

우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과: 어음부도율을 이용한 실증분석

김시원*

본 연구는 동태요인 모형(Dynamic Factor Model)을 이용하여 우리나라 지역 어음부도율을 공통요인과 지역특이요인으로 분해하여 부도율의 지역 간 동조성을 분석하였다. 일부 지역을 제외한 대부분의 지역들에서, 어음부도율 변동성에서 공통요인이 차지하는 기여율이 50~60%, 수도권 지역에서는 65%를 상회하는 것으로 추정되었다. 따라서 공통요인이 중요하지만 지역특이요인을 완전히 압도할 만큼은 아니라고 볼 수 있다. 표본을 세 개의 기간으로 나누어 분석한 결과에서는, 최근 기간으로 올수록 공통요인의 기여율이 악화되는 모습이 나타났다. 마지막으로, 통화정책이 전국 부도율에는 유의한 영향을 미치지 못하는 반면, 공통요인에는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 지역 간 동조성이 강화되는 경제위기 기간에는 확장적 통화정책이 지역부도율을 낮추는 효율적인 정책이 될 수 있는 것으로 나타났다. 본 연구의 분석 결과들은 총량 또는 평균 개념의 지표를 이용한 거시정책 평가는 적어도 지역경제의 입장에서는 그 한계가 있다는 것을 의미한다.

핵심주제어: 지역경제 동조성, 동태요인 모형, 공통요인, 지역특이요인, 통화정책
경제학문헌목록 주제분류: R10, E52, C11

I. 서론

거시경제 학자들은 일반적으로 GDP, 인플레이션, 실업률과 같은 총량지표를 사용하여 경기변동을 분석한다. 그러나 현실에서 경기변동은 거시적 충격이 지역에서 지역으로 전이, 확산되면서 진행된다. 예컨대, 우리나라는 1998년과 2008년에 경제위기를 겪었다. 전자는 외환위기로 촉발되었으며 후자는 국제금융시장 위기가 국내로 전이되면서 경제위기로 확산되었다. 그러나 거시경제 충격이 모든 지역에 동일하게 영향을 미치는 것은 아니며, 충격에 가장 직접적으로 영향을 받는 지역이나 부문을 시작으로 충격이 타 지역이나 부문으로 전이되면서 더욱 강화되어 위기로 확산되는 것이 현실적인 경제위기의 발생 과정이라 할 수 있다.

* 전남대학교 경제학부 교수, 전화: (062) 530-1461, E-mail: seekim@jnu.ac.kr
논문투고일: 2017. 9. 4 수정일: 2017. 10. 24 게재확정일: 2017. 11. 10

6 우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과

1998년 경제위기는 외환위기로 시작된 거시충격이 거의 모든 지역들로 빠르게 전이되면서 기업의 연쇄도산 사태로 확산되면서 발생하였고, 결국 역사상 최악의 경제위기로 기록되었다. 반면, 2008년의 경우에는 국제금융시장 충격으로 시작된 거시충격의 여파로 분기별 실질 GDP 증가율이 -3.3%까지 하락하였지만 충격이 지역 전체로 확산되지는 않았으며, 이에 따라 거시경제도 빠르게 정상 상태로 회복될 수 있었다. 경제위기처럼 극적이지는 않지만, 일상적인 경기변동에서도 지역 간, 또는 부문 간 충격의 전이는 동일한 논리의 선상에서 중요성을 갖는다 하겠다.

본 연구의 주요 목적은 지역경제 간 동조성을 분석함으로써 지역 간 충격의 전이구조에 대한 중요한 정보를 제공하는 데 있다. 실증분석 결과에서 나타나겠지만, 1998년 위기 기간과 2008년 위기 기간 사이에는 지역경제 간 동조성에 중요한 차이가 있으며, 이 같은 차이가 2008년 국제금융시장 충격이 1998년과 같은 최악의 경제위기로 확산되지 않은 한 원인이라고 할 수 있다. 당연한 논리적 귀결이겠지만, 지역경제의 동조성이 경기변동에서 중요하다면, 경기안정화 정책에도 중요한 의미를 지닌다. 정책당국이 가장 빈번하게 사용하는 안정화 정책은 통화정책(콜금리 조정)이다. 그러나 통화정책은 총량적 정책이기 때문에 지역경제의 동조성이 중요한 의미를 지닌다. 지역경제의 동조성이 높은 환경이라면 통화정책은 효율적인 경기안정화 정책이 될 수 있다. 그러나 지역특이요인이 강한 환경이라면 통화정책과 더불어 각 지역들을 직접 목표로 하는 신용정책이나 재정정책을 사용하는 것이 효율적일 수 있다. 또한 지역경제의 동조성을 간과한 총량지표나 평균지표에 기초한 정책의 효율성 평가는, 적어도 지역경제의 측면에서는 오도된(misleading) 정보를 제공할 가능성이 있다. 예컨대 금리정책의 결과로 실질 GDP가 증가했다 해도 많은 지역들은 여전히 경기후퇴의 늪에서 벗어나지 못하고 있는 상태일 수 있다. 본 연구에서는 지역경제의 동조성을 기초로 통화정책의 효율성을 평가한다.

지역경제의 동조성 분석에서 가장 먼저 직면하게 되는 이슈는 지역경제를 적절하게 대표하는 경제지표의 선택 문제일 것이다. 지역경제를 적어도 실물 부문에서 대표하는 지표는 GRDP나 고용 관련 자료일 것이다. 그러나 연간 자료만이 존재하거나 일부 지역에만 자료가 존재하는 등 자료의 제한으로 인해 본 연구의 실증분석 방법에는 적합하지 않다. 본 연구는 16개 지역(서울, 6대 광역시, 9개 도)의 1997년부터 2012년까지의 월별 어음부도율을 사용한다. 어음부도율은 기업의 자금사정을 나타내는 지표이지만 지역의 실물경기과 금융시장 상황을 동시에 반영한다는 점에서 지역경기 상황을 적절하게 대표한다고 볼 수 있다. 지역 간

어음부도율의 동조성을 분석하기 위해, 본 연구는 Stock and Watson(1989)이 발전시킨 동태요인 모형(dynamic factor model)을 추정하여 어음부도율 움직임을 모든 지역에 영향을 미치는 공통요인(common factor)과 지역에 고유한 지역특이요인(regional idiosyncratic factor)으로 분해하고, 두 요인의 상대적 중요성을 평가하였다. 동태요인 모형을 이용하여 지역경제를 분석한 연구들은 주로 지역주택 가격에 초점을 둔다. 국내 연구로는 Song(2008)이 대표적이며 해외 연구로는 Stock and Watson(2008)과 Negro and Otrok(2007)가 있다. 한편, 김봉한(2010)은 GVAR(global VAR) 모형을 추정하여 통화정책이 충청지역 내의 도시지역의 어음부도율에 미치는 효과를 분석하였다. 그러나 우리나라 전 지역의 어음부도율 표본에 동태요인 모형을 적용하여 분석한 예는 저자가 아는 한 전무하며, 여기에 본 연구의 가장 큰 기여가 있다.

실증분석 결과, 지역 부도율의 변동성에서 차지하는 공통요인의 기여율은 최저 31.8%(강원)에서 최고 66.5%(서울)까지 추정되었으며, 대부분의 지역에서 공통요인의 기여율은 50~60% 범위인 것으로 나타났다. 이 같은 결과를 지역경제의 동조성에 대한 증거로 받아들인다면, 이는 거시충격이 발생할 경우 50~60% 정도는 지역으로 전이된다는 것을 의미한다. 실증분석 결과의 강건성(robustness)을 보기 위해 특수한 지위에 있는 서울을 제외하거나 공통요인의 수를 달리하여 모형을 추정하여 비교하였지만 주요한 차이점이 발견되지는 않았다.

1998년 외환위기 이후, 우리나라 경제는 다양한 구조적 변화를 겪어 왔으며, 이에 따라 지역경제들의 동조성에도 구조적 변화가 발생하였을 가능성이 있다. 이를 보기 위해 본 연구는 표본을 1997~2002년, 2002~2007년, 2007~2012년 세 개의 구간으로 나누어 모형을 추정하였다. 분석 결과, 최근의 표본 기간으로 올수록 공통요인의 기여율이 하락하는 추세가 나타났다. 1997~2002년 표본에서는 대부분의 지역에서 공통요인의 기여율이 약 70~80% 수준으로 추정된 반면, 마지막 표본 기간에서는 공통요인보다는 지역특이요인이 양적으로 압도하는 결과를 보였다. 이 같은 결과는 수도권-비수도권 양극화에도 불구하고 과거보다는 각 지역경제들이 지역 특성적인 산업구조를 발전시켜 왔다는 것을 의미하며, 따라서 1998년 경제위기와 2008년의 경제위기는 전혀 다른 충격의 전이구조 하에서 발생하였다는 것을 의미한다.

지역경제의 입장에서 통화정책의 효율성을 평가하기 위해, 본 연구는 요인적재-VAR(factor augmented-VAR: FAVAR)를 추정하였다. 추정 결과 콜금리는 효율적으로 공통요인에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 콜금리가 전국 부

도율이라는 총량지표에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한다는 결과와 극명하게 대비되며, 따라서 총량지표에 기초한 정책의 평가는 오도될 수 있다는 본 연구의 주장과 부합하는 것이라 하겠다. 콜금리가 공통요인에 효과적으로 영향을 미친다고는 하지만, 지역경제 측면에서도 반드시 효율적이라는 의미는 아니다. 특히, 2007~2012년 표본에서는 지역 간 동조성이 대단히 낮은 것으로 나타났는데, 그런 만큼 금리정책이 지역경제에 미치는 효과에도 한계가 있는 것이라 할 수 있다. 이 같은 결과는, 보다 엄밀한 분석이 필요한 것이기는 하지만, 2008년 이후 초저금리 정책을 사용하고 있음에도 불구하고 경기회복이 지연되고 있는 한 원인도 지역경제의 동조성 구조에서 찾아질 수 있다는 가능성을 제시하며, 경기회복을 위해서는 금리정책과 더불어 지역경제의 애로사항을 직접 목표로 하는 좀 더 다양한 신용정책과 재정정책이 요구된다는 것을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 우리나라 각 지역의 어음부도율에 대한 기술적(descriptive) 분석을 통해, 전국 부도율과 구별되는 각 지역의 부도율 변화의 특성들과 이와 관련된 주요 이슈들을 제기한다. 또한 어음부도율이 기업의 자금사정뿐 아니라, 적어도 일정 부분 실물경기와 금융 상황을 적절히 반영하는 지표라는 것을 보인다. 제Ⅲ절에서는 실증분석에 사용될 동태요인 모형을 소개하고 지역 어음부도율의 동조성과 제Ⅱ절에서 제시된 이슈들에 대한 실증분석 결과를 보고한다. 마지막 제Ⅳ에서는 주요 실증분석 결과들을 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

Ⅱ. 자료 및 기초 분석

1. 어음부도율 자료

지역경제들의 동조성이나 지역특성요인을 분석하기 위해서는 지역경제 상황을 반영하는 다양한 지표들이 사용될 수 있을 것이다. 먼저 실물경기를 반영하는 GRDP(gross regional domestic products)나 산업생산지수와 같은 지표를 고려해 볼 수 있을 것이다. 그러나 GRDP는 연간 자료만이 제공되고 있어 충분한 크기의 표본을 확보할 수 없기 때문에 본 연구의 실증분석에는 적합하지 않다. 산업생산지수는 월별 자료가 사용 가능하나 GDP의 20~30% 정도에 불과한 제조업·광업을 중심으로 한 산업생산만을 반영하기 때문에 지역경기를 충분히 대표

한다고 보기는 어렵다. 한편, 금융시장 측면에서 본 연구의 실증분석에 적합한 지표는 사실상 전무하다고 볼 수 있다. 지역의 자금사정을 반영하는 대출연체율이 있으나 일부 지역에 대해서만 제공되고 있거나 충분한 기간을 포함하지 못하고 있다. 본 연구는 어음부도율을 이용하여 지역 간 동조화와 특성요인을 분석한다. 다음 절에서 보듯 어음부도율은 실물경기 변동뿐 아니라, 적어도 일정 부분 금융시장 상황을 반영하기 때문에 지역경기 변동을 대표하는 지표로 사용될 만하며, 따라서 주어진 자료의 제약하에서 최선의 선택이라 할 수 있다.

