

地域所得 變動과 地域間 景氣循環*

金永龍** · 朴珍錫*** · 金潤培****

논문 초 록 :

본 논문은 우리 나라 지역소득의 변동 요인과 지역간 경기순환의 동행성을 분석한 것이다. 먼저 지역소득의 변동 요인을 전역적 충격과 지역적 충격으로 분해하여 살펴봄으로써 경제 전체의 소득변동과 관련한 국민경제의 연관성을 알아보았다. 분석을 위하여 각 지역경제는 경제 전체에 비하여 소규모 경제라는 가정하에서, 지역적 충격은 나머지 경제 전체에 장기적으로 아무런 영향을 미치지 않는다는 장기제약을 사용한 SVAR 모형을 설정하였다. 분석 결과, 서울, 경기, 경남(부산 포함) 등과 같이 산업화의 중심적 역할을 하며 타 지역을 흡수·통합하는 지역의 소득변동은 지역적 충격에 상대적으로 크게 의존하는 것으로 나타났다. 또한 산업화의 정도가 낮고 타 지역과 교류가 적은 지역은 지역적 충격에 의한 소득 변동이 크며, 산업화가 진행되면서 산업화의 중심지역에 흡수·통합되어 가는 지역은 전역적 충격에 의한 영향이 크게 나타났다. 한편, 각 지역의 경기순환의 동행성(co-movement of business cycle)을 볼 때, 전남과 강원을 제외한 전 지역은 전국의 경기순환과 동행하고, 강원을 제외한 전 지역은 지역간 경기순환이 동행함을 보여 주고 있다.

핵심주제어 : 지역소득, 경기순환, SVAR 모형
경제학문헌목록 주제분류 : E3

I. 서 론

한 경제 내에서 타 지역과 상품 및 생산요소의 이동이 제한되어 있을 경우, 특정 지역의 소득변동은 대부분 지역적 요인에 의하여 결정된다. 그러나 산업화로 지역간에 인적·물적 교류, 특히 지역간 자본이동성이 증가하면 각 지역의 소득

* 본 연구는 1996년도 한국학술진흥재단 대학부설연구소과제 연구비에 의하여 연구되었으며, 유익한 논평을 하여 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

** 전남대학교 경제학부 교수

*** 조선대학교 경제학과 조교수

**** 켄터키대학교(Univ. of Kentucky) 경제학과 부교수

변동은 타 지역에 의해 상당한 영향을 받게 되고, 따라서 지역적 요인에 의해서 설명되는 소득변동은 감소할 것이다. 이 때 지역소득의 변동 중 지역 내외적인 요인에 의하여 설명되는 정도는 지역간 분업구조에 의존하게 될 것이다. 즉, 산업화의 정도가 높고 인적·물적 교류의 증가와 함께 타 지역경제를 흡수·통합하는 지역은 여전히 지역적인 요인에 의한 변동이 상대적으로 높지만, 이들 지역에 흡수·통합되어 가는 지역은 지역적인 요인에 의한 변동이 낮을 것이다. 반면에 타 지역과 교류가 적은 지역은 지역적 충격이 소득변동에 상대적으로 큰 영향을 미칠 것이다. 또한 인적·물적 교류가 증가할수록 지역간 경기순환도 밀접한 동행성을 나타낼 것이다.

본 연구의 목적은 우리 나라 지역소득의 변동 요인을 두 가지의 구조적 충격(structural shock), 즉 전역적 충격(global shock)과 지역적 충격(local shock)으로 분해하여 파악하고, 지역간 경기순환의 동행성(comovement)을 분석함으로써, 각 지역경제를 국민경제 전체와 관련지어 설명하는 것이다. 이와 같은 연구 목적을 달성하기 위하여, 첫째 구조적 벡터자기회귀모형(Structural Vector Autoregressive Model: SVAR)을 설정하여, 지역소득이 시차를 두고 구조적 충격에 의하여 어떻게 변화하는지를 분석하였다. SVAR 모형의 구조모수(structural parameter)를 식별하기 위해 각 지역경제는 국민경제 전체에 비하여 소규모라는 가정에 입각하여 지역적 충격은 전체 국민소득에 장기적으로 영향을 미치지 않는다는 장기제약을 사용하였으며, 지역간 자본이동성의 변화를 반영하기 위하여 모형에 더미변수를 추가하였다. 둘째, 지역간 경기순환의 동행성을 검토하기 위하여 계절조정된 각 지역의 산업생산지수를 상수항과 선형적인 시간추세선(time trend)에 회귀하여 얻은 잔차(殘差)의 상관계수를 구하였다. 경기순환의 동행성이 높을수록 상관계수가 높고 또 통계적으로 유의하게 나타날 것이다.

분석 결과, 서울, 경기, 경남(부산 포함) 등과 같이 산업화의 중심적 역할을 하며 타 지역을 흡수·통합하는 지역의 소득변동은 지역적 충격에 상대적으로 크게 의존하는 것으로 나타났으며, 산업화가 진행되면서 산업화의 중심지역에 흡수·통합되어 가는 지역은 전역적 충격에 의한 영향이 크게 나타났다. 또한 산업화의 정도가 낮고 타 지역과 교류가 적은 지역은 지역적 충격에 의한 소득변동이 크게 나타났다. 한편 전남과 강원을 제외한 전 지역은 전국의 경기순환과 동행하고, 강원을 제외한 전 지역은 지역간 경기순환의 동행성을 보여 주고 있다.

서론에 이어 제Ⅱ절에서는 지역소득의 변동요인을 파악할 수 있는 분석틀로서

SVAR 모형을 설정하고, 구조모수의 식별을 위한 장기제약을 논의한다. 장기제약 으로서는 특정 지역경제는 소규모 경제라는 가정하에서, 지역적 충격은 장기적으로 나머지 경제 전체의 소득에 영향을 미치지 않는다는 제약을 사용하였다. 제Ⅲ 절에서는 계량분석 결과로서 분산분해와 충격반응, 그리고 이에 대한 설명을 제시하며, 제Ⅳ절에서는 지역간 경기순환의 동행성 여부를 상관계수를 구하여 파악한다. 마지막으로 제Ⅴ절은 연구결과를 요약한다.

