

가

.

.

빈도별 상관계수를 이용한
국내 실물-금융 부문 간 장단기 동조화 분석

2017. 10. 13

이진(이화여대), 이항용(한양대)

I. 서론

글로벌 금융위기 이후 BIS와 같은 국제기구나 각 국 중앙은행을 중심으로 실물 사이클과 금융 사이클의 관계에 대한 연구들이 많이 수행되어 왔다. 경기호황과 불황이 반복되는 현상을 의미하는 실물 사이클은 주로 GDP를 기준으로 측정되는데 비해 금융 사이클의 개념은 아직 명확하게 정의되고 있지 못한 실정이다. 그럼에도 불구하고 일반적으로 금융 사이클을 금융위험에 대한 태도의 변화에 따라 경제전체의 신용이나 자산가격의 변동으로 이해하고 이에 따라 금융 사이클을 측정하고 있다.¹⁾

금융 사이클에 대한 이해와 측정은 거시건전성 정책(macprudential policy)의 수립과 운용에 있어 매우 중요하다. Drehmann, Borio and Tsatsaronis(2011)는 경기대응완충자본(counter-cyclical capital buffer) 제도의 도입과 관련하여 금융 사이클의 측정에 대해 연구하였으며, Borio(2014)도 금융 사이클에 대해 다각적으로 조명하고 미국의 자료를 이용하여 실물 사이클과 금융 사이클을 비교분석하였다. Claessens, Kose, and Terrones(2011)는 미국의 1960년대 이후의 장기간 시계열 자료를 이용하여 실물 사이클과 금융 사이클 사이의 강한 연관관계를 발견하였다. 국내에서도 함준호·조현철·권영철(2015), 김용민·이정연(2015), 조규환·심원·이항용(2013) 등은 대출의 경기순응성과 관련하여 금융 사이클에 대한 연구를 수행하였다.

금융안정과 관련하여 금융 사이클의 측정이 중요해진 이유는 적어도 부분적으로 금융 사이클과 실물 사이클 사이의 연관성에 기인하고 있다고 볼 수 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 실물변수와 금융 사이클 측정의 기초가 될 수 있는 다양한 금융변수 간의 동조성(co-movement)을 추정하고 비교하는 것을 목적으로 한다. 실물변수와 금융변수들 사이의 동조성을 정확히 측정하고 이해하는 것은 거시경제안정 뿐 아니라 금융안정을 위해서도 중요한 과제라고 할 수 있다 (금융안정보고서 2016, Yoshino and Horano 2011).

대부분의 경우 동조성은 피어슨 상관계수와 같이 시간영역(time domain)에서 측정되어 왔다. 이와는 달리 본 연구에서는 Croux, Forni, and Reichlin(2001)가 제안한 방법론에 따라 동조성을 시간영역 대신 주파수 영역(frequency domain)에서 정의하고 측정하고자 한다. 이러한 방법은 스펙트럴 시계열 문헌에서 널리 사용되는 코헤런시(coherency)에 기초한 방식으로써 시차별이 아닌 빈도별 상관관계를 분석하는 방법이다. 이러한 접근방법을 통하여 실물변수-금융변수 사이의 동조화를 단기부터

1) 일반적으로 금융 사이클의 주기 또는 지속기간은 실물 사이클에 비해 길다고 알려져 있다. 그러나 이는 국가마다 다를 수 있을 뿐 아니라 금융 사이클의 측정방법에 따라서도 달라질 수 있다.

장기까지 빈도별로 추정함으로써 시간영역에서 파악되는 동조화의 측정을 보완할 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구는 대출관련 변수, 금융시장 가격변수, 은행관련 변수 등 다양한 금융변수들과 실질 GDP 및 실질 주택매매가격 사이의 상관계수를 빈도별로 추정함으로써 각각의 금융변수가 실물 및 주택가격 사이클의 어떤 빈도에서 강한 동조성이 나타나는지를 살펴보고자 한다. 추정결과에 의하면 가계부채 및 금리스프레드, 예대율 등의 변수가 GDP 및 주택가격과 높은 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 상관관계는 빈도에 따라 상이하게 추정되었는데, 중장기에 더 높은 상관관계를 가지는 경우가 일반적이기는 하나 일부 금융변수의 경우에는 단기에서 더 높은 상관관계가 관측되었다.

또한, 이러한 빈도별 동조성의 정도가 최근 어떻게 달라지고 있는지를 살펴보기 위하여 표본을 이동하면서 빈도별 상관계수를 추정하였다. 분석결과에 의하면 글로벌 금융위기 이후 대부분의 변수에서 상관계수가 낮아진 것을 발견할 수 있어 금융변수와의 동조성이 최근 하락하고 있을 가능성을 시사하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 빈도별 상관계수의 추정과 관련된 방법론을 정리하고 III장에서는 GDP 및 주택가격과 금융변수 사이의 빈도별 상관계수 추정결과를 제시한다. 이어서 유의한 상관관계를 가지고 있는 금융변수들로 지수를 구성하여 실물 및 주택가격을 어느 정도 설명하는지를 분석한다. IV장에서는 실물 변수와 금융변수, 주택가격과 금융변수 사이의 장단기 동조성이 시간에 따라 변화하였는지를 검토한다. V장은 결론이다.

II. 방법론

1. 빈도별 상관계수

시계열 변수 들 간 동조화의 정도를 측정하기 위하여 Croux, Forni, and Reichlin(2001)이 제안한 상관계수를 이용하고자 한다. 안정적인(stationary) 두 변수 x 와 y 사이의 상관계수는 빈도 영역(frequency domain) 위에서 다음과 같이 정의된다.

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{f_{xy}(\lambda)}{\sqrt{f_x(\lambda)f_y(\lambda)}}, \quad \text{for } \lambda \in [-2\pi, 2\pi] \quad (1)$$

이때 $f_{xy}(\lambda)$ 는 빈도(frequency) λ 에서의 교차 스펙트럼 함수(cross spectral density)의 실수 부분으로 코스펙트럼(co-spectrum)이라고 한다. 또한 $f_x(\lambda), f_y(\lambda)$ 는 각각 변수 x 와 y 의 자기 스펙트럼 밀도함수(own spectral density function)이다 (Hannan, 1970, Priestley, 1981). 구체적으로 $f_{xy}(\lambda), f_x(\lambda), f_y(\lambda)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$f_{xy}(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} R_{xy}(j)\cos(j\lambda), \quad (2)$$

$$f_x(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} R_x(j)\cos(j\lambda) = R_x(0) + 2\sum_{j=1}^{\infty} R_x(j)\cos(j\lambda)$$

$$f_y(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} R_y(j)\cos(j\lambda) = R_y(0) + 2\sum_{j=1}^{\infty} R_y(j)\cos(j\lambda)$$

단, $R_{xy}(j), R_x(j)$ and $R_y(j)$ 각각 교차 공분산(cross covariance), x 와 y 의 자기 공분산(auto covariance) 함수를 나타낸다.

Croux, Forni, and Reichlin(2001)는 식 (1)의 상관계수를 동태적 상관계수(dynamic correlation)로 명명하였다. 그러나 본 연구에서는 식 (1)이 가지는 함의를 보다 더 직관적으로 표현하기 위하여 동태적 상관계수라는 표현 대신 빈도별 상관계수(Correlation by Frequency)로 부르고자 한다. 식 (1)은 시계열 문헌에서 오랫동안 사용되어온 코헤런시(coherency)의 실수 부분이다. 주로 자연과학 분야에서 상관계수로서 널리 사용되는 코헤런시는 기본적으로 복소수(complex values)를 포함하는 것이다. 따라서 실수 부분만으로 정의된 빈도별 상관계수는 실무적인 활용에 있어서는 코헤런시가 가지는 계산의 복잡성이라는 단점을 상당 부분 극복할 수 있는 장점이 있다. 주목할 점은 식(1)의 측정치는 기본적으로 모형에 의존하지 않는(model-free) 접근법이라는 것이다. 즉, 빈도별 상관계수는 기본적으로 비모수적인 특징을 지닌다고 볼 수 있다. 시계열 변수들 사이의 상관관계를 측정하는데 있어서 특정한 모형에 의존하지 않는다는 점은 이론적으로 하나의 장점이 될 수 있다.

빈도별 상관계수는 시간 영역(time-domain) 위에서 표현되는 상관계수와는 달리 변수들 사이의 상관관계를 주파수 영역(frequency-domain)에서 정의한다. 구체적으로, 빈도(frequency) λ 에 따라 두 변수 사이의 장단기 상관관계를 분석할 수 있다. 즉, 빈도와 주기(period) 사이의 관계인 $\lambda_j = 2\pi j/T$ (여기서 T 는 표본의 크기를 의미)를 통하여 저빈도(Low Frequency; small λ)의 빈도별 상관계수는 장기적 관계(Long-run Relations), 고빈도(High Frequency; high λ)의 빈도별 상관계수는 단기적 관계(Short-run Relations)를 나타내게 된다.²⁾

2. 빈도별 상관계수의 추정

빈도별 상관계수를 추정하기 위하여 위에서 정의된 자기 및 교차 스펙트럼 함수의 추정이 필요하다. 스펙트럼의 추정은 모수적 방법과 비모수적 방법이 있는데 본 연구에서는 계량경제학 문헌에서 일반적으로 사용되는 커널 함수를 이용한 비모수적 추정 방법을 이용하기로 한다(Andrews, 1991; Newey and West, 1994). 식 (2)의 자기 스펙트럼 함수와 교차 스펙트럼 함수의 추정량을 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\hat{f}_{xy}(\lambda) &= \sum_{j=-M}^M k(j/M)\hat{R}_{xy}(j)\cos(j\lambda), \\ \hat{f}_x(\lambda) &= \hat{R}_x(0) + 2\sum_{j=1}^M k(j/M)\hat{R}_x(j)\cos(j\lambda), \\ \hat{f}_y(\lambda) &= \hat{R}_y(0) + 2\sum_{j=1}^M k(j/M)\hat{R}_y(j)\cos(j\lambda),\end{aligned}\tag{3}$$

먼저, $\hat{R}_x, \hat{R}_y, \hat{R}_{xy}$ 는 각각 x, y 의 표본 자기 공분산, 그리고 둘 사이의 교차 표본 공분산을 나타낸다. 여기에서 $k(\cdot)$ 는 표본 공분산들에 대한 가중치를 부여하는 커널 함수(kernel function)이고, M 은 밴드위스(bandwidth)이다. 밴드위스는 얼마나 많은 공분산들이 포함될지를 결정하는 역할을 하므로 시차절단숫자(lag truncation number)로도 불린다. 계량 경제학 문헌에서는 밴드위스에 대한 여러 조건들의 설정이 가능한데, 추정량의 일치성(consistency)을 담보하기 위한 최소의 조건은 $M \rightarrow \infty, M/T \rightarrow 0$ 이다. 즉, 밴드위스는 표본 크기보다 더 느린 비율로 증가하여야 된다.

본 연구에서는 Newey and West(1994)에서 제안된 간단한 방식을 따라 구체적인 밴드위스를 결정하고자 한다. 즉,

$$M = [4(T/100)^{2/9}].\tag{4}$$

여기에서 $[z]$ 는 z 에 가장 가까운 정수를 의미한다. 밴드위스 설정은 이분산 및 자기 상관 공분산 함수 추정의 문헌에서 개발된 여러 방식이 있으나(Andrews 1991, Newey and West 1994), 본 연구의 목적 상 복잡한 밴드위스 설정 대신 추정의 일치성만을 확보하는 선에서 간단한 방식을 택하고자 한다.³⁾

2) 저빈도의 빈도별 상관계수는 경제변수들 간의 장기적인 균형관계인 공적분(cointegration)의 개념과 밀접하게 연관된다(Croux, Forni, and Reichlin, 2001).

3) 참고로 Croux, Forni, and Reichlin(2001)에서는 식 (4)보다 더 단순하고 자의적인 방법으로 시차 절단 숫자를 정하여 분석하였다.

아울러 커널 함수는 가장 널리 사용되는 바틀렛 커널(Bartlett kernel)을 사용하기로 한다,

$$k(x) = \begin{cases} 1 - |x|, & -1 < x < 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

기존의 대부분의 문헌에서의 모의실험들에서는 커널 함수의 선택이 추정 및 검정의 유한 표본 성능에 크게 영향을 미치지 않는다는 점을 보여주고 있다(Andrews, 1991). 따라서 본 연구에서도 간단한 형태의 바틀렛 커널만을 고려하기로 한다.

3. 신뢰구간 추정

추정된 빈도별 상관계수의 95% 신뢰구간(confidence interval)을 제공하는 것은 추정치의 해석에 있어서 특히 중요한 작업이다. 각 빈도에서 추정된 상관계수의 신뢰구간이 0을 벗어나면 해당 빈도에서의 상관계수가 5% 신뢰수준에서 통계적으로 유의미함을 나타낸다. 바꾸어 말하면 추정된 신뢰구간이 0을 포함한다면 해당 빈도에서의 상관계수에 대한 해석은 통계적으로 의미가 없다.

