

한미 월간 경기동향의 선행성 분석

김태호¹

¹충북대학교 정보통계학과

(2008년 8월 접수, 2008년 9월 채택)

요약

본 연구에서는 한미간 경기동향의 선행성을 주가와 경기간 선행성과 연계시켜 검증해 보았다. 이들의 선후행관계는 외환위기 이후 선명히 식별되며, 이때의 벡터자기회귀모형은 국내의 시장변수들간 연관성이 강화되고 국내경제의 대미존도가 높아진 현실을 그대로 반영한다. 추정결과는 주가의 경기 선행성과 미국경기의 국내경기 선행성이라는 그간의 통설을 통계적으로 입증하고 있다.

주요용어: 차분벡터자기회귀, 벡터오차수정, 수준벡터자기회귀.

1. 서론

우리나라의 경기 순환주기는 외환위기를 지나 2000년대 들어서면서 급격히 짧아져, 경기 예측이 어려워지고, 따라서 정부의 각종 대책이 통하지 않는 것으로 알려져 있다. 한국은행 (2007)에 따르면 외환위기 이후 경기 순환주기는 평균 52.8개월에서 26.7개월로, 확장 국면의 지속기간은 34개월에서 16개월로 단축되었다. 또 추세 증감률과 순환 변동폭의 하락으로 불규칙 요인이 경기흐름을 역전시키는 현상이 자주 발생해 경기 판단에 혼란을 유발하는 것으로 나타났다. 통계청 (2008)이 최근 확정된 8순환의 경기저점(2001.7)과 경기정점(2002.12), 또 잠정 설정한 9순환의 경기저점(2005.4)의 기준에 의하면 외환위기 이후 경기 순환주기는 약 40개월, 확장국면의 지속기간은 약 20.5개월로 나타난다. 정부는 경기순환의 원만함을 위해 통화정책과 재정정책을 사용하지만 경기 예측이 잘못되거나 정책 실행의 타이밍이 어긋나면 별 효과가 없다. 경기변동은 회복·호황 → 호황의 정점 → 침체 → 바닥의 네 가지 국면이 반복되는 것을 말하며, 국내경기는 최대 교역국인 미국의 경기동향과 연관지어 분석된다. 미국의 경기 침체는 미국의 투자·소비를 줄이면서 대미수출에 직접 영향을 미치며, 미국의 성장률이 1%포인트 떨어질 때 우리 성장률은 0.6%포인트 떨어지는 것으로 추정된다. 우리의 성장 동력인 수출이 줄고, 주가마저 급락해 기업의 투자나 가계의 소비와 같은 내수가 침체할 것이며, 미국경제가 경착륙할 경우 국내경기는 큰 충격을 받는다.

일반적으로 주식시장은 경기변동의 선행지표 역할을 하는 것으로 알려져 있으며, 따라서 경기가 정점에 도달하기 전부터 주가는 상승세에서 하락세로 전환하고 경기가 저점에 이르기 전부터 주가는 하락세에서 상승세로 전환한다는 것이다. 주가가 경기에 선행하는 이유는 투자하는 기업의 현 상태보다는 미래의 상태를 예상하고 투자 여부를 결정하기 때문이라고 해석할 수 있다. 주식평가모형에 의하면 현재의 주가는 예상되는 현금 흐름을 적절한 할인율로 계산된 기업의 현재가치로 결정된다. 주식시장의 경기

이 논문은 2008년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음

¹(361-763) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

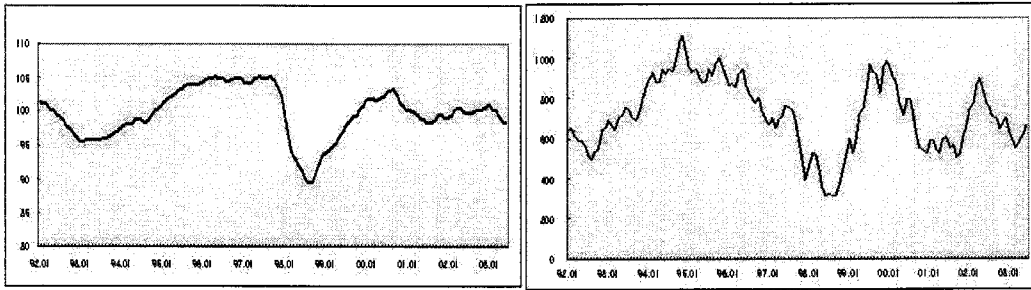


그림 2.1. 경기동행지수 순환변동치(좌)와 종합주가지수(우)

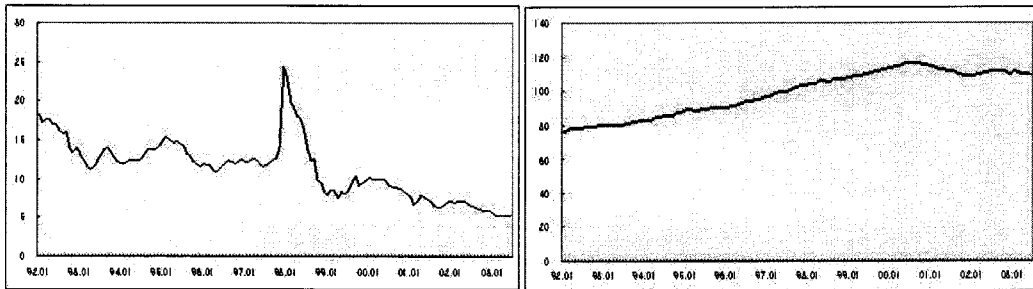


그림 2.2. 금리(좌)와 미국 산업생산지수(우)

선행성이 입증되면 현재의 경기상태에 대해 논쟁하기에 앞서 주식시장을 먼저 분석하는 것이 경기를 파악하고 예측하는데 도움이 될 것이다.