Ⅱ. 전역적 충격과 지역적 충격의 영향

각 지역의 소득변동 요인을 알아보기 위하여 SVAR 모형을 설정하고, 모형의 식별을 위한 장기제약을 논의한다. 특정 지역의 소득(y)과 나머지 지역 전체의 소득(Y)이 모두 안정적인 과정을 따를 때, 이를 식 (1)로 표현할 수 있다. Y 와 y 는 모두 로그를 취한 값이며 편의상 Y 는 국민소득이라고 한다.

$$Y = b_1(\varepsilon_g, \varepsilon_l) \quad (1a)$$

$$y = b_2(\varepsilon_g, \varepsilon_l) \quad (1b)$$

여기에서 ε_g 는 전역적 충격으로서 경제 전체에 영향을 미치는 정부의 산업정책과 생산성 변화 등이 포함된다. 또 ε_l 는 지역적 충격으로서 지역 내부에서 고유하게 발생하는 것인데, 지역내의 요소 및 특화 산업의 생산성 변화 등을 포함한다. 따라서 이 모형에서 국민소득과 지역소득은 전역적 충격과 지역적 충격에 의해 변동한다고 가정한다.

식 (1)을 다시 쓰면

$$X = B(L)\varepsilon \quad (2)$$

이 되는데 여기에서 $X = (Y \ y)'$ 로서 내생변수 벡터이고 $\varepsilon = (\varepsilon_g \ \varepsilon_l)'$ 은 구조적 충격 벡터이다. 또한 $cov(\varepsilon) = I$ 라고 가정하는데, 이는 표준화한 것이며 두 충격이 상호 독립적이고 계열상관이 없음을 뜻한다. $B(L)$ 은 2×2 행렬로서 우리가 추정하고자 하는 계수이며 L 은 시차연산자(lag operator)이다.

식 (2)를 Wold의 이동평균형태(Wold moving average representation)로 표현하면

$$X = C(L)e \quad (3)$$

가 되는데, $C(L)$ 은 inversion이 가능한 2×2 행렬이고 $C(0)=I$ 이다. e 는 유도형 VAR 모형의 교란항인데, $cov(e) = \Sigma$ 이다. 이제 e 는 구조적 충격인 ε 의 선형 조합이라고 가정한다. 즉,

$$e = S\varepsilon \quad (4)$$

가 되는데 S 는 完全階數(full rank)조건을 만족시키는 2×2 행렬이다.

식 (2), (3) 그리고 (4)로부터 식 (5)를 얻는다.

$$B(L) = C(L)S \quad (5)$$

식 (5)에서 S 는 $B(0)$ 와 같은데, 이는 $B(0)=C(0)S=S$ 이기 때문이다.

또한, 식 (4)로부터

$$SS' = \Sigma \quad (6)$$

임을 알 수 있다. 그런데 Σ 에는 3개의 독립적인 원소가 있는데 반하여 S 에는 4개의 未知數가 있다. 따라서 구조모수를 적도식별(just identify)하기 위해서는 추가적으로 하나의 제약이 더 필요하다. 이 제약조건을 추가하여 S 를 풀면 식 (5)로부터 $B(L)$ 을 얻을 수 있다.¹⁾

구조모수를 식별하기 위한 제약으로는 보통 두 가지 형태의 제약이 사용된다. Bernanke(1986)와 Blanchard(1989)는 동시적 제약(contemporaneous restriction)을 사용하고 있으며, Blanchard and Quah(1989), King *et al.*(1991) 그리고 Ahmed *et al.*(1993) 등은 장기제약을 사용하고 있다. 또한, 위의 두 가지 형태의 제약을 조합하여 Gali(1992)는 미국의 거시경제를 분석하였으며, Kim and Kim(1996)은 미군정기 한국의 인플레이션을 분석하였다.

본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)의 방법에 따라 장기제약을 부과함으

1) 식 (2)와 (3)으로부터 $B(0)\varepsilon = C(0)e$, $B(k) = C(k)B(0)$ 임을 알 수 있다. 따라서 $B(0)$ 를 구하면 나머지 모든 $B(L)$ 행렬을 구할 수 있다. 그런데 본문에서 기술한 바와 같이 식 (5)에서 $B(0) = C(0)S = S$ 이다. S 를 얻기 위해서는 먼저 Σ 에 대한 Choleski factor G 를 구한 다음, $GG' = GEE'G' = GE(GE)' = \Sigma = SS'$ 되도록 하는 $EE' = I$ 를 얻으면 $S = GE$ 가 된다. 여기에서 G 는 유일하게 구할 수 있으나, E 는 무한히 존재하므로 유일한 E 를 얻기 위해서는 장기 제약이 한번 더 사용된다. 자세한 내용은 Lastrapes and Selgin(1994) 참조.

로써 구조모수를 식별한다. 본 논문에서 부과하는 장기제약은 앞에서 언급한 두 종류의 구조적 충격에 의해 움직이는 지역경제의 장기적 성질에 그 이론적 기초를 두고 있다. 즉, 각 지역경제는 경제 전체에 비해 소규모 경제이므로, 각 지역에서 발생하는 지역적 충격은 장기적으로 나머지 지역경제에 아무런 영향을 미칠 수 없다는 것이다. 물론 단기적으로도 여타 지역경제에 영향을 미치지 않을 수도 있지만, 만일 단기적 영향이 있다면 이러한 영향이 단기 동학적 과정에 충분히 반영되도록 하기 위하여 사전적(事前的)인 제약을 가하지 않았다. 이 장기 제약은 흔히 국제경제학에서 소규모 경제를 가정하는 것과 마찬가지로인데, Dellas(1986), Cantor and Mark(1988) 그리고 Backus *et al.*(1992) 등에서 논의되고 있는 바와 같이 기술이전, 위험분담 등으로부터 유발될 수 있는 충격의 지역간 전달메커니즘이 없음을 가정하는 것이다.²⁾ 이 제약을 식으로 표현하면 다음과 같다. 즉,

$$C_{11}(1)G_{12} + C_{12}(1)G_{22} = 0 \quad (7)$$

이며 $C_{ij}(1)$ 은 관련 이동평균모형 추정계수의 합이며 시차가 1인 변수의 계수행렬을 의미하는 것이 아니다.