신뢰구간의 구축은 근사적(asymptotic)인 방법을 이용하거나 부츠트랩(bootstrap)을 이용할 수 있다. 본 연구에서는 코헤런시의 근사적인 추론에 근거하여 상관계수의 근사적 신뢰구간을 고려하고자 한다. 부츠트랩 방식에 비하여 근사적 추론에 근거한 방식의 가장 큰 장점은 계산이 매우 용이하다는 점이다. 보다 구체적으로 신뢰구간의 근사화에는 카이제곱 근사화(Chi-square approximation)와 정규분포 근사화(normal approximation)가 가능한데 본 연구에서는 후자를 이용하기로 한다. 카이제곱 근사화의 경우에 표본 크기가 충분히 커서 자유도가 큰 경우에는 정규 분포 근사화도 잘 작동할 것으로 예상되기 때문이다. 참고로 부츠트랩 방식의 신뢰구간 추정도 가능하다. Berkowitz and Diebold(1998)은 스펙트럼 추정의 부츠트랩 방법을 제안하고 Croux, Forni, and Reichlin(2001)은 기본적으로 이 방식을 이용하여 부츠트랩 신뢰구간을 추정하였다. 기본적으로 부츠트랩 통계량의 이론을 정당화하기 위해서는 부츠트랩 일치성 등의 이론적인 뒷받침이 있어야 된다. 문헌에서는 빈도별 상관계수에 대한 부츠트랩 이론들이 아직 개발되어 있지 않고 Croux, Forni, and Reichlin(2001)에서도 부츠트랩 이론에 대한 설명은 결여되어 있다. 따라서 본 연구에서는 근사적인 신뢰구간을 추정하여 그 결과를 제시하기로 한다.

스펙트럼과 코헤런시 추정량의 신뢰구간에 대한 논의는 Priestley(1981, sec. 9)에 상세하게 기술되어 있다. 이를 바탕으로 빈도별 상관계수 추정량의 95% 근사적 신뢰

구간은 다음과 같이 쓸 수 있다.

95% 근사적 신뢰구간

$$= \hat{\rho}(\lambda) \pm 1.96 \sqrt{\text{Var}(\hat{\rho})} = \hat{\rho}(\lambda) \pm 1.96 \left[\left(\frac{M}{2T} \int_{-\infty}^{\infty} k^2(z) dz (1 - \hat{\rho}^2(\lambda)) \right)^{1/2} \right] \quad (6)$$

식 (6)에서도 추론할 수 있는 것은 신뢰구간 추정의 오차 영역(bound on error of estimation)은 표본 크기가 클수록 줄어들게 된다. 구체적으로는 식(4)와 같이 설정된 밴드위스의 경우에 추정 오차 영역은 표본크기가 커짐에 따라 $T^{-7/9} \simeq T^{-0.78}$ 의 크기로 작아지게 됨을 알 수 있다. 아울러, 식 (6)에서 사용된 바틀렛 커널의 경우

$\int_{-\infty}^{\infty} k^2(z) dz = 2/3$ 이므로 신뢰구간은 다시 아래와 같이 표현할 수 있다.

95% 근사적 신뢰구간

$$= \hat{\rho}(\lambda) \pm 1.96 \left[\frac{M}{3T} (1 - \hat{\rho}^2(\lambda)) \right]^{1/2} \quad (7)$$

III. 실증분석

1. 자료

실증 분석에서는 실질 GDP 증가율 및 주택매매가격 증가율과 다양한 금융 변수들과의 상관관계를 분석하고자 한다. 본 연구에서 고려한 금융 변수들은 크게 대출변수, 금융시장가격변수, 금융기관 관련 변수들로 나누어 볼 수 있다. 통계적 분석을 위하여 명목변수들은 소비자 물가지수를 이용하여 실질변수로 전환하였으며, 또한 통계적인 안정성(stationarity)을 확보하기 위하여 증가율 또는 1차 차분으로 변환하여 분석하였다.

대출 변수로는 가계부채, 기업부채, 민간신용, 비은행 금융기관 여신을 고려하였다. 가계부채는 자금순환표상 가계 및 비영리단체의 부채를 의미하며 기업부채는 자금순환표에서 비금융법인의 부채를 의미한다. 민간신용은 가계부채와 기업부채를 더한 금액으로 정의하였다. 비은행 금융기관 여신은 비은행 금융기관의 원화대출금, 외화대출금 및 매입어음을 포함한다.

금융시장가격변수로는 기간 스프레드, 신용 스프레드, 종합주가지수(KOSPI)를 고려하였다. 기간 스프레드는 국고채 3년 수익률과 무담보콜금리(1일, 은행간 직거래)의

차이로 정의하였으며, 신용 스프레드는 AA- 등급의 3년 만기 회사채와 국고채 3년 물의 금리차이를 의미한다. 추가적으로 주택매매가격을 고려하여 GDP 증가율과의 빈도별 상관계수도 추정하였다.

금융기관 관련 변수에는 예대율, 예금은행 예금회전율, 은행 대출금 연체율과 은행의 총자산 증가율, 수익성 지표인 총자산수익률(ROA), 건전성 지표인 고정이하여신비율을 포함하였다. 예대율은 예금은행 총수신과 총대출금의 비율로 정의하였으며 총수신에는 원화예금, 외화예금, CD순발행, 매출어음, 환매조건부채권매도, 금융채발행 등을 포함하였다. 은행 대출금 연체율은 가계대출, 기업대출, 신용카드로 나누어 지는데 연체채권을 대출채권으로 나눈 값이다.

본 분석에서는 이상 고려된 변수들에 대한 분기별 관측치를 이용하였다. 표본기간은 기본적으로 1990년 1/4분기부터 2016년 4/4분기까지이나 일부자료는 동 기간 전체에 대한 자료가 존재하지 않아 부득이 표본기간이 짧은 경우에도 분석대상에 포함하였다. 기간 스프레드, 신용 스프레드는 1995년 3/4분기부터, 비은행 여신 증가율, 예대율, 예금회전율은 1999년 1/4분기부터, 은행 총자산 증가율, ROA, 고정이하여신비율 등은 1999년 4/4분기부터의 자료가 이용되었다. 또한, 은행의 가계대출 연체율, 기업대출 연체율, 신용카드 연체율은 2004년 4/4분기부터의 자료가 이용되었다.

2. 빈도별 상관계수 추정결과

실물-금융 부분의 동조화를 분석하기 위하여 먼저 실질 GDP 증가율 및 주택매매가격 증가율을 기준으로 이 변수들과 여러 다양한 금융 변수들과의 빈도별 상관계수를 추정하였다. 특히, 다양한 빈도에 따른 상관계수를 서로 비교하기 위하여 편의상 장기, 중기, 단기로 빈도를 구분하였다. 장기는 $\lambda=0$, 중기는 대략 16분기에 해당하는 $\lambda \approx 0.4$, 단기는 약 4분기에 해당하는 $\lambda \approx 1.6$ 로 설정하였다. 또한 빈도별 상관계수가 상대적으로 높은 변수들은 그림을 통하여 빈도에 따라 상관계수의 값이 어떻게 달라지는가를 보다 자세히 살펴보았다.

(1) GDP 증가율과의 빈도별 상관관계

<표 1>은 실질 GDP 증가율과의 금융 변수들 사이의 빈도별 상관계수를 장기, 중기, 단기로 나누어 추정한 값들을 보여주고 있다. 먼저 대출관련 변수들은 대체로 GDP와 통계적으로 유의한 상관계수가 추정되고 있으나 예외적으로 기업대출은 장기,

중기, 단기에 관계없이 빈도별 상관계수가 작게 나타났을 뿐 아니라 통계적으로 유의하지도 않았다. 기업부채와는 달리 가계부채는 빈도별 상관계수가 크게 추정되었을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하였다. 가계부채와 기업부채의 합인 민간신용의 빈도별 상관계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 상관계수의 크기는 가계부채의 경우보다 작게 추정되었다.

이러한 결과는 민간신용 중에서 기업대출보다는 가계대출이 경기변동과 밀접하게 연관되어 있으며 따라서 가계대출을 중심으로 경기순응성이 발생하였을 가능성이 높음을 시사하고 있다. 즉, 가계대출이 실물경제와 상호작용을 일으키면서 실물 사이클의 진폭과 금융부문의 불균형이 확대되는 모습이 나타났을 수 있다.

비은행 금융기관 여신의 빈도별 상관계수는 음의 값이 추정되었는데 단기에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 중장기적으로는 경제적, 통계적으로 매우 유의하였다. 이는 경기와 은행대출 사이에 양의 동조성이 존재하는 가운데, 은행대출이 추가적으로 상승하기 어려워지면 풍선효과 등으로 비은행으로 대출수요가 이동하면서 나타난 결과로 해석될 수 있다.

한 가지 주목할 만한 점은 대출관련 변수들의 상관계수는 단기보다 중장기에서 더 높게 나타난다는 사실이다. 가계대출의 경우 단기 상관계수는 0.25인데 비해 중장과 장기에서는 각각 0.56과 0.59로 추정되었으며 비은행 금융기관 여신도 단기상관계수는 -0.21, 중기상관계수는 -0.60으로 추정되었다. 이러한 결과는 경기와 대출이 1년 정도의 단기적인 주기에서의 상관관계보다는 적어도 통상적인 경기변동 주기 이상의 중장기에서 더 밀접한 상관관계를 가지고 있음을 의미한다.

다음으로 본 연구에서 고려한 금융시장 가격변수들도 GDP와 강한 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 본 연구에서 고려한 금융변수 중 기간스프레드의 빈도별 상관계수가 가장 큰 것으로 나타났으며 특히 단기, 중기, 장기에 관계없이 모두 0.72-0.73 정도로 추정되었다. 신용스프레드는 GDP와 음의 상관관계를 가지고 있으며 장기보다 중기에서 그리고 중기보다 단기에서 더 강한 빈도별 상관계수가 추정되었다. 대출의 경우 장기에서의 동조성이 더 강한 것으로 나타났는데 비해 신용스프레드의 동조성은 오히려 단기에서 더 뚜렷하게 추정되어 실물 사이클과 관련하여 두 변수가 서로 다른 빈도에서 동조성을 보이고 있음을 알 수 있다. 따라서 금융 사이클의 국면 판단에 있어 두 변수가 서로 보완적인 정보를 가지고 있을 가능성을 제시하고 있다.

KOSPI 지수는 단기에서는 통계적으로 유의한 상관계수가 추정되지 않았으나 중기와 장기에서는 0.33~0.37의 통계적으로 유의한 빈도별 상관계수가 추정되었다. 금

용시장 가격변수는 아니지만 주택매매가격과 GDP 사이의 빈도별 상관계수를 보면 단기에서 0.42, 중기에서 0.30, 장기에서 0.27로 나타나 장기일수록 상관계수가 하락하는 것으로 나타났다.

은행 관련 변수들과 GDP 사이의 빈도별 상관계수에서 발견되는 특징 중의 하나는 모든 변수들이 단기에서는 GDP와 통계적으로 유의하지 않으며 상관계수의 크기도 중장기에 비해 대부분 작다는 점이다. 예대율, 예금회전율, ROA, 고정이하여신비율 등의 변수는 중장기에서 GDP와 -0.28~-0.42의 음의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 대출 연체율 중에서는 가계대출 및 기업대출 연체율의 빈도별 상관계수는 통계적으로 유의하지 않았으며 신용카드 연체율만 중기와 장기에서 유의하게 추정되었다.

