

한국 채권현물시장에 대한 미국 채권현물시장의 가격발견기능 연구

- 채권시가평가제도 도입 전후를 중심으로 -

홍정호* · 문규현**

〈요 약〉

본 연구는 1998년 7월 1일부터 2003년 12월 31일까지 국내 주요 채권현물(spot market)시장(콜금리, 3년물 및 5년물 국채, 3년물 회사채)에 대한 미국 장단기 국채 현물시장(3개월물 T-bill, 5년물 T-note, 10년물 T-bond)의 가격발견(price discover)기능에 대한 분석을 실시하였다. 전체분석기간을 채권시가평가제도가 도입된 2000년 7월 1일 전후로 나누어 변동성이전효과 여부를 시간변동 일변량(univariate) AR(1)-GARCH(1,1)-M모형을 이용하여 추정하였으며, 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 전체분석 기간동안 국내 콜금리, 3년물 및 5년물 국채, 3년만기 회사채에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 변동성이전효과(volatility spillover effect)가 1%수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, 채권시가평가제도 도입이전보다는 도입이후에 조건부 변동성이전효과가 더 강하고 지속적인 것으로 나타났으며, 특히 미국의 3개월물 T-bill 및 5년물 T-note보다는 대표적인 장기 금리인 10년물 T-bond 금리는 국내 주요금리에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 통계적으로 유의한 수준에서 모두 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과는 주식시장을 이용한 변동성이전효과와 마찬가지로 IMF 외환위기 이후 국내 자본시장개방 및 정보통신발달에 따른 국제자본시장통합(int'l capital market integration)에서 기인하는 것으로 보인다. 또한 이러한 채권시장의 변동성이전효과에 대한 이해는 국내채권 투자자들의 자본자산가격결정(valuation), 위험관리(risk management) 및 국제포트폴리오관리(int'l portfolio management) 측면에 다소 시사점이 있을 것으로 여겨진다.

주제어 : 채권시가평가제도, AR-GARCH(1,1)-M모형, 가격발견, 국제자본시장통합, T-bill, T-note, T-bond

논문접수일 : 2004년 2월 14일 논문게재확정일 : 2004년 9월 7일

* 예금보험공사(hong0312@kdic.or.kr)

** 국립안동대학교 경영학과(ghmoon@andong.ac.kr)

I. 서론

1996년 말 OECD 가입, 1998년 5월 25일 국내주식시장에 대한 외국인 투자한도 완전 철폐, IMF 외환위기를 전후한 국내외환시장에 대한 점진적인 자유화 및 정보통신발달 등으로 국내증시뿐만 아니라 채권시장도 해외자본시장의 변화에 자유로워질 수 없는 상황에 있다. 특히, 수출 등 전형적인 대외의존형인 한국의 경제구조 하에서 해외시장의 움직임은 리얼타임으로 국내자본시장의 변동에 영향을 미치게 되었고 이러한 상황은 앞으로 더욱더 강화될 것으로 보여진다.

미국 경기가 침체되는 경우 국내수출 감소 및 국내경기침체로 기업들의 자금수요가 위축되고 이에 따른 국내금리 하락이 초래하였다. 최근에는 미국경기가 국내경제에 영향을 주는 속도가 빨라져 미국의 고용, 물가지수 및 금리 등 주요거시경제지표들의 변화는 즉시 국내금리 및 증시에 반영되고 있는 실정이다.

국내채권시장의 금리는 대내적으로 수출증가, 산업활동 동향 및 경제편더멘탈, 수급부문의 국내요인뿐만 아니라 최근에 와서는 미국의 생산과 소비부문 및 고용부문의 회복여부에 의존하고 있는 것으로 보인다. 고용부문의 회복가능성과 생산성 등의 거시경제지표로부터 상당한 영향을 받고 있다. 특히, 미 연방준비제도이사회(FRB) 공개시장위원회(FOMC)의 금리정책기조의 변경은 각 국의 금리정책결정 담당자뿐만 아니라 시장 참가자들에게 상당한 영향을 미치고 있는 실정이다.

기존의 국제자본시장간의 정보전달체계 및 변동성이전효과, 자본시장통합 등에 대한 연구들은 주로 주식현물시장 및 선물시장들을 중심으로 이루어져 왔으나 채권시장간의 상관성(interdependence)에 대한 연구는 거의 이루어지지 않은 것으로 여겨진다. 따라서 본 연구는 기존 국제자본시장들 간의 영향력에 대한 연구를 확장하여 미국 채권시장을 대표하는 단기 및 장기국채현물시장(spot markets) 즉 3개월물 T-bill, 5년물 T-note, 10년물 T-bond 변동이 과연 한국의 채권현물시장(spot market)을 대표하는 콜금리, 3년물 및 5년물 국채금리, 3년물 회사채 금리에 대한 가격발견(price discovery) 기능을 갖고 있는지를 분석하고자 하였다.

미국, 일본 및 영국 등 해외 주요 증권시장(National Stock Market)간의 상호관련성, 정보이전효과, 시장통합(market integration)에 관한 연구로는 Eun & Shim(1989), Hamao, Masulis & Ng(1990), Susmel & Engle(1994), Lin, Engle & Ito(1994), Karolyi & Stultz(1996), Bekaert & Harvey(1997), Ng(2000)등이 있으며, 이들 연구의 대부분은 미국의 영향력이 지배적이라고 보고하였다.

또한 GARCH모형을 이용한 외환시장들에 대한 변동성이전효과에 대한 연구들로는 Engle et. al.(1990), Baillie & Bollerslev(1989), Ito, Engle & Lin(1992) 등의 연구들이 있다.

한편, 한미증권 현선물시장간의 정보전달체계 및 변동성에 관한 연구로는 김인무, 김찬웅(2001), 장국현(2002), 김찬웅, 문규현, 홍정효(2002), 문규현, 홍정효(2003) 등의 연구가 있다. 대다수의 연구들이 IMF 외환위기 이후 미국증시의 한국증시에 대한 영향력이 증대된 것으로 보고하고 있다.

Ross(1989)가 지적한 바와 같이 정보전달 속도는 자산가격변화의 2차 모멘텀인 조건부분산과 더 관련이 있음을 제시하였으며 이로부터 변동성이 변동성이전효과분석에 더 중요하다는 사실을 주장하였다. 정보통신의 발달, 자본시장개방 및 금융시장자유화에 따른 국제자본시장의 통합화 정도가 증대되고 있는 점을 감안하면 한 시장에서 발생한 의미 있는 정보가 다른 시장으로 전달되는지를 체계적으로 분석하는 것은 상당히 의미가 있다고 하겠다. 특히 분산(variance)은 선물옵션을 포함한 파생상품, 자본자산가격결정 및 현대투자이론의 핵심인 포트폴리오 등에 매우 유용한 정보로 이용되고 있다.

따라서, 본 연구는 최근 채권투자자들에게 관심이 증가하고 있는 한미 채권시장간의 조건부변동성이전효과에 대한 연구를 2000년 7월 1일 채권시가평가제도 도입 전후를 중심으로 시도하고자 하였다. 또한 변동성이전메커니즘을 구체적으로 분석하기 위하여 한국과 미국의 대표적인 장단기금리를 함께 사용하였다. 과거부터 미국금리와 한국금리는 수출이라는 매개체를 통해 일정한 관계를 유지해 왔으나 최근에 와서는 국내채권 시장 참가자들이 미국 금리추이를 예상하고 이를 채권투자의사결정에 미리 반영시킨다는 점이다. 이를 위하여 시간변동(time-varying) GARCH모형을 통한 미국 채권시장의 한국 채권시장에 대한 변동성이전효과(volatility spillover effect)에 대한 실증분석을 시도하였다. 이러한 실증분석결과들은 국내 채권시장투자전략가, 금융당국 및 국제포트폴리오 관리자 등의 투자의사결정에 상당한 의미를 줄 수 있을 것으로 보여 진다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 데이터에 대한 기초통계량분석을 실시하였다. 제 III 장에서는 연구방법을 제시하였으며 제 IV 장에서는 GARCH모형의 타당성분석 및 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

II. 기초 통계량 분석

데이터의 표본기간은 1998년 7월 1일부터 2003년 12월말 까지 한국채권시장의 대표적인 콜금리, 3년물 국채 및 5년물 국채현물지수, AA- 3년물 회사채 금리와 미국 채권

시장을 대표하는 3개월물 T-bill, 5년물 T-Note, 10년물 T-Bond의 일별종가수익률자료를 사용하였다. 이들 분석자료들은 한국은행, 블룸버그 및 Telerate로부터 구하였다.

