

<붙임>

부산지역 민간신용의 특징 및 향후 리스크 점검

2023. 12

본 보고서의 내용은 작성자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다.
본 보고서의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 작성자 이름을 반드시 명시
하여 주시기 바랍니다.

한국은행 부산본부

작성자: 부산본부 경제조사팀 박승문 과장, 전은경 조사역, 천지현 청년인턴

차 례

〈요 약〉

I. 검토 배경	1
II. 부산지역 민간신용의 현황 및 특징	2
1. 현 황	2
2. 주요 특징	4
III. 향후 리스크 요인	12
IV. 종합 평가 및 시사점	15
〈참고〉 국소투영모형 및 GaR 분석 방법	16

부산지역 민간신용의 특징 및 향후 리스크 점검(요약)

- ◆ 최근 서울 등을 중심으로 민간신용이 다시 증가하는 모습을 보임에 따라 지역 차원에서도 민간신용 리스크를 점검할 필요성이 커짐
⇒ 부산지역 민간신용의 특징을 살펴보고 향후 리스크 요인을 분석
- ◆ 분석 결과 나타난 부산지역 민간신용의 특징은 다음과 같음
 - ① 부산의 민간신용은 다른 지역에 비해 서울의 영향을 더 많이 받고 있으며, 이에 따라 두 지역의 민간신용은 높은 동조성을 보임
 - ② 부산은 민간신용이 지역 부동산 가격에 미치는 영향은 크나 실물 경제활동에 대한 영향은 뚜렷하지 않음
 - ③ 신용순환 측면에서 팬데믹 기간중 크게 늘어난 민간신용의 수축이 아직 본격화되지 않은 상황임
- ◆ 신용수축이 충분히 이루어지지 않은 상황에서 서울 등 타지역의 민간신용 증가가 전이되어 부산의 민간신용이 재차 확대될 경우 향후 경기의 하방 리스크가 커질 수 있는 점에 유의해야 함

I. 검토 배경

- 최근 주택가격의 하락기대가 잦아들면서 서울 등 수도권을 중심으로 민간신용이 다시 증가하는 모습을 보이고 있어 지역차원에서도 가계부채 리스크에 대한 우려가 높은 상황이다.

⇒ 서울의 가계 및 민간 신용 확대가 부산지역에 미칠 수 있는 영향을 살펴보기 위해 부산지역 민간신용의 현황과 특징을 분석하고 향후 리스크를 점검하고자 한다.

II. 부산 민간신용의 현황 및 특징

[현 황]

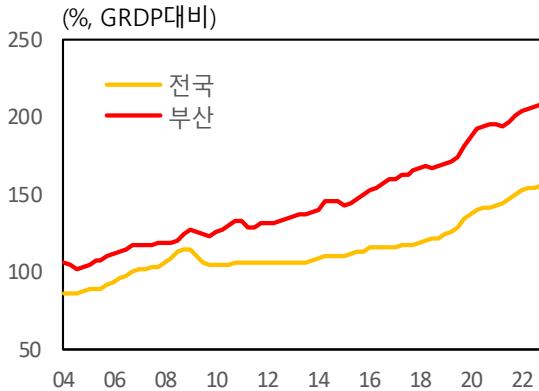
- 부산의 민간신용*은 2023년 2/4분기 기준 202.7조원으로 2005년 이후 연평균 7% 수준에서 꾸준히 증가하였다.

* 예금은행, 비은행예금취급기관, 생명보험회사의 지역별 여신 합계로 계산하였으며 지역기업의 채권발행 규모, 판매신용 등은 포함되지 않음

□ 민간신용 수준을 경제규모와 비교해 살펴보면, 부산의 민간신용/GRDP 비율은 2023년 2/4분기 현재 207%로 전국 17개 시도중 서울, 대구 다음으로 높게 나타났다.

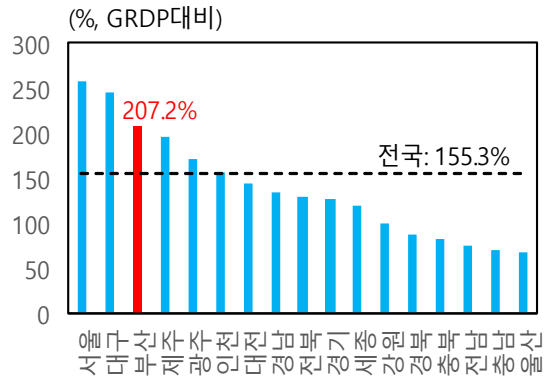
○ 개인 가처분소득대비 가계신용 비율의 경우 2023년 2/4분기 현재 119%로 전국 세 번째로 높은 수준이다.

GRDP대비 민간신용 추이



자료: 통계청, ECOS

GRDP대비 민간신용¹⁾



주: 1) 2021년 GRDP대비 2023.2/4분기 민간신용
자료: 통계청, ECOS

[주요 특징]

① 부산지역 민간 및 가계 신용은 서울의 영향을 크게 받는 것으로 나타났으며, 이로 인해 두 지역이 높은 동조화 경향을 보이고 있다.

○ 패널국소투영 모형 분석* 결과 서울의 민간 및 가계 신용 증가가 부산지역 가계신용에 미치는 영향이 다른 지역에 비해 큰 것으로 나타났다.

* 16개 시도(세종제외) 2010.1/4~2023.2/4분기 데이터 이용

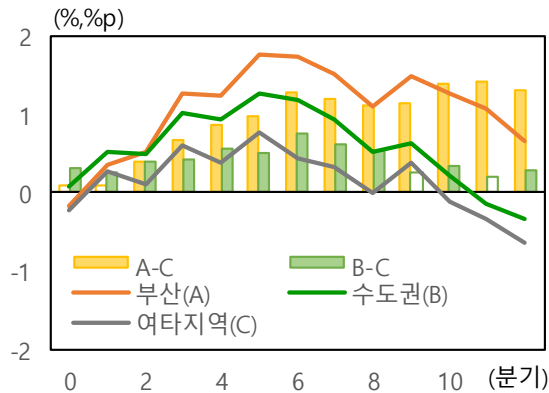
— 또한 부산의 부동산 가격은 서울의 신용증가에 대해 여타 지역에 비해 더 크게 변동하였다.

○ GRDP대비 민간신용 비율로부터 추출한 순환변동* 분석에서도 부산은 서울과의 동조화 정도가 수도권 다음으로 높게 나타났다.

* 지역별 GRDP대비 민간신용에 대해 Christiano-Fitzgerald(CF) 필터를 적용하여 추출한 32~120분기 주기성분을 신용순환으로 정의

○ 부산이 서울의 영향을 크게 받으며 높은 동조화 경향을 보이는 것은 서울과 부산의 부동산 시장을 통한 전이효과(spillover effect) 때문으로 추정된다.

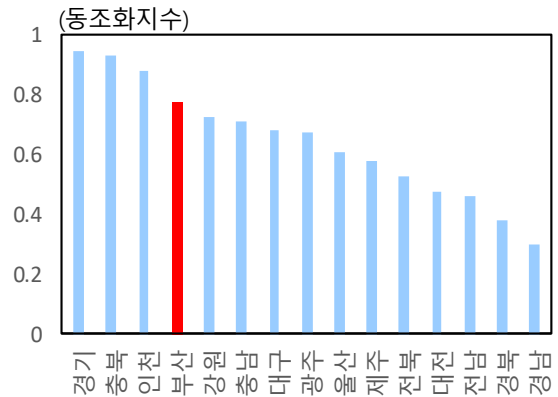
서울 민간신용 증가시
지역 가계신용에 대한 영향¹⁾



주: 1) 서울 민간신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의

자료: 자체 추정

서울 신용순환과의 동조화지수¹⁾



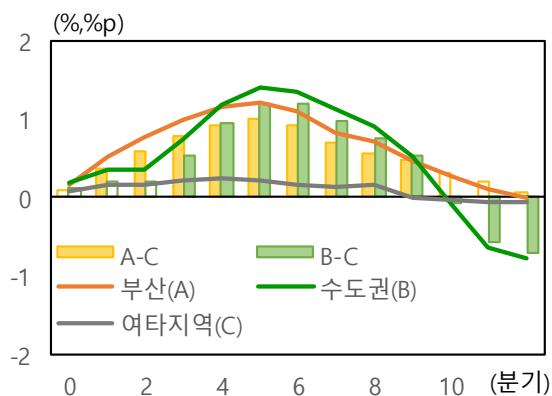
주: 1) GRDP대비 민간신용으로 추출한 신용순환에 대하여 Harding & Pagan(2006)의 방법으로 산출

자료: 자체 추정

**2 부산지역 민간신용은 지역내 부동산 가격에 대한 영향은 큰 반면 실물경기
에 대한 영향은 뚜렷하지 않았다.**

- 부산지역 신용 증가가 부산 부동산 가격에 미치는 영향은 다른 지역에 비해 더 크게 추정된 반면, 지역경기전망지수(RECI)에 미치는 영향은 여타지역과 비교해 방향과 크기가 명확하게 나타나지 않았다.
- 신용순환은 부동산순환과의 동조화지수는 다른지역에 비해 높게 나타난 반면 경기순환과의 동조화지수는 낮게 나타났다.