본 연구와 관련하여 경기변동에 관한 국내의 연구들을 보면 지호준 (1993)은 채권수익률이 경기변동에 대해 갖는 선행성의 유무와 패턴을 검정하였으며, Bowden과 Martin (1995)은 국제 경기순환과 국제주가의 움직임과의 관계를 분석하였다. King과 Watson (1996)은 화폐, 가격, 금리와 경기순환과의 연계를 설명하는 모형을 설정, 평가하였으며, 백용기 (1998)는 금융부문의 불확실성이 우리나라의 경기변동에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하였다. 양준모 (1999)는 경기변동을 인식하는 방법으로 자주 사용되는 Hodrick-Prescott filter의 한계를 지적하고 각 거시변수의 경기순행성과 변동성 등 경기변동 연구의 기본적인 성격이 경기변동의 측정방식에 따라 달라질 수 있음을 보였다. 이어 양준모 (2001)는 경기실사지수의 비교가능성을 제고시키는 방안을 제시하고, 통계청의 산업생산지수와 비교·검토하여 유용성을 논한 바 있다. 변수들간 연계성에 관한 연구들은 대부분 특정 시장간 관계에 집중되어 있고 국내외 경제·경정환경을 대변하는 변수들에 대한 연구는 간과되어 왔다. 경제상황을 잘 반영하는 단순 경제지표의 움직임으로부터도 경기국면 전환의 가능성이 있는 시기의 포착이 가능한 것으로 분석된 바 있다 (한국은행, 2004). 본 연구에서는 국내경기와 미국의 경기, 또 전통적으로 국내경제 전반에 큰 영향을 미치는 것으로 알려진 금리 그리고 국내주가와와의 연계관계를 규명하여 특정 변수가 국내경기 전반에 대해 예측력을 갖는지를 검정해 보고자 한다.

2. 자료 선정

국내경기를 나타내는 변수로는 경기동행지수 순환변동치(CI, 2000 = 100) 그리고 미국 경기지수(UI, 2000 = 100)로는 미국 산업생산지수를 선정한다. 통계청에서 매월 발표되는 경기동행지수는 추세요인

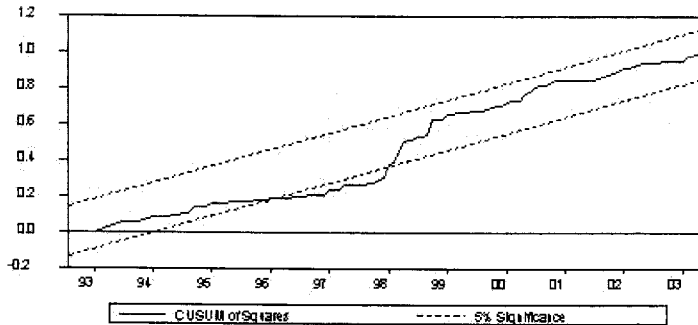


그림 3.1. 누적잔차 검정

을 내포하고 있으므로 현 경기상태를 정확히 반영하기 위해 계절, 불규칙 추세요인을 제거하고, 경기순환만을 고려한 경기동행지수 순환변동치를 국내 경기를 대표하는 경기변수로 사용한다. 미국 경기지수로 사용하는 산업생산지수는 미국 연방준비제도이사회(Federal Reserve Board)에서 매월 발표되는 바 미국의 내수가 증가하면 수입이 확대될 것이고, 따라서 대미의존도가 높은 우리의 수출여건이 개선되어 국내경기가 향상될 것으로 기대된다. 주시가격으로는 종합주가지수(KP)를 또 금리변수로는 3년만기 회사채 유통수익률(F)을 선정한다. 자본시장이 개방되기 시작한 1990년부터 2005년까지의 월별자료를 사용하기로 하며, 각 변수들의 월간 추이는 그림 2.1~2.2와 같다.

그림 2.2의 미국 산업생산지수가 별다른 변화를 보이지 않는 반면 국내지수들은 모두 1997년 말에서 1998년 초 사이에 급격한 변화를 보여 외환위기 발생 시점 시계열자료에 구조적 변화가 발생했을 가능성을 시사한다. 이를 더 자세히 살펴보기 위해 우선 국내경기의 변동을 설명하는 구조방정식 회귀모형을 추정하여 변수들간 관계를 검토해 보고자 한다.

