형사정책연구 Korean Criminological Review
제31권 제2호(통권 제122호, 2020・여름)

내·외국인 관광객 수와 폭력범죄 발생의 연관성에 대한 시계열 분석:
제주특별자치도의 사례

정연대*

국 | 문 | 요 | 약

관광객은 취약한 피해자로서나 동기화된 범죄자로서 폭력범죄의 발생에 기여할 수 있고, 외부인의 출입으로 인한 지역주민의 영역성이나 통제의 약화가 범죄의 증가로 이어질 수 있다. 따라서 국외에서는 관광객 또는 관광산업과 범죄의 연관성이 연구되었던 반면, 국내에서 이러한 주제의 형사정책적 연구는 상대적으로 부족한 측면이 있다. 따라서 이 연구에서는 제주도의 내・외국인 관광객과 월별 폭력범죄의 연관성에 대해 시계열 분석을 실시하였다. 분석과정을 통해서 변수 간의 허위 연관을 가져올 수 있는 전국 폭력범죄의 추세 및 계절성이 통제변수로 추가되었다. 이러한 통제변수를 고려한 최종모형은 단순한 회귀분석에 비해 더 우수하며, 회귀분석의 가정에 더 충실한 것으로 나타났다. 최종모형에 따라 내국인 관광객의 증감은 월별 폭력범죄율과 유의미한 관련성이 없는 반면, 외국인 관광객의 수는 월별 폭력범죄율과 유의미한 관련이 있는 것으로 분석되었다. 연구의 말미에서는 분석결과와 관련된 형사정책적 의미를 논의하고, 연구의 시사점을 검증하기 위한 후속연구를 제안하였다

DOI : https://doi.org/10.36889/KCR.2020.06.30.2.207

❖ 주제어 : 관광객, 폭력범죄, 시계열 분석, 전국 추세, 계절성

* 경찰청 치안빅데이터정책담당관실, 경사, 지리공간정보학 박사

Ⅰ. 서론

한국관광공사의 통계에 따르면 2018년 기준 천 오백만이 넘는 외국인이 한국을 방문했고, 우리나라는 2018년 한 해 동안 150억 달러가 넘는 관광 수입을 올렸을 것으로 추정된다 (한국관광공사, 2020). 이는 최근 2016년 한국의 사드 배치와 관련한 중국의 경제적 보복 이후 침체되었던 관광산업이 회복되는 고무적인 신호로 받아들여질 수 있다. 더욱이 최근 10년간 K팝이나 드라마 등 한류 콘텐츠의 성장으로 한국에 대한 인식이 확산되면서 한국을 찾는 관광객은 꾸준히 늘어왔다. 정부 역시 여행수지를 개선하고 관광산업을 육성하기 위해 다양한 홍보와 행정적 지원을 해왔다. 제주특별자치도는 2002년 4월부터 관광목적의 외국인 방문객에 30일간의 무사증입국을 허용하고 있고[1], 경찰은 관광지 범죄예방, 관광객을 상대로 한 불법행위 단속, 관광 불편사항 해소 등을 전담할 목적으로 2013년부터 관광경찰을 설치하여 운영해오고 있다.

그간 관광과 관련된 형사정책적 논의는 어떻게 관광객의 범죄 피해를 줄일 것인가 (박한호, 2005; 2018; 유지윤, 2013; 이창무와 이도선, 2013), 관광객이 여행지의 안전을 어떻게 인식하는가 (노정희, 2008; 이영식과 정덕영, 2008, 정귀와 박상희, 2017), 관광경찰을 어떻게 운영할 것인가 (김기용, 2013; 박억종, 2013; 전대양과 김종오, 2013; 박한호와 한상암, 2013; 조현빈과 조민상, 2015; 김성환, 2017) 등에 맞춰져 왔다. 즉, 관광객들이 안심하고 여행을 즐길 수 있도록 치안서비스를 제공하는 것과 이미 발족한 관광경찰을 효율적으로 운영하는 것에 많은 연구가 있어온 반면, 관광객이나 관광산업 자체가 범죄와 가지는 연관성에 대해서는 상대적으로 연구가 되지 않은 측면이 있다.

기존 연구에 따르면 관광객은 관광지에서의 일탈 행동으로 범죄를 일으키거나 범죄의 표적이 되는 등 관광업의 발전이 범죄의 증가로 이어질 가능성이 있으므로, 이러한 측면에서 관광객과 범죄의 관련성에 대한 연구는 학술적으로나 정책적으로

1) 제주도의 외국인 무사증입국은 최근까지도 허용되었으나, 코로나 사태가 장기화 · 심각화 됨에 따라 18년만에 중단되었다. 이는 입국정책의 근본적인 변화라기보다는 감염병의 대유행 (pandemic) 상황에 따른 일시적인 조치라고 판단된다 (연합뉴스 2020년 2월 2일자, "'신종코로나 막아라'…제주 무사증제도 시행 18년만에 중단")

그 의의를 갖는다. 제주도는 이러한 연구를 하기에 최적의 장소라 할 수 있다. 제주도는 유동인구 중 관광객의 비율이 타지역에 비해 월등하게 높고, 전국에서 무사증 입국이 가능한 유일한 특별자치도이기 때문에 외국인 관광객의 비중도 상대적으로 높은 편이며, 내륙과 분리된 섬이라는 특성상 출입이 제한되므로 외부변수를 통제하기가 용이하다. 또한, 외국인 관광객 중에서 다수를 차지하는 중국인 관광객이 사드 사태 이후 급감하는 등 연구 기간 내 관광객 추이의 중요한 변화가 있었다. 이러한 추이의 변화를 통해서 이 연구에서 수행하고자 하는 시계열 분석을 위해 적절한 데이터가 구성되었다.

따라서 이 연구에서는 제주도의 사례를 통해서 관광객과 범죄의 관계에 대한 시계열 분석을 수행한다. 일반적으로 시계열 관측치의 경우, 기존의 최소자승법(ordinary least square: OLS)이 기초하고 있는 무작위 표집 및 잔차의 독립동일분포 (identically independently distributed: i.i.d) 가정이 충족되는 경우가 드물기 때문에, 회귀분석을 위해 잔차의 자기 상관이 적절히 통제되어야 한다. 또한 범죄의 증감을 관광객의 수와 연관시키기 위해 일반적인 추세나 계절의 영향 역시 통제될 필요가 있다. 따라서 이 연구에서는 스플라인 회귀를 통해 추정된 전국 범죄추세나 계절성을 나타내는 푸리에 변수 등을 추가하여 시계열 모형의 연속성을 통제하고자 한다. 이러한 변수들을 추가하면서 모형에 따라 잔차의 연속적 자기 상관이나 모델의 적합도가 어떻게 달라지는지 분석하였다. 즉, 모델이 기존 OLS의 가정에 적합하도록 모델을 수정하면서 각 변수의 영향관계나 모델의 성능 등을 비교하여 좀더 정확한 통계적 추론이 이루어질 수 있도록 하였다.

Ⅱ. 연구의 배경

이 연구를 위해 세 가지 측면에서 기존 논의를 살펴보기로 한다. 첫째, 관광산업(tourism)과 범죄이다. 기존의 국내 연구에서는 주로 절도, 바가지 요금 등 관광객(tourists)의 피해자화를 중심으로 연구했던 반면, 관광산업과 범죄에 대한 논의는 좀더 거시적인 맥락과 범죄의 관계를 다룬다. 대체로 연구자들은 관광산업과 범죄

에 대해 정적 관련성을 보고하고 있다.

우선 관광산업과 범죄의 관계에 대한 가장 대중적인 설명은 관광객을 기존 범죄 발생의 3요소 중 취약한 피해자 (vulnerable victims)나 동기화된 범죄자 (motivated offenders)로 보는 것이다 (Barker, Page & Meyer, 2002). 관광객들은 자신의 일상생활과 다른 환경에 노출되거나 평소보다 술을 더 마심으로써 주위 상황에 대한 인식이 떨어지거나 주의력이 낮아질 수 있다. 또한 대체로 현금이나 귀중품을 소지하고 있는 경우가 많아 범죄자들의 표적이 될 가능성이 높다 (Harper, 2000). 반면, 범죄자로서의 관광객은 자신의 생활환경과 동떨어진 곳에서 평소라면 하지 않았을 일탈행동을 할 수도 있다. 즉, 술을 마시고 기물을 파손한다던지, 폭력적인 사건에 연루될 가능성이 있는 것이다. 잘 알려진대로 일상활동이론 (routine activity theory)은 여가시간의 증가로 인한 범죄피해의 증가에 주목한다. 미국과 유럽의 경제적 수준이 나아지고 사람들이 밤에 집 밖에서 더 많은 시간을 보내기 시작하면서 범죄피해를 당할 가능성도 높아졌다는 것이다 (Cohen & Felson, 1979). Cohen과 Felson에 따르면 집은 개인이 관리할 수 있고, 개인을 보호해주는 장소인데 집으로부터 멀어지는 것은 보호(guardianship)로부터 멀어지는 것을 의미한다. 따라서 범죄 피해의 위험성이 증가하는 것이다.

