

國內 失業率의 巨視決定要因과 構造變動 分析*

金 台 浩** · 李 明 勳***

논문초록

공적분 검정은 통상적으로 시간불변의 가정 하에서 실시되며, 공적분관계에 구조 변동이 존재하는 경우에는 검정력이 약하며 검정결과를 신뢰할 수 없게 된다. 본 연구에서는 국내 실업률과 주요 거시경제변수들 간의 장기적 균형관계 및 동적 안정성에 대해 시간가변적 관점에서 명시적으로 검정해 보았다. 먼저 공적분회귀 모형 모수의 안정성을 검정하는 방식을 세분·체계화하여 실업률 변동체계의 동적 안정성 및 변동형태를 검정하였다. 또한, 구조변동 시점이 모형 내에서 내생적으로 결정되는 검정방법을 사용하여, 실업률 변동체계의 장기적 관계가 외환위기 발생 직후에 한 차례 이동했다는 결론을 도출하였다. 이 구조변동 시점을 기준으로 전체 연구기간을 둘로 나누고 각 기간에 대해 분석한 결과, 구조변동 이후에는 실업률과 관련변수들 간의 관계가 장기적으로 균형을 이루면서 안정성을 유지한 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 실업률, 공적분, 구조변동

경제학문헌목록 주제분류: C4, C12, J6

접수 일자: 2008. 7. 17. 심사 및 수정 일자: 2008. 10. 8. 게재 확정 일자: 2008. 10. 22.

* 귀한 심사평을 보내주신 익명의 심사위원들과 논문의 수정 과정에서 도움을 주신 김기화 교수께 감사드립니다.

** 제1저자, 충북대학교 정보통계학과 교수, e-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

*** 교신저자, 고려대학교 경상대학 교수, e-mail: lmh@korea.ac.kr

I. 서론

그간 노동절약적 기술진보, 산업구조 고도화, 취업구조의 서비스화, 노동집약적 국내기업의 해외이전 등 경제환경 변화가 진행되면서 우리 경제의 일자리 창출능력은 지속적으로 하락해 왔다. 민간소비와 설비투자가 위축된 상황에서 취업유발 효과가 상대적으로 작은 수출이 경제성장을 주도한 것도 이에 영향을 미친 것으로 분석된다. 1990년 이후 소비, 투자, 수출의 취업유발 계수가 동시에 감소하는 중에, 특히 수출의 취업유발 계수가 더 크게 감소하였다.¹⁾ 이는 취업유발 효과가 작은 반도체, IT, 자동차 등 일부 고부가가치 업종 중심으로 수출구조가 재편되고 부품 및 설비의 수입의존도가 높아짐에 따라 수출의 전후방 연쇄효과가 감소했다는 점, 그리고 수출기업들이 신규 투자나 고용을 늘리기보다 기존 생산설비를 최대한 가동하는 추세라는 점 등에 기인한 것으로 보인다.²⁾ 이로 인한 취업기회의 감소와 실업의 증가는 최근 우리 경제의 양극화 현상과 계층간 갈등의 근본적 원인을 제공하고 있으며, 특히 청년실업의 급증은 향후 20~30년의 국가경쟁력을 위협하는 심각한 사회 문제로 대두되고 있다.

실업률의 결정요인을 미시경제학적 관점에서 분석하는 연구는 국내외에서 활발하게 이루어져 왔으며, 이들은 주로 고용기간, 노동시간, 노동시장의 구조변동, 노동의 대체성, 실업자의 재취업, 노동자 특성별 임금격차 등을 다루고 있다. 그러나 실업률과 거시경제변수들과의 관계에 대한 국내 및 국외의 연구는 의외로 소수에 불과하다. 이들 연구의 예를 들면 다음과 같다: 김유배(1997)는 저성장경제에서 일어나는 노동시장 지표의 변동과 생산, 임금, 고용의 관계를 논의하고 그 정책적 함의를 논하였다. Balmaseda, Dolado and López-Salido(2000)는 구조적 백터자기회귀모형을 사용하여 OECD 국가들의 1950~1996년간 소득, 실질임금, 실업률 간

1) 『2003년 산업연관표』를 분석한 한국은행(2007)에 의하면, 1995~2003년에 걸쳐 투자 및 소비의 취업유발 계수가 각각 22% 및 34% 감소한 데에 비해 수출의 취업유발 계수는 52% 감소한 것으로 나타난다.

2) 신용상(2004)은 외환위기 이후 대규모 자동화 투자와 노동절약적 기술혁신으로 인해 기업자체의 고용흡수력이 크게 둔화된 것을 일자리 창출능력 감소의 가장 중요한 원인으로 파악하고 있다. 또한 김기승(2005)은 일자리 창출능력 저하의 원인을 노동절약적 산업구조, 생산기지의 해외이전, 경직적 노동시장, 기업의 채용관행 및 인력수급의 불균형에서 찾으면서, 경제활동참가율의 증가를 수용하기 위해 새로운 일자리가 늘어나야 함에도 불구하고 노동시장의 구조변동으로 인해 노동력 수요의 확대를 기대하기 어려울 것으로 예상한다.

의 동태적 관계를 분석하였다. Fortin, Keil and Symons(2001)는 금리, 조세, 최저임금, 인구, 실업보험, 교역조건과 같은 수요 및 공급 측면의 변수들을 결합한 분석체계를 이용하여 캐나다 실업의 결정요인을 분석하였다. Nickell and Quintini(2002)는 1997년 이후 최저임금과 감세혜택이 영국의 청년실업과 빈곤의 감소에 기여했다고 결론지었다.

본 연구의 목적은 공적분 분석을 통하여 우리나라 실업률과 거시경제변수들 간 장기균형체계를 분석하고, 그 공적분 관계에 구조변동이 발생했을 가능성을 검정하며, 구조변동이 일어난 시점을 파악하는 데에 있다. 제2장에서는 장기 시계열자료를 사용한 공적분 분석을 통하여 국내 실업률과 주요 거시경제변수들 간의 장기적 균형체계를 분석한다. 제3장에서는 표본기간 중에 실업률 공적분 관계에 구조변동이 발생했을 가능성에 대해 검정함과 동시에 실업률 변동체계의 구조변동이 발생한 시점을 파악한다. 제4장에서는 구조변동 시점을 기준으로 표본기간을 둘로 나누고 공적분 관계를 기간별로 다시 추정한 후 그 결과를 비교한다. 제5장에서는 본 연구를 요약하고 결론을 도출한다.

II. 실업률 변동체계의 장기균형

여기서는 국내 자본시장이 개방되기 시작한 1990년부터 2004년에 이르는 기간 동안 우리나라의 실업률과 이에 영향을 미치는 주요 관련변수들 사이의 장기적 변동체계를 파악하고자 한다. 이를 위해 통계청의 고용통계와 한국은행의 경제통계로부터 얻어진 월별자료를 이용하였다. 관련변수로는 국내 취업환경의 변화를 고려하여 그간 우리의 경제동향에 유의한 영향을 미쳤거나 기존의 연구에서 빈번히 다루어졌던 거시경제변수들을 선택하였으며, 이는 국내요인으로서 실물경기동향과 금리, 또 해외요인으로서 상품수지와 국제유가로 축약된다. 이 거시경제변수들과 실업률의 조합은 공적분관계의 성립에 따른 오차수정모형과 이어지는 FM-OLS 공적분회귀식에서 가장 유의한 추정결과를 나타내었다.

