 고려는 잘 이루어지지 않고 있다. 꾸준히 증가하는 1인가구 속에서 빈곤의 사각지대에 놓여있는 가구주들도 분명 있을 것이다. 이전까지는 다인가구 위주의 주거정책을 펼쳐오거나 주로 독거노인과 같은 특정층에 주목하여 주거정책을 수립하곤했다. 하지만 현재 1인가구가 꾸준히 증가하고 있기 때문에 이러한 추세에 맞춰 1인가구에 대한 주거정책에 대한 필요성이 요구되고 있다.

1인가구는 다인가구에 비해 주거비 부담이 높고 주거 안정성이 낮은 집단이다(박미선, 2018). 특히 월세 비중이 높은 1인가구에서 주거비 부담은 매우 중요한 요인이 될 수 있다. 또한, 1인가구 특성상 가구주의 소득이 가구의 전체 소득 및 생활비에 직결이 되므로 주거비 비율이 높아지면 나머지 생계를 꾸려나가는 것에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 1인가구의 주거안정성을 위해 1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 분석하는 것이 매우 중요하다. 1인가구는 가구의 생애주기별로 그 특징이 상이하고(이희연 등,2011; 최열·권연화, 2018; 박보림 등, 2013; 김연옥, 2016), 1인가구 형성의 자발성에 있어서도 생애주기별로 차이가 있기 때문에 이러한 특징을 고려한 연구가 필요하다. 또한 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인에 관한 선행연구들은 노인이나 청년과 같은 특정계층에 초점을 맞춰 진행되었기 때문에 연구결과를 1인가구 전체에 대한 결과로 일반화하기 어려운 한계를 보이고 있다. 따라서 1인가구의 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 생애주기 별로 이해하는 것은 중요하다고 할 것이다.

이러한 점을 고려하여 1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 포함하여, 가구의 생애주기에 따른 차이가 있는지에 대한 분석을 실시하고자 한다. 이를 위하여 2017년 한국 복지패널 자료를 이용하며, 1인가구의 소득 측면에서의 주거비 부담(RIR)과 소비지출 측면에서의 주거비 부담(슈바베지수)으로 구분하여 주거

비 부담능력 영향요인을 다중 회귀모형을 통해 분석하고자 한다.

본 연구에서는 1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인에 관하여 생애주기 별로 비교를 실시함으로써 주거지 부담능력을 완화하기 위해 고려해야 되는 요인들을 상세히 검토하는 데 목적이 있다. 이를 통해 분석된 연구결과는 향후 구체적인 주거복지정책의 수립하는데 방향을 제시하고 도움을 줄 수 있을 것으로 예상된다.

Ⅱ. 이론적 고찰 및 선행연구

1. 주거비 부담능력

주거비란 주거와 관련된 가계가 지불해야 하는 총비용을 의미한다(김혜승·홍형옥 ,2003; 권연화·최열, 2015). 주거비에 포함되는 항목은 나라마다 다르며, 한 나라 내에서도 조사기관 및 시기, 목적에 따라 다른 기준을 설정하고 있다(권연화·최열, 2015; 고홍·유선종, 2017). 우리나라 통계청의 최근 기준에 따르면 주거비에 포함되는 항목에는 주거시설 유지보수비용, 주택 임차료, 전기료, 가스료, 상하수도료, 기타 주거 관련된 서비스 비용, 에너지비용 및 기타 연료 등이 포함된다(통계청, 2012). 통계청 기준에 포함되는 주거비 항목에는 주택 임차료가 있기 때문에 임차가구 중 월세가구의 주거비를 산출해 내는 것은 용이하고 연구자들 간 산출방식이 일치되는 정도가 높다. 반면에 자가가구 및 임차가구 중 전세가구의 경우에는 월 임대료를 지불하지 않기 때문에 주거비 산출방식이 상이하다. 따라서 주택 점유형태에 따라 주거비를 다르게 계산해야 하는 것을 알 수 있다(이경영·전희정, 2018; 권건우·진창하, 2016; 홍형옥·유병선, 2003; 김혜승·홍형옥, 2003; 이중희·조상형, 1997).

우선 자가가구의 경우에는 주거비에 주택 관련 대출의 원리금과 이자 상환액 비용을 포함하고 있다. 이경영·전희정(2018)은 자가가구의 주거관리비용에서 주택 관련 대출금에 대한 이자 비용을 합산하였으며, 권건우·진창하(2016) 역시 주택 관련 대출금에 대한 매월 이자 비용을 합산하여 적용하였다. 임세희(2016)는 주택매매대금 중 주거 관련 대출금이 있을 경우에 월 이자액을 산정한 뒤 주거 유지비에 합산하여 주거비를 구하였다. 한편 전세 가구에서 주거비 산출은 보증금을 모두 월세로 전환하는 전·월세 전환을 반영하였으며 이때 전세가구의 보증금에 대해 한국감

정원이 공표하는 월세 이율을 활용하였다(유병선·정규형, 2017; 김동원 등, 2016). 또한, 보증금에 대한 기회비용을 고려하여 저축성 수신금리를 적용하거나(권건우·진창하, 2016; 이경영·전희정, 2018) 시중 은행 금리 등의 이자율을 적용하여 임대료 보증금에 대한 기회비용을 환산하였다(조혜진·김민정, 2014; 김혜승·홍형옥, 2003). 반면 박경준·이성우(2015)는 보증금에 대한 고려 없이 주거 관련 대출금의 월 상환액의 합을 이용하여 주거비를 산정하였다. 이렇듯 선행연구 검토 결과 주거비는 점유형태에 따라 다르게 측정되며, 1인가구의 임차비율이 높다는 점을 고려하여 본 연구에서는 점유형태에 따라 주거비를 다르게 측정하였으며 임차가구의 경우 월세가구와 전세가구로 나누어서 연구를 진행하였다.

주거비 부담능력은 가구의 소득 범위 내에서 주거비 부담이 감당 가능한지를 나타내는 것이다. 즉, 한 가구의 소득 및 소비지출 내에서 주거비가 차지하는 비중이 적절한지를 나타낸다. 주거비 부담능력은 가계 소득에서 주거비가 미치는 영향의 정도를 의미하는 소득에 대비하여 주거비 비율 산출방식과 소비지출에서 주거비가 차지하는 비율의 정도를 의미하는 소비지출대비 주거비 비율 산출방식으로 측정할 수 있다(조혜진·김민정, 2014; 권건우·진창하, 2016; 이경영·전희정, 2018). 대표적으로 가계 소득대비 주거비 비율을 산출하기 위해 사용되는 지표로는 연 소득에 대비한 주택 가격 비율(PIR, Price to Income Ratio)과 월 소득에 대비한 임대료 비율(RIR, Rent to Income Ratio)이 있다. 연 소득 대비 주택 가격 비율(PIR)은 가계의 주택 구매 능력을 나타내는 주요 지표로서, 주택의 가격과 소득수준 변화를 함께 고려하기 위한 지표이다(기획재정부, 2010). RIR은 월평균 가구 소득 내에서 임대료 관련된 비용이 차지하는 비율을 의미한다. 더군다나 월 소득대비 임대료 비율 방식은 임대료가 주거비에 포함되어 있어 임차가구의 주거비부담능력을 나타내는 데 적합한 지표로 보고되고 있다(김혜승, 2004). 또한, 가구의 주거비부담능력을 측정할 때 대표적으로 사용되는 지표로서 주거비 부담 관련 대부분의 국내 연구에서 사용되고 있다(유병선·정규형, 2017; 권건우·진창하, 2016). 특히 월 소득대비 임대료 비율방식은 다른 시점에서 소득 대비 주거비 비율에 대한 비교를 가능하게 하여 지불 능력의 변동사항을 살펴볼 때 유용하다. 또한, 사용되는 변수의 양이 적고 사용이 간편하며 논리가 이해하기 쉬우므로 정책 입안자들에게 주로 사용되고 있다(최열 등, 2014; 이경영·전희정, 2018). 한편, 월 소득대비 임대료 비율방식의 기준에 대해서는 다양한 논의가 있지만 대체로 30%를 넘지 않으면 적절(Affordable)하다라고 판단하며, 월 소득대비 임대료 비율이 50%가 넘어가면 주거비에 있어 심각한 부담을 가진 것으로 판단한다(최열 등, 2014).

반면 소비지출 대비한 주거비 비율 산출방식은 가계의 총 소비지출 중에서 주거비가 차지하는 비율을 말하며 슈바베지수(Schwabe Index)를 사용한다. 슈바베지수 산출 시 주거비의 범위를 권건우·진창하(2016)는 주거임대료와 수도·광열비, 가구집기·가사용품 비, 수선비 등 주거 활동과 직접적인 관련이 있는 소비 항목들을 포함했고, 조혜진·김민정(2014)은 월평균 주거 및 광열 수도비만을 주거비로 정의했다. 한편, 슈바베지수가 높을수록 주거비에 대한 부담이 큰 것을 나타내며 선진국에서는 빈곤의 척도로 사용되기도 한다. 이때 슈바베지수가 25%를 넘는다면 빈곤층에 속한다고 볼 수 있다(권건우·진창하,2016; 고홍·유선종,2017).

2. 주거비 부담 영향요인

주거비 부담 영향요인으로는 주택경기, 주택정책과 같은 거시적인 영향요인과 가구특성, 주거특성과 같은 미시적인 영향요인으로 구분할 수 있다(유병선·정규형, 2017; 박서연, 2019). 본 연구에서는 1인가구의 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인에 관한 연구를 목적으로 하므로 개별 가구에 대한 미시적 요인인 가구특성과 주거특성 요인을 고려하고자 한다.

먼저 가구특성은 성별, 교육수준, 가구 구성, 결혼상태, 근로 형태, 월 소득, 자산, 주택 관련 대출금 등을 포함한다. 구체적으로 살펴보면 소득과 자산, 주택 관련 대출금은 주거비 부담에 결정적인 영향을 미치는 요인이며, 국내 많은 연구에서 소득이 낮을수록 주거비 부담이 크고 주택 관련 대출금이 높을수록 주거비 부담 또한 높아지는 것으로 나타났다(양세화 등, 2000; 최열·권연화, 2015; 박경준·이성우, 2015; 김계숙·고석찬, 2008; 정윤영, 2008;). 또한, 자산이 많을수록 주거비에 대한 부담이 적은 것으로 나타났다(Morris and Winter, 1978; Combs and Olson, 1990; 권연화·최열, 2015; 박경준·이성우, 2015; 정윤영, 2008). 하지만 유병선·전규형(2017)은 자산이 많을수록 주거비에 대한 부담이 큰 것으로 나타났는데 이는 연구대상으로 저소득층만을 분석하였기에 저소득층 내에서 자산이 제일 낮은 기초생활 수급자일 경우에는 주거서비스를 제공 받을 수 있어 나온 결과라고 볼 수 있다. 교육수준과 관련하여 선행연구에서는 일관되지 않은 결과가 존재한다. 권건우· 진창하(2016)는 교육수준이 주거비 부담에 큰 영향을 미치지 않는다고 주장했지만, 정은희·최유석(2014)은 교육수준이 주거비 부담이 부(-)의 영향을 미치는 요인으로 밝혔다. 권연화·최열(2015)과 임세희(2016)연구에서는 교육수준이 높으면 오히려 주거비 과부담에 속할 가능성이 증가하는 것으로 확인되었다. 이는 교육수준이 높

을 때 소득도 높은 경향을 보여 소득대비 주거비의 비율이 감소하거나 교육수준이 높은 사람일수록 주택 구입 및 선택 시 유용한 정보 접근 및 활용이 용이하여 상대적으로 주거비 부담이 낮을 수 있지만(임세희, 2016), 교육수준이 높을 경우 주거 선택 및 구입 시 양질의 주거수준을 유지하기 위해 높은 주거비를 지출하는 경향이 있어 소득대비 주거비의 비율이 증가할 가능성이 있어 나타난 결과라고 판단된다(곽인숙·김순미, 1999; 양세화 등, 1999). 성별과 관련해서는 여성 가구주의 경우 주거비 부담이 높다는 연구결과들이 존재한다(정운영, 2008; 유병선·전규형, 2017, 고홍·유선종, 2017). 이는 여성 가구주의 소득이 남성 가구주의 소득보다 낮거나 주거비 지출이 높기 때문에 나오는 결과라고 판단된다. 여성 가구주의 소득이 남성 가구주의 소득보다 낮은 것은 남성과 여성의 임금수준 및 노동시장에서의 차별과 같은 요인에 기인한 경제력 차이에 의한 것이며(김안나, 2007), 주거비가 높은 것은 여성 가구주의 경우 안전과 편의를 중요하게 여기므로 더 나은 주거 조건을 위해 남성 가구주의 경우에 비해 상대적으로 더 많은 주거비를 지출하는 경향이 있기 때문이다(박경준·이성우, 2015; 김진영, 2013). 청년가구, 노인가구, 장애인가구와 같은 가구 구성 및 결혼 유무와 같은 가구특성 또한 주거비 부담과 관련이 높다. 일반적으로 노인가구는 연령이 증가할수록 주거비 부담이 높아지는 것으로 나타난다(권연화·최열, 2015). 장애인가구의 경우에는 비장애인 가구에 비해 물리적 환경에 취약하므로 더 많은 추가 공간을 요구한다. 따라서 이러한 가구특성을 충족할 수 있는 곳에서 거주하기 위해 주거비 부담이 높은 것으로 나타나고 있다(이성우, 2010). 배병우 등(2013)은 서울시에 거주하는 대학생인 경우 일반가구에 비해 주거비 부담이 높다고 밝혔으며, 이현정(2015) 또한 수도권 거주 청년가구의 주거비 부담이 높으며 저소득 청년가구일 경우에는 주거비 부담 문제가 심각하다고 주장한다. 결혼 유무에 있어서는 Temple(2007)은 배우자가 있는 노인가구는 배우자가 없는 노인가구에 비해 주거비 부담이 낮다고 했으며 신수임(2007)은 결혼을 하여 자녀가 있는 경우에는 주거비 지출이 증가한다고 보았지만, Elmelch(2004)은 무자녀 부부의 경우 주거비 부담이 높지 않는 것으로 나타났다. 근로 상태와 관련해 선행연구에서는 일관된 연구결과가 존재한다. 가구주가 무직일 경우에는 가구 소득에 더 큰 영향을 미치게 되므로 주거비 부담의 수준에도 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(박서연,2019). 또한, 가구주의 근로 상태가 임금근로자이거나 자영업자인 경우에 주거비 부담이 감소하는 것으로 나타났다(권건우·진창하, 2016).

주거특성은 주택 유형, 주택 사용 면적, 거주 지역, 최저 주거기준 충족 여부, 점유형태, 임대주택 유무와 같은 객관적인 물리적 변수 뿐 만 아니라 주거환경 만족

도와 같은 주관적인 요인 등이 고려되고 있다. 거주 지역은 주로 수도권과 비수도권, 대도시와 중소도시로 구분하여 분석이 이루어진다. 일반적으로 서울 및 수도권에 거주하는 가구의 경우 주거비의 부담수준이 높은 것으로 나타났다(노승철·이희연, 2009; 권건우· 진창하, 2016; 이경영·전희정, 2018; 권연화·최열, 2015; 이성우 등, 2002). 이경영·전희정(2018)의 연구에 따르면 임차가구의 경우엔 수도권에 거주하는 경우 주거환경 수준이, 비수도권에 거주하는 경우 주택시설 수준이 주거비 부담에 중요한 영향요인이며 자가가구의 경우엔 수도권 거주자는 주택 유형이, 비수도권에 거주하는 경우 주택시설 수준이 주거비 부담에 가장 크게 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 또한 점유형태에 따라 거주 지역에 따라 주거비 부담수준에 영향을 미치는 요인이 차이가 있음을 확인하였다. 최저 주거기준 충족 여부 또한 주거비 부담에 유의미한 영향을 미치는데 최저 주거기준 미달 가구일수록 주거비 과부담이 낮아지는 것으로 나타났다(임세희,2016). 이는 쪽방, 지하방 등의 비좁고 열악한 주거를 선택하여 주거비 과부담을 피하기 때문으로 판단된다. 주거사용 면적 역시 일정한 결과를 보인다. 주거사용 면적이 증가할수록 주거비부담 또한 증가하는 것으로 나타났다(권연화·최열, 2015; 배병우·남진, 2013;권건우·진창하, 2016). 권건우·진창하(2016)에 따르면 주택 면적이 증가할수록 주거비 부담이 증가하는데 연령에 따라서 그 증가비율이 달라지는 것으로 나타났다. 반면에 최열 등(2014)은 주거사용 면적이 좁을수록 면적이 넓은 주택에 사는 가구보다 가구 소득이 낮을 것이라는 판단에 따라 주거사용 면적이 좁을수록 주거비 부담이 높다고 주장한다. 주거비 부담의 영향요인에 있어서 권건우·진창하(2016)연구에서는 주거환경 만족도가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 최열 등(2014)는 월세 거주자일 경우 주택 만족도가 증가할수록 주거비부담이 증가 할 확률이 높아진다고 주장한다. 이는 주택에 대한 물리적 만족도의 증가를 위해 더 많은 비용이 드는 주택을 선택하여 주거비 부담이 증가하는 것으로 판단된다. 점유형태 또한 주거비 부담에 영향을 미치는데, 자가 가구 대비 임차가구 일 때 주거비 부담이 높은 것으로 나타났다(권건우·진창하, 2016; 박정민 등, 2015; 양세화 등, 1999). 주택유형 요인에서는 아파트 및 단독주택일 때 주거비 부담이 증가하는 것으로 확인되었다(권건우·진창하, 2016; 최열·권연화, 2015 이경영·전희정, 2018; 유병선·전규형, 2017). 이는 다른 주택 유형에 비해 단독주택 및 아파트가 다른 주택 유형보다 상대적으로 주택 가격이 높은 시장 상황이 반영되었기 때문으로 판단된다.

이와 같이 선행연구들을 통해 주거비 부담에 영향을 미치는 요인에는 가구특성, 주거특성이 있고 세부적으로 가구특성에는 성별, 교육수준, 가구 구성, 결혼상태,

근로 형태, 월 소득, 자산, 주택 관련 대출금이 영향을 미치고, 주거특성에는 주택 유형, 주택 사용 면적, 거주 지역, 최저 주거기준 충족 여부, 점유형태, 임대주택 유무, 주거환경 만족도가 영향을 미침을 확인하였다.

3. 가구 생애주기와 1인가구 특성

일반적으로 통계청에서 정의하는 1인가구란 "혼자서 살림하는 가구로 1인이 독립적으로 취사, 취침 등의 생계를 유지하는 가구"이다. 최근 1인가구가 급격하게 늘어나면서 1인가구와 관련하여 다양한 방식으로 여러 가지 연구가 진행되고 있다. 앞서 진행한 연구결과를 살펴보면, 1인가구가 많이 발생하는 연령집단은 20~30대나 60대 이상임을 알 수 있다(조주현·김주원, 2010; 이외희, 2011). 한편, 1인가구의 소득은 20~49세의 경우엔 다양한 소득분포를 보이지만 대체로 일반 가구의 20~30% 수준으로 낮은 것으로 논의되고 있다(신미림·남진, 2011; 조주현·김주원, 2010).

우선 1인가구 주거특성에 대해 살펴보면, 1인가구의 대표적인 주거면적은 33~65㎡이다(김옥연·문영기, 2009). 또한, 연령이 높아질수록 주거면적이 커짐에도 불구하고 1인가구 전체의 평균 면적은 일반 가구에 비해 낮은 수준에 있음을 알 수 있다(조주현·김주원, 2010). 점유형태에 있어서 1인가구는 일반적으로 자가보다는 임차가구가 많이 존재하고 있으며, 특히 월세가구의 비중이 높다(최유미·남진, 2008; 김옥연·문영기, 2009; HF 이슈리포트, 2016). 박보림 등(2013)은 1인가구라 하더라도 가구주의 연령이 낮거나 소득이 낮을 땐 자산축적을 목적으로 자가 점유형태를 임차가구보다 선호할 수 있다고 주장한다. 또한, 1인가구에 있어 높은 소득은 자가보다 임차를 선택하게 만드는 요인이라 주장한다. 주택유형에 있어서는 수도권 1인가구의 주택 유형을 살펴보면 단독주택 거주비율이 낮지만, 오피스텔 거주비율은 높은 특징을 보이는 것으로 확인되었다(조주현·김주원, 2010; HF 이슈리포트, 2016; 최유미·남진, 2008). 주거지 선택요인 및 공간분포에 관해서는 직장을 가진 1인가구를 대상으로 주거지 선택요인을 분석했을 때, 신은진·안건혁(2010)은 1인가구의 소득에 따라 중·고소득층과 저소득계층으로 나누어 주거지 선택에 유의한 영향을 주는 요인들을 분석하였다. 김재익(2013)과 신상영(2010)은 1인 가구 공간분포는 주로 도심 지향성이 강하고 청년층일 경우에는 대학촌과 산업단지 주변에 분포하는 것을 확인하였다.

1인가구 일수록 주거비 부담이 높아질 확률이 증가하는 것을 확인 할 수 있음에

도 불구하고(최열 등, 2014), 1인가구의 주거비 부담능력의 영향요인에 관한 연구는 상대적으로 미흡한 실정이다. 일부 연구들(고홍·유선종, 2017; 이현정, 2017)에서는 노인가구나 청년가구와 같이 특정계층에 한정하여 1인가구의 주거비 부담능력의 영향요인을 파악하고자 하였지만, 1인가구의 수가 장년층에서도 확대되고 있으므로 연구의 범위를 전체 1인가구로 확대한 연구가 필요하다. 선행연구 검토결과 1인가구 유무가 주거비 부담 영향요인에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(최열 등, 2014; 이현정, 2012; 주현태 등, 2017). 그리고 주거비 부담은 1인가구의 주거 이동 유형에도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(최열·권연화, 2018). 특히 주거 이동 유형에 있어 1인가구의 주거비 부담이 낮을수록 더 좋은 주거로의 상향이동이 일어나고(최열·권연화, 2018), 1인가구가 전체 가구에 비해 소득수준이 낮고 자가거주 비율도 상당히 낮은 것으로 파악되어 상대적으로 열악하고 불안정한 주거환경에 처해 있는 것을 확인하였다(조주현·김주원,2010; 이재수·양재섭,2012). 이는 1인가구 주거비 부담에 대한 집단 별 연구를 진행하여 개별 집단 내 1인가구 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 파악하여 차별적인 접근을 시도할 필요가 있음을 의미한다.

1인가구가 연령별 특성에 따라 공간분포 및 소득분포가 다른 것처럼(이희연 등, 2011; 최열·권연화, 2018; 박보림 등, 2013) 1인가구의 동질성은 연령에 의해 저해된다(박보림·김준형·최막중,2013; 김연옥,2016). 따라서 1인가구의 연구는 연령에 따라 구분해서 진행할 필요가 있다고 판단된다. 가구의 생애주기에 따른 연령 구분은 박보림 등(2013)과 김주원·정의철(2011)은 30대 이하, 40~50대, 60대 이상의 세 가지 범주로, 김재익(2013)은 청년층을 35세 이하, 중장년층을 36~64세, 노년층을 65세 이상으로 구분하였다. 또한 김윤영(2017)과 최열·권연화(2018)은 청년층을 20~39세, 중년층을 40~64세, 노년층을 65세 이상의 세 범주로 구분하였는데 본 연구에서는 1인가구에 대한 연구를 진행한 최열·권연화(2018)의 기준을 따르는 것이 적합하다고 판단하여 가구주의 연령을 기준으로 청년기(20~39세 이하), 중년기(40~64세 이하), 노년기(65세 이상)로 생애주기를 구분하고자 한다. 또한, 1인가구가 형성되는 이유에는 연령대마다 차이가 있어 생애주기 별로 특성이 다른 것을 확인할 수 있다. 가구의 생애주기별 1인가구의 특징을 살펴보면 청년층은 부모를 벗어나 진학, 취업 등의 이유로 독립 및 만혼 등이 1인가구 형성 요인이며, 장년층은 직장이나 자녀교육 및 이혼과 같은 가족과의 분리가 주요 요인이다. 하지만 최근에는 만혼 또는 비혼의 영향으로 장년층에서의 1인가구가 형성되는 것으로 확인된다. 노년층은 주로 이혼, 사별, 고령화 등이 1인가구 형성의 요인이 된다(최열·권연화,

2018; 김옥연·문영기, 2009). 이러한 생애주기에 따른 각 연령층의 차이는 주거 소비 변화에 영향을 미치며(Rossi, 1955), 이에 대한 고려가 필요하다. 또한, 그동안 주거비 부담에 관한 여러 연구에서 연령은 유의한 결과를 보이는 것을 확인하였다. 이는 연령에 따라 가구 구성과 특성이 달라지고 가구의 주거 선택 기준이 달라지기 때문이며 소득 및 자산축적의 정도도 다르기 때문인 것으로 판단된다(박서연,2019).

구체적으로 연령대 별 주거 관련 특징을 살펴보면, 연령이 높아질수록 주거 규모의 축소 또는 재산의 축적에 기인하여 주거비의 지출이 낮아진다는 연구결과가 존재한다(박경준·이성우 2015; 곽인숙·김순미, 1999). 반면에 박준오(2014)는 연령이 증가함에 따라 주거비 지출이 높아진다고 주장한다. 권건우·진창하(2016)는 생애주기 가설을 바탕으로 청년층과 노년층의 경우 주거비 부담수준이 장년층의 주거비 부담 수준에 비하여 상대적으로 높은 U자 형태를 띠는 것으로 나타난다고 주장한다. 이는 가구주가 장년층일 경우에는 근로 상태이거나 자산축적이 어느 정도 이루어진 상태이지만 청년층일 경우에는 무직이거나 사회진출 초기 단계이고, 노년층일 경우에는 은퇴를 통한 소득이 발생하지 않는 상태이기 때문에 나타나는 현상이라고 분석할 수 있다(이현정, 2012; 진미윤, 1998; 권건우·진창하, 2016). 하지만 최근 은퇴시기가 빨라지면서 장년층의 경우에도 일정수준 주거수준을 유지할 경제력을 상실하여 주택규모 축소와 주거이동을 통해 노후 준비를 하는 모습을 보인다(안선영·조준형,2015; 송주연·전희정, 2018). 즉, 장년층의 경우에 주거비 부담에 있어 노년층과 유사한 결정요인을 가질 수 있음을 시사한다. 송주연·전희정(2018)의 연구에서는 2006년에 비해 2016년의 경우 가구의 노인 가구의 주거이동 의향에 경제적 요인이 상당한 영향을 미친다고 하였다. 또한, 은퇴로 인해 주거지에서 오랜 시간을 보내는 만큼 주변의 주거환경에 관련해서도 관심이 높다고 하였다. 특히 맞벌이 세대가 증가하면서 손자, 손녀를 돌보는 노년층이 늘어나 주거이동시 아이들 교육환경을 고려하는 경우가 많아지고 있다고 주장했다. 또한, 노인주거수요에 관한 국내 연구에서는 노인들의 경우 편의시설과 접근성이 높은 지역을 선호하는 것으로 나타났다(최열 외, 2007). 지남석·임병호(2011)는 주택 위치 및 주택 유형에 있어서 고령자의 경우 아파트와 같은 공동주택이나 도시근교에 대한 선호가 높음을 밝혔다.

김종숙·배호중(2014)의 연구에 따르면, 1인가구는 소득수준에 따라 그 편차가 매우 크고 고용 안정성이 낮다고 주장했다. 특히 청년기의 경우 소득수준의 편차가 매우 커서 소득수준이 매우 차이나는 가구가 공존한다는 특징이 있다고 했다. 또한

청년기에는 높은 청년실업률로 인한 빈곤 가구가 증가할 수 있다고 하였다. 따라서 청년기에는 경제적 안정성 특히 소득과 관련한 요인들이 1인가구 주거비 부담에 직접적인 영향을 미칠 가능성이 있음을 판단할 수 있다. 강은나·이민홍(2016)에 따르면 중·장년 1인가구의 특징은 노년기 1인가구와 유사하지만, 문제의 위험이나 강도가 노년기 1인가구에 비해 전반적으로 낮은 편이라고 주장한다. 따라서 중·장년 1인 가구는 노년기 1인가구와 주거비 부담에 영향 미치는 요인이 유사할 가능성이 있음을 판단할 수 있다. 또한, 40대 이상의 중·장년기 가구주의 월 소득은 통계청의 도시 근로자 1인가구의 월평균 소득보다 작은 값을 나타낸다(김주원·조주원, 2010). 즉, 중·장년기 1인가구의 경우 보증부 월세에 거주하는 비중이 높으므로 주거비 부담에 있어 주거특성 및 월 소득에 영향을 많이 받을 것으로 판단된다. 노년기 1인가구에 대한 선행연구를 살펴보면 다른 연령집단과 달리 성별이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(고홍·유선종, 2017; 권연화·최열, 2015; 김옥연.2016). 또한, 노년기 1인가구에서는 소득이 낮을수록, 수도권에 거주할수록, 주거사용면적이 넓을수록 주거비 부담이 높은 범위에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다(권연화·최열, 2015).

앞서 논의된 바와 같이 주거비 부담능력의 영향요인은 생애주기에 따라 차이를 보일 것으로 예상된다. 하지만 기존의 주거비 부담능력 영향요인에 대한 연구는 주로 다인가구 위주로 진행되어 왔다. 또한, 1인가구의 주거비 부담능력에 관한 연구도 청년층이나 노년층과 같이 특정 계층만을 대상으로 연구를 실시하였기 때문에 전체 1인가구의 주거비 부담능력에 영향 미치는 요인에 대하여 구체적으로 파악하기에 부족한 면이 있다. 이때, 1인가구의 경우 연령별로 그 특징이 상이하기 때문에 연령별 특징을 고려하여 분석을 진행할 필요가 있다(김옥연,2016). 이에 본 연구에서는 생애주기를 고려하여 1인가구 주거비 부담능력에 영향 미치는 요인을 도출하는 것으로 선행연구와 차별성을 가진다. 또한, 김옥연(2016)의 연구에서 복지패널을 이용하여 1인가구에 대한 연구를 진행한 바 있지만 1인가구의 거시적 특성 파악 및 실태조사에 그쳤다. 본 연구에서는 미시적인 관점에서 1인가구의 경제적 특성 중 주거비 부담능력과 관련하여 영향 미치는 요인을 생애주기에 따라 나누어 파악하므로 선행연구와 차별성을 가진다. 또한, 본 연구를 토대로 1인가구와 관련하여 구체적인 주거복지정책 수립에 기여할 수 있다고 판단된다.

위의 논의 된 내용을 토대로 본 연구는 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

H_1 : 청년기에서는 소득관련 경제적 요인이 주거비 부담능력에 대하여 상대적으

로 높은 영향력을 가진다.

H_2 : 중·장년기과 노년기의 주거비 부담능력에 영향 미치는 요인은 유사하다.

H_3 : 노년기에서는 주거환경에 대한 요인이 주거비 부담능력에 대하여 상대적으로 높은 영향력을 가진다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석방법 및 분석자료

본 연구에서는 가구의 주거비 부담 결정요인을 파악하고자 2017년도 한국 복지패널(Korea Welfare Panel Study, KoWepS)자료를 활용하였으며, 연령이 만 19세 이상인 1인가구주를 연구 대상으로 하였다. 2017년도 한국 복지패널은 2005년 '인구주택총조사 자료'로부터 확률비례추출 한 '2006년 국민생활실태조사' 최종 조사 완료 가구의 소득 자료를 기준으로 일반 가구와 저소득층 가구를 구분하여 두 층에서 각각 3,500가구씩 총 7,000가구를 표본으로 선정한 전국적인 대표성을 지닌 패널 자료로써 가구 및 가구주의 특성뿐만 아니라 주거에 관련된 다양한 변수들이 포함되어 있어 주거비 부담 결정요인에 대한 분석을 진행하는데 적합하다고 판단된다. 본 연구는 소비지출 대비 주거비 비율과 소득대비 주거비 비율을 각각 고려하여 소득 및 소비 전반에 있어 주거비에 영향을 미치는 요인을 고려하고자 하였다. 따라서 RIR 방식과 슈바베지수 방식을 이용하였으며, 설문문항의 결측값을 제외한 2,025명을 대상으로 하였다.

2. 분석방법 및 주요변수

본 연구에서는 1인가구 주거비 부담능력에 어떠한 요인들이 영향을 주는지 파악하고자 RIR과 슈바베지수를 종속변수로 설정하여 다중 회귀모형(Multiple Linear Regression Model)[1]을 이용하여 분석하였다. RIR과 슈바베지수 모두 연속형 변수로 투입하였으며, RIR과 슈바베지수 산정방식은 자가가구와 임차가구 각각 다르게

1) 다중 회귀모형은 여러 개의 설명변수를 투입하여 종속변수의 총 분산을 보다 많이 설명하기 위한 통계 방법이다. 독립변수가 2개 이상일 때 종속변수 1개와의 인과관계를 검정하기 위하여 사용되는 통계적 분석기법으로 여러 개의 변수 간의 관계를 동시에 파악할 수 있다(윤대식, 2011).

산정하였고 구체적인 산정방식은 다음과 같다.

〈표 1〉 슈바베지수 산정방식

자가가구	[(주거관리비+수선비+수도 광열비+가구 집기·가사용품비+주택 대출 원리금 및 이자 상환액)/총생활비-세금-사회보장부담금]*100
임차가구	[(주거관리비+수도 광열비+가구 집기·가사용품비+전세(보증)금 기회비용[2)]+월 임대료)/총생활비-세금-사회보장부담금]*100

〈표 2〉 RIR 산정방식

자가가구	[(주거관리비+수선비+수도 광열비+가구 집기·가사용품비+주택 대출 원리금 및 이자 상환액)/총소득]*100
임차가구	[(주거관리비+수도 광열비+가구 집기·가사용품비+전세(보증)금 기회비용+월 임대료)/총소득]*100

본 연구에서는 선행연구를 바탕으로 독립변수를 설정하였으며, 크게 가구특성과 주거특성으로 구분하였으며 구체적인 변수의 설명은 〈표 3〉과 같다. 우선 가구특성의 경우 성별, 교육수준, 혼인 여부, 근로 형태, 월 소득, 자산 등을 선정하였다. 또한, 주거특성은 권연화·최열(2015), 노승철·이희연(2009), 이성우 등(2002), 권건우·진창하(2016), 이경영·전희정(2018), 임세희(2016)을 바탕으로 거주 지역, 주거점유형태, 주택 유형, 주거면적, 최저 주거기준 만족 여부[3)], 주거환경만족도, 임대주택 거주 유·무 등을 선정하였다.

2) 전세금(보증금) 기회비용은 전세금(보증금)*저축성수신금리+월세이다(조주현·김주원, 2010; 권건우·진창하, 2016). 이때 저축성 수신금리는 한국은행에서 예금은행의 신규 취급액기준 저축성 수신금리를 사용하였으며, 2017년 기준 1.73%를 적용하였다.

3) 최저 주거기준의 경우 2014년 주거실태조사 연구보고서에서 제시한 최저 주거기준 미달 가구 산정방식과 「주택법」 제5조 2 및 동법시행령 제7조의 규정에 따라서 설정·공고 중인 최저 주거기준에 근거하여 설정하였다. 최저 주거기준은 총 3개의 기준(면적 기준, 방수기준, 설비기준)으로 이루어져 있다. 이때 각각의 기준 중에서 하나라도 미달하는 경우에 최저 주거기준 미달인 가구로 판단하였다. 하지만, 본 연구에서는 1인가구를 대상으로 연구를 진행하므로 최저 주거기준 중 1인가구 방 수 기준인 1개는 모든 가구에서 충족하고, 설비기준인 전용 수세식 화장실, 전용 입식 부엌, 전용 목욕 시설 또한 충족하므로 면적 기준만을 이용하여 최저 주거기준 미달 가구를 설정하였다. 이때 기준 면적은 14㎡이다.

〈표 3〉 변수설명

구분	변수명			변수정의
종속변수	RIR			주거비/소득
	슈바베지수			주거비/소비지출
독립변수	가구 특성	성별		남자=1, 여자=0
		교육 수준	중등 이하	해당=1, 그 외=0 (참조변수: 대졸 이상)
			고졸	
		혼인 여부		기혼=1, 미혼=0
		근로 형태	임금근로자	임금근로자=1, 무직=0
			자영업자	자영업자=1, 무직=0
		월 소득		경상소득/12/100 (단위: 백만원)
		자산		(단위: 만원)
	주거 특성	거주 지역		수도권=1, 비수도권=0
		주택 점유형태	전세	전세=1, 자가=0
			월세	월세=1, 자가=0
			기타	기타=1, 자가=0
		주택 유형	아파트	해당=1, 그 외=0 (참조변수: 다가구주택)
			단독주택	
			연립	
			기타	
		주거면적		주택 사용 면적(전용면적)_㎡
		최저 주거 만족 여부		만족=1, 불만족=0
		임대주택 유·무		임대주택 거주=1, 비거주=0
		주거환경만족도		매우 불만족=1~매우 만족=5
		주거급여 수급 여부		수급=1, 비수급=0

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 기술통계

실증분석을 진행하기에 앞서 기술통계 분석을 진행하였다. 구체적인 분석결과는 〈표 4〉,〈표 5〉에서 나타난 바와 같다. 더미변수와 같은 명목형 변수의 경우 빈도분석을 실시하였고 연속형 변수는 평균과 표준편차, 최솟값과 최댓값을 구하였다.

우선, 명목형 변수의 빈도 분석 결과 값을 통해 청년기, 중·장년기, 노년기 모두 여성의 비율이 남성의 비율보다 높은 것을 확인할 수 있다. 전체 1인가구 비율에서 여성 1인가구의 비율이 3배 이상 높은 것을 통해 1인가구의 경우 여성인구가 남성인구에 비해 상대적으로 많은 것을 확인 할 수 있고 이전의 연구결과의 내용을 지지하는 것을 알 수 있다(김옥연,2016) 교육수준의 경우 청년기의 경우에는 대졸이상 가구가 76.4%로 제일 많은 비중을 차지했다. 반면에 중·장년기로 가면서 점차 고졸과 중등이하의 학력을 가진 가구가 많다. 노년기의 경우에는 90.2%가 중등 이하의 학력을 가진 것으로 나타났다. 또한, 청년기의 경우에는 92.5%가 미혼자이지만 노년기의 경우에는 98.1%가 기혼자로 나타났다. 근로형태의 경우 청년기에는 무직과 자영업자의 비율이 각각 2.5%,5.0%로 한자리 수로 적은 비율을 차지하고 있지만 중년기로 갈수록 36.8%, 12.7%로 늘어나고 노년기에는 80.2%,11.5%로 대부분이 무직자와 자영업자인 것으로 나타났다. 이는 은퇴로 인해 일을 하지 않거나 임금근로자에서 자영업자로 전환하는 사람들이 늘어나기 때문인 것으로 판단된다. 거주지역의 경우 비수도권에 거주하는 비율이 대체로 높지만 청년기일수록 다른 연령집단에 비해 수도권에 거주하는 비율이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 주택점유는 청년기와 중·장년기는 월세의 비율이 높지만 노년기에는 자가의 비율이 제일 높다. 주택유형은 전체적으로 단독주택이 가장 많은 비율을 차지했다. 최저주거만족유무의 경우 대체로 모든 연령대에서 만족하는 비율이 높은 것을 확인할 수 있었고, 임대주택 유무, 주거급여 수급여부의 경우 대부분의 연령대에서 혜택을 받고 있지 않은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 명목형 변수 기초통계량

			청년기		중·장년기		노년기		합계	
			빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
가구 특성	성별	여성	90	55.9	170	51.4	1275	83.2	1535	75.8
		남성	71	44.1	161	48.6	258	16.8	490	24.2
	교육 수준	중등이하	2	1.2	149	45.0	1383	90.2	1534	75.8
		고졸	36	22.4	121	36.6	113	7.4	270	13.3
		대졸	123	76.4	61	18.4	37	2.4	221	10.9
	혼인	기혼	12	7.5	214	64.7	1504	98.1	1730	85.4
		미혼	149	92.5	117	35.3	29	1.9	295	14.6
	근로 형태	임금 근로자	144	92.5	167	50.5	127	8.3	438	21.6
		자영업자	8	5.0	42	12.7	177	11.5	227	11.2
		무직	9	2.5	122	36.8	1229	80.2	1360	67.2
주거 특성	거주 지역	수도권	68	42.2	123	37.2	394	25.7	585	28.9
		비수도권	93	57.8	208	62.8	1139	74.3	1440	71.1
	주거점유 유형	전세	30	18.6	41	12.4	128	8.3	199	9.8
		월세	93	57.8	152	45.9	312	20.4	557	27.5
		기타	27	16.8	34	10.3	399	26.0	460	22.7
		자가	11	6.8	104	31.4	694	45.3	809	40.0
	주택 유형	아파트	35	21.7	118	35.6	419	27.3	572	28.2
		단독주택	86	53.4	145	43.8	951	62.0	1182	58.4
		연립	1	0.6	11	3.3	28	1.8	40	2.0
		기타	27	16.8	30	9.1	37	2.4	94	4.6
		다가구 주택	12	7.5	27	8.2	98	6.5	137	6.8
	최저 주거 만족 여부	만족	158	98.1	320	96.7	1518	99.0	1996	98.6
		불만족	3	1.9	11	3.3	15	1.0	29	1.4
	임대주택유무	거주	4	2.5	52	15.7	133	8.7	189	9.3
		비거주	157	97.5	279	84.3	1400	91.3	1836	90.7
	주거급여수급 여부	수급	1	0.6	77	23.3	270	17.6	348	17.2
		비수급	160	99.4	254	76.7	1263	82.4	1677	82.8

〈표 5〉는 연속형 변수의 기초통계량 결과이다. 결과 중 RIR의 경우 중·장년기, 노년기에 비해 청년기의 경우 상대적으로 평균값이 낮은 것을 볼 수 있다. HF리포트(2016)의 결과를 통해 청년기의 경우에 1인가구는 다른 연령집단과 달리 고소득자 비중이 높은 특징을 가지고 있는 것을 알 수 있다. 따라서 상대적으로 청년기의 경우

소득 수준이 다른 연령집단에 비해 상대적으로 높아 나타나는 결과임을 알 수 있다. 하지만 슈바베 지수의 경우 청년기, 중·장년기, 노년기 모두 주거 빈곤에 속하는 것을 볼 수 있다. 즉, 청년기의 경우 다른 집단에 비해 고소득인 1인가구가 많이 있어 RIR은 상대적으로 낮게 나오지만 소비지출 측면에서는 주거비 부담을 느끼고 있다는 것을 판단할 수 있다. 주거면적의 경우 평균면적이 청년기에서 중·장년기, 노년기로 갈수록 커지는 경향이 있는 것으로 나타난다. 즉, 연령대가 높을수록 더 넓은 면적에서 거주하는 확률이 높은 것으로 판단할 수 있다. 주거환경만족도는 연령대가 높아질수록 더 낮아지는 경향을 보이고 있다. 자산의 경우 청년기의 경우에 제일 적고(3737.3만원), 중·장년기가 제일 많은 것으로 나타난다(6362.71만원).

〈표 5〉 연속형 변수 기초통계량

구분	변수 이름	청년기				중·장년기				노년기				합계			
		평균	표준 편차	최소 값	최대 값	평균	표준 편차	최소 값	최대 값	평균	표준 편차	최소 값	최대 값	평균	표준 편차	최소 값	최대 값
종속변수	RIR	27.08	21.7	1.49	158.1	31.15	31.08	1.05	282.36	31.44	39.39	1.09	412.44	31.05	37.02	1.04	412.4
	슈바베 지수	34.3	26.2	2.44	34.34	35.29	86.87	1.86	372.14	31.76	37.10	2.04	374.07	32.55	36.33	1.86	374.1
독립변수	주거 면적	42.2	24.0	10.0	139	52.52	25.58	7.0	158	61.84	26.2	10.0	231.0	58.76	26.61	7.0	231.0
	주거 환경 만족도	3.6	0.7	2.0	5.0	3.39	0.826	1.0	5	3.56	0.73	1.0	5.0	3.539	0.02	1.0	5.0
	월소득	275.5	146.5	75.3	1234.1	196.39	152.93	5.3	1016.9	97.067	61.37	11.58	640.08	127.5	107.6	5.3	1234.1
	자산	3737.3	6838.5	0.0	51831	6362.71	15668.1	0.0	143840.0	48229.5	13838.8	0.0	217111	4990.9	13752.5	0.0	217111

〈표 6〉과 〈표 7〉은 본 연구에 활용되는 변수를 대상으로 상관관계 분석 결과를 나타낸 것이다. 주요 변수간의 독립성 정도를 확인하고 다중공선성 문제를 가지고 있는지 살펴보고자 상관관계 분석을 실시하였다. 변수들 간의 상관계수가 0.8이상이면 일반적으로 다중공선성을 의심해볼 수 있는데 문제가 되는 변수는 없었다. 다중 공선성 여부를 명확하게 판단하기 위해 VIF(분산팽창계수)가 10을 넘는지 확인한 결과, 분산팽창지수가 1.047~6.096의 값을 보이므로 다중공선성의 문제가 없는 것으로 판단하였다.

〈표 6〉 주요 변수 간 상관관계(RIR)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1	1																					
2	-.064**	1																				
3	0.18	-.364**	1																			
4	.001	.253**	-.693**	1																		
5	.026	-.309**	.550**	-.188**	1																	
6	-.053*	.221**	-.464**	.196**	-.494**	1																
7	-.100**	.004	.070**	-.043	.080**	-.187**	1															
8	-.138**	.300**	-.497**	.163**	-.407**	.485**	.097**	1														
9	-.017	.044*	-.045*	.059**	.010	.043	.006	.029	1													
10	.216**	.072**	-.189**	.128**	-.138**	.104**	-.113**	.134**	-.015	1												
11	.502**	.027	-.084**	.007	-.122**	.097**	-.070**	.111**	-.008	.203**	1											
12	.137**	.202**	-.211**	.185**	-.222**	.173**	.173**	.046*	.027	.122**	-203**	1										
13	-.205**	-.114**	.120**	-.098**	.084**	-.093**	-.093**	-.110**	-.017	-.122**	-.179**	-.334**	1									
14	.065**	.053*	-.159**	.128**	.029	-.002	-.002	.118**	-.013	.057**	-.078**	.149**	-.081**	1								
15	-.082**	-.066**	.219**	-.173**	.046*	-.092**	.141**	-.172**	-.027	-.1622**	.050*	-.135**	.099**	-743**	1							
16	.004	-.014	-.002	.038	.008	.037	-.039	-.006	-.002	.003	.001	-.064**	-.009	-.089**	-168**	1						
17	.007	.062**	-.154**	.086**	-.182**	.141**	.026	.141**	.101**	.056*	-.002	.111**	-0.41	-.138**	-.261**	-.031	1					
18	-.093**	-.107**	.086**	-.063**	.255**	-.147**	.150**	.073**	-.014	-.134**	-.141**	-431**	.091**	.165**	-.093**	-.031	-.149**	1				
19	.028	-.039	.019	-.026	.056*	-.007	.003	.012	.005	-.042	.026	-.103**	-.014	.057*	.016	.017	-.151**	.218**	1			
20	.088**	.104**	-.017	.074**	.003	-.049*	-.103**	-.074**	-.013	.024	-.072**	.490**	-.166**	.511**	-.380**	-.046*	-.071**	-.167**	.039	1		
21	-.053*	-.058**	-.021	-.031	.050*	-.003	0068**	.132**	-.010	-.002	-.073**	-.163**	.054*	.149**	-.111**	-.010	-.084**	.259**	.119**	.025	1	
22	.072**	.044*	.095**	-.009	.004	-.177**	-.129**	-.187**	-.017	.033	-.020	.253**	-.110**	.073**	-.037	-.050*	-.030	-.239**	-.039	.274**	-.105**	1

*:P〈0.5, **:P〈0.1

1. RIR, 2.성별, 3. 중등이하, 4. 고졸이하, 5. 혼인, 6. 임금근로자, 7. 자영업자, 8. 월소득, 9. 자산, 10. 사는지역, 11. 전세, 12. 월세, 13. 기타, 14. 아파트, 15. 단독주택, 16.연립주택, 17. 기타2, 18. 주거면적, 19. 최저주거만족, 20. 임대주택유무, 21. 주거환경만족도, 22. 주거급여 수급유무

〈표 7〉 주요 변수 간 상관관계(슈바베지수)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
1	1																					
2	-.034	1																				
3	-.030	-.364**	1																			
4	.006	.253**	-.693**	1																		
5	-.035	-.309**	.550**	-.188**	1																	
6	.020	.221**	-.464**	.196**	-.494**	1																
7	-.0933**	.004	.070**	-.043	.080**	-.187**	1															
8	-.015	.300**	-.497**	.163**	-.407**	.485**	.097**	1														
9	-.013	.044*	-.045*	.059**	.010	.043	.006	.029	1													
10	.247**	.072**	-.189**	.128**	-.138**	.104**	-.113**	.134**	-.015	1												
11	.587**	.027	-.084**	.007	-.122**	.097**	-.070**	.111**	-.008	.203**	1											
12	.147**	.202**	-.211**	.185**	-.222**	.173**	.173**	.046*	.027	.122**	-203**	1										
13	-.224**	-.114**	.120**	-.098**	.084**	-.093**	-.093**	-.110**	-.017	-.122**	-.179**	-.334**	1									
14	.089**	.053*	-.159**	.128**	.029	-.002	-.002	.118**	-.013	.057**	-.078**	.149**	-.081**	1								
15	-.095**	-.066**	.219**	-.173**	.046*	-.092**	.141**	-.172**	-.027	-.1622**	.050*	-.135**	.099**	-743**	1							
16	.004	-.014	-.002	.038	.008	.037	-.039	-.006	-.002	.003	.001	-.064**	-.009	-.089**	-168**	1						
17	-.014	.062**	-.154**	.086**	-.182**	.141**	.026	.141**	.101**	.056*	-.002	.111**	-0.41	-.138**	-.261**	-.031	1					
18	-.109**	-.107**	.086**	-.063**	.255**	-.147**	.150**	.073**	-.014	-.134**	-.141**	-431**	.091**	.165**	-.093**	-.031	-.149**	1				
19	.030	-.039	.019	-.026	.056*	-.007	.003	.012	.005	-.042	.026	-.103**	-.014	.057*	.016	.017	-.151**	.218**	1			
20	.097**	.104**	-.017	.074**	.003	-.049*	-.103**	-.074**	-.013	.024	-.072**	.490**	-.166**	.511**	-.380**	-.046*	-.071**	-.167**	.039	1		
21	-.036	-.058**	-.021	-.031	.050*	-.003	0068**	.132**	-.010	-.002	-.073**	-.163**	.054*	.149**	-.111**	-.010	-.084**	.259**	.119**	.025	1	
22	-.076**	.044*	.095**	-.009	.004	-.177**	-.129**	-.187**	-.017	.033	-.020	.253**	-.110**	.073**	-.037	-.050*	-.030	-.239**	-.039	.274**	-.105**	1

*:P〈0.5, **:P〈0.1

1. 슈바베, 2.성별, 3. 중등이하, 4. 고졸이하, 5. 혼인, 6. 임금근로자, 7. 자영업자, 8. 월소득, 9. 자산, 10. 사는지역, 11. 전세, 12. 월세, 13. 기타, 14. 아파트, 15. 단독주택, 16. 연립주택, 17. 기타2, 18. 주거면적, 19. 최저주거만족, 20. 임대주택유무, 21. 주거환경만족도, 22. 주거급여 수급유무

2. 생애주기별 주거비 부담 능력 영향 요인 분석

본 연구에서는 생애주기별 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인을 도출하기 위하여 다중 회귀분석 모형을 실시하였으며, 그 결과는 〈표 8〉, 〈표 9〉와 같다. 먼저 RIR 분석결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 분석결과에 따르면, 주거비 부담능력에 있어 가구특성 변수로는 성별, 교육수준, 근로형태, 월 소득이 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 주거특성으로는 거주 지역, 주거점유 유형, 주거면적, 최저주거만족여부, 임대주택 여부가 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

집단 간 차이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 교육수준의 경우 청년기에서 음(-)의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 대학 졸업 이상 가구주보다 고등학교 졸업 이하 가구주의 주거비 부담이 덜하다는 것을 나타낸다. 이것은 대부분 대학 졸업 이상 가구주로 이루어진 청년기의 특징에 따라 나타나는 결과임을 알 수 있다. 정수열·이정현(2016)의 연구 결과에 따르면 저학력층 집중 군집의 경우 1인당 주택면적이 적고 아파트 가격이 낮은 지역인 경우임을 알 수 있고, 고학력층 집중 군집 정도의 경우에는 주택면적이 넓고 아파트 가격이 비싼 지역인 경우로 저학력층과 고학력층의 경우 주택환경측면에서 완전히 대조되는 것을 알 수 있었다. 따라서 대부분 대학졸업 이상 가구주로 이루어진 청년기의 경우에는 대체적으로 높은 지대를 지불해야하는 곳에 살고 있을 가능성이 높음을 판단할 수 있다. 따라서 고등학교 졸업 이하 가구주로 이루어진 청년기에 비해 주거비 부담이 더 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 또한 이러한 결과는 권연화·최열(2015)와 임세희(2016)의 연구 결과에서도 교육수준이 높으면 주거비 과부담에 속할 가능성이 증가한다는 것을 뒷받침한다.

근로형태의 경우에는 청년기에는 임금근로자와 자영업자 모두 음(-)의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 중·장년기의 경우에는 임금근로자만 음(-)의 영향력을 미쳤고, 자영업자의 경우에는 영향력이 없는 것을 알 수 있다. 즉, 청년기에는 근로를 통해 소득을 벌어들이는 것이 무직자에 비해 주거비 부담을 낮춰주지만, 중·장년기와 노년기의 경우에는 크게 영향을 미치지 않는 것을 나타낸다. 또한, 청년기의 경우 임금근로자일 때 (-.398***) 자영업자의 경우 (-.244**) 보다 더 영향력이 높은 것을 확인 할 수 있는데 이는 임금근로자일 경우 자영업자일 때 보다 임금 안정성이 보장되어 소득이 일정하기 때문에 나타나는 결과라고 판단된다.

월소득의 경우 청년기, 중·장년기, 노년기 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. RIR의 경우 소득대비 주거비의 비율을 나타낸 것이므로 소득이 높아질수록

주거비 부담은 반대로 낮아지므로 나타나는 결과라고 판단된다.

마찬가지로 사는지역과 주거점유 형태에서 전세, 월세의 경우에도 청년기, 중·장년기, 노년기 모두 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었고, 양(+)의 영향의 미치는 것으로 나타났다. 수도권에 거주할수록 비수도권에 거주하는 것에 비해 주거비 부담이 높은 것으로 나타났다. 이는 수도권의 경우 비수도권보다 집의 가격과 월세, 전세 보증금 등이 높기 때문으로 판단된다. 주택점유 형태의 경우 자가보다 전세나 월세일 때 주거비 부담이 높다는 것으로 나타난다. 이는 매달 지불해야하는 비용이 월세나 전세에 비해 자가일 때 더 낮기 때문에 나타나는 결과라고 생각할 수 있다. 한편 주거점유 형태에서 청년기의 경우 기타에서도 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자신의 돈으로 집을 구매한 자가의 경우 주택 구매 시 대출 등의 이유로 지불해야하는 비용이 일정정도 존재할 수 있지만 기타의 경우에는 친척집에 함께 사는 등의 경우이므로 따로 지불해야 되는 돈이 거의 없으므로 자가일때보다 주거비 부담이 낮아지기 때문에 나타나는 결과라고 판단된다.

주거특성에서 주거면적과 임대주택 유무의 경우 중·장년기와 노년기에서 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이때 주거면적은 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 임대주택 유무는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 주거면적이 커질수록 주거비 부담이 커지는 결과가 도출되고 임대주택에 거주하지 않을수록 주거비 부담이 커지는 결과임을 나타낸다. 이렇게 중·장년기와 노년기가 같은 결과를 보이는 것은 중·장년기의 은퇴시기가 빨라져 소득에 제한을 받는 경우가 높아져 노년기와 유사한 형태의 결과를 가지는 것으로 판단할 수 있다.

노년기의 경우에는 최저 주거기준 만족 여부 또한 유의미한 결과로 확인되었다. 최저 주거기준 만족 여부는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 최저 주거기준을 만족 할수록 주거비 부담이 높아진다는 것을 나타낸다. 이는 무직자가 거의 대부분인 노년기 가구주의 경우 소득이 없거나 낮기 때문에 최저 주거기준을 만족하는 주거면적일지라도 주거비를 감당하는데 어려움을 가질 확률이 높은 것을 알 수 있다. 성별 또한 노년기에만 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 성별의 경우 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 여성 가구주의 경우에 남성 가구주일 때보다 주거비 부담을 더 느낀다는 것이다. 이는 권연화·최열(2015)이 노인가구의 주거비 부담능력을 살펴본 연구에서 여성가구주일수록 주거비 부담이 높은 범위에 속할 가능성이 높아졌다는 결과와 유사하다.

슈바베 지수의 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 분석결과에 따르면, 주거비 부담능력에 있어 가구특성 변수로는 성별, 교육수준, 월 소득이 유의한 영향

을 미치는 것으로 확인되었다. 주거특성으로는 거주 지역, 주거점유 유형, 주택유형, 주거면적, 최저주거만족여부, 임대주택 여부, 주거환경만족도가 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

집단 간 차이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 청년기의 경우 RIR의 결과와 유사하게 교육수준이 주거비 부담능력에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 앞서 설명한 것과 마찬가지로 청년기의 경우 대졸이상이 대부분이므로다른 연령집단에 비해 고소득자 비중이 높아 양질의 주거수준을 유지하기 위해 높은 주거비를 지출하는 경향이 있어 나타나는 결과라고 판단된다(곽인숙·김순미,1999; 양세화 등, 1999).

거주지역과 전세의 경우는 청년기, 중·장년기, 노년기 모두 동일하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 수도권에 거주할수록, 자가 대비 전세일수록 주거비 부담이 높은 것으로 나타났다. 이것은 RIR과 같은 결과로 볼 수 있다. 다만, 청년기의 경우에는 중·장년기와 노년기와 달리 월세의 경우에서는 미치는 영향이 없는 것으로 나타났는데 이는 권건우·진창하(2016)의 결과가 유사하다. 즉, 가구주의 소비지출에 있어서 자가 대비 월세의 지출은 주거비 부담에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 판단할 수 있다.

월소득, 월세, 주거면적, 임대주택 유무는 중·장년기와 노년기의 주거비 부담에 동일하게 영향을 미치는 요인이다. 월소득의 경우에는 중·장년기와 노년기에서 음(-)의 영향을 가진다고 나타났다. 이는 월소득이 낮을수록 주거비 부담이 높아진다는 것을 의미하고 RIR의 결과와 유사하다. 은퇴한 중·장년기와 노년기의 가구주의 경우 소득이 고정적이거나 없는 경우가 대부분이다. 따라서 주거비의 경우에는 계속 소비해야하는 비용이므로 소비지출에 있어 많은 부담을 느낄 수 밖에 없기 때문에 나타나는 결과라고 판단된다. 반면, 사회초년생이 대부분이고 자산을 한창 키우는 시기인 청년기의 경우 소득이 보증금 마련 등 주거비에 영향을 미쳐 RIR에서 유의미한 영향이 나타난다고 결과가 나왔지만 소비지출에 있어서는 소득이 소비지출 대비 주거비에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한, 청년기의 경우에는 일정 소득이 존재하지 않는 경우에는 주거비 소비지출에 관한 비용을 그들의 부모님께서 대신 내주시는 경우도 있기 때문에 소비지출에 있어 소득이 큰 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다. 주거면적의 경우 주거면적이 넓어질수록 상대적으로 주거비도 상승할 가능성이 높은데 이때 중·장년기와 노년기의 경우 지출 가능한 비용이 고정적인 경우가 다수이므로 주거면적이 높아질수록 주거비 부담 또한 증가하는 양(+)의 결과를 나타낸다. 임대주택 유무는 중·장년기, 노년기 가구주에게 주거

비 완화의 기회를 제공하므로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

노년기의 경우 RIR과 달리 슈바베지수의 결과에서는 주택유형과 환경만족도가 추가적으로 주거비 부담에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 주택유형의 경우 노년기 가구주의 경우 다가구 주택보다 아파트에 대한 높은 선호로 인해 주거비용을 더 내더라도 아파트에 거주하려는 경향이 높아 슈바베지수가 더 높게 도출되는 것으로 확인된다. 이는 고흥·유선종(2017)의 연구 결과와도 일치한다. 또한 다세대 주택일때에 비해 아파트나 연립주택의 경우에 다세대 주택일 때 보다 상대적으로 주거면적이 크고 난방과 같은 에너지 사용비용이 더 많이 들기 때문에 그만큼 주거비 지출이 커질 가능성이 높다. 따라서 아파트와 연립주택일 때 주거비 부담이 커지는 결과가 나타난다. 환경만족도의 경우 노년기 가구주의 경우 자연환경이 쾌적하거나 보육환경이나 교육환경이 좋거나 또는 의료시설과 같은 편의 시설이 가까운 것이 주거 만족도에 높은 영향을 미치는 것으로 나타나므로 (남궁미·최희용·전희정, 2017) 노년기 가구주의 환경만족도가 높을수록 이런 주변환경이 잘 조성되어 있는 곳이므로 상대적으로 낙후된 지역에 비해 집값이나 월세 등이 높아 주거비 지출이 높아지는 지역일 가능성이 높다고 판단된다. 따라서 주거환경만족도가 높아질수록 주거비 부담 또한 커지는 양(+)의 영향을 미치는 것이다.

RIR과 슈바베 지수의 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 청년기 가구주의 경우 중·장년기, 노년기에 비해 소득에 영향을 미치거나 영향을 받는 요인인 교육수준, 근로형태가 청년기에서 두드러지게 영향을 미치는 것을 보여줬다. 또한, 소득과 관련된 RIR을 측정할 때는 월소득이 유의미한 결과를 나타냈지만 소비지출과 관련된 슈바베지수의 결과에서는 월소득이 영향을 미치지 않는 것을 통해 “청년기에서는 소득 관련 경제적 요인이 주거비 부담능력에 대하여 상대적으로 높은 영향력을 가진다.”는 가설 H_1는 지지한 다고 할 수 있다. 둘째, RIR 결과와 슈바베 지수의 결과에서 중·장년기와 노년기 가구주의 주거비 부담에 영향 미치는 요인으로, 월소득, 거주지역, 전세, 월세, 주거면적, 임대주택유무 등이 동일하게 나타났다. 특히 슈바베지수의 결과에서는 중·장년기에 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인이 청년기와는 달리 노년기의 결과 값과 100% 동일하게 나타난 것을 통해 “중·장년기과 노년기의 주거비 부담능력에 영향 미치는 요인은 유사하다.”는 가설 H_2는 지지한다고 할 수 있다. 셋째, 노년기의 경우 여성 가구주의 비율이 매우 높고, 청년기와 중·장년기 1인 가구주 여성과 달리 여성의 사회진출이나 비혼과 같이 선택하여 1인가구를 형성한 경우가 거의 없고 혼자서 주거비 부담을 할 수 있는 상황이 아닌 경우가 많다(김연옥, 2016; 최열·권연화, 2018). 따라서 주거비 부담능력에 성별이 많은 영

향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 노년기 가구주 특성상 주거공간에서 머무르는 시간이 많으며 안정적인 공간에서 남은여생을 보내고 싶어 하기 때문에 주거안정성을 확보하고자 하는 경향이 있다(송주연·전희정,2018). 그리고 이것은 노인의 삶의 질을 결정하는 중요한 요소이다(최열 외2010). 따라서 주거안정성 확보를 위해 주거환경만족도 및 주택 유형이 노년기 가구주의 주거 선택의 기준이 될 수 있고 이를 바탕으로 주거의 규모 및 사는 지역 등이 결정되므로 주거환경이 주거비 부담에도 영향을 미칠 수 있다고 판단된다. 따라서 "노년기에서는 주거환경에 대한 요인이 주거비 부담능력에 대하여 상대적으로 높은 영향력을 가진다."는 가설 H_3는 지지할 수 있다.

〈표 8〉 RIR을 이용한 다중 회귀분석 결과

변수			청년기		중·장년기		노년기	
			B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
상수			27.414 (14.200)		11.032 (12.620)		−15.753 (11.959)	
가구 특성	성별		−3.181 (2.637)	−.073	−4.153 (3.241)	−.067	−5.420 (2.146)	−.051*
	교육 수준 (참조 변수: 대졸)	중등 이하	−9.760 (12.900)	−.050	−1.313 (4.595)	−.021	−.293 (5.161)	.002
		고졸	−7.119 (3.302)	−.137*	−5.181 (4.244)	−.080	.336 (5.619)	.002
	혼인		4.368 (5.689)	.053	.530 (3.515)	.008	8.531 (5.561)	.030
	근로 형태	임금 근로자	−28.056 (6.471)	−.398***	−9.401 (3.729)	−.151*	−.674 (2.844)	−.005
		자영 업자	−24.327 (8.509)	−.244**	−9.995 (5.332)	−.107	1.138 (2.485)	.009
	월 소득		−.047 (.011)	−.320***	−.057 (.013)	−.278***	−.106 (.014)	−.165***
	자산		.000 (.000)	−.042	0.000 (.000)	.026	−0.000 (.000)	−.017

변수			청년기		중·장년기		노년기	
			B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
주거 특성	거주 지역		8.445 (2.681)	.193**	9.053 (3.104)	.141**	6.336 (1.843)	.070**
	주거 점유 유형 (참조 변수: 자가)	전세	27.584 (6.094)	.496***	52.870 (5.235)	.562***	92.764 (3.014)	.650***
		월세	12.051 (6.078)	.275*	24.087 (4.235)	.386***	36.289 (2.768)	.371***
		기타	−14.061 (6.314)	−.243*	2.940 (5.449)	.028	−1.495 (1.874)	−.017
	주택 유형 (참조 변수: 다가구)	아파트	−3.634 (5.784)	−.069	6.011 (5.994)	.093	5.088 (3.487)	.057
		단독 주택	−5.679 (5.042)	−.131	−3.875 (5.575)	−.062	−4.591 (3.163)	−.056
		연립	−4.899 (16.394)	−.018	−6.094 (9.189)	−.035	8.319 (6.322)	.028
		기타	−1.683 (5.582)	−.029	5.219 (6.922)	.048	4.945 (5.806)	.019
	주거면적		.177 (.073)	.196	.227 (.076)	.187**	.180 (.035)	.120***
	최저주거만족 여부		18.003 (10.878)	.112	1.106 (8.232)	.006	18.023 (8.189)	.044*
	임대주택 유무		7.255 (8.702)	.052	−11.431 (5.817)	−.134*	−16.826 (3.832)	−.120***
	주거환경만족도		2.186 (1.806)	.071	2.199 (1.866)	.058	2.070 (1.089)	.038
	주거급여수급 여부		−14.629 (17.042)	−.053	1.341 (3.008)	.024	−1.822 (1.523)	−.025
모형 적합도	R^2		.561		.406		.470	
	Adjusted R^2		.495		.365		.463	
	F		8.468		9.993		63.241	

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

〈표 9〉 슈바베지수를 사용한 다중 회귀분석 결과

변수			청년기		중·장년기		노년기	
			B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
상수			15.036 (17.337)		.809 (14.380)		−15.753 (11.959)	
가구 특성	성별		−2.998 (3.220)	−.057	−6.704 (3.693)	−.091	−5.420 (2.146)	−.051**
	교육 수준 (참조변수: 대졸)	중등 이하	−11.949 (15.750)	−.051	2.591 (5..236)	.035	.293 (5.161)	.002
		고졸	−9.092 (4.031)	−.145*	−4.449 (4.836)	−.058	.336 (5.619)	.002
	혼인		−2.419 (6.945)	−.024	−3.117 (4.005)	−.040	8.531 (5.561)	.030
	근로 형태	임금 근로자	−7.296 (7.900)	−.086	−2.639 (4.249)	−.036	−.674 (2.844)	−.005
		자영업자	8.555 (10.389)	.071	−4.902 (6.075)	−.044	1.138 (2.485)	.009
	월 소득		−.016 (.014)	−.091	−.030 (.015)	−.123*	−.106 (.014)	−.165**
	자산		.000 (000)	−.104	0.000 (.000)	.004	−0.000 (.000)	−.017
주거 특성	거주 지역		13.410 (3.273)	.254***	9.687 (3.537)	.127**	6.336 (1.843)	.070**
	주거 점유 유형 (참조변수:자가)	전세	44.719 (7.441)	.667***	75.098 (5.965)	.673***	92.764 (3.014)	.650***
		월세	14.305 (7.421)	.271	31.789 (4.825)	.430***	36.289 (2.768)	.371***
		기타	−14.290 (7.710)	−.205	4.513 (6.209)	.037	−1.495 (1.874)	−.017
	주택 유형 (참조변수:다세대)	아파트	2.083 (7.061)	.033	6.241 (6.830)	.081	5.088 (3.487)	.057**
		단독 주택	−.444 (6.156)	−.008	−10.349 (6.352)	−.139	−4.591 (3.163)	−.056
		연립	9.288 (20.016)	.028	−6.950 (10.470)	−.034	8.319 (6.322)	.028*
		기타	5.765 (6.815)	.083	.007 (7.887)	.000	4.945 (5.806)	.019

변수		청년기		중·장년기		노년기	
		B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
주거 특성	주거면적	.141 (.089)	.129	.323 (.086)	.224***	−180 (.035)	.120***
	최저주거만족 여부	4.682 (13.282)	.024	−1.205 (9.380)	−.006	18.023 (8.189)	.044*
	임대주택 유무	10.465 (10.625)	.062	−14.686 (6.628)	−.145*	−16.826 (3.832)	−.120***
	주거환경만족도	.846 (2.205)	.023	2.361 (2.127)	.053	2.070 (1.089)	.038*
	주거급여수급 여부	10.512 (20.807)	.032	4.195 (3.427)	.063	−1.822 (1.5230	−.025
모형 적합도	R^2	.550		.451		.470	
	Adjusted R^2	.482		.414		.463	
	F	8.092		12.032		63.241	

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

Ⅴ. 결론

본 연구는 생애주기 별 1인가구의 특성이 차이가 있다는 점에 주목하여 주거비 부담능력에 영향 미치는 요인에 생애주기에 따라 어떠한 차이를 보이는지 규명하고자 하였다. 이를 위해 선행연구를 바탕으로 요인들을 선택한 뒤 '2017년 한국복지패널' 자료를 활용하여 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인 분석을 실시하였다. 연령집단을 생애주기에 근거하여 청년기(20~39세 이하), 중·장년기(40~64세 이하), 노년기(65세 이상)로 구분하였다. 먼저 생애주기 집단 간에 주거비 부담에 영향을 미치는 요인간의 차이를 비교 분석한 뒤, 구체적으로 RIR과 슈바베지수를 사용하여 생애주기 별로 주거비 부담능력에 영향을 미치는 변수를 실증분석 하였다.

구체적인 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 청년기 가구의 경우 교육수준과 근로형태와 같이 소득에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 요인들이 다른 연령집단과는 달리 유의미한 영향을 보였다. 이는 대졸 이상의 학력을 가진 가구주의 비율이 낮고 무직자가 대다수 존재하는 중·장년기와 노년기와 달리 대부분의 가구주가 근로활동을 하고 높은 교육수준으로 고소득자 비중이 상대적으로 높기 때문에 소득과 관련하여 다른 연령집단에 비해서 주거비 부담능력에 직접적인 영향을 미치는 것으

로 나타났다고 판단된다. 둘째, 중·장년기와 노년기의 경우 주거비 부담능력에 영향을 미치는 요인이 상당히 유사하게 나타났다. 다만, 강은나·이민홍(2016) 연구에서는 경제, 주거환경 등과 관련된 위험이나 문제의 강도가 노년기보다 중·장년기의 경우에 더 낮은 편이라고 하였으나, 본 연구결과를 살펴보면 중·장년기의 결과값이 노년기의 결과값보다 같은 변수라 할 지라도 주거비 부담능력에 더 많은 영향을 미치는 경우가 다수 있는 것을 볼 수 있다. 이는 중·장년기가 노년기보다 다른문제에 있어서는 그 강도가 낮을 수 있지만, 주거비 부담능력에 있어서는 중·장년기가 때로는 노년기보다 더 열약한 상태에 직면할 수 있다는 것을 시사한다. 셋째, 노년기의 경우 여성 1인 가구주의 비율이 높고, 1인가구 형성원인도 청년기와 중·장년기와 다르기 때문에 주거비 부담능력에 있어서 성별이 많은 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 뿐 만 아니라 노인이라는 특성에 의해 주거 환경에 대한 고려가 높아 주거비 부담능력도 주거환경에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다. 넷째, 거주지역, 전세의 경우는 RIR과 슈바베와 상관없이 청년기와 중·장년기, 노년기 모두 공통적으로 주거비 부담에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 이는 서울에 살수록, 자가보다 전세일수록 1인가구가 주거비 부담을 많이 느낀다는 것을 나타낸다.

본 연구는 다음과 같은 정책적 함의를 제시한다. 첫째, 1인가구 증대로 인하여 1인가구의 주거복지와 관련된 관심 또한 높아지고 있다. 1인가구의 경우 가구주의 소득이 생활비에 직결되므로 주거비가 경제활동에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 또한, 1인가구의 형성요인이 고소득자의 비혼 뿐 만 아니라 이혼, 배우자의 사망 등 다양하고 1인가구내에서도 소득 불평도가 높게 나타나기 때문에 이를 고려하여 주거비와 관련하여 정책을 수립하는 것이 필요하다. 이때, 1인 가구 특성 상 연령대 별로 다양한 특징을 보이기 때문에 주거비 관련 정책 수립 시 생애주기를 고려하여 반영해야한다. 청년기 가구주의 경우에는 주거급여와 같은 보조금 지원이나 저금리의 월세 및 보증금 대출 상품 등을 제시하는 것이 필요하다. 또는 소득을 저축하여 자산을 늘릴 수 있도록 도와줘서 자가 주택마련에 도움이 될 수 있는 금융상품을 지원하는 방안 등 청년기 가구주의 소득과 관련하여 도움을 줄 수 있는 정책들이 요구된다. 또한, 전·월세 부담을 낮출 수 있도록 저렴한 임대주택을 공급하는 것도 필요하다. 현재 행복 주택과 같은 임대주택의 경우에는 주로 가구주의 연령, 신혼부부 여부 등 가점제를 통해 청약을 진행하는 비율이 높다. 따라서 연령도 어리고 혼자사는 1인가구의 경우 임대주택 청약에 당첨되기 매우 어려운 현실이다. 따라서 1인가구의 경우에도 임대주택에 들어가는 확률을 높일 수 있도록 추첨제의 비율을 늘리는 방법을 고려한 계획이 필요해 보인다. 청년기의 주거비 부담능력은

소득에 영향을 많이 받기 때문에 소득을 늘릴 수 있도록 다양한 일자리 정책을 구상하는 것이 필요하다. 특히 수도권에 거주하는 가구주일수록 주거비 부담이 더 높아지기 때문에 수도권에 가지 않고도 비수도권에서도 일자리를 구하기 충분한 여건이 조성된다면 주거비 부담이 큰 수도권이 가지 않아도 되기 때문에 청년기 주거비 부담을 낮추는데 기여할 수 있을 것이다. 둘째, 중·장년기 1인가구에 대한 주거복지 정책이 필요해 보인다. 그동안 주거복지정책의 대상자는 주로 청년층과 노년층이 었다. 활발하게 경제활동을 하고 있는 중·장년기 가구주에 대한 주거복지정책은 상대적으로 비중이 적은 편이었다. 하지만 은퇴연령이 낮아지고 기대수명이 높아지면서 노년층과 중·장년층간의 간극이 좁아지고 있기 때문에 중·장년기 가구주에 대한 주거복지정책에 대한 고려도 필요하다. 특히 중·장년기 가구주의 경우에는 1인가구라 할지라도 자녀의 늦은 독립으로 인해 경제적으로 지원을 같이 해주는 경우가 있어 생활비 내 주거비에 대한 부담이 높아질 가능성이 높다(HF리포트,2016). 따라서 앞으로 중·장년기 가구주에 대한 면밀한 조사를 통해 정책을 수립할 필요성이 요구된다. 셋째, 노년기 가구주 특성에 맞춘 정책 수립이 필요하다. 특히 노년기 가구주 중 가장 많은 비중을 차지하고 있는 여성 노인 1인가구에 대한 지원이 필요하다. 남녀평균수명차로 인한 사별로 인해 1인가구가 된 여성 가구주가 많이 존재하는데 대부분 경제활동을 할 능력이 부족하여 이로인한 빈곤문제가 심각하다(김윤옥,2016). 따라서, 여성 노인 1인가구에 대한 정책을 수립해야한다. 건강하신 가구주의 경우에는 경제할동을 할 수 있도록 노인 일자리 센터 등을 운영하여 경제활동을 계속 하실 수 있도록 지원을 해드리고 그로인해 주거비를 부담할 수 있도록 하는 것이 필요하다. 거동이 불편하신 분들의 경우에는 돌봄 서비스를 통해 꾸준히 주거상태를 점검할 수 있도록 하고 주거급여 제공과 같은 방법으로 경제적으로 도움을 주는 방안도 고려되어야 한다. 여성 노인 가구주에 대한 지원 외에도 주거환경을 고려하여 주거복지 정책을 수립하는 것이 필요하다. 대체로 아파트나 연립주택에서 살고 싶지만 주거 면적이 넓어 주거비 부담이 늘어나는 상황임을 알 수 있다. 따라서 연구를 진행하여 1인 노인 가구에게 적절한 주거면적을 산정하고 적정 면적을 가진 아파트를 제공하여 주거비 부담과 노년기 가구주의 선호를 함께 충족시킬 수 있는 방안이 필요해 보인다. 또한 의료시설 및 교육환경 등 주거환경 만족도에 영향을 미칠 수 있는 시설과 연계하거나 시설 인근에 노년기 1인 가구를 위한 주거를 제공하는 방안 등 주거환경을 고려하여 남은 여생을 주거안정성을 느끼며 지낼 수 있는 공간 지원에 대한 정책들이 요구된다. 이와 같이 생애주기별 특징에 따라 1인가구 주거비 부담능력에 도움을 줄 수 있는 정책적 노력이 있다면 1

인가구의 주거비 부담 완화에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 '2017년 한국 복지패널' 자료를 바탕으로 진행하였고 특정계층에 국한된 연구가 아닌 20살 이상의 전 연령대를 생애주기별로 구분하여 연구를 진행하였기 때문에 보다 높은 일반화를 확보하였다는 점에서 그 의의가 크다고 할 수 있다. 다만 본 연구는 2017년 단일연도 자료를 사용함으로써 각 가구의 주거 부담의 양상을 동태적으로 파악하기 어렵다는 한계점이 있다. 따라서 추후 연구에서는 연도별 주거비 부담에 관한 연구를 진행하여 시계열적인 부분도 반영할 필요가 있다. 또한, 거주 지역을 수도권과 비수도권으로 단순화하여 나누었기 때문에 지역적 특성을 고려하지 못했다. 향후 주거비 부담능력에 영향을 미치는 변수들에 대하여 좀 더 상세한 분석이 반영되는 연구가 이루어지길 기대한다.

참고문헌

강은나·이민홍. (2016). "우리나라 세대별 1인가구 현황과 정책과제." 「보건복지포럼」, 234: 47-56.

고홍·유선종. (2017). "고령세대 주거비 부담에 관한 연구." 「한국지적학회지」, 33(2): 47-55.

곽인숙·김순미. (1999). "임차가구의 주거비용에 관한 연구." 「대한가정학회지」, 37(2): 127-144.

권건우·진창하. (2016). "생애주기별 가구의 주거비 부담 결정요인에 관한 연구." 「주택연구」, 24(3): 49-69.

권연화·최열. (2015). "노년층의 가구구성 및 주택점유형태에 따른 주거비 부담능력에 관한 분석." 「대한토목학회논문집」, 35(4): 977-986.

_____. (2018). "1인가구의 연령별 특성에 따른 주거 상·하향 이동에 관한 연구." 「국토연구」, 99: 97-112.

김계숙·고석찬. (2008). "서울지역 국민임대주택 소요계층 분석: 잔여소득 접근법을 중심으로." 「국토계획」, 43(2): 111-130.

김동원·배민경·박승훈. (2016). "수도권과 광역권의 청년 임차가구 주거비부담 실태에 관한 연구." 「한국주거학회 학술대회논문집」, 28(2): 210-215.

김안나. (2007). "한국의 사회적 배제 실태에 관한 실증적 연구." 「사회이론」, 32(32): 227-254.