3. 구조방정식 분석

위의 변수들을 사용하여 전체기간 동안 국내경기의 변동을 설명하는 방정식을 추정한 결과는 식 (3.1)과 같으며, 본 연구에서 ()안의 숫자는 t 값이다. 주가지수와 미국경기는 국내경기에 양의 영향을 미치지만 금리는 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 예상했던 바와 일치한다. 우변의 변수들은 경기변동을 64% 가량 설명해 주며, 자기상관은 존재하지 않는 것으로 나타난다. 그러나 금리는 1%, 또 주가지수는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 반면 미국경기는 유의하지 않은 변수로 추정되었다.

$$\begin{aligned}
 CI_t = & -0.004 + 0.008KP_t + 0.090UI_t - 0.019F_t \\
 & (-1.097) \quad (1.886) \quad (1.439) \quad (-3.884) \\
 R^2 = & 0.637, \quad DW = 2.124.
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

표본기간 중 구조변화의 발생 가능성이 제기됨에 따라 변화 시점이 알려지지 않은 경우의 진단검정을 실시한다. 회귀계수의 체계적 움직임을 감지하기 위해 회귀방정식의 반복잔차 제곱합을 이용해 구조변화의 전환점을 탐색할 수 있는 CUSUMSQ 검정을 적용한 결과는 그림 3.1과 같다. 실선인 누적잔차 제곱합의 경로가 5% 유의수준에 따른 구간을 벗어나고 있어 추정계수의 안정성에 대한 귀무가설이 기각된다. 따라서 표본기간 내에 회귀계수의 급격한 변화에 의한 구조변화가 발생하였고, 귀무가설이 기각되는 시점은 1996년 초부터 1998년 초 사이라는 것을 알 수 있다.

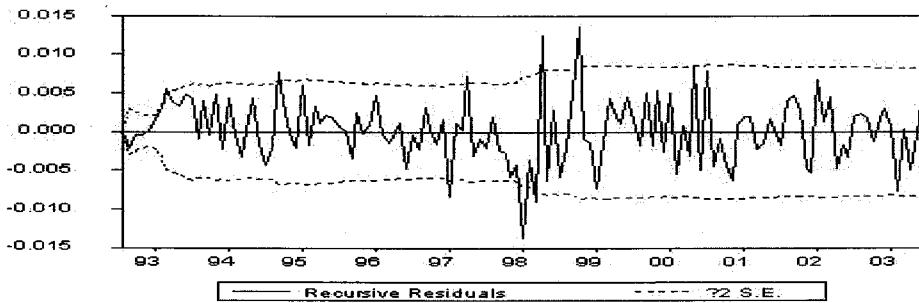


그림 3.2. 반복잔차 검정

표 3.1. 회귀계수의 동일성 검정

F -Statistic = 3.338 (p -value = 0.007)
Log likelihood ratio = 16.918 (p -value = 0.0005)

구조변화의 발생 전환점에 대한 정보를 얻기 위한 회귀방정식의 반복잔차를 구한 결과는 그림 3.2와 같다. 그림에서 반복잔차가 95% 신뢰구간을 급격하게 벗어난 때가 외환위기 발생 직후인 1998년 4월로 국내경기의 변동을 설명하는 회귀방정식의 회귀계수가 급격히 변한 시점이다.

구조변화 발생 시점이 관명됨에 따라 사전정보가 있는 경우의 유용한 방법인 Chow 검정을 시행하여 위의 검정결과를 재확인하기로 한다. Chow 검정은 동분산을 가정하지만 변화시점을 기준으로 전체 기간을 두 기간으로 나누어 기간별 회귀방정식을 다시 추정한 후 분산분석검정법으로 회귀계수의 안정성을 진단하기로 한다. F 통계량과 로그우도비통계량의 값은 표 3.1에서 보듯이 유의수준 1%에서 모두 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각하여 구조변화 시점을 기준으로 전체기간을 분할하는 것이 타당함을 입증하고 있다.

구조변화 전과 후의 회귀방정식 추정결과는 각각 식 (3.2), (3.3)과 같다. 특정 시점에서 추정 회귀방정식의 구조변화 여부를 검정했다면 구조변화가 회귀방정식의 어느 변수에 의해 발생했는지, 또 기간을 분할한 후 회귀계수가 안정성을 회복했는지 반복계수추정값(recursive coefficient estimates)을 통해 살펴보기로 한다. 전체 표본기간 중 첫 일부 기간에 대해 방정식을 추정한 다음 한 기간씩 단계적으로 자료를 추가하여 반복추정하며, 특정 계수값의 추이를 95% 신뢰구간과 함께 그래프로 파악한다. 추정 회귀방정식에 자료가 추가됨에 따라 특정 계수에 뚜렷한 변동이나 어떤 패턴이 감지된다면 이는 회귀계수의 불안정성을 암시한다고 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 CI_t &= 0.001 - 0.003KP_t + 0.123UI_t - 0.023F_t \\
 &\quad (-1.205) \quad (-0.419) \quad (1.068) \quad (-3.748) \\
 R^2 &= 0.689, \quad DW = 2.162. \tag{3.2}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 CI_t &= 0.003 + 0.018KP_t + 0.139UI_t - 0.009F_t \\
 &\quad (0.953) \quad (3.126) \quad (1.336) \quad (-1.067) \\
 R^2 &= 0.608, \quad DW = 2.092. \tag{3.3}
 \end{aligned}$$