실물경기동향은 상품의 수요에 영향을 미치며, 실물경기가 호전되면 경제가 확대되어 상품 수요와 기업의 생산활동이 증가함에 따라 실업률은 하락하게 된다. 금리는 기업의 생산비용에 영향을 미치며, 금리가 하락하면 기업의 금융부담이 완화되고 투자가 확대됨으로써 실업이 감소하게 된다. 상품수지는 대외거래의존도가 높은

우리 경제에서 상품의 수요에 큰 영향을 미치며, 상품수지의 흑자는 기업 생산활동의 증가와 함께 실업의 감소를 초래한다. 국제유가는 에너지 의존도가 높은 우리 경제에 항상 큰 영향을 미쳐왔으며, 원유가격 상승은 기업들의 생산비용을 높임으로써 성장률의 저하와 실업률의 상승을 초래한다.³⁾

실업률(UN)에 영향을 미치는 각 거시경제변수의 지표는 다음과 같다: 산업생산지수(IP, 2000=100), 순상품교역조건지수(TRADE, 2000=100), 서부텍사스중질유의 현물유가(OIL, 달러/배럴), 3년 만기 회사채수익률(FIRM)을 각각 실물경기동향, 상품수지, 국제유가⁴⁾, 금리의 대용변수로 사용한다.

먼저 ADF 검정법과 Phillips and Perron 검정법을 사용하여 단위근 검정을 실시하였으며, 단위근이 존재한다는 귀무가설은 대부분의 수준변수에서는 기각되지 않으나 1차 차분변수에서는 모두 기각됨으로써 분석자료의 정상성이 확인되었다.⁵⁾ 따라서 모든 변수들은 한 개의 단위근이 존재하는 I(1) 과정을 따르는 것으로 간주한다.

다음으로 Johansen 검정법을 사용하여 공적분검정을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>과 같다. 이에 의하면 공적분위수(rank)는 2로 나타난다. 수준변수를 사용한 벡터자기회귀모형에서 AIC(Akaike Information Criteria)와 SC(Schwarz Criteria) 값이 최소인 시차를 고려해 적정시차를 2로 결정하였으며, 공적분회귀식에 포함되는 상수항 및 추세항의 형태 또한 AIC와 SC를 고려하여 선택하였다.⁶⁾

3) 유가와 실업률과의 Pearson상관계수는 다른 변수들에 비해 상대적으로 높게 나타남에도 불구하고, 거시경제적 관점에서 유가를 실업과 연계해 분석한 학술적 연구는 발견하기 어렵다. 다만 해외 연구로는 Keane and Prasad(1996)가 패널자료 계량경제기법을 사용해 유가변화가 취업과 실업률에 미치는 영향을 분석했으며, Gil-Alana and Henry(2003)는 영국 실업의 동적 행위를 추정한 결과 실업은 실질 현물유가 또 실질금리와 분수적분되어 있어서 충격이 가해지면 회복하는 데에 장기간이 소요된다는 것을 발견한 바 있다.

4) 국내 도입원유의 80% 정도를 차지하는 중동산 원유의 기준가격 역할을 하는 두바이유가 있으나, 국제유가의 흐름을 가늠할 수 있는 대표 유종으로 서부텍사스중질유의 실질 현물유가를 사용하기로 한다.

5) 단위근검정의 결과는 <부표 1>에 요약되어 있다.

6) Johansen(1992)은 추세가 존재하는 시계열에서의 공적분 위수에 대하여 분석하면서 상수항 및 추세항의 형태와 관련한 방법론을 제시한 바 있다. 또한 Reinsel and Ahn(1992)은 Johansen 최우공적분 추정결과에서 λ_{\max} 와 trace 통계량이 관측값의 수, 벡터자기회귀모형의 차수, 또 공적분공간에서 변수들의 수에 대해 조정되어야 한다고 밝혔다.

〈표 1〉 공적분검정

귀무가설	특성근	LR통계량	5% 임계치	1% 임계치
$r = 0$	0.313	136.177	87.31	96.58
$r \leq 1$	0.171	72.102	62.99	70.05
$r \leq 2$	0.109	40.128	42.44	48.45
$r \leq 3$	0.089	20.338	25.32	30.45
$r \leq 4$	0.025	4.391	12.25	16.26

주: 원계열에 선형추세가 있으며 공적분회귀식이 상수항과 추세를 갖는 경우를 검정하였음.

위와 같은 공적분검정의 결과를 바탕으로, 우리는 벡터오차수정모형을 사용하여 실업률과 거시경제변수 상호간의 장기적 균형관계와 단기적 움직임을 동시에 파악하고자 하였다. 그 추정결과는 〈표 2〉와 같다. 각 변수의 오차수정모형은 각각 2개씩의 오차수정항(α_1 및 α_2)을 포함하며, 당해 변수가 단기적 충격에 따라 장기균형에서 이탈하였다가 조정되어가는 과정을 보여준다. 실업률의 오차수정모형에서, 두 오차수정계수는 통계적으로 유의하지만 장기균형의 회복속도는 그다지 빠르지 않은 것으로 추정되었다. 실업률은 금리 및 산업생산지수와 통계적으로 유의하게 양방향으로 영향을 주고받으며, 또 금리와 산업생산지수에도 이러한 관계가 존재한다. 다시 말해, 실업과 금리 간에는 양의 양방향 인과관계가 성립하며, 실업과 산업생산, 또 금리와 산업생산 간에는 각각 음의 양방향 인과관계가 성립한다. 그 외의 유의한 인과관계는 모두 단일방향이라는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉은 실업률 변동 예측오차의 분산분해 결과를 나타낸다. 이는 변수들 간의 인과관계 및 상관관계를 고려하여 실업, 산업생산, 교역조건, 실질유가, 금리의 순으로 배열한 결과이며, 변수 배열을 달리하여도 질적 차이는 발생하지 않았다. 실업률의 자체설명력은 시간이 흐를수록 약화되어 12기간 후에는 처음의 절반에도 못 미치는 42% 정도로 감소하는 반면, 다른 변수들의 설명력은 지속적으로 증가하는 것으로 나타난다. 특히 금리의 설명력은 초기에 급격히 상승한 후 계속 상승세를 이어가 12기간 후에는 30%에 이르며, 유가의 설명력은 초기에는 완만히 상승하다가 이후 빠른 속도로 증가한다. 한편 교역조건의 경우, 초기에 급격히 증가한 이후에는 상승세를 멈추고 서서히 하락한다. 따라서 12기간 후에는, 약 4% 정도의 설

명력에 그친 산업생산을 제외한 나머지 변수들의 설명력은 10%~30%의 범위 내에 분포하는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 벡터오차수정모형의 추정

