

월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단*

김명기** · 백웅기***

본고는 자기회귀시차분포모형과 시간분해기법을 이용하여 우리나라의 월별 GDP를 생산과 지출의 양 측면에서 추정하고 경기판단의 중심지표로 사용할 수 있는지를 분석하였다. 생산 측면의 6개 산업과 지출 측면의 6개 구성항목을 추정 한 다음 연쇄가중법으로 합산하여 생산GDP와 지출GDP를 시산하였다. 시산한 월 별 GDP의 순환변동치를 동행종합지수 순환변동치와 비교해 본 결과 월별 GDP가 동행지수에 비해 경기변동을 보다 명확하게 나타내기 때문에 경기판단의 중 심지표로서 활용 가능성이 충분한 것으로 나타났다.

핵심주제어: 시간분해, 칼만필터, 자기회귀시차분포모형, 월별 GDP, Double-HP
필터

경제학문헌목록 주제분류: E01, E32

I. 서 론

국민소득통계는 한 나라의 경제활동을 종합적으로 나타내는 대표적 거시경제 지표이나 연간 또는 분기 단위로 편제되고 있어 중요성에 비해 이용이 제약을 받고 있다. 예를 들어, 국내총생산(gross domestic product: GDP)이 국가경제의 움직임을 가장 잘 보여주는 동행지표이지만 우리나라에서는 월별로 작성되지 않고 있어 경기의 정·저점 판단에 중심지표로 활용되지 못하고 있다. 1981년 이후 통계청에서 작성하고 있는 동행종합지수가 경기의 단기적 움직임을 파악 하는 주요 지표로 이용되고 있다.

* 본 논문의 작성에 많은 도움을 주신 한국은행 국민소득총괄팀 강창구 박사에게 감사하 며, 유익한 논평을 해 주신 익명의 논문심사자 두 분께도 감사를 드립니다. 이 논문에 오류가 남아 있다면 집필자의 책임입니다.

** 주저자, 상명대학교 대학원, 전화: (02) 408-0323, E-mail: mkkim@bok.or.kr

*** 공동저자, 상명대학교 금융경제학과 교수, 전화: (02) 2287-5190, E-mail: egbaek@smu.ac.kr

논문투고일: 2012. 1. 10 수정일: 2012. 3. 5 게재확정일: 2012. 3. 15

6 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

경기종합지수는 1961년 미국 상무부 센서스국에서 경제활동의 순환변동을 측정하기 위해 최초로 편제한 이후 영국, 일본, 캐나다 등 많은 나라들에서 작성되어 왔다. 그러나 경기종합지수가 통계적 이론의 뒷받침 없이 작성되는 문제점을 가지고 있는 가운데 1990년대 후반 선행지수의 예측력까지 떨어지자 미국은 1995년 경기종합지수 작성기관을 상무부에서 민간기관인 Conference Board로 변경하였고 영국 통계청도 1997년부터 편제하지 않고 있다.

최근에는 통계 및 계량기법의 발전으로 대표적인 거시동행지표인 GDP를 큰 비용 없이 월별로도 작성할 수 있게 되면서 경기종합지수보다 월별 GDP가 경기판단의 중심지표로 사용되고 있다. 미국에서는 경기순환의 정·저점을 공식적으로 결정하는 NBER(National Bureau of Economic Research)이 최근의 저점을 2009년 6월로 확정하면서 실질GDP와 실질국내총소득(gross domestic income: GDI)의 월별 지표를 중요지표로 사용하였다. NBER(2010)은 경기순환의 정·저점 판단에 10개 월별 지표를 참고지표로 이용하였는데 산업생산이나 도소매 판매와 같은 특정 부문의 경제활동을 나타내는 지표보다 4종류의 국민소득통계(Stock and Watson(2010)의 GDP, GDI, GDP와 GDI 평균 및 Macroeconomic Advisers의 GDP), 실질개인소득, 총근로시간, 2종류의 고용지표(가계조사 및 사업체 피용자조사) 등 미국경제의 전체적 상황을 나타내는 지표를 중시하였다. 그리고 경제활동에 대해 후행하는 특성을 가지고 있는 고용관련 지표는 경기국면을 확인하는데 이용되었음을 밝히고 있어 국민소득통계들이 경기 저점을 결정하는데 가장 중요한 지표로 사용되었음을 시사하고 있다.

한편, 영국은 1998년 4월부터 NIESR(National Institute of Economic and Social Research)이 생산 측면에서 월별 GDP를 작성하여 월 종료 후 10일경 공표하고 있으며, 스웨덴도 월별 GDP에 해당하는 AI(activity index)를 1998년부터 작성하여 왔다. 그리고 OECD 통계위원회의 2009년 정례회의에서는 글로벌 금융위기를 계기로 월별 GDP와 같은 속보성 높은 거시경제통계의 작성이 필요하다는 데 의견을 같이하였다.

우리나라의 경우 통계청에서 경기 정·저점을 결정하고 있는데 경기동행지수 순환변동치(cyclical component of coincident index: CCCI), 생산·소비 등 주요 동행성지표와 GDP를 이용한다고 발표하고 있으나, 경기국면 판단에 어떤 지표가 어떻게 활용되었는지에 대해서는 구체적으로 설명하지 않고 있다. 그리고 구성지표를 필요에 따라 비정기적으로 변경하여 왔으며 매년 2월에 과거 시계열을 수정하는데, 때에 따라서는 수정폭이 매우 큰 상황이다. 이에 따라 경기동

행지수가 큰 폭의 등락을 반복하거나 사후적으로 결정되는 경기국면과 달리 공표시점에서 상당기간 다른 방향으로 움직일 경우에는 경기상황에 대한 판단에 혼동을 초래할 수도 있다. 물론 분기 종료 후 28일 이내에 발표되는 분기 GDP로 우리 경제의 전반적인 경기상황을 보다 정확하게 파악할 수 있다. 그러나 금융위기 등의 영향으로 경제의 불확실성이 크게 높아진 만큼 미국이나 영국처럼 월별 GDP를 작성하여 경제활동에 대한 신속·정확한 평가가 가능하게 함으로써 정책대응이 실기하지 않도록 할 필요가 크다.

이와 같은 점을 고려하여 본고는 시간분해(temporal disaggregation)에 의한 간접 방식으로 월별 GDP를 추정하여 경기지표로 활용하는 데 적합한지를 분석하였는데 구성은 다음과 같다. 제II절에서 현행 동행종합지수의 문제점을 간략히 언급하고, 제III절에서 우리나라의 월별 GDP를 생산 및 지출의 양 측면에서 추정한 결과를 제시한다. 제IV절에서는 추정한 월별 GDP가 경기지표로서 적합한지 살펴보고, 끝으로 제V절에서는 결론과 함께 보완과제를 제시하고자 한다.

II. 동행종합지수의 문제점

우리나라 경제의 전체적인 상황을 가장 잘 나타내는 동행지표인 GDP는 대부분의 국가와 마찬가지로 분기까지만 편제되고 있어 월별과 같은 단기적인 경기순환을 파악하는 데는 이용되지 못하고 있다. 따라서 단기적 경기국면의 판단에는 1981년부터 통계청에서 매월 작성해 오고 있는 동행종합지수 순환변동치가 주요 지표로 활용되고 있다.

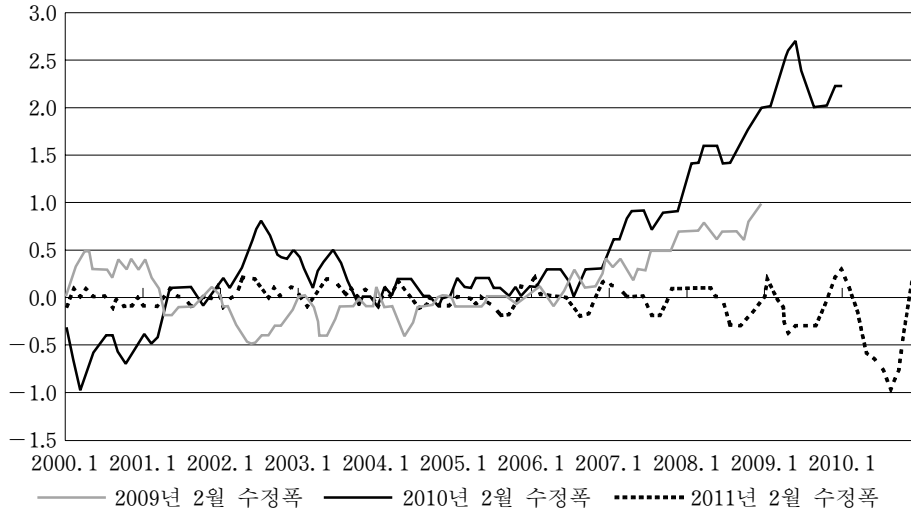
CCCI는 동행종합지수에서 추세치를 제거한 것인데 동행종합지수는 8개의 구성지표를¹⁾ 이용하여 작성되며 개별 지표들의 계절요인과 불규칙요인의 제거, 증감률 진폭의 표준화, GDP 추세를 목표 추세로 하는 조정 등 복잡한 과정을 거친다. CCCI는 동행종합지수에서 국면평균법(phase-average-trend method: PAT법²⁾)으로 추출한 추세치를 제거하여 산출한다.

그런데 이러한 작성방법에는 문제가 있는 것으로 지적되고 있다. Nilsson and

1) 광공업 생산지수, 제조업 가동률지수, 실질건설기성액, 도소매업 제외 서비스생산지수, 불변 도소매판매액지수, 내수출하지수, 실질수입액, 비농가 취업자수 등임.

2) 국면평균법은 1971년 미국 NBER에서 Bry and Boschan(1971)이 개발한 추세추출 방법으로 최근 국면의 추세치를 산출할 때 외삽법에 의해 자료를 연장하기 때문에 외부충격 등으로 경제가 급격히 변동할 때 추세치가 잘못 계산될 가능성이 있음.

8 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단



〈그림 1〉 동행종합지수 순환변동치 수정폭(전년동월대비)

Gyomai(2011)는 PAT법의 경우 CCCI가 경기전환점의 변경에 매우 민감하게 반응함으로써 적기에 전환점을 보정하지 못하면 추세치에 편의가 발생할 수 있으며 보정의 투명성도 떨어지는 문제점을 제기하였다. 또한 시계열이 새로 추가될 때 CCCI의 수정폭 및 방향성, 순환국면 변화의 안정성 등도 PAT법이 HP와 Christiano-Fitzgerald(CF) 필터링에 비해 상당히 뒤떨어지는 것으로 분석하였다. 그리고 전경배(2007)는 불규칙요인을 제거하는 데 사용되고 있는 말항이동평균이 위상편의(phase shift) 현상에 의해 순환변동치의 정·저점을 이동시킬 수 있다고 하였다.

위에서 제기된 문제들에 기인한 것인지는 확실하지 않으나 매년 2월에 이루어지고 있는 CCCI의 수정이 〈그림 1〉에서 보는 것처럼 매우 큰 모습이다. 예를 들어, 2008년의 월별 CCCI가 지난 3년 동안 수정된 내용을 보면 2009년 2월 수정시 월평균 0.7포인트 상향조정되고 2010년 2월에는 월평균 1.6포인트나 높아진 다음 2011년 2월에는 0.1포인트 소폭 하향 조정되었다. 이는 2008년에 매월 CCCI가 작성되어 발표되었을 때에 비해 지난 3년 사이에 2008년의 CCCI가 월평균 2.2포인트이나 상향조정된 것이다.

