

■ 論 文 ■

# 국내 교통산업 서비스 지수의 산정 및 경기순환분석

## Estimation of Korea Transportation Service Index and Business Cycle Analysis

**한 상 용**  
(한국교통연구원 책임연구원)
**정 경 옥**  
(한국교통연구원 책임연구원)
**정 경 민**  
(한국교통연구원 연구원)

### 목 차

- |   |   |
|---|---|
| <p>I. 서론</p> <p>II. 해외 연구사례 및 지수화 방법론</p> <p style="padding-left: 20px;">1. 해외 연구사례</p> <p style="padding-left: 20px;">2. 지수화 방법론</p> <p>III. 교통산업 서비스 지수의 산정</p> <p style="padding-left: 20px;">1. 분석대상 범위설정 및 기초자료 조사</p> | <p>2. 교통산업 서비스 지수의 산정</p> <p>IV. 교통산업 서비스 지수의 경기순환분석</p> <p style="padding-left: 20px;">1. 단위근 검정</p> <p style="padding-left: 20px;">2. 경기순환분석</p> <p>V. 결론 및 향후 연구방향</p> <p>참고문헌</p> |
|---|---|

**Key Words :** 교통산업 서비스 지수, 피셔이상지수, 여객수송실적, 화물운송실적, 경기순환분석

### 요 약

본 연구의 목적은 국내 교통산업 서비스 지수를 산정하고 산정된 지수의 활용 가능성을 모색하는 것이다. 교통산업 서비스 지수는 도로, 철도, 항공, 해운부문 등 국내의 여객 및 화물운송 서비스 활동수준을 나타내는 월별 지표로서, 개별 여객수송 및 화물운송 실적자료를 이용하여 산정되었다. 구체적으로 1995년 1월~2004년 12월까지의 도로, 철도, 항공, 해운부문의 여객수송실적(인-km)과 화물운송실적(톤) 자료들이 이용되었다. 국내 개별 교통산업 부문의 여객 및 화물 운송수입 자료들을 활용하여 개별 수송실적지수들의 가중치 자료를 산출하였으며, 개별 교통산업 서비스 지수(여객지수, 화물지수 및 종합지수)는 라스파이레스 지수와 파세 지수에서 일반적으로 발생하는 대체편의를 줄일 수 있는 피셔이상지수를 이용하여 산정되었다. 그 결과, 여객지수보다는 화물지수와 종합지수가 경제현황을 보다 잘 설명하는 것으로 분석되었고, 종합지수를 기준으로 할 때 교통산업 서비스 지수는 국내 경기순환주기에 비해 정점에서는 약18개월, 저점에서는 약3개월 후행하는 것으로 분석되었다. 그럼에도 불구하고 교통산업 서비스 지수의 공식적인 산정과 활용을 위해서는 신뢰성 있고 시의성 있는 시계열 자료의 구축이 필수적이며, 다양한 지수 산정 방법론의 개발도 요구된다.

The objective of this study is to estimate Korean transportation service index (KTISI), and to explore possible uses of the KTISI. The KTISI was monthly index to represent the level of passenger and freight services by road, railroad, air and maritime modes, which was developed from eight series. Four of these series measure the level of passenger services (passenger-kilometers) by road, railroad, air and maritime modes; monthly data from January 1995 to December 2004. Similarly, the remaining four series measure the level of freight activity (tonnage) by four modes during the same period. Given the weights of modal revenues, component series were aggregated into two indexes (passenger index and freight index) and a composite index using Chained Fisher Ideal index, which was a geometric mean of the Laspeyres index and the Passche index. The Fisher Ideal index is one of the 'superlative' indexes, which diminish 'substitution bias' as current-weighted indexes. As a result, the freight index and the composite index explain economic conditions better than the passenger index. Based on the composite index, the newly estimated KTISI shows an average lag time of one and a half years at peaks and three months at troughs in comparison with domestic business cycles. Nonetheless, the following efforts are needed for more credible and useful estimates: establishment of data collection scheme in time, credibility uplift of used data, development of various indexation methods.

## 1. 서론

한 나라의 경제활동은 크게 재화와 용역을 직접 생산하고 소비하는 생산 및 소비활동, 그리고 재화의 생산과 분배, 소비를 위한 중간단계로서의 유통활동으로 구분된다. 그 동안 교통산업 서비스는 재화의 생산 및 분배, 그리고 소비하기 위한 유통과정에서 '이동성(Mobility)'과 '접근 용이성(Accessibility)'을 제공함으로써 국가경제에 중요한 역할을 담당해 왔다.

최근 미국과 프랑스 등 선진국에서는 교통산업 서비스 활동수준을 계량화하고 국가경제활동과의 연관성을 파악하기 위해 교통서비스 관련지수를 산정하여 발표하고 있다. 그러나 아직까지 국내에서는 교통산업 서비스의 활동수준 및 국가경제 활동과의 연관성을 대표할 만한 지수개발 및 관련연구 수행이 전무한 실정이다.

이러한 배경 하에 본 연구에서는 도로, 철도, 항공, 해운부문 등의 여객수송 및 화물운송 실적자료를 바탕으로 여객지수와 화물지수, 그리고 이를 종합화한 종합지수 등을 포함한 국내 교통산업 서비스 지수(Korea Transportation Service Index, KTSI)를 산정함으로써 국내의 여객 및 화물운송 서비스 활동수준을 교통산업 서비스 활동수준을 계량화하였다. 또한 산정된 지수들에 대해 경기순환분석(Business Cycle Analysis)을 시도함으로써 향후 경기진단을 위한 교통산업 서비스 지수의 활용 가능성에 대해 검토하였다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 해외에서의 교통산업 서비스 지수 산정사례와 지수화 방법론을 고찰하였다. 제3장에서는 국내 교통산업 서

스 지수 산정을 위한 기초자료 조사 및 범위 설정과 연쇄형 피셔이상지수를 적용하여 여객지수, 화물지수, 그리고 종합지수 등 국내 교통산업 서비스 지수를 산정하였다. 제4장에서는 산정된 개별 지수자료들을 대상으로 단위근 검정 및 경기순환분석을 수행하였다. 마지막으로 제5장은 결론 및 향후 연구방향으로 할애하였다.

## II. 해외 연구사례 및 지수화 방법론

### 1. 해외 연구사례

2004년 3월부터 미국의 교통부 산하 교통통계국(Bureau of Transportation Statistics, BTS)은 유상운송부문(For-hire Transportation Sector)의 교통 서비스 산출량을 나타내는 월별 척도로서 교통서비스 지수(Transportation Service Index, TSI)를 산정하여 발표하고 있다<sup>1)</sup>. 이러한 미국에서의 TSI 산정 및 발표는 그 동안 경기예측(특히, 경기순환예측) 등을 위해 사용되는 다양한 경제지표들에 교통부문의 지표들이 제외되고 있다는 점에서 비롯되었다. 미국의 TSI는 다양한 수송수단에 의한 여객수송 서비스(대중교통, 철도, 항공)와 화물운송 서비스(트럭, 철도, 항공, 수로, 파이프라인) 산출량의 변화를 대표할 수 있도록 월별 여객지수, 화물지수, 종합지수를 산정하고 있다<sup>2)</sup>.

