

한국 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구

이 재 준

(한국개발연구원 부연구위원)

Changes in the Business Cycle of the Korean Economy:
Evidence and Explanations

Jaejoon Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 이재준: (e-mail) jjoonlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 경기순환(Business Cycle), 변동성(Volatility), 추세-순환 분해(Trend-Cycle Decomposition)
- JEL code: E3, C1
- Received: 2009. 3. 27 • Referee Process Started: 2009. 3. 27
- Referee Reports Completed: 2009. 7. 14

ABSTRACT

With a relatively simple quantitative method, this study comprehensively analyzes the characteristics related to business cycles represented by macroeconomic variables of Korea since 1970. This empirical analysis deals with roughly following three topics: How to identify cyclical component with respect to trend; with what characteristics and how the economic variables of each sector move with in the phases of business cycle, and; whether there are signs of a structural change in the phases of business cycle.

Section 2 discusses how to identify trends and cycle components, the basis assumption for the analysis of business cycle. Like the Korean economy, where a relatively high growth rate has been maintained, it is appropriate to determine its economic recession based on the fall in the growth trend, not in the absolute level of real output. And, it is necessary to apply the concept of growth cycle against a traditional concept of business cycle. Accordingly the setting of growth trend is of preliminary importance in identifying cyclical fluctuations. The analysis of Korea's GDP data since 1970, the decomposition of trends and cycles through the Band-pass filter is found to appropriately identify the actual phases of business cycle. Section 3 analyzes what particular relationship various economic variables have with output fluctuations during the phases of economic cycle, using the cross-correlation coefficients and prediction contribution. Section 4 monitors the stability of the phases of Korea's business cycle and quantitatively verifies whether there is a structural break, and then reviews the characteristics of variations in each sector. And, stylized facts observed through these studies are summarized in the conclusion.

The macroeconomic stability of Korea, in particular, is found to continue to improve since 1970, except for the financial crisis period. Not only that, it is found that its volatility of economic growth rate as well as inflation have been reduced gradually. Meanwhile, until recently since 2000, the volatility in domestic demand has remained stable, while that in exports and imports has been increased slightly. But, in an over all perspective, Korea's business cycle variation is on the decline due to shorter response period to shocks and the formation of complementary relationship among economic sectors.

본 연구는 1970년 이후 우리나라 거시 경제변수들의 경기변동과 관련된 특징들을 포괄적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서는 우리나라의 각종 거시경제

변수들이 어떠한 특성을 보여 왔는지에 대해 실증분석하였다. 실증분석에서는 크게 국내 경제의 순환적 변동을 어떻게 식별할 것인지, 주요 경제변수들이 전체 경기순환

ABSTRACT

과정에서 어떠한 패턴으로 변동하고 있는지, 그리고 경기변동과정의 안정성에 대한 변화 여부 등의 이슈를 다루었다. 분석 결과, 1970년 이후 우리나라 거시경제의 안정성은 외환위기 기간을 제외하고는 개선

되었으며, 특히 2000년 이후부터는 경제 내의 부문 간에 상호보완적인 관계가 나타나면서 전체적인 경기변동성이 감소하였던 것으로 나타나고 있다.

I. 서론

본 연구는 충격요인이론(shock-based business-cycle theory)에 근거하여 1970년 이후 우리나라 거시경제변수들의 경기변동과 관련된 특징들을 포괄적으로 분석하여 정책적 함의를 모색하고 있다. 초기 경기순환이론에서는 경제의 순환변동(cyclical fluctuation)을 내적인 자기발전과정(self-sustaining process)에 의해 진행되는 것으로 파악한 반면, 현대의 경기순환이론에서는 경기변동을 경제에 연속적으로 발생하는 교란요인(disturbances) 혹은 확률적 충격(random shocks)의 영향이 누적됨으로써 나타나는 현상¹⁾으로 간주하고 있다. 나아가 경기변동과정에서 각각의 국면이 일정한 주기를 가지고 반복되는 정규성의 존재는 부인되고 있다.

이러한 경기변동을 바라보는 시각의 차이는 이론적인 정합성의 차원을 넘어 실제 경기변동에 대한 상이한 정책적 대응을 시사하고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 전통적 경기순환이론에 근거할 경우, 경기변동이란 시장경제구조가 본질적으로 불안정하기 때문에 나타나는 일종의 필연적 현상으로 인식된다. 따라

서 빈번히 그리고 정규적으로 발생하는 순환변동에 대해서 적극적인(aggressive) 경기안정화 정책(countercyclical policies)으로 경기변동성을 감소시키는 것이 가능하며 동시에 필요하다는 정책적 입장으로 귀결된다. 이에 반해, 충격요인을 경기변동현상의 궁극적 원인으로 해석하는 견해에 따르면, 충격의 속성에 따라 경기안정화 정책의 사용 여부 및 방향이 달라져야 하며 항상적인 경제안정화 기제란 기능하기 어렵다는 입장으로 연결된다. 나아가 경기변동이란 내재적이고 정규적인 현상이 아니기 때문에 충격의 발생 자체를 해소하는 것이 최선의 정책이지만, 충격의 대부분이 외생적이며 그 원인을 제어할 수 없을 경우가 많으므로 충격의 흡수과정에서 그 폭과 기간을 축소시키려는 정책이 보다 효과적인 대응임을 시사하고 있다. 따라서 경기변동을 야기시킨 충격에 대한 정확한 식별이 일차적으로 중요하며, 이 과정에서 오류가 있을 경우 단기적인 경제안정화 처방은 긍정적 효과보다는 오히려 경제의 불균형을 확대시키는 부작용을 가져오게 될 가능성이 높아지게 된다. 이러한 충격요인이론이 현대 경기변동 연구의 기본적인 틀로 간주되고 있기는 하지만, 실제 경기변동과정에서 발생하는 수많은 충격 중 어떠한 요인이 경기변동의 주원인으

1) 이러한 현대적 경기변동이론의 기본적 형태는 Slutsky(1937)에서 처음 제기된 것으로 알려져 있다. 보다 상세한 내용은 Chatterjee(2000) 참고.

로 작용했는지에 대한 식별문제와 관련해서는 아직까지 많은 논란의 여지가 남아 있다. 또한 특정한 충격이 어떠한 전과경로를 거쳐 전체 경제로 확산되는 것인지, 그리고 충격효과의 지속성을 결정하는 요인은 무엇인지 등에 대한 이론적 규명은 충분치 않은 것으로 보이며, 본 연구의 범위도 이에 관한 실증적인 증거를 확인하는 작업에 한정하고자 한다.

실증적인 관점에서 일반적인 경기변동 이론의 핵심은, 경제 내의 변동은 다수의 경제부문에 걸쳐 공통적으로 발생하며, 일정 기간 지속되는 경향이 있다는 점이다. 따라서 특정 시기의 경기에 대한 국면 판단은 경기가 변동하는 정도(magnitude), 범위(breadth) 그리고 지속성(persistence)이라는 세 가지 기준에 의해 결정되어야 한다. 그러나 관행적으로 경기국면의 판단은 GDP와 같은 총량생산 지표에 의존하는 경우가 대부분이며, 국면 판단에 있어서 가장 중요한 단계인 경기침체(recession)의 경우 미국 NBER의 간편한 정의에 따라 GDP가 2분기 연속해서 감소하는 기간으로 판단하는 것이 일반적으로 통용되는 기준이다. 이러한 기준은 우리나라와 같이 상대적으로 높은 경제성장을 지속하고 있는 경제에서는 경기하강의 정도를 지나치게 높게 설정한 것으로 실제 경기상황을 판단하는데 그다지 유용하지 않을 수 있다. 따라서 생산활동의 절대수준의 하락보다는

성장추세에서의 괴리 여부로 판정하는 것이 보다 적합한 침체단계에 대한 기준이라고 판단되며, 전통적인 의미의 경기순환(business cycle)과는 달리 성장순환(growth cycle)이라는 개념을 적용할 필요가 있다(Zarnowits(1992); 백웅기[1993]). 이러한 성장순환의 기준에서는 성장추세(growth trend)의 설정이 순환변동요인을 식별하는 기준이 된다. 이에 대해서 많은 연구가 진행되고 있으며, 우리나라의 경우에 대해서는 제Ⅱ장에서 간략히 다루고 있다.

제Ⅲ장에서는 우리나라의 경기변동과정에서 주요 경제변수들이 어떠한 특징적인 양상을 보이고 있는지를 살펴보고, 그러한 관계에 대한 구조적 단절 여부를 통계적으로 검정하고 있다. 제Ⅳ장에서는 우리나라 경기변동과정이 1970년 이후 최근까지 안정적(stable)으로 유지되고 있는지를 알아보기 위해 경제성장률의 변동성(volatility)의 변화 여부 및 그 원인에 대한 계량분석을 수행하였으며, 제Ⅴ장에서 연구 결과를 정리하여 결론 맺고 있다.

II. 국내 경기변동요인의 식별

1. 경기변동요인의 식별과 관련된 쟁점

일반적인 경기판단 기준에서는 경제활동 수준의 절대적 하락을 경기침체(recession)로 정의하고 있으나, 이러한 관점에서 보면 우리나라의 침체기는 1970년 이후 1980년과 1998년의 기간밖에는 관측되지 않으므로 유용한 기준으로 보기 어렵다. 따라서 우리나라와 같이 비교적 높은 경제성장률을 지속하고 있는 경제에서는 절대적 수준이 아니라 장기적 추세선(long-run trend)으로부터의 이탈 정도를 경기변동으로 인식하는 방법이 적합한 것으로 판단된다. 이 경우 추세선에서 벗어나 순환적으로 변동하는 부분을 성장순환(growth cycle)이라고 할 수 있다. 고전적 경기순환이론에 의하면 대부분 경기수축기는 경기확장기보다 짧게 나타나지만, 성장-순환이론에 의하면 양자의 지속기간의 차이는 대부분의 경우 사라지게 된다.²⁾ 따라서 추세(trend)의 설정이 경기변동과정을 식별하는 데 일차적으로 가장 중요한 문제가 된다.

추세요인과 순환변동요인을 분해하는 방법은 다양한데, 기본적인 원리는 원자료를 평균이 0이고 공분산 안정적인 확률과정(covariance stationary stochastic process)으로 전환시킴으로써 순환변동부분을 추출하는 방법이라고 볼 수 있다. Nelson and Plosser(1982)를 계기로 하여, 거시경제변수의 안정성에 대한 수많은 연구와 논쟁이 있어 왔으나, 결론적으로는 유한한 표본기간 내에서 특정 변수가 시간추세를 따르는지 차분안정성을 가지는 것인지의 문제는 쉽게 판명되지 않는 것으로 밝혀지고 있다. 상당수의 연구문헌에서는 이러한 문제를 특정 경제변수가 단위근(unit root)을 갖는지에 대한 통계적 검정의 문제로 다루고 있는데, 단위근 검정의 검정력(power)이 약하다는 문제를 감안해야 할 것이다. 예를 들어, 안정적으로 보이는 시계열이라도 표본기간이 짧을 경우 단위근이라는 귀무가설을 기각 못하는 경우도 있으며, 매우 관성적으로 움직이는 변수라도 충분히 긴 표본기간에 대해서 단위근 가설을 기각하는 경우도 빈번하다. 이와 같은 경우 계량적 분석에 유용한 모형은 단위근 검정의 결과와는 반대로 후자를 불안정 시계열로 처리하는 것이 타당하다고 볼 수 있다. 이와 관련하여 더욱 해결하기 어려운 문제는 회귀계수 자체가 시간에 따라 변화

2) 보다 상세한 내용은 Zarnowitz(1992), Chapter 7을 참고하기 바란다.

