

韓國 巨視經濟 時系列의 構造變化와 衝擊의 持續性에 대한 研究*

曹 夏 鉉** · 黃 善 熊***

논문 초록 | 본 연구는 한국의 24개 분기별 거시시계열 자료를 대상으로 경제구조 변화가 단위근 검정과 지속성 측정에 미치는 효과를 검토한다. 우선, 단위근 검정과 정상성 검정을 수행하면서 최대 두 번의 구조변화를 허용한 결과 한국의 많은 거시시계열 자료들도 분절-추세 정상 시계열에 가까운 것으로 나타났다. 특히, 1997-98년의 경제위기가 대다수 변수들의 움직임에 중대한 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 아울러, 이 같은 구조변화를 고려하면 최대자기회귀근과 자기회귀계수합, 충격효과의 반감기간을 이용하여 측정한 지속성의 크기 역시 상당히 낮아지는 것으로 나타났다. 본 논문에서는 실업률과 실질이자율, 실질환율의 경우를 예로 들어 새로운 실증결과가 어떠한 이론적 의의를 갖는지를 설명한다.

핵심 주제어: 구조변화, 단위근, 충격의 지속성

경제학문헌목록 주제분류: C1, E3

* 이 논문은 2007년 경제학 공동학술대회 금융경제학회 세션에서 발표된 원고와 황선웅의 박사학위논문 2장을 수정·보완한 것이다. 본 논문의 초안에 대하여 유익한 논평을 해 주신 토론회 참석자 여러분과 한국개발연구원의 송준혁 연구위원, 그리고 익명의 심사위원 두 분께 깊이 감사드린다. 이 논문은 2007년 두뇌한국21 사업에 의한 연구비 지원을 받았다.

** 연세대학교 상경대학 경제학부 교수, e-mail: hahyunjo@dreamwiz.com

*** 제1저자, 연세대학교 상경대학 경제학부 강사, e-mail: ilyich@hanmail.net

I. 서론

어떤 예기치 못한 사건이 거시경제에 미치는 효과는 얼마나 오래 지속되는가? 이는 경제분석과 정책수립 모두에서 매우 중요한 함의를 갖는 문제이다. 본 연구에서는 최근에 개발된 몇 가지 분석기법을 이용하여 한국 거시경제 시계열의 지속성에 관한 특징을 새롭게 밝히고자 한다.

그동안 계량경제 분야에서는 경제충격의 지속성을 평가하는 방법으로 단위근 검정(unit root test)이 널리 이용되어 왔다. 그리고 미국의 14개 거시경제 시계열 중 13개 자료에서 단위근이 발견된다는 Nelson and Plosser(1982)의 연구를 필두로 국내외의 많은 연구자들은 단위근 검정 결과에 의거하여 경제충격의 효과가 매우 오랜 기간 지속된다고 설명해 왔다.

하지만, 단위근 검정 결과에만 의존하여 경제충격의 지속성을 평가하는 것은 크게 두 가지 점에서 문제가 될 수 있다. 첫째는 단위근 검정의 낮은 검정력에 의한 문제이다. 통상적인 단위근 검정은 어떤 자료가 추세정상 과정을 따르더라도 자기 회귀계수가 1에 가까우면 단위근 가설을 기각하지 못하는 것으로 알려져 있다(DeJong *et al.*, 1992). 아울러, Perron(1989)이 밝힌 바와 같이, 어떤 자료의 확정적 추세에서 구조변화가 발생했음에도 불구하고 단위근 검정시 이를 고려하지 못하면 단위근의 존재를 지지하는 방향으로 왜곡된 결과를 얻을 수 있다.

두 번째 문제는 단위근 검정이 특정한 가설의 기각 여부에만 초점을 맞추고 있기 때문에 지속성의 크기에 대해서는 충분한 정보를 제공하지 못한다는 점이다. 물론, ADF 회귀식에서 전기 수준변수의 회귀계수 추정치를 보고 대략적인 짐작은 가능하지만, 그 역시 편의(bias)를 내포하고 있을 가능성이 높다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 먼저 추정량의 편의를 수정한 후 충격반응함수(Impulse Response Function)의 구체적인 특징을 분석해야 한다(Andrews and Chen, 1994).

본 연구에서는 이와 같은 두 가지 문제를 고려하여 한국 거시경제 변수들의 지속성을 재검토한다. 우선, 다수의 구조변화를 허용하는 단위근 검정과 정상성 검정을 수행하여 분석결과의 신뢰도를 높이고자 한다. 이를 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정과 KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin, 1992) 정상성 검정을 병행 실시하는 가운데, 두 검정 모두에서 최대 두 번의 구조변화를 허용한다. 구조변화를 고려하는 단위근 검정으로는 Zivot and Andrews

(1992), Lumsdaine and Papell(1997) 검정을, 구조변화를 고려하는 정상성 검정으로는 Kurozumi(2002), Carrion-i-Silvestre and Sansó(2007) 검정을 이용한다. 본 연구에서는 이처럼 총 6개 검정 14개 모형을 이용하여 한국의 24개 분기별 자료를 분석함으로써 단위근에 대한 판단이 어느 정도로 확정될 수 있는가를 밝힐 것이다.¹⁾

다음으로, 본 연구에서는 최소자승추정량의 편의를 조정한 최대자기회귀근(largest autoregressive root), 자기회귀계수합(sum of the autoregressive coefficients), 충격효과의 반감주기(half-life)를 추정하여 경제충격의 효과가 얼마나 오랫동안 지속되는가를 검토한다. 특히, 본 연구에서는 경제의 구조적 변화가 지속성 측정 결과에 미치는 영향에 주목한다. 단위근 검정의 경우와 달리 지속성 측정에 관한 선행 연구에서는 구조변화의 효과에 그다지 많은 관심을 기울이지 않았다. 하지만 지속성 측정 결과 역시 경제변수의 장기 성장경로를 어떻게 평가하느냐에 따라 크게 달라질 수밖에 없다. 본 연구의 후반부에서는 이와 같은 예상을 뒷받침하는 실증결과가 제시될 것이다.

한국의 경우에도 1990년대 이후 다양한 방면의 연구에서 단위근 검정이 수행되었고 대체로 단위근 가설을 지지하는 결과가 우세했다. 하지만 단위근의 존재와 충격의 지속성 자체에 초점을 맞추고 여러 거시경제 자료들을 종합적으로 분석하거나 단위근 검정을 수행하면서 구조변화의 효과를 명시적으로 고려한 경우는 매우 드물었다.

예외로는 조하현(1994)과 Harvie and Pahlavani(2006)의 연구를 들 수 있다.²⁾ 조하현(1994)은 제 2차 석유파동 직후인 1980년 4분기를 구조변화의 시점으로 가정하고 Perron(1989) 검정을 수행하였고, 한국의 경우에도 구조변화를 고려하면 단위근 가설의 기각빈도가 높아진다는 실증결과를 제시하였다. 하지만, 조하현(1994)의 연구는 구조변화의 시점이 사전에 알려져 있다는 가정에 근거하고 있기 때문에 구조변화의 시점을 내생변수로 간주하는 최근의 분석방법을 이용하여 보완될 필요가 있다. 더욱이 1997~98년 경제위기의 중요성을 감안하면 연장된 표본기간을 대상으로 하는 재검토가 불가피하다.

1) 이와 같이 다수의 구조변화를 고려한 단위근 검정결과를 정상성 검정결과와 비교하여 분석결과의 강건성을 높이려는 시도는 외국의 경우에도 선례를 찾기가 어렵다.

2) Harvie and Pahlavani(2006)의 연구를 소개해 준 익명의 심사위원께 감사의 말씀을 전한다.

Harvie and Pahlavani (2006)는 한 번의 구조변화를 허용하면서 구조변화의 시점을 내생변수로 간주하는 Perron (1997)의 단위근 검정을 이용하여 1980년 1분기부터 2005년 4분기까지의 한국의 분기별 자료를 분석하였다. 이들은 주로 국민계정상의 지표로 구성된 10개의 거시경제자료를 분석했는데,³⁾ 구조변화의 효과가 극적으로 나타난다고 가정하는 AO (Additive Outlier) 모형의 경우에는 어느 자료에서도 단위근 귀무가설이 기각되지 않았고, 구조변화의 효과가 점진적으로 나타난다고 가정하는 IO (Innovational Outlier) 모형의 경우에는 10개 중 2개의 자료에서 단위근 귀무가설이 기각되었다. 한편, IO 모형을 이용하면 10개 중 7개의 자료에서 1997년 경제위기가 구조변화의 시점으로 선택됐지만, AO 모형을 이용할 경우에는 단 1개의 자료에서만 그와 같은 결과를 얻을 수 있었다. Harvie and Pahlavani (2006)는 구조변화를 고려하면 10개 중 2개의 자료에서 단위근 가설이 기각된다는 IO 모형의 검정 결과를 강조하며 한국의 자료를 대상으로 단위근 검정을 수행할 때에도 구조변화의 효과를 중요하게 고려해야 한다고 주장하였다(p. 18).

하지만 미국의 자료를 분석한 Perron (1997)의 결과에 비춰볼 때 Harvie and Pahlavani (2006)가 제시한 증거는 오히려 한국의 경우에는 구조변화가 단위근 검정에 미치는 효과가 생각보다 심각하지 않음을 보여주는 것으로 해석될 수 있다.⁴⁾ 아울러, 1997년의 경제위기가 구조변화의 시점으로 추정되는 경우가 많지 않다는 결과도 납득하기 어려운 면이 있다. 본 연구에서는 Harvie and Pahlavani (2006)보다 다양한 영역을 포괄하는 24개의 분기별 거시시계열 자료를 분석한다. 아울러 한 번의 구조변화만 허용한 Harvie and Pahlavani (2006)와 달리 다수의 구조변화를 허용하고, 단위근 검정결과를 정상성 검정결과와 비교하면 단위근에 대한 판단이 어떻게 달라질 수 있는지를 보인다. 끝으로, 구조변화를 고려한 지속성 측정 결과를 제시하여 단위근에 관한 논의를 보완한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 제 2장에서는 구조변화를 고려한 단위근

3) Harvie and Pahlavani (2006)가 분석한 자료는 다음과 같다. 1995년 기준 실질GDP, 명목 GNI, 명목민간소비지출, 명목정부지출, 명목총고정자본형성, 수출액, 수입액, 소비자물가지수(CPI), 통화공급, 원/달러 명목환율. 이 중 CPI와 통화공급, 원/달러 명목환율을 제외한 나머지 변수는 모두 국민계정상의 지표이다.

4) Perron (1997)은 확정적 추세의 구조변화를 고려하면 Nelson and Plosser (1982)가 단위근을 갖는다고 분석한 미국의 13개 거시경제시계열 중 9개 시계열에서 단위근 가설이 기각된다는 실증결과를 제시하였다.

검정의 의의를 설명하고 근래의 연구흐름을 개괄한다. 제 3장에서는 구조변화를 고려한 단위근 검정법과 정상성 검정법을 설명한다. 제 4장에서는 각각의 검정결과를 제시한다. 제 5장에서는 편의를 조정한 최대자기회귀근, 자기회귀계수합, 충격효과와 반감기간을 이용하여 지속성의 크기를 측정하는 방법을 설명하고 추정결과를 제시한다. 아울러 이 장에서는 구조변화에 대한 가정에 따라 지속성 측정 결과가 어떻게 달라질 수 있는지를 보인다. 제 6장에서는 결론을 제시한다.