김옥연. (2016). “1인 가구 시대의 도래: 특성과 생활실태.”「한국가족복지학」, 52(0): 139-166.

김옥연·문영기. (2009). “1인가구 주거실태 분석: 서울시 1인가구를 중심으로.”「주거환경」, 7(2): 37-53.

김윤영. (2017).「1인가구를 위한 정책방향 연구.」인천: 인천발전연구원.

김재익. (2013). “1인가구의 생애주기별 이질성과 공간적 분포특성.”「주택연구」, 21(3): 61-78.

김종숙·배호중. (2014).「세대별, 성별 1인가구의 고용과 가구 경제 연구.」서울: 한국여성정책연구원.

김주원·정의철. (2011). “소형가구 연령대별 주택수요 특성 분석.”「주택연구」, 19(2): 123-150.

김진영. (2013). “여성 1인가구 소형임대주택계획을 위한 주거의식과 주거요구; 서울특별시를 중심으로.”「한국주거학회논문집」, 24(4): 109-120.

김혜승. (2004). “주거급여제도의 현황 및 개선방안.”「국토연구」, 270: 23-31.

김혜승·홍형옥. (2003). “저소득층의 주거비 지불능력을 고려한 주거비보조에 관한연구.”「국토연구」, 39: 85-102.

남궁미·최희용·전희정. (2017). “노인가구의 연령별 주거만족도 차이 및 결정요인에 관한 연구.”「한국정책학회보」, 26(3): 1-23.

노승철·이희연. (2009). “주거이동을 통한 주거 불안정성 변화에 관한연구.”「한국경제지리학회지」, 12(4): 507-520.

문소희·이현정. (2017). “2014년도 주거실태조사에 나타난 청년 1인 임차가구의 가족지원 및 주거비부담에 따른 주거 실태 및 주거 기대.”「한국주거학회지」, 28(3): 11-22.

문태헌·정윤영·정경석. (2008). “주택유형 선택요인 분석 및 선택확률에 관한 연구.”「국토계획」, 43(2): 87-98.

박경준·이성우. (2015). “다층모형을 활용한 수도권 거주자의 주거비 결정요인 분석.”「국토연구」, 87: 33-48.

박미선. (2018). “1인가구 증가에 따른 주택정책 대응 방안.” 국토정책Brief.

박보림·김준형·최막중. (2013). “1인가구의 주택점유형태-연령 및 소득요인을 중심으로.”「국토계획」, 48(1): 149-163.

박서연. (2019).「주거복지정책 유형별 주거비 부담수준 결정요인 분석-공공임대주택 거주가구와 주거급여 수급가구의 비교연구-.」석사학위논문, 성균관대학교.

박정민·오욱찬·이건민. (2015). “최저주거기준과 주거비 과부담을 기준으로 한 빈곤 가구의 주거취약 유형화와 관련요인.”「사회복지연구」, 46(2): 101-123.

박준오. (2014). “주거실태와 출산·혼인력 관계분석: 결혼차수를 중심으로.” 통계개발원 2014년 상반기 연구보고서 제Ⅱ권.

방송희. (2016). “1인가구 전성시대, 주택·주택금융시장에 미치는 영향은?” HF 이슈리포트.

배병우·남진. (2013). “서울시 거주 대학생의 주거비 부담능력 분석.”「서울도시연구」, 14(1): 23-38.

송주연·전희정. (2018). “노인 주거이동 의향 결정요인 및 변화에 관한 연구: 2006·2016 주거 실태조사 자료를 이용하여.”「국정관리연구」, 13(2): 191-220.

신미림·남진. (2011). “서울시 1인가구의 주택수요 예측.”「국토계획」, 46(4): 131-145.

신상영. (2010). “1인가구 주거지의 공간적 분포에 관한 연구.”「국토계획」, 45(4): 81-95.

신수임. (2007).「서울시 임차가구의 주택지불능력 향상에 관한연구.」석사학위논문, 서울시립대학교.

신은진·안건혁. (2010). “소득별 1인가구의 거주지 선택에 영향을 미치는 요인에 대한 연구.”「국토계획」. 45(4): 69-79.

양세화·오찬옥·양세정. (1999). “가계특성과 주거비지출: 근로자가계분석.”「한국주거학회논문집」, 10(2): 235-245.

_____. (2000). “주거소유형태에 따른 주거비 지출 분석.”「주택연구」, 8(1): 269-283.

유병선·정규형. (2017). “저소득 임차가구의 주거비부담 결정 요인 분석; 전세가구와 월세가구의 차이를 중심으로.”「지역발전연구」, 26(1): 1-38.

윤대식.(2011).「도시모형론」. 홍문사.

이경영·전희정. (2018). “점유형태별 주거비부담능력의 영향 요인에 관한 연구; 수도권 및 비수도권의 지역 간 비교를 중심으로.”「국토계획」, 53(4): 143-161.

이성우·민성희·박지영·조중구·고금석·하성규·조진철·김혜승·천현숙·조용석·장경석·양동우 ·윤해련·김영래. (2002). “주거복지백서: 주택정책의 계층성 평가를 중심으로,” 대한주택공사.

이외희. (2012). “1·2인 가구의 급증, 주택정책의 진단과 대응.” 경기개발연구원.

이재수·양재섭. (2013). “서울의 1인가구 특성과 거주 밀집지역 분석을 통한 주택정책 방향 연구.”「국토계획」, 48(3): 181-193.

이종덕·최세성·전한종. (2015). “서울시 1인가구의 주택유형과 점유형태 선택을 위한 예측모형 구축.”「대한건축학회논문집」, 31(11): 73-80.

이중희·조상형. (1997). “도시 근로자가구의 주택취득비용 지불능력.”「주택금융」, 196, 한국주택은행.

이현정. (2012). “미국 20-30대 1-2인 가구의 주거비 부담실태.”「한국주거학회논문집」, 23(2): 69-77.

_____. (2015). “수도권 사회진출초기 임차자의 주거비 실태.”「한국주거학회논문집」, 26(2): 71-79.

이희연·노승철·최은영. (2011). “1인가구의 인구·경제·사회학적 특성에 따른 성장패턴과 공간분포.”「대한지리학회지」, 46(4): 481-501.

임세희. (2016). “주거비 과부담 결정요인.”「한국사회복지학」, 68(3): 29-50.

정은희·최유석. (2014). “아동거주가구의 빈곤에 관한 다차원적 접근: 잠재집단 분석을 이용한 유형화.”「한국콘텐츠학회논문지」, 14(6): 129-139.

조주현·김주원. (2010). “1인가구의 주택수요 특성에 관한연구 -서울시를 중심으로-.”「부동산학연구」, 164: 33-52.

조혜진·김민정. (2014). “한국 중고령 가계의 주거부담 결정요인.”「소비자정책교육연구」, 10(2): 19-37.

주현태·황석준·이창무. (2017). “저소득 임차가구 가구특성이 보증금 비중 선택 및 주거비 부담에 미치는 영향.”「국토계획」, 52(7): 121-139.

지남석·임병호·이건호. (2011). “거주자의 주거이동 dbgdrhk 주거만족도의 관계 분석.”「도시행정학보」, 24(5): 27-37.

진미윤. (1998). “도시 근로자가구의 주거비 지불능력에 관한연구.”「주택연구」, 6(2): 33-60.

최열·김상현·이재송. (2014). “로짓모형을 이용한 월세 거주자의 주거비부담능력 결정요인분석: 부산시 사례를 중심으로.”「부동산학보」, 59: 45-58.

최열·최진아·김지현. (2007) “노인주거 이주 및 입지 결정요인 분석”. ‘부동산학보’. 29: 12-22.

최유미·남진. (2008). “서울시 가구특성별 주거선택 요인에 관한 연구.”「국토계획」, 43(3): 195-210.

최은희·이종권·김수진. (2011). “국민임대주택 입주에 따른 주거개선효과: 주거비 부담 수준 비교를 중심으로.”「주택연구」, 19(3): 123-147.

홍형옥·유병선. (2003).「주거관리론」. 서울: 교문사.

통계청, http://www.kostat.go.kr

Combs, E, R. and Olson, L., (1990). "Differences in housing expenditure/income and utility expenditure/income ratios by selected characteristics of rural home owners." *Housing and Society*, 17(3): 27-36.

Elmelech, Y, (2004). "Housing inequality in New York city: Racial and ethnic disparities in homeownership and shelter-cost burden, Housing." *Theory and Society*, 21(4): 163-175.

Morris. E. W. and Winter, M., (1978). *Housing,Family and Society*, New York: wiley and sons.

Rossi, P. H., (1955). *Why Families Move: A study in the social psychology of urban residential mobility*, Glencoe; Free Press.

Temlpe, J. B., (2008), "Correlates of housing affordability stress among older Australians." *Australasian Journal on Ageing*, 27(1): 20-25.

정서연(丁西衍): 주저자. 부산대학교 도시공학과 학부과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 주택정책, 부동산, 주택금융이다.(westkite_e@daum.net)

남궁미(南宮媄): 교신저자. 미국 오하이오 주립대학교 (The Ohio State University)에서 2014년 도시및지역계획학 박사학위를 취득하였고, 현재 부산대학교 도시공학과 조교수로 재직하고 있다. 주 연구분야는 교통계획으로 도시의 건조환경과 보행활동의 관계, 대중교통이용 활성화 방안, 자전거 이용 활성화에 관한 방안 등 이며, 최근 주요 논문은 International Jounral of Environmental Research and Public Health에서 출판된 "The Role of Built Environment on Health of Older Adults in Korea: Obesity and Gender Differences"(2018) 등 국·내외 다수의 연구논문을 발표하였다(ngm1119@pusan.ac.kr).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *85-123*

지역중심성이 지역의 경제성장에 미치는 영향에 있어 산업구조(특화 및 다양성)의 조절효과: 수도권과 부산·울산권을 대상으로

김민곤

본 연구는 중심도시의 지역중심성이 경제성장에 미치는 영향에서 산업 특화와 다양성의 변화가 미치는 조절효과를 파악하고자 하였다. 이를 위해서 수도권 및 부산·울산권 지역들의 1995년에서 2015년까지의 자료를 이용하였다. 종속변수는 1인당 GRDP 및 도·소매출액을 사용하였으며, 독립변수는 중심도시로 향하는 주변지역의 순수한 통근통행량을 산출하였다. 또한 산업 특화 및 다양성은 도시들의 고용 자료를 사용하여 허핀달 지수(HHI) 및 특화를 산출하였다.

분석결과 산업 특화는 수도권에서만 강화조절효과를 나타냈으며, 산업 다양성은 수도권 및 부산·울산권 모두에서 대립조절효과를 나타냈다. 이러한 결과는 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향에서 지역별 차이가 있음을 의미한다. 따라서 광역도시권을 대상으로 하는 경제성장정책을 설계 및 추진함에 있어 해당 도시의 지역중심성 및 산업구조의 특성을 먼저 파악하는 것이 필요함을 제언하였다.

[주제어: 지역중심성, 산업 특화, 산업 다양성, 산업구조, 패널분석]

Ⅰ. 서 론

도시는 지역의 한 형태로서 정의되기에 우리나라의 경우 도시를 대상으로 한 경제성장정책들은 지역을 대상으로 한 정책들과 혼용되거나 통합되어 사용되어 왔다. 하지만 정권에 따라 상이한 전략이 사용되었으며, 도시규모에 따라 증가하는 복잡성을 고려한 정책이 실시되지 않아 여러 문제점들이 나타나기도 했다(김계숙·고석찬, 2009; 김진영, 2005).

본 연구는 저자의 박사학위논문 "지역중심성이 중심도시의 지역경제성장에 미치는 영향에 있어 지역산업구조의 조절효과"에서 분석결과를 중심으로 수정·보완하여 학술논문으로 재작성 하였음을 밝힙니다.
논문접수일: 2019.08.25, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.27, 게재확정일: 2019.09.27

지금까지 지역의 경제성장정책을 살펴보면 1960~1970년대 정책들은 일부 도시 및 지역을 대상으로 특정한 산업을 집중시키는 정책을 추진하였다. 이 정책들은 빠른 경제성장에 기여했지만, 지역 독점(Local Monopoly)으로 대표되는 수도권과 비수도권 간 지역격차를 가져왔다(김계숙, 2010). 이러한 문제점을 해소하고자 수도권 내 산업의 지방이전, 공공기관 지방이전 등 국토의 균형발전 정책이 시작되었다(김헌민·박윤경, 2015; 김준형 외, 2011; 윤칠석, 2009b).

지난 시기 경제성장 정책들을 살펴보면 공통적 특징들을 발견할 수 있다. 첫째, 도시의 '중심성'과 산업구조상 산업 '특화' 측면에 집중하였다는 점이다. 여기서 중심성은 중심도시에 대한 주변지역의 인적·물적 자원으로 대표되는 경제활동 집중을 의미하며, 산업 특화는 기반산업으로 정의된다(동진우·김영덕, 2015; 서승환, 2011). 둘째로, Marshall(1975)의 집적경제효과를 전제로 산업 및 지역을 지정하여 지역 내 산업 입지 및 경제활동 활성화를 통해 산업 및 경제의 성장을 꾀하였다는 점이다(황덕연, 2015; 허재완, 2010).

현재 지역의 경제성장정책에 대한 사회적 요구는 지역격차 문제에 대한 해소와 함께 기존의 양적중심의 성장에서 벗어나 질적 측면이 고려된 정책추구 그리고 이를 통한 지역민들의 삶의 질 개선과 같은 요구가 존재한다. 즉, 경제성장과 같은 1차적인 정책문제를 해결함과 동시에 특화산업성장을 통한 지역격차 문제발생을 방지하는 새로운 경제성장 정책들이 요구되고 있다(김헌민·박윤경, 2013; 임형백, 2011; 이종하·박성훈, 2010). 따라서 기존 정책의 한계를 개선하고 새로운 사회적 수요를 수용하기 위해서는 현 정책에서 가정한 요소들의 점검과 더불어 정책수요에 근거한 새로운 경제성장 요소들을 면밀히 검토하는 새로운 접근들이 필요하다.

지금까지 도시들 간 관계성에 의해 형성되는 '중심성'과 도시 내 경제활동에 의해 형성되는 '산업구조'의 측면에서 지역의 경제성장에 대해 연구한 사례들을 살펴보면, 첫째, 중심도시와 주변지역 간 관계성의 변화에 대해 측정하거나(이희연·김흥주, 2006; 조명호·임창호, 2001), 둘째, 도시 및 지역의 특화산업의 정도가 해당 지역의 경제성장에 미치는 영향에 대한 측정(김헌민·박윤경, 2015; 강성식, 2013; 윤칠석, 2009a; 신승춘, 2009; 최윤기, 2010) 등과 같이 주로 도시의 중심성과 산업특화 측면을 개별적으로 다루는 연구가 많았다.

하지만 이런 연구들은 지역의 내·외부 간 발생하는 복잡한 상호작용을 이해하기 어렵다는 한계를 갖는다. 또한 산업 구조를 '특화' 측면에서만 본다는 것은 실제 현상을 충분히 반영하지 못하므로 '다양성'의 측면에서도 살펴볼 필요가 존재한다. 물론 산업 다양성이 지역의 경제성장에 미치는 영향을 분석한 연구들도 일부 존재하

지만(문동진, 2016; 김계숙, 2010, 류수열·윤성민, 2007), 산업 다양성만 변수로 인지하고 지역경제성장에 미치는 영향을 분석하거나 중심도시의 지역 중심성과의 관계에 대한 고려가 없다는 한계가 있다.

정리하면 선행연구들은 지역중심성과 산업 특화, 다양성 측면을 포괄한 관계성을 고려한 연구로 나아가지 못한 것으로 귀결된다. 특히 지역 및 도시의 산업 구조를 특화와 다양성으로 세분화하여, 각각 독립적으로 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 조절효과 유무 및 영향의 방향성에 대한 연구는 아직까지 제한적이다.

한편 왜 조절효과를 살펴보아야 하는가에 대해서는 기존 연구들에서 이유를 찾을 수 있다. 첫째, 지역중심성이 높아질수록 지역 산업의 구조적 특성이 변하였거나(복진주·안건혁, 2010), 둘째, 우리나라 대표적인 중심도시인 서울시의 경우 지역중심성과 산업 특화 및 다양성이 타 대도시권에 비해 높게 형성되는 특성을 보이는 점이다(박지형 외, 2017; 이창효, 2016). 즉, 지역 중심성과 산업 특화 및 다양성 이들 변수들이 어떠한 관계성을 갖고 지역경제성장에 영향을 미치고 있다는 추론이 가능하며, 여기서 이러한 변수들 간 관계를 종합적으로 검토해야 할 필요성 역시 제기된다.

이러한 이유로 본 연구는 지역 중심성이 지역경제성장에 미치는 영향관계에 있어 산업 특화, 다양성이 조절효과를 갖는가를 검토하여 영향관계를 밝히고자 한다. 이를 위해 대표적인 대도시권인 수도권과 부산·울산권의 1995년~2015년까지 자료를 활용하여 위계적 회귀분석방법을 통해 분석하고, 정책적 시사점을 도출할 것이다. 대도시권의 경제성장에 대한 지속적인 관심과 이에 따라 구체적이고 현실적인 정책설계 수요가 존재하는 한, 본 연구와 같은 실증적 분석은 기존에 없던 차후 꾸준히 개발될 새로운 광역경제권들 내에 존재하게 될 새로운 중심도시들에 대한 정책적 시사점을 제공할 수 있다는 점에서 의의가 있다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설 설정

1. 중심도시의 지역경제성장

지역의 경제성장을 정의하기에 앞서 지역에 대한 정의를 선행연구를 통해 살펴보면 '경제활동 즉 생산·소비활동이 이루어지는 최소한의 자생적 경제활동이 가능한 공간적 규모'로 정의된다(Glasson, 1974; Siebert, 1969). 이러한 논의를 바탕으

로 본 연구에서 지역의 경제성장을 재 정의하면 '지역 내 경제활동 주체들의 생산·소비로 이루어진 경제활동으로 측정되는 지역의 경제수준이 종전보다 증가하는 것'으로 볼 수 있다(심재희, 2005).

연구목적인 중심도시의 지역경제성장과 관련하여 도시 및 지역의 경제성장에 영향을 미치는 요인에 대한 선행연구들을 재탐색해보면 다음과 같이 정리된다. 먼저 지역의 중심성 증가는 경제활동을 위한 인적·물적 자원의 해당도시로 집중을 의미한다. 이러한 현상은 일정한 공간 내 이루어지기 때문에 집적효과를 가져와 거래비용의 절감과 같은 생산요인의 긍정적 효과와 함께 소비측면에서는 많은 소비수요를 형성하게 되어 지역의 경제성장에 정(+)의 영향을 미치게 된다(Borgatti, 2005).

관련 선행연구들을 살펴보면 중심성이 높은 지역에서 고용자수를 비롯한 고용자 비중이 주변지역에 비해 비정상적으로 높아져, 지역 중심성이 높은 지역일수록 경제성장 효과가 두드러지는 현상이 나타남을 확인하였다(Aguilera, 2005; Anas & Kim, 1996; Fujita & Ogawa, 1982). 이러한 현상은 경제활동의 집중에 따른 효과로 해당 지역의 수요 뿐 아니라 외부수요를 흡수함을 통해 나타난 것으로써, 이를 통해 지역 내로 유입된 초과수입은 추가 산업 입지와 같은 파급효과를 통해 지역 경제성장에 정(+)의 영향을 미치게 된다(김효화, 2015; 고병호, 2006).

둘째, 산업구조측면에서 공간 내 동종·유사산업의 집중 및 다양한 산업들의 집적에 영향을 미쳐 지역경제성장으로 이어지는 관계성을 설명한 '집적이론'이 있다. 여기서 집적에 따른 경제효과는 특정 산업 및 다양한 산업들의 도시 및 지역에 대한 집중에 따른 효과(동진우·김영덕, 2015)로 구분된다. 선행연구에 따르면 산업 집적에 따른 효과로 거래비용이 절감되면서 생산비용 감소에 따른 생산성 및 생산량 증가를 가져와 경제성장에 영향을 미치거나(민경휘·김영수, 2003), 경제규모의 증가는 추가산업 입지로 통해 지역의 경제성장을 이끌게 된다고 보았다. 일반적으로 집적효과는 동종·유사 산업의 집적을 의미하지만 이종 산업들이 집적되는 경우도 나타날 수 있다. 전자를 특정산업의 집적에 따른 효과, 후자를 다양한 산업의 집적에 따른 효과라 하고, 모두 경제성장에 정(+)의 영향을 준다고 보았다.

관련된 선행연구를 살펴보면 먼저 산업특화의 경우 '경제기반이론(Economic base theory)'에 근거한 특정산업을 중심으로 한 성장으로서 제조업 중심의 산업특화가 지역경제성장에 미치는 영향을 살펴본 연구가 많았으며(오세운·홍준현, 2013; 전상곤 외, 2012; 이번송, 2000), 집적효과로 거래비용 절감, 산업 경쟁우위성 확보 등이 경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보았다. 제조업 외에 지식기반산업 및 서비스산업들의 집적을 통한 경제성장에 미치는 영향에 관한 연구

들도 존재한다(송민석, 2017; 김성현, 2005; 임범종 외, 2004). 이들 연구에서는 지식기반산업들이 지역경제성장에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과로 첨단산업에 속하는 지식기반산업들과 3차 산업들의 특화산업 형성이 지역경제성장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났음을 확인하였다(Jofre-Monseny et al., 2014; Ellison & Glaeser, 1997; Ciccone & Hall, 1996).

아울러 연구대상 지역과 관련하여 국내 연구를 살펴보면 서울의 경우 지식기반산업 특화를 통해 성장하고 있으며(유인혜·김호연, 2014; 장석명, 2008; 임창호·김정섭, 2004), 서비스 산업에서도 FIRE(Finance-Insurance-Real-Estate)로 대표되는 생산자 서비스산업들이 서울을 중심으로 집적하여 지역경제성장에 정(+)의 방향으로 영향을 주고 있음을 파악하였다(박지형 외, 2017; 이창효, 2016).

다음으로 산업 다양성과 지역경제성장의 관계를 살펴본 연구들을 보면, 고용성장의 측면에서 산업 다양성이 긍정적인 영향을 미치며(Ferahmand, et al., 2012; Blien et al., 2006; Henderson, 1997), 소득 및 소비의 증가로 이어지면서 선순환 관계를 가져와 지역경제성장에 긍정적인 영향을 미치게 된다고 보았다. 그리고 지역경제성장에 미치는 긍정적인 영향에 대하여 생태계 관점에서 산업 다양성의 확보가 환경의 안정성 확보로 이어진다는 데 주목한 연구들도 존재한다(Kort, 1981; Conroy, 1975; McLaughlin, 1930). 이들 연구를 살펴보면 산업 다양성 확보가 외부 충격에 대한 지역경제 안정성을 높이며, 이는 추가적인 외부수요 흡수 및 신규산업을 가져와 경제성장에 도움을 준다고 보았다(문동진, 2016; 박성호 외, 2012; 류수열·윤성민, 2007).

마지막으로 경제성장을 설명하는 고전적인 이론으로서 내·외생적 성장요인과 경제성장의 관련성을 언급한 신고전파 성장이론(Neoclassical Growth Theory) 및 내생적 성장이론(Endogenous Growth Theory)이 있다. 먼저 신고전파 성장이론에서는 지역 내 산업 및 경제주체들의 공급증가가 규모경제를 가져와 지역의 경제성장에 긍정적인 영향을 미치게 된다고 보았다. 이들은 Harrod(1939)와 Doma(1946)의 경제성장모형을 전제로 지역 내 자본과 노동력의 증가가 필수적이라고 보았다. 따라서 이들 변수의 증가가 지역경제성장에 영향을 미치는 중요한 변인이라고 보았다(Solow, 1956).

반면 내생적 성장이론은 Solow(1956)의 연구 이후, 학습과 교육을 통한 인적자원 개발과 그 축적의 중요성이 강조되면서 대두되었다. 이를 발전시킨 Romer(1986)와 Lucas(1988)는 인적자원의 발전 및 축적은 기술혁신을 통해 노동생산성 및 소비효용증가에 긍정적인 영향을 미치게 된다고 보았다. 그리고 인적자원의 질적 향상은

신산업 창출 및 현 산업 경쟁력 강화를 가져와 지역의 경제성장에 정(+)의 영향을 준다고 보았다(문동진·홍준현, 2014; Lucas, 1988; Romer, 1986).

내·외생적 경제성장이론은 이론적 전제가 달라 성장요인 역시 다르게 보지만 이들 이론 모두 경험적 연구들을 통해 각 요인들이 경제성장에 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 따라서 어느 한 이론만을 수용하기 보다는 두 이론을 종합적으로 반영하여 보다 다차원적 측면에서 도시의 경제성장 효과를 입증할 필요가 있다(박지형 외, 2017). 따라서 본 연구에서도 내·외생적 요인들을 통제변수로 사용하여 산업특화 및 다양성이 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 미치는 영향을 검증할 수 있다고 판단된다.

지금까지 살펴본 바와 같이 지역의 경제성장에 영향을 미치는 요인은 다양하다. 하지만 연구들이 인과관계를 확인하기보다는 경향성의 존재를 밝히고, 산업이 갖는 특성을 고려 지역경제성장에 도움이 되었다는 결론을 내리고 있어 실증적인 분석으로 보기에는 한계가 존재한다. 따라서 해당 정책으로 인한 경제성장이 과연 존재하는가에 대하여 순수한 정책효과를 파악하기 위한 실증적 분석이 필요하다. 이상의 이론적 논의에 따라 설정한 본 연구의 가설은 다음과 같다.

H1. 중심도시의 지역중심성 증가는 중심도시의 지역경제성장에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
H2. 중심도시의 산업구조(특화 및 다양성) 증가는 중심도시의 지역경제성장에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

2. 중심도시의 지역경제성장에 대한 산업구조의 조절효과

도시의 중심성의 증가는 경제활동의 증가를 의미하며, 단순한 총량이 아닌 경제활동을 위한 인적·물적 자원의 집중을 말한다. 지금까지 지역중심성 측정에 관한 연구들은 중심지 체계를 설정하기 위해 행정측면의 위계중심성을 식별하거나 고용밀도 및 유발통행량과 같은 지표들로 지역 중심성을 측정하였다. 관련 연구를 살펴보면 먼저 중심지와 주변지역 간에는 경제측면을 포함한 일정한 위계성 측면에서 경향성이 나타난다고 설명하고 있다. 즉 중심지의 고용자 비중이 지역의 거주인구에 비해 상대적으로 높으며, 이는 주변으로부터 고용자를 흡수한 영향임을 추정하였다(Aguilera, 2005; Anas & Kim, 1996; Simmons & Bourne, 1989; Fujita & Ogawa, 1982).

중심지와 산업구조 간 관계를 살펴보면 중심도시의 지역 중심성의 증가가 산업구조의 변화와 연관성이 있음을 확인한 연구들이 존재한다(Maldonado & Verkoren, 2009; Gilli, 2009; McMillen, 2001; Freeston & Murphy, 1998). 중심도시의 지역 중심성의 증가는 경제활동의 집중을 가져와 산업구조에도 산업집적과 같은 영향을 주게 되는데, 이는 거래비용 절감을 포함한 외부효과를 가져와 산업 및 경제성장에 정(+)의 영향을 주게 된다. 또한 산업의 집적은 종류에 따라 동종·유사 산업이 집적되는 경우와 또는 이종 산업들이 집적되는 경우로 나뉘는데, 전자를 산업 특화라 하고 후자를 산업 다양성로 구분된다(황덕연, 2015; 최기홍 외, 2014).

먼저 산업 특화 측면에서는 패션의류업·인쇄출판업·귀금속가공업 등과 고차기능을 띄고 있는 서비스 산업 등이 중심도시에 집적되는 현상이 있음을 확인하였다. 이들 산업들은 단일 도시가 갖는 수요만으로는 집적효과를 가질 정도의 성장이 불가능하며, 오직 외부 수요 흡수를 통해서만 대규모의 입지 및 성장이 가능하다는 특성을 갖고 있다(문미성 외, 2016; 박성호 외, 2012; Florida, 2002; Zukin & Bennett, 1995). 따라서 중심도시의 경제성장에 이들 산업의 입지 및 성장이 영향을 미치는 것은 중심도시가 갖는 특성과 이들 산업 입지 및 성장과 관계성이 있음을 추정해볼 수 있다(고병호, 2006; 심승희·한지은, 2006; 박헌수 외, 2001).

다음으로 산업 다양성이 지역경제성장에 미치는 영향은 이종 산업 간 형성되는 지식확산(Knowledge Spillover) 및 혁신(Innovation)이 생산성의 증가를 가져와 지역경제성장에 도움을 준다고 보았다. 이러한 관계성의 형성과 유지는 이종 산업 간 네트워크 형성 및 지식과 정보의 활발한 교환을 통한 지식이전이 중요하며, 이에 공간적 집적 역시 중요한 부분이다. 실제 중심도시 및 대도시들의 중심지의 경우 주변지역과의 교통의 편의성 뿐 아니라 연구소, 대학과 관련기업들이 밀집하여 입지하고 있다. 관련시설의 공간적 집적은 인적자원 네트워크를 구축을 통한 전문가 및 관련 노동자들 간 활발한 교류로 지식확산 및 혁신이 경제성장에 미치는 영향을 증가시키게 된다.

관련 연구를 살펴보면 대도시 및 중심도시들에서 지식을 생산요소로 갖는 지식기반산업을 비롯한 관련 산업들이 다양하게 형성되고 있음을 파악하였다. 또한 이들 산업의 입지에 중심도시의 지역중심성에 해당하는 지역 내 주간인구 및 관련 산업 고용자의 집적과 경향성을 확인하였다는 것은 이들 간 관계성을 추정해볼 수 있다(문동진, 2016; 박성호 외, 2012).

지금까지 연구들은 지역 중심성 형성 및 증가와 산업구조 그리고 경제성장 간의 관계에서 변수 간 인과성을 검증한 것이 아니라 경향성을 갖고 판단하였다는 한계

가 있다. 또한 산업구조의 변화가 가져오는 효과에 비추어 지역경제성장에 도움이 된다는 식의 해석은 실증적인 인과측면의 검증을 충족했다고 보긴 어렵다.

이러한 이유로 Christaller(1933)에서 시작하여 중심지가 갖는 집적효과를 전제한 연구들(Borgatti, 2005; Beckman, 2000; Battern, 1995)의 언급처럼 중심지가 갖는 특성에 의한 산업들의 입지가 가져온 산업구조가 지역의 경제성장에 미치는 영향을 고려해야 한다. 일부 연구들의 경우 중심지의 특성에 따른 산업구조(특화 및 다양성)가 지역경제성장에 미치는 영향을 입증하였으며, 중심지 특성과 연관된 산업정책들의 효과를 입증했다는 의의가 존재한다. 하지만 개별적인 시도로써 시계열적 실증연구는 아직 부족한 상황이다(Casello & Smith, 2006; Hitomi et al., 2000).

도시화가 진행되고 대도시의 성장에 의해 대도시권이 형성됨에 따라 개별도시들의 입장에서 전통적인 경제성장이론에 근거한 경제성장정책의 시행에 따른 효과는 한계에 봉착하고 있다. 따라서 중심도시의 지역경제성장을 가져오는 요인을 탐색하는데 있어 산업구조(특화와 다양성)가 지역경제성장에 직접 미치는 영향도 중요하지만, 중심도시의 지역중심성, 산업구조인 특화와 다양성, 지역경제성장의 관계를 종합적으로 바라볼 필요성이 있다.

더욱이 일부 선행연구들에서는 산업 특화와 다양성을 대립관계로 보고 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 실제 수도권 및 부산·울산권 도시들을 살펴보면, 특화와 다양성을 모두 병행한 정책들이 실시되었으며, 도시의 경제성장이라는 성과 또한 나타났음을 확인하였다. 즉 상충적인 관계로 인한 부정적인 결과만이 나타나지 않았다는 점에서 산업구조상 두 특징인 특화와 다양성을 기존과 달리 새롭게 정의 및 연구하는 것의 의의가 있다.

실제 이들 변수는 단일 지표로 측정할 수 있는 상호배타적인 관계(Exclusive)가 아니며, 오히려 독립적 개념을 갖는 변수로 보는 것이 타당하다. 따라서 지역특성을 고려한 산업 특화 및 다양성 산출의 새로운 기준과 함께 이들을 조절변수로 선정하여 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향에서 어떠한 영향을 끼치는지 살펴볼 필요가 있다고 판단된다.

지역 측면에서도 부산·울산권의 경우 수도권만큼의 지역중심성을 형성하고 있지는 않지만 지역중심성 형성 및 강화에 관한 논의 및 관련 연구들이 지속적으로 등장하고 있다(윤칠석, 2009a). 그리고 이들 연구들을 살펴보면 광역경제권 내 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장에 영향을 미치는 것보다 산업구조인 특화와 다양성이 지역경제성장에 주는 영향이 더 강하게 나타나고 있다고 보았다. 따라서 중심도시의 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 특화와 다양성이 조절변수로서 나

타내는 효과를 수도권과 부산·울산권을 비교하는 것은 반드시 필요하다. 이에 추가한 연구가설은 다음과 같다.

H3. 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향에서 조절변수로서 산업구조의 영향은 수도권과 부산·울산권 사이에 차이가 있을 것이다.
H3-1. 중심도시의 산업 특화가 지역중심성과 지역경제성장의 관계에 미치는 영향은 수도권과 부산·울산권 사이에 차이가 있을 것이다.
H3-2. 중심도시의 산업 다양성이 지역중심성과 지역경제성장의 관계에 미치는 영향은 수도권과 부산·울산권 사이에 차이가 있을 것이다.

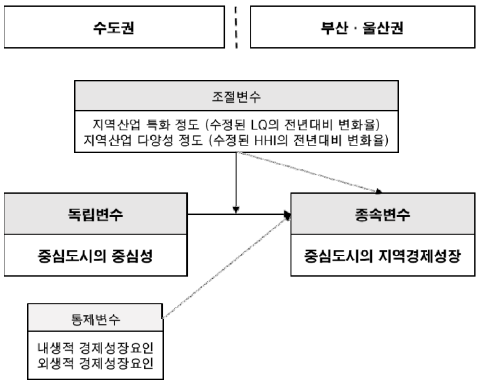
Ⅲ. 연구방법

1. 연구모형의 설정

본 연구는 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장에 영향을 미치는데 있어 지역산업구조인 특화와 다양성이 조절변수로서 영향을 갖는지를 살펴보는데 있다. 이를 논증하기 위해 본 연구는 첫째, 중심도시의 지역중심성이 중심도시의 지역경제성장에 미치는 영향을 분석하며, 이를 위해 중심도시의 지역중심성 측정은 중심도시에 대해 통근통행 의존성을 보이는 주변지역의 통근통행량으로 도출한다. 그리고 지역산업구조인 특화 및 다양성이 조절변수로서 지역중심성과 지역경제성장의 관계에 영향을 미치는지를 확인한다. 이때 독립변수는 '중심도시의 지역중심성'으로, 그 결과인 종속변수는 '중심도시의 지역경제성장'으로 설정하였다. 통제변수로는 '내·외생적 경제성장요인'을 설정하였으며, 조절변수로는 '지역 산업의 특화 및 다양성의 정도'로 하였다.

분석대상 지역은 수도권 및 부산·울산권으로 나누었다. 두 지역은 활발한 경제활동이 일어나고 있는 한국의 최대 규모 상·공업지로서 이를 우선적으로 살펴보는 것이 의미가 있다고 판단하였다. 또한 앞서 언급한데로 서로 각기 다른 산업 구조적 특성을 가지고 있어 2개 지역을 분류하여 본 연구에서 가정한 관계성이 지역별 차이유무가 존재하는지 확인하고자 한다. 이와 관련하여 진행한 이론적 논의와 연구가설을 종합하여 도출한 연구모형은 다음 〈그림 1〉과 같다.

〈그림 1〉 연구모형



2. 연구범위 및 분석방법

본 연구의 공간적 범위는 수도권 내 60개 지자체와 부산·울산권 내 29개 지자체이다. 또한 시간적 범위는 2000년부터 2015년까지이다. 이때 분석에 사용된 데이터는 각 변수의 변화율이므로('3. 변수에 대한 조작적 정의' 참조), 1995년부터 2015년까지 수도권 및 부산·울산권의 횡단면적 시계열 자료를 사용하였다.

본 연구의 시간적·공간적 범위를 상기와 같이 한정한 이유는 정책의 추진 주체와 성격에 있어 이전과 이후가 다르기 때문이다. 첫째, 1995년 지방자치제의 실시 이후 정책 추진 주체가 중앙정부에서 지방정부로 변화하였으며, 부산·울산권의 경우 광역경제권 형성을 위한 동남권 산업단지 개발과 같은 성장거점성격을 갖는 경제성장정책들이 지자체 차원에서 본격적으로 추진되었다. 반면 수도권의 경우에는 과거 서울의 중심성 강화를 위한 경제성장정책에서 서울중심이 아닌 경기도 및 인천광역시의 경우 자체적인 특화 및 다양성의 형성을 위한 지역경제성장정책이 개별적으로 추진되었다. 따라서 1995년 이후 데이터를 활용하는 것이 분석의 일관성을 위해 타당하다고 판단하였다.

둘째, 부산·울산권의 경우 기존 특화 산업인 제조업을 중심으로 신재생 및 4차 산업과 관련된 산업들을 새롭게 선정 및 입지를 통한 경제성장 정책이 중앙과 지방정부가 함께 추진 및 진행된 반면(윤칠석, 2009a), 수도권의 경우 서울·인천·경기도 각 지자체별로 신도시개발의 일환으로 정주요건을 형성하고자 지역 내 산업단지를 형성하는 목표로서 경제성장정책이 추진되는 등 지역 간 경제성장정책의 차별적인 시행이 이루어졌기 때문에 지역적 차이를 비교하는 것이 필요하다. 지금까지 언급한 연구대상지역을 살펴보면 다음 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 연구대상의 현황

권역		기초 지자체명
수도권	서울(25)	종로구, 중구, 용산구, 성동구, 광진구, 동대문구, 중랑구, 성북구, 강북구, 도봉구, 노원구, 은평구, 서대문구, 마포구, 양천구, 강서구, 구로구, 금천구, 영등포구, 동작구, 관악구, 서초구, 강남구, 송파구, 강동구
	인천(8)	중구, 동구, 남구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구
	경기(27)	수원시, 성남시, 의정부시, 안양시, 부천시, 광명시, 평택시, 동두천시, 안산시, 고양시, 과천시, 구리시, 남양주시, 오산시, 시흥시, 군포시, 의왕시, 하남시, 용인시, 파주시, 이천시, 안성시, 김포시, 화성시, 광주시, 양주시, 포천시
부산·울산권	부산(16)	중구, 서구, 동구, 영도구, 부산진구, 동래구, 남구, 북구, 해운대구, 사하구, 금정구, 강서구, 연제구, 수영구, 사상구, 기장군
	울산(5)	중구, 남구, 동구, 북구, 울주군
	경남(8)	창원시, 마산시, 진해시, 김해시, 양산시, 밀양시, 거제시, 경주시

※ 대도시권 교통관리에 관한 특별법령에 의거 설정: 대도시권의 범위

다만 본 연구대상의 지역분류를 행정구역을 기준으로 하였기에, 시간적 범위 내 행정구역 변화를 고려해야한다. 수도권 경우, 일부 시군이 통합시로 통합되었지만 행정구역 크기변화가 없기에 별도의 행정구역 조정은 필요치 않았다. 하지만 부산·울산권의 경우 광역시 주변지역에 통합시로 승격된 지역들(마산, 창원, 진해)이 존재하며, 이에 통합시들과 광역시 내 흡수된 기초지자체들은 과거의 시점을 기준으로 자료를 통합·수집하였다.

지역 선정에서 가장 중요한 지역중심성의 유무는 주변지역이 중심도시에 집중되어 있는 정도, 즉 의존도에 따라 결정된다. 관련 선행연구들을 살펴보면 출발지역의 전체 통근자의 15% 이상이 특정지역으로 통근하는 경우 특정도시에 대한 지역의존성이 존재하는 것으로 판단하였다(김민곤·홍준현, 2012 재인용; Van den Berg et al., 1987). 그러나 지역중심성 관련 선행연구들에서도 중심성의 계산은 연구자들마다 개별적으로 이루어졌으며, 15%의 수치도 연구자의 임의적인 기준에 불과하다. 이에 본 연구에서는 부산·울산권의 경우 행정구역상 중심도시와 인접한 지역을 주변지역으로 포함시켰다.

가설을 분석하기 위한 연구방법으로는 Baron & Kenny(1986)의 조절효과 검정 모형을 통해 지역 산업구조가 갖는 조절효과를 검증하도록 하였다. 조절효과란 조절변수의 투입을 통해 독립변수와 종속변수의 관계에 영향을 미치는 것을 의미하며, 위계적 회귀방법에 따라 독립변수와 조절변수를 순차적으로 회귀식에 적용하여 결정계수(R^2)의 변화량을 통해 조절효과를 검증한다.

Baron & Kenny(1986)의 조절효과 검정 모형을 정리하면 첫 단계에서는 독립변

수가 종속변수에 미치는 영향을 확인하며, 두 번째 단계에서는 독립변수 및 조절변수가 각자 종속변수에 미치는 영향을 확인한다. 그리고 세 번째 단계에서 독립변수와 조절변수의 곱으로 산출된 상호작용 항을 추가로 투입하여 분석을 실시한다. 이때 조절효과의 유무식별은 첫 번째 단계와 두 번째 단계 사이에서 각각의 결정계수(R^2) 값의 변화량이 유의한지를 통해 판단한다. Baron & Kenny가 제시한 조절효과 검정모형은 다음 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉 조절효과 검정모형

Step	방정식
1	$Y=\beta_{10}+\beta_{11}X$
2	$Y_{rt}=\beta_{20}+\beta_{21}X+\beta_{22}M$
3	$Y=\beta_{30}+\beta_{31}X+\beta_{32}M+\beta_{33}XM$

출처: 현용호(2013)에서 재인용

다음으로 해당 분석방법을 통해 조절변수의 두 가지 측면인 조절변수가 종속변수에 직접 미치는 영향과 조절변수가 상호작용 항으로 독립변수와 종속변수 사이에 미치는 영향을 검증한다. 연구모형 상 지역 산업구조를 조절변수로 하여 '산업특화' 및 '산업 다양성'이 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 정(+)의 영향관계를 강화시킬 것으로 가설을 설정하였다. 먼저, 위계적 회귀방법을 통해 추출되는 두 예측변수(독립변수)들 간의 상호작용은 3가지 종류가 있는데, 각 유형은 위계적 회귀분석을 통해 도출된 b1, b2, b3 값에 따라 결정된다.

각 유형을 살펴보면 ① 강화조절, ② 완충조절, ③ 대립조절로 구분되며 이들에 대한 해석을 통해 조절변수의 효과는 결정된다. 각 조절효과의 결정기준은 b1, b2, b3의 값이 정(+) 또는 부(-)의 방향을 어떻게 나타내는가로 결정되며[1], 상호작용항은 독립변수가 종속변수에 미치는 관계를 강화 또는 완화 및 상쇄하는 효과를 갖는다(현용호, 2013).

통계프로그램은 STATA를 사용하였으며, 고정효과(Fixed effects)를 이용하였다.

1)

	b1	b2	b3
강화조절효과*	(+/-)	(+/-)	(+/-)
완충조절효과**	(+/-)	(-/+)	(+/+)
대립조절효과***	(+/-)	(+/-)	(-/+)

* b1, b2, b3 값 모두 동일한 방향성을 가짐
** b1과 b3 값은 서로 다른 방향성을 가지며, b3은 어느 경우에도 정(+)의 방향을 나타냄
*** b1과 b2 값은 동일한 방향성을 가지며, b3는 b1 및 b2와 다른 방향성을 가짐

고정효과의 장점은 시계열 자료에서 통제변수의 변화 폭이 작은 변수를 결과 값에 고려한다는 점이다. 따라서 분석에 있어 대부분의 통제변수를 고려한 모형을 설계할 수 있다. 예를 들면 인구나 제도와 같이 시간에 따른 변화 폭이 일정하거나 극히 적은 통제변수가 종속변수에 미치는 영향을 고려하기 때문에, 연구자는 모형에서 이러한 통제변수의 포함을 최소화할 수 있는 장점이 있다. 하지만 패널분석에서 고정효과모형을 사용하기 위해서는 모형자체가 적합한지에 대한 분석이 필요하다. 이를 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시하였으며 그 값이 적합함을 확인하였다.

3. 변수에 대한 조작적 정의

본 연구는 중심도시의 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 산업구조인 특화 및 다양성이 조절효과로서 영향을 미치는지 여부를 확인하고자 하였다. 그리고 지표측정에 있어 전년도 대비 변화율로 측정하였는데, 이는 실제 변화를 반영하기 위함이다. 이를 반영하여 모든 변수의 측정은 전년도 대비 해당년도의 증가분을 측정하게 되며, 다음과 같은 방식으로 구해지게 된다.

전년도 대비 변화율의 산출: $R_t = \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}$

R_t : t년도의 전년도 대비 변화율

E_t : t년도의 지표

E_{t-1} : $t-1$년도의 지표

즉 연구에 사용된 모든 변수들에 대해서 다음과 같은 방식으로 전년도 대비 해당년도의 증가분을 구하였으며, 변수별 지표들은 모두 1인당(per)으로 단위를 통일하였으며, 전체 대비 해당변수 값의 비율로 측정하였다.

1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 이론적 배경에서 살펴본 바와 같이 지역경제성장을 강하게 반영하는 지표가 되어야 한다. 이에 지역의 1인당 GRDP의 전년도 대비 증가비율, 1인당 도소매 매출액의 전년도 대비 현재년도의 증가비율을 통해 측정하고자 한다. 국외 연구에서는 지역 총소득을 주로 사용하지만, 국내의 경우 총 소득에 관

한 지표를 구할 수 없다는 한계가 존재하여 대체지표를 사용하였다. 기본적으로 지역 내 총생산은 일정 기간 동안 지역 내 입지한 생산주체들에 의해 생산된 생산물들의 부가가치의 합을 의미한다. 여기서 생산물이라 함은 제조품 및 1차 생산물과 같은 유형적 생산물뿐만 아니라 서비스업과 같은 눈에 보이지 않는 무형적 생산물을 포함하는 개념이다. 그리고 측정된 지역 내 총생산을 지역 내 총 거주민으로 나눈 1인당 값으로 환산하여 산출하여 다음과 같이 최종적으로 기초지자체별 1인당 GRDP의 전년도 대비 증가율로 환산하여 산출하였다.

$$\text{기초지자체별 } GRDP\text{추정치} = \sum_{k=1}^{n}\left(\frac{\text{시도산업}_k\text{총부가가치}}{\text{시도산업}_k\text{종사자수}} \times \text{기초지자체별산업}_k\text{종사자수}\right) \times \left(1+\frac{\text{시도순생산물세}}{\text{시도총부가가치}}\right)$$

다음으로 1인당 도·소매 매출액의 경우 지역의 경제성장에 의한 소득과 소비가 경향성을 갖고 있다는 점과 소비의 증가는 지역 내 재화 및 서비스 수요의 증가를 가져와 다시 산업 입지 및 공급에 영향을 주게 된다는 점에서 구한 지표이다(홍준현·김민곤, 2014). 기존 연구들에서는 소득 및 재산의 형성정도에 따라 크기가 결정되는 지방세입(문동진, 2016; 박지형·홍준현, 2007)을 대리지표로 사용하였다.

그러나 지방세입은 소비와 반드시 경향성을 갖는 지표가 아니며, 소득이외에도 지역 내 대형시설 및 법인 및 기업의 입지에 의해서 크기가 증가하는 변수이다. 따라서 소득과 소비의 경향성을 반영하며, 소비의 증가를 직접적으로 대표할 수 있는 지표가 필요하다. 이에 관련 선행연구들을 통해 지역 소비활동으로 나타난 지표로 도·소매매출액을 선정하였는데, 경제성장과 관련된 연구에서 소비와 관련된 모든 활동의 결과물의 총합을 의미한다. 더욱이 소비는 소득과 경향성을 갖고 있으며, 규모가 커질수록 지역 거주민의 소득수준은 물론 관련 산업 활성화에도 도움을 주어 경제성장에도 긍정적인 영향을 줄 것으로 보았다(홍준현·김민곤, 2014). 따라서 본 연구에서도 이를 지역경제성장을 대표하는 지표로 사용하였다.

2) 독립변수 및 조절변수

(1) 독립변수

본 연구의 목적은 중심도시의 지역중심성(독립변수)이 지역경제성장(종속변수)에 영향을 미치는 데 있어 산업구조인 특화 및 다양성(조절변수)의 조절효과를 살펴보

는 데 있다. 따라서 독립변수인 지역중심성은 중심도시에 대한 주변지역의 인적·물적 자원의 집중도를 대표할 수 있는 지표를 중심으로 구성해야 한다.

인적·물적 자원의 교류를 대표하는 지표는 다양하지만 국내의 경우 통계청에서 조사하는 통근통행이외에 전국을 대상으로 조사한 결과는 존재하지 않는다. 또한 물적자원의 이동을 나타낸 조사역시 광역지자체 단위로만 존재하지 기초지자체 수준에서 조사한 결과는 아직 없다. 이에 인적자원의 이동만 측정할 수 있다는 한계가 존재하지만 선행연구들에서 사용한 바와 같이 통계청에서 조사한 통근통행을 통해 인적자원의 이동을 측정하였다(박지형 외, 2017; 홍준현·김민곤, 2014).

한편 중심도시의 지역중심성을 측정하는데 있어 중심도시에 대한 주변지역들의 통근통행량만 측정하여 중심도시의 중심성을 확인하는 것은 타당하지 않다. 주변지역들에서 중심도시로 향하는 인적자원의 이동만큼 중심도시에서 주변지역으로 향하는 인적자원의 이동도 존재하므로 이를 고려하여 실질적인 중심도시의 중심성을 확인하여야 하기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 선행연구에서 사용한 방법을 사용하여 순수한 중심도시로의 통근통행량을 산출하였는데(박지형 외, 2017; 홍준현·김민곤, 2014), 해당 방법을 사용한 이유는 지역중심성의 대리지표인 통근통행량이 양방향성을 갖고 있기 때문이다. 물론 이런 방법을 통해 산출된 값이 중심도시로의 인적자원의 집중을 정확하게 대표한다고는 볼 수 없지만 중심도시에서 주변지역으로 향하는 인적자원의 이동을 보정한 주변지역으로부터 중심도시로의 순수한 인적자원의 집중을 측정하였기에 합리적이고 타당한 지표라 할 수 있다.

지역중심성

$$=\sum_{i=1}^{n}\frac{\left(\begin{array}{c}\text{주변지역에서 중심도시로 통근목적}\\ \text{으로출발하여도착한도착자수}\end{array}\right)-\left(\begin{array}{c}\text{중심도시에서 주변지역으로통근목적}\\ \text{으로출발하여도착한도착자수}\end{array}\right)}{\text{중심도시의 총통근통행량}}$$

(2) 조절변수

산업구조 중 특화와 관련하여 지역 내 산업의 집중수준을 측정하는 지표들은 지리적 집중을 전제로 하고 있고 특화계수는 특정산업이 해당지역 내에서 차지하는 비중과 전국에서 차지하는 비중을 비교하여 특정산업이 상대적으로 특화된 정도를 가늠하는 지표이다. 관련하여 선행연구들은 Isserman(1977)이 개발한 입지계수라 불리는 LQ(Location Quotient)를 분석에 많이 활용하고 있다. 이는 경제기반모형(Economic Base Model)과 투입산출모형(Input-Output Model) 등을 통해 산업분석

에 사용된다.

하지만 입지계수(LQ) 분석에도 ① 지역 크기의 민감성, ② 공간적 집적을 반영하지 못한다는 단점과 같은 한계점이 존재하며, 이를 극복하기 위해 관련연구들은 단일기법 사용에 의한 한계를 극복하기 위해 LQ를 기반으로 추가적으로 다양한 기법을 결합하여 지역 산업 특화를 측정하고 있다(Department of Trade & Industry, 2001; Braunerhjelm & Carlesson, 1999).

국내 연구들에서도 이들을 기준으로 특화를 계산하였는데, 선정 이유 역시 LQ 1 이라는 기준보다 산업의 전국 평균 대비 상대적 특화 정도를 명확히 할 수 있으며, 일정량 이상 고용을 차지하는 산업을 대상으로 선정하기에 지역규모에 따른 민감성과 공간적 집적에 대한 불충분한 대표성은 통제변수를 통해 보완이 가능하다고 판단되었기 때문이다(이상윤, 2011; 황창서, 2006). 이에 본 연구에서도 영국 상무성(2001)의 기준을 적용하여 LQ 1.25 이상, 지역 노동력의 0.2% 이상을 고용한 산업들을 대상으로 지역 산업 특화를 계산하였다[2].

$$\text{지역산업특화도} = \frac{\text{입지계수}(LQ)\ 1.25\ \text{이상의 값을 나타낸 산업들의 고용량}}{\text{지역내 분포한 산업들의 총고용량}}$$

지역 산업 다양성이란 어떻게 정의하느냐에 따라 달라지며, 때로는 특화와 대립적 성격을 보이기도 한다. 하지만 지역 산업 다양성이란 지역에 산업이 얼마나 다양한가의 여부이고 지역 산업 특화란 지역 내 산업들 중 전국 대비 우위를 나타내는 기반산업이 얼마나 차지하고 있는가의 여부이다. 따라서 반드시 양자가 대립적이라고 보기는 어렵다. 지금까지의 연구들을 살펴보면 지역 산업의 다양성을 측정함에 있어 Ogive 지수를 비롯한 국가경제평균법(National Average Approach)을 이용하였다(Borts, 1961; Florence, 1948). 하지만 이러한 방법들은 산업의 전국수준 대비 다양성 비중의 고려가 부족하며, 산업 다양성 측정이 작위적이라는 비판을 받았다. 이에 허핀달 지수를 활용한 연구들이 나타나기 시작하였는데, 이 방법은 지역 내 산업의 다양성의 정도를 측정하는 방법으로 기존 방법들에 비해 좀 더 세밀화·정교화 되었다는 장점이 있다(Simon & Nardinelli, 1992; Simon, 1988).

해당 지표에 대해서 설명하면 특정한 시점(t)과 지역(i)에서 각 산업(s)들의 비중을 모두 합한 값으로 1/S~1까지의 값을 갖게 된다. '1'의 의미는 해당 지역의 근로자들이 1가지 또는 몇몇 산업에만 근로함을 의미한다. 반면 '0'에 가까울수록 산업 종

2) 지역노동력의 0.2% 이상을 고용한 산업들을 대상으로 설정

사자들이 다양한 산업에 근무하고 있음을 말한다. 그리고 선행연구에서 활용한 것처럼 분석 편의성을 위해 '1'에서 산출된 HHI값을 차감하는 방법을 취하였는데, 이는 계산값이 '1'에 가까울수록 산업 다양성의 형성수준이 높음을 의미한다.

산업 다양성의 측정은 우리나라 표준산업코드 8차 및 9차의 개정안에 대한 통합산업코드 개정안을 생성하여 이를 기준으로 1995년~2015년까지의 기초지자체의 산업자료들을 통해 산업의 중분류 상 산업 다양성의 변화율을 산출하였다. 물론 중분류 이하(소분류 및 세분류)로서 다양성을 측정하는 것도 가능하지만 현재 우리나라의 경우 중분류 이하의 경우 시군구 단위로는 자료가 수합되지 않는 특징이 있다. 이런 이유로 기존 연구들에서도 중분류를 기준으로 산업 다양성을 측정하여 연구를 실시하였다(문동진 외, 2014).

한편 산업 분류 중 농·임·어업(A01~A03), 광업(B05~B052, B06), 담배 제조업(C12)은 연구대상인 지역들에서 입지가 오히려 제한적인 특징이 있다. 따라서 이들을 포함하여 지역 내 산업 다양성을 측정하는 것은 오히려 지역 특성을 고려하지 못하는 한계점을 갖게 된다. 이런 이유로 산업 다양성을 분류하는 산업 범위 내에서 제외하였으며, 이는 임의적인 연구대상 배제가 아닌 도시에서 실질적으로 입지할 수 있는 산업들에 대한 대표성을 확보하는 차원에서 필요한 선택이라 판단된다. 지금까지 언급한 다양성을 산출한 구체적인 산술식은 다음과 같다(문동진, 2016 재인용).

$$1 - H_{rt} = 1 - \sum_{i=1}^{i} \left(\frac{E_{irt}}{E_{rt}} \right)^2$$

E_{irt} =특정시점(t) 해당지역(r)에 입지한 특정산업(i) 산업의 총 종사자 수

E_{rt} =특정시점(t) 해당지역(r)의 총 종사자수

⑶ 통제변수

전통적인 경제성장이론에서 지역의 경제성장은 신고전파 이론에 의한 외생적 변수와 내생적 성장이론에 의한 내생적 변수에 의해 지역경제성장이 결정된다고 본다. 따라서 이들 이론에서 설정하는 경제성장 요인을 고려하여 지역의 경제성장에 영향을 미치는 것으로 여겨지는 노동, 자본과 같은 생산요소에 대한 외생적 변수의 대표성과 인적자원의 수준 및 형성과 관련성을 대표하는 내생적 변수의 대표성을 각각 확보하는 변수들을 선정하여, 지역경제성장과의 관계에 대한 검증을 실시하여야 한다.

이에 선행연구를 통해서 본 연구의 목적에 맞는 변수들을 찾아 통제변수를 선정

하였는데 먼저 외생적 성장요인을 살펴보면 앞서 서술한 지역경제성장과 관련하여 신고전파 및 경제기반이론에 근거한 변수들로 구성되었다. 신고전파 성장이론에서 보면 지역의 경제성장을 이끌기 위해서는 자본과 노동력의 충분한 공급이 이루어져야 하며, 이를 쉽게 얻기 위한 환경조성이 필요하다고 보았다. 이에 본 연구에서는 관련변수로 상공업 면적 비율, 정부의 재정지출 등을 선정 및 활용하였다.

다음으로 내생적 성장요인을 살펴보면 지역 내 인적자원의 수준과 관련된 변수들로 지역 내 대학교이상 졸업자 비율 및 경제활동인구로 선정하였다. 일반적으로 학력수준은 생산성 향상을 통해 지역경제성장에 정(+)의 영향을 주게 된다. 경제활동인구 역시 인구구조 측면에서 증가할수록 소비 및 노동생산성 증가로 이어져 경제성장에 도움이 된다. 이에 본 연구에서도 대학교 졸업자 및 경제활동인구비율의 전년도 대비 증가율을 변수로 설정하였다. 지금까지 논의한 본 연구를 위해 선정한 변수들을 종합적으로 표로 정리하면 이는 다음 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 변수 구성 및 산출식

구분	영역	지표	산출식
종속변수	생산영역	1인당 GRDP	$\frac{\text{지역 총 } GRDP}{\text{지역 총 인구}}$
	소비영역	1인당 도·소매매출액	$\frac{\text{지역 내 도소매 매출액 총액}}{\text{지역 총 인구}}$
독립변수	지역중심성	중심도시에 대한 통근통행	$\text{지역중심성} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\text{주변지역에서 중심도시로 통근 목적으로 출발하여 도착한 도착자수}\right)-\left(\text{중심도시에서 주변지역으로 통근 목적으로 출발하여 도착한 도착자수}\right)}{\text{중심도시의 총통근통행량}}$
조절변수	산업특화	지역 산업 특화	$\frac{\text{입지계수}(LQ)\ 1.25\ \text{이상의 값을 나타낸 산업들의 고용량}}{\text{지역내 분포한 산업들의 총고용량}}$
	산업다양성	지역 산업 다양성	$1-H_{rt}=1-\sum_{i=1}^{i}(\frac{E_{irt}}{E_{rt}})^2$
통제변수	내생적 성장지표	지역 내 대졸 이상 학력자 수	$\sum_{i=1}^{i}\frac{\text{지역 내 15세 ~ 64세 대학교이상 졸업자 수}}{\text{지역총인구}}\times 100$
		지역 내 경제활동인구비율	$\sum_{i=1}^{i}\frac{\text{지역 내 15세 ~ 64세 인구}}{\text{지역 총 인구}}\times 100$
	외생적 성장지표	상공업 입지면적비	$\frac{\text{지역 내 산업 및 상업 면적}}{\text{행정구역상 총면적}}\times 100$
		1인당 재정지출총액	$\frac{\text{당해년도 해당지자체의 재정지출총액}}{\text{지역 총 인구}}\times 100$

주) 데이터는 국가통계포털(http://www.kosis.kr)(1인당 GRPD, 시군의 중분류 산업별 종사자수, 시군구별 주민등록인구, 경제활동인구, 인구증가율, 2년제대학 이상 졸업자 비율, 인구 천명 당 사설학원 수) 및 재정고 지방재정통계(1인당 지방세부담액)에서 1995년~2015년 자료를 활용하여 2000년~2015년까지의 변화율 데이터를 생성함

Ⅳ. 분석결과

본 연구는 지역경제성장의 생산 측면(1인당 지역총생산)과 소비측면(1인당 도·소매 매출액)을 대표하는 각 변수들에 대한 분석을 통해 가설을 검증하고자 하였다. 분석에 앞서 수도권과 부산·울산권의 산업별 종사자수의 평균 비중을 살펴보면 다음과 같다(〈표 4〉 참조).

〈표 4〉 중심도시의 산업별 종사자수 비중

(단위: %)

산업 대분류	수도권*	부산·울산권**
농임어업(A)	0.01	0.18
광업(B)	0.00	0.02
제조업(C)	3.63	31.24
전기, 가스, 증기 및 공기조절공급업(D)	0.15	0.24
수도, 하수 및 폐기물처리, 원료재생업(E)	0.14	0.31
건설업(F)	8.00	6.41
도매 및 소매업(G)	17.32	13.32
운수 및 창고업(H)	4.42	6.24
숙박 및 음식점업(I)	9.00	10.01
정보통신업(J)	7.74	0.92
금융 및 보험업(K)	6.49	2.09
부동산업(L)	3.39	1.47
전문, 과학 및 기술 서비스업(M)	10.13	2.14
사업시설관리, 사업지원 및 임대서비스업(N)	9.92	4.18
공공행정, 국방 및 사회보장 행정(O)	2.14	2.01
교육서비스업(P)	5.38	6.74
보건업 및 사회복지 서비스업(Q)	7.10	7.12
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업(R)	1.37	1.22
협회 및 단체, 수리 및 기타서비스업 & 가구 내 고용활동 및 달리 분류되지 않는 자가 소비생산업(S/T)	3.67	4.14
총계	100	100

* 수도권의 경우 중심도시인 서울의 산업별 고용자수를 측정
** 부산·울산권의 경우 중심도시인 부산·울산의 산업별 고용자수를 측정
출처 : 국가통계포털(통계청, 2015)

먼저 수도권의 중심도시인 서울의 경우 정보통신업부터 사업시설관리, 사업지원 서비스업 등이 지역 내 고용의 상당부분을 담당하는 것으로 나타났다. 이와 반대로

부산·울산권의 중심도시인 부산 및 울산의 경우 제조업이 동일한 역할을 담당하는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 두 중심도시들의 산업구조가 서로 다르게 형성되어 있고, 도시의 중심산업이 지식기반산업과 제조업으로 서로 상이하기에 연관 산업에 미치는 파급효과 및 산업의 집적에 따른 효과 역시 다르게 나타날 수 있음을 의미한다.

특히 도시의 고차기능을 담당하는 산업들에서 서울과 부산·울산 간 비중의 차이가 크게 나타났다는 점은 각 중심도시가 갖는 거주 인구를 고려해도 큰 수준이며, 이는 중심도시가 갖는 지역중심성이 가져오는 외부지역에 대한 수요를 원인으로 보는 것이 타당하다. 또한 부산·울산권의 경우 제조업이 중심산업으로 나타난 것은 도시 공간 사용의 집적에 있어 아직 서울만큼의 고도의 공간이용수준 및 집적이 발생하지는 않은 것으로 판단된다.

다음으로 분석 방법의 적합성과 관련하여 분석의 고정효과 및 임의효과를 결정하기 위한 하우스만 검정 결과 종속변수 모두 고정효과 모형이 유의하게 나타났다(〈표 5〉 참조). 이는 분석에서 고정효과가 적합함을 의미하며, 본 연구에서 경제성장의 내·외생적 효과를 고려한 통제변수를 포함한 것이 올바른 판단이었음을 의미한다.

〈표 5〉 적합한 모형의 검증 결과

집단유형	변수	Breusch and Pagan LM Test	Hausman Test	적합한 모형의 검증
수도권	1인당 지역총생산	11.24**	24.14**	Fix-Effects Model
	1인당 도·소매 매출액	11.05**	38.26**	Fix-Effects Model
부산·울산권	1인당 지역총생산	8.11**	37.10***	Fix-Effects Model
	1인당 도·소매 매출액	8.21**	20.12***	Fix-Effects Model

***p〈0.01; **p〈0.05; *p〈0.1

1. 수도권의 분석결과

1) 지역경제성장의 생산측면

지역경제성장의 생산측면을 대변하는 1인당 지역총생산에서 지역중심성과 산업구조(특화 및 다양성)의 분석결과를 살펴보면 다음과 같다(〈표 6〉 참조). 먼저 지역경제성장에 미치는 지역중심성의 영향력은 모형Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ을 통해서 더욱 증가하고 있음을 확인할 수 있으며(.034, .060, 3.416), 설명력의 증가 역시 통계적으로 입증

되었다($\triangle R^2$=0.214, 0.252, 0.283, p〈0.01).

〈표 6〉 지역중심성과 지역경제성장의 분석결과 (1)

독립변수		수도권		
		1인당 지역총생산(GRDP)		
		Ⅰ단계	Ⅱ단계	Ⅲ단계
지역중심성		.034(.019)**	.060(.016)**	3.416(1.676)***
산업 특화			.072(.113)*	.190(.151)*
산업 다양성			4.626(3.496)*	6.563(3.922)**
지역중심성 × 산업 특화				.216(.113)**
지역중심성 × 산업 다양성				-3.200(1.597)**
지역 내 대졸이상 학력자 비율		-.067(.042)	-.096(.041)**	-.107(.049)*
지역 내 경제활동인구		-.500(.223)**	-.344(.258)	-.222(.308)***
상·공업 입지면적비		.024(.041)*	.040(.034)*	-.031(.035)
1인당 재정지출총액		.027(.049)	.031(.048)	.048(.054)
연도별 효과	2000	.152(.014)***	.211(.014)***	1.274(.044)***
	2005	-.024(.012)*	.131(.012)*	1.011(.0110)*
	2010	-.045(.009)**	.342(.006)***	1.047(.019)**
Constant		1.654(.270)***	3.166(3.629)	5.377(4.162)*
R^2(within)		.214	.252	.283
$\triangle R^2$			.038	.031
F		3.75***	4.07***	6.51***

***p〈0.01; **p〈0.05; *p〈0.1

통계결과를 지표특성과 관련하여 해석하면 1인당 지역총생산(GRDP)는 지역경제성장의 생산측면의 성장을 뜻하므로 중심도시의 지역중심성이 지역경제의 생산측면에서 정(+)의 방향으로 영향을 준 것을 의미한다. 관련연구들을 살펴보면, 중심도시의 지역중심성이 강화는 중심도시로 경제활동 집중에 의한 지가상승을 동반하여, 이를 감당할 수 있는 지식기반산업을 비롯한 고부가가치 산업들의 입지가 나타남을 확인하였다. 이들 산업은 생산물이 고부가가치를 갖고 있어 파급효과를 통해 지역경제성장에 긍정적인 영향을 주게 된다(이희연·김홍주, 2006; 박재홍, 2004). 따라서 지역중심성이 지역경제성장의 생산측면의 성장을 대변하는 1인당 지역총생산(GRDP)에 미치는 정(+)의 영향은 타당한 것으로 판단된다.

다음 산업구조인 특화의 조절효과를 살펴보면 1인당 지역총생산에서 지역중심성 × 산업 특화 상호조절 항이 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 상호작용 항의 부

호 또한 b1(=3.416)〉0, b2(=.190)〉0, b3(=.216)〉0으로 나타나 강화조절효과에 해당하였다.

이러한 결과는 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향이 산업 특화가 관계성이 있음을 의미하며, 지표 특성 및 선행연구 결과를 바탕으로 해석하면 다음과 같이 정리된다. 먼저, 지역총생산의 경우 지역 내 생산된 모든 부가가치의 총합을 의미한다. 따라서 지역 내 산업구조에 따라 생산되는 부가가치의 크기 또한 달라질 수 있는데, 산업 특화가 강화조절효과를 나타냈다는 것은 특화를 구성하는 산업들이 증가할수록 부가가치의 크기 역시 커진다는 것을 의미한다. 관련하여 선행연구에서는 수도권의 중심도시인 서울의 경우 제조업 일탈 및 산업개편이 나타나고 있으며(복진주·안건혁, 2010), 새롭게 중심산업으로 성장하고 있는 지식기반산업을 비롯한 특정산업들의 경우 생산물의 고부가가치 속성을 갖고 있음을 확인하였다(최은진·김의준, 2015).

또한 산업의 형성이 지역 거주민 수요를 넘어서는 규모로 되어 있으며, 해당 산업들의 성장에 서울이 갖는 수요와 주변 지역을 합한 수요가 밀접한 관련이 있다고 보았다. 즉 이들 산업의 성장에 서울이 갖는 높은 교통 접근성에 의한 중심성이 관련이 있다고 볼 수 있으며, 이러한 관계로 지역총생산의 증가가 이루어졌다고 판단해볼 수 있다.

한편 산업 다양성의 경우 산업 다양성이 지역경제성장에 미치는 영향은 모형 Ⅱ에서는 정(+)의 방향으로 나타났지만(4.626, p〈0.1), 모형 Ⅲ의 투입결과에서 지역중심성 × 산업 다양성 상호조절 항이 대립조절효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 모형Ⅰ, Ⅱ와 비교할 때 모형 Ⅲ의 설명력의 증가 및 통계적 유의성과는 별개로 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 상대적 영향력인 Coefficient-value 방향의 일관성이 전제된 영향력의 증대는 나타나지 않았음을 의미한다. 그리고 방향성에서는 지역중심성×산업 다양성 상호작용 항의 부호가 b1(=3.416)〉0, b2(=6.563)〉0, b3(=-3.200)〈0으로 산업 특화와 대비되는 특성을 보였다.

분석결과를 지표특성과 관련하여 해석하면 1인당 지역총생산(GRDP)는 지역경제성장의 생산측면의 양적성장을 뜻하므로 중심도시의 산업 다양성 형성이 지역중심성과 지역경제성장의 양적측면의 관계에서 부(-)의 방향으로 영향을 갖는 것을 의미한다. 선행연구에 의하면 산업 다양성의 형성이 경제성장에 미치는 긍정적인 영향은 다양한 산업들의 입지에 따른 지식확산 및 혁신의 성과인 생산성 증가에 의한 것으로 산업구조의 발전측면의 성장을 의미한다. 하지만 중심도시의 경우 지가상승과 같은 요인으로 특정한 산업으로 편중된 입지가 나타나며, 실제 서울의 경우도

FIRE로 대표되는 생산자 서비스 산업들이 입지 및 성장하고 있다(박지형 외, 2017; 최의준·김의준, 2015). 하지만 편중된 산업의 성장은 지역경제성장에는 정(+)의 영향을 가져오지만 산업 다양성 형성에는 부정적인 영향을 미치게 된다.

따라서 지역중심성이 갖는 경제활동의 집중과 산업 다양성을 통한 생산성 증가와는 관련성이 없다. 오히려 일정한 공간 내 경제활동의 집중은 과밀화를 비롯한 지대 상승으로 이어져 다양한 산업 입지의 제약과 편중된 산업의 입지만을 초래하게 된다. 이러한 요인들 간의 관계로 인해 산업 다양성은 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 부(-)의 측면에서 조절효과를 나타낸 것으로 판단된다.

2) 지역경제성장의 소비측면

지역경제성장의 소비측면을 대변하는 1인당 도·소매매출액에서 지역중심성과 산업구조(특화 및 다양성)의 분석결과를 살펴보면 다음과 같다(〈표 7〉 참조). 먼저 지역경제성장에 미치는 지역중심성의 영향력은 모형Ⅰ~Ⅲ을 통해서 증가하고 있음을 확인할 수 있으며(.093, .098, 12.577), 설명력의 증가 역시 통계적으로 입증되었다($\triangle R^2$=0.496, 0.519, 0.547, p〈0.01).

지표특성과 관련하여 결과를 해석하면 1인당 도·소매 매출액은 지역경제의 소비측면을 반영하므로 중심도시의 지역중심성이 지역경제성장의 소비측면의 성장에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 의미한다. 관련연구들에서도 주변지역들의 중심도시에 대한 의존성이 강할수록 중심도시의 경제활동의 증가에 영향을 주어 중심도시의 경제규모가 증가함을 확인하였다(Hitomi et. al., 2000; Akita, 1994; 정희수, 1992).

본 연구대상인 수도권을 대상으로 한 국내 연구들을 보면 서울 주변지역들의 중심도시인 서울에 대한 지역중심성 증가는 발생하고 있는 사회현상이며(박지형 외, 2017; 김민곤·홍준현, 2012; 지해명, 2009), 지역중심성의 증가가 경제활동 증가를 가져와 관련 산업의 공간집적에 의한 집적경제효과를 발생시키고 있다고 주장하였다(박지형 외, 2017; 임재빈·정창무, 2008; 권용우, 2001; 임형백·윤준상, 2001). 따라서 지역경제성장의 소비 성장을 대변하는 1인당 도·소매 매출액에 지역중심성이 미치는 긍정적인 영향은 있다고 판단된다.

다음 산업구조인 산업 특화의 조절효과를 살펴보면 1인당 도·소매 매출액에서 지역중심성× 산업 특화 상호조절 항이 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 그리고 상호작용 항의 부호 또한 b1(=12.577)〉0, b2(=.339)〉0, b3(=.304)〉0으로 나타나 강

화조절효과에 해당하는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 산업 특화가 증가할수록 지역중심성이 지역소비측면의 경제성장에 미치는 영향 역시 증가함을 의미한다.

〈표 7〉 지역중심성과 지역경제성장의 분석결과 (2)

독립변수		수도권		
		1인당도·소매매출액		
		Ⅰ단계	Ⅱ단계	Ⅲ단계
지역중심성		.093(.077)*	.098(.079)*	12.577(8.128)**
산업 특화			.339(.362)*	.339(.395)*
산업 다양성			1.204(1.741)*	2.990(6.125)*
지역중심성 × 산업 특화				.304(.199)*
지역중심성 × 산업 다양성				−12.205(8.027)*
지역 내 대졸이상 학력자 비율		−.175(.181)	−.165(189)	−.116(.205)
지역 내 경제활동인구		−.488(.802)	−.485(.809)*	−.393(.901)
상·공업 입지면적비		.108(.117)*	.050(.142)*	−.052(.146)
1인당 재정지출총액		.070(.103)*	.081(.142)	.132(.147)
연도별 효과	2000	−1.7562(.124)**	−1.166(.113)***	−1.888(.162)***
	2005	6.624(.107)***	5.436(.214)***	3.666(0.133)**
	2010	−2.471(.187)***	2.662(311)***	−1.742(.047)**
Constant		2.310(.913)**	3.679(1.888)	5.245(3.533)
R^2(within)		.496	.519	.547
$\triangle R^2$			.021	.028
F		47.97***	51.47***	38.38***

***p〈0.01; **p〈0.05; *p〈0.1

이와 관련한 선행연구를 살펴보면 수도권 중심도시인 서울의 경우 지식기반산업에 속하는 제조업 및 서비스업의 형성뿐만 아니라, 소비자 서비스업에 포함되는 백화점 및 복합몰과 같은 대형 소비시설이 집중되고 있음을 지적하였다(김성록, 2014; 서종대·이주형, 2011). 이들 산업들은 소비활동과 연관된 산업들로 거주인구에 의해서도 영향을 받지만 유동인구와 같이 지역 내 경제활동 인구규모에 의해서도 산업규모 및 성장이 관계성을 갖는다.

따라서 지역중심성이 소비차원의 지역경제성장에 미치는 영향에 있어 산업 특화가 강화조절효과를 갖는다는 것은 다음과 같이 해석된다. 이들 산업의 성장에 지역 내 수요뿐 아니라 외부지역 수요가 포함되어 있으며, 이들 산업으로 구성된 산업 특화의 증가는 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향 역시 커지고 있음을 말

한다. 실제 서울의 경우 2013년 도심-부도심 위계체계를 승격하여 3도심체제로 변환하였는데, 주변지역에서 서울로 경제활동 집중을 해결하기 위해 각 도심을 기능별로 분류하여 개발 및 운영하기 위함이다(권용우, 2001). 이런 이유로 서울의 경우 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 산업 특화가 강화조절효과를 보였다고 판단된다.

한편 산업 다양성의 경우 산업 다양성이 지역경제성장에 미치는 영향은 모형 Ⅱ에서는 정(+)의 방향으로 나타났지만(1.204, $p<0.1$), 모형 Ⅲ의 투입결과에서 지역중심성 × 산업 다양성 상호조절 항이 대립조절효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 모형Ⅰ, Ⅱ와 비교할 때 모형 Ⅲ의 설명력의 증가 및 통계적 유의성과는 별개로 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 상대적 영향력인 Coefficient-value 방향의 일관성이 전제된 영향력의 증대는 나타나지 않았음을 의미한다. 그리고 방향성은 지역중심성×산업 다양성 상호작용 항의 부호가 $b1(=12.577)>0$, $b2(=2.990)>0$, $b3(=-12.205)<0$으로 나타나 산업 특화와 반대되는 특성을 보였다.

지표특성과 관련하여 결과를 해석하면 1인당 도·소매 매출액은 지역경제의 소비측면을 반영하므로 산업 다양성 형성이 지역중심성과 지역경제 소비측면의 증가의 관계에서 부(-)의 방향으로 영향을 준 것을 의미한다. 선행연구에 의하면 산업 다양성은 생산성 증가를 가져와 산업 추가입지로 고용 및 소득의 증가를 불러온다. 하지만 중심도시의 경우 공간 제약으로 인한 지가상승으로 산업별 입지제약이 존재하며, 다양성의 형성은 오히려 제약된다.

실제 서울의 경우 전체 산업 내 산업들의 다양성이 형성되는 것이 아니라 앞서 언급한 FIRE로 대표되는 생산자 서비스 산업들과 지식기반 산업, 고차기능 서비스 산업 등과 연관된 다양한 산업들이 입지 및 성장하고 있다(이현훈 외, 2012; 임재빈·정창무, 2008). 즉 지역중심성으로 발생하는 경제활동 집중현상과 산업 다양성으로 얻어지는 생산성 증가와는 관련성이 없는 것으로 판단된다. 이러한 요인들 간의 관계로 인해 산업 다양성은 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 부(-)의 측면에서 조절효과를 나타낸 것으로 판단된다.

2. 부산·울산권의 분석결과

1) 지역경제성장의 생산측면

지역경제성장의 생산측면을 대변하는 1인당 지역총생산에서 지역중심성과 산업

구조(특화 및 다양성)의 분석결과를 살펴보면 다음과 같다(〈표 8〉 참조). 먼저 지역중심성의 영향력은 모형Ⅰ~Ⅲ을 통해서 영향력이 없거나 부(-)의 방향으로 되고 있음을 확인할 수 있으며(.013, .013, -14.124), 설명력의 증가 역시 통계적으로 입증되었다($\triangle R^2$=0.214, 0.252, 0.283, p〈0.01).

〈표 8〉 지역중심성과 지역경제성장의 분석결과 (3)

독립변수		부산·울산권		
		1인당 지역총생산(GRDP)		
		Ⅰ단계	Ⅱ단계	Ⅲ단계
지역중심성		.013(.025)	.013(.019)	-14.124(4.104)***
산업 특화			-.049(.488)	.603(.342)*
산업 다양성			-3.172(.557)***	-18.638(4.521)***
지역중심성 × 산업 특화				-.264(.124)
지역중심성 × 산업 다양성				14.390(4.185)***
지역 내 대졸이상 학력자 비율		.134(.299)	.417(.320)	-.302(.308)
지역 내 경제활동인구		1.403(.369)***	1.347(.360)***	1.255(.349)***
상·공업 입지면적비		.090(.051)*	.081(.046)*	.071(.044)
1인당 재정지출총액		.011(.041)	.003(.042)	-.009(.042)
연도별 효과	2000	.108(.041)**	.270(.051)***	.227(.074)***
	2005	-.164(.033)*	-.144(.036)**	-.111(.076)
	2010	-.046(.022)	-.108(.021)**	-.108(.049)**
Constant		2.763(.639)***	6.200(.986)***	20.968(4.383)***
R^2(within)		.183	.404	.489
$\triangle R^2$			.201	.085
F		4.78***	17.27***	33.40***

***p〈0.01; **p〈0.05; *p〈0.1

지표특성과 관련하여 결과를 해석하면 1인당 지역총생산(GRDP)는 지역경제의 생산측면을 반영하므로 부산·울산권 중심도시의 지역중심성이 지역경제의 생산측면의 성장에 영향을 미치지 않거나 부(-)의 방향으로 영향을 준 것을 의미한다.