<표 1> GDP 증가율과의 빈도별 상관계수

	장기	중기	단기
대출변수			
가계부채	0.59*	0.56*	0.25*
기업부채	0.17	0.15	0.09
민간신용	0.36*	0.34*	0.21*
비은행 금융기관 여신	-0.63*	-0.60*	-0.21
금융시장가격변수			
기간스프레드	0.72*	0.72*	0.73*
신용스프레드	-0.44*	-0.50*	-0.79*
KOSPI	0.33*	0.37*	0.06
주택매매가격	0.27*	0.30*	0.42*
은행 관련 금융변수			
예대율	-0.41*	-0.34*	0.14
예금회전율	-0.35*	-0.28*	0.10
가계대출 연체율	-0.17	-0.13	0.12
기업대출 연체율	-0.18	-0.16	-0.12
신용카드 연체율	-0.34*	-0.33*	-0.08
총자산	0.04	0.02	-0.24
ROA	-0.42*	-0.33*	0.21
당기순이익	-0.06	0.02	-0.10
고정이하여신 비율	-0.42*	-0.36*	-0.07

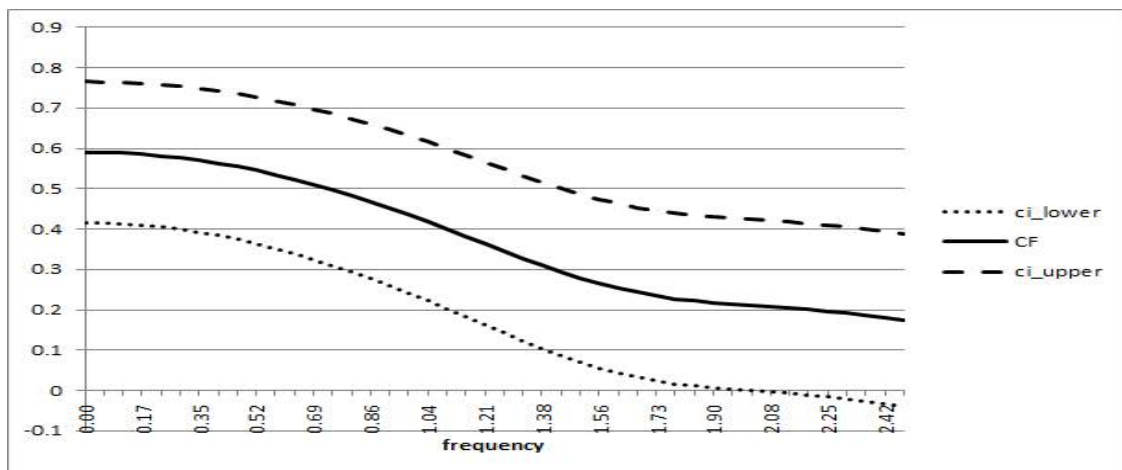
주) *는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 1>은 각 빈도에서 금융변수들의 빈도별 상관계수를 상호 비교하는데 용이하다. 그러나 빈도를 장기, 중기, 단기로 임의로 구분함으로써 빈도에 따른 상관계수의 변화를 종합적으로 살펴보는데 한계가 있을 수밖에 없었다. 특히 어떤 특정한 빈도에서 상관계수가 통계적으로 유의해지는가를 파악하기 어려운 문제가 있다. 이에 따라 [그림 1]~[그림 5]를 통하여 GDP와 금융변수들 간의 상관계수가 모든 빈도에

따라 어떻게 변화하는지를 연속적으로 살펴보고자 한다.

[그림 1]은 가계부채와 GDP 사이의 상관계수를 보여주고 있는데, 장기로 갈수록 0.2 정도에서 0.6에 이르기까지 상관계수의 값이 커지고 있음을 확인할 수 있다. 특히 λ 가 1.9 이하(약 3.3 분기 이상)가 되면서 상관계수가 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 가계부채의 변동은 GDP와 단기적인 사이클보다는 장기적인 사이클에서 더 동조성이 강하게 나타나고 있음을 의미한다.

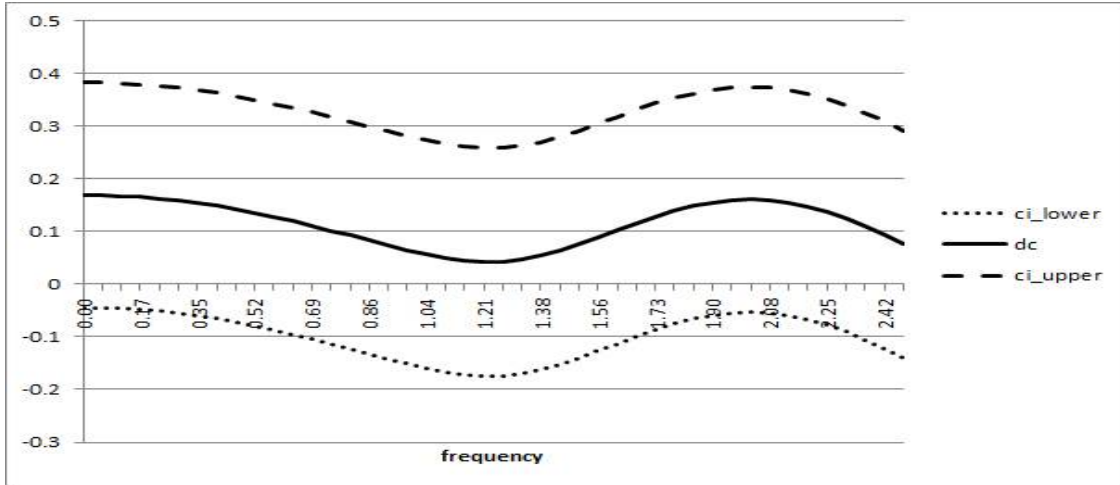
[그림 1] GDP와 가계부채간의 빈도별 상관계수



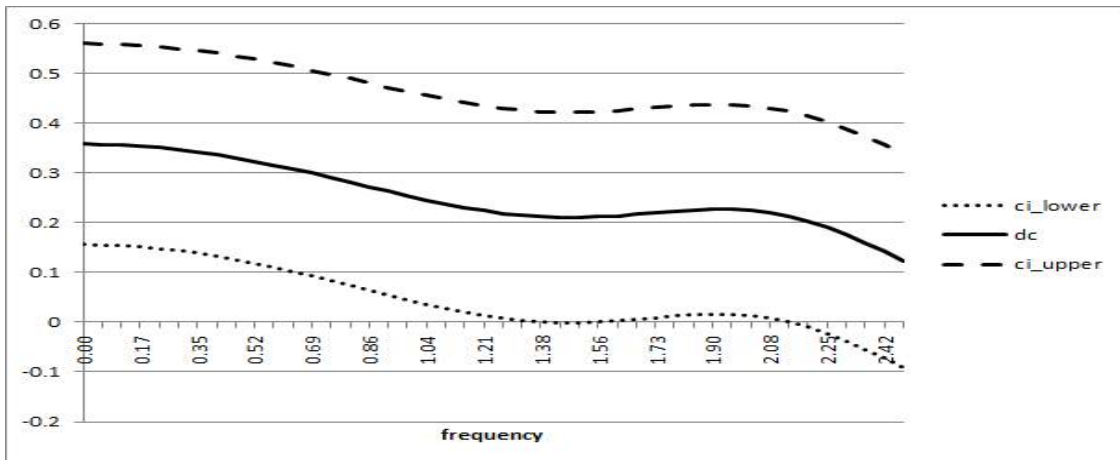
[노트] CF: 빈도별 상관계수, ci_lower, ci_upper: 하방, 상방 신뢰구간.

[그림 2]의 기업부채와 GDP 간의 상관계수는 모든 빈도에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났을 뿐 아니라 상관계수의 크기도 매우 작은 것으로 추정되었다. [그림 3]은 민간신용과 GDP 간의 빈도별 상관계수를 보여주고 있는데 가계부채와 유사하게 장기일수록 상관계수가 크게 나타나고 있으며 λ 가 1.4 이하(약 4.5 분기 이상)에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 다만 민간신용의 빈도별 상관계수는 가계부채의 경우에 비해 작은 값이 추정되고 있다.

[그림 2] GDP와 기업부채간의 빈도별 상관계수

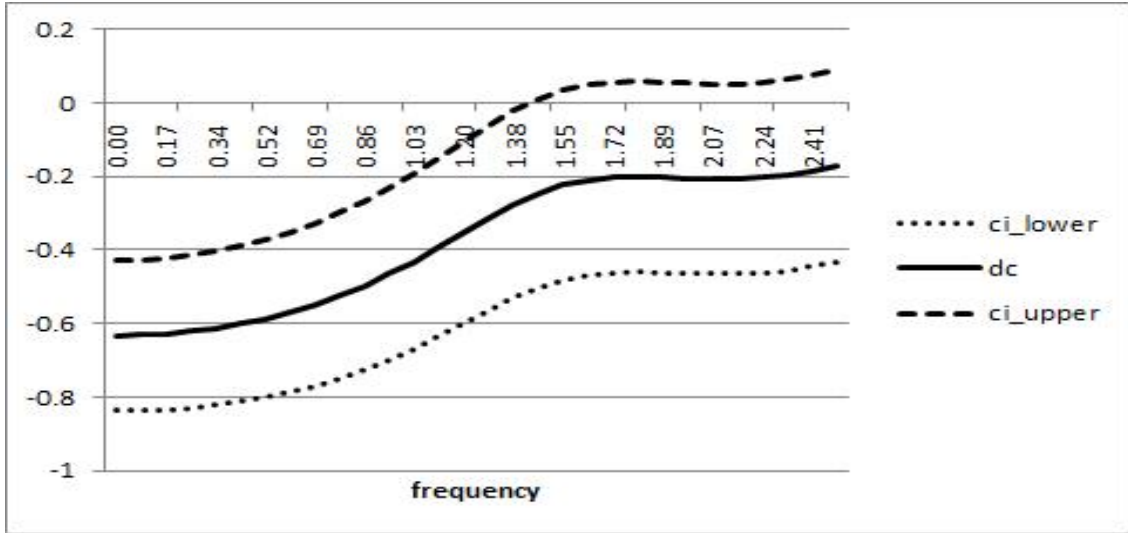


[그림 3] GDP와 민간신용간의 빈도별 상관계수



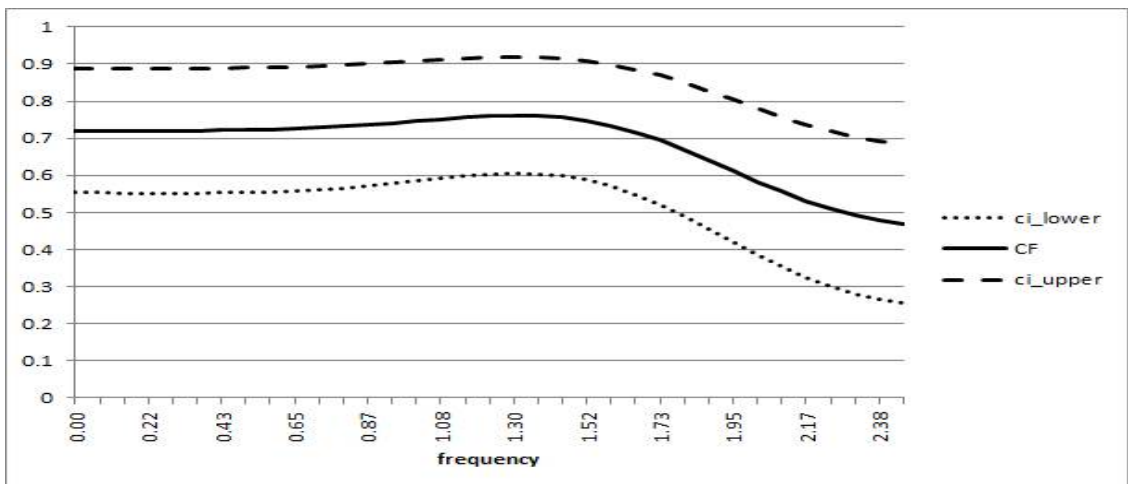
[그림 4]에 나타나 있는 바와 같이 비은행금융기관 여신과 GDP 간의 빈도별 상관계수는 모든 빈도에서 음의 값이 추정되었으며 λ 가 1.4 이하(약 4.5 분기 이상)에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이상의 결과를 종합하면 대출관련 변수는 가계대출과 비은행 금융기관 여신을 중심으로 단기보다는 중장기에서 GDP와 동조성이 강하게 나타나고 있으며 약 3~4 분기 이하의 단기에서는 통계적으로 유의한 값이 추정되지 않았다.

[그림 4] GDP와 비은행금융기관 여신의 빈도별 상관계수



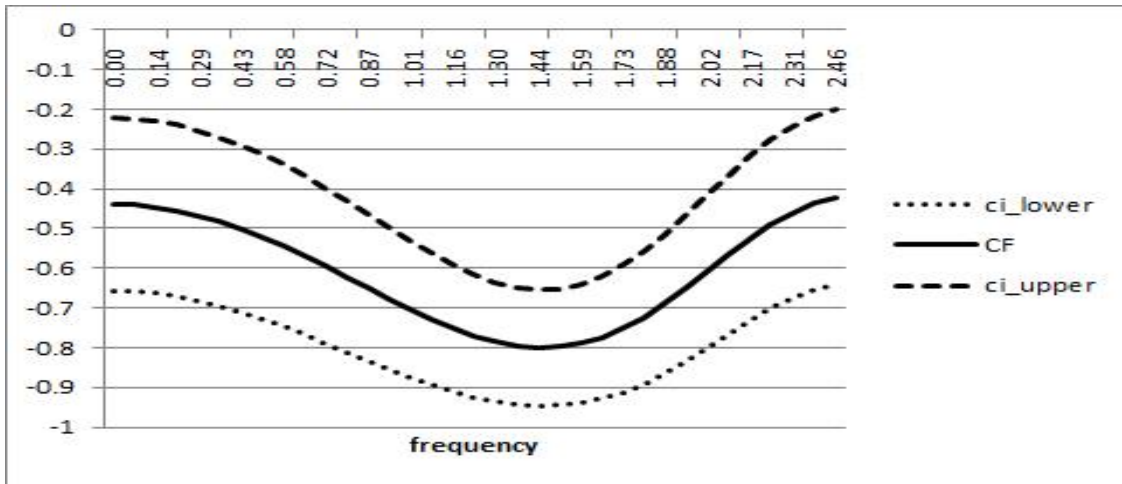
[그림 5]에서 기간스프레드는 λ 가 1.5 정도(약 4.2 분기)에 이를 때까지 상관계수의 값이 완만히 증가하다가 이후로는 0.7 정도에서 안정되는 모습을 보이고 있으며 모든 빈도에서 통계적으로 유의하였다.⁴⁾ 사실 본 연구에서 고려한 금융변수 중에 기간스프레드의 빈도별 상관계수가 가장 높은 것으로 나타났다. [그림 6]의 신용스프레드의 빈도별 상관계수도 모든 빈도에서 통계적으로 유의하였지만 기간스프레드와는 다른 패턴을 보여주고 있다. 즉 신용스프레드의 빈도별 상관계수는 장기로 갈수록 커지다가 λ 가 1.4 정도(약 4.5분기)에서 최대가 된 후 다시 작아지는 U자형의 모습을 보이고 있다. 신용스프레드의 상관계수가 최대가 되는 시점에서는 기간스프레드에 비해 더 강한 동조성이 발견되고 있다.