III. 분석 결과

모형은 2단계 추정방법에 의해 추정하였다. 첫째, X 에 대한 VAR 모형을 추정한 다음, 이를 invert하여 식 (3)을 얻는다.³⁾ 다음으로 장기 제약조건을 이용하여 S행렬을 얻고 최종적으로 우리의 목적인 식 (2)를 얻는다. VAR 모형의 추정에 있어서 시차의 길이는 Sims(1980)의 방법에 따라 결정하였으며, 모든 계산은 RATS package를 이용하였다. 또한 지역간 자본이동성의 변화를 반영하기 위하

2) 1995년도에 우리 나라 GDP의 약 25%를 서울이 차지하고 있는 사실에 비추어 보면, 위의 소규모 경제가정은 비현실적으로 여겨질 수 있다. 그러나 본 논문에서 분석하고자 하는 주요 내용은 지역간 전달 메커니즘 그 자체가 아니라, 특정 지역소득의 변동요인이기 때문에 서울의 경우에도 동일한 장기제약을 사용하는 것이 크게 무리는 아닐 것이다. 다만, 서울 지역의 결과 해석에 있어서는 주의를 요한다.

3) 식 (2)와 식 (3)으로부터 $X = C(L)S\varepsilon$ 이므로 ε 의 장기적 효과를 얻기 위해서는 Wold이동평균모형 추정계수의 합이 필요한데, 이는 VAR모형 추정계수 합의 행렬을 invert하여 얻는다. 즉, 추정된 p 차 VAR모형이 $[I - B(L)]X_t = e_t$ 이면 이동평균모형 추정계수의 합, $C(1) = [I - B(L)]^{-1}$ 이 된다.

여 금리자유화가 시행된 1991년 이후인 1992-1995년에는 1을, 나머지 기간에는 0을 부여한 더미변수를 VAR 모형에 추가하였다.

소득변동 분석에 사용된 자료는 1962-1995년의 지역총생산(GRP)을 계절조정한 것이며, 1990년 불변가격으로 측정된 것이다. 국민소득은 분석대상 지역을 제외한 나머지 지역의 GRP를 합산하여 사용하였다. 1963-1969년의 자료는 새로운 SNA(A System of National Accounts)방법에 의해 추계된 것이 아니기 때문에 더미변수를 사용하여 조정하였으며, 1992-1995년의 자료는 1985년 불변가격에서 1990년 불변가격으로 환산하면서 상당한 변화를 보이기 때문에 자료의 일관성을 유지하기 위하여 더미변수로 조정하여 사용하였다. 자료는 내부부의 주민소득자료와 통계청의 자료, 황명찬, 『지역개발론』(280쪽, 1984년)에 수록된 것을 사용하였으며, 모든 직할시는 관련 지역에 포함하여 분석하였다.

〈표 1〉에는 본 논문의 분석대상인 한국 9개 지역의 지역총생산에 대한 기초통계량을 제시하였다. 〈표 1〉에 의하면 지역총생산 규모는 서울, 경남(부산포함), 경기의 순으로 크게 나타나고 있는데, 이들 지역의 지역총생산이 국내총생산에서 차지하는 비중인 평균 점유율은 각각 27.05, 18.85%, 18.18%이다. 따라서 이 지역들은 한국의 산업화를 주도한 중심지역으로서 여타 지역의 충격에 의해 크게 영향받지 않을 것이므로, 이 지역들의 소득변동은 주로 지역적인 요인에 크게 의존할 것으로 예상할 수 있다. 한편 지역총생산의 점유율이 낮은 여타 지역은 두 가지로 구분할 수 있을 것이다. 먼저 산업화의 정도가 낮으면서 타 지역과 교류

〈표 1〉 한국의 지역총생산(1962-1995)

(단위: 10억원(1990년 불변), %)

지 역	평 균	표준편차	평균 점유율
서 울	12,507.89	9,998.30	27.05
경 기	8,408.60	8,987.15	18.18
강 원	1,560.29	991.09	3.37
충 북	1,431.92	950.99	3.10
충 남	2,633.56	1,781.37	5.69
전 북	1,889.05	1,105.68	4.08
전 남	3,435.73	2,432.11	7.43
경 북	5,187.38	4,102.81	11.22
경 남	8,718.28	6,802.55	18.85

가 적은 지역의 소득변동은 주로 지역적 요인에 의해 영향을 받을 것이며, 산업화의 정도가 낮으면서 타 지역에 흡수·통합되는 지역의 소득변동에는 전역적 충격이 큰 영향을 미칠 것이다.

한편 경기순환의 동행성을 분석하기 위한 자료로서는 1985년 1분기부터 1997년 2분기까지 각 지역의 분기별 산업생산지수를 계절조정하여 사용하였다. 이는 SVAR 모형에 사용한 연간소득자료는 경기순환의 동행성을 분석하기에는 너무 저빈도(低頻度: low frequency)이고 시계열이 짧다고 판단하였기 때문이다.

1. 단위근 및 공적분 검정

추정에 앞서 모형에 사용되는 변수들에 대하여 단위근(unit root) 검정과 공적분(cointegration) 검정을 실시하였다. <표 2>는 Dickey-Fuller(1979)의 단위근 검정결과를 수록한 것인데, 로그를 취한 수준변수는 모두 단위근을 포함하고, 1계차분을 취하면 모두 안정성을 보이는 것으로 나타났다. 1계차분 변수는 경기의 경우 5%, 나머지 지역은 모두 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 또한 각 분석대상 지역에 상응하는 국민소득에 대한 단위근 검정

<표 2> ADF 단위근 검정결과

지 역	수 준 변 수		1계 차 분 변 수	
	시 차	ADF 통계량	시 차	ADF 통계량
서울	0	-2.31	0	-5.05***
경기	0	-2.18	1	-3.38**
강원	0	-2.40	0	-4.99***
충북	0	-0.57	1	-3.56**
충남	0	-2.25	0	-5.62***
전북	0	-2.21	0	-4.84***
전남	0	-2.47	0	-5.87***
경북	0	-2.99	0	-7.28***
경남	0	-2.87	1	-4.31***

주: 1) 표본크기 25일 때, 유의수준 5%(1%)에서의 임계치는 -3.33 (-3.75)임.

