

주식시장, 채권시장, 부동산시장의 경기순환관계

지호준

인동대학교 경영학과 조교수
(hjichi@anu.andong.ac.kr)

본 연구는 주식·채권·부동산시장이 경기 변동에 대하여 어떠한 시차적 순환관계를 갖는가를 분석해 보고자 시도되었다. 이를 위해 경기 전환점에 대한 각 자산가격의 전환점을 비교해 보는 분석과 Sims, Geweke-Meese-Dent 외생성 모형에 따른 분석을 하였다. 우선 통계청에서 발표하는 경기정점과 저점에 대하여 각 자산가격의 정점과 저점에 대한 평균 선후행 시차를 분석해 본 결과 주식시장은 9~10개월 선행, 채권시장은 8개월 후행, 부동산시장은 12개월 후행하는 것으로 나타났다. 경기전환점별로 각 자산에 대한 투자수익률 변화를 분석해 본 결과 주식시장은 정점 13개월 전, 저점 6개월 전에, 채권시장은 정점 12개월 후, 저점 5~6개월 후에, 부동산시장은 정점 14개월 후, 저점 11~12개월 후에 매도, 매입의 투자의사결정을 내리는 것이 가장 수익률이 높은 것으로 나타났다. 또한 Sims 외생성 검정결과에 따르면 주식시장은 외생성을 확인할 수 없었지만 채권과 부동산시장은 각각 7개월, 12개월 후행적 외생결합관계를 보였으며 Geweke-Meese-Dent 검정결과에 따르면 주식시장은 9개월 선행적 외생결합관계를, 채권시장은 유의적인 관계가 없는 것으로, 부동산시장은 12개월 후행적 외생결합관계를 나타냈다. 이와 같은 연구내용을 종합해 보면 우리 나라의 경우에 경기변동에 대하여 주식시장은 9개월 가량의 선행성을, 채권시장은 6~8개월 가량의 후행성을, 부동산시장은 12개월 가량의 후행성을 나타내는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

1. 서 론

주가, 채권수익률, 부동산가격 등으로 나타낼 수 있는 우리 나라의 금융·실물 자산가격들은 최근 개방화·자유화 등으로 변동폭이 커지면서 이에 대한 예측의 필요성이 크게 제기되고 있다. 특히, 1997년 말 IMF체제가 들어서면서 금융·실물시장의 대폭적인 대외 개방조치들이 펼쳐지고 있는 시점에서는 더욱 그럴 것이다. 주식시장에서는 자본시장이 개방되어 외국 투자전문회사의 설립이 이루어지고 국내기업에 대한 외국인 투자한도가 크게 확대되면서 완전자유화 제도를 향해 나아가고 있다. 채권시장에서도 대폭적인 시장개방이 이루어지면서

부분적으로는 금리가 자금시장의 수급에 따라 결정되고 있으며 이에 대한 자유화도 더욱 확대되리라고 예상된다. 또한 실물자산인 부동산시장에서도 토지공개념의 완화, 준농림지의 규제완화, 아파트분양자유화, 외국인의 부동산 투자 규제완화 등이 이루어지면서 지속적인 자유화 조치들이 잇따르고 있다.

이와 같이 시장자유화 조치 등으로 우리 나라 금융·실물 자산가격들이 급등락을 거듭하게 됨에 따라 경기전반에 대한 예측이 어렵게 되고, 또한 이들 가격에 대한 예측력도 떨어지고 있다. 따라서 자산시장가격이라고 할 수 있는 주가·채권수익률·부동산가격 등이 경기변동에 대하여 어떠한 순환관계를 가지며 이들 자산가격들간에는 어떠한 시차적 관계를 갖는가를 연구해 볼 필요성이 크게 대

두되고 있는 것이다.

주식·채권·부동산은 대표적인 금융자산과 실물 자산으로서 이들 가격들은 경기변동에 대응하여 순환하는 것으로 볼 수 있으나 구체적으로 어느 자산 가격이 얼마만큼의 선·후행성을 가지며 순환하는 가하는 문제에 대해서는 논의가 일치되지 않고 있다. 또한 대부분의 기존 연구에서는 두 가지 자산 가격간의 관계에 국한하거나 하나의 자산가격과 경기와의 관계에 대한 논의에 한정하고 있어서 각 자산가격들의 경기순환관계를 일관된 내용으로 설명하지 못하고 있다.

더욱이 1991년 11월 통계청에서는 경기종합지수 개편보고서를 작성하면서 주식시장 관련지표로서 종합주가지수가 경기 선행성이 없으므로 제외시키고 채권수익률을 선행구성지표에 추가하였었다. 그러나 1993년 9월 개편작업에서는 채권수익률의 경기변동에 대한 선행성을 의심하면서 선행구성지표에서 제외시키고 후행구성지표에 추가시키는 조치를 실시하였다. 즉, 주식시장은 경기 선행성이 없고 채권시장은 경기 선행한다고도 보았다가 경기 후행한다고도 본 것이다. 또한 부동산시장과 관련해서는 토지가격 또는 주택가격은 경기변동에 선·후행성을 확인할 수 없다고 보고 산업과 주거용을 합한 건축허가면적이 경기선행구성지표로 활용되고 있다. 이와 같이 경기변동을 발표하는 통계청에서조차도 경기변동에 대한 주식·채권·부동산시장의 선·후행 순환관계에 대해 분명한 견해를 보이지 못하고 있어서 많은 논란이 제기되고 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 여러 가지 문제들을 종합적이면서 일관된 연구방법에 의해 주식·채권·부동산시장이 경기변동에 대하여 어떠한 순환관계를 갖고 있으며 이들 각 시장간에는 장기적 균형관계가 성립하는지 여부를 명확하게 알아보고자

한다. 더 나아가 각 시장들은 경기국면별로 어떠한 시차적 관계를 갖고 있는가도 파악하여 전체 자산 가격움직임과 경기변동을 통합적 순환관계로 이해할 수 있는지 여부도 알아보고자 한다. 그리하여 선행하는 각 자산가격의 변동을 파악함으로써 경기변동을 예측하는데 도움을 줄 수 있도록 하며, 반대로 후행하는 자산가격의 경우에는 이들의 변동을 예측하는데 도움을 줄 수 있도록 하여 재무의사결정의 시기적절성에 도움을 주고자 한다.

이러한 목적에 따라 본 연구에서는 기존의 연구 결과들을 살펴보고 주식·채권·부동산가격들이 경기와의 장기균형 상태하에서 어떠한 시차적 결합관계를 갖는가에 대해 실증적으로 살펴보고자 한다. 이를 위하여 첫째, 경기국면별 기준순환일(reference turning date)에 대하여 갖는 각 자산가격들의 전환점간 평균 선·후행시차와 함께 각 자산별 투자수익률을 기준으로 한 최적 시점과의 선·후행시차를 분석하도록 한다. 둘째, VAR모형을 이용하여 단위근 검정(unit root test)을 시도하여 각 자산 가격움직임들의 시계열이 안정적인지 확인하고 이들 자료를 이용하여 Granger(1969, 1980)의 인과관계 모형을 변형, 발전시킨 Sims(1972, 1980) 모형과 Geweke-Meese-Dent(1982) 모형을 통해 외생성(exogeneity)을 검정하도록 한다. 이러한 분석을 통하여 주식·채권·부동산시장의 경기변동에 대한 선·후행시차 결합여부와 선·후행기간 및 패턴을 알아보도록 한다.

II. 기존의 연구

주식·채권시장이나 부동산시장이 경기변동에 대

하여 어떠한 순환관계를 갖는가에 대해서는 경기전환점에 대한 선·후행시차를 분석하는 측면과 현재의 주식·채권시장의 변화 또는 부동산시장의 변화로써 경기예측을 할 수 있는가 하는 측면에서 연구가 시도될 수 있을 것이다. 대부분의 기존 연구결과에서는 주식시장이 경기에 대하여 선행성이 있음을 인정하고 선행기간 및 전환점시차에 많은 관심을 기울였으며 채권시장과 부동산시장의 경우 경기변동에 대한 시차적 결합관계에 대한 연구는 대체로 부진하였다.