<div>종속변수 독립변수</div>	ΔUN_t	ΔIP_t	$\Delta TRADE_t$	ΔOIL_t	$\Delta FIRM_t$
α_1	-0.088 (-5.139)	-0.060 (-0.360)	-0.036 (-4.001)	0.001 (0.865)	-0.255 (-2.304)
α_2	-0.013 (-2.834)	-0.016 (-0.351)	0.003 (1.069)	-0.002 (-6.331)	0.052 (1.731)
ΔUN_{t-1}	0.137 (1.869)	-1.286 (-1.782)	0.067 (1.740)	0.004 (0.728)	0.833 (1.746)
ΔUN_{t-2}	0.209 (2.865)	-1.428 (-1.999)	0.113 (2.952)	0.013 (2.619)	-0.568 (-1.202)
ΔIP_{t-1}	0.001 (0.089)	-0.226 (-2.534)	0.001 (0.131)	-0.001 (-1.221)	-0.098 (-1.663)
ΔIP_{t-2}	-0.015 (-1.655)	-0.008 (-0.088)	-0.006 (-1.216)	-0.000 (-0.215)	-0.057 (-0.994)
$\Delta TRADE_{t-1}$	-0.317 (-1.577)	-1.980 (-1.005)	-0.216 (-2.039)	0.008 (0.559)	0.966 (0.741)
$\Delta TRADE_{t-2}$	-0.212 (-1.309)	-0.368 (-0.231)	-0.112 (-1.309)	0.001 (0.089)	-0.250 (-0.238)
ΔOIL_{t-1}	-1.196 (-1.165)	-4.044 (-0.402)	-0.119 (-0.219)	0.415 (5.813)	-2.316 (-0.348)
ΔOIL_{t-2}	-1.188 (-1.081)	4.340 (0.403)	0.505 (0.872)	0.013 (0.168)	17.682 (2.481)
$\Delta FIRM_{t-1}$	0.036 (2.971)	-0.193 (-1.648)	0.004 (0.612)	0.001 (0.628)	0.216 (2.786)
$\Delta FIRM_{t-2}$	0.022 (1.847)	-0.043 (-0.357)	0.015 (2.396)	0.001 (0.975)	-0.211 (-2.671)
상수항	0.016 (1.171)	0.602 (4.543)	0.005 (0.693)	0.001 (0.624)	0.014 (0.165)

주: 괄호 안의 숫자는 t -통계량을 나타냄.

〈표 3〉 분산분해

기간	표준편차	UN의 예측오차분산을 설명하는 변수				
		UN	IP	TRADE	OIL	FIRM
1	0.148	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.239	89.421	0.288	4.429	0.013	5.849
3	0.334	77.357	1.206	8.573	0.787	12.078
4	0.439	67.763	2.017	10.585	2.618	17.018
5	0.549	60.527	2.643	11.313	4.846	20.671
6	0.664	55.202	3.081	11.451	6.959	23.307
7	0.779	51.285	3.384	11.349	8.763	25.219
8	0.893	48.362	3.598	11.170	10.239	26.631
9	1.004	46.139	3.752	10.978	11.435	27.695
10	1.111	44.416	3.868	10.798	12.404	28.515
11	1.214	43.054	3.956	10.637	13.195	29.159
12	1.314	41.959	4.025	10.495	13.848	29.674

Ⅲ. 실업률 변동체계의 구조적 변화

공적분분석이 변수들 간의 장기적 관계를 추정하는 데에 활용되면서 그간의 연구들은 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해 왔다.⁷⁾ 그러나 공적분을 검정하기 위해 흔히 사용되는 Johansen 검정은 공적분벡터가 시간불변적이라는 가정하에서 실시되므로, 표본기간 중에 구조변동이 발생하여 변수들의 장기적 관계에 영향을 끼치는 경우에는 그 검정력이 약해진다.⁸⁾ 우리나라의 경우, 외환위기 발생 이후 기업의 구조조정과 산업개편, 그리고 개방화·자율화에 따른 정보이동의 가속화로 유발된 경제 및 금융 환경의 변화로 인해 실업률의 장기균형체계에 구조변동이 발생했을 가능성이 존재한다. 이 경우 실업률 변동체계의 장기적 역학관계에 영향을 미칠 수 있으므로, 추정된 공적분벡터의 안정성 여부를 확인하기 위한 추가적 검정과정이 필요하게 된다. 이에 따라 Hansen (1992) 및 Gregory and Hansen (1996)

7) 이러한 연구들의 예를 들면 다음과 같다: Tan and Baharumshah (1999), Lee and Chung (1995), 정성창 (2000), 김용선·차진섭 (1999), 장민 (1999), 주한광 (1999).

8) 또한 Johansen 검정은 자기회귀시차나 특이 관측치 등에 의한 모형의 선택에 비교적 예민하게 반응하는 것으로 알려져 있으며, 특히 표본의 크기가 작은 경우 추정결과가 불안정할 가능성이 크다.

의 검정법을 사용하여 실업률의 장기균형관계가 안정적인지를 검정하려 한다.⁹⁾

먼저 Hansen (1992) 에 따라 FM-OLS에 의해 공적분회귀식을 추정한 뒤 그 잔차를 이용하여 공적분벡터의 안정성을 검정해 보았다. FM-OLS 공적분추정은 OLS로 공적분벡터를 추정하면서도 Johansen 검정보다 효율적이고 불편성을 가지므로 더욱 정교하게 변수들 간의 공적분관계를 규명할 수 있다.¹⁰⁾ 실업률로 정규화된 공적분회귀식의 추정결과는 <표 4>와 같다. 표에서 보는 바와 같이, 실업률은 산업생산지수와는 음의 장기적 관계를 갖지만 다른 변수들과는 양의 장기적 관계를 갖는 것으로 나타난다.

<표 4> FM-OLS 공적분벡터의 추정

<i>UN</i>	<i>IP</i>	<i>TRADE</i>	<i>OIL</i>	<i>FIRM</i>	추세	상수
-1.000	-0.119 (0.042)	10.075 (1.152)	13.829 (6.299)	0.076 (0.060)	0.057 (0.020)	-5.733 (2.052)

주: 괄호 안의 값은 표준오차를 나타냄.

Hansen (1992) 은 FM-OLS 회귀모형의 잔차에 근거하여 공적분관계의 안정성을 검정하는 방법으로 *SupF*, *MeanF*, *L_c*의 세 가지 검정법을 제시하였다.¹¹⁾ *SupF* 검정은 공적분 모수들이 표본기간 동안 안정적이라는 귀무가설을, 미지의 시점에서 공적분 모수벡터에 급격하고 불연속적인 이산형 변동이 있었다는 대립가설에 대해 검정한다. *MeanF* 검정 및 *L_c* 검정은 위와 동일한 귀무가설을 공적분 모수벡터에 임의보행형 변동이 있다는 대립가설에 대해 검정한다.¹²⁾

9) 두 검정법은 모두 공적분벡터가 시간가변적인지의 여부를 검정하면서도, Hansen (1992)의 검정법은 Engle-Granger 공적분의 존재를 귀무가설로 하고 Gregory and Hansen (1996)의 검정법은 공적분이 존재하지 않는 것을 귀무가설로 한다는 차이가 있다. 또한, 전자의 검정법에서와는 달리 후자의 검정법에서는 구조변동의 시점을 파악할 수 있다는 특징이 있다. 두 검정법의 보완적 관계에 대해서는 Gregory and Hansen (1996, p. 3)을 참조하시오.

10) 중국의 통화수요에 대한 Arize and Malindretos (2000)에서는 FM-OLS 추정값이 Johansen 추정값과 비슷하게 나타나는 것으로 분석되었다.

11) Hansen (1992, p. 325)은 이 세 가지 외에도 F_{nt} 검정에 대해서도 언급하고 있으나, 이는 Wald 통계량 혹은 Chow 통계량에서와 같이 구조변동 시점에 대한 사전적인 정보의 존재가 전제되어야 한다는 점에서 활용도가 떨어진다고 설명하고 있다.

12) 공적분 모수벡터의 변화가 표본기간 전체에 걸쳐 더 안정적인수록 *MeanF*에 비해 *L_c*가 더 적합한 검정으로 나타난다. 이에 대해서는 Hansen (1992, p. 325)을 참조하시오.

위의 세 가지 검정에서, 안정적인 장기균형관계가 성립한다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 각각 기각되었다. 그 검정결과는 <표 5>에 요약된 바와 같다. 이는 변수들의 장기적 관계는 불안정하며 미지의 시점에서 공적분회귀모형에 급격하고 불연속적인 이산형 변동과 임의보행형 변동이 동시에 발생했음을 보여준다. 이로써 우리는 표본기간 중의 어느 시점에 실업률의 장기균형체계에 구조적 변화가 발생했음을 알 수 있다.