할 가능성을 배제할 수 없다는 점이며, 단위근을 갖는 성질 자체가 자료의 주기나 표본기간에 따라 달라질 수 있다는 사실을 간과해서는 안 된다는 점이다.³⁾

성장추세와 순환변동을 분리하는 것은 성장에 영향을 미치는 요인과 순환변동을 발생시키는 요인이 구분될 수 있다는 것을 전제로 성립한다. 그러나 생산성 변화와 같은 충격들은 장기적인 경제성장뿐만 아니라 단기적인 순환변동을 동시에 발생시킬 가능성이 높다. 따라서 여전히 특정한 경제충격의 어느 부문이 어느 정도 경제에 항구적인 영향을 미치느냐는 이론적으로나 실증분석에서 어려운 문제로 남게 된다.⁴⁾

2. 선형추세에 의한 순환변동 요인의 추출

1970년 이후 우리나라의 분기별 국내총생산(계절조정 GDP)⁵⁾을 로그변환한 후 그림으로 나타낸 것이 [Figure 1]이다. 그림에서 확인할 수 있듯이 고전적 의미의 순환변동은 원자료상에서는 잘 식별되지 않는다. 만일 장기적인 성장요인

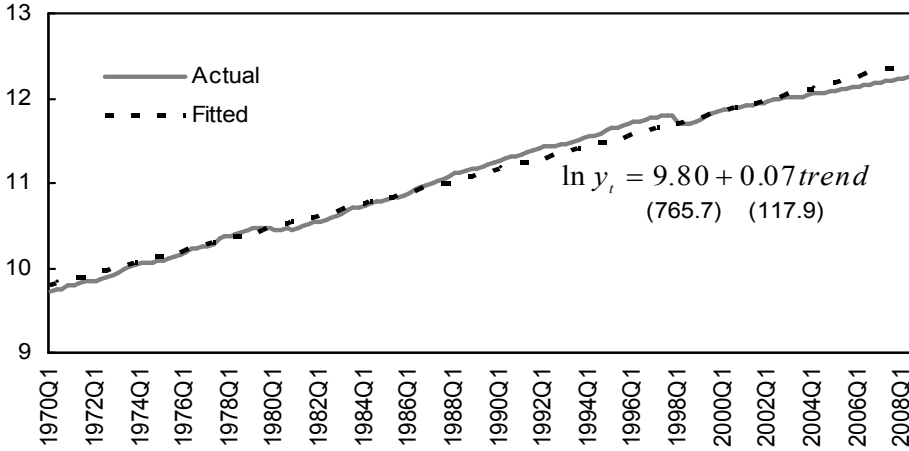
(long-run growth component)을 시간에 따른 선형추세(linear time trend)라고 가정하여 추정하게 되면 순환적 변동은 [Figure 2]의 그래프에서 보이듯이 선명하게 나타난다. 이 경우 우리나라 GDP는 평균적으로 연간 6.8%씩 성장하여 온 것으로 나타나고 있으며, 1970년대까지는 이러한 추세선이 실제 GDP 증가율을 비교적 잘 설명하고 있다. 그러나 1980년대 들어서 추세선을 이탈하기 시작한 것으로 보이는데, 특히 1980년대 말부터 1997년 경제위기 이전까지는 상당한 기간 동안 추정된 추세선을 상회하고 있고, 위기 이후 기간에는 지속적으로 추세선을 하회하고 있는 것을 볼 수 있다. 따라서 외환위기 이후 성장률이 저하된 현상에 대한 저성장 논란 및 7% 성장률로의 회귀 주장은 우리나라의 성장률이 선형추세를 따른다는 것을 전제로 성립함을 알 수 있다. 하지만 선형추세선을 통해 나타난 순환변동 부분은 통상적인 경기순환주기보다 훨씬 긴 것으로 나타나고 있어 Nelson and Kang(1981)에서 보인 바와 같이 가성적 순환(spurious cycle)일 가능성이 높은 것으로 보인다. 따라서 정상적인 추세 제거를

3) 단위근의 존재 여부 및 분석모형 설정과 관련한 문제점들에 관한 상세한 설명은 Jusellius(2007)를 참고하기 바란다.

4) Lee and Nelson(2007)에서는 은닉인자모형을 사용하여 실업률과 인플레이션의 추세를 동시에 추출하는 방법을 보여주고 있다. 이들 분해법에 대한 일반적인 설명은 Kim and Nelson(1999)을 참고하기 바란다.

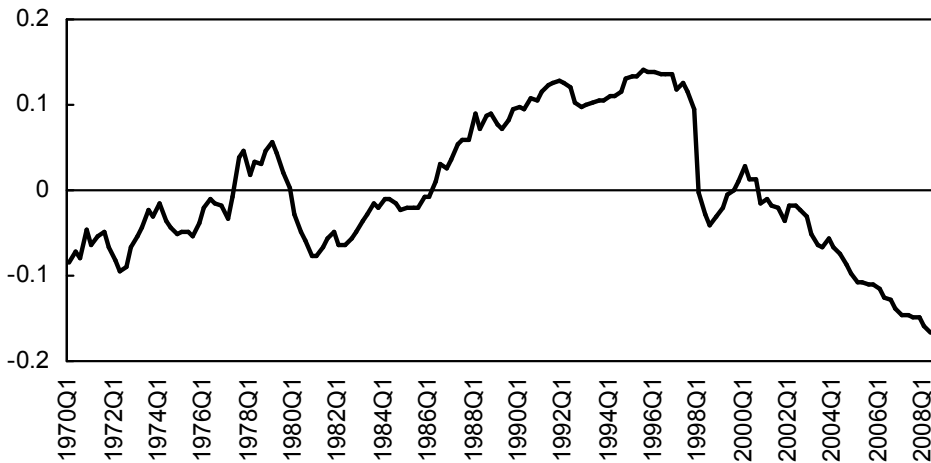
5) 본 분석에서는 한국은행에서 작성한 계절조정된 자료를 이용하였다. 계절조정의 결과에 따라 분석 결과가 달라지는 경우도 빈번하기 때문에 계절조정방법의 선정 및 결과의 불확실성 문제는 항상 신중히 고려되어야 한다. 연간자료를 사용할 경우 계절변동요인을 별도로 고려할 필요가 없어지나, 경기순환변동의 중요한 정보를 간과할 수 있으므로 대부분의 경기변동 연구는 분기별 자료를 사용하고 있다.

[Figure 1] Gross Domestic Product(constant won, quarterly, natural logs) and Linear Trend



Note: Numbers in parentheses are t-values.

[Figure 2] Deviations from Linear Trend for GDP

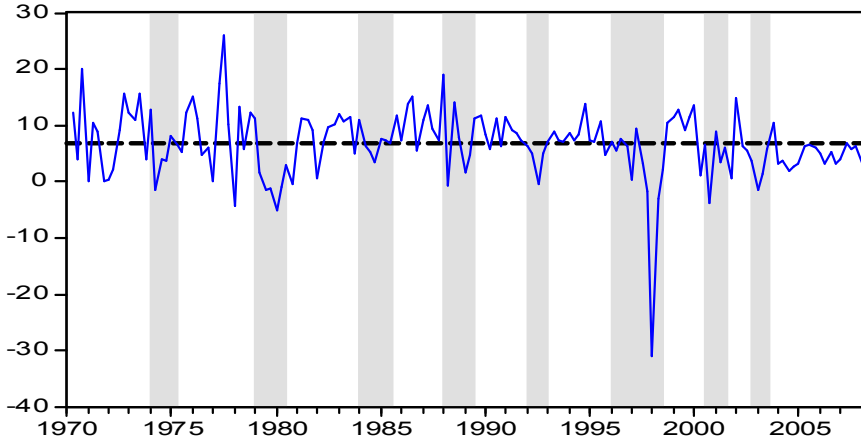


통한 순환변동으로 보기 어렵다고 판단 된다.

한편, 우리나라 GDP 변수는 차분안정성을 따른다고 가정하고, 차분(differencing)을

통해 추세를 제거할 경우, 우리나라의 전기 대비 GDP 증가율의 평균은 연율로 6.6%에 이르는 것으로 나타나고 있으며, 순환변동 부분은 평균선을 중심으로

[Figure 3] Log Differences of GDP



심한 변동성을 보이고 있다. 전술한 바와 같이 고전적 경기순환에 따르면 경기침체(recession)는 음의 증가율을 기록한 기간으로 정의되는데, 이 경우 우리나라의 경기침체는 마이너스 성장률을 기록한 1970년대의 두 차례 석유파동과 1990년대 말의 외환위기를 제외하고는 나타나지 않는다. 성장순환(growth cycle)의 기준에서 평균성장률을 중심으로 볼 경우에도 단기적인 불규칙 교란변동(irregular noise)으로 인해 순환변동을 식별하기가 용이하지 않다. 더군다나 그림에서 음영 부분은 통계청에서 발표하는 경기 정점에서 저점 사이의 기간을 표시하고 있는데, 통계청에서 발표하는 경기순환주기와도 일치하지 않고 있다. 즉, 전기 대비

GDP 증가율을 이용하여 경기국면을 판단하기는 어려운 것으로 보인다.

3. 선형필터를 이용한 순환변동요인의 추출

앞의 결과에서 나타나듯이 선형추세나 차분을 이용하여 순환요인을 추출할 경우, 일반적으로 인식되는 경제의 순환적 변동과는 상당한 괴리를 보이게 된다. 순환변동을 추출하는 대안적 방법은 통계적 필터를 사용하는 것인데, 분석 목적에 따라 다양한 선형 및 비선형 필터를 선택할 수 있다. 이에 대한 자세한 설명은 생략하고, 경기변동 분석에서 일반적으로 사용되고 있는 Hodrick-Prescott 필터와, Baxter

6) 전기 대비 GDP 증가율의 평균은 6.71%, log 차분방식을 사용할 경우 6.61%.
 7) DeJong and Dave(2005)를 참고하기 바란다. Hodrick-Prescott 필터도 거시경제연구에 많이 활용되고 있는

and King(1999)에서 제시한 후 경기변동 요인 추출에 유용하게 사용되고 있는 Band-Pass(이하 B-P) 필터를 이용하여 우리나라 GDP의 순환변동요인을 추출하고자 한다. B-P 필터의 특성상 순환변동요인은 초단기 변동요인(high frequency variation)의 영향을 배제하면서 6분기에서 길게는 8년여를 순환주기로 하는 변동요인만을 추출하게 된다.

[Figure 4]~[Figure 6]은 필터링을 통한 결과를 비교하기 위해 분기별 GDP의 전년동기 대비 증가율, 통계청에서 작성하는 경기동행지수 순환변동치, B-P 필터 및 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 순환변동요인을 추출한 결과를 보여주고 있다.⁸⁾ [Figure 4]의 전년동기 대비 증가율은 공식적인 경기순환주기와 가장 일치하고 있어 실제 국면 판단에 상당한 근거자료로 활용되고 있다. B-P 필터를 통한 순환변동요인도 공식순환주기와 유사한 주기를 보여주면서 가장 부드러운 움직임을 보이고 있어 단기적인 교란요인을 적절히 제어할 경우 국면 판단이 가장 용이한 것으로 나타난다.

한편, H-P 필터를 이용하여 추출한 순환변동요인도 공식적인 경기순환주기와 대략 일치하는 모습을 보이고 있는데, 다

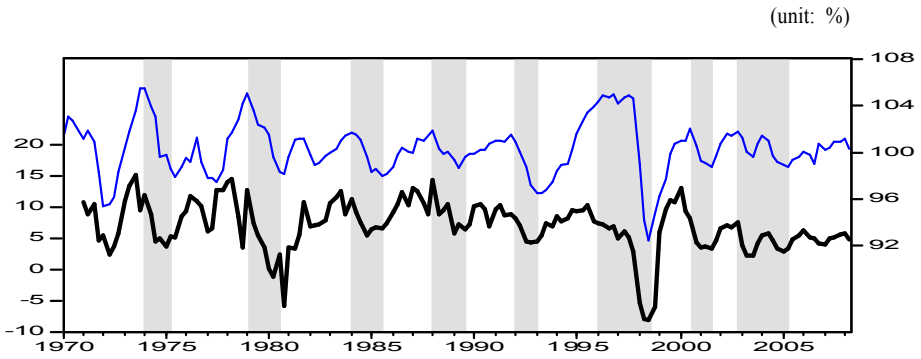
만, 단기적인 불규칙 변동요인의 영향을 충분히 배제하지는 못하고 있어 정·저점 판단에 약간의 혼동 가능성이 있는 것으로 보인다.

필터를 통한 순환변동요인을 살펴보면, 우리나라에서 가장 심했던 경기위축은 1970년대 말부터 1980년대 초까지 석유파동과 정치적 격변을 겪었던 시기, 그리고 1990년대 말 외환위기 시기로 나타나고 있다. 그 밖에 1970년대 중반 1차 석유파동시기, 1980년대 중반, 그리고 1990년대 초 총체적 위기라고 일컬어졌던 경기위축기에 추출된 순환변동요인은 음의 값을 나타내어 실제 경기국면을 파악하는데 유용한 것으로 판단된다. 다만, 1990년대 말의 경기국면을 판단하는 데 있어서 공식순환주기와 불일치를 보여주고 있는데, 공식순환주기는 1996년 2/4분기부터 경기가 하강한 것으로 나타난 반면, 필터를 통한 순환변동요인은 1997년 2/4분기를 정점으로 경기가 하강한 것으로 나타나고 있다. 당시 전기 대비 성장률을 살펴보면, 1996년 1/4:7.1% → 2/4:5.7% → 3/4:7.5% → 4/4:6.3%로 경기하강의 징후가 뚜렷했다고 보기는 어렵다 (Figure 3 참조). 외환위기 기간 중 실제로 성장률이 급락하기 시작했던 시기는 전기

데, Harvey and Jaeger(1993)와 Murrar(2003)은 이들 필터에 의한 순환요인의 추출이 가성적(spurious)일 수 있다는 점을 지적하고 있다.