한편, 관광산업과 범죄에 관한 다른 설명은 깨진 유리창 이론을 이용하는 것이다. 깨진 유리창 이론은 Kelling과 Wilson (1982)의 주장에 기초하는데, 지역사회 내에 누적되는 무질서가 범죄를 증가시키는 촉매로 작용할 수 있다고 설명한다. 이러한 주장에 따르면, 관광객이 가해자나 피해자로서만 범죄의 증가에 기여하는 것이 아니다. 관광객의 증가로 인한 배회, 공공장소에서의 음주, 매춘, 낙서, 기물파손 등 범죄에 비해 사소해 보일 수도 있는 무질서의 증가가 결국 지역주민의 영역성 (terretoriality)이나 비공식적 통제 (informal social control)를 약화시키고, 결국 범죄의 증가로 이어진다는 것이다.

실증적 연구는 대체로 관광산업과 지역 내 범죄의 정적인 관련성을 보고한다. 예를 들어 McPheters와 Stronge (1974)는 미국 마이애미에서의 강도, 절도, 침입절도 등 재산범죄율이 관광객의 수와 일치되는 추세를 보인다고 보고하고 있고, Van Tran과 Bridges (2009)는 46개 유럽 국가들의 데이터를 분석하여 관광객이 많은 국

가에서의 재산범죄율이 높다는 사실을 발견하였다. Han 등의 연구 (2019)에서는 대규모 집객시설의 영향에 대해 분석했는데, 이들은 올랜도 소재 디즈니 월드 주변 센서스블록에서의 범죄율이 이들 테마파크로부터의 거리가 가까울수록 높아진다는 사실을 보고하였다.

폭력범죄를 관광객의 증감과 연관시켜 분석함에 있어서 두 번째 고려해야 할 측면은 계절성에 관한 것이다. 대체로 연구자들은 폭력범죄가 계절적으로 여름에 증가하고 겨울에 감소하는 패턴에 대해 동의한다 (Cohn & Rotton, 2000; Farrell & Pease, 1994; Landau & Fridman, 1993; Morrison, 1891; Quetelet, 1842). 이러한 패턴을 기온, 습도, 강수량, 풍속 등 날씨요소와 연관시킨 많은 연구들에서는 대체로 기온과 폭력범죄의 연관성이 있다고 보고하는데 이에 대해서는 크게 두 가지 설명이 제기된다. 첫째는 기온-폭력성 가설 (temperature-aggression hypothesis)이다. 증가하는 기온으로 인해서 개인은 불쾌감을 느끼는데 이로 인해서 평소라면 참아넘겼을 자극에 대해서도 폭력적으로 반응할 가능성이 높아진다는 것이다 (Anderson, 1987, Berkowitz, 1983; Bushman et al., 2005; Cotton, 1986). 두 번째 설명은 앞서 언급한 바 있는 일상활동이론이다. 날씨가 따뜻해지면서 사람들의 외출이 증가하고, 알코올 소비도 늘어나면서 개인들이 폭력사건에 휘말릴 가능성이 높아진다고 설명한다 (Cohen & Felson, 1979, Cohn 1990). 즉, 여름철에 폭력범죄가 증가하는 것은 기온이 직접 범죄에 영향을 미쳤다기보다는 기온변화에 따른 일상활동의 변화가 범죄기회의 증가로 이어져서 결국 범죄가 증가했다고 보는 것이다.

실증적인 연구들은 대체로 일상활동이론을 좀더 지지하는 것으로 보인다. 기온-공격성 가설에 따르면 공격성에 영향을 받지 않을 것으로 기대되는 재산범죄의 경우에도 계절성이 관찰되는 경우가 많기 때문이다 (Haberman et al., 2018; Hipp et al., 2004; Landau & Fridman, 1993). 휴가 기간 동안 관광객을 상대로 하는 강도·소매치기나 휴가를 떠난 빈집에 침입절도가 증가하는 상황을 생각하면 이러한 재산범죄의 패턴은 쉽게 납득할 수 있을 것이다.

문제는 계절성이 관광객과 폭력범죄에 공통적으로 영향을 미칠 수 있다는 점이다. 많은 관광지에서 여름 휴가 기간 동안 관광객의 수가 증가하고 폭력범죄 역시 여름에 증가하는데, 이것이 단순히 각각의 계절적 요인을 반영하는 것인지 관광객

과 폭력범죄의 관련성을 의미하는 것인지 분명하지 않기 때문이다. 폭력사건과 관광객의 증감이 각각 어떤 계절적 패턴에 기인한 것이라면 폭력사건의 증감을 관광객의 수에 연결시키는 것은 허위연관 (spurious association)의 위험이 있다.[2] 즉, 독립변수와 종속변수의 관련성을 확인하기 위해서는 두 변수에 공통적으로 영향을 미치는 요인의 영향을 통제할 수 있어야 하는 것이다. 이 연구의 경우에는 계절성이 관광객과 폭력범죄에 공통적으로 영향을 미치는 요소이므로 적절히 통제되어야 한다.

마지막으로 전국 단위 범죄추세에 대한 고려가 필요하다. 범죄의 공식통계는 단순히 객관불변한 기준에 따라 집계된 범죄의 증감을 나타내는 것이 아니다. 형사사법기관이 얼마나 많은 범죄를 처리했는가를 나타내는 수치이기 때문에, 어떻게 범죄를 처리하는지가 영향을 미칠 수 있다 (Maguire, 2012; Mosher et al., 2010). 예를 들어, 특정 범죄의 항목을 규정하는 기준을 변경한다던가, 또는 특정 범죄에 대한 대대적인 단속을 통해서 집계된 범죄의 건수는 범죄의 실제 발생과 상관없이 증가하거나 감소할 수 있다. 우리나라의 경우, 공통된 형법 기준 및 자료입력 기준을 통해 형사사법시스템에 범죄사실을 입력하도록 하고 있고, 이는 부분적으로 자치경찰제를 도입한 제주도의 경우도 예외는 아니다. 즉, 전국적으로는 공통된 기준을 가지고 범죄사실이 입력되고 있다고 볼 수 있으므로 지역에 따른 형사사건 처리 방식의 차이가 크게 문제되지는 않을 것으로 보인다. 반면, 시기적 요인에 따른 범죄의 증감은 재고될 필요가 있다. 대표적인 것이 지난 정부에 추진되었던 4대악 (성폭력, 가정폭력, 학교폭력, 불량식품) 근절 정책이라고 할 수 있다. 이러한 대대적인 캠페인은 전국적으로 특정한 죄종에 대한 적극적 개입을 목표로 추진되기 때문에 이와 관련된 범죄의 건수가 증가할 수 밖에 없다. 만약 관광객의 비중이 높은 제주도와

2) 허위 연관에 관한 매우 인상적인 설명 중의 하나는 Hirschi와 Selvin의 책에서 소개된 것인데, 책에서는 청소년의 비행률과 월간 교회출석 일수가 부적상관을 보이는 사례가 소개된다. 이를 두고 신앙심은 비행을 막는 기제라고 판단할 수 있는가. 저자들에 따르면 청소년의 비행률은 나이와 정적상관, 교회출석 일수는 나이와 부적상관을 갖고, 회귀식에 나이 변수를 추가하면 비행률과 교회출석의 연관성은 유의성을 상실한다. 따라서 교회출석과 청소년 비행의 관련이 있다기보다는 각각의 요인이 나이와 연관을 갖고 있기 때문에 이를 고려하지 않는 분석에서 둘 간의 관련성이 있는 것처럼 보인 것이라는 설명이다. 비슷한 예로, 황새의 감소와 출산율의 감소가 정적 상관을 보인다는 사례도 허위연관과 관련해서 종종 언급된다 (Hirschi & Selvin, 1967).

