

국내 은행대출의 경기순응성 평가

김 영 도 · 권 흥 진

— 국문초록 —

금융부문의 과도한 경기순응성(pro-cyclicality)은 실물부문 변동을 지나치게 증폭하고 금융안정을 저해할 수 있다. 본 연구는 우리나라의 금융자유화가 이루어진 이후 지난 30여년 간의 국내은행 대출의 경기순응성을 실증적으로 분석한다. 분석 결과는 국내은행의 대출에 의한 경기순응성은 주요 시점을 중심으로 시기별로 큰 변화를 나타내고 있는 것으로 분석하고 있다. 예전대, 국내은행 대출은 글로벌 금융위기 이전에는 경기순응성을 보였으나, 이후에는 실물경제 부진에도 불구하고 대출이 증가하는 경기역행성(counter-cyclicality)을 보였다. 이러한 실증분석 결과는 경기순응성을 완화하기 위한 정책과 함께 경기에 순응적이지 않은 체계적인 리스크에 대응하기 위한 건전성 정책이 필요하다는 점을 시사한다.

핵심단어 : 은행대출, 경기순응성, 거시건전성정책

JEL 분류기호 : E32, E51, E61

1. 서론

금융의 경기순응성(financial procyclicality)은 일반적으로 실물경기 변동 시 금융 부문이 동조하여 변동하는 현상을 의미한다고 정의할 수 있다. 경기가 확장될 때 은행 대출 증가율이 상승하는 등 신용팽창이 발생하고, 반대로 경기가 악화될 때 은행 대출 증가율이 하락하거나 심지어 감소하는 등 신용축소가 발생하면 은행산업의 경기순응성이 존재한다고 판단할 수 있다. 우리나라도 과거 수차례 경험한 금융 위기와 이로 인한 신용경색에 비추어 볼 때 표면적으로 대출의 경기순응성은 존재하는 것으로 볼 수 있다. 하지만 대출의 경기순응성에 따른 신용의 과잉팽창 또는 수축이 과도하게 일어날 경우, 역으로 실물경제에도 영향을 미쳐 신용의 공급에 의한 경기의 진폭을 크게 하는 문제점을 낳기도 한다. 즉, 경기에 따라 신용의 과잉팽창 또는 과잉수축이 일어날 경우 금융시스템의 취약성이 높아지기 때문에 대출의 경기순응성은 매우 중요한 쟁점이다.

경제성장과 금융발전 간의 동행성은 많은 문헌에서 밝혀지고 있는데, 이에 대한 해석을 확장하면 이미 금융은 본질적으로 경기순응성의 속성을 가진다는 것을 의미한다. 다만, 경제성장과 금융발전 간의 관계는 장기적 차원에서 논의 될 문제이고 경기순응성은 그것보다는 단기적 차원의 문제라고 할 수 있다. 본고에서는 실제 데이터를 이용하여 우리나라에서 대출의 경기순응성이 존재하는지, 그리고 존재한다면 시기별로 어떠한 특징을 보이는지 살펴보고자 한다.

2. 관련 연구

금융의 경기순응성은 금융중개가 경기 확대기에 확대되고, 침체기에 축소되는 현상을 의미하는데, 문헌에 따라서는 이러한 현상 자체가 아니라 금융의 경기순응성이 실물경기 변동의 진폭을 증폭시키는 현상을 의미하기도 한다.

이와 같이 금융의 경기순응성이 발생하는 원인에 대해서 다양한 연구가 수행되었다. 구체적으로 대주 - 차주 간 정보비대칭, 담보가치 효과, 금융회사 신용평가의 경기순응성, 금융 규제·감독 등 다양한 요인들에 대한 분석이 이루어졌다. Bernanke and Gertler(1990)는 금융가속기(financial accelerator) 이론을 통해 차주 및 대주 간 정보비대칭과 담보 가치 등락이 금융의 경기순응성을 발생한다고 주장했다. 차주와 대주 간에는 근본적인 정보비대칭이 존재하기 때문에 대주는 차주의 담보 가치에 비례하여 대출을 실행하게 되는데, 이에 따라 담보 가치가 상승(하락)하는 경기 확대(침체)기에 은행 대출이 크게 증가(감소)하게 되어 경기순응성이 발생한다. 한편,

Berger and Udell(2003)은 금융회사 신용평가의 경기순응성을 지적하였다. 그들은 경기 확대기에서는 과거 대출 부실의 데이터가 소실되거나 무의미해짐으로써 대출 기준이 완화되고, 이에 따라 대출이 크게 증가하여 경기순응성이 발생할 수 있다고 주장했다. Borio et al.(2001)과 Bliss and Kaufman(2003)은 규제 및 감독정책 측면에서 경기순응성 발생 요인을 찾았다. Borio et al.(2001)은 경기순응성이 발생하는 요인과 정책적 대응방안에 대해 다양한 분석을 수행했는데, 경기순응성 발생 요인 중 하나로 경기확대기 때 상대적으로 느슨한 감독정책이 수립됨에 따라 은행이 대출을 빠르게 확대되는 현상이 발생할 수 있음을 지적했다. 한편, Bliss and Kaufman(2003)은 BIS자기자본규제도 경기 확대/침체에 따라 필요자기자본 규모가 변화하면서도 경기순응성이 발생할 수 있음을 지적했다.

경기순응성이 실재하는 지에 대한 실증적인 연구도 다양하게 진행되었다. 먼저, 국내 연구로 정형권(2009)은 1993년 1분기~2008년 3분기 데이터를 분석하여 외환위기 이전 및 이후로 은행대출의 경기순응성이 어떻게 변화했는지 살폈다.¹⁾ 정형권(2009)은 기업대출의 경우 외환위기 전후 모두 경기순응성을 보였으며 특히 외환위기 이후 경기순응성이 강화되었으나, 가계대출의 경우 외환위기 전에는 경기순응성(아파트 가격 대비)이 관찰되었으나 이후에는 경기순응성이 약화되거나 관찰되지 않는다는 실증분석 결과를 제시했다. 해외에서도 경기순응성에 대한 다양한 연구가 이루어졌다. 가령, Sala and Suarina(2002)는 1985~1997년 스페인 은행 데이터를 이용한 분석에서 은행대출의 경기순응성이 실재하며, 경기순응성이 발생하는 원인은 은행의 리스크 과소평가임을 주장한 바 있다. 이와 같은 은행 대출의 경기순응성은 Pain(2003)의 영국 은행을 대상으로 한 연구에서도 관찰된다.