우선 주식시장의 경기국면전환과 관련한 연구로서 Piccini(1980)는 미국의 13번의 경기 정점(peak)에서 주식시장이 어떠한 움직임을 보였는가를 시차 분석하여 평균 8개월 전부터 기준 이상의 가격을 유지하다가 3개월 전에 가장 높은 가격수준을 보이는 것으로 파악하였다. 즉, 경기 정점이 있기 3개월 전에 매도하는 것이 가장 높은 수익률을 올릴 수 있으며 주식시장은 경기 정점이 있기 8개월 전부터 신호를 보낸다는 것이다. Moore(1980)는 1873년부터 100년간 정부에서 발표한 23개의 경기 정점 가운데 18개를 주가가 정확히 예측하였으며, 또한 23개의 경기 저점(trough) 가운데 17개를 주가가 예측한 것으로 나타났으므로 주가는 경기변동에 선행성을 가진다고 주장하였다. Cohen-Zinbarg-Zeikel(1982)은 1952년부터 1982년까지 30년 사이의 7개 경기순환 변동에서 정점은 약 8개월, 저점은 약 3개월의 선행성을 갖는 것으로 결론지었다. Siegel(1991)은 1802년부터 1990년까지의 경기침체(recession) 41개 가운데 38개를 월별 주가지수수익률 8% 이상의 하락이라는 신호로써 예측할 수 있었다고 주장하였다.

주식시장과 산업생산, GNP 또는 경기동행지수 등으로 측정되는 경기변동과의 관계분석을 시도한

연구를 보면 Fama(1990)는 1953년부터 1987년까지의 산업생산과 주식수익률의 관계에 대한 연구에서 산업생산증가율은 과거 9~10개월까지의 월별 주식수익률로써 설명될 수 있다고 하였다. Schwert(1990)는 1889년부터 1988년까지의 연간자료를 이용하여 주가의 변동정도가 경기침체 및 자금경색기간 중에 증가함을 입증하여 주가가 경기순환의 중요한 선행지표가 된다고 주장하였다. 또한 Barro(1989)는 1921년부터 1987년까지의 자료들을 대상으로 분석한 결과 $t-1$ 기의 실질주가 1% 상승이 GNP를 0.15% 상승시키지만 t 기의 주가는 t 기의 GNP 변화에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타남으로써 주가변화가 경기에 선행한다고 하였다.

일본시장을 대상으로 연구한 井上(1989)의 연구결과에 의하면 일본의 주식시장은 경기전환점에 대하여 정점에 대하여는 6개월, 저점에 대하여는 3개월 선행하는 것으로 나타났다. 국내에서는 소재환(1989)의 연구에서 1974년부터 1988년 사이에 통계청에서 발표한 7번의 경기 정점, 저점에 대해 전년동월대비 주가지수 변동율이 전환점에 대해 산술평균 8~9개월 선행하는 것으로 나타났다.

채권시장과 관련하여 Bernanke-Blinder(1992)는 연방기금금리(Federal Funds rate)의 6개월 전까지의 하락 또는 상승 움직임이 경기 확장 또는 위축에 유의적 관계를 가지므로 반대방향으로 금리가 경기선행지수로서 가장 유용하다고 주장하였으며, Friedman-Kuttner(1992)는 통화량의 경기 예측능력을 부인하면서 오히려 상업어음(CP) 할인율에서 미국 단기 재무성 증권(Treasury-bill)수익률을 뺀 이자율 격차가 경기선행지수로서 유용함을 밝혔다. Bulmash-Trivoli(1990)에 의하면 3단계 경기순환모형을 통해 외생적인 통화량증가로

금리가 하락하면 생산능력이 상승하면서 경기가 확장하고 물가상승이 초래되고 이로 인해 금리는 상승하게 되는 순환구조를 제시하면서 채권시장의 경기변동에 대한 부(negative)의 효과를 주장하였다. 그리고 植草一秀(1992)에 따르면 경기가 호황국면을 지나 성장률이 점차 낮아지게 되면 채권수익률도 최고를 지나 점차 낮아지기 시작하며 그 이후에 경기는 저점에 도달하게 되는 정(positive)의 방향으로 후행적 시차관계를 입증하였다.

한편 부동산시장에 대한 연구는 제도적인 이유와 자료의 신뢰성 등의 이유로 인해 많이 이루어지지 못하였다. Harrison(1983)은 1818~1929년 기간 중 미국의 시계열 자료에서 18년 주기의 경기변동을 관찰하였고 지가의 정점(peak)이 불황을 1~2년 선행함을 발견하였다. 즉, 지가하락이 경기를 선행한다고 하면서 이러한 현상은 토지투기로 인해 지가가 지나치게 높아지게 되면 건축활동이 위축되고, 건설경기의 후퇴가 경기전체에 확산되는 과정을 거쳐 불황이 초래된다고 설명하였다. Matsunaga(1991)와 Hsueh(1991)는 일본, 대만의 경우에 유동성의 과잉으로 인해 경기가 활성화되면서 지가상승을 유발한다고 하며 지가의 경기후행성을 설명하였다. 반면에 우리 나라를 대상으로 한 손재영(1993)의 연구에서는 국민총생산과 지가상승률 사이에는 유의한 인과관계가 성립하지 않았지만 지가상승률의 3기 lag계수가 유의함에 주목하여 1, 2기 lag를 제외하고 회귀추정한 결과 지가상승률의 1% 증가가 3분기의 시차를 두고 GNP 성장률을 0.17%, GDP 성장률을 0.14% 감소시킨다고 하였다. 하지만 이 연구는 연도별 자료의 경우에 중간값으로 분기별 자료를 구성하여 추세 등의 요인이 매우 크게 작용되었으며, 1, 2기를 제외하고 3기만을 한정하는데 유의수준을 매우 넓게 보았다는

점에서 결과의 신뢰성에 의문이 제기될 수 있다.

한편 주식시장, 채권시장과 부동산시장이 서로 대체적인 투자대안이 될 수 있기 때문에 유동성에 따른 수급상황에 따라 주식과 채권 또는 주식과 부동산에 대한 투자수요가 상호 대체관계에 있는가에 대한 연구는 많이 이루어졌다. 주식시장과 채권시장과의 대체관계에 관한 연구를 보면 Solnik(1983), Siegel(1991) 등을 들 수 있다. 그리고 주식시장과 부동산시장의 대체관계와 관련해서는 Geltner(1993)가 미국을 대상으로, Barkham-Geltner(1994)는 영국에 대해서, Stone-Ziemba(1993)는 일본을 대상으로, 그리고 Quan-Titman(1997)은 17개 국가를 대상으로 주식시장과 부동산시장의 대체관계를 증명하였다.

이상의 연구결과들을 종합해 볼 때 각각의 시장이 경기변동에 대하여 갖는 시차적 결합관계에 대하여 논란이 많이 있으며 각각의 자산가격들 사이의 관계에 대하여도 일치된 견해를 보이지 못하고 있다. 또한 경기변동과 주식, 채권 또는 부동산 가운데 어느 하나의 자산시장과의 관계에 국한하거나 두 자산가격의 관계에 대해서만 연구가 시도되었으므로 본 연구에서는 주식·채권·부동산의 시장가격 움직임과 경기변동과의 관계를 다양한 분석방법으로 검정하여 일관된 시차적 순환관계를 분명히 하고자 한다.

III. 경기전환점에 대한 시차성 분석

1. 자료 및 분석 방법

주식, 채권시장이나 부동산시장이 경기보다 선행

하는가 후행하는가를 분석하기 위한 하나의 접근방법은 Piccini(1980), Siegel(1991) 등의 연구에서와 같이 정부기관에서 발표하는 경기국면별 기준순환일(reference turning date)에 대해 주식·채권시장이나 부동산시장이 얼마의 시차를 가지고 전환점을 보였는가를 분석하는 선·후행 시차분석이 있을 수 있다. 그러므로 본 연구에서도 우선 경기전환점인 기준순환일에 대한 선·후행 시차분석을 시도하도록 한다.

금융·실물 시장가격의 움직임을 측정하기 위한 주식·채권·부동산가격의 변수를 도출해 보면 우선 주식시장과 관련해서는 한국증권거래소에서 발표되는 종합주가지수(SPI)를 사용하도록 하며 검정자료는 1975년 1월부터 1997년 12월까지의 월평균 자료를 이용하도록 한다.

채권시장과 관련해서는 채권발행기관에 따라 공공채수익률과 회사채수익률 등으로 나눌 수 있으며 이들은 각각의 쿠폰이율, 보증형태 등에서 많은 종류가 있지만 본 연구에서는 한국증권거래소에서 발표되는 보증부 회사채종합 가중평균 유통수익률(CBY)을 사용하도록 한다. 이는 채권의 시장가격으로서 가장 일반적으로 사용되고 있으며 유통시장에서 결정되고 있는 대표적 변수로서 인정받고 있기 때문이다.

