

Original Article

<https://doi.org/10.12985/ksaa.2026.34.3.070>
ISSN 1225-9705(print) ISSN 2466-1791(online)

인천국제공항 일별 지연 상태 전이 구조에 관한 Markov Chain 기반 분석

최승준*, 이수형**, 이철웅***

A Markov Chain-Based Analysis of Daily Delay State Transition Structure at Incheon International Airport

Seungjun Choe*, Suhjung Lee**, Chulung Lee***

ABSTRACT

This study analyzes daily delay state transitions at Incheon International Airport (ICN) using a discrete-state Markov chain. Using 1,035 days from January 1, 2023 to October 31, 2025, daily conditions were classified as Normal, Congested, or Critical based on quantile thresholds of total delay rate under the ICAO-aligned 15-minute standard. A first-order transition matrix was estimated by maximum likelihood, with stationary distribution, mean return time, and Critical-to-Normal hitting time derived. The Critical state showed strong self-persistence ($P(S2 \rightarrow S2)=0.640$) and a recovery time of 7.8 days. Among nine delay causes, connection-related delays were most strongly associated with transitions into the Critical state ($Lift=3.29$). Robustness checks with alternative thresholds and placebo tests supported these patterns. The findings support congestion management focused on state transitions and connection-related delays.

Key Words : Airport Delay(공항 지연), Markov Chain(마르코프 체인), State Transition Structure(상태 전이 구조), Critical Congestion(임계 혼잡), Hitting Time(평균 도달 시간), Incheon International Airport(인천국제공항)

1. 서 론

공항 지연은 단일 요인의 결과가 아니라 상호의존적 운영 요소 사이를 시간적·구조적으로 확산하는 시스템 차원의 현상이다. 특히 인천국제공항(Incheon International Airport, ICN)은 한국의 관문 공항이자 동

북아 환승 허브로서 높은 연결편 비중과 복잡한 슬롯 운영 구조를 가진다. 팬데믹 이후 항공 수요의 빠른 회복과 함께 운항 편수가 급증하면서 공항 운영 환경은 이전과 다른 지연 발생 및 확산 양상을 보이고 있다(Yoon and Son, 2023).

또한 2023년부터 국제민간항공기구(International Civil Aviation Organization, ICAO) 기준에 맞춰 국내 항공기 지연 측정 기준이 활주로 기반의 30분 또는 60분에서 게이트 기반의 15분으로 강화되기도 하였다(Ministry of Land, Infrastructure and Transport, 2022). 이는 지연에 대한 서비스 품질을 높이고 자 하는 전세계적 차원의 노력인 동시에, 공항 운영상

Received: 29. Jun. 2026, Revised: 12. Aug. 2026,
Accepted: 12. Aug. 2026

* 고려대학교 산업경영공학과 석사과정

** 한국공항공사 항공산업연구원 선임연구원

*** 고려대학교 산업경영공학과 교수

연락처 E-mail : leecu@korea.ac.kr

연락처 주소 : 서울시 성북구 안암로145

의 부담이 늘어나고 있음을 의미하기도 한다. 이러한 환경에서 지연 관리는 초기 지연의 역제뿐 아니라, 이미 발생한 지연이 확산되지 않도록 적절한 시점에 개입하여 회복을 유도하고 그 효과를 추적할 정량지표를 갖추는 것을 함께 요구한다.

이러한 맥락에서 본 연구는 다음 연구 질문에 답하고자 하였다. 첫째, 지연 관리를 위한 적절한 개입 시점은 언제인가? 둘째, 항공편 지연 회복의 핵심 단계는 무엇인가? 셋째, 지연을 줄이기 위한 성과 평가 지표는 어떻게 구성되어야 하는가?

이 질문들은 어떤 변수가 지연을 유발하는가의 문제가 아니라, 시스템이 유한한 운영 상태들 사이를 어떻게 이동하고 각 상태에 얼마나 머무는가라는 상태 전이(state transition)의 문제이다. 그러나 기존의 공항 지연 연구는 지연 요인의 식별, 사유 간 전파 방향성, 항공기 흐름의 재현에 초점을 맞추어 왔으며(II장 참조), 시스템이 임계 상태에 머무는 지속성이나 정상 운영으로의 회복에 소요되는 시간과 같은 상태 기반 회복력(state-based resilience) 지표는 직접 산출하지 못하였다. 이러한 지표는 운영 상태를 이산 상태 공간 위의 확률 과정으로 정식화할 때 비로소 정의되고 추정될 수 있는 개념이기 때문이다. 본 연구는 이 공백을 메우기 위해 공항의 일별 운영 상태를 이산 상태 확률 과정으로 정식화하고, Markov chain 모형을 통해 상태 지속성과 회복 시간을 정량화한다.

본 연구는 2023년 1월 1일부터 2025년 10월 31일까지의 인천국제공항 일별 운영 데이터(총 1,035일)를 활용하여 공항 시스템의 일별 지연 상태를 정상(normal), 혼잡(congested), 임계(critical)의 3개 이산 상태로 정의하고, 이산상태 Markov chain 모형을 통해 상태 간 전이확률 행렬을 추정한다. 이를 기반으로 시스템의 정상분포, 평균 회귀시간, 임계 상태로부터의 평균 회복시간을 정량적으로 도출하며, 9개 운영 사유별 지연이 시스템 상태 전이에 미치는 영향을 조건부 전이확률 및 lift 지표를 통해 측정하여 임계 상태로의 전이와 연관성이 높은 사유를 식별한다. 아울러 이산화 경계 변경, 시계열 서플(placebo test) 등의 강건성 검증을 통해 도출된 상태 전이 특성이 시간 구조에 기인함을 확인한다.

본 연구의 학술적·실무적 기여는 다음과 같다. 첫째, 공항 운영을 이산 상태 확률 과정으로 정식화함으로써, 기존의 지연 요인 식별에 관한 접근과 지연 전파 모형

이 산출할 수 없었던 회복 시간, 수렴 속도, 임계 상태의 회복력 지표를 인천국제공항 일별 운영 데이터를 활용하여 제공한다. 둘째, 2023년 ICAO 지연 측정 기준 변경 이후의 일별 운영 데이터를 사용함으로써 강화된 기준 하에서의 공항 지연 상태 변화 특성을 실증적으로 규명한다. 셋째, 기존의 공항 단위로 수행되었던 분석을 더 세분화하여 9개 주요 지연 사유별로 시스템의 상태 전이에 대한 영향을 확인함으로써, 어떤 지연 요인이 임계 상태로의 전이와 강하게 연관되고 어떤 요인이 회복을 지연시키는지를 세밀하게 규명한다. 넷째, 본 연구의 분석 결과는 평균 지연률 관리 중심의 기존 운영 평가 체계를 상태 전이 구조 기반의 접근으로 전환할 수 있는 정량적 지표를 제시한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 공항 지연 전파 및 Markov 모형 응용 관련 선행연구를 정리한다. III장에서는 자료 및 연구 방법을 제시한다. IV장에서는 시스템 상태 전이 구조, 사유별 트리거 영향, 그리고 강건성 검증 결과를 보고한다. V장에서는 결론, 정책적 시사점, 연구의 한계, 그리고 향후 연구 과제를 논의한다.

II. 이론적 배경

2.1 공항 지연의 시스템적 특성과 전파 구조

공항은 항공기, 승무원, 지상조업, 여객 처리, 구역 등 다수의 운영 요소가 상호의존적으로 결합된 복합 네트워크 시스템이다(Pyrgiotis et al., 2013). 이러한 시스템에서는 개별 단계의 지연이 독립적으로 발생하기보다, 특정 병목이 연쇄적으로 다른 단계의 혼잡을 유발하는 상호의존적 구조를 가진다(Simaiakis and Balakrishnan, 2016). 예컨대 항공기 회전 과정에서 지연은 연결편의 탑승, 승무원 교대, 정비 일정, 게이트 재배치 등 다수의 운영 요소에 동시에 영향을 미치며, 이는 다시 후행 항공편의 출발 지연으로 확산될 수 있다(AhmadBeygi et al., 2008). 이러한 특성은 항공 운영이 단일 공정이 아니라 상호 연결된 큐잉 네트워크(interdependent queuing network)로 구성되어 있음을 시사하며, 한 지점의 혼잡이 시스템 전반의 성능 저하로 전이될 수 있음을 보여준다(Pyrgiotis et al., 2013).

