Journal of Channel and Retailing
Volume 31, Number 4(October), pp.33-58, 2026.

Korea Distribution Association(http://www.kodia.or.kr)
pISSN:1226-9263, eISSN:2383-9694
https://doi.org/10.17657/jcr.2026.10.31.2

유통점포의 폐점·공실·후속 출점과 인접 상권의 매출 변화: 광명시 사례의 거리대별 이중차분 분석

윤홍준*

본 연구는 이마트 메트로 광명점의 폐점, 약 5주의 공실, 동일 부지의 이마트 에브리데이 광명점 출점으로 이어진 사건을 대상으로 0~1km 초근접권의 매출 변화를 분석하였다. 기존 연구가 대형 유통시설의 신규 출점, 영업규제 또는 완전 폐점 이후의 평균효과에 주로 초점을 두었다면, 본 연구는 폐점·공실·후속 출점을 하나의 연속적인 상권 조정 과정으로 구분하고 단기 상대변화와 전체 영업기간의 평균적 상대차이를 함께 검토한다. 2022년 4월부터 2024년 12월까지의 KB국민카드 자료를 이용하여 9,027개 가맹점, 925,596개 가맹점-주 관측치로 패널을 구축하고, 가맹점 및 주 고정효과를 포함한 거리대 기반 이중차분모형을 적용하였다. 공실기와 후속 영업기의 단계분해, 4·8·12·16주 누적 기간창, 사건연구, PPML, 역확률가중치, 1:1 성향점수매칭, 시간·공간 위약검정 및 Conley 공간표준오차 분석을 병행하였다. 분석 결과, 공실기와 후속 점포 전체 영업기의 평균적인 권역 간 차이는 모든 비교권역에서 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 전환주차를 제외한 12주 Conley 분석에서는 1~3km 비교에서 −10.230%, 3km 이상 비교에서 −8.900%의 음의 상대차이가 추정되었다. 다만 이 결과는 비교권역, 전환주차 처리 및 추정방법에 따라 크기와 유의성이 달랐다. IPW와 성향점수매칭에서는 모든 기간창이 통계적으로 유의하지 않았다. PPML은 1~3km 비교에서는 통계적으로 유의하지 않았으나, 3km 이상 비교에서는 일부 단기 기간창에서 통계적으로 유의한 음의 상대차이가 나타났다. 사건연구에서도 일부 주차의 음의 계수는 관찰되었으나 일관된 감소 또는 회복경로는 나타나지 않았다. 따라서 본 사례는 후속 점포 영업 개시 직후 초근접권에서 단기적인 상대매출 조정이 발생했을 가능성을 시사하지만, 이를 지속적이고 안정적인 인과효과로 일반화하기는 어렵다. 본 연구는 폐점과 후속 출점을 분리된 사건이 아닌 연속적인 상권조정 과정으로 분석하고, 거리·시간·비교권역·공간상관에 따른 결과의 민감성을 함께 제시하였다는 점에서 기존 연구와 차별된다.

주제어 : 유통점포 폐점, 공실, 후속 점포 출점, 인접 상권, 거리대 기반 이중차분, Conley 공간표준오차

Ⅰ. 서론

국내 오프라인 유통시장을 움직이는 것은 신규 출점만이 아니다. 기존 점포의 폐점, 그 뒤에 이어지는 공실, 같은 부지에서 문을 여는 후속 점포 역시 상권을 바꾼다. 한동안 지역 소비의 거점 역할을 해 온 점포가 사라지면 주변 상권에는 대체 수요가 흘러들 수 있지만, 그 점포가 만들어 내던 유동인구와 연계구매도 함께 줄어든다. 이후 같은 자리에서 다른 형태의 점포가 영업을 시작하면 경쟁과 집객의 조건은 또 한 번 재편된다. 폐점과 후속 출점의 영향을 증가 아니면 감소라는 한 방향으로 미리 못 박기 어려운 이유이며, 시간의 흐름에 따라 단계를 나누어 살펴야 할 필요도 여기서 나온다.

유통점포와 주변 상권의 관계를 복잡하게 만드는 것은 경쟁효과와 집객효과가 한 사건 안에서 동시에 작동한다는 사실이다. 가격, 상품구색, 브랜드 인지도, 접근성을 두루 갖춘 점포는 주변 중소점포의 수요를 끌어갈 수 있다. 그러나 같은 점

* 소상공인시장진흥공단 소상공인정책연구소 부연구위원(hjyoon5466@gmail.com)

포가 방문객을 그 지역으로 불러들여 음식점, 생활서비스업, 보완적 소매점포의 이용을 키우기도 한다. 실제로 선행연구에서는 대형점포의 진입이 주변 점포의 매출과 생존을 악화시킬 수 있다는 결과와, 일부 업종과 공간에서는 집객에 따른 보완적 효과가 나타난다는 결과가 나란히 보고되어 왔다(Arcidiacono et al., 2020; Daunfeldt et al., 2019; Haltiwanger et al., 2010; Han et al., 2018; Jia, 2008).

국내에서도 대형마트와 기업형 슈퍼마켓의 출점, 영업규제, 폐점이 전통시장과 중소점포에 미치는 영향은 꽤 두텁게 축적되어 왔다. 이 연구들이 공통으로 보여주는 바는 두 가지다. 유통점포의 영향은 거리, 업종, 소비자의 대체구매 경로에 따라 갈리며, 점포가 사라졌다고 해서 주변 상권의 매출이 자동으로 늘어나지는 않는다는 것이다(김현아 외, 2022; 서용구, 한경동, 2015; 서진형, 조춘한, 2019; 신우진, 2012; 안치호 외, 2013; 이강일 외, 2018; 정환 외, 2020; 허성윤, 진현정, 2024).

그러나 기존 연구는 폐점 이후 짧은 공실을 거쳐 같은 부지에 후속 점포가 출점하는 연속적인 변화를 충분히 설명하지 못한다. 신규 출점 연구는 새로운 경쟁자의 진입을, 폐점 연구는 기존 소비거점의 소멸을 주로 분석한다. 하지만 폐점과 후속 출점이 짧은 간격으로 이어지면 주변 상권은 기존 점포의 부재에 적응하기 전에 새로운 경쟁·집객환경을 맞이한다. 사건 이후 전체 기간을 하나의 사후시점으로 묶을 경우 공실기의 변화와 후속 점포 영업기의 변화를 구분하기 어렵고, 개점 직후의 단기 변화도 장기 평균에 가려질 수 있다.

본 연구는 이마트 메트로 광명점의 폐점과 약 5주의 공실 이후 동일 부지에 이루어진 이마트 에브리데이 광명점의 출점을 분석한다. 기존 점포는 일반적인 종합 대형마트보다 규모가 작은 도심형 유통점포였으므로, 이 사건을 대형마트가 기업형 슈퍼마켓으로 직접 전환된 일반적 사례로 규정하기는 어렵다. 이에 본 연구는 이를 기존 소형 유통점포의 폐점, 단기 공실 및 후속 점포 출점이 연속적으로 발생한 단일 사례로 정의한다. 분석결과 역시 보편적인 업태전환 효과가 아니라 설정된 비교권역에 대한 0~1km 초근접권의 상대적 변화로 해석한다.

본 연구는 다음 세 가지 질문을 제기한다. 첫째, 공실기와 후속 점포 영업기 동안 초근접권의 매출 변화는 인접 및 외곽 비교권역과 다르게 나타나는가. 둘째, 후속 점포 영업 개시 이후의 상대적 변화는 4주, 8주, 12주 및 16주의 단기 기간창에 집중되는가. 셋째, 이러한 결과는 비교권역, 전환주차 처리, 함수형태, 공간상관 및 표본구성을 달리해도 유지되는가.

분석에는 2022년 4월부터 2024년 12월까지의 KB국민카드 가맹점 매출자료를 이용한다. 9,027개 가맹점과 925,596개의 가맹점-주 관측치로 패널을 구축하고, 점포 부지로부터 0~1km를 초근접권으로 설정하여 여러 인접·외곽 권역과 비교한다. 가맹점 및 주 고정효과를 포함한 거리대 기반 이중차분모형과 사건연구를 적용하고, 비교권역·함수형태·표본구성 및 공간상관에 대한 강건성 검정을 병행한다. 여러 분석을 사용하는 목적은 유의한 결과를 늘리는 데 있지 않고, 하나의 결론이 분석조건을 달리해도 유지되는지를 확인하는 데 있다.

본 연구는 기존 연구와 세 가지 측면에서 차이가 있다. 첫째, 신규 출점이나 완전 폐점의 평균효과가 아니라 폐점·공실·후속 출점의 연속과정을 구분한다. 둘째, 거리와 사건 이후 시간을 함께 고려하여 초근접권의 단기 변화와 후속 점포 전체 영업기의 평균변화를 분리한다. 셋째, 인접 및 외곽 비교권역과 다양한 강건성 분석을 함께 적용

하고, 서로 다른 결과를 그대로 보고한다. 이를 통해 특정 분석에서 확인된 변화뿐 아니라 해석의 범위와 남는 불확실성도 함께 제시한다.

이하 제Ⅱ장에서는 관련 이론과 선행연구를 검토하고 연구문제를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 분석자료와 연구방법을 설명하며, 제Ⅳ장에서는 분석결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 결과를 기존 연구와 비교하고 학술적·실무적 시사점과 연구의 한계를 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 연구문제

1. 유통점포와 인접 상권의 경쟁효과 및 집객효과

거점형 유통점포는 상품을 판매하는 개별 사업체인 동시에 소비자의 이동과 체류를 조직하는 상권시설이다. 소비자는 특정 점포 방문을 외식, 생활서비스 이용 및 다른 소매구매와 결합할 수 있다. 이 때문에 유통점포와 주변 중소점포의 관계에는 수요 대체에 따른 경쟁효과와 방문객 유입에 따른 집객효과가 함께 존재한다. 두 효과는 서로 배타적이지 않으며, 같은 사건 안에서도 거리와 업종에 따라 다르게 나타날 수 있다.

경쟁효과는 유통점포가 가격, 상품구색, 브랜드 인지도, 구매 편의성 및 접근성을 바탕으로 주변 점포의 수요를 흡수하는 경로다. 대형점포 진입에 관한 국외 연구는 기존 소매점포의 매출, 고용 및 생존이 악화될 수 있음을 보여주었다(Arcidiacono et al., 2020; Haltiwanger et al., 2010; Jia, 2008). 국내에서도 대형마트와 기업형 슈퍼마켓의 출점이 전통시장과 주변 점포의 매출에 부정적인 영향을 줄 수 있으며, 그 영향은 시설과의 거리와 기존 상권의 경쟁구조에 따라 달라질 수 있음이 제시되었다(서용구, 한경동, 2015; 서진형, 조춘한, 2019; 안치호 외, 2013; 허남일, 2016).

집객효과는 유통점포가 방문객과 통행량을 늘려 주변 점포에 보완적 수요를 제공하는 경로다. 비교쇼핑이 가능한 업종, 식음료업, 생활서비스업 및 상품중복이 낮은 점포는 방문객 증가의 편익을 얻을 수 있다. Han et al.(2018)은 대형점포 진입 이후 원스톱 쇼핑과 비교쇼핑 효과가 공간적으로 다르게 나타날 수 있음을 보였고, Daunfeldt et al.(2019)은 대형 앵커시설의 진입이 일부 기존 소매점포에 긍정적 파급효과를 줄 수 있음을 제시하였다. Chung et al.(2022) 역시 복합쇼핑시설의 영향이 거리, 시간 및 업종에 따라 달라짐을 확인하였다.

영업규제 연구도 경쟁효과만으로 상권변화를 설명하기 어렵다는 점을 보여준다. 대형마트의 의무휴업이나 영업시간 제한이 주변 소상공인의 매출을 일관되게 늘리지 않았으며, 일부 소비는 온라인 채널이나 다른 지역의 유통시설로 이동하였다(서용구, 조춘한, 2019; 신승만, 2014; 신우진, 2012; 양준석, 김수동, 2019; 이강일 외, 2018; 정수용, 2015). 이는 특정 점포의 영업중단이 주변 점포의 반사이익으로 자동 연결되지 않음을 뜻한다.