이와 같은 기술적인 문제는 추세 및 불규칙요인의 제거방법 변경 등을 통해 해결할 수도 있으나 보다 큰 문제는 구성지표의 선택이 자의적이고 통계적 이론이 뒷받침되지 못하는 점이다. 구성지표의 선택문제를 살펴보면 미국 Conference

Board의 경우 동행종합지수가 최초로 개발된 이래 이용되고 있는 생산, 판매, 고용, 소득의 4개 지표를 대상으로 함으로써 특정 부문의 경제활동이 중복되어 반영되지 않도록 하면서 부문별로 전체 경제활동에 미치는 영향이 다른 점을 고려하여 구성지표별 가중치도 차이를 두고 있다. 그러나 우리나라는 8개 구성 지표 가운데 성격이 비슷한 지표가 중복되어 있는 데다 가중치가 동일하여 유사한 구성지표에 의해 동행종합지수가 왜곡될 가능성을 가지고 있는 것으로 보인다. 예를 들어, 서비스업은 부진하지만 제조업이 수출호조 등으로 매우 활발할 경우 광공업 생산지수와 제조업 가동률지수가 동반하여 크게 상승함으로써 동행종합지수가 실상보다 과도하게 상승할 가능성이 없지 않다. 그리고 부문 간 경제활동의 격차가 심할 경우 국민경제의 전반적 움직임을 반영하여야 할 지수가 특정 부문의 부침에 의해 크게 오르내릴 수도 있다.

이와 같은 동행종합지수의 문제는 경제상황을 종합적으로 나타내는 대표적 거시동행지표인 GDP를 월별로도 작성하여 근본적으로 해결하는 것이 가장 바람직하다.

III. 월별 GDP 추정

우리나라에서 월별 GDP를 정기적으로 작성하여 공표하는 기관이나 학자는 없고 월별 GDP의 추정에 대한 연구도 3건 정도이다. 김기호(2006)는 비관측인자 오차수정모형을 이용하고 산업생산지수 및 도소매판매액지수를 단일 참고지표로 하여 생산 및 지출 측면에서 각각 월별 GDP를 추정한 다음 그 평균치를 월별 GDP의 최종 수치로 제시하였다. 이궁희(2008)는 분기 회귀모형으로 추정한 파라메타를 월별 참고지표에 적용하여 월별 GDP를 추정한 다음 벤치마킹³⁾으로 월별 GDP의 합이 분기 GDP와 일치되도록 하였다. 그런데 김기호(2006)와 이궁희(2008)는 벤치마킹에 의한 보정을 필요로 하고 있어 분기 GDP가 미확보된 상태에서는 월별 GDP 추정이 어려운 문제를 가지고 있는 데다, 김기호(2006)는 관측치가 없는 월별 GDP와 참고지표 간의 공적분 관계를 충분한 이론적 뒷받침 없이 가정하고 있다.

강창구(2010)는 자기회귀시차분포(autoregressive distributed lag: ADL)모형과

3) 고빈도 시계열과 저빈도 시계열이 서로 다른 움직임을 보일 때 두 개의 시계열이 일관성을 유지하도록 조정하는 통계적 기법임.

10 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

상태공간모형에 의한 시간분해기법을 사용하여 생산 측면에서 16개 산업의 부가가치를 추정한 후 합산하여 GDP를 산출함으로써 기존 연구를 크게 개선시킨 것으로 보인다. 그러나 강창구(2010)의 경우 ADL모형의 일부 파라미터에 대한 가정의 문제로 추정결과가 효율적인 추정량이 아닐 가능성을 가지고 있으며, 미국, 영국 등의 추정방법과 달리 원계열로 월별 GDP를 산출한 다음 직접 방식으로 계절조정 후 발생하는 월별 GDP의 합과 분기 GDP와의 불일치를 벤치마킹으로 재조정하는 불필요한 과정을 거치고 있다.

본고에서는 단변량 모형 중 시간분해에 가장 효율적인 것으로 알려진 ADL모형을 사용하되 강창구(2010)와는 달리 diffuse⁴⁾ 상태를 가정하여 시계열이 불안정한 경우 등에도 추정량의 효율성이 확보되도록 하였다. 그리고 계절조정 분기 시계열을 시간분해하였으며 지출 측면의 월별 GDP도 추정하였는데, 이하에서는 먼저 방법론에 대해 개관한 다음 부문별 추정결과에 대해 설명하고 월별 GDP의 시산결과를 제시하기로 한다.

1. 방법론 개관

월별 GDP는 캐나다처럼 국민계정통계 편제기관이 직접 추계하는 경우도 있으나 대부분의 나라에서는 기초자료 수집비용 등을 고려하여 관측치가 있는 분기 시계열로부터 월별 자료를 생성하는 시간분해기법을 사용하고 있다.

시간분해는 고빈도 통계를 기간별로 합산하여 결측치와 저빈도 관측통계로 구성되는 시계열을 생성한 다음 참고지표를 설명변수로 하는 회귀분석에서 추정된 모수를 이용하여 관측되지 않는 고빈도 자료를 산출한다. 예를 들어, 관측되지 않는 제조업의 월 부가가치 생산액을 y_t 라 하면 각 분기 내에서 1, 2, 3개월 단위로 누적한 변수 y_t^c 는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$y_t^c = \psi_t y_{t-1}^c + y_t, \quad \psi_t = \begin{cases} 0, & t=3(\tau-1)+1, \tau=1, \dots, [N/3] \\ 1, & \text{여타 경우} \end{cases} \quad (1)$$

여기서 N 은 월 자료의 총관측치 개수이며, $[N/3]$ 은 괄호 내 계산결과에 정수부분만을 의미한다. 식 (1)에서 y_t^c 는 t 가 3의 배수일 경우 실제로 편제되고 있는 제조업의 분기 부가가치로서 관측치가 있으나 t 가 3의 배수가 아닐 때에는 관측치가 없다. 시간분해는 비관측변수 y_t 에 대한 회귀모형을 설정한 후 상태

4) <부록> 참조.

공간모형으로 표현한 다음 누적변수 y_t^c 에 대한 상태공간모형으로 변환하고 칼만필터(KF)에 의해 추정된 파라미터 값을 이용하여 y_t^c 의 시계열이 도출되면 식 (1)로부터 y_t 의 추정치를 역산하는 과정이다.⁵⁾

본고에서는 월별 GDP의 부문별 추정식으로 식 (2)의 Proietti(2006) ADL(1,1)모형을 사용하였다. ADL모형은 동태회귀모형으로서 프랑스, 이탈리아 등 유로 국가들이 국민계정통계 작성에 이용하고 있는 Chow and Lin(1971), Litterman(1983), Fernandez(1981) 등의 모형을 포괄하고 있고 경제시계열의 불안정성, GDP의 부문별 부가가치와 개별 참고지표 간에 존재할 수 있는 공적분 등을 고려할 때 다른 모형들보다 우월한 것으로 분석되고 있기 때문이다.

$$y_t = \phi y_{t-1} + m + gt + X_t' \beta_0 + X_{t-1}' \beta_1 + \epsilon_t, \epsilon_t \sim \text{NIC}(0, \sigma^2) \quad (2)$$

여기서 m 은 상수이고 t 는 추세변수이며 X 는 참고지표를 나타낸다. 한편, 식 (2)의 ADL(1,1)모형의 상태공간 표현은 식 (3)과 같은데 <부록>에 설명되어 있는 일반적 상태공간모형의 식 (A1)에서 시스템 행렬이 $Z=1, T=\phi, H=1, W_t=[1, t, X_t', X_{t-1}']$ 이고 $\beta=[m, g, \beta_0', \beta_1']$ 인 경우이다.

$$\begin{aligned} y_t &= a_t, \\ a_t &= \phi a_{t-1} + W_t \beta + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

2. 월별 GDP의 추정결과

월별 GDP는 먼저 생산 및 지출 측면에서 부문별로 추정한 다음 연쇄가중법을 적용하여 합산하여 산출하였다. 생산 측면에서는 국민소득통계를 6개 산업과 순생산물세의 7개 부문으로 재분류하고 지출 측면에서도 6개 지출항목과 통계불일치의 7개 부문으로 조정하여 부문별로 추정하였다. 각 부문별로 식 (3)의 β 에 상수(m)만 포함하는 식과 추세(t)까지 포함하는 식을 각각 선형과 로그변환한 비선형의 4개 방정식을 추정한 다음 추정계수의 유의성과 수정오차를 비교하여 본고의 추정식으로 선택하였다.

월별 GDP는 월별 참고지표의 생산과 함께 추정하였다가 해당 분기의 GDP가 익분기에 편제되면 월별 합산을 분기 값과 일치시켜야 한다. 이때 이미 추정해 두었던 월별 GDP가 수정된다. 즉, τ 분기의 GDP는 $3\tau-2$ 월, $3\tau-1$ 월, 3τ 월의 GDP를 합산한 것인 만큼 익분기가 시작되는 $3\tau+1$ 월에 τ 분기의 GDP가 작성

5) 시간분해의 구체적 방법은 <부록> 참조.

12 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

되면 그 이전에 월별 참고지표에 의해 외삽으로 추정하였던 월별 GDP가 수정된다. 이는 월별 GDP의 수정이 3단계에 걸쳐 이루어지는 것을 함축하며 수정 폭이 크지 않고 단계별 수정오차가 안정적일수록 시간분해모형이 잘 구축된 것임을 의미한다. 따라서 본고에서는 2005년 1/4분기 이후 27분기를 대상으로 평균퍼센트수정오차(mean percentage revision error: MPRE)와 평균절대수정오차(mean absolute revision error: MARE)를 시산하여 최종 추정식의 선택에 참고하였다.

그리고 분기 GDP의 계절조정에 간접 방법이 사용되고 있으며 미국, 영국 등에서도 월별 GDP를 계절조정계열을 이용하고 있는 점을 고려하여 부문별 분기 계절조정계열을 시간분해한 다음 연쇄가중 방식으로 합산하였다. 추정기간은 월별 기초자료의 가용성 등을 고려하여 2001년 1월부터 2011년 9월까지로 하였으며 모형의 추정에는 Proietti의 프로그램을 사용하였다.

1) 생산부문별 추정결과

생산 측면에서는 먼저 광업과 제조업에 전기·가스·수도업까지 포함하여 광공업으로 분류하였다. 광공업의 월별 참고지표로는 통계청의 광공업 생산지수를 사용하였으며 <표 1>의 $\hat{\beta}_{it}$ 에서 i 는 참고지표의 종류(광공업의 경우 단일지표인 광공업 생산지수, 2005=100)이며 j 는 참고지표의 시차($j=0$ 은 당기, $j=1$ 은 전기)를 각각 나타낸다(이하의 추정식에서도 같은 방식으로 표시한다). 광공업 GDP의 최종 추정식으로는 MARE가 가장 작은 상수가 포함된 로그변환식(비선형상수식)을 선택하였다.

건설업은 건설기성액(불변가격 기준, 10억 원)을 참고지표로 하였다. 건설수주, 건축허가 등 선행지표의 시차변수와 동행지표인 건설중간재출하지수 등은 설명력이 매우 낮아 참고지표로 적절하지 못하였다. 건설업의 최종 추정식으로는 추세가 포함된 선형식(선형추세식)을 선정하였는데 이는 비슷한 추정결과를 나타낸 로그변환한 비선형추세식에 비해 MARE가 3단계에서 축소되고 MPRE가 안정된 모습을 보이고 있음을 고려한 것이다.

서비스업의 경우 3부문에 재분류하고 각 부문에 속하는 통계청 서비스업 생산지수를 가중평균하여 3개의 월별 참고지표를 만들어 추정에 이용하였다. 먼저 서비스업1은 산업생산활동과 연관성이 높은 도소매음식숙박업, 운수보관업 및 정보통신업의 3개 업종으로 구성하였고, 참고지표로는 통계청 서비스업 생산지수 중 도매 및 소매업, 운수업, 숙박 및 음식점업, 출판 영상 방송통신

〈표 1〉 광공업 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|---------------|---------------|--------------|-------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.631 | 0.001 | 0.602 | 0.001 |
| \hat{m} | | 571.99(4.74) | 3,727.9(7.70) | 2.22(79.18) | 6.18(28.31) |
| \hat{g} | | | 20.86(4.88) | | 0.00(2.90) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 134.14(7.73) | 112.42(4.67) | 0.74(7.46) | 0.67(4.57) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -68.41(-3.92) | 29.85(1.27) | -0.36(-3.68) | 0.12(0.83) |
| MPRE | 1step | -0.50 | -0.63 | -0.61 | -1.18 |
| | 2steps | -0.39 | -0.52 | -0.63 | -1.19 |
| | 3steps | -0.42 | -0.54 | -0.62 | -1.16 |
| MARE | 1step | 317.45 | 347.86 | 282.20 | 348.08 |
| | 2steps | 368.69 | 387.70 | 293.38 | 358.22 |
| | 3steps | 366.12 | 385.72 | 288.10 | 355.06 |

주: () 내는 t 값임.