특히 대형 허브 공항에서는 연결편 비중이 높고 항

공기·승무원·슬롯·게이트의 재사용성이 강하기 때문에 지연의 전파 속도와 범위가 더욱 확대된다. 결과적으로 공항 지연은 국지적 사건이 아니라 시스템 차원의 전염(contagion) 또는 연쇄(cascade) 과정으로 이해될 필요가 있다. 이는 곧 공항 운영을 개별 항공편이나 단일 사유의 집합이 아니라, 시스템 전체가 시간에 따라서 서로 다른 혼잡 수준 사이를 이동하는 상태 전이 과정으로 파악해야 함을 의미한다.

2.2 공항 지연 연구의 방법론적 접근과 한계

공항 지연 현상을 분석하기 위한 기존의 방법론적 접근은 크게 세 가지로 분류할 수 있으며, 각 접근은 서로 다른 분석 질문에 대응한다.

첫째, 회귀분석 및 통계 모형 기반 접근은 기상, 수요, 슬롯 점유율, 항공기 회전시간 등의 설명변수를 활용하여 지연에 영향을 미치는 요인을 식별한다(Mayer and Sinai, 2003). 국내 사례로는 Kim & Bae(2021)가 생존분석을 적용하여 국내 공항 간 출발 지연 특성을 비교하고, 15분 기준에서 국내선과 국제선의 지연 분포가 상이하게 나타남을 규명하였다. 이 접근이 답하는 질문은 "무엇이 지연 수준을 결정하는가"이다. 따라서 개별 요인의 평균적 영향이나 지연 발생까지의 위험률을 설명하는 데에는 효과적이나, 분석 단위가 개별 항공편에 놓여 있어 시스템이 특정 혼잡 상태에 얼마나 오래 머무는지, 그리고 임계 상태에서 정상 운영으로 회복되는 데 얼마의 시간이 소요되는지와 같은 상태 지속 및 회복 과정을 설명하지는 못한다.

둘째, 상관관계 및 lead-lag-Granger 인과성 분석에 기반한 시계열 접근은 사유 간 동시 발생 구조 및 시차적 연계를 검토한다. Du et al.(2018)은 항공 운송 시스템에서의 지연 인과성 네트워크를 분석하였으며, Jia et al.(2022)은 비선형 Granger 인과성에 기반한 지연 전파 네트워크 분석을 제안하였다. 이 접근이 답하는 질문은 "어떤 사유가 다른 사유에 선행하는가", 즉 전파의 방향성이다. 그러나 이러한 선행 관계의 식별은 시스템 상태 전이의 확률 구조나 임계 상태의 흡수성·회복성과 같은 정량적 회복력 지표로 직접 환원되지 않는다.

셋째, 큐잉 모형 및 시뮬레이션 기반 접근은 항공기 흐름의 동적 특성을 미시적으로 재현한다. Pyrgiotis et al.(2013)의 approximate network delays(AND) 모형은 공항 간 지연 전파를 큐잉 네트워크로 분해하여 분

석하였으며, Simaiakis and Balakrishnan(2016)은 공항 출발 과정을 $M(t)/E_k(t)/1$ 큐잉 시스템으로 모델링하여 출발 지연의 확률 분포를 도출하였다. 이 접근이 답하는 질문은 "흐름이 어떻게 형성되고 변화하는가"이다. 그러나 이러한 모형은 다수의 미시적 파라미터에 의존하여, 실측 운영 데이터로부터 시스템 수준의 회복력 지표를 직접 추정하기보다는 시뮬레이션 환경에서 적합성을 확인하는 데 그치는 경향이 있다.

요컨대 세 접근은 각각 요인, 방향성, 흐름이라는 서로 다른 측면을 다루지만, 공통적으로 "시스템이 임계 혼잡 상태에 얼마나 머물고 얼마나 빠르게 회복되는가"라는 상태 기반 회복력의 질문에는 직접 답하지 못한다. 본 연구는 바로 이 분석적 공백을 메우고자 하며, 이를 위해서는 지연 현상을 변수의 영향이나 사유의 선후가 아니라 시스템 상태의 확률적 전이로 재정식화하는 별도의 분석 틀이 요구된다.

2.3 Markov Chain 기반 시스템 상태 분석

Markov chain 모형은 시스템의 상태가 시간에 따라 어떻게 전이되는지를 확률적으로 기술하는 통계적 도구로서, 이산 시간 시계열 데이터로부터 상태 전이확률 행렬, 정상분포, 평균 회귀시간, 도달시간(hitting time) 등 다양한 지표를 정량적으로 도출할 수 있다(Kemeny and Snell, 1976; Craig and Sendi, 2002). 이 지표들은 시스템을 이산 상태 공간 위의 확률 과정으로 정식화하여 정의할 수 있다. 예컨대 임계 상태에서부터의 평균 회복시간은 전이확률 행렬에 기반한 흡수·도달 시간 계산을 통해 산출되며, 장기적 상태 점유 비율은 정상분포로 표현된다. 또한 전이행렬의 고유값 구조로부터 도출되는 스펙트럴 갭(spectral gap)은 시스템이 충격 이후 장기 분포로 수렴하는 속도를 나타내며, 회복 속도에 대한 보완적 척도를 제공한다(Levin and Peres, 2017).

상태 전이를 다루는 확률모형으로는 Markov chain 외에도 은닉 마르코프 모형(Hidden Markov model)이나 일반적인 상태공간 시계열 모형을 고려할 수 있다. 그러나 본 연구의 분석 목적에 비추어 볼 때, 관측 가능한 일별 지연 상태를 직접 상태 변수로 사용하는 Markov chain이 가장 적합하다. 본 연구의 관심사인 회복 시간, 자기 지속 확률, 장기 상태 점유 비율은 모두 관측된 상태에서부터 전이확률 행렬을 추정하면

닫힌 형태(closed-form)로 산출되는 반면, 은닉 상태를 가정하는 모형이나 연속 잠재 변수를 도입하는 모형은 회복 시간과 같은 지표를 직접적으로 해석 가능한 형태로 제공하지 못하고 추가적인 모수 가정과 추정 부담을 수반한다. 또한 일별 전체 지연률이라는 단일 관측 지표가 시스템의 혼잡 수준을 충분히 대표한다는 점에서, 잠재 상태를 별도로 설정할 실증적 필요성도 크지 않다. 따라서 본 연구는 해석의 직접성과 추정의 안정성을 함께 확보할 수 있는 가장 간결한 모형으로서 1차 Markov chain을 선택하였다.

다만 Markov chain의 적용은 시스템 상태가 유한한 이산 범주로 정의될 수 있다는 점과, 다음 시점의 상태가 현재 상태에만 의존하여 확률적으로 결정된다는 마르코프 성질(Markov property)이 성립한다는 점을 전제로 한다(Kemeny and Snell, 1976; Levin and Peres, 2017). 이러한 전제가 충족되는 경우 최우추정법(maximum likelihood estimation, MLE)을 통해 전이확률 행렬을 안정적으로 추정할 수 있다(Billingsley, 1961). 한편 마르코프성의 성립 여부, 모형의 적정 차수, 그리고 전이 구조의 시간 동질성(time homogeneity)은 관측된 상태 시퀀스에 대한 우도비 검정을 통해 통계적으로 진단할 수 있다(Anderson and Goodman, 1957). 본 연구는 이러한 전제들이 실증 데이터에서 어느 정도 성립하는지를 IV장에서 마르코프성 검정, 정보기준(AIC/BIC) 기반 차수 선택, 시간 동질성 검정을 통해 직접 진단하며, 진단 결과에 비추어 1차 시간 동질 Markov 모형의 타당성과 한계를 함께 논의한다.