3. 은행대출과 경기순응성

가. 은행대출의 경기순응성: 회귀분석

경기순응성과 관련된 기존 연구들²⁾은 주로 회귀분석을 통해 GDP가 대출에 미치는 영향을 측정하여 경기순응성 여부를 판단하였다. 회귀분석의 모형 가정상 전년 동기 대비 자료를 이용할 경우, 일반적으로 전년 동기 대비 자료가 안정적이지 않음(non-stationary) 때문에 전기 대비 자료를 이용하여 분석하였으며, 이러한 회귀

1) 금융 경기순응성에 대한 연구로는 윤석현·박래수(2009) 등도 있다.

2) 부상돈·이병록(2012), '금융의 경기순응성 측정 및 국제 비교', BOK 경제리뷰, Discussion Paper Series No. 2012-15

모형을 통하여 실물경제 성장과 대출 성장간의 연계성을 추정하였다.

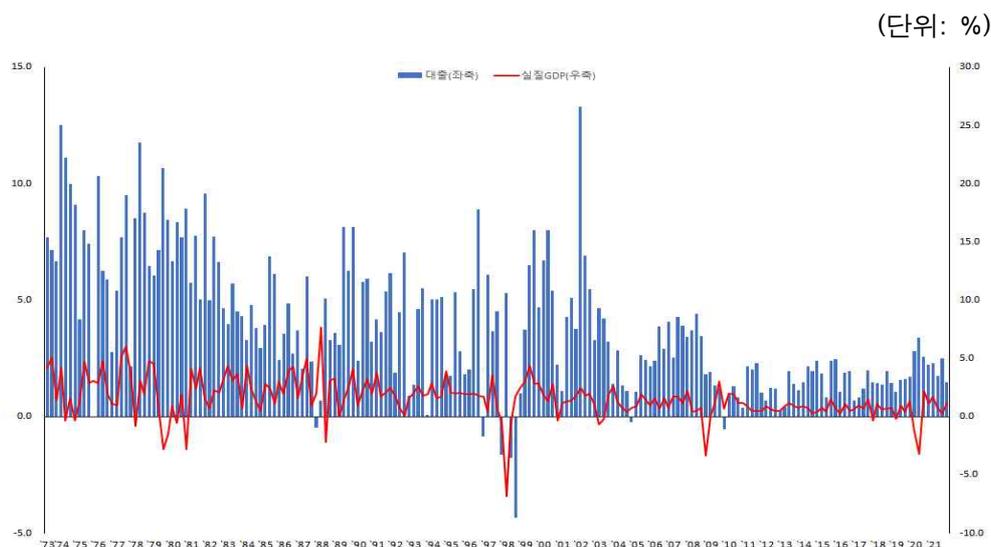
본고에서는 기본적으로 GDP 변화가 은행대출에 미치는 영향을 살펴보고, 외환 위기 이후와 글로벌 금융위기 이후를 별도로 더미처리하여 시기별 경기순응성의 차이를 측정하였으며 기본 회귀모형은 아래와 같다.

$$\Delta loan_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta loan_{t-1} + \beta_1 \Delta GDP_t + \beta_2 \Delta GDP_t \times D_{1t} + \beta_3 \Delta GDP_t \times D_{2t} + \epsilon_t$$

데이터는 1973년 2분기~2021년 4분기까지 총 195개 분기별 데이터를 이용하였으며 D_{1t} 는 외환위기 이후(1999년 1분기 이후)를 나타내는 더미변수이고, D_{2t} 는 글로벌 금융위기 이후(2009년 1분기 이후)를 나타내는 더미변수를 의미한다. 외환위기 이전의 경기순응성은 β_1 , 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 이전까지의 경기순응성은 $\beta_1 + \beta_2$, 그리고 글로벌 금융위기 이후의 경기순응성은 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ 를 통해 측정할 수 있다.

간략하게 지난 약 50년간 국내 은행대출과 실질 GDP의 전분기 대비 증가율(변동율)은 아래 <그림 1>과 같이 나타난다.

<그림 1> 은행 대출¹⁾과 실질 GDP²⁾ 변동률³⁾



주: 1) 예금은행 말잔 기준, 2) 계절조정, 3) 전분기 대비

자료: 한국은행

본 추정에 사용된 데이터는 우리나라에 본격적인 금융자율화가 이루어졌던 1990년 이후부터이며 추정결과는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta loan_t = & 1.9504^{***} + 0.2876^{***} \Delta loan_{t-1} \\ & (0.3279) \quad (0.0826) \\ & + 0.0938 \Delta GDP_t + 0.5537^{**} \Delta GDP_t \times D_{1t} - 1.2051^{***} \Delta GDP_t \times D_{2t} + \epsilon_t \\ & (0.1346) \quad (0.2188) \quad (0.3329) \end{aligned}$$

본 결과를 간략히 해석하면 실제 우리경제에서 금융자유화가 이루어진 지난 30년간 실물경제의 성장자체가 대출을 성장시키는 경기순응성의 패턴은 시기별로 뚜렷이 다르게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 우선, 외환위기 이전인 1990년대에는 경제성장이 대출성장과 통계적인 유의성을 나타내고 있지 않으나($\hat{\beta}_1=0.0938$), 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 이전에는 이러한 패턴이 차이를 나타내며 대출과 경기의 순응성이 강해진 것으로 볼 수 있다($\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2=0.6475$). 또한 글로벌 금융위기 이후 최근 10여년간 시기에는 실물경제의 성장과 대출성장의 관계가 변화하여 오히려 강한 음(-)의 관계를 나타내고 있는데($\hat{\beta}_1+\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3=-0.5576$), 이는 최근 들어 실물경제와 금융의 괴리가 확대되고 있는 상황으로, 실물경제와 은행대출 간에는 경기역행적(counter-cyclical) 성격을 나타내고 있는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 경제성장은 저성장 기조로 움직이고 있으나, 대출의 성장은 반대로 증가하는 현상이 발생하여 실물과 금융의 괴리현상이 심화되고 있는 것으로 해석할 수 있다. 대출증가의 관성효과를 살펴보기 위해 $\Delta loan_{t-1}$ 항을 포함시켰는데, 그 결과 대부분 대출증가는 전기 대출증가에 영향을 받는 일종의 대출의 관성효과가 있는 것으로 평가할 수 있다.³⁾

