

지역의 경제 및 주택시장 변화가 중소기업대출에 미치는 영향

장 한 익* · 원 광 해**

논문 초록

본 연구는 거시경제 및 주택시장 변화가 공통(16개 시도) 또는 개별 지역의 중소기업대출 변화에 미치는 영향을 베이지안 패널(bayesian panel) VARX 모델을 이용해 동태적으로 살펴보았다. 실증분석결과에 따르면 16개 시도에 대한 평균적인 결과는 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출 등이 상승 또는 증가하면 중소기업대출은 늘어나는 것으로 나타났다. 하지만 이를 개별 지역으로 구분하여 살펴볼 경우 모든 지역에서 동일하게 관측되는 결과로 보기는 어렵다. 즉, 지역특성을 고려하지 않은 산업투자 및 주택시장 정책으로 인해 일부 지역에서는 금융기관을 통한 중소기업의 자금조달이 어려워질 수 있다는 가능성이 확인된다. 한편, 최근 코로나19 팬데믹 기간 중소기업대출을 통해 간접적으로 확인되는 정책효과 중 시장금리 상승에 대한 대응은 명확하지만, 물가상승에 따른 비용상승에 대한 대응은 다소 부진한 것으로 분석된다.

핵심 주제어: 베이지안 패널 VARX 모형, 지역경제, 주택시장, 중소기업대출, 정책효과
경제학문헌목록 주제분류: E3, E5

투고 일자: 2023. 11. 29. 심사 및 수정 일자: 2024. 1. 16. 게재 확정 일자: 2024. 1. 25.

* 주저자, IBK기업은행 IBK경제연구소 연구위원, e-mail: hijang0375@gmail.com

** 교신저자, 부산테크노파크 수석연구위원, e-mail: strong1@hanmail.net

I. 서 론

최근 가계부채 문제와 함께 중소기업대출 증가와 연체율 상승 등이 이슈로 주목받고 있다. 이에 따라 금융기관의 중소기업대출에 대한 우려가 커지고 있는 실정이다. 이와 더불어 국내 경기회복이 더디고, 고물가, 고금리 상황이 장기화되는 시점에 중소기업의 자금조달 수요는 계속하여 증가할 것으로 예상된다. 하지만 중소기업의 경우 자금조달을 대부분 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관)이 공급하는 중소기업대출을 통해 충당하고 있다. 따라서 연체율 상승 등으로 금융기관의 중소기업대출을 제한할 경우 국내 중소기업의 유동성 경색이 급격하게 확대될 수 있다는 위험을 안고 있다. 또한 최근 주택시장에 대한 다양한 규제완화 및 금리인상 자제 권고 등은 주택담보대출 증가를 유도할 수 있으며, 이와 대체적 관계로 보여지는 중소기업대출의 감소로 이어질 수 있다는 시각도 있다. 물론, 금융기관에서 대출을 확대할 수 있는 여건이 조성되면 금융기관은 경영전략, 경영성과, 정책기조 등을 고려하여 가계대출과 기업대출의 절대적 규모를 함께 증가시키는 경향을 보일 수도 있다. 이와 더불어 2020년 기준 중소기업 수는 7,286,023개사이며, 51% 이상이 수도권(서울+경기+인천)에 위치하고 있다. 이런 지역별 중소기업 수의 격차로 인해 지역별 경제 및 주택시장 변화가 중소기업대출에 미치는 영향이 다르게 나타날 수 있다는 점도 고려해야 할 것이다. 이처럼 거시경제, 정책, 지역특성 등의 이유들이 지역별 중소기업대출의 수급에 영향을 주고 있다. 하지만 대부분 기존연구는 특정지역으로 한정하여 관계금융 및 정책지원 효과, 지역은행 역할 등을 분석하거나 미시적 요인, 정태적 분석방법에 집중하여 중소기업대출을 살펴보고 있다. 거시적 요인을 고려하거나 동태적 방법을 이용해 중소기업대출 또는 그에 대한 변화를 분석한 연구는 부족한 것이 현실이다.

한편, 서지용(2011)은 경기와 은행 수익성이 대출포트폴리오를 조정하는 요인으로 작용하며, 서근우(2011)는 주택담보대출이 갖는 낮은 위험가중치, 은행의 단기 실적 제공 용이성 등을 들어 시중은행의 대출포트폴리오가 주택담보대출에 집중될 수밖에 없다고 보았다. 서지용(2020b)은 은행의 자금조달 충격도 대출포트폴리오에 영향을 준다고 분석하였다. 은행에서 자금조달 감소충격이 발생하면 대출포트폴리오 구성에서 위험관리를 위해 중소기업대출의 비중을 줄이 행태를 취하는 것으로 분석하고 있다. 이처럼 현재의 대출시장에서 금융기관들이 주택담보대출을 더 선호하는 시장환경이 조성되면서, 정부는 이런 시장환경을 보완·조정하기 위해 신용보증, 기술보증

등 국가인증을 통한 보증서 대출, 재정지원대출, 산업은행, 중소기업은행, 수출입은행 등 특수은행을 통한 공공대출 등을 활용하여 중소기업대출의 원활한 공급을 지원하고 있다. 이를 통해 중소기업대출과 주택담보대출 간의 관계는 협력관계보다는 경쟁관계로 인식할 수 있으며, 현재와 같이 국내외 경제 불확실성 확대가 지속되는 상태에서 향후 경기와 은행의 수익성에 따라 시중은행의 대출포트폴리오가 재구성되면서 급격하게 중소기업대출이 변화할 수 있는 아슬아슬한 경계선에 놓여있다고 예상된다. 하지만 중소기업대출과 주택담보대출 간의 관계성을 명확하게 실증분석하고 이를 지역별로 분석하는 연구도 부족한 실정이다.

따라서 본 연구는 기존연구와 달리 거시패널자료를 이용해 거시경제적 관점에서 중소기업대출 변화를 동태적으로 살펴보고자 한다. 특히, 대출포트폴리오의 두 큰 축인 주택담보대출과 중소기업대출 간의 관계를 분석하여 전국 또는 지역별 중소기업대출의 안정적 공급에 대한 방안을 고찰하는 기회로 삼고자 한다. 이를 위해 독립적으로 개별 지역을 분석하기보다는 베이지안 패널(bayesian panel) VAR 모형을 통해 지역별 공통 결과를 토대로 지역별 결과를 비교하는 분석방법을 선택하여 지역별 격차를 분석한다. 또한 지역별 분석에 초점을 맞추기 위해 지역별로 제공되는 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 등의 월별자료가 사용된다. 통제변수로는 Call금리, 생산자물가 등을 사용하며, 이에 대한 추정결과를 통해 정책효과를 간접적으로 살펴본다.

실증분석결과에 따르면 16개 시도에 대한 평균적 결과는 경제 및 주택시장 활성화가 중소기업대출을 늘리는 영향을 보여주고 있다. 하지만 이를 지역별로 구분하여 살펴볼 경우 모든 지역에 동일하게 적용되는 결과로 보기는 어렵다. 즉, 지역특성이 고려되지 않은 산업투자 및 주택시장 활성화 정책으로 인해 자칫 일부 지역에서는 중소기업의 자금조달이 어려워질 수 있다는 점을 인식할 필요가 있다. 또한 코로나19 팬데믹 기간 실시된 중소기업대출을 통해 확인되는 시장금리 상승에 대한 정책효과는 명확했으나, 물가상승에 따른 비용상승에 대한 정책대응은 다소 저조한 것으로 분석된다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 국내외 선행연구들에 대해 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 분석기간에 대한 주요 변수의 공통 및 지역별 특성을 살펴보고 거시패널자료에 대한 패널 단위근 및 공적분 검정을 실시한다. 제Ⅳ장에서는 은행대출경로의 간단한 이론모형을 살펴보고 실증분석을 위해 사용된 베이지안 패널(bayesian panel) VAR 모형, 동시기 인과관계, 충격반응 등의 추정방법을 설명

한다. 제Ⅴ장에서는 동시기 인과관계 및 충격반응의 추정결과를 살펴보고 제Ⅵ장에서는 정책적 시사점을 숙고해 본다. 제Ⅶ장에서는 논문을 요약하고 결론을 도출한다.

Ⅱ. 선행연구

중소기업대출 등을 포함한 은행대출의 변화와 관련된 해외연구는 주로 통화정책 및 거시건전성정책이 은행대출에 미치는 영향에 대한 분석을 중심으로 이루어지고 있다. 우선, Jimborean(2006)은 중부 및 동부 유럽(CEECs)을 대상으로 은행대출경로(bank lending channel)를 분석하였다. 이를 통해 동일한 통화정책 충격이 발생하더라도 지역별 은행 특성에 따라 대출규모가 비대칭적으로 조정된다는 사실을 확인하였다. Apergis, Miller, and Alevizopoulou(2012)는 유럽국가를 대상으로 기준금리의 조정을 통한 통화정책이 은행대출의 변화에 가장 큰 영향을 미치고 있다고 분석하였다. 이와 함께 규모가 크고, 자본구조가 양호한(well-capitalized) 은행일수록 통화정책의 충격에서 빠르게 벗어날 수 있다고 주장하였다. 또한 Bangura, Ngombu, Pessima, and Kargbo(2021)도 이와 비슷한 연구결과를 보여주고 있다. Milcheva(2013) 등도 기준금리 조정이 은행대출에 영향을 미치는 중요한 요인임을 지적하고 있다. Ćehajić and Košak(2022)은 EU에서 거시건전성 정책이 은행의 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴보았으며, 이를 통해 거시건전성 강화는 금융 부문의 안정화를 가져올 수 있지만 은행을 통한 자금조달 의존도가 높은 소규모 기업의 경우 대출이 제한될 수 있음을 지적하였다. 하지만 Shaw, Chang, and Chen(2013)은 자본적정성 규제의 강화가 꼭 은행의 대출공급을 줄인다고 볼 수 없으며 오히려 경기, 소비 등과 같은 거시경제 요인이 은행대출을 결정하는 주요한 요인이라고 분석하였다. Alves Jr et al.(2008)도 경기에 따라 은행대출이 조정된다는 점을 강조하고 있다. Le, Nguyen, and Schinckus(2022)은 전략적 대체관계(strategic substitute)¹⁾가 큰 은행은 경기상승기에 보수적 대응을 보이며 대출증가를 제한하는 경향을 보인다고 분석하였다. 이를 통해 전략적 대체관계가 큰 은행들이 경기과열로 파급되는 금리인상 충격으로 발생하는 위험대출을 국책은행으로 전가하면서 건전성을 확보하는 행태가 확산될 경우 은행대출경로를 통한 대출증가가 나타나지 않을 수 있다고 주장하였다. 즉, 경제상황에 따른 은행의 행태로 인해 통화정책효과가 변할 수 있음을 지적하고

1) 상대방이 산출량이 늘어날 때 자신의 산출량이 감소해야 하는 관계를 의미한다.

있다. 또한 앞서 소개한 Apergis, Miller, and Alevizopoulou(2012), Milcheva (2013) 등은 기준금리와 함께 물가, 생산 등의 거시경제변수를 고려하고 있어, 은행 대출경로에 대한 이론 및 실증분석에 있어서 통화정책뿐만 아니라 거시경제변수도 중요한 요인으로 인식되고 있다.

다음으로 중소기업대출에 대한 국내연구를 살펴보면, 우선 김석진·김지영(2007), 이건희·정상진(2014), 이상욱(2021) 등은 은행별 특성에 따라 나타나는 대출 행태를 실증분석하였다. 김문겸·이규옥·김순철(2011), 박창균·이기영(2012), 동학림·김문겸(2013) 등은 중소기업대출에 대한 관계금융 특성을 살펴보았다. 조봉환·최문수·이중완(2010)은 은행의 재무특성 변화에 따른 중소기업대출 변화를 분석하고 중소기업대출을 결정하는 주요 재무특성을 파악하여 이에 대한 은행유형별 차이점을 비교하였다. 허석균(2015)은 경기변화로 인한 중소기업대출 변화를 분석하고 있다. 이기영(2019), 박정희(2020) 등은 정책을 통해 시행되는 중소기업대출비용이 실제 중소기업대출에 미치는 파급효과를 살펴보고 있다. 서지용(2017, 2020a, 2020b)은 거시경제 및 금융기관 재무상태 등의 변화로 인해 대출포트폴리오에서 발생하는 주택담보대출과 중소기업대출 간의 구성변화를 살펴보았다. 임태준(2020)은 담보대출 비중이 높은 중소기업에 있어 주요 담보가 주택이라는 가정하에서 모형을 설정하고 모의실험을 거쳐 주택가격 하락이 금융기관을 통한 중소기업의 자금조달을 어렵게 하여 중소기업의 생산성을 축소시킨다고 분석하였다.

이처럼 국내연구는 주로 통화정책, 거시경제 등의 변화에 따른 중소기업대출 및 은행대출의 변화를 국가 또는 지역별로 분석하는 해외연구와 달리 중소기업대출을 공급하는 금융기관의 특성 또는 행태 등을 파악하거나 중소기업대출에 대한 비통화 정책 효과를 살펴보는 연구에 집중되어 있다. 이로 인해 국내연구에서는 거시경제 변화를 고려하면서 지역별로 중소기업대출의 공급 및 수요를 분석하는 연구가 전무한 실정이다. 따라서 본 연구는 주요 거시경제 요인의 변화가 중소기업대출의 변화에 미치는 영향을 분석하고 이를 통해 지역별로 관측되는 중소기업대출 변화에 영향을 미치는 거시경제의 공통적 영향력과 지역별 영향력 등을 측정하고 이에 대한 차이점을 살펴보고자 한다. 이를 바탕으로 지역별 중소기업대출 공급에 있어 요구되는 보완점을 확인하고자 한다.

Ⅲ. 검정 및 기초통계량

본 연구에서는 지역별 경기 및 주택시장 변화가 중소기업대출에 미치는 영향을 통해 지역에서 나타나는 중소기업의 자금공급 변화를 살펴보기 위해 패널 VARX 모형을 추정하기에 앞서 모형 선정의 적절성을 파악하기 위해 패널 단위근 및 공적분 검정을 진행한다. 이를 위해 기본적으로 월별자료가 사용하며, 한국은행 경제통계시스템 및 통계청 KOSIS 등을 통해 Call금리, 생산자물가지수(PPI), 산업생산지수(IPI), 소비자물가지수(CPI), 주택담보대출(잔액), 중소기업대출(잔액) 등을 추출하였다. 이와 함께 주택가격은 KB부동산으로부터 주택매매가격지수(2022년 1월=100)를 추출하여 사용하였다. 분석기간은 2007년 1월부터 2023년 7월까지이며 표본크기는 199개이다. 분석에 포함된 지역은 서울, 부산, 대구, 인천, 대전, 광주, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등 16개 지역이다. 생산자물가지수는 2015년, 소비자물가지수와 산업생산지수는 2020년을 100으로 하는 지표이다. 외생변수인 Call금리와 생산자물가지수는 전국지표, 나머지 5개 변수는 내생변수로 지역별 자료를 이용한다.²⁾

1. 단위근 및 공적분 검정

Baltagi (2001) 등은 단위근이 존재하는 패널자료를 이용할 경우 가성회귀 위험에 노출될 수 있지만 만약 이런 단위근이 존재하는 패널자료 간 공적분 관계가 존재한다면 가성회귀 문제를 회피하고 안정적인 실증분석이 가능하다고 보았다. 이에 따라 본 연구에서는 먼저 분석대상인 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 등 5개의 거시패널(macro panel) 자료에 대해 LCC (Levin, Lin, and Chu, 2002)를 통해 공통 단위근 과정 검정, IPS (Im, Pesaran, and Shin, 2003),

2) 지역별 산업생산지수의 경우 KOSIS가 제공하는 계절조정 자료이며, 물가지수, 주택매매가격지수 등은 원자료를 사용하고 있다. 지역별 주택담보대출 및 중소기업대출은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 잔액 기준이며, 본 연구에서는 예금은행과 비은행예금취급기관의 합계를 사용하고 있다. 한국은행 경제통계시스템 기준 예금은행은 일반은행과 특수은행을 포함하는 개념으로 일반은행에서 시중은행, 지방은행 및 외국은행 국내지점이 포함되며, 특수은행으로는 한국산업은행, 수출입은행, 중소기업은행, 농협 등이 포함된다. 비은행예금취급기관은 상호저축은행, 신용협동조합, 상호금융, 종합금융회사, 자산운용회사, 신탁회사, 새마을금고, 생명보험 등을 의미한다.