부동산시장과 관련해서는 건설교통부에서 발표하는 지가지수와 한국주택은행에서 발표하는 주택매매 가격지수(HPI)가 이용 가능할 것이다. 그런데 건설교통부 지가지수는 1974년을 100으로 발표되기 시작하여 1986년까지는 1년에 1번 내지는 2번씩 발표되었고 1987년부터는 1년에 4번 분기별 자료가 발표되고 있어서 자료가 충분하지 못한 단

점이 있다. 반면에 주택매매가격지수는 1986년 1월부터 매월별 자료가 발표되고 있으므로 1997년 12월까지 140개 이상의 자료를 확보할 수 있다는 장점이 있다. 또한 우리 나라 지가와 주택매매가격의 경우 1986년부터 1997년까지의 상관관계수가 0.9641로서 매우 높게 나타났을 뿐만 아니라 서승환(1994)의 연구에 의하면 주택매매가격이 토지가격보다 가변성이 높게 나타나 부동산시장의 변화를 보다 더 잘 반영하고 있다고 하였다. 아울러 시차분석을 분기별 또는 반기별로 파악하는 것보다는 월별로 파악하는 것이 훨씬 더 정교하다고 볼 수 있으므로 본 연구에서 부동산시장의 시계열 자료는 1986년 1월부터 1997년 12월까지의 월별 주택매매 가격지수를 사용하도록 한다.

한편 경기순환변동의 전환점은 통계청이나 중앙은행에서 발표하는 경기국면별 기준순환일을 기준으로 사용할 수 있을 것이다. 경기국면별 기준순환일은 총체적인 경제활동 내지는 경기변동의 전환시점, 즉 경기정점(peak), 경기저점(trough)을 의미하는 것으로 GNP, 생산, 출하, 고용, 소비 등 주요 동행성 지표들의 움직임을 분석·검토하고, 당시의 경제여건과 경제전문가들의 의견을 종합하여 결정하며 경기변동을 분석하는 기본자료로 이용될 수 있을 것이다.

우리 나라의 경우 경제통계가 집계되어 경기순환에 따른 전환점이 발표된 것은 1957년 1월부터이며 통계청의 전신인 경제기획원 조사통계국 자료와 한국은행의 자료를 인용할 수 있지만 두 기관의 기준순환일이 약간은 상이한 것으로 나타났다.¹⁾ 하지만 1972년부터는 양측의 전환점에서 차이를 보이지 않고 있으며 일반적으로는 통계청에서 발표되는

1) 1975년 3월 이전에 나타난 조사통계국의 저점은 1961년 8월, 1965년 2월이며, 정점은 1968년 2월, 1969년 12월이다. 그러나 한국은행을 기준으로 보면 저점은 1961년 9월, 1964년 2월이며, 정점은 1963년 2월, 1971년 4월로 나타나 차이를 보였다.

〈표 1〉 우리나라 경기국면별 기준순환일과 지속기간

	기 준 순 환 일			지 속 기 간 (월)		
	저 점	정 점	저 점	확장기	수축기	순환기
제1순환기	'72. 3.	'74. 2.	'75. 6.	23	16	39
제2순환기	'75. 6.	'79. 2.	'80. 9.	44	19	63
제3순환기	'80. 9.	'84. 2.	'85. 9.	41	19	60
제4순환기	'85. 9.	'88. 1.	'89. 7.	28	18	46
제5순환기	'89. 7.	'92. 1.	'93. 1.	30	12	42
제6순환기	'93. 1.	'96.10.				
평 균	-	-	-	33	17	50

자료 : 통계청(1997. 7), 「경기종합지수 개편보고서」, p. 9.

자료를 사용하고 있다. 따라서 본 연구에서는 통계청에서 발표한 경기정점과 저점을 경기전환점으로 사용하도록 한다.

〈표 1〉에서는 통계청에서 기준순환일을 확정한 1972년 3월 경기 저점을 기록한 이후 1997년 12월까지 6번의 경기순환이 있었음을 보여주고 있는데, 경기순환의 확장기는 평균 33개월, 수축기는 평균 17개월을 기록하여 수축기간이 확장기간의 절반정도로 짧게 나타났다.

그런데 본 연구에서는 주식·채권시장 관련변수가 1975년부터 분석 가능하고 부동산시장 관련변수가 1986년부터 분석 가능하므로 주식, 채권시장에 대해서는 경기전환점의 제2순환기부터 분석하도록 하고 부동산 시장에 대해서는 제4순환기부터를 대상으로 분석해 보도록 한다.

경기전환점에 대한 시차분석은 두 가지 분석방법으로 실시할 수 있을 것이다. 첫째는 경기의 정점, 저점에 대하여 각 자산가격들의 정점과 저점의 시차간격을 도출하여 경기국면별 시차를 구하고 이를 통해 전체 평균 선·후행시차를 산출해 볼 수 있을 것이다. 둘째는 각각의 경기 정점과 저점일 때의

자산가격을 기준으로 일정한 기간의 전기와 후기에 대하여 각 기간별 평균 투자수익률을 도출하여 최적의 투자시점을 찾음으로써 경기국면전환점에 대한 선·후행시차를 분석해 볼 수도 있을 것이다.

2. 분석결과

주식시장과 채권시장에 대하여는 1975년 1월부터 1997년 12월까지를 점정 시계열로 하였으므로 통계청에서 발표된 저점 5회, 정점 5회, 총 10회의 경기전환점에 대하여 분석하여 보았다. 그런데 1984년 1월부터 1990년 1월까지의 자본시장 자유화의 적극적 추진과 높은 엔·달러 환율, 낮은 금리, 저유가 등 소위 3저 호황으로 인해 주식수익률이 지속적 양(positive)으로 나타나는 주식시장 장기상승국면을 보여주었기 때문에 1988년 1월의 경기 정점과 1989년 7월의 경기 저점에 대해서는 의미 있는 결과를 도출할 수 없었다. 그리고 이 당시에는 부동산시장에서도 과열경기로 인한 지속적 주택가격 상승으로 1987년 7월의 경기 저점에서 선·후행 시차를 밝히기가 힘들었다. 이러한 경

〈표 2〉 경기전환점에 대한 주식·채권·부동산시장 전환점의 선·후행시차 분석

(단위 : 개월)

	T	P	T	P	T	P	T	P	T	P	평균시차		
	'75.6	'79.2	'80.9	'84.2	'85.9	'88.1	'89.7	'91.1	'93.1	'95.10	T	P	전체
SPI	-8	-6	-8	-9	-14	-	-	-16	-6	-11	-9.00 (3.46)*	-10.50 (4.20)	-9.75 (3.65)
CBY	+2	+14	+10	+10	+6	+8	+8	+10	+4	+10	+6.00 (3.16)	+10.40 (2.19)	+8.20 (3.46)
HPI	N.A	N.A	N.A	N.A	+18	+17	-	+3	+12	+14	+15.00 (4.24)	+11.33 (7.37)	+12.08 (5.97)

* ()은 표준편차임, +는 후행, -는 선행을 의미.

우를 제외한 나머지의 경기 저점과 경기 정점에 대한 시차분석을 시도하였다.

통계청 기준순환일에 대한 주식시장, 채권시장 및 부동산시장의 전환점 시차를 분석해 본 결과를 보면 〈표 2〉와 같다. 우선 총 8회의 경기국면별 기준순환일에 대하여 주식시장은 평균 9.75개월 선행하여 전환하는 것으로 나타났다. 정점에 대하여는 10.5개월 선행하여 나타났으며, 저점에 대하여는 9개월 선행하는 움직임을 보여 정점에서의 시차가 더 길게 나타났다.