그리고 산업구조인 특화의 경우 모형 Ⅱ에서는 부(-)의 방향으로 나타났으며(-.049), 조절효과 역시 1인당 지역총생산에서 지역중심성 × 산업 특화 상호조절 항이 조절효과는 없는 것으로 나타났다(b1(=-14.124)〈0, b2(=.603)〉0, b3(=.-264)〈0). 이러한 결과는 수도권과 달리 산업 특화가 지역중심성과 지역경제성장 사이에서 미치는 영향력이 없음을 의미하며, 지표특성 및 선행연구 결과를 바탕으로 해석하면 다음과 같이 정리된다.

관련 연구들을 살펴보면 부산·울산권의 중심도시의 지역경제성장을 이끄는 산업은 제조업으로 파악되고 있으며, 이들 산업의 입지는 중심지가 아닌 외곽 지역 및 근교지역에 주로 입지하고 있어 수도권과 입지에서 차이점을 나타내고 있다(권창기, 2007; 이광국 외, 2001). 그리고 중심도시에 입지한 산업들은 주로 소비재 서비스 산업을 중심으로 형성되었는데, 산업 특성상 거주 및 유동인구가 많은 소비지에 주로 입지하는 특성을 갖고 있어 중심도시에 입지하는 것은 타당하지만 주변지역의 수요를 흡수할 만큼 성장하지 않아 지역 내 기반산업을 담당할 만큼 성장하지도 않았기에 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향에서 산업 특화가 갖는 조절효과는 존재하지 않는다고 판단된다(최치국, 2014).

한편 산업 다양성의 경우 모형 Ⅱ에서는 부(-)의 방향에서 유의성을 나타냈으며(-3.172,p〈0.01), 모형 Ⅲ의 투입결과에서 지역중심성 × 산업 다양성 상호조절 항이 상호작용 항의 부호가 b1(=-14.124)〉0, b2(=-18.638〉0, b3(=14.390)〈0으로 나타나 대립조절효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 상대적 영향력인 Coefficient-value 방향의 일관성이 전제된 영향력의 증대가 나타나지 않았음을 의미한다.

이러한 분석결과를 지표특성과 관련하여 해석하면 1인당 지역총생산은 지역경제성장의 생산측면을 뜻하므로 중심도시의 산업 다양성 형성이 지역중심성과 양적증대의 관계에서 부(-)의 방향으로 영향을 준 것을 의미한다. 선행연구들을 살펴보면 도시 내 산업 다양성 증가는 지식확산 및 혁신이 가져오는 생산성 증가로 지역경제성장에 정(+)의 영향을 주게 된다. 이들 지역의 경우 핵심 산업인 제조업이 도시외곽에 위치해 있으며, 중심도시 내의 산업들은 소비재산업을 중심으로 하는 서비스 산업들이 입지하는 분리구조가 형성되어 있다.

따라서 중심도시 역시 특정산업을 중심으로 산업이 편중되어 있으며, 다양한 산업이 형성되어 있는 것은 아니다(윤칠석, 2009a). 또한 주변지역에 신도시들이 건설되지 않아 부산·울산을 대상으로 통근을 목적으로 하는 지역들이 형성되어 있지 않는 상황이다. 이러한 이유로 서울에 비해 주변지역으로부터 중심성이 낮아 경제활동의 집중에 따른 집적효과가 적음에도 불구하고 서울의 산업 다양성을 분석한 결과와 동일한 현상이 나타나는 것은 산업 다양성의 형성이 중심도시에서는 어려울 수 있다는 사례로서 중요한 의미를 갖는다.

기본적으로 도시는 공간의 제약성으로 인해 집적에 따른 과밀화로 발생하는 지가 상승은 필연적인 현상이다. 그리고 지가상승은 다양한 산업의 입지를 제한함으로써 산업다양성이 가져오는 지식확산 및 혁신이 지역경제에 미치는 긍정적인 효

과를 억제하게 된다. 즉 지역중심성으로 발생하는 경제활동 집중현상과 산업 다양성으로 얻어지는 생산성 증가와는 관련성이 없는 것으로 판단된다. 이러한 요인들 간의 관계로 인해 산업 다양성은 지역중심성과 지역경제성장의 관계에서 부(-)의 측면에서 조절효과를 나타낸 것으로 판단된다.

2) 지역경제성장의 소비측면

지역경제성장의 소비측면을 대변하는 1인당 도·소매매출액에서 지역중심성과 산업구조(특화 및 다양성)의 분석결과를 살펴보면 다음과 같다(〈표 9〉 참조). 먼저 지역경제성장에 미치는 지역중심성의 영향력은 모형Ⅰ~Ⅲ을 통해서 영향력이 없거나 부(-)의 방향으로 존재하며(.275, .283, -60.924), 설명력역시 통계적으로 입증되었다(△R^2=0.507, 0.511 0.684, p〈0.01).

〈표 9〉 지역중심성과 지역경제성장의 분석결과 (4)

독립변수		부산·울산권		
		1인당도·소매매출액		
		Ⅰ단계	Ⅱ단계	Ⅲ단계
지역중심성		.275(.175)*	.283(161)	-60.924(1.978)**
산업 특화			-.685(1.449)	-.177(1.318)
산업 다양성			-1.869(2.924)***	-66.888(2.524)**
지역중심성 × 산업 특화				.373(.718)
지역중심성 × 산업 다양성				16.972(2.178)**
지역 내 대졸이상 학력자 비율		8.491(2.621)***	8.288(2.894)***	9.626(2.444)***
지역 내 경제활동인구		5.058(1.418)***	5.029(1.412)***	4.348(1.611)**
상·공업 입지면적비		.015(.279)*	.515(.264)**	.018(.242)
1인당 재정지출총액		.117(107)*	.129(.113)	-.168(.091)*
연도별 효과	2000	-.951(.503)*	-.857(.593)*	-1.308(.617)**
	2005	.325(.316)	.271(.365)	.710(.401)*
	2010	.468(.263)*	.408(.313)	.519(.315)*
Constant		4.187(3.206)	1.348(7.295)	6.608(2.351)**
R^2(within)		.507	.511	.684
△R^2			.004	.173
F		15.21***	25.38***	41.59**

***p〈0.01; **p〈0.05; *p〈0.1

지표특성과 관련하여 통계결과를 해석하면 1인당 도·소매 매출액은 지역경제성장의 소비측면을 의미하므로 중심도시의 지역중심성이 지역경제의 소비측면에 영향을 미치지 못하거나 부(-)방향에서 영향을 준 것을 의미한다.

그리고 산업구조인 특화의 조절효과 역시도 1인당 도·소매매출액에서 지역중심성×산업 특화 상호조절 항이 조절효과는 없는 것으로 나타났다(b1(=-60.924)〈0, b2(=.-177)〈0, b3(=.373)〉0). 이러한 결과는 수도권과 달리 산업 특화가 지역중심성과 지역경제성장 사이에서 미치는 영향력이 없음을 의미하며, 해당 지역을 대상으로 한 선행연구 결과를 바탕으로 해석하면 다음과 같다.

부산·울산 등 광역시들의 경우 수도권 중심도시인 서울과 비교할 때 주변지역에 신도시로 대표되는 주거공급만을 목적으로 하는 지역이 형성되지 않았으며, 이에 중심도시로의 통근을 목적으로 하는 의존성 형성이 나타나지 않는다. 따라서 중심도시에 지역중심성이 낮기에 산업 특화에 영향을 미치지 않으며, 두 지역 간 중요한 차이라 판단된다(강성석, 2013).

더욱이 소비측면과 밀접하게 관련된 산업인 소비재 서비스산업의 수요는 지역 내 거주인구에 의한 수요도 중요하지만 지역 유동인구에 의한 소비수요도 상당하다. 따라서 부산·울산권의 경우 수도권에 비해 낮은 중심성으로 주변지역의 수요를 흡수하지 못하였으며, 산업들이 주변지역 수요를 담당하기보다는 지역 내 수요만을 담당하고 있다고 보는 것이 타당하다.

다음으로 산업 다양성의 경우 모형 Ⅲ의 투입결과에서 지역중심성 × 산업 다양성 상호조절 항이 대립조절효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 모형Ⅰ, Ⅱ와 비교할 때 모형 Ⅲ의 설명력의 증가 및 통계적 유의성과는 별개로 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 상대적 영향력인 Coefficient-value 방향의 일관성이 전제된 영향력의 증대는 나타나지 않았음을 의미한다. 그리고 방향성에서는 '지역중심성 × 산업 다양성' 상호작용 항의 부호가 b1(=-60.924)〈0, b2(=-66.888〈0, b3(=16.972)〉0으로 나타났다. 통계결과를 지표특성과 관련하여 해석하면 '1인당 도·소매매출액'은 지역경제성장의 소비측면을 뜻하므로 중심도시의 산업 다양성 형성이 지역중심성과 지역경제의 소비측면 성장에서 부(-)의 방향으로 영향을 준 것을 의미한다.

해당지역을 대상으로 한 선행연구들을 살펴보면 도시 내 산업 다양성 증가는 지식확산을 통한 혁신이 가져오는 생산성 증가로 지역경제성장에 정(+)의 영향을 주고 있음은 분명한 사실이다. 하지만 부산·울산의 중심도시 내 입지한 산업들은 소비재 산업들로 이들은 지식확산 및 혁신을 통한 생산성 향상과 직접적인 관련성이 없다(전상곤 외, 2012; 권창기, 2007).

산업입지에서 공간의 제약성으로 인한 집적에 의한 과밀화와 지대상승은 서울뿐 아니라 부산·울산권에도 발생한다는 점은 중심도시에서 산업 다양성의 형성 자체가 제약이 존재하고 있음을 말한다. 따라서 지역중심성의 증가는 편중된 산업들의 지역 내 입지에 영향을 주게 되어 산업 다양성 형성에는 부정적인 영향으로 이어져, 산업 다양성이 지역경제성장에 가져오는 긍정적인 효과를 반감 및 없애는 부(-)의 측면에서 조절효과를 나타낸 것으로 판단된다.

Ⅴ. 결론

지금까지 도시를 대상으로 한 경제성장정책은 특정산업을 중심으로 한 양적성장의 추구와 함께 지역격차 해소로 대표되는 지역민들의 삶의 질 향상이라는 정책목표 추구까지 다양한 정책수요가 반영되어온 연속적인 정책과정이었다. 더욱이 최근 도시를 대상으로 한 경제성장정책의 사회적 아젠다는 현재 지역이 갖고 있는 사회·경제 문제를 해결함과 동시에 산업구조측면의 변화를 통한 경쟁력 강화를 통한 지역경제성장이 요구되었다. 따라서 기존 정책의 한계를 극복하고 새로운 시대적 요구를 반영하기 위해서는 기존 정책의 전제에 대한 재점검과 함께 새로운 요소들에 대한 탐색을 전제한 접근들이 필요하다.

본 연구는 중심지와 산업이론들을 적용하여 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향 관계에서 산업구조인 특화 및 다양성이 조절변수로서 여부를 검토하였다. 분석결과 독립변수인 '지역 중심성'이 종속변수인 '지역경제성장' 간 관계에서 '산업 특화 및 다양성'의 조절효과가 있음이 증명되었다. 또한 수도권의 경우 산업 특화가 '강화조절효과'로 나타났지만, 부산·울산권의 경우 산업 특화가 조절변수로서 작용하지 않았다. 이는 수도권의 경우에만 산업 특화가 증가할수록 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향은 커졌음을 의미한다. 반면 다양성의 경우 수도권 및 부산·울산권 모두에서 '대립조절효과'가 나타났는데, 즉 산업 다양성이 증가할수록 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 영향이 작아진다는 것을 말한다.

이러한 결과는 산업 특화의 경우 지역중심성과 지역경제성장의 관계에 일률적인 효과를 미치는 조절변수로 작용하는 것이 아니라 지역에 따라 차이가 나타남을 의미한다. 그리고 산업 다양성 경우 수도권과 부산·울산권 모두에서 대립조절효과를 나타냈다는 것은 산업 다양성이 경제성장에 미치는 효과인 지식확산 및 혁신에 경제활동의 집중에 따른 효과가 관여되지 않음을 의미한다. 오히려 경제활동의 집중

화는 지역 내 지가의 상승을 비롯한 입지비용의 증대를 가져와 산업의 다양성 형성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 정리하면 중심도시 내 산업 다양성이 형성되면 될수록 지역중심성이 지역경제성장에 미치는 정(+)의 영향력을 줄이게 된다. 따라서 중심도시의 지역 중심성이 높은 지역 및 도시들의 경우 산업다양성을 통한 경제성장을 추진할 때 반드시 고려할 필요가 있다.

본 연구의 함의를 살펴보면 먼저 이론측면에선 산업 특화와 다양성의 개념을 단일 지표로 측정할 수 있는 상호배타적인 관계(Exclusive)가 아니며, 독립적 개념을 갖는 변수로 개념을 재정립하고 실증적으로 입증하였다는 측면에서 중요하다. 아울러 지역경제성장과 관련 지역 특성과 관련된 요인들인 지역중심성, 산업 특화, 산업 다양성이 모두 각각 지역경제성장에 정(+)의 영향을 준다는 기존연구들에 대한 정리 수준을 넘어 산업구조인 특화 및 다양성에 대한 개념의 재정립과 지표의 재설정을 통해 기존 연구에 대한 재 고찰의 계기와 장을 제공했다는 측면에서 의의가 있다.

정책적 함의를 살펴보면 첫째, 지역의 경제성장정책의 설계에서 새로운 접근방법 개발의 필요성을 인지하고 이를 분석하여 결과를 도출하였다는 점에서 의의가 존재한다. 앞서 서술한 산업구조인 특화와 다양성의 특성을 고려하면 지역 내 특정 산업의 특화를 통한 경제성장정책의 추진은 지역중심성이 강한 중심도시를 대상으로 빠른 경제성장을 추구하는 측면에서 적합하다고 판단된다. 반면 산업 다양성의 형성을 통한 경제성장정책의 경우 지역관계 측면에서 지역의 독립성이 존재하고 지역 내 연구 관련 시설 등의 입지가 밀집해 있는 도시를 대상으로 산업들의 다양한 입지를 통한 지식확산 및 혁신을 통한 경제성장정책을 추진하는데 적합할 것으로 보인다.

둘째, 중심도시의 '지역 독점(Local Monopoly)'에 의해 발생한 지역격차해결을 위한 제도의 개선이다. 광역도시 경제권은 권역을 구성하는 중심도시와 주변지역들 간 교류증대와 협력활성화를 위한 유기적 연결성 형성 및 유지가 필수적이다. 이를 위해서 대도시권 및 광역경제권에 포함된 중심도시와 주변지역이 함께 이용하는 공공서비스들의 운영 및 확대에 필요한 재정을 현재 개별 도시가 각각 부담하는 것이 아닌 경제활동의 중심지인 중심도시를 중심으로 현황에 맞게 부담하는 제도로 개선이 필요하다. 또한 공공서비스 제공에서 개별 도시 간 협업을 넘어 하나의 전문화된 기관에서 통합하여 운영하는 시스템으로 혁신할 필요 역시 존재한다. 이는 대도시권 및 광역경제권의 경제활동권역과 행정권역(administrative zone)의 일치를 통한 관리의 통일성 및 전문화된 업무수행을 통한 전문화 확보에도 기여할 뿐

아니라 규모의 경제도입을 통한 행정비용의 효율성에도 기여할 것으로 판단된다.

마지막으로 선택과 집중에 의한 통합적인 경제성장정책의 접근의 필요성이다. 지방자치제 실시 이후 광역지자체 차원의 경제성장정책은 중앙정부가 추진하는 정책과 비교할 때 추진전략, 정책의 세부내용, 추진규모와, 주체의 역할에서 차이가 존재한다. 하지만 지역발전에 대한 지향점에서는 양측이 모두 공유할 필요성이 존재하며, 차별성을 확보하면서도 상호 보완적 역할을 담당하는 것이 바람직하다. 더욱이 개별 지자체의 정책추진은 지역 현안위주의 사업내용의 한계와 재정력을 비롯한 정책추진의 한계가 중앙정부에 비해 나타나고 있다. 따라서 정책효과를 거두기 위해서는 개별 지자체별로 사업이 추진되기 보다는 중앙정부와 연계 및 타 지자체와의 협력을 통한 통합적인 접근이 필요하다고 판단된다.

본 연구의 결과를 이해하는데 유의해야할 점은 먼저 지표 선택의 현실적 한계가 있었다는 점이다. 몇몇 지표들의 경우 현재 국내에 해당지표가 없는 관계로 대리지표를 사용하였으며, 이는 변수를 가장 정확하게 대표하는 것이 아니기 때문에 분석결과에 한계점이 있을 수 있음을 염두에 두어야 한다. 따라서 향후 정확한 분석을 위해서는 실제 변수를 대표하는 지표를 탐색 및 개발하여 분석에 사용해야 할 필요가 있다. 둘째, 산업 다양성과 관련하여 산업분류표의 중분류를 대상으로 산업 다양성을 측정하였다. 하지만 산업 다양성의 형성은 중분류 간에서만 형성되는 것이 아니라 산업 중분류 이하의 소 및 세세분류 내에서도 형성될 수 있다. 따라서 앞으로 대-중-소분류 또는 세세항목에 따른 산업 다양성 형성이 지역경제성장에 미치는 영향에 관한 연구가 향후 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

강성식. (2013).「우리나라 광역도시권의 설정 및 유형별 변화특성에 관한 연구」. 박사학위논문, 가천대학교.

고병호. (2006). “지역특화발전특구와 지역균형발전.”「한국사회과학연구」, 28(2): 109-123.

권용우. (2001). “수도권 개발전략과 신도시 건설정책.”「경기논단」, 3(3): 9-27.

권창기. (2007). “공간구조분석을 통해 본 동남광역권의 현황과 전망.”「부산발전포럼」, 108: 16-21.

김계숙 (2010).「산업구조 특화와 다양성이 지역-산업 고용성장과 근로소득 불평등에

미친 영향」. 박사학위논문, 단국대학교.
김계숙·고석찬. (2009). “집적경제가 지역 고용성장에 미친 영향.”「국토계획」, 44(7): 43-59.
김민곤·홍준현. (2012). “경제적 의존도와 지역격차의 관계에 대한 연구: 서울과 인근 지역을 중심으로.”「한국지방자치학회보」 24(3): 55-82.
김성록. (2014). “수도권 공간구조 변화에 관한 연구: 1995년~2010년.”「국토지리학회지」, 48(1): 57-68.
김성현. (2005). “지역축제의 지역경제활성화 영향 분석.”「한국행정학보」, 39(4): 221-246.
김준형·최봉문·문태헌·권일. (2011). “국내 지방대도시권의 광역화 현상에 관한 연구.”「도시정책연구」, 2(1): 29-36.
김진영 (2005). “한국과 일본의 지역불균형에 관한 연구.”「정책분석평가학회보’ 15(1): 1-27.
김헌민·박윤경. (2013). “지역혁신역량이 지식기반산업 성장에 미치는 영향분석.”「국가정책연구」, 27(1): 129-147.
김헌민·박윤경. (2015). “광역자치단체 경제발전과 지식기반산업의 관계에 관한 연구.”「한국지방자치학회보」, 27(3): 31-51.
김효화. (2015).「활동중심지 개념을 기반으로 한 수도권 다핵 중심성 변화 연구」. 박사학위논문, 서울대학교.
김희철·안건혁. (2012). “연결망 이론으로 본 인구, 고용, 사회적 자본과 서울 대도시권 중심성 사이의 관계.”「국토계획」, 47(3): 105-122.
동진우·김영덕. (2015). “수도권과 지역 대도시의 도시집중도가 지역광역권의 경제성장에 미치는 영향.”「국제경제연구」, 21(2): 93-115.
류수열·윤성민. (2007). “제조업 다양성이 광역경제권의 성장 및 안정에 미치는 영향.”「경제연구」, 25(4): 101-123.
문동진 (2016).「산업 다양성이 지역경제성장에 미치는 영향에 관한 연구」. 박사학위논문, 중앙대학교
문동진·이수기·홍준현. (2014). “산업구조의 다양성과 지역 경제 성장: Jacobs의 산업 다양성 이론을 바탕으로.”「정책분석평가학회보」, 24(4): 35-66.
문미성·성영조·박소영. (2016). “경기도 서비스산업 육성 및 경쟁력 강화방안.” 경기연구원 연구보고서 정책연구, 2016-66.
민경휘·김영수. (2003). “지역별 산업집적의 구조와 집적경제 분석.” 산업연구원, 연구

보고서, 481.
박성호·김진열·정문기. (2012). “창조산업의 집적이 지역경제에 미치는 영향 분석.” 「지방행정연구」, 26(3): 173-206.
박재홍. (2004). “경기도 지식기반산업의 공간적 분화 및 입지 전망.” 「한국지역개발학회지」, 16(1): 23-44.
박지형·김민곤·송용찬. (2017). “지역의존도가 특정 산업의 집적도와 지역의 재정건전성에 미치는 영향연구.” 「한국공공관리학보」, 31(1): 175-206.
박헌수·조규영·노춘희·김군수. (2001). “지역간 · 산업간 연계를 고려한 지역경제성장 요인에 관한 연구.” 「국토계획」, 36(3): 177-191.
복진주·안건혁. (2010). “수도권 중심지 분포의 변화와 산업구성 분석.” 「도시설계」, 11(4): 145-160.
서승환. (2011). “지역 간 소득격차와 집적의 경제.” 「서울도시연구」, 12(3): 1-16.
서종대·이주형. (2011). “신도시의 자족용지 산정기준에 관한 연구: 상업업무용지 및 제조업용지 원단위를 중심으로.” 「국토연구」, 69: 157-177.
송민석. (2017). 「대구 안경산업의 형성과정과 경쟁력분석」. 박사학위논문, 영남대학교
신승춘. (2009). “광역경제권정책에 대응한 지역발전전략: 녹색성장의 관점.” 「한국행정과 정책연구」, 7(2): 1-23.
심승희·한지은. (2006). “압구정동·청담동 지역의 소비문화경관 연구.” 「한국도시지리학회지」, 9(1): 61-79.
심재희. (2005). “신고전학파 성장이론의 비판적 검토: 내생적 성장이론의 관점에서.” 「산업경제연구」, 18(5): 1887-1904.
오세운·홍준현. (2013). “기반산업육성정책의 효과가 지역경제고용에 미치는 영향.” 「한국비교정부학보」, 17(3): 119-144.
유인혜·김호연. (2014). “서울지역 집적경제 효과의 타지역 전이에 관한 연구.” 「국토계획」, 49(1): 137-160.
윤칠석. (2009a). “광역경제권 선도산업 육성전략: 대경권 그린에너지산업을 중심으로.” 「경제연구」, 27(3): 155-194.
_____. (2009b). “혁신도시와 연계한 지역산업 육성전략.” 「한국지역지리학회지」, 15(5): 537-553.
이광국·임채성·윤시운. (2001). “부산시 중심지체계 설정과 계층별 특성에 관한 연구.” 「국토계획」, 36(3): 69-85.

이번송. (2000). “도시권 시, 군, 구의 제조업생산성 결정요인 분석.”「경제학연구」, 48(4): 291-322.

이상윤. (2011). “한국조선산업 연구: 산업클러스터 특화분석 중심으로.”「기술혁신학회지」, 14(3): 599-621.

이성룡·문미성·이지은·유치선. (2017). “경기도 도시첨단산업단지 확충 방안.” 경기연구원 연구보고서 정책연구, 2017-04.

이종하·박성훈. (2010). “산업집적 외부성에 관한 연구.”「GRI연구논총」, 12(2): 147-170.

이창효. (2016). “공간계량모형을 활용한 수도권 읍면동의 산업별 집적의 영향요인 분석.”「GRI연구논총」, 18(1): 1-33.

이현훈·이문희·박세준. (2012). “기초자치지역의 경제성장 요인 실증분석과 정책적 함의.”「경제발전연구」, 18(2): 91-124.

이희연·김홍주. (2006). “서울대도시권의 통근 네트워크 구조 분석.”「한국도시지리학회지」, 9(1): 91-111.

임범종·한상민·윤병국. (2004). “충북 시군별 경제기반모형과 관광산업 특화도 분석.”「관광연구저널」, 18(2): 265-282.

임재빈·정창무. (2008). “소매업종 분포패턴 및 업종간 입지관계에 관한 비교연구.”「국토계획」, 43(2): 99-110.

임창호·김정섭. (2003). “산업집적의 외부효과가 도시경제성장에 미치는 영향.”「국토계획」, 38(3), 187-201.

임형백. (2011). “행정중심복합도시 건설에 대한 비판적 고찰과 제언.”「한국정책연구」, 11(3): 235-257.

임형백·윤준상. (2001). “지방의제 21'의 개선방향에 관한 연구.”「지역사회개발연구」, 26(1): 113-129.

장석명 (2008).「서울지역 산업클러스터의 집적효과 및 결정요인에 관한 연구」. 박사학위논문, 서울시립대학교.

전상곤·공철·김용민·박한울. (2012). “수도권과 동남권의 산업집적 효과 비교 분석.”「한국지역개발학회지」, 24(3): 125-142.

정희수. (1992). “퀘벡 경제의 문제점과 전망.”「불어문화권연구」, 2(1): 42-54.

조명호·임창호. (2001). “수도권 도시공간구조의 분석.”「국토계획」, 36(7): 183-195.

지해명. (2009). “지역간 교역의 추정: 지역경제 성장에 관한 추론.”「경제학연구」, 57(4): 135-163.

최윤기. (2010). “광역경제권 정책의 점검과 향후 정책과제.” KIET 산업경제, 10: 41-50.

최은진·김의준. (2015). “서울 산업의 공간적 집적이 통근시간에 미치는 영향.”「국토계획」, 50(4), 243-257.

최치국. (2014). “부산이 허브도시가 되기 위한 핵심은 광역도시권 형성과 중심지 기능 강화.”「부산발전포럼」, 149: 30-43.

허재완. (2010). “새로운 지역개발전략으로서 광역경제권정책에 대한 비판적 검토.”「한국지역경제연구」, 17: 155-177.

현용호. (2013). “지방은행서비스 품질평가에 관한 연구.”「대한경영학회지」, 26(1): 149-171.

황덕연. (2015).「산업집적 외부효과 연구」. 박사학위논문, 서울대학교

황창서. (2006).「수도권 정보통신기술산업 클러스터의 유형 및 특성」. 박사학위논문, 서울시립대학교

Aguilera, A. (2005). “Growth in commuting distances in French polycentric metropolitan areas: Paris, Lyon and Marseille.” *Urban studies*, 42(9): 1537-1547.

Akita, T. (1993). “Interregional interdependence and regional economic growth in Japan: An input-output analysts.” *International Regional Science Review*, 16(3): 231-248.

Anas, A., & Kim, I. (1996). “General equilibrium models of polycentric urban land use with endogenous congestion and job agglomeration.” *Journal of Urban Economics*, 40(2): 232-256.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). “The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations.” *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

Batten, D. F. (1995). “Network cities: Creative urban agglomerations for the 21st century.” *Urban studies*, 32(2): 313-327.

Beckman, M. (2000). *Interurban Knowledge Networks. In Batten, D. et al (Eds.), Learning, Innovation and the Urban Evolution*. London: Kluwer Academic Publishers.

Blien, U., Suedekum, J., & Wolf, K. (2006). “Local employment growth in West

Germany: A dynamic panel approach." *Labour Economics*, 13(4): 445-458.

Borgatti, S. P. (2005). "Centrality and network flow." *Social networks*, 27(1): 55-71.

Borts, G. H. (1961). "Regional Cycles of Manufacturing Employment in the United States, 1914-1953." National Bureau of Economic Research, Occasional Paper(75).

Braunerhjelm, P., & Carlsson, B. (1999). "Industry Clusters in Ohio and Sweden, 1975-1995." *Small Business Economics*, 12(4): 279-293.

Casello, J. M., & Smith, T. E. (2006). "Transportation activity centers for urban transportation analysis." *Journal of urban planning and development*, 132(4): 247-257.

Christaller, W. (1933). *Die zentralen Orte in Süddeutschland: eine ökonomisch-geographische Untersuchung über die Gesetzmässigkeit der Verbreitung und Entwicklung der Siedlungen mit städtischen Funktionen*. University Microfilms.

Ciccone, A., & Hall, R. E. (1996). "Productivity and the density of economic activity." *American Economic Review*, 86(1): 54-70.

Conroy, M. E. (1975). "The concept and measurement of regional industrial diversification." *Southern Economic Journal*, 41(3): 492-505.

Department of Trade and Industry(영국 상무성) (2001). *Business Clusters in the UK: First Assessment*. UK: Department of Trade and Industry.

Ellison, G., & Glaeser, E. L. (1997). "Geographic concentration in US manufacturing industries: A dartboard approach." *Journal of political economy*, 105(5): 889-927.

Farahmand, S., Akbari, N., & Abootalebi, M. (2012). "Spatial effects of localization and urbanization economies on urban employment growth in Iran." *Journal of Geography and Regional Planning*, 5(4): 115-121.

Florence, P. S., & Baldamus, W. (1948). *Investment, location, and size of plant*. Cambridge University Press.

Florida, R. (2002). "The economic geography of talent." *Annals of the Association of American geographers*, 92(4): 743-755.

Freeston, R., & Murphy, P. (1998). "Metropolitan restructuring and suburban employment centers: Cross-cultural perspectives on the Australian

experience," *Journal of the American Planning Association*, 64(3): 286-297.

Fujita, M., & Ogawa, H. (1982). "Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations." *Regional science and urban economics*, 12(2): 161-196.

Gilli, F. (2009). "Sprawl or reagglomeration? The dynamics of employment deconcentration and industrial transformation in Greater Paris." *Urban Studies*, 46(7): 1385-1420.

Glasson, J. (1974). *An Introduction to Regional Planning*. London: Hutchinson.

Henderson, V. (1997). "Externalities and industrial development." *Journal of urban economics*, 42(3): 449-470.

Hitomi, K., Okuyama, Y., Hewings, G. J., & Sonis, M. (2000). "The role of interregional trade in generating change in the regional economies of Japan, 1980-1990." *Economic Systems Research*, 12(4): 515-537.

Jofre-Monseny, J., Marín-López, R., & Viladecans-Marsal, E. (2014). "The determinants of localization and urbanization economies: Evidence from the location of new firms in Spain." *Journal of Regional Science*, 54(2): 313-337.

Kort, J. R. (1981). "Regional economic instability and industrial diversification in the US." *Land Economics*, 57(4): 596-608.

Lucas, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.

McLaughlin, G. E. (1930). "Industrial Diversification in American Cities." *Quarterly Journal of Economics*, 45(1):131-149.

McMillen, D. P. (2001). "Nonparametric employment subcenter identification." *Journal of Urban economics*, 50(3): 448-473.

Romein, A., Verkoren, O., & Fernandez Maldonado, A. M. (2009). "Polycentric metropolitan form: Application of a northern concept in Latin America." *Footprint: Delft School of Design Journal*, 2009(5): 127-145.

Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1307.

Siebert, H. (1969). *Regional Economic Growth: Theory and Policy. Scranton, Penn.*

USA: International Textbook Company.

Simmons, J. W., & Bourne, L. S. (1989). *Urban growth trends in Canada, 1981-1986: A new geography of change*. Centre for Urban and Community Studies, University of Toronto.

Simon, C. J. (1988). "Frictional Unemployment and the Role of Industrial Diversity." *Quarterly Journal of Economics*, 103(4): 715-728.

Simon, C. J., & Nardinelli, C. (1992). "Does industrial diversity always reduce unemployment? Evidence from the great depression and after." *Economic Inquiry*, 30(2): 384-397.

Solow, R. M.(1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.

Van den Berg, L. (1987). *Urban Systems in a Dynamic Society*. Aldershot: Avebury.

Zukin, R. S., & Bennett, M. V. (1995). "Alternatively spliced isoforms of the NMDARI receptor subunit." *Trends in neurosciences*, 18(7): 306-313.

김민곤(金民坤): 중앙대학교 일반대학원 행정학과에서 행정학 박사학위를 취득하고, 현재 인천대학교 도시과학대학 도시행정학과에서 강사로 재직 중이다. 주요 관심분야는 도시 및 지역에 대한 정책효과 분석이다. 최근 주요논문으로는 민주화 이후 내생적 성장요인이 경제성장에 미치는 영향: 독립국가연합(CIS) 회원국을 중심으로(2019), 공공기관 지방 이전이 지역경제성장에 미치는 영향에 대한 연구: 행정중심복합도시 및 혁신도시를 중심으로(2017)가 있다(noblenight@naver.com).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *125-150*

지역환경이 주관적 건강에 미치는 영향: 신체활동의 매개효과를 중심으로

김소영·남궁미

본 연구는 지역환경과 신체활동이 주관적 건강에 미치는 영향을 분석하고, 그중에서도 지역환경과 주관적 건강 간 관계에서 신체활동의 매개효과 검증에 중점을 두고 연구를 진행하고자 한다. 본 연구는 '2017년 지역사회건강조사' 자료를 이용하여 경로분석을 실시하였다. 지역사회건강조사는 인식된 환경과 주관적 건강을 포함하고 있으며, 본 연구에서는 물리적 환경도 함께 고려하였다. 분석 결과 인식된 지역 환경뿐만 아니라 물리적 환경은 신체활동과 주관적 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 신체활동은 주관적 건강에 영향을 미치며, 주관적 건강 간 관계에서 매개효과를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구는 건강도시를 만들기 위한 정책적 방안들을 제안하였다.

[주제어: 주관적 건강, 지역환경, 신체활동]

Ⅰ. 서론

우리나라는 생활수준의 향상과 의학의 발달로 기대수명의 증가와 함께 건강한 삶에 대한 관심이 확산되고 있으며(손현정·이규은, 2019), 건강은 삶의 질을 결정하는 요소로서 최근 그 중요성이 더 부각되고 있다(김태환·김은정, 2014). 또한 질병이나 장애는 행동에 제약을 가져와 개인의 자유와 삶의 방식에 영향을 미치므로 좋은 건강 상태는 주관적 삶의 만족도를 높이며, 다양한 삶의 영역에서 활발한 활동을 할 수 있게 한다(통계청 통계개발원, 2017). 이러한 건강은 물리적·사회적 생활환경과 같은 도시환경에 의하여 영향을 받으며(정유진·이세규, 2015) 최근 건강도시 만들기 등 도시계획 및 정책 분야에서 건강은 중요한 요소로 대두되고 있다. 즉,

본 연구는 2017년도 정부(과학기술정보통신부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(No. NRF-2017R1C1B5014864).
논문접수일: 2019.08.26, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.29, 게재확정일: 2019.09.29

건강은 개인의 유전이나 생활양식뿐 아니라 환경적 요인에 의하여 영향을 받는다(김태환·김은정, 2014). 주된 삶의 영역인 거주지와 같은 생활환경은 건강에 영향을 미치는 신체활동을 증진시키고 이를 통하여 개인의 건강수준을 향상시키기도 하지만(김욱진·김태연, 2013), 스트레스 유발 요인으로 작용하기도 한다(김욱진·김태연, 2013). 이와 같이 거주 지역의 효과는 개인의 건강에 영향을 주는 특성으로 인정되어(김윤희·조영태, 2008) 개인의 삶의 질과 건강수준을 높이기 위한 물리적 환경 개선을 위한 관심이 증대되고 있다(정유진·이세규, 2015). 건강은 위생문제를 넘어 신체적, 정신적, 사회적 건강을 포함하면서 많은 연구들이 물리적 환경 변화가 비만, 우울증, 심장질환과 같은 만성질환에 영향을 준다고 주장한다(김은정·강민규, 2011). 또한 객관적 물리적 환경이 거주자가 인식하는 주관적 환경과 다를 수 있으므로 명확히 구분해야 하며(김욱진·김태연, 2013), 지역 환경은 물리적 특성에 대하여 주관적 판단에 따른 질적인 차원의 공간으로 이해해야 한다(문하늬 외, 2018). 이에 본 연구에서는 지역환경을 하나의 범주로 간주하지 않고 인식된 환경과 물리적 환경을 모두 고려하여 건강에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

우리나라는 2008년부터 2018년까지 지난 11년간 만성질환 치료 및 손상 예방 안전생활과 관련한 지표는 대체로 높은 수준에서 지속적으로 개선되고 있는 반면에 주관적 건강 수준 인지율은 전반적으로 감소하는 추세이다(질병관리본부, 2019). 일반적으로 건강상태는 기대수명이나 유병률과 같은 객관적 지표로 측정되어 왔으나 최근에는 의학적 진단 여부와 관계없이 개인이 느끼는 신체적, 정신적 상태가 개인의 건강 수준을 보여주는 중요한 기준으로 제시되고 있다(통계청, 2017). 세계보건기구(World Health Organization, WHO)에서 정의한 건강이란 허약하지 않거나 질병 없는 것만 말하는 것이 아니라 신체적, 정신적, 사회적으로 안녕한 상태로 정의한다. 2017년을 기준으로 우리나라의 기대수명은 OECD 평균보다 높지만 주관적 건강 수준은 29.5%로 다른 나라와 비교하여 볼 때 현저히 낮은 수치이다(OECD, 2019). 주관적 건강 수준은 객관적 건강 상태와 의료환경 이외에 개인이 느끼는 자신의 건강에 대한 주관적 판단으로 개인의 건강수준을 보여준다는 점에서 개인의 삶의 질과 밀접한 관계가 있기 때문에(통계청, 2017), 주관적 건강을 중심으로 건강에 영향을 미치는 요인을 파악할 필요가 있다. 이와 더불어 신체활동은 주관적 건강에 영향을 미치는 중요한 요인으로 고려된다(박세윤, 2018; 권현진 외, 2012). 실제 신체활동에 참여한 집단이 신체활동에 참여하지 않은 집단보다 주관적 건강수준 평균이 높게 나타나며(김준홍, 2010), 신체활동 참여는 노인들의 건강 상태 및 신체, 인지적 기능을 높은 수준으로 유지하고 주관적 건강수준을 긍정

적으로 인식하게 만들어 성공적 노화에 주요한 역할을 한다(홍순범, 2018).

건강에 대한 관심이 점차 증가하면서 학술적으로 지속적인 연구가 이루어지고 있다. 특히 환경과 건강에 관한 기존 연구들은 환경이 건강에 영향을 미친다는 (이경환·안건혁, 2008; 정유진·이세규, 2015; 김욱진·김태연, 2013; Doyle et al., 2006; Judy Y. Ou et al., 2018; Jing Liu et al., 2018) 연구들이 대부분 이루어져 왔다. 그러나 개인의 신체활동이 건강에 중요한 요인임에도 불구하고(권현진 외, 2012; 박세윤, 2018) 단순히 환경적 요인만을 고려한 연구들이 대다수 이루어져왔기 때문에, 개인의 신체활동을 고려하여 건강에 영향을 미치는 요인을 고려한 연구는 부족한 실정이다. 권현진 외(2012)과 박세윤(2018)은 주관적 건강이 신체활동에 영향을 받는다고 강조하는데, 이는 주관적 건강이 신체활동을 매개로 하여 환경과 높은 관련성이 있음을 의미한다. 즉, 공원 접근성, 교통 접근성 등의 물리적 환경이 신체활동에 영향을 미치게 되고 이는 다시 주관적 건강에 영향을 미치게 된다. 이는 곧 동일한 환경에 거주하더라도 개인의 신체활동에 따라 주관적 건강 역시 차이를 보일 수 있음을 시사한다. 이상의 논의를 토대로 본 연구에서는 주관적 건강에 대한 물리적 환경의 영향 파악 시 신체활동의 차이도 동시에 고려하고자 한다.

이를 위하여 설정된 연구의 질문은 다음과 같다. 지역환경과 신체활동, 그리고 주관적 건강은 어떠한 관계를 맺고 있는가? 본 연구를 위하여 “2017년 지역사회건강조사”와 “2017 국토모니터링 보고서”자료를 바탕으로, ‘지역환경’과 ‘신체활동’ 그리고 ‘주관적 건강’ 간 관계를 통합적으로 검증하기 위해 경로분석을 실시하였다.

본 연구는 지역환경이 건강에 미치는 영향력에 있어 신체활동의 매개효과를 확인하고 인식된 환경과 물리적 환경을 함께 고려함으로써, 지역주민의 건강을 향상시키기 위해 고려될 수 있는 요인들을 검토하는데 목적이 있다. 이를 통해 분석된 연구 내용은 건강도시를 만들기 위한 정책 수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 예상된다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구검토

1. 지역환경과 건강

지역환경은 지역에 살아가는 공간을 구성하게 되며, 물리적·사회적 환경으로 구분할 수 있다(최승영·천종호, 2006). 물리적·사회적 환경이란 한 개인이 특정한 지

역에 정주해 살아가는 가운데 의도하지 않아도 상시적으로 접촉하게 되는 다양한 자연적, 사회적, 인공적 조건들의 총체를 가리킨다(김욱진·김태연, 2013). 물리적 환경의 객관적 지표는 건물·도로 수준, 도시화·산업화 수준, 소음, 환경오염 정도 등 다양한 물리적 조건을 비롯하여 커뮤니티, 범죄 발생 등 사회적 조건이 포함된다(문하늬 외, 2018). 사회적 환경요인은 사회적 연결망, 문화 등을 지칭하는 것으로 가족 또는 친구의 지지, 사회적 규범, 지역사회의 경제수준 등이 해당한다(강수진·김영호, 2011). 미국 질병예방통제센터(Centers for Disease Control and Prevention, CDC)는 건강한 지역의 요소에 공원 및 녹지, 교통, 안전, 접근성, 토지이용 등과 같이 다양한 측면의 사회적·물리적 환경요소를 포함하였다(김태환·김은정, 2014). 또한 물리적 환경은 사회적 환경과 유전, 웰빙, 번영, 개인 행태 등 다양한 요인들과 더불어 건강에 영향을 미치는 직·간접적인 요인으로 고려된다(정유진·이세규, 2015). 그러나 행정구역에서 도출할 수 있는 객관적 지표만으로 지역환경의 영향력을 한정 짓는 것은 불충분하므로 지역의 물리적 환경의 객관적인 지표에 대한 거주민의 주관적 인식과 만족도를 살펴보고 건강에 미치는 영향을 파악할 필요가 있다(문하늬 외, 2018).

앞서 언급하였듯이 세계보건기구(World Health Organization, WHO)에서는 건강을 질병이 없거나 허약하지 않은 것뿐 아니라 신체적, 정신적, 사회적으로 안녕한 상태로 정의한다. 건강평가(self-assessment of health)는 응답자가 자신의 연령 수준을 감안하여 주관적으로 판단한 건강 상태를 말하며, 주관적 건강상태 평가는 단순히 신체적으로 이상이 없는 상태를 의미하는 것이 아닌 정신적 및 사회적으로 안녕한 상태를 의미하는 지표이다(미래와 경영연구소, 2006). 즉, 주관적 건강은 개인이 스스로 평가하는 자신의 건강 수준을 말하며 생물학적, 정신적, 사회적, 기능적 건강수준을 포괄하는 전반적 건강과 평가 이후의 사망률과 관련이 있는 타당한 척도로 받아들여지고 있다(김준홍, 2010). 일반 대중의 건강 상태를 조사하기 위하여 자주 이용되는 주관적 건강은 “자신의 건강은 어떠한가?”라는 단일 문항에 “매우 좋다, 좋다, 보통이다, 나쁘다, 매우 나쁘다”로 응답하도록 하고 있다(구교만·김춘종,2016).

건강은 개인적인 요인과 더불어 도시환경에 의해 영향을 받는 것으로 인식되면서 도시계획 및 정책 분야에서도 개인의 건강 및 삶의 질 향상의 중요성은 더욱 강조되었고, 이와 함께 건강도시의 개념이 나타났다(이창관, 2016). 세계보건기구(WHO)는 건강도시를 “도시의 물리적·사회적 환경을 지속적으로 개선하고, 시민이 삶의 모든 기능을 수행하고 최대한의 잠재력을 개발하는데 있어 서로 협력할 수 있

도록 지역사회자원을 확장해 나가는 도시"로 정의하고 있다(길혜민·박혁서, 2018). 즉, 건강을 도시의 주요 문제로 자각하고 건강을 향상하기 위한 노력의 일환으로 지속적인 도시환경개선이 요구되고 있다.

이와 관련하여 주관적 건강이 지역환경과 상호 관련성이 있다는 선행연구들이 다수 존재한다. 이경환·안건혁(2008)은 2005년 국민건강영양조사 자료를 바탕으로 개인의 주관적인 건강상태를 나타내는 EQ-5D 지표를 이용하여 지역 특성 변수가 개인의 건강에 미치는 영향을 분석하였으며, 공원의 접근성이 건강에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통하여 공원 인근 지역에 거주할수록 건강 수준이 높다는 것을 증명하였다. 정유진·이세규(2015)는 65세 이상 노인을 대상으로 도시의 물리적 환경 만족도와 노인의 주관적 건강 상태에 대한 인과성을 분석하였으며, 그 결과 자연환경, 생활환경, 안전수준, 의료 서비스, 대중교통 등과 같은 물리적 환경 만족도가 높을수록 주관적 건강에 직·간접적으로 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 김욱진·김태연(2013)은 2011년도 서울서베이 자료, 재해연보, 범죄분석리포트, 도로교통계획 기초자료 등을 병합한 자료를 바탕으로 물리적·사회적으로 열악한 지역에 거주할수록 주변의 환경을 부정적으로 인식함으로써 불량한 주관적 건강 상태를 나타내는 것을 확인하였다. 국외 연구로 Doyle et al.(2006)은 50만 이상의 인구가 살고 있는 지역들을 대상으로 연구를 진행한 결과, 보행 친화적이며 범죄율이 낮고 안전한 지역에 거주하는 주민의 주관적 건강 수준이 높은 것으로 나타났다. Ou et al.(2018)은 미국 매사추세츠 주 첼시 거주자 354명과의 면담을 통하여 분석한 결과, 대상자들이 평가한 대기 질, 악취 및 소음, 안전, 이웃 범죄와 같은 사회·환경적 위험이 주관적 건강과 관련이 있음을 확인하였다. 또한, Liu et al.(2018)은 2010년 동아시아 사회조사를 바탕으로 한국, 중국, 일본의 건축, 자연 및 사회와 같은 주요 주변 환경 요인이 주관적 건강과 밀접한 관련이 있음을 증명하였다. 이러한 국내외 선행연구를 검토한 결과를 바탕으로 지역환경이 주관적 건강에 영향을 미치는 요인으로 설정하였다.

2. 지역환경과 신체활동

신체활동은 골격근의 에너지 소모를 통한 모든 움직임을 말하며(조화연, 2017), 계획적이고 반복적인 운동을 포함하는 개념이다(정현·전희정, 2019). 또한 건강수명과 독립성을 확보할 수 있는 유용한 건강증진전략이며 체력 및 기능 저하의 예방과 질병 유병률의 감소를 가능하게 하는 유용한 방법이다(지영주·김보라, 2016). 규칙적인 신

체활동은 육체적, 정신적, 사회적 건강에 긍정적인 역할을 한다(추상희 외, 2018; 조화연, 2017; 조상열 외, 2013). 이러한 신체활동은 인식과 개인 및 가구의 사회경제적 속성, 시설물과의 접근, 그리고 인식과 태도에 의하여 조절된다(성현곤 외, 2014). 신체활동량은 객관적 측정과 주관적 측정의 두 가지 방법으로 평가할 수 있으며, 많은 선행연구에서는 주로 주관적인 자가보고형 측정법인 국제신체활동설문지(International Physical Activity Questionnaire, IPAQ)를 활용하여 신체활동을 측정하였다(박지연 외, 2015). 이는 최근 7일간의 격렬한(고강도) 신체활동, 중등도(중강도) 신체활동, 걷기를 시행한 평균적인 시간을 측정한 후 MET-min/week(Metabolic Equivalent of Task)[1]로 환산하여 연속형 점수 또는 범주형 점수로 신체활동량을 도출할 수 있다(김헌태 외, 2017). 객관적 측정은 신체의 움직임을 에너지 소비량으로 전환할 수 있는 가속도계를 사용하며, 가속도계를 통해 나타난 액티그래프는 활동강도와 빈도 및 활동시간 등이 기록되므로 기존 장비들보다 매우 정확하게 측정할 수 있다(박지연 외, 2015).

앞서 언급된 지역환경은 신체활동에 영향을 미치고 있다는 선행연구들이 존재한다. 문혜식·김수봉(2009)은 대구시 성인을 대상으로 공원에 대한 접근성이 좋을수록 신체활동을 많이 한다는 것을 확인하였으며, 이슬기 외(2013)는 창원시를 대상으로 공원 이용에 공원의 수 및 접근성과 같은 물리적 환경과 신체활동의 상관관계를 입증하였다(이창관·이수기, 2016). 김원기(2012)는 대학생을 대상으로 신체활동이 가능한 시설의 중요성을 강조하면서, 체육시설의 분포와 입지가 신체활동 참여에 영향을 주고 있음을 증명하였다. 현혜순 외(2018)는 성인을 대상으로 신체활동을 위한 지역사회 내의 운동시설과 같은 시설 구비 혹은 시설과의 접근성, 공원 등의 인프라 구축 등과 같은 물리적 환경 요소와 범죄로부터의 안전과 같은 사회적 환경 요소가 신체활동에 영향을 주고 있음을 증명하였다. 또한 강수진·김영호(2011) 연구에서는 서울시 노인을 대상으로 운동시설 또는 장소의 양적 적절성, 운동시설의 접근 용이성과 같은 물리적 환경이 노인들의 신체활동을 설명하는데 유의함을 나타냈다. 사경은·이수기(2018)는 대기 환경 만족도와 같은 인식된 환경과 토지이용혼합도와 같은 물리적 환경이 운동 활동에 영향을 미치는 것으로 밝혀냈다. 국외 연구에서는 Mcginn(2005)는 미국 노스캐롤라이나주의 포사이스 카운티와

1) MET-min/week은 주당 'MET 점수 × 시간(분)'으로 산출되었다. 각 신체활동의 MET 점수는 한국어판 신체활동 목록(Park et al., 2004)와 Ainsworth et al.(2000) 연구의 신체활동 목록을 참조하였다(김헌태 외, 2017).: 걷기=3.3 METs, 중강도 신체활동=4.0 METs, 고강도 신체활동=8.0 METs.

미시시피주의 주도인 잭슨의 성인을 대상으로 인지된 환경과 물리적 환경의 차이를 밝혀냈으며, 인지된 환경 중에서도 범죄로부터의 안전과 걸을 수 있는 장소에 대한 개인의 인식이 신체활동과 관련이 있음을 밝혀냈다. Brownson et al.(2001)은 미국 성인을 대상으로 산책로, 수영장, 체육관과 같은 시설에 대한 접근성과 주변 환경에 대한 안전 인식이 신체활동에 영향을 주는 것을 증명하였다.

이와 더불어 신체활동 중 보행은 물리적 환경에 의해 영향을 받는다는 다수의 선행연구들이 존재한다. 조혜민·이수기(2017)는 서울시에 거주하는 성인을 대상으로 버스정류장과 지하철역과의 접근성이 보행활동에 영향을 미치는 것을 확인하였으며, 김희철 외(2014) 연구에서는 서울시를 대상으로 토지용도혼합, 하천 접근성, 버스정류장 밀도 등 환경요인이 보행확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사경은·이수기(2018)는 서울시민을 대상으로 동네 청소관리 만족도와 같은 인식된 환경과 대중교통 정류장 밀도와 같은 물리적 환경이 일상 보행활동과 상관관계를 갖는 것으로 증명하였다. 이러한 선행연구를 검토를 통하여 본 연구는 물리적 환경뿐만 아니라 인식된 환경이 보행을 비롯한 신체활동에 영향을 미치는 요인으로 판단하였다.

3. 신체활동과 건강

앞서 언급된 신체활동은 개인적 측면에서 긍정적인 효과가 있으며(정현·전희정, 2019), 만성질환을 예방함으로써 건강증진에 영향을 미치는 중요한 요소이다(김헌태 외, 2017). 규칙적인 신체활동은 건강과 밀접한 관계가 있는 과체중과 비만을 예방하고(이혜순, 2019), 궁극적으로는 이를 통하여 만성퇴행성 질환과 정신질환 발생 위험도와 질환에 의한 조기 사망률을 낮출 수 있다(추상희 외, 2008; 정복자 외, 2005). 세계보건기구는 만성질병을 예방하기 위하여 성인의 경우 1주일에 150분 이상 중강도 신체활동이나 1주일에 75분 이상 고강도 신체활동을 하도록 권고하고 있다(현혜순 외, 2018). 그러나 건강에 대한 개인 및 국가의 관심과는 반대로 현대인의 건강 상태는 점차적으로 악화되고 있으며 전문가들은 당뇨, 비만, 심근경색 등 현대에 나타나는 질병의 대부분이 감소된 신체활동량과 관련이 있음을 말한다(박경훈 외, 2010).

이와 관련하여 선행연구들은 신체활동과 건강의 상관관계를 실증적으로 증명하고 있다. 권현진 외(2012)의 연구에서는 2009년 청소년 건강행태 자료를 통해 규칙적인 신체활동에 참여하는 경우 주관적 건강 인지가 높은 것으로 나타났으며, 박세

윤(2018)의 연구에서는 국민건강영양조사 자료를 바탕으로 주관적 건강인지에 신체활동이 영향을 미치는 것으로 나타냈다. 김정현·정인경(2018)은 2016년 청소년 건강행태 온라인 조사를 활용하여 과체중 및 비만 남자 청소년들을 대상으로 학교 체육수업 참여 횟수와 건강 인지 정도를 비교한 결과, 학교 체육수업에 참여하는 횟수가 많을수록 자신이 건강하다고 생각할 확률이 높다는 것을 증명하였다. 국외 연구로 Silva et al.(2019)은 무작위 표본 추출로 선정된 621명의 청소년을 대상으로 한 건강 조사를 바탕으로 낮은 신체활동 수준과 부정적인 건강 인식과 관련이 있음을 확인하였다. Beyer et al.(2015)은 만성질환이 있는 65-85세의 309명의 독일 공동체 거주 노인을 대상으로 높은 수준의 신체활동이 시간이 지남에 따라 주관적 건강 향상에 영향을 미침을 증명하였다. Romero and Urbina(2013)는 2005년 콜롬비아의 영양 상황에 대한 국가 조사에서 얻은 데이터를 바탕으로 여가 시간의 활발한 신체활동이 주관적 건강과의 밀접한 관련이 있음을 발견하였다. 이와 같이 다수의 선행연구 검토를 바탕으로 신체활동이 주관적 건강에 영향을 미치는 요인임을 판단하였다.

4. 선행연구 검토 및 차별성

앞서 언급하였듯이 다수의 연구들이 지역환경과 건강과의 관계(이경환·안건혁, 2008; 정유진·이세규, 2015; 김욱진·김태연, 2013; Doyle et al., 2006; Judy Y. Ou et al., 2018; Jing Liu et al., 2018), 지역환경과 신체활동의 관계(문혜식·김수봉, 2009; 김원기, 2012; 현혜순 외, 2018; 강수진·김영호, 2011; 사경은·이수기, 2018), 신체활동과 건강의 관계(김정현·정인경, 2018; 권현진 외, 2012; 박세윤, 2018)에 대하여 분석하고 입증하였다. 일부 연구에서는 신체활동이 주관적 건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 이는 신체활동을 증진시킬 수 있는 환경에서 촉진된 신체활동을 통하여 주관적 건강 인식이 높아질 수 있음을 의미한다. 그러나 기존의 연구들은 환경이 신체활동을 통해 실제 주관적 건강에 영향을 미치는지에 대한 실증적인 분석이 미흡하다. 또한 신체활동이 주관적 건강에 미치는 영향이 직접 및 간접적으로 유의미한지에 대한 분석도 부족한 것으로 판단된다. 즉, 대부분의 선행연구는 지역의 물리적 환경과 개인의 신체활동이 건강에 어떠한 영향을 미쳤는지 실증적인 분석 결과를 제시하고 있지 못하고 있는 실정이다.

따라서 본 연구는 지역환경이 신체활동에 영향을 주며, 결과적으로 건강에 영향을 미친다는 이론을 바탕으로 지역환경과 건강, 지역환경과 신체활동, 신체활동과

건강의 관계를 다룬 기존 연구들과 달리 지역환경, 신체활동, 건강의 관계를 이론적 인과관계 모형에 기반을 두어 분석하고자 한다. 즉, 기존의 지역환경, 신체활동, 건강에 관련된 이론을 통합하여 각 요소들 간의 인과관계를 과학적으로 검토한다는 점과 특히 신체활동의 매개역할을 실증적으로 분석한다는 점에서 선행연구들의 한계점을 보완한다고 할 수 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구자료 및 변수 선정

본 연구는 지역의 인식된 환경과 신체활동, 주관적 건강 변수 사용을 위하여 질병관리본부에서 실시한 '2017 지역사회건강조사'를 활용하였다. '지역사회건강조사'는 「지역보건법」제4조 및 동법 시행령 제2조에 따라 지역보건의료계획을 수립 및 평가하기 위해 2008년부터 매년 보건소에서 실시하고 있다(질병관리본부, 2018). '2017 지역사회건강조사'는 가장 최신으로 구축된 자료로서, 전국 시·군·구에 있는 254개 보건소에서 208,977명을 표본의 대상으로 설문한 데이터를 가지고 있다. 평택시는 송탄보건소와 평택보건소에서, 구미시는 구미보건소와 선산보건소, 이 외 서귀포시와 제주시는 각각 세 곳의 보건소에서 설문을 실시한 결과 실제 전국 시·군·구의 개수와 보건소의 개수의 차이가 나고 있음을 알 수 있다. 하지만 동일한 지역 내 모든 보건소는 똑같은 지역 코드번호를 가지고 있어 실제 전국 시·군·구의 개수와 동일하여 본 연구에 적합한 자료라고 판단하였다.

또한, 지역의 물리적 환경 변수 사용을 위하여 '2017 국토모니터링 보고서'를 활용하였다. 국토교통부는 매년 초 180개 국토지표에 대해 통계 형태의 '국토조사연감'을 발간해왔으나 2018년부터 '국토모니터링 보고서'로 변경하여 공표하였다. 해당 자료는「국토기본법」제25조 및 동법 시행령 제10조, 제19조, 국토조사에 관한 규정 제12조에 다라 국토의 변화를 주기적으로 관찰·분석하여 국토의 상태를 진단 및 전망하기 위해 행정구역과 격자 단위의 통계지도로 제작되었다(국토교통부, 2018). '2017 국토모니터링 보고서'는 가장 최신의 자료로서, 전 국토를 대상으로 시·군·구별 공원시설, 체육시설, 문화시설, 의료시설 등 국토의 생활 여건 변화를 측정한 데이터를 가지고 있다. 특히 '2017 국토모니터링 보고서'에서 활용한 공원시설[2]과 체육시설[3]의 접근성 지표는 500m 크기의 각 격자 중심점으로부터 가장

가까운 도로 이동거리의 평균을 나타낸 자료이다.

본 연구는 〈표 1〉과 같이 독립변수는 자연, 생활, 안전, 의료, 교통, 공원시설 접근성, 체육시설 접근성으로 구성하였다. 인식된 환경은 자연, 생활, 안전, 의료, 교통으로 설정하였다. 이는 지역환경에 대한 만족을 나타내며, '예', '아니오'의 2점 척도로 구성되어 있다. 물리적 환경은 공원시설 접근성, 체육시설 접근성으로 설정하였다. 본 연구에서는 공원시설에 관한 법률[4], 체육시설에 관한 법률[5]과 '모니터링 보고서'에서 1km를 이동거리권으로 설정한 것을 고려하여 접근용이의 기준을 1km로 설정하였으며, lkm 내 접근 가능 여부에 따라 '예', '아니오'의 2점 척도로 구성하였다. 매개변수인 신체활동은 걷기와 중정도 및 격렬한 신체활동의 각 MET(min/week)로 환산하여 범주형 점수[6]를 도출하였다. 종속변수인 주관적 건강은 양호한 주관적 건강수준 인지율을 나타내며, 리커트 5점 척도로 구성되어 있다.

또한 연구를 진행하는데 있어서 독립변수, 매개변수, 종속변수의 관계를 명확하기 위하여 응답자의 인구학적 특성 중 성별, 연령, 거주기간, 직업[7]을 통제변수로 설정하였다.

---

2) 공원시설은 도시공원시설로서 「도시공원 및 녹지 등에 관한 법률」 제15조에서 세분화된 생활권공원(소공원, 어린이공원, 근린공원)과 주제공원(역사공원, 문화공원, 수변공원, 체육공원, 도시농업공원, 그밖에 조례에 의한 공원)을 포함한다.

3) 체육시설은 공공체육시설로서 「체육시설의 설치·이용에 관한 법률」제5조(전문체육시설), 제6조(생활체육시설), 제7조(직장체육시설)에 따라 설치된 체육시설을 포함한다.

4) 공원시설의 경우 「도시공원 및 녹지 등에 관한 법률 시행규칙」제6조와 관련한 별표3에서 도보권 근린공원의 유치 거리를 1km 이하로 지정하였다.

5) 체육시설의 경우 「도시·군계획시설의 결정·구조 및 설치기준에 관한 규칙」제100조에서 주민이 거주지와 가까운 곳에서 쉽게 이용할 수 있으며, 이용자의 접근과 분산이 쉬운 곳으로 지정하였다.

6) 범주형 점수를 산출하는 방법은 다음과 같다(박지연 외, 2015).
- 비활동(category 0): 신체활동의 가장 낮은 단계로 범주형 2와 3에 포함되지 않는 경우.
- 최소한 활동(category 1): 주 3일 이상 하루 20분 이상 격렬한 신체활동을 하거나, 주 5일 이상 하루 30분 이상 중정도 신체활동을 하거나, 주 5일 이상 600 MET에 해당되는 걷기, 중정도 활동 혹은 격렬한 신체활동을 조합한 경우.
- 건강증진 신체활동(category 2): 주 3일 이상 1500 MET에 해당되는 격렬한 신체활동을 하거나, 주 7일 이상 3000MET에 해당되는 걷기, 중등도 활동 혹은 격렬한 신체활동을 조합한 경우.

7) 직업의 경우 노동직 종사자 직군(농·림·어업종사자, 기능원 및 관련기능종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 단순노무종사자)이 타 직군에 비하여 신체활동이 많을 수 있음(정현·전희정, 2019)을 고려하였다.

〈표 1〉 변수 선정

구분		변수 (관측지=207,347)	변수설명	출처
독립변수	인식된 환경	자연	자연환경(공기질, 수질 등)에 대한 만족	질병관리본부 (2017)
		생활	생활환경(전기, 상하수도, 쓰레기 수거 등)에 대한 만족	
		안전	안전수준(자연재해, 교통사고, 범죄 등)에 대한 만족	
		의료	의료 서비스 여건(보건소, 병의원, 약국 등)에 대한 만족	
		교통	대중교통 여건(버스, 택시, 지하철, 기차 등)에 대한 만족	
	물리적 환경	공원시설 접근성	시·군·구별 이동거리권(1km)내 공원시설 여부	국토지리정보원 (2017)
		체육시설 접근성	시·군·구별 이동거리권(1km)내 체육시설 여부	
매개변수		신체활동[8]	걷기 실천 일수 및 시간(분)	질병관리본부 (2017)
			중등도 신체활동 일수 및 시간(분)	
			격렬한 신체활동 일수 및 시간(분)	
종속변수		주관적 건강수준	매우 나쁨=1 ~ 매우 좋음=5	
통제변수		성별	남성/여성	
		연령	연령(만)	
		시·군·구 거주기간	5년 미만=1 ~ 20년 이상=5	
		직업	노동직 종사자 직군	

2. 연구 가설 및 모형

본 연구는 지역환경, 신체활동, 주관적 건강의 실증적인 관계와 더불어 지역환경과 주관적 건강의 관계에 있어 신체활동이 매개역할을 하는지를 증명하고자 한다. 선행연구의 검토를 통하여 본 연구는 〈표 2〉과 같은 연구 가설을 설정하였으며, 〈그림 1〉과 같은 구체적인 연구 모형을 제시하였다.

경로분석은 연구모형을 바탕으로 그 경로들이 나타내는 연구 가설들을 검증하는 방법이며, 회귀분석을 반복적으로 적용하여 다수의 외생변수와 내생변수 사이에서

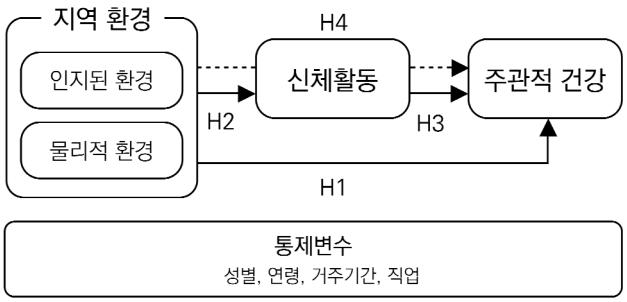
8) 신체활동 설문 및 해당 변수의 설명은 다음과 같다(지역사회건강조사, 2018).
- 걷기: 출퇴근 또는 등하교, 이동 및 운동을 위해 걷는 것을 모두 포함한다.
- 중등도 신체활동: 천천히 하는 수영, 복식테니스, 배구, 배드민턴, 탁구, 가벼운 물건 나르기 등의 직업활동 및 체육활동
- 격렬한 신체활동: 달리기(조깅), 등산, 빠른 속도로 자전거 타기, 빠른 수영, 축구, 농구, 줄넘기, 스쿼시, 단식테니스, 무거운 물건 나르기 등의 직업 활동 및 체육활동

인과관계를 가지는 변수의 총효과, 직접효과, 간접효과를 확인할 때 사용한다. 따라서 본 연구에서 설정한 가설을 검증하고, 신체활동의 매개역할을 확인하기 위하여 경로분석을 실시하였다. 본 연구에서는 확인적 요인분석과 구조방정식 모형의 연구방법론을 활용하고 SPSS 18과 AMOS 25버전으로 분석하였다.

〈표 2〉 연구 가설

가설	내용
H1	지역환경은 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다.
H2	지역환경은 신체활동에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다.
H3	신체활동은 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다.
H4	지역환경은 신체활동을 매개로 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다.

〈그림 1〉 연구 모형



3. 기술통계

경로분석 모형에 포함된 관측 변수들의 기술통계를 실시한 결과는 〈표 3〉과 같다. 본 연구는 '2017 지역사회건강조사'의 228,167개 표본에서 '응답거부', '모름' 등의 답변을 제외한 207,347개 표본을 분석에 사용하였다. 기술통계 결과, 독립변수인 지역환경에 대해 응답자의 70% 이상이 만족하고, 1km 이내에 접근할 수 있는 공원시설과 체육시설은 20% 미만인 것을 알 수 있다. 매개변수인 신체활동은 응답자가 대체로 활동적이며, 종속변수인 주관적 건강은 대부분 본인의 건강수준이 보통으로 생각하는 것을 알 수 있다. 인구학적 특성인 성별은 여성이 조금 더 많고, 연령은 평균 약 53세이다. 응답자가 현재 평균적으로 15-20년 동안 거주하고 있으며, 직업은 노동직 종사자가 약 30%로 차지하고 있다.

〈표 3〉 기술통계 결과

변수		관측 수	평균	표준편차	최소값	최대값
독립변수	자연 (예)	207,347	.80	.398	0	1
	생활 (예)	207,347	.83	.378	0	1
	안전 (예)	207,347	.82	.386	0	1
	의료 (예)	207,347	.72	.447	0	1
	교통 (예)	207,347	.72	.45	0	1
	공원시설 접근성	207,347	.19	.392	0	1
	체육시설 접근성	207,347	.09	.280	0	1
매개변수	신체활동(범주형 점수)	207,347	.76	.773	0	2
종속변수	주관적 건강	207,347	3.19	.919	1	5
통제변수	성별 (남자)	207,347	.46	.498	0	1
	연령	207,347	53.01	17.173	19	105
	거주기간	207,347	3.94	1.516	1	5
	직업 (노동직)	207,347	.30	.460	0	1

Ⅳ. 연구결과

1. 확인적 요인분석

본 연구는 선행연구 검토를 통하여 지역환경, 신체활동, 주관적 건강을 변수로 설정하였다. 지역환경의 경우 자연, 생활, 안전, 의료, 교통, 공원시설 접근성, 체육시설 접근성과 같은 잠재변수로 측정되므로 정확한 결과를 측정하기 위하여 타당성 검증을 실시하였다. 검증하기에 앞서 먼저 비표준화 계수의 C.R.(critical ratio) 값(C.R.=비표준화 계수/S.E.(standara error))이 $p<0.05$ 기준에서 1.96 이상인 것을 통해 검증 대상이 검증에 필요한 조건을 충족하는 것을 확인할 수 있다(〈표 4〉 참조).

1) 집중타당성 검증

집중타당성 분석을 통하여 관측변수의 잠재변수에 대한 설명력을 검증하였다. 집중타당성 검증할 때는 잠재변수가 관측변수에 미치는 영향을 나타내는 표준화

계수와 평균분산추출(average variance extracted, AVE) 값이 0.5 이상, 개념 신뢰도 값이 0.7 이상이어야 한다. 집중타당성 검증 결과인 〈표 4〉에서 일상환경, 편의시설, 접근용이를 구성하는 관측변수의 표준화 계수 값이 모두 0.5 이상이므로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 평균분산추출 값이 0.5 이상으로 50% 이상의 설명력을 가지며, 개념 신뢰도 값이 0.7 이상으로 각 변수에 대하여 높은 수치로 관계가 있으므로 집중타당성이 검증되었다.

검증된 집중타당성은 다음과 같은 의미를 가진다. 첫째, 일상환경 잠재변수는 설문 응답자 동네의 자연환경, 생활환경, 안전수준에 대하여 만족함을 의미한다. 둘째, 편의시설 잠재변수는 설문 응답자 동네의 의료서비스, 대중교통 여건에 대하여 만족함을 의미한다. 셋째, 접근용이 잠재변수는 도시공원 및 공공체육 시설과의 접근성이 좋은 것을 나타낸다.

〈표 4〉 집중타당성 검증

구분	변수	비표준화 계수	S.E.	C.R.	표준화 계수	AVE	개념 신뢰도
일상환경	자연	1.028	.007	156.412***	.588	.789	.918
	생활	1.036	.007	156.976***	.624		
	안전	1.000	-	-	.589		
편의시설	의료	1.072	.009	124.539***	.749	.844	.915
	교통	1.000	-	-	.696		
접근용이	공원시설 접근성	1.740	.022	77.734***	.776	.900	.947
	체육시설 접근성	1.000	-	-	.624		

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

2) 판별타당성 검증

판별타당성 분석을 통하여 잠재변수 간에 상관관계를 파악하였다. 판별타당성 검증할 때는 평균분산추출(AVE) 값이 상관계수의 제곱보다 크고, (상관계수±2×표준오차)≠1을 만족해야 한다. 판별타당성 검증 결과인 〈표 5〉에서 평균분산추출 값이 상관계수의 제곱보다 크며, 표준오차에 2를 곱한 값을 상관계수에 더하거나 뺀 범위에 1이 포함되지 않으므로 판별타당성이 검증되었다.

〈표 5〉 판별타당성 검증

구분	상관계수(상관계수의 제곱)			AVE	개념 신뢰도
	일상환경	편의시설	접근용이		
일상환경	1			.789	.918
편의시설	.389(0.151)***	1		.844	.915
접근용이	-.174(0.030)***	.206(0.042)***	1	.900	.947

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

2. 경로분석

연구 가설을 바탕으로 지역환경이 신체활동을 매개로 하여 건강에 미치는 영향을 검증하고자 경로분석을 실시하였다. 분석하기에 앞서 경로분석 모형의 적합도를 판정하였다(〈표 6〉 참조). 절대 적합도 지수에서 CMIN 값은 데이터 크기에 따라 민감하게 반응하기에 이를 판정에 의존하지 않았으며, GFI(goodness-of-fit-index), RMR(root mean square residual), RMSEA(root mean square error of approximation)를 통하여 수집된 자료와 분석 모형이 부합하는 것을 판단하였다. 또한 증분 적합도 지수와 간명 적합도 지수가 모두 0.9 이상으로 나왔기에 분석 모형이 적합하다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 경로분석 모형의 적합도 결과

적합도 지수	절대 적합도 지수				간명 적합도 지수
	CMIN	GFI	RMR	RMSEA	AGFI
값	9461.707	.990	.005	.049	.976
기준		≥ .9	≤ .05	≤ .05	≥ .9
적합도 지수	중분 적합도 지수				
	NFI	RFI	IFI	CFI	TLI
값	.959	.923	.959	.959	.923
기준	≥ .9	≥ .9	≥ .9	≥ .9	≥ .9

지역환경, 신체활동과 주관적 건강의 관계를 분석한 결과는 〈표 7〉, 〈표 8〉, 〈그림 2〉와 같다. 먼저, 〈표 7〉에서 통제변수들의 경로계수를 보면 신체활동과 주관적 건강에서 연령, 성별, 거주기간, 직업 모두 유의한 조절변수로 나타났다. 신체활동

은 남성, 낮은 연령, 긴 거주기간, 노동직일수록 증가하며, 주관적 건강은 남성, 낮은 연령, 짧은 거주기간, 노동직일수록 증가하는 것으로 확인되었다.

〈표 8〉에서 경로분석 결과를 살펴보면, 지역환경은 신체활동과 주관적 건강 모두에게 정(+)의 영향을 주며, 신체활동은 주관적 건강에 정(+)의 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 지역환경의 관측 변수인 일상환경(.037), 편의시설(.025), 접근용이(.276)가 신체활동에 대하여 유의한 수준에서 정(+)의 영향을 미치고 있어 "지역환경은 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다." 가설1을 채택할 수 있었다. 또한 신체활동(.121)과 일상환경(.335), 편의시설(.098), 접근용이(.093)가 유의한 수준에서 주관적 건강에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 "지역환경은 신체활동에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다." 가설2와 "신체활동은 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다." 가설3을 채택할 수 있었다.

〈표 7〉 통제변수들의 경로계수

내용		Estimate	S.E.	C.R.
신체활동	성별(남자)	.146***	.003	43.412
	연령	-.004***	.000	-40.019
	거주기간	.003**	.001	2.846
	직업(노동직)	.181***	.004	49.922
주관적 건강	성별(남자)	.148***	.004	40.422
	연령	-.022***	.000	-205.062
	거주기간	-.018***	.001	-15.052
	직업(노동직)	.053***	.004	13.263

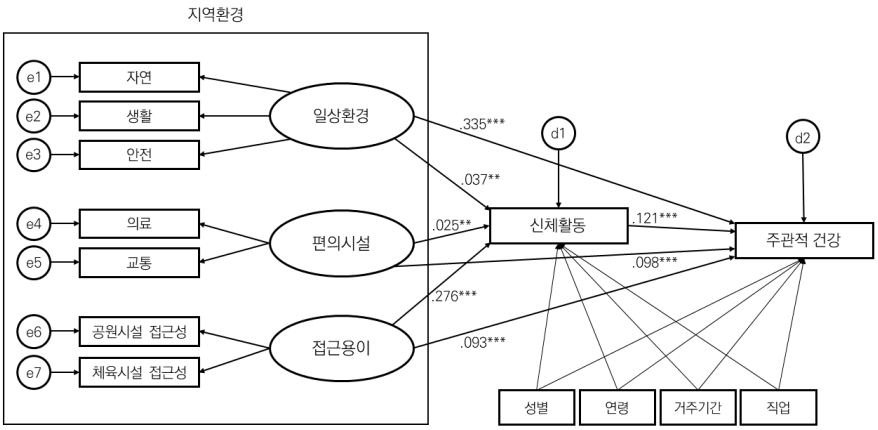
* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

〈표 8〉 경로분석 결과

가설	내용	Estimate	S.E.	C.R.	채택여부
가설1	일상환경 → 신체활동	.037**	.011	3.234	채택
	편의시설 → 신체활동	.025**	.008	3.141	채택
	접근용이 → 신체활동	.276***	.013	20.953	채택
가설2	신체활동 → 주관적 건강	.121***	.002	50.593	채택
가설3	일상환경 → 주관적 건강	.335***	.012	26.829	채택
	편의시설 → 주관적 건강	.098***	.009	11.170	채택
	접근용이 → 주관적 건강	.093***	.014	6.508	채택

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

〈그림 2〉 경로분석 결과



마지막으로 지역환경과 주관적 건강 간 관계에서 신체활동을 매개로 하여 간접적으로 효과가 나타나는지를 판단하기 위하여 부트스트래핑 결과를 통하여 간접효과의 유의성을 증명하였으며, 〈표 9〉에서 부트스트래핑 결과를 통하여 "지역환경은 신체활동을 매개로 주관적 건강에 정(+)적인 영향을 미칠 것이다." 가설4를 채택할 수 있다. 일상환경(.001), 편의시설(.001), 접근용이(.006)가 유의한 수준에서 주관적 건강에 간접효과를 주며, 일상환경과 편의시설에 비해 궁극적으로 주관적 건강을 증진시킬 수 있는 신체활동에 있어 접근용이 요인이 상대적으로 중요한 것으로 확인되었다.

〈표 9〉 부트스트레핑 결과

가설	내용	Indirect Effect Estimate	p-value (Two Tailed Significance)	채택 여부
가설4	일상환경 → 신체활동 → 주관적 건강	.001	.004	채택
	편의시설 → 신체활동 → 주관적 건강	.001	.006	채택
	접근용이 → 신체활동 → 주관적 건강	.006	.001	채택

〈표 10〉에서는 경로분석에서 변수들 간 영향을 주는 정도를 알 수 있다. 일상환경(.011), 편의시설(.010), 접근용이(.062) 모두 신체활동에 정(+)의 직접효과를 가지며, 신체활동(.101)은 주관적 건강에 정(+)의 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 지역환경이 주관적 건강에 미치는 총 영향은 직접효과와 간접효과의 합으로 산출되

었다. 먼저 일상환경은 직접효과(.083)와 간접효과(.001)를 통해 주관적 건강에 정(+)의 총효과(.084)를 가지며, 편의시설은 직접효과(.033)와 간접효과(.001)의 합인 정(+)의 총효과(.034)를 갖는 것으로 나타났다. 접근용이는 직접효과(.018)와 간접효과(.006)를 통하여 주관적 건강에 정(+)의 총효과(.024)를 갖는 것으로 나타났다.

〈표 10〉 잠재변수의 직·간접 효과

구분	총효과(직접효과, 간접효과)			
	일상환경	편의시설	접근용이	신체활동
신체활동	.011** (.011**, .000)	.010** (.010**, .000)	.062*** (.062***, .000)	
주관적 건강	.084*** (.083***, .001**)	.034*** (.033***, .001**)	.024*** (.018***, .006**)	.101*** (.101***, .000)

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

경로분석과 부트스트래핑 결과를 바탕으로 본 연구에서 설정한 가설들을 검증하고 채택하였으며, 직간접 효과를 통하여 변수들 간 영향을 주는 정도를 살펴보았다. 먼저, 지역환경이 주관적 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 다수의 선행연구(이경환·안건혁, 2008; 문하늬 외, 2018; 정유진·이세규, 2015; 김욱진·김태연, 2013)와 유사한 결과이며, 지역환경의 질과 편의시설 및 시설과의 접근성이 개선될수록 지역주민의 주관적 건강이 향상될 수 있음을 증명하였다. 특히 인지된 지역환경 중 일상환경은 다른 요인들에 비해 주관적 건강에 더 큰 직접효과를 주는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 자연환경, 생활환경, 안전수준은 사람들의 일상생활에 가장 밀착된 생활환경이기 때문에 주관적 건강에 보다 더 넓은 효과를 미치며, 그 영향이 큰 것으로 생각된다.