선행연구를 종합하면 유통점포의 출점이나 영업중단 이후 주변 상권의 변화는 경쟁효과와 집객효과 중 어느 하나로 설명하기 어렵다. 실제 결과는 점포의 규모와 운영형태, 상품구성, 기존 상권의 밀도, 주변 점포와의 대체·보완관계 및 소비자의 이동거리에 따라 달라질 수 있다. 따라서 본 연구는 효과의 방향을 미리 정하지 않고, 폐점·공실·후속 출점의 각 단계에서 초근접권과 비교권역의 상대적 매출차이가 어떻게 나타나는지를 확인한다.

2. 폐점·공실·후속 점포 출점에 따른 상권조정

신규 출점은 기존에 없던 경쟁자나 앵커시설이 지역시장에 진입하는 사건이다. 반면 폐점은 이미 형성된 소비동선과 상권기능이 중단되는 사건이다. 장기간 영업한 유통점포가 폐점하면 주변 점포에는 대체수요가 유입될 수 있지만, 유동인구와 연계구매가 함께 줄어들 수도 있다. 국내 폐점 연구에서 주변 상권의 매출이나 고용이 감소한 결과는 후자의 가능성을 뒷받침한다(김현아 외, 2022; 서진형 외, 2022; 허성윤, 진현정, 2024).

폐점과 후속 출점 사이의 공실기는 기존 점포의 경쟁과 집객기능이 동시에 사라지는 조정구간이다. 소비자가 다른 상권이나 온라인 채널로 이동하면 인접 점포의 매출은 감소할 수 있다. 반대로 기존 점포에서 구매하던 상품을 주변 점포에서 대체하면 매출이 늘 수 있다. 따라서 공실기의 매출 변화는 기존 점포의 집객기여와 주변 점포의 대체가능성이 상대적으로 어떻게 작용하는지에 따라 달라질 수 있다.

후속 점포가 같은 부지에서 영업을 시작하면 방문장소는 복원되지만 경쟁과 집객의 조건은 이전과 같지 않을 수 있다. 상품구색, 가격, 영업방식 및 점포규모가 달라지기 때문이다. 생활밀착형 상품이 강화되면 근거리 소비자의 방문빈도와 주변 식료품·생활용품점과의 경쟁이 함께 높아질 수 있다. 반대로 후속 점포의 규모와 집객력이 작다면 경쟁효과와 집객효과 모두 제한적일 수 있다. 후속 출점은 폐점 이전 상태의 단순한 회복이라기보다 새로운 경쟁·집객관계가 형성되는 재조정 과정으로 볼 수 있다.

공실기간이 짧으면 폐점과 후속 출점의 효과를 분리하기가 더 어렵다. 주변 점포와 소비자가 폐점에 적응하기 전에 후속 점포가 영업을 시작하기 때문이다. 사건 이후 전체 기간을 하나의 사후더미로 처리하면 공실기의 변화와 후속 영업기의 변화가 섞이고, 영업 개시 직후의 단기 조정도 장기 평균에 가려질 수 있다. 따라서 정상영업기, 공실기 및 후속 영업기를 구분하고, 단기 기간창과 전체 영업기간을 함께 살펴볼 필요가 있다.

본 사례는 동일 점포가 잠시 문을 닫았다가 같은 형태로 영업을 재개한 재오픈 사건이 아니다. 또한 일반적인 종합 대형마트가 기업형 슈퍼마켓으로 축소 전환된 사례로 일반화하기도 어렵다. 기존의 소형 도심형 점포인 이마트 메트로 광명점이 폐점하고 약 5주의 공실 뒤 이마트 에브리데이 광명점이 같은 부지에서 영업을 시작한 사건이다. 본 연구는 이 사실관계를 기준으로 폐점·공실·후속 출점을 하나의 연속적인 분석단위로 설정한다.

3. 후속 점포 출점의 전략적 배경과 지역상권의 반응

유통기업이 기존 점포를 폐점한 뒤 같은 부지에 다른 운영형태의 점포를 출점하는 데에는 여러 전략적 고려가 있을 수 있다. 기존 입지는 소비자에게 알려져 있고 교통·주차·임대차 관계와 같은 운영기반도 형성되어 있다. 기업은 이러한 입지자산을 유지하면서 점포규모와 상품구성을 조정할 수 있다. 지역의 인구와 소비패턴, 온라인 구매 확대, 영업비용 및 기존 점포의 성과 변화에 대응해 생활밀착형 상품과 빈번한 소액구매에 맞는 형태로 재구성하는 것도 가능한 선택이다.

이러한 선택은 기존 고객기반의 활용, 고정비 절감, 재고·인력운영의 효율화 및 지역수요 적합성 제고라는 편익을 제공할 수 있다. 반면 점포규모 축소나 상품구색 변경은 기존 고객의 이탈, 브랜드 정체성의 혼선 및 집객력 약화를 가져올 수 있다. 주변 상권에서도 생활밀착형 품목의 중복이

커지면 초근접 점포의 경쟁압력이 높아질 수 있고, 안정적인 방문수요가 형성되면 음식점과 서비스업에는 보완적 효과가 나타날 수 있다.

기업 수준의 전략적 편익과 지역상권 수준의 효과는 반드시 일치하지 않는다. 기업에 효율적인 점포 재편이 주변 소상공인에게는 경쟁압력으로 작용할 수 있고, 반대로 점포 규모가 줄어 기업의 매출이 감소하더라도 지역상권의 집객기능은 유지될 수 있다. 따라서 후속 출점의 성과를 기업 내부의 비용과 매출만으로 평가하거나, 주변 상권의 단기 매출변화를 기업전략의 성공 또는 실패로 직접 연결해서는 안 된다.

본 연구는 이마트 메트로 광명점의 폐점과 이마트 에브리데이 광명점 출점에 관한 기업 내부자료를 사용하지 않는다. 따라서 실제 목적이 비용절감, 수익성 개선, 상권 대응 또는 다른 전략에 있었다고 단정하지 않는다. 전략적 배경에 관한 논의는 동일 부지의 후속 출점이 일반적으로 가질 수 있는 편익과 위험을 정리하기 위한 것이며, 실증분석은 인접 상권의 상대적 매출변화에 한정한다.

4. 거리와 시간에 따른 영향의 이질성 및 식별문제

유통점포의 영향은 시설과의 거리에 따라 달라질 가능성이 크다. 식료품과 생활용품, 외식 및 생활서비스는 이동시간과 접근성의 영향을 크게 받는다. 후속 점포가 영업을 시작하면 가장 가까운 소비자부터 점포 선택을 조정할 가능성이 높으므로 경쟁효과와 집객효과도 초근접권에서 먼저 나타날 수 있다. Arcidiacono et al.(2020), Chung et al.(2022) 및 Han et al.(2018)은 대형 유통시설의 효과가 거리와 시간에 따라 달라질 수 있음을 보여주었다. 국내 연구에서도 출점과 폐점의 영향은 시설과의 거리와 기존 상권의 공간적 경쟁구조에 따라 차이를 보였다(김현아 외, 2022; 서용구, 한경동, 2015; 안치호 외, 2013).

시간적 경로도 구분해야 한다. 영업 개시 직후에는 개점행사, 소비자의 호기심, 기존 구매처 변경 및 정보탐색이 집중되면서 큰 변동이 나타날 수 있다. 이후 소비자가 상품구성과 편익을 평가하고 새로운 동선에 적응하면 초기효과는 약해지거나 방향이 달라질 수 있다. 사건 이후 전체 기간의 평균계수만으로는 일시적 충격과 지속적인 구조변화를 구분하기 어렵다. 누적 기간창과 사건연구를 함께 사용하는 이유가 여기에 있다.

거리대 기반 이중차분에서 비교권역 선택은 핵심적인 식별문제다. 1~3km 권역은 초근접권과 유사한 지역경기와 소비환경을 공유하지만, 같은 생활권 안에서 후속 점포의 영향을 일부 받을 수 있다. 이 경우 비교권역의 오염으로 추정치가 축소되거나 예상하지 않은 방향으로 나타날 수 있다. 반대로 외곽권역은 직접적인 파급효과가 작을 수 있으나 상권구조와 사전추세가 초근접권과 다를 수 있다. 따라서 하나의 비교권역을 완전한 비처치 집단으로 전제하기보다 인접권역과 외곽권역을 함께 사용하고 결과의 민감성을 비교해야 한다.

공간적으로 가까운 가맹점은 유동인구, 도로공사, 지역행사, 날씨 및 국지적 수요충격을 공유할 수 있다. 이를 무시하면 표준오차가 작게 추정되어 통계적 유의성이 과장될 수 있다. 가맹점 단위 군집표준오차는 같은 가맹점의 시계열 상관을 통제하지만 서로 다른 인접 가맹점 사이의 공간상관은 직접 보정하지 않는다. 따라서 좌표가 있는 가맹점에 대해 공간 절단거리를 달리한 Conley 공간표준오차를 적용한다(Conley, 1999).

관측자료에서는 처치권역과 비교권역의 점포구성이 다를 가능성도 고려해야 한다. 가맹점 고정

효과는 시간에 따라 변하지 않는 특성을 통제하지만, 사전 매출수준과 변동성, 매출발생률 및 업종구성의 차이가 사건 전후 추세와 결합될 수 있다. 성향점수 가중과 매칭은 관찰 가능한 특성의 균형을 개선할 수 있으나 평행추세를 보장하거나 관찰되지 않은 교란을 제거하지는 않는다(Abadie, 2005; Rosenbaum & Rubin, 1983; Stuart, 2010). 따라서 균형과 사전추세를 별도로 확인하고, 보정결과는 기본분석을 대체하는 결론이 아니라 민감도 점검으로 해석한다.

이상의 논의는 폐점과 후속 출점의 효과를 하나의 계수로 확정하기보다 거리, 시간, 비교권역, 함수형태 및 공간의존성에 따라 결과가 얼마나 달라지는지를 살펴봐야 함을 보여준다. 특히 단기 기간창에서 유의한 결과가 나타나더라도 전체 영업기의 평균효과와 보정모형에서 같은 방향이 유지되지 않으면 지속적인 상권영향으로 일반화하기 어렵다.

5. 선행연구의 한계와 연구문제

선행연구는 대형 유통시설의 출점, 영업규제 및 폐점이 지역상권에 미치는 영향을 이해하는 데 중요한 근거를 제공하였다. 그러나 분석대상은 주로 새로운 진입이나 장기간의 영업중단이었다. 폐점 뒤 짧은 공실을 거쳐 같은 부지에서 후속 점포가 영업을 시작하는 연속적 사건을 공실기와 후속 영업기로 구분한 연구는 드물다. 또한 행정구역이나 장기 평균을 이용하면 영업 개시 직후 초근접권의 단기 조정이 장기 평균에 가려질 수 있다.

본 연구는 이러한 공백을 분석대상과 식별전략의 두 측면에서 보완한다. 분석대상 측면에서는 폐점·공실·후속 출점을 하나의 과정으로 구분하고, 거리대와 기간창을 세분화한다. 식별전략 측면에서는 인접 및 외곽 비교권역을 병행하고 다양한 강건성 검정을 적용하여 결과가 특정 분석조건에 의존하는지를 확인한다. 기존 연구와의 차이는 더 많은 모형을 사용하는 데 있지 않고, 서로 다른 모형의 결과가 일치하지 않을 때 그 차이를 해석의 한계로 명시한다는 데 있다.

경쟁효과와 집객효과가 함께 작용할 수 있고 선행연구도 일관된 방향을 제시하지 않으므로 방향성을 전제한 가설은 설정하지 않는다. 대신 분석대상과 식별문제에 대응하는 다음의 세 가지 연구문제를 제시한다.