프랑스의 교통서비스생산지수(Indice de Production de Services de Transports, IPST)는 교통산업에 종사하는 관련기업들에 의해 생산된 교통서비스 산출량의

〈표 1〉 미국 TSI와 프랑스 IPST의 비교

구분	미국 TSI	프랑스 IPST
산정지수	- 여객, 화물지수 및 종합지수	- 여객, 화물, 보조교통 및 종합지수
분석대상 범위설정	- 국제수송 및 자가용 제외 - 지역간버스, 관광버스, 페리, 택시, 연안해운화물, 국제택배 등 제외	- 국제수송 및 자가용 포함
기준년도 및 산정주기	- 2000년 기준, 월별	- 1995년 기준, 분기별
서비스 산출량 자료	- 수송실적자료	- 수송실적자료, 통행료 징수실적(자가용) 등
계절변동조정 여부	- 계절변동조정 수행	- 계절변동조정 수행
가중치 산정자료	- 부문별 부가가치 비중	- 부문별 국가예산 회계상의 비중
지수화 방법론	- 피셔이상지수(Fisher Ideal Index)	- 라스파이레스지수(Laspeyres Index)
지수의 성격	- 연쇄형 지수(Chained Index)	- 고정형 지수(Fixed Index)

1) 미국의 교통서비스 지수와 국내의 교통산업 서비스 지수를 구분하기 위해 본 논문에서는 편의상 미국의 교통서비스 지수는 TSI로, 국내의 교통산업 서비스 지수는 KTSI로 명명표기 하도록 한다.

2) 현재 미국의 TSI는 교통통계국(BTS) 홈페이지(<http://www.bts.gov/xml/tsi/src/index.xml>)를 통해 제공되고 있으며, 2005년 12월초에 2005년 8월까지의 자료를 제공하며 이중 가장 최근 3개월의 값은 잠정치이다. 또한 매년 6월에는 1년 단위로 종합적인 수정을 수행하고 있다.

변화를 보여주는 지표들이다<sup>3)</sup>. 프랑스의 IPST는 여객과 화물부문 외에도 급행 및 기차수송과 일부 자가용 운행을 포함한 보조교통(Services Auxiliaires de Transports) 부문을 추가적으로 포함하고 있고 도로와 항공수송부문에 국제수송실적을 포함하고 있어 분석대상 범위에서 자가용 및 국제부문을 제외하고 있는 미국의 TSI와 큰 차이가 있다. 프랑스의 IPST 산정 시 국제부문 교통서비스 산출량이 포함된 것은 미국에 비해 유럽국가간 여객 및 화물의 이동이 상대적으로 많기 때문인 것으로 판단된다.

또한 개별 교통부문의 수송실적지수들을 종합화하기 위한 가중치로서 미국은 교통부문별 부가가치 비중을 사용하고 있는 반면, 프랑스의 경우 자료의 한계로 인해 국가회계 예산상의 비중을 가중치로 사용하고 있다. 또한 TSI와 IPST는 산정방법에서도 차이를 보이고 있는데, 미국의 경우 연쇄형 피셔이상지수(Chained Fisher Ideal Index)를 적용하여 기준년도와 비교년도의 가중치를 모두 고려하고 있는 반면, 프랑스의 경우는 기준년도 고정형 라스파이레스 지수(Fixed Laspeyres Index)를 적용하고 있다. 미국 TSI와 프랑스 IPST를 특징별로 비교하면 <표 1>과 같다

## 2. 지수화 방법론

### 1) 지수의 개념 및 종류

지수(Index Number)는 여러 시점에서의 경제현상들(생산, 소비 등)의 변화가 경제주체들에게 실제로 어떠한 영향을 주었는지를 비교할 때 주로 이용된다(김균외, 2000). 지수는 비교대상에 따라 가격지수(Price Index)와 수량지수(Quantity Index)로 구분되는데, 본 연구에서의 교통산업 서비스 지수는 교통산업 서비스 산출량의 변화를 비교하는 수량지수에 해당한다. 또한 지수는 가중치를 부여하는 시점에 따라 기준시점의 라스파이레스 지수(Laspeyres Index)와 비교시점의 파셰 지수(Paasche Index)로 구분되는데, 라스파이레스 수량지수와 파셰 수량지수는 각각 식(1)과 식(2)와 같이 나타낼 수 있다<sup>4)</sup>.

$$L = \frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_0^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_0^k} = \sum_{k=1}^N \left( \frac{q_0^k \cdot p_0^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_0^k} \right) \times \frac{q_t^k}{q_0^k} \quad (1)$$

$$P = \frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_t^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_t^k} = \sum_{k=1}^N \left( \frac{q_0^k \cdot p_t^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_t^k} \right) \times \frac{q_t^k}{q_0^k} \quad (2)$$

$p_t^k$  : t시점의 개별 교통부문 k의 서비스 가격

$q_t^k$  : t시점의 개별 교통부문 k의 서비스 산출량

즉, 라스파이레스 수량지수는 개별 교통부문 k의 기준시점(0)에 대한 비교시점(t)의 서비스 산출량 비율을 기준시점 가격으로 평가한 산출금액( $q_0^k \cdot p_0^k$ )으로 가중 평균한 값이며, 파셰 수량지수는 비교시점 가격으로 평가한 산출금액( $q_0^k \cdot p_t^k$ )으로 가중 평균한 값이다.

그러나 라스파이레스 수량지수와 파셰 수량지수는 산출량이 급격하게 변동할 때 각각 기준시점과 비교시점에서 멀어질수록 경제학적 의미에서의 참 수량지수(True Quantity Index)와 그 격차가 커지는 대체편의(Substitution Bias)를 갖는 것으로 지적되고 있다(Rossiter, 2000; 조용길, 2002). 이러한 문제점을 극복할 수 있는 최상급지수(Superlative Index)로서 라스파이레스 수량지수와 파셰 수량지수의 기하평균으로 표현되는 피셔이상지수(Fisher Ideal Index)는 식(3)과 같다.<sup>5)</sup>

$$F = \sqrt{L \cdot P} = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_0^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_0^k} \times \frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_t^k}{\sum_{k=1}^N q_0^k \cdot p_t^k}} \quad (3)$$

고정형 지수(Fixed Index)는 기준시점(0)과 비교시점(t) 등 두 시점간의 수량 및 가격변화를 비교하기 위해 사용된다. 그러나 두 시점간의 비교보다는 다기간의 수량 및 가격변화를 연속적으로 비교해야 하는 경우가 일반적이는데, 이 때 고정지수를 사용하게 되면 지수의 현실화를 위해 일정 시점(통상 5년)이 지난 후에 기준시점을 변경하여야 한다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서는 이웃한 두 시점간의 단기변동을 누적적으로 곱하여 다기간의 수량 및 가격변화를 연속적으로 나타낼 수 있는 연

3) 프랑스의 IPST에 관한 더 자세한 내용은 [http://www.statistiques.equipement.gouv.fr/rubrique.php3?id\\_rubrique=65](http://www.statistiques.equipement.gouv.fr/rubrique.php3?id_rubrique=65)을 참고하기 바란다.