이를 기본으로 각종 외생변수를 포함하여 은행대출의 경기순응성 효과를 두 번째로 측정하였다. 첫 번째 모형에 주요 통제변수를 추가하여 은행대출에 대한 실물경제의 영향을 측정한 회귀식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta loan_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta loan_{t-1} \\ & + \beta_2 \Delta GDP_t + \beta_3 \Delta GDP_t \times D_{2t} \\ & + \gamma_1 H_t + \gamma_2 S_t + \gamma_3 R_t + \gamma_4 E_t + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기서, H_t 는 전기대비 주택가격 변동율, S_t 는 전기대비 주가 수익률, R_t 는 정책금리의 변화(차분값), E_t 는 은행의 자기자본비율(자기자본/총자산)을 나타낸다. 다만, H_t , S_t , R_t , E_t 등 통제변수의 데이터가 1999년 2분기부터 이용이 가능하여 D_{1t} 는

3) $\Delta loan_{t-1}$ 항을 포함시키지 않았을 때에도 통계적 유의성이 높아지는 것을 제외하고 전반적인 결과의 방향성과 해석에는 큰 차이가 없다.

별도로 사용하지 않았다. 두 번째 회귀식 추정결과는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta loan_t = & 4.1884^{**} + 0.3295^{***} \Delta loan_{t-1} \\ & (1.7895) \quad (0.0858) \\ & + 0.5219^{***} \Delta GDP_t - 0.7345^{***} \Delta GDP_t \times D_{2t} \\ & (0.1886) \quad (0.2347) \\ & + 0.5293^{***} H_t - 0.0019 S_t - 0.4684 R_t - 0.4276^* E_t + \epsilon_t \\ & (0.0872) \quad (0.0115) \quad (0.4356) \quad (0.2200) \end{aligned}$$

본 결과를 간략히 해석하면 앞선 분석과 마찬가지로 실물경제의 성장자체가 대출을 성장시키는 경기순응성은 글로벌 금융위기 전후로 전혀 다른 패턴으로 나타나고 있다는 것을 알 수 있다. 외환위기 이후 글로벌 금융위기 이전까지의 시기에는 은행 대출의 경기순응성이 나타나고 있으나($\hat{\beta}_2 = 0.5219$), 글로벌 금융위기 이후에는 오히려 전혀 상반된 결과를 나타내고 있다($\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 = -0.2126$). 즉, 각종 거시변수의 통제 이후에도 즉 실물경제와 은행대출 간에는 경기역행적(counter-cyclicality) 성격이 나타나는 것을 알 수 있다. 다만, 전체적으로 실물경제보다는 통제변수로 사용된 주택가격과 자기자본비율 등 여타 거시변수에 의한 영향을 받는 것으로 해석할 수도 있다.⁴⁾

다음으로 지난 30여년간 국내 은행의 대출패턴 자체도 시기별로 가계대출과 기업대출 등 세부 부문별로 성장속도에 차이가 나타나는 현상을 띄고 있기 때문에 이를 충분히 고려하여 살펴보았다. 실제 은행대출의 경기순응성을 이야기할 경우 가계대출보다는 기업대출의 관점에서 살펴보는 것이 좀 더 합리적이라고 볼 수 있다. 국내 은행의 대출을 기업대출(CL_t)과 가계대출(HL_t)로 구분하여 추정한 결과는 아래와 같다. 자료이용의 일관성을 위해 한국은행 자료를 활용한 결과 기업대출 자료는 2007년 1분기부터, 가계대출 자료는 2003년 4분기부터의 자료를 이용하여 추정하였다.

4) 실제로 은행의 대출증가는 실물경제적 요인이외에도 주택가격과 은행의 자기자본비율 등에 강한 영향을 받는 것으로 나타나고 있는데, 정책금리의 변화에 대해서는 예상과는 달리 큰 영향을 주지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta CL_t = & 12.2341^{***} + 0.0901 \Delta CL_{t-1} \\ & (4.0678) \quad (0.1107) \\ & + 0.2949 \Delta GDP_t - 0.6765^{**} \Delta GDP_t \times D_{2t} \\ & (0.2967) \quad (0.3417) \\ & + 0.2909^* H_t + 0.0115 S_t + 0.7135^{***} R_t - 1.5188^{***} E_t + \epsilon_t \\ & (0.1559) \quad (0.0187) \quad (0.1846) \quad (0.5283) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta HL_t = & 1.3249 - 0.0434 \Delta HL_{t-1} \\ & (3.8722) \quad (0.1454) \\ & + 0.2642 \Delta GDP_t - 0.3208 \Delta GDP_t \times D_{2t} \\ & (0.2730) \quad (0.3107) \\ & + 0.2055 H_t - 0.0184 S_t - 0.2752^* R_t + 0.1098 E_t + \epsilon_t \\ & (0.1401) \quad (0.0172) \quad (0.1456) \quad (0.4938) \end{aligned}$$

먼저 기업대출의 경우만 살펴보면, 글로벌 금융위기 이후 기간에 실물경제와 은행의 기업대출 간에는 경기역행적(counter-cyclicality) 성격이 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 통제변수의 관점에서는 특징적으로 정책금리의 변화에 대해 예상과는 달리 양(+)의 반응을 나타내고 있는데, 이는 기업대출의 경우 정책금리의 변화에도 불구하고 보증 등 각종 정책지원이 이루어지면서 정책금리 변화의 직접적인 영향이 예상과 동일한 방향으로 작용하지 않는다고 해석할 수 있다. 다만, 가계대출의 경우 경기순응성이라는 관점에서 뚜렷한 연관성이 없으나, 정책금리의 변화에는 뚜렷한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나 가계의 대출수요에 대한 시사점을 제공하고 있다.