본 장에서는 분석대상 주요 금리 및 가격변화량에 대한 평균, 표준편차 등의 기초 통계량을 분석하였으며, 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 분석기간동안 국내콜금리, 3년물과 5년물 국채 및 3년물 회사채 수준변수들의 평균금리는 각각 4.9614%, 6.6683%, 7.1300% 및 7.7048%이었으며, 미 정부채인 3개월물 T-bill과 5년물 T-note 및 10년물 T-Bond의 평균금리는 각각 3.4166%, 4.5292% 및 4.9940%로 나타났다. 예상된바와 같이 분석기간동안 한미 채권현물시장 모두 단기금리보다는 장기금리가 각각 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한, 미국금리가 한국금리보다 1.54%~2.71%수준만큼 높은 것으로 나타났다. 한편, 전체분석기간동안 각 채권수익률들은 한국 및 미국 모두 음(-)으로 동 분석기간동안 전반적으로 채권금리가 하락추세이었음을 추론해 볼 수 있다.

각 채권시장 수준변수들의 변동성의 크기를 나타내는 표준편차의 경우, 분석기간 전체동안 국가신용등급이 상대적으로 낮은 한국물의 표준편차가 국가신용등급이 높은 미국물의 표준편차보다 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 기존의 주식시장 등의 분석결과와는 상치되는 것으로 미국시장에 비해 한국채권시장이 덜 발달된 것에 기인하는 것으로 추론해 볼 수 있다. 또한 한국채권시장의 경우 3년물 회사채와 지표금리로 사용되는 3년물 국채의 변동성은 비슷한 수준에 있는 것으로 나타났다.

한국물의 경우 채권시가평가제도 도입이후 변동성이 낮아진 것으로 나타났으나 미국물의 경우 상대적으로 높아진 것으로 나타났다. 채권시가평가제도 도입이전 한국채권 중에는 콜금리와 3년물 국채 금리의 변동성이 상대적으로 높은 것으로 나타났으며, 미국채권 중에는 기간이 길수록 변동성이 높아지는 것으로 나타났다. 한편 채권시가평가제도 도입이후의 경우 한국채권금리의 경우 기간이 길어질수록 변동성이 높아지는 것으로 나타났으나 미국채권금리의 경우 만기가 길어질수록 변동성이 상대적으로 적어지는 것으로 나타났다.

전체분석기간 동안 한국 채권 수준변수들의 왜도(skewness)는 모두 양(+)으로 꼬리부분이 오른쪽으로 길어진(skewed to the right) 형태를 보이고 있는 것으로 나타났으나 미국 채권 수준변수들의 왜도는 모두 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보여주는 것으로 나타났다. 각 채권 수익률들의 첨도는 모두 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포보다 더 뾰족한 형태를 보여주고 있다. 미국 10년물 국채 수준변수를 제외한 나머지 채권들의 수준변수 및 수익률 모두 정규성을 검증하기 위한 Bera-Jacque 검증통계량이 1%수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 각 국채들의 분포가 정규분포가 아님을 알 수 있다.

실증분석에서 금융시계열자료들의 안정성(stationarity)검증과 공적분(cointegration)검정은 매우 중요한 절차이다. 따라서 미국 채권시장의 한국채권시장에 대한 가격발견에 대한 실증분석에 앞서 각 국채현물지수들의 수준변수 및 가격변화량에 대한 단위근(unit root)검정을 실시하였다.¹⁾ 각 국채시계열 수준변수들 사이에 공적분관계가 존재하는 경우 오차수정항(ECT : error correction term)을 분석모형에 포함하여 추정할 것을 권고하고 있다.(Engle & Granger(1987) 그러나 본 연구에서는 일변량 AR(1)-GARCH (1,1)-M 모형추정 시 오차수정항을 제외²⁾시킨 후 각 시계열간의 가격발견기능을 분석하였다.

<표 1> 각 채권 수익률에 대한 기초통계량분석 결과

Panel A : 분석기간 전체(수준변수)

구 분	한 국 물				미 국 물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평 균	4.9614	6.6683	7.1300	7.7048	3.4166	4.5292	4.9940
중간값	4.7400	6.2150	6.8500	7.2350	3.8250	4.5950	5.0400
최대값	14.7800	13.8500	13.4500	15.5000	6.9200	6.8300	6.7900
최소값	3.6500	3.9500	4.0600	4.9300	0.8000	1.6100	1.1900
표준편차	1.4521	1.9228	1.9427	1.9201	1.8551	1.1816	0.8060
왜 도	3.3238	1.0284	0.6370	0.8822	-0.0384	-0.0747	-0.1494
첨 도	16.9146	3.80358	2.7793	3.7068	1.4567	2.0456	2.9480
J-B	12782.2***	262.107***	89.8721***	194.191***	128.324***	50.1571***	4.9487***

Panel B : 분석기간 전체(수익률)

구 분	한 국 물				미 국 물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평 균	-0.0010	-0.0008	-0.0007	-0.0008	-0.0013	-0.0004	-0.0002
중간값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
최대값	0.1410	0.1032	0.0899	0.1082	0.1594	0.4157	1.3650
최소값	-0.1372	-0.1806	-0.0698	-0.0833	-0.1786	-0.4116	-1.3389
표준편차	0.0136	0.0162	0.0143	0.0125	0.0217	0.0254	0.0885
왜 도	-1.0575	-0.9866	0.3747	0.0215	-0.7183	0.3740	-0.0323
첨 도	33.5269	18.3363	9.0059	15.1292	19.8864	110.635	206.955
J-B	50329.6***	12851.4***	1969.02***	7917.52	15437.9***	2744.4***	5889.0***

1) 단위근 검정은 ADF와 PP검정법을 이용하였으며, 각 수준변수들에서는 단위근이 존재하였으며, 또한 정보의 손실을 줄인다는 차원에서 수준변수간의 장기적인 균형관계여부를 파악하기 위해, 요한센 공적분검정법을 통한 검정결과 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 실증분석에서는 각 시계열들의 수익률을 분석대상으로 하였다.

2) Engle & Granger(1987)는 두 변수간에 공적분관계가 존재하는 경우 시계열 분석모형에 오차수정항(error correction term)을 포함시킬 것을 주장하였다.