한국은행 경제통계시스템은 서울, 6개 광역시(인천, 부산, 대구, 울산, 광주, 대전) 및 9개 도(경기, 경북, 경남, 전북, 전남, 충북, 충남, 강원, 제주) 등 16개 지역에 대해 월별 어음부도율을 집계하고 있다. 자료는 1997년부터 최근까지의 기간을 포함하고 있으나 본 연구는 몇 가지 이유로 최근 기간을 표본에서 배제하였다. 첫째, 본 연구는 어음부도율이 실물경기와 금융시장 상황을 동시에 반영하는 지표로 평가되기 때문에 사용하였다. 그러나 최근 기간에는 기업거래에서 어음이 차지하는 비중이 줄어들고 있으며, 그에 따라 지역경기 대표성도 약화되고 있다. 둘째, 한국은행은 2012년 1월부터 어음부도율 계산에 전자결제 부분을 포함시키고 있다. 과거에는 전자결제의 비중이 적기 때문에 이를 포함하지 않아도 무방하였지만 최근에는 전자결제의 비중이 커짐에 따라 전자결제 조정 전과 후의 어음부도율의 차이가 커지고 있다. 셋째, 2012년 1월부터 지역구분을 어음교환소에서 행정구역으로 기준을 변경하여 자료가 제공되고 있다. 이상과 같은 이유로 자료의 일관성과 다른 한편으로는 분석에 필요한 충분한 표본을 확보하기 위해 자료는 1997년 1월부터 2012년 12월까지로 하였다.

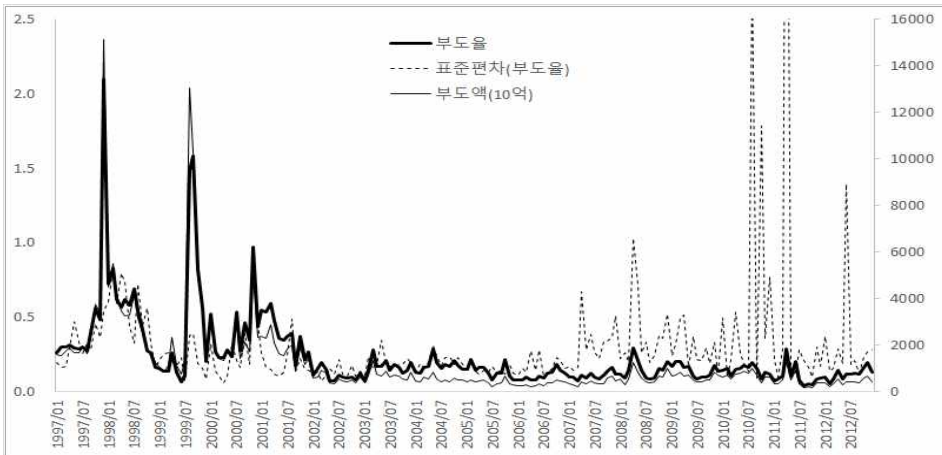
2. 기초 분석

<그림 1>은 전국 부도율과 부도액 변화 추세인데, 가장 눈에 띄는 것은 부도율과 부도액 모두 놀랄 만큼 유사한 움직임을 보이고 있으며 사실상 그 차이는 거의 무시할 만하다는 것이다. 따라서 부도율 대신 부도액을 사용한 실증분석 결과와 비교하는 것도 흥미 있는 일일 것이다.¹⁾ 또한 부도율과 부도액의 변화 추세가 거의 같다는 것은 어음교환액은 경제상황과 무관하게 움직이고 부도액이 경기변동에 따라 변한다는 것을 의미한다. 부도율이 크게 증가한 기간을 살펴보면,

1) 그러나 서울, 부산을 비롯한 몇몇 지역에 대해서는 사용 가능한 부도액 자료가 제공되지 않고 있다.

외환위기가 절정에 달한 1998년과 1999년이 가장 눈에 띈다. 2001년의 초반과 중반에도 큰 폭으로 부도율이 증가하고 있다. 이후에는 눈에 띄게 큰 폭의 증가를 보이는 기간이 관찰되지는 않으며, 다만 2003년 중반, 2008년 초반, 2011년 초반에 상대적으로 큰 폭의 증가세가 나타나고 있다. 한 가지 흥미로운 것은 부도율이 증가한 기간에는 부도율의 지역 간 표준편차의 증가가 수반되는 경향이 강하게 나타나고 있다는 것이다. 이는 부도율로 대표되는 경기후퇴나 자금시장 악화가 지역 간 큰 차이를 보이며 진행된다는 것을 의미한다. 또한 초기에 비해 최근 기간에 표준편차가 커지는 경향이 있다는 점도 눈에 띈다. 1998년, 2001년 전후 기간에 표준편차가 증가하기는 하지만, 이는 부도율 증가에 수반되는 현상으로 볼 수 있다. 반면 최근의 기간, 2010년대는 부도율은 크게 상승하지 않았음에도 불구하고 표준편차는 급격하게 등락하면서 불안한 모습이 나타난다. 이는 2008년 말 국제금융위기의 충격은 빠르게 수습되었지만 그 후로도 지역들은 반복적으로 경제적 어려움을 겪었을 가능성을 시사한다.

<그림 1> 전국 어음부도 추세: 부도율, 부도액(우측), 표준편차



<표 1>은 지역별·기간별 어음부도율 추세를 보여 주고 있다. 1997~2002년 기간 중 부도율이 높은 지역은 인천, 부산, 경남, 전북으로 0.7%를 상회하는 것으로 나타났다. 2002~2007년 기간에는 인천과 광주에 어음부도율이 눈에 띄는데, 대부분의 지역이 0.5%를 밑돈 반면, 이들 지역은 각각 2.11%와 1.30%로 높은 수준으로 나타났다. 2008~2012년의 지역별 어음부도율에서 가장 눈에 띄는 추세는

강원을 제외하면, 거의 모든 지역의 부도율이 0.5% 미만으로 안정화되었다는 것이다. 이 기간 중 국제금융위기가 발생하였다는 점을 감안하면, 이 같은 안정화 추세는 의외로 받아들일 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 강력한 안정화 정책으로 국제금융위기 충격의 확산이 조기에 차단되었다는 점을 고려하면 특이한 현상이라고 할 수 없을 것이다.

<표 1> 지역별·기간별 평균 어음부도율

지역	1997~2002	2002~2007	2008~2012
전국	0.40	0.12	0.14
서울	0.37	0.06	0.11
인천	0.76	2.11	0.32
경기	0.61	0.20	0.38
부산	0.79	0.70	0.45
울산	0.45	0.23	0.16
경남	0.77	0.39	0.44
대구	0.58	0.55	0.33
경북	0.57	0.26	0.32
광주	0.58	1.30	0.57
전남	0.55	0.50	0.18
전북	0.70	0.75	0.45
대전	0.51	0.41	0.43
충남	0.69	0.46	0.40
충북	0.69	0.32	0.33
강원	0.50	0.19	0.97
제주	0.53	0.40	0.23

<그림 2>는 권역별로 부도율 추세를 시각적으로 비교하고 있다. 먼저 수도권에서 서울을 보면 전국 부도율과 거의 차이가 없는 것으로 나타나는데, 이는 전국에서 차지하는 서울의 어음 교환액 비중이 나머지 모든 지역을 완전히 압도한다는 점을 고려하면 자연스러운 현상이라 하겠다. 반면, 수도권의 인천과 경기를 비롯하여 나머지 모든 지역의 부도율 추세는 전국 지표와 상당한 차이를 보인다. 가장 눈에 띄는 것은 전국 부도율보다 서울을 제외한 모든 지역의 부도율이 대부분 높은 수준을 보이고 있다는 것이다. 반면 그림에는 선명하게 보이지 않지만 서울의 부도율은 전국 부도율보다 거의 대부분 낮은 수준을 보이고 있다. 또한 서울을 제외한 여타 지역의 부도율은 수준뿐 아니라 변동성도 큰 것으로 나타났

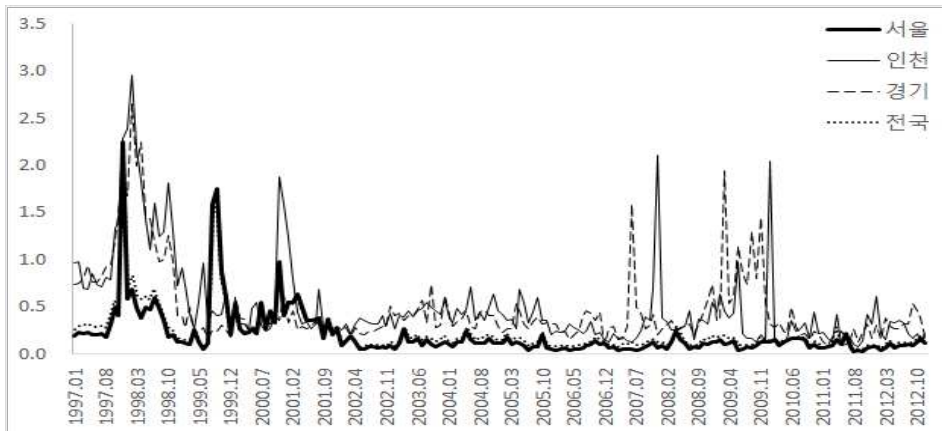
12 우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과

다. 특히, 2000년 이후 전국 및 서울 부도율은 큰 폭의 변화 없이 안정화 된 반면, 지역 부도율은 큰 폭의 변동성을 보이고 있다. 2002~2003년은 비교적 큰 폭의 경기후퇴가 발생한 기간이다. 그럼에도 전국·서울 부도율은 다소 상승한 달이 있으나 대체로 안정된 모습을 보인다. 반면 여타 지역들은 상대적으로 큰 폭의 부도율 상승을 경험하였으며 대구의 부도율 상승이 특히 눈에 띈다. 또한 2008년 국제금융위기 기간에도 전국·서울의 부도율 변화는 미미한 반면, 다른 지역들의 부도율이 급증하면서 불안한 모습을 노출하였다.