항공 운영 분야에서도 Markov chain 모형은 공항 운영 시스템의 상태 변화와 신뢰성을 분석하는 데 활용되고 있다. Rodríguez-Sanz et al.(2019)은 공항 도착 운영을 다상태(multi-state) Markov process로 모델링하여 시스템의 정상상태(steady state), 가용성(availability) 및 성능 저하 특성을 평가하였다. 이러한 연구는 공항 운영을 정태적 처리 시스템이 아닌 확률적 상태 전이 과정으로 해석함으로써, 기존의 회귀분석이나 시뮬레이션 기반 접근이 제공하지 못했던 운영 안정성과 회복 특성에 대한 정량적 지표를 도출할 수 있음을 보여주었다.

그러나 기존의 Markov chain 기반 연구는 주로 항공편 단위의 출발·도착 운영이나 공항 시설의 신뢰성 평가에 초점을 맞추어 왔으며, 공항 시스템 전체의 일별

지연 상태를 이산 상태로 정의하고 상태 간 전이 구조와 회복 특성을 정량적으로 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다. 특히 국내 공항을 대상으로 일별 운영 데이터를 활용하여 Markov chain 기반 상태 전이 구조를 분석한 연구는 아직 충분히 축적되지 않았다. 이에 본 연구는 인천국제공항의 일별 운영 데이터를 활용하여 공항 시스템을 정상(normal), 혼잡(congested), 임계(critical)의 세 가지 운영 상태로 정의하고, 상태 전이 확률 행렬과 정상분포, 평균 회복시간 및 평균 회귀시간 등을 추정함으로써 공항 운영의 회복력(resilience)을 시스템 수준에서 정량적으로 평가하고자 한다.

III. 자료 및 연구 방법

3.1 자료 수집 및 전처리

본 연구에 사용된 자료는 인천국제공항공사에 대한 정보공개 청구를 통해 제공받은 일별 항공통계이며, 자료 수령 시점은 2025년 11월이다. 분석 대상은 2023년 1월 1일부터 2025년 10월 31일까지의 총 1,035일이다. 해당 기간은 2023년 국내 항공기 지연 측정 기준이 ICAO 정렬 기준(게이트 기반 15분)으로 변경된 이후의 시점으로(Ministry of Land, Infrastructure and Transport, 2022), 단일 측정 체계 하에서 일관된 지연 데이터를 확보할 수 있다는 장점을 가진다.

원자료는 일자별 총 운항편수와 9개 사유별 지연편수 및 결항편수를 포함한다. 지연 사유는 연결편(connection), 항공교통흐름관리(air traffic flow management, ATFM), 공항/출입국(airport/immigration), 여객/화물(passenger/cargo), 운항/승무원(operations/crew), 정비(maintenance), 기상(weather), 지상조업(ground), 그리고 기타(other)의 9개 범주로 구분되며, 사유의 정의와 분류는 인천국제공항공사가 적용하는 지연 사유 분류 체계를 그대로 따랐다. 연구자가 별도로 사유를 재분류하거나 통합한 항목은 없다.

자료의 정합성을 확인한 결과, 분석 대상 1,035일 전 일자에서 9개 사유별 지연편수의 합계가 공식된 전체 지연편수와 정확히 일치하였다. 이는 각 지연편이 단일 사유로만 귀속되어 기록되며, 하나의 항공편에 복수의 지연 사유가 중복 계상되지 않음을 의미한다. 따라서 식 (2)의 전체 지연률 R_t 는 식 (1)의 사유별 지연률 $r_{i,t}$ 의 합과 일치하며, 4.5절의 사유별 Lift 지표 또

한 중복 계상에 따른 왜곡 없이 해석될 수 있다.

또한 원자료의 측정 기준 항목을 확인한 결과 분석 대상 전 기간이 변경 후 기준으로 기록되어 있어, 단일 측정 체계 하의 일관된 자료임을 확인하였다. 결측 일자와 결측 항목은 존재하지 않았고, 모든 일지에서 총 운항편수가 양의 값을 가졌으며, 전체 지연률이 1을 초과하는 일자도 관측되지 않았다. 따라서 본 연구에서는 별도의 결측치 보간이나 이상치 제거 과정을 수행하지 않았다. 한편 원자료에 포함된 사유별 결항편수는 본 연구의 분석 대상인 지연 상태 전이와 직접 관련되지 않으므로 분석에서 제외하였으며, 분석 기간 중 평균 일별 결항편수는 1.26편(결항률 0.15%)으로 그 규모가 미미하였다.

3.2 변수 정의

운항 규모의 변동에 따른 영향을 제거하고 사유 간 지연 강도를 비교 가능하게 하기 위해, 일자 t 의 사유 i 에 대한 지연률(delay rate)을 식 (1)과 같이 정의한다.

$$r_{i,t} = \frac{d_{i,t}}{N_t} \quad (1)$$

여기서 $r_{i,t}$ 는 시점 t 에서 사유 i 의 지연률, $d_{i,t}$ 는 시점 t 에서 사유 i 로 인해 발생한 지연편수, N_t 는 동일 시점의 총 운항편수를 의미한다. 또한 일자 t 의 전체 지연률을 식 (2)와 같이 정의한다.

$$R_t = \frac{\sum_{i=1}^9 d_{i,t}}{N_t} \quad (2)$$

전체 지연률 R_t 는 본 연구에서 시스템의 일별 상태를 정의하는 기준 변수로 활용된다.

3.3 상태 이산화 및 Markov Chain 모형

본 연구는 인천국제공항의 일별 운영 상태를 3개의 이산 상태로 정의한다. 전체 지연률 R_t 의 분포에 기반하여 33% 및 67% 분위수를 경계값으로 설정하고, 각 일자의 상태를 식 (3)과 같이 분류한다.

$$S_t = \begin{cases} 0 \text{ (Normal)} \\ \text{if } R_t < q_{0.33} \\ \\ 1 \text{ (Congested)} \\ \text{if } q_{0.33} \leq R_t < q_{0.67} \\ \\ 2 \text{ (Critical)} \\ \text{if } R_t \geq q_{0.67} \end{cases} \quad (3)$$

분위수 기반 이산화 방식은 각 상태가 균등한 표본 크기를 갖도록 함으로써 전이확률 행렬 추정의 통계적 안정성을 확보하는 데 유리하며, 운영적으로도 상위 1/3에 해당하는 일자를 임계 혼잡 상태로 식별할 수 있다는 장점이 있다. 경계값 선택의 자의성 문제는 4장의 강건성 검증을 통해 별도로 다루어진다.

본 연구는 시점 t 의 상태 S_t 가 직전 시점의 상태 S_{t-1} 에 의해서만 확률적으로 결정된다는 1차 Markov 성질을 가정하고, 식 (4)와 같이 상태 전이확률을 정의한다.