II. 구조변화와 단위근의 의의

서두에서 언급한 바대로, 경제충격이 얼마나 오랫동안 지속되는지 또는 거시경제 변수들이 단위근을 갖는지의 여부는 경제이론을 전개하고 정책대안을 모색할 때 매우 중요한 함의를 갖는다.

만약 산출량이 단위근을 갖는다면 산출량의 움직임을 일정한 장기추세를 따라 이탈과 복귀를 반복하는 것으로 묘사하는 다수의 경기변동 모형은 현실 설명력을 크게 위협받게 된다(Nelson and Plosser, 1982). 사정은 다른 거시경제변수들에 관한 이론에서도 마찬가지이다. 예를 들어, 자연실업률 가설(natural unemployment hypothesis)에서는 실업률이 일종의 균형상태를 의미하는 자연실업률을 중심으로 이탈과 복귀를 반복한다고 설명한다. 반면, Blanchard and Summers(1986) 등 이력가설(hysteresis hypothesis)을 지지하는 연구자들은 실업률에 대한 충격의 효과가 매우 오랫동안 —정확히 말하면, 영원히!— 지속된다고 주장한다. 따라서 전자의 설명이 옳다면 실업률이 추세정상 시계열로 관찰될 것이지만, 반대로 후자의 설명이 옳다면 실업률은 단위근 시계열의 특징을 나타낼 것이다.

한편, 피셔가설(Fisher hypothesis)과 소비-기반 자산가격결정모형(consumption-based CAPM)에 의하면, 실질이자율이 단위근을 갖는 상황은 상상하기 어렵다. 마찬가지로, 명목환율이 두 나라의 상대적인 물가수준에 의해 결정된다는 구매력평가설(purchasing power parity: PPP)에 의하면, 명목환율을 양국의 상대 물가수준으로 조정한 실질환율은 일정한 평균 또는 시간추세를 중심으로 안정적인 움직임을 나타내야 한다.⁵⁾

5) 비교역제의 존재와 국가간 생산성 격차로 인해 실질환율이 시간추세를 따라 움직일 수 있다고 보는 견해를 추세구매력평가설(Trend PPP: TPPP)이라고 부른다.

결국, 단위근의 여부와 충격의 지속성에 대한 해석은 거시경제 동학의 본질을 어떻게 이해할 것인가라는 문제와 맞닿아 있다. 그리고 Nelson and Plosser (1982)의 연구 이후 많은 경제학자들은 이와 같은 문제에 답하기 위하여 단위근 검정을 이용해 왔다. 하지만, 여러 연구자들에 의해 확정적 추세의 구조변화가 단위근 검정에 중대한 영향을 미칠 수 있다는 사실이 밝혀지면서 최근 응용계량경제학 분야에서는 구조변화를 고려한 단위근 또는 정상성 검정을 통해 특정 경제이론의 설명력을 재평가하려는 연구가 활발히 진행 중이다.⁶⁾

Perron (1989)의 연구는 이와 같은 흐름의 시발점이 되었다. 그는 대공황이 발생한 1929년을 구조변화의 시점으로 간주하고 Nelson and Plosser (1982)가 단위근 시계열로 평가한 13개 자료를 다시 분석했는데, 놀랍게도 그 중 단지 3개만이 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 이는 여러 경제변수들이 분절된 추세를 따라 이탈과 복귀를 반복하는 분절-추세 정상(broken-trend stationary) 시계열로 묘사될 수 있으며, 추세 자체를 변화시키는 몇 번의 중대한 사건을 제외하면 대부분의 경제충격은 효과가 일시적임을 의미하는 결과였다.

Arestis and Mariscal (2000), Papell *et al.* (2000), Camarero *et al.* (2005)은 여러 나라의 실업률 역시 분절-추세 정상과정을 따른다는 실증결과를 제시하였다. 이와 같은 결과는, 전통적인 자연실업률 가설이나 이력가설에서 설명하는 것과 달리, 실업률에 대한 충격이 자연실업률 자체를 이동시키는 몇 번의 영구적 충격과 나머지 대부분의 일시적 충격으로 구분될 수 있음을 의미한다. Papell *et al.* (2000)은 이러한 새로운 견해를 ‘실업률에 대한 구조주의적 관점 (structuralist theory of unemployment)’이라고 표현하였다.

실질이자율과 실질환율의 경우에도 1990년대 중반까지는 단위근 가설을 지지하는 결과가 우세한 상황이었다. 하지만 최근 Malliaropulos (2000), Atkins and Chan (2004)은 실질이자율을 대상으로, Hegwood and Papell (1998), Papell and Prodan (2006)은 실질환율을 대상으로 구조변화를 고려한 단위근 검정을 수행하여 이들 자료 역시 분절-추세 정상과정에 가깝다는 실증결과를 제시하였다. 특히, Hegwood and Papell (1998)은 실질환율이 복귀하는 확정적 추세가 분절된 형태를 갖는다는 점에서 실질환율의 특성에 대한 새로운 실증결과들이 準-PPP (Quasi-

6) 이 분야의 주요 연구성과에 대해서는 Maddala and Kim (1998)과 Perron (2006)을 참조할 것.

PPP) 가설과 準-TPPP (Quasi-Trend PPP) 가설을 지지하는 것이라는 해석을 제기하였다.

한국의 거시경제 자료에 대해서는 아직까지 구조변화를 고려한 단위근 검정을 수행한 연구가 많지 않았다. 그에 따라, 예컨대 실업률의 경우에는 이력가설을 지지하는 결과가, 실질이자율의 경우에는 피셔가설과 소비기반-자산가격결정모형에 반하는 결과가, 실질환율의 경우에는 구매력평가설에 반하는 결과가 우세한 상황이었다.⁷⁾

하지만 외국의 선행연구 결과들을 볼 때, 한국의 경우에도 구조변화를 고려하여 단위근 검정을 수행하면 새로운 실증결과와 해석이 가능할 것으로 기대된다. 더욱이, 지난 1997-98년에 한국 경제가 겪은 경제위기의 심각성을 감안하면 그와 같은 분석의 필요성은 더욱 절실하게 제기된다.

Ⅲ. 검정 모형

1. 구조변화를 고려한 단위근 검정

이제 분석에 사용할 모형들을 간략히 살펴보도록 하자. 우선, 구조변화를 고려하지 않는 ADF (augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정의 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$Z_t = [1, t]' \quad (2)$$

여기서, y_t 는 경제변수의 t -시점 ($t = 1, \dots, T$) 관측치를, Δ 는 1차 차분기호를, $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ 는 확률적 오차항을 나타낸다. Z_t 는 확정적 요소로서, 본 논문에서는 논의의 일관성을 유지하기 위해 상수항과 시간추세를 모두 포함하는 경우만

7) 한국의 실업률이 I(1)이라는 선행연구로는 강석훈·한진수(1998), 신관호(2001), 한국의 실질이자율이 I(1)이라는 연구로는 이윤복(1996)과 지청·조담(2004), 원화와 주요국 통화 간의 실질환율이 I(1)이라는 연구로는 Bahmani-Oskooee and Rhee(1992), 김희식(2003), 오유진·박병욱(2004)을 들 수 있다.

을 고려한다.

귀무가설은 ‘ $\{y_t\}_{t=1}^T$ 가 단위근 시계열이다’라는 명제이고, 대립가설은 ‘ $\{y_t\}_{t=1}^T$ 가 추세정상 시계열이다’라는 명제이다. 이는 식 (1)에서 귀무가설은 $\alpha = 0$ 이고 대립가설은 $\alpha < 0$ 임을 뜻한다. 검정통계량은 α 의 OLS 추정량 $\hat{\alpha}$ 의 t -값을 이용한다. 이를 $t_{\hat{\alpha}}$ 이라고 하자. 시차 k 는 순차적 방법 (general-to-specific method) 을 이용하여 선택한다.⁸⁾

이러한 ADF 검정의 문제점 중 하나는 구조변화의 가능성을 허용하지 않는다는 것이다. Perron (1989) 은 이와 같은 문제를 해결하기 위해 사전에 알려진 한 번의 구조변화를 고려하는 수정된 ADF 검정을 제안하였다. Zivot and Andrews (1992) 는 구조변화의 시점도 주어진 자료를 이용해 모형 내에서 내생적으로 추정하는 단위근 검정법을 제시하였고, Lumsdaine and Papell (1997) 은 Zivot-Andrews 검정을 두 번의 구조변화를 고려하는 경우로 확장하였다.

Zivot-Andrews 검정에서 구조변화의 유형은 세 가지로 구분된다. 첫 번째는 경제변수들의 국면별 평균이 변화하는 경우이다. 두 번째는 경제변수들의 증가율이 변화하는 경우이며, 마지막 세 번째는 두 가지 변화가 동시에 진행되는 경우이다. 각각은 모형 A-절편이동모형 (crash model), 모형 B-성장률변화모형 (changing growth model), 모형 C-혼합모형 (mixed model) 으로 불린다. 검정회귀식은 식 (1) 과 동일하며 세 가지 구조변화 유형에 상응하여 식 (2)의 Z_t 가 다음과 같은 형태를 갖는다.

$$\text{모형 A: } Z_t = [1, t, DU_t]' \quad (3)$$

$$\text{모형 B: } Z_t = [1, t, DT_t]' \quad (4)$$

$$\text{모형 C: } Z_t = [1, t, DU_t, DT_t]' \quad (5)$$

여기서, DU_t 는 $t > T_B$ 이면 1의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 가

8) 순차적 방법은 임의의 최대시차(k_{\max})를 설정한 후 마지막 시차항의 회귀계수 추정치가 통계적으로 유의할 때까지 시차항을 순차적으로 소거해 나가는 방법을 말한다. 본 논문에서는 Zivot and Andrews (1992), Lumsdaine and Papell (1997) 에 의거하여 $k_{\max} = 12$ 로 설정하였고, 유의수준은 10%를 기준으로 하였다.

변수(dummy variable)이며, DT_t 는 $t > T_B$ 이면 $t - T_B$ 의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 가변수이다. T_B 는 임의의 잠재적 구조변화 시점을 나타낸다.

한편, Lumsdaine and Papell(1997)은 두 번의 구조변화를 고려하여 다음과 같은 세 가지 모형을 제시하였다.

$$\text{모형 AA: } Z_t = [1, t, DU_{1t}, DU_{2t}]' \quad (6)$$

$$\text{모형 CC: } Z_t = [1, t, DU_{1t}, DT_{1t}, DU_{2t}, DT_{2t}]' \quad (7)$$

$$\text{모형 CA: } Z_t = [1, t, DU_{1t}, DT_{1t}, DU_{2t}]' \quad (8)$$

위의 식에서 DU_{it} 는 $t > T_{Bi}$ 이면 1의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 가변수이며, DT_{it} 는 $t > T_{Bi}$ 이면 $t - T_{Bi}$ 의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 가변수이다($i = 1, 2$). T_{Bi} ($i = 1, 2$)는 두 번의 잠재적 구조변화 시점을 나타낸다. 모형 AA는 두 번의 절편 변화를, 모형 CC는 두 번의 절편 변화와 시간추세의 기울기 변화를, 모형 CA는 두 번의 절편 변화와 한 번의 기울기 변화를 허용하고 있다는 데 주목하기 바란다.