4) 현재 국내에서 사용되고 있는 소비자 물가지수, 생산자 물가지수 등의 물가지수는 라스파이레스형 가격지수이며, GDP Deflator는 GDP 명목금액을 라스파이레스형 물량지수로 나누어 계산한 파셰형 가격지수이다.

5) 최상급지수의 또 다른 형태로서 톨크비스트(Tornqvist) 지수가 존재한다.

쇄형 지수(Chained Index)를 이용할 필요가 있다<sup>6)</sup>.

본 연구에서는 국내 교통산업 서비스 지수의 산정을 위해 다년간의 교통산업 서비스 산출량을 연속적으로 비교할 수 있는 연쇄형 피셔이상지수(Chained Fisher Ideal Index)를 적용하였다.

2) 연쇄형 피셔이상지수 산정절차

연쇄형 피셔이상지수는 고정지수에서의 기준시점(0)과는 달리 비교시점(t)의 바로 직전시점(t-1)을 기준시점으로 설정하여 식(4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$F_{I(t-1)} = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_{t-1}^k}{\sum_{k=1}^N q_{t-1}^k \cdot p_{t-1}^k} \cdot \frac{\sum_{k=1}^N q_t^k \cdot p_t^k}{\sum_{k=1}^N q_{t-1}^k \cdot p_t^k}} \quad (4)$$

다시 말해 식(4)는 연속된 두 시점 사이의 교통산업 서비스 지수의 변화율을 의미한다. 그러나 우리는 현실적으로 도로, 철도, 항공, 해운부문의 여객 및 화물운송실적에 대한 가격자료를 구할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 미국의 TSI 산정절차와 같은 방식으로 연결지수(Link Index)  $R_t$ 를 정의함으로써 다음의 과정을 통해 피셔이상지수를 산정하였다.

$$R_t = \frac{I_t}{I_{t-1}} \quad (5)$$

개별 교통부문 k의 운송수입은 서비스 산출량(수송실적)에 서비스 가격을 곱한  $V_t^k = q_t^k \times p_t^k$ 와 같다. 여기서 개별 교통부문 k의 수송실적지수( $I_t^k$ )를  $q_t^k/q_0^k$ 라고 정의하면 운송수입  $V_t^k (= q_t^k \times p_t^k)$ 을 개별 교통부문 k의 수송실적지수( $I_t^k$ )로 나눈  $U_t^k$ 를 가중치로 사용하여야 한다<sup>7)</sup>.

$$U_t^k = V_t^k / I_t^k = (q_t^k \times p_t^k) / (q_t^k / q_0^k) = q_0^k \times p_t^k \quad (6)$$

$U_t^k$  : t시점의 개별 수송실적지수  $I_t^k$ 의 가중치

$V_t^k$  : 시점의 개별 교통부문의 운송수입

$p_t^k$  : t시점의 개별 교통부문 k의 서비스 가격

$q_t^k$  : t시점의 개별 교통부문 k의 서비스 산출량

식(4)에  $I_t^k, U_t^k$ 를 대입하여 재정리하면 두 시점 사이의 교통산업 서비스 지수의 변화율인 연결지수  $R_t$ 은 식(7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N I_t^k \times U_t^k}{\sum_{k=1}^N I_{t-1}^k \times U_t^k} \times \frac{\sum_{k=1}^N I_{t-1}^k \times U_{t-1}^k}{\sum_{k=1}^N I_{t-1}^k \times U_{t-1}^k}} \quad (7)$$

이 때 2000년 1월 기준시점(0)에서의 교통산업 서비스 지수 값을  $I_0 = 100$ 이라 하면, t시점의 교통산업 서비스 지수는 식(8)을 이용하여 산정할 수 있다.

$$I_t = I_{t-1} \times R_t = I_0 \times R_1 \times R_2 \times \dots \times R_t \quad (8)$$

III. 교통산업 서비스 지수의 산정

1. 분석대상 범위설정 및 기초자료 조사

1) 분석대상 범위설정

본 연구에서는 교통산업 서비스 지수 산정을 위한 분석대상 범위를 운임을 받고 수송서비스를 제공하는 국내 운송부문으로 한정하였다. 이에 따라 자가용 부문은 모두 제외되며 항공 및 해운부문의 해외수송실적도 제외된다. 지수산정에 포함되는 교통부문은 크게 여객부문과 화물부문으로 구분하였고, 각 부문을 도로, 철도, 항공, 해운 등으로 세분하였다.

본 연구에서는 교통산업 서비스 지수의 산정을 위해 건설교통통계연보(각년도)의 월별, 수단별(도로, 철도, 항공, 해운) 여객수송 실적자료(인-km)와 화물수송 실적자료(톤)를 이용하였다<sup>8)</sup>.

6) 연쇄지수는 1925년 프랑스의 경제학자 Divisia가 개발한 디비시아 적분지수(Divisia Integral Index)에 이론적인 바탕을 두고 있으나, 디비시아 적분지수(Divisia Integral Index)는 연속적인 시간을 전제로 하기 때문에 현실적으로 적용이 불가능하다(최기홍, 2001).  
 7) 이러한 과정은 운송수입을 그대로 가중치로 사용하는 경우 운송수입도 가격( $p_t^k$ )과 산출량( $q_t^k$ )의 합수이고, 개별 교통부문의 수송실적지수( $q_t^k$ )도 산출량의 합수이기 때문에 발생하는 중복계상(Double Counting) 문제를 해결하기 위함이다(Lahari et al., 2003).  
 8) 건설교통통계연보의 수송실적자료는 본격적인 교통산업 서비스 지수의 산정에 활용하기에는 갱신주기나 자료의 시의성 측면에서 한계를 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 교통산업 서비스 지수 산정방법의 정립과 실증분석결과의 활용 가능성 검토를 목적으로 하는바, 충분한 시계열자료가 확보 가능한 건설교통통계연보의 자료를 이용하였다.

2) 여객수송 및 화물운송 실적자료

여객수송 실적자료는 국제수송을 제외한 도로( 시내/시외/고속/전세 버스 및 택시 포함, 자가용 제외), 철도(철도와 지하철), 항공, 해운부문의 '인-km' 단위의 수송실적을 포함하고 있으며, 월별 여객지수 산정을 위해 최근 10년간(1995년 1월~2004년 12월)의 자료를 이용하였다.

화물운송 실적자료의 경우 2000년부터 해운부문의 '톤-km' 단위 자료가 구축되지 않고 있어 화물지수는 동기간 동안의 건설교통통계연보에 수록된 도로, 철도, 항공, 해운의 '톤' 단위 수송실적 자료를 이용하였다. 여객 및 화물 부문 각각에 포함된 세부자료 내역은 <표 2>와 같다.