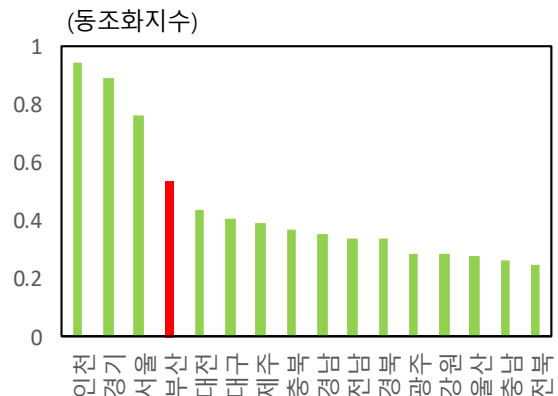
지역 민간신용 증가시
지역 부동산 가격에 대한 영향¹⁾



주: 1) 지역별 민간신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의

자료: 자체 추정

신용순환과 부동산 순환의 동조화지수

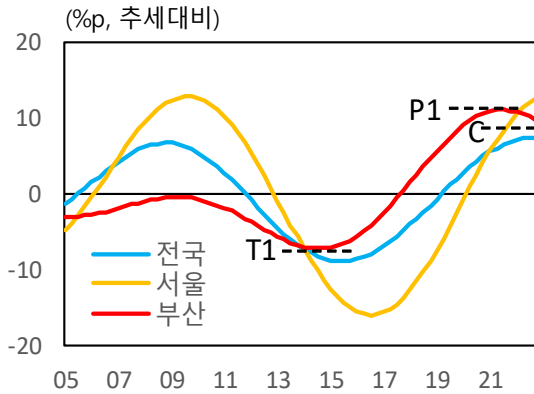


주: 1) Harding & Pagan(2006)의 방법 이용
자료: 자체 추정

③ 현재 부산의 민간신용은 신용순환상 수축국면이 본격화되지 않았다.

- 각 지역별 민간신용의 증장기 순환변동을 추출하여 분석해보면 부산뿐만 아니라 전국 수준에서도 민간신용의 수축이 크게 진행되지는 않은 것으로 추정된다.

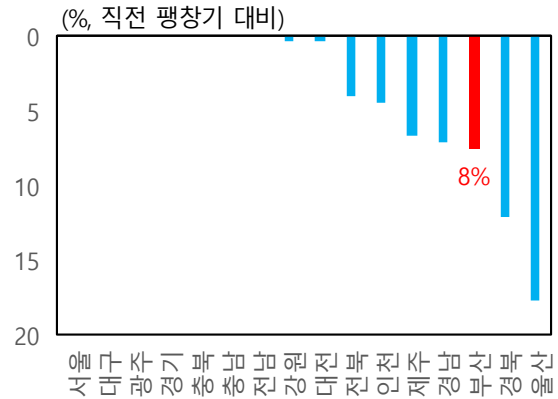
민간신용 순환¹⁾



주: 1) GRDP대비 민간신용에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출

자료: 자체 추정

현재 민간신용 순환 수축 정도¹⁾



주: 1) 직전 확장기(P1-T1) 대비 현재 수축(P1-C) 정도, 경북·경남·제주는 저점을 지나 다시 팽창

자료: 자체 추정

Ⅲ. 향후 리스크 요인

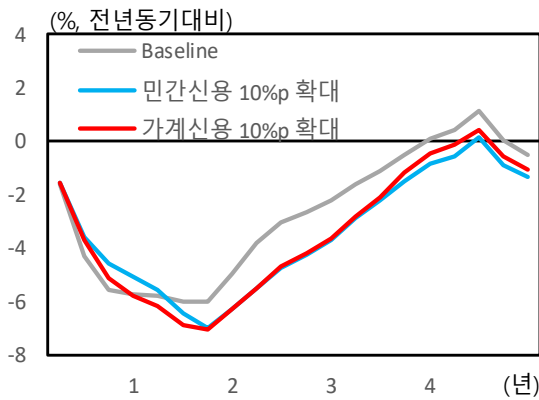
- 신용수축이 충분히 이루어지지 않은 상황에서 민간신용이 다시 증가하게 되면 누적된 신용으로 인해 향후 경기의 하방 리스크가 커질 수 있다.

- Growth-at-Risk(GaR) 분석*결과 GRDP대비 민간신용의 확대는 중장기적으로 성장의 하방위험을 증가시키는 것으로 분석되었으며 저성장 하에서는 하방위험이 더욱 증폭 되는 것으로 나타났다.

* 16개 시도의 2010.1/4~2023.2/4분기 데이터 이용하여 분위회귀(Quantile regression)를 통해 성장의 하방위험을 추정

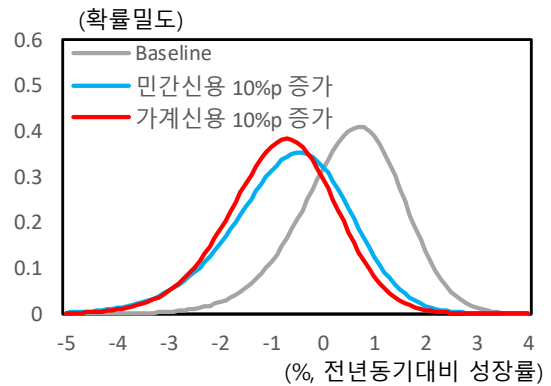
- 부산지역의 경우 GRDP대비 민간신용 비율이 현재보다 10%p 더 높아질 경우 하위 5% 성장률이 향후 3년간 1.5%p 정도 낮아지는 것으로 분석되었다.

성장률 하위 5% 기준 부산의 GaR¹⁾



주: 1) 2023년 2/4분기 기준, 민간 및 가계신용 확대는 Baseline에 비해 과거 3년간 GRDP대비 민간 또는 가계 신용이 10%p 더 높은 경우를 가정
자료: 자체 추정

부산의 향후 3년 성장률 분포¹⁾



주: 1) 2023년 2/4분기 기준, 민간 및 가계신용 확대는 Baseline에 비해 과거 3년간 GRDP대비 민간 또는 가계 신용이 10%p 더 높은 경우를 가정
자료: 자체 추정

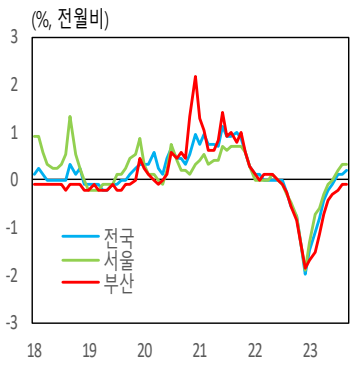
IV. 종합 평가 및 시사점

- 최근과 같이 서울 및 전국에서 가계신용을 중심으로 민간신용이 증가하는 상황에서는 부산의 민간신용이 그 영향을 받아 확대될 가능성이 있다.
- ⇒ 전국적인 신용 확대가 지역경제에 부정적인 영향을 미치지 않도록 지역 신용 상황에 대한 면밀한 관찰과 함께 과도한 민간신용 확대를 억제하기 위한 정책적 노력이 필요할 것이다.

1. 최근 주택가격의 추가 하락 기대가 잦아들면서 서울 등 수도권을 중심으로 민간 신용이 다시 증가하는 모습을 보이고 있다. 부동산 가격은 2023년 하반기 서울을 중심으로 상승 전환하기 시작하였는데, 이와 맞물려 서울지역 민간신용도 2023년 1/4분기 이후 가계신용 확대에 따라 증가폭이 커졌다. 전국 기준으로는 2/4분기 들어 증가율이 높아진 것으로 나타났다.

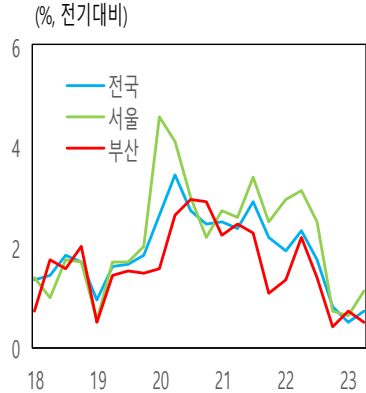
최근 주택가격 하락기대가 낮아지면서 서울을 중심으로 전국 민간 및 가계 신용 다시 증가

[그림 1] 부동산 가격 증가율



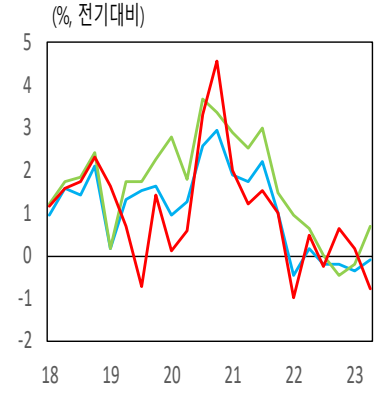
자료: 부동산원

[그림 2] 민간신용 증가율



자료: ECOS

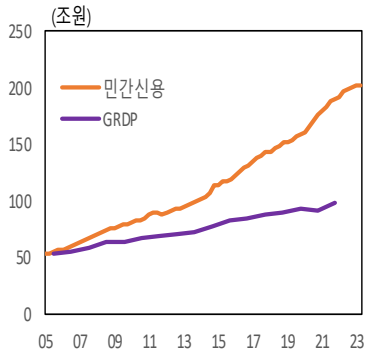
[그림 3] 가계신용 증가율



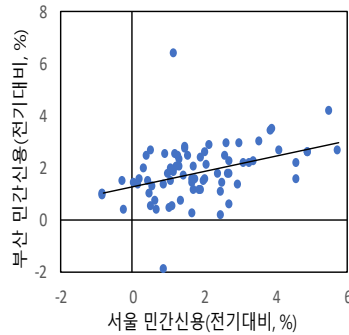
자료: ECOS

2. 부산은 민간신용이 상당기간 보합을 나타내고 있으나 실물경기가 주춤해짐에 따라 금융-실물간 괴리는 확대되고 있다. 이러한 상황에서 민간신용이 재차 확대될 경우 그로 인한 신용리스크가 향후 지역경제에 부담으로 작용할 가능성이 있다. 부산의 가계신용은 2022년 초, 민간신용은 2022년 말부터 증가율이 크게 변동하지 않고 있다. 하지만 서울과 부산의 신용이 그간 대체로 유사한 흐름을 보여온 점은 서울의 신용확대가 부산으로 전이될 가능성을 시사하고 있다.