2) **(***)는 5%(1%) 수준에서 유의함을 나타냄.

3) 시차는 Schwarz(1978) 기준에 의거 결정한 것임.

결과는 표에 수록하지 않았지만, 지역소득의 결과와 마찬가지로 수준변수는 모두 단위근을 포함하고 1계차분 변수는 단위근을 포함하지 않는다는 결과를 얻었다. 단위근 검정방정식의 시차길이는 Schwarz(1978)기준에 의하여 결정하였다.

또한 분석대상 지역의 소득과 그에 상응하는 국민소득이 장기적으로 안정적인 관계를 유지하는지의 여부를 파악하기 위해 Johansen(1988, 1991)과 Johansen-Juselius(1990)의 공적분 검정을 실시하였으며, 그 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 공적분을 검정하기 위한 방정식의 시차길이는 Schwarz(1978)의 기준에 따라 결정하였으며, 국민소득과 각 지역소득에 존재하는 추세선을 고려하였다. <표 3>에 의하면 경북지역을 제외한 모든 지역의 소득이 그에 상응하는 국민소득과 5%의 유의수준에서 공적분 관계에 있지 않음을 알 수 있다. 또한 경북지역의 경우에도 공적분 관계가 5% 유의수준의 maximal eigenvalue 검정에서만 확인될 뿐 trace 검정에서는 공적분 관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 논문에서는 한국의 9개 지역의 소득과 각 지역에 상응하는 국민소득간에는 공적분 관계가 없는 것으로 판단하고 앞 절에서 논의된 SVAR 모형을 추정하였다.⁴⁾

2. 분산분해와 충격반응

분산분해(variance decomposition)는 예측시계(forecasting horizon)별로 구조적 충격이 내생변수에 미치는 영향의 정도를 나타내며, 충격반응(impulse response)은 구조적 충격이 주어졌을 때, 이에 대한 내생변수의 동태적 반응을 나타낸 것이다. 앞에서 SVAR 모형은 1계차분 변수를 이용하여 추정하였으나, 우리의 관심 변수는 수준(level)변수이기 때문에 충격반응과 분산분해는 모두 수준변수에 대한 것으로 나타났다. 국민소득(Y)에 대한 결과는 수록하지 않았으나, 국민소득은 전역적 충격에 의해 압도적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 물론 모형에 부과한 장기제약에 의해 장기적으로는 지역적 충격이 국민소득에 아무런 영향을 미치지 못하는 것은 당연한 것이나 단기적으로도 그 영향이 극히 미미하였다.

4) 이와 같이 각 지역의 소득과 그에 상응하는 국민소득간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 사실은 김영용·박진석(1997)에서 논의된 바와 같이 경제성장률이 매우 높으며, 요소의 이동성이 충분하지 못한 한국의 경우에는 경제의 성장경로가 지역간 균형성장 경로를 벗어나면서 지역간 소득격차가 축소되지 않을 뿐만 아니라, 장기적으로 안정적인 관계를 유지하고 있지 않다는 사실을 반영하는 것이다.

〈표 3〉 Johansen 공적분검정결과

지역	시차	maximal eigenvalue 검정		trace 검정	
		가 설	통계량	가 설	통계량
서울	2	$H0 : r=0$	8.79	$H0 : r=0$	9.46
		$H0 : r=1$	0.67	$H0 : r\leq 1$	0.67
경기	2	$H0 : r=0$	11.73	$H0 : r=0$	12.18
		$H0 : r=1$	0.46	$H0 : r\leq 1$	0.46
강원	2	$H0 : r=0$	11.58	$H0 : r=0$	11.61
		$H0 : r=1$	0.03	$H0 : r\leq 1$	0.03
충북	2	$H0 : r=0$	5.52	$H0 : r=0$	5.55
		$H0 : r=1$	0.03	$H0 : r\leq 1$	0.03
충남	2	$H0 : r=0$	5.87	$H0 : r=0$	5.91
		$H0 : r=1$	0.04	$H0 : r\leq 1$	0.04
전북	2	$H0 : r=0$	9.26	$H0 : r=0$	9.26
		$H0 : r=1$	0.00	$H0 : r\leq 1$	0.00
전남	2	$H0 : r=0$	12.53	$H0 : r=0$	12.54
		$H0 : r=1$	0.01	$H0 : r\leq 1$	0.01
경북	3	$H0 : r=0$	14.35**	$H0 : r=0$	14.30
		$H0 : r=1$	0.04	$H0 : r\leq 1$	0.04
경남	2	$H0 : r=0$	10.17	$H0 : r=0$	10.17
		$H0 : r=1$	0.00	$H0 : r\leq 1$	0.00
임계치		임계치			
$\alpha=0.01$		$H0 : r=0$	17.936	$H0 : r=0$	19.310
		$H0 : r=1$	6.936	$H0 : r\leq 1$	6.936
$\alpha=0.05$		$H0 : r=0$	14.036	$H0 : r=0$	15.197
		$H0 : r=1$	3.962	$H0 : r\leq 1$	3.962

주: 1) **는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

2) 시차는 Schwarz(1978)기준에 의거 결정한 것임.

(1) 분산분해

〈표 4〉는 지역소득에 대한 예측시계별 예측오차의 분산을 전역적 충격과 지역적 충격에 의해 설명되는 부분으로 분해한 것이다.