<표 2> 여객 및 화물운송실적 자료의 개요

여객수송실적 (인-km)	화물수송실적 (톤)
- 도로: 시내/시외/고속/전세버스, 택시 등	- 도로
- 철도: 지하철 포함	- 철도
- 항공: 국내 여객수송실적	- 항공: 국내 화물운송실적
- 해상: 국내 여객수송실적	- 해상: 국내 화물운송실적

3) 수단별 운송수입 자료

미국의 경우 수단별 부가가치자료를 TSI 산정을 위한 가중치로 사용하고 있으나, 국내의 경우 철도부문은 여객과 화물로 구분되어 있지 않을 뿐만 아니라 항공부문도 국내와 국제부문으로 구분이 불가능하여 부가가치 자료를 가중치로 사용하는데 어려움이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 여객/화물 및 국내/국제 운송수입의 구분이 비교적 정확한 운송수입 자료를 이용하여 개별 수송실적지수의 가중치 자료를 산출하였다<sup>9)</sup>. 이에 따라 운

수입통계조사보고서(각년도)에 수록된 1995~2004년까지의 운송수입 자료를 이용하였으며, 여객과 화물, 국내와 국제의 구분을 위해 철도통계연보(1995~2004년)와 국내 항공사의 영업보고서(1995~2004년) 자료들을 활용하였다. <표 3>은 수단별 운송수입 자료의 산정방식을 나타내고 있다. 본 연구에서는 월별 지수의 산정을 위해 연도별 운송수입을 월별 수송실적 비율에 따라 배분하여 월별 운송수입 자료를 도출하였다<sup>10)</sup>.

2. 교통산업 서비스 지수의 산정

1) 계절변동조정

본 연구에서는 한국은행의 BOK-X-12-ARIMA 프로그램을 이용하여 1995년 1월~2004년 12월까지의 월별 여객 및 화물수송실적 자료에 대해 계절변동조정을 수행하였다. BOK-X-12-ARIMA에서는 요일변동과 월별 공휴일수 변화를 공휴일 계수를 이용해 반영하도록 하고 있다(이궁희, 1998; 2004). 통상적인 GDP 분석 등을 위한 계절변동조정에서는 토요일의 작업시간 등을 고려하여 토요일을 평일(1일)의 절반(0.5일)으로 반영하지만, 본 연구에서는 교통부문의 특성을 고려하여 토요일을 평일과 동일하게 취급하였다. 또한 BOK-X-12-ARIMA에서 설과 추석명절에 대한 조정을 위해 사용하는 해당 명절의 날짜에 대한 입력과일도 작성하여 분석을 수행하였다. 개별 교통부문의 수송실적자료에 대해 모두 사전요인조정에 요일효과, 공휴일수, 선거일이 포함되도록 설정하였으며, 명절효과의 지속기간은 수단별로 설과 추석 전후 기간을 1일부터 7

<표 3> 수단별 운송수입 자료의 산정방식

여객운송수입	화물운송수입
- 도로: 시내버스, 마을버스, 시외버스, 고속버스, 전세버스, 택시 운송업 운송수입의 합계	- 도로: 노선화물, 특수화물, 구역화물, 용달화물 운송업 운송수입의 합계(1998년 이전) 일반화물자동차, 용달화물자동차, 개별화물자동차 운송업 운송수입의 합계(1999년 이후)
- 철도: 철도운송업 운송수입(운수업통계조사보고서) - 철도화물부문 운송수입(철도통계연보)	- 철도: 화물, 수소화물 운송수입의 합(기타 잡수입 포함)
- 항공: 항공운송업 영업수입×(국내여객수입/항공사 총수입)	- 항공: 항공운송업 영업수입×(국내화물수입/항공사 총수입)
- 해상: 내항여객과 내륙수상여객 운송업 운송수입의 합계	- 해상: 내항여객과 내륙수상여객 운송업 운송수입의 합계

주: 국내여객수입은 부정기를 제외한 값이며, 국내화물수입은 화물과 우편의 합임

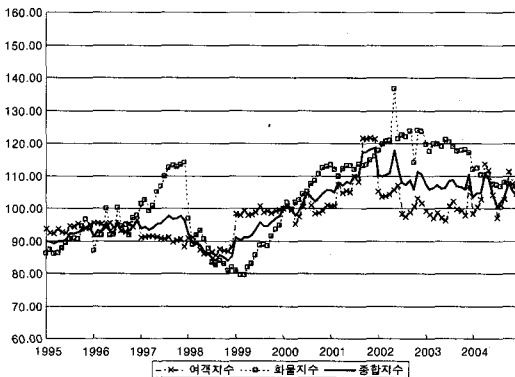
9) 익명의 심사위원이 지적한대로 여기에서 이용되는 여객/화물 및 국내/국제 운송수입 자료는 개별 운송수요의 가격탄력성에 의해 영향을 받으므로 운송서비스 가격과 정확히 일치할 수는 없다.

10) 익명의 심사위원이 지적한대로 연도별 운송수입을 월별수입실적 비율에 따라 일률적으로 배분하여 월별 운송수입 자료를 도출할 경우 분석상 오차가 발생할 수 있다.

일까지 각각 지정한 후 계절조정을 수행하여 나온 AIC (Akaike Information Criteria) 결과를 바탕으로 전 후 2일로 지정하였다.

2) 교통산업 서비스 지수의 산정

월별 지수산정을 위해서는 계절변동조정을 거친 개별 교통부문의 수송실적 자료에 대해 2000년 1월의 수송실적을 100으로 하여 개별 교통부문  $k$ 의 수송실적 지수( $I_k$ )를 산정하였다. 다음으로 개별 교통부문의 운송수입을 각각의 수송실적지수로 나누어 개별 교통부문별 수송실적지수에 대한 가중치로 사용할  $U_k$ 를 구하고, 식(7)과 식(8)을 이용하여 여객지수, 화물지수, 종합지수를 산정하였다. 이렇게 산정된 개별 교통산업 서비스 지수의 추이는 <그림 1>과 같다.



<그림 1> 교통산업 서비스 지수 산정결과

2000년 1월을 기준시점으로 하여 산정된 여객지수는 1998년 12월까지의 전반적으로 하락세를 보였으나, 이후 2001년 9월 121.7까지 증가하였다. 이후 소폭의 변동을 반복하여 2004년 12월에는 104.6을 나타내고 있다. 화물지수는 1995년 1월 86.0에서 1997년 12월 114.19를 기록할 때까지 상승추세였으나, 외환위기를 겪으면서 1999년 2월 79.5까지 감소하였다. 이후 2002년 5월 136.7로 최고를 기록할 때까지 다시 꾸준히 상승하였으나, 이후 다시 감소추세를 보이며 2004년 12월에는 106.9 수준을 나타내고 있다. 종합지수 역시 1995년 1월 89.9에서 완만한 상승 추세를

보이다가 1998년 들어 감소하여 1998년 8월 83.9로 가장 낮은 수치를 기록하였다. 이후 종합지수는 2001년 12월 118.5로 가장 높은 값을 기록한 뒤 감소하였고, 2004년 12월에는 104.0을 기록하고 있다.