[그림 5] GDP와 기간스프레드간의 빈도별 상관계수



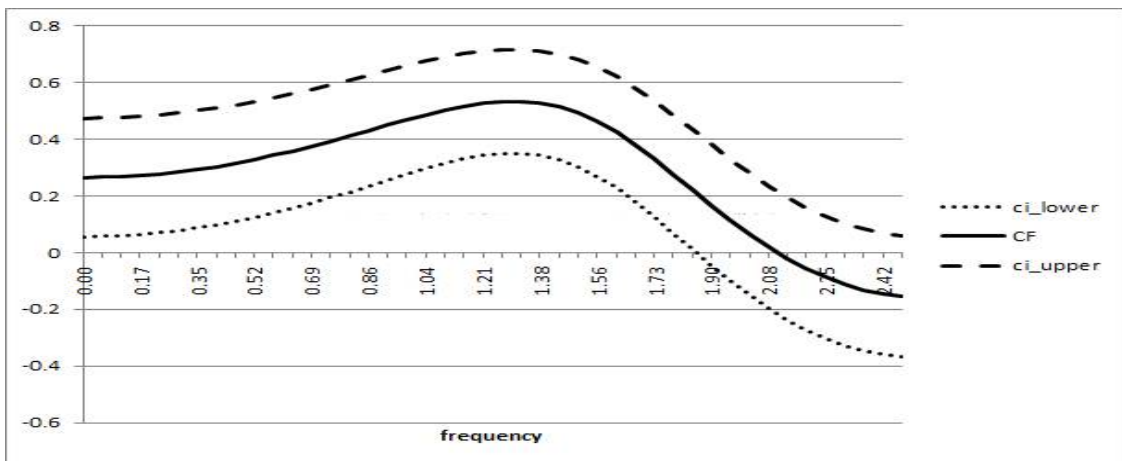
4) 기간스프레드를 다른 방식으로 정의하더라도 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

[그림 6] GDP와 신용스프레드간의 빈도별 상관관계수

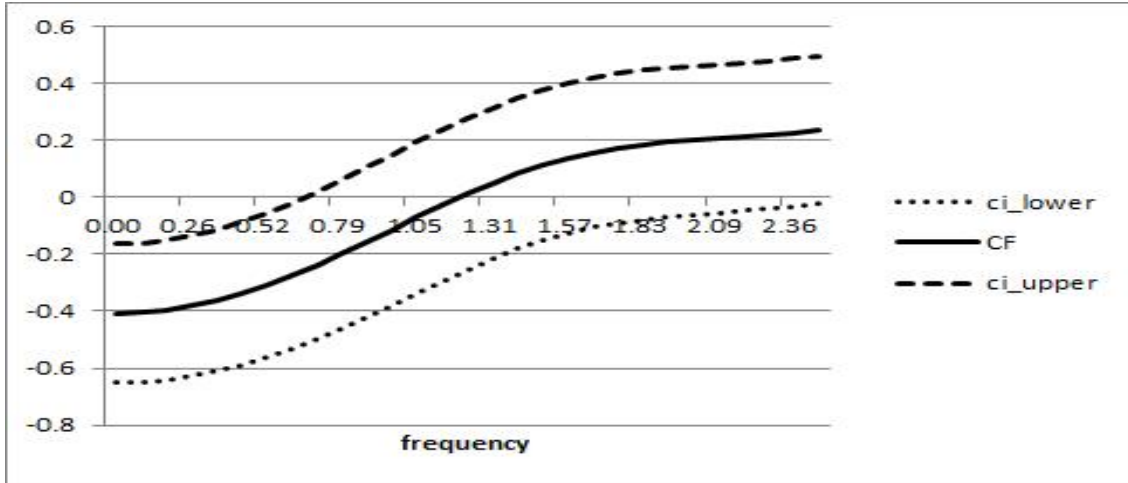


[그림 7]은 주택매매가격과 GDP 사이의 빈도별 상관관계수를 보여주고 있는데 λ 가 1.8 (약 3.5 분기)보다 작은 경우에만 통계적으로 유의한 관계가 나타나고 있어 약 1년 정도 이상에서만 유의한 동조성이 추정되고 있다. 주택매매가격의 빈도별 상관계수는 전반적으로 역 U자형의 모습을 보이고 있는데 λ 가 1.3(약 4.8 분기)에서 최대가 되며 이후 장기로 갈수록 상관관계수가 완만하게 작아지고 있다. 한편 [그림 8]의 예대율은 λ 가 0.7 (약 9분기) 보다 작은 중장기에서만 GDP와 유의한 상관관계수가 추정되었다.

[그림 7] GDP와 주택매매가격간의 빈도별 상관관계수



[그림 8] GDP와 예대율간의 빈도별 상관계수



(2) 주택매매가격 증가율과의 빈도별 상관관계

이 절에서는 주택가격 금융변수들 사이의 동조성을 분석하고자 한다. 이를 위하여 주택매매가격 상승률을 기준으로 각 빈도에서 금융변수들과의 상관계수들을 추정하였다. 앞서와 마찬가지로 장기, 중기, 단기로 나누어 추정된 빈도별 상관계수는 <표 2>에 제시되어 있다. 먼저 대출관련 변수 중에서 가계부채는 주택가격과 단기 뿐 아니라 중장기에서도 높은 상관관계를 가지고 있는 것으로 추정되었다. 반면 기업부채와 민간신용은 단기에서만 유의한 상관계수가 추정되었을 뿐 중기와 장기에서는 상관계수의 크기가 작아졌을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다. 비은행 금융기관 여신은 모든 빈도에서 유의한 상관계수가 추정되지 않았다.

기간스프레드와 주택가격 사이의 상관계수는 단기에서 0.35, 중기에서 0.48로 추정되었으며 통계적으로 유의하였다. 신용스프레드도 단기, 중기, 장기에서 모두 주택가격과 음의 상관계수가 추정되었고 통계적으로도 유의하였다. 다만 기간 스프레드 및 신용스프레드의 빈도별 상관계수는 GDP의 경우에 비해 작은 값이 추정되었다. KOSPI 지수와 주택가격 간의 빈도별 상관계수는 단기 및 중장기에서 모두 유의하게 나타나지 않았다.

앞에서 분석한 바와 같이 은행관련 금융변수들은 GDP와 단기에서는 유의한 상관계수가 추정되지 않았다. 주택가격의 경우에도 은행관련 금융변수들의 빈도별 상관계수도 단기에서는 유의하게 추정되지 않았다. 그러나 예대율, 가계대출 연체율은 중기 및 장기에서 주택가격과 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 보이고 있으며 총자산 증가율도 중장기에서는 0.5~0.6의 높은 상관계수가 추정되었다. 예금회전율, 기업대출 연체율, ROA, 고정이하여신 비율 등의 변수에서는 단기 뿐 아니라 중장기

에서도 주택가격과 유의한 상관관계가 발견되지 않았다.

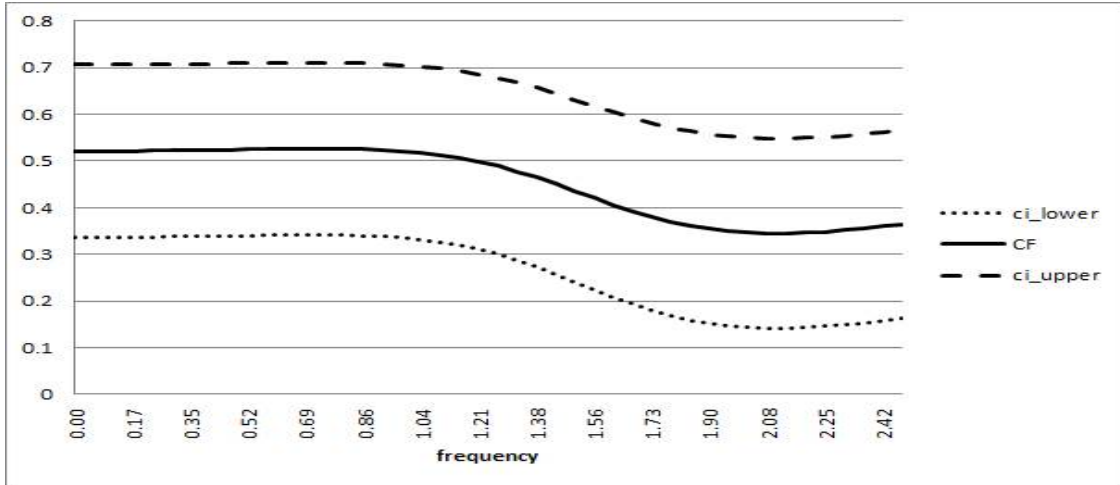
<표 2> 주택매매가격 상승률과의 빈도별 상관계수

	장기	중기	단기
대출변수			
가계대출	0.52*	0.52*	0.41*
기업대출	-0.13	-0.11	0.37*
민간신용	0.10	0.13	0.50*
비은행 금융기관 여신	-0.15	-0.14	-0.04
금융시장가격변수			
기간스프레드	0.48*	0.47*	0.35*
신용스프레드	-0.35*	-0.36*	-0.24*
KOSPI	0.14	0.17	0.09
은행 관련 금융변수			
예대율	-0.70*	-0.59*	0.02
예금회전율	0.13	0.11	-0.04
가계대출 연체율	-0.32*	-0.29*	0.27
기업대출 연체율	0.00	0.00	0.21
신용카드 연체율	-0.12	-0.10	0.16
총자산	0.60*	0.50*	-0.05
ROA	0.15	0.16	0.09
당기순이익	0.03	0.07	0.11
고정이하여신 비율	-0.13	-0.11	-0.14

주) *는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

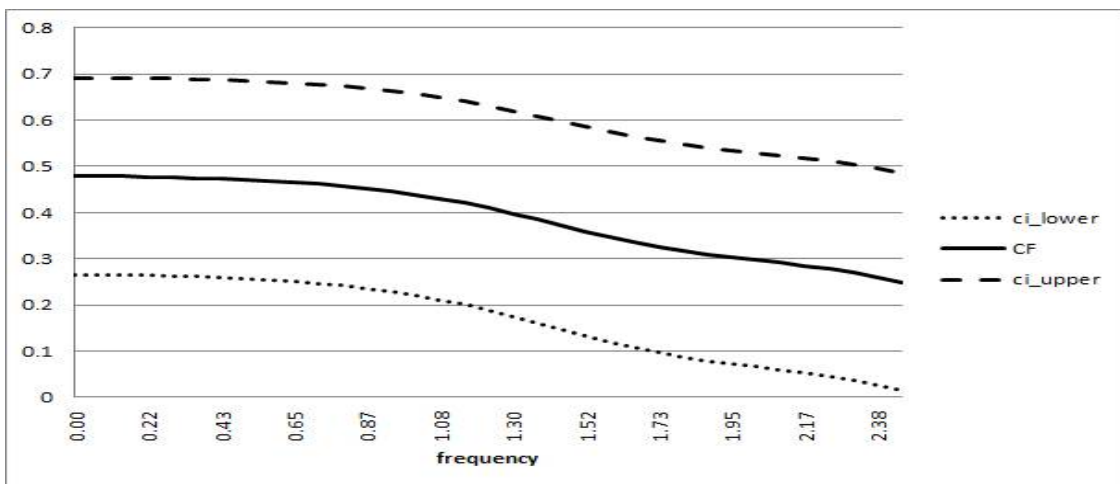
<표 2>에서 주택매매가격과 상대적으로 밀접한 동조성을 보였던 변수들을 중심으로 빈도별 상관계수를 그림을 통하여 보다 자세히 살펴보았다. 먼저 [그림 9]를 보면 가계대출과 주택매매가격은 높은 동조성을 보이고 있음을 알 수 있는데 가계대출 중 주택담보대출의 비중이 높은 것을 고려하면 충분히 예상할 수 있는 결과로 생각된다. 빈도별로 상관계수의 변화를 살펴보면 대략 λ 가 2(약 3.1 분기)보다 큰 단기에서는 상관계수가 0.35내외에서 유지되다가 λ 가 1(약 6.2 분기)에 이를 때까지 상관계수가 증가하고 있으며 λ 가 1보다 작은 중장기의 경우에는 상관계수가 0.5를 상회하는 수준에서 안정되는 모습을 보이고 있다. 주택매매가격과 가계대출 간의 빈도별 상관계수는 단기보다 장기에서 약간 더 높은 값이 추정되기는 하였으나 모든 빈도에서 통계적으로 유의하였다.