〈표 2〉 건설업 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|--------------|----------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.922 | 0.001 | 0.917 | 0.001 |
| \hat{m} | | 178.80(2.43) | 1,969.3(12.91) | 0.31(2.34) | 3.71(13.20) |
| \hat{g} | | | 4.11(11.63) | | 0.00(11.53) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 0.35(4.95) | 0.46(4.89) | 0.43(4.89) | 0.57(4.93) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -0.31(-4.57) | -0.02(-0.22) | -0.38(-4.50) | -0.03(-0.23) |
| MPRE | 1step | 1.33 | 0.23 | 1.44 | 0.30 |
| | 2steps | 1.53 | 0.21 | 1.69 | 0.23 |
| | 3steps | 1.57 | 0.22 | 1.75 | 0.19 |
| MARE | 1step | 90.34 | 76.40 | 91.02 | 76.59 |
| | 2steps | 105.36 | 81.52 | 107.80 | 79.31 |
| | 3steps | 107.31 | 78.67 | 111.01 | 80.51 |

주: () 내는 t 값임.

및 정보서비스업 등 4개 업종을 가중평균한 생산지수를 사용하였다. 서비스업1의 최종 추정식으로는 〈표 3〉에 나타난 대로 수정오차가 가장 작은 추세를 포함한 로그변환식(비선형추세식)을 선택하였다.

14 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

〈표 3〉 서비스업1 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|----------------|---------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.900 | 0.823 | 0.912 | 0.783 |
| \hat{m} | | -108.47(-1.37) | 622.74(2.13) | 0.40(15.52) | 1.41(13.55) |
| \hat{g} | | | 2.62(2.90) | | 0.00(4.19) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 96.76(5.84) | 98.02(5.67) | 0.74(5.91) | 0.76(5.70) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -82.57(-5.00) | -82.96(-4.87) | -0.64(-5.21) | -0.62(-4.80) |
| MPRE | 1step | 0.32 | 0.30 | 0.33 | 0.24 |
| | 2steps | 0.44 | 0.39 | 0.47 | 0.32 |
| | 3steps | 0.45 | 0.38 | 0.50 | 0.31 |
| MARE | 1step | 90.56 | 87.95 | 89.89 | 84.57 |
| | 2steps | 130.16 | 123.60 | 130.66 | 119.22 |
| | 3steps | 145.33 | 133.73 | 148.30 | 128.48 |

주: () 내는 t 값임.

〈표 4〉 서비스업2 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.958 | 0.932 | 0.938 | 0.933 |
| \hat{m} | | 274.87(5.94) | 622.08(3.91) | 0.42(23.82) | 0.48(5.29) |
| \hat{g} | | | 1.52(1.39) | | 0.00(0.28) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 28.57(2.83) | 28.12(2.69) | 0.21(2.39) | 0.21(2.34) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -25.87(-2.56) | -26.49(-2.53) | -0.17(-1.99) | -0.18(-1.95) |
| MPRE | 1step | -0.43 | -0.92 | -0.53 | -1.08 |
| | 2steps | -0.63 | -1.13 | -0.77 | -1.31 |
| | 3steps | -0.71 | -1.20 | -0.86 | -1.42 |
| MARE | 1step | 94.89 | 138.75 | 104.94 | 151.85 |
| | 2steps | 132.88 | 160.68 | 147.36 | 186.01 |
| | 3steps | 147.83 | 171.60 | 163.89 | 202.32 |

주: () 내는 t 값임.

서비스업2는 금융보험업과 부동산 및 임대업에 사업서비스업을 합쳤는데 통계청의 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 전문과학 및 기술서비스업의 생산지수를 가중평균하여 참고지표로 사용하였다. 서비스업2의 최종 추정식은 수정오

〈표 5〉 서비스업3 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.998 | 0.912 | 0.990 | 0.948 |
| \hat{m} | | 45.31(1.23) | 988.64(5.16) | 0.06(4.47) | 0.48(5.29) |
| \hat{g} | | | 3.59(5.44) | | 0.00(2.60) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 14.94(1.93) | 13.89(1.71) | 0.14(2.41) | 0.13(2.14) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -14.84(-1.91) | -14.80(-1.82) | -0.13(-2.27) | -0.13(-2.14) |
| MPRE | 1step | -0.05 | 0.13 | -0.07 | -0.03 |
| | 2steps | -0.08 | 0.11 | -0.10 | -0.11 |
| | 3steps | -0.09 | 0.08 | -0.12 | -0.15 |
| MARE | 1step | 40.62 | 56.96 | 41.79 | 71.49 |
| | 2steps | 59.48 | 69.75 | 61.54 | 90.37 |
| | 3steps | 69.76 | 72.19 | 72.66 | 93.93 |

주: () 내는 t 값임.

차가 작은 상수만 포함하는 선형식(선형상수식)을 선택하였다.

서비스업3은 공공행정 및 국방, 교육서비스, 보건 및 사회복지사업, 문화 및 오락서비스업, 기타 서비스 등 5개 업종을 포함하였다. 참고지표는 통계청의 서비스업 생산지수 가운데 앞에 속하지 않는 업종들로 가중평균한 생산지수로 하였으며 최종 추정식은 MARE가 작은 선형상수식을 선택하였다.

농림어업은 월별 참고지표가 없어 Denton(1971)의 1차 차분모형에 의한 평활화로 시간분해하였다.⁶⁾ 순생산물세는 앞에서 추정한 6개 산업의 부가가치를 참고지표로 하였으며 선형상수식을 최종 추정식으로 선정하였다.

2) 지출부문별 추정결과

지출 측면에서는 먼저 개인소비지출과 정부소비지출을 합하여 총소비로 분류하였다. 총소비의 참고지표로는 도소매판매액(2005=100)을 사용하였으며 최종 추정식은 추정계수와 수정오차를 함께 고려하여 선형추세식을 선택하였다.

건설투자는 선행지표인 건설수주나 건축허가의 시차변수 등의 설명력이 매우 낮아 동행지표인 건설기성액만을 설명변수로 사용하였다. 〈표 7〉의 추정결과에서 수정오차가 작은 것으로 나타난 비선형추세식을 최종 추정식으로 선정하

6) EUROSTAT의 공개 프로그램인 ECOTRIM를 사용하였음.

16 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

〈표 6〉 총소비 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|----------------|----------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.999 | 0.918 | 0.998 | 0.953 |
| \hat{m} | | 276.64(1.39) | 2,228.6(3.82) | 0.04(2.19) | 0.44(7.13) |
| \hat{g} | | | 8.37(5.37) | | 0.00(2.98) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 229.56(7.83) | 238.13(7.67) | 0.47(7.46) | 0.48(7.18) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -231.20(-7.87) | -224.83(-7.20) | -0.47(-7.52) | -0.46(-6.98) |
| MPRE | 1step | 0.03 | -0.01 | 0.03 | -0.11 |
| | 2steps | 0.03 | -0.07 | 0.03 | -0.30 |
| | 3steps | 0.03 | -0.08 | 0.04 | -0.25 |
| MARE | 1step | 208.64 | 317.95 | 211.35 | 334.61 |
| | 2steps | 313.79 | 401.00 | 318.34 | 422.41 |
| | 3steps | 366.40 | 414.30 | 379.54 | 461.62 |

주: () 내는 t 값임.

〈표 7〉 건설투자 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|--------------|---------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.875 | 0.701 | 0.877 | 0.693 |
| \hat{m} | | 555.70(3.09) | 1,371.0(6.47) | 0.46(3.82) | 1.26(8.31) |
| \hat{g} | | | 2.08(4.06) | | 0.00(4.12) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 0.97(5.73) | 1.16(6.43) | 0.45(5.74) | 0.54(6.48) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -0.80(-4.84) | -0.78(-4.35) | -0.37(-4.85) | -0.36(-4.27) |
| MPRE | 1step | 0.03 | -0.11 | 0.03 | -0.06 |
| | 2steps | 0.14 | -0.12 | 0.22 | -0.02 |
| | 3steps | 0.18 | -0.06 | 0.29 | 0.03 |
| MARE | 1step | 237.23 | 237.42 | 231.35 | 232.00 |
| | 2steps | 274.43 | 267.30 | 268.54 | 263.83 |
| | 3steps | 278.63 | 269.59 | 275.25 | 267.08 |

주: () 내는 t 값임.

였다.

설비투자는 통계청의 설비투자지수와 자본재생산지수 그리고 자본재수입액(경상 10억 달러)을 참고지표로 하여 추정한 결과 자본재생산지수는 유의하지

〈표 8〉 설비투자 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|----------------|----------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.784 | 0.792 | 0.761 | 0.686 |
| \hat{m} | | 294.69(2.72) | 201.98(1.85) | 1.25(16.76) | 1.64(23.00) |
| \hat{g} | | | 1.91(2.20) | | 0.00(3.77) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 35.97(6.93) | 35.71(7.25) | 0.50(7.05) | 0.49(7.26) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -23.64(-4.61) | -21.90(-4.41) | -0.31(-4.41) | -0.23(-3.46) |
| $\hat{\beta}_{20}$ | | 239.96(5.28) | 228.78(5.28) | 0.22(4.43) | 0.22(4.63) |
| $\hat{\beta}_{21}$ | | -215.67(-4.74) | -239.53(-5.40) | -0.20(-4.06) | -0.24(-4.79) |
| MPRE | 1step | 0.73 | 0.87 | 1.29 | 0.90 |
| | 2steps | 0.67 | 0.73 | 1.39 | 0.88 |
| | 3steps | 0.82 | 0.92 | 1.44 | 1.00 |
| MARE | 1step | 122.68 | 132.93 | 147.51 | 135.09 |
| | 2steps | 158.97 | 153.97 | 166.17 | 154.49 |
| | 3steps | 149.31 | 149.40 | 170.03 | 158.13 |

주: () 내는 t 값임.

〈표 9〉 재고증감 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 |
|--------------------|--------|-----------------|------------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.461 | 0.327 |
| \hat{m} | | -3,493.1(-3.91) | -3,816.8(-3.83) |
| \hat{g} | | | -3.91(-2.47) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 290.48(2.76) | 326.74(3.03) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -124.01(-1.23) | -104.27(-1.02) |
| $\hat{\beta}_{20}$ | | -1,975.6(-1.16) | -2,346.95(-1.22) |
| $\hat{\beta}_{21}$ | | 4,942.7(2.86) | 5,826.24(2.99) |
| MRE | 1step | -111.06 | -166.56 |
| | 2steps | -200.54 | -252.16 |
| | 3steps | -211.21 | -283.85 |
| MARE | 1step | 595.84 | 571.25 |
| | 2steps | 650.26 | 595.20 |
| | 3steps | 644.68 | 638.98 |

주: () 내는 t 값임.

못하여 참고지표에서 제외하였다. 최종 추정식은 〈표 8〉에 나타난 대로 수정오

〈표 10〉 총수출 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|----------------|----------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.768 | 0.697 | 0.716 | 0.704 |
| \hat{m} | | 959.65(4.71) | 2,118.7(5.19) | 2.08(96.72) | 2.24(21.68) |
| \hat{g} | | | 23.75(2.52) | | 0.00(0.73) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 297.35(3.57) | 303.53(3.42) | 0.26(2.64) | 0.26(2.59) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -104.51(-1.25) | -134.84(-1.44) | -0.01(-0.08) | -0.03(-0.26) |
| MPRE | 1step | -0.30 | -0.54 | -0.40 | -0.46 |
| | 2steps | -0.65 | -0.76 | -0.61 | -0.63 |
| | 3steps | -0.86 | -1.03 | -0.63 | -0.60 |
| MARE | 1step | 786.99 | 750.44 | 724.74 | 754.93 |
| | 2steps | 1,073.1 | 1,026.6 | 985.25 | 1,018.0 |
| | 3steps | 1,054.8 | 956.92 | 987.50 | 1,051.1 |

주: () 내는 t 값임.