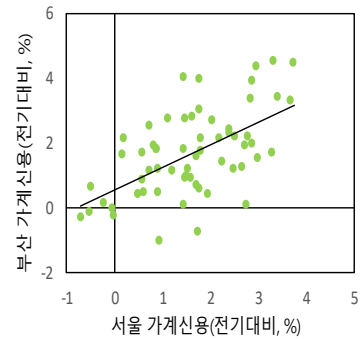
[그림 4] 부산 민간신용 및 GRDP [그림 5] 서울과 부산의 민간신용 증가율 [그림 6] 서울과 부산의 가계신용 증가율



자료: 통계청, ECOS



자료: ECOS



자료: ECOS

3. 이에 본고에서는 부산지역 민간신용의 현황과 특징을 서울 및 전국 신용상황과의 관계를 통해 분석해 보고 향후 실물부문에 대한 리스크를 점검하고자 한다.

II

부산 민간신용의 현황 및 특징

1. 현 황

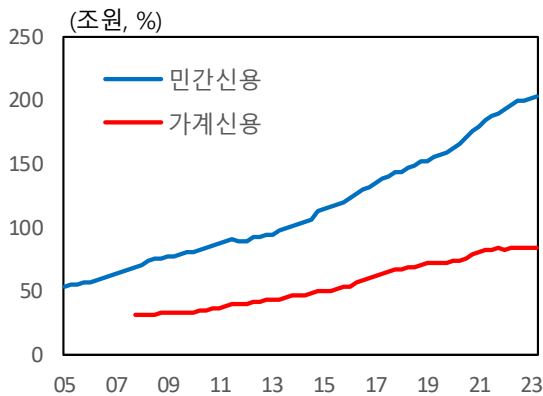
4. 부산지역 민간신용¹⁾은 2023년 2/4분기 현재 202.7조원으로 2005년 이후²⁾ 연평균 7% 수준에서 꾸준히 증가하였다. 부산지역의 민간신용 증가율은 2012년 1/4분기에 가장 낮은 전년동기대비 2.1%를 기록하였으나 그 외의 기간동안에는 5~13% 범위에서 등락하였다.³⁾ 이에 따라 부산지역 민간신용의 전국대비 비중도 2023년 2/4분기 기준 6.3%를 차지하며 서울(37.5%), 경기(20.8%)에 이어 세 번째로 높은 수준을 보였다. 한편 민간신용은 가계와 기업 신용으로 구분되는데 부산지역 가계신용은 2023년 2/4분기 기준 83.0조원으로 전체 민간신용 중 40.9%를 차지하고 있다. 이는 전국 평균(43.0%)을 소폭 하회하고 서울(40.7%), 대구(39.4%) 등과 비슷한 수준을 보였다.

1) 예금은행, 비은행예금취급기관, 생명보험회사의 지역별 여신 합계로 계산하여 지역 기업의 채권발행 규모, 판매신용 등은 포함되지 않는다.
 2) 부산지역 민간신용데이터는 2004년 3/4분기 이후로만 이용가능하다.
 3) 전기대비로는 2011년 4/4분기에 감소(-1.9%)하기도 하였으나 그 외 기간동안에는 지속적으로 양(+의) 증가율을 나타내었다.

민간 및 가계 신용 꾸준히 증가

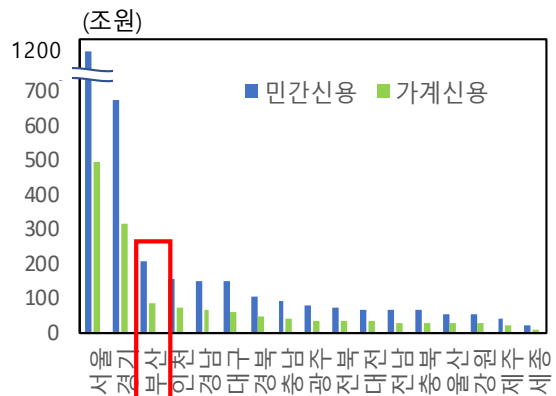
부산 민간 및 가계 신용 규모는 전국 3위

[그림 7] 부산의 민간 및 가계신용 규모



자료: ECOS

[그림 8] 지역별 민간신용 규모



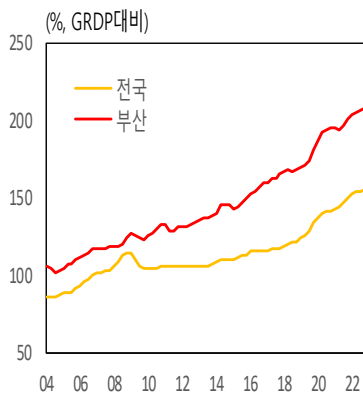
자료: ECOS

5. 민간신용 수준을 경제규모와 비교해 살펴보면, 부산의 민간신용/GRDP 비율은 2023년 2/4분기 현재 207%로 다른 지역에 비해 높은 수준으로 나타났다. 동 비율이 전국적으로 2005년말 88.7%에서 2023년 2/4분기 155.3%로 상승하는 동안 부산은 106.7%에서 207.2%로 두배 가까이 확대되었다. 이에 따라 전국 17개 시도중 서울, 대구 다음으로 높은 민간신용 수준을 보였다. 개인 가처분소득대비 가계신용도 119%로 전국에서 세 번째로 높았다.

실물대비 민간신용 큰 폭 상승

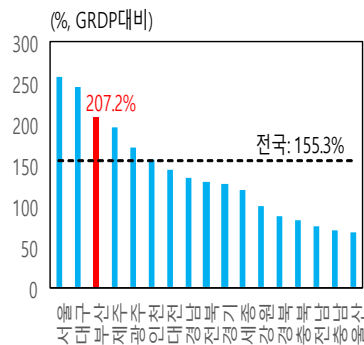
부산의 실물대비 신용수준은 다른 지역에 비해 높은 편

[그림 9] GRDP대비 민간신용 추이



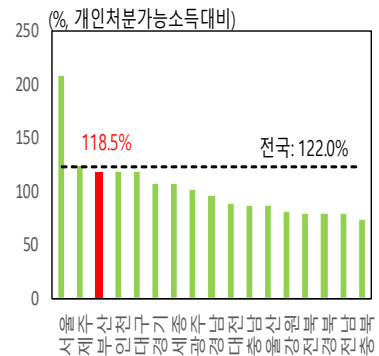
자료: 통계청, ECOS

[그림 10] GRDP대비 민간신용¹⁾



주: 1) 2021년 GRDP대비 2023.2/4분기 민간신용
자료: 통계청, ECOS

[그림 11] 개인 가처분소득대비 가계신용¹⁾



주: 1) 2021년 개인 가처분소득대비 2023.2/4분기 가계신용
자료: 통계청, ECOS

2. 주요 특징

◆ 부산지역 민간 및 가계 신용의 특징을 분석한 결과 ① 서울의 영향을 크게 받아 높은 동조화 경향을 보이고 있으며, ② 부동산 가격을 크게 변동시키는 반면 실물경기에 대한 영향은 뚜렷하지 않았으며, ③ 순환주기상 민간신용 수축기는 아직 본격화되지 않은 것으로 나타났다.

6.

7. 부산지역 민간신용의 특징을 파악하기 위해 민간신용 변동이 지역내와 지역간에 미치는 영향(단기적 관계 분석)과 신용순환주기(중장기 분석) 두가지 측면에서 분석을 실시하였다.

【분석 방법】

8. 우선 민간신용 변동의 영향을 살펴보기 위해 패널 국소투영모형(Panel local projection)을 활용하여 민간 및 가계 신용, 부동산 가격 등 경제변수들간 충격반응함수(Impulse-response function)를 분석하였다. 동 모형의 추정에는 세종시를 제외한 전국 16개 시도의 2010년 1/4분기~2023년 2/4분기 데이터를 이용하였다. 서울, 인천, 경기 등 수도권과 부산에 대해서는 각각 더미변수를 설정하여 각 지역의 민간신용 증가 또는 부동산 가격 충격에 대한 변수들간 반응이 지역별로 어떤 차이를 보이는지 파악⁴⁾할 수 있도록 모형을 구성하였다.

설정 모형¹⁾

$$y_{i,t+h} - y_{i,t-1} = \alpha_h I_i^m + \beta_{1,h} u_{i,t} + \beta_{2,h} I_i^b u_{i,t} + \beta_{3,h} I_i^m u_{i,t} + Z_{i,t} \Gamma_h + \nu_{i,h} + \epsilon_{i,t+h}$$

주: 1) i 는 시도, t 는 시점, h 는 시차(분기), $y_{i,t}$ 는 반응변수(민간신용, 가계신용, 부동산 가격 또는 지역경기전망지수), $u_{i,t}$ 는 서울 또는 각 지역 민간신용(또는 가계신용, 부동산가격)의 전기대비 변동, I_i^b 는 부산은 1, 나머지 지역은 0, I_i^m 는 서울, 경기, 인천은 1, 나머지 지역은 0의 값을 갖는 지시함수, $Z_{i,t}$ 는 통제변수(직전 2분기까지의 지역경기전망지수, 민간신용, 가계신용, 소비자물가지수, 콜금리, 3년물 국채금리와 1차 및 2차 추세 포함). 금리와 추세를 제외한 모든 변수는 로그 변환값

9. 신용순환주기 분석에서는 Christiano-Fitzgerald(CF) 필터⁵⁾를 통해 각 지역 민간신용의 순환변동(Credit cycle)을 도출하여 현재 신용상황을 평가하고 지역간 동조성을 분석하였다. Aikman *et al.*(2015), Drehmann *et al.*(2012) 등을 준용하여 GRDP대비 민간

4) 자세한 분석방법은 ‘<참고> 국소투영모형 및 GaR 분석 방법’을 참조하기 바란다.