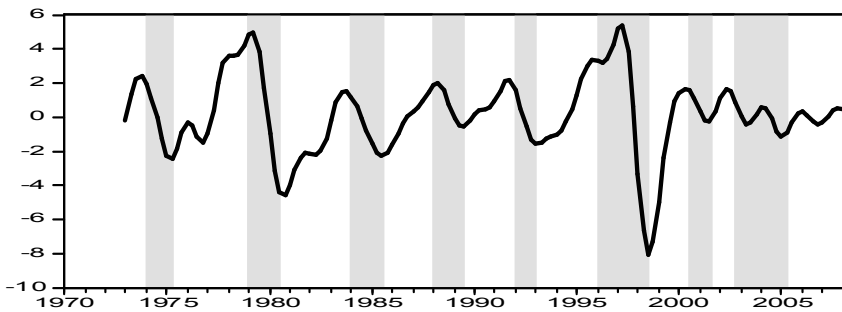
8) 음영 부분은 경기가 하강국면에 진입한 시기를 나타내고 있는데, 통계청에서 발표하는 경기 정·저점은 월별 주기이므로, 정점과 저점에 속해 있는 분기를 기준으로 필자가 계산한 것이다.

[Figure 4] GDP Growth Rate (Y-on-Y) and Cyclical Component of Composite Coincident Index



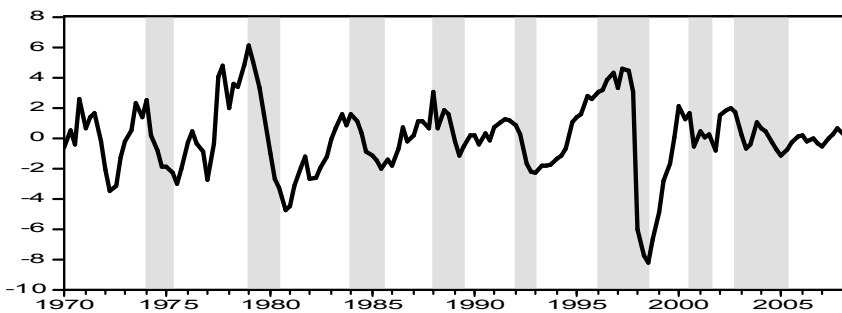
Note: Thin line is the composite coincident index published by the Statistics Korea.

[Figure 5] Cyclical Component from B-P Filtering for GDP



Note: GDP, constant Won, seasonally adjusted, quarterly, natural logs.

[Figure 6] Cyclical Component from H-P Filtering for GDP



Note: GDP, constant Won, seasonally adjusted, quarterly, natural logs.

대비 증가율상으로는 1997년 하반기부터이며, 전년동기 대비 증가율상에 반영된 것은 이보다 1~2분기 이후부터이다. 따라서 당시에 동행지표상에 나타난 정보를 가지고 1996년 1/4분기를 정점으로 판단할 가능성은 매우 희박하다고 판단된다.

한편, B-P 필터를 통해 추출한 순환변동요인을 보면, 1997년 2/4분기를 정점으로 하강하여 1998년 1/4분기에 추세선 밑으로 떨어지는 것으로 나타나고 있어 실제 경제상황을 반영하고 있다고 판단된다.⁹⁾ 이후 순환변동요인은 반등하여 2000년 2/4분기에 다음 정점을 기록하고 있는데, 공식순환주기가 2000년 8월을 정점으로 보고 있는 것과 거의 일치하고 있

다. 따라서 본 연구에서는 B-P 필터의 결과에 근거하여 1997년 경기가 급격히 하락하기 시작하여 추세선 밑으로 떨어지기 시작한 4/4분기부터 외환위기의 영향이 시작되었다고 간주하기로 한다. 이후 경기는 급락하였다가 반등하였는데 상당 부분 기저효과에 기인한 것으로 판단하고, 2000년 말까지를 이러한 외환위기의 영향이 지배적이었던 기간으로 보기로 한다. 본고의 제IV장에서는 우리나라 경기변동의 안정성에 대해 다루고 있는데, 외환위기 기간의 설정은 위기를 전후하여 한국 경기변동의 안정성 변화를 판단하는데 매우 중요한 역할을 하고 있다.

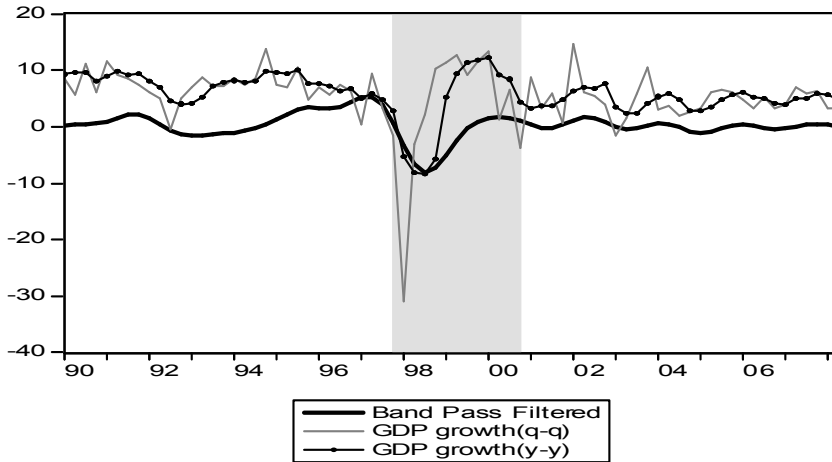
<Table 1> Business Cycles in Korea, 1972~2005

	Full Cycle(date)			Duration(month)		
	Trough	Peak	Trough	Expansion	Contraction	Full Cycle
Cycle1	1972. 3	1974. 2	1975. 6	23	16	39
Cycle2	1975. 6	1979. 2	1980. 9	44	19	63
Cycle3	1980. 9	1984. 2	1985. 9	41	19	60
Cycle4	1985. 9	1988. 1	1989. 7	28	18	46
Cycle5	1989. 7	1992. 1	1993. 1	30	12	42
Cycle6	1993. 1	1996. 3	1998. 8	38	29	67
Cycle7	1998. 8	2000. 8	2001. 7	24	11	35
Cycle8	2001. 7	2002. 12	2005. 4	17	28	45
average				31	19	50

Sources: Statistics Korea.

9) 필터를 통한 순환변동요인이 1997년 하반기에 정점을 보인 것은 1998년 성장률의 급락을 추세에서 사전적으로 반영했기 때문에 나타난 결과라고 볼 수 있다. 따라서 사후적으로만 이용 가능하다는 동일한 단점을 가지고 있다.

[Figure 7] Correction for the Currency Crisis Period from B-P Filtering for GDP



Ⅲ. 거시경제변수의 경기변동상의 일반적 특징

1. 자료 및 분석방법

거시경제의 움직임을 나타내는 대표적인 변수라고 간주되는 약 60여 개의 변수를 분석대상으로 하였다. 선택기준은 국민계정상에서 총수요항목을 기본으로 하여 KDI에서 매월 발간하는 『경제동향』에서 분석대상으로 하고 있는 변수들을 중심으로 선정하였다.

표본기간은 국민계정 자료의 시작시기

인 1970년 1/4분기 이후부터 가장 최근까지로 하였으며, 변수에 따라 데이터 작성 시점이 다른 경우가 있어 불가피하게 일부 변수의 표본기간은 달라지게 된다.¹⁰⁾ 분석대상인 거시경제변수는 부문별 국민계정, 물가, 고용상황 및 임금, 이자율과 금융변수, 통화지표 등 5개의 범주에서 선택한 약 60여 개이다.

분석대상 변수들은 가능한 한 모두 계절조정된 변수들을 사용하는 것을 원칙으로 하였고, 계절조정된 자료가 없는 변수들은 일반적으로 계절요인 제어에 사용되는 프로세스인 X-12를 사용하여 계절성을 제거하였다. 시간추세가 보이는 변수들은 적절한 변수전환을 고려하였는데, 대부분의 수량변수들(GDP 및 총수요

10) 데이터에 대해서는 이재준(2008)의 자세한 자료 설명을 참고하기 바란다.

변수, 통화총량지표, 취업자 수, 생산지수 등은 지수적으로 증가하는 추세를 가지고 있어 로그변환을 취하였다. 가격지수 등에 대해서 수준값과 증가율로 변환한 수치를 사용하기도 하였는데, 증가율을 사용하는 경우 대부분 연율로 환산한 전기 대비 증가율을 사용하였다. 이자율, 실업률 등은 특별한 변환 없이 사용하였으며, 경우에 따라서는 전기 대비 증가분을 사용하였다.

본고에서는 경제성장률의 변화와 제반 거시경제변수 간의 관계를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여, 미국의 경기변동 과정에 대한 포괄적 분석을 기록한 Stock and Watson(1999)에서 사용한 방법론을 우리나라 데이터에 적용하였다.

2. 구조적 변화에 대한 검정

본 절에서는 분석대상 기간 중 기술의 발전과 제도의 변화, 그리고 특히 커다란 외생적 충격의 영향 등으로 제반 거시변수 간의 관계가 불안정해질 수 있다고 가정하고, 이러한 구조적 변화 가능성을 계량적인 구조적 단절 검정방법(structural break test)을 통해 살펴보고자 한다.

우선 GDP 성장률(계절조정 전기 대비

증가율)에 대해 자기회귀(autoregressive, 이하 AR)모형을 추정한 후 추정계수에 대해 안정성을 살펴보는 방식을 취하였는데, 표본기간인 1971년 1/4분기부터 2008년 2/4분기까지 우리나라 GDP 성장률은 평균 6.7%, 최대치 25.9%, 최저치 -31.1%, 표준편차 5.9의 통계량을 보여주고 있다. 동 기간 중 GDP 성장률을 차수 2의 자기회귀모형, 즉 AR(2)로 추정할 결과¹¹⁾는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta GDP_t &= 4.31 + 0.25\Delta GDP_{t-1} \\ &\quad + 0.11\Delta GDP_{t-2} + \epsilon_t \\ R^2 &= 0.09, \quad \sigma = 5.73\end{aligned}$$

추정 결과, 성장률의 지속성을 나타내는 자기회귀변수의 계수합이 0.36으로 나타나 외국의 추정 결과¹²⁾와 크게 다르지 않은 것으로 보이며, 설명력이 예상보다 낮게 나타난 것 이외에는 큰 이상은 없는 것으로 판단된다. 그리고 추정된 잔차항을 살펴보면, 외환위기 기간인 1998년 1/4분기의 잔차는 31로서 회귀표준오차(Standard Error of Regression)를 6배 가량 초과하는 것으로 나타나 이상치(outlier)일 가능성이 높은 것으로 보인다.¹³⁾ 따라서 이 시점을 전후로 성장률 모형에 구조

11) AR(5)를 추정할 결과, 대부분 높은 차수의 자기회귀계수는 유의성이 없는 것으로 나타났으며, 설명력을 나타내는 회귀계수(R-square)도 0.11로 비교적 낮게 나타났다. Akaike Information Criteria 등의 기준에 의하면 AR(2) 모형이 보다 적합한 것으로 판단된다.

12) Stock and Watson(2005) 참조.

적 변화가 있었을 가능성을 시사하고 있다. 따라서 구조적 단절에 대한 검정방법 중의 하나인 Quant-Andrews 검정법¹⁴⁾을 이용하여 추정계수에 대한 안정성 및 구조적 변화의 시점을 테스트해 본 결과 (Table 2 참고), 모든 계수에서 구조적 단절에 대한 확정적 증거는 발견되지 않았다.

한편, 단일 시계열모형을 이용하여 GDP 성장률에 대한 예측방정식의 구조적 단절 여부를 검토하였다. <Table 3>에 1기 후 예측방정식들에 대한 구조단절 검정을 적용한 결과가 정리되어 있다. <Table 3>에서 $QLR_{S \rightarrow Y}$ 는 성장률을 종속변수로 사용한 경우 절편과 주요 거시경제변수들을 설명변수로 하여 추정된 후계수들에 대해 안정성을 검정한 결과이며, $QLR_{S \rightarrow S}$ 는 각 경제변수를 자기회귀모형으로 추정하고 그에 대해 안정성을 검정한 결과를 나타낸다. 해당 안정성 검정 결과 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우에 한하여 추정된 구조단절시점을 보고하였다.