<표 5> 장기균형관계의 안정성 검정

<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>	<i>L_c</i>
28.133	48.987	3.581
(0.01)	(0.01)	(0.01)

주: 괄호 안은 점근적 *p*값을 나타냄.

이제 우리는 실업률 변동체계의 구조변동을 명시적으로 고려하면서, Gregory and Hansen (1996)이 제안한 공적분검정법을 사용하여 구조변동의 시점을 파악하고자 한다. 이 검정법에서는 구조변동 시점이 모형 내에서 내생적으로 결정되며, 변수들 간에 공적분관계가 없다는 귀무가설이 공적분관계에 구조변동이 존재한다는 대립가설에 대해 검정된다.

구조변동은 몇 가지 상이한 형태를 취할 수 있겠으나, 본 연구에서는 Gregory and Hansen (1996)을 따라 *C*, *C/T*, *C/S*의 세 형태를 고려한다. *C*는 단순히 공적분관계의 균형식이 수평이동하는 경우이며, 상수(constant)의 변화로 모형화된다. *C/T*는 균형식이 수평이동하되 상수의 변화폭이 시간의 경과에 따라 변화하는 경우이며, 상수의 변화에 추세(trend)를 도입함으로써 모형화된다. *C/S*는 공적분관계의 균형식이 수평이동하면서 그 기울기(slope)까지 변하는 경우로서, 상수의 변화와 동시에 일어나는 기울기 계수의 변화로 모형화된다. 구조변동이 없을 때의 공적분관계를 나타내는 표준공적분 모형, 그리고 *C*, *C/T*, *C/S*의 구조변동 모형은 각각 아래와 같이 설계되었다.

$$\text{표준공적분 : } y_t = \mu + \alpha' x_t + e_t$$

$$C : y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha' x_t + e_t$$

$$\begin{aligned}
 C/T: \quad y_t &= \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \beta t + \alpha'_1 x_t + e_t \\
 C/S: \quad y_t &= \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha'_1 x_t + \alpha'_2 x_t \phi_{t\tau} + e_t \\
 y_t &: I(1), \quad e_t: I(0), \quad t = 1, 2, \dots, n
 \end{aligned}$$

여기서 y 는 실업률, x 는 나머지 변수들의 벡터, ϕ 는 공적분검정에서 구조변동을 모형화하기 위한 가변수를 각각 나타낸다. 이때 $t \leq [n\tau]$ 이면 $\phi_{t\tau} = 0$, 그리고 $t > [n\tau]$ 이면 $\phi_{t\tau} = 1$ 이다. $\tau \in (0, 1)$ 은 구조변동 시점을 나타내는 미지의 모수이며, $[\]$ 는 정수부분을 나타낸다. μ_1 은 구조변동 이전의 절편, μ_2 는 구조변동으로 인한 절편의 변화, β 는 시간의 경과에 따른 절편의 변화를 각각 가리킨다. 그리고 α_1 은 구조변동 이전의 기울기 계수, α_2 는 구조변동으로 인한 기울기 계수의 변화를 각각 나타낸다.

각 모형에서, 그리고 각 변화시점 τ 에 대하여, 세 가지 통계량을 구하였다. 이는 즉 $ADF(\tau)$ 통계량, 그리고 Phillips (1987)가 제안한 $Z_t(\tau)$ 및 $Z_\alpha(\tau)$ 통계량이다. 이렇게 구해진 통계량 중에서 가장 작은 값들이 ADF 검정통계량과 Z_α 검정통계량 및 Z_t 검정통계량으로 채택되며,¹³⁾ 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned}
 ADF^* &= \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \\
 Z_t^* &= \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \\
 Z_\alpha^* &= \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)
 \end{aligned}$$

공적분 통계량의 행위가 정상적으로 나타나지 않는 끝구간 문제가 발생할 가능성을 피하기 위해, 표본기간의 앞뒤 15%씩을 각각 제외한 $([0.15n], [0.85n])$ 의 구간에서 ADF^* , Z_t^* , Z_α^* 를 계산하였다.¹⁴⁾ 그 결과는 <표 6>에 요약된 바와 같다.

13) 가장 작은 값들을 채택하는 이유를 Gregory and Hansen (1996, p. 106)은 다음과 같이 설명한다: “We examine the smallest values since small values of the test statistics constitute evidence against the null hypothesis.”

14) Gregory and Hansen (1996, p. 104)를 참조하시오.

〈표 6〉 Gregory and Hansen 공적분검정

		검정통계량의 계산값	임계값			구조변동 시점
			10%	5%	1%	
ADF^*	C	-3.76	-5.31	-5.56	-6.05	
	C/T	-3.57	-5.59	-5.83	-6.36	
	C/S	-3.42	-6.17	-6.41	-6.92	
Z_t^*	C	-6.90	-5.31	-5.56	-6.05	1998. 5
	C/T	-6.47	-5.59	-5.83	-6.36	1998. 2
	C/S	-8.18	-6.17	-6.41	-6.92	1998. 2
Z_α^*	C	-71.52	-54.38	-59.40	-70.18	1998. 5
	C/T	-65.31	-60.12	-65.44	-76.95	1998. 2
	C/S	-94.55	-72.56	-78.52	-90.35	1998. 2

주: Gregory-Hansen 공적분검정의 임계값은 Gregory and Hansen(1996)을 참조.

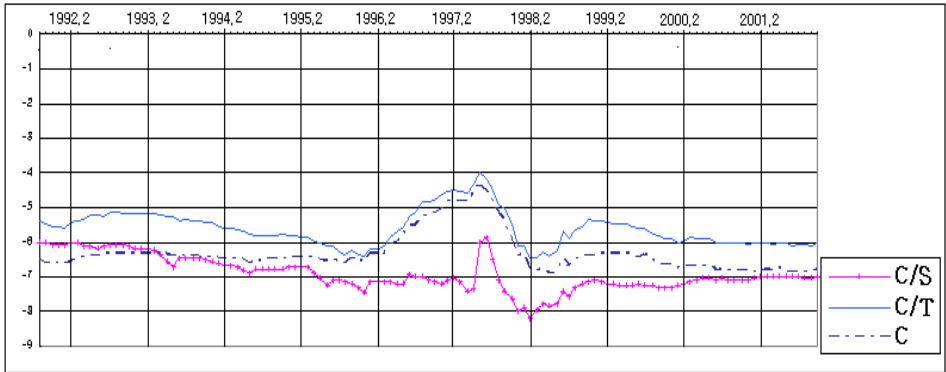
〈표 6〉에 의하면, ADF^* 검정의 경우 공적분에 구조변동이 존재한다는 대립가설에 대해 공적분관계가 없다는 귀무가설이 10% 유의수준에서도 기각되지 못한다. 반면 Z_t^* 검정의 경우에는 C , C/T , C/S 의 모형에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각됨으로써, 변수들 간의 장기균형관계에 구조적 변화가 존재하는 것으로 나타난다. 이 때 구조변동 시점은 1998년 2월에서 5월의 시기로 나타난다. 그리고 Z_α^* 검정의 경우, C 및 C/S 모형은 1% 유의수준에서, C/T 모형은 10% 유의수준에서 각각 공적분관계에 구조변동이 발생했음을 보여주고 있다. 이때 구조변동 시점은 Z_t^* 검정의 결과와 동일한 시기로 나타난다. 따라서 C 및 C/S 와 C/T 모형에 대한 Z_t^* 검정 및 Z_α^* 검정은 변수들 간의 공적분관계가 일정기간 동안 유지되다가 새로운 공적분관계로 이동했다는 검정결과가 강건하게 유지됨을 보여주고 있다.