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j | S_t = i), \quad i, j \in 0, 1, 2 \quad (4)$$

전이확률 행렬 $P = [P_{ij}]$ 의 추정에는 최우추정법(maximum likelihood estimation, MLE)을 적용한다. 관측된 상태 시퀀스로부터 상태 i 에서 상태 j 로의 전이 빈도 n_{ij} 를 산출한 뒤, 각 행에 대해 식 (5)와 같이 정규화하여 전이확률을 추정한다.

$$\hat{P}_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{k=0}^2 n_{ik}} \quad (5)$$

3.4 시스템 지표

추정된 전이확률 행렬 P 로부터 본 연구는 다음의 시스템 지표를 도출한다. 첫째, 정상분포(stationary distribution) π 는 식 (6)을 만족하는 확률 벡터로, P^T 의 고유값 1에 대응하는 좌고유벡터를 정규화하여 산출한다.

$$\pi P = \pi, \quad \sum_{i=0}^2 \pi_i = 1 \quad (6)$$

정상분포는 충분히 긴 기간 동안 공항이 각 상태에

서 보내는 날의 비율을 의미한다. 예를 들어 임계 상태의 정상분포 값이 0.33이라면, 장기적으로 전체 운영일의 약 3분의 1이 임계 혼잡에 해당한다는 뜻이다.

둘째, 평균 회귀시간(mean return time)은 상태 i 를 한번 떠난 뒤 다시 상태 i 로 돌아오기까지의 평균 시간을 의미하며, 에르고딕 Markov chain에서 식 (7)과 같이 계산된다.

$$\mu_i = \frac{1}{\pi_i} \quad (7)$$

이는 특정 상태를 벗어난 뒤 그 상태로 다시 돌아오기까지 평균 며칠이 걸리는지를 나타낸다. 임계 상태의 회귀시간이 짧을수록 혼잡이 자주 재발함을 의미한다.

셋째, 도달시간(hitting time)은 특정 시작 상태에서 목표 상태에 처음 도달하기까지의 평균 시간을 의미하며, 본 연구에서는 임계(S2) 상태에서부터 정상(S0) 상태로의 평균 회복 시간을 도출하기 위해 기본행렬(fundamental matrix) $N = (I - Q)^{-1}$ 을 이용한 식 (8)을 적용한다. 여기서 Q 는 목표 상태를 흡수 상태로 변환한 전이행렬의 transient 부분 행렬을 의미한다.

$$h = N \cdot 1 \quad (8)$$

운영 측면에서 이 값은 공항이 심각한 혼잡에 빠진 시점부터 정상 운영으로 돌아오기까지 평균적으로 소요되는 일수, 즉 회복에 걸리는 시간으로 이해할 수 있다.

넷째, 수렴 속도를 평가하기 위해 전이행렬의 2번째로 큰 고유값의 절댓값 $|\lambda_2|$ 를 산출하고, 식 (9)와 같이 스펙트럴 갭(spectral gap)을 정의한다.

$$Spectral\ gap = 1 - |\lambda_2| \quad (9)$$

스펙트럴 갭은 하루의 충격이 이후 며칠까지 영향을 남기는지를 나타내는 값으로, 값이 클수록 시스템이 평소의 운영 패턴을 빠르게 회복하고, 작을수록 한 번 발생한 혼잡의 여파가 오래 지속됨을 의미한다.

3.5 사유별 영향 분석

특정 사유의 지연이 다음날 시스템 상태 전이에 미치는 영향을 정량화하기 위해, 본 연구는 조건부 전이 확률에 기반한 lift 지표를 도입한다. 사유 i 의 지연률이 해당 사유의 75% 분위수를 초과하는 일자를 'high'

일자로, 그 외의 일자를 'low' 일자로 정의한다. 사유 i 가 시스템을 임계 상태로 전이시키는 강도는 식 (10)과 같이 측정한다.

$$Lift_i = \frac{P(S_{t+1} = 2 | cause\ i\ is\ High\ at\ t)}{P(S_{t+1} = 2 | cause\ i\ is\ Low\ at\ t)} \quad (10)$$

Lift 값이 1보다 크다는 것은 해당 사유의 지연이 발생한 날에 다음날 시스템이 임계 상태로 전이될 확률이 베이스라인 대비 높다는 것을 의미하며, 그 값이 클수록 해당 사유가 임계 상태의 강한 트리거(trigger) 역할을 함을 시사한다.

3.6 강건성 검증

본 연구에서 도출된 결과의 신뢰성을 확보하기 위해 두 가지 강건성 검증을 수행한다. 첫째, 이산화 경계 민감도 분석은 상태 정의에 사용된 분위수 경계(q33/q67)의 자의성 문제를 점검하기 위한 것으로, q20/q80, q25/q75, q40/q60 등 대안적 경계값에서도 핵심 지표(P(S2→S2), hitting time, spectral gap)가 일관되게 유지되는지를 검증한다.

둘째, 시계열 셔플 placebo test는 본 연구에서 도출된 지표가 시간 구조에 기인한 것인지 또는 우연한 통계적 산물에 불과한지를 판별하기 위한 것이다. 원본 상태 시퀀스를 무작위로 1,000회 셔플하여 각 셔플 시계열에 대해 동일한 분석을 수행하고, 관측된 통계량이 셔플 분포의 95% 신뢰구간 외부에 위치하는지를 평가한다. 시계열 셔플은 시간적 종속성을 완전히 제거하므로, 관측 통계량이 셔플 분포와 명확히 다를 경우 본 연구에서 식별된 상태 전이 구조가 실제 시간 구조에 기인함을 의미한다.

본 연구의 전체 분석 절차는 Fig. 1에 제시되어 있다.

IV. 분석 결과

4.1 자료의 기초 통계

분석 대상 기간(2023.01.01~2025.10.31, 1,035일) 동안 인천국제공항의 평균 일별 운항편수는 909.1편으로 나타났으며, 평균 일별 지연편수는 259.7편이었다. 이에 따른 평균 전체 지연률은 0.279(27.9%)으로, 팬데믹 이전 기준(약 4~5%)에 비해 크게 상승한 수준이다. 이는 측정 기준이 활주로 기반 30분 또는

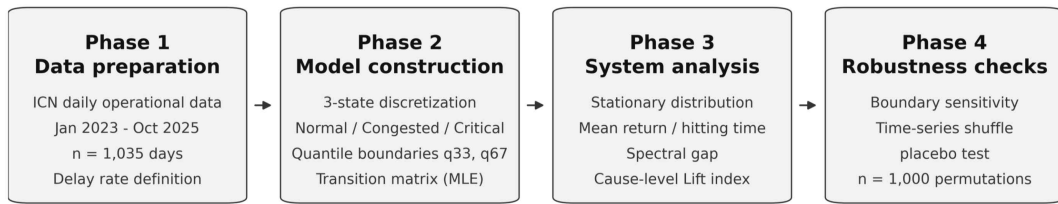


Fig. 1. Research flow of Markov chain-based delay state transition analysis

60분에서 게이트 기반 15분으로 변경된 데 따른 측정 척도의 변화가 주요인으로 작용한 결과로 해석된다.

사유별로는 연결편(connection) 지연률이 평균 0.135로 가장 높았으며, 공항/출입국(0.049), ATFM (0.049)이 그 뒤를 이었다. 나머지 6개 사유(여객/화물, 기타, 정비, 기상, 지상조업, 운항/승무원)는 모두 평균 0.013 이하로 상대적으로 낮은 수준을 보였다. 사유별 평균 지연률은 Fig. 2에 제시되어 있다.

본 연구에서 정의한 시스템 전체 지연률 R_t 의 분포는 평균 0.279, 중앙값 0.261, 표준편차 0.109의 우측 꼬리 분포를 보였다. 33% 분위수는 0.222, 67% 분위수는 0.304로 산출되었으며, 이 두 값을 식 (3)의 경계값으로 적용하여 일별 상태를 정상(S0), 혼잡(S1), 임계(S2)의 3개 상태로 분류하였다.

4.2 모형 가정의 진단

Markov chain 적용에 앞서, 분석 대상 데이터가 모형의 기본 가정을 어느 정도 충족하는지를 우도비 검정과 정보기준을 통해 진단하였다. 먼저 일별 상태 시퀀스가 직전 상태에 의존하는지를 확인하기 위해, 다음 상태가 현재 상태와 독립이라는 0차 모형과 1차 Markov 모형을 우도비 검정으로 비교하였다. 그 결과 검정통계량은 $G=438.5$ ($df=4$, $p<0.001$)로, 상태 간 1차 의존성이 매우 강하게 존재함을 확인하였다. 이는 일별 지연 상태를 독립 시행이 아니라 상태 전이 과정

으로 다루는 본 연구의 기본 설정이 데이터에 의해 뒷받침됨을 의미한다.