IV. 교통산업 서비스 지수의 경기순환분석

1. 단위근 검정

1980년대 후반 통상적인 시계열자료가 불안정적(non-stationary) 일 때 기존의 회귀분석이론에 기초한 추정 및 검정에 오류가 있을 수 있다는 점이 제기된 이후<sup>11)</sup>, 시계열 자료의 안정성 여부의 판별을 위한 단위근 검정은 시계열 분석에 있어 주요한 관심사항이 되어 왔다. 시계열 자료의 안정성(stationarity)이란 시계열의 평균이 시간의 흐름과 관계없이 일정하고 평균을 중심으로 하는 변동량, 즉 분산(variance)이 유한한 값을 갖는 특성을 지칭한다. 다시 말해 어떤 외부적인 충격이 발생할 때 그로 인해 발생하는 효과 또한 평균을 중심으로 일정 범위 내에서의 변동으로 나타나지만 항상 평균으로 복귀하려는 성향을 가지므로 안정적 시계열의 자기상관함수(auto-correlation function, ACF) 값들은 시차가 확대됨에 따라 급격히 0으로 감소하게 된다. 반면에 시계열자료가 단위근을 갖는다는 것은 시계열이 확률적 추세를 내포하여 차분에 의해서 시계열의 안정성을 회복시켜야 함을 의미한다(Dickey and Fuller, 1979). 시계열 자료  $Y(t)$ 가 단위근을 가질 때, 안정성이 회복되기까지에 필요한 차분횟수를  $d$ 라 할 때 시계열 자료  $Y(t) \sim I(d)$ 라 표기한다. 예를 들어  $Y(t) \sim I(1)$ 의 경우 시계열 자료  $Y(t)$ 는 1차 차분함으로써 안정성을 갖게 된다.

<표 4> 단위근 검정을 위한 ADF 모형

구분	모형식	귀무가설
모형1	$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	$\gamma = 0$
모형2	$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	$\alpha = \gamma = 0$
모형3	$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$	$\alpha = \beta = \gamma = 0$

11) 실제로는 서로 상관이 없는 시계열자료가 불안정적인 특성을 가질 경우에는 회귀분석 상 서로 상관이 있는 것으로 나타날 수도 있다는 이른바 허구적 회귀(spurious regression) 현상의 인식에서 출발되었다. 즉, 변수간에 상관이 없음에도 불구하고 불안정적 변수간의 회귀분석 결과에서는 다중결정계수( $R^2$ ) 값과 유의성 검정을 위한 검정통계량( $t$ ) 값이 높게 나타날 수 있다는 것이다(이종원, 1998).

〈표 5〉 단위근 검정 분석결과

변수명	형	Level 변수			1차 차분변수		
		통계량	임계치*	lag**	통계량	임계치*	lag**
여객지수 ( $Y_{P,M}$ )	모형1	0.33	-1.94	3	-8.85	-1.94	2
	모형2	-1.75	-2.89	3	-8.83	-2.89	2
	모형3	-3.46	-3.45	0	-8.79	-3.45	2
화물지수 ( $Y_{F,M}$ )	모형1	0.12	-1.94	6	-3.55	-1.94	5
	모형2	-1.81	-2.89	6	-4.61	-2.89	3
	모형3	-2.21	-3.45	6	-4.63	-3.45	3
종합지수 ( $Y_{T,M}$ )	모형1	0.40	-1.94	0	-8.08	-1.94	2
	모형2	-1.69	-2.89	0	-8.11	-2.89	2
	모형3	-2.23	-3.45	0	-8.10	-3.45	2

주 : \* 임계치는 MacKinnon Critical Value를 의미함

\*\* 최적 lag의 결정은 AIC (Akaike Information Criterion) 값을 이용하였음

단위근 검정 방법으로는 DF(Dickey-Fuller) 검정법, ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법, PP(Phillips-Perron) 검정법 등이 있다<sup>12)</sup>. 본 연구에서는 월별 시계열 자료에 대해 최근 국내 관련문헌에서 가장 즐겨 사용되는 ADF 검정법을 적용하여 개별 시계열 자료들의 안정성 여부를 분석하였다.

통상적으로 ADF 검정법은 절편항과 확정적 추세선의 고려 여부에 따라 〈표 4〉와 같이 나타낼 수 있다. 이 때, 잔차항의 분포는  $\epsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_t^2)$ 이고,  $T$ 는 선형추세 변동을 나타내는 시간변수를 의미한다.

여객, 화물 및 종합지수들에 대해 단위근 검정을 수행한 결과는 〈표 5〉와 같다. 절편항과 확정적 추세선을 포함한 모형3의 경우를 제외하고는 모든 개별 지수들이 단위근을 지니고 있으며  $I(1)$ 의 특성을 갖고 있다.

그리고 자기상관의 영향을 최소화하기 위한 최적 시차의 결정은 AIC(Akaike Information Criterion) 값을 이용하여 도출하였는데 월별 개별 지수들의 최적 시차(Lag)는 2~6개월로 분석되었다.

## 2. 경기순환분석

국내총생산, 소비, 투자 등의 국민소득 관련 자료들은 대체로 추세를 중심으로 순환변동(Growth Cycle)

하는 것으로 알려져 있다. 전술하였듯이 교통산업 서비스도 재화의 생산 및 분배, 그리고 소비활동 등에 포괄적으로 영향을 미치는 반면, 아직까지 국내에서 교통산업 서비스 활동에 관한 통계자료를 이용하여 경기 동향을 예측하거나 관련 연구가 시도된 바가 없다<sup>13)</sup>. 따라서 위에서 산정한 여객지수, 화물지수, 그리고 종합지수 시계열 자료로부터 추세변동과 순환변동계열을 따로 추출하여 경기순환분석을 수행하였다.

### 1) 추세 및 순환변동의 정의

특정 경제변수 시계열 자료( $Y_t$ )는 일반적으로 변동 주기에 따라 추세변동, 순환변동, 계절변동 및 불규칙 변동 등의 계열로 구성되어 있다. 먼저 추세변동( $T$ )은 인구증가, 기술변화, 생산성 증가 등으로 경제규모가 커지는 현상으로 장기적으로 증가하는 경향이 있다. 순환변동( $C$ )은 주기가 2~6년에 해당하는 변동으로 주로 경제활동이 팽창·위축하는 경기순환에 따라 반복되는 변동이다. 계절변동( $S$ )은 계절의 변화 및 각종 관습에 의해 생성되는 변동이며, 불규칙변동( $I$ )은 전술한 3개 외의 요인들에 의해 발생하는 변동으로서 특별한 주기가 없는 초단기변동이다. 통상 특정 경제변수 자료( $Y_t$ )는 식(8)과 같이 위 4개의 변동계열의 합 또는 곱으로 구성된다고 가정된다.

12) DF 검정법은 처음으로 개발된 방법으로 의의가 있으나, 오차항이 자기상관을 내포하지 않는다는 점에서 비현실적이라는 문제점을 안고 있다. 반면에 ADF 검정법은 오차항이 자기상관을 내포하는 DF 검정법의 문제점을 기본모형에 차분 추가항  $\Delta Y_{t,j}$  ( $j=1, \dots, p$ )을 연속적으로 추가하여 해결하고 있으나, 근래에 들어와서는 귀무가설이 실제로 잘못된 경우에도 이를 채택하게 될 가능성(즉, Type-II 오차의 확률)이 비교적 크다는 비판이 일고 있다. 또한 PP 검정법은 ADF 검정법의 단점은 잘 해결하고 있으나, 오히려 귀무가설이 사실인데도 불구하고 이를 기각할 가능성(즉, Type-I 오차의 확률)이 비교적 크다(Phillips and Perron, 1988).