Zivot-Andrews 검정과 Lumsdaine-Papell 검정의 귀무가설은 ADF 검정에서와 같다. 그렇지만 대립가설은 ‘ $\{y_t\}_{t=1}^T$ 가 사전에 알려지지 않은 시점에 절편과 (또는) 시간추세의 기울기가 변화하는 추세정상 시계열이다’라는 명제이다. 구조변화의 시점은 모든 잠재적 구조변화 시점을 대상으로 수정된 ADF 회귀식을 반복적으로 추정하여 $t_{\hat{\alpha}}$ 이 최소가 되는 분기점을 선택한다.⁹⁾ 즉, 두 검정 모두 단위근 귀무가설에 가장 반대되는 증거가 제시되는 시점이 구조변화의 시점으로 추정된다. 이를 \widehat{T}_B 와 $(\widehat{T}_{B1}, \widehat{T}_{B2})$ 라고 하자. 검정통계량은 그러한 구조변화 시점에서의 $t_{\hat{\alpha}}$ 으로 정의되는 $\inf - t_{\hat{\alpha}}$ 을 이용한다. 즉, Zivot-Andrews 검정에서는 $\inf - t_{\hat{\alpha}} = \min_{T_B} t_{\hat{\alpha}}(T_B) = t_{\hat{\alpha}}(\widehat{T}_B)$, Lumsdaine-Papell 검정에서는 $\inf - t_{\hat{\alpha}} = \min_{T_{B1}, T_{B2}} t_{\hat{\alpha}}(T_{B1}, T_{B2}) = t_{\hat{\alpha}}(\widehat{T}_{B1}, \widehat{T}_{B2})$ 이 검정통계량으로 이용된다.

이하에서는 Zivot-Andrews 검정과 Lumsdaine-Papell 검정을 통칭하여 ‘ZA-LP

9) 단, Lumsdaine-Papell 검정에서는 두 번의 구조변화가 연이어 발생할 수 없다는 제약을 추가로 부과한다. 즉, $T_{B1} \neq T_{B2}$, $T_{B1} \neq T_{B2} \pm 1$.

검정'이라고 부를 것이다.

2. 구조변화를 고려한 정상성 검정

앞 절의 ADF 검정과 ZA-LP 검정에서는 단위근 가설을 귀무가설로 추세정상 가설을 대립가설로 설정한다. 따라서 강력한 반증이 존재하지 않는 한 단위근 가설이 기각되지 않는다.

하지만 뚜렷한 반증이 존재하지 않는다는 것이 자연스럽게 단위근의 존재를 입증하는 것은 아니다. 단지 자료로부터 주어지는 정보가 충분하지 않은 까닭일 수도 있기 때문이다. 만약, 동일한 상황에서 증명의 부담을 반대로 지운다면 결론 역시 반대로 도출될 가능성을 배제할 수 없다. 즉, 추세정상 가설을 귀무가설로 단위근 가설을 대립가설로 설정하는 경우에는 단위근의 존재를 입증할 뚜렷한 증거가 존재하지 않는 이상 추세정상 가설이 기각되지 않을 것이다. 따라서 정상성 검정을 단위근 검정과 병행하면 단위근 검정에만 의존할 때보다 잘못된 결론을 도출할 위험을 줄일 수 있다(Amano and van Norden, 1992).

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992: KPSS)은 단위근 가설을 대립가설로 하여 추세정상 귀무가설을 검정하는 방법을 제시하였다. y_t 가 다음과 같이 확정적 추세 Z_t 와 확률적 추세 r_t , 확률적 오차항 u_t 의 합으로 구성된다고 생각해보자.

$$y_t = \delta' Z_t + r_t + u_t \quad (9)$$

여기서, $Z_t = [1, t]'$, $r_t = r_{t-1} + \eta_t$, $\eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$, u_t 는 안정적 ARMA 과정을 나타낸다.

$\{y_t\}_{t=1}^T$ 가 추세정상 시계열이기 위해서는 $\sigma_\eta^2 = 0$ 이어야 한다. 그래야만 r_t 가 상수가 되어, y_t 가 확정적 추세와 안정적 ARMA 과정의 합으로 구성되기 때문이다. 반면, 단위근 대립가설은 $\sigma_\eta^2 > 0$ 을 의미한다. KPSS(1992)는 이와 같은 가설을 검정하기 위하여 다음과 같은 LM 통계량을 제안하였다.

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2 \quad (10)$$

여기서, S_t 는 귀무가설 하에서 구한 잔차항 \hat{u}_t 의 부분합(partial sum: $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{u}_i$)을, s^2 는 u_t 의 장기분산(long-run variance) 추정량을 나타낸다. 장기분산은 비모수적 방법(non-parametric method)으로 추정하며, 본 논문에서는 검정의 크기와 검정력 모두에서 소표본 성과가 가장 우수한 것으로 알려진 Sul *et al.* (2005)의 방법을 이용하였다.¹⁰⁾

한편, Kurozumi (2002)와 Carrion-i-Silvestre and Sansó (2007)는 각각 한 번과 두 번의 구조변화를 고려하는 경우로 KPSS 검정을 확장하였다. 원래 이들의 논문에서 제시된 모형의 수는 ZA-LP 검정에서 제시된 것보다 많지만, 본 연구에서는 논의의 일관성을 위해 ZA-LP 검정과 일치하는 6개 모형만을 고려하였다.¹¹⁾

회귀방정식, 검정통계량, 장기분산 추정방법은 KPSS 검정에서와 동일하다. 구조변화의 시점은 두 검정 모두 모든 잠재적 구조변화 시점을 대상으로 귀무가설 하에서 y_t 방정식을 추정한 후, 잔차제곱합(sum of squared residuals: SSR)이 최소화되는 시점을 선택한다. 즉, Kurozumi 검정에서는 $\hat{T}_B = \arg \min_{T_B} SSR(T_B)$, Carrion-i-Silvestre and Sansó 검정에서는 $(\hat{T}_{B1}, \hat{T}_{B2}) = \arg \min_{T_{B1}, T_{B2}} SSR(T_{B1}, T_{B2})$. 여기서, \hat{T}_B 와 $(\hat{T}_{B1}, \hat{T}_{B2})$ 는 구조변화 시점의 추정량을 나타낸다. ZA-LP 검정에서는 단위근 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높아지는 시점을 구조변화의 시점으로 선택하는 데 비해, Kurozumi 검정과 Carrion-i-Silvestre and Sansó 검정에서는 절편과 (또는) 시간추세가 일정하게 유지된다는 가설에 가장 반대되는 증거가 제시되는 시점이 구조변화의 시점으로 추정된다는 점에 주목하기 바란다.

10) Sul *et al.* (2005) 방법의 장점은 사전 백색화 작업(pre-whitening)과 이차형 스펙트럼 윈도우(Quadratic spectrum window)를 이용하여 검정 크기의 왜곡 문제를 해소하는 한편, 장기분산의 상한을 주어진 자료에 근거해 설정함으로써 검정력 또한 높인다는 것이다.

11) 단, Carrion-i-Silvestre and Sansó (2007) 검정의 CA모형에서는 두 번째 구조변화 시점부터 시간추세의 기울기가 변화한다고 가정한다. 이와 달리, Lumsdaine and Papell (1997) 검정의 CA 모형에서는 첫 번째 구조변화 시점에만 시간추세의 기울기가 변화한다고 가정한다. 두 번의 절편 변화를 허용한다는 점은 두 검정이 동일하다.

이하에서는 Kurozumi 검정과 Carrion-i-Silvestre and Sansó 검정을 통칭하여 K-CS 검정으로 부를 것이다.

3. 구조변화의 유형과 횡수 선택 방법

결국, 본 연구에서는 6개 검정 14개 모형을 고려하며 이들은 다시 4개의 그룹으로 분류될 수 있다. ① ADF 검정, ② KPSS 검정, ③ ZA-LP 검정, ④ K-CS 검정. <표 1>은 4개의 그룹에 속하는 각각의 검정법과 검정모형을 정리하여 보여주고 있다. ①, ③번 그룹과 ②, ④번 그룹은 단위근 가설과 추세정상 가설 중 어느 것을 귀무가설로 하느냐에 따라 구분되며, ①, ②번 그룹과 ③, ④번 그룹은 구조변화의 허용 여부에 따라 구분된다. 따라서 각 그룹의 검정 결과는 다른 그룹의 검정 결과를 재평가하는 기준으로 이용될 수 있다.

<표 1> 검정 모형

구조변화 허용여부		단위근 귀무가설	정상성 귀무가설
허용안함		그룹 ① ADF 검정 ADF 검정	그룹 ② KPSS 검정 KPSS 검정
허용함	1회	그룹 ③ ZA-LP 검정 ZA 검정, 모형 A ZA 검정, 모형 B ZA 검정, 모형 C	그룹 ④ K-CS 검정 K 검정, 모형 A K 검정, 모형 B K 검정, 모형 C
	2회	LP 검정, 모형 AA LP 검정, 모형 CC LP 검정, 모형 CA	CS 검정, 모형 AA CS 검정, 모형 CC CS 검정, 모형 CA

주: ADF 검정은 augmented Dickey-Fuller 검정, KPSS 검정은 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992) 검정, ZA 검정은 Zivot and Andrews(1992) 검정, LP 검정은 Lumsdaine and Papell(1997) 검정, K 검정은 Kurozumi(2002) 검정, CS 검정은 Carrion-i-Silvestre and Sansó(2007) 검정을 나타냄. 각각의 모형에 대한 설명은 본문을 참조하기 바람.

한편, ③, ④번 그룹은 구조변화의 횡수와 유형을 달리하는 다수의 모형을 포함하고 있다. 모든 모형의 검정결과를 제시하는 것은 혼돈만 야기할 것이기 때문에 본 연구에서는 일단 모든 모형을 추정한 후 다음과 같은 Yao(1988)의 베이지안 정

보기준(Bayesian information criteria)을 이용하여 그룹별로 하나씩의 최종모형을 선별하였다.

$$BIC = \ln(SSR/T) + n \times \ln(T)/T \quad (11)$$

여기서, SSR 은 추정된 모형의 잔차제곱합을, n 은 모수의 수를 나타낸다. 본 연구에서는 각 그룹 내에서 이러한 베이지안 정보기준이 최소가 되는 모형을 해당 그룹의 최종모형으로 선택하였다.

IV. 검정 결과

1. 이용자료

본 연구에서는 한국의 국민계정, 물가, 산업생산, 노동, 금융부문을 대표하는 24개의 분기별 거시경제 자료를 분석하였다. 부록의 <표 A-1>은 변수들의 목록과 자료의 출처를 보여준다. 종료시점은 2005년 4분기로 모든 자료가 동일하지만, 개시시점은 자료마다 조사가 시작된 시점이 달라서 일치시킬 수 없었다. 명목GDP, 실질GDP, 실질민간소비지출, 실질총고정자본형성, 재고투자, M2는 해당 기관에서 발표하는 계절조정 자료를 이용하였고, 1인당 실질GDP, 산업생산지수, 제조업가동률, CPI(소비자물가지수), CPI 변화율, 취업자수, 실업률, 주당평균노동시간, 노동생산성, 시간당실질임금, 종합주가지수, 주택가격지수는 X-12 ARIMA를 이용하여 계절효과를 조정하였다. 나머지 화폐유통속도, 명목환율, 실질환율, 실질이자율은 계절효과를 조정하지 않은 원자료를 이용하였다. GDP 대비 재고투자 비율, CPI 변화율, 실업률, 화폐유통속도, 실질이자율을 제외한 나머지 변수들은 로그변환 자료를 이용하였다.

2. 구조변화를 고려하지 않는 단위근과 정상성 검정 결과

<표 2>는 구조변화를 고려하지 않는 ADF, KPSS 검정 결과를 보여준다. 이를 보면, 기존의 연구들과 마찬가지로 거의 대부분의 자료에서 단위근 가설은 기각되

지 않고 추세정상 가설은 기각되고 있다.