검정 결과, 설명변수의 계수에 대해서

는 구조적 변화의 가능성이 발견되지 않았으나, 다만 절편에 대하여 10%의 유의수준하에서 상당한 수의 경제변수들에서 구조적 변화가 일어났을 가능성을 보여 주었다.¹⁵⁾ 부문별로 살펴보면, 국민계정상의 정부소비와 수입을 제외한 소비, 투자 등 거의 모든 구성변수들에서 구조 변화의 가능성이 발견되며, 변화시점 또한 외환위기 전후기간인 1996년에서 1997년 사이에서 발생한 것으로 나타나고 있다. 특히, 비내구재 소비와 재고투자의 경우 성장률 예측방정식과 자기회귀식 모두 5% 유의수준에서 구조단절의 가능성을 보여주고 있다.

한편, 가격변수의 경우 소비자물가지수, 생산자물가지수, GDP 디플레이터 모두에서 5% 유의수준에서 구조적 변화 가능성을 보여주고 있는데, 주목할 만한 점은 물가상승률의 구조 변화시점이 1981년으로 나타나 당시 강력한 인플레이션정책의 영향이 반영된 것으로 나타난다는 것이다. 한편, GDP 성장률의 경우 물가상승률을 고려하게 되면 외환위기 직전

13) 1998년 1/4분기 실현치를 outlier로 처리하고 동일한 방법으로 AR(2) 모형을 추정하면, 회귀계수는 0.33으로 상승하는 반면, Standard Error of Regression은 4.9로 감소하고, Dubin-Watson 검정통계량은 이전과 거의 동일한 결과를 얻을 수 있다.

14) 동 테스트는 구조 변화의 시점을 사전에 지정하지 않는 Unknown break point test라는 점에서 매우 유용하다. 이에 대한 자세한 내용은 Quant(1960), Andrews(1993), 혹은 표준적인 대학원 수준의 계량경제학 교과서를 참고하기 바란다.

15) 앞에서 설명한 성장률에 대한 AR(2) 모형에 구조 변화 검정을 한 경우와 상이한 결과인데, 이는 AR(2) 모형의 설명력이 비교적 낮게 나타난 현상과 관련 있는 것으로 판단된다. 즉, AR(5)를 추정하게 되면 설명력도 높아지는 동시에 절편에 대한 구조단절 검정의 P-value도 약 0.14 정도로 낮아지는 결과를 얻을 수 있다.

〈Table 2〉 Test for Structural Break Point

	intercept	lagged dependent variable(-1)	lagged dependent variable(-2)	all variables
break point	1995. 4/4	2000. 2/4	1995. 4/4	1997. 2/4
p-value	0.217	0.206	0.763	0.997

〈Table 3〉 The Results of Structural Change Test

Variables ¹⁾	$QLR_{S \rightarrow Y}^{2)}$	$QLR_{S \rightarrow S}^{2)}$
Final Consumption		(1996Q4)
Consumption(nondurable)	(1997Q2)*	(1996Q2)*
Consumption(service)	(1996Q4)	
Consumption(durables)		(1995Q4)
Consumption(semi-durable)		
Government Consumption		
Gross Fixed Capital Formation		
Construction Investment		
Construction(Buildings)	(1996Q4)	(1978Q2)
Construction (Residential buildings)		(1977Q4)*
Construction (Non-residential buildings)	(1996Q3)	(1979Q4)*
Construction(others)		(1997Q4)
Facilities Investment	(1996Q3)	(1978Q4)*
Facilities(Transport Equipment)	(1996Q3)*	
Facilities(Machinery)	(1996Q3)*	
Inventory/GDP(trend)	(1995Q3)*	(1979Q2)*
Export	(1996Q4)	(1977Q4)*
Export(Goods)	(1996Q4)	(1976Q2)*
Export(Service)		
Import	(1996Q4)	
Import(Goods)		
Import(Service)		
Net Export/GDPtrend (Weight)	(1997Q3)*	(1997Q3)*
Current Account/GDP\$trend ³⁾ (Weight)	(1997Q3)*	
Balance of Goods/GDP\$trend (Weight)	(1997Q3)*	
Balance of Services/GDP\$trend (Weight)	(1995Q3)	(1987Q2)*

<Table 3> Continued

Variables ¹⁾	$QLR_{S \rightarrow Y}$ ²⁾	$QLR_{S \rightarrow S}$ ²⁾
Consumer Price Index	(1996Q4)*	(1981Q3)*
Producer Price Index	(1995Q3)*	(1981Q2)*
GDP Deflator	(1995Q3)*	(1981Q2)*
Number of Employed		
Agriculture and Forestry		
Mining and Manufacturing		
Construction		
Manufacturing	(1997Q2)*	
Service		(1997Q1)*
Wholesale and Retail trade, Hotel and Restaurants		(1997Q1)*
Transport, Post and Telecommunication		
Financial Institution, Insurance, Real estate and Renting and Leasing, Business Activities		
Electricity, Gas and Water Supply		
Working Hours(level)		(2006Q3)*
Average Weekly Working Hours	(1996Q4)*	(1988Q3)
Unemployment Rate(level)	(1997Q2)*	
Not Economically Active Pop.	(1996Q4)	(1985Q1)*
Employment Rate(level)		(1986Q2)*
Working Hours(level)		(2006Q3)*
Unemployment Rate(month-to-month Differences)	(1997Q2)*	
Employment Rate(month-to-month Differences)	(1996Q4)	
Nominal Wage		
Real Wage		
Call(level)	(1997Q3)*	(1998Q1)*
Yields of Corporation Bonds(3-year, level)		(1998Q1)*
Yields on CD(level)	(1997Q3)	(1998Q1)*
KOSPI(level)		(2003Q1)*
Call(month-to-month Differences)		
Yields of Corporation Bonds(month-to-month Differences)	(1992Q1)	
Yields on CD(month-to-month Differences)		
KOSPI	(1997Q2)*	
Reserve Money(nominal)		(1978Q3)*
Reserve Money(real)	(1997Q3)*	
M2(nominal)		(1998Q3)*
M2(real)		(1999Q1)*

Notes: 1) Unless noted otherwise, all variables analyzed using percent change from the previous periods(annual rate)

2) Structural break points are given for variables that are significant at the 10% significance level.

* denotes that variables are significant at the 5% significance level.

3) GDP(\$) is calculated from nominal GDP(₩) / average(₩/US\$)

시점에 구조적 변화 가능성이 발견된다.

고용부문의 경우, 근로시간, 비경제활동인구, 고용률 등은 각각 다른 시점이지만 구조 변화의 가능성이 나타난 반면, 취업자 수의 변화는 서비스업과 도소매업을 제외하고는 상대적으로 안정적이었다는 결과가 나타났다. 일견 상충되는 현상인데 이에 대해서는 보다 심도 있는 연구가 필요한 것으로 판단된다.

그 밖에 주목할 만한 결과는 금융변수들인데, 이자율의 경우 대부분 외환위기 이후 구조적 변화가 있었음을 시사하고 있으며, 통화지표의 경우 본원통화(명목)는 상대적으로 이른 시기인 1978년에 구조 변화가 있었을 가능성이 높게 나타난 반면, 광의의 통화는 외환위기 이후 시점으로 나타난다. 이러한 현상은 위기 이후 금융부문의 변화가 가장 급속히 진행되었음을 반영하는 것으로 보인다.

3. 주요 거시변수들의 경기 변동상의 특징

우리나라 경기변동상의 특징들을 알아보기 위해 앞 절에서 언급한 B-P 필터를 이용하여 순환변동요인을 식별하고, 순환변동요인 간의 시차상관계수 및 그랜저인과관계 검정 등을 수행하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약정리될 수 있다.¹⁶⁾

1. 우리나라의 경기순환과정은 전통적인 경기순환 기준이 아니라 성장순환(growth cycle)의 관점에서 파악하는 것이 적합하다.
 - 1.1 성장추세가 선형이라는 가정하에서 우리나라의 성장추세는 연간 약 7%에 이르지만, 실증적 증거는 선형추세가 아닌 것으로 나타나고 있다.
2. 대부분의 거시경제지표는 외환위기 기간을 전후로 하여 변동 양상에서 구조적인 변화가 관측되고 있으며, 전반적인 특징은 다음과 같다.
 - 2.1 민간소비지출과 설비 및 건설 투자는 경기와 강한 동행성을 보이고 있다.
 - 2.2 취업자 수는 경기에 민감하게 반응하며, 특히 제조업부문이 가장 크게 영향을 받는 것으로 나타나 경기국면 판단에 유용한 지표로 활용될 수 있다.
 - 2.3 이자율은 경기변동과정에서 역선행성을 가지고 있어 이자율 정책이 경기조절효과를 가지고 있음을 시사하고 있다.
 - 2.4 대외부문은 경기를 선행하는 경향이 있으며, 수출과 수입은 국내 경기를 약 1분기 정도 선행하며, 경상수지는 경기에 역선행

16) 각 부분별로 상세한 분석내용은 이재준(2008)을 참고.

(counter-cyclical and leading)한다.

2.5 물가상승률은 1980년대 초에 구조적으로 낮아졌으며, 유가와 환율 등 대외 여건의 영향이 국내 인플레이션을 유발시키는 지배적인 요인으로 작용한다.

IV. 경기순환과정의 안정성에 대한 분석

1. 우리나라 경기순환과정의 변동성

거시경제의 안정성이라는 관점에서 성장추세(혹은 잠재성장률)와 더불어 순환적 요인의 변동성(volatility)은 경제주체의 후생을 좌우하는 주요한 측면이기도 하다. 전통적으로 경기순환이론에서 중요하게 다루어져 왔던 분야 중의 하나는 확장과 침체를 반복하는 순환과정 자체가 시점에 따라 어느 정도의 진폭을 보이

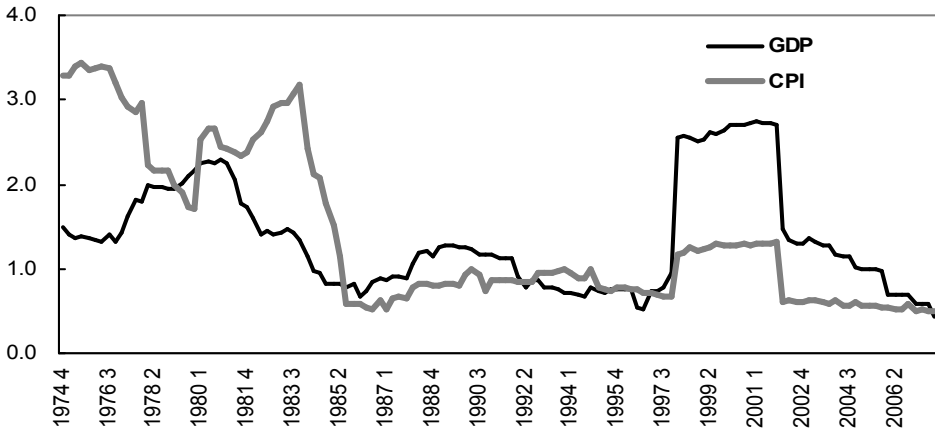
고 있는나인데, 이러한 변동성의 크기는 장기적인 경제성장 수준에 부정적 영향¹⁷⁾을 미치는 한편 단기적으로는 경기국면의 지속성(persistence)을 결정짓는 요인으로도 작용하고 있다. Kim and Nelson (1999)과 McConnell and Perez-Quiros (1999)에서 미국경제를 대상으로 변동성의 구조적 변화 가능성에 대한 이슈를 촉발시킨 이후 많은 후속 연구 결과들이 나오고 있는데, Stock and Watson(2003)은 1980년대 이후 대부분의 선진국에서 거시경제지표의 안정성(great moderation)이 높아지고 있다는 경험적 증거를 제시하고 있다. 최근 IMF(2007)는 이러한 경기순환과정에서의 변동성 감소는 선진국뿐만 아니라 전 세계적으로 관찰된다고 보고하고 있다.¹⁸⁾

변동성의 변화 여부에 대한 연구 외에도 변동성 감소의 원인에 대한 연구도 활발히 진행되고 있는데, 변동성 감소의 원인으로 제시되는 요인들을 분류해 보면, 거시경제정책의 대응능력의 향상, 특히 통화정책의 효과성 및 적시성의 개선

17) 1980년대까지는 단기적인 변동성이 장기적인 경제성장에 미치는 영향은 그다지 크지 않다는 것이 지배적인 견해였으나, 1990년대 들어서면서 생산의 변동성은 경제성장과 경제후생에 유의한 영향을 주고 있다는 연구 결과들이 제시되어 왔다. 그러나 대부분의 연구 결과는 경험적인 증거를 제시하는 차원에서 이루어지고 있으며, 이론적으로는 생산변동성과 장기경제성장 간의 관계가 아직 명료히 밝혀지지 않은 것으로 보인다. 현재까지 제시된 경로로는 생산의 변동성은 미래 기대수익의 흐름에 영향을 미치고, 투자감소를 통해 성장을 저해한다는 투자경로가 가장 설득력 있는 설명인 것으로 보인다. 이와 관련된 연구문헌의 개관은 Kose, Prasad, and Terrones(2003)과 Aizenman and Pinto(2005)를 참조하기 바란다.