ADF-Fisher 및 PP-Fisher (Maddala and Wu, 1999; Choi, 2001 등) 등을 통해 개별 단위근 과정 검정을 수행하여, 자료의 안정성을 살펴본다.

〈표 1〉은 패널 단위근 검정 결과를 보여주며, 이를 통해 분석자료가 수준변수에서는 단위근을 갖는 불안정한 자료이지만 차분변수에서는 안정적인 변수임을 확인할 수 있다. 다음으로 Pedroni (1999, 2004) 와 Kao (1999) 의 패널자료 공적분 검정을 통해 불안정한 자료로 확인된 수준변수들 간의 공적분 관계를 확인한다. 〈표 2〉의 패널 공

〈표 1〉 패널 단위근 검정

변수		LLC		IPS		ADF		PP	
		상수	추세	상수	추세	상수	추세	상수	추세
수준	IPI	-1.10	-0.47	-1.12	-0.88	33.87	32.99	120.44*	185.23*
	CPI	-0.14	0.39	4.64	2.06	3.39	8.99	22.94	29.28
	주택가격	-3.67*	-0.88	0.50	0.14	21.03	19.68	12.98	7.18
	주택담보대출	-2.41*	9.05	1.20	5.28	33.74	30.05	93.46*	40.00
	중소기업대출	3.63	-0.67	9.12	2.36	3.58	13.82	2.93	17.02
차분	IPI	-11.31*	-11.74*	-10.77*	-19.43*	-16.62*	-17.92*	1566.20*	1575.52*
	CPI	-41.42*	-49.10*	-35.95*	-36.64*	1013.14*	951.30*	1124.04*	1059.36*
	주택가격	-2.31*	-1.82*	-8.71*	-6.56*	146.99*	102.15*	219.45*	174.60*
	주택담보대출	-8.84*	-45.17*	-27.39*	-32.70*	709.38*	813.85*	1600.11*	1606.33*
	중소기업대출	-31.78*	-15.44*	-25.25*	-19.87*	696.40*	413.46*	1687.19*	1677.77*

주: *는 5% 유의수준임.

〈표 2〉 패널 공적분 검정

검정	구분		Statistic		Weighted Statistic	
			상수	추세	상수	추세
Pedroni	within	Panel v-Statistic	-0.58	0.85	-0.69	0.84
		Panel rho-Statistic	2.79	1.45	2.85	1.37
		Panel PP-Statistic	3.75	1.37	3.79	1.24
		Panel ADF-Statistic	3.66	2.84	3.68	2.80
	between	Group rho-Statistic	4.09	2.24		
		Group PP-Statistic	5.18	1.85		
		Group ADF-Statistic	4.89	4.01		
Kao	ADF-Statistic		-0.46			

주: *는 5% 유의수준임.

〈표 3〉 주요변수 기초통계량(전국, 변화율, %)

Variables	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
Call	-0.006	0.426	-0.880	0.144	-2.587	17.550
PPI	0.165	2.105	-2.353	0.601	0.026	5.238
IPI	0.201	3.590	-4.354	1.254	-0.353	4.510
CPI	0.189	1.182	-0.747	0.336	0.125	3.004
House Price	0.219	1.511	-1.318	0.429	0.238	5.403
Mortgage	0.577	16.731	-2.504	1.239	11.184	147.577
SME Loan	0.782	10.329	-2.244	0.979	4.324	47.945

적분 검정결과에서 5개 거시패널 변수 간의 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 위와 같은 패널 단위근 및 공적분 검정결과를 토대로 본 연구에서 차분변수를 이용한 패널 VAR 모형이 타당한 분석방법임을 확인하였다.³⁾

2. 기초통계량

본격적인 실증분석을 진행하기 전에 선정된 분석자료인 변화율(%)의 기초통계량을 살펴보고자 한다. 우선, 〈표 3〉을 통해 전국기준 변화율에 대한 기초통계량을 살펴보면 Call금리를 제외한 변수들은 평균적으로 매월 상승 또는 증가하는 것으로 확인된다. 이 중 중소기업대출의 경우 평균적으로 매월 0.782%씩 증가하며, 가장 큰 증가폭을 보인다. 다만, 변동성의 경우는 표준편차를 통해 중소기업대출(0.979) 보다 주택담보대출(1.239)이 더 크게 관측되고 있다. 〈그림 1〉을 통해 모든 지역에 동일하게 적용되는 전국지표인 Call금리, 생산자물가(PPI) 추이를 살펴보면, 생산자물가의 상승추세가 금리 상승추세보다 먼저 나타난 것을 확인할 수 있다. 최근 금리와 생산자물가의 변화율을 통해 상승추세가 다소 완화되고 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 〈표 4〉를 통해 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 등에 대한 변화율의 지역별 기초통계량을 살펴보고자 한다. 산업생

3) 본 연구에서는 Call금리, 생산자물가지수(PPI), 산업생산지수(IPI), 소비자물가지수(CPI), 주택담보대출(잔액), 중소기업대출(잔액) 중 금리 변수인 Call금리는 %변수 특성상 전월차(%p)를 이용하며, 나머지 변수는 원변수를 로그전환하고 차분한 후 100을 곱한 전월대비 로그변화율(%)을 사용한다. 이중 외생변수인 Call금리와 생산자물가지수의 처리과정은 IV. 이론모형 및 분석방법에서 서술하고 있으니 해당 내용을 참조하기 바란다.

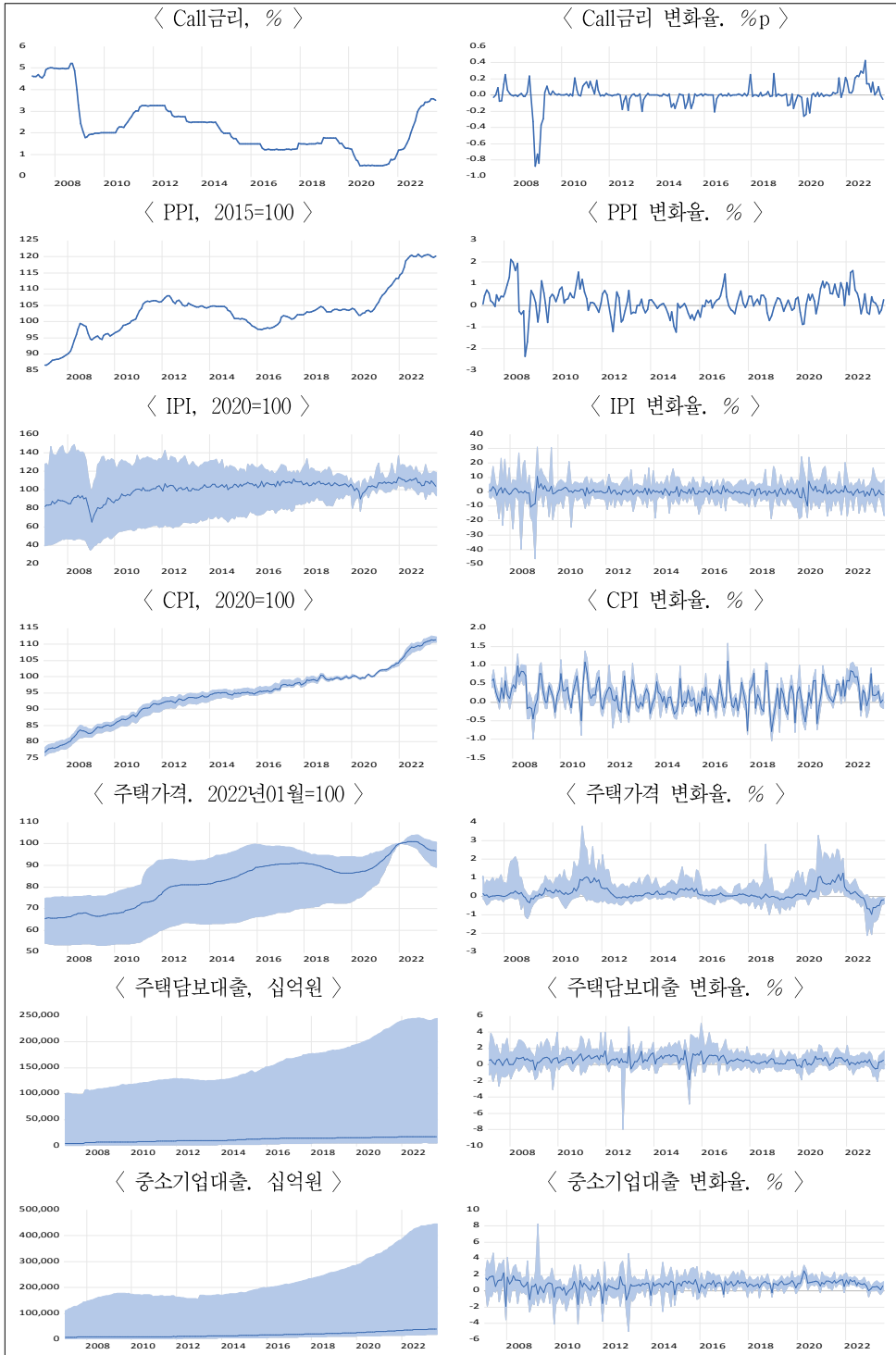
산의 경우 경기가 평균 매월 0.5%씩 증가하며, 가장 높은 증가율을 보이는 지역으로 나타났다. 반면, 경북은 0.13%씩 산업생산이 분석기간 매월 감소하였다. 이와 함께 산업생산의 표준편차도 평균과 유사하게 지역간 격차가 큰 것으로 확인된다. 소비자물가 변화율의 평균은 지역별로 0.18%에서 0.19%로 유사하게 나타났다. 표준편차도 0.3에서 0.4로 전반적으로 유사하게 나타나고 있다.

주택가격 변화율의 평균은 충남과 경북이 0.14%로 가장 작았으며, 부산과 광주가 0.28%로 가장 높게 나타났다. 주택가격 변화율의 변동성이 가장 높은 지역은 표준편차 기준 인천(0.68)으로 확인되며, 다음으로 경기(0.62)로 나타났다. 주택담보대출 변화율의 평균은 서울이 0.41%로 가장 낮은 증가율을 보였으며, 전남과 제주가 0.74%로 가장 큰 증가율을 보였다. 주택담보대출 변화율의 표준편차는 제주가 1.19로 가장 크게 나타나면서 주택담보대출 변화율의 변동성이 가장 큰 지역으로 확인된다. 이에 반해 중소기업대출 변화율은 주택담보대출에 비해 지역별로 큰 격차없이 평균 0.64%에서 0.85%씩 매월 증가하는 것으로 나타났다. 중소기업대출 변화율의 평균이 가장 큰 지역은 제주로 0.85%이며, 가장 작은 지역은 0.64%로 서울인 것으로 확인된다. 또한 위와 같이 살펴본 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 등의 변화율에 대한 지역별 기초통계량을 <표 3>의 전국기준 결과와 비교해보면 산업생산, 주택가격, 주택담보대출의 경우 전국과 개별 지역 간의 기초통계량에 편차가 상대적으로 큰 것으로 관측되고 있다. 특히, 산업생산의 경우 표준편차가 지역별 지표에서 크게 증가하는 형태를 보여, 경기요인 변화가 전국단위가 아닌 지역별 요인으로 고려될 경우 지역경제에서 민감하게 작용할 가능성이 있어 보인다. 반면, 주택담보대출 변화율의 경우 지역별 표준편차가 전국기준보다 작게 관측되고 있어 전국단위의 분석결과보다 주택담보대출 변화가 지역경제에 미치는 영향은 약하게 나타날 가능성이 있다. <그림 1>을 통해 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 등에 대한 지역별 추이를 살펴보면, 산업생산의 경우 수준변수에서 지역별로 편차가 크게 나타났지만, 코로나19 팬데믹 이후 편차가 축소되는 현상이 확인된다. 반면, 변화율에 있어 오히려 지역별 편차가 확대되는 현상이 관측되고 있다. 다음으로 소비자물가의 경우 수준변수 추이와 변화율에서 지역별 격차가 크지 않고 유사하게 나타나고 있음이 관측된다. 다만, 최근의 물가상승 현상이 분석기간에서 안정화되었다고는 보기 어려운 상태이다. 주택가격의 경우 2022년 기준으로 지표가 개편되었지만 빠르게 지역별 격차가 커지고 있는 것을 확인할 수 있다. 또한 주택가격 변화율에서도 지역간 편차가 크게 확인된다. 주택담보대출과 중소기업대출 잔

〈표 4〉 주요변수 기초통계량(지역별, 변화율, %)