ADF 검정에서는 5% 유의수준을 기준으로 재고투자, 산업생산지수, CPI 변동을 등 3개를 제외한 나머지 21개 자료에서 단위근 귀무가설이 기각되지 않았다. KPSS 검정에서는 1인당 실질GDP, 재고투자, CPI 변화율, 제조업가동률, 원/엔 명목환율, 원/엔 실질환율 등 6개 자료를 제외한 18개 자료에서 추세정상 귀무가설이 기각되었다.

특히, 실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율에서 단위근 가설이 기각되지 않았다는 사실을 눈여겨 볼 필요가 있다. 앞서 설명한 대로, 실업률이 단위근을 갖는 것은 이력가설(hysteresis hypothesis)을 지지하는 결과이다. 그리고 실질이자율이 단위근을 갖는다는 것은 피셔가설과 소비기반 자산가격결정모형에 반하는 결과이다. 원/달러 실질환율이 단위근을 갖는다는 것은 (추세) 구매력평가설에 반하는 결과이다.

3. 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과

〈표 3〉은 ZA-LP 검정 결과를 보여준다. ZA-LP 검정은 단위근 가설을 귀무가설로 하면서 추세정상 대립가설에서 최대 두 번의 구조변화를 허용한다는 점을 기억하기 바란다.

〈표 3〉에서 가장 두드러진 점은 단위근 가설이 기각되는 자료의 수가 급격히 늘었다는 것이다. 5% 유의수준을 기준으로 모두 12개 자료에서 단위근 가설이 기각되었는데 이는 전체 자료의 절반에 이르는 수치이다(해당 자료는 다음과 같다: 재고투자, CPI, CPI 변화율, 실업률, 화폐유통속도, 제조업가동률, 주당평균노동시간, 시간당실질임금, 원/달러 명목환율, 원/달러 실질환율, 실질이자율, 주택가격지수). 덧붙여, 1인당 실질GDP와 산업생산지수도 10% 유의수준을 기준으로 하면 단위근 가설이 기각되는 것으로 나타났다.

특히, 최대 두 번의 구조변화를 고려한 결과 실업률과 실질이자율은 1% 유의수준에서, 원/달러 실질환율은 5% 유의수준에서 단위근 가설이 기각되었다. 이는 이들 경제변수들이 분절-추세 정상 시계열임을 의미한다. 또한 이와 같은 실증결과들은 이들 경제변수의 움직임을 설명하는 여러 이론들의 설명력을 다르게 평가할 필요성을 제기한다. 즉, 실업률의 경우에는 Papell *et al.* (2000)이 제기한 실업률에 대한

구조주의적 관점을 지지하는 결과이다. 실질이자율에 대한 분석결과는 피셔가설과 소비기반 자산가격결정모형의 예상에 부합하는 것이다. 원/달러 실질환율의 경우에는 Hegwood and Papell (1998) 이 제기한 準-TPPP 가설을 지지하는 새로운 실증 결과로 해석할 수 있다.¹²⁾

〈표 2〉 구조변화를 고려하지 않는 단위근과 정상성 검정 결과

	ADF			KPSS	
	k	$t_{\hat{\alpha}}$	BIC	LM	BIC
명목GDP	1	-2.660	-7.856	187.897***	-1.995
실질GDP	12	-0.514	-7.992	0.212**	-5.250
1인당 실질GDP	12	-1.428	-7.634	0.077	-5.788
실질민간소비지출	4	-1.251	-7.502	0.171**	-5.018
실질총고정자본형성	12	-0.871	-5.384	0.271***	-2.745
재고투자	8	-3.836**	0.897	0.045	0.790
산업생산지수	12	-3.559**	-6.964	0.858***	-2.990
CPI	12	-3.404*	-8.215	24.423***	-2.797
CPI변화율	7	-4.804***	3.360	0.065	3.827
취업자수	9	-1.707	-7.911	0.216***	-6.067
실업률	11	-2.464	-1.476	0.434***	0.262
M2	11	1.583	-7.699	2.009***	-2.010
화폐유통속도	8	-2.414	-7.566	0.289***	-4.304
제조업가동률	8	-3.159*	1.479	0.053	2.956
주당평균노동시간	12	-2.362	-8.007	0.287***	-7.624
노동생산성	12	-0.986	-12.015	0.333***	-10.325
시간당실질임금	8	-1.199	-6.892	0.335***	-4.502
명목환율(원/달러)	3	-2.249	-5.800	0.306***	-3.818
명목환율(원/엔)	3	-2.207	-5.373	0.035	-3.771
실질환율(원/달러)	3	-2.230	-5.957	0.361***	-3.923
실질환율(원/엔)	3	-2.357	-5.389	0.044	-3.665
실질이자율	11	-1.987	2.633	0.238***	2.268
종합주가지수	10	-2.724	-3.977	0.826***	-1.339
주택가격지수	9	-3.213*	-7.930	0.336***	-4.141

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 시차 k 는 각주 8)에서 설명한 순차적 방법으로 추정함. 검정통계량의 임계치는 Davidson and Mackinnon(1993)을 이용함. KPSS 검정에서 장기분산은 Sul *et al.* (2005)의 방법으로 추정함. 검정통계량의 임계치는 Kwiatkowski *et al.* (1992)을 이용함.

구조변화의 횟수는 화폐유통속도와 원/엔 실질환율을 제외한 나머지 22개 자료에서 2번의 구조변화가 선택되었다. 구조변화의 유형은 13개 자료에서 두 번의 절

12) 단, 엔/달러 실질환율은 ZA-LP 검정에서도 여전히 단위근 가설이 기각되지 않는 것으로 나타났다.

편 변화와 시간추세의 기울기 변화를 허용하는 모형 CC가 선택되었고, 두 번의 절편 변화만 허용하는 모형 AA가 6개 자료, 두 번의 절편 변화와 한 번의 기울기 변화를 허용하는 모형 CA가 3개 자료, 한 번의 절편 변화만 허용하는 모형 A가 2개 자료에서 선택되었다.

구조변화의 시점은 15개 자료에서 1997년 3분기부터 1998년 1분기까지의 기간이 선택되었다. 이는 한 번의 구조변화만 고려한 Harvie and Pahlavani (2006)의 결과와 달리 1997~98년의 경제위기가 대다수 경제변수들의 움직임에 중대한 영향을 미쳤으며, 단위근 검정시에도 그와 같은 사실을 중요하게 고려해야 함을 보여주는 결과이다.

〈표 3〉 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과: ZA-LP 검정

	모형	k	\widehat{T}_{B1}	\widehat{T}_{B2}	$inf-t_{\hat{\alpha}}$	BIC
명목GDP	CC	1	1978. 1	1994. 3	-5. 477	-7. 921
실질GDP	AA	2	1997. 4	2002. 2	-4. 312	-8. 312
1인당 실질GDP	CC	11	1979. 4	1997. 3	-6. 523 *	-7. 836
실질민간소비지출	AA	4	1997. 3	2002. 4	-5. 322	-7. 660
실질총고정자본형성	CC	10	1975. 3	1992. 4	-5. 726	-5. 603
재고투자	AA	2	1997. 4	1999. 1	-8. 440 ***	0. 687
산업생산지수	CC	11	1977. 1	1986. 4	-6. 611 *	-7. 084
CPI	CC	12	1979. 4	1998. 1	-7. 947 ***	-8. 469
CPI변화율	CC	3	1975. 4	1981. 3	-8. 566 ***	3. 094
취업자수	AA	8	1986. 4	1997. 4	-5. 013	-8. 047
실업률	CC	10	1986. 1	1997. 4	-9. 866 ***	-1. 921
M2	AA	7	1976. 2	1999. 1	-2. 237	-7. 945
화폐유통속도	A	6	1979. 3	-	-5. 098 **	-7. 834
제조업가동률	CC	7	1988. 1	1997. 4	-9. 921 ***	0. 959
주당평균노동시간	CC	11	1986. 1	1986. 3	-8. 430 ***	-9. 070
노동생산성	AA	12	1983. 3	1989. 4	-4. 046	-12. 146
시간당실질임금	CA	8	1989. 1	1997. 3	-7. 342 ***	-7. 296
명목환율 (원/달러)	CC	3	1987. 4	1997. 3	-8. 008 ***	-6. 201
명목환율 (원/엔)	CC	11	1985. 3	1997. 3	-5. 611	-5. 222
실질환율 (원/달러)	CC	3	1987. 3	1997. 3	-7. 256 **	-6. 292
실질환율 (원/엔)	A	3	1985. 1	-	-3. 488	-5. 421
실질이자율	CA	1	1998. 1	1998. 3	-8. 734 ***	2. 007
종합주가지수	CA	10	1987. 4	1997. 3	-5. 712	-4. 151
주책가격지수	CC	9	1989. 4	1997. 4	-7. 049 **	-8. 225

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 시차 k 는 각주 8)에서 설명한 순차적 방법으로 추정함. 검정통계량의 임계치는 Zivot and Andrews (1992)와 Lumsdaine and Papell (1997)을 이용함.

4. 구조변화를 고려한 정상성 검정 결과

〈표 4〉는 정상성 가설을 귀무가설로 하면서 귀무가설과 대립가설 모두에서 최대 두 번의 구조변화를 허용하는 K-CS 검정 결과를 보여준다.

이를 보면, 정상성 가설이 기각되지 않는 자료의 수가 구조변화를 고려하지 않는 KPSS 검정 때보다 더욱 많아졌음을 알 수 있다. 이러한 구조변화의 효과는 이미 앞 절의 단위근 검정에서도 확인한 바이다. 하지만 〈표 4〉의 결과는 그와 같은 자료의 수가 무려 21개에 이르고 있다는 점에서 〈표 3〉에서 확인했던 것보다 훨씬 더 인상적으로 보인다.

〈표 4〉 구조변화를 고려한 정상성 검정 결과: K-CS 검정

	모형	\hat{T}_{B1}	\hat{T}_{B1}	LM	BIC
명목GDP	CC	1980.1	1995.4	0.005	-6.558
실질GDP	CA	1979.4	1997.3	0.054	-7.362
1인당 실질GDP	CC	1980.1	1997.4	0.033	-7.483
실질민간소비지출	CC	1980.1	1997.4	0.015	-7.061
실질총고정자본형성	CC	1980.1	1997.3	0.035	-4.645
재고투자	AA	1997.3	1998.3	0.037	0.645
산업생산지수	CC	1979.2	1986.4	0.007	-6.019
CPI	CC	1980.3	1990.4	0.013	-6.363
CPI변화율	CA	1975.4	1981.3	0.049	3.388
취업자수	CC	1980.1	1997.4	0.057**	-7.832
실업률	AA	1997.4	1999.3	0.087	-0.999
M2	CC	1981.3	1997.4	0.016	-5.764
화폐유통속도	CC	1975.3	1987.1	0.009	-6.138
제조업가동률	CA	1983.2	1997.4	0.017	1.744
주당평균노동시간	CC	1986.1	1986.3	0.034	-8.487
노동생산성	CC	1982.4	1995.2	0.015	-11.303
시간당실질임금	CC	1989.1	1997.3	0.047**	-6.861
명목환율(원/달러)	CC	1987.3	1997.3	0.026	-5.450
명목환율(원/엔)	CA	1985.3	1997.4	0.012	-4.662
실질환율(원/달러)	CC	1987.4	1997.3	0.025	-5.658
실질환율(원/엔)	CA	1985.3	1997.4	0.015	-4.644
실질이자율	AA	1991.1	2000.2	0.053	1.935
종합주가지수	CC	1987.2	1997.3	0.144***	-2.935
주책가격지수	CC	1991.4	2001.4	0.008	-6.329

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 두 검정 모두 장기분산은 Sul *et al.* (2005)의 방법으로 추정함. 검정통계량의 임계치는 Kurozumi(2002)와 Carrion-i-Silvestre and Sansó(2007)를 이용함.