18) 본 연구가 진행되는 기간에 국제금융위기가 발생, 확산되면서 세계적으로 이례적인 수준의 경기침체를 야기시키고 있다. 따라서 현시점에서 변동성 감소에 대한 연구 결과를 확정하는 것은 이른 감이 있으며, 향후 추가될 표본의 영향을 기다릴 수밖에 없을 것으로 판단된다.

[Figure 8] Standard Deviation of GDP Growth rate and CPI Inflation
(4-year rolling-window)



(improved monetary policy), 재고관리 (inventory management)와 같은 생산관리 기술의 발전, 변동성이 상대적으로 작은 정부지출이나 서비스산업의 비중이 커지는 등 산업구조의 변화(sectoral shift) 등을 들 수 있다. 한편, 변동성 감소가 어떤 구조적인 원인에 의한 것이 아니라 단지 외부적 혹은 외생적 충격의 빈도나 크기가 최근 들어 감소(smaller shocks)했기 때문에 나타나는 현상일 뿐이라는 견해도 상당한 설득력을 얻고 있다.¹⁹⁾

[Figure 8]은 우리나라 경기변동과정의 변동성의 특징을 간단히 알아보기 위해 경제성장률의 표준편차를 10년과 4년 주기로 연속(rolling-window)해서 계산한 결

과이다. 그림에서 보듯이 1980년과 1997년의 심각한 경기침체를 포함한 기간의 표준편차는 높은 수준을 보이고 있다. 따라서 4년 주기의 표준편차는 이 두 기간을 포함하지 않는 나머지 기간에서는 경제성장률의 변동성이 추세적으로 완만히 낮아지고 있는 것으로 보인다. 그러나 10년 주기로 판단할 경우 변동성은 1998년 급격히 상승하여 현재까지 높게 유지되고 있는 것으로 나타나지만, 이는 외환위기의 영향을 지나치게 긴 기간 동안 반영하였기 때문이다. 따라서 우리나라의 경기변동성 분석 시 외환위기의 영향을 제어하는 것이 분석의 결과를 좌우할 수 있다.²⁰⁾

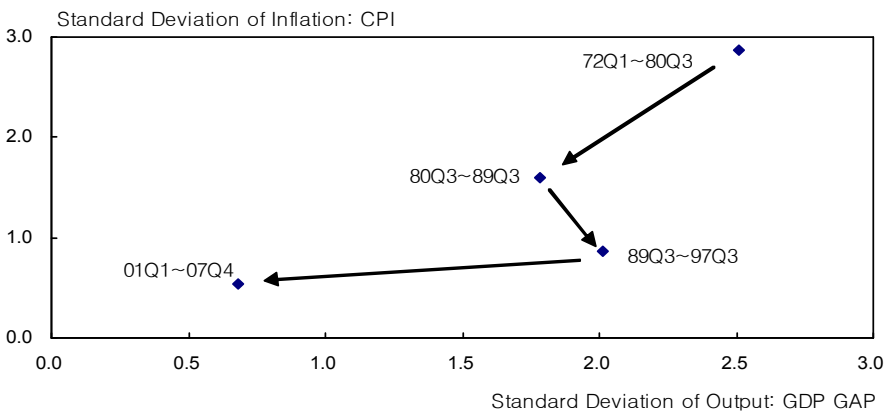
19) IMF(2007)의 2007년 보고서 *Has the World Economy become More Stable?*은 변동성에 관한 최근까지의 연구 결과를 반영하고 있으며, 변동성과 관련된 기타 연구문헌들은 이 보고서의 References를 참고하기 바란다.

<Table 4> Standard Deviation of CPI and GDP

	CPI Inflation	CPI-cyc ¹⁾	GDP growth rate	GDP-cyc ¹⁾
72q1~80q3 ¹⁾	2.87	4.90	1.83	2.5
80q3~89q3	1.59	4.07	1.09	1.8
89q3~97q3	0.86	0.90	0.75	2.0
01q1~07q4	0.54	0.38	0.80	0.7
71q1~07q4	2.14	3.30	1.50	2.3

Note: The Cyclical Component is extracted from B-P Filtering which drops data of 12 quarters from the initial data point. Therefore Cyclical component series start at the first quarter of 1973.

[Figure 9] Volatility Trend of CPI and Cyclical Component of GDP



한편, 외환위기의 영향을 배제하기 위해 제II장에서 상술한 대로 외환위기 기간을 1997년 4/4분기부터 2000년 4/4분기로 간주하여 배제하고, 공식순환주기를 기준으로 기간을 구분하여 변동성의 변화를 살펴보면 외환위기 이후 최근까지 현저히 감소한 것으로 확인할 수 있다 (Table 4 참조). 한편, 경제성장률뿐만 아

니라 물가변수들의 변동성도 기간별로 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다.

[Figure 9]는 ‘Taylor Curve’라고 지칭되는 GDP의 순환변동요인과 소비자물가 상승률의 기간별 표준편차를 동시에 그린 것이다. 일반적으로 물가의 변동성이 커지면 가격변수의 신호기능에 장애가 발생하면서 생산과정에 부정적 영향을 주

20) 관련된 연구문헌 중 외환위기 이후 우리나라 경제성장률의 변동성이 증가한 것으로 보고한 경우, 대부분 외환위기의 영향을 배제하기에는 표본기간이 짧았기 때문에 나타난 것으로 판단된다.

는 것으로 알려져 있다. 그러나 우리나라의 경우 1980년대 기간 중 GDP의 변동성이 소폭 증가한 것을 제외하면 전체적으로 우리나라의 거시경제는 1970년대에 비해 현저히 안정화된 것을 확인할 수 있다. 다만, 이러한 거시경제의 안정성이 1970년대 오일충격과 같은 거대한 외부충격의 발생빈도가 낮아진 데 기인하였을 가능성과 경제구조의 안정화 혹은 경제안정화 정책에 기인한 것인지를 구분하기는 어렵다.²¹⁾

2. 변동성 감소의 원인에 대한 계량분석

앞 소절에서 간단히 언급하였듯이 변동성 감소의 원인으로는 많은 요인들이 거론되고 있으며, 각 요인의 영향을 정교하게 구분하는 것은 이론적으로나 실증적으로도 간단치 않다. 본 소절에서는 우리나라 GDP 성장률상에서 관찰되고 있는 변동성의 감소 원인에 대한 기초적 분석으로서 생산수준의 변동성 감소가 외생적 충격(exogenous shocks)의 발생과정에서 나타난 우연적인 현상인지 아니면 전파경로(propagation)상에서 나타나는 경제 내내생적 요인에 기인한 것인지를 간단한 시계열모형을 통해 살펴보기로 한다.

우선 성장률의 자기회귀모형상에서 보

면 변동성은 외생적 충격의 분산과 시계열 구조의 지속성에 의해 결정됨을 알 수 있다. 가장 단순한 AR(1) 모형에서 살펴보면, y_t 를 경제성장률이라고 할 때 충격요인의 분산 σ_ϵ^2 이 감소하거나 충격효과의 지속성을 결정하는 자기회귀계수 ρ 가 감소하면 종속변수인 경제성장률의 분산이 감소하는 것을 알 수 있다.

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$Var(y) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1 - \rho_1}$$

즉, 충격의 생성과정 자체가 바뀌면서 충격의 크기가 감소했을 수도 있고, 충격의 발생 자체에는 변화가 없어도 경제 내로 전파되는 경로가 바뀌면서 충격의 지속효과가 짧아지면 결과적으로 경기변동의 진폭은 동일하게 감소하는 것으로 나타날 수 있다.

경제성장률에 대해 AR(1)의 시계열모형을 추정해 보면(Table 5 참고), 지속성을 의미하는 자기계수 추정치는 전 표본기간에서는 0.28로 나타났으며, 기간별로 보면 자기회귀계수는 1980년대 이후 지속적으로 낮아져, 0 수준과 통계적으로 유의하게 다르지 않은 모습을 보이고 있다. 특히, 2001년 이후 기간에는 자기회귀계수가 음의 값으로 추정되어 최근 기간

21) 이를 구분하기 위해서는 모형을 통해 양 변동성에 대한 한계선(frontier line)을 추정하여야 하는데, 이에 대한 자세한 설명은 Juillard and others(2006)를 참고하기 바란다.

<Table 5> AR(1) Univariate Time Series Model Estimation Results of GDP Growth Rate

Q-on-Q % change (annual rates)	Intercept	Autoregressive Coefficient	SER
1972Q1 1980Q3	4.53	0.36	6.60
1980Q3 1989Q3	8.14	0.03	4.49
1989Q3 1997Q3	6.69	0.10	3.01
2001Q1 2007Q4	5.41	-0.10	3.17
1971Q1 2007Q4	4.71	0.28	5.65

Note: SER: Standard Error of Regression.

에는 성장률 패턴에서 지속성이 거의 사라진 것으로 나타나고 있다.

흥미로운 사실은 1980년대 기간은 1970년대에 비해 충격의 크기와 지속성이 모두 감소한 반면, 1990년대의 변동성 감소는 지속성은 약간 증가하였으나 충격의 영향이 현저히 줄었기 때문인 것으로 나타나고 있으며, 2000년대 기간은 충격의 영향보다는 지속성이 현저히 감소한 것이 변동성 감소의 원인인 것으로 나타나고 있다는 것이다.

이상에서 살펴보았듯이 기간에 따라 경제성장에 미치는 충격의 크기와 충격 효과의 지속성이 모두 변화하고 있으며, 경제성장률의 변동성은 두 요인에 모두 영향을 받았을 가능성을 시사하고 있다.

따라서 시간에 따라 경제성장률의 지속성과 충격분산이 동시에 변화하는 양상을 설명할 수 있는 분석방법을 통해 살펴보기

로 한다. 이하에서는 지속성의 변화는 시변파라미터(time-varying parameter)의 개념을 자기회귀계수에 적용함으로써 처리하고, 충격분산의 시간에 따라 연속적으로 변화하는 양상은 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 효과로 설정하여 다음과 같은 모형을 추정함으로써 경제성장률의 변동성이 변화하는 원인을 구분해 보고자 한다.²²⁾

$$y_t = \mu_t + \rho_t y_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1},$$

$$a_0 > 0, \quad 0 < a_1 < 1,$$

$$0 < a_2 < 1, \quad 0 < a_1 + a_2 < 1$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{1t}, \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$\rho_t = \rho_{t-1} + v_{2t}, \quad v_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

위 식에서 y_t 는 전기 대비 GDP 증가율,

22) 종속변수의 조건부 분산은 시변파라미터의 불확실성과 충격분산의 변화 정도에 의해 결정된다는 것인데, ARCH와 TVP 모형에 대한 상세한 설명은 Kim and Nelson(1989)을 참고.

e_t 는 교란항, 그리고 h_t 는 교란항의 조건부 분산으로서 GARCH(1,1)로 설정하였으며, 시변파라미터 μ_t , ρ_t 는 각각 임의보행(random walk)을 따른다고 가정하였다. 위 모형을 Kalman 필터를 이용하여 최우법(Maximum Likelihood Estimation) 추정한 결과는 [Figure 10]~[Figure 12]와 <Table 6>에 각각 나타나 있다.