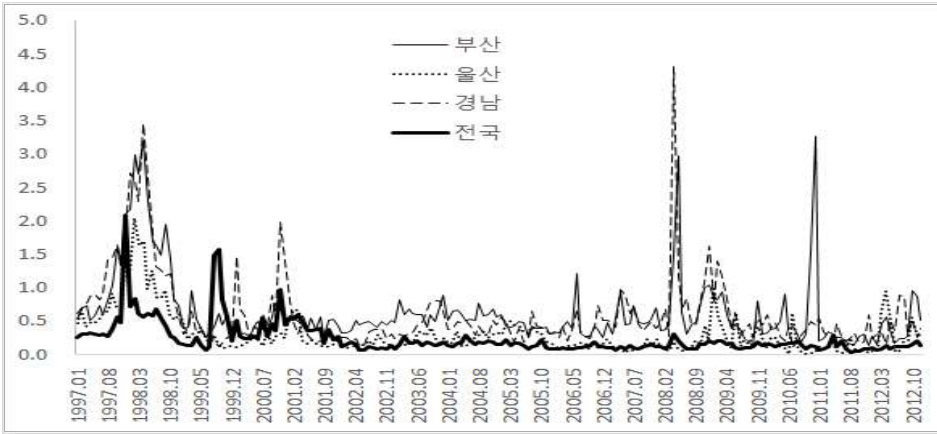
이 같은 추세에 대해 두 가지 해석이 가능하다. 첫 번째 가능한 해석은 서울에 비해 나머지 지역 기업들의 자금사정, 또는 지역경제가 대체로 어렵다는 것이다. 두 번째 해석은 서울에는 기업의 수가 많기 때문에 한 기업의 도산이 전체 부도율에 미치는 영향이 작은 반면, 다른 지역은 기업의 수가 적어 한 기업의 도산이 전체 부도율을 상대적으로 크게 높이는 효과가 있다. 주어진 자료로는 정확하게 어느 하나의 해석이 전적으로 옳다고 판정할 수는 없을 것이다. 그러나 두 번째 해석도 한 기업의 부도가 지역경제에 미치는 영향이 상대적으로 크다는 것을 의미하므로 그림의 서울과 지역의 부도율 추세는 지역경제의 상대적 취약성을 의미한다고 해석함이 타당할 것이다. 따라서 전국 부도율을 이용한 경기변동의 분석이나 통화정책 효과의 분석은 지역경제에 미치는 영향에 관한 한 오도된 결과를 보일 수 있으며, 이에 지역 자료 사용의 필요성이 발견된다 하겠다.

<그림 2> 권역별·지역별 부도율 추세

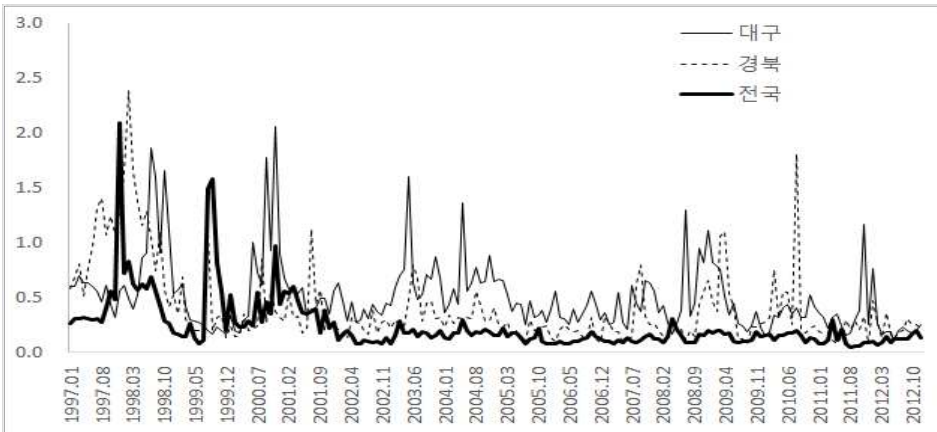
(가) 수도권



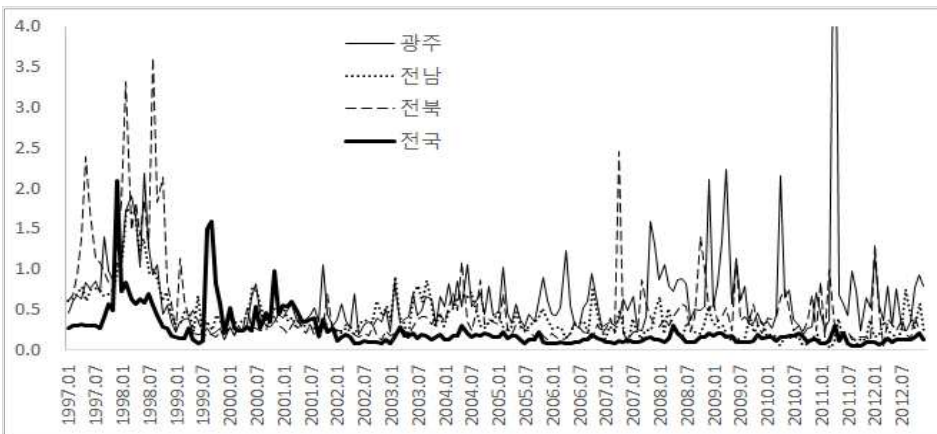
(나) 경남권



(다) 경북권

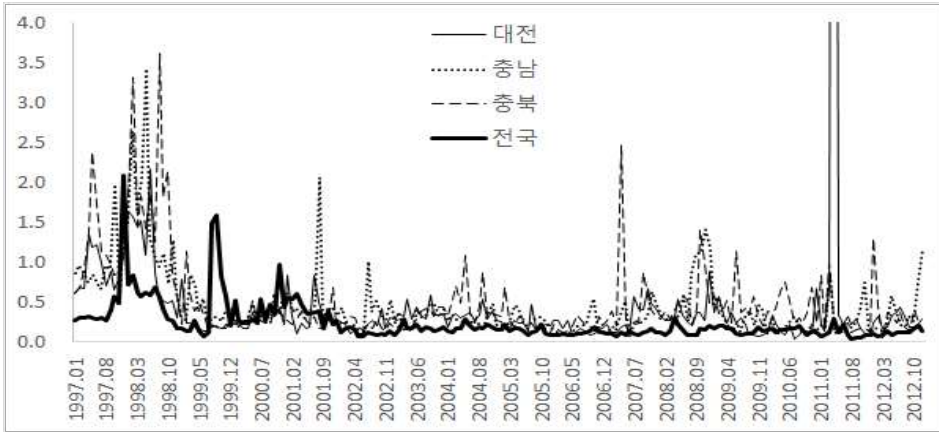


(라) 전라권

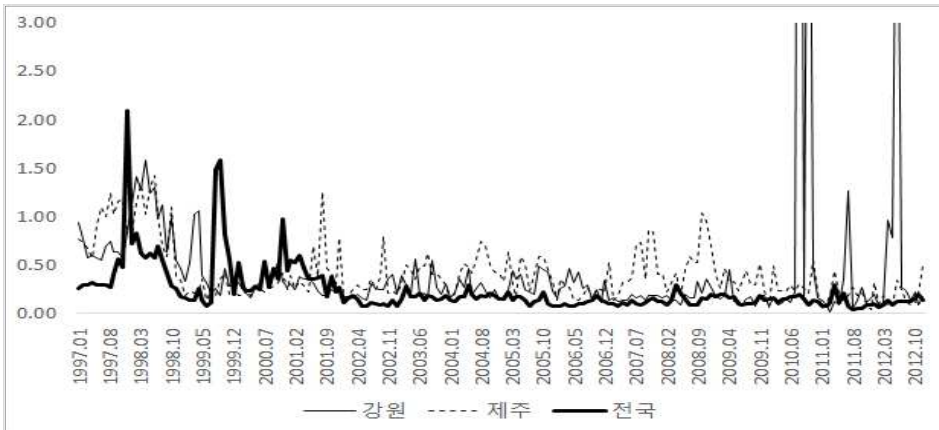


14 우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과

(마) 충청권



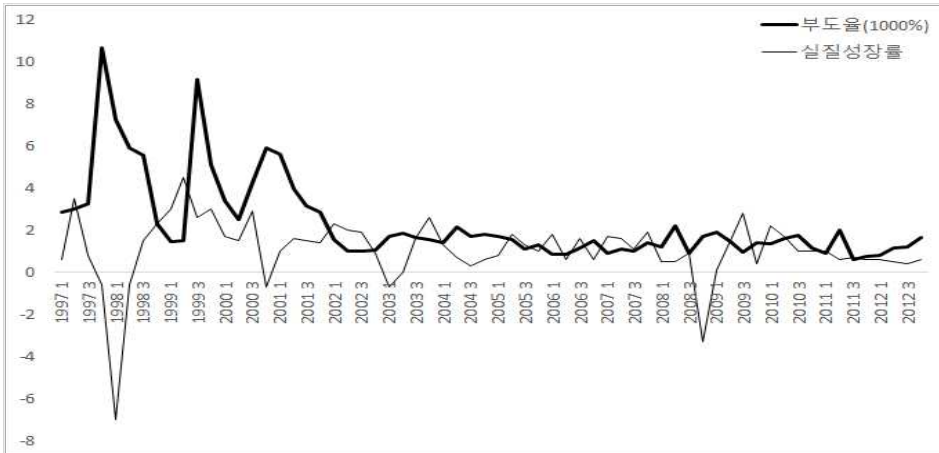
(바) 강원, 제주



본 연구는 어음부도율이 실물경기와 금융시장 상황을 동시에 반영한다는 주장을 근거로 지역 경기상황을 대표하는 지표로 사용하였다. 먼저 <그림 3>의 분기별 자료에서 나타나는 바와 같이 대체로 경기후퇴는 부도율 증가를 수반하고 있다. 특히, 큰 폭의 경기후퇴가 발생한 기간(1998년, 2000년 하반기)에는 실질 GDP 증가율 둔화와 더불어 부도율도 큰 폭으로 증가하는 것으로 보인다. 2008년 말 국제금융위기 발생 시에도 실질 GDP 증가율 감소와 더불어 어음부도율도 증가하는 역상관 움직임이 뚜렷하게 나타난다. 물론 본 연구는 월별 자료를 사용하였고 월별 자료는 상대적으로 잡음(noise)이 많기 때문에 분기별 자료에 함의된 정보가 그대로 나타나지는 않을 수 있다. 그러나 월별 어음부도율도 적어도 일정 부분 경기변동을 반영한다는 것은 확실하다고 말할 수 있다. 지면 절약을 위해