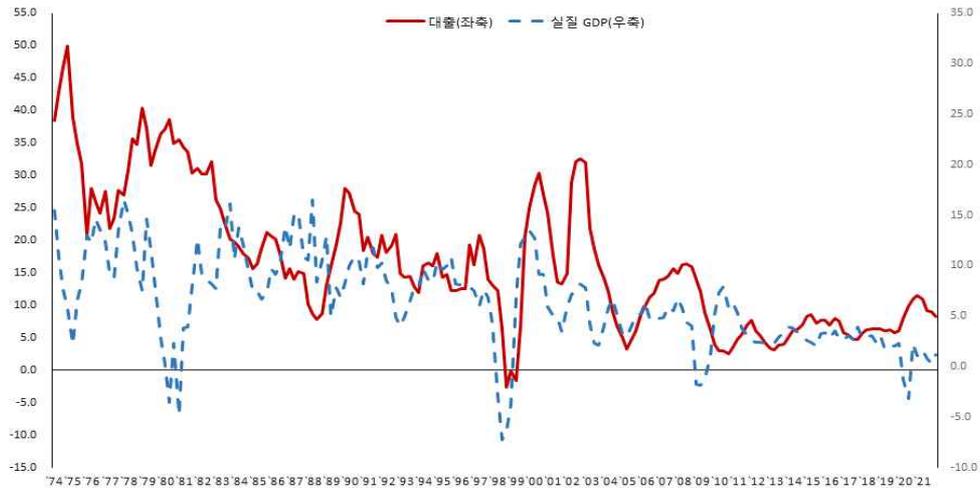
나. 실물경제의 성장과 은행대출의 중장기적 관계

회귀분석을 통해 분석된 결과는 주로 두 변수 간의 중장기적이고 동태적인 관계를 살펴보는데 다소 한계가 있기 때문에 실물경제의 성장을 측정하는데 주로 사용되는 GDP의 전년동기대비 성장률을 기준으로 은행대출의 경기순응성을 살펴보고자 한다. 아래 <그림 2>은 지난 약 50년간 국내 은행대출과 실질GDP 증가율을 나타내고 있는데, 두 변수 간에는 직관적으로 일정 수준의 상관관계가 있는 것으로 나타난다.

<그림 2>

은행대출¹⁾과 실질 GDP 변동률²⁾

(단위: %)



주: 1) 예금은행 말잔 기준, 2) 전년동기비
자료: 한국은행

이러한 판단을 근거로 두 변수 간 시차상관계수를 살펴보면 <표 1>과 같다. 이를 해석하면 전반적으로 앞선 회귀분석 결과와 유사한 결과를 제시하고 있다. 우선, 시기별로 시차상관계수에 차이가 보이고 있는데, 전체적으로 실물경제의 성장이 은행대출의 성장을 이끌었다고 해석할 수 있다. 특히, Granger Causality 테스트 결과에서는 (전년동기 대비) GDP 성장률이 은행의 대출에 Granger Cause한다고 말할 수 있다.

다만, 글로벌 금융위기 이후의 샘플에서는 실제 두 변수의 시차상관계수가 음(-)으로 추정되고 있으며, Granger Causality 테스트도 전체샘플과 외환위기 이후 샘플과는 다른 결과를 나타내고 있는데 글로벌 금융위기 이후 시기에는 Granger Causality 테스트 결과 (전년동기 대비) 은행 대출의 성장이 GDP 성장률을 Granger Cause한다고 나타났다. 이는 우리나라에서 전체적으로 실물경제와 대출의 경기순응성이 나타나고 있는 가운데, 최근 이러한 관계가 기존과 다르게 나타나는 것으로 보아 전반적으로 글로벌 금융위기 이후 실물경제와 금융의 괴리현상(countercyclicality)이 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있다.

<표 1> 국내 은행대출과 실질 GDP 변동율의 시차 상관계수

시차	전체 샘플 1974.1Q~2021.4Q	외환위기 이후 1999.1Q~2021.4Q	글로벌 금융위기 이후 2009.1Q~2021.4Q
-4	0.3785***	0.5160***	-0.0979***
-3	0.4374***	0.5730***	-0.2258***
-2	0.4578***	0.6004***	-0.3908***
-1	0.4474***	0.5843***	-0.5583***
0	0.4044***	0.4763***	-0.6967***
1	0.3380***	0.3274***	-0.6108***
2	0.2876***	0.1990**	-0.4174***
3	0.2674***	0.0951	-0.2133*
4	0.2762***	0.0738	-0.0708
Granger Causality	대출 ← GDP	대출 ← GDP	대출 → GDP

다. 공적분 분석

전년 동기 대비 자료(<그림 2> 참조)를 사용할 경우 나타나고 있는 두 변수간의 관계를 효과적으로 살펴보기 위해 우선 공적분 분석(cointegration test)을 이용하여 은행 대출의 경기순응성을 살펴보고자 한다. 전년 동기 대비 자료를 사용할 경우 각 변수가 안정적이지 않은 AR(1)의 특징을 나타낸다. 따라서 (전년 동기 대비) 은행대출과 실질 GDP 변화율, 두 변수 간의 공적분(cointegration) 관계의 유무를 판단하여 공적분 관계가 있을 경우 실물경제와 은행대출 간의 경기순응성 여부를 판단하는 것이 합리적이다.

우선 외환위기 이후(1999년 1분기부터 2021년 4분기까지)와 글로벌 금융위기 이후(2009년 1분기부터 2021년 4분기까지)를 대상으로 두 변수간의 공적분 관계를 살펴보았다. Johansen 공적분 검정 결과에 따르면 두 시기 모두 두 변수 간에는 공적분 관계가 있는 것으로 관찰된다.⁵⁾

5) 공적분 검정의 경우 분석에 사용된 자료에 민감한 특성을 나타내고 있기 때문에 시기에 따라 변수간의 공적분 관계가 잘 나타나지 않는 경우도 있다.