5) Drehmann *et al.*(2010), 조규환 등(2013)에서는 GRDP대비 신용을 one-sided HP 필터를 통해 신용갭 또는 신용순환을 추출하기도 하는데 이 방식의 경우 추정기간에 따른 차이가 크게 발생하여 본고에서는 대역필터 방식을 이용하였다.

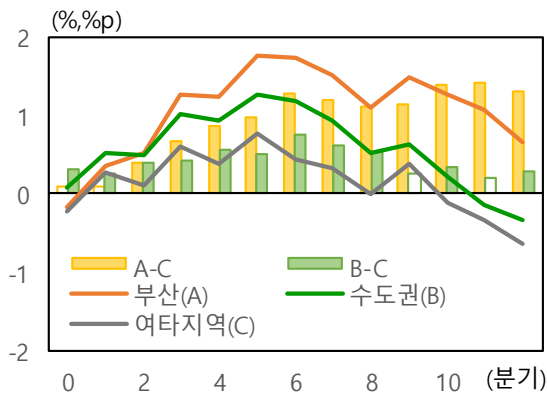
신용 비율의 8~30년 주기성분⁶⁾을 추출하고 이를 신용순환으로 정의⁷⁾하였다. 추정된 강건성 점검을 위해 민간신용 수준의 로그값, 실질 민간신용의 전년동기대비 증가율 등을 대상으로 추출한 신용순환도 함께 살펴보았다. 한편 신용순환 분석에서는 앞의 패널국소투영모형과 달리 민간신용에 대해서만 분석하였는데 이는 수집가능한 데이터의 시점이 민간신용의 경우 2004년 3/4분기부터인 반면 가계신용은 2007년 4/4분기로 중장기 순환을 추출하기에 데이터 기간이 충분치 않기 때문이다.

【분석 결과】

10. 분석 결과 나타난 첫 번째 특징은 부산의 민간 및 가계신용은 서울의 영향을 크게 받고 있으며, 이로 인해 두 지역간 높은 동조화 경향을 보인다는 점이다. 먼저 패널국소투영 모형을 통해 서울의 신용증가가 지역 신용에 미치는 영향을 살펴보면 부산의 가계신용은 다른 지역에 비해 서울의 민간 및 가계 신용 증가의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다. 서울의 민간신용 증가시 수도권 뿐 아니라 부산지역 가계신용도 초기부터 상당기간 동안 증가하는 모습을 보였으며 여타지역과의 차이도 통계적으로 유의(68% 신뢰수준)하게 나타났다. 특히 부산은 수도권이나 여타지역에 비해 영향의 지속성이 매우 높은 것으로 분석되었다.

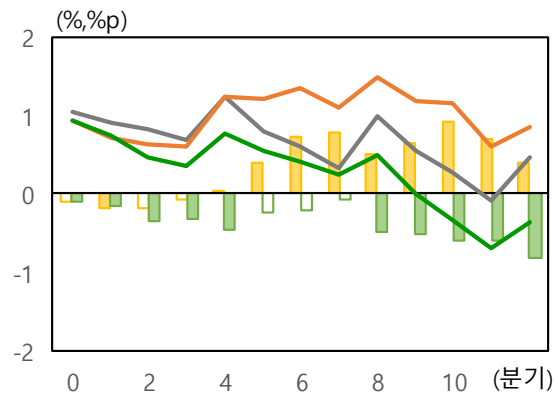
부산 가계신용은 서울 민간 및 가계 신용 증가에 크게 영향 받음

[그림 12] 서울 민간신용 증가시 지역 가계신용에 대한 영향¹⁾



주: 1) 서울 민간신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

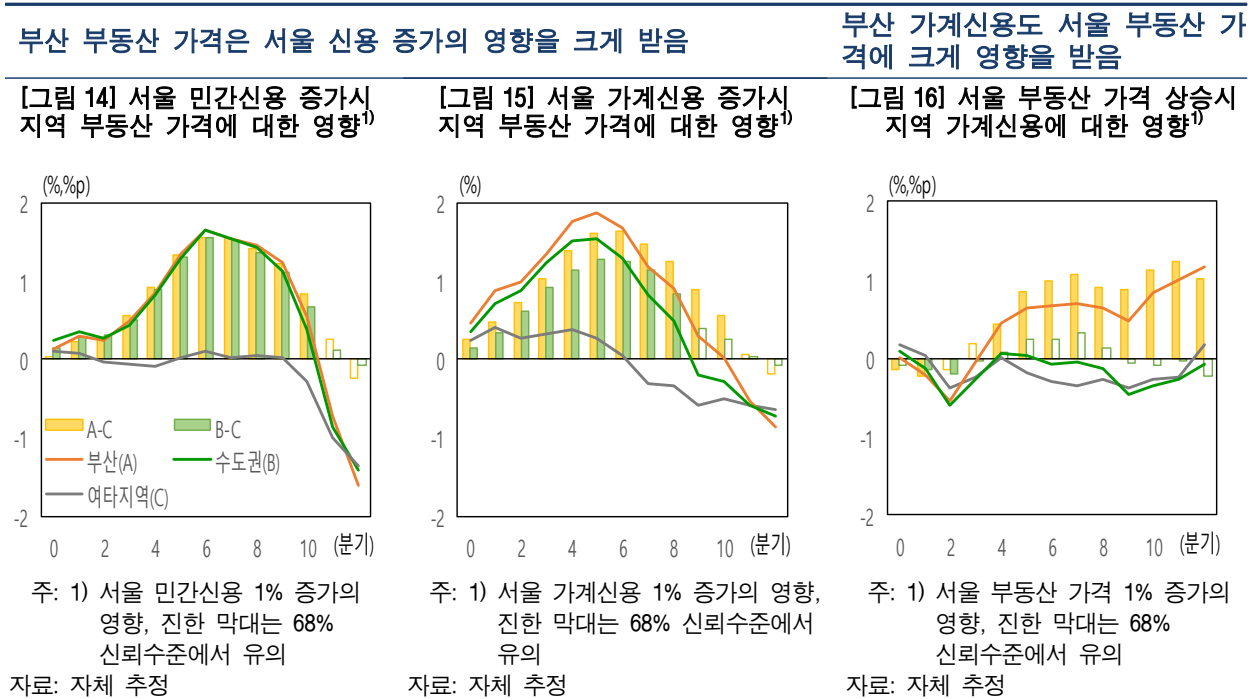
[그림 13] 서울 가계신용 증가시 지역 가계신용에 대한 영향¹⁾



주: 1) 서울 가계신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

6) Aikam et al.(2015), Drehmann et al.(2012)를 비롯하여 Schuler et al(2015), Oman(2019) 등 신용 또는 금융 순환을 분석한 기존 연구들에서는 경기순환은 Christino-Fitzgerald(CF) filter의 5~32분기, 금융순환은 32~120분기 주기의 변동을 추출하여 분석하였다. 이정연·홍준선(2022)은 금융순환은 16~64분기, 실물순환은 8~32분기 변동을 추출하여 분석하기도 하였으나 본고에서는 보다 일반적으로 사용되는 주기를 이용하였다.
7) Borio(2012), Galati et al.(2016), 김용민·이정연(2014), 나성호 등(2020)에서는 신용뿐 아니라 부동산 가격 등의 지표들과 가중평균을 통해 금융순환을 추정하기도 하는데 본고에서는 부동산 가격과의 관계 등을 살펴보기 위해 민간신용 단일 변수를 이용하여 금융순환을 추정하였다.

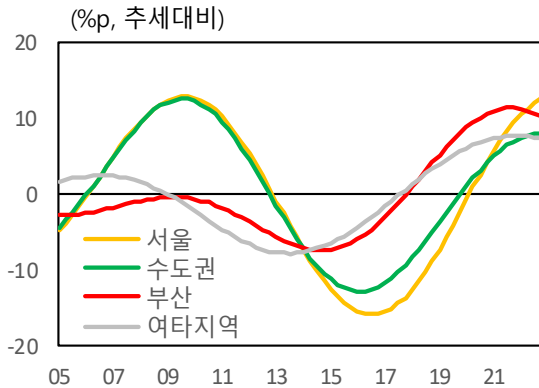
11. 또한 부산의 부동산 가격은 서울의 민간 및 가계 신용 증가의 영향을 다른 지역에 비해 더 크게 받는 것으로 분석되었다. 서울의 민간 및 가계 신용 증가시 부산의 부동산 가격은 수도권과 거의 같은 크기와 속도로 증가하였다. 반면에 여타 지역은 큰 변화를 보이지 않아 부산과는 상당한 차이를 보였다. 한편 서울 부동산 가격이 부산지역 가계 신용에 미치는 영향도 여타 지역에 비해 큰 것으로 나타났다. 서울 부동산 가격 상승시 부산 가계신용은 4분기 이후 증가하기 시작하여 상당기간 유지되는 모습을 보였다.



12. 부산과 서울 신용수준의 긴밀한 관계는 두 지역간 중장기 신용순환의 높은 동조화 정도로도 확인할 수 있다. GRDP대비 민간신용 비율로부터 추출한 지역별 신용순환을 이용하여 Harding & Pagan(2006) 방식에 따라 서울과의 동조성 지수⁸⁾를 산출해보면 부산은 수도권과 충북을 제외하고 가장 높은 동조화 정도를 보였다. 이밖에 민간신용의 로그값이나 실질민간신용의 전년동기대비 증가율로부터 추출한 신용순환의 경우에도 부산과 서울의 동조화 정도는 여타지역보다 높게 나타났다.