[그림 9] 주택매매가격과 가계대출간의 빈도별 상관계수

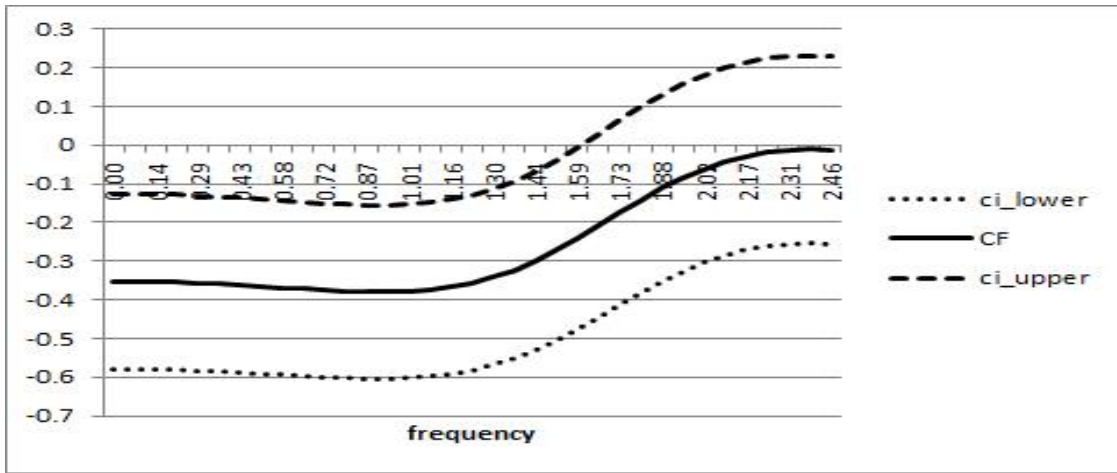


[그림 10]의 기간스프레드는 장기로 갈수록 상관계수가 완만하게 증가하는 모습을 보이고 있으며 역시 모든 빈도에서 통계적으로 유의하였다. [그림 11]의 신용스프레드의 상관계수는 λ 가 1.6 (약 3.9 분기)보다 큰 경우에는 통계적으로 유의하지 않았으나 중장기에서는 통계적으로 유의한 음의 상관계수가 발견되었다. [그림 12]에 나타나 있듯이 예대율의 상관계수도 λ 가 1.1 (약 5.7 분기)보다 큰 단기의 경우에는 통계적으로 유의하지 않았으나 중장기로 갈수록 상관계수가 점차 음의 방향으로 커지는 것을 발견할 수 있다.

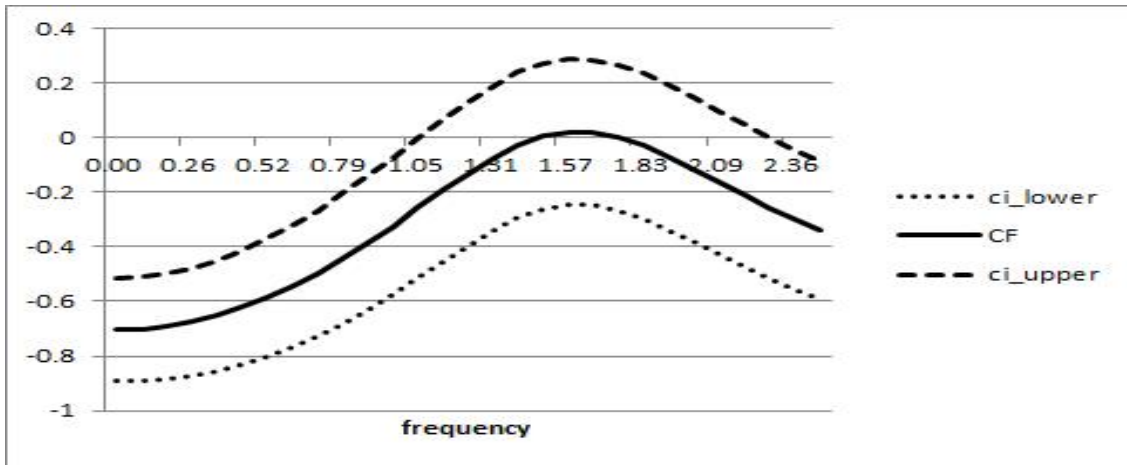
[그림 10] 주택매매가격과 기간스프레드간의 빈도별 상관계수



[그림 11] 주택매매가격과 신용스프레드간의 빈도별 상관계수



[그림 12] 주택매매가격과 예대율간의 빈도별 상관계수



3. 금융종합지수

지금까지 살펴본 금융변수 중에서 경제적, 통계적으로 유의한 변수들을 선정하여 금융 사이클을 나타낼 수 있는 금융종합지수를 구성해 볼 수 있다. 이러한 금융종합지수는 GDP 또는 주택매매가격과 동조성을 가지는 변수들로 구성되어 있으므로 실물 사이클 또는 주택 사이클과 각 빈도에서 동조화된 금융 사이클에 대한 정보를 포함하고 있다고 볼 수 있다.

본 연구에서의 금융종합지수는 신용변수 뿐 아니라 금융시장의 가격변수나 은행관련 변수들도 포함될 수 있으므로 기존의 금융 사이클의 측정방식과는 다소 상이할

수 있다. 또한 GDP 및 주택매매가격과의 동조성에 따라 변수를 선별하였다는 점에서 기존의 방식과 차이가 있으며 따라서 일종의 조건부 금융 사이클을 나타낸다고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 빈도별 상관계수에 근거하여 변수를 선별하고 있으므로 빈도별로 차별화된 금융 사이클을 구축할 수 있다는 장점이 있다.

구체적으로 금융사이클을 나타내는 종합지수는 다음과 같은 과정을 통해 구축된다. 먼저, GDP 또는 주택매매가격과 빈도별 상관계수의 값이 큰 변수를 선정하고 이를 Y_{jt} 라고 한 후 Y_{jt} 의 평균 및 표준편차를 이용하여 다음과 같이 표준화한다.

$$Y_{jt}^* = (Y_{jt} - \bar{Y}_{jt}) / s(Y_{jt}) \quad (8)$$

여기에서 \bar{Y}_{jt} , $s(Y_{jt})$ 는 각각 표본 평균과 표본 표준편차를 의미한다.

다음으로 표준화된 변수들의 가중합을 계산한다.

$$CI_t = \sum_{j=1}^K \alpha_j Y_{jt}^* \quad (9)$$

여기에서 가중치의 합은 1이 될 것이다 (즉, $\sum_{j=1}^K \alpha_j = 1$). 만일 빈도별 상관계수의 값이 음수인 경우에는 Y_{jt} 대신 $-Y_{jt}$ 로 변환하여 종합지수를 구성하게 된다. 본 연구에서는 각각의 변수에 동일한 가중치를 부여하여 금융종합지수를 구성하였으나 상관계수의 크기에 따라 서로 다른 가중치를 부여할 수도 있다.

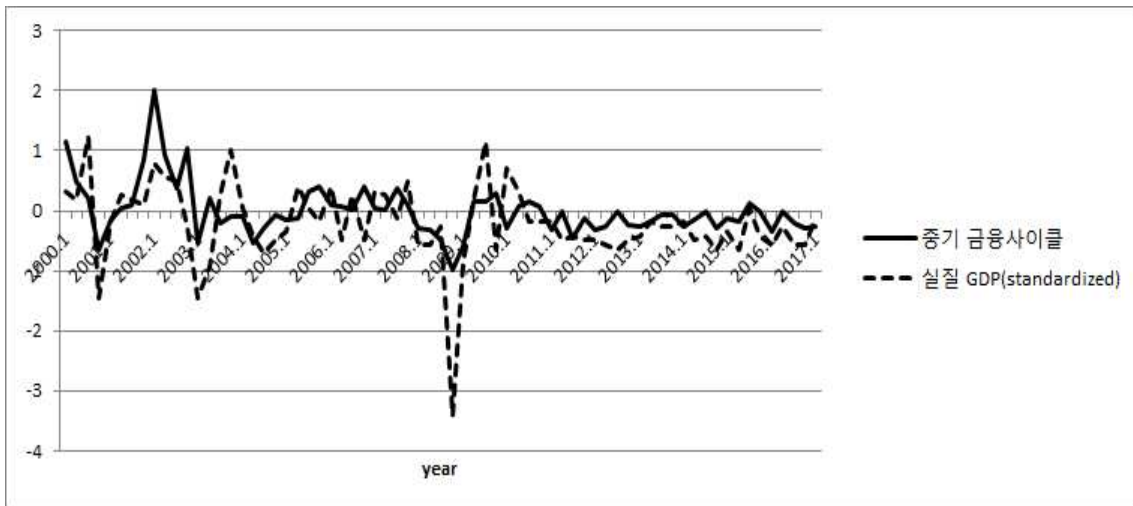
<표 1>의 결과에 따라 GDP와 동조화된 금융종합지수에 포함되는 변수는 다음과 같다. 먼저 중기 금융종합지수의 경우 가계부채, 민간신용, 비은행금융기관여신, 기간스프레드, 신용스프레드, KOSPI, 예대율을 선별하였으며 단기 금융종합지수의 경우에는 가계부채, 기간스프레드, 신용스프레드, 주택매매가격으로 구성하였다. 가계부채와 기간스프레드, 신용스프레드는 중기 금융종합지수와 단기 금융종합지수에 모두 포함되어 있는 반면 민간신용, 비은행금융기관여신, KOSPI, 예대율은 중기 금융종합지수에만, 주택매매가격은 단기 금융종합지수에만 포함되어 있다.

주택매매가격과 동조화된 금융종합지수는 <표 2>의 결과에 기반을 두어 중기 금융종합지수는 가계부채, 기간스프레드, 신용스프레드, 예대율로 구성하였고, 단기 금융종합지수에는 가계부채, 민간신용, 기간스프레드, 신용스프레드를 포함하였다.

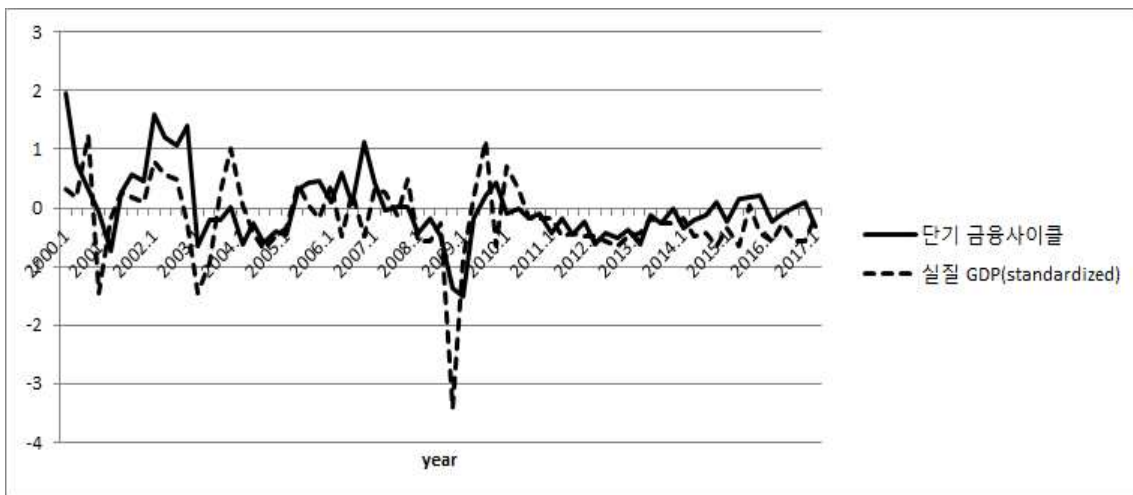
[그림 13]에는 이와 같은 방법으로 구성된 GDP와 동조화된 금융종합지수와 표준화

된 GDP 성장률이 나타나 있다. 대체로 금융종합지수는 GDP 성장률과 유사한 움직임을 보여주고 있다. 마찬가지로 [그림 14]는 주택매매가격과 동조화된 변수들로 구성된 중기와 단기에서의 금융종합지수의 움직임을 보여주고 있다.

