

# 우리나라 景氣變動現象의 特性과 研究課題 : Hodrick-Prescott필터에 의한 分析

曹 夏 鉉\*

## <目 次>

- I. 序 論
- II. 景氣變動現象의 定義와 一般的 特性
- III. 季節調整 및 長期趨勢의 除去
- IV. 우리나라의 巨視經濟變數들의 움직임 : 景氣變動現象의 特性
- V. 貿易景氣變動理論과 實物的 景氣變動理論
- VI. 結論 및 앞으로의 研究方向

## I. 序 論

국민총생산, 소비, 투자, 고용, 이자율, 화폐량, 물가수준 등 주요 巨視經濟變數들이 추세를 중심으로 반복적으로 循環變動하는 원인을 규명하려는 것이 景氣變動理論의 주요 과제이다. 종래의 추세제거방법은 差分定常(difference stationary)方法 또는 趨勢定常(trend stationary)方法인데 비하여 본 연구에서는 최근 경기변동이론분야에서 많이 사용되고 있는 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 우리나라의 1970년 1분기부터 1986년 4분기까지의 주요 거시경제변량의 순환변동을 분석함으로써 우리나라 景氣變動의 특징을 살펴보려는 것이 주된 목적이다. 경제변수의 변동성의 크기를 장기추세치로부터의 이탈의 정도로 측정하는 경우 투자, 산출량, 소비, 노동시간의 크기 순서를 가지는 것이 경기변동의 “定型화된 事實”(stylized fact)이다. 본 연구에서는 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 유도된 경제변수의 變動測度の 크기와 交叉相關關係를 비교함으로써 70년 이후 우리나라의 경기변동이 가지는 특징을 살펴보고, 이와 관련된 연구방향의 진로를 모색하고자 한다.

\* 延世大學校 經濟學科

## II. 景氣變動現象의 定義와 一般的 特性

경기변동현상은 국민총생산, 소비, 투자, 고용, 이자율, 물가수준 등 중요한 거시경제변수들이 “같은 방향으로 움직이는 현상”(comovements of macroeconomic aggregates)으로 간략하게 정의될 수 있다.

자본주의경제 하의 總體的인 經濟變數들이 추세를 중심으로 반복적으로 순환·변동하게 되는 원인을 규명하려는 것이 경기변동이론의 주요 과제이다. 이러한 문제에 대한 연구는 Keynes의 一般理論이 출간되기 전부터 경제학자들에게 주요한 關心事로 간주되어 왔다.

그리고, 실제의 경기변동현상에서의 중요한 특징(stylized facts)들을 크게 몇 가지로 나누어서 요약하면 다음과 같다.

- i) 모든 부문에 있어서 產出量의 變化는 대개 같은 방향으로 움직인다.
- ii) 耐久財(durable goods) 생산의 진동폭이 非耐久財 생산의 진동폭보다 크다.
- iii) 農產物과 天然資源들의 생산과 그 가격은 평균적인 順應度(conformity)보다 낮다.
- iv) 企業利潤은 높은 순응도를 나타내며, 그 振幅은 다른 시계열변수들보다 크다.
- v) 물가수준은 合週期的(procyclical)이다.
- vi) 단기이자율은 合週期的이며, 장기이자율도 대개 그러하다.
- vii) 화폐량과 화폐유통속도도 合週期的이다.
- viii) 건축은 合週期的이며 큰 진폭을 가진다.
- ix) 國際貿易量(foreign trade)은 약한 강도로 합주기적이다.
- x) 支拂準備率은 反週期的이며 화폐량은 강한 상향추세를 가진다.

이상에서 살펴본 i)~x)의 현상은 자본주의 경제체제 하의 거의 모든 나라에서 항상 나타나고 있다. 이에 대해 Lucas(1977)는 “경기변동현상은 모두 유사하다”(Business cycles are all alike.)라고 類推하였으며, 이에 대한 일관적인 理論體系의 확립이 앞으로의 거시경제학의 연구방향이라고 보았다.

### III. 季節調整 및 長期趨勢의 除去

#### 1. Business Cycle과 Growth Cycle

景氣變動 또는 景氣循環現象이란 산출량, 소득, 고용 등의 거시경제변량이 함께 움직이는 현상 즉, 각 경제변수의 水準變動의 符合度(conformity of fluctuations in the levels)를 의미한다. 이러한 정의는 經濟總量指標의 절대수준이 상승하거나 하락하는 현상이 반복적으로 발생한다는 사실에 기초한 것으로서 古典的 意味의 景氣變動(classical business cycle)이라고 볼 수 있다.

그러나 최근에는 전세계적으로 경기변동의 진폭이 감소되는 경향이 있으며 經濟收縮期에도 負의 성장을 나타내기보다는 상대적인 성장의 둔화현상이 나타나고 있으므로 경제총량의 절대수준의 변동을 중요시하는 古典的 意味의 景氣變動現象의 정의는 점차 그 중요성을 잃게 되고, 장기적인 추세치를 중심으로 나타나는 순환변동에 분석의 초점을 맞추게 되었다. 이와같이 경제총량 변수들이 각각의 장기적인 추세치로부터의 순환변동이 서로 유사한 형태(즉 conformity)를 보이는 현상을 成長循環(growth cycle)이라고 구별하여 이름 짓기도 한다. (예 : Zarnowitz and Moore(1982))

즉, 대개의 경제변수  $X_t$ 는 다음과 같은 4가지의 변동요인으로 구성되어져 있다고 알려져 있다.

$$X_t = C_t + T_t + S_t + I_t \quad (1)$$

여기서  $C_t$ 는 循環要因(cyclical factor),  $T_t$ 는 長期趨勢(secular trend),  $S_t$ 는 季節的 要因(seasonal factor),  $I_t$ 는 不規則要因(irregular factor)을 각각 의미한다. 따라서 위 식 (1)에서 계절적 요인과 불규칙요인을 제거한  $X'_t = C_t + T_t$  부분만을 분석하는 것이 古典的 意味의 景氣循環(business cycle)이며, 거기에다 장기추세를 제거하여  $X''_t = C_t$  부분만을 분석하려는 것이 成長循環(growth cycle)이라고 정의할 수 있다.

그러나 최근 경기변동에 관한 이론적 연구들은 성장순환현상을 경기변동현상과 구분없이 쓰고 있으며 따라서 특별한 언급이 없는 한 景氣變動現象은 長期的 趨勢値를 중심으로 일어나는 순환변동을 의미한다고 볼 수 있다.

#### 2. 季節調整

경기변동현상의 연구에 있어서 가장 기본적인 접근은 季節要因과 不規則要

인을 제거하는 것이다. 계절조정은 대개 X-11 ARIMA 방법에 의해 이루어지고 있으며, 문제점이 없는 것은 아니지만 여러 나라에서 널리 사용되고 있는 가장 普遍的인 방법이다.<sup>1)</sup> 불규칙요인의 제거에는 MCD span이동 평균방식이 사용되고 있다. MCD(Month for Cyclical Dominance)이란 시계열자료에서 순환요인의 크기가 불규칙요인의 크기를 능가하는 個月數를 찾아내어서 移動平均期間으로 사용하는 방법이다.<sup>2)</sup> 그러나 이러한 불규칙요인 제거방식에는 이론적인 근거가 부족하며 실제로 최근의 경기변동이론분야의 문헌들에서는 불규칙요인에 대한 설명은 거의 찾을 수 없다. 오히려 최근에 대두되고 있는 實物的 景氣變動理論에 의하면 技術變化衝擊 등은 불규칙요인이라기보다는 경기변동을 야기시키는 주요한 원인으로 간주되고 있으며, 그러한 기술충격의 擴散經路의 규명에 분석의 초점을 맞추고 있다.

### 3. 長期趨勢의 除去 : Hodrick-Prescott filter

어떤 時系列資料에서 추세를 제거하는 것은 매우 의미가 있다. 왜냐하면 산출량(GNP), 소비, 화폐량 등은 시간이 지날수록 증가하는 추세를 가지고 있으므로 그러한 장기적 추세요인을 제거시키지 않고 相關關係 등을 구하면 過大豫測(overestimation)의 결과를 초래할 수도 있기 때문이다. 또한 추세를 제거하지 않는 경우 그 시계열자료들은 대부분이 非定常的(nonstationary series)인 반면 많은 시계열자료 分析技法들은 共分散定常(covariance stationary) 등의 가정에 기초하여 전개되고 있으므로 여러 가지 제약에 직면하게 된다. 따라서 대부분의 경제학자들은 경제변수를 時間變數(time)에 대해 線型回歸을 시키거나 1차차분(first difference)을 구하는 방법을 쓰고 있다.

특히 대부분의 경우 분석의 편의를 위해 代數變換(log transformation)시킨 상태로 경제분석을 하게 되므로  $(1-L)\log X_t$  등으로 1차차분을 얻으면 그 변수의 증가율을 의미하게 되어 각 변수들의 증가율의 변동을 기준으로 景氣變動現象을 설명할 수 있게 된다. 이를 差分定常(difference stationary : DS) 방법이라고 한다. 반면에 시간에 대한 회귀방법은 趨勢定常(trend station-

1) X-11 ARIMA 방법 이외에도 ratio-to-trend 방법, ratio-to-moving-average 방법 또는 median link-relative method 등이 계절적 요인의 제거를 위해 사용될 수 있다. 1976년과 1981년 美國統計學會(ASA), 調查統計局(Bureau of Census) 및 NBER이 공동주최하였던 계절조정에 대한 종합학술대회에서도 여러 기법들의 문제점만 지적되었을 뿐 적절한 해결책은 밝히지 못하였다.