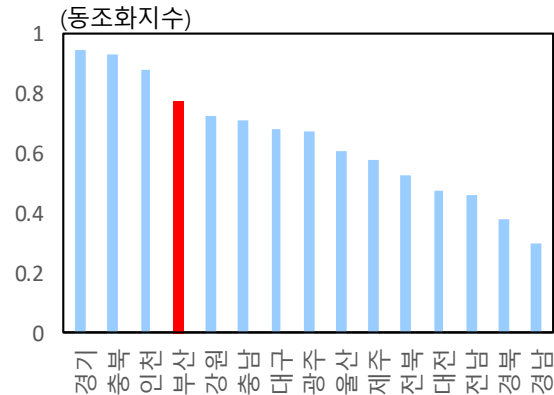
8) 동조화지수 = $1/T \sum_{t=1}^T \{c_{i,t}c_{j,t} + (1-c_{i,t})(1-c_{j,t})\}$, $c_{i,t}$ 는 시점(t)에 각 시도(i)에 대해 확장기에 1, 축소기에 0의 값을 갖는 변수

[그림 19] 지역별 신용순환¹⁾



주: 1) GRDP대비 민간신용에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출
 자료: 자체 추정

[그림 20] 서울 신용순환과의 동조화지수¹⁾



주: 1) GRDP대비 민간신용으로 추출한 신용순환에 대하여 Harding & Pagan(2006)의 방법으로 산출
 자료: 자체 추정

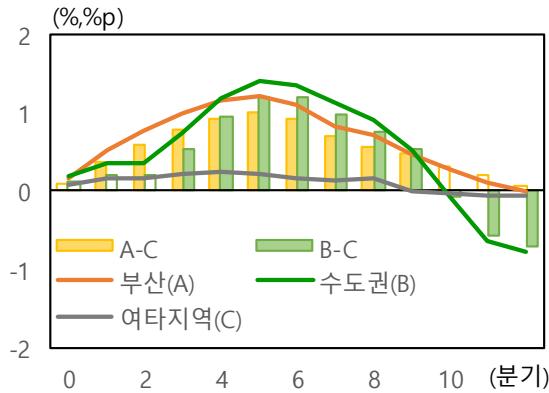
13. 부산의 신용이 서울의 영향을 크게 받으며 높은 동조화 경향을 보이는 것은 서울과 부산의 부동산 시장을 통한 전이효과(spillover effect) 때문으로 보인다. 이러한 전이효과를 야기할 수 있는 첫 번째 경로는 서울의 신용 증가가 수도권 부동산 가격을 상승시키면 이에 투자하기 위해 부산의 가계신용이 확대되는 경로이다. 두 번째 경로는 부산이 서울의 대체 투자처로 인식되면서 서울의 신용확대가 부산의 부동산 가격을 상승⁹⁾시키고 이에 따라 부산의 가계신용도 부산 부동산에 투자하기 위해 확대되는 경로이다. 세 번째로는 부산지역 부동산에 대한 외부의 직접적인 투자 없이도 서울지역 신용 확대와 부동산 가격 상승이 부산 부동산 가격 상승 기대를 일으켜 부산의 신용이 확대되는 경로가 있을 수 있다. 이러한 다양한 경로들이 작동하면서 부산과 서울의 신용이 긴밀한 관계를 보이는 것으로 추정된다.

14. 두 번째 특징은 부산지역 민간신용 변동이 부동산 가격을 크게 변동시키지만 실물부문에 대한 영향은 뚜렷하지 않다는 것이다. 패널국소투영 모형 분석을 통해 지역 신용 증가가 지역 부동산 가격에 미치는 영향을 살펴보면 부산의 경우 정(+)의 영향이 뚜렷하게 나타났다. 동 영향의 최대 크기는 수도권과 비슷한 수준으로 나타났다으며 수도권 이외의 지역에서는 유의미한 영향이 나타나지 않았다. 한편 가계신용이 부동산에 미치는 영향을 보면 가계신용 증가 초기에는 부동산 가격을 상승시켰으나 8분기 이후에는 오히려 하락압력으로 작용하면서 다른 지역에 비해 가격변동성을 확대시키는 것으로 나타났다.

9) 김명록(2020)에서는 외부 거주자의 부동산 투자에 따른 부동산 가격 변동의 효과를 실증적으로 보여주고 있다.

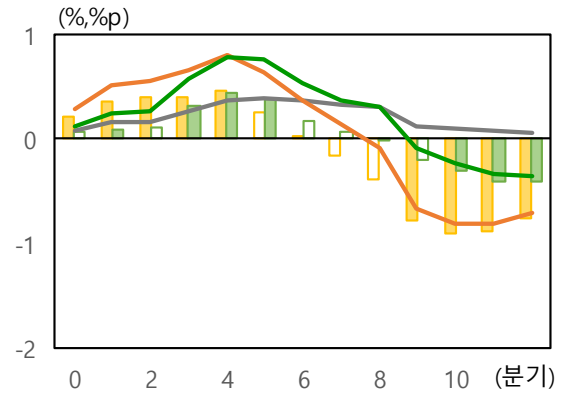
부산 부동산 가격은 부산 민간 및 가계 신용 증가의 영향을 크게 받음

[그림 21] 지역 민간신용 증가시 지역 부동산 가격에 대한 영향¹⁾



주: 1) 지역별 민간신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

[그림 22] 지역 가계신용 증가시 지역 부동산 가격에 대한 영향¹⁾

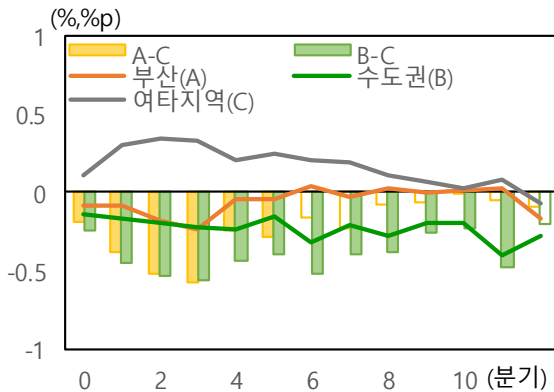


주: 1) 지역별 가계신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

15. 반면에 부산지역의 경우 신용과 경기와의 단기적 관계는 다른 지역에 비해 뚜렷하게 나타나지 않았다. 민간신용이 지역경기전망지수(RECI)에 미치는 영향을 살펴보면 각 지역의 민간 및 가계 신용 증가가 수도권에서는 부정적(-), 여타지역에서는 긍정적 영향(+)을 미치는 것으로 나타났다. 부산도 단기적으로는 수도권과 비슷하게 부정적(-) 영향을 보이기도 하였으나 수도권에 비해 그 영향이 작고 빠르게 사라졌으며 가계신용의 경우 8분기 이후 소폭의 긍정적(+) 영향이 나타나 두 변수간의 관계를 명확하게 판별하기 어려웠다.

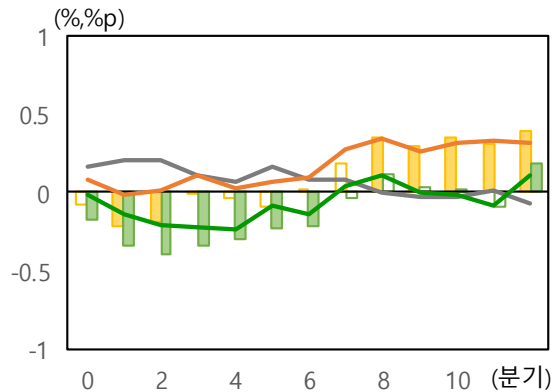
부산의 민간 및 가계 신용과 경기와의 관계는 뚜렷하지 않음

[그림 23] 지역 민간신용 증가시 지역 경기에 대한 영향¹⁾



주: 1) 지역별 민간신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

[그림 24] 지역 가계신용 증가시 지역 경기에 대한 영향¹⁾

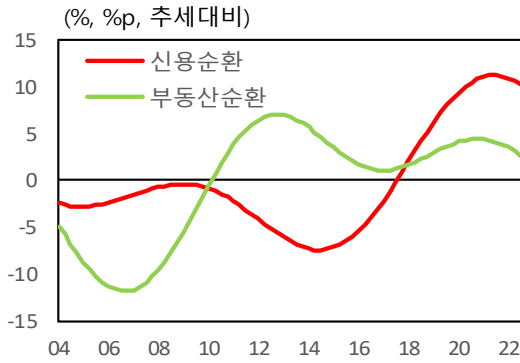


주: 1) 지역별 가계신용 1% 증가의 영향, 진한 막대는 68% 신뢰수준에서 유의
자료: 자체 추정

16. 신용순환을 통해 살펴보아도 부산지역 민간신용과 부동산 가격은 깊은 동조성을 보였다. 부동산순환은 로그변환 부동산 가격에 대해 CF필터를 이용하여 신용순환과 동일한 32~120분기 주기 변동을 추출하였다. 지역별로 신용순환과 부동산순환의 동조화지수를 산출해보면 부산은 수도권 다음으로 동조성이 높게 나타난다.