〈그림 1〉 및 〈그림 2〉는 $([0.15n], [0.85n])$ 의 구간에서 $Z_t(\tau)$ 및 $Z_\alpha(\tau)$ 통계량의 추이를 각각 나타내고 있다.¹⁵⁾ 검정통계량이 최소로 되는 시점이 변수들 간 장기적 관계에 구조변동이 발생하는 시점으로 간주된다. 〈그림 1〉에서는 C/S 모형의 Z_t^* 통계량이, 〈그림 2〉에서는 C/S 모형의 Z_α^* 통계량이, 각각 1998년 2월에

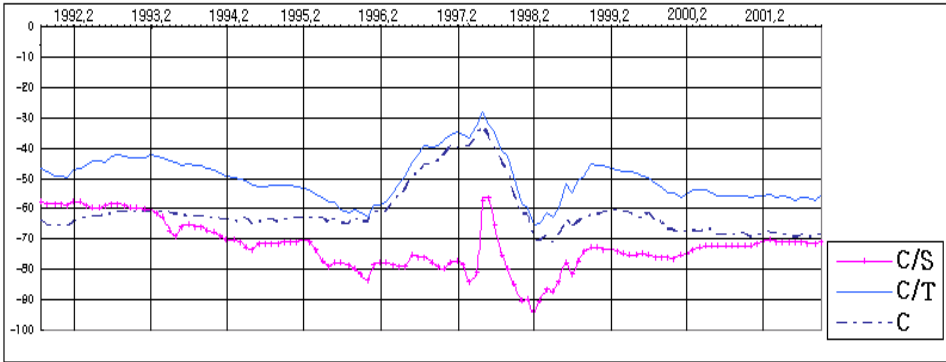
15) ADF^* 검정에서는 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 채택되므로 이를 고려대상에 제외하였다.

최소로 된다. 이를 통해 우리는 외환위기 직후에 해당하는 시점인 1998년 2월에 변수들 간 장기적 관계에 구조적 변동이 발생하였음을 확인할 수 있다.¹⁶⁾

〈그림 1〉 $Z_t(\tau)$ 통계량의 시간별 변화



〈그림 2〉 $Z_{\alpha}(\tau)$ 통계량의 시간별 변화



16) 위에서 확인된 구조변동은 다변량(multivariate) 간의 공적분관계에 나타나는 변화를 가리키며, 실업률 및 금리 등 단변량(univariate) 시계열에 나타나는 구조적 변화(structural breaks)와는 구별되어야 한다. 후자에 대해 분석한 연구로는 Perron(1989), Banerjee, Lumsdaine, and Stock(1992), Perron and Vogelsang(1992), Zivot and Andrews(1992) 등이 대표적이다. 이 연구들에서는 단변량 시계열의 확정적 요소(deterministic component)에 구조적 변화를 허용하면서, 단위근이 존재한다는 귀무가설을 자료의 정상성이라는 대립가설에 대해 검정한다. 이 연구들에서 도출되는 결론은 다변량 간의 공적분관계에 나타나는 변화를 다룬 연구들에서 도출되는 결론의 특수한 경우로 간주될 수도 있다: “In fact, some results of these papers can be viewed as special cases of our results, when the number of stochastic regressors is taken to be zero.” 이에 대해서는 Gregory and Hansen (1996, p. 100)을 참조하시오.

IV. 기간별 실업률 변동체계의 장기균형

이제 우리는 전체 표본기간을 구조변동 시점인 1998년 2월 이전의 기간 I 과 이후의 기간 II로 나누고, 실업률과 관련변수들 간의 장기균형관계가 기간별로 어떻게 달라지는지 살펴보려 한다.¹⁷⁾ 먼저 기간 I 및 기간 II에 대하여 각각 단위근 검정을 실시한 결과, 단위근이 존재한다는 귀무가설이 대부분의 수준변수에서는 기각되지 않으나 1차 차분변수에서는 모두 기각됨으로써 분석자료의 정상성이 확인되었다.¹⁸⁾ 이는 양 기간에 걸쳐 동일하게 나타나므로, 제2장에서 전체기간을 대상으로 검정했을 때와 마찬가지로, 기간 I 및 기간 II에서 각각 모든 변수들을 I(1) 변수로 간주한다.

기간 I 및 기간 II에 대해 I(1) 변수들 간 공적분관계를 검정한 결과는 <표 7>과 같다. 적정 시차는 모두 1로 판명되었고, 공적분위수는 각 기간 모두 2로 나타났다.

<표 7> 공적분검정(기간 I, II)

기간	귀무가설	특성근	LR통계량	5% 임계치	1% 임계치
I	$H_0: r=0$	0.384	111.316	87.31	96.58
	$H_0: r \leq 1$	0.272	64.799	62.99	70.05
	$H_0: r \leq 2$	0.219	34.339	42.44	48.45
	$H_0: r \leq 3$	0.081	10.581	25.32	30.45
	$H_0: r \leq 4$	0.025	2.438	12.25	16.26
II	$H_0: r=0$	0.450	109.049	77.74	85.78
	$H_0: r \leq 1$	0.354	64.762	54.64	61.24
	$H_0: r \leq 2$	0.247	32.433	34.55	40.49
	$H_0: r \leq 3$	0.116	11.447	18.17	23.46
	$H_0: r \leq 4$	0.031	2.355	3.74	6.40

주: 원계열에 선형추세가 있고, 공적분 회귀식이 상수항을 갖는 경우를 검정하였음.

17) 이근영(2002)은 Bai-Perron 검정법을 사용하여 구조적 분기점을 선택한 후 기간을 분리하여 환율과 주가간의 동태적 관계를 분석한 바 있다.

18) 기간 I 및 기간 II의 단위근 검정결과는 <부표 2> 및 <부표 3>에 각각 요약되어 있다.

기간 I 의 벡터오차수정모형 추정결과는 <표 8>과 같으며, 기간 I 의 변수들 간 역학구조는 전체기간에 비해 더 단순하게 나타난다. 전체기간에는 실업률이 모든 변수들과 영향력을 주고받았으나, 기간 I 에는 실업률이 금리에 의해서만 통계적으로 유의한 영향을 받는다. 금리는 실업에는 양, 산업생산에는 음의 단일방향 영향을 미친 것으로 나타난다.

<표 8> 벡터오차수정모형의 추정(기간 I)

<div>종속변수 독립변수</div>	ΔUN_t	ΔIP_t	$\Delta TRADE_t$	ΔOIL_t	$\Delta FIRM_t$
α_1	-0.066 (-1.937)	0.168 (0.754)	-0.091 (-4.697)	0.006 (2.776)	0.038 (0.132)
α_2	-0.027 (-3.102)	0.002 (0.035)	-0.004 (-0.748)	-0.003 (-4.653)	-0.109 (-1.480)
ΔUN_{t-1}	0.278 (2.419)	-0.766 (-1.023)	0.063 (0.963)	0.013 (1.748)	0.579 (0.598)
ΔIP_{t-1}	0.015 (0.812)	-0.279 (-2.393)	0.004 (0.421)	-0.001 (-0.562)	-0.128 (-0.848)
$\Delta TRADE_{t-1}$	0.147 (0.779)	-0.281 (-0.229)	-0.081 (-0.761)	0.031 (2.469)	-0.579 (-0.365)
ΔOIL_{t-1}	-1.418 (-1.104)	7.298 (0.872)	0.753 (1.030)	0.593 (6.868)	1.447 (0.133)
$\Delta FIRM_{t-1}$	0.049 (3.292)	-0.208 (-2.111)	-0.006 (-0.711)	0.001 (1.327)	0.203 (1.584)
상수항	0.012 (0.756)	0.409 (3.811)	0.005 (0.489)	-0.001 (-0.498)	0.061 (0.439)

주: 괄호 안의 숫자는 t -통계량을 나타냄.