또한, 지역환경이 신체활동에 긍정적인 영향을 미치고 있었으며, 지역환경의 수준이 우수할수록 주민의 신체활동이 증대된다는 것을 입증하였다. 이와 같은 연구결과는 다수의 선행연구들(문혜식·김수봉, 2009; 김원기, 2012; 현혜순 외, 2018; 강수진·김영호, 2011; 사경은·이수기, 2018)의 결과를 뒷받침하는 것이라 할 수 있다. 이는 쾌적하고 안전하며 의료 서비스 및 대중교통 여건이 잘 조성된 환경은 지역주민이 신체활동을 증진시키는 중요한 요인임을 의미한다.

다음으로, 신체활동이 주관적 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 신체활동이 많을수록 주관적 건강을 증진시킬 수 있음을 의미한다. 이는 선행연구(김준홍, 2010; 홍순범, 2018)의 결과와 유사하며, 신체활동이 주관적 건강에

중요한 요인임을 증명하였다.

마지막으로, 지역환경과 주관적 건강 간 관계에서 신체활동이 매개효과가 존재함을 파악하였다. 특히 접근용이는 일상환경과 편의시설에 비해 직접효과가 작지만 신체활동을 매개로 하여 미치는 간접효과는 컸다. 이와 같은 결과는 공원과 체육시설과의 접근성이 신체활동을 증진시키는데 직접효과가 크므로 신체활동을 매개로 하여 미치는 간접효과가 크게 나타난 것으로 판단된다. 따라서 주민이 자발적으로 신체활동에 참여할 수 있도록 접근하기 용이한 시설과 환경을 조성하면 신체활동 증진뿐만 아니라, 결과적으로 주관적 건강에 직간접적으로 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다.

한편, 본 연구에서 고려한 통제변수들은 신체활동과 주관적 건강에 대하여 미치는 영향이 각 변수에 따라 다르게 나타났다. 먼저, 신체활동의 경우 모든 통제변수가 영향을 미치고 있었다. 남성일수록, 연령이 낮을수록, 거주기간이 길수록, 직업이 노동직일수록 신체활동이 활발한 것으로 나타났다. 특히 남성 혹은 노동직에 종사할수록 신체활동이 많다는 결과는 정현·전희정(2019)의 연구와 유사하다. 주관적 건강의 경우도 모든 통제변수가 영향을 미치고 있었다. 남성일수록, 연령이 낮을수록, 거주기간이 짧을수록, 직업이 노동직일수록 주관적 건강 수준이 높은 것으로 나타났다. 이는 남성 혹은 연령대가 낮을수록 건강하다고 인식할 가능성이 높다는 백수경·박경훈(2014)의 연구와 유사하다. 이와 같은 결과는 신체활동과 주관적 건강은 인구학적 특성에 의해 영향을 받을 수 있는 요인임을 나타낸다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 주관적 건강에 지역환경이 미치는 직접적인 영향과 신체활동이 건강에 미치는 직접적인 영향을 검증함과 동시에 지역환경과 주관적 건강 간 관계에서 신체활동이 매개효과를 하는지 규명하는데 목적을 가지고 있다. 또한 지역환경의 경우, 인식된 환경과 물리적 환경을 함께 고려하였다. 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 지역환경이 주관적 건강에 미치는 영향을 분석한 결과, 지역환경은 주관적 건강에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 일상환경, 편의시설, 접근용이 모두 직간접적으로 주관적 건강에 정(+)의 영향을 주면서 유의한 수준에서 효과가 있음을 의미한다. 따라서 주관적 건강을 높이기 위하여 자연환경, 생활환경, 안

전수준, 의료서비스 및 대중교통 여건을 비롯하여 공원시설과 체육시설의 접근성이 중요한 요인임을 시사한다.

둘째, 지역환경이 신체활동에 미치는 영향을 분석한 결과, 지역환경은 신체활동에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 일상환경, 편의시설, 접근용이 모두 직접적으로 신체활동에 정(+)의 영향을 주며, 이러한 결과는 신체활동을 높이기 위하여 쾌적하고 신체활동을 할 수 있는 환경을 조성해야 함을 의미한다.

셋째, 신체활동이 주관적 건강에 미치는 영향을 분석한 결과, 신체활동은 주관적 건강에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 신체활동이 객관적 건강 상태뿐 아니라 주관적 건강에도 정(+)의 영향을 주므로 의료환경 개선과 질병 치료뿐 아니라 개인이 신체활동을 증진하도록 권고해야함을 의미한다.

넷째, 지역환경에서 신체활동이 주관적 건강에 매개역할을 하는지 분석한 결과, 지역환경은 신체활동을 매개로 주관적 건강에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 인식된 환경이 물리적 환경에 비해 주관적 건강에 미치는 총효과가 큰 것으로 나타났다. 이는 주관적 건강을 높이기 위하여 신체활동뿐 아니라 물리적 환경을 비롯해 지역환경을 긍정적으로 인식할 수 있도록 함을 시사한다.

연구결과를 통하여 본 연구에서 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 지역환경은 주관적 건강수준을 높일 수 있는 중요한 요소이며, 지역의 물리적 환경에 비하여 인식된 환경이 높은 직접효과가 있다는 것에 주목할 필요가 있다. 따라서 일상환경이 주관적 건강에 가장 높은 효과인 것을 고려하여 자연환경, 생활환경, 안전수준에 대한 만족도 조사를 통하여 지역주민들의 정서적 측면을 충족시킬 수 있도록 요구 사항을 파악하고 지역의 정책 지침과 방향에 반영해야 할 것이다. 또한 주관적 건강수준을 향상시키기 위해서는 신체활동을 할 수 있는 시설의 접근성, 편의성, 다양성 등 지역의 물리적 개선은 물론 개인이 지역환경에 대한 긍정적인 인식을 할 수 있도록 각 부문에 대한 지역의 지속적인 노력과 홍보가 필요하다. 이는 김욱진·김태연(2013)의 연구에서도 확인할 수 있듯이 지역의 물리적·사회적 환경을 개선하려는 지자체의 노력도 중요하지만 개선된 물리적 환경에 대한 지역 주민들의 인식 또한 주관적 건강에 있어 중요한 결정요인임을 보여준다.

둘째, 본 연구 분석 결과 지역환경에 대한 만족도가 높을수록 신체활동에 직접적인 영향을 미치는 것에 주목할 필요가 있다. 즉, 인지된 지역환경은 신체활동 향상에 긍정적인 영향을 미치므로 신체활동을 증진시키기 위하여 쾌적하고 안전한 환경을 조성해야한다. 국내외 건강정책 분석을 통한 국민건강증진종합계획 추진 방향(한국건강증진개발원, 2018)에서는 건강관리 분야 중 건강증진 영역인 금연, 절주,

신체활동, 영향 분야에서 응답자의 59.4%로 절반 이상이 가장 중요하다고 생각되는 분야로 신체활동을 선택했다. 문혜식·김수봉(2009)은 대구시에 거주하는 20세 이상 성인 394명을 대상으로 59.2%가 자신이 거주하는 곳으로부터 가깝고 이용하기 편리한 공원녹지를 선호하는 것을 밝혀냈다. 김대은 외(2010)는 대구시의 공공체육시설에 대한 공간적 형평성이 매우 낮게 나타나 다양한 공공체육시설의 보급과 함께 시설의 입지를 결정함에 있어 접근성을 고려해야 할 것을 주장하였다. 따라서 우리나라의 신체활동 증진사업을 진행할 시에 단순히 지자체에서 신체활동 프로그램을 운영하는 것이 아니라 지역주민이 자발적으로 신체활동에 참여할 수 있도록 우범지역을 관리하고 의료 사각지대를 줄여나가는 등 쾌적하고 안전한 지역환경을 조성하며, 신체활동을 할 수 있는 시설의 개수, 면적 등과 더불어 접근성에 대한 고려가 이루어질 수 있도록 각 지역 차원에서 지속적인 관심이 요구된다.

셋째, 본 연구의 매개효과 검증 결과에서 지역환경이 주관적 건강에 미치는 영향에 있어 신체활동이 매개역할을 하는 것을 확인하였다. 이는 건강한 지역환경은 신체활동 증진뿐만 아니라 주관적 건강수준에도 직간접적으로 중요한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 주관적 건강수준 향상을 위하여 지역환경과 신체활동을 개별적 관계가 아닌 상호 관련된 요인으로 인식하여, 지역환경과 신체활동을 연계한 도시계획과 정책을 수립하고 건강도시 계획 및 설계 가이드라인 제도화를 실시할 필요성이 있다. 이외 신체활동도 주관적 건강에 긍정적 영향을 미치므로 신체활동 증진을 위하여 공공부문의 관심이 필요하다.

본 연구는 지역환경, 신체활동, 건강 간 관계를 경로분석을 통하여 검토한다는 점과 특히 신체활동의 매개역할을 실증적으로 분석하여 증명한 점에서 의의가 있지만 다음과 같은 한계점이 있다. 먼저, 본 연구에서 활용된 데이터가 시·군·구를 단위로 구축되었다는 한계를 갖는다. 시·군·구는 인지적인 측면에서 가깝다고 느끼는 공간적 개념과는 다를 수 있기에 향후 연구에서는 행정동을 활용하여 연구를 진행한다면 더 정확한 분석 결과를 도출할 수 있을 것이다. 또한, 주관적 건강의 포괄적인 개념에 비해 통제변수가 부족하다는 한계를 가진다. 이에 향후 연구에서는 통제변수의 항목들을 본 연구보다 다양하게 설정하여 측정할 필요가 있어 보인다. 마지막으로, 실제 신체활동이 발생한 장소를 고려하지 못한 한계가 존재한다. 따라서 후속 연구에서는 지역환경과 주관적 건강 사이에 발생하는 신체활동의 매개효과를 확실히 밝혀내기 위해서는 신체활동이 발생한 장소에 대한 고려를 해야 할 것이다. 더 나아가 다양한 지역환경 요소를 바탕으로 주관적 건강뿐 아니라 비만, 질환 유무 등 여러 가지 건강지표들과의 관계를 연구할 필요가 있으며, 신체활동의

매개효과로 한 다양한 연구가 활발히 진행될 필요가 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

강수진·김영호. (2011). “개인적, 사회적, 물리적 환경변인이 노인들의 신체활동에 미치는 영향.” 「한국스포츠심리학회지」, 22(3): 113-124.

구교만·김춘종. (2016). “척수장애인의 신체활동과 주관적 건강의 관계.” 「대구대학교 특수교육재활과학연구소」, 55(1): 155-168.

권현진·조강옥·오정우·이온·김연수. (2012). “한국청소년들의 신체활동과 주관적 건강 인지의 연관성.” 「한국체육학회지」, 51(5): 253-261.

길혜민·박혁서. (2018). “빅데이터에 기반한 건강도시 구축을 위한 도시환경의 건강친화도 분석.” 「한국주거환경학회논문집」, 16(2): 279-299.

김대은·김장환·신홍범. (2010). “대구광역시 공공체육시설의 공간적 분포 특성과 시설 접근성에 관한 연구.” 「한국스포츠산업·경영학회지」, 15(5): 33-48.

김욱진·김태연. (2013). “지역의 물리적·사회적 환경과 개인의 건강에 관한 연구.” 「한국지역사회복지학」, 46: 23-47.

김원기. (2012). “대학생의 개인적, 사회적, 환경적요인과 여가시간 신체활동과의 관계.” 「한국체육과학학회지」, 21(2):1189-1198.

김윤희·조영태. (2008). “지역특성이 취약집단 건강에 미치는 영향 분석.” 「한국인구학」, 31(1): 1-26.

김은정·강민규. (2011). “도시환경과 개인특성이 지역주민의 건강수준에 미치는 영향.” 「지역연구」, 27(3): 27-42.

김정현·정인경. (2018). “과체중 및 비만 남자 청소년의 학교체육 수업 참여정도와 신체활동 및 좌식행동, 주관적 건강인지와의 관련성.” 「학습자중심교과교육학회」, 18(9): 757-779.

김준흥. (2010). “사회적 자본, 신체활동 그리고 주관적 건강.” 「보건과 사회과학」, 28: 61-90.

김태환·김은정. (2014). “도시환경의 건강친화도와 지역주민 건강도의 상관성에 관한 연구.” 「국토연구」, 81: 185-200.

김헌태·문준배·류승호·강민수. (2017). “한글판 국제신체활동설문(IPAQ)의 타당성 연구.” 「한국체육학회지」, 56(2): 605-616.

김희철·안건혁·권영상. (2014). “개인의 보행확률에 영향을 미치는 거주지 환경요인.” 「한국도시설계학회지」, 15(3): 5-18.

문상식. (2001). 「주관적 건강인식과 건강검진 결과의 비교분석을 통한 건강행위 연구」. 박사학위논문, 서울대학교.

문하늬·채철균·송나경. (2018). “지역사회 물리적 환경에 대한 주관적 인식이 정신건강에 미치는 영향.” 「서울도시연구」, 19(2): 87-103.

문혜식·김수봉. (2009). “대구시 공원녹지의 건강을 위한 신체활동 공간으로서의 이용실태.” 「한국환경과학회지」, 18(11): 1199-1206.

박경훈·이우성·변지혜. (2010). “GIS기법을 이용한 근린주구 보행환경평가.” 「한국지리정보학회지」, 13(4): 78-90.

박세윤. (2018). “한국인의 일, 여가, 이동시간 신체활동, 비활동과 스트레스 인지, 주관적 건강인지 및 건강관련 삶의 질의 관계.” 「한국체육학회」, 57(2): 331-344.

박지연·김나현·강선희. (2015). “국제신체활동설문지(IPAQ)와 액티그래프 가속도계를 이용한 유방암 생존자들의 신체활동량과 신체활동 프로그램 참여 의도.” 「한국기초간호학회」, 17(2): 104-113.

백수경·박경훈. (2014). “공원녹지의 특성과 신체활동 및 건강의 상호관련성.” 「한국조경학회지」, 43(3): 1-12.

사경은·이수기. (2018). “주거지 기반 근린환경 특성이 일상생활 보행과 운동목적 보행에 미치는 영향 분석.” 「한국도시설계학회지」, 19(3): 71-90.

심수정·김성우·송종국·강효정. (2019). “신체활동수준에 따른 젊은 성인 여성의 신체구성, 골밀도 및 건강관련체력 비교.” 「체육과학연구」, 30(2): 2013-222.

이경환. (2013). “지역주민들의 주관적 건강수준에 영향을 미치는 근린환경요인 분석.” 「한국산학기술학회논문지」, 14(8): 4019-4027.

이경환·안건혁. (2008). “근린 환경이 지역 주민의 건강에 미치는 영향”, 「대한국토·도시계획학회」, 43(3): 249-261.

이명희. (2017).「자기주도 신체활동이 여대생의 건강관련 체력에 미치는 영향」. 석사학위논문, 한림대학교.

이창관. (2016). 「주거지의 물리적 환경특성이 개인의 신체활동 참여와 건강수준에 미치는 영향에 관한 연구」, 석사학위논문, 한양대학교.

이창관·이수기. (2016). “서울시 주거지의 근린환경특성이 개인의 신체활동과 건강수준에 미치는 영향 분석.” 「대한국토·도시계획학회」, 51(3): 217-239.

이혜순. (2019). “한국성인의 비만과 복부비만이 헤모글로빈에 미치는 영향.” 「디지털

융복합연구」, 17(3): 323-330.
임지향. (2011).「부산 시민의 출퇴근 시 신체활동과 비만도의 연관성」. 박사학위논문, 부산대학교.
성현곤·이수기·천상현. (2014). "보행활동에 영향을 미치는 커뮤니티 물리적 환경의 조절효과." 「한국도시설계학회지」, 15(2): 173-189.
손현정·이규은. (2019). "건강관심도, 건강염려성향, 의료인과의 소통성이 인터넷 건강정보추구에 미치는 영향." 「보건정보통계학회지」, 44(1): 73-82.
신윤아·옥정석. (2012). "성인 남성들의 연령, 신체활동수준, 비만지표의 관련성." 「한국웰니스학회지」, 7(3): 199-208.
정복자·홍양자·신철·임은주. (2005). "심혈관질환 발생 관련 위험요인과 비만, 신체활동과의 관련연구." 「한국유산소운동과학회지」, 9(1): 37-44.
정유진·이세규. (2015). "도시의 물리적·사회적 환경이 노인의 건강에 미치는 영향 연구." 「한국지역개발학회지」, 27(2): 75-94.
정현·전희정. (2019). "근린환경과 지역주민의 신체활동이 사회적 자본에 미치는 영향", 「한국도시설계학회지」, 20(1): 91-110
조상열·김창환·송영은·강은범. (2013). "국제신체활동질문지(IPAQ)를 이용한 대학생의 신체활동량과 심리적변인의 관계." 「한국스포츠리서치」, 24(3): 3-12.
조유정·이아라·황미자·정원석·송미연. (2008). "한국 비만 및 과체중 여성에서 내장지방과 신체 활동 사이의 연관성." 「한방비만학회지」, 8(2): 49-62.
조혜민·이수기. (2017). "근린환경특성이 사회적 자본의 수준에 미치는 영향 연구." 「대한국토·도시계획학회」, 52(4): 111-134.
조화연. (2017).「신체활동 및 비신체활동의 소비시간에 의한 비만관련 위험요인」. 석사학위논문, 한국체육대학교.
지영주·김보라. (2016). "한국 노인의 신체활동에 영향을 미치는 요인." 「예술인문사회융합 멀티미디어 논문지」, 6(11): 339-346.
최승영·천종호. (2006). "지역환경이 아파트가격에 미치는 영향에 관한 연구." 「한국부동산학회」, 28(28): 228-245.
추상희·최은진·제갈윤석. (2018). "한국 중년여성 신체활동 조사연구." 「한국웰니스학회지」, 13(1): 461-468.
현혜순·방활란·김봉정. (2018). "성인의 신체활동 실천에 영향을 미치는 지역사회환경의 주관적 인식 평가도구에 대한 체계적 고찰." 「한국웰니스학회지」, 13(1): 37-49.

홍순범. (2019). “신체활동 참여노인의 주관적 건강상태와 성공적 노화의 관계에서 삶의 의미의 매개효과.” 「한국레저사이언스학회지」, 10(1): 1-12.

국토교통부. (2018). “2017 국토모니터링 보고서”

미래와경영연구소. (2006). 「NEW 경제용어사전」.서울: 미래와경영.

질병관리본부. (2018). “지역사회건강조사 2017년 원시자료 이용지침서”

질병관리본부. (2019). “2008-2018 지역건강통계 한눈에 보기”

통계청 통계개발원. (2017). “국민 삶의 질 2017”

한국건강증진개발원. (2018). “국내외 건강정책 분석을 통한 국민건강증진종합계획 추진 방향”

OECD. (2019). “OECD Health Statistics”

Aileen P. McGinn. (2005). *Physical Activity and the Neighborhood Environment. Unpublished doctoral dissertation*, The University of North Carolina at Chapel Hill.

Ann-Kristin Beyer, Julia K. Wolff, Lisa M. Warner, Benjamin Schüz and Susanne Wurm. (2015). “The role of physical activity in the relationship between self-perceptions of ageing and self-rated health in older adults.” *Psychology & Health*, 30(6): 671-685.

Alison Oliveira da Silva, Paula R.B. Diniz, Maria E.P. Santos, Raphael M. Ritti-Dias, Breno Q. Farah, Rafael M. Tassitano and Luciano M.F.T. Oliveira. (2019). “Health self-perception and its association with physical activity and nutritional status in adolescents.” *Jornal de Pediatria*, 95(4): 458-465.

Brownson, R.C., Baker, E.A, Housemann, R.A., Brennan, L.K. and Bacak, S.J.. (2001). “Environmental and policy determinants of physical activity in the United States.” *American Journal of Public Health*, 91(12): 1995-2003.

Jing Liu, Ye Luo, William Haller, Brenda Vander Mey, and Ellen Granberg. (2018). “Neighborhood environments and self-rated health in Mainland China, Japan and South Korea.” *PLoS ONE*, 13(9): 1-17.

Judy Y. Ou, Junenette L. Peters, Jonathan I. Levy, Roseann Bongiovanni, Alina Rossini and Madeleine K.Scammell. (2018). “Self-rated health and its association with perceived environmental hazards, the social environment, and cultural stressors in an environmental justice population.” *BMC Public Health*, 18(1): 1-10.

Mendoza Romero, D. and Urbina, A.. (2013). “Leisure-time physical activity and self-perception of health status in Colombia.” *Apunts Medicina de l'Esport*, 48(177): 3-9.

Scott Doyle, Alexia Kelly-Schwartz, Mark Schlossberg, and Jean Stockard. (2006). “Active community environments and health : The relationship of walkable and safe communities to individual health.” *Journal of the American planning association*, 72(1): 19-32.

김소영(金韶英): 주저자. 부산대학교 도시공학과 학부과정에 재학 중이며, 주요 관심분야는 지역계획, 도시정책, 주거환경이다(thdud4856@pusan.ac.kr).

남궁미(南宮媄): 교신저자. 미국 오하이오 주립대학교 (The Ohio State University)에서 2014년 도시및지역계획학 박사학위를 취득하였고, 현재 부산대학교 도시공학과 조교수로 재직하고 있다. 주 연구분야는 교통계획으로 도시의 건조환경과 보행활동의 관계, 대중교통이용 활성화 방안, 자전거 이용 활성화에 관한 방안 등 이며, 최근 주요 논문은 International Jounral of Environmental Research and Public Health에서 출판된 “The Role of Built Environment on Health of Older Adults in Korea: Obesity and Gender Differences”(2018) 등 국·내외 다수의 연구논문을 발표하였다(ngm1119@pusan.ac.kr).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *151-175*

분석모형을 차용하는 교육정책 분석의 한계: ‘Kingdon 모형’의 사례

강태중·김승배

이 논문은 우리나라 교육정책 분석의 관성 하나를 짚어보고자 하였다. 외국에서 구축된 ‘분석모형’을 차용하여 우리 정책을 분석하는 시도가 적지 않은데, 그런 분석이 타당할 수 있을지 특정한 사례에 대해 살펴보았다. 우리나라를 포함하여 국제적으로 널리 사용되어 온 ‘Kingdon 모형’을 검토 대상으로 삼았으며, 그 모형을 우리나라의 대입 재수생 정책을 분석하는 데 적용했을 때 어떤 결과를 낳을지 검토했다.

Kingdon 모형을 기계적으로 적용하는 경우, 우리나라 교육정책에 대한 기술과 분석이 왜곡될 수 있다는 점을 확인했다. 우리나라 정책 과정의 전제성(專制性)을 숨기면서 정책 의제가 매우 민주적이게 결정되는 것처럼 과장할 위험이 있고, 사회 문제나 해결 대안에 대한 우리 사회의 논의가 다양하고도 전문적이게 이루어지고 있는 것처럼 사실 이상으로 치장할 위험이 있다고 지적했다. Kingdon 모형이 의료와 교통 부문의 미국 연방 정책 사례를 바탕으로 구축된 점에 비추어, 그런 맥락이 우리 정책 맥락과 거리가 있는 점을 감안해야 할 것이라고 추론했다. 기성의 정책분석 모형을 조건 없이 차입하여 우리 정책을 분석하는 경우, 정책의 실체를 왜곡하여 기술하고 평가할 위험이 크다고 경계했다.

[주제어: 정책 분석, 분석모형 차용, 대입 재수생 정책]

Ⅰ. 문제 제기

이 논문은 우리나라에서 이루어지는 교육정책 분석의 관행 하나를 비판적으로 검토한다. 정책분석을 위해서는 분석모형이 동원되기 마련인데, 한국 교육정책을 분석하는 데 동원되는 모형들은 대체로 수입된다. 그것들은 외국 학자들이 외국 정책 맥락에서 만들었고, 대부분 교육이 아닌 다른 분야 정책 사례들을 바탕으로 만들어졌다. 이런 모형을 차용하기 위해서는 사전에 모형의 적절성을 검토해야 할

이 논문은 2014년도 중앙대학교 신입생 성적우수 장학금의 지원에 의하여 작성되었음.
논문접수일: 2019.08.29, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.27, 게재확정일: 2019.09.27

것이다. 정책이 정치의 결과이고 정부의 산물인 점을 감안하면, 정치 환경이나 정부 구조 등에서 확연하게 다른 외국에서 만들어진 모형을 한국 상황에서 그대로 적용하는 게 무리이겠다는 것은 쉽게 짐작할 수 있다. 그러나 교육정책 분석 논문들은 종종 검토 절차를 소홀히 넘긴다. 여기에서는 이런 사례를 들여다보려고 한다. 교육정책 분석을 위해 비교적 흔히 차용되는 모형 하나를 사례로 삼아, 과연 그 모형이 엄밀한 검토 없이 채택해도 무방할 만큼 적절한지 살펴보고, 모형의 적절성을 검토하지 않고 이루어질 때 정책 분석이 어떤 결함을 갖게 되는지 살펴보고자 한다.

검토 사례로 삼은 모형은 'Kingdon 모형'이다. 이 모형은 정책과정을 분석하는데 매우 널리 쓰여 왔다(Zahariadis, 2014; Rawat and Morris, 2016). 본디 미국 맥락에서 보건(health)과 교통(transportation) 분야 정책 사례들을 바탕으로 만들어졌지만, 세계 전역 여러 나라에서 다양한 정책 분야에 적용되어 왔다. 우리나라에서도 다른 모형들에 비해 훨씬 더 많이 차용되는 편이다(최성락, 박민정, 2012:120). 이런 경향은 교육 분야에서도 마찬가지이다.

Kingdon 모형이 자주 차용되는데도 불구하고 그 적절성을 신중하게 검토한 논문은 찾아볼 수 없다. 최성락과 박민정의 논문(2012)이 "Kingdon 정책흐름모형 적용의 적실성"을 검토하고 있지만, 이때 검토는 기존 모형들의 한계를 넘어서는 Kingdon 모형의 강점을 이 모형을 적용하는 우리나라 정책 분석들이 제대로 살리고 있는지 보는 데만 국한하고 있다.[1] 모형 자체의 타당성(한국 정책 분석으로의 일반화 가능성)을 문제 삼고 있지는 않다. Kingdon 모형을 소개하는 정책학 '교과서'들도(이를테면, 정정길 외, 2011; 남궁근, 2012 등) 한국 사태에 그 모형을 적용하는 것이 적절할지에 대해서는 어떤 안내도 해주지 않는다.

이와 같이 간과된 절차를 메우고자 하는 것이 이 논문의 목적이다. 우리나라에서 시도됐던 교육정책 하나를 사례로 삼아, 그것을 분석하는 데 Kingdon 모형이 적절한지 살펴보고자 한다. 적용 대상 사례로 선택한 것은 '대입 재수생 정책'이다. 대입 재수생 문제는 광복 이후 이제까지 명시적으로 두 번 정책의제로 부상했었는데, 이 두 경우에 관련된 기록이나 언론 보도 등을 근거로, Kingdon 모형을 차용해서 정책을 분석(기술)하는 작업이 실제에 상응하는 결과를 낼 수 있을지 검토할 것이다. 이런 검토를 통해서 일차적으로는 Kingdon 모형이 한국 교육정책 맥락에 적용

1) 그들은 Kingdon 모형을 "정책의제 설정의 비합리성을 설명하기 위한 이론 모형"이라고 규정하고, "한국에서의 연구들이 과연 그 분석과정 및 결론에서 정책의제 설정의 비합리성을 제시하고 있는가에" 대해서만 분석 비판하고 있다(2012:120).

하기에 적절한지 확인해 볼 수 있고, 적절성의 검증 없이 맹목적으로 분석 모형을 차용할 때 그 분석이 부실하고 왜곡될 수 있다는 점도 시사해줄 수 있으리라고 기대한다.

Ⅱ. Kingdon 모형 개관

전통적으로 정책은 일련의 단계를 따라 합리적인 모색과 결정을 거쳐 이루어진다고 여겨졌었다. 사회에서 문제가 불거지면, 정부를 중심으로, 그것을 해결하기 위해 그 문제를 진단하고 대책을 강구하여 처방하는 행위가 일어나게 되는데, 이 결과를 '정책'이라고 인식했고, 시행된 해결책이 기대대로 효과를 내는지 평가하면서 그 조치를 보완하거나 고쳐 나아가는 양상으로 정책이 움직인다고 생각했다. 이런 인식은 정책 과정을 그리는 '단계모형'(stages model)에 함축돼 있다. 즉, 정책 과정을 "문제 발단 ➜ 정책의제 설정 ➜ 정책방안 결정 ➜ 정책방안 제도화 ➜ 제도 집행 ➜ 평가" 등의 단계로 구상한다(Birkland, 2011:25-26). 이런 전통적인 모형은 정책의 전모를 사후에 정리하는 틀로써는 유용하지만, 정책을 실제대로 드러내는 데서는 미흡하다고 비판된다.

단계모형은 정책이 합리적 의사결정의 바탕 위에서 이루어진다고 전제한다는 점에서 '합리모형'(rational model)이라고도 불린다. '단계적인' 이행(移行)과 그 이행의 '합리성'을 정책의 핵심 속성으로 전제하는 셈인데, 현실에서 정책은 합리를 따라서만 만들어지지도 않으며 정연한 과정을 거쳐 이루어지지도 않는다. 이런 괴리를 감지하면서, 정책분석에서는 새로운 대안모형을 모색하게 되었다.[2] 이런 모색은 결국 정책의 합리성 자체를 부정하는 데까지 이르렀다. 정책은 사실에 근거해서(positivistically) 합리적으로(rationally) 만들어지는 것이 아니라, 근본적으로 모호한 상황에서 비합리적으로 만들어진다는 입장이 생겨났다. 이와 같이 단계(합리)모형의 전제 자체를 부정하는 입장 가운데 대표적인 것이 '쓰레기통 모형'(garbage-can model)이다(Birkland, 2011).

Kingdon 모형은 쓰레기통 모형을 개작한 것이다.[3] 그것은 쓰레기통 모형과 기본

2) 단계모형의 한계를 극복하려는 시도에서 나온 모형들로는 다중흐름(multiple streams) 모형, 주창결집(advocacy coalition) 모형, 균형균열(punctuated equilibrium) 모형, 표적집단 규정(social construction of target population) 모형 등이 있다(Sabatier and Weible, 2014).

3) 쓰레기통 모형은 본래 대학이라는 특이한 조직('organized anarchies'라고 부를 수 있는

적인 구도에서 큰 차이 없다(Kingdon, 2003:83-89). 쓰레기통 모형에서는 정책을 선형적이며 합리적인 과정으로 보지 않는다. 정책에는 우발적인 데가 많고 예측 불가능한 점이 많다고 본다. 정책 결정은 비유컨대 하나의 쓰레기통을 처리하는 것과 같다는 것이다. 쓰레기통에는 문제와 문제해결 대안들이(즉, 처리되어야 할 '쓰레기'들이) 투척돼 있게 되는데, 정책은 바로 그렇게 채워진 '쓰레기통' 여럿 가운데 하나를 잡아 처리하는 것에 비유할 수 있다는 것이다(Cohen, March and Olsen, 1972).

쓰레기통의 쓰레기들은 가지런히 모종의 질서를 따라 담겨있을 리 만무하다. 특정 시점에서 처리 대상으로 집힌 쓰레기통에 어떤 쓰레기들이(어떤 문제와 해결 대안들이) 들어있는지 사전에 예측하는 것은 불가능하다. 정책의 맥락에서 이야기 한다면, 정책으로 해결해야 할 문제가 항상 해결책이 마련되기 전에 앞서 정의되어 있지 않으며, 문제에 대한 해결책 역시 이미 내려진 정의에 따라 합리적으로 만들어지지도 않는다. 문제는 문제대로 그리고 해결 대안은 또 대안대로, 서로 독립적인 '흐름'에서 만들어진다. 정책 참여자들은 마치 쓰레기를 쓰레기통에 넣듯 문제와 대안들을 제기하며 정책적 처리를 요구하게 된다는 것이다. 쓰레기통 모형에서 정책이란 이와 같이 문제와 대안들이 혼재된 '쓰레기통'을 처리하는 것이다. 바꾸어 말하면, 정책이란 특정한 문제 정의와 특정한 해결책을 쓰레기통 집듯이 ('비합리적으로') 연계하는 정부 행위에 다름아닌 것이다.

쓰레기통 모형의 아이디어를 수용한 Kingdon은 정책이 세 흐름을 통해 이루어진다고 그렸다. '문제'와 '정책'(대안) 그리고 '정치'라고 부르는 흐름이 그것들이다. ① 문제 흐름(problem stream)에는 해결이 필요하다고 주장되는 많은 사안들이 정책의제로 채택될 때를 향하여 흐르고, ② 정책 흐름(policy/proposal stream)에는 마땅한 문제 해결책이라고 주장되는 것들이 정책방안으로 채택될 때를 향하여 흐르며, ③ 정치 흐름(politics stream)에는, 사회 분위기나 여론 그리고 선거 결과와 같이, 정부가 특정한 정책의제를 채택할 계기를 만들 수 있는 요인들이 흐른다. Kingdon 모형의 요점은, 바로 이 세 흐름이 서로 엮임 없이 '별개로' 흐르다가 결정적인 때를 만나 서로 합류함으로써 정책으로 부상한다고 주장하는 데 있다. 세 흐름이 합류하는 사태는 '정책의 창'(policy window)이 열린다고 기술한다.

Kingdon 모형에는, 위에서 설명한 세 흐름과 정책의 창 외에, '정책주도 인

조직)에서 이루어지는 의사결정 양상을 설명하기 위해 제안됐다(Cohen, March and Olsen, 1972). Kingdon은 미국 연방정부가 그런 '조직적인 무정부' 조직에 해당한다고 보고, 쓰레기통 모형을 국가수준의 정책과정 모형으로 확장했다.

사'(policy entrepreneur)라는 요소가 하나 더 있다. 이 인사들은 세 흐름의 결합에 결정적으로 작용한다고 간주된다. 구체적인 예를 들면 그들은 장관, 국회의원, 로비스트, 학자, 정부 관료 등인데(Kingdon, 2003:179-182), 정책이 특정하게 만들어지는 데 핵심적인 역할을 한다는 것이다. 그들은 나름의 정책대안을 품고 그것을 정책으로 펼칠 수 있을 때를 기다리기도 하고, 그런 때를 조성하기 위하여(정책의 창이 열리도록) 세력을 결집하여 동원하기도 한다고 설명된다.

Ⅲ. Kingdon 모형의 적절성을 검토하는 배경과 방식

1. 검토의 배경과 의의

Kingdon 모형은 정책과정을 실제에 가깝게 묘사할 구도를 제공할 뿐만 아니라, 정책의 불확정성을 분석하고 이해하는 데도 도움이 되는 틀이라는 점에서 널리 받아들여져 왔다(Rawat and Morris, 2016; Jones et al., 2016). 우리나라에서도 그 모형을 적용한 정책 분석 논문이 많이 출판돼왔다. "Kingdon 모형을 적용한 연구가 기타 다른 모형을 적용한 연구들보다 더 많은 비중을 차지하고 있다"(최성락, 박민정, 2012:120).

교육정책을 분석하는 데서도 Kingdon 모형은 분석 틀로서 거의 독점적인 지위를 누리고 있다. 교육정책에 대한 논문이 주로 실리는 학술지인 '교육행정학연구'를 살펴보면, 2012년부터 5년여 기간에 게재된 대부분의 정책분석 논문이 Kingdon 모형을 적용하고 있다.[4] 그러나 이 최근 논문들도 그 모형의 적절성을 엄밀하게 검토하지 않고 있다. Kingdon 모형의 가치는 정책과정의 비합리성과 불규칙성을 인정하는 데서 찾을 수 있지만, 그 모형을 적용하여 우리나라 교육정책을 분석하는 논문에서는 이 가치에 주목하지도 않는다. Kingdon 모형이 정책의 흐름을 묘사하는 구도를 제공하고, 또 그 구도에 맞춰진 주요 변수들(사건, 통계지표, 이해집단, 정책주도 인사, 정권 변화 등)을 예시해주는 이점을 이용하는 데 그치고 있다. 그 모형을 적용해서는, 특정한 정책이 어떤 논란의 부침을 보였는지 시간을 따라 정리

4) 해당 기간에 게재된 '정책 분석' 논문은 20여 편이다. 이 가운데 의제 설정에서부터 방안 결정에 이르는 교육정책 과정을 포괄적이게 분석하려고 시도한 논문은 6편인데, 한 편을 제외하고 모두 Kingdon 모형을 분석 틀로 차용하고 있다. 김시진, 김재웅(2012), 박소영, 김민조(2012), 신현석, 남미자, 이경옥(2013), 공병영, 이상돈(2015), 정제영, 이희숙(2015) 등이 그 논문들이다.

하거나, 문제와 대안 그리고 정치의 맥락에서 어떤 요인들이 영향력을 발휘했는지, 모형이 예시한 요소들을 떠올리며 정리하는 데 그치고 있다.

이런 한계나 미흡함은 네 가지 측면에서 읽어볼 수 있다.

첫째, 논문들은 Kingdon 모형을 채택하는 결정 자체를 정당화하지 않는다. 그 모형을 적용하는 것이 적절한지 검토하기보다는, Kingdon 모형을 소개하거나 설명하는 데 그친다(김시진, 김재웅, 2012; 박소영, 김민조, 2012; 신현석, 남미자, 이경옥, 2013; 공병영, 이상돈, 2015; 정제영, 이희숙, 2015). 모형을 채택하는 이유에 대해 언급하는 경우가 없지는 않지만, 그런 경우에도 그 모형이 이제까지 많이 채택되어 왔다거나, 정책변동을 분석하는 데 도움을 주는 모형이라고 소개하는 수준에 그치고 있다. 정책변동을 분석하는 데 동원될 수 있는 여러 모형 가운데 굳이 Kingdon 모형을 선택하는 근거를 이야기해주지 않는다.[5)]

둘째, Kingdon 모형에 대하여 오해하고 있는 경우도 적지 않다. 그 모형을 설명하면서, 이를테면, "문제가... 관심을 받는 이슈가 되었다가 다시 관심에서 벗어나는 현상이 반복되는 것을 설명하는 이론"이라고 서술하거나(정제영, 이희숙, 2015:86), "개인의 행태적 요인에 초점을 [둔다]"고 기술하는(공병영, 이상돈, 2015: 206) 경우를 볼 수 있는데, 이런 설명은 타당하지 않다. 이 점은 앞에서 Kingdon 모형에 대해 개관한 데 비추어 확인할 수 있다.

셋째, Kingdon 모형을 적용했음에도 불구하고 그 모형의 강점을 살린 분석 결과를 얻어내지 못하고 있다. 논문들은 한결같이 정치 요인이 절대적인 영향을 미쳤다거나, 좀 더 구체적으로, 관료나 정치인(조직)들이 결정적인 영향력을 행사했다고 보고하고 있다(김시진, 김재웅, 2012; 박소영, 김민조, 2012; 신현석, 남미자, 이경옥, 2013; 공병영, 이상돈, 2015; 정제영, 이희숙, 2015). 일견 이런 결론은 타당해 보일 수 있다. 그러나 그런 결과는 Kingdon 모형을 부적절하게 적용했을 때도 얻을 수 있다. '문제' 와 '대안' 그리고 '정치' 흐름들이 별개로 흐르다 합류해서 정책

5) 적용할 모형이 적절한지 검토하는 기준은 정책분석 목적에 따라 다를 수 있다. 일반적인 수준에서 한국의 교육정책을 분석하는 데 Kingdon 모형이 적절할지 검토한다면, 적어도 다음 네 측면을 검토할 필요가 있을 것이다. 즉, ① 정책분야, ② 정책체제, ③ 정책참여주체, 그리고 ④ 정책 관련 문화 등에서의 차이가 분석을 왜곡시키지 않을지 검토해야 할 것이다. 부연하면, ① 다른(보건과 교통) 분야에서 구축된 Kingdon 모형을 교육 분야에 적용하는 데 무리가 없을지, ② 국가 권력의 분립이나 정책 수립의 절차 등에서 한국과 확연히 다른 미국 연방 정책의 맥락에서 만들어진 모형을 한국 정책을 분석하는 데 차용해도 합당할지, ③ 노동조합이나 시민사회 단체 그리고 싱크탱크와 로비스트 등의 참여가 매우 왕성한 미국의 정책 환경을 감안하면 또 어떨지, 그리고 ④ 정부 또는 국가 정책에 대한 신뢰나 정책의 전통 등에서도 크게 다른 사회 문화적 차이는 모형의 적용에 어떻게 작용할지 등을 검토할 필요가 있을 것이다.

을 형성한 것이 아니라(Kingdon 모형이 시사하는 대로 이루어진 것이 아니라), 흐름들이 다중적이고 독립적으로 뚜렷하게 형성되지 못한 우리나라 상황에서, 늘 정치적 변화가 정책 방향을 결정적으로 틀기 때문에 모든 연구에서 그런 결론을 내리게 됐을 수도 있는 것이다. 기존 연구들은 이런 분석착오 가능성을 견제하거나 검토하지 못했다.

넷째, 분석 결과가 시사하는 것이 무엇인지 해석하는 데서도 혼선을 보인다. 정치 요인이 정책을 좌우한다는 '사실'을 발견했다고 결론 낸 다음, 대부분 논문들은 그런 '사실'이 '합리적인' 정책을 위해 무엇을 시사하는지 논의한다. 이를테면, 갈등이 첨예한 문제에 관련된 정책은 "[밀어붙일 권력이 충일한] 정권 초기에 추진해야" 한다거나(공병영, 이상돈, 2015:223), "정치적 흐름에... 영향을 받[지] 않도록... 정책적 관리[를 잘 할] 필요가 있다"고 제안하곤 한다(정제영, 이희숙, 2015:100). Kingdon 모형을 채택했다면, 정책의 합리성이나 정당성 그리고 정태성(靜態性)에 대해서 회의(懷疑)하는 입장을 견지해야 일관될 것이다. 그 모형은 정책 의제 설정이 비합리적으로 이루어진다고 전제하고, 다중적인 정책과정이 쉼 없이 움직인다고 전제하기 때문이다. 이런 전제를 의식함이 없이, 기존 연구자들은 특정 정책을 추진하거나 유지하기 위한 전략을 찾는 데 활용하기 위해 Kingdon 모형을 채택했던 것으로 보인다. 그 모형의 정신을 받아들인 것이 아니라 뼈대만 받아들인 셈이다.

Kingdon 모형을 차용한 기존 연구들이 한계만 드러낸 것은 물론 아니다. 분석 대상으로 삼은 정책들이 어떤 논란과 부침의 과정을 거쳤는지 자세하게 정리해내고 있으며, 그 과정에 어떤 요인이나 주체들이 개입했는지도 비교적 세밀하게 드러내주고 있다. 그러나 이런 성과는 Kingdon 모형을 그런 '흐름 정리'를 위한 프레임으로 받아들였기 때문에 이뤄진 것이라고 평가해야 할 것이다. Kingdon 모형을 채택하기 전에 그것의 적절성을 면밀하게 검토하고, 그 모형이 단순히 흐름 기술을 위한 프레임만이 아니라는 사실을 확인했다면, 위에서 지적한 한계를 대체로 극복할 수 있었을 것이다. 교육정책을 분석하는 연구자들에게는 아직도 이 과제가 남아 있는 셈이다.

Kingdon 모형을 차용하는 게 마땅할지 검토해야 할 이유는 직관적으로도 감지할 수 있다. 무엇보다도, 한국 교육정책을 조명하기 위해 '미국산' 모형을 사용해도 문제가 없으리라고 장담하는 것은 무리이다. 미국 연방정책과 한국 정책의 맥락을 비교해본다면, 공공 문제를 논의하는 공론장(언론 보도, 정책 연구, 공청회, 국회 법안 심사 등)의 성질에서부터 크게 다르다. 공론 과정이 얼마나 민주적이고 또 거기에 전문적 식견은 얼마나 반영될 수 있는지 등에서도 차이가 크고, 정책과정에서

행정부와 입법부 등이 영향력이나 작동하는 방식에서도 크게 다르다.

정치나 정책 학계에서도, 특정한 모형(이론)을 국가 경계를 넘어 적용하고자 할 때, 그 일반화 가능성을 점검해야 한다는 경고가 나온 지 오래됐다. 새로운 맥락으로 적용의 영역을 넓혀가려고 할수록, 본래 모형의 구도는 무리하게 확장되고 뒤틀리게 마련이므로 경계해야 한다는 것이다(Sartori, 1970). 구체적으로 Kingdon 모형에 대해서도 그 일반화 가능성의 한계는 지적되어 왔다. Kingdon 모형의 배경인 미국에서와 달리, 다른 나라에서는 정책 대안들의 경쟁이 비교적 투명하게 드러나며, 대체로 관료들에 의해 결정되는 경향이 있고, 때로는 사전에 구체적으로 정해져 있기도 한다고 지적된다(Zahariadis and Allen, 1995). 미국과 달리 행정부가 상당한 정도 입법 과정을 제어하는 나라들의 경우, 정책의제 설정은 훨씬 더 구조적이며 예측 가능한 양상을 띤다는 비판도 있다(Howlett, 1998). 우리나라 경우에도, 문제와 대안 그리고 정치 흐름이 독립적이라는 Kingdon 모형의 전제가 수용되기 어렵다는 점을 시사한 연구가 있었다(김보엽, 2008).

이와 같이 Kingdon 모형을 적용하기 전에 그 적절성을 따져보아야 할 이유가 분명한데도 불구하고, 교육정책 분석에서 그 모형을 면밀하게 검토한 사례를 찾아볼 수 없다. 이런 경향은 사실 Kingdon 모형에 국한된 것이 아니다. 일반적으로 우리나라 교육정책 분석은 외국(특히 미국)에서 만들어진 모형에 대해 지나치게 관대하다. 이 점을 확인하고 성찰할 필요가 있다.

2. 검토 초점

우리나라 교육정책 맥락에서 Kingdon 모형을 차용해 정책을 분석하는 게 적절한지 검토하는 초점은 세 가지이다. Kingdon이 제안하는 대로, ① '문제'와 '정책'(대안) 그리고 '정치'로 구분될 수 있는 흐름이 과연 독립적으로 존재하고 또 '정책의 창'이 열리기 전에 유동하고 있었는지, ② 정책의 창이 열리게 되는 정황이나 창이 열린 후 세 흐름이 합류하여 하나의 정책의제로 수렴돼 가는 양상도 그 모형이 그리는 대로인지, 그리고 ③ 세 가지 흐름의 양상이나 흐름들이 합류하는 데 '정책주도 인사'들이 참여하거나 영향을 미치는 양태 또한 모형의 그림에 일관되는지 검토하는 게 핵심이다. 검토의 초점을 이렇게 맞추는 것은 그 세 가지 점이 Kingdon 모형의 핵심이기 때문이다.

Kingdon 모형의 요체는 정책으로 해결해야 하는 문제와 그 해결을 위한 대안이 순차적이고 합리적으로 조합되지 않는다고 주장하는 데 있고, 아울러 정치 요인이

정책 결정에 주요 변수가 된다는 점을 추가로 강조하는 데 있다. 문제는 문제대로 대안은 대안대로, 서로 독립적인 흐름을 이루다가 특정한 상황에서 만나게 되면서 정책의 모양이 갖추어져 가는데, 이때 두 흐름의 만남은 특히 정치 흐름과 맞아떨어져야 한다. 세 흐름이 모아지는 때를 점치기는 쉽지 않다. '문제'의 흐름 가운데서 특정한 징후나 지표 또는 극적인 사건 등이 부각하면서 돌연 결합이 일어날 수도 있고, '정치' 흐름에서 국가 정서나 여론의 변화 또는 정권이나 각료의 교체가 일어났을 때 결합이 일어날 수도 있다. 이런 결합에 정책대안 흐름도 부합해야 하는데, 정책대안들은 마치 분자들이 부유하는 '원시수프'(primeval soup)에서 생명체가 진화적으로 생성되듯이, 많은 문제 해결 아이디어들이 '자연선택'(natural selection)과 같은 과정을 거쳐 마땅한 대안으로 조형되면서, 두 흐름과 합류하게 된다.

세 흐름의 결합에는 또한 정책주도 인사의 개입이 필요하다. 정책주도 인사란 "자신의 자원(시간, 에너지, 위신, 돈)을 동원하여 적극적으로 특정한 정책입장을 관철하려는 사람"이다(Kingdon, 2003:179). 이들 가운데 특히 특정 문제를 공론에 붙일 수 있는 권한을 가지고 있고, 정치적 연줄이나 교섭 역량도 가지고 있으며, 입장 관철을 위한 집요함도 갖추고 있는 사람들이 결합을 성공시킬(또는 '정책의 창'을 열) 가능성이 크다고 본다. 그들은 사안에 따라 달리 등장할 텐데, 장관이나 국회의원일 수도 있고 로비스트나 학자 또는 전문 관료들일 수도 있다고 예시한다(Kingdon, 2003:179-182).

요컨대 Kingdon 모형은 '문제', '정책', '정치'의 세 개의 '흐름'과 이 세 흐름의 결합을 도입하고 좌우하게 되는 '정책의 창' 그리고 '정책주도 인사'의 활동 등을 근간으로 구축돼 있다. Kingdon 모형의 적절성을 검토한다면, 바로 이 핵심 측면들에 주목해야 할 것이다.

3. 검토 자료

Kingdon 모형의 적절성을 검토하기 위하여, 이미 밝힌 대로, 대입 재수생 문제를 다뤘던 우리나라 교육정책 사례를 이용한다. 재수생 정책의 사례는 적어도 두 가지 점에서 특별하게 유용하다. 우선, 그 정책을 위한 '정책의 창'은 역사적인 사실로 확인할 수 있게 두 번 열렸다.[6] 정책의 창이 열렸던 두 번의 사례 사이에 15

6) 1976년 1월과 1990년 1월의 일인데, 재수생 정책에 대해서는 뒷장에서 더 상세하게 기술할 것이다.

년 가까운 시간 간격이 있는데, 이런 조건은 '재수'라는 하나의 현상에 관련된 정책 과정을 두 개 국면(시점)에서 재검하듯 고찰할 수 있게 해준다. 하나의 교육문제가 그 해결을 시도한 첫 정책을 통해 해소되지 못하고 15년 가까이나 더 흘러 다니다 다시 정책의제로 부상했었다면, 적어도 뒤에 정책의 창이 다시 열리는 데서는, 이전의 문제 사태에서 계속 이어졌을 문제 흐름과 그것에 결부된 '다중' 흐름이 집결했을 가능성이 크다. Kingdon 모형의 구도와 합치할 가능성이 더 큰 것이다. 이런 상황까지 포함해 모형을 검토한다면, 그 검토가 수용적이면서도 더욱 엄격한 것이 될 수 있을 것이다.

대입 재수생 정책 사례가 다른 사례들에 비해 더 상세한 기록을 가지고 있다는 사실도 그 쓸모를 더 키워준다. 재수 문제를 해결하려고 했던 두 번의 정책 시도는 모두 정부가 주문한 '정책연구'를 토대로 이루어졌는데, 그 보고서들이 당시 정책의 경과를 꽤 소상하게 기록하고 있다.[7] Kingdon의 용어를 빌린다면, 당시 '정책의 창'은 정부가 그 '정책연구'를 주문하면서 열렸다고 볼 수 있는 바,[8] 그런 계기의 전후를 기록해 남기고 있는 보고서들은 두 번의 정책 흐름을 확인하는 데 매우 유용한 자료가 된다. 다른 정책을 검토 사례로 삼는 경우에 비해 훨씬 더 세세하고 믿을만하게 Kingdon 모형의 적절성을 검토할 수 있을 것이다.

두 연구 보고서뿐만 아니라, 대입 재수생 관련 신문 기사들과 대입 재수생 문제를 다룬 논문이나 잡지 기사들도 검토에 활용했다. 이 보완 자료들은 주로 학계나 사회 일반에서 재수생 정책에 어떤 양상으로 관여했는지 파악하기 위해 참고했다. 신문 기사들을 찾기 위해서는 신문사들의 아카이브(동아일보와 조선일보)와 '네이버 뉴스 라이브러리'(http://newslibrary.na ver.com), 빅카인즈(https://www.bigkinds.or.kr)를 이용했다. 이들 아카이브 또는 데이터베이스에서 일차적으로 '재수'와 '재수생'을 검색어로 삼아 기사들을 찾았고, 그렇게 확보한 기사들 가운데, 재수에 관련한 사회

7) 이종재(1980)와 이종재 외(1990)가 그 보고서들이다. 전자는 개인의 저서 형식으로 남아 있지만, 사실상 당시 문교부 주문에 따라 이루어진 한국교육개발원 연구의 보고서 내용을 전재하고 있다. 후자는, 보고서 제목('고등학교 교육체제와 운영의 개선에 관한 연구')만 읽으면, 재수생 문제가 아닌 '고교체제' 문제를 다루고 있는 것으로 보이겠지만, 그런 제목은 대입 재수생 문제를 고교체제의 문제로 규정하려는 당시 정부(정책)의 시각을 반영하는 것이다. 이 점은 뒤에(Ⅳ장) 대입 재수생 정책 과정을 검토할 때 확인하게 될 것이다.

8) Ⅳ장에서 자세하게 정리하겠지만, 두 번의 재수생 정책은 모두 대통령의 지시로 강구되었는데, 이때 지시는 '연구하여 대책을 마련하라'는 것이었다. 처음(1976년 1월) 정책 지시에 대해 당시 한 신문이 "재수생 대책 연내 연구토록"이라는 제목을 붙여 보도했다는 사실이나(조선일보, 1976년 1월 28일 1면), 두 번째(1990년 1월) 정책 지시 역시 그 지시 내용에 관련하여 문교부가 정책연구를 막 발주한 시점에 내려졌다는 점(이종재 외, 1990:9-12) 등이 그런 추론을 뒷받침한다.

(문제) 인식 변화나 재수생 정책(담론)의 경향을 함축하고 있는 경우 그리고 정부 발표와 같이, Kingdon 모형에서 중시하는 '흐름'이나 '정책 창'의 개폐 등에 모종의 시사를 주는 기사들에 주목했다.

논문들은 '학술정보연구서비스'(http://www.riss.kr)를 이용하여 찾았다. 먼저 '재수'와 '재수생'을 검색어로 사용하여 고찰할 논문의 전집을 만든 후에, Kingdon 모형을 검토하는 데 근거를 제공해주는 논문들을 추려 참고했다. 재수생 문제를 정의하거나 문제 해결 대안들을 제안하고 있는 논문들을 대상으로 '흐름'을 주의 깊게 살폈다. 특히, 정책의 창이 열기기 전 시기에 모종의 문제나 대안의 흐름이 흐르고 있었는지, 그리고 창이 열린 후에 어떤 방향으로 문제와 대안의 논의들이 흘러갔는지 보여주는 논문들을 주목했다. 아울러 재수 문제에 관련된 여론 추세나 정책 주도 인사들의 활동 등에 대해서 정보를 주는 논문들도 찾아보았다.

잡지 기사의 경우에도 마찬가지의 방법으로 찾아 참고했다. 잡지의 경우 과거 기사에 대한 아카이브가 구축된 경우가 드물어서 체계적으로 검색하기는 어려웠다. 교육 문제를 중요하게 다뤘던 잡지들(이를테면, '새교육', '대화' 등)을 중심으로 기사들을 찾아보았고, 특히 대입 재수생 문제가 정책의제로 떠오른 때(1976년 1월과 1990년 1월)를 전후한 시기에 발행된 것들을 중심으로 살폈다.

Ⅳ. Kingdon 모형을 차용한 대입 재수생 정책 분석

1. 대입 재수생 현상과 정책 개관

우리나라에서 대입 재수생 문제를 거론할 근거 지표는 오랫동안 없었다. 1969학년도부터 대학입학예비고사가 전국 단위에서 시행되면서 비로소 재수생 수를 집계할 수 있게 되었다. 대입 재수 문제를 인지할 객관적인 지표가 생산되지 못했음에도 불구하고, 1960년대 후반에 이르면 대입 재수 문제에 대한 관심이 부상하기 시작한다. 서울대학교 등 주요 대학에 국한되기는 했지만, 대학별 입학 전형이 끝났을 때 합격한 재수생의 수나 비율 등을 신문 기사에서 적시하여 언급하기 시작했다.

1972년에는 정부가 공식적으로 재수생 통계를 발표하기 시작했다. 이후 대입 재수생 비율에 주목해보면, 재수생 문제가 우리나라에 늘 있었다고 주장해도 지나친 것이 아니란 것을 확인하게 된다. 1970학년도 이후 2016학년도까지 그 비율은 20% 밑으로 내려간 적이 거의 없다. 그러나 객관적 지표로 대입 재수 사태가 교육

문제가 될 만하다는 것과 실지로 그것이 정책 문제가 되는 것은 별개 문제이다. 대입 재수 현상이 우리 사회에 꾸준히 '사실'로 있어 왔지만, 그 현상에 대한 우리 사회의 인식은 한결같지 않았다. 재수 현상이 과연 문제가 되는지, 그리고 문제가 된다면 어떤 점에서 문제가 되는지 등에 대한 생각은 때에 따라 달랐다. 신문 기사에서 읽어볼 수 있는 바로는, 초기(1960년대 말에서 1970년대까지)에는 재수생이 증가하는 양상을 크게 우려했다. 특히 1970년대 중반에 이르면, 1960년대 말에 취해진 '중학교 무시험 정책'과 1974학년도부터 시행된 '고교 평준화 정책'으로 인해 중등 교육 이수자들이 급격히 증가하게 된다. 그렇게 잠재적 대입 지원자들은 급증하지만, 대입정원이 그에 맞춰 증원되지는 않았기 때문에 대입 단계의 '병목 현상'에 대한 우려가 매우 팽배해졌다. 이런 상황에서 언론에는 대입 문호를 더 개방해 재수생을 줄여야 한다는 의견이 표출되는가 하면, '과잉 진학열'을 경계하는 의견도 나타난다. 재수에 따라오는 '이상 심리'가 비행과 범죄 등 사회문제를 낳고 있다는 보도들도 드물지 않게 보인다. 대체로 그 논란의 경향은 재수 현상을 막거나 줄여야 한다는 논지로 흐르고 있다.

1980년대에 이르면 대입 재수 문제를 정책의 맥락에서 논란하는 경우가 드물어진다. 1981학년도부터 적용된 '대학졸업정원제'가 가져온 효과로 보인다. 이 제도로 대입 정원이 사실상 30% 정도 늘게 되었던 바, 재수의 주요 원인으로 거론돼오던 대입의 '병목' 사태가 어느 정도 해소되었던 것이다. '진학열'이니 '일류병'이니 하는, 진학 경쟁에 관련된 비판적인 언사들이 사라진 것은 아니었지만, 재수 문제를 정책으로 해결하여야 한다고 주장하거나 그 해결을 위한 모종의 대안을 제안하는 등의 '정책적인' 문제제기는 거의 보이지 않는다. 이 시기 언론의 보도는 대입 재수 현상을 다루더라도 스치듯 건드렸고, 그 관심은 주로 대입전형제도상 재수생이 얼마나 유리할지 그리고 특정 대학(특히 서울대학교)의 전형 결과 재수생이 얼마나 합격했는지에 모아져 있었다.

1980년대 말이 되면 대입 재수생 문제는 다시 부상한다. 재수생이 누증되는 문제가 심각하다는 이야기가 돌기 시작한다. 1988학년도부터 졸업정원제가 폐기되면서 대입정원이 전보다 줄어들게 되기도 했거니와, 이전까지 '선 시험 후 지원'의 형식으로 이루어졌던 대입 지원 절차가 '선 지원 후 시험' 형식으로 바뀌게 되면서, 시험 점수를 모른 채 대학(학과)을 선택하여 지원하게 되는 결과로(곧, '전략상' 착오 가능성이 커질 수 있으므로) 재수생이 증가하게 될 것이라는 우려가 불거져 나왔었는데, 이후 실지로 재수생이 증가 추세를 보이면서 '문제'라는 인식을 유지시켰던 듯하다.

2000년대에 들어오면, 대입 재수 현상을 정책의 문제로 보는 경향은 다시 잦아든다. '5.31 교육개혁'을 통해 1996년 '대학설립 준칙주의'가 도입되었는데, 이후 신설 대학이 늘면서 대입 정원도 큰 폭으로 증가했다. 대입 문호가 충분히 개방된 상태에서는 재수와 관련해서 정책(정부)의 대응을 요구할 근거가 마땅히 없다는 인식이 생겨났던 것으로 보인다. 이제 재수 행위는 개인의 잘못이나 선택으로 빚어지는 것이지, 공적인 해결을 요구할 사안이 안 된다는 인식이 자리 잡게 된 듯하다. 이를테면, 새롭게 생겨난 '반수'라는 용어에서 짐작해볼 수 있는 것처럼,[9] 대입에 실패해서 재수하게 된다는 생각이 아니라, 원하는 대학에 입학하기 위해 전략적으로 재수할 수 있다는 생각이 일반화되고 있는 것이다. 이런 추세에서는 대입 재수를 더 이상 사회(정책) 문제로 간주하지 않게 된다.

재수 현상에 대한 우리 사회의 인식이 굴곡을 보여 오는 가운데, 정부가 그 현상을 문제로 받아들여 대책을 강구했던 정책의 시도는 광복 이후 두 번 있었다. 두 번 모두 우리 사회가 대입 재수를 심각한 문제로 논란하던 시기에 맞춰 이루어졌다. 첫 시도는 1970년대 중반에 일어났다. 이 시기는 중등교육이 팽창하면서 대입의 '병목'이 그만큼 좁아들게 됐던 때로, 재수생의 급증을 막기 위해 모종의 조치가 취해져야 한다는 분위기가 고조되고 있었다. 이런 상황에서, 1976년 1월 27일, 당시 박정희 대통령은 "문교부를 연두순시한 자리에서 「우리나라 교육에 있어 가장 큰 문제거리는 대학 시험에서 낙방한 재수생 문제인데 문교부는 앞으로 이 문제를 어떻게 할 것인가를 금년 안에 연구하라」고 지시"하면서, "「어떤 방법으로라도 해결해야 할 것」이라고 말했다"(조선일보, 1976년 1월 28일자 1면).

대입 재수생 정책을 위한 두 번째 움직임 역시 대통령의 지시에서 비롯되었는데, 1990년 1월 15일 당시 노태우 대통령은 청와대 수석비서관 회의에서 "대입 실패 고졸자 대책 수립을" 지시했다(조선일보, 1990년 1월 16일자 2면). 이 시기에도 재수 문제는 대입 문호가 줄어들 것이라는 전망 속에서 제기됐다. 1988학년도부터 졸업정원제가 폐기되고(대입 정원이 줄고) 전형제도가 '선 시험 후 지원'에서 '선 지원 후 시험'으로 바뀌면서, 재수생 수가 늘 수밖에 없다는 전망과 우려가 새롭게 일고 있었다.

9) 신문기사 검색을 통해서 확인할 수 있는 한에서는, '반수'라는 말이 2002년에 처음 나타난다.

2. Kingdon 모형의 적절성 검토

Kingdon 모형의 적절성을 검토하는 첫째 초점은 정책 과정을 '다중 흐름'(multiple streams)으로 그리는 구도에 있다. 앞(Ⅱ장과 Ⅲ장 2절)에서 정리했던 바와 같이, 정책 의제가 채택되고 그 의제에 상응하는 정책 대안이 결정되는 과정은 '정책의 창'이 열리면서 비롯되는데, 이 창이 열리기 전에 '문제'와 '정책 대안' 그리고 '정치'의 맥락이 서로 독립적으로 흐르고 있어야 한다. 대입 재수 현상에 대해 구체적으로 적용해 본다면, 대입 재수 정책이 본격적으로 논의되고 성안되는 과정에 들어서기 위해서는 사전에 세 '흐름'의 맥락이 조성돼 있어야 한다는 것이다. 부연하면, ① 재수 현상을 교육정책으로 해결해야 할 '문제'라고 규정하는 모종의 인식이나 주장들이 부침하는 흐름과, ② '재수 문제' 해결책에 해당하는 다양한 제안들이 정책안으로 채택되길 겨누며 경쟁하고 있는 흐름, 그리고 ③ 정부가 대입 재수 현상을 정책의제에 올릴지 말지에 영향을 미칠 변수가 되는 집권 정당의 이념이나 여론 동향 그리고 대입 재수 관련 조직이나 기관들(예컨대, 대학이나 학교, 사설학원 등)의 이해타산 행위 등이 요동하는 흐름이 사전에 형성돼 있어야 한다는 뜻이다. 이와 같이 Kingdon 모형이 전제하는 3중의('문제와 정책 그리고 정치') 흐름을 과연 우리나라에서 두 차례 열렸던 대입 재수 정책의 창 사례에서 확인할 수 있는지 먼저 검토한다.

앞 절에서 언급했듯이, 대입 재수 문제에 대한 첫 번 정책의 창은 1976년 1월 27일 '연두순시' 자리에서 내려진 대통령 지시를 계기로 열렸다. 이런 지시가 뜬금없이 이루어질 리는 없다. 대통령이 대입 재수 '문제'를 선구적이고도 독자적으로 포착해서 지시했을 것이라고 보는 것도 무리이다. 지시가 이루어지기 전부터 교육계나 사회 일반에 대입 재수 현상에 대한 우려가 번연하게 나돌았으리라고 짐작할 수 있다. 대입 재수에 관한 이른바 '문제 흐름'이 사전에 움직이고 있었고, 그 흐름이 정책의 창을 열게 했으리라고 짐작하는 것은 어렵지 않다.

1970년대 초반은 입학전형 제도가 급격하게 변화한 시기이다. 우리 사회에서 상급학교 진학은 으레 '점수' 경쟁을 통해 결정되어 왔다. 중학교 단계부터 진학의 문이 좁아서 진학 자체를 위한 경쟁이 치열했을 뿐만 아니라, '일류학교'를 향한 진학 경쟁도 '과열'이라고 묘사될 정도로 첨예했다. 전부터 익히 들어왔던 '교육 병폐' 논란이 계속 들끓었고, 당연히 재수생도 많이 생겨났다. 이런 진학 경쟁 판도가, 적어도 중학교와 고등학교로 진학하는 단계에서는, 1970년대 초반 급진적이게 변화했다.[10)]

먼저 중학교 입학 경쟁이 해소됐다. 이른바 무시험 추첨 배정 제도가 도입됐다. '일류' 중학교에 진학하기 위한 경쟁 틀이 해체됐고, 입학 지원자를 모두 받아들이게 되면서 중학교 진학의 문호도 활짝 개방됐다. 이에 진학 경쟁의 파고(波高)는 고입 단계로 옮겨가게 됐다. 적절한 대응책이 강구되지 않는다면 고등학교 진학 단계의 '병목'이 급격하게 조여져서, 전통적인 명문고 입학 경쟁에 더하여 고교 진학 그 자체를 위한 경쟁까지 더욱 치열해질 상황이 됐다. 쉽게 예견할 수 있었던 이 '고입 과열' 문제에 대해 이루어진 처방은 '고등학교 평준화 정책'이었다. 중학교 단계에서와 마찬가지로, 평준화 정책은 고교 서열체제를 허물어 '명문' 고교 진학 경쟁을 해소했고, 고등학교 교육 기회 자체를 확대하게 되면서 고입을 위한 일반 경쟁도 크게 완화했다.

1970년대 초반에 이루어진 일련의 중등 입학제도 개혁은 궁극적으로 대입 제도의 환경을 근본적으로 바꾸어 놓게 될 터였다. 중등 단계 취학률이 높아지면서 잠재적인 대입 지원자가 급격하게 늘어 그만큼 대입 경쟁률이 높아질 것이고, '평준화'를 통해 중등 단계에서 가라앉혀졌던 '학벌' 경쟁은 대학 입학 단계로 수렴하여 격렬하게 분출될 게 뻔한 상황이었다. 대입에 대한 일반적인 불안과 재수 확률이 높아지면서 진학 경쟁 판도의 불확실성이 사회적인 이슈가 되기에 충분했다.

1970년대 중반에 가까워지면 재수생이 누적되고 있어 문제라는 우려가 커지기 시작한다. 1974년 10월 14일 동아일보 기사는 "늘어가는 재수생"이라는 제목 아래 "갈수록 방대해지고 있는 재수생은 이제 매 가정의 고민거리에서 벗어나 사회의 고민으로 등장하고 있다"고 보도하고 있다. 1975년(11월 18일)에도 "재수생을 어떻게 할 것인가"라는 제목으로, "재수생은 증가를 거듭하고 있고 증가를 해도 기하급수적으로 늘고 있는데도 아직까지 이들에 대한 대책은 이렇다하게 마련돼 있는 것이 없다" 질타하고 있다. 교육계나 학계에서도 이 시기에 같은 문제의식을 표명하고 있었다. 1975년 당시 국무총리 기획조정실 평가교수단은 "대학에 응시했다가 실패한 재수생 수가 계속 급증하고" 있는 문제에 대한 대책을 주문했고(동아일보, 1975년 6월 5일 보도), 대한교육연합회가 발간했던 월간지 '새교육'은 1975년 4월호 '권두대담'으로 "재수생, 어떻게 할 것인가?"라는 주제를 다뤘다. 크리스챤아카데미가 발간했던 '대화'도 1975년 12월호에서 "재수생의 문제와 대책"을 다뤘다. 이때 대화모임의 취지에 대해서는 이렇게 적고있다. "늘어가기만 하는 재수생의 숫자는 사회적으로 결코 간과될 수 없는 심각한 문제이다. 그 문제와 대책을 우리 모두 중지를 모아 세워나가야 하겠다." 이와 같이 대입 재수 현상에 대한 문제 인식은 대통령

10) 변화에 대한 자세한 내용은 구경모, 신옥순(1980)과 문교부(1988) 참조.

의 대책 연구 지시가 있기 전에 어느 정도 팽배해 있었다.

1990년에 이루어졌던 두 번째 정책 시도의 경우에도 정황은 비슷했다. 당시 대통령의 대책 강구 지시가 있기 전부터 재수생에 대한 관심은 부각되기 시작했다. 특히, 1988학년도부터 '새 대입제도'[11]가 도입되는 데 따라 재수 현상이 어떻게 나타날지 관심이 고조되기 시작했다. 이를테면, 1986년 12월 12일 조선일보(10면)는 "달라지는 대학입시"라는 기획기사에서, 재수생 수 변화에 대한 진학지도 담당교사들의 전망은 엇갈리고 있다고 정리하면서도, "어쨌든... 장기적으로는 재수생이 늘어날 수밖에 없다는 데에는 모두의 견해가 일치하고 있다"고 보도하고 있다. 같은 시기에 동아일보도 "새 대입제도 첫 시행에 대한 불안감"을 언급하면서 "재수생이 급증하게 되[는] ... 후유증이 나타날 것으로 우려되고 있다"고 보도하였다(1986년 12월 2일). 바뀐 대입제도가 적용되는 1987년에 이르면 재수 행위에 대한 관심은 더 고조되어, "내년 입시부터 고득점 수험생들의... 낙방소지가 예년보다 커질 것으로 예상되고... 재수생이 급증할 것으로 보인다"는 전망이 보도되기도 하였다(동아일보, 1987년 10월 21일). 이런 보도들은 이후 "명문대의 재수생 합격률이... 급격히 늘어"난다는 기사나(동아일보, 1988년 12월 29일) "재수생이 해마다 늘어 심각한 상황"이라는 기사(동아일보, 1989년 1월 19일) 등으로 이어진다. 1990년 1월 9일자 동아일보에는 "대입 재수생 누증을 막아야 한다"는 고교 교사의 투고도 보인다. 이렇게 대입 재수생에 대한 논란이 커지는 가운데, 1990년 1월 15일 대통령은 '대입 실패 고졸자 대책'을 강구하도록 지시하였다.

두 번의 대입 재수생 정책 사례 모두에서, 대통령의 지시는 재수 문제를 정책의제로 부상시켰으며, 이때 지시는 재수생 문제에 대한 사회 관심이 달궈지는 배경에서 이루어졌다. Kingdon 모형의 구도대로 설명한다면, 대통령의 지시를 계기로 '정책의 창'이 열렸고, 그 이전에 '문제의 흐름'이 유동하고 있었다고 볼 수 있다. 그러나 이런 설명만으로는 새로울 게 없다. 정책 과정에서 특정 문제의식이 먼저 부각하고 그 해결을 위한 대책 마련이 뒤따라온다는 점은 특별한 모형을 빌려야만 설명될 수 있는 현상이 아니다. 전통적으로도 그런 구도의 설명은 일반적이었다. Kingdon 모형이 참신한 효용을 지니려면, 정책의 창이 열리기 전에 '문제 흐름'이 있었다는 사실을 드러내는 데 그쳐선 안 된다. 문제 흐름이 '대책 흐름'과 별개로 함께 움직이고 있었으며, 이 두 흐름이 정책의 창이 열린 계제에 합류한다는 사실을 드러내주어야 한다. 이때 합류란 문제 흐름에 담긴 다양한 정의(定義) 가운데 '특

11) 이때 '새 대입제도'의 요체는 졸업정원제를 폐기하고, 이전까지 '선 시험 후 지원'의 절차로 이루어졌던 전형과정을 '선 지원 후 시험'으로 바꾸는 것이었다.

정한' 어떤 것과 그 정의에 상응하는 '특정한' 해결 대안이 조합을 이루어 정책 방안으로 부상하는 것을 뜻한다. 과연 이런 현상이 우리나라 대입 재수생 정책에서 일어났는지 살피는 것이 Kingdon 모형의 적절성을 평가하는 하나의 포인트가 된다.

'문제'와 '대책'의 흐름에 관련해서 대입 재수생 정책을 조명하는 데, Kingdon 모형은 정합되지 않는다. 재수에 관련된 논의의 흐름을 살펴보면, 우선, 두 번의 정책 경우 모두에서, 문제 흐름과 대책 흐름의 독립성이 명료하게 드러나지 않는다. 당시 재수 현상에 대한 논의는, 문제를 지적하는 흐름과 대책을 제안하는 흐름으로 구분됐었기보다는, 논의가 일어나는 맥락이나 참여자들에 따라 다른 양상을 보였다. 신문 보도나 일반인들의 주장들은 대체로 재수생이 생겨나는 결과로 어떤 '문제'가 나타나는지 지적하고 우려하는 데로 모아졌던 반면, 학자들의 토론이나 논고들은 재수 행위가 왜 생겨나며 어떤 대책을 강구하는 게 바람직한지 진단하고 처방하는 데 기울어졌다. 사회 일반의 논의에서는 '대책'에 대한 논급이 거의 보이지 않으며, 학계 논의에서는 '문제'와 '대책'의 흐름이 분리되어 있지 않았다. 논의 참여자들은 자신의 문제의식에 근거해서 대책을 제안하고 있는 것이다. Kingdon이 주장하는 대로 문제 흐름과 대책 흐름이 독립된 상태에 있다가 합류하게 된다고 보기 어렵다.

구체적인 예를 보면, 첫 번의 대통령의 지시(1976년 1월 27일)가 내려지기 1년 정도 전(1975년 1월 31일), 조선일보는 '재수생의 누적현상'이라는 제목의 사설에서, 재수생의 누적적인 증가와 재수생 합격률의 증가를 문제 삼고 있다. "이것[재수생 계속 증가]만으로도 큰 사회문제가 아닐 수 없[다]"고 우려하고, "재수생의 합격률이 증가일로에 있[는]" 점은 "3년의 고교교육 만으로는 진학을 위한 충분한 면학이 되지 못한다는 회의론이 나올 수 있다"고 우려하면서, 고교교육의 '학관화'를 더욱 부채질할 것이라고 경고한다. 대책에 대해서 일반적인 언급이 없는 것은 아니지만, 결국 사설은 "재수생 문제를 정면으로 다루어 어떤 조속한 결단을 내려야 할 때임을 우리는 통감한다"고 결론짓고 있다. 두 번째 지시(1991년 1월 15일)가 내려지기 전에도 양상은 비슷했다. 신문에는 "재수생 급증... 전체 35%나 차지" 등의 제목을 가진 기사가 뜨고 있었으며(조선일보, 1990년 8월 24일 23면), "30만 명에 이르는 청소년들이 오직 대학 진학을 위해 실의와 좌절 속에서 헤매도록 한다는 것은 국가적 차원에서 보면 비생산적이고 너무나 큰 낭비이다"고 개탄하는 교사의 투고도 실리고 있었다(동아일보, 1990년 1월 9일, 10면). 언론에 비친 사회 일반의 논의에서는 구체적인 '대책들이 부유하는' 흐름을 찾아보기 어렵다.

재수생 문제에 대한 대책 논의는 주로 학자들에게 주문된 자리에서 이루어졌다. 이를테면, 1975년 당시 사회문제에 대한 토론 자리를 종종 마련했던 크리스챤아카데미가 15명의 교육계 인사들을 모아 '재수생의 문제와 대책'을 논의했을 때(대화, 1975년 12월호), 참여자들은 재수 현상과 원인을 정리하면서 대책들도 아울러 제안했다. 고등학교 단계에서 "덮어놓고 대학에만 진학하려는 폐단을... 억제"할 필요가 있다든가, 대입 시험 제도를 고치고 대입정원을 증원하는 것이 필요하다는 등의 대안들을 거론했다. 대한교육연합회가 발행했던 '새교육'에서도 대학 교수와 고교 교사를 초빙하여 "재수생, 어떻게 할 것인가"라는 제목의 대담을 진행했는데(새교육, 1975년 4월호), 여기에서는 우리 사회의 "비뚤어진 가치관"이나 "일류대학에 대한 집념" 등을 문제 삼으며, "재수생 문제의 해결은 무척 어렵다"는 전제에서, "사고방식 개조"가 필요하다든가 "졸업하면 곧장 사회에 적응할 수 있게 해야 한다"는 등의 제안을 내놓았다.

1991년의 지시 이전에도 대책 논의는 학계에서 대체로 이루어졌다. 특히 정부출연 연구기관(한국교육개발원)이 관련 연구를 수행하였는데, 그 보고서에서 당시 어떤 대책들을 논의했는지 윤곽을 찾아볼 수 있다. 이를테면, "재수생 증가요인과 실태"를 분석하거나 "고학력화 현상"을 진단하고 대책을 강구하는 연구들이 당시 이루어졌는데(김병성 외, 1985; 최영표 외, 1989), 근본적으로 '고학력' 지향 가치관이나 학력간 임금 격차와 같은 구조적인 원인에서 재수 행위가 빚어진다고 진단하며, 교육 측면에서는 진로 지도의 부실이나 입시제도의 실패가 재수의 원인이 되고 있다고 진단했다. 대책으로는, 내신 반영 기반의 대입전형 제도, 진로지도 체제 강화, 임금과 고용 구조 개선, 대학교육 기회 확대 등을 제안하고 있다.

요컨대, 두 번의 대입 재수생 정책 시도 사례에서는, Kingdon이 적시하는 '문제'와 '대책'의 흐름이 서로 '독립적으로' 흐르는 현상을 찾아볼 수 없다. 재수 현상을 문제 삼는 논의나 문제 해결을 위한 대책 논의가 사전에 이루어지는 것을 확인할 수는 있으나, 그 논의들은 '흐름'이라고 규정할 수 있을 만큼 뚜렷하고도 면면하게 이어지지도 않으며, 대책 논의가 나타나는 국면에서는 그것이 문제 논의에서 독립돼 있지 않고 서로 연계돼 있다.

Kingdon 모형에 상정되어 있는 것처럼 '문제'와 '대책' 두 흐름이 서로 구분되어 있지도 않으니, '정책의 창'이 열렸을 때 두 흐름이 합류한다는 주장도 대입 재수생 정책 사례에서는 성립될 수 없다. 합류할 흐름 자체가 없었기 때문이다. 이 점이 Kingdon 모형의 비정합성을 드러내는 둘째 포인트가 된다. 특히 이 '합류' 주장에 대해서는, 대입 재수생 정책 사례가 매우 확연한 반증(反證)이 된다. 이 사례와 관련

해서는 정책 방안의 구체화 과정이 꽤 상세하게 기록되어 있기 때문이다.

대입 재수생 정책 방안은 두 경우에 모두 정책의 창이 열린 후에야 구체화되기 시작했다. 앞에서 거듭 언급했던 것처럼, 대입 재수생 정책은 대통령의 지시에 따라 추진되었으며('정책의 창'이 열렸으며), 구체적인 대책은 대통령 지시에 따른 '정책 연구'를 통해 마련되었다. Kingdon 모형대로라면, 이미 서로 별개로 있었던 문제의 정의(定義)와 문제해결의 대안이 대통령 지시 후에 결합됨으로써 정책안으로 수렴 구성됐어야 할 것이다. 그러나 실지로 정책안은 지시 후에 비로소 시작된 정책연구를 통해 만들어졌으며, 이 과정에서 이전에 단속적이나마 있었던 논의가 미친 영향은 미미했다. 이런 사실은 대통령의 지시에 따라 발주된 정책연구가 채택했던 문제의식이나 도출했던 정책 방안들이 이전 논의에서 거론됐던 것들과 크게 다르다는 점에서 확인할 수 있다.