차가 작고 안정적인 선형상수식으로 하였다.

재고증감은 전 산업의 재고증가율과 원자재수입액을 참고지표로 사용하였다. 재고는 마이너스가 있어 로그변환식을 제외하였고 수정오차도 평균퍼센트오차 대신 평균수정오차(mean revision error: MRE)를 계산해 보았으며 최종 추정식으로는 MARE가 작은 선형추세식을 선택하였다.

총수출(재화 및 서비스 수출)은 국민소득통계 편제시의 환가방법을 고려하여 국제수지 기준의 달러표시 재화 및 서비스수출을 계약기준 수출물가지수로 실질화하여 참고지표로 사용하였다. 총수출의 최종 추정식으로는 MARE가 작은 가운데 선형추세식과 달리 수정단계별로도 안정된 모습을 보인 비선형상수식을 선택하였다.

총수입(재화 및 서비스 수입)도 참고지표는 수입물가지수를 사용하여 수출과 같은 방식으로 실질화하여 사용하였다. 총수입의 최종추정식으로는 비선형추세식을 선택하였다.

끝으로 통계상불일치는 Denton(1971)의 1차 차분에 의해 평활화하였다.

〈표 11〉 총수입 추정식

| | | 선형상수식 | 선형추세식 | 비선형상수식 | 비선형추세식 |
|--------------------|--------|----------------|----------------|--------------|--------------|
| $\hat{\phi}$ | | 0.974 | 0.837 | 0.851 | 0.750 |
| \hat{m} | | -978.93(-2.54) | 1,177.3(1.19) | 0.84(20.20) | 1.79(13.04) |
| \hat{g} | | | 20.42(3.18) | | 0.00(2.99) |
| $\hat{\beta}_{10}$ | | 503.84(3.85) | 477.66(3.64) | 0.53(4.25) | 0.54(4.18) |
| $\hat{\beta}_{11}$ | | -367.88(-2.82) | -406.10(-3.15) | -0.33(-2.61) | -0.33(-2.52) |
| MPRE | 1step | 1.53 | 0.93 | 1.49 | 0.34 |
| | 2steps | 1.64 | 0.86 | 1.49 | 0.76 |
| | 3steps | 1.51 | 0.78 | 1.45 | 0.54 |
| MARE | 1step | 856.26 | 775.93 | 878.70 | 947.71 |
| | 2steps | 1,106.8 | 1,005.6 | 1,056.9 | 967.25 |
| | 3steps | 1,125.7 | 1,013.7 | 1,072.4 | 940.41 |

주: () 내는 t 값임.

3) 월별 GDP 시산결과

한국은행은 2009년 3월 국민계정의 기준년을 2005년으로 변경하면서 통계의 현실 반영도 제고, 대체편의(substitution bias)의 완화 등을 목적으로 연쇄가중법을 적용하여 국민소득통계를 추계하고 있다. 따라서 본고에서도 월별 GDP를 시산할 때 부문별 부가가치를 연쇄가중법에 의해 합산하였다.

연쇄가중법에서는 직전연도 가격을 기준으로 전년 대비 물량증가율(연환지수)을 먼저 구한 후 이를 누적적으로 곱하여 지수 기준년으로부터 비교년까지의 총물량증가율(연쇄지수)를 계산한 다음 지수 기준년의 GDP 금액에 연쇄지수를 곱하여 실질GDP 금액을 산출한다.

앞에서 추정된 7개 부문의 부가가치로부터 월별 GDP를 시산하는 과정은 다음과 같다. $V_{y,m}^i$ 를 $i=1, \dots, 7$ 부문의 y 년 m 월 부가가치 추정치라고 하면 i 부문의 전년가격 실질부가가치 금액은

$$V_{y,m}^{i,pyp} = V_{y,m}^i \times (V_{y-1}^{i,nominal} / V_{y-1}^{i,real})$$

인데 여기서 위첨자 pyp 는 전년가격을, $nominal$ 과 $real$ 은 각각 명목가격 및 불변가격 기준임을 나타낸다. 모든 i 에 대해 전년가격 실질부가가치 금액을 합산하면 전년가격 기준 실질 월별 GDP가 다음과 같이 계산된다.

20 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

$$GDP_{y,m}^{ppy} = \sum_{i=1}^7 V_{y,m}^{i,ppy}$$

이로부터 월별 연환지수($I_{y,m}$)와 연간 연환지수(I_y)를 다음과 같이 산출하고

$$I_{y,m} = \frac{GDP_{y,m}^{ppy}}{GDP_{y-1}^{nominal}/12}, \quad I_y = \frac{1}{12} \sum_{k=1}^{12} I_{y,k}$$

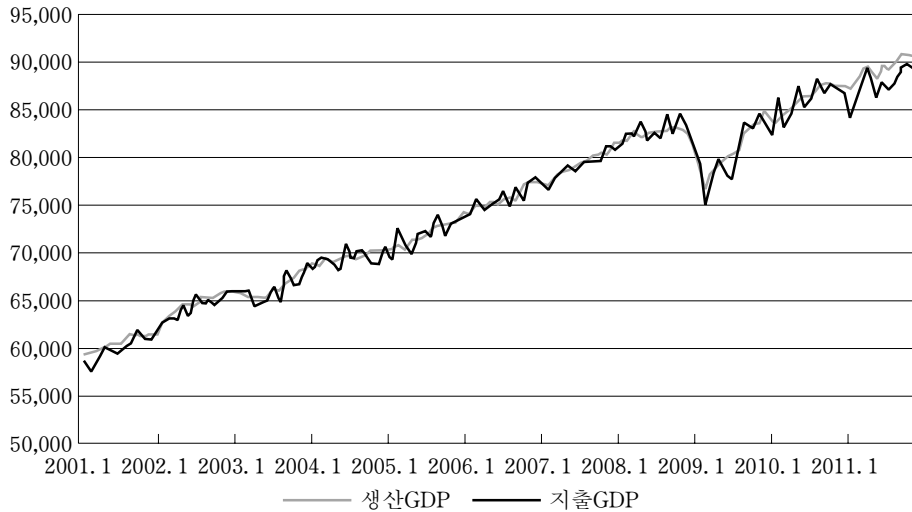
연환지수로부터 연간 연쇄지수(CI_y) 및 월별 연쇄지수($CI_{y,m}$)가 도출되면 연쇄 기준 월별 GDP는 월별 연쇄지수에 기준년 연간 GDP의 월평균을 곱하여 산출한다.

$$CI_y = I_0 \times \dots \times I_y, \quad CI_{y,m} = CI_{y-1} \times I_{y,m}$$

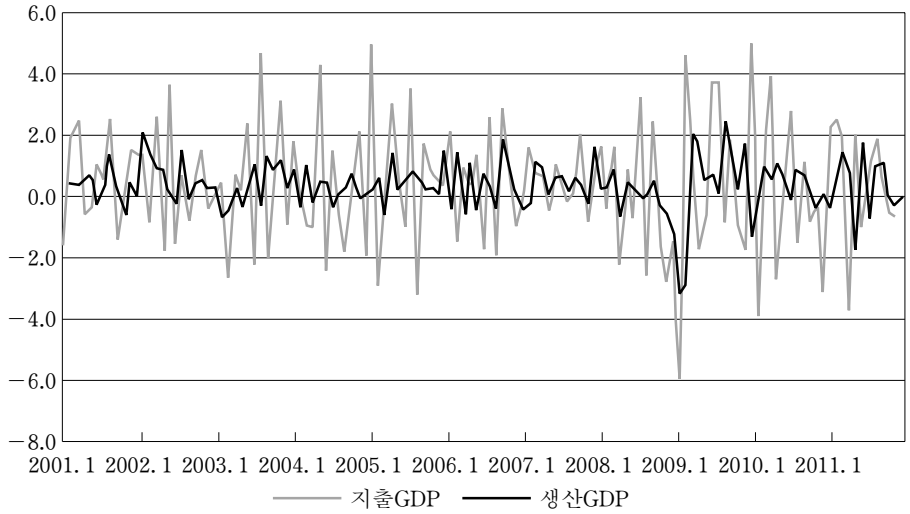
$$GDP_{y,m}^{chained} = CI_{y,m} \times (GDP_{baseyear}/12)$$

연쇄가중법을 적용한 생산 측면의 월별 GDP(생산GDP) 및 지출 측면의 월별 GDP(지출GDP)는 <그림 2>와 같이 시산되었으며 자세한 결과는 <부표 1>에 있다.

<그림 2>의 시산결과는 생산GDP에 비해 지출GDP의 변동성이 큰 모습을 보여주고 있는데 전월비 성장률을 기준으로 할 경우 지출GDP의 변동계수가 5.81로 생산GDP의 2.48을 2배 이상 상회하고 있다. 지출GDP의 변동성이 높은 것



<그림 2> 월별 GDP의 추정결과(2005년 불변가격 10억 원)



〈그림 3〉 월별 GDP의 전월비 성장률(%)

〈표 12〉 월별 GDP 참고지표 및 분기 GDP 구성부문의 변동계수(전기비 증가율 기준)

| 분기 생산GDP | | 분기 지출GDP | | 월별 생산GDP 참고지표 | | 월별 지출GDP 참고지표 | |
|----------|------|----------|-------|---------------|------|---------------|------|
| 농림어업 | 12.6 | 총소비 | 1.1 | 광공업 생산지수 | 4.5 | 도소매판매액 | 6.0 |
| 광공업 | 1.8 | 건설투자 | 6.1 | 건설기성액 | 19.7 | 건설기성액 | 19.7 |
| 건설업 | 5.0 | 설비투자 | 3.9 | 서비스1지수 | 3.6 | 설비투자지수 | 12.4 |
| 서비스1 | 1.3 | 재고증감 | -21.5 | 서비스2지수 | 4.6 | 자본재수입 | 6.7 |
| 서비스2 | 1.6 | 총수출 | 1.6 | 서비스3지수 | 6.7 | 생산자제품재고 | 3.3 |
| 서비스3 | 0.7 | 총수입 | 2.2 | | | 원재료수입 | 17.9 |
| | | 통계불일치 | 14.1 | | | 재화서비스수출 | 6.6 |
| | | | | | | 재화서비스수입 | 10.8 |

자료: 한국은행.

은 〈표 12〉에서 보듯이 재고증감, 건설투자, 통계상 불일치 등 구성요소들의 변동성이 상대적으로 크고 월별 참고지표도 생산GDP 추정에 이용된 참고지표에 비해 지출GDP 추정에 이용된 지표들의 변동성이 높기 때문이다.

한편, 강창구(2010)와 본고에서 추정된 GDP의 통계적 특성을 전기비 성장률 기준으로 보면 평균값이 소폭 작아지고 표준편차도 줄어든 모습이다. 그리고 평균 및 생산GDP의 평균값 0.34%를 연율로 환산하면 4.16%로 분기 성장률 평균(1.03%)의 연율 환산치 4.18%와 거의 동일하나, 강창구(2010)의 0.37%는

22 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

〈표 13〉 월별 GDP의 통계적 특성(전기비 성장률 기준)

(단위: %)

| | | 평균 | 표준편차 | 변동계수 ⁴⁾ | 최대값 | 최소값 |
|--------|---------------------|------|------|--------------------|------|-------|
| 월별 GDP | 생산GDP ¹⁾ | 0.34 | 0.83 | 2.48 | 2.42 | -3.15 |
| | 지출GDP ¹⁾ | 0.35 | 2.01 | 5.81 | 4.94 | -5.98 |
| | 평균GDP ²⁾ | 0.34 | 1.21 | 3.59 | 3.31 | -4.45 |
| | 강창구 ³⁾ | 0.37 | 1.86 | 5.00 | 5.28 | -6.17 |
| 분기 GDP | 2001. 1/4~2011. 3/4 | 1.03 | 1.20 | 1.16 | 3.46 | -4.63 |
| | 2002. 1/4~2009. 4/4 | 1.01 | 1.36 | 1.34 | 3.46 | -4.63 |

- 주: 1) 2001. 2~2011. 9.
 2) 생산GDP와 지출GDP를 평균한 것임.
 3) 2002. 1~2009. 12.
 4) 표준편차/평균.