기간 I 의 분산분해 결과는 <표 9>와 같다. 실업률의 변동은 처음에는 주로 자체 설명력과 금리에 의해 설명된다. 시간이 흐르면서 실업률의 자체설명력은 감소하는 데에 반해 금리의 설명력은 지속적으로 증가한다. 실업률의 변동은 12기간 후에는 자체설명력과 금리에 의해 약 82%, 교역조건에 의해 약 9%가 설명됨으로써, 나머지 변수들은 상대적으로 영향력이 작은 것으로 나타난다.

〈표 9〉 분산분해 (기간 I)

기간	표준편차	UN의 예측오차분산을 설명하는 변수				
		UN	IP	TRADE	OIL	FIRM
3	0.348	75.494	3.323	5.424	0.296	15.462
6	0.642	60.832	5.591	8.304	2.366	22.906
9	0.881	57.303	5.739	8.572	3.329	25.057
12	1.069	56.142	5.727	8.561	3.547	26.023

〈표 10〉 벡터오차수정모형의 추정 (기간 II)

종속변수 독립변수	ΔUN_t	ΔIP_t	$\Delta TRADE_t$	ΔOIL_t	$\Delta FIRM_t$
α_1	-0.134 (-3.472)	-0.010 (-0.022)	0.057 (4.268)	0.002 (0.819)	0.179 (1.399)
α_2	-0.030 (-5.143)	-0.018 (-0.251)	-0.005 (-2.591)	-0.001 (-2.188)	-0.074 (-3.776)
ΔUN_{t-1}	0.047 (0.421)	-2.415 (-1.827)	-0.086 (-2.231)	0.004 (0.551)	-0.053 (-0.144)
ΔIP_{t-1}	0.019 (1.704)	-0.209 (-1.579)	0.008 (2.079)	0.000 (0.259)	-0.075 (-2.001)
$\Delta TRADE_{t-1}$	-0.305 (-0.874)	-1.625 (-0.397)	-0.008 (-0.066)	0.000 (0.009)	-0.810 (-0.699)
ΔOIL_{t-1}	-2.527 (-1.471)	-15.828 (-0.779)	-0.539 (-0.908)	0.001 (0.005)	-0.559 (-0.098)
$\Delta FIRM_{t-1}$	0.003 (0.079)	-0.278 (-0.636)	-0.005 (-0.398)	0.001 (0.351)	0.064 (0.520)
상수항	-0.094 (-2.054)	1.114 (2.070)	-0.032 (-2.055)	0.002 (0.528)	-0.389 (-2.579)

주: 괄호 안의 숫자는 t -통계량을 나타냄.

기간II의 벡터오차수정모형 추정결과는 〈표 10〉과 같다. 금리의 영향력은 현저히 감소하여 어느 변수에도 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나며, 금리가 실업률의 변동에 영향을 미친 기간 I 과는 달리 기간II에는 이러한 관계가 성립되지 않는다.¹⁹⁾ 통계적 유의성이 강하지는 않으나, 산업생산과 실업률과는 양방향 인과관계가 성립된다. 또 실업률의 오차수정모형을 살펴보면, 균형오차는 통계적으로 유의

19) 이는 기간II의 시계열자료에서도 유추할 수 있다. 즉, 외환위기와 함께 금리와 실업률이 급격히 상승한 이후, 시간의 경과에 따라 금리는 기간 I 보다 낮은 수준으로 떨어지지만 실업률은 원래의 수준으로 복귀하지 않고 기간 I 보다 높은 수준을 유지한다.

하게 제거되지만 장기균형으로 복귀하는 속도는 그다지 높지 않은 것으로 추정된다.

기간Ⅱ의 분산분해 결과는 <표 11>과 같다. 실업률의 변동에 대한 자체설명력은 시간이 흐르면서 계속 감소하여 12기간 후에는 초기의 절반 정도 수준으로 떨어지나, 산업생산 및 국제유가의 설명력은 시간의 경과와 함께 증가한다. 각 변수의 중요도는 기간 I 에 비해 상대적으로 더 고른 분포를 나타낸다. 교역조건의 설명력은 지속적으로 완만한 감소세를 보이며, 장기적으로는 그 중요도가 가장 낮아진다. 그리고 금리의 상대적 중요도는 기간 I 에 비해 현저히 낮아진다.

<표 11> 분산분해 (기간 Ⅱ)

기간	표준편차	UN의 예측오차분산을 설명하는 변수				
		UN	IP	TRADE	OIL	FIRM
3	0.268	87.244	3.502	5.603	2.671	0.979
6	0.451	62.456	12.982	5.517	12.976	6.067
9	0.634	50.382	17.745	4.621	18.141	9.109
12	0.799	44.327	20.108	4.109	20.747	10.706

이제 우리는 기간 I 및 기간Ⅱ에 해당하는 장기균형관계가 각각의 기간 동안 안정적인지를 검정하고자 한다. 이를 위해 FM-OLS에 의해 기간별 공적분회귀식을 추정 한 뒤에, 잔차를 이용하여 기간별로 공적분벡터의 안정성을 검정한다. 먼저 FM-OLS에 의한 기간별 공적분회귀식을 추정하였으며, 그 결과는 <표 12>와 같다. 전체기간에서와 같이 기간 I 및 기간Ⅱ에도 실업률은 장기적으로 산업생산과는 음의 관계를, 그리고 교역조건 및 유가와 는 양의 관계를 갖는 것으로 나타난다. 또한 기간 I 에는 전체기간에서와 같이 실업률이 장기적으로 금리와 양의 관계를 유지하지만, 기간Ⅱ에는 실업률이 장기적으로 금리와 음의 관계를 갖는 것으로 나타난다.

<표 12> FM-OLS 공적분벡터의 추정(기간 I, Ⅱ)

	UN	IP	TRADE	OIL	FIRM	추세	상수
기간 I	-1.000	-0.135 (0.032)	1.448 (0.638)	6.559 (2.472)	0.055 (0.023)	0.053 (0.013)	5.145 (1.512)
기간 Ⅱ	-1.000	-0.060 (0.027)	8.687 (1.334)	9.063 (4.534)	-0.284 (0.080)	-0.025 (0.020)	2.636 (3.394)

주: 괄호 안은 표준오차임.

실업률과 관련변수들 간의 장기균형관계가 안정적인가를 기간 I 및 기간 II에 대해 각각 검정한 결과는 <표 13>과 같다. 기간 I 에는 안정적인 장기균형관계가 성립한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되며, 이는 $SupF$, $MeanF$, L_c 의 세 통계량에서 동일하다. 이는 전체기간을 대상으로 했을 때와 마찬가지로, 공적분 모수벡터에 이산형 변동과 임의보행형 변동이 동시에 발생했음을 보여준다. 이에 반해 기간 II에는 세 검정통계량의 값들이 모두 귀무가설을 기각하지 못하며, 따라서 공적분 모수벡터에 시간가변적 변동성향이 없는 안정적인 장기균형관계가 유지되고 있음을 통계적으로 입증하고 있다.

<표 13> 장기균형의 안정성 검정(기간 I, II)

	$MeanF$	$SupF$	L_c
기간 I	14.388 (0.01)	25.463 (0.01)	1.705 (0.01)
기간 II	5.045 (0.20)	10.026 (0.20)	0.350 (0.20)

주: 괄호 안은 점근적 p 값을 나타냄.