실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율은 K-CS 검정에서도 분절-추세 정상시계열에 가까운 것으로 나타났다. 따라서 실업률에 대한 구조주의적 관점, 실질이자율에 대한 피셔가설과 소비기반 자산가격결정이론, 원/달러 실질환율에 대한 準-TPPP 가설이 지지된다. 더욱이, K-CS 검정에서는 원/엔 실질환율도 분절-추세 정상 시계열로 나타났는데, 이는 그에 대해서도 準-TPPP 가설이 적용될 수 있음을 시사한다.

구조변화의 횟수는 모든 자료에서 2번의 구조변화가 발생한 것으로 추정되었다. 구조변화의 유형은 16개 자료에서 모형 CC, 5개 자료에서 모형 CA, 나머지 3개 자료에서 모형 AA가 선택되었다. 구조변화의 시점은 15개 자료에서 1997~98년의 경제위기 기간이 선택되었다.¹³⁾

5. 검정 결과 종합

이상의 검정 결과를 종합하면, 본 연구에서 분석한 자료들을 크게 다섯 가지 범주로 분류할 수 있다. <표 5>는 본 연구에서 수행한 4가지 그룹의 검정 결과를 간추려 보여주고 있다.

첫 번째 유형은 구조변화와 무관하게 언제나 단위근 시계열로 판단되는 변수들이다. 즉, ADF 검정과 ZA-LP 검정에서는 단위근 귀무가설이 기각되지 않고 KPSS 검정과 K-CS 검정에서는 정상성 귀무가설이 기각되는 자료들이다. 이러한 결과는 해당 자료가 단위근 시계열일 가능성이 매우 높음을 의미한다. 취업자수와 종합주가지수가 이러한 범주에 속한다.

두 번째 유형은, 첫 번째 경우와는 반대로, 구조변화와 무관하게 언제나 추세정상 시계열로 판단되는 변수들이다. 즉, ADF 검정과 ZA-LP 검정에서는 단위근 귀무가설이 기각되고 KPSS 검정과 K-CS 검정에서는 정상성 귀무가설이 기각되지 않는 자료들이다. 재고투자와 CPI 변화율이 그에 속한다.

세 번째 유형은, 구조변화를 고려하지 않는 ADF 검정과 KPSS 검정에서는 단위근 시계열로 판단되지만 구조변화를 허용하는 ZA-LP 검정과 K-CS 검정에서는 분절-추세 정상 시계열로 판단되는 변수들이다. CPI, 실업률, 화폐유통속도, 제조업

13) 본 논문의 초고에는 분석 대상 자료들의 실제치와 K-CS 검정에서 추정된 추세선이 제시되어 있다.

〈표 5〉 검정 결과 종합

검정	ADF	KPSS	ZA-LP	K-CS	자료의 유형
귀무가설 (대립가설)	단위근 (추세정상)	추세정상 (단위근)	단위근 (분절-추세정상)	분절-추세정상 (분절-추세단위근)	
명목GDP		기각			IV
실질GDP		기각			IV
1인당 실질GDP			*		IV (III)
실질민간소비지출		기각			IV
실질총고정자본형성		기각			IV
재고투자	기각		기각		II
산업생산지수	기각	기각	*		IV
CPI	*	기각	기각		III
CPI변화율	기각		기각		II
취업자수		기각		기각	I
실업률		기각	기각		III
M2		기각			IV
화폐유통속도		기각	기각		III
제조업가동률	*		기각		III
주당평균노동시간		기각	기각		III
노동생산성		기각			IV
시간당실질임금		기각	기각	기각	V
명목환율 (원/달러)		기각	기각		III
명목환율 (원/엔)					IV
실질환율 (원/달러)		기각	기각		III
실질환율 (원/엔)					IV
실질이자율		기각	기각		III
종합주가지수		기각		기각	I
주택가격지수	*	기각	기각		III

주: 음영은 단위근 가설이 지지되는 경우를 나타냄. 즉, 단위근 검정에서는 단위근 귀무가설이 기각되지 않는 경우를, 정상성 검정에서는 단위근 대립가설에 대하여 정상성 귀무가설이 기각되는 경우를 나타냄. 기각 여부는 5% 유의수준을 기준으로 판단하였음. 단, 10% 유의수준에서 기각되는 경우는 별표(*)를 이용하여 별도로 표시하였음. 자료의 유형을 분류하는 기준에 대해서는 본문의 설명을 참조할 것.

가동률, 주당평균노동시간, 원/달러 명목환율, 원/달러 실질환율, 실질이자율, 주택가격지수 등 9개 변수가 그에 포함된다. 1인당 실질GDP도 10% 유의수준을 기준으로 하면 이러한 범주에 포함된다. 특히, 본 논문에서 구조변화와 단위근의 의미를 설명하기 위해 예로 들었던 실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율은 모두 이 유형에 속한다. 이와 같은 결과는 한국의 경우에도 Harvie and Pahlavani (2006)

가 제시한 것보다 훨씬 많은 자료에서 구조변화에 대한 고려 여부에 따라 단위근에 대한 해석이 크게 달라질 수 있음을 보여준다. 더욱이 본 연구에서는 동일한 결론이 정상성 검정을 통해 다시 한 번 확인되고 있기 때문에 분석결과의 신뢰도가 더욱 높다고 할 수 있다.

네 번째 유형은, 단위근 가설과 정상성 가설 중 어느 것도 기각되지 않아서 확정적 판단이 유보되는 자료들이다. 그와 같은 결과는 해당 자료가 어떤 한 가지 특성을 뚜렷이 나타내지 않았기 때문으로 해석할 수 있다. 명목GDP, 실질GDP, 실질민간소비지출, 실질총고정자본형성, 산업생산지수, M2, 노동생산성, 원/엔 명목환율, 원/엔 실질환율 등 9개 변수가 이 범주에 속한다. 그리고 5% 유의수준을 기준으로 하면 1인당 실질GDP도 여기에 포함된다.¹⁴⁾

마지막 다섯 번째 유형은 단위근 가설과 정상성 가설이 모두 기각되어서 결론 도출이 불가능한 자료들이다. 이와 같은 결과는 단위근 검정과 정상성 검정 중 어느 한 검정에서 제 1종 오류가 발생했음을 의미한다. 본 연구에서는 시간당실질임금이 그러한 예로 나타났다.

결국, 본 연구에서 분석한 한국의 24개 분기별 거시경제 자료 중에서 단위근 시계열로 확정할 수 있는 것은 취업자수와 종합주가지수, 단 2개뿐이었다. 이러한 결과는 기존의 관점에서 보면 상당히 놀라운 것일 수 있다. 중요한 점은 대부분의 자료가 유형 III과 유형 IV, 즉 분절-추세 정상 시계열이거나 단위근과 정상성 중 어떤 한 가지 특성을 뚜렷이 나타내지 않는 시계열일 가능성이 높다는 것이다. 따라서 단순한 단위근 검정 결과에만 의존하여 경제문제를 분석하고 정책 운용계획을 수립하면 잘못된 결과를 초래할 위험이 매우 크다고 판단할 수 있다.¹⁵⁾

14) Harvie and Pahlavani (2006)는 구조변화를 고려하더라도 실질GDP와 명목민간소비지출, 명목총고정자본형성, 통화공급에서 단위근 가설이 기각되지 않는다는 결과를 제시하였다. 본고의 실증결과는 이들 자료에서는 단위근 가설 뿐 아니라 정상성 가설도 기각되지 않는다는 점을 보임으로써 Harvie and Pahlavani (2006)의 논의를 보완하고 있다.

15) 본 논문의 초안은 구조변화의 횟수를 달리하는 ZA 검정과 LP 검정, Kurozumi 검정과 CS 검정 결과를 모두 제시하고 있다. 분석결과를 간략히 소개하면, 우선 구조변화를 고려한 단위근 검정의 경우에는 ZA 검정에서는 23개 중 5개, LP 검정에서는 9개 변수에서 단위근 가설이 기각되었다. 실업률은 ZA 검정과 LP 검정 모두에서, 실질이자율과 원/달러 실질환율은 LP 검정에서 단위근 가설이 기각되었다. 다음으로, 구조변화를 고려한 정상성 검정의 경우에는 Kurozumi 검정과 CS 검정 모두 23개 중 19개 변수에서 분절-추세 정상 가설을 지지하는 결과를 얻었고, 실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율도 그에 포함되었다. 따라서 구조변화

V. 경제 충격의 지속성

1. 문제의식과 측정방법

앞 장의 분석을 통해 경제의 구조적 변화를 고려하면 한국의 경우에도 상당히 많은 자료에서 단위근 가설이 기각될 수 있음을 확인하였다. 단위근 가설이 기각된다는 것은 충격의 효과가 영구적이지 않고 경제변수들이 시간이 지나면 장기 성장경로(long-run path)로 복귀함을 의미한다. 그러면, 충격의 효과는 얼마나 오래 지속되는가? 달리 말해, 충격발생 후 추세에서 이탈한 경제가 장기 성장경로로 복귀하는 데는 과연 얼마나 많은 시간이 소요되는가? 이러한 의문에 답하기 위해서는 단위근 검정만으로는 불충분하고 충격반응함수의 구체적인 특징이 분석되어야 한다.

이 장에서는 한국의 거시경제 자료들을 대상으로 지속성의 구체적인 크기를 검토한다. 이를 위해 Pivetta and Reis (2007) 를 참고하여 지속성(persistence)을 ‘예기치 못한 충격이 경제변수에 미치는 장기효과(long-run effect)’로 정의한다. 구체적으로 지속성은 ① 현재 시점에서 발생한 충격이 미래 시점의 경제변수에 미치는 효과의 크기 및 ② 충격발생 후 경제변수가 장기 성장경로로 복귀하는 속도와 관련된다.

중요한 점은 지속성 측정 결과 역시 경제변수의 장기 성장경로를 어떻게 평가하느냐에 따라 크게 달라질 수밖에 없다는 것이다. 왜냐하면 현재 시점에서 발생한 충격에 의해 미래 특정 시점의 경제변수가 추세에서 이탈하는 정도와 경제변수가 충격발생 후 추세로 복귀하는 속도를 측정하기 위해서는 충격이 발생하지 않았을 경우 해당 경제변수가 따라갔을 가상의 성장경로, 혹은 해당 경제변수가 복귀할 것이라고 예상되는 가상의 지점을 상정해야 하기 때문이다. 즉, 지속성을 측정할 때 관심의 대상은 장기 성장경로에서 이탈한 부분의 움직임이기 때문에 장기 성장경로를 먼저 논의하지 않고 지속성을 측정하는 것은 생각할 수 없는 일이다.

를 고려하면 상당수 자료들이 분절-추세 정상 시계열로 판단되고 특히 실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율이 그와 같은 특성을 갖는다는 본고의 결과는 구조변화 횟수에 대하여 강건한 편이라고 할 수 있다. 본 논문에서 최종모형에 대한 분석결과만을 제시한 이유는 지면의 제약 때문이기도 하지만 동일한 검정 내에서 구조변화의 유형과 횟수에 따라 다른 결과가 도출되면 결국은 일정한 모형선별 기준에 의거하여 최종적인 결론을 내릴 수밖에 없다고 판단했기 때문이다.