그 결과를 요약하면 첫째, 서울지역의 경우 전 예측시계에 걸쳐 지역적 충격이 소득변동의 75% 이상을 설명하고 있어서 서울의 소득변동은 여타 지역의 영향을 거의 받지 않고 상대적으로 독립적임을 알 수 있다. 경남은 단기적으로는 소득변

동의 80-95% 정도가 지역적 충격으로 인한 것이며, 장기적으로는 약 50%를 지역적 충격이 설명하고 있다. 또한 경기는 전 예측시계에 걸쳐 지역적 충격이 소득변동의 55-65% 정도를 설명하고 있다. 따라서 이들 지역은 타 지역에 비해 상대적으로 공업화가 많이 이루어진 지역으로서 외부적인 요인보다는 내부적인 요인에 의해 지역소득의 변동이 좌우되며, 이는 이들 지역이 우리 나라 산업화의 중심지로서 각 지역간 산업 관련에서 주도적 역할을 하고 있음을 의미한다.⁵⁾

둘째, 강원도의 소득변동에 지역적 충격의 단기적 영향이 55-70% 정도로 높고 장기적으로 45% 정도로 나타난 것은, 이 지역의 산업화 정도가 낮을 뿐만 아니라 타 지역과의 교류가 적기 때문인 것으로 여겨진다. 전남의 경우에는 지역적 충격에 의하여 설명되는 소득변동이 장단기적으로 60% 정도인데, 전남의 산업화가 강원보다는 더 진전된 것은 사실이나 전남의 산업이 타 지역과 밀접한 연관성을 가지지 않고 상대적으로 독립적임을 시사한다고 하겠다. 즉, 최근 들어 광양제철 등의 철강산업이 전남지역에 위치하게 되었지만 그 이전에는 대부분 여천의 화학공업이 전남공업의 대부분을 차지하였으며, 화학공업은 장치산업이라는 특징을 지니고 있어 타 지역과의 연관성이 낮다고 할 수 있다.

셋째, 충남·북과 전북은 모든 예측시계에 걸쳐 전역적 충격이 지역적 충격에 비하여 소득변동에 더 큰 영향을 미치고 있다. 즉, 이들 지역의 소득변동은 상대적으로 내부적인 요인보다는 모든 지역에 영향을 주는 정부정책이나 여타 지역에서 일어나는 경제상황의 변화에 크게 의존하고 있음을 뜻한다. 산업화 지역에 편입되어 가는 지역의 소득변동은 대부분 전역적 충격, 특히 인접 지역인 중심부 지역의 충격에 의해 크게 영향을 받는다고 할 수 있다.

(2) 충격반응

〈그림 1〉은 구조적 충격에 대한 각 지역소득의 예측시계별 반응을 나타낸 것이며, 실선과 점선은 각각 전역적 충격과 지역적 충격에 대한 해당 지역소득의 반응을 나타낸다. 즉, 1 표준편차(one standard deviation)의 전역적 충격과 지역

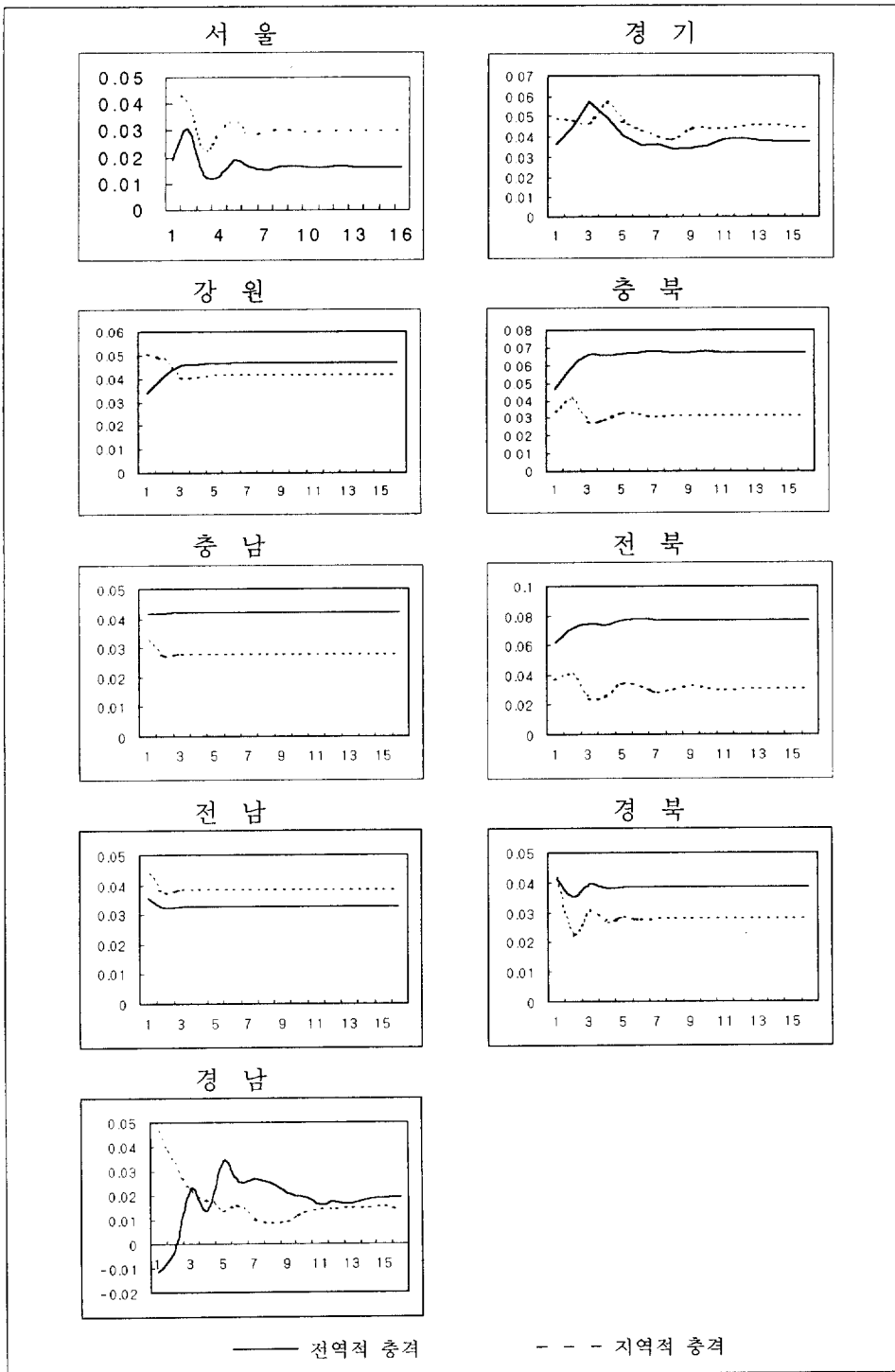
5) 한편 지역총생산이 국내총생산의 약 11%를 차지하는 경북지역의 경우에는 지역소득의 변동이 단기적으로는 전역적 충격과 지역적 충격에 의해 비슷하게 영향을 받는 반면에 장기적으로는 전역적 충격에 의한 소득변동이 60-64% 정도로 나타나고 있다. 이와 같이 지역총생산의 비중이 비교적 높으면서 지역 소득의 변동이 장기적으로는 전역적 충격에 의해 더 많은 영향을 받는 경북지역은 산업화의 중심지역과 여타 지역의 중간에 속하는 특성을 보인다고 할 수 있다.