Panel C : 채권시가평가제도 도입이전기간(수준변수)

구분	한국물				미국물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평균	5.9472	8.6243	9.2182	9.6808	4.9624	5.5537	5.5941
중간값	5.0600	8.6850	9.2500	9.7250	4.8200	5.7000	5.7900
최대값	14.7800	13.8500	13.4500	15.5000	6.9200	6.8300	6.7900
최소값	4.6700	5.9100	6.7300	7.1500	3.8100	4.0100	1.1900
표준편차	1.9807	1.6588	1.3573	1.5271	0.5298	0.7440	0.7136
왜도	2.1845	0.7959	0.5815	1.0773	0.5767	-0.2032	-1.2910
첨도	7.7623	3.3215	3.0828	4.3506	2.5823	1.9568	8.81676
J-B	800.558***	50.5488***	26.0617***	123.955***	28.8420***	24.0261***	639.636***

Panel D : 채권시가평가제도 도입이전기간(수익률)

구분	한국물				미국물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평균	-0.0023	-0.0011	-0.0009	-0.0011	0.0003	0.0002	0.0002
중간값	-0.0013	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
최대값	0.0549	0.0633	0.0746	0.0881	0.1594	0.1402	1.3650
최소값	-0.1114	-0.1806	-0.0698	-0.0833	-0.1662	-0.1155	-1.3389
표준편차	0.0157	0.0190	0.0131	0.0159	0.0181	0.0155	0.1469
왜도	-1.2798	-2.2844	-0.5102	-0.4728	-0.1025	0.6582	-0.0289
첨도	12.2829	21.8824	9.9644	10.3790	38.6936	24.3068	76.6090
J-B	1777.24***	7233.95***	949.601***	1060.78***	4419.7***	8734.53***	3850.5***

Panel E : 채권시가평가제도 도입이후기간(수준변수)

구분	한국물				미국물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평균	4.4151	5.5842	5.9726	6.6096	2.5599	3.9615	4.6614
중간값	4.2800	5.4500	5.9000	6.5600	1.7200	4.0800	4.7750
최대값	6.0800	8.2000	8.5200	9.2700	6.6900	6.1300	5.9900
최소값	3.6500	3.9500	4.0600	4.9300	0.8000	1.6100	3.1100
표준편차	0.5182	0.9619	1.0428	1.0363	1.7705	0.9795	0.6461
왜도	0.5390	0.6150	0.3017	0.4440	0.9886	0.1418	-0.1339
첨도	2.0127	2.9658	2.4054	2.3757	2.5930	2.0216	2.1013
J-B	73.9132***	52.3767***	24.8206***	40.7471***	140.926	35.887***	30.4077***

Panel F : 채권시가평가제도 도입이후기간(수익률)

구분	한국물				미국물		
	콜금리	3년물 국채	5년물 국채	3년물 회사채	3개월 T-bill	5년물 T-bond	10년물 T-bond
평균	-0.0003	-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0022	-0.0007	-0.0004
중간값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0020	-0.0017
최대값	0.1410	0.1032	0.0899	0.1082	0.1133	0.4157	0.0615
최소값	-0.1372	-0.0591	-0.0620	-0.0418	-0.1786	-0.4116	-0.0478
표준편차	0.0122	0.0145	0.0149	0.0102	0.0234	0.0296	0.0152
왜도	-0.6525	0.7182	0.7017	1.6749	-0.8176	0.3463	0.3744
첨도	60.4225	8.8582	8.4824	19.4190	14.9891	93.4793	4.2655
J-B	4092.3***	1258.20***	1107.60***	9711.18***	5063.43***	3133.8***	74.7856***

주) 1. ***는 1% 유의수준을 나타냄. 전체분석기간(1998. 7. 1~2003. 12. 31)을 채권시가평가제도 도입이전(1998. 7. 1~2000. 6. 30)과 이후(2000. 7. 1~2003. 12. 31)로 나누어 분석하였음.

2. 각 채권들의 수익률 : $[\ln(XQ_{e,t}) - \ln(XQ_{e,t-1})]$

3. B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 $B-J = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$ 이며 귀무가설 정규성하에서 χ^2 분포를 따름.

III. 연구방법

본 연구에서는 미국 채권시장의 한국채권에 대한 변동성이전효과(volatility spillover effect)를 분석하기 위하여 Engle(1982)에 의해 제시된 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity)모형을 일반화한 Bollerslev(1986)의 GARCH모형을 사용하였다. 본 연구모형과 가장 가까운 Hamao, Masulis & Ng(1990)의 연구모형과는 달리 조건부분산식에 분산대신 표준편차항을 포함하는 일변량 AR(1)-GARCH(1,1)-M모형을 사용하였다.³⁾ 우선 분석대상 각 채권수익률을 아래의 식에 적용하여 추정하였다.

$$\text{조건부평균방정식 : } XQ_t = a + b \sigma_t + c \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{조건부분산방정식 : } \sigma_t = d + e f \sigma_{t-1} + f \epsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

위 식에서 XQ_t 는 한국의 콜금리, 3년 및 5년물 국채 수익률, 3년물 회사채 수익률과

3) Hamao, Masulis & Ng(1990)는 조건부 분산식에 표준편차 대신 분산을 사용하였으나 본 논문은 French, Schwert, Stambaugh(1987)의 연구처럼 표준편차를 분산의 대용치로 사용하고 조건부분산식에 조건부표준편차를 포함시켜 각 주가지수간의 정보이전효과에 대한 분석을 실시하였다. 특히 조건부분산식에 분산대신 표준편차를 포함한 결과 통계적으로 더 적합한 것으로 나타났다.

미국의 3개월물 T-bill, 5년물 T-note와 10년물 T-bond 일별증가수익률을 각각 의미한다.⁴⁾ 각 채권들의 일별증가수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 추정된 잔차를 구하고 이들 잔차의 제곱을 조건부변동성이전효과 분석을 위한 뉴스충격(news shocks)의 대용치(proxy)로 사용하였다. 따라서 미국 채권수익률의 한국 채권수익률(close to open return)에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과는 다음의 식 (3)과 식 (4)로 나타낼 수 있다.

$$\text{조건부평균방정식} : Call_t = a + b \sigma_t + cTBill_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\text{조건부분산방정식} : \sigma_t = f + g \epsilon_{t-1}^2 + h \sigma_{t-1} + iTBille_{t-1} \quad (4)$$

위 식 (3)과 식 (4)에서 σ_t 조건부표준편차, $Call_t$ 는 t시점 한국의 콜금리 일별증가수익률을 의미하며, $TBill_{t-1}$ t-1시점 미국 3개월물 T-bill 일별증가수익률을 의미하며, $TBille_{t-1}$ 는 3개월물 T-bill수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)이다.

계수 값 c 와 i 는 3개월물 T-bill 수익률의 콜금리에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 존재여부를 나타내는 값들이다. 만약 이 값들이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되었을 경우 이는 3개월물 T-bill시장에서 콜금리시장으로의 정보이전효과(information spillover effects)가 존재한다는 것을 의미한다.

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 모수의 최우추정치(MLE : maximum likelihood estimate)를 구하기 위하여 Berndt, Hall, Hall, & Hausman(1974)이 제시한 BHHH 알고리즘에 기초한 대수우도함수(log likelihood function)를 최대화하는 비선형 최적화기법을 사용하였다. 모형의 적합성 검증(specification test)을 위한 분석 모형의 잔차와 잔차제곱에 시계열상관의 존재여부를 검증하기 위하여 Ljung-Box(LB) Q통계량⁵⁾을 사용하였다.

IV. 실증분석 결과

본 연구의 실증분석은 다음과 같은 절차에 따라 실시하였다. 우선AR(1)-GARCH(1,1)-M모형의 추정에 앞서 각 채권들의 수익률 자료를 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 모

4) 각 채권들의 일별증가수익률은 로그값을 취한 당일의 종가와 전일종가를 대비한 값 $[\ln(XQ_{t,i}) - \ln(XQ_{t-1,i})]$ 을 나타낸다.

5) McLeod, Li(1983)는 LB 검증통계량은 점근적인 카이제곱(asymptotically chi-square : χ^2) 분포를 가진다고 하였다.