우선 시변파라미터의 추정치를 살펴보면, 표본기간 동안 절편과 자기회귀계수는 추세적으로 낮아지고 있는 것으로 보인다. 특히, [Figure 11]에서 충격의 지속성을 나타내는 ρ_t 는 1980년대 0.3 수준에서 점차 낮아지고 있으며, 외환위기 직전 0.2에 가까운 수준으로 감소하였다가 외환위기 기간 상승한 후 최근 다시 하락하고 있는 것으로 나타나고 있다.²³⁾ 한편, 이러한 파라미터의 시변성을 고려할 경우 [Figure 12]에서 보듯이 외환위기 기간을 제외하고는 충격의 분산은 분석기간 중 비교적 일정한 크기를 유지한 것으로 보이며, 구조적 변화가 있었다고 보기 힘든 것으로 판단된다. 이를 확인하기 위해 GARCH 표준오차의 기간별 평균을 계산해 보면, 1970년대 3.06에서 1980년대 1.56으로 현저히 감소하였고, 1990년대에는 0.97로 감소하는 추세를 보이다가 외환위기 기간 중 2.98로 대폭 높아지고 있

다. 그리고 외환위기 이후 최근까지의 GARCH 표준오차의 평균은 1.14로 나타나 오히려 외환위기 이전 기간보다 소폭 높아진 것으로 나타나고 있다. 따라서 우리나라 GDP 성장률의 표준편차가 최근 기간에 감소한 것은 외부충격 자체가 작아졌기 때문이 아니라 경기변동과정의 지속성이 하락하면서 충격의 영향이 상대적으로 단기간 내에 소멸되었기 때문에 나타난 현상일 가능성이 높다고 판단된다.

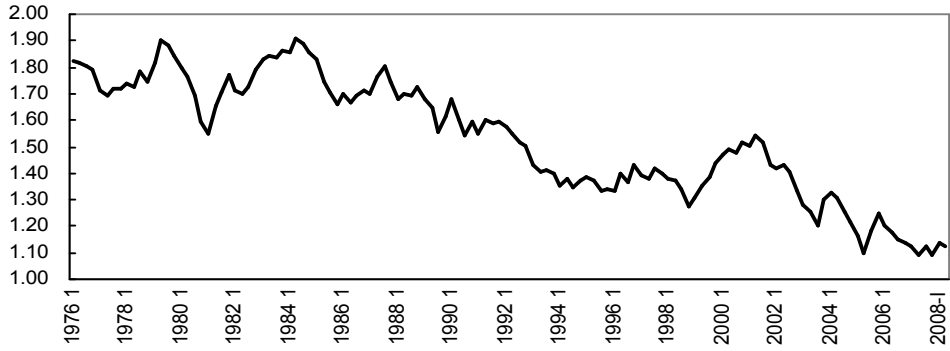
3. 부문별 변동성 특징

앞 소절에서는 우리나라 GDP 성장률의 표준편차가 최근 들어 감소한 것은 외부충격 자체의 원인보다는 경기변동과정에서의 변화에 기인하는 측면이 크다는 사실을 확인하였다. 본 소절에서는 GDP 성장률의 진폭이 감소한 현상이 부문별 변동성에서는 어떻게 나타나고 있는지 살펴보기로 한다.

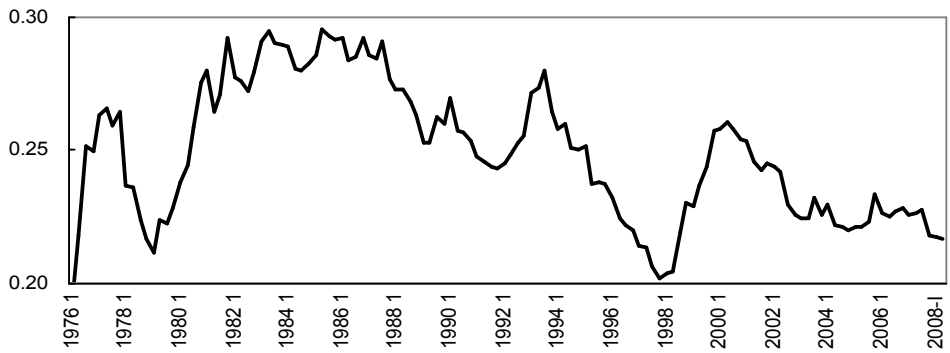
GDP 증가율의 분산으로 측정된 변동성은 <Table 7>에서 보듯이 1980년대와 1990년대에 걸쳐 현저히 개선되고 있으며, 외환위기 이후 기간에는 오히려 소폭 증가한 것으로 나타나고 있다. 그러나 GDP 구성항목 중 통계상 불일치는 우리

23) 시변파라미터로 계산한 전기 대비 GDP 증가율의 장기평균은 1980년대에 약 2.4% 수준이며, 최근 들어 1.4%대 수준으로 하락한 것으로 나타나고 있다. 이는 연율로 환산할 경우 우리나라 평균 성장률보다 높은 수준으로, 추정상 편이가 존재하거나 최우값이 아닐 가능성을 배제할 수 없음을 유의하여야 한다.

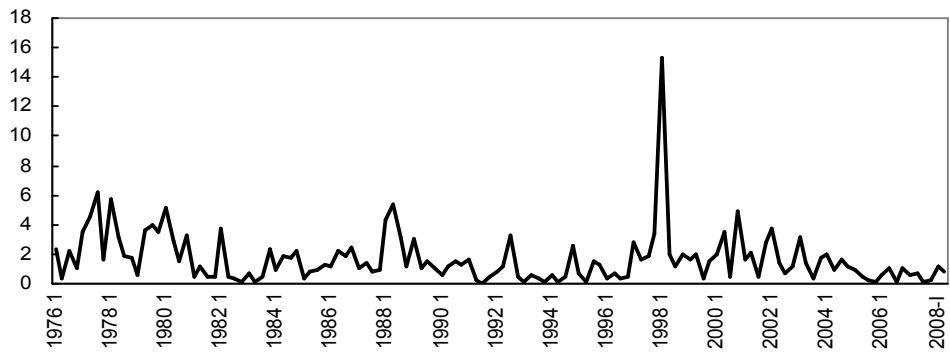
[Figure 10] Time-Varying Parameter Estimation on μ_t using GARCH Model



[Figure 11] Time-Varying Parameter Estimation on ρ_t using GARCH Model



[Figure 12] Standard Deviation of GARCH



〈Table 6〉 Estimation Results of GARCH–Time–Varying Parameter Model

	\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	$\hat{\sigma}_1$	$\hat{\sigma}_2$
estimate	0.0000	0.7250	0.0138	0.0032	0.0001
standard error	n.a.	0.0775	0.0022	0.0011	0.0002
Log Likelihood	-140.1261				

〈Table 7〉 Contribution to Volatility of GDP Growth by component

	GDP	Private Consumption	Gov. Consumption	Constuction Investment	Facilities Investment	Export	Import	Chanige in Inventories	Statistical Discrepancy	sum of Covariance
72q1 ~ 80q3	3.25	1.72	0.11	3.95	1.45	0.41	1.70	4.56	2.87	-13.53
80q3 ~ 89q3	1.15	0.22	0.08	0.50	0.39	0.54	0.58	2.12	1.63	-4.91
89q3 ~ 97q3	0.55	0.25	0.04	0.42	0.50	0.66	0.68	1.12	0.61	-3.72
01q1 ~ 07q4	0.61	0.29	0.01	0.17	0.09	2.11	2.14	0.72	0.55	-5.47
71q1 ~ 07q4	2.24	1.25	0.06	1.35	0.76	1.02	1.98	2.38	1.48	-8.03

Note: Intangible Fixed Assets are excluded as values are zeroes to the second decimal places.

〈Table 8〉 Contribution to Volatility of GDP Growth by component
(exclusion of Statistical Discrepancy from GDP)

	GDP	Private Consumption	Gov. consumption	Constuction investment	Facilities Investment	Export	Import	Chanige in Inventories	sum of Covariance
72q1 ~ 80q3	7.53	1.71	0.11	3.98	1.46	0.42	1.74	4.63	-6.52
80q3 ~ 89q3	3.34	0.23	0.08	0.51	0.39	0.55	0.59	2.11	-1.11
89q3 ~ 97q3	1.40	0.25	0.04	0.41	0.49	0.65	0.68	1.11	-2.23
01q1 ~ 07q4	0.56	0.29	0.01	0.17	0.09	2.12	2.14	0.72	-4.98
71q1 ~ 07q4	4.08	1.24	0.06	1.34	0.76	1.02	1.98	2.39	-4.72

Note: Intangible Fixed Assets are excluded as values are zeroes to the second decimal places.

나라 시계열 자료상에서 비교적 크게 나타나고 있고 전체 변동성에 미치는 영향도 작지 않은 것으로 보이는데, 이러한 집계상의 오차에 대한 경제적 의미를 찾기 어려우므로 이를 제외하는 것이 타당하다고 판단된다.

<Table 8>은 통계상 불일치를 제외했을 경우에 계산된 GDP 증가율의 변동성을 보여주고 있으며, 이전과는 약간 상이한 변화 패턴을 보여주고 있다. 즉, 전체 표본기간 중 경제성장률의 분산은 4.08 수준으로 통계상 불일치를 포함한 경우에 비해 증가하였으며, 기간별로도 상당한 차이를 보이고 있다. 변동성은 1970년대 기간 중 7.5 수준으로 가장 높고, 1980년대에 3.3 정도로 크게 낮아졌다가, 1990년대 외환위기 이전까지 1.4로 지속적으로 감소하고 있으며, 2001년 이후 기간에는 가장 낮은 0.56으로 현저히 낮아진 모습을 보이고 있다. 따라서 통계상의 오차를 제외할 경우 GDP 증가율의 변동성은 외환위기 이후 기간에도 상당히 감소하였음을 알 수 있다.

이러한 경기변동성 변화를 GDP 지출항목별 기여도를 통해 살펴보면,²⁴⁾ 1970년대에는 수출입을 제외한 모든 항목에서 기여도의 변동성이 표본기간 전체 평균보다 높으며, 특히 민간소비를 제외

한 정부소비, 고정투자, 재고 증감의 기여도의 분산은 평균치보다 2배 이상 높았던 것으로 나타나, 거시경제의 안정성이 매우 취약했던 시기임을 짐작할 수 있다. 물론 이러한 높은 변동성의 주요 원인 중의 하나는 동 기간에 발생한 두 차례의 오일충격의 영향을 포함하기 때문인 것으로 보인다. 1980년대 들어서는 거의 전 부문에서 변동성이 감소하고 있는데, 특히 민간소비 기여도는 매우 안정화되고 있다. 건설투자 기여도의 분산도 큰 폭으로 감소하는 모습을 보이고 있으며, 수입의 경우에도 감소하고 있는데 이는 소비변동성이 감소하고 있는 것과 관련 있을 것으로 추측된다. 한편, 1990년부터 외환위기 직전까지의 기간 중 경제는 전체적으로 이전 시기에 비해 안정적인 모습을 보이고 있는데, 특이한 점은 재고부문을 제외하고는 소비, 투자 등 구성항목별 기여도의 변동성은 전 기간과 거의 동일한 수준을 보이는데도 경제 전체적으로는 큰 폭으로 변동성이 감소하고 있다는 점이다. 이러한 현상은 동 기간 중 항목별 공분산의 변화 때문인 것으로 판단되며, <Table 8>의 마지막 열에서 보듯이 음의 공분산이 절대수준에서 커지는 점에 주목할 필요가 있다.

24) 부문별 변동성은 각 지출항목의 GDP에 대한 성장기여도의 분산으로 계산한 것이며, 성장기여도는 항목별 증가율과 비중의 곱이므로 성장기여도의 분산은 개별 항목 자체의 분산과는 상이하다. 변동성의 계산 및 항목별 분해방법은 부록에 상세히 서술하였으며, 변동성 분해에 대한 해석상의 오류를 지적하고 도움을 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

특히, 외환위기 이후 최근까지의 마지막 표본기간을 보면, 전체 변동성은 더욱 감소하여 분석기간 중 가장 낮은 0.56을 보이고 있는데, 항목별 변동성의 변화가 흥미롭다. 즉, 민간소비의 성장 기여도가 전체 경기변동성에 미치는 영향은 소폭 상승하고 있고, 정부소비의 경우에는 변동성이 거의 0에 가까운 수준으로 떨어지고 있는데, 이는 외환위기 이후 정부지출의 준칙성이 강화된 결과라고 판단된다. 한편, 고정투자부문이 경기변동성에 미치는 영향은 비교적 크게 감소하고 있다. 재고 증감의 기여도도 비교적 큰 폭의 변동성 감소를 보여주고 있어, 최근 들어 제기되고 있는 재고관리기술의 개선에 의한 변동성 감소 주장²⁵⁾이 우리나라 경제에서도 관측되고 있는 것으로 보인다. 한편, 수출입부문이 전체 변동성에 미치는 영향은 이전 기간에 비해 크게 증가하면서 비교 기간 중에서 가장 높은 수준을 보이고 있다. 수출입 기여도의 변동성이 큰 폭으로 상승하였음에도 불구하고 GDP 전체의 변동성이 안정적인 것은 이례적인 현상으로 보인다.