생략되었지만 월별 산업생산지수를 이용한 분석은 이 같은 주장이 타당하다는 것을 보여 준다.²⁾

<그림 3> 분기별 전국 부도율과 실질성장률



금융시장 상황과의 관계를 보기 위해 <그림 4>에는 어음부도율과 금융시장 스트레스를 비교하였다. 금융시장 스트레스는 위험자산인 91일 CP와 무위험자산인 3년 만기 국고채 수익률의 금리 스프레드가 사용되었으며, 따라서 신용위험을 반영한다. 그림에서 보는 바와 같이 국제금융시장 위기 이후 기간을 제외하면, 부도율이 크게 상승하는 기간에는 금융시장 스트레스도 크게 증가하는 것으로 나타났다. 물론 어음부도율과 스프레드의 동조성은 기간마다 변화가 심한 경향이 있다. 예컨대 12개월 상관계수를 계산해 보면, 음의 상관계수가 추정되는 기간들(1999년, 2002년)이 존재하기도 하나 외환위기 기간이 포함된 1997년과 1998년에는 12개월 상관계수가 각각 98.0%와 69.9%로 추정되어 높은 동반 움직임을 보이는 등 대체로 50% 이상의 상관계수들이 추정된다. 물론 그림에서와 마찬가지로

2) 예컨대, 월별 산업생산지수 증가율을 부도율에 대해 다음과 같이 회귀분석 하면,

$$IP_t = 3.774 - 3.142 \times de\ fault_t + 0.715 \times de\ fault_{t-1}$$

모든 계수들은 통계적으로 유의하게 추정되며 조정결정계수(\bar{R}^2)는 0.59이다. 물론 산업생산지수 자체가 경기변동을 완전히 반영하는 것은 아니지만 부도율이 상당 부분 경기변동을 반영하는 것은 분명하다 할 수 있다.

16 우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과

2008년 이후 최근 기간에는 상관관계가 희박한 것으로 나타나기는 하지만 어음부도율은 실물경기와 더불어 금융시장 상황도 상당 부분 반영하기 때문에 지역경제 동조성 분석에 적절한 지표라고 하겠다.

<그림 4> 어음부도율과 스프레드



Ⅲ. 실증분석 결과

1. 동태요인 모형

본 연구의 목적은 새로운 계량모형을 개발하거나 검증하는 데 있지 않다. 따라서 실증분석에서 사용되는 계량모형은 Stock and Watson(1989)이 발전시킨 동태요인 모형(Dynamic Factor Model: DFM)이다. 본 모형은 이 분야의 표준적인 모형으로 간주되기 때문에 자세한 설명은 차제하고 주요 특징만을 서술하기로 한다.³⁾

DFM의 기본적인 전제는 분석 대상 시계열들의 움직임이 몇 개의 잠재적인 요인(latent factors)들에 의해 결정된다는 것이다. 본 분석에서 사용되는 DFM은 다음과 같은 3개의 방정식에 의해 대표된다.

3) 본 연구의 모형을 포함하여 동태요인 모형의 응용과 추정에 대해서는 Stock and Watson (2010)이 폭넓게 설명하고 있다.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_{i1}f_{1t} + \dots + \lambda_{iK}f_{Kt} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

$$f_{kt} = \phi_{k1}f_{kt-1} + \phi_{k2}f_{kt-2} + \dots + \phi_{kq_k}f_{kt-q_k} + \eta_{kt}, \quad k = 1, \dots, K \quad (2)$$

$$u_{it} = \rho_{i1}u_{it-1} + \rho_{i2}u_{it-2} + \dots + \rho_{iq_u}u_{it-q_u} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

여기서 y_{it} 는 i 지역의 로그 어음부도율을 나타낸다. 식 (1)에 따르면 각 지역의 어음부도율은 관찰되지 않는 잠재변수(latent variable)인 공통요인(common factor) f_{kt} 와 지역특이요인(idiosyncratic factor) u_{it} 에 의해 결정된다. 주의할 것은 공통요인이지만 그 영향력은 지역마다 다를 수 있으며 요인적체계수(factor loading coefficient)가 이를 반영한다. 식 (2)와 식 (3)에서 공통요인과 특이요인은 각각 $AR(q_f)$ 과 $AR(q_u)$ 의 확률 과정(stochastic process)을 따른다고 가정한다. η_{kt} 와 ϵ_{it} 는 서로 독립적인 분포를 가지며, 각각 $\eta_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$ 와 $\epsilon \sim i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 로 가정된다. 따라서 공통요인과 지역특이요인은 서로 영향을 미치지 않는 것으로 가정된다.

식 (1)~(3)과 같이 정의되는 동태요인 모형에서 공통요인 추정을 위해서는 계수벡터 $\theta_i = \{\alpha_i, \lambda_i, \rho_i\}$ 가 추정되어야 하는데, 이는 Kalman filtering 알고리즘을 응용한 Gaussian MLE에 의해 추정된다. Bermanke *et al.*(2005)의 주성분(principal components) 접근법은 베이지안(Bayesian) 추정법에 비해 획기적으로 추정시간을 단축하는 장점이 있다. 그러나 주성분 추정법은 횡단면 단위(cross sectional units)의 표본크기가 대단히 커야 적용될 수 있으며, 따라서 본 연구에서는 베이지안 추정법에 의해 모형을 추정한다.

베이지안 방법에 의한 동태요인 모형 추정에서 제기되는 어려움 중 하나는 추정될 계수의 개수가 너무 많은 경우, 최우함수(maximum likelihood function)의 수렴(convergence)을 얻기가 어렵거나 추정의 정확성이 떨어질 가능성이 있다는 것이다. 이 같은 문제는 표본의 크기가 작거나 지역경제들 사이에 구조적 차이가 클 때 더욱 악화될 수 있다. 본 연구에서는 AR 계수들에 대한 유의성 검정을 통해 포함되는 계수들의 개수를 최소화함으로써 추정의 효율성을 강화하였다.

2. 추정 결과

식 (1)~(3)으로 정의되는 동태요인 모형은 정상적 시계열에 적용될 수 있다. <표 2>에는 세 가지 단위근 검정의 결과를 보고하고 있다.⁴⁾ 즉, Augmented

<표 2> 단위근 검정(로그변환)

지역	어음부도율		
	ADF	DF^{GLS}	P-P
서울	-4.707	-4.434	-4.429
인천	-4.121	-2.532	-5.632
경기	-3.658	-1.998	-5.266
부산	-6.054	-6.061	-5.787
울산	-4.578	-3.473	-6.033
경남	-3.892	-3.624	-5.518
대구	-4.285	-3.732	-6.090
경북	-4.479	-3.369	-6.400
광주	-5.750	-5.686	-8.971
전남	-3.247	-2.392	-6.039
전북	-2.558	-1.896	-5.797
대전	-3.880	-2.686	-7.407
충남	-4.392	-2.331	-6.623
충북	-3.353	-2.688	-7.472
강원	-5.010	-1.349	-8.672
제주	-3.792	-1.779	-7.090
패널 단위근 검정	LLC	Breitung	IPS
	-14.097 (0.000)	-13.430 (0.000)	-19.195 (0.000)

주: ADF와 P-P 검정의 5%, 10% 유의수준은 -2.877과 -2.575이고 DF^{GLS} 검정은 -1.942와 -1.616이다. LLC, IPS는 각각 Levin-Lin_Chu 패널단위근 검정법과 Im-Pesaran-Shin 패널 단위근 검정법을 나타낸다.

Dicky-Fuller(ADF) 검정, Elliott *et al.*(1996)이 제안한 DF^{GLS} 검정, 그리고 Phillips-Perron(P-P) 검정이다. DF^{GLS} 검정은 추세 제거된 자료를 사용하기 때문에 전통적인 ADF 검정보다 검정력이 강화된다는 장점이 있다. ADF 검정과 DF^{GLS} 검정은 포함되는 시차에 민감한 반면, Phillips-Perron 검정은 시차에 의존하지 않는다는 장점이 있다. 위에서 지적된 바와 같이 베이지안 추정은 수렴을 얻는데 어려움을 겪을 수 있다. 실증분석에 사용되는 어음부도율은 정의에 의해 [0,1]의 폐구간으로 한정되어 있을 뿐 아니라 공식적인 자료는 소수점 이하 두 자

4) 부도율에 시간추세가 존재한다는 것은 논리적으로 부적합하며, 따라서 단위근 검정에는 상수항만이 포함되었다.

리까지 부도율을 계산하여 제공하고 있다. 이 같은 속성 때문에 사용 가능한 부도율 자료는 변동성이 작는데, 이 경우 최우함수의 수렴이 느리고 추정되는 계수가 부정확해질 수 있다.⁵⁾ 이 같은 문제를 해결하기 위해 본 실증분석에서는 원자료에 로그를 취한 부도율이 사용되었다. 부도율의 로그 변환은 원자료에 비해 시계열의 비정상성(nonstationary) 분석에 논리적으로 더 적합하다는 또 다른 이점도 있다.⁶⁾

표에서 보는 바와 같이 모든 경우에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되고 있어 어음부도율은 안정적 시계열이라 할 수 있다. 표에는 또한 세 가지 패널단위근 검정 결과가 보고되어 있는데, 마찬가지로 압도적으로 단위근 가설을 기각하고 있다.

<표 3>에는 동태요인 모형의 추정 결과들이 보고되어 있다. 추정에서는 특별한 경우가 아니면 공통요인과 지역특이요인이 각각 AR(2)와 AR(1) 과정을 따른다고 가정함으로써 계수의 수를 줄이고 추정의 효율성을 강화하였다. 첫 번째 패널은 벤치마킹 모형의 추정 결과로, 지역의 어음부도율에 영향을 미치는 공통요인이 하나만 존재한다고 가정되었으며 공통요인은 동 기간에만 각 지역의 부도율에 영향을 미친다고 가정되었다. AR(2) 공통요인의 계수 값은 통계적으로 유의하게 0.635와 0.355로 추정되었다.

첫 번째 열은 각 지역 부도율 식에서 공통요인의 계수 값들의 추정 결과인데, 모든 경우에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 간결함을 위해 표에는 생략되었지만 지역특이요인의 AR(1) 계수들도 통계적으로 유의하게 추정되었다. 따라서 모형이 정확하게 추정되었다고 할 수 있다. Wald 검정은 공통요인이 존재하지 않는다는 결합귀무가설(joint null), 즉 $\lambda_{ik} = 0, \forall i = 1, \dots, n, k = 1, \dots, K$ 에 대한 검정인데, 귀무가설이 강하게 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 각 지역의 어음부도율에 공통으로 영향을 미치는 공통요인이 존재하며, 가정된 모형에 의해 적절하다고 반영되었다고 할 수 있다. 계수 값을 살펴보면, 먼저 서울이 다른 지역들보다는 상대적으로 높은 값으로 추정되는 것으로 나타났다. 표의 결과는 로그변수에 대한 모형 추정이다. 따라서 계수 값은 공통요인 변화에 대한 지역 부도율의 민감도를 나타내며 서울 지역 부도율이 공통요인 변화에 가장 민감

5) 이를 확인하기 위해 원자료를 이용하여 동태요인 모형을 추정하였는데, 수렴도 대단히 느리고 추정된 계수들의 통계적 유의성도 낮은 것으로 나타났다.