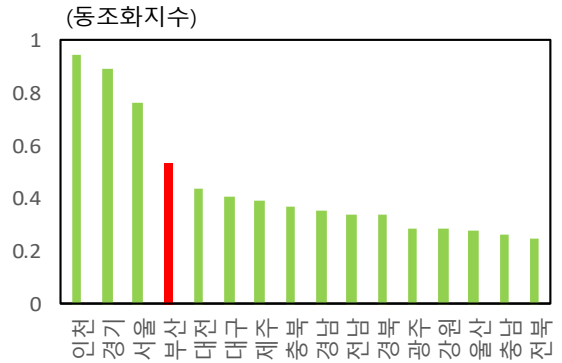
부산의 신용순환은 부동산과의 동조성이 높음

[그림 25] 부산 신용순환과 부동산순환¹⁾



주: 1) 신용순환은 GRDP대비 민간신용, 부동산순환은 로그(부동산가격)에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출
자료: 자체 추정

[그림 26] 신용순환과 부동산 순환의 동조화지수

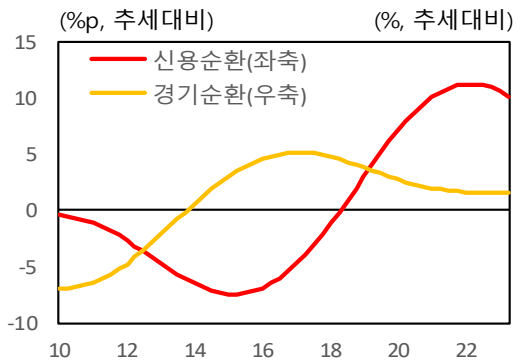


주: 1) Harding & Pagan(2006)의 방법 이용
자료: 자체 추정

17. 반면 경기순환과 신용순환의 동조화 정도는 다른 지역에 비해 낮았다. 로그변환 RECI에 대해 신용순환과 동일한 주기성분을 추출하여 동조화지수를 산출해 보면 부산은 경기순환과 신용순환의 동조화 정도가 16개 시도중 울산, 경북, 대구 다음으로 낮았다. Drehmann et al.(2012) 등과 같이 경기순환을 5~32분기 주기성분으로 전제하여 동조화 정도를 평가하여도 부산은 16개 시도중 중간 수준으로 나타났다.

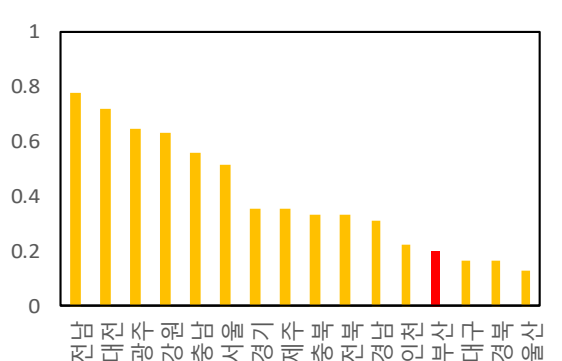
부산의 신용순환은 경기순환과의 동조성은 낮은 편

[그림 27] 부산 신용순환과 경기순환¹⁾



주: 1) 신용순환은 GRDP대비 민간신용, 경기순환은 로그(RECI)에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출
자료: 자체 추정

[그림 28] 신용순환과 경기순환의 동조화지수¹⁾



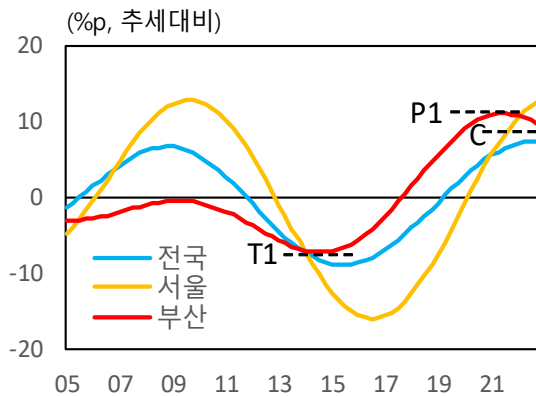
주: 1) Harding & Pagan(2006)의 방법 이용
자료: 자체 추정

18. 부산지역 민간신용이 실물경기보다는 부동산과의 관계가 더 긴밀한 것은 민간 신용의 상당부분을 차지하는 가계신용을 중심으로 실질적인 경제활동보다 부동산 시장으로 유입되는 측면이 더 크기 때문으로 추정된다.¹⁰⁾ 앞의 분석에서 나타난 것과 같이 부산의 신용확대는 서울의 신용 및 부동산 시장과 결합하여 부산의 부동산 가격을 크게 변동시키는 반면 지역내 생산 등 경기에 기여하는 부분은 상대적으로 작은 것으로 추정된다.

19. 세 번째 특징은 현재 부산지역 민간신용은 신용순환상 수축기 초기에 위치하고 있어 신용수축이 아직 본격화되지 않았다는 점이다. 2023년 2/4분기 현재 부산지역 신용순환의 수축정도(P1-C)는 직전 확장폭(P1-T1) 대비 8% 정도에 그쳤다. 서울을 비롯한 대부분의 지역에서도 아직 신용수축이 본격화되지 않은 것으로 보이며 전국 16개 시도중 가장 수축정도가 큰 울산도 18% 수준에 불과했다.

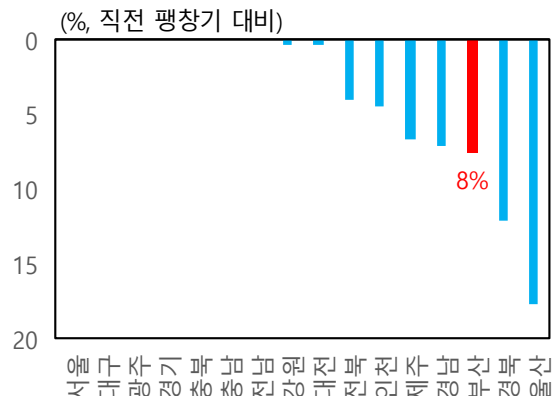
신용 순환상 수축이 충분히 이루어지지 않음

[그림 29] 민간신용 순환¹⁾



주: 1) GRDP대비 민간신용에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출
자료: 자체 추정

[그림 30] 현재 민간신용 순환 수축 정도¹⁾

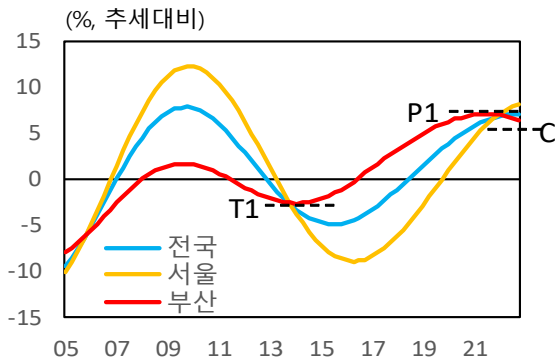


주: 1) 직전 확장기(P1-T1) 대비 현재 수축(P1-C) 정도, 경북·경남·제주는 저점을 지나 다시 팽창
자료: 자체 추정

20. 다른 변수를 통해 신용순환을 추출해 보아도 부산을 비롯하여 서울 및 전국의 신용수축이 충분하지 않은 것으로 분석되었다. 민간신용의 로그값으로부터 신용순환을 추출하는 경우에도 부산의 신용수축 정도는 직전 확장폭(P1-T1) 대비 6%, 전국은 0.3% 정도로 추정되었고 서울은 아직 수축이 시작되지 않은 것으로 나타났다. 실질 민간신용의 전년동기대비 증가율을 이용할 경우 다른 분석에 비해서는 수축 정도가 크게 나타났는데 부산의 경우 직전 확장기(P1-T1)대비로는 80% 정도 수축되었으나 직전 저점의 추세대비 하락폭(-T1)과 비교해보면 현재 하락폭(-C)이 53% 정도로 여전히 충분한 수축이 이루어졌다고 보기 어려운 상황이다.

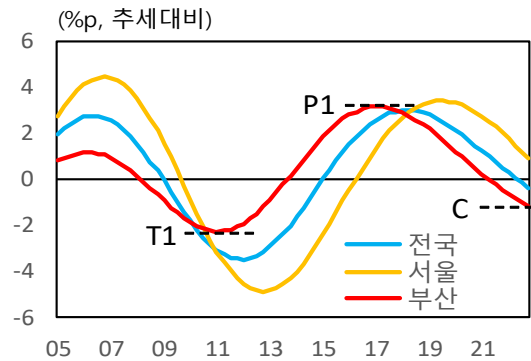
10) 기업신용은 부동산 가격과 전기대비 증가율 기준 상관계수가 0.001로 나타나는 등 유의미한 관계가 발견되지 않았다.

[그림 31] 민간신용 로그값을 이용한 민간신용 순환¹⁾ [그림 32] 실질신용의 전년동기대비 증가율을 이용한 민간신용 순환¹⁾



주: 1) 민간신용에 로그를 취한 값에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출

자료: 자체 추정



주: 1) 실질민간신용의 전년동기대비 증가율에 대해 CF필터의 32~120분기 주기로 추출

자료: 자체 추정

【분석 결과 종합】

21. **패널 국소투영모형과 CF필터를 이용한 신용순환 분석 결과를 종합해보면 ① 부산지역 민간신용은 서울의 민간 및 가계 신용이 부산의 가계신용에 미치는 영향이 다른 지역에 비해 크게 나타나는 가운데 서울의 신용순환에 대한 동조화 정도도 부산이 수도권 다음으로 높게 나타났다.** 이는 서울의 신용 확대가 서울과 부산의 부동산 시장에 영향을 미쳐 부산의 신용 규모로 전이되는 현상으로 볼 수 있다.

22. **② 부산의 민간신용은 지역내 부동산 가격에 미치는 영향은 크지만 실물경기와는 뚜렷한 관계를 보이지 않는다.** 부산의 부동산 가격은 지역내 민간신용뿐 아니라 서울의 신용 증가에 대해서도 수도권과 비슷한 수준으로 크게 상승하였고 둘 간의 높은 상관관계는 신용순환과 부동산순환의 동조화 정도로도 확인된다. 부산의 신용 증가가 서울의 신용과 결합하여 부산의 부동산 가격을 변동시켜 그 영향이 크게 나타나는 것으로 판단된다. 반면 신용확대가 부산지역의 실물경기에 미치는 영향은 뚜렷하게 나타나지 않았고 신용순환과 경기순환과의 관계도 다른 지역에 비해 낮은 편이었다.

23. **마지막으로 ③ 부산의 민간신용은 수축이 본격화되지 않았다.** 부산지역 민간신용의 현 상황을 신용순환 측면에서 살펴보면 신용수축 정도가 직전 확장기 대비 8% 정도로 나타나 아직 수축기 초기에 위치한 것으로 추정된다. 서울 등 여타지역의 경우도 신용수축 정도가 0~18% 수준으로 나타나 신용수축이 본격화되지는 않은 것으로 판단된다.