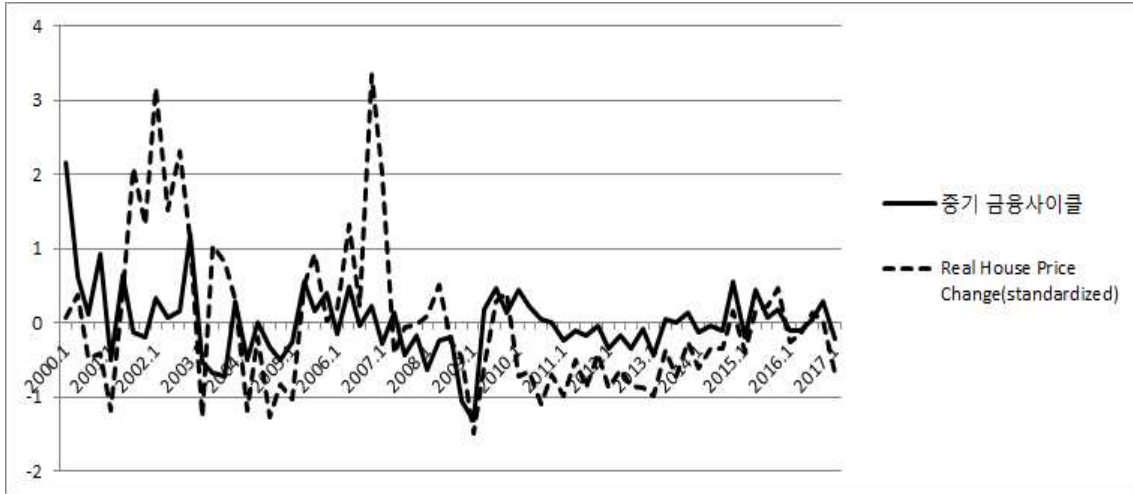
[그림 13] GDP와 동조화된 금융종합지수
(중기)



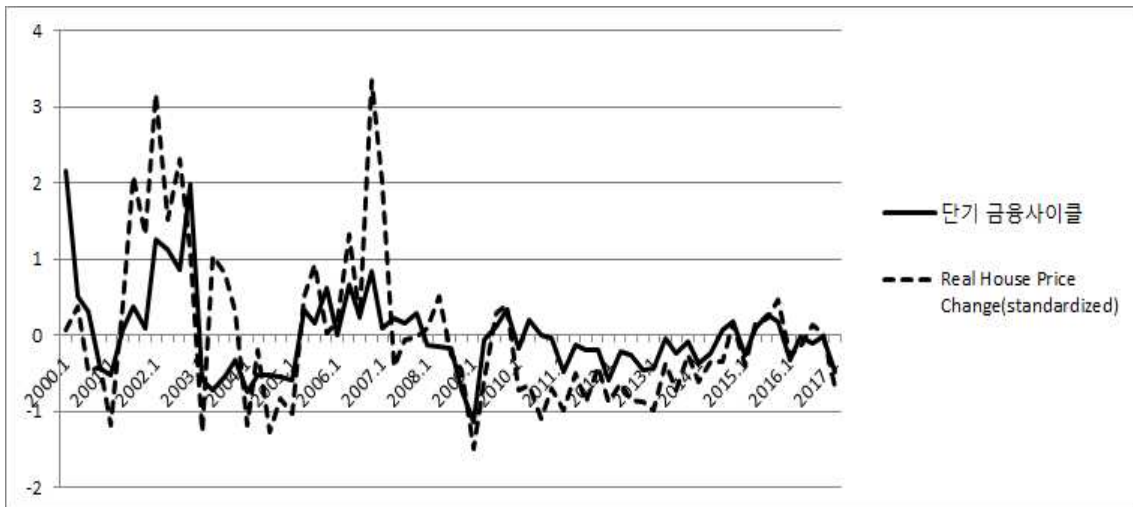
(단기)



[그림 14] 주택매매가격과 동조화된 금융종합지수
(중기)



(단기)



IV. 빈도별 상관계수의 변화추이

지금까지는 전체 표본(full sample)을 이용한 빈도별 상관계수를 추정함으로써 GDP 및 주택가격과 금융변수간의 동조성을 분석하였다. 이 절에서는 빈도별 상관계수가 유의하게 추정된 일부 금융변수들을 대상으로 상관관계가 시간에 따른 변화하였는지를 살펴본다. 한국은행(2016)은 실물 사이클과 금융 사이클의 동조성이 글로벌 금융위기 이후 약화되었다는 결과를 제시하고 있는데 이를 주파수영역(frequency domain)에서 빈도별로 상관계수를 추정해 봄으로써 동조성의 약화가 실제로 발생하고 있는지를 검토하고자 한다.

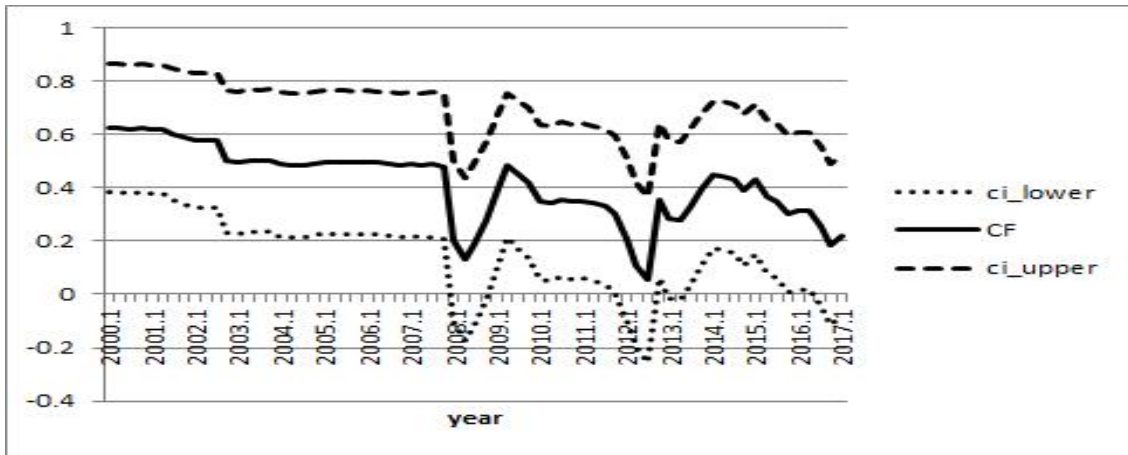
이를 위하여 우선 표본의 시작시점부터 40개의 관측 치에 대해 빈도별 상관계수를 구한 후, 표본의 크기를 고정한 상태에서 관측치를 하나씩 이동해 가면서 기간에 따라 상관계수의 추정치가 어떻게 변화하는지를 살펴보았다. 앞에서의 분석에 의하면 대체로 장기와 중기에서의 상관계수가 큰 차이를 보이고 있지 않으므로 중기와 단기에 대하여만 λ 를 고정시킨 후 동조성의 변화여부를 살펴보았다.

1. GDP와의 빈도별 상관계수 변화

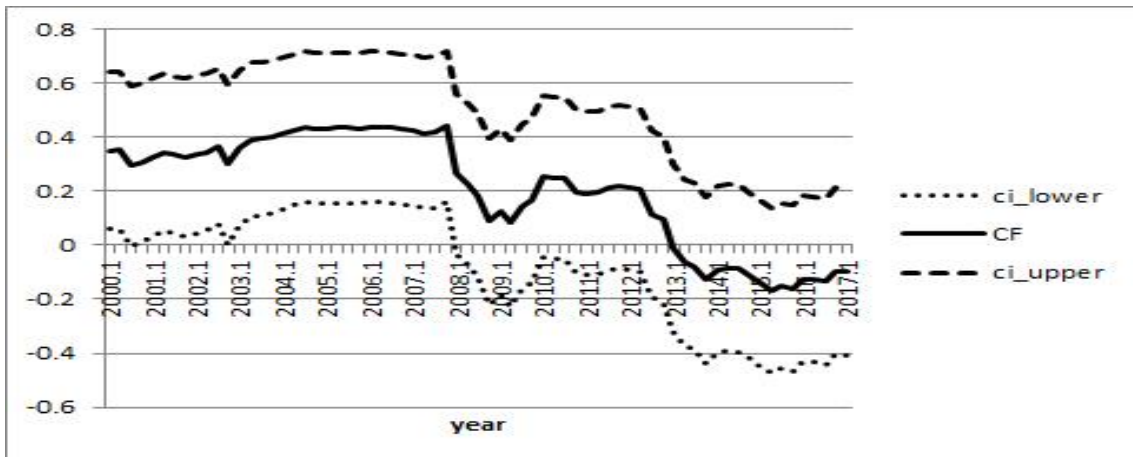
먼저 [그림 15]는 표본을 이동하면서 GDP와 가계대출간의 상관계수가 어떻게 변화하는지를 보여주고 있다. [그림 15]를 보면 2008년 글로벌 금융위기 기간이 표본에 포함되면서 이전 기간과는 중기 및 단기 상관계수의 추이가 다소 다른 모습을 보여주고 있다. 글로벌 금융위기 이전에는 중기에서는 0.5~0.6, 단기에서는 0.4 내외에서 상관계수가 비교적 안정적인 모습을 보였으나 금융위기 이후의 기간에서는 상관계수가 표본기간에 따라 불안정해지는 경향을 보이고 있다. 한편, 중기 상관계수는 평균적으로 금융위기 이후에 낮아지는 것으로 나타나고 있으며 일부 구간에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 그러나 중기 상관계수는 추세적으로 하락하고 있는 모습은 뚜렷하게 나타나고 있지 않았다. 이와는 달리 단기 상관계수는 금융위기 이후 추세적으로 낮아지고 있는 것으로 보이며 모든 구간에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있지도 않았다.

이러한 결과는 금융위기 이후 가계대출과 GDP 간의 동조성이 약화되었을 뿐 아니라 동조성이 중장기에서만 발견될 뿐 단기에서의 동조성은 상당부분 사라지고 있을 가능성을 시사하고 있다. 금융위기 이후 가계대출과 GDP 간의 동조성이 약화된 원인으로 주로 지적되는 점은 금융위기 이후 저금리 기조 하에서 시중 유동성이 풍부한 가운데 실물경기의 회복이 예상보다 지연되고 있다는 사실이다. 특히 경기부진이 이어져 오는 가운데 부동산 규제완화에 따라 주택담보대출이 증가한 것도 동조성 완화의 원인으로 지적되고 있다. (금융안정보고서, 2016)

[그림 15] GDP와 가계대출 사이의 상관관계수 변화추이
(중기)

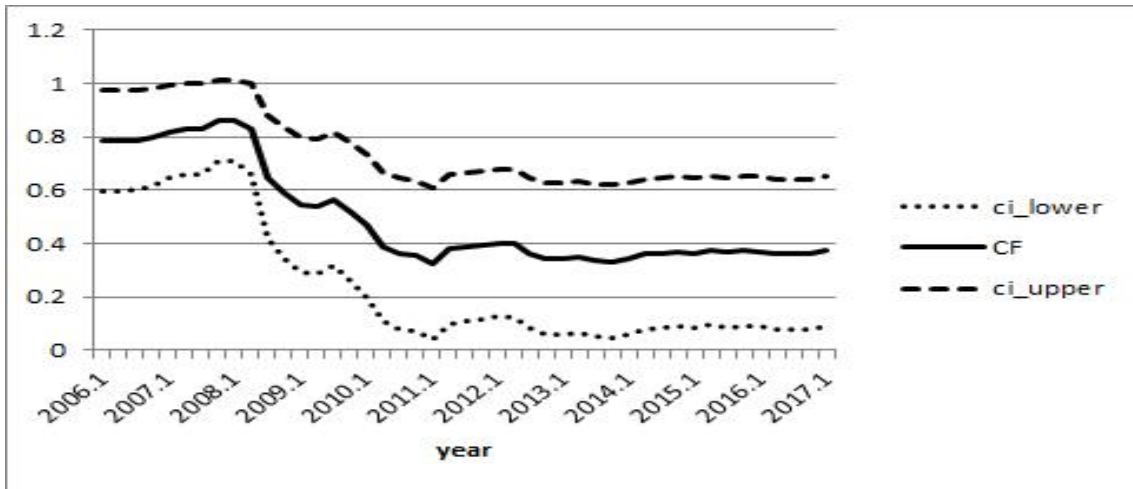


(단기)

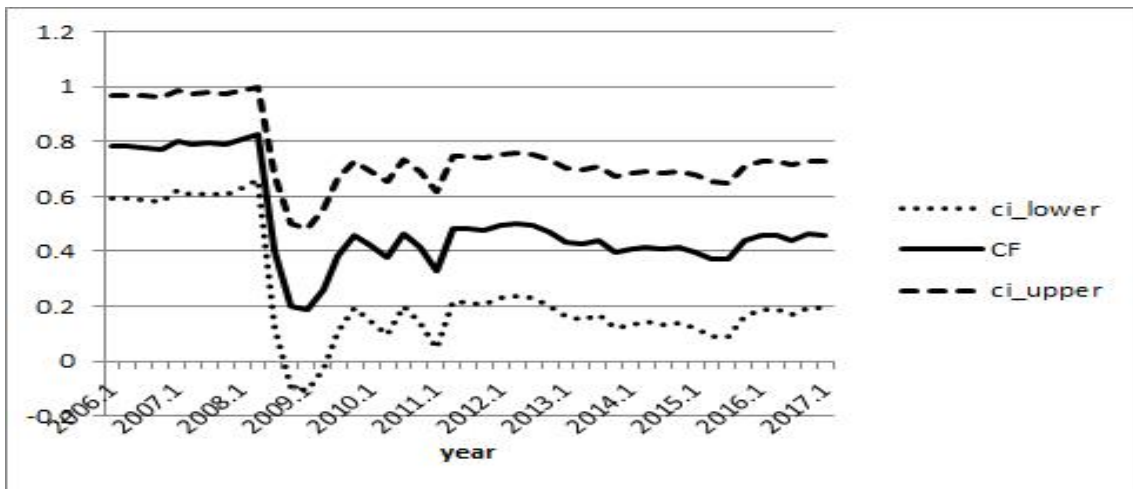


다음으로 [그림 16]에서 GDP와 기간스프레드간의 상관관계수 변화추이를 살펴보았다. 기간스프레드의 빈도별 상관관계수도 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 하락한 것으로 추정되고 있다. 중기 및 단기 상관관계수 모두 금융위기 이전의 0.8 수준에서 위기 이후 기간에는 0.4 내외로 절반가량 낮아진 모습을 보이고 있다. 다만 가계대출과는 달리 기간스프레드의 경우에는 금융위기 이후에도 상관관계수가 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있다. 또한 금융위기 이후 기간에서도 상관관계수는 대부분 통계적으로 유의하게 추정되고 있다.