13) 일반적으로 국민경제를 대상으로 할 때 경기란 경제 각 부분의 평균적인 경제상태, 즉 국민경제의 총체적인 활동수준을 의미한다. 일반적으로 경기가 좋다는 것은 생산, 투자, 소비 등의 경제활동을 종합해 볼 때 통상 기대하는 평균수준 이상으로 활발한 경우를 말하며, 경기가 나쁘다는 것은 이의 반대적 현상을 나타낸다(한국은행, 2002).

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t, \quad Y_t = T_t \times C_t \times S_t \times I_t \quad (8)$$

일반적으로 국내 경기는 장기적인 관점에서 볼 때 장기 성장추세를 중심으로 지속적인 순환변동을 한다. 경제활동이 활발하여 경기가 상승하면 확장국면을 통해 정점(peak)에 이르게 되고 이후 경제활동이 위축되어 경기가 하락하면 수축국면을 통해 저점(trough)에 이르게 된다. 이러한 현상을 경기순환이라고 한다. 여기서 기준순환일이란 총체적인 경기변동의 전환점(turning point)을 의미하는데, 경기분석 및 경기예측에 있어 기본적인 판단근거로 활용되고 있다.

국내에서는 통계청이 1981년 이후 주요 동행성 지표(국내총생산, 생산, 소비, 경기동행지수)의 움직임과 경제 전문가들의 의견을 종합하여 기준순환일을 공표하고 있으며, 1970년 이후 13개의 기준순환일을 설정하였고 그 내용은 <표 6>과 같다. 국내 경기의 순환주기는 약 53개월(미국은 약 61개월, 일본은 약 53개월)이며, 이중 확장기는 평균 33개월, 수축기는 평균 19개월로 확장기가 수축기에 비해 긴 것으로 나타나고 있다.

<표 6> 국내의 기준순환일과 국면 지속기간

순환기	기준순환일			지속기간(개월)		
	저 점	정 점	저 점	확장기	수축기	순환기
제1순환기	72. 3	74. 2	75. 6	23	16	39
제2순환기	75. 6	79. 2	80. 9	44	19	63
제3순환기	80. 9	84. 2	85. 9	41	19	60
제4순환기	85. 9	88. 1	89. 7	28	18	46
제5순환기	89. 7	92. 1	93. 1	30	12	42
제6순환기	93. 1	96. 3	98. 8	38	29	67
제7순환기	98. 8	00. 8*	-	24	-	-
평균	-	-	-	33	19	53

주: \*잠정치를 의미함  
자료: 통계청(2004)

## 2) 경기순환분석

개별 교통산업 서비스 지수를 산정하는 단계에서 BOK-X-12-ARIMA를 이용하여 원시자료에서 이미 계절변동( $S_t$ )과 불규칙변동( $I_t$ )을 승법형 방식으로 추출하였다. 따라서 산정된 개별 교통산업 서비스 지수들은 추세변동( $T_t$ )과 순환변동( $C_t$ )만을 포함하고 있다. 즉, 개별 교통산업 서비스 지수들( $Y_{i,t}$ )은 추세변동( $T_t$ )과

순환변동( $C_t$ )의 곱으로 표현되며, 경기순환분석을 위해서는 지수 시계열 자료( $Y_{i,t}$ )로부터 추세변동( $T_t$ )을 추출하여야 한다. 본 연구에서는 국내 경기순환분석 관련 논문에서 가장 많이 이용되고 있는 Hodrick-Prescott (HP) 필터법을 사용하였다<sup>14)</sup>.

Hodrick-Prescott(HP) 필터법은 불안정한 시계열 자료가 추세변동과 순환변동으로 구성되어 있다고 가정하고 평활법에 의해 추세변동을 추출하는 방법이다(Hodrick and Prescott, 1997). 즉,  $Y_t = T_t \times C_t$ 이 성립하고  $y_t = \ln(Y_t)$ ,  $\tau_t = \ln(T_t)$ ,  $c_t = \ln(C_t)$ 라고 가정하면, HP 필터법은 식(9)을 최소화하는 추세변동( $\tau_t$ ) <sub>$t=1$</sub>  <sup>$T$</sup>  또는  $\{\tau_t\}_{t=1}^T$ 을 구하는 것이다.

$$S(\tau_t) = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \left(\frac{\lambda}{T}\right) \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (9)$$

여기에서  $\lambda$ 는 평활화 지수로서 그 값이 클수록 추세변동은 선형에 가까워지며, 0이면 추세변동은 시계열 자료  $\{y_t\}_{t=1}^T$  또는  $\{Y_t\}_{t=1}^T$ 와 같아진다. 본 연구에서는 Hodrick and Prescott(1997)에 제시된 바와 같이 월별 지수 시계열 자료에 대해  $\lambda$ 값을 14,400으로 적용하였다.

위 식에서  $y_t - \tau_t = c_t$ 이 성립하므로, 위의 식을 최소화하기 위한 1계조건(First of Condition)은 총  $T$ 개 존재한다. 그리고 이 식들을 시계열자료 행렬  $y = (y_1, y_2, \dots, y_T)$ , 추세변동행렬  $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_T)$ 와 순환변동행렬  $c = (c_1, c_2, \dots, c_T)$ 을 이용하여 행렬식으로 나타내면 추세변동 행렬  $\tau$ 은 다음의 과정을 통해 도출된다.

$$c = \lambda \cdot A \cdot \tau \quad (\text{단, } A \text{는 } T \times T \text{ 정방행렬}) \quad (10)$$

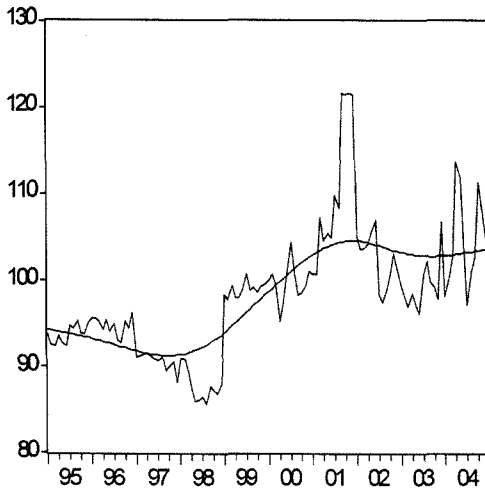
$$y = c + \tau = (\lambda \cdot A + I) \cdot \tau \quad (11)$$

$$\tau = (\lambda \cdot A + I)^{-1} \cdot y \quad (12)$$

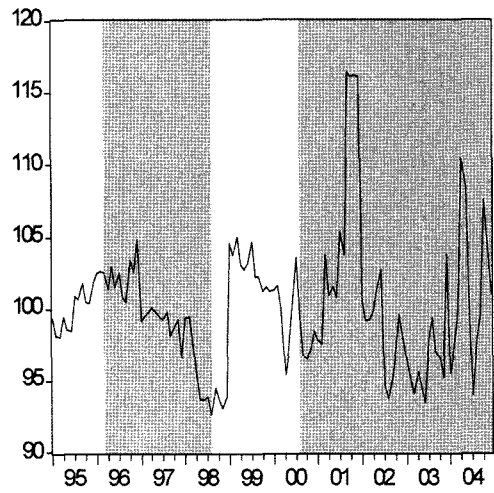
HP 필터법을 적용하여 도출한  $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_T)$ 을  $y = (y_1, y_2, \dots, y_T)$ 에서 차감하여  $c = (c_1, c_2, \dots, c_T)$ 을 얻고, 이 값들을 다시 지수 변환한 뒤 100을 곱함으로써 최종적인 순환변동 계열( $C_t$ )을 도출하였다. 이 때,

14) 이외에도 개별 시계열 자료로부터 추세변동을 추출하는 방법으로는 전통적 방법, 평활법, 모형에 의한 방법 등으로 구분할 수 있다. 전통적 방법으로는 회귀분석법, 차분에 의한 방법, 국면평균법(Phase Average Trend, PAT) 등이 있으며, 평활법에 의한 방법으로는 Hodrick-Prescott (HP) 필터법, 구간통과법(Band-Pass) 필터법 등이 있다. 마지막으로 모형에 의한 방법으로는 Beveridge-Nelson법, Decomposition법, TREMOS/SEATS법 등이 있다(이규희, 2000).