2) 『景氣變動의 測定과 分析方法』, 한국은행, 1989. 12, p.7

ary : TS) 방법이라고 불리우며 이 방법은 여러 가지의 문제점을 내포한 것으로 Nelson and Plosser(1982) 등에 의해 밝혀졌다.<sup>3)</sup> TS방법의 가장 큰 문제점 중의 하나가 시간( $t$ )에 대해 선형회귀한다는 것으로서 장기추세가 直線(즉, deterministic trend)으로 나타나는 것을 전제로 한 것이나 실제의 時系列資料를 살펴보면 그렇지 못한 경우가 매우 많다. 이에 대한 보완으로서  $t^3$ ,  $t^2$ , 등의 多項式(polynomial) 형태를 사용하기도 한다.

본 연구에서는 최근 景氣變動理論分野에서 많이 사용되고 있는 Hodrick- Prescott filter를 소개하려고 한다. Prescott(1986)은 부드러운 형태의 추세선을 구하는 방법으로 추세의 2次差分(second difference)의 제곱의 합이 일정한 값보다는 작도록 하는 제약 하에서 추세로부터의 편차의 제곱의 합을 극소화시키는 방식을 제시하고 있다.

이제 대수변환되어진 변수를  $y_t$ 라고 하고, 대수변환된 추세를  $s_t$ 라고 하면 最適趨勢線의 선택은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} & \text{Min } \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 \\ & \text{s.t. } \sum_{t=1}^T [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2 \leq \mu^0 \end{aligned} \quad (2)$$

위 식에서 제약식의 의미는 추세의 2차차분 즉, 變化率이 일정한 값  $\mu^0$ 보다 크지 않게 해야 한다는 것이다. 따라서  $\mu^0$ 의 값이 작을수록 추세선이 부드러운 형태를 가지게 된다. 만약  $\mu^0 = 0$ 인 경우는 결국 線型回歸方程式에 의한 결과와 동일하며 선형인 추세선을 얻게 된다.

이제 위의 極小化問題를 라그랑지 함수형태로 나타내면 다음과 같다.

$$L = \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \mu [\mu_0 - \sum_{t=1}^T \{ (s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}) \}^2] \quad (3)$$

위 식에서  $\mu$ 는 라그랑지 승수를 의미하며 趨勢曲線의 變動幅이 너무 크게 되지 않도록 일종의 벌칙(penalty)을 가한 것으로 해석할 수 있다. Prescott(1986)에 의하면 분기별자료의 경우  $\mu = 1600$ 을 사용하는 것이 적절하다고 한

3) Granger and Engle(1987) 등은 誤差修正模型(Error Correction Model)에 대한 共積分(cointegration)의 개념을 사용함으로써 추세문제에 대해 새로운 시계열 분석기법을 제시하였다. 또한 單位根(unit root)검정을 통해 어떤 경제시계열의 趨勢回歸(trend reversion)성향이 있는지를 살펴보는 연구도 많이 행해지고 있다.

다.<sup>4)</sup>

위 식으로 나타난 라그랑지 함수를 극소화시키는 最適 1次條件을 구하면 추정된 최적추세치  $s_t$ 는 다음과 같이  $y_t$ 의 線型函數形態로 나타낼 수 있다.

$$s_t = A^{-1} \cdot y_t \quad (4)$$

여기서  $s_t$ 와  $y_t$ 는 벡터로서 다음과 같이 정의 된다.

$$s_t = [s_1, s_2, \dots, s_T]'$$

$$y_t = [y_1, y_2, \dots, y_T]'$$

또한 식(4)에서의 A는 다음과 같은 형태를 가지는  $T \times T$ 행렬로서 나타난다.

$$A = \begin{bmatrix} (1+\mu) & -2\mu & \mu & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -2\mu & (1+5\mu) & -4\mu & \mu & 0 & \dots & 0 \\ \mu & -4\mu & (1+6\mu) & -4\mu & \mu & \dots & 0 \\ 0 & \mu & -4\mu & (1+6\mu) & \mu & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & & & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \mu & -4\mu & (1+6\mu) & -4\mu & \mu \\ \vdots & \vdots & & 0 & \mu & -4\mu & (1+5\mu) & -2\mu \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \mu & -2\mu & (1+\mu) \end{bmatrix}$$

따라서 추세치로부터의 變動(deviation from trend)은 다음과 같이 나타난다.

$$y_t^d = y_t - s_t \quad (\text{for } t=1, 2, \dots, T) \quad (5)$$

앞에서 살펴본 바와 같이 식 (4)에 의해 최적추세치가  $s_t = A^{-1} \cdot y_t$ 로 나타났으므로 이를 위 식 (5)에 대입해 보면 다음과 같다.

$$y_t^d = (I - A^{-1}) \cdot y_t \quad (6)$$

여기서  $(I - A^{-1})$ 를 「스펙트럴」분석에서의 high pass band filter로 간주할 수도 있다. 즉 32분기 또는 그 이상의 모든 frequency들을 제거시키는 filter를 사용한 결과와 동일하게 된다. 이와같이 추세를 제거시키는 방법은 컴퓨터를 이용한 계산이 편리하다는 점 이외에도 標本의 시작과 끝 문제(end of

4) 본 연구에서 1970: I ~ 1986: IV의 한국자료를 사용하여  $\mu=800$ 과 3200으로 설정하여 추세를 제거시켜 그 움직임을 비교해 보았으나 큰 차이는 없었다.

sample problem)를 비교적 잘 처리할 수 있다는 장점이 있다.<sup>5)</sup>

#### IV. 우리나라의 巨視經濟變數들의 움직임 : 景氣變動現象의 特徵

##### 1. 時系列 資料의 蒐集 및 變換

이제 1970년 1분기~1986년 4분기의 한국의 거시경제변수들을 앞에서 살펴본 H-P필터를 이용하여 추세치로부터의 변동을 계산한 뒤 그 움직임을 살펴보기로 하자. 사용된 자료는 다음과 같다.

產出量( $Y$ ) : 국내총생산(GDP)

消費( $C$ ) : 민간소비지출

總資本스톡( $KT$ ) : 총자본형성스톡(capital stock of gross capital formation)

固定資本스톡( $KF$ ) : 고정자본형성스톡(capital stock of gross fixed capital formation)

總投資( $IT$ ) : 총자본형성(gross capital formation)

固定投資( $IF$ ) : 총고정자본형성(fixed capital formation)

勞動時間( $H$ ) : 분기별 노동시간

賃金( $W$ ) : 분기별 임금총액

生産性攪亂( $S$ ) : Solow residual

利子率( $R$ ) : 회사채수익률

物價水準 : 소비자물가(CPI) 및 GNP디플레이터(GNPDI)

貨幣量 : M1 및 M2

여기서 물가수준과 화폐량을 제외한 모든 변수들은 實質變數(1980년 가격기준)이다. 산출량, 소비, 자본, 투자는 각 분기말의 인구수로 나눔으로써 1人當 變數로 변환시켰으며 노동시간은 분기별 총노동시간인 2188.8시간으로 나누어 平均勞動時間을 이용하였다. 모든 변수는 季節調整(seasonal adjustment)되었으며, 대수변환(log transformation)되어진 상태에서 분석하였다.

여기서 생산성은 Solow(1957)의 방식에 의해 抽出되었다. 즉, 생산함수가

5) 최근 King and Rebelo(1989), Cooley(1989) 등은 H-P filter의 방법론에 대한 연구를 발표하였으며, King-Plosser-Rebelo(1988) 등은 停滯狀態(steady-state)값으로부터의 백분비 편차를 사용하여 분석하였다.

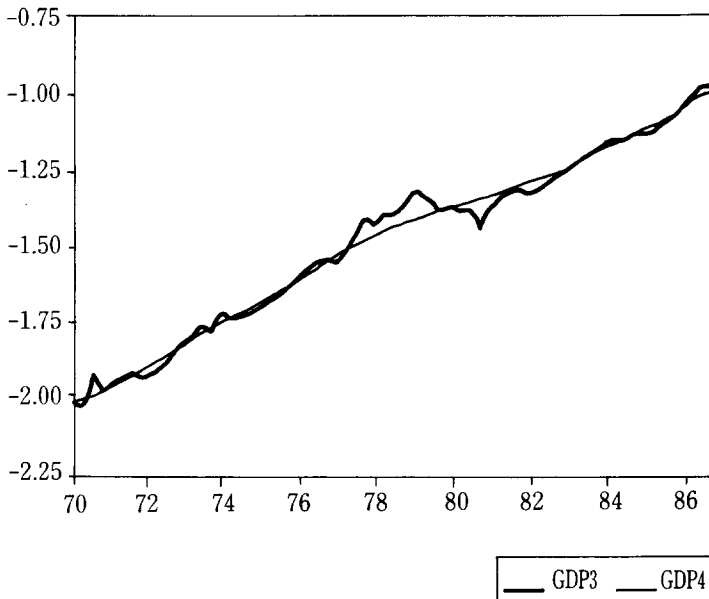
Cobb-Douglas형태를 가진다고 가정하고 생산성은 다음과 같이 유도된다.<sup>6)</sup>

$$\varepsilon_t = \log Y_t - \theta \log L_t - (1 - \theta) \log K_t$$

위 식에서  $\theta$ 는 노동에 대한 지분(labor share)을 나타내며  $\varepsilon_t$ 항은 생산요소의 투입에 의해 설명되지 못하는 부분, 즉 residual 부분을 의미하게 된다.