Variables	Variables															
	서울	부산	대구	인천	대전	광주	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
IPI	mean	-0.05	0.07	0.13	0.17	0.12	0.17	0.02	0.50	0.21	0.44	0.43	0.08	0.17	-0.13	0.08
	max	17.56	10.14	12.76	15.73	11.52	30.71	17.83	10.39	26.54	20.36	17.74	11.53	10.08	13.13	10.36
	min	-17.33	-12.95	-17.78	-19.35	-13.43	-20.78	-16.68	-15.15	-18.98	-17.01	-19.35	-17.47	-9.29	-20.84	-16.02
	Std. Dev.	4.47	3.63	3.71	3.89	4.83	6.81	4.66	3.40	5.09	5.00	3.75	4.01	3.18	4.46	3.44
	Skew	0.17	-0.31	-0.78	-0.45	-0.27	0.74	0.02	-0.63	0.19	-0.27	-0.35	-0.49	-0.06	-0.54	-0.39
CPI	Kurtosis	6.08	4.31	7.56	6.87	3.04	6.44	4.85	5.68	7.61	7.53	8.69	5.94	3.73	5.89	5.73
	mean	0.19	0.19	0.19	0.19	0.18	0.19	0.18	0.19	0.19	0.19	0.18	0.19	0.19	0.18	0.19
	max	1.08	1.28	1.13	1.21	1.18	1.28	1.10	1.16	1.30	1.20	1.10	1.37	1.59	1.37	1.10
	min	-0.64	-0.95	-0.80	-0.67	-0.83	-0.89	-0.89	-0.74	-0.79	-0.75	-0.85	-0.88	-0.95	-0.79	-0.84
	Std. Dev.	0.30	0.35	0.37	0.34	0.35	0.37	0.36	0.34	0.39	0.38	0.38	0.41	0.40	0.39	0.37
House Price	Skew	0.00	0.07	0.03	0.18	0.20	0.10	0.16	0.19	0.14	0.30	0.05	0.17	0.29	0.20	-0.03
	Kurtosis	2.90	3.19	2.89	2.91	2.97	3.13	3.17	3.12	2.93	3.02	2.92	2.89	3.25	3.06	2.88
	mean	0.24	0.28	0.23	0.20	0.26	0.28	0.19	0.17	0.18	0.19	0.14	0.20	0.15	0.14	0.18
	max	2.81	2.33	2.33	2.55	2.05	2.53	2.57	2.37	2.69	2.08	1.63	1.53	1.89	1.25	3.77
	min	-1.22	-1.16	-1.31	-2.11	-1.59	-0.96	-1.15	-2.07	-0.75	-1.01	-0.97	-0.70	-0.68	-0.96	-0.84
Mortgage	Std. Dev.	0.52	0.53	0.54	0.68	0.57	0.48	0.50	0.62	0.44	0.47	0.37	0.41	0.31	0.39	0.56
	Skew	0.95	1.25	0.10	0.89	0.73	1.65	1.01	0.53	2.04	1.14	0.91	0.90	1.58	0.42	2.35
	Kurtosis	6.27	5.97	4.25	5.90	4.37	7.85	6.25	6.27	9.99	5.40	4.64	3.53	8.96	2.85	13.08
	mean	0.41	0.58	0.56	0.54	0.44	0.67	0.49	0.49	0.52	0.51	0.51	0.57	0.74	0.63	0.57
	max	1.93	2.45	2.59	2.66	3.21	2.83	3.90	1.80	2.79	3.81	3.95	2.96	4.00	3.24	3.51
SME Loan	min	-2.46	-2.24	-1.33	-4.89	-3.68	-1.65	-3.09	-3.88	-2.84	-2.10	-7.99	-1.96	-2.08	-0.99	-1.43
	Std. Dev.	0.54	0.63	0.69	0.74	0.78	0.81	0.90	0.58	0.74	0.86	1.02	0.82	0.87	0.80	0.74
	Skew	-0.71	-0.46	0.39	-1.74	-0.09	-0.15	0.13	-2.08	-0.56	0.05	-2.41	0.26	0.07	0.47	0.38
	Kurtosis	6.31	4.87	3.31	16.39	7.63	3.37	4.63	18.28	6.38	3.88	26.78	3.53	4.54	2.94	4.10
	mean	0.64	0.71	0.75	0.75	0.79	0.65	0.73	0.85	0.75	0.78	0.78	0.75	0.72	0.77	0.68
	max	3.76	3.38	8.23	2.54	3.51	4.15	4.63	3.29	3.16	2.69	3.63	2.96	3.82	4.62	2.51
	min	-3.57	-2.06	-2.66	-1.96	-4.01	-4.14	-4.12	-1.32	-2.12	-2.56	-5.03	-1.97	-1.98	-2.26	-2.14
	Std. Dev.	0.98	0.74	0.91	0.69	0.98	1.17	0.99	0.66	0.79	0.82	0.95	0.80	0.99	0.75	0.72
	Skew	-0.48	-0.70	1.94	-0.47	-1.61	-1.14	-1.01	-0.21	-0.72	-0.71	-1.38	-0.36	0.25	-0.20	-0.51
	Kurtosis	6.42	6.77	26.37	4.43	8.38	6.73	8.84	5.43	4.62	4.02	10.50	4.42	4.08	8.51	5.09

〈그림 1〉 주요 변수 추이



액의 경우 지역별 편차가 큰 것으로 확인된다. 다만, 변화율에 있어서는 주택담보대출이 지역별로 편차가 큰 반면, 중소기업대출은 지역별로 격차가 줄어들고 있음이 확인된다. 또한 주택담보대출 변화율은 그 추세에 큰 변화가 관측되지 않았지만, 중소기업대출 변화율의 경우 그 추세가 점차 하락하는 것으로 나타나고 있어 이런 추세가 지속된다면 향후 중소기업이 자금부족 문제에 직면할 가능성이 있어 보인다.

IV. 이론모형 및 분석방법

1. 이론모형

본 연구는 Jimborean(2007)가 Bernanke and Blinder(1988)와 Ehrmann et al.(2001)을 기초하여 소개하고 있는 은행대출경로의 간단한 이론모형을 토대로 전개하고자 한다. 우선, Jimborean(2007)는 다음과 같은 예금시장의 균형모형을 제시하고 있다.

$$D = -\gamma i + \epsilon \quad (1)$$

여기서 예금(D)은 기준금리 i 에 의해 결정되는 것으로 표현된다. 이와 함께 개별 은행(k)에 대한 대출수요는 아래와 같이 표현된다.

$$L_k^d = \phi_1 x + \phi_2 \pi - \phi_3 i_l \quad (2)$$

이때 k 은행에 대한 대출수요(L_k^d)는 소득 또는 생산(x), 물가(π), 대출금리(i_l) 등으로 구성된다. 한편, k 은행의 대출공급(L_k^s)은 아래의 관계식과 같이 표현할 수 있다.

$$L_k^s = \mu_k D_k + \phi_4 i_l - \phi_5 i, \quad \mu_k = \mu_0 - \mu_1 z_k \quad (3)$$

여기서 k 은행의 공급대출은 k 은행의 예금(D_k), 대출금리(i_l), 기준금리(i) 등에 직접적인 영향을 받는다. 기준금리 인상은 직접적으로 은행의 자금조달 비용을 증가시킨다. 이렇게 증가된 비용은 예금금리를 증가시키고 그다음 대출금리를 증가시킨

다고 보았다. 또한 모든 은행이 동일한 크기로 예금에 의존하지 않는다고 가정하고 있다. 식 (3)을 통해 은행 특성(z_k ; 규모, 유동성, 자본적정성 등)이 강하게 작용할 경우 대출에 대한 예금변동의 영향(μ_k)이 감소하는 경향을 확인할 수 있다. 위의 식 (1)부터 식 (3)을 통해 소득(생산), 물가, 금리, 은행특성 등을 고려하는 대출시장 청산을 통한 k 은행의 균형대출을 아래와 같이 간단하게 표현할 수 있다.⁴⁾

$$L_k = ax + b\pi - c_0i + c_1iz_k + dz_k + const \quad (4)$$

이때 a , b , d 는 각각 소득(생산), 물가, 개별은행의 고유특성이 개별은행의 대출에 미치는 영향을 의미한다. 또한 c_0 , c_1 는 기준금리조정으로 인한 k 은행의 대출에 영향을 미치는 직접 및 간접 영향을 의미한다.

위와 같은 이론모형과 Apergis, Miller, and Alevizopoulou(2012), Milcheva(2013) 등을 토대로 본 연구에서는 금리, 생산자물가지수, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격, 주택담보대출(잔액), 중소기업대출(잔액) 등으로 구성된 실증분석모형을 설정한다. 이때 금리, 생산자물가지수는 전국지표, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출은 지역별 지표를 사용한다. 한편, 본 연구에서는 은행기준으로 설정된 이론모형을 지역기준으로 확장하고, 기준금리로 가정된 부분을 시장금리로 대체한다. 또한 지역대출에 미치는 직·간접적인 금리변화의 영향 중 직접적인 영향만을 고려한다.⁵⁾

2. 추정방법

Pesaran and Smith(1995)는 모든 계수가 국가 또는 지역 간에 동일하다고 가정하고 표준 패널 추정을 수행하는 것은 VAR과 같은 동적 모형에서는 결과를 심각하게

4) 식 (4)는 식 (1)부터 식 (3)을 통해 구한 $L_k = \frac{\phi_1\phi_4x + \phi_2\phi_4\pi - (\phi_3 + \mu_0\gamma)\phi_3i + \mu_1\gamma\phi_3iz_k + \mu_0\phi_3\epsilon - \mu_1\phi_3\epsilon z_k}{\phi_3 + \phi_4}$ 을 간단하게 표현하고 있다.

5) 본 연구는 패널 VARX 모형을 사용하고 금리변수를 외생변수로 적용하고 있다. 이를 통해 금리변화 → 지역특성변수 → 지역대출로 파급되는 영향(c_1iz_k)은 금리변화가 지역특성변수에 미치는 영향(iz_k)을 통해 추정하고 이를 통제함으로써 금리변화 → 지역대출, 지역특성변수(금리변화 영향 제거) → 지역대출에 대한 파급효과를 파악하게 된다. 이에 대한 자세한 내용은 패널 VAR 모형설명을 참고하기 바란다.

왜곡할 수 있다고 주장하였다. Jarociński (2010)는 위와 같은 문제를 극복하기 위해 베이지안 기법과 Gelman et al. (2003)의 계층선형모형(hierarchical linear model)을 이용하여 Panel VAR 모형을 추정하였다. 추정과정은 먼저, 국가별 또는 지역별로 추정되는 공통 평균 결과를 추정하고 이를 사전분포로 설정한다. 다음으로 계층선형모형을 적용하여 개별 지역에 대한 모형을 추정하고 그 결과가 공통 평균과 유사할 경우 사후분포의 분산이 줄어들고 반대로 공통 평균과 차이가 크면 사후분포의 분산이 커지는 결과를 얻게 된다. 또한 공통 평균과 유사한 결과가 확인되는 지역 또는 국가의 결과에 가중치를 더 크게 부여하는 형태로 추정이 진행된다.

1) 계층선형모형을 고려한 패널 VAR 모형

여기서는 Jarociński (2010)가 제시한 계층선형모형을 고려한 베이지안 패널 VAR 모형을 자세히 살펴보고자 한다. 우선, Jarociński (2010)는 다음과 같이 외생변수를 포함한 축약형 형태의 패널 VAR 모형을 제시하였다.

$$y_{k,t} = \tau_k + \sum_{l=1}^L B_{k,l} y_{k,t-l} + \Delta_k w_{k,t} + \Gamma_k f_{k,t} + u_{k,t},$$

$$k = 1, \dots, K, \quad l = 1, \dots, L, \quad t = 1, \dots, T_k \quad (5)$$

이때 본 연구에서는 앞서 확인된 단위근 및 공적분 검정결과를 토대로 차분변수를 사용함으로써 다음과 같이 식 (5)의 지역별 고유특성항인 $f_{k,t}$ 로 정의되는 고정효과(fixed effect)를 제거한 형태로 표현할 수 있다.⁶⁾ 이와 함께 모형의 시차(L)는 SIC 기준에 따라 4로 설정한다.

$$y_{k,t} = \tau_k + \sum_{l=1}^L B_{k,l} y_{k,t-l} + \Delta_k w_{k,t} + u_{k,t},$$

$$k = 1, \dots, K, \quad l = 1, \dots, L, \quad t = 1, \dots, T_k \quad (6)$$

6) 제Ⅲ장의 패널 단위근 및 공적분 검정을 통해 본 연구는 수준변수가 아닌 차분변수(변화율, %)의 사용하기 때문에 Holtz-Eakin, Newey, and Rosen (1988)의 추정방법에 따라 고정효과(fixed effect)로 가정된 지역별 고유특성항이 제거된 패널 VAR 모형을 사용한다. 한편, 패널 VAR 모형과 동일한 형태로 지역변수별 회귀모형을 설정하고 하우스즈만 검정을 실시하여 확률효과(random effect)보다 고정효과 가정이 본 연구의 패널 VAR 모형에 적합하다는 결과를 확인하고 이를 적용하였다.

여기서 $y_{k,t}$ 는 k 지역⁷⁾의 내생변수(산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출) 변화율로 구성된 5×1 벡터이며, $w_{k,t}$ 는 외생변수로 Call 금리, 생산자물가지수, 코로나19 팬데믹 기간(2020년 3월-2023년 5월) 더미, 글로벌 금융위기 기간(2008년 7월-2009년 6월) 더미 변화율로 구성된 4×1 벡터이다.⁸⁾ 이때 외생변수 중 금리와 생산자물가지수는 전국지표이며, 강외생성(strong exogeneity)을 만족한다.⁹⁾ 계층선형모형을 고려하고 있어 사전분포가 지역별로 변경되며, 이에 따라 상수항 τ_k 와 모수 $B_{k,l}$, Δ_k 의 추정결과도 지역별로 다르게 추정된다. 마지막으로 $u_{k,t}$ 는 5×1 벡터이며, 평균은 0, 공분산은 Σ_k (5×5 행렬)인 정규분포를 따른다고 가정한다. 식 (6)을 행렬 형태로 정리하면 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_k &= X_k B_k + U_k \\ Y_k &= [y_{k,1}, y_{k,2}, \dots, y_{k,T}]', \quad B_k = [\tau_k, B_{k,1}, \dots, B_{k,L}, \Delta_k], \\ X_k &= [x_{k,1}, \dots, x_{k,T}]' \text{ with } x_{c,t} = [1, y'_{k,t-1}, \dots, y'_{k,t-L}, w'_{k,t}]' \end{aligned} \quad (7)$$

위의 식 (7)을 벡터화($y_k = \text{vec } Y_k$, $\beta_k = \text{vec } B_k$)하여 아래와 같은 형태로 지역별 우도함수를 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} p(y_k | \beta_k, \Sigma_k) &= N((I_5 \otimes X_k) \beta_k, \Sigma_k \otimes I_{T_k}) \\ p(\beta_k | \bar{\beta}, \Lambda_k) &= N(\bar{\beta}, \Lambda_k), \quad p(\Sigma_k) \propto |\Sigma_k|^{-\frac{1}{2}(5+1)} \end{aligned} \quad (8)$$

7) 본 연구에서 고려한 지역은 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주이다.

8) 코로나19로 인한 금리와 비용측면에서 물가가 중소기업대출에 미치는 영향의 변화를 살펴보기 위해 식(6)에 코로나19 팬데믹 기간(2020년 3월부터 2023년 5월)은 1인 반면, 나머지 기간은 0으로 구성된 더미변수 D 를 포함하는 $y_{k,t} = \tau_k + \sum_{l=1}^L B_{k,l} y_{k,t-l} + (\Delta_{1,k} + \Delta_{1,k,D} D) w_{1,k,t} + \Delta_{2,k} w_{2,k,t} + u_{k,t}$ 을 추가로 추정한다. 이때 $w_{1,k,t}$ 는 외생변수 중 Call금리, 생산자물가이며, $\Delta_{1,k,D}$ 는 코로나19 기간 외생변수가 지역별 중소기업대출에 미치는 영향력을 분해하는 추정계수이다.

9) 강외생성을 충족하기 위해 먼저, 금리와 로그를 취한 생산자물가지수의 변화율에 대한 각각의 ARIMA(p) 모형을 추정하고 잔차를 구한다. 그다음 구해진 각 잔차를 종속변수로 놓고 시차가 4인 k 지역 내생변수를 설명변수로 하는 회귀모형을 추정하고 이로부터 추정되는 잔차를 본 연구의 외생변수로 사용한다. 이때 금리와 생산자물가지수 등이 외생변수이면서 국내변수이기 때문에 지적될 수 있는 내생변수와의 높은 연계성 문제를 최대한 배제하기 위해 패널 VAR 모형과 동일하게 시차를 4로 설정한다. 이와 같이 패널 VAR 모형에서 외생변수에 대해 강외생성을 적용하고 분석한 연구로는 Fosten and Greenaway-McGrevy(2022) 등이 있다.