V. 요약 및 결론

국내 경제의 고용창출 능력이 하락하며 취업난이 좀처럼 완화되지 않는 상황이 장기간 지속되면서 실업문제는 우리사회의 큰 관심사가 되고 있다. 개방화·자유화에 따른 경제 및 금융환경의 변화, 외환위기의 여파로 인한 기업의 구조조정과 산업개편, 또 취업유발 효과가 작은 수출의 경제성장 주도 등으로 인해 실업률의 장기 변동구조에 어떠한 변화가 발생했을 가능성이 있으며, 따라서 실업률의 장기 변동체계에 대한 거시경제학적 차원의 철저한 분석이 요청된다. 실업에 관한 미시경제학적 연구는 국내외에서 많이 이루어졌으나, 실업률과 그 결정요인들과의 관계에 대한 거시경제학적 연구는 아직 제대로 이루어지지 않고 있는 실정이다.

많은 선행연구들은 공적분벡터가 일정하다는 가정 하에서 공적분검정을 실시하고 이를 통해 도출된 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해 왔다. 공적분검정을 위해 일반적으로 사용되는 Johansen 검정은 장기균형식을 찾는 데에는 효과적이기는 하나 균형의 안정성까지 검정해 주지는 않는다. 그러나 이러한 사실은 많

은 연구들에서 간과되고 있다. 표본기간 중에 구조변동이 발생하여 공적분관계에 영향을 미친다면, 시간불변의 가정 하에서 시행되는 기존의 공적분검정은 검정력이 약해지고 그 결과를 신뢰할 수 없게 된다. 이에 따라 본 연구에서는 시간불변적 관점 및 시간가변적 관점에서 국내 실업률과 주요 거시경제변수들 간 장단기 역학관계와 그 동적 안정성에 대해 구체적으로 분석해 보았다.

본 연구에서는 먼저 Johansen 검정법을 사용하여 국내 실업률과 주요 거시경제변수들 간의 장기균형체계를 분석한 후에, 표본기간 중에 실업률 공적분 관계에 구조변동이 발생했을 가능성에 대해 검정하였다. 이를 위해 FM-OLS 공적분회귀모형을 추정한 후, 그 잔차에 근거하여 공적분벡터의 안정성을 검정해 보았다. 검정 결과, 실업률과 관련변수들 간에 시간가변적 관계가 존재하며, 공적분 모수벡터에 이산형 변동과 임의보행형 변동이 동시에 발생했음을 알 수 있었다. 이는 표본기간 중의 어느 시점에 실업률의 장기균형체계에 구조적 변화가 발생했음을 보여준다.

구조변동 시점이 사전적으로 결정되지 않고 모형 내에서 내생적으로 결정되는 Gregory and Hansen 공적분검정을 실시한 결과, 외환위기 발생 직후인 1998년 2월을 기점으로 실업률 변동체계의 균형식이 이동한 것으로 나타났다. 이에 따라 이 시기를 구조변동 시점으로 잡고 전체기간을 둘로 나누어, 실업률 변동체계의 장기적 관계를 기간별로 다시 추정하였다. 그 결과, 구조변동 이전에는 변수들의 장기적 관계에 시간가변적 성향이 존재하였으나 구조변동 이후에는 시간불변적인 안정적 균형상태가 유지된 것으로 나타났다.

1998년 2월을 기점으로 실업률 장기균형체계의 구조변동이 일어났다는 본 연구의 분석결과는 1990년대에 들어 자본 및 금융시장의 개방, 또 업종간·국가간의 각종 장벽과 규제 철폐 등 글로벌화가 진척됨에 따른 사회경제적 여건의 변화와 무관하지 않을 것으로 판단된다. 또한 외환위기를 전후하여 발생한 노동시장의 구조변동이 실업률 장기균형체계의 구조변동에 원인을 제공했을 가능성도 없지 않다.

노동시장 구조변동의 본질과 원인에 대해서는 그간 미시경제학적 관점에서 많은 연구가 이루어졌다. 이효수(2002)는 외환위기 이후에 여성, 저학력자, 청소년 및 노년층을 중심으로 비정규직 노동시장이 급속도로 확대되고 정규직과 단절된 별도의 시장으로 분화됨에 따라 노동시장의 구조변동이 초래되었다고 진단한다. 금재호·조준모(2005)에 의하면 외환위기의 충격이 특히 비정규직 근로자, 단기 근로자, 저학력 근로자의 고용안정성을 해침으로써 노동시장의 구조변동이 심화되었다.

이 연구는 또한 2000년대 전반에 들어 노동시장의 고용안정성이 개선되어 가는 모습을 보이기는 하나 외환위기 이전의 고용안정성 수준에는 이르지 못한 것으로 분석하고 있다. 김대일(2007)은 외환위기로 인해 노동시장의 구조변동이 일어났으며 이는 구체적으로 실업증가와 고용창출 기반의 약화, 고임금 계층과 저임금 계층의 격차 확대, 대립적 노사관계의 지속이라는 형태로 구체화된다고 분석하였다.

외환위기 이전의 기간Ⅰ과는 달리 기간Ⅱ에는 실업률의 변동에 미치는 금리의 영향이 크게 줄어들었는데, 이는 외환위기를 거치면서 금리에 비해 노동제도가 노동시장에 미치는 영향이 상대적으로 증가하였음을 반영하는 것으로 해석될 수 있다. 예를 들어 금리가 상당 폭으로 하락하더라도 기업들은 해고의 어려움 등을 감안하여 고용을 바로 늘리지 않게 됨으로써 노동수요의 금리탄력성이 작아졌다는 것이다.

실업률 장기균형체계의 구조변동과 관련한 본 연구의 분석결과는 경제성장에도 불구하고 실업률이 떨어지지 않고 있는 그간의 현실을 간접적으로 설명해 준다. 즉, 경제성장의 일자리 창출능력이 하락하는 등 경제환경의 변화를 겪으면서 외환위기를 기점으로 실업률과 관련변수들 간의 장기적 관계에 구조변동이 발생하였으며, 구조변동 이후에 새롭게 장기적 균형을 이루며 안정성을 유지하게 되었음을 보여준다.

■ 참 고 문 헌

1. 금재호·조준모, “고용 안정성의 동태적 변화에 관한 연구,” 『국제경제연구』, 제11권 제3호, 2005, pp. 79-114.
2. 김기승, 『2010년으로부터의 경종: 실업자 160만의 악몽』, NSI 정책연구보고서 2005-1, 국가경쟁전략연구원, 2005.
3. 김대일, “외환위기 이후 노동시장의 변화와 시사점,” 『경제학연구』, 제55집 제4호, 2007, pp. 473-502.
4. 김용선·차진섭, 『주가와 거시경제변수간의 관계 분석』, 조사연구자료 99-12, 한국은행 조사국, 1999.