1976년 초 대통령의 지시가 있기 전에 있었던 논의들에서는, 학력을 중시하는 가치관이나 대입 지점에서의 '병목 현상' 등을 문제 삼았다. 대책은 자연스럽게 가치관의 전환이나 대입 문호 개방이 필요하다는 방향에서 운위되었다. 그러나 정책 방안을 구체화하는 실제 정책 과정은 그 방향에 구애되지 않았다. 당시 대통령 지시에서부터 재수 현상에 대한 문제 인식은 일반 정서와 달랐다. 대통령은 대학입학시험을 치를 기회를 거듭 허용하는 것이 문제가 아니냐는 뜻을 비쳤다. "네 번 다섯 번씩 계속해서 시험을 치르는 경우도 있다는데, 그렇게까지 시험 치를 기회를 준다는 것은 학생도 망치게 하는 것이고, 재수생이 밀리면 다음에 나오는 학생들도 경쟁이 더 심해져 문제가 더 어려워지지 않겠느냐"고 문제를 제기했다(조선일보, 1976년 1월 28일, 1면). 이런 문제 제기는, 문교부가 그 지시를 받은 당일에 "재수 연한 2년 검토"라는 정책 입장을 표명했을 정도로, 전격적이게 정책과정에 수용되었다.[12] 정책 연구에서도 이런 문제 인식은 계승되었던 바, 재수의 기회를 제한하기 위한 "삼수 감점제" 도입은 당시 정책 대안의 핵심이 되었고, 많은 논란이 따랐음에도 불구하고 결국 관철되었다. 반면, 당시 일반적으로 기대했던 대학 문호 개방의 대안은 매우 제한적으로만 반영되었다(이종재, 1980). 요컨대 Kingdon 모형이 가리키는 대로 정책 대안들이 조성되지 않았다. 재수생 문제가 정책 의제로 떠올랐을 때, 그 문제를 해결하기 위한 대안들은 사전에 흘러오던 '문제와 대책의 흐름'이

12) 대통령의 지시를 받고 문교부가 특정한 방향의 정책을 표방했다는 해석은 사실과 다를지 모른다. 대통령의 지시와 문교부의 실무 방향이 사전에 조율됐거나 교감됐을 가능성이 있다. 사실 대통령 지시가 있던 날 교육부는 "재수생 누적 방지" 방안을 검토하고 있다고 보고했었다. 어느 경우이든, 당시 정부가 재수생 문제를 사회 일반의 인식과는 매우 다르게 정의했다는 사실은 확인된다.

조합되는('쓰레기통'에서 함께 건져 올려지는) 양상으로 만들어지지 않았던 것이다. 오히려 기존 흐름을 거슬렀다고 볼 수 있을 정도로 다르게, 다분히 대통령(또는 정부)의 지시에 맞춰, 문제와 대책을 규정하는 양상으로 정책이 추진되었다.

이와 같은 양상은 1990년의 사례에서도 확인할 수 있다. 이때에도 대통령의 지시는 재수 현상에 대해 사회 일반의 생각과는 거리가 있는 문제의식을 담고 있었다. 당시 보도에 따르면(조선일보, 1990년 1월 16일자 2면), 대통령은 "대학진학에 실패한 고교 졸업생이 50만 명에 이르고 있다는 사실은 ... 심각한 문제"라고 지적하면서, "외국처럼 인문계고교에서의 취업교육을 대폭 강화하는 등 고교교육체제를 보강"하도록 지시했다. 당시에는 재수 현상에 관련하여 우리 사회의 학력 위주 가치관이나 학력 차별적인 임금구조를 근본적인 원인으로 지목하고 있었고, 교육 측면에서 대학교육 기회가 제한됐거나 진학지도가 부실한 점 등을 문제 삼고 있었다. 그러나 대통령은 이런 인식을 수용하지 않았다. 재수라는 개념 자체를 달리 규정했다. 재수생이라는 용어 대신에 '대학진학에 실패한 고교 졸업생'이라는 표현을 사용했고, 대책에 관련해서도 대학이나 대입에 대해 언급하지 않고 '고교교육체제 보강'을 주문했다. 대통령의 지시에 담겼던 이런 정향성(定向性)은 문교부가 지시에 관련해 발주했던 정책연구의 제목('고등학교 교육체제와 운영의 개선에 관한 연구')에도 그대로 반영되었으며, 정책안 구안도 결국 그런 방향에서 이루어졌다(이종재 외, 1990).

정책 '문제'나 '대안'의 흐름이 '정치' 흐름의 호기를 만나 서로 결합하게 되고 실질적인 정책으로 이어지게 된다는 Kingdon 모형의 또 다른 전제도, 대입 재수생 정책에서는 수긍할 만한 증거를 찾아보기 어렵다. 이 점이 모형의 적절성을 검토하는 세 번째 포인트이다. 재수생 대책을 위한 두 번의 지시가 이루어지던 시기에 특별한 정치적 사건이나 변화가 없었을 뿐만 아니라, 이목을 끌만한 교육적인 사건도 없었다. 다만, 앞에서 거듭 확인하게 됐던 것처럼, 이전에 실행됐던 교육정책(고등학교 평준화 정책, 대학 졸업정원제 폐지 등)의 여파로, 재수생이 누적되고 증가할 것이라는 전망만은 확실하게 실감할 수 있는 상황이었다. 모종의 대책이 필요하다는 인식이 사회 일반에 팽배해 있었던 바, 이런 상황이 대통령의 대책 강구 지시를 이끌어 냈다고 보는 데는 큰 무리가 없어 보인다. 그러나 Kingdon 모형이 강조하는 것처럼 '정책의 창'이 열리는 데 불확실성이 크게 작용한다는 점을 입증하는 사례로 보기에는 무리가 크다. 적어도 대입 재수생 정책 사례에서는, 교육정책의 경로에서 합리적으로(적어도 대입제도 변화를 감안할 때) 예상할 수 있는 상황에서 정책의 창이 열렸다고 보는 게 더 적절할 것이다.

이러한 맥락의 연장에서, '정책주도 인사'들의 개입에 대한 Kingdon 모형의 강조도 설득력을 잃는다. 대입 재수생 정책 사례에서 정책주도 인사라고 구분할 만한 사람들로는 대통령이나 장관(또는 정부 관료) 그리고 대안들을 모색하는 데 참여한 학자들이나 연구원 등이 있다. 어떤 면으로든 이들이 정책에 영향을 미쳤으리라는 점에서 '정책주도 인사'의 역할을 했다고 우길 수는 있겠지만, Kingdon이 그 개념을 만들면서 드러내려고 했던 것처럼, 그들이 모종의 이해관계 바탕 위에서 집요하게 "자신의 자원(시간, 에너지, 위신, 돈)을 동원하며" 특정 정책을 관철하려고 했던 사람들이라고 보기는 어렵다. 대통령이나 장관 등은 Kingdon이 기술하는 정책주도 인사로 분류할 수도 있겠지만, 다른 인사들은 대통령이나 정부의 지시나 요청에 소극적으로 응하거나 주어진 학술 기회에 개인적인 견해를 피력하는 정도의 역할을 했을 뿐이다. 이들이 자신의 정책의제를 품고 적극적으로 그것을 관철시키기 위한 방도를 모색하고 있었다고 보기는 어려우며, 정책 방향을 특정하게 움직일 정도로 영향력을 행사한 경우도 찾아볼 수 없다. 적어도 대입 재수생 문제를 다뤘던 두 번의 정책에 관한 한, 정책주도 인사의 역할을 Kingdon 모형에서처럼 부각시켜 인정할 만한 사례가 있었다고 보기 어렵다.

Ⅴ. 맺음말

우리나라 대입 재수생 문제를 다룬 두 번의 정책 사례를 기술하고 분석하는 데 Kingdon 모형을 적용하는 것은 적절하지 않다고 판단된다. Kingdon 모형의 구도를 빌려 재수생 정책 사례를 기술한다면, 그 정책은 사실 이상으로 민주적인 과정을 거쳐 이루어진 것으로 묘사될 것이다. 이를테면, 정책 방안은 사회 저변에서 조성된 의견들을 바탕으로 구축되었던 것처럼 묘사되고, 정책이 가동됐던 계기는 모종의 정치적 역동에 따라 마련되었던 것으로, 그리고 특히 '정책주도 인사'들의 개입이 크게 영향을 미쳤던 것으로 묘사될 수 있다. 작위적으로 구성해본다면, 재수생이 증가되는 상황에서 사회의 우려가 팽배해졌고, 때맞춰 학자들은 문제 해결을 위한 대안들을 제안하고 있었는데, 재수생의 규모나 증가율과 같은 지표들이 악화되면서 정부는 재수생 문제를 정책의제로 채택하게 되었고, 당시 상황에 부합했던 특정 문제 인식과 대안이 이런 계기에 결합을 이루어 실제 정책안으로 발전하고 시행되었다는 식의 기술이 이루어질 수 있다. 그러나 이런 기술은 우리나라 실제 사례의 전제성(專制性)을 숨긴다.

검토를 통해 확인했듯이, 대입 재수생 정책에서 '문제'의 정의는 대통령의 지시나 정부의 연구 발주를 통해 하달하듯 이루어졌고, 정책 방안의 결정도 그런 관제적 정의에 조응하도록 이루어졌다. 대통령이 재수 기회를 몇 번이고 허용하는 것이 문제라고 지적하자 삼수(三修) 이상에 감점하는 방안을 마련했고, '인문계'가 지배적인 고교체제 때문에 '대입 낙방생' 문제가 심각해진다고 지적하자 '실업계'를 키우기 위한 고교체제 개선 방안 방안을 마련했다. 재수생 문제를 정책의제로 채택한 계기는 사회적인 발원에서 왔을지 모르지만, 실제 정책의 과정이나 결과에는 사회의 인식이나 기대가 크게 반영되지 않았다. Kingdon 모형은 이런 우리 정책의 실체를 드러내는 데 한계가 있다.

Kingdon 모형에 맞추어 우리의 정책을 분석할 경우에는, 또, 우리 사회 정책 담론의 조직이나 전문성에 대해서도 과장하게 될 것이다. Kingdon 모형은 '정책대안' 흐름의 독립성을 강조함으로써, 사회내 다양한 조직이나 기구 또는 집단들이 쟁점 사안들마다 나름의 대안을 준비하고 경쟁하고 있는 사태를 상정한다. Kingdon 모형이 만들어지는 바탕이었던 미국의 보건이나 교통 부문에서는 충분히 전제할 수 있을 법한 상황이다. 미국의 그런 정책 부문에서는, 이해 집단이나 시민사회단체 그리고 이념을 달리하는 여러 싱크탱크 등이 자신들의 이해에 부합하는 대안들을 만들어 놓고 그것을 관철시키기 위해 부단히 '로비'하고 있을 수 있다. 심지어 로비스트들이 고용되고 동원되어 '정책주도 인사'의 기능들을 수행하고 있을 수도 있다. 그러나 우리나라 교육 부문에서 이런 경우를 상정하는 것은 무리이다. 적어도 이 논문에서 사례로 삼았던 재수생 문제와 관련해서는, 그런 대안 논의의 맥락이 조성돼 있지 않았다. 정책 대안 논의는 '정책의 창'이 열리기 전에 이미 무르익었던 것이 아니라, 창이 열린 후에야, 그것도 정부의 주도로 동원된 '전문가'들을 통해 이루어졌다.

요컨대 외국의 정책분석 모형을 조건 없이 차입하여 우리 정책을 분석하려고 시도한다면 정책의 실체를 왜곡하여 드러낼 위험이 크다. Kingdon 모형의 경우에, 그것은 미국의 정치 사회적 맥락을 반영하고 있을 뿐만 아니라, 의료나 교통과 같이, 쟁점이 일상적으로 외현될 수 있고 그래서 이해 대립도 다변적으로 첨예하게 발달할 수 있는 부문에서 적실성을 가질 수 있을 것이다. 우리나라 교육 정책에 대해서 그런 모형을 적용하는 것은, 우리나라 정치적 현실이나 교육 부문의 비가시성을 감안할 때 적절해보이지 않는다. 물론, 문제의 성질이나 정책 시기를 달리하여 검토했을 경우에 다른 결론을 내리게 될 수도 있을 것이다. 이를테면 민주화가 크게 진전을 이룬 오늘의 시점에서, 사회적인 논의나 의견 대립이 매우 활발한 대입제도

문제에 관련해서 Kingdon 모형을 적용한다면, 재수생 정책을 사례로 삼은 여기에서의 경우와 다른 결론을 내리게 될지 모른다.[13] 그러나 이런 경우에도, 기존의 분석모형을 조건 없이 차용하는 것은, 사전에 당연히 검토해야 할 전제들을 맹목적으로 받아들이는 꼴이 된다. 특정 모형을 기계적으로 적용하는 정책분석의 관성을 버리지 않으면, 정책분석을 기반으로 정책 발전을 도모하려는 시도가 무의미해진다.

하나의 분석모형을 그것이 생겨난 본디 맥락에서 벗어나 다른 조건에서 분석의 틀로 채용할 때, 이른바 '억지 맞춤'(forcing a fit)의 위험이 있다는 지적은 이제 고전적인 것이 돼있다(Wilder, 2017). 하나의 분석 모형은, 그것이 합당한 것이건 합당하지 못한 것이건, 일단 채용되면, 그것을 통해 볼 수 있는 것만이 정책의 실제 모습이고 또 전부인 것처럼 윤곽과 지평 자체를 제한한다. 실제 정책에 그 모형으로 포착해내지 못하는 다른 양상이 있음에도 불구하고, 마치 그 모형에는 그런 사각(死角)이 있을 수 없는 것처럼 정책을 규정하게 된다. 정책을 사실 그대로 보게 되는 것이 아니라 모형에 맞는 것만 보게 되는 꼴이 되는 것이다. 정책을 바르게 기술하고 분석하려면 무엇보다도 분석 모형을 합당하게 채택해야 한다.

13) 이런 가능성도 커 보이지는 않는다. 교육정책을 분석하는 최근 논문들의 한계를 정리하면서도 보았듯이(Ⅲ장 1절), 최근 분석에서도 한국 교육정책에는 '정치적인 요인'이 절대적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이런 현상은 민주화의 결과로 다른 요인들(시민사회, 이익집단, 학계, 시민의 결집 등)의 영향력이 정치 요인에 필적할 만큼 커졌는데도 불구하고 나타나는 것이라고 보기 어렵다. 우리나라에서 교육정책은 여전히 정부 주도로 이루어지고 있다는 사실을 반증하고 있다고 보아야 할 것이다. 외양만 보면, 정부가 늘 여론을 의식한다는 점에서, 교육정책이 민주적으로 수립된다고 평가할 수도 있다. 그러나 한국 사회에서 여론 반영은 Kingdon이 주장하는 것처럼 다양한 문제와 대안 가운데 어떤 조합이 우발적이고도 비합리적이게 채택되는 양상을 띠지 않는다. 한국 사회에서는 정권을 노리거나 유지하려는 세력이 여론의 향배를 살펴 정책의제를 설정하는 데서(예컨대 대선후보가 공약을 내거는 데서) 정책의 창이 열리는 게 일반적인 일이다. 이런 조건에서 만들어지는 한국의 교육정책을 두고 그 과정을 분석할 때, 정치 요인이 결정적이라고 파악되는 건 당연해 보인다. 그러나 이때 결과는 정치 부문의 전제(專制)를 보여주는 것이지, Kingdon 모형이 가정하는 것처럼, 대등한 여러 요인이 각축한 결과를 보여주는 것이 아니다. 그리고 한국에서는 정책의 창이 열릴 시점을 예측하는 것도 크게 어렵지 않다. 대선이나 총선의 시기가 지나면 바로 정책의 창이 열릴 것이라고 예상해서 크게 틀리지 않을 것이다. 적어도 여론이 주목하는 사안들에 대해서는, 공약을 이행하기 위한 정부 움직임이 시작될 것이기 때문이다. 예측 불가능성을 강조하는 Kingdon 모형은 이런 점에서도 한국 상황에 대해 적절하지 못하다.

참고문헌

공병영·이상돈. (2015). “외국어고등학교 정책 변동 과정 사례 분석.” 「교육행정학연구」, 33(1): 203-227.

교육부·한국교육개발원. (1997). 「통계로 본 한국교육의 발자취」. 서울: 청운기획.

구경모·신옥순. (1980). “중등학교 입시제도의 변천사.” 「행동과학연구소 연구노우트」, 9(2).

김병성 외. (1985). 재수생 증가 요인과 실태 분석. 서울: 한국교육개발원.

김보엽. (2008). “한국 사학정책의 변동 요인 및 과정 연구.” 「교육행정학연구」, 26(3): 1-23.

김시진·김재웅. (2012). “Kingdon의 정책흐름모형에 의한 대학등록금 부담완화정책 분석” 「교육행정학연구」, 30(3): 181-203.

남궁근. (2012). 「정책학(제2판)」. 경기도 파주시: 법문사.

대화. (1975). 대화모임: 재수생의 문제와 대책. 12월호, 62:4-28.

동아일보. (1976). “재수생 대책 세우라” 「동아일보」, 1.28:1.

문교부. (1988). 「문교40년사」. 서울: 대한교과서주식회사.

박소영·김민조. (2012). “Kingdon의 다중정책흐름 모형을 활용한 수석교사제 정책 분석.” 「교육행정연구」, 30(4): 149-171.

새교육. (1975). “권두대담: 재수생, 어떻게 할 것인가.” 4월호27(4호): 12-18.

신현석·남미자·이경옥. (2013). “다중흐름모형을 활용한 ‘학교폭력 예방 및 대책’의 정책 변동 분석: 법률 시행령 분석을 중심으로.” 「교육행정학연구」, 31(4): 199-225.

이종재. (1980). 「한국교육의 정치경제학 서설: 재수생 문제상황, 대책, 접근방법에 대한 재음미를 중심으로」. 서울: 도서출판 만조.

이종재 외. (1990). 「고등학교 교육체제와 운영의 개선에 관한 연구」. 서울: 문교부.

정정길 외. (2011). 「정책학원론(개정증보 3판)」. 서울: 대명출판사.

정제영·이희숙. (2015). “Kingdon의 정책흐름모형을 활용한 외국어고 정책 분석: 2004-2013을 중심으로.” 「교육행정학연구」, 33(2): 85-104.

「조선일보」. (1976). “재수생 대책 연내 연구토록.” 「조선일보」, 1.28:1.

_____. (1976). “재수연한 2년 검토.” 「조선일보」, 1.28:7.

_____. (1990). “대입실패 고졸자 대책 수립을.” 「조선일보」, 1.16:2.

최성락·박민정. (2012). “Kingdon 정책흐름모형의 적실성에 대한 연구.” 「한국정책연

구」, 12(1): 119-137.

최영표 외. (1989).「고학력화 현상의 진단과 대책: 재수생과 대졸 실업 문제를 중심으로」. 서울: 한국교육개발원.

Birkland, T. A. (2011). *An introduction to the Policy processes: theories, concepts, and models of public policy making(third edition)*. New York: M. E. Sharpe, Inc.

Cohen, M. D., J. G. March.& J. P. Olsen. (1972). "A garbage can model of organizational choice," *Administrative Science Quarterly*, 17(1): 1-25.

Jones, M. D. et al. (2016). "A river runs through it: a multiple streams meta-review," *Policy Studies Journal*, 44(1): 13-36.

Kingdon, J. W. (2003). *Agendas, alternatives, and public policies(2nd edition)*. New York: Edison-Wesley Educational Publishers Inc.

Rawat, P. & J. C. Morris. (2016). "Kingdon's "streams" model at thirty: still relevant in the 21st century?" *Politics & Policy*, 44(4): 608-638.

Sabatier, P. A. & C. M. Weible ed. (2014). *The theories of the policy processes (third edition)*. Colorado: Westview Press.

Sartori, G. (1970). "Concept misformation in comparative politics," *The American Political Science Review*, 64(4): 1033-1053.

Wilder, M. (2017). "Comparative public policy: origins, themes, new directions" *Policy Studies Journal*, 45(S1):S47-S66.

Zahariadis, N.(2014). "Ambiguity and multiple streams. pp. 25-58 in Sabatier, P. A. and C. M. Weible ed. The theories of the policy processes (third edition)." Colorado: Westview Press.

강태중(姜泰重): 주저자. 서울대학교와 University of Wisconsin-Madison에서 교육학을 공부했고, 현재 중앙대학교 교육학과에서 일하고 있다. 학교교육에서의 정의, 정책담론의 왜곡, 학교의 기원 등에 연구 관심을 두고 있다. (tjgahng@cau.ac.kr)

김승배(金扑倍): 참여저자. 중앙대학교에서 석사 학위를 마치고 Indiana University Bloomington에서 교육정책으로 박사과정 중에 있다. 주요 관심분야는 교육 정책이 학생들의 교육경험에 미치는 영향, 정책과 교육기회, 학교효과 등이다. (sk103@iu.edu)

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *177-209*

일선 경찰공무원의 행복 영향 요인 연구: S시 근무 경찰공무원을 중심으로

임혜경·하태수·박은순

본 연구는 자치경찰 시대를 맞이하여 국민의 안전 및 행복과 밀접한 경찰공무원의 행복을 연구하였다. S시 소재 경찰서 및 지구대 근무 경찰공무원을 대상으로 설문조사를 실시하고 결과를 분석하였다. 종속변수인 경찰공무원의 행복은 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감 3가지로 측정하였다. 주관적 안녕감에 긍정적인(+) 유의미한 영향을 미친 요인은 일(직업)만족, 가족안정, 긍정적 정체성 등이다. 심리적 안녕감에 긍정적(+) 영향을 미친 요인은 일(직업)만족, 긍정적 정체성, 성차별 인식, 생활여건 등이고, 학력은 부정적인(-) 영향을 미쳤다. 한 가지 흥미로운 것은 성차별 인식과 관련해 성차별이 존재한다고 인식할수록 심리적 안녕감이 높게 분석되어 경찰공무원의 성차별에 대한 문제인식이 낮은 점이다. 전반적 행복감에 긍정적(+) 영향을 미친 요인은 일(직업)만족, 긍정적 정체성 등이고, 학력은 부정적인(-) 영향을 미쳤다. 정부는 경찰공무원으로서의 신분과 일에 대한 자긍심을 높이며, 경찰공무원의 조직관리 면에서 가족관계 및 가족유지를 위한 복지를 강화하고, 긍정적 정체성을 가질 수 있도록 정서적 훈련 및 문화를 조성할 필요가 있다. 또한 경찰조직의 성차별 인식 개선을 위하여 성인지 교육 등 성평등 문화 개선을 위한 노력이 장기적으로 추진될 필요가 있다고 사료된다.

[주제어: 경찰공무원, 심리적 안녕감, 주관적 안녕감]

Ⅰ. 서론

지난 2019년 3월 UN이 발표한 '2019 세계행복보고서'에서 한국의 행복지수는 10점 만점에 5.895점으로 세계 54위였으며 지난해 57위(5.875점)보다 3계단 상승했다. 1위 국가는 핀란드이며, 덴마크, 노르웨이 순으로 북유럽국가들의 행복지수가 높았다. 보고서에 따르면 전 세계적인 경제 성장에도 불구하고 행복도는 전반적으로 후퇴하는 양상이며, 이는 경제적 부가 행복의 유일한 척도가 아니라는 것을

논문접수일: 2019.08.31, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.30, 게재확정일: 2019.09.30

반증한다(매일경제, 2019.03.21).

1974년 이스털린(Easterlin)이 나라간 비교를 통해서 경제적 부가 행복의 유일한 결정요인이 아니라는 점을 발표하면서 국민의 행복을 추구하는 현대 국가들은 행복지표 개발을 위해 노력하고 있다. 부탄은 GNP(국민총생산) 또는 GDP(국내총생산) 중심의 삶의 질 측정에서 벗어나 국민총행복(GNH) 개념을 만들어 국민 행복을 연구하였다. '나라의 발전과 성장이 국민의 행복으로 이어져야 한다'는 믿음으로 행복을 가장 중요한 국가목표로 삼고(사이토 도시야 외, 2009: 23), GNH의 국정운영 철학을 실천하기 위한 지표로서 '심리적 웰빙', '건강', '시간사용', '교육', '문화적 다양성', '굿거버넌스', '공동체 활력도', '생태학적 다양성·회복력', '생활수준' 등 9개 지표를 관리하고 있다.

국민행복이 정부가 추구해야 할 가치라는 것에 누구도 이의를 제기하지 않겠으나 근대화와 경제성장, 정치적 민주주의라는 현대사를 경험한 우리사회에서 아직까지도 경제발전이 삶의 질의 최우선이라는 인식이 지배적이다. 앞으로는 경제성장 위주 정책을 초월하여 국민의 삶의 질과 행복을 체계적으로 관리할 필요가 있다(한준, 2015: 67-68).

정부를 연구하는 행정학계에서 행복이란 주제에 대한 관심은 높지 않다. 세계적으로 심리학과 경제학 분야에서 1970년대부터 행복을 연구하기 시작해 1980년대 연구가 본격화하였고, 국내에서도 경제학, 사회학, 심리학 등의 학문에서 2000년대 이후 행복 연구가 증가하는 반면 행정학 분야에서 행복에 대한 관심은 상대적으로 소극적이었다(구교준 외, 2014: 325-326).

정부는 국민의 행복을 최우선으로 추진하기 위한 일환으로 일선에서 시민을 만나고 시민에게 직접적으로 행정 서비스를 제공하는 공무원의 행복에 관심을 가져야 한다. 직장인들의 행복감은 감정적 생활만족, 경험적 생활만족, 직무만족, 직무자세, 성취감, 자신감 등에 긍정적인 영향을 미치며(김수연 외, 2013), 직장인들의 주관적 행복감은 '정서적 스트레스'와 '업무적 스트레스'를 상쇄할 수 있다(이임정, 2010). 공무원은 민간기업종사자들보다 주관적 삶의 질이 전반적으로 낮으며(김미숙 외, 2000; 김현정, 2018), 민간 직장인들에 비해 경제적 행복감도 낮은 것으로 연구되었다(현대경제연구원, 2014: 5).

특히 경찰공무원은 행정공무원과는 달리 위험하고 돌발적인 업무를 하며, 일반인들이 자주 접하지 않는 사망, 심각한 신체훼손 등의 사건을 자주 접하는 직군이다(이정훈, 2010; 이옥정·지영환, 2010; 공강석·하승수, 2015). 범죄예방, 범죄자의 체포·조사, 시위진압, 법규위반 행위 단속, 순찰, 민원업무 처리 등의 과중한 업무

를 수행하고 있으며(박주상, 2010), 1년 365일 동안 24시간 교대근무체제를 유지하고 있어 신체적·정신적 건강에도 부정적이다(공강석·하승수, 2015; 박주상, 2010). 2013년 경찰복지 실태조사에서 행복하다고 응답한 한국인은 63.8%이지만 경찰공무원은 52.4%만이 행복하다고 응답하여 전반적으로 경찰공무원의 행복감이 일반 한국인들보다 낮은 것으로 조사되었다(한국능률협회컨설팅, 2013).

경찰공무원의 직무스트레스가 과중할수록 경찰공무원의 업무효율성과 직무만족감은 저하되며, 지역의 범죄율은 시민의 행복에 부정적인 영향을 준다(조준택 외, 2016; 김순양 외, 2002: 124). 정부는 일선 경찰공무원의 행복을 관리함으로써 시민의 행복증진에 기여할 필요가 있다. 특히 문재인 정부에서는 생활안전·여성청소년·교통 등 주민밀착형 민생치안 활동을 지방으로 배분하는 등 단계적으로 자치경찰제를 도입할 계획으로(자치분권위원회, 2018), 일선 경찰공무원의 행복은 주민의 삶과 좀 더 밀접해질 것이다.

본 연구의 목적은 경찰공무원의 행복 증진을 위하여 경찰공무원의 행복 결정요인이 무엇인지 연구하는 것이다. 연구목적 달성을 위하여 일선 경찰공무원을 대상으로 설문조사를 실시하였으며 결과를 분석하여 경찰공무원의 행복 영향요인은 무엇인지 논의할 것이다.

Ⅱ. 이론적 논의 및 분석틀 구성

1. 행복에 관한 논의

1) 행복의 개념

일반적으로 행복이란 인간다운 삶을 영위해 나가는데 필요한 경제적 비경제적 환경의 적정성과 이를 포함한 삶 전체의 만족도이다(김선아 외, 2018:5). 행복은 주관적 안녕, 삶에 대한 만족이나 몰입, 삶의 질, 기쁨, 쾌락, 전반적인 생활의 좋은 상태가 지속되는 것 등 다양한 용어로 표현되어 왔다(문승연 외, 2013: 39; 변미리, 2015).

행복을 단일차원의 개념으로 단순하게 정의하기 어렵지만(구교준 외, 2015: 98), 행복에 대한 접근은 두 가지 측면으로 구분할 수 있다. 하나는 행복을 즐겁고 만족스러운 감정 상태로 정의하는 입장이며(이민정 외, 2013: 7; 박수호 외, 2013: 365),

다른 하나는 행복을 궁극적인 자기실현의 상태로 보는 입장이다. 전자는 행복은 쾌락으로부터 기인하여 좋은 삶이란 육체적·정신적 쾌락을 추구하고 얻는 삶이라는 쾌락주의 접근이며, 후자는 자기실현의 접근으로 좋은 삶이란 진정으로 의미 있고 가치 있는 삶을 추구하는 과정이라는 철학에 기초한다(구교준 외, 2015).

쾌락주의적 관점의 행복 개념을 소개한 디너(Diener, 1984)는 행복을 주관적 안녕감으로 정의하였다. 주관적 안녕감은 개인이 느끼는 삶의 만족감, 긍정적 감정의 존재와 부정적인 감정의 결여 상태로 정의되며 쾌락은 단순한 수준의 육체적 또는 정신적 쾌락만은 아니며 목적달성에 따른 성취감 등도 포함하는 개념이라고 설명하였다(Diener et al., 1998: 구교준 외, 2015: 101-102).

자기실현에 기초한 행복 개념은 심리적 안녕감이다(구교준 외, 2015; 107). 심리적 안녕에서 행복은 개인이 가진 잠재력을 실현해 나가는 과정에서 끊임없이 노력을 통해 얻어지는 성장과 발전, 그리고 이로 인한 심리적 만족감을 의미한다(Ryff, 1995; Ryff&Singer, 2008; 구교준 외, 2015: 107). 진정한 행복은 사람마다 자신의 긍정적 성품을 발견하여 일과 사랑 그리고 놀이, 자녀교육과 같은 중요한 삶의 영역에 활용함으로써 만족감과 행복감을 경험하는 것이다(Seligman, 2002). 센(Sen)은 역량 개념을 통해 행복을 체계적으로 이론화하는데(구교준 외, 2015: 107-109), 역량은 실제로 이루어지지 않았지만 개인의 선택에 의해 달성할 수 있는 삶의 기능의 집합이다. 기능이란 개인이 인간으로써 삶을 영위하거나 사회적 가치를 부여하는 상태나 활동으로 개인의 잠재적 가치를 극대화하는 과정을 중시한다(이내찬, 2012: 8-9; 구교준 외, 2015:109; 구교준 외, 2017: 187).

2) 행복의 측정

초기 연구들은 행복을 국내총생산(GDP)과 같은 경제적 지표를 통해 측정하였다. 경제적 수준이 높아지면 행복해진다는 믿음을 가지고 1인당 GDP(국내총생산)와 같은 소득 중심의 투입을 행복과 동일시하는 지표로 사용하였다. 하지만 경제성장이 곧 국가의 행복을 증진시키지 않는다는 비판이 거세지면서 현재는 국가의 경제수준을 행복수준으로 동일하게 간주하지는 않는다(오민지 외, 2017: 492). UNDP의 인간개발지수(Human Development Index, HDI)가 대표적인 소득 중심의 객관적 행복 척도로서, HDI는 소득수준, 예상수명, 교육 정도 등을 측정한다.

그렇지만, 이스털린(1974)의 연구를 통해서 국내총생산(GDP)의 상승에도 불구하고 국민들의 행복감 수준이 거의 변화하지 않았다는 점이 밝혀지면서 행복을 1인

당 GDP 같은 경제중심의 객관적 지표가 아닌 감정적이고 주관적인 지표로 측정할 필요성이 제기되었다. 이스털린(1974) 이후 심리학, 경제학, 사회학 분야의 학자들은 삶에 대한 주관적 만족(행복)을 통해 행복을 측정하고자 노력하였다(구교준 외, 2015: 105). 주관적 행복 측정 척도 개발에 기여한 학자는 디너(Diener)이다. 주관적 안녕감(subjective well-being)의 핵심요소는 인지적 삶의 만족감, 빈번한 긍정적 정서, 낮은 빈도의 부정적 정서이다(Diener, 1984). 주관적 안녕감의 개념은 지금도 가장 많이 사용되는 개념으로, 국내에서 서은국·구재선(2011)이 주관적 안녕감을 9개 문항으로 축소하여 개발한 단축형 행복척도(COMOSWB)가 널리 활용된다. 단축형 행복척도는 서양에서 개발된 정서 측정 지표들이 한국인의 정서와 다른 점과 문항수가 너무 많은 문제를 해결하고자 개발되었으며, '삶의 만족', '긍정적 정서 ', '부정적 정서' 3가지를 측정한다(서은국 외, 2011).

주관적 안녕감 척도는 소득 중심의 객관적 척도의 문제점을 극복하는 장점이 있지만, 행복의 쾌락적 측면만을 측정하는 한계가 있으며, 제3세계의 체념적 삶의 만족도를 행복으로 보는 문제를 해결하지 못한다(하태수, 2019). 쾌락적 행복의 접근을 비판하며 등장한 개념은 심리적 안녕감이다. 심리적 안녕감은 의미와 가치를 추구하는 과정에서 느끼는 자기성장감과 자기발전감에 기인한 행복을 측정한다. 심리적 안녕감으로 널리 이용되는 척도는 Ryff & Singer(2008: 20-25)의 6가지 문항으로, '자신의 장단점에 대한 만족', '주변 사람들과의 관계', '새로운 도전을 통한 잠재력 실현', '인생의 목표', '주변의 기회 활용', '자기만의 결정 기준' 등으로 구성되어 있다.

한편, 주관적 안녕감과 심리적 안녕감은 이전의 행복 척도가 가진 한계를 극복하면서 사용되고 있으나 설문문항수가 많아서 설문 조사 응답자들이 성실하게 답변하지 않아 결측치가 발생하는 문제가 있다. 이에 단일 문항으로 행복을 측정하기도 한다. 단일행복척도(World Value Survey)는 단일문항으로 "모든 것을 고려할 때, 당신은 어떻다고 생각하십니까?" 또는 "귀하는 요즘 행복하십니까? 아니면 행복하지 않으십니까?"라는 단일 문항으로 질문한다(이현국 외, 2014; 하태수, 2019). 행복을 단일문항으로 측정해도 복수문항으로 측정한 경우와의 상관관계가 높으며, 신뢰성과 타당성에도 문제가 없다(Abdel-khalek, 2006; 이현국 외, 2014: 305에서 재인용).

3) 일선경찰공무원의 행복

경찰은 범죄예방, 범죄자의 체포·조사, 시위진압, 법규위반 행위 단속, 순찰, 민원업무 처리 등 한정된 인적·물적 자원을 바탕으로 과중한 업무를 수행하는 특징이 있다(박주상, 2010). 경찰공무원은 일반공무원과는 상이한 업무환경에 있다. 일반적으로 위험한 환경에서 업무를 수행하고, 대체로 법규위반자들을 상대하므로 일반공무원에 비해 업무수행과정에서 좀 더 높은 직무스트레스를 겪는다(김순양 외, 2002).

선행연구에 따르면 직무만족, 직무스트레스는 경찰공무원의 행복감, 삶의 질에 영향을 준다(박주상, 2010; 공강석·하승수, 2015). 스트레스는 외부의 물리적 정서적 자극이나 영향에 의해 개인의 신체적 정서적 반응이다. 일선 경찰관들은 오래전부터 스트레스를 겪어 왔지만 크게 개선되지는 못하고 있으며, 경찰공무원의 직무스트레스는 주관적 행복감에 부정적인 영향을 주는 요인이며(공강석·하승수, 2015), 경찰공무원의 직무스트레스는 고객지향성에 부(-)의 영향을 미친다(박주상, 2012).

특히 치안서비스 접점에서 활동하는 일선의 경찰공무원들은 다양한 민원인들을 접하면서 불필요하고 과도한 요구사항, 모욕적인 언행을 하는 시민을 응대하게 되므로 감정을 조절 하고 친절히 응대해야 하는 스트레스가 쌓이는 힘든 감정을 경험한다(박주상, 2012). 한국종합사회조사(2011)에서 행복하다고 응답한 한국인은 68.32%인 반면, 경찰공무원 중에서 행복하다는 응답자는 52.47%에 불과하고, 특히 계급에 따른 행복감의 차이는 일선경찰의 행복감이 가장 낮고, 초급간부, 중고위간부로 갈수록 증가한다(한국능률협회컨설팅, 2013).

한국경찰공무원의 직업에 대한 회의와 이직이유에 따르면 경찰공무원이 직업에 회의를 느낀 가장 큰 이유는 경찰의 낮은 사회적 지위와 열악한 근무여건이고, 직업을 그만 둘 생각에 대한 이유는 낮은 보수, 과중한 업무부담 등이다(안지현 외, 2011).

그렇지만 경찰공무원의 외상후 스트레스장애 증상에 관한 연구에 의하면 경찰공무원의 외상후스트레스는 외상성 사건에 의해서만 유발되기보다 다양한 개인 내적 및 환경적 요소에 의해 영향을 받는다(한보람 외, 2014: 533). 즉 경찰공무원의 행복에는 직업적 요인뿐 아니라 개인적, 환경적 요인이 작용한다.

2. 행복 결정 요인에 관한 논의

1) 국가 수준의 행복 결정 요인

소득은 행복의 필요조건일 뿐 충분조건은 아니다(Easterlin, 1974; 1995; 2001). 일정 소득수준을 달성한 국가에서는 경제적 요소보다 비경제적 요소가 더욱 중요한 요소이다(Easterlin, 1995: 2001; 김선아 외, 2018). 그렇지만 소득과 행복간에 관련이 전혀 없음을 의미하는 것은 아니며, 소득이 어느정도 중요한 결정요인이지만 영향의 정도가 기대만큼 크지는 않다는 것을 의미한다(구교준 외, 2015: 114-115).

안정된 삶으로서의 소득, 고용율과 함께 소득분배의 공평성이 삶의 질에 영향을 주는 요인이다(이내찬, 2012). 소득분배의 공평성은 빈곤가구가 적고 치안상태가 양호하며 성차별이 적음을 의미한다(이내찬, 2012). 사회자본 및 심리자본과 같은 긍정성의 수준, 사회전반에 형성된 신뢰의 수준도 행복을 결정하는 요인이다(김선아 외, 2014:177; 김선아 외, 2018: 5-6). 국가의 행복수준을 결정하는 요인은 환경적 요인과 인지적 요인이 있다(김선아 외, 2018). 환경적 요인은 경제적 환경, 정치적 환경, 행정적 환경, 사회적 환경, 물리적 환경, 자연적 환경 등이며(Easterlin, 1974; 1995; Ott, 2010; Ram, 2010; Rode, 2013; 구교준 외, 2014; 김선아 외, 2018: 6), 인지적 요인은 신뢰수준, 개인의 긍정적 경험수준 등이다(Ram, 2009; Helliwell & Huang, 2011; Leung et al., 2011; Han et al., 2013; Rodrinquez-Pose & von Berlepsch, 2014; 김선아 외, 2014; 김선아 외, 2018: 6). 경제적 환경에는 GDP, 물가상승률, 생산성이 포함되며, 물리적 환경은 교육연수, 기대수명, 주거환경이 제시된다. 사회적 환경은 사회 불평등, 사회적 안정성 수준 등이며, 정치적 환경은 시민참여수준, 거버넌스 수준, 사회적 합의 정도 등이다. 행정적 환경은 정부의 효과성, 자연적 환경은 공기오염정도, 수질오염 정도 등이 제시된다(김선아 외, 2018: 6). 일본과 핀란드는 소득수준이 비슷하지만 행복도에는 차이가 있으며 이는 평등주의, 사회적 신뢰와 공동체 형성, 교육 목표, 기회균등의 측면에서 차이가 있기 때문이다(구교준 외, 2017).

한편, 행복을 정의하는 개념에 따라 행복수준의 차이가 있는데 경제성장, 소득분배, 국가의 질은 삶의 질에 유의미한 영향을 미치는 요소이지만 삶의 질을 객관적 차원과 주관적 차원을 구분할 경우 영향력이 동일한 것은 아니다(서문기, 2015).

종합해 볼 때 국가차원의 행복수준에는 소득, 고용율 등의 경제수준, 부패통제,

시민참여, 행정효과성 등 정부기능, 성불평등·소득불평등과 같은 사회공정성, 신뢰·공동체와 같은 사회자본, 국민들의 긍정적 정서와 같은 심리자본, 건강(기대수명), 교육수준이 영향을 준다. (〈표 1〉 참조)

〈표 1〉 국가수준의 행복 결정 요인 연구

저자명(연도)	연구주제	주요결과
김선아, 박성민 (2018)	OECD 국가의 행복결정요인 규명에 관한 연구: 행복역량의 조절효과를 중심으로	부패통제, 시민참여, 행정효과성, 성불평등, 소득불평등, 기대수명, 교육수준이 행복수준에 영향. 행복역량은 1인당GDP, 행정효과성의 긍정적 효과성을 강화, 성불평등의 부정적 영향력을 완화.
이내찬(2012)	삶의 질을 구성하는 본질적 요소를 이론과 해외 사례 측면에서 고찰	안정된 삶: 소득, 고용율 소득분배의 공평성: 빈곤가구 적고, 치안상태 양호, 성차별 적음
구교준, 임재영, 최슬기(2017)	행복의 국가간 비교분석	일본, 핀란드 행복수준의 차이는 사회적 맥락의 차이에 의해 결정(사회적 불평등, 신뢰와 공동체 회복)
서문기(2015)	잘 사는 국가는 행복한가	경제성장, 소득분배, 국가의 질이 삶의 질에 유의미한 영향. 그러나 삶의질에 객관적 및 주관적 차원이 함께 가지 않음. 행복수준에는 국가의 질〉 경제성장 순으로 영향

2) 개인 수준의 행복 결정 요인

개인수준의 행복 결정 요인은 개인적인 요인과 국가사회적인 요인으로 구분할 수 있다. 개인적 요인은 심리학과 경제학을 중심으로, 국가사회적 요인은 정치학, 사회학 분야에서 연구된다(구교준 외, 2015: 115). 개인수준에서 행복에 영향을 끼는 요인은 나이, 성별 등 생물학적 특성과 개인이 삶을 영위할 수 있는 능력인 소득, 건강, 교육 등이다(구교준 외, 2015). 소득과 관련해서는 절대소득이 아닌 상대소득, 사회적 불평등, 일의 유무 등이 소득과 관계된다. 사회적 수준의 행복 결정요인은 민주주의, 자유, 정치안정, 사회적 규범과 같은 정치사회적인 환경이며 사회적 신뢰 수준이 사회적 수준의 환경에 포함된다(구교준 외, 2015).

서울시민의 주관적 행복감 영향 요인 분석에 따르면 삶의 성취도, 미래안정성, 생활수준, 여가를 위한 시간 배분, 직업만족도가 행복에 영향을 주며, 물질적, 경제적 측면이 여전히 중요한 요인이다(변미리, 2015). 복지 및 행정서비스와 같은 정부정책 및 서비스도 행복수준에 영향을 주는 요인이다(김상곤 외, 2008). 지역주민의 행복감 증진에 복지 및 행정서비스 만족, 가정소득, 건강이 영향을 주며, 인구 특성

으로 여성일수록, 연령이 낮을수록 행복하다(김상곤 외, 2008). 제주도민을 연구한 최영출·이지혜(2014)에 따르면, 건강, 경제, 복지, 행정 등이 주민의 행복에 영향을 준다. 오민지·이수영(2017)은 행복 결정요인을 생존욕구(건강, 경제, 주거상태 만족도), 관계욕구(가족, 이웃관계 만족도), 성장욕구(종교, 여가, 직장생활만족도)로 구분한다. 가족 및 이웃과의 관계, 종교·여가·직장생활만족도는 행복수준을 결정하는 요인이다(오민지·이수영, 2017).

구재선 외(2011)는 개인의 심리적 특성을 강조한다. 인구학적 특징보다 긍정적 관점과 같은 심리적 요소들이 행복을 더 잘 설명하는 요인으로 자신이 하고 싶고 가치롭다고 여기는 일을 할 때 행복감을 경험하며, 소득에 있어서도 소득에 대한 주관적 판단이 행복과 더 밀접한 관련이 있다(Csikszentmihalyi, 2004: Deci&ryan, 1987: 구재선 외, 2011).

그 외에도 범죄율과 범죄 두려움, 통근시간, 일·가정양립, 공공서비스 성과 인식 등도 개인의 행복에 영향을 주는 요인이다(조준택 외, 2016; 진은애 외, 2017; 김경미 외, 2018: 이현국 외, 2014).

선행연구를 종합할 때 개인의 행복에는 성별·연령·교육수준 등 인구학적 특성, 소득·주거·고용 등의 경제적 안정, 건강수준, 소득만족·긍정적 성격 등 자신에 대한 긍정적 정체성, 타인과의 긍정적 관계, 종교, 여가 및 문화생활, 치안·범죄로부터의 안전, 복지 및 행정서비스 등의 만족, 정부신뢰, 직업 및 직장생활만족 등의 요인이 영향을 준다(〈표 2〉 참조).

〈표 2〉 개인수준의 행복결정 요인 연구

저자명(연도)	연구주제	주요결과
구교준, 임재영, 최슬기(2015)	행복에 대한 이론적 고찰	개인수준: 나이, 성별, 유전자. 소득, 건강, 교육 사회수준: 민주주의, 자유, 정치안정, 사회적 신뢰, 사회문화, 물리적 환경(주거공간 등)
변미리(2015)	서울시민의 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인(2015).	삶의 성취도, 미래안정성, 생활수준, 순수여가, 취미, 오락을 위한 시간배분, 직업만족도 순으로 영향--〉 삶의 물질적, 경제적 측면과 매우 밀접한 연관
김상곤, 김성중(2018)	지역주민의 행복도 결정요인에 관한 연구	여성일수록, 연령이 낮을수록, 가정소득은 높을수록, 건강은 좋을수록 행복도가 높음. 주관적 행복도에 영향을 미치는 변수는 성별, 건강, 가정소득, 복지정책
최영출·이지혜(2014)	IPA매트릭스를 활용한 행복도 증진요인 분석: 제주특별자치도를 중심으로	행복 수준에 영향: 건강, 경제, 복지, 행정

저자명(연도)	연구주제	주요결과
오민지, 이수영 (2017)	행복의 결정요인에 관한 연구	생존욕구(건강, 경제, 주거상태 만족도), 관계욕구(가족, 이웃관계 만족도), 성장욕구(종교, 여가, 직장생활만족도)
구재선, 서은국 (2011)	한국인, 누가 언제 행복한가	인구학적, 심리적, 상황적 변인 관계를 검토 외적인 요인보다 개인의 심리적 특성이 중요
조준택, 박지선 (2016)	범죄율과 범죄 두려움이 서울시민의 행복에 미치는 영향	범주두려움과 지역 범죄율은 행복에 부정적인 영향
진은애 진장익 (2017)	행복과 통근 역설	경기도민의 통근시간이 길어질수록 행복지수가 낮아짐
김경미, 계선자 (2018)	맞벌이 가정의 일·가정 양립과 행복수준에 관한 연구	교육수준이 높아질수록, 공무원, 공공기관종사자들이 행복 높게 나타남. / 직무만족, 일가정양립제도, 일가정양립제도 인식, 부부의사소통도가 맞벌이 가족의 행복수준에 영향
이현국, 이민아 (2014)	공공서비스 성과인식과 행복	여성, 소득수준, 종교유무, 학생, 정부신뢰, 문화활동, 사용가능한 여가시간, 생활밀착형서비스 만족 행복수준 높아짐

3) 공무원의 행복 결정 요인

공무원의 행복연구는 많지 않으며, 주로 행정업무를 수행하는 특수계층의 관점에서 이해되어 왔다(김미숙 외, 2000: 41). 종합적인 관점의 연구인 김미숙 외(2000)에 의하면, 공무원의 삶의 질에는 직업생활, 가구재정, 가족생활, 친구관계, 여가시간, 지역사회, 한국거주 만족이 영향을 주며 직업생활이 가장 큰 영향요인이다. 김현정 외(2018)는 근로시간이 삶의 만족도에 미치는 영향과 업무 자율성의 조절효과를 연구하였다. 초과근로시간으로 측정된 근로시간이 길수록 공무원의 삶에 대한 만족도는 저하되며, 업무자율성의 조절효과는 정(+)의 방향으로 나타난다.

최근 직무스트레스 강도가 높고 대민 접촉이 많은 전문직 일선관료인 세무공무원, 교정공무원, 경찰의 직무스트레스와 행복 연구 등을 일부 찾을 수 있다(홍순복, 2010; 주옥남 외, 2018). 직무스트레스 요인은 직무만족에 부정적인 영향을 미치며, 직무만족도가 높을수록 심리적 웰빙이 높아진다. 직무스트레스는 직무만족도를 낮추고 행복수준을 낮추는 요인이다. 감성지능도 행복에 영향을 주는 요인으로 사회복지사의 감성지능은 고객지향성, 직무만족을 매개로 행복에 직·간접적으로 영향을 준다(주옥남 외, 2017).

경찰공무원은 직업 특성상 자주 발생하는 교대근무, 직무스트레스가 행복의 부정적 영향요인이다. 교대근무로 인한 수면장애, 피로 증가는 직무만족과 삶의 질을 저하하는 요인이며(박주상, 2010), 경찰관의 직무스트레스는 주관적 행복감에 부정

적 영향을 주며(공강석 외, 2015), 경찰공무원의 외상성 사건 경험은 우울증상을 증가하도록 한다(한보람 외, 2014). 반면, 겸손과 낙관성, 공정성, 시민정신, 진실성 등의 성격 강점은 직무스트레스를 완화하고 행복 수준을 높이는 조절효과를 갖는다(공강석 외, 2015).

공무원 및 경찰공무원의 행복 연구는 공무원의 직장생활에 관한 요인을 주요하게 다루고 있다. 근로시간, 업무자율성, 직무스트레스 등이 관련 요인이며, 긍정적 감성 및 성격이 행복에 긍정적 영향을 주는 요인이다. 그 외 경제적 요인, 가족, 여가, 친구 및 사회적 관계, 정부신뢰 등도 행복 결정 요인이다(〈표3〉 참조).

〈표 3〉 공무원의 행복 결정 요인 연구

저자명(연도)	연구주제	주요결과
김미숙·조경호 (2000)	공무원의 삶의 질에 영향을 주는 요인 연구	공무원의 삶의 질에 영향을 주는 요인은 직업생활, 가족생활, 가구재정, 여가시간, 친구관계, 지역사회, 한국거주 만족. 직업생활이 가장 큰 영향.
김현정, 최서희 (2018)	근로시간이 공무원의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 업무자율성의 조절효과를 중심으로	초과근로시간으로 측정된 근로시간이 길수록 공무원의 삶에 대한 만족도 저하. 업무자율성의 조절효과는 정(+)의 방향으로 나타남.
홍순복(2010)	세무공무원이 경험하는 직무스트레스가 직무만족과 심리적 웰빙에 미치는 영향	직무스트레스 요인은 직무만족에 부정적인 영향/ 직무에 대한 만족도가 높을수록 심리적 웰빙이 높아져 업무수행의 효율성을 높이고, 세무서비스 만족도를 높이는데 효과
주옥남, 문승연 (2017)	사회복지사의 감정지능이 행복에 미치는 영향 고객지향성과 직무만족의 매개효과를 중심으로	사회복지사의 감성지능이 고객지향성, 직무만족을 매개로 행복에 직간접적으로 영향
박주상(2010)	교대근무 경찰공무원의 수면장애, 피로, 직무만족 및 삶의질의 관계	수면장애, 피로증가는 직무만족, 삶의 질 저하
공강석 하승수 (2015)	경찰관 직무스트레스가 주관적 행복감에 미치는 영향: 성격강점의 조절효과를 중심으로	직무스트레스와 주관적 행복감 관계에서 겸손과 낙관성이 조절효과, 공정성, 시민정신, 진실성 등 성격강점이 조절효과를 가짐
한보람, 김정규 (2014)	경찰공무원의 외상성 사건과 PTSD 증상 및 우울의 관계: 직무스트레스 조절효과	외상성 사건을 많이 경험할수록 우울증상이 유의미하게 증가. 충격정도가 클수록 우울증상도 함께 증가

3. 분석틀 구성

본 연구에서는 행복영향요인에 관한 선행연구를 토대로 일선경찰공무원의 행복영향요인을 인구특성, 소득, 일, 가족, 긍정역량, 사회신뢰, 성차별, 생활여건으로

구분하여 분석모형을 설계하였다.

1) 인구 특성

인구특성으로는 연령, 성별, 교육수준을 고려할 수 있다. 첫째 연령은 낮을수록 행복하다. 일부 연구에서 30~40대까지 행복수준이 낮아지다가 다시 상승하는 U자형 곡선의 특징으로 설명되기도 하지만(한민 외. 2012), 일반적으로 연령이 낮을수록 행복하다(김상곤 외, 2008). 둘째, 성별은 여성이 남성보다 행복할 것이다. 다수 연구에서 여성이 더 행복하며(김상곤 외, 2008), 특히 공무원이라는 특성상 여성이 더 행복할 가능성이 높다. 경찰공무원은 다른 민간기업 보다 여성에 대한 차별이 상대적으로 적고 결혼 후에도 일·가정 양립의 부담없이 근무할 수 있는 직장이기 때문이다(김미숙 외, 2000). 셋째, 교육수준도 행복의 긍정적 영향 요인이다. 국가차원의 행복지표인 HDI에서 교육은 주요한 행복 결정요인이며, 많은 연구들은 학력 수준이 높을수록 행복한 것으로 분석하였다(손명준 외, 2011; 한학진 외, 2012; 윤명숙 외, 2012).

2) 소득

소득이 행복을 결정짓는 유일한 변수는 아니지만 여전히 소득수준은 행복을 결정짓는 주요 요인이다. 지역주민의 행복도는 가정소득이 높을수록 높아지며(김상곤 외, 2008), 맞벌이 가정의 행복에도 소득이 영향을 준다(김경미 외, 2018). 국가차원의 연구에서도 소득이 높은 경우 행복수준이 높다(이내찬, 2012). 소득수준은 개인 또는 가구소득과 같은 절대적 소득과 상대적 소득으로 구분할 수 있다. 상대적 소득은 소득에 대한 개인의 만족으로 자신의 소득이 상대적으로 높다는 인식은 행복에 긍정적인 영향을 준다(신승배, 2015: 193; 임재영 외, 2016: 180). 경찰공무원이 직업을 그만두고자 하는 이유로 낮은 보수가 주요 원인이라는 점도 이를 뒷받침한다(안지현 외, 2011).

3) 일

직업과 일은 성인의 삶을 결정하는 중요한 영역이며 이에 대한 만족의 개인의 행복과 직결된다(Veroff et al., 1981; 현경자, 2004). 일반 공무원과 달리 위험하고 과

중한 업무를 수행하는 경찰공무원은 일반인에 비해 행복수준이 낮은 것으로 나타나며(한국능률협회컨설팅, 2013) 이는 경찰공무원의 업무, 근로환경 등과 관련되는 요인에 따른 것이다. 우선 직장 및 일에 대한 만족은 행복감에 긍정적인 영향을 미친다(김미숙 외; 신승배, 2015: 192; 오민지 외, 2017; 502; 김현정 외, 2018: 254; 김경미 외, 2018). 경찰공무원이라는 특성을 고려할 때 공무원이라는 신분과 경찰이라는 일에 대한 만족이 영향을 줄 수 있다. 경찰공무원이 직업에 회의를 느끼는 주요 원인이 낮은 사회적 지위라는 점은 자신의 직업과 일에 대한 애착이 높다는 점을 반증한다(안지현 외, 2011). 업무자율성은 자신의 일을 잘하고 있다는 자긍심과 보람을 느끼도록 하므로 경찰공무원의 과중한 근로에 따른 만족도 저하를 상쇄하여 긍정적으로 작용할 것이다. 직무스트레스는 행복의 부정적인 영향요인으로 업무 스트레스가 높으면 일에 대한 의욕을 상실하도록 하여 일로 인한 만족감을 낮추는 요인이 될 것이다(공강석 외, 2015). 과다한 업무로 인한 장시간 노동은 육체적 피로뿐 아니라 삶의 만족도를 저하하도록 하여 행복감을 낮추게 되므로 근로시간은 행복에 영향을 미친다(박주상, 2010; 김미숙 외, 2000; 김현정 외, 2018). 승진, 보수와 같은 직장생활로 인한 성과 및 보상도 행복의 결정요인이다. 승진은 자기발전을 가시적으로 보여주는 결과이며, 보수는 자신의 일에 대한 보상이다(김미숙 외, 2000). 부대시설, 교육훈련, 일·가정양립제도와 같은 근무환경도 행복감에 영향을 미치는 변수로 고려할 수 있다. 직장 내 부대시설은 스트레스 경감에 도움을 주며(김미숙 외, 2000), 직무와 관련한 교육훈련은 직무를 잘하도록 해준다. 일·가정 양립이 가능한 근무환경은 자신의 직장과 여가 및 가족생활에 균형적으로 만족하도록 하므로 행복감을 느끼도록 할 것이다. 또한 정규직은 비정규직보다 안정된 삶을 영위할 수 있으므로 고용형태의 안정에 따라 행복수준은 달라질 것이다(구교준 외, 2015: 117, 변미리, 2015).

4) 가족

경찰공무원은 늘 긴장하고 과중한 업무에 시달리기 때문에 가족의 가치가 중요하다. 국가와 시대 차이에도 불구하고 가정의 안전과 행복은 미국과 한국 두 나라 경찰공무원에게서 모두 주요한 가치이다(한상임 외, 2007). 가족관계만족도는 경찰공무원의 행복도 향상에 영향을 준다(한국능률협회컨설팅, 2013). 가족요인으로 결혼, 자녀돌봄, 부모돌봄, 주거소유를 고려할 수 있다. 기혼자일수록 생활이 안정되고 가족의 따뜻함을 느낄수 있으므로 더 행복할 것이다(강성진, 2010). 부양가족수

는 행복수준을 낮추게 될 것이다. 일·생활 균형의 어려움으로 결혼을 꺼리는 청년 세대가 증가한다는 점에서 돌봄의 부담은 행복에 부정적 영향요인이 될 것이다(강성진, 2010). 본 연구에서는 자녀돌봄, 노인돌봄을 모두 고려하여 자녀수와 65세이상 부양가족수를 구분하고자 한다. 주거의 경우 월세나 전세로 살 경우 이사 등을 해야 하고, 안정적이지 못하기 때문에 집을 소유한 경우 주거에 대한 부담이 없어지므로 행복감이 더 높을 것이다(남희은 외, 2011)

5) 긍정역량

경찰공무원의 긍정역량은 긍정적 성격, 타인신뢰, 협력의향, 건강하다는 인식, 재교육, 종교생활을 고려할 수 있다. 긍정적 성격은 행복의 주요 결정요인이다(Diener & Lucas, 1999; 임재영 외, 2016:181). 긍정적 성격은 스트레스를 감소시키고 긍정적 평가를 하게 함으로써 행복감을 증진할 수 있다. 타인을 돕고자 하는 협력의향과 타인에 대한 신뢰도 행복결정요인이다. 서울형 행복지표의 구성과 측정에 따르면 사람과 이웃에 대한 신뢰는 행복에 영향을 주는 요인이다(변미리 외, 2017). 타인을 돕고자 하는 태도인 협력의향도 타인에 대한 긍정적 신뢰에 기반한 것으로 협력의향이 높은 공무원은 행복수준이 높다(임혜경 외, 2019). 자신의 건강에 대한 긍정적 인식도 행복감을 높여줄 수 있다. 건강은 행복의 영향요인으로(김상곤 외, 2008; 남희은 외, 2011; 김미숙 외, 2000) 조건 자체보다 그에 대한 주관적 만족도가 행복에 더 큰 영향을 미친다(변미리, 2015). 학교교육 이외의 2차적 교육인 재교육도 긍정성을 구성하는 변수이다. 학력과 같은 정규교육보다 정규교육 이외의 재교육은 개인이 스스로의 성장 및 실현을 위해 선택하는 교육이라는 점에서 긍정적 태도를 형성할 수 있다(구교준 외, 2015). 경찰공무원의 퇴직준비도는 행복도 향상의 유의미한 경정요인이다(한국능률협회컨설팅, 2013). 마지막으로 종교활동은 개인의 심리적, 사회적 측면에서 긍정적 영향을 준다(Diener et al., 1999: 289; 이현국 외, 2014).

6) 사회신뢰

사회신뢰는 재난안전, 폭력안전, 테러·안보 안전, 사회안전망, 부패인식을 포함한다. 재난, 테러·안보로 인한 위협, 폭력에 대한 불안이 높으면 자유로운 활동을 제약하고 이로 인해 개인의 자율적 성취나 활동을 제약하여 행복에 부정적 영향을

줄 수 있다. 사회안전망에 불안도 행복을 결정할 수 있는데, 사회안전망이 튼튼하다고 생각하면 새로운 도전의 실패에 대한 두려움이 낮을 것이고 이것은 새로운 시도를 증가시켜 자기발전 및 자아실현 가능성을 제고하여 궁극적으로 행복감을 제고할 것이다(김윤태, 2010: 38). 특히 경찰공무원의 시민과의 접점에서 강력사건 등을 자주 접하고, 각종 취약계층 보호 및 폭력 대응 등 사회안전을 책임지는 역할을 한다는 점에서 사회안전 및 부패 요인이 다른 집단보다 좀 더 민감하게 작용할 것이다.

7) 성차별

단일항목으로 성차별 인식을 고려하였다. 성차별이 사회에 만연하다고 생각하면 자기의 노력이 정당한 평가를 받지 못할 것이라 생각할 것이고 이는 개인들의 자아실현 및 자기발전 노력을 감소시켜 궁극적으로 행복감을 감소시킬 가능성이 높다. 사회복지공무원의 행복연구에 따르면 성차별하다는 인식은 공무원의 행복에 부적인 영향을 준다(임혜경 외, 2019). 경찰공무원은 여성보다 남성이 많기 때문에 가부장적 위계문화에 따른 성차별 문화를 인식할 경우 공정하다는 인식을 상쇄하여 행복감에 부적인 영향을 미치게 될 것이다.

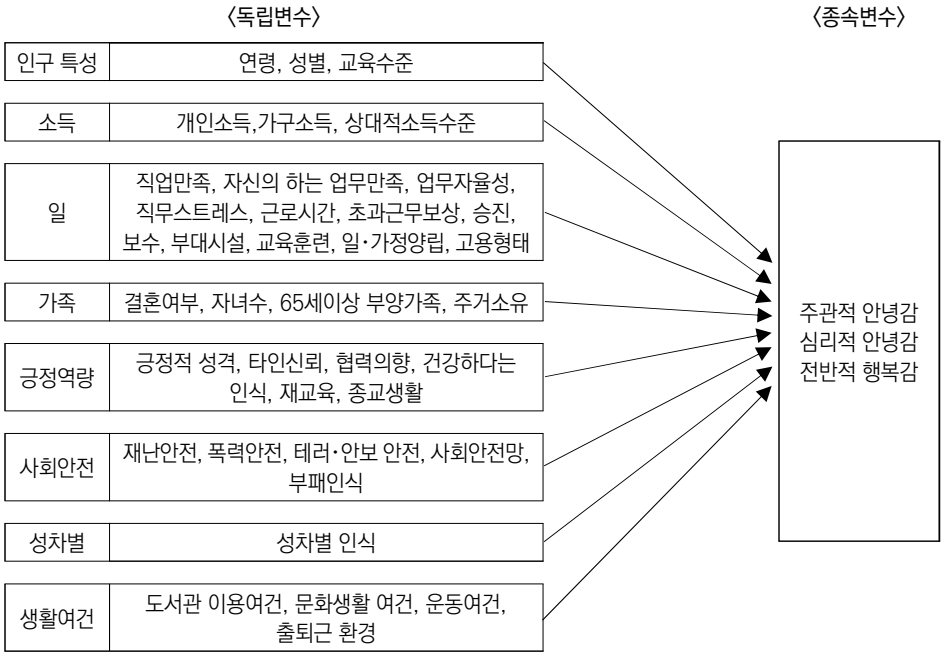
8) 생활 여건

개인이 생활하는 환경으로 도서관 이용여건, 문화생활 여건, 운동여건, 출퇴근 환경은 행복에 영향을 줄 수 있다. 여가활동은 행복에 영향을 주는 요인으로 스포츠 참여 및 문화예술 참여와 같은 참여형 여가활동은 행복감 증진에 유의미한 영향을 주며(윤혜진 외, 2016), 도서관 이용여건, 문화생활 여건, 운동 여건 등은 행복감에 영향을 준다(김윤태, 2010: 40; 구교준 외, 2015: 120). 출퇴근 환경과 관련해 출퇴근 시간이 길어지면 육체적 피곤함이 강해지고 자아실현에 사용할 수 있는 시간이 감소하므로 행복지수는 낮아지게 된다. 경기도민 연구에서 통근시간이 길어질수록 행복지수는 낮아지는 것으로 분석된다(진은애, 진장익, 2017). 경찰공무원의 행복도 향상에 여가생활만족도는 영향을 주는 것으로 연구되었다(한국능률협회 컨설팅, 2013).

본 연구에서는 선행연구를 토대로 경찰공무원의 행복에 영향을 주는 요인을 분석하기 위하여 종속변수로 주관적안녕감, 심리적안녕감, 전반적행복감을 측정하였

으며, 3개의 종속변수에 영향을 미치는 8개 요인에 해당하는 38개 항목을 독립변수로 설계하였다.

〈그림 1〉 분석모형



Ⅲ. 자료수집 및 분석

1. 측정도구

1) 종속변수

종속변수는 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감 모두를 측정하였다. 주관적 안녕감은 서은국·구재선(2011)의 단축형행복척도(COMOASWB)로 측정하였다. '삶의 만족' 영역의 3문항, '긍정적 정서' 영역의 3문항, '부정적 정서' 영역의 3문항을 측정하며, 삶의 만족 영역과 긍정적 정서 문항은 더(+)하고 부정적 정서 문항은 감(-)하여 값을 산출한다. 심리적 안녕감은 Ryff & Singer(2008: 20-25) 척도로 측정한다. 심리적 안녕감은 6가지 문항이며, 6개 문항을 합산하여 산출한다. 전

반적 행복감은 단일문항으로 '귀하는 요즘 행복하십니까? 아니면 행복하지 않으십니까?'로 묻고, 7점 척도로 측정한다.

2) 독립변수

경찰공무원의 행복결정요인은 선행연구를 종합하여 모두 총 38개의 설문문항으로 측정했다. 인구특성으로는 '성별', '연령', '학력' 3개 문항, 소득은 '개인소득', '가구소득', '상대적 소득'의 3개 문항을, 일은 '직업만족', '일만족', '업무자율성', '일스트레스', '근로시간만족', '초과근무보상만족', '승진 만족', '보수만족', '부대시설만족', '교육훈련충분', '일·가정양립만족', '고용형태'의 12개 문항을, 가족요인으로는 '혼인', '19세이하 자녀수', '65세 이상 부양가족(없음)', '주거소유'의 4개 문항을, 긍정역량으로는 '긍정적 성격', '타인신뢰', '협력의향', '2차적 교육', '종교활동', '건강인식' 6개 문항으로, 사회신뢰요인으로 '안보테러안전', '재난안전', '폭력안전', '사회안전망인식', '부패인식'의 5개 문항, 성차별은 '성차별인식' 단일문항, 생활여건은 '출퇴근만족', '도서관이용만족', '문화생활여건', '운동여건'의 4개 문항으로 측정한다.

2. 조사 및 분석방법

1) 설문조사

설문조사는 2019년 1월 21일~2월 15일에 걸쳐 수원시 관내에 근무하는 경찰공무원을 대상으로 실시하였다. 설문조사는 구조화된 설문지를 가지고 경찰공무원이 자기기입식 방식으로 직접 작성하도록 하였다. 배포된 설문지는 총 300부이며, 회수된 설문지는 242부이다. 회수된 설문지 중에서 불성실 작성된 설문지 41부를 제외하고 총 201부를 분석에 사용하였다.

설문에 참여한 응답자 201명의 특징을 살펴보면(〈표4〉 참조) 연령의 경우 25세 이하 1명(0.5%), 26~30세가 29명(14.4%), 31~35세 57명(28.4%), 36~40세 49명(24.4%), 41~45세 22명(10.9%), 46~50세 20명(10.0%), 51~55세가 17명(8.5%), 56세 이상이 6명(3.0%)이다. 학력은 대졸이 146명(72.6%)로 가장 많고, 고졸이 35명(17.4%), 석사이하가 18명(9.0%), 박사과정 재학이상이 2명(1.0%0이다. 직급은 순경이 75명(37.3%)로 가장 많고, 경장 56명(27.9%), 경사 48명(23.9%), 경위 21명

(10.4%), 경감 1명(0.5%)순이다. 성별은 남성이 180명(89.6%), 여성이 20명(10.0%)로 남성이 많다.

〈표 4〉 설문응답자의 특성

(단위: 명, %)

구분		빈도	구성비	구분		빈도	구성비
연령	25세 이하	1	.5	직급	순경	75	37.3
	26~30세	29	14.4		경장	56	27.9
	31~35세	57	28.4		경사	48	23.9
	36~40세	49	24.4				
	41~45세	22	10.9		경위	21	10.4
	46~50세	20	10.0				
	51~55세	17	8.5		경감	1	.5
	56세 이상	6	3.0				
	합계	201	100.0		전체	201	100.0
학력	고졸	35	17.4	성별	남성	180	89.6
	대졸	146	72.6		여성	20	10.0
	석사	18	9.0				
	박사과정 재학 이상	2	1.0		알수 없음	1	0.5
	합계	201	100.0		합계	201	100.0

2) 분석방법

분석은 요인분석과 신뢰도 분석, 변수들간의 상관관계 분석, 회귀분석을 실시하였다. 요인분석 및 신뢰도 분석은 38개의 행복영향요인 문항을 모두 회귀분석의 독립변수로 사용할 경우 2종 오류가 발생할 수 있어 독립변수의 수를 축소하기 위해 실시하였다[1]. 요인분석 후 요인으로 묶여진 변수들을 하나의 변수로 사용할 수 있는지 신뢰도 분석을 실시하였다. 최종적으로 요인으로 합쳐진 변수와 낱개 변수 등

1) 검정력 .8을 확보하기 위한 샘플 수는 독립변수가 10개일 경우 120부, 독립변수가 20개일 경우에는 160부(Miles and Shevlin, 2001: 125)로서 본 연구의 샘플수는 201부이기 때문에 가능한 독립변수를 20개 내외로 축소하고자 하였음.

11개의 독립변수와 종속변수를 포함한 총 14개 변수들의 상관관계 분석을 실시하였다. 회귀분석은 다중선형회귀분석과 순서로짓회귀분석(ordered logit regression)을 실시하였다. 주관적 안녕감 및 심리적 안녕감의 경우 여러개 문항을 합하여 구한 수로 비례척도라고 할 수 있어 다중선형회귀분석을 실시하였고, 전반적 행복감은 순서척도에 해당하므로 순서로짓회귀분석을 실시하였다. 다중선형회귀분석은 SPSS 24와 STATA 15, 순서로짓회귀분석은 STATA 15를 이용하였다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 독립변수 구성을 위한 탐색적 요인분석과 신뢰도 분석

탐색적 요인분석은 eigen value 1.000 기준, Varimax 회전 방식, 주성분 분석 추출 방법을 사용하여 실시하였으며 그 결과 KMO 값이 .826, Bartlett 구형성 검정 유의확률이 .000이었고, 서로 상관관계가 강하지 않은 9개 요인이 추출되었다. 9개 요인은 총분산의 63.21%를 설명하였다. 추출된 9개 요인을 요인별로 포함된 항목들을 단일 척도로 사용할 수 있는지 신뢰도 분석을 실시하였다. 하나의 요인으로 묶였더라도 한 요인으로 묶기 어려운 항목은 제외하였다. 신뢰도 분석은 Cronbach's α값 .700 이상 기준을 적용하여 7개의 요인을 단일 척도로 구성하였고, 7개의 단일척도는 각각 소득수준, 직장만족, 일(직업)만족, 가족안정, 긍정적정체성, 사회안전망신뢰, 생활여건으로 명명하였다. 각 척도들의 Cronbach's α값, 각 요인에 포함된 문항들과 그 문항들의 요인적재량은 〈표 5〉와 같다.

소득수준은 가족소득과 개인소득의 2개 항목이며 Cronbach's α는 0.721이다. 직장만족요인에는 근로소득, 부대시설, 초과근무보상, 근로시간, 승진, 낮은업무스트레스, 업무 자율성, 일·가정양립, 직무교육 등 9개 항목이 포함되었고, Cronbach's α는 0.871이다. 일(직업)만족 요인은 공무원이라는 직업에 대한 만족, 일에 대한 만족의 2개 항목이며 Cronbach's α는 0.846이다. 가족안정은 기혼, 주거소유, 자녀수 3개 항목으로 Cronbach's α는 0.708이다. 긍정적 정체성은 타인신뢰, 협력의향, 긍정적 성격, 건강하다는 인식 4개 항목이며, Cronbach's α는 0.757이다. 사회안전망신뢰는 사회안전망, 폭력으로부터 안전, 안보테러안전, 재난안전 등 4개 항목으로 구성되며 Cronbach's α는 0.862이다. 생활여건은 운동여건, 출퇴근환경, 도서관이용여건, 문화활동여건의 5개 항목이 포함되었으며, Cronbach's α는 0.802이다. 요

인 및 신뢰도 분석 결과 38개 문항 중에서 28개 문항이 7개 요인으로 구성되었으며, 그 외 요인들은 신뢰도 분석 결과 Cronbach's α값이 모두 .700 이하로 나타나 단일 척도로 구성하지 않았다. 그리고 요인으로 묶이지 않은 성차별인식(높음)과 연령, 성별(여성), 학력을 포함하여 4개 항목은 개별 문항으로 독립변수에 포함하여 회귀분석에 사용하였다.

〈표 5〉 요인적재량과 신뢰도 분석

요인	항목	요인적재량	항목삭제경우 Cronbach's α	Cronbach's α
소득수준	가족소득	.764	-	.721
	개인소득	.695	-	
직장만족	근로소득	.798	.848	.871
	부대시설	.777	.846	
	초과근무보상	.723	.856	
	근로시간	.710	.855	
	승진	.709	.859	
	업무 스트레스	.693	.855	
	업무 자율성	.540	.863	
	일 가정 양립	.485	.863	
	직무교육	.456	.870	
일(직업)만족	직업만족	.771	-	.846
	일만족	.754	-	
가족 안정	기혼	.750	.516	.708
	주거 소유	.728	.610	
	19세이하 자녀수	.693	.713	
긍정적 정체성	타인신뢰	.707	.680	.757
	협력의향	.637	.760	
	긍정적 성격	.635	.607	
	건강하다는 인식	.411	.736	
사회안전망 신뢰	사회안전망 신뢰	.828	.807	.862
	폭력으로부터 안전	.802	.851	
	안보테러안전	.777	.815	
	재난안전	.723	.822	
생활여건	운동 여건	.697	.658	.802
	출퇴근 환경	.632	.714	
	도서관 이용여건	.625	.704	
	문화생활 여건	.572	.693	

2. 변수들 간 상관관계 분석

변수들 간 상관관계를 분석한 결과는 〈표 6〉과 같다. 종속변수인 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감 간 상관관계는 전반적 행복감과 심리적 안녕감의 상관관계가 .787($p < .010$)로 가장 높고, 전반적 행복감과 주관적 안녕감의 상관관계는 .663($p < .010$), 심리적 안녕감과 주관적 안녕감의 상관관계는 .637($p < .010$)순이다. 심리적 안녕감과 전반적 행복감의 상관관계가 가장 높았고, 심리적 안녕감과 주관적 안녕감의 상관계수가 상대적으로 낮았다. 이는 심리적 안녕감과 주관적 안녕감이 행복의 상이한 측면을 측정하고 있기 때문이라고 할 수 있다. 독립변수들 간 상관관계는 .700 이상의 강한 관계를 보이는 것이 없어 회귀분석 시 다중공선성 문제의 우려가 없었다. 모든 독립변수를 회귀분석에 사용하였다.

〈표 6〉 변수 간 Pearson 상관관계 분석

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	주관적 안녕감	1													
2	심리적 안녕감	.637**	1												
3	전반적 행복감	.663**	.787**	1											
4	연령	-.008	-.106	-.104	1										
5	성별 (여성)	.051	-.040	.003	-.075	1									
6	학력	-.110	-.151*	-.167*	-.010	.261**	1								
7	소득수준	.072	-.044	-.064	.590**	-.163*	-.011	1							
8	직장만족	.345**	.318**	.309**	-.047	.036	-.154*	.112	1						
9	일(직업) 만족	.524**	.552**	.577**	-.147*	.061	-.078	-.105	.494**	1					
10	가족안정	.046	-.078	-.041	.570**	.049	.093	.344**	-.093	-.161*	1				
11	긍정적 정체성	.429**	.524**	.486**	-.126	.059	-.054	-.137	.303**	.609**	-.223**	1			
12	사회안전망 신뢰	.280**	.341**	.350**	.006	-.068	-.045	.023	.421**	.426**	.016	.399**	1		
13	성차별 인식	.027	.203**	.086	.036	.045	.087	-.062	-.080	.033	.024	.103	-.084	1	
14	생활여건	.379**	.438**	.358**	-.079	-.007	-.079	.062	.501**	.494**	-.174*	.498**	.358**	-.046	1

**. 상관관계가 0.01 수준에서 유의합니다(양측).
*. 상관관계가 0.05 수준에서 유의합니다(양측).

3. 행복감 영향요인 분석

1) 회귀분석 결과

종속변수인 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감의 영향요인 분석 결과는 〈표 7〉과 같다. 주관적 안녕감에 대한 다중회귀분석 결과(모델 1) 회귀모형의 F값의 유의확율은 0.000로 분석결과는 통계적으로 유의미하였다. 모형의 수정된 R^2 값은 0.313이고, 분산분석의 F값은 9.297, VIF는 1.057~2.059이다. 종속변수인 주관적 안녕감에 영향을 미치는 독립변수는 직업만족(β값 0.360, p〈.001), 가족안정(β값 0.187, p〈.050), 긍정적 정체성(β값 187, p〈.050) 순으로 영향을 미치는 요인으로 분석되었다.

〈표 7〉 회귀분석 결과

변수	Model 1	Model 2	Model 3	
	Y: 주관적 안녕감	Y: 심리적 안녕감	Y: 전반적 행복감	
독립변수	std. β	std. β	Coef.	Odds Ratio
연령	-.100	-.124	-0.211	0.810
성별(여성)	.042	-.051	-0.053	0.948
학력	-.086	-.116*	-0.590*	0.554*
소득수준	.126	.046	0.063	1.065
직장만족	.050	-.013	0.024	1.025
일(직업)만족	.360***	.301***	1.399***	4.053***
가족안정	.187*	.110	0.572	1.772
긍정적 정체성	.187*	.224**	0.790*	2.203*
사회안전망신뢰	-.008	.077	0.242	1.273
성차별인식	.016	.201***	0.216	1.240
생활여건	.098	.162*	0.141	1.151
	R^2 .351	R^2 .440	Log Likelihood -255.98	
	Adj-R^2 .313	Adj-R^2 .407	LR chi^2(17) 107.01	
	F 9.297***	F 13.495***	Prob 〉 chi^2 .000	
	VIF 1.057~2.059	VIF 1.057~2.059	Pseudo R^2 .172	
heteroskedasticity test	Prob 〉 chi^2 .184	Prob 〉 chi^2 .533		
N	201			

*** p〈.001, ** p〈.010, * p〈.050

심리적 안녕감에 대한 다중회귀분석 결과(모델2) F값의 유의확률은 0.000로 분석 결과가 통계적으로 유의미하였다. 모형의 수정된 R^2 값은 0.407이고, 분산분석의 F값은 13.495, VIF는 1.057~2.059이다. 심리적 안녕감에 영향을 미치는 독립변수는 직업만족(β값 0.360, p〈.001), 긍정적 정체성(β값 0.224, p〈.010), 성차별인식(β값 0.201, p〈.001), 생활여건만족(β값 0.162, p〈.050), 학력(β값 -0.116, p〈.050) 순으로 영향을 미치는 변수이다.