자료: 강창구(2010).

연율 환산시 4.53%로 분기 평균의 연율 환산치 4.10%를 비교적 크게 웃돌고 있다.

IV. 경기지표로서의 활용 가능성

앞에서 시산한 월별 GDP를 경기지표로 활용하기 위해서는 추세치를 제거하여야 한다. 본고에서는 Nilsson and Gyomai(2011)이 필터링 가운데 가장 우월한 것으로 밝힌 Double HP(D-HP)와 Harvey and Trimbur(2003)의 비관측요소 시계열모형에 의한 분해방법(HT분해) 가운데 상대적으로 우월한 모습을 보인 D-HP를 이용하였다.

먼저 D-HP필터는 HP필터가 특정 주기를 경계로 시계열을 추세치와 순환변동치로 이분하는 특성을 이용하여 HP필터를 2회 적용하는 방법이다. 주기가 c_s 보다 길고 c_l 보다 짧은 시계열에 대해 1단계로 짧은 주기 c_s 의 평활화 모수 λ_s 로 불규칙 성분을 제거하여 추세순환 성분을 추출한다. 그리고 2단계로 긴 주기 c_l 의 평활화 모수 λ_l 로 추세 성분을 제거하면 순환변동치가 산출되는데 평활화 모수 λ 는 Maravall and Rio(2001)의 평활화 모수 값 결정식을 이용한다.

$$\lambda = [4(1 - \cos(2\pi/\tau)^2)]^{-1}$$

여기서 τ 는 주기인데 우리나라의 경기순환주기가 최단 35개월, 최장 67개월인 점과 함께 불규칙 변동요인의 제거와 관련된 최소 주기와 최장 주기를 고려하여 c_s 와 c_l 를 각각 1.25년 및 6년으로 하였으며 이때의 λ_s 와 λ_l 은 33과 17,265이다.

한편, HT는 추세-순환 분해모형을 다음과 같이 설정하고 상태공간모형으로 순환변동치를 추출한다.

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2)$$

여기서 μ_t 는 추세로서 고정된 수준과 확률분포의 기울기(β_t)로 구분되고 순환변동치 ψ_t 는 진폭이 감소하는 sine-cosine 파동을 하며 ϵ_t 은 불규칙 성분이다.

D-HP와 HT를 이용하여 생산GDP, 지출GDP 그리고 2개를 평균한 GDP(평균 GDP)의 순환변동치를 각각 추출⁷⁾해 보았는데 <표 14>에 나타나 있는 것처럼 D-HP필터가 HT분해에 비해 생산, 지출, 평균 GDP의 정·저점을 보다 일관되게 포착하고 있다.

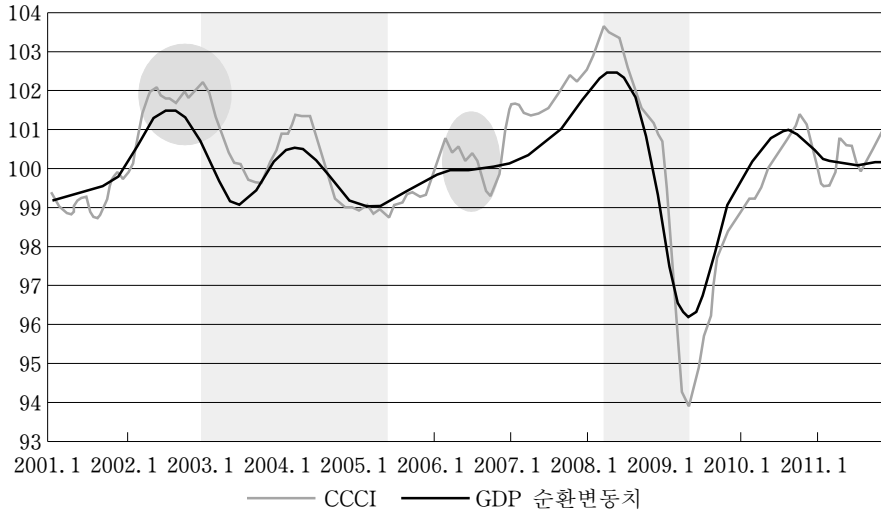
이에 따라 D-HP필터에 의한 GDP 순환변동치(평균GDP 기준)를 CCCI와 비교해 보았는데 GDP 순환변동치가 경기순환의 정·저점에 대한 판단을 보다 명확하게 해 주는 모습이다. <그림 4>를 보면 제8순환기 정점 부근에서 CCCI가 단기간에 걸쳐 2개의 고점을 형성하고 있어 정점의 선택에 시각을 달리할 수도 있는 반면 GDP 순환변동치의 경우 고점이 하나로 나타나고 있다. 그리고 2005년 4월을 저점으로 경기가 상승하는 기간 중에 CCCI가 2006년 2월 이후 7월까지 6개월 동안 하락하는 모습을 보임으로써 지표가 발표되었던 당시에는 경기

<표 14> 경기순환주기와 월별 GDP 순환변동치의 정·저점 시차

| | 연월 | CCCI | HT분해 월별 GDP | | | D-HP필터 월별 GDP | | | |
|-------|----|----------|-------------|----|----|---------------|----|----|----|
| | | | 생산 | 지출 | 평균 | 생산 | 지출 | 평균 | |
| 제8순환 | 정점 | 2002. 12 | 0 | -5 | -5 | -5 | -4 | -5 | -4 |
| 제9순환 | 저점 | 2005. 4 | 0 | -2 | -5 | -1 | -1 | -1 | -1 |
| 제9순환 | 정점 | 2008. 1 | 0 | 0 | +2 | 0 | +2 | +2 | +2 |
| 제10순환 | 저점 | 2009. 2 | 0 | -2 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 |

7) 프로그램으로는 OxMetrics의 STAMP 8.2를 사용하였음.

24 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단



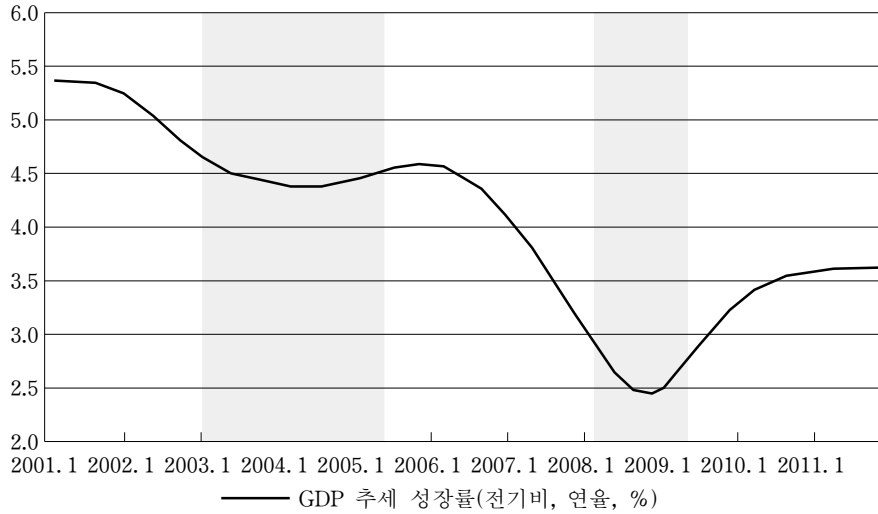
〈그림 4〉 월별 GDP 순환변동치와 경기동행지수 순환변동치(CCCI)

가 어떤 방향으로 움직이는지를 판단하는 데 적지 않은 어려움을 겪었을 가능성이 있다. 그러나 GDP 순환변동치의 경우 매우 완만하나마 상승세를 지속하는 모습을 확실히 나타내고 있다. 또한 2010년 7월 이후에는 CCCI가 등락을 반복하고 있어 경기상황에 대한 평가를 쉽지 않게 하는 반면 GDP 순환변동치는 경기가 매우 완만하게 둔화되고 있음을 일관되게 보여주고 있다.

이와 같은 사실은 지표들이 공표되는 시점을 기준으로 할 때 CCCI는 경기 국면을 판단하는데 상당한 어려움을 줄 수 있는 반면 GDP 순환변동치는 경기 변동의 방향성을 일관되게 보여줌으로써 경기판단에 오류를 범할 확률이 상대적으로 낮다는 것을 함축하는 것이다.

또한 GDP 순환변동치를 산출하는 과정에서 우리 경제의 추세성장률을 구할 수 있는데 이는 잠재GDP로 해석이 가능하기 때문에 선제적인 정책 수립에 도움을 줄 수 있다. 〈그림 5〉는 우리나라의 잠재성장률이 2000년대 중반 4%대로 낮아지고 2008년 금융위기를 전후로 하여서는 2%대까지 떨어졌다가 2010년 중반 이후 3% 후반으로 회복되었을 가능성을 보여주고 있다.

이 밖에도 본고에서 추정된 월별 GDP는 다음과 같은 장점을 가지고 있다. 월별 GDP는 GDP 편제에 사용되는 지표들을 참고지표로 하고 분기 GDP를 분해한 것인 만큼 동행종합지수처럼 GDP에 맞추어 추세를 다시 조정할 필요가 없다. 시계열의 수정폭과 관련해서는 GDP의 구성항목들을 추정할 때 분기 GDP



〈그림 5〉 월별 GDP 추세 성장률

확정시 발생하는 수정을 최소화하는 방정식을 선택한 데다 D-HP 필터링을 이용함으로써 새로운 시계열이 추가되어도 수정이 최소한으로 이루어지도록 되어 있다. 그리고 전체 시계열 통계의 개편도 동행종합지수는 1981년 3월 최초로 공표된 이후 7차례에 걸쳐 실시되면서 구성지표가 최소 5개에서 최대 10개까지로 변경되었으며 개편주기도 일정하지 않았던 반면 월별 GDP는 매 5년 정기적으로 실시되는 국민소득통계의 기준년 변경시에만 전반적인 개편이 발생한다.

한편, 통계청(2010)은 경기순환의 기준순환일을 결정하는 데 있어서 경기동행지수 순환변동치, 생산·소비 등 주요 동행성 경기지표와 경제총량지표인 GDP, 당시 경제상황, 경기관련 전문가들의 의견 등을 종합적으로 검토한다고 발표하고 있다. 그러나 경기 정·저점과 관련해서 여러 지표들 가운데 중심지표는 무엇이며 그렇게 결정한 배경이 어떠한 것인지 그리고 여타 지표들은 무엇에 활용되었는지 구체적으로 밝히지는 않고 있다.

경기지표가 경제 분석 및 예측, 경기관련 정책의 유용성 평가에 보다 효율적으로 활용되도록 하기 위해서는, 경기순환의 정·저점 판단에 이용된 지표를 열거하는 데 그치지 않고 어떤 지표가 중심적 역할을 하였고 여타 지표들은 어떤 보충적 판단에 활용되었는지 분명히 하는 것이 바람직한 것으로 보인다. 특히, NBER 등에서 사용하고 있을 뿐만 아니라 앞에서 살펴본 것처럼 경기변동의 방향성에 대한 신호를 명확하게 보내고 있고 수정도 크게 발생하지 않는 월별

GDP를 중심지표로 이용하는 것이 가장 적합하다고 판단된다.