연구문제 1. 이마트 메트로 광명점의 폐점 이후 공실기와 이마트 에브리데이 광명점의 후속 영업기 동안 0~1km 초근접권의 매출 변화는 인접 및 외곽 비교권역과 다르게 나타나는가?

연구문제 2. 후속 점포 영업 개시 이후 초근접권과 비교권역 간 상대적 매출차이는 4주, 8주, 12주 및 16주의 단기 기간창에 집중되며, 상대주차별로 일정한 변화경로를 보이는가?

연구문제 3. 초근접권의 상대적 매출변화는 비교권역 세분화, 전환주차 처리, 함수형태, 공간상관 보정 및 성향점수 보정방법을 달리해도 유사하게 나타나는가?

연구문제 1은 정상영업기와 비교하여 공실기 및 후속 점포 전체 영업기에서 초근접권의 평균적인 상대변화가 나타나는지를 검토한다. 연구문제 2는 누적 기간창과 사건연구를 이용하여 변화의 시점과 지속성을 확인한다. 연구문제 3은 거리대 세분화와 외곽 비교, PPML, IPW, 성향점수매칭, Conley 공간표준오차 및 위약검정을 통해 결과가 특정 분석조건에 의존하는지를 평가한다.

본 연구에서 중요한 것은 특정 모형의 유의성 여부보다 결과가 서로 다른 분석조건에서도 유지되는지에 있다. 예를 들어 단기 기간창에서는 음의 상대차이가 나타나더라도 후속 점포 전체 영

업기간에서 같은 결과가 확인되지 않는다면 이를 지속적인 상권효과로 해석하기 어렵다. 비교권역이나 전환주차 처리에 따라 추정결과가 달라지는 경우에도 마찬가지다. 따라서 본 연구는 개별 추정치보다 여러 분석에서 반복적으로 확인되는 결과와 그렇지 않은 결과를 구분하여 해석한다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석 사례와 사건 시점

분석 사례는 이마트 메트로 광명점이 폐점하고 약 5주의 공실을 거친 뒤 같은 부지에 이마트 에브리데이 광명점이 출점한 사건이다. 기존 점포는 일반적인 종합 대형마트보다 규모가 작은 도심형 유통점포였다. 따라서 본 연구는 이를 대형마트가 기업형 슈퍼마켓으로 직접 전환된 사례로 규정하지 않고, 기존 소형 유통점포의 폐점·공실·후속 영업 개시가 연속적으로 발생한 상권 사건으로 정의한다.

<표 1>에 제시한 기간은 2022년 4월 25일부터 2024년 12월 30일까지이며, 정상영업기는 2022년 4월 25일부터 2023년 6월 11일까지로 설정하였다. 주 단위 기본 사양에서는 폐점일이 포함된 2023년 6월 12일 주부터 후속 점포 영업 개시 직전인 2023년 7월 16일까지를 공실 분석구간으로 설정하였다. 다만 첫 주에는 폐점 이전 영업일이 포함되므로 부분 노출 주차로 구분하고, 전환주차 제외 사양에서는 이를 제외하였다. 이마트 에브리데이 광명점은 2023년 7월 20일 영업을 시작했으며, 기본 주 단위 분석에서는 해당 날짜가 포함된 2023년 7월 17일 주부터 후속 영업기로 설정하였다.

주 단위 자료에서는 폐점일과 영업 개시일이 포

<표 1> 분석사건·표본·주요 변수의 구성

구분	기간·규모·측정	분석상 정의
패널 A. 사건 시점과 분석기간		
정상영업기	2022. 4. 25.~2023. 6. 11.	사건 이전 기준기간
폐점주	2023. 6. 12. 시작 주	폐점일이 포함된 부분 노출 주차
공실 분석구간	2023. 6. 12.~2023. 7. 16.	폐점주를 포함한 주 단위 공실구간
영업 개시주	2023. 7. 17. 시작 주	실제 영업 개시일 2023. 7. 20. 포함
첫 완전 영업주	2023. 7. 24. 시작 주	전환주차 제외 사양의 사후기간 시작
누적 기간창	4주·8주·12주·16주	후속 점포 영업 개시 직후 단기 상대차이 점검
패널 B. 거리대별 가맹점과 좌표 확보 현황		
0~1km	2,915개	좌표 2,815개 (96.570%)
1~2km	1,599개	좌표 1,599개 (100.000%)
2~3km	1,446개	좌표 1,446개 (100.000%)
3~5km	1,414개	좌표 1,414개 (100.000%)
5km 이상	1,653개	좌표 1,653개 (100.000%)
전체	9,027개 가맹점·925,596개 가맹점-주	Conley 분석 8,927개 가맹점
패널 C. 주요 변수		
기본 종속변수	ln(1+주별 매출액)	0 매출 관측치 유지
PPML 종속변수	주별 매출액 수준값	0 매출 관측치와 이분산성 고려
처치권역	0~1km 초근접권	점포 부지 기준 직선거리
비교권역	1~2km·2~3km·1~3km·3~5km·5km 이상·3km 이상	비교집단 선택 민감도 점검
사건기간	공실 분석구간·후속 점포 영업기·누적 기간창	각 기간과 처치권역의 상호작용항

주: 기본 분석표본은 거리대가 확인된 9,027개 가맹점으로 구성된다. Conley 공간표준오차 분석에서는 위도와 경도가 모두 확인된 8,927개 가맹점만 사용한다. 좌표가 누락된 100개 가맹점은 모두 0~1km 권역에 위치한다.

함된 주에 사건 이전과 이후의 매출이 함께 들어갈 수 있다. 특히 2023년 7월 17일 주에는 영업 개시 전 3일과 개시 후 4일의 매출이 섞인다. 이러한 부분 노출이 단기 추정치에 미치는 영향을 확인하기 위해 전환주차 제외 사양을 추가하였다. 이 사양에서는 2023년 6월 12일 주와 2023년 7월 17일 주를 제외하고, 첫 완전 영업주인 2023년 7월 24일부터 사건 이후 기간을 설정하였다.

2. 분석자료와 표본 구성

KB국민카드 가맹점 매출자료를 이용하여 광명시 소재 가맹점의 가맹점-주 패널을 구축하였다. 원자료에는 개별 가맹점의 주별 매출액과 결제건수가 포함되어 있으며, 사업자번호를 기준으로 업종정보와 위치정보를 결합하였다. 최종 표본은 거리대가 확인된 9,027개 가맹점과 925,596개 가맹점-주 관측치로 구성된다.

가맹점 고정효과는 입지와 같이 분석기간 동안 시간에 따라 변하지 않는 점포별 특성을 통제한다. 주 고정효과는 특정 주에 광명시 전체 가맹점에 공통으로 작용하는 경기변동, 계절성, 공휴일 및 전반적인 소비 변화를 통제한다. 다만 특정 거리대에만 작용한 지역행사, 도로공사, 재개발 및 경쟁점포의 출점·폐점은 완전히 제거되지 않을 수 있으므로 추정치는 강한 인과효과보다 조건부 상대변화로 해석한다.

원자료는 KB국민카드 거래가 발생한 가맹점-주에만 거래행이 존재한다. 최종 분석자료는 가맹점별 관측기간이 상이한 불균형패널이며, 각 가맹점의 분석대상 관측기간 내 거래행이 관측되지 않은 주의 매출액과 결제건수는 0으로 코딩하였다. 따라서 0은 해당 주에 KB국민카드 거래가 관측되지 않았다는 뜻이며, 실제 무매출, 일시적 휴업·폐업 또는 자료 미포착을 완전히 구분하지 못한다. 기본 분석에서는 ln(1+매출액)을 사용하고, 보완분석에서는 0매출 관측치를 유지한 매출액 수준값으로 Poisson 유사최대우도법(poisson pseudo-maximum likelihood, PPML)을 추정하였다.

Conley 분석은 좌표 완전사례를 사용한다. 비교권역의 가맹점은 모두 좌표가 확인되었지만, 0~1km 초근접권에서는 2,915개 가운데 2,815개만 좌표가 확인되었다. 따라서 Conley 분석과 전체 표본 OLS의 차이에는 표준오차 계산방식뿐 아니라 분석표본의 차이도 포함될 수 있다.

3. 분석권역과 변수 구성

점포 부지로부터 0~1km에 위치한 가맹점을 초근접권으로 설정하였다. 이 권역에는 후속 점포 부지와 광명전통시장을 포함하여 다양한 중소 소매점포, 음식점 및 생활서비스업이 위치한다. 폐점과 후속 영업 개시에 따른 소비동선과 점포 선택의 변화가 상대적으로 빠르게 나타날 수 있는 0~1km 초근접권으로 설정하였다.

기본 인접 비교권역은 1~3km다. 이 권역은 초근접권과 비슷한 도시환경과 지역 소비변화를 공유할 수 있지만, 같은 생활권에 포함되어 후속 점포의 영향을 일부 받을 가능성도 있다. 이에 1~3km를 완전한 비처치 집단으로 간주하지 않고 1~2km와 2~3km로 세분화하였다. 또한 3~5km, 5km 이상 및 이를 통합한 3km 이상을 외곽 비교권역으로 활용하였다. 비교권역별 결과를 함께 제시함으로써 간섭 가능성과 비교집단 선택에 따른 민감성을 점검하였다.

주요 종속변수는 가맹점의 주별 매출액이다. 기본 OLS에서는 매출액 분포의 비대칭과 극단값의 영향을 줄이기 위해 ln(1+매출액)을 사용하였다. 보조분석에서는 ln(1+결제건수)와 해당 주의 KB국민카드 매출발생 여부를 사용하였고, PPML에

서는 0매출 관측치를 포함한 매출액 수준값을 사용하였다.

4. 분석모형

기본모형은 가맹점 고정효과와 주 고정효과를 포함한 거리대 기반 이중차분(difference-in-differences, DID) 모형이다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta(Treat_i \times Post_t) + \epsilon$$

Y_{it}는 가맹점 i의 t주 매출액 지표이며, α_i와 λ_t는 각각 가맹점 고정효과와 주 고정효과다. $Treat_i$는 0~1km 초근접권이면 1, 해당 모형의 비교권역이면 0이다. $Post_t$는 사건 이후 기간을 나타낸다. 관심계수 β는 사건 이후 초근접권의 변화가 비교권역의 변화와 얼마나 달랐는지를 보여준다. 기본 OLS의 표준오차는 가맹점 단위로 군집화하였다(Bertrand et al., 2004).

폐점 이후의 변화를 공실기와 후속 점포 영업기로 구분하기 위해 다음의 단계분해모형을 추정하였다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1(Treat_i \times Vacancy_t) + \beta_2(Treat_i \times > essor_t) + \epsilon_{it}$$

β_1은 공실기 동안의 상대적 차이를, β_2는 후속 점포 전체 영업기 동안의 평균적인 상대적 차이를 나타낸다. 단계분해모형은 모든 비교권역에 대해 전환주차 포함·제외 사양으로 추정하였다.

후속 점포 영업 개시 직후의 변화가 특정 기간에 집중되는지를 확인하기 위해 4주, 8주, 12주 및 16주의 누적 기간창별 모형을 추정하였다.

$$Y = \alpha_i + \lambda_t + \beta_w(Treat_i \times Post_t^w) + \epsilon \quad (\text{단}, w \in 4,8,12,16)$$

각 기간창 모형은 정상영업기 전체와 해당 사건 이후 기간을 사용하며 공실기 관측치는 제외하였다. 로그모형의 계수는 $100\times[\exp(\beta)-1]$로 환산하여 백분율 변화로 제시하였다.

상대주차별 변화경로는 사건연구모형으로 확인하였다. 후속 점포 영업 개시 전 12주부터 이후 10주까지의 상대주차 더미와 초근접권의 상호작용항을 포함하고, 사건 직전 주인 −1주를 기준시점으로 설정하였다. 사건 이전 선행항의 공동유의성은 12주·24주·52주 사전기간별 Wald 검정으로 평가하였다. 귀무가설이 기각되지 않았다는 결과는 평행추세를 입증하는 것이 아니라, 관측자료에서 통계적으로 유의한 사전 차이를 확인하지 못했다는 의미로 제한하여 해석한다.