그림 3.3은 전체기간의 추정방정식인 식 (3.1)에 포함된 각 독립변수 계수의 반복추정값을 보여준다. 중앙에 위치한 미국의 경기지수를 제외하고 좌측과 우측에 있는 종합주가지수와 금리의 계수값은 1998년

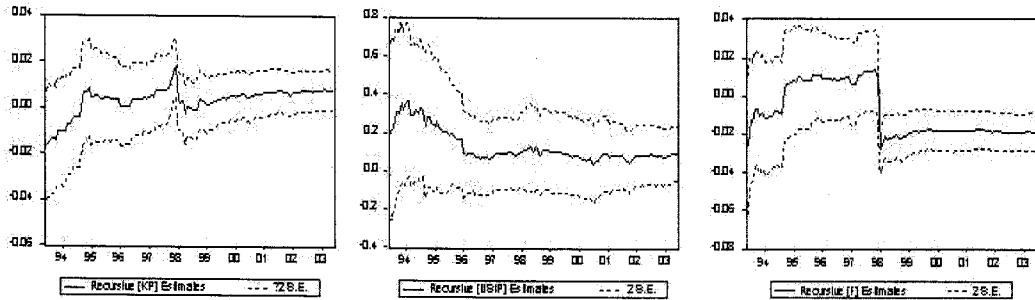


그림 3.3. 전체기간의 반복계수추정값

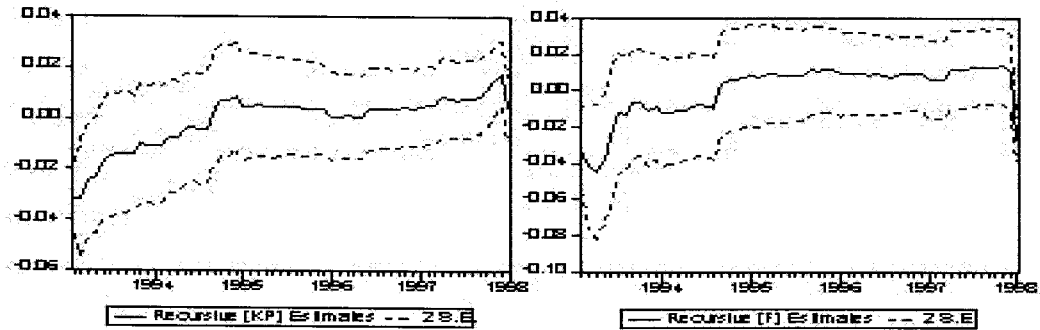


그림 3.4. 전기의 반복계수추정값

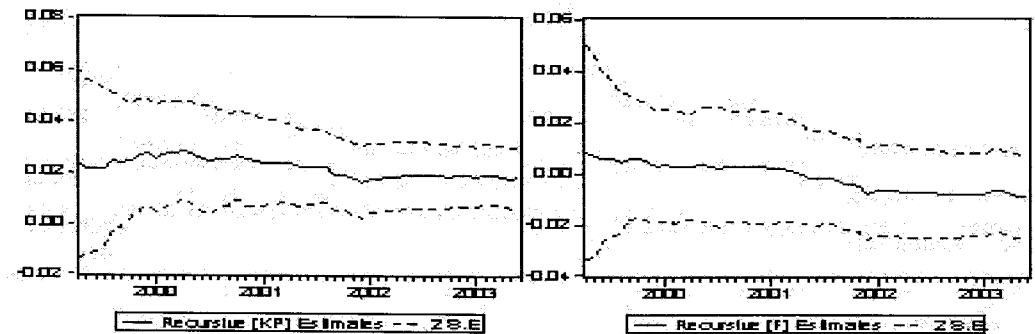


그림 3.5. 후기의 반복계수추정값

초에 급격히 하락하는 것으로 나타나 외환위기 발생 직후 구조변화가 발생했음을 식별할 수 있다. 구조변화 시점을 기준으로 전체기간을 분할한 후 추정된 식 (3.2)와 (3.3)의 변수들 중 구조변화가 발생한 종합주가지수와 금리의 반복계수추정값은 각각 그림 3.4 및 그림 3.5와 같다. 모든 계수값들이 뚜렷한 경향을 보이지 않아 각 기간별로는 계수값들이 안정성을 유지하고 있는 것으로 나타난다.