[그림 16] GDP와 기간스프레드 사이의 상관관계수 변화추이
(중기)

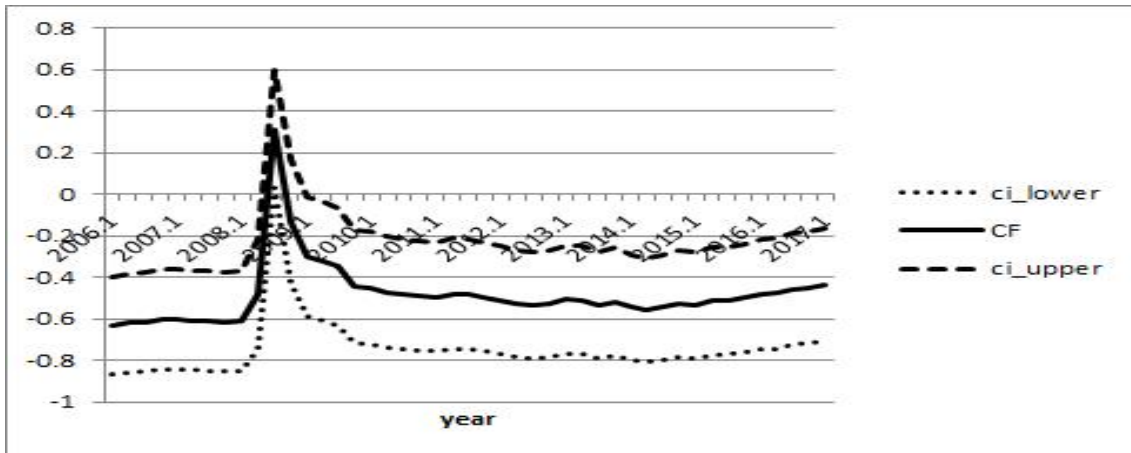


(단기)

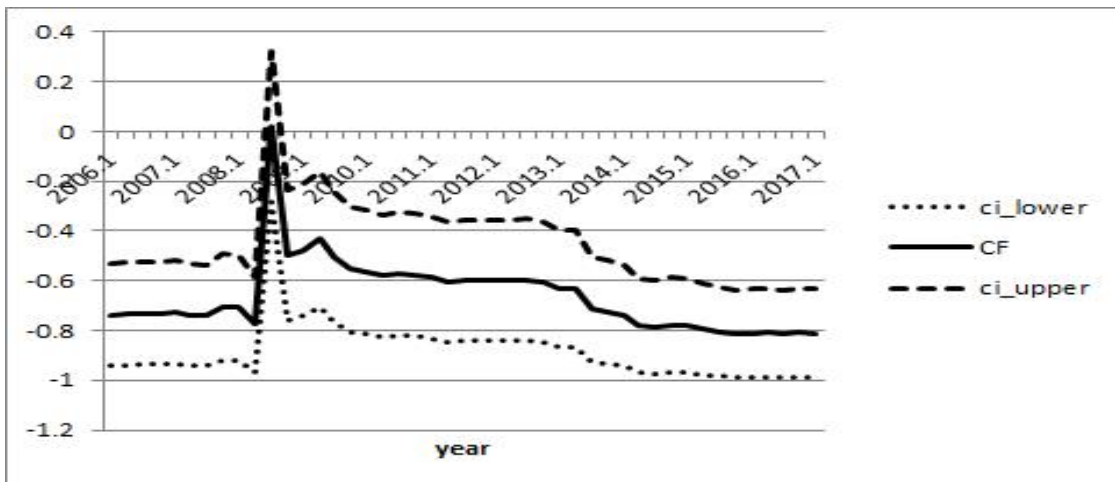


반면, GDP와 신용스프레드의 빈도별 상관관계수는 글로벌 금융위기 이후에도 낮아지지 않은 것으로 나타나고 있다. [그림 17]을 보면 2008년을 전후로 잠시 상관관계수가 크게 변화하여 양의 값을 가지는 것으로 나타나고 있으나 이 기간을 제외하고 비교해 보면 상관관계수의 크기가 크게 변하지 않았을 뿐 아니라 상당히 안정적인 모습을 보이고 있음을 알 수 있다.

[그림 17] GDP와 신용스프레드 사이의 상관관계수 변화추이
(중기)

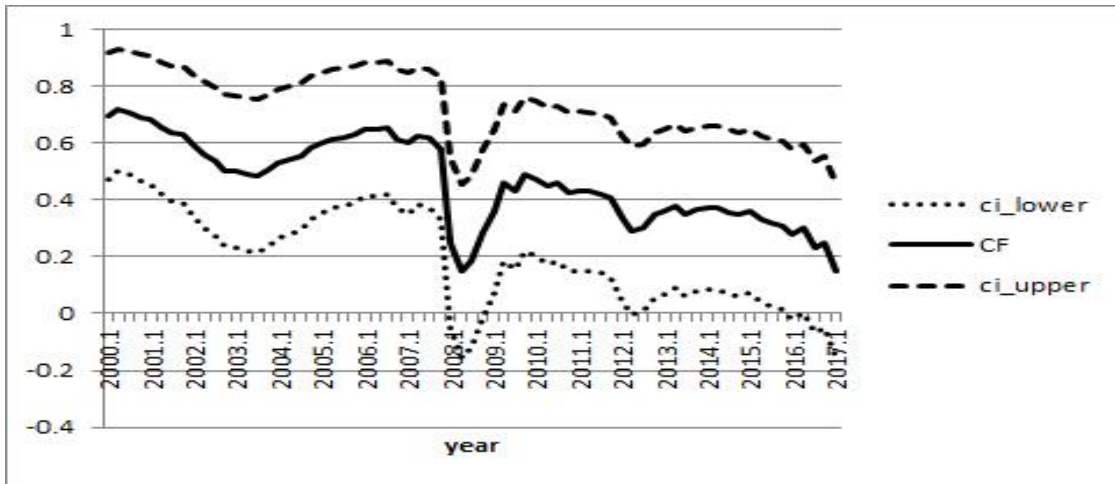


(단기)

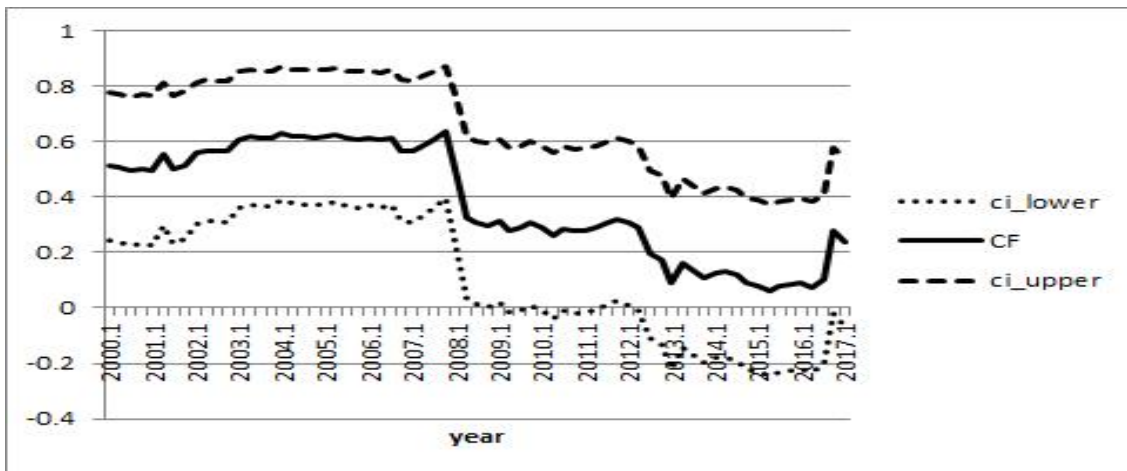


마지막으로 [그림 18]을 통하여 GDP와 주택매매가격 사이의 빈도별 상관계수를 살펴보면 글로벌 금융위기 이후 상관계수가 낮아진 모습을 발견할 수 있으며 특히 단기의 경우 더욱 뚜렷한 하락세를 찾아볼 수 있다. 더욱이 최근에는 단기 상관계수가 통계적으로 유의하지 않게 추정되고 있다. 전반적으로 GDP와 주택매매가격 사이의 빈도별 상관계수 변화추이는 GDP와 가계부채간의 상관계수 추이와 상당히 유사한 모습을 보이는 것으로 판단된다.

[그림 18] GDP와 주택매매가격 사이의 상관계수 변화추이
(중기)



(단기)



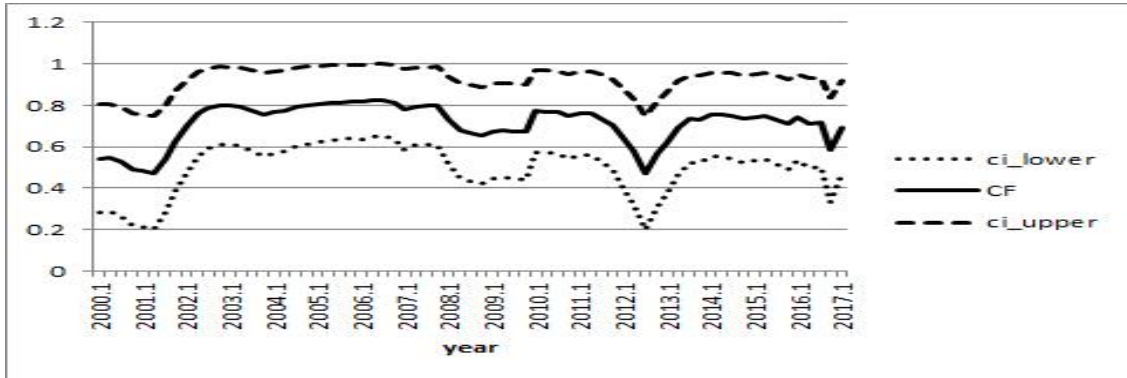
이상의 상관계수 변화추이를 종합하면 GDP와 주요 금융변수간의 빈도별 상관계수는 글로벌 금융위기 이후 하락한 것으로 나타나고 있어 동조성이 약화되고 있는 것으로 판단된다. 특히 중기보다는 단기에서의 동조성 하락이 더 두드러지게 나타나고 있으며 금융위기 이후 가계대출이나 주택매매가격과의 상관계수는 통계적 유의성도 크게 약화된 것으로 추정되고 있다.