V. 결 론

본고에서는 경기국면을 판단하는 데 이용되고 있는 동행종합지수가 통계적 이론의 충분한 뒷받침 없이 작성되고 매년 2월 수정되며 때에 따라서는 그 폭이 크다는 점 그리고 미국, 영국 등에서 동행종합지수 대신 GDP의 월별 지표를 중시하고 있는 점 등에 착안하여 우리나라의 월별 GDP를 추정하였다. 그리고 월별 GDP의 시산결과를 경기판단의 중심지표로 사용 가능한지를 분석해 보았다.

상태공간모형에 의한 시간분해와 ADL모형을 이용하여 우리나라의 월별 GDP를 생산과 지출의 양 측면에서 추정하였다. 추정결과 지출GDP의 변동성이 생산GDP에 비해 높은 모습을 보였는데 이는 지출 측면의 분기 GDP 구성부분과 참고지표들의 변동성이 상대적으로 컸던 데 기인한 것으로 판단된다.

한편, 본고에서 추정한 월별 GDP가 경기지표로 적합한지를 확인해 보기 위해 D-HP로 필터링한 월별 GDP의 순환변동치와 동행종합지수 순환변동치를 비교해 보았는데, 월별 GDP 순환변동치가 경기변동의 방향성을 훨씬 명확하게 보여주는 것으로 나타났다. 이처럼 월별 GDP가 경기지표로서 유용한 데다 동행종합지수에 비해 수정이 크게 이루어지지 않고 수정 빈도도 적은 점을 고려할 때 우리나라도 미국처럼 월별 GDP를 경기판단의 중심지표로 하고 고용 등 여타 지표를 보조지표로 활용하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

다만 월별 GDP를 경기판단에 사용하기 위해서는 분기 GDP처럼 1970년까지의 시계열을 추정하여 2000년대 이전의 경기순환을 확인하는 동시에 소득관련 거시지표인 월별 GDI도 추정할 필요가 있다 하겠다. 또한 본고에서 월별 GDP의 추정에 사용한 단변량 동태회귀모형에 의한 시간분해는 편의성 등을 장점으로 가지고 있으나 참고지표에 대한 가정에 문제가 있을 수 있다. 참고지표들이 오차 없이 계측된 것으로 가정하여 회귀식의 설명변수로 사용됨으로써 참고지표가 가지고 있는 이상치나 고유 특성까지 회귀계수를 통해 시간분해된 변수에 반영되었을 가능성이 없지 않은 것이다. 따라서 이와 같은 문제를 해소하는 연구는 추후에 연구과제로 다룰 예정이다.

부 록

A1. 시간분해 방법론

시간합산에 의해 분기로만 관측되는 자료의 월별 계열 y_t 의 상태공간모형은 Harvey(1989), Durbin and Koopman(2001), Proietti(2006) 등과 같이 식 (A1)의 일반적 형태로 가정한다.

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{Z}'\mathbf{a}_t + \mathbf{X}_t'\boldsymbol{\beta}, \quad t=1, \dots, N \\ \mathbf{a}_t &= \mathbf{T}\mathbf{a}_{t-1} + \mathbf{W}_t\boldsymbol{\beta} + \mathbf{H}\epsilon_t, \quad t=2, \dots, N \\ \mathbf{a}_1 &= \mathbf{a}_1 + \mathbf{W}_1\boldsymbol{\beta} + \mathbf{H}_1\epsilon_1, \quad \epsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2), \quad \boldsymbol{\beta} \sim iidN(\mathbf{b}, \sigma^2\mathbf{C}) \end{aligned} \quad (A1)$$

관측방정식 y_t 는 상태벡터 \mathbf{a}_t 와 회귀효과 $\mathbf{X}_t'\boldsymbol{\beta}$ 의 선형결합으로 나타내었다. 상태방정식에서는 상태벡터 \mathbf{a}_t 를 전이행렬 \mathbf{T} 와 교란항을 포함하고 있는 1차 VAR로 가정하였으며 벡터 \mathbf{X}_t 와 행렬 \mathbf{W}_t 는 참고지표의 값들로 구성된 외생변수이다. 초기 상태벡터 \mathbf{a}_1 은 고정효과(\mathbf{a}_1), 정상적 확률효과($\mathbf{H}_1\epsilon_1$) 및 회귀효과($\mathbf{W}_1\boldsymbol{\beta}$)의 함수이다. 모수 $\boldsymbol{\beta}$ 에 대해서는 전이과정이 $t=1$ 에서 시작할 때 공분산이 매우 큰($\mathbf{C}^{-1} \rightarrow 0$) 확산확률(diffuse random) 벡터로 가정하였다.⁸⁾ 그리고 관측방정식은 동태회귀효과를 가진 순수 자기회귀 과정의 모형인 점을 고려하여 오차항을 두지 않았으며 시스템 행렬 \mathbf{Z} , \mathbf{T} , \mathbf{H} 는 고정벡터로 시간에 독립적이다.

비관측변수 y_t 를 시간합산 식으로 변환하기 위해 식 (A1)의 관측방정식과 상태방정식을 식 (1)에 대입하면 다음과 같이 된다.

$$y_t^c = \psi_t y_{t-1}^c + \mathbf{Z}'\mathbf{T}\mathbf{a}_{t-1} + (\mathbf{Z}'\mathbf{W}_t + \mathbf{X}_t')\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}'\mathbf{H}\epsilon_t$$

여기서 y_t 를 원래의 상태벡터에 포함시켜 $\mathbf{a}_t^* = [\mathbf{a}_t', y_t^c]'$ 라고 하면 누적변수 y_t^c 는 다음의 새로운 관측방정식과 상태방정식으로 구성되는 상태공간 형태로 나타내어진다.

8) diffuse 상태는 파라미터의 불확실성 또는 상태변수의 불안정성이 존재할 때 나타날 수 있으며 본고에서 강창구(2010)와 달리 확산확률벡터로 가정한 것은 de Jong(1991)과 Proietti(2006)의 연구결과에 따른 것이다. de Jong(1991)은 KF를 이용하면 식 (A1)의 σ^2 와 \mathbf{C} 가 어떤 값을 가져도 $\boldsymbol{\beta}$ 의 추정량이 최우추정량을 증명하였다. 그리고 Proietti(2006)는 Monte Carlo 실험을 통해 식 (2)의 ϕ 가 1에 근접할 경우 $\boldsymbol{\beta}$ 를 확산확률벡터로 하는 것이 고정벡터로 할 때 보다 추정량의 평균제곱오차가 작으며 표본수가 적을 때도 확산확률벡터에 의한 표본외 예측의 평균제곱예측오차가 작다는 것을 증명하였다.

28 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

$$\begin{aligned}
 y_t^c &= \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{a}_t^* \\
 \mathbf{a}_t^* &= \mathbf{T}_t^* \mathbf{a}_{t-1}^* + \mathbf{W}_t^* \boldsymbol{\beta} + \mathbf{H}^* \epsilon_t \\
 \mathbf{a}_1^* &= \mathbf{a}_1^* + \mathbf{W}_1^* \boldsymbol{\beta} + \mathbf{H}_1^* \epsilon_1
 \end{aligned} \tag{A2}$$

단, $\mathbf{Z}^{*'} = [0', 1]$ 이며 $\mathbf{T}_t^* = \begin{bmatrix} T & 0 \\ \mathbf{Z}'\mathbf{T} & \psi_t \end{bmatrix}$, $\mathbf{W}_t^* = \begin{bmatrix} W_t \\ \mathbf{Z}'\mathbf{W}_t + \mathbf{X}'_t \end{bmatrix}$, $\mathbf{H}^* = \begin{bmatrix} H \\ \mathbf{Z}'H \end{bmatrix}$,
 $\mathbf{a}_1^* = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \mathbf{Z}'\mathbf{a}_1 \end{bmatrix}$, $\mathbf{W}_1^* = \begin{bmatrix} W_1 \\ \mathbf{Z}'\mathbf{W}_1 + \mathbf{X}'_1 \end{bmatrix}$, $\mathbf{H}_1^* = \begin{bmatrix} H_1 \\ \mathbf{Z}'H_1 \end{bmatrix}$ 이다.

상태공간모형은 회귀계수를 추정하는 전통적 회귀분석과 달리 관측치와 상태교란항 분산까지 추정해야 하는데 그 방법으로 KF가 사용된다. KF는 주어진 정보를 이용하여 미지의 상태를 예측하고 추가적으로 얻은 정보를 통하여 그 예측치를 교정한 뒤 이를 다음 시점의 예측에 반영하는 일련의 반복과정이다. 그런데 KF는 직접 관측되지 않는 상태벡터 초기 값의 분포로부터 반복과정이 시작되는데 선형적으로 초기 값의 분포를 알고 있다면 예측오차와 그 공분산의 계산이 상대적으로 용이하며 그 결과를 이용하여 설정한 우도함수를 미지의 모수에 대하여 극대화하면 모수의 최우추정량(MLE)도 구해진다.

그러나 현실적으로 상태벡터의 초기 값의 평균 및 분산 모두를 알지는 못하기 때문에 초기화를 통해 추정하여야 한다. 초기상태는 여러 방법⁹⁾에 의해 추정될 수 있는데 본고에서는 de Jong(1991)의 augmented KF(AKF)를 이용하였다. 누적변수 y_t^c 에 포함되어 있는 결측치를 처리하기 편리한 데다 상태방정식에 \mathbf{W}_t 의 구성요소들이 제공하는 회귀효과가 있음을 고려한 것이다. 식 (A2)의 초기조건에 $\mathbf{A}_1^* = \mathbf{W}_1^*$, $\mathbf{P}_1^* = \mathbf{H}_1^* \mathbf{H}_1^{*'}$, $q_1 = 0$, $\mathbf{s}_1 = 0$, $\mathbf{S}_1 = 0$ 을 추가하면 AKF는 t 가 3의 배수일 경우 식 (A3)와 같이 된다.

$$\begin{aligned}
 v_t &= y_t^c - \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{a}_t^*, & \mathbf{V}_t &= -\mathbf{Z}^{*'} \mathbf{A}_t^*, \\
 \mathbf{F}_t &= \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{P}_t^* \mathbf{Z}^*, & \mathbf{K}_t &= \mathbf{T}_t^* \mathbf{P}_t^* \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{F}_t^{-1} \\
 \mathbf{a}_{t+1}^* &= \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{a}_t^* + \mathbf{K}_t v_t, & \mathbf{A}_{t+1}^* &= \mathbf{W}_{t+1}^* + \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{A}_t^* + \mathbf{K}_t \mathbf{V}_t \\
 \mathbf{P}_{t+1}^* &= \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{P}_t^* \mathbf{T}_{t+1}^{*'} + \mathbf{H}_t^* \mathbf{H}_t^{*'} - \mathbf{K}_t \mathbf{K}_t' \mathbf{F}_t \\
 q_{t+1} &= q_t + v_t^2 / \mathbf{F}_t, & \mathbf{s}_{t+1} &= \mathbf{s}_t + \mathbf{V}_t v_t \mathbf{F}_t^{-1} \\
 \mathbf{S}_{t+1} &= \mathbf{S}_t + \mathbf{V}_t \mathbf{V}_t' \mathbf{F}_t^{-1}, & d_{t+1} &= d_t + \ln \mathbf{F}_t
 \end{aligned} \tag{A3}$$

9) Jong(1991) 및 Durbin and Koopman(2001) 5절 참조.