식 (3.2)를 보면 금리만이 1% 유의수준에서 국내경기의 상승을 저해할 뿐 종합주가지수와 미국 산업생산지수는 설명력이 없는 것으로 나타났다. 반면 구조변화 이후의 기간에 대한 회귀식에서는 주가만이

표 4.1. 자료검정 1

변수	P		시차	A	
	II	III		II	III
CI	-0.231	-1.953	0	-0.404	-1.077
Δ CI	-4.253***	-4.237***	0	-4.259***	-4.244***
KP	-0.062	-2.268	1	-0.071	-2.268
Δ KP	-7.943***	-7.911***	1	-7.101***	-7.073***
UI	4.211***	-2.744*	3	1.869*	-1.731
Δ UI	-8.275***	-9.910***	3	-2.626**	-3.116**
F	-1.418	-1.135	1	-1.252	-1.171
Δ F	-9.301***	-9.357***	1	-8.065***	-8.186***

표 4.2. 위수검정 1

위수	1%임계값	5%임계값	LR통계량	특성근
$r = 0$	45.58	39.89	84.309***	0.318
$r \leq 1$	29.75	24.31	32.184***	0.183
$r \leq 2$	16.31	12.53	4.734	0.034
$r \leq 3$	6.51	3.80	0.094	0.001

1% 유의수준에서 국내경기의 상승에 기여하고 있음을 나타내고 있다. 즉 구조변화 이전에는 금리만이 그리고 구조변화 이후에는 종합주가지수만이 국내경기의 변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 변수들간 관계가 같은 기간으로 제한된 정태적 분석결과로 동태적 분석과는 다를 수 있다.

4. 방정식체계 분석

변수들간 장단기 동적 연계관계를 분석하기 위해 벡터자기회귀모형을 설정하여 추정하기로 한다. 먼저 시계열자료의 정상성 여부를 확인하기 위해 각 수준변수와 차분변수에 대해 Phillips-Perron(P)과 Augmented Dickey-Fuller(A) 단위근검정을 실시한 결과는 표 4.1과 같다. 시계열의 성격에 따라 상수항과 추세항이 없는 모형(I)을 기본형으로 상수항만 포함되는 경우(II), 상수항과 추세항이 모두 포함되는 경우(III)의 세 가지 모형이 사용될 수 있으나 결과가 유사하므로 뒤의 두 모형의 결과만 제시한다. A검정회귀식에 포함된 시차의 길이는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SC(Schwarz Information Criteria) 기준에 의해 최소값을 갖는 시차를 적정 시차로 결정하며, 본 연구에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%, 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다.

표 4.1의 검정결과를 보면 대부분의 수준변수들은 정상성을 보이지 못하지만 차분할 경우 미국 산업생산지수만 5%, 나머지 변수들은 1% 유의수준에서 정상성을 회복하는 것으로 나타나 모든 변수들을 1차 적분변수로 간주한다. 따라서 위수검정과 정규상관계수를 사용하여 최우추정법을 적용하는 Johansen 공적분검정을 실시한다. Johansen 공적분검정법은 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 우도비검정을 통해 존재하는 공적분관계의 수를 식별하는 장점이 있다. 공적분위수의 수는 변수들 사이 장기적 인과관계를 나타내는 공적분회귀식의 수와 동일하고, 일반적으로 n 개의 비정상적 변수가 있을 때 r 개의 공적분회귀식이 존재하면 $n - r$ 개의 공통확률추세가 있다고 할 수 있다. 공적분 검정결과는 표 4.2와 같으며, 공적분위수는 2인 것으로 밝혀졌다.

공적분관계가 두 개 존재하므로 전체 표본기간에 대한 벡터오차수정모형은 표 4.3과 같이 추정되며, 적

표 4.3. 벡터오차수정모형

	ΔCI_t	ΔKP_t	ΔUI_t	ΔF_t
α_1	-0.008 (-1.906)	0.263 (3.611)	-0.018 (-4.150)	-0.022 (-0.316)
α_2	-0.001 (-0.262)	-0.001 (-0.068)	0.008 (7.081)	-0.050 (-2.929)
ΔCI_{t-1}	0.679 (3.849)	3.517 (3.149)	0.041 (0.640)	-0.181 (-0.174)
ΔKP_{t-1}	0.003 (0.593)	0.435 (5.146)	0.003 (0.539)	-0.080 (-1.016)
ΔUI_{t-1}	0.008 (0.091)	-1.149 (-0.786)	-0.004 (-0.042)	4.198 (3.077)
ΔF_{t-1}	-0.018 (-3.470)	0.252 (2.716)	-0.002 (-0.294)	0.192 (2.219)

표 4.4. 설명력 추이 1

기간	표준오차	CI	KP	UI	F
1	0.004	94.387	4.855	0.531	0.228
4	0.017	76.862	17.184	0.139	5.814
7	0.300	70.499	23.398	0.056	6.047
10	0.041	67.455	26.625	0.048	5.872

정 시차는 역시 AIC와 SC에 의해 1로 선택되었다. 추정결과를 보면 금리는 1% 유의수준에서 국내경기에 음의 영향을 미치며, 주가에는 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 주가는 금리에 음의 영향을 미치는 것으로 밝혀져 주가와 금리 사이에는 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 보인다. 국내경기는 1% 유의수준에서 국내주가에 양의 영향을 미치는 반면 주가는 국내경기에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되어 주가의 경기 선형성에 위배되는 것으로 나타났다. 또한 미국의 경기도 국내경기에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정된다. 국내경기모형의 두 오차수정계수는 단기적 불균형이 제거되는 바른 부호를 갖지만 장기균형으로 회복되는 속도는 매우 느리다는 것을 보여준다.