여기서 β_k 는 정규분포, $\bar{\beta}$ 는 균일분포(uniform distribution), Σ_k 는 역위샤트(inverted Wishart) 분포를 따른다. 이를 토대로 Gibbs 표본추출을 실행하여 사후분포를 추정한다. 이때 β_k 의 분산인 A_k 은 지역 이질성이 얼마나 큰지를 보여주는 지표이며, Litterman (1986)의 미네소타 사전분포(minnesota prior)를 따른다고 가정한다. 지역별 VAR 모형에 대한 n (=5)개의 방정식과 개별 방정식을 구성하는 m (=(5× L)+5)개의 변수에 해당하는 β_k 의 각 계수는 다음과 같이 분산을 표현할 수 있다.

$$var(\beta_k(m, n)) = \lambda \frac{\hat{\sigma}_{kn}^2}{\hat{\sigma}_{km}^2} \quad (9)$$

이때 λ 는 공통계수인자(common scaling factor)를 의미하며, $\lambda=0$ 일 경우 모든 계수가 동질적이고 λ 가 클수록 지역간 이질성이 크다고 해석할 수 있다. 하지만 λ 의 사전분포를 임의적으로 설정하는 것은 쉽지 않다. 이런 문제를 극복하기 위해 Gelman et al. (2003), Gelman (2006)은 아래와 같은 역감마(inverted gamma) 분포를 사용할 것을 제안하였다.

$$p(\lambda|s, v) = IG_2 \propto \lambda^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\lambda}\right) \quad (10)$$

Gelman (2006)은 공통 평균($\bar{\beta}$)을 중심으로 분산이 유추되는 단위가 5개 이상인 경우 분산의 사전분포는 $p(\lambda) \propto \lambda^{-1/2}$ 로 가정할 것을 제안하였으며, 본 연구는 이를 차용하였다. 또한 위의 Jarociński (2010)의 패널 VAR 모형의 추정에 앞서 Dieppe, van Roye, and Legrand (2016)를 기초한 베이지안 합동 패널(bayesian pooled panel) VAR 모형을 추정하고 이를 지역별 결과에 대한 기준(baseline) 결과로 활용한다.

2) 패널 구조형 VAR 모형

여기서 Pedroni (2013)의 구조형 VAR (Structural VAR) 모형을 적용하여 식 (6)을 아래와 같이 표시할 수 있다.

$$A_{k,0}y_{k,t} = A_k(L)y_{k,t} + \Theta_k w_{k,t} + \epsilon_{k,t} \quad (11)$$

여기서 $\epsilon_{k,t}$ 는 평균이 0이고 분산이 1로 정규분포를 따르는 오차항이다. 한편, 식 (6)을 다음과 같은 횡단면 평균(cross-sectional averages)으로 표현할 수 있다.

$$\bar{y}_t = \bar{B}(L)\bar{y}_t + \bar{\Delta} \bar{w}_t + \bar{u}_t \quad (12)$$

식 (6), 식 (11), 식 (12)의 횡단면 평균형태를 토대로 $u_{k,t} = A_{k,0}^{-1}\epsilon_{k,t}$, $\bar{u}_t = \bar{A}_0^{-1}\bar{\epsilon}_t$ 등을 통해 $A_{k,0}$ 와 \bar{A}_0 를 추정할 수 있다. 이를 통해 기준결과인 공통 평균의 동시기 인과관계인 \bar{A}_0 는 베이지안 합동 패널(bayesian pooled panel) VAR 모형, 지역별 동시기 인과관계인 식 (11)의 $A_{k,0}$ 는 Jarociński (2010)의 패널 VAR 모형을 통해 추정한다. 이때 위의 동시기 인과관계는 앞서 소개한 이론모형의 식 (4)에서 금리변화로 인한 개별 지역변수들의 변화(iz_k)가 제거되어 있다는 것을 알 수 있다. 한편, 식 (6)에 식 (11)을 적용하여 구조형 모형으로 전환하고, 이를 다시 MA(moving average)의 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$y_{k,t} = (A_{k,0} - A_{k,1}L - \dots - A_{k,p}L^p)^{-1}(\zeta_k + D_k w_{k,t} + \epsilon_{k,t}) \quad (13)$$

3) 충격반응함수

이때 식 (11)과 식 (13)의 $A_{k,0}$ 는 내생변수 간 동시기의 직접적인 인과관계를 나타내는 반면 $A_{k,0}^{-1}$ 은 직접적인 인과관계뿐만 아니라 다른 내생변수를 통해 간접적인 인과관계까지 포함한 전반적인 인과관계를 나타낸다. 식 (6), 식 (11), 식 (13)등으로부터 추정된 모수를 통해 아래와 같이 내생변수 간의 충격반응함수를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Omega_{k,0} &= A_{k,0}^{-1} \\ \Omega_{k,h} &= \Phi_{k,h} \Omega_{k,0} \begin{cases} \text{if } h=0, \Phi_{k,0} = I_5 \\ \text{if } h>0, \Phi_{k,h} = B_{k,1}\Phi_{k,h-1} + \dots + B_{k,p}\Phi_{k,h-p} \end{cases} \end{aligned} \quad (14)$$

여기서도 베이지안 합동 패널 VAR 모형의 추정결과에서는 지역별 공통 평균의 충

격반응을 살펴보고 Jarociński (2010)의 패널 VAR 모형에 대한 추정결과에서는 개별 지역의 충격반응을 살펴본다. 또한 외생변수인 금리와 생산자물가지수에 대한 충격 반응은 동태적 승수효과 분석(Dynamic Multiplier Analysis)을 통해 추정된다.¹⁰⁾

V. 실증분석결과

본 연구에서는 지역 경기와 주택시장 변화가 지역 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴보기 위해 지역별 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출(주담대, 잔액), 중소기업대출(중기대출, 잔액) 등의 내생변수와 전국요인으로 Call 금리, 생산자물가(PPI) 등의 외생변수를 고려한 베이지안 패널 VARX 모형을 추정하였다. 이때 적용된 모형의 시차는 SIC 검정결과를 토대로 4이다. 또한 베이지안 패널 VARX 모형의 추정모수에 대한 초기값은 OLS 추정결과를 이용하며, 사후분포 추정을 위한 Gibbs 샘플링은 20,000번 실시하고 초기값의 영향을 최소화하기 위해 초기 19,000개 표본은 버리고 나머지 1,000개 표본을 이용한다.¹¹⁾ 이는 합동(pooled) 및 계층선형모형(hierarchical linear model)을 적용한 패널 VARX 모형에 동일하게 적용된다.

1. 베이지안 합동 패널 VARX 모형 추정결과

우선, 베이지안 합동 패널 VARX 모형의 추정결과를 통해 전반적인 경기 및 주택시장 변화가 중소기업대출에 미치는 영향을 동태적으로 살펴본다. <표 5>는 식 (11)을 토대로 $A_{k,0}$ 와 \bar{A}_0 가 각각 하방삼각행렬이라는 가정하에서 추정된 후 \bar{A}_0 의 대각항이 1로 정규화한 결과와 이에 대한 역행렬(\bar{A}_0^{-1})을 보여준다. 이때 \bar{A}_0 와 \bar{A}_0^{-1} 는 하방삼각행렬이라고 가정하였기 때문에 산업생산(IPI)은 동일한 달의 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출(주담대), 중소기업대출(중기대출)에 영향을 주지만 소비자물가는 동일한 달의 산업생산에 영향을 주지 못한다. 또한 \bar{A}_0 는 동일한 시기

10) 외생변수의 충격에 대한 내생변수의 반응도 식 (14)과 동일한 과정을 통해 추정된다. 다만, $h=0$ 일 때 $\Omega_{k,0} = A_{k,0}^{-1}$ 이 아니라 $\Omega_{k,0} = \Delta_k$ 라는 차이가 있다.

11) 사전분포의 하이퍼파라미터 값은 Jarociński (2010), Dieppe, van Roye, and Legrand (2016) 등을 참조하여 설정하였다.

〈표 5〉 구조형 결과 : 동시기 인과관계 결과(직·간접 효과)

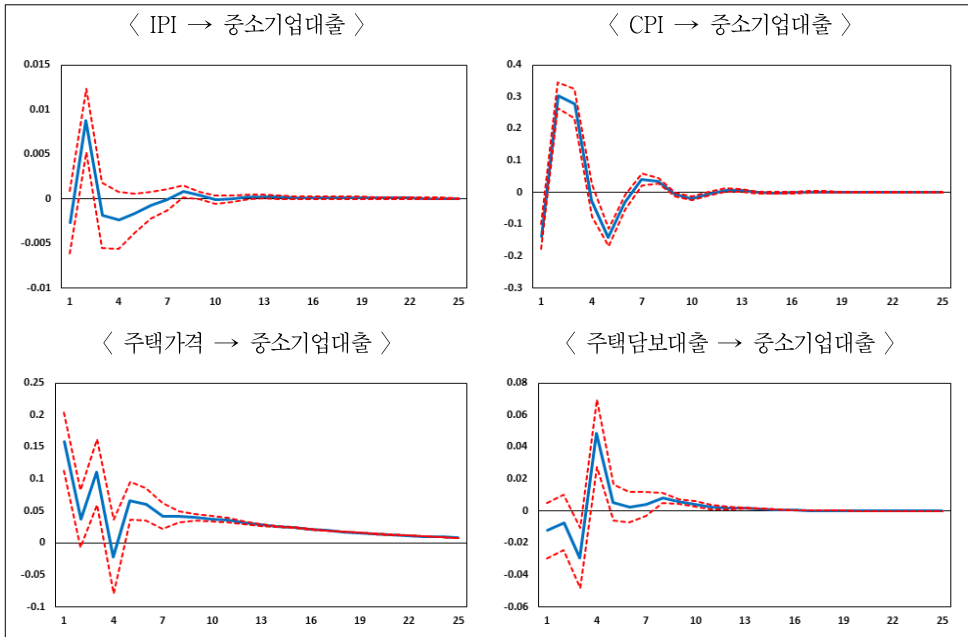
		IPI	CPI	주택가격	주담대	중기대출
\bar{A}_0	IPI	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	CPI	-0.003	1.000	0.000	0.000	0.000
	주택가격	-0.003	-0.011	1.000	0.000	0.000
	주담대	-0.006	0.162	-0.127	1.000	0.000
	중기대출	0.003	0.142	-0.160	0.012	1.000
\bar{A}_0^{-1}	IPI	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	CPI	0.003	1.000	0.000	0.000	0.000
	주택가격	0.003	0.011	1.000	0.000	0.000
	주담대	0.006	-0.161	0.127	1.000	0.000
	중기대출	-0.003	-0.138	0.159	-0.012	1.000

의 직접적인 인과관계를 보여주는 반면, \bar{A}_0^{-1} 는 동일한 시기의 직접적인 효과와 함께 다른 변수를 통해 나타나는 간접적 효과까지 포함한 전반적 효과를 설명한다. 즉, 주택가격이 1% 상승하면 직접적으로 동월 주택담보대출 0.127%, 중소기업대출 0.160% 각각 증가시킨다. 주택담보대출 1% 증가는 중소기업대출을 직접적으로 0.012% 감소시킨다. 따라서 주택가격의 1% 상승은 같은 기간 중소기업대출을 직접적으로 0.160% 증가시키는 동시에 주택담보대출을 통해 간접적으로 0.001% 감소(= 0.127 × -0.012) 시키므로 주택가격의 1% 상승은 전체적으로 동월 중소기업대출을 0.159% 증가시킨다. 마찬가지로 소비자물가 1% 상승은 동월 중소기업대출을 직접적으로 0.142% 감소시키지만, 주택가격과 주택담보대출을 통한 간접적인 양의 효과로 인해 전체적으로는 중소기업대출이 0.138% 감소한다. 이와 같은 〈표 5〉의 결과를 토대로 지역별 중소기업대출은 소비자물가와 주택가격 변화의 직접적 영향뿐만 아니라 이에 따라 파생되는 간접적 영향에도 민감할 수 있음을 확인할 수 있다.

〈그림 2〉를 통해 〈표 5〉로부터 확인되는 동시기 전반적 인과관계를 기초로 나타나는 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출의 상승충격이 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴본다. 〈그림 2〉로부터 산업생산과 주택담보대출의 1% 상승충격으로 유의미한 중소기업대출의 변화가 나타나기까지 다소 시간이 필요하지만, 소비자물가와 주택가격의 1% 상승충격은 즉각적으로 중소기업대출 변화에 영향

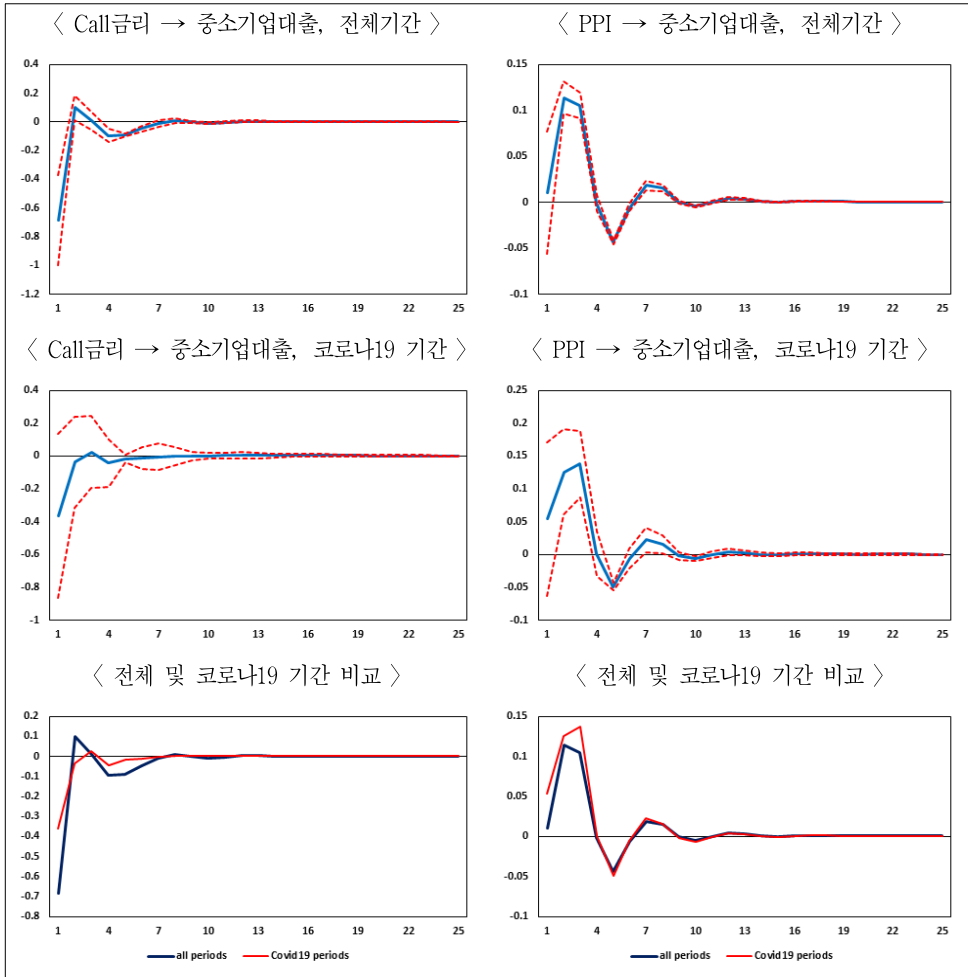
을 미치는 것으로 나타나고 있다. 또한 소비자물가¹²⁾와 주택담보대출의 1% 상승충격은 통계적으로 유의미한 중소기업대출의 증가와 감소가 번갈아 나타나고 있다. 결과적으로 장기적인 측면에서 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출의 1% 상승충격은 모두 중소기업대출을 증가시키는 요인으로 확인된다.¹³⁾

〈그림 2〉 내생변수 충격 → 중소기업대출 반응



- 12) 본 연구는 소비자물가와 생산자물가를 함께 고려하며, 실증결과에서 생산자물가는 비용, 소비자물가는 시장판매가격 및 기대인플레이션 등으로 가정하고 있다. 이에 따라 소비자물가 1% 상승충격으로 중소기업대출 감소는 판매가격 상승으로 인해 자금사정이 개선된 기업이 대출을 줄이면서 나타난 현상으로 분석할 수 있다. 한편, 소비자물가 상승으로 인해 나타나는 $t+1$, $t+2$ 기 중소기업대출의 증가는 대출 수요자인 중소기업 측면에서 소비자물가 상승에 따른 실질자금상환 부담 감소로 중소기업대출을 늘린 것으로 볼 수 있다(실질이자율=명목이자율-기대인플레이션).
- 13) 〈그림 2〉로부터 통계적으로 유의미한 결과를 대략적으로 살펴보면, 산업생산 1% 상승충격은 중소기업대출을 $t+1$ 기 0.009% 증가시키며, 주택담보대출 1% 증가는 중소기업대출을 $t+2$ 기 0.029% 감소, $t+3$ 기 0.049% 증가시킨다. 소비자물가 1% 상승으로 인해 중소기업대출은 즉각적으로 0.138% 감소하지만 $t+1$ 기 0.305% 증가, $t+2$ 기 0.279% 증가하며 장기적으로 증가세를 유지한다. 주택가격 1% 상승으로 중소기업대출은 t 기 0.159% 증가하고 $t+2$ 기에도 0.112% 증가한다.