## 2. 우리나라의 景氣變動現象의 특성

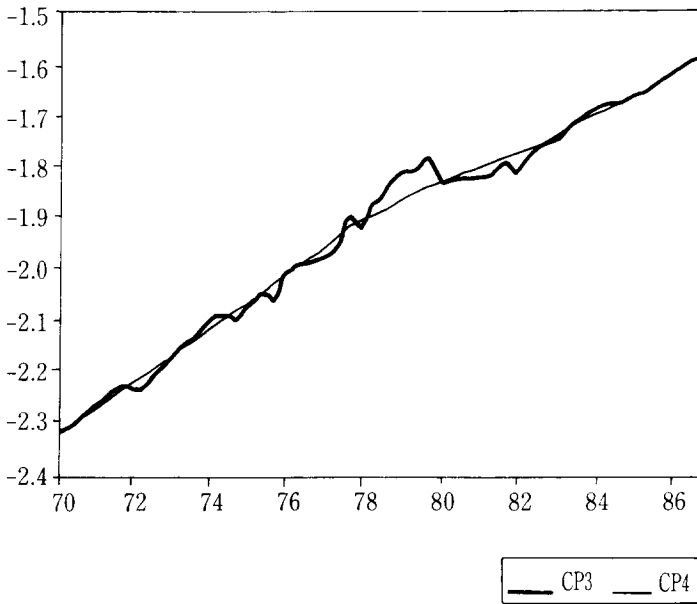
<그림 1>~<그림 6>은 산출량(GDP), 소비, 투자, 자본, 노동시간, 실질임금 등 우리나라의 主要巨視經濟變數들의 시간에 따른 움직임을 보이고 있다. 우리 경제는 1970년 이후 지금까지 高度成長을 계속해오고 있으므로 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 產出量은 일시적으로는 감소하기도 하지만 대체로 反復적으로 순환변동을 보이면서 꾸준히 증가하는 경향을 보인다. 가는 선으로 나타난 부분은 Hodrick-Prescott filter로 추정된 추세치이며 매끄러운 곡선의 형태를 가지고 있음을 알 수 있다. <그림 2>는 民間消費를 나타내고 있는데 추세가 매우 안정적으로 성장하고 있으며 거의 직선의 형태로 나타남을 알 수



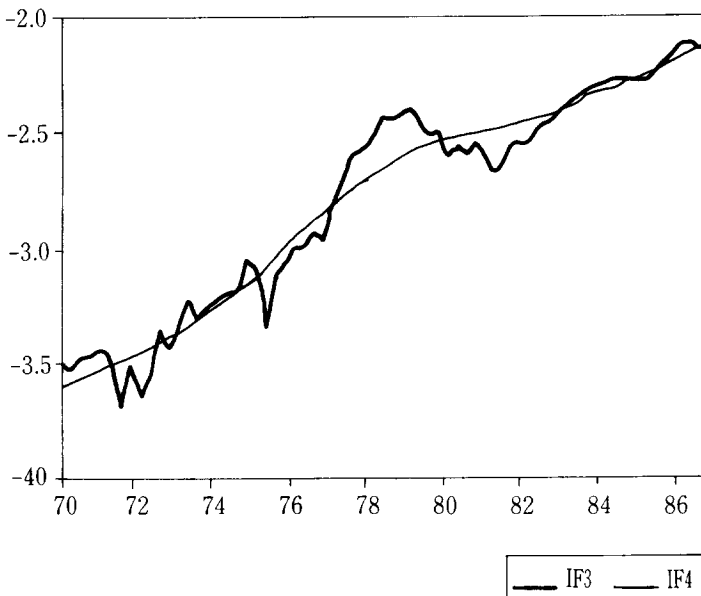
<그림 1> 산출량과 H-P filter에 의한 추세치

6) Hall(1990)은 Solow 방식의 문제점을 지적하고 "cost-based residual" 등의 代案을 제시하였다.

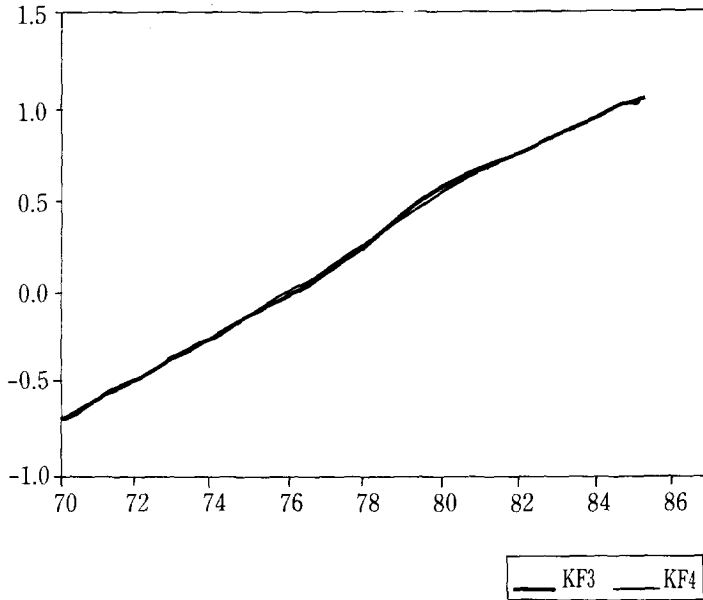




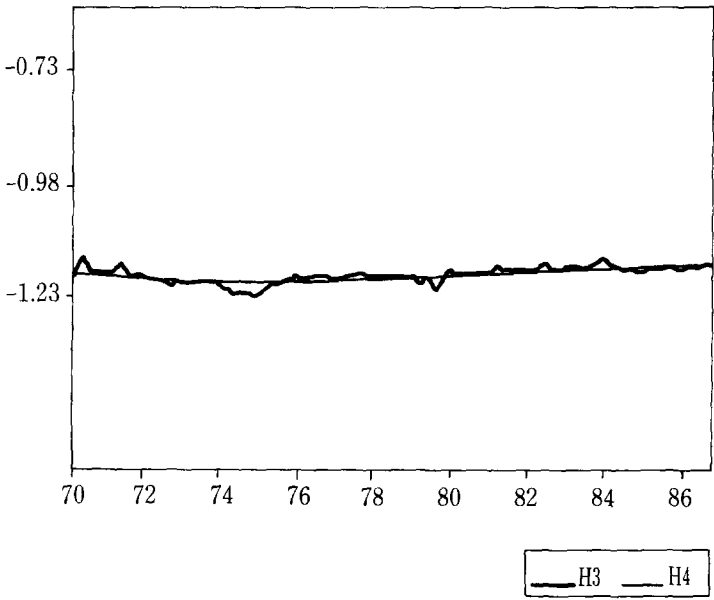
〈그림 2〉 소비와 H-P filter에 의한 추세치



〈그림 3〉 투자와 H-P filter에 의한 추세치



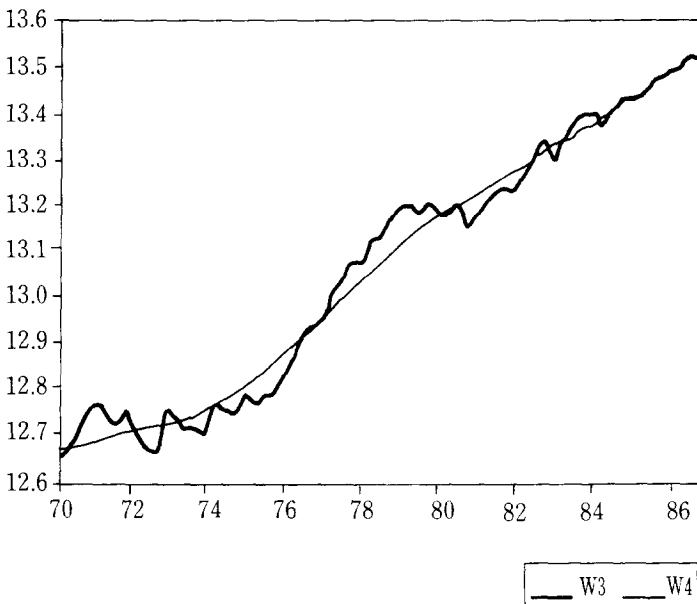
〈그림 4〉 자본스톡과 H-P filter에 의한 추세치



〈그림 5〉 노동시간과 H-P filter에 의한 추세치

있다. <그림 3>에서 볼 수 있듯이 투자는 다른 변수들의 振幅보다 크나 대체로 시간에 걸쳐서 증가하는 추세를 나타내고 있으며 1970~1979년의 기간에 비하여 1980~1986년의 기간에 나타난 추세가 더욱 완만함을 알 수 있다. 資本量의 시간에 걸친 변화는 <그림 4>에 나타나 있다. 資本量은 스톡(stock)변수이므로 시간에 걸쳐서 꾸준히 증가하며 변수의 수준과 추세가 거의 일치하여 變動幅이 작음을 알 수 있다. <그림 5>에 나타난 노동시간은 시간에 걸쳐 거의 변화가 없이 거의 水平線形態로 나타나고 있다. 이는 1人當 平均勞動時間의 변화가 거의 없음을 의미한다.<sup>7)</sup> 實質賃金은 <그림 6>에 나타나 있는데 변동폭이 상당히 크며 추세도 70~74년까지는 완만하게 증가하는 추세를 보이다가 75년 이후부터는 비교적 급하게 증가하는 추세를 보이고 있다.

<表 1>은 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 추세를 제거한 한국의 주요 경제변수의 統計의 特性을 요약하고 있다. 각 경제변수의 장기적 趨勢로부터의 이탈정도는 標準偏差의 크기로부터 알 수 있다. 즉, 경제변수의 표준편차가 클수록 변동의 정도가 크다는 것을 의미한다.