5. 강건성 분석과 위약검정

기본 OLS 결과가 로그변환과 함수형태에 의존하는지를 확인하기 위해 매출액 수준값을 종속변수로 하는 PPML을 추정하였다. PPML은 0매출 관측치를 유지하며, 이분산성이 존재할 수 있는 매출자료에서 로그선형 OLS의 대안으로 사용할 수 있다(Santos Silva & Tenreyro, 2006).

관찰된 사전 특성의 차이를 보정하기 위해 역확률가중치(inverse probability weighting, IPW)와 성향점수매칭(propensity score matching, PSM)을 적용하였다(Abadie, 2005; Rosenbaum & Rubin, 1983; Stuart, 2010). 성향점수는 초근접권 여부를 종속변수로 하는 로짓모형으로 추정하였다. 공변량에는 정상영업기 평균 매출액과 매출액 표준편차의 로그값, 평균 결제건수의 로그값, 매출발생률, 관측주차 수 및 업종 범주를 포함하였다. IPW에는 ATE 가중치를 적용하고 상위 1%의 극단가중치를 절단하였다. PSM은 1:1 최근접 이웃 무복원 매칭이며, 캘리퍼는 로짓 성향점수 표준편차의

0.2배로 설정하였다(Austin, 2011). 균형은 절대 표준화 평균차이로 평가하고 0.1 미만을 양호한 기준으로 사용하였다(Austin, 2009).

인접 가맹점이 같은 국지적 수요와 상권충격을 공유할 가능성을 고려하여 Conley 공간 HAC 표준오차를 적용하였다(Conley, 1999). 가맹점 간 거리는 좌표로 계산하고 공간 절단거리를 1km, 3km 및 5km로 설정하였다. 절단거리 안의 가맹점 쌍에는 거리가 멀어질수록 가중치가 선형적으로 줄어드는 Bartlett 커널을 적용하였다. 분석은 같은 주의 가맹점 간 공간상관을 보정하며 추가적인 주차 간 시차는 두지 않았다. Conley 분석은 1~3km와 3km 이상 비교의 12주 기간창 및 단계분해모형에 적용하였다.

시간 위약검정은 실제 사건과 겹치지 않는 네 개의 가상 사건시점을 사용하였다. 공간 위약검정에서는 실제 0~1km 권역을 제외하고 1~3km를 가상 처치권역으로 설정하여 3km 이상과 비교하였다. 위약검정은 실제 사건의 인과효과를 입증하기 위한 것이 아니라, 임의의 시점이나 거리대에서도 비슷한 결과가 반복되는지를 확인하기 위한 보조 분석이다.

IV. 분석 결과

1. 사전 추세와 공변량 균형

<표 2>에서 사건 이전 추세는 비교권역에 따라 달랐다. 특히 0~1km와 1~3km를 비교한 24주와 52주 공동검정에서는 모두 사전추세 차이가 확인되었다. 반면 3~5km와의 비교에서는 두 기간 모두 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았고, 3km 이상을 하나의 비교권역으로 묶었을 때도 같은 결과가 확인되었다. 따라서 1~3km는 지역적 유사성이라는 장점이 있지만 장기 사전추세 측면에서는 가장 안정적인 비교집단이라고 보기 어렵다. 이 차이를 함께 고려하여 인접권역과 외곽권역의 추정치를 함께 제시한다.

성향점수 보정 뒤 공변량 균형은 크게 개선되었

<표 2> 사전추세 및 공변량 균형 진단

비교·방법	검정·균형통계	*p*값·판정	표본·비고
패널 A. 비교권역별 사전추세 공동검정			
1~3km	24주	<.001	기각
1~3km	52주	<.001	기각
3~5km	24주	.299	기각되지 않음
3~5km	52주	.565	기각되지 않음
5km 이상	24주	.027	기각
5km 이상	52주	.089	10% 수준 차이
3km 이상	24주	.124	기각되지 않음
3km 이상	52주	.179	기각되지 않음
패널 B. 원표본·IPW·PSM의 사전추세 공동검정			
원표본 / 24주	Wald=71.698	<.001	가맹점 4,590개
원표본 / 52주	Wald=105.880	<.001	가맹점 4,938개
IPW / 24주	Wald=40.953	.012	가맹점 4,577개
IPW / 52주	Wald=68.731	.049	가맹점 4,925개
1:1 PSM / 24주	Wald=38.308	.024	가맹점 3,527개
1:1 PSM / 52주	Wald=62.106	.137	가맹점 3,811개
패널 C. 공변량 균형 요약			
보정 전	최대 |SMD|=.306	0.1 초과 변수 존재	-
IPW 후	최대 |SMD|=.020	모든 변수 0.1 미만	가맹점 4,968개
1:1 PSM 후	최대 |SMD|=.035	모든 변수 0.1 미만	1,922쌍·3,844개

주 1: 사전추세 검정의 귀무가설은 사건 이전 선행계수가 공동으로 0이라는 것이다. 귀무가설이 기각되지 않았다는 사실은 평행추세를 입증하지 않는다.
주 2: 사전추세 검정의 가맹점 수는 각 사전기간에 필요한 관측치를 보유한 표본을 기준으로 하므로 전체 IPW·PSM 분석표본 수와 다를 수 있다.

다(<부록 표 2>). 최대 절대 표준화 평균차이는 보정 전 .306에서 IPW 후 .020, PSM 후 .035로 감소하였다. 그러나 IPW 표본의 24주와 52주 공동검정은 각각 p=.012와 p=.049였고, PSM 표본도 24주 검정에서 p=.024였다. PSM의 52주 검정만 p=.137로 기각되지 않았다. 공변량 균형의 개선은 시간적 평행추세를 자동으로 보장하지 않으므로, 이후 결과는 보정 여부와 비교권역을 함께 고려하여 해석한다.

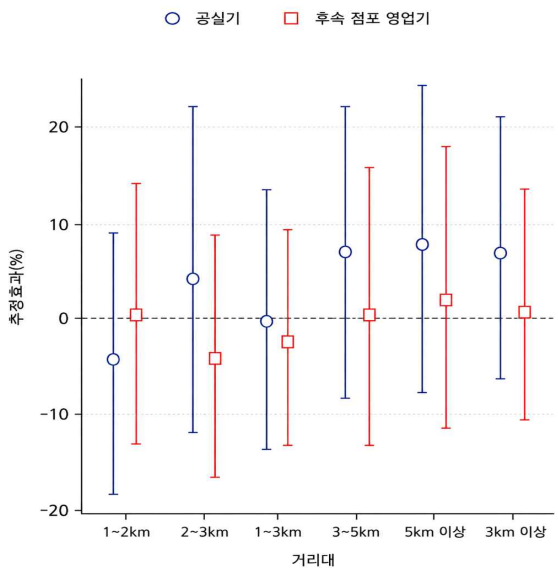
2. 공실기와 후속 점포 영업기의 단계분해

폐점 이후 단계분해 결과는 <표 3>과 <그림 1>에 제시하였다. 전환주차를 포함한 기본 사양에서 공실기 추정치는 1~2km 비교 −2.420%, 2~3km 비교 4.280%, 1~3km 비교 .650%, 3~5km 비교 6.860%, 5km 이상 비교 6.440%, 3km 이상 비교 6.640%였으나 모두 유의하지 않았다. 후속 점포 전체 영업기 추정치도 모든 비교권역에서 유의하지 않았다. 방향은 비교권역에 따라 달랐지만, 어느 결과도 지속적인 평균적 상대차이를 뒷받침하지 않았다.

<표 3> 공실기·후속 점포 영업기 단계분해 DID 결과

비교권역	공실기 효과(%)	p값	후속 점포 영업기 효과(%)	p값
패널 A. 전환주차 포함				
1~2km	-2.420	.735	-.050	.995
2~3km	4.280	.583	-5.650	.391
1~3km	.650	.915	-2.700	.622
3~5km	6.860	.391	-.240	.973
5km 이상	6.440	.400	1.700	.811
3km 이상	6.640	.297	.800	.888
패널 B. 전환주차 제외				
1~2km	-5.200	.479	.330	.961
2~3km	3.840	.643	-5.480	.408
1~3km	-1.080	.865	-2.420	.661
3~5km	7.000	.409	-.190	.978
5km 이상	7.510	.355	1.880	.793
3km 이상	7.270	.282	.910	.873

주: 종속변수는 ln(1+매출액)이다. 모든 모형은 가맹점 고정효과와 주 고정효과를 포함하며, 표준오차는 가맹점 단위로 군집화하였다. 효과는 100×[exp(β)-1]로 환산하였다.



<그림 1> 공실기와 후속 점포 영업기의 비교권역별 평균적 상대차이

폐점일과 영업 개시일이 포함된 전환주차를 제외한 뒤에도 결론은 달라지지 않았다. 따라서 약 5주의 공실기나 후속 점포 전체 영업기간에 초근접권의 매출이 비교권역보다 지속적으로 증가하거나 감소했다는 일관된 근거는 확인되지 않았다. 이는 기존 폐점 연구에서 보고된 폐점 이후 주변 상권의 매출 감소와 달리, 본 사례에서는 장기간 지속되는 평균적 상대차이가 확인되지 않았음을 보여준다.

3. 후속 점포 영업 개시 이후 누적 기간창

후속 점포 전체 영업기의 평균효과는 비유의였

으나 영업 개시 직후 단기 조정은 나타날 수 있다(<표 4>). 전환주차 포함 사양에서 1~3km 비교의 4주, 8주 및 12주 효과는 각각 −15.210%, −14.750% 및 −11.770%로 통계적으로 유의했으며, 16주 효과는 −8.380%로 유의하지 않았다. 1~2km와 2~3km로 세분화한 결과에서도 일부 단기 기간창에 음의 추정치가 나타났다. 추정치의 절대값이 기간창이 길어질수록 감소한 점은 영업 개시 직후의 일시적 조정 가능성과 부합한다.

그러나 전환주차를 제외하면 1~2km, 2~3km 및 1~3km 비교의 모든 4주·8주·12주·16주 추정치가 5% 수준에서 유의하지 않았다. 기본 OLS의 단기 음의 결과는 특정 거리구간에만 의존하지 않았지만, 폐점주와 영업 개시주의 처리에 민감했다. 따라서 전환주차 포함 결과만으로 일관된 단기 상대차이를 단정하기 어렵다(<부록 표 3>).