다음으로 모형 차수를 선택하기 위해 0차, 1차, 2차 모형의 AIC와 BIC를 비교하였다(Table 1). 정보기준 상으로는 2차 모형의 적합도가 가장 높게 나타났으며 (BIC 1855.3), 2차 대 1차 우도비 검정 역시 유의하였다($G=103.0$, $df=12$, $p<0.001$). 그러나 2차 모형은 27개의 전이 파라미터를 추정해야 하므로 상태별 표본이 분산되어 추정 안정성이 저하되고, 본 연구의 핵심 관심사인 임계 상태로부터의 회복시간·자기 지속 확률과 같은 지표를 직접 해석 가능한 형태로 제공하지 못한다. 반면 1차 모형은 6개 파라미터만으로 이들 지표를 닫힌 형태로 산출하며, 4.6절의 이산화 경계 민감도 분석과 시계열 셔플 placebo test에서 핵심 결론이 일관되게 유지됨이 확인된다. 이에 본 연구는 1차 Markov 모형을 기준 모형으로 채택하되, 2차 의존성의 존재는 결과 해석 시 고려하고 향후 모형 확장의 근거로 남긴다.

끝으로 분석 기간 전반에 걸쳐 전이 구조가 일정한지를 검토하기 위해, 전체 기간을 전반기와 후반기로 이등분하여 두 구간의 전이행렬이 동일하다는 가설을 우도비 검정으로 평가하였다. 검정 결과 $G=73.9$ ($df=6$, $p<0.001$)로 동질성 가설은 기각되었으며, 특히 임계 상태의 자기 지속 확률이 전반기 0.518에서 후반

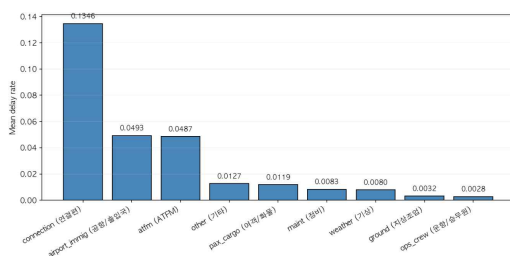


Fig. 2. Mean delay rate by operational cause

Table 1. Model assumption diagnostics (AIC/BIC: Order 0=2287.9/Order 1=1874.9/Order 2=1855.3)

검정	통계량	자유도	p-value	판정
마르코프성 (0차 vs 1차)	$G=438.5$	4	< 0.001	1차 의존성 유의
차수 선택 (2차 vs 1차)	$G=103.0$	12	< 0.001	2차 적합 우수 (BIC 기준)
시간 동질성 (전-후 기간)	$G=73.9$	6	< 0.001	동질성 기각

기 0.681로 상승하여 분석 기간 중 임계 혼잡의 지속성이 강화되는 방향의 변화가 관찰되었다. 이는 단일 시간 동질 모형이 전체 기간의 평균적 전이 구조를 요약하는 데에는 유효하나, 기간 내 구조 변화를 완전히 포착하지는 못함을 의미한다. 본 연구에서 보고하는 전이행렬과 회복력 지표는 분석 기간 전체에 대한 평균적 특성으로 해석되어야 하며, 시점에 따라 변화하는 전이 구조에 대한 명시적 모델링은 5장에서 향후 과제로 논의한다.

4.3 전이확률 행렬 및 시스템 지표

식 (5)의 최우추정법을 적용하여 산출한 1차 Markov 전이확률 행렬은 Table 2와 같다.

추정된 전이확률 행렬은 다음의 두 가지 핵심 특성을 보였다. 첫째, 모든 상태에서 대각 성분의 값이 비대각 성분에 비해 크게 나타나, 일별 상태의 자기 지속성(self-persistence)이 강하게 존재함을 확인하였다. 특히 정상 상태와 임계 상태의 자기 지속 확률은 각각 $P(S0 \rightarrow S0)=0.674$, $P(S2 \rightarrow S2)=0.640$ 으로 매우 높은 수준이었다. 둘째, 비대각 성분에서는 인접 상태 간 전이 확률이 한 단계 건너뛰는 전이보다 현저히 높았다. 정상 상태에서 임계 상태로 직접 전이될 확률은 $P(S0 \rightarrow S2)=0.056$ 에 불과하였고, 임계 상태에서 정상 상태로 직접 회복될 확률도 $P(S2 \rightarrow S0)=0.050$ 으로 매우 낮았다. 이는 인천국제공항의 일별 지연 상태가 인접 상태로의 점진적 전이를 통해 변화하는 단계적 상태 변화 구조를 보임을 시사한다.

전이확률 행렬로부터 도출한 시스템 지표는 Table 3에 정리하였다. 정상분포 π 는 (0.332, 0.338, 0.330)으로 거의 균등한 분포를 보였으며, 경험 분포(0.330, 0.339, 0.330)와 0.002 이내의 차이로 매우 잘 일치하였다. 이는 분위수 기반 이산화의 자연스러운 결과인 동시에, 분석 기간 동안 시스템이 통계적 정상상태에 가깝게 운영되고 있음을 시사한다.

Table 2. Estimated transition probability matrix P (MLE)

From/To	S0 (normal)	S1 (congested)	S2 (critical)
S0	0.674	0.270	0.056
S1	0.271	0.433	0.296
S2	0.050	0.310	0.640

Table 3. System dynamics metrics derived from the transition matrix

Metric	S0 (normal)	S1 (congested)	S2 (critical)
Stationary distribution π	0.332	0.338	0.330
Mean return time (days)	3.02	2.96	3.03
Hitting time to S0 (days)	—	5.85	7.82
Hitting time to S2 (days)	7.50	5.35	—

본 연구의 가장 주목할 만한 결과는 임계 상태로부터 정상 상태로의 평균 회복시간(hitting time)이 약 7.82일로 산출되었다는 점이다. 이는 한 번 시스템이 임계 혼잡 상태에 진입할 경우, 단순한 단기 충격으로 해소되는 것이 아니라 약 일주일에 걸친 점진적 회복 과정을 거친다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 스펙트럴 갭(0.394)과, 초기 상태의 영향이 5% 이내로 줄어드는 데 걸리는 시간을 뜻하는 mixing time(7.6일)이 동시에 일관된 시간 척도를 가리키고 있어, 측정 방식과 무관하게 견고한 결과로 평가된다.

추정된 전이확률 행렬과 정상분포 비교는 Fig. 3에 시각적으로 제시되어 있다.

4.4 다단계 전이 분석

전이확률 행렬의 거듭제곱 P^n 을 활용하면, 특정 시

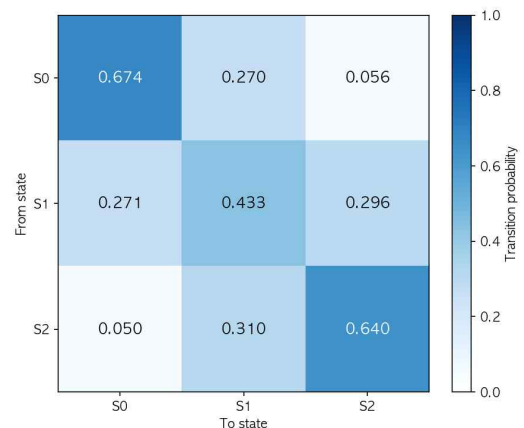


Fig. 3. Transition probability matrix P (left) and comparison of stationary distribution π with empirical distribution (right)

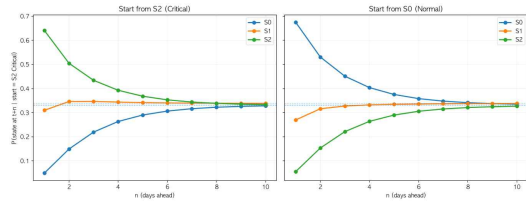


Fig. 4. Multi-step state distribution from initial states S0 (normal) and S2 (Critical) over $n=1-10$ days. Dashed lines indicate the stationary distribution

작 상태에서부터 n 일 후의 시스템 상태 분포를 추정할 수 있다. Fig. 4는 시작 상태가 임계(S2)인 경우와 정상(S0)인 경우의 n 일 후 상태 분포 변화를 시각적으로 비교한 것이다.