<그림 6> 임금과 H-P filter에 의한 추세치

7) 1987년 이후의 자료를 분석하면 노동시간은 감소추세를 나타내었다.

〈表 1〉 韓國의 主要經濟變數의 統計의 特性 (1人當 資料, H-P 偏差)

主要經濟變數	標準偏差(%)	產出量에 대한 比率
產 出 量(Y)	3.23	1.00
總資本스톡(KT)	1.56	0.48
固定資本스톡(KF)	1.40	0.43
勞動時間(H)	1.12	0.35
總 投 資(IT)	13.80	4.27
固定投資(IF)	9.75	3.01
消 費(C)	1.90	0.59
生産性攪亂(S)	3.26	1.01
賃 金(W)	3.82	1.18
利 子 率(R)	2.29	0.70
物價指數 CPI	2.46	0.76
GNPDF	2.85	0.88
通 貨 量 M1	5.73	1.77
M2	2.17	0.67

〈表 1〉에 의하면 우리나라의 實質產出量의 표준편차는 3.23, 소비는 1.90, 투자(IF)는 9.75, 자본량(KF)의 변동은 1.40, 노동시간은 1.12, 실질임금의 경우는 3.82로 나타났다.

각 변수에 대한 표준편차의 크기에 따라 순서를 나타내면 투자, 산출량, 소비, 노동시간으로 나타났다. 이러한 순서는 景氣變動現象에 대한 定型化된 事實(stylized facts)과 대체적으로 일치하고 있다. 소비의 변동폭은 산출의 변동폭에 비해 0.59배이며 투자(IF)의 변동폭은 산출에 비해 3.01배 정도로 큰 것으로 나타났다. 美國의 경우(1955 : I ~ 1984 : IV) 實質產出量의 표준편차는 1.74로서 우리나라의 實質產出量變動의 절반에 불과하다.<sup>8)</sup> 뿐만 아니라 소비, 투자 등 국민소득 구성요인들의 변화율도 미국보다 한국의 경우가 2~3배 정도 크게 나타나고 있다. 이러한 점은 韓國의 경제순환변동이 美國의 경제순환 변동보다 크게 不安定함을 보여주고 있다. 유일한 예외는 고용량의 변동으로서 韓國의 경우 1.12인데 비하여 美國의 경우는 1.50으로 나타나 한국의 고용량의 변동의 폭이 美國보다 작은 것으로 밝혀졌다. 즉, 美國의 경우 勞動時間의 변동폭이 소비시간의 변동폭보다 1.29배로 조금 크게 나타나고 있는 반면,

8) Prescott(1986)의 p. 17에 있는 표(1)을 참조.

〈表 2〉 產出量과의 相關關係: 1人當 資料, H-P 偏差 이용

cross correlation with output at lag $k$											
lag	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
$Y$	0.017	0.161	0.211	0.486	0.605	1.000	0.605	0.486	0.211	0.161	0.017
$KT$	-0.690	-.670	-.594	-.415	-.232	.000	.167	.316	.421	.488	.520
$KF$	-.581	-.606	-.587	-.491	-.336	-.223	.134	.306	.400	.546	.595
$H$	.240	.294	.118	.162	.339	.146	.106	-.208	-.145	-.278	-.261
$IT$	-.223	-.117	.027	.277	.455	.738	.518	.492	.313	.316	.210
$IF$	-.106	.069	.279	.488	.600	.714	.623	.556	.467	.287	.179
$C$	-.261	-.245	.028	.253	.462	.705	.666	.634	.519	.424	.322
$S$	-.073	.054	.151	.415	.475	.943	.565	.555	.260	.256	.106
$W$	.021	.012	.222	.344	.452	.634	.614	.535	.393	.288	.236
$R$	-.006	.015	-.050	-.094	-.183	.176	-.019	.069	.041	.128	.174
CPI	-.265	-.248	-.353	-.272	-.163	-.013	.112	.120	.292	.410	.413
GNPDF	-.140	-.162	-.064	-.134	-.004	-.134	.203	.232	.286	.212	.189
M1	-.097	-.195	.127	.044	.139	.134	.070	.221	.174	.156	-.040
M2	-.161	-.152	-.040	-.032	.117	.255	.192	.296	.225	.241	.008

韓國의 경우는 노동시간의 변동이 소비의 변동에 비해 0.59배로 약 60% 정도에 불과할 정도로 작게 나타나고 있다.

우리나라의 경우 M1, M2 등 貨幣量의 變動幅의 표준편차는 각각 5.73 및 2.17로서 M1의 변동폭은 실질산출량의 변동폭보다 크고, M2의 변동폭보다 작은 것으로 나타났다.

〈表 2〉는 한국의 巨視經濟變數들의 相關關係를 나타내고 있다. 앞서와 같이 H-P filter를 이용하여 추세를 제거한 뒤 산출량과의 시차  $-5 \leq k \leq 5$ 에 대하여 交叉相關係數(cross correlation)를 살펴보았다.

〈表 2〉에 의하면 우리나라의 경우 實質產出量(GDP)의 경우는  $k = \pm 1, 2, 3, 4, 5$ 에 대해 각각 상관계수가 0.61, 0.49, 0.21, 0.16, 0.02로 나타났다. 이는 투자, 자본, 노동, 소비 등 다른 巨視經濟變數들과의 交叉相關係數보다는 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 미국의 경우(1954: I ~ 1989: II)는 각각 0.85, 0.63, 0.38, 0.15, -0.03으로서  $k = 4 \sim 5$ 를 제외한 경우의 시차기간( $k = \pm 1, 2, 3$ )에 대해서 우리나라보다 더욱 큰 상관관계를 가지고 있다.<sup>9)</sup> 產出量과 資本量( $KF$  또는  $KT$ )의 경우 交叉相關係數는 시차기간

9) Kydland and Prescott(1990)의 p. 13에 있는 표(2)를 참조.

$k=-5\sim-1$ 에 대해서는 모든 값들이  $-0.69\sim-0.23$  정도로 나타나 자본량이 산출량을 선행하는 것으로 나타났다. 반면에 산출량과 노동량( $H$ )의 경우를 살펴보면 선행시간  $k=2\sim5$  사이에 대해서  $-0.2$  정도의 값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 노동량은 산출량에 대해 後行하는 것으로 나타났다. 그러나  $k=0$  시점에 대해서는 자본량과 물價水準(CPI, GNPDI)을 제외한 모든 거시경제변수들과 산출량과의 同時相關係數(contemporaneous cross correlation)들이 모두 正의 값을 나타냄으로서 습주기성을 보여주고 있다.

변수들 사이에 一方的 因果關係(uni-directional causality)가 존재하는지 또는 雙方적인 因果關係(feedback relationship)가 존재하는지의 여부를 결정짓는 데 있어 가장 손쉽게 사용되는 것이 교차상관계수이다. 그러나 Granger and Newbold(1975)가 강조하듯이 변수들 사이의 교차상관계수를 직접 살펴보기보다는 적절한 filter를 이용하여 prewhitened innovation 항목들 사이의 인과관계를 살펴보는 것이 중요하다. Haugh and Box(1974)에 의하면 이 같이 적절하게 prewhitened 항목들 사이에 대해서는 交叉相關係數값들이 평균이 0이고 표준편차가  $n^{-1/2}$ 로서 근사적인 正規分布를 하게 된다고 한다. (여기서  $n$ 은 표본수를 의미한다.) 본 연구에서는 모든 時系列資料들은 계절조정을 하였고 또한 앞의 Hodrick-Prescott filter에 의해 추세를 제거하였으므로 비교적 정확히 prewhitening step를 거쳤다고 볼 수 있다. 그러나 교차상관계수에 의한 因果性 判斷은 일차적인 것으로서 보다 엄밀한 검증은 Granger-Sims의 방법이 정확하다.

<그림 7>~<그림 13>은 실질GNP의 趨勢值로부터의 偏差部分과 다른 거시경제변수들 즉, 민간소비, 총투자, 노동량의 장기추세치로부터의 變動關係를 각각 나타내고 있다. 그래프 상단의 T와 P는 경제기획원의 기준순환일에 의한 경기저점과 경기정점을 각각 나타낸다.<sup>10)</sup>

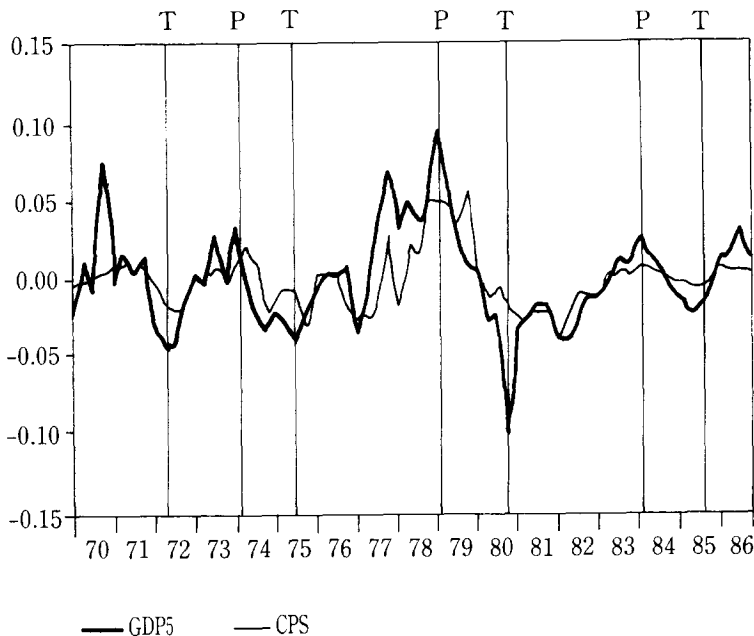
H-P filter에 의해 유도된 實質產出量의 循環變動의 頂點과 低點은 景氣轉換點과 상당히 일치하는 것을 볼 수 있다. 즉, 주기를 살펴보면 1973~4년의 제1차 석유파동과 1979~82년의 제2차 석유파동의 경우 모든 경제변수들이 저점(trough)을 이루고 있다는 점을 쉽게 알 수 있다. 각 경제변수들을 살펴보

10) 경제기획원 『景氣綜合指數』(1990년 11월) 참조. 기준순환일에 대한 최근의 연구는 丁雄鏞(1990)을 참조. 또한 기준순환일과 동행지표의 비교분석은 曹夏鉉·朴東淳(1991)을 참조할 것.