〈그림 3〉 외생변수 충격 → 중소기업대출 반응



이와 더불어 〈그림 3〉을 통해 외생변수인 Call금리와 생산자물가(PPI)의 예측하지 못한 당기 충격에 대한 중소기업대출 변화를 살펴본다. 전체 분석기간에서 Call금리 1%p 상승충격이 발생하면 중소기업대출은 급격하게 즉각적으로 감소하는 것을 확인할 수 있다(t 기 -0.685%). 반면, 생산자물가가 1% 상승할 경우 중소기업대출은 익월부터 유의미한 증가를 확인할 수 있다($t+1$ 기 0.114%, $t+2$ 기 0.105%). 이와 동시에 코로나19 기간 Call금리와 생산자물가가 중소기업대출에 미치는 영향을 구분하여 살펴보면, Call금리의 상승충격으로 인한 중소기업대출의 감소는 전체기간보다 축소된 것을 확인할 수 있다. 또한 Call금리의 상승충격으로 발생한 중소기업대출의

감소는 점선으로 표시된 95% 신뢰구간을 기준으로 통계적으로 유의미한 결과를 보여 주지 못하고 있다. 이는 중소기업대출에 대한 금융 지원정책의 효과로 나타난 현상으로 풀이할 수 있을 것이다. 다음으로 생산자물가 1% 상승충격은 전체 분석기간 기준 중소기업대출을 증가시킨다. 코로나19 기간에 생산자물가의 1% 상승충격은 전체기간보다 중소기업대출을 더욱 증가시키는 것으로 나타났다($t+1$ 기 0.126%, $t+2$ 기 0.138%). 즉, 코로나19 기간에 발생한 생산자물가 상승으로 인한 비용상승이 중소기업의 자금 수요를 더욱 촉진시킨 것으로 해석할 수 있다. 또한 생산자물가 상승에 따른 중소기업대출의 유의미한 증가는 즉각적으로 현실화되기보다 지연되어 나타나는 경향을 보인다. 이를 통해 코로나19 기간 중소기업의 지원정책은 중소기업의 지원 요구에 대한 충분한 대응보다는 중소기업 경기의 추가 악화를 막는 정책적 선택을 취한 것으로 보여진다. 한편, <그림 2>와 <그림 3>에서 점선은 1,000개의 Gibbs 샘플링을 통해 얻은 95% 신뢰구간이다.

결론적으로 지역별 경기 및 주택시장 활성화, 물가상승 등은 평균적으로 중소기업대출을 증가시키는 요인으로 작용할 가능성이 큰 것으로 나타났다. 한편, 코로나19 기간 정책적으로 중소기업대출에 대한 금리상승 대응은 양호하였지만, 생산자물가 상승의 대응은 다소 부진했던 것으로 분석된다.

2. 계층선형모형을 적용한 베이지안 패널 VAR 모형 추정결과

다음으로 Jarociński (2010)의 베이지안 패널 VAR 모형의 추정결과를 통해 경기 및 주택시장 변화로 인한 중소기업대출 반응을 지역별로 구분하여 살펴보고자 한다.

우선, <표 6>을 통해 내생변수인 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출(주담대) 등의 1% 상승할 경우 식 (11)을 통해 추정되는 직접적 및 직·간접적 동시기 인과관계를 통해 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴본다. 이때 동시기 인과관계 결과는 복잡성을 피하기 위해 <표 5>와 달리 중소기업대출의 결과만을 지역별로 정리하고 있다. 또한 \bar{A}_0 가 아닌 $-A_{k,0}$ 의 결과로 표시하고 있다. 즉, <표 5>의 경우 산업생산 1% 상승하면 동시기 중소기업대출은 0.003으로 표기되어 있어 -0.003% 변화한다고 설명하지만, <표 6>의 경우 서울에서 산업생산이 1% 상승하면 직접적으로 중소기업대출은 표기된 그대로 -0.036% 변화한다고 설명할 수 있다.¹⁴⁾

14) 동시기 인과관계 분석결과에서 실제 관측되는 변화는 전반적 효과(직접+간접)이다. 본 연구는 직접효과와 간접효과를 구분하여 개별 내생변수 충격의 파급경로를 자세히 분석하고자 하였다.

〈표 6〉 동시기 인과관계($-\bar{A}_0$ & \bar{A}_0^{-1}): 내생변수 \rightarrow 중소기업대출

지역		IPI 1% 상승	CPI 1% 상승	주택가격 1% 상승	주담대 1% 상승
서울	$-\bar{A}_{1,0}$	-0.036	-0.632	0.459	0.093
	$\bar{A}_{1,0}^{-1}$	-0.037	-0.646	0.476	0.093
부산	$-\bar{A}_{2,0}$	-0.017	-0.031	0.555	-0.073
	$\bar{A}_{2,0}^{-1}$	-0.012	-0.019	0.529	-0.073
대구	$-\bar{A}_{3,0}$	-0.069	-0.002	0.202	0.017
	$\bar{A}_{3,0}^{-1}$	-0.067	-0.019	0.205	0.017
인천	$-\bar{A}_{4,0}$	-0.033	-0.061	0.407	-0.067
	$\bar{A}_{4,0}^{-1}$	-0.033	-0.024	0.413	-0.067
대전	$-\bar{A}_{5,0}$	0.036	-0.137	-0.287	0.086
	$\bar{A}_{5,0}^{-1}$	0.034	-0.180	-0.289	0.086
광주	$-\bar{A}_{6,0}$	0.000	0.144	-0.032	-0.077
	$\bar{A}_{6,0}^{-1}$	0.001	0.173	-0.066	-0.077
울산	$-\bar{A}_{7,0}$	0.016	-0.102	0.334	0.029
	$\bar{A}_{7,0}^{-1}$	0.016	-0.091	0.331	0.029
경기	$-\bar{A}_{8,0}$	-0.015	0.061	-0.113	-0.073
	$\bar{A}_{8,0}^{-1}$	-0.015	0.065	-0.145	-0.073
강원	$-\bar{A}_{9,0}$	0.006	-0.272	0.135	0.107
	$\bar{A}_{9,0}^{-1}$	0.006	-0.278	0.165	0.107
충북	$-\bar{A}_{10,0}$	0.005	0.067	-0.168	-0.115
	$\bar{A}_{10,0}^{-1}$	0.004	0.059	-0.171	-0.115
충남	$-\bar{A}_{11,0}$	-0.027	-0.405	0.195	0.263
	$\bar{A}_{11,0}^{-1}$	-0.030	-0.554	0.158	0.263
전북	$-\bar{A}_{12,0}$	0.016	-0.147	-0.067	-0.013
	$\bar{A}_{12,0}^{-1}$	0.015	-0.147	-0.070	-0.013
전남	$-\bar{A}_{13,0}$	0.032	-0.210	-0.440	-0.067
	$\bar{A}_{13,0}^{-1}$	0.025	-0.135	-0.460	-0.067
경북	$-\bar{A}_{14,0}$	0.014	-0.197	0.755	0.097
	$\bar{A}_{14,0}^{-1}$	0.023	-0.202	0.777	0.097
경남	$-\bar{A}_{15,0}$	-0.015	0.215	0.071	0.041
	$\bar{A}_{15,0}^{-1}$	-0.010	0.211	0.071	0.041
제주	$-\bar{A}_{16,0}$	0.009	0.125	-0.098	-0.250
	$\bar{A}_{16,0}^{-1}$	0.005	0.097	-0.205	-0.250

〈표 6〉을 통해 먼저 지역별로 산업생산 1% 상승에 따른 중소기업대출의 직·간접적 동시기 인과관계를 살펴보면, 산업생산 1% 상승에 따라 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 충남, 경남 등은 중소기업대출이 동시기에 감소하는 것으로 확인된다. 이때 대구에서 직접적 또는 전반적인 동시기 인과관계 기준 산업생산 1% 상승으로 인해 가장 큰 중소기업대출 감소(직접: -0.069%, 직접+간접: -0.067%)가 관측된다. 반면, 대전, 광주, 울산, 강원, 충북, 전북, 전남, 경북, 제주 등은 산업생산 1% 상승이 발생하면 동시기 중소기업대출이 증가하는 것으로 나타났다. 이 중 대전의 경우 산업생산 1% 상승으로 동시기에 가장 크게 중소기업대출 증가(직접: 0.036%, 직접+간접: 0.034%)가 나타나는 지역으로 확인된다. 또한 산업생산 1% 상승으로 발생하는 간접효과로 중소기업대출이 가장 크게 변화하는 지역은 경북으로 산업생산 1% 상승으로 인해 중소기업대출은 직접효과로 0.014% 상승하는데 산업생산 1% 상승으로 인해 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출을 통해 발생하는 간접효과로 0.009%가 추가되면서 최종적으로 중소기업대출은 0.023% 증가하게 된다. 다음으로 지역별 소비자물가 1% 상승은 16개 지역 중 서울, 부산, 대구, 인천, 대전, 울산, 강원, 충남, 전북, 전남, 경북 등 11개 지역의 중소기업대출을 감소시키는 것으로 나타났다. 이 중 서울이 소비자물가 1% 상승으로 인해 중소기업대출에서 가장 큰 감소(직접: -0.632%, 직접+간접: -0.646%)를 보인다. 이에 반해 경남은 소비자물가 1% 상승으로 동시기 중소기업대출이 가장 크게 증가(직접: 0.215%, 직접+간접: 0.211%)하는 지역으로 관측된다. 이와 함께 경기, 충북, 제주 등이 소비자물가가 1% 상승할 경우 동시기 중소기업대출이 증가하는 지역으로 나타났다.

주택가격 1% 상승은 16개 지역 중 서울, 부산, 대구, 인천, 울산, 강원, 충남, 경북, 경남 등 9개 지역의 중소기업대출을 증가시키는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 이 중 경

15) 서지용(2017)에 따르면 기본적으로 주택가격 상승은 주택담보대출을 늘리고, 늘어난 주택담보대출로 인해 중소기업대출이 감소하는 것이 일반적인 파급과정이라고 소개하고 있다. 임태준(2020)은 주택가격 상승이 주택을 보유한 기업가의 대출상환을 높인다고 분석하였으며, 이를 통해 주택가격 상승이 중소기업대출 증가로 이어질 수 있음을 보이고 있다. Connolly, Cava, and Read(2015)는 주택가격이 상승하면 적어도 3가지 주택담보경로(housing collateral channel)를 통해 기업에 영향을 준다고 보았다. 그중 하나가 기업대출이며, 주택가격 상승에 따른 주택담보 가치가 증가하고 이를 담보로 중소기업대출을 시행할 경우 신규대출 또는 신용대출보다 유리한 금리 협상력을 가질 수 있어 주택가격의 상승이 주택담보를 통한 중소기업대출을 증가시킨다고 보았다. 다만, 주택담보를 기초한 중소기업대출은 통상적인 주택담보대출로 지불해야 하는 금리보다 낮아야 한다는 조건이 충족해야 한다. 즉, 해당지역의 경우 은행 간 대출경쟁이 심한 지역으로 일반적인 주택담보대출 금리보다 낮은 금리로 중소기업대출(주택담보) 공

북의 경우 주택가격 1% 상승으로 중소기업대출이 가장 크게 증가(직접: 0.755%, 직접+간접: 0.777%) 하는 지역으로 확인된다. 그다음으로는 부산에서 주택가격 1% 상승으로 중소기업대출이 가장 크게 증가(직접: 0.555%, 직접+간접: 0.529%) 한다. 반면, 주택가격 1% 상승으로 동시기 중소기업대출이 가장 크게 감소(직접: -0.440%, 직접+간접: -0.460%) 하는 지역은 전남으로 확인된다. 또한 주택가격 1% 상승으로 인해 간접효과가 가장 크게 작용하는 지역은 제주인 것으로 나타났다. 마지막으로 지역별로 주택담보대출이 1% 증가할 경우 서울, 대구, 대전, 울산, 강원, 충남, 경북, 경남 등의 지역은 동시기 중소기업대출이 늘어나는 것으로 추정된다. 반면, 부산, 인천, 광주, 경기, 충북, 전북, 전남, 제주 등은 주택담보대출 1% 증가로 동시기 중소기업대출이 감소하는 지역으로 구분된다. 또한 주택담보대출 1% 증가로 인해 중소기업대출이 가장 크게 증가하는 지역은 충남(0.263%)이며, 가장 크게 감소하는 지역은 제주(-0.250%)로 확인된다. 이처럼 동일한 거시경제 및 주택시장 변화도 지역별로 동시기 중소기업대출 변화에 차이를 보인다는 사실을 확인하였다.¹⁶⁾

다음으로 이와 같이 확인되는 동시기 전반적 효과를 토대로 충격반응함수를 추정함으로써 지역별 거시경제 및 주택시장 변화로 인해 발생하는 중소기업대출의 변화를 동태적으로 살펴보고자 한다. 먼저 <그림 4>를 통해 서울 및 광역시 기준 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출(주담대)에서 1% 상승충격이 발생하는 경우 각 지역별 중소기업대출 변화를 살펴본다. 이때 <그림 4>의 점선은 Gibbs 샘플링을 통해 얻은 표본으로부터 추출된 95% 신뢰구간을 의미한다. <그림 4>에서 서울, 대구, 인천 등은 산업생산 1% 상승충격이 발생하면 95% 유의수준에

급이 가능한 지역으로 볼 수 있다. 이는 지역별 중소기업 업체수, 매출 규모, 중소기업대출 규모 등이 지역내에서 중소기업과 은행 간의 금리 협상력을 조정하는 중요한 역할을 하고 있다고 유추할 수 있으며, 이에 대한 추가설명은 후반부 제VI장 정책적 시사점에서 자세히 서술하고자 한다.