임계 상태에서 시작하는 경우, $n=1$ 일 후 임계 상태에 머무름 확률은 0.640이었으나, $n=3$ 일 후에는 0.434, $n=5$ 일 후에는 0.368, $n=7$ 일 후에는 0.344로 점진적으로 감소하여 정상분포 값(0.330)에 수렴하였다. 정상 상태에서 시작하는 경우에도 유사한 수렴 패턴이 관찰되어, 약 7일 이후에는 시작 상태와 무관하게 상태 분포가 정상분포에 근접하였다. 이는 인천국제공항의 일별 지연 상태가 단기 충격으로부터 약 1주일의 시간 척도로 정상 운영 분포로 회귀하는 특성을 가짐을 보여준다.

4.5 사유별 영향 분석

식 (10)의 lift 지표를 활용하여 9개 운영 사유별로 다음날 시스템이 임계 상태로 전이될 확률에 미치는 영향을 측정한 결과는 Table 4와 같다.

분석 결과, 연결편(connection) 지연이 가장 강한 임

계 상태 트리거($lift=3.29$)로 식별되었다. 즉, 연결편 지연률이 q75를 초과한 날에는 다음날 시스템이 임계 상태로 전이될 확률이 0.691에 달했으며, 이는 연결편 지연률이 낮았던 날(0.210)에 비해 약 3.3배 높은 수준이다.

다만 lift는 두 조건부 확률의 비(ratio)로 정의되는 연관성 지표이므로, 이 결과가 연결편 지연과 임계 상태 전이 사이의 인과관계를 직접 입증하는 것은 아니다. 기상 악화, 계절적 수요 집중, 운항량 증가 등이 연결편 지연과 시스템 혼잡에 동시에 영향을 미치는 교란 요인으로 작용할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 결과는 연결편 지연을 임계 상태 전이와 가장 강한 연관성을 보이는 우선 관리 대상 요인으로 해석하는 것이 타당하다.

2순위는 공항/출입국($lift=2.69$), 3순위는 기상($lift=2.02$)이었다. 특히 공항/출입국 단계의 영향력이 기상보다 높게 나타난 점은 주목할 만하다. 다만 본 연구는 기준 변경 이후 기간만을 대상으로 하므로 이러한 순위가 사유 분류 체계의 변경에서 비롯된 것인지는 확인할 수 없으며, 변경 전후 기간을 함께 포함한 비교 분석이 추가로 요구된다. 반면 정비, 운항/승무원, 지상조업, 여객/화물 등 4개 사유는 lift 값이 1.5 이하로, 임계 상태 트리거로서의 역할이 상대적으로 제한적이었다. 연결편 지연이 임계 상태의 자체 지속성에 미치는 영향을 보다 정밀하게 분석하기 위해, 조건부 전이확률을 산출한 결과는 Table 5와 같다.

연결편 지연이 높은 날에는 임계 상태의 자체 지속 확률이 0.730으로 상승하고, 정상 상태로의 직접 회복 확률은 0.030으로 급감하였다. 반면 연결편 지연이 낮은 날에는 자체 지속 확률이 0.438로 떨어지고, 정상

Table 4. Lift index for critical state trigger by operational cause

Rank	Cause	Lift	$P(S_c \text{high})$	$P(S_c \text{low})$
1	Connection (연결편)	3.29	0.691	0.210
2	Airport/Immigration (공항/출입국)	2.69	0.625	0.232
3	Weather (기상)	2.02	0.533	0.263
4	ATFM	1.98	0.525	0.266
5	Other (기타)	1.83	0.502	0.274
6	Maintenance (정비)	1.50	0.440	0.294
7	Operations/crew (운항/승무원)	1.45	0.430	0.298
8	Ground (지상조업)	1.42	0.425	0.299
9	Passenger/cargo (여객/화물)	1.13	0.363	0.320

Table 5. Conditional transition probability under connection-related delay condition

Condition	$P(S_2 \rightarrow S_2)$	$P(S_2 \rightarrow S_1)$	$P(S_2 \rightarrow S_0)$
Connection high ($>q75$)	0.730	0.241	0.030
Connection low ($\leq q75$)	0.438	0.467	0.095

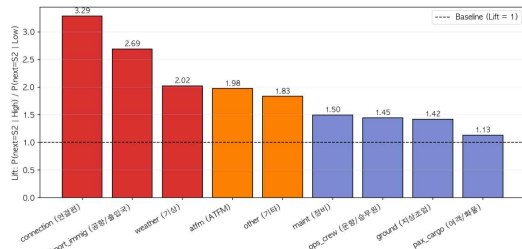


Fig. 5. Lift index by operational cause for Critical state trigger (sorted in descending order)

상태로의 회복 확률은 0.095로 약 3배 상승하였다. 이는 연결편 단계의 상태가 임계 혼잡으로부터의 회복 속도와 밀접하게 연관되어 있음을 보여준다.

사유별 lift 분포는 Fig. 5에 시각화되어 있다.

4.6 강건성 검증

본 절에서는 3.6절에서 설계한 두 가지 강건성 검증의 결과를 보고한다. 첫째, 이산화 경계 민감도 분석은 상태 정의에 사용된 분위수 경계(q33/q67)의 선택이 자의적이며 다른 경계값을 택했다면 결론이 달라졌을 것이라는 우려를 검토하기 위한 것으로, 대안적 경계값에서도 핵심 지표가 유지되는지를 확인한다. 둘째, 시계열 셔플 placebo test는 본 연구에서 관측된 강한 자기 지속성과 긴 회복 시간이 실제 시간 구조에 기인한 것인지, 아니면 3상태 분할이라는 자료 구성 자체에서 파생되는 통계적 산물인지를 판별하기 위한 것으로, 시간 종속성을 제거한 셔플 분포와 관측 통계량을 비교한다.

4.6.1 이산화 경계 민감도

본 연구에서 적용한 분위수 경계(q33/q67)의 자의성을 검증하기 위해, q20/q80, q25/q75, q40/q60의 대안적 경계값에서 핵심 지표를 재산출한 결과는 Table 6과 같다.

경계값을 변경하여도 모든 설정에서 임계 상태의 강한 자기 지속성($P(S_2 \rightarrow S_2) > 0.55$), 6일 이상의 회복

Table 6. Sensitivity of key metrics to discretization boundaries

Boundary	$P(S_2 \rightarrow S_2)$	Hitting $S_2 \rightarrow S_0$ (days)	Spectral gap
q20/q80	0.551	11.71	0.435
q25/q75	0.575	9.69	0.419
q33/q67 (baseline)	0.640	7.82	0.394
q40/q60	0.705	6.26	0.400

시간(hitting time > 6 일), 그리고 0.5 미만의 스펙트럴 갭이 일관되게 관찰되었다. 지표의 절대적 크기는 경계값에 따라 체계적으로 변화하는데, 임계 상태의 범위를 넓게 잡을수록(q40/q60) 자기 지속 확률은 상승하고 회복 시간은 짧아진다. 이는 임계 상태에 해당하는 일자 수가 늘어남에 따라 나타나는 정의상의 귀결로, 상태 정의의 엄밀성과 회복 시간의 크기가 상충 관계에 있음을 보여준다. 그러나 어떤 경계값을 적용하더라도 임계 상태가 강하게 자기 지속적이며 정상 운영으로의 회복에 최소 6일 이상이 소요된다는 정성적 결론은 변하지 않았다. 따라서 본 연구의 핵심 결론은 특정 경계값 선택에 의존하지 않는 것으로 판단된다.