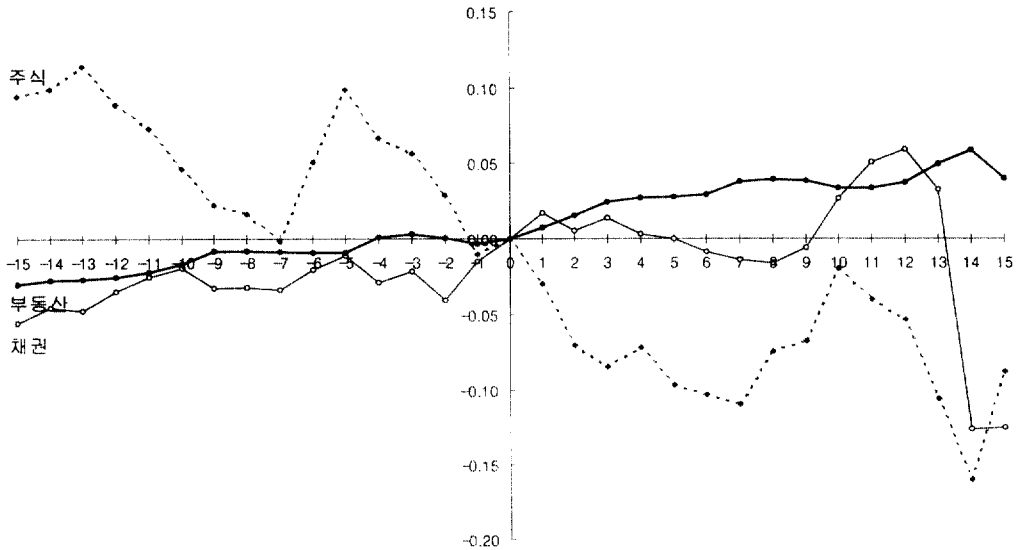
정점 5회, 저점 5회, 총 10회에 걸친 경기국면별 기준순환일에 대하여 채권시장에서는 회사채수익률의 경우에 평균 8.2개월 후행하며 정점에서는 10.4개월, 저점에서는 6개월 후행하여 주식시장과 같이 정점에서의 시차가 더 길게 나타났다. 부동산시장의 경우 경기국면별 기준순환일에 대하여 평균 12.08개월 후행하는 것으로 나타났으며 정점에서는 11.33개월, 저점에서는 15개월 후행하는 것으로 나타나 오히려 저점에서의 시차가 더 길게 나타났다.

이러한 결과를 토대로 볼 때 우리 나라의 경우 경기변동의 전환점에 앞서 먼저 주식시장이 9~10

개월 정도 전환하고, 그 이후 경기국면이 전환하는 것으로 나타났다. 경기를 선행하는 주식시장과는 달리 채권시장은 8개월 정도, 부동산시장은 12개월 정도 경기변동 전환점을 후행해서 전환하고 있다고 볼 수 있다.

경기 정점과 저점에 대한 선·후행 시차분석의 두 번째 방법으로서 경기전환점에서의 가격을 기준으로 주식·채권·부동산에 대한 15개월 전후의 평균 투자수익률의 변화를 측정하는 분석을 시도하였다. 경기 정점에서는 언제 매도하는 것이 투자수익률이 높게 나타나느냐 하는 것이 시차선택의 기준이 될 것이며 경기 저점에서는 언제 매입하는 것이 향후 투자수익률이 높게 나타나느냐 하는 것이 기준이 될 것이다.

우선 경기 정점(peak)일 때의 주식시장을 기준으로 할 때에는 언제 파는 것이 가장 높은 수익률을 올릴 수 있는가를 분석해 본 결과 〈그림 1〉에서와 같이 13개월 전으로 나타났다. 즉, 경기 정점이 있기 13개월 전에 주식을 파는 것이 가장 비싼 값에 팔 수 있으며 그 이후 점차 수익률이 떨어지면서 4~5개월 전에는 최소한 매도할 필요가 있는 것으로 나타났다. 경기 정점이후에는 급속히 수익



〈그림 1〉 경기 정점(peak) 전후의 주식·채권·부동산 투자수익률

률이 떨어지는 것으로 나타나 주식시장은 경기 정점에 앞서 수익률 정점을 보이는 경기선행성을 나타냈다.

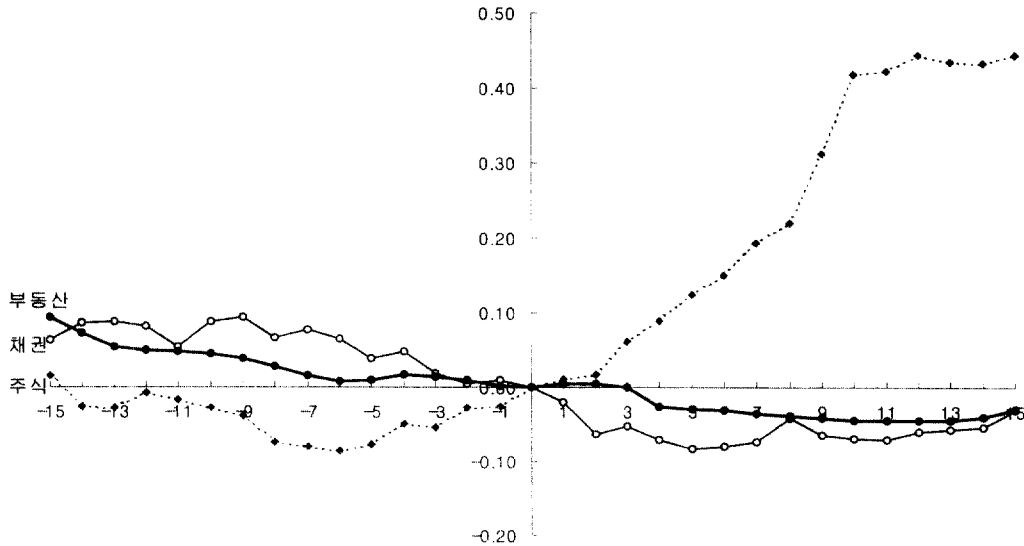
그런데 채권시장에서 나타난 것을 보면 수익률의 추세가 주식시장과는 반대로 나타나 채권을 경기 정점이 지난 12개월 후에 파는 것이 가장 높은 수익률을 올릴 수 있었다. 더군다나 경기 정점이 도래하기 전에 매도하게 되면 상대적으로 손해를 볼 수 있는 것으로 나타나 채권시장은 주식시장과는 달리 경기 후행성을 보여주었다.

단독주택, 연립주택, 아파트 매매가격을 종합한 주택가격도 채권의 투자수익률과 같이 경기 정점이 있기 전에 매도하면 경기 정점에서 매도한 경우보다 수익률이 낮았으며 경기 정점 14개월 후에 매도하는 것이 가장 높은 수익률을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 경기 정점에서의 가격을 기준으로 볼 때 경기 정점의 14개월 후에 매도할 때가 가장 높은 수익률을 기록하였다. 이렇게 볼 때 주택가격으

로 측정된 부동산시장도 채권시장과 같이 경기후행성을 나타내 주었으며 상대적으로 채권시장보다 더 길게 후행하는 것으로 볼 수 있었다.

〈그림 2〉에서는 경기 저점(trough)에서의 주식·채권·부동산 투자수익률의 변화가 나타나 있다. 경기 정점에서는 매도할 시점을 파악하기 위한 가장 높은 수익률 시차와 투자수익률 변화추세를 파악해 보고자 하였지만 경기 저점에서는 그와 반대 입장에서 보아야 할 것이다. 즉, 경기 저점을 전후해서 언제 매입하는 것이 가장 높은 수익률을 기록할 수 있는가를 포착하기 위한 분석으로 결과적으로는 투자수익률이 낮게 나타날수록 매입가격이 낮아져서 향후 높은 수익률을 올릴 수 있다고 판단할 수 있을 것이다.

이러한 분석방법에 따라 〈그림 2〉를 살펴보면 경기 저점을 전후해서 주식을 언제 사는 것이 가장 싸게 살 수 있을 것인가를 파악한 결과 6개월 전으로 나타났다. 주식을 경기 저점이 있기 전에 사



〈그림 2〉 경기 저점(trough) 전후의 주식·채권·부동산 투자수익률

는 것이 경기 저점일 때 사는 것보다 더 높은 수익률을 올릴 수 있는 것으로 나타났으므로 경기 저점을 전후해서 주식은 경기에 선행한다고 볼 수 있다. 가장 높은 주식 투자수익률을 올릴 수 있는 시기는 경기 저점 6개월 이전이며 경기 저점에 임박해서부터는 주식가격이 급등하므로 이 때 매입해서는 높은 수익률을 올릴 수 없는 것으로 나타났다.

채권시장과 부동산시장은 주식시장과는 그림의 방향이 반대로 나타나 있어서 경기 후행함을 알 수 있었다. 우선 채권에 대한 투자수익률을 보면 경기 저점 이전에 매입하기보다는 저점이 통과된 이후 5~6개월이 지날 때 매입하는 것이 향후 가장 높은 투자수익률을 올릴 수 있는 것으로 나타났다. 부동산시장에서도 마찬가지로 저점 통과 이전보다는 이후 11~12개월이 지난 시점에서 매입하는 것이 가장 싼 값으로 매입할 수 있는 것으로 나타났다.