24. 앞서 살펴본 바와 같이 부산은 신용수축이 충분히 이루어지지 않아 민간신용이 다시 증가하게 되면 누적된 신용이 향후 지역경제에 부정적 영향을 줄 가능성이 있다. 앞선 분석에서와 같이 단기적 신용강가는 경기에 큰 영향을 주지 못할 수 있지만 오랜기간 동안 축적된 신용은 글로벌 금융위기와 같이 경기침체를 촉발하거나 경기하강 국면에서 하락폭을 증폭시키는 역할을 할 수 있다.¹¹⁾ 본 장에서는 민간신용의 중장기적 축적이 경제성장률에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 부산지역은 최근 들어 경기 하방압력이 높아지고 있어 경기 상황별로 신용확대의 영향이 어떻게 달라지는지 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 Adrian et al.(2022) 등을 준용하여 아래와 같이 모형을 설정하고 16개 시도의 2010년 1/4분기~2023년 2/4분기 패널 데이터를 이용하여 Growth-at-Risk(GaR) 분석¹²⁾을 실시하였다.

설정 모형¹⁾

$$(1) \quad \hat{\delta}_\alpha^{(h)} = \arg \min \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-h} (\alpha I_{\Delta y_{i,t+h} > x_{i,t}\delta} |\Delta y_{i,t+h} - x_{i,t}\delta| + (1-\alpha) I_{\Delta y_{i,t+h} < x_{i,t}\delta} |\Delta y_{i,t+h} - x_{i,t}\delta|)$$

$$(2) \quad \hat{Q}_{\Delta y_{i,t+h} > x_{i,t}\delta}(\alpha) = x_{i,t}\hat{\delta}_\alpha^{(h)}$$

$$(3) \quad \Pr(\Delta y_{i,t+h} \leq GaR_{i,h}(\alpha|\Omega_t)) = \alpha$$

주: 1) i 는 시도, t 는 시점, h 는 시차(분기), α 는 Quantile regression의 하위 확률, $\Delta y_{i,t}$ 는 지역경기전망지수 전년동기대비 증가율의 t 부터 $t+h$ 까지의 평균, $I(\cdot)$ 는 지시함수, $x_{i,t}$ 는 설명변수(지역경기전망지수 전년동기대비 증가율, CPI 전년동기대비 상승률, GRDP대비 민간(가계, 기업) 신용 3년간 증가폭, 부산 더미변수와 GRDP대비 신용 3년간 증가폭의 교호작용항).

25. 추정결과 GRDP대비 민간신용의 증가는 중장기적으로 성장의 하방위험을 상당폭 증가시키는 것으로 분석되었다. GRDP대비 민간신용 증가가 성장률에 미치는 영향을 성장률 하위 5% 그룹을 중심으로 살펴보면 향후 1년(추정식 (1))에 대해서는 유의한 영향을 미치지 못하지만¹³⁾ 2~4년(추정식 (3), (5), (7))에 대해서는 1% 신뢰수준에서 성장률을 유의미하게 낮추는 것으로 나타났다. 다만, 부산지역 더미변수와 민간신용과의 교호항 계수들은 유의하게 추정되지 않아 부산지역만의 특이성은 없는 것으로

11) Mian et al.(2017), Jorda et al.(2013) 등을 참고하기 바란다.

12) 분위회귀추정(Quantile regression)을 통해 성장의 하방위험을 추정하는 방법으로 자세한 분석방법은 ‘<참고> 국소투영모형 및 GaR 분석 방법’을 참조하기 바란다.

13) 앞서 살펴본 패널 국소투영모형 분석에서도 단기에는 신용증가와 실물경기와의 관계가 명확하지 않은 것으로 나타났다.

판단된다. 민간신용을 가계신용과 기업신용으로 나누어 분석해보면 가계신용 증가가 성장의 하방위험에 미치는 영향이 민간신용 증가에 비해 더 큰 것으로 나타났다(추정식 (4), (6), (8)). 이 경우에도 부산 더미변수와의 교호항 계수가 대부분 유의하지 않아 부산이 다른 지역과 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

지역별 성장률 분포의 하위 5% GaR 추정식¹⁾

추정식	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
설명변수	h=4분기		h=8분기		h=12분기		h=16분기	
RECI 성장률	0.253** (0.099)	0.254*** (0.098)	0.029 (0.060)	0.038 (0.054)	0.056 (0.048)	0.059 (0.045)	0.002 (0.046)	-0.012 (0.042)
CPI 상승률	0.958*** (0.288)	0.969*** (0.289)	0.189 (0.188)	0.260 (0.175)	-0.339** (0.145)	-0.242* (0.137)	-0.548*** (0.136)	-0.467*** (0.125)
국고채 3년물 금리	-1.106* (0.640)	-1.110* (0.637)	-2.188*** (0.469)	-2.024*** (0.433)	-1.081*** (0.339)	-1.001*** (0.329)	0.555* (0.287)	0.568** (0.268)
GRDP대비 민간신용	-0.005 (0.036)		-0.076*** (0.027)		-0.075*** (0.021)		-0.063*** (0.020)	
부산 더미× GRDP대비 민간신용	0.073 (0.104)		-0.058 (0.087)		-0.072 (0.050)		-0.032 (0.042)	
GRDP대비 가계신용		-0.055 (0.056)		-0.119*** (0.039)		-0.117*** (0.030)		-0.106*** (0.026)
GRDP대비 기업신용		0.058 (0.056)		-0.008 (0.040)		-0.026 (0.031)		-0.005 (0.029)
부산 더미× GRDP대비 가계신용		0.143 (0.198)		-0.053 (0.170)		-0.022 (0.082)		-0.033 (0.058)
부산 더미× GRDP대비 기업신용		0.037 (0.115)		-0.109 (0.091)		-0.115** (0.050)		-0.061 (0.044)
추세	0.116 (0.126)	0.137 (0.127)	-0.229*** (0.085)	-0.174** (0.079)	-0.167** (0.071)	-0.132** (0.069)	0.012 (0.086)	0.017 (0.081)
2차 추세	-0.004* (0.002)	-0.005** (0.002)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)

주: 1) ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 신뢰수준에서 유의함을 의미, RECI 성장률, CPI 상승률은 전년 동기대비, GRDP대비 민간(가계, 기업) 신용은 3년간 증가분을 이용

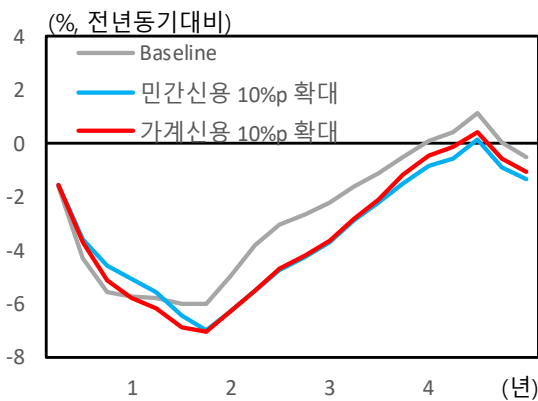
자료: 자체 추정

26. 추정식을 바탕으로 부산의 GaR을 시산해 보면 GRDP대비 민간신용의 증가폭이 현재보다 10%p 더 높아질 경우 하위 5% 성장률은 향후 3년간 1.5%p 정도 낮아지는 것으로 분석된다. 구체적으로 살펴보면, 2023년 2/4분기를 기준으로 향후 3년의 부산지역 하위 5% 성장률은 전년동기대비 -2.2%로 추정되는데, 과거 3년의 GRDP 대비 민간신용 비율 증가폭이 10%p 높다고 가정할 경우 향후 3년간 하위 5% 성장률(GaR)은 -3.7%로 나타난다. 가계신용의 경우에도 비슷한 결과를 보이는데, GRDP 대비 가계신용 비율의 증가폭이 현재보다 10%p 높을 경우 하위 5% 성장률은

Baseline대비 1.4%p 낮은 -3.6%로 나타났다. GaR 하락폭을 시점별로 살펴보면 민간 신용 확대시 1년~2년 경과 시점부터 GaR이 낮아지기 시작하여 향후 5년까지도 격차가 지속되는 것을 확인할 수 있다. 성장률 분위별로 영향의 크기를 살펴보면 향후 3년 기준으로 중위 성장률의 경우 GRDP대비 민간신용(가계신용) 10%p 확대시 성장률이 1.2%p(1.4%p) 낮아지고, 상위 5% 성장률의 경우는 민간신용(가계신용) 확대시 0.9%p(1.2%p) 낮아지는 것으로 추정되어 민간 및 가계 신용 모두 하위 성장률에 대한 영향이 더 크게 나타났다. 다만 가계신용은 민간신용에 비해 상위 분위에 미치는 영향이 소폭 더 큰 것으로 분석되었다.