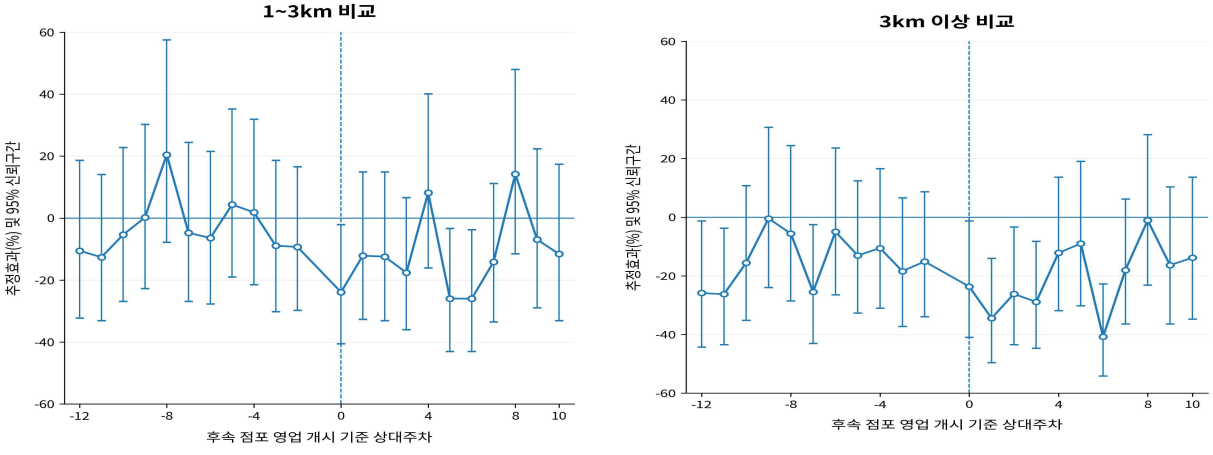
<표 4> 거리대별 누적 기간창 DID 결과(단위: %)

비교권역	4주	8주	12주	16주
패널 A. 전환주차 포함				
0~1km vs 1~2km	-17.490** (.022)	-16.150** (.016)	-11.540* (.067)	-6.990 (.269)
0~1km vs 2~3km	-12.510 (.114)	-13.120* (.057)	-12.020* (.063)	-9.940 (.120)
0~1km vs 1~3km	-15.210** (.017)	-14.750*** (.008)	-11.770** (.024)	-8.380 (.106)
패널 B. 전환주차 제외				
0~1km vs 1~2km	-7.880 (.334)	-9.930 (.154)	-7.640 (.242)	-4.930 (.449)
0~1km vs 2~3km	-7.030 (.398)	-10.380 (.142)	-10.150 (.125)	-8.210 (.209)
0~1km vs 1~3km	-7.490 (.270)	-10.150* (.077)	-8.830 (.101)	-6.480 (.223)

주: 각 셀은 환산효과와 괄호 안 p값이다.
기간창 분석에서 공실기 관측치는 제외하였다.
* p<.100, ** p<.050, *** p<.010.

4. 상대주차별 사건연구

<그림 2>에서 1~3km 비교는 개시 0주, 5주 및 6주에, 3km 이상 비교는 0~3주와 6주에 유의한 음의 계수가 나타났다. 그러나 다른 주차에서는 유의성이 유지되지 않거나 방향이 달라졌으며, 감소가 연속적으로 확대되거나 이후 일정하게 회복되는 경로도 확인되지 않았다. 사건 이전 12주 선



(A) 1~3km 비교 (B) 3km 이상 비교

<그림 2> 상대주차별 사건연구 결과

행항 공동검정의 p값은 1~3km 비교 .596, 3km 이상 비교 .248이었다. 다만 1~3km 비교의 24주와 52주 검정에서는 사전추세 차이가 있었으므로 단기 선행항 검정은 보조적으로 해석한다. 전체 상대주차 계수는 <부록 표 1>에 제시하였다.

5. IPW와 성향점수매칭 분석

<표 5>와 같이 IPW와 PSM 적용 후 공변량 균형은 크게 개선되었다. 그러나 IPW와 1:1 PSM의 4주·8주·12주·16주 효과는 전환주차 포함·제외 사양 모두에서 유의하지 않았다. 기본 OLS의 일부 단기 음의 결과가 관찰된 사전 특성과 비교집단 구성에 민감할 수 있음을 보여준다. 다만 보정표본에서도 일부 장기 사전추세 차이가 남아 있었으므로, 비유의한 추정치 역시 효과의 완전한 부재를 입증하는 결과로 보지 않는다.

6. Conley 공간표준오차와 PPML 강건성 분석

<표 6>에 제시한 좌표 완전사례 Conley 12주 분석에서는 단기적인 음의 상대차이가 추정되었다. 전환주차 제외 사양의 추정효과는 1~3km 비교 −10.230%, 3km 이상 비교 −8.900%였고, 1km·3km 및 5km 절단거리에서 모두 5% 수준으로 유의하였다. 반면 공실기와 후속 점포 전체 영업기를 구분한 Conley 단계분해에서는 대부분의 추정치가 유의하지 않았다. 동일 주차 내 공간상관을 보정한 Conley 분석에서도 12주 단기 조정

<표 5> IPW 및 1:1 PSM 누적 기간창 DID 결과 (단위: %)

방법·사양	4주	8주	12주	16주
패널 A. IPW				
전환주차 포함	-7.230 (.300)	-6.930 (.250)	-6.680 (.224)	-3.220 (.554)
전환주차 제외	2.460 (.742)	-2.760 (.655)	-3.480 (.538)	-1.050 (.850)
패널 B. 1:1 PSM				
전환주차 포함	-2.360 (.762)	-4.180 (.537)	-3.030 (.629)	.380 (.952)
전환주차 제외	6.930 (.407)	.630 (.928)	.450 (.944)	3.060 (.631)

주: 각 셀은 환산효과와 괄호 안 p값이다.
기간창 분석에서 공실기 관측치는 제외하였다.

<표 6> Conley 공간표준오차 강건성 결과

패널 A. Conley 12주 누적 기간창					
비교권역·사양	12주 효과 (%)	1km p값	3km p값	5km p값	표본
1~3km / 전환주차 포함	-13.080	<.001	.001	.001	좌표 완전사례
1~3km / 전환주차 제외	-10.230	.003	.010	.018	좌표 완전사례
3km 이상 / 전환주차 포함	-9.880	.007	.004	.005	좌표 완전사례
3km 이상 / 전환주차 제외	-8.900	.017	.010	.014	좌표 완전사례
패널 B. Conley 공실기·후속 점포 영업기 단계분해					
비교권역·단계	추정효과	1km p값	3km p값	5km p값	사양
1~3km / 공실기	-2.200	.605	.563	.541	전환주차 제외
1~3km / 후속 점포 영업기	-3.540	.111	.145	.163	전환주차 제외
3km 이상 / 공실기	6.060	.215	.138	.106	전환주차 제외
3km 이상 / 후속 점포 영업기	-.240	.912	.914	.914	전환주차 제외

주: 패널 A·B는 좌표가 확인된 8,927개 가맹점에 Conley 공간 HAC 표준오차를 적용하였다.
공간 절단거리는 1km·3km·5km이며, 시간 시차는 0주이다.

가능성은 남았지만, 이 결과가 전체 영업기간의 지속적인 평균효과로 이어지지는 않았다.

PPML의 1~3km 비교에서는 전환주차 포함 여부와 관계없이 모든 기간창이 유의하지 않았다. 3km 이상 비교의 전환주차 제외 사양에서는 4주 −13.470%, 8주 −11.100%, 12주 −7.740%가 유의하였고, 16주 −7.500%는 10% 수준에서 유의하였다. PPML에서도 일부 단기 음의 결과가 나타났지만 비교권역을 달리하면 결론이 달라졌다. PPML 세부 결과는 <부록 표 4>에 제시하였다. 이는 함수형태와 비교집단 선택에 따라 결론이 달라질 수 있음을 보여준다.

7. 시간 및 공간 위약검정

<표 7>의 시간 위약검정 네 시점과 공간 위약검정 세 종속변수에서는 모두 통계적으로 유의한 추정치가 나타나지 않았다. 실제 사건과 무관한 시점이나 실제 처치권역이 아닌 거리대에서는 동일한 패턴이 관찰되지 않았다. 다만 위약검정의 비유의성은 실제 사건의 인과효과를 입증하지 않으며, 다른 식별상의 한계를 해소하지도 않는다.

<표 7> 시간 및 공간 위약검정 결과

검정·종속변수	추정계수	*p*값	해석
패널 A. 시간 위약검정			
가상 사건 2022. 7. 18.	.026	.643	비유의
가상 사건 2022. 10. 17.	-.081	.119	비유의
가상 사건 2023. 1. 16.	.043	.393	비유의
가상 사건 2024. 1. 15.	.002	.966	비유의
패널 B. 공간 위약검정			
ln(1+매출액)	-.0021	.969	약 -.210%
ln(1+결제건수)	-.0026	.783	약 -.260%
매출발생 여부	-.0003	.945	-.030%p

주 1: 패널 A는 실제 사건과 겹치지 않는 가상 사건시점을 적용한 시간 위약검정 결과이다.
주 2: 패널 B는 실제 0~1km 권역을 제외하고 1~3km를 가상 처치권역으로 설정하여 3km 이상 권역과 비교한 공간 위약검정 결과이다.
주 3: 로그 종속변수의 계수는 100×[exp(β)-1]로 환산할 수 있으며, 매출발생 여부의 계수는 확률의 변화로 해석한다.

V. 결론 및 시사점

1. 연구결과의 요약

본 연구는 이마트 메트로 광명점의 폐점, 약 5주의 공실, 동일 부지에서의 이마트 에브리데이 광명점 영업 개시가 인접 상권의 매출과 어떠한 관련을 보였는지를 분석하였다. 이 사건을 일반적인 대형마트의 기업형 슈퍼마켓 전환으로 확대하지 않고, 기존 소형 도심형 유통점포의 폐점·공실·후속 출점이 짧은 기간 안에 연속적으로 발생한 단일 사례로 한정하였다. 또한 하나의 회귀계수에 의존하기보다 거리대, 기간창, 비교권역, 전환주차 처리 및 추정방법에 따라 결과가 얼마나 일관되게 유지되는지를 중심으로 판단하였다.

분석결과, 공실기와 후속 점포 전체 영업기를 구분한 단계분해에서는 모든 비교권역에서 통계적으로 유의한 평균적 상대차이가 확인되지 않았다. 전환주차를 제외한 분석에서도 결론은 달라지지 않았다. 이는 공실이나 후속 점포의 영업이 0~1km 초근접권 매출을 비교권역보다 장기간 일관되게 증가시키거나 감소시켰다고 해석하기 어렵다는 의미다.

다만 후속 점포의 영업 개시 직후에는 일부 단기 음의 추정치가 나타났다. 전환주차를 포함한 기본 OLS에서는 1~3km 비교의 4주·8주·12주 기간창에서 음의 상대차이가 추정되었다. 그러나 전환주차를 제외하면 추정치의 크기와 통계적 유의성이 약해졌으며, 1~2km와 2~3km를 구분한 분석에서도 5% 수준의 유의성이 유지되지 않았다. 따라서 기본 OLS 결과는 영업 개시 직후 단기 조정

가능성을 보여주지만, 사건주 처리방식에 따라 결론이 달라질 수 있다는 한계도 함께 보여준다.

공간적으로 가까운 가맹점들이 동일한 지역충격을 공유할 가능성을 고려한 Conley 분석에서는 전환주차를 제외한 12주 기준으로 1~3km 비교에서 −10.230%, 3km 이상 비교에서 −8.900%의 음의 상대차이가 추정되었다. 두 결과는 1km·3km·5km 절단거리에서 통계적으로 유의하였다. 그러나 공실기와 후속 점포 전체 영업기를 구분한 Conley 단계분해에서는 대부분의 추정치가 유의하지 않았다. 공간상관을 고려한 분석도 영업 개시 직후 단기 변화 가능성을 보여주지만, 이를 장기간 지속된 구조적 변화로 해석하기는 어렵다.

함수형태와 표본구성을 달리한 결과 역시 하나의 결론으로 수렴하지 않았다. 매출액 수준값을 이용한 PPML은 1~3km 비교에서는 모든 기간창이 통계적으로 유의하지 않았지만, 3km 이상 비교에서는 일부 단기 기간창에서 통계적으로 유의한 음의 추정치가 나타났다. IPW와 1:1 성향점수 매칭에서는 모든 기간창이 유의하지 않았으며, 공변량 균형이 개선된 이후에도 일부 장기 사전추세 차이가 남았다. 사건연구에서도 특정 주차에서 음의 추정치가 나타났지만, 영업 개시 이후 지속적인 감소나 일정한 회복경로는 확인되지 않았다. 시간 및 공간 위약검정 역시 통계적으로 유의하지 않았다.

종합하면 후속 점포의 영업 개시 직후 0~1km 초근접권에서 단기적인 상대매출 조정이 발생했을 가능성은 배제하기 어렵다. 그러나 그 크기와 통계적 유의성은 비교권역, 전환주차 처리, 함수형태, 표본 보정 및 공간상관 보정방법에 따라 달라졌다. 후속 점포 전체 영업기간에 걸친 지속적인 평균적 상대차이도 확인되지 않았다. 따라서 본 사례는 후속 출점이 주변 상권의 매출을 구조적으로 감소시켰다는 증거라기보다, 후속 점포 영업 개시 전후의 일부 기간에 나타난 제한적인 단기 변화와 추정상의 불확실성을 함께 보여주는 사례로 해석하는 것이 타당하다.