이와 같이 경기 저점에서의 투자수익률을 비교해

보면 주식시장은 저점이 오기 6개월 전에 매입하여야 하고 채권시장과 부동산시장도 저점이 지난 5~6개월 후와 11~12개월 후가 가장 적절한 매입시점으로 나타나 경기선행성과 경기후행성을 명확히 구분할 수 있었다. 특히 경기 정점에서의 전환시차보다는 경기 저점에서의 전환시차가 짧게 나타나 경기확대국면(expansion phase)에서 보다는 경기위축국면(contraction phase)에서 경기에 민감하게 반응하는 것으로 볼 수 있다.

IV. 경기변동에 대한 외생성 검정

1. 자료

주식·채권·부동산시장이 경기변동에 대하여 선

행하는가 후행하는가를 분석하는 또 하나의 접근방법은 경기전반을 나타낼 수 있는 경기관련 시계열 변수와 이들 시장가격변수 사이의 인과검정 내지는 외생성 검정 등을 통한 시차관계를 검정하여 보는 것이다. 이러한 검정을 시도하기 위해서 앞의 전환점 분석에서와 같이 경기변동과 주식·채권·부동산시장의 가격 변수들이 설정되어야 한다.

주식·채권·부동산시장 관련 변수로는 앞서 경기 전환점에 대한 선·후행성 분석에서 사용한 종합주가지수(SPI)와 회사채 가중평균 종합 유통수익률(CBY), 그리고 단독주택, 연립주택, 아파트를 종합한 주택종합매매가격지수(HPI)를 사용하도록 한다. 이 때 시계열은 주식과 채권은 경기 전환점 분석에서와 같이 1975년 1월부터 1997년 12월까지의 월별 자료를 토대로 분석을 시도하도록 하며 부동산시장은 주택매매지수가 처음으로 발표된 1986년 1월부터 1997년 12월까지 월별 자료를 사용하도록 한다.

한편 경기변동을 나타낼 수 있는 국민경제의 대용변수로는 경기국면별 기준순환일을 사용할 수가 없으므로 국민총생산, 산업생산지수 및 경기관련지수 등 많은 것을 사용할 수 있을 것이다. 그런데 실물경제 전반을 포함하고 있는 경기를 측정하는데 산업생산지수를 이용하는 것보다는 국민경제의 총체적인 활동을 나타내는 실질국민총생산(real GNP)이나 현재의 경기상태를 반영하는 경기동행지수(coincident composite index)를 이용하는 편이 보다 설득력이 있을 것이다. 이 가운데 실질국민총생산은 계절, 불규칙, 추세요인을, 경기동행지수는 추세요인을 내포하고 있으므로 성장 속에 순환을 하는 현재 경기를 정확히 반영하지 못한다고 볼 수 있다. 따라서 비경기적 요인인 계절, 불규칙, 추세요인 등을 제거한 경기순환요인만을 고

려하여야 할 것이므로 이를 위해서는 경기동행지수 순환변동치(cyclical component of coincident composite index) 내지는 Hodrick-Prescott filtering 등에 의해서 만들어질 수 있는 실질국민총생산 순환변동을 사용하여야 할 것이다. 하지만 실질국민총생산 순환변동은 연구자별로 측정방법상의 차이로 인한 자료의 신뢰성에 의문이 있으므로 본 연구에서는 경기동행지수 순환변동치(CCCI)를 사용하도록 한다.

그런데 Nelson-Plosser(1982)와 그 이후의 연구에 의하면 VAR 모형에 의한 시계열분석에서는 자료가 불안정적(non-stationary)일 때 허구적 회귀현상(spurious regression)의 오류를 범할 수 있다고 하였다. 따라서 자료의 안정성 여부를 확인하기 위하여 단위근(unit root) 검정이 선행되어야 한다. 단위근을 검정하는 방법에는 여러 가지가 있지만 앞서 선정한 시계열 자료들의 단위근을 DF(Dickey-Fuller)검정, ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정, PP(Phillips-Perron)검정 등을 통해 검정해 본 결과를 보면 <표 3>과 같다.

그런데 DF 검정은 오차항의 백색잡음(white noise)을 전제하고 있으나 대부분 DF 검정식의 잔차항은 자기상관을 나타내고 있어서 추정단위근 계수가 일치추정치(consistent estimator)가 아니므로 DF 검정의 유효성에 의문이 제기된다. 따라서 본 연구에서는 ADF 및 PP 검정 결과에 따라 단위근 여부를 판단하도록 한다.

이 때 ADF 검정시 유의해야 할 사항인 시차 차수의 선정문제는 여러 가지 시차선정기준을 사용할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 Said & Dickey(1984)에 의해 제시된 기준, 즉 표본수의 $\frac{1}{3}$ 제곱근 기준에 의해서 ADF 검정의 시차를 6으로 결정하였다.

〈표 3〉 단위근 검정 결과

변수		A(without trend)	B(with trend)
SPI	DF	-0.8062	-1.3299
	ADF	-1.0489	-1.8677
	PP	-1.3582	-0.9755
CBY	DF	-3.5585**	-6.0249**
	ADF	-3.7535**	-6.0081**
	PP	-21.6045**	-21.5270**
HPI	DF	-6.1969**	-6.7966**
	ADF	-6.6275**	-6.6946**
	PP	-69.2741**	-68.8157**
CCCI	DF	-1.9839	-2.0981
	ADF	-3.8599**	-3.9573**
	PP	-3.4736**	-3.4629**
DSPI	DF	-5.3134**	-5.2850**
	ADF	-5.3134**	-5.2850**
	PP	-13.1601**	-13.1835**

주 : 1) A는 추정식에 추세(trend)를 포함시키지 않은 경우이고 B는 추세를 포함시킨 경우임.
 2) ADF 검정에서 과거시차는 6기로 제한.
 3) **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻함.

〈표 3〉에 나타난 ADF 및 PP의 단위근 검정결과에서 종합주가지수를 제외하고는 회사채 수익률(CBY), 주택매매지수(HPI), 경기동행지수 순환변동치(CCCI)가 모두 단위근을 갖지 않는 것으로 나타났다. 특히 주택매매지수는 자료의 형태가 가격지수를 나타낸 수준변수임에도 불구하고 그 동안의 실제 움직임을 보면 일정한 추세를 전혀 찾아볼 수 없는 형태를 보여서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 종합주가지수에 자연대수가 취해진 1차 차분 변수인 주식수익률(DSPI)은 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 실증분석에 사용되는 외생형 모형의 자료는 각각 경기동행지수 순환변동치(CCCI)와 주식수익률(DSPI), 회사채수익률(CBY),

주택매매지수(HPI)가 사용되었다.

2. 시차선정

Christiano & Ljungqvist(1988), Geweke (1984) 등의 연구결과에 의하면 인과검정이나 외생성검정을 하기 위해서는 시차길이(lag length)의 선택이 중요한 것으로 나타났다. 시차길이를 임의로 설정하게 되면 진실한 모형에 대해 절사오차(truncation error)가 발생하기 때문에 연구결과의 신뢰성을 위하여 정보이론에 의한 최적시차선정 방법을 사용할 필요가 있을 것이다. 최적시차선정 방법에는 AIC(Akaike information criterion),

〈표 4〉 AIC, SC에 의한 최적 시차

	DSPI	CBY	HPI
AIC	9	7	12
SC	7	5	12

SC(Schwarz criterion), 우도비 검정(likelihood ratio test), HQ(Hannan & Quinn) 방법 등이 알려져 있으나 본 연구에서는 가장 널리 쓰이는 AIC와 SC²⁾을 사용하여 측정하였다.

경기변동에 대한 각각의 시장관련 변수의 시차를 12개월까지로 적용시켜본 결과 AIC와 SC에 최적 시차는 〈표 4〉와 같이 나타났다. 주식수익률은 AIC에 의하면 9개월, SC에 의하면 7개월로 나타났으며 채권수익률은 7개월, 5개월로 나타났는데 주택가격은 12개월로 같은 결과가 나왔다. AIC가 추정량의 분산보다는 불편성을 중요하게 여길 뿐만 아니라 일반적으로 많이 사용되므로 본 연구에서도 AIC를 따르기로 한다. 따라서 주식시장에서는 9개월, 채권시장에서는 7개월, 부동산시장에서는 12개월을 적용해 보도록 한다.