6) [0,1]의 폐구간에서 내에서 움직이는 부도율 시계열은 이론적으로는 비정상(nonstationary) 시계열이 될 수 없다. 반면 로그 전환 부도율은 $[-\infty, 0]$ 의 구간에서 정의되기 때문에 이 같은 논리적 모순으로부터 자유롭다.

<표 3> 동태요인 분석

지역	전체 표본		서울 제외		2-공통요인 모형	3-공통요인 모형
	λ_i	분산분해	λ_i	분산분해	분산분해	분산분해
서울	0.251 (0.000)	0.665	-	-	0.680	0.678
인천	0.161 (0.000)	0.656	0.174 (0.000)	0.661	0.657	0.663
경기	0.158 (0.000)	0.662	0.170 (0.000)	0.666	0.663	0.739
부산	0.117 (0.000)	0.594	0.126 (0.000)	0.599	0.629	0.616
울산	0.246 (0.000)	0.572	0.264 (0.000)	0.572	0.575	0.608
경남	0.130 (0.000)	0.602	0.140 (0.000)	0.605	0.643	0.640
대구	0.136 (0.000)	0.571	0.148 (0.000)	0.582	0.582	0.619
경북	0.189 (0.000)	0.586	0.204 (0.000)	0.590	0.584	0.584
광주	0.106 (0.000)	0.332	0.115 (0.000)	0.335	0.392	0.414
전남	0.177 (0.000)	0.570	0.189 (0.000)	0.567	0.590	0.609
전북	0.124 (0.000)	0.578	0.134 (0.000)	0.586	0.605	0.616
대전	0.196 (0.000)	0.504	0.210 (0.000)	0.504	0.515	0.554
충남	0.177 (0.000)	0.561	0.190 (0.000)	0.562	0.555	0.552
충북	0.167 (0.000)	0.544	0.181 (0.000)	0.552	0.586	0.607
강원	0.195 (0.000)	0.318	0.209 (0.000)	0.316	0.350	0.344
제주	0.172 (0.000)	0.553	0.185 (0.000)	0.551	0.552	0.557
Wald	1,611 (0.000)	-	13,158 (0.000)	-	188,774 (0.000)	236,861 (0.000)

하게 영향을 받는다는 것을 의미한다. 국민경제에서 차지하는 서울의 경제적 위상을 고려하면, 이 같은 결과는 상식에 부합하는 것으로 받아들여질 수 있다. 다른 지역 중에서는 울산, 대전 순으로 높게 추정되어 이들 지역의 어음부도율이

상대적으로 공통요인의 영향을 강하게 받는 것으로 나타났다. 반면 광주의 계수 값이 가장 작게 추정되어, 광주가 강원도나 제주보다도 공통요인의 변화에 덜 민감한 것으로 나타났다. 이는 다소 의외의 결과로 받아들여질 수 있다.

공통요인 변화에 대한 권역별 부도율 민감도는 권역 내 지역들의 계수 값이 동일하다는 귀무가설에 대한 검정을 통해 평가할 수 있는데, 이는 <표 4>의 첫째 행에 보고되어 있다. 즉, χ^2 -검정은 $\lambda_i = \lambda_j (i \neq j)$ 에 대한 검정통계량이다. 권역을 크게 분류하는 경우(수도권, 경상권, 전라권, 충청권, 기타 권역), 모든 권역에서 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 표에서는 협의로 정의된 권역에 대해 검정을 실시하였다. 먼저 수도권에서 서울을 제외한 인천과 경기 지역이 공통요인에 변화에 대한 민감도가 같다는 귀무가설은 기각되지 않는 것으로 나타났다. 대전과 충남에 대해서도 귀무가설이 기각되지 않는다. 그러나 이 같은 결과들이 권역 내 지역들의 경제적 밀접성이나 연계성에 대한 직접적이거나 확고한 증거로 받아들여지기는 어렵고 추가적인 분석이 필요하다. 왜냐하면, 경기 외에도 충북지역의 계수 값이 인천과 유사한 수준으로 추정되기 때문이다. 한편, 다른 권역들-대구·경북, 부산·울산·경남, 광주·전남-권역들에 대해서는 귀무가설이 강하게 기각되고 있어 지리적 밀접성과 경제적 밀접성은 다른 차원의 문제라고 볼 수 있다.250

<표 4> 권역별 지역 부도율의 공통요인 민감도에 대한 χ^2 검정

인천, 경기	대구, 경북	부산, 울산, 경남	광주, 전남	대전, 충남
0.08 (0.771)	16.23 (0.000)	67.14 (0.000)	30.57 (0.000)	2.43 (0.119)
0.100 0.750	15.50 0.000	68.07 0.000	30.18 0.000	2.39 0.122

공통요인의 계수 값을 통해 공통요인의 변화에 대한 각 지역 부도율의 상대적인 민감도를 비교할 수 있다. 그러나 공통요인의 계수 값이 크다고 해서 그 지역 부도율 변화에서 공통요인의 중요성도 크다는 것을 의미하지는 않는다. 예컨대 서울의 공통요인 계수 값이 가장 크지만 서울 부도율 변동에서 지역특이요인이 더욱 중요할 수도 있다. 공통요인과 지역특이요인의 상대적 중요성은 분산분해를 통해 분석될 수 있다. 지역 부도율의 분산을 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\text{var}(y_{it}) = \lambda_i^2 \text{var}(f_t) + \text{var}(u_{it}) \quad (4)$$

여기서 공통요인 f_t 와 지역특이요인 u_{it} 는 상호 독립인 것으로 가정된다. 따라서 어음부도율 분산에서 공통요인의 기여는

$$\frac{\lambda_i^2 \text{var}(f_t)}{\text{var}(y_{it})} = 1 - \frac{\text{var}(u_{it})}{\text{var}(y_{it})} \quad (5)$$

로 계산된다. <표 3>의 두 번째 열에는 식 (5)와 같이 정의되는 분산분해가 보고되어 있다. 어음부도율 변동성에서 공통요인의 기여가 가장 높은 권역은 수도권으로 서울, 인천, 경기 모두 부도율 변동성의 약 66%가 공통요인의 변동성에 기인하는 것으로 나타났다. 특히, 서울의 경우 공통요인의 기여율이 다른 어느 지역보다 크며, 따라서 서울의 어음부도율은 공통요인에 가장 민감할 뿐 아니라 공통요인의 중요성이 가장 크다 하겠다. 두 번째로 높은 권역은 경상권으로 공통요인의 기여율이 57~60%로 추정되었다. 그 다음으로 충청권과 전라권 순으로 공통요인의 영향력이 큰 것으로 추정되었다. 흥미로운 것은 광주의 공통요인의 기여율이 33.2%로, 강원도의 31.8% 다음으로 낮게 추정되었다는 것이다. 사실 광주를 제외한다면 충청권보다는 전라권의 공통요인 기여율이 크게 추정된다는 점을 생각하면 다소 의외의 결과라고 할 수 있다.

이상에서와 같이, 광주와 강원을 제외하면 각 지역의 어음부도율 변동성에서 차지하는 공통요인의 기여율은 최저 50.4%에서 최고 66.5%로 다양하게 나타났다. 또한 수도권과 경상권의 공통변수 기여율이 상대적으로 높은 것으로 나타났는데, 공통요인에 대한 민감도도 다른 권역보다 높다는 것을 고려하면 이 권역의 지역들이 다른 권역의 지역들에 비해 국민경제 통합도가 상대적으로 높을 가능성이 있다고 할 수 있다. 또한 어음부도율 변동에서 공통요인이 상대적으로 더 중요하지만 지역특성적 요인도 양적으로 중요하다고 할 수 있으며, 지역특성을 고려하지 않은 정책효과 분석은 지역경제 측면에서는 오도될 수 있다는 것을 의미한다.

<표 3>의 두 번째 패널은 서울의 압도적인 경제적 지위를 고려하여, 서울을 제외한 지역들만 포함하여 동태요인 모형을 추정한 결과이다. 그러나 전 지역을 포함한 표본과 비교하여 눈에 띄는 차이는 발견되지 않는다. 또한 <표 4>의 두 번째 행의 권역 내 지역 부도율의 공통요인 민감도가 같은지에 대한 검정 결과

도 서울을 포함한 표본에 대한 결과와 대동소이한 것으로 나타났다. 한편, <표 3>의 세 번째와 네 번째 패널은 공통요인이 두 개 또는 세 개 존재한다는 가정하의 추정 결과이다. 당연한 결과이지만 공통요인이 증가하면서 공통요인의 기여율도 거의 대부분의 지역에서 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 권역별·지역별 기여율의 순위에는 눈에 띄는 변화가 발견되지는 않았다. 다만 경기지역의 공통요인 기여율이 가장 높아지는 변화 정도가 발견된다. 따라서 벤치마킹 모델인 첫 번째 패널의 주요 결과는 서울의 포함 여부, 공통요인의 수에 의존하지 않는 강건성(robustness)을 보인다고 할 수 있다.

3. 구조 변화

<그림 1>에서 한 가지 흥미로운 점은, 1998년 외환위기 기간 중 어음부도율이 큰 폭으로 상승한 반면 2008년 국제금융위기 기간에는 소폭의 상승만이 관찰된다는 것이다. 반면 지역 간 부도율 표준편차는 오히려 2008년과 이후에 큰 폭으로 상승하는 모습이 나타난다. 이는 외환위기 기간 중에는 지역 간 동조화가 강한 가운데 부도율이 증가한 반면, 국제금융위기 기간에는 부도율 증가가 일부 지역들에 편중되었을 가능성이 있다는 것을 의미한다. 이 같은 추론을 검증하기 위해 <표 5>에는 표본 기간을 세 개로(1997~2002년 표본, 2002~2007년 표본, 2007~2012년 표본) 나누어 동태요인 모형을 추정하였다.⁷⁾

1997~2002년 표본으로부터 추정된 분산분해를 보면, <표 3>과 비교하여 지역 부도율 변동에서 공통요인의 기여도가 대단히 높은 것으로 나타났다. 경기의 경우 공통요인의 기여율이 90.7%를 기록하고 부산, 울산, 경남, 강원도에 대해서도 80% 이상의 높은 기여율이 추정되었다. 나머지 지역들에서도 대부분 70% 전후의 높은 수준의 공통요인 기여율이 나타나고 있다. 1997~2002년 표본은 외환위기의 영향이 강한 기간이었다는 점을 고려하면, 이 같은 결과는 위기 기간 중 부도율 증가에는 지역 간 강한 동조성이 수반되었다는 것으로 해석될 수 있다. 가장 극적인 동조성 변화를 보이는 지역은 강원으로, 전체 표본에서는 공통요인의 기여율이 가장 낮은 31.8%에 불과했지만 1997~2002년 표본에서는 82.4%에 이르고 있다. 따라서 평소 지역특이요인이 강했던 지역마저 위기 기간에는 다른 지역들과 동조성을 보이면서 부도율이 증가된 것으로 볼 수 있다. 반면 서울은 공통요인의 기여율이 전체 표본의 경우보다 다소 낮게 추정되었다. 이는 서울은

7) 최소한의 표본의 크기를 확보하기 위해 1년씩 겹치도록 하부 표본을 구분하였다.