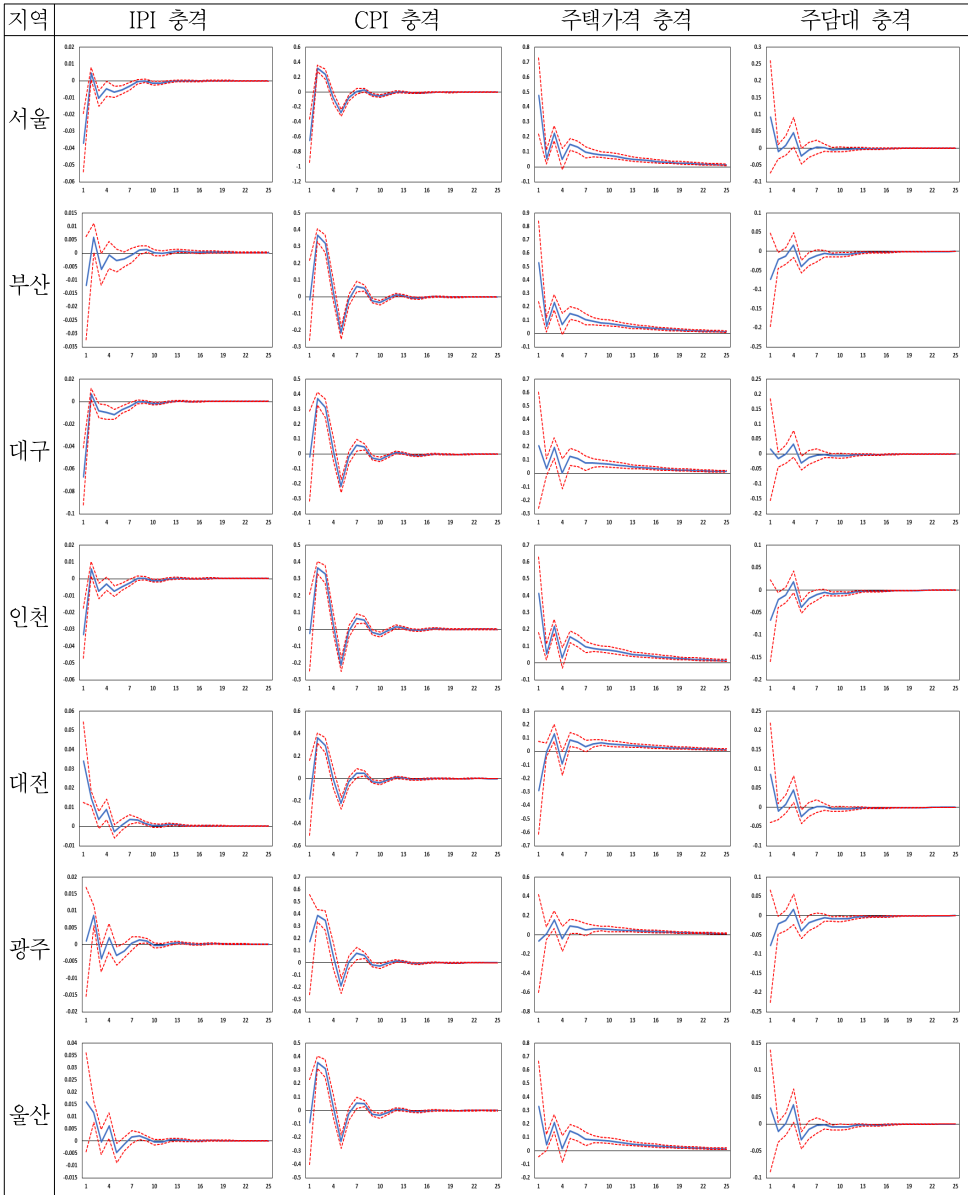
- 16) 서근우(2011), 서지용(2011, 2017, 2020b) 등을 통해 기본적으로 주택담보대출 증가는 중소기업대출 감소 또는 증가폭 축소로 이어진다고 분석된다. 이와 더불어 현실에서는 시점에 따라 시중은행 간의 경쟁이 확대될 경우 중소기업대출과 주택담보대출이 동시에 증가하는 현상이 관측된다. 따라서 주택담보대출 증가가 중소기업대출 증가를 유도하는 지역은 상대적으로 풍부한 대출자금과 시중은행 간 경쟁이 높은 지역으로 해석할 수 있다. 이와 더불어 서지용(2020b)을 통해 해당지역에서 시중은행들이 영업효율성 개선(자본확충, 건전성 개선 등)을 도모하는 대출영업의 비중을 높게 실행하고 있을 가능성도 존재한다고 볼 수 있다. 이와 같은 다양한 요인들이 복합적으로 결합하여 나타나는 현상일 수 있어 특정한 단일 요인으로 충격반응 결과를 단정하기는 어렵다.

서 즉각적으로 유의미한 중소기업대출의 감소가 나타나는 것으로 확인된다. 대전의 경우는 산업생산 1% 상승충격으로 통계적으로 유의미한 중소기업대출의 즉각적인 증가가 나타났다. 부산의 경우 전체 충격반응 결과가 95% 신뢰구간 기준 통계적으로 유의하지 않아 산업생산 변화가 중소기업대출에 영향을 주지 않는 것으로 분석된다. 광주와 울산의 경우는 산업생산 1% 상승충격이 발생하는 동시에 중소기업대출이 통계적으로 유의미한 변화가 즉각적으로 나타나지 않고 충격발생 1개월 후 중소기업대출에서 유의미한 증가가 확인된다(0.009%, 0.012%). <그림 4>에서 소비자물가 1% 상승충격으로 인한 중소기업대출의 변화를 살펴보면, 전반적으로 소비자물가 1% 상승충격은 중소기업대출을 통계적으로 유의미하게 증가시키는 것으로 관측된다. 다만, 서울의 경우 다른 광역시와 달리 소비자물가가 1% 상승할 경우 나타나는 즉각적인 중소기업대출 감소가 유일하게 통계적으로 유의한 결과를 보여준다. 다음으로 <그림 4>를 통해 서울 및 광역시의 주택가격 1% 상승충격이 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴보면, 서울, 부산, 인천 등에서 주택가격 1% 상승충격이 발생할 경우 즉각적으로 중소기업대출이 증가하는 현상이 관측된다. 대구, 대전, 광주, 울산 등도 즉각적이지는 않지만 주택가격 1% 상승충격으로 인해 2개월 후 중소기업대출 증가가 통계적으로 유의미하게 나타난다(0.193%, 0.133%, 0.158%, 0.209%). 마지막으로 지역별 주택담보대출 1% 증가로 인해 나타나는 중소기업대출 변화를 <그림 4>를 통해 살펴보면, 주택담보대출 1% 증가하고 1개월 후 통계적으로 유의미한 중소기업대출 감소가 부산(-0.021%), 인천(-0.021%), 광주(-0.022%)에서만 관측되지만, 5개월 후 시점에서는 대부분 지역에서 통계적으로 유의미한 중소기업대출 감소가 확인된다. 즉, 주택담보대출 증가는 시차를 두고 중소기업대출을 감소시키는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 <그림 5>를 통해 <그림 4>와 동일하게 산업생산(IPI), 소비자물가(CPI), 주택가격, 주택담보대출(주담대)의 1% 상승충격에 대한 제주와 8개 도의 중소기업대출 변화를 살펴본다. 우선, 산업생산 1% 상승충격에 대해 충남은 서울과 유사하게 즉각적으로 중소기업대출이 감소하며, 이는 통계적으로 유의미한 결과임이 확인된다. 반면, 경북은 산업생산 1% 상승충격으로 즉각적인 중소기업대출 증가가 통계적으로 유의미하게 관측되었다. 소비자물가 1% 상승충격에 대해 강원, 충남 등은 서울과 유사하게 통계적으로 유의미한 즉각적인 감소가 확인된다. 이와 함께 소비자물가 1% 상승충격의 경우 지역별로 대부분 유사한 형태를 보이며 지역별 편차가 작은 것을 확인할 수 있다.¹⁷⁾ 주택가격 1% 상승충격으로 인해 전남을 제외한 지역에서 중

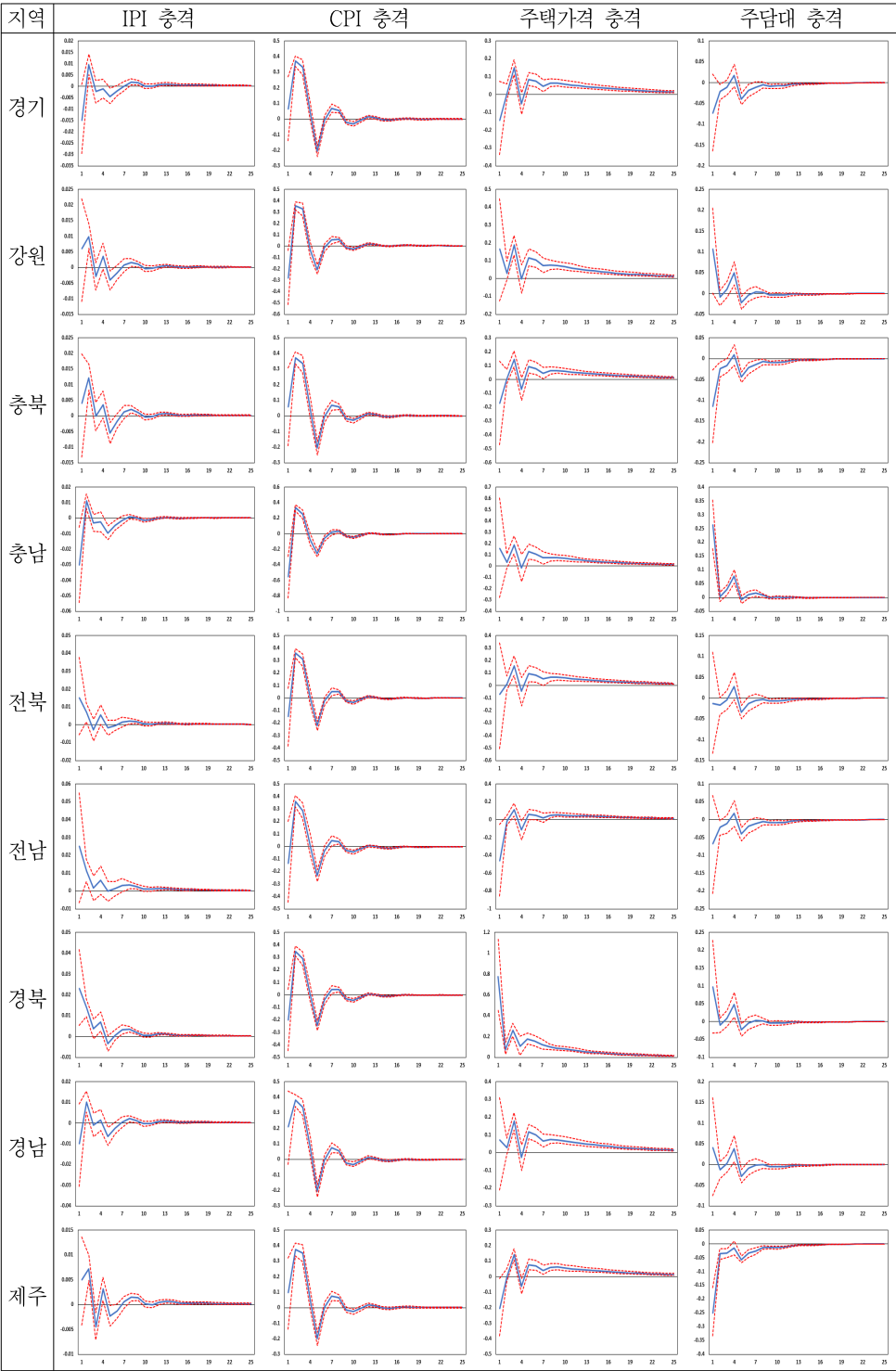
소기업대출이 통계적으로 유의미하게 증가하는 반응을 보이는 것으로 관측된다. 그러나 이런 중소기업대출 증가반응이 나타나는 시점은 지역별로 차이가 있다. 마지막으로 주택담보대출이 1% 증가하면 충북과 제주는 중소기업대출 감소, 충남은 중소기업

〈그림 4〉 내생변수 1% 상승충격 → 중소기업대출 반응(서울 및 광역시)



17) 본 연구에 포함된 16개 지역의 추정결과는 〈그림 2〉와 모두 유사하게 관측되고 있다.

〈그림 5〉 내생변수 1% 상승충격 → 중소기업대출 반응(도 및 특별자치도)

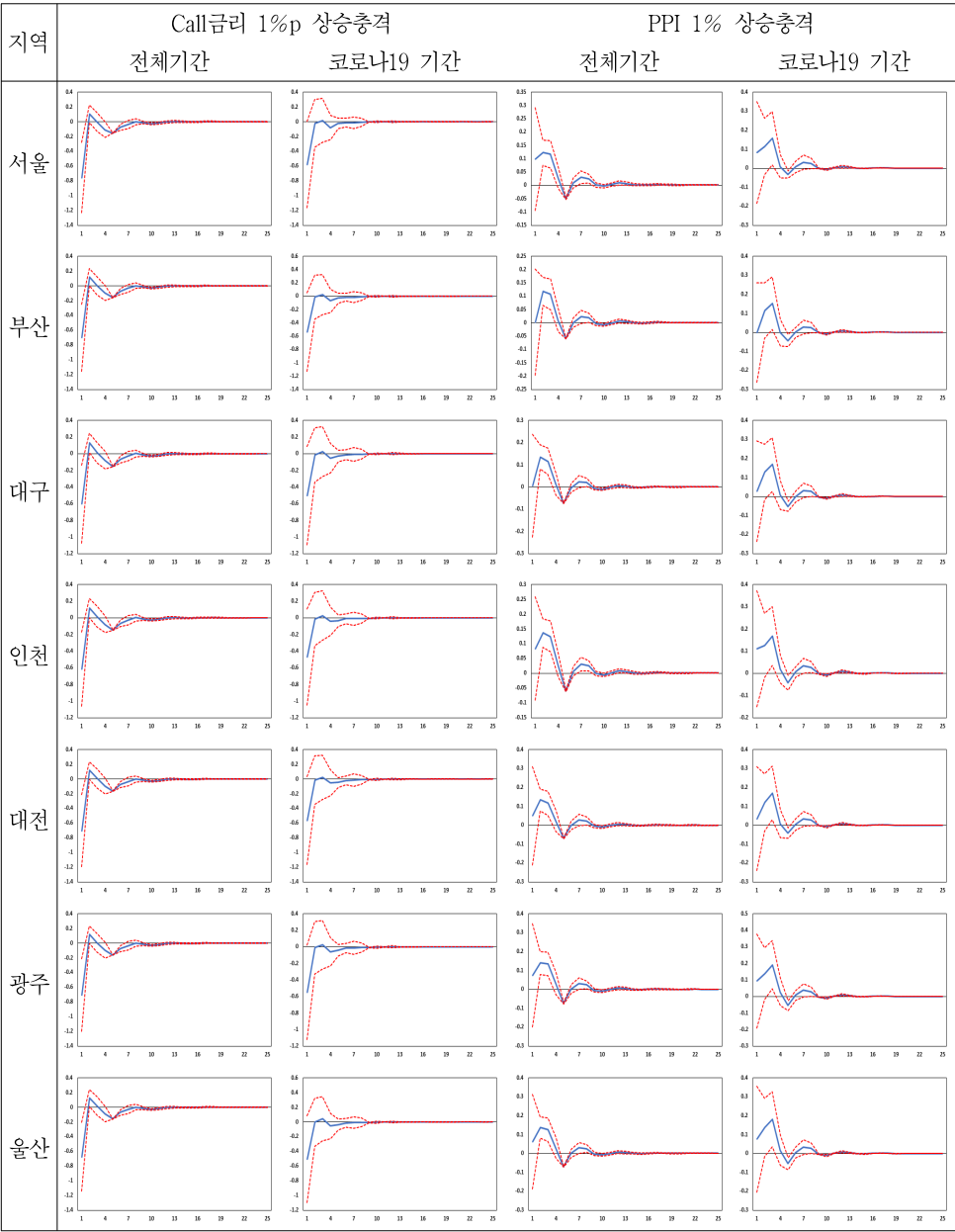


업대출 증가가 명확하게 확인된다. 부분적으로 경기, 전북, 전남, 경남 등은 주택담보대출 1% 증가로 중소기업대출 감소가 나타나고, 강원, 경북 등은 주택담보대출 1% 증가로 인한 중소기업대출 증가를 확인할 수 있다.