4.6.2 시계열 셔플 Placebo Test

시계열의 시간 구조를 완전히 제거한 셔플 분포와 관측 통계량을 비교한 결과는 Table 7과 같다. 모든 핵심 통계량이 셔플 분포의 95% 신뢰구간 외부에 위치하였으며, 실증 p -value가 모두 0.001 미만으로 산출되었다. 특히 임계 상태의 자기 지속 확률(0.640)은 셔플 분포의 평균(0.330)의 약 1.9배에 달하였으며, 임계 상태에서부터 정상 상태로의 회복 시간(7.82일)은 셔플 분포 평균(3.03일)의 약 2.6배에 달하였다. 셔플 시계열에서 $P(S_2 \rightarrow S_2)$ 와 $P(S_2 \rightarrow S_0)$ 가 모두 0.330 부근으로 수렴한 것은 시간 종속성이 제거될 경우 다음 시점의 상태가 현재 상태와 무관하게 정상분포를 따르게 됨을 의미하며, 이는 관측 자료에서 확인된 자기 지

Table 7. Placebo test: observed statistics vs. shuffled distribution (n=1,000)

Statistic	Observed	Shuffled (mean)	Shuffled 95% CI	Empirical p
$P(S_2 \rightarrow S_2)$	0.640	0.330	[0.287, 0.372]	< 0.001
$P(S_2 \rightarrow S_0)$	0.050	0.330	[0.289, 0.372]	< 0.001
Hitting $S_2 \rightarrow S_0$	7.82	3.03	[2.82, 3.26]	< 0.001
Spectral gap	0.394	0.958	[0.914, 0.990]	< 0.001

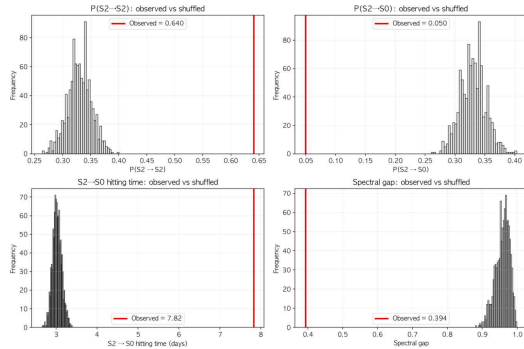


Fig. 6. Placebo test results: observed statistics (red vertical lines) vs. shuffled distributions (gray histograms, n=1,000 permutations) for four key metrics

속성이 3상태 분할 자체가 아니라 실제 시간 구조에서 비롯되었음을 뒷받침한다. 관측값과 셔플 분포의 비교는 Fig. 6에 제시되어 있다.

이상의 두 검증을 종합하면, 임계 상태의 강한 자기 지속성과 약 1주일 규모의 회복 시간이라는 본 연구의 핵심 결론은 경계값 선택이나 우연적 변동에 의존하지 않는 것으로 판단된다. 다만 두 검증은 결론의 통계적 견고성을 지지할 뿐, 4.5절에서 제시한 사유별 연관성의 인과적 해석까지 보증하는 것은 아니다.

V. 결 론

5.1 연구 결과 요약

본 연구는 인천국제공항의 2023년 1월 1일부터 2025년 10월 31일까지 총 1,035일의 일별 운영 데이터를 활용하여, 공항 시스템의 일별 지연 상태를 정상(normal), 혼잡(congested), 임계(critical)의 3개 이산 상태로 정의하고 이산상태 Markov chain 모형을 통해 상태 간 전이 구조와 회복 특성을 정량적으로 규명하였다. 분석에는 최우추정법으로 추정된 전이확률

행렬, 정상분포, 평균 회귀시간, 도달시간(hitting time), 스펙트럴 갭 등의 지표가 활용되었으며, 사유별 영향 분석에는 조건부 lift 지표를, 결과의 강건성 검증에는 이산화 경계 민감도 분석과 시계열 셔플 placebo test를 적용하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 인천국제공항의 일별 지연 상태는 강한 자기 지속성을 보였으며, 임계 상태의 자체 지속 확률은 $P(S_2 \rightarrow S_2)=0.640$ 으로 산출되었다. 이는 한 번 임계 혼잡 상태에 진입할 경우 다음날에도 64%의 확률로 임계 상태가 유지됨을 의미한다. 둘째, 임계 상태에서부터 정상 상태로의 평균 회복시간은 약 7.82일로 나타나, 임계 혼잡이 단기 충격이 아닌 약 일주일에 걸친 점진적 회복 과정을 거치는 현상임을 확인하였다. 셋째, 9개 운영 사유 중 연결편 지연이 시스템을 임계 상태로 전이시키는 가장 강한 트리거($lift=3.29$)로 식별되었으며, 연결편 지연률이 높았던 날의 임계 상태 자체 지속 확률은 0.730이었던 반면 낮았던 날에는 0.438로 나타났고, 정상 상태로의 직접 회복 확률은 약 3배 높았다. 넷째, 이산화 경계 변경 및 시계열 셔플 placebo test 결과 본 연구의 핵심 지표는 모두 통계적으로 유의하게 견고함을 보였다. 다만 이는 조건부 연관성에 기반한 식별로, 인과적 기여도의 규명은 향후 과제로 남는다.

5.2 정책적 시사점

이러한 결과는 연구 질문에 아래와 같이 답하며, 공항 운영 관리에 다음의 정책적 시사점을 제공한다.

첫째, 인천국제공항의 혼잡 관리 전략은 평균 지연률 모니터링 중심의 사후 대응 체계에서 상태 전이 구조 기반의 사전 예방 체계로 전환될 필요가 있다. 특히 임계 상태로부터의 회복에 평균 7.8일이 소요된다는 점을 고려할 때, 임계 상태 진입 자체를 차단하는 선제적 개입이 사후 회복 노력보다 운영 효율성 측면에서 훨씬 유리하다. 구체적으로 임계 상태의 자기 지속 확

률이 0.640이라는 것은, 임계 상태 진입 이후의 대응만으로는 다음날 해당 상태를 벗어날 확률이 36%에 그침을 의미한다. 반면 혼잡(S1) 상태에서 임계 상태로 전이될 확률은 0.296이므로, 개입의 실효성이 가장 높은 시점은 임계 상태 진입 이후가 아니라 혼잡 상태에 머무는 단계이다. 이는 공항 운영 매뉴얼상 대응 단계를 3단계 상태 구분에 대응시키고, 혼잡 단계에서 이미 완화 조치를 발동하도록 설계할 근거가 된다.

둘째, 연결편 지연이 임계 상태 전이 및 회복 지연과 가장 높은 연관성을 보인다는 점은, 슬롯 배분, 항공기 회전 시간 관리, 활주로 접근 순서 조정 등 연결편 단계에 직접적으로 영향을 미치는 운영 요소에 자원과 정책 우선순위가 집중되어야 함을 시사한다. 운영 실무에서는 연결편 지연률이 상위 25% 수준(q75)을 초과한 날에 익일 임계 상태 전이 확률이 0.691로 그렇지 않은 날(0.210)의 약 3.3배에 이른다는 점을 활용하여, 이 조건을 익일 혼잡 조기경보의 발령 기준으로 삼을 수 있다. 경보가 발령된 경우 익일 게이트 배정의 여유 확보, 지상조업 인력의 선제적 증원, 출입국 심사대 추가 개방 등 사전 대응 조치를 검토하는 운영 프로토콜을 구성할 수 있으며, 이는 별도의 예측 모형 없이 전일 관측치만으로 판단 가능하다는 실무적 이점을 가진다.