오차수정모형은 인과관계의 방향에 대한 설명은 해주지만 시간이 경과함에 따른 변수들간 관계에 대한 정보는 제공하지 못한다. 시간이 지남에 따라 국내경기에 대한 각 변수들의 설명력이 어떻게 변화하는지 분산분해를 통해 분석해 보기로 한다. 즉 예측오차의 분산을 벡터자기회귀시스템에 속하는 각 변수들의 충격의 기여도에 비례하여 분해함으로써 각 변수들의 상대적 중요도를 판별하는 것이다. 변수 배열은 외생성을 고려하여 미국 산업생산지수, 종합주가지수, 금리, 경기동행지수 순이며, 배열을 달리하여도 별다른 질적 차이는 발생하지 않았다. 표 4.4에 의하면 금리와 주가지수의 설명력이 지속적으로 상승하고 있으나 주가지수의 설명력이 금리의 5배에 이르고 있음을 알 수 있다. 반면 미국경기의 영향력은 미미하며, 그나마 계속 하락하는 것으로 나타난다.

인과관계의 결과와 분산분해의 동적 결과는 그 성격이 다르게 나타난다. 자료의 구조변화가 이러한 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있으므로 앞서 분할한 두 기간에 대해 같은 분석방법을 각각 적용시켜 보기로 한다. 표 4.5는 구조변화 전과 후의 각 기간에 대한 자료의 정상성 검정결과이다. 세 검정모형의 결과가 유사하므로 상수항과 추세가 없는 경우, 또 상수항만 포함되는 경우에 한해 P검정결과만 제시하기로 한다.

표 4.5 역시 대부분의 수준변수에는 단위근이 존재하지만 1차 차분변수에는 단위근이 존재하지 않는 것

표 4.5. 자료검정 2

변수	전		후	
	I	II	I	II
CI	-0.824	-0.663	0.880	-1.903
ΔCI	-2.758***	-2.794*	-3.419***	-3.495**
KP	-0.558	-0.707	0.583	-2.185
ΔKP	-6.272***	-6.257***	-5.497***	-5.531***
UI	9.366***	1.270	0.641	-1.863
ΔUI	-5.474***	-9.973***	-5.846***	-5.889***
F	-0.155	-2.352	-2.427**	-2.823**
ΔF	-6.799***	-6.748***	-6.185***	-6.549***

표 4.6. 위수검정 2

위수	1% 임계값	5% 임계값	LR통계량		특성근	
			전	후	전	후
$r = 0$	54.46	47.21	37.622	90.319***	0.258	0.511
$r \leq 1$	35.65	29.68	15.509	47.377***	0.107	0.355
$r \leq 2$	20.04	15.41	7.103	21.096***	0.090	0.242
$r \leq 3$	6.65	3.76	0.141	4.447**	0.002	0.071

표 4.7. 차분벡터자기회귀모형

	ΔCI_t	ΔKP_t	ΔUI_t	ΔF_t
ΔCI_{t-1}	0.796 (4.641)	0.884 (0.768)	0.011 (0.157)	0.511 (0.405)
ΔKP_{t-1}	0.003 (0.310)	0.431 (3.091)	0.001 (0.085)	-0.390 (-2.556)
ΔUI_{t-1}	-0.112 (-0.972)	-2.650 (-1.361)	-0.165 (-1.388)	2.093 (0.981)
ΔF_{t-1}	-0.022 (-2.947)	0.298 (2.426)	0.003 (0.343)	0.026 (0.195)
상수항	0.001 (0.312)	0.008 (0.701)	0.005 (7.039)	-0.009 (-0.700)

으로 나타나 모두 1차 적분된 변수들로 간주한다. 표 4.6은 구조변화 이전의 경우 5% 유의수준에서 $H_0 : r = 0$ 이 기각되지 못하므로 공적분관계가 존재하지 않는 반면 구조변화 이후에는 $H_0 : r \leq 3$ 을 기각하므로 네 개의 공적분관계가 존재함을 보여준다.

구조변화 이전 기간은 변수들간 공적분관계가 성립되지 않으므로 차분벡터자기회귀모형을 추정하며, 적정 시차는 AIC와 SC기준에 의해 1로 선택되었다. 표 4.7의 추정결과를 보면 금리만이 1% 유의수준에서 국내경기에 음의 영향을 미치고, 주가와 금리간에는 또 다시 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타난다. 주가와 국내경기간에는 통계적으로 유의한 관계가 존재하지 않고, 미국경기는 어느 국내변수에도 영향을 미치지 않는 등 예상과는 다르며, 변수들 사이의 연계관계도 단순한 것으로 밝혀졌다.

표 4.8은 국내경기가 대부분 자체의 내재적 변동에 의해 설명되며, 금리와 종합주가지수는 10% 내외의 설명력을 갖지만 변수들의 설명력은 초기에 급변한 이후 거의 정체상태에 있음을 보여준다. 국내경기에 대한 미국경기의 설명력은 1% 정도에 불과해 다른 변수들에 비해 중요도가 떨어지는 것으로 추정되었다.