〈표 4〉 분산분해

지 역	예측시계	전 역 적 총 격	지 역 적 총 격
서 울	1	14.89(10.09,27.54)	85.11(72.46,89.91)
	2	26.60(18.97,38.55)	73.40(61.45,81.03)
	4	24.81(17.57,36.93)	75.19(63.07,82.43)
	8	24.27(17.04,36.53)	75.73(63.47,82.96)
	16	23.69(16.52,36.06)	76.31(63.94,83.48)
경 기	1	35.52(24.59,56.40)	64.48(43.60,75.41)
	2	41.25(28.97,59.90)	58.75(40.10,71.03)
	4	47.28(33.59,63.40)	52.72(36.60,66.41)
	8	45.29(32.07,62.25)	54.71(37.75,67.93)
	16	43.26(30.51,61.09)	56.74(38.91,69.49)
강 원	1	30.47(20.74,45.53)	69.53(54.47,79.26)
	2	36.03(25.68,50.65)	63.97(49.35,74.32)
	4	45.58(33.48,58.51)	54.42(41.49,66.52)
	8	50.67(37.58,62.68)	49.33(37.32,62.42)
	16	53.27(39.85,64.93)	46.73(35.07,60.15)
충 북	1	65.25(48.52,74.51)	34.75(25.49,51.48)
	2	66.37(49.63,75.41)	33.63(24.59,50.37)
	4	76.20(60.34,82.76)	23.80(17.24,39.66)
	8	79.15(63.48,85.10)	20.85(14.90,36.52)
	16	80.65(65.10,86.29)	19.35(13.71,34.90)
충 남	1	61.89(49.27,69.39)	38.11(30.61,50.73)
	2	65.38(53.10,72.47)	34.62(27.53,46.90)
	4	67.12(55.14,74.10)	32.88(25.90,44.86)
	8	68.03(56.14,74.91)	31.97(25.09,43.86)
	16	68.49(56.64,75.32)	31.51(24.68,43.36)
전 북	1	73.02(62.94,79.77)	26.98(20.23,37.06)
	2	74.09(64.09,80.68)	25.91(19.32,35.91)
	4	81.85(73.01,86.82)	18.15(13.18,26.99)
	8	83.64(75.01,88.29)	16.36(11.71,24.99)
	16	84.71(76.24,89.14)	15.29(10.86,23.76)
전 남	1	39.90(31.09,50.98)	60.10(49.02,68.91)
	2	40.68(31.75,51.69)	59.32(48.31,68.25)
	4	41.08(32.09,52.06)	58.92(47.94,67.91)
	8	41.30(32.28,52.26)	58.70(47.74,67.72)
	16	41.41(32.37,52.37)	58.59(47.63,67.63)
경 북	1	49.50(40.22,56.75)	50.50(43.25,59.78)
	2	56.95(48.01,63.61)	43.05(36.39,51.90)
	4	60.50(51.45,66.73)	39.50(33.27,48.55)
	8	62.77(53.79,68.79)	37.23(31.21,46.21)
	16	64.01(55.09,69.91)	35.99(30.09,44.91)
경 남	1	5.73(4.02,21.96)	94.27(78.04,95.98)
	2	4.14(3.02,19.45)	95.86(80.56,96.98)
	4	17.20(15.06,24.41)	82.80(75.59,84.94)
	8	46.21(40.95,52.11)	53.79(47.89,59.05)
	16	51.77(44.40,57.60)	48.23(42.40,55.60)

주: 1) () 안의 숫자는 점추정치에 대한 1 표준편차(one standard deviation)밴드로서 Monte Carlo simulation을 100번 시행하여 얻은 것이다.

〈그림 1〉 지역별 충격반응



적 충격이 각 지역소득의 수준(level)변수에 처음 양(陽)의 영향을 미치도록 주어졌을 때, 이 두 충격에 대한 각 지역소득의 반응을 나타낸 것이다. 예측시계는 각 지역 모두 16년으로 하였다.

그 결과를 보면 첫째, 분석대상 지역에 상응하는 국민소득을 증가시키는 전역적 충격이 가해졌을 때, 경남을 제외한 전 지역의 소득이 전 예측시계에 걸쳐 증가하는 반응을 보이고 있다. 그 중 산업화가 낮은 전북의 반응이 가장 높고, 산업화 지역에 속하는 서울이 가장 낮다. 이에 반하여 경남의 경우는 타 지역과는 다른 반응을 보이고 있는데, 전역적 충격이 주어졌을 때, 경남의 지역소득은 단기적으로 감소하였다가 2-3년 후부터는 증가하는 것으로 나타났다.

둘째, 전역적 충격에 대한 반응의 크기에 있어서는 전북, 충북과 같이 산업화가 낮은 지역이 장·단기에 걸쳐 꾸준히 높고, 서울, 경기, 경남과 같이 산업화가 높은 지역은 낮다. 또한 전역적 충격이 각 지역소득의 변화율에 미치는 영향은 지역에 따라 약간의 차이가 있으나 대부분 4-6년 후에는 모두 소멸되는 것으로 나타났다.

셋째, 서울, 경기, 전남의 경우 지역적 충격이 주어졌을 때의 반응이 전역적 충격이 주어졌을 때의 반응보다 거의 전 예측시계에 걸쳐 크게 나타났으며, 경남 지역의 경우에는 단기적으로는 지역적 충격의 크기가 더 크게 나타나지만 시간이 지남에 따라 전역적 충격에 대한 반응이 더 크게 나타나고, 장기적으로는 두 충격의 영향이 거의 같게 나타났다. 기타 지역은 모두 전역적 충격에 대한 반응의 크기가 상대적으로 더 크게 나타났다. 또한 지역적 충격의 영향도 4-6년 후에 모두 소멸되는 것으로 보인다.