전국의 범죄추세가 비슷하게 나타난다면 범죄의 증감은 관광객의 증감이 아닌 전국적 추세로 인한 것으로 파악되어야 한다. 따라서 전국단위 범죄추세 역시 이 연구의 대상이 되는 지역에서 관광객과 범죄의 관련성을 분석할 때 통제되어야 하는 요소이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구지역 및 기간

본 연구는 제주도를 연구의 대상 지역으로 설정하고, 연구의 대상 기간은 2015년 1월 1일부터 2019년 12월 31일로 하였다. 제주도를 선정한 이유는 다음과 같다. 첫째, 제주도는 전국 시도 중 거주민 대비 관광객의 비중이 가장 높다. 2019년 12월 기준, 제주도의 주민등록 인구는 67만 989명인 반면, 입도 관광객은 129만 1,623명으로 두 배 가까이 차이가 난다. 게다가 제주도는 전국에서 유일하게 무사증 입국제도를 운영하고 있는 특별자치도이다. 따라서 외국인 관광객의 비중도 상당히 높다. 따라서 다른 시도와 비교할 때 범죄에 대한 관광객의 영향이 크게 나타날 가능성이 있다. 둘째, 육지와 분리된 섬의 특성상 출입이 제한되어 있어 외부 변수의 차단이 용이하고, 다른 시도에 비해 작은 행정단위 (2개의 시군구 단위)로 비교적 지역 내 균질성이 유지된다. 즉, 주변 지역과 떨어진 균질한 단위로서 시계열 분석에 매우 적합한 지역이라고 할 수 있다. 셋째, 다른 시도에 비해 범죄의 발생률이 높다. 2018년 통계청의 시도별 범죄 현황에 따르면 인구 천명당 범죄 발생건수는 전국이 29.8건인데 비해 제주도가 41.1건으로 전국에서 가장 많고, 2위인 부산광역시(32.1건)와도 차이가 크다. 따라서, 제주도의 높은 범죄율에 대한 분석과 대책 마련이 요구된다.

시계열 분석단위는 월로, 연구기간 중 60개의 관측치가 존재하였다 (5년×12개월). 연구기간 중 특이사항은 2016년 이후 고고도 미사일 방어체계 (Terminal High Altitude Area Defense: THAAD) 배치에 반발하는 중국의 경제보복 및 2017년 탄

핵 정국이다. 전자의 경우 중국의 한한령(限韓令)으로 인해 중국인이 다수를 차지하는 제주도의 외국인 관광객이 급감하는 결과를 가져온 반면, 후자의 경우 탄핵정국으로 인하여 전임 정권에서 의욕적으로 추진하던 4대악 근절 운동의 추진력이 소실된 측면이 있다. 따라서 이러한 특이사항은 시계열 관측치에 영향을 미쳤을 것으로 기대된다.

2. 변수의 구성

이 연구를 위해 사용된 주요 변수들의 분포는 다음과 같다.

〈표 1〉 주요 변수의 기술통계량

변수명	최소	최대	평균	표준편차
10만명당 폭력범죄건수*	52.21	110.52	79.14	14.82
주민등록인구 ** ***	6.08	6.71	6.47	0.20
내국인 관광객 * ***	7.56	12.24	10.42	1.21
외국인 관광객 * ***	0.56	4.21	1.71	0.92

* 독립변수와 종속변수는 모두 월별 날짜수의 영향을 통제하기 위해 보정되었다.
** 주민등록인구는 주요변수는 아니지만, 관광객 규모와의 비교를 위해 첨부하였다.
*** 주민등록인구, 내·외국인 관광객에 대하여 표시된 수는 각각 10만명 단위이다.

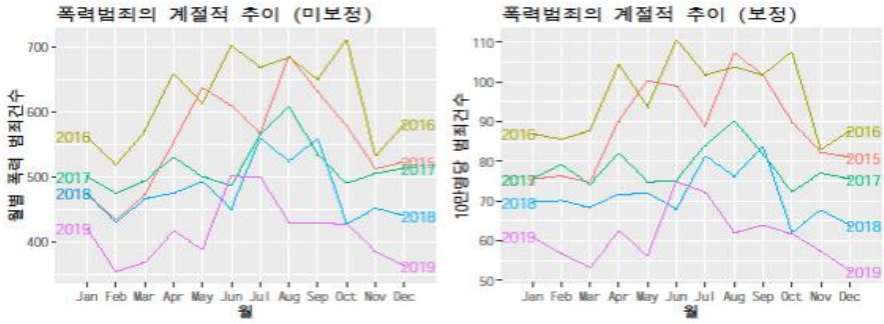
가. 종속변수: 월별 폭력 범죄율

연구기간 중 월별로 집계된 제주도의 10만명당 폭력 범죄의 보정치가 종속변수로 사용되었다. 연구를 위해 사용된 제주도의 폭력건수는 경찰청 지리적 프로파일링 시스템에서 검색된 경찰의 접수사건 목록에 대해 연구자가 월별로 건수를 세서 집계한 것이다. 연구기간 중 발생한 폭력범죄의 총 건수는 31,036건으로, 세부적으로는 표 2와 같은 상세죄종으로 구성된다. 그런데, 이는 경찰의 사건접수 단계에서 입력한 죄종이기 때문에 수사가 종료된 이후 기소된 죄종이나 공식통계에 사용되는 죄종과는 차이가 있을 수 있으며, 총 발생건수도 공식통계의 수치와는 다르다.

〈표 2〉 폭력범죄의 상세죄종

상세죄종	건수	비율
폭행	14,185	45.70%
상해	4,379	14.11%
재물손괴	3,860	12.44%
폭력행위등처벌에관한법률위반	3,056	9.85%
기타	5,556	17.90%

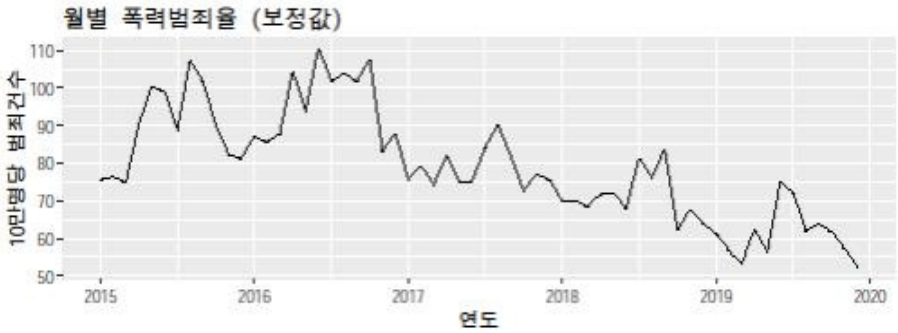
종속변수는 다음과 같이 구성되었다. 우선 연구기간 내 제주도의 월별 폭력범죄 건수를 집계하여 다음과 같은 시계열 데이터를 구성하였다. 연구를 위해서 월별 폭력범죄 건수를 해당월의 제주도 주민등록 인구수[3]로 나누고, 다시 10만을 곱해, 인구 10만명당 폭력범죄 발생률을 구하였다. 이렇게 얻은 범죄율은 다시 해당월에 포함된 날수로 나눈 뒤 30을 곱했다. 월별 일수가 많은 달에 범죄가 많고 일수가 적은 달에 범죄가 적은 것처럼 보일 수 있기 때문이다. 대체로 보정 전에는 2월달에 범죄 건수가 가장 낮은 경향을 보이지만 (그림 1의 왼쪽), 해당월의 날짜를 동일하게 보정한 뒤에는 2월 달의 건수가 증가한 양상을 보인다 (그림 1의 오른쪽).



〈그림 1〉 폭력범죄의 계절적 추이

이렇게 보정된 월별 폭력범죄율은 계절적으로나 월별로 증감하지만 대체로는 감소하는 추세를 보인다 (그림 2).

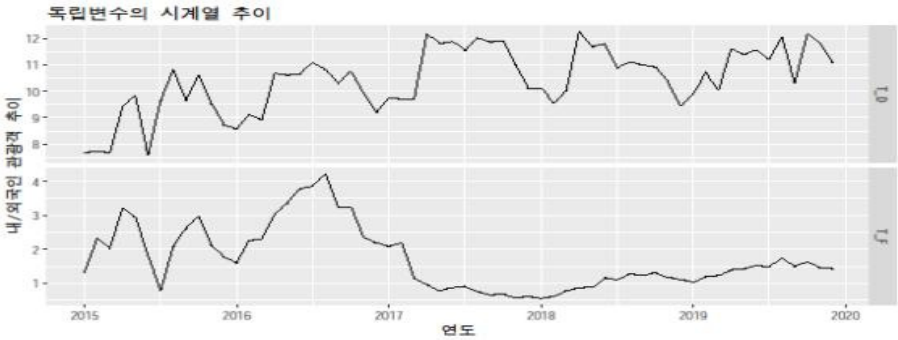
3) 주민등록인구수는 통계청에서 제공하는 월별 주민등록인구수를 사용하였다 (http://kosis.kr).