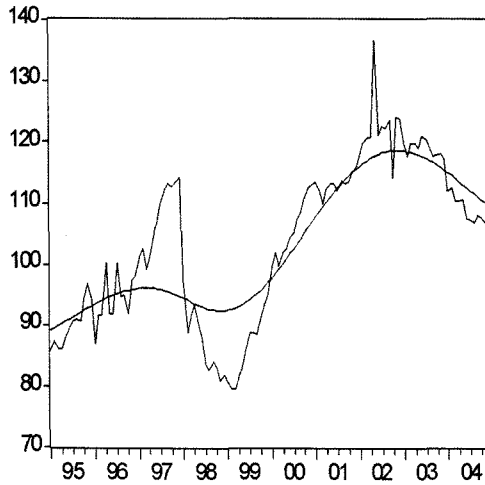




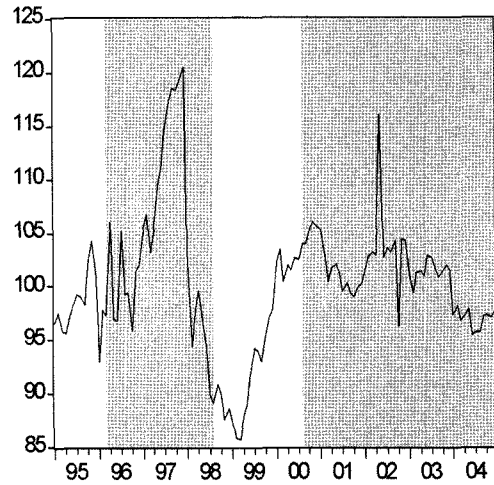
〈여객지수와 추세변동 계열〉



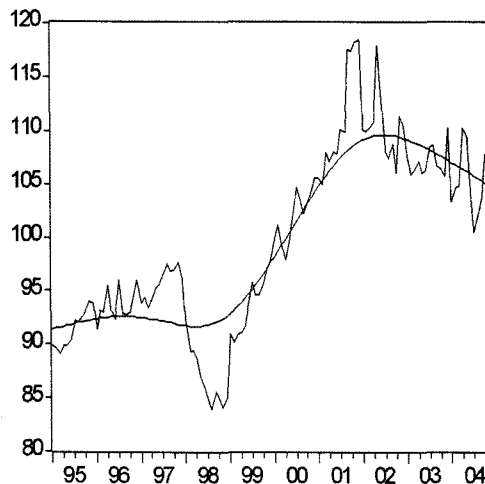
〈여객지수의 순환변동 계열〉



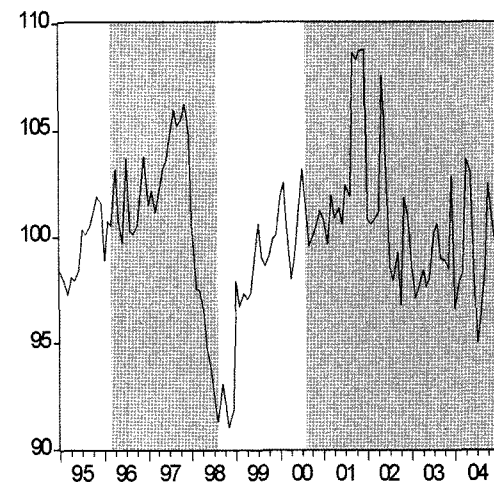
〈화물지수와 추세변동 계열〉



〈화물지수의 순환변동 계열〉



〈종합지수와 추세변동 계열〉



〈종합지수의 순환변동 계열〉

〈그림 2〉 여객, 화물 및 종합지수에 대한 HP 필터법 적용결과

〈표 7〉 월별 개별 지수들의 경기 선행(후행)성 분석

구분	통계청 경기순환 지수		개별 교통서비스 지수		선·후행 시차* (개월)	
	정점	저점	정점	저점	정점	저점
여객지수	1996. 03	1998. 08	1996. 12	1998.08	+9	0
	2000. 08	-	2001. 09	-	+13	-
	평균적 선행 시차: 정점 +11개월, 저점 0개월					
화물지수	1996. 03	1998. 08	1997. 12	1999. 03	+21	+7
	2000. 08	-	2000. 11	-	+3	-
	평균적 선행 시차: 정점 +12개월, 저점 +7개월					
종합지수	1996. 03	1998. 08	1997. 11	1998. 11	+20	+3
	2000. 08	-	2001. 12	-	+16	-
	평균적 선행 시차: 정점 +18개월, 저점 +3개월					

주: \* 양(+)의 값은 후행시차(lagging time)를, 음(-)의 값은 선행시차(leading time)를 의미함.

순환변동 계열 값이 100보다 크면 경기가 추세변동보다 좋은 상태를 의미하고, 100보다 작으면 그 반대이다. 월별 지수 시계열 자료에 대해 HP 필터법을 적용하여 통계청(2004)이 발표한 경기순환주기 자료와 비교한 결과는 〈그림 2〉와 같다.

개별 지수의 순환변동 계열 그래프에 표시된 명암부분은 통계청에서 발표한 경기수축기를 나타내고 있다. 월별 여객지수의 추세변동 계열은 감소 추세를 보이다가 1997년 10월 이후 증가 추세로 바뀌었고 다시 2001년 12월 이후에는 감소 추세를 보이고 있다. 또한 월별 여객지수의 순환변동 계열은 1996년 3월의 경기정점과 1998년 8월의 경기저점을 비교적 잘 설명하고는 있으나, 경기정점인 2000년 8월 이후에는 여객지수의 순환변동 계열이 오히려 증가하기 시작하여 경기동향과 반대방향으로 움직이고 있다.

월별 화물지수의 추세변동 계열은 증가 추세를 보이다가 1997년 3월 이후 감소 추세로 바뀌었고, 다시 1998년 11월 이후에는 증가 추세를 보이고 있으며 2002년 11월 이후 다시 감소 추세를 보이고 있다. 그리고 월별 화물지수의 순환변동 계열은 전체적으로 경기동향에 비해 후행적(lagging) 성격을 갖는 것으로 분석된다.

월별 종합지수의 추세변동 계열은 1998년 2월까지의 소폭 변동하다가 이후에는 증가추세를 보였고, 2002년 7월 이후 다시 감소추세를 보이고 있다. 그리고 월별 종합지수의 순환변동 계열은 전반적으로 경기동향에 비해 후행적(lagging) 성격을 지니고 있으며, 경기저점에서는 거의 시기가 일치하는 것으로 분석된다.

또한 본 연구에서는 Layton and Moore(1989)의 방법을 이용하여 월별 교통산업 서비스 지수들이 경기 선행적 또는 후행적 성격을 갖는지를 분석하였다. 월별 개별 지수들의 경기선행 또는 후행 시차는 통계청이 발표하는 경기순환의 정점과 저점을 기준으로 분석하였다.

〈표 7〉은 월별 개별 지수들의 순환변동 계열의 경기 선행적 또는 후행적 성격 여부에 관한 분석결과이다. 월별 개별 지수들의 순환변동 계열은 통계청에서 발표하는 경기순환주기에 비해 전체적으로 후행하는 것으로 나타나고 있다. 구체적으로는 여객지수가 정점이 11개월, 저점이 0개월 후행하고, 화물지수는 정점이 12개월, 저점이 7개월 후행하며, 종합지수는 정점이 18개월, 저점이 3개월 후행하는 것으로 분석되었다. 즉, 미국의 TSI 자료가 경기 선행적 성격을 갖는 것과는 달리 국내의 교통산업 서비스 지수들은 경기 후행적 성격을 갖고 있다고 할 수 있다. 이러한 차이점은 국내의 여객통행 및 화물운송구조가 미국과 서로 다르기 때문이다. 예를 들면, 국내의 영업용 화물수송실적 비중은 전체 화물수송실적의 약 45.2%로서 미국의 영업용 화물수송실적 비중인 약 66.1%에 비하여 훨씬 작다. 이로 인해 국내의 화물지수는 상대적으로 전체 화물수송실적을 대표하기에 한계점을 지니고 있다.

## V. 결론 및 향후 연구방향

본 연구에서는 국내에서 처음으로 교통산업 서비스 지수(여객지수, 화물지수 및 종합지수)를 산정하고 단위근 검정 및 경기순환분석을 수행함으로써 향후 교통산업 서비스 지수의 활용 가능성에 대해 검토하였다. 단위근 검정 결과, 개별 교통산업 서비스 지수들은 단위근을 1개 갖는 불안정적 시계열로 판명되었다.

또한 경기순환분석 결과에 따르면 개별 지수들의 순환변동 계열은 통계청에서 발표하는 경기순환주기에 비해 전체적으로 후행하는 것으로 분석되었다.

그러나 본 연구에서 산정한 교통산업 서비스 지수는 분석대상 범위를 운임을 받는 국내 여객수송과 화물운송부문에 한정하였기 때문에 보조교통부문까지도 포

함하여 산정한 프랑스의 IPST와 비교할 때 전체 교통 산업 서비스 활동수준을 대표하기에는 부족함이 있다. 또한 국내 화물지수 산정을 위한 화물수송실적 자료들은 '톤' 기준 자료로서 미국의 TSI 산정 시 일부 이용된 '톤-마일' 기준 자료에 비해 자료들의 신뢰성 및 시의성 측면에서 한계점을 지니고 있다.

따라서 교통산업 서비스 지수의 공식적인 산정과 활용을 위해서는 개별 교통부문의 수송실적에 대한 신뢰성 있고 시의성 있는 시계열 자료의 구축이 필수적이며, 다양한 지수 산정 방법론의 개발도 필요하다.

이를 위해 향후 연구에서는 개별 교통부문의 수송실적자료의 집계기관을 대상으로 한 광범위한 자료수집체계 구축과 자료의 신뢰도 검증 및 보완 방안의 마련이 필요하다. 특히 전산시스템을 통한 관리 및 자료획득이 어려운 부문에 대해서는 대체자료원의 확보나 일부 수집 자료를 활용한 추정 방안 등 다양한 대안의 검토를 통한 자료구축이 필요할 것으로 판단된다. 마지막으로 본 연구에서는 여객과 화물 분야에 대해 도로, 철도, 항공, 해운 등 4개 교통부문을 최소단위로 한 계절변동조정을 적용한 바, 향후 연구에서는 신뢰성 있는 수단별 자료를 이용한 개별 수단별로 세분화되고 정교한 계절변동조정 적용을 검토할 필요가 있다.

### 참고문헌

1. 건설교통부(각년도), 건설교통통계연보.
2. 김균·이만우·이학용(2000), "경제학원론", 율곡출판사.
3. 대한항공(각년도), 영업보고서.
4. 아시아나항공(각년도), 영업보고서.
5. 이궁희(1998), "한국경제시계열의 계절조정방법(X-12-ARIMA법을 중심으로)", 경제분석 제4권 1호, 한국은행 금융경제연구소, pp.205~242.
6. 이궁희(2000), "국민소득통계의 추세 및 순환변동계열 추출방법", 계간 국민경제 제1호, 한국은행, pp.23~58.
7. 이궁희(2000), "한국형 계절변동조정 프로그램(BOX-12-ARIMA)", 응용통계연구 제13권 2호, 한국통계학회, pp.225~236.
8. 이종원(1998), "계량경제학", 박영사.
9. 조용길(2002), "지수의 이론과 측정", 계간 국민경제 제3호, 한국은행, pp.19~60.
10. 통계청(각년도), 운수업통계조사보고서.
11. 통계청(2004), "최근 경기순환기의 기준순환일 설정", 보도자료.
12. 철도청(각년도), 철도통계연보.
13. 최기홍(2001), "경제학적 지수이론에 의한 디지털 아적분지수의 재해석", 계량경제학보 제15권 1호, 한국계량경제학회, pp.85~104.
14. 한국은행(2002), 알기 쉬운 경제지표 해설.
15. Dickey, D. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74(366), pp.427~431.
16. Hodrick, R. and E. C. Prescott(1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Journal of Money, Credit, and Banking, 29(1), pp.1~16.
17. Lahari, K., Stekler, H., Yao, W. and Young, P.(2003), "Monthly Output Index for the U.S. Transportation Sector", Journal of Transportation and Statistics, 6(2/3), pp. 1~27.
18. Layton, A. and G. H. Moore(1989), "Leading Indicators for the Service Sector", Journal of Business and Economic Statistics, 7(3), pp.379~386.
19. Phillips, P. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75(2), pp.335~346.
20. Rossiter, R. D.(2000), "Fisher Ideal Indexes in the National Income and Product Accounts", Journal of Economic Education, 31(4), pp.363~373.
21. 미국 TSI 관련 Internet Site(2005), <http://www.bts.gov/xml/tsi/src/index.xml>.
22. 프랑스 IPST 관련 Internet Site(2005), [http://www.statistiques.equipement.gouv.fr/rubrique.php3?id\\_rubrique=65](http://www.statistiques.equipement.gouv.fr/rubrique.php3?id_rubrique=65).

✉ 주 작 성 자 : 한상용

✉ 교 신 저 자 : 한상용

✉ 논문투고일 : 2006. 1. 24

✉ 논문심사일 : 2006. 3. 15 (1차)

2006. 3. 30 (2차)

✉ 심사판정일 : 2006. 3. 30

✉ 반론접수기한 : 2006. 8. 31