사실, 이와 같은 문제는 구조변화가 단위근 검정 결과에 미치는 효과를 감안하면 당연한 것이라고 생각할 수 있다. 그럼에도 불구하고, 지속성 측정에 관한 선행 연구에서는 장기 성장경로의 구조변화 문제에 별다른 관심을 기울이지 않았다. 예컨대, Stock(1991), Andrews(1993), Andrews and Chen(1994), Kilian(1998), Rossi(2005) 등 이 분야의 주요 연구들을 보면, 자기회귀모형에서 최소자승추정량의 하향편의(downward bias)를 수정하는 방법에 관심의 초점이 있었고, 정작 지속성이 측정되는 기준(metric)인 경제변수의 장기 성장경로는 표본기간 동안 일정하다고 가정하고 더 이상 분석하지 않는 경우가 대부분이었다. 하지만, 최소자승추정법을 사용할 때 발생하는 하향편의 문제만큼(혹은 그 이상) 구조변화를 고려하지 않음으로써 발생하는 상향편의(upward bias) 문제 역시 중요하다고 할 수 있다. 실제로, Hegwood and Papell(1998), Papell *et al.* (2000), Marques(2004), Levin and Piger(2004) 등 최근의 몇몇 연구자들은 구조변화를 고려하지 않으면 충격의 지속성이 매우 크게 추정되지만 한 번 이상의 구조변화를 허용하면 지속성의 크기가 현격히 낮아진다는 실증결과를 제시하고 있다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본 연구에서는 구조변화의 효과를 고려하면서 한국 거시경제 변수들에 대한 충격의 지속성을 측정하고자 한다. 이를 위해 다음과 같은 세 가지 지표를 이용한다.

첫째는 최대자기회귀근(largest autoregressive root)의 크기이다. 이를 ρ 라고 하자. ρ 는 AR(p) 과정을 $(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) \cdots (1 - \lambda_p L) \tilde{y}_t = \epsilon_t$ 로 나타낼 때, p 개의 자기회귀근 $\lambda_1, \dots, \lambda_p$ 중에서 가장 큰 값으로 정의된다. 단, 여기서 L 과 \tilde{y}_t 는 각각 시차연산자와 장기추세로부터의 이탈부분을 나타낸다. 만약, $\rho = 1$ 이면 충격의 효과가 시간이 지나도 소멸되지 않는다. 반면, $\rho = 0$ 이면 충격의 효과가 즉각적으로 소멸된다. 따라서 ρ 의 크기가 1에 가까울수록 충격의 효과가 오래 지속된다고 판단할 수 있다. 본 연구에서는 Stock(1991)이 제안한 중앙값-편의 수정 방법(median-unbiased estimation technique)을 이용하여 ρ 의 크기와 95% 신뢰구간을 계산하였다.

두 번째는 자기회귀계수합(sum of the autoregressive coefficients)의 크기이다. 이를 γ 라고 하자. γ 는 $\tilde{y}_t = \mu + \phi_1 \tilde{y}_{t-1} + \cdots + \phi_p \tilde{y}_{t-p} + \epsilon_t$ 로 나타낸 일반적인 AR(p) 모형에서 시차변수의 회귀계수를 모두 더한 값으로 계산된다. 즉,

$\gamma = \phi_1 + \dots + \phi_p$. 일반적인 AR(p) 모형에서 경제충격의 누적효과—현재시점에서 발생한 경제충격의 효과를 무한히 먼 미래시점까지 모두 더한 값—은 $1/(1-\gamma)$ 로 계산된다. 따라서 γ 의 크기가 1에 가까울수록 충격의 누적효과가 크다고 판단할 수 있다. 본 연구에서는 Kilian(1998)이 제안한 이중 부트스트랩 방법(double-bootstrap method)을 이용하여 소표본 편의를 수정한 γ 의 크기와 95% 신뢰구간을 계산하였다.

세 번째는 충격효과의 반감기간(half-life)이다. 이를 ξ 라고 하자. ξ 는 충격의 효과가 절반 이하로 감소하는 데 걸리는 시간으로 정의된다. 즉, $\xi = \{j \in [0, T] : E[\partial \tilde{y}_{t+j} / \partial \epsilon_t | \epsilon_t = 1] \geq 0.5, E[\partial \tilde{y}_{t+j+1} / \partial \epsilon_t | \epsilon_t = 1] < 0.5\}$. 단, $\xi = T$ 이면 시간이 지나도 충격의 효과가 감소하지 않는 것으로 간주하여 충격효과의 반감기간을 $+\infty$ 로 나타낸다. 본 연구에서는 Rossi(2005)가 제안한 다음과 같은 방법을 이용하여 ξ 의 크기를 계산하였다.

$$\xi \equiv \max \left\{ \frac{\ln(0.5 \times b(1))}{\ln \rho}, 0 \right\} \quad (12)$$

여기서, ρ 는 AR(p) 모형의 최대자기회귀근을, $b(1)$ 은 x 를 일반적인 ADF 회귀식에서 차분변수항의 회귀계수합으로 정의할 때 $1-x$ 의 크기를 나타낸다. 편의를 수정한 최대자기회귀근과 $b(1)$ 은 Stock(1991)의 방법을 이용하여 추정하였다.

최대자기회귀근은 충격의 장기적인 효과에 관한 정보를 간략히 보여준다는 장점을 갖고 있다. 하지만 Andrews and Chen(1994)이 지적하듯이, 이 지표는 다른 자기회귀근의 효과를 고려하지 않는다는 점에서 한계가 있다. 자기회귀계수합은 다른 자기회귀근의 효과도 고려한다는 장점을 갖지만, 회귀계수의 합만 일치할 뿐 충격반응함수의 형태는 상이한 AR(2) 이상의 시계열을 구분하지 못한다는 한계를 갖는다(Andrews and Chen, 1994). 마지막으로 충격효과의 반감기간은 지속성의 크기를 시간단위로 측정하기 때문에 해석이 용이하다는 장점을 갖는다. 하지만 충격반응함수가 진동하는 형태를 가질 경우 지속성의 크기를 과소평가하는 등 이 역시 다양한 유형의 조정과정을 충분히 고려하지 못한다는 한계가 있다(Pivetta and Reis, 2007).

2. 측정 결과

〈표 6〉에는 절편과 시간추세가 일정하다는 가정 하에서 확정적 추세로부터의 이탈부분을 구한 후, 이를 대상으로 지속성의 크기를 측정한 결과가 제시되어 있다.^{16) 17)} 측정결과를 보면, 대부분의 자료에서 경제충격의 누적효과가 매우 크게 추정되고 있다. 아울러, 충격발생 후 경제변수들이 추세로 복귀하는 속도 또한 매우 느린 것으로 나타나고 있다.

최대자기회귀근 ρ 는 단 2개(재고투자율과 CPI 변화율)를 제외한 나머지 22개 자료에서 95% 신뢰구간에 1을 포함하는 것으로 추정되었다. 이는 해당 거시경제 자료에 대한 충격의 효과가 영구적으로 지속됨을 의미하는 것이다. 자기회귀계수합 γ 의 크기 역시 대부분의 자료에서 1에 가깝게 추정되었고, 9개 자료는 95% 신뢰구간에 1을 포함하는 것으로 나타났다. $\gamma = 1$ 이면 충격의 누적효과 $1/(1 - \gamma)$ 가 무한대가 된다는 설명을 상기하기 바란다.

끝으로, 충격의 효과가 절반 이하로 줄어드는 데에도 상당히 오랜 시간이 걸리는 것으로 나타났다. 〈표 6〉에서 $+\infty$ 은 해당 자료의 표본 길이만큼—명목GDP를 예로 들면, 36년—의 시간이 흘러도 충격의 효과가 절반 이하로 줄어들지 않음을 나타낸다. 추정 결과를 보면, 중앙값-편의수정 추정치 자체가 $+\infty$ 인 자료도 9개나 되고, 그와 같이 극단적으로 느린 반응을 95% 신뢰구간에 포함하는 자료는 무려 22개에 이르는 것으로 나타났다. 원/달러 실질환율과 엔/달러 실질환율도 중앙값-편의수정 추정치가 모두 4년 이상으로 추정되었는데, 것처럼 느린 반응은, Rogoff (1996)가 PPP 퍼즐이라고 불렀듯이, 실질환율의 높은 변동성을 생각할 때 쉽게 이해하기 어려운 결과이다.¹⁸⁾

16) 자기회귀모형의 시차는 $k_{\max} = 12$, 유의수준 10%를 기준으로 순차적 방법 (general-to-specific method)을 적용하여 선택하였다.

17) 〈표 6〉과 〈표 7〉의 일부 자료에서 추정결과와 상한만 제시한 이유는 Stock (1991) 방법의 한계 때문이다. Stock은 $\rho = 1 + c/T$ 로 정의를 한 후 각각의 ADF t -값에 해당하는 c 의 하한과 상한을 계산했는데 ADF t -값이 -3.6 이하인 경우에 대해서는 c 의 하한을 제시하지 않았다. 즉, ADF 검정을 통해 단위근 가설이 강하게 기각되는 경우에는 Stock의 방법을 이용할 수 없다. 그러한 경우에 한해 일반적인 자기회귀모형을 추정하여 최대자기회귀근을 직접 구해 보았으나, 허수로 나오는 경우가 많아서 본 논문에서는 Stock 추정량의 상한을 제시하는 방법을 선택하였다.

18) 달러와 주요국 통화 간의 실질환율도 구조변화를 고려하지 않으면 충격효과의 반감기간이 대

〈표 6〉 지속성 측정 결과 1: 구조변화를 고려하지 않는 경우

	최대자기회귀근 (largest root)		자기회귀계수합 (sum of coefficients)		반감기간 (half-life)	
명목GDP	1.010	(0.961, 1.034)	0.997	(0.985, 1.001)	+∞	(69.0, +∞)
실질GDP	1.008	(0.954, 1.034)	0.988	(0.938, 1.000)	+∞	(27.2, +∞)
1인당 실질GDP	1.002	(0.928, 1.031)	0.965	(0.871, 1.000)	+∞	(12.1, +∞)
실질민간소비지출	1.009	(0.959, 1.034)	0.980	(0.922, 1.000)	+∞	(27.5, +∞)
실질총고정자본형성	1.003	(0.929, 1.031)	0.977	(0.910, 1.000)	+∞	(17.2, +∞)
재고투자 ^a	0.806	(0.710, 0.928)	0.281	(-0.19, 0.592)	6.82	(4.57, 18.4)
산업생산지수	0.955	(0.875, 1.023)	0.980	(0.937, 0.997)	40.72	(14.6, +∞)
CPI	0.918	(0.829, 1.015)	0.987	(0.971, 0.996)	40.82	(19.4, +∞)
CPI변화율 ^b	0.710	(0.710, 0.834)	0.576	(0.338, 0.737)	7.98	(7.98, 13.9)
취업자수	1.003	(0.930, 1.031)	0.968	(0.864, 1.000)	+∞	(9.96, +∞)
실업률	0.931	(0.845, 1.018)	0.909	(0.797, 0.967)	19.90	(8.84, +∞)
M2	1.015	(0.998, 1.038)	1.000	(0.994, 1.004)	+∞	(+∞, +∞)
화폐유통속도	0.938	(0.854, 1.020)	0.966	(0.925, 0.987)	32.54	(13.7, +∞)
제조업가동률	0.917	(0.797, 1.030)	0.884	(0.686, 0.971)	8.25	(3.37, +∞)
주당평균노동시간	0.993	(0.881, 1.043)	0.826	(0.446, 0.986)	26.29	(1.45, +∞)
노동생산성	1.015	(0.954, 1.051)	0.998	(0.843, 1.024)	+∞	(6.95, +∞)
시간당실질임금	1.009	(0.914, 1.047)	0.985	(0.896, 1.005)	+∞	(12.4, +∞)
명목환율(원/달러)	0.923	(0.805, 1.031)	0.930	(0.828, 0.981)	16.10	(6.32, +∞)
명목환율(원/엔)	0.956	(0.844, 1.037)	0.872	(0.731, 0.946)	76.78	(21.5, +∞)
실질환율(원/달러)	0.927	(0.809, 1.031)	0.939	(0.844, 0.986)	16.86	(6.48, +∞)
실질환율(원/엔)	0.929	(0.812, 1.032)	0.916	(0.801, 0.974)	17.54	(6.64, +∞)
실질이자율	0.815	(0.624, 1.027)	0.746	(0.136, 0.986)	1.031	(0.508, +∞)
종합주가지수	0.878	(0.744, 1.022)	0.936	(0.857, 0.977)	20.81	(9.88, +∞)
주택가격지수	0.814	(0.632, 1.022)	0.951	(0.889, 0.984)	22.99	(11.5, +∞)