셋째, 본 연구에서 도출된 정량적 지표($P(S2 \rightarrow S2)$, 회복시간, lift 등)는 공항 운영 성과 평가의 새로운 기준으로 활용될 수 있으며, 향후 다른 공항 또는 다른 기간과의 비교 분석을 통해 공항별 회복력을 객관적으로 평가하는 척도로 기능할 수 있다. 실무적으로는 임계 상태의 자기 지속 확률, 임계 상태로부터의 회복시간, 스펙트럴 갭의 세 지표를 공항 운영 성과 대시보드에 분기 단위로 산출·추적하는 방식을 제안할 수 있다. 이들 지표는 평균 지연률과 달리 운항량 규모에 직접 좌우되지 않으므로, 수요 회복기와 안정기를 가로질러 회복력의 개선 여부를 일관되게 비교할 수 있다. 특히 4.2절에서 확인된 바와 같이 임계 상태의 자기 지속 확률이 전반기 0.518에서 후반기 0.681로 상승하였다는 점은, 평균 지연률만으로는 포착되지 않는 회복력의 저하가 진행되고 있음을 보여주며 이러한 지표 기반 추적의 필요성을 뒷받침한다.

5.3 연구의 한계 및 향후 연구 과제

본 연구는 몇 가지 한계를 가지며, 이는 향후 연구

과제로 이어진다.

첫째, 본 연구에서 적용한 1차 Markov 가정은 다음 시점의 상태가 직전 시점의 상태에 의해서만 결정된다고 가정한다. 실증적으로 본 연구의 차수 진단에서는 2차 Markov 모형이 정보기준상 더 우수하게 나타났으며(2차 대 1차 우도비 $G=103.0$, $p<0.001$), 이는 일별 지연 상태에 직전 하루를 넘어서는 의존 구조가 존재함을 시사한다. 향후 연구에서는 2차 Markov 모형 또는 은닉 마르코프 모형(HMM)을 적용하여 분석의 정밀도를 높일 수 있을 것이다. 다만 본 연구가 1차 Markov 모형을 채택한 것은 회복 시간과 자기 지속 확률 등 핵심 지표를 직접 해석 가능한 형태로 도출하기 위한 선택이었다. 진단 결과 0차 모형 대비 1차 의존성이 강하게 존재함이 확인되었고($G=438.5$, $p<0.001$), 2차 모형의 추가 설명력에도 불구하고 1차 모형의 핵심 결론이 강건성 검증에서 일관되게 유지된다는 점에서, 1차 모형은 기준 모형으로서의 타당성을 갖는다. 향후 보다 정교한 모형으로의 확장은 본 연구의 결과를 보완하는 방향이 될 것이다.

둘째, 분석 기간 내에 시간에 따른 전이 구조의 변화가 관찰되었다. 전반기와 후반기로 기간을 이등분하여 수행한 전이행렬 동질성 검정에서 동질성 가설은 기각되었으며($G=73.9$, $p<0.001$), 특히 임계 상태의 자기 지속 확률이 전반기 0.518에서 후반기 0.681로 상승하여 분석 기간 중 임계 혼잡의 지속성이 강화되는 방향의 변화가 확인되었다. 이는 단일 시간 동질적 Markov chain 가정의 한계를 시사한다. 향후 연구에서는 전이확률을 시점의 함수로 두는 비동질 Markov chain으로 모형을 확장하거나, 계절 더미와 기상 관측 변수를 공변량으로 포함하는 Markov 회귀 모형을 적용함으로써, 운영 환경 변화에 따른 상태 전이 구조의 변동을 명시적으로 모델링할 필요가 있다. 이러한 확장은 4.2절에서 확인된 시간 동질성 위배를 모형 내부에서 흡수함으로써, 본 연구가 평균적 특성으로 보고한 회복력 지표를 시점별 지표로 세분화하는 데 기여할 것이다.

셋째, 본 연구는 인천국제공항이라는 단일 공항을 대상으로 하였기에 결과의 일반화에 제한이 있다. 김포, 김해, 제주 등 국내 주요 공항으로 분석 범위를 확장하거나, 동북아 주요 허브 공항과의 비교 연구를 수행한다면 공항 운영 회복력의 국제 비교 기반을 마련할 수 있을 것이다. 넷째, 본 연구는 일별 집계 데이터를 활용

하였으나, 시간대별 또는 항공편 단위의 미세 데이터를 활용한 분석은 보다 정밀한 운영 시점의 상태 전이 특성을 규명하는 데 기여할 수 있다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 인천국제공항의 일별 지연 상태 전이 구조를 Markov chain 모형으로 정량화한 실증 연구로서, 공항 운영 관리에 새로운 분석적 관점을 제시하였다는 점에서 학술적·실무적 의의를 가진다. 향후 연구를 통해 분석 모형이 정교화되고 분석 대상이 확장된다면, 공항 운영 회복력 평가의 표준적 분석 틀로 발전할 수 있을 것으로 기대된다.

감사의 글

본 논문은 교육부 및 한국연구재단의 4단계 BK21 사업으로 지원된 연구임.

References

1. Yoon, M. G., and Son, W. M., "A study on the long-term forecasting of the international passengers based on the changes of the air travel demand structure in Korea", *Journal of the Aviation Management Society of Korea*, 21(4), 2023, pp.57-80.
2. Ministry of Land, Infrastructure and Transport, Civil Aviation Office, "Aviation statistics compilation manual", 2022.
3. Pyrgiotis, N., Malone, K. M., and Odoni, A., "Modelling delay propagation within an airport network", *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, 27, 2013, pp.60-75.
4. Simaiakis, I., and Balakrishnan, H., "A queuing model of the airport departure process", *Transportation Science*, 50(1), 2016, pp.94-109.
5. AhmadBeygi, S., Cohn, A., Guan, Y., and Belobaba, P., "Analysis of the potential for delay propagation in passenger airline networks", *Journal of Air Transport Management*, 14(5), 2008, pp.221-236.
6. Mayer, C., and Sinai, T., "Network effects, congestion externalities, and air traffic delays: Or why not all delays are evil", *American Economic Review*, 93(4), 2003, pp.1194-1215.
7. Kim, M., and Bae, J., "Modeling the flight departure delay using survival analysis in South Korea", *Journal of Air Transport Management*, 91, 2021, 101996.
8. Du, W. B., Zhang, M. Y., Zhang, Y., Cao, X. B., and Zhang, J., "Delay causality network in air transport systems", *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 118, 2018, pp.466-476.
9. Jia, Z., Cai, X., Hu, Y., Ji, J., and Jiao, Z., "Delay propagation network in air transport systems based on refined nonlinear Granger causality", *Transportmetrica B: Transport Dynamics*, 10(1), 2022, pp.586-598.
10. Kemeny, J. G., and Snell, J. L., *Finite Markov Chains*, Springer-Verlag, New York, 1976.
11. Craig, B. A., and Sendi, P. P., "Estimation of the transition matrix of a discrete-time Markov chain", *Health Economics*, 11(1), 2002, pp.33-42.
12. Levin, D. A., and Peres, Y., *Markov Chains and Mixing Times*, 2nd ed., American Mathematical Society, Providence, 2017.
13. Billingsley, P., "Statistical methods in Markov chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, 32(1), 1961, pp.12-40.
14. Anderson, T. W., and Goodman, L. A., "Statistical inference about Markov chains", *The Annals of Mathematical Statistics*, 28(1), 1957, pp.89-110.
15. Rodríguez-Sanz, Á., Gómez Comendador, F., Arnaldo Valdés, R., Pérez-Castán, J., Barragán Montes, R., and Cámara Serrano, S., "Assessment of airport arrival congestion and delay: Prediction and reliability", *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, 98, 2019, pp.255-283.