형의 타당성을 분석하였다. 둘째, 전체기간으로 대상으로 한국 장단기 국채 현물시장(콜금리, 3년물 및 5년물 국채, 3년물 회사채)에 대한 미국 장단기 국채 현물시장(3개월물 T-bill, 5년물 T-note, 10년물 T-bond)의 가격발견(price discover)기능을 조건부평균 및 변동성이전효과(volatility spillover effect)를 통해 살펴보았다. 마지막으로, 앞의 결과에 대한 일관성과 타당성을 높이기 위하여 분석기간을 채권평가제도 도입시점인 2000년 7월 1일을 기준으로 이전과 이후로 나누어 분석을 실시하였다.

1. 모형의 타당성 분석결과

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형에 대한 타당성분석 결과가 <표 2>의 Panel A, Panel B에 제시되어 있다. Panel A는 한국의 콜금리, 3년 및 5년물 국채, 3년물 회사채에 대한 GARCH(1,1)-M모형의 타당성 분석결과를 보여주고 있으며 Panel B는 미국의 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond에 대한 GARCH(1,1)-M모형의 타당성분석결과를 보여주고 있다. 분석결과에 의하면, 심각한 모형의 부적절(model misspecification)함은 나타나고 있지 않다. 예를 들어 추정잔차와 추정잔차 자승값의 12계차 자기상관 [$Q(12)$ 과 $Q^2(12)$]에 대한 Ljung-Box Q통계량도 전통적인 임계치들보다 작으므로 “잔차의 자승값에 대한 자기상관은 없다”라는 귀무가설도 채택되어 추정 잔차에 자기상관이 없음을 알 수 있다.

또한 조건부분산식의 계수 값 f 와 g 가 양(+)으로 통계적으로 유의하였으며, 조건부분산식의 각 계수 값들의 합이 1보다 작으므로 GARCH모형에서 조건부분산의 비음수성도 충족시켜주고 있다.⁶⁾ 이는 σ_t 가 시차를 갖는 잔차의 제곱(ε_{t-1}^2) 뿐만 아니라 시차를 갖는 조건부표준편차(σ_{t-1}) 그 자체에 의해서도 설명될 수 있음을 말해주는 것으로 일변량 AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 사용에 대한 타당성을 제시해 주고 있다.⁷⁾

일변량 AR(1)-GARCH(1,1)-M모형의 사용에 앞서 GARCH(p,q)-M모형에 대한 차수 p와 q를 결정하기 위하여 각 주가지수의 낮수익률 및 밤수익률에 대하여 GARCH(1,1)-(M), GARCH(1,2)-(M), GARCH(1,3)-(M), GARCH(1,4)-(M), GARCH(1,5)-(M)를 분석한 결과 GARCH(1,1)의 추정결과가 조건부분산식의 비음수성 및 통계적 유의성 등에서

6) Susan & Lee(1997)에 의하면 GARCH모형에서 조건부분산의 비음수성을 보장받기 위해서는 상수항을 포함한 분산방정식의 각 계수값이 0보다 커야한다고 제시하였다.

7) 앞의 기초통계량 분석의 결과에서 보듯이 각 지수들의 비정규성은 Bollerslev(1986)의 GARCH모형을 확장한 AR(1)-GARCH(1,1)-M모형이 본 연구의 목적에 적합한 모형임을 보여 주고 있다.

가장 적합한 모형으로 나타났다.⁸⁾

<표 2> GARCH(1,1)-M모형의 타당성분석 결과

Panel A : 콜금리, 3·5년물 국채 및 3년물 회사채에 대한 모형의 타당성분석 결과

구분	콜금리		3년물 국채		5년물 국채		3년물 회사채	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	+0.00741**	+ 2.14	-0.00243**	- 2.06	-0.00336**	- 2.45	-0.00041	- 0.18
b	-0.51045**	- 2.37	+0.06243	+ 0.74	+0.15241	+ 1.32	-0.04045	- 0.23
c	-0.30375***	- 6.73	+0.11638***	+ 4.04	+0.22774***	+ 7.94	+0.31060***	+ 7.71
f	+0.00334***	+ 5.41	+0.00116***	+10.43	+0.00076***	+ 7.37	+0.00213***	+ 9.56
g	+0.07306***	+ 5.10	+0.18428***	+11.08	+0.12400***	+ 9.68	+0.12040***	+ 7.75
h	+0.82002***	+31.46	+0.80115***	+71.74	+0.84801***	+77.84	+0.77923***	+47.65
Log-L	3798.65		3615.08		3777.22		3936.67	
LB(12)	18.95		14.88		17.42		8.71	
LB ² (12)	2.06		3.78		1.89		1.32	

Panel B : 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 수익률에 대한 모형의 타당성분석 결과

구분	3개월물 T-bill		5년물 T-note		10년물 T-bond	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	+0.00019	+ 0.07	-0.00076	- 1.06	+3.91612***	+503.23
b	-0.01094	- 0.09	-0.00654	- 0.13	+0.75108***	+ 33.24
c	-0.18648***	- 4.06	-0.07195**	- 2.22	+0.60785*	+ 1.94
f	+0.00087***	+ 7.19	+0.00011***	+ 5.53	+0.00104***	+ 2.87
g	+0.23529***	+ 6.29	+0.28652***	+12.37	+0.64881***	+ 6.45
h	+0.67948***	+20.20	+0.75169***	+41.56	+0.40516***	+ 6.03
Log-L	3302.59		3345.53		978.90	
LB(12)	10.42		9.11		57.3***	
LB ² (12)	5.51		4.39		1.87	

주) 1. ***, **, *는 1%, 5%, 10%유의수준을 나타내며, 분석기간은 1998년 7월 1일부터 2003년 12월 31일까지임.

2. LB(12), LB²(12)는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량을 나타내며, x²(12)의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)이다.

3. 모형의 타당성분석에 사용된 GARCH(1,1)-M모형의 방정식은 다음과 같다.

$$\text{조건부평균식 : } XQ_t = a + b \sigma_t + c \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부분산식 : } \sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \varepsilon_{t-1}^2$$

위 식에서 XQ_t는 각 채권수익률, σ_t 조건부표준편차, D_t는 더미변수를 의미함.

4. Log-L은 log-likelihood ratio를 의미함.

8) Bollerslev(1992)는 실증적 연구를 통해 금융 시계열자료 분석에 있어서 GARCH(1,1)모형이 가장 적합한 모형임을 제시했다.

2. 한국 콜금리에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 수익률의 변동성 이전효과 분석

본 절에서는 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 일별수익률의 한국 콜금리에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는지를 분석하기 위하여 식 (3)과 식 (4)을 추정하였다. 그 결과가 <표 3>의 Panel A, Panel B 및 Panel C에 각각 제시되어 있다.

<표 3> 국내 콜금리에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5·10년물 국채 수익률의 변동성 이전효과 분석

Panel A : 콜금리에 대한 3개월물 T-bill 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형의 추정방정식에서, 조건부평균식 : $Call_t = a + b \sigma_t + cTBill_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부 분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTBillE_{t-1}$ 여기서 σ_t 조건부표준편차, $TBillE_{t-1}$ 는 3개월물 T-bill수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과와 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	+0.00169***	+ 2.71	+0.00067	+ 0.19	+0.00023	+ 0.22
b	-0.22113***	- 3.10	-0.16710	- 0.57	-0.06909	- 0.57
c	-0.01860	- 0.90	-0.01028	- 0.40	-0.02022	- 0.76
d	-0.30918***	-11.82	+0.38015***	+ 7.23	-0.31375***	- 8.84
f	+0.00243	+ 0.95	+0.00201***	+ 5.20	+0.00119***	+13.01
g	+0.08733***	+14.11	+0.10656***	+ 4.65	+0.07386***	+ 7.38
h	+0.89115***	+223.7	+0.76018***	+19.46	+0.67696***	+41.95
i	+0.01251***	+28.96	-0.00250***	-12.90	+0.03966***	+12.93
Log-L	4013.82		1385.21		2680.92	
LB(12)	18.45		13.73		17.26	
LB ² (12)	6.12		1.84		4.55	