24 우리나라 지역경제의 동조성과 통화정책의 효과

위기 기간이라고 특별히 다른 지역과의 동조화가 강화된 것은 아니며, 서울의 독자적인 경제적 지위를 간접적으로 보이는 것이라 할 수 있다.

<표 5> 구조적 변화

지역	1997~2002년 표본		2002~2007년 표본		2007~2012년 표본	
	λ_i	분산분해	λ_i	분산분해	λ_i	분산분해
서울	0.265 (0.000)	0.582	0.284 (0.000)	0.355	0.232 (0.000)	0.300
인천	0.141 (0.000)	0.786	0.129 (0.000)	0.570	0.139 (0.000)	0.274
경기	0.182 (0.000)	0.907	0.135 (0.000)	0.159	0.115 (0.000)	0.413
부산	0.129 (0.000)	0.840	0.089 (0.000)	0.344	0.089 (0.000)	0.347
울산	0.232 (0.000)	0.805	0.203 (0.000)	0.472	0.204 (0.000)	0.248
경남	0.181 (0.000)	0.837	0.121 (0.000)	0.494	0.083 (0.000)	0.298
대구	0.128 (0.000)	0.623	0.098 (0.000)	0.468	0.112 (0.000)	0.425
경북	0.188 (0.000)	0.711	0.172 (0.000)	0.425	0.140 (0.000)	0.293
광주	0.163 (0.000)	0.731	0.089 (0.000)	0.152	0.060 (0.000)	0.141
전남	0.158 (0.000)	0.789	0.132 (0.000)	0.336	0.160 (0.000)	0.199
전북	0.141 (0.000)	0.653	0.083 (0.000)	0.408	0.096 (0.000)	0.533
대전	0.213 (0.000)	0.763	0.175 (0.000)	0.516	0.141 (0.000)	0.216
충남	0.155 (0.000)	0.697	0.167 (0.000)	0.246	0.134 (0.000)	0.294
충북	0.192 (0.000)	0.797	0.156 (0.000)	0.317	0.109 (0.000)	0.165
강원	0.179 (0.000)	0.824	0.171 (0.000)	0.056	0.159 (0.000)	0.002
제주	0.178 (0.000)	0.675	0.135 (0.000)	0.415	0.134 (0.000)	0.372
Wald	5.601 (0.000)	-	14.449 (0.000)	-	46.027 (0.000)	-

하부 표본들에 대한 결과의 비교에서 가장 눈에 띄는 점은 최근의 표본으로 갈수록 공통요인의 중요성이 약화, 즉 지역 간 부도율 동조화가 약화되는 추세가 나타난다는 것이다. 전체 표본에 비해 1997~2002년 표본에서는 강한 동조성이 나타나는 반면, 2002~2007년 표본에서는 약한 동조성이 나타난다. 2007~2012년 표본으로 오면 더욱 약한 지역 간 동조성이 나타나, 공통요인 기여율이 50%를 넘는 지역은 전북이 유일하며 그 외의 지역은 대부분 40%를 밑돌고 있다. 공통요인 기여율이 강원지역에서는 0.2%에 불과하고 광주, 전남, 충북 지역에서도 20%를 밑돌기 때문에, 이들 지역의 부도율 변화는 사실상 지역특이요인에 기인한 것이라고 하겠다. 2007~2012년 표본이 2008년 위기 기간을 포함한다는 점을 고려하면, 이 시기 전국 부도율 상승은 전국적인 현상이 아니라 지역적 요인에 기인한 것이라고 하겠다.

최근 기간에 지역 간 부도율 동조성이 약화되는 현상을 어떻게 해석할 수 있을까? 첫 번째 가능한 해석은 1997~2002년 패널에서의 높은 부도율 동조화는 경제위기라는 특별한 상황에서 나타난 현상이라는 것이다. 외환위기가 한창인 1998~1999년 기간 중 시스템 위험이 급속하게 증가됨에 따라 기업들이 연쇄도산 사태에 직면하게 되었는데, 이것이 지역 간 부도율 동조화로 나타난 것으로 볼 수 있다. 이 같은 해석은 논리적으로 유력해 보인다. 그러나 2008년 국제금융 위기에는 동조화 증가 현상이 나타나지 않았다는 문제점이 있다. 2008년 위기는 외환위기 때와는 그 원인도 다를 뿐 아니라 전혀 다른 금융시장 구조와 환경 하에서 발생되고 진행되었다는 점을 주목할 필요가 있다. 1998년의 경제위기는 국내 금융기관의 리스크 관리 미흡 및 국내 기업의 부실 심화와 이로 인한 외화의 해외 차입 제약 등이 원인이 되어 발생한 것으로, 국내 요인이 위기의 확산에 주요한 역할을 하였다. 그러나 2008년 경제위기는 해외 금융위기로 촉발된 글로벌적 소비 및 고용 감소가 우리나라의 수출 감소로 이어지면서 발생한 것으로, 주로 외부충격이 중요한 역할을 하였다. 또한 외환위기 이후 정비된 금융감독 시스템과 구조조정을 통한 기업체질의 강화가 외부충격에 대한 방어막 역할을 하였다. 이 같은 위기의 원인과 경제환경의 차이로 1998년의 외환위기 때에는 충격이 시스템 위험으로 확산되면서 기업의 연쇄도산이 촉발된 반면, 2008년에는 국제금융시장으로 부터 충격이 발생하자 4분기 실질 GDP 증가율이 -3.3%로 급감하기는 하였지만, 시스템 위험으로까지는 확산되지는 않았고 GDP 증가율도 곧 회복되었던 것이다.

두 번째 해석은 우리나라 경제에 구조적 변화가 발생하였으며, 부도율 동조화

의 약화는 그 같은 구조 변화의 일면이 반영된 것이라는 것이다. 1997~2002년 표본의 높은 공통요인 기여율이 경제위기라는 특수한 상황에 기인한 것이라고 해도, 큰 경제위기가 없었던 2002~2007년보다 국제금융위기 기간을 포함하는 2007~2012년 표본에서 공통요인의 기여율이 낮게 나타난 것은 경제위기 이외에 다른 요인이 작용한 것으로 볼 수밖에 없다. 1995년 완전한 민선자치 이후에도 경제적 측면에서의 지방자치는 아직 부족함이 있다고 할 수 있다(지방재정의 취약성, 수도권-비수도권 경제적 양극화 등). 그럼에도 불구하고 경제성장, 산업구조의 고도화, 지방경제 육성을 위한 정책적 노력, 효율적인 안정화 정책에 의한 시스템 리스크 감소 등으로 지역경제들 나름의 특색이 강화되고 동조성은 약화되어 온 것으로 볼 수 있다. 동조성 약화 추세에는 어느 한 가지 요인이 작용하였다고 보기는 어렵다. 한편으로는 외환위기라는 특수한 상황에서 시스템 위험이 상승하면서 지역의 동조성이 높게 나타났고, 다른 한편에서는 경제구조의 변화로 최근 기간에 동조성이 약화되었을 가능성이 높다.

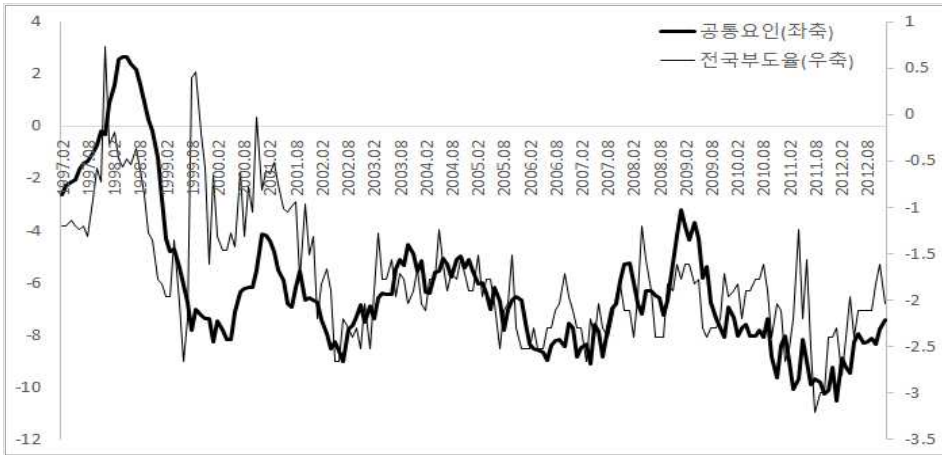
마지막으로 자료의 한계 문제를 지적할 필요가 있다. 언급된 바와 같이 2008년 이후 기업의 어음사용 비중이 감소함에 따라 어음부도율과 기업의 자금사정 사이의 상관관계도 약화되었을 가능성이 있으며, 이 같은 약화 현상이 동조화 약화의 한 원인이 되었을 가능성이 있다. 그러나 2008년 이후를 제외한 표본들에서도 동조화 약화 현상이 나타나고 있기 때문에 자료의 오류 가능성을 인정하는 경우에도 본 연구의 본질적인 결론이 달라지는 것은 아니다. 또한 어음사용의 감소는 주로 대기업을 중심으로 나타나고 있는 현상이며, 어음부도율이 적어도 지역의 중소기업들의 자금사정은 상당부분 반영하고 있다고 할 수 있다. 중소기업들은 경기변동에 취약한 한계기업이 많으며, 이 같은 점을 고려하면 자료의 문제로 오히려 동조성이 높아질 가능성도 있다고 할 수 있다.

4. 요인적재-VAR 분석: 어음부도율과 통화정책의 효과

<그림 5>에는 <표 3>의 벤치마킹 모형으로부터 추정된 공통요인과 전국 어음부도율을 시각적으로 비교하고 있는데, 대체로 두 시계열이 유사하게 움직이고 있지만 상당한 차이들도 발견된다. 특히, 1998년 외환위기 기간 2001년 전후 기간에서 상대적으로 큰 차이가 발견된다. 전국 부도율은 양 기간 모두 다른 기간들보다 큰 폭으로 상승하는 모습을 보인다. 반면 공통요인은 외환위기 기간에는 다른 모든 기간을 완전히 압도할 정도로 큰 폭으로 상승하기는 하지만, 2001년 전

후 기간의 공통요인 상승 폭은 이후 기간들에 비해 특별히 크게 나타나지는 않는다. 국제금융위기 기간에도 차이가 보인다. 단기적인 변화를 비교하면 공통요인과 전국 부도율의 차이는 더욱 부각된다. 예를 들어, 1999년 8월 전국 부도율은 큰 폭으로 증가하였지만 공통요인은 무시해도 좋을 정도의 증가만이 나타났다. 2002년은 또 다른 예이다. 공통요인은 2002년 7월까지 감소하는 추세를 보이는 반면, 전국 부도율은 반복적으로 급등했다 감소하는 모습이 나타난다.