〈그림 2〉 보정된 월별 폭력범죄율의 시계열 추이

나. 독립변수

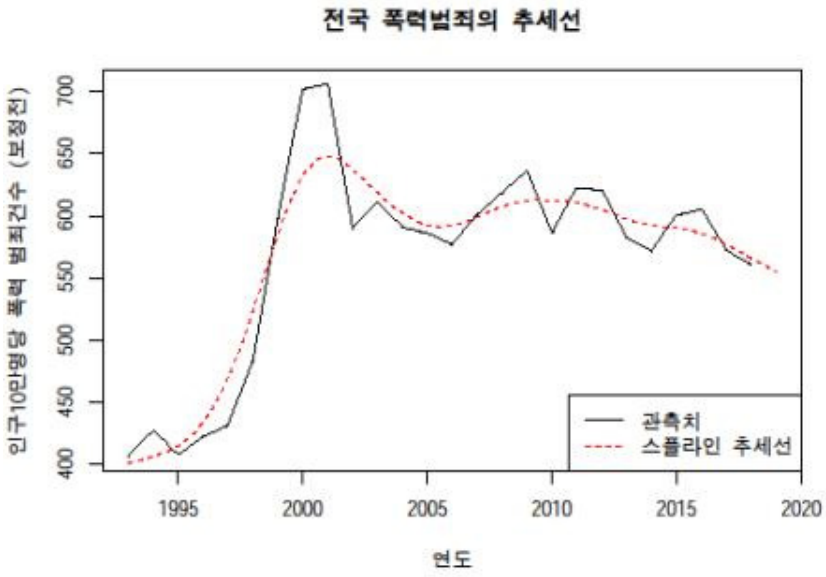
월별로 집계된 제주도 입도 관광객 중 내국인 관광객의 수와 외국인 관광객의 수를 각각 별도의 독립변수로 사용하였다. 입도 관광객의 수는 제주관광협회에서 제공하는 자료의 내국인과 외국인의 월계를 이용하였는데, 종속변수와 마찬가지로 월에 해당하는 일수가 다른 것이 월계에 영향을 미칠 수 있으므로, 해당월의 일자수를 고려하여 관광객 수치를 보정하였다. 그림 3은 보정된 내 · 외국인 관광객 추이를 나타낸다. 상단의 그래프는 내국인 관광객, 하단은 외국인 관광객을 나타내는데, 외국인 관광객의 수치가 2017년 이후 급감한 반면, 동기간 내국인 관광객의 수는 꾸준히 늘었음을 볼 수 있다.



〈그림 3〉 보정된 내 · 외국인 관광객 수의 시계열 추이 (단위: 10만명)

다. 통제변수

전술한 바와 같이 이 연구에서는 시계열 분석에서 변수 간 관계 분석의 오류를 가져올 수 있는 요인들을 통제하고자 하였다. 첫째는 전국 단위 폭력범죄 발생률이다. 제주도에서 일어난 폭력 사건의 증감이 전국적인 추세를 반영한 것일 뿐이라면 이를 관광객의 증감과 연결시켜 설명하는 것은 허위연관의 가능성이 있다. 따라서 이를 통제할 수 있는 변수를 모델에 포함시켜 이러한 가능성을 최소화할 필요가 있다. 이 연구에서는 전국단위 폭력범죄의 추세를 다음과 같이 구성하여 통제변수로 사용하였다. 우선, 통계청을 통해 제공되는 연도별 10만명당 폭력범죄율을 다운받아 시간에 따른 스플라인 회귀선을 적합한 후, 월별로 예측되는 값을 변수로 사용하였다. 이때, 월별 예측값은 평균중심화 (centering)를 통해 평균을 0으로 보정하였다.



〈그림 4〉 연간 전국 폭력범죄율과 스플라인 회귀를 통해 적합한 추세선

보통 시계열 분석에서는 시간변수 t 등을 이용하여 시간에 따른 추세를 나타내는데, 선형추세를 가정하는 시간변수 t의 경우, 관측기간에 따라 예상되는 추세가 매우 달라지고 선형이 아닌 추세를 설명하지 못하는 단점이 있다. 반면 스플라인 항을 추가함으로써 예측되는 값은 좀더 부드럽고 개별 관측치의 증감에 비교적 안정적인 추세를 보인다. 또한 스플라인 추세를 사용하는 것은 적합된 회귀식을 통해 관찰되지 않은 값을 예측할 수 있다는 장점이 있다. 그림 4의 그래프를 보면 전국 단위 폭력범죄율은 연간 1회만 업데이트되고, 2019년 폭력범죄율은 아직 공표되지도 않은 상태이다. 스플라인 회귀를 사용하면 예측된 추세선을 통해 각 월에 해당하는 폭력범죄율을 추정할 수 있을 뿐 아니라 아직 관찰되지 않은 2019년의 값들도 예측하여 변수로 활용할 수 있게 된다.

두 번째 통제변수는 계절변수이다. 전술한 바와 같이 월별 범죄건수와 관광객 추이는 각각 연간 반복되는 패턴을 갖기 마련이다. 이에 대해 한 변수의 다른 변수에 대한 영향을 알아보기 위해서는 공통된 계절성에 대한 변이가 통제되어야 한다. 이를 위해 몇 가지 방법이 사용될 수 있는데, 하나는 월을 나타내는 가변수(dummy)를 추가하는 것이다. 즉, 1월을 제외한 2월부터 12월까지를 변수로 만들고 그 월에 해당하면 1, 해당하지 않으면 0으로 처리하는 것이다. 이러한 가변수 방법은 연중 월별 추이가 매우 복잡하지만 해당 월에 대한 연간 추이는 안정적인 경우에 사용하기 적절하다. 반면, 가변수 방법은 너무 많은 변수를 추가함으로써 자유도가 많이 소비되는 단점이 있다. 그러므로, 계절 패턴이 부드러운 증감을 나타내는 경우, 가변수 대신 푸리에 변수를 사용하여 계절성을 나타내줄 수도 있다 (Woolhiser & Pegram, 1979). 푸리에 변수는 사인 · 코사인 같은 삼각함수항을 추가하여 순환적인 패턴을 나타내는 방법이다. 이 연구에서는 가변수와 푸리에 변수를 각각 사용하여 계절성을 나타낼 것이다. 경제성의 원칙에 따라 가변수를 사용하는 모델이 푸리에 변수를 사용하는 모델보다 크게 나은 점이 없다면 푸리에 변수를 사용하는 것이 더 적절하다.

3. 분석방법

본 연구는 최소자승법 (ordinary least square: OLS)을 이용하여 모델을 구성하였다. 이 연구에서는 보통 범죄건수 등 이산형 변수의 분석에서 자주 사용되는 포아송 회귀나 음이항 회귀는 고려하지 않는다. 10만명당 범죄건수의 보정치가 이미 이산형 변수가 아닌데다가, 이 연구의 종속변수와 같이 평균과 최소값이 충분히 큰 경우 변수의 편향성이 모수 추정에 큰 문제가 되지 않기 때문이다. 이러한 경우, 포아송 회귀나 음이항 회귀모형에서와 같이 연결함수 (link function)을 이용하여 변형된 변수를 사용하는 것보다 일반선형모형 (ordinary linear model)의 OLS를 이용하는 것이 잔차의 처리, 모델의 비교, 해석의 측면에서 더 유리하다. 분석과정에서 잔차의 OLS 가정 위반이 문제가 되지 않았기 때문에 이 연구에서는 분석을 위해 일반선형모형을 사용하였다.

둘째로, 이 연구에서는 독립변수에 대한 종속변수의 영향이나 변수의 지체효과 (lagged effect)는 고려하지 않는다. 제주도의 경우, 범죄 심각성에 따라 관광객의 선택이 영향을 받을 가능성은 적다. 변화하는 범죄상황을 알 수 있는 출처도 별로 없고, 실제 제주도를 방문하는 관광객을 대상으로 한 설문조사에서도 휴가지의 선정기준으로 범죄를 고려하는 비율이 매우 낮았기 때문이다[4]. 변수의 지체효과 역시 논리적으로 타당한 근거가 부족하다. 물론 월별 범죄건수는 연중 비슷한 수준에서 유지되는 것이 사실이나 그것이 지난 달에 일어난 범죄가 이번 달에 영향을 끼친 것 때문이라고 보기에는 무리가 있다. 입도 관광객도 마찬가지로, 지난 달과 비슷한 수준에서 증감하지만 실제로 관광객이 제주도에 체류하는 기간은 매우 짧다. 따라서 지난 달에 입도한 관광객이 이번 달의 범죄에 미치는 영향을 고려하지 않은 분석이 큰 오류를 가질 것으로 기대되지는 않는다.

따라서, 분석을 위한 모델링은 다음과 같은 회귀식으로부터 시작한다 (Model 1).