2. 기존 연구와의 비교 및 학술적 시사점

본 연구의 결과는 대형마트 폐점 이후 주변 상권의 매출이나 고용이 감소할 수 있음을 제시한 기존 연구의 결과와 부분적으로 다르다(김현아 외, 2022; 허성윤, 진현정, 2024). 해당 연구들은 대규모점포의 완전한 철수나 비교적 장기간 지속된 폐점을 분석하였다. 반면 본 연구의 사례는 일반적인 종합 대형마트보다 작은 도심형 점포가 폐점한 뒤 약 5주의 짧은 공실을 거쳐 동일 부지에 후속 점포가 출점하였다. 점포 규모, 공실기간 및 후속 점포의 존재 여부가 다르므로 전체 영업기간의 평균적 상대차이가 유의하지 않았다는 결과를 기존 폐점 연구에 대한 반박으로 해석해서는 안 된다. 오히려 폐점 이후 공간이 어떠한 상태로 유지되는지에 따라 주변 상권의 변화가 달라질 수 있음을 보여주는 결과로 이해할 필요가 있다.

후속 점포 영업 개시 직후 일부 단기 음의 추정치가 나타난 점은 유통시설의 영향이 거리, 시간 및 업종에 따라 달라질 수 있다는 Chung et al.(2022), Daunfeldt et al.(2019), Han et al.(2018)의 논의와 부분적으로 부합한다. 다만 본 연구는 업종별 매출변화와 소비자의 이동경로를 직접 관찰하지 못하였다. 따라서 단기적인 매출 감소가 후속 점포와의 직접 경쟁, 주변 유동인구의 변화, 소비자의 구매시점 조정 또는 다른 지역요인 가운데 어느 경로에서 발생했는지를 구분하기 어렵다. 관찰된 추정치는 경쟁효과와 집객효과, 그리고 지역의 다른 변화가 함께 반영된 순결과로 해석해야 한다.

본 연구는 기존 연구와 세 가지 측면에서 차이

가 있다. 첫째, 신규 출점이나 완전 폐점을 서로 분리된 사건으로 분석한 기존 연구와 달리, 폐점·공실·후속 출점을 하나의 연속적인 상권조정 과정으로 구분하였다. 이를 통해 기존 점포가 사라진 시기와 후속 점포가 영업을 시작한 이후를 분리하여 살펴보았다.

둘째, 가맹점-주 단위의 카드매출자료를 이용하여 영업 개시 이후 4주·8주·12주·16주의 단기 변화와 후속 점포 전체 영업기간의 평균변화를 구분하였다. 사건 이후 전체 기간을 하나의 사후시점으로 처리할 경우 개점 직후의 일시적인 조정과 장기적인 변화가 섞일 수 있다. 본 연구의 결과는 일부 단기 기간창에서 나타난 음의 추정치가 전체 영업기간의 지속적인 평균변화로 이어지지 않을 수 있음을 보여준다.

셋째, 인접권역과 외곽권역을 함께 사용하고, 전환주차 처리, 성향점수 보정, PPML 및 Conley 공간표준오차를 적용하여 비교집단과 추정방법에 따른 결과의 차이를 직접 제시하였다. 본 연구의 방법론적 기여는 분석모형의 수를 늘렸다는 데 있지 않다. 동일한 사건이라도 분석조건에 따라 추정치의 크기와 유의성이 달라질 수 있으며, 이러한 차이 자체를 연구결과와 해석의 한계로 명시했다는 점에 의미가 있다.

특히 성향점수 보정 이후 공변량 균형이 개선되었음에도 일부 사전추세 차이가 남았다는 결과는 관측 가능한 특성의 균형과 DID의 평행추세 조건이 서로 다른 문제임을 보여준다. 또한 기본 OLS의 일부 단기결과가 전환주차 제외와 성향점수 보정 이후 유지되지 않았고, PPML 결과도 비교권역에 따라 달랐으며, Conley 12주 결과가 장기 단계분해 결과로 이어지지 않았다. 이는 하나의 유의한 계수보다 여러 분석에서 결과의 방향과 지속성이 얼마나 유지되는지를 함께 판단해야 한다는 점을 시사한다.

3. 실무적·정책적 시사점

본 연구의 결과는 후속 점포 출점의 영향이 모든 기간과 비교권역에서 동일하게 나타나는 것이 아니라, 영업 개시 직후의 일부 단기 기간창과 특정 분석조건에서 제한적으로 관찰될 수 있음을 보여준다. 따라서 실무적 대응도 일률적인 피해 판단이나 포괄적인 지원보다, 거리와 기간에 따른 변화를 우선 확인하고, 필요한 경우 업종별 자료를 추가로 점검한 뒤 단계적으로 설계할 필요가 있다.

첫째, 유통기업은 점포 폐점과 후속 출점을 개별 사업장의 운영결정으로만 보기보다 주변 상권의 소비동선과 경쟁관계에 영향을 줄 수 있는 지역적 사건으로 인식할 필요가 있다. 본 연구에서는 후속 점포 전체 영업기간에 걸친 지속적인 평균적 상대차이는 확인되지 않았지만, 영업 개시 직후 일부 기간에서 초근접권의 음의 추정치가 나타났다. 이는 공실기간의 길이만으로 주변 상권의 반응을 설명하기 어렵다는 점을 보여준다. 후속 점포의 상품구성, 가격대, 영업시간, 출입동선 및 주변 점포와의 상품 중복 정도가 실제 상권 반응과 어떠한 관련을 갖는지는 추가 자료를 통해 확인할 필요가 있다. 따라서 동일 부지에 후속 점포를 출점할 경우 개점 전후 일정 기간 동안 주변 상권의 매출과 유동 변화를 점검하고, 변화가 확인된 거리대와 업종을 중심으로 공동마케팅, 지역점포 안내, 동선연계 및 상생행사를 검토하는 것이 바람직하다. 다만 본 연구는 업종별 영향을 직접 식별하지 못했으므로, 구체적인 상생방안은 현장조사와 업종별 자료를 바탕으로 마련해야 한다.

둘째, 중앙정부와 지방자치단체는 신규 대규모 점포의 출점뿐 아니라 기존 점포의 폐점, 공실, 후속 출점 및 운영형태 변경도 지역상권 모니터링의 주요 사건으로 관리할 필요가 있다. 행정동이나 시·군·구 평균만으로는 0~1km 초근접권에서

단기간 나타나는 변화가 평균값에 가려질 수 있으므로, 점포와의 거리와 사건 이후 기간을 함께 구분하는 분석체계를 병행할 필요가 있다. 정책 판단은 특정 주의 매출감소나 하나의 유의한 회귀계수에 근거해서는 안 되며, 충분한 사전기간을 확보한 뒤 영업 개시 이후 4주·8주·12주·16주와 같이 동일한 기간창을 반복적으로 점검하여 변화의 지속성을 확인할 필요가 있다. 지원과 조정조치도 단기적인 변동에 즉시 광범위하게 적용하기보다, 여러 지표와 비교권역에서 같은 방향의 변화가 일정 기간 유지되는지를 확인한 뒤 거리대·업종·지속기간을 기준으로 표적화하는 것이 적절하다. 이를 위해 카드매출뿐 아니라 현금영수증, 유동인구, 교통량, 사업체 개폐업, 고용 및 소비자 이동자료를 함께 활용할 필요가 있다.

셋째, 주변 소상공인과 상인조직은 후속 점포 영업 개시 전후의 주별 매출액, 결제건수 및 객단가를 지속적으로 기록하여 실제 변화와 그 지속기간을 확인할 필요가 있다. 특정 주의 체감경기나 일시적인 매출감소만으로 장기적인 피해를 판단하기보다, 사건 이전의 동일 기간과 비교하고 감소가 여러 주에 걸쳐 이어지는지를 살펴봐야 한다. 후속 점포와 상품구성이 중복되는 점포나 상품군은 상품구성, 가격대, 영업시간 및 고객서비스의 차별화를 검토할 수 있다. 반면 현장자료에서 후속 점포와 보완관계가 확인되는 업종은 방문객을 주변 상권의 소비로 연결하는 공동프로모션이나 동선안내 등을 검토할 수 있다. 상인회와 상권조직도 전체 상권의 일괄적인 피해를 주장하기보다 거리대·업종·기간별 자료를 근거로 유통기업과 지방자치단체에 협의를 요청하는 것이 바람직하다. 자료에 기초한 협의는 지원의 대상과 기간을 구체화하고, 실제 변화에 맞는 대응방안을 설계하는 데 더 유리하다.

종합하면 본 연구의 정책적 함의는 후속 출점의 영향을 사전에 하나의 방향으로 단정하는 데 있지 않다. 영업 개시 직후의 단기 변화와 장기간 지속되는 구조적 변화를 구분하고, 동일한 결과가 거리, 기간, 비교권역 및 추정방법을 달리해도 유지되는지를 확인한 뒤 대응해야 한다는 점에 있다. 필요할 경우 업종별 자료와 다른 자료원에 대한 추가 점검을 병행할 수 있다. 이는 유통기업의 상생관리, 정부와 지방자치단체의 상권영향 모니터링, 소상공인과 상인조직의 대응이 모두 일회성 판단보다 자료에 근거한 단계적 대응으로 전환될 필요가 있음을 의미한다.

4. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 몇 가지 한계를 가진다. 첫째, 이마트 메트로 광명점이라는 단일 사례를 분석하였고, 기존 점포의 규모와 공실기간도 일반적인 대형마트 폐점 사례와 다르다. 따라서 결과를 다른 지역이나 유통업태에 그대로 일반화하기는 어렵다. 향후에는 복수 지역과 다양한 규모의 점포를 비교하여 점포 규모, 공실기간 및 후속 점포의 운영형태에 따른 차이를 확인할 필요가 있다.

둘째, 식별 측면의 제약이 남아 있다. 동일 도시 내부의 거리대를 비교권역으로 사용하였으며, 일부 비교에서는 장기 사전추세 차이가 확인되었다. 후속 점포의 영향이 비교권역까지 확산되었을 가능성도 배제하기 어렵다. Conley 공간표준오차는 동일 주차 내 가맹점 간 공간상관을 점검하기 위해 적용하였으나 추가적인 시간 시차를 두지는 않았다. 따라서 이를 공간·시간 의존성을 모두 제거한 추정량으로 해석하기는 어렵고, 특정 지역에만 발생한 미관측 충격 역시 완전히 제거할 수 없다. 따라서 본 연구의 추정치는 강한 인과효과라기보다 설정된 거리대 사이에서 관찰된 조건부 상대변화로 해석해야 한다.

셋째, 자료의 범위에도 한계가 있다. KB국민카드 자료는 다른 카드사와 현금결제를 포함하지 않으며, 소비자의 이동경로와 후속 점포·주변 점포의 동시이용 여부도 확인할 수 없다. 또한 거래가 관측되지 않은 가맹점-주의 매출을 0으로 처리하였기 때문에 실제 무매출과 휴업·폐업, 거래 미포착을 완전히 구분하기 어렵다. 향후에는 복수 카드사, 현금영수증, 유동인구, 사업자 영업상태 및 개폐업 자료를 결합할 필요가 있다.

넷째, 주 단위 자료는 폐점일과 영업 개시일이 포함된 주의 사건 전후 매출을 완전히 분리하지 못한다. 또한 본 연구는 매출액의 단기 변화에 초점을 두었기 때문에 점포 생존, 고용, 임대료 및 업종 구성의 장기 변화는 확인하지 못하였다. 다수의 비교권역과 기간창을 사용한 점도 우연한 유의성 가능성을 높일 수 있다. 향후 연구에서는 일별 자료를 활용하고, 핵심 결과변수와 분석기간을 사전에 설정하며, 다중검정 보정을 적용할 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 폐점·공실·후속 출점을 하나의 연속적인 상권사건으로 분석하고, 단기 변화와 전체 영업기간의 평균변화를 구분하였다는 데 의미가 있다. 또한 비교권역과 추정방법에 따라 결과가 달라질 수 있음을 함께 제시함으로써, 유통점포 변화와 인접 상권의 관계를 평가할 때 단기적인 상대변화와 지속적인 구조변화를 구분해야 한다는 점을 보여주었다.