이러한 현상을 설명하기 위해서 개별 항목 기여도의 변동성에 대해 자세히 살펴보고자 한다. GDP의 변동성에

대한 지출항목별 기여도는 개별 항목의 변동성(분산) 및 GDP에서 차지하는 비중의 변화를 동시에 반영하고 있다. 즉, t 기의 GDP 성장률을 \dot{Y}_t , 지출 항목을 $\dot{X}_{i,t}$, $t-1$ 기의 항목별 비중을 $w_{i,t-1} = X_{i,t-1}/Y_{t-1}$ 라고 할 때, \dot{Y}_t 의 분산으로 측정된 전체적인 경기변동성(volatility)은 아래의 식과 같이 항목별 성장기여도의 분산 및 공분산의 합으로 나타낼 수 있다.²⁶⁾

$$\begin{aligned} \text{Var}(\dot{Y}_t) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}\right) \\ &= \sum_{i=1}^9 \text{Var}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}) \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{Cov}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \end{aligned}$$

따라서 지출 항목별 기여도의 분산 $\text{Var}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t})$ 은 비중이 상수가 아닌 한, 항목별 자체의 변동성과는 다른 양태를 가지게 되며, $w_{i,t-1}, \dot{X}_{i,t}$ 각각의 평균과 분산의 증가함수 형태로 나타나게 된다.²⁷⁾

따라서 우선 지출항목 자체의 변동성을 동일한 표본기간에 대하여 구해본 결과(Table 9 참조), 민간소비의 변동성은

25) McConnell and Perez-Quiros(1999).

26) <Table 7> 및 <Table 8>에서 항목별 기여도는 아래의 마지막 식의 첫 번째 항을, 공분산 합은 두 번째 항을 계산한 것이다.

27) 부록의 변동성 분해 참고.

<Table 9> The Variance of Growth Rates of major Expenditure Components of GDP

	Private Consumption	Government Consumption	Construction Investment	Facilities Investment	Export	Import
72q1~80q3	3.93	3.31	259.05	304.20	46.20	85.49
80q3~89q3	0.64	3.28	19.97	42.66	17.17	15.33
89q3~97q3	0.77	2.15	9.50	25.67	13.30	7.94
01q1~07q4	0.99	0.54	6.15	7.01	9.91	11.96
71q1~07q4	3.62	2.43	79.29	114.99	22.63	38.04

1980년대 기간에 크게 안정되었다가 최근 들어 소폭 증가하고 있으며, 정부소비와 고정투자의 경우에는 최근 기간까지 지속적으로 하락하고 있음을 알 수 있다. 따라서 외환위기 이후 기간 중 이들 내수 항목들은 자체의 변동성뿐만 아니라 기여도의 변동성도 같이 낮아진 것으로 나타나고 있다. 따라서 정부소비와 투자부문의 변동성이 최근 들어 안정화되면서 전체적인 경기변동성의 감소에 기여하고 있다고 볼 수 있다.

한편, 수출의 경우 자체의 변동성은 분석기간 중 지속적으로 낮아졌으나, 전술한 바와 같이 기여도의 변동성은 01Q1~07Q4 기간에 가장 높게 나타난다. 이러한 현상은 수입의 경우에도 유사하게 나타나는데, 최근 기간 중 수입 증가율의

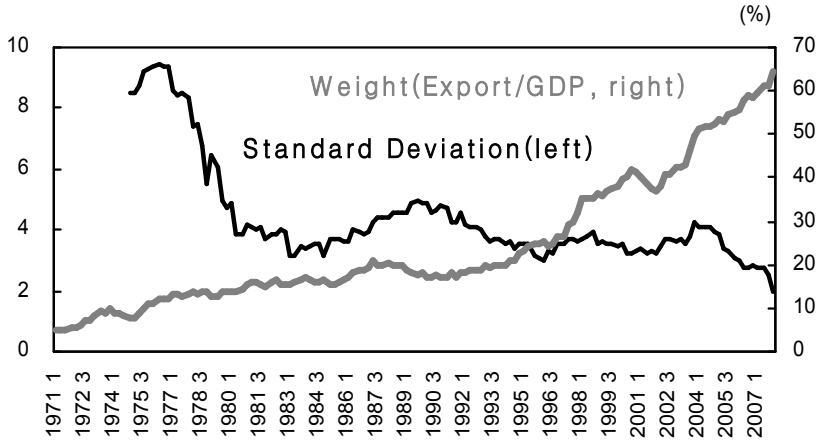
분산은 비록 1990년대에 비해 높은 하지만 다른 기간에 비해서는 현저히 낮은 수준인 반면, 수입 기여도의 분산은 최근 기간 급속히 상승하고 있다. 이는 수출과 수입 부문이 GDP에서 차지하는 비중의 변화로 설명이 가능한데, [Figure 13]과 [Figure 14]에서 볼 수 있듯이 수출입의 비중은 지속적으로 증가하여 왔고, 최근에는 우리나라 총생산에서 수출이 차지하는 비중이 약 60% 이상이고, 수입 비중도 GDP의 약 50%를 상회하고 있다.²⁸⁾ 따라서 외환위기 이후 교역의존도가 급속히 상승하면서, 대외부문의 전체적인 경기변동성에 미치는 영향이 크게 증대된 것으로 판단할 수 있다.²⁹⁾

최근 들어 전체 변동성이 감소한 현상을 설명하는 또 다른 원인으로는 GDP

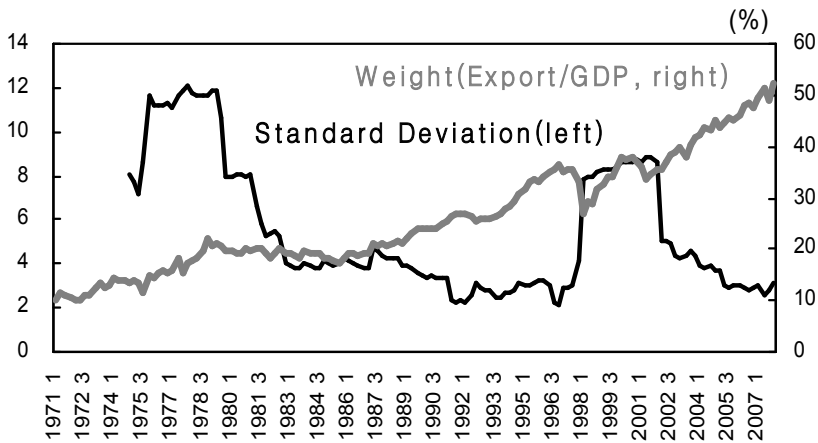
28) 최근 한국은행은 GDP 추계방법을 연쇄가중법으로 변경하였는데, 2000년 이전 시계열에 대한 조정이 이루어지지 않아, 위의 분석은 변경 이전의 시계열 자료에 의해 계산한 것이다.

29) 수출입 비중이 증가함에 따라 소비 및 투자의 비중은 완만히 감소하는 추이를 보이고 있으며, 이들 내수 항목의 비중 변화가 기여도의 변동성에 미치는 영향은 수출입에 비해 작게 나타나고 있는 것으로 판단된다.

[Figure 13] Standard Deviation of Export Growth Rate and Weight of Export in GDP



[Figure 14] Standard Deviation of Import Growth Rate and Weight of Import in GDP



구성항목 간 음의 상관관계가 커졌기 때 문일 가능성이 높은 것으로 판단된다. 즉, <Table 8>에서 공분산 합의 절댓값은 전 기간에 비해 2배 이상으로 상당히 커 졌고 1970년대를 제외하면 가장 큰 수준 을 보이고 있기 때문이다. 예를 들어, 수

출과 민간소비의 상관계수는 89Q3~97Q3 기간에는 0.21로 나타나고 있으나, 01Q1~ 07Q4 기간에는 -0.20으로 음의 상관관계 로 변하고 있으며, 수출과 건설투자의 경 우에도 양 기간 중 상관계수의 부호가 + 에서 -로 변하고 있다.³⁰⁾

최근의 경제상황을 통해 이러한 현상의 배경을 살펴보면, 2000년 들어서 수출 증가세가 크게 확대되면서 전체 경기를 뒷받침하고 있었는데, 전 세계적인 IT 버블 붕괴의 영향으로 2001년 들어서면서 세계경제가 급락하였고, 따라서 우리나라의 수출증가세도 크게 하락하고 있었다. 그러나 당시 내수 중 소비와 건축투자가 증가세를 지속하면서 수출 둔화로 인한 경기하락요인을 상당 부분 상쇄한 것으로 보인다. 한편, 2003년 이후 카드 사태로 소비가 급락할 때는 세계경제 호조와 수출이 급증하면서 소비침체로 인한 경기둔화요인을 보완하였던 것으로 보이는데, 음의 공분산이 커진 것으로 나타난 것은 이러한 부문별 확장과 수축이 상호보완적으로 나타난 상황을 반영한 것으로 추측할 수 있다.

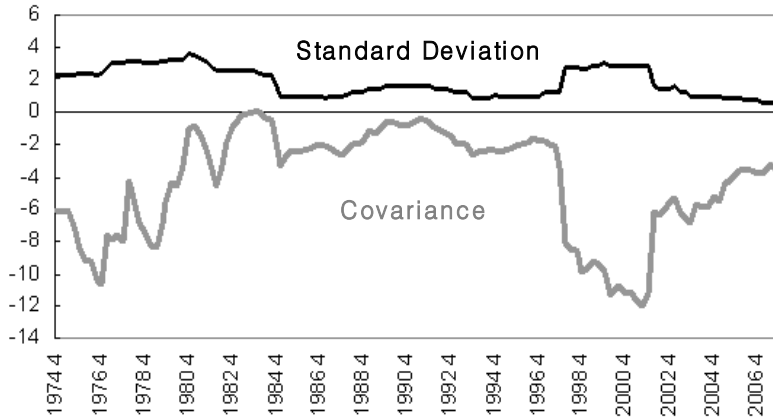
하지만 2000년 이후 발생한 몇 가지 에피소드를 감안하더라도, 음의 공분산

이 1980년 이후 지속적으로 확대되어 온 현상을 충분히 설명하기는 어렵다. 따라서 경제 내 부문별 상호관계의 변화 가능성은 최근에 나타난 특이한 현상만은 아닌 것으로 판단할 수 있으며, 경기변동성을 완화시키는 또 하나의 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

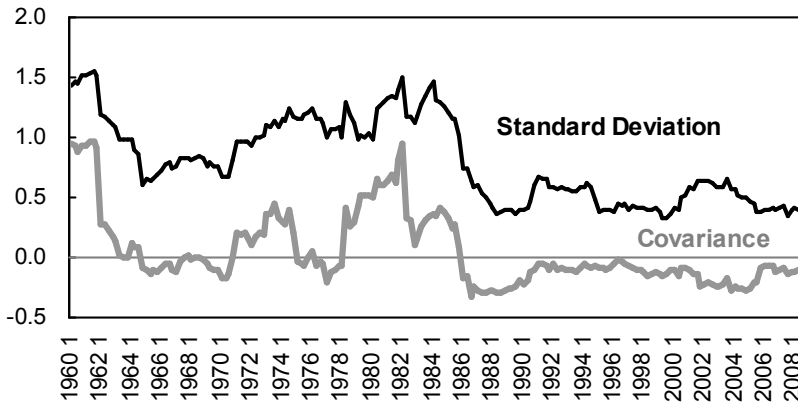
이러한 현상이 우리나라만의 특수한 요인에 의해 나타난 결과인지 확인하기 위해 미국의 GDP 구성항목 간 공분산을 계산한 결과가 [Figure 16]에 나타나있다. 그림에서 보듯이 미국의 경기변동성은 완만하게 감소하는 추세를 보이고 있는데, 최근까지의 연구 결과를 종합해 보면 1980년대 초반에 미국경제는 구조적으로 안정화되었다는 견해가 지배적³⁰⁾이다. 한편, 미국의 경우에도 GDP 구성항목 간 공분산을 살펴보면, 우리나라의 경우와 유사하게 공분산이 경기변동성을 감소시키는 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

- 30) GDP(Y), 소비(C), 수출(X) 사이에 $Cov(Y, C) > 0$, $Cov(Y, X) > 0$ 이고, 이들 세 변수가 서로 선형관계일 경우에는 $Cov(C, X) < 0$ 은 성립할 수 없으나, 비선형일 경우에는 성립 가능하다. GDP와 하위항목 간의 상관계수가 대부분 양의 관계를 가지는 것으로 나타나고 있다는 점을 감안하면, 구성항목 간의 관계에서 음의 상관관계를 보인다는 것은 항목 간의 관계가 비선형적이라는 점을 시사하고 있다. 그러나 이러한 총수요 변수 간 공분산의 변화 및 영향에 대한 이론적인 근거는 아직 충분히 밝혀지지 않고 있으며, 관련 연구를 기존 문헌에서 찾을 수 없었다. 다만, firm level에서는 Campbell의 'Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk'이 관련 있으나 aggregate level에서 소비·투자·수출·수입 간의 관계에 대한 연구는 이루어지지 않은 것으로 보인다. 이론적인 해석이 난해한 별도의 연구과제라고 판단되어 본 연구에서는 추후 research issue로 제기하는 차원에 그칠 수밖에 없었다.
- 31) 앞서 언급한 안정성(great moderation)과 관련하여 변동성 감소 논쟁을 촉발시킨 Kim and Nelson(1999)과 McConnell and Perez-Quiroz(1999)는 변동성 감소의 원인에 대해서는 다른 입장이나, 변동성이 구조적으로 변화하였으며, 그 시점은 1980년대 초반이라는 점에서는 일치된 견해를 보이고 있다. 한편, 변동성 감소는 단절적이 아니라 점진적으로 이루어졌다는 주장도 설득력이 있는데, 이에 대해서는 Blanchard and Simon(2001)을 참조.