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \epsilon_t$$

4) 내국인은 0.1%, 외국인은 1.5%만이 제주여행의 결정에서 안전 및 치안을 고려한다 (제주특별자치도, '2019 제주특별자치도 방문관광객 실태조사')

이때, Y_t는 t월의 보정된 10명당 폭력범죄발생률, X_{1t}는 해당월의 보정된 내국인 입도 관광객 수, X_{2t}는 동기간중 보정된 외국인 입도 관광객 수이다. α와 β_1, β_2는 추정해야 하는 모수이며, ϵ_t는 회귀모수와 내 · 외국 관광객 수를 통해 예측한 값과 실제 관찰값과의 차이 (잔차)이다. 일반적인 OLS 가정 중의 중요한 것은 잔차가 서로 독립이며, 동일한 분포를 가진다는 것이다 (independently and identically distributed: i.i.d). 이러한 가정을 충족시키지 못하는 모델의 경우, 유효 표집수는 더 낮아지며, 이를 고려하지 않은 회귀모수의 추정은 실제보다 분산을 더 작은 것으로 판단할 수 있다. 즉, 독립변수가 종속변수에 미치는 영향이 유의한 것으로 판단했는데 실제로는 그렇지 않을 수 있는 것이다. 보통 시계열 자료의 경우, 잔차의 연속적 자기상관(serial autocorrelation)이 문제가 된다. 즉, OLS의 가정에 따르면 t 시점의 잔차인 ϵ_t와 t-1 시점의 잔차인 ϵ_{t-1}은 서로 독립이어야 하는데, 실제로는 그렇지 않은 것이다. 잔차가 자기상관을 갖는지 판단하기 위해서는 Breusch-Godfrey 검정이나 자기회귀함수 (Autocorrelation Function: ACF)를 사용한다. BG검정의 경우 영가설은 연속적 자기상관이 없다는 것이므로 영가설의 기각은 잔차의 자기상관이 존재함을 나타내며, OLS의 적용을 위해 이 문제가 해결되어야 함을 의미한다. ACF의 경우, 일정 시간간격을 가지는 관찰값들 사이의 상관계수를 나타내며, 보통 상관계수를 나열한 자기회귀함수 그래프(ACF plot)나 차분 그래프(Partial ACF plot)로 나타내는데 유의수준 이상의 값을 통해서 잔차의 자기상관이 존재함을 나타낸다 (Box-Steffensmeier et al., 2014).

두 번째 모형은 첫 번째 모형에 전국추세를 나타내는 항을 추가한다 (Model 2). 제주도의 경우 관광객의 영향이 크게 나타날 수 있지만, 전국적 추세의 측면에서 관광객의 영향은 상대적으로 매우 적을 것이다. 따라서 제주도의 폭력범죄 증감이 전국과 비슷한 패턴이라면 범죄의 증감에 대한 관광객의 영향은 의심스러운 것일 수 있다. 분석을 위한 두 번째 모형에서는 앞서 설명한대로 스플라인 회귀를 통해 추정된 전국추세를 통제변수로 추가하였다. 이에 따라, 회귀식은 다음과 같이 정의된다.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_\gamma \gamma_t + \epsilon_t$$

이때, γ_t는 전국 연간 폭력범죄율의 스플라인 회귀식을 통해 추정한 전국 월별 폭력범죄율이고 β_γ는 γ_t에 대한 회귀모수이다. 만약 전국추세를 나타내는 γ_t가 추가되면서 내 · 외국인 관광객 회귀모수의 유의성이 사라진다면 제주도 범죄증감에 대한 관광객의 영향은 불확실한 것일 수 있다.

마지막으로, 계절성을 통제하기 위한 변수를 추가한다. 앞서 계절성을 통제하기 위한 방법으로 두 가지를 제시하였는데, 첫 번째인 월을 나타내는 가변수(dummy)를 사용하는 회귀식은 다음과 같이 정의된다 (Model 3).

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_\gamma \gamma_t + \beta_{d_2} d_{2t} + \cdots + \beta_{d_{12}} d_{12t} + \epsilon_t$$

d_{2t}부터 d_{12t}는 각각 2월부터 12월을 나타내는 가변수이고 β_{d_2}에서 $\beta_{d_{12}}$까지는 월을 나타내는 가변수에 해당하는 회귀모수이다. 모든 가변수의 값이 0일 경우 예측값은 1월의 범죄를 나타낸다.

계절을 통제하기 위한 두 번째 방법은 가변수 대신 삼각함수의 항인 푸리에 변수를 추가하는 것이다 (Model 4).

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_\gamma \gamma_t + \delta_1 \sin(2\pi t/12) + \delta_2 \cos(2\pi t/12) + \epsilon_t$$

δ_1과 δ_2는 각각 12개월의 주기를 가지는 사인과 코사인 항의 회귀모수로 계절에 의한 범죄의 변동폭이 클수록 큰 값을 갖고, 이것이 유의미하지 않은 경우, 계절적 변동이 작거나 비일관적이라는 것을 의미한다.

각 모델의 경우, OLS 가정을 충족하는지 여부를 판단하기 위해 몇가지 통계적 검정을 실시하였다. 회귀 잔차의 정규성 (normality)을 판단하기 위해 Shapiro-Wilk 검정(Shapiro & Wilk, 1965), 이분산성을 판단하기 위해 Breusch-Pagan 검정 (Breusch & Pagan, 1979)을 수행하였다. 또한 시계열 잔차의 시간적 자기상관 확인을 위해 Breusch-Godfrey 검정 (Breusch, 1978; Godfrey, 1978)을 수행하였고, 정상성 (stationarity) 검정을 위해 KPSS 검정(Kwiatkowsk 등, 1992)을 실시하였다.

또한, 다중공선성 확인을 위한 분산팽창지수 (Variance Inflation Factor)는 최종 모형인 Model 4에 대해서만 산출하였는데, 자유도가 2인 푸리에 변수를 포함한 분산팽창지수 계산을 위해 일반화 분산팽창지수 (Generalized VIF: GVIF)를 활용하였다.

서로 다른 모델의 비교는 분산분석 (ANOVA)과 정보기준 (Information Criterion) 통계치를 이용하였다. ANOVA의 경우, 모델의 통제변수를 추가하면서 더 단순한 모델과 복잡한 모델 (예, 스플라인 항을 넣지 않은 모델과 넣은 모델)을 비교하여 감소된 자유도에 비해 적합도가 향상되었는지를 검정하는 것이다. 유의미한 적합도의 향상이 있는 경우 더 복잡한 모델을 사용할 필요가 있고, 그렇지 않은 경우 단순한 모델이 선호된다. 정보기준 통계치는 아카이케 정보기준(Akaike Information Criterion: AIC)과 베이지안 정보기준 (Bayesian Information Criterion: BIC)을 사용하였는데, 두 값 모두 모델 변수의 갯수에 대한 패널티를 부과한 상태에서 데이터에 대한 모델의 설명력을 비교한다. 수치가 낮을수록 더 우수한 모형이라는 것을 시사한다 (Akaike, 1974; Schwarz, 1978).

마지막으로 몇 개의 통계치에 대한 시각화 그래프를 제시하였다. 시각화 그래프의 경우, 가장 단순한 모형인 Model 1과 최종모형인 Model 4를 비교하였는데 자기회귀함수 (Autocorrelation Function: ACF) 그래프와 적합차-관찰치(fitted vs. observed) 산점도 플롯을 통해 모형의 통제변수 추가가 잔차의 독립성 확보와 회귀모형의 예측력 향상에 기여했음을 시각적으로 제시하였다.

이 연구는 데이터 전처리, 분석 및 결과제시를 위한 플로팅 등 대부분의 과정에서 오픈소스 통계 프로그램인 R (Version 3.6.3)을 활용하였다.