논문접수일: 2026. 05. 07.
1차 수정본 접수일: 2026. 06. 30.
게재확정일: 2026. 08. 03.

이해 상충에 관한 보고

본 논문과 관련된 잠재적 이해 상충 관계가 없음을 보고함.

연구비 지원

본 논문은 어떠한 연구비 지원도 받지 않음.

감사의 글

본 논문은 별도의 감사의 말을 포함하지 않음.

연구 데이터 접근 가능성

본 연구에 사용된 데이터는 카드사 거래 자료로서 가맹점별 매출정보 및 위치정보 등 비공개 정보를 포함하고 있어, 자료 제공기관과의 보안 및 비밀유지 조건으로 인해 해당 데이터는 제공될 수 없음.

저자 기여 항목

연구개념화: 윤홍준.
데이터 큐레이션/조사: 윤홍준.
데이터 분석/검증: 윤홍준.
방법론: 윤홍준.
원고 초안 작성: 윤홍준.
원고 검토 및 편집: 윤홍준.
자금 조달/자원 확보: 윤홍준.

윤리 심의 승인에 관한 보고

본 연구는 연구대상자를 식별할 수 있는 정보(개인 식별정보)를 수집하거나 기록하지 않으며, 연구를 위해 연구대상자에게 새로운 정보(e.g., 설문·면접 응답, 실험 참여, 생리·생체 측정값 등)를 수집하지 않으므로 IRB 심의를 면제할 수 있음.

생성형 AI 사용에 관한 선언

본 논문의 작성 과정에서 저자(들)는 OpenAI의 ChatGPT(사용 모델: GPT-5.6)를 사용하여 오탈자 점검 및 그림의 시각적 재구성을 수행함. 이 도구/서비스를 사용한 후, 저자(들)는 모든 내용을 검토 및 수정하였으며, 출판된 논문의 내용에 대해 전적인 책임을 짐.

참고문헌

김현아, 서진형, 조춘한 (2022). 대형마트 폐점이 주변 상권 및 고용에 미치는 영향. *유통연구, 27*(1), 33-58.

서용구, 조춘한 (2019). 대형마트, SSM 규제 정책의 효과분석. *유통연구, 24*(3), 133-148.

서용구, 한경동 (2015). 대형마트 출점이 주변 상권에 미치는 영향: 공간계량경제모형을 이용한 서울시 상권분석. *유통연구, 20*(2), 47-64.

서진형, 조춘한 (2019). 대형마트 출점이 주변 점포와 전통시장에 미치는 영향. *유통물류연구, 6*(3), 5-19.

서진형, 조춘한, 김현아 (2022). 대형마트 출점 및 폐점에 따른 규제 효과 분석. *유통물류연구, 9*(2), 43-60.

신승만 (2014). 대형마트 의무휴업에 따른 소상공인 매출 증대 실태 및 정책적 시사점: 서울시를 대상으로. *서울도시연구, 15*(4), 123-137.

신우진 (2012). 영업시간 제한 및 휴무일 지정에 따른 대형마트와 기업형슈퍼마켓(SSM)의 매출액 감소 효과에 관한 연구: 대구광역시를 중심으로. *대한부동산학회지, 30*(2), 81-99.

안치호, 김시옥, 김현중 (2013). 대형마트와 SSM의 출점이 전통시장의 매출액에 미친 영향: 공간적 경쟁구도를 중심으로. *주거환경, 11*(2), 63-78.

양준석, 김수동 (2019). 대형마트 의무휴업이 중소 서비스업체에 미치는 효과: 신용카드매출 데이터를 활용한 분석. *산업조직연구, 27*(3), 1-26.

이강일, 안승호, 김성훈, 조춘한 (2018). 온라인 쇼핑 확대 시대의 대형마트 의무휴업일로 인한 소비자 행동 변화: 온라인과 주변점포를 중심으로. *e-비즈니스연구, 19*(5), 31-49.

정수용 (2015). 이중차이분석을 통해 본 대형마트 의무휴업제 시행의 영향평가: 서울시 전통시장 내 마트형점포 매출액 변화를 중심으로. *한국정책학회보, 24*(2), 433-460.

정환, 임영균, 최필호 (2020). 대규모유통업체의 출점이 지역경제에 미치는 영향: 사업체수와 종사자수를 중심으로. *유통연구, 25*(1), 101-125.

허남일 (2016). 대규모 점포의 신설이 전통시장에 미치는 영향. *대한경영학회지, 29*(2), 341-356.

허성윤, 진현정 (2024). 대형마트 폐점이 주변상권 매출에 미치는 영향. *경제분석, 30*(1), 76-109.

Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *Review of Economic Studies, 72*(1), 1-19.

Arcidiacono, P., Ellickson, P. B., Mela, C. F., & Singleton, J. D. (2020). The competitive effects of entry: Evidence from supercenter expansion. *American Economic Journal:*

Applied Economics, 12(3), 175-206.

Austin, P. C. (2009). Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine, 28*(25), 3083-3107.

Austin, P. C. (2011). Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. *Pharmaceutical Statistics, 10*(2), 150-161.

Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics, 119*(1), 249-275.

Chung, H., Ahn, D. Y., & Ahn, S. (2022). Spillover effects of a mega shopping complex on pre-existing, small retail shops over space, over time and across retail types. *Journal of Retailing and Consumer Services, 65*, 102518.

Conley, T. G. (1999). GMM estimation with cross sectional dependence. *Journal of Econometrics, 92*(1), 1-45.

Daunfeldt, S. O., Mihaescu, O., Nilsson, H., & Rudholm, N. (2019). Spillover effects when IKEA enters: Do incumbent retailers win or lose? *Papers in Regional Science, 98*(6), 2295-2313.

Haltiwanger, J., Jarmin, R. S., & Krizan, C. J. (2010). Mom-and-pop meet big-box: Complements or substitutes? *Journal of Urban Economics, 67*(1), 116-134.

Han, M., Mihaescu, O., Li, Y., & Rudholm, N. (2018). Comparison and one-stop shopping after big-box retail entry: A spatial difference-in-difference analysis. *Journal of Retailing and Consumer Services, 40*, 175-187.

Jia, P. (2008). What happens when Wal-Mart comes to town: An empirical analysis of the discount retailing industry. *Econometrica, 76*(6), 1263-1316.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika, 70*(1), 41-55.

Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics, 88*(4), 641-658.

Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science, 25*(1), 1-21.

<부록>

<부록 표 1> 상대주차별 사건연구 전체 추정결과

상대주차	1~3km 비교 추정효과(%)	*p*값	3km 이상 비교 추정효과(%)	*p*값
0	-23.900	.033	-23.670	.040
1	-12.140	.343	-34.470	.002
2	-12.440	.335	-26.140	.028
3	-17.610	.137	-28.910	.009
4	8.190	.550	-12.180	.321
5	-25.960	.026	-8.990	.491
6	-26.020	.025	-40.770	<.001
7	-14.150	.246	-18.020	.128
8	14.240	.312	-1.060	.935
9	-6.940	.605	-16.330	.203
10	-11.560	.393	-13.830	.293

주 1: 기준주차는 후속 점포 영업 개시 직전인 -1주이다.
주 2: 1~3km 비교의 사건 이전 12주 공동검정 결과는 Wald=9.275, p=.596이다.
주 3: 3km 이상 비교의 사건 이전 12주 공동검정 결과는 Wald=13.729, p=.248이다.
주 4: 추정효과는 100×[exp(β)-1]로 계산하였다.

<부록 표 2> IPW·PSM 적용 전후 공변량 균형

공변량	보정 전 SMD	IPW 후 SMD	PSM 후 SMD
교육서비스업	-.306	-.006	.000
의류·잡화업	.262	.012	.000
식료품·슈퍼	.204	-.002	.028
사전 매출발생률	.176	.007	-.022
음식점업	.142	.001	-.035
사전 관측주차 수	.102	.003	.012
기타 업종	-.099	.001	.007
사전 평균매출 로그	.071	.001	-.024
숙박·여가업	-.070	-.002	.003
사전 매출표준편차 로그	.067	-.001	-.019
생활용품·잡화업	-.041	-.002	.020
개인서비스업	-.040	-.001	-.008
카페·간식업	-.040	.001	-.006
시설관리·임대업	-.038	-.020	-.032
사전 평균결제건수 로그	.023	.003	-.014
부동산업	-.023	-.011	.019
보건의료업	-.017	.001	.012
편의점·종합소매업	-.015	.004	.011
전문서비스·사업지원업	.009	.001	.005
최대 절대 SMD	.306	.020	.035

주 1: SMD는 표준화 평균차이를 의미한다.
주 2: 절대 SMD가 0.1 미만이면 관측된 공변량의 불균형이 크지 않은 것으로 판단하였다.
주 3: IPW와 PSM 적용 후 모든 공변량의 절대 SMD가 0.1 미만으로 감소하였다.

<부록 표 3> 거리대·기간창별 이중차분 추정결과

패널 A. 전환주차 포함								
비교권역(km)	기간창(주)	원계수 β	표준오차	환산효과(%)	95% 신뢰구간(%)	p값	관측치 수	가맹점 수
0~1 vs 1~2	4	-.192	.084	-17.490	[-29.990, -2.750]	.022	209,678	3,916
0~1 vs 1~2	8	-.176	.073	-16.150	[-27.310, -3.280]	.016	223,014	3,958
0~1 vs 1~2	12	-.123	.067	-11.540	[-22.420, .880]	.067	236,411	3,996
0~1 vs 1~2	16	-.073	.066	-6.990	[-18.210, 5.770]	.269	249,808	4,029
0~1 vs 2~3	4	-.134	.084	-12.510	[-25.860, 3.240]	.114	198,794	3,696
0~1 vs 2~3	8	-.141	.074	-13.120	[-24.810, .390]	.057	211,566	3,735
0~1 vs 2~3	12	-.128	.069	-12.020	[-23.140, .710]	.063	224,406	3,770
0~1 vs 2~3	16	-.105	.067	-9.940	[-21.060, 2.760]	.120	237,244	3,809
0~1 vs 1~3	4	-.165	.069	-15.210	[-25.980, -2.870]	.017	271,508	5,090
0~1 vs 1~3	8	-.160	.060	-14.750	[-24.240, -4.080]	.008	288,951	5,144
0~1 vs 1~3	12	-.125	.056	-11.770	[-20.880, -1.600]	.024	306,473	5,192
0~1 vs 1~3	16	-.088	.054	-8.380	[-17.620, 1.880]	.106	324,007	5,237
패널 B. 전환주차 제외								
비교권역(km)	기간창(주)	원계수 β	표준오차	환산효과(%)	95% 신뢰구간(%)	p값	관측치 수	가맹점 수
0~1 vs 1~2	4	-.082	.085	-7.880	[-22.020, 8.830]	.334	209,679	3,923
0~1 vs 1~2	8	-.105	.073	-9.930	[-21.980, 3.980]	.154	223,027	3,972
0~1 vs 1~2	12	-.080	.068	-7.640	[-19.170, 5.530]	.242	236,428	4,001
0~1 vs 1~2	16	-.051	.067	-4.930	[-16.600, 8.370]	.449	249,825	4,036
0~1 vs 2~3	4	-.073	.086	-7.030	[-21.510, 10.110]	.398	198,798	3,703
0~1 vs 2~3	8	-.110	.075	-10.380	[-22.580, 3.730]	.142	211,581	3,749
0~1 vs 2~3	12	-.107	.070	-10.150	[-21.650, 3.030]	.125	224,423	3,775
0~1 vs 2~3	16	-.086	.068	-8.210	[-19.690, 4.910]	.209	237,271	3,816
0~1 vs 1~3	4	-.078	.071	-7.490	[-19.450, 6.240]	.270	271,518	5,099
0~1 vs 1~3	8	-.107	.061	-10.150	[-20.210, 1.180]	.077	288,973	5,162
0~1 vs 1~3	12	-.092	.056	-8.830	[-18.360, 1.820]	.101	306,503	5,199
0~1 vs 1~3	16	-.067	.055	-6.480	[-16.030, 4.160]	.223	324,037	5,246

주 1: 종속변수는 ln(1+매출액)이다.
주 2: 모든 모형은 가맹점 고정효과와 주 고정효과를 포함하며, 표준오차는 가맹점 단위로 군집화하였다.
주 3: 환산효과와 95% 신뢰구간은 각각 $100\times[\exp(\beta)-1]$과 계수의 신뢰구간을 동일한 방식으로 변환하여 산출하였다.
주 4: 전환주차 포함 사양은 2023년 7월 17일이 포함된 주부터, 전환주차 제외 사양은 후속 점포의 첫 완전영업주인 2023년 7월 24일부터 사후기간을 설정하였다.
주 5: 관측치 수는 가맹점-주 관측치 수이며, 가맹점 수는 각 기간창의 분석에 포함된 고유 가맹점 수이다.