<표 2> 국내 은행대출과 실질 GDP 변동율의 공적분 검정결과

외환위기 이후(1999.1Q~2021.4Q)		Test	5%	1%
Johansen 검정	None	26.04	17.95	23.52
	At most 1	8.14	8.18	11.65
금융위기 이후(2009.1Q~2021.4Q)		Test	5%	1%
Johansen 검정	None	24.00	17.95	23.52
	At most 1	8.17	8.18	11.65

전체적으로 실물경제의 성장과 은행대출의 성장에는 균형으로 수렴하는 경기순응성(procyclicality)가 있다고 할 수 있다. 이러한 두 변수간의 공적분 관계를 기반으로 두 변수 간 VECM을 추정하였다. 외환위기 이후의 시기를 두 시기로 구분하여 추정하였는데, ‘외환위기 이후’의 샘플을 이용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta loan_t \\ \Delta GDP_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0.38 \\ -0.27 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.38*** & -0.07 \\ 0.07 & 0.08 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-1} \\ \Delta GDP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.19 & -0.28 \\ 0.02 & 0.08 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-2} \\ \Delta GDP_{t-2} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} -0.03 & 0.01 \\ -0.12 & 0.03 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-3} \\ \Delta GDP_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.46*** & 0.09 \\ -0.09 & -0.23*** \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-4} \\ \Delta GDP_{t-4} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} -0.0301 \\ 0.0463* \end{bmatrix} [loan_{t-1} + 7.7998 - 4.8478*** GDP_{t-1}] + \begin{bmatrix} \epsilon_{lona_t} \\ \epsilon_{GDP_t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

또한, ‘글로벌 금융위기 이후’의 샘플을 이용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta loan_t \\ \Delta GDP_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.91 \\ 2.38* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.54*** & -0.11 \\ -0.16 & 0.02 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-1} \\ \Delta GDP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.26 & 0.04 \\ 0.26 & 0.01 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-2} \\ \Delta GDP_{t-2} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} 0.55*** & -0.06 \\ -0.05 & 0.05 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-3} \\ \Delta GDP_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.60*** & 0.1 \\ -0.12 & -0.03 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta loan_{t-4} \\ \Delta GDP_{t-4} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} -0.0724 \\ -0.2044* \end{bmatrix} [loan_{t-1} - 11.761 + 2.07*** GDP_{t-1}] + \begin{bmatrix} \epsilon_{lona_t} \\ \epsilon_{GDP_t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

VECM 모형 추정결과, 공적분 방정식 계수(cointegration equation coefficient)와 정규화된 공적분 벡터(normalized cointegration vector)만을 따로 보면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.

외환위기 이후(1999.1Q~2021.4Q)의 결과는 아래와 같다.

$$\begin{bmatrix} -0.0301 \\ 0.0463^{**} \end{bmatrix} [loan_{t-1} + 7.7998 - 4.8378^{***} GDP_{t-1}]$$

글로벌 금융위기 이후(2009.1Q~2021.4Q)의 결과는 아래와 같다.

$$\begin{bmatrix} -0.0724 \\ -0.2044^{**} \end{bmatrix} [loan_{t-1} - 11.7611 + 2.0691^{***} GDP_{t-1}]$$

전체적으로 시기별로 두 변수간의 공적분 관계에서도 장기 균형에서 이탈하였을 경우 균형으로 수렴하는 방향과 속도에는 차이가 있음을 알 수 있다. 또한, 시기별로 두 변수간 균형에서 이탈하였을 경우 수렴하는 방향에서 차이가 나타나고 있는 것을 알 수 있는데 예컨대, 글로벌 금융위기 이후에는 두 변수 간에 음(-)의 관계가 나타나고 있기 때문에 앞선 결과와 유사하게 실물경제와 은행대출 간에는 경기역행적인 관계(counter-cyclicity)가 관찰된다고 말할 수 있다.

라. 경기순응성의 또다른 분석

과거 Borio et al.(2001)는 금융시스템의 경기순응성을 각국의 GDP 갭과 GDP 대비 민간신용 비율의 관계를 통해 살펴보았다. Borio et al.(2001)는 경험적으로 금융시스템의 경기순응성(procyclicality of the financial system)이 금융 불안정의 근원이 될 수 있으며, 경기 상승기에 금융시스템의 위험이 감소하고, 경기가 정점에 근접하거나 하락기가 시작될 때 금융시스템의 위험이 상승한다고 제시하였다. 그리고 이를 실물경기와 민간신용(private credit)의 주기성을 일부 국가의 사례를 들어 정리하였다.⁶⁾

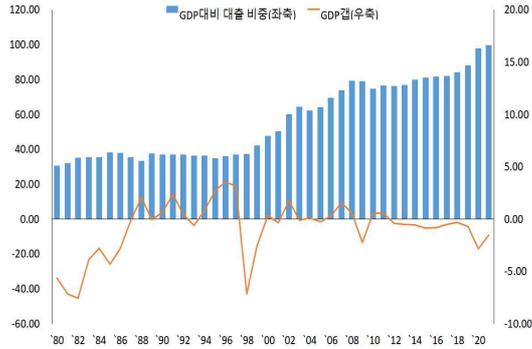
본고에서도 Borio et al.(2001)의 연장선상에서 우리나라에서 ‘GDP 갭’과 ‘GDP 대비 은행대출 비율’의 관계를 통해 살펴보려고 한다. <그림 3>과 <그림 4>는 1980년 이후 우리나라의 ‘명목은행대출/명목GDP’와 ‘GDP 갭’을 나타내고 있는데, 두 변수 간 시차상관계수를 통해 두 변수의 관계를 분석하였다. GDP 갭은 산출방식에 따라 다소 차이가 있지만, 본고에서는 IMF에서 자체적으로 산출하여 발표하는 GDP갭 자료를 사용하였다.

<그림 3>을 보면 명목 기준으로 지난 40년간 GDP 성장보다 은행대출의 성장이 상대적으로 빠르게 늘어났다는 사실을 알 수 있다. 그러나 이를 GDP 갭과의 관계를 통해 분석하고자 이를 차분하여 두 변수간의 시차상관관계를 살펴보았다.

6) Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options. BIS Papers No. 1, 1-57.

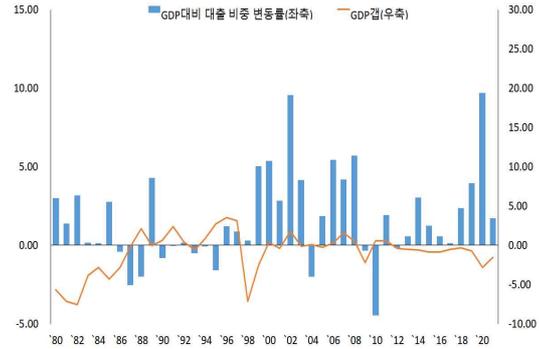
<그림 3> 명목은행대출/명목GDP
및 GDP 갭

(단위: %)



<그림 4> Δ (명목은행대출/명목GDP)
및 GDP 갭

(단위: %p, %)



주: 말잔 기준

자료: IMF, 한국은행

간단히 두 변수 간의 시차상관계수를 살펴보면, 동기에 두 변수 간에는 뚜렷한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있는 것을 알 수 있는데, 이는 지난 40년간 실물경기와 명목GDP 대비 명목은행대출의 증감사이에는 경기순응성(procyclicality)이 나타나고 있다고 할 수 있다. 연간 자료를 사용하였기 때문에 이러한 관계는 넓은 의미에서 실물경기와 금융발전 간의 동행성을 나타내는 증거로 사용할 수도 있다.