5. 김유배, “경제성장률의 저하와 고용·임금 변동,” 『경제학연구』, 제45권 제1호, 1997, pp. 239-256.
6. 신용상, “우리나라 교역 구조의 변화와 정책시사점: 고용정체형 성장에 대한 의미,” 『금융동향』, 14-01, 한국금융연구원, 2004, pp. 1-23.
7. 이근영, “환율과 주가간의 인과관계분석,” 『경제학연구』, 제50권 제4호, 2002, pp. 231-266.
8. 이효수, “노동시장 환경변화와 노동시장의 구조변동,” 『경제학연구』, 제50권, 제1호, 2002, pp. 243-274.
9. 장 민, 『정보변수의 개발 및 활용, 신용 및 부채지표를 중심으로』, 조사연구자료 99-18, 한국은행 조사국, 1999.
10. 정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수, VECM을 중심으로,” 『재무관리연구』, 제17권 제1호, 2000, pp. 137-159.
11. 주한광, “우리나라의 기업화폐수요 - 실질실효환율을 고려한 공적분분석,” 『국제경제연구』, 제5권 제2호, 1999, pp. 159-179.
12. 한국은행, “2003년 산업연관표로 본 우리나라의 경제구조,” 보도자료, 2007-3-2, 2007.
13. Arize, A.C. and John Malindretos, “Does Inflation Variability affect the Demand for Money in China - Evidence from Error-Correction Models,” *International Economic Journal*, Vol. 14, No. 1, 2000, pp. 47-60.
14. Balmaseda, Manuel, Juan J. Dolado, and J. David López-Salido, “The Dynamic Effects of Shocks to Labor Markets: Evidence from OECD Countries,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 52, 2000, pp. 3-23.
15. Banerjee, A., R. Lumsdaine, and J. Stock, “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp. 271-287.
16. Fortin, Pierre, Manfred Keil, and James Symons, “The Sources of Unemployment in Canada, 1967-91: Evidence from a Panel of Regions and Demographic Groups,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 53, 2001, pp. 67-93.
17. Gil-Alana, Luis A. and S.G. Brian Henry, “Fractional Integration and the Dynamics of UK Unemployment,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 2, 2003, pp. 221-239.
18. Gregory, A.W. and B.E. Hansen, “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, Vol. 70, No. 1, 1996, pp. 99-126.
19. Hansen, B.E., “Testing for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp. 321-335.
20. Johansen, Søren, “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, pp. 383-397.
21. Keane, Michael P. and Eswar S. Prasad, “The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes: A Sectoral Analysis,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 3, 1996, pp. 389-400.
22. Lee, Tong Hun and Keun Jon Chung, “Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis,” *International Economic Journal*, Vol. 9, No. 3, 1995, pp. 103-113.

23. Nickell, Stephen and Glenda Quintini, "The Recent Performance of the UK Labor Market," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 18, No. 2, 2002, pp.202-220.
24. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, 1989, pp.1361-1401.
25. Perron, P. and T.J. Vogelsang, "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp.301-320.
26. Phillips, Peter C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp.277-301.
27. Reinsel, Gregory C. and Sung K. Ahn, "Vector Autoregressive Models with Unit Root and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test and Forecasting," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 13, No. 4, 1992, pp.353-375.
28. Tan, Hui Boon and Ahmad Zubaidi Baharumshah, "Dynamic Causal Chain of Money, Output, Interest Rate and Prices in Malaysia: Evidence based on Vector Error-Correction Modelling Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 13, No. 1, 1999, pp.103-120.
29. 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, No. 3, 1992, pp.251-270.

〈부표 1〉 단위근 검정: 전체 기간

	시차	수준변수			1차 차분변수		
		상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함	상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함
ADF							
<i>UN</i>	2	-0.691	-2.524	-2.612	-3.880***	-3.880***	-3.867**
<i>IP</i>	0	4.272	0.743	-1.793	-13.432***	-14.891***	-14.990***
<i>TRADE</i>	2	0.133	-2.147	-2.541	-9.021***	-9.000***	-8.972***
<i>OIL</i>	1	-0.642	-3.492***	-3.520**	-8.884***	-8.864***	-8.863***
<i>FIRM</i>	0	-1.192	-1.227	-2.989	-11.032***	-11.032***	-11.011***
Phillips-Perron							
<i>UN</i>		-0.496	-1.621	-1.660	-7.794***	-7.775***	-7.758***
<i>IP</i>		4.143	0.690	-1.905	-13.674***	-14.793***	-14.873***
<i>TRADE</i>		-0.030	-3.421**	-4.191***	-21.089***	-21.040***	-20.979***
<i>OIL</i>		-0.475	-2.693*	-2.742	-9.428***	-9.398***	-9.393***
<i>FIRM</i>		-1.186	-1.393	-3.333*	-10.936***	-10.923***	-10.908***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈부표 2〉 단위근 검정: 기간 I (구조변동 이전)

	시차	수준변수			1차 차분변수		
		상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함	상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함
ADF							
<i>UN</i>	2	0.262	-1.349	-1.783	-2.837***	-2.962*	-3.022
<i>IP</i>	0	2.971	-0.636	-1.785	-9.344***	-10.090***	-10.044***
<i>TRADE</i>	1	0.064	-2.052	-2.532	-10.371***	-10.351***	-10.302***
<i>OIL</i>	2	-0.947	-2.474	-3.941**	-6.526***	-6.518***	-6.512***
<i>FIRM</i>	1	-0.890	-2.201	-2.794	-7.645***	-7.639***	-7.666***
Phillips-Perron							
<i>UN</i>		-1.041	0.674	1.302	-5.191***	-5.268***	-5.659***
<i>IP</i>		2.633	-1.190	-1.319	-10.508***	-11.481***	-11.537***
<i>TRADE</i>		0.105	-4.869***	-4.982***	-15.011***	-14.988***	-15.011***
<i>OIL</i>		-1.043	-2.159	-2.616	-5.669***	-5.653***	-5.362***
<i>FIRM</i>		0.009	-1.757	-1.509	-8.176***	-8.136***	-8.122***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈부표 3〉 단위근 검정: 기간 II (구조변동 이후)

	시차	수준변수			1차 차분변수		
		상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함	상수 추세 없음	상수 포함	상수 추세 포함
ADF							
<i>UN</i>	0	-4.491***	-5.062***	-2.991	-5.002***	-5.463***	-6.278***
<i>IP</i>	0	2.713	-1.480	-2.854	-8.713***	-10.031***	-9.992***
<i>TRADE</i>	0	-0.344	-3.776***	-3.712**	-11.072***	-10.982***	-11.054***
<i>OIL</i>	0	0.819	-2.723*	-2.707	-7.443***	-7.516***	-7.483***
<i>FIRM</i>	2	-1.016	-0.240	-3.414*	-4.677***	-4.839***	-4.847***
Phillips-Perron							
<i>UN</i>		-1.448	-0.576	-1.114	-5.951***	-6.127***	-6.111***
<i>IP</i>		3.514	-1.319	-1.789	-8.593***	-10.193***	-10.229***
<i>TRADE</i>		-0.943	-2.834*	-2.870	-13.531***	-13.608***	-14.316***
<i>OIL</i>		0.784	-1.324	-1.954	-8.050***	-8.111***	-8.047***
<i>FIRM</i>		-3.485***	-4.551***	-4.353***	-6.308***	-6.643***	-6.978***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

Macroeconomic Determinants of Korean Unemployment Rate and their Structural Changes

Tae Ho Kim* · Myunghoon Lee**

Abstract

Conventional cointegration tests assume a constant cointegrating vector and may produce invalid results when regime shifts exist. We test for a stable long-run relationship between the unemployment rate and the underlying macroeconomic variables, by using residual-based cointegration tests that allow for a regime shift. We find that there exists an unstable long-run relationship involving a regime shift generated by the 1997 financial crisis. We repeat the test, respectively, for the pre-shift and post-shift half-periods. The same long-run relationship found for the sample period recurred in the former period. In the latter period, however, the variables manifested stable equilibrium relations thus indicating that the long-run equilibrium relationship between the unemployment rate and the underlying macroeconomic variables has been restored and stabilized after financial crisis.

Key Words: unemployment rate, cointegration, regime shift

* Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk University

** Professor, College of Business and Economics, Korea University