3. 외생성 검정

(1) 외생성 검정모형

Granger(1969, 1980) 정의에 의하면 X_2 를 추정할 때 X_2 의 과거 값과 함께 X_1 의 과거 값도 함께 사용하는 것이 X_2 의 과거 값만으로 추정한 것보다 정확하면 X_1 로부터 X_2 로의 인과관계가 존재

한다고 간주한다. 마찬가지로 X_1 의 예측이 X_1 자신의 과거 값에 의존하는 것보다 X_2 의 과거 값이 포함됨으로써 좋아진다면 X_2 로부터 X_1 로의 인과방향에 존재한다고 보는 것이다. 만약 이러한 관계가 어느 한쪽에서만 성립하면 일방적(unidirectional) 인과관계로, 양쪽 방향 모두 성립되면 상호의존적(feedback) 관계로 양방향(bidirectional)의 인과관계가 성립한다고 볼 수 있다. 그런데 Sims는 이러한 Granger 인과성 개념과 미래계열을 포함시킨 통계적 외생성(statistical exogeneity) 개념을 연결시켜 외생성 검정모형을 제시하였다. 즉, Granger가 일방적인 인과관계가 나타날 수 있는 기준을 정립하여 어떤 변수가 외생적으로 작용하였는가를 식별할 수 있게 하였다면 Sims는 이 기준을 실제로 검정하는 방법을 제시한 것이다.

Sims(1972, 1980)에 따르면 X_1 의 현재와 과거치로부터 주어진 X_2 로의 외생성이 존재하려면 X_1 의 과거, 현재, 그리고 미래치를 이용한 X_2 에 대한 추정에 있어 X_2 의 미래치 계수는 0이 되어야 한다는 것이다. 이러한 관계가 성립하면 두 변수사이의 상호의존적 관계가 없으며 X_2 에 대한 X_1 의 일방적 인과관계가 성립한다는 것이다. 이러한 내용을 AR (autoregressive) 표현으로 나타내면 식(1), (2)와 같다.

2) $AIC = (RSS + 2K\sigma^2)/T$, $SC = (RSS + K(\log T)\sigma^2)/T$

RSS는 추정오차의 자승합을, K 는 우항변수의 수, T 는 자료의 수를 의미.

$$a_{11}(0)X_1(t) = a_1(t) + \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{12}(k)X_2(t-k) + e_1(t) \quad \dots(1)$$

$$a_{21}(0)X_2(t) = a_2(t) + \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{22}(k)X_1(t-k) + e_2(t) \quad \dots(2)$$

$a_1(t)$, $a_2(t)$ 가 상수항일 때 $H_0(1) : \{a_{12}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되고 $H_0(2) : \{a_{22}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되지 않으면 X_2 에 대하여 X_1 은 외생적이라고 볼 수 있다.

그런데 Sims 모형과는 별도로 Geweke-Meese-Dent(1982)는 시차독립변수를 가지고 증대된 양측분포시차를 사용하는 외생성 검정법을 제시한 바 있다. 이를 모형으로 설명하면 Sims 모형에 종속 변수 자신의 과거치들이 설명변수로 포함될 수 있을 것이다.

$$a_{11}(0)X_1(t) = a_1(t) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{11}(k)X_1(t-k) + \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{12}(k)X_2(t-k) + e_1(t) \quad \dots(3)$$

$$a_{21}(0)X_2(t) = a_2(t) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{21}(k)X_2(t-k) + \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{22}(k)X_1(t-k) + e_2(t) \quad \dots(4)$$

이 때 귀무가설 설정, 검정 및 결과 해석은 Sims 외생성 검정과 동일하게 $H_0(1) : \{a_{12}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되고, $H_0(2) : \{a_{22}(k) =$

$0, k < 0\}$ 이 기각되지 않으면 X_2 에 대한 X_1 의 외생관계를 뜻한다고 볼 수 있다.³⁾ 따라서 본 연구에서는 Sims 모형과 Geweke-Meese-Dent 모형을 각각 이용하여 주식·채권시장 및 부동산시장과 경기변동간의 외생적 시차결합관계를 검정해 보도록 한다.

(2) 외생성 검정 결과

주식·채권·부동산 시장의 경기 변동에 대한 외생적 시차결합관계를 파악하기 위해 먼저 Sims 검정을 실시하여 보았다. 각 시장변수와 경기변동 관련 변수 가운데 어느 하나가 일정한 시차를 가지고 외생적인가를 파악하고자 시도하였다. 즉, 설명변수들의 미래시차 계수가 유의적인가를 검정하였다. 이 때의 시차는 AIC에 따라 주식은 9개월, 채권은 7개월, 부동산은 12개월을 적용하였다.

주식·채권시장과 경기변동과는 1975년 1월부터 1997년 12월까지, 부동산시장과 경기변동과는 1986년 1월부터 1997년 12월까지를 대상으로 Sims 외생성 검정 모형인 식(1), (2)에 의해 추정된 F-검정통계량 값을 보면 <표 5>와 같다.

이에 따르면 5% 유의수준에서 주식수익률이 설명변수일 때의 F-검정통계량 값 2.1928와 피설명변수일 때의 F-검정통계량 값 6.1825 모두 유의적으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면 주식수익률의 미래치가 경기변동을 설명하는데 의미 있을 뿐만 아니라 경기변동의 미래치가 주식수익률을 설명하는 데에도 의미가 있다고 볼 수 있다. 따라서 주식수익률이 경기변동에 대하여 외생 관계가 있다고 보는 것이 어려울 것이다.

3) 외생성이 존재한다고 선·후행성이 있다는 일대일 대응관계로 보는 것에는 오류가 있을 수 있으므로 외생성의 분석결과에 대한 해석에서 일방적 선·후행성으로 해석하기보다는 시차적인 예측력 평가여부로 해석하는 것이 보다 정확한 개념일 것이다.

〈표 5〉 Sims 검정 결과

피설명변수	설명변수	lag	F-검정통계량
CCCI	DSPI	(-1 to -9)	2.1928*
DSPI	CCCI	(-1 to -9)	6.1825**
CCCI	CBY	(-1 to -7)	4.5314**
CBY	CCCI	(-1 to -7)	0.2144
CCCI	HPI	(-1 to -12)	2.4364**
HPI	CCCI	(-1 to -12)	0.0037

*는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻함.

**는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻함.

하지만 채권시장과 부동산시장에서는 뚜렷한 외생적인 관계를 보여주었다. 즉, 회사채수익률이 설명변수일 때의 F-검정통계량 값 4.5314는 유의적으로 나타났지만 반대로 피설명변수일 때는 F-검정통계량 값은 0.2144로서 유의적이지 못하였다. 이를 해석해 보면 회사채수익률 미래치는 경기변동을 설명하는데 의미있는 변수라고 볼 수 있지만 경기변동의 미래치는 회사채수익률을 설명하는데 별 의미를 갖지 못하는 것으로 볼 수 있다. 이는 현재의 경기움직임이 미래의 회사채수익률을 예측하는데 도움을 줄 수는 있지만 현재의 회사채수익률이 갖고 있는 정보에 의해서는 미래의 경기변동을 예측하는데 도움이 되지 못한다는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 현재의 경기변동은 채권시장의 1개월 후부터 7개월 후까지 변화를 예측하는데 도움을 주므로 채권시장의 경기 후행적 외생 결합관계를 보여준다고 해석할 수 있을 것이다.

또한 부동산시장도 주택매매지수가 경기변동에 대해서 외생적 관계를 보인 것으로 나타났다. 주택매매지수가 설명변수일 경우의 F-검정통계량 값은 2.4364로서 유의적으로 나타났지만 피설명변수일 경우에는 0.0037로서 그렇지 못한 것으로 나타났

다. 즉, 주택매매동향의 미래치는 경기변동을 설명하는데 의미가 있지만 경기변동의 미래치는 주택매매동향을 설명하는데 별 의미를 갖지 못하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 현재의 경기변동 움직임은 미래의 주택매매동향을 예측하는데 도움을 주지만 반대로 현재의 주택매매동향은 미래의 경기변동을 예측하는데 의미있는 정보를 제공하지 못하는 것이다. 현재의 경기변동이 부동산시장의 1개월 후부터 12개월 후까지의 변화를 예측하는데 정보효과가 있으므로 부동산시장의 경기후행적 외생 결합관계를 보여준다고 해석할 수 있을 것이다.

Sims 외생성 모형검정에 의하면 경기변동에 대해 주식시장은 외생관계를 확인할 수 없었지만, 채권시장과 부동산시장은 후행적 외생 결합관계를 나타내 주었다. 이러한 결과를 비교 내지는 재확인하기 위해 Sims 외생성 검정모형을 변형시켜 증대된 양측분포시차를 가진 Geweke-Meese-Dent의 모형을 통해 외생성을 검정해 보았다. 이러한 검정결과는 〈표 6〉에 자세히 나타나 있다.