여기서 $\mathbf{a}_{t+1} = E(\boldsymbol{\alpha}_{t+1} | \mathbf{Y}_t; \mathbf{Y}_t = \{y_1, \dots, y_t\})$, $\mathbf{P}_{t+1}^* = \text{Var}(\boldsymbol{\alpha}_{t+1} | \mathbf{Y}_t)$ 이며 v_t 와 F_t 는 y_t^c 의 예측오차와 그 분산이다. 또한 \mathbf{V}_t' 는 y_t^c 의 관측치가 없는 경우의 오차로 k 개의 요소를 갖는 열벡터이며 q_t , \mathbf{S}_t , \mathbf{s}_t 는 일반화 최소제곱(GLS)회귀모형으로 $\boldsymbol{\beta}$ 를 추정하는데 사용되는 가중제곱합과 교차곱이다. d_t 는 모든 예측오차 $v = (v_1, \dots, v_N)$ 의 공분산행렬 $\text{cov}(v)$ 의 block-diagonal이다.¹⁰⁾ 한편, t 가 3의 배수가 아니어서 y_t^c 의 관측치가 없는 경우의 AKF는 식 (A3) 가운데 일부식이 다음과 같이 변환된다.

$$\begin{aligned} \mathbf{a}_{t+1}^* &= \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{a}_t^*, \quad \mathbf{A}_{t+1}^* = \mathbf{W}_{t+1}^* + \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{A}_t^*, \quad \mathbf{P}_{t+1}^* = \mathbf{T}_{t+1}^* \mathbf{P}_t^* \mathbf{T}_{t+1}^{*'} + \mathbf{H}_t^* \mathbf{H}_t^{*'} \\ q_{t+1} &= q_t, \quad \mathbf{s}_{t+1} = \mathbf{s}_t, \quad \mathbf{S}_{t+1} = \mathbf{S}_t \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

AKF를 N 시점까지 적용하여 얻어진 조건부 평균 s_{N+1} , 조건부 분산 S_{N+1} 등을 이용하여 우도함수를 설정하고 이를 β 와 σ^2 에 대하여 수치 최적화하면 다음과 같이 MLE가 얻어진다.

$$\begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\beta}} &= -\mathbf{S}_{N+1}^{-1} \mathbf{s}_{N+1}, \quad \text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{S}_{N+1}^{-1}, \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{q_{N+1} - \mathbf{s}_{N+1}' \mathbf{S}_{N+1}^{-1} \mathbf{s}_{N+1}}{[N/3] - k} \end{aligned}$$

시스템 행렬 \mathbf{Z} , \mathbf{T} , \mathbf{H} 에 포함되어 있는 모수의 MLE는 식 (A5)의 프로파일 우도함수로부터 추정되는데 프로파일 우도함수는 앞에서 설정된 우도함수에 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 와 $\hat{\sigma}^2$ 를 대입하여 구한다.

$$L_d = -0.5 [d_{N+1} + ([N/3] - k)(\ln \hat{\sigma}^2 + \ln(2\pi) + 1) + \ln |\mathbf{S}_{N+1}|] \quad (\text{A5})$$

최우추정량은 $(-1, 1)$ 구간을 격자로 나누어 각 격자별 모수 값에 대해 프로파일 우도함수가 최대 값을 갖는 모수 값을 찾아내는 grid search에 의해 추정한다. 여기서 d_{N+1} 은 AKF의 $d_{t+1} = d_t + \ln F_t$ 의 반복 계산을 통해 얻어진다.

필터링의 다음 단계로 모든 y_t^c 가 주어졌을 때 상태벡터 $\boldsymbol{\alpha}_t^*$ 를 추정하는 상태평활화를 한다. innovation을 $\tilde{v}_t = v_t - \mathbf{V}_t' \mathbf{S}_t^{-1} \mathbf{s}_t$ 로 정의하면 그 분산은 $\tilde{\mathbf{F}}_t = \mathbf{F}_t + \mathbf{V}_t' \mathbf{S}_t^{-1} \mathbf{V}_t$ 와 같이 되고 t 시점에서의 상태벡터 $\boldsymbol{\alpha}_t^*$ 의 추정량과 그 추정오차벡터는 각각 $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}_{t|t}^* = \mathbf{a}_t^* - \mathbf{A}_t^* \mathbf{S}_t^{-1} \mathbf{s}_t + \mathbf{P}_t^* \mathbf{Z}^* \tilde{v}_t \mathbf{F}_t^{-1}$, $\mathbf{P}_{t|t}^* = \mathbf{P}_t^* + \mathbf{A}_t^* \mathbf{S}_t^{-1} \mathbf{A}_t^{*'} - \mathbf{P}_t^* \mathbf{Z}^* \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{P}_t^* \mathbf{F}_t^{-1}$ 와 같이 되며 y_t^c 의 결측치를 처리할 수 있도록 조정하여 평활화한 추정량은 식

10) de Jong(1991) Definition 3.1 및 Theorem 3.1 참조.

30 월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단

(A6)이다.

$$\begin{aligned}\tilde{\alpha}_{t|N}^* &= \mathbf{a}_t^* - \mathbf{A}_t^* \tilde{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{P}_t^* (\mathbf{r}_{t-1} + \mathbf{R}_{t-1} \tilde{\boldsymbol{\beta}}) \\ \mathbf{P}_{t|N}^* &= \mathbf{P}_t^* + \mathbf{A}_t^* \mathbf{S}_{N+1}^{-1} \mathbf{A}_t^{*'} - \mathbf{P}_t^* \mathbf{N}_{t-1} \mathbf{P}_t^*\end{aligned}\quad (\text{A6})$$

여기서 \mathbf{r}_{t-1} 와 \mathbf{R}_{t-1} 는 각각 v_j 와 $\mathbf{V}_j (j=t, \dots, N)$ 의 가중 합이며, \mathbf{N}_{t-1} 은 \mathbf{r}_{t-1} 의 공분산 행렬인데 t 가 3의 배수여서 y_t^c 값이 관측 가능할 경우에는 $\mathbf{r}_{t-1} = \mathbf{Z}^* \mathbf{F}_t^{-1} v_t + (\mathbf{T}_{t+1} - \mathbf{K}_t \mathbf{Z}^{*'}) \mathbf{r}_t$, $\mathbf{R}_{t-1} = \mathbf{Z}^* \mathbf{F}_t^{-1} \mathbf{V}_t + (\mathbf{T}_{t+1} - \mathbf{K}_t \mathbf{Z}^{*'}) \mathbf{R}_t$, $\mathbf{N}_{t-1} = \mathbf{Z}^* \mathbf{Z}^{*'} \mathbf{F}_t^{-1} + (\mathbf{T}_{t+1} - \mathbf{K}_t \mathbf{Z}^{*'}) \mathbf{N}_t (\mathbf{T}_{t+1} - \mathbf{K}_t \mathbf{Z}^{*'})'$ 이며 y_t^c 의 값이 결측인 경우에는 $\mathbf{r}_{t-1} = \mathbf{T}_{t+1} \mathbf{r}_t$, $\mathbf{R}_{t-1} = \mathbf{T}_{t+1} \mathbf{R}_t$, $\mathbf{N}_{t-1} = \mathbf{T}_{t+1} \mathbf{N}_t \mathbf{T}_{t+1}'$ 이다. N시점 이후에는 innovation이 일어나지 않아 $\mathbf{r}_N = 0$, $\mathbf{R}_N = 0$, $\mathbf{N}_N = 0$ 이며 $t = N, \dots, 1$ 이다.

최종적으로 식 (A6)를 이용하여 누적변수의 추정치(\tilde{y}_t^c)가 산출되면 식 (1)로부터 시간분해된 고주기 시계열의 추정치(\tilde{y}_t)도 구해진다.

한편, 변수 y_t 가 로그 변환된 경우에는 3개월의 합이 분기 값과 일치하지 않고 그에 따라 앞의 시간분해 방법을 그대로 사용할 수 없게 된다. 동 문제의 해결을 위해 먼저 y_t 를 로그변환 이전의 값, $Y_t = \exp(y_t)$ 로 전환한다. 그리고 누적변수를 다음과 같이 정의하면 새로운 Y_t^c 는 y_t 의 비선형함수가 된다.

$$Y_t^c = \psi_t Y_{t-1}^c + Y_t = \psi_t Y_{t-1}^c + \exp(y_t) \quad (\text{A7})$$

비선형인 $\exp(y_t)$ 를 선형으로 바꾸기 위해 \bar{y}_t 를 중심으로 1차 테일러 근사식으로 나타내고 식 (A1)에서의 $y_t = \mathbf{Z}' \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{X}' \boldsymbol{\beta}$ 를 동 근사식에 대입하면

$$\begin{aligned}\exp(y_t) &\approx \exp(\bar{y}_t) + \exp(\bar{y}_t)(y_t - \bar{y}_t) \\ &= \exp(\bar{y}_t) \mathbf{Z}' \boldsymbol{\alpha}_t + \exp(\bar{y}_t) \mathbf{X}' \boldsymbol{\beta} + \exp(\bar{y}_t)(1 - \bar{y}_t)\end{aligned}\quad (\text{A8})$$

와 같이 된다. 이를 새로운 누적변수식에 대입하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}Y_t^c &= \psi_t Y_{t-1}^c + \bar{\mathbf{Z}}_t' \boldsymbol{\alpha}_t + \bar{\mathbf{X}}_t' \boldsymbol{\beta} + \bar{d}_t \\ &= \psi_t Y_{t-1}^c + \bar{\mathbf{Z}}_t' \mathbf{T} \boldsymbol{\alpha}_{t-1} + (\bar{\mathbf{Z}}_t' \mathbf{W}_t + \bar{\mathbf{X}}_t') \boldsymbol{\beta} + \bar{d}_t + \bar{\mathbf{Z}}_t' \mathbf{H} \epsilon_t\end{aligned}$$

단, $\bar{\mathbf{Z}}_t' = \exp(\bar{y}_t) \mathbf{Z}'$, $\bar{\mathbf{X}}_t' = \exp(\bar{y}_t) \mathbf{X}'$, $\bar{d}_t = \exp(\bar{y}_t)(1 - \bar{y}_t)$ 이고 \bar{y}_t 는 $\bar{y}_t = \mathbf{Z}' \bar{\boldsymbol{\alpha}}_t + \mathbf{X}' \bar{\boldsymbol{\beta}}$ 를 만족하는 초기 추정치이다. 여기서 $\boldsymbol{\alpha}_t^* = [\boldsymbol{\alpha}_t', Y_t^c]'$ 라고 하면 새로운 누적변수 Y_t^c 는 다음과 같은 상태공간으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Y_t^c &= [0', 1] \alpha_t^*, \\
 \alpha_t^* &= T_t^* \alpha_{t-1}^* + [0', \bar{d}_t]' + W_t^* \beta + H^* \epsilon_t, \\
 \alpha_1^* &= \mathbf{a}_1^* + [0', \bar{d}_1]' + W_1^* \beta + H_1^* \epsilon_1
 \end{aligned} \tag{A9}$$

$$\text{단, } T_t^* = \begin{bmatrix} T & 0 \\ \bar{Z}_t' & \psi_t \end{bmatrix}, W_t^* = \begin{bmatrix} W_t \\ \bar{Z}_t' W_t + \bar{X}_t' \end{bmatrix}, H^* = \begin{bmatrix} H \\ \bar{Z}_t' H \end{bmatrix}, \mathbf{a}_1^* = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \bar{Z}_1' \mathbf{a}_1 \end{bmatrix}, W_1^* = \begin{bmatrix} W_1 \\ \bar{Z}_1' W_1 + \bar{X}_1' \end{bmatrix}$$

$H_1^* = \begin{bmatrix} H_1 \\ \bar{Z}_1' H_1 \end{bmatrix}$ 이다. 식 (A9)의 선형가우시안근사모형은 앞에서 설명한 AKF를 적용하여 추정하는데 새로 산출되는 \hat{y}_t 로 초기 추정치 \bar{y}_t 를 업데이트한다. 그리고 현재 단계의 추정치(\hat{y}_t^{new})와 직전 단계의 추정치(\hat{y}_t^{old})의 차이가 만족스러운 수준 이내로 될 때까지 반복하는 과정을 거쳐 최종 추정치를 산출한다.

