

충청지역의 종합경기지수에 관한 연구*

김봉한** · 이연호*** · 이종상****

본 연구에서는 Stock-Watson방법과 통계청의 단순종합방식으로 충청지방 세 지역의 동행지수와 선행지수를 실험적으로 작성하였는데, 본 연구에서 얻은 주요 결과는 다음과 같다.

먼저 동행지수에 관한 사항으로 첫째, 산업생산지수와 생산자출하지수가 충청 지역의 지역별 경기지수에 크게 영향을 미치고 있다. 충청지역의 지역별 경기지수는 제조업의 비중이 상대적으로 크게 반영된 것 같다. 둘째, 대전지역은 서비스산업의 비중이 높고 제조업 중 내수관련 산업의 비중이 높아 국내수요동향을 잘 포착할 수 있는 자료를 포함해야 하고, 충남·북지역은 수출비중이 높기 때문에 해외경기상황을 나타내는 자료를 포함할 필요가 있다. 셋째, 충남·북은 추정된 동행지수의 증가속도가 비교적 빠르게 나타났으나, 대전지역은 증가속도가 최근 크게 하락된 것으로 나타났다. 넷째, 전국의 동행지수와 가장 높은 상관계수를 보인 곳은 충북이고 가장 낮은 상관계수를 보인 지역은 대전으로 나타났다. 다섯째, 충청권 세 지역의 동행지수에서 전국과 상이하게 진폭이 작은 소순환이 자주 발생된 것으로 나타났다.

다음으로 선행지수에 관한 것이다. 첫째, Granger 인과관계 검정결과를 토대로 충청지역 선행지수의 구성지표로 소비재출하지수, 중공업생산지수, 중간재출하지수 및 주가지수를 사용했다. 둘째, 그래프 비교나 Filardo(1994)모형의 추정결과로 판단할 때 Stock-Watson방법이나 통계청의 단순종합방식으로 작성된 선행지수는 미래의 경기를 예측하는 데 유용한 특성인 선행성이 비교적 높지 않은 것으로 나타났다.

핵심주제어: 지역경기종합지수, Stock-Watson방법, 단순종합방법
경제학문헌목록 주제분류: E32

* 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2002-002-B00008).

** 공주대 경제통상학부(제1저자), 전화: (041) 850-8391, E-mail: bongkim@kongju.ac.kr

*** 충북대 경제학과(공동저자), 전화: (043) 261-2215, E-mail: leeyh@chungbuk.ac.kr

**** 공주대 지역사회개발학과(공동저자), 전화: (041) 330-1405, E-mail: leejs@kongju.ac.kr

논문투고일: 2003. 12. 7 수정일: 2004. 2. 12 게재확정일: 2004. 4. 2

I. 서 론

지역균형발전과 지방분권시대를 맞이하여 그 동안 중앙정부의 주도하에 이루어졌던 각종 개발사업과 산업정책의 상당 부분이 지방자치단체로 이관되었고, 향후에는 지방정부가 주관되어 실시될 부분이 확대될 전망이다. 각 지역의 경제를 활성화하기 위한 적절한 경제정책을 실시하기 위한 선행조건으로 해당 지역의 실정을 가장 현실적이고 정확하게 분석할 필요성이 대두되고 있다. 따라서 각 지역의 경제활동수준을 보다 정확하게 나타낼 수 있으며, 미래의 경제활동을 비교적 정확하게 예측할 수 있는 지역의 경기종합지수(Composite Index: CI)의 작성이 요구되고 있다.

우리 나라 전국의 경기를 파악할 수 있는 지표로는 통계청에서 작성하는 경기동행지수가 있다. 그러나 지역별 경기를 일목요연하게 파악할 수 있는 본격적인 지역별 경기지수는 존재하지 않는다고 하여도 과언은 아닐 것이다. 개별 지역의 경기를 파악하기 위해서는 개별 지역의 생산, 출하, 전력사용량, 취업자수 등의 자료를 각각 분석해야 하는 번거로움이 따르고 상기 구성지표들의 방향성이 어긋날 경우 정확한 경기국면을 파악하는 데 어려움을 겪게 된다.

지역경제에서는 독자적인 경기변동이 존재하므로 충청지역의 경기변동을 정확히 파악하기 위해서는 충청지역의 경기종합지수 작성이 필수적이다. 현재 충북과 대전에서는 통계청의 도움을 받아 동행지수를 발표하고 있으나, 그 효용성에 대해서 체계적인 연구가 결여되어 있는 것으로 판단된다. 또한 선행지수는 작성되지 않고 있는 실정이다. 충청지역의 경기는 전국의 경기와 다른 국면에 있을 가능성이 높으므로 전국경기지수는 충청지역의 경기를 파악하는 데 큰 도움이 될 수 없다고 할 수 있겠다. 특히 산업정책에서 지역산업정책의 중요성이 커지고 있는 상황에서 충청권의 경기를 보다 정확하게 파악하고 비교할 수 있는 지표를 개발·활용할 필요성이 더욱 증대되고 있다.

본 연구의 목표는 충청지역의 경기국면이나 경기전환점을 정확히 분석하여 충청지역의 경기동향이나 경기전망에 대한 정책의 보조자료로 활용하기 위해서 충청남·북도 및 대전광역시의 경기동행지수와 선행지수를 실험적으로 작성하여 그 유용성을 분석하는 것이다. 이 과정에서 전국의 경기순환과 다른 독자적인 경기순환이 충청지역에서 이루어지고 있는지를 분석함으로써 충청지역의 효과적인 경기조절정책과 산업정책 수립에 참고자료를 제공하는 것이 본 연구의

또 다른 목적이다.

II. 기존 연구의 검토

우리 나라의 경기종합지수는 제2차 석유파동에 의한 경기침체를 계기로 1979년 통계청과 한국개발연구원이 공동으로 연구개발에 착수하여 1981년 3월부터 전국의 경기종합지수가 작성·공표되고 있다. 1990년대에 들어서는 지역별 경제구조의 차별화 확대로 지역별 경기지수의 필요성이 대두되었다.

이에 따라 1994년 말 대구·경북지역¹⁾을 시작으로 1995년 부산²⁾ 및 충북³⁾지역의 경기종합지수가 해당 지역의 개발연구소에 의해 개발되었다. 이후 예산부족 등의 이유로 경기종합지수의 작성이 중단되다가 현재는 대구, 대전 및 충북지역의 동행지수가 공표되고 있다. 최근에는 학계와 통계청을 중심으로 지역경기지수에 관한 연구가 활발하게 수행되고 있는데, 대표적 연구로서는 김명직(1997), 전백근·김대호(1999), 한국개발연구원·산업연구원(2000) 및 김대호(2001) 등이 있다.

김명직(1997)은 Stock-Watson모형을 사용해서 부산, 대구, 충북 및 전남지역의 지역동행지수를 추정하여 그 특성을 분석하였고, 지역별 경기전환점을 HP필터를 사용해서 판별하였다. 전백근·김대호(1999)는 동행지수를 작성하는 실무교본을 제시하였으며, 단순종합방식으로 충북지역 동행지수와 보조지표를 작성하였다. 1999년에는 통계청이 주체가 되어 다섯 개 지역(부산, 대구, 대전, 충북, 충남)의 개발연구원이 협력하여 해당 지역의 동행지수를 개발하였고, 이 연구의 결과로 2000년 4월부터 세 개 지역(대구, 대전, 충북)에서 동행지수가 공식 통계로 공표되고 있다. 한국개발연구원·산업연구원(2000)은 열다섯 개 광역시·도의 동행지수를 통계청 방식 및 Stock-Watson의 방식으로 추정하였으며, HP필터로 경기국면지수도 추정하였다.

1) 대구경북개발연구원(1994).

2) 부산발전연구원(1995).

3) 충북개발연구원(1995).

III. 연구방법

1. Stock과 Watson의 dynamic factor index

Stock and Watson(1989, 1991)은 경기동행지수 산정에 활용되는 네 개의 동행성 시계열에서 공통지수(factor)를 뽑아 내어 경기동행지수를 추정하는 확률모형을 개발하였다. Stock-Watson의 dynamic factor index모형은 경기동행적인 시계열들의 동행성을 하나의 비관측공통지수(a single underlying, unobserved variable)로 추출하는 모형이다. 이들의 접근방법은 기본적으로 선형다변량모형으로 경기에 대한 외생적 이론, 즉 경기변동을 경제구조가 반복적 기술충격에 적응하는 현상으로 보는 경기변동이론에 근거하고 있다.

Stock-Watson모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + e_{it}, \quad i=1, 2, 3, 4 \quad (1)$$

$$\Delta c_t = \psi_1 \Delta c_{t-1} + \psi_2 \Delta c_{t-2} + w_t, \quad w_t \sim \text{i.i.d.} N(0, 1) \quad (2)$$

$$e_{it} = \Psi_{i1} e_{i,t-1} + \Psi_{i2} e_{i,t-2} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma_i^2), \quad i=1, 2, 3, 4. \quad (3)$$

여기서 $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - \Delta \bar{Y}_i$, $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ 이다. Y_{it} 는 자연로그를 취한 동행지수의 구성지표이고, Δc_t 는 관측이 불가능한 공통인자이고, e_{it} 는 동행지수 구성지표에서 공통되지 않은 항목을 나타낸다.

위의 모형을 상태-공간형태(state-space form)로 나타내면 칼만필터를 활용하여 모형의 모수를 최우추정법(MLE)으로 추정할 수 있다. 이 모형의 상태-공간 형태는 다음과 같다.

측정방정식(measurement equation)은 $\Delta y_t = H\beta_t$ 로서 행렬로 나타내면

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

이행방정식(transition equation)은 $\beta_t = F\beta_{t-1} + v_t$ 로서 행렬의 형태로 나타내면

$$\begin{bmatrix} \Delta C_t \\ \Delta C_{t-1} \\ e_{1t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2,t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3,t-1} \\ e_{4t} \\ e_{4,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_1 & \psi_2 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Psi_{11} & \Psi_{12} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \Psi_{41} & \Psi_{42} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta C_{t-1} \\ \Delta C_{t-2} \\ e_{1,t-1} \\ e_{1,t-2} \\ e_{2,t-1} \\ e_{2,t-2} \\ e_{3,t-1} \\ e_{3,t-2} \\ e_{4,t-1} \\ e_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \\ \varepsilon_{4t} \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (5)$$

식 (4)와 (5)를 칼만필터로 나타내면 다음과 같이 우도함수를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \beta_{t,t-1} &= F\beta_{t-1,t-1}, \\ P_{t,t-1} &= FP_{t-1,t-1}F' + \Sigma, \\ \varepsilon_{t,t-1} &= \Delta y_t - H\beta_{t,t-1}, \\ K_t &= P_{t,t-1}H'[HP_{t,t-1}H']^{-1}, \\ \beta_{t,t} &= \beta_{t,t-1} + K_t\varepsilon_{t,t-1}, \\ P_{t,t-1} &= (I - K_tH)P_{t,t-1}. \end{aligned}$$

예측오차 $\varepsilon_{t,t-1}$ 가 i.i.d.의 확률변수라는 특성을 이용해서 로그우도함수를 구하면 다음과 같다.

$$L = -\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln [det(HP_{t,t-1}H')] + \varepsilon'_{t,t-1}(HP_{t,t-1}H')^{-1}\varepsilon_{t,t-1}).$$

위의 로그우도함수를 최대화시키는 모수의 값을 구하면 최우추정량(MLE)이 된다.

2. 통계청의 단순종합방식

지역별로 경기대응성이 양호한 구성지표를 선정환 후 다음의 순서에 따라 경기동행지수를 작성한다.

① 개별 구성지표들의 비경기적 요인을 제거하기 위하여 X-12-ARIMA방법으로 계절조정하고, 3 또는 6개월 이동평균하여 불규칙요인을 제거하고 추세순환계열($X_{i,t} = T_{i,t} \times C_{i,t}$)을 산출한다.

10 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구

② 구성지표별로 전월 대비 증감률(대칭변화율($Y_{i,t}$): symmetric percent changes)을 산출한다.

수준지표(level indicators)일 경우

$$Y_{i,t} = \frac{X_{i,t} - X_{i,t-1}}{X_{i,t} + X_{i,t-1}} \times 200.$$

비율지표(ratio indicators)와 영(0) 또는 음수가 포함된 경우에는 차분을 이용한다.

$$Y_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}.$$

여기서, $i=1, 2, \dots, N$ (구성지표), $t=2, 3, \dots, T$ (시점)

구성지표의 표준화⁴⁾란 각 구성지표의 순환진폭이 평균적으로 모두 같아지도록 조정하는 것을 의미한다.

③ 진폭(변동폭)이 큰 하나의 구성지표에 의해 종합지수가 좌우되지 않도록 각 구성지표의 대칭변화율($Y_{i,t}$)을 절대치평균인 표준화인자(S_i)로 나누어 표준화증감률($Z_{i,t}$)을 산출한다.

$$Z_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{S_i}, \quad \text{단, } S_i = \frac{\sum_{t=2}^T |Y_{i,t}|}{T-1} \quad (\text{표준화인자})$$

④ 표준화증감률($Z_{i,t}$)의 합을 구성지표수로 나누어 평균증감률(AC_t)을 산출한다.

$$AC_t = \frac{\sum_{i=1}^N Z_{i,t}}{N}.$$

지역동행종합지수는 매월의 평균증감률을 누적하여 원지수를 계산한 뒤, 기준연도로 조정하여 산출한다.

⑤ 매월의 평균증감률(AC_t)을 누적하여 지역별 동행종합지수 원지수(RCI_t)⁵⁾

4) 지역경기종합지수 구성지표들은 그 경제적 특성(변동성, volatility)에 따라 경기변동에 반응하는 순환진폭이 서로 상이하다. 그런데 이것을 그대로 평균하면 진폭이 큰 구성지표에 의하여 경기종합지수 전체의 움직임이 좌우될 수 있는데, 이를 방지하기 위해서 각 구성지표의 순환진폭이 평균적으로 같아지도록 조정할 필요가 있다.