2. 주택매매가격과의 빈도별 상관계수 변화

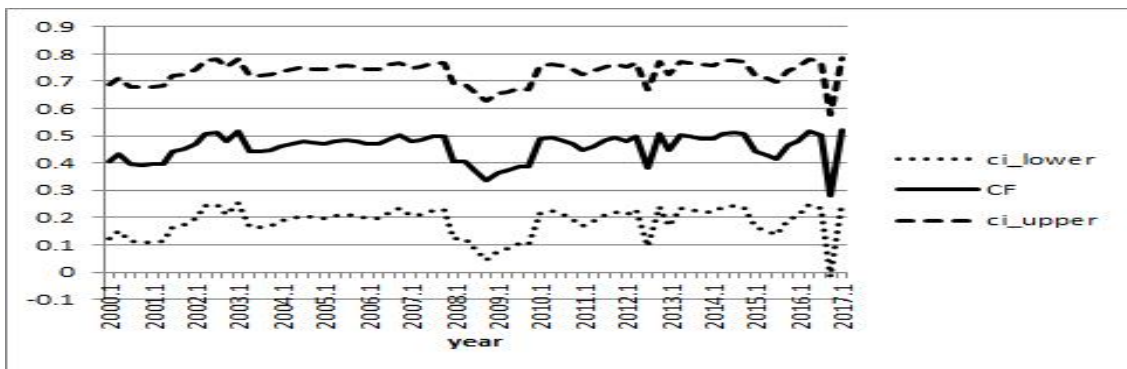
[그림 19]는 표본을 이동해 가면서 추정한 주택매매가격과 가계부채 사이의 빈도별 상관계수 변화추이를 보여주고 있다. GDP와의 상관계수 변화추이와는 달리 가계부채와 주택매매가격 간의 상관계수는 중기와 단기 모두 글로벌 금융위기와 관계없이 상대적으로 안정적인 모습을 보여주고 있다. 일부 구간을 제외하면 중기 상관계수

는 대체로 0.7~0.8사이에서 안정적으로 유지되고 있으며 단기 상관계수도 0.5 내외에서 안정되어 있는 것으로 추정되었다.

[그림 19] 주택매매가격과 가계부채 사이의 상관계수 변화추이 (중기)

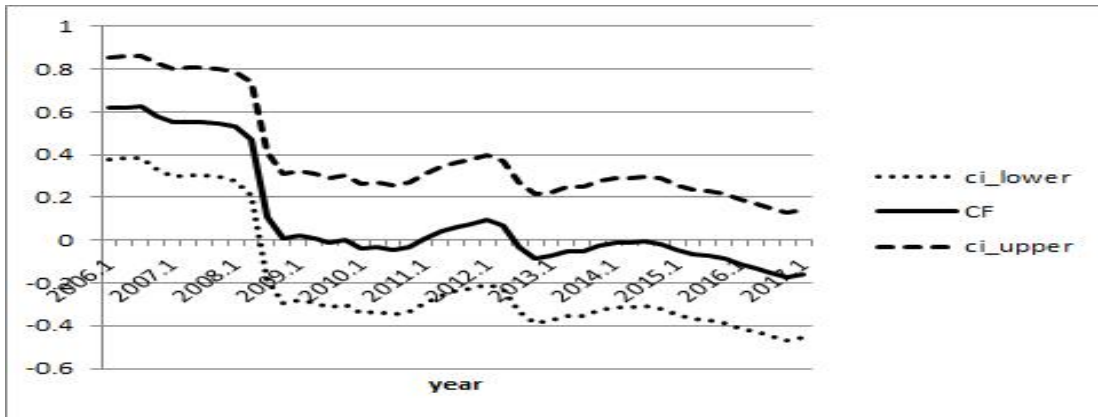


(단기)

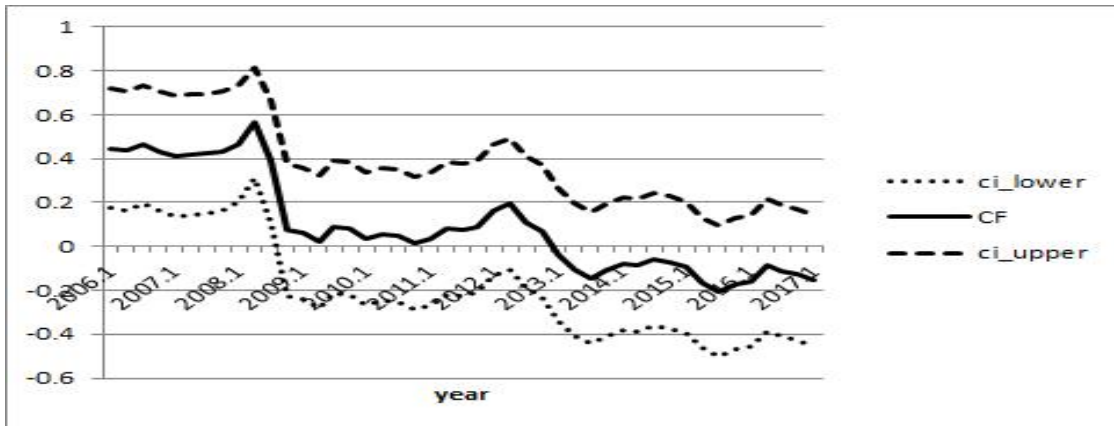


<표 2>에서 주택매매가격은 기간스프레드와 단기와 중기에서 모두 유의한 상관관계를 가지고 있는 것으로 추정되었다. 그러나 [그림 20]을 보면 이러한 강한 상관관계는 글로벌 금융위기 이전 기간에만 존재하는 것으로 나타났다. 금융위기 이전에는 중기에서 0.6 내외, 단기에서 0.4 내외로 추정되었던 빈도별 상관계수는 금융위기 이후에는 0 내외로 하락하고 있으며 통계적으로도 유의하지 않아 동조성이 사라지고 있음을 의미하고 있다. 신용스프레드 역시 글로벌 금융위기 이전 기간의 중기에서만 유의한 상관계수가 추정되고 있으며 금융위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않은 모습을 보여주고 있다.

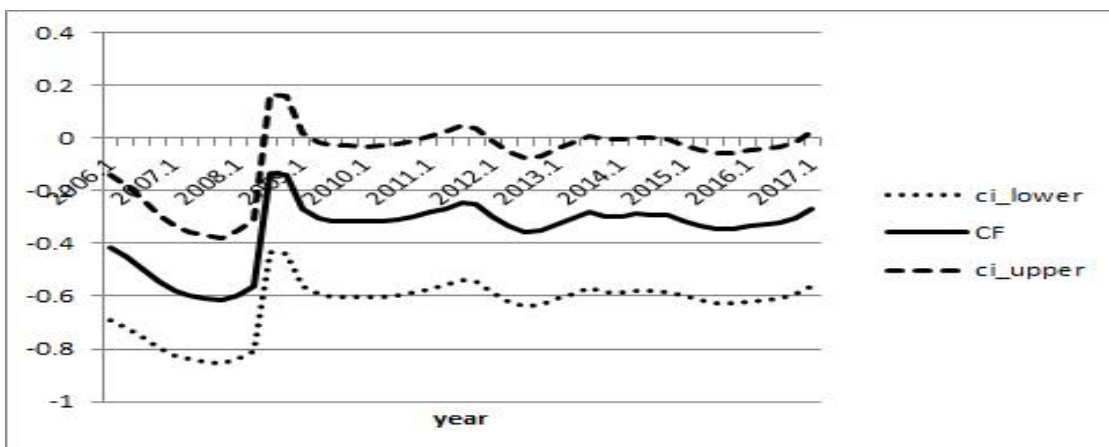
[그림 20] 주택매매가격과 기간스프레드 사이의 상관관계수 변화추이
(중기)



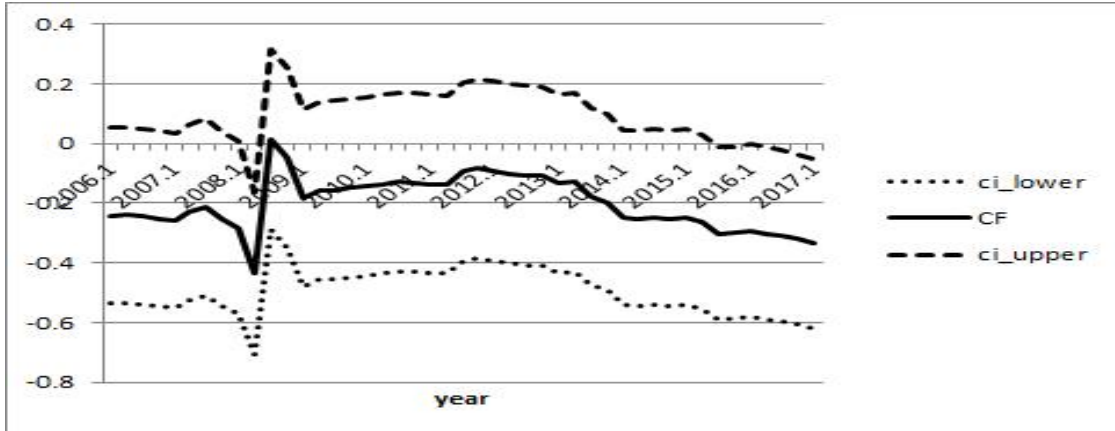
(단기)



[그림 21] 주택매매가격과 신용스프레드 사이의 상관관계수 변화추이
(중기)



(단기)



V. 결론

본 연구는 주파수영역에서 GDP 및 주택매매가격을 기준으로 대출관련 변수, 금융시장가격변수, 은행관련 금융변수 등 다양한 금융변수들의 빈도별 상관계수를 추정하였다. 이를 통하여 금융변수들이 실물 사이클 및 주택가격 사이클과 어떠한 빈도에서 가장 유의한 동조성을 가지는가를 살펴보았다. 이러한 접근방법은 통상적인 시간영역에서의 분석에 더하여 동조성에 대한 보완적인 시각을 제공해 줄 수 있을 것으로 생각된다.

추정결과에 의하면 가계대출, 비은행 금융기관 여신 및 금리스프레드, 예대율 등의 변수가 GDP와 높은 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 상관관계는 빈도에 따라 다소 상이하게 추정되었는데, 주로 대출과 관련된 변수는 중장기에 더 높은 상관관계를 보이고 있는 반면 신용스프레드는 단기에서 오히려 더 높은 상관관계가 관측되었다. 주택매매가격과의 빈도별 상관계수 역시 가계대출, 금리스프레드, 예대율, 은행 총자산 등의 변수에서 높게 추정되었으며 중장기의 상관관계가 단기보다 더 강하게 나타났다.

한편, 이러한 동조성의 정도가 최근 달라지고 있는지를 살펴보기 위하여 표본을 이동하면서 빈도별 상관계수를 추정하였다. 분석결과에 의하면 글로벌 금융위기 이후 대부분의 변수에서 동조성이 낮아지고 있음을 발견하였다.

금융-실물 간 동조성 및 금융-주택가격간의 동조성은 금융변수에 따라 다를 뿐 아니라 빈도에 따라서도 다르게 나타나고 있다는 결과는 경기순응성의 가능성을 판단하는데 있어서 세심한 주의가 필요함을 시사하고 있다. 대부분의 경우 단기보다는

중장기에서의 상관계수가 높게 추정되었다는 사실은 경기순응성으로 나타나는 금융 위험이 상당히 긴 기간에 걸쳐 축적되는 것임을 의미할 수 있다. 따라서 단기적으로 가시적인 동조성이 관찰되지 않더라도 중장기적으로는 금융 사이클-실물 사이클 또는 금융 사이클-주택가격 사이클이 상호작용을 통해 동태적으로 불균형이 발생할 가능성을 배제할 수 없게 된다.

참고문헌

- 김용민 · 이정연 (2015), 실물 및 금융 사이클을 감안한 통화정책과 거시건전성정책 운용, 경제분석 제21권 제1호, pp. 125-143.
- 조규환 · 심원 · 이항용 (2013), 경기대응완충자본 제도의 국내 도입방안, BOK 경제리뷰, 한국은행
- 한국은행 (2016) 금융안정보고서, 한국은행.
- 함준호 · 조현철 · 권영철 (2015), 가계부채의 경기순응성과 거시정보결합 신용평가에 대한 연구, 한국경제의 분석과 전망 제21권 제1호, pp.1-56.
- Andrews, D.W.K., 1991, Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation, *Econometrica*, 59, 817-858.
- Berkowitz, J. and F. Diebold, 1998, Bootstrapping multivariate spectra, *Review of Economics and Statistics*, 80, 4, 664-666.
- Borio, C. (2014), The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?, *Journal of Banking and Finance*, 45, 182-198.
- Claessens, S., M. A. Kose, and M. E. Terrones (2012), How do business and financial cycles interact?. *Journal of International economics*, 87(1), 178-190.
- Croux, C., M. Forni, and L. Reichlin (2001), A measure of comovement for economic variables: theory and empirics, *Review of Economics and Statistics*, 83, 232-241.
- Drehmann, M., C. Borio, and K. Tsatsaronis (2011), Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates, BIS working paper no.355.
- Lütkepohl, H., 2006, *New introduction to multiple time series analysis*, Springer.
- Newey, W. and K. West, 1994, Automatic lag selection in covariance matrix estimation, *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.

Priestley, M. B., 1981, *Spectral Analysis and Time Series*, New York: Academic Press.

Yoshino N and T. Hirano (2011), Pro-Cyclicality of Basel capital requirement ratio and its impact on banks, *Asian Economic Papers*, 10.2, 22-36.