Ⅳ. 분석결과

앞서 제시한 4가지 모형의 회귀분석 결과가 표 3에 제시되어 있다. 가장 단순한 모형인 Model 1은 보정된 내 · 외국인 관광객의 수만으로 월간 폭력범죄율을 설명한다. 이때 내국인 관광객의 수는 폭력범죄율과 유의미한 연관을 보이지 않는 반면,

외국인 관광객의 수는 상당히 유의미한 연관을 갖는다. 모형의 설명력을 나타내는 R^2값은 0.45로 비교적 높은 편이지만, 전국 추세와 계절성을 고려하지 않아 허위 연관의 가능성이 제기될 수 있다. Model 1의 F값은 독립변수가 전혀 없는 모형과 차이가 있는지를 검정하는데 사용된다. 검정 결과, 관광객의 수를 독립변수로 활용한 모형은 독립변수가 아무것도 없는 모델보다 우수하다. Shapiro-Wilks의 W값은 OLS의 기본 가정인 잔차의 정규성을 검정하기 위해 사용되는데, 영가설은 잔차가 정규분포 한다는 것으로, 영가설이 기각되지 않는 한 잔차의 정규성은 인정된다. 이에 따르면, 잔차의 비정규성은 Model 1뿐 아니라 대부분의 모형에서 큰 문제가 되지 않는다. Breusch-Pagan 검정 역시 OLS의 기본가정인 잔차의 동일분포(identically distributed)를 충족하는지 확인하는 것으로, 영가설이 기각되지 않는 한 잔차의 이분산성이 문제되지 않는다고 판단한다. 검정 결과는 .05 유의수준에서 모든 모형이 이분산성을 보이지 않는 것으로 나타났다. Breusch-Godfrey 검정은 라그랑지 승수검정 (Lagrange multiplier test)을 이용하여 연속적 자기상관이 없다는 영가설을 검정한다. 따라서, 유의미하지 않은 통계량의 경우, 잔차의 자기상관이 문제되지 않음을 의미하는데, 표 3의 결과에 따르면 Breusch-Godfrey 검정결과는 Model 1의 경우, 연속적 자기상관이 .05 유의수준에서 현저함을 나타낸다. 따라서 OLS 추정에 오류를 가져올 수 있음을 시사한다. 잔차의 자기상관은 자기회귀함수(ACF) 그래프를 통해서 나타낼 수도 있다. 그림 5의 왼쪽은 Model 1의 잔차에 대한 ACF를 나타내는데 lag 1부터 lag 4까지의 높은 ACF 값은 시기적으로 근접한 잔차끼리의 상관성이 유의미하게 높음을 보여준다. 한편, KPSS 검정에 따르면, Model 1 잔차의 자기회귀 패턴은 .05 유의수준에서 비정상성(non-stationarity)을 보인다고 할 수 있다 (KPSS=0.70, p=0.0134). 즉, 잔차의 평균과 분산이 관측시기에 따라 달라질 수 있는 것이다. 이러한 잔차의 비정상성 역시 통제변수를 추가하면서부터는 (Model 2 이후) 별 문제가 되지 않는 것으로 보인다.

〈표 3〉 회귀분석 결과

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
변수	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
절편	66.99	13.85 ***	32.21	9.47 **	53.07	11.37 ***	62.18	9.86 ***
내국인 관광객	-0.57	1.23	3.52	0.89 ***	1.22	1.14	0.85	0.91
외국인 관광객	10.57	1.61 ***	5.98	1.13 ***	4.89	1.03 ***	4.72	0.96 ***
전국추세			0.95	0.10 ***	0.90	0.09 ***	0.89	0.09 ***
2월					-1.82	3.79		
3월					-2.03	3.77		
4월					4.62	4.48		
5월					2.68	4.38		
6월					10.09	4.17 *		
7월					11.50	4.20 **		
8월					11.91	4.56 *		
9월					12.85	4.13 **		
10월					4.29	4.48		
11월					2.68	4.01		
12월					3.48	3.82		
sin(2πt/12)							-5.58	1.18 ***
cos(2πt/12)							-4.21	1.24 **
통계량								
R^2	0.45		0.79		0.88		0.86	
수정된 R^2	0.43		0.78		0.84		0.85	
F-검정	23.63 (p〈0.001)		87.99 (p〈0.001)		3.01 (p=0.0044)			
Shapiro-Wilks (W)	0.99 (p=0.9029)		0.95 (p=0.0156)		0.98 (p=0.4303)		0.97 (p=0.2423)	
Breusch-Pagan (BP)	3.43 (p=0.1797)		1.92 (p=0.5876)		17.11(p=0.2504)		3.54 (p=0.6171)	
Breusch-Godfrey (LM test)	32.11 (p=0.0013)		13.03 (p=0.3474)		17.24 (p=0.5064)		4.26 (p=0.9783)	
KPSS	0.70 (p=0.0134)		0.04 (p〉0.1)		0.09 (p〉0.1)		0.10 (p〉0.1)	
AIC	464.56		409.90		398.86		388.80	
BIC	472.95		420.38		432.37		403.46	

*: p<.05; **: p<.01; ***: p<.001

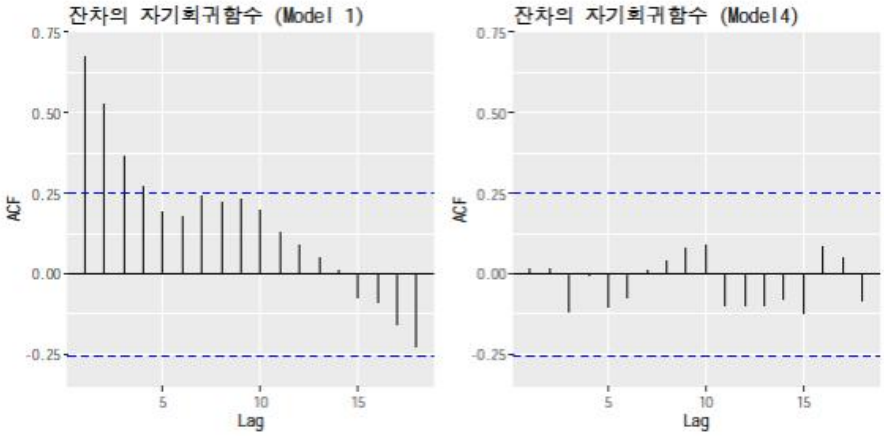
Model 2는 Model 1에 전국 폭력범죄 추세의 월별 예측값을 추가한 것이다. 전국 추세를 추가하였을 때, 내국인 관광객을 비롯한 모든 변수가 유의미한 영향을 가지는 것으로 나타났으며, R^2와 수정된 R^2 모두 크게 상승하여 폭력범죄에 대한 전국적인 추세가 제주도 폭력범죄의 증감에 있어서도 큰 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 전국추세 항의 추가는 자유도의 감소에도 불구하고 (df = 1), 분석모형을 유의미하게 개선시켰다 ($F=89.99$, $p<0.001$). AIC와 BIC의 경우도 Model 2의 값들이 Model 1에 비해 낮음을 볼 때, Model 2가 더 우수한 것으로 판단할 수 있다.

Model 3은 Model 2에 월을 나타내는 가변수를 추가한 것이다. 계절적 변화를 통제하는 월에 대한 가변수를 삽입하면서 내국인 관광객의 영향력은 다시 유의성을 상실하였다. 구체적으로는 6월부터 9월까지의 범죄건수가 기준이 되는 1월에 비해 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 즉, 여름 시즌에 해당하는 달의 폭력범죄 건수가 겨울에 비해 증가한 것이다. 모델의 성능을 판단하는 R^2, 수정 R^2, ANOVA 검정(F 통계치), AIC는 모두 Model 3이 Model 2에 비해 개선된 모형임을 나타낸다. 단, BIC는 Model 3이 덜 우수한 것으로 보고하는데, 이는 변수의 개수라는 제약조건을 감안했을 때 Model 3이 그다지 우수하지 않기 때문일 수 있다. 가변수가 11개나 추가로 모형에 포함되었기 때문이다.

따라서, Model 4는 개별 월을 모두 가변수로 만들어 모형에 추가하는 대신 푸리에 변수를 추가하여 주기적인 증감을 나타내도록 하였다. 이에 따르면, Model 4의 R^2은 Model 3에 비해 조금 낮지만, 수정된 R^2는 더 높다. 또한 AIC와 BIC 모두 Model 3에 비해 개선되었다. 즉, 모형의 변수 개수에 따라 보정하거나 제약조건을 부과한 성능의 평가치에서는 Model 4가 더 우수한 것으로 나타난 것이다. Model 3과 Model 4의 경우 서로 완전모형(full model)과 제약모형(restricted model)의 관계가 아니어서 ANOVA 검정은 실시하지 않았다.

또한, 각 변수에 대한 일반화 분산팽창지수 (GVIF)는 표 4와 같다. $GVIF^{1/(2*DF)}$는 변수의 자유도를 고려하여 수정한 GVIF를 나타낸다. 대체로 3 이하의 값으로, 보통 분산팽창지수의 경험법칙 (rule of thumb)이 5 이하인 것을 고려하면 매우 낮은 값이라고 할 수 있다. 따라서 이 모형에서 다중공선성은 큰 문제가 되지 않을 것으로 판단된다. 그밖에, 잔차의 정규성 검정 ($W=0.97$, $p=0.2423$), 이분산성 검정

(BP=0.35, p=0.6171), 자기상관 검정 (LM=4.26, p=0.9783), 정상성 검정 (KPSS=0.10, p>0.1) 모두 특이사항 없으므로 Model 4를 최종모형으로 선택하였다 (표 3).