<그림 5> 공통요인과 전국 부도율



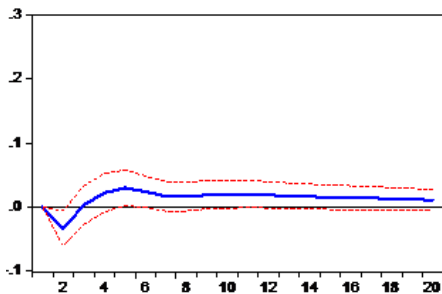
<그림 5>에서 본 바와 같이, 공통요인과 전국 부도율의 추세에는 유사성도 있지만, 특히 단기적인 변화에서 상당한 차이가 존재하는데, 이는 전국 부도율을 이용하여 정책효과를 평가하는 경우 지역경제의 입장에서는 상당히 오도된 정보를 제공할 수 가능성이 있다는 것을 의미한다. 본 절에서는 통화정책이 공통요인과 전국 어음부도율에 미치는 효과를 비교분석함으로써 이 같은 가능성을 주장하고자 한다. 이를 위해 4개의 내생변수, 공통요인, 산업생산증가율(IP), CPI 인플레이션 및 통화정책을 대표하는 콜금리(r)로 구성된 VAR 시스템으로부터 충격반응함수를 추정하였다. 이들 변수들 이외에도 통화정책 효과의 다양한 경로를 반영하는 변수나 우리나라가 개방경제임을 고려하여 환율과 같은 변수의 추가를 고려해 볼 수 있을 것이다. 그러나 본 연구의 VAR 분석의 목적은 통화정책 효과의 정확한 전달경로를 추정하거나 평가하는 데 있는 것이 아니며, 총량적 지표를 사용한 정책 효과의 분석이 지역경제의 입장에서는 오도된 결과에 이를 수

있다는 것을 보이는 데 있다. 따라서 본 연구에서는 큰 규모의 VAR 시스템에 연루된 해석의 복잡함을 피하고 논점을 명확하게 하기 위하여 최소한의 내생변수들로 구성된 VAR가 사용되었다. 또한 본 연구는 내생변수들의 동시적(contemporaneous) 관계에 대해 축차적(recursive) 구조-따라서 통화정책은 시차를 두고 다른 변수들에 영향을 미친다-를 가정함으로써 축약식 형태(reduced form)의 VAR를 사용하였다. 충격의 구조가 이론적으로 명확하다는 점에서 구조(structural)-VAR(SVAR)의 사용이 바람직할 수 있다. 그러나 SVAR의 단점 중 하나는 잘못 설정된(mis-specified) 이론에 근거할 경우, 오히려 오도된 분석 결과를 얻을 수 있다는 것이다. 지역경제와 통화정책을 연결하는 명확한 이론이 존재하는 것은 아니다. 따라서 본 연구에서는 무리하게 SVAR를 정의하기보다는 Bermanke *et al.*(2005)와 다른 선행 연구들의 관행에 따라 축차적 구조를 가정함으로써 분석 결과의 해석에서 발생할 수 있는 복잡성과 부정확성을 최소화하였다.

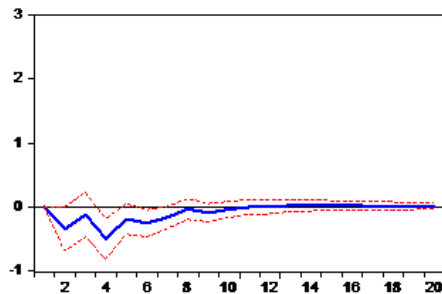
먼저 <그림 6>은 전국 부도율을 사용한 충격반응함수 추정 결과를 보고하고 있는데, 통화정책은 전국 부도율에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 콜금리 1표준편차 충격에 대해 초기에는 부도율이 하락하다 2개월째부터 상승하지만, 95% 오차벤드가 0을 벗어나지 못하기 때문에 통계적 유의성은 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이 같은 결과는 전국 부도율에 대한 통화정책의 효과일 뿐, 콜금리가 지역 부도율에 영향을 미치지 못한다는 증거가 될 수는 없다. 지역 부도율에 대한 정책효과를 분석하기 위해서는, 적어도 이론적으로는 16개 지역 부도율을 직접 VAR 시스템에 포함시키는 것이다. 그러나 VAR 분석의 가장 큰 단점은 추정할 파라미터의 수가 증가될수록 추정의 정확성이 떨어진다는 것이고, VAR(16+3)와 같은 대규모 시스템은 명백하게 현실적으로 실행 불가능하다.

<그림 6> 콜금리 충격에 대한 충격반응함수

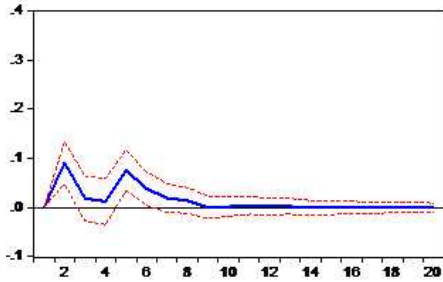
(가) 어음부도율



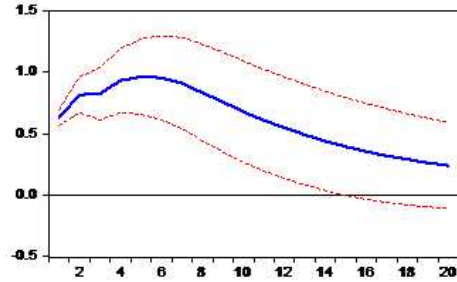
(나) 산업생산



(다) 인플레이션



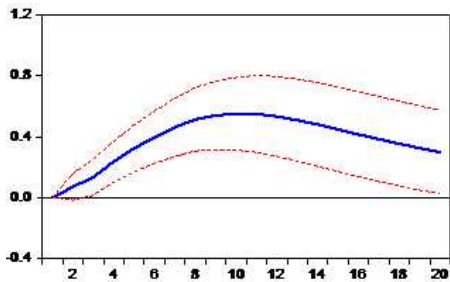
(라) 콜금리



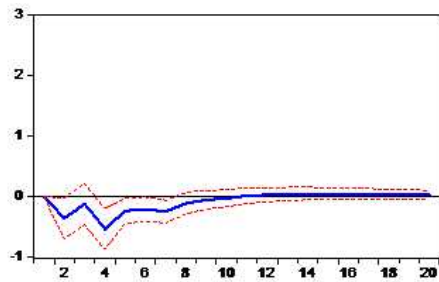
요인적재-VAR의 장점은 VAR 시스템의 차원을 효율적으로 줄임으로써 추정의 정확성을 유지하면서 지역 부도율에 대한 정책효과를 분석할 수 있다는 것이다. <그림 7>에는 공통요인을 사용한 충격반응함수를 보고하고 있는데, 콜금리 상승이 유의하게 어음부도율을 증가시키는 것으로 나타나 전국 부도율을 사용한 결과와 극명한 대비를 보인다. 통화정책은 공통요인을 변화시키고, 공통요인의 변화는 요인적재계수(factor loading coefficient) λ_i 를 통해 각 지역의 어음부도율에 영향을 미치게 된다.

<그림 7> 콜금리 충격에 대한 충격반응함수

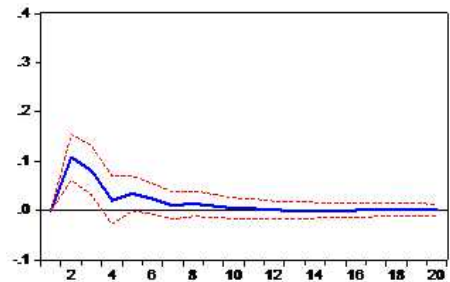
(가) 공통요인



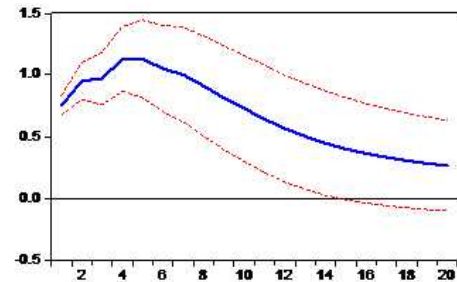
(나) 산업생산



(다) 인플레이션



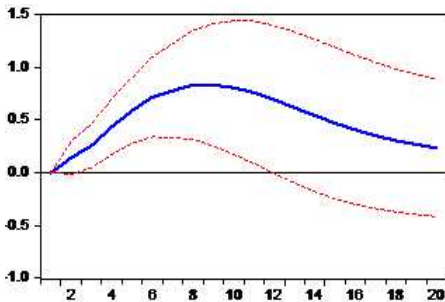
(라) 콜금리



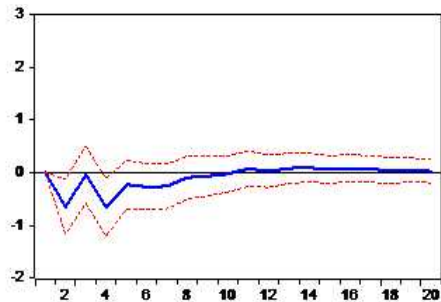
<표 5>에서는 지역 간 동조성에 구조적 변화가 발생하였다는 것을 보았는데, 통화정책이 공통요인에 미치는 효과에도 구조적 변화가 발생하였을 수 있다. <그림 8>~<그림 10>은 각 하부 표본에 대응하는 충격반응함수를 보여 주고 있다. 먼저 1997~2002년 표본에 대한 충격반응함수를 보면 전체 표본에 대한 충격반응함수와 전반적으로 유사한 모습이 나타나면서도 통화정책이 공통요인에 미치는 영향은 좀 더 강한 것으로 나타났다. 반면 2002~2007년 표본에서는 통화정책이 공통요인에 미치는 영향력이 약화된 모습이 나타나며, 2007~2012년 표본에서는 통화정책이 공통요인에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 2008년 외환위기 이후 우리나라는 저금리 기조를 유지하고 있음에도 불구하고, 경기 침체가 길어지고 있는데, 이 같은 통화정책의 비효율성이 <그림 10>의 공통요인에 대한 통화정책의 효과에도 반영된 것으로 볼 수 있을 것이다. 이상과 같은 결과는 지역 간 동조성이 강해지는 경제위기 기간에는 확장적 통화정책이 지역 부도출 안정화를 위한 효율적인 정책이 될 수 있다는 것을 의미한다.