<부록 표 4> 대안적 추정방법에 따른 강건성 분석

패널 A. IPW 및 1:1 PSM 결과									
방법	사양	기간창 (주)	원계수 β	표준오차	환산효과(%)	95% 신뢰구간(%)	p값	관측치 수	가맹점 수
IPW	전환주차 포함	4	-.075	.072	-7.230	[-19.500, 6.910]	.300	270,380	4,968
IPW	전환주차 포함	8	-.072	.063	-6.930	[-17.660, 5.190]	.250	287,237	4,968
IPW	전환주차 포함	12	-.069	.057	-6.680	[-16.530, 4.330]	.224	303,916	4,968
IPW	전환주차 포함	16	-.033	.055	-3.220	[-13.160, 7.860]	.554	320,476	4,968
IPW	전환주차 제외	4	.024	.074	2.460	[-11.340, 18.400]	.742	270,351	4,968
IPW	전환주차 제외	8	-.028	.063	-2.760	[-14.020, 9.970]	.655	287,157	4,968
IPW	전환주차 제외	12	-.035	.058	-3.480	[-13.780, 8.050]	.538	303,809	4,968
IPW	전환주차 제외	16	-.011	.056	-1.050	[-11.350, 10.440]	.850	320,318	4,968
1:1 PSM	전환주차 포함	4	-.024	.079	-2.360	[-16.330, 13.940]	.762	208,134	3,844
1:1 PSM	전환주차 포함	8	-.043	.069	-4.180	[-16.310, 9.720]	.537	221,141	3,844
1:1 PSM	전환주차 포함	12	-.031	.064	-3.030	[-14.400, 9.850]	.629	234,030	3,844
1:1 PSM	전환주차 포함	16	.004	.062	.380	[-11.080, 13.310]	.952	246,812	3,844
1:1 PSM	전환주차 제외	4	.067	.081	6.930	[-8.750, 25.300]	.407	208,111	3,844
1:1 PSM	전환주차 제외	8	.006	.070	.630	[-12.260, 15.420]	.928	221,085	3,844
1:1 PSM	전환주차 제외	12	.005	.064	.450	[-11.460, 13.960]	.944	233,950	3,844
1:1 PSM	전환주차 제외	16	.030	.063	3.060	[-8.860, 16.540]	.631	246,689	3,844

주: IPW와 PSM 분석은 0~1km 초근접권과 1~3km 비교권역을 대상으로 하였다. PSM 표본은 1:1 최근접 이웃 무복원 방식으로 구성한 1,922쌍, 총 3,844개 가맹점이다.

패널 B. PPML 결과									
비교권역 (km)	사양	기간창 (주)	원계수 β	표준오차	환산효과(%)	95% 신뢰구간(%)	p값	관측치 수	가맹점 수
1~3	전환주차 포함	4	-.035	.055	-3.440	[-13.340, 7.600]	.526	241,465	5,090
1~3	전환주차 포함	8	-.038	.044	-3.770	[-11.760, 4.950]	.385	257,938	5,144
1~3	전환주차 포함	12	-.003	.041	-.320	[-7.970, 7.950]	.936	274,178	5,192
1~3	전환주차 포함	16	.003	.041	.260	[-7.500, 8.670]	.949	290,355	5,237
1~3	전환주차 제외	4	-.038	.049	-3.730	[-12.560, 5.990]	.439	241,472	5,099
1~3	전환주차 제외	8	-.035	.044	-3.440	[-11.370, 5.200]	.423	257,997	5,162
1~3	전환주차 제외	12	.003	.039	.330	[-7.110, 8.370]	.932	274,148	5,199
1~3	전환주차 제외	16	.007	.041	.660	[-7.070, 9.040]	.872	290,471	5,246
3 이상	전환주차 포함	4	-.144	.054	-13.440	[-22.170, -3.730]	.008	243,230	5,171
3 이상	전환주차 포함	8	-.123	.043	-11.560	[-18.680, -3.810]	.004	259,524	5,231
3 이상	전환주차 포함	12	-.088	.042	-8.400	[-15.620, -.560]	.036	275,749	5,285
3 이상	전환주차 포함	16	-.083	.044	-7.970	[-15.540, .280]	.058	291,816	5,343
3 이상	전환주차 제외	4	-.145	.043	-13.470	[-20.530, -5.790]	<.001	243,422	5,180
3 이상	전환주차 제외	8	-.118	.042	-11.100	[-18.120, -3.490]	.005	259,675	5,247
3 이상	전환주차 제외	12	-.081	.040	-7.740	[-14.660, -.270]	.043	275,788	5,294
3 이상	전환주차 제외	16	-.078	.044	-7.500	[-15.130, .810]	.076	291,953	5,354

주 1: PPML 모형의 종속변수는 원단위 매출액이며, 가맹점 및 주 고정효과를 포함하였다.
주 2: 표준오차는 가맹점 단위로 군집화하였다.
주 3: 환산효과와 신뢰구간은 $100\times[\exp(\beta)-1]$로 계산하였다.

<부록 표 4> 계속

패널 C. Conley 공간표준오차 적용 12주 결과									
비교권역 (km)	사양	절단거리 (km)	원계수 β	Conley 표준오차	환산효과 (%)	95% 신뢰구간(%)	p값	관측치 수	가맹점 수
1~3	전환주차 포함	1	-.140	.037	-13.080	[-19.120, -6.600]	<.001	300,309	5,097
1~3	전환주차 포함	3	-.140	.041	-13.080	[-19.750, -5.860]	<.001	300,309	5,097
1~3	전환주차 포함	5	-.140	.044	-13.080	[-20.230, -5.300]	.001	300,309	5,097
1~3	전환주차 제외	1	-.108	.037	-10.230	[-16.500, -3.490]	.003	300,338	5,104
1~3	전환주차 제외	3	-.108	.042	-10.230	[-17.350, -2.500]	.010	300,338	5,104
1~3	전환주차 제외	5	-.108	.046	-10.230	[-17.930, -1.810]	.018	300,338	5,104
3 이상	전환주차 포함	1	-.104	.039	-9.880	[-16.440, -2.800]	.007	302,595	5,190
3 이상	전환주차 포함	3	-.104	.036	-9.880	[-16.010, -3.290]	.004	302,595	5,190
3 이상	전환주차 포함	5	-.104	.037	-9.880	[-16.250, -3.020]	.005	302,595	5,190
3 이상	전환주차 제외	1	-.093	.039	-8.900	[-15.610, -1.660]	.017	302,622	5,199
3 이상	전환주차 제외	3	-.093	.036	-8.900	[-15.160, -2.180]	.010	302,622	5,199
3 이상	전환주차 제외	5	-.093	.038	-8.900	[-15.410, -1.890]	.014	302,622	5,199

주 1: Conley 분석은 가맹점 좌표가 확인된 완전사례 표본을 이용하였다.
주 2: 1km, 3km 및 5km는 동일 주차에 공간상관을 허용한 절단거리이며, 시간 시차는 0주로 설정하였다.
주 3: 절단거리를 달리해도 점추정치는 동일하지만 공간표준오차, 신뢰구간 및 p값은 달라진다.
주 4: 환산효과와 신뢰구간은 $100\times[\exp(\beta)-1]$로 계산하였다.

Sales Changes in Adjacent Trade Areas Following Retail Store Closure, Vacancy, and Successor Store Opening: A Distance-Based Difference-in-Differences Analysis of Gwangmyeong, South Korea

Hongjun Yoon*

ABSTRACT

Purpose: This study examines sales changes in adjacent trade areas following the closure of E-Mart Metro Gwangmyeong, an approximately five-week vacancy, and the subsequent opening of E-Mart Everyday at the same site. Rather than treating the event as a general transition from a hypermarket to a supermarket, the study conceptualizes it as a sequence comprising the closure of an existing small-format urban retail store, a short vacancy period, and the opening of a successor store.

Research design, data, and methodology: Using KB Kookmin Card sales data from April 2022 to December 2024, we constructed a merchant-week panel comprising 925,596 observations for 9,027 merchants. The area within 0–1 km of the site was defined as the immediate trade area, while the 1–2 km, 2–3 km, 1–3 km, 3–5 km, 5 km or more, and 3 km or more distance bands were alternatively used as comparison areas. We estimated distance-based difference-in-differences models with merchant and week fixed effects. The analysis separately examined the vacancy period and the operating period of the successor store, as well as cumulative 4-, 8-, 12-, and 16-week post-opening windows. Robustness checks included event-study models, exclusion of the closure and opening transition weeks, inverse probability weighting, one-to-one propensity score matching, Poisson pseudo-maximum likelihood estimation, temporal and spatial placebo tests, and Conley spatial standard errors.

Results: The phase-based analysis found no statistically significant average relative sales differences during either the vacancy period or the full operating period of the successor store across the alternative comparison areas. Some baseline OLS estimates for the short post-opening windows were negative and statistically significant, particularly when the opening transition week was included. However, the estimates

* Associate Research Fellow, Small Business Policy Research Institute, Small Enterprise and Market Service (SEMAS)

generally became smaller and less statistically significant after the transition weeks were excluded, and statistical significance was not retained in the inverse-probability-weighted or propensity-score-matched models. Conley estimates for the 12-week post-opening window indicated statistically significant negative relative differences when both the 1–3 km and 3 km or more areas were used as comparison groups. By contrast, the corresponding estimates for the vacancy period and the full operating period were not statistically significant at the 5% level. PPML estimates were not statistically significant for the 1–3 km comparison but were negative and statistically significant in several short-term specifications using the outer comparison area. The event-study estimates identified several negative post-opening weeks but did not reveal a stable pattern of decline or recovery. Neither the temporal nor the spatial placebo tests produced statistically significant estimates. Moreover, some pre-trend differences remained, limiting strong causal interpretation.

Conclusions: The findings suggest that a temporary relative sales adjustment may have occurred within 0−1 km immediately after the successor store opened. However, the magnitude and statistical significance of the estimates varied according to the comparison area, treatment of the transition weeks, model specification, weighting and matching adjustments, and correction for spatial correlation. No consistent evidence was found of a persistent decline in sales over the full operating period. The findings should therefore be interpreted as evidence of a possible short-term adjustment rather than a stable or structural causal effect. This study contributes to the literature by examining store closure, vacancy, and successor store opening as a continuous local trade-area adjustment process and by demonstrating how empirical conclusions may vary across time windows, distance bands, and estimation methods.

Keywords: Retail Store Closure, Vacancy, Successor Store Opening, Adjacent Trade Area, Distance-Based Difference-in-Differences, Conley Spatial Standard Errors