<표 3> Δ (명목은행대출/명목GDP) 및 GDP 갭의 시차상관계수

시차	-3	-2	-1	0	1	2	3
상관계수	0.0740	0.1002	0.4182***	0.9049**	0.1931	-0.0407	0.0786

4. 정책적 시사점

경기순응성을 어떻게 정의하는냐에 따라 차이가 있을 수 있으나, 회귀모형을 이용하여 (단기적) 경기순응성을 살펴보면 시기별로 차이가 나타나고 있다. 은행대출의 경기순응성과 경기역행성으로 구분하면 전반적으로 우리 경제에서 은행대출의 경기순응성(procyclicality)은 나타나고 있으나, 글로벌 금융위기 이후에는 실물부문의 부진에도 불구하고 대출이 증가하는 경기역행성(countercyclicality)이 관찰된다. 다시 말해, 우리나라에서 실물경제와 대출의 경기순응성은 일부 관찰되고 있으며, 시기별로 경기순응성의 강도와 속도의 차이도 관찰되고 있다.

또한, 전년 동기 대비 변화를 변수로 사용하여 두 변수간의 관계를 살펴보면 두 변수간에는 중장기적으로 균형관계로 수렴하려는 관계가 있을 수 있다는 결론을 내릴 수 있다. 특히, 중장기적인 관계를 살펴보는 공적분 분석에서는 두 변수간에 균형으로 수렴하는 공적분 관계가 있음을 알 수 있기 때문에 두 변수간의 경기순응성이 있다고 할 수 있다. 나아가 공적분 수렴의 속도와 강도에도 시기별로 차이가 관찰된다.

그러나 글로벌 금융위기 이후 관찰되는 은행대출의 경기역행성은 실물경제가 회복될 때 은행대출이 오히려 줄어든다는 의미로 해석되는 것은 아니며, 동 기간동안 실물경제의 위축에도 불구하고 전반적으로 은행대출이 늘어났던 현상을 통계적으로 뒷받침하고 있다고 언급하는 것이 더욱 적절할 수 있다. 글로벌 금융위기 이후 우리나라 실물경제가 전반적으로 저성장 기조인 가운데 은행대출은 상대적으로 확장되었기 때문에 그 현상에 대한 결과로 보는 것이 타당하다.

따라서 은행대출의 경기역행성을 해석할 때에는 경기순응성의 완화가 아니라 우리나라 경제 및 금융중개에서 경기와 순응적이지 않은 체계적(systematic) 위험이 누적하고 있지는 않은지, 국내 은행의 대출 공급이 특히 기업대출에 있어서 경기보다는 담보 및 보증서 대출에 지나치게 의존하고 있지는 않은지에 대한 검토가 필요하다.

가. 체계적인 리스크에 대한 정책대응

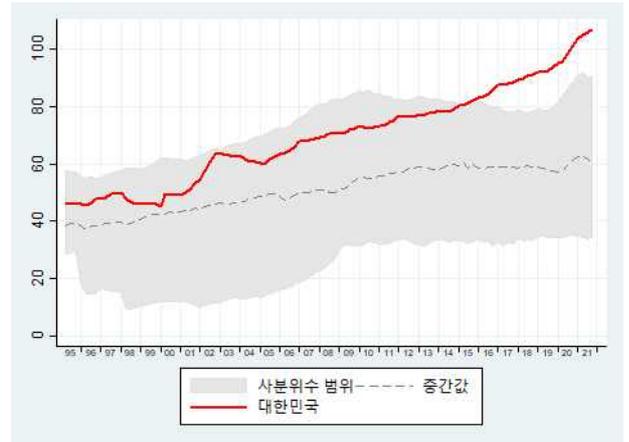
국내 가계신용은 지속적으로 증가해왔으며, 코로나19 이후 그 증가속도가 가속화되었다. <그림 5>을 보면 국내 GDP 대비 가계신용은 신용카드 사태 이후로 단 한 분기의 감소도 없이 지속적으로 상승했다. 이와 같이 GDP 대비 가계신용이 누증한 결과, 2021년 3분기 우리나라의 GDP 대비 가계신용은 106.7%로 국제적으로도

매우 높은 수준(<그림 6>)이다. 특히, 글로벌 금융위기 이후 GDP 대비 가계신용이 높았던 국가들이 가계신용 디레버리징을 진행하며 사분위수 범위가 좁혀지는 동안 우리나라에서는 가계신용 확대가 지속적으로 진행되었다.