<그림 8> 콜금리 충격에 대한 충격반응함수: 1997~2002년

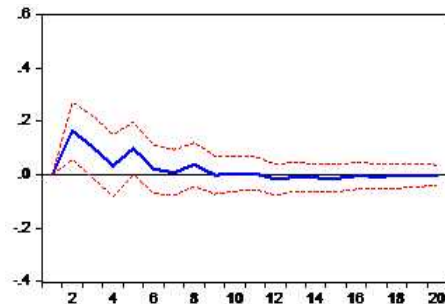
(가) 공통요인



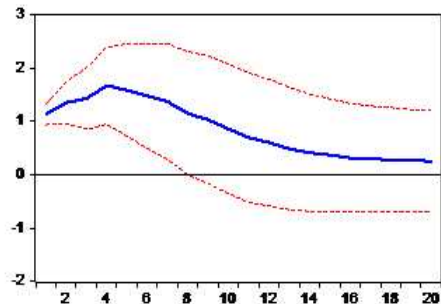
(나) 산업생산



(다) 인플레이션

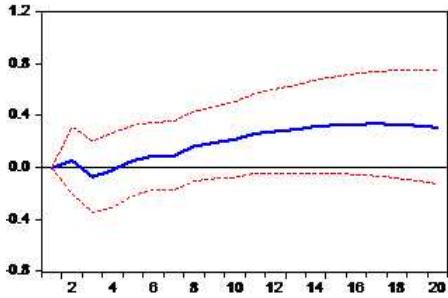


(라) 콜금리

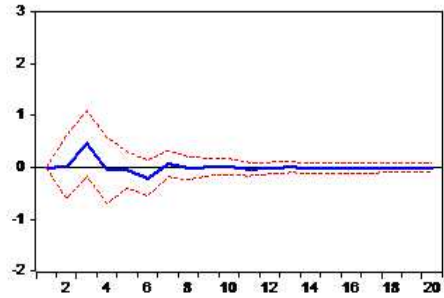


<그림 9> 충격반응함수: 2002~2007

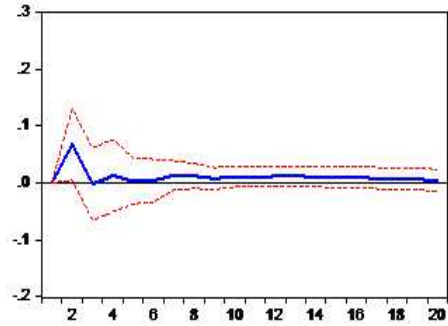
(가) 공통요인



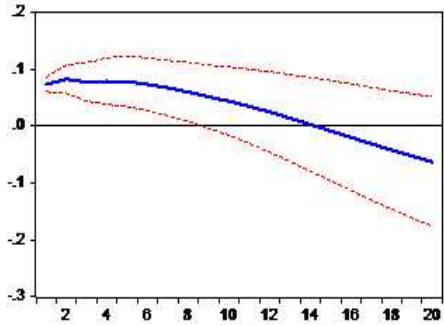
(나) 산업생산



(다) 인플레이션

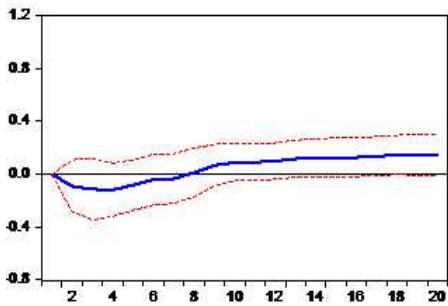


(라) 콜금리

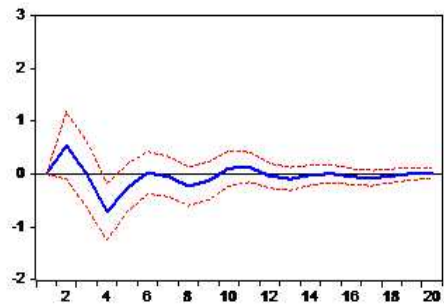


<그림 10> 콜금리 충격에 대한 충격반응함수: 2007~2012

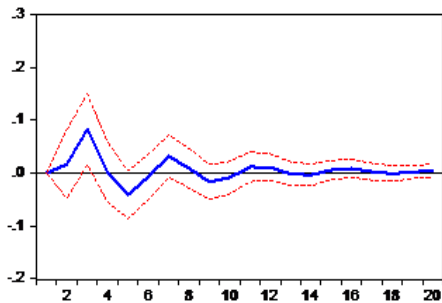
(가) 공통요인



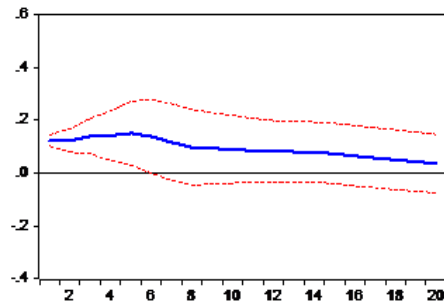
(나) 산업생산



(다) 인플레이션



(라) 콜금리



IV. 결론

현실에서 경기변동은 거시적 충격이 여러 산업부문이나 지역들로 전이되면서 발생한다. 따라서 경기변동의 성격과 안정화 정책의 효과를 이해하기 위해서는 지역 (또는 산업부문) 간 동조성을 이해하는 것이 중요하다. 본 연구는 동태요인 모형을 이용하여 어음부도율의 지역 간 동조성을 분석하였으며, 지역경제의 입장에서 통화정책의 효과를 평가하였다. 주요 실증분석 결과와 정책적 함의는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 지역 어음부도율을 공통요인과 지역특이요인으로 분해하여 분석한 결과, 지역 부도율 변동에서 공통요인이 차지하는 기여율은 광주와 강원을 제외하면 대부분의 지역에서 약 50~60%, 수도권(서울, 인천, 경기)에서는 65%를 상회하는 것으로 추정되었다. 따라서 공통요인이 중요하지만 지역특이요인을 완전히 압도할 만큼 중요한 것은 아니라고 볼 수 있다. 이 같은 결과는 서울을 제외하거나 공통요인의 수를 늘려도 강건함을 보였다. 한편, 지리적 인접성에 따른 어음부도율 동조화를 분석한 결과에서는 수도권 지역에서 공통요인의 기여율이 높게 나타나고 요인적재계수 값이 유사한 지역들이 있지만, 지리적 인접성과 동조화에 대한 증거는 대체로 약한 것으로 나타났다.

둘째, 표본을 세 개의 기간으로 나누어 분석한 결과에서는 최근 기간으로 갈수록 공통요인의 기여율이 약화되는 모습이 나타났다. 이 같은 결과는, 1998년 외환위기 기간 중에 어음부도율이 지역 간 동조를 수반하면서 급증하였다는 것을 의미하며, 다른 한편으로는 최근 기간으로 갈수록 각 지역경제의 특색이 강화되면서 동조화가 약화되어 왔다는 것을 의미한다.

셋째, 통화정책은 전국 부도율에는 유의한 영향을 미치지 못하는 반면, 공통요인에는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 지역경제의 입장에서는, 전국 부도율을 사용한 통화정책의 평가가 오도될 수 있다는 것을 의미한다. 한편, 확장적 통화정책이 1998년 외환위기 기간 전후에는 효과적으로 공통요인을 통해 지역 부도율을 낮추는 것으로 나타났는데, 이는 지역 동조성이 증가하는 경제위기 기간에는 통화정책이 효율적으로 지역경기를 안정화시킬 수 있다는 것을 의미한다. 반면, 최근 기간의 표본에서는 통화정책이 공통요인에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 2008년 국제금융위기 발생 이후 저금리 기조가 지속되고 있음에도 불구하고 경기회복이 지연되고 있는 상황을 반영하는 것으로 보인다.

본 연구는 지역 어음부도율을 사용하여 지역경제의 동조성을 분석하였다. 어음부도율은 실물경기와 기업의 자금상황을 동시에 반영한다는 점에서 의의가 있다. 본 연구의 분석 결과들은 총량 또는 평균 개념의 지표를 이용한 거시정책 평가는, 적어도 지역경제의 입장에서는 그 한계가 있다는 것을 의미한다. 그러나 어음부도율이라는 단일 지표가 지역경제의 다양한 측면들을 모두 반영한다고 할 수 없으며 기업 활동에서 어음사용의 비중이 감소하고 있다는 것을 감안할 필요가 있다. 이 같은 점들이 본 연구의 한계로 지적될 수 있으며, 다른 지표들을 사용하여 분석한 결과가 본 연구의 결과와 유사한지를 확인해 보는 것은 미래 연구들에 남겨진 주제라 할 수 있겠다.

참 고 문 헌

- 김봉한, “최근 충청지역 금융상황 분석: 어음부도율을 중심으로,” 『지역정책연구』 제21권 제1호, 2010, 1~21.
- Angelini, E., N. Banbura, and G. Runstler, “Estimating and Forecasting the Euro Area Monthly National Accounts from a Dynamic Factor Model,” ECB Working Paper No. 593, 2008.
- Bai, J. and S. Ng, “Large Dimensional Factor Analysis,” *Foundations and Trends in Econometrics* 3(2), 2008, 89~163.
- Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Eliaz, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive(FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics* 120(1), 2005, 387~422.

- Engle, R. F. and M. W. Watson, "A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates," *Journal of the American Statistical Association* 76(376), 1981, 774~781.
- Geweke, J., "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series," In D. J. Aigner and A. S. Goldberger, Eds., *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland: Amsterdam, 1977.
- Negroa, M. D. and C. Otrok, "99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across U.S. states," *Journal of Monetary Economics* 54, 2007, 1962~1985.
- Song, Joonhyuk, "House Prices and Monetary Policy: A Dynamic Factor Model for Korea," *Journal of the Korean Economy* 9(3), 2008, 467~496.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," *NBER Macroeconomics Annual* 1989, 351~393.
- _____, "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors," *Journal of the American Statistical Association* 97, 2002, 1167~1179.
- _____, "The Evolution of National and Regional Factors in U.S. Housing Construction," Unpublished Working Paper, 2008.
- _____, "Dynamic Factor Models," *Oxford Handbook of Economic Forecasting*, 2010.

[Abstract]

Comovement of Regional Economies in Korea: An Empirical Evaluation Using Default Rate of Commercial Paper

Seewon Kim*

Using data on default rate of commercial papers, this study investigates comovement of regional economies in Korea. For that, we estimate a dynamic factor model and identify common factor and regional specific factor in the default rate. We find that contribution of common factor to volatility of the default rate is about 50~60% in most regions. Thus, common factor is important, but it is not that much as dominating regional specific factor overwhelmingly. We estimate the models for three subsample periods and find that the contribution rate of common factor increases in recent periods. Finally, we find that monetary policy affects significantly common factor, but not aggregate default rate. Moreover, monetary expansions in times of economic crises can be a effective policy response. The results imply that policy evaluation based on aggregate default rate may be misleading from the perspective of regional economies.

Keywords: regional economy comovement, dynamic factor model, common factor, regional specific factor, monetary policy

JEL Classifications: R10, E52, C11

* Professor, Department of Economics, Chonnam National University, Tel: +82-62-530-1461, E-mail: seekim@jnu.ac.kr