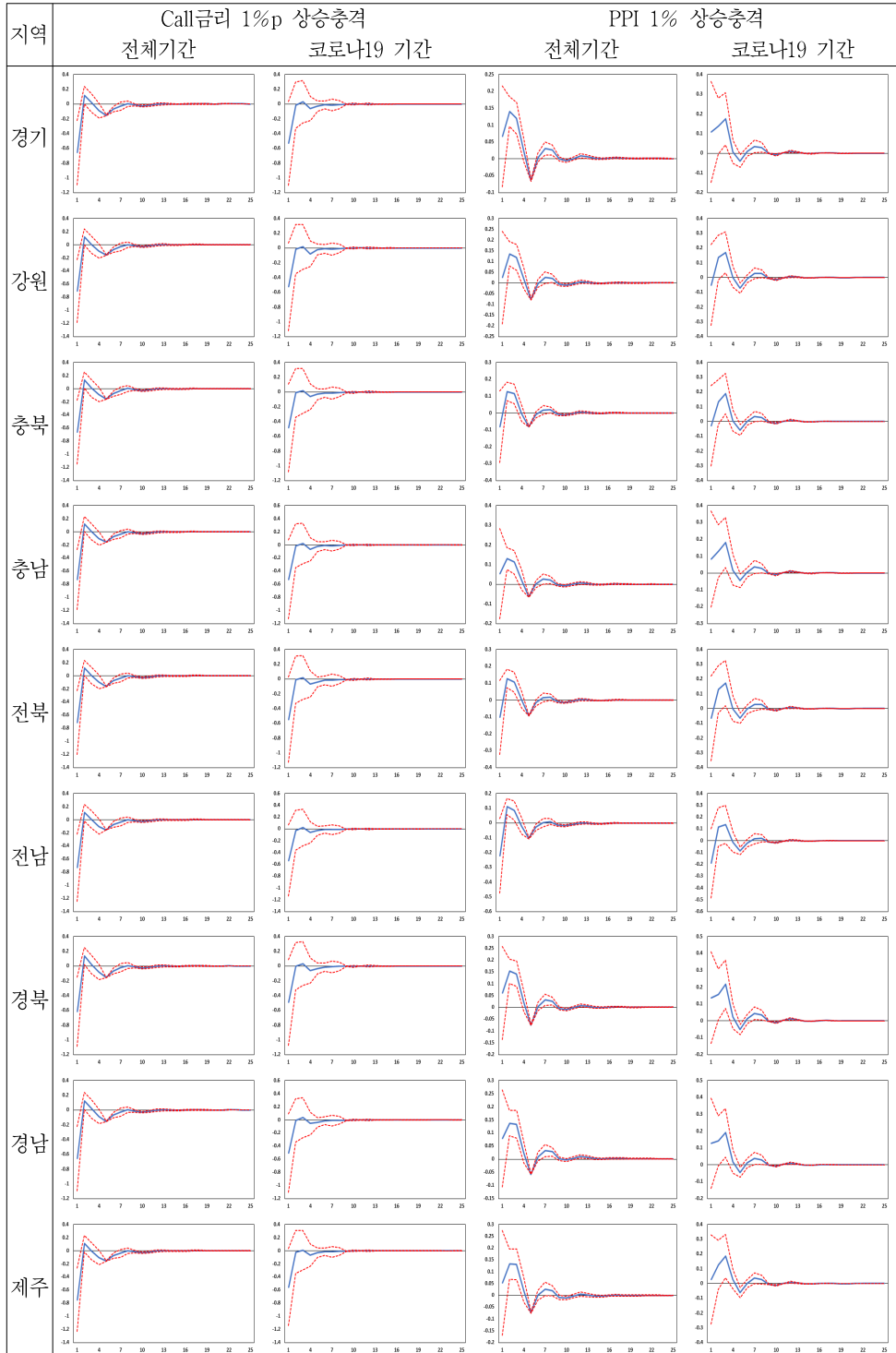
〈그림 6〉과 〈그림 7〉을 통해 외생변수인 Call금리, 생산자물가의 예상하지 못한 1%p 또는 1% 상승충격에 대한 중소기업대출 반응을 살펴본다. 또한 추가로 코로나19 기간(2020년 3월-2023년 5월) Call금리와 생산자물가의 상승충격이 전체 분석기간과 어떤 차이를 보이는지 분석한다. 이때 〈그림 6〉과 〈그림 7〉의 표시된 점선은 95% 신뢰구간을 의미한다. Call금리의 예상하지 못한 1%p 상승충격에 대해서는 지역별로 큰 차이를 없는 것으로 확인된다(t 기 $-0.754\% \sim -0.605\%$). 다만, 전체기간보다 코로나19 기간 Call금리의 1%p 상승충격에 대한 중소기업대출에 미치는 영향이 줄어들었으며, 통계적인 유의성도 상실되는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 전체 분석기간에서 예상하지 못한 생산자물가의 1% 상승충격이 발생하면, 중소기업대출은 1개월($0.153\% \sim 0.111\%$)과 2개월($0.142\% \sim 0.084\%$) 후 통계적으로 유의미하게 증가하며, 4개월($-0.103\% \sim -0.049\%$) 후 유의미한 감소가 확인된다. 이를 통해 코로나19 기간 생산자물가의 예상치 못한 1% 상승충격은 전체기간보다 더 큰 중소기업대출 증가가 나타나며, Call금리 상승충격과 달리 생산자물가 1% 상승충격으로 2개월($0.218\% \sim 0.138\%$) 후 통계적으로 유의미한 중소기업대출 변화가 대부분 지역에서 관측된다. 이는 코로나19 기간 생산자물가 1% 상승충격으로 자금수요가 더 크게 증가했을 가능성을 보여주고 있다. 다만, 중소기업 자금수요의 증가가 가시화되는 시점이 전체 분석기간과 달리 다소 늦어진다는 차이점이 확인된다. 이런 외생변수 충격에 대한 중소기업대출 반응을 종합적으로 살펴보면, 코로나19 기간 중소기업대출을 통해 제공된 금융지원 정책은 금리상승에 대한 대응력은 높았으나, 물가상승에 따른 생산자비용 상승의 방어는 다소 부족한 부분이 있었다고 볼 수 있다.

위와 같이 확인된 지역별 충격반응 결과들을 종합해보면, 전국적으로 파급력을 미치는 외생변수인 Call금리와 생산자물가의 상승충격으로 인한 중소기업대출의 변화는 지역별로 큰 차이를 보이지 않았다. 반면, 지역별로 구분할 경우 소비자물가를 제외한 산업생산, 주택가격, 주택담보대출의 1% 상승충격으로 인한 지역별 중소기업대출 변화에서 큰 차이가 확인된다. 이에 따라 지역별 경제상황을 고려하여 시장충격에도 안정적으로 중소기업 유동성을 공급할 수 있는 보완적 시스템의 구축이 필요해 보인다.

〈그림 6〉 외생변수 충격 → 중소기업대출 반응(서울 및 광역시)



〈그림 7〉 외생변수 충격 → 중소기업대출 반응(도 및 특별자치도)



VI. 정책적 시사점

앞서 서술한 바와 같이 국내 중소기업은 대부분의 필요자금을 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관)을 통해 조달하고 있으며, 이는 중소기업의 실질적 유동성이 금융기관의 중소기업대출에 의해 결정될 가능성이 크다는 현실을 설명하고 있다.

2023년 8월 기준 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관)의 대출(2,967조원) 중 크게 가계대출(41%)과 기업대출(59%)로 나뉘며, 기업대출 중 중소기업대출이 차지하는 비중이 약 83%, 가계대출 중 주택담보대출 비중은 약 62% 수준이다. 하지만 이와 같은 현재의 두 대출 간 비중은 금융기관의 한정된 대출자금으로 인해 경제상황, 정부정책, 금융기관의 경영전략 등에 따라 현재와는 다른 구성 비율로 전환될 수 있다. 또한 통상적으로 가계대출과 기업대출 간의 관계를 대체관계로 인식되고 있다. 최근 주택담보대출을 중심으로 가계부채 이슈가 부상하고 있어 주택담보대출 변화가 중소기업대출 변화에 대한 중요한 변수로 작용할 가능성이 있어 보인다.

이런 사실은 본 연구의 실증분석 결과를 통해서도 확인할 수 있다. 다시 한번 실증분석 결과를 간략히 정리해보면 외생변수인 Call금리와 생산자물가를 통해 확인되는 금리와 생산자비용의 상승은 지역별로 유사한 중소기업대출 변화를 유도하는 것으로 확인된다. 또한 내생변수 중 유일하게 소비자물가의 1% 상승충격도 중소기업대출 변화에 미치는 영향은 지역별로 유사하게 나타나고 있다. 반면, 산업생산, 주택가격, 주택담보대출 등의 1% 상승충격이 지역별 중소기업대출 변화에 미치는 영향의 크기 및 방향성에서 차이를 보이고 있다.

특히, 본 연구의 실증분석결과에서 주목한 부분은 지역별로 주택가격과 주택담보대출의 1% 상승충격으로 나타나는 중소기업대출 변화의 크기와 방향성이 차이를 보인다는 점이다. 좀 더 자세히 설명하면, 일부 지역에서는 주택가격 상승과 주택담보대출 증가가 각각 중소기업대출을 동일하게 증가시키거나 감소시킬 수 있지만, 일부 지역에서는 주택가격 상승과 주택담보대출 증가가 중소기업대출의 증가와 감소 또는 감소와 증가로 나타나면서 상반된 영향을 미칠 수도 있다. 이는 지역별로 따질 경우 주택경기 활성화로 인해 중소기업 유동성 공급에 미치는 파급경로가 일정하지 않으며 복잡한 구조를 형성하고 있다는 것을 방증하고 있다.

위와 같은 결과들을 종합하면 다음과 같은 몇 가지 파급경로를 예상할 수 있을 것이다.¹⁸⁾ ① 1차적으로 주택시장 경기가 활성화 되어 가격이 상승하고 주택담보대출 수요가 늘어나면 은행의 대출경로를 통해 공급되는 중소기업대출의 감소를 걱정하게

된다. ② 그다음으로 고려할 수 있는 가능성은 은행의 대출공급 여력이 개선되는 시장환경이 조성될 경우 주택시장 활성화가 주택담보대출도 늘리고 중소기업대출도 늘리는 효과를 기대할 수 있을 것이다. ③ 마지막으로 주택가격은 상승하지만, 주택매매거래는 늘지 않아 주택담보대출은 감소하고 중소기업대출만 증가하는 가능성도 고려할 수 있을 것이다. ①과 같은 경우는 지역의 주택시장 활성화가 지역 유동성을 과도하게 점유함으로써 중소기업의 유동성 경색을 유발할 수 있다는 사실은 너무나도 명확하다고 볼 수 있다. ②와 같은 경우 주택시장 활성화가 중소기업대출을 줄여 중소기업의 유동성 경색을 조장하지 않으며, 정책지원이 없이도 중소기업대출 공급을 촉진할 수 있다. 반면, ③과 같이 주택가격 상승이 주택담보대출을 늘리지 못하고 대신 중소기업대출을 증가시키는 현시점과 같은 상황을 적절하게 설명하는 시나리오라고 생각된다. 즉, 높은 주택가격과 시장 불확실성이 커지면서 주택매매거래는 줄어들고 이미 확보한 주택을 담보로 이용해 소상공인, 개인, 중소기업 등이 불황형 창업자금이라든지 부족한 유동성을 좀더 용이하게 확보하고자 하는 현상의 결과로 풀이할 수 있을 것이다. 따라서 ③과 같은 경우가 확인되면 중소기업의 유동성 경색이 시작된 것은 아닌가 하는 전반적인 점검이 필요한 시점이다.¹⁹⁾

서울, 부산, 대구, 인천, 울산 등은 주택가격이 상승하면 중소기업대출이 증가한다. 이 중 서울, 대구, 울산의 경우 주택담보대출 증가는 중소기업대출 증가의 가능성을 높이는 것으로 확인된다. 즉, 서울, 대구, 울산 등의 경우 ②과 같은 결과를 얻을 가능성이 큰 것으로 확인된다. 반면, 부산, 인천 등은 ③과 같은 상황에 직면할 확률이 높은 지역으로 볼 수 있다. 광주 주택시장이 활성화될 경우 중소기업이 유동성 경색에 직면할 위험이 가장 큰 지역으로 볼 수 있다(①의 상황). 다만, 대전의 경우 주택가격과 주택담보대출의 1% 상승충격 간 상호관계로 ①~③의 경우가 결정되는 특수한 경우를 보여주고 있다. 다음으로 제주와 8개 도의 경우도 경기, 충북,

18) 본 연구에서 제시한 ①~③의 시나리오와 대칭적으로 반대되는 경우도 고려할 수 있으며, 이런 시나리오로 인해 나타나는 중소기업대출 변화는 ①~③에서 설명되는 추정결과와 대칭적인 결과임을 예상할 수 있다. 이와 같은 주택가격, 주택담보대출, 중소기업대출 간의 시나리오는 서근우(2011), 서지용(2011, 2017, 2020a, 2020b), 임태준(2020) 등을 참고하여 작성되었음을 알린다.

19) 이와 같은 시나리오 설정의 이유는 현재 나타나고 있는 주택매매거래량 하락세(2020년 1,279,305건→2021년 1,015,171건→2022년 508,790건, 한국부동산원), 신규 주택공급 축소, 중소기업 담보대출과 신용대출 간의 금리격차 확대(2022년 12월 0.87%p→2023년 12월 0.88%p, 평균, 은행연합회), 중소기업 담보대출 비중 확대(2023년 10월 전년동월대비 0.4%p 증가, 시설자금, 예금은행 기준) 등을 토대로 설정하였다.

전북, 제주 등은 ③과 같은 상황을 고려할 수 있으며, 강원, 충남, 경북, 경남 등은 ②과 같은 상황에 근접해 있다. 전남이 유일하게 광주와 유사한 ①의 상태로 접근이 필요한 지역으로 구분된다.

마지막으로 산업생산(IPI) 1% 상승충격이 발생할 경우 지역별로 중소기업대출에 서 하방압력이 발생하는 지역과 상방압력이 발생하는 지역으로 구분된다. 본 연구에서는 지역별 중소기업의 수, 매출액 규모, 중소기업대출 규모 등을 활용하여 구분된 지역별 결과를 설명하고자 한다.²⁰⁾ 상대적으로 중소기업의 수가 많고 매출액 및 중소기업대출 규모가 큰 지역은 산업생산 1% 상승충격으로 중소기업대출이 줄어든다. 반면, 중소기업의 업체수가 적고 매출 및 중소기업대출 규모가 작은 지역은 산업생산 1% 상승충격이 중소기업대출을 증가시키는 요인으로 작용한다. 즉, 중소기업 업체 수, 매출 규모, 중소기업대출 규모가 작은 지역일수록 경기가 개선되는 시기에 자금

20) 중소벤처기업부 중소기업기본통계 기준 2021년 중소기업 업체수가 많은 지역은 경기(1,989,357개), 서울(1,625,273개), 부산(481,364개), 경남(466,107개), 인천(403,428개), 경북(382,427개), 대구(334,698개), 충남(312,784개), 전남(282,888개), 전북(272,445개), 강원(233,637개), 충북(228,985개), 광주(198,233개), 대전(197,625개), 울산(137,515개), 제주(124,809개) 순이다. 또한 전국 중소기업 매출액(2021년 기준 약 3,017조원) 대비 지역별 중소기업 매출액은 경기(28.30%), 서울(24.99%), 부산(6.04%), 경남(5.49%), 인천(5.24%), 경북(4.38%), 충남(3.96%), 대구(3.79%), 충북(3.03%), 전남(2.82%), 전북(2.55%), 광주(2.48%), 대전(2.11%), 강원(1.82%), 울산(1.59%), 제주(1.01%) 순으로 높게 확인된다. 한국은행 기준 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관)의 전국 중소기업대출(2023년 10월 기준, 약 1,456조원) 대비 지역별 중소기업대출 비중은 서울(30.92%), 경기(22.45%), 부산(7.28%), 대구(5.52%), 경남(5.32%), 인천(5.05%), 경북(3.56%), 충남(3.03%), 광주(2.59%), 전북(2.55%), 대전(2.28%), 전남(2.21%), 충북(2.13%), 울산(1.72%), 강원(1.58%), 제주(1.36%) 순으로 높게 나타났다. 이와 같이 중소기업 업체수, 매출액, 대출금액 등을 고려할 때 업체수와 대출금액이 많은 지역에서는 은행 간 경쟁이 높을 수 있으며, Behr, Foos, and Norden(2017)은 은행 간의 경쟁이 큰 지역에서 중소기업의 대출 협상력이 높아진다고 분석하였다. 또한 Behr, Foos, and Norden(2017)은 중소기업의 높아진 대출 협상력으로 인해 중소기업대출에서 경기역행성(counter-cyclical)이 나타날 수 있음을 보였다. 즉, 본 연구에서는 Behr, Foos, and Norden(2017)의 연구결과를 토대로 중소기업의 수, 매출 및 대출 규모 등이 상대적으로 적은 지역의 경우 협상력이 낮아 중소기업대출에 대해 경기순응성(procyclicality)을 보인 것으로 분석하고 있다. 이와 함께 산업별(10차) 중분류 기준으로 제조업 비중이 건설업보다 낮은 지역일 경우 산업생산 1% 상승충격으로 중소기업대출이 같이 증가하는 지역으로 확인된다. 이는 지역별 중소기업의 산업구조가 산업생산 1% 상승충격이 중소기업대출에 미치는 영향에 일정 부분 영향을 미칠 가능성이 있음을 보여준다고 분석할 수 있다. 임태준(2020)은 기업가의 금융자산 증가는 기업대출 감소로 이어질 수 있다고 분석하였으며, 이를 통해 산업생산 증가 → 매출 증가 → 금융자산 증가 → 중소기업대출 감소로 이어지는 파급경로가 형성될 수 있다.