표 4.8. 설명력 추이 2

기간	표준오차	CI	KP	UI	F
1	0.004	97.459	0.840	1.302	0.399
4	0.006	80.855	7.401	0.943	10.801
7	0.007	79.165	9.218	1.120	10.498
10	0.007	78.823	9.579	1.151	10.447

표 4.9. 수준벡터자기회귀모형

	CI _t	KP _t	UI _t	F _t
CI _{t-1}	0.694 (3.899)	-1.735 (-0.833)	-0.038 (-0.840)	-0.600 (-0.937)
KP _{t-1}	0.020 (3.239)	1.019 (3.941)	0.013 (1.625)	0.115 (2.948)
UI _{t-1}	0.186 (2.229)	0.498 (0.503)	0.932 (3.541)	0.415 (0.630)
F _{t-1}	-0.010 (-3.125)	-0.112 (-1.893)	0.007 (1.416)	0.915 (4.865)
상수항	0.423 (1.606)	5.783 (2.597)	0.399 (2.248)	0.218 (0.145)

표 4.10. 설명력 추이 3

기간	표준오차	CI	KP	UI	F
1	0.004	100.000	0.000	0.000	0.000
2	0.006	91.375	5.717	1.449	1.460
3	0.008	77.482	15.357	3.496	3.665
4	0.009	63.905	25.216	5.185	5.694
5	0.010	52.811	33.654	6.271	7.264
6	0.012	44.352	40.389	6.842	8.416
8	0.014	33.372	49.672	7.037	9.919
10	0.016	27.295	55.122	6.666	10.917
12	0.017	23.918	58.148	6.179	11.756

구조변화 이후는 표 4.6의 결과에 의해 변수의 수 만큼 공적분벡터가 존재하는 full rank에 해당되므로 수준벡터자기회귀모형을 사용하여 변수들간 연계관계를 검정한다. 적정 시차는 AIC와 SC에 의해 1로 결정되며, 결과는 표 4.9와 같다. 주가와 금리간에는 일관되게 양방향 인과관계가 성립되지만 구조변화 전과는 달리 금리는 주가에 음 그리고 주가는 금리에 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 국내경기는 유의수준 1%에서 국내주가와 미국경기에 의해 양의 영향을, 또 금리에 의해 음의 영향을 받는 것으로 추정되었다. 따라서 검정결과는 주가가 경기에 선행하며, 국내경기는 미국경기를 따라 동반 이동해 가는 사실을 보여준다.

구조변화 이후 국내경기의 예측오차 분산분해 결과는 표 4.10과 같다. 처음에는 예측오차가 자체의 내재적 변동에 의해서만 설명되고 있으나 다음 기간부터 급감하기 시작하는 반면 다른 변수들의 설명력은 꾸준히 상승하는 것으로 추정된다. 기간 6부터 경기 자체의 설명력은 절반 아래로 떨어지고 주가지수의 설명력이 거의 같은 수준으로 급등했으며, 다음 기간부터는 상대적 중요도가 역전되기 시작한다. 장기적으로 자체 설명력은 24% 정도로 주가지수 설명력 58%에 크게 못미치며, 미국경기와 금리의 설명

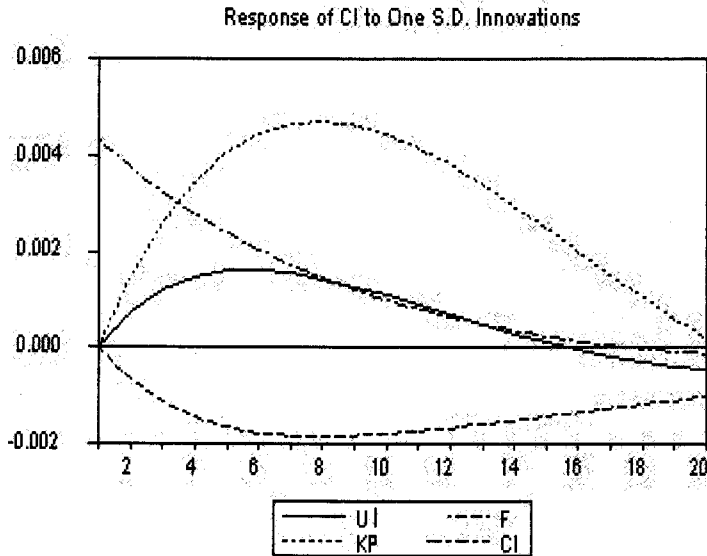


그림 4.1. 국내경기의 기간별 반응

력은 꾸준히 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 표 4.9의 검정결과를 뒷받침한다. 기간 10 이후 국내경기의 변동에 대한 주가지수와 미국경기의 설명력은 구조변화 이전과 비교해 각각 6배씩 큰 것으로 추정된다. 따라서 외환위기 이후 변수들간 연계관계가 강화되면서 주가와 미국경기의 국내경기 선행성이 두드러지게 나타난다.