주: 괄호 밖의 수치는 중앙값-편의수정 추정치를 나타냄. 괄호 안의 수치는 95% 신뢰구간을 나타냄. a는 최대자기회귀근과 반감기간의 95% 신뢰구간 하한이 제시된 수치 이하임을 나타냄. 예를 들어, 재고투자의 경우에는 최대자기회귀근과 반감기간의 95% 신뢰구간 하한이 실제로는 0.710과 4.57 이하임을 나타냄. b는 최대자기회귀근과 반감기간의 95% 신뢰구간 하한과 중앙값-편의수정 추정치가 제시된 수치 이하임을 나타냄. 예를 들어, CPI변화율의 경우에는 최대자기회귀근과 반감기간의 추정치가 0.710과 7.98 이하이고 95% 신뢰구간의 하한도 0.710과 7.98 이하임을 나타냄. 이와 같이 일부 자료에 대하여 추정량의 상한만 제시한 이유는 각주 17)의 설명을 참조할 것. 충격효과의 반감기간에서 +∞는 각 자료의 표본 길이에 해당하는 시간이 흘러도 충격의 효과가 절반 이하로 줄어들지 않음을 나타냄.

〈표 7〉 지속성 측정 결과 2: 구조변화를 고려한 경우

	최대자기회귀근 (largest root)	자기회귀계수합 (sum of coefficients)	반감기간 (half-life)
명목GDP ^b	0.710 (0.710, 0.802)	0.703 (0.528, 0.815)	5.86 (5.86, 8.61)
실질GDP	0.872 (0.770, 0.998)	0.774 (0.574, 0.891)	3.07 (1.70, +∞)
1인당 실질GDP	0.843 (0.733, 0.960)	0.638 (0.368, 0.806)	4.42 (2.60, 17.1)
실질민간소비지출 ^b	0.710 (0.710, 0.829)	0.592 (0.419, 0.724)	2.39 (2.39, 4.06)
실질총고정자본형성	0.838 (0.728, 0.956)	0.655 (0.380, 0.821)	10.05 (5.97, 36.7)
재고투자 ^b	0.710 (0.710, 0.789)	-0.235 (-0.76, 0.203)	2.39 (2.39, 3.29)
산업생산지수 ^c	0.710 (0.710, 0.710)	0.529 (0.361, 0.674)	6.32 (6.32, 6.32)
CPI ^a	0.711 (0.710, 0.850)	0.616 (0.419, 0.754)	2.40 (2.39, 4.62)
CPI변화율 ^c	0.710 (0.710, 0.710)	0.158 (-0.12, 0.410)	4.64 (4.64, 4.64)
취업지수 ^a	0.797 (0.710, 0.921)	0.576 (0.315, 0.749)	3.42 (2.39, 8.79)
실업률	0.845 (0.736, 0.961)	0.737 (0.529, 0.862)	5.96 (3.50, 23.8)
M2	0.849 (0.741, 0.965)	0.846 (0.727, 0.919)	7.97 (4.64, 34.4)
화폐유통속도 ^a	0.785 (0.710, 0.911)	0.684 (0.476, 0.811)	3.23 (2.39, 7.81)
제조업가동률 ^a	0.587 (0.582, 0.786)	0.341 (0.017, 0.582)	3.42 (3.39, 6.62)
주당평균노동시간 ^a	0.617 (0.582, 0.811)	0.266 (-0.13, 0.555)	1.81 (1.66, 3.66)
노동생산성 ^a	0.627 (0.582, 0.819)	-0.648 (-1.50, -0.05)	1.86 (1.66, 3.82)
시간당실질임금 ^a	0.657 (0.582, 0.844)	0.308 (-0.10, 0.613)	4.70 (3.87, 10.3)
명목환율 (원/달러) ^b	0.582 (0.582, 0.654)	0.517 (0.303, 0.677)	1.66 (1.66, 2.00)
명목환율 (원/엔)	0.842 (0.701, 1.010)	0.824 (0.652, 0.925)	6.23 (3.29, +∞)
실질환율 (원/달러) ^a	0.645 (0.582, 0.834)	0.359 (0.043, 0.603)	1.95 (1.66, 4.18)
실질환율 (원/엔)	0.798 (0.646, 0.964)	0.773 (0.573, 0.885)	6.01 (3.43, 34.1)
실질이자율 ^c	0.397 (0.397, 0.397)	-0.008 (-0.259, 0.255)	1.14 (1.14, 1.14)
종합주가지수 ^b	0.563 (0.563, 0.738)	0.604 (0.411, 0.755)	4.32 (4.32, 7.19)
주택가격지수 ^a	0.569 (0.433, 0.817)	0.043 (-0.54, 0.452)	1.61 (1.22, 3.79)

주: c는 최대자기회귀근과 반감기간의 95% 신뢰구간 하한과 상한, 중앙값-편의수정 추정치 모두가 제시된 수치 이하임을 나타냄. 예를 들어, 산업생산지수의 경우에는 최대자기회귀근과 반감기간의 추정치는 0.710, 6.32 이하이고 95% 신뢰구간의 상한과 하한 모두 0.710과 6.32 이하임을 나타냄. 나머지 설명은 〈표 6〉의 주와 동일함.

하지만, 〈표 6〉의 결과는 구조변화를 감안하지 못하여 과대 추정된 것일 가능성이 매우 높다. 이러한 예상은 〈표 7〉에서 제시되는 또 다른 분석결과를 통해 뒷받침된다. 〈표 7〉은 최대 두 번의 구조변화를 허용하는 K-CS 모형의 추정결과를 이용하여 확정적 추세로부터의 이탈부분을 구한 후, 이를 대상으로 지속성의 크기를 측정한 결과를 보여준다¹⁹⁾. 이를 보면, 앞서의 결론과는 상반되게 경제충격의 누

19) K-CS 모형에서와 같이 잔차제곱합(SSR)을 이용한 구조변화 시점 추정량은 오차항의 정상성

적효과가 그다지 크지 않고 충격발생 후 경제변수들이 추세로 복귀하는 속도 또한 상당히 빠른 것으로 나타나고 있다.

우선 최대자기회귀근 ρ 를 보면, 중앙값-편의수정 추정치의 크기가 모든 자료에서 0.9 이하로 낮아졌고, 95% 신뢰구간에 1을 포함하는 경우도 원/엔 실질환율 하나 뿐인 것으로 나타났다. 이는 구조변화를 고려하지 않았을 때의 22개와 대조되는 결과이다. 자기회귀계수합 γ 역시 0.9를 넘는 경우가 없었다. 충격효과의 반감기간도 상당히 짧아져서 10분기(2.5년)를 넘는 경우는 실질총고정자본형성 하나밖에 없는 것으로 나타났다. 원/달러 실질환율과 원/엔 실질환율도 충격발생 후 각각 2분기(반년)와 6분기(1.5년)가 지나면 충격의 효과가 절반 이하로 감소하는 것으로 나타났다. 참고로, 달러와 주요국 통화 간의 실질환율을 분석한 Hegwood and Papell(1998) 역시 기간별 가변수를 이용하면 충격효과의 반감기간이 1~2년 사이로 추정된다는 실증결과를 제시한 바 있다.

VI. 결 론

본 연구에서는 한국의 분기별 거시경제 자료를 대상으로 단위근의 여부와 지속성의 크기를 분석하였다. 특히, 한국 경제가 그동안 여러 번의 중요한 구조적 변화를 겪었다는 점을 고려하여 확정적 추세의 구조변화가 단위근 검정과 지속성 측정에 미치는 영향을 중점적으로 검토하였다.

우선, 단위근 검정과 정상성 검정을 병행 실시하는 가운데 두 검정 모두에서 최대 두 번의 구조변화를 허용한 결과 기존에 알려진 것과는 다르게 단위근 시계열로 확정할 만한 자료의 수가 그리 많지 않은 것으로 나타났다. 대신, 대부분의 자료는 분절-추세 정상 시계열이거나 단위근과 정상성 중 어떤 한 가지 특성을 뚜렷이 나타내지 않는 시계열일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 한편, 실업률과 실질이자율, 원/달러 실질환율은 분절-추세 정상 시계열에 가까운 것으로 확인됐는데, 본

여부와 무관하게 실제 구조변화 시점의 일치추정량이 되는 것으로 알려져 있다(Perron and Zhu, 2005). 반면, ZA-LP 검정에서와 같이 $\hat{\alpha}$ 의 t-값을 이용한 구조변화 시점 추정량은 일치성(consistency)이 보장되지 않는다(Vogelsang and Perron, 1998). 따라서 단위근 특성을 검정하는 것이 분석의 목적일 때는 ZA-LP와 같은 접근법도 문제가 없지만, 아래에서와 같이 구조변화의 시점 자체를 추정하는 것이 중요할 때는 K-CS의 방법을 이용하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

논문에서는 이러한 새로운 발견이 실업률에 대한 구조주의적 관점, 실질이자율에 대한 피셔가설과 소비기반 자산가격결정이론, 실질환율에 대한 準-TPPP 가설을 뒷받침한다는 해석을 제시하였다.

다음으로, 본 연구에서는 구조변화의 가능성을 고려하면서 지속성의 구체적인 크기를 측정하였다. 이를 위해 최소자승추정량의 하향편의를 수정한 최대자기회귀근과 자기회귀계수합, 충격효과의 반감기간을 이용하였다. 분석 결과, 구조변화를 고려하지 않으면 지속성의 크기가 매우 크게 측정되지만, 구조변화를 고려하면 대부분의 경제충격은 누적효과가 크지 않고 충격발생 후 경제변수들이 추세로 복귀하는 속도 또한 빠른 것으로 나타났다.

Andrews (1993)는 최소자승추정량의 하향편의(downward bias) 문제와 중앙값-편의 수정 방법의 중요성을 강조하면서 다음과 같이 설명하였다. “(실질환율의 1차 자기회귀계수에 대한) 모든 결과에서 중앙값-편의 수정 추정치가 최소자승추정치를 상회하는 정도는 0.017에서 0.022 사이이다. 이와 같은 크기의 차이는 비록 절대적인 기준에서는 작은 것이지만 시계열의 지속성에 대한 함의 면에서는 큰 것이다(pp. 159).” 우리는 본 연구의 실증결과를 바탕으로 다음과 같은 점을 강조하고자 한다: 경제의 구조적 변화를 고려하지 않아서 발생하는 자기회귀계수 추정량의 ‘상향편의(upward bias)’는 절대적인 기준에서도 크기 때문에 시계열의 지속성에 대한 함의는 하향편의의 가능성이 제기하는 것보다 훨씬 더 크다고 할 수 있다.