모델3의 전반적 행복감을 종속변수로 하는 순서로짓회귀분석 결과 Prob 〉 chi^2 0.000으로 통계적으로 유의미하였다. 종속변수에 영향을 미치는 독립변수는 직업만족(Coef. 1.399, p〈.001), 긍정적 정체성(Coef. 0.790, p〈.050), 학력(Coef. -0.590, p〈.050) 순이다.

2) 논의

(1) 주관적 안녕감 영향요인

주관적 안녕감은 경찰공무원이 자신의 삶을 만족하고 즐거움을 느끼는 정도이다. 회귀분석 결과 경찰공무원의 주관적 안녕감에 영향을 주는 독립변수는 직업만족(β = 0.360,p〈.001), 가족안정(β = 0.187,p〈.050), 긍정적 정체성(β = 0.187,p〈.001)이다. 연령, 성별, 학력, 소득수준, 직장만족, 사회안전망신뢰, 성차별인식, 생활여건은 주관적 안녕감에 영향을 주지 못하는 것으로 분석되었다.

첫째 일과 관련해 경찰공무원이라는 자신의 신분과 직업에 만족하는 공무원일수록 행복한 것으로 나타났으며, 이는 직업에 대한 만족이 행복에 영향을 주는 요인이라는 선행연구(변미리, 2015; 오민지 외, 2017: 김경미 외, 2018; 김미숙 외, 2000) 결과를 지지하고 있다. 그렇지만 직업스트레스, 업무 자율성 등을 포함하는 직장만족 변수는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나서 직무스트레스가 주관적 행복감에 영향을 미친다는 선행연구(공강석 외, 2015)와 다르게 나타났다. 직무 및 근로환경보다 경찰공무원이라는 자신의 직업과 신분 자체에 대한 만족이 영향요인이다. 경찰공무원은 국민들과의 접점에서 일하는 일선관료로서 국민의 생명, 안전 보장 등에 관련한 일을 하면서 국민들로부터 존경을 받기도 하지만, 질타를 받는다. 최근 검찰과의 수사권 분리, 자치경찰제 도입 등 경찰공무원의 역할에 대한 개선이 추진되고 있으나 언론에 비친 경찰 이미지는 그다지 긍정적이지 못하다. 경찰공무원이 직업에 회의를 느끼는 원인으로 낮은 사회적 지위가 주요 원인이라는 점과도 관계가 있다(안지현 외, 2011). 사회적 신뢰가 낮은 상황에서 경찰공무원 자신

의 근로조건보다 경찰이라는 역할과 지위에 대한 만족이 경찰공무원들에게 좀 더 의미 있는 행복 결정요인이라는 것으로 이해할 수 있다.

둘째, 혼인, 주거, 자녀수로 구성된 변수인 가족안정이 경찰공무원의 주관적 안녕감 영향요인이다. 가족관계만족도가 경찰공무원의 행복도 향상에 영향을 주며(한국능률협회컨설팅, 2013), 한국·미국 두 나라 연구에서 경찰공무원에게 주요한 가치가 가정의 안전과 행복이라는 분석과 일치한다(한상영 외, 2007). 늘 긴장하면서 위험한 업무를 하는 경찰공무원에게 가족이라는 울타리가 행복의 중요한 변수이다.

셋째, 긍정적 정체성이 행복에 영향을 주는 것으로 분석되었고, 긍정적 성격, 타인에 대한 신뢰 및 협력의향이 행복의 주요 결정요인이라는 선행연구와 동일하였다(Diener & Lucas, 1999; 임재영 외, 2016; 변미리, 2015; 공강석 외, 2017). 경찰관의 직무스트레스에 있어 성격강점 등은 조절효과를 갖는다(공강석 외, 2015). 개인의 심리적 특성, 심리자본과 같은 긍정성의 수준은 행복의 결정요인이다(구재선 외, 2011; 김선아 외(2014).

(2) 심리적 안녕감 영향요인

심리적 안녕감은 개인이 가진 잠재력을 실현하면서 사회 구성원으로서 잘 기능함으로써 느끼는 심리적 만족감을 의미한다. 경찰공무원이 사회의 일원으로서 자신의 잠재력을 발휘하고 사회적으로 의미 있는 삶을 살고 있다는 만족감이다. 분석결과 경찰공무원의 심리적 안녕감 영향요인은 일(직업)만족(β = 0.301, p〈.001), 긍정적 정체성(β = 0.224,p〈.010), 성차별 인식(β = 0.201,p〈.001), 생활여건(β = 0.162,p〈.050), 학력(β = 0.-116,p〈.050)이다. 학력은 심리적 안녕감에 부적(-) 영향을 주는 요인이다. 연령, 성별, 소득수준, 직장만족, 가족안정, 사회안전망신뢰의 영향은 통계적으로 유의미하지 않았다.

첫째, 일(직업)만족, 긍정적 정체성은 주관적 안녕감과 동일하게 심리적 안녕감의 영향요인이다. 경찰공무원이라는 일에 만족하는 공무원은 경찰로서 자신이 역할을 잘하고 있다는 만족감이 높다고 분석되며, 긍정적 정체성도 긍정적 성격, 협력의향, 타인신뢰와 같이 긍정성 및 신뢰 수준을 높여 행복을 결정하는 요인이라는 선행연구를 지지하고 있다. 경찰공무원은 자신의 일에 대한 사회적 지위가 중요하며(안지현 외, 2011), 시민성, 공정성 등의 성격강점은 스트레스를 감소하도록 조절효과를 갖는다는 선행연구와 일치하고 있다(공강석 외, 2015).

둘째, 특이한 점은 성차별하다는 인식이 심리적 안녕감에 정(+)의 영향을 주는 점이다. 본 연구의 결과는 성차별 인식이 행복수준을 감소하도록 한다는 선행연구

와 상반되는 결과이다. 그동안 행복 연구들은 성차별이 사회공정성에 대한 신뢰를 감소하도록 하여 행복감에 부정적인 영향을 주는 요인으로 설명해 왔다(김선아 외, 2014; 구교준 외, 2015). 그렇지만 이번 연구에서는 성차별을 인식하는 공무원일수록 심리적 안녕감이 높은 것으로 분석되었다. 이는 경찰공무원이 남성중심의 가부장적인 문화가 높은 집단이라는 것으로 해석할 수 있다. 성역할 고정관념에 따른 여성과 남성의 직업 분리, 여성의 낮은 지위에 대해 당연하다는 인식과 문화가 자리 잡고 있는 것이다. 특히 본 연구의 조사 참여자 중 89.0%가 남성이라는 점에서 조사에 참여한 경찰공무원들은 우리 사회의 성차별 문화를 문제의식 없이 수용하면서 성차별 사회를 기능적으로 수용하고 있다고 사료된다.

셋째 학력은 심리적 안녕감에 부정적인(-) 영향요인으로 나타났다. 이번 결과도 교육수준이 높을수록 행복수준이 높다는 선행연구와 일치하지 않는 것으로, 경찰공무원이라는 특수성으로 고려할 수 있다. 학력이 높은 경찰공무원일수록 경찰의 사회적 지위와 권한에 대한 기대가 높기 때문에 현재 경찰공무원의 권한과 사회적 인식 등에 대해 불만족하여 행복감이 낮은 것으로 분석된다.

마지막으로 생활여건에 대해 만족하는 경찰공무원일수록 심리적 안녕감이 높은 것으로 분석되었다. 이는 여가생활만족도가 경찰공무원의 행복도 향상의 영향을 준다는 선행연구와 일치하고 있다(한국능률협회컨설팅, 2013). 즉, 여가 및 교통 등의 생활환경에 만족하는 공무원은 자신이 추구하고자 하는 삶을 충분히 영위하고 잠재력을 발휘할 수 있다는 것에 만족하게 되어 행복수준이 높아지는 것으로 이해할 수 있다.

(3) 전반적 행복감 영향요인

전반적 행복감에 영향을 주는 요인은 직업만족(Coef. = 1.399, $p < .001$), 긍정적 정체성(Coef. = 0.790, $p < .050$), 학력(Coef. = -0.590, $p < .050$)이다. 경찰공무원의 심리적 안녕감과 전반적 행복감의 영향요인은 3개 변수가 동일한 것으로 분석되었다. 결과는 앞에서 분석한 〈표 6〉의 상관관계 분석에서 전반적 행복감과 심리적 안녕감의 상관관계가 높았던 것과 관련이 있을 것으로 사료된다. 즉 경찰공무원이 전반적으로 행복하다는 인식은 경찰공무원으로서 자신의 잠재력과 역량이 충분히 발휘될 때 즉 심리적 안녕감 수준이 높을 때 행복감도 높은 것으로 이해할 수 있다. 특히 직업만족, 긍정적 정체성은 3개의 행복척도에 공통적으로 영향을 주는 요인으로 경찰공무원에게 있어 긍정적 성격과 같은 개인의 긍정성 수준 이외에 경찰공무원이라는 동일집단으로서 가지게 되는 직업과 일에 대한 만족이 무엇보다 중요함을 설명하고 있다.

Ⅴ. 결론 및 정책적 함의

본 연구에서는 국민의 안전과 행복을 추구하면서 일반행정공무원과는 달리 위험하고 돌발적인 업무를 하는 경찰공무원의 행복을 연구하였다. 특히 일선에서 시민을 만나는 일선경찰공무원의 행복을 연구하였다. 행복의 개념과 측정, 행복의 영향요인에 대한 선행연구를 검토하였으며, 탐색적 차원에서 경찰공무원의 행복영향요인에 관한 변수를 구성하여 경찰 공무원을 대상으로 설문조사를 실시하고, 그 결과를 분석하였다.

경찰공무원의 행복은 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감으로 측정하였다. 주관적 안녕감은 경찰공무원이 자신의 삶을 만족하고 즐거움을 느끼는 정도라고 할 수 있으며, 심리적 안녕감은 경찰공무원 스스로 자신의 잠재력을 실현하면서 기능을 잘하고 있음에 만족하는 것이다. 본 연구에서 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 전반적 행복감의 상관관계 분석 결과 심리적 안녕감과 전반적 행복감의 상관계수가 높게 나타나 경찰공무원이 전반적으로 행복하다는 인식은 경찰공무원으로서 자신의 잠재력과 역량이 충분히 발휘되는 것에서 기인하는 것으로 이해할 수 있다.

3개 종속변수 영향요인을 살펴보면, 주관적 안녕감은 일(직업)만족, 가족안정, 긍정적 정체성이 영향요인이고, 심리적 안녕감은 일(직업)만족, 긍정적 정체성, 성차별 인식, 생활여건, 학력(-)이, 전반적 행복감에는 일(직업)만족, 긍정적 정체성, 학력(-)이 영향요인으로 분석되었다. 일(직업)만족과 긍정적 정체성은 3개 변수에 공통적인 영향요인이다

분석결과에 따르면, 경찰공무원의 행복은 근무환경보다 공무원이라는 신분, 경찰이라는 직업에 대한 만족이 중요함을 시사한다. 우리나라는 경찰에 대한 국민들의 신뢰, 경찰의 사회적 지위 및 권한이 높지 않으며, 일반적 신뢰수준 및 경찰신뢰도가 OECD국가 가운데 하위권에 속한다(이미정, 2103). 경찰을 그만두고 싶은 원인으로 경찰의 낮은 사회적 지위가 가장 주요한 원인이라는 선행연구를 뒷받침한다(안지현 외, 2011). 따라서 경찰이라는 직업에 자부심을 가지고 만족할 수 있는 사회적 신뢰의 조성과 경찰 내부의 혁신 노력으로 직업 만족도를 개선하고 경찰공무원의 행복감을 증진할 수 있다. 긍정적 정서 요인은 다수의 선행연구에서 확인된 것으로 경찰공무원의 행복 증진을 위해서 경찰공무원의 긍정적 정서 및 타인신뢰를 높이기 위한 훈련 및 문화 조성도 주요한 정책으로 다루어질 필요가 있다.

그리고 주관적 안녕감에는 가족안정요인이 영향을 미치고 있다. 경찰공무원은

위험과 스트레스 강도가 높은 일에 종사하고 있어서 가족의 지지와 안정이 중요한 요인이라는 연구의 문제의식과 동일한 결과로 가족의 안정과 가족관계 증진을 위한 복지제도의 중요성을 시사한다.

심리적 안녕감 측면에서, 일(직업)만족, 긍정적 정체성과 함께 성차별 인식(+), 생활여건(+), 학력(-)이 영향요인으로 분석되었다. 성차별 인식의 영향요인은 성차별이 있다고 느낄수록 심리적 안녕감이 높다는 것으로, 그동안의 선행연구와는 반대의 결과이다. 남성중심적이고 가부장적인 문화가 높음으로 분석할 수 있으며 최근 경찰 성인지 교육과정에서 드러난 고위공직자의 불성실, 성차별 발언 논란 등을 반증하는 결과라고 할 수 있다. 생활여건의 영향요인은 경찰공무원의 행복도 향상에 여가생활만족도가 영향요인이라는 선행연구와 일치하며, 경찰공무원의 행복에는 직장 요인뿐 아니라 여가 및 생활 전반이 영향을 주고 있음을 시사한다. 학력은 높을수록 행복감이 낮아지고 있어서 경찰로서의 사회적 지위와 기능에 대한 고학력자들의 만족감이 낮음을 알 수 있다.

반면, 본 연구에서 소득 및 일 영역 중에서 일(직업)만족이외에 소득수준, 근무환경에 해당하는 직장만족은 행복 결정 요인으로 분석되지 않았는데 이러한 결과는 경찰공무원에 대한 사회적 인정과 직업자체에 대한 만족이 중요한 결정요인임을 재확인하고 있다.

따라서 본 연구의 결과를 토대로 고려할 수 있는 정부의 역할은 다음과 같다. 첫째, 경찰공무원으로서의 신분과 일에 대한 자긍심을 높이며, 둘째, 경찰공무원의 조직관리 면에서 가족관계 및 가족유지를 위한 복지, 여가생활에 대한 지원을 강화하고 셋째, 긍정적 정체성을 가질 수 있도록 정서적 훈련 및 문화를 조성할 필요가 있다. 마지막으로 경찰조직의 성차별 인식 개선을 위하여 성인지 교육 등 성평등 문화 개선을 추진해야 한다.

본 연구는 시민의 행복과 밀접한 일선경찰공무원의 행복감 증진이 필요하다는 문제의식을 가지고 연구를 진행하였음에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 특정지역에 한정된 대상으로 분석을 실시하여 이를 일반화하기 위한 외적 타당성에 일부 한계가 있다. 둘째, 경찰공무원의 행복영향요인에 관한 선행연구가 거의 없는 현실에서 종합적 관점의 탐색적 연구를 수행한 결과로서 경찰공무원에 대한 복지·인사제도 전반에 접근하지 못한 한계가 있다.

참고문헌

강성진. (2010). “한국인의 생활만족도 결정요인 분석.”「경제학연구」, 58(1): 5-36.

공강석·하승수. (2015). “경찰관 직무스트레스가 주관적 행복감에 미치는 영향: 성격강점의 조절효과를 중심으로.”「한국심리학회지:임상심리연구와 실제」, 1(1): 43-63.

구교준·임재영·최슬기. (2014). “소득과 삶의 역량에 따른 행복 결정요인 연구.”「한국행정학보」, 48(2): 317-339.

_____. (2015). “행복에 대한 이론적 고찰.” ‘정부학연구’, 21(2): 95-130.

_____. (2017). “행복의 국가간 비교분석.” ‘한국행정연구’, 26(2): 179-215.

구재선·서은국. (2011). “한국인, 누가 언제 행복한가?”, ‘한국심리학회지: 사회 및 성격’, 25(2): 143-166.

김경미·계선자. (2018). “맞벌이 가정의 일·가정양립과 행복수준에 관한 연구.” ‘한국가정관리학회지’, 36(4): 103-119.

김미숙·조경호. (2000). “공무원의 삶의 질에 영향을 주는 요인 연구.”「보건사회논집」, 20(2): 86-122.

김수연·이동옥·함우택. (2013). “직장인의 생활체육 참여에 따른 심리적 행복감이 생활만족과 직무만족에 미치는 영향.”「한국사회체육학회지」, 54(1): 887-898.

김순양·구종태·윤기찬. (2002). “일선경찰공무원의 직무스트레스 수준 및 유발요인 분석.”「행정논총」, 40(1): 123-147.

김선아·박성민. (2014). “시민의 삶의 질 선행 요인 규명에 관한 연구: 일반 가구와 저소득층 가구의 비교를 중심으로.”「한국행정연구」, 23(4): 173-210.

_____. (2018). “OECD 국가의 행복결정요인 규명에 관한 연구: 행복역량의 조절 효과를 중심으로.”「한국비교정부학보」, 22(1): 1-28.

김상곤·김성중. (2008). “지역주민의 행복도 결정요인에 관한 연구.”「한국지역사회복지학」, 25: 325-351.

김윤태. (2010). “행복지수와 사회문화적 분석.”「문화경제연구」, 13(1): 23-45.

김진덕. (2011). “기업의 교육훈련이 경영성과에 미치는 영향.”「HRD연구」, 13(1): 99-116.

김현정·최서희. (2018). “근로시간이 공무원의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연

구: 업무자율성의 조절효과를 중심으로."「행정논총」, 56(2): 249-278.
남희은·백정원·류지선. (2011). "행복결정요인이 지역주민 건강 인식에 미치는 영향 연구."「보건의료산업학회지」, 5(4): 53-63.
「매일경제」. (2019). "한국 행복지수 54위...핀란드 1위." 2019.03.21.
문승연·김춘희·박희수. (2013). "사회복지사 행복척도 개발 및 타당화."「정신보건과 사회사업」, 41(4): 35-64.
박수호·이민정. (2013). "행복 요인으로서 사회적 인정."「사회와이론」, 23: 361-391.
박주상. (2010). "교대근무 경찰공무원의 수면장애, 피로, 직무만족 및 삶의 질의 관계."「한국정부학회 2014년도 춘계학술발표논문집」, 2014.03. 53-552
박주상. (2012). "경찰공무원의 감정노동, 직무스트레스가 고객지향성에 미치는 영향."「한국정부학회 춘계학술대회」, 89-108.
변미리. (2015). "서울시민의 행복체감도와 행복지표 활용 방안."「정책리포트」, 202: 1-17.
변미리·민보경·박민지. (2017).「서울형 행복지표 구축과 제도화 방안'. 서울연구원 정책과제연구보고서.
서문기. (2015). "잘 사는 국가는 행복한가? 삶의 질에 관한 국가 간 비교분석."「한국사회학」, 49(1): 111-137.
서은국·구재선. (2011). "단축형 행복 척도(COMOSWB) 개발 및 타당화."「한국심리학회지: 사회 및 성격」, 25(1): 95-113.
손명준·최영환·최정웅. (2011). "노동가능여성의 여가활동에 따른 행복도 결정 요인."「한국사회체육학회지」, 46: 567-581.
신승배. (2015). "한국인의 행복감 결정요인."「사회과학연구」, 41(2): 183-208.
안지현·탁수연·지영환·박영신. (2011). "한국 경찰공무원의 직업에 대한 회의와 이직 이유: 토착심리학적 접근." '한국심리학회 연차 할술발표 논문집 2011년 제1회. 295-295.
오민지·이수영. (2017). "행복의 결정요인에 관한 연구: Alderfer의 E.R.G. 이론을 중심으로."「한국행정논집」, 29(3): 489-508.
윤혜진·김영문·김은희. "세대별 여가인식, 활동 그리고 행복의 관계."「관광레져연구」, 28(12): 353-370.
윤명숙·이묘숙. (2012). "노인의 경제상태가 행복에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과."「한국노년학회」, 32(2): 397-413.
이내찬. (2012). "OECD 국가의 삶의 질 구조에 관한 연구."「보건사회연구」, 32(2):

5-40.
이민정, 민경배. (2013). “디지털 생활세계에서 행복만들기.”「사회사상과 문화」, 28: 395-433.
이옥정 · 지영환. (2010). “경찰의 직무스트레스 해소 프로그램 적용을 위한 외근 경찰관의 외상후 스트레스 장애(PTSD) 증상 분석. 「한국경찰학회보」, 26: 173-203.
이임정. (2010). “주관적 행복감이 업무 스트레스의 경감에 미치는 영향에 관한 연구.” 「아시아연구」, 13(1): 251-290.
이현국·이민아. (2014). “공공서비스 성과인식과 행복.” 「한국행정학보」, 48(2): 293-315.
임재영·구교준·최슬기. (2016). “불평등과 행복: Sen의 역량이론의 관점에서 본 불평등의 작동 메커니즘.”「행정논총」, 54(3):175-198.
임혜경·하태수·박은순. (2019). “지방자치단체 사회복지 공무원의 행복 영향 요인 연구.”「정부학연구」, 25(2); 91-123.
자치분권위원회. (2018). “문재인정부 자치경찰제 도입초안 공개: 자치분권위원회 정책토론회 개최, 국민 의견수렴 나서.” 자치분권위원회 보도자료 2018.11.12.
조경호·김미숙. (2000). “공무원과 민간기업종사자 간 삶의 질 만족도 비교 연구.”「한국행정학보」, 34(3): 27-45.
진은애·진장익. (2017). “행복과 통근 역설: 통근 시간의 증가가 경기도민의 행복지수를 감소시키는가.”「GRI연구논총」, 19(3): 117-134.
사이토 도시야·오하라 미치요, 홍성민 역. 2009.「행복한 나라 부탄의 지혜: 97퍼센트가 행복하다고 느끼다」, 공명출판사.
이정훈, 2010. “조직문화와 직무특성이 조직유효성에 미치는 영향 분석: 경북지방경찰청을 중심으로.”「한국행정논집」, 22(1): 181-215.
조준택·박지선. (2016). “범죄율과 범죄 두려움이 서울시민의 행복에 미치는 영향.” 「서울도시연구」, 17(4): 131-144.
주옥남·문승연. (2018). “ 사회복지사의 감성지능이 행복에 미치는 영향: 고객지향성과 직무만족의 매개효과를 중심으로.”「한국자치행정학보」, 31(1): 167-195.
최영출·이지혜. (2014). “IPA매트릭스를 활용한 행복도 증진 요인 분석-제주특별자치도를 중심으로.”「한국자치행정학보」, 28(2): 401-424.
최혜영·신혜영·최미숙·조성연. (2009). “한국 아동의 행복감척도 개발연구.”「한국가정관리학회지」, 27(5): 1-11.

하태수. (2019). “소방공무원의 행복감 결정요인 분석.”「한국공공관리학회」, 33(2): 123-148.

한국능률협회컨설팅. (2013).「경찰복지 실태조사 및 기본계획 연구」, 경찰청.

한민·최인철·김범준·이훈진·김경미·류승아. (2012). “한국 청소년들의 행복: 타 연령대와의 비교를 중심으로.”「청소년학연구」, 19(5): 217-235.

한보람·김정규. “경찰공무원의 외상성 사건과 PTSD 증상 및 우울의 관계: 직무스트레스의 조절효과.”「한국심리학회지:임상」, 33(3): 531-550.

한상암·정덕영. (2007). “경찰공무원의 가치관에 대한 한미간의 비교 연구.”「한국콘텐츠학회 논문지」, 7(2): 191-201.

한 준. (2015). “한국인 삶의 질의 사회적 결정요인.”「국정관리연구」, 10(2): 67-94.

한학진·김혜숙. (2012). “여성들의 여가활동 및 사회경제적 특성이 행복수준에 미치는 영향: 직장여성과 전업주부간 비교를 중심으로.”「관광·레저연구」, 24(1): 181-200.

현경자. (2004). “한국인이 느끼는 행복의 근원과 주제에 대한 종단적 탐색.”「정신보건과 사회사업」, 18: 60-100.

현대경제연구원. (2014). “경제적 행복 추이와 시사점: 공무원의 행복감 급락.”「VIP리포트」, 통권575호: 14-24.

홍순복. (2010). “세무공무원이 경험하는 직무스트레스가 직무만족과 심리적 웰빙에 미치는 영향.”「한국콘텐츠학회논문지」, 10(4): 298-305

Csikszentmihalyi, M. 1990. *Flow: The psychology of optimalexperience*. 최인수 역 (2004). 서울: 한울림.

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1987). “The support of autonomy and the control of behavior.” *Journal of Personality and Social Psychology*, 53: 1024-1037.

Diener, E. (1984). “Subjective Well-Being.” *Psychological Bulletin*. 95(3): 542-575.

Diener, E., & Fujita, F. (1995). “Resourse, personal strivings, and subjective well-being: A nomothetic and idographic approach.” *Journal of Personality and Social Psychology*, 68: 926-935.

Diener, E., & Lucas, R. E. (1999). “Personality and subjective well-being.” In D. Kahneman, E. Diener & N. Schwartz (Eds.). Wel-being: The Foundations of Hedonic Psychology. New York: Sage

Diener, E., & Suh, E. M. (1999). “National diffences in subjective well-being.” In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwarz (Eds). Well-being: The foundations of

hedonic psychology (pp. 434~452), NY: Russell Sage Foundation.

Diener, E., Suh, E., Licas, R. E., & Smith, H. L. (1999). "Subjective Well-being: Three Decades of Progress." *psychological Bulletin*, 125(2): 276-302.

Easterlin, R. A. (1974). "Does Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence." In P. A. David and M. W. Reder(ed.). Nations and Households in Economic Growth. (pp.89~125), N.Y.: Academic Press.

_____. (1995). "Will raising the incomes of all increase the happiness of all?" *Journal of Economic Behavior and Organization*, 27: 35-47.

Han, S., Kim, H., Lee, E., & Lee, H. (2013). "The contextual and compositional associations of social capital and subjective happiness: A multilevel analysis from Seoul, South Korea." *Journal of Happiness Studies*, 14(4): 1183-1200.

Helliwell, J. F., & Huang, H. (2011). "Well-being and trust in the workplace." *Journal of Happiness Studies*, 12(5): 747-767.

Leung, A., Kier, C., Fung, T., & Sproule, R. (2010). "Searching for happiness: The importance of social capital." *Journal of Happiness Studies*, 12(3): 443-462.

Miles, J. and Shevlin, M. (2001). *Applying Regression & Correlation*. London: Sage.

Ott, J. (2010). "Greater happiness for a greater number: Some non-controversial options for government." *Journal of Happiness Studies*, 11(5): 631-647.

Ram, R. (2009). "Goverment spending and happiness of the population: Additional evidence form large cross-country samples." *Public Choice*, 148(3/4): 483-490.

Ram, R. (2010). "Social capital and happiness: Additional cross-country evidence." *Jounal of Happiness Studies*, 11(4): 409-418.

Rode, M. (2013). "Do good institutions make citizen happy, or do happy citizens build better institutions?." *Jounal of Happiness Studies*, 14(5): 1479-1505.

Rodríguez-Pose, A., & von Berlepsch, V. (2014). "Social capital and individual happiness in Europe." *Journal of Happiness Studies*, 15(2): 357-386.

Ryff,C.D. (1995). "Psycholgical Well-Being in Adult Life." *Current Directions in Psychological Science*, 4: 9-104.

Ryff, C. D. and Singer, B. H. (2008). "Know Thyself and Become What You Are: A

Eudaimonic Approach to Psychological Well-Being." *Journal of Happiness Studies*, 9: 13-39.

Seligman, M. E. P. (2002). *Authentic Happines*. New York: Frre Pres.

Veroff, J., Douvan, E., & Kulka, R. A., (1981). *The Inner American: A Self-portrait from 1957 to 1976*. New York: Basic Books.

임혜경(林蕙卿): 주저자. 경기대학교에서 2016년 행정학 박사학위를 취득하고 현재 경기도가족여성연구원 연구위원으로 재직하고 있다. 주요 관심분야는 성인지 정책, 일선관료제, 시민참여 등이다(sapsari88@hanmail,net).

하태수(河泰洙): 교신저자. 서울대학교 행정대학원에서 1997년 행정학 석사학위를 취득하고, 영국 University of Exeter에서 2001년 행정학 박사학위를 취득하였으며, 현재 경기대학교 행정학과 교수로 재직 중이다. 주 연구 분야는 정부조직구조, 조직관리, 리더십 등이다. 최근 주요 논문들은 한국사회와 행정연구(2019), 행정논총(2019), 한국행정논집(2019), 한국공공관리학보(2019), 정부학연구(2019) 등에 게재하고 있다(taesooha@hanmail.net).

박은순(朴銀順): 공동저자. 경기대학교에서 사회복지학 석사학위를 취득하고 현재 경기대학교 행정학과 박사과정을 수료하였다. 주요 관심분야는 여성정책, 시민참여, 사회복지정책 등이다. 주요논문으로는 "성인지 예산제도의 도입과 토착화"(2019)등이 있다(dceson@hanmail.net).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *211-233*

재난대응의 소방조직효과성 영향요인 분석

김경진·정기성·양기근

제천 스포츠센터 화재는 대형재난현장에서의 소방지휘관의 리더십 및 재난대응 전략이 얼마나 중요한가를 잘 보여 주었다. 즉 재난현장 지휘관 또는 출동대원 개별로 대응하는 재난관리가 아닌 유기적이고 체계적인 재난대응으로 재난현장상황을 성공적으로 이끌어 나갈 수 있는 현실적·실질적 리더십이 요구된다. 본 연구는 재난현장지휘관의 변혁적 리더십이 조직효과성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위한 논문이다. 실증적 검증을 위해 재난현장대응전문가 대상 정책델파이(1차, 2차) 설문조사를 통해 재난현장의 변혁적 리더십의 12개의 핵심요소를 추출하였고, 이를 토대로 서울시 소방재난본부 산하 24개 소방서 현장대응단 소속의 지휘관 56명(총 96명 중)을 대상으로 중요도 분석을 실증 검증하였다. 그리고 재난현장에서의 변혁적 리더십의 구성요소를 설문지를 작성하여 최근에 대응 1단계 이상을 경험한 서울소방서 소속 소방·구급 출동대원 234명을 대상으로 설문조사를 실시하여 다중회귀분석을 하였다. 분석결과, 소방력 배치 및 조정능력, 현장통제능력, 요구조자 관리능력, 비상상황 판단능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원의 안전 확인이 재난대응체계 조직효과성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

[주제어: 재난, 재난대응, 소방, 조직효과성, 변혁적 리더십]

Ⅰ. 서론

오늘날 재난환경은 과거에 비할 수 없이 불확실하고 복잡하며 가변적이다. 이러한 재난환경에서 국민의 생명과 신체 및 재산을 보호하기 위해서는 무엇보다 재난현장지휘관의 역할이 중요할 수밖에 없다. 어느 시대와 어떤 조직이든 리더는 항상 존재해왔다. 리더의 자질과 역할은 조직구성원으로 하여금 조직이 추구하는 목표와 욕구를 조화시키고, 구성원의 노력을 통합·조정하여 조직의 성과를 효율적이면서도 효과적으로 달성할 수 있게 하므로 조직연구에서 매우 중요한 기제로 다루어져

이 논문은 김경진의 박사학위논문(2019.2)의 일부 내용을 정리 및 수정한 것임.
논문접수일: 2019.08.31, 심사기간(1차): 2019.09.10~09.20, 게재확정일: 2019.09.20

왔다(오세민 외, 2019).

리더의 리더십은 조직을 효율적으로 만들어 주는 근원이다. 리더십은 뭔가를 성취하는데 꼭 필요한 불씨이다(John Salka, 2005). 제천 스포츠센터 화재 발생 직후 제천소방서 출동대가 제대로 대처하지 못했다는 지적이 있다. 비상구로 사람들이 탈출했으나 소방대원들은 비상구로 접근하지 않았다. 또한 2층 통유리 창문을 통한 진입을 시도하지 않았으며, 출동한 굴절차도 제대로 설치되지 않았다. 충북소방본부장은 브리핑에서 유리창을 깨지 못한 이유는 당시 제천소방서 구조대는 먼저 발생한 다른 현장에 출동해 인력이 부족했고, 1층 화재를 진압해야 2층으로 진입할 수 있다고 판단했으며, 불법 주차 차량으로 인해 굴절차를 전개할 수 없었다고 밝혔다. 또한 광역지방자치단체의 지원과 의지 부족으로 인한 소방장비 및 인력의 부족이 재난을 키웠다는 지적도 존재한다(위키백과, 검색일 2019.8.22.).

제천 스포츠센터 화재는 화재현장에서 소방지휘관의 리더십이 제대로 발현되지 못한 사례이다. 화재와 같은 긴급 상황에서의 리더십은 국민의 생명과 신체 및 재산에 직접적으로 영향을 미치는 만큼 이에 대한 연구는 매우 중요할 수밖에 없다. 최근의 대형화재는 건축물의 구조·방화재료, 가스저장 취급시설 등 다양한 원인에서 발생하고 있어 소방시설만으로는 근본적 화재저감에 한계가 있다(국민안전처, 2015: 2).

2018년 건축·구조물화재의 발생건수는 28,013건으로 전체 화재건수의 66.2%를 차지하고 있으며, 사망자 316명(85.6%), 부상자 1,915(86.1%), 4,951억원(88.5%)의 재산피해를 냄으로써 유형별 화재 중 매년 가장 큰 인명, 재산피해 규모를 차지하고 있다. 2017년 대비 건축·구조물 화재건수, 인명피해, 재산피해 모두 증가하였다. 산업사회의 고도화가 지속적으로 증가 하고 있는 것을 감안하면, 당분간 이러한 현상은 지속 될 것으로 보이므로[1] 화재현장을 효율적으로 지휘할 수 있는 리더십에 대한 심도 있는 연구가 무엇보다 필요하다.

본 연구의 목적은 재난현장에서의 현장지휘관의 리더십 분석 및 소방조직효과성에 영향을 미치는 요인을 찾고자 하는 것이다. 연구목적을 달성하기 위하여 첫째, 일반 리더십과 다른 재난현장에서 요구되는 변혁적 리더십 이론을 적용하여 재난현장에서 현장지휘관에게 요구되는 리더십과 그 중요성을 도출하였다. 둘째, 제천 스포츠센터 화재[2]처럼 재난현장에서 제기된 재난관리체계의 취약성과 개선방안을

1) e-나라지표, http://www.index.go.kr

2) 제천 스포츠센터 화재는 2017년 12월 21일에 발생한 화재로 29명이 사망하고, 36명이 부상을 입은 사고이다. 15시 53분에 신고를 받은 제천소방서는 16시에 현장에 도착해 16시

실증적 분석을 통하여 분석하였다. 즉, 재난관리 현장지휘관인 지휘팀장과 소방서장을 대상으로 심층면접과 설문조사를 통하여 재난현장에서 필요한 현장지휘관의 리더십에 요구되는 주요 내용을 확인하고 변혁적 리더십의 핵심 구성요소를 제시하였다. 이를 위하여 서울특별시 현장대응단 소속 재난현장지휘관인 현장대응단장 및 지휘팀장을 대상으로 재난현장 핵심 구성요소의 중요도 실증 분석과 이를 토대로 작성된 설문을 재난현장 출동 소방대원에게 실시하여 재난대응에서의 소방조직 효과성을 실증 분석하였다.

Ⅱ. 재난현장 리더십과 조직효과성

1. 변혁적 리더십과 재난현장 리더십

모든 조직이나 상황을 초월한 최적 리더십 유형은 존재하지 않으므로 지휘관·부하·상황 등의 변수를 고려하여 적절한 리더십 유형을 결정해야 할 것이다. 특히 지휘관은 상황을 정확하게 판단해야 한다. 예컨대 조직이 위기에 부딪히게 되는 경우에는 리더십의 속성이 평소와 달라지게 되는데 변혁적 리더십을 지닌 재난현장지휘관의 특징은 다음과 같다.

대형재난시에는 우유부단하고 허약한 지휘관보다는 위기를 극복할 수 있는 리더십을 지닌 지휘관이 필요하다. 위기상황에서는 신속한 결정이 요구되므로 위기상황에 적합한 변혁적 리더십이 있어야 할 것이다. 재난현장 위기상황에서는 위기극복을 위한 카리스마, 지적자극, 개별 배려 등을 핵심요소로 하는 변혁적 위기관리 리더십이 요구된다.

변혁적 리더십은 Burns(1978)가 기존의 거래적 리더십과 변혁적 리더십을 구별한 이후에 Bass(1985; 1990)에 의해 그 개념과 하위차원이 정립되었다. 변혁적 리더는 조직 목표의 가치와 중요성에 대한 구성원들의 의식수준을 높이고, 구성원들이 조직을 위해 자신의 이익을 초월하도록 만들며, 구성원들이 조직의 목표와 가치

5분에 대응 1단계를, 17시 20분에 대응 2단계를 발령해 소방인력을 동원하였다. 소방청은 17시 9분에 중앙사고수습본부와 중앙긴급구조통제단을 가동했으며, 제천시는 17시 40분에 지역재난대책본부를 설치해 재난에 대응하였다. 1층 주차장의 배관에 열선을 설치하는 작업을 하던 도중 천장 구조물에 불이 옮겨 붙었고, 불이 옮겨 붙은 천장 구조물이 차량으로 떨어져 연소가 확대되었다. 또한 2층 여성용 목욕탕에는 비상구가 창고처럼 활용되었으며, 대피를 유도한 직원도 없었으며, 주 출입구도 고장나 피해가 증가하였다(위키백과, 검색일 2019.8.22.)

에 관심을 갖도록 하고, 구성원들을 변화시키고 동기를 부여함으로써 더 많은 노력을 기울이도록 만들어 기대이상의 성과를 달성하게 한다(정동섭·이희옥, 2019: 969).

그동안 변혁적 리더십을 구성하는 하위요인들에 대한 연구는 미흡하였다. 재난현장에서 요구되는 적실성 있는 리더십 연구결과를 도출하기 위해서는 변혁적 리더십의 하위요인들에 주목할 필요가 있다(심완준 외, 2019; 진재근 외, 2019: 오세민 외, 2019). 변혁적 리더십의 카리스마 요인은 리더가 조직의 목표와 비전을 제시하고, 조직구성원의 공감을 이끌어 내는 과정이다(Bass, 1985). 지적자극 요인은 구성원이 기존의 사고방식과 업무처리 관습으로부터 벗어나 아이디어를 적극적으로 고안하고, 새로운 방식을 활용해 문제를 해결할 수 있도록 독려하는 리더의 역량이다(Bass: 1985). 개별적배려 요인은 구성원을 동등하게 대우하며 구성원을 욕구와 능력이 다른 인격체로 대우하는 것으로, 구성원의 욕구 차이를 인정하고 성장할 수 있도록 잠재력을 개발해주는 행동을 말한다.

2. 조직효과성의 개념과 측정지표

조직효과성은 조직구성원들이 조직을 효율적으로 운영하는데 있어서의 평가기준에 어느 정도 부합하는지를 보여주는 지표로 Seashore & Yuchtman(1967)은 조직효과성을 희소가치가 있는 자원 획득을 위해 환경을 개척해가는 조직의 능력으로 보았다. Price(1968)는 조직효과성을 조직의 목표달성 수준이라 정의하였으며, Georgiou(1973)는 조직에 대한 공헌도 이상으로 조직구성원들의 능력을 유인할 수 있는 동기를 부여함으로 욕구를 충족시켜 줄 수 있는 능력이라 하였다(이성춘, 2017). 국내의 선행연구들은 조직효과성에 대해 조직목표의 달성정도라 하고 있는데, 김미좌(2013)는 조직효과성에 대해 조직이 효과적으로 잘 운영되고 있는가를 나타내는 것으로, 조직목표의 달성정도라고 하였으며, 조직효과성 평가를 위해 직무만족과 조직몰입을 많이 사용한다고 하였다. 정교태와 장수덕(2012)은 조직구성원의 직무만족 수준이 조직성과를 결정하는 매우 중요한 요인이라 하였으며, 이전희 외(2011)에 의하면 군 조직에 대한 연구에서도 직무만족 및 조직몰입이 조직효과성의 구성요소로 많이 연구되고 있다.

조직효과성에 대한 학자들의 개념정의는 관점에 따라 다양하게 주장되고 있지만, 종합적으로 정리하면 조직효과성은 목표달성의 정도를 강조하고 목표달성을 위한 다양한 요소들을 고려하지 않을 수 없다. 그렇기 때문에 조직효과성

(organization effectiveness)은 "조직 목적의 성공적 달성을 강조하면서, 이를 위해 자원을 최대한 이용하여 높은 수준의 성과를 달성하고 이해 관계자들에게 책임을 다하는 것"이라 할 수 있다(안춘윤, 2008).

재난대응체계 조직효과성은 재난과 관련된 다양한 요소를 고려하여 한다. 이는 재난환경과 둘러싼 재난상황, 재난관리주체, 재난 피해자 등 다양한 주체 및 기능이 작용하는 매우 복잡한 상황에서의 바람직한 결과로써 "재난대응 조직 목적의 성공적 달성을 강조하면서, 이를 위해 가용할 수 있는 자원과 능력을 최대한 이용 및 발휘하여 높은 수준의 성과를 달성하고 시민에게 책임을 다하는 것"이라고 할 수 있다. 재난대응체계의 조직효과성도 직무만족과 조직몰입을 조직효과성 측정의 주요 지표로 사용할 수 있다. 직무만족과 조직몰입은 조직 구성원의 직무에 대한 행태로써 조직 효과성의 중요한 요소로 작용한다. 왜냐하면 조직구성원의 직무만족과 조직몰입 정도에 따라 조직구성원이 수행하는 직무에 부정적 혹은 긍정적 영향을 결정하는 주요 요인으로 작용하기 때문이다.

3. 대형재난 현장의 변혁적 리더십과 조직효과성의 관계

일반적인 재난 또는 사건에서는 지휘관의 역할은 재난현장 표준작전절차(SOP)와 평소 훈련으로 인해 크게 작용하지는 않는다. 그러나 다수의 사상자가 발생하거나 사회적으로 큰 문제를 낳는 대형재난인 경우에는 상황이 달라진다. 일분일초 시시각각으로 변하는 재난현장에서의 지휘관의 리더십은 매우 중요하게 작용한다. 왜냐하면, 재난현장 지휘관의 리더십은 국민의 생명, 신체 및 재산과 직결되기 때문이다.

선행연구들에 의하면, 변혁적 리더십은 조직효과성, 직무만족과 조직몰입에 영향을 미친다(Bass, 1985; Hater & Bass, 1988; 주종덕, 2003; 오창환, 2007: 권형섭, 2007; 홍성관, 2007; 이대봉, 2009). 변혁적 리더십 또한 다른 여느 리더십과 마찬가지로 조직효과성에 얼마나 영향을 줄 수 있는가에 따라 그 가치가 결정된다. 리더십은 그 자체 의미보다는 조직의 생산성과 조직 분위기를 긍정적으로 변화시킬 수 있을 때 그 의미가 있다.

그런 의미에서 본 연구에서는 대형재난현장에서의 변혁적 리더십과 조직효과성과의 관계에 대하여 살펴보았다. 이는 변혁적 리더십이 대형재난 현장에서 반드시 필요하므로 이를 전적으로 적용하자는 배타적 의미는 아니며, 재난현장에서 요구되는 리더십의 핵심요소를 연구를 통하여 도출하고 그 결과를 재난현장정책에 반영

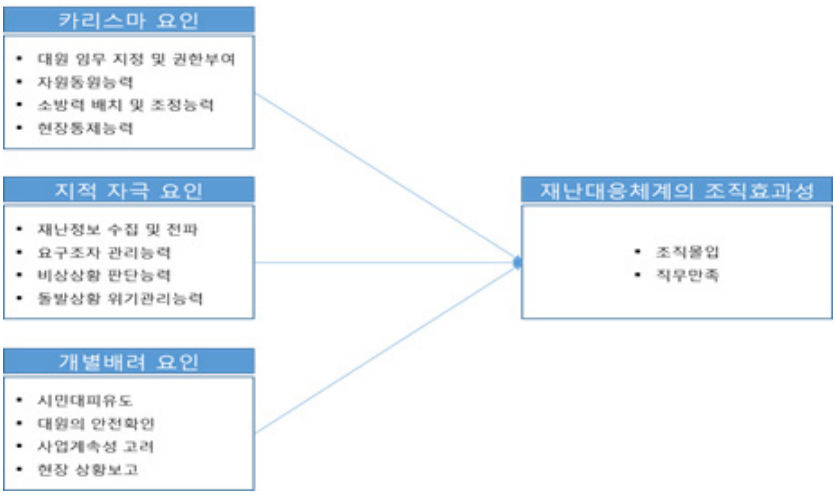
함으로써 재난현장의 많은 사상자를 구조하고 인명피해를 줄일 수 있는 연구가 되기를 기대한다.

Ⅲ. 조사설계

1. 연구모형과 가설의 설정

재난현장대응체계의 조직효과성에 영향을 미치는 독립변수로는 카리스마 요인, 지적자극 요인, 개별배려 요인을, 종속변수로는 조직몰입과 직무만족 요인으로 보았다(Figure 1). 구체적으로 카리스마 요인으로는 대원임무 지정 및 권한부여, 자원동원능력, 소방력 배치 및 조정능력, 현장통제능력의 4개 구성요소로 세분화하였고, 지적자극 요인으로는 재난정보 수집 및 전파, 요구조자 관리능력, 비상상황 판단능력, 돌발상황 위기관리능력의 4개 구성요소로 세분화하였다. 그리고 개별배려 요인으로는 시민대피유도, 대원 안전확인, 사업계속성 고려, 현장 상황보고 4개 구성요소로 세분화하였다. 재난현장대응체계의 조직효과성은 이미 검증된 측정지표인 조직몰입과 직무만족 2개 요소로 하였다.

〈그림 1〉 연구 분석틀



가설이란 실증적 검증을 위해 기술된 연구문제에 대한 잠정적 해답으로써 L.

Christensen은 가설을 연구문제에 대한 최선의 예측으로 정의한다(김진근 외, 2015: 155). 본 연구는 연구의 목적과 선행연구를 토대로 변수를 선정하였고, 다음과 같이 가설을 설정하였다.

1) 「카리스마」요인과 현장재난대응관리체계의 조직효과성

1-1. 대원 임무지정 및 권한부여는 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
1-2. 자원동원능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
1-3. 소방력 배치 및 조정능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
1-4. 현장통제능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

2) 「지적자극」요인과 현장재난대응관리체계의 조직효과성

2-1. 0재난정보 수집 및 전파는 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
2-2. 요구조자 관리능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
2-3. 비상상황 판단능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
2-4. 돌발상황 위기관리능력은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

3) 「개별배려」요인과 현장재난대응관리체계의 조직효과성

3-1. 시민대피유도는 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.
3-2. 대원의 안전확인은 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

3-3. 사업계속성 고려는 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

3-4. 현장상황보고는 현장재난대응관리체계의 조직효과성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

2. 설문지 구성

변수는 독립변수, 종속변수로 구분하여 측정하였다. 재난현장에서의 변혁적 리더십의 하위구성요소로 카리스마, 지적자극, 개별배려를 실무 및 문헌을 참고하여 구성하였다.

재난현장 카리스마 요인으로는 ① 대원 임무지정 및 권한부여, ② 자원동원능력, ③ 소방력 배치 및 조정능력, ④ 현장통제능력 등 4개의 문항으로 재난현장에서 재난 지휘관에게 요구되는 자질로 구성하였다.

재난현장 지적자극 요인으로는 ① 재난정보 수집 및 전파, ② 요구조자 관리능력, ③ 비상상황 판단능력, ④ 돌발상황 위기관리능력 등 4개의 문항으로 재난현장에서 재난 지휘관이 상황에 맞는 판단력이 필요로 하는 핵심요소로 구성하였다.

재난현장 개별배려 요인으로는 ① 시민대피유도, ② 대원의 안전확인, ③ 사업계속성 고려, ④ 현장상황보고 등 4개의 문항으로 재난현장에서 재난 지휘관이 재난환경을 둘러싼 연계적 핵심요소로 구성하였다.

종속변수는 재난관리체계의 효과성 측정지표인 조직효과성으로 하였다. 조직효과성은 직무만족과 조직몰입으로 하였는데, 직무만족에 대한 측정지표는 White & Ruh(1973)의 직무만족 설문의 일부로 생계수단 이상의 의미정도, 업무에 대한 흥미정도 등을 이용하였고, 조직몰입의 측정지표는 조경호(1997)와 김호정(1999)의 연구에서 이용된 설문항목으로 조직이 나의 진가를 발휘하게 하는 정도, 조직의 일원이 된 자부심 정도 등을 사용하였다.

설문지 구성은 독립변수로 카리스마와 관련하여 12개의 문항, 지적자극과 관련하여 12개의 문항, 개별배려와 관련하여 12개의 문항 등 총 36개의 문항으로 구성하였으며, 종속변수로 재난관리체계 조직효과성의 직무몰입 4개 문항과 조직만족 4개 문항(총 8개)으로 구성하였다. 마지막으로 인구사회학적 특성 통계를 위한 성별, 직위, 연령, 재직기간, 근무형태, 대응1단계 이상 경험 횟수, 근무지 등 7개의 문항으로 구성하였다.

〈표 1〉 설문지의 구성

평가영역	측정지표	설문내용	설문번호
카리스마 요인	대원의 임무지정 및 권한부여	· 재난현장에서의 명확한 임무 지시 전달여부	Ⅰ-1
		· 비상동보 및 연락체계 활용 전파지시 여부	Ⅰ-2
		· 재난현장 상황 파악 후 권한과 책임부여여부	Ⅰ-3
	자원동원 능력	· 유관기관 자원동원 능력여부	Ⅰ-4
		· 유관기관 구체적인 역할 및 지시여부	Ⅰ-5
		· 민간부문 자원동원 능력여부	Ⅰ-6
	소방력 배치 및 조정능력	· 재난현장에서 소방력 적정투입여부	Ⅰ-7
		· 재난확대로 인한 추가 적정 소방력배치여부	Ⅰ-8
		· 특수 재난상황에서 소방력 조정능력 여부	Ⅰ-9
	현장통제 능력	· 신속한 재난대응활동 및 안전구역확보여부	Ⅰ-10
		· 지휘대, 진압대, 구조대, 구급대 공간확보여부	Ⅰ-11
		· 외부인통제 및 유관기관 재난대응활동 조정여부	Ⅰ-12
지적자극 요인	재난정보수집 및 전파	· 재난현장에서 재난정보 수집의 적극성여부	Ⅱ-1
		· 재난현장에서 취득한 정보 공유 및 전파여부	Ⅱ-2
		· 대원이 취득한 재난정보 보고지시 여부	Ⅱ-3
	요구조자 관리능력	· 요구조자 위치 파악 및 구조 명확한 지시여부	Ⅱ-4
		· 요구조자 병원이송까지 추적관리 여부	Ⅱ-5
		· 요구조자 관리에 출동대 적정배치 및 조정 여부	Ⅱ-6
	비상상황 판단능력	· 재난대상물에 대한 진압작전 기준 제시여부	Ⅱ-7
		· 요구조자 관련 명확한 판단능력발휘여부	Ⅱ-8
		· 재난환경 관련 명확한 판단의식 및 능력여부	Ⅱ-9
	돌발상황 위기관리능력	· 재난현장에서 돌발상황 처리능력발휘여부	Ⅱ-10
		· 돌발상황 발생에 따른 상황판단회의 활용여부	Ⅱ-11
		· 상황판단회의 결과도출과 임무지시여부	Ⅱ-12
개별배려 요인	시민대피 유도	· 재난대상의 비상경보 등 초기조치 확인여부	Ⅲ-1
		· 재난대상 안전관리자의 시민대피 등 지시여부	Ⅲ-2
		· 장애인, 어린이 등 재난약자 대피 지시여부	Ⅲ-3
	대원의 안전확인	· 출동대원 안전장구 및 차량안전관리 지시여부	Ⅲ-4
		· 출동대원의 수시 안전확인 여부	Ⅲ-5
		· 출동대원 안전을 위한 추가 조치여부	Ⅲ-6
	사업계속성 고려	· 재난대상의 사업 계속성 유지노력 여부	Ⅲ-7
		· 재난대상 중요 및 핵심사항 확인여부	Ⅲ-8
		· 재난대상 중요사항 확인 후 조치여부	Ⅲ-9
	현장상황 보고	· 긴급구조통제단장 등에 명확한 보고여부	Ⅲ-10
		· 재난현장 주요쟁점 파악 및 보고여부	Ⅲ-11
		· 시장단 등 주요인사에 주요쟁점 보고준비여부	Ⅲ-12

평가영역	측정지표	설문내용	설문번호
재난현장대응 관리체제 조직 효과성	직무몰입	· 재난현장에서 나의 진가를 발휘하게 하는 정도	Ⅳ- 1
		· 재난현장대응 재난관리체제의 일원이 된 자부심 정도	Ⅳ- 2
		· 재난현장 조직의 가치와 개인의 가치의 일치정도	Ⅳ- 3
		· 일하기에 좋은 재난현장대응 재난관리조직인지 정도	Ⅳ- 4
	조직 만족	· 고층건물 재난관리 업무가 개인에게 돈을 벌기 위한 수단 이상의 의미가 있는지의 정도	Ⅳ- 5
		· 재난현장관리 업무에 대한 관심의 정도	Ⅳ- 6
		· 외부적 보상이 없는 경우 재난현장관리업무 계속 행할지의 정도	Ⅳ- 7
		· 개인에게 있어 재난현장관리 업무의 가치정도	Ⅳ- 8
인구사회학적 특성	1. 성별, 2. 직위(계급), 3. 연령, 4. 재직기간 5. 근무형태, 7. 대응단계 경험횟수 7. 근무지		Ⅴ-1~ Ⅴ-7

3. 표본의 선정

서울특별시 소방재난본부 산하 24개 소방서 소속 현장출동 소방공무원은 3교대 21주기로 3개 팀이 교대로 근무하고 있다. 본 연구의 목적에 부합하는 표본을 선정하기 위하여 2017년 11월부터 2018년 6월까지 비상발령이 있었던 소방서의 비상발령 경험이 있는 소방대원을 대상으로 설문을 조사하였다. 이는 대형재난을 경험한 대원들을 대상으로 조사함으로서 보다 적실성 있는 연구 결과를 얻기 위해서였다. 배포한 설문지 총 360부 중 회수된 설문지는 252부로 이 중 대응단계를 경험하지 못한 소방대원 16부의 설문지와 응답을 제대로 하지 않은 2부의 설문지를 제외한 총 234부의 설문지를 최종 분석하였다.

4. 인구통계학적 특성

인구통계학적 특성으로 남성은 97.0%, 여성은 3.0%로 나타나 남성 소방공무원의 구성비율과 응답비율이 여성 소방관에 비해 절대적으로 높았다. 재난현장 출동대원 중 구급대에서 근무하는 여성 구급대원과 구급대원 중 설문에 응한 빈도가 낮아 대부분 남자 출동대원이 응답하였다는 것을 알 수 있었다. 직급은 소방위가 32.1%로 가장 많았고, 소방교가 26.90%, 소방장이 20.9%, 소방사가 20.1%로 출동대원의 직급별 표본 수는 비슷하였다. 그리고 연령은 30세 이상 39세 이하에서 41.0%로 가장 많았다. 재직기간은 10년 미만과 20년 이상이 각각 45.7%와 30.3%로 출동대원간 재직기간의 양극화 현상이 있는 것으로 파악되었다. 즉 10년에서 20년 미만은

23.9%로 상대적으로 낮은 것으로 조사되었다. 마지막으로 근무형태는 대부분 화재진압 대원이 46.6%로 절대적으로 많았으며, 다음으로는 운전 21.4%, 구조 21.8%, 구급 9.8% 순으로 나타났다. 특히 구급대원의 설문응답이 낮은 것은 항시 출동준비 및 출동상황 발생으로 설문이 상대적으로 낮은 것으로 파악되었다.

〈표 2〉 표본의 인구사회학적 특성

기 준	범 위	빈도(명)	백분율(%)
성 별	남	227	97.0
	여	7	3.0
계 급	소방사	47	20.1
	소방교	63	26.9
	소방장	49	20.9
	소방위	75	32.1
연령	30세 미만	17	7.3
	30-39	96	41.0
	40-49	67	28.6
	50-59	53	22.7
재직기간	5년 미만	56	23.9
	5-10년 미만	51	21.8
	10-15년 미만	22	9.4
	15-20년 미만	34	14.5
	20년 이상	71	30.3
근무형태	소방	109	46.6
	운전	50	21.4
	구급	23	9.8
	구조	51	21.8
	행정	1	0.4

Ⅲ. 분석결과

1. 신뢰도 분석

본 연구에서 신뢰도 분석을 위한 내적일관성 계수를 이용한 값을 살펴보면, Table 3과 같이 카리스마를 구성하는 ① 대원의 임무지정 및 권한부여, ② 자원동원능력, ③ 소방력 배치 및 조정능력, ④ 현장통제능력의 각각 신뢰도 계수는 모두 0.8 이상의 값으로 내적일관성이 높은 것으로 분석되었다. 그리고 이들의 총합의 평균값인 카리스마 요인 또한 신뢰도 계수가 0.9 이상의 값으로 높은 내적 일관성이 있는 것으로 분석되었다.

그리고 지적자극을 구성하는 ① 재난정보 수집 및 전파, ② 요구조자 관리능력, ③ 비상상황 판단능력, ④ 돌발상황 위기관리능력의 각각 신뢰도 계수는 모두 0.8 이상의 값으로 내적일관성이 높은 것으로 분석되었다. 그리고 이들의 총합의 평균값인 카리스마 요인 또한 신뢰도 계수가 0.9 이상의 값으로 높은 내적 일관성이 있는 것으로 분석되었다. 마지막으로 개별배려를 구성하는 ① 시민대피 유도, ② 대원의 안전확인, ③ 사업계속성 고려, ④ 현장상황 보고 각각 신뢰도 계수는 모두 0.8 이상의 값으로 내적일관성이 높은 것으로 분석되었다. 그리고 이들의 총합의 평균값인 카리스마 요인 또한 신뢰도 계수가 0.9 이상의 값으로 높은 내적 일관성이 있는 것으로 분석되었다.

종속변수인 재난현장대응 재난관리체제 조직효과성을 구성하는 ① 조직몰입, ② 직무만족 각각 신뢰도 계수는 모두 0.8 이상의 값으로 내적일관성이 높은 것으로 분석되었다. 그리고 이들의 총합의 평균값인 재난현장대응 재난관리체제 조직효과성 또한 신뢰도 계수가 0.9 이상의 값으로 높은 내적 일관성이 있는 것으로 분석되었다.

〈표 3〉 신뢰도 검증 결과

변수			문항수	신회도 계수	
독립변수	카리스마 요 인	대원의 임무지정 및 권한부여	3	.872	.935
		자원동원능력	3	.879	
		소방력 배치 및 조정능력	3	.860	
		현장통제능력	3	.886	
	지적자극 요 인	재난정보수집 및 전파	3	.880	.938
		요구조자 관리능력	3	.822	
		비상상황 판단능력	3	.888	
		돌발상황 위기관리 능력	3	.903	
	개별배려 요 인	시민대피 유도	3	.888	.947
		대원의 안전확인	3	.883	
		사업계속성 고려	3	.907	
		현장상황 보고	3	.890	
종속변수	재난대응체계 조직효과성	조직몰입	4	.868	.934
		직무만족	4	.900	

2. 요인분석

요인분석은 측정하고자 하는 개념을 얼마나 정확히 측정하였는지, 측정하고자 하는 변수들이 동일한 요인으로 묶을 수 있는지를 확인하는 것이다. 즉, 많은 변수들을 상관관계가 높은 것끼리 묶어줌으로써 그 내용을 단순화시켜 변수를 축소한다(송지준, 2009). 그리고 요인분석은 복잡하고 큰 다변량 자료를 정보의 손실을 최소화하면서 소수의 공통요인(common factor)으로 전체 자료를 해석한다. Table 4와 5는 Kaiser 정규화가 있는 베리맥스 방법으로 회전된 성분행렬로 재난 조직적 변수의 요인분석 결과를 보여주고 있다.

독립변수인 변혁적 리더십을 구성하는 카리스마, 지적자극, 개별배려에 대한 요인분석 결과(Table 4), 재난현장대응체제의 조직효과성을 높이기 위한 변혁적 리더십의 하위 변수는 크게 요인 1(카리스마), 요인 2(지적자극), 요인 3(개별배려)으로 구분되었다.

〈표 4〉 독립변수의 요인분석 결과

문 항 (변수의 평균 값 적용)	성분(요인적재 값)			공통 값(추출)
	요인 1 (카리스마)	요인 2 (지적자극)	요인 3 (개별배려)	
대원의 임무지정 및 권한부여 (Ⅰ. 1~3)	**.866**	.248	.016	.781
자원동원 능력 (Ⅰ. 4~6)	**.847**	.244	.040	.752
소방력 배치 및 조정능력 (Ⅰ.7~9)	**.821**	.339	.011	.784
현장통제능력 (Ⅰ. 10~11)	**.725**	.208	.166	.685
재난정보 수집 및 전파 (Ⅱ. 1~3)	-.041	**.791**	.237	.631
요구조자 관리능력 (Ⅱ. 4~6)	.393	**.784**	.162	.725
비상상황 판단능력 (Ⅱ. 7~9)	.255	**.736**	.155	.579
돌발상황 위기관리능력 (Ⅱ. 10~12)	.281	**.775**	.079	.554
시민대피유도 (Ⅲ. 1~3)	.318	.224	**.691**	.569
대원의 안전확인 (Ⅲ. 4~6)	.044	.227	**.687**	.409
사업계속성 고려 (Ⅲ. 7~9)	-.002	.071	**.623**	.588
현장 상황보고 (Ⅲ. 10~12)	.022	.048	**.615**	.452
고유값(eigen value)	5.052	2.986	2.988	
설명분산(%)	27.872	22.498	16.557	
누적분산(%)	27.872	50.370	66.927	

재난대응체계 조직효과성은 선행연구에 의해 타당도 및 신뢰도가 높은 지표로 국내·외에서 개발되어 활용되고 있는 지표를 사용하였다. 따라서 본 연구에서는 재난대응체계라는 소방조직에 ① 직무만족, ② 조직몰입 두 지표를 가지고 재난대응체계의 조직효과성을 구성하는 2개의 요인으로 결과(Table 5)를 얻을 수 있었다. 직무만족 4문항, 조직몰입 4문항을 사용하여 재난대응체계 직무만족은 36.937%, 조직몰입은 30.308%로 조직효과성 종속변수 전체 설명력이 67.245%로 나타났다. 그리고 요인적재량(값)과 공통 값이 0.4 미만인 설문항목이 없으므로 제외되는 문항은 없었다.

〈표 5〉 종속변수의 요인분석 결과

문 항	성분(요인적재 값)		공통 값(추출)
	요인 1	요인 2	
직무만족 2	.879	.153	.803
직무만족 4	.858	.254	.825
직무만족 3	.788	.271	.694
직무만족 1	.662	.294	.525
조직몰입 4	.139	.811	.677
조직몰입 1	.177	.733	.571
조직몰입 3	.421	.714	.659
조직몰입 2	.458	.623	.581
고유값(eigen value)	3.114	2.544	
설명분산(%)	36.937	30.308	
누적분산(%)	36.937	67.245	

3. 다중회귀 분석

다중회귀분석 결과 재난현장지휘관의 변혁적 리더십을 나타내는 소방력 배치 및 조정능력, 현장통제능력, 요구조자 관리능력, 비상상황 판단능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원의 안전확인이 재난대응체계 조직효과성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 조사되었다.

소방력 배치 및 조정능력은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 3.377로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.001 으로 $p < 0.05$ 이므로 가설 1-3은 채택되었다. 즉, 소방력 배치 및 조정능력은 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

현장통제능력은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 4.061로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.000 으로 $p < 0.05$ 이므로 가설 1-4는 채택되었다. 즉, 현장통제능력은 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체계 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

재난정보 수집 및 전파는 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 2.707로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.033 으로 $p < 0.05$ 이므로 가설 2-1은 채택되었다. 즉, 재난정보 수집 및 전파는 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

요구조자 관리능력은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 3.297로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.001 으로 p 〈 0.05 이므로 가설 2-2는 채택되었다. 즉, 요구조자 관리능력은 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

비상상황 판단능력은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 3.428로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.001 으로 p 〈 0.05 이므로 가설 2-3은 채택되었다. 즉, 비상상황 판단능력은 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

돌발상황 위기관리능력은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 2.507로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.013 으로 p 〈 0.05 이므로 가설 2-4는 채택되었다. 즉, 돌발상황 위기관리능력은 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

대원의 안전확인은 재난대응체계 조직효과성에 미치는 영향관계는 t값이 2.285로 ±1.96 이상이고 유의확률(p값)이 0.030 으로 p 〈 0.05 이므로 가설 3-2는 채택되었다. 즉, 대원의 안전확인 통계적으로 유의확률(p=0.05) 하에서 재난대응체제 조직효과성에 정(+)의 영향을 준다.

마지막으로 소방력 배치 및 조정능력, 현장통제능력, 요구조자 관리능력, 비상상황 판단능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원의 안전확인 분산팽창요인(VIF) 값이 10 미만이고 공차한계 값은 모두 0.1 이상이므로 다중공선성(multicollinearity)에는 문제가 없는 것으로 확인되었다.

〈표 6〉 다중회귀분석 결과(재난대응체계 조직효과성)

모 형	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률	공선성 통계량	
	B	표준오차	베타(β)			TOL	VIF
(상수)	.681	.363		1.749	.153		
임무지정 및 권한부여	.171	.091	.193	1.868	.064	.752	1.330
자원동원능력	.157	.133	.154	1.217	.224	.491	2.023
소방력 배치 및 조정능력	.321	.096	.375	3.377	.001**	.293	3.395
현장통제능력	.297	.074	.295	4.061	.000**	.703	1.424
재난정보수집 및 전파	.157	.064	.179	2.707	.033*	.657	1.533
요구조자 관리능력	.256	.079	.299	3.297	.001**	.335	3.014
비상상황 판단능력	.307	.088	.365	3.428	.001**	.715	1.403
돌발상황 위기관리능력	.146	.057	.158	2.507	.013*	.701	1.427
시민대피 유도	.088	.081	.094	1.057	.295	.453	2.213
대원 안전확인	.106	.045	.148	2.185	.030*	.599	1.674
사업계속성 고려	-.018	.092	-.023	-.211	.835	.717	1.398
현장상황 보고	-.061	.052	-.094	-1.194	.237	.607	1.655
통계량	R^2=.538 수정된 R^2=.527, F=23.912, Durbin-Watson=1.732						

a 종속변수 : 재난대응체제 조직효과성
※ VIF : 분산팽창요인(Variance Inflation Factor)
※ TOL : 공차한계(Tolerence Limit)
*p < 0.05, **p < 0.01

Ⅳ. 결론

제천 복합건물 화재와 같은 대형재난에서 볼 수 있듯이 대형재난현장에서의 소방 지휘관의 리더십 및 재난대응 전략이 얼마나 중요한가를 알 수 있다. 즉 재난현장 지휘관 또는 출동대원 개별로 대응하는 재난관리가 아닌 유기적이고 체계적인 재난대응으로 재난현장상황을 성공적으로 이끌어 나갈 수 있는 현실적·실질적 접근이 요구된다.

본 연구는 재난현장지휘관의 변혁적 리더십이 조직효과성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위한 논문이다. 실증적 검증을 위해 재난현장대응전문가 대상 정책델파이(Policy Delphi Technique)(1차, 2차) 설문조사를 통해 재난현장의 변혁적 리더십의 12개의 핵심요소를 추출하였고, 이를 토대로 서울시 소방재난본부 산하

24개 소방서 현장대응단 소속의 지휘관 56명(총 96명 중)을 대상으로 중요도 분석을 실증 검증하였다. 그리고 재난현장에서의 변혁적 리더십의 구성요소를 설문지를 작성하여 최근에 대응 1단계 이상을 경험한 서울소방서 소속 소방·구조·구급 출동대원 234명을 대상으로 설문조사를 실시하여 다중회귀분석을 하였다. 재난대응 1단계 이상 대형재난을 경험한 출동대원 대상 변혁적 리더십 구성요소(총 12개)와 재난현장 재난대응체계 조직효과성 간의 인과관계를 규명하는 다중 회귀분석 결과, 소방력 배치 및 조정능력, 현장통제능력, 요구조자 관리능력, 비상상황 판단능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원의 안전확인이 재난대응체계의 조직효과성에 유의미한 영향을 주는 것으로 분석되었다.

효과적·효율적 재난대응을 위한 재난현장 변혁적 리더십에 대한 중요도 분석(AHP) 결과 상위수준의 중요도는 카리스마 수준이 0.444로 가장 높게 나왔고, 지적자극 수준이 0.325, 개별배려 수준이 0.231 순으로 나타났다. 또한, 각 단계의 중요도를 종합하여 분석해 본 결과, 하위 구성요소 전체에서의 중요도는 현장통제 능력(0.1500720)이 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로는 소방력 배치 및 조정능력(0.130536), 돌발상황 위기관리능력(0.116025), 대원 임무지정 및 권한부여(0.104784), 대원 안전확보(0.101640), 비상상황 판단능력(0.094250), 시민 대피유도(0.077616), 요구조자 관리능력(0.071500), 자원동원능력(0.058164), 재난정보 수집 및 전파(0.043225), 현장 상황보고(0.029799), 사업 계속성 고려(0.022176) 순으로 나타났다.

따라서 재난현장의 변혁적 리더십의 경우 카리스마, 지적자극, 개별배려 수준으로 고려되어야 할 것이며, 구체적 하위 구성요소에서는 현장통제 능력, 소방력 배치 및 조정능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원임무지정 및 권한부여 등을 고려한 리더십이 발현되어야 할 것이다. 2017년 12월 발생한 제천 스포츠센터 화재의 경우 재난현장 지휘관의 현장통제 능력, 소방력 배치 및 조정능력, 돌발상황 위기관리능력, 대원임무지정 및 권한부여 등이 고려된 리더십이 효율적으로 발현되지 못한 점을 고려할 때, 본 연구 결과의 의미는 매우 유의미한 시사점을 제시하고 있는 것으로 생각된다.

참고문헌

국민안전처. (2015). 국가화재안전 기반확충을 위한 화재안전정책 개발. 중앙대학교

산학협련단.
권형섭. (2007).「변혁적 리더십이 호텔종사원의 임파워먼트와 직무만족 및 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구」. 박사학위논문, 안양대학교.
김덕상. (2002).「변혁적 및 거래적 리더십이 조직시민행동에 미치는 영향」. 석사학위논문, 연세대학교.
김미좌. (2013).「리더십 역량과 조직유효성과의 관계에서 심리적 임파워먼트의 조절효과」. 박사학위논문, 대전대학교.
김원표. (2008). SPSS 통계분석 강의. SS 통계분석강의.
김진근. (2018).「지역사회 재난회복력 구성요소와 재난관리정책 결정요인 분석」. 박사학위논문, 서울시립대학교.
김진근·박찬석. (2015). "고층건물 재난관리체제 효과성에 미치는 영향요인 연구: 서울특별시 소방공무원의 인식을 중심으로."「한국재난정보학회논문집」, 11(1): 149-162.
김호정. (2003). "조직문화, 리더십, 조직효과성의 관계."「한국행정학보」, 37(4): 103-123.
민 진. (2003). "조직효과성에 관한 개념정의의 분석 및 재개념화."「한국행정학보」, 9(3): 92-93.
박찬석. (2009).「의용소방대장의 리더십 유형이 의용소방대 조직구성원의 조직몰입에 미치는 영향분석」. 석사학위논문, 서울대학교.
_____. (2014).「소방조직 연령 구성비 변화에 따른 문제점과 대응방안에 관한 연구」. 대학원 박사학위논문, 서울시립대학교.
소방청. (2018). 제천 화재사고에 따른 제도 문제점 및 개선방안.
송지준. (2015). 논문에 필요한 SPSS/AMOS 통계분석방법. 21세기사.
심완준·장은혜·노경수. (2019). "변혁적 리더십의 하위요인이 혁신행동에 미치는 영향에 관한 연구: 직무열의의 매개효과를 중심으로." *Journal of Convergence for Information Technology*, 9(5): 104-116.
안춘윤. (2008).「지방공기업의 조직문화와 조직 환경요인이 성과관리 효과성에 미치는 영향」. 박사학위논문, 건국대학교.
오세민·신승연. (2019). "조직구성원이 지각한 최고관리자의 변혁적 리더십과 혁신행동 간의 관계에서 조직기반자긍심의 매개효과 검증: 기초자치단체 출연 복지재단 구성원을 중심으로."「한국자치행정학보」, 33(2): 237-256.
오창환. (2007).「리더십 유형이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향에 관한 연구」. 박

사학위논문, 호서대학교.
위키백과. 제천 스포츠센터 화재(2019.8.22. 검색). https://ko.wikipedia.org/wiki.
윤성수. (2016).「변혁적 리더십이 병원 직원의 적응수행에 미치는 영향과 리더신뢰, 조직신뢰, 팔로워십의 조절효과」. 박사학위논문, 인제대학교.
이대봉, (2009) , 리더십 유형이 조직성과에 미치는 영향에 관한 연구: 심리적 임파워먼트의 매개효과를 중심으로, 원광대학교 박사학위논문.
이봉수. (2002).「경영학 원론」. 형설출사.
이성춘. (2017). "변혁적 리더십이 조직효과성에 미치는 영향에 관한연구: 개인 인지사고 유형의 조절효과를 중심으로."「한국콘텐츠학회논문지」, 17(2): 237-348.
이재성. (2014).「종합복지관 관리자의 변혁적 리더십과 서비스 질에 관한 연구: 리더신뢰 및 조직몰입의 매개효과를 중심으로」. 박사학위논문, 대구대학교.
이전희·문형구·김경민. (2012). "군조직에서 리더의 커뮤니케이션 스타일이 부하의 조직몰입에 미치는 영향: 신뢰의 매개효과를 중심으로,"「한국심리학회지」, 24(4): 739-758.
정교태·장수덕. (2012). "군 초급간부의 공감 지향적 행동, 임파워먼트 그리고 직무만족과의 관계."「한국조직학회보」, 9(1): 111-142.
정동섭·이희옥. (2019). "변혁적 리더십이 조직구성원의 혁신행동에 미치는 영향: 직무열의의 매개효과." *The Convergent Research Society Among Humanities, Sociology, Science, and Technology*, 9(5): 955-965.
주종덕. (2003).「러더십 유형과 종업원과의 관계특성이 조직성과에 미치는 영향」. 박사학위논문, 대구가톨릭학대학교.
진재근·장석인. (2019). "변 리더십이 조직원의 도움행동과 일탈행동에 미치는 향에 한 연구: 가치일치성의 조절효과를 심으로."「경영과 정보연구」, 38(2): 183-208.
채서일. (2003).「사회과학 조사방법론」. 학현사.
채진. (2009).「소방행정에 있어 재난관리 효과성의 영향요인에 관한 연구」. 박사학위논문, 서울시립대학교.
키노시타 에이조·오오야 타카오. (2012).「전략적 의사결정기법 AHP」. 도서출판 청람.
한광현. (2003).「변혁적 리더십과 직무스트레스 간 관계에 미치는 자기 효능감의 매개효과」. 인적자원개발연구.
홍성관. (2007).「리더십 유형이 직무만족 및 조직몰입에 미치는 영향에 관한 연구: 육군 연대 및 대대를 중심으로」. 박사학위논문, 전북대학교.
홍종선·박용석. (2007).「설문조사자료의 통계분석」. 자유아카데미.

황인건. (2005).「AHP를 이용한 국내 제3자 물류업체 선정에 관한 연구」. 석사학위논문, 성균관대학교.

Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectation*. New York, NY: Free Press.

_____. (2007). "From Transactional to Transformational Leadership: Learning to share the Vision," *Organized Dynamics*, 18(3): 179-189.

Bass, B. M. & Avolio B. J. (2008). The Implications of Transactional and Transformational for Individual, Team, and Organizational Change and Development, 4: 231-272.

_____. (1990). *Manual for the multifactor leadership questionnaire. Palo Alto*, CA: Consulting Psychologist Press.

Bass, B. M. Waldman, D. A. & Avolio, B. J. (1987). "Transformational leadership and the falling dominoes effect," *Group and Organizational Studies*, 12: 73-87.

Burns, J. M. (1978). *Leadership*, New York : Harper & Row..

Georgiou, P. (1973). "The Goal Paradigm and Notes Towards a Counter Paradigm," *Administrative Science Quarterly*, 18: 291-310.

Hater, J. J. & Bass, B. M. (1988). "Superiors' Evaluations and Subordinates' Perceptions of Transformational and transactional Leadership," *Journal of Applied Psychology*, 73(4): 695-702.

Howell, J. M. & Avolio, B. J. (1993). "Predicting consolidated unit performance: Leadership behavior, locus of control, and support for innovation." *Journal of Applied Psychology*, 78: 891-902.

Koh, W. L. (1990). An Empirical Validation of the Theory of Transformational Leadership: In Secondary School in singapore, Ph D. dissertation, University of Oregon.

Korea Coast Guard. (2014). *Korea coast guard 2014 white Paper*. Incheon: Korea Coast Guard.

Kuhnert, K. W. & Lewis, P. (1987). "Transactional and Transformational Leadership: Constructive/Developmental Analysis." *Academy of Management Review*, 1987: 648-657.

Myer, J. P. & Allen, N. J. (1991). "A Three-Component Conceptualization of

Organizational Commitment," *Human Resource Management Review*, 1: 61-89.

Price, J. L. (1968). *Organizational Effectiveness: An Inventory of Proposition, Homewood*, IL: Irwin.

Salka, John. (2004). First In, Last Out. 성문영 옮김. (2005).「가장 먼저 들어가고, 가장 최후에 나와라」. 이지북.

The National Law Information Center. http://www.law.go.kr

Yang, G. G. Ryu, S. I., Lee, D. K., Lee, J. H. & Hong, Y. K. (2016). *Introduction to Disaster Management*. Seoul: Dae Young.

White, J. K. & Ruh, R. A. (1973). "Effects of personal values on the relationship between participation and job attitudes." *Administrative Science Quarterly*, 18(4): 506-514.

http://dx.doi.org/10.2307/2392202

Yoo, H. J. (2008). "A study for securing the safety right: Focused on the criterion of the acceptable risk level for disadvantaged class." *Crisisonomy*, 4(2), 17-31

Yoon, M. W. (2017). *The age of violence, existential change and terrorism in national security*. Seoul: Park Young.

Yukl, G. A. & Fleet. D. V. (1982). "Cross-situational, multimethod research on military leader effectiveness." *Organizational Behavior and Human Performance*, 30(1): 87-108.

http://www.newsnjoy.or.kr/news/articleView.html?idxno=211059

e-나라지표, http://www.index.go.kr.

김경진(金景震): 주저자. 원광대학교에서 2019년 소방학 박사학위를 취득하였으며, 현재 소방산업공제조합 전무이사로 재직 중이다. 주요 연구 분야는 소방정책, 위기관리 및 재난관리 등이다(kgg53463636@korea.kr).

정기성(鄭基成): 공동저자. 전북대학교에서 행정학 박사학위를 취득하였으며, 현재는 원광대학교 소방행정학과 교수로 재직 중이다. 주요관심분야는 소방행정, 소방조직, 소방시설 등이다. 최근의 주요 저서와 논문으로는 소방행정실무(2016, 공저), 소방학개론(2011, 공저), 위험물시설론(2012, 공저), 최신안전공학개론(2010, 공저), "The Intelligent Healthcare Data Management System Using Nanosensors(2017)", "A Study of Distributed Denial of Service Attack on Government Infrastructure(2016)", "A Secure, Intelligent, and Smart-Sensing Approach for Industrial System Automation and Transmission over Unsecured Wireless Networks(2016)", "우리나라 의용소방대의 활성화 방안 고찰(2009)" 등이 있다(jgskor@wku.ac.kr).