면 순환변동의 진폭은 투자의 변동폭을 제외하고는  $-10\% \sim +10\%$ 로 나타나고 있다.

<그림 7>은 소비와 산출량의 순환변동의 관계를 나타낸다. 소비가 실질 GNP보다 훨씬 더 安定的으로 변화하고 있으며 그러한 현상은 80년 이후 더욱 두드러지고 있음을 볼 수 있다. 이러한 사실은 Friedman의 永久所得假說 또는 Ando-Modigliani의 平生所得假說에 의해 알 수 있는 것처럼 경제주체들이 소비의 경로를 시간에 걸쳐 安定化(smoothing-out)시킨 결과이다.

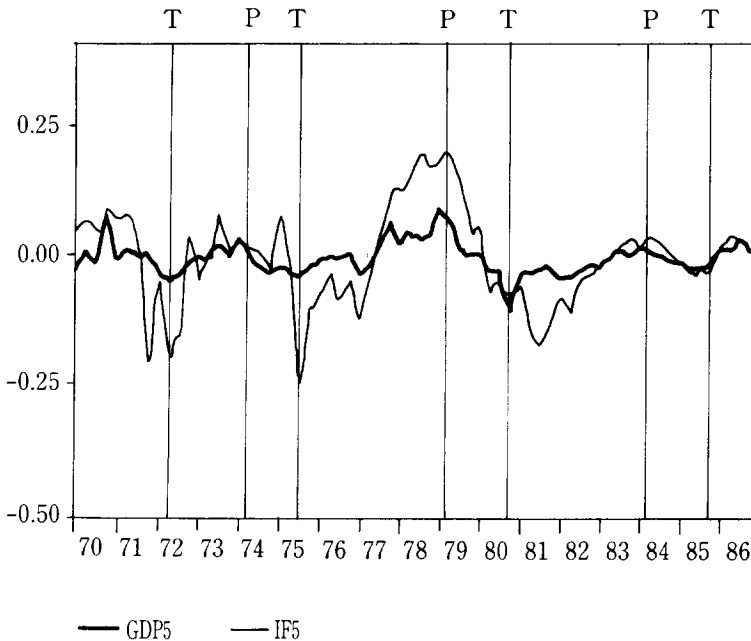
<그림 8>과 <그림 9>는 투자 및 자본량과 실질GDP의 순환변동의 관계를 각각 나타내고 있는데 投資量은 다른 모든 변수에 비하여 진폭이 가장 크게 나타나고 있으며, 投資量 변동이 資本스톡의 변동에 앞서 발생하고 있음을 볼 수 있다. 자본스톡은 여타의 변수에 비하여 가장 작게 변동하는데 이는 역시 자본스톡이 貯量變數이기 때문이다. 따라서 투자의 경우 그 변화의 방향이 매우 流動的임을 알 수 있다. 이런 점에서 J. Robinson, J.M. Keynes 등은 투자



<그림 7> 산출량과 소비의 순환변동

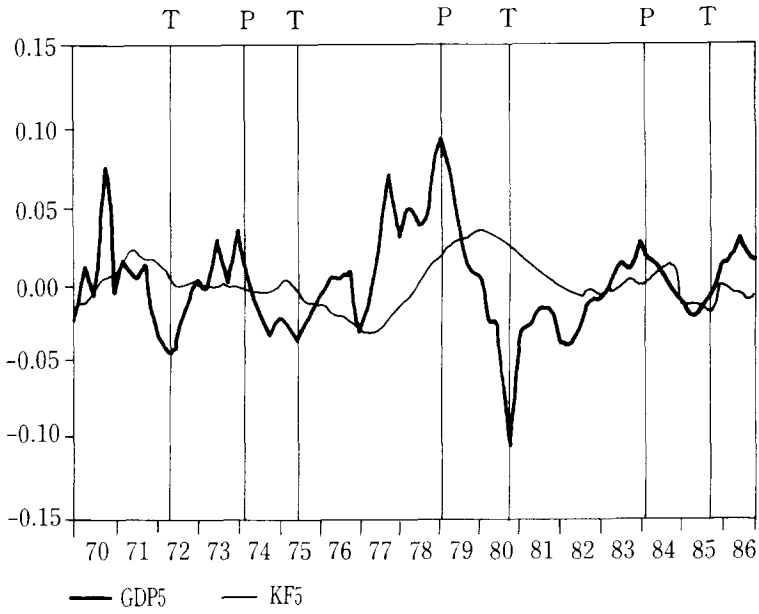
가 動物의 本能(animal spirit)에 의해 결정된다고 보았으며, 수많은 投資決定理論이 뒤따르게 되었다.

〈그림 10〉은 노동량과 실질GDP의 순환변동관계를 나타낸다. 노동량의 변화를 살펴보면 실질GDP의 변화와는 큰 관계가 없음을 알 수 있다. 즉, 앞의 〈表 2〉에서와 같이 同時相關係數는 0.146에 불과하여 미국의 경우에 비하여 낮은 것으로 나타났다. 또한 노동량의 변화와 실질임금의 변화도 거의 관계가 없는 것으로 나타났다. 〈그림 11〉은 노동량의 實質賃金에 대한 循環變動의 관계를 나타낸다. 노동량의 변화가 실질임금의 변화량에 비하여 1/3에 불과할 정도로 변동폭이 작을 뿐 아니라 變化方向도 일치하지 않는 것으로 나타났다. 일반적으로 경기변동이론이 제대로 설명하지 못하고 있는 수수께끼 중의 하나가 실질임금의 변동폭에 비하여 노동시간의 변동폭이 크다는 것이다. 따라서 Lucas and Rapping(1969)은 시간에 걸친 勞動의 代替效果를 고려하는 모형을 설정하였으며 그 이후로 많은 경제학자들이 그러한 효과에 의해 勞動時間