〈그림 5〉 단순모형 (Model 1)과 최종모형(Model 4)의 잔차 상관성 비교

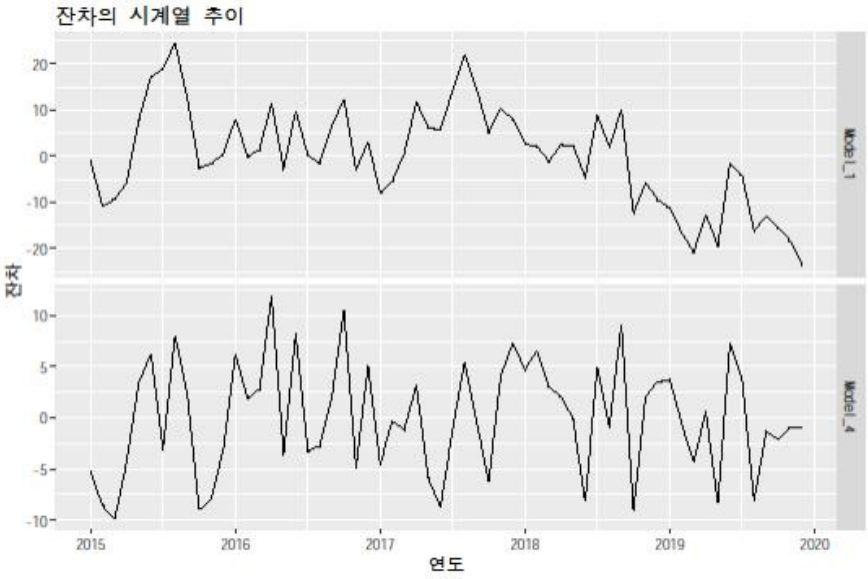
〈표 4〉 주요변수의 일반화 분산팽창지수 (GVIF)

	GVIF	자유도 (DF)	$GVIF^{1/(2*DF)}$
내국인 관광객 수	2.14	1	1.46
외국인 관광객 수	1.39	1	1.17
전국추세	1.81	1	1.34
푸리에 변수	1.65	2	1.13

최종 모형은 초기모형 (Model 1)에 비해 잔차의 자기상관성이 현저히 줄어들었다 (그림 5). 또한, 잔차의 시계열 추이에서 나타나는 경향성 역시 감소하였다. 그림 6의 위는 초기모형 (Model 1)의 잔차 추이이고 아래는 최종모형 (Model 4)의 잔차 추이인데, 눈에 띄는 경향성(trending)을 보이는 초기모형과 달리 최종모형의 잔차는 0 주변에서 무작위로 진동하는 것처럼 보인다. 따라서 OLS에서 가정하고 있는 잔차의 독립동일분포의 가정에 더 부합한다고 할 수 있다. 마지막으로 예측값과 관

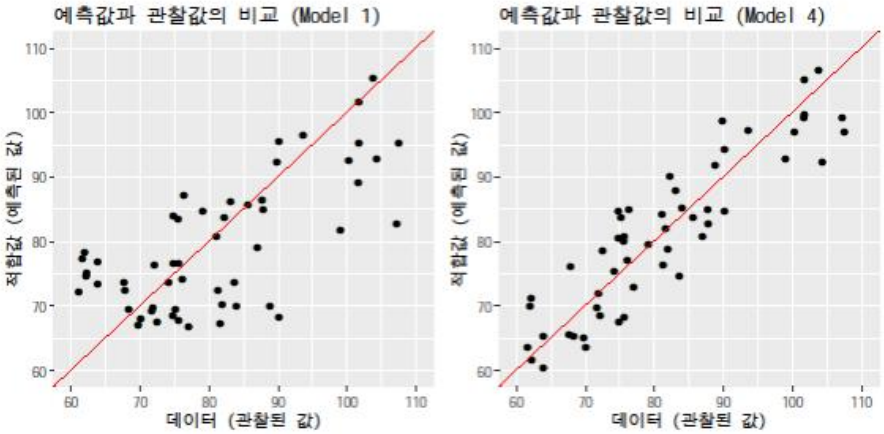
찰값 비교 결과 역시 최종모형이 더 우수함을 나타낸다. 그림 7의 그래프들은 서로 대응시키는 점이 대각선 주변에 나타날수록 모형을 통해 예측된 값이 실제 관찰된 값과 유사함을 나타내는데, 이에 따르면 최종모형에서 예측된 값이 실제 관찰값을 더 정확히 예측하는 것을 볼 수 있다.[5)]

최종모형에 따르면, 내국인 관광객을 제외한 독립변수와 모든 통제변수가 월별 폭력범죄율에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 내국인 관광객의 증감은 월별 폭력범죄율에 의미 있는 관련성을 보이지 않는 반면, 외국인 관광객의 수는 월별 폭력범죄율과 유의미한 연관성을 나타낸 것이다. 구체적으로는 외국인 관광객의 수가 10만명 증가할수록 폭력범죄가 약 4.72건 정도 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 폭력범죄에 대한 전국 추세, 계절 패턴과 같은 통제변수를 고려한 결과이며, 이러한 통제변수 역시 월별 폭력범죄율에 대해 유의미한 관련성을 가지는 것으로 나타났다.



〈그림 6〉 잔차의 시계열 추이

5) 수정된 R^2 값에 따르면, 회귀식으로 추정된 값은 종속변수 분산의 85%를 설명하는 것으로 나타났다 (표 3).



〈그림 7〉 단순모형 (Model 1)과 최종모형 (Model 4)의 예측값-관찰값 비교

V. 논의 및 시사점

이상으로 내 · 외국인 관광객의 증감이 월별 폭력범죄 발생과 가지는 연관성을 분석하였다. 분석결과를 종합하면, 제주도 내의 폭력 사건은 전국 폭력 사건의 추세와 현저한 관련성을 가지고, 명확한 계절성을 보였는데, 이러한 관련성을 모두 고려한 분석 모형에서도 외국인 관광객과의 관련성은 유의미하게 나타났다. 반면, 내국인 관광객과 폭력범죄와의 관련성은 확인되지 않았다. 아울러 분석과정을 통하여, 전국 범죄추세나 계절성 변수와 같은 통제변수를 추가하는 것이 모델의 성능 향상이나 회귀 가정에 부합하는 분석을 위하여 유의미하게 기여하였다는 것을 알 수 있었다.

이 연구는 그간 국내 연구에서 잘 다루어지지 않았던 관광객과 폭력범죄의 관련성이라는 주제의 측면에서 뿐 아니라 관광객과 폭력범죄를 다룬 국외 연구에서도 많이 시도되지 않은 시계열 분석을 수행하였다는 점에서 그 의의가 있다. 특히 본 연구의 경우, 외부변수의 영향을 차단하기 용이한 연구지역의 지리적 특성에 더해 관광객의 영향이 비교적 많이 나타날 수 있는 제주도 내 관광객과 거주민 비율, 연

구기간 중 내 · 외국인 관광객의 상이한 추이와 외국인 관광객의 급작스러운 변화 등 일반적인 관광지에서 쉽게 관찰하기 어려운 상황이 맞아 떨어져서 연구가 가능했던 측면이 있다.

그러나 분석결과가 실제 관광객과 범죄에 대한 보편적인 특징을 반영하는지에 대해서는 추가적인 연구가 이루어져야 할 것으로 보인다. 예를 들어, 이 연구의 결과만 가지고는 왜 내국인 관광객의 증가가 폭력범죄로 이어지지 않는 반면, 외국인 관광객의 증가가 폭력범죄의 증가와 연관성을 가지는지 명확히 설명하지 못한다. 내국인의 경우, 한국인으로서 가지고 있는 공통된 정서나 내재된 규범이 일탈을 통제하는 반면 외국인의 경우 그러한 통제의 기제가 작용하지 않기 때문인가. 아니면 깨진 유리창 이론에서 주장하는 것처럼 외국인 관광객의 증가가 지역주민의 영역성과 비공식적 통제를 약화시켜서 범죄의 증가로 이어진 것인가. 이 연구의 분석은 이러한 문제에 답할 수 있도록 구성된 것이 아니므로, 이후 후속연구를 통해 관련 주제에 대한 새로운 접근을 시도할 필요가 있다. 내 · 외국인 관광객을 상대로 하는 설문조사나 지역주민의 내 · 외국인 관광객에 대한 인식조사 등을 실시할 수 있을 것이다. 사건 데이터에 대한 접근이 가능하다면 제주 지역 내 실제 폭력사건의 피의자 특징을 분석하는 연구를 수행할 수도 있을 것이다. 따라서 이러한 후속연구가 수행되지 않은 채로 이 연구의 분석결과 성급히 일반화하는 것은 근거가 부족한 외국인 혐오로 이어질 수 있으므로 주의하여야 한다.