양기근(梁奇根): 교신저자. 경희대학교에서 2004년 행정학 박사학위를 취득하였으며, 현재 원광대학교 소방행정학과 교수로 재직 중이다. 주요 연구 분야는 소방정책, 위기관리 및 재난관리 등이다. 최근 주요 저서 및 논문으로는 소방조직론(2019, 공저), 소방학개론(2018, 공저), 소방행정학개론(2016, 제3판, 공저), 재난관리론(2016, 개정판, 공저), "A Meta-Regression Analysis of the Effectiveness of Mosquito Nets for Malaria Control: The Value of Long-Lasting Insecticide Nets(2018)", "재난안전체험관의 민-관 협력 운영 비교 분석: 미국, 캐나다, 일본 사례(2018)", "재난관리에 있어서 지방의회의 역할에 영향을 미치는 요인에 관한연구: 재난경험 및 성향, 정부에 대한 심리상태를 중심으로(2018)", "The Effects of Family-Friendly Policies on Job Satisfaction and Organizational Commitment: A Panel Study Conducted on South Korea's Public Institutions, Public Personnel Management(2017)" 등이 있다(withgg@wku.ac.kr).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *235-260*

지방자치단체 기금조성의 영향요인 연구

양지숙·송성화

본 연구의 목적은 지방자치단체 기금조성의 영향요인을 분석하는 것이다. 이에 지방자치단체 재정지출 결정에 관한 논의를 바탕으로 정치적, 사회·경제적, 재정적 측면에 초점을 맞추었고, 2014년부터 2017년까지 243개 광역 및 기초 지방자치단체를 대상으로 통합회귀분석을 실시하였다. 분석결과, 먼저 정치적 요인은 지방자치단체 기금조성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 지방자치단체장과 지방의회의 정치성향이 일치하는 경우 기금조성 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 사회·경제적 요인으로 고령인구 비율이 증가할수록 자체기금 조성 규모와 법정의무기금 대비 자체기금 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 재정적 요인은 재정자립도가 높은 자치단체일수록 기금조성 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 결국, 지방자치단체 기금조성은 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인의 영향을 받으며, 이는 재정지출 결정요인에 관한 선행연구의 논의가 적용됨을 보여준다. 본 연구는 그간 실무적 측면에서 지방기금 개선방안을 고민하는 선행연구는 다수 존재하였으나, 재정지출 결정 측면에서 지방자치단체 기금조성의 영향요인을 살펴본 연구는 거의 없다는 점에서 연구의 차별성과 의의가 있다.

[주제어: 지방기금, 재정지출 결정요인, 기금관리·통제]

Ⅰ. 서론

1995년 지방자치단체장 선거 이후 본격적인 지방자치가 실시되었으며 지방의 자율과 권한 또한 증가하였다. 특히 지방자치단체의 예산과 달리 별도로 특정 목적을 실현하기 위해 설치되는 기금의 경우, 1995년 883개였던 것이 2004년에는 2,298개로 민선자치 실시 이후 조성 규모가 3배 가까이 증가하였다. 이러한 증가는 설립근거가 부족한 기금과 목적이 유사하고 중복되는 기금이 무분별하게 설치되는 등 지방자치단체 기금조성 및 운용의 비효율성을 발생시킨다는 비판으로 이어지게 된다. 기금의 특성상 예산과 별도로 조성되기 때문에 신축적 운영이 가능하고 상대적으

논문접수일: 2019.08.31, 심사기간(1차~2차): 2019.09.10~09.25, 게재확정일: 2019.09.25

로 관리·통제에서 제외될 가능성이 크기 때문에 방만하게 운영될 가능성이 있다는 것이다(양지숙, 2019: 272).[1] 이에 그간 정부에서는 기금관리의 법체계를 정비하여 본래의 목적을 달성하지 못하는 기금을 통·폐합하고 기금운용에 대한 성과를 분석하며 기금 정보를 공개하는 등의 관리통제를 강화해왔다. 특히 재난·안전에 대한 사회적 관심이 증가하면서 법적으로 설치가 의무화된 재난관리기금 적립에 대해 국회 국정감사, 감사원 감사 및 언론 보도에서 반복적으로 강조하였다.

이에 학계에서도 지방자치단체 기금에 관한 논의가 이루어졌는데, 주로 실무적 관점에서 기금운용의 문제점을 검토하고 관리의 개선방안에 관해 논의한 연구들이 많았으며(권순현, 2008; 김종세, 2011; 박충훈, 2007; 성향숙, 2017; 이현우 외, 2018; 허명순, 2012), 지방자치단체의 재정지출 의사결정 측면에서 기금조성 및 운용을 검토한 연구는 드문 편이다. 지방자치단체 재정지출을 크게 예산과 기금으로 구분할 때, 예산과 관련해서는 실증자료를 통한 재정지출 결정요인 연구, 예산편성 및 심의, 지방의회와의 관계 등에 관한 연구가 빈번하게 이루어지나, 기금과 관련해서는 상대적으로 관심이 부족하여(김추린, 2016: 360) 실태를 분석하거나 관리방안을 제시하는 규범적 측면에서의 연구가 주로 이루어진 것이다. 최근 지방자치단체 재난관리의 중요성으로 재난예산 및 재난관리기금을 대상으로 기금의 결정요인을 분석한 연구가 일부 이루어지고 있으나(김추린, 2016; 엄영호·노성민, 2018; 유은지·엄영호, 2017), 지방자치단체 기금 전체를 대상으로 영향요인에 대해 분석한 경우는 찾아보기 어렵다.

물론 예산과 달리 기금의 경우 규모가 작아 상대적으로 관심이 적은 편이나 기금조성 또한 지방재정지출의 메커니즘을 이해하는 데 있어 중요하며, 동시에 재정 건전성 확보를 위해서는 기금조성에 영향을 미치는 요인을 검토하여 효과적인 관리방안을 모색하는 것이 중요하다고 할 수 있다. 특히 지방기금의 경우 법정 의무기금 외에는 대부분 복지 및 주민 활동을 지원하는 기금에 해당하여, 지방자치단체장이나 지방의회의 선심성 사업을 목적으로 설치될 수 있다는 우려가 제기된다는 점에서(성향숙, 2017; 이현우 외, 2018; 허명순, 2012), 지방기금 조성이 어떠한 요인에 의해 이루어지는지 분석하여 기금관리 방향을 제시하는 것은 이론적으로나 정

1) 그간 감사원이 지방자치단체 기금운용에 대해 지적한 내용을 검토하면, 기금의 설치·조성 측면에서 근거가 미흡한 기금의 설치, 유사중복 기금설치·조성, 기금적립 의무 불이행, 기금재원 편성 부적정이 지적되었고, 기금의 집행 측면에서 기금의 목적 외 사용, 기금사업 추진의 부적정(대상선정, 자금배정, 사후관리 등)이 문제로 지적되었다. 기금관리·운용 측면에서는 기금운용계획 작성 및 운영 부적정, 통합관리기금 등 여유자금 관리의 비효율성 등이 지적되었다.

책적으로 의미가 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 지방자치단체 기금조성에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 실증적으로 분석해 보고자 하였다. 이에 2014년부터 2017년까지의 지방자치단체 기금조성 자료를 활용하여 지방재정지출에 대한 이론 및 선행연구를 통해 도출된 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인이 기금조성에 영향을 미치는지 살펴보았다.

Ⅱ. 지방자치단체 기금에 관한 논의

1. 기금의 의의 및 현황

지방자치단체 기금(이하 지방기금)은 지방자치단체가 특정한 목적을 달성하기 위해 「지방자치법」제142조[2] 또는 다른 법률에 근거하여 설치 및 운용하는 자금을 말한다. 이러한 기금은 특정 목적을 위해 특정 자금을 운용할 필요가 있는 경우 예산 외로 설치되며, 일반회계나 특별회계와 다르게 자율적이고 탄력적으로 운영할 수 있는 특징이 있다.

지방기금은 설치근거에 따라 개별법령에 따른 법정기금과 자치단체 조례에 따른 자체기금으로 구분할 수 있다. 이때 법정기금은 개별 법률에서 의무적 설치를 규정한 법정의무기금과 개별 법률에 설치근거가 있는 법정재량기금으로 구분할 수 있다. 법정의무기금의 경우 재해구호기금(「재해구호법」), 재난관리기금(「재난 및 안전관리 기본법」), 도시 및 주거환경정비기금(「도시 및 주거환경정비법」) 등이 있으며, 기금의 조성재원과 재원의 사용 용도가 관련법에 규정되어 있다. 법정재량기금의 경우 청소년육성기금, 중소기업육성기금, 환경보전기금 등이 있다. 그리고 지방자치단체가 특정한 정책 목적을 수행하기 위해 사회복지기금, 체육진흥기금 등의 자체기금을 조례에 근거하여 설치하고 있다. 즉, 일반회계의 출연으로 기금을 적립한 후 그 이자를 활용하여 특정 계층을 대상으로 사업을 추진하게 되는 것이다. 일부 사업성 활동으로 인한 수입 혹은 관련 사회단체의 기부금을 기금 재원에 활용하기도 하나 미미한 수준이다(서정섭, 2019: 93).

2) 「지방자치법」제142조 1항에 따르면, 지방자치단체는 행정목적을 달성하기 위한 경우나 공익상 필요한 경우에는 재산을 보유하거나 특정한 자금을 운용하기 위한 기금을 설치할 수 있다.

〈표 1〉 일반회계, 특별회계, 기금 간 비교

구분	일반회계	특별회계	기금
설치목적	자치단체 고유의 일반적 재정활동	• 특정세입, 특정세출 충당 • 특정사업 운용 • 특정자금 보유운용	특정목적 및 시책추진을 위해 특정자금을 운용할 필요가 있는 경우
재원조달 및 운용형태	공권력에 의한 지방세 수입과 무상적 급부의 제공이 원칙	일반회계와 기금의 운용형태 혼재	출연금, 부담금 등 다양한 수입원으로 융자사업 등 사업수행
확정절차	사업부서 예산요구, 예산부서 예산안편성, 지방의회 심의·의결	좌동	기금운용부서 계호기 수립, 예산부서 협의·조정, 지방의회 심의·의결
집행절차	집행과정에서도 합법성에 따른 통제가 가해짐: 예산의 목적외 사용금지원칙	좌동	집행과정에서는 합목적성 차원에서 자율성과 탄력성 보장
수입과 지출의 연계	특정한 수입과 지출의 연계 배제	특정 수입과 지출의 연계	좌동
계획변경	추경예산편성	좌동	정책사업비의 10분의 20을 변경시 지방의회 의결
결산	지방의회 심의·승인	좌동	좌동

출처: 서정섭(2019), 지방자치단체 기금운영 평가와 제도개선 방향, p.90.

기금은 설치목적에 따라서도 구분할 수 있는데, 특정한 목적사업 수행에 필요한 사업성 기금, 특정 부문에 대한 융자기능을 수행하는 융자성 기금, 장래 지출에 대비하여 자금을 적립하는 적립성 기금으로 나눌 수 있다. 대표적으로 사업성 기금의 경우 사회복지기금, 문예진흥기금, 장학기금 등이 있으며, 융자성 기금의 경우 중소기업육성기금, 농어촌진흥기금 등이, 적립성 기금의 경우 재난관리기금, 청사건립기금, 재정안정화기금 등이 있다. 이때 하나의 기금이 반드시 한 가지 목적만을 수행하는 것은 아니며 다수의 목적으로 조성되기도 한다. 즉, 재난관리기금의 경우 적립성 기금인 동시에 재난 예방과 관련한 사업을 수행한다는 점에서 사업성 기금으로도 분류된다. 현재 기금 대부분이 하나의 목적으로 설치되기보다는 다수의 목적으로 설치되고 있다.

기금의 성질에 따라 사회복지기금, 산업지원기금, 문예·체육진흥기금 등으로도 구분할 수 있다. 특히 사회복지기금은 노인·여성·모자 등 사회복지사업을 목적으로 하는 기금으로 대부분 지방자치단체의 조례에 근거하여 운용되고 있다. 이때, 사회복지와 관련한 다양한 기금을 단일한 사회복지기금으로 통합 운영하되 하위계정으로 세분화하여 관리하기도 하고(성향숙, 2017: 174),[3] 각각을 별도의 기금으

로 운영하기도 한다. 자체기금 이외에 법정재량기금의 측면에서 자활기금, 청소년 육성기금, 양성평등기금 등도 사회복지 기능과 관련되어 설치되는 기금으로 볼 수 있다.

2018년 말 기준 지방기금의 조성 규모는 32.4조 원으로 2017년 33.6조 원보다 1.2조 원 감소하였으며, 기금 수는 전년 대비 7개 감소하여 2,316개로 나타났다. 이러한 기금은 1995년 883개였던 것이 10년 뒤인 2004년 2,298개로 증가하면서 민선자치 실시 이후 무분별한 기금의 설치·조성에 대한 비판이 제기되었으나, 2012년부터는 기금 규모가 감소추세를 보였다. 이는 2005년 지방자치단체 기금관리에 관한 기본법이 제정되었고, 꾸준히 기금 정비 등 기금의 조정·통제를 추진했기 때문으로 보인다. 하지만 2017년에는 전년 대비 기금조성액이 2배가량 증가하였는데, 이는 공기업 특별회계에서 관리되던 지역개발기금이 기금 계정으로 전환하면서 기금조성액 규모가 증가했기 때문이다.

〈표 2〉 지방자치단체 기금조성 추이(2009-2018년)

(단위: 개, 조 원)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
기금수	2,342	2,373	2,409	2,395	2,394	2,380	2,364	2,312	2,323	2,316
조성액	17.9	17.1	17.9	17.9	16.1	16.4	17.3	16.3	33.6	32.4

주: 2017년 조성액의 급격한 증가는 지역개발기금이 공기업특별회계에서 기금으로 전환한 것에 기인
출처: 행정안전부(2019), 「2019년도 지방자치단체 통합재정 개요」

현재 전체 2,316개 기금 중 자체기금은 942개(40.7%)이며 법정기금은 1,374개(59.3%)로 법정기금이 다소 많으며, 조성 규모 측면에서는 지역개발기금이 전체의 44.4%를 차지하여 가장 비중이 높다. 그다음으로 중소기업 육성기금(11.5%), 재난관리기금(9.6%)의 순으로 조성되어 있다. 이때 통합기금의 경우 개별기금의 여유재원을 통합운용하는 기금으로 기금의 이자수입 증대를 위해 운영되며, 최근에 설치되기 시작한 재정안정화기금은 재정적 어려움이 있는 경우 활용하고자 순세계잉여금 중 일부를 적립하는 기금이다(서정섭, 2019; 행정안전부, 2019a).

3) 예를 들어 서울시의 경우 사회복지기금을 설치하고, 하위 계정으로 노인복지계정, 장애인복지계정 등을 운영하고 있다.

〈표 3〉 기금 유형별 조성 현황

(단위: 억원, %)

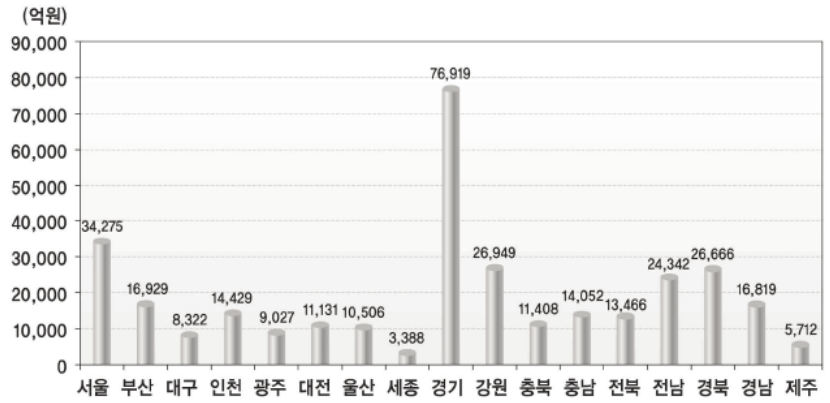
구 분			2018년 조성액	비 율
계(2,316개)			324,341	100.0
자체기금(942개)			69,654	21.5
법정 기금 (1,374개)	법정의무 기금 (792개)	소계	55,269	17.0
		재난관리기금	31,213	9.6
		재해구호기금	8,057	2.5
		도시주거환경정비기금	7,380	2.3
		주민지원기금	1,948	0.6
		식품진흥기금	3,630	1.1
		옥외광고발전기금	991	0.3
		지방세발전기금	1	0.0
		관광진흥기금	415	0.1
		지역농어촌진흥기금	1,633	0.5
	법정재량 기금 (582개)	소계	199,418	61.5
		통합관리기금	4,564	1.4
		중소기업육성기금	37,193	11.5
		자활기금	2,696	0.8
		청소년육성기금	521	0.2
		지역문화진흥기금	1,703	0.5
		양성평등기금	3,686	1.1
		장사시설주변지역주민지원기금	104	0.0
		지역개발기금	143,871	44.4
		재정안정화기금	5,045	1.6
		환경보전기금	34	0.0

출처: 행정안전부(2019), 「2019년도 지방자치단체 통합재정 개요」

한편, 지방자치단체 유형별로 살펴보면, 광역자치단체에 271개(11.7%), 기초자치단체에 2,045개(88.3%)가 설치되어 있으며, 조성액의 경우 광역자치단체가 25조여 원(77.4%)인 반면 기초자치단체의 경우 7조여 원(22.6%)에 불과하다. 즉, 기초자치단체의 경우 기금설치 건수는 많으나, 대부분이 소규모 기금이라는 것을 알 수 있

다. 시·도별로 살펴보면, 경기도가 7조 6,919억 원(23.7%)으로 최고이며, 서울시가 3조 4,275억 원(10.6%), 경북도 2조 6,666억 원(8.2%), 전남도 2조 4,342억 원(7.5%) 순이며, 세종시가 3,388억 원(1.0%)으로 최저 수준이다(행정안전부, 2019: 264). 경기와 서울을 합한 규모가 전체 기금조성액의 33.3%를 차지하는 것으로 나타났다.

〈그림 1〉 지방자치단체별 기금조성 현황



자료: 행정안전부(2019), 「2019년도 지방자치단체 통합재정 개요」

2. 기금관리체계

지방자치단체 기금관리에 대한 통제를 강화한 것은 2005년 「지방자치단체 기금관리기본법(이하 '지방기금법')」을 제정하면서부터이다. 2005년 이전에는 지방자치단체에서 개별법령 또는 「지방자치법」, 「지방재정법」에 근거하여 조례로 기금을 조성하고 자율적으로 운용하였다. 이에 회계연도 구분 없이 기금운용계획을 변경하고 지방의회의 승인 없이 집행하는 문제가 발생하였다. 그러나 2005년 지방기금법이 제정되면서 기금관리 및 운용의 기본틀이 마련되었다. 동법을 바탕으로 행정안전부에서 매년 기금운용계획수립 기준을 마련하며, 이를 바탕으로 지방자치단체가 기금운용계획을 수립하고 관리 및 운용하는 체계를 구축하고 있다. 즉, 실제 지방자치단체가 기금관리·운용을 담당하고, 행정안전부가 지도·감독을 담당하는 구조라 볼 수 있다.

현재 「지방기금법」에서 규정하는 주요 내용을 살펴보면, 기금설치와 관련하여 무분별한 기금설치를 제한하기 위해 중앙부처에서 지방자치단체의 기금설치를 법제화할 경우 행정안전부장관과 사전에 협의하도록 하고, 자체기금을 설치하는 경우

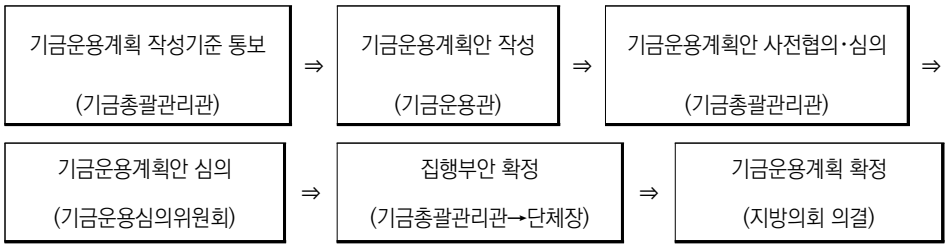
존속기한(5년) 설정을 의무화하였다. 다만 조례 개정을 통해 기금의 존속기한을 연장할 수 있으며, 이러한 경우 「지방재정법」제33조 제9항에 따라 지방재정계획심의위원회의 심의를 거치도록 하였다. 또한, 지방기금을 운용하기 위해서는 민간전문가 3분의 1 이상 참여한 '기금운용심의위원회'를 설치하도록 규정하고 있으며 매년 1회 이상 기금운용의 성과를 분석하여 지방의회와 행정안전부에 보고하도록 하였다. 무엇보다 기금운용계획 수립 시에는 지방의회의 승인을 받도록 하였으며, 정책사업의 20%를 초과하여 변경하는 경우에도 지방의회의 승인을 받도록 의무화하는 등 지방의회의 통제를 강화하였다.

지방기금은 크게 설치 및 조성, 운용 및 관리, 결산 및 평가 부문으로 구분하여 관리된다. 우선 기금의 설치 및 조성의 경우, 관계기관 협의 등을 통해 기본계획을 수립하고 상위법령의 규정사항을 검토하며 예산사업과의 차별성, 다른 기금 또는 특별회계와의 중복 여부 등을 고려하여 조례안을 작성하도록 하고 있다. 이후 지방의회 의결에 따라 자치단체 공보에 게재·공포한다. 기금의 운용 및 관리는 주무부서가 기금운용계획을 수립하여 기금운용심의회에서 심의를 거친 다음에 자치단체장의 승인을 획득하고, 세입·세출 예산안 제출 시 지방의회에 제출하여 의회가 심의·의결함으로써 확정한다.

지방자치단체장은 정책사업 지출금액의 범위 안에서 세부항목(단위사업·세부사업·목 등)의 지출금액을 변경할 수 있으며, 이때 지방의회의 의결을 받아야 한다. 그러나 정책사업 지출금액의 20% 이하를 변경하는 경우와 재난관리기금(「재난 및 안전관리기본법」 제67조) 및 재해구호기금(「재해구호법」 제15조)의 정책사업 지출금액을 변경하는 경우에는 의회의 의결을 받지 않아도 된다. 기금은 세입·세출예산과 구분하여 세입·세출예산외로 처리하고, 세계현금의 지출(집행)의 예에 따라 집행한다(「지방기금법」 제6조 제1항). 기금은 기금조례에서 정하는 목적사업 이외에 다른 목적으로 집행할 수 없으며, 특히 기금의 여유자금[4]을 장·단기적으로 안정적·효율적으로 운용하는 것이 중요하다. 즉, 각종 기금의 여유자금을 통합관리하고 이를 재정융자 및 지방채 상환 등에 활용하기 위해 통합관리기금을 설치할 수 있다(「지방기금법」 제16조).

4) 여유자금이란 기금이 당해 회계연도에 직접 필요로 하는 일상적인 운용자금, 목적수행을 위해 융자, 출자·출연 및 보조에 필요한 자금, 목적수행을 위한 토지, 건물, 시설 등의 취득, 관리, 처분에 필요한 자금을 제외한 자금을 말한다.

〈그림 2〉 지방자치단체 기금운용계획 확정절차

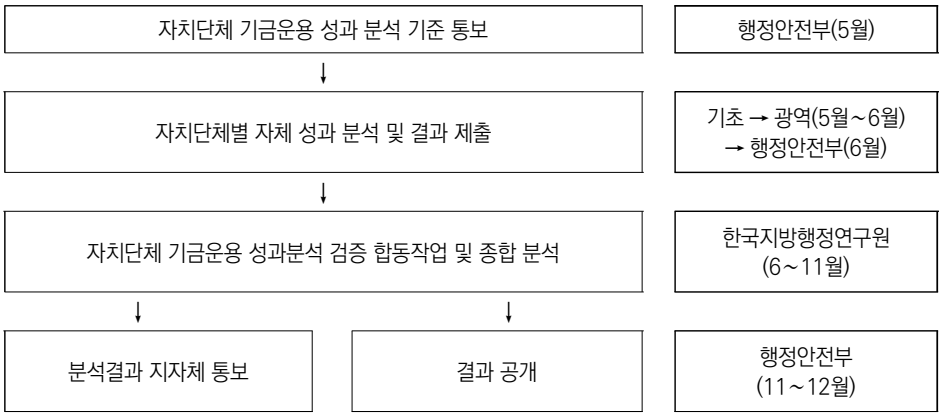


출처: 행정안전부(2019),「2020년도 지방자치단체 예산편성 운영기준 및 기금운용계획 수립기준」, p.291

기금의 결산을 위해 지방자치단체장은 회계연도마다 기금 결산서를 작성하고 기금운용심의위원회의 심의를 거쳐 세입·세출결산서와 함께 다음 회계연도 5월 31일까지 지방의회에 제출하고 있다(「지방기금법」 제8조 및 동법 시행령 제6조). 그리고 「지방기금법」 제14조에 따라 기금운용에 대한 성과분석이 이루어지는데, 2006년 시범 평가 이후 본격적인 시행은 2007년도부터 이루어졌다. 구체적으로 행정안전부장관은 기금운용성과분석계획을 수립하여 단체장에게 통보하고, 자치단체는 기금의 전년도 운용성과 분석결과를 지방의회와 행정안전부장관에게 제출한다. 기금의 성과분석은 3개 분야(7개 지표)에서 정량평가(95점)를 실시하고 더불어 가점(5점)을 부여하고 있는 구조이다.[5] 성과분석은 2006~2012년까지는 전체 기금을 3개 그룹으로 나누어 매년 1개 그룹씩 분석하였으나, 2013년부터 모든 기금을 대상으로 분석하였다. 또한, 2006~2008년에는 한국지방행정연구원에 기금성과 분석을 위탁하였으나, 2009년 이후 행정안전부와 지방자치단체가 직접 성과를 분석하는 것으로 변경되었다가 2018년부터 한국지방행정연구원에서 지방재정분석을 하면서 기금운용에 대한 성과분석을 포함하여 실시하게 되었다(행정안전부, 2018).

5) 기금정비(35점) 분야에서는 기금 정비율을, 기금운용의 건전성(40점) 분야에서는 미수채권 비율, 타회계 의존율, 기금운용심의위원회 운영 적정성을, 기금운용의 효율성(20점) 분야에서는 계획대비 기금 집행률, 경상적 경비 비율을 지표로 한다. 이 외에 불필요한 기금 폐지·유사기금 통합, 통합관리기금 설치, 재정안정화기금 설치가 만족된 경우 가점이 부여된다(행정안전부, 2018).

〈그림 3〉 지방자치단체 기금 성과분석 절차



자료: 행정안전부(2018), 「2017회계연도 지방자치단체 기금운용 성과분석 결과보고서」

Ⅲ. 선행연구 검토 및 연구설계

1. 선행연구 검토

기금은 예산원칙의 일반적인 제약에서 벗어난 비전형적인 지출로 자율적이고 탄력적인 운영이 주요특징이라 할 수 있다. 또한, 기금은 일단 조성이 되면 정치적, 경제적 상황과 밀접하게 연계되어 있어 쉽게 폐지하기가 어렵다(이삼주, 2009; 김상돈·김대진, 2015). 이에 기금 관련하여 선심성 목적으로 지방자치단체장에 의한 기금조성이 이루어졌다는 비판이 제기되었고, 유사중복 기금 등 예산 낭비가 발생할 수 있는 기금을 정비하는 노력이 강조되기도 하였다.

이러한 이유로 지방자치단체 기금과 관련해서는 주로 기금관리의 문제점과 개선방안을 제시하는 연구가 이루어졌다(권순현, 2006; 김종세, 2011; 서정섭, 2019; 성향숙, 2017; 이현우 외, 2018; 허명순, 2012). 구체적으로 유사·중복기금의 설치, 재난관리기금 등 필수적 기금의 적립의무 소홀, 사회복지 기금을 통한 선심성 지출, 기금운용심의위원회의 형식적 운영, 그리고 기금평가제도의 한계 등이 기금관리의 위험요인으로 지적되었다. 따라서 기금 통폐합을 통한 정비의 필요성, 기금성과분석의 내실화, 기금운용수익 향상을 위한 전문기관의 활용 등 다양한 관리 개선방안이 제시되었다. 최근에는 재난관리기금 적립에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 검토하는 등(김추린, 2016; 엄영호·노성민, 2018; 유은지·엄영호, 2017) 특정 기

금을 중심으로 지방자치단체 기금조성의 영향요인을 검토하는 연구가 이루어지고 있다. 그러나 지방자치단체가 조성하고 있는 전체 기금을 대상으로 영향요인을 분석한 연구는 찾아보기 힘들다는 점에서 본 연구에서의 분석은 차별성이 존재한다.

이러한 연구 수행을 위해 지방자치단체의 재정지출 결정요인에 관한 연구에서 논의되는 접근방식을 적용하고자 하였다(이미애·류은영, 2015: 35; 최재녕, 2005: 453). 기본적으로 지방자치단체 재정지출은 크게 예산과 기금으로 구성된다. 기금의 경우 예산(일반회계 및 특별회계)과 달리 특정 목적을 위해 설치되며 신축적 운영이 가능하다는 특징이 존재하나, 예산편성과 유사하게 지방의회의 심의·의결을 거쳐 확정되기 때문에 재정지출의 영향요인에 관한 선행연구를 참고할 수 있을 것이다. 다수의 연구에서 지방자치단체 재정지출을 종속변수로 하고, 이에 영향을 미치는 정치적, 재정적, 사회·경제적 요인들을 독립변수로 하여 재정지출의 결정요인을 분석하고 있다. 본 연구에서는 기금조성을 지방자치단체의 재정지출의 한 부분으로 보고, 선행연구를 검토하여 정치적, 사회·경제적, 그리고 재정적 측면에서 영향요인을 검토하였다.

1) 정치적 요인

재정은 정치적 결정 과정의 산물로서 지방재정지출을 결정하는 데 있어 중요한 유인으로 작용한다. 대표적으로 V.O.Key는 실증연구를 통해 미국의 주정부 및 지방정부의 예산 결정은 정치적 변수에 많은 영향을 받는다고 주장하였고, 특히 정당 간 경쟁, 투표자의 참여 등을 영향요인으로 제시하였다(김상헌, 2012: 44). 이에 선거주기이론(Political Business Cycle theory)에서는 선거가 있는 경우 투표 경쟁을 통해 정부는 유권자의 투표를 획득하기 위한 선심성 지출을 증가시킨다고 본다(문수진·이종열, 2015: 142). 즉, 정치인들은 선거에서 이기는 것이 최대의 목표이므로 유권자들의 지지를 얻기 위해 지역주민들이 선호하는 정책을 추진하고자 하며, 그에 따라 지출이 증가하게 되는 것이다. 대표적으로 복지정책의 경우 서비스 수혜집단의 지지를 얻고자 복지정책 및 지출을 늘리고자 하는 유인이 증가하게 된다. 지방기금 경우에도 지방자치단체 재정지출의 한 부분이라는 점에서 정치적 목적에 의해 조성 규모를 증가시키려는 유인이 존재할 것이다. 그러나 기금조성에 영향을 미치는 정치적 요인에 관한 연구는 많지 않으며, 사회복지지출 등의 결정에 있어 지방자치단체의 정치적 영향력을 분석한 연구를 적용하여 살펴볼 수 있다.

우선 지방자치단체장은 중요한 목적인 정치적 지지를 통한 재선 가능성을 높이

고자 노력하며(석호원, 2016: 76), 이에 지역주민의 선호에 맞춰 재정지출 규모를 증가시키려는 유인이 존재한다. 또한, 지방의회의 경우 지방자치단체의 재정지출을 심의·의결, 견제하는 중요한 역할을 한다는 점에서 재정지출 의사결정에 영향력을 미친다. 이에 사회복지지출에 관한 다수의 연구에서 지방자치단체장과 지방의회의 정치성향 등을 주요한 영향요인으로 고려하고 있다(김교성·이재완, 2007; 문수진·이종열, 2015; 이미애·류은영, 2015). 지방기금의 경우 지방자치단체장이 기금운용계획을 수립하고 지방의회 의결을 통해 최종 결정된다는 점에서 지방자치단체와 지방의회의 영향력을 살펴볼 수 있을 것이다. 특히 지방자치단체장과 지방의회 다수당의 정치성향이 일치할 때에는 재정 결정의 합의가 원활하여 지방기금의 조성을 증가시킬 수 있다(엄영호·노성민, 2018: 123). 따라서 연구에서는 정치적 요인으로서 지방자치단체장의 성향, 지방의회의 정치구조, 지방자치단체장과 지방의회 다수당의 일치 여부 등을 포함하였다.

가설 1. 지방자치단체의 정치적 요인은 지방기금 조성액에 영향을 미칠 것이다.

2) 사회·경제적 요인

재정지출을 결정하는데 지방자치단체를 둘러싼 사회·경제적 요인들이 중요하게 고려될 수 있다. 즉, 특정한 형태의 사회·경제적 투입(input)이 특정한 정책산출(policy output)인 지출로 이어지기 때문이다(김상헌, 2012: 43). 이에 관해 선행연구에서는 산업화로 인한 사회의 변화, 인구구성의 변화 등의 특징은 국가의 정책적 대응을 요구하게 되고, 이에 재정지출 규모가 증가하게 된다고 본다. 특히 저출산·고령화 사회환경 변화로 지방자치단체의 복지지출 수요가 증가하고 있으며, 이에 인구규모, 고령인구비율, 장애인인구비율 등은 재정지출을 증가시키는 요인으로 고려된다(문수진·이종열, 2015; 신용무, 2011; 이미애·류은영, 2015; 이재완·김교성, 2007; 최재녕, 2005).

지방자치단체 기금 중 재량적 기금의 경우 사회복지지출을 위한 기금이 많으며, 지방자치단체의 사회복지수요가 증가하는 경우 기금조성이 증가할 수 있다. 연구에서는 사회·경제적 요인으로서 인구 규모와 고령인구비율, 장애인인구비율, 여성인구비율 등을 포함하였다. 그리고 지방정부가 처한 상황적 여건에 따라 재정지출의 형태가 달라질 수 있음을 고려하여 지방자치단체 유형을 포함하였다(권경환, 2005; 19).

가설 2. 지방자치단체의 사회·경제적 요인은 지방기금 조성액에 영향을 미칠 것이다.

3) 재정적 요인

지방자치단체의 재정 능력에 따라 재정지출 수준이 결정되며 재정 능력은 일종의 지출 결정의 자원이자 제약조건으로 작용할 수 있다. 즉 지방자치단체의 재정적인 여유 정도는 기금조성에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다.

재정적 요인으로는 먼저 지방자치단체의 재정자립도를 들 수 있다. 지방자치단체의 재정지출 관련한 연구에서도 중앙정부의 의존 재원 비율과 지방의 자주 재원 비율이 지출 결정에 영향을 주는 것으로 분석하고 있다(이미애·류은영, 2015; 최재녕, 2005). 사회복지 지출의 결정요인에 관한 다수의 연구에서도 재정자립도 요인 등 지방자치단체의 재정 능력이 사회복지예산 지출에 영향을 미치는 것으로 제시하고 있다(강윤호, 20000; 이미애·류은영, 2015; 조현호·주상현, 2012). 또한, 지방자치단체의 통합관리기금 채택에 영향을 미치는 요인에 관한 김상돈·김대진(2015)의 연구에서 재정자립도는 통합관리기금 채택에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 지방자치단체의 재정 건전성은 기금조성에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 뒷받침하는 결과일 것이다. 따라서 본 연구에서는 지방자치단체의 예산 규모와 재정자립도를 재정적 요인에 포함하여 분석하였다.

가설 3. 지방자치단체의 재정적 요인은 지방기금 조성액에 영향을 미칠 것이다.

2. 연구설계

1) 분석자료

본 연구는 2014년부터 2017년까지의 지방자치단체(광역 및 기초)를 대상으로 하였으며, 총 972개의 관측치를 분석하였다. 분석자료의 경우, 행정안전부가 매년 발간하는 지방자치단체 통합재정 개요의 자치단체별 지방기금 현황 자료를 활용하였고, 그 외 지방재정통합공개시스템(지방재정 365)에서 재정 관련 변수를 도출하였으며, 선거관리위원회 선거 포털을 활용하여 지방자치단체장 및 지방의회 자료를

확보하였다. 사회·경제적 변수의 경우 통계청의 국가통계지표 자료를 활용하였다.

2) 변수의 측정

먼저, 종속변수는 지방기금 조성액 규모로, 이는 세부적으로 법정재량기금액, 자체기금액 및 법정의무금액 대비 자체기금액 비율로 세분화하여 살펴보았다. 기금의 결정요인을 분석한 일부 연구에서는 종속변수로 재난관리기금의 적립액을 측정하였다. 그러나 재난관리기금의 경우 법정의무기금으로 지방자치단체가 의무적으로 설치해야 하며, 이에 상당수 자치단체에서 재난관리기금 확보율이 높은 상황이다. 오히려 설치에 재량적 특성이 존재하는 자체기금 등을 중심으로 기금조성의 영향요인이 무엇인지 살펴보는 것이 의미가 있을 수 있다. 즉, 지방기금이 민선자치 실시 이후 선심성 목적으로 무분별하게 설치되었다는 지적과, 실제로 상당수의 사회복지기금이 지방자치단체 조례에 근거하여 설치되어 유사중복 문제가 발생한다는 지적을 고려할 때, 지방기금을 세분화하여 영향요인을 살펴봄으로써 지방자치단체의 재정지출 결정 과정을 보다 구체적으로 살펴볼 수 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 종속변수로 세부 유형별 기금조성액과 법정의무기금 대비 자체기금액 비율을 측정하였다.

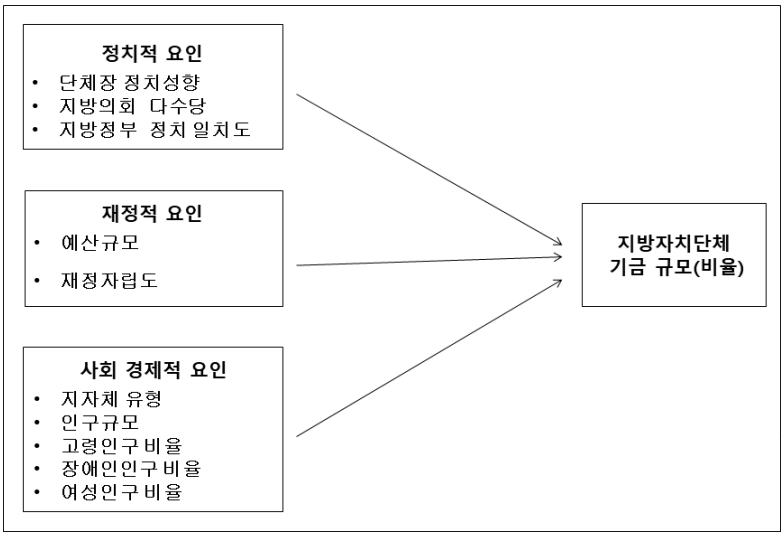
독립변수는 기금조성의 영향요인으로 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인의 측면에서 변수를 구성하였다. 우선 정치적 요인은 이론적인 검토에서 논의하였듯이 지방자치단체에서 정치적 영향을 발휘할 수 있는 주요 행위자인 지방자치단체장, 지방의회 의원을 중심으로 검토하였다. 이에 지방자치단체장의 소속정당, 지방의회 다수당, 지방자치단체장과 지방의회 다수당의 일치 여부 등을 측정하였다. 사회·경제적 요인의 경우 지자체 인구 규모, 고령인구비율, 장애인인구비율, 여성인구비율 및 지자체 유형으로 변수를 구성하였으며, 재정적 요인의 경우 재정자립도와 예산규모를 측정하고 기타변수로 연도 변수를 포함하였다. 변수별 측정방법과 자료는 〈표 4〉에 제시하였다.

〈표 4〉 변수의 측정

구분		변수명	측정방법	자료출처
종속변수		법정재량 기금	법정재량 기금액(로그)	행정안전부 지방자치단체 통합재정 개요 (기금조성 현황)
		자체기금	자체기금액(로그)	
		법정의무 대비 자체 기금	자체기금 / 법정의무 기금	
독립변수	정치적 요인	단체장 정치성향	0 =보수 1 = 진보	중앙선거관리위원회
		지방의회 다수당	0= 보수, 1 = 진보	
		지방정부 일치도	0= 단체장, 의회다수당 다른 정당 1= 단체장, 의회다수당이 동일 정당	
	재정적 요인	예산규모	예산액(로그)	지방재정정보 시스템
		재정자립도	(자체세입/ 총세입)*100	
	사회 경제적 요인	지자체 유형	0=기초 1=광역	통계청
		인구규모	인구수(로그)	
		고령인구비율	전체 인구수대비 65세 이상 인구 비율	
		장애인인구비율	전체 인구수대비 장애인인구 비율	
		여성인구비율	전체 인구수대비 여성인구 비율	
	기타	연도더미	2014년 기준	

이상의 논의를 바탕으로 〈그림 4〉와 같이 지방자치단체 기금 규모(비율)를 종속변수로 하고 독립변수로서 크게 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인의 측면에서 세부 요인들을 포함하는 모형을 구성하였으며, 연도 변수를 포함하여 통합회귀분석(pooled regression analysis)을 실시하였다.

〈그림 4〉 연구의 분석틀



1

Ⅳ. 분석결과

1. 기초통계 분석

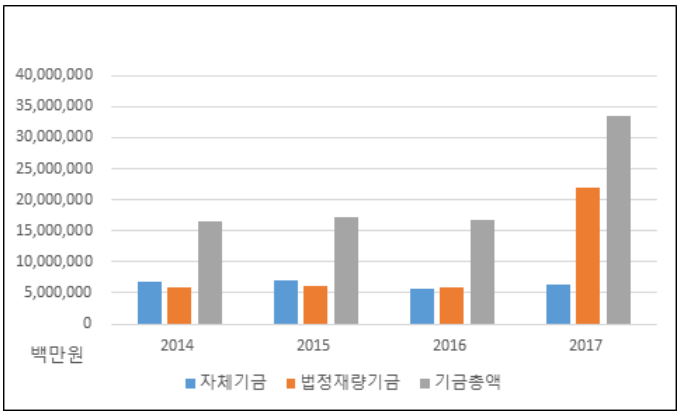
〈표 5〉 의 기초통계 분석결과를 살펴보면, 법정 재량기금과 자체기금은 최소값이 0으로 선택의 여지가 있는 재량적인 성격의 기금이라는 점에서 조성하지 않은 자치단체가 있음을 알 수 있다. 또한, 법정의무기금 대비 자체기금액 비율의 경우 자치단체마다 차이가 크며, 특정 자치단체의 경우 법정의무기금은 거의 없으나 상대적으로 조례에 따라 설치되는 자체기금 조성 규모는 큰 것으로 나타났다. 지방자치단체의 정치적 특징의 경우 분석대상 기간에 보수 성향의 단체장이 진보성향의 단체장보다 많은 것으로 나타났다. 이에 반해, 지방의회 다수당은 진보성향인 경우가 좀 더 많은 것으로 나타났다. 또한, 단체장과 지방의회 다수당의 정치적 일치 정도는 60% 수준으로 나타나 정치성향의 일치 수준이 높았다. 무엇보다 재정자립도의 경우 최대인 경우는 85.3%이나 최소는 8.4%로 자치단체 간 재정불균형이 큰 것으로 나타났다.

〈표 5〉 기초통계분석 결과(2014-2017년)

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
법정재량 기금(백만원)	41,252	247,103	0	4,611,383
자체기금(백만원)	26,645	94,392	0	1,745,105
법정의무 대비 자체기금(%)	537.8	888.5	0	8,172
단체장성향	0.4	0.5	0	1
지방의회다수당	0.6	0.5	0	1
지방정치일치도	0.6	0.5	0	1
지자체유형	0.1	0.3	0	1
인구규모(명)	421,032	1,123,267	9,975	12,873,895
예산규모(백만원)	1,056,568	2,587,955	111,224	32,015,394
여성인구비율(%)	49.9	1.26	43.1	52.5
고령인구비율(%)	18.3	7.7	6.1	38.2
장애인인구비율(%)	0.7	0.6	0.1	9
재정자립도(%)	30.2	13.7	8.4	85.3

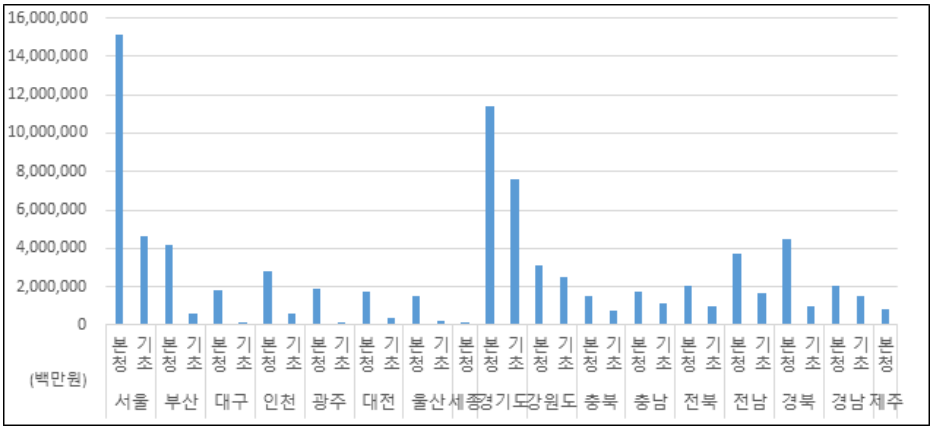
구체적으로 기금조성 현황을 살펴보면, 2014년부터 2017년까지 기금총액은 증가하는 경향을 나타냈다. 물론 2016년에 기금총액은 전년 대비 다소 감소하였으나, 2017년에 법정재량기금인 지역개발기금이 공기업특별회계에서 기금 계정으로 편입되면서 법정재량기금과 기금총액 규모가 대폭 증가하였다. 자체기금의 경우 2016년 감소하였다가 2017년 다소 증가하는 것으로 나타났다.

〈그림 5〉 연도별 기금조성 현황(2014-2017년)



한편, 지역별로 기금조성의 특징을 살펴보면, 〈그림 6〉과 같이 대체로 광역자치단체에 해당하는 본청의 기금 규모가 크게 나타났다. 이는 기초자치단체 수준에서는 기금의 조성 건수는 많으나 소규모 기금이 대부분이기 때문이다. 특히 서울과 경기도 지역의 기금 규모가 매우 큰 편으로, 지난 4년간 이들 지역의 지방기금 규모는 전체 지방자치단체 기금 규모의 46%를 차지하는 것으로 나타났다.

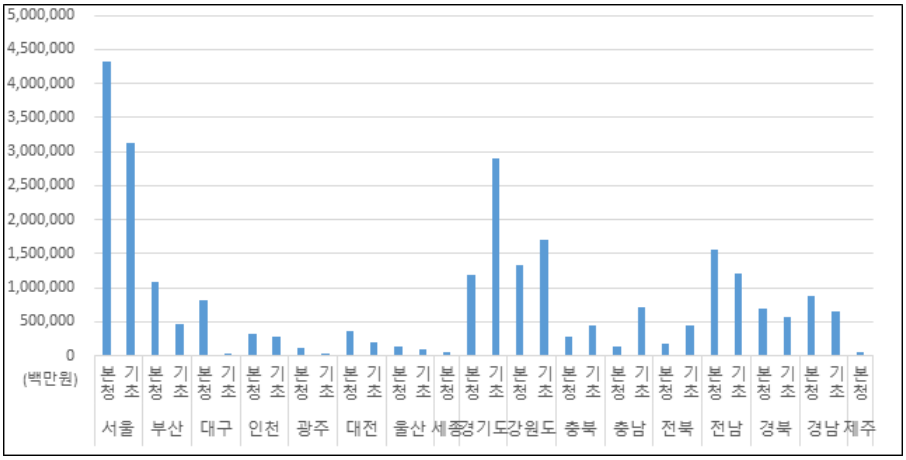
〈그림 6〉 지역별 기금조성 현황(2014-2017년)



전체 기금 중 지방자치단체 조례에 근거하여 설치가 가능한 자체기금의 경우, 지역별로 본청과 기초자치단체의 조성 규모가 상이하게 나타남을 〈그림 7〉을 통해 알 수 있다. 대체로 본청이 기초자치단체 기금 규모보다 크게 나타나지만, 경기도, 강

원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도의 경우 본청보다 기초자치단체의 자체기금 규모가 더 큰 것으로 나타났다. 즉, 이들 지역의 경우 기초자치단체들에서 조례에 따라 설치하는 자체기금의 비율이 상대적으로 높다고 볼 수 있다. 특히 서울시의 경우 자체기금의 비중이 높은 편인데, 이는 재정투융자기금을 운용하고 있기 때문으로 2017년 조성액은 2조 3,468억 원에 이른다. 기초자치단체의 경우에도 청사정비기금 등으로 자체기금의 비중이 높은 편이라 할 수 있다(서정섭, 2019: 96).

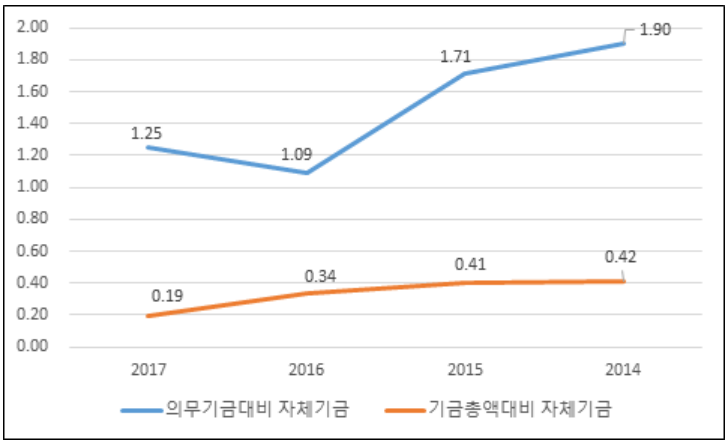
〈그림 7〉 지역별 자체기금 조성 현황(2014-2017년)



한편, 지방자치단체 조례에 따라 설치되는 자체기금을 기금총액 및 법정의무기금 조성과 비교할 때, 〈그림 8〉에 나타나듯이 기금총액대비 자체기금 비율의 경우 완만하게 증가하는 것으로 나타났다. 다만, 법정의무기금 대비 자체기금 비율의 경우 2016년까지 감소하다가 2017년부터 증가하는 것으로 나타났다. 이는 법정의무기금과 자체기금 모두 2017년에는 전체에서 차지하는 비중이 감소하였으나, 법정의무기금에 비해 자체기금 조성 비중이 전년 대비 증가하였기 때문이다.

이처럼 지역별 및 연도별로 기금조성 규모와 비중이 상이하며, 특히 기금유형별로도 기금조성의 특징이 다르게 나타남을 알 수 있다. 이에 지방자치단체 기금조성에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 살펴볼 필요가 있다.

〈그림 8〉 기금조성 비율 현황(2014-2017년)



2. 지방자치단체 기금조성의 영향요인 분석결과

지방자치단체 기금조성의 영향요인을 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인 측면으로 구분하여 살펴보았고, 그 결과는 〈표 6〉과 같다. 세부적으로 모형 1, 2, 3의 종속변수를 각각 법정재량기금, 자체기금, 법정의무기금 대비 자체기금액 비율로 하여 영향요인을 검토하였다. 이는 기금유형별로 영향요인이 다를 수 있음을 고려한 것이며, 법정의무기금보다 재량적 성격의 기금을 설치하고자 하는 유인이 어떠한 요인 때문인지 살펴보기 위함이다.

분석결과를 살펴보면, 우선 모형 1의 경우 정치적 요인의 측면에서 단체장이 진보성향일수록 법정재량기금이 증가하고, 단체장과 지방의회의 정치성향이 일치할수록 법정재량기금이 증가하는 것으로 나타났다. 사회·경제적 요인의 경우 인구 규모와 기금 간 정(+)의 관계를 나타냈고, 광역자치단체의 경우가 기금 규모가 큰 것으로 나타났다. 재정적 요인의 경우 예산 규모가 클수록 기금 규모가 증가하는 것으로 나타났다.

자체기금을 종속변수로 하는 모형 2의 경우, 정치적 요인의 측면에서 단체장이 진보성향일수록, 단체장과 지방의회의 정치성향이 일치할수록 기금 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 다만, 지방의회의 경우 보수성향인 경우 오히려 자체기금 조성이 증가하는 것으로 나타났다. 사회·경제적 요인의 경우 고령인구비율이 높을수록 자체기금이 증가하였고, 재정적 요인의 측면에서는 예산 규모가 클수록, 재정자립도가 높을수록 기금 규모가 증가하는 것으로 나타났다.

마지막으로 모형 3에서는 법정의무기금 대비 자체기금액을 종속변수로 하고 있다. 정치적 요인으로서 단체장과 지방의회의 정치성향이 일치할수록 자체기금액 비율은 증가하였으며, 고령인구비율도 정(+)의 관계로 유의미하게 나타나고 있다. 그러나 인구규모의 경우 모형 1인 법정재량기금을 종속변수로 한 결과와는 달리 법정의무기금 대비 자체기금액 비율을 감소시키는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 회귀분석 결과

변수		모형 1 (법정재량기금)		모형 2 (자체기금)		모형 3 (법정의무기금 대비 자체기금 비율)	
		표준화 계수	t값	표준화 계수	t값	표준화 계수	t값
정치적 요인	단체장성향	0.09***	3.37	0.07**	2.30	0.03	0.77
	지방의회다수당	0.01	0.39	−0.06**	−1.72	−0.01	−0.36
	지방정치일치도	0.06**	2.34	0.06**	2.00	0.11***	2.93
사회 경제적 요인	지자체유형	0.22***	5.69	0.24	0.54	−0.003	−0.06
	인구규모(로그)	0.18***	2.38	−0.05	−0.60	−0.27***	−2.78
	여성인구비율	−0.01	−0.22	0.01	0.35	0.04	1.00
	고령인구비율	−0.06	−1.12	0.12*	1.95	0.24***	3.40
	장애인인구비율	0.02	0.85	0.03	0.98	−0.07	−2.02
재정적 요인	예산규모(로그)	0.37**	5.69	0.52***	6.97	0.09	1.01
	재정자립도	0.04	1.22	0.22***	5.27	0.07	1.44
d1		0.00	−0.01	−0.02	−0.48	0.01	0.16
d2		0.02	0.61	−0.05	−1.59	−0.06	−1.48
d3		0.07**	2.50	−0.05	−1.57	−0.07*	−1.77
N		811		942		972	
adjust-R2		0.62		0.35		0.14	

*p〈0.1, **p〈0.05, ***p〈0.01

종합하면, 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인이 지방기금 조성에 미치는 영향은 지방기금 유형별로 다르게 나타나고 있다. 우선, 정치적 요인의 경우 모형 1, 2, 3 모두 지방기금 조성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 지방자치단체장과 지방의회의 정치성향 일치 여부는 모든 모형에서 정(+)의 영향을 미치고 있어, 지방정치 일치도가 재량적 성격의 기금 규모를 증가시키는 중요한 요인임을 알

수 있다. 이는 지방자치단체장이 재량권을 가진 기금을 조성하고자 할 때 지방의회의 협조가 중요하다는 것을 의미한다. 다시 말하면 정치적 이해가 일치하는 경우 지방의회의 특별한 반대 없이 지방자치단체의 지출을 늘릴 수 있으며, 이는 지방재정지출 결정요인에 관한 선행연구에서의 논의와도 일치하는 결과이다.

사회·경제적 요인의 경우 고령인구비율은 자체기금 조성에는 정(+)의 유의미한 영향을 미치는 반면, 장애인인구비율과 여성인구비율의 경우 유의미한 영향을 미치지 않았다. 고령인구 비율의 경우 해당 지역의 복지지출 수요를 설명하는 하나의 변수로 볼 수 있는데, 사회복지 관련 기금의 상당수가 자체기금이라는 점에서 고령인구비율이 증가할수록 자체기금을 조성하려는 유인이 증가하는 것으로 이해할 수 있다. 이는 복지 수요가 높을수록 지방자치단체는 조례를 통하여 사회복지 관련 기금을 설치하려는 유인이 강하게 나타날 수 있기 때문이다.

재정적 요인의 경우 지방자치단체의 예산 규모와 재정자립도가 높을수록 자체기금 조성 규모를 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 재정정자립도가 높다는 것은 지방자치단체의 재정 능력이 좋다는 의미이며, 이에 재정 능력이 좋은 지방자치단체일수록 조례를 제정하여 자체기금의 조성 규모를 증가시키면서 다양한 사업을 추진할 수 있는 것이다. 재난관리기금 적립의 영향요인을 연구한 선행연구에서도 지방자치단체의 재정 능력은 재난 관련 지출에 중요한 요인으로 나타났으며(엄영호·노성민, 2018; 유은지·엄영호, 2017), 본 연구에서도 유사한 결과가 나타남을 알 수 있다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 지방자치단체 기금조성의 영향요인을 실증적으로 분석한 것으로, 지방자치단체 재정지출 결정에 관한 논의를 바탕으로 정치적, 사회·경제적, 재정적 측면에서 기금조성에 영향을 미치는 요인들을 살펴보았다. 분석을 위해 2014년에서부터 2017년까지 243개 지방자치단체의 기금 현황 자료를 활용하였다.

분석결과, 지방자치단체 기금을 조성하는데 정치적 요인이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 지방자치단체장과 지방의회의 정치성향이 일치하는 경우 기금조성 규모가 증가하고 있었다. 지방기금의 결정은 지방자치단체장이 지방의회에 기금설치·조성안을 제출하고 최종적으로 지방의회가 의결한다는 점에서, 지방자치단체장과 지방의회의 이해가 일치하는 경우 지방기금 관련 의사결정이 원만

하게 이루어질 가능성이 크다. 이는 선행연구에서 지방재정지출을 증가시키는 주요 요인으로 정치적 요인을 제시한 것과 일치하는 것으로, 기금조성의 결정을 정치적 의사결정의 측면에서 이해할 수 있을 것이다. 사회·경제적 요인으로서 고령인구의 비율이 증가할수록 자체기금과 법정의무기금 대비 자체기금액 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 사회복지 수요가 클수록 자치단체의 기금조성 유인이 커지는 것으로, 조례 등을 통해 사회복지 기금의 설치를 증가시키고자 함을 알 수 있다. 재정적 요인의 측면에서는 재정자립도가 높은 지자체일수록 기금조성 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 지방자치단체의 재정 여력이 존재하는 경우 기금조성 등 지방자치단체의 재정지출을 늘리게 된다는 것을 의미한다.

이처럼 지방자치단체 기금조성은 정치적, 사회·경제적, 재정적 요인 등에 의해 영향을 받으며, 이는 재정지출 의사결정에 관한 선행연구의 논의가 적용됨을 보여준다. 현재 지방자치단체 기금의 설치·조성은 법률 또는 조례에 근거하여 이루어지며, 특히 조례에 근거한 자체기금의 경우 지방자치단체장과 지방의회의 정치적 이해관계에 따라 설치될 가능성이 크다고 볼 수 있다. 물론, 자체기금의 조성이 증가한다고 하여 모두 문제인 것은 아니나, 기금은 한번 설치되면 정치·경제적으로 연계되어 폐지하기 어렵다는 점에서 설치·조성 단계에서 충분한 검토가 필요하다. 지방기금과 관련한 국회 및 감사원의 지적사항을 살펴보면, 재량적 성격의 자체기금은 조성하면서 재원 부족 등을 사유로 재난관리기금 등 법정의무기금을 설치하지 않는다는 논의가 많다. 연구에서도 정치적 요인은 재량적 성격의 기금조성을 증가시키고, 특히 법정의무기금에 비해 자체기금액 비율을 증가시키는 것으로 나타나 기금조성의 목적이 적정한지, 예산사업과 유사하거나 중복되는 경우가 존재하지는 않는지 검토할 필요가 있다. 그리고 분석에서 장애인인구비율, 여성인구 비율의 경우 유의미한 결과가 나타나지 않았지만 고령인구비율의 경우 지방기금 조성을 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 사회복지 수요가 높은 경우 지방기금 조성이 증가한다고 볼 수 있으며, 이는 사회서비스 공급의 측면에서 의미가 있다. 다만, 사회복지 관련 기금의 경우 예산사업을 통해 추진되어야 함에도 중복하여 기금을 설치하는 등의 문제가 선행연구에서 지적되므로(권순현, 2008; 성향숙, 2017; 이현우 외, 2016) 사회복지 기금설치·조성의 목적과 수혜대상 등에 대한 검토가 필요할 것이다.

본 연구는 지방자치단체 기금조성과 관련하여 실무적 측면에서 개선방안을 고민하는 연구는 다수 존재하나, 재정지출 결정 측면에서 살펴본 연구는 거의 없다는 점에서부터 연구가 시작되었다. 지방자치단체 전체 기금을 대상으로 기금조성에 영향을 미치는 요인을 살펴보았으며 정치적, 사회경제적, 재정적 요인이 기금의 조성

에 영향을 미치고 있음을 확인했다. 특히 법정의무기금인 재난관리기금 등을 대상으로 영향요인을 살펴본 것이 아니라 지방자치단체가 재량적으로 설치할 수 있는 기금의 측면에 초점을 맞추었고, 기금유형별로 영향요인을 검토한 것은 선행연구와 차별이 되는 부분으로 의미가 있다. 그러나 기금과 관련한 세부 현황에 대한 자료가 부족하여 연구변수 및 연구범위를 확대하지 못한 것은 연구의 한계라 할 수 있다. 향후 연구에서는 추가 자료를 확보하여 분석을 보완하고, 지방자치단체의 기금 관련 내부 의사결정 또한 검토할 필요가 있다.

참고문헌

감사원. (2012).「2012 감사원이 바라본 지방자치.」

강윤호. (2000). “지방자치와 기초자치단체의 사회복지정책 정향: 시군자치구간 비교분석.”「한국행정학보」, 34(1): 213-227.

권경환. (2005). “기초단체장 재선이 자치단체 세출예산 지출패턴변화에 미친 영향.” 한국지방정부학회 학술대회 자료집, 17-32.

권순현. (2008). “지방기금 운용 효율화를 위한 개선과제.”「사회과학연구논총」, 20: 93-132.

김교성·이재완. (2006). “지방정부 사회복지비 지출수준의 결정요인 분석.”「한국사회복지학」, 41: 68-92.

김상돈·김대진. (2015), “지방자치단체 통합관리기금의 채택에 미치는 영향요인에 관한 연구 : 정책 확산 통합모형을 중심으로”,「한국지방재정논집」, 20(3) : 89-120

김상헌. (2012).「지방자치단체 세출구조에 관한 연구」. 한국조세연구원.

김종세. (2011), “지방자치단체 기금의 효율적 관리방안.”「법학연구」, 42: 25-43.

김추린. (2016). “지자체 재난관리기금 확보율의 영향요인 연구: 무엇이 법정기금인 재난관리기금 확보에 미흔적인 태도를 취하게 하는가.”「지방행정연구」, 30(4): 353-380.

류춘호. (2005). “지방정부 기금운영관리의 합리성 제고방안 연구: 부산시를 중심으로.” 한국지방정부학회 학술대회 자료집, 107-139.

박충훈. (2007). “지방자치단체 기금의 효율적 관리방안 연구: 자체진단모형의 개발을 중심으로.”「한국공공관리학보」, 21(2): 33-56.

배정아·윤태섭. (2018). “지방자치단체 재정지출정책 결정요인에 관한 연구 - R&D 국고보조금 배분의 영향요인분석을 중심으로”, 「정책분석평가학회보」, 28(1): 129 - 145

문수진·이종열. (2015). “지방자치단체의 사회복지예산 지출결정 요인에 관한 연구: 광역시 기초자치단체의 정치적 요소를 중심으로.” 「한국사회와 행정연구」, 25(4): 137-159.

석호원. (2016). “국고보조금 배분의 정치적 영향요인에 관한 실증연구: 지방자치단체장과 국회의원의 정치적 자원을 중심으로.” 「한국행정학보」, 50(2): 71-96.

서정섭. (2019). “지방자치단체 기금운용 평가와 제도개선 방향.” 한국지방재정학회 세미나자료집, 89-111.

성향숙. (2017). “지방자치단체 사회복지기금의 성격 분석: 6대 도시를 중심으로.” 「한국콘텐츠학회논문지」, 17(2): 172-182.

양지숙. (2019). “지방자치단체 기금관리의 위험요인 분석: 기금 감사 및 성과분석 결과를 중심으로.” 「융합사회와 공공정책」, 12(4): 271-304.

엄영호, 노성민. (2018). “지방정부 재난관리기금 적립의 결정요인 분석.” 「예산정책연구」, 7(1): 113-134.

여영현. (2007). “자치단체 기금의 효율화를 위한 운용성과와 특성 연구: 경기도 31개 시·군의 71개 사회복지기금을 중심으로.” 「한국행정연구」, 16(4): 167-188.

유은지, 엄영호. (2017). “지방정부간 재난관리의 차이는 왜 발생하는가?: 지방정부 재난관리기금을 중심으로.” 「지방정부연구」, 20(4): 89-113.

이미애·류은영. (2015). “지방자치단체 복지재정 지출결정요인과 지출효과간의 관계: 재정 지출구조의 매개효과를 중심으로.” 「한국정책과학학회보」, 19(3): 33-55.

이삼주. (2009), “기금의 특성에 따른 지방기금의 실태 분석.” 「한국지방자치연구」, 10(4): 87-104

이현우 외. (2018). 「경기도 기금 활성화 및 운용개선방안 연구: 지역개발기금을 중심으로」. 경기연구원.

_____. (2016). 「경기도 기금 통·폐합 정비 방안 연구」. 경기연구원.

전흥주 외. (2012). "지방자치단체의 기금관리 및 개선방안: 서울시의 재산관리기금을 중심으로." 「재무와회계정보저널」, 12(4): 73-91.

정세희. (2019). "우리나라 지방정부의 재난관리예산 결정요인 분석: 정치, 재정, 구조, 수요요인을 중심으로." 「한국지방정부학회 학술대회자료집」, 1049-1078.

조현호·주상현. (2012). "지방정부 사회복지비 지출 영향 요인." 한국정책학회 학술대회자료집, 95-119.

최재녕. (2005). "지방정부의 재정능력과 복지재정지출 결정요인 연구." 「한국정책과학학회보」, 9(4): 451-474.

행정안전부. (2019a). 「지방자치단체 통합재정 개요Ⅰ·Ⅱ.」

_____. (2019b). 「2020년도 지방자치단체 예산편성 운영기준 및 기금운용계획 수립기준.」

_____. (2018). 「2017회계연도 지방자치단체 기금운용 성과분석 결과보고서.」

허명순. (2012). 「지방자치단체 기금운용 실태 분석」. 감사연구원.

Barrilleaux, C., & Berkman, M. (2003). Do governors matter? Budgeting rules and the politics of state policy-making. *Political Research Quarterly*, 56(4), 406-417.

Kelly, Kathleen S.. (1991). Fund Raising and Public Relations:A Critical Analysis, Lawrence Erlbaum Associates Publisher.

Levine, H., Scorsone, E.A. & Justice, J.B. (2012), Handbook of Local Government Fiscal Health, John Wiley & Sons.

Nordhous, W. (1975). The political business cycle. *Review of Economic Studies,* 42, 169-190.

Przewroski, A. & F. Limongi. (1993). Political Regimes and Economic Growth, *Jounal of Economic Perspectiv*es, Vol. 7.

양지숙(梁智叔): 주저자. 서울대학교 행정대학원에서 행정학 박사학위를 취득하고, 현재 감사원 감사연구원 연구관으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 지방재정, 감사제도, 공공관리 등이며, 최근 논문으로 지방자치단체 기금관리의 위험요인 분석: 기금 감사 및 성과분석 결과를 중심으로(2019), 주요국 지방자치단체 감사기구의 유형 및 특징 분석: 프랑스, 영국, 일본을 중심으로(2019), 서울시민의 수도사업자 신뢰와 식수 음용행태(2017) 등이 있다(imm21@korea.kr).

송성화(宋聖花): 교신저자. 서울대학교 행정대학원에서 행정학 박사학위를 취득하고 현재 국방부 행정사무관으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 공공관리, 인적자원관리, 지방행정 등이며, 최근 주요 논문으로 목표모호성과 조직행태: 조직몰입, 직무만족, 공직봉사동기에 미치는 영향을 중심으로(2015), 정책수단의 효과성 인식에 관한 탐색적 연구: 한국중앙행정기관 공무원을 중심으로(2015), 공공부문 사회적 경제 활성화 정책의 감사방향에 대한 소고: 부산지역 공공기관을 중심으로(2019) 등이 있다(airscall@naver.com).

「국정관리연구」 제14권 제3호(2019. 09): *261-286*

조직역량이 조직성과에 미치는 영향 분석: 문화재청을 대상으로

전인석·채경진·손지은·조일형

본 연구는 조직역량이 조직성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 구체적으로, 문화재 관리 및 보존이라는 특수한 업무를 수행하는 문화재청을 사례로 하여 조직성과를 증대하기 위해 필요한 역량을 밝히고 이러한 역량을 제고하기 위한 방안에 대한 시사점을 제시하였다. 동 연구의 분석자료는 문화재청 공무원들 대상으로 수행한 설문결과이며 회귀분석을 통해 결론을 도출하였다. 분석결과에 따르면, 조직구성원 역량과 환경대응 역량은 조직효과성과 조직효율성에 모두 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 문화재청 업무에서 특수한 성격을 갖는 문화재위원회 역량은 조직효과성에는 정(+)의 영향을 미쳤으나, 조직효율성에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과를 토대로 문화재청 조직구성원 역량을 강화하기 위해 전문교육훈련기관 설립 및 체계적 교육 프로그램 운영 필요성과 문화재위원회의 효율적 운영의 필요성을 제시하였다.

[주제어: 조직역량, 조직성과, 문화재청]

Ⅰ. 서 론

조직의 성과 및 관리 역량은 궁극적인 조직 목표 달성을 위한 핵심요인이다. 즉, 조직성과는 조직이 달성하고자 하는 목적을 어느 정도 이루었는지를 파악할 수 있는 지표이다. 따라서 조직성과를 제고하기 위한 방안을 수립하는 것은 조직의 발전을 위해 중요한 전략이라고 할 수 있다. 대부분의 민간기업의 조직성과는 이윤을 얼마나 창출하였는가로 측정할 수 있기 때문에 비교적 명확하게 측정할 수 있으나, 공공조직은 공공성이라는 특수성으로 인해 조직성과를 측정하는 것이 쉬운 일은 아니다. 하지만 공공조직의 성과는 곧 국민의 존엄 및 삶의 질, 국가발전과 직결되기 때문에 공공조직의 성과를 제고시킬 수 있는 방안을 모색하는 것은 매우 중요하다.

논문접수일: 2019.09.02, 심사기간(1차): 2019.09.10~09.17, 게재확정일: 2019.09.17

조직성과를 제고하기 위해 중요한 요소 중 하나는 조직역량이다. 다수의 선행 연구에서는 조직역량이 조직성과에 긍정적 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있으며, 조직역량을 조직혁신역량(Sher & Yang, 2005), 인적자원관리 역량(Bremser & Barsky, 2004), 기관장 관리역량(김다경 외, 2014) 등 다양한 측면에서 측정하고 있다. 조직역량은 조직의 성격 및 업무특성에 따라 상이하게 나타날 수 있으며, 특히 조직 내부의 의사결정 방식 혹은 의사결정 기구의 운영이 조직성과에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다. 예컨대 문화재청의 경우는 조직성과를 제고하기 위해 문화재위원회라는 자문기구를 설치·운영하고 있다. 동 위원회는 각종 심의 안건에 대한 자문 및 의결 기능을 수행함으로써 위원회의 역량이 조직성과뿐만 아니라 내부 관료들의 역량에도 영향을 미칠 수 있다. 이러한 점에서 문화재의 내부 의사결정 방식은 다른 정부부처와는 다소 차별되는 형태를 갖추고 있어 선행연구들에서 제시한 조직혁신역량, 인적자원관리 역량 이외에 조직 내부의 운영방식이 조직역량에 영향을 미치는가를 살펴보는데 적합한 사례라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 문화재청에 초점을 두어 조직역량을 살펴보고자 한다. 문화재청은 문화재 보존·관리·활용이라는 특수한 업무를 담당하며, 우리나라의 역사와 전통을 계승하는데 중요한 역할을 담당하고 있는 공공성이 높은 조직이다. 예컨대 문화유산에 대한 국민들의 관심을 제고하고 문화향유 수준을 높이기 위해 다양하고 수준 높은 수요자 중심의 궁궐 활용프로그램을 꾸준히 개발하고 있으며, 향교·서원 등 지역 문화유산 자원 활용프로그램을 개발하여 지역민에게도 '문화로 행복한 삶'을 제공하고, 지역경제 활성화와 일자리 창출에도 이바지하는 등의 성과를 창출하고 있다.

이렇듯 문화재청의 성과는 국민의 문화적 수준을 높이고 삶의 질을 향상시키는데 기여하고 있음에도 업무특성과 자료상의 한계 등으로 타 중앙부처에 비해 상대적으로 주목을 받지 못하고 있는 실정이다. 이에 따라 본 연구에서는 문화재청의 조직성과를 제고시키기 위해 필요한 조직역량이 무엇인지를 살펴보고, 이를 더욱 발전시킬 수 있는 방안이 무엇인지를 제시하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 첫째, 조직성과와 조직역량에 대한 이론적 논의와 선행연구를 검토하고 둘째, 문화재청 공무원을 대상으로 수행한 설문조사 결과를 토대로 조직역량이 조직성과에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 셋째, 분석결과를 토대로 조직성과를 제고시킬 수 있는 조직역량 강화방안에 대한 정책제언을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 이론 및 선행연구 검토

1. 조직성과와 조직역량의 개념 및 측정

조직성과(Organizational Performance)는 매우 모호한 개념으로 보편적이고 객관적인 잣대로 구체화될 수 없는 사회적으로 구성된 현상(Socially Constructed Phenomenon)이며 특히 공공부문에서 측정하기 어려운 것으로 이해되고 있다(김다경·엄태호, 2014에서 재인용; Anspach, 1991; Au, 1996; Brewer & Selden, 2000). 현실에서 조직구성원 간의 우선시 되는 성과요인, 내·외부 이해관계자로 인한 정치적 갈등 등 다양한 요인들이 성과의 정의와 규모를 측정하는 것을 매우 어렵게 하기 때문이다(김다경·엄태호, 2014). 따라서 많은 선행연구들은 조직성과가 다차원적일 수 밖에 없고 그러한 다차원적 특성과 상호관계의 이론적 논의 구축의 필요성을 주장한다(Boyne, 2002; Selden & Sowa, 2004). 예를 들어 Rainey(2003)과 Flinders(2001)은 공공조직들이 달성하려는 결과(Outcomes)의 측면을 강조하여 조직목표 달성 정도인 조직 효과성을 조직성과의 개념으로 사용한 반면, Brewer & Seldon(2000)은 성과 측정에서 형평성(Equity)과 공정성(Fairness) 같은 가치들이 효율성 지표와 대비하여 무시되는 경향을 지적하고 공공부문의 조직성과를 행정 가치와 조직 중점 측면의 기준으로 효율성, 효과성, 공정성으로 구체화한 뒤 내적·외적 측면의 성과로 나누어 측정하였다(김다경·엄태호, 2014).

이렇듯 다양한 이론적 논의 중 조직성과에 있어 조직효율성과 조직효과성은 중요한 지표로 지목되고 있다. 앞선 이론적 논의와 더불어 Tomkins(1987)는 경제성, 효율성, 효과성을 달성하는 것을 공공부문의 성과로, Hood & Jackson(1991)은 투입 대비 산출로 전환하는 효율성을 조직성과로, Wolf(1993)는 주어진 임무를 훌륭하게 수행하는 것을 의미하는 효과성을 정부조직의 성과로 각각 판단하였다(김다경·엄태호, 2014). 이처럼 조직성과를 측정함에 있어 조직효율성과 조직효과성은 지속적으로 선행연구에서 다루어지고 있지만, 조직성과 자체의 모호함으로 인하여 합의된 개념이 아닌 연구자 간 다양한 관점에 의거하여 제시되고 있다.

한편 Ingraham & Donahue(2000)는 조직성과에 대하여 크게 조직목표의 효율적 달성을 의미하는 조직생산성과 조직운영의 효율성과 관련된 조직역량의 두 차원으로 구분하였다(박석희, 2006). 이 중 조직역량(Organizational Competence)은 Selznick(1952)에 의하여 도입된 이후 조직성과 향상에 필요한 조직의 제반 능력이나 특성을 설명하는 중요한 개념 중 하나로 발전되어 생산성 중심의 조직성과 분석

에 있어 새로운 관점으로 제시되었다. 개방체제 관점에서 조직역량은 환경과 우호적인 자원의 흐름을 유지함으로 획득되는 조직의 장기적 성장과 생존을 위한 잠재력으로 조직생산성에 중대한 영향을 주며, 지속적 혁신을 통하여 증대될 수 있다는 인식이 확산되었다(박석희, 2006에서 재인용; 이장호, 1999; 조남신, 1999; Andrew, 1971; Snow & Lawrence, 1980). 이에 따라 공공부문에서의 조직성과에서 조직역량에 대한 이론적·실천적 관심 역시 증가하게 되었고(김병국·권오철, 1999) 공공기관 평가제도에 있어 주요사업성과와 더불어 기관역량이 핵심평가영역으로 지정되는 등(공병천, 2004) 조직성과를 위한 중요한 성과관리대상으로 지목되고 있다. 비록 조직역량이 개념 조작화가 어렵고 측정지표들이 너무 협소하거나 포괄적으로 나타나는 등 분석 상 한계를 가지지만, 그럼에도 불구하고 조직역량이 조직생산성 향상에 필요한 조직의 제반능력으로 정의될 수 있으며 조직운영 효율성과 매우 밀접하게 관계되어 있다는 점은 의의를 가진다(박석희, 2006). 따라서 본 연구에서는 조직성과에 대하여 조직역량이 미치는 영향을 실증분석 하고, 특히 조직역량을 조직환경적 측면에서 검토하고자 한다. 조직환경은 조직과 일정한 관계를 가지고 조직에 일정한 영향력을 행사하거나 조직의 영향을 받는 일련의 요소이다(윤중배, 2013). 즉, 조직환경은 매우 포괄적이며 주관적, 다의적 개념으로 다양한 정의가 이루어지며 연구 역시 다양하게 나타난다. Forehand & Gilmer(1964)는 다른 조직과 구별되며 조직구성원들의 행동에 지속적으로 영향을 끼치는 특성의 총체로 조직환경을 정의하였고 Likert(1967)은 다른 조직과 구별할 수 있는 지속적 조직의 특성으로 조직구성원의 행동에 영향을 미치는 것으로 조직환경을 정의하였다(안춘윤, 2008; 윤중배, 2013). 조직환경은 내부환경과 외부환경으로 구성요인을 나누는데 내부환경은 조직풍토나 조직분위기, 그리고 조직문화와 조직의 독특한 특성을 지칭하고 외부환경은 조직 외부에 존재하며 조직에 잠재적으로 또는 직접적으로 영향을 미치는 요소들이다(윤중배, 2013). 이상의 요인들에 대해서는 아직 일치된 견해가 존재하지 않으며 연구목적과 대상에 따라 상이한 요인들로 조직환경이 측정되는 것으로 나타난다(안춘윤, 2008). 본 연구는 조직환경을 바탕으로 국내 문화재 정책을 총괄하는 중앙부처인 문화재청 조직원들이 인식하는 조직환경에 대한 조직역량을 파악함과 더불어 문화재 정책 전문성을 바탕으로 조직 구성원의 내부환경 역량을 측정하여 조직성과와의 관계를 실증하는 것을 연구목적으로 하고 있다.

2. 조직성과 및 조직역량에 대한 선행연구

다양한 가치와 전달체계를 가진 공공조직의 조직성과에 대한 개념정의는 매우 어렵기 때문에 조직성과에 대한 선행연구들은 다양한 요인을 분석에 활용하고 있다. 박천오 외(2001)는 한국여성공무원의 잠재적 생산성을 조직성과로 하여 중앙정부, 광역자치단체, 기초자치단체 공무원을 대상으로 설문을 실시하였으며 조직성과를 검토하기 위하여 직무만족, 조직몰입, 직무동기, 조직시민행동, 업무스트레스, 심리적 탈진 등의 요인을 설정하였다. 분석결과 직무만족, 조직몰입, 조직시민행동의 일부 변수들은 조직생산성에 정의 영향을 주었지만 심리적 탈진 요인 중 일부는 부의 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 왕태규(2007)는 서울시 종합사회복지관을 중심으로 조직성과에 대하여 직무만족, 조직시민행동, 공공서비스동기, 리더십 등의 변수를 바탕으로 분석을 실시하였다. 분석결과 직무만족이 조직성과에 가장 큰 영향을 주었고 리더십의 경우 직급에 따라 상반된 결과를 나타냈다. 이와 같은 조직성과 연구들은 Brewer & Seldon(2000)의 연구에서 영향을 받았는데 미국연방기관의 조직성과 측정에 있어 조직문화, 인적자본과 능력, NPR(National Performance Review)에 대한 지원, 리더십과 감독, 형식주의, 직무구조, 직무동기, 공공서비스동기, 개인성과를 통하여 평가하였다(왕태규, 2007). 윤중배(2013)는 지방공기업을 대상으로 조직환경이 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 조직환경의 리더십과 환류성이 효과성에, 지원이 조직 대응성 성과에, 그리고 전문성과 환류성이 만족도에 통계적으로 유의미한 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이외에도 공공기관의 성과결정요인에 대하여 기관장의 특성(강영걸, 1999), 조직문화(김태성·허찬영, 2013) 등 다양한 요인들이 제시되고 있다(김다경·엄태호, 2014). 즉, 개인적 차원 등 다양한 영향변수를 설정함으로 다차원적 개념인 조직성과에 대한 실증분석을 추구한 것이다.