<그림 5> GDP 대비 가계신용 및 증가율 추이



<그림 6> GDP 대비 가계신용 - 국제비교



자료 : BIS, 한국금융연구원 분석

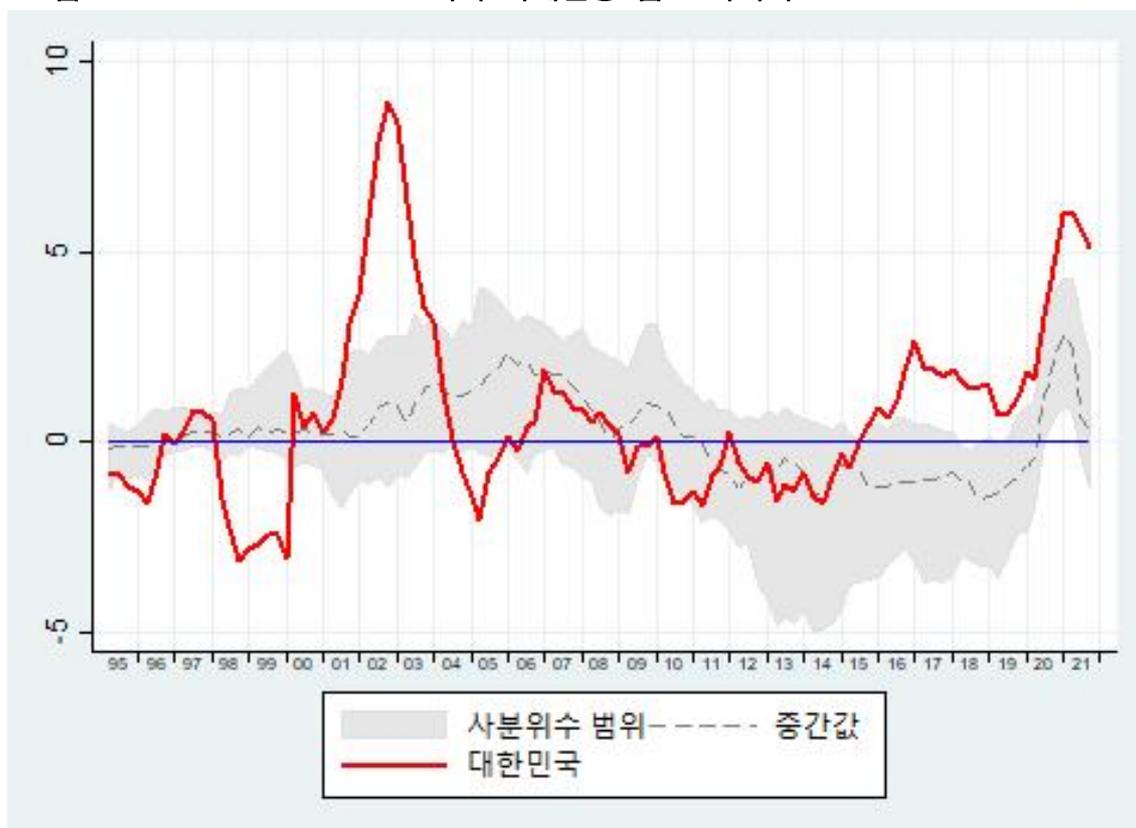
국내 금융당국은 가계부채 증가세를 완화하기 위해 다양한 차주 단위 규제를 강화해 왔으며, 가계부채에 대한 금융회사 자본규제를 강화하기 위해 '가계부문 경기 대응완충자본'의 도입도 적극 검토 중에 있다. 가령, 국내 금융당국은 2017년부터 주택담보대출 LTV(Loan To Value ratio) 강화, 차주 단위 DSR(Debt Service Ratio) 규제 조기 도입 등 차주 건전성을 강화하고 차입 규모를 제약하기 위한 규제를 지속적으로 시행해왔다. 이와 함께 국내은행이 가계대출에 비례하여 자본을 추가 적립하도록 하는 '가계부문 경기대응완충자본' 제도의 도입도 적극 검토 중이다.

이 중 특히 가계부문 경기대응완충자본 제도는 규제의 포커스를 차주가 아닌 대주로 전환한다는 점에서 의미가 있지만, 가계대출이 실제로 경기순응적인지, 아니면 가계대출이 증가하는 이유가 경기순응성이 아닌 체계적인 요인에 있는지 등에 따라 제도를 도입하더라도 실제 부과되는지 여부와 효과가 크게 다를 수 있다.

가계부문 경기대응완충자본 도입 시 완충자본이 얼마나 자주, 크게 부과될지 살펴보기 위해 국내 GDP 대비 가계신용 갭을 지난 20년간 데이터를 기반으로 산출해 보았다. <그림 7>에 따르면 국내 GDP 대비 가계신용 갭은 신용카드 사태 직전 가계신용이 급증한 시기, 주택담보대출이 상당히 크게 증가했던 2016년 말, 가계대출 증가 및 GDP 감소가 동시에 왔던 코로나 시기를 제외하면 2%를 상회하지 않았다. 특정 부문의 경기대응완충자본(sectoral countercyclical capital buffer)의 부과 임계치 등에 대해서는 구체적인 지침이 존재하지 않지만, 일반적인 경기대응완충자본에

대해서는 신용갭(credit-to-GDP gap)이 2%를 상회할때부터 부과하기 시작하고, 10%가 될 때까지 경기대응완충자본을 위험가중자산의 2.5%까지 선형증가하여 부과하고 하는 지침을 고려한다면 가계부문경기대응완충자본이 도입된다고 하더라도 부과하게 될 정도로 가계부문 대출의 경기순응성이 크게 나타난 경험이 적은 것으로 판단된다.

<그림 7> GDP 대비 가계신용 갭 - 국제비교



주 : GDP 대비 가계신용 갭은 GDP 대비 가계신용에 One-sided Hodrick-Prescott 필터(평활계수는 25,000)를 적용하여 산출

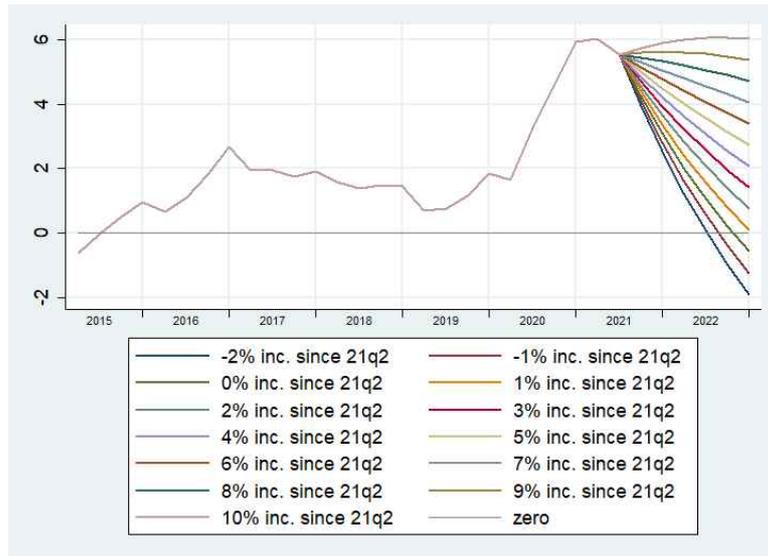
자료 : BIS, 한국금융연구원 분석

한편, 향후 GDP 대비 가계신용이 2023년 말까지 어떻게 변화할 지를 가정한 후 가계신용 갭을 산출한 분석에서도 가계부문 경기대응완충자본의 도입효과는 크지 않을 것으로 판단되었다. <그림 8>은 GDP 대비 가계신용이 2023년 말까지 2021년 2분기 대비 -2%~+10%p 증감하는 경우에 가계신용갭이 어떻게 변화하는지 시산한 결과를 보여준다. 시산 결과, 2023년 말까지 GDP 대비 가계신용 증가세가 완만해진다면 GDP 대비 가계신용 갭이 2%를 상회하지 않을 것으로 판단된다. 구체적으로, GDP 대비 가계신용이 2023년 말까지 2021년 2분기 대비 4%p 증가하여 109.8%에

이른다면 GDP 대비 가계신용 갭이 2.08%로 나타나서 가계부문 경기대응완충자본을 도입하더라도 유의미한 수준의 부과가 어려울 것으로 판단된다.