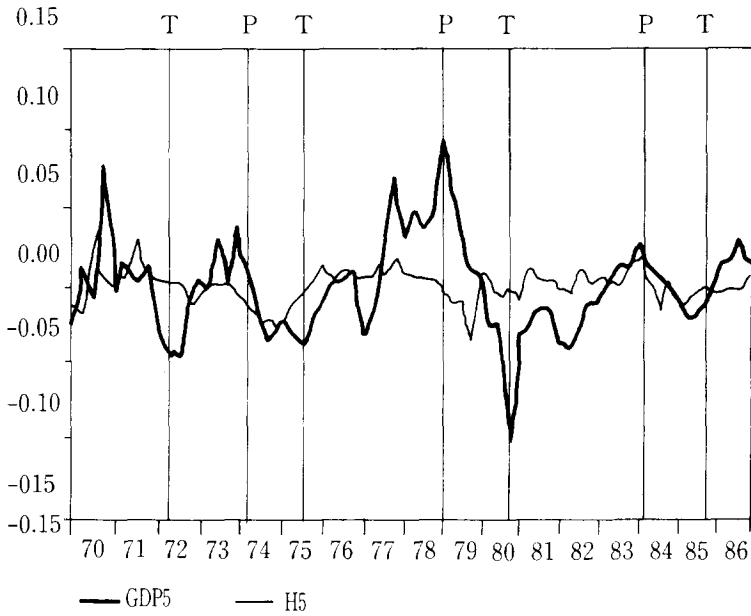


〈그림 8〉 산출량과 투자의 순환변동

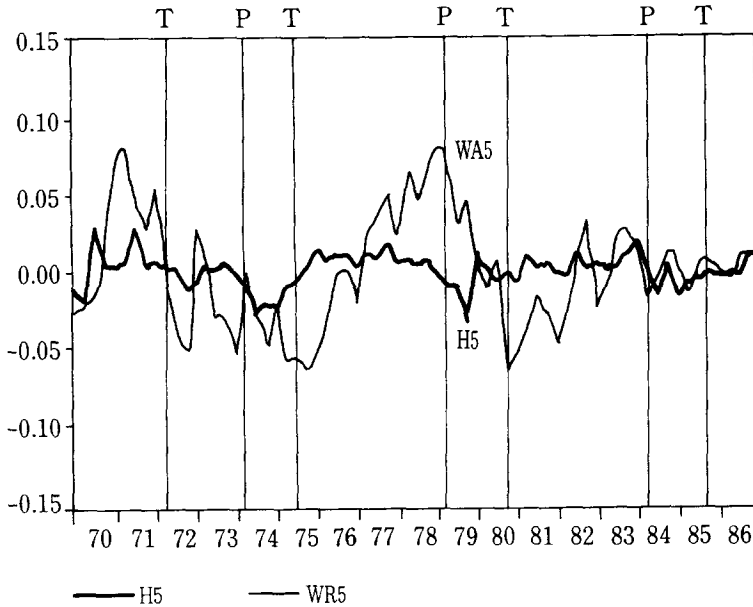




〈그림 9〉 산출량과 자본스톡의 순환변동



〈그림 10〉 산출량과 노동시간의 순환변동

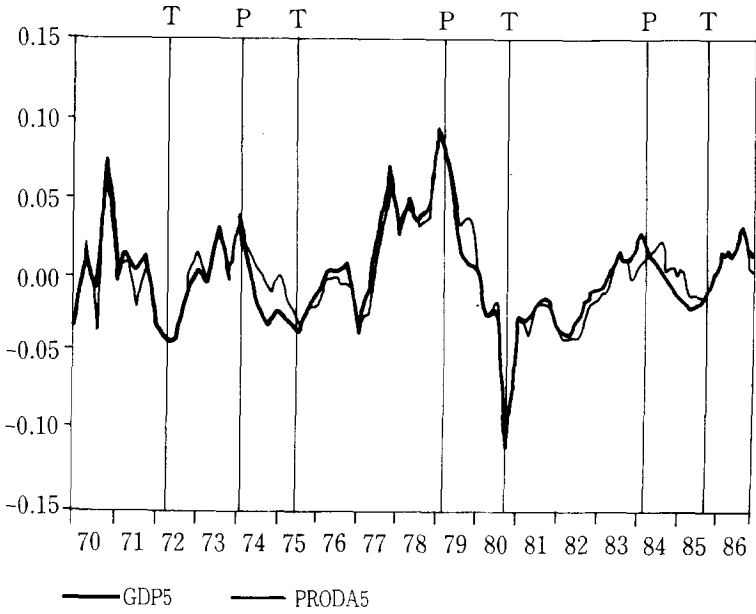


〈그림 11〉 노동시간과 임금의 순환변동

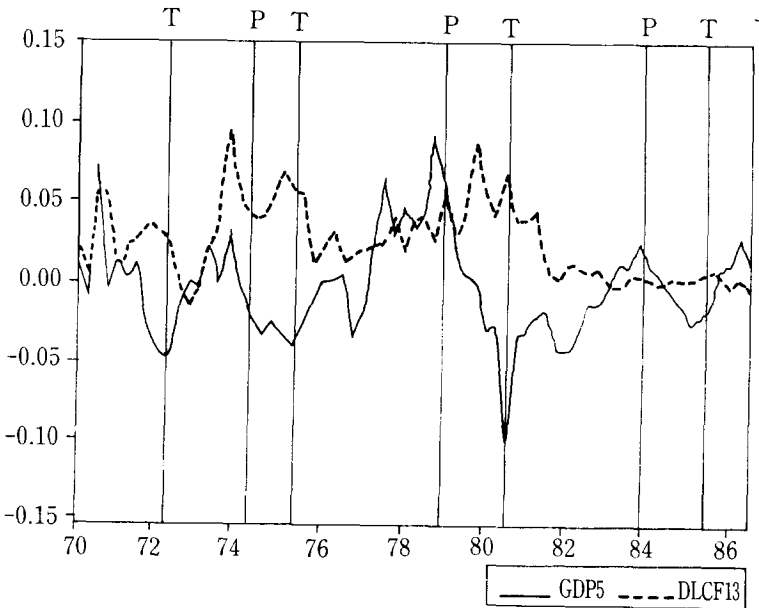
의 變動幅이 실질임금의 변동폭에 비하여 크다는 현실을 설명하려 하였다. 그러나 한국의 경우 반대의 현상이 나타나고 있으므로 이러한 사실을 설명할 수 있는 模型의 開發이 요구된다. 勞動統計의 작성이 가지는 문제를 고려할 때 한국의 경우 노동시간의 변동폭이 실질임금의 변동폭보다 적다는 현상은 制度的인 要因일 수도 있다.

Solow의 방식에 따라 구한 생산성은 〈그림 12〉에서 보는 바와 같이 실질산출량의 움직임과 거의 유사한 형태를 나타내고 있다. 특히 1, 2차 石油波動時의 실질산출량의 변화는 Solow residual에 의해 거의 정확히 나타나고 있다.

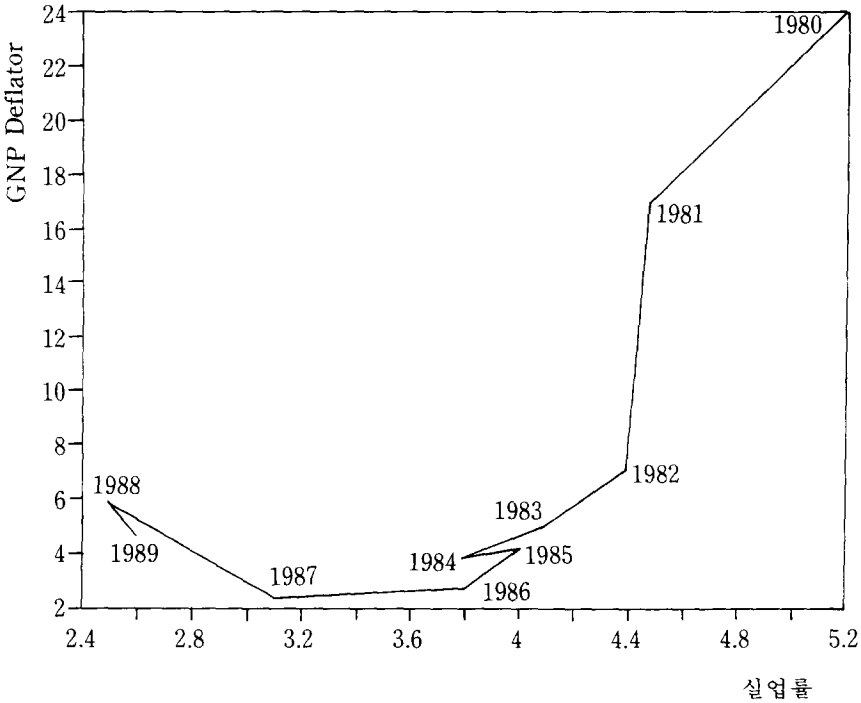
〈그림 13〉에서 보는 바와 같이 우리나라의 경우 1980년대 이전에는 產出量과 物價水準이 비슷한 움직임을 보이고 있는 반면, 80년대 이후에는 物價水準이 反景氣的인 움직임을 나타내는 것을 볼 수 있다. 일반적으로 物價水準이 procyclical한 움직임을 나타내는 것이 경기변동현상의 주요한 특성이라고 알려져 있는 데 비하여 우리나라의 경우 물가수준이 反景氣的인 움직임을 나타내는 현상을 설명할 수 있는 모형이 要望된다 하겠다.



〈그림 12〉 산출량과 생산성의 순환변동



〈그림 13〉 산출량과 소비자물가지수의 순환변동



〈그림 14〉 우리나라의 필립스곡선(1980~1989)

미국의 경우 1970년대 이후 물가수준이 反週期的인 움직임을 나타내고 있으며 이러한 현상은 이른바 stagflation으로 특징지워진다. 즉, 物價水準이 상승하면 실업율이 하락하게 된다는 필립스곡선이론과는 달리 物價水準이 상승할 때 실업율이 상승하여 산출량이 감소하는 것으로 나타나 물가수준이 反景氣的인 움직임을 나타내게 된다. Friedman 등에 의하면 經濟主體들의 未來物價變化에 대한 기대에 의해 단기필립스곡선이 우상향이동하여 장기필립스곡선에 이르게 됨을 설명하고 있다. 韓國의 경우에도 〈그림 14〉에서 볼 수 있는 것처럼 80년대 이후 필립스곡선이 垂直的인 형태를 가짐으로써 장기필립스곡선이론에 부합하는 것으로 나타났다.

#### V. 貿易 景氣變動理論과 實物的 均衡景氣變動理論

우리가 앞에서 살펴보았듯이 Solow 방식에 의해 도출되어진 生産性攪亂은

실질GNP의 순환변동을 잘 반영하고 있는 것으로 나타나 우리나라의 경우에도 實物的 均衡景氣變動理論의 적용가능성을 보여주고 있다.

균형경기변동모형은 안정적인 效用函數와 技術水準을 보유하고 있는 個別景氣主體들이 어떻게 經濟的 攪亂에 대하여 적절히 반응하는가를 예측하는 것이 주요 관심사이다. 즉, 경제적 교란의 발생에 의한 擴散過程(impulse and propagation mechanism)의 규명을 합리적 기대모형에 의해 미시경제학적 기반에서 시도하려는 것이다.

Long and Plosser(1983)와 Kydland and Prescott(1982) 등에 의한 實物的 均衡경기변동이론은 실물적인 교란이 경기변동의 주요원인이라고 분석한다. 즉, Long and Plosser에 의하면 어떤 국민경제의 생산함수를  $Y_{t+1} = F(N_t, X_t, \varepsilon_t)$ 의 형태를 가지는 것으로 가정한다. 여기서  $N_t$ 는 노동량을,  $X_t$ 는 財貨要素投入分(commodity inputs)을 의미하며,  $\varepsilon_t$ 는 생산함수에 영향을 미치는 供給攪亂을 나타낸다. 이러한 공급교란이 마르코프 과정(Markov process)을 통하여 현실경제에 나타남으로써 경기변동현상이 발생하게 된다는 것이다.