이번에는 국내경기에 대한 다른 변수들의 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는가를 파악하기 위해 앞과 동일한 변수 배열하에 충격반응함수를 적용해 보기로 한다. 충격반응분석에서는 한 변수가 한 표준편차만큼 변할 때 다른 변수가 시간의 흐름에 따라 어떤 반응을 보이는지를 파악할 수 있다. 따라서 주가지수, 금리 그리고 미국경기가 국내경기에 예측력을 갖는다면 이들의 변화에 대해 국내경기가 장기적으로 어떤 반응을 보이는지 기간별로 도출해 보고자 하며, 결과는 그림 4.1과 같다. 충격반응분석의 효율성과 예측력에 대해서는 Mahmoud (1984), McNees (1986), 또 Runkle (1987)에 의해 이미 논의된 바 있다. 주가지수에 한 표준편차의 충격이 가해졌을 때 경기지수의 동적 과급효과는 점점 증가하여 기간 7에 가장 큰 반응을 보인 이후 증가세가 감소해 간다. 미국경기에 대한 반응은 크기만 작을 뿐 비슷한 양상을 보이지만 영향이 지속되는 기간은 주가지수에 비해 상대적으로 짧다. 한편 경기지수는 금리 충격에 음의 방향으로 반응하여 표 4.9와 일치하는 결과를 보여주며, 감소세는 오래 지속되는 것으로 나타난다.

5. 결론

본 연구에서는 국내경기에 선행성이 있는 것으로 알려진 국내주가와 국내경제 전반에 걸쳐 영향을 미치는 금리와외의 연계체계 내에서 한미간 경기동향의 선행성 여부를 통계적으로 검정해 보았다. 국내경기의 변동을 설명하는 여러 가지 모형을 추정하고 검정한 결과 외환위기 이후 주가의 경기 선행성과 미국경기의 국내경기 선행성 등이 선명히 입증되며, 이때의 벡터자기회귀모형이 가장 현실적 추정결과를 주는 것으로 밝혀졌다. 국내주가, 금리, 미국경기 등 고려되는 모든 변수들이 국내경기에 영향을 미치는 반면

국내변수는 미국경기에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

국내경기에 대한 분산분해 결과 금리, 주가, 미국경기의 영향력이 시간이 갈수록 상승하는 것으로 추정되어 모형의 타당성을 뒷받침한다. 충격반응분석은 국내경기가 주가, 금리, 또 미국경기의 변화에 보인 반응이 오래 지속되며, 특히 주가의 변화에 가장 크게 반응함을 보여준다. 분석결과는 외환위기 이후 국내외 시장간 정보이동이 신속해지고 시장변수들간 연계관계가 강화되어 국내경제의 대미의존도가 높아지면서 국내경기가 미국경기의 변화에 민감하게 반응하는 현실을 잘 반영하고 있다.

참고문헌

- 백응기 (1998). 금융 부문의 불확실성이 경기변동에 미치는 영향, <경제분석>, 4, 1-52.
- 양준모 (1999). 우리나라 경기변동의 양태에 관한 연구, <경제학 연구>, 47, 3-23.
- 양준모 (2001). 경기실사지수(BSI)의 활용성 제고방안, <한국은행 금융경제연구>, 115.
- 시호준 (1993). 채권수익률은 경기변동에 선행하는가, <증권학회지>, 15, 507-528.
- 통계청 (2008). 최근 경기순환기의 기준순환일 설정, <보도참고자료>.
- 한국은행 (2004). 우리나라 경기순환의 국면 식별, <한국은행 조사통계월보>, 31-53.
- 한국은행 (2007). 최근 경기순환의 특성 변화를 반영한 경기분석모형의 개선, <한국은행 조사연구>, 2007-2026.
- Bowden, R. J. and Martin, V. L. (1995). International business cycle and financial integration, *Review of Economics and Statistics*, 77, 305-320.
- King, R. G. and Watson, M. W. (1996). Money, price, interest rates and the business cycle, *Review of Economics and Statistics*, 78, 35-53.
- Mahmoud, E. (1984). Accuracy in forecasting: A survey, *Journal of Forecasting*, 3, 139-159.
- McNees, S. (1986). Forecasting accuracy of alternative techniques: A comparison of U.S. macroeconomic forecasts, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 5-15.
- Runkle, D. E. (1987). Vector autoregression and reality, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 437-454.

Causal Analysis between the Korean and the U.S. Monthly Business Conditions

Tae Ho Kim¹

¹Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received August 2008; accepted September 2008)

Abstract

This study attempts to perform the statistical test for the causality between the Korean and the U.S. business conditions in association with the lead-lag relationship between the domestic stock price and the business condition. Their causal relationships are clearly identified after the outbreak of the IMF financial crisis. The vector autoregression for the corresponding period appears to reflect the strong interrelationships between the market variables and the dependency of the domestic business conditions on the U.S. market. The estimation results validate the leading effect of the stock price and the U.S. business behavior.

Keywords: Difference vector autoregression, vector error correction, level vector autoregression.

This work was supported by the research grant of the Chungbuk National University in 2008.

¹Professor, Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr