

동조화 현상의 견인차 가설 검정과 분석

김태호¹

¹충북대학교 정보통계학과

(2010년 11월 접수, 2011년 2월 채택)

요약

국가 간 경기 동조화 현상은 한 나라의 경기변동이 긴 시차를 두지 않고 관련국의 경기와 금융시장의 변동으로 직결되면서 동반 이동이 어떤 형태를 보이는지에 대한 통계적 분석의 필요성이 증대하고 있다. 본 연구에서는 동조화 현상과 파급효과에 대한 견인차 가설에 입각해 규모가 큰 경제가 작은 규모 국가의 변동을 유발하는지의 여부와 성향을 파악하고자 한·미 양국의 현재와 미래의 경기동향 및 주식시장 간 장기적 역학관계와 구조적 성향에 대해 통계적으로 검정해 보았다. 국내 주식시장에는 국내 경기동향이나 미국의 현 경기여건보다는 미국의 미래 경기전망이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요용어: 견인차 가설, 경기실사지수, 경기 동조화.

1. 서론

경기의 부침에 따른 세계 경기의 동반 이동은 경기변동의 동조화 현상이 어떤 형태로 나타나는지 통계적 분석의 중요성을 증폭시키고 있다. 국가 간 경기 동조화는 정보통신과 미디어의 발달에 따라 다양한 정보들이 시공을 초월하여 전달되기 때문이며, 원자재, 소비재, 자본재 등의 국제 이동이 활발해짐에 따라 한 나라의 위기상황이 긴 시차를 두지 않고 관련국의 위기로 직결된다. 노상운 (2010)은 세계 경제의 동조화 현상을 실증적으로 입증하기 위한 하나의 시도로 우리나라를 비롯해 미국, 일본, 독일 주가 간 인과성 검정을 실시한 결과 동조화 현상이 뚜렷이 관찰되었다.

세계화가 진척되면서 다양한 차원에서 각국이 더욱 상호의존적이 되고 있어서 미국의 경제가 침체하면 유럽의 경제도 하강하며 우리나라도 경기침체 양상을 보여 전세계 경기가 동반 하락하게 된다. Bowden과 Martin (1995)은 선진국 간 경기변동이 관계를 가지고 변하고 있으며, 이러한 국제적 경제활동의 연관성은 변동환율제 하에서 더 강해졌다고 분석했다. 김창수 (2002)는 한국과 가장 교역관계가 높은 11개국을 표본으로 경기변동의 동조화 현상 및 자본시장에 대한 분석을 실시한 결과 경기가 함께 변동하는 추세를 보이는 것으로 나타났다. 동조화 현상과 파급효과에 대한 대표적 가설 중 견인차 가설(locomotive hypothesis)은 미국, 일본 등과 같은 큰 경제가 작은 국가들의 경기변동을 초래한다는 것으로 큰 국가와 작은 국가들 사이에 재화, 용역, 자본의 국제거래 때문에 일어난다. 반면 경제규모가 큰 국가와 교역관계가 긴밀하지 않으면 작은 국가의 경기변동에 영향을 주지 않는다는 것으로 이는 국내 경기의 충격이 큰 나라로부터의 충격보다 클 수 있기 때문이다. 이현훈과 허현승 (2001)은 한국 경제는 미국과 일본 경제의 영향을 받아 왔으며, 변동환율제로 전환한 후 미국의 영향을 더 크게 받는 것으로 분석하였다.

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

자본의 이동이 확대되고 국내외 금융시장이 밀접한 관계를 갖게 되면서 경기 동조화 현상은 주식시장의 변동에도 직접적인 영향을 미치게 되었다. 일반적으로 경기가 활황을 보이면 경제규모가 확대되고 기업의 생산활동이 활발해지므로 기업의 수익이 증가하고 주가는 상승하게 된다. 경기가 불황이면 기업의 생산활동이 위축되어 기업의 수익이 감소하고 주가는 하락하게 되며, 이는 가계 소비지출과 기업의 투자지출을 감소시켜 경기는 후퇴하게 된다. 본 연구에서는 한·미 양국의 현재와 미래의 경기동향, 국내 주식시장 간 역학관계를 파악하고 경제환경이 급변하는 경우 어떠한 구조적 차이점이 존재하는지 통계적으로 검증해 보기로 한다.

2. 시장변수의 선정

증권시장은 단기시장으로 구분되므로 추정의 단위기간이 짧은 일간자료가 투자자들에게는 더 의미가 있을 것이다. 그러나 경기변동에 따른 증권시장 장단기 변동의 전반적 구조를 포괄적으로 파악하기 위해서는 경제·경영 여건의 변화에 따라 주가의 움직임이 모두 포함되기에 충분한 시간인 월간자료로 분석하는 것이 더 타당할 것으로 사료된다. 경기변동과 증권시장의 파동이 가장 크고 오래 지속된 기간은 최근의 금융위기보다는 외환위기 때이며, 금융위기 기간 이후는 아직 관측값이 충분하지 않고 완전히 끝났다고 하기에는 논란이 있으므로 국내 증권시장을 개방한 1992년 1월부터 외환위기를 포함한 15년간의 월간자료를 사용하여 분석한다.

현재의 경기동향을 나타내는 지표로 통계청의 경기동행지수 순환변동치를 사용하며, 경기동행지수에 포함된 계절, 불규칙, 추세요인을 제거한 경기순환요인만을 고려한 지표로 현 경기상태의 판단에 이용된다. 기업의 경기동향을 파악하는 기초적 자료로 기업경기실사지수(BSI)는 미래의 경기를 예측할 수 있는 중요한 변수이며, 전통적인 경제통계로는 포착할 수 없는 기업의 평가와 전망을 계량화 할 수 있어 여러 나라에서 이용된다. 특히 변수로 설명할 수 없는 심리적 요소가 주가에 영향을 미칠 수 있다는 관점에서 유용하게 쓰이며, 현재 경기상황 파악과 미래 경기예측에 대한 내용이 함께 함축되어 선행종합지수보다 우월한 경기예측력을 가진 지표로 간주된다 (김종욱, 2000; 장병기와 최종일, 2001). 기업경기실사지수는 전경련의 종합경기 계절조정 BSI로 전망치를 사용한다.

French와 Roll (1986)은 소비자물가지수, 통화공급량, 기업수익, 국민총생산 등과 같은 거시경제 및 재무 요인 등의 정보가 개인 및 기관 투자자들의 기대에 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 이들 중 앞의 두 요인은 물가변수에, 뒤의 두 요인은 경기변수에 해당된다. 물가 상승은 단기적으로 주가를 상승시키지만 중장기적으로는 주가를 하락시키며, 이는 통화량과의 관계로 해석할 수 있다. 물가 상승은 통화 팽창을 유발하여 일시적 경기 활성화, 소비 진작의 효과를 내면서 주가를 상승시키지만 장기적으로는 실질소득과 소비의 감소로 이어져 기업의 매출이 저하되고 주가를 하락시키게 된다. Thorbecke (1997)는 확장적 통화정책이 주가 상승의 요인임을 발견하였다. 주식평가모형에 의하면 다른 요인들이 일정하고 물가가 상승하면 투자주체들은 구매력 상실을 보상받기 위해 더 높은 주식수익률을 요구하게 되고 위험조정할인들이 증가하여 주가의 하락을 유발하게 된다. 따라서 물가는 주가와 양과 음의 관계를 함께 갖는다. 연구기간 동안 원자재 가격과 유가의 상승과 하락, 그리고 세계 경제의 호황과 침체로 인플레이션과 디플레이션 압력이 번갈아 반복되었으므로 물가의 영향을 고려하기로 한다. 최경욱과 형남원 (2010)은 물가 등 가격변수의 변동성이 증가했을 때 국내 경기에 어떤 영향을 주고받았는지 상호효과를 분석했으며, 특히 가격 상승과 경제성장률 즉 경기변동 간의 관계에 대한 가설을 검증하였다.

국내 증권시장은 1992년 1월 20%가 개방된 이후 1997년 5월에 23%, 11월에 26%, 12월에 50%로 확대되다가 1998년 5월 100% 완전개방이 이루어져 외환위기가 발생하면서 개방이 급속히 진척되었다. 외환위기 이후 한·미 주가 동조화 현상이 심화되었고 미국 주가변동이 국내 주가에 미치는 영향력이 증대

표 2.1. 사용변수

		선정변수	출처
대내적 요인	경기	종합주가지수(K_1)	한국증권거래소
		경기동행지수(K_2 , 2000 = 100) 기업경기실사지수(K_3)	통계청 전경련
	물가	소비자물가지수(K_4 , 2000 = 100)	통계청
대외적 요인	미국 경기	경기선행지수(U_1)	OECD
		산업생산지수(U_2 , 2000 = 100)	Federal Reserve Board

표 2.2. 미국의 주가와 경기지표 간 상관관계

	다우존스지수	나스닥지수
경기선행지수(U_1)	0.930	0.807
산업생산지수(U_2)	0.965	0.797

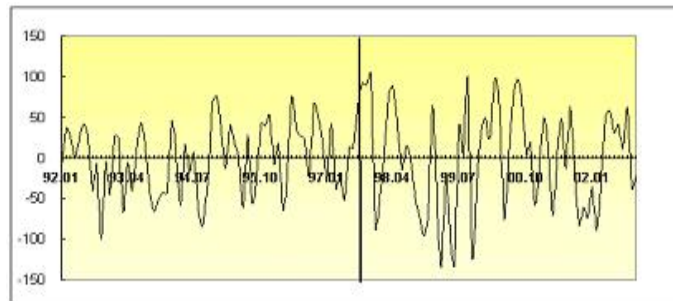


그림 3.1. 변동폭 추이(자료: 한국증권거래소)

되었다 (박진우, 2002; 모수원과 김창범, 2003). 증권시장의 완전개방으로 외국인의 참여가 본격화되면서 이들의 움직임을 예측하는 것이 투자 판단에 중요한 변수가 되었고, 지표로 보면 국내 주가는 국내 경제나 증시 여건보다 미국의 경기동향에 의해 변동하며 미국의 주가를 따라 동반 이동해가는 경향이 있다 (한원중, 2002). 미국 주가의 일일변동이 국내 일주가에 영향을 미치지 않지만 월간변동을 분석하는 경우 미국 증권시장이 자국 경제지표의 변화에 영향을 받는다는 점에서 착안하여 본 연구는 선행연구들과는 달리 향후 미국 경기 흐름을 나타내는 경기선행지수와 현재의 경기 상황을 대변하는 산업생산지수를 국내 주가변동을 유발하는 변수로 선정한다. 미국 경기선행지수는 OECD 발표자료를 통계청 국제통계에서 발췌한다. 본 연구에 사용될 변수들은 표 2.1과 같이 요약된다. 미국 지수 선정의 타당성을 확인하기 위해 연구기간 동안 미국의 두 주가와 경기지표 간 상관관계를 분석한 결과는 표 2.2와 같다. 다우존스 및 나스닥지수와 미국 경기선행지수와 상관계수는 유의수준 1%에서 각각 0.93과 0.81 또 산업생산지수와는 0.97과 0.80으로 나타나 경기선행지수와 산업생산지수를 증권시장의 대용변수로 사용하는 것이 타당함을 입증해준다.

3. 상관분석

주식시장 완전개방 때보다는 외환위기 발생 당시 주가변동이 가장 컸으며 따라서 1997년 12월을 기준으로 기간을 전기와 후기로 구분하여 종합주가지수의 변동폭을 비교하면 그림 3.1과 같다. 두 기간 모두 변동폭이 등락을 반복하지만 전기에는 평균 38포인트 정도였으나 후기에는 평균 52포인트로 변동폭이

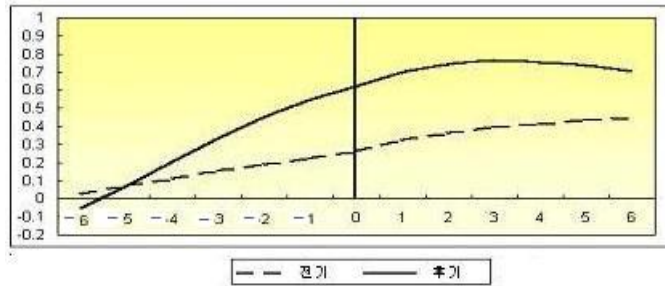


그림 3.2. 교차상관(경기동행지수)

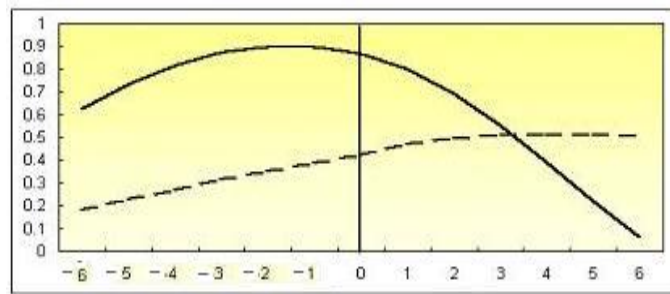


그림 3.3. 교차상관(경기실사지수)

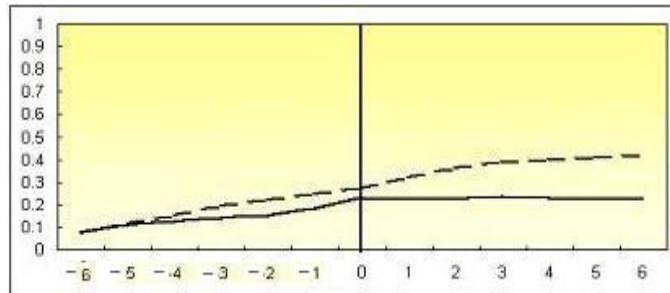


그림 3.4. 교차상관(소비자물가지수)

확대된 것으로 나타났다. 두 기간 국내 주가와 관련 거시변수들 간 시차별 교차상관분석을 실시하고 상관 강도 및 선행성 관계를 파악하여 기간에 따른 특징이 존재하는지 진단해본다. 먼저 종합주가지수와 국내 거시변수들 간 교차상관관계는 그림 3.2~그림 3.4와 같다. 그림에서 수평축은 시차 i , 수직축은 상관관계수의 값을 나타내며, 교차상관관계는 기간 t 의 변수 X_1 값과 기간 $t+i$ 의 변수 X_2 의 값 사이의 결합도를 의미한다. 교차상관계수가 시차 0에서의 값이 가장 크면 두 변수는 동행, 음의 시차에서의 값이 더 크면 X_2 는 X_1 에 선행, 양의 시차에서의 값이 더 크면 X_2 는 X_1 에 후행하는 것으로 해석된다.

국내 주가에 대한 경기동행지수 순환변동치의 시차별 교차상관 관계는 그림 3.2와 같다. 후기의 상관강도가 전기에 비해 두 배 이상 증대되었으며, 3개월 후의 경기동행지수와 현 종합주가지수가 가장 큰 상관관계를 보인 후 6개월 이후까지 양의 상관관계를 보여 주가가 미래의 경기동행지수에 영향을 미칠 가능성이 크다. 전기에도 상관정도가 상대적으로 약할 뿐 후기와 비슷한 형태를 보여 주가가 경기에 선행

표 3.1. 종합주가지수 (기간 t)와 미국 경기지표 (기간 $t - i$) 간 시차별 교차상관

시차(i)	전기		후기	
	U_1	U_2	U_1	U_2
0	0.142	0.162	0.741	0.524
1	0.125	0.140	0.667	0.436
2	0.105	0.121	0.587	0.364
3	0.078	0.095	0.508	0.302
4	0.049	0.066	0.428	0.242
5	0.026	0.035	0.304	0.175
6	0.002	0.000	0.241	0.099

한다는 일반적 이론을 뒷받침한다. 국내 주가에 대한 경기실사지수의 시차별 상관관계는 그림 3.3과 같이 모두 양의 관계를 보이며 전기보다 후기에 상관강도가 두 배 이상 증가했음을 보인다. 2개월 전 경기 전망과 현재 주가의 상관도가 가장 크게 나타나 종합주가지수가 경기실사지수에 약 2개월의 시차를 두고 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 국내 주가에 대한 물가의 교차상관관계는 그림 3.4와 같이 전후기 모두 비슷한 형태의 약한 양의 상관관계를 보이지만 후기가 상대적으로 더 약한 것으로 나타난다.

한편 종합주가지수와 미국의 경기선행지수 및 산업생산지수와의 전후기 시차별 교차상관관계는 표 3.1과 같이 제시된다. 국내 주가와 미국 경기지표 간 상관관계는 예상대로 양의 관계로 나타나며, 전기에는 현재·과거의 미국 경기지표와 현 국내 주가 간 상관관계 값이 대체로 0.3보다 낮은 수준인 것으로 나타났다. 반면 후기 종합주가지수와 미국 경기선행지수 및 산업생산지수와의 상관계수는 각각 0.74와 0.52로 전기와 비교해 각각 5배, 3배 이상 높아졌다. 미국 경기의 영향은 당기에 그치는 것이 아니라 3~5개월의 시차를 가지고 지속되며, 경기선행지수가 산업생산지수보다 영향력이 더 우세한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외환위기가 발생한 후 외국 자본의 유입이 가속화되면서 미국의 경기지표와 국내 증권시장 간 연계성이 강화되었음을 뜻한다.

4. 자료 검정과 추정

상관분석의 결과를 확인하고 변수들 간 장단기 동적 관계를 구체적으로 파악하기 위해 방정식체계를 설정하여 통계적 검정을 실시하기로 한다. 자료의 안정성 진단을 위한 전후기 Augmented Dickey-Fuller 검정(A검정)과 Phillips-Perron 검정(P검정)의 결과는 각각 표 4.1 및 표 4.2와 같으며 본 연구에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. A검정에서 검정회귀식에 포함된 시차의 길이는 Akaike와 Schwarz 정보기준에 의해 최소값을 갖는 시차를 적정 시차로 결정하였으며, 상수항과 추세항이 포함된 검정모형을 적용한 결과를 제시하였다. Ng와 Perron (1995)은 시차별 연속 검정 방법이 모형의 왜곡문제가 적고 검정력은 비슷해 정보 근거 규칙보다 우월하다고 주장한 바 있다.

검정 결과 두 기간 모두 수준변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하여 불안정한 시계열로 판명된다. D 로 표시된 차분변수들에 대한 검정에서는 귀무가설이 5%, 1% 유의수준에서 기각되어 모든 변수들이 $I(1)$ 자료임을 알 수 있다. 따라서 Johansen과 Juselius (1990)의 공적분 검정을 실시하며, 적정 시차는 수준변수 벡터자기회귀모형에서 Akaike와 Schwarz 정보기준에 의한 최소 시차에서 1을 빼준 값이 된다. 상관분석은 단기 투자결정에 적절한 반면 공적분에 근거한 전략은 장기투자에 필요하므로 공적분 접근법은 상관분석을 보완한다. 공적분 벡터를 추정하는 여러 방법 중 최우추정법에 의한 Johansen 검정법이 가장 우수한 것으로 알려져 있다 (Gonzalo, 1994). 전기에 대한 공적분 검정결과 는 표 4.3과 같이 공적분 위수가 2 이하라는 귀무가설을 기각하지 못하므로 공적분 위수는 2이며, 공적

표 4.1. A 검정

변수	시차	전기	시차	후기
K_1	1	-0.200	1	-2.324
DK_1		-4.009**		-5.024***
K_2	1	-0.994	4	-3.881
DK_2		-3.379**		-2.129**
K_3	3	-0.293	3	-2.801
DK_3		-3.869**		-2.068**
K_4	2	-2.674	1	-3.036
DK_4		-6.031***		-4.636**
U_1	3	-1.142	1	-2.918
DU_1		-3.989**		-3.270***
U_2	0	-0.725	2	-1.054
DU_2		-10.203***		-2.225**

표 4.2. P 검정

변수	전기	후기
K_1	-0.073	-1.990
DK_1	-5.747***	-5.815***
K_2	-1.515	-1.723
DK_2	-4.839**	-2.889***
K_3	-0.372	-1.699
DK_3	-4.939***	-2.459**
K_4	-2.750	-2.462
DK_4	-5.563***	-4.663***
U_1	-1.403	-2.173
DU_1	-3.824***	-3.445***
U_2	-0.651	-1.112
DU_2	-10.082***	-5.243***

표 4.3. 장기균형 검정 (전기), 적정시차: 1

귀무가설	특성근	LR 통계량	1% 임계치	5% 임계치
$r = 0$	0.6296	147.145***	114.36	104.94
$r \leq 1$	0.3946	78.624**	85.78	77.74
$r \leq 2$	0.2278	43.993	61.24	54.64
$r \leq 3$	0.1905	26.153	40.49	34.55
$r \leq 4$	0.1444	11.575	23.46	18.17
$r \leq 5$	0.0117	0.813	6.40	3.74

분 관계식이 두 개 존재함을 알 수 있다. 공적분 검정에서 Johansen과 Juselius (1990)와 Osterwald-Lenum (1992)의 임계값은 약간 다르다. 표 4.4는 후기에 대한 공적분 검정결과로 공적분 위수가 2 이하라는 귀무가설은 기각하지만 3 이하라는 귀무가설은 기각하지 못해 세 개의 장기균형식이 존재한다.

공적분이 존재하는 자료를 차분하여 벡터자기회귀모형으로 추정할 경우 시계열 본래의 고유한 정보를 상실함과 동시에 모형의 설정오류가 발생할 수 있다는 한계점이 있다. 이러한 문제점을 개선한 모형으로 장기균형관계에 불균형을 나타내는 오차수정항을 포함시켜 단기 동태구조를 파악함으로써 변수들 간 장단기 인과관계를 검정할 수 있는 벡터오차수정모형을 사용한다. Hendry (1986)와 Engler과 Granger

표 4.4. 장기균형 검정 (전기), 적정시차: 2

귀무가설	특성근	LR 통계량	1% 임계치	5% 임계치
$r = 0$	0.6082	175.016***	111.01	102.14
$r \leq 1$	0.4889	109.417***	84.45	76.07
$r \leq 2$	0.3429	62.429***	60.16	53.12
$r \leq 3$	0.1913	33.033	41.07	34.91
$r \leq 4$	0.1781	18.172	24.60	19.96
$r \leq 5$	0.0615	4.441	12.97	9.24

표 4.5. 모형추정(전기), 적정시차: 1

독립변수	종속변수					
	DK_{1t}	DK_{2t}	DK_{3t}	DK_{4t}	DU_{1t}	DU_{2t}
α_1	-0.2921** (-2.3186)	-0.0019 (-0.2212)	0.0170* (1.6967)	-0.0087 (-1.1918)	-0.0404*** (-3.7564)	0.0019 (0.2213)
α_2	0.1367 (0.0910)	-0.0865 (-0.8445)	0.1023 (0.8548)	-0.4185*** (-4.7869)	-0.1841 (-1.4374)	-0.1381 (-1.3417)
DK_{1t-1}	0.2734* (1.9096)	0.0179* (1.8386)	0.0182 (1.5948)	-0.0011 (-0.1288)	0.0305 (1.4989)	-0.0025 (-0.2578)
DK_{2t-1}	1.8925 (0.8688)	0.3214** (2.1619)	0.0004 (0.0023)	-0.0262 (-0.2066)	-0.2014 (-1.0839)	-0.0303 (-0.2029)
DK_{3t-1}	3.0532 (1.3007)	-0.0516 (-0.4212)	0.2689* (1.8791)	-0.1642 (-1.5707)	0.2409 (1.5731)	-0.1861 (-1.5121)
DK_{4t-1}	-1.2188 (-0.7626)	0.0418 (0.3829)	-0.2419* (-1.8989)	0.4018*** (4.3167)	-0.1357 (-0.9956)	0.0955 (0.8716)
DU_{1t-1}	3.5718** (2.4934)	-0.1296 (-1.3256)	0.0369 (0.3227)	-0.2389*** (-2.8641)	0.5510*** (4.5092)	0.2233** (2.2742)
DU_{2t-1}	-1.4659 (-0.8404)	-0.0649 (-0.5459)	-0.2291 (-1.5475)	0.1102 (1.0851)	0.3768*** (2.5307)	-0.3291*** (-2.7525)
c	-0.0088 (-0.4558)	0.0039*** (2.9751)	0.0067*** (4.3548)	0.0044*** (3.9055)	-0.0014 (-0.8528)	0.0039*** (3.0244)

(1987)는 표준 Granger 인과관계 검정식에 의한 추론은 중요한 장기정보를 간과하므로 편의가 존재함을 입증하였다. Darrat (1999)는 Granger 인과관계 검정에서 Hendry (1986)와 Gilbert (1986)의 General-to-Specific 모형화 전략에 의해 검정식 내 각 독립변수의 타당한 시차길이를 결정하였다. 공적분 관계가 성립되는 경우 두 변수간 인과관계를 분석하기 위해서는 오차수정모형 설정을 위한 Granger (1986)정리를 사용하는 접근법이 더 나은 것으로 알려져 있다.

전기의 벡터오차수정모형의 추정결과는 표 4.5와 같으며, c 는 상수, α_1 과 α_2 는 오차수정계수, 그리고 ()안은 t 통계량의 값이다. 오차수정모형의 개별 계수들의 해석과 단기 동학구조의 파악에는 어려움이 존재하며, 이에 따라 오차항의 평가가 시계열 간 동적 관계를 가장 잘 나타낸다(Lütkepohl과 Reimers, 1992; Swanson과 Granger, 1997). 종합주가지수의 오차수정모형을 보면 미국의 경기선행지수가 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치며, 또한 오차수정계수는 매 기간 29%씩 균형오차가 제거되면서 장기균형으로 조정되어 약 3.4개월이면 불균형이 해소되는 것으로 나타난다. 경기동행지수의 오차수정모형을 보면 주가가 유의한 양의 영향을 미쳐 주가가 경기에 선행한다는 사실을 다시 뒷받침한다.

후기의 벡터오차수정모형은 표 4.6과 같이 제시된다. 종합주가지수의 오차수정모형을 보면 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 매 기간 35%씩 균형오차가 제거되면서 장기균형으로 조정되어가 약

표 4.6. 모형추정(후기), 적정시차: 2

독립변수	종속변수					
	DK_{1t}	DK_{2t}	DK_{3t}	DK_{4t}	DU_{1t}	DU_{2t}
α_1	-0.4209 (-0.6130)	-0.1408** (-2.2833)	-0.0338 (-0.4176)	0.0924 (1.4221)	-0.1544** (-2.0971)	0.2546*** (5.1993)
α_2	0.2435 (0.7433)	0.0661** (2.2477)	0.0127 (0.3294)	-0.0420 (-1.3553)	0.0761** (2.1661)	-0.1209*** (-5.1742)
α_3	-0.3512** (-2.4998)	0.0015 (1.2387)	-0.0007 (-0.4732)	-0.0039** (-2.9614)	-0.0022 (-1.4764)	0.0006 (0.5637)
DK_{1t-1}	0.3679*** (2.6853)	0.0003 (0.2132)	0.0043*** (2.6453)	0.0023* (1.7956)	0.0035 (1.4152)	-0.0011 (-1.0817)
DK_{1t-2}	-0.0469 (-0.2866)	0.0014 (0.9832)	0.0039** (2.0082)	0.0019 (1.2384)	-0.0016 (-0.8901)	-0.0008 (-0.7269)
DK_{2t-1}	2.5685 (0.1386)	0.3690** (2.2172)	0.2342 (1.0714)	-0.0239 (-0.1364)	-0.0545 (-0.2741)	-0.0273 (-0.2065)
DK_{2t-2}	-0.9566 (-0.5941)	0.2516* (1.7103)	-0.0969 (-0.5019)	0.1637 (1.0565)	0.2573 (1.4649)	-0.1072 (-0.9179)
DK_{3t-1}	0.5493 (0.3939)	0.2300* (1.8368)	0.7252*** (4.4089)	-0.1349 (-1.0229)	0.3135 (1.0965)	0.0755 (0.7594)
DK_{3t-2}	-0.4854 (-0.3717)	-0.1603 (-1.3669)	0.0172 (0.1119)	-0.0976 (-0.7900)	-0.3664 (-1.4163)	0.0606 (0.6503)
DK_{4t-1}	0.5365 (0.3894)	-0.2565** (-2.0728)	-0.0958 (-0.5896)	0.3941*** (3.0231)	0.0913 (0.6176)	0.1035 (1.0529)
DK_{4t-2}	-1.8537 (-1.2723)	-0.1014 (-0.7747)	-0.0016 (-0.0093)	-0.1197 (-0.8686)	-0.0108 (-0.0692)	0.2337 (1.2490)
DU_{1t-1}	2.5950** (2.1343)	-0.0942 (-0.8624)	-0.0395 (-0.2752)	-0.0922 (-0.8012)	0.6509*** (4.9916)	-0.0537 (-0.6195)
DU_{1t-2}	-0.1093 (-0.7983)	0.0757 (0.6161)	-0.0705 (-0.4365)	0.2608** (2.0135)	0.1447 (0.9857)	-0.0254 (-0.2603)
DU_{2t-1}	-0.1294 (-0.6432)	0.3319** (2.1048)	0.1833 (0.8852)	-0.1316 (-0.7924)	0.3220* (1.7099)	-0.2782** (-2.2215)
DU_{2t-2}	0.6270 (0.3490)	0.3687** (2.2851)	0.1573 (0.7426)	-0.0987 (-0.5807)	0.1270 (0.6593)	-0.1118 (-0.8728)

2.8개월이면 불균형이 해소되는 것으로 추정된다. 전기와는 달리 현재의 국내 경기는 물가가 상승하면 하강하며, 미국 경기가 상승하면 따라서 상승하는 한편 국내 주가는 국내 경기전망과 물가에 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 미국의 경기전망이 낙관적이면 국내 주가는 상승하는 것으로 추정되며, 후기에는 미국의 경기지표가 국내 주가, 물가, 경기에 유의한 영향을 미치는 것으로 해석된다.

오차수정모형은 변수들 간 영향을 미치는 방향은 설명하지만 시간이 경과함에 따른 동적 효과를 보여주지는 못하므로 예측오차의 분산분해와 충격반응함수를 통해 이를 파악하고자 한다. 분산분해는 상이한 시점에서 특정 변수의 변동을 자신과 다른 변수들이 얼마나 잘 설명하는지를 백분률로 나타내어 벡터오차수정모형 내에 포함된 각 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 충격반응함수는 벡터오차수정모형 내에 포함된 특정 변수에 대해 다른 변수들의 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는지를 보여준다. 예측오차의 분산분해와 충격반응함수 분석 시 변수배열은 외생성이 강한 순으로 놓기 위해 미국 경기지표들을 우선적으로 배열하였으나 순서가 달라도 질적 차이는 발생하지 않았다.

표 4.7. 예측오차분산의 설명(전기)

변수	기간	설명변수						
		표준오차	U_1	U_2	K_1	K_3	K_4	K_2
K_1	1	0.0467	0.0000	0.0000	99.4183	0.0000	0.5817	0.0000
	3	0.0980	1.3448	0.3947	81.5704	7.7491	6.4210	2.5199
	6	0.1338	1.3884	2.7142	65.6459	13.1589	13.8932	3.1994
	12	0.1798	2.4019	4.1303	62.7678	12.0355	14.7197	3.9448
K_3	1	0.0037	0.0000	0.0000	22.1983	56.6372	0.5927	20.5718
	3	0.0094	0.3003	0.1946	48.6344	37.4294	0.1706	13.2708
	6	0.0156	0.5315	0.5361	54.2994	33.3983	1.8013	9.4335
	12	0.0221	0.2915	0.2925	55.2296	32.6719	2.6903	8.6673
K_4	1	0.0027	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	100.0000	0.0000
	3	0.0045	0.1779	15.6606	0.8798	0.3506	78.2682	4.6629
	6	0.0069	6.4618	23.1972	7.3421	8.3759	34.6396	19.9835
	12	0.0101	6.9177	24.8939	6.2895	15.8981	23.9575	22.0433
K_2	1	0.0032	0.0000	0.0000	5.5366	0.0000	0.0047	94.4587
	3	0.0076	0.6202	0.6391	14.7891	0.0774	0.0264	83.3747
	6	0.0127	1.2169	1.6505	18.0044	0.0369	0.0465	79.0448
	12	0.0194	1.9885	1.7609	19.4656	0.0318	0.1207	76.6325

표 4.8. 예측오차분산의 설명(후기)

변수	기간	설명변수						
		표준오차	U_1	U_2	K_1	K_3	K_4	K_2
K_1	1	0.5546	0.0065	0.0244	99.9692	0.0000	0.0000	0.0000
	3	2.0232	3.2669	1.7253	88.0030	6.3439	0.3907	0.2701
	6	4.2405	2.8794	5.5039	60.7701	27.5552	0.4062	2.8852
	12	6.2303	4.1065	4.4275	52.4256	35.3116	0.4059	3.3229
K_3	1	0.5043	3.4286	3.6571	15.4521	77.4623	0.0000	0.0000
	3	1.5375	1.0699	5.6316	34.2197	58.3666	0.0008	0.7112
	6	2.9577	0.3243	6.6155	38.2761	53.4743	0.0127	1.2971
	12	4.7404	0.8887	6.3927	36.7460	54.0734	0.1789	1.7202
K_4	1	0.3353	0.2884	0.7164	5.0299	0.5591	93.4062	0.0000
	3	0.5783	0.7829	2.7529	17.8819	2.7092	75.4943	0.3786
	6	1.3700	4.1889	1.8777	40.6814	1.3209	48.7449	3.1861
	12	3.1709	7.9734	4.7251	39.6519	0.5200	39.5740	7.5557
K_2	1	47.0243	0.0904	3.0548	16.0249	24.9668	3.4835	52.3796
	3	86.9781	2.2909	10.1956	32.3380	24.7956	0.5535	29.8264
	6	126.6749	3.5213	7.9364	50.1112	21.0833	0.1243	17.2235
	12	204.3950	5.1343	4.9380	58.6409	21.2560	0.2214	9.8093

기간별 변수들의 변동패턴이 바뀌었는지 보기 위해 두 기간에 대한 예측오차의 분산분해 분석은 표 4.7 및 표 4.8과 같다. 단기적으로는 예측오차의 대부분이 자체의 내재적 변동에 의해 설명되나 시간이 경과하면서 다른 변수들이 영향력이 증대됨을 알 수 있다. 전기 주가변동에 대한 자체 설명력은 초기 거의 100%에서 장기적으로는 63%로 감소하며, 다른 변수들의 영향력이 시간이 갈수록 증가하여 국내 물가 → 국내 경기전망 → 미국 산업생산 → 국내 경기동행 → 미국 경기선행의 순으로 나타나 해외변수들의 설명력이 상대적으로 미약하다. 반면 후기에는 주가의 자체 변동 비중이 장기적으로 52% 정도로

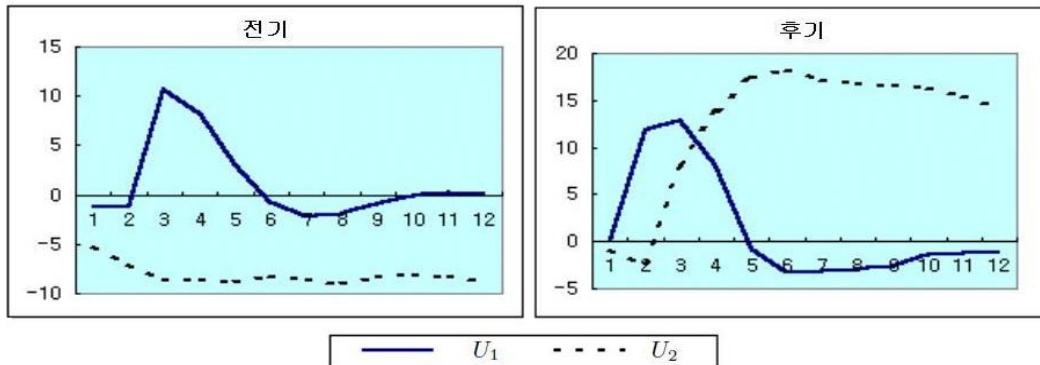


그림 4.1. 미국 경기지표 - 국내 주가

전기보다 감소하였으며, 나머지는 국내 경기전망 → 미국 산업생산 → 미국 경기선행 → 국내 경기동행 → 국내 물가 순으로 나타난다. 전기에 비해 국내의 경기전망의 기여도가 증대하였으며, 이는 주가변동이 미국의 경기지표 및 국내 경기전망과의 연계성이 강화되었음을 뜻한다.

국내 경기전망에 대한 분산분해는 전기 국내 주가의 영향력이 초기 22%에서 6개월 후에는 54%로 상승해 지속되며, 미국 경기지표의 영향력은 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 후기에는 국내 주가의 기여율이 장기적으로 37%에 달해 전보다 감소한 반면 미국 산업생산지수의 기여도는 6% 이상으로 전기에 비해 증가한 것으로 계산된다. 한편 현재의 경기동향에 대해서는 자체 변동에 의한 설명력이 장기적으로 전기에는 77%를 차지했으나 후기에는 10% 정도로 급감하며, 미국 경기지표의 설명력은 장기적으로 볼 때 전기에 2% 정도에서 후기에는 5%로 증가하는 것으로 나타난다.

한 변수가 1 표준편차만큼 변할 때 다른 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는지는 충격반응분석을 통해 살펴볼 수 있다. 벡터오차수정모형을 이용한 충격반응함수는 차분항과 수준변수로 구성된 공적분항이 모두 포함되어 있으므로 한 변수에 충격이 가해져도 그 충격이 공적분항에 의해 사라지지 않는 형태를 보인다. 미국 경기지표의 변동에 대해 종합주가지수가 장기적으로 보이는 반응은 그림 4.1과 같으며, 수평축은 기간을 또 수직축은 표준편차를 나타낸다. 미국 경기선행지수의 충격이 가해졌을 때 종합주가지수는 전기에는 3기간 후 양의 방향으로 급증했다가 6기간 후부터는 감소세가 지속되며, 후기에는 2기간 후 양의 방향으로 급증했다가 증가세가 둔화되면서 5기간 후부터 감소세가 지속된다. 미국 산업생산지수의 변화에 따른 종합주가지수의 장기적 반응은 전기에는 지속적인 음의 반응을 보였으나 후기에는 6기간 후 양의 반응이 급증하면서 영향력이 지속되고 있다. 그림 4.2와 그림 4.3은 미국 경기지표의 변동에 대한 국내 경기의 장기적 반응을 나타낸다. 미국의 경기선행지수가 국내 경기지수에 미치는 영향은 전체 기간을 통해 미약하지만 미국의 산업생산지수가 국내 경기지수에 미치는 파급효과는 후기에 크게 증가해 여파가 오래 지속되는 것으로 나타났다.

5. 결론

본 연구는 국내외 경기지표 및 국내 주가 간 장단기적 역학관계를 규명하고 경제위기로 인한 구조적 차이점이 존재하는지 동태분석을 통해 분석하였다. 분석결과는 주가의 경기선행성을 입증하는 한편 국내 주가는 전반적으로 국내 거시변수보다는 미국 경기전망을 나타내는 경기선행지수에 의존하며, 국내 경기변동은 위기 전에는 주가와 물가가, 후에는 미국 산업생산지수도 영향을 미치는 것으로 추정된다. 미