Panel B : 콜금리에 대한 5년 T-note 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형의 추정방정식에서, 조건부평균식 : $Call_t = a + b \sigma_t + cTNote_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부 분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTNoteE_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $TNoteE_{t-1}$ 는 5년물 T-note수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과와 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	+0.01270***	+ 3.11	+0.00281***	+ 2.87	+0.00226	+ 0.61
b	-0.80219***	- 3.57	-0.34381***	- 3.01	-0.20594	- 0.68
c	-0.00589	- 0.14	-0.02265	- 0.64	-0.00188	- 0.06
d	-0.28029***	- 5.97	-0.27724***	- 5.60	-0.24367***	- 4.14
f	+0.00312***	+ 3.54	+0.00847*	+ 1.80	+0.00683***	+ 3.09
g	+0.06001***	+ 4.45	+0.10869***	+ 4.30	+0.07432***	+ 4.82
h	+0.84465***	+27.07	+0.89837***	+59.87	+0.51379***	+ 3.39
i	+0.00173***	+1.92	-0.00019***	- 5.18	-0.00059***	- 7.89
Log-L	3772.29		1386.47		2565.05	
LB(12)	18.06		10.01		19.17	
LB ² (12)	3.21		4.01		1.29	

Panel C : 콜금리에 대한 10년 T-bond 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형의 추정방정식에서 조건부평균식 : $Call_t = a + b\sigma_t + cTBond_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTBondE_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $TBbondE_{t-1}$ 는 10년물 T-bond수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과와 대용치(proxy)임.

구 분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	+0.00240***	+ 2.86	+0.00253***	+ 2.64	+0.00704	+ 0.03
b	-0.26174***	- 3.79	-0.34723***	- 3.01	-0.02282	- 0.12
c	-0.00202	- 0.34	-0.00436	- 0.69	+0.01590	+ 0.47
d	-0.33364***	- 7.25	-0.32495***	- 6.32	-0.30732***	- 5.40
f	+0.00717***	+119.75	+0.00406	+ 0.88	+0.00890***	+ 5.12
g	+0.10116***	+ 7.46	+0.11108***	+ 4.11	+0.10915***	+ 5.30
h	+0.68522***	+ 82.11	+0.89162***	+49.96	+0.36618***	+ 2.96
i	-0.00846***	- 3.82	+0.00321***	+ 2.19	-0.03681***	- 4.36
Log-L	3774.49		1389.68		2591.57	
LB(12)	11.85		12.07		18.85	
LB ² (12)	5.92		4.59		0.95	

주) 1. LB(12), LB²(12)는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량을 나타내며, x²(12)의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)임.
 2. ***, *는 1%, 10%유의수준을, Log-L은 log-likelihood ratio를 의미함.

Panel A의 3개월물 T-bill의 콜금리에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 콜금리 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 -0.01860과 +0.01251로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 콜금리일별증가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 -0.01028과 -0.00250으로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 콜금리일별증가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 -0.02022와 +0.03966으로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 Panel B의 5년물 T-note의 콜금리에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 5년물 T-note 일별증가수익률의 콜금리 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 -0.00589와 +0.0173으로 조건부변

동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 5년물 T-note 일별종가수익률의 콜금리일별종가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.02265 와 -0.00019 로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 5년물 T-note 일별종가수익률의 콜금리일별종가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.00188 과 -0.00059 로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

마지막으로 Panel C의 10년물 T-bond의 콜금리에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 10년물 T-bond 일별종가수익률의 콜금리 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.00202 와 -0.00846 으로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 10년물 T-bond 일별종가수익률의 콜금리일별종가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.00436 과 $+0.00321$ 로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 10년물 T-bond 일별종가수익률의 콜금리일별종가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 $+0.01590$ 과 -0.03681 로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

요약해보면, 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 콜금리에 대한 변동성이전효과만 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으며, 채권시가평가제도 도입이전보다는 채권시가평가 제도 도입이후 변동성이전효과는 다소 증가한 것으로 나타났다.

3. 국내 3년물 국채수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 수익률의 변동성 이전효과 분석

본 연구에서는 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 일별수익률의 국내 3년물 국채 수익률변동에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는지를 분석하기 위하여 식 (3)과 식 (4)를 추정하였다. 그 결과가 <표 4>의 Panel A, Panel B 및 Panel C에 각각 제시되어 있다.

<표 4> 국내 3년물 국채 수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5·10년물 국채 수익률의 변동성이 전효과 분석

Panel A : 3년물 국채 수익률에 대한 3개월물 T-bill 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b \sigma_t + cTBill_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTBill_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 3년물 국채수익률, $TBill_{t-1}$ 는 3개월물 T-bill수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00179*	- 1.89	-0.00339	- 0.77	-0.00365**	- 2.36
b	+0.02250	+ 0.30	+0.06187	+ 0.26	+0.17468	+ 1.34
c	-0.01184	- 0.50	-0.02246	- 0.53	-0.01515	- 0.48
d	+0.11759***	+ 4.08	+0.16821***	+ 2.99	+0.11039**	+ 2.52
f	+0.00458***	+ 3.90	+0.00303***	+ 2.74	+0.00103***	+ 4.74
g	+0.18221***	+11.72	+0.16571***	+ 4.44	+0.15782***	+ 6.78
h	+0.81572***	+92.40	+0.80081***	+25.42	+0.76479***	+38.78
i	+0.01164***	+ 9.22	-0.00368***	- 3.28	+0.02030***	+ 9.75
Log-L	3623.38		1216.34		2402.10	
LB(12)	13.83		9.17		7.77	
LB ² (12)	5.20		3.23		2.25	

Panel B : 3년물 국채 수익률에 대한 5년 T-note 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b \sigma_t + cTNote_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTNote_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 3년물 국채수익률, $TNote_{t-1}$ 는 5년물 T-note수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00146	- 1.31	-0.00339	- 0.77	-0.00517***	- 2.65
b	-0.01159	- 0.13	+0.06187	+ 0.26	+0.27135*	+ 1.75
c	+0.03126	+ 1.40	-0.02246	- 0.53	+0.04119*	+ 1.62
d	+0.12890***	+ 4.39	+0.16821***	+ 2.99	+0.08688**	+ 1.96
f	+0.00180***	+ 7.07	+0.00303***	+ 2.74	+0.00264***	+ 6.30
g	+0.28947***	+12.29	+0.16571***	+ 4.44	+0.24958***	+ 6.35
h	+0.63682***	+38.40	+0.80081***	+25.42	+0.61399***	+15.27
i	+0.04128***	+ 9.10	-0.00368***	- 3.28	+0.01596***	+ 3.42
Log-L	3620.95		1216.34		2394.04	
LB(12)	15.06		9.17		10.23	
LB ² (12)	10.57		3.23		2.23	

Panel C : 3년물 국채 수익률에 대한 10년 T-bond 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b \sigma_t + cTBond_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$,
 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTBondE_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 3년물
 국채수익률, $TBbondE_{t-1}$ 는 10년물 T-bond수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱
 으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전제		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00231*	- 1.95	+0.00010	+ 0.09	-0.00537***	- 2.87
b	+0.05415	+ 0.64	-0.09939	- 1.24	+0.28476*	+ 1.92
c	+0.00253	+ 0.51	-0.00542	- 0.86	+0.07084**	+ 1.98
d	+0.11694***	+ 4.01	+0.14043***	+ 3.09	+0.07525*	+ 1.68
f	+0.00121***	+ 9.56	+0.00084	+ 0.90	+0.00245***	+ 6.05
g	+0.18298***	+10.94	+0.14124***	+ 7.05	+0.26407***	+ 6.34
h	+0.80241***	+70.65	+0.82106***	+61.09	+0.60146***	+15.29
i	-0.00069	-1.02	+0.00295	+ 0.82	+0.05014***	+ 4.86
Log-L	3615.49		1246.11		2396.61	
LB(12)	14.70		11.36		10.52	
LB ² (12)	3.67		4.15		1.68	

주) 1. LB(12), LB²(12)는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)임.

2. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준을, Log-L은 log-likelihood ratio를 의미함.

먼저 Panel A의 3개월물 T-bill의 3년물 국채수익률변동에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 국채 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.01184와 +0.01164로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 국채수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.02246과 -0.00368로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.01515와 +0.02030으로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 Panel B의 5년물 T-note의 3년물 국채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 5년물 T-note 일별증가수익률의 3년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 +0.03126과 +0.04128

로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부 평균이전효과에 대한 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 5년물 T-note 일별증가수익률의 3년물 국채일별 증가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.02246 과 -0.00368 로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 5년물 T-note 일별증가수익률의 3년물 국채 수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 $+0.04119$ 와 $+0.01596$ 으로 각각 10% 및 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

마지막으로 Panel C의 10년물 T-bond의 3년물 국채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 10년물 T-bond 일별증가수익률의 3년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 $+0.00253$ 과 -0.00069 로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전에는 10년물 T-bond 일별증가수익률의 3년물 국채 일별 증가수익률에 대해서는 조건부 평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 -0.00542 와 $+0.00295$ 로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에는 10년물 T-bond 일별증가수익률의 3년물 국채수익률 일별증가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 $+0.07084$ 와 $+0.05014$ 로 조건부 평균 및 변동성이전효과 모두 5% 및 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

요약해보면, 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 3년물 국채수익률변동에 대한 변동성이전효과만 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 채권시가평가제도 도입이후에는 조건부평균이전효과도 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다.

4. 국내 5년물 국채수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 수익률의 변동성 이전효과 분석

본 절에서는 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 일별수익률의 국내 5년물 국채 수익률변동에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는지를 분석하기 위하여 식 (3)과 식 (4)를 추정하였다. 그 결과가 <표 5>의 Panel A, Panel B

및 Panel C에 각각 제시되어 있다.

<표 5> 국내 5년물 국채 수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5·10년물 국채 수익률의 변동성 이 전효과 분석

Panel A : 5년물 국채 수익률에 대한 3개월물 T-bill 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b\sigma_t + cTBill_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTBill_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 5년물 국채수익률, $TBill_{t-1}$ 는 3개월물 T-bill수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구 분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00260**	- 2.27	-0.00992**	- 2.08	-0.00451***	-15.69
b	+0.08849	+ 0.88	+0.55056	+ 1.54	+0.20114***	+ 3.93
c	-0.01412	- 0.65	-0.01506	- 0.64	-0.05356***	- 3.01
d	+0.22229***	+ 7.82	+0.40885***	+ 7.21	+0.23531***	+ 9.44
f	+0.00625***	+ 6.17	+0.00269*	+ 1.89	+0.00456***	+15.00
g	+0.14508***	+10.35	+0.08716***	+ 3.06	+0.11929***	+17.93
h	+0.81956***	+75.08	+0.77152***	+21.71	+0.80907***	+33.62
i	+0.00944***	+ 7.87	-0.00265***	- 3.1	+0.02440***	+16.51
Log-L	3785.62		1366.27		2395.15	
LB(12)	17.82		17.27		18.37	
LB ² (12)	2.38		1.87		2.53	

Panel B : 5년물 국채 수익률에 대한 5년 T-note 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b\sigma_t + cTNote_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTNote_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 5년물 국채수익률, $TNote_{t-1}$ 는 5년물 T-note수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구 분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00139	- 1.19	+0.00016	+ 0.28	-0.00441***	- 2.66
b	-0.00387	- 0.03	-0.09872	- 1.18	+0.22037*	+ 1.64
c	+0.03662*	+ 1.66	+0.07192	+ 1.46	+0.03690	+ 1.52
d	+0.24991***	+ 6.78	+0.34106***	+ 5.53	+0.17230***	+ 3.45
f	+0.00252***	+ 7.98	-0.00219***	- 3.57	+0.00303***	+ 6.55
g	+0.30252***	+ 9.98	+0.15113***	+ 6.08	+0.32706***	+ 9.13
h	+0.50933***	+15.32	+0.77112***	+48.48	+0.50847***	+12.81
i	+0.05474***	+ 8.93	+0.10835***	+11.59	+0.02915***	+ 5.45
Log-L	3790.65		1416.60		2397.38	
LB(12)	16.30		11.20		17.14	
LB ² (12)	7.17		4.96		5.29	

Panel C : 5년물 국채 수익률에 대한 10년 T-bond 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b \sigma_t + cTBond_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iTBondE_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, $KTBA_t$ 는 t시점 5년물 국채수익률, $TBbondE_{t-1}$ 는 10년물 T-bond수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전제		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00303**	- 2.25	+0.00013	- 0.07	-0.00472***	- 2.97
b	+0.12677	+ 1.12	-0.08613	- 0.47	+0.24286*	+ 1.89
c	+0.00214	+ 0.82	+0.00260	+ 0.70	+0.06790**	+ 2.04
d	+0.23082***	+ 7.82	+0.29322***	+ 5.45	+0.16449***	+ 3.31
f	+0.00857***	+ 7.19	+0.00358***	+ 2.78	+0.00263***	+ 5.98
g	+0.12572***	+ 9.32	+0.13282***	+ 5.03	+0.33721***	+ 9.64
h	+0.84565***	+71.87	+0.84270***	+33.75	+0.51944***	+13.78
i	-0.00928**	- 2.26	+0.00732***	+ 2.73	+0.06845***	+ 6.16
Log-L	3778.86		1391.02		2399.98	
LB(12)	17.54		12.70		15.88	
LB ² (12)	1.74		1.44		4.05	

주) 1. LB(12), LB²(12)는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)임.

2. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준을, Log-L은 log-likelihood ratio를 의미함.

먼저 Panel A의 3개월물 T-bill의 3년물 국채수익률변동에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 3개월물 T-bill 일별종가수익률의 5년물 국채 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.01412와 +0.00944로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 3개월물 T-bill 일별종가수익률의 5년물 국채수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 -0.01506과 -0.00265로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후의 경우 3개월물 T-bill 일별종가수익률의 5년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 -0.05356과 +0.02440으로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 Panel B의 5년물 T-note의 5년물 국채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 5년물 T-note 일별종가수익률의 5년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 +0.03662와 +0.05474

로 조건부변동성이전효과 및 조건부변동성이전효과 모두 10% 및 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 5년물 T-note 일별증가수익률의 5년물 국채일별증가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.07192와 +0.10835로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에도 5년물 T-note 일별증가수익률의 5년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.03690과 +0.02915로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

마지막으로 Panel C의 10년물 T-bond의 5년물 국채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 10년물 T-bond 일별증가수익률의 5년물 국채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 +0.00214와 -0.00928로 조건부변동성이전효과만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 10년물 T-bond 일별증가수익률의 5년물 국채 일별증가수익률에 대해서는 조건부 평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 +0.0260과 +0.00732로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에는 10년물 T-bond 일별증가수익률의 5년물 국채수익률 일별증가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.06790과 +0.06845로 조건부 평균 및 변동성이전효과 모두 5% 및 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

요약해보면, 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 3년물 국채수익률변동에 대한 변동성이전효과만 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 채권시가평가제도 도입이후 3개월물 T-bill과 10년물 T-bond의 경우 5년물 국채에 대한 조건부평균이전효과도 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 이로부터 채권시가평가제도 도입이후 국내채권시장에 대한 미국채권시장의 영향력이 증대했음을 추론해 볼 수 있다.