이에 따르면 5% 유의수준에서 경기동행지수 순환변동치에 대해 주식수익률이 설명변수일 때의 F-검정통계량 값은 유의적이지 않았지만 피설명변

〈표 6〉 Geweke-Meese-Dent 검정 결과

피설명변수	설명변수	lag	F-검정통계량
CCCI	DSPI	(-1 to -9)	1.7036
DSPI	CCCI	(-1 to -9)	2.6602**
CCCI	CBY	(-1 to -7)	1.3621
CBY	CCCI	(-1 to -7)	0.7648
CCCI	HPI	(-1 to -12)	2.0659*
HPI	CCCI	(-1 to -12)	0.5698

*는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻함.

**는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성이 있음을 뜻함.

수일 경우에는 F-검정통계량 값이 2.6602로 유의적으로 나타났다. 이는 현재의 주식시장 움직임이 향후 1개월 후부터 9개월까지의 경기를 예측하는데 훌륭한 지표역할을 할 수 있으며 반대로 현재의 경기변동은 미래의 주식시장을 예측하는데 아무런 도움이 되지 못한다고 볼 수 있는 것이다. 따라서 주식시장은 경기변동에 대하여 경기 선행적 외생 결합관계를 갖고 있다고 해석할 수 있을 것이다.

채권시장과 관련해서는 Geweke-Meese-Dent 외생성 검정을 통해서 어떠한 유의적인 결론을 도출할 수 없었다. 즉, 채권시장의 대응변수인 회사채수익률이 설명변수일 때나 피설명변수일 경우 모두 5% 유의수준에서 경기변동에 대한 외생성을 설명해 주지 못한 F-검정통계량 값을 나타냈다. 이는 앞서 분석한 Sims 외생성 검정결과에서 나타난 채권시장의 경기후행적 외생 결합관계와는 차이가 난다고 볼 수 있다.

부동산시장과 관련해서는 Sims 검정에서와 동일하게 확실한 외생성이 나타났다. 주택매매가격으로 설정된 부동산시장 변수가 설명변수일 경우에는 F-검정통계량 값이 2.0659로서 5% 유의수준에서 유의적으로 나타났지만 피설명변수일 경우에는 F-

검정통계량 값이 0.5698로서 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 이는 현재의 경기변동 움직임이 미래 일정한 시차까지의 부동산시장가격을 예측하는데 도움을 주지만 현재의 주택매매동향에 관한 정보는 미래의 경기를 예측하는 선행지표로서의 기능은 없다고 볼 수 있는 것이다. 따라서 부동산시장은 경기변동에 대해 경기후행적 외생 결합관계를 갖는다고 해석할 수 있을 것이다.

이와 같은 Geweke-Meese-Dent 외생성 검정결과를 종합해 보면 경기변동에 대하여 주식시장은 선행적 외생성을 갖는 것으로 나타났으며 채권시장은 아무런 관계를 찾을 수 없었으며 부동산시장은 경기후행적 외생 결합관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 Sims의 결과와 비교해 보면 부동산시장이 갖는 경기후행적 외생 결합관계는 어느 방법에 의하든지 동일하게 나타났지만 주식시장은 외생성을 확인할 수 없는 관계가 아닌 경기 선행적 결합관계를 보여주었다. 또한 채권시장은 Sims 검정에서는 경기후행적 결합관계가 도출되었지만 Geweke-Meese-Dent 검정에서는 아무런 관계를 갖지 못하는 것으로 나타났다. 이렇게 두 가지 외생성 검정결과에서 약간의 차이가 발생하는 것은 Geweke-

Meese-Dent 검정이 자체적인 시차변수를 가지면서 설명변수의 양측분포시차를 사용함에 따라 자유도에서 차이가 있기 때문이라고 볼 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 주식·채권·부동산가격들이 경기 전환점에 대하여 갖는 선·후행 시차를 분석하고 Granger 인과모형을 변형, 발전시킨 Sims, Geweke-Meese-Dent 외생성 모형에 따른 검정을 시도하였다. 주식·채권시장과 관련해서는 1975년부터 1997년까지의 월평균 자료를 사용하였으며 부동산 시장과 관련해서는 주택매매가격이 발표된 1986년부터 1997년까지의 월별 자료를 사용하였다. 경기 전환점을 분석하기 위해서는 통계청에서 발표하는 경기정점(peak)과 저점(trough)을 기준으로 사용하였으며 외생성 검정에서는 계절, 불규칙, 추세요인을 제거한 경기동행지수 순환변동치가 사용되었다.

그리고 외생성 검정을 위한 F-검정통계량 값이 유효하기 위해서는 자료들이 모두 안정적이어야 하고 모형설정에서도 적절한 시차선정이 이루어져야 한다. 이에 따라 본 연구에서는 외생성 검정에 앞서 각종 자산가격들과 경기변동관련 변수의 안정성을 규명, 확보하기 위하여 단위근 검정을 시도하였으며 AIC에 의해 시차의 차수를 결정하는 과정을 선행하여 실시하였다.

본 연구의 결과에서 나타난 주식·채권·부동산 시장이 경기변동에 대하여 갖는 순환관계를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 경기정점과 저점에 대하여 각 자산가격들의 전환점의 평균시차를 분석해 본

결과 주식시장은 9~10개월 선행하고 채권시장은 8개월 후행, 부동산 시장은 12개월 후행하는 것으로 나타났다. 총 8회의 경기국면별 기준순환일에 대하여 주식시장은 정점에 대해서는 10.5개월, 저점에 대해서는 9.0개월 선행하였다. 정점 5회, 저점 5회의 경기전환점에 대해 채권시장은 각각 6.0개월, 10.4개월 후행하는 것으로 나타났으며 정점 3회, 저점 2회의 경기전환점에 대해 부동산시장은 각각 15.0개월, 11.3개월 후행하는 것으로 나타났다.

둘째, 경기전환점별로 각 자산에 대한 평균 투자수익률 변화를 분석한 결과 주식시장은 경기정점이 도래하기 13개월 전에 매도하는 것이 가장 유리하고 저점이 도래하기 6개월 전에 매입하는 것이 가장 이상적인 것으로 나타났다. 채권시장은 경기정점이 12개월이 지난 후에, 부동산시장은 14개월 후에 매도하는 것이 가장 높은 투자 수익률을 올릴 수 있는 것으로 나타났으며 저점에 대해서는 채권은 5~6개월이 지난 후, 부동산은 11~12개월 지난 후에 매입하는 것이 가장 값싸게 매입할 수 있는 것으로 나타났다.

셋째, 단위근 검정을 통해 안정적인 자료를 확보하고 AIC에 의한 각 자산별 최적 시차를 적용하여 Sims 외생성 검정을 실시한 결과를 보면 경기변동에 대하여 주식시장은 외생성을 확인할 수 없었지만, 채권시장과 부동산시장은 7개월, 12개월의 경기 후행적 외생 결합관계를 보여주었다. 즉, 현재의 채권시장의 움직임은 경기변동을 예측하는데 아무런 정보를 제공하지 못하지만 경기는 향후의 채권시장을 예측하는데 유의적인 정보를 제공한다고 볼 수 있으며 부동산시장도 채권시장과 마찬가지로 향후 경기변동을 예측하는데 도움을 주는 것으로 나타나 주식시장과는 달리 후행적 외생관계를 갖는

다고 볼 수 있다.

넷째, 양측분포시차를 가진 Geweke-Meese-Dent 외생성 검정을 실시해 본 결과 경기변동에 대하여 주식시장은 9개월의 선행적 외생결합관계를 갖는 것으로 나타났으며, 채권시장은 아무런 관계를 찾을 수 없었으며, 부동산시장은 12개월의 경기후행적 외생 결합관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 주식시장의 움직임이 향후 경기를 예측하는데 유의적인 도움을 제공하며 반대로 부동산시장은 경기변동의 움직임으로써 향후 가격변동을 예측할 수 있는 시차관계를 보여준 것이다.

이러한 결과들을 종합해 보면 경기변동에 대하여 우리 나라 주식시장은 소재환(1989)의 결과와 유사하게 9개월 가량 선행하고 있다고 볼 수 있으며 미국을 대상으로 한 Piccini(1980), Fama(1990), 일본을 대상으로 한 井上(1989)와 비교할 때 약간 더 길게 나타났다. 이에 비해 우리 나라 채권시장은 Bernanke-Blinder(1992), Friedman-Kuttner(1992) 등과는 달리 5~8개월 가량 경기변동에 후행하는 것으로 볼 수 있다. 하지만 이는 Bulmash-Trivoli(1990), 植草一秀(1992)에서와 같이 채권 수익률의 저점 내지는 하락세와 경기 호황국면의 결합으로 이해하면 선행성이 제시될 수 있으며 수익률의 고점 내지는 상승세와 경기 호황국면의 결합을 분석하면 후행성으로 파악될 수 있기 때문이라고 할 수 있다. 한편 우리 나라 부동산시장은 확실한 12개월 가량의 경기후행적 관계를 보여준다고 해석할 수 있는데 이는 Matsunaga(1991), Hsueh(1991)의 일본, 대만의 경우와 일치된 것으로 채권시장보다도 더 후행시차가 길게 나타난다고 볼 수 있다.