Dellas(1988)는 이러한 Long-Plosser모형을 개방경제모형으로 확장시켰다. Cobb-Douglas生産函數와 効用函數를 이용한 결과로 얻어지는 식은 다음과 같다.

$$y_{t+1} = K + Ay_t + \eta_t$$

여기서  $y_t$ 는  $i$ 국의 產出量水準을 의미하며  $\eta_t$ 는  $i$ 국의 產出攪亂項을 나타낸다. 그리고  $A$ 는 投入產出係數行列을 의미한다. 2國-2財 모형으로 나타난 결과가 VAR모형의 형태와 유사한 점이 흥미를 끈다.

劉鎮邦(1990)은 貿易景氣理論의 타당성 검토를 위해 VAR모형을 이용하여 한국, 미국, 일본의 GNP 변동의 관련을 살펴보았다. 그 결과로서 우리나라의 景氣循環이 미국 및 일본의 影響을 받았으며, 미국의 변화보다 일본의 변화가 한국에 더욱 지속적인 영향을 미친 것으로 밝혀졌다. 또한 St. Louis형의 縮約方定式을 사용하여 交易依存度を 나타내는 輸入開放度變數(총수입/GNP)와 공급교란을 나타내는 原油價格變動變數가 거시경제변수들에 미치는 효과를 추정하였다. 그 결과 原油價格變動變數와 輸入開放度變數는 모두 한국 경제의 순환변동에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌으나 輸入開放度變數의 부호가 반대로 나타나게 되었으며, 따라서 국제간 생산활동의 의존에 따른 경기변

동이전이 나타나지 않는다고 결론짓고 있다.

曹夏鉉(1990)은 VAR모형을 사용하여 韓, 美, 日 3國間の 경기변동이전현상을 분석하였다. 일반적으로 VAR모형에서 교란항의 直交化를 위해 흔히 사용되는 Cholesky factorization 방법은 변수의 配列順序에 따른 因果性問題 등을 야기시키게 된다는 점을 유의하여 Cholesky 분해방법 대신 誤差構成模型(error component model)을 사용하였다. 그 결과로 각 나라의 실질GNP 변화 중에서 世界景氣變動과 國內의 攪亂要因이 차지하는 비중을 계산할 수 있다. 1953년~1983년까지의 실질GNP의 年間資料를 사용하여 분석한 결과 韓國의 경우 약 14% 정도의 실질GNP 증가율의 변화는 세계공통의 경기변동에 의해 기인된 것이며, 86% 정도의 실질GNP 증가율의 변화는 한국경제의 특유한 교란에 의해 비롯된 것으로 나타났다. 日本의 경우는 약 16%가 국제경기의 변화에 의한 것이며, 美國의 경우는 무려 42% 정도의 실질GNP 증가율 변동이 세계경기변화에 기인한 것으로 나타났다.

또한 誤差構成模型을 移動平均模型으로 변환시켜 衝擊反應函數(impulse response function)를 구하여 세계공통의 교란 및 각국 특유의 교란이 한국에 어떤 영향을 미치는가를 분석하였다. 그 결과 한국은 세계경제의 영향을 비교적 크게 받긴 하지만 그 효과는 一時的인 것으로 나타났다. 또한 美國보다 日本경제의 변화가 우리나라의 경기변동에 더욱 크게 영향을 주는 것으로 나타났다. 한국경제는 자국의 경제적 교란에 대해서도 일시적인 반응을 보이는 것으로 나타났다.

Kydland-Prescott은 투자재를 만들기 시작하여 실제로 生産可能한 資本으로 형성되기까지에는 일정한 시간이 소요되는 것에 착안하여, 그러한 所要時間(time-to-build)이 고려된 一般均衡模型을 가정하고 있다. 또한 時間的으로 非分離의인 效用函數(non-time-seperable utility function)를 가정하여, 과거의 노동시간들이 현재의 餘暇選擇過程에 영향을 줄 수 있고, 生産性攪亂(productivity shock) 등과 같은 공급교란이 생산함수에 포함되어진 일반균형모형을 설정하였다.

효용함수는 다음과 같은 固定相對危險忌避 效用函數(constant-relative-risk-aversion : CRRA utility function)를 가정하였다.

$$U(c_t, \alpha(L)l_t) = \frac{[c_t^{1/3}(\alpha(L)l_t)^{2/3}]^\gamma}{\gamma}$$

따라서 상대적 위험기피도는  $1-\gamma$ 이다. 물론 여기서  $\gamma < 1$ 이며  $\gamma \neq 0$ 이다.

또한 기술수준은 투자프로젝트가 실제 생산을 위한 자본재로서 사용가능하게 되는데 일정시간이 소요된다고 가정함으로써 time-to-build technology를 고려한다. 즉 완성단계로 이르기 위한  $j$ 기간을 요하는 투자 프로젝트를  $s_{j,t}$ 로 나타낸다면 資本蓄積方程式은 다음과 같다.

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + s_{1,t}$$

$$s_{j,t+1} = s_{j+1,t}$$

투자는 재고( $y_t$ )의 변동부분과 현재 행해지고 있는 투자 프로젝트( $s_{j,t}$ )들로서 이루어지므로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$i_t = \sum_{j=1}^J \varphi_j s_{j,t} + y_{t+1} - y_t$$

생산함수는 다음과 같은 CES 함수형태로 나타난다.

$$f(\lambda, k, n, y) = \lambda n^\theta [(1-\sigma)^{-\nu} k + \sigma y^{-\nu}]^{-(1-\theta)/\nu}$$

위 식에서  $\lambda$ 는 技術攪亂을 나타내며 Solow(1957)의 방식에 의해 도출된다.

위와 같은 모형에서 효용함수를 여러 제약식에 대하여 極大化시킴으로써 최적해를 구할 수 있다. 그러나, 1차조건식이 非線型으로 나타나는 문제가 야기되므로 이를 해결하기 위해 효용함수를 停滯狀態에 대해 近似化시키는 방식을 취한다. 상태변수벡터를  $R$ 이라 하고 정채상태값을  $R^*$ 라고 하면 다음과 같은 테일러 전개(Taylor expansion)를 고려할 수 있다.

$$U(R^*) = U(R^*) + c'(R - R^*) + (R - R^*)' W (R - R^*)$$

위 식에서 행렬  $W$ 는 근사화 오차항의 제곱값의 합(sum of the squared approximation errors)를 극소화시키는 방식에 의해 결정된다. 각 경제변수들의 장기적인 평균치를 정채상태값으로 간주하여 위의 문제를 풀게 되며, 이는 價値函數(value function)를 이용하여 접근할 수 있다. 즉 最適制御理論(optimal control problem)에 의해 matrix Riccati equation을 구하고 이를 이용하여 最適閉鎖回路(optimal closed loop)를 구하여 擬態分析(simulation)을 시행함으로써 이론적인 경기변동의 特性値를 구할 수 있게 된다. 이 같은 방식으로 얻어진 이론적인 값은 실제의 경기변동현상의 특성치와 비교함으로써 實物的 均衡경기변동이론의 타당성을 검토할 수 있다.

曹夏鉉(1991)은 1970 : I ~ 1986 : IV의 자료를 이용하여 위에서 살펴본 time-to-build technology를 고려한 실물적 균형경기변동모형의 우리나라 경제에 대한 설명력을 살펴보았다.<sup>11)</sup> 효용함수는 선형대수함수를 사용하고 시간적으로 분리된 형태를 설정하였다. 생산함수는 Cobb-Douglas형태를 사용하였다. 효용함수와 기술조건을 나타내는 함수식에서의 모수는 우리나라 실제경제에 대한 微視的 研究를 통해 추출하여 사용하였다. 效用割引因子는  $\beta$ 는 0.95, 자본의 분배율  $\theta$ 는 0.534, 감가상각율  $\delta$ 는 0.025로 설정하였다.<sup>12)</sup> 또한 투자프로젝트가 완성되는 데 약 1년이 소요되며, 약 1/4 정도의 투자프로젝트가 투자재의 가치로 每分期에 생성된다고 가정하였다. (즉  $J=1$ ,  $\varphi_i=1/4$  임을 의미한다.) 생산교란은 솔로우(Solow, 1957)방식에 의해 추정하였으며 1차 자기회귀계수는 약 1.001로 나타났다. 이상의 결과를 사용하여 time-to-build technology를 고려한 실물적 균형경기변동모형을 擬態施行分析하였다. 모형에서 도출된 주요 거시경제변수들의 시간에 걸친 경로와 우리나라의 실제자료를 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 비교함으로써 모형의 說明力을 평가하였으며 그 결과는 <表 3>에 나타나 있다.

<表 3>에서 볼 수 있듯이 time-to-build technology를 고려한 실물적 균형

<表 3> 模型과 實際變數의 變動性 크기 比較

(표준편차, 단위 : %)

主要經濟變數	韓國經濟	均衡景氣變動模型
產 出 量	3.23	3.09
消 費	1.09	1.89
勞 動 時 間	1.12	1.07
投 資	9.75	9.35
資 本 스 톡	1.40	1.09
利 子 率	2.29	4.75
賃 金	3.82	2.13

註 : 1) Hodrick-Prescott filter를 사용하여 추출한 값임.

11) 曹夏鉉, “균형경기변동모형과 한국의 경기변동현상 : Time-to-build technology 모형,” 『KCCI 경제전망』, 大韓商工會議所 韓國經濟研究센터, (1991. 7).

12) 效用割引率은 피셔방정식(Fisher equation)을 사용하여 실질이자율을 구한 뒤  $\beta = (1+r)^{-1}$ 에 의해 구하였다. 또한 피용자보수를 國民可處分所得으로 나누어 노동자지분을 얻은 다음 1에서 그 값을 공제하여 자본의 분배율을 구하였다. 감가상각율은 韓國銀行 조사통계월보에서 구하였다.