<그림 8> '23말 가계신용/GDP 가정별 가계신용/GDP Gap 추이

(단위: %)



주 : GDP 대비 가계신용 갭은 GDP 대비 가계신용에 One-sided Hodrick-Prescott 필터(평활계수는 25,000)를 적용하여 산출
 자료 : BIS, 한국금융연구원 분석

이와 같이 가계부채의 경기순응성이 실재하는지도 의문이 되며, 가계부채의 경기순응성이 없더라도 이에 대한 대응이 필요한 상황에서는 경기대응완충자본이 아니라 시스템리스크에 대한 자본 추가 적립 제도도 검토할 필요가 있다. 이러한 제도의 가장 대표적인 사례로는 EU의 Systemic Risk Buffer가 있다.

EU는 2014년 Capital Requirements Directive IV의 일부로 Systemic Risk Buffer 제도를 도입하였다. Systemic Risk Buffer는 경기대응완충자본, 시스템적 주요은행에 대한 자본버퍼 제도 등 바젤 III 관련 제도로 대응할 수 없는 구조적 또는 체계적인 리스크에 대응하기 위해 도입되었다. 2022년 4월 현재 11개국이 Systemic Risk Buffer를 부과하고 있으며, 부과 수준은 0.5%~4.5%까지 다양하다. Systemic Risk Buffer는 경기순응적이지 않은 체계적인 위험에 대한 자본 버퍼를 마련하도록 하기 위해 부과할 수 있는데, 가령 특정 산업(노르웨이의 석유 산업), 특정 지역, 은행산업 경쟁도 및 대형 은행 비즈니스모델의 유사성(스웨덴) 등을 이유로도 부과된 적이 있다.

Systemic Risk Buffer를 부과할 때는 ①차주/거래상대방, ②익스포저 종류, ③담

보 종류 등으로 타게팅하여 시스템적 리스크가 높은 것으로 판단되는 부문에만 부과할 수도 있다. 가령, 자연인(차주/거래상대방 종류 + 경제적행위)의 LTV 60% 이상, DTI 4 이상(리스크프로필)의 수도권(지역) 주거용부동산 담보(담보 종류) 소매익스포저(익스포저 종류)에 대해 타게팅 가능하다. 가령, 독일의 경우, ESRB의 주거용 부동산 취약성 평가 및 정책권고 등 일련의 과정을 걸쳐 주거용 부동산 담보대출에 대해 2%의 Systemic Risk Buffer를 은행에 부과하는 방안을 발표했으며, 최근에는 기후리스크를 대상으로 부과하자는 주장도 제기되고 있다(Monnin, 2021).

한편, 시스템리스크버퍼와 같이 Basel 규제 밖의 제도를 활용하지 않아도 Basel II 필라 2 제도를 활용하여서도 체계적인 위험에 대한 정책대응이 가능하다고 판단된다. 가령, 캐나다 OSFI는 캐나다 주요 은행의 신용공급이 경기와는 무관하게 빠르게 팽창하고 있음을 지적하며 2018년 6월 Domestic Stability Buffer를 도입한 바 있다. Domestic Stability Buffer는 필라2 제도를 활용하여 시스템리스크에 대한 버퍼를 쌓게하는 제도로, D-SIB에 한하여 0~2.5%의 범위로 보통주자본으로 부과 가능하며, 현재 위험가중자산의 2.5%를 부과 중이다.

참고문헌

- 부상돈·이병록(2012), '금융의 경기순응성 측정 및 국제 비교', BOK 경제리뷰, Discussion Paper Series No. 2012-15
- 이태규(2018), '금융의 경기순응성 완화: 중소·벤처기업의 혁신성장을 위한 시사점', KERI Insight, KERI 정책제언 18-08
- 정형권(2009), '은행대출의 경기순응성과 거시건전성', 한국경제포럼 제2집 제3호
- Ayuso, Perez and Saurina (2002), "Are Capital Buffers Pro-Cyclical? Evidence from Spanish Panel Data," mimeo.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1990), Financial Fragility and Economic Performance, Quarterly Journal of Economics, pp. 87-114.
- Berger, A., M. Kyle, and M. Scalise (2001), Did US Bank Supervisors Get Tougher During the Credit Crunch? Did they Get Easier During the Banking Boom? Did it Matter to Bank Lending? In F. Mishkin, ed., Prudential Supervision: What Works and What Doesn't, University of Chicago Press, pp. 301-349.
- Berger, A. and G. Udell (2004), "The Institutional Memory Hypothesis and the Procyclicality of Bank Lending Behavior," Journal of Financial Intermediation
- Bliss, R. and G. Kaufman (2003), Bank Procyclicality, Credit Crunches, and Asymmetric Monetary Policy Effects: a Unifying Model, Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper.
- Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options. BIS Papers No. 1, 1-57.
- Borio, C. (2003), Towards a Macroprudential Framework for Financial Supervision and Regulation, BIS Working paper.
- Borio, C. (2009), The Macroprudential Approach to Regulation and Supervision, mimeo.
- Craig, R., E. Davis and A. Pascual (2006), "Sources of Procyclicality in East Asian Financial Systems," in S. Gerlach and P. Gruenwald (eds.), Procyclicality of Financial System in Asia, New York: Palgrave MacMillan.
- Jimenez, G and J. Saurina (2005), Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation, Bank of Spain, Working Paper.
- Pain, D. (2003), The Provisioning Experience of the Major UK Banks: a Small

Panel Investigation. Bank of England, Working Paper, No. 177.

Sala, V. and J. Saurina (2002), "Credit Risk in Two Institutional Settings: Spanish Commercial and Saving Banks," *Journal of Financial Services Research*, pp. 203-224.

Monnin, Pierre (2021) "SYSTEMIC RISK BUFFERS - THE MISSING PIECE IN THE PRUDENTIAL RESPONSE TO CLIMATE RISKS" Council on Economic Policies Policy Brief.