민간 및 가계 신용 증가시 성장의 하방리스크 확대

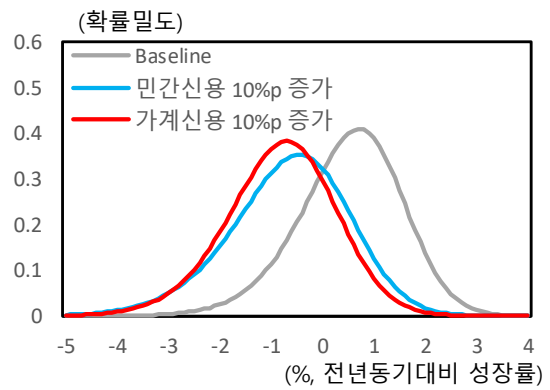
[그림 33] 성장률 하위 5% 기준 부산의 GaR¹⁾



주: 1) 2023년 2/4분기 기준, 민간 및 가계신용 확대는 Baseline에 비해 과거 3년간 GRDP대비 민간 또는 가계 신용이 10%p 더 높은 경우를 가정

자료: 자체 추정

[그림 34] 부산의 향후 3년 성장률 분포¹⁾



주: 1) 2023년 2/4분기 기준, 민간 및 가계신용 확대는 Baseline에 비해 과거 3년간 GRDP대비 민간 또는 가계 신용이 10%p 더 높은 경우를 가정

자료: 자체 추정

27. 이처럼 신용확대가 중장기적으로 성장의 하방위험을 증대시키는 것은 외부충격에 대한 취약성이 높아지기 때문이다. 신용수준이 과도할 경우 이자상환부담이 확대되면서 중장기적으로 경기에 악영향을 주게 된다. 더욱이 외부충격 등으로 경제성장이 제약되는 경우에는 이자상환능력 및 충격에 대한 감내력 측면에서 취약성이 더욱 커지기 때문에 실물경기에 미치는 영향도 증폭될 수 있다. 신용확대의 영향이 성장률 하위분포에서 더 크게 나타난다는 GaR 분석 결과가 이러한 점을 보여준다.

28. 부산지역 민간 및 가계 신용은 다른 지역에 비해 서울의 영향을 크게 받아 서울과의 동조성이 높게 나타난다. 또한 신용순환의 측면에서 수축기 초입에 있어 펜데믹 기간중 크게 확대되었던 민간신용의 수축이 본격화되지 않은 것으로 보인다. 이러한 분석결과를 고려할 때 최근과 같이 서울 및 전국의 가계신용이 증가하는 상황에서는 부산의 민간신용도 이에 따른 영향으로 재차 확대될 가능성이 있다. 현재 부산의 민간 및 가계 신용은 실물대비 수준이 다른 지역에 비해 크게 높는데, 민간신용이 다시 증가할 경우 신용규모는 더욱 누적되어 실물경기의 중장기적 리스크 요인으로 작용할 수 있다. 특히 부산은 장기적 시계에서 경제성장률이 지속 하락하는 데다 단기적으로도 최근 들어 제조업을 중심으로 경기하락 국면에 있어 민간신용의 부정적 영향이 확대될 수 있음에 유념해야 한다.

29. 따라서 전국적인 신용 확대가 지역경제에 부정적인 영향을 미치지 않도록 부산 지역 신용상황에 대한 면밀한 관찰과 함께 과도한 민간신용 확대를 억제하기 위한 정책적 노력이 필요할 것으로 보인다.

<참고>

국소투영모형 및 GaR 분석 방법

1. 국소투영모형

- 민간 및 가계신용, 부동산 가격 등 경제변수들간의 지역별 영향관계를 파악하기 위해 다음과 같은 국소투영모형(Local Projection)을 추정
 - 동 모형의 추정을 위해 전국 16개 시도(세종시 제외)의 패널 데이터를 구축하였으며 분석기간은 2010년 1/4분기~2023년 2/4분기로 하였다.
 - 부산에 대해 1, 여타지역에 대해 0의 값을 갖는 지시함수(I_i^b)와 서울, 인천, 경기 등 수도권에 대해 1, 여타지역에 대해 0의 값을 갖는 지시함수(I_i^m)를 이용하여 부산과 여타지역에 대한 반응의 차이($\beta_{2,h} - \beta_{1,h}$)와 수도권과 여타지역에 대한 반응의 차이($\beta_{3,h} - \beta_{1,h}$)를 식별하였으며 추정결과의 유의성은 68% 신뢰수준 (Driscoll-Kraay, 1998)에서 평가하였다.

추정 모형¹⁾

$$y_{i,t+h} - y_{i,t-1} = \alpha_h I_i^m + \beta_{1,h} u_{i,t} + \beta_{2,h} I_i^b u_{i,t} + \beta_{3,h} I_i^m u_{i,t} + Z_{i,t} \Gamma_h + \nu_{i,h} + \epsilon_{i,t+h}$$

주: 1) i 는 시도, t 는 시점, h 는 시차(분기), $y_{i,t}$ 는 반응변수(민간신용, 가계신용, 부동산 가격 또는 지역경기전망지수), $u_{i,t}$ 는 서울 또는 각 지역 민간신용(또는 가계신용, 부동산가격)의 전기대비 변동, I_i^b 는 부산은 1, 나머지 지역은 0, I_i^m 는 서울, 경기, 인천은 1, 나머지 지역은 0의 값을 갖는 지시함수, $Z_{i,t}$ 는 통제변수(직전 2분기까지의 지역경기전망지수, 민간신용, 가계신용, 소비자물가지수, 콜금리, 3년물 국채금리와 1차 및 2차 추세 포함). 금리와 추세를 제외한 모든 변수는 로그 변환값

2. Growth-at-Risk(GaR) 분석

- 민간신용 규모의 변화가 실물경기에 미치는 영향을 성장률 수준에 따라 평가해 보기 위해 Adrian et al.(2019) 등을 따라 다음과 같이 Growth at Risk(GaR) 모형을 설정하고 추정하였다.

추정 모형¹⁾

$$\hat{\delta}_\alpha^{(h)} = \arg \min \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-h} (\alpha I_{\Delta y_{i,t+h} > x_{i,t} \delta} |\Delta y_{i,t+h} - x_{i,t} \delta| + (1 - \alpha) I_{\Delta y_{i,t+h} < x_{i,t} \delta} |\Delta y_{i,t+h} - x_{i,t} \delta|)$$

$$\hat{Q}_{\Delta y_{i,t+h} > x_{i,t} \delta}(\alpha) = x_{i,t} \hat{\delta}_\alpha^{(h)}$$

$$\Pr(\Delta y_{i,t+h} \leq GaR_{i,h}(\alpha | \Omega_t)) = \alpha$$

주: 1) i 는 시도, t 는 시점, h 는 시차(분기), α 는 Quantile regression의 하위 확률, $\Delta y_{i,t}$ 는 지역경기전망지수 전년동기대비 증가율의 t 부터 $t+h$ 까지의 평균, $I(\cdot)$ 는 지시함수, $x_{i,t}$ 는 설명변수(지역경기전망지수 전년동기대비 증가율, CPI 전년동기대비 상승률, GRDP대비 민간(가계, 기업) 신용 3년간 증가폭, 부산 더미변수와 GRDP대비 신용 3년간 증가폭의 교호작용항).

- 성장률 분포의 하위 α % 수준을 GaR로 정의하고 분위회귀(Quantile regression)를 이용하여 각 설명변수가 GaR에 미치는 영향을 추정하였다.
- 동 모형의 추정을 위해 전국 16개 시도(세종시 제외)의 패널 데이터를 구축하였으며 분석기간은 2010년 1/4분기~2023년 2/4분기로 하였다.
- 지역경기전망지수, 소비자물가에 대해서는 전년동기대비 증가율을 이용한 반면 GRDP대비 신용의 경우 중장기적 축적이 성장률에 미치는 영향을 분석하기 위해 3년전 대비 증가폭을 이용하였다.

<참고문헌>

- 김용민·이정연(2014), "실물 및 금융 사이클을 감안한 통화정책과 거시건전성정책 운용", *BOK 이슈노트*, 제2014-14호
- 김명록(2020), "외부거주자 매입이 아파트 시장을 과열시키는가?: 벡터자기회귀(VAR)분석을 중심으로", *사회경제평론*, 제63권, 1호 71-101
- 나성오·이현창·남명훈(2020), "금융·실물 연계를 고려한 금융불균형 수준 평가", *BOK 이슈노트*, 제2020-2호
- 이정연·홍준선(2022), "최근 우리나라 금융사이클의 상황 및 특징 평가", *BOK 이슈노트*, 제2022-12호
- 조규환·심원·이항용(2013), "경기대응완충자본 제도의 국내도입 방안", *BOK 경제리뷰*, No. 2013-2
- Adrian, T., Grinberg, F., Liang, N., Malik, S. & Yu, J. (2022), "The term structure of Growth-at-Risk", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(3), 283-323
- Aikman, D., Haldane, A. & Nelson B. (2015), "Curbing the credit cycle", *The Economic Journal*, Vol. 125, No. 585, 1072-1109
- Borio, C. (2012), "The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?", *BIS Working Papers*, No. 395
- Christino, L. & Fitzgerald, T. (2003) "The band-pass filter", *International Economic Review*, 44(2), 435-65
- Drehmann, M., Borio, C., Gambacorta, L., Jimenez, G. & Trucharte, C. (2010), "Countercyclical capital buffers: exploring options", *BIS Working Papers*, No. 317
- Drehmann, M., Borio, C. & Tsatsaronis, K. (2012), "Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term!", *BIS Working Papers*, No. 380
- Driscoll, J. C. & Kraay, A. C. (1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560

- Galati, G., Hindrayanto, I., Koopman, S. J., & Vlekke, M. (2016), "Measuring financial cycles in a model-based analysis: Empirical evidence for the United States and the euro area", *Economics Letters*, 145, 83-87
- Harding, D. & Pagan A. (2006), "Synchronization of cycles", *Journal of Econometrics*, 132, 59-79
- Jorda, O., Schularick, M. & Taylor, A. (2013), "When Credit Bites Back", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45, 3-28
- Mian, A., Sufi, A. & Verner, E. (2013), "Household Debt and Business Cycles Worldwide", *The Quarterly Journal of Economics*, 132, 1755-1817
- Oman, W. (2019), "The Synchronization of Business Cycles and Financial Cycles in the Euro Area", *International Journal of Central Banking*, Vol. 15 No. 1
- Schüler, Y., Hiebert, P. & Peltonen, T. (2015), "Characterising the financial cycle: a multivariate and time-varying approach", *ECB Working Paper Series*, No. 1846