한편 조직역량과 조직성과에 대한 선행연구들 역시 다양한 역량요인이 성과에 미치는 영향을 분석한다. 예컨대 조직의 혁신역량을 내부 혁신역량과 외부 혁신역량으로 구분하여 기업 수입과의 관계를 검증하거나(Sher & Yang, 2005), 인적자원관리 역량이 이직률, 효율성, 수익성 측면에서 조직에 긍정적 영향을 끼칠 수 있는 점(Bremser & Barsky, 2004) 등 다양한 관점에서 분석이 실시되었다. 김다경·엄태호(2014)의 경우 기관장의 관리역량이 조직성과로 설정한 조직 효과성, 조직 대응성, 조직 효율성에 미치는 영향을 공기업과 준정부기관을 대상으로 분석하였다. 분석 결과 기관장의 재직기간 변수는 조직 효과성에, 정부부처 대응성이 조직 대응성

에, 그리고 내부승진이 조직 효율성에 통계적으로 유의미한 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 관리안정성의 경우 효과성과 효율성에 부의 영향을 주었는데 이는 기관장의 위험회피 경향으로 인한 변화의 거부와 관계되어 있을 것으로 예측된다. 남창우·이명숙(2008)은 공공부문의 BSC 수용성 및 조직성과 영향요인을 분석하였다. 조직성과에 정의 영향을 주는 요인으로 교육, 직무충실, 수행능력, 지표구성이 나타나 성과관리에 있어 조직구성원의 개인적 직무충실과 수행능력 등이 중요함을 나타내고 있다. 상기한 선행연구들을 검토함으로 조직역량은 부분적으로 조직성과에 영향을 끼치는 것으로 가정할 수 있다.

〈표 1〉 조직성과 및 조직역량 선행연구

연구자	연구 내용
강영걸(1999)	내부승진에 의한 기관장이 해당기관에 대한 이해도가 낮은 외부 채용자에 비하여 수익성 등 계량점수가 더 높아 조직성과에 기여
박천오 외(2001)	조직성과로서 여성 공무원의 잠재적 생산성을 설정하여 직무만족, 조직몰입, 직무동기, 조직시민행동, 업무스트레스, 심리적 탈진 등의 요인들로 분석 실시
박석희(2006)	공공부문 성과관리로 도입된 경영평가가 조직역량 개선에 미친 효과를 실증분석
왕태규(2007)	직무만족, 조직시민행동, 공공서비스동기, 리더십 등의 변수로 서울시 종합사회복지관 조직성과 실증분석
남창우·이명숙 (2008)	공공부문의 BSC수용성과 조직성과의 영향요인을 조직구성원 인식을 중심으로 실증분석
김태성·허찬영 (2013)	경쟁가치모형을 적용하여 국내 12개의 공기업을 대상으로 조직문화유형 지각이 조직유효성에 미치는 영향을 실증분석
윤중배(2013)	지방공기업의 조직환경이 성과에 미치는 영향 분석을 위하여 조직환경(내부환경, 외부환경)과 성과(효과성, 대응성, 만족도) 간의 인과관계를 실증분석
김다경·엄태호 (2014)	공기업, 준정부기관 기관장의 업무역량, 외부환경 관리역량, 리더십 역량 등 관리역량이 주요 사업성과에 미치는 영향 실증분석
Brewer & Seldon (2000)	조직문화, 인적자본과 능력, NPR(National Performance Review)에 대한 지원, 리더십과 감독, 형식주의, 직무구조, 직무동기, 공공서비스동기, 개인성과를 통하여 미국연방기관 조직성과 측정
Bremser & Barsky (2004)	이직률, 효율성, 수익성 측면에 대하여 인적자원관리 역량이 긍정적 영향을 미치는 것을 실증분석
Sher & Yang (2005)	조직의 혁신역량을 내부 혁신역량과 외부 혁신역량으로 구분하여 기업 수입과의 관계를 검증

반면 박석희(2006)는 앞선 선행연구와는 달리 공공부문의 성과관리로서 도입된 경영평가가 조직역량의 개선에 미친 효과를 실질적으로 분석하였다. 분석결과 경영평가제도 도입 및 개선 이후 관리업무비율, 인건비비율, 금융비용률, 인원증감률 등이 감소하여 전반적으로 조직역량이 증가된 것으로 나타나 성과관리가 이루어지는 조직의 조직역량이 높아지는 것으로 분석되었다. 이처럼 다양한 변수들과 연구방법이 조직성과와 조직역량 연구에 활용되고 있다. 본 연구는 조직환경 요인을 통하여 연구대상으로 삼는 문화재청 조직원의 조직역량을 선행연구를 검토하여 설정하고 조직성과에 대한 실증분석을 실시한다.

3. 문화재청 조직 운영의 특성

문화재청의 조직 운영에 있어 가장 큰 특징은 문화재와 관련된 전문성을 제고하기 위하여 문화재위원회를 설치, 정책과 관련된 자문 사항 조사와 심의를 수행케 한다는 점이다(채경진 외, 2016). 1962년 「문화재보호법」 제정 당시 설치된 문화재위원회는[1] 문화재의 보존, 관리 및 활용에 관한 사항을 조사심의하기 위하여 설치하도록 규정된 기구이다. 이후 문화재청이 요구받는 시대적 수요에 따라 문화재위원회 역시 운영상의 변천이 있었지만 문화재청의 정책 결정에 관여 비중이 큰 자문위원회[2]라는 점은 변하지 않았다. 실정법상 자문위원회는 전문성을 갖춰 자문에 응하기 위하여 설치되는 조직이지만 문화재위원회는 문화재라는 대상의 자문에 있어 정책 결정에 큰 관여 비중을 보인다는 점에서 타 자문위원회와 차별성을 갖는다. 「문화재보호법」제8조에 의거하여 문화재위원회는 대부분의 문화재 정책에 대한 조사와 심의를 실시하며, 위원회의 결정이 정책 결정을 구속하는 것은 아니지만 현실적으로 문화재위원회 결정에 반해지는 정책 결정이 나타나는 경우는 거의 없다(채경진 외, 2016). 더불어 문화재위원회는 비상근 전문위원을 통하여 심의사항에 관한 자료수집·조사 및 연구 등의 업무를 수행할 수 있도록 「문화재보호법」에 규정하고 있는데 200명 이내의 비상근 전문위원을 둘 수 있도록 규정[3]함으로 비교적 소규모로 운영되는 타 위원회의 전문위원 대비 많은 전문위원을 운영하고 있는

1) 「문화재보존위원회규정」은 1962년 3월 27일 「문화재위원회규정」이 제정·공표됨에 따라 폐지되게 되었다(채경진 외, 2016).
2) 자문위원회란 「행정기관 소속 위원회의 설치·운영에 관한 법률」 제5조에 의거, 행정위원회를 제외한 위원회로서 '업무의 내용이 전문적 지식이나 경험이 있는 사람의 의견을 들어 결정할 필요가 있거나 업무의 성질상 특히 신중한 절차를 거쳐 처리할 필요가 있을 때' 설치 가능한 것으로 명시되고 있다(국가법령정보센터, 2019).
3) 「문화재위원회 규정」제11조.

것으로 나타난다.

이러한 특성은 문화재위원회가 단순한 자문위원회가 아닌 정책결정기구로서 오인 받게 하지만 「문화재보호법」과 역사를 같이하는 과정에서 우리나라의 문화재 보호와 문화재 행정에 정당성을 부여했다는 점에서 문화재위원회는 문화재 정책에 기여한 바가 크다. 1962년 대비 2015년 문화재위원회 심의 건수가 약 6.5배 증가한 것은 문화재 정책에서의 문화재위원회의 전문성을 입증하는 사례로 볼 수 있다.

〈표 2〉 문화재위원회 연대별 심의 건수 변화 추이

구분	1962	1971	1981	1991	2001	2011	2015
심의건(건)	287	342	507	497	2,067	1,659	1,866

출처: 채경진 외(2016), 「문화재위원회 체계적 운영 연구」.

따라서 문화재위원회의 역량은 문화재청의 조직성과에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 문화재청의 조직 운영에 있어서 다른 정부부처와는 다소 차별되는 형태를 갖추고 있는 문화재위원회의 역량을 조직성과에 영향을 미치는 요인으로 고려하고자 한다.

Ⅲ. 연구 설계

1. 연구모형의 설정

본 연구는 문화재청의 조직성과에 대하여 조직환경 관점에서의 조직역량과 문화재청 조직원의 전문역량을 바탕으로 분석을 실시하고자 한다. 종속변수는 문화재청의 조직성과로 설정하였는데, 특히 선행연구를 바탕으로 다음과 같은 요인들을 문화재청의 조직성과로 측정하고자 한다.

첫째, 조직효율성 측면이다. 조직효율성과 조직효과성은 개념과 범위가 명확하지 않아 효율성이 효과성과 능률성의 통합 개념으로 활용되기도 하고, 효율성과 효과성을 통합하여 생산성의 개념으로 활용되기도 한다(이창길·최성락, 2012; Robbins & Judge, 2011). 이처럼 조직효율성 개념은 다소 모호한 측면이 있지만, 사회경제학적 측면에서 일반적으로 효율성이 최적성(Pareto Optimality)에 의하여 측정되는 것(김상봉, 2004)을 가정한다면, 넓은 의미에서 효율성은 효과성과 능률성, 비용과

수익 개념이 모두 포함되는 개념으로 측정단위와 범위 역시 비교적 명확해지는 장점이 있다(이창길·최성락, 2012). 측정단위와 범위의 명확성은 다양한 조직목표가 상존하고 상황에 따라 상충되는 공공조직에 대하여 객관적인 지표로 적용될 수 있다는 점에서 의의가 있다. 특히 정부조직의 비효율성을 전제로 혁신 제도와 절차, 기능과 구조 개편을 강조하는 신공공관리 관점에서 조직효율성은 투입과 산출 비율을 강조하는 중요한 행정 가치로 간주되며(이창길·최성락, 2012). 결과적으로 조직효율성은 투입과 산출의 비율을 기준으로 측정된다(Hall, 2002). 이러한 관점에서 본 연구 역시 조직효율성에 대하여 투입과 산출의 관점에서 접근하고자 한다. 구체적으로 문화재청의 업무처리 정확도, 업무처리 단계 간결화, 사업 및 정책 성공에 필요한 인적·물적 자원 등의 효율적 관리 등 3개 변수를 문화재청 조직효율성 측정 지표로 설정하였다.

둘째, 조직효과성 측면이다. 조직효과성은 조직관리라는 실천적 차원뿐만 아니라 조직이론에서도 핵심적 주제로 제시되어왔지만(민진, 2003) 연구자들의 관점에 따라 조직 효과성이 매우 다양하게 제시되고 있어 아직까지 합의된 개념으로 도출되지는 못하고 있다. 선행연구에서 조직효과성은 목표달성개념관, 체제개념관, 이해관계개념관, 포괄적개념관, 기타 개념관 등으로 나타나고 있는데(민진, 2003). 본 연구는 여러 조직효과성의 개념적 정의 중 목표달성개념관을 중심으로 논의를 진행하고자 한다. 목표달성개념관은 A. Etzioni(1964)로부터 논의되어 온 관점으로, 조직효과성을 조직의 목표달성도로 측정한다. 따라서 조직효과성은 조직이 그 목표를 달성하는 정도를 의미한다. Daft & Steers(1986)는 역시 유사한 관점에서 조직효과성을 조직이 그 목표를 달성하는 정도로 정의하되 공식목표 보다 수익성, 생산성, 종업원 복지, 고객만족과 연관되는 운영목표로 설정하는 등 조직목표 달성도를 효과성 측정의 근거로 삼았다. 이상의 논의를 바탕으로 본 연구에서는 국내 문화재 정책을 총괄하는 기관으로서 문화재청의 조직효과성을 문화재청이 추구하는 궁극적 목표 달성, 시행 사업 및 정책에 대한 국민의 만족도, 시행 정책의 품질 향상 등 3개 변수로 설정하여 분석하고자 한다.

한편 독립변수인 문화재청 조직역량은 앞서 논의한 조직환경의 내·외부환경 요인으로 나누어 설정하였다. 외부환경 요인으로는 문화재청이 당면하는 정책추진환경과 정책참여환경을 고려하였다. 문화재청은 문화재라는 사회적 가치를 지닌 재화에 대하여 국내 정책을 총괄하는 기관이기 때문에 문화재와 관련된 외부환경 요인이 문화재청 조직역량에 영향을 끼칠 가능성을 가지게 된다. 예컨대 지난 2018년 5월 29일 문재인 대통령이 문화재 안내판에 대한 어려움을 지적한 이후 전국적으

로 실시된 문화재 안내판 정비 사례는(연합뉴스, 2018) 외부환경 요인이 정책추진 환경에 영향을 미친 대표적인 사례로 볼 수 있다. 다른 한편으로는 사회적으로 증가되고 있는 문화재에 대한 관심 역시 외부환경 요인 영향으로 고려할 수 있다. 문화재에 대한 사회적 관심을 엄밀하게 측정하기는 어렵지만 문화재 지정 현황을 통해 간접적으로 유추해볼 수 있다. 아래 〈표 3〉은 2013년부터 2017년까지 연도별 문화재 지정 현황으로, 연도마다 차이는 있지만 지속적으로 문화재 지정이 이뤄지고 있다는 점에서 문화재의 가치가 지속적으로 공유되고 확장되고 있음을 가정할 수 있다. 문화재 가치의 공유와 확장은 결과적으로 문화재에 대한 다양한 이해관계 집단으로 표출되어 문화재청 외부환경으로 영향을 미칠 가능성을 내포한다.

〈표 3〉 연도별 문화재 지정 현황

(단위: 건)

구분	2013	2014	2015	2016	2017
국보	0	0	4	1	3
보물	17	42	36	58	48
사적	2	3	3	4	5
명승	17	3	0	0	1
천연기념물	6	1	1	1	1
국가무형문화재	3	1	2	1	3
국가민속문화재	2	6	2	5	4
등록문화재	59	64	8	17	43
계	106	120	56	87	108

출처: 문화재청(2018).

상기한 논의를 바탕으로 본 연구는 문화재청과 관련된 외부환경 요인을 반영하여 다음과 같은 조직역량을 측정한다. 첫째, 조직환경역량으로서 문화재청이 정책을 추진함에 있어 외부환경인 대통령, 국회, 국민들로부터 얻는 지지 등 정책추진 환경 역량 대한 인식을 측정한다. 둘째, 환경대응역량으로 국민 등 다양한 이해관계자의 참여와 더불어 외부 환경변화에 따른 새로운 시각과 외부기관 협력관계 등 대응역량 측면에 대하여 조직원들의 인식을 측정한다. 셋째, 전문성을 보유한 외부집단인 문화재위원회의 전문역량에 대한 문화재청 조직원들의 인식을 측정한다. 앞서 언급한바와 같이, 동 위원회는 국내 문화재 관리에서 중요한 조사·심의 기능을

수행하는 행정위원회로서, 문화재위원회의 전문성 수준 및 의사결정 방식이 문화재청의 조직역량과도 연계될 수밖에 없다는 점을 고려하여 외부환경 조직역량 요인으로서 문화재청 조직원들의 인식을 측정한다.

내부환경 요인은 선행연구를 바탕으로 먼저 전문성 역량을 검토한다. 전문성은 복잡하게 분화된 현대사회에서 문제해결능력과 협업을 높이는데 직접적인 영향을 미치는 요인으로 제시되고 있으므로(윤건·김철우, 2016) 문화재청 조직원들의 역량을 측정하기 위한 내부환경 요인으로서 전문 역량을 고려할 필요가 있다. 다음으로 관리역량 중 자원관리 역량에 대한 내부환경 요인을 검토한다. 관리역량은 재무관리, 인적자원관리, 자본관리, 정보기술관리 등(김다경·엄태호, 2014) 다양하게 제시되지만 본 연구에서는 문화재청의 업무특성을 고려하여 정책 목표 달성을 위한 재원관리와 인적자원관리를 중심으로 조직원들의 조직역량 인식을 검토하고자 한다. 이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 내부환경 요인에 대하여 다음과 같은 조직역량을 측정한다. 첫째, 문화재청 조직구성원의 전문성 역량을 관련 업무분야 지식, 관련 업무 경험, 문제해결능력 등의 변수를 통하여 측정한다. 둘째, 자원관리 역량에 대하여 문화재청 정책 실현에 필요한 재원과 인적자원 역량이 충분한지 조직원의 인식을 통하여 측정한다. 이상의 논의들을 바탕으로 본 연구에 활용될 조직역량 측정변수 및 조직성과 측정변수는 다음 〈표 4〉와 같이 정리된다.

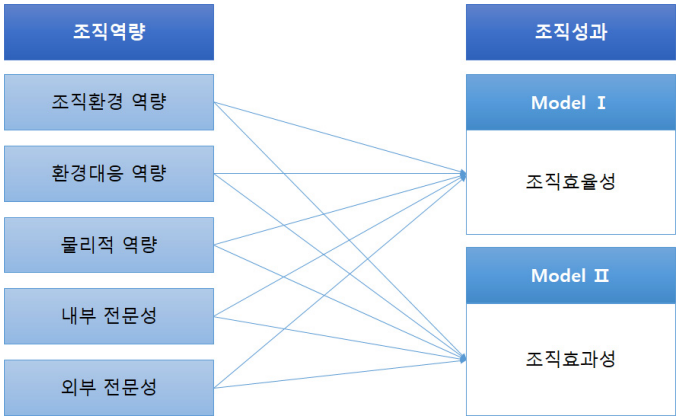
〈표 4〉 종속변수 및 독립변수와 측정문항

변수	변수명	문항
조직 환경 역량	C01	문화재청에서 수행하는 사업은 대통령의 지지를 얻고 있다.
	C02	문화재청에서 수행하는 사업은 국회의 지지를 얻고 있다.
	C03	문화재청에서 수행하는 사업은 국민들의 지지를 얻고 있다.
환경대응 역량	C05	문화재청은 국민 등 다양한 이해관계자의 참여를 통해 정책을 입안한다.
	C06	문화재청은 환경변화에 따라 새로운 시각에서 문제를 접근하고 창의적 대안을 제시한다.
	C07	우리 조직은 정책수립 및 집행과 관련하여 외부 기관들과의 협력관계가 구축되어 있다.
자원관리 역량	C09	우리 조직은 정책을 실현하는데 있어 필요한 재원이 충분하다.
	C10	우리 조직은 정책을 실현하는데 있어 필요한 인력이 충분하다.
내부 전문성 (조직구성원 역량)	C15	우리 조직의 직원들은 관련 분야 업무에 대한 충분한 지식을 갖고 있다.
	C16	우리 조직의 직원들은 관련 업무에 대한 경험이 풍부하다.
	C17	우리 조직의 직원들은 새로운 문제가 발생하였을 때 문제해결능력이 뛰어나다.

변수		변수명	문항
외부 전문성 (문화재위원회 역량)		E14	위원회 심의 결과는 신뢰할 만하다
		E16	문화재위원회의 전문지식과 자문은 정책과정에 있어서 유용하다.
		E17	문화재위원회는 이해집단 간 이해와 갈등의 조정하는데 유용하다.
		E18	문화재위원회는 문제해결을 위한 합리적 대안을 제시한다.
조직 성과	조직 효율성	C21	문화재청의 업무처리 정확도는 높아지고 있다.
		C22	문화재청의 업무처리 단계는 점차 간결해지고 있다.
		C23	우리 조직은 사업 및 정책 성공에 필요한 인적·물적 자원 등을 효율적으로 관리한다.
	조직 효과성	C24	문화재청이 추구하는 궁극적인 목표를 달성하고 있다.
		C25	문화재청에서 시행하는 사업 및 정책에 대해 국민들의 만족도가 높아지고 있다.
		C26	문화재청에서 시행하는 정책의 품질은 점차 향상되고 있다.

이상에서 설정된 변수들을 바탕으로 다음과 같이 종속변수에 따라 모형1과 모형2로 구분하여 실증분석을 수행하였다.

〈그림 1〉 연구 모형



2. 자료수집

본 연구에서의 분석단위는 중앙부처 중 우리나라 문화재 행정을 총괄하고 있는 중앙부처인 문화재청을 대상으로 하였다. 표본은 문화재청 본청 공무원을 대상으로 무작위 추출방식(Random Sampling)으로 선정되었으며, 전문조사원이 직접 방문하

여 면대면 조사방식으로 진행되었다. 설문조사는 2016년 9월 29일에 실시되었으며 총 92명의 공무원이 응답하였다. 설문은 7점 척도(1점: 매우 부정 - 7점: 매우 긍정)로 설계되었고, 분석은 SPSS 22.0 프로그램을 사용하였다.

〈표 5〉 설문응답자의 특성

구분		사례수	비율(%)
전체		92	100.0
근무부서(국)	기획조정관	31	33.7
	문화재정책국	32	34.7
	문화재보존국	7	7.7
	문화재활용국	21	22.8
성별	남성	60	65.2
	여성	32	34.8
연령	20대	11	12.0
	30대	27	29.3
	40대	40	43.5
	50대 이상	14	15.2
학력	대졸 이하	68	73.9
	대학원 석사 이상	20	25.0
근무연한	5년 미만	29	31.5
	6년 이상-10년 미만	19	20.7
	10년 이상-15년 미만	26	28.3
	15년 이상	18	19.6
직급	4급	7	7.6
	5급	17	18.5
	6급	34	37.0
	7-9급	22	23.9
직렬	일반행정직	47	51.1
	학예직	7	7.6
	기술직	16	17.4
	전문계약직	2	2.2

주: 무응답은 제외한 수치

설문응답자의 특성을 살펴보면, 근무부서의 경우 문화재정책국이 34.7%로 가장 많았고, 기획조정관 33.7%, 문화재활용국 22.8%, 문화재보존국 7.7%로 나타났다. 문화재보존국의 경우 외근 업무가 많은데 조사 당시에도 이러한 특성이 반영되어 나타난 결과로 볼 수 있다.

응답자의 성별은 남성이 65.2%로 여성 34.8%보다 많았고, 연령은 40대가 43.5%를 차지했다. 근무연한은 5년 미만이 31.5%로 가장 많았고, 10년 이상-15년 미만이 28.3%, 6년 이상-10년 미만이 20.7%, 15년 이상이 19.6%의 순으로 나타났다. 직급은 6급이 37%로 가장 많았고, 7-9급이 23.9%, 5급이 18.5%, 4급이 7.6%였고, 직렬은 일반행정직이 51.1%로 과반이었다.

Ⅳ. 분석결과 및 논의

1. 측정변수의 신뢰성 및 타당성 검토

측정변수의 신뢰도를 살펴보기 위해 크론바하 값을 구하였다. 분석 결과, 신뢰도 계수(Cronbach's alpha)가 모두 .7을 상회하여 측정변수의 신뢰도는 충분히 확보된 것으로 나타났다.

〈표 6〉 신뢰도 분석 결과

잠재변수	문항 수	Cronbach's α
조직환경 역량	3	0.773
환경대응 역량	3	0.837
자원관리 역량	2	0.788
내부 전문성	3	0.928
외부 전문성	4	0.883
조직효율성	3	0.804
조직효과성	3	0.928

본 연구에서는 변수들의 구성개념 타당성 검증을 위해서 요인분석을 실시하였다. 요인분석 시 주성분분석을 활용하여 요인을 추출하였으며 각 변수 공유치(Communality) 0.5 이상, 고유값(Eigen Value) 1 이상의 요인만을 선정하였다. 요

인적재치(Factor Loading)는 0.5를 기준으로 유의성을 판단하였다. 요인행렬 회전은 다중공선성 문제 방지를 위하여 베리멕스 회전방식을 사용하였다.

분석결과 변수 간 상관관계를 설명하는 KMO(Kiser-Meyer-Olkin)값은 모형1과 모형2 각각 .838과 .841로 높게 나타났으며 요인분석 적합성 여부를 나타내는 Bartlett 카이제곱은 모형1과 모형2 모두 항목들이 동일하다는 귀무가설은 기각되는 것으로 나타났다.[4)]

한편, 모형1과 모형2에 대한 요인분석결과 각 요인에 대하여 문항들이 0.5 이상의 요인적재치를 보이는 것으로 나타났다(〈부록 1〉)

2. 기술통계분석

측정변수의 기술통계분석 결과는 다음과 같다. 가장 높은 평균을 보인 문항은 조직성과에서 조직효율성의 '높은 업무 처리 정확도'(평균 4.92점)이며 다음으로 조직효과성의 '정책 품질의 향상 정도'(평균 4.78점)인 것으로 나타났다. 이어서 조직구성원 역량의 '충분한 지식 보유'(평균 4.72점)도 평균점수가 상대적으로 높게 나타났다. 이와 같은 결과는 문화재청 조직 구성원들이 문화재 행정 전문가로서의 자신감을 가지고 있는 것으로 볼 수 있다. 한편 가장 낮은 평균은 모두 자원관리 역량 변수로 '인력의 충분성'(평균 2.90점)과 '재원의 충분성'(평균 3.07점)으로 나타나 문화재청 조직원들은 조직의 자원관리 역량에 대하여 만족도나 낮은 것으로 나타났다. 이외의 변수들은 평균적으로 4점 이상으로 나타나 문화재청 조직역량에 대하여 조직원들의 인식이 전반적으로 높은 수준임을 나타냈다.

4) 〈KMO, Bartlett 검정 결과〉

모형1	KMO 측도		.838
	Bartlett 검정	카이제곱 값	1086.767
		자유도(DF)	153
		유의확률	.000
모형2	KMO 측도		.841
	Bartlett 검정	카이제곱 값	1201.374
		자유도(DF)	153
		유의확률	.000

〈표 7〉 측정변수의 평균값

잠재변수	변수명		평균	표준편차
조직환경 역량	C01	대통령의 지지	4.54	1.30
	C02	국회의 지지	4.25	1.20
	C03	국민의 지지	4.42	1.38
환경대응 역량	C05	국민참여형 정책 입안	4.64	1.13
	C06	창의적 시각의 정책 접근	4.23	1.12
	C07	타 기관들과의 협력관계 구축	4.71	1.22
자원관리 역량	C09	재원의 충분성	3.07	1.36
	C10	인력의 충분성	2.90	1.28
내부 전문성	C15	충분한 지식 보유	4.72	1.16
	C16	업무 경험의 풍부함	4.64	1.21
	C17	뛰어난 문제해결능력	4.63	1.12
외부 전문성	E14	심의 결과의 신뢰성	4.69	0.98
	E16	정책과정에의 유용성	4.70	1.11
	E17	이해집단간 갈등 조정의 유용성	4.46	1.09
	E18	문제해결을 위한 합리적 대안 제시	4.27	1.13
조직효율성	C21	높은 업무 처리 정확도	4.92	1.14
	C22	업무처리 단계의 간결함	4.29	1.41
	C23	인적·물적 자원의 효율적 관리	4.22	1.12
조직효과성	C24	조직의 궁극적 목표 달성 정도	4.51	1.10
	C25	국민 만족도 향상 정도	4.49	1.15
	C26	정책 품질의 향상 정도	4.78	1.18

한편 연구 변수들에 대하여 성별, 연령, 근무연한에 대한 집단 간 평균 비교를 t-test를 통하여 실행한 결과는 다음 〈표 8〉과 같다. 독립변수에서 성별, 연령, 근무연한에 대하여 통계적으로 유의미한 평균 차이를 보인 것은 조직환경역량으로 나타났다. 자원관리 역량은 성별, 조직성과는 성별과 근무연한에 대해서만 통계적으로 유의미한 평균 차이가 나타났다. 환경대응역량과 조직구성원 역량, 그리고 문화재위원회 역량은 통계적으로 유의미한 평균 차이가 없는 것으로 나타났다. 종속변수인 조직효율성은 성별과 연령, 조직효과성은 성별과 근무연한에 대하여 통계적으로 유의미한 평균차이를 보이고 있었다.

〈표 8〉 집단간 평균차이 비교

구분	성별		연령		근무연한	
	남 (60)	여 (32)	30대 이하 (38)	40대 이상 (54)	9년 이하 (48)	10년 이상 (44)
조직환경역량	4.49*	4.05*	4.00**	4.57**	4.10**	4.60**
환경대응역량	4.64	4.30	4.32	4.67	4.42	4.64
자원관리 역량	2.77**	3.39**	2.88	3.06	3.00	2.97
내부 전문성	4.73	4.54	4.54	4.75	4.67	4.66
외부 전문성	4.62	4.36	4.34	4.66	4.40	4.66
조직효율성	4.68**	4.10**	4.24*	4.65*	4.31	4.66
조직효과성	4.74*	4.32*	4.39	4.74	4.40*	4.80*

*p〈0.1, **p〈0.05, ***p〈0.01

3. 인과모형 검증

본 연구는 조직성과에 대한 조직환경과 관련된 조직역량의 관계를 실증분석하기 위하여 회귀 분석을 실시하였다. 이때 조직성과는 조직효율성과 조직효과성으로 구분하여 분석을 수행하였다.

우선 〈표 9〉는 모형1인 조직효율성에 대한 회귀분석 결과이다. 모형의 설명력은 0.567(ad R^2: 541)로 종속변수에 대한 독립변수의 설명력이 높은 수준이었으나, 다음의 조직효과성 분석결과 보다는 상대적으로 낮게 나타났다. 분석결과에 따르면, 조직효율성에서는 환경대응역량과 조직구성원 역량이 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 조직구성원 역량(β=.379)은 영향력이 가장 높았으며, 환경대응역량(β=.257)도 상대적으로 높은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 조직환경역량과 문화재위원회 역량은 조직효율성에는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 확인되었다.

다음으로 〈표 10〉은 모형2인 조직효과성에 대한 회귀분석 결과이다. 연구모형 설명력은 0.661(ad R^2: 642)로 나타나 종속변수에 대한 독립변수의 설명력이 상대적으로 높게 나타났다. 분석결과에 따르면, 조직효과성에서는 자원관리 역량을 제외하고 모든 변수가 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 조직구성원 역량과 환경대응역량은 조직효과성뿐 아니라 조직효율성을 증가시키는데도 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 조직효율성과는 다르게 문화재위

원회 역량이 조직효과성에는 통계적으로 유의미한 정(+) 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 결과 값을 살펴보면, 조직구성원 역량(β=.340)의 영향력이 가장 큰 것으로 파악되었으며, 다음으로 환경대응역량(β=.306), 문화재위원회 역량(β=.215), 조직환경역량(β=.168) 순으로 파악되었다.

〈표 9〉 회귀분석 결과(Model Ⅰ: 조직효율성)

구분	표준계수		다중공선성
	β	t	VIF
조직환경 역량	0.120	1.241	1.856
환경대응 역량	0.257**	2.499	2.101
자원관리 역량	0.082	1.108	1.082
내부 전문성 (조직구성원 역량)	0.379***	4.059	1.733
외부 전문성 (문화재위원회 역량)	0.149	1.657	1.596
R^2 (수정된 R^2)	0.567 (0.541)		
F	22.484***		
Durbin-Watson	1.872		

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

〈표 10〉 회귀분석 결과(Model Ⅱ: 조직효과성)

구분	표준계수		다중공선성
	β	t	VIF
조직환경 역량	0.168**	1.966	1.856
환경대응 역량	0.306***	3.365	2.101
자원관리 역량	-0.050	-0.772	1.082
내부 전문성 (조직구성원 역량)	0.340***	4.120	1.733
외부 전문성 (문화재위원회 역량)	0.215***	2.710	1.596
R^2 (수정된 R^2)	0.661 (0.642)		
F	33.593***		
Durbin-Watson	2.203		

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

4. 논의

본 연구의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 문화재청의 조직성과에 있어 내부환경 요인 중 조직구성원의 역량이 가장 유의미한 변수로 나타났다. 이러한 결과는 기술통계분석에서 조직구성원 역량이 높은 평균값을 보인 것과 동일한 결과이다. 즉, 문화재 보존 및 관리라는 특수한 업무를 수행하는 문화재청 조직원들은 문화재 정책 및 행정에 대한 역량을 매우 긍정적으로 판단하고 있으며, 이러한 인식은 문화재청 조직성과에 정(+)의 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다. 또한 문화재청 관료들은 문화재와 관련한 특수한 업무를 수행하기 위해 전문역량이 필요하다고 인식하는 것으로도 볼 수 있다. 이와 같은 결과는 향후 문화재청 조직성과를 위한 내부 조직원의 지속적인 역량관리의 필요성을 의미하며 인적자원관리와 조직성과 간 긍정적 영향이 도출된 선행연구와 유사한 결과라고 할 수 있다.

둘째, 외부환경 요인 중 환경대응역량은 조직성과에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환경대응역량은 문화재에 대한 사회적 관심과 관련된 외부환경 요인이다. 따라서 환경대응역량이 조직성과에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타난 것은 문화재의 가치가 지속적으로 공유·확장됨으로써 나타나는 이해관계에 대한 대응 필요성을 인식하고 있다는 것으로 해석된다. 흥미로운 점은 문화재청에 대한 외부환경의 지지요인들로 구성된 조직환경역량은 $p<0.05$ 수준에서 통계적 유의성이 나타나지 않은 반면에, 외부환경 요인에 대응하는 차원의 환경대응역량은 $p<0.01$ 수준에서의 통계적 유의성이 나타났다는 점이다. 이와 같은 결과는 문화재가 갖는 가치가 사회적으로 공유되고 있지만 동시에 문화재 정책이 가지는 강한 규제적 성격으로 인하여 문화재청 조직 구성원이 지지보다 대응적 측면에서의 조직역량을 중요시한다고 조심스럽게 가정할 수 있다. 즉, 현재의 문화재 정책이 「문화재보호법」 상 보존을 위한 규제적 성격과 문화재 향유를 위한 활용이 동시에 나타나는 상황에서 특정 외부 이해관계집단의 지지를 유도하기보다는 이해관계집단으로 인하여 발생되는 갈등에 대한 조직차원의 대응력을 조직성과의 중요한 요인으로 판단하는 것이다. 예를들어 장현주(2008)는 문화재관람료 징수 갈등 사례에 대하여 제도적 모호함과 더불어 환경적 원인으로서 배제된 이해관계자 간 상이한 인식 차이를 지적하였는데 이와 같은 연구 결과는 문화재청 조직원들의 대응역량에 대한 인식을 지지하는 결과로 판단할 수 있다.

셋째, 문화재위원회 역량은 조직효과성에는 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향력을 미쳤으나, 조직효율성에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 조직

효과성 차원에서는 문화재위원회 역량이 외부 전문가 집단의 역량을 바탕으로 실제 정책에서의 갈등을 조정하고 합리적 대안을 추구한다는 점에서 외부환경에 대한 대응차원의 일환으로 해석할 수 있다. 하지만 조직효율성에 있어서 문화재위원회 역량이 통계적으로 유의미한 영향력이 나타나지 않은 것은 문화재위원회를 통해 심의되는 안건이 많기 때문에 업무처리가 다소 늦어진다는 점에서 발생되는 결과로 보인다. 앞서 논의한 문화재청 조직운영의 특성에서 제시된 바와 같이, 문화재위원회 설립 초기인 1962년에는 심의 건수가 287건으로 1개 분과 당 평균 96개 정도의 안건을 처리하였으나, 2015말에는 총 심의 건수가 1,866건으로 1개 분과 당 평균 207건 정도의 심의 안건을 처리한 것으로 집계되어 위원회 설립초기 대비 약 6.5배 정도, 1개 분과 당 처리 안건은 약 2.2배 정도 증가한 것으로 나타났다(채경진 외, 2016). 특히 민원 허가를 다루는 분과의 경우 이에 대한 안건이 위원회의 중요 안건인 문화재 지정보다 많아 충분한 회의 시간을 확보하기 어렵고 심도 있는 논의가 어려운 경우가 발생하는 것으로 나타났다. 이처럼 문화재위원회의 운영이 전문성 있는 판단을 통해 조직효과성을 제고시키는데 도움이 되지만, 오히려 과다한 안건처리는 문화재청의 조직효율성에 기여하지 못하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 문화재위원회를 효율적으로 운영할 수 있는 방안이 필요할 것으로 판단된다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 조직역량이 조직성과에 미치는 영향을 분석하기 위해 문화재청 공무원을 대상으로 수행한 설문결과를 토대로 회귀분석을 실시하였다. 문화재청은 문화재라는 특수한 업무를 수행한다는 점에서 조직성과를 증대시키기 위해 어떠한 역량이 요구되며, 이러한 역량을 증진시키기 위한 방안이 무엇인지에 대하여 제시하였다. 분석결과에 따르면, 조직구성원 역량과 환경대응역량은 조직효과성과 조직효율성에 모두 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 문화재청 업무에서 특수한 성격을 갖는 문화재위원회 역량은 조직효과성에는 정(+)의 영향을 미쳤으나, 조직효율성에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 바탕으로 문화재청의 조직성과 제고를 위한 정책적 제언을 제시하면 다음과 같다. 우선, 조직구성원의 전문역량을 제고시키기 위한 방안이 필요하다. 본 연구결과에서 조직구성원 역량은 조직효과성과 조직효율성을 증진시키

는데 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 교육훈련을 통한 조직구성원의 전문역량을 증진시킬 필요가 있다. 문화재 관련 업무는 고도의 전문성을 요구하기 때문에 체계화된 교육훈련이 필요하다. 하지만 현재 문화재청 공무원의 경우 문화재청 소속의 전문교육훈련기관이 부재한 상태이기 때문에 신규 및 승진공무원을 대상으로 한 기본교육이 실시되지 못하고 있는 실정이다. 주로 한국전통문화대학교 소속의 전통문화교육원에서 문화재청 공무원을 대상으로 직무교육을 담당하고 있으나, 전문교육훈련기관이 아니라는 점에서 운영상에 한계가 나타나고 있다. 따라서 문화재청 조직구성원의 전문역량을 강화시키기 위해 전문교육훈련기관 추진을 비롯하여 체계화된 교육을 제공하기 위해 적극 노력할 필요가 있다.

다음으로, 문화재위원회의 효율적 운영방안이 모색될 필요가 있다. 문화재위원회의 과도한 안건처리는 피로감과 집중력 저하로 인해 오히려 전문성을 떨어뜨릴 수 있으며, 심의·허가 안건의 경우 처리가 지연되면서 업무의 효율성이 낮아질 수 있다. 따라서 문화재위원회를 효율적으로 운영하기 위해 단기적으로는 심의 안건을 합리적으로 조정하여 위원회의 심의를 보다 충실하게 수행할 필요가 있다. 채경진 외(2016)의 연구에 따르면, 문화재위원회의 안건 비중이 높은 「문화재보호법」 35조 제1항 1호 및 2호[5]는 최근 3년간 위원회 전체 안건 중 62%를 차지할 정도로 비중이 높은 것으로 나타났다. 안건의 과다는 문화재 위원의 심도 있는 논의를 제약하는 요인으로 작용하기 때문에, 이 중 특히 안건 비중이 높은 「문화재보호법」제35조 1항 2호 사항에 대하여 담당자에 의한 직권처리를 더욱 확대하는 방안을 고려해볼 필요가 있다. 일본의 문화재분과회의 경우 도도부현 등 지방공공단체의 위원회의 협조가 형성되어 있고 선택과 집중에 따라 중요안건에 대해서 처리하고 있으며, 또한 문화청이 자체 처리하는 안건의 비율도 상당하기 때문에 회의횟수 및 안건처리 건수가 적다는 것을 참고해볼 필요가 있다.

---

5) 제35조(허가사항) ① 국가지정문화재(국가무형문화재는 제외한다. 이하 이 조에서 같다)에 대하여 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 행위를 하려는 자는 대통령령으로 정하는 바에 따라 문화재청장의 허가를 받아야 하며, 허가사항을 변경하려는 경우에도 문화재청장의 허가를 받아야 한다. 다만, 국가지정문화재 보호구역에 안내판 및 경고판을 설치하는 행위 등 대통령령으로 정하는 경미한 행위에 대해서는 특별자치시장, 특별자치도지사, 시장·군수 또는 구청장의 허가(변경허가를 포함한다)를 받아야 한다. 〈개정 2014.1.28., 2015.3.27.〉

1. 국가지정문화재(보호물·보호구역과 천연기념물 중 죽은 것을 포함한다)의 현상을 변경[천연기념물을 표본(標本)하거나 박제(剝製)하는 행위를 포함한다]하는 행위로서 대통령령으로 정하는 행위
2. 국가지정문화재(동산에 속하는 문화재는 제외한다)의 보존에 영향을 미칠 우려가 있는 행위로서 대통령령으로 정하는 행위

참고문헌

강영걸. (1999). “정부투자기관 기관장의 교체가 기관 경영성적에 미치는 영향에 관한 연구.” 「경제연구」, 17(1): 153-174.

김경묵·김상준. (2006). “고성과 인적자원관리가 성과에 미치는 영향: 시스템 도입 강도의 역할에 대한 탐색적 연구.” 「인사조직연구」, 14(3): 107-151.

김기태·조봉순. (2008). “인적자원관리와 조직 성과간의 관계에 관한 연구: 인적자원관리 성과로서 종업원 태도의 매개효과를 중심으로.” 「인사조직연구」, 16(1): 115-157.

김다경·엄태호. (2014). “기관장의 관리역량이 조직성과에 미치는 영향에 관한 연구: 공기업, 준정부기관을 대상으로.” 「한국행정학보」, 48(3): 295-321.

김상봉. (2004). “비용편익분석에 있어서 효율성과 형평성에 관한 논고: 형평성 적용에 관한 이론적 담색.” 「한국행정학회 하계학술대회 발표논문」.

김태성·허찬영. (2013). “공기업에서의 조직문화 유형 지각이 조직유효성에 미치는 영향.” 「대한경영학회지」, 26(7): 1771-1802.

문화재청. (2018). 통계로 보는 문화유산 2017.

민진. (2003). “조직 효과성에 관한 개념 정의의 분석 및 재개념화.” 「한국행정학보」, 37(2): 83-104.

박석희. (2006). “공공부문의 성과관리와 조직역량: 차단된 시계열설계를 통한 13개 공기업의 실증분석.” 「한국행정학보」, 40(3): 219-244.

박천오·강제상·권경득·김상묵. (2001). “한국 여성공무원의 잠재적 생산성에 관한 실증적 연구: 공무원의 인식을 중심으로.” 「한국정책학회보」, 10(3): 199-225.

안춘윤. (2008). 「지방공기업의 조직문화와 조직환경요인이 성과관리 효과성에 미치는 영향연구: 서울시 자치구 산하10개 시설관리공단을 대상으로」. 박사학위논문, 건국대학교.

왕태규. (2007). “조직성과의 영향요인에 관한 연구: 서울시 종합사회복지관을 중심으로.” 「한국조직학회보」, 4(1): 63-92.

오선희. (2015). “고성과 인적자원관리관행과 혁신적 조직문화, 조직성과 간의 관계에 대한 연구.” 「경영교육연구」, 30(2): 187-211.

윤건·김철우. (2016). “공무원 전문성이 조직성과에 미치는 영향: 협업역량의 매개효과를 중심으로.” 「한국정책학회 춘계학술발표논문집 2016권」.

윤중배. (2013). “조직환경이 성과에 미치는 영향 분석.” 「한국행정과 정책연구」, 11(1):

59-91.

이창길·최성락. (2012). "조직구조와 직무특성이 조직효율성에 미치는 영향: 수직적·수평적 의사소통의 매개효과를 중심으로." 「행정논총」, 50(2): 65-88.

이향수·이성훈. (2017). "조직성과에 대한 인식연구: 공공기관을 중심으로." 「디지털융복합연구」, 15(3): 47-54.

장현주. (2008). "공공갈등의 원인과 이해관계 분석: 문화재관람료 징수 갈등 사례를 중심으로." 「한국정책과학학회보」, 12(3): 29-54.

채경진·오현주·손지은·이은하·주상훈. (2016). 문화재위원회 체계적 운영 연구. 한국문화재정책연구원.

홍순욱·조근태. (2009). "조직역량과 조직성과: 한국과 미국 제조업 R&D 조직의 비교연구." 「기술혁신학회지」, 12(4): 740-767.

Bremser, W. G. & Barsky, N. (2004). "Utilizing the Balanced Scorecard for R&D Performance Measurement," *R&D Management*, 34(3): 229-238.

Brewer & Seldon. (2000). "Why Elephants Gallop; Assessing and Predicting Organizaional Performance in Federal Agencies." *Journal of Public Administration Research and Theory*. Vol.10.

Daft, R. L. & Steers, R. M. (1986). *Organizations: Micro/Macro Approach. Glenview*, IL: Scott, Foresman and Co.

Etzioni, Amitai. (1964). *Modern Organizations. Englewood Cliffs*, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.

Forehand, G. A. & Gilmer, V. H. (1964). "Environmental variation in studies of organizational behavior." *Psychological Bulletin*, 62(6): 361-382.

Hall, Richard H. (2002). *Organizations: Structure and Process. 8th ed., Englewood Cliffs*, NJ: Prentice-Hall, Inc.

Hood, Christopher & Jackson, Michael W. (1991). *Administrative Argument(Vol. 5)*. Aldershot: Dartmouth.

Likert, R. (1967). *The human organization: its management and values*. New York, NY, US: McGraw-Hill.

Robbins, P. Stephen & Judge, Timothy A. (2011). *Organizational Behaviour*. NJ: Prentice-Hall, Inc.

Sher, P. J. & Yang, P. Y. (2005). "The Effects of Innovative Capabilities and R&D Clustering on Firm Performance: The Evidence of Taiwan's Semiconductor

Industry." *Technovation*, 25(1):33-43.

Tomkins, Cyril. (1987). Achieving Economy, Efficiency and Effectiveness in the Public Sector. Kogan Page in association with the Institute of Chartered Accountants of Scotland.

Wolf, Patrick J. (1993). "A Case Survey of Bureaucratic Effectiveness in US Cabinet Agencies: Preliminary Results." *Journal of Public Administration Research and Theory*, 3(2): 161-181.

국가법령정보센터. (2019). http://www.law.go.kr

「연합뉴스」. (2018). 대통령도 지적한 문화재 안내판, 국민참여로 바꾼다. https://www.yna.co.kr/view/AKR20180627051700005?input=1195m

---

전인석(全寅碩): 주저자. 가톨릭대학교에서 정책학 석사학위를 받았으며 동대학원에서 박사과정을 수료했으며 2017년부터 현재까지 한국문화재정책연구원에서 연구원으로 재직 중이다(jisindol@gmail.com).

채경진(蔡慶珍): 공동저자. 2011년 가톨릭대학교에서 행정학 박사학위를 받았으며, 한국문화예술위원회를 거쳐 2015년부터 현재까지 한국문화재정책연구원 정책연구1팀장으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 문화유산 정책, 문화예술 정책, 정책평가이며, 주요 논문으로는 "문화영향평가(CIA) 지표의 인과관계 분석: 문화재 정책을 중심으로"(2017, 문화정책논총), "문화예술정책 분야 협업 수준 측정 및 분석"(2015, 한국정책학회보), "우리나라 문화행정연구의 경향 분석"(2013, 한국행정학보) 등 다수가 있다(iamchae@kchpi.or.kr).

손지은(孫芝恩): 공동저자. 2016년 서울대학교에서 정책학 박사를 받았으며 현재 지방공기업평가원 선임전문위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 정책평가, 규제정책, 성과관리 등이며 주요논문으로는 "Bounded rationality, blame avoidance, and political accountability(2019, PMR)", "공공부문 사회적 경제 활성화 정책의 감사방향에 대한 소고"(2019, 감사논집), "규제인식의 영향요인에 관한 연구: 기업특성을 중심으로"(2016, 한국행정학보) 등 다수가 있다(sjieun@erc.re.kr).

조일형(趙一衡): 교신저자. 2015년 성균관대학교 국정관리대학원에서 행정학 박사학위를 취득하고, 현재 한국문화재정책연구원의 정책연구2팀장으로 재직 중이다. 주요연구 관심분야는 정책평가, 안전관리, 문화유산 등이며 최근 논문으로는 "A Weighted Displacement Quotient model for understanding the impact of Crime Prevention through Environmental Design: Evidence from Seoul, South Korea(2018)", "역사문화환경 보호정책의 무형적 편익이 규제순응에 미치는 영향(2019)" 등이 있다(ihcho@kchpi.or.kr).

[부록 1] 측정변수의 타당성

〈측정변수의 타당성(Model Ⅰ)〉

변수	변수명	요인적재치					
		1	2	3	4	5	6
조직효율성	C21	.504					
	C22	.758					
	C23	.644					
외부 전문성	E14		.701				
	E16		.861				
	E17		.843				
	E18		.806				
내부 전문성	C15			.872			
	C16			.889			
	C17			.798			
환경대응 역량	C05				.663		
	C06				.790		
	C07				.818		
조직환경 역량	C01					.844	
	C02					.810	
	C03					.610	
자원관리 역량	C09						.897
	C10						.891

주: 7 반복에서 회전이 수렴

〈측정변수의 타당성(Model II)〉

변수	변수명	요인적재치					
		1	2	3	4	5	6
조직효과성	C24	.753					
	C25	.687					
	C26	.746					
외부 전문성	E14		.689				
	E16		.853				
	E17		.845				
	E18		.810				
내부 전문성	C15			.881			
	C16			.872			
	C17			.762			
환경대응 역량	C05				.727		
	C06				.681		
	C07				.760		
조직환경 역량	C01					.861	
	C02					.793	
	C03					.590	
자원관리 역량	C09						.902
	C10						.895

주: 6 반복에서 회전이 수렴

Journal of Governance Studies

Volume 14 Number 3 September 2019

Contents

An Analysis on the Effect of a Bid Ban of Large Enterprises to the Public Software Projects on a Wage of the Young People in the Software labor market
Seungyoon Lee & Byung In Lim ····· 1

The determinants of military spending: Focusing on democratic accountability and government stability
David Shin ····· 23

A Study on Determinants of Housing Affordability for Single-family Household
Seoyeun Jeong & Mi Namgung ····· 51

The Moderating Effect of Industrial Structure (Specialty and Diversity) on the Effect of Regional Centrality on Regional Economic Growth : Research area for metropolitan area, Busan and Ulsan cities
Min-gon Kim ····· 85

Study on the Effects of Local Environmental Characteristics on Perceived Health Status: Focusing on the Mediating Effect of Physical Activity
So Yeong Kim & Mi Namgung ····· 125

An examination of model borrowing for the analysis of education policy in Korea with specific reference to the application of the 'Kingdon Model'
Tae-Joong Gahng & Seungbae Kim ····· 151

An Analysis of the Factors that Affect the Sense of Happiness of Street-level Police Officers: A study on the Police Officers in S city
Haekyoung Lim, Taesoo Ha & Eunsoon Park ····· 177

Factors Affecting Fire Organizational Effectiveness in Disaster Response
Gyeongjin Kim & Gisung Chung & Gigeun Yang ····· 211

A Study of Determinants on Establishment of Local Government Funds
Ji Sook Yang & Sung Hwa Song ····· 235

The Impact of Organizational Competence on Organizational Performance: Focusing on the case of the Cultural Heritage Administration
Inseok Jeon & Kyungjin Chae & Jieun Son & Ilhyeong Cho ····· 261

Abstract

An Analysis on the Effect of a Bid Ban of Large Enterprises to the Public Software Projects on a Wage of the Young People in the Software labor market

Seungyoon Lee & Byung In Lim

This study investigates the effect of banning large enterprises' bid (hereafter, BLEB) to the public software projects by Article 24-2 in the software industry promotion law on the wage of young people in a software labor market, using difference-in-difference method with Young Panel(YP2007:2007~2017) data. Major empirical results are as follows: First, the BLEB regulation reduces the wage for software workers by 9.1% to that of information-communication -technology workers. Second, it has bigger negative impact on the young graduated from higher than bachelor's degree, i,e, shrinking their wage by 13.9%. Third, it has little effect on their wage from those lower than college degree. Considering these empirical results with previous works raises a question whether it is necessary to put in practice continuously or not. Fortunately, our government has accepted on-going criticism and then revised it partially. In other words, a large enterprise can bid for several areas of the public software projects, like Cloud·Big data-related sectors. Furthermore, software development projects or integrated business like smart cities or transportation information system is allowed to be in progress with a private fund, to construct services, and to run profitable businesses. In sum, we claim that the BLEB had better annul, and collaborations with both a large and a small companies should be preferred to plan and execute.

[Key words: Public software market, Bid Ban of Large Enterprises, Software Labor Market, Difference-in-difference]

The determinants of military spending: Focusing on democratic accountability and government stability

David Shin

It is important and meaningful to analyze and find out the determinants of military spending as it is externally sensitive government spending, unlike other spending items, and directly related to the security of the people. This article aims to enhance understanding of determinants of military spending by empirically analyzing the impact of the democratic accountability and governmental stability on spending for the military using a panel of 129 countries for the period 1984-2013. I use the pooled-OLS, random-effect, and fixed-effect estimations to deal with the potential endogeneity problem. The empirical estimation result shows that the democratic accountability and government stability has have a negative sign(-) and is a are significantly related with to military spending. In other words, the countries with a high level of the democratic accountability and government stability spend less on the military than countries with a low level of the democratic accountability and government stability. Also, the interaction term between democratic accountability and health spending is significantly related with to military spending. The empirical result implies that improved democratic accountability and governmental stability are perceived to be political constraints in the policy-making process by the state's leader and policy-makers, and the demands of the people are more likely to be reflected in the policy-making process, resulting in a decrease of military spending. This trend would be especially apparent in countries with a high demand for social spending.

[Key words: the policy determinants, government spending, military spending, democratic accountability, government stability]

A Study on Determinants of Housing Affordability for Single-family Household

Seoyeun Jeong & Mi Namgung

This study examines determinants of housing affordability for single-family household considering life cycle. We divided the respondents into three groups based on the household's age - early adulthood (between 20 and 39 years of age), middle adulthood (between 40 and 64 years of age), and late adulthood (over 65 years of age). We analyzed the 「2017 Korea Welfare Panel Study」 and employed a multiple regression analysis. The empirical analysis shows that there are considerable differences in the determinants of housing affordability among different age groups. Economic characteristics are important determinants of housing affordability for early adulthood. Residential environment is an important determinant in late adulthood.

[Key words: Housing Affordability, Single-family Household, Life Cycle]

The Moderating Effect of Industrial Structure (Specialty and Diversity) on the Effect of Regional Centrality on Regional Economic Growth : Research area for metropolitan area, Busan and Ulsan cities

Min-gon Kim

The purpose of this study was to investigate the moderating effect of the change of regional industrial structure, industrial specialization and industrial diversity on the economic growth of the central city.

For this purpose, using the data from 1995 to 2015 in regions metropolitan area and the Busan and Ulsan areas the dependent variable used GRDP per capita and wholesale and retail sales. The independent variable yielded net commuter traffic in the surrounding area towards the central city. In addition, industry specialization and diversity used the number of employees in cities to calculate the Huffin Index (HHI) and specialization.

As a result of analysis, industrial specialization showed positive influences effect only in the metropolitan area, and industrial diversity showed negative influences effect in both the metropolitan area and the Busan and Ulsan areas.

Therefore, in the promotion of economic growth policies in the metropolitan area, the relationship between regional centrality and regional economic growth is considered. In addition, a new approach to understanding the characteristics of the industrial structure of the central city is required.

[Key words: Region-centrism, industrial specialization level, industrial diversity, industrial structures, panel analysis]

Study on the Effects of Local Environmental Characteristics on Perceived Health Status: Focusing on the Mediating Effect of Physical Activity

So Yeong Kim & Mi Namgung

This study examines the effects of local environmental characteristics and physical activity on perceived health status. In particular, this study focuses on the mediating effects of physical activity between local environmental characteristics and perceived health status. For this purpose, a path analysis was employed using the 2017 Korea Community Health Survey data. The survey includes the respondents' perceived environmental characteristics, the level of physical activity, and perceived health status. This study also considers objectively measured environmental characteristics. The empirical results show that the perceived local environmental characteristics as well as objectively measured environmental characteristics positively affect physical activity and perceived health status. In addition, this study confirms the mediating effects of physical activity between local environmental characteristics and perceived health status.

[Key words: Perceived Health Status, Local Environmental Characteristics, Physical Activity]

An examination of model borrowing for the analysis of education policy in Korea with specific reference to the application of the 'Kingdon Model'

Tae-Joong Gahng & Seungbae Kim

The article reflects on an well-accepted way of policy analysis in Korea. In Korea, policy analyses often employ a 'model' from 'developed' countries such as U.S.. Examined is the doubt that the model-borrowing convention might yield distorted descriptions and analyses of Korean policies.

The Kingdon Model is taken up as an exploration case. It is explored if the model would be fitting for the analysis of the Korean education policy for the 'problem of repeaters' for getting in colleges. The focal points of examination here were on whether the premises of the model would be applicable to the case of Korean policy for the repeater issue.

The study revealed it very likely that unqualified borrowing of a foreign model would mislead us about the reality of the policy. With the Kingdon Model being applied to the analysis of the Korean policy, the top-down nature of policy processes would become almost hidden. The analysis would exaggerate the apparent democratic procedure as if it be real and overrate the diversity and depth of the Korean discourses related to the policy. Given the contextual difference between the Kingdon Model and the Korean education policy, there might be no way to avoid the analytical distortions.

It is advised that it be necessary to evaluate the relevance of the model before taking it up as a framework for policy analysis.

[Key words: Policy analysis, Analytical model borrowing, Policy on the issue of repeaters for college admission]

An Analysis of the Factors that Affect the Sense of Happiness of Street-level Police Officers: A study on the Police Officers in S city

Haekyoung Lim, Taesoo Ha & Eunsoon Park

This study analyzed the happiness of police officers who are closely related to the safety and happiness of the people. We conducted a survey of police officers in S city and analyzed data. We measured the sense of happiness, based on the three concepts of subjective well-being, psychological well-being, and overall happiness. Subjective well-being is affected by job satisfaction, positive personality, family. Psychological well-being is positively affected by positive personality, job satisfaction, gender discrimination, and living conditions, and negatively affected by the degree of education. The interesting thing is that the more they perceive gender discrimination the higher psychological well-being is. Overall happiness is positively affected by job satisfaction and positive personality, and negatively affected by the degree of education. Based on these findings, we suggest that it is necessary that police managers provide various supports to improve pride as a police officers, strengthen the welfare for family, and encourage positive minds, and provide gender equality education.

[Key words: police officer, psychological well-being, subjective Well-being]

Factors Affecting Fire Organizational Effectiveness in Disaster Response

Gyeongjin Kim & Gisung Chung & Gigeun Yang

The purpose of this study is to investigate the leadership analysis and organizational effectiveness of the commander in the disaster field through the internal and external literature survey and leadership experts and the field commander who is the commander of the disaster management and to discover the core components of transformational leadership. This study is that applying the results of the analysis on the importance of the key components in the disaster site from the disaster site commander of the Seoul Metropolitan Incident Response Team and the head of the command team, and then applying them to the disaster field firefighters based on the results of the analysis to verify. As a result, as an effective and efficient disaster response policy determinant for strengthening "charisma" of transformational leadership in disaster situations. As a factor in determining effective and efficient disaster response policy for strengthening "individual consideration" of disaster field transformational leadership, safety confirmation and inspection of dispatch firefighters should be made redundant by "securing firefighters safety" of disaster site commander.

[Key words: disaster, disaster response, fire, organizational effectiveness, transformational leadership]

A Study of Determinants on Establishment of Local Government Funds

Ji Sook Yang & Sung Hwa Song

This study aims to analyze the factors influencing establishment of local government funds, which focused on political, socioeconomic and financial aspects. For this study, a pooled regression analysis was conducted among 243 local government funds from 2014 to 2017. The result of this study shows that political factors have a significant effect on the establishment of local government funds. In particular, the size of local funds was increasing when the political orientation of the local governor and local councils was consistent. And, the size of the discretionary fund and the ratio of the discretionary fund to the mandatory fund increased as the elderly population rate increased. In terms of financial factors, it was found that local government funds grew more with the high level of fiscal independency. While there have been a number of studies that have considered ways to improve local funds in practical terms, there is a distinction in this study in that few studies have been looked at in terms of fiscal spending decisions. In future studies, it is necessary to obtain additional data to supplement the analysis and review internal decisions on funds by local governments.

[Key words: Local government funds, Determinants of government expenditure, Funds management]

The Impact of Organizational Competence on Organizational Performance: Focusing on the case of the Cultural Heritage Administration

Inseok Jeon & Kyungjin Chae & Jieun Son & Ilhyeong Cho

This study empirically analyzed the effect of organizational competence on organizational performance. Specifically, this study analyzed the case of the Cultural Heritage Administration, which carries out the special tasks of cultural property management and preservation in South Korea, revealed the competencies necessary to increase organizational performance and suggested implications for ways to enhance these capabilities.

The analytical data of this study is the result of the questionnaire survey conducted for the officials of the Cultural Heritage Administration, and the conclusion was made through the regression analysis. According to the analysis results, organizational capacity and environmental response capacity have a statistically significant positive effect on both organizational effectiveness and organizational efficiency. On the other hand, the cultural property committee's capacity has a positive effect on organizational effectiveness, but has no statistically significant effect on organizational efficiency.

Based on these results, this study draws the following suggestions. First, the necessity of establishing a professional education, training institution and operating a systematic education program for officials of Cultural Heritage Administraion. Second, there's needs to be found out the efficient operation of the Cultural Heritage Committee in order to reinforce the capacity of members of the Cultural Heritage Administration.

[Key words: Organizational Capabilities, Organizational Performance, Cultural Heritage Administration]

논문기고지침 및 윤리규정

▣ 투고 및 심사

1. 「국정관리연구」는 거버넌스(governance)에 관한 다양한 시각의 이론적·경험적 연구와 정책사례 연구를 다룬다.
2. 다른 학술지에 게재를 위하여 심사를 의뢰한 논문이나 다른 학술지 등에 게재한 논문과 중복된 논문은 투고할 수 없다.
3. 본 학술지에 기고하였다가 '게재불가' 판정을 받은 논문은 6개월이 경과한 다음, 근본적인 수정을 하고 '재투고'(처음 투고한 일자 표시)임을 명기하여 투고할 수 있다. 이 경우 3인의 심사위원 중 1인은 당초의 심사에서 '게재불가' 판정을 한 위원으로 한다.
4. 투고자는 온라인투고시스템에 회원가입을 한 후 투고를 하고, 추가로 원고 파일을 편집위원회(e-mail: goveditor@gmail.com)로 전송한다.
5. 수시로 접수하는 공모논문과 편집위원회의 기획논문 모두 편집위원회에서 선정한 3인의 비밀 심사를 거쳐 게재 여부를 결정한다.
6. 초심의 심사판정은 '게재 가,' '수정게재.' '게재 불가'의 3가지로, '수정게재'에 대한 재심은 '게재 가'와 '게재 불가'의 2가지로만 판정한다. 초심 또는 초·재심에서 둘 이상의 '게재 가' 판정을 받은 경우만 게재하되, 하나의 '수정게재' 또는 '게재 불가'가 있는 경우에는 편집위원회가 수정을 권고하여 게재한다. '수정게재'의 경우 투고자가 주어진 기간 내에 수정 요구에 응하지 않을 때는 편집위원회가 투고를 철회한 것으로 간주할 수 있다.
7. 편집위원회는 최종 심사결과에 문제가 있다고 인정되면 새로운 심사절차를 거치도록 의결할 수 있다. 편집위원장은 게재 논문의 질적 수준을 높이기 위해 심사위원에게 참고의견을 제시할 수 있다.
8. 편집위원회는 심사 진행과정과 결과를 조속히 투고자에게 통지한다.

▣ 원고작성

■ 기본사항

1. 원고는 한글 사용을 원칙으로 하되 전문용어나 뜻을 명확히 하기 위해 괄호 속에 서양어 또는 한자를 쓸 수 있다. 외국학자의 이름은 원어로 쓰되 한자인 경우에는 괄호 속에 원어 발음을 한글로 표기한다.
2. 원고는 **호글**로 작성하며, 전체분량은 200자 원고지 135매(27,000자)를 원칙으로 하되 (**호글**의 '파일-문서정보-문서통계'에서 확인), 이를 초과할 경우에는 200자 원고지 5매

(1,000자)당 1만 5천원의 인쇄비를 징수한다. 단, 200자 원고지 175매(35,000)를 초과하는 논문은 기고할 수 없다.

3. 원고는 제목, 국문초록(500자 이내, 주제어 3개), 영문초록(200 단어 이내, 주제어 3개), 본문, 참고문헌, 부록의 순으로 배열한다. 표지에는 논문제목(국·영문), 성명(국·영문), 소속기관 및 직위, 연락주소, 전화(직장, 자택), 팩스번호를 기재한다.
4. 심사용 원고 제출 시 저자의 익명성을 유지하기 위해 본문주와 참고문헌에서 필자의 이름은 삭제하며, '졸고'나 '졸저'와 같은 표현을 사용하지 않는다.
5. 원고작성의 세부적 지침은 다음과 같다: 〈글자모양〉: 글꼴: 신명조; 크기: 10(본문), 9(각주·인용문단·참고문헌·필자소개); 장평 100; 자간: 0; 〈문단모양〉: 좌·우 여백: 0; 줄간격: 160; 문단 상·하 간격: 0; 들여쓰기: 3; 정열방식: 양쪽혼합; 〈편집용지〉: 상·하: 30; 좌: 31; 우: 30; 머리말·꼬리말: 12.
6. 학위논문에 근거한 원고는 그 사실을 원고 1면에 각주로 밝혀야 한다.
7. 게재확정 통보를 받으면 원고의 끝 부분에는 성명(한자), 박사학위(학위명, 취득년도, 취득대학, 논문제목), 소속기관 및 직위, 학문적 관심분야(3개 이내), 최근 5년 이내의 저서 및 출간논문(3편 이내), e-mail 등을 중심으로 간략한 자기소개를 추가한 최종 원고를 제출한다.
8. 제출된 논문이 게재되면 기고자는 본 학술지가 그 논문에 대한 저작권을 갖는데 동의한다.
9. 원고의 본문주, 참고문헌 등은 아래의 양식에 따라 작성하여야 한다.

■ 본문주

1. 인용이나 참고한 문헌의 출처를 밝히는 참고주(reference notes)는 본문 중에 괄호를 사용하여 처리하고, 그 자료의 내역을 정리한 참고문헌(reference list)을 논문의 끝부분에 첨부한다. 같은 문헌이 되풀이 될 때에도 같은 방식으로 한다.
   - ▸ 문헌의 출처는 문장의 가운데 또는 끝에 언급한다.
     예: 박동서(1990: 20)에 의하면….; …을 제시하였다(안병영, 2005: 5-6 참조); 「조선일보」(1990.11.1: 3) 사설에서도….
   - ▸ 저자가 2인인 경우 국내문헌과 한자로 된 중·일 문헌은 중간점(·)으로, 서양문헌은 '&'로 연결한다.
     예: 김창준·안병만(1990)은….; ….라고 볼 수 있다(Richard & Smith, 2002: 35-36).
   - ▸ 저자가 3인 이상인 경우 국내문헌과 한자로 된 중·일 문헌은 '외'를, 서양문헌은 et al.을 사용한다.
     예: …로 해석한다(이종범 외, 1990: 368). Bevir et al.(2003)의 분류에 따르면….
   - ▸ 번역서인 경우 원전의 발행연도 다음에 번역판의 발행연도와 해당 면을 기재한다.
     예: Okun(1975/1988: 61-69)은 …를 주장하였다.
   - ▸ 둘 이상의 문헌을 언급할 때는 발행 연도순으로 한다.
     예: ….로 정리할 수 있다(Rhodes, 2000: 58-62; Nakamura, 2005 참조).
2. 본문의 내용에 설명을 부연하기 위한 내용주(content notes)는 해당 부분의 오른쪽 위에 논문 전편을 통해서 일련번호를 매기고(예: …하였다.1))페이지 하단에 각주로 처리다.

■ **참고문헌**

1. 참고문헌은 본문에 인용 또는 언급한 것만을 기록하며, 저자의 성(姓)을 기준으로 국내문헌은 가나다 순으로, 한자로 된 중·일문헌은 괄호 속에 한글식 표기를 하여[예: 菅谷章(스가랴 아키라)] 가나다 순으로, 서양문헌은 알파벳 순으로 배열한다.
2. 동일 저자의 저술을 두 편 이상 제시할 때는 출판연도 순으로 나열한다. 같은 연도에 출간된 것이 두 편 이상일 때는 제목의 가나다 또는 알파벳 순으로 나열하되 연도 표기 옆에 a, b, c…를 부기하여 구별한다.
3. 참고문헌은 다음과 같이 저자, 출판년도, 제목, 출판사항의 순서로 기재한다.

▸ 단행본

박동서. (1990).「한국행정론」. 서울: 법문사.

전자정부특별위원회. (2003).「전자정부백서」. 서울: 전자정부특별위원회.

Benz, Arthur & Yannis Papadopoulos (eds.). (2006). Governance and Democracy: Comparing National, European and International Experiences. London & New York: Routledge.

Kooiman, Jan. (2003). *Governing as Governance*. London: SAGE Publications.

Okun, Arthur M. (1975). *Equality and Efficiency: The Big Trade off.* Washington, D.C.: The Brookings Institute; 정용덕(역).「평등과 효율」. 서울: 성균관대학교 출판부, 1988.

Richards, David & Martin J. Smith. (2002). *Governance and Public Policy in the UK*. New York: Oxford University Press.

▸ 일반논문

김창준·안병만. (1989). "입법부와 행정부의 관료행태 비교." 박동서·김광웅(공편),「의회와 행정부」, 77-115. 서울: 법문사.

이종범·김준한·정용덕. (1990). "행정학과 교육프로그램 개발에 관한 연구."「한국행정학보」, 24(1): 367-426.

Bevir, Mark, R.A.W. Rhodes, & Patrick Weller. (2003). "Traditions of Governance: Interpreting the Changing Role of the Public Sector." *Public Administration,* 81(1): 1-17.

Kettl, Donald F. (2000). "The Transformation of Governance: Globalization, Devolution, and the Role of Governance." *Public Administration Review,* 60(6): 488-497.

Rhodes, R.A.W. (2000). "Governance and Public Administration." In Jon Pierre (ed.), *Debating Governance: Authority, Steering, and Democracy*, 54-90. New York: Oxford University Press.

▸ 학위논문

신열. (2000).「과학기술지방화정책의 기술혁신 효과 분석: 지역협력연구센터(RRC) 사업을 중심으로」. 박사학위논문, 성균관대학교.

Hwang, Yun-won. (1987). *An Analysis of Local Government Expenditures in Korea.*

Unpublished doctoral dissertation, Uni- versity of Pittsburgh.

▸ 학술대회 발표논문

안병영. (2005). "한국행정학의 성찰과 전망." 한국행정학회 춘계학술대회(한국행정학의 성찰과 전망). 천안, 4.29-4.30.

Nakamura, Akira.(2005). "Government, Governance, and Governability: The Future Role and Function of Local Government." Paper presented at the Sixth Global Forum on Reinventing Government. May 24-27, Seoul, Korea.

▸ 법률, 신문기사, 인터넷자료 등

「감사원법」(개정 2005.5.26, 법률 제7521호).

안병영. (1990). "관료부패는 고질병인가."「한국일보」, 6.26: 5.

「조선일보」. (1993). "통상전담기구 만들어야." 1.30: 3.

Mallaby, Sebastian. (1999). "Big Nongovernment." *Washington Post*, November 30: A29.

OMB. (2006). *PART: Refresher Training*. http://www.whitehouse.gov/omb/part/training/2006_refresher_training.pdf(2006.9.5).

■ 기타사항

1. 목차의 계층을 나타내는 기호체계는 Ⅰ, 1, 1), (1), ①의 순서를 따른다.
2. 표나 그림의 제목은 각각 논문의 전편을 통해서 일련번호를 매겨(예: 〈표 1〉, 〈그림 1〉) 표나 그림의 윗부분에 쓰고, 자료의 출처는 '출처:'라고 표시하고 본문 '참고주'의 양식에 따라 아랫부분에 밝힌다[예: Kettl(2000: 490)의 재구성].
3. 표나 그림에 대한 주는 개별주[a), b), c)의 기호 사용; 확률주인 경우에는 *p〈.05, **p〈.01, ***p〈.001], 일반주('주:'로 표시하고 기재)의 순으로 자료 출처의 윗부분에 달아 준다(즉, 표나 그림의 하단에 개별주, 일반주, 출처의 순서가 되도록 배열한다).
4. 여기에 제시된 본문주와 참고문헌의 작성 양식은 *Publication Manual of the American Psychological Association*(2001), 5th. ed.을 표준으로 하여 필요한 조정을 한 것이다. 본 양식에 언급되지 않은 사항은 이 Mannual에 따른다.

▣ 서 평

1. 서평은 편집위원회가 기획하는 '기획서평'과 저자의 의뢰 또는 평자의 기고로 이루어지는 '일반서평'으로 구분한다. 저자 의뢰의 경우 서평을 위한 저서의 제출이 이루어진 후 편집위원회에서 평자를 추천받아 서평을 의뢰한다.
2. 기획서평은 연구서에 대한 비평적 소개의 수준을 넘어 분석적 검토를 하고 참고문헌과 각주 등 논문의 온전한 형태를 갖춘다. 분량은 200자 원고지 40매 이상으로 한다.
3. 일반서평은 연구서의 내용과 기여도 등 비평적으로 소개하고 원칙적으로 참고 문헌이나 각주 등을 포함하지 않는다. 분량은 1권당 200자 원고지 20매 이내로 한다.
4. 서평은 교과서를 제외한 국내·외 출간 전문연구서를 대상으로 하며, 서명·저자·출판

사·출판년도·페이지·가격 등을 포함한다.
5. 서평 원고는 본 학술지의 원고작성 양식에 따라 제출한다.

▣ 윤리규정

제1장 총칙

제1조 (목적) 이 규정은 연구윤리부정행위를 방지하고 부정행위 여부를 심사하는 기준을 제시하여 연구윤리정립과 학문적 진실성과 책임성을 확보하기 위한 방향을 규정함을 목적으로 한다.

제2조 (적용대상) 본 학술지에 심사를 의뢰하는 연구자 및 소속연구원 모두에 적용한다.

제3조 (연구부정행위의 정의) ① "위조"는 존재하지 않는 데이터 또는 연구결과를 허위로 만들어 내는 행위를 말한다.

② "표절"은 다른 연구자의 주장이나 표현을 정당한 인용 표현 없이 자신의 연구결과에 사용하는 행위를 말한다.

③ "변조"는 연구재료·장비·과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터를 임의로 변형 또는 삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다.

④ "중복게재"는 기존에 발표된 내용과 같거나 상당 부분이 중복되는 내용을 담은 논문을 발표하여 결과적으로 논문 한 편이 두 번 인용되고 같은 내용이 불필요하게 반복되게 하는 행위를 말한다.

⑤ "부당한 논문 저자 표시"는 연구와 논문작성에 있어서 충분한 공로와 책임이 있는 자에게 정당한 이유 없이 저자 자격을 부여하지 않거나 학문적 공헌을 하지 않은 자에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문저자 자격을 부여하는 행위를 말한다.

⑥ 이 외에 학문적 진실성을 해하는 행위 일체를 포함한다.

제2장 연구자의 책임과 의무

제4조 (정직성) 본 학술지에 연구를 의뢰하는 연구자 및 소속연구자들은 연구를 수행하는 데에 있어서 연구결과를 정직하게 전달하고 학문적 진실성을 위한 책임을 다하여야 한다.

제5조 (사회적 책임) 연구자는 자신의 연구가 가질 영향과 사회에 의한 연구의 오용까지도 고려해야할 책임이 있다.

제6조 (법 준수의무) 본 학술지에 심사를 의뢰하는 연구자는 기본적으로 타인의 저작권을 존중해야 하며 지적재산권에 관련된 법과 연구와 관련이 있는 모든 법들을 준수하여야 할 의무가 있다.

제7조 (신의성실의무) 본 학술지의 규정에 따라 책무를 다하고 연구 부정행위 조사와

절차에 협력하여야한다.

제3장 연구부정행위의 검증 절차

제8조 (검증주체) ① 본 학술지의 연구부정행위에 대한 검증 책임은 편집위원회에 있다.
② 조사의 공정성과 신뢰성을 해할 우려가 있는 자는 편집위원회의 구성원이 될 수 없다. 각 호에 해당하는 경우에는 편집위원이 될 수 없다.
1. 검증받는 연구자와 배우자·직계존비속 또는 형제자매의 관계에 있거나 있었던 자
2. 검증받는 연구자와 공동으로 연구를 수행하였거나 이해관계를 가지고 있거나 있었던 자
3. 기타 검증의 공정성과 신뢰성을 해할 우려가 있다고 판단되는 자

제9조 (대상) 본 학술지는 고의적으로나 하거나 또는 의도하지 않았다고 해도 출처를 명확하게 밝히지 않은 채, 타인의 지적재산을 임의로 사용하는 것을 연구부정행위로 보고 이를 대상으로 한다. 여기에서 말하는 연구부정행위란, 중복게재, 위조, 변조, 부당한 논문저자표기 등 제3조에 제시되어 있는 사항이다.

제10조 (절차) ① 편집위원회는 연구부정행위로 제소될 경우 제소된 사안에 대해 접수된 날로부터 60일 이내에 심의·의결해야 하며, 편집위원회 전원으로 결정한다.
② 편집위원회에 연구부정행위로 제소하기 위해서는 편집위원 3인 이상의 서명을 받아야 하며, 편집위원회에서 결정이 나기 전까지는 연구부정행위로 보지 않는다.
③ 편집위원회는 제소된 자에 대해 충분한 소명의 기회를 주어야 하며, 결정이 내려지기 전까지 개인정보보호원칙에 따라 당사자의 신원을 외부에 절대 공개해서는 안된다.

제4장 결정에 대한 조치

제11조 (결과의 통보) 연구부정행위를 행한 연구자 및 그 연구자의 논문에 대해 부정행위의 경중에 따라 본 학술지 5년 이하의 투고 금지, 인터넷 상에 게재된 논문 삭제, 연구자의 소속기관에 부정행위사실의 통보 등의 제재조치를 취한다. 통보받은 소속기관은 재량으로 연구자에 대하여 추가적인 조치를 취할 수 있다.

제12조 (연구윤리교육) 연구부정행위를 행한 연구자 및 소속기관에 대하여 연구윤리교육을 실시하여 같은 상황이 반복되지 않도록 조치해야 한다.

제13조 (명예회복조치) 조사결과 연구부정행위가 없던 것으로 판명된 경우 편집위원회는 해당 연구자에 대한 명예회복을 위하여 노력하여야 한다.

제14조 (기록의 보관 및 공개) 편집위원회는 연구부정행위에 대한 조사과정 당시의 모든 기록을 음성, 영상, 또는 문서의 형태로 조사종료일로부터 5년 이상 보관하여야 한다.

제5장 부칙

제15조 (기타 관련규정 준수) 상기 조항에 제시되지 않은 사항은 발행일을 기준으로 교육과학기술부의 「연구윤리 확보를 위한 지침」과 그 개정(예고) 규정, 교육과학기술부·한국연구재단의 「연구윤리의 이해와 실천」(2011)의 기준을 따른다.

제16조 (시행일) 이 규정은 공포한 날로부터 시행한다.

제17조 (적용범위) 이 지침 시행 이전에(통권 1호~13호) 발행된 연구결과물은 당시 윤리규정 및 소관기관 규정을 따른다.

「국정관리연구」 제14권 제3호(통권34호)

2019년 9월 30일 인쇄
2019년 9월 30일 발행

발행인 김근세
편집인 정문기
발행처 성균관대학교 국정전문대학원
서울특별시 종로구 성균관로 25-2(우: 03063)
전 화 (02)760-0745
홈페이지 http://gsg.skku.edu
E-mail goveditor@gmail.com

인쇄처 디자인크레파스
서울특별시 마포구 성지길 25-11 오구빌딩 3층
전 화 (02)2267-0663
팩 스 (02)2285-0670
E-mail crayon0663@hanmail.net