5. 국내 3년물 회사채수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 수익률의 변동성 이전효과 분석

마지막으로, 미국 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond 일별수익률의 국내 3년물 회사채 수익률변동에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는지를 분

석하기 위하여 식 (3)과 식 (4)를 추정하였다. 그 결과가 <표 6>의 Panel A, Panel B 및 Panel C에 각각 제시되어 있다.

<표 6> 국내 3년물 회사채 수익률에 대한 미국 3개월물 T-bill, 5·10년물 국채 수익률의 변동성이전효과 분석

Panel A : 3년물 회사채 수익률에 대한 3개월물 T-bill 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $CB_t = a + b\sigma_t + cTBill_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTBill_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, CB_t 는 t시점 3년물 회사채수익률, $TBill_{t-1}$ 는 3개월물 T-bill수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부 변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구 분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00155**	- 2.17	+0.00488	+ 0.48	-0.00248*	- 1.80
b	+0.04728	+ 0.56	-0.31667	- 0.60	+0.09838	+ 0.62
c	+0.00364	+ 0.23	+0.01744	+ 0.27	+0.01850	+ 1.32
d	+0.20600***	+ 5.57	+0.45011***	+ 6.09	+0.12027**	+ 2.46
f	+0.00159***	+ 4.20	+0.00010**	+ 2.56	+0.00253***	+ 6.61
g	+0.15896***	+13.87	+0.12822**	+ 2.31	+0.48922***	+ 9.73
h	+0.85324***	+37.39	+0.65497***	+ 6.10	+0.39721***	+ 7.95
i	+0.00347***	+ 6.39	-0.00706***	- 2.91	+0.00062	+ 0.32
Log-L	3995.23		1265.20		2672.29	
LB(12)	13.69		11.28		13.97	
LB ² (12)	1.67		7.43		1.43	

Panel B : 3년물 회사채 수익률에 대한 5년 T-note 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $CB_t = a + b\sigma_t + cTNote_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$, 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTNote_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, CB_t 는 t시점 3년물 회사채수익률, $TNote_{t-1}$ 는 5년물 T-note수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부 변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구 분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00175	- 0.92	-0.00083	- 0.77	-0.00258**	- 2.30
b	+0.04725	+ 0.30	+0.03538	+ 0.31	+0.11978	+ 0.90
c	+0.00047	+ 0.02	+0.02003	+ 0.42	+0.04205**	+ 2.53
d	+0.27352***	+ 6.56	+0.41722***	+ 7.18	+0.09987**	+ 2.16
f	+0.00181***	+13.06	-0.00123	- 1.40	+0.00213***	+ 6.10
g	+0.13623***	+ 9.00	+0.15979***	+10.46	+0.53881***	+12.01
h	+0.78096***	+66.75	+0.82233***	+102.8	+0.34085***	+ 8.20
i	+0.00036	+ 0.55	+0.05315***	+ 4.71	+0.01612***	+ 3.42
Log-L	3949.79		1352.46		2681.29	
LB(12)	7.65		3.51		16.92	
LB ² (12)	1.12		3.60		1.63	

Panel C : 3년물 회사채 수익률에 대한 10년 T-bond 수익률의 변동성이전효과 분석

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형 추정방정식에서, 조건부평균식 : $KTBA_t = a + b\sigma_t + cTBond_{t-1} + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$,
 조건부분산식 : $\sigma_t = f + g\sigma_{t-1} + h\epsilon_{t-1}^2 + iTBondE_{t-1}$, 여기서 σ_t 조건부표준편차, CB_t 는 t시점 3년물 회사채수익률, $TBbondE_{t-1}$ 는 10년물 T-bond수익률을 식 (1)과 식 (2)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대용치(proxy)임.

구분	분석기간전체		채권시가평가제도 도입이전		채권시가평가제도 도입이후	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.00173**	- 2.21	-0.00035	- 0.66	-0.00264**	- 2.39
b	+0.06593	+ 0.74	-0.01474	- 0.20	+0.12092	+ 0.92
c	-0.00107	- 0.43	-0.00291	- 1.93	+0.05970***	+ 2.61
d	+0.20881***	+ 5.64	+0.32172***	+ 7.35	+0.09052*	+ 1.91
f	+0.00345***	+ 8.01	+0.00661***	+ 5.30	+0.00205***	+ 5.80
g	+0.14475***	+12.13	+0.04847***	+ 7.33	+0.55538***	+12.36
h	+0.86161***	+22.53	+0.85353***	+82.83	+0.33572***	+ 8.13
i	-0.00045***	- 1.99	-0.00242***	- 8.47	+0.03834***	+ 4.04
Log-L	3991.33		1375.17		2683.43	
LB(12)	13.52		4.19		16.91	
LB ² (12)	1.39		10.22		1.57	

주) 1. LB(12), LB²(12)는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한 검정통계량을 나타내며, x²(12)의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)임.
 2. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준을, Log-L은 log-likelihood ratio를 의미함.

먼저 Panel A의 3개월물 T-bill의 3년물 회사채수익률변동에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 회사채 수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 +0.00364와 +0.00347로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 조건부평균이전효과에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 회사채 수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c와 i는 +0.01744와 -0.00706으로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후의 경우 3개월물 T-bill 일별증가수익률의 3년물 회사채수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c와 i는 +0.01850과 +0.00062로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

다음으로 Panel B의 5년물 T-note의 3년물 회사채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 5년물 T-note 일별증가수익률의 3년물 회사채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c와 i는 +0.00047과

+0.00036으로 조건부변동성이전효과 및 조건부변동성이전효과 모두 통계적인 유의성이 없는 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 5년물 T-note 일별종가수익률의 3년물 회사채일별종가수익률에 대해서는 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.02003과 +0.05315로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에는 5년물 T-note 일별종가수익률의 3년물 회사채수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.04205와 +0.01612로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 5% 및 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

마지막으로 Panel C의 10년물 T-bond의 3년물 회사채수익률에 대한 영향력 분석결과에 의하면, 전체분석기간동안 10년물 T-bond 일별종가수익률의 3년물 회사채수익률에 대한 조건부평균 및 조건부변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 -0.00107과 -0.00045로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

채권시가평가제도 도입이전의 경우 10년물 T-bond 일별종가수익률의 3년물 회사채일별종가수익률에 대해서는 조건부 평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수 값 c 와 i 는 -0.00291과 -0.00242로 조건부변동성이전효과만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 한편, 채권시가평가제도 도입이후에는 10년물 T-bond 일별종가수익률의 3년물 회사채수익률 일별종가수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 나타내는 계수값 c 와 i 는 +0.05970과 +0.03834로 조건부평균 및 변동성이전효과 모두 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

요약해보면, 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 전반적으로 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 3년물 회사채수익률변동에 대한 변동성이전효과만 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 채권시가평가제도 도입이후 5년물 T-note와 10년물 T-bond의 경우 3년물 회사채에 대한 조건부평균이전효과도 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 이로부터 채권시가평가제도 도입이후 국내회사채시장에 대한 미국의 단기금리보다는 중장기금리변동의 영향력이 더 증대했음을 추론해 볼 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 미국 주요 채권금리변동의 한국 주요 채권금리에 대한 변동성이전효과

(volatility spillover effect) 분석을 실시하였다. 이를 위하여 1998년 7월 1일부터 2003년 12월 말까지의 국내 콜금리, 3년물 및 5년물 국채수익률, 3년물 회사채 수익률과 미국의 3개월물 T-bill, 5년물 T-note와 10년물 T-bond 일별증가 수익률 자료를 사용하였다. 채권시장 변동성 이전효과를 보다 체계적으로 분석하기 위하여 전체분석기간을 2000년 7월 1일 채권시가평가제도 도입시점을 중심으로 그 이전기간과 이후기간으로 나누어 미국채권시장의 한국채권시장에 대한 변동성이전효과를 분석하고자 하였다.