그런데 본 연구가 주식·채권·부동산시장의 경기 순환관계를 설명하는 확정적 연구는 될 수는 없

을 것이다. 첫째로 주식시장과 채권시장의 경우 Sims 검정과 Geweke-Meese-Dent 검정결과에 약간의 차이가 나타났으며, 경기전환점 분석에서도 역시 약간의 차이가 나타나 선·후행적 순환관계를 매우 조심스럽게 해석해야 할 것이다. 따라서 향후 경기국면별 또는 인플레이션 국면별로 세부적 검정을 수행할 필요가 있을 것이며 최근에 개발되기 시작한 다양한 비모수 통계학(nonparametric) 방법을 추가적으로 사용한다면 보다 확실한 순환관계 해석이 가능해 질 것이다.

둘째로 각 시장을 충분히 설명할 수 있는 관련변수의 개발과 실증분석기간의 일치가 필요할 것이다. 우리 나라 채권시장이 아직 성숙되지 못한 관제로 거래제도가 발달되지 못한 상태에서 회사채유통수익률이 진정한 채권의 시장동향 전체를 대표할 수 있는가 하는 문제가 제기될 수 있다. 따라서 채권거래의 활성화를 위한 채권시장의 제도정비와 함께 회사채, 국공채 시장을 종합한 가격지수의 개발이 이루어져야 보다 타당성 있는 연구가 수행될 수 있을 것이다. 또한 부동산시장과 관련해서 주택매매가격이 부동산시장을 충분히 설명할 수 있는 대표적인 변수가 되기에는 부족함이 있으며 토지가격도 대표성이 부족할 뿐만 아니라 자료의 빈도가 부족해 보다 분명한 결과 해석에 어려움이 있다. 주거용 건물인 주택시장 뿐만 아니라 토지시장도 포함된 부동산의 유통시장 전체를 대표할 수 있는 지표의 개발이 이루어져야 할 것이며 이에 앞서 각종 가격들간의 다양한 관련성 분석이 이루어져야 할 것이다. 따라서 각 시장 가격을 대표할 변수가 개발되고 이의 충분한 시계열이 확보될 수 있다면 보다 타당성 있는 연구가 도출될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 서승환(1994), **한국 부동산시장의 거시계량분석**, 홍문사.
- 소재환(1989), "우리 나라 경기변동에 대한 종합주가지수의 선행성에 관한 실증적 고찰," **경영연구**, 제6호, 1-32.
- 손재영(1993), "지가와 거시경제변수의 인과관계에 관한 실증분석", **한국개발연구원 연구논문집 93-02**, 21-45.
- 통계청(1997. 7), **경기종합지수 개편보고서**.
- 植草一秀(1992), **金利, 爲替, 株價の政治經濟學**, 岩波書店.
- 井上(1989), "株價變動の循環分析," **KRI投資**, 4-21.
- Akaike, H.(1980), "Seasonal Adjustment by a Bayesian Modeling," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 1-13.
- Barkham, R. & D. Geltner(1994), "Unsmoothing British Valuation-Based Returns without Assuming an Efficient Market," *Journal of Property Research*, 81-95.
- Barro, R. J.(1989), "The Stock Market and Investment," *National Bureau of Economic Research, Working Paper #2925*.
- Bernanke, B. S. & A. S. Blinder(1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, September, 82, 901-921.
- Bulmash, S. B. & G. W. Trivoli(1990), "Time-lagged Interaction between Stock Prices and Selected Economic Variables," *Journal of Portfolio Management*, Summer, 61-67.
- Christiano, L. J. & L. Ljungqvist(1988), "Does Granger Cause Output in the Bivariate Money - Output Relation," *Journal of Monetary Economics*, September, 22, 217-235.
- Cohen, J. B., E. D. Zinbarg & A. Zeikel(1982), *Investment Analysis and Portfolio Management*, 4th ed., Irwin.
- Dickey, D. A. & C. W. J. Fuller(1979), "Distribution of the Estimations for Regressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, June, 74, 427-431.
- Fama, E. F.(1990), "Stock Returns, Expected Returns and Real Activity," *Journal of Finance*, September, 45, 1089-1108.
- Fisher, S. & R. C. Merton(1984), "Macroeconomics and Finance," *National Bureau of Economic Research, Working Paper #1291*.
- Friedman, B. M. & K. N. Kuttner(1992), "Money, Income, Prices, and Interest Rates," *American Economic Review*, June, 82, 472-492.
- Geltner, D.(1993), "Estimating Market Values from Appraised Values without Assuming an Efficient Market," *Journal of Real Estate Research*, 8, 325-345.
- Geske, R. & R. Roll(1983), "The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, March, 38, 1-33.
- Geweke, J.(1984), *Inference and Causality in Economic Time Series Models in : Z.Gritliches and M. Intrilligator eds.*, Handbook of Econometrics, Vol. II, North-Holland.
- Geweke, J., R. Meese & W. Dent(1982), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal System," *Journal of Econometrics*, 161-194.
- Granger, C. W. J.(1969), "Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, July, 424-438.
- Granger, C. W. J.(1980), "Testing for Causality : A Personal viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Control*, November, 2, 329-352.
- Harrison, F.(1983), *The Power in the Land*, Schepheard-Walwyn Ltd.,
- Hsueh, L. M.(1991), "Land Policy Problems in Taiwan," *Asia Club Papers*, 2, Tokyo Club Foundation

- for Global Studies, May, 49-63.
- Matsunaga, Y.(1991), "Japan's Land Policy and Its Implications," *Asia Club Papers*, 2, Tokyo Club Foundation for Global Studies, May, 34-47.
- Moore, G. H.(1980) "Business Cycles, Inflation and Cycles," *National Bureau of Economic Research, Studies in Business Cycles #24*.
- Nelson, C. R. & C. Plosser(1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-192.
- Neftci, S. N.(1979), "Lead-Lag Relations, Exogeneity and Prediction of Economic Time Series," *Econometrica*, January. 47, 101-113.
- Pearce, D. K.(1983), "Stock Prices and the Economy," *Economic Review, Federal Bank of Kansas City*, November, 7-22.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*. 75, 335-346.
- Picini, R.(1980), "Stock Market Behavior around Business Cycle Peaks," *Financial Analyst Journal*, July-August, 55-57.
- Quan, D. C. & S. Titman(1997), "Commercial Real Estate Prices and Stock Market Returns : An International Evidence," *Financial Analysts Journal*, May-June, 21-34.
- Said, S. E. & D. A. Dickey(1984), "Testing for Unit Ratio in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, 599-607.
- Schwert, G. W.(1990), "Stock Returns and Real Activity : A Century of Evidence," *Journal of Finance*, September, 45, 1237-1257.
- Siegel, J. J.(1991), "Does It Pay Stock Investors to Forecast the Business Cycle?," *The Journal of Portfolio Management*, Fall, 27-34.
- Sims, C.(1972), "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, September, 62, 540-552.
- Sims, C.(1980), "Comparison off Interwar and Postwar Business Cycle : Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, May, 70, 250-257.
- Solnik, B.(1983), "The Relation Between Stock Prices and Inflationary Expectations : The International Evidence," *Journal of Finance*, March, 38, 35-65.
- Stone, D. & W. Ziemba(1993), "Land and Stock Prices in Japan," *Journal of Economic Perspectives*, Summer, 7, 149-166.

Circulative Relation of Stock, Bond, Real Estate Markets to Business Cycle

Ho-Joon Chi*

Abstract

This study investigates whether stock, bond and real estate markets would have leading/lagging relation, exogeneity and causal prediction to business cycle in Korea.

The results show that the stock prices lead the business cycle about 9 months by the spread analysis to reference turning dates and the Geweke-Meese-Dent exogeneous test. On the other hand, the bond market represented by corporate bond yields would have the lagging relation with Korea business conditions about 6~8 months by the spread analysis and Sims exogeneous test.

And the evidence suggests that there be about 12 months time-lagged relation of the real estate market to the business cycle by means of the spread analysis to peaks/troughs and any exogeneous tests.

* Assistant Professor, Dept. of Business Administration, Andong National University