마지막으로 본 연구의 한계와 앞으로의 연구방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 구조변화를 고려한 단위근 검정과 정상성 검정을 함께 수행하여 한국 거시경제 자료의 단위근 특성에 대한 종합적인 결론을 도출하였다. 하지만, 이는 결국 각각의 검정 결과를 비교하여 결론을 이끌어 내는 간접적인 방법일 뿐이고, 두 접근법 간에 구조변화의 시점과 횟수, 최종모형 등이 일치하지 않는 문제를 극복할 수 없었다. 익명의 심사자 또한 이와 같은 한계를 지적하며 ZA-LP 검정과 K-CS 검정에서 추정된 구조변화 시점을 상호교차하여 분석결과의 강건성을 검토해 볼 것을 제안하였다. 하지만 그와 같은 방법도 두 접근법 간에 최종모형이 일치하고 상호교차 분석을 위해 필요한 접근분포가 알려져 있을 경우에만 적용이 가능하기 때문에 본고에서는 부득이 심사자의 의견을 반영할 수 없었다. 필자들은 현재 동일한 구조변화 시점과 최종모형 하에서 단위근 가설과 정상성 가설을 결합확정검정(joint confirmation test)하는 방법을 후속연구로 진행하고 있다.

둘째, 본 연구에서 다루지 못한 구조변화의 유형들을 고려하면 분석결과가 어떻게 달라지는지를 검토할 필요가 있다. 지속성 변화 검정 (Harvey *et al.*, 2006), 분산의 구조변화를 고려한 단위근 검정 (Kim *et al.*, 2002), 점진적으로 진행되는 비선형 구조변화를 고려한 단위근 검정 (Becker *et al.*, 2006) 등이 좋은 예라고 생각된다.

셋째, 본 연구에서는 개별 변수들의 통계적 특성에 초점을 두었다. 본 연구의 실증결과를 바탕으로 거시경제 변수들 간의 관계를 재검토하려는 시도가 이어지기를 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강석훈·한진수, “거시노동변수의 관계: 한국의 생산성, 실업률, 임금,” 『경제학연구』, 제46집 제2호, 1998, pp. 123-141.
2. 김희식, “환율변동의 경제적 효과와 시사점—투자, 성장 및 구조변화를 중심으로,” 『경제분석』, 제9권 제2호, 2003, pp. 31-65.
3. 신관호, “한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해,” 『한국경제의 분석』, 제7권 제1호, 2001, pp. 1-55.
4. 오유진·박병욱, “원화환율의 장기구매력평가에 관한 실증분석: 부호검정법,” 『국제경제연구』, 제10권 제2호, 2004, pp. 87-104.
5. 이윤복, “Johansen 기법에 의한 이자율과 인플레이션 간의 장기관계의 검정,” 『무역학회지』, 제21권 제2호, 1996, pp. 17-35.
6. 조하현, “경제구조변화를 고려한 단위근검정과 장기추세 제거방식에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제42집 제1호, 1994, pp. 71-93.
7. 지청·조담, “우리나라 단기이자율에 피셔효과는 존재하는가?,” 한국증권학회 2004년 제4차 정기학술대회 발표문, 2004.
8. Amano, R. A. and S. van Norden, “Unit-Root Tests and the Burden of Proof,” mimeo, Bank of Canada, 1992.
9. Andrews, D. W. K., “Exactly Median Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models,” *Econometrica*, Vol. 61, 1993, pp. 139-165.
10. Andrews, D. W. K. and H. -Y. Chen, “Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, 1994,

pp. 187-204.

11. Arestis, P. and I.B.-F. Mariscal, "OECD Unemployment: Structural Breaks and Stationarity," *Applied Economics*, Vol. 32, 2000, pp.399-403.
12. Atkins, F.J. and M. Chan, "Trend Breaks and the Fisher Hypothesis in Canada and the United States," *Applied Economics*, Vol. 36, 2004, pp.1907-1913.
13. Bahmani-Oskooee, M. and H.J. Rhee, "Testing for Long Run Purchasing Power Parity: An Examination of Korean Won," *International Economic Journal*, Vol. 6, 1992, pp. 93-103.
14. Becker, R., W. Enders, and J. Lee, "A Stationary Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 27, 2006, pp.381-409.
15. Blanchard, O. and L. Summers, "Hysteresis and the European Unemployment Problem," in Fisher, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 1986, pp.15-78.
16. Camarero, M., J.L. Carrion-i-Silvestre, and C. Tamarit, "Unemployment Dynamics and NAIRU Estimates for Accession Countries: A Univariate Approach," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, 2005, pp.584-603.
17. Carrion-i-Silvestre, J.L. and A. Sansó, "The KPSS Test with Two Structural Breaks," *Spanish Economic Review*, Online First, 2007.
18. Davidson, R. and J.G. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, 1993.
19. DeJong, D.N., J.C. Nankervis, N.E. Savin, and C.H. Whiteman, "Integration Versus Trend Stationarity in Time Series," *Econometrica*, Vol. 60, 1992, pp.423-433.
20. Harvey, D.I., S.J. Leybourne, and A.M.R. Taylor, "Modified Tests for a Change in Persistence," *Journal of Econometrics*, Vol. 134, 2006, pp.441-469.
21. Harvie, C. and M. Pahlavani, "Testing for Structural Breaks in the Korean Economy 1980-2005: An Application of the Innovational Outlier and the Additive Outlier Models," Economics Working Paper Series WP 06-09, University of Wollongong, 2006.
22. Hegwood, N.D. and D.H. Papell, "Quasi Purchasing Power Parity," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 3, 1998, pp.279-289.
23. Kilian, L., "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998, pp.218-230.
24. Kim, T.-H., S.J. Leybourne, and P. Newbold, "Unit Root Tests with a Break in Innovation Variance," *Journal of Econometrics*, Vol. 109, 2002, pp.365-387.
25. Kurozumi, E., "Testing for Stationarity with a Break," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 2002, pp. 63-99.
26. Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp.159-178.
27. Levin, A. and Piger, J., "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?," Working Paper Series, No. 334, European Central Bank, 2004.
28. Lumsdaine, R.L. and D.H. Papell, "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, 1997, pp.212-218.

29. Maddala, G.S. and I.M. Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
30. Malliaropulos, D., "A Note on Nonstationarity, Structural Breaks, and the Fisher Effect," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, 2000, pp.695-707.
31. Marques, C.R., "Inflation Persistence: Facts or Artifacts?," Working Paper Series, No. 371, European Central Bank, 2004.
32. Nelson, C.R. and C.I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp.139-162.
33. Papell, D., C.J. Murray, and H. Ghiblawi, "The Structure of Unemployment," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, 2000, pp.309-315.
34. Papell, D.H. and R. Prodan, "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, 2006, pp.1329-1349.
35. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp.1361-1401.
36. _____, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp.355-385.
37. _____, "Dealing with Structural Breaks," in Patterson, K. and T.C. Mills (ed.), *Palgrave Handbook of Econometrics, Vol. 1: Econometric Theory*, Palgrave Macmillan, 2006, pp.278-352.
38. Perron, P. and Zhu, X., "Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends," *Journal of Econometrics*, Vol. 129, 2005, pp.65-119.
39. Pivetta, F. and R. Reis, "The Persistence of Inflation in the United States," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31, 2007, pp.1326-1358.
40. Rogoff, K., "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, 1996, pp.647-668.
41. Rossi, B., "Confidence Intervals for Half-Life Deviations From Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 23, 2005, pp.432-442.
42. Stock, J., "Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in the US Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28, 1991, pp.435-439.
43. Sul, D., P.C.B. Phillips and C.-Y. Choi, "Prewhitening Bias in HAC Estimation," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, 2005, pp.517-546.
44. Vogelsang, T.J. and P. Perron, "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time," *International Economic Review*, Vol. 39, 1998, pp.1073-1100.
45. Yao, Y.C., "Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion," *Statistics and Probability Letters*, Vol. 6, 1988, pp.181-189.
46. Zivot, E. and D.W.K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp.251-270.

〈부 록〉

〈표 A-1〉 이용 자료

	주기	개시시점	종료시점	표본수	자료출처
명목GDP	분기	1970:1Q	2005:4Q	144	한국은행
실질GDP	분기	"	"	"	한국은행
1인당 실질GDP	분기	"	"	"	=실질GDP/15세이상인구 ¹⁾
실질민간소비지출	분기	"	"	"	한국은행
실질총고정자본형성	분기	"	"	"	한국은행
재고투자	분기	"	"	"	한국은행 ²⁾
산업생산지수	분기	"	"	"	통계청
CPI	분기	"	"	"	한국은행
CPI 변화율	분기	"	"	"	CPI의 로그차분 변화율
취업자수	분기	"	"	"	통계청
실업률	분기	"	"	"	통계청
M2	분기	"	"	"	한국은행
화폐유통속도	분기	"	"	"	=명목GDP/M2
제조업가동률	분기	1980:1Q	"	104	통계청
주당평균노동시간	분기	"	"	"	통계청
노동생산성	분기	"	"	"	=실질GDP/총노동시간 ³⁾
시간당실질임금	분기	"	"	"	=월평균실질임금/월평균노동시간 ⁴⁾
명목환율(원/달러)	분기	"	"	"	한국은행
명목환율(원/엔)	분기	"	"	"	한국은행
실질환율(원/달러)	분기	"	"	"	=원/달러명목환율*미국CPI/한국CPI ⁵⁾
실질환율(원/엔)	분기	"	"	"	=엔/달러명목환율*일본CPI/한국CPI ⁶⁾
실질이자율	분기	1987:1Q	"	76	=회사채수익률-CPI 변화율 ⁷⁾
종합주가지수	분기	1981:1Q	"	100	한국증권선물거래소
주택가격지수	분기	1986:1Q	"	80	국민은행

주: 1) 15세 이상인구는 통계청, 「경제활동인구조사」에서 구함. 2) 재고투자/실질GDP의 비율을 나타냄. 3) 총노동시간=취업자수*분기평균노동시간. 분기평균노동시간은 주당평균노동시간을 이용해 구함. 4) 월평균임금총액(=정액급여+초과근무수당+특별급여)과 월평균노동시간(=정상근무시간+초과근무시간)은 노동부, 「매월노동통계조사」에서 구함. 월평균실질임금은 월평균임금총액을 CPI로 나누어 계산함. 5) 미국CPI는 IMF, *International Financial Statistics*에서 구함. 6) 일본CPI는 IMF, *International Financial Statistics*에서 구함. 7) 회사채수익률은 장외 3년, AA- 등급을 기준으로 함.

Structural Breaks and Shock Persistence in the Korean Macroeconomic Time Series

Ha-Hyun Jo* · Sun-Oong Hwang**

Abstract

This paper investigates the effects of structural breaks on unit root tests and the measures of shock persistence using the Korean quarterly time series data. In addition to the standard unit root and stationarity test for the no-break case, we implement several recent unit root and stationarity tests allowing for up to two structural breaks. We find that a lot of Korean macroeconomic time series are characterized as broken-trend stationary. The dates of structural breaks in most cases point to the 1997 financial crisis. When the structural breaks are incorporated, we also find that the measured persistence falls dramatically for most of the series.

Key Words: structural breaks, unit root, shock persistence

* Professor, Department of Economics, Yonsei University

** Lecturer, Department of Economics, Yonsei University