A2. 월별 GDP 시산결과

〈부표 1〉 월별 GDP(2001년 1월~2011년 9월)

(계절변동조정, 2005년 불변가격 10억 원)

| 연월 | 생산GDP | 지출GDP | 연월 | 생산GDP | 지출GDP | 연월 | 생산GDP | 지출GDP |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 2001. 1 | 58,989.5 | 58,287.2 | 2004. 7 | 69,233.1 | 70,066.8 | 2008. 1 | 82,461.5 | 82,114.9 |
| 2001. 2 | 59,208.5 | 57,355.8 | 2004. 8 | 69,385.7 | 69,602.9 | 2008. 2 | 81,908.7 | 83,437.1 |
| 2001. 3 | 59,453.9 | 58,404.7 | 2004. 9 | 69,939.4 | 68,365.4 | 2008. 3 | 82,331.9 | 81,593.4 |
| 2001. 4 | 59,790.7 | 59,817.2 | 2004. 10 | 69,881.4 | 68,885.0 | 2008. 4 | 82,521.3 | 82,330.7 |
| 2001. 5 | 60,182.5 | 59,484.1 | 2004. 11 | 69,916.8 | 70,336.6 | 2008. 5 | 82,522.3 | 81,731.8 |
| 2001. 6 | 60,060.4 | 59,216.1 | 2004. 12 | 70,097.6 | 68,988.1 | 2008. 6 | 82,499.1 | 84,373.2 |
| 2001. 7 | 60,239.7 | 59,793.7 | 2005. 1 | 70,526.6 | 72,336.4 | 2008. 7 | 82,930.0 | 82,274.1 |
| 2001. 8 | 61,083.6 | 60,120.2 | 2005. 2 | 70,055.7 | 70,321.6 | 2008. 8 | 82,740.3 | 84,236.5 |
| 2001. 9 | 61,192.6 | 61,612.0 | 2005. 3 | 71,046.3 | 69,576.2 | 2008. 9 | 82,285.4 | 83,100.6 |
| 2001. 10 | 60,792.7 | 60,772.7 | 2005. 4 | 71,160.6 | 71,630.1 | 2008. 10 | 81,288.8 | 80,789.6 |
| 2001. 11 | 61,071.0 | 60,485.6 | 2005. 5 | 71,528.2 | 71,963.8 | 2008. 11 | 78,728.7 | 79,596.0 |
| 2001. 12 | 61,048.1 | 61,409.8 | 2005. 6 | 72,082.5 | 71,281.0 | 2008. 12 | 76,451.5 | 74,834.9 |
| 2002. 1 | 62,311.5 | 62,245.5 | 2005. 7 | 72,499.7 | 73,738.7 | 2009. 1 | 78,032.2 | 78,266.6 |
| 2002. 2 | 63,114.0 | 63,086.7 | 2005. 8 | 72,679.9 | 71,373.4 | 2009. 2 | 79,333.9 | 79,513.4 |
| 2002. 3 | 63,655.4 | 62,546.7 | 2005. 9 | 72,921.9 | 72,595.2 | 2009. 3 | 79,690.9 | 78,192.8 |
| 2002. 4 | 64,215.5 | 64,152.3 | 2005. 10 | 72,965.6 | 73,117.9 | 2009. 4 | 80,243.5 | 77,619.2 |
| 2002. 5 | 64,264.2 | 63,009.3 | 2005. 11 | 74,020.2 | 73,538.1 | 2009. 5 | 80,307.2 | 80,479.9 |
| 2002. 6 | 64,089.0 | 65,322.2 | 2005. 12 | 73,753.7 | 73,768.5 | 2009. 6 | 82,254.5 | 83,456.3 |
| 2002. 7 | 65,030.4 | 64,341.8 | 2006. 1 | 74,819.3 | 75,316.6 | 2009. 7 | 83,099.3 | 82,715.0 |
| 2002. 8 | 64,961.2 | 64,761.0 | 2006. 2 | 74,336.2 | 74,162.4 | 2009. 8 | 83,281.4 | 84,212.7 |
| 2002. 9 | 65,201.4 | 64,278.6 | 2006. 3 | 75,124.1 | 74,800.5 | 2009. 9 | 84,716.5 | 83,488.6 |
| 2002. 10 | 65,559.3 | 64,766.5 | 2006. 4 | 74,818.9 | 75,019.4 | 2009. 10 | 83,638.3 | 82,040.3 |
| 2002. 11 | 65,732.9 | 65,769.3 | 2006. 5 | 75,341.5 | 76,013.5 | 2009. 11 | 83,505.9 | 86,093.7 |
| 2002. 12 | 65,940.9 | 65,531.6 | 2006. 6 | 75,583.5 | 74,710.8 | 2009. 12 | 84,374.5 | 82,707.3 |
| 2003. 1 | 65,472.3 | 65,532.2 | 2006. 7 | 75,186.3 | 76,615.7 | 2010. 1 | 84,836.2 | 84,066.5 |
| 2003. 2 | 65,127.9 | 65,815.8 | 2006. 8 | 76,684.0 | 75,173.6 | 2010. 2 | 85,742.4 | 87,324.5 |
| 2003. 3 | 65,290.5 | 64,096.9 | 2006. 9 | 77,207.2 | 77,288.1 | 2010. 3 | 86,261.1 | 84,985.9 |
| 2003. 4 | 65,068.8 | 64,503.7 | 2006. 10 | 77,265.1 | 77,586.4 | 2010. 4 | 86,103.9 | 85,613.3 |
| 2003. 5 | 65,184.5 | 64,640.1 | 2006. 11 | 76,924.2 | 76,859.4 | 2010. 5 | 86,843.7 | 87,968.3 |
| 2003. 6 | 65,862.8 | 66,151.1 | 2006. 12 | 76,758.8 | 76,502.3 | 2010. 6 | 87,450.3 | 86,664.2 |
| 2003. 7 | 65,645.9 | 64,692.3 | 2007. 1 | 77,621.5 | 77,733.1 | 2010. 7 | 87,599.2 | 87,598.4 |
| 2003. 8 | 66,505.0 | 67,716.8 | 2007. 2 | 78,323.0 | 78,293.7 | 2010. 8 | 87,175.5 | 86,898.5 |
| 2003. 9 | 67,037.2 | 66,340.9 | 2007. 3 | 78,354.7 | 78,798.5 | 2010. 9 | 87,290.4 | 86,621.2 |
| 2003. 10 | 67,853.8 | 66,537.9 | 2007. 4 | 78,832.4 | 78,421.4 | 2010. 10 | 86,934.9 | 83,910.1 |
| 2003. 11 | 68,002.0 | 68,566.1 | 2007. 5 | 79,353.3 | 79,185.1 | 2010. 11 | 87,598.0 | 85,772.4 |
| 2003. 12 | 68,610.7 | 67,929.4 | 2007. 6 | 79,477.4 | 79,429.8 | 2010. 12 | 88,849.8 | 87,909.6 |
| 2004. 1 | 68,346.5 | 69,116.3 | 2007. 7 | 80,012.2 | 79,303.0 | 2011. 1 | 89,497.5 | 89,417.5 |
| 2004. 2 | 69,027.4 | 69,159.1 | 2007. 8 | 80,301.6 | 79,452.1 | 2011. 2 | 87,946.1 | 86,055.9 |
| 2004. 3 | 68,786.3 | 68,542.1 | 2007. 9 | 80,035.8 | 81,073.3 | 2011. 3 | 89,441.1 | 87,721.0 |
| 2004. 4 | 69,125.5 | 67,834.8 | 2007. 10 | 81,257.8 | 80,440.8 | 2011. 4 | 88,837.2 | 86,852.2 |
| 2004. 5 | 69,435.4 | 70,759.7 | 2007. 11 | 81,414.6 | 81,070.4 | 2011. 5 | 89,680.5 | 87,579.2 |
| 2004. 6 | 69,192.4 | 69,070.0 | 2007. 12 | 81,644.3 | 82,400.7 | 2011. 6 | 90,679.3 | 89,193.5 |
| | | | | | | 2011. 7 | 90,612.1 | 89,512.8 |
| | | | | | | 2011. 8 | 90,324.2 | 89,059.6 |
| | | | | | | 2011. 9 | 90,256.7 | 88,426.9 |

참 고 문 헌

- 강창구, “상태공간모형을 이용한 월별 GDP 추정,” 『계간 국민계정』 42권 3호, 한국은행, 2010.
- 김기호, “비관측인자 오차수정모형을 이용한 월별 GDP 추정,” 『금융경제연구』, 한국은행, 2006.
- 이궁희, “벤치마킹 방법을 이용한 월별 GDP 추정,” 『통계연구』 제13권 제1호, 2008.
- 전경배, “GDP통계의 추세순환계열 작성 방안—헨더슨 이동평균을 중심으로,” 『계간국민계정』 28권 1호, 한국은행, 2007.
- 통계청, “최근 경기순환기의 기준순환일 설정,” 『보도참고자료』, 2010. 9. 30.
- Bry, G. and C. Boschan, “Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs,” NBER Technical Paper 20, 1971.
- Chow, G. and A. L. Lin, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series,” *The Review of Economics and Statistics* 53-4, 1971, 372~375.
- Christiano, L. J. and T. J. Fitzgerald, “The Band Pass Filter,” NBER Working Paper, W7257, 1999.
- Conference Board, Global Business Cycle Indicators, www.conference-board.org/data/bci.cfm.
- de Jong, P., “The Diffuse Kalman Filter,” *The Annals of Statistics* 19-2, 1991, 1073~1083.
- Denton, F. T., “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization,” *Journal of the American Statistical Association* 66, 1971, 99~102.
- Durbin, J. and S. J. Koopman, *Time Series Analysis by State Space Method*, New York: Oxford University Press, 2001.
- Eurostat, *Handbook on Quarterly National Accounts*, Luxembourg: European Commission, 1999.
- Fernandez, R. B., “A Methodological Note on the Estimation of Time Series,” *The Review of Economics and Statistics* 63-3, 1981, 471~476.

- Harvey, A. C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Harvey, A. C. and T. Trimbur, "General Model-based Filters for Extracting Trends and Cycles in Economic Time Series," *The Review of Economics and Statistics* 85, 2003, 244~255.
- Litterman, R. B., "A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series," *Journal of Business and Economic Statistics* 1-2, 1983, 169~173.
- Marvall, A. and A. D. Rio, "Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter," *Bank of Spain Working Papers* 108, 2001.
- Mitchell, J. *et al.*, "An Indicator of Monthly GDP and an Early Estimate of Quarterly GDP Growth," *Discussion Paper 127*, Office of National Statistics of the UK, 2004.
- National Bureau of Economic Research, "Last Announcement Relating to the Current Business Cycle," www.nber.org/cycles/sept2010.html, 2010.
- Nilsson, R. and G. Gyomai, "Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average-Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters," *OECD Working Paper* 39, 2011.
- Proietti, T., "Temporal Disaggregation by State Space Methods: Dynamic Regression Methods Revisited," *Econometrics Journal* 9, 2006, 357~372.
- Stock, J. and M. Watson, "Monthly estimates of GDP and GDI," http://www.princeton.edu/~mwatson/mgdp_gdi.html, September 2010.

[Abstract]

Estimation of Monthly GDP and Its Applicability to an Business Indicator

Myung Kee Kim* · Ehung Gi Baek**

This paper estimates monthly GDP considering both the output and expenditure side using the state space methods dealing with the temporal disaggregation. We adopt Autoregressive Distributed Lag(ADL) model with the exception of the agricultural branch. The chain-linked total monthly GDP results from the aggregation of the disaggregated estimates for the six industries of the output side and the six components of the expenditure side of GDP. The detrended indicator of monthly GDP and Cyclical Component of Coincident Index(CCCI) clearly show that monthly GDP signals the business fluctuation much better than CCCI. The estimated monthly GDP should be emphasized and used as a core indicator in judging the peak and trough of the business cycle in Korea.

Keywords: temporal disaggregation, Kalman filter, autoregressive distributed lag model, monthly GDP, Double-HP filter

JEL Classification: E01, E32

* First Author, Sangmyung University Graduate School, Tel: 82-2-408-0323, E-mail: mkkim@bok.or.kr

** Coauthor, Professor, Sangmyung University Department of Economics and Finance, Tel: 82-2-2287-5190, E-mail: egbaek@smu.ac.kr

— |

| —

— |

| —