경기변동모형에 의해 유도된 변수와 현실경제변수의 변동정도는 절대적 크기나 변수간의 상대적 크기순서에 있어서 상당히 일치하는 것으로 나타났다. 즉, 均衡景氣變動模型에 의한 投資>產出量>勞動時間>消費라는 변수의 변동성 크기순서가 실제변수의 경우와 일치하고 있을 뿐 아니라 변동성 크기를 나타내는 표준편차값이 모형과 실제가 매우 근접함을 알 수 있다.<sup>13)</sup> 이같은 사실을 볼 때 time-to-build technology를 고려한 균형경기변동모형이 우리나라의 경우에도 설명력이 높은 것을 알 수 있다. 그러나 이 모형은 화폐 및 정부·해외부문을 포함시키고 있지 않으므로 모형의 修正, 補完 및 擴大를 통한 실증적 분석이 더욱 요망된다. 이를 위해서는 소비와 노동의 시간에 걸친 代替彈力性(intertemporal substitution)의 크기, 危險忌避(risk aversion)의 정도 및 減價償却率 등에 대한 미시경제이론적인 기초연구가 요망된다. 이와 같이 효용함수, 생산함수 및 기술조건에 대한 이론적·실증적 분석이 向後의 주요한 연구과제라고 할 수 있다.

## VI. 結論 및 앞으로의 研究方向

본 논문은 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 1970 : I ~ 1986 : IV 동안의 우리나라 경기변동현상의 특성을 살펴보았다. 산출량을 비롯한 주요 거시경제변량의 순환변동을 분석한 결과, 경제변수의 변동성 크기는 투자, 산출량, 소비, 노동의 순서로 나타나 景氣變動現象의 定型化된 사실(stylized facts)에 대체적으로 일치하는 것으로 나타났다. 그러나 실질임금의 변동폭에 비하여 노동시간의 변동폭이 오히려 작게 나타났다. 일반적으로 景氣變動理論 分野에서의 수수께끼들 중의 하나가 실질임금의 변동폭에 비하여 노동시간의 변동폭이 크다는 것인데 우리나라의 경우는 그 반대현상이 나타났다. 그리고 물가수준이 反景氣的인 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 사실들을 설명할 수 있는 모형의 개발이 요망된다.

또한, Solow방식에 의해 유도된 生産性 攪亂은 실질GDP의 순환변동을 잘

13) 예외적으로 이자율과 임금의 경우에는 모형값과 실제값이 차이를 보이고 있다. 이는 모형에서의 이자율 및 임금은 각각 資本의 限界生産性( $MP_k$ ), 노동의 한계생산성( $MP_L$ )을 나타내는 반면 실제값으로 사용된 자료는 私債수익율 및 전산업常用근로자(농·어업제외)의 평균노동시간을 사용하여 비교한 결과로 생각된다.

반영하는 것으로 나타나 우리나라의 경우에도 Kydland and Prescott 등의 實物的 均衡景氣變動理論의 적용가능성을 보이고 있다. time-to-build technology의 가정을 포함시키고 선형-대수형 효용함수, Cobb-Douglas 생산함수를 사용한 경우 均衡景氣變動模型에 의한 이론값들이 실제값과 상당히 유사한 것으로 나타남으로써 우리나라 경기변동에 대한 설명력을 입증할 수 있다.

Kydland and Prescott의 경기변동현상에 대한 理論的, 實證的 분석은 미국의 경우(1950~1979년)에는 상당히 현실에 일치하는 것으로 나타났다. 이러한 균형경기변동모형이 한국의 경우에도 설명력이 어느 정도 있는지를 살펴보는 연구가 더욱 많이 필요하다. 왜냐하면 우리나라의 경우 KDI나 韓國銀行에서 주로 사용하고 있는 모형은 Klein-Goldberger모형의 변형으로서 대부분이 케인지언 모형에 치중하고 있는 실정이다. 현재 케인지언 경기변동이론과 균형경기변동이론들은 相互 對立的 혹은 補完的인 관계를 유지하고 있으므로 우리나라의 경우에도 다양한 형태의 均衡景氣變動理論模型을 사용한 實證的 分析이 더욱 요망되며 주요한 연구과제라고 말할 수 있겠다.

또한 對外依存도가 높은 한국경제의 경우는 世界共通的인 攪亂要因에 대해 美國이나 日本보다 즉각적인 반응은 큰 반면, 그 효과의 持續性は 일본에 비해 떨어지는 것으로 나타났다. 韓, 美, 日 三國간의 경기변동의 移轉現象을 衝擊反應函數를 이용하여 살펴 본 결과 美國의 경기변동보다 日本의 경기변동이 한국의 실질GNP 증가율에 더욱 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 한국의 경기변동이 외부적 교란보다는 국내적인 경제교란들에 의해 더욱 영향을 받는 것으로 나타난 점은 향후 景氣安定化政策 樹立에 커다란 시사점을 줄 수 있겠다.

우리나라 경제가 小規模開放經濟임을 고려할 때 이른바 貿易景氣理論의 타당성검토는 매우 주요한 과제이다. 이에 관련된 최근의 연구로서 劉鎮邦(1990)과 曹夏鉉(1990)을 비교하여 살펴보았다. 한국경제에 영향을 크게 미치는 미국과 일본 등의 景氣變動移轉現象을 설명할 수 있는 經濟循環變動模型의 개발이 요망된다.

## 參 考 文 獻

1. 朴元巖, “韓國經濟의 分期計量模型,” 『韓國開發研究』, KDI, 1986, 봄,

- pp. 25~23.
2. 劉鎮邦, “實物的 景氣理論으로 본 우리나라의 景氣循環,” 『金融經濟研究』第14號, 韓國銀行, 1990. 8.
3. 丁文建·韓相燮, “우리나라의 景氣循環과 固定投資,” 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1984. 12, pp. 20~32.
4. 丁雄鎮, “우리나라 景氣變動의 基準循環日에 관한 研究,” 『金融經濟研究』第7號, 韓國銀行, 1990. 4.
5. 曹夏鉉, “韓, 美, 日 三國間의 景氣變動移轉現象에 대한 研究,” 韓國國際經濟學會 發表論文集, 1990. 12, pp. 565~583.
6. \_\_\_\_\_, “均衡景氣變動模型과 韓國의 景氣變動現象: Time-to-build technology 模型,” 『KCCI 經濟展望』, 大韓商工會議所 韓國經濟研究센터, 1991. 7.
7. \_\_\_\_\_, “On the Innovation Accounting Methods of Sims: A Critique and an Alternative,” 延世大學校 產業經濟研究所, Discussion Paper Series No. 880502, 1988. 5.
8. 曹夏鉉·朴動淳, “우리나라 景氣變動의 共通要因에 관한 研究: 同行性經濟系列에 관한 分析,” 『金融經濟研究』제21호, 韓國銀行, 1991. 1.
9. Beveridge, S., and C.R. Nelson, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 151~174.
10. Dellas, H., “A Real Model of the World Business Cycles,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, 1988, pp. 381~394.
11. Granger, C.W.J., and P. Newbold, “The Time Series Approach to Econometric Model Building,” *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.
12. Hall, R.E., “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual,” P. Diamond, (eds.), *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press, 1990.
13. Jo, H.H., “Comovement of Business Cycles in Open Economies,” Ph. D. dissertation, the University of Chicago, 1987.

14. King, R.G., C.I. Plosser and S.T. Rebelo, "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1988, pp. 195~232.
15. \_\_\_\_\_, "Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions," *Journal of Monetary Economics*, 1988, pp. 309~341.
16. Kydland, F., and E.C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 1345~1370.
17. \_\_\_\_\_, "Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, 1990.
18. Leamer, E.E., "Vector Autoregressions for Causal Inference?," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public*, Vol. 22, North-holland, 1985.
19. Litterman, R.B., and L. Weiss, "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data," *Econometrica*, Vol. 53, Jan., 1985.
20. Long, J.B., and C.I. Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 1983, pp. 39~69.
21. Lucas, R.E. Jr., "Understanding Business Cycles," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol. 5, North-Holland Pub., 1977, pp. 7~29.
22. \_\_\_\_\_, "Method and Problems in Business Cycle Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 12, Part 2, Nov., 1980.
23. \_\_\_\_\_, and Rapping, L., "Real Wages, Employment and Inflation," *Journal of Political Economy*, Vol. 77, Sep./Oct. 1969, pp. 721~54.
24. Neftci, S.N., "Optimal Predictions of Cyclical Downturns," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 4, 1982, pp. 225~41.
25. \_\_\_\_\_, "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?," *Journal of Political Economy*, Vol. 92, 1984, pp. 307

~28.

26. Nelson, C.R., and C.I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~162.
27. Prescott, E.C., "Theory ahead of Business Cycle Measurement," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quaterly Review*, No. 10, 1986, pp. 9~22.
28. Sargent, T.J., and C.A. Sims, "Business Cycle Modeling without Pretending to Have Too Much a priori Economic Theory," *New Methods in Business Cycle Research*, Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.
29. Sims, C., "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, 1980b, pp. 250~257.
30. \_\_\_\_\_, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980a, pp. 1~48.
31. \_\_\_\_\_, "Policy Analysis with Econometric Model," *Brookings Papers on economic Activity*, Vol. 1, 1982, pp. 107~164.
32. Solow, R.M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, 1957, pp. 312~320.
33. Zarnowitz, V., and G.H. Moore, "Sequential Signals of Recession and Recovery," *Journal of Business*, Vol. 55, 1982, pp. 57~85.