요약하면, 산업화의 중심지역이라고 할 수 있는 서울, 경기, 경남의 경우 지역적 충격에 의한 소득변동이 상대적으로 크며, 경북 역시 산업화의 중심지로서 지역적 충격의 단기적 영향이 큰 것으로 나타났다. 전남은 산업구조가 약간은 독립적이어서 지역적 충격의 영향이 크게 나타났고, 강원은 타 지역과의 산업적 교류가 많지 않은 이유로 지역적 충격의 단기적 영향이 전역적 충격의 영향보다 더 크게 나타난 것으로 보인다. 기타 산업화 정도가 낮거나 타 지역에 흡수, 통합되어 가는 지역은 전역적 충격에 대한 반응이 일반적으로 크게 나타났다.

IV. 경기순환의 동행성

분석대상 지역과 전국간 경기순환의 동행성(covement of business cycle), 그리고 각 지역간 경기순환의 동행성을 분석하기 위하여 전국과 해당 지역의 계절조정된 산업생산지수를 상수항과 선형적인 시간추세선에 회귀하여 얻은 잔차간의 상관계수를 구하였다.⁶⁾ 앞의 서론에서 언급한 바와 같이 인적·물적 교류가 증가할수록 특정 지역과 전국간의 경기순환은 밀접한 동행성을 보일 것이고, 각 지역간 경기순환도 밀접한 동행성을 나타낼 것이다.

〈표 5〉는 전국과 각 지역간 경기순환의 상관계수를 수록한 것이다. 강원과 전남을 제외한 전 지역은 모두 전국적인 경기순환과 유의한 동행성을 보이고 있다. 강원과 전남은 모두 10% 유의수준에서 경기순환의 동행성이 유의하다는 가설이 기각되었다. 이는 앞의 소득변동에서 설명한 바와 같이 강원은 타 지역과의 교류가 상대적으로 적고, 전남은 강원보다는 산업화가 진전된 지역이지만 다른 지역과는 산업적 교류가 많지 않다는 사실을 반영한 것이라고 해석할 수 있다. 서울의 상관계수(0.915)가 매우 높고 통계적으로 유의한 것은 서울의 지역적 충격이 곧 국가 전체의 전역적 충격의 많은 부분을 포함하는 것이라고 해석할 수 있을 것이다.

〈그림 2〉는 전국과 각 지역의 경기순환 양상을 나타낸 것이며, 그림에서 굵은 선과 가는 선은 각각 전국과 각 지역의 산업생산 순환치를 나타낸다. 그림에서 보는 바와 같이 강원과 전남지역은 경기순환의 동행성을 발견하기 어려운 반면에 서울, 경기 등 대부분의 지역들은 전국의 순환치와 강한 동행성을 보이고 있다. 또한, 서울, 경기, 경남 등 산업화가 진전된 지역들은 각 지역의 경기순환

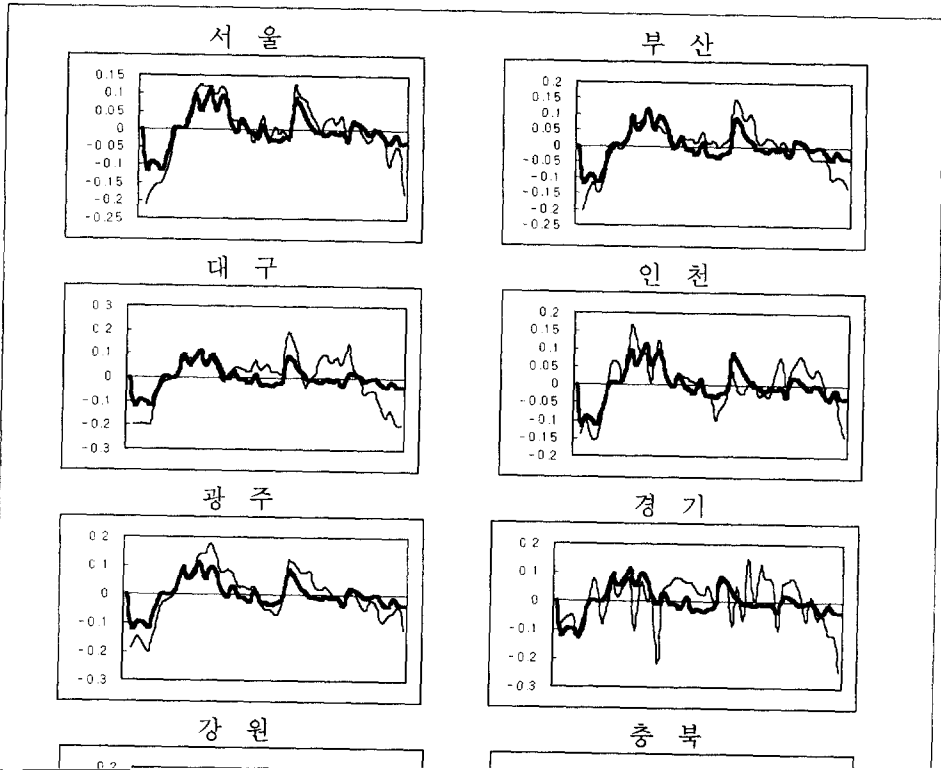
〈표 5〉 전국과 지역의 경기 순환 상관계수

서 울	부 산	대 구	인 천	광 주	경 기
0.915***	0.857***	0.739***	0.806***	0.405***	0.896***
강 원	충 북	전 북	전 남	경 북	경 남
0.232	0.387***	0.709***	0.202	0.835***	0.774***

주: 1) ***는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

6) 충남은 산업생산지수가 가용하지 않기 때문에 분석에서 제외하였다.