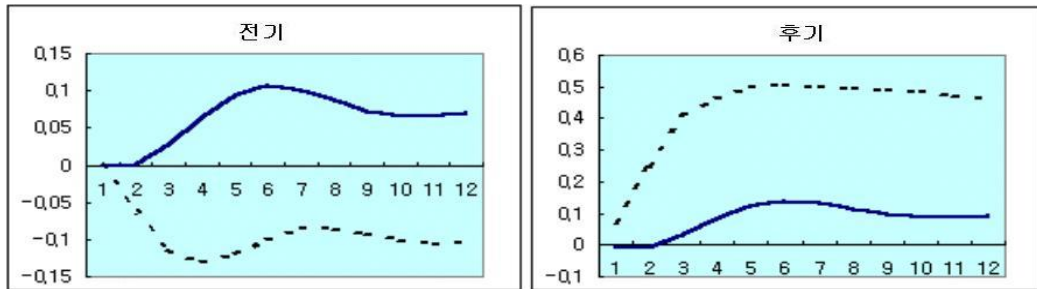


그림 4.2. 미국 경기지표 - 국내 경기동행지수

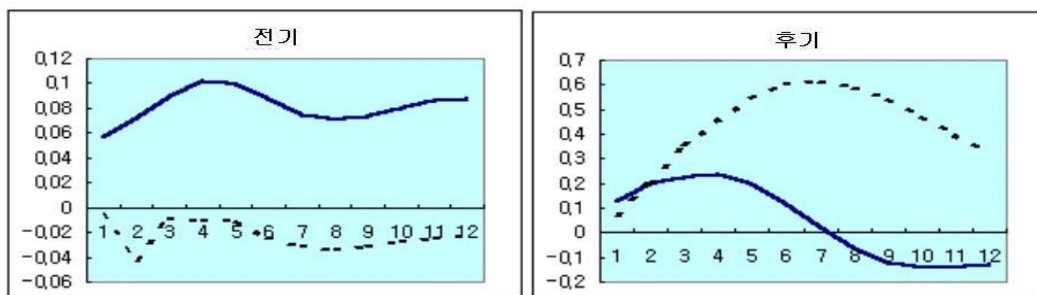


그림 4.3. 미국 경기지표 - 국내 경기실사지수

국의 경기지표가 위기 이후 국내 주가와 경기, 또 물가에도 유의한 예측력을 갖는 것으로 나타나 국내 경제의 대외의존도가 높아지면서 국내 경기가 미국 경제의 변화에 더 민감하게 반응함을 시사한다.

종합주가지수의 오차수정모형을 보면 장기균형으로의 회귀속도가 위기 전 3.4개월에서 위기 후 2.8개월로 빨라진 것으로 추정된다. 이는 위기 후 국내외 시장변수들 간 정보의 이동속도가 신속해졌음을 뜻하며, 이들 간 연계성이 강화되면서 전에 비해 미국 경기지표들의 국내 주가 및 경기에 대한 영향력이 증대하였음을 말해준다. 또 국내 주식시장은 단기적으로는 미국의 경기전망에, 장기적으로는 미국의 현 경기동향에 영향을 받으며 위기 후 더 큰 반응을 보이는 것으로 나타나 미국의 경기지표들이 미래 국내 주가와 경기변동을 예측하는데 유용한 변수로 활용할 수 있는 근거가 제시된다.

본 연구에서는 규모가 큰 경제가 작은 규모 경제의 변동을 유발한다는 견인차 가설이 한·미 양국의 현재와 미래 경기동향 및 주식시장 간 역학관계에 성립되는가를 검정해 보았다. 우리나라와 일관되게 밀접한 관련이 있는 미국과의 관계에 초점을 맞추어 경제환경이 급변하는 경우 어떠한 구조적 차이점이 존재하는지 통계적으로 검정하기 위해 외환위기 전과 후의 기간을 포함시켰다. 중국과 일본도 국내 경제에 중요한 국가로 고려되지만 이 시기에는 경제환경이 각기 달랐고 국내 경제의 의존도에서도 변동이 심했다. 경제여건의 변동이 심하지 않은 외환위기 이후의 기간에 대해 일본과 중국을 포함하여 다양하고 유사한 경제지표 간 변동관계에 대해 분석하면 의미있는 시사점을 도출할 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

김종욱 (2000). 기업경기조사 결과의 경기예측력에 관한 실증분석: 한국은행 BSI를 중심으로, <한국은행 조사통계월보>, 616, 24-47.
 김창수 (2002). 각국의 경기 동조화와 자본시장, <증권학회지>, 31, 33-70.

- 노상윤 (2010). 주식시장 수익률 전이로 살펴본 세계 경제 동조화에 관한 실증연구, <응용통계연구>, **23**, 443-456.
- 모수원, 김창범 (2003). 아시아 신흥공업국과 미국 주식시장의 상호의존성, <국제경영연구>, **14**, 79-94.
- 박진우 (2002). 미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석, <국제경영연구>, **13**, 241-258.
- 이현훈, 허현승 (2001). 미국과 일본의 경기변동이 한국에 미치는 영향 분석, <한국국제경제학회 학술대회 논문집>, 1077-1101.
- 장병기, 최종일 (2001). 주가·기대심리·거시경제변수의 장기균형관계: Cointegration을 중심으로, <재무관리연구>, **18**, 125-144.
- 최경욱, 형남원 (2010). 가격변수 불확실성과 경기변동 간의 관계, <경제분석>, **16**, 1-41.
- 한원중 (2002). 미국 증시와 동행하는 외국인 매매, <LG 주간경제>, **676**, 8-12.
- Bowden, R. and Martin, V. (1995). International business cycles and financial integration, *Review of Economics and Statistics*, **77**, 305-320.
- Darrat, A. F. (1999). Are financial deepening and economic growth causally related? Another look at the evidence, *International Economic Journal*, **13**, 19-35.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- French, K. R. and Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics*, **17**, 5-26.
- Gilbert, C. L. (1986). Professor Hendry's econometric methodology, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 283-307.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, **60**, 203-233.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 213-228.
- Hendry, D. F. (1986). Econometric modeling with cointegrated variables: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 201-212.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210.
- Lütkepohl, H. and Reimers, H. (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **16**, 53-78.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 268-281.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54**, 461-472.
- Swanson, N. R. and Granger, C. W. J. (1997). Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions, *Journal of the American Statistical Association*, **92**, 357-367.
- Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy, *Journal of Finance*, **52**, 635-654.

Test and Analysis for Comovement-Locomotive Hypothesis

Tae-Ho Kim¹

¹Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received November 2010; accepted February 2011)

Abstract

The need for statistical analysis to discern the existence and the type of international business comovement has increased as business and economic variations in one country is directly transmitted to business and financial market conditions in another without a long lag. This study performs the statistical tests for the locomotive hypothesis to understand the structural character of the long-run mechanism among Korea-US current and future business movements and the domestic stock market. The U.S. future business prospect, rather than the US current and the domestic current and future business conditions, appears to significantly affect the domestic stock market movement.

Keywords: Locomotive hypothesis, business survey index, business comovement.

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