5) 개별지표의 전월 대비 증감률(대칭변화율) 계산시 매월의 급격한 변화를 방지하기 위해, 분모를 전월치가 아닌 금월치와 전월치의 평균을 사용하였으므로 이 과정을 복원하여 원

를 산출한다(시작년월 = 100).

$$RCI_t = RCI_{t-1} \times \frac{200 + AC_t}{200 - AC_t} \quad \text{단, } RCI_1 = 100$$

⑥ 동행종합지수 원지수(RCI_t)를 기준연도로 조정한 지역별 동행종합지수(CI_t)를 산출한다(기준연도 = 100).

$$CI_t = \frac{RCI_t}{BASE} \times 100. \quad \text{단, } BASE \text{는 기준연도의 } RCI_t \text{의 평균}$$

IV. 실증분석 결과

1. 동행지수

본 연구에서 Stock-Watson방법으로 동행지수의 추정시 구성지표로서 산업생산지수, 생산자출하지수, 전력사용량, 비농업 취업자를 사용하였다. 표본기간이 전국과 충북은 1988년 1월에서 2002년 8월이고, 대전과 충남은 1990년 1월에서 2002년 8월까지이다. 지역의 동행지수 추정에 이러한 구성지표를 사용한 주요 연구로는 한국개발연구원·산업연구원(2000) 등이 있다. 지역동행지수를 추정하는 데 사용할 수 있는 구성지표는 위의 네 지표보다 많지만 지표의 성격이 유사·중복되는 경우가 많고, 소비·고용·무역 등 지역경기를 광범위하게 반영할 수 있는 지표가 부족한 실정이다.⁶⁾ 또한 산업별로는 제조업에 치우치는 경향을 보이고 있다.

Stock-Watson모형에서 $i=1, 2, 3, 4$ 에 해당되는 구성지표는 각각 산업생산지수, 생산자출하지수, 전력사용량 및 비농업 취업자수이다. Stock-Watson방법으로 충청지역의 동행지수를 추정한 결과가 <표 1>에 요약되어 있다. 구성지표들과 공통변수 간의 관계를 나타내는 모수인 $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ 의 추정치는 모두 양의 부호를 보였고, 대전, 충남 및 충북의 경우의 γ_4 에 대한 추정치를 제외하고

지수를 산출하는 과정이다.

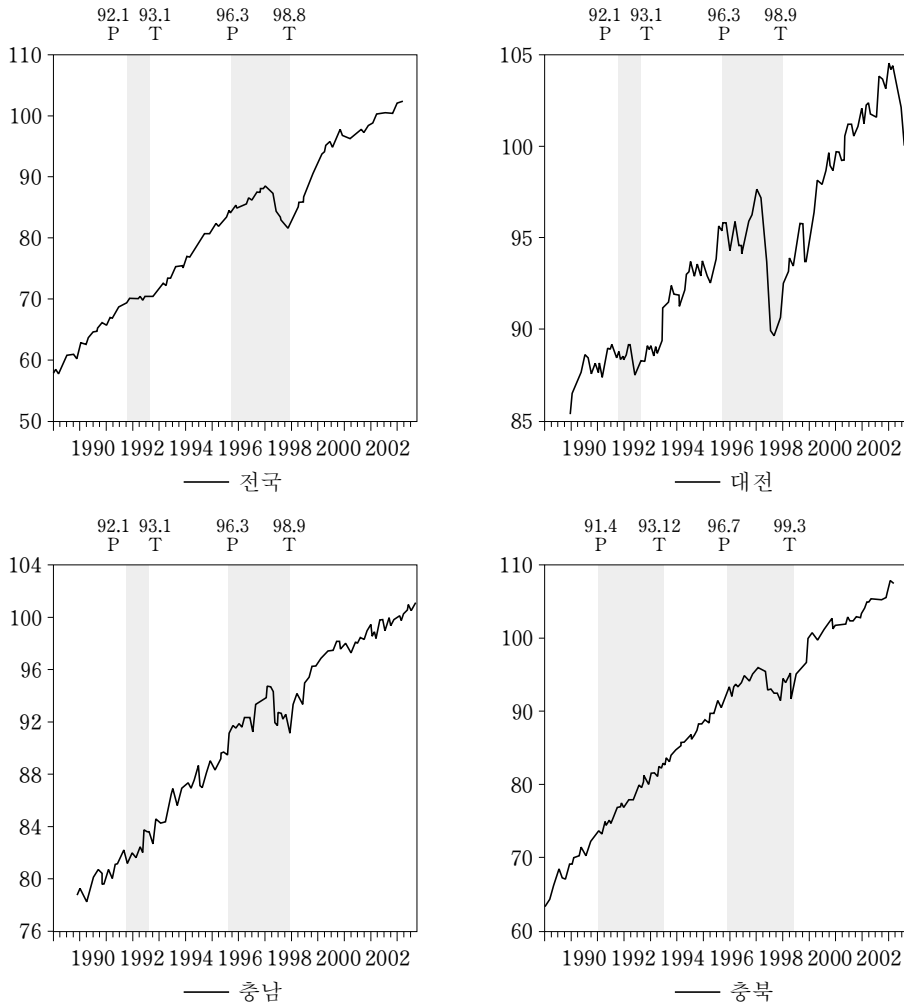
6) 통계청에서는 네 지역의 경기동행지수를 작성하기 위해서 산업생산지수, 생산자출하지수, 전력사용량, 비농가 취업자수, 수출액 및 수입액 등 여섯 개 자료를 공통으로 구성지표로 선정하였고, 지역별 특성 및 경기동향을 고려하여 어음교환액, 소비재출하지수, 신규자동차등록대수, 고속도로 통행차량 등의 지표를 추가하였다.

12 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구

〈표 1〉 Stock-Watson모형의 추정결과: 동행지수 추정

	전 국	대 전	충 남	충 북
ψ_1	-0.0438 (0.079)	0.3370 (0.156)	-0.2939 (0.111)	-0.1286 (0.086)
ψ_2	0.1408 (0.094)	-0.0284 (0.026)	-0.0216 (0.016)	-0.0041 (0.005)
ψ_{11}	-0.2729 (0.083)	-0.5505 (0.116)	-0.2420 (0.117)	-0.3473 (0.094)
ψ_{12}	-0.0186 (0.011)	-0.0758 (0.031)	-0.0146 (0.014)	-0.0302 (0.016)
ψ_{21}	-0.2194 (0.536)	-0.5903 (0.116)	-0.2872 (0.129)	-0.2660 (0.233)
ψ_{22}	-0.0201 (0.083)	-0.0871 (0.034)	-0.0206 (0.018)	-0.0177 (0.031)
ψ_{31}	-0.4594 (0.080)	-0.4728 (0.084)	-0.3959 (0.081)	-0.3403 (0.082)
ψ_{32}	-0.0528 (0.018)	-0.0559 (0.019)	-0.0392 (0.016)	-0.0290 (0.014)
ψ_{41}	0.0304 (0.083)	0.0003 (0.080)	-0.1196 (0.080)	-0.2329 (0.084)
ψ_{42}	0.0931 (0.106)	0.0251 (0.149)	-0.0036 (0.004)	-0.0136 (0.009)
σ_1	0.2897 (0.037)	0.3797 (0.085)	0.3891 (0.115)	0.3319 (0.074)
σ_2	0.0001 (0.001)	0.3833 (0.085)	0.3783 (0.113)	0.0905 (0.086)
σ_3	0.7681 (0.096)	0.7831 (0.101)	0.7934 (0.104)	0.8439 (0.107)
σ_4	0.8579 (0.108)	0.9868 (0.127)	0.9803 (0.125)	0.9470 (0.119)
γ_1	0.8279 (0.075)	0.6552 (0.096)	0.7296 (0.095)	0.7675 (0.080)
γ_2	0.9857 (0.079)	0.6442 (0.090)	0.7280 (0.094)	0.9417 (0.079)
γ_3	0.2874 (0.065)	0.1877 (0.062)	0.2958 (0.085)	0.2574 (0.075)
γ_4	0.3418 (0.076)	0.0737 (0.087)	0.0108 (0.090)	-0.0373 (0.077)
LL	-195.81	-256.70	-261.67	-237.65

주: () 안은 표준오차임.

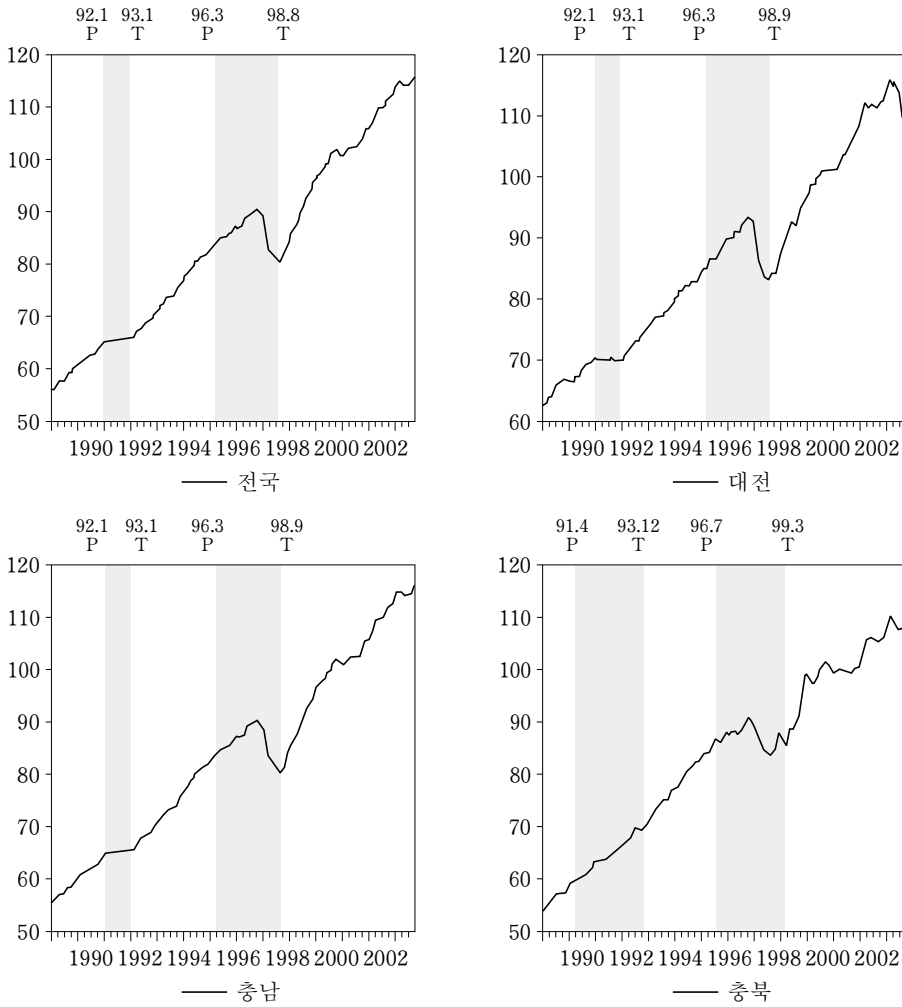


〈그림 1〉 SW로 추정된 동행지수

는 모두 5% 유의수준에서 통계적인 유의성을 갖는 것으로 나타났다. Stock-Watson모형의 추정결과의 주요 특성을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 충청지방의 세 광역시와 도에서 산업생산지수(γ_1)와 생산자출하지수(γ_2)의 추정계수가 전력사용량(γ_3)이나 비농업 취업자수(γ_4)의 추정계수에 비해 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이는 추정계수가 큰 시계열일수록 경기지수에서 차지하는 역할이 크다고 할 수 있으므로, 산업생산지수와 생산자출하지수가 충청권의 각 지역 경기지수에 크게 영향을 미치고 있는 것으로 판단된다. 여기에서 충청권 지역별 경기지수는 제조업의 비중을 상대적으로 크게 반영할 가능성이

14 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구



〈그림 2〉 통계청 방식으로 추정된 동행지수

매우 높다고 하겠다. 하지만 대전의 경우 γ_1 와 γ_2 의 추정치가 각각 0.6552와 0.6442로 충남·북에 비해 낮게 나타났는데, 이는 대전지역의 산업에서 제조업 비중이 낮은 것에서 기인된 것으로 판단된다.

둘째, 〈그림 1〉과 〈그림 2〉에서 확인할 수 있는 것처럼 충남·북은 추정된 동행지수의 증가속도가 비교적 빠르게 나타났으나, 대전지역은 증가속도가 최근에 크게 하락된 것으로 나타났다. 한국개발연구원·산업연구원(2000)은 제조업의 비중이 높은 지역일수록 경기지수의 상승속도가 매우 빠르게 나타났다는 결과와 일치한다.

〈표 2〉 지역별 산업구조 구성비: 2002년

(단위: %)

산 업	대 전	충 북	충 남	전 국
농·림·어업	0.5	7.5	11.5	4.1
광 업	0.0	0.4	0.3	0.2
제 조 업	24.1	47.5	43.3	34.3
전기·가스·수도사업	2.2	1.9	8.1	3.1
건 설 업	11.9	9.8	10.2	9.3
도·소매업	16.3	5.8	5.3	10.0
음식·숙박업	3.5	2.2	2.0	2.5
운수·창고	5.0	3.1	2.3	4.7
통 신 업	3.7	1.8	1.5	2.7
금융·보험업	10.3	5.4	5.0	9.2
부동산사업서비스	13.8	10.2	7.5	13.7
사회 및 개인서비스	8.8	4.4	3.1	6.1
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 『2002년 지역 내 총생산』.

〈표 2〉에 나타난 지역별 산업구조를 2002년의 통계로 보면, 충북과 충남의 제조업 비중은 각각 47.5%와 43.3%로 전국의 34.3%를 상회한 반면, 대전은 24.1%로 전국에 비해 낮은 것으로 나타났다. 또한 충남·북은 제조업, 건설업 및 농림어업의 비중이 높은 반면 대전은 제조업 비중이 낮고 도·소매업의 비중은 높은 것으로 나타났다.⁷⁾

다음으로 〈표 3〉에 나타난 2001년 광공업 통계조사의 산업 중분류별 부가가치를 기준으로 세 지역 제조업의 구성을 살펴보면 다음과 같다. 대전지역은 한국타이어 신탄진공장으로 인하여 고무·플라스틱 제조업이 17.0%로 제조업 중 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 화합물·화학제품이 14.5%, 기타 기계 및 장비는 10.6%를 보이고 있다.

충남의 경우 자동차·트레일러(17.7%), 전자부품·영상·음향·통신장비업(15.6%), 화합물·화학제품(14.4%), 및 음식료품(10.2%) 등 네 개 업종이 충남 제조업의

7) 〈표 2〉에 나타난 지역별 산업구조 구성비 자료를 이용해서 상관계수를 구하면 전국과 대전, 충북 및 충남의 상관계수는 각각 0.9034, 0.9645 및 0.9189로 나타났다. 이것은 충청지방에서 충북의 산업구조가 전국과 가장 유사하고, 대전지역의 산업구조가 전국과 가장 상이하다고 볼 수 있다.

〈표 3〉 지역별 제조업 부가가치 비중

(단위: %)

산 업	대 전	충 북	충 남	전 국
제 조 업	100.0	100.0	100.0	100.0
음·식료품	9.9	15.2	10.2	7.0
담 배	—	—	—	1.1
섬유제품	4.0	4.1	2.8	4.5
봉제의복 및 모피제품	1.3	0.1	0.5	2.2
가죽·가방 및 신발	0.8	0.6	0.3	1.0
목재 및 나무제품	0.3	0.2	0.3	0.6
펄프·종이 및 종이제품	5.8	6.1	3.5	2.3
출판·인쇄 및 기록매체복제업	1.0	0.5	0.5	2.5
코크스·석유정제품 및 핵연료	—	0.0	-0.4	2.4
화합물 및 화학제품	14.5	16.3	14.4	9.5
고무 및 플라스틱	17.0	7.7	5.7	4.3
비금속광물제품	1.4	11.2	3.6	4.2
제1차 금속산업	1.6	1.7	6.7	6.6
조립금속제품	1.9	3.9	3.3	4.0
기타 기계 및 장비	10.6	4.7	7.7	8.0
컴퓨터 및 사무용 기기	0.4	0.6	0.8	3.2
기타 전기기계 및 전기변환장치	1.8	6.3	4.2	3.7
전자부품·영상·음향 및 통신장비	4.0	12.9	15.6	14.7
의료·정밀·광학기기 및 시계	1.8	1.8	1.3	1.1
자동차 및 트레일러	2.1	2.5	17.7	11.0
기타 운송장비	1.2	0.5	0.2	4.1
가구 및 기타 제품	1.4	1.6	1.1	1.7
재생용 가공원료 생산업	0.1	0.1	0.0	0.1

자료: 통계청, 『2001 광공업통계조사보고서』, 2002. 12.

57.9%를 차지하고 있다. 최근 충남 산업구조는 반도체와 자동차산업 위주로 급격하게 고도화되고 있다. 즉, 전자부품·영상·음향·통신장비의 경우 1991년 5.1%에서 최근 들어 반도체의 영향으로 점차 증가하고 있으며, 자동차·트레일러산업은 1991~1996년에는 3% 내외의 비중을 차지하다가 1997년부터 현대 아산공장의 가동으로 인하여 10%대의 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다.

충북은 화합물 및 화학제품(16.3%), 음·식료품(15.2%), 전자부품·영상·음향·통신장비(12.9%), 비금속광물제품(11.2%) 등이 높은 비중을 차지하고 있다. 특히 최근 충북지역 산업의 특징으로는 화합물 및 화학제품의 비중이 높아지는 데 비해, 과거 25.0%의 비중을 차지하고 있던 전자부품·영상·음향·통신장비

〈표 4〉 전국과 충청지역의 동행지수 간 상관계수

		시 차					
		0	1	2	3	4	5
대전	-	0.9607	0.958	0.955	0.951	0.947	0.943
	+	0.9607	0.957	0.954	0.951	0.946	0.940
충남	-	0.989	0.988	0.987	0.986	0.958	0.984
	+	0.989	0.986	0.985	0.984	0.983	0.982
충북	-	0.993	0.993	0.992	0.992	0.991	0.990
	+	0.993	0.992	0.991	0.989	0.987	0.985

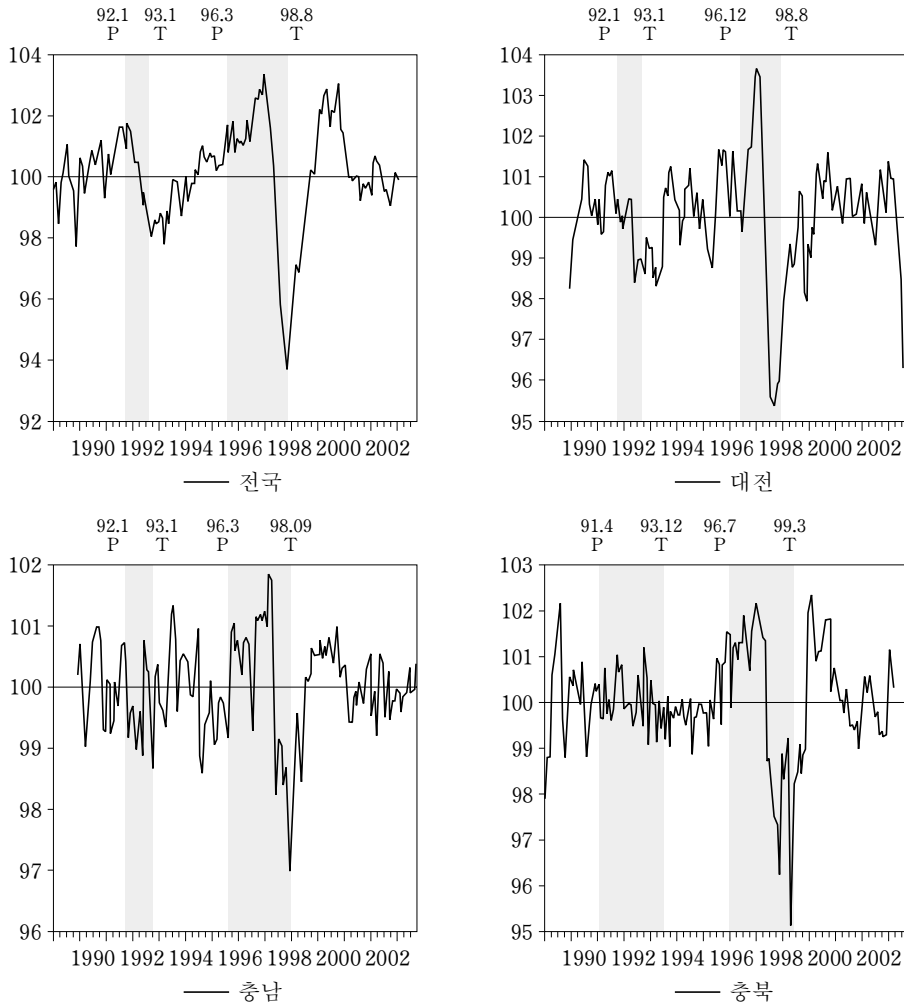
주: -는 전국경기지수와 전기의 지역경기지수의 상관계수이고, +는 지역경기지수와 전기의 전국 경기지수의 상관계수이다.

의 비중은 낮아지는 추세를 보이고 있다.

결론적으로 산업구조의 특징으로 볼 때, 대전지역은 서비스산업과 건설업 비중이 높고, 제조업은 고무·플라스틱, 음·식료품 등 내수관련 산업의 비중이 큰 점을 고려할 때 대전의 경기동행지수의 작성시에는 국내 수요동향을 잘 포착할 수 있는 지표들을 선택할 필요가 있다. 충남·북지역의 산업에서는 서비스업과 건설업의 비중이 낮고, 제조업은 반도체, 화학제품 등 우리 나라의 주요 수출품으로 해외수요에 민감한 부문의 비중이 크다. 따라서 충남·북지역의 경기지수를 작성할 때는 국내경제뿐 아니라 해외경제상황 변동도 나타낼 수 있는 지수들을 고려할 필요가 있다.

셋째, Stock-Watson의 방법으로 추정된 전국 경기지수와 충청지방의 지역경기지수와와의 시차상관계수가 〈표 4〉에 요약되어 있다. 모든 지역에서 전국의 동행지수와 지역의 동행지수 간의 시차상관계수 중 동차상관계수가 가장 높다. 전국의 동행지수와 가장 높은 상관계수를 보인 곳은 충북이고, 가장 낮은 상관계수를 보인 지역은 대전으로 나타났다. 이는 대전지역의 산업구조에서 제조업의 비중이 낮고, 서비스업의 비중이 상대적으로 높은 것에 기인된 것으로 판단된다.

넷째, 동행지수 순환변동치를 나타낸 〈그림 3〉에서 볼 수 있는 것처럼 충청권 세 지역의 동행지수에서 전국과 상이하게 진폭이 작은 소순환이 자주 발생된 것으로 나타났다.

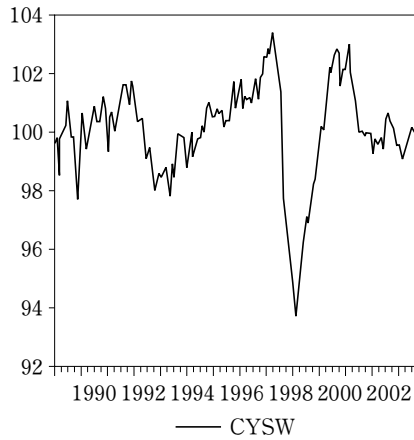
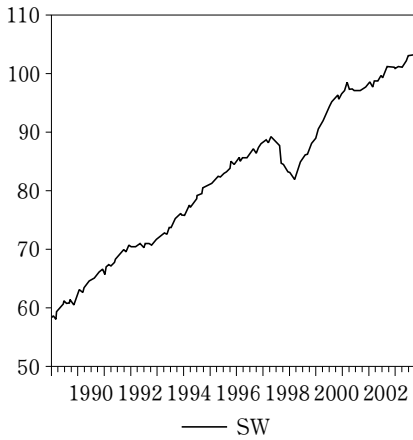


주: 동행지수 순환변동치 = $\frac{\text{동행지수}}{\text{추세(HP필터 사용)}} \times 100$.

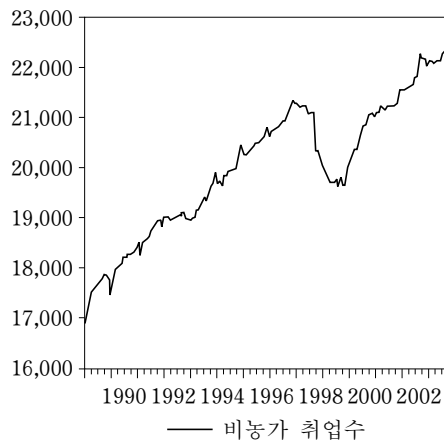
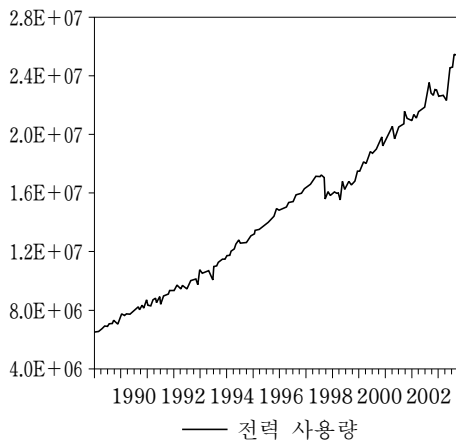
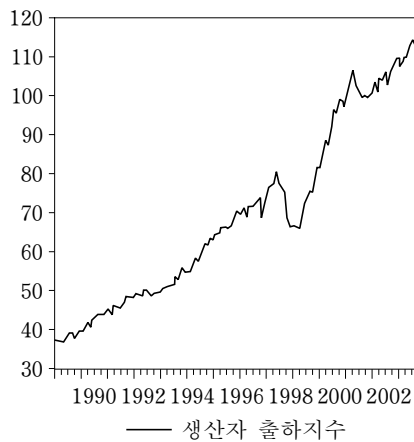
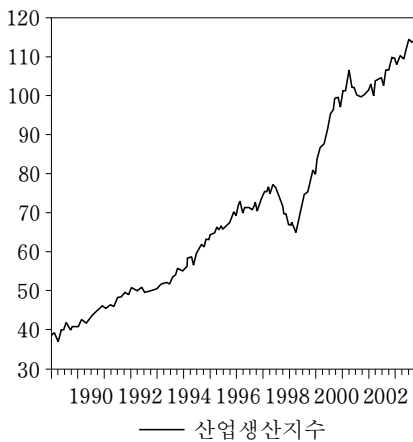
<그림 3> SW로 추정된 동행지수 순환변동치

2. 선행지수

선행지수는 비교적 가까운 미래의 경기동향을 예측하는 지표이다. 최근에는 경제정책의 선제적 운용이 매우 중요한 만큼 미래의 경기동향을 정확하게 예측하여 이에 적절하게 정책적 대응을 하는 것이 필요하다. 이를 위해서는 미래의 경기를 비교적 정확하게 예측할 수 있는 선행지수를 작성하는 것이 중앙정부나

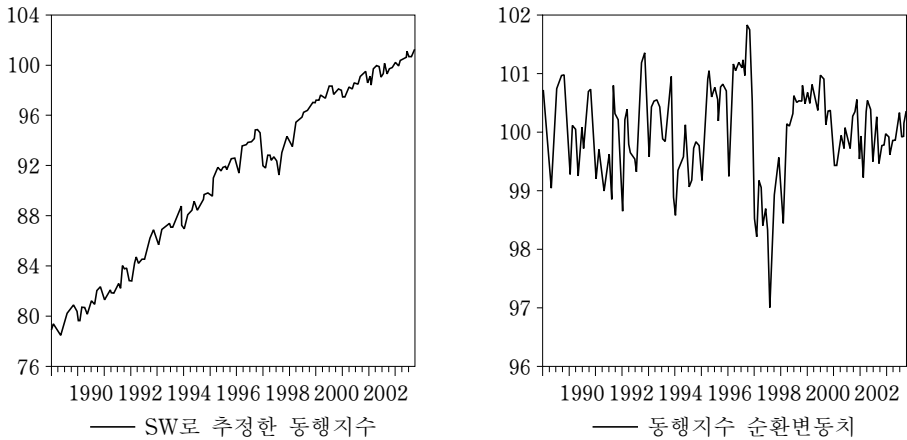


〈그림 4〉 Stock-Watson방법으로 추정된 전국의 경기동행지수

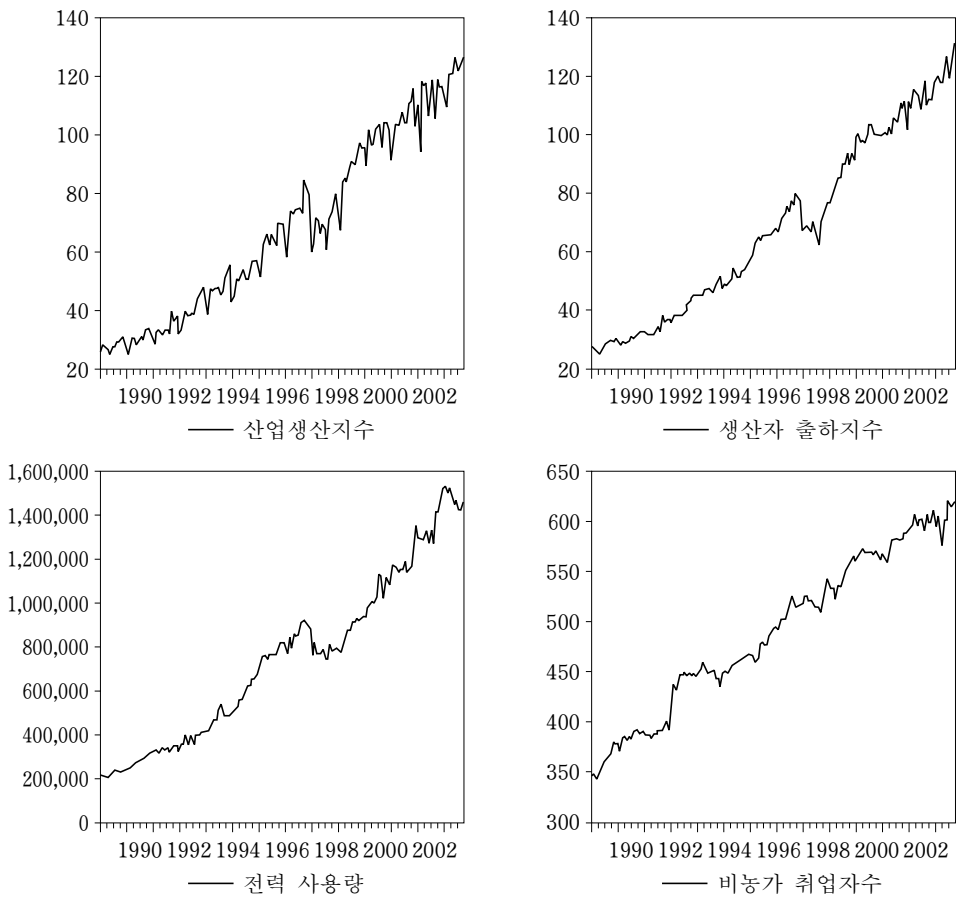


〈그림 5〉 전국 동행지수 구성지표의 추이

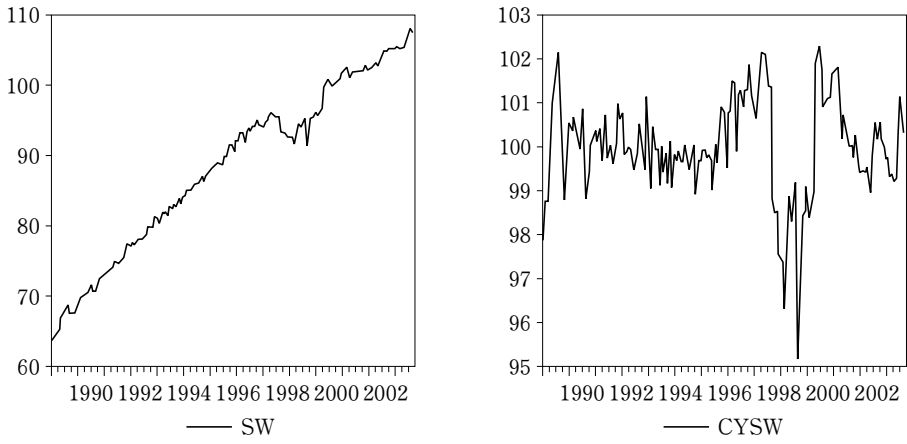
20 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구



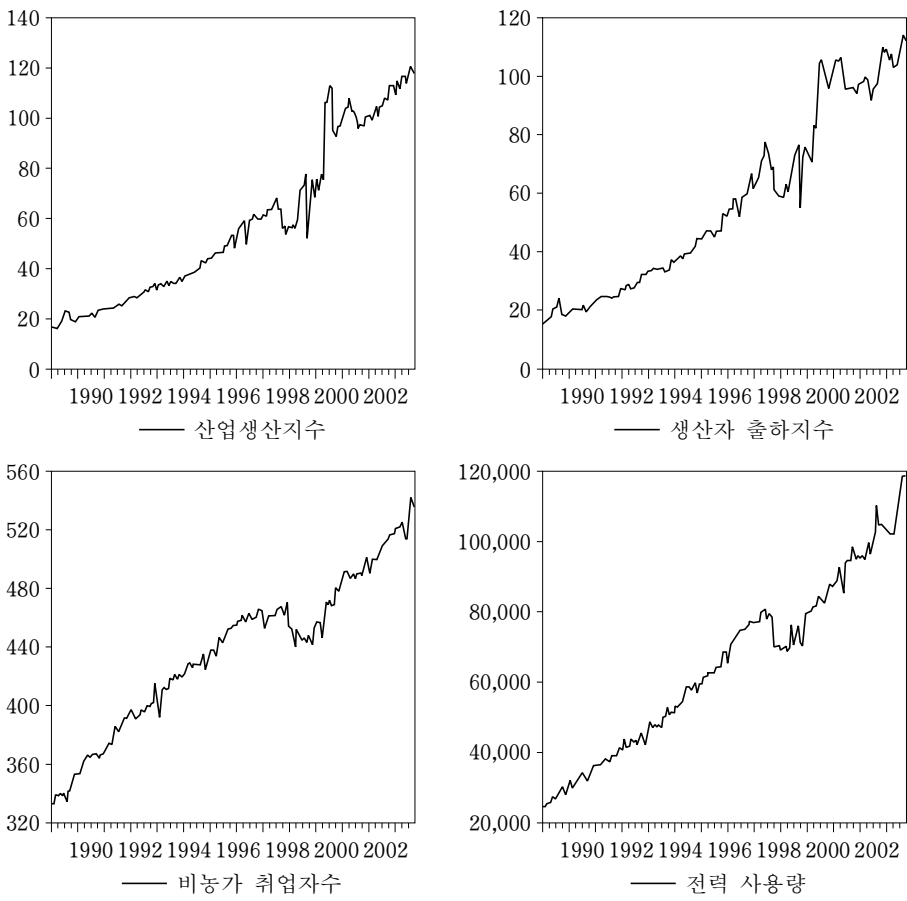
〈그림 6〉 Stock-Watson방법으로 추정된 충남의 경기동행지수



〈그림 7〉 충남의 동행지수 구성지표의 추이

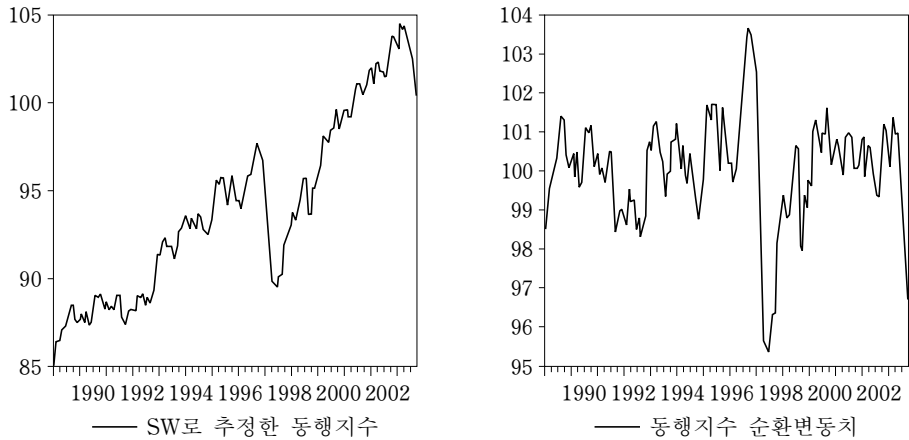


〈그림 8〉 Stock-Watson방법으로 추정된 충북의 경기동행지수

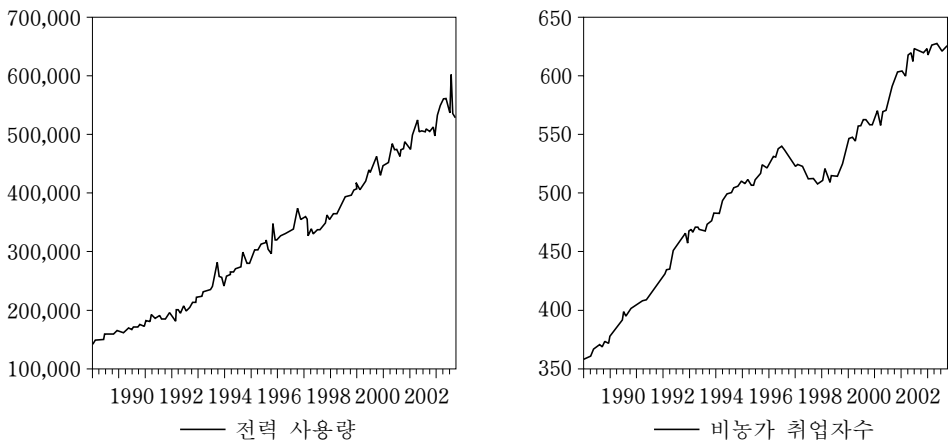
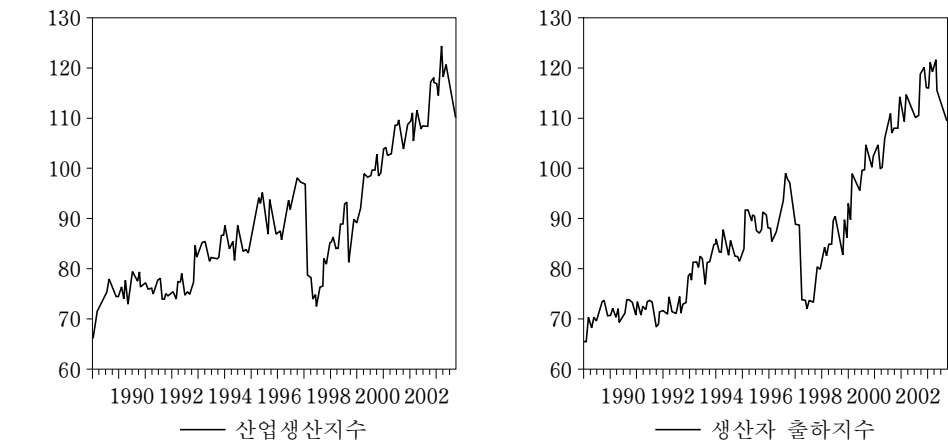


〈그림 9〉 충북의 동행지수 구성지표의 추이

22 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구



<그림 10> Stock-Watson방법으로 추정된 대전의 경기동행지수



<그림 11> 대전의 동행지수 구성지표 추이

〈표 5〉 한국과 미국 선행지수의 구성시계열

	지 표 명	내 용
미국 (The Conference Board)	<ul style="list-style-type: none"> · 제조업 평균근로시간 · 제조업 평균실업보험청구건수 · 제조업 신규주문 · 소비재 판매동향 · 배달지연 확산지수 · 제조업 신규주문 · 비방산 자본재 · 건설허가 · 신규민간주택 · 주가 · 통화증가율 · 장·단기 금리차 · 소비자 기대지수 	<ul style="list-style-type: none"> 주별 평균 주별 평균 S&P 500 M2 10년 재무성 채권금리-연방기금금리
한국 (통계청 선행지수)	<ul style="list-style-type: none"> · 입·이직자 비율(제조업) · 중간재 출하지수 · 내구소비재 출하지수 · 건축허가 면적 · 건설용 중간재 생산지수 · 기계수주액 · 재고순환지표 · 총유동성 · 수출신용장 내도액 · 수출용 원자재 수입액 	<ul style="list-style-type: none"> 제조업 주거용+산업용 출하증가율-재고증가율 M3 수출신용장 내도액/수출물가지수 수출용 원자재 수입액/수입물가지수

주: 통계청의 선행지수 구성시계열은 2003년 2월 6차 개편이며, 미국은 최공필(2002)에서 인용.

지방정부 모두에게 필요하게 되었다.

통계청에서는 전국의 선행지수를 〈표 5〉에서와 같이 열 개의 구성지표를 사용해서 단순종합방식으로 추정하여 발표하고 있다. 본 연구에서는 동행지수의 작성과 같은 방법을 사용해서 대전, 충남·북지역의 선행지수를 실험적으로 작성하여 그 유용성을 분석하였다.

미래의 경기를 비교적 정확하게 예측할 수 있는 선행지수를 작성하기 위해서는 먼저 선행성이 높은 개별 지표를 선택해야 한다. 특정 지표가 미래 경기에 대해서 선행성이 있는가의 여부를 판정하는 것은 용이한 작업은 아니다. 왜냐하면, 특정 지표와 미래의 경기상황 간의 관계가 선형(linear relation)일 수도 있지만 비선형 형태(non linear relation)일 수도 있고, 시차관계 또한 복잡하기 때

〈표 6〉 그랜저 인과관계 검정결과

귀무가설	대 전	충 남	충 북
△자본재 → △동행지수	0.6494 (0.584)	0.4660 (0.706)	1.5902 (0.194)
△건축허가면적 → △동행지수	0.4307 (0.731)	0.4208 (0.738)	0.7284 (0.536)
△소비재출하 → △동행지수	1.6030 (0.190)	5.4164* (0.001)	1.3892 (0.248)
△중공업생산 → △동행지수	3.7387* (0.012)	2.9163* (0.036)	7.8290* (0.000)
△중간재출하 → △동행지수	3.1459* (0.045)	2.6563* (0.050)	9.1824* (0.000)
△신용장내도액 → △동행지수	0.4757 (0.699)	2.3817 (0.071)	0.5352 (0.658)
△경공업생산 → △동행지수	1.9809 (0.119)	1.220 (0.304)	1.1447 (0.332)
△M3 → △동행지수	0.9625 (0.412)	0.1953 (0.899)	0.1261 (0.944)
△주가지수 → △동행지수	1.8829 (0.134)	2.9482* (0.034)	2.8975* (0.037)

주: ()은 p -값이다. 시차는 3으로 사용했다. *는 5%의 유의수준에서 유의한 경우이다.

문이다. 이러한 문제점 때문에 정확한 선행지수의 작성이 용이하지 않다.

따라서, 본 연구에서는 문제를 단순화하고자 특정 지표와 미래의 경기 간의 관계가 선형관계라고 가정해서 특정 지표가 선행성이 있는지를 판단하였다. 선형(linear) 선행성이 존재한지의 여부는 Granger 인과검정법으로 판별할 수 있다. 본 연구에서는 중간출하지수 등 아홉 개의 지표를 대상으로 Granger 인과검정을 실시하였다. 단, 이들 변수들이 모두 단위근을 갖고 있기 때문에 1번 차분한 값을 사용했고, 종속변수는 동행지수의 1차 차분값으로 하였다. 충남의 경우 5%의 유의수준에서 소비재출하지수, 중공업생산지수, 중간재출하지수 및 주가지수가 미래의 경기상황에 대해서 Granger cause하는 것으로 나타났고, 대전의 경우에는 중공업생산지수와 중간재출하지수가, 충북의 경우에는 중공업생산지수, 중간재출하지수 및 주가지수가 미래의 경기동향지수를 Granger cause한다는 결과를 얻었다.

본 연구에서는 두 가지 방법, 즉 Stock-Watson방법과 통계청의 단순종합방법으로 충청권 세 지역의 선행지수를 실험적으로 작성하였다. 먼저 Stock-Watson 방법에서는 위의 Granger 인과검정의 결과를 활용하고자 구성시계열로 소비재 출하지수, 중공업생산지수, 중간재출하지수 및 주가지수를 사용했다. Stock-Watson방법으로 선행지수를 작성한 기존의 연구로는 성병희·이금희(2001)와 이태열(2002) 등이 있다. 하지만 이 방법으로 선행지수를 작성하는 데는 문제점이 있다. 첫째, 이 방법으로 작성된 선행지수는 동행지수의 추세를 반영하지 못하는 단점이 있다. 둘째, 선행지수를 구성하는 시계열들이 경기를 선행하는 시차의 구조가 상이할 수 있다.

다음으로 본 연구에서는 통계청의 단순종합방식으로 선행지수를 작성하였다. 이 경우 선행지수가 동행지수의 추세를 반영할 수 있도록 다음과 같이 동행지수의 작성과정을 변형하여 선행지수를 작성하였다.

④ 표준화증감률($Z_{i,t}$)의 합을 구성지표수로 나누어 평균증감률(AC_t)을 산출한다.

$$AC_t = \frac{\sum_{i=1}^N Z_{i,t}}{N}$$

⑤ 평균증감률을 동행지수의 평균증감률을 기준으로 조정증감률을 산출한다.

$$MAC_t = \frac{AC_t}{F} \quad \text{단, } F = \frac{\sum_{t=2}^N |AC_t| / (T-1)}{\sum_{t=2}^N |AC_{t, \text{동행지수}}| / (T-1)}$$

⑥ 매월의 평균증감률(MAC_t)을 누적하여 지역별 선행종합지수 원지수(BI_t)⁸⁾를 산출한다(시작년월=100).

$$BI_t = BI_{t-1} \times \frac{200 + MAC_t}{200 - MAC_t} \quad \text{단, } BI_t = 100$$

⑦ 기준연도 조정지수 산출

$$CI_t = \frac{BI_t}{BASE} \times 100 \quad \text{단, } BASE \text{는 기준연도의 } BI_t \text{의 평균}$$

8) 개별 지표의 전월 대비 증감률(대칭변화율) 계산시 매월의 급격한 변화를 방지하기 위해 분모를 전월치가 아닌 금월치와 전월치의 평균을 사용하였으므로 이 과정을 복원하여 원지수를 산출하는 과정이다.

〈그림 12〉와 〈그림 13〉에 Stock-Watson방법과 단순종합방식으로 추정된 충청권 세 지역에 대한 선행지수가 나타나 있다. 대전의 경우 두 가지 방법으로 추정된 선행지수가 매우 유사한 행태를 보이고 있다. 특히 외환위기 직후의 경기가 큰 폭으로 하락한 것을 잘 나타내고 있다. 하지만 충남과 충북의 경우에는 통계청 방식으로 추정된 선행지수와 Stock-Watson방법으로 추정된 선행지수 간에 차이점이 존재하고 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 통계청 방식으로 추정된 경우 외환위기 직후 경기가 급락하였으나, Stock-Watson방법으로 추정된 경우에는 외환위기 직후 경기가 비교적 완만하게 하락한 것으로 나타났다. 또한 Stock-Watson방법으로 추정된 경우 소규모의 경기등락이 수시로 발생된 것으로 나타났다.

두 가지 방법으로 추정된 선행지수가 해당 지역의 미래동행지수를 잘 예측하는 하는 것(선행성)이 선행지수의 유용성을 판단기준이 된다. 본 연구에서는 두 가지 방법으로 선행지수의 선행성 정도를 판별하였다.

하나의 단순하게 선행지수와 동행지수를 한 그래프에 동시에 나타내어 선행지수에 선행성이 존재하고 있는가를 대략적으로 판단하는 것이다. 〈그림 14〉에서 확인할 수 있는 것처럼, 선행지수의 선행성이 일부 구간에서만 존재하는 것 같다.

둘째는 Filardo(1994)모형처럼 선행지수의 값에 따라 이행확률이 변동하는 마코프전환모형을 사용하여 선행지수의 선행성을 판단하는 것이다. Filardo의 모형을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\mu_{s_t} = (1 - s_t) \cdot \mu_0 + s_t \cdot \mu_1,$$

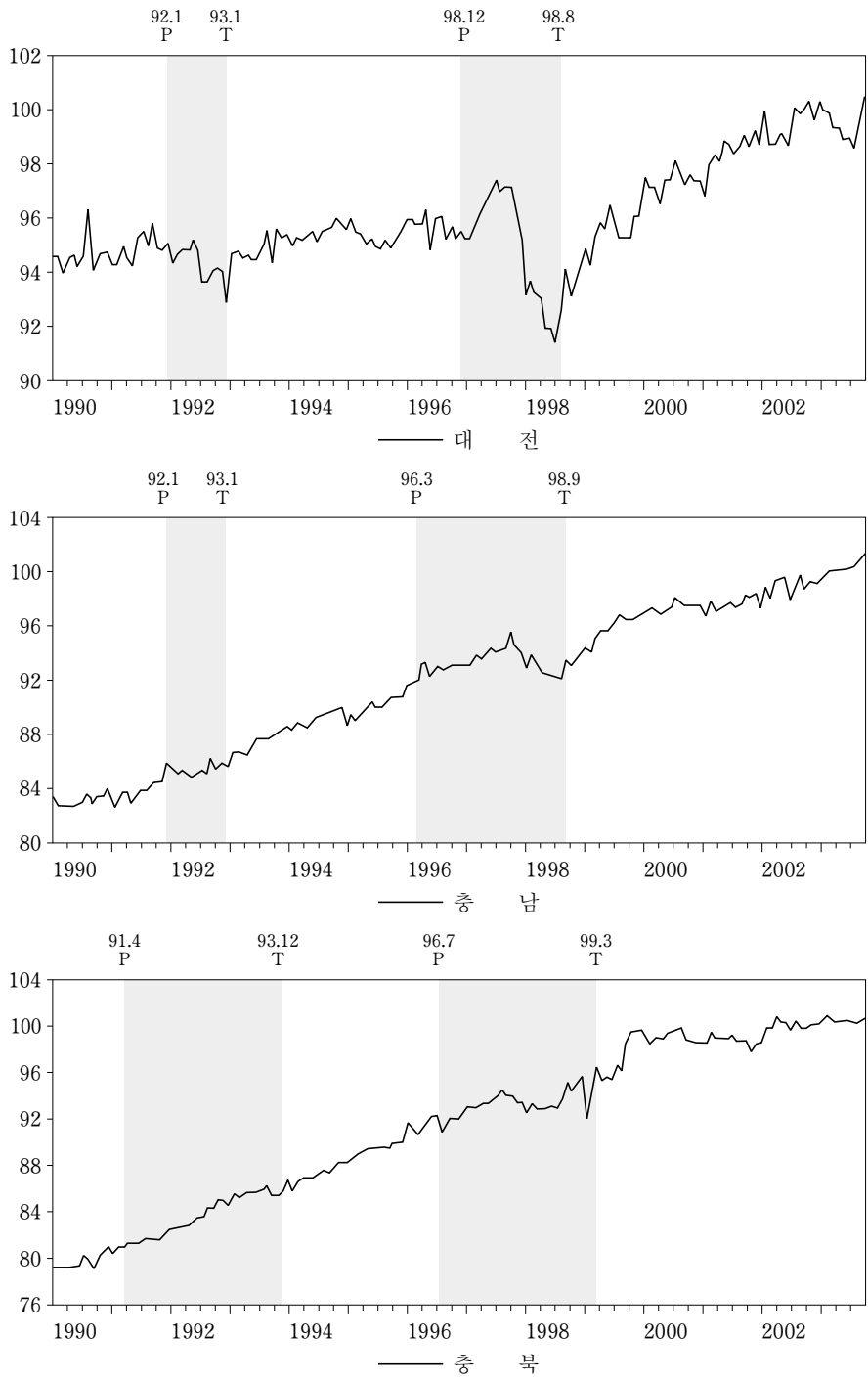
여기서, $\mu_0 < 0$ 이고 $\mu_1 > 0$

$$y_t - \mu_{s_t} = \psi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \psi_2(y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \psi_3(y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \psi_4(y_{t-4} - \mu_{s_{t-4}}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma^2)$$

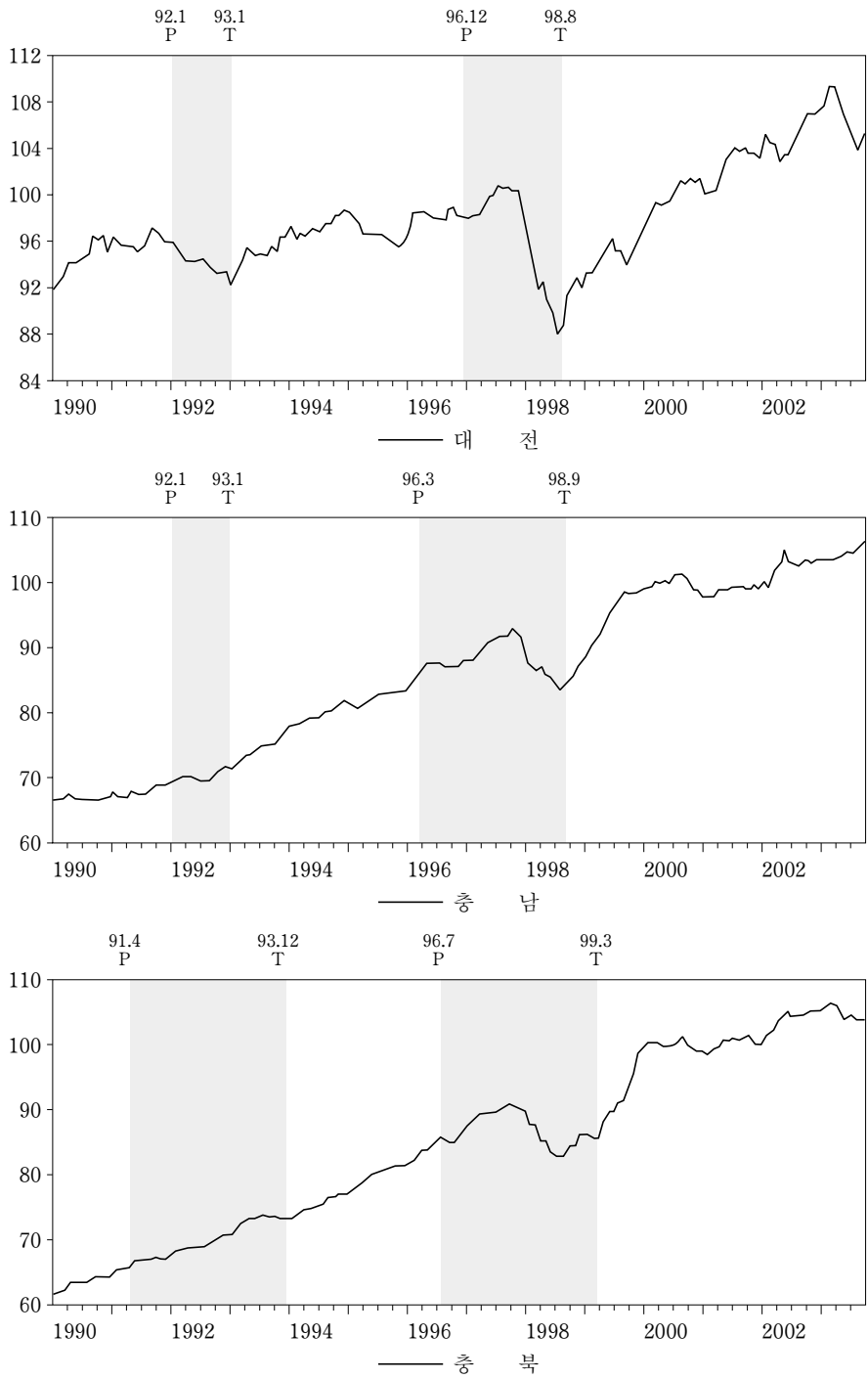
$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0, \Delta z_{t-1}] = \frac{\exp(q_0 + q_1 \Delta z_{t-1})}{1 + \exp(q_0 + q_1 \Delta z_{t-1})},$$

$$\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1, \Delta z_{t-1}] = \frac{\exp(p_0 + p_1 \Delta z_{t-1})}{1 + \exp(p_0 + p_1 \Delta z_{t-1})}.$$

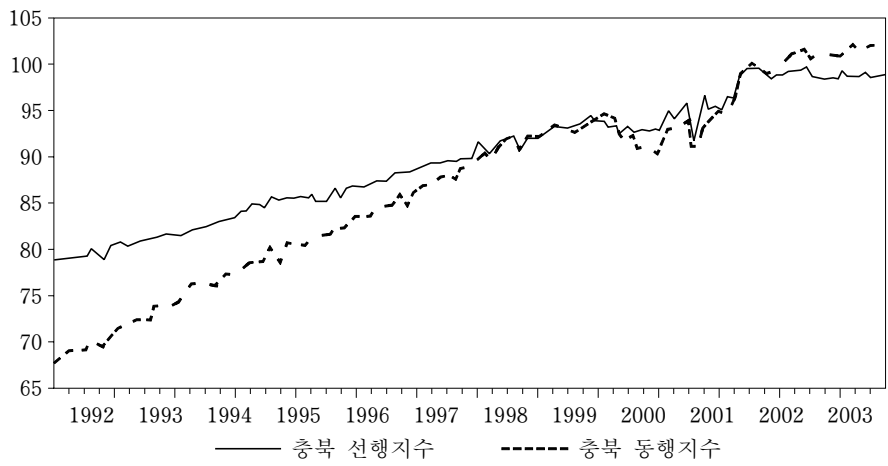
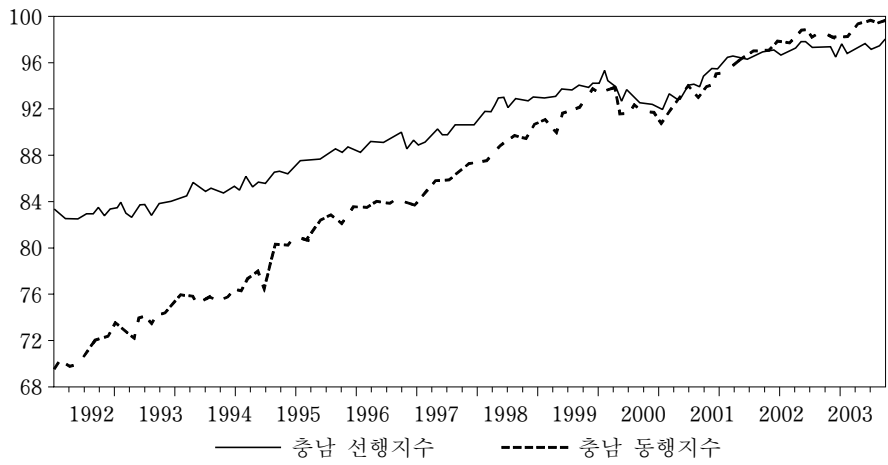
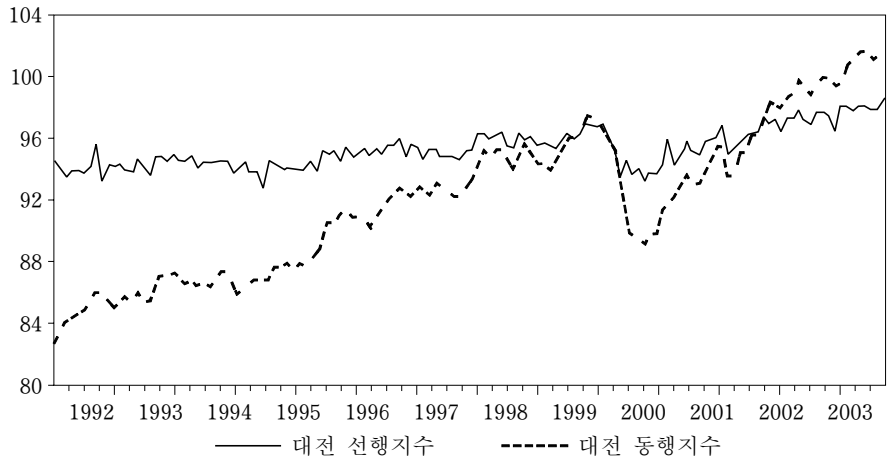
여기서 y_t 는 동행지수의 차분값인데 AR(4)를 따른다고 하고, z_t 는 선행지수이다. 관측이 불가능한 상태변수인 s_t 는 0 또는 1의 값을 갖는 마코프확률변수



〈그림 12〉 Stock-Watson방법으로 추정된 선행지수



〈그림 13〉 통계청 방식으로 추정한 선행지수



〈그림 14〉 선행지수와 동행지수의 비교

이다. $\mu_0 < 0$ 이고 $\mu_1 > 0$ 이므로 상태(s_t)가 0이면 경기침체를, 1이면 경기확장기를 나타낸다. $\Pr[s_t=0|s_{t-1}=0, \Delta z_{t-1}]$ 와 $\Pr[s_t=1|s_{t-1}=1, \Delta z_{t-1}]$ 은 $t-1$ 기와 t 기 사이에 상태가 변화되지 않고 지속될 확률로서 전기 선행지수의 변동치인 Δz_{t-1} 의 함수이다. 선행지수가 선행성을 갖기 위해서는 $q_1 < 0$ 과 $p_1 > 0$ 이어야 한다. 즉, 현재의 경기가 호황상태인데 선행지수가 상승한다면($\Delta z_{t-1} > 0$), 호황이 지속될 확률이 높아져야 하므로 $p_1 > 0$ 이 되어야 한다. 반대로 현재의 경기가 불황상태인데 선행지수가 상승한다면($\Delta z_{t-1} > 0$), 불황이 지속될 확률이 낮아져야 하므로 $q_1 < 0$ 이 되어야 한다.

그런데 마코프전환모형의 모수들은 Hamilton(1989)의 비선형 필터알고리즘(nonlinear filter algorithm)을 사용해서 최우추정법으로 추정될 수 있다. <표 6>과 <표 7>에 Filardo모형의 추정치가 요약되어 있다. 동행지수로서는 통계청 방식으로 추정된 것⁹⁾을 사용하였고, 선행지수를 <표 6>에서는 Stock-Watson방법으로 추정된 것으로 사용하였고, <표 7>에서는 통계청 방식으로 추정된 것을 사용하였다. 선행지수를 어느 것으로 사용하나, Filardo모형의 추정결과는 유사하게 나타났다. 즉, 대전에서 Stock-Watson방법으로 추정된 선행지수를 사용했을 경우 호황기의 성장률(μ_1)의 추정치가 0.2이고, 불황기의 성장률(μ_0)의 추정치가 -1.2514였고, 통계청 방법으로 추정된 선행지수를 사용했을 경우 호황기의 성장률(μ_1)의 추정치가 0.2040이고, 불황기의 성장률(μ_0)의 추정치가 -1.2629였다.

현재의 선행지수가 미래의 경기에 대해서 선행성을 보유하고 있는가의 여부를 판단할 수 있는 것은 모수 p_1 과 q_1 의 추정치가 유의적이고, 부호가 $q_1 < 0$ 과 $p_1 > 0$ 이어야 한다. 하지만 p_1 과 q_1 의 추정치 모두가 유의적이지 않고, p_1 의 추정치의 부호는 모두 양이지만 q_1 의 추정치는 4개의 경우에서 2개의 경우가 음수로 추정되었다.

다음으로 Filardo모형으로 추정한 경기확장기($s_t=1$)의 필터확률이 <그림 15>와 <그림 16>에 나타나 있다. 모든 경우에서 외환위기 직후의 급격한 경기침체를 잘 포착하여 이 시기에 경기가 확장될 확률이 거의 0의 수준으로 추정되었다. 하지만 1993년의 침체기는 모든 경우에서 잘 포착되지 않았다.

위의 논의를 요약하면 다음과 같다. 단순한 그림의 비교나 Filardo모형의 추정결과로 판단해 볼 때 Stock-Watson방법이나 통계청의 단순종합방법을 이용하여 작성한 충청지방의 경기선행지수는 미래 경기에 대한 선행성이 낮은 것으로

9) 동행지수로 Stock-Watson방법으로 추정된 것을 사용한 경우도 결과가 유사해서 생략하였다.

〈표 7〉 Filardo모형의 추정결과: Stock-Watson방법으로 추정된 선행지수 사용

	대 전	충 남	충 북
ϕ_1	0.1064(0.088)	-0.0546(0.081)	-0.1228(0.082)
ϕ_2	-0.1903(0.088)	-0.2651(0.079)	-0.2745(0.084)
ϕ_3	-0.0271(0.087)	-0.0893(0.079)	-0.1084(0.084)
ϕ_4	-0.0585(0.087)	0.0146(0.080)	-0.1354(0.082)
σ^2	0.5893(0.040)	0.5745(0.037)	0.6942(0.046)
μ_0	-1.2514(0.460)	-2.0961(0.591)	-0.6639(0.399)
μ_1	0.2000(0.046)	0.2633(0.032)	0.3156(0.039)
ρ_0	4.2192(0.952)	5.5282(1.638)	4.4976(1.584)
q_0	1.4902(1.341)	-6.6948(232.8)	0.9478(1.240)
ρ_1	0.5526(1.467)	1.7412(1.506)	0.5543(1.439)
q_1	-0.2146(1.332)	3.7545(242.4)	-0.9789(1.635)
로그우도	-149.72	-142.86	-172.61

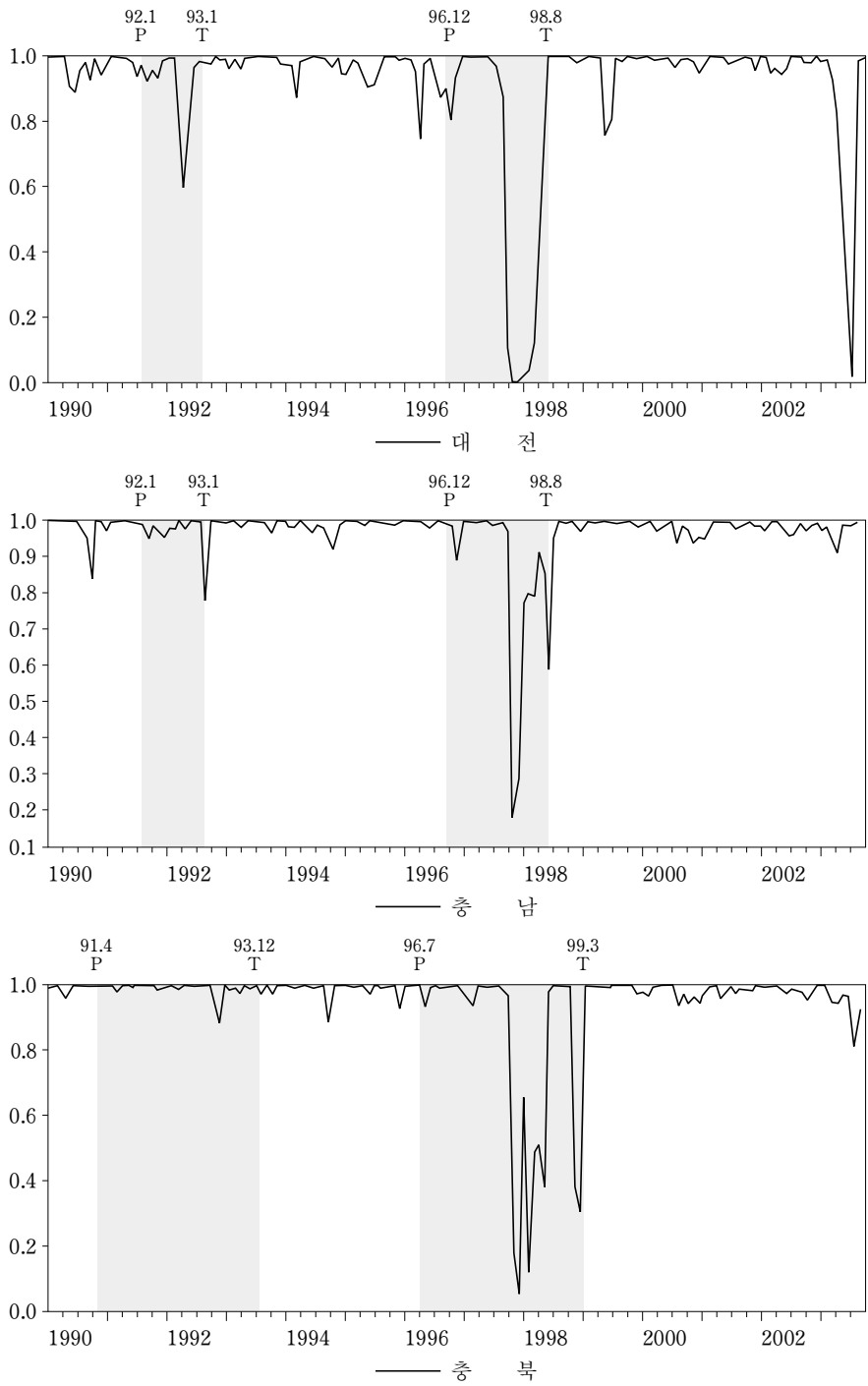
주: () 안은 표준오차이다.

〈표 8〉 Filardo모형의 추정결과: 단순종합방식으로 추정된 선행지수 사용

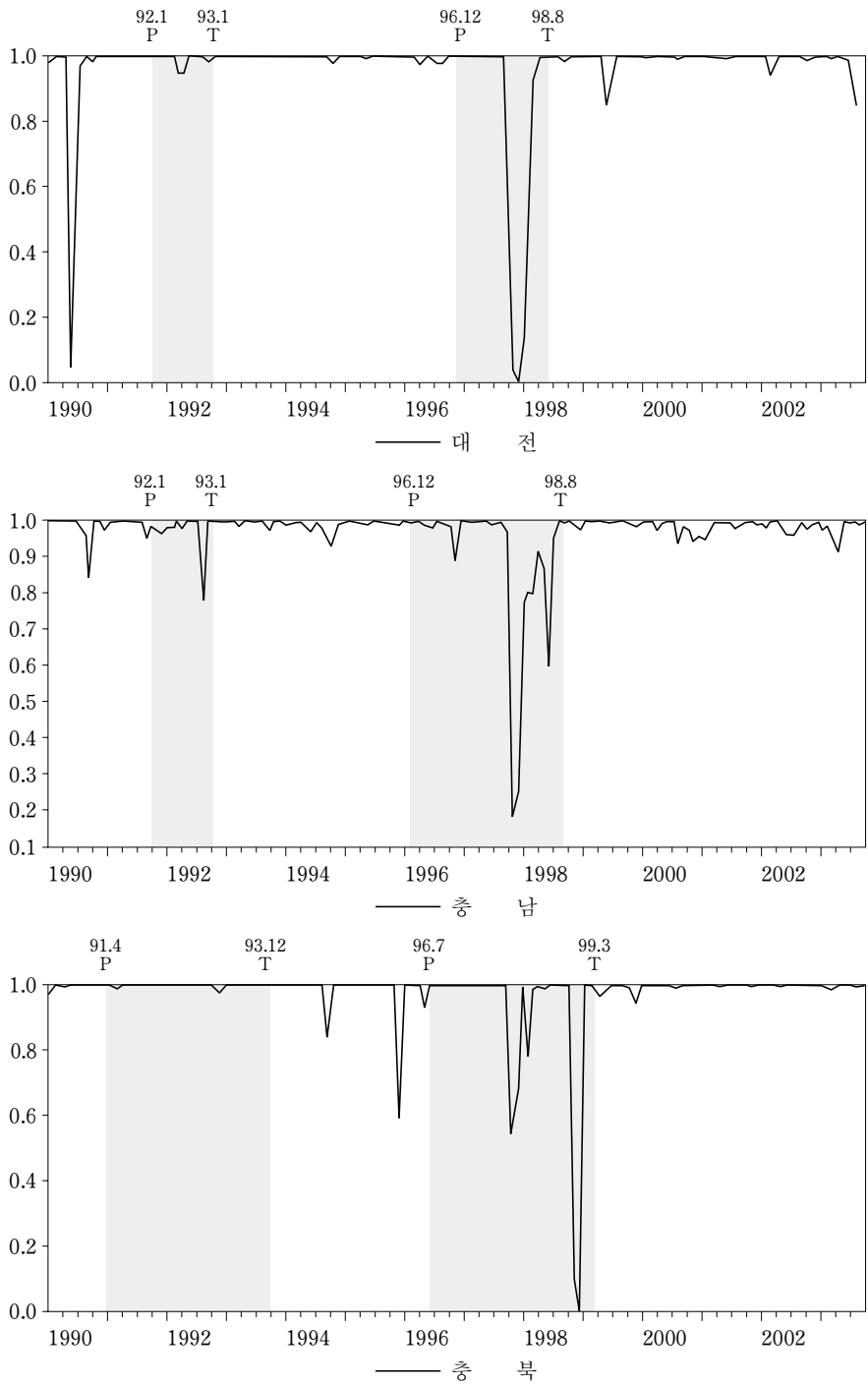
	대 전	충 남	충 북
ϕ_1	0.1046(0.088)	-0.0703(0.084)	-0.1247(0.082)
ϕ_2	-0.1763(0.101)	-0.2848(0.082)	-0.2743(0.083)
ϕ_3	-0.0305(0.088)	-0.0983(0.083)	-0.1073(0.084)
ϕ_4	-0.0444(0.099)	0.0239(0.082)	-0.1348(0.082)
σ^2	0.5826(0.044)	0.5854(0.039)	0.6941(0.046)
μ_0	-1.2629(0.389)	-0.2183(0.227)	-0.6260(0.372)
μ_1	0.2040(0.047)	0.2810(0.038)	0.3170(0.039)
ρ_0	4.0593(0.934)	4.3054(1.5949)	4.4542(1.503)
q_0	1.9196(1.494)	1.2550(1.271)	1.0370(1.226)
ρ_1	0.0222(1.587)	0.6204(1.528)	0.5100(1.307)
q_1	0.7560(1.516)	-0.6878(1.932)	-0.9744(1.560)
로그우도	-149.71	-144.90	-172.62

주: () 안은 표준오차이다.

32 충청지역의 종합경기지수에 관한 연구



〈그림 15〉 Filardo모형으로 추정된 경기확장기($s_t=1$)의 확률
 Stock-Watson방법으로 추정된 선행지수 사용



〈그림 16〉 Filardo모형으로 추정된 경기확장기($s_t=1$)의 확률
단순종합방식으로 추정된 선행지수 사용

판단된다.

V. 결 론

지역균형발전과 지방분권시대를 맞이하여 주요 개발사업과 산업정책의 상당 부분이 지방자치단체로 이관되었고, 향후에는 지방정부가 주관되어 실시될 부분이 더욱 확대될 전망이다. 각 지역의 경제정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 각 지역의 경제활동수준을 보다 정확하게 나타낼 수 있고, 미래의 경제활동을 비교적 정확하게 예측할 수 있는 지역의 경기종합지수(Composite Index: CI)의 작성이 요구되고 있다.

본 연구에서는 이러한 문제의식하에 Stock-Watson방법과 통계청의 단순종합방식으로 충청지방 세 지역의 동행지수와 선행지수를 실험적으로 작성하였다. 본 연구에서 얻은 주요 결과는 다음과 같다.

먼저 동행지수에 관한 사항이다.

첫째, 산업생산지수와 생산자출하지수가 충청권 각 지역의 경기지수에 크게 영향을 미치고 있다. 충청지방의 지역별 경기지수는 제조업의 비중이 상대적으로 크게 반영되었을 가능성 매우 높다고 하겠다. 하지만 대전의 경우 제조업 비중이 낮아 산업생산지수와 생산자출하지수의 중요도가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

둘째, 대전지역은 서비스산업의 비중이 높고, 제조업 중 내수관련 산업의 비중이 높아 국내수요동향을 잘 포착할 수 있는 자료를 포함해야 하고, 충남·북 지역은 수출비중이 높기 때문에 해외경기상황을 나타내는 자료를 포함할 필요가 있다.

셋째, 충남·북은 추정된 동행지수의 증가속도가 비교적 빠르게 나타났으나, 대전지역은 증가속도가 최근에 크게 하락된 것으로 나타났다. 한국개발연구원·산업연구원(2000)은 제조업의 비중이 높은 지역일수록 경기지수의 상승속도가 매우 빠르게 나타났다는 결과와 일치한다.

넷째, 전국의 동행지수와 가장 높은 상관계수를 보인 곳은 충북이고, 가장 낮은 상관계수를 보인 지역은 대전으로 나타났다. 이는 대전지역의 산업구조에서 제조업의 비중이 낮고, 서비스업의 비중이 상대적으로 높은 것에 기인된 것으로 판단된다.

다섯째, 충청권 세 지역의 동행지수에서 전국과 상이하게 진폭이 작은 소순환이 자주 발생된 것으로 나타났다.

다음으로 선행지수에 관한 것이다.

첫째, Granger 인과관계 검정결과로 볼 때, 충청지역의 선행지수의 구성에 포함된 지표로는 소비재출하지수, 중공업생산지수, 중간재출하지수 및 주가지수의 네 개이다.

둘째, 그래프나 Filardo모형의 추정결과로 판단할 때, Stock-Watson방법이나 통계청의 단순종합방식으로 작성된 선행지수는 미래의 경기를 예측하는 데 유용한 특성인 선행성이 비교적 높지 않은 것으로 나타났다.

이러한 충청지역의 경기동행 및 선행지수에 대한 본 연구의 실증분석 결과를 근거로 할 때 다음과 같은 사항이 차후의 연구에서 고려되어야 할 것이다.

첫째, 지역 경기종합지표가 각 지역의 경기를 보다 정확하게 반영할 수 있도록 지역별로 다양한 지표에 대한 월별 통계자료의 구축이 필요하다.

둘째, 다른 지역과 같이 충청권의 경기유형도 외환위기 이전과 이후에 크게 달라졌다는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 지역별 경기종합지수는 외환위기 이전의 고도성장기의 영향으로 높은 추세를 보유하고 있어 순환적인 패턴을 포착하기가 어렵다는 문제가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위한 시계열기법을 개발·활용해야 할 것이다.

셋째, 지역별 경기변동을 포착하는 데 있어 경기종합지수가 유일한 척도가 아니므로 보완적인 지표들을 개발하여 경기종합지수와 병행해서 사용할 필요가 있다. 보완적인 지표로는 경기확산지수, 기업경기실사지수 및 소비자태도지수 등이 있다.

넷째, 지역경제정책의 선제적인 운영이 정책의 효과를 제고시킬 수 있는데, 선제적인 경제정책을 수행하기 위해서는 해당 지역의 경기선행지수의 개발이 필수적이다. 이를 위해서는 먼저 충청지역의 선행적인 기초통계자료를 작성하도록 해야 한다. 다음으로 선행성이 있는 지표들을 다양한 방법으로 선택해야 하고, 이들 지표와 미래 경기와의 관계를 정확하게 포착해야 한다. 이를 위해서는 Granger 인과관계 검정법과 같은 선형모형만으로는 한계가 있으므로 최근에 활발하게 이용되고 있는 비선형모형을 사용해서, 선행성의 구체적 형태와 시차 구조 등을 파악하여 충청권의 선행지수 작성에 활용해야 한다. 예를 들면, 시차 구조가 다른 변수들을 단기·중기 및 장기변수들로 구분하여 각각의 선행지수를 작성하고 예측범위에 따라 세 가지 선행지수 가운데 선택적으로 사용해야

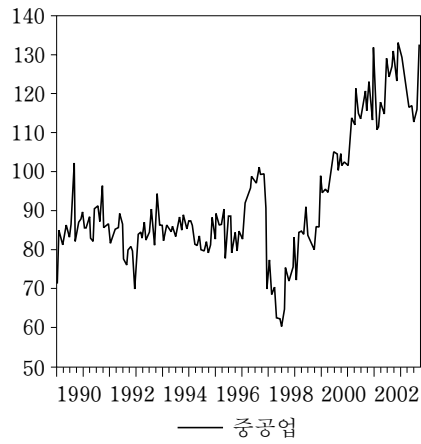
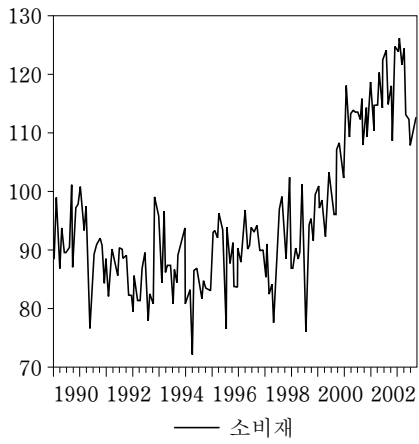
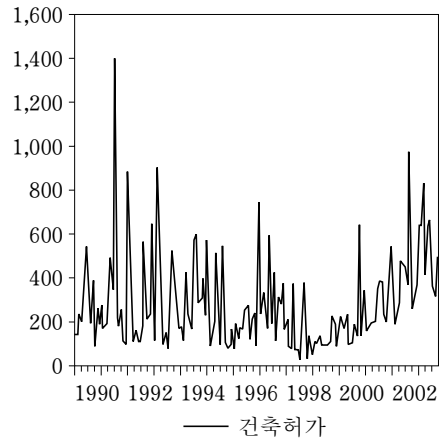
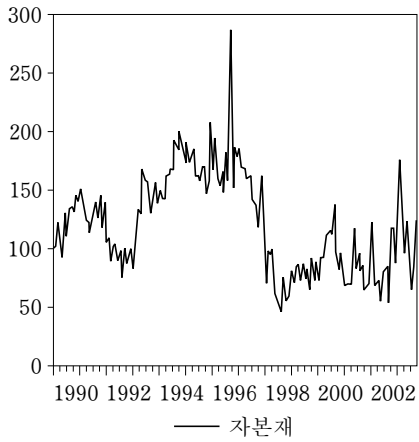
한다.

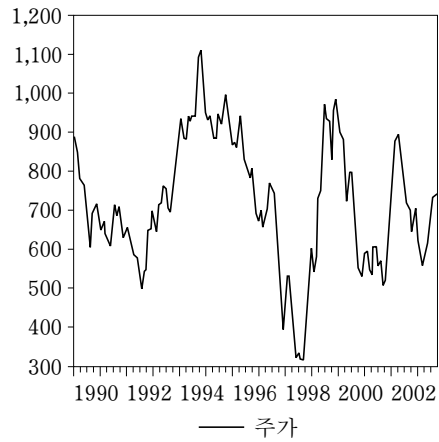
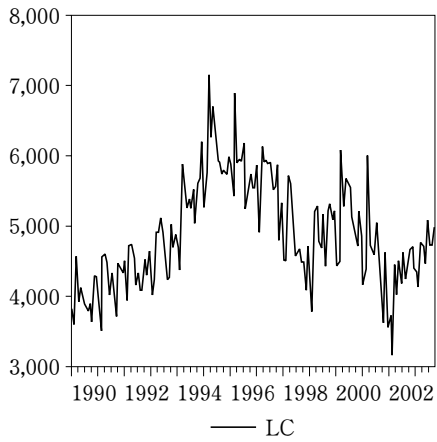
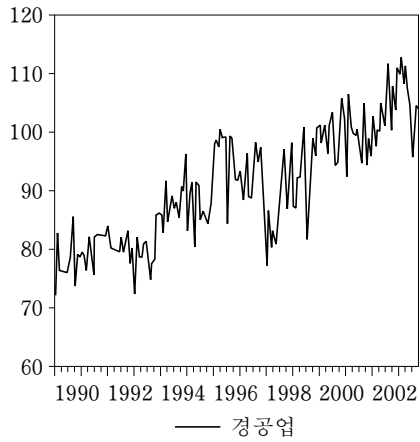
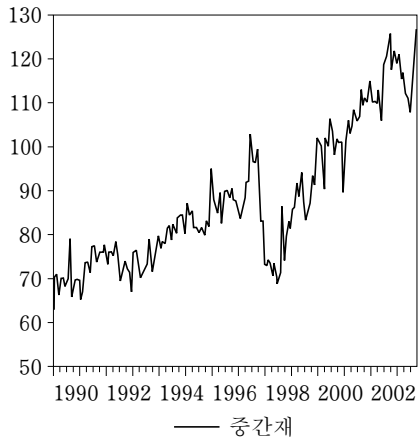
참 고 문 헌

- 김대호, 「지역별 경기지수 작성에 관한 고찰」, 『통계연구』 제6권 1호, 2001, 2~28.
- 김명직, 「지역경기변동」, 한양대학교 경제연구소, Working Paper #97-1, 1997.
- 김신호, 「경기종합지수 작성방법의 비교 연구」, 『통계분석연구』 제3집 제1호, 1998, 21~60.
- 대구경북개발연구원, 『대구·경북지역 경기종합지수의 개발과 분석』, 1994. 9.
- _____, 『대구지역 경기종합지수의 개발과 분석』, 2000.
- 부산발전연구원, 『부산지역 경기종합지수(CI) 개발 및 경기분석』, 1995. 1.
- 성병희·이금희(2001), 「새로운 선행지수를 이용한 경기전환점 예측」, 『한국경제의 분석』 제7권 1호, 2001, 126~186.
- 이태열, 「철강경기선행지수의 개발」, 『POSRI 경영연구』 제2권 1호, 2002, 5~23.
- 전백근·김대호, 「지역 경기종합지수 작성에 관한 연구」, 1999년도 한국응용경제학회 하계정책세미나 발표논문집, 1999, 43~71.
- 최공필, 『선행지표를 활용한 실물경제 예측시스템의 개발』, 한국금융연구원, 2002.
- 충북개발연구원, 『충북지역 경기지수 개발 및 분석』, 1995. 12.
- 통계청, 『지역 경기종합지수 작성요령』, 1999.
- 한국개발연구원·산업연구원, 『지역별 경기지수 개발 연구』, 2000.
- Diebold, F. X. and G. Rudebusch, "Scoring the leading indicators," *Journal of Business*, 62, 1989, 369~391.
- Filardo, A. F., "Business-cycle phases and their transitional dynamics," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12, 1994, 299~308.
- Hamilton, J. P., "A new approach to the econometric analysis of non-stationary time series and the business cycle," *Econometrica*, 57, 1989, 357~384.
- Hamilton, J. P. and G. Perez-Quiros, "What do the leading indicators lead?," *Journal of Business*, 1996, 27~49.

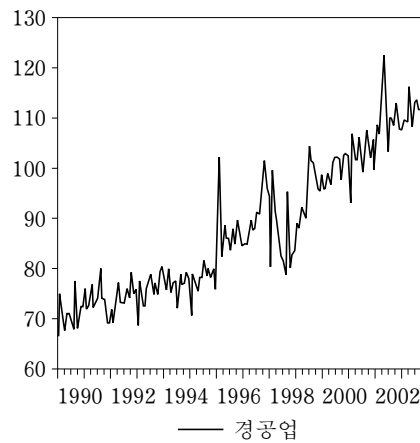
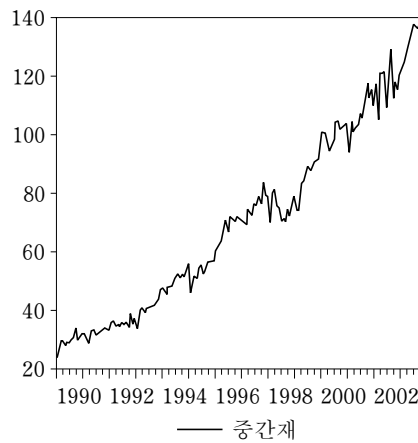
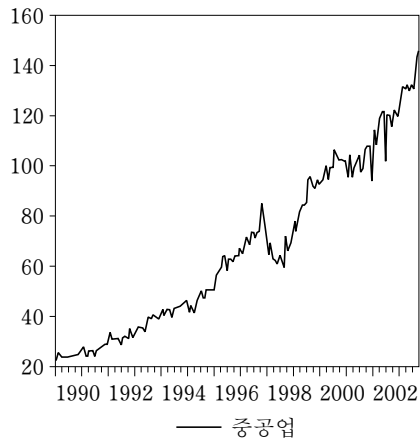
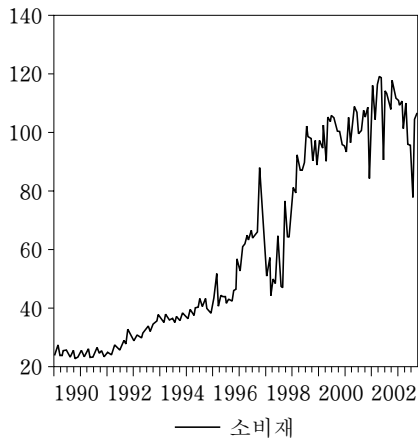
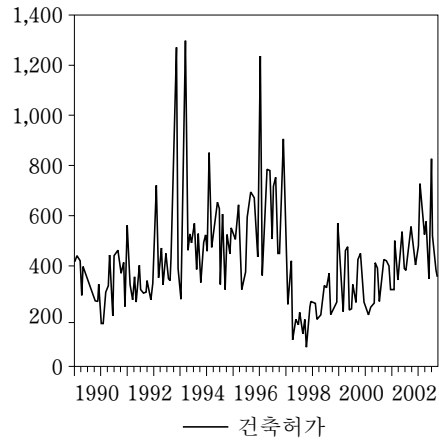
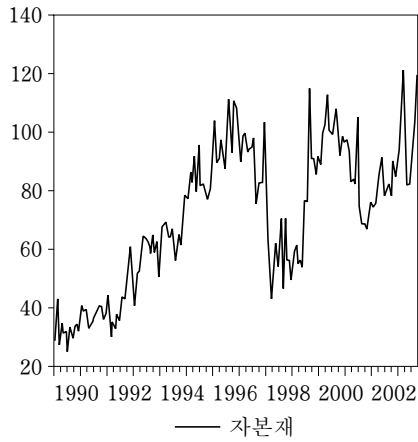
- Kim, M. J. and J. S. Yoo, "New index of coincident indicators: A multivariate Markov switching factor model approach," *Journal of Monetary Economics* 36, 1995, 607~630.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "New indexes of coincident and leading indicators," in Oliver J. Blanchard and Stanley Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual* (MIT Press) 4, 1989, 351~393.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "A probability model of the coincident economic indicators," in K. Lahiri and G. H. Moore, eds., *New Approaches and Forecasting Records*, Ch. 4, Cambridge University Press, 1991, 63~85.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "A procedure for predicting recession with leading indicators: Econometric issues and recent experiences," NBER Working Paper, No. 4014, 1992.

부 록

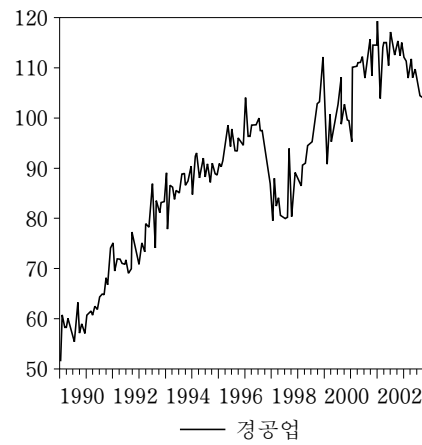
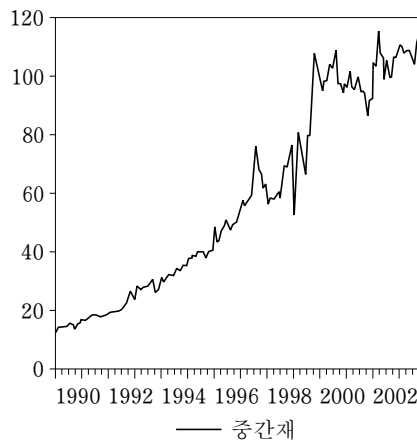
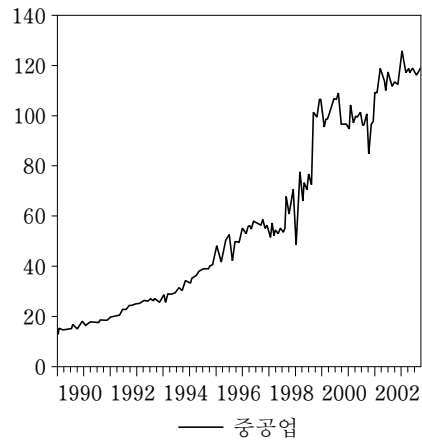
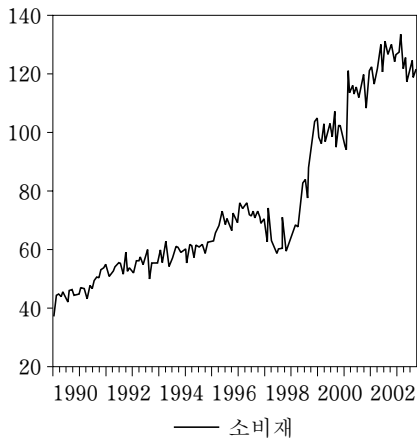
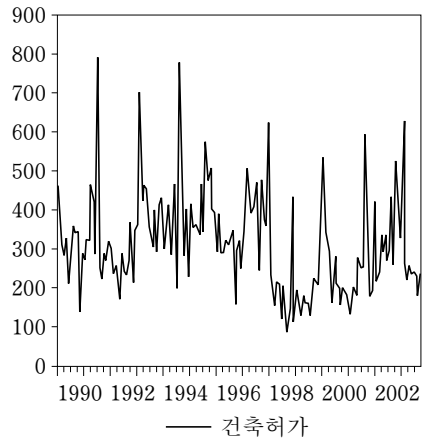
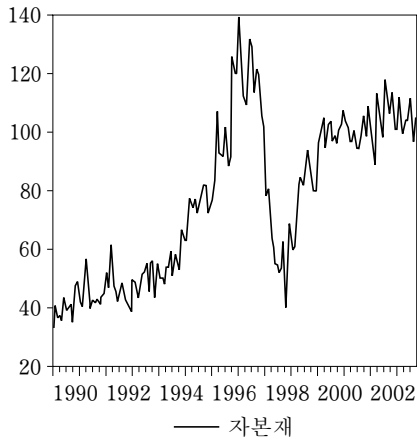




〈그림 1〉 대전의 선행지수 구성지수



〈그림 2〉 충남의 선행지수 구성지수



〈그림 3〉 총복의 선행지수 구성지수

[Abstract]

A Study on the Composite Index of Chungcheng Province

Bong Han Kim · Yeonho Lee · Jongsang Lee

We construct the coincident indicators(CI) and leading indicators of Chungcheng province using Stock and Waston(1989)'s model and the method of National Statistical Office(NSO). The main empirical results on CI are as follows:

First, the CI of each region is heavily influenced by industrial products and producer's sale index. Second, the service sector of Daejon area is higher than the those of Chungnam and Chungbuk areas. The economic activities of Chungnam and Chungbuk area depend on export industries, like, semiconductor and automobile industries. Third, the growth rates of CI for Chungnam and Chungbuk areas are faster than that of Daejon area. Fourth, we can find that compared to national CI, there are several cycles with smaller amplitude in CI's of each region of Chungcheng province.

The important empirical results on leading indicators are as follows: First, according to the result of Granger causality test, we employ the consumption good's sale, output of heavy industry, intermediate good' sale, and the KOSPI stock index in order to construct the leading indicators. Second, we find that the leading indicators estimated in the paper show the poor performance in predicting the future business cycles.

Keywords: regional composite index, Stock-Watson model, simple average method

JEL Classification: E32