[Figure 15] Volatility of GDP Growth Rate of Korea



[Figure 16] Volatility of GDP Growth Rate of US



특히, 1980년대 초반에 공분산의 방향이 +에서 -로 전환된 후 지속적으로 유지되고 있는 현상이 관찰되어 동 시점에서 경기변동과정에 어떤 구조적 변화가 있었음을 시사하고 있다. 이는 기존의 변동성에 관한 연구문헌에서 간과하고 있는

중요한 구조적 변화원인으로 판단되나 향후 심도 깊은 연구를 통해 밝혀질 문제로 남겨두고자 한다.

V. 결 론

본 연구는 최근의 관련된 연구성과들을 바탕으로 우리나라 경기변동과정을 포괄적으로 이해하려는 목적으로 수행되었으며, 경기변동의 기본원인은 외생적 확률충격이며, 이들 충격의 영향이 각 부문으로 확산·지속되면서 경기의 순환적 변동을 발생시킨다는 관점을 취하고 있다. 이를 위해 일정한 기준으로 추세와 순환변동요인을 구분하여 부문별 경기변동성을 분석하는 방식을 취하고 있는데, 이러한 방법은 일관성이라는 기준에서는 부문별 특징을 비교·분석하는 데 장점이 있으나, 다른 기준으로 추세와 순환변동을 분리할 경우 상이한 결과가 나타날 가능성을 배제할 수 없다는 점을 감안할 필요가 있다. 특히, 정확한 성장추세와 순환변동의 분리 및 식별에 대한 심도 깊고 지속적인 연구의 필요성이 강조된다. 연구과정에서 우리나라의 경기변동과정상에 이론과는 상반된 움직임을 보이는 현상이 적지 않게 관찰되었는데, 이러한 이례적인 현상의 상당 부분은 1990년대 말의 외환위기의 영향 때문인 것으로 판단되었다. 따라서 통계청에서 발표하는 공식순환주기와 달리 본 분석에서 채택한 추세제거 기준에 따라 외환위기의 영

향 내에 있었던 기간을 1997년 4/4분기 ~ 2000년 4/4분기로 설정하고 위기의 영향을 분리할 경우 위기 전후로 우리나라의 경기변동성의 특징이 보다 뚜렷이 관찰될 수 있을 것으로 보인다.

분석 결과 중 주요한 특징으로, 우리나라는 1970년 이후 거시경제의 안정성은 외환위기 기간을 제외하고는 지속적으로 그리고 현저히 개선되고 있으며, 경제성장률의 변동폭뿐만 아니라 물가상승률의 변동폭도 병행하여 개선되었던 것으로 나타났다. 이러한 변동성 감소의 원인은 경제충격 자체가 감소했기 때문이라기보다는 구조적으로 충격의 지속기간이 단기화되었던 데에 기인한 것으로 나타나고 있다. 특히, 2000년 이후부터 최근까지의 기간 동안 수출과 수입 등 대외부문 기여도의 변동성은 과거에 비해 증가하였는 데 반해, 전체적인 경기변동성은 완만히 감소하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 이는 내수와 대외부문 간에 상호보완적인 관계가 형성되었기 때문인 것으로 판단된다. 이러한 경제 내 부문 간 관계는 경기변동성(volatility)의 변화를 설명하는 새로운 시각을 시사하고 있으나, 제한된 시간 내에 다루기에는 용이하지 않은 이슈였으며 향후 별도의 연구대상으로 남겨둘 수밖에 없었다.

마지막으로, 본 연구가 진행되고 있는 사이 미국 등 선진국의 금융위기가 확산되면서 세계경제 및 우리 경제의 불확실

성이 유례 없을 정도로 높아지고 있다. 아마도 세계경제 및 우리 경제는 새로이 형성될 금융질서하에서 또 다른 구조적 변화(structural break)를 겪을 가능성이 높으며, 그러한 점에서는 본 연구의 분석 결과 또한 유보적일 수밖에 없다. 특히, 세계적으로 경기변동성이 일반적으로 크

게 감소하고 있다는 ‘경제 안정화(great moderation)’ 가설의 검정은 추가될 새로운 표본기간의 영향을 고려하여 당분간 보류되어야 할 것으로 판단되며, 본 연구 내용에서도 우리나라의 변동성 감소의 현상을 파악하는 것으로 제한하였다.

참 고 문 헌

- 김명직, 「2000년대 한국 경기변동의 특징과 정·저점 판정」, 『경제연구』, 제23권 제4호, 한국경제통상학회, 2005.
- 남상호, 「추세제거방법 및 환율제도와 한국 경기변동의 정형화된 사실에 관한 연구」, 『한국경제연구』, 제7권, 2001.
- 백웅기, 「한국경기순환의 특징과 양태: 역사적 고찰」, 『한국개발연구』, 제15권 제3호, 1993.
- 이재준, 「투자형태별 경기변동요인 분석」, 『KDI 경제전망』, 2007 하반기호, 한국개발연구원, 2007.
- 이재준, 『우리나라 경기변동의 특징 및 안정성 분석』, 정책연구시리즈 2008-13, 한국개발연구원, 2008.
- 한진희 편, 『경제위기 이후 한국의 경제성장: 평가 및 시사점』, 연구보고서 2007-05, 한국개발연구원, 2007.
- Ahmed, S., A. Levin, and B. A. Wilson, “Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?” Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.
- Aizenman, J. and B. Pinto, “Managing Volatility and Crises: A Practitioner’s Guide Overview,” NBER Working Paper 10602, 2005.
- Andrews, D.W.K., “Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum,” *Econometrica*, Vol. 71, Issue 1, 1993.
- Ball, L. and N. G. Mankiw, “A Sticky-price Manifesto,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, 1994.
- Baxter, M. and R. G. King, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economics Times Series,” *Review of Economics and Statistics* 81, 1999.
- Blanchard, O. J. and J. A. Simon, “The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2001, No. 1, 2001, pp.135~164.
- Burns, A. F. and W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycles*, New York: NBER, 1946.
- Chatterjee, S., “From Cycles to Shocks: Progress in Business-Cycle Theory,” *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2000.
- Cooley, T., *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, 1995.
- DeJong, N. D., *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, 2005.
- DeJong, N. D., H. Dharmarajan, and R. Liesenfeld, *On the Structural Stability of U.S. GDP*, University of Pittsburgh, 2004.

- Gordon, R. J., *Postwar Macroeconomics: The Evolution of Events and Ideas*, 1980.
- Granger, C. W. J., "Investgating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica* 34, 1969.
- Granger, C. W. J., "Testing for Causality, a Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Contro*, 2, 1980.
- Hamilton, J. D., "What's Real about the Business Cycle?" NBER Working Paper No. W11161, 2005.
- Harvey, A. C. and A. Jaeger, "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Econometircs* 8, 1993.
- IMF, "The Changing Dynamics of the Global Business Cycle," *World Economic Outlook*, 2007.
- Juillard, M. and others, "Welfare Based Monetary Policy Rules in an Estimated DSGE Model for the US Economy," ECB Working Paper No. 613, 2006.
- Juselius, K., *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applicaitons*, Oxford University Press, 2007.
- Kahn, J. A., M. M. McConnell, and G. P. Perez-Quiros, "On the Causes of the Increased Stability of the U.S. Economy," *Economic Policy Review*, May 2002.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, "Has the US Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics* 81, 1999.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, "The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No. 4, Oct. 1989.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, *State Space Models with Markov Switching*, 1999.
- King, R. and M. Watson, "The Post-war U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, 1994.
- Kose, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, "Financial Integration and Macroeconomic Volatility," IMF Working Paper 03/50, 2003.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott, *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*, 1990.
- Lee, J. and C. R. Nelson, "Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to An Empirical Puzzle," *Journal of Applied Econometrics*, 2007.
- McConnell, M. M. and G. Perez-Quiros, "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980's?" *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 1999, pp.1464~1476.
- Mitchell, B., *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, New York: NBER, 1927.
- Mitchell, B., *What Happens During Business Cycles*, New York: NBER. 1951.
- Murray, B., "Cyclical Properties of Baxter-King Filterd Time Series," *Review of Economics and Statistics* 85, 2003.

- Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982.
- Nelson, C. R. and H-J Kang, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series," *Econometrica* 49, 1981.
- Quant, R. E., "Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association* 55, 1960.
- Slutzky, E., "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes," *Econometrica* 5, 1937.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series," *Handbook of Macroeconomics*, Chapter 1, 1999.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Has the Business Cycle Changed and Why?" NBER Working Paper No. 9127, 2002.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations," Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *Journal of European Economic Association* 3(5), 2005.
- Walsh, C., *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press, 2003
- Zarnowitz, V., *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, The University of Chicago Press, 1992.

부 록

Volatility Decomposition(경기변동성의 분해)

- 경기변동성(output volatility)은 경제 성장률(GDP growth)의 (기간별) 분산을 구하여 측정하였으며, GDP를 지출항목별로 분해하여 전체 변동성에 대한 각 항목별 기여도를 측정하였다. 기간 구분은 우리나라의 기준순환 확장기 및 수축기, 외환위기 전후를 고려하기 위해 다음과 같이 설정하였다.

(기간 1) business cycle: 1972:1~1980:3, 1980:3~1989:3

(기간 2) 외환위기 전후: 1989:3~1997:3, 2001:1~2007:4

(기간 3) 전체: 1971:1~2007:4

- t 기의 GDP 성장률(\dot{Y}_t)은 아래의 식과 같이 지출항목별($\dot{X}_{i,t}$) 성장기여도의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\dot{Y}_t = \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} - 1 \right) * 100 = \sum_{i=1}^9 Cont_{i,t} = \sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}$$

$Cont_{t,i}$: GDP의 지출 항목별 성장기여도

$w_{i,t-1} = X_{i,t-1} / Y_{t-1}$: $t-1$ 기의 항목별 비중

$X_{i,t}$: GDP의 지출항목으로 민간소비, 정부소비, 건설투자, 설비투자, 무형고정투자, 총수출, 총수입, 재고 증감, 통계상 불일치로 구성

- 따라서 전체 변동성을 아래와 같이 분해하였으며, <Table 7> 및 <Table 8>에 그 결과를 보고하였다.

$$Var(\dot{Y}_t) = \sum_{i=1}^9 Var(Cont_{t,i}) + \sum_{i=1, j=1, i \neq j}^9 Cov(Cont_{t,i}, Cont_{t,j})$$

혹은

$$\begin{aligned} Var(\dot{Y}_t) &= Var\left(\sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}\right) = \sum_{i=1}^9 \sum_{j=1}^9 Cov(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \\ &= \sum_{i=1}^9 Var(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n Cov(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \end{aligned}$$

- 항목별 기여도를 비중과 자체 분산의 요인으로 구분하기 위해서는 $Var(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t})$ 항을 분해하여야 하며, 다음과 같이 두 확률변수 곱의 분산에 대한 공식을 적용할 수 있다. 두 확률변수 (X, Y) 에 대하여 $Var(X, Y)$ 는 몇 가지 일반적인 가정(finite mean and variance)하에서 다음과 같이 전개된다.

$$\begin{aligned} Var(XY) &= E(X^2)E(Y^2) + Cov(X^2, Y^2) - [E(X)E(Y) - Cov(X, Y)]^2 \\ &\quad \vdots \\ &= [E(X)]^2 Var(Y) + [E(Y)]^2 Var(X) + 2E(X)E(Y)Cov(X, Y) \\ &\quad + Var(X)Var(Y) + [Cov(X, Y)]^2 \end{aligned}$$