〈그림 2〉 전국대비 지역별 경기순환



〈표 6〉 지역 간 경기순환 상관계수

지역	부산	대구	인천	광주	경기	강원	충북	전북	전남	경북	경남
서울	0.93***	0.84***	0.78***	0.47***	0.91***	0.02	0.33***	0.76***	0.35***	0.86***	0.64***
부산		0.89***	0.69***	0.56***	0.88***	-0.12	0.33***	0.68***	0.49***	0.87***	0.69***
대구			0.65***	0.59***	0.76***	-0.20	0.27**	0.72***	0.57***	0.84***	0.61***
인천				0.50***	0.70***	0.22	0.17	0.73***	0.08	0.70***	0.54***
광주					0.37***	-0.17	0.07	0.39***	0.43***	0.56***	0.39***
경기						-0.03	0.53***	0.58***	0.46***	0.88***	0.62***
강원							-0.19	0.32**	-0.57***	-0.09	0.10
충북								0.01	0.38***	0.45***	0.32**
전북									0.08	0.55***	0.49***
전남										0.54***	0.20
경북											0.61***

주: 1) **(***)은 5%(1%) 수준에서 유의함을 나타냄.

진폭이 전국보다 크게 나타나고 있는데, 이는 이들 지역의 소득변동에 미치는 지역적 충격의 영향이 여타 지역에 비해 크다는 분산분해의 결과와 유사하다.

〈표 6〉은 각 지역간의 경기순환 상관계수를 수록한 것이다. 강원은 전북과 유의한 경기순환의 동행성을 보일 뿐 다른 지역의 경기순환과는 아무런 상관관계를 보이지 않고 있다. 더구나 통계적으로 유의한 것은 아니지만(전남과는 유의한 음의 상관관계), 대부분의 지역과 음(陰)의 상관관계를 보이고 있는 것이 특징적이다. 이는 앞의 지역소득 변동에서 설명한 바와 같이, 지역적 충격이 소득 변동의 주요한 요인이라는 설명과 부합한다고 할 수 있다. 또한 전남은 강원을 제외한 나머지 지역 중에서 세 지역과 무관한 경기순환을 보이고 있는데, 이 또한 앞의 소득변동에서 설명한 바와 같이 전남이 약간은 타 지역과 독립적임을 보이는 것이라고 할 수 있다.

V. 결론 및 요약

본 연구는 첫째, 1962년부터 1995년까지의 우리 나라 지역소득 자료를 사용하여 SVAR 분석기법으로 그 변동요인을 살펴보았다. SVAR 모형에서 구조모수의 식별을 위하여, 특정 지역경제는 나머지 전체 경제와 비교할 때 소규모라는 가정 하에서 특정 지역에서 발생하는 지역적 충격은 장기적으로 여타 지역의 소득에

아무런 영향을 주지 않는다는 장기제약을 부과하였다. 다음으로 1985년 1분기부터 1997년 2분기까지의 전국과 각 지역의 산업생산지수를 계절조정하여 이를 상수항과 선형적인 추세선에 회귀하여 얻은 잔차간의 상관계수를 구하여 전국과 각 지역, 그리고 지역간 경기순환의 동행성을 분석하였다.

분산분해와 충격반응의 결과를 요약하면, 산업화의 중심지역으로서 타 지역을 흡수, 통합하는 지역이라고 할 수 있는 서울, 경기, 경남은 지역적 충격에 의한 소득변동이 크게 나타났다. 전남은 산업구조가 약간은 독립적이어서 지역적 충격의 영향이 크게 나타났고, 강원은 타 지역과의 산업적 교류가 많지 않은 이유로 지역적 충격의 단기적 영향이 전역적 충격의 영향보다 더 크게 나타난 것으로 보인다. 기타 산업화 정도가 낮거나 타 지역에 흡수·통합되어 가는 지역은 전역적 충격에 대한 반응이 일반적으로 크다. 그리고 전 지역에 있어서 전역적 충격과 지역적 충격이 소득변동물에 미치는 영향은 4-6년이면 모두 소멸되는 현상을 보인다.

마지막으로 전국과 각 지역간 경기순환의 상관계수를 보면, 타 지역과 교류가 상대적으로 작은 지역을 제외한 전 지역은 모두 전국적인 경기순환과 유의한 동행성을 보이며, 또한 지역간 경기순환의 동행성을 보이고 있어 소득변동에서의 설명과 부합한다고 할 수 있다.

參 考 文 獻

1. 김영용·박진석, “한국의 경제성장과 지역소득 격차”, 『한국지역개발학회지』 제8권 제2호, 1997, pp.35-48.
2. 황명찬, 『지역개발론』, 경영문화원, 1984.
3. Ahmed, Shaghil, Barry W. Ickes, Ping Wang, and Byung Sam Yoo, “International Business Cycles,” *American Economic Review* 83, 1993, pp.335-359.
4. Backus, David K., Patrick Kehoe, and Finn E. Kydland, “International Real Business cycles”, *Journal of Political Economy* 100, 1992, pp.745-775.
5. Bernanke, Ben S., “Alternative Explanation of the Money-Income correlation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*

- 25, 1986, pp.49-100.
6. Blanchard, Oliver J., "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review* 79, December 1989, pp.1146-1164.
7. _____ and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and supply Disturbances", *American Economic Review* 79, September 1989, pp.655-673.
8. _____, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Reply", *American Economic Review* 83, June 1993. 653-658.
9. Cantor, Richard and Nelson C.Mark, "The International Transmission of Real Business Cycles", *International Economic Review* 29, August 1988, pp.493-507.
10. Dellas, Harris, "A Real Model of the World Business Cycle", *Journal of International Money and Finance* 5, September 1986, pp.381-394.
11. Dickey, David A. and Wayne A.Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74, June 1979, pp.1057-1072.
12. Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?", *Quarterly Journal of Economics* 107, May 1992, pp.709-738.
13. Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, 231-254.
14. _____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59, November 1991, pp.1551-1580.
15. _____ and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, May 1990, pp.169-210.
16. Kim, Y.Y. and Sangphill Kim, "Korean Inflation during the U.S. Military Administration of 1945-48", *Southern Economic Journal*,

October 1996, pp.378-387.

17. King, Robert G., Charles I.Plosser, James H.Stock, and Mark Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review* 32, September 1991, pp.819-840.
18. Lastrapes, William D. and George Selgin, "Buffer-Stock Money: Interpreting Short-Run Dynamics using Long-Run Restrictions", *Journal of Money, Credit and Banking* 26, February 1994, pp.34-54.
19. Schwarz, Gideon, "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics* 6, March 1978, pp.461-464.
20. Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48, January 1980, pp.1-48.