조달이 원활하지 못하거나 운전자금회전이 어려운 기업이 다수일 가능성이 높다. 또한 산업생산 1% 상승충격으로 중소기업대출이 증가하는 지역²¹⁾의 경우 산업생산 1% 상승충격으로 중소기업대출이 감소하는 지역보다 상대적으로 영세하거나 경쟁력이 약한 기업이 다수일 가능성이 있다. 이런 지역의 경우 중소기업대출에 대한 정책적 지원의 확대가 필요해 보인다. 이처럼 중소기업대출 변화에 대응하기 위해 복합적 시각의 접근이 필요하다.

이를 위해 중소기업이 자금조달 경로를 다변화해야 하는 것이 일반적인 제안일 수 있다. 하지만 현실적으로 은행대출과 정책금융을 제외한 중소기업의 자금조달 경로를 민간금융에서 다각화하는 방안은 시장수요를 형성하지 못하고 사라져버리는 경우가 다반사이다. 다만, 본 연구를 통해 지역별 중소기업대출 변화에 있어 거시경제 및 주택시장뿐만 아니라 중소기업과 은행 간의 협상력 차이도 존재할 수 있음을 확인하였다. 따라서 현실적인 중소기업의 유동성을 경기나 거시경제 요인, 주택시장의 변화 등에 영향을 받지 않고 지역별로 안정적으로 제공하기 위해서는 지역별로 나타나는 은행대출에 대한 중소기업의 협상력을 보완해주는 방안이 필요할 것이다.²²⁾

VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 2007년 1월부터 2023년 7월까지의 월별자료를 이용해 지역의 경기 및 주택시장 변화가 중소기업대출에 미치는 영향을 살펴보았다.

- 21) 산업생산 1% 상승충격으로 중소기업대출이 증가하는 지역은 반대로 산업생산 1% 하락충격으로 중소기업대출이 감소하는 지역이다. 이는 경기가 나빠질 경우 은행이 중소기업대출을 줄이는 것이 유리한 지역이기에 중소기업대출의 위험(부도, 연체 등)이 발생하기 높은 지역으로 풀이될 수 있다.
- 22) 본 연구는 정책연구가 아니라 정책에 대한 구체적인 방안을 제시하기는 어렵지만, 대략적인 방안을 제시하자면, 지자체 중심의 기금 또는 펀드 등을 형성하여 지역 내외의 투자를 유치하는 것도 하나의 방안이 될 것이다. 이와 함께 지역 내 중소기업들을 모두 포함하고 지자체가 보증하는 형태의 공동 채권을 발행함으로써 은행과의 협상력이 낮은 지역의 유동성을 추가적으로 확보하는 방안도 있을 수 있다. 또한 자산구성상 동산의 비중이 높은 중소기업의 특성을 고려한 동산담보대출을 활성화하는 것도 하나의 방안이 될 수 있을 것이다(이현진·주현수, 2020). 근본적으로는 지역의 중소기업 업체수를 늘려 은행대출에 대한 지역 중소기업의 협상력 제고가 필요하며, 이를 위해 지자체별로 사회간접자본 및 인프라 구축 등 신규 중소기업 유인을 촉진하기 위한 방안들이 필요하다고 할 수 있겠다. 또한 중소기업 유치를 촉진하기 위해 필요한 사회간접자본 및 인프라 등의 지역 간 격차를 줄일 수 있도록 지역별 재정격차를 완화하는 정책이 선행되어야 할 것이다(한재명, 2020).

실증분석결과에 따르면 평균적으로 지역의 산업생산, 소비자물가, 주택가격, 주택담보대출이 1% 상승이 발생하는 경우 지역의 중소기업대출은 증가하는 경향을 보인다. 하지만 이를 지역별로 살펴보면 소비자물가를 제외한 산업생산, 주택가격, 주택담보대출의 상승은 중소기업대출의 변화가 지역별로 일정하지 않다는 사실을 확인할 수 있다. 이에 따라 일부 지역에서는 지금과 같은 주택시장 활성화가 오히려 중소기업대출을 축소하여 중소기업 유동성 경색을 촉발할 수 있다. 즉, 지역별 산업구조를 고려하지 않는 보여주기식 산업투자유치 및 근시안적 주택시장 정책 변화 등은 중소기업 유동성 공급에 있어 지역별 격차를 유발할 수 있어 이에 대한 주의가 필요하다.

다음으로 외생변수인 Call금리를 통해 확인되는 예측하지 못한 금리상승이 중소기업대출을 크게 감소시키며, 이는 지역별로도 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만, 코로나19 기간 시장금리 상승으로 인한 중소기업대출 감소 영향은 줄여 정책적으로 적절히 대응한 것으로 분석된다. 반면, 코로나19 기간 생산자물가 상승으로 인해 요구된 중소기업대출 증가는 충분하게 즉각적으로 이루어졌다고 보기 어렵다.

요약하면 본 연구는 기존연구와 달리 베이지안 패널 VARX 모형을 이용하여 은행대출을 통해 대다수의 자금조달을 하는 중소기업에서 경제환경, 주택가격, 주택담보대출 등의 변화로 인해 나타날 수 있는 유동성 변화를 분석하고 이를 바탕으로 안정적인 중소기업 유동성 공급을 위해 지역별 특성을 고려한 장기적 관점의 주택시장 정책과 지역산업의 유동성 공급망을 보완할 수 있는 지자체 중심의 투자기금 조성 등이 필요함을 보였다.

■ 참 고 문 헌

1. 김문겸 · 이규옥 · 김순철, “관계금융이 중소기업 대출구조와 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구,” 『중소기업연구』, 제33권 제2호, 2011, pp. 173-194.
2. 김석진 · 김지영, “은행산업집중화가 중소기업 은행차입금에 미치는 영향,” 『경영학연구』, 제36권 제7호, 2007, pp. 1731-1750.
3. 동학림 · 김문겸, “관계금융이 중소기업대출에 미치는 영향,” 『중소기업연구』, 제35권 제3호, 2013, pp. 25-48.
4. 박정희, “바젤III 단기유동성비율(LCR) 규제가 국내은행 대출에 미친 영향: 중소기업대출을 중심으로,” 『중소기업금융연구』, 제40권 제4호, 2020, pp. 67-96.
5. 박창균 · 이기영, “중소기업 대출시장에서 관계형 대출에 관한 실증분석,” 『금융안정연구』, 제13권 제2호, 2012, pp. 1-24.
6. 서근우, “은행의 가계대출 급증: 행태론적 원인분석,” 『금융연구』, 제25권 제1호, 2011, pp. 99-128.

7. 서지용, “국내 은행들의 대출솔림현상의 결정요인에 관한 연구: 대출포트폴리오 분석을 중심으로,” 『산업경제연구』, 제24권 제6호, 2011, pp.3293-3307.
8. _____, “주택가격 변화가 은행 대출전략 행태에 미치는 영향: 기업대출의 축소행태를 중심으로,” 『국토연구』, 92, 2017, pp.75-85.
9. _____, “은행 대출과 영업 효율성간의 관련성 연구: 중소기업대출과 주택담보대출의 비교를 중심으로,” 『Journal of the Korean Data Analysis Society』, 제22권 제3호, 2020a, pp.1107-1117.
10. _____, “은행의 자금조달 충격과 대출자산 재구성간의 관련성,” 『Journal of the Korean Data Analysis Society』, 제22권 제6호, 2020b, pp.2639-2650.
11. 이건희·정상진, “중소기업 대출에 대한 은행 형태별 비교 연구,” 『중소기업연구』, 제36권 제2호, 2014, pp.73-87.
12. 이기영, “중소기업대출비용제도가 은행의 중소기업대출에 미치는 효과,” 『금융정보연구』, 제8권 제2호, 2019, pp.33-51.
13. 이상욱, “금융지주회사와 은행 대출 형태,” 『상업교육연구』, 제35권 제2호, 2021, pp.1-17.
14. 이현진·주현수, “중소기업 자금조달 수단으로서 동산금융 활성화를 위한 정책제언,” 『한국경제포럼』, 제13권 제1호, 2020, pp.67-103.
15. 임태준, “주택수요 감소가 거시경제에 미치는 영향: 중소기업 대출형태 변동을 중심으로,” 『보험금융연구』, 제31권 제2호, 2020, pp.25-58.
16. 조봉환·최문수·이중완, “금융중개의 역기능 현상에 대한 실증연구: 중소기업 대출을 중심으로,” 『재무관리연구』, 제27권 제3호, 2010, pp.55-86.
17. 한재명, “재정분권과 지역 간 경제력 격차의 관계 분석,” 『경제학연구』, 제68권 제2호, 2020, pp.73-117.
18. 허석균, “금융기관의 중소기업대출 형태,” 『경제발전연구』, 제21권 제2호, 2015, pp.1-31.
19. Alves Jr, A. J., G. A. Dymski, and L. F. de Paula, “Banking Strategy and Credit Expansion: A Post-Keynesian Approach,” *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 32, No. 3, 2008, pp.395-420.
20. Apergis, N., S. Miller, and E. Alevizopoulou, “The Bank Lending Channel and Monetary Policy Rules: Further Extensions,” *Procedia Economics and Finance*, Vol. 2, 2012, pp.63-72.
21. Bangura, M., A. Ngombu, S. Pessima, and I. Kargbo, “Bank Lending Channel of Monetary Policy: Dynamic Panel Data Evidence from Sierra Leone,” *Modern Economy*, Vol. 12, No. 5, 2021, pp.1035-1058.
22. Behr, P., D. Foos, and L. Norden, “Cyclicality of SME Lending and Government Involvement in Banks,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 77, 2017, pp.64-77.
23. Bernanke, B. S., and S. A. Blinder, “Credit, Money and Aggregate Demand,” *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, 1988, pp.435-439.
24. Canova, F., “The Transmission of US Shocks to Latin America,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No. 2, 2005, pp.229-251.
25. Čehajić, A. and M. Košak, “Bank Lending and Small and Medium-sized Enterprises’ Access to Finance - Effects of Macroprudential Policies,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 124, 2022, pp.1-27.
26. Connolly, E., G. La Cava, and M. Read, “Housing Prices and Entrepreneurship: Evidence

- for the Housing Collateral Channel in Australia," In Small Business Conditions and Finance, Proceedings of a Conference, Reserve Bank of Australia, Sydney, 2015, pp.115-144.
27. Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martinez-Pagés, P. Sevestre, and A. Worms, "Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," Temi di discussione del servizio Studi, Banca d'Italia, 432, 2001, pp.1-58.
 28. Dieppe, A., R. Legrand, and B. van Roye, "The BEAR toolbox," Working Paper Series 1934, European Central Bank, 2016.
 29. Fosten, J., and R. Greenaway-McGrevy, "Panel Data Nowcasting," *Econometric Reviews*, Vol. 41, No. 7, 2022, pp.675-696.
 30. Gelman, A., J. Carlin, H. Stern, and D. Rubin, *Bayesian Data Analysis*, Chapman and Hall/CRC, 2003.
 31. Gelman, A., "Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Models," *Bayesian Analysis*, Vol. 1, No. 3, 2006, pp.515-533.
 32. Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H. S. Rosen, "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," *Econometrica*, Vol. 56, No. 6, 1988, pp.1371-1395.
 33. Jarociński, M., "Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 5, 2010, pp.833-868.
 34. Jimborean, R., "Monetary Policy Transmission in Transition Economies: The Bank Lending Channel," Mimeo, 2007.
 35. Le, H. N. Q., T. V. H. Nguyen, and C. Schinckus, "Bank Lending Behaviour and Macroeconomic Factors: A Study from Strategic Interaction Perspective," *Heliyon*, Vol. 8, 2022, pp.1-16.
 36. Litterman, R. B., "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1, 1986. pp.25-38.
 37. Milcheva, S., "A Bank Lending Channel or a Credit Supply Shock?" *Journal of Macroeconomics*, 37, 2013, pp.314-332.
 38. Pedroni, P., "Structural Panel VARs," *Econometrics*, Vol. 1, No. 2, 2013, pp.180-206.
 39. Pesaran, H. and R. Smith, "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, 1995, pp.79-113.
 40. Shaw, M., J. Chang, and H. Chen, "Capital Adequacy and the Bank Lending Channel: Macroeconomic Implications," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 36, 2013, pp.121-137.

The Effects of Changes in the Local Economic and Housing Market on Small and Medium Enterprise Loans

Han Ik Jang* · Kwang Hae Won**

Abstract

This study dynamically examines the impact of macroeconomic and housing market changes on small and medium-sized enterprise (SME) loans in common (16 regions) or individual regions using the Bayesian Panel VARX model. According to the empirical analysis results, the average outcome for the 16 regions indicates that SME loans tend to increase when industrial production, consumer prices, housing prices, and mortgage loans for homes rise. However, when examining these trends in individual regions, it is challenging to observe consistent results across all areas. In other words, the possibility arises that in some regions, access to funding for SMEs through financial institutions may become difficult due to policies in industrial investment and housing market that do not consider regional characteristics. On the other hand, during the recent COVID-19 pandemic period, policy effects indirectly confirmed through SME loans show a clear response to the increase in market interest rates, but the response to cost increases due to rising prices appears somewhat weak from an economic perspective.

Key Words: Bayesian Panel VARX, local economics, housing market, SME loans, policy effects

JEL Classification: E3, E5

Received: Nov. 29, 2023. Revised: Jan. 16, 2024. Accepted: Jan. 25, 2024.

* First Author, Research Fellow, IBK Economic Research Institute, Industrial Bank of Korea, 79, Eulji-ro, Jung-gu, Seoul 04541, Korea, Phone: +82-2-729-6859, e-mail: hijang0375@gmail.com

** Corresponding Author, Senior Research Fellow, Busan Techno Park, 39, Jinyeon-ro 9beon-gil, Busanjin-gu, Busan 47209, Korea, Phone: +82-51-865-2030, e-mail: strong1@hanmail.net