첫째, 국내 콜금리에 대한 미국 장단기 국채금리들의 영향력 분석결과 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 콜금리에 대한 변동성이전효과가 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 채권시가평가제도 도입이전보다는 채권시가평가제도 도입이후기간에 변동성이전효과는 더 강하게 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, 국내 3년물 국채금리에 대한 미국 장단기 국채금리들의 영향력 분석결과에서도 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 3년물 국채수익률변동에 대한 변동성이전효과가 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 채권시가평가제도 도입이후의 조건부평균이전효과가 더 강하게 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 국내 5년물 국채금리에 대한 미국 장단기 국채금리들의 영향력 분석결과에서도 국내 3년물 국채금리에 대한 분석결과와 비슷한 결과를 보여주었으며 특히 채권시가평가제도 도입이후 3개월물 T-bill과 10년물 T-bond의 경우 국내 5년물 국채에 대한 조건부평균이전효과도 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 이로부터 채권시가평가제도 도입이후 국내채권시장에 대한 미국채권시장의 영향력이 증대했음을 추론해 볼 수 있으며 이는 IMF금융위기 이후 국내자본시장개방에 따른 외국인투자 자본증가, 정보통신기술의 발달로 인한 실시간으로 전달되는 정보흐름에 기초한 국제자본시장통합 등에서 기인하는 것으로 보인다.

마지막으로 국내 3년물 회사채금리에 대한 미국 채권금리들의 영향력 분석결과 전체분석기간뿐만 아니라 채권시가평가제도 도입전후 모두 전반적으로 3개월물 T-bill, 5년물 T-note 및 10년물 T-bond의 3년물 회사채수익률변동에 대한 변동성이전효과만 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 또한 채권시가평가제도 도입이후 5년물 T-note와 10년물 T-bond의 경우 3년물 회사채에 대한 조건부평균이전효과도 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 이로부터 채권시가평가제도 도입이후 국내회사채시장에 대한 미국의 단기금리보다는 중장기금리변동의 영향력

이 더 증대했음을 추론해 볼 수 있다.

요약해 보면 미국 장단기 국채금리 변동은 한국의 국채뿐만 아니라 콜금리 및 회사채시장에 까지 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특히 5년물 국채 및 3년물 회사채에 대해서는 채권시가평가제도 도입이후 조건부평균이전효과도 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 주식시장을 이용한 변동성이전효과와 마찬가지로 IMF 외환위기 이후 국내자본시장개방 및 정보통신발달에 따른 국제자본시장통합(international capital market integration)에서 기인하는 것으로 보인다. 또한 이러한 채권시장의 변동성이전효과에 대한 이해는 국내채권투자자들의 자본자산가격결정(valuation), 위험관리(risk management) 및 국제포트폴리오관리(international portfolio management) 측면에 다소 시사점이 있을 것으로 여겨진다.

본 연구는 GARCH모형을 이용한 미국 채권시장의 한국채권시장에 대한 변동성이전에 대한 대칭적변동성이전(symmetric volatility spillover effect)에 대한 분석자체만으로도 채권시장간의 정보전달체계에 대한 이해에 다소 도움을 줄 수 있을 것으로 보여진다. 현대재무이론에서 투자자들은 위험회피성향이 강하고 펀드매니저들도 금리하락에 따른 채권가격 상승보다는 금리상승에 따른 채권가격하락위험에 더 민감하게 반응을 하게 된다. 따라서 채권시장의 비대칭적변동성이전효과(asymmetric volatility spillover effect)에 대한 분석은 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.

참 고 문 헌

- 김인무, 김찬용, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28집, (2001), 481-513.
- 김찬용, 문규현, 홍정효, “한미일 주가지수선물자료를 이용한 국제자본시장들간의 정보이전효과에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 제31집, (2002), 257-291.
- 문규현, 홍정효, “아시아-태평양지역국가들간의 상호의존성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제20권 제2호, (2003), 151-180.
- 장국현, “주식시장 동조화와 다운사이드 리스크”, 재무연구, 제15권 제1호, (2002), 189-216.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, “Emerging equity market volatility,” *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 29-77.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman C., “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, (1974), 653-665.
- Baillie, R. and Bollerslev, T., “The Message in Daily Exchange Rates : A Conditional Variance Tale,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, (1989), 297-305.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-27.
- Bollerslev, T., “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rate : A Multivariate Generalized ARCH Model,” *The Review of Economics and Statistics*, 72, (1992), 498-505.
- Engle, R. F., T. Ito and W. Lin, “Meteor Showers or Heatwaves? Heteroskedastic Intra-Day Volatility in the Foreign Exchange Market,” *Econometrica*, 58, (1990), 525-542
- Eun, Cheol S. and Sangdal Shim, “International Transmission of Stock Market Movements,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), (1989), 241-256.
- Engle, Robert F., “Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15(3), (1982).
- Engle, Robert F. and Granger, C., “Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, (1987), 251-1008

- French, Kenneth R., G. William Schwert and Robert F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, (1987), 3-29.
- Hamao Yasushi, Ronald W. Masulis and Victor Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, (1990), 281-307.
- Ito. T., R. F. Engle and W.-L. Lin, "Where Does the Meteor Shower Come From?," *Journal of International Economics*, 32, (1992), 221-240.
- Karolyi, G. A. and R. Stultz, "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance*, II(3), (1996), 951-986.
- Lin, W., R. Engle and K. Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, (1994), 507-538.
- Ng, Angela, "Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance*, 19, (2000), 207-233.
- Phillips, P.C. B and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, 75, (1988), 335-346.
- Ross, S.A., "Information and Volatility : The No-Arbitrage Martingle to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, (1989), 1-17.
- Susmel, Paul and Robert F. Engle, "Hourly volatility spillovers between international equity markets," *Journal of International Money and Finance*, 13, (1994), 003-025.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT

Volume 21, Number 2, Dec. 2004

The Price-discovery of Korean Bond Markets by US Treasury Bond Markets

- The Start-up of Korean Bond Valuation System -

Chung-Hyo Hong* · Gyu-Hyun Moon**

<abstract>

This study tests the price discovery from US Treasury bond markets to Korean bond markets using the daily returns of Korean bond data (CD, 3-year T-note, 5-year T-note, 5-year corporate note) and US treasury bond markets (3-month T-bill, 5-year T-note, 10-year T-bond) from July 1, 1998 to December 31, 2003. For further research, we divide full data into two sub-samples on the basis of the start-up of bond valuation system in Korean bond market, July 1, 2000, employing uni-variate AR(1)-GARCH(1,1)-M model. The main results are as follows.

First, the volatility spillover effects from US Treasury bond markets (3-month T-bill, 5-year T-note, 10-year T-bond) to Korean Treasury and Corporate bond markets (CD, 3-year T-note, 5-year T-note, 5-year corporate note) are significantly found at 1% confidence level.

Second, the price discovery function from US bond markets to Korean bond markets in the sub-data of the pre-bond valuation system exists much stronger and more persistent than those of the post-bond valuation system. In particular, the role of 10-year T-bond compared with 3-month T-bill and 5-year T-note is outstanding.

We imply these findings result from the international capital market integration which is accelerated by the broad opening of Korean capital market after 1997 Korean currency crisis and the development of telecommunication skill. In addition, these results are meaningful for bond investors who are in charge of capital asset pricing valuation, risk management, and international portfolio management.

Keywords : Bond Valuation System, Ar-Garch(1,1)-M, Price-Discovery, International Capital Market Integration, Bond, T-bill, T-note, T-bond

* Korea Deposit Insurance Corporation (hong0312@kdic.or.kr)

** Andong National University (ghmoon@andong.ac.kr)