반면, 지역치안을 담당하는 경찰이나 적극적으로 관광객을 유치해야 하는 지방정부의 입장에서는 늘어나는 관광객에 따른 치안환경의 변화나 지역주민의 만족도 등을 고려해 정책을 결정할 수 있을 것이다. 예를 들어, 외국인의 관광객의 증가가 직 · 간접적인 영향을 통해 폭력범죄의 증가와 관련된다면, 폭력이 증가할 것으로 예상되는 시즌에, 관광지 등 예상되는 지역을 중심으로 집중순찰 등을 실시하여 폭력범죄를 미연에 예방할 수 있을 것이다. 또한 지방정부 역시도 관광객의 증가가 지역치안에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 감안하여, 관광객 유치를 위한 정책을 수행함에 있어서 지역 주민과의 공감대를 형성하는데 더 노력할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

1. 자료 및 기사출처

관광경찰 홈페이지 (http://tourist.police.go.kr/)
연합뉴스 (https://www.yna.co.kr/)
제주관광협회 홈페이지 (http://visitjeju.or.kr/)
제주특별자치도 홈페이지 (https://www.jeju.go.kr/)
통계청 국가통계포털 (http://kosis.kr/)
한국관광공사 홈페이지 (http://kto.visitkorea.or.kr/)

2. 학술논문과 단행본

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. In *Selected Papers of Hirotugu Akaike* (pp. 215–222). Springer.

Anderson, C. A. (1987). Temperature and aggression: Effects on quarterly, yearly, and city rates of violent and nonviolent crime. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 1161–1173.

Barker, M., Page, S. J., & Meyer, D. (2002). Modeling tourism crime: The 2000 America's cup. *Annals of Tourism Research*, 29, 762–782.

Berkowitz, L. (1983). Aversively stimulated aggression: Some parallels and differences in research with animals and humans. *American Psychologist*, 38, 1135–1144.

Box-Steffensmeier, J. M., Freeman, J. R., Hitt, M. P., & Pevehouse, J. C. W. (2014). *Time Series Analysis for the Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press. Cambridge Core.

Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 334–355.

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

Bushman, B. J., Wang, M. C., & Anderson, C. A. (2005). Is the curve relating temperature to aggression linear or curvilinear: Assaults and temperature in Minneapolis reexamined. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62 – 66.

Cohen, L. E., & Felson, M. (1979). Social change and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, 44, 588 – 608.

Cohn, E. G. (1990). Weather and crime. *The British Journal of Criminology*, 30, 51 – 64.

Cohn, E. G., & Rotton, J. (2000). Weather, seasonal trends and property crimes in Minneapolis, 1987 – 1988. A moderator-variable time-series analysis of routine activities. *Journal of Environmental Psychology,* 20, 257 – 272.

Cotton, J. L. (1986). Ambient temperature and violent crime. *Journal of Applied Social Psychology*, 16, 786 – 801.

Farrell, G., & Pease, K. (1994). Crime seasonality: Domestic disputes and residential burglary in Merseyside 1988-90. *The British Journal of Criminology*, 34, 487 – 498.

Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1293 – 1301.

Haberman, C. P., Sorg, E. T., & Ratcliffe, J. H. (2018). The seasons they are a changin': Testing for seasonal effects of potentially criminogenic places on street robbery. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 55, 425 – 459.

Han, S., Nobles, M. R., Piquero, A. R., & Piquero, N. L. (2019). Crime Risks Increase in Areas Proximate to Theme Parks: A Case Study of Crime

Concentration in Orlando. *Justice Quarterly*, 1–20.

Harper Jr, D. W. (2000). Planning in tourist robbery. *Annals of Tourism Research*, 27, 517–520.

Hipp, J. R., Curran, P. J., Bollen, K. A., & Bauer, D. J. (2004). Crimes of opportunity or crimes of emotion? Testing two explanations of seasonal change in crime. *Social Forces*, 82, 1333–1372.

Hirschi, T., & Selvin, H. C. (1967). *Delinquency research: An appraisal of analytic methods*. Free Press.

Kelling, G. L., & Wilson, J. Q. (1982). Broken windows. *Atlantic Monthly*, 249, 29–38.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.

Landau, S. F., & Fridman, D. (1993). The seasonality of violent crime: The case of robbery and homicide in Israel. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30, 163–191.

Maguire, M. (2012). Criminal statistics and the construction of crime. In *The Oxford handbook of criminology* (Vol. 5, pp. 206–244). Oxford University Press Oxford.

McPheters, L. R., & Stronge, W. B. (1974). Crime as an environmental externality of tourism: Miami, Florida. *Land Economics*, 50, 288–292.

Morrison, W. D. (1891). *Crime and its Causes* (Vol. 27). S. Sonnenschein & Company.

Mosher, C. J., Miethe, T. D., & Hart, T. C. (2010). *The mismeasure of crime*. Sage Publications.

Quetelet, A. (1842). *A Treatise on Man and the Development of His Faculties*. W. and R. Chambers.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of*

Statistics, 6, 461 – 464.

Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika,* 52, 591 – 611.

Van Tran, X., & Bridges, F. S. (2009). Tourism and Crime in European Nations. *E-Review of Tourism Research*, 7.

Woolhiser, D. A., & Pegram, G. (1979). Maximum likelihood estimation of Fourier coefficients to describe seasonal variations of parameters in stochastic daily precipitation models. *Journal of Applied Meteorology*, 18, 34 – 42.

김기용. (2013). 관광지 안전과 관광경찰의 역할. **한국관광정책**, 79 – 86.

김성환. (2017). 지역사회 경찰활동 적용을 통한 한국관광경찰대의 개선방안에 관한 연구. **한국콘텐츠학회논문지**, 17, 582 – 589.

노정희. (2008). 관광 목적지로서의 지각된 위험과 관광지 이미지가 한국 방문 의사에 미치는 영향에 관한 연구. **관광레저연구**, 20, 169 – 188.

박억종. (2013). 관광경찰제 도입에 따른 관광경찰의 실무적인 역할에 관한 연구. **자치경찰연구**, 6, 24 – 38.

박한호. (2015). 관광범죄피해자의 논의를 통한 피해방지 및 지원 방안: 취약성 이론에 근거한 설명을 중심으로. **피해자학연구**, 23, 5 – 26.

박한호. (2018). 관광치안 확립을 위한 논의. **한국민간경비학회보**, 17, 45 – 70.

박한호, & 한상암. (2013). 관광 지향적 경찰활동에 관한 연구-제주특별자치도를 중심으로. **한국경찰학회보**, 15, 71 – 102.

유지윤. (2013). 위기의 시대, 관광 위기의 전략적 관리가 필요하다. **한국관광정책**, 32 – 41.

이영식, & 정덕영. (2008). 치안환경과 관광객의 안전인식에 관한 연구. **한국경찰학회보**, 10, 171 – 196.

이창무, & 이도선. (2013). 외국인 관광객 대상 위법행위 실태와 관광경찰제도에 관한 연구. **한국경호경비학회지**, 197 – 220.

전대양, & 김종오. (2013). 관광경찰의 도입과 개선방안. **한국행정학회 학술발표논**

문집, 83 – 94.

정귀, & 박상희. (2017). 중국인의 관광위험지각이 한국 방문의도와 관광지 전환행동에 미치는 영향. **관광연구**, 32, 149 – 168.

조현빈, & 조민상. (2015). 관광경찰대 도입 및 정착과정에 관한 인식 연구. **한국산학기술학회 학술대회논문집**, 537 – 539.

Time Series Analysis on the Association between Tourists and the Monthly Violent Crimes: A Case Study of Jeju Special Self-Governing Province

Jung, Yeondae*

Tourists may contribute to the occurrence of violent crime as vulnerable victims or motivated offenders, and increasing access of non-residental tourists may result in weakened territoriality or social controls of the local residents, which ultimately end up with increased violent crimes. Therefore, the association between tourism and crime has been studied in the literature. However, the subject has less been addressed in Korean criminological research. This study aims to investigate the temporal association between tourists and monthly violent crimes separating the nationality of the tourists: domestic and foreign tourists. The analytical process utilizes the variables to control spurious association between the independent and dependent variables: the national trends of violent crimes and the seasonality. The results show that the final model accounting for the control variables is superior to the simple regression model ignoring those effects and more reliable because it conforms the analytical assumption of the ordinary least squares estimation. According to the final model, the number of foreign tourists is shown to be significantly associated with the monthly assault rates while the number of domestic tourists does not show the similar association. Based on the results, policy implications are discussed, and follow-up research is suggested to verify the implication of this study.

❖ key words: tourists, assaults, time series analysis, national trends, seasonality

* Big Data Policing Division, the National Police Agency, Sergeant, PhD in Geospatial Information Sciences

투고일 : 4월 27일 / 심사일 : 6월 24일 / 게재확정일 : 6월 24일